

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاهای و خدمات مصرفی با استفاده از روش^۱ FAVAR^{*} مریم همتی^{**} و دکتر احمد رضا جلالی نائینی^{***}

تاریخ دریافت: ۲۷ شهریور ۱۳۹۰ تاریخ پذیرش: ۲۶ بهمن ۱۳۹۰

دستیابی به سطح قابل قبولی از رشد قیمت‌ها یکی از وظایف و همچنین هدف‌های سیاستگذاران اقتصادی بهویژه در بانک‌های مرکزی است. به منظور اجرای سیاست کنترل تورم، اطلاعات مربوط به نحوه واکنش قیمت‌ها به سیاست‌های پولی برای سیاستگذاران پولی از اهمیت ویژه‌ای برخودار است. مطالعات بسیاری در رابطه با این پرسش که قیمت‌ها در پاسخ به شوک‌های پولی چه واکنشی دارند، واکنش سطح کلی قیمت‌ها مانند شاخص قیمت مصرف کننده (epi) یا شاخص تعدیل کننده مصرف^۲ را بررسی می‌کنند. در اندک مطالعاتی که تاکنون در زمینه تحلیل اثر شوک‌های پولی بر قیمت‌های جزئی انجام گرفته، از الگوهای خودرگرسیونی برداری استفاده شده است. نتایج این مطالعات نشان‌دهنده افزایش برخی قیمت‌های جزئی در پاسخ به سیاست پولی انقباضی است. این نتیجه که در تنافق با تئوری رایج اقتصادی است، در ادبیات به «معماهی قیمت»^۳ معروف است. در این مطالعه به منظور بررسی اثر شوک‌های پولی بر سطح قیمت‌ها رویکرد متفاوتی اتخاذ گردیده است. با استفاده از روش FAVAR واکنش پویای ۱۲ گروه اصلی شاخص قیمت کالاهای و خدمات مصرفی در اثر شوکی به اندازه یک انحراف معیار نرخ رشد پایه پولی با استفاده از توابع واکنش آنی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از توابع واکنش آنی به این شرح استنباط می‌شود: ۱) شوک پولی اثر تأخیری بر روی قیمت‌های جزئی دارد و بیشتر قیمت‌ها با تأخیر قبل توجهی به شوک پولی واکنش نشان می‌دهند. ۲) تقاضات‌های محسوسی در بین

1. Factor Augmented Vector Auto Regression

* از آقایان رامین مجتبی و محمدامین نادریان برای همکاری در کدنویسی سپاسگزاری می‌کنیم.

** کارشناس ارشد پژوهشی گروه پولی و ارزی پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی hematy.maryam@yahoo.com

ahmad_jalali@hotmail.com

*** مدیر گروه پولی و ارزی پژوهشکده پولی و بانکی

2. Consumption Deflator

3. Price Puzzle

واکنش قیمت گروه‌های مختلف وجود دارد. این در حالی است که بنابر فوائل اطمینان به دست آمده از روش تخمین دو مرحله‌ای، معنی‌داری این تفاوت‌ها از لحاظ آماری مورد تأیید قرار نگرفته است.

واژه‌های کلیدی: تحلیل عاملی، تحلیل مؤلفه‌های اصلی، شوک پولی، چسبندگی قیمت‌ها، پایداری تورم، قیمت‌های جزئی.

طبقه‌بندی JEL: E52, E58, C32, C43

۱. مقدمه

کترل تورم به عنوان یکی از هدف‌های سیاست کلان اقتصادی به دلیل اثرات منفی آن همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده. شناسایی و تبیین عوامل ایجاد‌کننده تورم و پیش‌بینی روند آتی قیمت‌ها از فعالیت‌های اساسی سیاستگذاران پولی در کشورهای جهان است و بدین علت حجم زیادی از پژوهش‌های اقتصادی در ایران و کشورهای جهان به بررسی پدیده تورم اختصاص دارد. گرچه در شکل‌گیری پدیده‌های کلان اقتصادی مانند تورم عوامل مختلفی نقش دارند، با این حال، نتایج بیشتر پژوهش‌های انجام شده پیرامون تورم در کشور، بر پولی بودن آن تأکید می‌کنند. مطالعات موجود بیشتر در پی پاسخ به این پرسش که قیمت‌ها در پاسخ به شوک‌های پولی چه واکنشی دارند، به بررسی تأثیر متغیرهای پولی بر سطح کلی قیمت‌ها مانند شاخص قیمت مصرف‌کننده یا شاخص تعدیل کننده مصرف پرداخته‌اند. واکنش شاخص کل قیمت‌ها به شوک پولی، ممکن است پویایی‌های جزئی و رفتار قیمت‌گذاری در سطح خرد را به درستی نشان ندهد.^۱ به عبارت دیگر، رفتار قیمت‌های جزئی می‌تواند اساساً متفاوت از شاخص‌های قیمت کل باشد.^۱ بنابراین پی بردن به تفاوت پویایی قیمت‌ها در میان کالاهای خانوارها به درک مکانیزم انتقال پولی در سطح خرد کمک می‌کند. همچنین به منظور اجرای سیاست کترل تورم، اطلاعات مربوط به نحوه واکنش قیمت‌های جزئی به سیاست‌های پولی و ارزیابی صحیحی از سرعت تعديل قیمت‌ها برای سیاستگذاران پولی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

در محدود مطالعاتی که تاکنون در زمینه تحلیل اثر شوک‌های پولی بر قیمت‌های جزئی انجام گرفته، از الگوهای خودرگرسیونی برداری استفاده شده است. نتایج این مطالعات نشان‌دهنده افزایش برخی قیمت‌های جزئی در پاسخ به سیاست پولی انقباضی است. این نتیجه که در تناقض با

۱. Aoki (2001)

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاهای و ... ۲۰۷

تئوری رایج اقتصادی است، در ادبیات به معماهی قیمت^۱ معروف است. در این مقاله به منظور بررسی اثر شوک‌های پولی بر سطح قیمت‌های جزئی، رویکرد متفاوتی اتخاذ گردیده است. از الگوی تجربی FAVAR که توسط برنانکی، بوبین و الیاس^۲ برای رفع مشکلات مربوط به الگوهای VAR ارائه گردیده است، رفتار قیمت‌های جزئی مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در بخش دوم مقاله در رابطه با محدودیت‌ها و انتقادهای واردۀ به الگوی خودرگرسیونی برداری و راهکار ارائه شده برای حل آنها، بحث خواهد شد. در بخش سوم به بررسی مطالعات انجام شده در رابطه با تحلیل اثر سیاست پولی با استفاده از الگوی FAVAR و همچنین مطالعات انجام شده در رابطه با بررسی اثر سیاست پولی بر قیمت‌های جزئی می‌پردازیم. در بخش پنجم به بررسی توابع واکنش آنی ۱۲ الگوی FAVAR و روش‌های تخمین این الگو و در بخش پنجم به بررسی توابع واکنش آنی ۱۲ گروه اصلی شاخص قیمت کالاهای و خدمات مصرفی براساس تخمین الگوی FAVAR می‌پردازیم.

۲. محدودیت‌ها و انتقادهای واردۀ به الگوی خودرگرسیونی برداری

بعد از معرفی روش VAR توسط سیمز^۳ و نیز برنانکی و بلیندر^۴، ادبیات قابل توجهی شکل گرفت که از روش خودرگرسیونی برداری شناسایی و ارزیابی اختلالات سیاست پولی بر متغیرهای اقتصاد کلان استفاده کردن. برای اولین بار برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) بیان کردند که مجموعه اطلاعات محدود مورد استفاده در الگوهای VAR با بعد اندک، به بروز حداقل سه مشکل بالقوه می‌انجامد. نخست، به دلیل آن که بانک‌های مرکزی و بخش خصوصی مجموعه اطلاعات جامع‌تری نسبت به آنچه که توسط متغیرها در الگوی VAR پوشش داده می‌شوند دارند، ارزیابی شوک‌های سیاست پولی با استفاده از الگوهای VAR استاندارد، به احتمال زیاد به نتایج نادرستی منتهی می‌شود. این می‌تواند به دلیل تورش متغیر حذف شده در الگوی VAR با بعد اندک باشد.^۵ به عنوان نمونه، از این مشکل می‌توان به معمای قیمت اشاره کرد. معمای قیمت نتیجه معمول در الگوهای VAR است و بیانگر افزایش قیمت در پاسخ به سیاست پولی انقباضی است. یک توضیح ارائه شده برای معمای قیمت این است که بانک‌های مرکزی مجموعه اطلاعاتی دارند

1. Price Puzzle

2. Bernanke, Boivin and Eliasz (2005)

3. Sims (1986 and 1992)

4. Bernanke and Blinder (1992)

5. Breitung and Eickmeie (2005)

که توسط متغیرها در الگوهای VAR پوشش داده نمی‌شود. اگر بانک مرکزی به طور سیستماتیک در واکنش به پیش‌بینی تورم آینده و جبران فشار تورمی، سیاست انقباضی اتخاذ کند، در صورتی که سیگنال‌های تورم آینده به طور مناسب توسط سری‌های زمانی در الگوی VAR پوشش داده نشود، واکنش سطح قیمت‌ها که توسط این الگو تخمین زده می‌شود، نادرست است.^۱ به عنوان پاسخی برای این مشکل، سیمز و محققان بعد از وی، متغیر حاوی اطلاعات^۲ مانند نرخ ارز را به الگوی VAR اضافه کردند. نتیجه افزایش این متغیر، کاهش اندکی در اندازه معماهی قیمت بود.^۳ چنانچه استدلال سیمز درست باشد، آنگاه نه تنها واکنش قیمت به سیاست پولی نادرست است بلکه ممکن است همه واکنش‌های تخمین زده شده از الگوی VAR استاندارد با تورش همراه باشند.^۴ بنابراین نیاز به الگویی با یک مجموعه اطلاعات کامل‌تر احساس می‌شود. در نهایت برنانکی و همکاران به مقایسه الگوی VAR با الگوی FAVAR پرداختند. نتایج به دست آمده حاکی از آن بود که معماهی قیمت که در الگوی VAR سه متغیری وجود داشت در الگوی FAVAR حذف شده است. دوم، در الگوی VAR محقق مجبور به تصمیم‌گیری در مورد انتخاب شاخص‌های قابل مشاهده خاص برای نشان دادن تعدادی مفاهیم نظری است. برای نمونه، محقق مجبور به نشان دادن فعالیت اقتصادی توسط یک سری زمانی مانند تولید ناخالص داخلی، یکاری و یا تولیدات صنعتی است. این در حالی است که ممکن است سطح فعالیت اقتصادی با یک سری زمانی قابل نمایش نباشد. سطح فعالیت اقتصادی می‌تواند بازتابی از چندین سری زمانی اقتصاد کلان باشد. با استفاده از الگوی FAVAR اندازه فعالیت اقتصادی می‌تواند توسط یک مجموعه از متغیرهای سری زمانی نشان داده شود. سوم، در الگوی VAR استاندارد، توابع واکنش آنی تنها برای متغیرهای محدودی که در الگو تعریف شده‌اند، قابل مشاهده است. این متغیرها بیشتر کسر کوچکی از متغیرهای مورد نظر و ارزیابی سیاستگذاران و محققان هستند. برای ارزیابی اثر سیاست پولی بر فعالیت اقتصادی، افزون بر تولید ناخالص داخلی و شاخص تولیدات صنعتی، بایستی بتوان تغییرات متغیرهایی مانند اشتغال، درآمد به ازای هر ساعت کاری، تغییرات در موجودی انبار، مصرف کالاهای بادوام، بهره‌برداری از ظرفیت تولید و ... را مورد بررسی قرار داد.

۱. سیمز (۱۹۹۲)

2. Informational Variables

3. Eichenbaum (1992), Bernanke and Mihov (1998) and Bagliano and Favero (1998)

۴. برنانکی و همکاران (۲۰۰۵)

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و ... ۲۰۹

برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) براساس کاربرد الگوهای عامل پویا در اقتصاد، به ارائه یک روش اقتصادسنجی برای حل کاستی‌های الگوی VAR استاندارد در این زمینه پرداختند. برای حفظ درجه آزادی، الگوهای VAR به ندرت بیشتر از ۸ متغیر را شامل می‌شوند. از طرف دیگر، به منظور بررسی اثر سیاست پولی بر متغیرهای مختلف اقتصاد کلان باستی الگو، مجموعه اطلاعات مورد استفاده بانک‌های مرکزی در فرآیند تصمیم‌گیری و سیاستگذاری را دربر گیرد. آنها تعداد اندکی از عوامل را برای خلاصه کردن مجموعه اطلاعات استخراج کردند. آنها از ۱۲۰ سری زمانی ماهانه اقتصاد کلان آمریکا برای دوره ۱۹۵۹:۱ تا ۲۰۰۱:۸ در مطالعه خود استفاده کردند. آنها از این عوامل به همراه نرخ وجوه فدرال (ابزار سیاست پولی) در یک الگوی VAR استفاده کردند. مزیت دیگر الگوی FAVAR این است که در این الگو، توابع واکنش آنی برای همه متغیرها قابل تخمین است. بنابراین، با استفاده از این الگو، مشاهده و بررسی اثر سیاست پولی بر روی دامنه وسیعی از متغیرهای کلان قابل انجام است.

۳. کاربرد الگوهای عامل پویا^۱ در تحلیل سیاست پولی

به دلیل این که روش FAVAR ترکیبی از الگوهای VAR و الگوهای عامل پویا است ($FAVAR = VAR + DFM$)، بهتر است تا به‌طور مختصر راجع به الگوهای عامل و همچنین کاربرد الگوهای عامل پویا و ادبیات مربوط به آن نیز صحبت شود.

روش تحلیل عاملی، یکی از تکنیک‌های آماری چندمتغیره است که برای ترکیب متغیرهای با همبستگی بالا و رسیدن به تعداد اندکی از متغیرهای پنهان به کار می‌رود. بنابراین یکی از اهداف اصلی، تحلیل عاملی کاهش ابعاد داده است. در ادبیات تحلیل عاملی از عامل پنهان معمولاً با عنوان عامل مشترک نام برده می‌شود. ایده اصلی الگوهای عامل این است که اقتصاد توسط تعداد اندکی از نیروها یا عامل‌های مشترک هدایت می‌شود.^۲ در این الگوها فرض می‌شود هر سری زمانی در مجموعه داده‌ها می‌تواند به صورت مجموع دو مؤلفه متعامد بیان شود. مؤلفه مشترک شامل بخشی از سری زمانی است که با بقیه اقتصاد هم حرکت است و مؤلفه ویژه که همان جزء اخلاق است (این مؤلفه برای هر سری زمانی مقدار ویژه‌ای است و بیانگر پویایی هر بخش یا خطاهای اندازه‌گیری است). در سال‌های اخیر، الگوهای عامل با ابعاد بزرگ، در مطالعات تجربی اقتصاد

1. Dynamic Factor Models (DFM)

2. Favero (2005)

کلان استفاده گسترده‌ای پیدا کرده‌اند. این الگوهای جنبه‌های گوناگون نسبت به روش‌های دیگر برتری دارند. الگوهای عامل می‌توانند از عهده پوشش بسیاری از متغیرها برآیند بدون آنکه خود دچار مشکل درجه آزادی اندک که بیشتر در تحلیل‌های رگرسیون رخ می‌دهد شوند. امروزه سیاستگذاران و محققان نسبت به گذشته، داده‌های بسیار زیادی را در اختیار دارند. به کار گرفتن اطلاعات بسیار، می‌تواند به پیش‌بینی‌ها و تحلیل‌های کلان دقیق‌تری شود. افزون بر این، استفاده از متغیرهای متعدد، عملکرد بانک مرکزی را به درستی منعکس می‌کند.^۱ فایده دیگر الگوهای عامل این است که حرکت‌های ویژه^۲ که شامل خطاهای اندازه‌گیری و شوک‌های محلی^۳ است، می‌توانند به واسطه استفاده از این الگوها حذف شوند. با این توصیف، این الگو سیگنال قابل اطمینانی برای سیاستگذاران فراهم می‌کند و آنها را از واکنش نشان دادن به این اطلاعات بازمی‌دارد. افزون بر این، تخمین عوامل مشترک^۴ یا شوک‌های مشترک هدف اصلی در بسیاری از موارد کاربردی است. سومین فایده مهم الگوهای عامل (DFM) این است که محققان لازم نیست بر فروض محدود کننده‌ای که بیشتر در الگوهای ساختاری به کار می‌روند تکیه کنند.

الگوهای عامل پویا به طور مرسوم برای ساخت شاخص‌های اقتصادی و پیش‌بینی استفاده می‌شوند. اخیراً، از این الگوها در تحلیل‌های اقتصاد کلان، به ویژه تحلیل سیاست پولی و چرخه‌های تجاری بین‌المللی استفاده شده است. برنانکی و بویوین (۲۰۰۳)^۵ امکان به کار گرفتن مجموعه اطلاعات جامع تر در تحلیل سیاستگذاری بانک مرکزی آمریکا (FED) را از طریق الگو عامل استاک و واتسون (۱۹۹۹) مورد بررسی قرار دادند. با استفاده از الگوی عامل، اطلاعات سیستماتیک موجود در مجموعه بزرگ داده‌ها می‌تواند در تعداد اندکی عوامل تخمین زده شده، خلاصه شود. آنها نتایج استاک و واتسون در رابطه با بهبود دقت پیش‌بینی با بهره‌برداری از مجموعه بزرگی از داده‌ها مورد تأیید قرار دادند و توابع واکنش سیاست را برای FED تخمین زدند.

سیمادومو^۶، مکانیزم انتقال سیاست پولی به بخش‌های مختلف اقتصاد آمریکا را بررسی کرد. وی با تحلیل الگوی عامل بررسی کرد که آیا سیاست پولی سیستماتیک دارای اثرات نامتقارن و

^۱. برنانکی و بویوین (۲۰۰۳)

2. Idiosyncratic Movement

3. Local Shocks

4. Common Factors

5. Cimadomo (2003)

توزیعی در میان بخش‌های اقتصادی هست یا خیر. او به این نتیجه رسید که سیاست‌های سیستماتیک به طور ناهمگن اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

۴. بررسی مطالعات انجام شده در رابطه با تحلیل اثر سیاست پولی با استفاده از FAVAR روش

بلویسو و میلانی^۱ استدلالی مشابه برنانکی (۲۰۰۵) در حمایت از الگوی FAVAR ارائه دادند. اگرچه الگوی FAVAR برنانکی قادر به ارزیابی سیاست پولی براساس مجموعه اطلاعات کامل‌تری بود اما برنانکی تلاشی برای ارائه تفسیر اقتصادی برای هر یک از عوامل تخمین زده شده انجام نداد. هدف اصلی بلویسو و میلانی، استخراج عوامل به طریقی بود که قادر به ارائه تفسیر اقتصادی برای هر یک از عوامل باشند. این دو سعی کردند تا عواملی را به عنوان نیروهای اساسی شناسایی کنند که بخش‌های مختلف اقتصاد را کنترل می‌کنند و بر این اساس در مقاله خود، الگویی را توسعه دادند که در آن عوامل تخمین زده شده از نظر اقتصادی معنی‌داری بیشتری داشت. این روش، خود را برگزینی برداری تعمیم یافته ساختاری (SFAVAR) نامیده شد. بلویسو و میلانی (۲۰۰۶) مجموعه بزرگ داده‌ها را به بخش‌هایی مانند: فعالیت اقتصادی، تورم، نرخ‌های بهره، بازار مالی، بخش بین‌الملل، پول، اعتبار و انتظارات تقسیم کردند و فرض کردند که هر بخش توسط یک عامل توضیح داده می‌شود. در نهایت آنها عامل فعالیت حقیقی، عامل تورم، عامل نرخ بهره، عامل بازار مالی، عامل بخش خارجی، عامل پول، عامل اعتبار و عامل انتظارات را تخمین زدند. فایده این روش نسبت به الگوی FAVAR این است که ما افزون بر مشاهده اثر سیاست پولی بر هر یک از سری‌های زمانی اقتصاد کلان، قادر به مشاهده اثر این سیاست بر بخش‌های اقتصادی گفته شده در بالا هستیم.^۲

بلویسو و میلانی از روش راستنمایی بیزین^۳ و نمونه‌گیری گیبس به منظور تخمین همزمان عوامل و پارامترهای VAR استفاده کردند. آنها برای تخمین از ۲۰۴ متغیر به صورت ماهانه برای

1. Belviso and Milani (2006)

2. البته گفتنی است که روش بلویسو و میلانی دارای محدودیت‌هایی است. اول، قرار دادن متغیرها در بخش‌های مختلف که اساس تفسیر عوامل است تا حدی اختباری است. دوم، این امکان وجود دارد که مجموعه اطلاعات در هر بخش به طور مناسبی توسط یک عامل پوشش داده نشود و اگر دو یا چند عامل برای تعدادی از بخش‌ها احتیاج باشد آنگاه این روش برتری خود را در پوشش مجموعه اطلاعات بزرگ توسط عوامل اندک از دست می‌دهد و مشکل درجه آزادی مانند الگوهای VAR بروز می‌کند.

3. Likelihood-based Bayesian Method

دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۸ در آمریکا استفاده کردند. نتایج تحقیق آنها (اثر سیاست پولی انقباضی بر عوامل مختلف و همچنین هر یک از سری‌های زمانی متغیرهای کلان) موافق با انتظارات نظری و همچنین نتایج برنانکی (۲۰۰۵) بود. به طور خاص، ایشان دریافتند که سیاست پولی انقباضی که توسط تغییرات در نرخ وجوه فدرال اندازه‌گیری می‌شود، به کاهش عامل تورم، عامل فعالیت حقیقی، عامل اعتبار، عامل پول و عامل انتظارات می‌انجامد. از طرف دیگر، سیاست پولی انقباضی باعث کاهش تولیدات صنعتی، مصارف شخصی، بهره‌برداری از ظرفیت تولید، ساختمندانهای شروع شده، متوسط ساعت کاری در هفته، موجودی ابزار و کل ذخایر می‌شود. افزون بر آن، سیاست پولی انقباضی باعث افزایش در نرخ ییکاری می‌شود.

سن بت^۱ با استفاده از الگوی FAVAR توسعه یافته توسط برنانکی (۲۰۰۵)، اثر سیاست پولی را بر دامنه وسیعی از شاخص‌های اقتصاد کلان برای کشورهای آمریکا، کانادا، انگلستان، ژاپن و فرانسه بررسی کرد. او همچنین انتقال بین‌المللی سیاست پولی^۲ (برای نمونه اثر سیاست پولی آمریکا بر دیگر کشورهای داخل نمونه) را بررسی کرد. سن بت از داده‌های ماهانه ۷۰–۸۰ متغیر کلان برای هر کشور برای دوره ۱۹۷۲ تا ۲۰۰۶ استفاده کرد. نتایج تحقیق وی نشان داد که الگوی FAVAR، برای همه کشورها در نمونه مورد بررسی، باعث حذف پاسخ معماگوئه قیمت شده است. همچنین سیاست پولی به طور کلی بر دامنه وسیعی از متغیرهای اقتصادی اثرگذار است. در رابطه با انتقال بین‌المللی سیاست پولی، سن بت نشان داد که سیاست پولی آمریکا شدیداً بر کانادا تأثیر می‌گذارد، در حالی که دارای اثر ملایمی بر کشورهای ژاپن و انگلستان است.

امیر احمدی و آلبرت ریشل^۳ اثرات سیاست پولی در اقتصاد آمریکا در دوره رکود بزرگ زمان جنگ را با یک الگوی FAVAR بررسی کردند. آنها با استفاده از پانلی مشکل از ۱۶۴ سری زمانی اقتصاد کلان، سعی کردند تا اطلاعاتی راجع به عامل مشترک ادوار تجاری آمریکا در طول دوره جنگ به دست آورند. آنها الگوی تجربی خود را براساس این مجموعه از اطلاعات و برای پنج ابزار مختلف سیاست پولی، تصریح کردند و برای پرهیز از معماهی قیمت، از قید علامت^۴ استفاده کردند. ایشان دریافتند که سهم کلی سیاست پولی در توضیح واریانس متغیرهای واقعی زمان جنگ، مانند دوران پس از جنگ اندک است و به این نتیجه رسیدند که سیاست پولی مسلماً

1. Senbet (2008)

2. International Transmission of Monetary Policy

3. Pooyan Amir Ahmadi and Albrecht Ritschl (2009)

4. Sign Restriction

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاهای ... ۲۱۳

در رکود بزرگ دوران جنگ نقش داشته است، اما شواهد کافی بر تأیید این فرضیه سنتی که رکود بزرگ بیشتر یک پدیده پولی بود وجود ندارد.

چنان دیو و درسلر^۱، کارکرد و نقش کاتال وامدهی بانکی^۲ در مکانیزم انتقال سیاست پولی را با استفاده از روش FAVAR مورد بررسی قرار دادند. آنها با بهره‌گیری از قابلیت روش FAVAR در به کارگیری تعداد بسیاری از متغیرهای کلان در شناسایی شوک‌های سیاست پولی، به این نتیجه رسیدند که کاتال وامدهی بانکی برخلاف نتایج مطالعات قبلی، از کارکرد قوی‌تری برخوردار است. ایشان نشان دادند که تعمیم الگوی VAR با عوامل تخمین زده شده باعث بهبود در تخمین اثر شوک‌های سیاست پولی می‌شود.

گوپتا، جرگیلاس و کابوندی^۳، با بهره‌برداری از روش FAVAR به بررسی و ارزیابی اثر سیاست پولی بر رشد قیمت واقعی مسکن در آفریقای جنوبی پرداختند. ایشان از مجموعه داده‌های بزرگی شامل ۲۴۶ سری زمانی فصلی برای دوره ۱۹۸۰:۴ تا ۲۰۰۶:۱ استفاده کردند. نتایج آنها بر مبنای توابع واکنش آنی بر این دلالت داشت که به طور کلی رشد قیمت واقعی مسکن در پاسخ به شوک افزایش نرخ استناد خزانه^۴ (به عنوان ابزار سیاست پولی)، کاهش می‌یابد. مضافاً در میان بخش‌های مختلف بازار مسکن این واکنش‌ها ناهمگن است. بخش خانه‌های لوکس و بزرگ و همچنین بخش متوسط بیشتر از بخش خانه‌های کوچک (با قابلیت خرید آسان‌تر) به شوک‌های سیاست پولی واکنش و حساسیت نشان می‌دهند. مهم‌تر از همه آن که آنها شواهدی دال بر وجود معماً قیمت مسکن (که در مطالعات انجام گرفته قبلی با استفاده از روش‌های اطلاعات محدود، مشاهده شده بود) پیدا نکردند.

لیونگ، کینگ‌هی و کینگ^۵ به منظور بررسی اثرات سیاست پولی در چین در دو دهه (با تأکید بر دوره پس از بحران آسیا و دوره تغییر رژیم ارزی) و نیز بررسی اثربخشی ابزارهای سیاست پولی در ثبات اقتصاد چین و در کمک مکانیزم انتقال سیاست پولی در چین از روش FAVAR استفاده کردند. ایشان دریافتند که نرخ‌های بهره و سیاست پولی بازار محور، اثر ناچیزی بر اقتصاد واقعی و سطح قیمت‌ها در رژیم نرخ ارز ثابت دارند. این ابزارهای سیاستی زمانی که نرخ ارز در بازار تعیین می‌شود، تأثیر بیشتری بر تولیدات صنعتی دارند. ایشان همچنین وضعیت سیاست

1. Chetan Dave and Dressler (2009)

2. Bank Lending Channel

3. Gupta,Jurgilas and Kabundi (2010)

4. Treasury Bill Rate

5. LEUNG, Qing HE and CHONG (2010)

پولی در چین را با یک عامل، که خلاصه‌ای از ۱۵ متغیر سیاستی بود، نشان دادند. براساس نتایج این مطالعه، عامل سیاست^۱ از هر یک از ابزارهای سیاست پولی به طور منفرد، مؤثرتر بود. اقتصاد انگلستان از زمان اتخاذ رژیم هدف‌گذاری نرخ تورم در سال ۱۹۹۲ تا بحران اخیر، دوره بی سابقه‌ای از ثبات را تجربه کرده است. هارون ممتاز^۲ در مقاله‌ای این پرسش را مورد بررسی قرار می‌دهد که آیا این ثبات و پایداری را می‌توان به طور کامل به این نوع از سیاست پولی نسبت داد؟ او این پرسش را با استفاده از الگوی تجربی FAVAR (با ضرایب متغیر با زمان^۳) که حجم بزرگتری از اطلاعات را نسبت به الگوی سه متغیری VAR دریس دارد، مورد بررسی قرار داد. نتایج به دست آمده از این تحقیق، نتایج مطالعات قبلی در رابطه با کاهش در نوسان و پایداری تولید و تورم در انگلستان را مورد تأیید قرار می‌دهد. وی نقش سیاست پولی سیستماتیک و غیرسیستماتیک و همچنین شوک‌های غیرسیاستی^۴ در کاهش نوسان و افزایش پایداری را مورد بررسی قرار داد. او به این نتیجه رسید که وجود نداشتن شوک‌های غیرسیاستی مخالف، عامل مهم پایداری اقتصاد انگلستان است. ممتاز براساس توابع واکنش آنی، شواهدی دال بر وجود معماهی قیمت پیدا نکرد که دلالت بر این دارد که اطلاعات اضافی به کار رفته در الگو به تخمین‌های ساختاری قوی‌تری منجر شده است.

۵. مطالعات انجام شده در رابطه با بررسی اثر سیاست پولی بر روی قیمت‌های جزئی

از جمله مطالعاتی که در زمینه بررسی اثر سیاست پولی بر روی قیمت‌های جزئی انجام شده است می‌توان به مطالعه بیلز، لنو و کریتساو^۵ اشاره کرد. آنها به منظور تخمین واکنش قیمت ۱۲۳ قلم کالا و خدمات مشمول در cpi به شوک پولی (تغییرات نرخ وجوه فدرال) الگوی VAR هفت متغیری (شامل جمعیت شاغل در بخش‌های غیر کشاورزی^۶، شاخص تعديل کننده مصرف، قیمت کالاهای^۷، نرخ اسمی وجوه فدرال، ذخایر غیر استقراضی^۸، کل ذخایر و حجم پول) را برآورد

1. Policy Factor

2. Haroon Mumtaz (2010)

3. Time Varying Coefficient

4. Non Policy Shocks

5. Bils, Klenow and Kryvtsov (2003)

6. Nonfarm Employment

7. Commodity Prices

8. Non Borrowed Reserves

کردند. هر یک از سری‌های قیمت به عنوان تابعی از وقفه‌های توزیعی خود متغیر و متغیرهای موجود در الگوی VAR در نظر گرفته شد و این معادله به الگوی VAR اضافه شد و با تخمین الگو به صورت مجزا برای هر یک از سری‌های قیمت، واکنش‌های آنی به دست آورده شد. بالکنی و وینی^۱ با استفاده از روش بیلز و همکاران واکنش بیش از ۶۰۰ قلم کالای مشمول شاخص PPI و همچنین ۱۵ گروه اصلی شاخص قیمت تولیدکننده را به سیاست پولی انقباضی بررسی کردند. نتیجه به دست آمده از هر دو مطالعه این بود که واکنش قیمت‌ها به شوک پولی نشان‌دهنده وجود معماً قیمت بود (افزایش قیمت به دنبال سیاست پولی انقباضی).

ناکاجیما، سودو و تیسروگا^۲، واکنش قیمت‌های جزئی در اثر شوک‌های سیاست پولی را با استفاده از یک الگوی VAR ده متغیری بررسی کردند. با تحلیل داده‌های قیمت کالاهای مصرفی در آمریکا، به این نتیجه رسیدند که واکنش قیمت‌های جزئی در بین بخش‌های مختلف، ویژگی‌های خاصی دارد که الگوهای قیمت چسبنده چند بخشی استاندارد قادر به توضیح این رفتار نیستند. کسر قابل توجهی از قیمت‌های جزئی در ابتدا در پاسخ به شوک سیاست پولی انقباضی افزایش می‌یابند. واکنش قیمت‌های جزئی در بخش‌های مختلف، همبستگی نسبتاً ضعیفی با فراوانی تغییرات قیمت‌ها^۳ دارد. آنها در چارچوب هزینه سیاست پولی^۴ و ناهمگنی چسبنده‌گی واقعی بخش‌های مختلف توانستند نتایج به دست آمده را تفسیر کنند.

هارون ممتاز و همکاران (۲۰۰۹) در قالب روش FAVAR، نقش عامل‌های اقتصاد کلان و عامل‌های ویژه هر بخش^۵ در نوسانات قیمت‌ها در انگلستان در سطوح کلی و جزئی را مورد بررسی قرار دادند. عامل‌های اقتصاد کلان^۶ در توضیح نوسانات قیمت‌های جزئی به نسبت قیمت‌های کلی از اهمیت کمتری برخوردارند. پایداری نرخ تورم جمعی، بسیار بیشتر از پایداری نرخ تورم در میان سری‌های شاخص قیمت جزئی است. نتایج آنها نشان می‌دهد که سیاست پولی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت، قیمت‌های نسبی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. درجه رقابت در صنایع، نقش مهمی در تعیین رفتار قیمت‌گذاری ایفا می‌کند.

1. Balke and Wynne (2007)
 2. Nakajima, Sudo and Tsuruga (2010)
 3. Frequency of Price Changes
 4. Cost Channel of Monetary Policy
 5. Sector-Specific Factors
 6. Macroeconomic Factors

۶. معرفی الگوی FAVAR

در این بخش چارچوب متداول‌تری FAVAR مورد بحث قرار خواهد گرفت. بعد از معرفی الگوهای عامل پویا در اوخر ۱۹۷۰ توسط سارجنت و سیمز و گوک^۱، این الگوها به طور گستره‌ای برای تخمین عامل‌های مشترک مجموعه داده‌های بزرگ، مورد استفاده قرار گرفته‌اند. بنابراین، یک راه حل ممکن برای مشکل مربوط به مجموعه اطلاعات محدود در الگوهای VAR، اضافه کردن تعدادی از عوامل است که اطلاعات متغیرهای سری زمانی متعددی را به‌طور بهینه در خود جای داده‌اند.

فرض کنید X_t بردار $(1 \times N)$ از سری‌های زمانی متغیرهای اقتصادی حاوی اطلاعات است و این تعداد از متغیرها ایستاده هستند.^۲ Y_t بردار $(1 \times M)$ از متغیرهای اقتصادی ایستاده قابل مشاهده است؛ به‌طوری که انتظار می‌رود این متغیرها اثرات فراگیری^۳ بر اقتصاد داشته باشند. به دلیل این که می‌خواهیم اثرات شوک‌های پولی را مورد بررسی قرار دهیم، بردار Y_t شامل نرخ رشد پایه پولی است. به دلیل اهمیت پایه پولی در تعیین نقدینگی و تورم در اقتصاد، انتظار می‌رود این متغیر اثرات فراگیری بر اقتصاد داشته باشد. در الگوهای VAR استاندارد که شامل متغیرهای تفاضل مانا هستند، مسئله‌ای که با ایستی مورد توجه قرار گیرد، همانباشتگی میان متغیرهای ناماناست که در صورت وجود همانباشتگی، الگوی تصحیح خطای برداری مورد استفاده قرار می‌گیرد. در الگوهای FAVAR عوامل به جای متغیرهای واقعی مورد استفاده قرار می‌گیرند و این عوامل متحامدند، بنابراین همانباشتگی میان این عوامل دور از انتظار است.

Y_t یک زیرمجموعه از X_t است و ممکن است شامل متغیرهای سیاستی، رشد اقتصادی و قیمت‌ها باشد. در بیشتر موارد، در مطالعاتی که از الگوهای VAR استاندارد استفاده شده است، تنها از متغیرهای موجود در بردار Y_t به عنوان متغیرهای قابل مشاهده استفاده شده است. یکی از مشکلات این روش این است که Y_t نمی‌تواند مجموعه اطلاعات X_t را دربر گیرد. فرض کنید که بیشتر اطلاعات موجود در X_t بتواند به صورت مؤثری در تعداد اندکی عوامل غیر قابل مشاهده خلاصه شود.

1. Sargent (1977) and Geweke (1977)

۲. لازمه تخمین عوامل با استفاده از مؤلفه‌های اصلی، ایستا بودن متغیرهای است. بنابراین در صورت وجود ریشه واحد، تبدیلاتی در این متغیرها انجام می‌شود (مانند تفاضل گیری).

3. Pervasive Effects

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاهای ... ۲۱۷

$$\begin{aligned}x_1 &= \lambda_{11}f_1 + \lambda_{12}f_2 + \dots + \lambda_{1k}f_k + \varepsilon_1 \\x_2 &= \lambda_{21}f_1 + \lambda_{22}f_2 + \dots + \lambda_{2k}f_k + \varepsilon_2 \\&\vdots \\x_n &= \lambda_{n1}f_1 + \lambda_{n2}f_2 + \dots + \lambda_{nk}f_k + \varepsilon_n\end{aligned}$$

و در غالب ماتریسی به صورت رابطه (۱) است:

$$X = \Lambda F + \varepsilon \quad (1)$$

بردار ($1 \times k$) از عوامل غیرقابل مشاهده است.

برنانگی (۲۰۰۵) بیان می‌کند: «عوامل غیرقابل مشاهده در دو مورد دارای کاربرد هستند: ۱) به عنوان دربردارنده نوسانات تولید بالقوه (غیرقابل مشاهده)، ۲) به عنوان منعکس کننده مفاهیم تئوریکی مانند فعالیت اقتصادی، فشارهای قیمتی که به راحتی توسط یک یا چند سری زمانی قابل بررسی نیستند بلکه این مفاهیم در دامنه وسیعی از متغیرهای اقتصادی انعکاس می‌یابند.»

براساس الگوی عامل پویای استوک و واتسون (۲۰۰۵) و فاورو (۲۰۰۵)، Y_t به عنوان تابعی از وقفه‌های توزیعی تعداد اندکی از عوامل غیرقابل مشاهده و جزء خطای ویژه^۱ در نظر گرفته می‌شود. اجزای خطای ویژه در این الگو می‌توانند به طور سریالی همبسته باشند.

$$Y_t = \lambda(L)F_t + u_t \quad (2)$$

$$u_t = \delta(L)u_{t-1} + v_t \quad (3)$$

بردار ($1 \times k$) از عوامل پویای غیرقابل مشاهده است. $(L)^{\lambda}$ بردار ($m \times k$) از بارهای عاملی و v_t جزء خطای نوفه سفید است. همچنین فرض کنید که عوامل و اجزای اخلال همبستگی ندارند. یعنی به ازای هر t داریم $E(F_t u_s) = 0$. همچنین از معادله (۳) داریم

$$u_t = [I - \delta(L)L]^{-1} v_t$$

$$Y_t = \Lambda(L)F_t + \delta(L)Y_{t-1} + v_t \quad (4)$$

$$\Lambda(L) = [I - \delta(L)L]\lambda(L)$$

از طرف دیگر فرض می‌کنیم رابطه (۵) دینامیک عوامل را بیان می‌کند:

1. Idiosyncratic Errors

$$F_t = \Phi(L)F_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

η_t بردار ($1 \times k$) از اجزای اخلال است. با جایگذاری معادله (5) در معادله (4) و مرتب کردن دوباره آن معادله (6) به دست می‌آید:

$$Y_t = \Lambda(L)\Phi(L)F_{t-1} + \delta(L)Y_{t-1} + \omega_t \quad (6)$$

در معادله (6) ω_t برابر است با $\Lambda(L)\eta_t + v_t$. با ترکیب معادله (6) و معادله (5)، الگوی FAVAR به دست می‌آید.

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi(L) & \cdot \\ \Lambda(L)\Phi(L) & \delta(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \omega_t \end{bmatrix} \quad (7)$$

سیستم (7) در صورتی که فرض شود تمامی مؤلفه‌های بردار $\Phi(L)$ صفر هستند، به الگوی VAR استاندارد کاهش می‌یابد. بنابراین اگر شکل صحیح سیستم، یک الگوی FAVAR باشد آنگاه الگوهای VAR استاندارد به تورش متغیر حذف شده دچارند. افروزن بر این، با توجه به این که الگوی VAR در الگوی FAVAR نهفته است (در صورتی که تمامی مؤلفه‌های بردار $\Phi(L)$ صفر باشد) مقایسه این دو الگو آسان می‌شود. در این مطالعه، الگوی FAVAR به گونه‌ای تصریح می‌شود که بردار Y_t شامل متغیرهای رشد پایه پولی، رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، رشد نرخ ارز در بازار آزاد^۲ باشد.

1. Nested

۲. نرخ ارز از دو راه بر سطح شاخص قیمت مصرف کننده تأثیر می‌گذارد. اول، از طریق واردات کالاهای و خدمات مصرفی. با افزایش نرخ ارز در دوره جاری واردکنندگان مبالغ بیشتری را برای ثبت سفارش می‌پردازند، مراحل گرفتن مجوز واردات، ثبت سفارش، خرید، حمل و نقل، ترخیص و توزیع کالاهای وارداتی تا به دست مصرف کننده نهایی برسد چند دوره به طول می‌انجامد. راه دوم، از طریق واردات واسطه‌ای (مواد اولیه) است که مراحل گفته شده برای واردات کالاهای مصرفی به علاوه فرآیند تولید چندین دوره به طول می‌انجامد که به گرانتر شدن این گروه کالاهای انجامد، با افزایش قیمت گروهی از کالاهای وارداتی و تولید شده وابسته به مواد اولیه وارداتی، این افزایش به کالاهای دیگر هم سرایت می‌کند و به افزایش شاخص کالاهای و خدمات مصرفی منجر می‌شود، در نتیجه آثار تورمی آن بعد از چند دوره مشخص می‌شود.

۷. داده‌های مورد استفاده در تحقیق

همان‌گونه که گفته شد، الگوی FAVAR این امکان را فراهم می‌کند تا همه سری‌های زمانی اقتصاد کلان مرتبط، در الگو وارد شوند. در این تحقیق، متغیرها از طبقه‌بندی‌های کلی زیر انتخاب می‌شوند: تولید حقیقی و مصرف و سرمایه‌گذاری، اشتغال و دستمزد، شاخص‌های قیمت، متغیرهای پولی و اعتباری، نرخ برابری ارز، بورس، بخش ساختمان و مسکن، بخش خارجی و انتظارات. این متغیرها اطلاعات مفیدی در رابطه با وضعیت اقتصاد هستند و در تشخیص بهتر اثر شوک‌های پولی ما را یاری می‌کنند. افزون بر این متغیرها، به منظور بررسی اثر شوک‌های پولی بر قیمت‌های جزئی، داده‌های مربوط به ۱۲ گروه اصلی cpi نیز به این مجموعه از داده‌ها اضافه شده است. به دلیل این که مجموعه اطلاعات به کار گرفته شده فصلی است، از این رو باید در مورد هر کدام از سری‌ها تعدیل فصلی انجام گیرد تا عناصر فصلی از سری زمانی حذف شود. برای تعدیل فصلی سری‌های زمانی از روش Census X11 استفاده شده است. به دلیل ناقص بودن داده‌های فصلی، اطلاعات موجود و قابل دسترس (که بخشی از آن به صورت رسمی منتشر شده و بخشی دیگر براساس داده‌های سالانه ساخته شده) مورد استفاده قرار گرفته است. برای ساخت داده‌های فصلی از داده‌های سالانه از روش دنتون تابعی^۱ استفاده شده است. بعد از بررسی داده‌های موجود برای ۹۶ متغیر اقتصاد کلان و همچنین با توجه به دسترس بودن متغیرها در دوره‌های زمانی مختلف، در نهایت دوره ۱۳۸۶:۴ تا ۱۳۶۹:۱ برای مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است. لیست کامل داده‌های مورد استفاده در این مطالعه در پیوست ۱ آورده شده است.

لازم‌هه تخمین عوامل با استفاده از مؤلفه‌های اصلی، ایستا بودن متغیرهاست. چنان‌که در الگو نیز نشان داده شد، فرض می‌شود که همه متغیرهای بردار X ایستا هستند. برای این منظور، با استفاده از تست ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیلیپس-پرون، ایستایی متغیرهای X آزمون می‌شود که در صورت وجود ریشه واحد، تبدیلاتی مانند تفاضل گیری از متغیرها انجام می‌پذیرد.^۲ به غیر از تعداد اندکی از متغیرها، بقیه متغیرها همگی انباشته از درجه یک هستند و در بیشتر موارد از تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیرها در مدل استفاده شده است. همچنین به دلیل این که تحلیل مؤلفه‌های اصلی به مقیاس متغیرها حساس است، بنابراین باستی متغیرها به حالت استاندارد (با میانگین صفر و واریانس یک) درآیند.

۱. Proportional Denton

۲. جزئیات مربوط به نتایج آزمون‌های ریشه واحد به دلیل کمبود فضا در این مقاله گزارش نشده است.

۸. روش تخمین الگوی FAVAR

به دلیل این که عوامل قابل مشاهده نیستند، تخمین معادله (۷) به طور مستقیم غیرممکن است. یک روش دو مرحله‌ای برای تخمین الگوی FAVAR، توسط استوک و واتسون (۲۰۰۲) و برنسک (۲۰۰۵) پایه‌ریزی شده است. در مرحله اول با استفاده از تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) و با استفاده از متغیرهای X_t (با کنار گذاشتن متغیرهای موجود در بردار Y_t) عوامل‌های مشترک را استخراج می‌کنیم و در مرحله دوم این عوامل تخمین زده شده را در الگوی VAR وارد می‌کنیم. روش دیگری که در ادبیات برای تخمین الگوی FAVAR استفاده شده است، روش راستنمایی براساس نمونه‌گیری گیس^۱ است. این روش یک تکنیک تخمین یک مرحله‌ای است که عوامل و الگوی VAR به‌طور همزمان تخمین زده می‌شوند. به طور کلی در مطالعات انجام شده، نتایج به‌دست آمده از هر دو روش تخمین یکسان بوده است.

برای شناسایی شوک‌های پولی، از تجزیه چولسکی استفاده شده است.^۲ به این صورت که فرض می‌شود عوامل‌های مشترک و متغیرهای الگوی VAR استاندارد (نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نرخ ارز در بازار آزاد (تفاضل مرتبه اول لگاریتم نرخ ارز) و نرخ تورم) نمی‌توانند به‌طور همزمان به شوک غیرمنتظره نرخ رشد پایه پولی پاسخ دهند، در حالی که متغیر نرخ رشد پایه پولی می‌تواند به هر تغییری در عوامل‌ها و متغیرهای هدف واکنش نشان دهد. البته در هر حال در دوره‌های بعد از شوک پولی، قیدی بر واکنش عوامل‌ها و متغیرهای هدف وضع نمی‌شود. همچنین در نظر گرفته می‌شود که عوامل‌ها (F_t) بین متغیرهای هدف (مانند رشد اقتصادی و تورم) و متغیر نرخ رشد پایه پولی قرار می‌گیرند (فرض می‌شود که عوامل‌ها قادر نیستند در طول یک فصل، متغیرهای هدف را تحت تأثیر قرار دهند). طرح‌های تشخیصی دیگر مانند قیود بلندمدت^۳ یا فرآیندهای VAR ساختاری همان‌گونه که برنانکی و میهو در سال ۱۹۹۸ بیان کردند نیز می‌تواند در چارچوب FAVAR به کار رود. هرچند این الگوهای نوعاً نیازمند شناسایی مفهوم اقتصادی عوامل هستند.

۱. Gibbs Sampling

۲. برنانکی، بویوین و الیاس (۲۰۰۵) و بویوین، جیانوی و موجون (۲۰۰۸)

۳. بلنچارد و کواه (۱۹۸۹)

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بیانی کالاهای ... ۲۲۱

۱-۸ ایجاد اطمینان از نمونه

در گام نخست لازم است از مناسب بودن داده‌ها از نظر تعداد و انسجام برای انجام تحلیل عاملی اطمینان حاصل شود. برای این منظور آماره‌هایی وجود دارند که در این تحقیق از آزمون KMO^۱ برای اطمینان از کفایت تعداد داده‌ها و از آزمون بارتلت^۲ برای اطمینان از مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی استفاده شده است.

مقدار KMO همواره بین ۰ و ۱ در نوسان است در صورتی که مقدار آن کمتر از ۰/۵ باشد، داده‌ها برای تحلیل عاملی مناسب نخواهد بود و اگر مقدار آن بین ۰/۵ تا ۰/۶۹ باشد می‌توان با احتیاط به تحلیل عاملی پرداخت. اما در صورتی که مقدار آن بزرگتر از ۰/۷ باشد، داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب خواهند بود.

برای اطمینان از این موضوع که ماتریس همبستگی- که زیربنای تحلیل عاملی قرار می‌گیرد- در جامعه برابر صفر نیست، از آزمون بارتلت استفاده می‌شود. مقصود از اجرای این آزمون، رد فرضیه صفر مبنی بر برابری ماتریس ضرایب همبستگی با ماتریس واحد است. برای آن که یک الگوی تحلیل عاملی، مفید و دارای معنا باشد، لازم است متغیرها همبسته باشند. در غیر این صورت دلیلی برای تحلیل عاملی، وجود ندارد. آزمون بارتلت این فرضیه را که ماتریس همبستگی متعلق به جامعه‌ای با متغیرهای ناهمبسته است، می‌آزماید. این آزمون که با توزیع کای دو قضاوت می‌شود در سطح ۰/۰۵ معنی دار است.

جدول ۱. مقادیر آزمون‌های KMO و Bartlett

| KMO and Bartlett's Test | | |
|---|---------|---|
| Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy | ۰/۷۲۰ | |
| Bartlett's Test of Sphericity | ۳/۳۴۴E۳ | |
| Approx. Chi-Square | | . |
| Sig. | | |

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده از خروجی نرم‌افزار SPSS مشخص می‌شود که داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب هستند. همچنین با توجه به مقدار آماره آزمون بارتلت، فرض صفر مبنی

1. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy
2. Bartlett's Test of Sphericity

۲۲۲ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران سال شانزدهم شماره ۴۹

بر برابری ماتریس همبستگی با ماتریس واحد رد شده و می‌توان انتظار داشت که با استفاده از تحلیل عاملی به ترکیب مناسبی از عوامل دست یافت.

۲-۸. قدرت توضیح‌دهنگی عوامل

در جدول ۲ تعداد ۱۰ مؤلفه اصلی با مقادیر ویژه بزرگتر به همراه درصدی از واریانس کل که توسط این مؤلفه‌ها توضیح داده می‌شود آورده شده است. با توجه به جدول ۲ مشاهده می‌شود که مؤلفه اول تقریباً به طور متوسط ۲۰ درصد از کل واریانس متغیرهای مجموعه داده‌ها را توضیح می‌دهد. همچنین ۵ مؤلفه اصلی اول در مجموع بیشتر از ۵۰ درصد از واریانس کل را توضیح می‌دهند.

جدول ۲. درصد واریانس توضیح‌داده شده توسط عامل‌ها

| مؤلفه‌ها ^۱ | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ | ۷ | ۸ | ۹ | ۱۰ |
|---------------------------------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|
| مقادیر ویژه ^۲ | ۱۲/۶۹۳ | ۷/۵۶۱ | ۵/۴۱۷ | ۴/۶۱۲ | ۳/۸۳ | ۲/۳۵۹ | ۲/۱۴ | ۲/۶۳ | ۲/۴۹۸ | ۲/۱۱۵ |
| درصد واریانس ^۳ | ۱۹/۶۵۳ | ۱۱/۲۱۷ | ۸/۳۲ | ۷/۲۳ | ۶/۱۷ | ۴/۵۴ | ۴/۲۴۴ | ۳/۵۵ | ۳/۳۷ | ۲/۸۵ |
| (متناظر با هر مؤلفه) | ۱۹/۶۵۳ | ۳۰/۸۷ | ۳۹/۱۹ | ۴۶/۴۲ | ۵۲/۵۹ | ۵۷/۱۳ | ۶۱/۳۷۴ | ۶۴/۹۲۴ | ۶۸/۲۹۴ | ۷۱/۱۴۴ |
| درصد تجمعی واریانس ^۴ | | | | | | | | | | |

مأخذ: محاسبات تحقیق

در ادبیات مربوط به کاربرد الگوهای عامل پویا در اقتصاد بیان می‌شود که به دلیل تعداد زیاد و همچنین تنوع و گوناگونی متغیرهای مورد استفاده در تحلیلهای اقتصادی، عموماً درصدی از واریانس کل که توسط عامل‌ها توضیح داده می‌شود به مرتب کمتر از این درصد در کاربرد این الگوها در دیگر علوم (علوم اجتماعی و روانشناسی ...) است. در علوم اجتماعی، دو یا سه عامل اول بیش از ۹۰ درصد از کل واریانس متغیرها را توضیح می‌دهند. این در حالی است که در پانل‌های اقتصاد کلان، ۴۰ درصد (واریانس توضیح داده شده) بیشتر به عنوان یک برآذش قابل

- 1. Components
- 2. Eigenvalue
- 3. Variance Proportion
- 4. Cumulative Variance

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاهای و ... ۲۲۳

قبول در نظر گرفته می‌شود.^۱ کم بودن قدرت توضیح‌دهندگی در این پژوهش می‌تواند به دلیل فقدان داده‌های فصلی برای سیاری از متغیرهای مهم (از قبیل اشتغال بخش‌های مختلف) در کشور و همچنین فقدان آمارهای مربوط به برخی فضول برای برخی متغیرهای اقتصادی (بخش ساختمان و مسکن) باشد. این محدودیت آماری اجتناب‌ناپذیر است.

تعیین تعداد عوامل

پرسش مهم در این تحقیق این است که چه تعداد عامل، اطلاعات لازم برای الگو کردن اثرات شوک‌های پولی را در خود جای می‌دهند. بای و انجی (۲۰۰۲) معیارهایی برای تعیین تعداد عوامل ارائه دادند. هرچند، این معیار لزوماً پاسخی برای این پرسش که چه تعداد عامل بایستی در الگوی VAR وارد شوند، ارائه نمی‌دهد. برای این منظور، ما حساسیت نتایج به تعداد عوامل مختلف را مورد بررسی قرار خواهیم داد.

$$IC(k) = \ln(V(k, \hat{F}^k)) + kg(N, T) \quad (8)$$

$$\ln(V(k, \hat{F}^k)) = \min \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \lambda_i^k F_t^k)^2$$

در معادله (۸)، N و T به ترتیب تعداد متغیرها، تعداد مشاهدات و تعداد عامل‌ها است. $V(k, \hat{F}^k)$ متوسط مجموع مجذور خطأ در حالتی که k عامل تخمین زده شود. بنابراین همانند معیارهایی که بیشتر در تحلیل سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد، با این تفاوت مهم که جمله جریمه $g(N, T)$ در اینجا به N و T بستگی دارد. تعداد عوامل (k) با استفاده از یکی از ۶ معیار معرفی شده توسط بای و انجی در سال (۲۰۰۲) انتخاب می‌شود. همه معیارها به صورت مجانی هم ارزند اما خواص نمونه کوچک آنها به دلیل تصریح‌های مختلف جزء جریمه^۲ متفاوتند. دو معیاری که به طور وسیعی مورد استفاده قرار گرفته است و بهترین معیارها بر حسب عملکرد در شبیه‌سازی‌ها است به صورت زیر است:

$$IC_{p1}(k) = \ln(V(k, \hat{F}^k)) + k \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln \left(\frac{NT}{N+T} \right) \quad (9)$$

۱. بریتانگ و ایکمیر (۲۰۰۵)

2. Penalty Term

$$IC_{p\gamma}(k) = \ln(V(k, \hat{F}^k)) + k \left(\frac{N+T}{NT} \right) \ln(C_{NT}^\gamma) \quad (10)$$

در معیار دوم $C_{NT}^\gamma = \min\{N, T\}$ است. براساس معیار اول و دوم به ترتیب تعداد ۲ و ۳ عامل انتخاب می‌شود.

۳-۸. تعیین وقفه بهینه الگو

الگوی انتخاب شده FAVAR در این مطالعه شامل متغیرهای رشد پایه پولی، رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، رشد نرخ ارز در بازار آزاد و تعداد ۳ عامل مشترک است. با استفاده از معیارهای تعیین وقفه بهینه الگو و همچنین انجام آزمون‌های مربوط به پسمندها، وقفه ۲ برای تخمین الگو انتخاب شده است.

جدول ۳. تعیین وقفه بهینه الگو

| HQ | SC | AIC | FPE | LR | LogL | Lag |
|----------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----|
| ۱۱/۱۳۰۴۷ | ۱۱/۲۱۳۰۳ | ۱۱/۰۷۶۹۶ | ۰/۷۵۹۹۲۰ | NA | -۳۴۴/۹۲۴۱ | ۰ |
| ۱۰/۲۳۰۳۲ | ۱۰/۶۴۳۰۹* | ۹/۹۶۲۷۳۳ | ۰/۲۴۹۷۱۴ | ۹۴/۰۸۵۲۲ | -۲۹۳/۸۲۶۱ | ۱ |
| ۱۰/۰۵۰۱* | ۱۰/۷۹۵۰ | ۹/۵۷۰۳۴۹* | ۰/۱۶۹۷۷۴* | ۴۸/۶۱۷۳* | -۲۶۵/۴۶۶۰ | ۲ |
| ۱۰/۰۴۹۶ | ۱۱/۵۷۸۱۷ | ۹/۸۰۹۲۳۲ | ۰/۲۱۹۱۰۰ | ۱۳/۴۵۲۶۶ | -۲۵۶/۹۹۰۸ | ۳ |
| ۱۱/۰۳۳۵۶ | ۱۲/۴۳۶۹۸ | ۱۰/۱۲۳۷۶ | ۰/۳۰۹۴۵۶ | ۸/۸۹۶۸۶۵ | -۲۵۰/۸۹۸۴ | ۴ |
| ۱۱/۲۲۴۵۱ | ۱۲/۹۵۸۱۵ | ۱۰/۱۰۰۶۴ | ۰/۳۱۸۲۴۱ | ۲۲/۳۰۴۳۲ | -۲۳۴/۱۷۰۲ | ۵ |
| ۱۱/۵۳۸۲۹ | ۱۳/۶۰۲۱۵ | ۱۰/۲۰۰۳۵ | ۰/۳۸۰۳۱۲ | ۱۵/۵۱۲۷۹ | -۲۲۱/۳۱۰۹ | ۶ |

مأخذ: محاسبات تحقیق

۹. نوسانات در قیمت‌های جزئی: عامل‌های مشترک و ویژه

با استفاده از چارچوب FAVAR می‌توان نقش عامل‌های اقتصاد کلان (که توسط مؤلفه‌های اصلی تخمین زده می‌شوند) و عامل‌های ویژه هر بخش (که توسط اجزای اخلال اندازه‌گیری می‌شوند) را مورد بررسی قرار داد. به عبارت دیگر، FAVAR این امکان را فراهم می‌کند که تحلیل کنیم که تا چه اندازه سری‌های تورم، معکس کننده شوک‌های کلان یا شوک‌های ویژه هر بخش هستند. تخمین سیستم (۷) این امکان را فراهم می‌کند تا منبع نوسانات نرخ‌های تورم هر یک

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و ... ۲۲۵

از ۱۲ گروه اصلی شاخص قیمت مصرف‌کننده را مورد بررسی قرار دهیم. توجه کنید که برای هر یک از گروه‌های اصلی cpi معادله (۱۱) در نظر گرفته می‌شود:

$$\begin{aligned}\pi_{it} &= \lambda_i' C_t + e_{it} \\ C_t &= \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix}\end{aligned}\quad (11)$$

π_{it} بیانگر تغییر لگاریتم قیمت گروه i است. توجه کنید که بارهای عاملی λ_i هر گروه با گروه دیگر متفاوت است و بنابراین نرخ تورم هر گروه در پاسخ به اختلالات اقتصاد کلان، واکنش‌های متفاوتی را نشان می‌دهند.

۱-۹. تغییرپذیری^۱ و پایداری تورم^۲

در این بخش در رابطه با تغییرپذیری و پایداری سری‌های تورم جزئی و کلی و همچنین اثرات شوک‌های اقتصاد کلان و شوک‌های ویژه هر بخش بحث خواهد شد. یکی از ویژگی‌های تورم کل که بیشتر بیان می‌شود، پایداری تورم است. برای ارزیابی درجه پایداری، برای هر گروه اصلی شاخص قیمت (π_{it}) و هر یک از مؤلفه‌های آن ($\lambda_i' C_t$) و (e_{it})، یک فرآیند خودرگرسیونی^۳ چنانچه در معادله (۱۲) نشان داده شده است، برآش می‌شود.

$$\omega_t = \rho(L)\omega_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

درجه پایداری با مجموع ضرایب همه وقفه‌ها برابر است. در جدول ۴ خلاصه آمارهای مربوط به پایداری و تغییرپذیری سری‌های تورم جزئی و تورم کل برای الگوی FAVAR ارائه شده است. میانگین^۴ R^2 برای سری‌های تورم جزئی برابر با 0.515 است که نشان می‌دهد تقریباً نیمی از نوسانات تورم‌های جزئی به اختلالات ویژه هر بخش مربوط می‌شود.

1. Inflation Volatility

2. Inflation Persistence

۳. با استفاده از نمودار Correlogram و براساس معیار آکائیک و شوارتز و با توجه به معیارهای دیگر از جمله R^2 و R^2 تعدیل شده در نهایت وقفه^۴ برای الگو انتخاب شده است.

۲۲۶ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران سال شانزدهم شماره ۴۹

جدول ۴. پایداری و تغییرپذیری سری‌های تورم جزئی و تورم کل

| پایداری | | انحراف معیار | | | | R^* | توضیحات |
|-----------------------|------------|--------------|---------------------|------------|-------|------------------------------------|---------|
| عامل ویژه هر بخش | عامل مشترک | قيمت‌ها | عامل ویژه هر بخش | عامل مشترک | | | |
| قيمت‌های کلی | | | | | | | |
| ۰/۲۸۰ | ۰/۸۲۹ | ۰/۷۸۳ | ۰/۳۱۵ | ۰/۹۴۳ | ۰/۸۹۰ | شاخص کل قیمت کالاهای و خدمات مصرفی | |
| ۰/۳۲۲ | ۰/۸۲۹ | ۰/۷۰۷ | ۰/۴۳۷ | ۰/۹۰۱ | ۰/۸۰۹ | کالا | |
| ۰/۲۵۳ | ۰/۸۴۴ | ۰/۷۶۵ | ۰/۷۲۱ | ۰/۷۰۰ | ۰/۴۸۵ | خدمت | |
| قيمت ۱۲ گروه اصلی CPI | | | | | | | |
| ۰/۳۱۱ | ۰/۷۱۰ | ۰/۶۶۱ | ۰/۶۷۷ | ۰/۶۶۸ | ۰/۵۱۵ | میانگین | |
| ۰/۳۳۵ | ۰/۷۲۳ | ۰/۶۵۳ | ۰/۶۸۶ | ۰/۶۵۹ | ۰/۴۹۲ | میانگین وزنی (براساس ضریب اهمیت) | |
| ۰/۳۵۶ | ۰/۷۰۶ | ۰/۷۰۱ | ۰/۶۲۸ | ۰/۷۲۶ | ۰/۵۹۹ | میانه | |
| -۰/۴۰۰ | ۰/۷۳۸ | ۰/۳۸۳ | ۰/۳۸۳ | ۰/۲۶۱ | ۰/۰۶۷ | مینیمم | |
| ۰/۶۳۵ | ۰/۸۵۲ | ۰/۸۶۹ | ۰/۹۷۱ | ۰/۸۸۴ | ۰/۷۶۵ | ماکزیمم | |
| ۰/۳۳۳ | ۰/۰۳۴ | ۰/۱۶۳ | ۰/۱۶۷ | ۰/۱۷۹ | ۰/۲۱۸ | انحراف معیار | |

مأخذ: محاسبات تحقیق

بیشتر تغییرپذیری در نرخ تورم کل و دو مؤلفه اصلی آن (تورم کالاهای خدمات) ناشی از نوسانات عامل‌های مشترک است. البته در مورد تورم خدمات (دستمزدها)، نوسانات عامل‌های ویژه از اهمیت بیشتری برخوردارند؛ هرچند که در مورد تورم‌های جزئی این مسئله درست نیست. برای بیشتر سری‌های تورم جزئی، تغییرپذیری بیشتر ناشی از عامل‌های ویژه است. همچنین ناهمگنی قابل توجهی میان سری‌های تورم جزئی وجود دارد.

تفاوت‌های مشخصی در پایداری سری‌های تورم وجود دارد. نتایج گویای این است که تورم کل، درجه بالایی از پایداری را نشان می‌دهد در حالی که تورم‌های جزئی پایداری کمتری را نشان می‌دهند. این مسئله قابل تأمل است که پایداری تورم کل با متوسط موزون پایداری تورم‌های جزئی برابر نیست و به سمت بالا تورش دارد که نشان‌دهنده تورش جمعی^۱ است. همانگونه که

1. Aggregation Bias

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاهای ... ۲۲۷

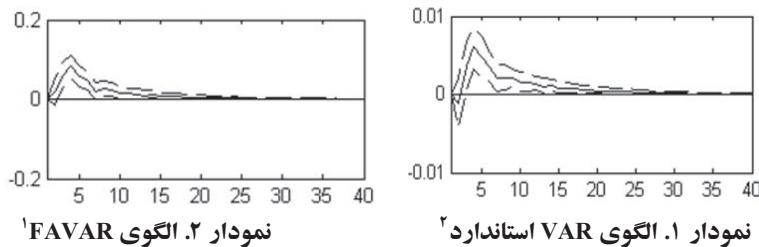
ایمبس و همکاران^۱ بیان کرده‌اند، اندازه‌گیری پایداری کل در حالتی که ناهمگنی در پایداری سری‌های جزئی وجود دارد، با تورش همراه خواهد بود. بنابراین به دلیل این که قیمت‌های جزئی همانند شاخص‌های قیمت کل رفتار نمی‌کنند، استفاده از تورم کل برای ارزیابی و تعیین رفتار قیمت‌ها و قیمت‌گذاری در سطح خرد ممکن است گمراه کننده باشد. عامل‌های مشترک نقش تعیین‌کننده‌ای در پایداری سری‌های تورم بر عهده دارند. نقش عامل‌های مشترک در تعیین پایداری تورم کل بیشتر از تورم‌های جزئی است. این امر می‌تواند به این دلیل باشد که سری‌های تورم جزئی به طور کلی پایداری کمتری از خود نشان می‌دهند. براساس این نتایج، هرگونه پایداری در نرخ‌های تورم ناشی از پایداری در عامل‌های کلان اقتصادی مانند سیاست‌ها یا فعالیت اقتصادی است و شوک‌های ویژه طبیعتاً گذرا هستند. همچنین شوک‌های ویژه هر بخش نقش اندکی در سطح کل دارند.

به طور خلاصه، نرخ‌های تورم جزئی به طور معنی‌داری پایداری کمتری نسبت به نرخ تورم کل دارند. این امر منعکس کننده تورش جمعی است. افزون بر این، برای نرخ تورم‌های جزئی، عامل‌های ویژه هر بخش به اندازه عامل‌های مشترک از اهمیت برخوردارند. رفتار قیمت‌های جزئی بیشتر به عامل‌های ویژه بستگی دارند تا عامل‌های مشترک.

۱۰. نتایج تخمین الگوی FAVAR

۱۰-۱. بررسی توابع واکنش آنی تورم کل

مقایسه توابع واکنش تورم به یک انحراف معیار افزایش نرخ رشد پایه پولی در الگوهای VAR و FAVAR در نمودارهای ۱ و ۲ نشان داده شده است.



۱. Imbs, et al (2005)

۲. الگوی VAR استاندارد شامل متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، رشد نرخ ارز بازار غیررسمی و رشد پایه پولی است.

با وارد کردن ۳ عامل در الگوی VAR استاندارد، مشاهده می‌شود که نتایج مربوط به توابع واکنش آنی تورم دچار تغییراتی می‌شود. در الگوی VAR در واکنش به اصابت شوک پولی مثبت، ابتدا تورم کل کاهش می‌یابد که در تناسب با نظریه‌های معمول اقتصادی است (معمای قیمت)، پس از دو دوره، تورم کل افزایش می‌یابد و اثر شوک پولی پس از تقریباً ۱۵ فصل از بین می‌رود. در الگوی FAVAR مشاهده می‌شود که تورم کل در فصل اول به شوک پولی مثبت واکنش اندکی نشان می‌دهد و به تدریج پس از طی ۵ فصل، اثر شوک افزایش نرخ رشد پایه پولی بر تورم کل به مقدار حداقل خود می‌رسد. مشاهده می‌شود که با تعمیم الگوی VAR با استفاده از عامل‌های مشترک، اثری از معنای قیمت دیده نمی‌شود. بنابراین می‌توان به این نتیجه رسید که این عامل‌های مشترک، تورش متغیرهای حذف شده در الگوهای VAR را از بین می‌برند. همچنین مقایسه دو نمودار ۱ و ۲ نشان می‌دهد که با وارد کردن عامل‌های مشترک در الگوی VAR، میزان واکنش تورم کل به شوک پولی در مقایسه با الگوی استاندارد، تفاوت قابل ملاحظه‌ای نشان می‌دهد. این نتیجه دلالت بر این دارد که در الگوهای VAR با تعداد متغیر اندک، اثر تورمی شوک پولی کمتر از میزان واقعی آن برآورد می‌شود.

۱۰-۲. بررسی توابع واکنش آنی قیمت‌های جزئی

همان‌گونه که گفته شد، یکی از مزایای روش FAVAR این است که تابع واکنش آنی برای همه متغیرهای موجود در مجموعه اطلاعات (X) قابل استخراج است. پاسخ قیمت گروه زام (π_i) به شوک سیاست پولی از رابطه (۱۳) به دست می‌آید:

$$\frac{\partial \pi_{it+j}}{\partial MB_t} = \lambda_{i,1} \frac{\partial \hat{F}_{1t+j}}{\partial MB_t} + \lambda_{i,2} \frac{\partial \hat{F}_{2t+j}}{\partial MB_t} + \dots + \lambda_{i,k} \frac{\partial \hat{F}_{kt+j}}{\partial MB_t} \quad (13)$$

$\frac{\partial \hat{F}_{kt+j}}{\partial MB_t}$ واکنش زدورة بعد عامل تخمین زده شده k به یک شوک پولی است. در معادله (۱۳) وزن‌های λ_i همان بارهای عاملی هستند. تخمین الگو و استخراج توابع واکنش آنی متغیرهای هدف با استفاده از کدنویسی در محیط نرم‌افزار MATLAB انجام گردیده است. برای به دست

۱. الگوی VAR شامل متغیرهای الگوی FAVAR استاندارد (رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، رشد نرخ ارز بازار غیررسمی و رشد پایه پولی) به همراه ۳ عامل است.

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاهای ... ۲۲۹

آوردن فاصله اطمینان برای توابع واکنش آنی، از فرآیند بوت استرپ^۱ (کیلیان^۲) به دلیل عدم قطعیت در برآورد عامل‌ها استفاده شده است. فرآیند دومرحله‌ای، دلالت بر حضور برازشگرهای تولید شده در مرحله دوم دارد. بر طبق نتایج بای و انجی^۳، زمانی که تعداد متغیرها به نسبت تعداد مشاهدات بزرگ باشد، می‌توان عدم قطعیت در تخمین عامل‌ها را نادیده گرفت. با وجود این، به منظور عدم قطعیت در تخمین عامل‌ها، فواصل اطمینان توابع واکنش آنی براساس یک فرآیند بوت استرپ به دست آورده می‌شود.

در نمودار^۴ واکنش‌های آنی ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاهای خدمات مصرفی به یک شوک مثبت پولی نشان داده شده است. فاصله اطمینان ۷۰ درصدی در این نمودارها با استفاده از فرآیند بوت استرپ با ۱۰۰۰ تکرار محاسبه شده است. گفتنی است که در ادبیات مکانیزم انتقال پولی براساس الگوی FAVAR، تعیین فاصله اطمینان در ۷۰ درصد بسیار رایج است.^۵

با بررسی توابع واکنش آنی ۱۲ گروه اصلی cpi مشاهده می‌شود که تمامی قیمت‌های جزئی در واکنش به شوک افزایش نرخ رشد پایه پولی، افزایش یافته‌اند. همچنین ناهمگنی اثر شوک پولی بر گروه‌های مختلف به آسانی قابل مشاهده است. شوک مثبت پولی، بر تورم گروه‌های خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، پوشاش و کفش، اثاث، لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه، دخانیات و کالاهای خدمات متفرقه تأثیر قابل توجهی داشته است. این در حالی است که شوک پولی بر تورم گروه‌های حمل و نقل، بهداشت و درمان، تحصیل و ارتباطات تأثیر ناچیزی داشته است. این نتایج توسط الگوهای قیمت چسبنده چند بخشی^۶ قابل توضیح است. براساس این الگوها، قیمت‌هایی که بیشتر اوقات تعدیل می‌شوند باستثنی نسبت به قیمت‌هایی که به ندرت تعدیل می‌شوند، سریع‌تر به شوک‌های اقتصاد کلان واکنش نشان دهند. همچنین با توجه به ضریب اهمیت بالای مسکن در شاخص کل (۲۸/۶ درصد)، بررسی اثر تکانه‌های پولی بر این گروه از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. یک شوک پولی مثبت پس از حدود ۷ فصل باعث افزایش قیمت گروه مسکن، آب، برق و گاز می‌شود که نشان‌دهنده درجه بالای چسبندگی این گروه است. اثر تکانه پولی تا حدود ۱۳ فصل بر قیمت این گروه ادامه دارد و پس از آن از بین می‌رود.

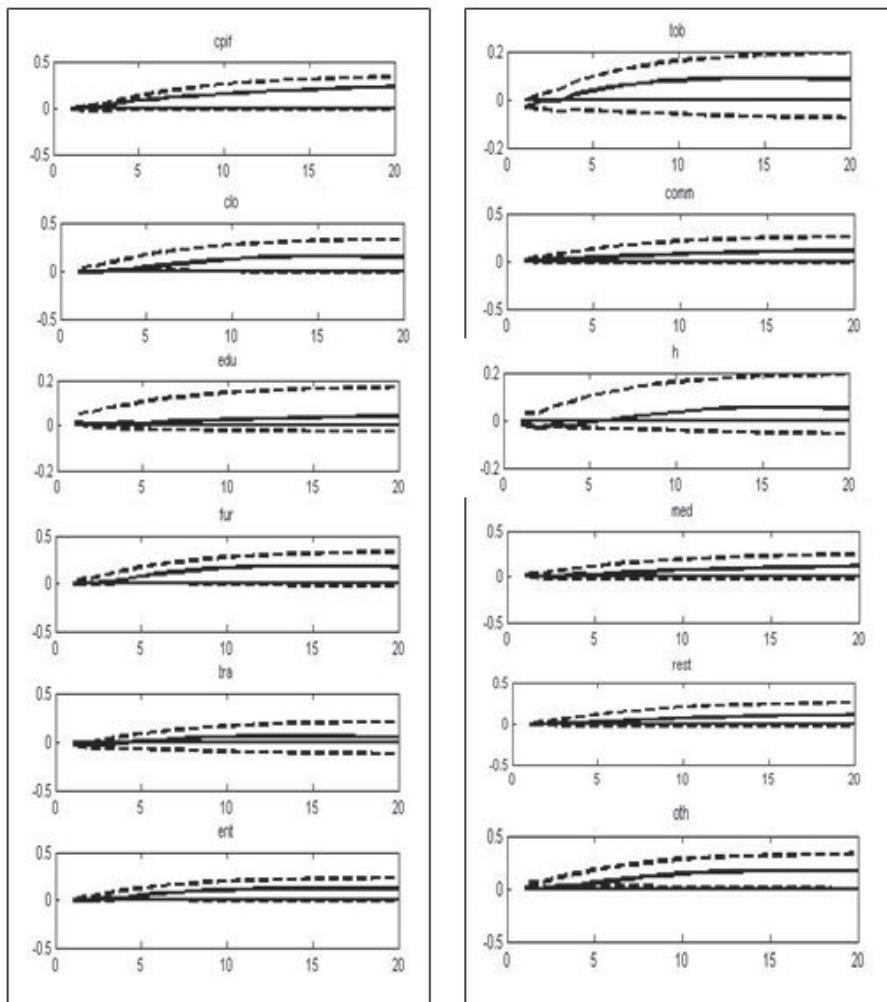
1. Bootstrap

2. Kilian (1998)

3. Bai and Ng (2002)

4. لagan و مونتفورد (۲۰۰۵)، بلوسو و میلانی (۲۰۰۶)، بوبین و جیانوی (۲۰۰۸)

5. Multi-sector Sticky Price Models



نمودار ۳. واکنش‌های آنی ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاهای و خدمات مصرفی به شوکی به
اندازه یک انحراف معیار نرخ رشد پایه پولی*

* ۱۲ گروه اصلی: cpif (خوارکی‌ها و آشامیدنی‌ها)، دخانیات (tob)، پوشاسک و کفشه (clo)، مسکن، آب، برق و گاز و سوخت‌های دیگر (h)، اثاث، لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه (fur)، ارتباطات (comm)، حمل و نقل (tra)، بهداشت و درمان (med)، رستوران و هتل (rest)، تحصیل (edu)، تفریح و امور فرهنگی (ent)، کالاهای و خدمات متفرقه (oth).

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاهای ... ۲۳۱

همچنین، مشاهده می‌شود اثر شوک پولی در ۱۲ گروه اصلی cpi با چند دوره تأخیر نمایان می‌شود. با بررسی این که شوک پولی پس از چند دوره باعث تغییر قیمت‌های جزئی می‌شود، می‌توان این گروه‌ها را از نظر درجه چسبندگی با یکدیگر مقایسه نمود. براساس مشاهدات، گروه‌های تحصیل، بهداشت و درمان، حمل و نقل و گروه مسکن، آب، برق و گاز بیشترین میزان چسبندگی را دارند.

معنی دار نبودن آماری بعضی از توابع واکنش آنی متغیرها می‌تواند به دلیل محدودیت آماری باشد. به دلیل فقدان داده‌های فصلی برای بسیاری از متغیرهای مهم در کشور و همچنین فقدان آمارهای مربوط به برخی فضولات برای بعضی از متغیرهای اقتصادی (بخش ساختمان و مسکن)، تعداد متغیرهای فصلی که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است در مقایسه با مطالعات انجام گرفته در کشورهای دیگر^۱، نسبتاً اندک است. در نتیجه، قدرت توضیح دهنگی عوامل در الگوی ارائه شده در این مقاله، در مقایسه با مطالعات انجام شده در کشورهای دیگر نسبتاً پایین است.

۱۰-۳. آزمون‌های قوت^۱ نتایج الگو

از چند روش قوت الگو را می‌توان سنجید: ۱) قوت نتایج نسبت به تعداد عامل‌های وارد شده در الگوی FAVAR و ۲) قوت نتایج نسبت به تصریح‌های مختلف معادله VAR. با بررسی توابع واکنش آنی برای تعداد عامل بیشتر از ۳ در می‌یابیم که تعداد عامل‌های بیشتر از ۳، اطلاعات اضافی به الگو وارد نمی‌کنند و بنابراین توابع واکنش با تغییر تعداد عامل‌ها تغییر چندانی نمی‌کنند. همچنین براساس مطالعه برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) و ممتاز و همکاران (۲۰۰۹) می‌توان الگو را به گونه‌ای تصریح کرد که تنها نرخ رشد پایه پولی به عنوان متغیر قابل مشاهده در نظر گرفته شود و ۳ متغیر دیگر (نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، تورم و رشد نرخ ارز بازار آزاد) به همراه متغیرهای موجود در مجموعه داده‌ها در استخراج عامل‌ها به کار روند. بنابراین الگوی VAR شامل یک متغیر نرخ رشد حجم پول به همراه ۳ عامل می‌شود. با بررسی نتایج حاصل از این تصریح، مشاهده می‌شود که نتایج مربوط به توابع واکنش‌های آنی قیمت‌های جزئی تفاوت معنی‌داری با نتایج حاصل از تصریح اولیه ندارند.

۱. برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) و بلوسو و میلانی (۲۰۰۶) برای تحلیل اثرات سیاست پولی در قالب الگوی FAVAR، به ترتیب از ۱۲۰ و ۲۰۴ متغیر اقتصادی به صورت ماهانه استفاده کردند.

۱۱. خلاصه و نتیجه‌گیری

در این تحقیق به منظور مطالعه اثرات شوک سیاست پولی بر قیمت‌های جزئی از روش FAVAR که توسط برنانکی در سال ۲۰۰۵ پیشنهاد شده است، استفاده شده است. هدف استفاده از این روش، ایجاد تطابق میان مجموعه اطلاعات به کار رفته در تحلیل‌های تجربی و اطلاعات در دسترس سیاستگذاران پولی است. افزون بر آن، این الگو مشکل انتخاب این که چه متغیری بایستی در الگو لحاظ شود را مرتفع می‌سازد. به دلیل عملکرد مناسب و همچنین سادگی محاسبات از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی برای تخمین الگو تحلیل عاملی استفاده شده است.

همانگونه که آوکی^۱ بیان کرده است، تورم مشاهده شده از شاخص کل ممکن است پویایی‌های جزئی و رفتار قیمت‌گذاری در سطح خرد را به درستی نشان ندهد و رفتار قیمت‌های جزئی می‌تواند اساساً متفاوت از شاخص‌های قیمت کل باشد. بنابراین پی بردن به تفاوت پویایی قیمت‌ها در میان کالاهای خانوارها به درک مکانیزم انتقال پولی در سطح جزئی کمک می‌کند. در قالب روش FAVAR واکنش پویایی ۱۲ گروه اصلی شاخص قیمت کالاهای و خدمات مصرفی در اثر شوکی به اندازه یک انحراف معیار نرخ رشد پایه پولی با استفاده از توابع واکنش آنی در این مقاله بررسی شده است. نتایج حاصل از توابع واکنش آنی به این شرح زیر استنباط می‌شود:

۱. شوک پولی اثر تأخیری بر روی قیمت‌های جزئی دارد و بیشتر قیمت‌ها با تأخیر قابل توجهی به شوک پولی واکنش نشان می‌دهند.
۲. تفاوت‌های محسوسی در بین واکنش قیمت گروه‌های مختلف وجود دارد. گفتنی است که بنابر فواصل اطمینان به دست آمده از روش تخمین دومرحله‌ای، معنی‌داری این تفاوت‌ها از لحاظ آماری مورد تأیید قرار نگرفته است.^۲

نتایج حاصل از الگوهای خودرگرسیونی برداری، چسبندگی قیمت‌ها را به خوبی نمایان نمی‌سازد به صورتی که بررسی توابع واکنش آنی قیمت ۱۲ گروه اصلی cpi نشان می‌دهد که

1. Aoki (2001)

2. سیمز (۱۹۹۵) با بررسی فواصل اطمینان به دست آمده از دو روش بوت استرپ و بیزین به این نتیجه رسید که فواصل بیزین پایه‌های نظری محکم‌تری در نمونه‌های کوچک دارند و در نمونه‌های کوچک عملکرد بهتر و کارانtere نسبت به روش بوت استرپ دارند. برای این منظور در تکمیل این پژوهش، می‌توان این مدل را با استفاده از روش بیزین براساس نمونه‌گیری گیبس تخمین زده و فواصل اطمینان بیزی توابع واکنش آنی قیمت‌های جزئی را به دست آورد.

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاهای و ... ۲۳۳

شوک پولی در دوره دوم بر قیمت تمامی گروه‌ها تأثیر مثبتی بر جای می‌گذارد در حالی که در الگوی بهره‌برداری شده در این تحقیق چسبندگی قابل توجه قیمت‌ها قابل مشاهده است و در بیشتر گروه‌های اصلی cpi اثر شوک پولی با چند دوره تأخیر نمایان می‌شود.

با توجه به نتایج این پژوهش، سیاستگذاران پولی تفاوت در درجه چسبندگی گروه‌های اصلی cpi و تأثیر تأخیری شوک‌های پولی بر قیمت‌ها را در سیاستگذاری‌های خود می‌توانند مدنظر قرار دهند. زیرا امکان دارد تأخیر میان رشد پایه پولی و تورم گروه‌های کالاهای و خدمات مصرفی به ارزیابی نادرست سیاستگذاران از پیامدهای شوک‌های پولی منجر شود. آگاهی سیاستگذاران از اثرات ناهمگن سیاست پولی بر قیمت‌های جزئی برای تدوین سیاست‌ها، بالهیئت است.

منابع

الف - فارسی

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۵)، حساب‌های ملی ایران: (حساب‌های فصلی ۱۳۸۴-۱۳۶۷)، تهران: اداره حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی، ۵۲ صفحه.
- گلدسته، اکبر و دیگران (۱۳۷۷)، راهنمای کاربران ۶.۰ SPSS، مجلد دوم، چاپ اول، تهران: انتشارات حامی، ۵۳۳ صفحه.

ب - انگلیسی

- Amir Ahmadi, P. and A. Ritschl (2009), “Depression Econometrics: A FAVAR Model of Monetary Policy During the Great Depression”, CEPR Discussion Paper, No. DP7546.
- Bai, J. and Serena Ng (2002), “Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models”, *Economica*, Vol. 70, I. 1, pp. 191-221.
- Balke, N. S. and M. A. Wynne (2007), “The Relative Price Effects of Monetary Shocks”, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 29, pp. 19-36.
- Belviso, F. and F. Milani (2006), “Structural Factor-augmented VARs (SFAVARs) and the Effect of Monetary Policy”, *Topics in Macroeconomics*, Vol. 6, No. 3, pp. 1443-1443.
- Bernanke, B. and A. Blinder (1992), “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission”, *American Economic Review*, Vol. 82, No. 4, pp. 901-921.
- Bernanke, B. and J. Boivin (2003), “Monetary Policy in a Data-rich Environment”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, pp. 525-546.

- Bernanke, B., Boivin, J. and P. Eliasz (2005), "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, No. 1, pp. 387-422.
- Bils, M., Klenow, P. and O. Kryvtsov (2003), "Sticky Prices and Monetary Policy Shock", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 27, No. 1, pp. 2-9.
- Boivin, J., Giannoni, M. and I. Mihov (2009), "Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated U.S. Data", *American Economic Review*, Vol. 99, No. 1, pp. 350-84.
- Breitung, J. and S. Eickmeier (2005), "Dynamic Factor Models", Deutsche Bundes bank Discussion Paper, No. 38
- Dave, C. and S. Dressler (2009), "The Bank Lending Channel: A FAVAR Analysis", Villanova school of business economics working paper, No.4
- Gupta, Rangan, Jurgilas, Marius and Alain Kabundi (2010), "The Effect of Monetary Policy on Real House Price Growth in South Africa: A factor-augmented Vector Autoregression (FAVAR) approach", *Economic Modeling*, Vol. 27, No. 1, pp. 315-323.
- Imbs, J., et al (2005), "PPP Strikes Back: Aggregation and the Real Exchange Rate", *Quarterly Journal of Economics*, No.120, pp. 1-44.
- Kilian, L. (1998), "Small-sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, I. 2, pp. 218-230.
- Lagana, G. and A. Mountford (2005), "Measuring Monetary Policy in the U.K.: A Factor-augmented Vector Autoregression Model Approach", *Manchester School*, Vol. 73, No. S1, pp. 77-98.
- Leung, P., He, Q. and T. Chong. (2010), "A Factor-augmented VAR Analysis of the Monetary Policy in China", Chinese University of Hong Kong working paper.
- Mumtaz, H. (2010), "Evolving UK Macroeconomic Dynamics: A Time-varying Factor Augmented VAR", Bank of England, Working Paper, No. 386 March 2010.
- Mumtaz, H., Zabczyk, P. and C. Ellis (2009), "What Lies Beneath: What can Disaggregated Data Tell us about the Behavior of Prices?", Bank of England, Working Paper, No.364.
- Nakajima, J., Sudo, N. and T. Tsuruga (2010), "How Well Do the Sticky Price Models Explain the Disaggregated Price Responses to Aggregate Technology and Monetary Policy Shocks?", Institute for monetary and economic studies, Bank of Japan.
- Sargent, T. and C. Sims (1977), "Business Cycle Modeling without Pretending to Have too Much a-priori Economic Theory", in C. Sims *et*

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بیانی کالاهای ... ۲۳۵

- al., Eds., *New Methods in Business Cycles Research*, Minneapolis, MN: Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Senbet, D. (2008), "Measuring the Impact and International Transmission of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach", *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, Issue 13.
- Sims, C. (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?", *Federal Reserve Bank of Minneapolis quarterly review*, Winter, pp. 3-16.
- Sims, C. (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy", *European Economic Review*, June, pp. 975-1000.
- Stock, J. and T. Watson (2002), "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes", *Journal of Business and Economic Statistics*, April, pp. 147-162.

۲۳۶ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران سال شانزدهم شماره ۹

پیوست

لیست متغیرهای مورد استفاده در تحقیق

| ردیف | متغیرها | Abbr. | واحد | منبع |
|--|---|--------|----------------------|------------------|
| تولید حقيقی و مصرف و سرمایه‌گذاری | | | | |
| ۱ | تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت سال ۷۶) | RGDP | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۲ | ارزش افزوده بخش کشاورزی (به قیمت ثابت سال ۷۶) | VAAGR | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۳ | ارزش افزوده بخش نفت (به قیمت ثابت سال ۷۶) | VAOIL | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۴ | ارزش افزوده بخش صنعت و معدن (به قیمت ثابت سال ۷۶) | VAIND | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۵ | ارزش افزوده بخش ساختمان (به قیمت ثابت سال ۷۶) | VAHOS | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۶ | ارزش افزوده بخش آب و برق و گاز (به قیمت ثابت سال ۷۶) | VAW | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۷ | ارزش افزوده بخش خدمات (به قیمت ثابت سال ۷۶) | VASER | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۸ | ارزش افزوده بازرگانی، رستoran و هتل داری (به قیمت ثابت سال ۷۶) | VABUS | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۹ | ارزش افزوده حمل و نقل، اینبارداری و ارتباطات (به قیمت ثابت سال ۷۶) | VATRA | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۱۰ | ارزش افزوده خدمات مؤسسات پولی و مالی (به قیمت ثابت سال ۷۶) | VAMON | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۱۱ | ارزش افزوده خدمات مستغلات و حرفاها و تخصصی (به قیمت ثابت سال ۷۶) | VABUL | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۱۲ | شاخص تولید کارگاه‌های بزرگ صنعتی ۵۰ نفر و بیشتر ($1369=100$) | IPI | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۱۳ | تولید برق در نیروگاه‌های کشور | PELEC | میلیون کیلو وات ساعت | بانک مرکزی |
| ۱۴ | تولید نفت خام | OILPRO | هزار بشکه در روز | بانک مرکزی |
| ۱۵ | هزینه‌های مصرفی دولتی (به قیمت ثابت سال ۷۶) | GOVCE | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۱۶ | هزینه‌های مصرفی خصوصی (به قیمت ثابت سال ۷۶) | PCE | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۱۷ | صرف داخلی فرآوردهای نفتی | COIL | هزار بشکه در روز | بانک مرکزی |
| ۱۸ | تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (به قیمت ثابت سال ۷۶) | TOTINV | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۱۹ | سرمایه‌گذاری در ساختمان (به قیمت ثابت سال ۷۶) | BUIINV | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۲۰ | سرمایه‌گذاری در تجهیزات (تشکیل سرمایه در ماشین آلات) (به قیمت ثابت) | EQUINV | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۲۱ | تغییر در موجودی انبار (به قیمت ثابت ۷۶) | CII | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| اشغال و دستمزد | | | | |
| ۲۲ | اشغال کل | LL | نفر | دفتر اقتصاد کلان |
| ۲۳ | اشغال در بخش کشاورزی | LAGR | نفر | دفتر اقتصاد کلان |

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و ... ۲۳۷

| ردیف | متغیرها | Abbr. | واحد | منبع |
|---------------|--|---------|-----------|------------------|
| ۲۴ | اشغال در بخش صنعت و معدن | LIND | نفر | دفتر اقتصاد کلان |
| ۲۵ | اشغال در بخش آب و برق و گاز | LWAT | نفر | دفتر اقتصاد کلان |
| ۲۶ | اشغال در ساختمان | LHOS | نفر | دفتر اقتصاد کلان |
| ۲۷ | اشغال در بخش بازرگانی، رستوران و هتل‌داری | LBIS | نفر | دفتر اقتصاد کلان |
| ۲۸ | اشغال در بخش حمل و نقل، اتارداری و ارتباطات | LTRICT | نفر | دفتر اقتصاد کلان |
| ۲۹ | اشغال در بخش خدمات مؤسسات پولی و مالی | LMON | نفر | دفتر اقتصاد کلان |
| ۳۰ | اشغال در بخش خدمات مستغلات و حرفه‌ای و تخصصی | LPRO | نفر | دفتر اقتصاد کلان |
| ۳۱ | اشغال در بخش خدمات عمومی خدمات اجتماعی، شخصی و خانگی | LOTRS | نفر | دفتر اقتصاد کلان |
| ۳۲ | شاخص اشغال کارگاه‌های بزرگ صنعتی ($100=1369$) | EMPW | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۳۳ | شاخص کل مزد و حقوق بردخانی در کارگاه‌های بزرگ صنعتی (تعديل شده با قیمت مصرف کننده) | RWI | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۳۴ | شاخص حقیقی مزد یک روز کارگر ساده ساختمانی | RBWWI | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۳۵ | شاخص دستمزد حقیقی در بخش ساختمان و مسکن | RBWI | بدون واحد | بانک مرکزی |
| شاخص‌های قیمت | | | | |
| ۳۶ | شاخص بهای تولید کننده (کل) ($100=1376$) | PPI | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۳۷ | شاخص بهای تولید کننده (کشاورزی، دامداری، جنگل‌داری و ماهیگیری) | PPIAG | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۳۸ | شاخص بهای تولید کننده (محصولات صنعتی و مواد معدنی و تأمین آب و ..) | PPII | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۳۹ | شاخص بهای تولید کننده (خدمات) | PPISER | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۴۰ | شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی شهری (کل) ($100=1283$) | CPI | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۴۱ | خوارکه‌ها، آشامیدنی‌ها | CPIF | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۴۲ | دخانیات | CPITOB | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۴۳ | پوشاش و کفش | CPICLO | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۴۴ | مسکن، آب، برق و گاز و سوخت‌های دیگر | CPIH | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۴۵ | اثاث و کالاها و خدمات مورد استفاده در خانه | CPIFUR | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۴۶ | بهداشت و درمان | CPIMED | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۴۷ | حمل و نقل | CPITRA | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۴۸ | ارتباطات | CPICOMM | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۴۹ | تفریح و امور فرهنگی | CPIENT | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۵۰ | تحصیل | CPIEDU | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۵۱ | رستوران و هتل | CPIREST | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۵۲ | کالاها و خدمات متفرقه | CPIOTH | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۵۳ | شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (کالا) | CPICOM | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۵۴ | شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی (خدمات) | CPISER | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۵۵ | شاخص ضمیم تولید ناخالص داخلی | GDPDEF | بدون واحد | IFS |
| ۵۶ | شاخص قیمت کالاهای وارداتی | MPI | بدون واحد | بانک مرکزی |

۲۳۸ فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران سال شانزدهم شماره ۴۹

| ردیف | متغیرها | Abbr. | واحد | منبع |
|--------------------------------|---|--------|--------------|-------------------------------|
| ۵۷ | شاخص قیمت کالاهای صادراتی | XPI | بدون واحد | بانک مرکزی |
| ۵۸ | متوسط قیمت‌های تک محموله‌ای نفت خام ایران | OILP | بشکه-دلار | اوپک |
| ۵۹ | قیمت بک متربع زیربنای مسکونی در شهر تهران | TEHOUP | هزار ریال | وزارت مسکن |
| متغیرهای پولی و اعتباری | | | | |
| ۶۰ | اسکناس و مسکوک در دست اشخاص | | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۶۱ | حجم پول | M1 | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۶۲ | حجم نقدینگی | M2 | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۶۳ | بدھی دولت به بانک مرکزی | GDEBT | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۶۴ | سپرده‌های بخش غیردولتی | PDEP | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۶۵ | سپرده‌های پس انداز و مدت‌دار نزد بانک‌های سپرده‌پذیر | TSD | میلیارد ریال | IFS |
| ۶۶ | سپرده‌های دیداری نزد سیستم بانکی (بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی) | DDEP | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۶۷ | ذخایر بانک‌ها | TBR | میلیارد ریال | IFS |
| ۶۸ | ذخایر قانونی بانک‌ها (سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی) | REQRES | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۶۹ | ذخایر اضافی بانک‌ها (سپرده‌های دیداری بانک‌ها نزد بانک مرکزی) | EXCRES | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۷۰ | بدھی بخش غیردولتی به سیستم بانکی (مطلوبات سیستم بانکی از بخش غیردولتی) | PCRT | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| وضع مالی دولت* | | | | |
| ۷۱ | برداخت‌های جاری | RGEX | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۷۲ | برداخت‌های عمرانی | RGSTEX | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۷۳ | کسری بودجه | DEFI | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۷۴ | درآمد نفت دولت | OILREV | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۷۵ | درآمد مالیاتی | TAX | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| نرخ برابری ارزها | | | | |
| ۷۶ | دلار آمریکا (نرخ بازار غیررسمی) | BMER | ریال | بانک مرکزی |
| ۷۷ | نرخ ارز مؤثر واقعی | REER | بدون واحد | IFS |
| بورس | | | | |
| ۷۸ | ارزش کل سهام معامله شده | SP | میلیارد ریال | سازمان بورس و اوراق بهادار |
| ۷۹ | شاخص قیمت سهام (کل) | SI | بدون واحد | سازمان بورس و اوراق بهادار |
| ساختمان و مسکن | | | | |
| ۸۰ | ساختمان‌های شروع شده توسط بخش خصوصی در کلیه مناطق شهری | HS | تعداد | بانک مرکزی |
| ۸۱ | ساختمان‌های شروع شده توسط بخش خصوصی در شهرهای بزرگ | HSM | تعداد | بانک مرکزی |
| ۸۲ | تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط | HP | تعداد | بانک مرکزی |

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاهای و ... ۲۳۹

| ردیف | متغیرها | Abbr. | واحد | منبع |
|-----------------------------|---|--------|------------------|---------------|
| شهرداری‌های مناطق شهری کشور | | | | |
| ۸۳ | تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های شهرهای بزرگ | HPM | تعداد | بانک مرکزی |
| ۸۴ | سرمایه‌گذاری حقیقی بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید کلیه مناطق شهری (تعديل شده توسط شاخص قیمت تشکیل سرمایه ثابت ناچالس در ساختمان) | NBUL | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۸۵ | سرمایه‌گذاری حقیقی بخش خصوصی در ساختمان‌های شروع شده کلیه مناطق شهری | SBUL | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۸۶ | سرمایه‌گذاری حقیقی بخش خصوصی در ساختمان‌های نیمه تمام کلیه مناطق شهری | HCBL | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۸۷ | سرمایه‌گذاری حقیقی بخش خصوصی در ساختمان‌های تکمیل شده کلیه مناطق شهری | CBL | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| بخش خارجی | | | | |
| ۸۸ | واردات کالاهای و خدمات (به قیمت ثابت ۷۶) | IM | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۸۹ | واردات سرمایه‌ای حقیقی (تعديل شده توسط شاخص قیمت کالاهای وارداتی) | IMCAP | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۹۰ | واردادات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای حقیقی (تعديل شده توسط شاخص قیمت کالاهای وارداتی) | IMINT | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۹۱ | واردادات مصرفی حقیقی (تعديل شده توسط شاخص قیمت کالاهای وارداتی) | IMCON | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۹۲ | الصادرات کالاهای و خدمات (به قیمت ثابت ۷۶) | EX | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۹۳ | الصادرات کالاهای غیرنفتی حقیقی (تعديل شده توسط شاخص قیمت کالاهای صادراتی) | EXPNO | میلیارد ریال | بانک مرکزی |
| ۹۴ | الصادرات نفت خام | OILEXP | هزار بشکه در روز | بانک مرکزی |
| ۹۵ | خالص حساب سرمایه | CAPIT | میلیون دلار | بانک مرکزی |
| انتظارات | | | | |
| ۹۶ | تورم مورد انتظار** | FINRT | درصد | محاسبات تحقیق |

* تمامی متغیرهای مربوط به وضع مالی دولت با استفاده از شاخص‌های مناسب به قیمت واقعی محاسبه شده‌اند.

** برای محاسبه تورم انتظاری، براساس نظریه انتظارات تطبیقی و همچنین با توجه به معنی‌داری ضرایب وقفه‌های

متغیر تورم، فرمولی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\inf_t = \frac{1}{0.419} \inf_{t-1} + \frac{1}{0.3437} \inf_{t-2}$$