

اثرات نامتقارن سیاست پولی و نوسانات اقتصادی در اقتصاد ایران

منصور خلیلی عراقی^۱

استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

یزدان گودرزی فراهانی^۲

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

چکیده

این مقاله به دنبال آزمون اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تولید کل با استفاده از تحلیل‌های هم‌اباشتگی و مدل تصحیح خط و استفاده از داده‌های سالیانه اقتصاد ایران برای دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۰ تا می‌باشد. در این تحقیق سه نوع از اثرات نامتقارن را در نظر گرفته خواهد شد که شامل: ۱- آیا شوک‌های پولی مثبت و منفی دارای اثرات متفاوت بر تولید هستند. ۲- آیا شوک‌های پولی بزرگ یا کوچک دارای اثرات متفاوت هستند. ۳- آیا نوسانات کوچک شوک‌های پولی منفی دارای اثرات نامتقارن بر تولید هستند. نتایج حاصل شده در خصوص عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی دلالت بر آن دارد که شوک‌های منفی پولی اثرات حقیقی به مراتب بیشتری نسبت به شوک‌های مثبت دارند. به علاوه در تسامی تصریحات بخش بزرگی از اثر شوک‌های مثبت در دوره بعد خنثی می‌شود. عدم تعادل‌های پولی نیز آثار نامتقارنی بر رشد اقتصادی دارند. نتایج نشان می‌دهد در تصریحات مختلف تحت آزمون فرض‌های متفاوت شوک‌های پولی منفی کوچک به مراتب دارای اثرات حقیقی بزرگی بر تغییرات در سطح فعالیت‌های اقتصادی خواهد بود و به دلیل اینکه شوک‌های پولی منفی بر طبق تئوری چسبندگی قیمت و هزینه فهرست بها پنگادها تعدیلات قیمتی انجام نمی‌دهند و در این شرایط شوک‌ها بر روی تولید اقتصاد دارای اثرات بزرگی خواهند بود.

واژگان کلیدی: آثار نامتقارن شوک پولی، سیاست پولی، تحلیل هم‌اباشتگی، تئوری موجک

طبقه‌بندی موضوعی: E21, E42, E63

مقدمه

باور به تأثیر سیاست‌های پولی انساطی بر رشد اقتصادی با بروز بحران‌های مالی در اقتصاد مورد تردید قرار گرفته شده است. اما در رویکرد کینزین‌های جدید با توجه به وجود چسبندگی‌های اسمی در قیمت‌ها و دستمزدها این امکان وجود دارد که شوک‌های پولی بر سطح تولید اثرگذار باشد به طوری که همزمان با شوک‌های پولی انقباضی و عدم تعديل در دستمزدها و قیمت‌ها شاهد کاهش در تولید باشیم به طوری که شوک‌های پولی منفی تأثیر بیشتر و معنی‌دارتری بر تولید نسبت به

1. Email: Khalili@ut.ac.ir

«نویسنده مسئول»

2. Email: yazdan.gudarzi@ut.ac.ir

شوك‌های مثبت داشته باشند. بنابراین می‌توان بیان کرد که تولید کنندگان در مقابل سیاست‌های پولی مثبت که منجر به افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود به سرعت قیمت‌های خود را تعدیل می‌کنند ولی در مقابل سیاست پولی انقباضی و تغییرات منفی تقاضای کل که منجر به کاهش سطح قیمت‌ها می‌شود قیمت محصولات خود را کاهش نمی‌دهند. این عامل سبب می‌شود که شوك‌های منفی تقاضای کل سبب ایجاد تغییرات در سطح تولید کل اقتصاد شود زیرا بر مبنای تئوری درک نادرست پولی لوکاس^۱ و بر اساس اطلاعات ناقص بنگاه‌ها از قیمت کالاهای خودی و قیمت بازار سبب شده که منحنی عرضه کل حالت عمودی بودن خود را از دست دهد و این عاملی شود تا تغییرات تقاضای کل اثرات حقیقی بر اقتصاد داشته باشد (یوسفی، ۱۳۸۶).

با بروز بحران مالی سال‌های اخیر کارایی سیاست‌های پولی از طرفین اقتصاددانان زیر سؤال رفت به طوری که به دلیل عدم مقرارت‌گذاری و نظارت صحیح بر نهادهای اقتصادی منجر به عدم کارایی سیاست‌های پولی شده است. به هر حال اگر چه بحران مالی و رکود ناشی از آن به هر ترتیب به پایان خواهد رسید اما سیاست‌گذاران اقتصادی باید جنبه‌های متفاوت آن را مدنظر قرار دهند. بحران مالی اخیر نشان داد جریان مقررات زدایی از نهادها و ابزارهای مالی که در سه دهه گذشته در بسیاری از کشورهای غربی رواج یافت جریانی نادرست بود. ناکامی نهادهای مقررات‌گذار ایالات متحده در جلوگیری از بحران اخیر و اجرای سیاست‌های مالی غلط و عدم تأثیرگذاری آن بر تولید و بی‌ثباتی بازار مالی باعث شد بسیاری از اقتصاددانان برجسته از جمله کروگمن، استیگلیتز و میشکین بر ضرورت بازنگری جدی در نظام مقررات‌گذاری بر بازارهای مالی تأکید نمایند (Mishkin, 2008; Stiglitz, 2009; Krugman, 2008). بنابراین و به طور خلاصه حذف مقررات و به روز نشدن آن‌ها در مقابل نوآوری‌های مالی زمینه‌ساز بحران رکودی اخیر گشته و در حقیقت سبب طرح چالشی شده است.

مطالعات اخیری که برای کشورهای پیشرفته صورت گرفته است، دلالت بر آن دارد که شوك‌های منفی عرضه پول اثرات به مراتب بیشتری نسبت به شوك‌های مثبت پولی بر تولید دارد. در این مقاله سعی شده بر مبنای مقاله بررسی اثرات نامتقارن پولی بر فعالیت‌های اقتصادی آمریکا که توسط مورتن راون و مارتین سولا^۲ در سال ۲۰۰۵ برای اقتصاد ایران برآورد گردد. وجه تمایز این مطالعه با سایر مطالعات صورت گرفته در این است که به منظور استخراج شوك‌های سیاست پولی از تحلیل موجک استفاده شده و بر این اساس شوك‌های نامتقارن پولی مثبت و منفی، کوچک و بزرگ مورد

1. Lucas misperception

2. Morten Ravn and Martin Sola (2005)

آزمون قرار گرفته در حالی که در مطالعات قبلی تنها از فیلتر هودریک پرسکات که جنبه یک سویه دارد برای جدا کردن چرخه های حجم پول استفاده شده است.

دیدگاه های مختلفی در خصوص تعامل میان بخش پولی و حقیقی اقتصاد وجود دارد. هر چند فرضیه دو بخشی بودن کلاسیک ها قبل از بحران بزرگ ۱۹۲۹ هیچ گونه ارتباطی را بین متغیرهای حقیقی و اسمی در کوتاه مدت و بلند مدت در نظر نمی گرفت اما امروزه بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که تغییرات در قیمت ها و حجم پول یعنی شوک های اسمی، رفتار متغیرهای حقیقی مانند تولید و اشتغال را در کوتاه مدت تحت تأثیر قرار می دهند.

بر طبق نظریات کلاسیک های جدید، پول عاملی خشنی محسوب می شود. مطابق با نظریه انتظارات عقلابی مطرح شده در این مکتب، تغییر پیش بینی شده در حجم پول منجر به تغییرات متناسب در متغیرهای اسمی مانند قیمت ها و دستمزدها می گردد، بدون آنکه تأثیری بر متغیرهای حقیقی داشته باشد. نتیجه اساسی نظریه مذکور آن است که تولید، اشتغال، نرخ بهره و نظایر آن هیچ تغییری نمی کنند. کینزین ها و طرفداران مکتب پولی^۱ به هنگام تجزیه و تحلیل اثر متغیرهای پولی بر حقیقی تمایزی میان پول پیش بینی شده^۲ و پول پیش بینی نشده قائل نیستند. در این الگوها پول پیش بینی شده و سیاست های پولی سیستماتیک نیز تأثیرات حقیقی ایجاد می کنند (مهر آرا، ۱۳۷۷).

در این تحقیق که از پنج بخش تشکیل شده است ابتدا مبانی نظری آثار نامتقارن شوک های پولی مطرح می شود، در بخش سوم به مروری بر مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه پرداخت خواهد شد و در ادامه در بخش چهارم به معرفی الگوی تجربی مورد استفاده در مورد ارزیابی تأثیر شوک های پولی مثبت و منفی و استخراج چرخه های حجم پول با استفاده از تجزیه موجک و مقایسه آن با فیلتر هودریک پرسکات می پردازیم و در انتها نتایج به دست آمده مورد ارزیابی قرار می گیرد.

۱- مبانی نظری تأثیرات شوک های پولی و چسبندگی قیمت

دیدگاه های مختلفی در خصوص تعامل میان بخش پولی و حقیقی اقتصاد وجود دارد. هر چند طبق فرض کلاسیک ها تا قبل از بحران بزرگ ۱۹۲۹ هیچ تعاملی میان متغیرهای حقیقی و اسمی در کوتاه مدت و بلند مدت وجود نداشت اما امروزه بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که تغییرات در قیمت ها و حجم پول یعنی شوک های اسمی، رفتار متغیرهای حقیقی مانند تولید و اشتغال را در کوتاه مدت تحت تأثیر قرار می دهند.

1. Monetarists
2. Expected Money

در تئوری کلاسیک‌های جدید، پول عاملی خنثی محسوب می‌شود. مطابق این نظریه در یک اقتصاد، تغییر پیش‌بینی شده در حجم پول منجر به تغییرات متناسب در متغیرهای اسمی مانند قیمت‌ها و دستمزد‌ها می‌گردد، بدون آنکه تأثیری بر متغیرهای حقیقی داشته باشد. در کل تئوری اقتصادی تعامل میان متغیرهای اسمی و حقیقی را رد نمی‌کند اما چگونگی ارتباط بستگی به نوع شوک مربوطه دارد. با این حال خنثی بودن پول جزء اساسی ترین پیش‌بینی‌های تئوری کلاسیک‌های جدید می‌باشد و مطابق با آن شوک‌های پولی به مفهوم تغییرات در پایه پولی اثرات حقیقی ندارند. اگر چه شوک‌های پولی نوسانات عظیمی را در قیمت‌ها و متغیرهای اسمی دیگر ایجاد می‌کنند اما تولید، اشتغال و دستمزد‌های حقیقی تغییری نمی‌کنند.

اکثر اقتصاددانان خنثی بودن پول را حداقل در دوره‌های کوتاه‌مدت نمی‌پذیرند. در حقیقت بسیاری از محققان سهم بزرگی از نوسانات تجاری را به شوک‌های پولی نسبت می‌دهند. نظرگاه مشترک گروه مذکور آن است که انساط پولی محرك فعالیت‌های حقیقی اقتصادی است. همین طور یک انقباض پولی منجر به رکود می‌گردد. کینزین‌ها و طرفداران مکتب پولی به هنگام تجزیه و تحلیل اثر متغیرهای پولی بر حقیقی تمایزی میان پول پیش‌بینی شده و پول پیش‌بینی نشده قائل نیستند. در این الگوها پول پیش‌بینی شده و سیاست‌های پولی نیز تأثیرات حقیقی ایجاد می‌کنند بر مبنای تئوری اشاره شده توسط بال و رومر^۱ (۱۹۹۰) و بال و منکیو^۲ (۱۹۹۴) اقتصادی را در نظر بگیرید که در آن تعداد زیادی کارگزار اقتصادی وجود دارند که قیمت‌ها را تنظیم می‌کنند هر یک از این افراد می‌توانند تولیدکننده یا صرفکننده باشد. هو یک از این تولیدکننده‌ها یک کالای متفاوت را تولید می‌کند و کالای خود را در سطح قیمت اسمی P_i ^۳ می‌فروشد. چنانچه در اقتصاد هزینه‌ای به نام هزینه فهرست بها^۴ وجود داشته باشد که به وسیله $\sum P_i < 0$ نمایش داده شود و با فرض اینکه مطلوبیت یک کارگزار نوعی به صورت زیر باشد (M. Ravn & M. Sola, 2005).

$$U_i = G(Y, \frac{P_i}{p}) - sD_i \quad (1)$$

به طوری که در عبارت فوق Y بیانگر کل مخارج حقیقی صرف شده می‌باشد و P نشان‌دهنده سطح کل قیمت‌ها می‌باشد. D_i نیز متغیر دامی است به طوری که اگر سطح قیمت‌ها تغییر کنند برابر با یک شده و برای حالت دیگر برابر با صفر می‌باشد. با این فرض که تمامی قیمت‌ها به یک نسبت تغییر کنند به طوری که $Y = \sum P_i$ باشد یعنی برای فرد مخارج حقیقی وی برابر با مانده حقیقی نگهداری شده باشد. معادله (1) را می‌توان به صورت زیر نوشت (M. Ravn and M. Sola, 2005).

1. Ball and Romer
2. Ball and Mankiw
3. Menu Cost

$$U_i = G\left(\frac{M}{P}, \frac{P_i^*}{P}\right) - sD_i \quad (2)$$

به طوری که در صورت وجود نداشتن هزینه فهرست بهاء s صفر می‌شود. مطلوبیت هر کارگزار در صورتی که تغییری در قیمت رخ ندهد را می‌توان به صورت $G(M, 1) = U^{NA}$ نشان داد. حال اگر کارگزار اقتصادی تصمیم به تغییر در قیمت بگیرد مطلوبیت را می‌توان به صورت $U^{CP} = G\left(M, \frac{P_i^*}{P}\right) - s$ نوشت که : (M. Ravn and M. Sola, 2005)

$$U^{NA} - U^{CP} > 0 \rightarrow G\left(M, \frac{P_i^*}{P}\right) - G(M, 1) < 0 \quad (3)$$

این شرط دلالت بر این دارد که می‌توان یک بازه انفعالی برای تغییرات در عرضه پول در نظر گرفت که برای قرار گرفتن مجدد در تعادل امکان‌پذیر باشد.

نتایج الگوی عدم تقارن کینز با مدل هزینه فهرست بها بال و منکیو (۱۹۹۴) سازگار است. در الگوی هزینه فهرست بها پویا فرض می‌شود که یک روند تورمی وجود دارد، یعنی قیمت‌ها به طور متوسط در هر دوره افزایش می‌یابند. در این الگو عدم تقارن شوک پولی را می‌توان مبتنی بر این فرض که بنگاه‌ها با تغییر قیمت متحمل هزینه فهرست بها می‌شوند، به سهولت توضیح داد. با فرض ثابت بودن سایر شرایط، یک شوک پولی مثبت منجر به افزایش قیمت نسبی برای محصول بنگاه نماینده می‌شود. شوک منفی پولی نیز اثرات معکوسی ایجاد می‌نماید. در حالت وجود روند تورمی، با ایجاد یک شوک منفی پولی، بنگاه نماینده ممکن است تصمیم بگیرد قیمت اسمی محصول خود را هیچ تغییری ندهد و هیچ هزینه‌ای برای تغییر فهرست بها نپردازد زیرا وجود تورم به طور خودکار قیمت نسبی را کاهش می‌دهد. اما از آنجائی که در حضور یک شوک پولی مثبت، تورم سبب شده که قیمت نسبی مطلوب برای محصول بنگاه افزایش می‌یابد، احتمالاً بنگاه در واکنش به شوک مثبت پولی، هزینه فهرست بها را پرداخته و قیمت محصول خود را افزایش می‌دهد. لذا شوک مثبت پولی با تعدیل قیمت‌ها به طرف بالا کمترین تأثیر را بر سطح تولید بر جای می‌گذارد. بنابراین وجود روند تورمی در مدل بال و منکیو متنضم آن است که تولید کل، واکنش به مرتب بزرگ‌تری از شوک‌های منفی پولی نسبت به شوک‌های مثبت پولی می‌پذیرد (یوسفی، ۱۳۸۶: ۵۰).

۱. بر مبنای مباحث ریاضی می‌توان این فاصله را بر اساس بسط تیلور حول $M=1$ نوشت و فاصله تقریبی را نوشت.

۲- مروری بر مطالعات پیشین

حقیقین آثار نامتقارن شوک‌های پولی را از دو جهت مثبت یا منفی بودن شوک و بزرگ یا کوچک بودن آن‌ها مورد بررسی قرار داده‌اند. بر طبق نظر عدم تقارن تأثیر سیاست‌های پولی کیزین‌های جدید شوک‌های مثبت عرضه پول دارای اثرات حقیقی به مراتب کمتری از شوک‌های منفی هستند.

در مدل‌های هزینه فهرست بهاء از آنجایی که بنگاه‌ها یک استراتژی قیمت ثابت را دنبال می‌کنند و تنها در صورت موافجه با شوک‌های تقاضای کل که تغییرات سود هنگامی که تغییر قیمت دارای سود بیشتری از هزینه فهرست بهاء و ثابت نگه داشتن قیمت باشد اقدام به تغییر قیمت می‌کنند. در واقع تغییر قیمت در این شرایط مقرر به صرفه است. اصطلاحاً ثابت نگه داشتن قیمت، بنگاه‌ها را متحمل هزینه‌های (بزرگ) درجه اول^۱ می‌کند. در مقابل شوک‌های کوچک عرضه پول اثرات حقیقی دارد. زیرا تغییر قیمت‌ها در موافجه با شوک کوچک مقرر به صرفه نیست و ثابت نگه داشتن قیمت، بنگاه‌ها را تنها متحمل هزینه‌های (کوچک) درجه دوم^۲ می‌نماید. بنابراین بر اساس مدل هزینه فهرست بهاء، شوک‌های کوچک اثرات حقیقی به مراتب بیشتری از شوک‌های بزرگ دارند (یوسفی، ۱۳۸۶).

ماساگوس ریدوان و همکاران^۳ (۲۰۱۰) به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد با استفاده از رویکرد فراتحلیل^۴ پرداختند. در این تحقیق آن‌ها به شناسایی دلایل متنوع تأثیر سیاست پولی بر رشد اقتصادی پرداختند. برای این منظور آن‌ها از مدل‌های خودرگرسیون برداری استفاده کردند، به طوری که نتایج آن‌ها نشان‌دهنده این موضوع بود که انباست سرمایه، تعییق مالی، نرخ تورم و اندازه اقتصاد عوامل مهم در توضیح تغییرات در اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید در طول زمان هستند. تفاوت در نوع مدل‌های استفاده شده در مطالعات اولیه نیز توضیح‌دهنگی قابل توجهی در تنوع این تأثیرگذاری دارند.

ادیلیان داسیلووا و مارسلو ساوینو^۵ (۲۰۰۹) تأثیرات نامتقارن شوک‌های پولی در برزیل را مورد آزمون قرار دادند. برای این منظور آن‌ها از مدل‌های چرخش رژیم مارکوف به منظور نشان دادن اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید استفاده کردند. نتایج آن‌ها نشان‌دهنده این بود که اثرات حقیقی شوک‌های پولی منفی، بزرگ‌تر از اثرات پوک‌های پولی مثبت می‌باشد. همین طور

1. First order costs

2. Second order costs

3. Ridhwan and et al

4. Meta-Analysis.

5. Edilean Kleber da Silva and Marcelo Savino

آن‌ها نشان دادند که در دوران رکود اثرات شوک‌های پولی مثبت و منفی یکسان می‌باشد و همچنین هیچ‌گونه شواهدی مبنی بر عدم تقارن بین سیاست‌های پولی ضدسیکلی وجود ندارد و نمی‌توان به قطعیت حکم بر این کرد که شوک‌های مثبت یا منفی بستگی به مراحل سیکل‌های تجاری دارد.

چانگ و همکاران (۲۰۰۹) در مقاله‌ای تحت عنوان اثرات عرضه پول روی تولید و قیمت واقعی در کشور چین با اطلاعات فضایی به مطالعه اثرات عرضه پول بر تولید واقعی و نرخ تورم برای دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۸ پرداخت. در این تحقیق پس از فیلتر کردن نوسانات عرضه پول، نتایج حاکی از اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی عرضه پول بر تولید واقعی و نرخ تورم در اقتصاد این کشور بود. به طوری که تولید ناخالص داخلی به شوک‌های منفی پاسخ می‌دهد ولی به شوک‌های مثبت پاسخ نمی‌دهد. علاوه بر این تورم تنها به شوک‌های مثبت پولی پاسخ می‌دهد.

тан سیو هوی و همکاران^۱ (۲۰۰۸) تأثیر شوک‌های پولی نامتقارن را برای چهار کشور آسیایی مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها در این تحقیق ایده این امر که کارایی سیاست پولی بستگی به موقعیت اقتصادی دارد را برای چهار کشور آسیای جنوب شرقی مورد آزمون قرار دادند. برای این منظور آن‌ها از مدل چرخش رژیم مارکوف معروف شده توسط همیلتون در سال ۲۰۰۲ استفاده کردند. نتایج نشان‌دهنده این بود که فرض صفر مبنی بر متقاضان بودن شوک‌های پولی برای این کشورها رد شده و سیاست‌های پولی انقباضی در مقابل سیاست‌های انساطی دارای اثرات بزرگ‌تری هستند.

چنگ^۲ (۲۰۰۷) به مدل‌سازی تأثیر شوک‌های پولی نامتقارن بر تولید بر اساس مدل‌های چرخش مارکوف پرداخت برای این منظور وی از داده‌های شاخص S&P به منظور نشان دادن اثرات سیاست پولی بر بازدهی سهام استفاده کرد. وی نشان داد که سیاست‌های پولی ضدسیکلی دارای احتمالات بالایی در ایجاد رکود و بحران در اقتصاد هستند.

مورتن راون و مارتین سولا^۳ (۲۰۰۵) به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی منفی و مثبت بر اساس چرخش رژیم مارکوف برای اقتصاد آمریکا پرداختند. نتایج حاصل از این آزمون که بر مبنای روش حداکثر راستنمایی صورت گرفت، نشان‌دهنده این بود که شوک‌های پولی منفی دارای اثرات معنی‌داری بر تولید حقیقی این کشور بوده و شوک‌های مثبت در دوره بعد از بین می‌روند.

پارکر و روتمن^۴ (۲۰۰۳) آثار عدم تقارن شوک‌های پولی را در دوره‌ای قبل و بعد از چنگ جهانی دوم در آمریکا با یکدیگر مقایسه کردند. نتایج حاصله هیچ‌گونه شواهدی مبنی بر نامتقارن بودن شوک‌های پولی در دوره قبل از چنگ جهانی دوم به دست نمی‌دهند، در حالی که در دوره بعد

1. Tan Siow Hooi1 and et al

2. Shiu-Sheng Chen

3. Morten Ravn and Martin Sola

4. Parker & Rothman

از جنگ، اثر شوک‌های پولی نامتقارن است. با توجه به اینکه در دوره قبل از جنگ، نظام استاندارد طلا حاکم بوده و روند تورمی وجود نداشته است.

مورتن راون و مارتین سولا (۱۹۹۷) شواهد تجربی در مورد اثرات نامتقارن سیاست پولی را مورد بحث قرار می‌دهند. محققین به بررسی اثرات متفاوت شوک‌های مثبت و منفی عرضه پول، شوک‌های بزرگ و کوچک عرضه پول و نیز ترکیبات ممکن از این دو پرداختند. شواهد حاصله به هنگام استفاده از M_1 نشان می‌دهد که شوک‌های بزرگ خشنی بوده ولی شوک‌های کوچک تأثیرگذار می‌باشدند. نتایج مبتنی بر مدل هزینه فهرست بها تفسیر می‌شوند. مهم‌ترین وجه تمایز مدل‌های هزینه فهرست بها تفکیک کردن اثرات شوک‌های بزرگ و کوچک است. در این رویکرد بزرگی شوک را می‌توان با معیار اندازه (در یک محیط غیرتصادفی) و واریانس (در یک محیط تصادفی) مشخص نمود. به علاوه، با فرض وجود یک تورم پایدار می‌توان میان شوک‌های مثبت و منفی نیز تمایز قائل شد.

آبل مسیح و رامی مسیح^۱ (۱۹۹۷) به بررسی روابط علی پویا میان پول و سایر متغیرهای اقتصادی شامل تولید، نرخ بهره و قیمت‌ها در دو اقتصاد باز و کوچک سنگاپور و کره جنوبی پرداختند. برای این منظور از داده‌های سالانه طی دوره ۱۹۶۳–۱۹۹۰ برای سنگاپور و ۱۹۹۵–۱۹۹۰ برای کره جنوبی استفاده می‌شود. آزمون‌های علیت نشان می‌دهند که تولید در هر دو کشور برونا بوده و بار تعديل کوتاه‌مدت به روند تعادلی بلندمدت، عمدهاً بر عهده بازارهای پول، سطح قیمت و نرخ‌های ارز می‌باشد. روش‌های تجزیه واریانس و توابع عکس‌العمل آنی نیز یافته‌های مذکور را تأیید می‌کنند. نتایج حاصله در این خصوص نشان می‌دهند که شوک‌های مربوط به پول و نقدینگی اثرات ناچیزی بر تولید دارد اما متغیرهای اسمی را به طور قابل ملاحظه‌ای تحت تأثیر قرار می‌دهند.

آبل مسیح و رامی مسیح (۱۹۹۶) در تحقیقی دیگر به مطالعه علیت میان متغیرهای تولید حقیقی، پول، نرخ بهره، قیمت‌ها و نرخ ارز در کشور اندونزی با استفاده از یک الگوی تصحیح خطای برداری و بکارگیری روش تجزیه‌های واریانس و توابع عکس‌العمل آنی پرداختند. مطابق آزمون‌های علیت در الگوی تصحیح خطای برداری، تولید حقیقی و قیمت برونا تشخیص داده می‌شوند. دو متغیر تولید و قیمت، دریافت‌کنندگان اولین شوک‌های برونا به روابط تعادلی بلندمدت بوده و سایر متغیرهای باقی‌مانده بار تعديل کوتاه‌مدت را به طور درونزا به منظور برگرداندن دستگاه به تعادل بلندمدت بر دوش می‌کشند. روش تجزیه واریانس نیز تولید را یک متغیر پیش‌رو که سهم قابل توجهی در توضیح نوسانات سایر متغیرها دارد نشان می‌دهد. نتایج

1. Abul Masih & Rumi Masih

حاصله با تئوری ادوار تجاری حقیقی تطابق بیشتری نسبت به تئوری مکاتب دیگر مانند کینزینها و پولگرایان دارد.

فرزینش و همکاران (۱۳۹۱) در تحقیقی به بررسی آثار نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۳۸ در اقتصاد ایران پرداختند. برای این منظور، مدل غیرخطی اتورگرسیو انتقال ملایم و تابع انتقال لجستیک درنظر گرفته شد. برای تخمین این مدل از برآوردگر حداقل مربعات غیرخطی و از الگوریتم نیوتون - رافسون استفاده شد. یافته‌های تحقیق نشان داد که برآذش مدل غیرخطی بر مدل خطی اولویت دارد و اثربخشی سیاست‌های پولی بر تولید ناخصالص داخلی در وضعیت‌های بالا و پایین رشد درآمد حاصل از نفت متفاوت بوده است. طی دوره مورد مطالعه با اعمال سیاست پولی انساطی تولید در وضعیت پایین رشد درآمد حاصل از نفت بیش از وضعیت بالای رشد درآمد حاصل از نفت افزایش یافته است. همچنین، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و مخارج دولتی تولید را در وضعیت پایین رشد درآمد حاصل از نفت بیش از وضعیت بالای رشد درآمد حاصل از نفت افزایش داده‌اند.

دل انگیزان و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی عدم تقارن در تأثیر تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران از نگاه کینزینها جدید پرداختند. در این تحقیق پس از استخراج شوک‌های پولی با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات و آزمون خنثایی پول برای اقتصاد ایران نتایج تحقیق نشان‌دهنده این بوده است که پول در اقتصاد ایران خنثی نبوده و اثرات سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران نامتقارن است، طوری که شوک‌های منفی رشد اقتصادی را بیشتر از شوک‌های مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهند، همچنین شوک‌های منفی در دوران رونق و شوک‌های مثبت در دوران رکود اثر معنی‌دارتری بر رشد اقتصادی دارند. همچنین نتایج نشان‌دهنده این بود که دلالت‌های اقتصاد ایران با مکتب کینزی‌های جدید سازگاری بیشتری دارد.

هژبر کیانی و ابطحی (۱۳۸۷) به بررسی آزمون دیدگاه‌های کینزینها جدید در مورد شوک‌های نامتقارن پولی بر تولید در اقتصاد ایران پرداختند. این تحقیق بر مبنای مدل‌های چرخش رژیم مارکوف بود که در این مطالعه اثرات نامتقارن نوع اول و دوم شوک‌های پولی بر تولید آزمون شد. آن‌ها نشان دادند که شوک‌های بزرگ و کوچک پولی از اثرات متفاوتی بر تولید برخوردار هستند برای این منظور از مدل‌های خودرگرسیون برداری با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۶۷-۱۳۸۴ استفاده شد و نتایج تحقیق نشان‌دهنده این بوده که شوک‌های منفی بر رشد همواره بیش از شوک‌های مثبت پولی است و شوک‌های مثبت پولی در اقتصاد ایران اثرات ضعیفی بر تولید دارد. نوفrstی (۱۳۷۹) در پژوهشی با استفاده از یک الگوی کلان سنجی آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های پولی و ارزی را مورد بررسی قرار داده است. الگوی وی از دو مجموعه معادله

مرتبه با هم تشکیل یافته است. یک مجموعه معادله، روابط تعادلی بلندمدت را مشخص می‌کند و مجموعه دیگر پویایی کوتاه‌مدت متغیرهای الگو به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. این نوع تصريح روابط، منطبق با شیوه جدید تصريح و برآورده روابط به روش هم‌جمعی است.

در مطالعه‌ای که مهر آرا (۱۳۷۷) انجام داد به بررسی تعامل میان بخش پولی و حقیقی با برآورد یک دستگاه همانباسته همزمان و روش‌های تجزیه واریانس پرداخت. طول دوره مطالعه ۱۳۷۵-۱۳۳۸ بوده و متغیرهای الگو شامل تولید، نقدینگی، قیمت‌های داخلی و خارجی و نرخ ارز می‌شوند. الگوی مورد استفاده مشابه الگوی جانسون^۱ (۱۹۹۹) و بکر^۲ (۱۹۹۹) می‌باشد. با این تفاوت که انحراف از شاخص برابری قدرت خرید، ادواری تشخیص داده شده و از تجزیه‌های واریانس به جای توابع عکس‌العمل آنی برای تحلیل پویایی‌های کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. برخلاف نتایج مطالعات پیشین صورت گفته نظریه تساوی قدرت خرید به صورت اکید برقرار نبوده و انحرافات نرخ ارز حقیقی متأثر از ادوار تجاری است. برآورد الگوهای تصحیح خطانشان می‌دهند که برخلاف نتایج بکر، تولید، متغیر برونزای ضعیف بوده و نسبت به عدم تعادل در بازارهای مختلف تعدیل نمی‌شود. به عبارت دیگر رابطه علیت بلندمدت از نقدینگی و نرخ ارز به سمت تولید وجود ندارد.

۳- معرفی الگوی تجربی تحقیق

به منظور نشان دادن اثرات حقیقی شوک‌های پولی نامتقارن می‌توان با استفاده از تجزیه شوک‌های پولی مثبت و منفی اثرات آن را بر تولید در دوران رونق و رکود مشاهده کرد. در این بخش به توصیف روش‌شناسی تجربی مدل مطرح شده پرداخته خواهد شد. برای آزمون نمودن تئوری بر مبنای مدل اطلاعات کامل کلاسیک‌های جدید که توسط لوکاس^۳ (۱۹۷۲)، بارو^۴ (۱۹۷۵)، بوچن و گروسمن^۵ (۱۹۸۲) و میشکین^۶ (۱۹۸۲) استفاده شده است می‌توان دو برآورد همزمان انجام داد. یکی از این برآوردها نشان‌دهنده رابطه اثرات شوک‌های پولی پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده می‌باشد و پس از آن این شوک‌ها در یک معادله تولید کل وارد خواهند شد. بنابراین می‌توان مبانی نظری به کار برده شده را به صورت زیر نشان داد (M. Ravn and M. Sola, 2005).

ابتدا به برآورده معادلات همزمان زیر پرداخته می‌شود.

1. Jonsson

2. Becker

3. Lucas

4. Barro

5. Boschen and Grossman

6. Mishkin

$$\Delta m_t = \varphi(l) \Delta m_{t-1} + \Theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

و

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta^+ \varepsilon^+ + \beta^- \varepsilon^- + \xi_t \quad (5)$$

به طوری که در معادله فوق Δ عملگر تفاضل اول می باشد و m_t مقدار حجم پول را به عنوان یک عامل سیاست پولی نشان می دهد و $\varphi(l)$ یک عملگر وقهه چند جمله ای است و Θ نیز برداری از پارامترها می باشد x_{t-1} نیز برداری از برآوردهای تعیین شده می باشد که نشان دهنده عکس العمل متغیرهای سیاستی درونزا می باشد که شامل متغیرهای مثل بیکاری، تغییرات در پایه پولی، تغییرات در تولید، تغییرات در نرخ بهره و تورم است که به منظور سادگی در تحلیل تاثیر آثار شوک های پولی از اضافه نمودن متغیرهای دیگر در معادله عرضه به منظور تخمین دقیق تر با درجه آزادی بالاتر در مدل وارد نشده است. y_t نشان دهنده سطح تولید حقیقی اقتصاد می باشد و ψ برداری از پارامترها می باشد و z_t بردار برآوردهای است که شامل وقهه تغییرات در تولید بوده و ε^+ و ε^- بخش مثبت و منفی شوک های پولی وارد به اقتصاد می باشد.

بنابراین می توان با استفاده از مدل کلی زیر تأثیر شوک های پولی مثبت و منفی را در تغییرات تولید نشان داد:

$$\begin{aligned} \Delta y_t - \mu_{s_t} &= \varphi_1 (\Delta y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \dots + \varphi_p (\Delta y_{t-p} - \mu_{s_{t-p}}) \\ &\quad + \gamma_{s_{t-1}}^- u_{t-1}^- + \dots + \gamma_{s_{t-p}}^- u_{t-p}^- + \gamma_{s_{t-1}}^+ u_{t-1}^+ + \dots + \gamma_{s_{t-p}}^+ u_{t-p}^+ + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

به طوری که در معادله فوق Δy_t نشان دهنده نرخ رشد تولید ناچالص داخلی اسمی می باشد و μ_{s_t} میانگین متغیر وابسته و u_t شوک های پولی منفی است و γ_t تأثیر تغییرات در تولید به شوک های منفی پولی را اندازه گیری می کند همچنین u_{t-1}^+ شوک های پولی مثبت می باشد و $\gamma_{s_{t-1}}^+$ تأثیر تغییرات در تولید به شوک های مثبت پولی است. به منظور مدل سازی تأثیر تغییرات در حجم پول بر تولید اسمی ابتدا شوک ها را در بخش بعدی به دو بخش شوک های پولی پیش بینی شده و پیش بینی نشده و شوک های پولی مثبت و منفی تجزیه می شود و تأثیرات آن بر اساس مدل فوق و بر اساس فرضیه های صفر مطرح شده نشان داده خواهد شد.

شوک های مثبت و منفی بیان شده در معادله (5) را می توان به این صورت تعریف کرد:

$$\varepsilon_t^+ \equiv \max(0, \varepsilon_t), \quad \varepsilon_t^- \equiv \min(0, \varepsilon_t) \quad (7)$$

معادله (4) نشان دهنده روند تغییرات در سیاست پولی می باشد به طوری که ابزار سیاستی مطرح شده در آن تغییرات در حجم پول می باشد و معادله (5) نیز بیانگر تأثیر شوک های پولی و سایر متغیرهای کنترل مطرح شده بر تولید کل می باشد. فرض نامتقارن بودن تأثیرات با فرض اینکه

β^+ برابر با β^- می باشد مورد آزمون قرار می گیرد را این فرضیه معادل است با اینکه β^+ دارای تفاوت معنی داری از صفر نیست که حمایت کننده از فرضیه مطرح شده است که شوک های مثبت تأثیرگذاری کمی بر بخش حقیقی دارند.

اکنون می توان این روش شناسی مطرح شده را به دو بخش تقسیم کرد. بخش اول به این صورت است که بر طبق مباحث نظری مطرح شده در بخش قبل تأکید بر این دارد که شوک های پولی مثبت به دلیل اینکه بر اساس انبساط های پولی بنگاه ها ترجیح می دهدن قیمت خود را تعدیل کنند نه مقدار تولید را بنابراین می توان نشان داد که سیاست پولی پیش بینی شده بر طبق فروض کلاسیک ها تأثیر بر تولید نخواهد داشت بنابراین شوک های پولی مثبت به دلیل قابلیت پیش بینی داشتن و تعديل قیمت توسط کارگزاران اقتصادی دارای اثرات موقت بر تولید می باشد. بنابراین می توان تصريح معادله فوق را به صورت زیر تغییر داد (M. Ravn and M. Sola, 2005).

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta(e_t - e_{t-1}) + \xi_t \quad (8)$$

به طوری که β برداری از پارامترها می باشد و e_t نیز نشان دهنده شوک های پولی پیش بینی نشده می باشد زیرا به دلیل اینکه متغیر تولید انباشته از مرتبه اول می باشد و شوک ها در سطح مانا می باشند بنابراین رابطه بلندمدتی بین متغیرها قابل تصور نیست. بنابراین برابر با نظر فیشر و سیتر^۱ (۱۹۹۳) خنثایی بلندمدت^۲ پول بیانگر این می باشد که اگر تغییرات دائمی و بروزرا در سطح (حجم) عرضه پول در نهایت منجر به تغییرات متناسب در سطح عمومی قیمت ها می شود ولی متغیرهای حقیقی و نرخ بهره اسمی را بدون تغییر باقی می گذارد و در مقابل ابر خنثایی بلندمدت پول^۳ بیانگر حالتی است که اگر تغییرات دائمی و بروزرا در نرخ رشد عرضه پول سبب تغییرات متناسب در نرخ بهره اسمی شود و سطح متغیرهای حقیقی بدون تغییر باقی بماند. در تحقیق حاضر بر اساس روش شناسی فیشر و سیتر (۱۹۹۳) عرضه پول در بلندمدت بروزرا می باشد. در نتیجه بحث خنثایی پول در بلندمدت تأیید می شود و به دنبال این امر نیز تنها شوک های پولی پیش بینی نشده از نوع منفی دارای اثرات معنی داری بر تولید خواهند بود و این عمل نشان دهنده این می باشد که شوک های پولی منفی دارای اثرات حقیقی بزرگ تری نسبت به شوک های پولی مثبت خواهند بود.

بخش دوم را می توان به این صورت بیان نمود که نه تنها بین شوک های پولی مثبت و منفی تفاوت باید قائل شد بلکه بر روی کوچکی و بزرگی این شوک ها نیز باید تمرکز کرد. بنابراین در یک مدل تصادفی، هزینه فهرست بها یک تمايز مشخص بین شوک های کوچک و بزرگ بر پایه نوسانات شوک های پولی پیش بینی نشده ایجاد می کند.

1. Fischer and Satter
2. Long-run neutrality
3. Long-run Superneutrality

در پی مدل سازی بخش دوم به توصیف تغییرات در میانگین غیرشرطی یا واریانس غیرشرطی پرداخته خواهد شد تا بتوان به تعریف شرایط تغییرپذیری یا عدم تغییرپذیری پرداخت که این حالت را با $s_t = 0,1$ نشان داده شده است. بر طبق شرایط ذکر شده اکنون می‌توان به برآورد معادله سیاست پولی پرداخت. برای تغییر در میانگین و واریانس غیرشرطی مدل زیر تصویر شده است.

$$(\Delta m_t - \mu(s_t)) = \varphi(l)(\Delta m_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \Theta x_{t-1} + \sigma(s_t)\eta_t \quad (9)$$

این معادله خلاصه شده معادله (6) می‌باشد که نشان دهنده تأثیر شوک‌های پولی بر رشد اقتصادی و تأثیر آن بر تولید ناخالص داخلی می‌باشد به طوری که $\varphi(l)$ عملگر و قله چند جمله‌ای می‌باشد و همچنین Θ نیز برداری از پارامترها می‌باشد و x_{t-1} برداری از میانگین‌های متغیرهایی است که از دوره قبل تعیین شده است. μ_x و $\mu(s_t)$ بیانگر میانگین‌های متغیر وابسته می‌باشند و s_t نیز ارزش مجازی متغیر وضعیت می‌باشد و η_t جمله اخلال است که دارای توزیع یکسان مستقل نرمال با میانگین صفر و واریانس یک می‌باشد که وابسته به مقدار مجازی s_t می‌باشند.

با فرض بزرگ و یا کوچک بودن شوک‌های درون مدل، فرض کنید که رشد پولی مورد انتظار در دوره t با اطلاعات دوره $t-1$ داده شده باشد و به صورت مجموعه اطلاعاتی که به صورت لحظه به لحظه بهبود می‌یابد باشد. در این صورت رشد پولی مورد انتظار به صورت زیر خواهد بود

(M.Ravn and M. Sola, 2005)

اگر $s_t = 0$ باشد:

$$E_{t-1}^* \Delta m_t = (\mu_0 + \varphi(\Delta m_{t-1} - (\mu_0 + \Delta \mu \pi_{01}))) + \Theta x_{t-1} \quad (10)$$

اگر $s_t = 1$ باشد:

$$E_{t-1}^* \Delta m_t = (\mu_0 + \Delta \mu + \varphi(\Delta m_{t-1} - (\mu_0 + \Delta \mu \pi_{11}))) + \Theta x_{t-1} \quad (11)$$

به طوری که در عبارات فوق نشان دهنده مجموعه اطلاعاتی می‌باشد که شامل حقایق اقتصادی است و π_{01} احتمال انتقال از وضعیت صفر به یک می‌باشد که به صورت $\pi_{ij} = P(s_t = i | s_{t-1} = j), i, j = 0, 1$ تعریف می‌شود و π_{11} احتمال ماندن در وضعیت یک در دوره بعد به شرطی که در دوره قبل نیز در وضعیت یک بوده باشیم. شوک‌های سیاست پولی پیش‌بینی نشده را می‌توان به دو صورت زیر تعریف کرد:

$$\varepsilon_{0t} = \Delta m_t - \left[\frac{\mu_0 + \varphi}{(\Delta m_{t-1} - (\mu_0 + \Delta \mu \pi_{01})) + \Theta x_{t-1}} \right] \sim N(0, \sigma_0^2)$$

$$\varepsilon_{1t} = \Delta m_t - \left[\frac{\mu_0 + \Delta \mu + \varphi}{(\Delta m_{t-1} - (\mu_0 + \Delta \mu \pi_{11})) + \Theta x_{t-1}} \right] \sim N(0, \sigma_1^2)$$

به منظور استفاده درست از اطلاعات و برآورد مدل نیاز به این داریم که بدانیم در کدام وضعیت هستیم. اگر فرض کنیم که احتمال شرطی اطلاعات در دسترس در دوره t به صورت $P(s_t = i | I_t)$ باشد که در این حالت در وضعیت i در زمان t قرار داریم به منظور تعدیل سازی شرایط ذکر شده از فیلتر همیلتون استفاده می‌گردد. فرض کنید که وضعیت صفر بیانگر حالتی باشد که واریانس شوک سیاست پولی پیش‌بینی نشده کم باشد یا به عبارت دیگر نوسانات شوک پولی کم باشد پس می‌توان رفتار دو شوک را به صورت زیر تعریف کرد:

$$e_t^s \equiv (\Delta m_t - [\mu_0 + \varphi(\Delta m_{t-1} - (\mu_0 + \Delta \mu \pi_{01})) + \Theta x_{t-1}]) \quad (12) \\ \times P(s_t = 0 | I_t)$$

و

$$e_t^B \equiv (\Delta m_t - [\mu_0 + \varphi(\Delta m_{t-1} - (\mu_0 + \Delta \mu \pi_{11})) + \Theta x_{t-1}]) \quad (13) \\ \times P(s_t = 1 | I_t)$$

سپس هر یک از این دو شوک را می‌توان به دو بخش مثبت و منفی تفکیک کرد که می‌توان به صورت شوک + (مثبت) و شوک - (منفی) نشان داد بر طبق روش ذکر شده در مراحل قبل می‌توان به معرفی این شوک‌ها پرداخت. بر طبق مراحل ذکر شده می‌توان چهار نوع شوک پولی به صورت $e_t^{B+}, e_t^{B-}, e_t^{S+}, e_t^{S-}$ تعریف کرد که در آن e_t^{B+} شوک پولی مثبت بزرگ می‌باشد و e_t^{S+} شوک پولی منفی بزرگ و e_t^{S-} شوک پولی مثبت کوچک و e_t^{B-} شوک منفی کوچک می‌باشد. این ساختار اجازه می‌دهد تا به آزمودن اثرات نامتقارن شوک‌های پولی با توجه به فرآیند ذکر شده پرداخته شود.

اکنون می‌توان به طور مشترک معادله سیاست پولی و معادله تولید را به صورت زیر نوشت:^۱

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta^{B+} \Delta e_t^{B+} + \beta^{B-} \Delta e_t^{B-} + \beta^{S+} \Delta e_t^{S+} \quad (14) \\ + \beta^{S-} \Delta e_t^{S-} + \xi_t$$

ابتدا به برآورد معادله (۸) و (۱۴) پرداخته می‌شود که این عمل با تحمیل کردن اینکه ضرایب β برابر با صفر باشند به این معنی است که تغییرات در حجم پول تأثیر بر تولید ناخالص داخلی ندارد، صورت می‌گیرد.

به طور مثال آزمون فرض زیر نشان می‌دهد که اثرات همگی شوک‌های پولی مثبت و منفی چه کوچک و چه بزرگ یکسان می‌باشد.

$$H_0 : \beta^{B+} = \beta^{B-} = \beta^{S+} = \beta^{S-}$$

اگر فرض صفر رد شود به این معنی است که مدل دارای شوک‌های پولی نامتقارن است. ابتدا فرض کنید که دارای شوک‌های پولی مثبت و منفی نامتقارن هستیم که دارای اثرات متفاوت هستند.

۱. برای برآورد این تابع مشترک ما از روش حداقل راسته‌نمایی استفاده نموده‌ایم.

این امر را می‌توان به وسیله دو مرحله آزمون کرد، با فرض اینکه تفاوت چندان مهمی بین شوک‌های پولی کوچک یا مثبت وجود نداشته باشد پس می‌توان فرض صفر را به این صورت نوشت که تمامی شوک‌ها مثبت کوچک و بزرگ و شوک‌های منفی کوچک و بزرگ دارای اثرات متقاضی هستند.

$$H_0: \beta^{B+} = \beta^{S+} \text{ و } \beta^{B-} = \beta^{S-}$$

این فرض دلالت بر این دارد که شوک‌های پولی کوچک و بزرگ مثبت و همچنین شوک‌های پولی کوچک و بزرگ منفی دارای اثرات متقاضی هستند، رد این فرض دلالت بر این دارد که نه تنها شوک‌های مثبت و منفی دارای اثرات متفاوت هستند بلکه شوک‌های بزرگ و کوچک نیز دارای اثرات نامتقارن هستند.

۱-۳-برآورد شوک‌های پولی مثبت و منفی

در این بخش از تحقیق، روش‌های تجزیه شوک‌های مثبت و منفی پولی بر تولید حقیقی تشریح می‌شود. قبل از تخمین اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی پولی بر سطح تولید حقیقی، شیوه تعریف و شناسایی این شوک‌ها را بررسی می‌نماییم. عموماً در مطالعات تجربی هر گونه مقادیر پیش‌بینی نشده متغیرهای سری زمانی را به عنوان شوک مربوط آن متغیر در نظر می‌گیرند. به عنوان مثال در مطالعات انجام شده توسط میشکین (۱۹۸۲) و مارتین سولا (۲۰۰۵) از باقیمانده معادله نرخ رشد نقدینگی (M2) به عنوان شوک‌های پولی استفاده شده است. در اقع، در این مطالعات نرخ رشد نقدینگی به دو مؤلفه شوک‌های قابل انتظار و غیرقابل انتظار تجزیه شده و پسماند رگرسیون نرخ رشد نقدینگی به عنوان شوک‌های پولی غیرقابل انتظار برای بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی مورد استفاده قرار گرفته است (یوسفی، ۱۳۸۶).

به طور کلی شوک‌های پولی را می‌توان به دو گروه تقسیم کرد که شامل شوک‌های پولی پیش‌بینی شده و شوک‌های پولی پیش‌بینی نشده و گروه دیگر شامل شوک‌های پولی مثبت و منفی می‌باشد. یکی از متدائل ترین این روش‌ها استفاده از فیلتر هموارسازی هودریک - پرسکات^۱ است. این روش به لحاظ اینکه تواترهای مربوط به سیکل‌ها را از متغیر سری زمانی جدا می‌کند و همچنین اجزاء سیکلی متغیر سری زمانی را به مقادیر واقعی بسیار نزدیک می‌سازد، از اهمیت بسزایی برخوردار بوده و بیشترین کاربرد را دارد. البته در این مقاله سعی شده تا علاوه بر فیلتر هودریک پرسکات از تحلیل موجک برای برآورد شوک‌های پولی استفاده شود، بر این اساس مقدار برآورد شده هر متغیر توسط روش موجک به عنوان بخش قابل پیش‌بینی و مقدار تفاوت هر متغیر از مقدار برآورده خود را به عنوان بخش غیرقابل پیش‌بینی تعبیر می‌گردد. شوک‌های پیش‌بینی نشده خود به

شوك‌های پيش‌بيني نشده مثبت و شوك‌های پيش‌بيني نشده منفي قابل تقسيم خواهند بود، در صورتی که سياست پولي را مبنی بر اعمال رشد پولي متفاوت از مقدار فيلتر شده متغير رشد پولي تعریف کنیم، در این صورت سياست انقباضی پولي زمانی است که شوك‌های پولي منفي هستند و سياست انبساطی زمانی برقرار شده که شوك‌ها مثبت هستند (دل انگیزان و همکاران، ۱۳۹۰).

۲-۳- فیلترینگ از طریق تئوری موجک

موجک^۱ دسته‌ای از توابع ریاضی هستند که برای تجزیه سیگنال پیوسته به مؤلفه‌های بسامدی آن به کار می‌رود که تفکیک پذیری هر مؤلفه برابر با مقیاس آن است. تبدیل موجک تجزیه یک تابع بر مبنای توابع موجک می‌باشد. موجک‌ها (که به عنوان موجک‌های دختر شناخته می‌شوند) نمونه‌های انتقال یافته و مقیاس شده یک تابع (موجک مادر) با طول متناهی و نوسانی شدیداً میرا هستند. ریشه نظریه موجک در تجزیه و تحلیل فوریه^۲ قرار دارد، اما تفاوت‌های مهمی میان این دو وجود دارد. تبدیل فوریه مجموعه‌ای از توابع سینوس و کسینوس را در طول موج‌های متفاوت به منظور ایجاد تابعی خاص به کار می‌گیرد. اما، توابع سینوس و کسینوس توابعی دوره‌ای هستند که ذاتاً غیرموضعی می‌باشند، یعنی آن‌ها به جمع و تفریق بی‌نهایت در هر دو انتهای خط واقعی ادامه می‌دهند. بنابراین، هر گونه تغییری در یک نقطه خاص از دامنه زمان، تأثیری دارد که بر روی کل خط واقعی احساس می‌شود. این بدان معناست که فرض می‌کنیم ظرفیت بسامد تابع در طول محور زمان ثابت باشد. برای غلبه بر این مشکل، پژوهشگران تبدیل پنجره‌های فوریه را ابداع کردند. داده‌ها در طول محور زمان به چندین بازه تقسیم شده و تبدیل فوریه بر هر بازه به صورت مجرزا اعمال می‌شود. اما، موجک‌ها بر روی دامنه محدود تعریف می‌شوند. برخلاف تبدیل فوریه آن‌ها هم از نظر زمان و هم از نظر مقیاس موضعی هستند و روش مناسب و کارایی برای ایجاد سیگنال‌های پیچیده فراهم می‌آورند. مهم‌تر اینکه، موجک‌ها می‌توانند داده‌ها را به اجزایی با بسامد متفاوت به منظور تجزیه و تحلیل جداگانه تقسیم کنند. این تجزیه مقیاس روش جدیدی را برای پردازش داده‌ها به وجود می‌آورد. در مقیاس‌های بالا، موجک، حمایت زمانی اندکی دارد که آن را قادر می‌سازد تا بر جزئیات و پدیده‌های کوتاه‌مدت تمرکز نماید. در مقیاس‌های پایین، موجک قادر به تشریح پدیده‌های بلندمدت است. توانایی موجک‌ها در بکارگیری زمان و مقیاس آن‌ها را قادر می‌سازد تا بر مشکل‌های بینبرگ^۳ غلبه کنند: قانونی که می‌گوید کسی نمی‌تواند به طور همزمان بر دامنه زمان و بسامد متمرکز شود (عباسی نژاد و محمدی، ۱۳۸۵).

1. Wavelet

2. Fourier analysis

3. Heisenberg's curse

موجک‌ها به دنبال تحلیل توابع در مقیاس‌های معین هستند و همچنین جنسیت جداگانه دارند. موجک‌ها موجک پدر معمولاً با φ و موجک مادر با نماد ψ نمایش داده می‌شود (عباسی نژاد و محمدی، ۱۳۸۵):

که در روابط فوق $s=2$ است و با ساده‌سازی بیشتر می‌توان نوشت:

$$\varphi_{ij}(t) = 2^{-\frac{j}{2}} \varphi(2^{-j}t - k)$$

$$\psi_{ij}(t) = 2^{-\frac{j}{2}} \psi(2^{-j}t - k)$$

شكل پیشین دو موجک مفهوم روش‌تری دارد زیرا یک کمیت $\frac{t-\mu}{S}$ با پارامترهای مرکزیت μ و مقیاس S یک تبدیل با موجک پدر برابر است با $\psi(t) = \frac{1}{\sqrt{S}} \psi(\frac{t-\mu}{S})$ با

تعیین‌دهی این مقیاس‌دهی می‌توان نوشت که $\psi_{j,\mu}(t) = \frac{1}{S^{\frac{j}{2}}} \psi(\frac{t-\mu}{S})$ که با این روش پارامتر مقیاس S نقش تحلیل موجک را از تحلیل فوریه متمازی می‌کند. خاصیت مقیاس در تحلیل سری زمانی فوق العاده مهم است. در عبارت $\psi(t) = \frac{1}{\sqrt{S}} \psi(\frac{t-\mu}{S})$ ، تابع در M متمرکز شده و

نشان‌دهنده مقیاس است. موجک پدر انتگرالی برابر با یک و موجک مادر انتگرالی برابر با صفر دارد. موجک پدر بخش هموار، روند (بسامد پائین) سیگنال، و موجک مادر بخش‌های جزئی (بسامد بالا) را نشان می‌دهد. ویژگی اصلی تحلیل موجک توان آن در تجزیه یک متغیر یا سری زمانی اجزاء با وضوح مختلف یا اصطلاحاً چند نمایشی و یا به عبارت بهتر، تجزیه چند نمایشی است (عباسی نژاد و محمدی، ۱۳۸۵).

تبدیل موجک یک تابع f می‌تواند به سیله معادله زیر نشان داده شود:

$$W_\psi f(a \cdot b) = \frac{1}{\sqrt{a}} \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) dt$$

که در حالت کلی می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$W_\psi f(j, k) = 2^{-\frac{j}{2}} \int_{-\infty}^{+\infty} f(t) \psi(2^{-\frac{j}{2}}t - k) dt$$

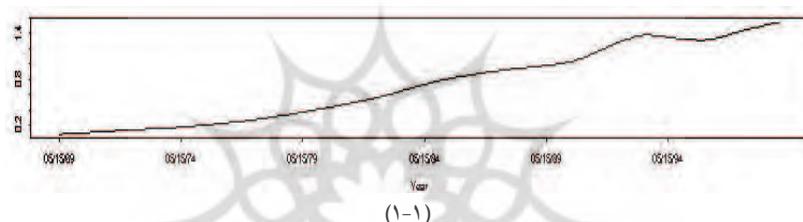
حال می‌توان یک رابطه بین سری زمانی و نمایش موجک آن برقرار کرد. هر سری مانند $y(t)$ به صورت زیر قابل نمایش است.

$$y(t) = \sum_k S_{j,k} \varphi_{j,k}(t) + \sum_k d_{j,k} \psi_{j,k}(t) \\ + \sum_k d_{j-1,k} \psi_{j-1,k}(t) + \dots + \sum_k d_{1,k} \psi_{1,k}(t)$$

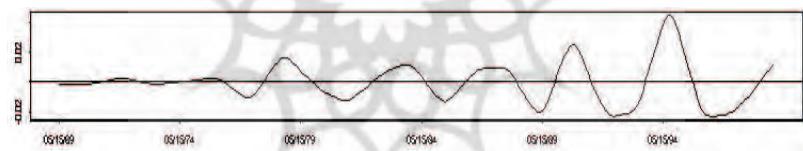
که در عبارت فوق $\sum_k d_{j,k} \psi_{j,k}(t)$ مقدار دهنده حداکثر مقیاس مورد نظر است و در آن توابع پایه $\varphi_{j,k}(t)$ و $\psi_{j,k}(t)$ عمود بر هم فرض شده است (عباسی‌نژاد و محمدی، ۱۳۸۵: ۱۱).

به منظور بررسی چرخه‌های حجم پول با استفاده از نظریه موجک‌ها، داده‌های تغییرات حجم پول برای دوره ۱۳۵۰-۱۳۹۰ که از ترازنامه بانک مرکزی استخراج شده است مورد استفاده قرار گرفته است.

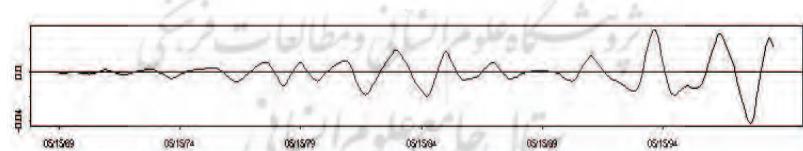
روند بلندمدت تغییرات میزان حجم پول ایران در دوره مورد نظر با استفاده از تبدیل موجک نمودار ذیل نشان داده شده است.



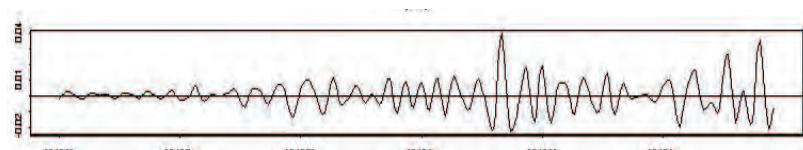
(۱-۱)



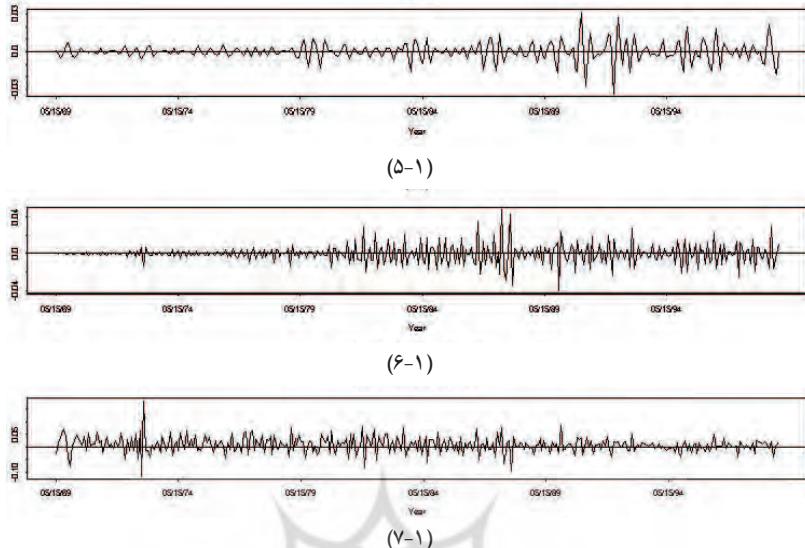
(۲-۱)



(۳-۱)



(۴-۱)



نمودار(۱)- روند تغییرات حجم پول و تجزیه سیکلی تحلیل موجک

نمودار فوق تجزیه موجک حجم پول ایران را در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۰ را نشان می‌دهد. تجزیه سطح پنج چرخه‌های ۱۶ تا ۳۲ فصل (۴) تا (۸) سال را نشان می‌دهد که در نمودار (۱-۲) آمده است. تجزیه سطح چهار چرخه‌های کوتاه‌تر (۴) تا (۸) فصل می‌باشد که در نمودار (۳-۱) آمده و تعداد چرخه‌ها ۱۸ می‌باشد. تجزیه سطح ۳ چرخه‌های یک ساله تا دو ساله را نشان داده که در نمودار (۴-۱) آمده و تجزیه سطح ۲ چرخه‌های کوتاه و بلند را نشان می‌دهد که در نمودار (۵-۱) آمده است و همچنین سیکل‌های کوتاه‌مدت را در نمودارهای (۶-۱) و (۷-۱) می‌توان دید بنابراین می‌توان بیان کرد که تبدیل موجک توان بررسی سری‌های زمانی با مقیاس‌های مختلف را به خوبی نشان می‌دهد. به منظور مطالعه اثرات شوک‌های پولی نامتقارن بر تولید اسرعی می‌توان لگاریتم حجم پول را به عنوان سیاست پولی در نظر گرفت و دلیل این امر این می‌باشد که در ایران به نظر اقتصاددانان و مقامات پولی تأثیر حجم پول به عنوان ابزار پولی بیشتر از حجم پول می‌باشد و به دلیل اینکه برای استخراج دقیق شوک‌های پولی به پیش‌بینی روند سیاست پولی نیاز داریم در ابتدا تحلیل داده‌ها نشان دهنده این بوده است که لگاریتم عرضه پول دارای ریشه واحد می‌باشد. به منظور برآورد معادله (۹) از تغییرات در حجم پول به عنوان یک ابزار سیاست پولی به وسیله Δm_t اندازه‌گیری می‌شود. برای اندازه‌گیری شوک‌های پولی از روش ذکر شده در مرحله، برآورد شوک‌های پولی استفاده می‌شود. در این صورت با وجود ریشه واحد بودن حجم پول از تغییرات در عرضه پول برای پیش‌بینی یک دوره به جلو به صورت زیر است:

$$M_{t+1}^e = M_t + \tilde{Y}(l)\Delta M_t \quad (15)$$

به طوری که $\tilde{Y}(l)$ برآوردگری از $Y(l)$ می‌باشد.

$$\Delta \hat{M}_t = \tilde{Y}(l) \Delta M_{t-1} \quad (16)$$

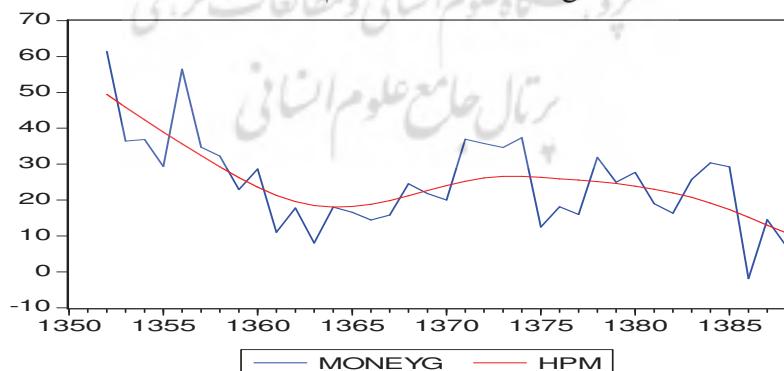
این امر دلالت بر این دارد که می‌توان شوک پولی پیش‌بینی نشده را به صورت زیر نوشت:

$$e_{t+1} = M_{t+1} - (M_t + \tilde{Y}(l) \Delta M_t) \quad (17)$$

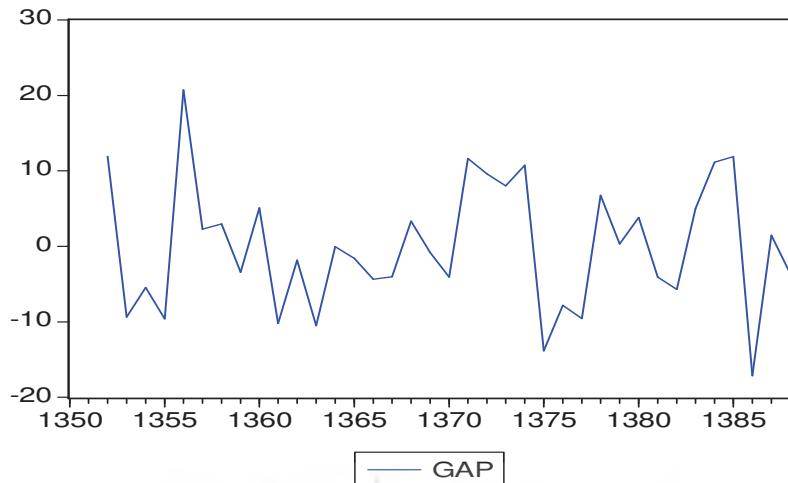
بعد از استخراج شوک‌های پیش‌بینی نشده مثبت و منفی با استفاده از روش توضیح داده شده در فوق اکنون می‌توان تأثیر شوک‌های پولی منفی را بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار داد و در صورت بی‌معنی بودن نتایج ضرایب می‌توان به خთایی پول در بلندمدت رسید که تأییدکننده تئوری عدم تأثیرگذاری سیاست پولی چه از نوع انتسابی و چه از نوع انقباضی می‌باشد و این امر تأییدکننده موضوع است که سیاست پولی پیش‌بینی شده چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت خنثی می‌باشد؛ اما سیاست پولی پیش‌بینی نشده در کوتاه‌مدت قادر به تأثیرگذاری بر تولید اسمی اقتصاد خواهد بود، در این صورت می‌توان رابطه (۶) را به لحاظ ساختاری به صورت زیر ارائه نمود:

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta(e_t - e_{t-1}) + \xi_t \quad (18)$$

در این تحقیق برای محاسبه روند فیلتر هودریک - پرسکات از نرم افزار EVIEWS.7 و برای محاسبه روند از طریق تجزیه موجک از طریق نرم افزار MATLAB استفاده شده است. نمودار (۲) نرخ رشد حجم پول (بر حسب تعییرات لگاریتم آن) را در کنار معیاری از شوک‌های پولی مبتنی بر روش فیلتر هودریک پرسکات (HP) نشان می‌دهد. در بخش تحلیل‌های تجربی نیز خواهیم دید که نتایج حاصل از برآورد الگوها، به لحاظ کیفی به شیوه تعریف شوک بر حسب روش‌های متفاوت حساس نیست. اما از آنجایی که تصریح الگوها با استفاده از شوک‌های حاصل از روش تئوری موجک، برآشن بهتری به دست می‌دهد لذا روش مذکور را مبنای اصلی تعریف شوک پولی در تصریح و برآورد الگوها قرار خواهیم داد.



نمودار (۲)- نرخ رشد حجم بول روند سیاست پولی با استفاده از روش فیلتر HP



نمودار(۳)- نوسانات نرخ رشد پول بر اساس فیلتر هودریک پرسکات

همان طور که در نمودار (۳) نیز ملاحظه می‌گردد شوک‌های حاصل از روش هودریک پرسکات ارتباط تقریباً نزدیکی با نوسانات نرخ رشد حجم پول دارد.

۳-۳-داده‌های تحقیق و بررسی آماری داده‌ها

کلیه آمار و اطلاعات مورد نیاز برای انجام این تحقیق شامل حجم پول، تولید ناخالص داخلی بدون نفت، هزینه‌های دولت، درآمدهای نفتی و سطح عمومی قیمت‌ها از گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۰ استخراج شده است.

تجزیه و تحلیل‌های همانباستگی موكول به تعیین خواص سری زمانی متغیرهای الگو می‌باشد. با توجه به نامانایی اکثر سری‌های زمانی در اقتصاد کلان، بکارگیری اقتصادستنجی متداول برای تحلیل کمی روابط اقتصادی تردیدآمیز جلوه می‌کند. در واقع نامانایی سری‌های زمانی (داشتن ریشه واحد) ممکن است منجر به رگرسیون جعلی شده و آزمون‌های آماره t و R^2 اعتبار خود را از دست بدهند. لذا قبل از تحلیل‌های همانباستگی، ابتدا مانا یا نامانا بودن کلیه متغیرهای مدل به وسیله روش‌های دیکی-فولر افزوده^۱ (ADF) و ریشه واحد فیلیپس-پرون^۲ آزمون می‌شود.

همان‌طور که در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد، مطابق آزمون‌های دیکی-فولر افزوده و فیلیپس پرون متغیرهای تولید ناخالص داخلی اسمی (GDP)، حجم نقدینگی (M2)، سطح عمومی قیمت‌ها (P)، درآمدهای نفتی (OR) و هزینه‌های دولت (G) در حالت عرض از مبدأ و روند نامانا بوده و اباسته^۳

1. Augmented Dickey – Fuller (ADF) Test
 2. Perron
 3. Integrated

از درجه واحد می‌باشد. به عبارت دیگر با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. نتیجه مذکور حکایت از آن دارد که سطح این متغیرها تحت تأثیر شوک‌های دائمی قرار داشته، به طوری که پس از هر تغییری گرایش برای بازگشت به سمت روند خطی مشخصی را ندارند و تمامی متغیرهای مورد استفاده با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شود. بنابراین بر اساس مبانی ذکر شده چون سطح متغیرها نامانا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند بنابراین شرط لازم برای خنثایی بلندمدت پول برقرار می‌باشد اما چون متغیرهای نرخ رشد و نرخ رشد نقدینگی هر دو در سطح مانا می‌باشد بنابراین بر اساس دیدگاه فیشر و سیتر تغییرات در سطح و نرخ رشد نقدینگی تأثیری بر سطح متغیرهای حقیقی ندارد و تنها متغیرهای اسمی را تغییر می‌دهد که بیانگر ابرخناصی پول در بلندمدت می‌باشد.

جدول (۱): آزمون‌های ریشه واحد فیلیپس پرون و دیکی فولر افزوده

متغیر	آزمون فیلیپس - پرون (عرض از مبدأ و روند)			
	ADF	آماره PP	مقدار بحرانی٪۰.۱	مقدار بحرانی٪۰.۵
ln GDP	-۱/۶۵	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۳/۸
Ln M2	-۱/۸۷	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۲/۳۳
Ln P	-۳/۴۸	-۴/۲۱	-۳/۵۲	-۳/۰۲
Ln OR	-۲/۱۰	-۴/۲۶	-۳/۵۵	-۲/۶۲
Ln G	-۱/۰۰	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۱/۴۹

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

جدول زیر نشان‌دهنده بررسی وجود ریشه واحد در متغیرهای نرخ رشد نقدینگی، حجم پول، تولید و سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد که به منظور نشان داده ابرخناصی پول این آزمون صورت گرفته است. به طوری که در جدول زیر DGDP بیانگر لگاریتم رشد تولید ناخالص داخلی، DM2 بیانگر رشد حجم نقدینگی، DM1 نشان‌دهنده رشد حجم پول و DP بیانگر رشد سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد.

جدول (۲): آزمون‌های ریشه واحد فیلیپس پرون و دیکی فولر افزوده رشد متغیرها

متغیر	آزمون فیلیپس - پرون (عرض از مبدأ و روند)			
	ADF	آماره PP	مقدار بحرانی٪۰.۱	مقدار بحرانی٪۰.۵
DGDP	-۴/۴۷	-۳/۶۳	-۲/۹۴	-۴/۳۶
DM2	-۳/۹۳	-۴/۲۲	-۳/۵۳	-۳/۹۱
DM1	-۳/۸۶	-۴/۲۵	-۳/۵۴	-۳/۹۱
DP	-۴/۷۹	-۴/۲۱	-۳/۵۲	-۴/۸۰

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

نتایج آزمون ریشه واحد در مورد متغیرها اشاره به این دارد که بر اساس آزمون صورت گرفته متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نقدینگی و نرخ رشد حجم پول به وسیله آماره دیکی فولر و فیلیپس - پرون فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد می‌باشد، رد شده و این سه متغیر در سطح مانا بوده پس در بلندمدت بخشی در مورد تأثیر حجم پول و یا نقدینگی بر تولید وجود نخواهد داشت. اما در مورد وجود رابطه کوتاه‌مدت می‌توان به بررسی این موضوع پرداخت که آیا حجم پول و نقدینگی در کوتاه‌مدت قابلیت تأثیرگذاری بر تولید را دارند یا خیر و یا اینکه پول در کوتاه‌مدت نیز خنثی می‌باشد.

۴-۳- آزمون رابطه بلندمدت و تحلیل‌های همانباشتگی

با توجه به ناماana بودن سطوح متغیرهای تحت بررسی در مرحله بعد با استی همانباشتگی میان سطوح متغیرها را با الهام از تئوری اقتصادی مورد آزمون قرار داد. بر اساس تئوری خشایی پول و تأثیر شوک‌های پولی بر تولید انتظار می‌رود که متغیرهای نقدینگی، سطح عمومی قیمت‌ها و تولید یک رابطه تعادلی بلندمدت با یکدیگر داشته باشند. در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مذکور، باقیمانده‌های حاصل از آنکه عدم تعادل پولی تفسیر می‌شوند نیز می‌توانند تولید ناخالص داخلی را به صورت متقاضان و یا نامتقارن تحت تأثیر قرار دهند. لذا در این مرحله، همانباشتگی بین متغیرهای مذکور را با استفاده از متداول‌ترین یوهانسون - جوسیلیوس آزمون می‌کنیم. نتایج آزمون در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول(۳): آزمون‌های اثر و حداقل مقدار ویژه برای برآورد تعداد بردارهای همانباشتگی

آزمون				Trace				آزمون	
λ_{\max}		فرضیه صفر	فرضیه مخالف	آماره آزمون	فرضیه صفر	فرضیه مخالف	آماره آزمون	مقدار بحرانی٪	آماره آزمون٪
$r=0$	$r=1$	۲۵/۳۴	۲۱/۳۸	$r=0$	$r \geq 1$	۳۴/۷۲	۲۹/۸۷		
$r \leq 1$	$r=2$	۱۲/۲۸	۱۴/۵۱	$r \leq 1$	$r \geq 2$	۱۲/۱۷	۱۵/۷۸		
$r \leq 2$	$r=3$	۲/۴۲	۹/۲۵	$r \leq 2$	$r=3$	۲/۴۲	۹/۲۵		

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

همان‌طور که در جدول مذکور ملاحظه می‌گردد آزمون یوهانسون - جوسیلیوس وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت را میان متغیرهای مذکور مورد تأیید قرار می‌دهد. بر اساس قضیه گرنجر، رابطه تعادلی بلندمدت، مستلزم وجود مکانیسم یا الگوهای تصحیح خطای است. در واقع مکانیسم‌های تصحیح خطای حاصل به رابطه بلندمدت را تضمین می‌کنند. بنابراین هر یک از متغیرهای دستگاه از جمله تولید ممکن است نسبت به عدم تعادل بازار پول تعدیل شوند. در واقع ضریب تعدیل جمله مذکور در معادله رشد تولید (که در بخش بعد به برآورد آن

می پردازیم) نشان می دهد که چه سهمی از عدم تعادل پولی با تغییرات تولید جبران می گردد. به علاوه صفر بودن ضریب تعديل (معنی دار نبودن آن) در معادله رشد تولید دلالت بر آن دارد که متغیر وابسته (تولید) نسبت به عدم تعادل مربوطه تعديل نشده و برای حصول به تعادل بلندمدت هیچ واکنشی نشان نمی دهد.

به منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای نرخ رشد تولید، نقدینگی و حجم پول لذا در این مرحله، همانباشتگی بین متغیرهای مذکور را با استفاده از متodelوژی یوهانسون - جوسیلیوس آزمون گردیده است. نتایج آزمون در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول(۴): نتایج آزمون همانباشتگی بین نرخ رشد تولید ملی، حجم پول و نقدینگی

λ_{\max} آزمون					Trace آزمون				
هم - متغیرها	فرضیه صفر	فرضیه مخالف	آماره آزمون	مقدار٪ ۹۵ بحرانی	فرضیه صفر	فرضیه مخالف	آماره آزمون	مقدار٪ ۹۵ بحرانی	
Dy_t $Dm1_t$	r = 0	r = 1	12/64	14/26	r = 0	r ≥ 1	12/86	15/49	
Dy_t $Dm2_t$	r = 0	r = 1	10/31	14/26	r = 0	r ≥ 1	10/78	15/49	

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از جدول (۴) دو آزمون اثر و آزمون حداقلر مقدار ویژه در سطح اطمینان ۹۵٪. وجود هر گونه بردار همانباشتگی بین نرخ رشد تولید ملی، حجم پول و نقدینگی رد می شود، در نتیجه هیچ بردار همانباشتگی بین تولید، حجم پول و نقدینگی وجود ندارد و فرضیه H0 پذیرفته می شود.

۳-۵- برآورد الگوهای عرضه کل و آزمون عدم مقارن

در این قسمت تأثیر عوامل مختلف طرف عرضه و تقاضا را بر رشد تولید با تأکید بر شوکهای مثبت و منفی پولی مورد بررسی قرار می دهیم. آزمون مربوط به مقارن بودن شوکها را می توان به این صورت عمل کرد که برای کلیه تصريحات فرض صفر را می توان به شکل زیر نوشت که مورد اولیه به این صورت می باشد که معادله تولید کل را به صورت عدم وجود پول در معادله تولید برآورد کرد. که در جدول (۳) در ستون اول آمده است. از نتایج مشاهده شده می توان بیان کرد که معادله تولید نسبتاً خوب برآورد شده است و هیچ گونه خطای تصريح در جزء خطای مشاهده نمی شود سپس به برآورد سیستم معادله مورد نظر پرداخته شده با فرض مورد اول و با این فرض که هر یک از شوکهای پولی به صورت بدون قید وارد معادله شده باشند که همان فرض صفر می باشد که در آن اثرات همگی شوکهای مثبت و منفی چه کوچک و چه بزرگ یکسان بیان شده است پس در این حالت هیچ یک از شوکهای عرضه پول

دارای اثرات معنی داری نیست، این در حالی است که مقدار آماره LR^1 دلالت بر این دارد که شوک‌های پولی به صورت مشترک دارای اثرات معنی دار هستند.

مورد دوم دلالت بر این فرض دارد که $\beta^{S+} = \beta^{S-} = \beta^{B+} = \beta^{B-}$ اثرات شوک‌ها برابر است و نشان‌دهنده این امر می‌باشد که اثرات نامتقارن شوک پولی وجود ندارد برای این حالت مقدار $P-value$ نسبتاً بالا می‌باشد که این امر نشان‌دهنده عدم رد فرض صفر می‌باشد و بنابرای در این تصریح از مدل تمامی شوک‌های پولی فارغ از نوع آن دارای اثرات متقارنی بر تولید می‌باشند.

برآورد سوم دلالت بر این فرض دارد که $\beta^{S+} = \beta^{B+} = \beta^{S-} = \beta^{B-}$ در این صورت شوک‌های مثبت و منفی را که کوچک و بزرگ می‌باشند را به صورت جداگانه وارد معادله می‌کنیم و ضرایب را مشاهده می‌نماییم پارامترهای برآورد شده نشان‌دهنده این می‌باشد که شوک‌های منفی نسبت به شوک‌های مثبت دارای ضرایب بزرگ‌تری بوده و معنی داری آن‌ها بیشتر می‌باشد. علاوه بر این مقدار آزمون LR نشان می‌دهد که مقید کردن مدل به فرض صفر بیان شده را نمی‌توان رد کرد. مقیدسازی مدل به صورت مورد چهارم که به صورت فرض $\beta^{S+} = \beta^{B+} = 0$ و $\beta^{S-} = \beta^{B-}$ می‌باشد که بیان‌کننده این می‌باشد که تنها شوک‌های پولی منفی دارای اثرگذاری می‌باشند و با توجه به آماره t گوارش شده می‌توان نشان داد که این فرض تا حدودی صحیح می‌باشد بنابراین شوک‌های منفی کوچک نسبت به شوک‌های منفی بزرگ دارای اثرات معنی دارتری می‌باشد و از طرفی فرض صفر مبنی بر عدم تأثیرگذاری شوک‌های پولی مثبت نشان‌دهنده خشی بودن تأثیر شوک‌های پولی مثبت بر تولید می‌باشد.

راهکار دیگر برای آزمون اثرات نامتقارن شوک‌های پولی به این صورت می‌باشد که شوک‌های بزرگ و کوچک دارای اثرات نامتقارن می‌باشند در این صورت ابتدا مدل را به صورت مقید با فرض $\beta^{S-} = \beta^{B-} = \beta^{S+} = \beta^{B+}$ برآذش می‌گردد نتایج حاصل از آزمون LR نشان‌دهنده رد فرض صفر می‌باشد به عبارت دیگر به معنی عدم تقارن بین شوک‌های منفی کوچک و شوک‌های مثبت کوچک می‌باشد. آزمون مربوط به مقیدسازی بر طبق فرض مورد ششم نیز به صورت $\beta^{S+} = \beta^{B+} = \beta^{S-} = \beta^{B-} = 0$ است که نتایج آن در جدول (۳) آمده است در نهایت به بررسی مدل بر طبق مقیدسازی به صورت فرض مورد هفتم یعنی کوچک دارای اثرات حقیقی بر تولید می‌باشند.

جدول (۵): نتایج خروجی معادله تولید بر اساس رداکثر راستنمایی برای حجم پول ایران در دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۰

متغیرها	مورد اولیه	مورد	۲	مورد	۳	مورد	۴	مورد	۵	مورد	۶	مورد	۷
عرض از مبدأ	(۰/۰۷۲)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷۱)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷۲)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷۱)	(۰/۰۷۲)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷۱)	(۰/۰۷۲)	(۰/۰۷)	(۰/۰۶۵)
$\Delta \ln M1$	(۰/۰۶۱)	(۰/۰۶۲)	(۰/۰۶۴)	(۰/۰۶۵)	(۰/۰۶۷)	(۰/۰۶۸)	(۰/۰۷۱)	(۰/۰۷۲)	(۰/۰۷۳)	(۰/۰۷۴)	(۰/۰۷۵)	(۰/۰۷۶)	(۰/۰۷۷)
Δe_t^{S+}	(۰/۱۵۱)	(۰/۰۹۳)	(۰/۰۹۴)	(۰/۰۹۵)	(۰/۰۹۶)	(۰/۰۹۷)	(۰/۰۹۸)	(۰/۰۹۹)	(۰/۰۹۹)	(۰/۰۹۹)	(۰/۰۹۹)	(۰/۰۹۹)	(۰/۰۹۹)
Δe_t^{S-}	(۰/۱۲)	(۰/۰۸۴)	(۰/۰۸۵)	(۰/۰۸۶)	(۰/۰۸۷)	(۰/۰۸۸)	(۰/۰۸۹)	(۰/۰۸۹)	(۰/۰۸۹)	(۰/۰۸۹)	(۰/۰۸۹)	(۰/۰۸۹)	(۰/۰۸۹)
Δe_t^{B+}	-	(۰/۰۹۳)	-	(۰/۰۹۴)	(۰/۰۹۴)	(۰/۰۹۴)	(۰/۰۹۴)	(۰/۰۹۴)	(۰/۰۹۴)	(۰/۰۹۴)	(۰/۰۹۴)	(۰/۰۹۴)	(۰/۰۹۴)
Δe_t^{B-}	-	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۴۲)
$\Delta \ln P$	-	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)
$\Delta \ln G$	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)
$\Delta \ln G(-1)$	-	(۰/۱۰)	-	(۰/۱۰)	(۰/۱۰)	(۰/۱۰)	(۰/۱۰)	(۰/۱۰)	(۰/۱۰)	(۰/۱۰)	(۰/۱۰)	(۰/۱۰)	(۰/۱۰)
$\Delta \ln OR$	-	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)
$\Delta \ln OR(-1)$	-	(۰/۱۸)	-	(۰/۱۸)	(۰/۱۸)	(۰/۱۸)	(۰/۱۸)	(۰/۱۸)	(۰/۱۸)	(۰/۱۸)	(۰/۱۸)	(۰/۱۸)	(۰/۱۸)
$ECM(-1)$	-	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)
σ_Y	-	(۰/۳۲)	(۰/۳۲)	(۰/۳۲)	(۰/۳۲)	(۰/۳۲)	(۰/۳۲)	(۰/۳۲)	(۰/۳۲)	(۰/۳۲)	(۰/۳۲)	(۰/۳۲)	(۰/۳۲)
Q(1)	-	(۰/۹۹۹)	(۰/۹۷۷)	(۰/۹۷۸)	(۰/۹۷۸)	(۰/۹۷۸)	(۰/۹۷۸)	(۰/۹۷۸)	(۰/۹۷۸)	(۰/۹۷۸)	(۰/۹۷۸)	(۰/۹۷۸)	(۰/۹۷۸)
Q(10)	-	(۰/۵۵۶)	(۰/۷۰۴)	(۰/۷۰۴)	(۰/۷۰۴)	(۰/۷۰۴)	(۰/۷۰۴)	(۰/۷۰۴)	(۰/۷۰۴)	(۰/۷۰۴)	(۰/۷۰۴)	(۰/۷۰۴)	(۰/۷۰۴)
Log likelihood	-	(۰/۷۷۲)	(۰/۶۵۸)	(۰/۶۵۸)	(۰/۶۵۸)	(۰/۶۵۸)	(۰/۶۵۸)	(۰/۶۵۸)	(۰/۶۵۸)	(۰/۶۵۸)	(۰/۶۵۸)	(۰/۶۵۸)	(۰/۶۵۸)
LR test	-	(۰/۲۲)	(۰/۲۴)	(۰/۲۴)	(۰/۲۴)	(۰/۲۴)	(۰/۲۴)	(۰/۲۴)	(۰/۲۴)	(۰/۲۴)	(۰/۲۴)	(۰/۲۴)	(۰/۲۴)

منبع: نتایج به دست آمده از تحقیق

برای بررسی و آزمون اثرات نامتقارن نوسانات پولی بر تولید حقيقة، تغییرات پولی یا تراز حقیقی با استفاده از چهار شوک مثبت و منفی کوچک و بزرگ و به عنوان چهار متغیر توضیحی در الگوی رشد لحظه‌ی گردد، برای این منظور، تصريحات مختلفی را طبق جدول (۵) مورد برآورد قرار می‌گیرد. تصريحات (ستون‌های) اول تا هشتم به بررسی اثرات حجم پول بر تولید حقيقة اختصاص دارد. به عبارت دیگر در این تصريحات فروض متفاوتی درباره اثر شوک‌های مثبت و منفی حجم پول بر تولید حقيقة وجود دارد.

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد در تمامی موارد شوک‌های منفی پولی کوچک اثر به مراتب بیشتری از شوک‌های مثبت و یا شوک‌های منفی بزرگ در همان دوره دارد. شوک‌های مثبت در اغلب موارد معنی دار نبوده یا از اهمیت آماری پایین‌تری نسبت به شوک‌های منفی پولی برخوردارند. به علاوه در تمامی تصريحات، شوک‌های مثبت پولی اثر منفی بر رشد تولید داشته است زیرا در صورت اجرای سیاست پولی پس از یک دوره بر اساس تعديل قیمت بنگاه‌های تولیدی، بیشتر بار سیاست پولی بر روی قیمت‌ها منتقل می‌شود و تأثیر آن بر تولید خنثی می‌گردد، در حالی که در مورد شوک‌های پولی منفی در مورد تعديل قیمت‌ها بنگاه‌ها با تردید موافق می‌شوند. بنابراین در طول یک دوره اقدام به تعديل قیمت و کاهش در قیمت‌ها نمی‌کنند در نتیجه بار سیاستی بیشتر بر تولید بوده به همین دلیل است که اثرات رکودی سیاست‌های پولی و شوک‌های منفی بیشتر است که این امر تأییدکننده نتیجه جدول حاصل از تخمین بوده و تأثیر شوک‌های منفی نسبت به شوک‌ها مثبت معنی دارتر می‌باشد.

در حالت کلی با توجه به مقادیر ضرایب شوک‌های پولی مثبت و منفی می‌توان به این نتیجه رسید که سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در بلندمدت به دلیل ساختار بازارها قیمت کالاهای و نهاده‌ها به دنبال هر شوک قیمتی سریعاً تغییر می‌کنند قطعاً خنثی بوده ولی در کوتاه‌مدت به دلیل چسبندگی‌های جزئی دارای اثرات چندان پایداری نیست و شوک‌های پولی اثرات چندانی بر سرمایه‌گذاری و به دنبال آن بر رشد اقتصادی ندارد.

همچنین با وارد کردن متغیر هزینه‌های دولت و درآمدهای نفتی در مدل نیز می‌توان به نتایج فوق رسید به طوری که هزینه‌های دولت و درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران تقریباً دارای اثرات معنی‌داری بر رشد اقتصادی بوده و بعد از یک دوره این اثرات ناپدید می‌شود که شاید بتوان دلیل آن را به ساختارهای نامتناسب بازارهای مالی در ایران اشاره کرد. این بازارها به دلیل نداشتن کارایی از قابلیت تأثیرگذاری متغیرهای بخش پولی و مالی بر بخش حقیقی عاجز می‌باشند، به طوری که حتی در دوران بحران مالی ۲۰۰۷-۲۰۱۰ نیز به خاطر همین دلیل اقتصاد

ایران نیز به رغم عدم ارتباط زیاد با بخش خارج در بخش تولیدی به واسطه درآمدهای نفتی و بخش ارزی آسیب زیادی دید: که همگی این موارد اشاره به بازارهای مالی ضعیف ایران در ایجاد ارتباط بین بخش اسمی و حقیقی اقتصاد می‌باشد. این در حالی است که نرخ ارز تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ندارد که احتمالاً می‌توان آن را به پایین بودن سهم صادرات غیرنفتی نسبت داد. مهم‌ترین کانال اثرگذاری بحران مالی افت تقاضا برای انرژی و در نتیجه کاهش قیمت نفت بود، به طوری که با کاهش قیمت نفت و استمرار آن برای یک دوره میان‌مدت درآمدهای ارزی کاهش یافت، در نتیجه با کاهش تقاضا برای صادرات غیرنفتی و در نتیجه کاهش درآمدهای ارزی غیرنفتی و همین‌طور افت شاخص سهام شرکت‌های مرتبط با کالاهای غیرنفتی مانند، صنایع پتروشیمی و کاهش قیمت کالاهای وارداتی و صرف‌جویی ارزی از این محل، حساب تراز پرداخت‌ها تحت تأثیر شدیدی قرار گرفت. تحقق این وضعیت بر نرخ ارز و همین‌طور متغیرهای کلان اقتصادی از جمله میزان هزینه‌های عمرانی، تورم و اشتغال تأثیر منفی گذاشت. از سوی دیگر، افت قیمت سهام بنگاه‌های درگیر در کالاهای صادراتی غیرنفتی ضمن اثرگذاری بر قیمت سهام دیگر و بنابراین افت شاخص کلی بازار بورس، موجب خروج سرمایه‌ها به سوی بازارهای جانشین از جمله ارز و مسکن شد.

همچنین نتایج نشان‌دهنده وجود رابطه منفی بین نرخ تورم و رشد اقتصادی بر اساس تئوری‌های مطرح شده در این زمینه می‌باشد زیرا بر اساس مباحث کینزینگ جدید در مواردی که نوسانات قیمت بالا باشد منجر به بی‌ثباتی در انتظارات شده و تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی دارد.

ضریب جمله تصحیح خطای ECM سرعت تعدیل متغیرها را نسبت به عدم تعادل پولی (بازار پول) معنکس می‌کند. با توجه به ضریب جمله تصحیح خطای برآورد شده یعنی -0.11 - 0.21 می‌توان نتیجه گرفت که رشد تولید نسبت به عدم تعادل پولی (مازاد عرضه پول) به طور معنی‌داری واکنش نشان می‌دهد. در میان تصریحات خطی، تصریح پنجم بهترین برآش را بر اساس دو معیار اطلاعات آکاییک (AIC) و شوارتز (SIC) به دست می‌دهد.

نتیجه‌گیری

عدم تقارن در ارتباط با بخش حقیقی و سیاست پولی پدیده‌ای است که می‌تواند تحت شرایط و فروض متفاوتی در اقتصاد به وجود آید. نظریات متفاوتی در خصوص اثرات نامتقارن شوک‌های پولی وجود دارد این سبب شده تا اغلب آزمودن آن با یکسری فروض مشخص بسیار مشکل باشد به طوری که با داده‌های اقتصاد کلان و یکسری فروض ساده

نمی‌توان به راحتی آن را آزمود، در این مقاله آثار نامتقارن از آزمون فرض‌های متفاوت که شوک‌های سیاست پولی بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد ایران تأثیر می‌گذارد در طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گرفت. هدف از این تحقیق این بود که از طریق آزمون‌های غیرمستقیم برای مدل‌های اقتصاد کلان با وارد کردن هزینه فهرست بها به بررسی این پدیده پرداخته شود. در اصل مدل‌های هزینه فهرست بها دلالت بر این دارند که یک نوع متفاوت از اثرات نامتقارن در تمایز بین شوک‌های مثبت و منفی برای فعالیت‌های حقیقی اقتصاد وجود دارد. مهم‌ترین تمایز بین مدل‌های پایه هزینه فهرست بها و شوک‌های بزرگ و کوچک تمایز در اندازه یا به عبارتی واریانس و نوسانات تغییرات است. به هر حال با یک تورم حالت پایدار همچنین ممکن است که بین شوک‌های مثبت و منفی نیز تفاوت وجود داشته باشد، اما تأکید بر تأثیرات نامتقارن اشاره‌ای است برای اینکه با مدل‌های تأثیرات نامتقارن سنتی کینزین‌ها تفاوت قائل شوند. همچنین سعی شده تا با استفاده از تئوری موجک به استخراج چرخه‌های موجود در حجم پول پرداخته شود و میزان موقیت بیشتر موجک‌ها در نوفه‌زدایی را نسبت به فیلتر هودریک پرسکات نشان دهد.

نتایج حاصله در خصوص تحقیق مبنی بر عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی دلالت بر آن دارد که شوک‌های منفی اثرات به مراتب بیشتر بر کاهش رشد اقتصادی نسبت به شوک‌های مثبت دارد. همچنین اندازه عددی ضریب شوک مثبت به طور معنی‌داری کمتر از اندازه این ضریب برای شوک منفی است. در تمامی تصریحات، شوک‌های مثبت پولی (بر اساس ضریب) اثر منفی بر رشد تولید داشته است به طوری که حتی اگر فرض کنیم شوک پولی اثر همزمان مثبتی بر تولید حقیقی دارد، بخش بزرگی از آن در دوره‌های بعدی اقتصاد خنثی می‌شود. بنابراین نتایج نشان می‌دهد که هر چند سیاست‌گذار می‌تواند با افزایش غیرمنتظره رشد عرضه پول تا حدی رشد اقتصادی را افزایش دهد اما به هنگام کاهش رشد عرضه پول و تورم بایستی هزینه به مراتب بیشتری بر حسب کاهش رشد اقتصادی پردازد.

با توجه به نتایج حاصل شده از تحقیق، میزان اثرگذاری شوک‌های پولی بر تولید با حجم و اندازه این شوک‌ها ارتباط معکوس دارد. بنابراین آن دسته از سیاست‌های پولی که به ایجاد شوک‌های کوچک پولی منجر شود تولید حقیقی را به میزان بیشتری تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران پولی جهت انجام سیاست‌های انسباطی بیشتر ملزم به قاعده بوده و نرخ رشد پول را به میزان تولید و یا مقادیر به اندازه بهره‌وری نیروی کار تدوین نمایند. همچنین سیاست‌گذاران پولی باید در جهت کاهش تورم از سیاست‌هایی که به ایجاد شوک‌های منفی

پولی در ابعاد کوچک منجر می‌شود پرهیز کنند، چرا که اثرات منفی چنین سیاست‌هایی بر رشد تولید قابل توجه است. در واقع در کشور ما به دلیل بالا بودن نرخ تورم و تعدیل زود به زود قیمت‌ها توصیه می‌شود که از انساطهای بی‌مورد پولی جلوگیری شود تا اطمینان افراد بر سیاست‌گذاران افزایش یافته و در موقع انجام سیاست پولی بر اساس عدم تعديل قیمت، تغییرات در تولید را مشاهده نمائیم.

منابع

الف-فارسی

۱. اسنوند، بی و اچ وین و بی وینارکووچ؛ راهنمای نوین اقتصادکلان، ترجمه منصور خلیلی عراقی و علی سوری، تهران، انتشارات برادران، چاپ اول، ۱۳۸۳.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک در سال‌های مختلف، ۱۳۹۰.
۳. ترجمی هرنده، علیرضا؛ «تحلیل اثر سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته برنامه‌ریزی سیستم‌های اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، ۱۳۸۱.
۴. دل انگیزان، سهاب؛ فلاحتی، علی؛ رجبی، مهدی؛ «بررسی عدم تقارن در ظاییر تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی در ایران از نگاه کیزی‌های جدید»، فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۳۹۰، شماره ۳.
۵. فرزین‌وش، اسدالله؛ احسانی، محمدعلی؛ جعفری‌صمیمی، احمد؛ غلامی، ذبیح‌الله؛ «بررسی آثار نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۳۹۱، شماره ۲۰ (۶).
۶. عباسی‌نژاد، حسین؛ اقتصادسنجی پیشرفته، انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۰.
۷. عباسی‌نژاد، حسین؛ محمدی، شاپور؛ «تحلیل سیکل‌های تجارتی ایران با استفاده از نظریه موجک»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۵، شماره ۷۵.
۸. مهرآر، محسن؛ «تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۷۷، شماره ۵۳.
۹. نوفrstی، محمد؛ «تحلیل آثار سیاست‌های پولی و ارزی به روش هم‌جمعی در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا»، پایان‌نامه دکترای رشته علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، ۱۳۷۹.
۱۰. هژبر کیانی، کامبیز؛ ابطحی، یحیی؛ «آزمون دیدگاه‌های کیزی جدید پیرامون اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل‌های چرخش رژیم مارکوف»، پژوهش‌نامه علوم انسانی و اجتماعی، ۱۳۸۷، شماره ۳.
۱۱. یوسفی، محمدرضاء؛ «بررسی اثرات افزایش و کاهش حجم پول بر فعالیت‌های حقیقی اقتصادی در ایران (ستقارن یا نامتقارن)»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مفید، ۱۳۸۶.

ب-لاتین

12. Ball, L. and N.G. Mankiew; 1994, "**Asymmetric price adjustment and Economic Fluctuations**", Economic journal Vol. 104, pp. 247-261.
13. Barro, R.J; 1997,"**Unanticipated money Growth and Unemployment in the United state**", American Economic Review, Vol. 67, pp. 101-15.
14. Barro, R.J; 1998, "**Unanticipated money output, and the price level in the United state**", journal of Political Economy, Vol. 86, pp. 549-80.
15. Blanchard, O.J. and D. Quah; 1989, "**The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances**", American Economic Review, Vol. 79. pp. 655- 73.
16. Chen, S.S; 2007, "**Does Monetary Policy Have Asymmetric Effects on Stock Returns?**", Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing, Vol. 39, pp. 667-688.
17. Cover, J.p; 1992, "**Asymmetric Effect of positive and negative money-supply shocks**", Quarterly journal of Economics, Vol. 107, pp. 1261-1282.
18. Da silva, E.K. and Savino, M.P; 2009, "**Asymmetric effects of monetary policy in Brazil**", Estudos Economics. Vol. 39, pp. 286-300.
19. De long, B.J. and summers, L; 1988, "**How dose Macroeconomic Policy Affect output?**", Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 2, pp. 433-80.
20. Fisher, M.E. and J.J Seater; 1993, "**Long-run neutrality and super neutrality in an ARIMA framework**", American Economic Review, Vol.83(3), pp. 402-415.
21. Fridman B.M.and K.n Kuttner; 1993, "**Another Lock at the Evidence on Money-income Causality**". Journal of Econometrics, Vol. 57, pp. 189- 203.
22. Hooi, T.S, Habibullah, M.S and Smith, P.A; 2008, "**The Asymmetric Effects of Monetary Policy in Four Asian Economies**", International Applied Economics and Management, Vol. 1(1), pp. 1-7.
23. Karras, K; 1996, "**why are the effects of money-supply shock Asymmetric? Convex Aggregate supply or Pushing on a string?**" journal of macroeconomics, Vol. 18 No. 4 pp.605-619.
24. Krugman, P; 2008, "**The Return of Depression Economics and the Crisis of 2008**", New York: W. W. Norton.
25. Masih R. and M.M. Masih; 1996, "**Macroeconomic activity dynamics and Granger causality: New evidence from a small developing economy based on a Vector error-Correction Modelling analysis**", Economic Modeling, Vol. 13, pp. 407- 426.
26. Masih, A.M.M. and Masih, R; 1995, "**Temporal causality and the dynamic interactions among macroeconomic activity within a multivariate cointegrated system: evidence from Singapore and Korea**", Weltwirtschaftliches Archive, Vol. 131 pp. 265-85.
27. Miller, S.M; 1991, "**Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling**", Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 23, pp. 139-154.
28. Mishkan, F.S; 1982, "**Dose Anticipated Policy matter? An Econometric investigation**". Journal of Political Economy, Vol. 90, pp.108-28.
29. Maskin, E; 2008, "**Dear Mr. President: Advice from seven Nobel Laureates on Fixing the Economy**", Available at: <http://www.newsweek.com/id/165189> /page/5.

30. Parker, R. and Rothman, P; 2003, "**An Examination of the Asymmetric Effects of Money Supply Shocks in the Pre-World War I and Interwar Periods**", Economic Inquiry, Oxford University Press, Vol. 42, pp. 88-100.
31. Ravn, M. and M. sola; 1996, "**A Reconsideration of the Empirical Evidence on the Asymmetric Effects of money- supply shock: Positive vs. negative Big vs. small?**", Brueck college WP, No. 6.
32. Ravn, M. and M. sola; 2005, "**Asymmetric Effects of Monetary Policy in the United States**", Federal Reserve Bank of St. Louis Review, pp. 41-60.
33. Ridhwan, M.M, Henri L.F., Nijkamp, P.A and Rietveld, P; 2010, "**The Impact of Monetary Policy on Economic Activity Evidence from a Meta-Analysis**", Tinbergen Institute Discussion Paper, Netherlands, Working Paper 043/3.
34. Stiglitz, J. E; 2009, "**Testimony before the Congressional Oversight Panel, Regulatory Reform Hearing**", Available at:<http://cop.senate.gov/documents/testimony-011409-stiglitz.pdf>.

