

بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها در ایران: با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)

دکتر حسین شریفی رنانی^۱

تاریخ دریافت: ۹۰/۱/۲۴

تاریخ پذیرش: ۹۰/۳/۳۰

چکیده:

هدف اصلی این تحقیق بررسی اثرات سیاست پولی بانک مرکزی بر تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها در ایران با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC) است. بررسی نتایج تجربی حاصل از تخمین روابط بین متغیرها در دوره ۱۳۸۷Q۴-۱۳۶۸Q۱ نشان داد که در کوتاه‌مدت افزایش حجم پول سطح تولید را افزایش داده ولی در بلندمدت اثری بر آن ندارد، در حالی که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌گردد. این نتایج منطبق بر دیدگاه پول‌گرایان دال بر بی اثر بودن پول بر سطح تولید در بلندمدت است. همچنین نتایج نشان داد که نسبت سپرده قانونی به عنوان ابزار سیاست پولی نمی‌تواند سطح تولید را متأثر سازد ولی بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به عنوان ابزار سیاست پولی تنها در کوتاه‌مدت می‌تواند سطح تولید را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین نتایج بررسی حاکی از آن است که سیاست‌های پولی اتخاذ شده بوسیله این ابزارها در بلندمدت تنها سطح عمومی قیمت‌ها را متأثر خواهد ساخت.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، نسبت سپرده قانونی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)

Keywords: Monetary Policy, Reserve Requirement Ratio, Central Bank Claims on Banks, Structural Vector Error Correction (SVEC) Approach.

JEL Classification: E52.

۱- مقدمه

همواره رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی اعم از افزایش سطح اشتغال، کنترل تورم و تعادل در تراز پرداخت‌ها از اهداف نهایی کشورها بوده است. بدین منظور ابزارهای سیاست مالی دولت و سیاست پولی بانک مرکزی اهم‌هایی بوده‌اند که کشورها برای دستیابی به اهداف نهایی خود مورد استفاده قرار داده‌اند. بطورخاص سیاست پولی در حیطه اهداف کلان اقتصادی، به دنبال افزایش رشد اقتصادی و سطح اشتغال، تثبیت قیمت‌ها و تعادل در تراز پرداخت‌ها از طریق تنظیم متغیرهای پولی می‌باشد که عمده‌ترین این متغیرها حجم پول و نقدینگی است. این عمل از طریق ابزارهای سیاست پولی صورت می‌گیرد که هر کدام می‌تواند با متأثر ساختن طرف عرضه و یا تقاضای پول حجم پول یا نقدینگی را کنترل کنند.

سوال اصلی این است که وقتی یک سیاست پولی توسط مقامات پولی اتخاذ می‌شود چه آثاری بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها خواهد داشت؟ آیا می‌توان با تکیه بر سیاست پولی، بخش واقعی اقتصاد را تحت تاثیر قرار داد؟ آیا سطح عمومی قیمت‌ها در اثر سیاست پولی اتخاذ شده از خود واکنش نشان نخواهد داد و این عمل موجبات افزایش تورم را فراهم نخواهد کرد؟ پول‌گرایان بیان می‌دارند که افزایش حجم پول موجب افزایش تولید اسمی می‌گردد که با گذشت زمان دستمزدها کاملاً تعدیل شده و افزایش حجم پول، اثر خود را بطور کامل در افزایش قیمت‌ها نشان می‌دهد و تولید به سطح اولیه خود باز می‌گردد. همچنین آنها معتقدند که رشد واقعی اقتصاد در بلندمدت مستقل از تغییرات حجم نقدینگی است، به ترتیبی که تغییرات پولی در شرایط اشتغال کامل در بلندمدت تنها سطح قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

یکی از مهم‌ترین موضوعات در بررسی اثرات سیاست پولی بر فعالیت‌های اقتصادی "مسئله همزمانی"^۱ موجود بین پدیده‌های تحت بررسی است. این مسئله واکنش درونی سیاست اتخاذ شده نسبت به دیگر متغیرها است که تشخیص اثرات آن سیاست را بین متغیرهای تحت بررسی مشکل می‌سازد. رویکرد "خودرگرسیون برداری" (VAR)^۲ به همراه تحلیل "واکنش ضربه" (IR)^۳ و "تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی" (FEVD)^۴ تا حدود زیادی امکان پرداختن به بحث همزمانی را

^۱. Simultaneity Issue

^۲. Vector Autoregression

^۳. Impulse Response

^۴. Forecast Error Variance Decomposition

برای محققان فراهم می‌آورد. البته منتقدان و کارشناسان الگوهای *VAR* همچون سسپتی (۱۹۹۵)^۱، کینگ و پلوسر (۱۹۸۴)^۲ و برنانک و بلیندر (۱۹۹۲)^۳ انتقاداتی را بر مشکلات تصریح دقیق شوک‌های سیاست پولی ارائه کرده‌اند. آنها بیان می‌دارند نتایج حاصل از این رویکرد نمی‌تواند تئوری‌های اقتصادی را تفسیر نماید. در واکنش به این مشکل سیمز (۱۹۸۶)^۴ و گالی (۱۹۹۲)^۵ الگوهای "خودرگرسیون برداری ساختاری (*SVAR*)" را معرفی کردند. آنها معتقدند که الگوی *SVAR* می‌تواند بر محدودیت‌های الگوی *VAR* از طریق وارد کردن اطلاعات مبتنی بر تئوری‌های اقتصادی که در الگوهای سری زمانی شکل خلاصه شده نمودی نداشتند فائق آید. از آنجایی که در عمل اکثر سری‌های زمانی یک رفتار وابسته به زمان دارند، با بررسی ریشه واحد هر یک از متغیرها و مانا شدن آنها با تفاضل‌گیری و همچنین وجود "همجمعی"^۶ بین متغیرها با درجه همگرایی مشابه، بهتر است از رویکرد "تصحیح خطای برداری ساختاری (*SVEC*)"^۸ استفاده شود.

هدف ما در این تحقیق نیز بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها در ایران و مطابقت آن با دیدگاه پول‌گرایان با استفاده از رویکرد *SVEC* است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- دیدگاه پول‌گرایان در مورد نقش سیاست پولی در اقتصاد

سیاست‌گذاران در کشورهای مختلف معمولاً به منظور تثبیت شاخص‌های کلان اقتصادی از سیاست‌های پولی و مالی استفاده می‌کنند. مقامات پولی نیز به طور خاص با استفاده از ابزارهای سیاست پولی سعی در تحقق این امر دارند. نقش سیاست پولی و تأثیر آن بر بخش واقعی اقتصاد در قالب سازوکار اثرگذاری پولی مطرح می‌شود. سیمپسون (۱۹۸۱)^۹ بیان می‌دارد که سیاست پولی می‌تواند با متأثر کردن عوامل تولید (کار، سرمایه و تکنولوژی) میزان تولید و اشتغال را تحت

^۱. Cecchetti (1995)

^۲. King and Plosser (1984)

^۳. Bernanke and Blinder (1992)

^۴. Sims (1986)

^۵. Gali (1992)

^۶. Structural Vector Autoregression

^۷. Cointegration

^۸. Structural Vector Error Correction

^۹. Simpson (1981)

تأثیر قرار دهد. همچنین وی معتقد است که با فرض پول بعنوان یک نوع دارایی، تورم ناشی از سیاست پولی نیز با افزایش تورم انتظاری و نرخ بهره منجر به تعدیل در سبد دارایی‌های خانوار شده و با جانشین کردن سرمایه حقیقی به جای پول باعث انتقال منابع به بخش تولید می‌گردد و تولید را افزایش می‌دهد. لایدلر (۱۹۷۸)^۱ نیز در خصوص تأثیر سیاست پولی بر تقاضای کل بیان می‌دارد که یکی از علل اصلی تغییر در تقاضای کل تغییرات حجم پول است و تغییر در تقاضای کل نیز با تغییر در نرخ تورم همراه است. به طور کلی می‌توان تفاوت نگاه به سازوکار اثرگذاری پولی و مدت زمان تأثیر آن را در دو دیدگاه عمده کینزین‌ها و پول‌گرایان تقسیم‌بندی کرد.

بر اساس دیدگاه کلاسیک‌ها نیز به دلیل تعدیل کامل بین قیمت‌ها و دستمزد، تغییرات حجم پول هیچ تأثیری بر تولید ندارد. سیمپسون (۱۹۸۱) همچنین براساس اعتقاد اکثر اقتصاددانان بیان می‌دارد که تقاضای کل، سطح عمومی قیمت‌ها و تولید فوراً نسبت به اعمال سیاست پولی از خود واکنش نشان نمی‌دهند زیرا تغییر در ترکیب سبد دارایی به واسطه تغییر در عرضه پول نیازمند زمان است.

کینزین‌ها و پول‌گرایان در خصوص اینکه با افزایش حجم پول افراد چه نوع از دارایی‌ها را جایگزین پول می‌کنند اختلاف نظر دارند. کینزین‌ها تغییرات در تقاضای کل را منشاء عدم ثبات در اقتصاد می‌دانند. آنها معتقدند که نرخ بهره نیز در واکنش به تغییرات تقاضای کل تغییر کرده و تقاضای پول را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با فرض چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها، افزایش تقاضا برای پول منجر به کاهش تولید و اشتغال می‌گردد. آنها اوراق قرضه و خزانه را جانشین خوبی برای پول می‌دانند و به همین دلیل با افزایش عرضه پول نرخ بهره کاهش یافته و تقاضا برای این اوراق افزایش می‌یابد و منجر به افزایش قیمت و کاهش بازده آنها می‌گردد. به دنبال افزایش قیمت این نوع دارایی‌ها نرخ بهره کاهش می‌یابد و تقاضای سرمایه‌گذاری را افزایش داده و از آن طریق تقاضای کل را افزایش می‌دهد. در مقابل پول‌گرایان معتقدند که پول دارای جانشین‌های متعددی از جمله دارایی‌های مالی نظیر اوراق قرضه و خزانه و دارایی‌های فیزیکی مانند ساختمان و کالاهای بادوام است که با کاهش بازده پول به دلیل افزایش عرضه آن، با جانشین کردن دیگر دارایی‌ها به

^۱. Laidler (1978)

جای پول منجر به افزایش سرمایه‌گذاری می‌شوند و تقاضای کل را افزایش می‌دهد^۱ (کمبجانی، ۱۳۷۳).

فریدمن (۱۹۷۰)^۲ در قالب دیدگاه پول‌گرایان بیان می‌دارد که تقاضای پول نسبت به تغییرات نرخ بهره غیر حساس است و افزایش حجم پول موجب افزایش تقاضای کل می‌شود. حال اگر در بازار کار تعدیل دستمزدها با تاخیر انجام پذیرد و یا قیمت‌ها انعطاف‌ناپذیر باشند، سطح قیمت و محصول افزایش می‌یابد. ولی اگر تعدیل کامل دستمزدها صورت پذیرد فقط منجر به افزایش قیمت‌ها می‌گردد. بنابراین بطور کلی در دیدگاه پول‌گرایان افزایش حجم پول موجب افزایش تولید اسمی می‌گردد که با گذشت زمان دستمزدها کاملاً تعدیل شده و افزایش حجم پول خود را کاملاً در افزایش قیمت‌ها نشان می‌دهد و تولید به سطح اولیه خود باز می‌گردد.

پول‌گرایان اعمال سیاست پولی را مؤثرتر از سیاست مالی می‌دانند. چرا که آنها به دلیل پایین بودن کشش بهره‌ای تقاضای پول منحنی LM را تقریباً عمودی در نظر می‌گیرند و با وجود اثر رانشی، فقط به اثر سیاست پولی اعتقاد دارند. پول‌گرایان با تأیید نظر کینزین‌ها دال بر اثرگذاری سیاست پولی از طریق نرخ بهره و افزایش سرمایه‌گذاری، علت اصلی تغییر تقاضای کل را تغییر در ترکیب سبد دارایی‌ها بواسطه افزایش عرضه پول می‌دانند. آنها به دلیل اعتقاد به باثباتی ذاتی اقتصاد بخش خصوصی، سیاست‌های فعال پولی و یا مالی که منجر به دخالت دولت در اقتصاد می‌شود را مطرود می‌شمارند. ولی کینزین‌ها با اعتقاد به اینکه اقتصاد بخش خصوصی بواسطه تحولات تکنولوژیکی و بیکاری غیر ارادی همواره در بی‌ثباتی به سر می‌برد، دخالت دولت در اعمال سیاست‌های پولی و مالی را ضروری می‌دانند. پول‌گرایان معتقدند که انتقال سیاست پولی به بخش واقعی اقتصاد با تأخیر صورت می‌گیرد که خود موجب افزایش نااطمینانی در جامعه می‌شود. ولی کینزین‌ها این زمان را کوتاه و قابل پیش‌بینی می‌دانند. به اعتقاد پول‌گرایان از آنجایی که نرخ بهره با اطلاعات موجود به درستی قابل اندازه‌گیری نیست، نمی‌تواند مبنای تجزیه و تحلیل عملکرد اثرگذاری سیاست پولی واقع گردد. آنها معتقدند که افراد در واکنش به نگهداری پول بیشتر برای ایجاد تعادل مجدد، مخارج خود را افزایش می‌دهند. پول‌گرایان مصرف را نیز در کنار سرمایه‌گذاری از

^۱ - در دیدگاه پول‌گرایان برخلاف کینزین‌ها فرض می‌کنند که میل نهایی به پس‌انداز و حساسیت تقاضای سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره زیاد است ولی کشش بهره‌ای تقاضای پول کم است.

^۲ Friedman (1970)

عواملی می‌دانند که از طریق تغییر در ترکیب دارایی‌ها تحت تأثیر عرضه پول قرار می‌گیرد. البته کینزین‌های جدید نیز با وارد کردن اثر ثروت در تابع مصرف، عرضه پول را از طریق این عامل بر مصرف مؤثر می‌دانند (برانسون، ۱۹۷۹).

همچنین پول‌گرایان با اعتقاد به اینکه رشد واقعی اقتصاد در بلندمدت مستقل از تغییرات در حجم نقدینگی است، تغییرات متغیرهای پولی را در بلندمدت تنها بر سطح قیمت‌ها مؤثر می‌دانند. در نظر آنها در شرایط عدم وجود اشتغال کامل ممکن است افزایش حجم پول به جای افزایش سطح قیمت‌ها، متغیرهای واقعی مانند سطح تولید و اشتغال را متاثر سازد. ولی در شرایط اشتغال کامل هرگونه افزایش پولی مستقیماً بر سطح قیمت‌ها اثرگذار خواهد بود و متغیرهای واقعی را چندان افزایش نخواهد داد. بنابراین پول‌گرایان ضمن قبول اثرات سیاست پولی بر متغیرهای واقعی اقتصاد در کوتاه‌مدت، هرگونه تأثیرات آن را در بلندمدت مردود دانسته و متغیرهای واقعی را نسبت به تغییرات پولی غیر حساس می‌دانند. آنها عواملی چون توسعه ظرفیت تولید، رشد نیروی کار، تکنولوژی و منابع طبیعی را در بلندمدت بر رشد متغیرهای واقعی مؤثر می‌دانند (کميجانی، ۱۳۷۳).

۲-۲- پیشینه تحقیق

در این خصوص کميجانی (۱۳۷۳) ضمن بیان اثرات سیاست پولی در یک اقتصاد بسته در قالب دو دیدگاه کینزین‌ها و پول‌گرایان ۸ الگو را معرفی می‌کند. وی بر اساس شواهد آماری موجود نتیجه می‌گیرد که دیدگاه پول‌گرایان در مقابل دیدگاه کینزین‌ها تایید می‌گردد. به‌ترتیبی که در بلندمدت افزایش حجم نقدینگی تنها بر سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر گذاشته است.

شیرین بخش (۱۳۸۴) نیز در مقاله‌ای تحت عنوان "اثرات سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال در ایران" با استفاده از الگوی VAR به این نتایج رسید که واکنش دو متغیر اشتغال و سرمایه‌گذاری نسبت به تکانه‌های ناشی از اعتبارات، نرخ ارز و عرضه پول فاقد اعتبار آماری است و از طرف دیگر با توجه به تجزیه واریانس مربوط به دو متغیر سرمایه‌گذاری و اشتغال، کمترین سهم مربوط به متغیرهای سیاست پولی است. وی همچنین با توجه به برآورد حاصل از آزمون همجمعی دریافت که بین متغیرهای الگو رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. بنابراین نقش ضعیف ابزارهای سیاست پولی را می‌توان به نبود بازارهای مالی در اقتصاد ایران نسبت داد و در نتیجه نمی‌توان از تکانه‌های مزبور برای تنظیم رفتار سرمایه‌گذاری و اشتغال به طور مؤثر استفاده نمود.

همچنین نوفرستی (۱۳۸۴) با بررسی تاثیر سیاست پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا و با بهره‌گیری از یک الگوی اقتصادسنجی کلان تدوین شده به روش نوین همجعی، اثرگذاری سیاست‌های پولی و ارزی را بر اقتصاد ایران مورد بررسی قرار می‌دهد. وی آثار ناشی از اجرای یک سیاست پولی را از طریق متغیر ابزار سیاست‌گذاری نرخ سپرده قانونی و همچنین بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی شبیه‌سازی می‌کند. نتایج حاکی از آن است که سیاست پولی در اقتصاد ایران به نحو بارزی تأثیرگذار است. وی معتقد است که یک سیاست پولی انبساطی موجب می‌شود تا از یک سو تولید کل افزایش یابد که موجب اشتغال است و از سوی دیگر، مصرف بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، صادرات غیر نفتی و واردات افزایش پیدا کند که باعث رفاه و رونق اقتصادی خواهد شد. نتایج حاصل از شبیه‌سازی پویای الگو موید آن است که تنزل ارزش پول ملی موجب کاهش واردات و تولید ناخالص داخلی شده و برخلاف انتظار اثر محسوسی بر صادرات غیر نفتی ندارد. این سیاست از طریق بسط عرضه پول اسمی سطح عمومی قیمت‌ها را افزایش داده و شرایط تورم رکوردی را بر جامعه حاکم می‌کند.

ختایی و سیفی‌پور (۱۳۸۵) نیز در مقاله‌ای با عنوان "ابزارها و قواعد شناخته شده سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران، مطالعه موردی: برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی" با بررسی اثرات سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد در طول برنامه سوم توسعه درمی‌یابند که تحولات بازارهای مالی و ابداع ابزارهای متنوع مالی توسط موسسات مالی و حتی غیر مالی موجب شده است که حجم پول و نقدینگی به صورت متغیری درون‌زا درآیند. از اینرو اعمال سیاست‌های پولی به صورت غیر مستقیم بیشتر از کانال اثرگذاری بر نرخ بهره و از آن طریق اثرگذاری بر بخش حقیقی اقتصاد است. نقش ناکافی نرخ سود در سیستم مالی، عدم استفاده از شاخص شرایط پولی حاکم و به کارگیری ابزارهای پولی محدود سنتی، بی‌توجهی به قواعد شناخته شده سیاست پولی و اعمال سیاست‌های انبساطی مالی توسط دولت بدون توجه به ابعاد پولی آن، اعمال سیاست‌های پولی را به لحاظ اثرگذاری بر اهداف نهایی بسیار دشوار نموده است. آنها با توجه به قاعده تیلور و با روش اقتصادسنجی که مناسب با شرایط پولی ایران است، نیز نشان می‌دهند در طول برنامه سوم اهداف کنترل نرخ تورم، سیاستی متفاوت با سیاست پولی حاضر طلب می‌کند. آنها همچنین دریافته‌اند که

سیاست پولی کشور دنباله‌رو هزینه‌های دولت و درآمدهای نفتی کشور بوده و نتوانسته در راستای حصول اهداف معمول سیاست پولی حرکت کند.

مصلحتی (۱۳۸۵) نیز با بررسی تاثیرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران و با تاکید بر تاثیرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای حقیقی و اسمی طی دوره زمانی ۸۳-۱۳۳۸ و با استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب (SUR)^۱ به این نتایج رسید که اعمال سیاست پولی و همچنین مالی در اقتصاد ایران، قادر نیست تا متغیرهای حقیقی را متاثر سازد. در نتیجه قسمت عمده تاثیرات آنها در بخش اسمی اقتصاد و به عبارتی سطح قیمت‌ها تخلیه می‌شود. وی بیان می‌دارد که با توجه به این مساله که سیاست‌های پولی و مالی هیچ یک قادر نیستند تاثیر قابل توجهی بر تغییرات تولید داشته باشند، بهتر آن است که در ارتباط با اهداف ضد تورمی از این سیاست‌ها بهره گرفته شود.

همچنین طاهری فرد و آزاد کسمایی (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای با بررسی اثر بخشی سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران، تاثیر ابزارهای پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی را به عنوان هدف اصلی خود مورد توجه قرار می‌دهند. برای این منظور، آنها با استفاده از یک الگوی ساختاری و برآورد شکل تبدیل‌یافته آن طی دوره ۸۵-۱۳۶۰، ابتدا روابط بین متغیرها و سپس تاثیر برخی سیاست‌های پولی و مالی را مورد بررسی قرار می‌دهند. آنها دریافتند که سیاست کاهش نرخ سود تسهیلات، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را افزایش می‌دهد، اما تاثیر چندانی بر تولید ندارد. تاثیر ناچیز این سیاست بر تولید، با وجود افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را می‌توان به تخصیص منابع بانکی به پروژه‌های سرمایه‌گذاری کم بازده (به خاطر توجه‌پذیری آنها در شرایط نرخ سود کم‌تر)، تخصیص بخشی از منابع دولتی به اجرای این سیاست و تورم‌زا بودن آن نسبت داد. به علاوه، سیاست کاهش نرخ سود تسهیلات به همراه کاهش مخارج سالانه سرمایه‌گذاری دولت، بیانگر غالب بودن تاثیر کاهش مخارج سرمایه‌گذاری دولت نسبت به کاهش نرخ سود تسهیلات در اثرگذاری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی است. آنها همچنین دریافتند که رابطه مثبت و معناداری بین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و بخش دولتی وجود دارد که نتایج برخی مطالعات مبنی بر وجود رابطه جایگزینی بین سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی را مورد تردید قرار می‌دهد. از دیگر نتایج آنها این است که نقدینگی سطح قیمت‌ها و

^۱. Seemingly unrelated regression

تورم را افزایش می‌دهد اما سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد.

نهایتاً شاهرمدادی و ابراهیمی (۱۳۸۹) در مقاله‌ای تحت عنوان "ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی" بیان می‌دارند که در سال‌های اخیر مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی در بدنه اصلی مدل‌سازی محافل اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است. مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی که ابتدا در قالب مکتب ادوار تجاری حقیقی ساخته می‌شدند، اغلب منشأ نوسانات اقتصادی را به شوک‌های تکنولوژی ربط داده‌اند و تمایل چندانی به تحلیل اثرات سیاست‌های پولی بر اقتصاد نشان نمی‌دادند، لذا چندان از سوی بانک‌های مرکزی مورد توجه نبودند؛ اما با ظهور مکتب نیوکینزی، تحول تدریجی این مدل‌ها در قالب این مکتب و با تعریف چسبندگی‌های اسمی و رقابت انحصاری در آنها، بار دیگر توجه محافل اقتصاد پولی (به خصوص بانک‌های مرکزی) را به خود جلب کرد. در این مقاله با ساخت یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران و حل و برآورد آن با استفاده از رویکرد بیزین، نشان داده می‌شود که بدون در نظر گرفتن چسبندگی‌های اسمی، این مدل‌ها قابلیت تحلیل اثرات حقیقی سیاست‌های پولی را نخواهند داشت و تنها افزودن چسبندگی‌های اسمی و ساختن این مدل در قالب پارادایم نیوکینزی است که قابلیت تحلیل اثرات حقیقی سیاست‌های پولی را به این مدل می‌دهد.

۲-۳- الگو و متدولوژی

تحلیل سری‌های زمانی معمولاً به منظور پیش‌بینی روند زمانی متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرند. در حالتی که شرط مانایی سری‌های زمانی نقض می‌شود و متغیرها با تفاضل‌گیری مانا شوند و همچنین بین متغیرها رابطه همجمعی وجود داشته باشد می‌توانیم از الگوی VEC استفاده کنیم. این الگو علاوه بر تخمین بهتر روابط در مقایسه با الگوی VAR ، به خوبی پویایی‌های کوتاه‌مدت را نیز مورد ارزیابی قرار می‌دهد. بر اساس الگوی عمومی VAR و با فرض $I(1)$ بودن همه متغیرها، می‌توان الگوی VEC عمومی را با r رابطه همجمعی به شکل زیر معرفی کرد:

$$\Gamma_0 \Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + B_0 x_t + \dots + B_q x_{t-q} + CD_t + u_t \quad (1)$$

در این رابطه α ماتریس $k \times r$ "ضریب سرعت تعدیل"^۱ است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. β ماتریس $k \times r$ همجمعی است که نشان دهنده بخش بلندمدت الگو می‌باشد. Γ_j ماتریس $k \times k$ ضرایب کوتاه‌مدت و u_t نیز بردار اجزاء خطای اختلال خالص با $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ است.^۲ برای تخمین رابطه (۱) اگر ماتریس Γ یک‌ه باشد و هیچ متغیر برونزایی نیز وجود نداشته باشد، می‌توان از فرآیند تخمین "رتبه خلاصه شده یوهانسن (RR)"^۳ براساس مطالعه یوهانسن (۱۹۹۵)^۴ یا روش "دو مرحله ای ساده (S2S)"^۵ استفاده کرد. در این روش در گام نخست، الگوی VEC را از طریق فرآیند یوهانسن (۱۹۹۵) مورد تخمین قرار می‌دهند و سپس در گام دوم روابط ساختاری بین متغیرها و شوک‌های اقتصادی را با اعمال قیود همزمانی و بلندمدت بر اثرات این شوک‌ها مورد تشخیص قرار می‌گیرد (لوتکپل و کراتزیگ^۶، ۲۰۰۴: ۸۹).

مک‌کالوم (۱۹۹۹)^۷ بیان می‌دارد از ویژگی‌های رویکرد $SVAR$ که اغلب توسط منتقدان مورد توجه قرار می‌گیرد، تمرکز خاص بر شوک‌های سیاستی بجای شوک‌های غیر سیاستی است. الگوی $SVEC$ نیز در صورت وجود بردار همجمعی برای تحلیل سیاست پولی مناسب می‌باشد. همچنین در این رویکرد در بررسی تحلیل واکنش‌های ضربه با اعمال محدودیت بر الگوی VEC ، شوک‌های ساختاری را می‌توان به دو جزء "شوک‌های دائمی"^۸ و "شوک‌های زودگذر"^۹ تفکیک کرد که شوک‌های ساختاری دائمی با اعمال محدودیت‌های بلندمدت و شوک‌های ساختاری زودگذر با اعمال محدودیت‌های کوتاه‌مدت بر الگو مورد شناسایی قرار می‌گیرند.

الگوی $SVEC$ برای شناسایی شوک‌هایی که در تحلیل واکنش ضربه مورد توجه واقع می‌گیرند از طریق اعمال محدودیت‌هایی بر ماتریس اثرات بلندمدت و ماتریس B اثرات همزمان شوک‌ها عمل می‌کند. در این چارچوب ماتریس B رابطه بین اجزاء خطای ساختاری و اختلال‌های شکل خلاصه شده را بر اساس رابطه (۱) بصورت $u_t = B\varepsilon_t$ معرفی می‌کند که در آن $\varepsilon_t \sim (0, I_K)$ است.

^۱. Loading Coefficients

^۲. به منظور تسهیل در تخمین می‌توان رابطه (۱) را به شکل ماتریسی $\Delta Y = \Pi Y_{t-1} + \Gamma \Delta X + U$ نوشت. که در آن $\Delta Y = [\Delta y_1, \dots, \Delta y_T]'$

$\Delta X = [\Delta x_1, \dots, \Delta x_{T-1}]'$ ، $\Pi = [\pi_1, \dots, \pi_{p-1}]'$ ، $\Gamma = [\Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}]'$ ، $Y_{t-1} = [y_{t-1}, \dots, y_{t-1}]'$ ، $U = \alpha\beta'$

^۳. Johansen Reduced Rank

^۴. Johansen (1995)

^۵. Simple Two-step

^۶. Lutkepohl and Kratzig (2004)

^۷. McCallum (1999)

^۸. Permanent Shocks

^۹. Transitory Shocks

در شرایطی که $u_t \sim (0, \Sigma_u)$ باشد، در تخمین الگوی؟، مطابق مطالعات آمیسانو و گیانینی (۱۹۹۷)^۱ و بریتونگ و دیگران (۲۰۰۴)^۲، می‌توان بجای تخمین حداقل مربعات (LS) از تخمین حداکثر راست‌نمایی (ML) استفاده کرد. (لوتکپل و کراتزیگ، ۲۰۰۴: ۱۷۳). بعد از تخمین الگوی $SVEC$ می‌توان با در نظر گرفتن قیود اعمال شده بر سیستم به تحلیل واکنش ضربه و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی این الگو پرداخت.

۲-۴- تصریح الگوی $SVEC$

در اکثر مطالعات تجربی انجام شده مانند بلانچارد و کوا (۱۹۸۹)^۳، اسپیرتس و دیگران (۱۹۹۳)^۴، استرونگین (۱۹۹۵)^۵، کریستیانو و دیگران (۱۹۹۶)^۶، لپر و دیگران (۱۹۹۶)^۷، سوان سون و گرنجر (۱۹۹۷)^۸ و تورنتن (۱۹۹۸)^۹ در مورد بررسی اثرات سیاست پولی بر فعالیت‌های اقتصادی با استفاده از الگوی $SVAR$ ، از چهار متغیر تولید، سطح عمومی قیمت‌ها، حجم پول و نرخ بهره استفاده شده است. در این مطالعه نیز بردار متغیرها به شکل زیر معرفی می‌شود:

$$Y' = [y \quad p \quad m \quad rr] \quad (۲)$$

$$Y' = [y \quad p \quad m \quad d] \quad (۳)$$

که در آن از چهار متغیر تولید ناخالص داخلی (y)، شاخص بهای مصرفی خانوارها (p)، متغیر حجم کل پول (m)، نسبت ذخایر قانونی (rr) و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (d) استفاده شده است.^{۱۰} در بردار اول از نسبت ذخایر قانونی به عنوان متغیر سیاستی و در بردار دوم بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به عنوان متغیر سیاستی استفاده می‌شود.^{۱۱}

^۱ Amisano and Giannini (1997)

^۲ Breitung and et al. (2004)

^۳ Blanchard and Quah (1989)

^۴ Spirtes et al. (1993)

^۵ Strongin (1995)

^۶ Christiano et al. (1996)

^۷ Leeper et al. (1996)

^۸ Swanson and Granger (1997)

^۹ Thornton (1998)

^{۱۰} حجم پول، نسبت سپرده قانونی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی متغیر سیاستی و تولید و قیمت متغیر غیر سیاستی هستند.

^{۱۱} متغیرهای y ، p ، m و d بصورت لگاریتمی می‌باشند.

در مورد ابزار سیاست پولی به عنوان متغیر سیاستی، از آنجایی که با اجرای عملیات بانکی بدون ربا در سال ۱۳۶۳ فروش اوراق قرضه به دلیل ماهیت ربوی آن منع گردید، نرخ بهره نقش خود را در سیستم پولی کشور از دست داد و بانک مرکزی به ناچار برای رسیدن به سطح مطلوب عرضه پول و حجم نقدینگی تنها از طریق تغییر در پایه پولی و ضریب فزاینده پولی سیاست پولی مورد نظرش را اعمال می‌کند. بنابراین ابزارهای عملیات بازار باز و سیاست تنزیل مجدد بعد از اجرای عملیات بانکداری بدون ربا جای خود را به ابزارهایی چون نسبت سپرده قانونی و میزان بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی داد. تقوی و لطفی (۱۳۸۴) نیز بیان می‌دارند که در ایران به دلیل عدم کاربرد ابزار بازار باز، دوگانگی بازار مالی کشور و تعدد نرخ‌های سود به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی استفاده از نرخ بهره به عنوان شاخص سیاست پولی را با اشکال مواجه خواهد کرد. از این رو آنها در مطالعه خود از نرخ سپرده قانونی به عنوان شاخص سیاست پولی استفاده کرده‌اند. نوفرستی (۱۳۸۴) نیز در مطالعه‌اش از این نسبت به عنوان یکی از متغیرهای ابزاری بالقوه سیاست‌گذاری استفاده کرده است. وی در کنار نسبت سپرده قانونی به عنوان ابزار سیاست پولی، از جزء بدهی‌های سیستم بانکی به بانک مرکزی نیز استفاده کرده است. در خصوص انتخاب متغیر حجم کل پول (m) با توجه به مطالعه شهرستانی و شریفی‌رنانی (۱۳۸۷)، از آنجایی که حجم پول (M_1) رفتار باثبات‌تری از خود نشان می‌دهد آن را به عنوان متغیر حجم کل پولی در نظر می‌گیریم.

اثرات سیاست پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها از طریق مدل‌سازی روابط بین متغیرهای درونزا، یعنی ارتباط بین اخلال‌های u_i و شوک‌های ساختاری ε_i قابل تحلیل خواهند بود. حال با اعمال این قیود بر روابط بین متغیرهای درونزا می‌توان تحلیل ساختاری مناسبی را ارائه کرد. در این مدل نوسانات متغیرهای درونزا توسط ۴ جزء اخلال ساختاری ε^{AS} ، ε^{AD} ، ε^{MD} و ε^{MS} که به ترتیب نشان دهنده شوک عرضه کل، شوک تقاضای کل، شوک تقاضای پول و شوک عرضه پول می‌باشند، توضیح داده شده‌اند. به منظور شناسایی مدل، هر یک از پسماندهای شکل خلاصه شده (u_i) را از طریق روابط تعادلی مدل‌های اقتصاد کلان به شوک‌های ساختاری (ε_i) مرتبط می‌سازیم. کامارو، اوردنز و تاماریت (۲۰۰۲)^۱ بر اساس مطالعه دآرکادجلیس (۱۹۹۶)^۲ در خصوص بررسی سیاست‌های پولی در ایتالیا، با استفاده از منحنی فیلیپس تعمیم یافته برای اسپانیا، شوک عرضه کل را به شکل

^۱. Camarero, Ordóñez and Tamarit (2002)

^۲. De Arcangelis (1997)

و $\pi = \pi^e + (y - \bar{y}) - b_1 \varepsilon_t^{AS}$ معرفی می‌کنند. در این رابطه تورم (π) تابعی از تورم انتظاری (π^e) و شکاف تولید ($y - \bar{y}$) است. بر اساس منحنی IS گسترش یافته معرفی شده توسط برانسون (۱۹۷۹) می‌توان تابع تقاضای کل را به شکل $AD = c(y - t(y), A/p) + i(r) + \bar{g} + NX(y, p, s)$ معرفی کرد. شهرستانی و شریفی رنانی (۱۳۸۷) نیز تابع تقاضا پول برای ایران را بر اساس مطالعه بهمینی اسکویی و رحمان (۲۰۰۵)^۱ برای تعدادی از کشورهای در حال توسعه، به شکل $M_1 = p^* \cdot f(y, \pi, s)$ معرفی می‌کنند که در آن نرخ تورم هزینه فرصت نگهداری پول را نشان می‌دهد. هزینه فرصت نگهداری پول تفاوت بین نرخ بازده دارایی‌های رقیب پول و پول را نشان می‌دهد. از طرفی نوفرستی (۱۳۸۴) بیان می‌دارد که عرضه پول از حاصلضرب ضریب فزاینده پولی و پایه پولی تشکیل شده است. در پایه پولی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و در ضریب فزاینده پولی نیز نسبت سپرده قانونی به عنوان متغیر سیاستی نقش آفرینی می‌کند.

۳- بررسی نتایج تجربی

در این بخش نتایج تجربی حاصل از تخمین روابط بین متغیرهای مربوطه، با استفاده از نرم افزار JMULti 4 در قالب رویکرد $SVEC$ مبتنی بر داده‌های آماری $Q_4 - 1387$ تا $Q_4 - 1368$ مربوط به ایران^۲ مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. تعیین وقفه بهینه در تصریح الگوی VAR از اهمیت زیادی برخوردار است. بدین منظور از "معیار اطلاعات آکائیک" (AIC)^۳، "معیار شوارز" (SC)^۴، "معیار حنان کوئین" (HQC)^۵ و "خطای پیش‌بینی نهایی" (FPE)^۶ استفاده می‌شود. هر یک از این معیارها وقفه متفاوتی را نشان می‌دهند. بنابراین با توجه به نتایج تحلیل اجزاء باقیمانده می‌توان وقفه بهینه را تعیین کرد.

^۱ Bahmani-Oskooee and Rehman (2005)

^۲ کلیه داده‌ها از ترازنامه سال‌های مختلف بانک مرکزی ج.ا.ا. اخذ شده است.

^۳ Akaike Information Criterion

^۴ Schwarz Criterion

^۵ Hannam-Quinn Criterion

^۶ Final Prediction Error

جدول ۱: تعداد وقفه بهینه

الگوی ۱	الگوی ۲
AIC	۳
FPE	۱
SC	۰
HQC	۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲: آزمون های تشخیصی

الگوی (۱)

آزمون	Q۲۴	LM۲	LM۴	LJB۲	MARCH (ε) LM
وقفه	۳	۱	۰	۳	۱
آماره تخمینی	۴۸۶	۳۳۵	۲۹۴	۵۱/۲	۴۷/۹
آماره p	۰/۰۰	۰/۸۶	۰/۹۳	۰/۰۲	۰/۰۳

الگوی (۲)

آزمون	Q۲۴	LM۲	LM۴	LJB۲	MARCH (ε) LM
وقفه	۴	۰	۴	۰	۴
آماره تخمینی	۴۹۱	۲۸۲	۵۰/۴	۴۵/۷	۱۰۴/۱
آماره p	۰/۰۰	۰/۹۱	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۰۰

- فرضیه صفر تنها وقتی رد می شود که آماره p کوچکتر از $0/1$ یا $0/05$ باشد. (لوتکیل و کراتزینگ، ۲۰۰۴: ۴۷)- Q_h : آزمون پورتمن برای تشخیص خودهمبستگی- LM_h : آزمون بروش - گادفری برای تشخیص خودهمبستگی- LJB_k : آزمون ژارکو - برا برای تشخیص غیر نرمال بودن- $MARCH_{LM}(q)$: آزمون $MARCH$ چندمتغیره برای تشخیص واریانس ناهمسانی

مأخذ: محاسبات تحقیق

برای تعیین وقفه بهینه و ارزیابی مناسب بودن الگوی تخمینی از "آزمون پورتمن"^۱ و "آزمون بروش - گادفری"^۲ برای تشخیص خودهمبستگی اجزاء باقیمانده، "آزمون ژارکو - برا"^۳ برای تشخیص غیر نرمال بودن و "آزمون ARCH-LM چندمتغیره" برای تشخیص واریانس ناهمسانی

^۱. Portmanteau Test

^۲. Breusch-Godfrey LM Test for Autocorrelation

^۳. Jarque-Bera Test

استفاده می‌کنیم. با توجه به نتایج جدول (۲) می‌توان دید که آزمون‌های تشخیصی در الگوی (۱) (بردار اول)، وقفه ۳ و در الگوی (۲) (بردار دوم)، وقفه ۴ را پیشنهاد می‌کند که دلالت بر عدم وجود خودهمبستگی، غیر نرمال بودن و واریانس ناهمسانی اجزاء باقیمانده دارند. نتایج ریشه واحد بر اساس آزمون "دیکی- فولر تعمیم یافته" (ADF)^۱ در جدول (۳) گزارش شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح معناداری ۱٪ همگرایی درجه یک، $I(1)$ ، هستند.

جدول ۳: آزمون ریشه واحد

متغیرها	تعداد وقفه		آماره آزمون	
	AIC	SC	AIC	SC
y	۳	۳	-۲/۲۱	-۲/۲۱
p	۱	۲	-۱/۳۸	-۰/۹۴
M	۰	۴	-۲/۶	-۱/۷۸
d	۰	۰	-۲/۰۰	-۲/۰۰
Rr	۰	۰	-۱/۶۰	-۱/۶۰
Δy	۲	۲	-۱۰/۵۶	-۱۰/۵۶
Δp	۱	۱	-۳/۵۵	-۳/۵۵
Δm	۰	۳	-۲/۴۱	-۹/۸۶
Δd	۰	۳	-۴/۹۱	-۸/۴۹
Δrr	۰	۰	-۸/۱۸	-۸/۱۸

میزان آماره آزمون در سطوح بحرانی بر اساس مطالعه دیویدسون و مکینون (۱۹۹۳):
 - جزء ثابت، متغیرهای مجازی فصلی و روند خطی ۱٪: (-۳/۹۶)؛ ۵٪: (-۳/۴۱)
 - جزء ثابت و متغیرهای مجازی فصلی ۱٪: (-۳/۴۳)؛ ۵٪: (-۲/۸۶)
 - جزء ثابت و متغیرهای مجازی فصلی ۱٪: (-۲/۵۷)؛ ۱۰٪: (-۳/۱۳)

مأخذ: محاسبات تحقیق

آزمون اثر یوهانسن^۲ آزمون نسبت راست‌نمایی (LR)^۳ مبتنی بر رگرسیون RR از الگوی VEC است که تنها فرضیه صفر را در نظر می‌گیرد. در این آزمون بر اساس جدول (۴) مشاهده می‌شود که در الگوی (۱) یک رابطه بلندمدت در سطح معناداری ۹۵٪ و در الگوی (۲) نیز یک رابطه بلندمدت در سطح معناداری ۹۹٪ وجود دارد.

^۱ Augmented Dickey-Fuller

^۲ Davidson and MacKinnon (1993)

^۳ Likelihood Ratio Testing

جدول ۴: آزمون همجمعی یوهانسن

فرضیه صفر	الگوی ۱		الگوی ۲		۰/۹۰	۰/۹۵	۰/۹۹	
	LR	p	LR	p				
$r = 0$	۶۳/۴۶ ^{***}	۰/۰۵	۷۴/۰۴ ^{***}	۰/۰۰	۶۳/۶۶	۷۰/۹۱		
$r \leq 1$	۲۷/۵۶	۰/۶۵	۳۷/۹۱	۰/۱۵	۴۲/۷۷	۴۸/۸۷		
$r \leq 2$	۱۵/۲۱	۰/۵۶	۱۱/۸۳	۰/۸۲	۲۳/۳۲	۳۰/۶۷		
$r \leq 3$	۵/۷۸	۰/۴۹	۳/۷۶	۰/۷۷	۱۲/۴۵	۱۶/۲۲		

^{**} در سطح معناداری ۵٪ فرضیه صفر رد می شود.

^{***} در سطح معناداری ۱٪ فرضیه صفر رد می شود.

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج بدست آمده می توان رابطه (۱) را با استفاده از فرآیند RR یوهانسن در سطح معناداری ۹۵٪ به ترتیب برای الگوهای ۱ و ۲ به شکل زیر تخمین زد. روابط بلندمدت تخمینی عبارتند از:^۱

$$EQ_t = y_t + 0.50p_t - 0.67m_t - 0.11rr_t \\ (0.54) \quad (-3.65) \quad (-1.72)$$

و

$$EQ_t = y_t + 0.42p_t + 0.67m_t - 0.20d_t \\ (2.20) \quad (2.67) \quad (-5.02)$$

این روابط تخمینی در الگوی (۱) به تابع تقاضای کل و در الگوی (۲) به تابع عرضه پول قابل تفسیر است. هر یک از روابط را به ترتیب بر حسب سطح قیمت ها و بدهی بانک ها به بانک مرکزی "به هنجار" می کنیم:

$$p_t = -2y_t + 1.34m_t + 0.22rr_t + EQ_t$$

و

$$d_t = 5y_t + 2.1p_t + 3.35m_t - EQ_t$$

^۱. اعداد داخل پرانتز آماره t را نشان می دهد.

^۲. Normalized

در الگوی (۱) سطح عمومی قیمت‌ها با افزایش سطح تولید کاهش و با افزایش حجم پول افزایش می‌یابد که مؤیدی بر رفتار تابع تقاضای کل است. نسبت سپرده قانونی نیز در مقایسه با دیگر متغیرها اثر ناچیزی بر سطح قیمت‌ها دارد. در الگوی (۲) افزایش سطح تولید، قیمت‌ها و حجم پول منجر به افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی می‌گردد. با افزایش سطح تولید نیاز به اخذ تسهیلات از سیستم بانکی افزایش می‌یابد. همچنین افزایش سطح عمومی قیمت‌ها تقاضا برای تسهیلات بانکی را افزایش می‌دهد. سیستم بانکی نیز برای پاسخ به این نیازها از بانک مرکزی استقراض می‌کند که منجر به افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی می‌گردد.

اکنون برای تصریح الگوی شکل خلاصه شده، از تحلیل ساختاری مبتنی بر بردار شوک‌های ساختاری $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{AS}, \varepsilon_t^{AD}, \varepsilon_t^{MD}, \varepsilon_t^{MS})$ استفاده می‌کنیم. از آنجایی که تحلیل همجمعی در الگوی (۱) تابع تقاضای کل را به دست می‌دهد، شوک قیمت‌ها اثر بلندمدتی بر متغیرهای این الگو ندارد. بدین معنا که اجزاء ستون دوم ماتریس اثرات بلندمدت، OB ، صفر در نظر گرفته می‌شوند.^۱ همچنین کامارو و همکاران (۲۰۰۲) بر مبنای منحنی فلیپس و فرض اشتغال کامل بیان می‌دارد که شوک عرضه کل مانند شوک تکنولوژیکی ناشی از نوآوری ایجاد شده در تولید واقعی است. بنابراین می‌توان فرض کرد که در بلندمدت شوک‌های تقاضای کل، تقاضای پول و عرضه پول صفر است.^۲ از طرف دیگر از آنجایی که در الگوی (۱) نسبت سپرده قانونی در وقفه‌های اولیه اثری بر تولید ندارند، می‌توان اثر اخلاص نسبت سپرده قانونی را در کوتاه‌مدت بر شوک عرضه کل صفر در نظر گرفت.^۳

بنابراین با توجه به فروض شناسایی مطرح شده، می‌توان بر اساس قیود اعمال شده بر ماتریس‌های اثرات کوتاه‌مدت، B ، و اثر بلندمدت، OB ، الگوی $SVEC$ را به شکل زیر با استفاده از تخمین ML مورد تخمین قرار داد:^۴

^۱. یعنی $\theta_{12} = \theta_{13} = \theta_{22} = \theta_{23} = 0$ است.

^۲. در این حالت $\theta_{13} = \theta_{23} = \theta_{33} = 0$ است.

^۳. در این حالت $\beta_{14} = 0$ است.

^۴. داخل پرانتز آماره t مربوط به بوتسترپ با انعکاس ۵۰۰ است.

$$\hat{B} = \begin{bmatrix} 0/007 & 0/028 & -0/009 & 0/000 \\ (1/46) & (1/17) & (-0/82) & 0/000 \\ -0/013 & 0/002 & 0/008 & -0/003 \\ (-1/35) & (1/23) & (1/33) & (-0/51) \\ 0/005 & 0/002 & 0/016 & -0/020 \\ (0/61) & (0/45) & (2/04) & (-0/97) \\ 0/100 & 0/095 & 0/379 & 0/426 \\ (0/73) & (0/87) & (0/80) & (1/79) \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Theta}B = \begin{bmatrix} 0/012 & 0/000 & 0/000 & 0/000 \\ (1/21) & 0/000 & 0/000 & 0/000 \\ -0/017 & 0/000 & 0/032 & -0/031 \\ (-0/88) & 0/000 & (1/63) & (-0/89) \\ 0/005 & 0/000 & 0/018 & -0/028 \\ (0/36) & 0/000 & (1/55) & (-1/04) \\ 0/063 & 0/000 & 0/381 & 0/373 \\ (0/39) & 0/000 & (0/75) & (1/56) \end{bmatrix}$$

ردیف دوم ماتریس تخمینی $\hat{\Theta}B$ اثرات بلندمدت شوک‌های تولید و حجم پول را بر سطح قیمت‌ها نشان می‌دهد. بر اساس پارامترهای تخمینی، بطور معناداری شوک حجم پول در بلندمدت باعث افزایش سطح قیمت‌ها می‌گردد. ماتریس تخمینی \hat{B} نیز واکنش شوک‌های ساختاری را نشان می‌دهد که اطلاعاتی را از اثرات کوتاه‌مدت شوک‌های متغیرهای تحت بررسی بدست می‌دهد.

از آنجایی که تحلیل همجمعی در الگوی (۲) تابع عرضه پول را به دست می‌دهد، شوک بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی اثر بلندمدتی بر متغیرهای این الگو ندارد. بدین معنا که اجزاء ستون چهارم ماتریس اثرات بلندمدت، ΘB ، صفر در نظر گرفته می‌شوند.^۱ در اینجا نیز بر اساس مطالعه کامارو و دیگران (۲۰۰۲) بر مبنای منحنی فلیپس و فرض اشتغال کامل، شوک عرضه کل ناشی از نوآوری ایجاد شده در تولید واقعی است. بنابراین می‌توان فرض کرد که در بلندمدت شوک‌های تقاضای کل، تقاضای پول و عرضه پول صفر است. همچنین در این الگو سطح قیمت‌ها در

^۱ یعنی $\theta_{13} = \theta_{23} = \theta_{33} = \theta_{43} = 0$ است.

وقفه‌های اولیه اثری بر حجم پول ندارند و می‌توان اختلال ایجاد شده در قیمت‌ها را در کوتاه‌مدت بر شوک تقاضای پول صفر در نظر گرفت^۱.

بنابراین با توجه به فروض شناسایی مطرح شده، می‌توان بر اساس قیود اعمال شده بر ماتریس‌های اثرات کوتاه‌مدت، B ، و اثرات بلندمدت، ΘB ، الگوی $SVEC$ را به شکل زیر مورد تخمین قرار داد:

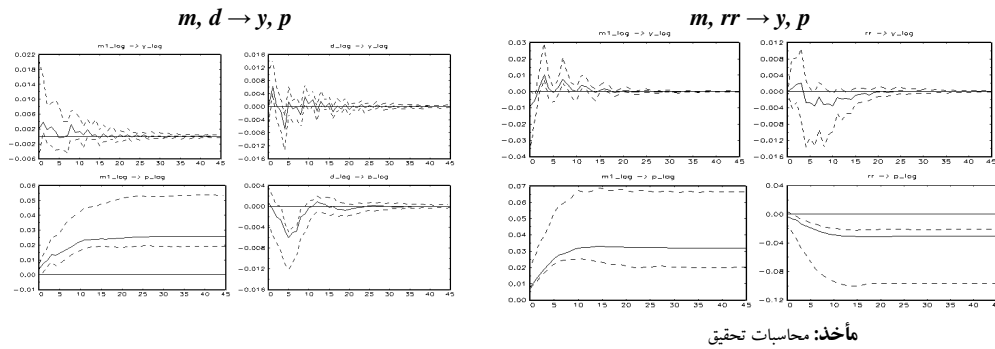
$$\hat{B} = \begin{bmatrix} 0.033 & 0.010 & 0.002 & 0.0001 \\ (3/40) & (1/11) & (0/25) & (0/01) \\ -0.007 & 0.012 & 0.004 & 0.0006 \\ (-1/31) & (3/31) & (1/35) & (0/30) \\ -0.004 & 0.000 & 0.019 & -0.011 \\ (-0/65) & 0.000 & (3/96) & (-2/81) \\ -0.014 & -0.037 & 0.151 & 0.140 \\ (-0/24) & (-0/83) & (2/82) & 3/08 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Theta B} = \begin{bmatrix} 0.012 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ (2/84) & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ -0.040 & 0.031 & 0.026 & 0.000 \\ (-1/41) & (2/07) & (1/77) & 0.000 \\ -0.030 & 0.002 & 0.031 & 0.000 \\ (-1/49) & (0/26) & (2/59) & 0.000 \\ -0.084 & 0.074 & 0.160 & 0.000 \\ (-0/87) & (1/43) & (2/37) & 0.000 \end{bmatrix}$$

ردیف دوم ماتریس تخمینی $\hat{\Theta B}$ اثرات بلندمدت شوک‌های تولید و حجم پول را بر سطح قیمت‌ها نشان می‌دهد. بر اساس پارامترهای تخمینی، به طور معناداری شوک حجم پول در بلندمدت باعث افزایش سطح قیمت‌ها و شوک تولید باعث کاهش آن می‌گردد. همچنین در ردیف چهارم در بلندمدت شوک حجم پول به طور معناداری بر بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی مؤثر است.

^۱ در این حالت $\beta_{pp} = 0$ است.

شکل ۳: واکنش ضربه الگوهای (۱) و (۲)



نمودار (۳) واکنش های تولید و سطح قیمت ها نسبت به شوک حجم پول، نسبت سپرده قانونی و بدهی بانک ها را در الگوهای (۱) و (۲) با استفاده از روش هال (۱۹۹۲)^۱ در سطح معناداری ۹۵٪ با تعداد انعکاس بوتسترپ ۵۰۰ نشان می دهد.

جدول ۵: تجزیه واریانس الگوهای (۱) و (۲)

دوره	y				p				y				p			
	ϵ^y	ϵ^m	ϵ^r	ϵ^p	ϵ^y	ϵ^m	ϵ^r	ϵ^p	ϵ^y	ϵ^m	ϵ^r	ϵ^p	ϵ^y	ϵ^m	ϵ^r	ϵ^p
۱	۰/۰۵	۰/۸۶	۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۴	۰/۰۶	۰/۷۳	۰/۲۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۸۸	۰/۱۴	۰/۳۶	۰/۰۳	۰/۴۷	۰/۰۱	۰/۲۱	۰/۷۳	۰/۰۶
۸	۰/۲۱	۰/۵۹	۰/۱۷	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۹۲	۰/۲۲	۰/۴۱	۰/۰۱	۰/۳۳	۰/۰۲	۰/۱۷	۰/۵۹	۰/۲۱
۱۲	۰/۳۹	۰/۴۴	۰/۱۴	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۹۴	۰/۳۱	۰/۴۳	۰/۰۱	۰/۲۵	۰/۰۳	۰/۱۴	۰/۴۴	۰/۳۹	۰/۱۲
۲۴	۰/۶۶	۰/۲۵	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۹۷	۰/۳۷	۰/۴۵	۰/۰۰	۰/۱۸	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۲۵	۰/۶۶	۰/۲۴
۴۵	۰/۸۰	۰/۱۴	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۹۸	۰/۴۰	۰/۴۵	۰/۰۰	۰/۱۵	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۱۴	۰/۸۰	۰/۴۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج نشان می دهد که در هر دو الگو، شوک پولی اثر مثبت و معناداری در کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت بر سطح قیمت ها دارد و اثرات آن بر سطح تولید ناچیز است که بعضاً معنادار هم نیست. همچنین نسبت سپرده قانونی و بدهی بانک ها به بانک مرکزی اثرات ناچیز و کوتاه مدتی بر

^۱. Hall (1992)

سطح تولید دارند. از طرفی نسبت سپرده قانونی بر سطح قیمت‌ها اثر منفی و معناداری در بلندمدت دارد ولی بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی تنها در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر آن دارد. به منظور ارزیابی اهمیت نسبی شوک‌های وارده به تولید و سطح قیمت‌ها، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تولید و قیمت‌ها در فصول مختلف مورد بررسی قرار گرفت. مطابق جدول (۵) سهم شوک متغیرهای سیاستی نسبت سپرده قانونی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در واریانس متغیر تولید در کوتاه‌مدت و بلندمدت بسیار ناچیز می‌باشد. شوک پولی در الگوی (۱) در کوتاه‌مدت بیش از ۲۰٪ در واریانس تولید سهم دارد که در بلندمدت به ۵٪ تقلیل می‌یابد. این شوک در الگوی (۲) سهم ناچیزی در واریانس تولید دارد. همچنین در الگوی (۱) شوک پولی سهم قابل توجهی در واریانس قیمت‌ها دارد که در بلندمدت به ۴۵٪ می‌رسد و سهم این شوک در الگوی (۲) نیز ۲۰٪ است. از طرفی نسبت سپرده قانونی سهم زیادی در واریانس قیمت دارد که در بلندمدت به ۴۰٪ می‌رسد. در خصوص بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، این سهم بسیار ناچیز است. بنابراین نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نتایج تحلیل واکنش ضربه را مورد تأیید قرار می‌دهد.

۴- نتیجه‌گیری

هدف اصلی این تحقیق بررسی اثرات سیاست پولی بانک مرکزی بر تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها بر اساس دیدگاه پول‌گرایان در ایران با استفاده از رویکرد SVEC است. نتایج تجربی حاصل از تخمین روابط بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی، شاخص بهای مصرفی خانوارها، حجم پول و نسبت ذخایر قانونی (و یا بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی) برای اقتصاد ایران، با استفاده از داده‌های آماری Q_4-1387 تا Q_1-1368 در قالب ۲ الگو مورد بررسی قرار گرفت. به طور کلی دریافتیم که در کوتاه‌مدت شوک مثبت ناشی از حجم پول سطح تولید را افزایش می‌دهد ولی در بلندمدت اثری بر سطح تولید ندارد. همچنین این شوک هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت منجر به افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود که با مبانی نظری پول‌گرایان مطابقت دارد. در الگوی اول شوک مثبت ناشی از نسبت سپرده قانونی در کوتاه‌مدت اثر نامعلومی بر تولید دارد ولی این شوک در میان‌مدت تولید را کاهش داده و نهایتاً در بلندمدت صفر می‌گردد. همچنین اثرات این شوک هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت سطح قیمت‌ها را کاهش می‌دهد. در الگوی دوم

نیز شوک مثبت ناشی از بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در کوتاه‌مدت سطح تولید را افزایش می‌دهد و در بلندمدت اثری بر آن ندارد. این شوک تنها در میان‌مدت اثر مثبتی بر سطح قیمت‌ها داشته است ولی علی‌رغم دیدگاه پول‌گرایان در کوتاه‌مدت اثر منفی و در بلندمدت هیچ اثری بر سطح قیمت‌ها بر جای نمی‌گذارد. بنابراین الگوی؟ به‌خوبی دیدگاه پول‌گرایان را تأیید می‌کند. بر همین اساس سیاست‌گذاران پولی با اتخاذ سیاست پولی تنها در کوتاه‌مدت می‌توانند سطح تولید واقعی را متاثر سازند و در بلندمدت شوک پولی ایجاد شده تماماً خود را در سطح قیمت‌ها نشان می‌دهد. بر اساس نتایج حاصله می‌توان به مقامات پولی توصیه کرد که از بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به‌عنوان ابزار سیاست پولی استفاده کنند تا بتوانند بدون افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، تولید را تنها در کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار دهند.

منابع و مأخذ

الف: منابع و مأخذ فارسی

۱. تقوی، مهدی. و لطفی، علی اصغر (۱۳۸۵). "بررسی اثرات سیاست پولی بر حجم سپرده‌ها، تسهیلات اعطایی و نقدینگی نظام بانکی کشور (طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۷۴)". پژوهش‌های بازرگانی ۵(۲۰): ۱۶۶-۱۳۱.
۲. ختایی، محمود. و سیفی‌پور، رویا (۱۳۸۵). "ابزارها و قواعد شناخته شده سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران، مطالعه موردی: برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی". مجله تحقیقات اقتصادی ۱۸(۷۳): ۲۶۷-۲۳۳.
۳. شاهمرادی، اصغر. و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹). "ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی". مجله پول و اقتصاد ۳(۲): ۴۵-۲۲.
۴. شهرستانی، حمید. و شریفی رنانی، حسین (۱۳۸۷). "نخمن تابع تقاضای پول و بررسی ثبات آن در ایران". مجله تحقیقات اقتصادی ۲۰(۸۳): ۱۱۴-۸۹.
۵. شیرین بخش، شمس‌ا... (۱۳۸۴). "اثرات سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال". فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی ۵(۴): ۲۷۳-۲۶۳.
۶. طاهری‌فرد، احسان. و موسوی آزاد کسمایی، افسانه (۱۳۸۷). "اثربخشی سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران". مجله تحقیقات اقتصادی ۲۰(۸۳): ۱۶۱-۱۳۷.
۷. کمیجانی، اکبر (۱۳۷۳). سیاست‌های پولی مناسب جهت تثبیت فعالیت‌های اقتصادی، تهران، معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی، (جلد اول).
۸. مصلحی، فریبا (۱۳۸۵). "تأثیرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ۷(۲۷): ۱۵۱-۱۳۳.
۹. نوفرستی، محمد (۱۳۸۴). "بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا". مجله تحقیقات اقتصادی ۱۷(۷۰): ۲۹-۱.

ب: منابع و مأخذ لاتین

1. Amisano, G. and Giannini, C. (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*, Berlin, Springer.

2. Bernanke B.S. and Blinder, A. (1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission". American Economic Review Vol.82: 901-921.
3. Blanchard, O. and Quah, D. (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". American Economic Review 79: 655-673.
4. Branson, W.H. (1979). *Macroeconomic Theory and Policy*. New York: Harper and Row, 2nd edn.
5. Breitung, J., Bruggemann, R. and Lutkepohl, H. (2004). "Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses". In Lutkepohl H. and Kratzig M. *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge, Cambridge University Press.
6. Camarero, M., Ordonez, J. and Tamarit, C.R. (2002). "Monetary Transmission in Spain: A Structural Cointegrated VAR Approach". Applied Economics 34(17): 2201-12.
7. Cecchetti S. (1995). "Distinguishing Theories of Monetary Transmission Mechanism". Federal Reserve Bank of St. Louis May: 83-100.
8. Christiano, L.J., Eichenbaum, M. and Evans, C. (1996). "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds". Review of Economics and Statistics 53: 16-34.
9. Davidson, R. and MacKinnon, J.G. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. New York, Oxford University Press.
10. De Arcangelis, G. (1997). "Monetary policies under the EMS: an Empirical VAR Approach". Discussion Paper No.384, University of Michigan.
11. Friedman, M. (1970). "Theoretical Framework for Monetary Analysis". Journal of Political Economy 78: 193-238.
12. Gali, J. (1992). "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar US Data?". The Quarterly Journal of Economics 107: 709-38.
13. Hall, P. (1992). *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, New York, Springer.
14. Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford, Oxford University Press.
15. King, R.G. and Plosser, C.I. (1984). "The Behavior of Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle". NBER Working Papers No.0853, National Bureau of Economic Research.
16. Laidler, D. (1978). "Money and money income: An essay on the transmission mechanism". Journal of Monetary Economics 4(2):151-191.
17. Leeper, E.M., Sims C.A. and Zha T. (1996). "What Does Monetary Policy Do?". Brookings Papers on Economic Activity 2: 1-63.

18. Lutkepohl, H. and Kratzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press.
19. McCallum, B.T. (1999). "Analysis of the Monetary Transmission Mechanism: Methodological Issues". NBER Working Paper No.7395, National Bureau of Economic Research.
20. Simposon, T.D. (1981). *Money, Banking and Economic Analysis*, New York, Prentice Hall, 2nd edn.
21. Sims, C.A. (1986). "Are Forecasting Model Usable for Policy Analysis?". Federal Reserve Bank Of Minneapolis Quarterly Review 10: 2-16.
22. Spirtes, P., Glymour C., and Scheines R. Causation, (1993). *Prediction and Search*, New York and Berlin, Springer-Verlag.
23. Strongin, S. (1995). "The Identification of Monetary Policy Disturbances. Explaining the Liquidity Puzzle". Journal of Monetary Economics 35: 436-497.
24. Swanson N.R., and Granger C.W.J. (1997). "Impulse Response Functions Based on a Causal Approach to Residual Orthogonalization in Vector Autoregressions". Journal of the American Statistical Association, Theory and Methods 92(437): 357-367.
25. Thornton, D.L. (1998). "Tests of the Market's Reaction to Federal Funds Rate Target Changes". Review Federal Reserve Bank of St. Louis 80(6): 25-36.