فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۳، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۵، صفحات ۹۲- ۷۱

ارزیابی کارایی سیاست پولی در اقتصاد ایران: با رویکرد الگوی FAVAR[۱]

حسین مرزبان، زهرا دهقان شبانی، رضا اکبریان و مهدی فراهانی *

تاریخ وصول: ۱۳۹۵/۲/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۷/۲۶

چکیده:

هدف از این مطالعه بررسی کارایی سیاست پولی در اقتصاد ایران می‌باشد. بر این اساس در این مطالعه با استفاده از الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته و الگوریتم بیشینه‌سازی انتظارات و ۱۲۰ متغیر اقتصادی طی بازه زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۲ به ارزیابی کارایی سیاست پولی در ایران پرداخته شده است. با توجه به اینکه نرخ بهره در قانون عملیات بانکی کشور ابزاری کنترلی برای مقام پولی محسوب نمی‌گردد، در این پژوهش از نرخ بهره‌ای به عنوان تصحیح کننده سیاست پولی استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که شوک نرخ بهره اثر تاخیری بر روی بازار پول داشته به طوری که در صورت اصابت یک انحراف معیار شوک نرخ بهره بازار پول با سه ماه تاخیر نسبت به شوک وارده عکس العمل نشان می‌دهد، که عمدتاً ناشی از چسبندگی قراردادهای مربوطه به سپرده‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد. این موضوع در بازار نیروی‌کار و بازار محصول نیز عکس العملی مشابه دارد. از سوی دیگر با توجه به قابلیت الگوهای خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته مبنی بر برآورد الگو با عامل‌ها وقفه‌های مختلف به نظر می‌رسد مطابق الگوی برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) یک بده- بستان بین تعداد عامل‌ها و وقفه‌ها در اقتصاد ایران وجود دارد، به طوری به با افزایش تعداد عامل‌ها وقفه‌ها مدل کاهش می‌یابد.

طبقه‌بندی JEL: P14، O53، O16، O11، E43، E44.

واژه‌های کلیدی: *نرخ بهره سایه‌ای، الگوی FAVAR، الگوریتم EM*

---

[۱] مقاله‌ی حاضر برگرفته از رساله دکتری آقای مهدی فراهانی به راهنمایی جناب آقای دکتر حسین مرزبان و مشاوره سرکار خانم دکتر زهرا دهقان شبانی و جناب آقای دکتر رضا اکبریان انجام پذیرفته است.

* به ترتیب، دانشیار، استادیار، دانشیار و دانشجوی دکتری اقتصاد (نویسنده مسئول) بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. (Dr.marzban@gmail.com)

۱- مقدمه

سیاست‌های پولی یکی از ابزارهای قوی در اختیار سیاست‌گذاران است که تأثیر آن بر متغیرهای اقتصادی گاهی غیرقابل انتظار و ناخواسته است. برای اعمال یک سیاست پولی موفقیت آمیز، لازم است مقامات پولی ارزیابی صحیحی از زمان و میزان تأثیر آن بر متغیرهای اقتصادی داشته باشند. برای این منظور، درک و شناخت کافی از متغیرها، ابزارها و مکانیزم‌هایی که از طریق آن سیاست پولی بر بخش‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارد، ضروری است.

هنگامی که بانک مرکزی اقدام به اجرای سیاست پولی می‌نماید، مجموعه‌ای از تغییرات ایجاد می‌شود، این تغییرات از بازارهای مالی شروع و به کل سیستم اقتصادی تسری می‌یابد (بورک،[۲] ۲۰۱۰). به لحاظ نظری، برخی از مکاتب اقتصادی نظیر چرخه‌های تجاری[۳] معتقدند که حجم پول حتی در کوتاه مدت هم تأثیری بر متغیرهای حقیقی ندارد، از این رو مکانیزم انتقال سیاست پولی محدود و فاقد ارزش مطالعاتی می‌باشد، در حالی که سایر مکاتب اقتصادی نظیر کینزین‌ها،[۴] پولیون[۵]، نئوکینزین‌ها[۶] و نئوکلاسیک‌ها[۷] به آثار کوتاه مدت سیاست‌های پولی اعتقاد دارند (برنانکه و گرتلر،[۸] ۱۹۹۵). از سوی دیگر، علاوه بر اختلاف نظر راجع به منبع تأثیرگذاری سیاست پولی همواره موارد دیگری مانند نااطمینانی، مدت زمان لازم برای اثر گذاری، ماندگاری و زمان به اوج رسیدن اثر نیز از دیگر چالش میان اقتصاددانان می‌باشد. بنابراین از یک سو مشخص است که در کوتاه مدت برای تثبیت فعالیت‌های اقتصادی و مدیریت تورم می‌توان از سیاست‌های پولی استفاده کرد و از سوی دیگر بر همه اقتصاددانان و بانک مرکزی مسجل شده است که برای اجرای موفقیت آمیز و به موقع سیاست‌های پولی باید از مکانیزم انتقال سیاست‌های پولی آگاهی قابل قبولی داشت، در غیر این صورت مقامات پولی در طراحی سیاست با خطا

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[2] Bork
[3] Business Cycle
[4] Keynesian
[5] Monetarists
[6] New Keynesian
[7] Neoclassical
[8] Bernanke & Gertler

مواجه خواهند شد، که می‌تواند ضمن بی اثر نمودن سیاست‌های اتخاذ شده هزینه‌های قابل ملاحظه‌ای را بر اقتصاد تحمیل کنند.

کانال نرخ بهره یکی از کلیدی‌ترین کانال‌های انتقال سیاست پولی در مدل‌های اقتصاد کلان به شمار می‌رود. در مدل‌های اولیه کینزی، اتخاذ سیاست پولی انقباضی به فرض ثبات قیمت‌ها منجر به افزایش نرخ بهره حقیقی می‌گردد که این موضوع به نوبه خود باعث افزایش هزینه سرمایه و به تبع آن باعث کاهش مخارج سرمایه‌گذاری می‌گردد. مجموعه این تحولات منجر به کاهش تقاضای کل و در نهایت کاهش تولید می‌گردد. در این کانال بحث اصلی در خصوص اثر سیاست پولی بر روی بخش حقیقی اقتصاد است، از این رو تمرکز روی اینکه چگونه تغییرات نرخ بهره کوتاه مدت به عنوان یک سیاست از طریق نرخ بهره واقعی و قیمت سایر دارایی‌ها منجر نوسان بخش حقیقی اقتصاد می‌شود، از اهیمت ویژه‌ای برخوردار است (میشکن،[9] ۱۹۹۵).

در این پژوهش به منظور بررسی کارایی سیاست پولی در اقتصاد ایران، رویکرد متفاوتی اتخاذ و از الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته[10] (FAVAR) که توسط برنانکه، بویوین و الیاز[11] (۲۰۰۵) برای رفع مشکلات مربوط به الگوی VAR ارائه گردید، استفاده شده است. ایده اصلی الگوی خود توضیح برداری این است که چند عامل اقتصادی تحت عنوان عامل‌های پویا در اقتصاد موجود است که با سایر متغیرهای اقتصادی هم حرکتی دارند. برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) بیان نمودند که مجموعه اطلاعات محدود مورد استفاده در الگوهای VAR با ابعاد اندک، به بروز حداقل سه مشکل بالقوه می‌انجامد. اولین مشکل تورش متغیرهای حذف شده در الگوی VAR می‌باشد که نتیجه آن بروز پدیده معمای قیمت[12] است. به منظور ارائه پاسخی برای این مشکل، سیمز[13] متغیری حاوی اطلاعات نرخ ارز را به الگوی VAR اضافه کرد؛ نتیجه افزایش این متغیر، کاهش اندک در اندازه معمای قیمت بود (سیمز، ۱۹۸۱). دوم اینکه در الگوی VAR محقق مجبور به تصمیم‌گیری در مورد انتخاب متغیرهای قابل مشاهده در الگو است. برای نمونه، محقق مجبور به نشان دادن فعالیت اقتصادی توسط یک سری زمانی مانند تولید ناخالص داخلی، بیکاری و یا تولیدات

---

[9] Mishkin
[10] Factor Augmented
[11] Bernanke, Boivin and Eliasz
[12] افزایش قیمت در پاسخ به سیاست پولی انقباضی
[13] Sims

صنعتی است، این درحالی است که سیاست‌گذار اقتصادی به منظور اعمال یک سیاست پولی ممکن از از تعداد زیادی از متغیرهای اقتصادی استفاده نماید که انتخاب گزینشی آنها توسط محقق، ممکن است باعث انحراف در نتایج گردد؛ سوم اینکه، در الگوی VAR تابع واکنش آنی تنها برای متغیرهای محدودی که در الگو تعریف شده‌اند، قابل مشاهده است، این درحالی است که در الگوی FAVAR امکان اخذ توابع واکنش از تک تک متغیرهای موجود در مجموعه اطلاعاتی امکان پذیر است (برنانکه، بویوین و الیاز، ۲۰۰۵).

با این مقدمه، در این مطالعه با استفاده از الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته (FAVAR)، الگوریتم بیشینه سازی انتظارات[14] (EM)، فیلتر کالمن و ۱۲۰ متغیر اقتصادی به این سوال پاسخ خواهیم داد که " چند عامل برای الگو سازی اقتصاد ایران مناسب است و اینکه در صورت بروز شوک نرخ بهره به اندازه یک انحرف معیار آیا این نرخ در بخش‌های مختلف اقتصادی تصحیح شده و اینکه آیا آثار چسبندگی در بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران از جمله بازار سرمایه، بازار پول، بازار نیروی کار و بازار محصول وجود دارد یا خیر؟"

لازم به ذکر است از جمله نوآوری این مطالعه نسبت به سایر مطالعات انجام شده را در رونمایی از نرخ بهره سایه‌ای پیشنهادی، استفاده از الگوریتم بیشینه سازی انتظارات در برآورد الگو و اخذ توابع واکنش آنی همزمان برای عامل‌ها و وقفه‌های مختلف می‌توان یافت. واکاوی حاضر در چهار بخش کلی تنظیم شده است. پس از بیان جایگاه سیاست‌های پولی و اهمیت و ضرورت مطالعه در قسمت مقدمه حاضر، در بخش بعدی پیشینه مطالعات داخلی و خارجی مطرح شده است. در بخش سوم به بررسی و تجزیه و تحلیل نتایج و در بخش چهارم نتیجه گیری مطالعه مطرح شده است.

۲- مروری بر پیشنه موضوع

برنانکه، بویوین و ایلیاز (۲۰۰۵) با استفاده از الگوهای عامل پویا در الگوهای - خودتوضیح برداری، روش جدید خودتوضیح برداری عاملی تعمیم یافته را معرفی نمودند. آنان اثرات سیاست پولی را بر اقتصادکلان آمریکا با استفاده از این الگوها اندازه‌گیری نمودند. آنها از داده‌های ماهانه ۱۲۰ متغیر اقتصادکلان برای دوره ۱۹۵۹

[14] Expectation Maximization

تا ۲۰۰۳ تحت دو الگوی VAR و FAVAR استفاده نمودند. آنها چند عامل مشترک اندک را برای این مجموعه وسیع داده‌ها در نظر گرفتند و از نرخ وجوه فدرال نیز به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده نمودند. برای برآورد الگو از دو رویکرد دو مرحله‌ای جز اصلی و روش بیزین براساس نمونه‌گیری گیبز بهره بردند. با مقایسه نتایج الگوی VAR و FAVAR نتیجه گرفتند که در الگوی FAVAR معمای قیمت وجود ندارد، در حالی که این مسأله در الگوی VAR به شدت وجود داشت. ضمناً، آنها ۴ متغیر را با ۱۳ وقفه، بهترین برآزش معرفی نموده و نتیجه گرفتند که بین وقفه‌ها و عامل‌ها بده بستانی وجود دارد.

امیراحمدی و آلبرچت ریشل[۱۵] (۲۰۱۰) 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 به دست آورند. آنها الگوی تجربی خود را براساس این مجموعه از اطلاعات تصریح کردند و برای پرهیز از معمای قیمت، از قید علامت[۱۶] استفاده کردند. آنها دریافتند که سهم کلی سیاست پولی در توضیح واریانس متغیرهای واقعی زمان جنگ، مانند دوران پس از جنگ اندک است و اینکه سیاست پولی مسلماً در رکود بزرگ دوران جنگ نقش داشته، اما شواهد کافی بر تأیید این فرضیه سنتی که رکود بزرگ بیشتر یک پدیده پولی بوده وجود ندارد.

فرمالد و همکاران[۱۷] (۲۰۱۴) با استفاده از مدل الگوی خود توضیح برداری تعمیم یافته به بررسی عملکرد اقتصادی کشور چین پرداختند. آنها دریافتند اختلالات نرخ‌های بهره و سپرده‌ها به لحاظ اقتصادی و آماری اثرات معنی‌داری بر اقتصاد بر جای می‌گذارند. این در حالی است که شوک‌های اعتبارات و نقدینگی و مخارج دولت تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر اقتصاد ندارد. ضمناً آنها دریافتند افزایش ذخایر اضافی بانک‌ها باعث کاهش فعالیت اقتصادی وتورم می‌گردد. از سوی دیگر، تغییرات ناشی از سایر سیاست‌ها مانند تغییر در شرایط اعطای تسهیلات و یا حجم اعتبارات اعطایی تغییر چندانی بر فعالیت‌های اقتصادی و تورم نداشته و اینکه بین کانال انتقال

[15] Amir Ahmadi & Ritschl

[16] Sign Restriction

[17] Fernald *et al.*

پولی کشور چین و کشورهایی که تعامل اقتصادی بالایی با چین دارند ارتباط معناداری وجود دارد.

ویوو و ایکسیا[18] (۲۰۱۵) به ارزیابی اثر سیاست پولی بانک فدرال رزرو بر نرخ بیکاری بر اساس یک الگوی غیر خطی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته پرداختند. آنها از نرخ بهره کران‌دار (نزدیک به صفر) در معادلات خود استفاده نمودند و با استفاده از یک تقریب غیر خطی دریافتند تلاش بانک مرکزی آمریکا برای تحریک تقاضا از سال ۲۰۰۹ برای کاهش ۱درصد نرخ بیکاری موفقیت آمیز بوده است. همچنین آنها نتیجه گرفتند برآورد الگو از روش خود توضیح برداری تعمیم در مقایسه با الگوی خود توضیح برداری از دقت بالاتری برخوردار است به طوری که، برآورد الگو FAVAR در مقایسه با VAR حدود ۰/۰۱۳ از دقت بالاتری برخوردار است.

روسوآیو[19] (۲۰۱۵) با استفاده از ۹۲ متغیر کلان اقتصادی به ارزیابی سیاست پولی کشور رومانی پرداخت. او در برآورد خود از ۳ گروه متغیر شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی، شاخص تولیدکننده و بیکاری استفاده نمود. ایشان از الگوی FAVAR بیزین و همچنین روش جز اصلی در برآورد خود در بازه زمانی ۲۰۰۱ الی ۲۰۱۳ استفاده نمودند. وی با مقایسه این دو روش دریافت که روش بیزین برآورد دقیق‌تری نسبت به روش جز اصلی دارد، به طوری که در روش FAVAR معمای قیمت از بین رفته بود. ضمناً ایشان برآوردهای خود را در روش FAVAR با ۲ عامل شروع و تا ۱۵ عامل ادامه داد. ایشان دریافت استفاده بیشتر از ۷ عامل تغییر چندانی در نتایج ایجاد نمی‌نماید.

کلمنتس[20] (۲۰۱۶) به پیش بینی وضعیت اقتصادی و دلایل بی‌ثباتی اقتصادی در کشور آمریکا پرداخت. ایشان با استفاده از الگوی خود توضیح برداری و خود توضیح برداری تعمیم یافته دادهای خود را مورد آزمون قرار داد و دریافت دادهای واقعی بیش از داده‌های اسمی قدرت پیش بینی دارند. ضمناً وی دریافت که پیش‌بینی متغیرها بر اساس الگوی خود توضیح برداری تعمیم یافته نسبت به الگوی خود توضیح برداری دارای نتایج مستحکم تری می‌باشد و معمای قیمت با استفاده از الگوی FAVAR از بین می‌رود.

[18] Wu & Xia
[19] Rosoiu
[20] Clements

متیو[21] (۲۰۱۶) بر اساس الگوی خود توضیح برداری تعمیم یافته به بررسی چگونگی واکنش بازار سرمایه در هنگام تغییر استانداردهای وام دهی توسط بانک‌ها در ایالات متحده آمریکا پرداخت. وی از فاینس خارجی به عنوان سنجه پولی استفاده نمود. ایشان دریافت پس از تغییر غیر منتظره استانداردهای تامین مالی بازار سرمایه پس از ۲ سال با افت ۱/۳۶ درصدی شاخص مواجه خواهد شد، این درحالی است که اگر تغییر استانداردها به مرور زمان صورت گیرد، این کاهش قابل اغماض است.

همتی و جلالی نائینی (۱۳۹۰) به کمک الگوی FAVAR اثر شوک پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی را مورد بررسی قرار دادند. سنجه پولی مورد استفاده در این مطالعه، پایه پولی بوده است. نتایج این تحقیق نشان داد شوک پولی اثر تاخیری بر قیمت‌های جزیی دارد و بیشتر قیمت‌ها با تأخیر قابل‌توجهی به سیاست پولی واکنش نشان می‌دهند و تفاوت محسوسی بین 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 تایید شده بود.

خداپرست (۱۳۹۴) به اندازه گیری اثر شوک پولی در اقتصاد ایران بر اساس الگوی FAVAR بر اساس ۱۱۰ متغیر کلان اقتصادی طی دوره ۱۳۶۹:۱ الی ۱۳۹۱:۴ پرداخت. وی در این مطالعه به جای نرخ بهره از حجم نقدینگی، پایه پولی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و اعتبارات اعطایی سیستم بانکی به بخش خصوصی به عنوان متغیر کمکی استفاده کرد و نتیجه گرفت اثر سیاست پولی بر تولید در کوتاه مدت چندان روشن نیست اما خنثایی پول در بلند مدت را می‌توان پذیرفت و اینکه اجرای سیاست پولی انبساطی اثر پایداری بر سطح عمومی قیمت‌ها داشته و در کوتاه مدت و بلند مدت منجر به افزایش تورم شده است و با مقایسه الگوی VAR و FAVAR به این نتیجه رسید که معمای قیمت در اقتصاد ایران به وجود نیامده است. خضری و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی اثر بازده بخش سوداگری بر تورم در اقتصاد ایران بر اساس مدل TVP-FAVAR پرداختند. آنها ضمن شناسایی ۵ متغیر کلان اقتصادی (رشد تولید ناخالص داخلی، رشد پایه پولی، تورم، نرخ ارز و نرخ سود بانکی) به این نتیجه رسیدند که رشد نقدینگی شدید در اقتصاد ایران و ضعف ساختاری و نهادی در جذب منابع حاصل از افزایش نقدینگی توسط بخش‌های تولیدی کشور علاوه بر

[21] Metiu

حرکت نقدینگی به سمت بخش نامولد و سوداگری کشور، زمینه ساز تورم‌های شدیدی در اقتصاد کشور شده است.

۳- روش‌شناسی

در این پژوهش، داده‌های آماری از بانک مرکزی ج.ا.ا برای دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۲ جمع‌آوری شده است. از آنجا که لازمه تخمین عامل‌ها با استفاده از الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته ایستا بودن متغیرها می‌باشد، تست‌های مانند تست ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون، به منظور بررسی ایستایی متغیرها انجام شد. لازم به توضیح است به غیر از تعداد اندکی از متغیرها سایر متغیرها همگی انباشت از مرتبه یک بوده و در بیشتر موارد از تفاضل مرتبه اول لگاریتمی جهت ایستایی متغیرها استفاده شده است.[۲۲] لازم به ذکر است مدل‌سازی الگوی FAVAR براساس مطالعه برنانکه، بووین و ایلیاز (۲۰۰۵) و الگوریتم بیشینه سازی انتظارات بر اساس مطالعه دمسپر و همکاران[۲۳] (۱۹۷۷) و شاموی و استافر[۲۴] (۱۹۸۲) تنظیم شده است.

۳-۱- الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم یافته FAVAR

برای ایجاد یک مدل FAVAR نیاز به دو جز داریم. جز اول شامل عامل‌های پویا و جز دوم الگوی VAR استاندارد می‌باشد. کلید استدلال الگوی عامل‌های پویا، تغییرپذیری هریک از N مشاهدات در پنل بزرگ X می‌باشد که می‌تواند به دو جز متعامد[۲۵] تجزیه شود، که در آن اجزا χ متغیرهای مشترک و ζ جز اخلال مشترک در متغیرها می‌باشد. اجزا مشترک توسط عامل‌های مشترک توضیح داده می‌شود و این اجزا مشترک توسط کوواریانس متغیرهای مشاهده شده همراه با وقفه‌های گذشته نگر و آینده‌نگر مورد بررسی قرار می‌گیرد، در نتیجه i امین متغیر در پنل بزرگ X در زمان t را می‌توان به صورت زیر یادداشت نمود:

$$x_{it} = \chi_{it} + \xi_{it} \qquad (1)$$

$$i=1,..,\ n \text{ and } \ t=1,..,\ T$$

که در آن:

---

[۲۲] جزئیات مربوط به نتایج آزمون‌های ریشه واحد به دلیل کمبود فضا در مقاله گزارش نشده است.

[23] Dempster *et al.*

[24] Shumway & Stoffer

[25] Orthogonal

$$E\left[x_{it}, \xi_{js} \right] = 0 \quad \forall i, j, t, s$$

در ادامه با تاکید بر چگونگی مدل‌سازی عامل‌های پویا به بررسی چگونگی ورود عامل‌ها[۲۶] در الگو و همچنین چگونگی برازش عامل‌های پویا با استفاده از مفاهیم آماری می‌پردازیم (فورنی و همکاران،[۲۷] ۲۰۰۵). در تصریح بردارهای پویا، اجزا مشترک با ابعاد $N\times1$ در زمان t توسط q عامل‌های مشترک f_t و به صورت $X_t = \lambda^T(L)f_t$ توضیح داده می‌شود که در آن $\lambda(L)$ یک ماتریس چند وجهی $q\times N$ توسط اپراتور (L) با رتبه معین s توضیح داده می‌شود.[۲۸] با فرض اینکه توزیع شوک‌های وارده در طول زمان تغییر ننماید، اجزا مشترک بصورت $\chi_t = \beta(L)\varepsilon_t$ می‌باشد، به طوری که $\beta(L)$ توسط یک تابع واکنش آنی توضیح داده می‌شود. این تابع با ورود شوک به جز اخلال ε_t از خود واکنش نشان می‌دهند.[۲۹] در این ارتباط، با جای‌گذاری اجزا مشترک در معادله (۱) نتیجه عامل‌های پویا با q فاکتور به صورت زیر می‌باشد:

$$x_{it} = \lambda_i^T(L)f_t + \zeta_{it} \qquad (۲)$$

که در آن:

$$\lambda_i^T(L) = \lambda_{i,0} + \lambda_{1,0}L + \cdots \lambda_{i,s}L^s$$

لازم به ذکر است s وقفه f_t با ابعاد $r = q(s+1)$، در بردار F_t مستر می‌باشد و ضرایب λ_i بخشی از ماتریس ضرایب Λ می‌باشد. با این مقدمه معادله مورد نظر به صورت زیر تصریح خواهد شد:

$$x_{it} = \Lambda_i^T F_t + \zeta_{it} = \begin{bmatrix} \lambda_{i,0} \\ \lambda_{i,1} \\ \vdots \\ \lambda_{i,s} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_t \\ f_{t-1} \\ \vdots \\ f_{T-s} \end{bmatrix} + \zeta_{it} \qquad (۳)$$

---

[۲۶] در ادبیات کاربردی تحلیل عاملی به چگونگی ورود پارامترها در تشکیل تابع را در اصطلاح « Loading Factor» می‌گویند. اشتراک پذیری یک متغیر بخشی از واریانس آن است که به وسیله عوامل مشترک بیان می‌شود. واریانس معین یا یکه بخشی از واریانس متغیر است که بوسیله عوامل مشترک محاسبه نمی‌شود.

[27] Forni, *et al.*

[۲۸] مرتبه یک بردار با وقفه چند وجهی توسط مدل‌های پویای تعمیم یافته توضیح داده می‌شوند (فورنی و همکاران ۲۰۰۳).

[۲۹] می‌توان فاکتورها را به صورت شوک اولیه بازنویسی کرد که در این راستا $f_t = a(L)\varepsilon_t$ و در نتیجه $\beta(L) = \lambda(L)a(L)$

توجه داشته باشید که چگونگی ابعاد F_t بستگی به همسانی و واکنش داده‌ها به فاکتورهای موجود در F_t در طول $\lambda(L)$ یا به صورت معادل، به شوک اولیه ε_t در طول $B(L)$ بستگی دارد. ضمناً، F_t توسط پویایی‌هایی که در f_t است توضیح داده می‌شود و فرض می شود که F_t یک AR(h) است. بای و انجی[۳۰] (۲۰۰۷) نشان دادند که F_t توسط یک الگوی VAR(P) که در آن $p= \max(1, h-s)$ توضیح داده می‌شود. در این راستا، نمایش آماری مدل عامل‌های پویا در قالب فضای حالت به صورت زیر می‌باشد:

$$X_T = \Lambda F_T + \xi_t \qquad (۴)$$
$$F_t = \Phi(L)F_{T-1} + r_{\varepsilon_t}$$
$$\Lambda = (\Lambda_1, \dots, \Lambda_N)^T \ and \ \zeta_t = (\zeta_{1,t}, \dots, \zeta_{N,t})^T,$$
$$X_t = (x_{1,t}, \dots, x_{N,t})^T ; \ N(0, R)$$

که در آن:

توجه داشته باشید که معادله انتقال[۳۱] ایستا و دارای ریشه مشخصه[۳۲] با رتبه p از یک ماتریس چند وجهی $\Phi(L)$ با قدر مطلق کمتر از یک می‌باشد. ضمناً فرض شده که r ماتریسی با ابعاد r×q و دارای میانگین و واریانس N(0,Q) است.

پارامترهای مجهول در فضای حالت نیز شامل $\Theta = \{\Lambda, R, \phi(L), r, Q\}$ که در F_t مستتر می‌باشد. گام آخر در ساخت الگوی FAVAR مربوط به چگونگی ورود نرخ بهره در ماتریس اطلاعات X_t است. نرخ بهره در ماتریس اطلاعات X_t به صورت عامل به آخرین مولفه در F_t اضافه می‌شود. به طور مثال در ماتریس Λ برای ورود نرخ بهره سایر ضرایب را صفر و نرخ بهره را یک (۱،۰،...،۰) در نظر می‌گیریم.

۳-۲- الگوریتم EM

در الگوی خطی فضای حالت[۳۳] با عوامل پنهان، به منظور برآورد F_t با استفاده از فیلتر کالمن[۳۴]، نیازمند پارامترهای $\Theta = \{\Lambda, R, \phi(L), r, Q\}$ به عنوان ورودی داده‌ها می‌باشیم. کار اولیه دمپستر و همکاران (۱۹۷۷) و شاموی و استوفر (۱۹۸۲) به

[30] Bai and Ng
[31] Stat transition
[32] Eigenvalve
[33] State- space
[34] Kalman filter

معرفی الگوریتم EM در محیط فضای حالت می‌پردازد. اساساً، الگوریتم EM یک درون یابی را با استفاده از روش حداکثر راستنمایی با داده‌های گمشده[۳۵] انجام می‌دهد، که در این مطالعه تحت عنوان عامل‌های مشاهده نشده[۳۶] معرفی می‌شوند. با این توضیح، برآورد الگو با استفاده از روش حداکثر راستنمایی با وارد نمودن پارامترها، قابل محاسبه می‌باشد. اساساً نتایج، به چگونگی هموارسازی گشتاورها با استفاده از متغیرهای غیر قابل مشاهده شده بستگی دارد (به عبارتی به $\Theta^{(j)}$ بستگی دارد). مراحل حداکثر سازی تخمین زنندها با J مرتبه درون یابی به شرح زیر می‌باشد:

$$\mathrm{vec}\left(\Lambda^{(j)}\right)=\mathrm{vec}\left(DC^{-1}\right) \quad (۵)$$

$$R^{(j)}=\frac{1}{T}\left(E-DC^{-1}D^{T}\right) \quad (۶)$$

$$\mathrm{vec}\left(\Phi^{(j)}\right)=\mathrm{vec}\left(BA^{-1}\right) \quad (۷)$$

$$Q^{(j)}=\frac{1}{T}\left[C-BA^{-1}B^{T}\right] \quad (۸)$$

به طوری که گشتاورهای مربوطه که با استفاده از فیلتر کالمن (که با نگاشت T|t نمایش داده شده) به دست آمده به صورت زیر می‌باشد:

$$A=\sum_{t=1}^{T}\left(\hat{F}_{t-1|T}\ \hat{F}_{t-1|T}^{\ T}+\hat{P}_{T-1|T}\right) \quad (۹)$$

$$B=\sum_{t=1}^{T}\left(\hat{f}_{t-1|T}\,\hat{f}_{T-1|T}^{T}+\hat{P}_{\{t,t-1\}|T}\right) \quad (۱۰)$$

$$C=\sum_{T=1}^{T}\left(\hat{F}_{t|T}\hat{F}_{t|T}^{T}+\hat{P}_{t|t}\right) \quad (۱۱)$$

$$D=\sum_{T=1}^{T}X_t\,\hat{F}_{t|T}^{T} \quad (۱۲)$$

$$E=\sum_{T=1}^{T}X_t\,X_t^{T} \quad (۱۳)$$

به طوری که F_t توسط رابطه $\hat{F}_{t|T}=[F_t|\chi_T]$ تقریب زده می‌شود.

لازم به ذکر است $\chi_T=\{X_1,\dots,X_T\}$ مجموعه اطلاعاتی، $\hat{P}_{t|T}=\mathrm{var}(F_t|\chi_T)$ واریانس و $p_{\{t|t-1\}|T}=\mathrm{cov}\{F_t,f_{t-1}|\chi_T\}$ نشان دهنده کوواریانس با یک وقفه

[35] Missing data

[36] Unobserved Factors

زمانی است. این برآوردها را می‌توان در مرحله انتظاری برای محاسبه مجموعه جدید گشتاورهای فیلتر کالمن به کار برد. متعاقباً، برآوردها تا مرحله حداکثرسازی ادامه و روند تا زمان همگرایی ادامه خواهد یافت. لازم به ذکر است خود کوواریانس‌ها[۳۷] در ماتریس B در ضریب Φ باید از فرم مرتبه اول پیروی کنند. در نرم افزار متلب ماتریس خود کوواریانس[۳۸] هموار شده، مستقیماً و به صورت عطفی تولید می‌شوند. برای مثال، کوواریانس هموار با یک وقفه زمانی، نیاز به $\widehat{\Phi}_1$ در برآورد VAR دارد که براساس موارد مطروحه بصورت زیر خواهد شد:

$$P_{\{t,t-1\}|T} = \left[I - \widehat{P}^{xx}_{t|t-1}\, N_{t-1}\right] L_{t-1} \widehat{P}^{xx}_{t-1|t-2} \qquad (۱۴)$$

وکوواریانس با دو وقفه (هموار شده) نیاز به $\widehat{\Phi}_2$ در VAR(2) خواهد داشت:

$$P_{\{t,t-2\}|T} = \left[I - \widehat{P}_{T|T-1}\, N_{t-1}\right] L_{t-1} L_{t-2} \widehat{P}_{T-2|T-3} \qquad (۱۵)$$

به طوری که N_{t-1} و L_{t-1} ماتریس‌های بازگشتی در فیلتر کالمن می‌باشند.

۴- نتایج تحقیق

در این مطالعه از ابزاری به منظور ارزیابی کارایی سیاست پولی استفاده شده است. اما سوال این است این نرخ باید چه ویژگی‌هایی داشته باشد. این نرخ جایگزین می‌باست نرخی باشد که به صورت سایه‌ای با تحولات اقتصادی حرکت نماید (تیلور[۳۹]،۱۹۹۳). در این مطالعه به منظور مدنظر قراردادن تحرکات سرمایه در نتیجه تغییر نرخ بهره از متغیرهای داخلی و خارجی استفاده شده است. با الهام از قاعده تیلور (۱۹۹۳) فرض می‌شود، این نرخ، تابعی از نرخ تورم داخلی، نرخ تورم خارجی، نرخ تامین مالی خارجی و نرخ ارز است. در این راستا متغیر جایگزین نرخ بهره به صورت زیر تعریف و تحت عنوان نرخ بهره سایه‌ای در تحقیق استفاده شده است.

تورم داخلی+ (تورم خارجی- نرخ تامین مالی خارجی)+ نرخ رشد ارز.

۴-۱- تعیین تعداد عامل‌ها

همان طور که در بخش روش‌شناسی مطرح شد برای ایجاد یک الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته به دو جز نیاز داریم. جز اول عامل‌های پویا و جز دوم

[37] Aut-Covariance
[38] Auto-Covariance
[39] Tylor

الگوی خود توضیح برداری استاندارد می‌باشد. منظور از عامل‌های پویا متغیرهایی می‌باشد که همبستگی بالایی با سایر متغیرها داشته و از قدرت توضیح دهندگی بالایی برخوردارند (همتی و جلالی نائینی، ۱۳۹۰). حال پرسش مهم این است که چه تعداد عامل برای الگو کردن نیاز است. بای و انجی (۲۰۰۲) معیارهایی برای تعیین تعداد عوامل ارائه دادند. این عوامل تنها بر اساس چرخه‌های معکوس قابلیت استخراج و شناسایی دارند. برای این منظور با استفاده از اعمال محدودیت‌هایی در مدل شناسایی صورت می‌گیرد. به منظور اعمال قیدهای مورد نیاز در مدل از روش معرفی شده توسط برنانکه، بووین و الیاز (۲۰۰۵) و همچنین بورک (۲۰۱۰) استفاده شده است. بنابراین فرم تبعی مدل مورد استفاده برای استخراج عامل‌ها به صورت زیر می‌باشد:

$$f_t^* = Af_t^c - Bf_t^y \qquad (۱۶)$$

که در آن A و B غیرمنفرد می‌باشند. قیدهای مدل تنها بر بخش قابل مشاهده اعمال می‌شود. در گام دوم با استخراج عامل‌های مدل پویایی‌های الگو به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$X_t^c = \lambda^c A^{-1} f_t^* + (\lambda^y + \lambda^c A^{-1} B) f_t^y + e_t \qquad (۱۷)$$

که در آن λ^c و λ^y بیانگر عامل‌ها می‌باشد. در راستای دستیابی به نتایج یکه شرط $\lambda^c A^{-1} = \lambda^c$ و $\lambda^y + \lambda^c A^{-1} B = \lambda^y$ برقرار می‌باشد. بای و انجی (۲۰۰۲) معیارهایی برای تعیین تعداد عامل‌ها ارائه دادند. در این مطالعه معیارهای مذکور برای تعیین عامل‌ها به صورت زیر می باشد:

$$IC(k) = \ln\left(V\left(k, \hat{F}^k\right)\right) + kg(N,T) \qquad (۱۸)$$

$$n\left(V\left(k, \hat{F}^k\right)\right) = \min \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(X_{it} - \lambda_i^k F_t^k\right)^2 \qquad (۱۹)$$

به طوری که در معادلات فوق N، T و k به ترتیب تعداد متغیرها، تعداد مشاهدات و تعداد عامل‌ها می‌باشد. میانگین مجموع مجذورات خطا در حالتی که k عامل تخمین زده شود، با تابع $V\left(k, \hat{F}^k\right)$ و جمله جریمه‌ای با تابع g(N,T) نشان داده می‌شود. همان‌طور که بیان شد، تعداد بهینه عامل‌ها (k) با استفاده از یکی از معیار معرفی شده توسط بای و انجی انتخاب می‌شود. همه عامل‌ها به صورت مجانبی هم ارزند اما خواص نمونه کوچک و بزرگ آنها به دلیل تصریح‌های مختلف جز جریمه متفاوت

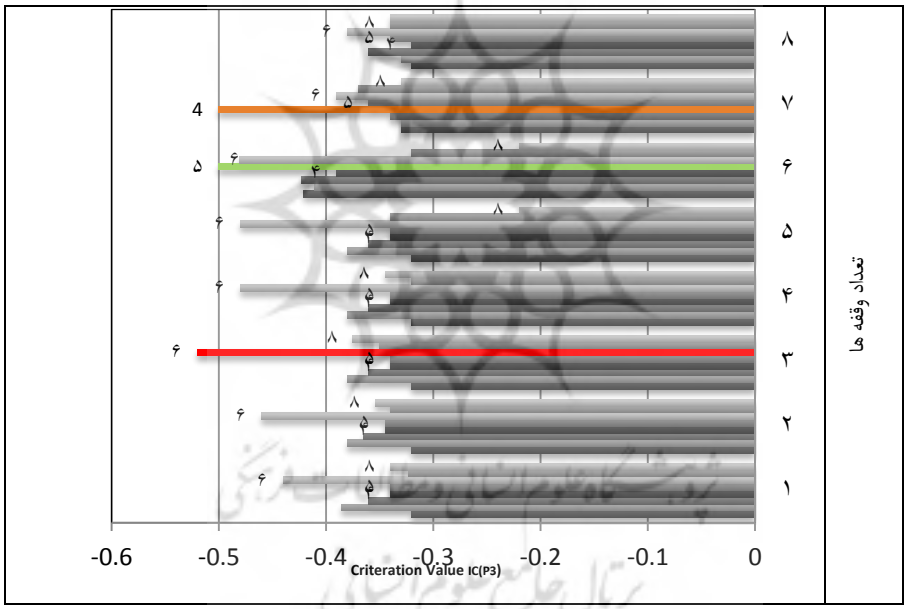
است. دو معیاری که بطور وسیع در شبیه سازی‌های چنین الگوهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد روابط زیر می‌باشد:

$$IC_{p1}(k) = \ln\left(V\left(k,\hat{F}^{k}\right)\right) + k\left(\frac{N+T}{NT}\right)\ln\left(\frac{NT}{N+T}\right) \qquad (۲۰)$$

$$IC_{p2}(k) = \ln\left(V\left(k,\hat{F}^{k}\right)\right) + k\left(\frac{N+T}{NT}\right)\ln(C_{NT}^{2}) \qquad (۲۱)$$

که در معیار دوم $C_{NT}^{2}=\min\{N,T\}$ می‌باشد. به منظور شناسایی تعداد عامل‌های بهینه به این صورت عمل می‌شود که، با استفاده از یک عامل شناسایی اولیه شروع گردیده و قیود مربوطه لحاظ می‌شود. چنانچه مدل قابلیت شناسایی داشته باشد، عامل دوم را وارد و قیود لازم اعمال می‌شود و این روند تا جایی ادامه می‌یابد که افزودن عامل‌های بیشتر تغییر خاصی در نتایج ایجاد ننماید. نمودار شماره ۱ تعداد عامل‌های بهینه و وقفه‌های پیشنهادی را نشان می‌دهد. در این نمودار محور عمودی تعداد وقفه‌ها و محور افقی مقادیر بحرانی را نشان می‌دهد. اعداد روی نمودار نیز تعداد عامل‌ها را نشان می‌دهد.

نمودار ۱: ارزیابی تعداد عامل‌های بهینه و وقفه‌های پیشنهادی



مأخذ: نتایج تحقیق

در ادبیات مربوط به الگوهای عاملی پویا به دلیل تعداد زیاد و همچنین تنوع متغیرهای مورد استفاده در تحلیل‌های اقتصادی ایده اصلی این است که درصدی از واریانس کل توسط عامل‌ها توضیح داده می‌شود. نمودار فوق نتیجه رابطه شماره (۲۱) حاصل از معیار بای و انجی (۲۰۰۲) را نمایش می‌دهد. همان طور که در نمودار فوق مشاهده می‌شود، بر اساس مقادیر بحرانی، ۶ عامل (مقادیر مندرج روی نمودارهای میله‌ای) با ۳ وقفه (مقادیر مندرج در سمت راست نمودار)، بیش از ۵۰ درصد کل واریانس متغیرها را گزارش می‌کند. این درحالی است که سایر عامل‌ها با وقفه‌ها خود واریانسی به مراتب کمتری از ۵۰ درصد را نشان گزارش می‌نمایند. بریتانگ و ایکمیر[۴۰] (۲۰۰۵) معتقد است در پانل‌های اقتصادی در صورت توضیح بیش از ۴۰ درصد واریانس توسط عامل‌ها، نوع برآورد یک برآزش خوب تلقی می‌شود. بر این اساس ۵۳ درصد از واریانس تجمعی توسط ۶ عامل تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره، تورم، پایه پولی، درآمد نفتی و نرخ ارز توضیح داده شده است.

جدول ۱: معیار اطلاعاتی آکائیک برای تعداد وقفه‌های مدل

وقفه	تعداد فاکتور						
	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
۳	-۱۰/۶۲۱	-۱۳/۸۶۸	-۱۶/۵۴۷	-۲۸/۷۰۰	-۲۷/۷۴	-۳۱/۵۵	-۴۰/۶۷۴
۴	-۱۱/۵۲۱	-۱۴/۶۵۵	-۱۷/۵۶۴	-۲۸/۶۰۰	-۲۷/۲۶	-۳۱/۴۰۴	-۴۰/۵۴۶
۵	-۱۱/۳۲۱	-۱۴/۶۵۵	-۱۸/۵۶۵	-۲۸/۵۰۰	-۲۸/۵۵	-۳۱/۳۷	-۴۰/۵۳۳
۶	-۱۱/۴۲۳	-۱۴/۶۵۶	-۲۱/۲۱۳	-۲۸/۵۱۰۰	-۲۷/۵۶۴	-۳۱/۳۴	-۴۰/۴۲۳
۷	-۱۱/۵۲۶	-۱۵/۹۸۴	-۲۱/۱۶۴	-۲۸/۴۹۰	-۲۷/۵۶۵	-۳۱/۳۱۰	-۴۰/۵۳۴

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول شماره ۱ وقفه‌های بهینه را بر مبنای معیار بحرانی آکائیک گزارش می‌کند. در این جدول مقادیر سمت راست تعداد وقفه‌ها و مقادیر حاشیه فوقانی تعداد عامل‌ها را نشان می‌دهد. با توجه به جدول فوق تعداد ۷ وقفه برای ۴ عامل، ۶ وقفه برای ۵ عامل و ۳ وقفه برای ۶ عامل بهینه گزارش شده است.

[40] Breitung & Eickmeier

در تصریح وقفه‌ها و عامل‌ها در الگوی FAVAR باید بررسی شود که آیا پسماند الگو فاقد خود همبستگی[41] می‌باشد یا خیر. در این ارتباط از آزمون پورتمن تیو[42] استفاده می‌شود. این آزمون بررسی می‌کند که آیا h امین پسماندها دارای خود همبستگی می‌باشد یا خیر.

با این وجود یادآوری می‌شود که عامل‌ها F_t توسط عامل‌های هموارشده $\hat{F}_{t|T}$ تقریب زده می‌شود و همچنین رابطه $F_t = \hat{F}_{t|T} + [F_t - \hat{F}_{t|T}]$ پسماندها را در همسایگی خود نشان می‌دهد. با این مقدمه، در این مطالعه از آزمون پورتمن تعدیل شده استاندارد برای کمیت‌های یکنواخت (هموارشده) استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون عدم خود همبستگی در جدول شماره ۲ گزارش شده است. در این ارتباط عامل‌هایی که فاقد خود همبستگی می باشند با علامت ستاره مشخص شده است.

جدول ۲: آزمون پورتمن بررسی خودهمبستگی جملات اخلال

وقفه	تعداد فاکتور						
	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
۳	۳۴/۳۰	۴۳/۲۶	۵۹/۳۸	*۶۴/۳۴	*۷۲/۳۴	*۹۷/۵۴	*۱۰۵/۳۴
	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)	(۰/۰۲)	(۰/۰۶)	(۰/۰۵۱)	(۰/۰۵۲)	(۰/۰۶۳)
۴	۳۷/۵۹	۴۵/۹۰	۶۴/۳۴	۶۸/۹۵	۷۵/۵۹	۹۹/۵۴	۱۱۲/۳۴
	(۰/۰۰)	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)	(۰/۰۰)	(۰/۰۱)	(۰/۰۰)	(۰/۰۱۳)
۵	۳۹/۹۸	۴۴/۸۶	۶۹/۴۵	۷۴/۳۴	۷۸/۵۲	۱۰۲/۲۳	۱۱۶/۳۴
	(۰/۰۰)	(۰/۰۲)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰۴۲)	(۰/۰۲۲)	(۰/۰۳۱)	(۰/۰۳۲)
۶	۴۱/۲۳	۴۹/۷۷	*۷۴/۳۰	۷۸/۴۵	۸۰/۲۷	۱۰۶/۴۵	۱۱۸/۳۴
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۵۱)	(۰/۰۰)	(۰/۰۲)	(۰/۰۰)	(۰/۰۳)
۷	۴۳/۴۳	*۵۲/۳۴	۷۸/۱۷	۸۲/۲۸	۸۳/۲۰	۱۱۰/۲۳	۱۲۱/۲۳
	(۰/۰۲)	(۰/۵۳)	(۰/۰۲)	(۰/۰۱)	(۰/۰۴)	(۰/۰۰)	(۰/۰۳۷)

مأخذ: نتایج تحقیق

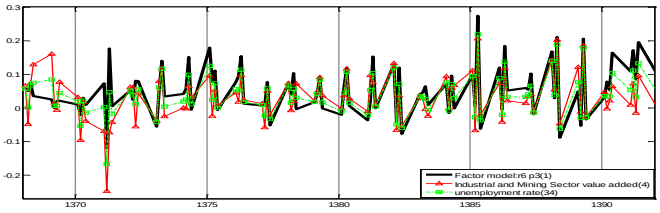
همان طور که نشان داده شد، بر اساس معیار بای و انجی (۲۰۰۲) تعداد عامل‌های بهینه ۶ و بر اساس معیار آکائیک نیز تعداد وقفه بهینه در ۶ فاکتور، ۳ وقفه گزارش شد. با این مقدمه، به منظور نمایش قدرت توضیح دهندگی عامل‌ها؛ سری زمانی

[41] White Noise

[42] Portman Teau Teast

برخی متغیرهای منتخب در مقابل عامل‌ها در نمودارهای شماره ۲ و شماره ۳ نمایش داده شده است.

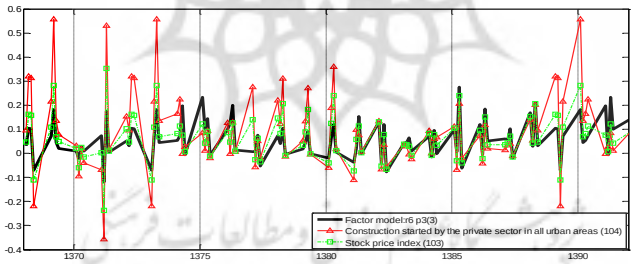
نمودار ۲: هم حرکتی ۶ فاکتور با ۳ وقفه (خط پررنگ) با تمرکز بر عامل تولید ناخالص داخلی، در مقابل سری زمانی ارزش افزوده بخش صنعت و بیکاری



مأخذ: نتایج تحقیق

در نمودار شماره ۲ هم حرکتی ۶ عامل با ۳ وقفه با تمرکز بر مولفه‌های تولید ناخالص داخلی، در مقابل سری‌زمانی و ارزش افزوده بخش صنعت و بیکاری نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، عامل‌ها و سری متغیرهای منتخب همپوشانی قابل توجهی دارند، به بیان دیگر می‌توان نتیجه گرفت، متغیرهای منتخب از قدرت توضیح دهندگی خوبی برخوردارند. این موضوع در نمودار شماره ۳ که هم حرکتی ۶ فاکتور با ۳ وقفه با تمرکز بر عامل درآمد نفتی در مقابل سری زمانی کسری بودجه و ارزش افزوده بخش صنعت و معدن را نشان می‌دهد، نیز مشهود است.

نمودار ۳: هم حرکتی ۶ عامل با ۳ وقفه با تمرکز بر عامل درآمد نفتی در سری زمانی بخش مسکن و شاخص کل بازار سرمایه



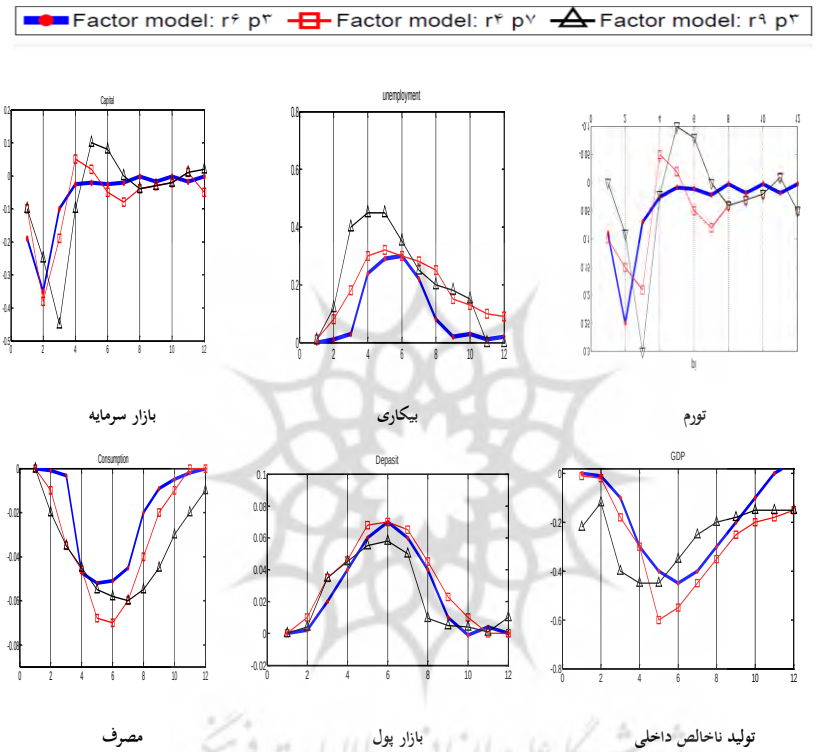
مأخذ: نتایج تحقیق

۴-۲- توابع واکنش آنی

به منظور ارزیابی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی، عکس العمل ۶ متغیر منتخب، نسبت به یک انحراف معیار شوک نرخ بهره مورد ارزیابی قرار گرفته است. بر اساس

نمودار شماره ۶ با ورود یک انحراف معیار شوک نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی، بیکاری، مصرف و سپرده بانکی پس از حدود ۳ ماه نسبت به شوک واکنش نشان می‌دهند، که نشان از چسبندگی این متغیرها در اقتصاد ایران دارد. از سوی دیگر متغیرهای تورم بازار سرمایه به صورتی آنی و بدون چسبندگی از خود واکنش نشان دادند. این نتایج نیز در مطالعه برنانکه، بووین و ایلیاز (۲۰۰۵)، تحت عنوان متغیرهای کند واکنش[۴۳] و سریع الواکنش[۴۴] گزارش شده‌اند. از سوی دیگر براساس جدول شماره ۲ و همچنین نمودار شماره ۶ به نظر می‌رسد، همان طور که برنانکه و همکاران بیان نمودند، بین وقفه‌ها و فاکتورها در اقتصاد ایران بده- بستان وجود داشته باشد.

نمودار ۶: توابع واکنش آنی نسبت به یک انحراف معیار شوک نرخ بهره



مأخذ: نتایج تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[43] Slow Moving
[44] Fast Moving

۵- نتیجه‌گیری

اقتصاددانان سال‌ها است به این نتیجه رسیده‌اند که در بطن اقتصاد نرخ بهره‌ای پویا و کشش‌پذیر نهفته است که اقتصاد تحت آن فعالیت می‌نماید. همچنین آنان معتقدند چند عامل پنهان وجود دارد که می‌تواند هم حرکتی‌های اقتصاد را توضیح دهد. بر اساس این ایده، سوالاتی مبنی بر اینکه چند عامل برای الگو سازی اقتصاد ایران مناسب است و در صورت بروز شوک نرخ بهره به اندازه یک انحرف معیار آیا این نرخ در بخش‌های مختلف اقتصادی تصحیح شده و اینکه آیا آثار چسبندگی در بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران از جمله بازار سرمایه، بازار پول، بازار نیروی کار و بازار محصول وجود دارد یا خیر؟"در این ارتباط بر اساس نتایج به دست آمده از الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته جمع بندی نتایج به شرح ذیل می باشد:

- همان‌طور که از توابع واکنش آنی اخذ شده برمی‌آید نرخ بهره تولید شده با الگوی رفتاری اقتصاد ایران، همخوانی داشته (خصوصاً بحث چسبندگی‌ها) و می‌تواند به عنوان یک متغیر کمکی به جای نرخ بهره در مطالعات اقتصاد ایران مورد استفاده قرار گیرد. بر این اساس، بسته به هدف نهایی مقام پولی، آگاهی از عواقب سیاست پولی خصوصاً واکنش اقتصاد به نرخ بهره از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است.
- بر اساس نتایج به دست آمده ۶ عامل تولید ناخالص داخلی، پایه پولی، درآمد نفتی، تورم، نرخ ارز و نرخ بهره را می‌توان به عنوان متغیرهای منتخب اقتصاد ایران در نظر گرفت، که بر اساس نتایج به دست آمده می‌توانند، هم حرکتی‌های اقتصاد را توضیح دهند.
- در صورت اصابت یک انحراف معیار شوک نرخ بهره، بازار پول با سه ماه تأخیر نسبت به شوک وارده عکس العمل نشان می‌دهد، که عمدتاً مربوط به چسبندگی قراردادهای سپرده‌های سرمایه‌گذاری است. این موضوع در بازار نیروی‌کار و بازار محصول نیز عکس العملی مشابه دارد. از سوی دیگر با توجه به قابلیت الگوهای خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته مبنی بر برآورد الگو با عامل‌ها وقفه‌های مختلف به نظر می‌رسد مطابق الگوی برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) یک بده- بستان بین تعداد عامل‌ها و وقفه‌ها در اقتصاد ایران وجود دارد، به طوری‌که با افزایش تعداد عامل‌ها وقفه‌ها مدل کاهش می‌یابد.

فهرست منابع:

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای مختلف.

جلالی نائینی، احمد رضا و مریم همتی. (۱۳۹۰). بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با استفاده از الگوی خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۳(۴): ۲۴۷-۲۴۱.

حیدری، حسن. (۱۳۹۰). ارزیابی تاثیر شوک‌های پولی بر قیمت و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن با استفاده از یک الگوی FAVAR. فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی، ۶(۲): ۱۲۹ -۱۵۳.

خداپرست شیرازی، جلیل. (۱۳۹۳). اندازه‌گیری اثرات شوک سیاست پولی در ایران: رویکرد خود توضیح برداری عامل تعمیم یافته (FAVAR). اقتصاد مقداری، ۱:۱۰۱-۷۵.

خضری، محسن و بهرام سبحانی، کاظم یاوری و حسن حیدری. (۱۳۹۴). بررسی اثرات متغیر زمانی تعیین کننده‌های تورم: مدل فضا- حالت. مدلسازی اقتصادی، ۱:۴۶-۲۵.

شریفی‌رنانی، حسین و اکبر کمیجانی و حمید شهرستانی. (۱۳۸۸). بررسی ساز وکار انتقال پولی در ایران رویکرد خود رگرسیونی برداری ساختاری. فصلنامه اقتصاد کاربردی، ۴(۳): ۱۴۵-۱۷۶.

Ahmadi, P. & A. Ritschl. (2010). Depression Econometrics: A FAVAR model of Monetary Policy During the Great Depression. International Review of Economics & Finance, 25(3): 202-18.

Bai, J. & S. Ng. (2002). Determining the Number of Factors in Approximate Factor, Models. Journal of Econometrica 70(1): 191-221.

Bai, J. & S. Ng. (2007). Determining the Number of Primitive Shocks in Factormodels. Journal of Business & Economic Statistics, 25(2): 52-60.

Bernanke, B. & A. Blinder. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. American Economic Review, 82 (4), 901-21.

Bernanke, B. & J. Boivin. (2003). Monetary Policy in a Data-rich Environment. Journal of Monetary Economics,50(5): 525-46.

Bernanke, B. & M. Gertler. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. Journal of Economic Perspectives,19(9): 27–48.

Bork, l. (2010). Macro Factors, Monetary Policy Analysis and Affine Term Structure Models. Journal of International Money and Finance, 25(6): 953–73.

Breitung, J. & S. Eickmeier. (2005). Dynamic Factor Models. Deutsche Bundes bank Discussion Paper. 78(1): 181-211.

Clements, M. (2016). Real time Factor Model Forecasting and the Effects Of Instability. Computational Statistics & Data Analysis,100(1): 661-675.

Dempster, A., M. Laird & D. Rubin. (1977). Maximum likelihood from Incomplete Data Via the EM algorithm. Journal of the Royal Statistical Society,39(1): 1-38.

Fernald, J., M. Spiegel & E. Swanson. (2014). Monetary Policy Effectiveness in China: Evidence from a FAVAR Model. Journal of International Money and Finance,79(1), 89-103.

Forni, M. & L. Reichlin. (2003). Let's Get Real: A Dynamic Factor Analytical Approach to Disaggregated Business Cycles. Review of Economic Studies, 65(2):453-74.

Forni, M., M. Hallin & L. Reichlin. (2005). The Generalized Dynamic Factor Model: Identification and Estimation. Review of Economics and Statistics, 82(5): 540-54.

Koopman, S. & N. Shephard. (1992). Exact Score for Time Series Models in State Space Form. Biometrika Journal, 79(4): 823-26.

Koopman, S., N. Shephard & J. Doornik. (1999). Statistical Algorithms for Models in State Space Using Ssfpack. Econometrics Journal: 2,107-60.

Metiu, N. (2016). How Does the Stock Market Respond to Changes in Bank Lending Standards?. Economics Letters,144(1): 92-97.

Mishkin, S. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. The Journal of Economic Perspectives, 9(4): 3-10.

Rosoiu, A. (2015). Monetary Policy and Factor-Augmented VAR Model. Procedia Economics and Finance,32(1): 400-407.

Shumway, R. & D. Stoffer. (1982). An Approach to Time Series Smoothing and Forecasting Using the EM Algorithm. Journal of Time Series Analysis 3(4): 226-53.

Sims, C. & Z. Tao. (1981). Does Monetary Policy Generate Recessions?, Review of International Economics, 21(1): 35-48.

Taylor, J. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice.Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39: 195-214.

Wu, J. & F. Xia. (2015). The Macroeconomic Effects of Uncertainty Shocks: The role of the Financial Channel. Journal of Economic Dynamics and Control,69(1): 319-349.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی