فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران
سال شانزدهم، شماره ٤٩، زمستان ١٣٩٠، صفحات ٢٣٩-٢٠٥

بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با استفاده از روش FAVAR[1] *

مریم همتی و دکتر احمدرضا 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 برخوردار 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 مصرف‌کننده (cpi) یا شاخص تعدیل‌کننده مصرف[2] 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 تناقض با تئوری رایج اقتصادی است، در ادبیات به «معمای قیمت»[3] 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 کالاها 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 قابل توجهی به شوک پولی واکنش نشان می‌دهند. ۲) تفاوت‌های محسوسی در بین

1. Factor Augmented Vector Auto Regression

* از آقایان رامین مجاب 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
*** مدیر گروه پولی و ارزی پژوهشکده پولی و بانکی ahmad_jalali@hotmail.com

2. Consumption Deflator
3. Price Puzzle

واکنش قیمت گروه‌های مختلف وجود دارد. این در حالی است که بنابر فواصل اطمینان به‌دست 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: C43، C32، E58، E52.

۱. مقدمه

کنترل 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 تعدیل‌کننده مصرف پرداخته‌اند. واکنش شاخص کل قیمت‌ها به شوک پولی، ممکن است پویایی‌های جزیی و رفتار قیمت‌گذاری در سطح خرد را به درستی نشان ندهد. به عبارت دیگر، رفتار قیمت‌های جزئی می‌تواند اساساً متفاوت از شاخص‌های قیمت کل باشد.[1] بنابراین پی بردن به تفاوت پویایی قیمت‌ها در میان کالاها و خدمات مصرفی خانوارها به درک مکانیزم انتقال پولی در سطح خرد کمک می‌کند. همچنین به منظور اجرای سیاست کنترل تورم، اطلاعات مربوط به نحوه واکنش قیمت‌های جزئی به سیاست‌های پولی و ارزیابی صحیحی از سرعت تعدیل قیمت‌ها برای سیاستگذاران پولی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

در معدود 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

1. Aoki (2001)

تئوری رایج اقتصادی است، در ادبیات به معمای قیمت[1] 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، بویوین و الیاس[2] 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 وارده 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 چهارم مقاله به معرفی الگوی FAVAR و روش‌های تخمین این الگو و در بخش پنجم به بررسی توابع واکنش آنی ۱۲ گروه اصلی شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی براساس تخمین الگوی FAVAR می‌پردازیم.

۲. محدودیت‌ها و انتقادهای وارده به الگوی خودرگرسیونی برداری

بعد از معرفی روش VAR توسط سیمز[3] و نیز برنانکی و بلایندر[4]، ادبیات قابل توجهی شکل گرفت که از روش خودرگرسیونی برداری برای شناسایی و ارزیابی اختلالات سیاست پولی بر متغیرهای اقتصاد کلان استفاده کردند. 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.[5] 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 به‌طور سیستماتیک در واکنش به پیش‌بینی تورم آینده و جبران فشار تورمی، سیاست انقباضی اتخاذ کند، در صورتی که سیگنال‌های تورم آینده به‌طور 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 معمای 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 به‌دست آمده حاکی از آن بود که معمای 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، بیکاری 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)

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 بایستی 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[1] 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 به‌کار 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.[2] 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 هم‌حرکت است و مؤلفه ویژه که همان جزء اخلال 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 الگوها از 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. به‌کار 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 محدودکننده‌ای که بیشتر در الگوهای ساختاری به‌کار می‌روند تکیه کنند.

الگوهای عامل پویا به‌طور 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) امکان به‌کار 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[۵]، 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 به‌طور ناهمگن اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

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

بلویسو ومیلانی[1] 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، خودرگرسیونی 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.[2]

بلویسو و میلانی از روش راستنمایی بیزین[3] 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)

۲. 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 اختیاری است. دوم، این امکان وجود دارد که مجموعه اطلاعات در هر بخش به‌طور 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. به‌طور 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، ساختمان‌های شروع شده، متوسط ساعات کاری در هفته، موجودی انبار و کل ذخایر می‌شود. افزون بر آن، سیاست پولی انقباضی باعث افزایش در نرخ بیکاری می‌شود.

سنبت[1] با استفاده از الگوی FAVAR توسعه‌یافته 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[2] (برای نمونه اثر سیاست پولی آمریکا بر دیگر کشورهای داخل نمونه) را بررسی کرد. سنبت از داده‌های ماهانه ۸۰-۷۰ 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 معماگونه قیمت شده است. همچنین سیاست پولی به‌طور کلی بر دامنه وسیعی از متغیرهای اقتصادی اثرگذار است. در رابطه با انتقال بین‌المللی سیاست پولی، سنبت 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 آلبرچت ریشل[3] اثرات سیاست پولی در اقتصاد آمریکا در دوره رکود بزرگ زمان جنگ را با یک الگوی FAVAR بررسی کردند. آنها با استفاده از پانلی متشکل از ۱۶۴ سری زمانی اقتصاد کلان، سعی کردند تا اطلاعاتی راجع به عامل مشترک ادوار تجاری آمریکا در طول دوره جنگ به‌دست آورند. آنها الگوی تجربی خود را براساس این مجموعه از اطلاعات و برای پنج ابزار مختلف سیاست پولی، تصریح کردند و برای پرهیز از معمای قیمت، از قید علامت[4] 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

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

چتان دیو ودرسلر[1]، کارکرد و نقش کانال وام‌دهی بانکی[2] در مکانیزم انتقال سیاست پولی را با استفاده از روش FAVAR مورد بررسی قرار دادند. آنها با بهره‌گیری از قابلیت روش FAVAR در به‌کارگیری تعداد بسیاری از متغیرهای کلان در شناسایی شوک‌های سیاست پولی، به این نتیجه رسیدند که کانال 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[3]، 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 ۱:۱۹۸۰ تا ۴:۲۰۰۶ استفاده کردند. نتایج آنها بر مبنای توابع واکنش آنی بر این دلالت داشت که به‌طور کلی رشد قیمت واقعی مسکن در پاسخ به شوک افزایش نرخ اسناد خزانه[4] (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 معمای قیمت مسکن (که در مطالعات انجام گرفته قبلی با استفاده از روش‌های اطلاعات محدود، مشاهده شده بود) پیدا نکردند.

لیونگ، کینگ هی و کنگ[5] 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 درک بهتر 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,JurgilasandKabundi (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[1] 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 بی‌سابقه‌ای از ثبات را تجربه کرده است. هارون ممتاز[2] در مقاله‌ای این پرسش را مورد بررسی قرار می‌دهد که آیا این ثبات و پایداری را می‌توان به‌طور کامل به این نوع از سیاست پولی نسبت داد؟ او این پرسش را با استفاده از الگوی تجربی FAVAR (با ضرایب متغیر با زمان[3]) که حجم بزرگتری از اطلاعات را نسبت به الگوی سه متغیری VAR دربر دارد، مورد بررسی قرار داد. نتایج به‌دست 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[4] 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 معمای قیمت پیدا نکرد که دلالت بر این دارد که اطلاعات اضافی به‌کار 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[5] 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[6]، شاخص تعدیل‌کننده مصرف، قیمت کالاها[7]، نرخ اسمی وجوه فدرال، ذخایر غیر استقراضی[8]، کل ذخایر و حجم پول) را برازش

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 به‌دست آورده شد. بالکی و وینی[1] 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 به‌دست آمده از هر دو مطالعه این بود که واکنش قیمت‌ها به شوک پولی نشان‌دهنده وجود معمای قیمت بود (افزایش قیمت به دنبال سیاست پولی انقباضی).

ناکاجیما، سودو و تیسروگا[2]، 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[3] دارد. آنها در چارچوب هزینه سیاست پولی[4] و ناهمگنی چسبندگی واقعی بخش‌های مختلف توانستند نتایج به‌دست آمده را تفسیر کنند.

هارون ممتاز و همکاران (۲۰۰۹) در قالب روش FAVAR، نقش عامل‌های اقتصاد کلان و عامل‌های ویژه هر بخش[5] در نوسانات قیمت‌ها در انگلستان در سطوح کلی و جزئی را مورد بررسی قرار دادند. عامل‌های اقتصاد کلان[6] 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

٦. معرفی الگوی FAVAR

در این بخش چارچوب متدولوژی FAVAR مورد بحث قرار خواهد گرفت. بعد از معرفی الگوهای عامل پویا در اواخر ۱۹۷۰ توسط سارجنت و سیمز و گوک[1]، این الگوها به‌طور گسترده‌ای 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 $(N\times 1)$ از سری‌های زمانی متغیرهای اقتصادی حاوی اطلاعات است و این تعداد از متغیرها ایستا هستند.[2] Y_t بردار$(M\times 1)$ از متغیرهای اقتصادی ایستای قابل مشاهده است؛ به‌طوری که انتظار می‌رود این متغیرها اثرات فراگیری[3] 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 بایستی 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 متعامدند، 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 متغیرهاست. بنابراین در صورت وجود ریشه واحد، تبدیلاتی در این متغیرها انجام می‌شود (مانند تفاضل‌گیری).

3. Pervasive Effects

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

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

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

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

برنانکی (۲۰۰۵) بیان می‌کند: «عوامل غیرقابل مشاهده در دو مورد دارای کاربرد هستند: ۱) به عنوان دربردارنده نوسانات تولید بالقوه (غیرقابل مشاهده)، ۲) به عنوان منعکس‌کننده 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[1] در نظر گرفته می‌شود. اجزای خطای ویژه در این الگو می‌توانند به‌طور سریالی همبسته باشند.

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

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

F_t بردار $(k \times 1)$ از عوامل پویای غیرقابل مشاهده است. $\lambda(L)$ 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 و s داریم $E(F_t u_s) = 0$. همچنین از معادله (۳) داریم $u_t = [I - \delta(L)L]^{-1} v_t$. بنابراین با جایگذاری در معادله (۲):

$$
\begin{aligned}
Y_t &= \Lambda(L) F_t + \delta(L) Y_{t-1} + v_t \qquad (4) \\
\Lambda(L) &= [1 - \delta(L)L]\lambda(L)
\end{aligned}
$$

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

1. Idiosyncratic Errors

$$F_t = \Phi(L)F_{t-1} + \eta_t \qquad (۵)$$

η_t بردار ($k \times 1$) از اجزای اخلال است. با جایگذاری معادله (۵) در معادله (۴) و مرتب کردن دوباره آن معادله (۶) به‌دست می‌آید:

$$Y_t = \Lambda(L)\Phi(L)F_{t-1} + \delta(L)Y_{t-1} + \omega_t \qquad (۶)$$

در معادله (۶) ω_t برابر است با $\Lambda(L)\eta_t + v_t$. با ترکیب معادله (۶) و معادله(۵)، الگوی FAVAR (۷) به‌دست می‌آید.

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi(L) & 0 \\ \Lambda(L)\Phi(L) & \delta(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \omega_t \end{bmatrix} \qquad (۷)$$

سیستم (۷) 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. افزون بر این، با توجه به این که الگوی VAR در الگوی FAVAR نهفته[1] 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[2] باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

1. Nested

۲. نرخ ارز از دو راه بر سطح شاخص قیمت مصرف‌کننده تأثیر می‌گذارد. اول، از طریق واردات کالاها 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 مصرف‌کننده 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 کالاها می‌انجامد، با افزایش قیمت گروهی از کالاها (کالاهای وارداتی و تولید شده وابسته به مواد اولیه وارداتی)، این افزایش به کالاهای دیگر هم سرایت می‌کند و به افزایش شاخص کالاها 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 حاوی 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 به‌کار 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 تناسبی[1] 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 ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۸۶:۴ برای مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است. لیست کامل داده‌های مورد استفاده در این مطالعه در پیوست ۱ آورده شده است.

لازمه تخمین عوامل با استفاده از مؤلفه‌های اصلی، ایستا بودن متغیرهاست. چنانکه در الگو نیز نشان داده شد، فرض می‌شود که همه متغیرهای بردار X_t ایستا هستند. برای این منظور، با استفاده از تست ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته و آزمون فیلیپس- پرون، ایستایی متغیرهای X_t آزمون می‌شود که در صورت وجود ریشه واحد، تبدیلاتی مانند تفاضل‌گیری از متغیرها انجام می‌پذیرد.[2] 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 بایستی متغیرها به حالت استاندارد (با میانگین صفر و واریانس یک) درآیند.

1. 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 برننک (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) عامل‌های 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 گیبس[1] 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.[2] به این صورت که فرض می‌شود عامل‌های 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 عامل‌ها و متغیرهای هدف واکنش نشان دهد. البته در هر حال در دوره‌های بعد از شوک پولی، قیدی بر واکنش عامل‌ها و متغیرهای هدف وضع نمی‌شود. همچنین در نظر گرفته می‌شود که عامل‌ها (F_t) بین متغیرهای هدف (مانند رشد اقتصادی و تورم) و متغیر نرخ رشد پایه پولی قرار می‌گیرند (فرض می‌شود که عامل‌ها قادر نیستند در طول یک فصل، متغیرهای هدف را تحت تأثیر قرار دهند). طرح‌های تشخیصی دیگر مانند قیود بلندمدت[3] یا فرآیندهای VAR ساختاری همان‌گونه که برنانکی و میهو در سال ۱۹۹۸ بیان کردند نیز می‌توانند در چارچوب FAVAR به کار رود. هرچند این الگوها نوعاً نیازمند شناسایی مفهوم اقتصادی عوامل هستند.

1. Gibbs Sampling

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

۳. بلنچارد و کواه (۱۹۸۹)

۸-۱. 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[1] برای اطمینان از کفایت تعداد داده‌ها و از آزمون بارتلت[2] 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 نخواهند 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 معنی‌دار 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	Approx. Chi-Square	۳/۳۴۴E۳
	Sig.	۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج به‌دست 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

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.

۸-۲. قدرت توضیح‌دهندگی 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 به‌طور 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 توضیح داده شده توسط عامل‌ها

	مؤلفه‌ها[1]									
	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	۱۰
مقادیر ویژه[2]	۱۲/۶۹۳	۷/۵۶۱	۵/۴۱۷	۴/۶۱۲	۳/۸۳	۳/۳۵۹	۳/۱۴	۲/۶۳	۲/۴۹۸	۲/۱۱۵
درصد واریانس[3] (متناظر با هر مؤلفه)	۱۹/۶۵۳	۱۱/۲۱۷	۸/۳۲	۷/۲۳	۶/۱۷	۴/۵۴	۴/۲۴۴	۳/۵۵	۳/۳۷	۲/۸۵
درصد تجمعی واریانس[4]	۱۹/۶۵۳	۳۰/۸۷	۳۹/۱۹	۴۶/۴۲	۵۲/۵۹	۵۷/۱۳	۶۱/۳۷۴	۶۴/۹۲۴	۶۸/۲۹۴	۷۱/۱۴۴

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 مراتب 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 برازش قابل

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

قبول در نظر گرفته می‌شود.[۱] کم بودن قدرت توضیح‌دهندگی در این پژوهش می‌تواند به دلیل فقدان داده‌های فصلی برای بسیاری از متغیرهای مهم (از قبیل اشتغال بخش‌های مختلف) در کشور و همچنین فقدان آمارهای مربوط به برخی فصول 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.

$$IC(k) = \ln\left(V(k,\hat{F}^k)\right) + kg(N,T) \qquad (۸)$$

$$\ln\left(V(k,\hat{F}^k)\right) = \min \frac{۱}{NT}\sum_{i=۱}^{N}\sum_{t=۱}^{T}(X_{it} - \lambda_i^k F_t^k)^۲$$

در معادله (۸)، N و T و k به ترتیب تعداد متغیرها، تعداد مشاهدات و تعداد عامل‌ها است. $V(k,\hat{F}^k)$ متوسط مجموع مجذور خطا 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 مجانبی هم‌ارزند اما خواص نمونه کوچک آنها به دلیل تصریح‌های مختلف جزء جریمه[۲] متفاوتند. دو معیاری که به‌طور وسیعی مورد استفاده قرار گرفته است و بهترین معیارها برحسب عملکرد در شبیه‌سازی‌ها است به صورت زیر است:

$$IC_{p۱}(k) = \ln\left(V(k,\hat{F}^k)\right) + k\left(\frac{N+T}{NT}\right)\ln\left(\frac{NT}{N+T}\right) \qquad (۹)$$

۱. بریتانگ و ایکمیر (۲۰۰۵)

2. Penalty Term

$$IC_{p2}(k) = \ln\left(V(k,\hat{F}^k)\right) + k\left(\frac{N+T}{NT}\right)\ln(C_{NT}^2) \qquad (10)$$

در معیار دوم $C_{NT}^2 = \min\{N,T\}$ است. براساس معیار اول و دوم به ترتیب تعداد ۲ و ۳ عامل انتخاب می‌شود.

۸-۳. 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 پسماندها، وقفه ۲ برای تخمین الگو انتخاب شده است.

جدول ۳. تعیین وقفه بهینه الگو

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۳۴۴/۹۲۴۱	NA	۰/۷۵۹۹۲۰	۱۱/۰۷۶۹۶	۱۱/۲۱۳۰۳	۱۱/۱۳۰۴۷
۱	-۲۹۳/۸۲۶۱	۹۴/۰۸۵۲۲	۰/۲۴۹۷۱۴	۹/۹۶۲۷۳۳	۱۰/۶۴۳۰۹*	۱۰/۲۳۰۳۲
۲	-۲۶۵/۴۶۶۰	۴۸/۶۱۷۳۰*	۰/۱۶۹۷۷۴*	۹/۵۷۰۳۴۹*	۱۰/۷۹۵۰۰	۱۰/۰۵۲۰۱*
۳	-۲۵۶/۹۹۰۸	۱۳/۴۵۲۶۶	۰/۲۱۹۱۰۰	۹/۸۰۹۲۳۲	۱۱/۵۷۸۱۷	۱۰/۵۰۴۹۶
۴	-۲۵۰/۸۹۸۴	۸/۸۹۶۸۶۵	۰/۳۰۹۴۵۶	۱۰/۱۲۳۷۶	۱۲/۴۳۶۹۸	۱۱/۰۳۳۵۶
۵	-۲۳۴/۱۷۰۲	۲۲/۳۰۴۳۲	۰/۳۱۸۲۴۱	۱۰/۱۰۰۶۴	۱۲/۹۵۸۱۵	۱۱/۲۲۴۵۱
۶	-۲۲۱/۳۱۰۹	۱۵/۵۱۲۷۹	۰/۳۸۰۳۱۲	۱۰/۲۰۰۳۵	۱۳/۶۰۲۱۵	۱۱/۵۳۸۲۹

ماخذ: محاسبات تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

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، منعکس‌کننده شوک‌های کلان یا شوک‌های ویژه هر بخش هستند. تخمین سیستم (۷) این امکان را فراهم می‌کند تا منبع نوسانات نرخ‌های تورم هر یک

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:

$$\pi_{it} = \lambda_i' C_t + e_{it} \qquad (11)$$

$$C_t = \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix}$$

π_{it} بیانگر تغییر لگاریتم قیمت گروه i ام 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.

۹-۱. تغییرپذیری[1] و پایداری تورم[2]

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 مؤلفه های آن ($\lambda_i' C_t$) و (e_{it})، یک فرآیند خودرگرسیونی[3] چنانچه در معادله (۱۲) نشان داده شده است، برازش می‌شود.

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

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 R^2 برای سری‌های تورم جزئی برابر با ۰/۵۱۵ 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 $\bar{R}^2$ تعدیل‌شده در نهایت وقفه ۴ برای الگو انتخاب شده است.

جدول ٤. پایداری و تغییرپذیری سری‌های تورم جزئی و تورم کل

توضیحات	R^2	انحراف معیار			پایداری	
		عامل مشترک	عامل ویژه هر بخش	قیمت‌ها	عامل مشترک	عامل ویژه هر بخش
قیمت‌های کلی						
شاخص کل قیمت کالاها و خدمات مصرفی	۰/۸۹۰	۰/۹۴۳	۰/۳۱۵	۰/۷۸۳	۰/۸۲۹	۰/۲۸۰
کالا	۰/۸۰۹	۰/۹۰۱	۰/۴۳۷	۰/۷۰۷	۰/۸۲۹	۰/۳۲۲
خدمت	۰/۴۸۵	۰/۷۰۰	۰/۷۲۱	۰/۷۶۵	۰/۸۴۴	۰/۲۵۳
قیمت ۱۲ گروه اصلی CPI						
میانگین	۰/۵۱۵	۰/۶۶۸	۰/۶۷۷	۰/۶۶۱	۰/۷۱۰	۰/۳۱۱
میانگین وزنی (براساس ضریب اهمیت)	۰/۴۹۲	۰/۶۵۹	۰/۶۸۶	۰/۶۵۳	۰/۷۲۳	۰/۳۳۵
میانه	۰/۵۹۹	۰/۷۲۶	۰/۶۲۸	۰/۷۰۱	۰/۷۰۶	۰/۳۵۶
مینیمم	۰/۰۶۷	۰/۲۶۱	۰/۳۸۳	۰/۳۸۳	۰/۷۳۸	-۰/۴۰۰
ماکزیمم	۰/۷۶۵	۰/۸۸۴	۰/۹۷۱	۰/۸۶۹	۰/۸۵۲	۰/۶۳۵
انحراف معیار	۰/۲۱۸	۰/۱۷۹	۰/۱۶۷	۰/۱۶۳	۰/۰۳۴	۰/۳۳۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

بیشتر تغییرپذیری در نرخ تورم کل و دو مؤلفه اصلی آن (تورم کالاها، 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[1] است. همانگونه که

1. Aggregation Bias

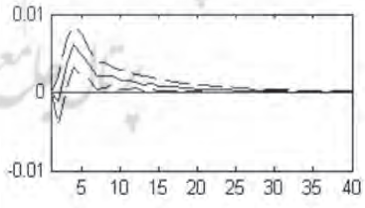
ایمبس و همکاران[1] بیان کرده‌اند، اندازه‌گیری پایداری کل در حالتی که ناهمگنی در پایداری سری‌های جزئی وجود دارد، با تورش همراه خواهد بود. بنابراین به دلیل این که قیمت‌های جزئی همانند شاخص‌های قیمت کل رفتار نمی‌کنند، استفاده از تورم کل برای ارزیابی و تعیین رفتار قیمت‌ها و قیمت‌گذاری در سطح خرد ممکن است گمراه‌کننده باشد. عامل‌های مشترک نقش تعیین‌کننده‌ای در پایداری سری‌های تورم برعهده 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 به‌طور 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.

به‌طور خلاصه، نرخ‌های تورم جزئی به‌طور معنی‌داری پایداری کمتری نسبت به نرخ تورم کل دارند. این امر منعکس‌کننده 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.

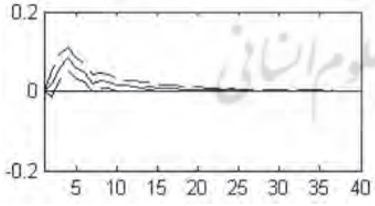
۱۰. نتایج تخمین الگوی FAVAR

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.



نمودار ۱. الگوی VAR استاندارد[2]



نمودار ۲. الگوی FAVAR[1]

1. 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 تناقض با نظریه های 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 حداکثر خود می‌رسد. مشاهده می‌شود که با تعمیم الگوی VAR با استفاده از عامل‌های مشترک، اثری از معمای 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 i ام (π_i) به شوک سیاست پولی از رابطه (۱۳) به‌دست می‌آید:

$$\frac{\partial \pi_{it+j}}{\partial MB_t} = \lambda_{i,1} \frac{\partial \hat{F}_{1t+j}}{\partial MB_t} + \lambda_{i,2} \frac{\partial \hat{F}_{2t+j}}{\partial MB_t} + \cdots + \lambda_{i,k} \frac{\partial \hat{F}_{kt+j}}{\partial MB_t} \qquad (۱۳)$$

$\frac{\partial \hat{F}_{kt+j}}{\partial MB_t}$ واکنش j دوره 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 به‌دست

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

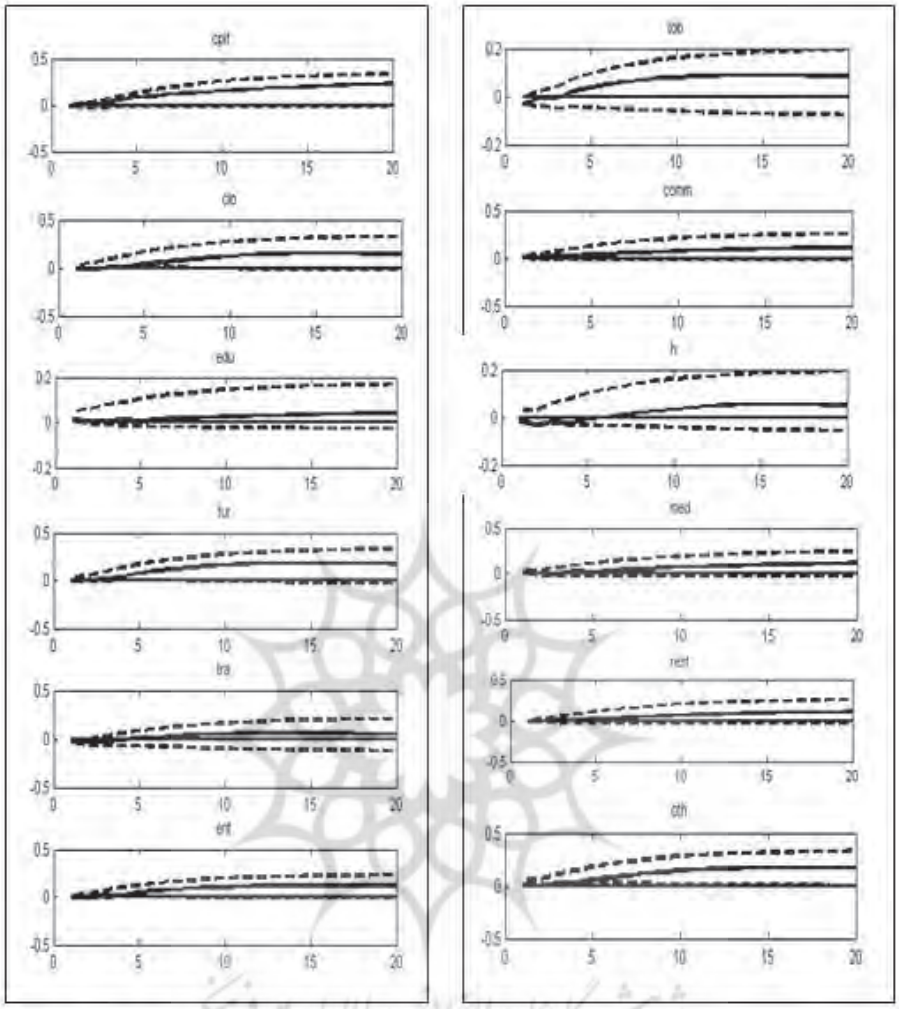
آوردن فاصله اطمینان برای توابع واکنش آنی، از فرآیند بوت استرپ[1] (کیلیان[2]) به دلیل عدم قطعیت در برآورد عامل‌ها استفاده شده است. فرآیند دومرحله‌ای، دلالت بر حضور برازشگرهای تولید شده در مرحله دوم دارد. بر طبق نتایج بای و انجی[3]، زمانی که تعداد متغیرها به نسبت تعداد مشاهدات بزرگ باشد، می‌توان عدم قطعیت 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 به‌دست آورده می‌شود.

در نمودار ۳ واکنش‌های آنی ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و 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.[4]

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، پوشاک و کفش، اثاث، لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه، دخانیات و کالاها و 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[5] قابل توضیح است. براساس این الگوها، قیمت‌هایی که بیشتر اوقات تعدیل می‌شوند بایستی 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)
۴. لاگانا و مونتفورد (۲۰۰۵)، بلویسو و میلانی (۲۰۰۶)، بویوین و جیانونی (۲۰۰۸)
5. Multi-sector Sticky Price Models



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

* ۱۲ گروه اصلی cpi: خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها (cpif)، دخانیات (tob)، پوشاک و کفش (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)، کالاها و خدمات متفرقه (oth).

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 میران چسبندگی را دارند.

معنی‌دار 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 فصول 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 کشور های دیگر[1]، نسبتاً اندک است. در نتیجه، قدرت توضیح‌دهندگی عوامل در الگوی ارائه شده در این مقاله،در مقایسه با مطالعات انجام شده در کشورهای دیگر نسبتاً پایین است.

۱۰-۳. آزمون‌های قوت[2] 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 درمی‌یابیم 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 به‌کار 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 بلویسو 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.

2. Robustness Tests

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 به‌کار 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[1] 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 کالاها و خدمات مصرفی خانوارها به درک مکانیزم انتقال پولی در سطح جزئی کمک می‌کند. در قالب روش FAVAR واکنش پویای ۱۲ گروه اصلی شاخص قیمت کالاها 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 به‌دست آمده از روش تخمین دومرحله‌ای، معنی‌داری این تفاوت‌ها از لحاظ آماری مورد تأیید قرار نگرفته است.[2]

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)

۲. سیمز (۱۹۹۵) با بررسی فواصل اطمینان به‌دست 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 کاراتری 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 به‌دست آورد.

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 کالاها 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، بااهمیت 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 SPSS 6.0، 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*

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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست

لیست متغیرهای مورد استفاده در تحقیق

ردیف	متغیرها	Abbr.	واحد	منبع
	تولید حقیقی 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، رستوران و هتل‌داری (به قیمت ثابت سال ۷۶)	VABUS	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹	ارزش افزوده حمل و نقل، انبارداری 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 حرفه‌ای و تخصصی (به قیمت ثابت سال ۷۶)	VABUL	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۱۲	شاخص تولید کارگاه‌های بزرگ صنعتی ۵۰ نفر و بیشتر (۱۳۶۹=۱۰۰)	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	مصرف داخلی فرآورده‌های 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 ماشین‌آلات) (به قیمت ثابت)	EQUINV	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۲۱	تغییر در موجودی انبار (به قیمت ثابت ۷۶)	CII	میلیارد ریال	بانک مرکزی
	اشتغال و دستمزد			
۲۲	اشتغال کل	LL	نفر	دفتر اقتصاد کلان
۲۳	اشتغال در بخش کشاورزی	LAGR	نفر	دفتر اقتصاد کلان

ردیف	متغیرها	Abbr.	واحد	منبع
۲۴	اشتغال در بخش صنعت و معدن	LIND	نفر	دفتر اقتصاد کلان
۲۵	اشتغال در بخش آب و برق و گاز	LWAT	نفر	دفتر اقتصاد کلان
۲۶	اشتغال در بخش ساختمان	LHOS	نفر	دفتر اقتصاد کلان
۲۷	اشتغال در بخش بازرگانی، رستوران و هتل‌داری	LBIS	نفر	دفتر اقتصاد کلان
۲۸	اشتغال در بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	LTRICT	نفر	دفتر اقتصاد کلان
۲۹	اشتغال در بخش خدمات مؤسسات پولی و مالی	LMON	نفر	دفتر اقتصاد کلان
۳۰	اشتغال در بخش خدمات مستغلات و حرفه‌ای و تخصصی	LPRO	نفر	دفتر اقتصاد کلان
۳۱	اشتغال در بخش خدمات عمومی خدمات اجتماعی، شخصی و خانگی	LOTRS	نفر	دفتر اقتصاد کلان
۳۲	شاخص اشتغال کارگاه‌های بزرگ صنعتی (۱۰۰=۱۳۶۹)	EMPW	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۳	شاخص کل مزد و حقوق پرداختی در کارگاه‌های بزرگ صنعتی (تعدیل‌شده با قیمت مصرف‌کننده)	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 تولیدکننده (کل) (۱۰۰=۱۳۷۶)	PPI	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۷	شاخص بهای تولیدکننده (کشاورزی، دامداری، جنگل‌داری و ماهیگیری)	PPIAG	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۸	شاخص بهای تولیدکننده (محصولات صنعتی و مواد معدنی و تأمین آب و ..)	PPII	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۹	شاخص بهای تولیدکننده (خدمات)	PPISER	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۰	شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی شهری (کل) (۱۰۰=۱۳۸۳)	CPI	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۱	خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها	CPIF	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۲	دخانیات	CPITOB	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۳	پوشاک 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 ضمنی تولید ناخالص داخلی	GDPDEF	بدون واحد	IFS
۵۶	شاخص قیمت کالاهای وارداتی	MPI	بدون واحد	بانک مرکزی

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 یک مترمربع زیربنای مسکونی در شهر تهران	TEHOUP	هزار ریال	وزارت مسکن
	متغیرهای پولی و اعتباری			
۶۰	اسکناس و مسکوک در دست اشخاص	M0	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۱	حجم پول	M1	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۲	حجم نقدینگی	M2	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۳	بدهی دولت به بانک مرکزی	GDEBT	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۴	سپرده‌های بخش غیردولتی	PDEP	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۵	سپرده‌های پس‌انداز 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	بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی (مطالبات سیستم بانکی از بخش غیردولتی)	PCRT	میلیارد ریال	بانک مرکزی
	وضع مالی دولت*			
۷۱	پرداخت‌های جاری	RGEX	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷۲	پرداخت‌های 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

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 (تعدیل‌شده توسط شاخص قیمت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص 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	سرمایه گذاری حقیقی بخش خصوصی در ساختمان های تکمیل شده کلیه مناطق شهری	CBL	میلیارد ریال	بانک مرکزی
	بخش خارجی			
۸۸	واردات کالاها و خدمات (به قیمت ثابت ۷۶)	IM	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۹	واردات سرمایه‌ای حقیقی (تعدیل‌شده توسط شاخص قیمت کالاهای وارداتی)	IMCAP	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۰	واردات مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای حقیقی (تعدیل‌شده توسط شاخص قیمت کالاهای وارداتی)	IMINT	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۱	واردات مصرفی حقیقی (تعدیل‌شده توسط شاخص قیمت کالاهای وارداتی)	IMCON	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۲	صادرات کالاها و خدمات (به قیمت ثابت ۷۶)	EX	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۳	صادرات کالاهای غیرنفتی حقیقی (تعدیل‌شده توسط شاخص قیمت کالاهای صادراتی)	EXPNO	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۴	صادرات 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:

$$\inf_t = ۰/۰۱۱۵۵۲ + ۰/۴۱۹ \inf_{t-۱} + ۰/۳۴۳۷ \inf_{t-۲}$$