تأثیر سیاست‌های پولی در نوسان قیمت دارایی‌های مالی و حقیقی

اکبر کمیجانی[1]
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
ناصر الهی[2]
استادیار دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه مفید
طاهره بیژنی میرزا[3]
دانشجو دکتری دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه مفید

چکیده

سیاست‌ها و تکانه‌های پولی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر بازار دارایی‌های مالی و فیزیکی می‌باشند. افزایش نوسان قیمت دارایی‌ها برخاسته از این تکانه‌ها، بر فعالیت‌های سفته‌بازی فعالین بازار که در پی کسب سود (به خصوص در کوتاه‌مدت) هستند، تأثیر بسزایی دارد و می‌تواند ثبات مالی کشور را به مخاطره اندازد. حال آنکه سیاست‌گذاران پولی با آگاهی از تأثیر سیاست‌های پولی بر قیمت دارایی‌ها، برآورد منطقی‌تری را در استفاده از ابزارهای پولی به منظور سیاست‌گذاری پیش روی خود دارند. به همین منظور در این مقاله به دنبال یافتن تأثیر سیاست‌های پولی بر قیمت دارایی‌های ارز، طلا، سهام و زمین هستیم.

به دلیل رابطهٔ دوسویه سیاست پولی و قیمت دارایی‌ها، بررسی تأثیر سیاست پولی بر تغییرات قیمت دارایی‌ها دچار مشکل درونزایی می‌شود، همچنین به دلیل وجود متغیرهای اثرگذار بر متغیرهای مذکور، برآورد واکنش قیمت دارایی‌ها به سیاست پولی با اشکالاتی مواجه می‌شود. به طوری که ترکیب این دو مسئله، شناسایی و تشخیص این واکنش را از طریق برآوردهای رویکردی مشکل می‌سازد. به همین دلیل در این تحقیق از تکنیک معادلات همزمان حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای استفاده می‌شود. برآوردها برای آمارهای ماهانه در دوره زمانی (۱۳۷۸-۱۳۹۱) حاکی از تأثیر مثبت سیاست پولی انبساطی بر نرخ ارز، مسکن و طلا و تأثیر منفی بر قیمت سهام می‌باشد.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، قیمت دارایی‌ها، معادلات همزمان، حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS)
طبقه‌بندی موضوعی: E52, E47, E44

---

1. Email: komijani@ut.ac.ir
2. Email: elahi@mofidu.ac.ir
3. Email: tbizhany@yahoo.com
محقق اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی «نویسنده مسئول»

مقدمه

تا قبل از بحران مالی اخیر مسئله اصلی که بانک‌های مرکزی با آن مواجه بودند کنترل موفق نرخ تورم بوده است، در حالی که در سال‌های اخیر نگرانی اصلی بانک‌های مرکزی حول مسئله ثبات مالی در کنار ثبات قیمت‌ها متمرکز شده است. یکی از ابعاد قابل توجه در بحث بی‌ثباتی مالی، نوسان قیمت دارایی‌ها می‌باشد.

نکته مهمی که در مسئله ثبات مالی بایستی بدان توجه کرد این است که بازار دارایی اعم از دارایی مالی و فیزیکی، مانند بازار سهام، بازار ارز، بازار اوراق قرضه و مشتقات مالی، بازار مسکن و ... ، عموماً آبستن فعالیت‌های سفته‌بازی فعالین بازار که در پی کسب سود (به خصوص در کوتاه‌مدت) هستند، قرار دارند. آشکار است که فعالیت‌های سفته‌بازی با ایجاد انتظار سودهای سرمایه‌ای بالا برای یک دارایی، می‌تواند منجر به افزایش نامتعارف قیمت‌ها گردد.

برنانکه[1] (۲۰۰۰) بر این اعتقاد است که مدیریت کوتاه‌مدت بانک‌های مرکزی بایستی بر سیاست پولی به گونه‌ایی باشد که ثبات قیمت‌ها و ثبات مالی به صورت اهداف مکمل و اهداف سازگار در یک چارچوب هماهنگ سیاستی پیگیری شود. وی معتقد است که بهترین چارچوب سیاستی برای رسیدن به این دو هدف رژیم هدفگذاری تورمی انعطاف‌پذیر می‌باشد. در واقع سیاست پولی از طریق چندین کانال بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد که در این میان قیمت دارایی‌ها نقش اساسی در انتشار تغییرات سیاست پولی را دارا می‌باشد.

در این مقاله تلاش خواهد شد تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌ها از سال ۱۳۷۸ تا سال ۱۳۹۱ با استفاده از روش اقتصادسنجی معادلات همزمان حداقل مربعات سه مرحله‌ایی، بررسی گردد.

بررسی این رابطه از چند جهت اهمیت دارد، نخست اینکه سیاست‌گذاران پولی با داشتن چشم‌اندازی از واکنش تأثیر سیاست‌های پولی بر قیمت دارایی‌ها، برآورد منطقی‌تری را در استفاده از ابزارهای پولی به منظور سیاست‌گذاری پیش روی خود دارند. یکی دیگر از جنبه‌های اهمیت این موضوع برای فعالین بازارهای دارایی‌ها است. آگاهی از تأثیر سیاست‌های پولی بر قیمت دارایی‌ها درک صحیح‌تری در تصمیمات سرمایه‌گذاری و مدیریت ریسک فعالین مذکور دارد.

1. Bernanke

۱- بررسی ادبیات موضوع

۱-۱- ادبیات نظری

تیلور[1] (۲۰۰۰) در بررسی دیدگاه‌های موجود در مورد مکانیزم‌های انتقال پولی، به دیدگاه‌های قیمت بازار مالی[2] و اعتبار اشاره می‌کند. دیدگاه قیمت بازار مالی بر تأثیر سیاست‌های پولی بر قیمت‌ها و نرخ‌های بازدهی دارایی های مالی – شامل قیمت‌های اوراق قرضه، نرخ‌های بهره و نرخ‌های ارز – و در نتیجه تصمیم بنگاه‌ها و خانوارها برای مخارج تأکید می‌نماید.

به‌رغم تأثیرگذاری کینز در تئوری اقتصاد، ارتباط میان پول، متغیرهای واقعی و عملکرد بازارهای اعتبار در حد قابل توجهی در مسیر اصلی ادبیات این حوزه در اوایل دهه‌های پس از جنگ جهانی دوم نادیده گرفته شد. دلیل این امر را می‌توان به تبعیت اقتصاددانان از تفسیر IS-LM هیکس[3] (۱۹۳۷) از کتاب *نظریه عمومی* نسبت داد که در آن فقط به دو دارایی مالی پول و اوراق قرضه به عنوان نماینده‌ای از کل بازار سرمایه توجه شده بود.

در مقابل، پول‌گرایان بر اثر سیاست پولی بر نرخ بهره تأکید ندارند، در این دیدگاه فرض می‌شود ابزارهای سیاست پولی نه فقط بر نرخ بهره بلکه بر سوددهی کلیه دارایی‌ها (از قبیل ارز، سهام و زمین) تأثیر می‌گذارد. از طریق اثرات جایگزینی پورتفوی، تغییرات در نرخ‌های بهره به تغییرات در بازدهی سایر دارایی‌ها، کالاهای مصرفی بادوام و سرمایه انسانی منجر می‌شود. همچنین فرض شده است که اثرات ثروت فوراً پیامدهای خود را در تصمیم‌گیری در مورد مخارج نشان می‌دهد. دیدگاه پول‌گرایان که در آن سیاست پولی مستقیماً بر مخارج و به دنبال آن قیمت‌ها اثر می‌گذارد، از بعضی جهات با مکانیزم مستقیم سازگار است. در این رویکرد قیمت‌ها فوراً تعدیل نشده و فرضیه انتظارات تطبیقی، ارائه شده توسط کاگان[4](۱۹۵۶)، برقرار می‌گردد. با توجه به این فرضیه نهادهای اقتصادی انتظارات خود در هر دوره را به عنوان تابعی از خطای پیش‌بینی در دوره‌های قبلی اصلاح می‌نمایند و بنابراین فرآیند تعدیل قیمت نسبتاً آهسته بوده و منجر به نتیجه‌گیری پول‌گرایان در مورد منحنی فیلیپس کوتاه‌مدت با شیب نزولی می‌شود. به نظر می‌رسد سیاست پولی در کوتاه‌مدت اثرات واقعی داشته باشند، اما در بلندمدت سیاست پولی فقط می‌تواند بر سطح قیمت‌ها تأثیر گذاشته و منحنی بلندمدت فیلیپس را عمودی نماید.

---

1. Tylor
2. financial market price view
3. Hicks
4. Cagan

مخالفت پول‌گرایان با تحلیل‌های کینزین‌ها در مورد اثرگذاری سیاست پولی در اقتصاد به دلیل تأکید کینزین‌ها بر اثرگذاری صرف نرخ بهره و در نظرنگرفتن قیمت سایر دارایی‌ها است. در دیدگاه پول‌گرایان، قیمت سایر دارایی‌ها و ثروت واقعی از مکانیزم‌های انتقال سیاست پولی هستند. بنابراین علاوه بر قیمت اوراق قرضه، دو دارایی نرخ ارز و دارایی خالص[1] (سهام) نیز از کانال‌های اثرگذاری هستند.

طبق دیدگاه میشکین (۱۹۹۶) هنگامی که بانک مرکزی سیاست پولی انبساطی اعمال می‌کند نرخ بهره حقیقی کاهش می‌یابد و بنابراین هزینه سرمایه کاهش یافته و سرمایه‌گذاری و تولید افزایش می‌یابد. حال با توجه به اعتقاد پول‌گرایان قیمت تمام دارایی‌ها و ثروت حقیقی آثار پولی را بر بخش حقیقی اقتصاد منتقل می‌نمایند.

بوردو و ویلاک[2] (۲۰۰۴) در بررسی دیدگاه نقدینگی، بیان می‌کند قیمت دارایی‌ها به تغییر در عرضه پول عکس‌العمل نشان می‌دهند. بدین ترتیب افزایش نقدینگی موجب افزایش قیمت دارایی‌ها می‌شود. این دیدگاه طیف وسیعی از مکاتب اقتصاد کلان از جمله کینزین‌ها، پول‌گرایان و کینزین‌های جدید را در بر می‌گیرد، اما این مکاتب در جزئیات با یکدیگر تفاوت فراوانی دارند. در برخی از مدل‌های کینزی، عملکرد بانک مرکزی به طور مستقیم قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در مدل‌های پول‌گرایان مانند فریدمن، شوارتز و توبین بانک مرکزی با افزایش نقدینگی، در ابتدا قیمت اوراق بهادار دولتی کوتاه‌مدت متأثر می‌شود، سپس اوراق بهادار بلندمدت تحت تأثیر سیاست پولی قرار می‌گیرد و پس از آن دارایی‌های مانند سهام، دارایی‌های حقیقی و طلا افزایش قیمت می‌یابند و در نهایت در سطح کلی قیمت‌ها ظاهر خواهد شد.

میشکین[3] (۲۰۰۱) مکانیزم‌های انتقال سیاست پولی را در سه گروه دیدگاه پولی، قیمت سایر دارایی‌ها و دیدگاه اعتبار بررسی می‌نماید. در این نوشتار مبانی مربوط به قیمت سایر دارایی‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد.

میشکین در بررسی نقش قیمت دارایی‌ها در سیاست پولی، نحوه تأثیرگذاری سیاست پولی بر قیمت دارایی‌ها و در نتیجه از طریق قیمت دارایی‌ها بر اقتصاد را توضیح می‌دهد. در این بررسی میشکین بیان می‌کند که با رشد جهانی شدن اقتصادها و وجود نرخ‌های ارز انعطاف‌پذیر، توجه بیشتری به چگونگی اثرگذاری سیاست پولی بر نرخ‌های ارز و در نتیجه خالص صادرات و تولید کل شده است. این کانال همچنین اثرات نرخ بهره را نیز شامل می‌شود. وقتی نرخ بهره واقعی داخلی کاهش می‌یابد،

1. equity
2. Bordo, Wheelock
3. Mishkin

سپرده‌های داخلی از جذابیت کمتری نسبت به سپرده‌های پول‌های خارجی برخوردار خواهند شد. در نتیجه ارزش سپرده داخلی نسبت به سپرده‌های سایر ارزها کاهش می‌یابد و واحد پول داخلی کم ارزش می‌گردد. ارزش کمتر واحد پول داخلی ($E\downarrow$) منجر به ارزان‌تر شدن کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی می‌شود. در نتیجه خالص صادرات ($NX\uparrow$) و بنابراین کل تولید ($Y\uparrow$) افزایش می‌یابد. یعنی:

$$M\uparrow \Rightarrow i_r\downarrow \Rightarrow E\downarrow \Rightarrow NX\uparrow \Rightarrow Y\uparrow$$

میشکین همچنین از طریق تئوری توبین به توصیف چگونگی اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد از طریق تأثیر آن بر ارزش سهام می‌پردازد. توبین، q را به عنوان ارزش بازاری سود سهام بنگاه تقسیم بر هزینه جایگزینی سرمایه معرفی می‌کند. اگر q بزرگ باشد، قیمت بازاری بنگاه‌ها نسبت به هزینه جایگزینی سرمایه بالا بوده و سرمایه صنعتی و تجهیزات جدید نسبت به ارزش بازاری بنگاه‌ها ارزان است. بنابراین بنگاه‌ها می‌توانند سهام منتشر کرده و قیمت بالایی برای آن نسبت به هزینه تجهیزات و تأسیسات خریداری‌شده دریافت نمایند. در نتیجه مخارج سرمایه‌گذاری به دلیل اینکه بنگاه‌ها می‌توانند کالاهای سرمایه‌ای جدید بیشتری در مقابل فروش مقدار کمی از سهام خود خریداری نمایند، افزایش می‌یابد.

در مقابل وقتی q پایین است، بنگاه‌ها به دلیل پایین بودن ارزش بازاری بنگاه‌ها نسبت به هزینه سرمایه، کالاهای سرمایه‌گذاری جدید خریداری نکرده و بنابراین مخارج سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. از دیدگاه تئوری q توبین، دلیل پایین بودن مخارج سرمایه‌گذاری در طول رکود بزرگ، کاهش بی‌سابقه q بوده است.

در واقع تأثیرگذاری سیاست پولی بر قیمت‌های سهام به این صورت است که سیاست انبساطی پولی منجر به افزایش مخارج بخش عمومی می‌گردد. یک مکان مناسب برای هزینه کردن بازار سهام است. افزایش تقاضا برای سهام منجر به افزایش قیمت‌های آن‌ها شده ($P_s\uparrow$) و در نتیجه q بالاتر و مخارج سرمایه‌گذاری (I) بیشتر خواهد شد.

$$M\uparrow \Rightarrow P_s\uparrow \Rightarrow q\uparrow \Rightarrow I\uparrow \Rightarrow Y\uparrow$$

محققان در مسیر بررسی مکانیزم‌های جدید انتقال پولی به دنبال بررسی چگونگی اثرگذاری ترازنامه مصرف‌کنندگان بر مخارج آن‌ها بوده‌اند. مدیگلیانی اولین فردی بود که با استفاده از فرضیه دوره زندگی مصرف[1]، این موضوع را مطرح نمود. منظور از مصرف، مخارجی است که توسط مصرف‌کننده برای کالاها و خدمات بی‌دوام صورت می‌گیرد. اساس بحث مدیگلیانی به این نکته بر

1. life cycle hypothesis

می‌گردد که مصرف‌کننده، مصرف خود را در طول زمان هموار کرده و مخارج مـصرفی خـود را بـر اساس درآمد کل دوران زندگی و نه فقط بر اساس درآمد یک دوره خاص، انجام می‌دهد.

جزء مهم منابع دوران زندگی مصرف‌کننده، ثروت مالی (w) است که بزرگ‌ترین بخـش آن را سهام تشکیل می‌دهد. افزایش قیمت سهام، ارزش ثروت مالی را بالا برده و در نتیجه منابع مصرفی کل دوران زندگی و به دنبال آن مصرف افزایش می‌یابد. بنابراین، سیاست پولی انبساطی مـی‌توانـد منجر به افزایش قیمت سهام شده و مکانیزم جدیدی از انتقال پولی را ارائه دهد.

$$M \uparrow \Rightarrow P_s \uparrow \Rightarrow W \uparrow \Rightarrow C \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

کانال ثروت و q توبین، تعریف گسترده‌ای از دارایی خالص ارائه کردند بـه طـوری کـه بـا توجه به آن بازار مسکن هم یک نوع سرمایه محسوب می‌گردد. افزایش قیمت مسکن منجر بـه افزایش q توبین برای مسکن شده و تولید آن را تحریک می‌نماید. قیمت زمین و مـسکن اجـزاء مهمی در ثروت به حساب می‌آیند و بنابراین افزایش در آن‌ها، ثروت و در نتیجه مـصرف را بـالا می‌برد. بنابراین انبساط پولی که از طریق مکانیزم q توبین و ثروت منجر به افزایش قیمت زمین و مسکن می‌گردد، تقاضای کل را بالا می‌برد.

میشکین همچنین تأثیرپذیری نقدینگی خانوارها را از سیاست پولی توضیح می‌دهـد. طبـق تحقیقات وی با وجود آنکه عمده مطالعات انجام شده در ارتباط با کانال اعتبار بر مخـارج حـوزه کسب و کار تأکید دارند، دیدگاه اعتبار می‌تواند بـرای مخـارج مـصرف‌کننـده بـه ویـژه مـصرف کالاهای بادوام و مسکن نیز مورد استفاده قرار گیرد. کاهش ناشی از انقباض پـولی در وام‌دهـی بانک‌ها، خرید مسکن و کالاهای بادوام را بـرای مـصرف‌کننـده‌ای کـه بـه سـایر منـابع اعتبـار دسترسی ندارد، کاهش می‌دهد. به صورت مشابه، افزایش در نرخ بهره، ترازنامه خانوارهـا را بـه دلیل تأثیر معکوس آن بر گردش وجوه مصرف‌کننده، بدتر می‌نماید.

بنابراین، کانال ترازنامه می‌تواند با توجه به اثرگذاری نقدینگی بر مخارج مسکن و کالاهای مصرفی بادوام نیز عمل نماید. در دیدگاه اثرات نقدینگی، کانال ترازنامه بـا توجـه بـه اثرگـذاری آن بر تمایل مصرف‌کنندگان به مـصرف بیـشتر (نـه تمایـل وام‌دهنـدگان بـه وام‌دهـی بیـشتر) عمل می‌کند. کالاهای مصرفی با دوام و مسکن از نقدشوندگی پایینی برخوردار بوده و در صورت اجبار مصرف‌کننده به فروش می‌توانند زیان قابل توجهی را به وجـود آورنـد. در واقـع فروشـنده نمی‌تواند ارزش کامل کالاهای خود را در شـرایط درمانـدگی[1] دریافـت نمایـد. در طـرف مقابـل

1. distress

دارایی‌های مالی (مانند سهام و یا اوراق قرضه) می‌توانند به راحتی به ارزش بازار به فروش رسیده و پول نقد را افزایش دهند. بنابراین اگر مصرف‌کننده انتظار بیشتری در مورد شرایط درماندگی مالی داشته باشد، ترجیح می‌دهد که به جای مسکن و کالاهای بادوام که نقدشوندگی کمتری دارند، دارایی‌های مالی نگهداری نماید.

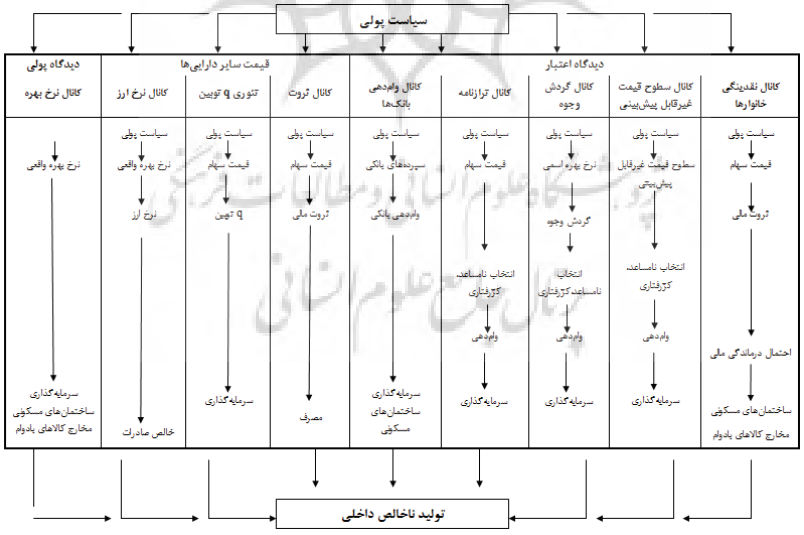
ترازنامه مصرف‌کننده نقش مهمی در برآورد مصرف‌کننده در مورد احتمال قرارگرفتن در شرایط درماندگی‌مالی دارد. به ویژه هنگامی که مصرف‌کننده دارایی‌های مالی قابل توجهی نسبت به بدهی‌های خود دارد، برآوردهای وی از احتمال قرار گرفتن در شرایط درماندگی مالی کمتر بوده و تمایل بیشتری برای خرید کالاهای مصرفی بادوام و مسکن خواهد داشت.

با اعمال سیاست پولی انبساطی و بنابراین افزایش قیمت سهام، ارزش دارایی‌های مالی بیشتر شده و مصرف‌کنندگان موقعیت‌مالی مطمئن‌تری را تجربه می‌نمایند. در نتیجه برآورد کمتری از احتمال قرار گرفتن در شرایط درماندگی مالی داشته و مخارج کالاهای مصرفی بادوام خود را افزایش می‌دهند. این مسئله مکانیزم دیگری از انتقال سیاست پولی را به وجود می‌آورد که از طریق ارتباط پول و قیمت سهام عمل می‌نماید:

$$M \uparrow \Rightarrow P_s \uparrow \Rightarrow \text{دارایی‌های مالی} \uparrow \Rightarrow \text{احتمال درماندگی مالی} \downarrow$$

$$\Rightarrow \text{مخارج کالاهای مصرفی با دوام و مسکن} \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

نمودار ۱- مکانیزم‌های انتقال پولی (میشکین-۲۰۰۴)



۱-۲- مطالعات تجربی

کانال قیمت دارایی به طور بالقوه در انتقال اثرات سیاست پولی بـه قیمـت‌هـا و در نهایـت بخش واقعی اهمیت دارد. سیاست پولی قادر به اثرگذاری بر قیمت دارایی‌هایی مانند سـهام، ارز، طلا و مسکن است؛ هر چند، واکنش قیمت دارایی‌ها به اجرای سیاست پولی می‌توانـد نامتقـارن باشد. برای مثال، ایرمن و فراچر[1] (۲۰۰۴) نشان دادند که برای آمریکا چنانچه تغییر در نرخ بهره به شکل غیرمنتظره باشد، اگر تغییر در جهتی غیر از جهت دوره قبل باشد و در شـرایط تغییـرات بالای بازار سهام صورت گیرد، واکنش قیمت‌های سهام به تغییر در نرخ بهره، تشدید می‌شود.

با توجه به یافته‌های برنانکی و گرتلر[2] (۲۰۰۰) سیاست پولی صرفاً چنانچه قیمت‌دارایی‌هـا بر تورم آتی مورد انتظار اثرگذار باشند باید به آن‌هـا واکـنش نـشان دهـد. همچنـین، اسـتدلال می‌شود که واکنش به قیمت دارایی‌ها ممکن است موجب افزایش نوسان تورم شـود. هـر چنـد، الکساندر (۲۰۰۲) نشان می‌دهد که واکنش به شوک‌های غیراساسی[3] قیمت‌های دارایی نـه تنهـا منجر به ثبات بیشتر تورم و قیمت دارایی‌ها می‌شود، بلکه موجب سرمایه‌گذاری بیشتر و بنابراین، تولید با ثبات‌تر می‌شود. فیلاردو[4] (۲۰۰۴) استدلال می‌کند که سیاست پولی باید تنها در شرایطی که حباب قیمت دارایی آثار ضمنی اقتصاد کلان دارد (حباب «اقتـصاد کلانـی» قیمـت دارایـی) مداخله کند.

ساک و ریبون[5] (۲۰۰۴) در یک مطالعه برای بررسی تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌هـا با استفاده از روش GMM نشان داده‌اند که سیاسـت پـولی تـأثیر مهـم و معنـاداری بـر قیمـت دارایی‌ها دارد. در این بررسی نشان داده‌اند که واکنش قیمت دارایی‌هـا بـه تغییـرات در سیاسـت پولی با افزایش واریانس شوک‌های پولی قابل شناسایی اسـت. کـه ایـن شـوک‌هـا در روزهـای تشکیل و تدوین جلسات سیاست‌های پولی نیمه سالانه اتفاق می‌افتد.

رزسی[6] (۲۰۰۵) نشان می‌دهد که شوک‌های سیاست پولی در مجارستان بر بـازدهی اوراق قرضه دولتی تأثیر می‌گذارد ولی بر قیمت سهام تأثیری ندارد. رزسی همچنـین در ایـن تحقیـق نشان داده است که افزایش در نرخ بهره سیاست پولی موجب تقویت پول داخلی شده است.

---

1. Ehrmann and Fratzscher
2. Bernanke, Gertler
3. non-fundamental shocks
4. Filardo
5. Sacks, Rigbon
6. Rezessy

کیس و واداس[1] (۲۰۰۵) قیمت دارایی‌ها به ویژه مسکن را در مکانیزم انتقال پولی اقتصادهای در حال گذار بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که هم کانال ثروت و هم اعتبار در بازار مسکن مجارستان مؤثر هستند.

هان سانگ شین[2] (۲۰۰۵) با بررسی تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌ها به این نتیجه رسیدند که سیاست پولی از طریق نرخ بهره بلندمدت باعث تغییر در قیمت دارایی‌ها می‌شود. این تأثیر از طریق تغییر در مصرف و سرمایه‌گذاری، رابطه IS، قابل توضیح است. در واقع سیاست پولی از طریق اثر ترازنامه‌ایی و تغییر در قیمت نسبی بدهی‌ها و دارایی‌ها، بر قیمت دارایی‌ها مؤثر است.

کین منگ چوی و وان چاو[3] (۲۰۰۹) در یک مقاله به منظور ارزیابی اثرات شوک‌های سیاست پولی بر قیمت املاک مسکونی و قیمت سهام، با استفاده از توابع ضربه پاسخ و تجزیه واریانس به این نتیجه رسیده‌اند که در سنگاپور سیاست پولی می‌تواند به صورت بالقوه در تخفیف دوره‌های رونق دارایی‌ها مورد استفاده قرار گیرد.

مورات دوران و دیگران[4] (۲۰۱۰) در یک مطالعه به بررسی اندازه‌گیری تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌های در ترکیه پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد افزایش در نرخ بهره سیاست پولی موجب افزایش ارزش پول داخلی شده است، آن‌ها نشان می‌دهند که نسبت لیر ترکیه به یورو در مقایسه با لیر به دلار بیشتر بوده است. همچنین افزایش در نرخ بهره سیاست پولی موجب کاهش قیت سهام شده است.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۷) در مقاله‌ای به بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رکود و رونق در ایران پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از این است که در دورهٔ رونق، متغیر نرخ بهره مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر حباب قیمت مسکن بوده است و اثر رشد نقدینگی در دورهٔ رکود قوی‌تر از دورهٔ رونق بوده است.

نظری و فرزانگان (۱۳۸۸) در مقالهٔ خود رابطه میان سیاست پولی و حباب مسکن در تهران را مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها در این بررسی به رابطه اثر نرخ بهره حقیقی بر بازدهی حقیقی مسکن با استفاده از یک مدل کلان کینز پیش‌نگر، پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که طی

1. Kiss and Vadas
2. Hyun Song Shin
3. Keen Meng Choy, Kwan Chow
4. Murat Duran et al

دوره مورد بررسی نرخ بهره حقیقی اثر منفی و مقدار تأخیری بر بازده حقیقی مسکن و GDP اثر مثبت بر بازدهی حقیقی مسکن داشته است.

ابراهیمی و شکری (۱۳۹۰) در یک پـژوهش علمـی بـه بررسـی تـأثیر متغیرهـای کـلان اقتصادی بر قیمت سهام با تأکید بر نقش سیاست پولی با استفاده ازمدل تصحیح خطای برداری ساختاری می‌پردازند. نتایج بیانگر آن است که قیمت سهام در ایران از عوامل و شرایط اقتصادی مانند قیمت نفت و وضعیت دارایی‌های رقیب بیشتر متأثر می‌شود.

شهبازی و کلانتری (۱۳۹۱) در یک مقاله به بررسی تـأثیر شـوک‌هـای پـولی و مـالی بـر متغیرهای بازار مسکن در ایران پرداخته‌اند. نتایج این بررسی مؤید این اسـت کـه سیاسـت‌هـای پولی و مالی در کوتاه‌مدت ابزارهای مناسبی برای کنتـرل قیمـت مـسکن نمـی‌باشـند. امـا ایـن سیاست‌ها می‌توانند در بلندمدت از طریق ابزارهای عرضه پول و مخارج دولت در تعیـین قیمـت مسکن نقش تعیین‌کننده ایفا کنند.

۲- روش تجزیه و تحلیل

در برآورد تعاملات بین سیاست پولی و قیمت دارایی‌ها بـا دو مـسئله درونزایـی متغیرهـا و وجود متغیرهای حذف شده و غیرقابل مشاهده روبرو هـستیم. در مـسئله اول وقتـی کـه قیمـت دارایی‌ها توسط سیاست پولی تحت تأثیر قرار دارد، سیاست پولی نیز خـود بـه طـور همزمـان از قیمت دارایی‌ها متأثر می‌باشد. همچنین تعدادی از متغیرهای که هر دو طرف تابع یعنـی قیمـت دارایی‌ها و سیاست پولی، تأثیر می‌گذارند، همچون متغیرهای کـه اطلاعـاتی در خـصوص افـق اقتصاد کلان و یا تغییرات ترجیحات ریـسک را در خـود دارنـد کـه در مـدل وجـود نـدارد. ایـن موضوعات در قالب سیستم معادلات ساده شده ذیل به خوبی نمایان است:

$$\Delta i = \beta \Delta s + \gamma z + \varepsilon \qquad (۱)$$

$$\Delta S = \alpha \Delta i + z + \eta \qquad (۲)$$

Δi تغییر در ابزار سیاست پولی و Δs تغییر در قیمت دارایی است. معادله (۱) تـابع واکـنش سیاست پولی که واکنش‌های انتظاری سیاست را به یک مجموعـه کـنش از متغیرهـا یعنـی z و قیمت دارایی نشان می‌دهد. با توجه به بررسی هایریگبون و ساک (۲۰۰۴) پارامتر β اثـر قیمـت دارایی‌ها را بر سیاست پولی نشان می‌دهد. در اینجا جهت سادگی z یـک متغیـر در نظـر گرفتـه شده در صورتی که می‌توان به سادگی نتایج آن را به حالتی که z برداری از متغیرها است تعمیم

داد. معادله (۲) معادله قیمت دارایی است که اجازه می‌دهد سیاست پولی و دیگر متغیرها z بر قیمت دارایی اثر گذار باشند. در این تحقیق ما علاقمند به پارامتر α به عنوان میزان اثر تغییرات در ابزار سیاست پولی بر قیمت دارایی هستیم. متغیر ε شوک سیاست پولی و η شوک قیمت دارایی است. فرض بر این است که جملات اخلال یاد شده وابستگی سریالی[1] نداشته و همچنین با همدیگر و با شوک عمومی z وابستگی ندارند.

برای به دست آوردن برآوردهای سازگار و کارا از روش معادلات همزمان استفاده می‌کنیم، همچنین به دلیل استفاده از متغیرهای ابزاری در مدل روش معادلات همزمان حداقل مربعات سه مرحله‌ایی برای برآورد تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌ها استفاده می‌کنیم.

۳- برآورد مدل

۳-۱- داده‌های آماری

در ابتدای امر جهت نیل به تغییرات و واکنش‌های واقعی قیمت دارایی‌ها به سیاست پولی (نقدینگی، شاخص قیمت کل سهام، نرخ ارز بازار غیررسمی، قیمت یک مترمربع واحد آپارتمانی در تهران، قیمت سکه بهار آزادی، خالص دارایی‌های بانک مرکزی، خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها) متغیرها را برمبنای شاخص قیمت مصرف‌کننده بانک مرکزی واقعی کرده و اثرات جاری و تغییرات قیمتی آن‌ها حذف شد. در ادامه جهت بررسی مانایی متغیرها تست ریشه واحد در مورد آن‌ها انجام و مشخص شد که کلیه متغیرها در قالب سطح نامانا و با یک تفاضل مانا می‌باشند.

انتخاب میان نقدینگی و حجم پول به عنوان ابزار سیاست پولی همواره به عنوان یک سؤال در ادبیات اقتصادی مطرح بوده است. بر اساس بسیاری از مطالعات اقتصادی در سیستم‌های بازار محور و مبتنی بر نرخ بهره، نرخ بهره ابزار مناسب‌تری از کل‌های پولی[2] است. هر چند باید اضافه کرد که جواب قطعی انتخاب یکی از دو ابزار نرخ بهره و حجم پول به عنوان ابزار مناسب بر مبنای معیارهای همچون التزام عملی به سیاست، چسبان بودن (ارتباط بیشتر با متغیرهای هدف) و شفافیت تعیین می‌شود. اما در سیستم‌های غیر ربوی (اساس بانکداری اسلامی بر سهم بری و مشارکت در سود و زیان است)، تعیین نرخ بهره ثابت برای سپرده‌ها و

1. the serial correlation
2. monetary aggregate

همچنین تسهیلات امری جایز نبوده و بـه منظـور کنتـرل نـرخ رشـد حجـم پـول از ابزارهـای همچون ذخیره قانونی، سقف‌های اعتباری، عملیات بازار بـاز و ... اسـتفاده مـی‌شـود. بـه بیـانی ساده‌تر در ساختار پولی ایران نمی‌توان از متغیر نرخ بهره به عنوان ابزار سیاسـت پـولی اسـتفاده کرد. بلکه باید از متغیر جایگزین مناسب یا همان استفاده کرد. در ایـن نوشـتار بنـا بـه پیـشنهاد کمیجانی و حائری (۱۳۹۲) از متغیر حجم نقـدینگی بـه عنـوان متغیـر مناسـب انعکـاس‌دهنـدۀ شوک‌های پولی استفاده می‌شود.

در این بررسی آمارهای شاخص کل قیمت سهام از سازمان بورس اوراق بهادار، نقـدینگی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز بازار غیررسمی، قیمت سکه بهار آزادی، خالص دارایی‌هـای بانک مرکزی، خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها از آمارهای بانک مرکزی و قیمت یک متـر مربع آپارتمان از داده‌های مرکز آمار ایران استفاده شده است.

۳-۲- انتخاب متغیر ابزاری مناسب

یکی از مشکلات برآورد معـادلات (۱) و (۲) انتخـاب متغیرهـای اقتـصاد کـلان (ابـزاری) مناسب به تبع ارتباط با هر دو متغیر نقدینگی و قیمت دارایی‌ها بود. در این قسمت متغیر ابـزاری مناسب پیشنهادی ریگبون و ساک (۲۰۰۴) جهت برآورد ارائه می‌گردد. در این رویکرد تمرکز بـر دو مجموعه از مشاهدات است. مجموعه اول تاریخ‌هـای سیاسـت و مجموعـه دوم تـاریخ‌هـای غیرسیاستی است. برای این منظور فرض می‌شود که واریانس شوک سیاست پولی از تاریخ‌هـای غیرسیاستی به سیاستی افزایش می‌یابد. به بیانی ساده‌تر در این رویکرد فرض نمی‌شود که فقـط شوک‌های سیاست پولی در مجموعه اول وجود دارد، بلکه تنها اهمیت نسبی شوک سیاست پولی در رابطه با دیگر شوک‌ها بین دو مجموعه بیـشتر اسـت. در واقـع در ایـن رویکـرد تـاریخ‌هـای غیرسیاستی به عنوان گروه کنترل برای کنترل اثر شوک‌های قیمت دارایی و شوک‌های عمومی بر کواریانس دو متغیر قابل مشاهده در تاریخ‌های سیاست مورد استفاده قرار می‌گیرند تـا از ایـن طریق اثر سیاست پولی شناسایی شود.

برای انتخاب زمان‌های سیاستی مـی‌تـوان از روش پیـشنهادی ریگبـون و سـاک (۲۰۰۱) استفاده کرد. به این معنا که در ابتدا با برازش مدل خودتوضیحی برداری بر متغیرهای نقدینگی و قیمت دارایی‌ها، اثر شوک‌های قابل پیش‌بینی متغیرهای اقتصاد کلان از طریق وقفه‌های متغیـر وابسته جدا می‌شوند. جملات باقیماندۀ مدل برآورد شده تنها حـاوی شـوک متغیرهـای عمـومی ناشناخته (انتظارات و ریسک) و شوک‌های سیاست پولی خواهند بود. حال می‌تـوان بـا انتخـاب

باقیمانده‌های دارای واریانس بالا در مقابل باقیمانده‌های با واریانس کم، نمونه سیاستی (زمان‌های اثرگذاری سیاست پولی) را از غیرسیاستی جدا کرد.

با توجه به ساختار اقتصاد متکی به درآمدهای نفتی و تسلط سیستم مالی بر پولی در کشور ایران مؤلفه‌های اثرگذار بر حجم نقدینگی درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام (انعکاسی در خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی) و بدهی بخش دولتی به بانک‌ها می‌باشند. از این رو جهت تدقیق بیشتر شوک‌های سیاسی دو متغیر خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها به عنوان متغیرهای برونزا وارد مدل گردیدند.

لازم به ذکر است اگر x را بردار حاوی وقفه هایΔi و Δs بدانیم، می‌توان آن‌ها را با استفاده از روش (VAR) برآورد کرده و به جایΔi و Δs از باقیمانده‌های جزء اخلال جهت نیل به نتایج تحت این روش رسید.

$$\begin{pmatrix} \Delta i \\ \Delta S \end{pmatrix} = \theta X + \begin{pmatrix} \vartheta i \\ \vartheta S \end{pmatrix}$$

لازم به ذکر است بر اساس معیارهای مختلف (آکائیک، شوارتز بیزین و هنان کوئیک) وقفه بهینه یک برای مدل خودتوضیحی برداری انتخاب می‌گردد. برآورد مدل مورد نظر حاکی از ناهمسانی واریانس مدل دارد. با اطمینان از وجود واریانس ناهمسانی، باقیمانده‌های معادله تغییرات نقدینگی واقعی و انحراف معیار آن (۳۲۶/۴) محاسبه و جهت تعیین بازه سیاستی به پیشنهاد ریگبون و ساک (۲۰۰۱) جهت کارایی بیشتر مقادیر باقیمانده بیشتر از نصف انحراف معیار مبنا بوده‌اند. تعداد داده‌های بازه سیاستی در این حالت ۸۴ عدد بوده است. جهت ایجاد متغیر ابزاری مناسب همان گونه که اشاره خواهد شد مقاطع انتخابی (سیاستی) ضرب در عدد یک و سایر مقاطع ضرب در عدد یک منفی می‌شوند. بر این اساس پنج متغیر ابزاری جهت برآورد پارامترهای هدف مورد استفاده قرار می‌گیرند.

اجرای این رویکرد نیازمند شناسایی دو زیرنمونه اول (F) و دوم ($\tilde{F}$) است. پارامترهای معادلات (۱) و (۲) در این زیرنمونه‌ها باثبات بوده و شرایط ذیل حاکم است:

$$\sigma_{\varepsilon}^{F} > \sigma_{\varepsilon}^{\tilde{F}} \qquad (۳)$$

$$\sigma_{\eta}^{F} > \sigma_{\eta}^{\tilde{F}} \qquad (۴)$$

$$\sigma_{z}^{F} > \sigma_{z}^{\tilde{F}} \qquad (۵)$$

این فروض دلالت بر اهمیت افزایش شوک‌های سیاستی در زیرنمونه F دارنـد. عـلاوه بـر فروض (۳) تا (۵)، فرض کردیم که پارامترهای α و β و γ طی دو زیرنمونه پایدار می‌باشند، تا بتوان آن‌ها را برآورد کرد.

برای برآورد می‌توان از متغیرهای ابزاری ذیل که شامل هـر دو متغیـر نقـدینگی و قیمـت دارایی طی کلیه روزهای نمونه هستند، استفاده کرد:

$$\Delta i \equiv \{\Delta i_t, t \in F\} \cup \{\Delta i_t, t \in \sim F\}$$
$$\Delta S \equiv \{\Delta S_t, t \in F\} \cup \{\Delta S_t, t \in \sim F\}$$

هر دو بردار 2T*1 بوده و T تعداد روزهای سیاستی است. پس متغیرهای ابزاری به شـکل ذیل تعریف می‌شوند:

$$\omega_i \equiv \{\Delta i_t, t \in F\} \cup \{-\Delta i_t, t \in \sim F\}$$
$$\omega_S \equiv \{\Delta s_t, t \in F\} \cup \{-\Delta s_t, t \in \sim F\}$$

باتوجه به متغیرهای ابزاری تازه تعریف شده پارامتر α به شکل ذیل برآورد می‌گردد:

$$\hat{\alpha}^i_{het} = (\omega_i' \Delta i)^{-1} (\omega_i' \Delta s) \qquad (۶)$$
$$\hat{\alpha}^S_{het} = (\omega_S' \Delta i)^{-1} (\omega_S' \Delta s) \qquad (۷)$$

برای سادگی می‌توان ضرائب IV را به صورت ذیل نوشت:

$$\hat{\alpha}^i_{het} = \frac{Cov(\Delta i_F, \Delta S_F) - Cov(\Delta i_{\sim F}, \Delta S_{\sim F})}{Var(\Delta i_F) - Var(\Delta i_{\sim F})}$$
$$\hat{\alpha}^S_{het} = \frac{Var(\Delta S_F) - Var(\Delta S_{\sim F})}{Cov(\Delta i_F, \Delta S_F) - Cov(\Delta i_{\sim F}, \Delta S_{\sim F})}$$

با توجه به این امر که تحقیق به دنبال برآورد واکنش چند دارایی به سیاسـت پـولی اسـت می‌توان روش را به برآورد چند دارایی تعمیم داد. اگر ما K دارایی متفاوت داشته باشیم، آنگاه به K+1 ابزار نیز دسترسی خواهیم داشت. در این حالت $S \in S_S$ مجموعه از همه دارایی‌هاسـت. در این حالت ابزارهای ممکن به صورت ذیل خواهند بود:

$$W_t = \omega_i \bigcup_{s \in S} \omega_S$$

در اینجا W_t ماتریسی با ابعاد 2T*(K+1) است. برآوردگر در این حالت به شکل ذیل خواهد بود:

$$\hat{\alpha}^{all}_{het} = (\hat{\Delta i}' \Delta i) - 1(\hat{\Delta i}' \Delta s)$$

برای هر $\hat{\Delta i}, \in Ss$ به فرم ذیل خواهد بود:

$$\hat{\Delta i} = W_t (W_t' W_t)^{-1} W_t' \Delta i$$

شایان ذکر است آزمون اعتبار متغییرهای ابزاری با استفاده از آماره کرگ – دونالد، بر پایه مقادیر بحرانی استاک و یوگو، انجام شده است. در این آزمون فرضیه صفر بیانگر ضعیف بودن ابزارهای مدل می‌باشد. با مقایسه آماره کرگ – دونالد با مقادیر بحرانی فرضیه صفر رد می‌شود (Stock & Yogo, 2005).

۳-۳- نتایج برآورد مدل

حال با توجه متد ریگبون و ساک در معرفی متغیرهای ابزاری مناسب و معرفی مدل، نتایج مربوط به برآورد به شرح زیر گزارش می‌شود.

rm2: نقدینگی واقعی؛ rrep: قیمت واقعی یک مترمربع آپارتمان در شهر تهران؛ rgold: قیمت واقعی سکه بهار آزادی؛ rstock: قیمت کل واقعی سهام؛ rexch: نرخ ارز واقعی؛ rnwf: خالص واقعی دارایی‌های بانک مرکزی؛ rndg: خالص واقعی بدهی‌های بخش دولتی به بانک‌ها.

معادله اول:

d(rm2)=131.9-397.5dum1(rm2)-522.9dum2(rm2)+0.31d(rm2(-12)-5.3d(rrep)-
(0.00) (0.00) (0.00) (0.00) (0.24)
-0.23d(rexch)+0.04d(rgold)-16.7d(rstock)+0.26d(rnwf)+0.34d(rndg)+0.006d(rgdp)
(0.02) (0.06) (0.00) (0.00) (0.00) (0.02)
R^2=0.31 D.W=1.82

هر چند که در معادله تفاضل نقدینگی واقعی کلیه پارامتر تفاضل قیمت‌های واقعی دارایی‌ها و سایر متغیرها بجز تفاضل قیمت یک متر مربع واحد مسکونی در شهر تهران معنی‌دار بوده‌اند، اما پارامترهای برازش شده تنها ۳۱ درصد (مربع R) تغییرات را توضیح داده‌اند. مقدار عددی آماره آزمون خودهمبستگی باقیمانده‌ها حاکی از نبود خودهمبستگی در مدل برآوردی می‌باشد. به جز علامت پارامترهای قیمت واقعی یک مترمربع واحد مسکونی در تهران و قیمت واقعی سهام مورد انتظار بوده‌اند.

در این معادله علاوه بر متغیرهای درونزای قیمت واقعی دارایی‌ها، متغیرهای برونزا همچون دو متغیر مجازی تغییر عرض از مبدأ، تفاضل نقدینگی واقعی با وقفه ۱۲، خالص واقعی دارایی‌های بانک مرکزی، خالص واقعی بدهی‌های دولت به بخش بانکی و تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) نیز استفاده شده‌اند.

شایان ذکر است که از مهر ماه ۱۳۸۶ تا آذرماه ۱۳۸۷ و از شهریور ماه ۱۳۹۱ تا پایـان دوره به تبع سیاست‌های پولی نقدینگی تغییر روند داده و به تبع این اثـر از متغیـرهـای مجـازی لازم استفاده شده است.

علامت قیمت واقعی یک مترمربع واحد مسکونی در شهر تهران منفی بوده است، هر چنـد این پارامتر بی‌معنی بوده است اما باید یادآوری کـرد کـه بـا توجـه بـه ضـعف ابزارهـای واقعـی سیاست‌های پولی و قیمتی در این نوشتار از متغیر نقدینگی به جای نرخ بهره کوتاه‌مدت استفاده شده است. به بیان ساده‌تر می‌توان گفت که با افزایش قیمـت مـسکن و ادامـه انتظـار عـاملین اقتصادی از دوره رونق، این دارایی جاذب نقدینگی و کاهش آن به تبع ماندگی و سرعت انـدک این دارایی در نقدینه شدن در مقایسه با سایر دارایی‌ها می‌تـوان گفـت ایـن علامـت مـی‌توانـد منطقی باشد. لازم به ذکر است که علامت قیمت واقعی سهام نیز منفی می‌باشد. رابطه عکـس قیمت واقعی سهام را باید در قدرت جذب نقدینگی به خصوص سرمایه‌های انـدک در بازارهـای مالی و تبدیل به سرمایه‌گذاری‌های صنعتی جستجو کـرد. بـا افـزایش قیمـت نـرخ ارز واقعـی و افزایش ارزش واقعی پول داخلی در مقایسه با پول‌های خارجی انتظار رشد اقتـصادی و افـزایش واردات و به تبع آن کاهش نقدینگی می‌تواند از نظر اقتصادی معنـی‌دار باشـد. در مقابـل نقـش دوگانه طلا به عنوان زیورآلات از یک سو و از سوی دیگر حفظ کننده ارزش دارایی به گونـه‌ای است که با افزایش قیمت طلا افزایش ثروت و نقـدینگی عـاملین اقتـصادی انتظـاری عقلایـی خواهد بود.

معادله دوم:

$$d(rrep)=2.15+0.001*d(rm2)-3.8*dum_1(rep)-8.1*dum_2(rep)+$$
$$(0.00)\quad (0.11)\quad (0.00)\quad (0.00)$$
$$0.56*d(rrep(-1))+0.12*d(rrep(-2))-0.37*d(rrep(-3)+0.00006*d(rgdp)-0.0003*d(rgold)$$
$$(0.00)\quad (0.18)\quad (0.00)\quad (0.04)\quad (0.01)$$
$$R^2=0.58\quad D.W=1.8$$

در معادله دوم متغیر تفاضل نقدینگی واقعی به همراه متغیرهای مجازی تغییر عرض از مبدأ، متغیرهای وابسته با وقفه (وقفه اول، دوم و سوم)، تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه و قیمت واقعی سکه توانسته ۵۷ درصد معادله دوم (واکـنش تغییـرات قیمـت واقعـی یـک مترمربع واحد مسکونی در شهر تهران به سیاست پـولی) را توضـیح دهنـد. مقـدار آزمـون دوربین واتسن نیز حاکی از نبود خود همبستگی در مدل می‌باشد. کلیه پارامترهای برآوردی به جز قیمت واقعی یک مترمربع واحد مسکونی در شهر تهران با وقفه ۲ معنـی‌دار و دارای

علامت‌های مورد انتظار بوده‌اند. لازم به ذکر است اثرپـذیری قیمـت یـک مترمربـع واحـد مسکونی در شهر تهران از سایر متغیرها و انتظارات بازار و تقاضای مسکن باعث شده کـه تغییرات نقدینگی واقعی بر متغیر وابسته اثـری انـدک (0/00136) و در سـطح ۹۰ درصـد اطمینان معنی‌دار باشد.

وجود دوره‌های رونق و رکود در بازار مسکن به تبع تقاضا و سایر عوامـل نگارنـده را بـرآن داشته تا جهت حذف اثرات دوره‌های رکود متغیرهای مجـازی از آبـان مـاه ۱۳۸۲ تـا فـروردین ۱۳۸۴ و اردیبهشت ۱۳۸۷ تا پایان خردادماه ۱۳۸۸ بـرای تغییـرات عـرض مبـدأ اسـتفاده کنـد. بیشترین اثرات در این معادله مربوط به عرض از مبدإ تقاضای اولیه برای مسکن و انتظارات بازار در قالب دوره‌های رکود بر بازار می‌باشد. از سوی دیگر تعلق رتبه دوم اثرات به قیمت‌های واقعی مسکن با وقفه‌ها تأییدکننده این موضوع می‌باشـند کـه اثرپـذیری قیمـت یـک مترمربـع واحـد مسکونی در شهر تهران بیشتر از آنکه متأثر از سیاست‌های پولی و یـا مکانیـسم‌هـای اقتـصادی باشد، متأثر از انتظارات خوش یا بدبینانه بازار می‌باشد.

معادله سوم:

$$d(rexch)=-94.6-0.33*d(rm2)-0.42*dum(exch)*d(rm2)-0.11*d(rexch(-2))+0.17*d(rgold)-1.1*d(rstock)+0.16*d(rnwf)+0.17*d9rndg)+0.001*d(rgdp)$$

(0.01) (0.00) (0.06) (0.01) (0.00)

(0.84) (0.09) (0.05) (0.007)

$R^2=0.62$ $D.W=1.79$

در معادله سوم متغیر تغییرات نقدینگی واقعی در معادله واکنش تغییرات نرخ ارز واقعـی بـه همراه متغیر مجازی تغییر شیب، وقفه دوم متغیر وابسته، قیمت واقعی سکه، خالص دارایـی‌هـای بانک مرکزی و خالص بدهی دولت به بخش بـانکی و تولیـد ناخـالص داخلـی بـه قیمـت پایـه توانسته‌اند که ۶۲ درصد معادله سوم (واکنش تغییرات قیمت نرخ ارز واقعـی بـه سیاسـت پـولی) توضیح دهند. مقدار آزمون دوربین واتسن نیز حاکی از نبود خود همبستگی در مدل می‌باشد. بـه جز متغیرهای قیمت یک مترمربع واحد مسکونی در شهر تهـران، قیمـت واقعـی سـهام و تولیـد ناخالص داخلی کلیه پارامترهای برآوردی معنی‌دار و دارای علامت‌های مورد انتظار بوده‌اند.

با توجه به اثر بالای تورم و کاهش ارزش پول داخلی بر قیمت واقعـی نـرخ ارز، بـزرگ‌تـر بودن مقدار عددی و علامت منفی پارامترهای اول تـا سـوم قابـل انتظـار مـی‌باشـد. همچنـین متغیرمجازی تغییر شیب (سیاست‌های پولی) از مرداد ماه ۱۳۹۰ به تبع تحریم‌های بین‌المللی تـا پایان دوره به معادله اضافه شده است.

معادله چهارم:

$$d(rgold)=191.2+1.28*d(rm2)+5937*dum(rgold)+2.8*d(rexch)\ -0.001*d(rgdp)$$
$$(0.18)\quad (0.00)\quad (0.00)\quad (0.00)\quad (0.58)$$
$$R^2=0.72\qquad D.W=1.97$$

در معادله چهارم متغیر تغییرات نقدینگی واقعی در معادله واکنش تغییرات قیمت واقعی سکه طلا به همراه متغیر مجازی تغییر عرض از مبدأ، نرخ ارز واقعی توانسته‌اند که ۷۲ درصد معادله چهارم (واکنش تغییرات قیمت واقعی سکه طلا به سیاست پولی) را توضیح دهند. مقدار آزمون دوربین واتسن (۱/۹۶) نیز حاکی از نبود خود همبستگی در مدل می‌باشد. کلیه پارامترهای برآوردی به جز عرض از مبدأ و تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه معنی‌دار و دارای علامت‌های مورد انتظار بوده‌اند.

عمده تغییرات قیمت واقعی سکه صرف نظر از افزایش قیمت‌های اسفند ماه هر سال از سال ۱۳۹۰ و با شروع تحریم‌های خارجی و شوک بدبینانه به بازار بوده است. از این رو جهت حذف این شوک‌ها (اوج‌های ناگهانی) متغیر مجازی تغییر عرض مبدأ فقط برای ماه‌های خرداد، شهریور و بهمن ۱۳۹۰ و مهر و بهمن ۱۳۹۱ بوده است.

لازم به ذکر است صرف‌نظر از اثرات تحریم بر قیمت واقعی سکه طلا در کشور، این متغیر در مقایسه با سیاست‌های پولی (۱/۲۸) بیشتر از نرخ ارز واقعی (۲/۷۹) تأثیر می‌گیرد.

معادله پنجم:

$$d(rstock)=1.87-0.001*d(rm2)-0.01*dum(rstock)*d(rm2)-$$
$$(0.06)\quad (0.77)\quad (0.02)$$
$$3.25*dum(rstock)+0.19*d(rstock(-1))+0.0002*d(rgdp)+0.004*d(rndg)$$
$$(0.23)\quad (0.00)\quad (0.00)\quad (0.08)$$
$$R^2=0.10\qquad D.W=1.9$$

در معادله پنجم توضیح‌دهندگی اندک (۱۰ درصدی) متغیر تغییرات نقدینگی واقعی در معادله واکنش تغییرات قیمت واقعی سهام در بورس تهران به همراه متغیرهای مجازی تغییر شیب، تغییر عرض از مبدأ، قیمت واقعی سهام با وقفه دوم، تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه و خالص واقعی بدهی بخش دولتی به بانک‌ها یادآور ناکارآمدی بازارهای مالی در ایران می‌باشد. مقدار آزمون دوربین واتسن نیز حاکی از نبود خود همبستگی در مدل می‌باشد. علامت و مقدار عددی پارامتر نقدینگی واقعی و متغیر مجازی تغییر عرض از مبدأ معنی‌دار نبوده‌اند.

تغییر سیاست‌های خصوصی‌سازی، تأکید دولت بر توزیع سهام عدالت و کاهش نرخ سود بانکی از شهریور ۱۳۸۳ تا انتهای سال ۱۳۸۸ باعث رکود و کاهش قیمت سهام در بورس تهران شده و به این مناسبت متغیر مجازی تغییر شیب به معادله اضافه شد.

مقدار عددی پارامترهای معنی‌دار قیمت واقعی سهام با وقفه ۱، خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و تولید ناخالص واقعی به قیمت پایه به خوبی گویای ناکارآمدی بازار مالی، اثرگذاری بالای انتظارات خریداران و اهمیت دولت به عنوان فروشنده اصلی سهام می‌باشد.

نتیجه‌گیری

بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر بازار دارایی‌ها اهمیت فوق‌العاده‌ای دارد. اهمیت این موضوع از آن جهت است که سیاست‌گذار پولی بتواند ارزیابی صحیحی از سرعت و میزان تأثیرگذاری تغییرات سیاست پولی در بخش‌های دیگر اقتصاد، داشته باشد. بدین منظور لازم است درک صحیحی از مکانیزم تأثیرگذاری سیاست پولی بر فعالیت‌های اقتصادی و از جمله آن بازار دارایی‌ها فراهم گردد.

در این مقاله تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌ها بررسی شده است، برای این منظور از رویکرد نقدینگی به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده شده و دارایی‌های سهام، ارز، طلا و مسکن در سیستم معادلات همزمان وارد شده‌اند.

به دلیل مسئله همزمانی سیاست پولی و قیمت دارایی‌ها (مشکل درونزایی) و عدم امکان در نظر گرفتن متغیرهای اثرگذار بر هر دو سوی معادله سیاست پولی و قیمت دارایی‌ها، برآورد واکنش قیمت دارایی‌ها به سیاست پولی با مشکلات متعددی مواجه است؛ به طوری که ترکیب این دو مسئله، شناسایی و تشخیص این واکنش را از طریق متدهای رویدادی مشکل می‌سازد. به همین دلیل در این تحقیق از تکنیک معادلات همزمان حداقل مربعات سه مرحله‌ایی استفاده می‌شود. برآوردها برای آمارهای ماهانه در دوره زمانی ۱۳۷۸-۱۳۹۱ حاکی از تأثیر مثبت سیاست پولی انبساطی بر نرخ ارز، مسکن و طلا و تأثیر منفی بر قیمت سهام می‌باشد.

نتایج حاکی از این است سیاست پولی تأثیر معنی‌داری بر نوسان دارایی‌های مذکور در دوره مورد بررسی داشته است. در واقع نتایج گویای این مطلب است که تغییر در نقدینگی مقدار زیادی از تغییرات قیمت دارایی‌ها را توضیح می‌دهد. از آنجا که نوسان دارایی‌ها می‌تواند ثبات مالی را به مخاطره اندازد، بانک مرکزی بایستی با در نظر گرفتن این اثرات در اتخاذ سیاست‌های پولی اقدام کند.

افزایش رشد نقدینگی و نرخ تورم، تقویت انتظارات تورمی به افزایش تقاضای مجدد برای دارایی‌هایی جایگزینی نظیر ارز، طلا و... در نتیجه افزایش مجدد نوسانات قیمتی در بازار

دارایی‌ها مذکور منجر خواهد شد. این امر از طریق افزایش جذابیت سرمایه‌گذاری در بازارهای یاد شده، باعث خروج *منابع مالی از بخش تولید* به سمت فرصت‌های جذاب و سودآور غیرتولیدی خواهد شد. بنابراین یکی از مهم‌ترین عوامل نوسان در بازار دارایی‌های فیزیکی و مالی در دهه اخیر، بدون شک سیاست‌های پولی بوده است. از طرف دیگر دستیابی به اهداف سیاست پولی در صورتی قرین موفقیت خواهد بود که سیاست‌گذاران ارزیابی درستی نسبت به آثار و زمان اثرگذاری سیاست‌های پولی خود داشته باشند.

منابع

الف- فارسی

۱. ابراهیمی، محسن و شکری، نوشین؛ «**بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام با تأکید بر نقش سیاست پولی**»، فصلنامه علمی پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی، ۱۳۹۰، شماره ۱.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛ بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی.

۳. شهبازی، کیومرث و کلانتری، زهرا؛ «**اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران**»، سال بیستم، ۱۳۹۱، شماره ۶۱.

۴. کمیجانی، اکبر و مجتبی، حائری؛ «نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی»، فصلنامه راهبرد اقتصادی، ۱۳۹۲، شماره ۵.

۵. قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز؛ «**بررسی سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود ایران**»، فصلنامه اقتصاد مقداری، ۱۳۸۷، دوره ۵، شماره ۳.

۶. نظری، محسن و فرزانگان، الهام؛ «**سیاست پولی و حباب مسکن در تهران**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۹، شماره ۹۱.

۷. مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی، سازمان بورس و اوراق بهادار، **نشریات و داده‌های آماری**.

۸. مرکز آمار ایران.

ب- لاتین

9. Akerlof, G; 1970, "**The Market of 'Lemons': Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism**", Quarterly Journal of Economics, N o. 84(3).
10. Alexandre, F; 2002, ***Monetary Policy***, Investment and Non-Fundamental Shocks, Birkbeck College, Mimeo.
11. Bernanke, B. S & Gertler M. L; 2000, **Monetary Policy and Asset Price Volatility**, NBER Working Paper No. 7559.

12. Bordo, Michael and Wheelock, David C; 2004, **Monetary Policy and Asset Prices: A Look Back at Past U. S. Stock Market Booms**, Federal Reserve Bank of St.Louise Review 86 (6).
13. Chow, H, K & Choy, K, M; 2009, **Monetary Policy and Asset Prices in a Small Open Economy: A Factor-Augmented VAR Analysis for Singapore**, SMU Economics and statistics, working paper series Paper No. 11.
14. Duran, M; Özlü P & Ünalmıs D; 2010, **Measuring The Impact of Monetary Policy on Asset Prices in Turkey**,CENTRAL BANK OF THE REPUBLIC OF TURKEY, working paper, No. 10/17.
15. Ehrmann, M and Fratzscher M; 2004, "**Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets**", Journal of Money, Credit and Banking 36(4).
16. Filardo, A; 2004, **Monetary Policy and Asset Price Bubbles: Calibrating the Monetary Policy Trade-Off**, BIS Working Paper No. 155.
17. Friedman, M; 1956, ***The quality theory of money: a restatement***, in M. Friedman (ed.), Studies in the Quantity Theory of Money, University of Chicago Press.
18. Kiss, G. and Vadas G; 2005, **The Role of the Housing Market in Monetary Transmission**, National Bank of Hungary Background Studies No. 3.
19. Lucas Jr, R.E; 1972, "**Expectations and the neutrality of money**", Journal of Economic Theory, No. 4.
20. _____ ; 1973, "**Some international evidence on output – inflation trade- offs**", American Economic Review, No. 63.
21. Mishkin, F S; 2001, "**The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy**", NBER Working Paper, No. 8617.
22. Muth, J.F; 1961, "**Rational expectations and the theory of price movements**", Econometrica, No. 29.
23. Phillips, A.W; 1958, "**The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom 1861- 1957**", Economica, No. 25.
24. Rezessy, A; 2005, "**Estimating the Immediate Impact of Monetary Policy Shocks on the Exchange Rate and Other Asset Prices in Hungary**", National Bank of Hungary, Occasional Papers, No. 38.
25. Rigobon, R; 2003, "**Identification through heteroskedasticity**", The Review of Economics and Statistics, No. 85 (4).
26. Rigobon, R. and Sack B; 2003, "**Measuring the response of monetary policy to the stock market**", Quarterly Journal of Economics, No. 118.

27. Rigobon, R and Sack B; 2004, "**The impact of monetary policy on asset prices**", Journal of Monetary Economics, No. 51.
28. Shin, Hyung, Song; 2005, ***Financial system liquidity***, Asset Prices and Monetary Policy.
29. Stock, J. H and Yogo M; 2005, "**Testing for weak instruments in linear IV regression. In Identification and Inference for Econometric Models: Essays**" in *Honor of Thomas Rothenberg*, ed. D. W. K. Andrews and J. H. Stock, Cambridge: Cambridge University Press.
30. Taylor, J; 2000, "**The Monetary Transmission Mechanism and the Evaluation of Monetary Policy Rules**", Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms,
31. Yao, SH. And Luo, D. and Loh, L; 2011, "**On China's Monetary Policy and Asset Prices**", Discussion paper 71 (The university of Nottingham).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی