

تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر اشتغال استان‌های صنعتی ایران: رهیافت مدل خودرگرسیونی برداری عامل افزوده ساختاری (SFAVAR)

* رضا شاکری بستان‌آباد^۱، زهرا جلیلی^۲، محسن صالحی کمرودی^۳

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، ایران

۲. دکتری تخصصی علوم اقتصادی، دانشگاه تبریز، ایران

۳. دکتری تخصصی اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۱۸ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۵)

The Regional Impact of Monetary Policy on the Employment of Iran's Industrial Provinces: The Structural Factor-Augmented Vector Autoregressive Method (SFAVAR)

*Reza Shakeri Bostanabad¹, Zahra Jalili², Mohsen Salehi Komroudi³

1. Ph.D. Student in Agricultural Economics, University of Tehran, Iran

2. Ph.D. in Economics, Tabriz University, Iran

3. Ph.D. in Agricultural Economics, Tabriz University, Iran

(Received: 8/Jan/2019 Accepted: 6/March/2019)

چکیده:

Abstract:

The importance of monetary policy as one of the most important demand-side policies has led to a discussion of the growth of the volume of money and its impact on various economic sectors, which has always been one of the most challenging topics in macroeconomics literature. While monetary policy is usually performed at a national level, its impact may depend on the properties of regions. Therefore, this research tries to answer the question: Is the impact of monetary policy on the employment of the provinces (Iran's Industrial Provinces) is homogenous? For this purpose, using the SFAVAR method the relation between money supply and the employment of ten Iranian industrial provinces in the period 2005:1-2016:4 is studied. The provinces studied were selected based on the share of value added of the industry sector of each province to the total value added of the country's industry. The results reveal that the impact of monetary policy on regional employment is small and is limited to short-run. Furthermore, the response of employment to liquidity shock in various provinces is different. Overall, the results show monetary policy cannot be an effective policy to create regional employment; because its effect is slight and short-lived. Therefore, to maintain the stability of the regional economy and to prevent inflation in the provinces of the country, liquidity must be controlled..

اهمیت سیاست پولی به عنوان یکی از مهمترین سیاست‌های طرف تقاضا موجب شده تا بحث رشد حجم پول و اثر آن بر بخش‌های مختلف اقتصادی همواره یکی از چالش برانگیزترین مباحث در ادبیات اقتصاد کلان باشد. با وجود اینکه معمولاً سیاست پولی در سطح ملی اجرا می‌شود اما آثار آن ممکن است به ویژگی‌های مناطق، وابسته باشد. ایده تأثیر نامتقارن سیاست‌های پولی بر مناطق مختلف برگرفته از تفاوت در ساختار اقتصادی و مالی مناطق مختلف است. از این رو، پژوهش حاضر در پی پاسخ به این پرسش است که آیا اثر اجرای سیاست پولی روی اشتغال استان‌ها (استان‌های صنعتی ایران) یکسان است؟ بدین منظور، با استفاده از روش SFAVAR ارتباط بین عرضه پول و اشتغال ده استان صنعتی کشور در بازه زمانی ۱۳۹۵:۴-۱۳۸۴:۱ بررسی شده است. استان‌های مورد مطالعه بر اساس سهم ارزش افزوده بخش صنعت هر استان از کل ارزش افزوده صنعت کشور انتخاب شده‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که تأثیر سیاست پولی بر اشتغال منطقه‌ای کم و محدود به کوتاه‌مدت است. علاوه بر این، واکنش اشتغال به شوک نقدینگی در استان‌های مختلف متفاوت از یکدیگر است. در مجموع، نتایج مطالعه نشان می‌دهد سیاست پولی نمی‌تواند یک سیاست کارا برای ایجاد اشتغال منطقه‌ای باشد؛ زیرا تأثیر آن اندک و کوتاه‌مدت است. لذا برای حفظ ثبات اقتصاد منطقه‌ای و جلوگیری از افزایش تورم استان‌های کشور، باید میزان نقدینگی کنترل شود.

واژه‌های کلیدی: اشتغال منطقه‌ای، بیکاری، روش SFAVAR.

سیاست پولی، نقدینگی.

طبقه‌بندی JEL: E52, E24, R11.

Keywords: Regional Employment, Liquidity, Monetary Policy, SFAVAR Method, Unemployment.

JEL: E52, E24, R11.

* نویسنده مسئول: رضا شاکری بستان‌آباد

E-mail: reza.shakeri@ut.ac.ir

*Corresponding Author: Reza Shakeri Bostanabad

۱- مقدمه

سیاست‌های پولی بخشی از سیاست‌های اقتصادی هر کشور را تشکیل می‌دهند که از طریق آن مقامات پولی تلاش می‌کنند هماهنگ با سایر سیاست‌های اقتصادی، عرضه پول را طوری کنترل کنند که متناسب با اهداف کشور باشد. ثبات قیمت‌ها، رشد اقتصادی، اشتغال کامل، ثبات نرخ سود بانکی و نرخ ارز و تعادل در تراز پرداخت‌ها از مهمترین اهداف در اتخاذ سیاست‌های پولی می‌باشند (حسینی و بخشی، ۱۳۸۵: ۲).

اهمیت سیاست پولی به عنوان یکی از مهمترین سیاست‌های طرف تقاضا و همچنین تسهیل‌کننده فرایند رشد اقتصادی موجب شده تا بحث رشد حجم پول و اثر آن بر بخش‌های مختلف اقتصادی همواره یکی از چالش‌برانگیزترین مباحث در ادبیات اقتصاد کلان باشد و بخش بزرگی از پژوهش‌های تجربی را به خود اختصاص دهد.

سیاست پولی از اصلی‌ترین سیاست‌های تثبیتی اقتصاد است که با تنظیم نرخ رشد حجم پول موجب روان ساختن فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. عموماً اجرای سیاست پولی انبساطی توسط بانک مرکزی برای تحریک اقتصاد داخلی و افزایش رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی انقباضی برای مبارزه با تورم اتخاذ می‌گردد (انگلی، ۲۰۱۱: ۲). بر اساس نظر لهی^۱ (۱۹۹۳: ۱۱۰۵) اجرای سیاست پولی انقباضی و انبساطی (سیاست‌های تعدیل نرخ بهره) با تأثیرگذاری بر حجم سرمایه‌گذاری و بهره‌وری آن، اثربخشی قابل توجهی در نرخ و الگوی رشد اقتصادی دارد.

در سال‌های اخیر، دو گروه از اقتصاددانان یعنی کینزین‌های جدید و کلاسیک‌های جدید موضوع سیاست‌های پولی و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی را مطرح کردند. کلاسیک‌های جدید بحث انتظارات عقلایی را مطرح نموده و بر اساس آن ارتباطی بین سیاست پولی و روند تولید و اشتغال نمی‌بینند. بدین ترتیب آنها معتقدند شوک‌های پولی مورد انتظار قادر نیست تأثیری بر تولید و بازار کار داشته باشد. در مقابل، طرفداران مکتب کینزین‌های جدید تئوری‌های اقتصاد کلان را براساس پیشرفت‌های جدید اقتصاد خرد که در بازارهای کالا، اشتغال و سرمایه به وجود آمده، بنا می‌نمایند و در عین حال که به انتظارات عقلایی اعتقاد دارند، شفافیت بازار کلاسیک‌های جدید را قبول ندارند. این گروه اعتقاد دارند شوک‌های مورد انتظار مانند شوک‌های پولی بر تولید واقعی و بیکاری تأثیر

می‌گذارد (شیرین‌بخش، ۱۳۸۴: ۲۶۶). اسین و همکاران^۳ نیز معتقدند که سیاست پولی یک ابزار مناسب برای رسیدن به نرخ اشتغال بالا و ثبات قیمت است و عوامل اقتصادی در سراسر جهان نیز برای دستیابی به هر هدف قابل تصور اقتصادی با رشد اقتصادی بالا و نرخ بیکاری کم عموماً از سیاست‌های پولی بهره می‌گیرند (اسین و همکاران، ۲۰۱۶: ۲۰۹). برای مثال سلون^۴ (۲۰۰۴: ۷) بیان می‌کند که بانک فدرال ایالات متحده با افزایش نرخ بهره باعث کاهش مخارجی می‌شود که به نرخ بهره بانکی حساسند و به دنبال آن حجم فعالیت‌ها در اقتصاد کاهش می‌یابد. همچنین بانک انگلستان نیز از بانک فدرال ایالات متحده برای تغییر نرخ بهره پایه خود و تأثیرگذاری بر نرخ بیکاری پیروی می‌کند (چودهری^۵، ۲۰۱۳: ۱). چون اجرای سیاست‌های پولی بر متغیرهای اقتصادی زیادی که در رفاه یک کشور مهم هستند، می‌تواند تأثیر بگذارد، سیاست‌مداران و سیاست‌گذاران در سراسر دنیا مراقب اجرای سیاست پولی، مدیریت پول و نرخ بهره هستند. به منظور تصمیم‌گیری در مورد چگونگی تنظیم ابزارهای سیاستی، سیاست‌گذاران پولی باید یک ارزیابی دقیق از آثار برجای مانده از اجرای این سیاست‌ها بر اقتصاد داشته باشند.

در مطالعات زیادی عدم تقارن منطقه‌ای در اجرای سیاست‌ها، چرخه‌های تجاری و بروز شوک‌های منطقه‌ای نشان داده است (کارلینو و سیل^۶، ۲۰۰۱: ۴۴۶؛ کارلینو و دینا^۷، ۲۰۰۴: ۲۹۸؛ اوپانگ و همکاران^۸، ۲۰۰۵: ۶۰۴؛ بک و همکاران^۹، ۲۰۰۹: ۱۷۸). عدم تقارن منطقه‌ای در اجرا و تأثیرگذاری سیاست‌های پولی نیز در مطالعاتی نظیر کارلینو و دینا^{۱۰} (۱۹۹۸: ۱۴)، کارلینو و دینا (۱۹۹۹: ۳۳۹)، کارلینو و همکاران^{۱۱} (۲۰۰۱: ۳۹۶)، میهو^{۱۲} (۲۰۰۱: ۳۶۹)، هانسون و همکاران^{۱۳} (۲۰۰۶: ۱۵)، آرنولد و وروگت^{۱۴} (۲۰۰۲: ۱۲۳)، ژانگ^{۱۵} (۲۰۰۹: ۱) و فرانسس و همکاران^{۱۶} (۲۰۱۱: ۱)

3. Essien et al. (2016)
4. Sellon (2004)
5. Choudhry (2013)
6. Carlino & Sill (2001)
7. Carlino & DeFina (2004)
8. Owyang et al. (2005)
9. Beck et al. (2009)
10. Carlino & DeFina (1998)
11. Carlino et al. (2001)
12. Mihov (2001)
13. Hanson et al. (2006)
14. Arnold & Vrugt (2002)
15. Zhang (2009)
16. Francis et al. (2011)

1. Engler (2011)
2. Leahy (1993)

گزارش شده است.

باشد. از این رو، پژوهش حاضر در پی پاسخ به این پرسش است که آیا سیاست‌های پولی به صورت منطقه‌ای بر سطح اشتغال در استان‌های صنعتی کشور مؤثر است یا خیر؟. به بیان دیگر، اثر اجرای سیاست پولی در استان‌های مختلف کشور (استان‌های صنعتی) یکسان است یا تفاوت دارد؟. در ادامه مقاله، به ترتیب به مبانی نظری، پیشینه پژوهش، روش‌شناسی پژوهش، برآورد مدل و تفسیر نتایج پرداخته می‌شود. در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

مکانیسم اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی در طی زمان دستخوش تحولاتی شده است و مکاتب مختلف، نظریه‌هایی در این خصوص ارائه کرده‌اند. مبدأ اولیه این بحث به نظریه مقداری پول کلاسیک‌ها برمی‌گردد. بنابر نظریات مکتب کلاسیک، پول خنثی بوده و گردش آن تأثیری بر روی متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد ندارد. این مکتب، سیاست‌های پولی را به طور کامل بی‌اثر می‌داند (اسنودون و وینارزیک^۱، ۱۹۹۴: ۲۸۷). در مکتب کینزی و نئوکینزی تأثیرگذاری سیاست‌های پولی در مواقع دام نقدینگی و دام سرمایه‌گذاری کاهش یافته و از اهمیت پول کاسته می‌شود. از دیدگاه کینز، اختلالات حقیقی، عامل تعیین‌کننده پول است و نظریه عمومی وی دلالت بر این دارد که در شرایط بیکاری، گردش پول کاملاً بی‌ثبات است و با هر تغییر مستقلی در عرضه پول یا درآمد پولی، خود را تعدیل می‌کند. مکتب چرخه‌های تجاری حقیقی همانند کلاسیک‌ها معتقد است که متغیرهای اسمی نمی‌تواند بر روی متغیرهای حقیقی تأثیرگذار باشد و نوسانات عوامل حقیقی اقتصاد فقط می‌توانند به وسیله تغییرات واقعی در اقتصاد توضیح داده شود (پلوسر^۲، ۱۹۸۹: ۵۲-۵۱). در مکتب کلاسیک جدید (طرفداران انتظارات عقلایی) نیز تنها پول پیش‌بینی نشده بر نرخ رشد محصول ملی تأثیر دارد و سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده مؤثر نیستند. در مقابل، پول‌گرایان با تفسیر نظریه مقداری پول به عنوان نظریه تقاضای پول، عامل مسلط تغییرات درآمد پولی را، تغییرات حجم پول می‌دانند. بر طبق دیدگاه اقتصاددانان مکتب پول‌گرایان، دولت باید به جای اعمال سیاست‌های صلاح‌دید، سیاست قانون رشد ثابت پول را

با وجود اینکه سیاست پولی در سطح ملی اجرا می‌شود اما آثار آن ممکن است به ویژگی‌های مناطق وابسته باشد و هر منطقه با توجه به شرایط و وضعیت خود، در مقابل سیاست پولی واکنش متفاوتی از خود نشان دهد. نظریه‌های اقتصادی چندین دلیل برای واکنش ناهمگن مناطق به سیاست پولی پیشنهاد می‌کند؛ از جمله ساختارهای اقتصادی و مالی متمایز اقتصادهای محلی که بر نحوه تأثیرگذاری سیاست اجرایی اثرگذار هستند و از آن به عنوان کانال سیاستی یاد می‌شود. در این میان، چندین مکانیسم دیگر برای انتقال اثرات سیاست پولی تأکید شده است که شامل کانال‌های نرخ بهره، قیمت سهام، نرخ ارز، اعتبار و هزینه‌ها می‌باشند. بر اساس نظر فرانسویس و همکاران (۲۰۱۱: ۲) تفاوت در ترکیب صنایع، تمرکز بانک‌ها، اندازه بنگاه‌های تولیدی یا مسائل جمعیت‌شناختی استان‌ها می‌تواند واکنش منطقه به سیاست پولی را تحت تأثیر قرار دهد.

در کشور ما اغلب برای حمایت از صنایع و ایجاد اشتغال، از تزریق پول استفاده می‌کنند، حال آنکه صنایع با نارسایی‌ها و مشکلات متعددی همچون نامساعد بودن فضای کسب و کار و مشکلات بازاریابی نیز مواجه هستند که شرایط تولید را دشوار می‌سازند. بنابراین شناسایی اثرگذاری پول بر اشتغال صنعتی، برای تدوین سیاست‌های صنعتی کارا و مؤثر اهمیت دارد. از طرف دیگر نابرابری‌هایی در وضعیت اشتغال استان‌های مختلف کشور مشاهده می‌شود. برای مثال بر اساس مرکز آمار ایران در ۱۳۹۶ نرخ بیکاری استان مرکزی ۸/۲ درصد و نرخ بیکاری استان اصفهان ۱۵/۵ درصد بوده است. حال پرسش این است که چقدر این نابرابری‌ها متأثر از سیاست پولی هستند. این مسئله اهمیت فهم مکانیزم تأثیر سیاست پولی در مناطق مختلف اقتصاد ایران را برجسته می‌کند.

بنابراین به منظور کاهش بیکاری در مناطق مختلف کشور، ابتدا باید از مؤثر بودن و نحوه اثرگذاری سیاست‌ها اطمینان یافت و سپس نسبت به اعمال آنها اقدام کرد، چرا که اجرای هر سیاستی با هزینه‌ای همراه است که بدون در نظرگیری آنها، هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی دیگری در دوره‌های آتی به جامعه و اقتصاد تحمیل خواهند شد. با توجه به اهمیت اشتغال و نقش آن در سرنوشت فردی و اجتماعی جامعه و اهمیت اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی در جامعه نظیر اشتغال، روشن شدن ارتباط میان سیاست پولی و اشتغال می‌تواند راهگشایی در جهت برنامه‌ریزی کلان اقتصادی کشور

1. Snowden & Wynarczyk (1994)

2. Plosser (1989)

کنند. بنابراین بانک‌های بزرگ‌تر کمتر به سیاست‌های پولی حساسیت نشان خواهند داد. بنابراین اندازه بانک‌ها تا حد زیادی تفاوت‌ها در توانایی‌های تأمین مالی را توضیح می‌دهد، زیرا بانک‌های بزرگ دارای گزینه‌های بیشتر مالی نسبت به بانک‌های کوچک هستند. لذا می‌توان گفت که مناطقی که سهم بانک‌های کوچک در آنها زیاد است، حساسیت بیشتری نسبت به سیاست پولی از خود نشان می‌دهند.

از دیدگاهی دیگر، بخشی از این تفاوت‌ها از حساسیت‌های متفاوت در تقاضا برای محصولات بنگاه‌های مختلف ناشی می‌شود. به طوری که کالاهایی نظیر مسکن، اتومبیل‌ها و سایر کالاهای ساخته شده با دوام نسبت به کالاهای مصرفی بیشتر به تغییرات نرخ بهره حساسیت نشان می‌دهند. همچنین واکنش بنگاه‌ها می‌تواند بر اساس اینکه کالای تولیدی آنها ضروری است یا لوکس نیز متفاوت باشد. برخی نیز معتقدند اگر محصولات تولیدی بنگاه‌ها صادراتی باشد، وضعیت اقتصادی کشورهای هدف صادراتی نیز در حساسیت بنگاه‌ها نسبت به نرخ بهره و سیاست پولی مؤثر است (کارلینو و دوفینا، ۱۹۹۸: ۵۷۳). به هر حال تفاوت در حساسیت بنگاه‌های مختلف به سیاست پولی و متنوع بودن بنگاه‌ها در مناطق مختلف کشور، می‌تواند منشأ ایجاد تفاوت در تأثیر سیاست پولی در سطح مناطق مختلف کشور گردد.

۲-۲- پیشینه تحقیق

در زمینه بررسی تأثیر سیاست پولی بر اشتغال مطالعات متعددی انجام شده است. مطالعه لگانسان و همکاران^۴ تعامل پویا میان شوک‌های پولی و بیکاری را در اقتصاد مالزی و دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ بررسی می‌کند و به این نتیجه می‌رسد که رابطه علی مابین این دو متغیر وجود ندارد (لگانسان و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۴۷).

کامبازوگلو و کاراپ^۵ اثر عرضه پول و کل وام‌ها را بر اشتغال در اقتصاد ترکیه بررسی می‌کنند و نتایج مطالعه نشان می‌دهد تغییرات در عرضه پول بر اشتغال اثرگذار است (کامبازوگلو و کاراپ، ۲۰۱۲: ۲۳).

اسبن و همکاران^۶ به مطالعه اثر سیاست پولی بر بیکاری در نیجریه طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۳ با داده‌های ماهیانه و روش VAR پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد به ازای هر

دنبال کند و قاعده را بر صلاح‌دید ترجیح دهد. از دیدگاه کینزین‌های جدید نیز پول خنثی نیست و تأثیر تکانه‌های پولی بر تولید به دلایلی نظیر انعطاف‌ناپذیری قیمت‌ها و دستمزدها نامتقارن است. مکتب اقتصاد اتریش که به شدت مخالف مداخلات دولتی در اقتصاد است، پول را متغیری درون‌زا نسبت به تولید و نه اثرگذار بر آن در نظر می‌گیرد. بدین ترتیب این مکتب اعمال سیاست‌های پولی را راه‌حلی برای افزایش سطح تولید در نظر نمی‌گیرد (تشکینی و شفیی، ۱۳۸۴: ۱۳۰). به طور تقریبی تمامی مکاتب تأکید دارند سیاست پولی در بلندمدت خنثی است ولی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت خنثی نیست و از طریق کانال‌هایی می‌تواند بر متغیرهای حقیقی همچون تولید و اشتغال مؤثر واقع گردد (واشقانی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۶۰).

ایده تأثیر نامتقارن سیاست‌های پولی بر مناطق مختلف به‌طور کلی برگرفته از تفاوت در ساختار اقتصادی و مالی مناطق مختلف است. به‌طور دقیق‌تر بر اساس تئوری‌های کلاسیک و سنتی مالی برای مکانیزم انتقال سیاست پولی علت این تفاوت ممکن است به دلیل تفاوت تعداد بنگاه بزرگ در برابر بنگاه‌های کوچک و میزان حضور بانک‌های بزرگ در برابر بانک‌های کوچک است. استدلال این تئوری‌ها بر مبنای این است که سیاست پولی با تأثیرگذاری بر توانایی بانک‌ها برای ارائه وام و تسهیلات، بر روی فعالیت‌های اقتصادی تأثیر مستقیمی دارد. در این وضعیت بنگاه‌های بزرگ می‌توانند با توجه به پتانسیل‌های خود دسترسی راحت‌تر و بیشتری به اعتبارات بانکی داشته باشند و بنگاه‌های کوچک نمی‌توانند با آنها رقابت داشته باشند. همچنین ممکن است که بنگاه‌های کوچک به دلیل عدم اطمینان بیشتر نسبت به چشم‌انداز بلندمدت، در مقایسه با بنگاه‌های بزرگ هزینه‌های تأمین مالی بیشتری متحمل شوند. در نتیجه در مناطقی که بنگاه‌های کوچک در برابر بنگاه‌های بزرگ بیشتر هستند، بیشتر به سیاست‌های پولی حساسیت نشان خواهند داد (برنانکی و بلیندر^۱، ۱۹۸۸: ۴۳۹؛ کاشیپ و همکاران^۲، ۱۹۹۳: ۷۹). در رابطه با اندازه بانک‌ها نیز کاشیپ و استین^۳، (۱۹۹۴: ۱-۲) چنین استدلال می‌کنند که در شرایط اجرای سیاست پولی انقباضی که ذخایر بانک‌ها محدود می‌شود، بانک‌های بزرگ‌تر می‌توانند از راه‌های دیگر منابع و سپرده‌های جدیدی را تأمین

4. Loganathan et al. (2012)
5. Cambazoğlu & Karaalp (2012)
6. Essien et al. (2016)

1. Bernanke & Blinder (1988)
2. Kashyap et al. (1993)
3. Kashyap & Stein (1994)

شهری بزرگ در آمریکا را بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها حاکی از این بود که شوک‌ها در مناطق مورد بررسی اثرات متفاوتی دارد و بین ۸۷ و ۹۴ درصد در نوسان است. آنها علت این نوسان اثرگذاری را تفاوت در اشتغال بخش ساخت و خدمات بیان کردند (کارلینو و همکاران، ۲۰۰۱: ۳۹۶).

آرنولد و وروگت اثر منطقه‌ای سیاست پولی بر تولید مناطق مختلف در هلند را با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری بررسی کردند. نتایج آنها بیانگر این بود که تأثیر سیاست پولی به‌طور معنی‌داری به ترکیب صنایع در مناطق مختلف بستگی دارد. همچنین آنها نشان دادند که بخش‌های مختلف اقتصادی بیشتر از مناطق مختلف به سیاست‌های پولی واکنش نشان می‌دهند (آرنولد و وروگت، ۲۰۰۲: ۱۲۳).

ژانگ تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر هشت منطقه کشور چین را با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری مورد بررسی قرار داد. نتایج این مطالعه حاکی از این بود که سیاست پولی به‌طور آشکارا در مناطق مختلف اثر متفاوتی دارد و یکی از دلایل این نتیجه، سطح بهره‌وری متفاوت در مناطق مختلف است (ژانگ، ۲۰۰۹: ۱).

فرانسیس و همکاران اثر منطقه‌ای سیاست پولی را در آمریکا با استفاده از الگوی $BVAR^5$ بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که تراکم جمعیت و اندازه دولت محلی، تأثیر سیاست پولی را بر اشتغال منطقه‌ای کاهش می‌دهد (فرانسیس و همکاران، ۲۰۱۱: ۱).

در پژوهشی دیگر پیپر و هوانگ^۶ تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر شرایط اقتصادی آمریکا را مطالعه کردند. نتایج آنها نشان داد که تأثیر سیاست پولی بر نرخ بیکاری در سطح منطقه‌ای متفاوت از تأثیر آن در سطح ملی است (پیپر و هوانگ، ۲۰۱۸: ۹۳).

در داخل کشور مطالعات محدودی تأثیر سیاست پولی بر اشتغال را مورد بررسی قرار داده‌اند. نظری و گوهریان اثر متغیرهای سیاست پولی بر اشتغال را به تفکیک بخش‌های عمده اقتصادی ایران با استفاده از روابط همجمعی بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که تغییر عرضه پول از طریق تغییر حجم نقدینگی با تغییر اشتغال در بخش‌های تولیدی دارای رابطه مستقیم می‌باشد (نظری و گوهریان، ۱۳۸۱: ۱۸۷).

نوفرستی نشان داد که سیاست پولی در اقتصاد ایران به

شوک مثبت سیاست پولی، بیکاری طی دوره ۱۰ ماهه افزایش می‌یابد و مطالعه رابطه علی نشان از وجود رابطه پویا میان سیاست پولی و بیکاری دارد (اسین و همکاران، ۲۰۱۶: ۲۰۹).

بررسی بنازیچ و رامی^۱ در خصوص اثر سیاست پولی بر بیکاری در اقتصاد کروات با استفاده از روش ARDL انجام پذیرفت و حاکی از آن بود که رابطه همگرایی بین متغیرها در جهت کاهش بیکاری وجود دارد (بنازیچ و رامی، ۲۰۱۶: ۱۰۳۸). وو و ژیا^۲ با استفاده مدل ساختاری غیرخطی برای اقتصاد آمریکا نشان دادند که تلاش‌های بانک فدرال و سیاست‌های پولی برای تحریک اقتصاد از ژوئیه ۲۰۰۹ موفق به کاهش نرخ بیکاری در دسامبر ۲۰۱۳ به میزان یک درصد شده است که در مقایسه با گذشته موفق‌تر بوده است (وو و ژیا، ۲۰۱۶: ۲۵۳).

بارنیچون و متس^۳ به بررسی اثرات دینامیک شوک‌های ساختاری سیاست‌های پولی بر بیکاری در اقتصاد آمریکا پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد شوک انقباضی تأثیر مهمی بر بیکاری دارد، اما شوک انبساطی اثر کمی دارد و در واقع اثر آن بر بیکاری نامتقارن است. همچنین یک شوک انبساطی ممکن است اثر انبساطی هم داشته باشد، اما تنها زمانی که بازار کار چندان چسبیده نباشد. در یک بازار کار چسبیده، شوک انبساطی تورم انفجاری ایجاد می‌کند که هیچ تغییری در بیکاری ایجاد نمی‌کند (بارنیچون و متس، ۲۰۱۶: ۱).

بهاج و همکاران^۴ تأثیر سیاست پولی بر بیکاری را در سطح بنگاه‌های انگلستان مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که بنگاه‌های نوپا بیشتر به سیاست‌های پولی حساس هستند و واکنش بیشتری در ایجاد اشتغال از خود نشان می‌دهند (بهاج و همکاران، ۲۰۱۸: ۱).

در زمینه تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی مطالعات زیادی صورت گرفته است. کارلینو و دفینا در مطالعه‌ای تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی را در آمریکا با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که سیاست پولی اجرا شده توسط بانک فدرال در دوره ۱۹۹۲-۱۹۵۸ در مناطق مختلف تأثیر متفاوتی بر رشد درآمد واقعی هر ایالت داشته و ترکیب صنایع در ایالت‌ها عامل مؤثر بر این نتیجه بوده است (کارلینو و دفینا، ۱۹۹۸: ۱۴). کارلینو و همکاران اثر شوک پولی بر اشتغال پنج منطقه

1. Benazić & Rami (2016)
2. Wu & Xia (2016)
3. Barnichon & Matthes (2016)
4. Bahaj et al. (2018)

5. Bayesian Vector Autoregression
6. Pieper & Hwang (2018)

۳- روش‌شناسی

برای سنجش و ارزیابی سیاست‌های پولی یا مالی مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) کاربرد گسترده‌ای در زمینه تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های پولی بر متغیرها و بخش‌های مختلف اقتصادی داشته‌اند. این مدل‌ها اغلب به عنوان معیاری برای مقایسه پیامدهای مدل‌های نظری و تئوری‌های مختلف بکار برده می‌شوند. اما یکی از اصلی‌ترین نقاط ضعف این مدل‌ها این است که نمی‌توان تعداد زیادی از متغیرها را در آن به کار گرفت، زیرا افزایش تعداد متغیرها در این الگو به سرعت از درجه آزادی آن می‌کاهد. کمی متغیرها در الگوی VAR، پژوهشگر را به سمت گزینش از بین متغیرهای مختلف سوق می‌دهد که پیامد آن، استفاده ناکارآمد از اطلاعات موجود در آمارهای اقتصادی خواهد بود. ضمن اینکه استفاده گزینشی از محدود متغیرها ارزیابی جامع و کاملی از اثر شوک‌ها بر اقتصاد به دست نمی‌دهد (برناکی و بویوین^۲، ۲۰۰۳: ۳۸۸-۳۸۷). به منظور حفظ درجه آزادی، مدل‌های استاندارد VAR به ندرت بیشتر از ۶ یا ۸ متغیر به کار می‌گیرند. البته لیپر و همکاران^۳ (۱۹۹۶: ۷۶-۷۳) با به کار بردن روش بیزین توانستند تعداد متغیرهای به کار رفته در مدل VAR را افزایش دهند. تعداد کم این متغیرها باعث می‌شود که مجموعه‌های اطلاعاتی مورد استفاده به وسیله بانک‌های مرکزی به طور کامل تحت پوشش قرار نگیرد (تقی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۶: ۱).

از طرف دیگر نتایج مطالعاتی که با روش‌های سنتی VAR برای بررسی اثر سیاست‌های پولی بر قیمت‌های جزئی انجام گردیده، نشان می‌دهد که قیمت‌های جزئی در پاسخ به سیاست پولی انقباضی افزایش می‌یابد که این نتیجه در تناقض با تئوری رایج است و در ادبیات به "معمای قیمت" معروف است.

توضیح سیمز^۴ (۱۹۹۲: ۹۷۵) این است که بانک مرکزی دارای مجموعه اطلاعاتی می‌باشد که توسط متغیرها در الگوی VAR پوشش داده نمی‌شود. در پاسخ برای این مشکل محققان بعد از وی نظیر هانسون (۲۰۰۴: ۱۳۸۵) متغیرهایی حاوی اطلاعات مانند نرخ ارز، قیمت نفت، قیمت طلا و متغیرهایی از این قبیل را به الگوی VAR اضافه کردند که نتیجه آن کاهش اندکی در معمای قیمت بود. با ملاحظه این مشکلات، اخیراً توجه زیادی به مدل‌هایی معطوف شده است

نحوه بارزی تأثیر می‌گذارد. یک سیاست پولی انبساطی موجب می‌شود تا از یک سو تولید کل افزایش یابد که موجب اشتغال است و از سوی دیگر، مصرف بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، صادرات غیرنفتی و واردات افزایش پیدا کند که باعث رفاه و رونق اقتصادی خواهد شد (نوفرستی، ۱۳۸۴: ۱).

شیرین‌بخش اثرات سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال را با استفاده الگوی خودرگرسیون برداری بررسی کرده است. نتایج این مطالعه نشان داد واکنش دو متغیر سرمایه‌گذاری و اشتغال به تکانه ناشی از اعتبارات، نرخ ارز و عرضه پول فاقد اعتبار آماری است. همچنین با توجه به تجزیه واریانس مربوط به دو متغیر سرمایه‌گذاری و اشتغال، کمترین سهم، متعلق به متغیرهای سیاست‌های پولی است (شیرین‌بخش، ۱۳۸۴: ۲۶۳).

دل‌انگیزان و همکاران در مطالعه‌ای تأثیر سیاست‌های پولی بر بیکاری را برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت GMM بررسی کرده‌اند و نتایج مطالعه آنها نشان داد که سیاست‌های پولی بر بیکاری مؤثر است، لذا سیاست پولی انبساطی، موجب کاهش بیکاری و سیاست انقباضی، موجب افزایش نرخ بیکاری می‌گردد (دل‌انگیزان و همکاران، ۱۳۹۶: ۱).

احسانی و همکاران با بهره‌گیری از مدل تعادل عمومی پویایی تصادفی کینزی، تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات اشتغال با تأکید بر اشتغال بخش خصوصی را بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که یک شوک پولی باعث افزایش اشتغال بخش خصوصی و در نتیجه افزایش تولید می‌شود (احسانی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۵).

مرور مطالعات انجام شده حاکی از آن است که اولاً تاکنون پژوهش‌های داخلی به ندرت اثرات منطقه‌ای سیاست پولی بر اشتغال را مورد بررسی قرار داده‌اند و ثانیاً مطالعات از رهیافت SFAVAR^۱ برای تحلیل اثرات سیاست پولی در کشور استفاده نکرده‌اند؛ در حالی که در بخش بعدی نشان داده می‌شود که SFAVAR نسبت به سایر مدل‌های هم‌خانواده دارای مزیت مهمی است. از این رو، مطالعه حاضر بر آن است که اثر سیاست پولی بر اشتغال استان‌های منتخب کشور را با بهره‌گیری از این رهیافت بررسی کند.

2. Bernanke & Boivin (2003)

3. Leeper et al. (1996)

4. Sims (1992)

1. Structural Factor-Augmented Vector Autoregressive

مجموعه اطلاعات واقع گرایانه می‌باشند، امکان شناسایی بهتر شوک سیاست پولی را فراهم می‌کنند. همچنین، در الگوی VAR تابع واکنش آنی تنها برای متغیرهای محدودی که در الگو تعریف شده‌اند، قابل مشاهده است، این در حالی است که در الگوی FAVAR امکان اخذ توابع واکنش از تک تک متغیرهای موجود در مجموعه اطلاعاتی امکان‌پذیر است. برتری مدل SFAVAR نسبت به FAVAR در این است که این مدل امکان مطرح کردن تفسیر اقتصادی واضح برای عوامل را فراهم می‌کند و به خاطر کمک به درک نیروهای اصلی حرکت متغیرها و در نتیجه انتخاب سیاست مطلوب، می‌تواند یک ابزار مفید برای سیاست‌گذار باشد. از این رو مطالعه حاضر برای بررسی اثرات منطقه‌ای سیاست‌های پولی بر اشتغال از رهیافت SFAVAR بهره گرفته شده است.

۳-۱- مدل SFAVAR

Y_t و X_t به عنوان دو بردار با ابعاد $M \times 1$ و $N \times 1$ از متغیر اقتصادی در نظر گرفته می‌شوند. متغیر Y_t نشان دهنده ابزار سیاست پولی که تحت کنترل بانک مرکزی است و X_t مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی می‌باشند. ممکن است که بیشتر اطلاعات موجود در X_t بتواند به صورت مؤثری در تعداد اندکی عوامل غیر قابل مشاهده خلاصه شود که بر پویایی X_t تأثیر گذارند.

برنانکی و همکاران (۲۰۰۵: ۳۹۱) بیان می‌کنند که این عوامل غیر قابل مشاهده دارای دو کاربرد اساسی هستند: اول آنکه در بردارنده نوسانات تولید بالقوه (غیر قابل مشاهده) هستند، دوم آنکه منعکس کننده مفاهیم تئوریکمانند فعالیت اقتصادی و شرایط اعتباری که به راحتی توسط یک یا چند سری زمانی قابل بررسی نیستند و در دامنه وسیعی از متغیرهای اقتصادی انعکاس می‌یابند، می‌باشند. آنها را می‌توان با یک بردار با ابعاد $K \times 1$ به صورت بردار زیر تعریف کرد:

$$X_t = \Lambda F_t + e_t \quad (1)$$

e_t در این معادله دارای میانگین صفر است و ممکن است به طور ضعیفی همبسته باشد. اگر X_t به صورت $X_t^1, X_t^2, \dots, X_t^I$ در نظر گرفته شود که X_t^i یک بردار $N_i \times 1$ است و $\sum_i N_i = N$. با فرض اینکه هر کدام از X_t^i تنها توسط تعدادی از متغیرهای بردار F_t توضیح داده شود. به این معنی که F_t برابر است با $F_t^1, F_t^2, \dots, F_t^I$ که F_t^i یک بردار با ابعاد $K_i \times 1$ است و $\sum_i K_i = K$

که ساختار و محتوای آنها در برگرنده اطلاعات گسترده اقتصادی است. این فرایند از راه تکامل و توسعه مدل‌های سنتی VAR و با استفاده از یک یا چند عامل و معرفی مدل‌های موسوم به مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR) که توسط برنانکی و بویوین (۲۰۰۳: ۵۲۵) و برنانکی و همکاران (۲۰۰۵: ۳۸۷) ارائه گردیده، شکل گرفته است. در ایران همتی و جلالی نائینی (۱۳۹۰: ۲۳۹) اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی؛ پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۲: ۳۱۹) تأثیر شوک‌های نقدینگی بر قیمت مواد غذایی؛ مرزبان و همکاران (۱۳۹۵: ۷۱) ارزیابی کارایی سیاست پولی؛ تقی‌زاده و همکاران (۱۳۹۶: ۱) اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصادی را با استفاده از این الگو بررسی کرده‌اند.

ایده اصلی الگوی خود توضیح برداری عامل افزوده این است که چند عامل اقتصادی تحت عنوان عامل‌های پویا در اقتصاد موجود است که با سایر متغیرهای اقتصادی هم حرکتی دارند. در این الگو عوامل به جای متغیرهای واقعی مورد استفاده قرار می‌گیرند و این عوامل متعامدند. بنابراین همجمعی میان این عوامل دور از انتظار است.

بلویسو و میلانی^۱ (۲۰۰۶: ۱) معتقدند که این عوامل را نمی‌توان به طور منحصر به فرد شناسایی کرد و این اشکال اصلی مدل FAVAR است که نمی‌توان هرگونه تفسیر اقتصادی را به این عوامل اختصاص داد. از این رو بلویسو و میلانی (۲۰۰۶: ۲) سعی کردند تا عواملی را به عنوان نیروی 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.

آنها این مدل را، مدل خودرگرسیونی برداری عامل افزوده ساختاری (SFAVAR) معرفی کردند. این مدل نسبت به مدل‌های معمول VAR دارای مزایایی است. اول اینکه، همان‌طور که برنانکی و همکاران (۲۰۰۵: ۳۹۰) تأکید می‌کنند، اگر بانک‌های مرکزی و بخش خصوصی اطلاعاتی که در الگوهای محدود VAR وجود دارد، داشته باشند، اندازه‌گیری بخش غیرسیستماتیک سیاست پولی نادرست خواهد بود و نهایتاً منجر به تناقض معمای قیمت خواهد شد. اما چون مدل‌های خودرگرسیونی برداری عامل افزوده بر اساس یک

1. Belviso & Milani (2006)

که بانک مرکزی تنها ابزار سیاست‌گذاری Y و مجموعه‌ای از متغیرهای شاخص X را نظارت می‌کند.

عوامل، متغیرهای غیرقابل مشاهده‌ای هستند که همزمان ارزش تمام متغیرهای دیگر در اقتصاد و پویایی کل اقتصاد را تعیین می‌کنند. در واقع هر عامل از طریق معادله (۲) تنها در ارتباط با ارزش فعلی متغیرهای مرتبط با آن است، به استثنای یک خطای خاص که این خطا به علت خطاهای اندازه‌گیری و همچنین شوک خاص به یک متغیر حاصل می‌شود. عوامل، همراه با ابزار سیاست نیز در معادله (۳) وارد می‌شوند. به این معنا که وضعیت اقتصادی امروز و آینده فقط به سطح ارزش فعلی و گذشته عوامل و ابزارهای سیاست بستگی دارد و تمام شوک‌های فردی "دوباره جذب" خواهد شد. به این ترتیب، انتظار بر این است که یک شوک خاص به یک متغیر بر مسیر اقتصاد اثر نخواهد گذاشت. به این معنی که کل اقتصاد تحت تأثیر شوک‌های بخشی قرار نخواهد گرفت. از این رو، در این رهیافت سعی می‌شود پویایی متغیرهای مشاهده شده کنار گذاشته شود تا تعاملات اصلی بین بخش‌های مختلف اقتصاد تمیز شود. به دلیل این تفسیر، این مدل نتایج قابل اعتمادتر و قوی‌تری در تغییرات اقتصادی بیان کرده و به اهداف پیش‌بینی کمک می‌کند.

به دلیل اینکه عوامل قابل مشاهده نیستند، تخمین الگو FAVAR به‌طور مستقیم امکان‌پذیر نیست. دو روش برای تخمین این الگو پایه‌ریزی شده است. در روش اول که توسط استوک و واتسون^۲ (۲۰۰۲: ۱۴۷) و برنانکی و همکاران^۳ (۲۰۰۵: ۳۹۰) ارائه شده است، ابتدا با استفاده از تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) و با استفاده از متغیرهای X_t عامل‌های مشترک را استخراج کرده و در ادامه این عوامل تخمین زده شده در الگو VAR قرار داده می‌شوند. روش دیگری در ادبیات اقتصادی برای برآورد این الگو استفاده شده که روش تک مرحله‌ای راستنمایی بیزین بر پایه نمونه‌گیری گیبس است. به‌طور کلی در مطالعات انجام شده، نتایج بدست آمده از هر دو روش تخمین یکسان بوده است. در این مطالعه از این روش بهره گرفته می‌شود. همچنین می‌توان برای شناسایی شوک‌های پولی، از تجزیه چولسکی استفاده شود. به این صورت که فرض می‌شود عامل‌های مشترک و متغیرهای الگوی VAR استاندارد نمی‌توانند به‌طور همزمان به شوک

$N_i < K_i$. با فرض اینکه X_t^i فقط توسط F_t^i توضیح داده می‌شود، داریم:

$$\begin{bmatrix} X_t^1 \\ X_t^2 \\ \dots \\ X_t^I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda_1^f & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Lambda_2^f & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \Lambda_I^f \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \dots \\ F_t^I \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ \dots \\ e_t^I \end{bmatrix} \quad (2)$$

در این رابطه $E[e_t^i e_t^j] = 0$ برای تمامی $i \neq j$ و $i, j = 1, \dots, I$

محدودیتی که در رهیافت SFAVAR اعمال می‌شود این است که فرض می‌شود هر یک از متغیرهای بردار X_t تنها از طریق عوامل متناظر تحت تأثیر وضعیت اقتصاد قرار می‌گیرند. از این رو هر بخش بردار X_t دقیقاً توسط یک عامل توضیح داده می‌شود یعنی $K_i = 1$ برای تمام i ها. در واقع بر اساس نظر بلویسو و میلانی (۲۰۰۶: ۶) عامل هر بخش باید مربوط به بخش خاص خود باشد به عبارت دیگر در این رهیافت با توجه به هر بخش اقتصادی، عاملی از آن به‌عنوان نماینده آن بخش بیرون کشیده شود.

در این رهیافت همانند الگو FAVAR فرض بر این است که پویایی $(Y_t, F_t^1, F_t^2, \dots, F_t^I)$ به فرم زیر است:

$$\begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \dots \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^1 \\ F_{t-1}^2 \\ \dots \\ F_{t-1}^I \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (3)$$

واضح است که تفاوت بین این مدل و VAR استاندارد در وجود عوامل غیر قابل مشاهده است. کارکرد اصلی این رهیافت اعمال محدودیت‌هایی در معادله ۲ است. بدین‌گونه که بردار متغیرهای X_t به زیرمجموعه‌های متغیرهای مشابه نظیر زیرمجموعه متغیرهای مربوط به فعالیت اقتصادی، زیرمجموعه متغیرهای مربوط به تورم و غیره تقسیم شوند. در این صورت نیروی مشتری که موجب حرکت این متغیرها می‌شود (یعنی عامل پویایی)، از لحاظ اقتصادی قابل تفسیر است. برنانکی و همکاران (۲۰۰۵: ۳۹۱) مدل استاندارد FAVAR در قالب یک مدل اقتصاد کلان ساده را ارائه می‌دهند تا توضیح دهند که چرا محققان باید مدل‌های خود را از لحاظ مجموعه اطلاعات غنی‌تر کنند. اما چارچوب رهیافت SFAVAR فرض می‌کند

1. Reabsorbed
2. Stock & Watson (2002)
3. Bernanke et al. (2005)

برای استخراج عامل‌ها روش‌های مختلفی وجود دارد که برحسب مقدار و نوع واریانس که توسط متغیرهای هر عامل در مدل توجیه می‌شود، متفاوتند. اساسی‌ترین این روش‌ها تجزیه مؤلفه‌های اصلی است. ذکر این نکته ضروری است که در تحلیل عاملی سه واریانس وجود دارد؛ واریانس مشترک که به نسبتی از واریانس گفته می‌شود که به وسیله عامل‌های مشترک تبیین می‌شود. واریانس خاص که به یک متغیر خاص مربوط می‌شود و واریانس خطا که ناشی از بی‌اعتباری و ناپایایی داده‌های جمع‌آوری شده است. در روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی، عامل‌ها همه واریانس هر متغیر از جمله واریانس مشترک با سایر متغیرهای مجموعه و نیز واریانس خاص متغیر را توجیه می‌کنند. پس تعداد عامل‌ها در این روش از نظر تئوری باید با تعداد متغیرها برابر باشد، زیرا همه واریانس متغیر باید توسط عامل‌ها تبیین شود. به عبارت دیگر در تجزیه مؤلفه‌های اصلی به تعداد متغیرها، مؤلفه وجود دارد، ولی عامل‌هایی استخراج می‌شوند که بیشترین مقدار واریانس را تبیین کنند (زارع چاهوکی، ۱۳۸۹: ۴-۵).

۳-۲-۲- معیار تعیین عامل‌ها

استخراج عامل‌ها با توجه به معیارهای زیر انجام می‌شود:

معیار مقدار ویژه^۳: هر عامل شامل یک یا چند متغیر است. مجذورات بارهای یک عامل نشان‌دهنده درصدی از واریانس ماتریس همبستگی است که به وسیله آن عامل تبیین می‌شود، این مقدار را مقدار ویژه نامند. هر چه مقدار ویژه یک عامل بیشتر باشد، آن عامل واریانس بیشتری را تبیین می‌کند. بر این اساس تعداد عامل‌ها با توجه به مقدار ویژه هر عامل مشخص می‌شود و عامل‌هایی که مقدار ویژه آنها بیشتر از یک باشد، به عنوان عامل‌های معنی‌دار در نظر گرفته می‌شود. استفاده از این معیار زمانی که تعداد متغیرها بین ۲۰ تا ۵۰ باشد، قابل اعتماد به نظر می‌رسد، اما اگر تعداد متغیرها کمتر از ۲۰ باشد، استفاده از این معیار باید با محافظه‌کاری انجام شود. همچنین اگر تعداد متغیرها بیش از ۵۰ باشد، استفاده از این معیار موجب استخراج تعداد زیادی عامل می‌شود.

معیار پیشین^۴: این روش زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد که تعداد عامل‌ها را پژوهشگر مشخص می‌کند.

معیار تست بریدگی: این معیار عامل‌ها را بر مبنای تعیین

غیر منتظره نرخ رشد نقدینگی پاسخ دهند، در حالی که متغیر نرخ رشد نقدینگی می‌تواند به هر تغییری در عامل‌ها و متغیرهای هدف واکنش نشان دهد. البته در هر حال در دوره‌ای بعد از شوک پولی، قیدی بر واکنش عامل‌ها و متغیرهای هدف وضع نمی‌شود. همچنین در نظر گرفته می‌شود که عامل‌ها بین متغیرهای هدف و متغیر نرخ رشد نقدینگی قرار می‌گیرند.

ابتدا 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^۲ برای اطمینان از مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی استفاده شده است. مقدار KMO همواره بین صفر و یک در نوسان است و در صورتی که مقدار آن کمتر از $0/5$ باشد، داده‌ها برای تحلیل عاملی مناسب نخواهند بود و اگر مقدار آن بین $0/5$ تا $0/69$ باشد می‌توان با احتیاط به تحلیل عاملی پرداخت. اما در صورتی که مقدار آن بزرگ‌تر از $0/7$ 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 آنکه یک الگو 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. بنابراین در این مطالعه برای هر کدام از طبقه‌بندی متغیرها این دو آزمون برای بررسی مناسب بودن داده‌ها از نظر تعداد و انسجام جهت انجام تحلیل عاملی مورد استفاده قرار می‌گیرند (پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۲: ۳۲۲).

۳-۲-۳- استخراج عامل‌ها

هدف تحلیل عاملی خلاصه کردن متغیرها در تعدادی عامل است. پس برای انجام تحلیل عاملی باید روش استخراج عامل‌ها و معیار تعیین آنها مشخص شود.

۳-۲-۱- روش استخراج عامل‌ها

3. Eigenvalue Criterion
4. Prior Criterion

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

افزوده بخش صنعت هر استان از ارزش افزوده صنعت کشور انتخاب شده‌اند. به طوری که استان‌هایی که سهم آنها از ارزش افزوده صنعت کشور، حداقل ۳ درصد است برای بررسی انتخاب شدند. اسامی این استان‌ها به همراه سهم هر کدام در ارزش افزوده صنعتی کشور، در جدول (۱) نشان داده شده است. استان‌های منتخب در مجموع ۷۶/۲۴ درصد ارزش افزوده صنعت کشور را ارائه می‌کنند. داده‌های مطالعه در طول دوره ۱۳۸۴:۱ تا ۱۳۹۵:۴ جمع‌آوری شده است.

۳-۴- بررسی ایستایی متغیرهای مطالعه

بررسی تجربی، گویای آن است که اغلب سری‌های زمانی اقتصادی دارای رفتار فصلی متغیر می‌باشند (برندستارپ و همکاران^۱، ۲۰۰۴: ۳۲۶) و بیشتر از فرایند روند تصادفی یا فرایند فصلی تصادفی نامانا پیروی می‌کنند (بولیو و میرون^۲، ۱۹۹۳: ۳۰۶). شناسایی وجود فرایند تصادفی نامانا در سری زمانی از دو راه امکان پذیر است: بررسی ظاهری نمودار خودهمبستگی نمونه (SACF) و انجام آزمون ریشه واحد فصلی. در روش اول در صورت تشخیص وجود چنین فرایندی برای الگوسازی رفتار سری زمانی در آغاز می‌بایست از فیلتر تفاضل‌گیری فصلی برای ایستا کردن سری استفاده نمود (موسی و کیم^۳، ۲۰۰۱: ۳۹۰).

اما با داوری ظاهری بر پایه رفتار SACF نمی‌توان به طور قاطع در مورد وضعیت ایستایی و درجه تفاضل‌گیری متغیرها اظهار نظر کرد زیرا استفاده از تفاضل‌گیری فصلی به طور تلویحی به معنی پذیرش فرض وجود همه ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی در سری زمانی بوده، در حالی که ممکن است سری زمانی فصلی دارای یک یا چند ریشه واحد بوده و استفاده از تفاضل‌گیری فصلی منجر به تفاضل‌گیری بیش از حد گردد (برندستارپ و همکاران، ۲۰۰۴: ۳۲۶). برای رفع این نارسایی هیلبرگ و همکاران^۴ آزمون آماری را با بسط معادله تعمیم یافته دیکی فولر پیشنهاد کردند که برای نخستین بار از آن برای داده‌های فصلی سه ماه استفاده کردند. این آزمون می‌تواند ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی را به طور جداگانه در فراوانی‌های مختلف تعیین کند. (هیلبرگ و همکاران، ۱۹۹۰: ۲۱۶).

بر اساس این رهیافت، سری فصلی می‌تواند سه نوع ریشه

می‌کند که هنوز میزان واریانس خاص بر واریانس مشترک غلبه نکرده باشد، بنابراین تا زمانی که مقدار واریانس مشترک بیشتر از مقدار واریانس خاص باشد، عامل‌های معنی‌دار استخراج می‌شود. برای تعیین تعداد عامل‌ها بر اساس این معیار، نمودار مقدار ویژه در برابر تعداد عامل‌ها رسم می‌شود.

معیار درصد واریانس تجمعی: در این حالت درصد واریانس تبیین شده مبنای تصمیم‌گیری قرار می‌گیرد و عامل‌هایی استخراج می‌شوند که درصد واریانس بالایی را در بر داشته باشند. چنانچه مقدار واریانس کمتر از ۵۰ درصد باشد، باید متغیرهایی را که میزان اشتراک آنها کم است، حذف کرد (همان: ۵).

۳-۳- الگوی تجربی و متغیرهای مطالعه

همان‌طور که ذکر شد مدل‌های FAVAR این امکان را ایجاد می‌کند تا همه سری زمانی اقتصاد کلان مرتبط، در الگو وارد شوند و مدل SFAVAR با طبقه‌بندی این متغیرها امکان تفسیر این عوامل را فراهم می‌کند. در این مطالعه با توجه به دسترس بودن داده‌ها، ۹۹ متغیر در طبقه‌بندی‌های کلی زیر در نظر گرفته شدند. (۱) تولید حقیقی و مصرف و سرمایه‌گذاری، (۲) شاخص قیمت، (۳) متغیرهای پولی و اعتباری، (۴) وضعیت مالی دولت، (۵) نرخ برابری ارزها، (۶) ساختمان و مسکن و (۷) بخش خارجی.

بر اساس مطالب فوق‌الذکر، با استفاده روش راستنمایی بر پایه نمونه‌گیری گیبس نیرو و عامل اساسی هر کدام از این طبقه‌بندی به دست می‌آید. این متغیرها حاوی اطلاعات مفیدی در رابطه با وضعیت اقتصاد هستند و در تشخیص بهتر آثار منطقه‌ای سیاست‌های پولی بر اشتغال مفید خواهند بود. لیست کامل این متغیرها در جدول پیوست ۱ آورده شده است. با این توصیف الگوی برآوردی این مطالعه به فرم زیر است:

(۴)

$$z_t = [m_{2,t}, y_{1,t}, \dots, y_{i,t}, \dots, y_{n,t}, F_{1,t}, F_{2,t}, \dots, F_{7,t}]'$$

که در این رابطه $y_{i,t}$ کل اشتغال استان i ، و m_2 عرضه پول (نقدینگی) و متغیرهای $F_{1,t}$ تا $F_{7,t}$ به ترتیب نشان دهنده عوامل گروه متغیرهای تولید حقیقی و مصرف و سرمایه‌گذاری، شاخص قیمت، متغیرهای پولی و اعتباری، وضعیت مالی دولت، نرخ برابری ارزها، ساختمان و مسکن و بخش خارجی می‌باشند. استان‌های در نظر گرفته شده در این مطالعه شامل استان‌های صنعتی کشور می‌باشد که این استان‌ها با توجه به سهم ارزش

1. Brendstrup et al. (2004)
2. Beaulieu & Miron (1993)
3. Moosa & Kim (2001)
4. Hylleberg et al. (1990)

هستند، به همراه درصدی از کل واریانس که این عوامل توضیح می‌دهند، آورده شده است. در طبقه متغیرهای تولید حقیقی و مصرف و سرمایه‌گذاری مشاهده می‌شود که پنج عامل معنی‌دار وجود دارد که عامل اول ۴۵/۴۶ درصد کل واریانس را توضیح می‌دهد و همچنین این پنج عامل در مجموع ۸۹/۵۶ درصد از کل واریانس را توضیح می‌دهند. بر اساس نظر بریتانگ و ایکمیر^۱ (۲۰۰۵: ۳۱) 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 است. به طوری که در پانل‌های اقتصاد کلان، ۴۰ درصد بیشتر به عنوان یک برآزش قبول در نظر گرفته می‌شود. از این رو در این طبقه از متغیرها، عامل اول به عنوان نیروی اصلی این بخش انتخاب می‌شود. در طبقه‌های متغیرهای شاخص قیمت، متغیرهای پولی و اعتباری و ساختمان و مسکن دو عامل معنی‌دار وجود دارد که در هر سه طبقه، عامل اول حداقل ۶۰ درصد واریانس کل را توضیح می‌دهد و به همین جهت به نیروی اصلی این متغیرها تلقی می‌شود. در طبقه‌های متغیرهای نرخ برابری ارزها و بخش خارجی تنها یک عامل معنی‌دار است که به ترتیب ۹۲/۹۹ و ۶۲/۹۹ درصد از کل واریانس را توضیح می‌دهد. در نهایت در طبقه متغیرهای وضعیت مالی دولت سه عامل معنی‌دار وجود دارد که عامل اول به دلیل توضیح دادن ۶۰/۹۱ درصد از کل واریانس به عنوان نیروی اساسی این دسته از متغیرها انتخاب شد.

جدول ۲. نتایج آزمون KMO و بارتلت برای هر کدام از

طبقه‌بندی متغیرها		
نام عامل	آماره KMO	آماره بارتلت
تولید حقیقی و مصرف و سرمایه‌گذاری	۰/۷۶۵	۶۹۵***
شاخص قیمت	۰/۸۲۵	۸۹۳۶***
متغیرهای پولی و اعتباری	۰/۶۶۷	۸۲۰***
وضعیت مالی دولت	۰/۸۴۲	۹۴۵۱***
نرخ برابری ارزها	۰/۷۶۲	۶۱۷***
ساختمان و مسکن	۰/۷۱۰	۳۹/۳۲***
بخش خارجی	۰/۷۲۱	۳۵/۵۲***

مأخذ: یافته‌های پژوهش

واحد داشته باشد. حالت اول) ریشه واحد در تناوب صفر، یعنی باز تولید یک مشاهده در دوره بعد، حالت دوم) ریشه واحد در تناوب نیم سال یعنی باز تولید یک مشاهده بعد از دو دوره (۱/۲) سیکل در فصل) و حالت سوم) وجود ریشه واحد در تناوب فصلی یعنی باز تولید یک مشاهده در ۴ فصل بعد (۱/۴) سیکل در یک فصل). در صورت داشتن هر کدام از این ریشه‌ها با استفاده از فیلترهای تفاضل‌گیری می‌توان داده‌ها را ایستا کرد. در این مطالعه از این آزمون برای بررسی ایستایی متغیرهای مطالعه استفاده می‌شود.

جدول ۱. استان‌های منتخب مطالعه

ردیف	استان	سهم ارزش افزوده صنعت استان از کل ارزش افزوده صنعت کشور (درصد)
۱	تهران	۱۷/۱۹
۲	اصفهان	۱۳/۱۱
۳	خوزستان	۱۲/۴۵
۴	بوشهر	۶/۹۶
۵	مرکزی	۵/۲۲
۶	آذربایجان شرقی	۴/۹۱
۷	کرمان	۴/۷۰
۸	هرمزگان	۴/۴۰
۹	خراسان رضوی	۴/۰۲
۱۰	فارس	۳/۲۸
	جمع	۷۶/۲۴

مأخذ: مرکز آمار ایران (۱۳۹۷).

۴- نتایج برآورد مدل

اولین گام در برآورد الگو SFAVAR، اطمینان از نمونه و داده‌های مورد استفاده است که همان‌گونه که ذکر شد این مسئله با استفاده از آزمون KMO و بارتلت بررسی می‌شود. این آزمون‌ها برای متغیرهای تعیین شده هر طبقه، با استفاده از نرم‌افزار SPSS.23 انجام شد و نتایج آن در جدول (۲) گزارش شده است. این نتایج حاکی از این می‌باشند که در هر طبقه متغیرها، داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب هستند. همچنین با توجه به اینکه مقدار آماره آزمون بارتلت، فرض صفر مبنی بر برابری ماتریس همبستگی با ماتریس واحد در تمام طبقه‌های متغیرها رد شده و می‌توان انتظار داشت که با استفاده از تحلیل عاملی به ترکیب مناسبی از عوامل دست یافت.

قدرت توضیح‌دهندگی عوامل

در جدول (۳)، برای هر طبقه از متغیرهای مورد مطالعه، عامل‌های معنی‌دار که دارای مقادیر ویژه بزرگ‌تر از یک

در ادامه رشد سری‌های زمانی مورد نظر و هفت عامل استخراج شده با استفاده از آزمون HEGY از نظر ایستایی بررسی شده و نتایج این بررسی در جدول ۴ خلاصه شده است. بر اساس این نتایج همه متغیرهای مطالعه در سطح ایستا می‌باشند.

جدول ۴. نتایج آزمون هگی

رشد اشتغال استان‌ها	t_{π_1}	p-value	t_{π_2}	p-value	$F_{\pi_3 \cap \pi_4}$	p-value
تهران	-۷۷/۴۲	۰/۰۰	-۱۲۸/۴۵	۰/۰۰	۱۹۲	۰/۰۰
اصفهان	-۵/۶۹	۰/۰۰	-۴/۲۰	۰/۰۰	۱۰/۴۹	۰/۰۰
خوزستان	-۲۳/۸۳	۰/۰۰	۳۵/۲۳	۰/۰۰	۱۵۱	۰/۰۰
بوشهر	-۳/۵۶	۰/۰۱	-۲/۱۵	۰/۰۴	۸/۴۰	۰/۰۰
مرکزی	-۳/۶۳	۰/۰۱	-۵/۴۷	۰/۰۱	۳/۴۰	۰/۰۳
آذربایجان شرقی	-۴/۵۷	۰/۰۱	-۳/۶۱	۰/۰۱	۱۲/۸۴	۰/۰۰
کرمان	-۵/۳۸	۰/۰۰	-۴/۳۲	۰/۰۰	۲/۶۷	۰/۰۴
هرمزگان	-۵/۳۲	۰/۰۰	-۲/۰۴	۰/۰۴	۷/۳۲	۰/۰۰
خراسان رضوی	-۶/۶۵	۰/۰۰	-۵/۵۱	۰/۰۰	۳۶/۲۰	۰/۰۰
فارس	-۳/۴۲	۰/۰۴	-۷/۷۸	۰/۰۴	۷/۳۴	۰/۰۲
قزوین	-۳/۴۲	۰/۰۴	-۳/۳۰	۰/۰۱	۱۵/۵۶	۰/۰۰
یزد	-۴/۹۳	۰/۰۰	-۲/۹۷	۰/۰۴	۱۰/۲۵	۰/۰۰
مازندران	-۴/۸۷	۰/۰۰	-۳/۹۹	۰/۰۰	۶/۲۶	۰/۰۰
M2	-۳/۵۲	۰/۰۴	-۳/۷۴	۰/۰۱	۱۸/۵۹	۰/۰۰
عوامل						
F1	-۳/۱۵	۰/۰۴	-۴/۴۸	۰/۰۰	۷/۳۴	۰/۰۲
F2	-۴/۶۴	۰/۰۰	-۳/۱۲	۰/۰۱	۹/۱۴	۰/۰۰
F3	-۳/۵۳	۰/۰۱	-۲/۹۵	۰/۰۴	۹/۶۰	۰/۰۰
F4	-۲/۹۹	۰/۰۴	-۲/۶۸	۰/۰۱	۱۶/۳۵	۰/۰۰
F5	-۳/۷۶	۰/۰۰	-۲/۹۳	۰/۰۱	۱۲/۶۵	۰/۰۰
F6	-۳/۶۹	۰/۰۱	-۳/۱۷	۰/۰۰	۷/۹۴	۰/۰۰
F7	-۴/۶۴	۰/۰۰	-۴/۴۸	۰/۰۰	۱۹/۶۳	۰/۰۰

*شبه‌سازی p-value در نرم‌افزار e-views با هزار بار تکرار به دست آمده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. عوامل معنی‌دار و درصد واریانس توضیح داده شده توسط عامل‌ها

طبقه تولید حقیقی، مصرف و سرمایه‌گذاری					
۵	۴	۳	۲	۱	
۱/۰۷	۱/۵۷	۲/۱۴	۴/۴۶	۹/۵۴	مقادیر ویژه
۵/۱۲	۷/۵۱	۱۰/۲۰	۲۱/۲۵	۴۵/۴۶	درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)
۸۹/۵۶	۸۴/۴۳	۷۶/۹۲	۶۶/۷۱	۴۵/۴۶	درصد تجمعی واریانس
طبقه شاخص قیمت					
			۲	۱	
			۲/۰۲	۳۴/۴۵	مقادیر ویژه
			۵/۴۶	۹۳/۱۰	درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)
			۹۸/۵۷	۹۳/۱۰	درصد تجمعی واریانس
متغیرهای پولی و اعتباری					
			۲	۱	
			۱/۱۳	۵/۷۷	مقادیر ویژه
			۱۴/۱۲	۷۲/۱۵	درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)
			۸۶/۲۸	۷۲/۱۵	درصد تجمعی واریانس
وضعیت مالی دولت					
		۳	۲	۱	
		۱/۷۲	۲/۷۰	۹/۷۴	مقادیر ویژه
		۱۰/۷۵	۱۶/۹۱	۶۰/۹۱	درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)
		۸۸/۵۸	۷۷/۸۲	۶۰/۹۱	درصد تجمعی واریانس
نرخ برابری ارزشها					
				۱	
				۳/۷۲	مقادیر ویژه
				۹۲/۹۹	درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)
				۹۲/۹۹	درصد تجمعی واریانس
ساختمان و مسکن					
			۲	۱	
			۲/۶۶	۶/۲۷	مقادیر ویژه
			۲۶/۶۸	۶۲/۷۹	درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)
			۸۹/۴۷	۶۲/۷۹	درصد تجمعی واریانس
بخش خارجی					
				۱	
				۱/۸۹	مقادیر ویژه
				۶۲/۹۹	درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)
				۶۲/۹۹	درصد تجمعی واریانس

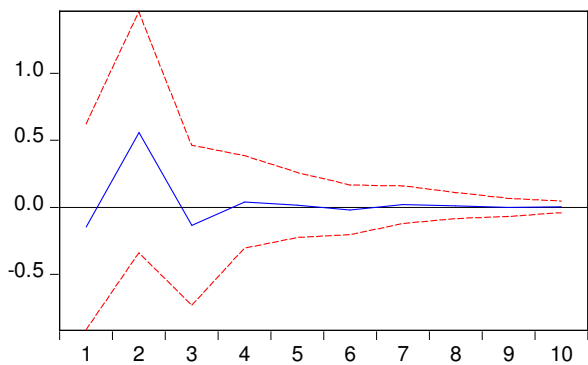
مأخذ: یافته‌های پژوهش

توابع واکنش آنی

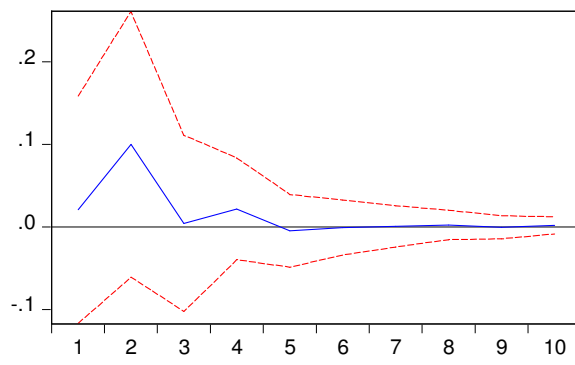
در این بخش نتایج تابع واکنش آنی رشد اشتغال استان‌های صنعتی کشور به شوک رشد نقدینگی برای دوره زمانی ۱:۱۳۸۴ تا ۴:۱۳۹۵ ارائه شده که از روش SFAVAR با تعداد ۷ طبقه عامل و ۱ وقفه بهینه استفاده شده است. تابع واکنش آنی (تکانه) اثر یک انحراف معیار و شوک یک متغیر را روی متغیر دیگر بررسی می‌نماید. توابع واکنش آنی در واقع، رفتار پویای متغیر را در طول زمان به هنگام بروز یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. در مجموع، استفاده از توابع واکنش آنی گویاترین نتایج را به منظور تحلیل روابط پویای متقابل میان متغیرهای سیستم در بلندمدت را نشان می‌دهد.

در نمودار (۱) واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در ۱۰ استان صنعتی کشور بررسی شده است. خطوط نقطه‌چین بیانگر فاصله اطمینان ۹۵ درصد هستند. براساس نمودار مربوط به استان تهران، رشد اشتغال ابتدا واکنش آنی و مثبت به شوک رشد نقدینگی نشان داده و در دوره دوم واکنش منفی است، از دوره دوم به بعد اثرات و واکنش‌های بسیار جزئی نسبت به شوک قابل مشاهده هستند که در نهایت محو می‌گردند. واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان اصفهان و خوزستان تقریباً واکنشی مشابه واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان تهران داشته‌اند. در دوره اول واکنشی مثبت به شوک رشد نقدینگی از خود نشان داده و در دوره دوم شاهد واکنش منفی به شوک است. از دور دوم به بعد نیز واکنش‌های جزئی و ناچیز نسبت به شوک رشد نقدینگی داشته‌اند که در پایان نیز اثر شوک‌های دوره‌های ابتدایی رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی محو می‌گردد. این روند حاکی از اثر کوتاه‌مدت سیاست پولی بر اشتغال است. واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان بوشهر، تقریباً از پایداری بالاتری برخوردار است چنانچه در دوره اول رشد اشتغال واکنش مثبتی به شوک رشد نقدینگی نشان می‌دهد. در دوره دوم، واکنش آن به شوک رشد نقدینگی منفی می‌باشد. در ادامه، واکنش مثبت دوباره از رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی اما به میزان کمتر از دوره اول قابل مشاهده است. همین روند در خصوص واکنش منفی آن به شوک رشد نقدینگی در دوره چهارم نیز قابل رؤیت است. دوره پنجم و ششم با واکنش‌های جزئی و ناچیز رشد اشتغال نسبت به شوک نقدینگی همراه بوده و بعد از آن اثر شوک‌ها محو می‌گردند. واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان مرکزی در دوره نخست با واکنش مثبت، در دوره دوم با واکنش منفی و

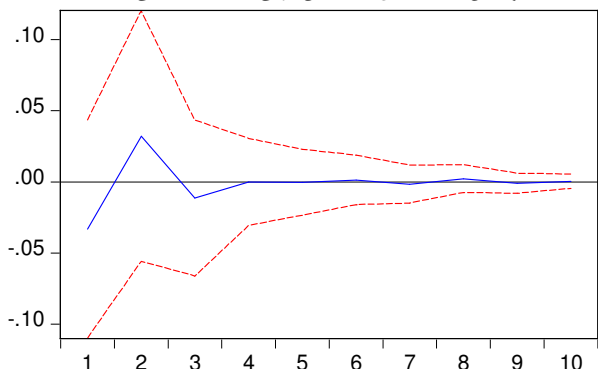
در دوره سوم با واکنش مثبت همراه است و در نهایت واکنش‌های رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی محو شده و به حالت پایدار می‌رسد. رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان آذربایجان شرقی در دوره اول واکنش مثبت و در دوره دوم واکنش منفی نشان داده و در دوره سوم با واکنش مثبت جزئی همراه است. در نهایت واکنش‌های رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی محو می‌شود. رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان هرمزگان در دوره نخست با واکنش مثبت همراه بوده و در دوره دوم واکنش منفی نشان می‌دهد. در دوره سوم رشد اشتغال با واکنشی مثبت به شوک رشد نقدینگی همراه شده که منجر می‌گردد در نهایت واکنش‌های رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی محو شود. رشد اشتغال استان کرمان به شوک رشد نقدینگی در دوره اول و دوم واکنشی منفی دارد اما در دوره سوم این واکنش مثبت شده است. در دوره چهارم واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی منفی بوده و بعد از واکنش مثبت و اندک در دوره پنجم از سوی رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی، واکنش‌های رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی ناپدید می‌گردد. در نمودار (۱)، در استان خراسان رضوی، در دوره اول، واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی مثبت بوده و در دوره دوم، واکنشی منفی به شوک رشد نقدینگی نشان می‌دهد. واکنش‌های مثبت و منفی رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی به ترتیب در دوره‌های سوم و چهارم اما به میزان کمتر از دوره‌های اول و دوم قابل مشاهده است و بعد از آن اثر شوک‌ها محو می‌گردد. واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان فارس حاکی از واکنش مثبت در دوره اول بوده و در دوره دوم، واکنشی منفی به شوک رشد نقدینگی نشان می‌دهد. در دوره‌های سوم و چهارم به ترتیب واکنش‌های مثبت و منفی رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی قابل مشاهده است. نمودار ارائه شده حکایت از واکنش مثبت و اندک رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در دوره پنجم دارد و بعد از آن اثر شوک‌ها محو می‌گردد. با بررسی استانی می‌توان دریافت پایداری اثرگذاری سیاست پولی بر اشتغال در استان‌های بوشهر، کرمان و فارس به ترتیب بیش از سایر استان‌ها بوده ولی در یک دیدگاه کلی می‌توان نتیجه گرفت تأثیر سیاست پولی بر اشتغال کم و محدود به کوتاه‌مدت است. این نتیجه همسو با دیدگاه پولیون و تا حد زیادی کلاسیک‌های جدید در خصوص اثرگذاری سیاست پولی بر اشتغال است.



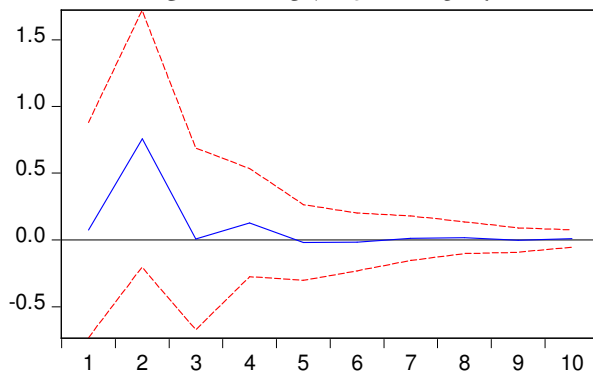
واکنش رشد اشتغال آذربایجان شرقی به رشد نقدینگی



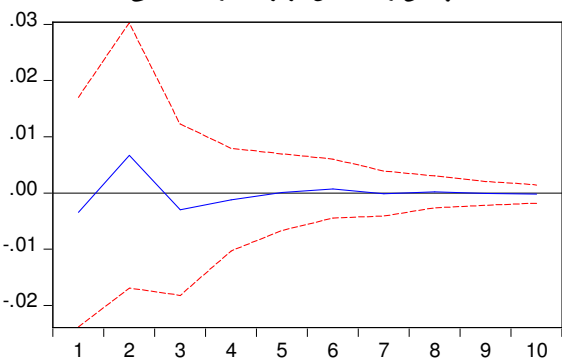
واکنش رشد اشتغال اصفهان به رشد نقدینگی



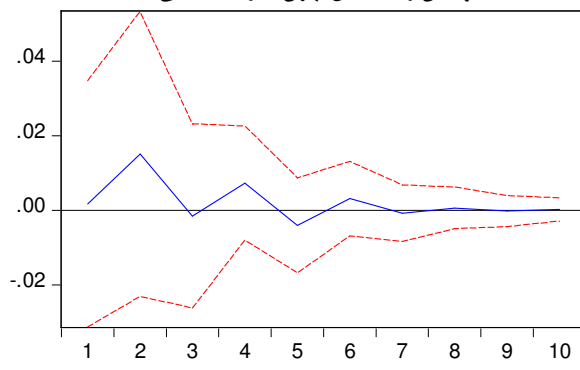
واکنش رشد اشتغال مرکزی به رشد نقدینگی



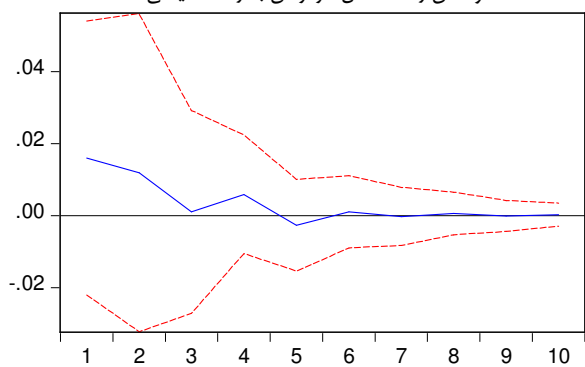
واکنش رشد اشتغال تهران به رشد نقدینگی



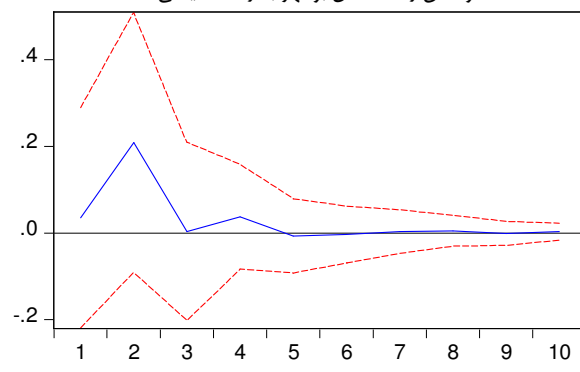
واکنش رشد اشتغال هرمزگان به رشد نقدینگی



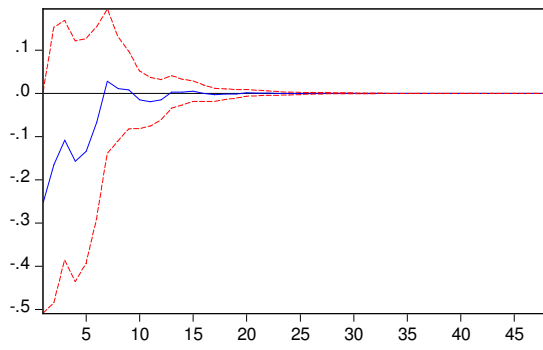
واکنش رشد اشتغال بوشهر به رشد نقدینگی



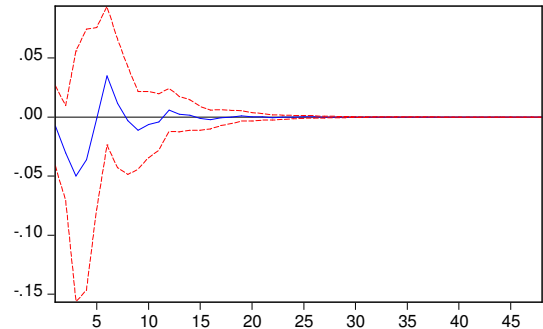
واکنش رشد اشتغال کرمان به رشد نقدینگی



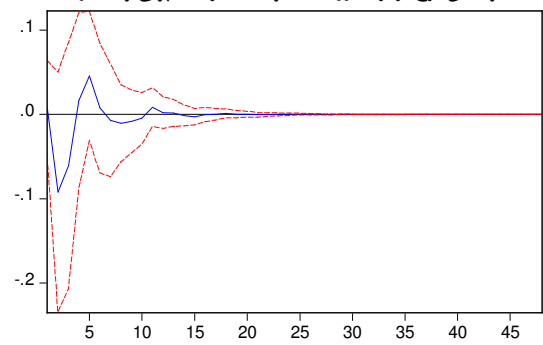
واکنش رشد اشتغال خوزستان به رشد نقدینگی



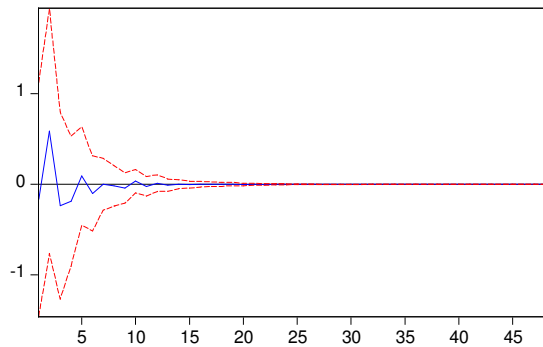
واکنش وضعیت مالی دولت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری



واکنش نرخ برابری ارزها به شوک متغیرهای پولی و اعتباری



واکنش عامل ساختمان و مسکن به شوک متغیرهای پولی و اعتباری

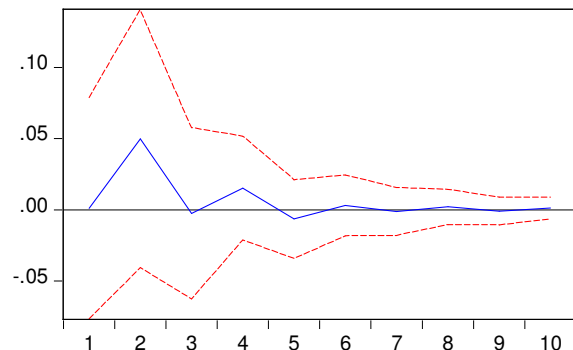


واکنش بخش خارجی به شوک متغیرهای پولی و اعتباری

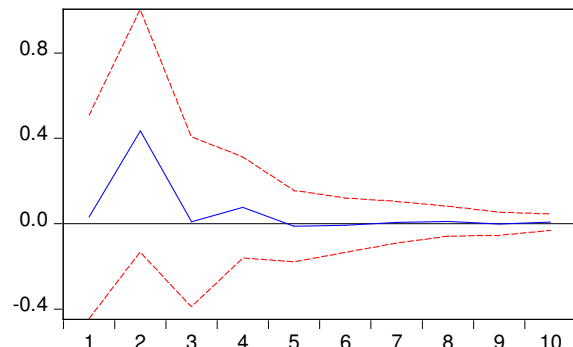
نمودار ۲. واکنش عوامل نسبت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار (۲) به بررسی واکنش عوامل نسبت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری می‌پردازد. اولین نمودار مربوط به عامل تولید



واکنش رشد اشتغال فارس به رشد نقدینگی

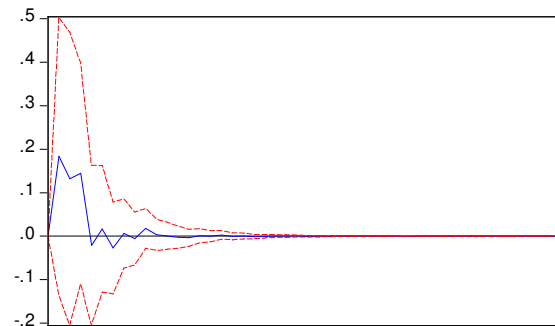


واکنش رشد اشتغال خراسان رضوی به رشد نقدینگی

نمودار ۱: واکنش آنی رشد اشتغال به رشد نقدینگی در استان‌های

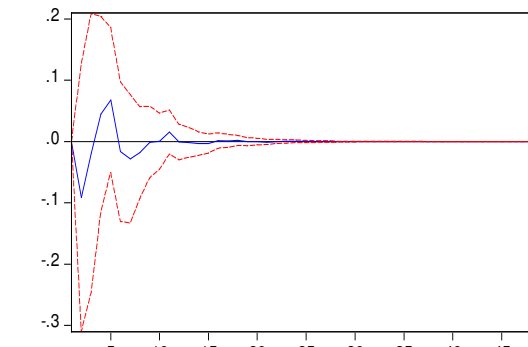
صنعتی ایران

مأخذ: یافته‌های پژوهش



واکنش عامل تولید حقیقی، مصرف و سرمایه‌گذاری به شوک متغیرهای

پولی و اعتباری



واکنش شاخص قیمت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری

می‌دهد. بیشترین میزان توضیح‌دهندگی تغییرات متغیر رشد اشتغال توسط نقدینگی با $۶/۲۲$ درصد در دوره دوم حاصل شده و با روند کاهشی جزئی و با گذشت زمان میزان توضیح‌دهندگی به $۶/۰۷$ درصد در پایان دوره ده ساله رسیده است. همچنین برای استان اصفهان، میزان توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال توسط نقدینگی از $۰/۰۱$ درصد در دوره اول به $۴/۰۸$ درصد در دوره دوم افزایش یافته و با کاهشی جزئی به $۴/۰۱$ درصد در دوره سوم می‌رسد. میزان توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال در این استان توسط نقدینگی در دوره‌های ۸ تا ۱۰ ثابت و به میزان $۴/۰۹$ درصد بوده است. در استان خوزستان، نقدینگی در دوره نخست فقط $۰/۰۳$ درصد از تغییرات رشد اشتغال را توضیح می‌دهد اما در دوره دوم با افزایش به $۴/۹۶$ درصد می‌رسد. سپس با کاهشی به میزان $۰/۱۰$ درصد به $۴/۸۶$ درصد در دوره سوم رسیده و از دوره ۸ تا ۱۰ با نرخ ثابت $۴/۸۷$ درصد، تغییرات رشد اشتغال این استان توسط نقدینگی توضیح داده می‌شود. توضیح تغییرات رشد اشتغال در استان بوشهر توسط نقدینگی در دوره نخست $۰/۰۶$ درصد می‌باشد. در دوره دوم و سوم این میزان به $۱/۴۵$ درصد و در دوره‌های پایانی به $۲/۲۰$ درصد افزایش یافته است. تغییرات رشد اشتغال در استان مرکزی در دوره نخست $۱/۵۸$ درصد توسط نقدینگی توضیح داده شده است و با افزایشی در دوره دوم به $۲/۷۹$ درصد رسیده است. در دوره سوم $۲/۹۲$ درصد تغییرات و در سه دوره پایانی $۲/۹۱$ درصد تغییرات رشد اشتغال در این استان توسط نقدینگی توضیح داده می‌شود. تغییرات رشد اشتغال در استان آذربایجان شرقی در دوره اول $۰/۷۶$ درصد توسط نقدینگی توضیح داده شده است. در دوره دوم و سوم به ترتیب $۴/۱۴$ و $۴/۲۹$ درصد تغییرات رشد اشتغال این استان توسط نقدینگی بوده و از دوره ۸ به بعد، میزان توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال توسط نقدینگی، ثابت و $۴/۲۶$ درصد می‌باشد. در استان کرمان، میزان توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال توسط نقدینگی از $۰/۲۶$ درصد در دوره اول به $۱/۴۱$ درصد در دوره دوم افزایش یافته و با کاهشی جزئی به $۱/۳۹$ درصد در دوره سوم رسیده است. میزان توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال در این استان توسط نقدینگی از دوره ۸ به بعد ثابت و به میزان $۱/۵۳$ درصد می‌باشد. در استان هرمزگان، نقدینگی در دوره نخست فقط $۰/۱۰$ درصد از تغییرات رشد اشتغال را توضیح می‌دهد اما در دوره دوم با افزایشی به $۰/۴۱$ درصد می‌رسد و از دوره ۸ تا ۱۰ با نرخ ثابت $۰/۵۱$ درصد، تغییرات رشد اشتغال این استان توسط نقدینگی توضیح داده می‌شود. در استان

حقیقی، مصرف و سرمایه‌گذاری بوده و نشان می‌دهد این عامل واکنشی سریع و مثبت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری داشته که بعد از ۵ دوره ابتدایی نیز به سطح قبلی خود بازمی‌گردد. واکنش شاخص قیمت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری در ابتدا سریع و به سمت پایین بوده و سپس تا دوره ۵ روند افزایشی دارد. این رفتار کاهشی و افزایشی تقریباً تا دوره ۱۲ ادامه داشته تا آنجا که رفتار این متغیر به رفتار معمولی خود بازمی‌گردد. واکنش وضعیت مالی دولت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری، واکنشی شدیدتر بوده به طوری که برای ۸ دوره ادامه می‌یابد. اما بعد از تجربه افزایش و کاهشی اندک، تقریباً از دوره ۱۴ به سطح قبلی خود بازمی‌گردد. واکنش نرخ برابری ارزها به شوک متغیرهای پولی و اعتباری، برای دو دوره ابتدایی سریع و به سمت پایین بوده و سپس با افزایشی که داشته، از دوره ۶ مجدداً روند نزولی خود را شروع کرده است. دوره‌های کاهشی و افزایشی کوتاه‌مدتی که داشته، سبب شده است در دوره پانزدهم به سطح اولیه خود بازگردد. واکنش بخش خارجی به شوک متغیرهای پولی و اعتباری ابتدا مثبت و سپس منفی بوده، هر چند که چندان هم شدید نبوده است و بعد از تقریباً ۷ دوره رفتار متغیر تعدیل شده، به حالت اول برمی‌گردد. واکنش عامل ساختمان و مسکن به شوک متغیرهای پولی و اعتباری، برای دوره نخست تقریباً منفی و شدید بوده و شوک متغیرهای پولی و اعتباری این بخش را در وهله نخست به شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. سپس واکنش مثبت به این شوک آغاز شده و تا دوره ۵ ادامه دارد. کاهش و افزایش‌های جزئی در دوره‌های بعدی سبب می‌شود از دوره ۱۲ به بعد رفتار متغیر به حالت معمول خود بازگردد.

در جدول ۵ نتایج حاصل از تجزیه واریانس ارائه شده است. تجزیه واریانس به تفسیر این موضوع می‌پردازد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله متغیرها توضیح داده می‌شود. با توجه به موضوع مورد مطالعه در این بخش به بررسی آمار مربوط به تجزیه واریانس و تغییرات رشد اشتغال استان‌ها ناشی از متغیرهای پولی و اعتباری (نقدینگی)، پرداخته شده است. بررسی کلی آمار نشان می‌دهد نقدینگی میزان اندکی از تغییرات رشد اشتغال در طی دوره زمانی مورد بررسی را توضیح می‌دهد. به تعبیری سیاست پولی، سیاست چندان کارایی در اثرگذاری بر اشتغال استان‌ها، به ویژه استان‌های صنعتی کشور نبوده است.

با توجه به نتایج جدول ۵، نقدینگی استان تهران در دوره اول تنها $۰/۱۳$ درصد از تغییرات متغیر رشد اشتغال را توضیح

رشد اشتغال توسط نقدینگی در این استان ثابت بوده است. بررسی جزئی‌تر موضوع برای هر یک از استان‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد در اولین دوره، بیشترین توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال توسط نقدینگی در استان مرکزی و با نرخ ۱/۵۸ درصد و در آخرین دوره (سال دهم)، بیشترین اثرگذاری سیاست پولی بر رشد اشتغال در استان تهران با حدود ۶ درصد بوده است. این نتایج و ارقام به دست آمده، گویای آن هستند که سیاست پولی به عنوان یک سیاست کارا و اثرگذار بر اشتغال نمی‌تواند مطرح باشد.

خراسان رضوی در دوره اول تنها ۰/۱۸ درصد از تغییرات متغیر رشد اشتغال توسط نقدینگی توضیح داده می‌شود در دوره دوم بیشترین میزان توضیح‌دهندگی با نرخ ۶/۰۲ درصد حاصل شده که با روند کاهشی جزئی و با گذشت زمان، میزان توضیح‌دهندگی نقدینگی از تغییرات متغیر رشد اشتغال ۵/۸۸ درصد در پایان دوره ده ساله بوده است. توضیح تغییرات متغیر رشد اشتغال توسط نقدینگی در استان فارس در دوره اول ۰/۳۰ درصد بوده است. در دوره دوم و سوم میزان توضیح‌دهندگی به ترتیب به ۴/۰۵ و ۴ درصد رسیده و با روند افزایشی و از دوره ۸ به بعد با نرخ ۴/۲۵ درصد میزان توضیح‌دهندگی تغییرات متغیر

جدول ۵. تجزیه واریانس رشد اشتغال در استان‌های کشور ناشی از نقدینگی

دوره	تغییرات رشد اشتغال ناشی از نقدینگی									
	تهران	اصفهان	خوزستان	بوشهر	مرکزی	آذربایجان شرقی	کرمان	هرمزگان	خراسان رضوی	فارس
۱	۰/۱۳	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۶	۱/۵۸	۰/۷۶	۰/۲۶	۰/۱۰	۰/۱۸	۰/۳۰
۲	۶/۲۲	۴/۰۸	۴/۹۶	۱/۴۵	۲/۷۹	۴/۱۴	۱/۴۱	۰/۴۱	۶/۰۲	۴/۰۵
۳	۶/۰۸	۴/۰۱	۴/۸۶	۱/۴۵	۲/۹۲	۴/۲۹	۱/۳۹	۰/۵۱	۵/۸۹	۴/۰۰
۸	۶/۰۸	۴/۰۹	۴/۸۷	۲/۲۰	۲/۹۱	۴/۲۶	۱/۵۳	۰/۵۱	۵/۸۸	۴/۲۵
۹	۶/۰۷	۴/۰۹	۴/۸۷	۲/۲۰	۲/۹۱	۴/۲۶	۱/۵۳	۰/۵۱	۵/۸۸	۴/۲۵
۱۰	۶/۰۷	۴/۰۹	۴/۸۷	۲/۲۰	۲/۹۱	۴/۲۶	۱/۵۳	۰/۵۱	۵/۸۸	۴/۲۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵- بحث و نتیجه‌گیری

سیاست‌های پولی مجموعه تصمیمات و اقدامات مقامات پولی کشور در کنترل عرضه و تقاضای پول برای تأثیرگذاری بر سطح فعالیت‌های اقتصادی از جمله اشتغال می‌باشد. سیاست‌های پولی با تسهیل شرایط توسعه مالی در کشور به ایجاد فرصت‌های شغلی بهتر در کشور می‌تواند کمک می‌کند. چرا که بخش مالی اولین مجرای است که از آن میان، سیاست‌های پولی نتایج واقعی اقتصاد را رقم می‌زند. در این بین باید در نظر داشت به سبب ویژگی‌های متفاوت مناطق، ممکن است واکنش آنها به اجرای سیاست پولی متفاوت باشد. با در نظرگیری این دیدگاه، در این مقاله به بررسی موضوع اثرگذاری سیاست پولی بر اشتغال با رویکرد منطقه‌ای پرداخته شده است. ۱۰ استان صنعتی کشور انتخاب شده و با استفاده از داده‌های بازه زمانی ۱۳۸۴:۱ تا ۱۳۹۵:۴ و روش SFAVAR مطالعه انجام گرفته است.

نتایج تابع واکنش آنی رشد اشتغال استان‌های صنعتی کشور به شوک رشد نقدینگی نشان می‌دهد تأثیر سیاست پولی بر اشتغال منطقه‌ای کم و محدود به کوتاه‌مدت است و به تعبیری در راستای دیدگاه پولیون و تا حد زیادی کلاسیک‌های جدید می‌باشد. روند اثرگذاری شوک رشد نقدینگی به رشد اشتغال استان‌های صنعتی کشور متفاوت از یکدیگر است. در این میان، اثر حجم پول بر اشتغال در استان بوشهر نسبت به سایر استان‌ها ماندگاری بیشتری داشته است. همچنین نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان می‌دهد بیشترین توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال توسط نقدینگی در اولین دوره، در استان مرکزی و با نرخ ۱/۵۸ درصد و در آخرین دوره (سال دهم)، در استان تهران با حدود ۶ درصد بوده است. نتایج به دست آمده حاکی است سیاست پولی نمی‌تواند یک سیاست کارا و اثرگذار برای ایجاد اشتغال منطقه‌ای باشد. نتایج به دست آمده مشخص می‌کنند نقدینگی تزریق شده به اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی، اشتغال استان‌های

استان‌های کشور، سیاست‌های پولی باید با لحاظ این آثار متفاوت تنظیم و تدوین شود و تدوین سیاست‌های صنعتی هر استان باید با در نظر داشتن اثرپذیری متفاوت هر استان از سیاست‌های پولی تدوین شود. در نهایت با در نظر گرفتن تأثیرگذاری ضعیف سیاست‌های پولی، برای کاهش بیکاری، به جای تکیه صرف بر تزریق پول، باید بیشتر به سیاست‌های طرف عرضه مانند رفع موانع تولید و بهبود فضای کسب و کار پرداخت.

صنعتی کشور را در دوره طولانی مدت تحت تأثیر قرار نداده است، لذا برای حفظ ثبات اقتصادی و جلوگیری از افزایش تورم در استان‌های کشور، باید میزان نقدینگی کنترل شود. همچنین با توجه به اینکه بانک‌ها مهمترین شریان هدایت نقدینگی در اقتصاد ایران هستند و از این کانال نقدینگی به جامعه تزریق می‌شود، هدایت صحیح نقدینگی به سمت فعالیت‌های تولیدی باید از طریق اصلاح ساختار نظام بانکی در دستور کار مقامات پولی کشور قرار گیرد. با توجه به اثرات متفاوت سیاست پولی در مناطق و

منابع

- احسانی، محمدعلی؛ کشاورز، هادی و کشاورز، مسعود (۱۳۹۶). "تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات اشتغال با تأکید بر اشتغال بخش خصوصی". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال ۷، شماره ۲۶، ۱۴۴-۱۲۵.
- پیش بهار، اسماعیل؛ قهرمانزاده، محمد و جعفری ثانی، مریم (۱۳۹۲). "تأثیر شوک‌های نقدینگی بر قیمت مواد غذایی در ایران: کاربرد رهیافت مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR)". پژوهش‌های اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۲۷، شماره ۴، ۳۲۷-۳۱۹.
- تشکینی، احمد و شفیع، افسانه (۱۳۸۴). "متغیرهای پولی و مالی آزمون خنثایی پول". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۵، ۱۵۲-۱۲۵.
- تقی‌زاده، حجت؛ زمانیان، غلامرضا و هراتی، جواد (۱۳۹۶). "بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصادی: با استفاده از رویکرد FAVAR". فصلنامه نظریه‌های کاربرد اقتصاد، سال چهارم، شماره ۴، ۲۷-۱.
- حسینی، سیدصدفر و بخشی، محمدرضا (۱۳۸۵). "تجزیه و تحلیل تقاضای پول در ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هشتم، شماره ۲۸، ۱۳-۱.
- دل‌انگیزان، سهراب؛ شریف کریمی، محمد و امیریانی، پرستو (۱۳۹۶). "تأثیر سیاست‌های پولی بر بیکاری در شرایط نااطمینانی تورم، موردکاوی تجربی ایران ۱۳۹۰-۱۳۵۳". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ۱۷، شماره ۱، ۲۱-۱.
- زارع چاهوکی، محمد علی (۱۳۸۹). "روش‌های تحلیل چند متغیره در نرم‌افزار SPSS". انتشارات دانشگاه تهران.
- شیرین بخش، شمس الله (۱۳۸۴). "اثرات سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال". پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۵، شماره ۱۹، ۲۷۳-۲۶۳.
- مرزبان، حسین؛ دهقان شبانی، زهرا؛ اکبریان، رضا و فراهانی، مهدی (۱۳۹۵). "ارزیابی کارایی سیاست پولی در اقتصاد ایران: با رویکرد الگوی FAVAR". فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۳، شماره ۲، ۹۲-۷۱.
- نظری، محسن و گوهریان، فاطمه (۱۳۸۱). "بررسی اثر متغیرهای سیاست پولی بر اشتغال به تفکیک بخش‌های عمده اقتصادی در ایران (۷۸-۱۳۴۵)". مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۰، ۲۰۷-۱۸۷.
- نوفروستی، محمد (۱۳۸۴). "بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا". مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷، ۲۹-۱.
- واشقانی، محسن؛ پدرام، مهدی و بغزبان، آلبرت (۱۳۹۰). "مکانیزم انتقال پولی و اثربخشی سیاست‌های پولی در ایران". مجله اقتصادی - ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی. دوره ۱۱، شماره ۱۲، ۱۶۶-۱۵۹.
- همتی، مریم و جلالی نائینی، احمدرضا (۱۳۹۰). "بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با استفاده از روش FAVAR". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۶، شماره ۴۹، ۲۳۹-۲۰۵.

- Arnold, I. J. & Vrugt, E. B. (2002). "Regional Effects of Monetary Policy in the Netherlands". *International Journal of Business and Economics*, 1(2), 123-134.
- Bahaj, S., Foulis, A., Pinter, G. & Surico, P. (2018). "Employment and the Collateral Channel of Monetary Policy". *Centre for Macroeconomics*, 1832, 1-74
- Barnichon, R. & Matthes, C. (2016). "Gaussian Mixture Approximations of Impulse Responses and The Non-Linear Effects of Monetary Shocks". *Centre for Economic Policy Research*, 3(1). 1-65.
- Beaulieu, J. J. & Miron, J. A. (1993). "Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S Data". *Journal of Econometrics*, 55, 305-328.
- Beck, G. W., Hubrich, K. & Marcellino, M. (2009). "Regional Inflation Dynamics Within and Across Euro Area Countries and a Comparison With the United States". *Economic Policy*, 24(57), 142-184.
- Belviso, F. & Milani, F. (2006). "Structural Factor-Augmented VARs (SFAVARs) and the Effects of Monetary Policy". *Topics in Macroeconomics*, 6(3).1-47.
- Benazić, M. & Rami, J. (2016). "Monetary Policy and Unemployment in Croatia". *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 29(1), 1038-1049.
- Bernanke, B. & Blinder, A. (1988). "Credit, Money and Aggregate Demand". *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 78, 435-439.
- Bernanke, B. & Boivin, J. (2003). "Monetary Policy in a Data-Rich Environment". *Journal of Monetary Economics*, 50, 525-546.
- Bernanke, B., Boivin, J. & Elias, P. (2005). "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach". *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387-422.
- Breitung, J. & Eickmeier, S. (2005). "Dynamic Factor Models". *Deutsche Bundes bank Discussion Paper*, 38, 27-42.
- Brendstrup, B., Shylleberg, M. & Nielsen, M. (2004). "Seasonality in Economic Models". *Macroeconomic Dynamics*, 8, 326-394.
- Cambazoğlu, B. & Karaalp, H. S. (2012). "The Effect of Monetary Policy Shock on Employment and Output: The Case of Turkey". *International Journal of Emerging Sciences*, 2(1), 23-29.
- Carlino, G. & DeFina, R. H. (1998). "The Differential Regional Effects of Monetary Policy". *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 572-587.
- Carlino, G. A. & DeFina, R. H. (1999). "The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the U.S. States". *Journal of Regional Science*, 39(2), 339-358.
- Carlino, G. A. & DeFina, R. H. (2004). "How Strong Is Co-movement in Employment over the Business Cycle? Evidence from State/Sector Data". *Journal of Urban Economics*, 55(2), 298-315.
- Carlino, G. A. & Sill, K. (2001). "Regional Income Fluctuations: Common Trends and Common Cycles". *Review of Economics and Statistics*, 83(3), 446-456.
- Carlino, G. A., DeFina, R. H. & Sill, K. (2001). "Sectoral Shocks and Metropolitan Employment Growth". *Journal of Urban Economics*, 50(3), 396-417.
- Choudhry, M. (2013). "Linking Interest Rates to Unemployment: Logical or Dangerous?". <http://www.cnbc.com/id/>.
- Engler, P. (2011). "Monetary Policy and Unemployment in Open Economies". *NCER Working Paper Series*, No. 77.
- Essien, S. N., Many, G. A., Arigo, M. O., Basse, K. J., Ogunyinka, S. F., Ojogwo, D. G. & Ogbuehi, F. (2016). "Monetary Policy and Unemployment in Nigeria: Is there a Dynamic Relationship?". *Cbn Journal of Applied Statistics*, 7, 209-231.

- Francis, N., Owyang, M. T. & Sekhposyan, T. (2011). "The Local Effects of Monetary Policy". *The BE Journal of Macroeconomics*, 12(2), 1-43.
- Hanson, M. S. (2004). "The Price Puzzle Reconsidered". *Journal of Monetary Economics*, 51(7), 1385-1413.
- Hanson, M. S., Hurst, E. & Park, K. Y. (2006). "Does Monetary Policy Help Least Those Who Need It Most?". *Wesleyan Economics Working Paper*, 1-26.
- Hylleberg, S., Engley, R. F., Granger, C. W. J. & Yoo, B. B. (1990). "Seasonal Integration and Cointegration". *Journal of Econometrics*, 99, 215-238.
- Kashyap, K. & Stein, J. (1994). "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets". *National Bureau of Economic Research Working Paper* 4821.
- Kashyap, K., Stein, J. & Wilcox, D. (1993). "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance". *American Economic Review*, 83, 78-98.
- Leahy, J. (1993). "Investment in Competitive Equilibrium, the Optimality of Myopic Behaviour". *Quantitative Journal of Economics*, 108, 1105-1133.
- Leeper, E. M., Sims, C. A., Zha, T., Hall, R. E. & Bernanke, B. S. (1996). "What Does Monetary Policy Do?". *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1-78.
- Loganathan, N., Yussof, I. & Kogid, M. (2012). "Monetary Shock and Unstable Unemployment in Malaysia: A Dynamic Interaction Approach". *International Journal of Emerging Sciences*, 2(2), 247-259.
- Mihov, I. (2001). "Monetary Policy Implementation and Transmission in the European Monetary Union". *Economic Policy*, 16(33), 369-406.
- Moosa, I. A. & Kim, J. H. (2001). "Seasonal Behavior of Monthly International Tourist Flows: Specification and Implications for Forecasting Models". *Tourism Economics*, 7(4), 381-396.
- Owyang, M. T., Piger, J. M. & Wall, H. J. (2005). "Business Cycle Phases in U.S. States". *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 604-616.
- Pieper, P. J. & Hwang, S. I. (2018). "The Effect of Regional Economic Conditions on US Monetary Policy". *Journal of International Trade & Commerce*, 14(1), 93-102.
- Plosser, C. (1989) "Understanding Real Business Cycles". *Journal of Economic Perspectives*, 3(3), 51-77.
- Sellon, G. H. (2004). "Expectations and the Monetary Policy Transmission Mechanism". *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City*; <https://www.kansascityfed.org/>
- Sims, C. A. (1992). "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy". *European Economic Review*, 36(5), 975-1000.
- Snowdon, B., Vane, H. & Wynarczyk, P. (1994). "A Modern Guide to Macroeconomics: An Introduction to Competing Schools of Thoughts". *Edward Elgar Publishing Limited*, Hants, U.K. Chapter 3, 286-341.
- Stock, J. & Watson, T. (2002). "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes". *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(2), 147-162.
- Wu, J. C. & Xia, F. D. (2016). "Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound". *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253-291.
- Zhang, J. Y. C. (2009). "An Empirical Study of Regional Effect of Monetary Policy under SVAR Model". *Journal of Financial Research*, 4, 1-30.

پیوست ۱.

جدول متغیرهای مطالعه

ردیف	تولید حقیقی، مصرف و سرمایه‌گذاری	واحد	منبع
۱	کل تولید ناخالص داخلی (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۲	تولید ناخالص داخلی (گروه کشاورزی، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۳	تولید ناخالص داخلی (گروه نفت، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۴	تولید ناخالص داخلی (گروه صنایع و معادن، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۵	تولید ناخالص داخلی (گروه صنعت، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۶	تولید ناخالص داخلی (گروه معدن، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۷	تولید ناخالص داخلی (گروه برق، آب و گاز، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۸	تولید ناخالص داخلی (گروه ساختمان، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۹	تولید ناخالص داخلی (گروه خدمات، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۰	تولید ناخالص داخلی (گروه بازرگانی، رستوران و هتل‌داری، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۱	تولید ناخالص داخلی (گروه حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۲	تولید ناخالص داخلی (گروه خدمات موسسات مالی و پولی، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۳	تولید ناخالص داخلی (گروه خدمات مستغلات و خدمات حرفه‌ای و تخصصی، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۴	تولید ناخالص داخلی (گروه خدمات عمومی، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۵	تولید ناخالص داخلی (گروه خدمات اجتماعی، شخصی و خانگی، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۶	هزینه‌های مصرف نهایی بخش خصوصی (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۷	هزینه‌های مصرف نهایی بخش دولتی (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۸	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۹	تشکیل سرمایه در ماشین‌آلات (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۲۰	تشکیل سرمایه در ساختمان (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۲۱	تغییر در موجودی انبار (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
شاخص‌های قیمت			
۲۲	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (شاخص کل) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۲۳	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۲۴	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (دخانیات) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۲۵	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (پوشاک و کفش) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۲۶	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (مسکن، آب، برق و گاز و سایر سوخت‌ها) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۲۷	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (اثاث، لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۲۸	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (بهداشت و درمان) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی

۲۹	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (حمل و نقل) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۰	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (ارتباطات) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۱	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (تفریح و امور فرهنگی) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۲	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (تحصیل) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۳	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (رستوران و هتل) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۴	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (کالاها و خدمات متفرقه) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۵	شاخص بهای تولیدکننده (شاخص کل) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۶	شاخص بهای تولیدکننده (کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۷	شاخص بهای تولیدکننده (ساخت/صنعت) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۸	شاخص بهای تولیدکننده (هتل و رستوران) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۹	شاخص بهای تولیدکننده (آموزش) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۰	شاخص بهای تولیدکننده (بهداشت و مددکاری اجتماعی) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۱	شاخص بهای تولیدکننده (سایر فعالیت‌های خدمات عمومی، اجتماعی و شخصی) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۲	شاخص بهای کالاهای صادراتی (شاخص کل) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۳	شاخص بهای کالاهای صادراتی (محصولات حیوانی) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۴	شاخص بهای کالاهای صادراتی (محصولات نباتی) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۵	شاخص بهای کالاهای صادراتی (چربی‌ها و روغن‌های حیوانی و نباتی) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۶	شاخص بهای کالاهای صادراتی (محصولات صنایع غذایی، نوشابه‌ها و توتون) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۷	شاخص بهای کالاهای صادراتی (محصولات معدنی) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۸	شاخص بهای کالاهای صادراتی (محصولات صنایع شیمیایی و صنایع وابسته) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۹	شاخص بهای کالاهای صادراتی (مواد پلاستیک و کائوچو و مصنوعات آنها) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۰	شاخص بهای کالاهای صادراتی (پوست و چرم و محصولات چرمی) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۱	شاخص بهای کالاهای صادراتی (چوب و اشیا چوبی) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۲	شاخص بهای کالاهای صادراتی (مواد نسجی و مصنوعات از این مواد) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۳	شاخص بهای کالاهای صادراتی (انواع کفش) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۴	شاخص بهای کالاهای صادراتی (مصنوعات ساخته شده از انواع سنگ) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۵	شاخص بهای کالاهای صادراتی (فلزات معمولی و مصنوعات آنها) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۶	شاخص بهای کالاهای صادراتی (ماشین‌آلات مکانیکی و ادوات برقی) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۷	شاخص بهای کالاهای صادراتی (وسایل نقلیه زمینی و تجهیزات ترابری) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۸	شاخص بهای کالاهای صادراتی (محصولات پتروشیمی) (۱۳۹۰=۱۰۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
متغیرهای پولی و اعتباری			
۵۹	سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی	میلیارد ریال	بانک مرکزی

بانک مرکزی	میلیارد ریال	سپرده‌های دیداری بانک‌ها نزد بانک مرکزی	۶۰
بانک مرکزی	میلیارد ریال	اسکناس و مسکوک در دست اشخاص	۶۱
بانک مرکزی	میلیارد ریال	اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی	۶۲
بانک مرکزی	میلیارد ریال	سپرده‌های دیداری نزد بانک‌های تجاری	۶۳
بانک مرکزی	میلیارد ریال	سپرده‌های دیداری نزد بانک‌های تخصصی	۶۴
بانک مرکزی	میلیارد ریال	سپرده‌های دیداری نزد بانک‌های غیر دولتی و مؤسسات اعتباری غیر بانکی	۶۵
بانک مرکزی	میلیارد ریال	سپرده‌های غیر دیداری نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی	۶۶
وضعیت مالی دولت			
بانک مرکزی	میلیارد ریال	پرداخت‌های جاری	۶۷
بانک مرکزی	میلیارد ریال	تراز عملیاتی	۶۸
بانک مرکزی	میلیارد ریال	واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (منابع ناشی از فروش نفت و فرآورده‌های نفتی)	۶۹
بانک مرکزی	میلیارد ریال	واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (منابع ناشی از فروش اموال منقول و غیر منقول)	۷۰
بانک مرکزی	میلیارد ریال	تملك دارایی‌های سرمایه‌ای	۷۱
بانک مرکزی	میلیارد ریال	تراز عملیاتی و سرمایه‌ای	۷۲
بانک مرکزی	میلیارد ریال	خالص واگذاری دارایی‌های مالی	۷۳
بانک مرکزی	میلیارد ریال	واگذاری دارایی‌های مالی	۷۴
بانک مرکزی	میلیارد ریال	تملك دارایی‌های مالی	۷۵
بانک مرکزی	میلیارد ریال	درآمد مالیاتی	۷۶
بانک مرکزی	میلیارد ریال	درآمد مالیاتی (مالیات اشخاص حقوقی)	۷۷
بانک مرکزی	میلیارد ریال	درآمد مالیاتی (مالیات بر درآمد)	۷۸
بانک مرکزی	میلیارد ریال	درآمد مالیاتی (مالیات بر ثروت)	۷۹
بانک مرکزی	میلیارد ریال	درآمد مالیاتی (مالیات بر واردات)	۸۰
بانک مرکزی	میلیارد ریال	درآمد مالیاتی (مالیات بر کالا و خدمات)	۸۱
بانک مرکزی	میلیارد ریال	سایر درآمدها	۸۲
نرخ برابری ارزها			
بانک مرکزی	ریال	دلار آمریکا (نرخ رسمی)	۸۳
بانک مرکزی	ریال	دلار آمریکا (نرخ غیررسمی)	۸۴
بانک مرکزی	ریال	یورو (نرخ رسمی)	۸۵
بانک مرکزی	ریال	یورو (نرخ غیر رسمی)	۸۶
ساختمان و مسکن			
بانک مرکزی	میلیارد ریال	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (شهرهای بزرگ)	۸۷
بانک مرکزی	میلیارد ریال	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (کلیه مناطق شهری)	۸۸

بانک مرکزی	میلیارد ریال	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (ساختمان‌های شروع شده)	۸۹
بانک مرکزی	میلیارد ریال	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (ساختمان‌های نیمه تمام)	۹۰
بانک مرکزی	میلیارد ریال	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (ساختمان‌های تکمیل شده)	۹۱
بانک مرکزی	میلیارد ریال	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (کل سرمایه‌گذاری)	۹۲
بانک مرکزی	دستگاه	ساختمان‌های شروع شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری (شهرهای بزرگ)	۹۳
بانک مرکزی	دستگاه	ساختمان‌های شروع شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری (کلیه مناطق شهری)	۹۴
بانک مرکزی	فقره	پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری کشور (شهرهای بزرگ)	۹۵
بانک مرکزی	فقره	پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری کشور (کلیه مناطق شهری)	۹۶
بخش خارجی			
مرکز آمار ایران	میلیارد ریال	صادرات کالاها و خدمات	۹۷
مرکز آمار ایران	میلیارد ریال	واردات کالاها و خدمات	۹۸
بانک مرکزی	هزار بشکه در روز	صادرات نفت خام	۹۹