اقتصاد توسعه و برنامه ریزی ، سال اول ، شماره اول،بهاروتابستان ۱۳۹۱ : ۶۸- ۴۹

# بررسی اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی و تورم از طریق شاخص قیمت مسکن در ایران

حسین شریفی رنانی[۱] سارا قبادی[۲] فرزانه امراللهی[۳] نغمه هنرور[۴]

**چکیده:**

سیاست‌های پولی از طریق کانال‌های متعددی همچون کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال قیمت سایر دارایی‌ها و کانال اعتباری بر تولید و تورم اثرگذار می‌باشند. هدف این مقاله بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید و تورم از طریق کانال شاخص قیمت مسکن به عنوان کانال قیمت سایر دارایی‌ها، در ایران طی دوره ۱۳۸۷Q۴ ,۱۳۶۸Q۱ می‌باشد. بدین منظور با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری (VEC) اثرات سیاست پولی از طریق کانال فوق مورد بررسی قرار گرفت.

بطورکلی نتایج حاکی از این است که در الگوی (۱) شوک‌های پولی مثبت، در کوتاه مدت و میان مدت اثر اندکی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارند. در میان مدت این شوک‌ها تولید را به مقدار زیادی افزایش و قیمت‌ها را کاهش می دهند ولی در بلند مدت تولید را به مقدار زیادی کاهش و قیمت‌ها را افزایش می دهند. شوک مثبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در کوتاه مدت اثر اندکی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارند و در میان مدت این شوک‌ها تولید را به زیادی مقدار کاهش و قیمت‌ها را افزایش می دهند و در بلند مدت تولید را به مقدار زیادی افزایش و قیمت‌ها را کاهش می دهند. در الگوی (۲) نیز شوک‌های پولی مثبت، در کوتاه مدت اثر اندکی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارند و میان مدت باعث کاهش بیشتر تولید نسبت به قیمت‌ها می شوند و بلند مدت باعث افزایش بیشتر تولید نسبت به قیمت‌ها می شوند. همچنین شوک‌های مثبت میزان سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی، در کوتاه مدت اثر اندکی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارند و در میان مدت این شوک‌ها باعث کاهش بیشتر تولید نسبت به قیمت‌ها می شوند و در بلند مدت تولید را به مقدار زیادی نسبت به قیمت‌ها افزایش می دهند.

**واژه های کلیدی**: کانال قیمت سایر دارایی‌ها، شاخص قیمت مسکن، الگوی تصحیح خطای برداری، ذخایر قانونی، بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی

---

۱- استادیار گروه اقتصاد ، دانشگاه آزاد اسلامی ، واحد خوراسگان (اصفهان) h.Sharifi@khuisf.ac.ir

۲- استادیار گروه اقتصاد ، دانشگاه آزاد اسلامی ،واحد خوراسگان(اصفهان)

۳-دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد ، دانشگاه آزاد اسلامی ، واحد خوراسگان (اصفهان)

۴ -دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان (اصفهان)

**۱- مقدمه**

دولت‌ها همواره یکی از مهمترین بخش‌های موثر در رسیدن به رشد اقتصادی را بخش پولی می‌دانند به ترتیبی که مقامات پولی کشورها با اتخاذ سیاست‌های مناسب پولی می توانند گام‌های موثری برای دستیابی به این مهم بردارند. بطورکلی بسیاری از اقتصاددانان بر این دیدگاه که سیاست‌های پولی در کوتاه مدت بر تولید و تورم موثر هستند، توافق نظر دارند ولی اختلاف نظر آنها بر سر کانال‌های اثر گذاری سیاست پولی واهمیت آنها نسبت به یکدیگر می‌باشد. سیاست‌های پولی از طریق کانال‌های مختلفی از جمله : کانال نرخ بهره[۱]، کانال نرخ ارز[۲]، کانال قیمت سایر دارایی‌ها[۳] و کانال اعتباری[۴] سطح تولید ناخالص داخلی و تورم را تحت تاثیر قرار می‌دهند.

مطالعات زیادی وجود دارد که به کانال‌های نرخ بهره، نرخ ارز، و اعتباری پرداخته اند. درخصوص کانال سایر دارایی‌ها نیز در اکثر مطالعات شاخص کل سهام را به عنوان کانال انتقال پولی مورد بررسی قرار داده اند و کمتر مطالعه ای وجود دارد که بطور خاص نقش قیمت مسکن را مورد بررسی قرار داده باشد.

کیس و واداس (۲۰۰۵)[۵] نقش بازار مسکن در مکانیسم انتقال پولی را مورد تجزیه تحلیل قرار دادند. آنها بیان می‌دارند که بازار مسکن می تواند از طریق نرخ بهره وام‌های رهنی، قیمت دارایی‌ها و کانال اعتباری تحت تاثیر قرار گیرد. در مورد قیمت دارایی‌ها نیز افزایش در قیمت دارایی‌ها منجر به افزایش ثروت شده و به تبع آن سطح مصرف و تقاضای کل تحت تاثیر قرار می‌گیرد. جورنالد و جاکوبسن (۲۰۰۸)[۶] نیز با بررسی نقش قیمت مسکن در مکانیزم انتقال سیاست پولی دریافتند که با توجه به نرخ بهره، قیمت دارایی‌ها در برابر سیاست‌های پولی واکنش منفی نشان می دهند. همچنین گوپتا و کابوندی (۲۰۰۹)[۷] اثر سیاست پولی بر قیمت مسکن را که در کوتاه مدت کوچک و اندک و در بلند مدت تدریجا از بین می روند، منفی ارزیابی می‌کنند. البورن (۲۰۰۸)[۸] براساس مطالعه کیم و روبینی (۲۰۰۰)[۹] در بررسی نقش قیمت مسکن در مکانیزم انتقال پولی بیان می‌دارند که

---

۱- Interest rate channel
۲- Exchange rate channel
۳- Other Asset price channel
۴- Credit channel
۵- Kiss and Vadas
۶- jornland and Jacobsen
۷- Gupta & Kaboundi
۸- Elbourne
۹- Kim and Roubini

شوک‌های قیمت مسکن با شوک‌های سیاست پولی غیر هماهنگ بوده و معمولا از طرق مسکن به صورت مستقیم و غیر مستقیم منتقل می‌شوند. در اثر مستقیم، وقتی نرخ بهره افزایش می یابد، بدهی افراد افزایش یافته و درآمد قابل تصرف آنها برای مصرف در هزینه‌های مسکن کاهش می یابد. در اثر غیر مستقیم، افزایش قیمت مسکن از طریق کانال اعتباری و اثر ثروت منتقل می‌گردد.

کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴) در مطالعه شان بازار سهام را به عنوان کانال انتقال سیاست پولی در ایران با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی و واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم یافته مورد بررسی قرار می‌دهند. آنها دریافتند که کانال بازار سهام در ایران نقشی در انتقال سیاست پولی نداشته است.

در این مقاله بعد از مقدمه، مبانی نظری مربوط به موضوع ارائه می‌گردد و در ادامه با معرفی الگوی تصحیح خطای برداری (VEC)[1] به بررسی نتایج تجربی در ایران می‌پردازیم و در پایان جمع بندی و نتیجه گیری ارائه خواهد شد.

## ۲- مروری بر ادبیات موضوع

### ۲-۱- مبانی نظری

سیاست پولی به عنوان یکی از انواع سیاست‌های اقتصادی در پی فراهم کردن زمینه لازم جهت رسیدن به اهدف اقتصادی مشخص مانند تسریع رشد اقتصادی، ایجاد اشتغال کامل، تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها، ایجاد تعادل در تراز پرداخت‌ها می باشد. به عبارت دقیق‌تر، سیاست‌های پولی شامل تدبیرها و تصمیم‌هایی است که از طریق بانک مرکزی برای کنترل حجم پول و اعتبار گرفته می‌شود. از این اهداف برخی با یکدیگر هماهنگی دارند، اما ممکن است برخی را هم نتوان به راحتی با هم جمع کرد.

دیدگاه‌های مختلفی در خصوص سیاست‌های پولی وجود دارد که در این خصوص می توان به دید گاه مرکانتالیست‌ها اشاره کرد که مبنای این مکتب این بود که فلزات گرانبها (طلا و نقره) ثروت ملی را تشکیل می‌دهند و در اختیار داشتن و حفظ آنها هدف اساسی درسیاست‌های اقتصادی می باشد. آنها معتقد بودند لازمه رشد سریع تجارت، گردش پول بیشتر در اقتصاد می‌باشد؛ یا به عبارت دیگر بین عرضه پول و میزان فعالیت اقتصادی رابطه مستقیم وجود دارد. براین‌اساس هرگاه عرضه پول افزایش یابد در صورت ثابت بودن سایر

---

۱-Vector Error Correction Model

عوامل موجب افزایش حجم فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. آنها استدلال کردند که افزایش حجم پول در گردش موجب افزایش قیمت‌ها می‌شود (تفضلی، ۱۳۷۵).

از دیدگاه کلاسیک‌ها هدف سیاست پولی تأثیرگذاری بر نقدینگی بخش خصوصی، حجم اعتبارات، سطح قیمت‌ها، سطح اشتغال، میزان سرمایه‌گذاری، میزان تولید، قیمت تمام شده، مبادلات بازرگانی، نرخ ارز، پرداخت‌ها و دریافت‌های ارزی، منافع سپرده گذاران و صاحبان سهام بانک‌ها می باشد. اقتصاددانان کلاسیک چون اسمیت و سی، بر این عقیده‌اند که پول در بلند مدت خنثی و بی‌اثر است؛ زیرا تعادل اشتغال کامل یک پدیده بلند مدت است و در صورت عدم دخالت دولت هیچ دلیلی برای پیدایش تورم و رکود اقتصادی وجود ندارد. تورم از دیدگاه آنان افزایش حجم پول در وضعیت تعادلی اقتصاد در اشتغال کامل است. که افزایش قیمت‌ها بر متغیرهای واقعی، مانند تولید اشتغال و دستمزد واقعی تأثیری ندارد؛ یعنی با افزایش قیمت‌ها، دستمزدهای اسمی نیز به همان میزان افزایش می‌یابند. در این صورت سیاست پولی در کنترل حجم پول در گردش منحصرمی‌شود (رحمانی، ۱۳۷۸).

کینزین‌ها جریان پول را به سطح اشتغال مربوط دانسته و آن را وابسته به نرخ بهره و عامل تعیین‌کننده درآمد ملی می‌دانند. نتیجه این کار، همبستگی بازار پول و بازار کالا می‌باشد که در واقع قانون سی را ردّ می‌کند. براساس این همبستگی، پول یک متغیر اساسی است که اگر تغییر کند می‌تواند از طریق نرخ بهره، تأثیرات قابل توجهی بر سطح تولید داشته باشد. بنابراین نرخ بهره را در سیاست‌های پولی هدف میانی و تأثیرگذاری سیاست پولی را از طریق تغییر در نرخ بهره می دانند. همچنین با پذیرش کمبود تقاضای مؤثر به عنوان علت اصلی بحران اقتصادی و بیکاری نظام سرمایه‌داری آزاد، هرگاه این کمبود توسط مقامات پولی و دولت کنترل نشود، در وضعیت تعادل، اشتغال ناقص رخ خواهد داد. بنابراین تأثیرگذاری سیاست پولی بر میزان تولید را وابسته به شرایطی از جمله واکنش سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره می‌دانند. موضع افراطی این دیدگاه به عنوان طرفداران نظریه مالی آن است که کشش سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره در کوتاه مدت بسیار اندک و حتی صفر است و این موجب می‌شود که تغییرات حجم پول و اجرای سیاست پولی تنها موجب تغییر نرخ بهره شود و اثر روی تولید نداشته و تنها ترکیب آن را تغییر دهد.

در مورد دیدگاه مکتب پول‌گرایان به عقیده فریدمن رهبر این مکتب، عرضه و تقاضای پول تعیین‌کننده درآمد ملّی است و هر گونه تغییری در عرضه پول موجب تغییر ارزش اسمی تولید ناخالص ملی می‌شود. پول‌گرایان اعتقاد دارند که تغییرات حجم پول از یک کانال مستقیم، یعنی رابطه مبادله فیشر تأثیر مطمئن بر درآمدهای

پولی دارد. در نتیجه سیاست پولی بیشترین اثر را بر روی تولید خواهد داشت و سیاست مالی به جهت اینکه کشش عرضه و تقاضای پول نسبت به بهره صفر است، هیچ‌گونه تأثیری ندارد. البته در این مکتب افزایش حجم پول فقط در کوتاه‌مدت می‌تواند بر تولید ناخالص ملی اثر محسوس داشته باشد؛ ولی در میان‌مدت و بلندمدت، افزایش حجم پول فقط اثر تورمی دارد.

میوث (۱۹۶۰) برای اولین بار با طرح نظریه انتظارات عقلایی بیان می‌دارد که بنگاه‌ها و اشخاص برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی از کلیه اطلاعات موجود برای پیش‌بینی‌های اقتصادی استفاده می‌کنند. از مکاتبی که اصول فکری خود را بر اساس فرضیه انتظارات عقلایی بنا نهاد کلاسیک‌های جدید می باشد. هدف آنها تجدید ساختار اقتصادکلان بر مبنای اقتصاد خرد در زمینه رجحان و تکنولوژی می‌باشد. اصول فکری این مکتب بطور کلّی توسط اقتصاددانان آمریکایی و بالاخص رابرت لوکاس و توماس سارجنت و بارو توسعه یافته است. لوکاس (۱۹۷۲) عنوان کرد در وضعیت تورم غیرانتظاری افراد فکر می‌کنند که قیمت نسبی کالاهایی که خود مولّد آن هستند، نسبتاً بالاست و این حالت آنها را به عرضه بیشتر تشویق می‌کند. در نتیجه نوسان تولید بستگی به انحراف تورم از تورم انتظاری دارد. بدین ترتیب اطلاعات ناقص منجر به نوعی خاص از منحنی فیلیپس می‌گردید که به آن انتظارات نیز اضافه شده است. همچنین سارجنت و والاس با به‌کارگیری فرضیه انتظارات عقلایی به این نتیجه رسیدند که سیاست پولی برای از بین بردن بیکاری و افزایش تولید بی اثر است. بطورکلی کلاسیک‌های جدید معتقدند تلاش سیاست‌گذاران به منظور تغییر سطح تولید نه تنها بی اثر خواهد ماند بلکه سیاست‌های فعّال پولی در مقایسه با سیاست نرخ ثابت رشد پول منجر به افزایش نوسانات تولید می شود .

از طرفی کینزین‌های جدید بر این باورند که تحلیل‌ها و سیاست‌های کینزی همچنان پاسخ‌گوی مسایل اقتصادی جاری می باشد. اصول فکری این مکتب توسط اقتصاددانان کینزی آمریکایی و بالأخص توبین و مودیگلیانی توسعه یافته است .آنها ضمن طرفداری از سیاست مالی معتقدند که استفاده از سیاست فعّال پولی برای مقابله با نوسان‌های اقتصادی مفید می‌باشد تا جایی‌که یکی از طرفداران این مکتب، فیشر (۱۹۷۷) نشان می‌دهد که می‌توان با انتظارات عقلایی نیز الگویی طرح کرد که در آن اعمال سیاست پولی هماهنگ با سیاست مالی بتواند اقتصاد را به حالت تعادل برگرداند (تفضلی، ۱۳۷۵).

**۲-۲- سازوکار انتقال پولی با تاکید بر کانال قیمت مسکن**

همانطور که بیان شد سیاست پولی معمولاً از طریق کانال‌های نرخ بهره، نرخ ارز، قیمت سایر دارایی‌ها و اعتباری می‌تواند تولید و سطح عمومی قیمتها را تحت تاثیر قرار دهد. قیمت سایر دارایی‌ها شامل دارایی‌های

مالی (سهام) و دارایی‌های فیزیکی (مسکن) عامل مهمی در اثرگذاری سیاست پولی می باشند. هنگامی که سیاست پولی اجرا می شود، قیمت سایر دارایی‌ها متناسب با درجه شوک پولی نوسان پیدا می کند و ممکن است تولید و سطح عمومی قیمتها را تحت تاثیر قرار دهند. تیلور (۱۹۹۵)[۱] بیان می‌دارد که شواهد تجربی قوی دالّ بر وجود اثرات اساسی نرخ بهره بر تقاضای سرمایه‌گذاری و مخارج مصرف کننده وجود دارد. همچنین برای سرمایه‌گذاری ثابت در ساختمان‌های مسکونی و سرمایه‌گذاری برنامه ریزی شده در موجودی انبار کم و بیش عوامل موثر بر سرمایه‌گذاری مشابه هستند. قیمت مسکن می تواند بر تقاضای مسکن و در نتیجه سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی تاثیر بگذارد و با متاثر کردن تقاضای کل، تولید و سطح عمومی قیمتها را تحت تاثیر قرار دهد.

میشکین (۱۹۹۵) کانال قیمت سایر دارایی‌ها را براساس تئوری q توبین (۱۹۶۹) و اثر ثروت مودیگلیانی(۱۹۷۱) معرفی می‌کند. تئوری q توبین (۱۹۶۹) سیاست پولی را از طریق قیمت سهام بر اقتصاد موثر می‌داند. وقتی قیمت بازار سهام افزایش می یابد باعث افزایش q توبین و کاهش هزینه سرمایه می شود که خود باعث افزایش تقاضای سرمایه گذاری و نهایتاً تولید کل می گردد. تئوری q را به غیر از بازار سهام در مورد بازار مسکن هم می توان بکار برد. در مورد مسکن می توان q را ارزش بازاری واحد مسکونی بر هزینه ساخت واحد مسکونی بیان کرد. در واقع زمانی که مقامات پولی با اجرای سیاست‌های پولی انقباضی نرخ بهره را افزایش داده و شرایط را برای دریافت وام مسکن از جانب متقاضیان خرید مسکن محدود نمایند، تقاضای برای مسکن و در نتیجه ارزش بازاری مسکن کاهش خواهد یافت.

در خصوص اثر ثروت، مودیگیلیانی (۱۹۷۱) مصرف را تابعی از درآمد و ثروت، و پس‌انداز را تابعی مستقیم از درآمد و تابعی معکوس از ثروت می‌داند. به عبارت دیگر با افزایش در آمد مصرف و پس انداز افزایش می‌یابند، اما با افزایش ثروت علیرغم اینکه مصرف افزایش می یابد از مقدار پس‌انداز کاسته می شود. چنانچه ثروت افزایش یابد سبب افزایش مصرف می شود که در نهایت منجر به افزایش تقاضای کل و تولید می گردد. بنابراین ثروت به‌عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده سطح مصرف مطرح شده است. به‌عبارت دیگر مصرف علاوه بر درآمد تابعی از مقدار ثروت حقیقی نیز در نظر گرفته شده است. از آنجایی‌که مسکن جزء مهم ثروت محسوب می شوند، هنگامی‌که که قیمت مسکن افزایش می یابد ثروت خانوار افزایش یافته و شرایط را برای مصرف بیشتر و افزایش تقاضای کل فراهم می آورد و تولید کل نیز افزایش می یابد. لازم به ذکر است که

۱-Taylor

لحاظ کردن ثروت به‌عنوان یک عامل موثر بر مصرف قبل از مطرح شدن نظریه‌های سیکل زندگی و درآمد دایمی، توسط پیگو مطرح شده بود.

## ۳ - الگو و روش تحقیق

### ۳-۱- چارچوب عمومی الگوی خودرگرسیون برداری (VAR)[۱] و تصحیح خطای برداری (VEC)

روش اقتصادسنجی از روش‌های اصلی در تجزیه و تحلیل رفتارها و سیاست‌های اقتصادی، پیش بینی و تبیین متغیرهای اقتصادی است و به بررسی رفتار داده‌های آماری متناسب با متغیرهای مربوط می پردازد. در روش سنّتی اقتصاددانان کلان‌سنجی از الگوهای اقتصادکلان‌سنجی ساختاری با مقیاس بزرگ[۲] یا الگوهای اقتصادکلان‌سنجی تقلیل‌یافته[۳] استفاده می‌کردند. با طرح نقد لوکاس (۱۹۷۶) مبتنی بر تغییر تصمیمات کارگزاران اقتصادی بر اساس تغییر در انتظارات آنها، که باعث تخمین نادرست پارامترهای الگو می‌گردد، سیمز (۱۹۷۲)[۴] الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) را معرفی می کند. بیشتر الگوهای اقتصادسنجی با عنایت به رابطه علیت بین متغیرهای کلان اقتصادی و بدون توجه به تئوری‌های اقتصادی بنا نهاده شده‌اند. در این الگوها که به آنها الگوهای سری زمانی نیز اطلاق می‌شود رفتار یک متغیر بر اساس مقادیر گذشته آن توضیح داده می‌شود. در الگوی VAR متغیر سمت چپ برداری ازمتغیرهای سری زمانی است که هریک از آنها بر حسب وقفه‌های خود و وقفه‌های سایر متغیرهای الگو تعریف شده‌اند. لوتکپل (۲۰۰۵)[۵] الگوی VAR در حالت کلی به شکل زیر معرفی می‌کند:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \ldots + A_P Y_{t-p} + B_0 X_t + \ldots + BX_{t-q} + CD_t + u_t \qquad (۱)$$

در این رابطه $Y_t$ بردار متغیرهای درونزا، $X_t$ بردار متغیرهای برونزا، $D_t$ بردار متغیرهای از پیش تعیین شده مانند عرض از مبداء روند خطی و متغیرهای مجازی و $u_t$ بردار اجزاء خطا می‌باشد.

در مدلهای VAR فرض بر مانایی متغیرها می‌باشد به ترتیبی که میانگین، واریانس و کوواریانس و در نتیجه ضریب همبستگی سری زمانی هر یک از متغیرها در طول زمان ثابت باقی بماند. در عمل اکثر سری‌های زمانی یک رفتار وابسته به زمان دارند که فرض مانایی را نقض می‌کنند. در این شرایط مدل‌های VAR دیگر کارآیی

---

۱-Vector Autoregression

۲-The Large-scale Structural Econometric Models (SEM)

۳- Reduced Form Model

۴- سیمیز این روش را در مطالعات بعدیش (۱۹۸۰)، (۱۹۸۲)، (۱۹۸۶) و (۱۹۹۶) توسعه داده است.

۵- Lutkephol

لازم را در بررسی رفتار این متغیرها از دست می‌دهند. با بررسی ریشه واحد هر یک از متغیرها می‌توان مانایی آنها را مورد ارزیابی قرار داد. انگل و گرنجر (۱۹۸۷)[۱] بیان می‌کنند که اگر متغیر مورد نظر نامانا باشد معمولاً با d بار تفاضل گیری مانا خواهد شد که به آن "همگرای"[۲] درجه d می‌گویند و با I(d) نشان می‌دهند. آنها بیان می‌دارند که اگر بتوان ترکیب خطی از دو یا چند متغیر نامانا با درجه همگرایی مشابه پیدا کرد که مانا باشد، این متغیرها را "همجمع"[۳] می‌نامند. وجود همجمعی بین متغیرها بدین معناست که رابطه بلندمدتی بین آنها برقرار است.

اندرز (۱۹۹۵) در خصوص رابطه کوتاه مدت بین متغیرها بیان می‌دارد که این روابط در جایی که حجم نمونه کوچک باشد از اهمیت ویژه ای برخوردار خواهد بود. مدل VEC می‌توانند این روابط کوتاه مدت را به خوبی نشان دهند. فرم کلی الگوی تصحیح خطای بردار توسط لوتکپل و کراتزیگ (۲۰۰۴) به شکل زیر معرفی شده است:

$$\Gamma_0 \Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + B_0 x_t + \ldots + B_q x_{t-q} + CD_t + u_t \quad (۲)$$

در این رابطه $\alpha$ ماتریس k×r "ضریب سرعت تعدیل"[۴] است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد. $\beta$ ماتریس k×r همجمعی است که نشان دهنده بخش بلندمدت مدل می‌باشند. $\Gamma_j$ ماتریس k×k ضرایب کوتاه مدت و $u_t$ نیز بردار اجزاء خطای اختلال خالص با $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ است.[۵] برای تخمین رابطه بالا اگر ماتریس $\Gamma$. یکه باشد و هیچ متغیر برونزایی نیز وجود نداشته باشد، می‌توان 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 می‌دهند. یک مدل VEC نشان می‌دهد که چگونه انحراف از روابط بلندمدت یک متغیر اقتصادی را در طول زمان متأثر می‌سازد. این مدل‌ها امکان تحلیل واکنش ضربه را نیز فراهم می‌آورند به ترتیبی که به خوبی می‌توانند واکنش یک متغیر را در طول زمان به واسطه شوک ایجاد شده در اقتصاد نشان دهند.

---

۱- Engle and Granger

۲- Integrated

۳- Cointegration

۴- Loading Coefficients

۵ به منظور تسهیل در تخمین می توان رابطه (۱) را به شکل ماتریسی $\Delta Y = \Pi Y_{-1} + \Gamma \Delta X + U$ نوشت. که در آن $\Delta Y = [\Delta y_1, \ldots, \Delta y_T]$، $\Pi = \alpha\beta'$، $Y_{-1} = [y_0, \ldots, y_{T-1}]$، $\Gamma = [\Gamma_1, \ldots, \Gamma_{p-1}]$، $\Delta X_{t-1}' = [\Delta y_{t-1} \quad \ldots \quad \Delta y_{t-p+1}]$، $\Delta X = [\Delta X_0, \ldots, \Delta X_{T-1}]$ و $U = [u_1, \ldots, u_T]$ است.

### ۳-۲- توابع واکنش ضربه[۱] و تجزیه واریانس خطای پیش بینی[۲]

تکنیک تحلیل واکنش ضربه (IR) به منظور تحلیل تعاملات پویا بین متغیرهای درونزا در فرآیند VAR(p) مورد استفاده قرار می‌گیرد.[۳] در مطالعات تجربی اغلب دانستن اینکه یک متغیر در پی شوک وارده به متغیر دیگر در سیستم چه واکنشی از خود نشان می‌دهد، از اهمیت زیادی برخوردار است. سیمز (۱۹۸۰) برای بررسی پویایی‌های موجود بین متغیرهای دوره مورد نظر توابع واکنش ضربه و تجزیه واریانسهای خطای پیش بینی را معرفی می‌کند. تحلیل واکنش ضربه این امکان را فراهم می‌آورد تا اثرات شوک وارده بر یک متغیر برونزا و یا اخلالهای ایجاد شده در یکی از متغیرهای درونزا را بر دیگر متغیرهای سیستم مورد ارزیابی قرار دهیم. لوتکپل (۱۹۹۱) در شرایط مانا بودن متغیرها، برای تحلیل واکنش ضربه، مدل "میانگین متحرّک (MA)"[۴] را به شکل زیر معرفی می‌کند:

$$y_t = \Phi_0 u_t + \Phi_1 u_{t-1} + \Phi_2 u_{t-2} + \ldots \qquad (۳)$$

که در این رابطه $y_t$ بردار متغیرهای درونزا، $\Phi$ ماتریس یکه و $\Phi_s = \sum_{j=1}^{s} \Phi_{s-j} A_j$ است. ضرایب این مدل می‌تواند تفسیری از واکنشهای ضربه‌های وارده به سیستم ارائه نماید. اجزاء ماتریس $\Phi_s$ نشان دهنده اجزاء $y_t$ در واکنش به اخلالهای $u_t$ می‌باشند. در خصوص ترتیب قرار گرفتن متغیرهای درونزا در بردار $y_t$، لازم به ذکر است که با تغییر ترتیب متغیرها ممکن است که تحلیل واکنش ضربه نتایج متفاوتی بدست دهد.

تجزیه واریانس، واریانس خطای پیش بینی هر متغیر را به شوکهای منحصر به فردی اختصاص می‌دهد و سهم تغییرات مختلف در واریانس‌ها را از طریق تجزیه واریانس خطای پیش بینی تعیین می‌کند. تجزیه واریانس خطای پیش بینی متداولترین ابزار برای تفسیر مدلهای VAR می‌باشد. بر اساس رابطه (۳) با فرض اینکه مدل MA دارای اجزاء خطای متعامد و اختلال خالص است، داریم:

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i w_{t-i} \qquad (۴)$$

که در آن $\Sigma_w$ ماتریس یکه است. خطای پیش بینی بهینه h گام به شکل زیر قابل محاسبه است:

---

۱-Impulse Respone Fucntion

۲-Forcast Variance Error Decomposition

۳– معمولاً آزمون علیت گرنجر نمی تواند بطور کامل تعاملات بین متغیرهای سیستم را نشان دهد. بنابراین تحلیل واکنش ضربه این مهم را به خوبی انجام می دهد.

۴- Moving Average

$$\sigma_k^2(h)=\sum_{n=0}^{h-1}\left(\psi_{k1,n}^2+\ldots+\psi_{kK,n}^2\right)=\sum_{j=1}^{K}\left(\psi_{kj,0}^2+\ldots+\psi_{kj,h\text{-}1}^2\right) \quad (۵)$$

در این رابطه، $\psi_{ij,n}$ عامل ij ام ماتریس ضرایب واکنش ضربه متعامد است. عبارت $\left(\psi_{kj,0}^2+\ldots+\psi_{kj,h\text{-}1}^2\right)$ نیز تفسیری از مشارکت متغیر j در h گام واریانس خطای پیش بینی متغیر k است. با تقسیم طرفین رابطه (۵) بر عبارت $\sigma_k^2(h)$ می‌توان سهم هر یک از j متغیر را در h گام واریانس خطای پیش بینی متغیر k نشان داد:

$$w_{kj}(h)=\left(\psi_{kj,0}^2+\ldots+\psi_{kj,h\text{-}1}^2\right)/\sigma_h^2(h) \quad (۶)$$

(لوتکپل و کراتزیگ، ۲۰۰۴)

### ۳-۳-تصریح الگوی VEC

با توجه به مبانی نظری، مطالعات تجربی و ملاحظات خاص اقتصاد ایران می‌توان بردار متغیرها را به شکل زیر معرفی کرد

$$\acute{Y}_t=[GDP \quad CPI \quad M \quad r \quad Y_t' \quad (۷)$$

در این رابطه(GDP) تولید ناخالص داخلی و ( CPI) شاخص بهای مصرفی خانوارهای شهری به عنوان متغیر نهایی، (M) حجم پول، (rr) میزان ذخایر قانونی به عنوان ابزارهای سیاستی و (h) شاخص قیمت مسکن به عنوان متغیر میانی (کانال انتقال دهنده سیاست‌های پولی) می‌باشند.[۱] با توجه به بردار متغیرها، می‌توان الگوی VEC را در قالب ماتریسی به شکل کلی زیر بیان کرد:

$$\begin{bmatrix}\Delta GDP_t\\ \Delta CPI_t\\ \Delta M_t\\ \Delta rr_t\\ \Delta h\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\alpha_{11}\\ \alpha_{21}\\ \alpha_{31}\\ \alpha_{41}\\ \alpha_{51}\end{bmatrix}EC_{t-1}+\sum_{i=1}^{p}\begin{bmatrix}a_{i,11} & a_{i,12} & a_{i,13} & a_{i,14} & a_{i,15}\\ a_{i,21} & a_{i,22} & a_{i,23} & a_{i,24} & a_{i,25}\\ a_{i,31} & a_{i,32} & a_{i,33} & a_{i,34} & a_{i,35}\\ a_{i,41} & a_{i,42} & a_{i,43} & a_{i,44} & a_{i,45}\\ a_{i,51} & a_{i,52} & a_{i,52} & a_{i,54} & a_{i,55}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta GDP_{t-i}\\ \Delta CPI_{t-i}\\ \Delta M_{t-i}\\ \Delta rr_{t-i}\\ \Delta h\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}c_{11} & c_{12} & c_{13} & c_{14} & c_{15}\\ c_{21} & c_{22} & c_{23} & c_{24} & c_{25}\\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & c_{34} & c_{35}\\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} & c_{45}\\ c_{51} & c_{52} & c_{53} & c_{54} & c_{55}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}c\\ s_{1t}\\ s_{2t}\\ s_{3t}\\ t\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\hat{u}_{1t}\\ \hat{u}_{2t}\\ \hat{u}_{3t}\\ \hat{u}_{4t}\\ \hat{u}_{5t}\end{bmatrix} \quad (۸)$$

## ٤ - بررسی نتایج تجربی

در این بخش بمنظور بررسی نتایج تجربی حاصل از تخمین روابط بین متغیرها برای دوره زمانی ۱۳۸۷Q۲- ۱۳۶۸Q۱ ابتدا وقفه بهینه را تعیین کرده و سپس اجزاء باقیمانده را مورد تحلیل قرار می‌دهیم. در ادامه با تخمین الگوی VEC به تحلیل واکنش ضربه و تجزیه واریانس خطای پیش بینی می‌پردازیم.

---

۱ - تمام متغیرها به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده اند.

### ٤-١- آزمون مانایی

از جمله موضوعاتی که لازم است قبل از برآورد مورد بررسی قرار گیرد، موضوع مانایی متغیرهاست. برای این منظور "آزمون دیکی فولر"[1] را برای سری‌های زمانی مورد نظر مورد آزمون قرار می دهیم. همان‌طور که از نتایج جدول (۱) مشاهده می‌شود، تمام متغیرها در سطح نامانا ولی تفاضل مرتبه اول آنها مانا هستند.

جدول (۱) آزمون ریشه واحد

| متغیرها | آماره آزمون |
|---|---|
| LGDP | -۱.۵۸ |
| LCPI | ۲.۲۲ |
| LM | -۲.۱۳ |
| LBD | -۱.۹۲ |
| Lrr | ۲.۶۵ |
| Lh | ۰.۳۴ |
| DLGDP | -۱۰.۴۹ |
| DLCPI | -۴.۸۱ |
| DLM | ۷.۲۵ |
| DLBD | ۸.۶۰ |
| DLrr | ۴.۶۷ |
| DLh | ۲.۷۵ |
| میزان آماره آزمون در سطوح بحرانی بر اساس مطالعه دیویدسون و مکینون (۱۹۹۳) | |
| - با جزء ثابت، متغیرهای مجازی فصلی و روند خطی ۱٪: (۳.۹۶) ۵٪: (۳.۴۱) ۱۰٪: (۳.۱۳) | |
| - با جزء ثابت و متغیرهای مجازی فصلی ۱٪: (۳.۴۳) ۵٪: (۲.۸۶) ۱۰٪: (۲.۵۷) | |

### ٤-٢- آزمون همجمعی[2]

در این الگو از آزمون یوهانسون (۱۹۹۵) استفاده شده است. در این آزمون بر اساس جداول (۲) و (۳) مشاهده می‌شود که در الگوی (۱)[3] در سطح معناداری ۹۹٪ ، ۲ رابطه و همچنین در الگوی (۲)[4] در سطح

۱ Ðiscky Fuller Test

۲ €ointegration Test

۳ BD به‌عنوان متغیر سیاستی در نظر گرفته شده است.

۴ rr به‌عنوان متغیر سیاستی در نظر گرفته شده است.

معناداری۹۵٪،۳ و در سطح معناداری ۹۹٪ ،۲ رابطه بلند مدت وجود دارد. نتایج این آزمون در تخمین الگوی VEC مورد نیاز می‌باشد.

جدول (۲) آزمون همجمعی یوهانسن الگوی (۱)

| فرضیه صفر | LR | آماره p | ٪۹۰ | ٪۹۵ | ٪۹۹ |
|---|---|---|---|---|---|
| ۰r= | ۱۴۳.۱۸ | ۰.۰۰ | ۸۴.۲۷ | ۸۸.۵۵ | ۹۶.۹۷ |
| ۱r≤ | ***۸۲.۱۹ | ۰.۰۰ | ۶۰.۰۰ | ۶۳.۶۶ | ۷۰.۹۱ |
| ۲r≤ | ۳۵.۲۷ | ۰.۲۳ | ۳۹.۷۳ | ۴۲.۷۷ | ۴۸.۸۷ |
| ۳r≤ | ۱۶.۸۸ | ۰.۴۳ | ۲۳.۳۲ | ۲۵.۷۳ | ۳۰.۶۷ |
| ۴r≤ | ۳.۴۲ | ۰۵۰ | ۱۰.۶۸ | ۱۲.۴۵ | ۱۶.۲۲ |

° در سطح معناداری ۹۰٪ فرضیه صفر رد می شود.
°° در سطح معناداری ۹۵٪ فرضیه صفر رد می شود.
°°° در سطح معناداری ۹۹٪ فرضیه صفر رد می شود.

جدول (۳) آزمون همجمعی یوهانسن الگوی (۲)

| فرضیه صفر | LR | آماره p | ٪۹۰ | ٪۹۵ | ٪۹۹ |
|---|---|---|---|---|---|
| ۰r= | ۱۴۹.۲۵ | ۰.۰۰ | ۸۴.۲۷ | ۸۸.۵۵ | ۹۶.۹۷ |
| ۱r≤ | ***۷۹.۹۳ | ۰.۰۰ | ۶۰.۰۰ | ۶۳.۶۶ | ۷۰.۹۱ |
| ۲r≤ | **۴۷.۵۱ | ۰.۰۱ | ۳۹.۷۳ | ۴۲.۷۷ | ۴۸.۸۷ |
| ۳r≤ | ۲۳.۱۴ | ۰.۱۰ | ۲۳.۳۲ | ۲۵.۷۳ | ۳۰.۶۷ |
| ۴r≤ | ۷.۶۶ | ۰.۲۸ | ۱۰.۶۸ | ۱۲.۴۵ | ۱۶.۲۲ |

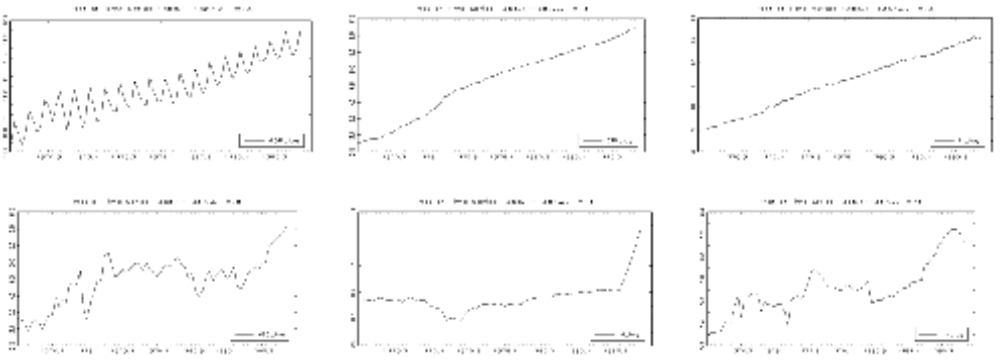
° در سطح معناداری ۹۰٪ فرضیه صفر رد می شود.
°° در سطح معناداری ۹۵٪ فرضیه صفر رد می شود.
°°° در سطح معناداری ۹۹٪ فرضیه صفر رد می شود.

### ٤-۳- تعیین وقفه بهینه

تعیین وقفه بهینه در تصریح الگوی VEC از اهمیت زیادی برخوردار است. بدین منظور از "معیار اطلاعات آکائیک (AIC)"[۱]، "معیار شوارتز (SC)"[۲] و "معیار حنان کوئین (HQC)"[۳] استفاده می‌کنیم. تعداد وقفه‌های بهینه با توجه به این معیارها در الگوی (۱)، ۴ و ۱ و در الگوی (۲)، ۱ و ۳ مشخص شده است. همچنین با توجه

۱-Akaike Information Criterion
۲-Schwarz Criterion
۳-Hannam-Quinn Criterion

به روند متغیرها در نمودار (۱) و از آنجایی که داده‌های آماری مربوط به متغیرها به‌طور فصلی تعدیل نشده انـد، در کنار ۵ متغیر درونزا، جزء ثابت، روند خطی و متغیرهای مجازی فصلی را نیز به الگو اضافه می‌کنیم.



نمودار(۱) سری زمانی متغیرهای **LGDP**، **LCPI**، **LM**، **LBD**، **Lrr** و **Lh**

### ٤-٤- آزمون‌های تشخیصی

به منظور ارزیابی و بررسی وقفه بهینه جهت تخمین الگوی مورد نظر، از "آزمون پورتمن"[۱] برای تشخیص خود همبـستگی اجـزاء باقیمانـده، "آزمـون ژاکـو- بـرا"[۲] بـرای تـشخیص غیرنرمـال بـودن و "آزمـون ARCH-LM چندمتغیره" برای تشخیص واریانس ناهمسانی استفاده می‌کنیم. نتایج این آزمون‌ها برای هـر ۲ الگـو در جـداول (۴) و (۵) قابل مشاهده می باشد.

با توجه به نتایج جداول بالا می‌توان دید که آزمون‌های تشخیصی در الگوی (۱)، وقفه ۴ و در الگوی (۲)، وقفه ۳ را بـه عنـوان وقفـه بهینـه جهـت تخمـین الگـوی مـورد نظـر مـشخص مـی‌کننـد. کـه دلالـت بـر عـدم وجـود خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی و غیرنرمال بودن اجزاء باقیمانده دارند.

۱-Portmanteau test

۲ Jarque–Bera test

جدول (۴) آزمونهای تشخیصی الگوی (۱)

| آزمون | $Q_{۱۶}$ | | $LM_۱$ | | $LM_۲$ | | $LJB_۲$ | | $MARCH_{LM}$ (۲) | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| وقفه‌ها | ۱ | ۴ | ۱ | ۴ | ۱ | ۴ | ۱ | ۴ | ۱ | ۴ |
| آماره تخمینی | ۳۷۳.۶۸ | ۳۰۵.۹۳ | ۱۷.۲۰ | ۲۳.۱۶ | ۴۳.۹۰ | ۳۶.۷۳ | ۷۹۳.۲۸ | ۲۳۷.۷۲ | ۴۷۹.۶۲ | ۴۶۰.۷۶ |
| آماره p | ۰.۳۵ | ۰.۲۴ | ۰.۸۷ | ۰.۵۶ | ۰.۷۱ | ۰.۹۱ | ۰.۰۰ | ۰.۰۵ | ۰.۱۶ | ۰.۳۵ |

- فرضیه صفر تنها وقتی ردّ می‌شود که آماره p کوچکتر از ۰٫۱ یا ۰٫۰۵ باشد.(لوتکپل و کراتزیگ، ۲۰۰۴: ۴۷)
- $Q_h$ : آزمون پورتمن برای تشخیص خودهمبستگی - $LM_h$ : آزمون بروش- گادفری برای تشخیص خودهمبستگی
- $LJB_k$ : آزمون ژارکو- برا برای تشخیص غیرنرمال بودن
- $MARCH_{LM}$ (q): آزمون ARCH- LM چندمتغیره برای تشخیص واریانس ناهمسانی

جدول (۵) آزمونهای تشخیصی الگوی (۲)

| آزمون | $Q_{۱۶}$ | | $LM_۱$ | | $LM_۲$ | | $LJB_۲$ | | $MARCH_{LM}$ (۲) | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| وقفه‌ها | ۱ | ۳ | ۱ | ۳ | ۱ | ۳ | ۱ | ۳ | ۱ | ۳ |
| آماره تخمینی | ۳۶۴.۲۹ | ۳۰۱.۳۱ | ۲۰.۴۹ | ۱۱.۲۹ | ۴۱.۱۳ | ۳۲.۶۸ | ۹۲۷.۹۵ | ۵۳۹.۳۰ | ۵۲۲.۳۹ | ۴۳۲.۹۳ |
| آماره p | ۰.۵۰ | ۰.۷۰ | ۰.۷۲ | ۰.۹۹ | ۰.۸۱ | ۰.۹۷ | ۰.۰۰ | ۰.۰۶ | ۰.۰۱ | ۰.۷۱ |

- فرضیه صفر تنها وقتی ردّ می‌شود که آماره p کوچکتر از ۰٫۱ یا ۰٫۰۵ باشد.(لوتکپل و کراتزیگ، ۲۰۰۴: ۴۷)
- $Q_h$ : آزمون پورتمن برای تشخیص خودهمبستگی- $LM_h$ : آزمون بروش- گادفری برای تشخیص خودهمبستگی
- $LJB_k$ : آزمون ژارکو- برا برای تشخیص غیرنرمال بودن
- $MARCH_{LM}$ (q): آزمون ARCH- LM چندمتغیره برای تشخیص واریانس ناهمسانی

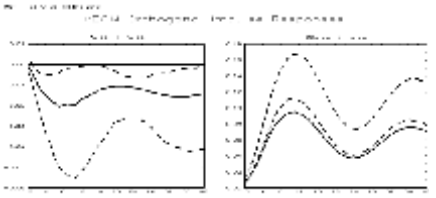
### ٤-٥- تحلیل واکنش ضربه (IRF) و تجزیه واریانس خطای پیش بینی (FEVD)

بخش الف نمودار (۲) واکنش شاخص قیمت مسکن را نسبت به شوک بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی، میزان ذخایر قانونی و حجم پول در الگو با استفاده از روش هال (۱۹۹۲) در سطح معناداری ۹۵٪ با تعداد انعکاس بوتسترپ ۵۰۰ نشان می‌دهد. همچنین بخش ب نمودار (۲) واکنش تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها را نسبت به شوک در شاخص قیمت مسکن نشان می دهد.

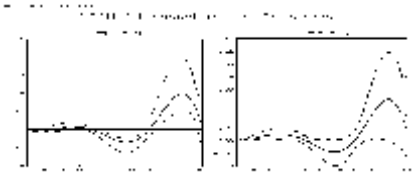
نتایج نشان می‌دهد که در الگوی (۱) شوک حجم پول در کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت اثر منفی و معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارند و شوک بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت اثر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارد. همچنین شوک شاخص قیمت مسکن نیز در

کوتاه مدت اثر ناچیز منفی و معنادار و در میان‌مدت و بلند مدت اثر منفی و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد. در کوتاه مدت و بلند مدت نیز اثر مثبت و معنادار و میان مدت اثر منفی و معناداری بر سطح عمومی قیمت‌ها دارد.

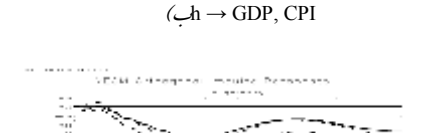
(الفBD, M →h



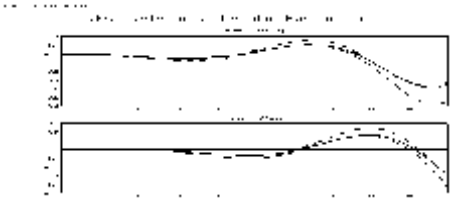
(الفrr, M →h

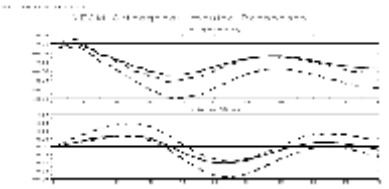


(بh → GDP, CPI



(بh → GDP, CPI





نمودار (۲) توابع واکنش ضربه الگوی (۱) و (۲)

همچنین نتایج نشان می‌دهد که در الگوی (۲) شوک حجم پول در کوتاه مدت و میان مدت اثر ناچیز و در بلند مدت اثر مثبت و معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارند. همچنین شوک میزان سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی در کوتاه مدت و میان مدت اثر ناچیز و در بلند مدت اثر مثبت و غیر معناداری بر شاخص قیمت مسکن دارند. شوک شاخص قیمت مسکن نیز در کوتاه مدت و میان مدت اثر ناچیز و در بلند مدت اثر مثبت و معناداری بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارد.

بمنظور ارزیابی اهمیت نسبی شوک‌های وارده به تولید و سطح عمومی قیمت‌ها ، تجزیه واریانس خطای پیش بینی شاخص قیمت مسکن، تولید و سطح عمومی قیمت‌ها را در فصول مختلف مطابق جدول (۶) و (۸) در الگوهای (۱) و (۲) مورد بررسی قرار دادیم. جداول (۷) و (۹) نیز سهم کانال شاخص قیمت مسکن در اثرگذاری سیاست پولی را نشان می دهد. سهم شوک بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در واریانس تولید

ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌های الگوی (۱) در کوتاه مدت بسیار ناچیز و به ترتیب ۰٪ و ۰,۲۷ ٪، در میان مدت۰۶ .۹٪ و ۰۳ . ۳ ٪ و در بلند مدت ۵۱ .۱۷٪ و ۱۲ .۴٪ می باشد.

جدول(۶) تجزیه واریانس خطای پیش بینی الگوی (۱)

| دوره | h | | GDP | CPI |
|---|---|---|---|---|
| | $\varepsilon^{BD}$ | $\varepsilon^{M}$ | $h_E$ | $h_E$ |
| ۱ | ۰ . ۱۱ | ۰ .۰۰ | ۰ .۰۰ | ۰ .۰۰ |
| ۴ | ۰ .۲۷ | ۰ .۰۴ | ۰ .۰۰ | ۰ .۰۲ |
| ۸ | ۰ .۴۴ | ۰ .۰۴ | ۰ .۱ | ۰ .۰۶ |
| ۱۲ | ۰ .۴۹ | ۰ .۰۳ | ۰ .۲۸ | ۰ .۰۷ |
| ۲۴ | ۰ .۵۲ | ۰ .۰۲ | ۰ .۳۴ | ۰ .۰۹ |
| ۴۰ | ۰ .۵۱ | ۰ .۰۳ | ۰ .۳۴ | ۰ .۰۷ |

جدول(۷) سهم کانال قیمت مسکن در اثرگذاری سیاست پولی الگوی (۱)

| دوره | GDP | | CPI | |
|---|---|---|---|---|
| | $\varepsilon^{BD}$ | $\varepsilon^{M}$ | $\varepsilon^{BD}$ | $\varepsilon^{M}$ |
| کوتاه مدت | ٪۰ .۰۰ | ٪۰ .۰۰ | ٪۰ .۲۷ | ٪۰ .۰۴ |
| میان مدت | ٪۹. ۰۶ | ٪ ۰ .۶۲ | ٪۳ .۰۳ | ٪ ۰ .۲۲ |
| بلندمدت | ٪۱۷ .۵۱ | ٪۰ .۸۵ | ٪ ۴ . ۱۲ | ٪ ۰ .۱۹ |

همچنین سهم شوک حجم پول در واریانس تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها در الگوی (۱) در کوتاه مدت ۰٪ و ۰ .۰۴٪، میان مدت ۶۲. ۰٪ و ۲۲. ۰٪ و بلند مدت ۸۵. ۰٪ و ۱۹ .۰٪ می باشد این درحالی است که در الگوی (۲) سهم این شوک در کوتاه مدت در واریانس تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها به ترتیب ۰ ٪ و ۰۱ .۰٪ ، در میان مدت ۰۳٪ و ۰۱. ۰ ٪ و در بلند مدت این سهم در واریانس تولید و سطح عمومی قیمت‌ها به ۰۹. ۴٪ و ۹. ۲٪ می رسد. از طرفی سهم میزان سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی در کوتاه مدت ۰۲ .۰٪ و ۰۰۵. ۰، در میان مدت ۵۸ .۵٪ و ۰۷. ۰٪ است. در بلند مدت این سهم در واریانس تولید و سطح عمومی قیمت‌ها به حداکثر خود یعنی ۵۴. ۲٪ و ۸. ۱٪ می رسد.

جدول(۸) تجزیه واریانس خطای پیش بینی الگوی (۲)

| دوره | h | | GDP | CPI |
|---|---|---|---|---|
| | Err | $\varepsilon^M$ | $E^h$ | $E^h$ |
| ۱ | ۰.۰۰ | ۰.۰۰ | ۰.۰۰ | ۰.۰۰ |
| ۴ | ۰.۰۱ | ۰.۰۰ | ۰.۰۴ | ۰.۰۱ |
| ۸ | ۰.۰۳ | ۰.۰۰ | ۰.۳۱ | ۰.۰۲ |
| ۱۲ | ۰.۰۴ | ۰.۰۱ | ۰.۶ | ۰.۰۲ |
| ۲۴ | ۰.۰۴ | ۰.۰۷ | ۰.۵۶ | ۰.۰۴ |
| ۴۰ | ۰.۰۴ | ۰.۰۶ | ۰.۷۱ | ٪۰.۵ |

جدول(۹) سهم کانال قیمت مسکن در اثرگذاری سیاست پولی الگوی (۲)

| دوره | GDP | | CPI | |
|---|---|---|---|---|
| | $\varepsilon^{rr}$ | $\varepsilon^M$ | $\varepsilon^{rr}$ | $\varepsilon^M$ |
| کوتاه مدت | ٪۰.۰۲ | ٪۰.۰۰ | ٪۰.۰۰۵ | ٪۰.۰۱ |
| میان مدت | ٪۵.۵۸ | ٪۰.۳ | ٪۰,۰۷ | ٪۰.۰۱ |
| بلندمدت | ٪۲.۵۴ | ٪۴.۰۹ | ٪۱.۸ | ٪۲.۹ |

## ۵ - جمع بندی و نتیجه گیری

همواره افزایش سطح اشتغال، کنترل تورم و تعادل در تراز پرداختها از اهداف نهایی کشورها بوده است. ابزارهای سیاستهای مالی دولت و سیاستهای پولی بانک مرکزی اهرم‌هایی هستند که معمولاً کشورها برای دستیابی به اهداف نهایی خود مورد استفاده قرار می‌دهند. سیاستهای پولی بطور خاص در حیطه اهداف کلان اقتصادی بدنبال تنظیم متغیرهای پولی مانند تثبیت قیمتها، تعادل در تراز پرداختها، حجم پول و یا نقدینگی می‌باشند.

هدف اصلی این تحقیق بررسی اثرات سیاست‌های پولی بانک مرکزی بر تولید ناخالص داخلی در ایران است. نتایج تجربی حاصل از تخمین روابط بین برای اقتصاد ایران، با استفاده از رویکرد VEC مبتنی بر داده‌های آماری ۱۳۸۷$Q_۲$ ـ ۱۳۶۸$Q_۱$، مورد بررسی قرار گرفت. بطور کلی دریافتیم که در الگوی (۱) شوک‌های پولی مثبت، در کوتاه مدت و میان مدت اثر اندکی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارند. در میان مدت این شوک‌ها تولید را به مقدار زیادی افزایش و قیمت‌ها را کاهش میدهند ولی در بلند مدت تولید را به مقدار زیادی کاهش و قیمت‌ها را افزایش می دهند. همچنین شوک مثبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در کوتاه مدت اثر اندکی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارند و در میان مدت این شوک‌ها تولید را به مقدار زیادی کاهش و قیمت‌ها را افزایش می دهند و در بلند مدت تولید را به مقدار زیادی افزایش و قیمت‌ها را کاهش می

دهند. در الگوی (۲) نیز شوک‌های پولی مثبت، در کوتاه مدت اثر اندکی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارند و میان مدت باعث کاهش بیشتر تولید نسبت به قیمت‌ها می شوند و بلند مدت باعث افزایش بیشتر تولید نسبت به قیمت‌ها می شوند. همچنین شوک‌های مثبت میزان سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی، در کوتاه مدت اثر اندکی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارند و در میان مدت این شوک‌ها باعث کاهش بیشتر تولید نسبت به قیمت‌ها می شوند و در بلند مدت تولید را به مقدار زیادی نسبت به قیمت‌ها افزایش می‌دهند.

## فهرست منابع

- تفضلی، فریدون. ۱۳۷۵. تاریخ عقاید اقتصادی، انتشارات نشر نی، تهران.
- رحمانی، تیمور. ۱۳۷۸. اقتصاد کلان، نشر برادران، تهران.
- کشاورز حداد، غلامرضا و مهدوی، امید (۱۳۸۴)، "آیا بازار سهام در اقصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است؟"، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۱، ص. ۱۴۷ تا ۱۷۰.

-Elbourne ,A. (۲۰۰۸). "The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach". Journal of Housing Economics ۱۷ ,۶۵–۸۷.

-Enders, W. (۱۹۹۵), "Applied Econometric Time Series", John Wiley & Sons, Inc.

- Engle R.F, Granger C.W.J. (۱۹۸۷), "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", Econometrica, ۵۵:۲۵۱–۲۷۶.

-Gupta, R. and Kabundi, A. (۲۰۰۹)".The effect of monetary policy on house price inflation :A factor Augmented Vector Autoregression \(FAVAR) A pproach". working paper .۲۰۰۹/۰۳.

-Hall, P. (۱۹۹۲), "The Bootstrap and Edgeworth Expansion", Springer, New York.

-Johansen, S. (۱۹۹۵), "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", Oxford University Press, Oxford.

-Jornald, H. C, and Jacobsen, D. H. (۲۰۰۸)." The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in the U.S", Norges Bank, Working paper،۲۰۰۸/۲۴

-Kim, S. Roubin, N. (۲۰۰۰). "Exchange rate anomalies in the industrial countries: a solution with a structural VAR approach". J. Monet. Econ, ۴۵(۳), ۵۶۱-۵۸۶.

-Kiss, G. and Vadas, G. (۲۰۰۵), "The Role of the Housing Market in Monetary Transmission", MNB Background Studies ۲۰۰۵/۳.

-Lutkepohl, H. (۱۹۹۱), "Introduction to Multiple Time Series Analysis", Springer, Berlin.

-Lutkepohl H. (۲۰۰۵), "New Introduction to Multiple Time Series Analysis" Springer-Verlag, Berlin.

-Lutkepohl, H. and Kratzig, M. (eds) (۲۰۰۴), "Applied Time Series Econometrics", Cambridge University Press, Cambridge.

-Mishkin, F.S. (۱۹۹۵), "Symposium on the monetary transmission mechanism", Journal of Economic Perspectives, ۹(۴), ۳-۱۰.

-Sims, C. A. (۱۹۷۲), "Money, Income and Causality", American Economic Review, ۶۲(۴), pp. ۵۴۰-۵۵۲.

-Taylor, J.B. (۱۹۹۵), "The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework",

-Journal of Economic Perspectives. ۹, (۴), ۱ ۱-۲۶.