فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال پانزدهم، شماره ۱ «پیاپی ۵۳» بهار ۱٤۰۰، صفحه‌های ٤۸-۲٤)

اثر سیاست مالی بر نرخ بیکاری و نرخ تورم در استان‌های ایران: رویکرد GVAR [۱]

نسرین ابراهیمی ، مهدی پدرام ، میرحسین موسوی

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱٤۰۰/۰۲/۲۳

چکیده

در این مقاله نحوه اثرگذاری سیاست‌های مالی بر نرخ بیکاری و تورم در استان‌های کشور با استفاده از رویکرد اتورگرسیون برداری جهانی در دوره ۱۳۹۵:٤-۱۳۸٤:۱ بررسی شده است. نتایج واکنش استان‌ها نسبت به شوک مثبت سیاست مالی نشان داد نرخ بیکاری در برخی از استان‌ها، معنادار و در برخی دیگر، بی‌معناست. زمان‌بندی این واکنش‌ها نسبتا مشابه؛ اما، اندازه آن‌ها متفاوت بوده است. در خصوص واکنش نرخ تورم نیز مشخص شده است که صرفا استان‌های دارای واکنش معنادار نرخ بیکاری، به صورت معنادار واکنش نشان داده‌اند. نرخ تورم در استان‌های مختلف دارای زمان‌بندی نسبتا مشابه؛ اما، اندازه‌های متفاوت بوده است. با توجه به نتایج، سیاست‌گذاران برای دست‌یابی به توسعه متوازن منطقه‌ای، باید تراکم‌زدایی در بودجه و نیز واگذار کردن اختیارات به استان‌ها را در دستور کار خود قرار دهند.

طبقه‌بندی JEL: R11, C13, E62, E24, E31.

واژگان کلیدی: سیاست مالی، اثرات منطقه‌ای، بیکاری، تورم، رویکرد رگرسیون‌برداری جهانی (GVAR).

---

[۱] مقاله مستخرج از رساله دکتری نسرین ابراهیمی به راهنمایی دکتر مهدی پدرام و مشاوره دکتر میرحسین موسوی در دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد دانشگاه الزهرا می‌باشد.

دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی: nasrinebrahimi@gmail.com

استاد گروه اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران، پست الکترونیکی: mehdipedram@alzahra.ac.ir

دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران، پست الکترونیکی: hmousavi@alzahra.ac.ir

۱. مقدمه

سیاست‌گذاران اغلب تلاش می‌کنند اقتصاد را از طریق به کارگیری ابزارهای سیاست‌های کلان تحت تأثیر قرار دهند. سیاست مالی، یکی از این سیاست‌هاست که برای رسیدن به اهدافی مانند رشد و توسعه اقتصادی اجرا می‌شود. پژوهش‌های بسیاری در خصوص اثرات کلان سیاست‌های مالی در یک کشور و یا بین گروهی از کشورها انجام شده است؛ به گونه‌ای که در سال‌های اخیر، این مطالعات، از تحلیل اثر سیاست مالی در سطح ملی، به بررسی سایر زوایای این سیاست‌ها گذر کرده‌اند. یکی از این زوایا، اثرات منطقه‌ای (ایالتی یا استانی) است. در واقع، با توجه به اینکه اقتصاد یک کشور ترکیبی از مناطق مختلف است، اثر سیاست‌های کلان بر پویایی‌های مناطق مختلف آن مورد توجه قرار گرفته است.

از نظر اویانگ، زبیری و دورهام[1]، ۲۰۰۵ به نقل از هایو و اوهل[2] (۲۰۱۵) منطقی است که فرض شود اقتصادهای منطقه‌ای به دلیل تنوع اقتصادی، تفاوت‌های جمعیتی، عدم تجانس جغرافیایی و تفاوت‌های توسعه‌یافتگی مالی نسبت به سیاست‌های کلان مالی واکنش‌های متفاوتی نشان دهند؛ بنابراین، بررسی اثر سیاست مالی در سطح ملی بدون در نظر گرفتن اینکه هر کشور از مناطق مختلفی تشکیل شده است؛ صرفا، تصویری کلی ارائه می‌کند که نشان‌دهنده میانگین واکنش تمامی مناطق است.

ضرورت بررسی واکنش مناطق مختلف یک کشور نسبت به سیاست‌های کلان، به نحوه برنامه‌ریزی منطقه‌ای به عنوان یکی از الزامات اساسی رشد و توسعه اقتصادی بر می‌گردد؛ زیرا برنامه‌ریزی در سطح مناطق، مکمل برنامه‌ریزی‌های کلان است. برنامه‌ریزی منطقه‌ای به طوری که موانع و مشکلات توسعه را برطرف سازد، نیازمند آگاهی برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران از چگونگی واکنش مناطق مختلف نسبت به سیاست‌های کلان از جمله سیاست‌های مالی است.

ایران کشوری است که مناطق (استان‌های) مختلف آن از ویژگی‌های جمعیتی، جغرافیایی و اقتصادی متفاوتی برخوردارند. مقایسه تنوع جمعیتی مناطق مختلف کشور نشان می‌دهد بر اساس سرشماری نفوس و مسکن سال ۱۳۹۵، استان تهران تقریبا ۲۰ درصد و استان ایلام، ۰/۷۳ درصد از جمعیت کل کشور را به خود اختصاص داده‌اند.

---

[1] Owyang, Zubairy & Durham
[2] Hayo & Uhl

طبق گزارش مرکز آمار کشور از اطلاعات حساب‌های منطقه‌ای (۱۳۹٤-۱۳۸۳)، استان تهران، بالاترین سهم را در تشکیل بخش خدمات کشور دارد (به طور متوسط ۳۵ درصد)؛ اما، استانی مانند استان مازندران بیش‌ترین سهم را در ایجاد ارزش افزوده بخش کشاورزی به خود اختصاص داده است (به طور متوسط ۹ درصد). بر این اساس، اختلافات شاخص‌های مالی سبب می‌شود استان‌های مختلف نسبت به سیاست‌هایی که سیاست‌گذاران در سطح ملی اعمال می‌کنند، واکنش‌های متفاوتی نشان دهند. برای بررسی صحت این ادعا می‌توان نحوه واکنش متغیرهای کلان در سطح استانی را نسبت به اعمال سیاست‌های یکپارچه ملی مورد توجه قرار داد. در این راستا، هدف این مقاله، بررسی نحوه اثرگذاری سیاست‌های مالی بر متغیرهای نرخ بیکاری و نرخ تورم در استان‌های ایران است که می‌تواند دلالت‌های سیاست‌گذاری قابل توجهی به همراه داشته باشد.

در ادبیات تجربی مرتبط، برای ارزیابی واکنش‌های مناطق مختلف یک کشور نسبت به سیاست‌های کلان، از مدل‌های خانواده خودرگرسیون برداری (VAR) به صورت جداگانه برای هر منطقه استفاده شده است. این در حالی است که نحوه واکنش هر منطقه ممکن است به لحاظ وجود اثرات سرریز بین مناطق تحت تأثیر سایر مناطق نیز باشد. یکی از جدیدترین مدل‌های خودرگرسیون برداری که امکان در نظر گرفتن اثرپذیری مناطق را فراهم می‌کند، رویکرد خودرگرسیون برداری جهانی[1] (GVAR) است. علاوه بر این امکان، قابلیت این رویکرد به لحاظ رفع مشکل کاهش درجه آزادی به دلیل بالا رفتن ابعاد مدل، یکی دیگر از دلایل برتری آن در مقایسه با سایر مدل‌های بزرگ موجود است (چودیک، گروسمن و پسران[2]، ۲۰۱٦).

گفتنی است در این رویکرد بدون برآورد جداگانه برای هر منطقه، واکنش تمامی مناطق نسبت به شوک‌های تعریف شده قابل استخراج است. بر این اساس و هم‌چنین، با توجه به هدف مقاله، برای بررسی واکنش یکایک استان‌های ایران نسبت به سیاست‌های مالی از رویکرد یاد شده استفاده می‌شود.

[1] Global Vector Auto Regressive
[2] Chudik, Grossman & Pesaran

برای دست‌یابی به هدف پژوهش مقاله بدین صورت سازمان‌دهی می‌شود: بعد از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات موضوع ارائه می‌شود؛ در بخش سوم، روش پژوهش بیان می‌شود؛ بخش چهارم به برآورد مدل و نتایج تجربی و بخش پنجم به نتایج و پیشنهادها اختصاص یافته‌اند.

۲. ادبیات موضوع

سیاست مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت

در کوتاه‌مدت، سیاست مالی می‌تواند تولید را از سطح بالقوه آن جابجا کند. در بلندمدت، سیاست مالی به وسیله تأثیرگذاری روی کیفیت و کمیت نیروی کار و یا سایر عوامل تولید و یا تغییر در بهره‌وری کل عوامل تولید، می‌تواند سطح تولید را متأثر کند (بارو[1]، ۱۹۹۱).

نظریات مختلفی در مورد اثر کوتاه‌مدت سیاست مالی مطرح است. در نظریه کلاسیک هر گونه افزایشی در مخارج دولت از طریق کاهش در مخارج خصوصی جبران می‌شود و اثر برون‌رانی[2] آن کامل است (دورنبوش، فاورو و جیاوازی[3]، ۲۰۰۳).

به زعم کینز، اثر کل سیاست مالی به اندازه ضریب فزاینده مالی و اثر برون‌رانی بستگی دارد (منکیو[4]، ۲۰۰۰). لوکاس[5] (۱۹۷۵) معتقد است که در مدل‌های نئوکلاسیک[6]، سیاست مالی کاملا پیش‌بینی شده، در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثری ندارد؛ با این حال، سیاست مالی پیش‌بینی نشده، می‌تواند رشد کوتاه‌مدت را متاثر سازد.

در رویکرد کلاسیک‌های جدید، ترکیب فرضیه‌های انتظارات عقلائی، تسویه پیوسته بازارها و تابع عرضه، دستاوردهای سیاستی مهمی را به دنبال دارد. یکی از این دستاوردها، قضیه بی‌تأثیری سیاست‌هاست (اسنودن و وین، ۱۳۸۳). بر این اساس، در صورت انحراف تولید از سطح طبیعی خود، نیازی به اقدامات اصلاحی دولت نیست و چنین انحرافی توسط نیروهای بازار حذف می‌شود.

---

[1] Barro
[2] Crowding Out
[3] Dornbusch, Favero & Giavazzi
[4] Mankiw
[5] Lucas
[6] Neo-Classic

مطابق با مطالعه روتمبرگ و وودفرد[1] (۱۹۹۹) در مدل‌های کینزی جدید شوک مخارج دولت، تولید را از طریق کاهش مارک‌آپ[2]، افزایش می‌دهد.

آنچه در خصوص اثرگذاری سیاست مالی در بلندمدت مطرح است، اثر آن بر رشد اقتصادی است. بر اساس نظریه رشد درون‌زا، چهار تعیین‌کننده اصلی که از طریق آن، سیاست مالی می‌تواند رشد اقتصادی بلندمدت را افزایش دهد؛ عبارتند از: ۱) افزایش سرمایه مالی؛ ۲) افزایش سرمایه انسانی؛ ۳) بهره‌وری کل عوامل تولید و ٤) عرضه کار (صندوق بین‌المللی پول[3]، ۲۰۱۵).

افزایش مخارج عمرانی دولت، بهره‌وری بخش دولتی را افزایش می‌دهد و به دنبال آن از طریق افزایش نرخ بازدهی باعث افزایش نرخ رشد بلندمدت می‌شود (سانچز روبلز[4]، ۱۹۹۸).

در مقابل، برخی معتقدند سیاست مالی می‌تواند برای رشد اقتصادی مضر باشد. افزایش در استقراض دولت از طریق افزایش نرخ بهره منجر به اثر برون‌رانی سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود. این اثر برون‌رانی ممکن است برای رشد اقتصادی بلندمدت مانع ایجاد کند (گواترنی، لاوسون و هولکامب[5]، ۱۹۹۸).

مناطق مختلف اقتصادی یک کشور و اثر سیاست مالی

اویانگ و همکاران (۲۰۰۵) معتقدند که مناطق مختلف هر کشور به دلیل داشتن ویژگی‌های متفاوتی چون ناهمگنی جغرافیایی، تنوع اقتصادی، توسعه مالی و سایر ویژگی‌های اقتصادی، واکنش‌های متفاوتی نسبت به سیاست مالی نشان می‌دهند. هم‌چنین، با توجه به این که ترکیب بخش‌های مختلف اقتصادی در هر کدام از مناطق یک کشور متفاوت است، می‌توان واکنش متفاوت مناطق را به دلیل تفاوت در واکنش بخش‌های اقتصادی، منطقی دانست.

گفتنی است که سیاست مالی می‌تواند اثرات بخشی[6] مختلفی بسته به اثرپذیری بخش از نرخ اسمی (یا حقیقی) ارز، شدت سرمایه‌بری بخش و کشش عرضه کار بخش داشته باشد؛

---

[1] Rotemberg & Woodford
[2] Countercyclical Markups
[3] International Monetary Found
[4] Sanchez Robels
[5] Gwaterny, Lawson & Holcombe
[6] Sectoral Effects

برای مثال، افزایش مخارج دولت (یا کاهش مالیات‌ها) به طور استاندارد منجر به افزایش نرخ ارز حقیقی می‌شود. این افزایش، یک اثر نامتقارن روی بخش تولید کالاهای قابل تجارت و بخش تولید کالاهای غیرقابل تجارت دارد (شوچک و کپیچ[1]، ۲۰۱۷).

افزون بر این، جیتسوچون[2] (۲۰۱۰) معتقد است که اثرات محرک‌های مالی بر بخش‌های مختلف اقتصادی به ارتباط قبل و بعد آن‌ها با سایر بخش‌ها بستگی دارد. هم‌چنین، وی بیان می‌کند که ماهیت هر صنعت می‌تواند اثر سیاست مالی را تحت تأثیر قرار دهد.

به طور کلی، نتیجه‌گیری در این خصوص که چگونه کل درآمدهای دولت، مالیات‌های مستقیم، مالیات‌های غیرمستقیم و درآمدهای غیرمالیاتی بخش‌های مختلف را تحت تأثیر قرار می‌دهد، مشکل است؛ زیرا تمامی صنایع با مالیات مرتبط هستند؛ بنابراین، می‌توان گفت بر اساس واکنش‌های متفاوت بخش‌های مختلف اقتصادی، بسته به این که در هر منطقه ترکیب اقتصاد چگونه است و کدام بخش یا بخش‌ها سهم بیش‌تری را به خود اختصاص داده است، واکنش نسبت به اعمال سیاست‌های

مطالعات پیشین

اویانگ و همکاران (۲۰۰۸) برای مقایسه واکنش مناطق (ایالت‌ها) مختلف ایالات متحده نسبت به شوک مخارج دولت، دو نوع شوک شامل شوک مخارج نظامی و غیرنظامی را در قالب مدل (SVAR) بر درآمد شخصی و نرخ بیکاری در سطح ایالتی مورد بررسی قرار داده‌اند. بدین منظور، برای هر ایالت یک مدل جداگانه برآورد کرده و برای لحاظ وابستگی بین ایالت‌ها، در مدل هر ایالت، علاوه بر متغیرهای آن ایالت از مجموع مقادیر مربوط به سایر ایالات‌ها نیز استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داد شکل واکنش‌های ایالتی تا حد زیادی مشابه؛ اما، اندازه و در بیش‌تر موارد، علامت آن‌ها متفاوت است.

سیلوا[3] (۲۰۱۴) با استفاده از مدل (SVAR) و روش بیزین، عدم تقارن اثر سیاست مالی در بین مناطق برزیل را از طریق برآورد جداگانه برای هر منطقه مورد آزمون قرار داده است. بر اساس نتایج، کاهش در مخارج دولت منجر به واکنش شدید در برخی از مناطق برزیل در

[1] Shevchuk & Kopych
[2] Jitsuchon
[3] Silva

مقایسه با سایر مناطق می‌شود؛ اما چنین کاهشی در هیچ منطقه‌ای اثر بلندمدتی را برجای نمی‌گذارد.

هایو و اوهل (۲۰۱۵) عدم تقارن واکنش مناطق مختلف ایالات متحده را نسبت به شوک مالیاتی دولت در چارچوب مدل (VAR) مورد ارزیابی قرار داده‌اند. مطابق نتایج، اثر شوک مالیاتی بر تولید بسیاری از ایالت‌ها نامتقارن بوده است؛ به طوری که واکنش گروهی از ایالت‌ها به این شوک از نظر آماری، با میانگین واکنش در سطح ملی معادل بوده است.

در مطالعات، بررسی اثرات سیاست‌های کلان از طریق برآورد جداگانه هر منطقه انجام شده است؛ این در حالی است که برای ارزیابی دقیق‌تر، باید هم‌بستگی بین مناطق لحاظ شود. از این‌رو، در این مطالعه تلاش شده است از بین مدل‌های اقتصادسنجی مختلف که امکان لحاظ اثرات سرریز و برآورد هم‌زمان در آن‌ها وجود دارد، مدل مناسب انتخاب شود.

۳. روش پژوهش

رویکرد خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR) را که در اصل توسط پسران، شوئرمن و وینر[1] (۲۰۰٤) مطرح شد، می‌توان به صورت یک فرایند دو مرحله‌ای خلاصه کرد؛ در مرحله اول، مدل‌های با مقیاس کوچک مختصّ هر کشور مشروط به مابقی جهان برآورد می‌شود. این مدل‌ها به عنوان مدل‌های توسعه یافته VAR مطرح بوده و با *VARX نشان داده می‌شوند. متغیرهای این مدل‌ها شامل متغیرهای داخلی به همراه متوسط وزنی متغیرهای خارجی (متغیرهای ستاره‌دار) است؛ در مرحله دوم، مدل‌های تکی *VARX کشوری انباشته شده و به صورت هم‌زمان به عنوان یک مدل VAR بزرگ جهانی حل می‌شوند. گفتنی است در رویکرد GVAR واحدهای فردی مورد بررسی لزوما کشورها نیستند؛ برای مثال این واحدها می‌توانند مناطق، صنایع، طبقه‌بندی انواع کالاها، بانک‌ها، شهرداری‌ها و یا بخش‌های یک اقتصاد خاص باشند (چودیک و همکاران، ۲۰۱٦).

[1] Pesaran, Schuermann & Weiner

مدل‌سازی ارتباطات با استفاده از رویکرد رگرسیون‌برداری جهانی (GVAR)

یک پانل شامل N واحد مقطعی را در نظر بگیرید که هر کدام متغیرهای k_i را در طول دوره زمانی t=1,2,..,T مشاهده می‌کنند. X_{it} بیانگر یک بردار $k_i \times 1$ از متغیرهای مختص واحد مقطعی i در دوره زمانی t است. بردار $k \times 1$ از تمامی متغیرهای پانل با $X_t = (X'_{1t}, X'_{2t}, \ldots, X'_{Nt})'$ نشان داده می‌دهد؛ به طوری که $k = \sum_{i=1}^{N} k_i$.

هسته رویکرد GVAR مدل‌های شرطی کوچک مقیاس مختصّ کشوری هستند که می‌توانند به صورت جدا برآورد شوند. این مدل‌های کشوری، متغیرهای داخلی یک اقتصاد مشخص X_{it} را مشروط به میانگین وزنی متغیرهای خارجی سایر کشورها که در یک بردار $k^* \times 1$ تجمیع می‌شوند، توضیح می‌دهند:

$$X_{it}^* = \widetilde{\boldsymbol{W}}_i' X_t \qquad (۱)$$

به ازای i=1,2,..,N، $\widetilde{\boldsymbol{W}}_i$ یک ماتریس $k \times k^*$ از وزن‌های مختصّ هر کشور است. این وزن‌ها معمولا با استفاده از داده‌های جریان تجارت یا جریان سرمایه بین کشورها استخراج می‌شوند. مدل VARX* به صورت زیر مدل‌سازی می‌شود.

$$X_{it} = \sum_{\ell=1}^{p_i} \Phi_{i\ell} X_{i,t-\ell} + \Lambda_{i0} X_{it}^{*} + \sum_{\ell=1}^{q_i} \Lambda_{i\ell} X^{*}_{i,t-\ell} + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

$z_{it} = (X'_{it}, X^{*\prime}_{it})'$ به صورت برداری با ابعاد $k_i + k^*$ از متغیرهای داخلی و خارجی در نظر گرفته شده و معادله (۲) بر اساس آن بازنویسی می‌شود.

$$A_{i0} z_{it} = \sum_{\ell=1}^{p} A_{i\ell} z_{it-\ell} + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

$$A_{i0} = (I_{ki} - \Lambda_{i0}), A_{i\ell} = (\Phi_{i\ell}, \Lambda_{i\ell}), \text{for } \ell = 1,2, \ldots, p$$

$$p = max(p_i, q_i), \Phi_i = 0, \text{for } \ell > p_i \text{ and } \Lambda_i = 0, \text{for } \ell > q_i$$

مدل مختصّ کشوری در معادله (۳) را می‌توان به فرم بیان تصحیح خطا نیز نوشت:

$$\Delta X_{it} = \Lambda_{i0} \Delta X^{*}_{it} - \Pi_i z_{i,t-1} + \sum_{\ell=1}^{p} H_{i\ell} \Delta z_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

به طوری که منظور از $\Delta = 1 - L$ اپراتور تفاضل مرتبه اول است و

$$\Pi_i = A_{i0} - \sum_{\ell=1}^{p} A_{i,\ell}, H_{i\ell} = -(A_{i,\ell+1} + A_{i,\ell+2} + \cdots + A_{i,\ell+P}$$

برآورد مدل‌های مختصّ کشوری (معادله ۲) که اجازه هم‌جمعی هم درون و هم بین کشورها را می‌دهد، اولین مرحله از رویکرد GVAR است؛ مرحله دوم رویکرد GVAR شامل تجمیع مدل‌های کشوری برآورد شده در مرحله اول به فرم یک مدل VAR جهانی بزرگ است. این تجمیع با استفاده از ماتریس‌های «ارتباطی» $W_i = (\acute{E}_i, \widetilde{\boldsymbol{W}}_i') \times r_i$ با ابعاد $(k_i + k^*) \times k$ صورت می‌گیرد.

$$z_{it} = (\acute{X}_{it}, \acute{X^*}_{it}) = W_i X_t \qquad (۵)$$

جای‌گذاری معادله (۵) در معادله (۳) و تجمیع آن‌ها روابط زیر را به دست می‌دهد:

$$A_{i0} W_i X_t = \sum_{\ell=1}^{p} A_{i\ell} W_i X_{t-\ell} + \varepsilon_{it}$$

$$\mathrm{G}_0 X_t = \sum_{\ell=1}^{p} \mathrm{G}_\ell X_{t-\ell} + \varepsilon_t \qquad (٦)$$

با ضرب معادله (٦) در $\mathrm{G}_0{}^{-1}$ از سمت چپ خواهیم داشت:

$$X_t = \sum_{\ell=1}^{p} \mathrm{F}_\ell X_{t-\ell} + \mathrm{G}_0^{-1} \varepsilon_t \qquad (۷)$$

توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در رگرسیون‌برداری جهانی (GVAR)

در این پژوهش، برای سادگی تفسیر فرض می‌شود، مدل پویای جهانی، مدل معرفی شده در معادله (۷) است. هم‌چنین، فرض می‌شود، k شوک ساختاری مجزا وجود دارد که به صورت $\mathbf{v}_t = \boldsymbol{P}^{-1} \varepsilon_t$ تعریف می‌شوند.

$$\Sigma = E(\varepsilon_t \acute{\varepsilon}_t) = \boldsymbol{P}\acute{\boldsymbol{P}} \qquad (۸)$$

بنابراین، $E(\mathbf{v}_t \acute{\mathbf{v}}_t) = \boldsymbol{I}_k$ است و بردار تابع واکنش آنی ساختاری با ابعاد $k \times 1$ به صورت زیر است:

$$\mathrm{g}_{vj}(h) = E\big(X_{t+h} \big| v_{jt} = 1, \zeta_{t-1}\big) - E(X_{t+h} | \zeta_{t-1}) = \frac{\boldsymbol{R}_h \boldsymbol{G}_0^{-1} \boldsymbol{P} e_j}{\sqrt{\acute{e}_j \Sigma e_j}} \qquad (۹)$$

به طوری که $\zeta_t = \{X_t, X_{t-1}, \dots\}$ مجموعه اطلاعاتی شامل تمام اطلاعات در دسترس در زمان t است. ماتریس‌های $\boldsymbol{R}_h$ با ابعاد $k \times k$ نیز به صورت زیر به دست می‌آیند:

$$\boldsymbol{R}_h = \sum_{\ell=0}^{p} \boldsymbol{F}_\ell \boldsymbol{R}_{h-\ell}, \boldsymbol{R}_0 = \boldsymbol{I}_k, and\ \boldsymbol{R}_\ell = 0\ for\ \ell < 0$$

در چارچوب مدل GVAR معرفی شده در معادله (۷)، تابع واکنش آنی تعمیم یافته[1] (GIRF) با ابعاد $k \times 1$ به صورت زیر است:

$$g_{\varepsilon j}(h) = E\left(X_{t+h}|\varepsilon_{jt} = \sqrt{\sigma_{jj}}, \zeta_{t-1}\right) - E(X_{t+h}|\zeta_{t-1}) = \frac{\boldsymbol{R}_h \boldsymbol{G}_0^{-1} \sum e_j}{\sqrt{\acute{e}_j \Sigma e_j}} \quad (۱۰)$$

به طوری که $\sqrt{\sigma_{jj}} = \sqrt{E(\varepsilon_{jt}^2)}$ اندازه شوک و معادل یک انحراف استاندارد ε_{jt} تعریف می‌شود.

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی سهم شوک‌ها در کاهش میانگین مربع خطای پیش‌بینی‌های متغیرهای درون‌زا را در یک افق زمانی مشخص h نشان می‌دهد. در مورد شوک‌های متعارف $\mathbf{v}_t = \mathbf{P}^{-1}\varepsilon_t$ با فرض ساده‌کننده $m_\omega = 0$، سهم j–امین نوآوری، υ_{jt}، از میانگین مربع خطای پیش‌بینی h افق پیش رو در خصوص x_{it} به صورت زیر است:

$$\mathcal{SFEVD}(x_{it}, \upsilon_{jt}, h) = \frac{\sum_{\ell=0}^{h}\left[\acute{\mathbf{e}}_i \mathbf{F}^h \mathbf{G}_0^{-1} \mathbf{P} \mathbf{e}_j\right]^2}{\sum_{\ell=0}^{h} \acute{\mathbf{e}}_i \mathbf{F}^h \mathbf{G}_0^{-1} \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{G}_0^{-1} \acute{\mathbf{F}}^h \mathbf{e}_i} \quad (۱۱)$$

بر اساس معادله (۱۱)، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته عبارت است از:

$$\mathcal{GFEVD}(x_{it}, \upsilon_{jt}, h) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{\ell=0}^{h}\left[\acute{\mathbf{e}}_i \mathbf{F}^h \mathbf{G}_0^{-1} \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{e}_j\right]^2}{\sum_{\ell=0}^{h} \acute{\mathbf{e}}_i \mathbf{F}^h \mathbf{G}_0^{-1} \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{G}_0^{-1} \acute{\mathbf{F}}^h \mathbf{e}_i} \quad (۱۲)$$

تصریح الگو

واحدهای مقطعی در این مطالعه، استان‌های ایران در نظر گرفته شده است؛ به طوری که پانل مورد بررسی مشتمل بر ۳۰ واحد مقطعی (استان) طی دوره ۱۳۹۵:٤–۱۳۸٤:۱ است (استان البرز جزء استان تهران لحاظ شده است).

بدین ترتیب، X_{it} در معادله (۲) به عنوان مدل مختصّ هر استان (*VARX)، بیانگر برداری از متغیرهای داخلی مختصّ استان i ام در دوره زمانی t است. این متغیرها مشروط به وقفه‌های خود، میانگین وزنی از متغیرهای داخلی سایر استان‌ها تحت عنوان **متغیرهای ستاره‌دار** $\boldsymbol{X_{it}}^*$ **و وقفه‌های آن‌ها**، توضیح داده می‌شوند.

$$X_{it} = \sum_{\ell=1}^{p_i} \Phi_{i\ell} X_{i,t-\ell} + \Lambda_{i0} X_{it}{}^* + \sum_{\ell=1}^{q_i} \Lambda_{i\ell} X^*{}_{i,t-\ell} + \varepsilon_{it}$$

[1] Generalized Impulse Response Function

به طوری که متغیرهای داخلی هر استان شامل نرخ بیکاری، نرخ تورم، و اعتبارات استان به همراه سهم استان از مجموع اعتبارات کل استان‌هاست. متغیرهای ستاره‌دار هر استان نیز شامل نرخ بیکاری و نرخ تورم به صورت میانگین وزنی از نرخ بیکاری و نرخ تورم سایر استان‌هاست.

اعتبارات استانی به عنوان متغیر جانشین سیاست مالی در سطح استانی به کار برده شده است. هم‌چنین، برای ارزیابی واکنش استان‌ها نسبت به سیاست مالی از نرخ بیکاری و نرخ تورم به عنوان متغیرهای کلان استفاده شده است. افزون بر این، از آنجا که ویژگی‌های متفاوت منطقه‌ای باعث می‌شود واکنش‌های منطقه‌ای نسبت به سیاست‌های کلان اقتصادی متفاوت باشد، از سهم هر استان از مجموع اعتبارات کل استان‌ها نیز به عنوان متغیر جانشین ناهمگنی منطقه‌ای استفاده شده است.

در رویکرد GVAR برای ساختن متغیرهای ستاره‌دار باید در ماتریس وزنی از متغیری استفاده شود که معرف اثرات سرریز باشد. در سطح استانی اطلاعاتی در خصوص جریان تجارت یا تحرک سرمایه موجود نیست و تنها اطلاعات مفید و در دسترس، اطلاعات مهاجرت بین استان‌های کشور است. با توجه به این که مهاجرت‌های استانی از جمله عوامل اثرگذار بر نرخ بیکاری استانی است، می‌توان از این اطلاعات به عنوان ماتریس وزنی که معرّف اثرات سرریز بین استانی باشد، استفاده کرد.

هم‌چنین، ماتریس یاد شده، ویژگی‌هایی دارد که می‌تواند شروط لازم برای به کارگیری ماتریس وزنی در مدل را فراهم کند. این ماتریس یک ماتریس مربع غیرصفر است که درایه‌های آن را اعداد مربوط به تعداد مهاجران وارد شده بر حسب استان محل اقامت قبلی و فعلی تشکیل می‌دهند. خارج کردن اطلاعات مربوط به مهاجرت‌های درون استانی باعث صفر شدن درایه‌های قطر اصلی ماتریس مهاجرت می‌شود؛ به علاوه، استفاده از سهم هر استان از مجموع مهاجران وارد شده به سایر استان‌ها منجر به واحد شدن مجموع درایه‌های هر ستون ماتریس مهاجرت خواهد شد.

جدول (۱) متوسط سهم هر استان از مجموع عملکرد اعتبارات استانی طی دوره ۱۳۹۵–۱۳۸٤ را نشان می‌دهد. بر اساس جدول (۱) استان‌های خوزستان، تهران و بوشهر به ترتیب، به

لحاظ متوسط سهم از اعتبارات استانی در جایگاه اول تا سوم قرار گرفته‌اند. استان‌های قم و سمنان نیز به طور متوسط کم‌ترین سهم را از اعتبارات استانی داشته‌اند.

جدول ۱. متوسط سهم هر استان از اعتبارات استانی (درصد) طی دوره ۱۳۹۵ـ۱۳۸٤

استان	متوسط سهم از اعتبارات استانی (درصد)	استان	متوسط سهم از اعتبارات استانی (درصد)
آذربایجان شرقی	۳/۵۵	فارس	۵/۱۱
آذربایجان غربی	۳/٤۹	قزوین	۱/٦۱
اردبیل	۲/۰۷	قم	۱/۳۱
اصفهان	۳/۷۰	کردستان	۲/۷۹
ایلام	۲/۲۰	کرمان	۳/٦۲
بوشهر	٦/۳۹	کرمانشاه	۳/۱۲
تهران	٦/٤۹	کهگیلویه و بویراحمد	۳/٤۰
چهارمحال و بختیاری	۲/۱۲	گلستان	۲/۳٦
خراسان جنوبی	۲/۷۵	گیلان	۲/۵۳
خراسان رضوی	۵/۵۸	لرستان	۲/۸۸
خراسان شمالی	۲/۰۱	مازندران	۲/۸۰
خوزستان	۱۱/۱٦	مرکزی	۲/۱۲
زنجان	۱/۸٦	هرمزگان	۳/۱٦
سمنان	۱/۲۲	همدان	۲/۳۱
سیستان و بلوچستان	٤/٦۹	یزد	۱/٦۰

منبع: وزارت امور اقتصادی و دارایی کشور، سال‌های مختلف[1]

بر اساس جدول (۲) به طور متوسط طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸٤، بیش‌ترین نرخ بیکاری و نرخ تورم به ترتیب، متعلق به استان لرستان و استان خراسان جنوبی بوده است.

[1] www.databank.mefa.ir

جدول ۲. متوسط نرخ بیکاری و نرخ تورم در استان‌های ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸٤

استان	متوسط نرخ بیکاری (درصد)	متوسط نرخ تورم(درصد)	استان	متوسط نرخ بیکاری (درصد)	متوسط نرخ تورم(درصد)
آذربایجان شرقی	۸/٦۳	۱۸/۱٤	فارس	۱٤/۱٤	۱۷/۵۸
آذربایجان غربی	۱۰/۷۰	۱۸/۵۲	قزوین	۱۱/۰۹	۱۸/۱٤
اردبیل	۱۲/٤٤	۱۸/٤۲	قم	۱۰/۲۷	۱۹/۳٤
اصفهان	۱۲/۲۹	۱۸/۲۱	کردستان	۱۲/۵۲	۱۸/۳۳
ایلام	۱۳/۷٦	۱۸/۹٦	کرمان	۱۰/۱۷	۱۷/۷۵
بوشهر	۱۰/۷۸	۱٦/٤۸	کرمانشاه	۱۵/۸۱	۱۸/۱۰
تهران	۱۲/۲۲	۱۸/۰۲	کهگیلویه و بویراحمد	۱۵/۲۳	۱۷/٦٤
چهارمحال و بختیاری	۱۳/۹۹	۱۸/٤۳	گلستان	۹/۲۵	۱۷/۷۷
خراسان جنوبی	۹/۰۷	۱۸/۵۵	گیلان	۱۳/۷٦	۱۸/۰۰
خراسان رضوی	۹/۹۷	۱۸/۳۵	لرستان	۱٦/۷۲	۱۸/۳۰
خراسان شمالی	۹/٦٤	۱۸/۵۸	مازندران	۱۰/۰۱	۱۸/۲۱
خوزستان	۱۲/۱۹	۱۷/۷۱	مرکزی	۱۰/۰۰	۱۷/۹۸
زنجان	۹/٦۸	۱۷/٦٦	هرمزگان	۹/٦۹	۱۷/۹۳
سمنان	۹/٤٦	۱۸/۳٦	همدان	۱۱/۷۲	۱۹/۰٤
سیستان و بلوچستان	۱۱/۳۸	۱۷/۹۹	یزد	۸/٦۰	۱۸/۳۵

منبع: مرکز آمار ایران، بانک مرکزی ج.ا.ا، سال‌های مختلف[1]

٤. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن

مشخصات و برآورد مدل‌های مختص هر استان *VARX

برای استفاده از رویکرد GVAR ابتدا باید وضعیت مانایی متغیرها مشخص شود. نتایج آزمون ریشه واحد هگی پس از فصلی‌زدایی با استفاده از X-12 نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مربوط به تمامی استان‌ها فاقد ریشه واحد شش ماهه و فصلی و دارای ریشه واحد غیرفصلی (سالانه) هستند؛ به عبارت دیگر، تمامی متغیرهای تمامی استان‌ها جمعی از مرتبه یک یا I(1) هستند.

[1] www.cbi.ir, www.amar.org.ir.

تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای داخلی و ستاره‌دار در مدل مختصّ هر استان در ستون دوم و سوم جدول (۳) آورده شده است.

بعد از تعیین وقفه بهینه، به منظور برآورد مدل‌های تصحیح خطای برداری مختصّ هر استان باید اجزای قطعی هر مدل مشخص شود. ستون چهارم جدول (۳) به این امر اختصاص داده شده است.

با استفاده از آزمون‌های هم‌جمعی، تعداد بردارهای هم‌جمعی بین متغیرهای مدل‌های مختصّ هر استان تعیین و در ستون پنجم جدول (۳) گزارش شده است.

جدول ۳. مشخصات مدل‌های مختصّ هر استان VARX*(p,q)

استان	وقفه متغیرهای داخلی P	وقفه متغیرهای ستاره‌دار q	اجزای قطعی در مدل VECMX*	تعداد بردارهای هم‌جمعی
آذربایجان شرقی	۱	۱	عرض از مبدا غیرمقید و روند مقید	۱
آذربایجان غربی	۱	۱	"	۱
اردبیل	۱	۱	"	۱
اصفهان	۱	۱	"	۱
ایلام	۱	۱	"	۱
بوشهر	۱	۱	"	۱
تهران	۱	۱	"	۱
چهارمحال و بختیاری	۱	۱	"	۱
خراسان جنوبی	۱	۱	"	۱
خراسان رضوی	۱	۱	"	۱
خراسان شمالی	۱	۱	"	۱
خوزستان	۱	۱	"	۱
زنجان	۱	۱	"	۱
سمنان	۱	۱	"	۱
سیستان وبلوچستان	۱	۱	"	۱
فارس	۱	۱	"	۱

استان	وقفه متغیرهای داخلی P	وقفه متغیرهای ستاره‌دار q	اجزای قطعی در مدل *VECMX	تعداد بردارهای هم‌جمعی
قزوین	۱	۱	"	۱
قم	۱	۱	"	۱
کردستان	۱	۱	"	۱
کرمان	۱	۱	"	۱
کرمانشاه	۱	۱	"	۱
کهگیلویه وبویراحمد	۱	۱	"	۱
گلستان	۱	۱	"	۱
گیلان	۱	۱	"	۱
لرستان	۱	۱	"	۱
مازندران	۱	۱	"	۱
مرکزی	۱	۱	"	۱
هرمزگان	۱	۱	"	۱
همدان	۱	۱	"	۱
یزد	۱	۱	"	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

اثرات هم‌زمان متغیرهای ستاره‌دار بر متغیر همتای داخلی

ضرایب و نسبت‌های t مربوط به متغیرهای ستاره‌دار نرخ بیکاری و نرخ تورم در ستون دوم و سوم جدول (٤) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیر نرخ بیکاری در استان‌های ایلام، تهران، قم، کردستان، کرمانشاه و گیلان به صورت مثبت و معنادار تحت تأثیر شوک مثبت وارد شده به نرخ بیکاری سایر استان‌ها قرار می‌گیرند. در خصوص نرخ تورم نیز قابل مشاهده است که این متغیر دارای اثرات هم‌زمان مثبت و معنادار در تمامی استان‌ها است. اثرات معنادار همزمان متغیرهای ستاره‌دار بر متغیرهای همتای داخلی حاکی از وجود اثرات سرریز بین استان‌ها است.

جدول ٤. اثرات هم‌زمان متغیرهای ستاره‌دار بر متغیر همتای داخلی

استان	نرخ بیکاری		نرخ تورم	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
آذربایجان شرقی	-۰/۱۹	-۰/۵۰	۰/۸۲	۲۱/۲٤
آذربایجان غربی	۰/۱٦	۰/٦۰	۱/۰٤	۱۹/۵٦
اردبیل	۰/۰٦	۰/۱۸	۱/۲۰	۱۷/٤۷
اصفهان	۰/٤٦	۱/۱۱	۰/۹۵	۳٦/۰۷
ایلام	۰/۸۲**	۱/۸٤	۰/۹۵	۳٤/۳۳
بوشهر	۰/۳۹	۱/٤۱	۰/۹۸	۱۵/۳۳
تهران	۰/۵۵**	۱/۷۳	۰/۹۵	۲٦/۳٦
چهارمحال و بختیاری	۰/۰۸	۰/۳۱	۱/۰۳	٤۰/۳۷
خراسان جنوبی	۰/۱۲	۰/۳۱	۰/۹۵*	۱٦/۵۰
خراسان رضوی	۰/۳۰	۱/۰۷	۱/۰۲*	۲۷/۳٤
خراسان شمالی	۰/۱۲	۰/۳۵	۱/۰۰*	۳٦/۷۸
خوزستان	-۰/۰۷	-۰/۱٦	۰/۸۸*	۳٤/۲۰
زنجان	-۰/٤۷	-۱/۵۲	۱/۰٦*	۳۷/۸۷
سمنان	۰/٤۰	۰/۹۹	۱/۰۱*	۲٦/۷۸
سیستان وبلوچستان	-۰/٤۲	-۱/۲۷	۱/۲۱*	۱٦/۹۵
فارس	-۰/۰۳	-۰/۰٦	۱/۱۰*	۲٦/٦۱
قزوین	-۰/۲۰	-۰/۷۵	۱/۲۸*	۱۸/۰٤
قم	۰/٤۹**	۱/۹٤	۰/۹۷*	۳۷/۸۱
کردستان	۱/۱۷*	۳/۸۱	۱/۰۲*	۳۱/٦۱
کرمان	۱/۰۳	۱/۲٦	۰/۹٤*	۱۸/۹۹
کرمانشاه	۰/۸۸*	۲/۷۵	۰/۹۸*	۳۲/۷٦
کهگیلویه وبویراحمد	-۰/۱۷	-۰/٤٦	۰/۸۵*	۲٤/۲٤
گلستان	۰/٤۹	۱/٤۲	۱/۰۰*	۱۸/۸۱
گیلان	۰/۵۸**	۱/۷۱	۰/۹۵*	۲۵/۸٦
لرستان	-۰/۲۸	-۰/٦۰	۱/۱۱*	۵۱/۱۷

استان	نرخ بیکاری		نرخ تورم	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
مازندران	۰/۳٤	۰/۷۵	۰/۹٦*	۲۸/٦۸
مرکزی	۰/۱۸	۰/٤۹	۰/۹۷*	۲۷/۱٤
هرمزگان	-۰/۰۸	-۰/۳۱	۰/۹۵*	۲۱/۹۱
همدان	۰/۳٤	۱/۲۰	۱/۲۱*	٤٦/۱۲
یزد	-۰/۰٦	-۰/۲۲	۱/۱۲*	۲۱/۷۳

* معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد ** معنادار در سطح اطمینان ۹۰ درصد

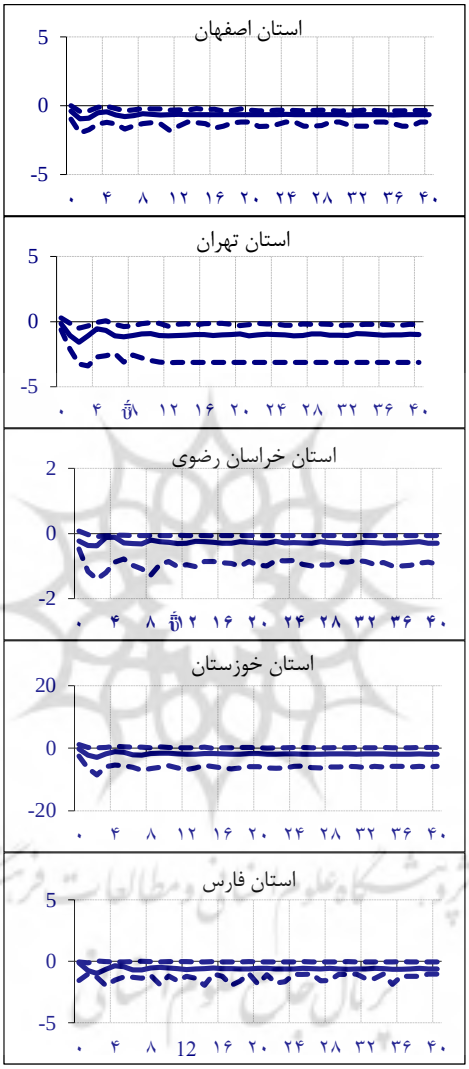
منبع: یافته‌های پژوهش

توابع واکنش آنی تعمیم‌یافته و محاسبه فواصل اطمینان با استفاده از روش بوت‌استرپ

در مجموعه نمودارهای (۱) و (۲) ابتدا واکنش نرخ بیکاری و سپس واکنش نرخ تورم استان‌ها نسبت به شوک به اندازه یک انحراف معیار مثبت اعتبارات استانی نشان داده شده است. به منظور جلوگیری از طولانی شدن بحث، صرفا نمودار استان‌های دارای واکنش‌های معنادار آورده شده است.

بر اساس نمودار (۱) نرخ بیکاری در استان‌های اصفهان، تهران، خراسان رضوی، خوزستان و فارس در واکنش به یک شوک مثبت اعتبارات استانی به صورت منفی و معنادار کاهش یافته است. زمان‌بندی واکنش این استان‌ها نسبتا مشابه بوده است؛ به نحوی که واکنش نرخ بیکاری استان‌ها تقریبا در فصل دوم به حداکثر خود رسیده است. سپس، اندازه واکنش به تدریج کاهش یافته و شوک به صورت میرا خارج شده است. اگرچه، زمان‌بندی واکنش این استان‌ها مشابهت داشته؛ اما، اندازه واکنش‌ها متفاوت بوده است.

نمودار ۱. واکنش نرخ بیکاری استان‌های نمونه نسبت به شوک مثبت سیاست مالی

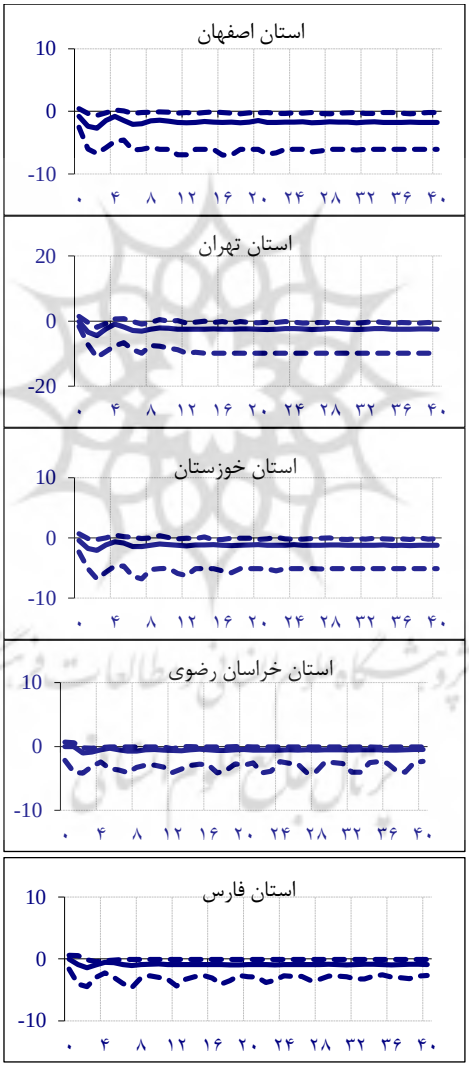


منبع: یافته‌های پژوهش

نرخ تورم استان‌های اصفهان، تهران، خراسان رضوی، خوزستان و فارس نسبت به شوک سیاست مالی به صورت معنادار واکنش نشان داده است. تمامی این واکنش‌ها منفی و زمان‌بندی آن‌ها تقریبا مشابه بوده است؛ به نحوی که واکنش نرخ تورم استان‌ها تقریبا در فصل

دوم حداکثر خود را تجربه کرده است. سپس، اندازه واکنش به تدریج کاهش یافته و شوک به صورت میرا خارج شده است. علی‌رغم زمان‌بندی نسبتا مشابه، اندازه واکنش‌ها متفاوت بوده است.

نمودار ۲. واکنش نرخ تورم استان‌های نمونه نسبت به شوک مثبت سیاست مالی



منبع: یافته‌های پژوهش

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته نشان‌دهنده سهم هر شوک در کاهش میانگین مربعات خطای پیش‌بینی‌های هر متغیر درون‌زا در یک افق زمانی معین است. در جدول‌های (۵) و (٦) تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی اعتبارات استان‌های تهران و خراسان رضوی به صورت نمونه گزارش شده است. در هر دو استان، سهم عمده در کاهش میانگین مربعات خطای پیش‌بینی اعتبارات ناشی از خود اعتبارات است. این سهم با گذشت زمان کاهش یافته است. این در حالی است که سهم نرخ بیکاری و نرخ تورم در هر دو استان در کاهش میانگین مربعات خطای پیش‌بینی اعتبارات با گذشت زمان افزایش یافته است. این سهم‌ها در دو استان و در افق‌های زمانی مختلف از نظر اندازه متفاوت است.

جدول ۵. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی سیاست مالی استان تهران

متغیر/ دوره پیش‌بینی	۰	٤	۸	۱۲	۱٦	۲۰	۲٤	۲۸	۳۲	۳٦	٤۰
اعتبارات استانی	۰/٦۸	۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۳۳	۰/۳۳	۰/۳٤	۰/۳٤	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۳۵
نرخ بیکاری	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۳
نرخ تورم	۰/۰۲	۰/۱٤	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۵
سهم از اعتبارات	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ٦. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی سیاست مالی استان اصفهان

متغیر/ دوره پیش‌بینی	۰	٤	۸	۱۲	۱٦	۲۰	۲٤	۲۸	۳۲	۳٦	٤۰
اعتبارات استانی	۰/۷۸	۰/۵۹	۰/۵٦	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۵۵
نرخ بیکاری	۰/۰٦	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹
نرخ تورم	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۲	۰/۲	۰/۲	۰/۲	۰/۲	۰/۲	۰/۲	۰/۲	۰/۲
سهم از اعتبارات	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتایج و پیشنهادها

در این مطالعه واکنش‌های نرخ بیکاری و نرخ تورم به تفکیک استان‌های ایران نسبت به شوک مثبت سیاست مالی با استفاده از روش GVAR مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج نشان داد که نرخ بیکاری در برخی از استان‌ها به صورت معنادار و در برخی دیگر، به صورت بی‌معنا واکنش نشان داده است. زمان‌بندی واکنش‌ها نسبتا مشابه؛ اما اندازه آن‌ها متفاوت بوده است.

یافته‌ها نشان می‌دهد استان‌هایی که به لحاظ سهم از مجموع اعتبارات استانی در بین ۷ استان اول قرار داشته‌اند (به استثنای استان‌های بوشهر و سیستان و بلوچستان)، نرخ بیکاری به صورت منفی و معنادار نسبت به شوک مثبت سیاست مالی واکنش نشان داده‌اند.

در مورد عدم واکنش نرخ بیکاری استان بوشهر می‌توان گفت با توجه به سهم بالای بخش نفت و گاز از تولید ناخالص داخلی این استان، عمده اعتبارات استان صرف این بخش شده که یک بخش سرمایه‌بر است.

در خصوص عدم واکنش نرخ بیکاری استان سیستان و بلوچستان نیز می‌توان گفت اعتبارات این استان با در نظر گرفتن سطح توسعه‌نیافتگی استان و سهم جمعیتی و مساحتی آن، نتوانسته است تغییری در نرخ بیکاری ایجاد کند.

هم‌چنین، نرخ بیکاری در استان‌های با سهم اندک از مجموع اعتبارات استانی، نسبت به شوک مثبت سیاست مالی واکنش معناداری نداشته است. در خصوص واکنش نرخ تورم نیز مشخص شد صرفا استان‌های دارای واکنش معنادار نرخ بیکاری، به صورت معنادار واکنش نشان داده‌اند. این واکنش‌ها علی‌رغم زمان‌بندی نسبتا مشابه، اندازه‌های متفاوت داشته‌اند.

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نیز نشان داد که سهم نرخ بیکاری و تورم در کاهش میانگین مربعات خطای پیش‌بینی اعتبارات، در استان‌ها و در افق‌های زمانی مختلف متفاوت بوده است.

بر اساس نتایج، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران هنگام طراحی سیاست‌های کلان جهت رسیدن به اهداف خود، تفاوت‌های منطقه‌ای را لحاظ کنند. هم‌چنین، با توجه به اینکه اشتغال‌زایی و کاهش نرخ بیکاری به عنوان اثر مثبت سیاست مالی در استان‌های با سهم بالا از مجموع اعتبارات استانی مشاهده شده است، به نظر می‌رسد افزایش سهم بودجه استان‌های

کم‌تر توسعه‌یافته و افزایش اختیارات استانی در توزیع بودجه به منظور ایجاد تعادل بین استان‌های مختلف کشور از نظر سطح توسعه، امری ضروری است.

منابع

0 اسنودان، برایان، و وین، هوارد. (۱۳۸۳). راهنمای نوین اقتصاد کلان، ترجمه: منصور خلیلی عراقی و علی سوری، انتشارات برادران: تهران.

0 بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش شاخص قیمت مصرف‌کننده، سال‌های مختلف.
www.cbi.ir

0 مرکز آمار ایران، طرح آمارگیری نیروی کار، سال‌های مختلف.
www.amar.org.ir

λ مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۹۵). بررسی لایحه بودجه سال ۱۳۹٦ کل کشور، بودجه به زبان ساده. دفتر مطالعات اقتصاد بخش عمومی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, *106*(2), 407-443.
Chudik, A., Grossman, V., & Pesaran, M. H. (2016). A multi-country approach to forecasting output growth using PMIs. *Journal of Econometrics*, *192*(2), 349-365.
Dornbusch, R., Favero, C., & Giavazzi, F. (1998). Immediate challenges for the European central bank. *Economic Policy*, *13*(26), 16-64.

0 Gwartney, J. D., Lawson, R., & Holcombe, R. G. (1998). *The size and functions of government and economic growth* (pp. 1-32). Washington, DC: Joint Economic Committee.

0 Hayo, B., & Uhl, M. (2015). Regional effects of federal tax shocks. *Southern Economic Journal*, *82*(2), 343-360.

0 Hayo, B., & Uhl, M. (2015). Regional effects of federal tax shocks. *Southern Economic Journal*, *82*(2), 343-360.

International Monetary Fund (IMF). (2015). Fiscal Policy and Long-term Growth, IMF Policy Paper.
Jitsuchon, S. (2010). Fiscal policy issues in Thailand after the current economic crisis. *Public Policy Review*, *6*(4), 741-768.
Lucas Jr, R. E. (1975). An equilibrium model of the business cycle. *Journal of political economy*, *83*(6), 1113-1144.

0 Mankiw G. (2000). *Macroeconomics*, 4th edition. New York, NY: Worth

0 Owyang, M. T., J. Piger, and H. J. Wall (2005). Business cycle phases in U.S. states. Review of Economics and Statistics 87(4), 604–616.
Owyang, M. T., Zubairy, S., & Durham, N. C. (2008). The Regional Variation in the Response to Government Spending Shocks. Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper.

Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model. *Journal of Business & Economic Statistics*, *22*(2), 129-162.

Rotemberg, Julio J., & Woodford, M. (1999). The cyclical behavior of prices and costs. *Handbook of macroeconomics*, 1051-1135.

Sanchez-Robles, B. (1998). Infrastructure investment and growth: Some empirical evidence. *Contemporary economic policy*, *16*(1), 98-108.

Shevchuk, V. I. C. T. O. R., & Kopych, R. (2017). Modelling of fiscal policy effects on agriculture and industry in Ukraine. *Information Systems in Management*, *6*.

Silva, I. É. M. (2014). The differential regional effects of monetary and fiscal policies in Brazil. In *Anais do XLII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 42nd Brazilian Economics Meeting]* (No. 040).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی