

تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر پویایی قیمت گروه کالاهای صنعتی منتخب در ایران^۱

آرش کتابفروش بدری

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی قزوین، arashkbadri@gmail.com

اکبر میرزاپور باباجان*

استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی قزوین، akbar.mirzapour@gmail.com

بیت‌اله اکبری مقدم

استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی قزوین، akbari.beitollah@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۹/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۲/۰۹

چکیده

بررسی پویایی قیمت کالاهای صنعتی در دوره‌های زمانی مختلف از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، چراکه وجود نوسان در قیمت کالاها می‌تواند به عنوان یک مشکل جدی در سیاست‌گذاری‌ها مطرح شود و تولید بخش‌های مختلف اقتصاد را نیز تحت تأثیر قرار دهد. شوک‌های سیاست پولی از جمله عواملی هستند که می‌توانند بر قیمت کالاهای صنعتی اثرگذار باشند. هدف مطالعه‌ی حاضر در واقع بررسی تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر پویایی قیمت گروه کالاهای صنعتی در ایران با استفاده از رویکرد خود توضیح‌برداری ساختاری (SVAR) در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۷-۱ تا ۱۳۹۶-۴ است. جامعه آماری مورد بررسی پژوهش بخش اقتصاد کلان ایران است و کالاهای مورد بررسی در این پژوهش شامل آلومینیوم، مس، طلا، میلگرد، تیرآهن و روی می‌باشند. نتایج بررسی‌ها نشان داد که در بلندمدت بیش‌ترین تأثیر بر کالاهای مورد بررسی توسط اعتبارات پرداختی صورت می‌پذیرد. در نهایت می‌توان گفت افزایش میزان اعتبارات پرداختی برای بخش صنعت به منظور تامین سرمایه‌های لازم برای گسترش مراکز تولید صنعت و رسیدن به یک شرایط با ثبات در قیمت کالای صنعتی از جمله سیاست‌هایی است که می‌تواند برای بهبود وضعیت تأثیرگذار باشد.

واژه‌های کلیدی: شوک‌های سیاست پولی، قیمت کالاها، بخش صنعت، ایران، روش SVAR.
طبقه‌بندی JEL: C22, E31, E52, O14.

^۱ . این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین است.

* . نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

بخش صنعت در اقتصاد کشور نقش مهمی در ایجاد ارزش افزوده و اشتغال‌زایی ایفا می‌کند. حوزه صنعت به نسبت سایر بخش‌ها، از تنوع بالایی برخوردار بوده و سرمایه مورد نیاز برای تدوام فعالیت آن‌ها نیز در اقتصاد وجود دارد. این بخش یکی از پایه‌های اصلی نظریه‌های رشد و توسعه اقتصادی است. اهمیت بخش صنعت در بعد نخست در ایجاد ارزش افزوده مستقیم برای اقتصاد و در بعد دوم به عنوان یک پیشران برای توسعه سایر بخش‌های اقتصادی قلمداد می‌گردد. این بخش از جمله بخش‌های زیربنایی اقتصاد است که نقش عمده‌ای در تعیین چرخه‌های رونق و رکود اقتصادی ایفا می‌کند (دائی و افشون^۱، ۱۳۹۷، ص. ۳۲). با توجه به آمار منتشر شده از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران، در حال حاضر بیش از ۳۴ درصد اشتغال کشور در بخش صنعت به فعالیت می‌پردازند و ۲۱ درصد از مجموع سرمایه‌گذاری‌ها در این بخش صورت می‌پذیرد. این درحالی است که بسیاری از صاحب‌نظران، توسعه صنعتی را لازمه توسعه و رشد اقتصادی پایدار می‌دانند، از این رو به دلیل آثار چشمگیر بخش صنعت بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، اشتغال، صادرات و به‌طور کلی نقش کلیدی صنعت در فرآیند توسعه ملی، ضروری است و می‌بایست توجه مؤثر و مناسبی برای افزایش قدرت رقابتی و ارتقای بهره‌وری این بخش و دستیابی به اهداف رشد اقتصادی به عمل آید (اژدی و حیدری^۲، ۱۳۹۴، ص. ۲). بر اساس آمارهای منتشر شده از مرکز آمار ایران رشد ارزش افزوده بخش صنعت در ۶ سال اخیر در حدود ۲/۲۱ درصد می‌باشد که وضعیت چندان مطلوبی به شمار نمی‌آید. با توجه به اهداف بلندمدت تعیین شده در سند چشم‌انداز بیست‌ساله کشور یعنی افق ۱۴۰۴ و همچنین نیاز به طی مسیر توسعه صنعتی، شناسایی نیازهای حمایتی در بخش‌های مختلف صنعت کشور، به‌ویژه بخش تولید و اتخاذ سیاست‌هایی برای پیشبرد اهداف صنعتی در بلندمدت ضروری است.

اهمیت موضوع در این است که سیاست‌های پولی یکی از ابزارهای مناسب در اختیار سیاست‌گذاران اقتصادی است که تاثیر آن بر متغیرهای اقتصادی گاه غیرقابل انتظار و ناخواسته است. برای اعمال یک سیاست پولی موفقیت‌آمیز لازم است مقامات پولی، ارزیابی صحیحی از زمان و میزان تاثیر این سیاست بر متغیرهای اقتصادی داشته باشند.

¹ Dae & Afshoon (2018)

² Azhdari & Heydari (2015)

برای این منظور، درک و شناخت شرایط اقتصادی در زمان اجرای یک سیاست پولی از اهمیت خاصی برخوردار است (اصغری‌پور، فلاحی و تلیسچی^۱، ۱۳۹۰، ص. ۱۸۴). با توجه به این که سیاست‌های پولی معمولاً نقش مهمی در تثبیت اقتصادی کشورهای در حال توسعه بازی می‌کنند، سیاست‌گذاران اقتصادی در این گونه کشورها، با توجه به ابزارهای سیاست پولی از طریق تغییراتی که در آن‌ها به وجود می‌آورند، می‌توانند به اهداف مورد نظر دست یابند. از طرفی به کارگیری نامناسب این سیاست‌ها می‌تواند در عملکرد اقتصاد اختلال ایجاد نماید (سلمانی بی‌شک و همکاران، ۱۳۹۴، ۹۵). این سیاست‌ها از اهمیت ویژه‌ای در اقتصادهای در حال گذار برخوردارند. چگونگی تنظیم سیاست‌های پولی و استفاده از ابزارهای پولی، به طور قطع بر عملکرد اقتصادهای مزبور و عبور موفقیت آمیز از مرحله‌گذار، تأثیر شگرفی خواهد داشت (تقوی و لطفی^۲، ۱۳۸۵، ص. ۱۳۳). با توجه به این مهم سوالی که پژوهش حاضر به دنبال آن است نحوه تاثیر شوک‌های سیاست پولی بر قیمت کالاهای صنعتی منتخب در ایران است. در واقع نوآوری پژوهش حاضر بررسی همزمان کالاهای صنعتی منتخب اقتصاد ایران است. پس می‌توان گفت توجه ویژه به موضوع شوک‌های سیاست پولی و تاثیر آن بر پویایی قیمت گروه‌های کالاهای صنعتی منتخب می‌تواند بسیار مهم باشد. به همین منظور هدف این مطالعه بررسی تاثیر شوک‌های سیاست پولی بر پویایی قیمت گروه کالاهای صنعتی منتخب در ایران در بازه‌ی زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ به صورت فصلی است. در ادامه ابتدا به مبانی نظری در خصوص موضوع پژوهش پرداخته می‌شود و بعد از آن سوابق مطالعاتی مورد بررسی قرار می‌گیرند. سپس به روش‌شناسی پژوهش و نتایج بدست آمده از برآورد مدل پرداخته می‌شود و در بخش آخر نتیجه‌گیری مورد بحث قرار گرفته و پیشنهادهایی هم ارائه خواهند شد.

۲- ادبیات موضوع

بخش صنعت اهمیتی بسیار زیاد در روند توسعه کشور دارد. اهمیت بخش صنعت به این دلیل است که صنعت به عنوان موتور رشد اقتصادی و انباشت سرمایه شناخته می‌شود و بخشی است که منبع بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس تولید است (دائی و افشون،

^۱ Asgharpir Fallahi and Talischi (2012)

^۲ Taghavi & Lotfi (2006)

۱۳۹۷، ص. ۳۲). داتا^۱ (۱۹۵۲) و کالدور^۲ (۱۹۶۶) بر این اعتقاد هستند که برای نقش صنعت در توسعه دو ویژگی باید در نظر گرفت. اول، سهم صنعت در درآمدزایی برای کل اقتصاد در طول زمان (در فرآیند توسعه) افزایش می‌یابد. دوم، سهم نیروی کار بخش صنعت نیز در طول فرآیند توسعه روندی صعودی دارد. فاینزایلبر^۳ (۱۹۸۳) معتقد است که ترکیب این دو ویژگی در طول فرآیند توسعه موجب افزایش درآمد سرانه خواهد شد. حتی در مراحل نهایی توسعه نیز شاهد این هستیم که نوآوری و تلاش برای توسعه فناوری‌های جدید در اغلب موارد در بخش صنعت متمرکز بوده است. از این‌رو، صنعتی شدن سبب ارتقای تنوع در تولید و ارتقای ساختار اقتصاد به سمت پیچیدگی و افزایش مهارت در تولید خواهد شد. این بخش یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی و بزرگ‌ترین بخش مولد (در کنار بخش کشاورزی) کشور به شمار می‌رود، به طوری که سهمی معادل ۱۷ درصد از تولید ناخالص داخلی کشور را به خود اختصاص داده است. همچنین با توجه به گستردگی فعالیت‌ها و تعدد مراکز تولیدی توانسته است ۶۳ درصد از اشتغال بخش مولد و ۳۳ درصد از اشتغال کل کشور را تأمین کند که با این موضوع نقش مهمی را در تولید و اشتغال کشور ایفا می‌کند. از این‌رو، به دلیل اهمیت و نقشی که بخش صنعت در اقتصاد دارد، اصلی‌ترین حوزه به‌منظور تحقق اهداف در نظر گرفته شده برای سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی محسوب می‌شود، زیرا از کانال‌های متعددی زمینه‌های تحقق سیاست‌های یادشده را فراهم می‌سازد (اژدری و حیدری، ۱۳۹۴، ص. ۴). با وجود این اهمیت، سهم بخش صنعت از اقتصاد ایران براساس قیمت-های جاری همواره با نوسان روبرو بوده است. کمترین سهم بخش صنعت و معدن از تولید ناخالص داخلی مربوط به سال ۱۳۵۸ می‌باشد که در آن سال صنعت و معدن سهم ۷/۸ درصدی از کل تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص داده بود. بعد از آن سهم بخش صنعت با فراز و فرودهایی همراه بود و تا سال ۱۳۷۶ به ۱۸ درصد رسید. این سهم تا سال ۱۳۸۰ در همین حدود باقی ماند، اما از سال ۱۳۸۱ به بعد و در طول دهه ۱۳۸۰ یک روند مداوم نزولی در سهم صنعت از کل اقتصاد ایران دیده می‌شود. در سال ۱۳۹۱ سهم صنعت از کل اقتصاد ایران به ۱۱/۸ درصد رسید که کم‌ترین سهم این بخش در طول سال‌های دهه ۱۳۸۰ و سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۹۰ می‌باشد. در سال-

¹ Datta

² Kaldor

³ Fajnzylber

های بعد هم سهم این بخش به حدود ۱۳ درصد رسیده است. طی چند سال گذشته شرایط اقتصادی پیش روی صنعتگران کشور به دلیل تحریم‌های ظالمانه غرب منجر به یکسری محدودیت‌ها در تأمین مواد اولیه، نقل و انتقالات ارز، نوسانات شدید نرخ ارز و تورم و محدودیت در قیمت‌گذاری آزاد محصولات تولیدی در کنار عملکرد سودآور فعالیت‌های واسطه‌گری در اقتصاد ایران، تمایل عاملان اقتصادی را به فعالیت در بخش-های مولد کاهش داده و منجر به سوق سرمایه‌ها به سمت بازارهای دلالی واسطه‌گری شده است. از طرفی، افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری ناشی از محیط بی‌ثبات کسب‌وکار، حجم سرمایه‌گذاری‌ها را به ویژه در بخش‌های مولد و از جمله صنعت کاهش و متعاقب آن میزان تولید و اشتغال را تحت تأثیر قرار داده است (اژدری، حیدری و عبدالهی^۱، ۱۳۹۶، ص. ۴).

ضعف سازوکارهای بازار مالی در تأمین مالی فعالیت‌های صنعتی به‌منظور شکل‌گیری آن‌ها در مقیاس‌های اقتصادی، عدم اعمال سیاست‌های پولی و مالی مناسب و کارا برای توسعه بخش خصوصی و تشویق کارآفرینان در عرصه تولیدات صنعتی، خلأهای قانونی موجود در فرآیند تولید و سرمایه‌گذاری در حوزه‌های مختلف صنعت و عدم کارایی در فرآیند خصوصی‌سازی و مواردی از این دست بر عملکرد بخش صنعت تأثیر نامطلوبی داشته است که اهمیت شناسایی و رفع مشکلات و چالش‌های پیش روی توسعه صنعتی کشور و بازنگری نیازهای حمایتی این بخش را برای ارتقای تولید ملی بیش از پیش مهم کرده است. این درحالی است که توجه ویژه به قیمت کالاها در دوره‌های زمانی مختلف از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، چراکه وجود نوسان در قیمت کالاها به عنوان یک مشکل جدی پیشروی سیاست‌گذاران تبدیل شده است (عالم و گیلبرت^۲، ۲۰۱۷، ص. ۱).

بر این اساس کانال‌های اثرگذاری سیاست‌های پولی بر قیمت کالاهای صنعتی را می‌توان از ۴ کانال نرخ بهره، نرخ ارز، نقدینگی و کانال اعتبار در نظر گرفت. در خصوص کانال نرخ بهره می‌توان گفت که یکی از بخش‌های اصلی کانال مکانیسم انتقال سیاست پولی به اقتصاد، در مدل‌های اولیه کینزی است که طبق آن اتخاذ سیاست پولی

¹ Azhdari Heydari and Abdollahi

² Alam and Gilbert

انقباضی به فرض ثبات قیمت‌ها منجر به افزایش نرخ بهره حقیقی می‌گردد که آن هم به نوبه خود باعث افزایش هزینه بنگاه‌های تولیدی شده که منجر به افزایش قیمت‌ها شود. کانال نرخ ارز نیز به توضیح راهی که سیاست پولی ممکن است قیمت کالاها را تحت تأثیر قرار دهد، کمک می‌کند. در اثر سیاست پولی انقباضی با افزایش نرخ بهره، نرخ ارز داخلی کاهش می‌یابد که تأثیر منفی بر نرخ تورم می‌گذارد و باعث کاهش خالص صادرات و به تبع آن کاهش تولید می‌شود و در نهایت منجر به کاهش قیمت‌های دارایی‌ها خواهد شد. در خصوص کانال نقدینگی نیز می‌توان گفت اگر افزایش نقدینگی همراه با تولید کالاها نباشد، می‌تواند بر سطح قیمت‌ها تأثیر داشته و منجر به افزایش قیمت کالاها شود. از طریق کانال اعتبار هم می‌توان گفت هر گونه نقص یا اصطکاک در بازار اعتبار نظیر عدم دسترسی یکسان بنگاه‌های بزرگ و کوچک به منابع مالی، عدم تقارن اطلاعات میان متقاضیان وام بانک‌ها و ... باعث تقویت اثر گذاری شوک‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد از طریق تصمیمات هزینه‌ای افراد می‌شود. طرفداران کانال اعتبار همچون برناکه و گرترلر^۱ (۱۹۹۵) معتقدند نتیجه مستقیم انقباض پولی، کاهش سپرده‌های شبکه بانکی و به تبع آن تسهیلات بانکی است. از آن جا که سهم بزرگی از خانوارها و بنگاه‌ها (بلاخص بنگاه‌های با اندازه کوچک و متوسط که به سایر بازارهای تامین مالی دسترسی ندارند) به منابع بانکی وابسته هستند، محدود شدن عرضه اعتبارات بانکی باعث کاهش مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری خانوارها و بنگاه‌ها شده که در نهایت به کاهش مخارج کل و تقاضای کل منجر می‌شود (سلمانی‌بی‌شک، برقی و لک^۲، ۱۳۹۴، ص. ۱۰۹).

۳- سوابق مطالعات

۳-۱- مطالعات داخلی

دائی و افشون (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل اثرگذار بر تولید بخش صنعت در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ به صورت فصلی با استفاده از روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه مدت سه عامل سرمایه، نیروی کار و درجه باز بودن تجارت اثر مثبت و معنادار و نرخ حقیقی ارز تأثیر منفی و معنادار بر تولید بخش صنعت در ایران دارند. نتایج همچنین بیانگر این

^۱ Bernanke & Gertler

^۲ Salmani Bishak, Barghi Oskouee and Lak

است که در بلندمدت اثر منفی نرخ حقیقی ارز بر تولید بخش صنعت معنادار نبوده، درحالی‌که سرمایه، اشتغال و درجه باز بودن تجارت همچنان بر تولید بخش صنعت تأثیر مثبت و معناداری دارند. سرعت تعدیل الگوی کوتاه مدت به سمت بلندمدت با توجه به مقدار ضریب تصحیح خطا با ارزیابی می‌گردد.

تقی‌زاده، زمانیان و هراتی^۱ (۱۳۹۶) در یک بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصادی را با استفاده از رویکرد مدل خودرگرسیون برداری ضمیمه شده به عامل^۲ در دوره‌ی زمانی ۱-۱۳۶۹ تا ۴-۱۳۹۵ پرداخته‌است. نتایج بیانگر آن است که ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف تولیدی، در مواجهه با شوک پولی رفتارهای متفاوتی از خود نشان می‌دهند. به‌طوری‌که گروه خدمات نسبت به گروه صنایع و معادن و بخش کشاورزی حساسیت بیشتری نسبت به شوک پولی داشته و بخش نفت نسبت به شوک پولی واکنش معناداری از خود نشان نمی‌دهد.

برادران و زمردیان^۳ (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی اثر شوک سیاست پولی و مالی بر ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن در ایران در بازه‌ی زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۳ با بهره‌گیری از روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مطالعه بیانگر آن است که شوک مثبت سیاست پولی و مالی اثری مثبت بر ارزش‌افزوده بخش صنعت دارد؛ اما شوک منفی سیاست پولی و مالی با ایجاد سردرگمی در میان فعالان اقتصادی، اثری منفی بر ارزش‌افزوده بخش صنعت می‌گذارد.

محبی، شهرستانی و هژبرکیانی^۴ (۱۳۹۶) در یک بررسی شوک‌های مالی و نقش سیاست پولی در اقتصاد ایران را با فرض وجود بازار بین بانکی با بهره‌گیری از روش مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی^۵ تجزیه و تحلیل کرده‌اند. بررسی اثرات شوک‌های بهره‌وری، بازار سرمایه بر متغیرهای حقیقی اقتصاد نشان می‌دهد که الگوی ساخته شده بر پایه ادوار تجاری حقیقی تا حد زیادی با انتظارات تئوریک و واقعیات اقتصاد ایران سازگاری دارد.

¹ Taghizadeh, Zamanian and Harati (2018)

² FAVAR

³ Baradaran & Zommordiyani (2017)

⁴ Mohebbi, Shahrestani and Hojabrkiyani (2017)

⁵ DSGE

جعفری صمیمی، توکلیان و حاجی‌کرمی^۱ (۱۳۹۶) در پژوهش به ارزیابی سیاست‌های پولی در شرایط شوک نرخ ارز در بازه‌ی زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۳ با بهره‌گیری از روش تعادل عمومی پویای تصادفی چندبخشی^۲ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از پژوهش حاکی از آن است که اثر اولیه شوک وارده به نرخ ارز بر تمامی متغیرها طبق هر دو سناریو تقریباً یکسان است ولی در حالت صلاح‌دید بازگشت به مسیر بلندمدت نیازمند زمان بیشتری است.

ازدردی، حیدری و عبدالهی (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی عوامل موثر بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در ایران با استفاده از روش همجمعی یوهانسون برای سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۳ پرداختند. بر اساس نتایج آن‌ها افزایش یک درصدی در سرمایه‌گذاری با ضریب ۰/۲۷، درآمدهای نفتی با ضریب ۰/۱۴، نرخ ارز حقیقی با ضریب ۰/۱۳ و کالاهای وارداتی سرمایه‌ای به عنوان منبع واردات فناوری با ضریب حدود ۰/۱۲ بر ارزش افزوده بخش صنعت تاثیر گذارند.

دانش‌جعفری و همکاران^۳ (۱۳۹۲) به بررسی شوک‌های نرخ ارز بر چالش‌ها و چشم-اندازهای بخش صنعتی در ایران از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۰ با استفاده از روش الگوی تصحیح خطای برداری پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت شوک نرخ ارز و حجم پول بر اشتغال رابطه معکوس دارند. همچنین با افزایش هزینه‌های جاری و عمرانی میزان اشتغال بخش صنعت افزایش می‌یابد.

۳-۲- مطالعات خارجی

چوی و پایون^۴ (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی اثرات تغییرات نرخ ارز بر روی بنگاه‌های تولیدی و بخش صنعت کشور کره جنوبی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که کاهش ارزش پول ملی باعث افزایش بهره‌وری در بنگاه‌های صادرکننده می‌شود. هر چه بنگاه صادراتی‌تر باشد، این افزایش بیشتر خواهد بود. با این حال در صورت تداوم سیاست کاهش ارزش پول ملی، با توجه به تاثیر منفی آن روی انگیزه نوآوری، این اثر مثبت خنثی خواهد شد.

¹ Jafari Samimi, Tavakoliyan and Hajikarami (2017).

² MDSGE

³ DaneshJafari et al. (2013)

⁴ Choi and Pyun

عالم و گیلبرت^۱ (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر شوک‌های سیاست پولی و پویایی قیمت محصولات کشاورزی با بهره‌گیری از روش مدل خودرگرسیون برداری ضمیمه شده به عامل در ایالات متحده پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که سیاست پولی، شرایط اقتصادی جهانی و نرخ مبادله دلار آمریکا نقش مهمی در پویایی قیمت‌های محصولات کشاورزی دارند.

آماتوف و دارفمن^۲ (۲۰۱۷) به بررسی تاثیرات سیاست پولی بر قیمت کالاها با استفاده از روش مدل خودرگرسیون برداری پرداخته‌اند. نتایج بررسی حاکی از آن است که نقدینگی بیش از حد و نرخ بهره فوق‌العاده پایین نقش مهمی در قیمت‌ها در بازار کالاها داشته‌اند. همچنین در این پژوهش واکنش قیمت کالاها به سیاست پولی مورد ارزیابی قرار گرفته است، اما حساسیت پاسخ‌ها با توجه به ابعاد بی‌سابقه فعالیت اخیر بانک فدرال متفاوت می‌باشد.

آبی گوناواردانا، آمارسکارا و تیلاکاراتنه^۳ (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای تاثیر سیاست‌های پولی بر تولید، قیمت‌ها و نرخ بهره در سری لانکا در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۲ را بررسی کرده‌اند. نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد اثر نرخ شوک‌های نرخ بهره بر نرخ‌های بازار پول و بازده بازار اوراق بهادار دولتی قوی است. با این حال، نرخ بهره در بخش بانکی تاثیر کمتر و کندتری نسبت به نرخ بهره بازار و نرخ بهره دولتی را نشان می‌دهد.

آگوستینو کوتو و نیگالوا^۴ (۲۰۱۶) تاثیر شوک‌های سیاست پولی را بر عملکرد بخش صنعت در آفریقای جنوبی در بازه‌ی زمانی ۱-۱۹۹۴ تا ۱۲-۲۰۱۲ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج بررسی‌ها بیانگر این است که هیچ ارتباط مستقیم بین نرخ ارز و شوک‌های نرخ بهره و رشد تولید صنعتی وجود ندارد.

حموده، انقیون و سوسا^۵ (۲۰۱۵) در یک بررسی سیاست پولی و قیمت کالاهای اساسی را با بهره‌گیری از روش مدل خودرگرسیون برداری ساختاری^۶ در ایالات متحده مطالعه

¹ Alam and Gilbert

² Amatov & Dorfman

³ Abeygunawardana, Amarasekara and Tilakaratne

⁴ Augustine Kutu & Ngalawa

⁵ Hammoudeh, Nguyen and Sousa

⁶ SVAR

می‌کنند. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که سیاست‌گذاران باید قبل از شروع سیاست پولی انقباضی، منبع تورم را تشخیص دهند.

کابراالس، گراناندوس کاسترو و اوجداجویا^۱ (۲۰۱۴) در یک پژوهش تاثیر سیاست پولی آمریکا بر قیمت کالاهای صادراتی کلمبیا را با بهره‌گیری از روش خودرگرسیون برداری^۲ در بازه‌ی زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که قیمت کالاها در واکنش به یک شوک انقباضی در سیاست پولی ایالات متحده بیش از حد بلندمدت خود است و در مقایسه با ادبیات موجود، واکنش قیمت‌های فردی در نظر گرفته شده قوی‌تر از آنچه در شاخص‌های کلی یافت می‌شود.

حموده، انقیون و سوسا (۲۰۱۴) به بررسی سیاست پولی چین و قیمت محصولات تولیدی با بهره‌گیری از روش خودرگرسیون برداری^۳ پرداخته‌اند. نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد که نرخ بهره مثبت است و تاثیر منفی و پایدار بر قیمت کالاها دارد. علاوه بر این، نوشیدنی‌ها و فلزات کالاهایی هستند که قیمت آن‌ها به شدت در واکنش به تغییرات در چین کاهش می‌یابد.

۴- روش‌شناسی پژوهش

۴-۱- اطلاعات آماری و معرفی مدل

روش تحقیق مطالعه حاضر، روش علی-تحلیلی می‌باشد. جامعه آماری مورد بررسی این پژوهش، داده‌های اقتصادی کلان ایران می‌باشد. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات، استفاده از روش SVAR با کمک نرم افزار ایویوز می‌باشد. اطلاعات سری زمانی این مورد نیاز از مرکز داده‌های سری زمانی بانک مرکزی و بورس کالای ایران جمع‌آوری شده‌است و بازه‌ی زمانی مورد نظر سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ و به صورت فصلی می‌باشند. محصولات صنعتی منتخب مورد بررسی در این پژوهش شامل میلگرد، تیرآهن، طلا، مس، آلومینیوم و روی می‌باشند. در مطالعه‌ی حاضر مدل مورد بررسی برگرفته از عالم و گیلبرت (۲۰۱۷) و حموده و همکاران (۲۰۱۵) با تعدیلاتی به صورت زیر می‌باشد:

$$LPIG = F(LLIQ, LER, LR, LLOAN) \quad (1)$$

LPIG، لگاریتم قیمت کالاهای صنعتی (آلومینیوم، مس، طلا، میلگرد، تیرآهن و روی) که به صورت قیمت پایانی میانگین موزون به ریال بدست آمده که داده‌های مورد نظر از

¹ Cabrales, Granados Castro and Ojeda Joya

² VAR

³ VAR

بورس کالا اخذ شده‌اند؛ LLIQ، لگاریتم حجم نقدینگی به صورت میلیارد ریال می‌باشد که داده‌ها از بانک مرکزی بدست آمده است؛ LER لگاریتم نرخ ارز به ریال می‌باشد که داده‌های آن از بانک مرکزی اخذ شده است؛ LR لگاریتم نرخ بهره که نرخ سود پرداختی به سپرده‌های بانکی به صورت فصلی می‌باشد، که از تقسیم سود سپرده‌های سالیانه به ۳۶۵ و ضرب عدد حاصله به تعداد روزهای فصول مختلف بدست آمده است؛ LLOAN، لگاریتم اعتبارات پرداختی سیستم بانکی به صورت میلیارد ریال می‌باشد که داده‌های آن از بانک مرکزی بدست آمده است. در خصوص دلیل انتخاب کالاهای مورد بررسی نیز می‌توان گفت تنها بازار رسمی که اطلاعات مستمر کالاهای حوزه صنعت موجود می‌باشد، بورس کالا است و بر اساس اطلاعات موجود در بازار در گروه صنعت، این کالاها به عنوان نماینده حوزه‌ی صنعت انتخاب شده‌اند. همچنین به منظور حذف اثرات فصلی از فیلتر X12 استفاده شده است تا مشکلی در تصریح مدل به وجود نیامده و واریانس پارامترهای برآورد شده نیز افزایش نیابد. در خصوص نحوه تعیین قیمت کالاهای صنعتی می‌توان ادعان داشت که قیمت‌های داخلی بر اساس عرضه و تقاضای بازار داخلی تعیین می‌شوند و این قیمت‌ها کم‌تر از قیمت‌های جهانی تاثیر می‌پذیرند. لذا می‌توان گفت که در شرایطی اقتصاد جهانی در حال رکود است، در بازارهای داخلی می‌توان شاهد رونق بود و بالعکس در شرایطی که بازار جهانی در حال رونق است، وضعیت بازار داخل ممکن است در شرایط رکود باشد، که این موضوع را می‌توان به دلیل ساختار اقتصاد ایران که بیشتر رویکرد خودکفایی را دنبال می‌کند، جستجو کرد. برای پرداختن به این موضوع جدول (۱) همبستگی قیمت‌های جهانی و قیمت‌های داخلی را به عنوان نمونه برای کالاهای طلا، مس، آلومینیوم و روی مورد بررسی قرار داده‌است.

جدول (۱): همبستگی قیمت‌های جهانی و قیمت‌های داخلی

نام کالا	درجه همبستگی قیمت‌های داخلی و جهانی
آلومینیوم	-۰/۳۵
روی	۰/۰۶۷
مس	-۰/۰۵۷
طلا	۰/۲۹

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود تقریباً در تمامی کالاها سطح همبستگی پایین است و این موضوع بیانگر این است که قیمت کالاهای صنعتی بیشتر بر اساس عرضه و تقاضای داخلی تعیین می‌شوند.

۴-۲- روش SVAR

برخلاف مدل‌های VAR غیرمقید یا ساده که فاقد پشتوانه نظریه اقتصادی هستند و تنها نقشی که اقتصاددان در تخمین مدل ایفا می‌کند، تعیین نوع متغیرهایی است که باید وارد مدل شود، در روش SVAR با استفاده از نظریه‌های اقتصادی و با در نظر گرفتن یک سری محدودیت‌های نظری می‌توان شوک‌های ساختاری را از جملات پسماند فرم خلاصه‌شده‌ی مدل VAR غیرمقید استخراج و اثر پویای آن‌ها را بررسی کرد (پروین، بهرامی و وحیدی^۱، ۱۳۹۱، ص. ۲۷). در این راستا ابتدا باید یک مدل VAR ساده برآورد شود. الگوی مورد استفاده در پژوهش می‌تواند به صورت زیر باشد:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + CD_t + U_t \quad (2)$$

$$U_t \sim N(0, \Sigma u)$$

Y_t بردار متغیرهای درون‌زای سیستم، ماتریس A_i ، رابطه بین بردار Y_t و وقفه‌های مربوط به آن، ماتریس D_t متغیرهای غیرتصادفی نظیر عرض از مبدا، انواع متغیرهای مجازی و روند را نشان می‌دهد. بردار U_t نیز بردار باقیمانده فرم حل شده مدل خود رگرسیون برداری است که بین این باقیمانده همبستگی وجود دارد. همچنین یکی از موارد مهمی که برتری مدل SVAR را بر مدل VAR غیرمقید نشان می‌دهد، در نظر گرفتن اثر پویای یک شوک به صورت جداگانه است. در مدل VAR غیر مقید به دلیل وجود همبستگی بین جملات اخلاص در معادله‌های مختلف، نمی‌توان پیامدهای یک شوک را بر متغیرها بدون تاثیرپذیری از سایر شوک‌ها بررسی کرد. اما در مدل SVAR به دلیل عدم همبستگی بین باقیمانده‌ها در معادلات مختلف (شوکه‌ها)، امکان بررسی اثر هر شوک به صورت منفرد فراهم می‌شود.

۵- نتایج تجربی مدل

۵-۱- نتایج آزمون ریشه واحد و هم‌انباشتگی

از جمله مواردی که لازم است در برآورد الگو مورد بررسی قرار گیرد، آزمون پایایی متغیرها می‌باشد. ابتدا آزمون ریشه واحد متغیرهای موجود در الگو با استفاده از آزمون

¹ Parvin, Bahrami and Vahidi (2012)

فیلیپس پرون مورد بررسی قرار گرفته است. همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌گردد، تمامی متغیرها با سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار نبودند. در گام بعد، آزمون برای تفاضل مرتبه اول متغیرها تکرار شد که نتایج آزمون نشان داد تمامی متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند. یعنی تمامی متغیرها انباشته از درجه یک (۱) می‌باشند.

جدول (۲): آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون فیلیپس پرون

متغیر	آماره t	احتمال	پایایی	متغیر	آماره t	احتمال	پایایی
ALO	-۰/۰۴۲۶	۰/۹۵۶۸	ناپایا	ZN	-۰/۲۸۵۳	۰/۹۱۸۰	ناپایا
DALO	-۳/۰۲۶۲	۰/۰۴۱۴	پایا	DZN	-۶/۴۲۷۱	۰/۰۰۰۰	پایا
COP	-۰/۵۲۸۹	۰/۸۷۴۵	ناپایا	LIQ	-۰/۲۷۸۷	۰/۹۱۹۰	ناپایا
DCOP	-۵/۹۷۷۸	۰/۰۰۰۰	پایا	DLIQ	-۵/۹۰۶۰	۰/۰۰۰۰	پایا
GOLD	-۱/۳۱۷۶	۰/۶۱۱۸	ناپایا	LOAN	-۰/۶۲۷۸	۰/۸۵۲۷	ناپایا
DGOLD	-۳/۸۷۸۲	۰/۰۰۵۰	پایا	DLOAN	-۶/۱۶۹۵	۰/۰۰۰۰	پایا
MIL	-۰/۶۶۸۲	۰/۸۴۳۰	ناپایا	ER	-۰/۹۷۹۸	۰/۷۵۱۰	ناپایا
DMIL	-۷/۸۵۱۹	۰/۰۰۰۰	پایا	DER	-۴/۰۶۲۶	۰/۰۰۳۱	پایا
TIR	-۰/۳۳۳۸	۰/۹۱۰۴	ناپایا	R	-۱/۲۹۱۸	۰/۶۲۳۷	ناپایا
DTIR	-۶/۸۳۴۶	۰/۰۰۰۰	پایا	DR	-۵/۴۵۰۵	۰/۰۰۰۱	پایا

منبع: یافته‌های تحقیق

روش رایج به منظور آزمون درجه هم‌انباشتگی سری‌های اقتصادی استفاده از آزمون جوهانسن می‌باشد. همچنین جهت تعیین تعداد وقفه‌های بهینه مدل از آماره‌ی آکائیک و حنان کوئین استفاده شده‌است که وقفه‌ی مناسب دو تشخیص داده شد. نتیجه آزمون جوهانسن و آماره اثر در جدول ۳ آمده است. بدین ترتیب در سطح ۵ درصد وجود حداقل ۲ بردار هم‌انباشتگی پذیرفته می‌شود.

جدول (۳): نتیجه آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون

فرضیه صفر	آزمون اثر		آزمون حداکثر مقادیر ویژه	
	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی
$r=0$	۴۵۱/۵۵۰۰	۲۳۹/۲۳۵۴	۱۲۹/۶۸۶۳	۶۴/۵۰۴۷
$r \leq 1$	۳۲۱/۸۶۳۷	۱۹۷/۳۷۰۹	۹۴/۳۷۶۹	۵۸/۴۳۳۵
$r \leq 2$	۲۲۷/۴۸۶۷	۱۵۹/۵۲۹۷	۷۹/۱۳۷۰	۵۲/۳۶۲۶

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۲- نتایج تخمین مدل SVAR

بعد از بررسی آزمون پایایی، در این قسمت به نتایج تخمین مدل بر اساس روش خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از تخمین ماتریس A و B در جدول ۴ نمایش داده شده است.

جدول (۴): نتایج تخمین مدل به روش SVAR

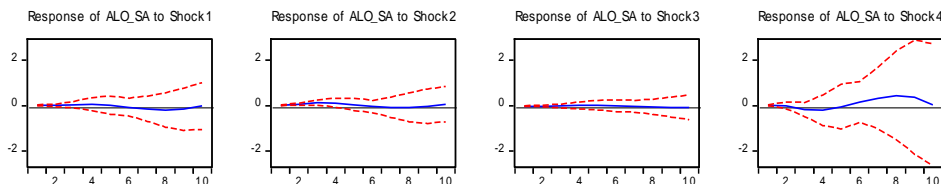
مات	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
رد	۲/۴۱e	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
س	-									
A	۰/۰۲ [^]	۰/۰۴	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	-									
	۰/۹۱ [^]	۱/۳۱ [*]	۰/۰۶	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	-									
	۰/۰۲	-۰/۳۰ ⁺	۰/۴۹ ⁺	-۰/۰۵ ⁺	۱	۰	۰	۰	۰	۰
	۰/۱۶ [^]	۱/۰۹ [^]	-۰/۰۰	-۰/۱۳ ⁺	-۰/۵۸ ⁺	۱	۰	۰	۰	۰
	-									
	۰/۰۳ [*]	۰/۴۶ [^]	۰/۰۲ ⁺	-۰/۰۴ ⁺	۰/۴۶ [^]	-۰/۲۵ ⁺	۱	۰	۰	۰
	-									
	-۰/۰۳	-۰/۶۰ ⁺	۰/۱۹	۰/۰۰	۰/۳۴ [*]	۰/۷۹ [^]	۰/۲۴	۱	۰	۰
	-									
	-۰/۰۶	-۰/۶۸	۰/۷۹ [*]	-۰/۰۳	۰/۶۵ [*]	-۰/۳۴	-۱/۴۷ ⁺	-۰/۳۵	۱	۰
	⁺	-۰/۷۷	۰/۴۴	۰/۶۷ ⁺	۴/۸۶ [^]	۱/۲۵	-۵/۲۶ ⁺	۴/۴۵ [^]	۱/۰۰ ⁺	۱
	-۰/۶۳							-		
مات	۱/۱۸ [^]	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
رد	۰	۰/۰۶ [^]	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
س	۰	۰	۰/۰۳ [^]	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
B	۰	۰	۰	۰/۳۳ [^]	۰	۰	۰	۰	۰	۰
	۰	۰	۰	۰	۰/۰۵ [^]	۰	۰	۰	۰	۰
	۰	۰	۰	۰	۰	۰/۰۶ [^]	۰	۰	۰	۰
	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰/۰۳ [^]	۰	۰	۰
	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰/۰۴ [^]	۰	۰
	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰/۰۹ [^]	۰
	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰/۲۸ [^]

منبع: یافته‌های تحقیق

[^] و ^{*} به ترتیب معنی‌داری در سطح یک درصد، پنج درصد و ده درصد را نشان می‌دهد.

۵-۳- آثار شوک‌های سیاست پولی بر پویایی قیمت گروه کالاهای صنعتی منتخب

در این بخش با استفاده از توابع واکنش آنی تجمعی و تجزیه واریانس به بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی پرداخته می‌شود. توابع واکنش آنی رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به هنگام بروز یک شوک به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. نمودار (۱) عکس‌العمل پویایی قیمت آلومینیوم را به یک انحراف معیار شوک‌های سیاست پولی^۱ نشان می‌دهد.

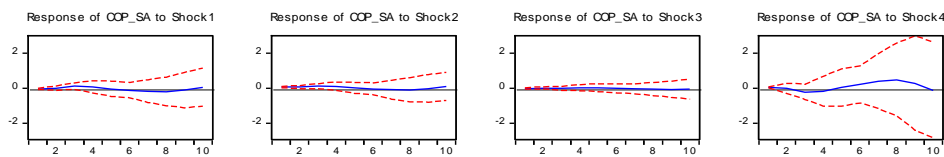


نمودار (۱): عکس‌العمل پویایی قیمت آلومینیوم

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۱) نشان می‌دهد شوک وارده بر نقدینگی اثر ضعیفی بر قیمت آلومینیوم دارد و این متغیر فاقد اعتبار آماری است. اثر شوک نرخ ارز بر قیمت آلومینیوم تا دوره سوم معنادار و مثبت می‌باشد و این روند مثبت تا دوره پنجم ادامه می‌یابد، ولی بعد از آن منفی شده و در دوره نهم مثبت می‌شود. شوک وارده بر نرخ بهره بسیار ضعیف است و بعد از دوره هشتم منفی می‌شود. البته این شوک از لحاظ آماری معنی‌داری نیست. در نهایت هم شوک وارده بر اعتبارات پرداختی سیستم بانکی تا دوره دوم صفر است و از دوره سوم تا ششم منفی، و سپس تا دوره نهم مثبت شده و در نهایت این اثر خنثی می‌شود. بنابراین دلیل عدم تاثیرگذاری شوک‌های نقدینگی، نرخ بهره و تسهیلات پرداختی را می‌توان در نحوه ساختار تولید آلومینیوم در کشور جستجو کرد. تولید کنندگان عمده آلومینیوم در کشور چون دولتی هستند بنابراین می‌توان گفت عملاً نرخ بهره، اعتبارات پرداختی و نقدینگی در این خصوص نمی‌تواند نقش چندانی بر قیمت آن داشته باشد. نمودار (۲) عکس‌العمل پویایی قیمت مس را به یک انحراف معیار شوک‌های سیاست پولی نشان می‌دهد.

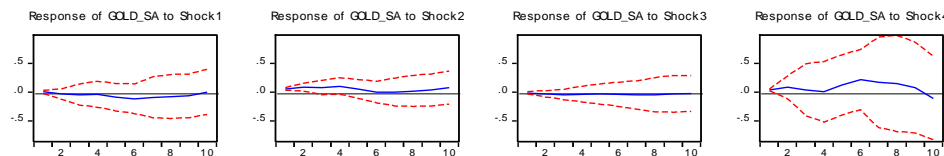
^۱ شوک‌های ۱ تا ۴ شامل نقدینگی، نرخ ارز، نرخ بهره و اعتبارات پرداختی می‌باشند.



نمودار (۲): عکس‌العمل پویایی قیمت مس

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۲) نشان می‌دهد شوک وارده بر نقدینگی اثر ضعیفی بر قیمت مس دارد. بعد از دوره‌ی چهارم این اثر منفی می‌شود و در نهایت خنثی می‌شود. این متغیر فاقد اعتبار آماری است. شوک وارده بر نرخ ارز تا دوره سوم مثبت و معنادار است و این روند مثبت تا دوره پنجم ادامه می‌یابد و ولی بعد از آن منفی شده و در دوره نهم مثبت می‌شود. عملکرد نرخ بهره هم تقریباً صفر است و از لحاظ آماری معنادار نیست. شوک وارده بر اعتبارات پرداختی سیستم بانکی تا دوره‌ی دوم صفر، از دوره‌ی دوم تا چهارم منفی و بعد از آن تا دوره‌ی نهم مثبت می‌شود و از لحاظ آماری معنادار نیست. شرایط تولید دولتی مس هم وضعیتی را به وجود آورده که نرخ بهره، تسهیلات پرداختی و نقدینگی تأثیر چندانی بر قیمت آن نداشته است. نمودار (۳) عکس‌العمل پویایی قیمت طلا را به یک انحراف معیار شوک‌های سیاست پولی نشان می‌دهد.



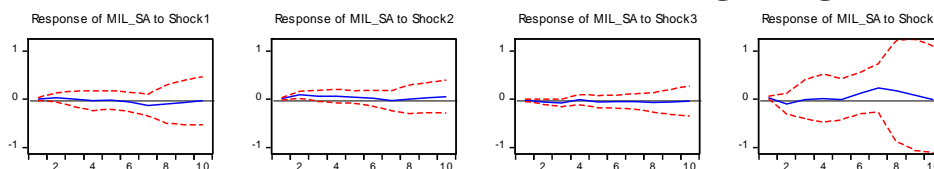
نمودار (۳): عکس‌العمل پویایی قیمت طلا

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۳) نشان می‌دهد شوک وارده بر نقدینگی اثر منفی بر قیمت طلا دارد. این متغیر فاقد اعتبار آماری است. شوک وارده بر نرخ ارز تا دوره سوم مثبت و معنادار است و این روند مثبت تا دوره پنجم ادامه می‌یابد و ولی بعد از آن صفر شده و در دوره هشتم مثبت می‌شود. شوک وارده بر نرخ بهره ضعیف و منفی است که البته از لحاظ آماری معنادار نیست. در نهایت هم شوک وارده بر اعتبارات پرداختی سیستم بانکی ابتدا مثبت و در دوره چهارم صفر می‌شود و این روند تا دوره نهم ادامه دارد و بعد از آن منفی می‌شود. طلا فلزی است که بیشتر تابع قیمت جهانی است و قیمت آن بر این اساس تعیین می‌شود. بنابراین تغییراتی که در نرخ بهره، تسهیلات پرداختی و نقدینگی رخ می‌دهد، تأثیر چندانی بر آن نداشته است.

نمودار(۴) عکس‌العمل پویایی قیمت میلگرد را به یک انحراف معیار شوک‌های

سیاست پولی نشان می‌دهد.

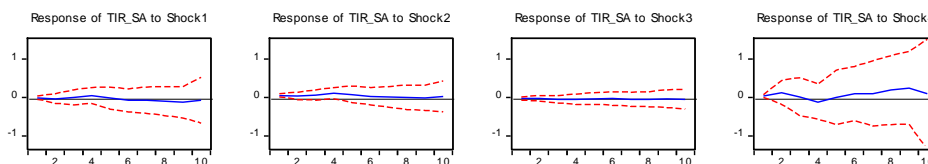


نمودار(۴): عکس‌العمل پویایی قیمت میلگرد

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار(۴) نشان می‌دهد شوک وارده بر نقدینگی اثر منفی بر قیمت میلگرد دارد و این متغیر فاقد اعتبار آماری است. شوک نرخ ارز تا دوره سوم معنادار و مثبت است و از دوره ششم تا هفتم منفی و سپس مثبت می‌شود. شوک وارده بر نرخ بهره تا دوره سوم منفی و معنادار است که این اثر منفی تا بلندمدت ادامه دارد. در نهایت هم شوک وارده بر اعتبارات پرداختی سیستم بانکی ابتدا منفی سپس صفر می‌شود و از دوره پنجم تا دهم مثبت می‌شود. به دلیل تولید بخش زیادی از میلگرد کشور توسط بخش دولتی عمدتاً اعتبارات پرداختی، نرخ بهره و نقدینگی نمی‌توانند تاثیر چندانی بر قیمت آن داشته باشند. نمودار(۵) عکس‌العمل پویایی قیمت تیرآهن را به یک انحراف معیار شوک‌های

سیاست پولی نشان می‌دهد.

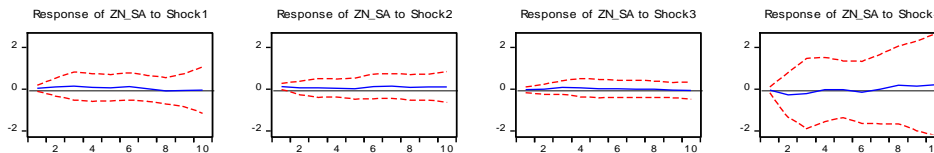


نمودار(۵): عکس‌العمل پویایی قیمت تیرآهن

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار(۵) نشان می‌دهد شوک وارده بر نقدینگی اثر منفی بر قیمت تیرآهن دارد که البته فاقد اعتبار آماری است. اثر شوک نرخ ارز بر قیمت میلگرد تا دوره سوم مثبت و معنادار است و بعد از دوره ششم صفر می‌شود. شوک وارده بر نرخ بهره ضعیف و منفی است. در نهایت هم شوک وارده بر اعتبارات پرداختی سیستم بانکی تا دوره دوم مثبت سپس منفی و مجدد از دوره پنجم مثبت می‌شود. شرایط تولید تیرآهن هم مشابه وضعیت میلگرد است و بنابراین نرخ بهره، تسهیلات پرداختی و نقدینگی تاثیر چندانی

بر قیمت آن ندارند. نمودار (۶) عکس‌العمل پویایی قیمت روی را به یک انحراف معیار شوک‌های سیاست پولی نشان می‌دهد.



نمودار (۶): عکس‌العمل پویایی قیمت روی

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۶) نشان می‌دهد شوک وارده بر نقدینگی اثر ضعیفی بر قیمت روی دارد و این متغیر فاقد اعتبار آماری است. شوک نرخ ارز بر قیمت روی ضعیف و مثبت است ولی از لحاظ آماری معنادار نیست. شوک وارده بر نرخ بهره در تمامی دوره‌ها تقریباً برابر صفر است. در نهایت هم شوک وارده بر اعتبارات پرداختی سیستم بانکی تا دوره‌ی هفتم تقریباً منفی است و بعد از آن مثبت می‌شود. عدم سرمایه‌گذاری مناسب در استخراج روی و عدم تخصیص بهینه منابع بانکی و ارزی به این بخش از جمله دلایلی است که تاثیر نرخ بهره، تسهیلات پرداختی و نقدینگی را بی اثر کرده است.

برای تعیین اهمیت هر یک از شوک‌های سیاست پولی بر پویایی قیمت گروه کالاهای صنعتی منتخب از تجزیه واریانس استفاده می‌کنیم. در این روش، واریانس خطای پیش‌بینی به عناصری که شوک‌های هر یک از متغیرها را در بر دارند تجزیه می‌گردد. به عبارت دیگر، می‌توان بررسی کرد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد به وسیله متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. جدول (۴) تجزیه واریانس قیمت آلومینیوم^۱ را نشان می‌دهد.

جدول (۴): نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای آلومینیوم

دوره	انحراف معیار	شوک ۱	شوک ۲	شوک ۳	شوک ۴	شوک ۵	شوک ۶	شوک ۷	شوک ۸	شوک ۹	شوک ۱۰
۱	۰/۰۶	۵/۸۴	۷/۱۲	۸/۴۵	۷/۳۱	۷۱/۲۶	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۱۱	۲/۴۶	۳۶/۱۰	۴/۹۱	۲/۳۴	۳۲/۸۷	۱۱/۵۶	۲/۱۷	۵/۰۰	۰/۷۰	۱/۸۵
۱۰	۱/۰۵	۸/۳۶	۵/۳۹	۱/۴۴	۵۱/۳۳	۳/۷۶	۴/۸۸	۱۰/۸۴	۱/۶۲	۱۰/۷۸	۱/۵۵

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود در بلندمدت بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار اثرگذاری به ترتیب با ۵۱/۳۳ و ۱/۵۵ درصد مربوط به اعتبارات پرداختی و قیمت روی می‌باشد. بعد

^۱ شوک‌های ۱ تا ۱۰ به ترتیب نقدینگی، نرخ ارز، نرخ بهره و اعتبارات پرداختی، آلومینیوم، مس، طلا، میلگرد، تیرآهن و روی می‌باشند.

از اعتبارات پرداختی، قیمت طلا در بلندمدت توانسته ۸/۳۶ درصد از تغییرات قیمت آلومینیوم را پیش‌بینی نماید. همچنین نرخ ارز و نرخ بهره هر کدام به ترتیب ۵/۳۹ و ۱/۴۴ درصد از تغییرات قیمت آلومینیوم را توضیح داده‌اند. ۱۰/۸۴ درصد از تغییرات قیمت آلومینیوم هم توسط قیمت طلا توضیح داده می‌شود. این موضوع بیان می‌کند که تغییرات قیمت طلا بیش از نقدینگی، نرخ ارز و نرخ بهره توانسته است بر قیمت آلومینیوم اثرگذار باشد. طلا به عنوان یک فلز گرانبها و اثرگذار این مهم را به خود اختصاص داده است. در ادامه نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای مس در جدول (۵) نمایش داده می‌شود.

جدول (۵): نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای مس

دوره	انحراف معیار	شوک ۱	شوک ۲	شوک ۳	شوک ۴	شوک ۵	شوک ۶	شوک ۷	شوک ۸	شوک ۹	شوک ۱۰
۱	۰/۱۲	۱۱/۰۷	۳۴/۷۳	۰/۸۲	۱۷/۸۲	۶/۶۸	۲۸/۸۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۱۷	۵/۸۹	۳۲/۵۶	۰/۹۶	۹/۶۷	۶/۱۱	۲۵/۱۶	۹/۴۷	۴/۸۵	۰/۳۹	۴/۸۷
۱۰	۱/۰۹	۹/۶۸	۵/۱۰	۰/۹۳	۵۰/۳۶	۳/۳۱	۴/۹۳	۱۱/۹۴	۱/۴۳	۱۰/۷۴	۱/۵۲

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود در بلندمدت بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار اثرگذاری به ترتیب با ۵۰/۳۶ و ۰/۹۳ درصد مربوط به اعتبارات پرداختی و نرخ بهره می‌باشد. بعد از اعتبارات پرداختی، نقدینگی و نرخ ارز هم در بلندمدت توانسته ۹/۶۸ و ۵/۱۰ درصد از تغییرات قیمت مس را پیش‌بینی نمایند. ۱۱/۹۴ درصد از تغییرات قیمت مس هم توسط قیمت طلا توضیح داده می‌شود. در خصوص قیمت مس می‌توان گفت اعتبارات پرداختی، قیمت طلا و قیمت تیرآهن به ترتیب بیش‌ترین میزان اثرگذاری را داشته‌اند. در ادامه نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای طلا در جدول (۶) نمایش داده می‌شود.

جدول (۶): نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای طلا

دوره	انحراف معیار	شوک ۱	شوک ۲	شوک ۳	شوک ۴	شوک ۵	شوک ۶	شوک ۷	شوک ۸	شوک ۹	شوک ۱۰
۱	۰/۰۸	۰/۱۲	۴۲/۶۵	۲/۳۹	۱۹/۴۹	۱۶/۷۲	۴/۲۲	۱۴/۳۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۱۷	۴/۳۹	۳۴/۶۵	۴/۲۰	۲۸/۳۶	۱۲/۰۱	۲/۵۰	۵/۰۷	۴/۳۹	۰/۰۴	۳/۳۲
۱۰	۰/۶۶	۱۰/۳۰	۸/۴۱	۳/۱۲	۳۲/۳۶	۹/۲۸	۸/۹۲	۱۵/۷۳	۲/۸۳	۲/۷۷	۶/۲۲

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود در بلندمدت بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار اثرگذاری به ترتیب با ۳۲/۳۶ و ۲/۷۷ درصد مربوط به اعتبارات پرداختی و قیمت میلگرد می‌باشد. بعد از اعتبارات پرداختی، نقدینگی در بلندمدت توانسته ۱۰/۳۰ درصد از تغییرات قیمت طلا را پیش‌بینی نماید. همچنین نرخ ارز و نرخ بهره هر کدام به ترتیب ۸/۴۱ و ۳/۱۲ درصد از تغییرات قیمت طلا را توضیح داده‌اند. ۱۵/۷۳ درصد از تغییرات قیمت طلا هم توسط خود متغیر توضیح داده می‌شود. در خصوص قیمت طلا می‌توان گفت اعتبارات پرداختی، قیمت طلا و نقدینگی به ترتیب بیش‌ترین میزان اثرگذاری را داشته‌اند. در ادامه نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای میلگرد در جدول (۷) نمایش داده می‌شود.

جدول (۷): نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای میلگرد

دوره	انحراف معیار	شوک ۱	شوک ۲	شوک ۳	شوک ۴	شوک ۵	شوک ۶	شوک ۷	شوک ۸	شوک ۹	شوک ۱۰
۱	۰/۰۹	۰/۶۸	۱/۲۹	۴/۸۲	۱۷/۸۴	۱۶/۰۸	۲۹/۲۳	۰/۷۲	۲۹/۳۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۱۸	۴/۷۶	۲۶/۰۴	۹/۸۹	۳۱/۳۸	۴/۱۶	۸/۱۶	۰/۶۷	۸/۴۹	۳/۷۴	۲/۶۶
۱۰	۰/۵۸	۱۰/۴۱	۷/۲۴	۷/۲۰	۳۵/۷۵	۶/۶۸	۷/۱۶	۱۳/۱۸	۲/۲۹	۶/۹۵	۳/۰۹

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود در بلندمدت بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار اثرگذاری به ترتیب با ۳۵/۷۵ و ۳/۰۹ درصد مربوط به اعتبارات پرداختی و قیمت روی می‌باشد. بعد از اعتبارات پرداختی، نقدینگی در بلندمدت توانسته ۱۰/۴۱ درصد از تغییرات قیمت میلگرد را پیش‌بینی نماید. همچنین نرخ ارز و نرخ بهره هر کدام به ترتیب ۷/۲۴ و ۷/۲۰ درصد از تغییرات قیمت میلگرد را توضیح داده‌اند. ۱۳/۱۸ درصد از تغییرات قیمت میلگرد هم توسط قیمت طلا توضیح داده می‌شود. این موضوع بیان می‌کند که تغییرات قیمت طلا بیش از نقدینگی، نرخ ارز و نرخ بهره توانسته است بر قیمت میلگرد اثرگذار باشد. طلا به عنوان یک فلز گرانبها و اثرگذار این مهم را به خود اختصاص داده است. در ادامه نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای تیرآهن در جدول (۸) نمایش داده می‌شود.

جدول (۸): نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای تیرآهن

دوره	انحراف معیار	شوک ۱	شوک ۲	شوک ۳	شوک ۴	شوک ۵	شوک ۶	شوک ۷	شوک ۸	شوک ۹	شوک ۱۰
۱	۰/۱۳	۰/۹۰	۱۳/۹۸	۶/۴۲	۶/۷۶	۰/۷۹	۵/۳۱	۱۳/۹۹	۱/۷۸	۵۰/۰۲	۰/۰۰
۲	۰/۱۹	۴/۵۹	۹/۵۹	۴/۶۹	۴۱/۸۳	۱/۰۵	۴/۴۰	۶/۹۶	۱/۱۹	۲۳/۹۰	۰/۹۶
۱۰	۰/۶۱	۱۳/۰۲	۶/۶۳	۵/۱۴	۴۰/۰۸	۵/۴۸	۵/۱۴	۱۱/۲۰	۲/۰۸	۸/۲۰	۲/۹۹

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود در بلندمدت بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار اثرگذاری به ترتیب با ۴۰/۰۸ و ۲/۹۹ درصد مربوط به اعتبارات پرداختی و قیمت روی می‌باشد. بعد از اعتبارات پرداختی، نقدینگی در بلندمدت توانسته ۱۳/۰۲ درصد از تغییرات قیمت تیرآهن را پیش‌بینی نماید که این بیش‌ترین مقدار بعد از اعتبارات پرداختی در بلندمدت می‌باشد. همچنین نرخ ارز و نرخ بهره هر کدام به ترتیب ۶/۶۳ و ۵/۱۴ درصد از تغییرات قیمت تیرآهن را توضیح داده‌اند. ۱۱/۲۰ درصد از تغییرات قیمت تیرآهن هم توسط قیمت طلا توضیح داده شده است. در ادامه نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای روی در جدول (۹) نمایش داده می‌شود.

جدول (۹): نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای روی

دوره	انحراف معیار	شوک ۱	شوک ۲	شوک ۳	شوک ۴	شوک ۵	شوک ۶	شوک ۷	شوک ۸	شوک ۹	شوک ۱۰
۱	۰/۴۵	۱/۰۱	۶/۳۷	۰/۴۸	۰/۷۲	۰/۲۰	۱۸/۴۵	۳/۳۹	۲۷/۴۲	۴/۲۸	۳۷/۷۲
۲	۰/۶۳	۲/۹۴	۳/۸۷	۰/۲۸	۱۹/۳۳	۰/۶۵	۱۶/۶۱	۴/۳۸	۱۹/۷۱	۲/۳۹	۲۹/۹۹
۱۰	۱/۰۸	۵/۹۸	۷/۰۷	۱/۶۹	۲۱/۸۴	۲/۱۶	۱۳/۰۶	۵/۹۹	۱۵/۰۷	۶/۳۰	۲۰/۷۹

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که مشاهده می‌شود در بلندمدت بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار اثرگذاری به ترتیب با ۲۱/۸۴ و ۲/۱۶ درصد مربوط به اعتبارات پرداختی و قیمت آلومینیوم می‌باشد. بعد از اعتبارات پرداختی، نقدینگی در بلندمدت توانسته ۵/۹۸ درصد از تغییرات قیمت روی را پیش‌بینی نماید. همچنین نرخ ارز و نرخ بهره هر کدام به ترتیب ۷/۰۷ و ۱/۶۹ درصد از تغییرات قیمت روی را توضیح داده‌اند. ۲۰/۷۹ درصد از تغییرات قیمت روی هم توسط خود متغیر توضیح داده شده است. در خصوص قیمت روی می‌توان گفت اعتبارات پرداختی، قیمت خود متغیر و قیمت طلا به ترتیب بیش‌ترین میزان اثرگذاری را داشته‌اند.

۶- نتیجه‌گیری

اثرات متقابل میان متغیرهای پولی و متغیرهای حقیقی اقتصاد برای هدایت سیاست پولی بسیار مهم است. برای اعمال یک سیاست پولی موفقیت آمیز، لازم است مقامات پولی ارزیابی صحیحی از زمان و میزان تاثیر این سیاست بر بخش‌های مختلف اقتصادی داشته باشد. لذا فهم چگونگی اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای اقتصاد کلان، برای مقامات پولی جهت دستیابی به اهداف سیاستی همچون ثبات قیمت‌ها و رشد اقتصادی،

بسیار ضروری و حیاتی خواهد بود. قیمت کالاهای مختلف در طول زمان جزو عواملی هستند که می‌توانند بر ثبات اقتصادی و تورم تاثیر گذار باشند. در این میان سیاست-های پولی نیز دائماً در حال انجام می‌باشند و از جمله الزامات موجود برای هر اقتصاد به شمار می‌آیند. بنابراین شناسایی هر چه دقیق‌تر عوامل موثر بر تغییرات قیمت و همچنین روند دقیق سیاست‌های پولی و بررسی شوک‌های اثر گذار بر آن می‌تواند در بسیاری از بخش‌ها به سیاست‌گذاران کمک شایانی نماید. چراکه بررسی ارتباط قیمت کالاهای مختلف و شوک‌های سیاست پولی می‌تواند دید سیاست‌گذار را وسیع‌تر کرده تا بتواند تاثیرات این نوع از شوک‌ها را بر شاخص‌های قیمتی دقیق‌تر مشاهده نموده و در اعمال سیاست‌ها و قوانین مختلف از آن‌ها بهره‌گیرد. با این تحلیل وی می‌تواند تاثیر شوک‌های مختلف پولی را به راحتی در گروه‌های کالایی بررسی کند و در نتیجه تحلیل وی از شرایط اقتصادی به صورت دقیق‌تر و آسان‌تر انجام می‌پذیرد. در این مطالعه با استفاده از الگوی خود توضیح برداری ساختاری تاثیر شوک‌های سیاست پولی بر پویایی قیمت گروه‌های کالاهای صنعتی در ایران در بازه زمانی ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۶ به صورت فصلی مورد بررسی قرار گرفت. به منظور حذف اثرات فصلی از فیلتر X_{12} استفاده شد تا مشکلی در تصریح مدل به وجود نیامده و واریانس پارامترهای برآورد شده نیز افزایش نیابد. نتایج بررسی‌ها نشان داد که در بلندمدت اعتبارات پرداختی بیش‌ترین اثرگذاری را بر قیمت کالاهای صنعتی منتخب داشته‌است. کم‌ترین میزان اثرگذاری بر روی متغیرهای آلومینیوم، میلگرد و تیرآهن از طریق قیمت روی و بر متغیرهای مس، طلا و روی به ترتیب از سوی نرخ بهره، میلگرد و آلومینیوم صورت پذیرفت. بیش‌ترین میزان اثرگذاری نقدینگی با $۱۳/۰۲$ درصد مربوط به تیرآهن و کم‌ترین میزان اثرگذاری آن با $۵/۹۸$ درصد بر روی مس می‌باشد. بیش‌ترین میزان اثرگذاری نرخ ارز با $۸/۴۱$ درصد مربوط به طلا و کم‌ترین میزان اثرگذاری آن با $۵/۱۰$ درصد بر مس می‌باشد. بیش‌ترین میزان اثرگذاری نرخ بهره با $۷/۲۰$ درصد مربوط به میلگرد و کم‌ترین میزان اثرگذاری آن با $۰/۹۳$ درصد بر مس می‌باشد. بیش‌ترین میزان اثرگذاری اعتبارات پرداختی با $۵۱/۳۳$ درصد مربوط به آلومینیوم و کم‌ترین میزان اثرگذاری آن با $۲۱/۸۴$ درصد بر روی مس می‌باشد. بیش‌ترین میزان اثرگذاری شوک‌های سیاست پولی با $۶۶/۵۲$ درصد مربوط به آلومینیوم و کم‌ترین میزان تاثیرگذاری آن‌ها با $۳۶/۵۸$ درصد مربوط به روی می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت شوک‌های سیاست پولی بر قیمت آلومینیوم بیشترین میزان تاثیر

را در بلندمدت دارند. نتایج بدست آمده از پژوهش حاضر همسو با نتایج برادران و زمردیان (۱۳۹۶) و آگوستینو کوتو و نیگالوا (۲۰۱۶) و غیرهمسو با آبی گوناواردانا و همکارا (۲۰۱۷) و حموده و همکاران (۲۰۱۴) می‌باشند. همچنین به منظور بهبود وضعیت پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد:

- ۱- مدیریت درست نقدینگی و تلاش در جهت کاهش میزان تاثیرات منفی در صورت افزایش غیر کارشناسانه آن بر قیمت کالاهای صنعتی
- ۲- تعیین شرایط با ثبات ارزی به منظور ایجاد فضای شفاف به جهت سهولت در سرمایه‌گذاری و خرید و فروش کالاهای صنعتی
- ۳- مدیریت درست نرخ بهره و تلاش برای افزایش جذب سپرده‌های راکد و انتقال آن‌ها به بخش صنعت در جهت پویایی هر چه بیشتر این بخش
- ۴- افزایش میزان اعتبارات پرداختی برای بخش صنعت به منظور تامین سرمایه‌های لازم برای گسترش مراکز تولید صنعت و رسیدن به یک شرایط با ثبات در قیمت کالای صنعتی

فهرست منابع

۱. اژدری، علی اصغر و حیدری، حسن (۱۳۹۴). گزارش پژوهشی دورنمای رشد صنعتی در اقتصاد ایران، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، دی‌ماه ۱۳۹۴.
۲. اژدری، علی اصغر، حیدری، حسن و عبدالمهدی، محمدرضا (۱۳۹۶). بررسی عوامل مؤثر بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در ایران با استفاده از روش همجمعی یوهانسن، فصلنامه مجلس و راهبرد، ۲۴(۸۹)، ۱۰۵-۱۳۲.
۳. اصغرپور، حسین، فلاحی، فیروز و تلسچی، الناز (۱۳۹۰). بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر قیمت در ادوار تجاری ایران با استفاده از تکنیک مارکوف-سوئیچینگ، فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، ۲(۸و۷)، ۱۸۳-۲۲۲.
۴. برادران، علیرضا و زمردیان، غلامرضا (۱۳۹۶). بررسی اثر شوک سیاست پولی و مالی بر ارزش افزوده بخش صنعت و معدن در ایران، فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری، ۶(۲۴)، ۱۱۷-۱۳۸.
۵. پروین، سهیلا، بهرامی، جاوید، و وحیدی، سحر (۱۳۹۱). تأثیر شوک‌های مالی بر تولید و سطح قیمت در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۶(۲۰)، ۲۱-۳۹.
۶. تقوی، مهدی و لطفی، علی اصغر (۱۳۸۵). بررسی اثرات سیاست پولی بر حجم سپرده‌ها، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور (طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۸۲)، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۶(۲۰)، ۱۳۱-۱۶۵.
۷. تقی‌زاده، حجت، زمانیان، غلامرضا و هراتی، جواد (۱۳۹۶). بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصادی: با استفاده از رویکرد FAVAR، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۴(۴)، ۱-۲۶.
۸. جعفری صمیمی، احمد، توکلیان، حسین و حاجی کرمی، مرضیه (۱۳۹۶). ارزیابی سیاست‌های پولی در شرایط شوک نرخ ارز: رویکرد MDSGE، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۶(۳۲)، ۱-۳۴.
۹. دانش جعفری، داود، سردار شهرکی، علی، اثنی عشری، هاجر و حاتمی، یحیی (۱۳۹۲). تأثیر تکانه‌های نرخ ارز بر چالش‌ها و چشم‌اندازهای اشتغال بخش صنعتی ایران، فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، ۱(۱)، ۹۳-۱۰۴.
۱۰. دائی، بابک و افشون، حبیب‌اله (۱۳۹۷). تحلیل ساختار اشتغال بخش‌های مختلف اقتصادی استان فارس طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۹۲، فصلنامه مجله اقتصادی، ۱۸(۱۰ و ۹)، ۷۱-۹۶.

۱۱. سلمانی بی شک، محمدرضا، برقی اسکویی، محمد مهدی و لک، سودا (۱۳۹۴). تاثیر شوک های سیاست پولی و مالی بر بازار سهام ایران، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲(۴)، ۹۳-۱۳۱.

۱۲. محبی، سام، شهرستانی، حمید و هژبرکیانی، کامبیز (۱۳۹۶). شوک های مالی و نقش سیاست پولی در اقتصاد ایران با فرض وجود بازار بین بانکی در یک مدل DSGE، *فصلنامه پژوهش ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۵(۸۱)، ۱۲۳-۱۵۳.

1. Abeygunawardana, K., Amarasekara, C., & Tilakaratne, C.D. (2017). Macroeconomic Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from Sri Lanka. *South Asia Economic Journal*, 18, (1), 21-38.

2. Alam, R., & Gilbert, S. (2017). Monetary policy shocks and the dynamics of agricultural commodity prices: evidence from structural and factor-augmented VAR analyses. *Agricultural Economics*, 48, (2017), 15-27. DOI: 10.1111/agec.12291.

3. Amatov, A., & Dorfman, J.H. (2017). The Effects on Commodity Prices of Extraordinary Monetary Policy. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 49, 1, 83-96.

4. Asgharpir, H., Fallahi, F., & Talischi, E. (2012). The Asymmetric Effects of Monetary Shocks on the Price in Business Cycle of Iran Using Markov-Switching Approach. *Journal of Economics and Modeling*, Vol. 2, Issue 7-8, 183-222. (In Persian).

5. Augustine Kutu, A., & Ngalawa, H. (2016). Monetary Policy Shocks and Industrial Output in BRICS Countries. *SPOUDAI Journal of Economics and Business*, Vol. 66, Issue 3, 3-24.

6. Azhdari, A., & Heydari, H. (2015). The Perspective of Industrial Growth in Iranian Economy, Office of Energy, *Industry and Mine Studies, Assistance Infrastructure Research and Production Affairs*, 14601, 1-22. (In Persian).

7. Azhdari, A., Heydari, H., & Abdollahi, M. (2016). Investigating the Factors Affecting the Value Added of the Industry and Mining Sector in Iran Using the Johansson Cointegration Method, *Parliament and strategy*, 24, 89, 105-132. (In Persian).

8. Baradaran, A., & Zommordiyani, Gh. (2017). The Effect of Monetary and Financial Policies on the Value Added of the Industry and Mine sector in Iran. *Journal Management System*, Vol.6, Issue 24, 117-138. (In Persian).

9. Cabrales, C.A., Granados Castro, J.C., & Ojeda Joya, J. (2014), The Effect of Monetary Policy on Commodity Prices: Disentangling the Evidence for Individual Prices, *Economics Research International*, Vol. 20, 14, 6, 1-13. <http://dx.doi.org/10.1155/2014/649734>.

10. Choi, B. Y., & Pyun, J. H. (2018). Does real exchange rate depreciation increase productivity? Analysis using Korean firm-level data. *The World Economy*, 41, 2, 604-633.

11. Dae, B., & Afshoon, H. (2018). Investigating the Factors Affecting the Production of Industry Sector in Iran during 1396: 4-2011: 1 Approach

- Autoregressive Distributed Lag (ARDL), *Economic Journal*, 5, 6, 31-49. (In Persian).
12. Daneshjafari, D., Sardarshahraki, A., Asnaashari, H., & Hatami, Y. (2013). The impact of exchange rate shocks on the challenges and prospects of employment in the industrial sector of Iran, *The Macro and Strategic Policies*, 1, 1, 93-104. (In Persian).
13. Datta, B., (1952), *The Economics of Industrialization*, World Press,
14. Hammoudeh, S., Nguyen, D.K., & Sousa, R.M. (2015), US monetary policy and sectoral commodity prices. *J. Intl. Money Fin*, 57, 3, 61-85.
15. Hammoudeh, S., Nguyen, D.K., & Sousa, R.M. (2014), China's Monetary Policy and Commodity Prices, *IPAG Business School*, Working Paper, 2014, 298, 1-33.
16. Jafari Samimi, A., Tavakoliyan, H., & Hajikarami, M. (2017). Assessing monetary policy in shock situations Exchange rates: MDSGE approach. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran*, Vol. 6. Issue 32, 1-34. (In Persian).
17. Kaldor, N., (1966). *Causes of the Slow Rate of Growth of the United Kingdom*, Cambridge University Press.
18. Kim, S. (1999), Do monetary shocks matter in the G-7 countries? Using common identifying assumptions about monetary policy across countries. *J. Intl. Econ*, 48, 2, 387-175.
19. Mohebbi, S., Shahrestani, H., & Hojabrkiyani, K. (2017). Financial shocks and the role of monetary policy in the Iranian economy, assuming the existence of an interbank market in a DSGE model. *Journal of Economic Research and Policies*. Vol. 25, Issue 81, 123-153. (In Persian).
20. Nagel, A., & Parker, J. (2003), *Empirical macroeconomics: The effects of monetary policy*. Gold-Hammer Collaborative Research at the Department of Economics, Reed College.
21. http://academic.reed.edu/economics/course_pages/341_s09/Monetary_Policy_Chapter.pdf [Accessed on 19 March 2015].
22. Parvin, S., Bahrami, J., & Vahidi, S. (2012). Impact of financial shocks on production and price level in Iran using the model of structural vector regression itself. *Quarterly Journal of Economical Modeling*, Vol.6, Issue 4, 21-39. (In Persian).
23. Salmani Bishak, M., Barghi Oskouee, M.M., & Lak, S. (2016). The Effects of Monetary and Fiscal Policy Shocks on Stock Market of Iran. *Journal of Economic Modeling Research*, Vol 6, Issue 22, 93-131. (In Persian).
24. Taghizadeh, H., Zamanian, G., & Harati, J. (2018). Monetary Shocks Effects on Different Economic Sectors: Using the FAVAR Approach. *Applied Theories of Economics*, Vol 4, Issue 4, 1-26. (In Persian).
25. Taghavi, M., & Lotfi, A. (2006). Investigating the effects of monetary policy on the volume of deposits, concessional facilities and liquidity of the banking system of the country (during 1374-1382). *The Economic Research*. Vol. 6, Issue 20, 131-165. (In Persian).