[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

تحقیقات مدلسازی اقتصادی/ دوره ۱۲ ، شماره ۴۳ ، صفحه ۱۷۷ -۲۰۵

«مقاله پژوهشی»

سیاست پولی سیستماتیک و غیرسیستماتیک در اقتصاد ایران با استفاده از یک الگوی TVP-BSVAR با تلاطم تکانه‌ها

حسین توکلیان[۱]

تاریخ دریافت: ۹۹/۶/۳۱ تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۱/۲۷

چکیده

اقتصاد ایران بعد از جنگ تحمیلی شاهد دو تجربه نسبتاً موفق در کنترل نرخ تورم بوده است. این دو دوره شامل سال‌های پایانی برنامه توسعه سوم و دوره مذاکرات و امضای برجام است. این در حالی است که شاهد نرخ تورم نسبتاً بالا در دوره‌های دیگر هستیم. در این مطالعه بر اساس ادبیات مربوط به قواعد پولی و با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری بیزی با ضرایب متغیر (TVP-BSVAR) با لحاظ تلاطم تکانه‌ها به دنبال بررسی سیاست پولی مبتنی بر قاعده یا سیاست پولی سیستماتیک و سیاست پولی غیرسیستماتیک (مبتنی بر تلاطم تکانه پولی) هستیم. نتایج بیان‌گر آن است که در کنار سیاست پولی سیستماتیک بدست آمده از الگوی حاضر، موفقیت سیاست‌گذار پولی در کنترل تورم نه فقط به دلیل کنترل صرف تورم بلکه همچنین به دلایل غیرسیستماتیکی مانند همراهی سیاست مالی از طریق انضباط مالی و مدیریت درآمدهای نفتی توسط دو سیاست‌گذار پولی و مالی بوده که در چارچوب سیاست پولی سیستماتیک نمی‌گنجد.

طبقه‌بندی JEL: E52, E58

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی سیستماتیک، سیاست پولی غیرسیستماتیک، الگوی TVP-BSVAR.

۱. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، (نویسنده مسئول). Email: hossein.tavakolian@atu.ac.ir

۱. مقدمه

این مقاله به دنبال بررسی میزان موفقیت و شکست سیاست‌گذار پولی در کنترل تورم و بهبود شرایط اقتصادی در دوره‌های مختلف است. هدف در این‌جا ارائه یک چارچوب منعطف برای برآورد و تفسیر تغییرات صورت گرفته در بخش‌های سیستماتیک و غیرسیستماتیک سیاست‌گذاری پولی در دوره‌های زمانی مختلف و نحوه اثرگذاری آن‌ها بر اقتصاد است. همانگونه که برنانکه و همکاران[1] (۱۹۹۷) عنوان می‌کنند، منظور از سیاست پولی سیستماتیک، سیاستی است که مبتنی بر قاعده یا رفتار مشخص سیاست‌گذار پولی در راستای رسیدن به اهداف تورم و تولید خود است. در مقابل، سیاست پولی غیرسیستماتیک به سیاستی اتلاق می‌شود که خارج از قاعده و برنامه مشخصی و فراخور شرایط اقتصادی اعمال می‌گردد. این نوع سیاست می‌تواند در واکنش به شرایط اقتصادی مانند مقابله با آثار پولی سیاست‌های دیگر مانند سیاست مالی یا اقدامات اقتصادی کارگزاران اقتصادی صورت پذیرد. بر اساس مطالعه پریمیچری[2] چارچوب اقتصادسنجی لازم برای انجام این کار دو ویژگی اساسی را در بر می‌گیرد. اول این‌که الگو باید پارامترهای متغیر در طول زمان داشته باشد تا تغییرات سیاست‌گذاری در دوره‌های مختلف و جهش‌های صورت گرفته در رفتار بخش خصوصی را منعکس نماید. دوم این‌که الگو باید شامل چندمعادله اقتصادی باشد تا بتوان نحوه اثرگذاری تغییر در سیاست بر باقی اقتصاد را بررسی کرد.

در اقتصاد ایران سیاست‌گذار پولی به استثنای هدف‌گذاری تورمی که در خرداد ۱۳۹۹ توسط بانک مرکزی به‌عنوان سیاست اصلی مطرح شد، صراحتاً قاعده خاصی را اعلام نکرده است. اما بر اساس برنامه‌های توسعه پنج‌ساله همیشه اهداف مشخصی برای متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی مطرح شده است. بر این اساس می‌توان گفت که هر مقام پولی در هر دوره می‌تواند هدف‌گذاری خاصی را برای خود قائل شود بدون آن‌که نیاز به اعلام عمومی آن داشته باشد. این نوع هدف‌گذاری ضمنی می‌تواند به‌عنوان نوعی سیاست پولی سیستماتیک طبقه‌بندی شده و کارگزاران اقتصادی بر اساس مجموعه اقدامات و بیانات مقام پولی آن را تشخیص دهد. مطالعات صورت گرفته در مورد

1. Bernanke, et.al, 1997
2 . Primiceri, 2005

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

اقتصاد ایران نشان می‌دهند که لزوماً واکنش پیش‌بینی شده و سیستماتیکی نسبت به اهداف بانک مرکزی وجود ندارد. (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱؛کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۳؛ جلالی نائینی و همتی، ۲۰۱۳؛ توکلیان، ۱۳۹۴). به‌صورت خاص، جلالی نائینی و همتی (۲۰۱۳) نشان می‌دهند که به نظر می‌رشد بانک مرکزی به‌صورت سیستماتیک از قواعد مرسوم ویا مختلط در دنیا تبعیت نمی‌کند.

برای رسیدن به این اهداف، با الهام از مطالعه پریمیچری (۲۰۰۵) در این مطالعه یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری با ضرایب متغیر استفاده شده که در آن علاوه بر ضرایب الگو، ماتریس واریانس-کوواریانس تکانه‌های الگو نیز در طول زمان متغیر است. در این خصوص باید گفت که برای الگوسازی تغییرات در سیاست‌گذاری، ساختار اقتصادی و اثر متقابل آن‌ها باید تغییرات در طول زمان ماتریس واریانس-کوواریانس تکانه‌ها را در نظر گرفت. این کار هم تغییرات زمانی روابط هم‌زمان بین متغیرهای الگو و هم ناهمسانی واریانس تکانه‌ها را منعکس می‌سازد. این موضوع با توسعه یک راهبرد الگوسازی تلاطم تصادفی چندمتغیره[1] برای تغییرات ماتریس واریانس-کوواریانس انجام می‌شود. برآورد این الگو با جمله رانش و تلاطم تصادفی چندمتغیره مستلزم استفاده از روش‌های عددی است. یک الگوریتم کارای مونت کارلو با زنجیره مارکوف که توسط پریمیچری (۲۰۰۵) پیشنهاد شده را می‌توان برای ارزیابی عددی چگالی پسین پارامترهای مد نظر استفاده کرد.

ساختار مقاله حاضر به این شرح است. در ادامه و در بخش دوم الگوی معرفی شده در پریمیچری (۲۰۰۵) که مبنای مطالعه حاضر است، ارائه می‌شود. بخش سوم به استنباط بیزی مورد استفاده در برآورد الگو می‌پردازد. الگوی BSVAR برای سیاست‌گذاری پولی در ایران موضوع بخش چهارم است و نهایتاً نتیجه‌گیری در بخش پنجم ارائه خواهد شد.

1. Multivariate Stochastic Volatility

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

۲. پیشینه پژوهش

پارک و همکاران[1] نشان می‌دهند که سیاست پولی غیرسیستماتیک در آمریکا که به‌صورت نااطمینانی سیاست پولی از آن یاد می‌کنند، باعث افزایش واریانس نرخ ارز و اثرات ناهمگن بر اقتصادهای آسیا دارد. در این راستا، تغییرات غیرسیستماتیک نرخ بهره فدرال رزرو به‌عنوان مبنای نااطمینانی سیاست پولی در نظر گرفته شده و نشان داده می‌شود که تأثیر سیاست پولی غیرسیستماتیک در آمریکا بر واریانس نرخ ارز در کشورهای آسیایی می‌تواند اثرات سوئی بر تجارت بین‌الملل داشته باشد.

کازورزی و همکاران[2] به دنبال بررسی انتقال بین‌المللی سیاست‌های پولی سیستماتیک و غیرسیستماتیک بانک مرکزی اروپا[3] (ECB) و فدرال رزرو هستند. با تفکیک شوک‌های خالص سیات پولی به شکل سیاست‌های غیرسیستماتیک پولی نشان می‌دهند که این سیاست‌های سرریزهای جهانی به شکل سلسله مراتبی به همراه دارند به نحوی که سیاست‌های فدرال رزرو تأثیر قابل توجهی بر بازارهای مالی و بخش حقیقی منطقه یورو دارد. همچنین سیاست‌های پولی فدرال رزرو تأثیر بزرگ قابل توجهی بر سیاست‌های پولی ECB و متغیرهای مالی و حقیقی سایر نقاط دنیا دارد.

جیانونه و همکاران[4] برای بررسی مکانیزمی که از طریق آن تکانه‌های ادواری به اقتصاد منطقه یورو، تکانه‌های سیاست پولی به صورت سیاست پولی غیرسیستماتیک را شناسایی می‌کنند. مقایسه بین واکنش‌ها نسبت به سیاست پولی سیستماتیک و غیرسیستماتیک امکان توضیح عوامل کلیدی پشت همبستگی‌های ادواری را مهیا می‌سازد. نتایج تجربی آن‌ها نشان می‌دهد که تکانه‌های سیاست پولی یا همان سیاست پولی غیرسیستماتیک بر خلاف رویکرد مرسوم که نشان دهنده همبستگی مثبت بین نرخ بهره کوتاه‌مدت به شکل سیاست پولی سیستماتیک و فعالیت‌های اقتصادی، بیان‌گر رابطه منفی است.

مروری بر مطالعات پیشین در این زمینه و در مورد اقتصاد ایران نشان می‌دهد که چهار مطالعه خضری و همکاران (۱۳۹۴)، خداپرست شیرازی (۱۳۹۶)، کمیجانی و همکاران

1. Park, et.al, 2020
2 . Ca' Zorzi, et. al. 2020
3. European Central Bank
4 . Giannone, et. al, 2019

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

(۱۳۹۳)، تقی‌نژاد عمران و بهمن (۱۳۹۱) و دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۹۰) در این زمینه انجام شده است. خضری و همکاران برای بررسی تعیین کننده‌های تورم در اقتصاد ایران و پیش‌بینی تورم، از الگوی TVP-VAR و لحاظ متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد پایه پولی، تورم، نرخ ارز، نرخ سود بانکی و نااطمینانی تورم در آن استفاده می‌کنند. نتایج این تحقیق بیان‌گر تغییر روابط بین متغیرهای فوق در طول زمان است و اثرگذاری شرایط حاکم بر اقتصاد کشور را در نحوه اثرگذاری متغیرهای مدل بر یکدیگر نشان می‌دهد.

خداپرست شیرازی (۱۳۹۶) با استفاده از الگوهای FAVAR و DSGE و بهره‌گیری از داده‌های فصلی سری زمانی ۱۱۰ متغیر اقتصاد کلان ایران طی دوره ۴:۹۳-۱:۱۳۶۹، سیاست‌های پولی در ایران را مطالعه می‌کند. وی با مطالعه مکانیزم‌های اصلی انتقال سیاست پولی در اقتصاد ایران به این نتیجه می‌رسد که به جز کانال نرخ ارز، سه کانال اعتبار، قیمت دارایی و نرخ بهره، نقش حائز اهمیتی در مکانیزم انتقال سیاست پولی در اقتصاد ایران داشته است. در ادامه نتایج بررسی اثرات سیاست پولی با استفاده از الگوی FAVAR نشان می‌دهد که اثر سیاست پولی بر تولید در کوتاه‌مدت ناچیز بوده و خنثایی پول در بلندمدت در اقتصاد ایران را می‌توان پذیرفت. همچنین بررسی نوسانات طی دو دوره ۸۰-۱۳۶۹ و ۹۳-۱۳۸۱ با استفاده از الگوی TVP-FAVAR و DSGE در این مطالعه حاکی از اثر متفاوت سیاست پولی در این دو دوره بوده است.

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه خود سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران را با استفاده از نوع تبدیل‌یافته از قاعده تیلور که در آن نرخ رشد پایه پولی براساس انحراف تولید از تولید بالقوه و تورم از تورم هدف تعیین می‌شود، بررسی می‌کنند. همچنین در این مطالعه فرض می‌شود که تورم هدف سیاست‌گذار پولی صرفاً برای خود او مشخص بوده و سایر فعالان اقتصادی از آن خبر ندارند. با توجه به این نکته ابتدا با فرض ثبات ضرایب الگو در طول زمان و فرض غیرقابل مشاهده بودن تورم هدف، این متغیر با استفاده از فیلتر کالمن برآورد می‌شود. در ادامه با فرض این‌که حساسیت بانک مرکزی نسبت به دو هدف تورم و تولید در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی متفاوت است، پارامترهای الگو با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ برآورد می‌شوند. نتایج حاصل از برآورد این الگو نشان

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

می‌دهد که به استثنای چند سال ابتدایی دوره تحت بررسی، سیاست‌گذار توانسته تشخیص نسبتاً درستی از وضعیت رکود و رونق اقتصادی (که براساس الگوریتم برای-بوشان استخراج شده) داشته باشد، اما این تشخیص با وقفه صورت گرفته است.

تقی‌نژاد عمران و بهمن (۱۳۹۱) به بررسی قاعده گسترش یافته تیلور برای اقتصاد ایران می‌پردازند. قاعده تیلور که در واقع در زمره سیاست‌های پولی سیستماتیک می‌گنجد به مفهوم واکنش قاعده‌مند سیاست‌گذار پولی نسبت به انحراف تولید و تورم از اهداف اعلامی است. تقی‌نژاد عمران و بهمن (۱۳۹۱) به این نتیجه می‌رسند که واکنش مقام پولی نسبت به انحراف تولید سازگار با قاعده گسترش‌یافته تیلور بوده در حالی که این واکنش نسبت به انحراف تورم سازگار نیست.

دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه خود به بررسی تقارن یا عدم تقارن تکانه‌های پولی بر رشد اقتصاد ایران از دیدگاه کینزی‌های جدید می‌پردازد. در این تحقیق ابتدا الگوی مورد نظر از ادبیات کلان استخراج شده و سپس تکانه‌های پولی مثبت و منفی و هم‌چنین ادوار اقتصادی رکود و رونق با استفاده از فیلتر هودریک –پرسکات استخراج و سپس مطابق انتظارات تطبیقی، آزمون خنثایی پول در اقتصاد ایران آزمون می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که پول در اقتصاد ایران خنثی نبوده و اثرات سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران نامتقارن است، به‌طوری‌که تکانه‌های منفی رشد اقتصادی را بیشتر از تکانه‌های مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهند. همچنین تکانه‌های منفی در دوران رونق و تکانه‌های مثبت در دوران رکود اثر معنی‌دارتری بر رشد اقتصادی دارند. بنابر نتایج این تحقیق می‌توان استدلال کرد که اقتصاد ایران با مکتب کینزی‌های جدید سازگاری بیشتری دارد.

نوآوری و تفاوت اساسی مطالعه حاضر با مطالعات پیش از آن به این نکته برمی‌گردد که اولاً روش برآورد الگو در این مطالعه رویکرد بیزی است که خود می‌تواند منتهی به برآوردهای کاراتری شود چرا که علاوه بر اطلاعات موجود در داده‌ها، بر اطلاعات پیشین نیز تکیه می‌کند. ثانیاً، هیچ‌کدام از مطالعات پیشین در بررسی خود تلاطم تکانه‌ها را در نظر نمی‌گیرند که این خود به ما امکان مطالعه سیاست‌های پولی غیرسیستماتیک در کنار سیاست پولی سیستماتیک را محیا می‌سازد. نکته دیگر آن‌که، بسیاری از مطالعات انجام

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

شده در تحلیل خود متغیر هدف بانک مرکزی را سطح تورم در نظر گرفته‌اند در حالی که آن‌چه در ادبیات به‌عنوان هدف بانک مرکزی در نظر گرفته می‌شود سطح تورم نیست بلکه انحراف تورم از تورم هدف است. به بیان دیگر، آن‌چه سیاست‌گذار پولی به دنبال دستیابی است رسیدن به سطح خاصی از تورم در شرایط اقتصاد کلانی است که با آن روبروست و لزوما کاهش حداکثری سطح تورم را جویا نیست. بر همین اساس، مطالعه حاضر ابتدا سعی می‌کند تا هدف تورم ضمنی که سیاست‌گذار در ذهن خود دارد را بدست آورد و انحراف تورم از این سطح از تورم هدف را به‌عنوان متغیر هدف بانک مرکزی در نظر گیرد.

۳. الگوی BSVAR برای سیاست‌گذاری پولی در ایران

الگوی ارائه شده در این مطالعه بر اساس مطالعه پریمیچری (۲۰۰۵) و به‌صورت یک الگوی سری زمانی چندمتغیره با ضرایب ماتریس واریانس-کوواریانس متغیر در طول زمان است. ضرایب جمله رانش به منزله رابطه غیرخطی محتمل یا تغییرات در طول زمان ساختار وقفه الگوست. تلاطم تصادفی چندمتغیره به معنای ناهمسانی واریانس محتمل تکانه‌ها و رابطه غیرخطی هم‌زمان بین متغیرهای الگوست. لحاظ متغیر بودن ضرایب و ماتریس واریانس-کوواریانس تعیین این‌که آیا تغییرات زمانی ساختار خطی ناشی از تغییرات در اندازه تکانه‌هاست یا ناشی از مکانیسم انتشار را به داده‌ها می‌سپارد.

با توجه به این‌که برای فهم الگوسازی الگوی پیشنهادی برای اقتصاد ایران نیاز به شناخت اجزای الگوی BSVAR با تلاطم تصادفی است در این‌جا خلاصه‌ای از رویکرد مورد اشاره توسط پریمیچری (۲۰۰۵) ارائه می‌شود. همان‌گونه که کاگلی و سارجنت[1] (۲۰۰۵) تأکید می‌کنند، نادیده گرفتن ناهمسانی واریانس در ضرایب تصادفی ایجاد پویایی‌های ساختگی می‌کند. به همین دلیل تلاطم تصادفی نیز در الگو در نظر گرفته شده است.

الگوی زیر را در نظر بگیرید:

$$y_t = c_t + B_{1,t} y_{t-1} + \ldots + B_{k,t} y_{t-k} + u_t \quad t = 1, \ldots, T \qquad (1)$$

1 . Cogley and Sargent, 2005

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

که در آن y_t یک بردار $n\times 1$ از متغیرهای درون‌زای قابل مشاهده، $n\times 1$ یک بردار از ضرایب متغیر در زمان است که در جزء ثابت ضرب می‌شود. $B_{i,t},\ i=1,...,k$ ماتریس‌های $n\times n$ ضرایب متغیر در زمان و u_t تکانه‌های غیرقابل مشاهده دچار ناهمسانی واریانس با ماتریس واریانس-کوواریانس Ω_t هستند. بدون از دست دادن تعمیم الگو می‌توان فرم خلاصه شده مثلثی Ω_t که به‌صورت زیر تعریف می‌شود را در نظر گرفت:

$$A_t\Omega_t A_t' = \Sigma_t\Sigma_t' \qquad (۲)$$

که در آن A_t ماتریس پایین مثلثی، Σ_t ماتریس قطری است. می‌توان به این نتیجه رسید که

$$\begin{aligned} &y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + ... + B_{k,t}y_{t-k} + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t, \\ &V(\varepsilon_t) = I_n \end{aligned} \qquad (۳)$$

با انباشت کلیه ضرایب سمت راست رابطه (۳) در بردار B_t، می‌توان این رابطه را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\begin{aligned} &y_t = X_t'B_t + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t, \\ &X_t' = I_n \otimes [1, y_{t-1}', ..., y_{t-k}'] \end{aligned} \qquad (۴)$$

که در آن $\otimes$ بیان‌گر ضرب کرونکر است.

نکته قابل توجه در مورد این الگو آن است که متغیر بودن ماتریس A_t برای VAR ساختاری از اهمیت قابل توجهی برخوردار است. A_t ثابت به مفهوم آن است که وقوع تکانه به متغیر iام اثر ثابتی در طول زمان بر متغیر jام خواهد داشت. این حالت زمانی که مشخصاً هدف، الگوسازی معادلات با ضرایب متغیر در طول زمان است و در این روابط، تعامل همزمان بین متغیرها ساختاری است، مطلوب نخواهد بود.

راهبرد الگوسازی شامل الگوسازی فرایند ضرایب در رابطه (۴) به جای رابطه (۱) است. فرض کنید که α_t برداری از درایه‌های غیرصفر و غیریک ماتریس A_t است که در

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

آن سطرها بر روی هم انباشته شده‌اند و σ_t بردار درایه‌های قطر اصلی ماتریس Σ_t است. پویایی‌های پارامترهای متغیر الگو به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$B_t = B_{t-1} + \nu_t, \quad (۵)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t, \quad (۶)$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t, \quad (۷)$$

که در آن فروض توزیعی مربوط به $(\varepsilon_t, \nu_t, \zeta_t, \eta_t)$ به‌صورت زیر بیان می‌شود. درایه‌های بردار B_t و همچنین درایه‌های آزاد ماتریس A_t به‌صورت گام تصادفی الگوسازی شده‌اند. فرض شده انحراف معیار (σ_t) از گام تصادفی هندسی از خانواده تلاطم تصادفی تبعیت کند که جایگزینی برای الگوهای ARCH است با این تفاوت که واریانس‌های تولید شده توسط رابطه (۷) اجزای غیرقابل مشاهده هستند.

اینکه فرایند گام تصادفی با احتمال یک به هر حد بالا یا پایین می‌رسد، پذیرفته شده همه است و این مشخصاً دلالت نامطلوب الگوی معرفی شده در این‌جاست. از طرف دیگر، تا زمانی که فرض می‌شود روابط (۵)، (۶) و (۷) برای دوره محدود و نه برای همیشه برقرار است، این مجموعه از فروض بی‌ضرر خواهد بود. به‌علاوه، فرض گام تصادفی بیان‌گر مزیت پرداختن به انتقال‌های دائمی و کاهش تعداد پارامترهای برآوردی است.

فرض شده که کلیه تکانه‌های الگو دارای توزیع مشترک نرمال با فرض زیر در مورد ماتریس واریانس-کوواریانس هستند:

$$V = \mathrm{Var}\left(\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \nu_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{bmatrix}\right) = \begin{bmatrix} I_n & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & Q & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & S & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & W \end{bmatrix} \quad (۸)$$

که در آن I_n یک ماتریس یکه nبعدی، Q، S و W ماتریس‌های مثبت معین هستند. باید توجه داشت که هیچ کدام از قیود اعمال شده بر V ضروری نیستند. کلیه بلوک‌های صفر را می‌توان با بلوک‌های غیرصفر جایگذاری کرد که در این صورت فرایند برآورد پارامترها که در ادامه خواهد آمد، کمی تغییر می‌کند. با این وجود، حداقل دو عامل باعث انتخاب V به شکلی می‌شود که در رابطه (۸) توصیف شده است. عامل اول

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

در ارتباط با تعداد بالای پارامترهای الگوست. اضافه کردن کلیه درایه‌های خارج از قطر اصلی V نیازمند تصریح توزیع پیشین معقولی است که قادر به جلوگیری از پارامترهای بدمعلوم[1] باشد. دلیل دوم که از اهمیت بیشتری برخوردار است این است که لحاظ یک ساختار همبستگی کاملاً عمومی در منابع مختلف نااطمینانی مانع از هر تفسیر ساختاری از تکانه‌ها خواهد شد.

با توجه به این‌که فرایند شناسایی دقیق برای تکانه‌ها وجود دارد، یک VAR ساختاری را می‌توان در دو گام به‌راحتی برآورد کرد. VAR ساختاری زیر را در نظر بگیرید:

$$y_t = X_t' B_t + \Xi_t \varepsilon_t$$

$\Xi_t : n \times n,\ t = 1,...,T$ که با فرم ارائه شده در رابطه (۴) متفاوت است زیرا ماتریس‌های $\frac{n(n-1)}{2}$ لزوماً پایین مثلثی نیستند. به‌علاوه فرض کنید که برای هر t، Ξ_t حداقل شامل قید است که تضمین‌کننده شناسایی است. گام اول عبارت از برآورد فرم خلاصه شده VAR به تبعیت از روش مورد اشاره در بخش قبل است. برای دست‌یابی به ارزیابی عددی توزیع پسین Ξها کافی است سیستم معادلات را با معادله داده شده زیر برای هر برداشت Ω_t، حل کرد:

$$\Xi_t \Xi_t' = \Omega_t, \quad t = 1,...,T \qquad (۹)$$

باید دقت داشت هر چند این یک فرایند به نسبت عمومی است اما ممکن است ساختارهای شناسایی برای Ξ_t وجود داشته باشند که در آن‌ها رابطه (۹) هیچ جوابی نداشته باشد.

روشن است که اگر شناسایی مبتنی بر روش مثلثی باشد، جواب رابطه (۹) به‌سادگی عبارت خواهد بود با $\Xi_t = A_t^{-1}\Sigma_t$. باید دقت داشت که این چارچوب برآورد کارای سیستم‌های بیش از حد قابل شناسایی را امکان‌پذیر نمی‌سازد مگر این‌که بیش از حد قابل

1. Ill-Determined Parameters

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

شناسایی بودن ناشی از قیود صفر در روش مثلثی باشد. این مورد به راحتی از طریق اعمال قیود متناظر قابل حل خواهد بود.

این واقعیت که درایه‌های Ξ در طول زمان تغییر می‌کنند، بیان‌گر تفاوت اساسی بین الگوسازی پارامترهای متغیر در زمان در یک VAR ساختاری و یک VAR استاندارد است. در واقع، الگوهایی که دارای ویژگی ماتریس واریانس-کوواریانس ثابت در زمان یا الگوهایی که تنها دارای واریانس متغیر هستند این ویژگی را دارند که در آن‌ها کلیه روابط همزمان بین متغیرها درطول زمان ثابت هستند. این ویژگی در چارچوبی که کلیه ضرایب وقفه متغیرها در طول زمان متغیر هستند، مطلوب نخواهد بود. حالت دیگر یعنی الگوی با ماتریس واریانس-کوواریانس متغیر در زمان اما با ضرایب ثابت نیز احتمالاً مطلوب نخواهد بود.

البته انعطاف‌پذیری الگوی این مطالعه نیز بدون هزینه نخواهد بود و مهمترین آن دقیقاً از فقدان قیود قوی ناشی می‌شود که امکان جداسازی منابع نااطمینانی را مهیا نمی‌سازد. یک مثال می‌تواند موضوع را روشن‌تر سازد. تصریح مرسوم VAR مربوط به سیاست پولی که در ادامه به آن می‌پردازیم را در نظر بگیرید که در آن یک VAR سه‌متغیره شامل نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد پایه پولی معرفی شده است. فرض کنید که یک روش شناسایی قابل اتکا برای معادله سیاست پولی وجود دارد. این روش می‌تواند یک شناسایی مثلثی بر مبنای این فروض که تورم و رشد اقتصادی با یک دوره وقفه نسبت به ابزار سیاستی واکنش نشان می‌دهد، باشد. در یک چارچوب ثابت در زمان این نکته امکان استفاده از ابزارهای VAR ساختاری استاندارد مانند توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس را مهیا می‌سازد چرا که تنها یک منبع تکانه برای معادله سیاست پولی وجود دارد. شرایط برای حالت VAR ساختاری متغیر در زمان متفاوت است منابع بالقوه تکانه‌های سیاست پولی بسیار زیاد است و به فروض خاص ماتریس واریانس-کوواریانس کلیه تکانه‌های الگو بستگی دارد.

برای مثال با نگاهی به معادله (۸) سه منبع تکانه پولی برای الگوی مطرح شده در این مطالعه وجود دارد. تکانه اول تکانه معمول ε است. تکانه دوم، تکانه وارد به واکنش نرخ

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

رشد پایه پولی به نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی در دوره جاری یعنی ζ است. تکانه سوم، تکانه وارده به واکنش نرخ رشد پایه پولی به مقادیر گذشته متغیرهای سیستم یعنی ν است. فرض می‌شود که تکانه‌های سیاست پولی نوع اول مستقل از سایر تکانه‌ها باشد. این فرض فارغ از وجود سایر تکانه‌ها در سیستم، برای تفسیر اثرات چنین تکانه‌هایی بسیار اهمیت دارد. از طرف دیگر، فرض می‌شود که تکانه‌های نوع دوم درون معادله همبسته اما دربین معادلات ناهمبسته باشد (اگر فرض شود S قطری بلوکی باشد). برای مثال این فرض تحلیل اثر تکانه‌های بخش سیستماتیک سیاست پولی بر سایر بخش‌های اقتصاد را ممکن می‌سازد.

تکانه‌های نوع سوم به‌صورت بالقوه در بین معادلات هم همبسته هستند. این بدان معناست که تکانه‌های نوع سوم وارده به معادلات غیرسیاستی به‌صورت بالقوه بر معادله سیاست پولی نیز اثرگذار خواهد بود. اما این لزوماً فرض بدی نیست. در مقابل، به نظر می‌رسد این در راستای واقع‌گرایی بیشتری در جهت تایید این مطلب است که سه منبع نااطمینانی در سیستم وجود دارد که به راحتی قابل جداسازی و متعامدسازی برای هر معادله نیست. در واقع، در صورتی که الگوی VAR به‌صورت فرم خلاصه‌شده یک الگوی جلونگر باشد که بیشتر ضرایب VAR ترکیب پیچیده‌ای از پارامترهای اصلی الگو هستند، یک ساختار کاملاً همبسته برای بلوک $[\zeta', \nu']$ حتی مناسب‌تر هم خواهد بود. اما در حالی که فرض ماتریس واریانس-کوواریانس کامل برای بلوک $[\zeta', \nu']$ نسبتاً ساده است اما این کار با هزینه تعداد بسیار بالای پارامترها همراه خواهد بود.

بر اساس مطالب ارائه شده یک الگوی BSVAR ساختاری برای سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران معرفی می‌شود. در این الگو سه متغیر نرخ تورم شاخص بهای مصرف‌کننده، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد پایه پولی در نظر گرفته شده است. در این الگو فرض بر آن است که سیاست‌گذار پولی نسبت به وقفه نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی واکنش نشان می‌دهد و بنابراین ترتیب متغیرها بر اساس نکات مورد اشاره در بخش ۳ عبارت است از نرخ تورم، نرخ رشد اقتصادی و نرخ رشد پایه پولی. انتخاب این سه متغیر بر پایه الگوی ساده اقتصاد کلان است که بر اساس آن یک معادله IS، یک

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

منحنی فیلیپس و یک قاعده سیاست پولی تشکیل یک اقتصاد کلان را می‌دهند که معمولا معادله سیاست پولی مبتنی بر قاعده تیلور بوده و بنابراین سه متغیر نرخ تورم (به‌عنوان منحنی فیلیپس)، نرخ رشد اقتصادی (به‌عنوان معادله IS) و نرخ بهره (به‌عنوان قاعده تیلور) مورد استفاده قرار می‌گیرد. از آن‌جا که ابزار سیاست پولی در اقتصاد ایران نرخ رشد پایه پولی است، به جای نرخ بهره از این متغیر به‌عنوان رابطه سیاست پولی استفاده شده است.

داده‌های مورد استفاده در برآورد الگو بر اساس داده‌های شاخص بهای مصرف‌کننده پایه ۱۳۹۵، تولید ناخالص داخلی سال پایه ۱۳۹۰ و پایه پولی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و در بازه زمانی ۱۳۶۸ فصل اول تا ۱۳۹۹ فصل سوم است. نظر به این‌که بخش قابل توجه پایه پولی خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی است و عامل اصلی تعیین‌کننده این متغیر، حجم درآمدهای نفتی است، عملاً عامل نفت درون متغیر پایه پولی در نظر گرفته شده است. ضمن آن‌که همان‌طور که در ادامه نیز بحث شده، مبنای لحاظ پایه پولی در الگو به سیاست پولی و هدف‌گذاری صورت گرفته توسط سیاست‌گذار پولی برمی‌گردد که بر اساس آن مسلماً سیاست‌گذار پولی درآمدهای نفتی را مورد هدف قرار نداده و بر اساس اهداف تعیین شده ذاتی خود در راستای ثبات اقتصادی و کنترل تورم عمل می‌کند. با این توصیف و با توجه به اینکه به دنبال استخراج سیاست پولی سیستماتیک و غیرسیستماتیک هستیم، متغیر درآمدهای نفتی در الگو در نظر گرفته نشده است.

بر اساس کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)، کمیجانی و همکاران (۱۳۹۳) و توکلیان (۱۳۹۴)، بانک مرکزی در واکنش به شرایط تورمی و رکود، لزوماً نسبت به سطح تورم واکنش نشان نخواهد داد بلکه هر سیاست‌گذار پولی در واکنش به تورم از سطح آستانه تحملی برخوردار است که در صورت تخطی از این آستانه تحمل است که اقدام به سیاست‌گذاری پولی در جهت کاهش آن به سطحی پایین‌تر از سطح آستانه خود خواهد نمود. این بحث در قالب قواعد پولی مرسوم مانند قاعده تیلور نیز وجود دارد و بر مبنای آن بانک مرکزی در واکنش به انحراف تورم و تولید از سطح مورد هدف خود نرخ بهره را تغییر خواهد داد. ضمن آن‌که نگاهی به تاریخچه سیاست‌گذاران مختلف پولی که سکان‌دار بانک مرکزی بودند، به‌خوبی این رفتار ضمنی را تأیید می‌کند.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

با توجه به این‌که در این مطالعه الگویی معرفی می‌شود که از انعطاف‌پذیری بالایی در لحاظ تغییرات صورت‌گرفته در طول زمان دارد، باید حتی‌المقدور کلیه ابعاد سیاست‌گذاری پولی در نظر گرفته شود. بر اساس نظریات مربوط به هدف‌گذاری تورمی (تیلور، ۱۹۹۳، دِبل ، ۱۹۹۷ و برنانکه، ۲۰۰۳)[1]، سه اصل استقلال در انتخاب ابزار سیاست‌گذاری پولی، اعلام عمومی سیاست پولی و مسئولیت‌پذیری در قبال سیاست پولی اصول تعیین‌کننده موفقیت هدف‌گذاری تورمی است. رفتار بانک مرکزی در اقتصاد ایران به‌نحوی بوده که نمی‌توان به صراحت گفت این سه اصل رعایت شده یا خیر چرا که هیچ‌گاه سیاست‌گذار پولی در اقتصاد ایران خود را ملزم به سیاست هدف‌گذاری تورم ندانسته است. با این حال، همیشه بحث کنترل تورم در محافل سیاسی به‌عنوانی یکی از کلیدی‌ترین مباحث اقتصادی مطرح بوده و همین امر منجر به نوعی اعلام ضمنی هدف تورمی در برنامه‌های توسعه شده که در کمتر برنامه‌ای موفقیت‌آمیز بوده است. بر اساس همین نکات می‌توان گفت نوع بسیار ضعیفی از هدف‌گذاری ضمنی تورمی در رفتار سیاست‌گذار پولی قابل رویت است. لذا، سیاست‌گذار پولی در دوره‌های مختلف (روئسای مختلف بانک مرکزی) نوعی هدف‌گذاری ضمنی نزد خود داشته اما اولاً این هدف را به‌صورت عمومی اعلام نکرده و دوماً مسئولیتی هم در قبال این هدف ضمنی نداشته است[2] اما سعی کرده به این هدف ضمنی تا حدودی پایبند باشد.

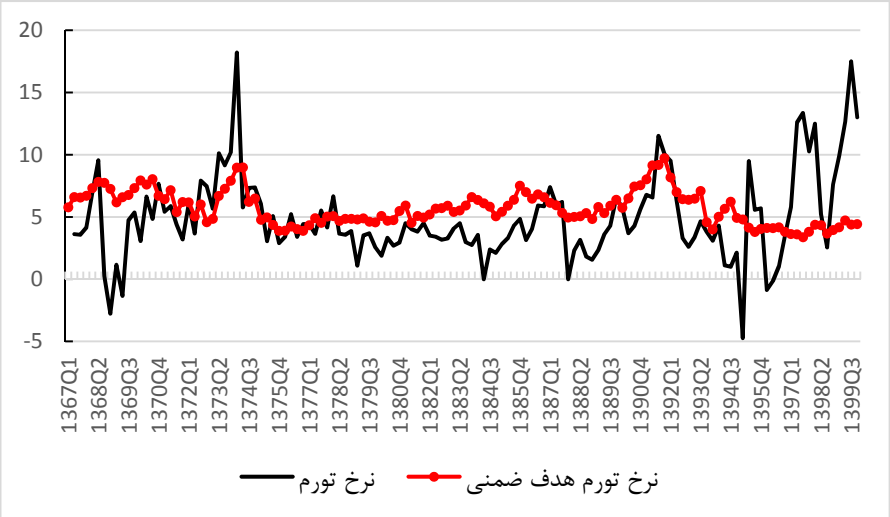
با این توضیحات و با توجه به این‌که الگوی ارائه شده در این مطالعه از نوع پارامترهای متغیر در زمان است که ضمن متغیر بودن پارامترها، واریانس تکانه‌های نیز در طول زمان متغیر فرض شده است و همچنین هدف، الگوسازی رفتار سیاست‌گذار پولی است، باید به‌نحوی نرخ تورم هدف ضمنی در الگوی پیشنهادی در نظر گرفته شود. بهینه آن است که متغیر نرخ تورم هدف ضمنی به‌عنوان یک متغیر غیرقابل مشاهده در الگو لحاظ شده و با توجه به فرم حالت-فضای پیشنهادی در بخش ۲، این متغیر نیز همانند سایر متغیرهای غیرقابل مشاهده (یعنی ضرایب و واریانس‌های متغیر در زمان) برآورد و شبیه‌سازی شود. اما

1 . Taylor, 1993, Debelle, 1997, Bernanke, 2003

۲. به دلیل سلطه مالی در اقتصاد ایران، اصل اول هدف‌گذاری تورمی معمولاً رعایت نمی‌شود.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

در الگوسازی این متغیر نکته حائز اهمیتی وجود دارد که باعث می‌شود نتوان به سادگی این متغیر را با استفاده از رویکرد فیلتر کالمن شبیه‌سازی و برآورد کرد. در واقع با توجه به این‌که ضرایب الگو متغیر هستند لحاظ انحراف نرخ تورم از نرخ تورم هدف ضمنی (که خود یک متغیر غیرقابل مشاهده مانند ضریب تورم در تابع واکنش بانک مرکزی است) در الگو منجر به نوع خاصی از فرم حالت-فضا خواهد شد که در آن دو متغیر غیرقابل مشاهد وضعیت در هم ضرب شده و امکان برآورد پارامترها و بنابراین شبیه‌سازی متغیرهای غیرقابل مشاهده (ضریب و نرخ تورم هدف ضمنی) را بر اساس رویکردهای موجود یعنی فیلتر کالمن و فیلتر کالمن غیرخطی (تعمیم‌یافته) را منتفی می‌سازد.



نمودار ۱. نرخ تورم هدف ضمنی برآورد شده و نرخ تورم

با این توضیحات به نظر می‌رسد که نتوان به‌صورت همزمان ضرایب و نرخ تورم هدف ضمنی را برآورد کرد. بنابراین در این مطالعه در جهت برطرف ساختن این مشکل اقدام به استفاده از رویکرد جایگزینی شده است. بر اساس مطالعه توکلیان (۱۳۹۴) با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی ابتدا نرخ تورم هدف ضمنی شبیه‌سازی شده و در ادامه با استفاده از این نرخ تورم هدف شبیه‌سازی شده، الگوی معرفی شده در بالا برآورد می‌گردد. همانگونه که توکلیان (۱۳۹۴) عنوان می‌دارد، در جهت محاسبه این نرخ تورم

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

هدف ضمنی نیاز به مقدار وضعیت پایدار نرخ تورم هدف وجود دارد. توکلیان (۱۳۹۴) از نرخ تورم هدف برنامه‌های توسعه به عنوان مقدار وضعیت پایدار این متغیر استفاده می‌کند. بنابراین در این مطالعه نیز مقدار متوسط نرخ تورم برنامه‌های توسعه استفاده می‌شود. با این حال نظر به اینکه در برنامه توسعه پنجم سطح مشخصی برای نرخ تورم هدف اعلام نشده اما در دولت یازدهم سطح تورم کمتر از ٪۱۰ به‌عنوان سطح مورد هدف اعلام شده است. برای محاسبه نرخ تورم هدف ضمنی، سطح فرضی ۹ درصد به عنوان مقدار وضعیت پایدار این متغیر طی دوره فصل دوم ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۷ استفاده شده است. برای دوره ۱۳۹۸ تا ۱۳۹۹ نیز با توجه به اعلام رسمی بانک مرکزی نرخ تورم ۲۲ درصد به‌عنوان تورم هدف فرض شده است. نرخ تورم هدف ضمنی براورد شده به همراه نرخ تورم در نمودار ۱ گزارش شده است.

برای محاسبه تورم از داده‌های فصلی شاخص بهای مصرف‌کننده با سال پایه ۱۳۹۵، برای رشد اقتصادی از داده‌های تولید ناخالص داخلی سال پایه ۱۳۹۰ و برای نرخ رشد پایه پولی از داده‌های پایه پولی طی دوره فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل سوم ۱۳۹۹ استفاده شده است[۱]. ضمناً، نرخ‌های رشد به‌صورت فصل نسبت به فصل قبل تعریف شده‌اند. دلیل این امر به نگاه بانک مرکزی در کنترل کوتاه‌مدت تورم بازمی‌گردد که رویکردی مرسوم در بانک‌های مرکزی دنیاست. به بیان روشن‌تر بانک مرکزی به‌دنبال رصد اتفاقات کوتاه‌مدت بوده و به دنبال واکنش سریع به این اتفاقات است. به همین دلیل متغیر مد نظر سیاست‌گذار نرخ تورم فصل نسبت به فصل قبل است. در جدول ۱، آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون برای متغیرهای الگو گزارش شده است. طبق این جدول می‌توان گفت کلیه متغیرهای الگو در سطح معناداری یک درصد مانا بوده و بنابراین می‌توان الگوی VAR ساختاری را بدون نگرانی در مورد مسئله هم‌انباشتگی برآورد کرد.

۱. منبع کلیه داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

جدول ۱. آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای الگو

	بدون عرض‌ازمبدأ و روند		با عرض‌ازمبدأ و بدون روند		با عرض‌ازمبدأ و روند	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
شکاف‌تورم	-۳/۸۲*	-۳/۶۶*	-۳/۹۵*	-۳/۹۴*	-۴/۰۲**	-۳/۸۸**
نرخ‌رشداقتصادی	-۱۲/۲۴*	-۱۲/۴۳*	-۱۲/۸۹*	-۱۵/۵۵*	-۱۲/۸۸*	-۱۷/۸۵*
نرخ‌رشدپایه‌پولی	-۱/۷۵***	-۷/۲۰*	-۱۱/۸۸*	-۱۱/۸۶*	-۱۱/۸۲*	-۱۱/۸۰*

* معنادار در سطح یک درصد، ** معنادار در سطح پنج درصد، *** معنادار در سطح ده درصد

۳-۱. تعیین توزیع پیشین

قبل از برآورد الگو بر اساس پریمیچری (۲۰۰۵)، ابتدا نحوه تعیین توزیع‌های پیشین برآورد بیزی الگو توضیح داده می‌شود. پریمیچری (۲۰۰۵) برای کالیبراسیون توزیع‌های پیشین از داده‌های ۱۰ سال اول نمونه تحت بررسی خود[1] استفاده می‌کند. با توجه به این‌که داده‌های این مطالعه کمتر از مطالعه پریمیچری (۲۰۰۵) است، در این مطالعه از ۳۰ مشاهده اول برای این کار استفاده می‌شود. همچنین بر اساس این مطالعه، میانگین و واریانس دو ماتریس B_0 و A_0 بر اساس برآورد نقطه‌ای حداقل مربعات معمولی بدست می‌آید. واریانس این دو ضریب نیز به‌ترتیب ۵۰ و ۱۰ برابر واریانس برآورد حداقل مربعات معمولی آن‌ها در نظر گرفته می‌شود. همان‌گونه که پریمیچری (۲۰۰۵) بحث می‌کند این مقادیر اختیاری بوده و محقق می‌بایست در فرایند تخمین این مقادیر را به‌نحوی تعیین کند که نتایج بدست آمده منطبق با نظریه تحت بررسی باشد[2]. بنابراین کلیه مقادیری که در این‌جا گزارش می‌شود به‌نحوی انتخاب شده‌اند که نتایج ارائه شده در بخش بعد با نظریه انطباق داشته باشد[3].

در مورد $\log\sigma_0$، میانگین توزیع به‌صورت لگاریتم برآود نقطه‌ای حداقل مربعات معمولی خطای استاندارد انتخاب می‌شود و ماتریس واریانس-کوواریانس آن به‌صورت یک ماتریس یکه فرض می‌شود. نهایتاً، درجه آزادی و ماتریس‌های مقیاس برای

۱. با توجه به داده‌های فصلی این مطالعه، این به معنی ۴۰ مشاهده اول نمونه است.

۲. برای مثال پریمیچری مقدار ۴ را برای این توزیع پیشین این دو پارامتر بر اساس داده‌های امریکا در نظر می‌گیرد.

۳. برای مثال این مقادیر باعث می‌شوند تا ضرایب برآوردی برای اهداف بانک مرکزی در تابع واکنش منفی باشند چرا که بانک مرکزی در صورت رویت شکاف تورمی مثبت (افزایش تورم از هدف ضمنی آن) اقدام به کاهش نرخ رشد پایه پولی می‌کند.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

توزیع‌های پیشین ویشارت معکوس پارامترهای ترکیبی مورد نیاز است. درجه آزادی بلوک W مقدار ۴ و برای دو بلوک S به‌ترتیب مقدار ۲ و ۳ در نظر گرفته شده است. دلیل این‌که چرا درجه‌های آزادی متفاوت در نظر گرفته شده این است که برای مناسب بودن توزیع ویشارت معکوس، درجه آزادی باید بیشتر از بعد ماتریس W و بلوک‌های S باشد. درجه آزادی برای ماتریس Q هم برابر با ۸ در نظر گرفته شده است.پریمیچری (۲۰۰۵) این مقدار را برابر با ۴۰ یعنی تعداد مشاهدات مورد استفاده در تعیین توزیع پیشین در نظر می‌گیرد و توجیه وی آن است که با این مقدار توزیع پیشین جمع‌تر شده و این مسئله در جهت جلوگیری از رفتار نامناسب ضرایب متغیر است. در مطالعه حاضر درجه آزادی ۳۰ امکان ایجاد رفتار مناسب با واقعیات اقتصاد ایران را فراهم می‌سازد. با این توضیحات، توزیع‌های پیشین پارامترها به‌صورت زیر خواهد بود:

$$B. \sim N(\hat{B}_{OLS}, ۵۰V(\hat{B}_{OLS}))$$
$$A. \sim N(\hat{A}_{OLS}, ۱۰V(\hat{A}_{OLS}))$$
$$\log \sigma. \sim N(\log \hat{\sigma}_{OLS}, I_n)$$
$$Q \sim IW(k_Q^۲.۳۰V(\hat{A}_{۱,OLS}), ۳۰)$$
$$W \sim IW(k_W^۲.۴I_n, ۴)$$
$$S_۱ \sim IW(k_S^۲.۲V(\hat{A}_{۱,OLS}), ۲)$$
$$S_۲ \sim IW(k_S^۲.۳V(\hat{A}_{۲,OLS}), ۳)$$

که در آن S_1 و S_2 بیان‌گر دو بلوک S و $\hat{A}_{۱,OLS}$ و $\hat{A}_{۲,OLS}$ بیان‌گر دو بلوک متناظر برای $\hat{A}_{OLS}$ است. نتایج ارائه شده در بخش بعد بر اساس $k_Q = ۰.۰۸$، $k_S = ۵$ و $k_W = ۲$ است.

۳-۲. نتایج برآورد الگو

نتایج[۱] برآورد انحراف معیار رابطه سیاست پولی و بازه اطمینان ۹۵ درصد آن در الگوی TVP-BSVAR در نمودار ۱ نشان داده شده است[۲]. همان‌گونه که پریمیچری (۲۰۰۵)

۱. نرم‌افزار مورد استفاده در این مطالعه R بوده و برای براورد الگو از بسته bvarsv-package استفاده شده است.

۲. به دلیل محدودیت تعداد صفحات و تاکید بیشتر بر رابطه سیاست پولی، از گزارش انحراف معیار و ضرایب دو معادله دیگر الگو اجتناب شده است.

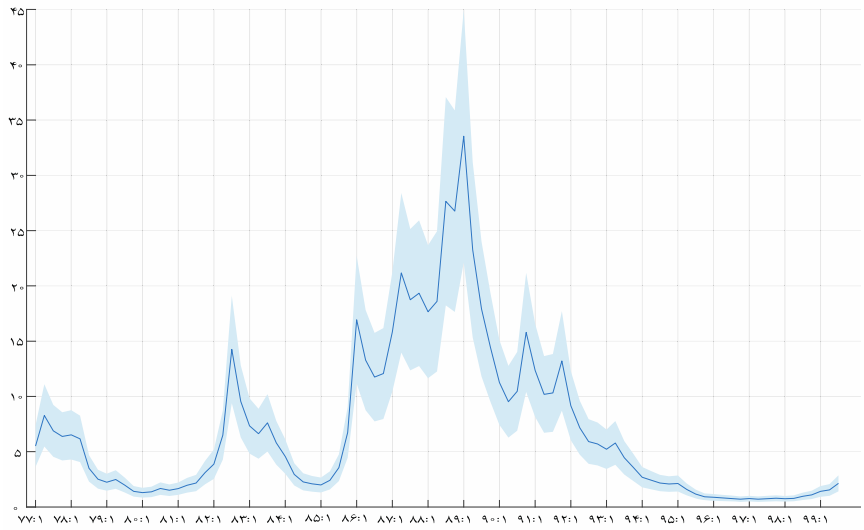
[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

اشاره می‌کند، می‌توان این متغیر را به‌عنوان سیاست پولی غیرسیستماتیک در نظر گرفت. عبارت سیاست پولی غیرسیستماتیک اشاره به خطاهای سیاستی و تغییرات نرخ رشد پایه پولی در واکنش به متغیرهایی به‌غیر از شکاف تورم و رشد اقتصادی دارد. بنابراین تکانه‌های شناسایی شده سیاست پولی معیاری از واکنش‌های سیاستی غیرسیستماتیک است. فرض در نظر گرفته شده برای تکانه‌های سیاست پولی این است که واکنش سیاست پولی با حداقل یک وقفه بر شکاف تورم و رشد اقتصادی اثرگذار خواهد بود. با توجه به این‌که در الگوی معرفی شده در این‌جا، رشد پایه پولی به‌عنوان متغیر سوم در نظر گرفته شده است باید خاطر نشان کرد که این نکته به منزله اهمیت ترتیب متغیرها که قبلاً اشاره شد نیست بلکه این ترتیب به مسئله شناسایی تکانه‌ها باز می‌گردد که برای جداسازی تکانه‌های پولی صورت گرفته است که ترتیبی کاملا استاندارد در ادبیات سیاست‌گذاری پولی است (لیپر و همکاران (۱۹۹۶)، روتمبرگ و وودفورد (۱۹۹۷) و برنانکه و میهاو (۱۹۹۸)[1].

نمودار ۲ نشان می‌دهد که سیاست پولی غیرسیستماتیک در سه دوره زمانی اتفاق افتاده است. این سه دوره عبارتند از ابتدای دهه ۸۰، اواسط دهه ۸۰ و اواسط دهه ۹۰. با توجه به واقعیات مشاهده شده در اقتصاد ایران در دو دوره اوایل دهه ۸۰ و اواسط دهه ۹۰، سیاست‌گذار پولی در کنترل تورم تا حدودی موفق عمل کرده است. این نکته در کنار سیاست پولی سیستماتیک بدست آمده از الگوی حاضر موید آن است که موفقیت سیاست‌گذار پولی در کنترل تورم نه فقط به دلیل کنترل صرف تورم بلکه همچنین به دلایل غیرسیستماتیکی مانند همراهی سیاست مالی از طریق انضباط مالی و مدیریت درآمدهای نفتی توسط دو سیاست‌گذار پولی و مالی بوده که در چارچوب سیاست پولی سیستماتیک (که در ادامه بحث خواهد شد) نمی‌گنجد.

1 . Leeper et al., 1996, Rotemberg and Woodford, 1997, Bernanke and Mihov, 1998

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]



نمودار۲. سیاست پولی غیرسیستماتیک (واریانس شرطی معادله سیاست پولی)

متوسط نرخ رشد پایه پولی در بازه فصل دوم ۷۶ تا فصل دوم ۸۴ تقریباً برابر با ۳،۹ درصد در هر فصل، در دوره فصل دوم ۸۴ تا فصل دوم ۹۲ تقریباً برابر با ۵،۹ درصد، در دوره فصل دوم ۹۲ تا فصل دوم ۹۶ تقریباً ۴،۶ درصد و در دوره فصل دوم ۹۶ تا فصل سوم ۹۹ تقریباً ۵،۹ درصد است. با توجه به نمودار ۱، کاهش نرخ رشد پایه پولی که در دو دوره فوق‌الذکر اتفاق افتاده نه صرفاً به دلیل واکنش سیستماتیک سیاست‌گذار پولی به نرخ تورم بلکه به دلیل عوامل غیرسیستماتیکی بوده که نتیجه جانبی آن کاهش نرخ تورم است.

این نکته به‌صورت خاص در دوره فصل دوم ۹۲ تا فصل دوم ۹۶ قابل رویت است چرا که متوسط نرخ رشد پایه پولی در این دوره از در دوره فصل دوم ۸۴ تا فصل دوم ۹۲ کمتر است اما شاهد نرخ تورم پایینی در این دوره هستیم. در واقع به دلیل اعتباری که کارگزاران اقتصادی در بدو شروع دوره نسبت به سیاست‌گذار قائل بودند و همچنین سیاست اعلام هدف تورم تک‌رقمی باعث شد تا سیاست‌گذار بدون تغییر قابل توجهی در نرخ رشد پایه پولی و بیشتر از طریق مدیریت انتظارات کارگزاران اقتصادی و همسو کردن سیاست‌های خود با این مقوله موفق به کنترل انتظارات تورمی و انتظارات نسبت به متغیرهای کلیدی دیگری مانند نرخ ارز شود و همین امر منتهی به نرخ‌های پایین تورم شد. البته در این بین

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

نباید نقش سیاست پولی سیستماتیک را نیز نادیده گرفت که در ادامه به آن پرداخته می‌شود.

اما جالب‌ترین دوره، دوره اخیر است. نکته قابل توجه در خصوص این دوره آن است که می‌دانیم در این دوره به دلیل خروج آمریکا از قرارداد برجام و بازگشت تحریم‌های بین‌المللی، تورم به شدت افزایش یافت و در نگاه اول بر اساس آن‌چه در خصوص دوره‌های پیشین بحث شد، می‌بایست سیاست پولی غیرسیستماتیک فعال می‌شد و بنابراین انحراف معیار سیاست پولی در نمودار ۱ افزایش می‌یافت. اما همان‌طور که از این نمودار برمی‌آید، سیاست پولی به‌صورت سیستماتیک عمل کرده است. در واقع در دوره مذاکرات و امضای برجام به دلیل شرایط رفع تحریم‌ها و تثبیت اقتصادی هدف تورمی تک‌رقمی اعلام شده بود اما در دوره ۹۶ تا ۹۹، با توجه به افق پیش رو، هدف تورم تعدیل شده و نرخ ۲۲ درصدی برای آن در نظر گرفته شده است. به بیان روشن‌تر، در این دوره سیاست‌گذار پولی به درستی شرایط اقتصادی را تشخیص داده و بر اساس آن هدف تورمی خود را تعدیل نموده که این اقدام به منزله سیاست پولی سیستماتیک بوده و همین امر باعث شده با وجود تورم بالا در این دوره اما شکاف تورمی بالا نبوده و بنابراین سیاست پولی غیرسیستماتیک فعال اما حداقلی باشد.

نمودار ۳-۵، برآورد بیزی واکنش بانک مرکزی نسبت به شکاف تورمی، نرخ رشد اقتصادی و وقفه نرخ رشد پایه پولی بر اساس الگوی BSVAR با ضرایب متغیر را نشان می‌دهد. باید دقت داشت که این متغیرها با ضرایب متغیر الگو متفاوت است چرا که تابع واکنش بانک مرکزی در الگوی BSVAR را می‌توان به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\dot{m}_t = \rho(L)\dot{m}_{t-1} + \phi_\pi(L)(\pi_t - \pi_t^*) + \phi_y(L)y_t + \varepsilon_t^m \qquad (10)$$

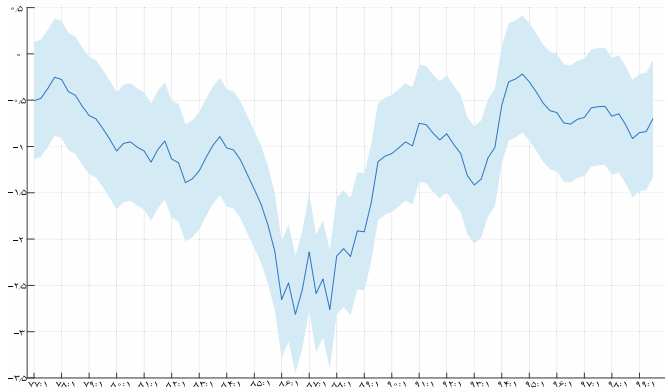
که در آن $\dot{m}_t$ نرخ رشد پایه پولی، π_t نرخ تورم، π_t^* نرخ تورم هدف و y_t نرخ رشد اقتصادی است. $\rho(L)$، $\phi_\pi(L)$ و $\phi_y(L)$ چندجمله‌ای از عملگر وقفه هستند. بنابراین، واکنش بانک مرکزی نسبت به شکاف تورم و رشد اقتصادی به‌صورت $\frac{\phi_\pi(1)}{1-\rho(1)}$

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

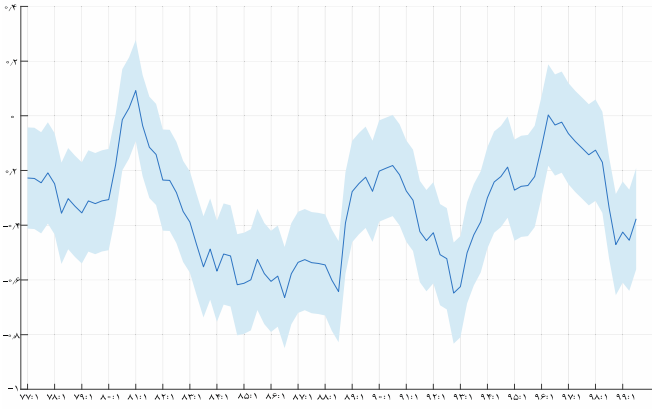
و $\frac{\phi_y(1)}{1-\rho(1)}$ خواهد بود و نمودار ۳-۵ بر اساس این تعریف و با استفاده از ضرایب متغیر برآورد شده، محاسبه شده‌اند.

با این توضیحات می‌توان نمودار ۳ را به‌صورت واکنش بانک مرکزی نسبت به متغیر هدف تورم تفسیر کرد. بر این اساس می‌توان دید که واکنش سیستماتیک سیاست‌گذار پولی نسبت به تورم در بازه فصل دوم ۷۶ تا فصل دوم ۸۴ دائما در حال تقویت بوده است. باید دقت داشت که مقدار منفی‌تر برای این واکنش سیاست‌گذار به‌مفهوم تقویت واکنش تفسیر می‌شود چرا که در صورت وقوع شرایط تورم ضریب منفی‌تر به‌منزله کاهش بیشتر نرخ رشد پایه پولی و بنابراین تورم‌گریزی بیشتر خواهد بود. تورم‌گریزی سیستماتیک سیاست‌گذار پولی در ابتدای دوره فصل دوم ۸۴ تا فصل دوم ۸۸ افزایش یافته و در ادامه و در دوره فصل دوم ۸۸ تا فصل دوم ۹۲ روند رو به کاهش پیدا می‌کند. همچنین نکته اساسی در این نمودار آن است که با وجود این‌که سیاست‌گذار پولی در دوره اخیر نسبت به ابتدای بازه فصل دوم ۷۶ تا فصل دوم ۸۴ واکنش سیستماتیک یکسانی نسبت به تورم دارد اما افزایش شدت واکنش در این دوره نسبت به دوره اخیر بیشتر بوده است. این نکته در کنار نکته مورد اشاره در سیاست پولی غیرسیستماتیک نشان می‌دهد که سیاست‌گذار پولی در دو دوره نخست، بیشتر از طریق سیاست پولی سیستماتیک در کنترل تورم موفق بوده در حالی که در دوره فصل دوم ۹۲ تا فصل دوم ۹۶، موفقیت در کنترل تورم بیشتر مرهون ترکیبی از سیاست پولی سیستماتیک و غیرسیستماتیک بوده است. همان‌گونه که قبلا نیز بحث شد، در دوره ۹۲ تا ۹۹ به دلیل نوسانات ایجاد شده در رفع تحریم‌ها و بازگشت تحریم‌ها عملاً سیاست‌گذار پولی نمی‌توانسته سیاست پولی سیستماتیک خود را تقویت نماید. به همین دلیل در این دوره شاهد تثبیت نسبی سیاست غیرسیستماتیک و نوسانات بالای سیاست سیستماتیک به‌صورت روند رو به بهبود در دوره ۹۲-۹۶ و رو به افول در دوره ۹۶ تا ۹۹ هستیم.

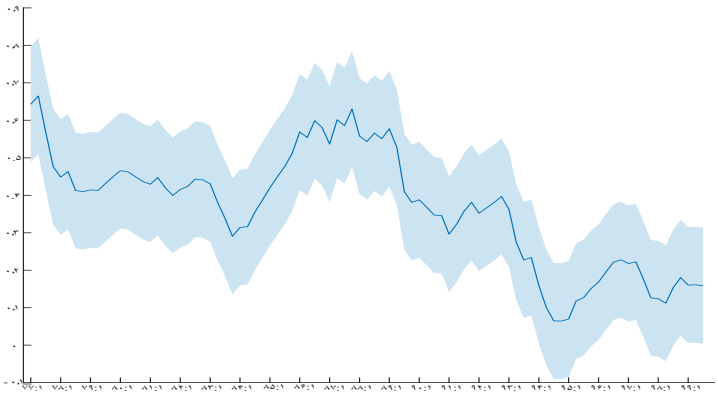
[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]



نمودار ۳. واکنش بانک مرکزی نسبت به نرخ تورم



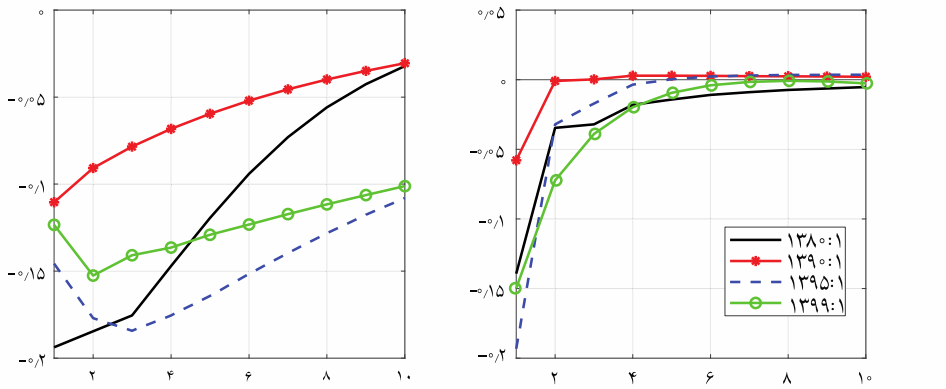
نمودار ٤. واکنش بانک مرکزی نسبت به نرخ رشد اقتصادی



نمودار ۵. واکنش بانک مرکزی نسبت به وقفه نرخ‌رشد پایه‌پولی

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

نمودار ۴ واکنش سیاست‌گذار پولی نسبت به رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود به‌نظر می‌رسد حساسیت سیاست‌گذار پولی در طول دوره ۷۶ تا ۸۴ نسبت به بخش حقیقی تقویت شده چرا که این متغیر در طول زمان در حال کاهش است. به بیان دیگر، سیاست‌گذار پولی در طول زمان به‌صورت سیستماتیک توجه خود را هم معطوف به تورم و هم تولید کرده است. در دوره ۸۴ تا ۸۸ این حساسیت سیستماتیک کمتر شده اما در دوره دهم تقویت شده است. در دوره ۹۲ تا ۹۶ عملا گرایش سیستماتیک سیاست‌گذار پولی به تقویت تولید کاسته شده و به همین دلیل هم در این دوره شاهد افت تورم بودیم اما رشد اقتصادی قابل توجهی بدست نیامد. با این وجود به دلیل بازگشت تحریم‌ها در دوره ۹۶ تا ۹۹، نگاه سیستماتیک سیاست‌گذار پولی به رشد اقتصادی تقویت شده است.



نمودار ٦. توابع واکنش آنی سیاست‌گذار پولی نسبت به شکاف تورم (سمت چپ) و رشد اقتصادی (سمت راست)

توابع واکنش آنی سیاست پولی نسبت به تکانه تورم و تولید در نمودار ۶ نشان داده شده است. به‌منظور بررسی این موضوع توابع واکنش آنی در سه دوره مورد بحث، چهار فصل نمونه (یعنی فصل اول سال‌های ۸۰، ۹۰، ۹۵ و ۹۹) به‌عنوان معیاری از این دوره‌ها در این نمودار گزارش شده‌اند. همان‌گونه که توابع واکنش آنی نسبت به دو تکانه تورم و رشد اقتصادی نشان می‌دهد، در ابتدای دهه ۸۰ نسبت به سه دوره دیگر واکنش سیاست‌گذار نسبت به هدف تورمی خود بیشتر است اما با سرعت بیشتری تعدیل می‌شود. باید دقت داشت که این نمودار نشان دهنده واکنش سیاست‌گذار پولی در مواجه با تورم و رشد است. بنابراین چنان‌چه شکاف تورم افزایش یابد، سیاست‌گذار در واکنش به آن رشد

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

پایه پولی را کاهش می‌دهد، به همین دلیل این توابع واکنش منفی هستند و نباید آن را با رابطه بین نرخ تورم و رشد پایه پولی تلقی نمود. بر این اساس، واکنش نسبت به تورم در دوره ۱۳۹۰ حداقلی بوده و به نسبت هم سریع از بین می‌رود. واکنش نسبت به تورم در دو دوره فصل اول ۹۵ و ۹۹ بین دو دوره دیگر قرار دارد اما از حافظه بالاتری برخوردار است.

همانند واکنش نسبت به شکاف تورم، واکنش نسبت به رشد اقتصادی نیز در فصل اول ۱۳۹۰ کمترین میزان ممکن است اما واکنش سیاست‌گذار پولی به تکانه رشد اقتصادی در دو دوره ۱۳۹۵ و ۱۳۹۹ از ۱۳۸۰ بیشتر است، با این حال، واکنش نسبت به تورم در فصل اول ۱۳۸۰ به نسبت از حافظه بیشتری برخوردار است و در دوره‌های طولانی‌تر بیشتر از دو دوره ۹۵ و ۹۹ است.

٤. نتیجه‌گیری

اقتصاد ایران بعد از جنگ تحمیلی شاهد دو تجربه نسبتاً موفق در کنترل نرخ تورم بوده است. این دو دوره شامل سال‌های پایانی برنامه توسعه سوم و دوره ۹۲-۹۶ است. این در حالی است که شاهد نرخ تورم نسبتاً بالا در دوره‌های دیگر هستیم. در این مطالعه بر اساس ادبیات مربوط به قواعد پولی و با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر (TVP-BSVAR) با لحاظ تلاطم تکانه‌ها، سیاست پولی مبتنی بر قاعده یا سیاست پولی سیستماتیک و سیاست پولی غیرسیستماتیک (مبتنی بر تلاطم تکانه پولی) بررسی شد. برای این منظور بر اساس مطالعه پریمیچری (۲۰۰۵) از رویکرد MCMC برای برآورد الگوی معرفی شده و با لحاظ تغییرات ساختاری و تکنیکی در جهت نزدیک‌سازی به شرایط اقتصاد ایران استفاده شد.

نتایج برآورد الگو حاکی از آن است که کاهش نرخ رشد پایه پولی که در دو دوره سال‌های پایانی برنامه توسعه سوم و دوره ۹۲ تا ۹۶ اتفاق افتاده نه صرفاً به دلیل واکنش سیستماتیک سیاست‌گذار پولی به نرخ تورم بلکه به دلیل عوامل غیرسیستماتیکی بوده که نتیجه جانبی آن کاهش نرخ تورم است. این نکته به‌صورت خاص در دوره ۹۲ تا ۹۶ به دلیل اعتباری که کارگزاران اقتصادی داشتند، قابل رویت است چرا که متوسط نرخ رشد پایه پولی در این دوره از دور ۸۴ تا ۹۲ کمتر است و شاهد نرخ تورم پایینی در این دوره

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

هستیم. در واقع اعلام هدف تورم تک‌رقمی دراین دوره باعث شد تا سیاست‌گذار بدون تغییر قابل توجهی در نرخ رشد پایه پولی و تنها از طریق مدیریت انتظارات کارگزاران اقتصادی موفق به کنترل انتظارات تورمی و انتظارات نسبت به متغیرهای کلیدی دیگری مانند نرخ ارز شده و همین امر منتهی به نرخ‌های پایین تورم شود.

در دوره ۹۶ تا ۹۹ به دلیل خروج آمریکا از قرارداد برجام و بازگشت تحریم‌های بین‌المللی، تورم به شدت افزایش یافت، سیاست پولی به‌صورت سیستماتیک عمل کرده است. در واقع در دوره ۹۲ تا ۹۶ به دلیل شرایط رفع تحریم‌ها و تثبیت اقتصادی هدف تورمی تک‌رقمی اعلام شده بود اما در دوره ۹۶ تا ۹۹، با توجه به افق پیش رو، هدف تورم تعدیل شده و نرخ ۲۲ درصدی برای آن در نظر گرفته شده است. به بیان روشن‌تر، در این دوره سیاست‌گذار پولی به درستی شرایط اقتصادی را تشخیص داده و بر اساس آن هدف تورمی خود را تعدیل نموده که این اقدام به منزله سیاست پولی سیستماتیک ولو نوع ضعیف آن بوده و همین امر باعث شده با وجود تورم بالا در این دوره اما شکاف تورمی بالا نبوده و بنابراین سیاست پولی غیرسیستماتیک فعال نگردد.

بر اساس ضرایب برآورد شده رابطه سیاست پولی در الگو معرفی شده، واکنش سیستماتیک سیاست‌گذار پولی نسبت به تورم در دوره ۷۶ تا ۸۴ دائما در حال تقویت بوده است. تورم‌گریزی سیستماتیک سیاست‌گذار پولی در ابتدای دوره ۸۴ تا ۸۸ افزایش یافته و در ادامه و در دوره ۸۸ تا ۹۲ روند رو به کاهش پیدا می‌کند. همچنین با وجود این‌که سیاست‌گذار پولی در دوره اخیر نسبت به ابتدای دوره ۷۶ تا ۸۴ واکنش سیستماتیک یکسانی نسبت به تورم دارد اما افزایش شدت واکنش در دوره ۷۶ تا ۸۴ نسبت به دوره اخیر بیشتر بوده است. این نکته در کنار نکته مورد اشاره در سیاست پولی غیرسیستماتیک نشان می‌دهد که سیاست‌گذار پولی در دو دوره نخست، بیشتر از طریق سیاست پولی سیستماتیک در کنترل تورم موفق بوده در حالی که در دوره یازدهم، موفقیت در کنترل تورم بیشتر مرهون ترکیبی از سیاست پولی سیستماتیک و غیرسیستماتیک بوده است. در دوره یازدهم و دوازدهم به دلیل نوسانات ایجاد شده در رفع تحریم‌ها و بازگشت تحریم‌ها عملاً سیاست‌گذار پولی نمی‌توانسته سیاست پولی سیستماتیک خود را تقویت نماید. به همین دلیل

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

در این دوره شاهد تثبیت نسبی سیاست غیرسیستماتیک و نوسانات بالای سیاست سیستماتیک به‌صورت روند رو به بهبود در دوره یازدهم و رو به افول در دوره دوازدهم هستیم.

به‌علاوه، مقایسه توابع واکنش آنی سیاست‌گذار پولی نشان‌دهنده متفاوت بودن نحوه واکنش سیاست‌گذاران مختلف پولی نسبت به دو هدف خود هستند به‌نحوی که در ابتدای دهه ۸۰ نسبت به سه دوره دیگر واکنش سیاست‌گذار نسبت به هدف تورمی خود بیشتر است اما با سرعت بیشتری تعدیل می‌شود. واکنش نسبت به تورم در دوره ۱۳۹۰ حداقلی بوده و به نسبت هم سریع از بین می‌رود. واکنش نسبت به تورم در دو دوره فصل اول ۹۵ و ۹۹ بین دو دوره دیگر قرار دارد اما از حافظه بالاتری برخوردار است. همچنین واکنش نسبت به رشد اقتصادی نیز در فصل اول ۱۳۹۰ کمترین میزان ممکن است اما واکنش سیاست‌گذار پولی به تکانه رشد اقتصادی در دو دوره ۱۳۹۵ و ۱۳۹۹ از ۱۳۸۰ بیشتر است، با این حال، واکنش نسبت به تورم در فصل اول ۱۳۸۰ به نسبت از حافظه بیشتری برخوردار است و در دوره‌های طولانی‌تر بیشتر از دو دوره ۹۵ و ۹۹ است.

تشکر و قدردانی

بدین‌وسیله از کلیه داوران گرامی این مقاله که با نظرات ارزنده خویش در بهبود علمی و ادبی این مقاله کمک کردند تشکر و قدرانی می‌شود.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

منابع و مآخذ

- Bernanke, B. S. (2003). A perspective on inflation targeting. Business Economics, 38(3), 7.
- Bernanke, B. S., & Mihov, I. (1998). Measuring monetary policy. The Quarterly Journal of Economics, 113(3), 869-902.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., Watson, M., Sims, C. A., & Friedman, B. M. (1997). Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks. Brookings papers on economic activity, 1997(1), 91-157.
- Ca'Zorzi, M., Dedola, L., Georgiadis, G., Jarocinski, M., Stracca, L., & Strasser, G. (2020). Monetary policy and its transmission in a globalised world. European Central Bank Working Paper Series, No 2407.
- Cogley, T., & Sargent, T. J. (2005). Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US. Review of Economic dynamics, 8(2), 262-302.
- Debelle, G. (1997). Inflation targeting in practice. International Monetary Fund.
- Delangizan, S., Falahati, A. & Rajabi, M. (2012), Asyemmetry of the Impact of Monetary Shocks on Economic Growth in Iran at the New Keynesians. Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(3), 163-136 (in Persian).
- Giannone, D., Lenza, M., & Reichlin, L. (2019). Money, credit, monetary policy and the business cycle in the euro area: what has changed since the crisis? European Central Bank Working Paper Series, No 2226.
- Jalali Nini, A.H. and Hemmati, M. (2013), Estimating linear and non-linear monetary policy rules in Iran, Journal of Money & Economy, Vol. 8, Winter 2013.
- Khezri, M., Sahabi, B., Yavari, K. & Heidari, H. (2015). Time-varying Effects of Inflation Determinants: State-space Models. Quarterly Journal of Economical Modeling, 30(9), 25-46 (in Persian).
- Khodaparast Shirazi, J. (2017). Metamorphosis of monetary transmission over time: DSGE and FAVAR approach. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 1(14), 143-172 (in Persian).
- Komijani, A. & Tavakolian, H. (2012). Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: A DSGE Approach, Journal of Economic Modeling Research, 8(2), 87-117 (in Persian).
- Komijani, A., Khalili Araghi, S. M., Abasi Nejad, H. & Tavakolianh, H. (2014). Implicit Inflation Target, Asymetric Behavior and Recognition Lags by Monetary Authorities in Iran. Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran, 9(3), 1-23 (in Persian).
- 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, 1996(2), 1-78.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

- Taghinezhadomran, V. & Bahman, M. (2012). Extended Taylor Rule: Empirical Evidence from Iran 1979-2008. Journal of Economic Modeling Research, 9(3), 1-19 (in Persian).
- Tavakolian, H. (2015). Optimal, Discretionary and Rule-based Monetary policy in Achieving 5-year Development Plans' Inflation Target: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach, Journal of Monetary and Banking Research, 2015, 23(8): 1-38 (in Persian).
- Park, D., Qureshi, I., Tian, S., & Villaruel, M. L. (2020). Impact of US monetary policy uncertainty on Asian exchange rates. Economic Change and Restructuring, 1-10.
- Primiceri, G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. The Review of Economic Studies, 72(3), 821-852.
- Rotemberg, J. J., & Woodford, M. (1997). An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. NBER macroeconomics annual, 12, 297-346.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. In Carnegie-Rochester conference series on public policy (Vol. 39, pp. 195-214). North-Holland.Bhattacharjee and Thoenissen. "Money and Monetary Policy in Dynamic Stochastic General Equilibrium Models," Centerefor Dynamic Macroeconomic Analysis, Working Paper No. 0511, February 2007.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]
[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2024-12-12]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1400.11.43.7.9]

[DOI: 10.52547/jemr.12.43.177]

Systematic and Non-systematic Monetary Policy in Iran: A Stochastic Volatility TVP-BSVAR Approach

Hossein Tavakolian[1]

Received: 2020/09/21 **Accepted: 2021/02/15**

Abstract

After the imposed war, Iran's economy has seen two relatively successful experiences in controlling inflation. These two periods include the final years of the Third Development Program and the Joint Comprehensive Plan of Action (JCPOA) term. This is while we are seeing a relatively high inflation rate in other periods. In this paper, based on literature on monetary rules and using a Time-Varying Parameter Bayesian Structural Vector Auo Regressive (TVP-BSVAR) Model with stochastic volatilities, we study a rule-based monetary policy or a systematic monetary policy and a non-systematic monetary policy (based on the stochastic volatilities of monetary shocks). The results indicate that in addition to the systematic monetary policy obtained from the model, the success of monetary policymakers in controlling inflation is not only due to inflation control per se (thst is systematictic) but also for non-systematic reasons such as fiscal policy through fiscal discipline and oil revenue management by both monetary and fiscal policymakers that does not fit into the framework of systematic monetary policy.

Keywords: Systematic Monetary Policy, non-systematic Monetary Policy, TVP-SBVAR Model

JEL Clasification: E52, E58

1. Associate Professor of Economics, Allameh Tabataba'i University. Email: hossein.tavakolian@atu.ac.ir