نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۲۸، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۳، ص. ۲۹۱-۲۸۲

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 28, No. 3, Fall 2014, p. 282-291

بررسی اثر تغییرات پایه پولی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی: رویکرد الگوی خودرگرسیو برداری بیزین (BVAR)

اسماعیل پیش‌بهار[1*]- قادر دشتی[2]- رویا فردوسی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۲/۱۳
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۸/۲۴

چکیده

درباره اثرات متغیرهای کلان اقتصادی روی متغیرهای حقیقی و اسمی نظرات گوناگونی مطرح شده است. بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد اقتصادی برای پاسخ به این سؤال که آیا تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی در ادوار تجاری ابزار سیاستی مفیدی است یا نه، حائز اهمیت است. در مطالعه حاضر جهت بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، از الگوی خودرگرسیون برداری بیزین و داده‌های فصلی سال‌های ۹۱-۱۳۶۹ استفاده شده است. در الگوهای خودرگرسیون برداری به دلیل وجود پارامترهای زیاد در مدل، پیش بینی‌های مدل منحرف می‌شوند. الگوی خودرگرسیو برداری بیزین به دلیل کاهش پارامترهای مدل و در نظر گرفتن توابع پیشین، پیش بینی‌های قابل اعتمادتری انجام می‌دهند و ضرایب مدل با دقت بیش‌تری برآورد می‌گردند. بر اساس نتایج معیار RMSE تابع پیشین نرمال- ویشارت به عنوان توزیع پیشین مناسب در این تحقیق شناخته شد. مطابق نتایج حاصل از تابع واکنش آنی اثر شوک متغیرهای کلان اقتصادی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی و سرمایه‌گذاری داخلی پایدار بوده و در مورد درآمد مالیاتی، نرخ ارز و پایه پولی به ترتیب بعد از ۵، ۷ و ۴ دوره میرا می‌شوند. شوک متغیرهای کلان اقتصادی در نیمه اول سال اثر افزایشی روی ارزش افزوده بخش کشاورزی داشته و در نیمه دوم سال اثر کاهشی روی آن دارد.

واژه‌های کلیدی: ارزش افزوده بخش کشاورزی، الگوی خودرگرسیو برداری بیزین (BVAR)، متغیرهای کلان اقتصادی

مقدمه

رشد اقتصادی در هر کشوری نماد وشاخص پیشرفت آن کشور محسوب می‌شود و با توجه به این که یک بخش از تولید ناخالص داخلی، ارزش افزوده بخش کشاورزی است، بررسی عوامل مؤثر بر ارزش افزوده این بخش برای اقتصاد هرکشور، به عنوان یکی از مقولات اصلی و مهم تلقی می‌شود. بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد اقتصادی برای پاسخ به این سؤال که آیا تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی در ادوار تجاری ابزار سیاستی مفیدی است یا نه، حائز اهمیت است. تورم به عنوان یکی از مسائل اساسی اقتصاد کلان از معضلات اصلی اقتصاد ایران در طی چهار دهه گذشته بوده است. به طوری که متوسط میزان تورم در دهه‌های ۱۳۵۰، ۱۳۶۰، ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ به ترتیب برابر ۱۳، ۱۷، ۲۳ و ۱۴/۵ درصد بوده است اما در سال‌های اولیه‌ی دهه ۱۳۹۰ به ۲۹/۸ درصد افزایش یافته است (۱). با توجه به این‌که فضای اقتصادی کشور ایران در معرض شوک‌های مختلفی قرار دارد تدوین یک استراتژی پولی مناسب از اهمیت بالایی برخوردار است. سیاست پولی فرآیندی است که بانک مرکزی به کنترل عرضه پول و سایر متغیرهای پولی می‌پردازد که معمولاً برای رسیدن به رشد و ثبات اقتصادی اتخاذ می‌گردد. سیاست‌های پولی یکی از ابزارهای قوی در اختیار سیاست‌گذاران است که می‌تواند اثرات غیرقابل انتظاری بر متغیرهای اقتصادی بگذارد. کاربرد این سیاست‌ها در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، با چالش‌های زیادی برای ایجاد ثبات در سطوح کلان اقتصادی مواجه است. یکی از چالش‌ها این است که در ایران به دلیل قوانین مبتنی بر بانکداری بدون ربا، از ابزارهای رایج سیاست پولی نظیر نرخ بهره و عملیات بازار باز به طور گسترده استفاده نمی‌شود. هدایت سیاست پولی در ایران و سایر کشورهای در حال توسعه، به جای نرخ بهره عمدتاً بر عرضه و تقاضای پول و پایه پولی متمرکز است (۳).

مکاتب اقتصادی دارای عقاید مختلفی در مورد اثر سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد هستند. کلاسیک‌ها معتقد بر حداقل دخالت دولت در امور اقتصادی هستند و پول را خنثی می‌دانند. کینزین‌ها اعتقاد داشتند دخالت دولت در امور اقتصادی از طریق

۱، ۲ و ۳- به ترتیب دانشیاران و دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
(*-نویسنده مسئول: Email: pishbahar@yahoo.com)

سیاست‌های پولی و مالی الزامی بوده و پول خنثی نمی‌باشد و بر متغیرهای اسمی و حقیقی اثر می‌گذارد. کلاسیک‌های جدید نیز که به دو شاخه ادوار تجاری و پولی تقسیم می‌شوند، به عدم دخالت دولت در اقتصاد معتقدند. در نهایت کینزین‌های جدید با ارائه پایه‌های خرد اقتصادی برای نظریه‌های کینزی و به کارگیری فروض کلاسیکی مثل فرضیه انتظارات عقلایی، معتقدند که حتی سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده نیز اثرات حقیقی بر تولید و اشتغال ایجاد می‌کنند. نزاع بر سر خنثایی و عدم خنثایی پول هنوز ادامه دارد، اما در میان اکثر اقتصاددانان اجماعی صورت گرفته که پول در بلندمدت خنثی است و در کوتاه‌مدت بر تولید و اشتغال اثر می‌گذارد (۱۵).

امروزه کشاورزی یک فعالیت اقتصادی است که به واسطه تأمین امنیت غذایی مردم، نقش بسیار مهمی در تولید ناخالص داخلی هر کشور ایفا می کند. از سوی دیگر فعالیت کشاورزی می‌تواند تأثیرات جانبی زیست–محیطی به همراه داشته باشد. با این حال سرمایه گذاری در این بخش به حد کافی صورت نمی‌گیرد. سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی، علاوه بر رشد تولید واشتغال در این بخش، به رشد تولید واشتغال در سایر بخش‌های اقتصادی نیز کمک نموده ولذا شناسایی عوامل موثر برافزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی و اتخاذ سیاست‌های مناسب برای گسترش تولید از اهمیت فراوانی برخوردار است. امروزه تمام کشورهای جهان در پی بدست آوردن پیشرفت‌هایی در زمینه بهره‌وری و رشد اقتصادی هستند، بدین معنی که بتوانند با مصرف منابع کم‌تر به مقدار تولید بیش‌تری دست یابند. به منظور افزایش رشد اقتصادی در ایران باید به بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های مهم و عمده فعالیت اقتصادی در کشور توجه خاص کرد، زیرا رشد بهره‌وری در این بخش، با توجه به اهمیت آن می‌تواند در جهت دستیابی به توسعه اقتصادی یاری کند. سیاست‌های مالی و پولی دولت در بخش کشاورزی ایران را می‌توان به ترتیب به قیمت‌گذاری و خرید محصولات کشاورزی، بیمه محصولات کشاورزی، اعطای تسهیلات ارزان‌تر و پرداخت یارانه جهت تأمین نهاده‌های کشاورزی طبقه‌بندی کرد (۱۱).

برای اعمال یک سیاست پولی موفقیت آمیز، بایستی مقامات پولی ارزیابی صحیحی از زمان و میزان تأثیر این سیاست‌ها بر متغیرهای اقتصادی و نحوه واکنش متغیرهای کلان از جمله تولید به این سیاست‌ها داشته باشند. در واقع سیاست‌گذار باید بداند چه متغیرهایی در چه زمانی و به چه میزانی به سیاست اعمال شده واکنش نشان می‌دهد. لذا شناخت آثار و نحوه تأثیر عواملی که از طریق سیاست پولی بر بخش اقتصادی اثر می گذارند، ضروری است و موجب افزایش کارآیی سیاست پولی و مالی می‌گردد.

مطالعات داخلی و خارجی بسیاری در مورد اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید و اشتغال صورت گرفته است. شیرین بخش (۷) با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری (VAR) نتیجه گرفت که متغیرهای سرمایه‌گذاری و اشتغال به شوک وارده از نرخ ارز، عرضه پول و اعتبارات عکس‌العمل معنی‌داری از خود نشان نمی‌دهند و سیاست پولی اثر کمی بر متغیرهای مذکور دارد. طاهری فرد و موسوی آزاد کسمایی (۱۰) تأثیر ابزارهای پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار داد. برای این منظور، با استفاده از الگوی ساختاری و برآورد شکل تبدیل یافته آن طی دوره ۸۵–۱۳۶۰، روابط بین متغیرها و تأثیر سیاست‌های پولی و مالی را با استفاده از شبیه‌سازی الگوی برآوردی مطالعه نمودند و به این نتیجه رسیدند که کاهش نرخ سود تسهیلات تأثیری بر تولید ندارد اما باعث افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. هم‌چنین رابطه مثبت و معنی‌داری بین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و بخش دولتی وجود دارد. حسینی دولت‌آبادی و ندری (۳) با استفاده از مدل SVAR و متغیر پایه پولی به عنوان متغیر سیاست پولی به بررسی وجود عدم تقارن در بین واکنش بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات به یک شوک سیاست پولی انبساطی پرداختند. برابر یافته‌های پژوهش، واکنش بخش‌های اقتصادی به سیاست پولی متفاوت است و بخش صنعت بیش‌ترین و سریع‌ترین واکنش را نشان می‌دهد. بنابراین در ایران حساسیت بخش صنعت نسبت به سیاست پولی از دو بخش خدمات و کشاورزی بیش‌تر است.

شریفی رنانی و همکاران (۵) با استفاده از مدل مارکوف سویچینگ اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید را در ایران مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آزمون نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی مثبت و منفی در دوره رکود و همچنین رونق، اثرات نامتقارن بر رشد تولیدات داخلی دارند و در دوره رکود اثرگذارتر می‌باشند. شریفی رنانی و همکاران (۶) اثر سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها را از طریق کانال وام دهی بانکی بررسی نمودند. بدین منظور با استفاده از الگوی تصحیح خطا نتیجه گرفتند که افزایش حجم پول، به دلیل افزیش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، در کوتاه مدت سطح تولید را افزایش می‌دهد و در بلند مدت اثر منفی بر آن دارد. همچنین به واسطه افزایش حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت افزایش می‌یابد. بدین ترتیب استنباط گردید سیاست‌های پولی اثری بر تولید نداشته و تنها می‌توان از آن به منظور سیاست‌های ضدتورمی کمک گرفت. صادقی شاهدانی و همکاران (۹) اثر شوک پولی را بر متغیرهای اساسی کلان یعنی تولید و قیمت بررسی نموده‌اند. نتایج حاکی از آن است که یک شوک پولی انبساطی موجب افزایش تولید و قیمت‌ها خواهد شد و واکنش قیمت‌ها به شوک پولی سریع‌تر و پایدارتر است. لذا اعمال سیاست پولی گرچه در کوتاه مدت باعث افزایش تولید می‌گردد اما هزینه بالایی به دلیل تداوم طولانی مدت افزایش قیمت‌ها خواهد داشت.

یاماک و کوجوکاله (۲۰)، فرضیه خنثایی پول کلاسیک‌های جدید

را در اقتصاد ترکیه با استفاده از مدل خودرگرسیون پنج متغیره شامل تولید واقعی، حجم پول، مخارج دولت، نرخ ارز و سطح عمومی قیمت‌ها مورد آزمون قرار دادند. برابر یافته‌های تحقیق جزء پیش‌بینی شده پول، برعکس جز پیش‌بینی نشده آن، اثر معناداری بر تولید واقعی دارد. هم‌چنین هر دو جزء پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده مخارج دولت به عنوان یک سیاست مالی، اثر معناداری بر فعالیت‌های واقعی اقتصاد دارد. پیریس و ساکسگارد (۱۳) با استفاده از مدل تعادل عمومی DSGE سیاست‌های پولی در کشورهای کم درآمد را مورد تحلیل قرار داد و سه قاعده مختلف تثبیت نرخ ارز، تثبیت تورم CPI و تثبیت تورم کالاهای غیرقابل مبادله را بررسی نمود. نتایج حاکی از آن بود که در هر سه حالت، با بهبود تکنولوژی، تولید افزایش یافته است اما اشتغال بستگی به سیاست پولی در پیش گرفته شده دارد. چانگ و همکاران (۱۲) به بررسی اثرات عرضه پول روی تولید واقعی و نرخ تورم در کشور چین پرداختند. نتایج بیانگر اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی پول بر تولید واقعی و نرخ تورم است. تولید واقعی تنها به شوک‌های منفی و نرخ تورم فقط به شوک‌های مثبت پولی پاسخ نشان می‌دهند.

در اکثر مطالعاتی که از مدل‌های VAR و SVAR برای بررسی آثار سیاست پولی و مالی بر متغیرهای کلان استفاده شده است از دو روش برای مدل‌سازی استفاده نموده‌اند. در روش اول، برای هر بخش یک مدل مجزا برآورد شده است. در روش دیگر، تمام متغیرها در یک مدل وارد می‌شوند. روش دوم به دلیل این‌که تعاملات میان بخشی را در نظر می‌گیرد، برآورد معتبرتری از توابع عکس‌العمل آنی به دست می‌آورند و چون تنها یک مدل وجود دارد نتایج مقایسه بخش‌ها دقیق‌تر خواهد بود. اما عیبی که این روش دارد این است که با وارد کردن تمامی متغیرها در یک مدل، درجه آزادی مدل از بین می‌رود (۸). در این راستا، در این مطالعه سعی شده است الگوی مناسبی برای بررسی اثرات این سیاست‌ها بر ارزش افزوده بخش کشاورزی فراهم شود. برای این منظور از روش BVAR[۱] و آمار فصلی طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۶۹ در ایران استفاده شده است. در مطالعه حاضر تمامی متغیرها در یک مدل وارد می‌شود و با استفاده از مدل BVAR مشکل تعدد پارامترهای برآوردی و درجه آزادی حل خواهد شد.

مواد و روش‌ها

در آمار پایه اقتصادسنجی اشاره به دو نوع رویکرد کلاسیک و بیزین می‌شود. آمار کلاسیک بر پایه تعاریف کلاسیک احتمال شکل می‌گیرد. بر اساس مفاهیم کلاسیک آمار، احتمال بر پایه مفهوم فراوانی تعریف می‌شود. احتمال وقوع یک پیشامد به صورت تعداد فراوانی رخداد آن پیشامد در مجموع کل تعداد مشخص دفعات تکرار آزمایش تصادفی عنوان می‌گردد. آمار بیزی با تمرکز بر روی این مفهوم و انتقاد از این تعبیر اشاره به آزمایشات تصادفی دارد که اولین بار قرار است انجام بپذیرند. در این صورت هیچ پیشینه‌ای از تکرار آزمایشات تصادفی در دست آماردان نیست. بنابراین در این‌صورت دیگر تعبیر آمار کلاسیک از احتمال، درست نخواهد بود. یا زمانی‌که مفهوم فاصله اطمینان برای یک پارامتر از یک جامعه آماری مطرح می‌گردد، در مفاهیم آمار کلاسیک اشاره بدان دارد که اگر به تعداد ۱۰۰ بار نمونه آماری از یک جامعه انتخاب کنیم در ۹۰ یا ۹۵ یا ۹۹ درصد حالات قادر خواهیم بود تا یک فاصله اطمینان برای آن پارامتر مورد علاقه‌مان از جامعه بسازیم. این مفهوم نیز یک مفهوم و تعبیر فراوانی و انجام با تکرار نمونه‌گیری از جامعه است که با توجه به آن‌چه در بالا گفته شد مفهومی ضعیف و ناقص است (۲۱).

در آمار بیزی با اشاره به یک مجموعه اطلاعات که خارج از نمونه در مورد یک پارامتر وجود دارد اشاره به این نکته دارد که مجموعه اطلاعات برآمده از نمونه در قالب تابع درستنمایی و مجموعه اطلاعاتی که از قبل در مورد پارامتر وجود دارد در قالب توزیع پیشین نمایش داده شود. حال بر اساس مفهوم قاعده مشهور بیز در آمار، توزیع پسین متناسب با حاصلضرب توزیع پیشین پارامتر در تابع درستنمایی به دست آمده از نمونه آماری خواهد بود. تحلیل بیزی در مقایسه با تحلیل کلاسیک (غیر بیزی) دارای چندین مزیت می‌باشد. یکی از مزیت‌های تحلیل بیزی این است که در یک تحلیل بیزی امکان دخالت دادن اطلاعات غیر نمونه‌ای وجود دارد. مزیت دیگر این است که استنباط آماری راجع به درایه‌های ماتریس ضرایب و درایه‌های ماتریس واریانس-کوواریانس پسماندها با دیدگاه بیزی بسهولت امکان‌پذیر است ولی با دیدگاه غیر بیزی این کار می‌تواند بسیار دشوار و در مواردی ناممکن باشد. مزیت دیگر یک تحلیل بیزی در مواردی است که طول سری زمانی کم باشد در این صورت نمی‌توان پارامترهای مدل را به روش کلاسیک برآورد نمود، در این صورت روش بیزی می‌تواند به عنوان یک روش جایگزین تلقی شود (۴).

مدل‌های تک متغیره سری زمانی در طول زمان یک سیر تکاملی را طی کرده‌اند. به طوری‌که نقد لوکاس و تغییر پارامترها در مقابل سیاست‌ها باعث به وجود آمدن سیستم معادلات هم‌زمان شد و سپس مسئله تشخیص و روابط علی و معلولی نامشخص بین متغیرهای اقتصادی مدل VAR سیمز را مطرح کرد. بعدها به دلیل نبود پایه‌های تئوریک اقتصادی و وجود پارامترهای قابل تخمین زیاد، مدل دیگری به نام مدل خودرگرسیون ساختاری (SVAR) ارائه شد. سپس مدل‌های تعادل عمومی با ویژگی پویایی بر اساس نظریه کنترل بهینه و برنامه‌ریزی پویا به تحلیل اقتصادسنجی مدل‌های VARپرداخت و در نهایت مدلی ارائه شد که مشکلات مدل‌های قبلی را نداشته و بر

۱- خودرگرسیو برداری بیزین

اساس آمار بیزین مطرح می‌گردد (۲۱).

جهت سنجش و ارزیابی سیاست‌های پولی و یا مالی مدل‌های خود رگرسیونی برداری (VAR) کاربرد گسترده ای در زمینه تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های پولی بر متغیرها و بخش‌های مختلف اقتصادی داشته‌اند. 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 بدست نمی‌دهد (۲).

برای رفع مشکل پارامتر بیش از حد، جهت انجام پیش‌بینی‌های درست، از دو روش می‌توان استفاده کرد. استفاده از مدل‌های SVAR و BVAR موجب کاهش تعداد ضرایب مدل می‌شود اما تفاوتی که در این دو مدل وجود دارد این است که در مدل‌های ساختاری مقدار بعضی از ضرایب صفر در نظر گرفته می‌شود در حالی‌که در مدل‌های بیزین، به جای حذف ضرایب برای هر ضریب یک توزیع احتمال در نظر گرفته می‌شود. برای مثال پژوهشگر برای ضریب b توزیع احتمالی با میانگین صفر و واریانس σ^2 در نظر می‌گیرد به گونه‌ای که هر چه مقدار این واریانس کم‌تر باشد نشان‌دهنده آن است که پژوهشگر نسبت به صفر بودن ضریب b اطمینان بیش‌تری دارد (۸).

مدل‌های بیزین دارای سه جزء اساسی شامل «تابع چگالی پیشین»[1]، «تابع درستنمایی»[2] و «تابع چگالی پسین»[3] می‌باشند. بسته به این‌که از چه نوع تابع پیشینی در مدل استفاده شود می‌توان به نتایج مختلفی دست یافت. در مدل خودرگرسیون برداری بیزین چندین تابع پیشین وجود دارد که معروف‌ترین آن‌ها «تابع پیشین مینسوتا یا لیترمن»[4] است که توسط دان، لیترمن و سیمز معرفی شده است. در این مقاله از چهار تابع پیشین برای تخمین مدل استفاده شده است و در نهایت مدل با RMSE کمتر برای محاسبه توابع عکس‌العمل آنی انتخاب می‌گردد (۹).

مدل خودرگرسیون برداری بیزین: مدل خودرگرسیون شامل M متغیر و p وقفه به صورت رابطه (۱) نمایش داده می‌شود (۸):

$$y_t = m + A_1 y_{t-1} + \ldots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t = m + \sum_{j=1}^{p} A_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در آن y_t بردار $M \times 1$ بوده و m بردار ضرایب ثابت و A_1 تا A_p ماتریس $M \times M$ پارامترهایی است که باید برآورد شوند. هم‌چنین فرض بر این است که $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ می‌باشد. با در نظر گرفتن $K = 1 + Mp$ به عنوان تعداد ضرایب موجود در هر یک از معادلات VAR، ماتریس X ابعاد T×K خواهد داشت. همچنین اگر $A = (u \;\; A_1 \;\; \ldots \;\; Ap)'$ باشد، a=vec(A) می‌باشد که یک بردار KM×1 بوده و تمامی ضرایب (و اجزاء ثابت) VAR را در یک بردار انباشته است. با استفاده از تمامی این تعاریف می‌توان مدل VAR و ماتریس X_t ($X_t = (1, y'_{t-1}, \ldots, y'_{t-p})$) را به صورت زیر نوشت:

$$Y = XA + E \quad or \quad Y = (I_M \otimes X)a + \varepsilon \quad (۲)$$

$$x = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_r \end{bmatrix} \quad (۳)$$

که در آن $\varepsilon \sim N(0, \Sigma \otimes I_T)$. می‌توان تابع درستنمایی را از چگالی نمونه‌ای $p(y \mid a, \Sigma)$ به دست آورد و نشان داد که این تابع حاوی دو بخش است: یکی توزیع شرطی a به شرط Σ و دیگری توزیع Σ^{-1} که یک توزیع ویشارت[5] است:

$$a \mid \Sigma, y \sim N(\hat{a}, \Sigma \otimes (X'X)^{-1}) \quad (۴)$$

$$\Sigma^{-1} \mid y \sim W(S^{-1}, T - K - M - 1) \quad (۵)$$

در این‌جا $\hat{A} = (X'X)^{-1} X'Y$ (برآورد OLS از A)، $\hat{a} = vec(\hat{A})$ و $S = (Y - X\hat{A})'(Y - X\hat{A})$ است. این سیستم شامل MK پارامتر می‌باشد. بنابراین تعداد ضرایب در مدل خودبازگشت برداری بسیار بیش‌تر از تعداد مشاهدات خواهد بود. بنابراین دور از انتظار نیست که پارامترهای برآورد شده در مدل‌های نامقید خودبازگشت برداری غیر دقیق بوده و نزدیک به صفر باشند (۱۴).

سیمز (۱۸) و سیمز، استاک و واتسون (۱۹) معتقدند که حتی اگر متغیرها دارای ریشه واحد باشند، نباید تفاضل آن‌ها را در سیستم وارد کرد. استدلال آن‌ها این است که هدف از تحلیل VAR تعیین روابط

1 - Prior Density Function
2 - Likelihood Function
3 - Posterior Density Function
4–Litterman / Minnesota Density Function
5–Wishart distribution

متقابل میان متغیرها و نه برآورد پارامترهاست. در واقع استدلال اصلی آن‌ها این است که با تفاضل‌گیری، اطلاعاتی را که نشان دهنده وجود روابط هم‌انباشتگی میان متغیرهاست را از دست خواهیم داد. به همین ترتیب استدلال می‌شود که نیازی به روندزدایی از متغیرهای موجود در مدل VAR نیست (۸).

روش‌های بیزین با ترکیب تابع درستنمایی و تابع پیشین، به تابع پسین می‌رسند. در این حالت حتی اگر پارامترها در تابع درستنمایی به درستی تعیین نشده باشند، استفاده از تابع پیشین مناسب می‌تواند ما را به تابع چگالی پسین معتبری رسانده و در نتیجه استنباط بیزین را ممکن سازد. یکی از مزیت‌های روش بیزین این است که می‌توان بدون نگرانی در مورد کم شدن درجه آزادی، متغیرهای مدل را افزایش داد. لذا در این تحقیق یک مدل که شامل تمامی متغیرها می‌باشد برآورد شده است.

مجرای نرخ بهره در بخش‌هایی که درآن‌ها کالاهای بادوام تولید می‌شود قوی‌تر است در صورتی که کالاهای تولید شده در بخش کشاورزی از نوع کالاهای بادوام نمی‌باشند. تقاضای این دسته از کالاها نسبت به سایر کالاها در مقابل نرخ بهره باکشش‌تر است. از طرفی بر اساس مجرای نرخ ارز، سیاست پولی بر بخش‌های صادرات محور تأثیر بیشتری دارد از این‌رو انتخاب نرخ ارز به عنوان یکی از متغیرها، در این تحقیق مناسب‌تر می‌باشد. با توجه به این که عرضه اسمی پول حاصل‌ضرب دو متغیر پایه پولی و ضریب فزایندهٔ پولی است و از آن‌جا که بانک مرکزی به ندرت از سیاست تغییر نرخ ذخیره قانونی استفاده می‌کند، بنابراین از طریق تغییر پایه پولی است که بر عرضه پول اعمال مدیریت می‌کند. بر این اساس انتخاب پایه پولی نسبت به حجم پول به عنوان شاخص سیاست پولی ارجحیت دارد، چرا که بخشی از تغییرات عرضه پول که ناشی از تغییرات ضریب فزاینده پولی است، توسط بانک مرکزی اعمال نشده است. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق که به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند، شامل ارزش افزوده بخش کشاورزی (dlgdpa)، نرخ ارز (dlner) و پایه پولی (dlmb) به عنوان متغیرهای سیاست پولی و سرمایه‌گذاری داخلی (dlinv) و درآمد مالیاتی (dlinctax) به عنوان متغیرهای سیاست مالی می‌باشند. داده‌های مورد استفاده از بانک داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. واحد داده‌های مربوط به ارزش افزوده بخش کشاورزی و درآمد مالیاتی و سرمایه گذاری داخلی، میلیارد ریال بوده و نرخ ارز نیز به صورت ارزش ریالی یک واحد دلار آمریکا محاسبه شده است (۱).

$$d\text{lgdpa} = f(dlinctax, dlinv, dlmb, d\ln er) \quad (۶)$$

نتایج و بحث

نخستین مرحله در برآورد سری‌های زمانی، بررسی وضعیت مانایی متغیرها است. در این قسمت با استفاده از آزمون ریشه واحد KPSS[1] و ADF مانایی متغیرها بررسی شده و نتایج در جدول (۱) آورده شده است. مطابق نتایج تمامی متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری در سطح ۵ درصد مانا شدند.

با استفاده از آزمون جوهانسن- جوسیلیوس وجود بردارهم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل بررسی شد که نتایج آزمون در جدول (۲) آمده است. بر اساس آماره λ_{trace} و آماره $\lambda_{\max}$ یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد. با توجه به مطالعه صاحب هنر و همکاران (۸)، در صورتی که میان متغیرها رابطه هم‌جمعی وجود داشته باشد، می‌بایست از چارچوب VECM استفاده نمود. اما از آن‌جا که مدل VECM را با تغییر و تبدیل پارامترها می‌توان به شکل یک مدل VAR معادل نوشت، چنان‌چه رابطه همجمعی میان متغیرهای مدل وجود داشته باشد، می‌توان یک مدل VAR با متغیرهای ناپایا را برآورد کرده و به نتایج معتبری رسید (۱۷).

هم‌چنین براساس معیارهای آکائیک، شوارتز-بیزین و حنان-کوئین تعداد وقفه بهینه برابر ۴ وقفه تعیین گردید. یکی از روش‌های مقایسه کارآیی مدل‌های مختلف و میزان نیکویی برازش آن‌ها در ادبیات اقتصادسنجی بیزین، بررسی میزان دقت پیش بینی آن‌هاست. در این میان، معیار RMSE در ادبیات مربوطه به شکل وسیعی جهت مقایسه دقت پیش‌بینی مدل‌های مختلف مورد استفاده قرار گرفته است. پیش‌بینی‌ها نیز با استفاده از توابع پیشین مختلف انجام شده و معیار RMSE برای هر یک محاسبه گردید که نتایج در جدول (۳) گزارش شده است.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{\tau=\tau_0}^{T-h}\left[y^0_{i,\tau+h} - E(y_{i,\tau+h} \mid Data_\tau)\right]^2}{T-h-\tau_0+1}} \quad (۷)$$

مطابق نتایج جدول مشاهده می‌شود که مدل BVAR با استفاده از تابع پیشین نرمال- ویشارت به دلیل داشتن پایین‌ترین مقدار RMSE، پیش بینی‌های دقیق‌تری نسبت به سایر روش‌ها ارائه می‌کند، لذا از این روش برای استخراج توابع عکس‌العمل آنی (IRF) استفاده گردید. جدول (۴) احتمال پسین ضرایب مدل BVAR با تابع پیشین نرمال- ویشارت را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود از ۱۰۰ ضریب موجود در مدل تنها ۸ ضریب دارای احتمال بیش از ۵۰ درصد می‌باشند و اهمیت بالایی دارند.

1-Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test

جدول ۱- نتایج آزمون مانایی متغیرهای مدل

متغیرها	در سطح		یک بار تفاضل‌گیری		در سطح		یک بار تفاضل‌گیری	
	کمیت بحرانی ۵٪	KPSS	کمیت بحرانی ۵٪	KPSS	کمیت بحرانی ۵٪	ADF	کمیت بحرانی ۵٪	ADF
ارزش افزوده بخش کشاورزی	۰/۴۶۳	۰/۶۴	۰/۴۶۳	۰/۰۶۷	-۲/۸۹	۰/۲۶۵	-۲/۸۹	-۱۵۵/۳۳
درآمد مالیاتی	۰/۴۶۳	۱/۲۳	۰/۴۶۳	۰/۳۷۷	-۲/۸۹	۱/۷۹	-۲/۸۹	-۵/۰۱
سرمایه‌گذاری داخلی	۰/۴۶۳	۱/۱۸	۰/۴۶۳	۰/۱	-۲/۸۹	۰/۸	-۲/۸۹	-۳/۶۸
نرخ ارز	۰/۴۶۳	۱/۱	۰/۴۶۳	۰/۱۷۴	-۲/۸۹	۰/۰۸	-۲/۸۹	-۳/۰۵
پایه پولی	۰/۴۶۳	۱/۲۴	۰/۴۶۳	۰/۳۵۴	-۲/۸۹	۰/۲۷	-۲/۸۹	-۱/۷۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس

آزمون اثر			آزمون حداکثر مقدار ویژه		
تعداد بردارهای هم انباشتگی	مقدار آماره λ_{trace}	کمیت بحرانی	تعداد بردارهای هم انباشتگی	مقدار آماره $\lambda_{\max}$	کمیت بحرانی
*None	۲۷۳/۱۵	۶۹/۸۲	*None	۲۲۹/۸۲	۳۳/۸۸
At most 1	۴۳/۳۳	۴۷/۸۶	At most 1	۲۲/۸	۲۷/۵۸
At most 2	۲۰/۵۴	۲۹/۸	At most 2	۱۵/۳۶	۲۱/۱۳
At most 3	۵/۱۷	۱۵/۴۹	At most 3	۴/۹۹	۱۴/۲۶
At most 4	۰/۱۸	۳/۸۴	At most 4	۰/۱۸	۳/۸۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- نتایج معیار RMSE پیش بینی توابع مختلف پیشین

نوع تابع پیشین	۱دوره جلوتر	۲دوره جلوتر	۳دوره جلوتر	٤دوره جلوتر	متوسط ٤ دوره	شاخص نسبی
OLS	۰/۳	۰/۳۱	۰/۳۵	۰/۳۶	۰/۳۳	۱
Minnesota(Litterman)	۰/۲۵	۰/۲۹	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۳	۰/۷۳
Normal-Wishart	۰/۱۹	۰/۲	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۲۲	۰/۷۷
SSVS-Wishart	۰/۲۵	۰/۲۷	۰/۳۱	۰/۳۲	۰/۲۹	۰/۶۴
SSVS- Full	۰/۲۲	۰/۲۳	۰/۳	۰/۳۱	۰/۲۶	۰/۶۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مدل‌های خودرگرسیون برداری برای بررسی تأثیر ایجاد یک شوک در یک متغیر خاص بر سایر متغیرهای مدل از توابع عکس‌العمل آنی استفاده می‌شود. در این مطالعه نیز برای شناسایی تکانه‌ها از روش رایج تجزیه چولسکی استفاده شده است. شکل (۱) توابع واکنش آنی متغیرهای کلان اقتصاد را به یک شوک متغیرهای کلان اقتصادی (با استفاده از مدل VAR)نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مدل VAR به دلیل داشتن پارامترهای زیاد و در نتیجه درجه آزادی کم، دارای دقت پایین و واریانس بالا است، در نتیجه ضرایب برآوردی و توابع عکس‌العمل از دقت کمی برخوردارند. اما روش‌های بیزین با منقبض نمودن مدل، این مشکل را به خوبی برطرف نموده و دقت تخمین را بالا می‌برند.

شکل (۲) توابع واکنش آنی متغیرهای کلان اقتصاد را به یک شوک متغیرهای کلان اقتصادی (با استفاده از مدل BVAR و تابع پیشین نرمال- ویشارت) نشان می‌دهد. تقریباً تمامی متغیرهای کلان بعد از دو دوره نسبت به شوک متغیرهای کلان اقتصادی واکنش نشان دادند. بر اساس شکل (۲) افزایش در پایه پولی و درآمد مالیاتی و نرخ ارز ناشی از شوک پایه پولی ماندگار نبوده به طوری‌که درآمد مالیاتی تقریباً بعد از ۵ دوره، نرخ ارز بعد از ۷ دوره و خود پایه پولی

بعد از ۴ دوره میرا می‌شوند. تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی و سرمایه‌گذاری داخلی پایدار است.

پیش بهار و همکاران (۲) نیز در مطالعه‌ای اثر شوک نقدینگی بر قیمت مواد غذایی را بررسی نمودند و نتیجه‌گیری شد که شوک نقدینگی بر شاخص مواد غذایی حدودا تا ده فصل بعد واکنش خاصی نشان نداده اما پس از آن باعث نوسان فزاینده‌ای بر قیمت مواد غذایی خواهد شد به طوری‌که در بلندمدت به تعادل نمی‌رسند. بنابراین شوک پولی به این سیستم نوسانات ناپایدار در بلندمدت ایجاد می‌کند.

نتیجه‌گیری

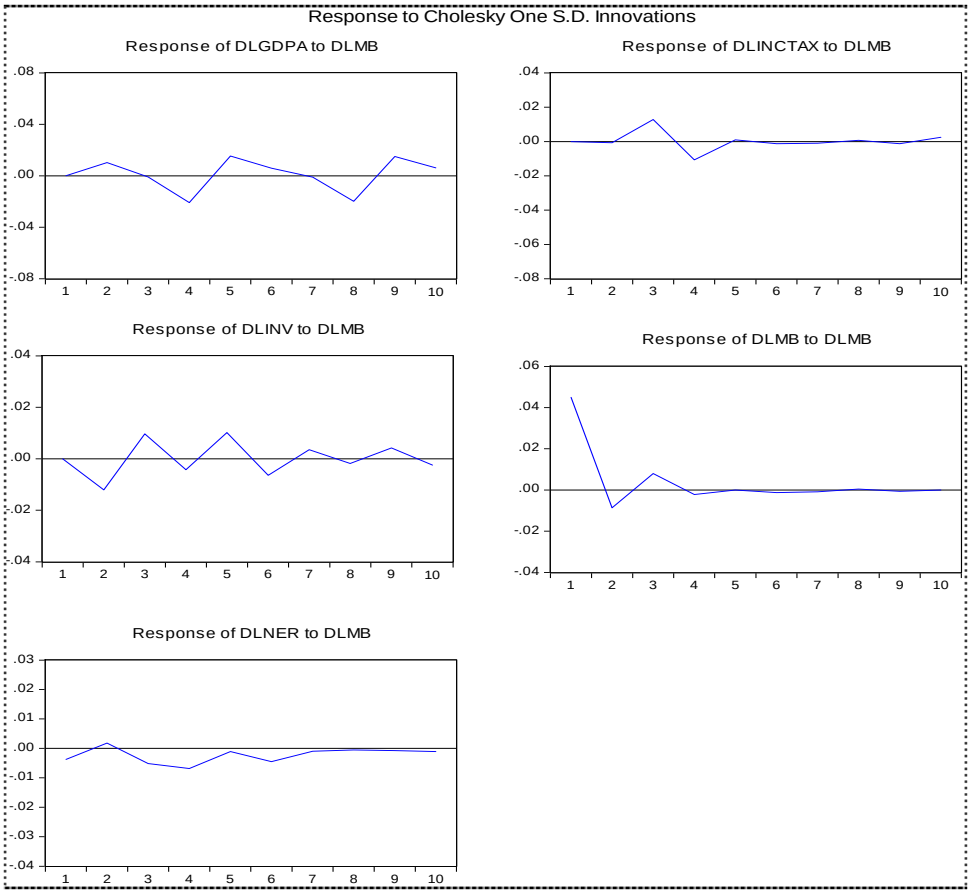
برای بررسی اثر شوک متغیرهای کلان اقتصادی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، ابتدا با استفاده از آزمون ADF و KPSS مانایی متغیرهای مدل آزمون شد و مشخص شد که متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. هم‌چنین نتایج حاصل از آزمون جوهانسن نشان دادند که یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرها وجود دارد. براساس نتایج حاصل از پیش‌بینی، تابع پیشین نرمال- ویشارت دارای کم‌ترین مقدار RMSE بوده و به عنوان تابع مناسب برای پیش‌بینی انتخاب شد. بر اساس توابع واکنش آنی نیز تقریباً تمامی متغیرهای کلان بعد از دو دوره نسبت به شوک سیاست پولی واکنش نشان دادند. افزایش در پایه پولی و درآمد مالیاتی و نرخ ارز ناشی از شوک پایه پولی ماندگار نبوده به طوری‌که درآمد مالیاتی تقریباً بعد از ۵ دوره، نرخ ارز بعد از ۷ دوره و خود پایه پولی بعد از ۴ دوره میرا می‌شوند.

جدول ٤- احتمال پسین ضرایب مدل BVAR با تابع پیشین Normal - Wishart

	Dlgdpa	Dlinctax	Dlinv	dlmb	dlner
$dlgdpa_{t-1}$	۱	۰/۰۸۹	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۰۶۷
$dlinctax_{t-1}$	۰/۰۱۴	۰/۳۵	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۰۳
$dlinv_{t-1}$	۰/۰۶	۰/۲۶	۰/۵۸	۰/۰۶	۰/۱
$dlmb_{t-1}$	۰/۲۱	۰/۵۲	۰/۰۲	۰/۱۷	۰/۰۰۴
$dlner_{t-1}$	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۰۸	۰/۰۴
$dlgdpa_{t-2}$	۱	۰/۱۳	۰/۰۶	۰/۰۲۶	۰/۰۴۹
$dlinctax_{t-2}$	۰/۰۴	۰/۳	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۹
$dlinv_{t-2}$	۰/۱	۰/۷۷	۰/۴۲	۰/۰۵	۰/۰۸۸
$dlmb_{t-2}$	۰/۲۷	۰/۳۵	۰/۲	۰/۱۵	۰/۲
$dlner_{t-2}$	۰/۱۳۴	۰/۲۸	۰/۳۷	۰/۰۵۲	۰/۱۳
$dlgdpa_{t-3}$	۱	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۰۰۰۵	۰/۰۳
$dlinctax_{t-3}$	۰/۰۹۵	۰/۳	۰/۰۸	۰/۰۲۷	۰/۰۷۸
$dlinv_{t-3}$	۰/۱	۰/۱۷	۰/۴۲	۰/۰۵	۰/۰۸۸
$dlmb_{t-3}$	۰/۱۵	۰/۲۱	۰/۱۱	۰/۰۲۲	۰/۸۹
$dlner_{t-3}$	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۱۷	۰/۰۵	۰/۳
$dlgdpa_{t-4}$	۰/۰۵	۰/۱۳	۰/۰۶۵	۰/۰۵	۰/۰۴
$dlinctax_{t-4}$	۰/۵۳	۰/۱۳	۰/۰۱۹	۰/۰۱	۰/۰۳
$dlinv_{t-4}$	۰/۰۲	۰/۲۵	۰/۲۶	۰/۰۴	۰/۰۹
$dlmb_{t-4}$	۰/۲۵	۰/۳۳	۰/۱۰۹	۰/۰۳۷	۰/۰۴۷
$dlner_{t-4}$	۰/۱۵	۰/۳۷	۰/۱۵	۰/۱۰۷	۰/۳۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شکل ۱- توابع عکس‌العمل آنی (با استفاده از روش VAR)



شکل ۲- توابع عکس‌العمل آنی (با استفاده از روش BVAR و تابع پیشین Normal– Wishart)

تـأثیر سیاسـت پـولی بـر ارزش افـزوده بخـش کشـاورزی و سرمایه‌گذاری داخلی پایدار است. شـوک سیاسـت پـولی در نیمـه اول سال اثر افزایشی روی ارزش افزوده بخش کشاورزی داشته و در نیمه دوم سال اثر کاهشی روی آن دارد. با توجه به این‌که اثر افزایش پایـه پولی بر سطح تولید و سرمایه‌گذاری داخلی پایدار می‌باشد لذا سیاسـت پولی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی موثر بوده و خنثی نمـی‌باشـد و پیشنهاد می‌شود برای افزایش تولید از سیاسـت پـولی اسـتفاده شـود. براساس مطالعه‌ای که حسینی دولت آبادی و نـدری (۳) انجـام دادنـد نتیجه شد که سهم شـوک سیاسـت پـولی در تغییـرات ارزش افـزوده بخش صنعت نسبت به سهم این شوک در تغییـرات ارزش افـزوده دو بخش کشاورزی و خدمات بیش‌تر اسـت. بنـابراین حساسـیت بخـش کشاورزی به سیاست پولی زیاد نمی‌باشـد. مجتهـد و محمـد شـریفی (۱۱) نیز در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که سیاسـت‌هـای مـالی انبساطی (انقباضی) در کوتاه‌مدت تأثیری بـر رشـد بخـش کشـاورزی ندارد ولی در بلندمدت دارای اثر مثبـت (منفـی) در رشـد ایـن بخـش خواهد داشت. هم‌چنین سیاسـت‌هـای پـولی انبسـاطی (انقباضـی) در کوتاه‌مدت تأثیری بر رشد بخش کشـاورزی نـدارد ولـی در بلندمـدت باعث کاهش (افزایش) رشد آن می‌شود.

منابع

۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. http://www.cbi.ir/

۲- پیش بهار الف.، قهرمانزاده م.، جعفری ثانی م. ۱۳۹۲. تأثیر شوک‌های نقـدینگی بـر قیمـت مـواد غـذایی در ایـران: کـاربرد رهیافـت مـدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR)، پژوهش‌های اقتصاد و توسعه کشاورزی، جلد ۲۷ ، شماره ۴: ۳۱۹-۳۲۷.

۳- حسینی دولت آبادی م.، ندری ک. ۱۳۹۱. آثار بخشی سیاست پولی در چارچوب نظام بانکداری بدون ربا. جستارهای اقتصادی ایران. سال نهم، شماره ۱۷: ۳۰-۹.

۴- خردمندنیا م، و طیبی س.ک. ۱۳۸۶. تحلیل بیزی مدل اتورگرسیو برداری. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده علوم، دانشگاه اصفهان.

۵- شریفی رنانی ح.، هنرور ن.، دائی‌کریم‌زاده س.، و امرالهی پورشیرازی ف. ۱۳۹۰. بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلـی از طریـق کانال وام‌دهی سیستم بانکی در ایران. فصلنامه مدلسازی اقتصادی. سال سوم، شماره ۴ «پیاپی ۱۰»: ۴۸-۲۷.

۶- شریفی رنانی ح.، صالحی ر.، و قبادی سارا. ۱۳۹۱. اثرات نامتقارن شوک‌های سیاست پولی بر سطح تولیـد واقعـی در ایـران: رویکـرد چـرخش مارکوف. فصلنامه مدلسازی اقتصادی. سال ششم، شماره ۳ «پیاپی ۱۹»: ۱۰۸-۸۹.

۷- شیرین‌بخش ش. ۱۳۸۴. اثر سیاست چولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال. پژوهشنامه اقتصادی. ۵ و ۴ «پیاپی ۱۹»: ۲۷۳-۲۶۳.

۸- صاحب‌هنر ح.، چشمی ع.، و فلاحی م. ۱۳۹۲. بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌هـای مختلـف اقتصـاد ایـران. فصـلنامه علمـی- پژوهشـی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال سوم، شماره ۱۱: ۵۶-۴۱.

۹- صادقی شاهدانی م.، صاحب‌هنر ح.، عظیم‌زاده آرانی م.، و حسینی دولت‌آبادی م. ۱۳۹۱. بررسـی اثـر شـوک‌هـای پـولی بـر متغیرهـای کـلان اقتصادی با استفاده از روش BVAR مطالعه موردی ایران، فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران. سال اول، شماره ۴: ۹۱-۱۲۴.

۱۰- طاهری‌فرد ا.، موسوی آزادکسمایی ا. ۱۳۸۷. اثر بخشی سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران. فصلنامه تحقیقات اقتصادی. شماره ۸۳: ۱۶۱-۱۳۷.

۱۱- مجتهد ا. و شریفی م. ۱۳۸۳. بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی در رشد بخش کشاورزی ایران. اقتصاد کشـاورزی و توسـعه، سـال دوازده، شماره ۴۷.

12- Cheng-che S. 2007. Does monetary policy have asymmetric effect on stock returns. Journal of Money, Credit and Banking, 39(2): 667-686.

13- Koop G., and Korobilis D. 2010. Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics. Manuscript available at http://personal.strath.ac.uk/gary.koop/kk3.pdf.

14- Mankiw G., and Romer D.1991. New Keynesian economics, Cambridge, MIT Press.

15- Mossa A. 1997. Testing the long run neutrality of money in a developing economy. The case of India, Journal of development economics, 53: 83-104.

16- Peiris S., and Saxegaard M. 2007. An estimated DSGE model for monetary policy analysis in low-income countries. IMF Working Paper, December.

17- Selover D., and Round D. 1996. Business Cycle Transmission and Interdependence between Japan and Australia.

Journal of Asian Economics, 7(4): 569-602.
18- Sims C. 1980. Macroeconomics and reality, Econometrics, 80(1): 48.
19- Sims C., Stock J., and Watson M. 1990. Inference in linear time series models with some unit roots. Econometrica, 58(1): 113-144.
20- Yamak R., and Kucukale Y. 1998. Anticipated versus unanticipated money in turkey. YapiKredi Economic Review, 9(1): 27-41.