

تأثیر سیاست‌های پولی بر نوسان قیمت دارایی‌های مالی و حقیقی از طریق گشتاورهای تعمیم‌یافته^۱



اکبر کمیجانی*

حسین عباسی‌نژاد**

طاهره بیژنی***

تاریخ دریافت: ۹۳/۴/۷ تاریخ پذیرش: ۹۳/۵/۲۵

چکیده

سیاست پولی مناسب و اجرای مؤثر آن اقتضا می‌کند که بانک مرکزی نسبت به فرایند انتقال و اثرگذاری آن به دیگر متغیرهای اقتصادی آگاهی داشته باشد. از مهم‌ترین این مسائل، تأثیر سیاست‌های پولی بر قیمت دارایی‌ها، به‌عنوان یکی از مکانیسم‌های انتقال سیاست پولی است. در همین راستا این مقاله به بررسی تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌های طلا، ارز، مسکن و سهام در اقتصاد ایران پرداخته است.

به دلیل مشکلاتی از قبیل هم‌زمانی اجرای سیاست پولی و تغییر قیمت دارایی‌ها و متغیرهای مفقوده‌ای که بر سیاست پولی و قیمت دارایی‌ها اثرگذارند، برآورد واکنش قیمت دارایی‌ها به سیاست پولی با مشکلات فراوانی روبه‌رو می‌شود. به‌گونه‌ای که این دو مسئله، شناسایی و تشخیص این واکنش را از طریق روش‌های مرسوم مشکل می‌سازد. به همین دلیل این تحقیق از تکنیک تشخیص از طریق واریانس ناهمسانی شوک‌های سیاست پولی که توسط ریگیون و ساک (۲۰۰۴) معرفی شد، استفاده می‌کند. برآوردها برای آمارهای ماهانه در دوره زمانی ۱۳۷۸-۱۳۹۱ حاکی از تأثیر مثبت سیاست پولی انبساطی بر مسکن، سهام و طلا و تأثیر منفی بر نرخ ارز است.

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، قیمت دارایی‌ها، گشتاورهای تعمیم‌یافته

طبقه‌بندی JEL: E52, E47, E44

۱. این مقاله برگرفته از رساله دکتری خانم طاهره بیژنی می‌باشد.

Komijani@ut.ac.ir

habasi@ut.ac.ir

tbizhany@yahoo.com

* استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

** استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

*** دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه مفید



مقدمه

بانک‌های مرکزی در راستای عمل به وظیفه قانونی خود در زمینه کنترل نرخ تورم و برقراری ثبات نسبی قیمت‌ها، ضمن توجه مداوم به تحولات نقدینگی، سعی دارند با استفاده از ابزارهای در اختیار خود روند تغییرات آن را با اهداف سیاستی خود هم‌سو کنند.

همچنین اجرای موفقیت‌آمیز سیاست پولی نیازمند ارزیابی صحیح سرعت و میزان تأثیرگذاری تغییرات سیاست پولی در بخش‌های دیگر اقتصاد است. به این منظور لازم است درک صحیحی از سازوکار تأثیرگذاری سیاست پولی بر فعالیت‌های اقتصادی ایجاد شود. از جمله مهم‌ترین سازوکارهای یادشده، تأثیر سیاست‌های پولی بر قیمت دارایی‌ها، به‌عنوان یکی از مکانیسم انتقال در اقتصاد است.

تا دهه گذشته مسئله اصلی که بانک‌های مرکزی با آن روبه‌رو بودند، کنترل نرخ تورم بوده است؛ درحالی‌که در سال‌های اخیر نگرانی اصلی بانک‌های مرکزی مسئله ثبات مالی در کنار ثبات قیمت‌ها است. یکی از ابعاد قابل توجه در بحث بی‌ثباتی مالی، نوسان قیمت دارایی‌ها می‌باشد (برنانکه، ۲۰۰۰)^۱. البته باید به این نکته توجه کرد که سیاست‌های بانک مرکزی تنها دلیل افزایش یا کاهش قیمت دارایی‌ها نیست.

مطالعات زیادی معطوف به بررسی منبع و اثر بحران‌های مالی انجام شده است که به‌طورکلی به دنبال تبیین نقش عوامل مالی در نوسانات اقتصاد کلان هستند.

1. Bernanke

سیاست‌های پولی یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر بازار دارایی‌های مالی و فیزیکی می‌باشد. افزایش نوسان قیمت دارایی‌ها می‌تواند ثبات مالی کشور را به مخاطره اندازد و بر فعالیت‌های سفته‌بازی فعالان بازار که در پی کسب سود (به‌ویژه در کوتاه‌مدت) هستند، تأثیر بسزایی دارد. 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 به‌منظور سیاست‌گذاری پیش روی خود دارند. یکی دیگر از جنبه‌های اهمیت این موضوع مربوط به فعالان بازارهای دارایی‌ها است. آگاهی از تأثیر سیاست‌های پولی بر قیمت دارایی‌ها موجب ایجاد درک صحیح‌تری در تصمیمات سرمایه‌گذاری و مدیریت ریسک فعالان مذکور می‌شود.

در این مقاله تلاش شده است تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌ها از سال ۱۳۷۸ تا سال ۱۳۹۱ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در قالب مدل معادلات هم‌زمان که توسط ریگبون و ساک (۲۰۰۴) پیشنهاد شده است، با به‌کار بردن آمارهای ماهانه نقدینگی به‌عنوان ابزار سیاست پولی و دارایی‌های سهام، طلا، ارز و مسکن بررسی شود.

۱. بررسی ادبیات موضوع

۱-۱. ادبیات نظری

رابطه میان سیاست پولی و نوسان دارایی‌های مالی و فیزیکی همواره یک موضوع مورد توجه در اقتصاد کلان بوده است و به‌ویژه پس از بحران اخیر بسیار مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. دیدگاه‌های مختلفی در این زمینه در طول زمان توسعه یافته است که براساس آنها می‌توان اقتصاددانان را به دو گروه عمده تقسیم کرد؛ کسانی که بر نقش سیستم مالی در هماهنگی فعالیت‌های اقتصادی تأکید کرده‌اند و آنان که توجهی به بخش مالی به‌عنوان یک بخش تعیین‌کننده در این زمینه نداشته‌اند. دیدگاه گروه دوم در تئوری مقداری پول قرن هجدهم و نوزدهم مشهود است که در آن تغییرات در عرضه پول به‌طور مستقیم و بدون اثرگذاری بر

متغیرهای واقعی، در سطح قیمت‌ها منعکس می‌شود. تئوری مقداری با قانون سی^۱ که پول را به‌عنوان یک حجاب معرفی می‌کند - کالاهای با کالاهای مبادله می‌شوند و یا به‌عبارت دیگر، پول تأثیری بر قیمت‌های نسبی ندارد - سازگار است. این تئوری، اقتصاد پولی را در یک دوره طولانی از زمان هیوم^۲ در قرن هجدهم تا فیشر (۱۹۱۱) تحت تأثیر قرار داده است.

در این دوره، یک نسخه اصلاح‌شده از تئوری مقداری ابتدا توسط ترنتون^۳ (۱۸۰۲) و پس از او ریکاردو (۱۸۱۰) مطرح شد که بر مکانیسم غیرمستقیم^۴ تأکید می‌کرد. با توجه به این مکانیسم، افزایش در عرضه پول به‌طور مستقیم به موجب افزایش قیمت‌ها نمی‌شود، بلکه ابتدا نرخ بهره را تحت تأثیر قرار می‌دهد که خود بر مخارج^۵ و در نتیجه قیمت‌ها تأثیر می‌گذارد. این مکانیسم، مفهوم ابتدایی از نرخ بهره به‌عنوان یک متغیر انتقال ارائه کرد. بیان دوباره‌ای از مکانیسم غیرمستقیم در فرایند تجمعی^۶ مشهور ویکسل^۷ در کتاب «بهره و قیمت‌ها» (۱۸۹۸) مطرح شد. ویکسل نرخ بهره واقعی یا بازاری^۸ r^m را از نرخ بهره طبیعی^۹ r^n جدا کرد.

به‌رغم تأثیرگذاری نظریه‌های کینز در تئوری‌های اقتصادی، ارتباط میان پول، متغیرهای واقعی و عملکرد بازارهای اعتبار در حد قابل‌توجهی در مسیر اصلی ادبیات این حوزه در اوایل دهه‌های پس از جنگ جهانی دوم نادیده گرفته شد. دلیل این امر را می‌توان به پیروی اقتصاددانان از تفسیر IS-LM هیکس^{۱۰} (۱۹۳۷) از کتاب نظریه عمومی نسبت داد که در آن فقط به دو دارایی مالی پول و اوراق قرضه به‌عنوان نماینده‌ای از کل بازار سرمایه توجه شده بود.

-
1. Say's Law.
 2. Hume
 3. Thornton
 4. Indirect Mechanism
 5. Spending
 6. Cumulative
 7. Wicksell
 8. Market's Rate
 9. Natural Rate
 10. Hicks

بیان دوباره تئوری مقداری توسط فریدمن (۱۹۵۶) که بر رابطه پایدار میان پول و ارزش پولی تولید^۱ تاکید می‌کرد، می‌تواند به‌عنوان نقطه شروع مکتب پولی قلمداد شود. به‌دنبال کار فریدمن، پول‌گرایان چارچوب IS-LM را با در نظر گرفتن دارایی‌های مختلف مالی و غیرمالی (مانند کالاهای سرمایه‌ای و سرمایه انسانی) در کنار اوراق قرضه توسعه دادند. آنها رابطه پایداری میان تقاضای واقعی پول و عوامل محدودی که درآمد مهم‌ترین آنها است، در نظر گرفتند.

هر دو رویکرد پول‌گرایان و IS-LM سبک خاصی از فرایند انتقال سیاست پولی را ارائه کردند. در مدل استاندارد IS-LM، سیاست پولی اثر اولیه‌ای بر نرخ بهره دارد و بنابراین می‌تواند به‌عنوان یک مکانیسم غیرمستقیم مورد توجه قرار گیرد. چارچوب اساسی این مدل، تئوری رجحان نقدینگی کینز است که در آن نرخ بهره در بازار پول تعیین می‌شود. با فرض قیمت‌های ثابت، ابزارهای سیاست پولی از طریق اثرگذاری بر نرخ بهره، اثرات واقعی خود را نشان می‌دهند. پس از آن این تحلیل‌ها با فراهم کردن امکان تعدیل قیمت‌ها در طول زمان توسعه پیدا کردند. همچنین به‌دنبال کار تجربی فیلیپس^۲ (۱۹۵۸)، فرض می‌شد، مبادله^۳ بلندمدتی میان تورم و بیکاری وجود دارد که به‌عنوان منحنی فیلیپس شناخته می‌شد.

در طرف مقابل، پول‌گرایان بر اثر سیاست پولی بر نرخ بهره تأکید ندارند و نظریه آنها تطابق بیشتری با نئوکلاسیک‌ها دارد که در آن نرخ بهره با توجه به سرمایه‌گذاری و پس‌انداز تعیین می‌شود. به‌ویژه در این دیدگاه فرض می‌شود ابزارهای سیاست پولی نه تنها بر نرخ بهره، بلکه بر سوددهی کلیه دارایی‌ها تأثیر می‌گذارد. از طریق اثرات جایگزینی پورتنفوی، تغییرات در نرخ‌های بهره به تغییرات در بازدهی سایر دارایی‌ها، کالاهای مصرفی بادوام و سرمایه انسانی منجر می‌شود. بنابراین علاوه بر قیمت اوراق قرضه، دو دارایی نرخ ارز و دارایی خالص^۴ (سهام) نیز نسبت به سیاست پولی بسیار حساس هستند.

1. Money Value of Output

2. Phillips

3. Trade-Off

4. Equity



توسعه اقتصادهای کلاسیک جدید در دهه ۱۹۷۰ تغییر ملموسی در مسیر اصلی اقتصاد کلان - که تا پیش از آن عموماً به تفسیر IS-LM هیکس از تئوری عمومی و استنتاج‌های نئوکلاسیک‌ها می‌پرداخت - ایجاد کرد. این رویکرد جدید که با مدل‌های انتزاعی مشخص می‌شود، از مصرف‌کننده و تولیدکننده‌های حداکثرکننده مطلوبیت و سود به‌عنوان نقطه شروع استفاده می‌کند تا پایه‌های خرد را در اقتصاد کلان مورد استفاده قرار دهد. مهم‌ترین عنصر در اقتصادهای کلاسیک جدید فرض تسویه مداوم بازار است. در این فرضیه اقتصاددانان کلاسیک جدید افراطی‌تر از پول‌گرایان هستند که فرض می‌کردند قیمت‌ها فوراً تعدیل نمی‌شوند.

مکتب کلاسیک‌های جدید بر اهمیت انتظارات تأکید کرده و فرضیه انتظارات عقلایی^۱ را می‌پذیرند. با توجه به این فرضیه که برای نخستین‌بار توسط موث^۲ (۱۹۶۱) ارائه شد، نهادهای اقتصادی انتظارات خود را بر پایه کلیه اطلاعات موجود و سازگار با فرضیه حداکثرسازی مطلوبیت و سود تنظیم می‌کنند. طبق این فرضیه، جامعه انتظارات خود را به سرعت اصلاح کرده و نمی‌توان آن را با یک سیاست یکسان به‌طور مداوم تحت تأثیر قرار داد.

موضوع تعیین‌کننده دیگر در مسیر اصلی اقتصاد کلان مدرن، اهمیت اطلاعات ناقص است. لوکاس^۳ (۱۹۷۲، ۱۹۷۳) نشان داد با وجود ناریب بودن انتظارات تحت فرضیه انتظارات عقلایی، خطاهای پیش‌بینی اتفاق می‌افتند و می‌توانند منجر به نوسانات واقعی در سطح کلان شوند.

در مقاله‌ای مشابه، آکرلوف^۳ (۱۹۷۰) نیز نشان داد که بازارها ممکن است به دلیل اطلاعات نامتقارن با شکست روبه‌رو شوند؛ بنابراین اطلاعات نامتقارن به یک مفهوم اساسی در اقتصاد کینزین‌های جدید تبدیل شد که در دهه ۱۹۸۰ در پاسخ به مکتب کلاسیک‌های جدید توسعه پیدا کرد. این دو مکتب با وجود داشتن رویکرد متفاوت در اقتصاد کلان نقاط مشترکی دارند. هر دو ایده انتظارات عقلایی را پذیرفته و بر اهمیت پایه‌های خرد در تئوری اقتصاد کلان تأکید کرده‌اند. از مهم‌ترین تفاوت‌های

1. Rational Expectations Hypothesis (REH)

2. Muth

3. Akerlof

آنان نیز می‌توان به تأکید کینزین‌های جدید بر انعطاف‌ناپذیری اسمی و واقعی اشاره کرد که به نتایج کینزین‌ها منجر می‌شود.

نویسندگان چون **مینسکی**^۱ (۱۹۷۸ و ۱۹۷۵) و **گردن**^۲ (۱۹۹۴) مدل‌های خود را براساس تأکید کینز مبنی بر قرار دادن عدم قطعیت به‌عنوان یک منبع اولیه ناپایداری مالی و در نتیجه نوسانات واقعی بنا کردند. با توجه به فرضیه ناپایداری مالی مینسکی (۱۹۷۸)، ناپایداری ذاتی در بخش مالی موجب بروز بحران‌های این بخش است. **گردن** (۱۹۹۴) نیز نظریه تأمین مالی و سرمایه‌گذاری نئوکلاسیک‌ها را که براساس چارچوب **میلر-مودیلیانی** ساخته شده بود، مورد انتقاد قرار داده و تئوری **پساکینزین** دیگری ارائه کرد که عدم قطعیت در مورد آینده و ریسک‌گریزی را مورد توجه قرار می‌داد.

تیلور^۳ (۱۹۹۹) در بررسی دیدگاه‌های موجود در مورد سازوکارهایی که تغییرات سیاست پولی را به دیگر بخش‌های اقتصادی انتشار می‌دهد، به دیدگاه‌های قیمت بازار مالی^۴ و اعتبار اشاره می‌کند. دیدگاه قیمت بازار مالی بر تأثیر سیاست‌های پولی بر قیمت‌ها و نرخ‌های بازدهی دارایی‌های مالی شامل قیمت‌های اوراق قرضه، نرخ‌های بهره و نرخ‌های ارز- و در نتیجه تصمیم‌بنگاه‌ها و خانوارها برای مخارج تأکید می‌کند. دیدگاه اعتبار نیز تغییرات در وام‌دهی بانک‌ها و سایر واسطه‌های مالی (به‌عنوان گزینه‌های دیگر برای تأمین مالی داخلی) را مورد توجه قرار می‌دهد.

میشکین^۵ (۲۰۰۴) مکانیسم‌های انتقال سیاست پولی به سایر بخش‌های اقتصادی را به سه دسته طبقه‌بندی می‌کند. نخستین مکانیسم انتقال پولی، همان کانال سنتی نرخ بهره است که از اهمیت قابل توجهی در مدل‌های IS-LM و AD-AS کینزین‌ها برخوردار است. دسته دوم از طریق قیمت دارایی‌ها به‌غیر از نرخ بهره

-
1. Minsky
 2. Gordon
 3. Tylor
 4. Financial Market Price View
 5. Mishkin

عمل می‌کند که میشکین از آن به‌عنوان کانال سایر دارایی‌ها نام می‌برد. دسته سوم، دیدگاه اعتبار است که با توجه به اثرات عدم تقارن اطلاعات بر بازارهای اعتبار عمل می‌کند.

۲. مطالعات تجربی

انتقال نرخ‌های سیاست پولی به قیمت دارایی‌ها نخستین مرحله از مکانیسم انتقال پولی را تشکیل می‌دهد. در واقع انتقال تصمیم‌های سیاستی به بازار دارایی‌ها بخشی ناگسستگی از مکانیسم انتقال پولی است. تغییر در قیمت دارایی‌ها در نتیجه سیاست پولی از این نظر دارای اهمیت است که این امر بر تصمیمات مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارد، که اجزای لازم در فعالیت‌های اقتصادی هستند. بنابراین به‌منظور آگاهی دقیق از نتایج تصمیم‌های سیاستی، لازم است بانک مرکزی برآورد دقیقی از تأثیر سیاست‌های پولی بر قیمت دارایی‌ها داشته باشد.

کانال قیمت دارایی به‌طور بالقوه در انتقال اثرات سیاست پولی به قیمت‌ها و در نهایت بخش واقعی اهمیت دارد. سیاست پولی قادر به اثرگذاری بر قیمت دارایی‌هایی مانند ارز، سهام و مسکن است؛ هرچند واکنش قیمت دارایی‌ها به اجرای سیاست پولی می‌تواند نامتقارن باشد. برای مثال، *ایرمن و فراسچر*^۱ (۲۰۰۴) نشان دادند که در آمریکا چنانچه تغییر در نرخ بهره غیرمنتظره باشد، اگر تغییر در جهتی غیر از جهت دوره پیش بوده و در شرایط تغییرات بالای بازار سهام صورت گیرد، واکنش قیمت‌های سهام به تغییر در نرخ بهره تشدید می‌شود.

طبق نظر *برنانکی* و *گرتلر* (۲۰۰۰) صرفاً زمانی که سیاست پولی با تأثیرگذاری بر قیمت دارایی‌ها بر تورم آتی مورد انتظار اثرگذار باشند باید به آنها واکنش نشان دهد. همچنین استدلال می‌شود که واکنش به قیمت دارایی‌ها ممکن است موجب افزایش نوسان تورم شود. هرچند، *الکساندر* (۲۰۰۲) نشان می‌دهد که واکنش به شوک‌های غیراساسی^۲ قیمت‌های دارایی نه‌تنها منجر به ثبات بیشتر تورم و قیمت دارایی‌ها می‌شود، بلکه موجب سرمایه‌گذاری بیشتر و بنابراین، تولید باثبات‌تر

1. Ehrmann and Fratzscher

2. Non-fundamental shocks.

می‌شود.

مکانیسمی که سیاست پولی بر قیمت سهام و املاک تأثیر می‌گذارد یا به عبارت دیگر مکانیسم اثر ثروت قیمت‌های سهام و املاک، ارتباط نزدیکی با نظریه چرخه زندگی **مودیگلیانی**^۱ (۱۹۷۱) دارد. جایگزین دیدگاه اثر ثروت، اثر نقدینگی است. طبق مطالعه میشکین (۱۹۷۸) مخارج کالاهای بادوام و مسکن به مقدار زیادی تحت تأثیر احساس یا درک مصرف‌کننده از احتمال بروز مشکلات مالی قرار دارد. میشکین (۲۰۰۱) نشان می‌دهد که برخلاف اهمیت قیمت دارایی‌ها در انتقال سیاست پولی، هدف‌گذاری قیمت دارایی‌ها توسط بانک مرکزی می‌تواند به بدتر شدن آثار اقتصادی منجر شده و ممکن است حتی استقلال آن را تضعیف کند.

ساک و ریبون^۲ (۲۰۰۴) در یک مطالعه برای بررسی تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌ها با استفاده از روش GMM نشان داده‌اند که سیاست پولی تأثیر معناداری بر قیمت دارایی‌ها دارد. در این بررسی نشان داده شده است که واکنش قیمت دارایی‌ها به تغییرات در سیاست پولی با افزایش واریانس شوک‌های پولی قابل شناسایی است، که این شوک‌ها در روزهای تشکیل و تدوین جلسات سیاست‌های پولی نیمه سالانه اتفاق می‌افتد.

رزسی^۳ (۲۰۰۵) نشان می‌دهد که شوک‌های سیاست پولی در مجارستان بر بازدهی اوراق قرضه دولتی تأثیر می‌گذارد، ولی بر قیمت سهام تأثیری ندارد. **کیس و واداس**^۴ (۲۰۰۵) قیمت دارایی‌ها به‌ویژه مسکن را در مکانیسم انتقال پولی اقتصادهای درحال‌گذار بررسی کرده و نتیجه گرفته‌اند که هم کانال ثروت و هم اعتبار در بازار مسکن مجارستان مؤثر هستند.

هان سانگ شین^۵ (۲۰۰۵) با بررسی تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌ها به این نتیجه رسیدند که سیاست پولی از طریق نرخ بهره بلندمدت باعث تغییر در

1. Modigliani
2. Sack, Rigobon
3. Rezessy
4. Kiss and Vadas
5. Shin Song Hyun

قیمت دارایی‌ها می‌شود. این تأثیر از طریق تغییر در مصرف و سرمایه‌گذاری - رابطه IS- قابل توضیح است. در واقع سیاست پولی از طریق اثر ترانزنامه‌ای و تغییر در قیمت نسبی بدهی‌ها و دارایی‌ها بر قیمت دارایی‌ها مؤثر است.

دونالد کوهن^۱ (۲۰۰۵)، معاون رئیس فدرال رزرو، معتقد بود نرخ‌های بهره پایین، عامل اصلی افزایش قیمت واقعی دارایی‌های مسکن طی سال‌های گذشته بوده است. در واقع افزایش ثروت خالص باعث افزایش پس‌انداز و درآمد مصرف‌کنندگان شده و بنابراین نرخ‌های بهره پایین و دیگر مؤلفه‌های اساسی کاملاً تغییرات قیمت مسکن را توضیح می‌دهد.

هافمن و گودهارت^۲ (۲۰۰۸) با استفاده از یک مدل خودتوضیح برداری رابطه بین سیاست پولی و قیمت دارایی‌ها را بررسی کرده‌اند. یک ویژگی جالب توجه این بررسی این است که کشورهای زیادی در نظر گرفته شده‌اند که تغییرات شدیدی را در دارایی‌هایشان تجربه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد در حالی که سیاست پولی تأثیر زیادی بر قیمت دارایی‌ها دارد، این اثرات به بزرگی تأثیر سیاست پولی بر تورم و تولید نیست. در این تحقیق پیشنهاد شده است که با استفاده از نرخ بهره سیاستی باید قیمت دارایی‌ها را آرام کرد تا موجب تحریک نوسان در اقتصاد کلان نشود.

لیکسیا لو و دیگران^۳ (۲۰۱۲) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بلندمدت و پویای بین سیاست پولی و قیمت دارایی‌ها در چین پرداخته‌اند. آنها با استفاده از روش همجمعی جوهانسون و خودتوضیح برداری ساختاری و آزمون علیت گرنجر بین قیمت دارایی‌ها و سیاست پولی به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست پولی تأثیر فوری کوچکی بر قیمت دارایی‌ها داشته است. آنها بر این باور هستند که چنین رفتار غیرمنطقی و سفته‌بازانه‌ای می‌تواند به علل متفاوتی مانند عوامل اقتصادی و اجتماعی از قبیل فقدان کانال‌های سرمایه‌گذاری، نقصان موجود در بازار، شهرنشینی و ویژگی‌های جمعیت‌شناسی باشد. آنها در این بررسی به دو نتیجه کلی دست یافته‌اند: نخست اینکه بانک مرکزی چین نباید از نرخ بهره به‌تنهایی برای ثبات

1. Kohn Donald

2. Hofman, Goodhart

3. Loh Lixia, Lou Dan, Yao Shujie

اقتصاد کلان استفاده کند و البته استفاده هم نکرده است. دوم اینکه برای جلوگیری از تغییرات شدید در قیمت دارایی‌ها باید از سیاست‌های پولی و غیرپولی استفاده کرد.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۷) در مقاله‌ای به بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رکود و رونق در ایران پرداخته‌اند. در این مقاله اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود مورد مطالعه قرار گرفته است. بر این اساس از روش نسبت قیمت به اجاره برای محاسبه حباب و از تکنیک ARDL به منظور برآورد مدل براساس داده‌های فصلی ایران طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۵ استفاده شده است. در دوره رکود، متغیرهای قیمت دارایی تأثیر بیشتری نسبت به دوره رونق داشته است. در دوره رونق، متغیر نرخ بهره مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر حباب قیمت مسکن بوده است و اثر رشد نقدینگی در دوره رکود قوی‌تر از دوره رونق بوده است. **نظری و فرزادگان (۱۳۸۸)** در مقاله خود به رابطه میان سیاست پولی و حباب مسکن در تهران با استفاده از یک مدل کلان‌کینز پیش‌نگر پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که طی دوره مورد بررسی نرخ بهره حقیقی اثر منفی و مقدار تأخیری بر بازده حقیقی مسکن و GDP اثری مثبت بر بازدهی حقیقی مسکن داشته است. به‌طورکلی می‌توان گفت در هر دو دوره، سیاست پولی انبساطی موجب شکل‌گیری حباب قیمت مسکن شده است. در دوره رکود، متغیرهای قیمت دارایی تأثیر بیشتری نسبت به دوره رونق داشته است. در دوره رونق، متغیر نرخ بهره مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر حباب قیمت مسکن بوده است.

ابراهیمی و شکری (۱۳۹۰) در یک پژوهش علمی به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام با تأکید بر نقش سیاست پولی با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری ساختاری پرداخته‌اند. 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 تأثیر شوک‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران پرداخته‌اند. نتایج این بررسی مؤید این است

که سیاست‌های پولی و مالی در کوتاه‌مدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نیستند؛ اما این سیاست‌ها می‌توانند در بلندمدت از طریق ابزارهای عرضه پول و مخارج دولت در تعیین قیمت مسکن نقش تعیین‌کننده‌ای داشته باشند.

۳. مدل و نتایج

بروز اشکالات متعددی همچون؛ تحت تأثیر قرار گرفتن هم‌زمان نقدینگی و قیمت دارایی‌ها (مشکل درون‌زایی) و متغیرهای مفقوده‌ای که دخیل و اثرگذار بر هر دو سوی سیاست پولی و قیمت دارایی‌ها هستند، برآورد واکنش قیمت دارایی‌ها به سیاست پولی را با مشکلات فراوانی روبه‌رو می‌کند؛ به‌گونه‌ای که ترکیب این دو مسئله، شناسایی و تشخیص این واکنش را از طریق روش‌های مرسوم بسیار مشکل می‌سازد.

همچنین مدل‌هایی که با استفاده از روش اقتصادسنجی GMM برآورد می‌شوند در بسیاری از شرایط، قوی عمل می‌کنند، به‌عنوان مثال در نقض فرض‌های استاندارد کلاسیک، روش مذکور نسبت به سایر روش‌های برآورد قوی‌تر عمل می‌کند (مثلاً برآورد با وجود ناهمسانی واریانس و یا خودهمبستگی نیازمند آگاهی از شکل مشخص برای مشکل مورد نظر است، درحالی‌که در روش GMM نیازی به دانستن شکل مشخص مشکل وجود ندارد).

بزرگ‌ترین حسن روش GMM این است که این برآوردها مستقل از قانون توزیع کمیت تصادفی است؛ یعنی بدون داشتن شکل پارامتری توزیع کمیت تصادفی می‌توان تخمین‌زن‌هایی با خواص مطلوب برای پارامترها به‌دست آورد. به‌عبارت دیگر طبق قضایای حدی به‌شکل قانون اعداد بزرگ، تخمین‌زن نمونه‌ای، تخمین‌زن سازگاری از گشتاور جامعه است، همچنین طبق قضایای حدی مرکزی توزیع گشتاور نمونه با افزایش حجم نمونه به‌سمت توزیع نرمال میل می‌کند.

بنابراین در برآورد تعاملات بین سیاست پولی و قیمت دارایی‌ها ما با دو مسئله درون‌زایی متغیرها و وجود متغیرهای حذف‌شده روبه‌رو هستیم. در مسئله نخست، زمانی که قیمت دارایی‌ها توسط سیاست پولی تحت تأثیر قرار دارد، سیاست پولی نیز خود به‌طور هم‌زمان از قیمت دارایی‌ها متأثر است. همچنین متغیرهایی هستند که

بر هر دو طرف تابع، یعنی قیمت دارایی‌ها و سیاست پولی تأثیر می‌گذارند، ولی در مدل وجود ندارند مانند متغیرهایی که اطلاعاتی در مورد افق اقتصاد کلان و یا تغییرات ترجیحات ریسک را در خود دارند. این موضوعات در قالب سیستم معادلات ساده‌شده زیر به‌خوبی نمایان است:

(۱)

$$\Delta i = \beta \Delta s + \gamma z + \varepsilon$$

(۲)

$$\Delta s = \alpha \Delta i + z + \eta$$

Δi تغییر در ابزار سیاست پولی و Δs تغییر در قیمت دارایی است. معادله (۱) تابع واکنش سیاست پولی است که واکنش‌های انتظاری سیاست را به یک مجموعه کنش از متغیرها یعنی z و قیمت دارایی نشان می‌دهد. با توجه به بررسی‌های ریگبون و ساک (۲۰۰۴) پارامتر β اثر قیمت دارایی‌ها را بر سیاست پولی نشان می‌دهد. در این اینجا برای سادگی z یک متغیر در نظر گرفته شده است 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 متغیرهای z بر قیمت دارایی اثرگذار باشند. در این تحقیق ما به پارامتر α به‌عنوان میزان اثر تغییرات در ابزار سیاست پولی بر قیمت دارایی علاقه‌مند هستیم. متغیر ε شوک سیاست پولی و η شوک قیمت دارایی است. فرض بر این است که جملات اخلاص یادشده وابستگی سریالی^۱ نداشته و همچنین با همدیگر و با شوک عمومی z وابستگی ندارند.

پیش‌تر اشاره کردیم که به‌دلیل مشکل هم‌زمانی و وجود متغیرهای ناشناخته اثرگذار بر هر دو معادله، برآورد سازگار با روش‌های مرسوم امکان‌پذیر نیست. ریگبون و ساک (۲۰۰۴) روشی ارائه کرده‌اند که برآورد سازگاری از پارامتر را فراهم می‌کند. رویکرد پیشنهادی آنها بر مبنای ناهمسانی واریانس بنا شده است. در این رویکرد تمرکز بر دو مجموعه از مشاهدات است. مجموعه نخست تاریخ





سیاست، و مجموعه دوم تاریخ غیرسیاستی است. برای این منظور فرض می‌شود که واریانس شوک سیاست پولی از تاریخ‌های غیرسیاستی به سیاستی افزایش می‌یابد. به بیانی ساده‌تر در این رویکرد فرض می‌شود اهمیت نسبی شوک سیاست پولی در مورد دیگر شوک‌ها بین دو مجموعه بیشتر است. در واقع در این رویکرد تاریخ‌های غیرسیاستی به‌عنوان گروه کنترل برای کنترل اثر شوک‌های قیمت‌دارایی و شوک‌های عمومی بر کواریانس دو متغیر قابل مشاهده در تاریخ‌های سیاست مورد استفاده قرار می‌گیرند تا از این طریق اثر سیاست پولی شناسایی شود.

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 زیر حاکم است:

$$(۳)$$

$$\sigma_{\varepsilon}^F > \sigma_{\varepsilon}^{\tilde{F}} \quad (۴)$$

$$\sigma_{\eta}^F = \sigma_{\eta}^{\tilde{F}} \quad (۵)$$

$$\sigma_z^F = \sigma_z^{\tilde{F}} \quad (۶)$$

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

$$\Delta i = \frac{1}{1 - \alpha\beta} [(\beta + \gamma)z + \beta\eta + \varepsilon] = \frac{\beta + \gamma}{1 - \alpha\beta} z + \frac{\beta\eta + \varepsilon}{1 - \alpha\beta} = \frac{\beta + \gamma}{1 - \alpha\beta} z + v \quad (۷)$$

$$\Delta s = \frac{1}{1 - \alpha\beta} [(1 + \alpha\gamma)z + \eta + \alpha\varepsilon] = \frac{1 + \alpha\gamma}{1 - \alpha\beta} z + \frac{\eta + \alpha\varepsilon}{1 - \alpha\beta} = \frac{1 + \alpha\gamma}{1 - \alpha\beta} z + u$$

متغیرهای بالا برای هر زیرنمونه محاسبه شده است و به تبع آن دارای ماتریس واریانس کواریانس متناسب در هر زیرنمونه به شرح زیر خواهند بود:

(۸)

$$\Omega_F = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^F + \beta^2 \sigma_\eta^F + (\beta + \gamma)^2 \sigma_z^F & \alpha \sigma_\eta^F + \beta \sigma_\eta^F + (\beta + \gamma)(1 + \alpha\gamma) \sigma_z^F \\ \alpha \sigma_\eta^F + \beta \sigma_\eta^F + (\beta + \gamma)(1 + \alpha\gamma) \sigma_z^F & \alpha^2 \sigma_\varepsilon^F + \sigma_\eta^F + (1 + \alpha\gamma)^2 \sigma_z^F \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$\Omega_{\sim F} = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^{\sim F} + \beta^2 \sigma_\eta^{\sim F} + (\beta + \gamma)^2 \sigma_z^{\sim F} & \alpha \sigma_\eta^{\sim F} + \beta \sigma_\eta^{\sim F} + (\beta + \gamma)(1 + \alpha\gamma) \sigma_z^{\sim F} \\ \alpha \sigma_\eta^{\sim F} + \beta \sigma_\eta^{\sim F} + (\beta + \gamma)(1 + \alpha\gamma) \sigma_z^{\sim F} & \alpha^2 \sigma_\varepsilon^{\sim F} + \sigma_\eta^{\sim F} + (1 + \alpha\gamma)^2 \sigma_z^{\sim F} \end{bmatrix}$$

با تفاضل‌گیری دو ماتریس واریانس کواریانس بالا رابطه زیر را خواهیم داشت:

(۱۰)

$$\begin{aligned} \Delta\Omega &= \Omega_F - \Omega_{\sim F} = \frac{(\sigma_\varepsilon^F - \sigma_\varepsilon^{\sim F})}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ \alpha & \alpha^2 \end{bmatrix} = \lambda \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ \alpha & \alpha^2 \end{bmatrix} \\ &= \lambda [1 \ \alpha]' [1 \ \alpha] \end{aligned}$$

بر مبنای معادله (۶)، α به راحتی با توجه به تفاوت ماتریس کواریانس از دو طریق زیر قابل محاسبه و برآورد است:

(۱۱)

$$\alpha_{het} = \frac{\Delta\Omega_{12}}{\Delta\Omega_{11}}$$

(۱۲)

$$\alpha_{het} = \frac{\Delta\Omega_{22}}{\Delta\Omega_{12}}$$

α_{het} : به دست آمده از روش پیشنهادی ریگجون و ساک

در معادلات بالا $\Delta\Omega_{ij}$ نشان دهنده آرایه‌های (j,i) از ماتریس تفاضلی $\Delta\Omega$ می‌باشند. این برآوردها در شرایطی که شوک‌ها طی زمان واریانس ناهمسانی داشته باشند، سازگارند.

دو پارامتر α و λ که درجه واریانس ناهمسانی را اندازه می‌گیرد، باید برآورد شوند. پارامتر λ نوسان برای قابل تشخیص بودن پارامتر α است؛ بنابراین به منظور برآورد α لازم است λ از نظر آماری معنی دار باشد.

تحت فروض ثبات پارامترهای α ، β و γ در طول هر دو زیرنمونه و واریانس ناهمسانی شوک سیاستی در مقابل واریانس همسانی سایر شوک‌ها ماتریس واریانس کواریانس زیر قابل برآورد است:

(۱۳)

$$\hat{\Omega}_j = \frac{1}{T_j} \sum_{t \in T} \delta_t^j [\Delta i_t \ \Delta s_t]' [\Delta i_t \ \Delta s_t] \quad \text{for } j = F, \sim F$$

پس δ_t^j متغیرهای دامی است که برای مورد تأکید هر زیرنمونه عدد یک گرفته و $T^j = \sum_{t \in (1, T)} \delta_t^j$ اندازه نمونه زیرنمونه برای $j = F, \sim F$ است. بر مبنای فرض‌های پیشین شرط گشتاور زیر وجود دارد:

(۱۴)

$$E[b_t] = 0$$

به گونه‌ای که $b_t = \text{vech}(\Delta \hat{\Omega} - \Delta \Omega)$ یا

(۱۵)

$$b_t = \text{vech} \left(\left(\frac{T}{T^F} \delta_t^F - \frac{T}{T^{\sim F}} \delta_t^{\sim F} \right) [\Delta i_t \ \Delta s_t]' [\Delta i_t \ \Delta s_t] - \lambda [1 \ \alpha]' [1 \ \alpha] \right)$$

است.

برآوردگر (GMM) بر مبنای شرط $\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t \in (1, T)} b_t = 0$ به بیانی ساده‌تر در روش GMM برآوردی برای $\Delta \Omega$ و $\Delta \hat{\Omega}$ محاسبه می‌شود که مجموعه هر سه گشتاور نمونه را تا حد ممکن به صفر برآورد کند. اما از آنجاکه مدل دچار مشکل فوق تشخیص است، پس برای نیل به صفر حقیقی باید ماتریس 3×3 وزنی w_3 برای ساختن فرم درجه دوم شرایط گشتاوری استفاده شود. در این صورت برآوردهای α و λ با مینیم کردن تابع زیر به دست می‌آید:

(۱۶)

$$[\hat{\alpha}_{GMM}, \hat{\lambda}] = \arg \min \left[\sum_{t \in [1, T]} b_t \right]' w_3 \left[\sum_{t \in [1, T]} b_t \right]$$

به‌طور عملی فرایند برآورد (GMM) در دو مرحله انجام می‌شود. در مرحله اولیه برآورد با ماتریس وزنی یکه ($W_3 = I_3$) انجام، و پارامترها محاسبه می‌شوند. در مرحله دوم با استفاده از باقی مانده‌های به دست آمده، ماتریس وزنی برابر معکوس ماتریس کواریانس برآوردی شرایط گشتاور، محاسبه و برآورد بار دیگر انجام می‌شود.



۴. انتخاب متغیرهای ابزاری مناسب

یکی از مشکلات برآورد معادلات (۱) و (۲) نبود ابزاری مناسب به تبع ارتباط با هر دو متغیر نقدینگی و قیمت دارایی‌ها است. در این قسمت متغیر ابزاری مناسب برای برآورد ارائه می‌شود.

برای برآورد می‌توان از متغیرهای ابزاری زیر که شامل هر دو متغیر نقدینگی و قیمت دارایی طی کلیه روزهای نمونه هستند، استفاده کرد:

(۱۷)

$$\Delta i \equiv \left\{ \Delta i_t, t \in F \right\} \cup \left\{ \Delta i_t, t \in \sim F \right\}$$

(۱۸)

$$\Delta s \equiv \left\{ \Delta s_t, t \in F \right\} \cup \left\{ \Delta s_t, t \in \sim F \right\}$$

هر دو بردار $2T \times 1$ بوده و T تعداد روزهای سیاستی است. پس متغیرهای ابزاری به شکل زیر تعریف می‌شوند:

(۱۹)

$$\omega_i \equiv \left\{ \Delta i_t, t \in F \right\} \cup \left\{ -\Delta i_t, t \in \sim F \right\}$$

(۲۰)

$$\omega_s \equiv \left\{ \Delta s_t, t \in F \right\} \cup \left\{ -\Delta s_t, t \in \sim F \right\}$$

با توجه به متغیرهای ابزاری تازه تعریف شده، پارامتر α به شکل زیر برآورد می‌شود:

(۲۱)

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

(۲۲)

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

برای سادگی می‌توان ضرایب IV را به صورت زیر نوشت:

(۲۳)

$$\hat{\alpha}_{het}^i = \frac{Cov(\Delta i_F, \Delta s_F) - Cov(\Delta i_{\sim F}, \Delta s_{\sim F})}{Var(\Delta i_F) - Var(\Delta i_{\sim F})}$$

(۲۴)

$$\hat{\alpha}_{het}^s = \frac{Var(\Delta s_F) - Var(\Delta s_{\sim F})}{Cov(\Delta i_F, \Delta s_F) - Cov(\Delta i_{\sim F}, \Delta s_{\sim F})}$$

روش بالا یک دارایی را در نظر گرفته بود، با توجه به اینکه تحقیق به دنبال برآورد واکنش چند دارایی به سیاست پولی است، می‌توان روش را به k دارایی تعمیم داد. اگر ما K دارایی متفاوت داشته باشیم، آن‌گاه به $K+1$ ابزار نیز دسترسی خواهیم داشت. در اینجا $S \in S$ ، مجموعه از همه دارایی‌ها است؛ بنابراین ابزارهای ممکن به صورت زیر خواهند بود:

(۲۵)

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

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

(۲۶)

$$\hat{\alpha}_{het}^{all} = (\hat{\Delta}_i' \Delta_i)^{-1} (\hat{\Delta}_i' \Delta_s)$$

برای هر $S \in S$ ، $\hat{\Delta}_i$ به شکل زیر خواهد بود:

(۲۷)

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

۵. نتایج آماری تخمین مدل

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

در ابتدای امر برای رسیدن 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 بر مبنای شاخص قیمت مصرف‌کننده بانک مرکزی واقعی کرده و اثرات جاری و تغییرات قیمتی آنها حذف شد. در ادامه برای بررسی مانایی متغیرها آزمون ریشه واحد در مورد آنها انجام و مشخص شد که کلیه متغیرها در سطح نامانا و با یک تفاضل مانا هستند.

انتخاب میان نقدینگی و حجم پول به‌عنوان ابزار سیاست پولی همواره به‌عنوان یک سؤال در ادبیات اقتصادی مطرح بوده است. براساس بسیاری از مطالعات اقتصادی در سیستم‌های بازارمحور و مبتنی بر نرخ بهره، نرخ بهره ابزار مناسب‌تری از کل‌های پولی^۱ است. هرچند باید اضافه کرد که پاسخ قطعی انتخاب یکی از دو ابزار نرخ بهره و حجم پول به‌عنوان ابزار مناسب بر مبنای معیارهایی همچون التزام عملی به سیاست، چسبندگی بودن (ارتباط بیشتر با متغیرهای هدف) و شفافیت تعیین می‌شود. اما در سیستم‌های غیرربوبی (اساس بانکداری اسلامی بر سهم‌بری و مشارکت در سود و زیان است)، تعیین نرخ بهره ثابت برای سپرده‌ها و همچنین تسهیلات امری جایز نبوده و به‌منظور کنترل نرخ رشد حجم پول از ابزارهایی همچون ذخیره قانونی، سقف‌های اعتباری، عملیات بازار باز و... استفاده می‌شود. به بیانی ساده‌تر در ساختار پولی ایران نمی‌توان از متغیر نرخ بهره به‌عنوان ابزار سیاست پولی استفاده کرد، بلکه باید از متغیر جایگزین مناسب استفاده کرد. در این نوشتار بنا به پیشنهاد کمیجانی و حائری (۱۳۹۲) از متغیر حجم نقدینگی به‌عنوان متغیر مناسب انعکاس‌دهنده شوک‌های پولی استفاده می‌شود.

برای انتخاب زمان‌های سیاستی می‌توان از روش پیشنهادی ریگبون و ساک (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 متغیر وابسته جدا می‌شوند. جملات باقی‌مانده مدل برآوردشده تنها حاوی شوک متغیرهای عمومی ناشناخته (انتظارات و ریسک) و شوک‌های سیاست پولی خواهند بود. حال می‌توان با انتخاب باقی‌مانده‌های دارای واریانس بالا در مقابل باقی‌مانده‌های با واریانس کمتر، 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 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 هستند. از این رو برای تدقیق بیشتر شوک‌های سیاستی دو متغیر خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و خالص بدهی بخش دولتی به بانک‌ها به‌عنوان متغیرهای برون‌زا وارد مدل شدند.

لازم به ذکر است اگر x را بردار حاوی وقفه‌های Δi و Δs بدانیم، می‌توان آنها را با استفاده از روش (VAR) برآورد کرده و به‌جای Δi و Δs از باقی‌مانده‌های جزء اخلاص برای نیل به نتایج تحت این روش رسید.

(۲۸)

$$\begin{pmatrix} \Delta i \\ \Delta s \end{pmatrix} = \theta X + \begin{pmatrix} \theta^i \\ \theta^s \end{pmatrix}$$

لازم به ذکر است براساس معیارهای مختلف (آکائیک، شوارتز بیزین و حنان کوئیک) وقفه بهینه یک برای مدل خودتوضیحی برداری انتخاب می‌شود. برآورد مدل موردنظر حاکی از ناهمسانی واریانس دارد. با اطمینان از وجود واریانس ناهمسانی، باقی‌مانده‌های معادله تغییرات نقدینگی واقعی و انحراف معیار آن (۳۶۴/۷) محاسبه و برای تعیین بازه سیاستی به پیشنهاد ریگبون و ساک (۲۰۰۱) برای افزایش کارایی، مقادیر باقی‌مانده بیشتر از نصف انحراف معیار مینا بوده‌اند. تعداد داده‌های بازه سیاستی در این حالت ۷۹ عدد بوده است. به‌منظور یافتن متغیر ابزاری مناسب همان‌گونه که اشاره خواهد شد مقاطع انتخابی (سیاستی) ضرب در عدد یک و سایر مقاطع ضرب در عدد منفی یک می‌شوند. بر این اساس ۵ متغیر ابزاری برای برآورد پارامترهای هدف مورد استفاده قرار می‌گیرند.

با استفاده از آماره جی^۱ می‌توان کارایی برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته را آزمود. مقدار آماره جی مدل سیستمی گشتاورهای تعمیم‌یافته برآوردی ۰/۱۹۴۰۵ بوده که از مقدار کای اسکور با درجه آزادی ۲۲؛ $K=79$ (متغیرهای ابزاری)، $I=57$ (تعداد پارامترها)، (۳۳/۹) بسیار کوچک‌تر و بر معتبر بودن مدل برآوردی دلالت می‌کند.

برای اینکه برآوردگر (GMM) تشخیص‌پذیر باشد، باید تعداد متغیرهای ابزاری دست‌کم برابر تعداد پارامترهای مدل باشد. در مدلی که تعداد متغیرهای ابزاری برابر تعداد پارامترهای برآوردی است، مقدار تابع هدف بهینه صفر است. این ارزش

1. The J-Statistic

برای مدل‌هایی با تعداد بیشتر متغیرهای ابزاری نسبت به پارامترهای برآوردی بیشتر از صفر خواهد بود. درحقیقت ارزش تابع هدف (J-statistic) به‌عنوان آزمون شرایط گشتاوری فراشناسا قابل استفاده است.

حال با توجه به معتبر بودن نتایج مدل GMM به تفسیر نتایج می‌پردازیم. در معادله مربوط به تأثیر سیاست پولی بر نرخ ارز داریم:

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؛ rmwf: خالص دارایی‌های بانک مرکزی؛ rndg: خالص واقعی بدهی‌های بخش دولتی به بانک‌ها.

معادله اول: نرخ واقعی ارز از ضرب نرخ ارز بازار غیررسمی در نسبت شاخص مصرف‌کننده امریکا به شاخص مصرف‌کننده ایران محاسبه شده است. متغیرهای تفاضل نقدینگی واقعی، قیمت واقعی سکه بهار آزادی، قیمت واقعی سهام، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، خالص بدهی واقعی دولت به بانک‌ها، تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت پایه، متغیر مجازی تغییر شیب و نرخ واقعی ارز باوقفه، متغیرهای مستقل مورد استفاده در معادله بوده‌اند. کلیه پارامترها در معادله برآوردی دارای علامت مورد انتظار و کاملاً معنی‌دار بوده‌اند. متغیرهای یادشده بالغ بر ۶۶ درصد تغییرات متغیر وابسته را توضیح داده و با مشکل خودهمبستگی روبه‌رو نیستند.

(۲۹)

$$D(\text{rexch}) = -123.2 - 0.1 * d(\text{rm2}) - 0.89 * \text{dum}(\text{exch}) * d(\text{rm2}) - 0.12 * d(\text{rexch}(-2)) + 0.16 * d(\text{rgold})$$

$$(0.00) \quad (0.00) \quad (0.00) \quad (0.00) \quad (0.00)$$

$$-2.88 * d(\text{rstock}) + 0.11 * d(\text{rmwf}) + 0.14 * d9\text{rndg}) + 0.001 * d(\text{rgdp})$$

$$(0.00) \quad (0.00) \quad (0.00) \quad (0.00)$$

$$R^2 = 0.66 \quad D.W = 1.83$$

اثر تفاضل نقدینگی واقعی بر تفاضل نرخ واقعی ارز منفی بوده است. به بیانی ساده‌تر با افزایش نقدینگی به‌عنوان یک سیاست پولی انبساطی، قیمت واقعی پول داخلی کاهش یافته و به تبع آن نرخ واقعی ارز کاهش می‌یابد. با کاهش نرخ واقعی

ارز، کالاهای داخلی ارزان‌تر و کالاهای خارجی باید گران‌تر شوند. به تعبیر ساده‌تر سیاست انبساطی پول می‌تواند از کانال نرخ ارز بر خالص صادرات و به تبع آن بر تولید ناخالص داخلی اثر مثبت بگذارد.

معادله دوم: تفاضل نقدینگی واقعی، متغیرهای تغییر عرض از مبدأ، نرخ ارز واقعی و تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت پایه ۷۳ درصد معادله تفاضل قیمت واقعی سکه طلا را توضیح داده و معادله برآوردی دارای مشکل خودهمبستگی نیز نبوده است. (۳۰)

$$d(\text{rgold})=95.89+0.93*d(\text{rm2})+1018.89*dum1(\text{rgold})+$$

$$(0.00) \quad (0.00) \quad (0.00)$$

$$6854.98*dum2(\text{rgold})+2.32*d(\text{rexch})-0.004*d(\text{rgdp})$$

$$(0.00) \quad (0.00) \quad (0.00)$$

$$R^2=0.73 \quad D.W=1.99$$

افزایش تفاضل نقدینگی واقعی بر تفاضل قیمت واقعی سکه مثبت بوده است. به بیان ساده‌تر با اتخاذ یک سیاست پولی انبساطی، تقاضای سکه طلا و به تبع آن قیمت سکه افزایش می‌یابد.

تغییرات قیمت واقعی سکه طلا طی دوره مورد بررسی به جز سال‌های پایانی با نوسانات اندکی (بیشتر در اسفندماه هر سال) همراه بوده است. تغییرات ناگهانی سال‌های پایانی را باید نتیجه تحریم و انتظارات تورمی دانست. از این رو برای 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. ضرایب متغیرهای مجازی حاکی از تأثیر فراوان تحریم‌ها و بدبینی عاملان اقتصادی در تشدید تغییرات قیمت طلا بوده است. همچنین با توجه به تعیین‌کنندگی قیمت جهانی و نقش نرخ ارز واقعی در قیمت طلا، مقدار پارامتر برآوردی مثبت بوده و در مقابل با توجه به اثر کاهشی بر جذابیت قیمت سکه طلا در اثر افزایش رشد تولیدات داخلی و خوش‌بینی بازار، مقدار برآوردی این پارامتر منفی بوده است.

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

معادله سوم: کلیه پارامترهای برآوردی در معادله تغییرات قیمت سهام، معنی‌دار و دارای علامت‌های مورد انتظار بوده‌اند. تفاضل نقدینگی واقعی، متغیرهای مجازی تغییر شیب و عرض از مبدأ، قیمت واقعی سهام با یک وقفه، تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت پایه و خالص بدهی واقعی دولت به بانک‌ها تنها توانسته‌اند تفاضل قیمت واقعی سهام را ۱۶ درصد توضیح داده و معادله برآوردی مشکل خودهمبستگی ندارد.

(۳۱)

$$D(\text{rstock})=1.39+0.001*d(\text{rm}2)-0.006*\text{dum}1(\text{rstock})-5.74*\text{dum}2(\text{rstock})$$

$$(0.00) \quad (0.00) \quad (0.00) \quad (0.00)$$

$$+0.27*d(\text{rstock}(-1))+0.0002*d(\text{rgdp})+0.002*d(\text{rndg})$$

$$(0.00) \quad (0.00) \quad (0.00)$$

$$R^2=0.16 \quad D.W=2.03$$

تفاضل نقدینگی واقعی بر تفاضل قیمت واقعی سهام اثر مثبت و معنی‌داری داشته است. به بیانی ساده‌تر با افزایش نقدینگی، قیمت سهام افزایش یافته و به تبع آن انتظار می‌رود که ارزش بازاری سود سهام بنگاه تقسیم بر هزینه جایگزینی سرمایه افزایش یابد. اثر این تغییر، افزایش سرمایه‌گذاری و به تبع آن افزایش تولید ناخالص داخلی خواهد بود. اما مقدار کوچکی پارامتر تأییدکننده مطالعات تجربی پیشین بوده است.

تغییر سیاست‌های خصوصی‌سازی، تأکید دولت بر توزیع سهام عدالت و کاهش نرخ سود بانکی از شهریور ۱۳۸۳ تا پایان سال ۱۳۸۸ باعث رکود و کاهش قیمت سهام در بورس تهران شده و به این مناسبت متغیر مجازی تغییر شیب و متغیر مجازی عرض از مبدأ (در اثر اثرات تحریم‌های بین‌المللی، سودآوری طلا و نرخ ارز و خروج سرمایه‌ها از بازار بورس) از فروردین ۱۳۹۰ تا مرداد ۱۳۹۱ 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 به‌خوبی گویای ناکارآمدی بازار مالی، اثرگذاری بالای انتظارات خریداران و اهمیت دولت به‌عنوان فروشنده اصلی سهام است.

۶۱ معادله چهارم: کلیه پارامترهای برآوردی تفاضل نقدینگی واقعی، متغیرهای

مجازی تغییر عرض از مبدأ، قیمت واقعی یک مترمربع واحد مسکونی در شهر تهران با وقفه اول، دوم و سوم، تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت پایه، قیمت واقعی سکه طلا و نرخ ارز واقعی معنی دار بوده و توانسته‌اند ۵۸ درصد تفاضل قیمت واقعی یک مترمربع آپارتمان در شهر تهران را توضیح داده و معادله برآوردی مشکل خودهمبستگی نیز ندارد.

(۳۲)

$$D(\text{rrep})=2.51+0.001*d(\text{rm}2)-3.62*\text{dum}1(\text{rep})-9.24*\text{dum}2(\text{rep})$$

$$(0.00) \quad (0.00) \quad (0.00) \quad (0.00)$$

$$+0.56*d(\text{rrep}(-1))+0.095*d(\text{rrep}(-2))-0.39*d(\text{rrep}(-3))+0.00007*d(\text{rgdp})$$

$$(0.00) \quad (0.00) \quad (0.00) \quad (0.00)$$

$$-0.0006*d(\text{rgold})+0.002*d(\text{rexch})$$

$$(0.00) \quad (0.00)$$

$$R^2=0.58 \quad D.W=1.8$$

علامت تفاضل نقدینگی واقعی در معادله، مثبت و معنی دار بوده است. به تعبیری ساده‌تر طی دوره مورد بررسی، افزایش نقدینگی واقعی به افزایش ثروت و افزایش ثروت مالی به افزایش سرمایه‌گذاری و تقاضای مسکن و کالاهای بادوام می‌انجامد. علاوه بر تفاضل نقدینگی واقعی سیاست‌های دولت نیز در مورد فراهم‌سازی تسهیلات و مسکن مهر بر روند تقاضای مسکن مهر بی‌تأثیر نبوده است.

بیشترین اثرات در این معادله مربوط به عرض از مبدأ تقاضای اولیه برای مسکن و انتظارات بازار در قالب دوره‌های رکود بر بازار است. از سوی دیگر تعلق رتبه دوم اثرات به قیمت‌های واقعی مسکن با وقفه‌ها تأییدکننده این موضوع است که اثرپذیری قیمت یک مترمربع واحد مسکونی در شهر تهران بیشتر از آنکه متأثر از سیاست‌های پولی و یا سازوکارهای اقتصادی باشد، متأثر از انتظارات خوش‌بینانه یا بدبینانه بازار است.

قیمت مسکن پس از سال ۱۳۸۰ به‌طور عمده دارای رشد صعودی همراه با نوساناتی بوده است که در برخی سال‌ها ثبات یا کاهش جزئی در قیمت و در برخی سال‌های مورد بررسی رشد شدید را نشان می‌دهد.

از نیمه دوم سال ۱۳۸۲ تا ابتدای سال ۱۳۸۴ به تبع کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (بیشترین سهم در فعالیت‌های ساختمان و مسکن دارد) در بخش ساختمان‌های جدید، بخش مسکن با رکود همراه بوده و به تبع آن روند قیمت واقعی یک مترمربع آپارتمان در شهر تهران با کاهش روبه‌رو بوده است.

رکود نسبی بخش مسکن که از سال ۱۳۸۲ آغاز شده بود و تا اوایل سال ۱۳۸۵ در کشور قابل مشاهده بود، از نیمه دوم همان سال در برخی شهرهای بزرگ به‌ویژه تهران بهبود یافته است؛ به‌گونه‌ای که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید و مانده تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی ساختمان و مسکن نیز افزایش می‌یابد. این روند تا نیمه دوم سال ۱۳۸۷ ادامه دارد، به‌گونه‌ای که پارامتر تغییر شیب $9/2-$ برآورد شده است. روند رونق و افزایش قیمت یک مترمربع آپارتمان در شهر تهران تحت تأثیر رکود در بازار معاملات مسکن و شروع پروژه مسکن مهر با کاهش روبه‌رو شده است. لازم به ذکر است که افزایش قیمت طی سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ تحت تأثیر افزایش قیمت‌ها به تبع تحریم و نه رونق معاملات در بخش مسکن بوده است.

از سوی دیگر رابطه جانمایی بین قیمت مسکن و قیمت سکه باعث شده است که علامت پارامتر قیمت واقعی سکه طلا منفی شود. اما به تبع افزایش قیمت واقعی نرخ ارز و کاهش ارزش پول داخلی و اثرات تورمی بر قیمت مسکن، مقدار عددی این پارامتر مثبت و بزرگ‌تر از اثر تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت پایه است. در معادله کوتاه‌مدت واکنش تغییرات نقدینگی واقعی به قیمت دارایی‌ها بر مبنای ساختار و ویژگی سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران، علاوه بر متغیرهای تغییرات قیمت‌های واقعی دارایی‌ها، متغیرهای خالص واقعی دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، خالص واقعی بدهی بخش دولتی به بانک‌ها، تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت پایه، نقدینگی واقعی با وقفه ۱۲ و دو متغیر مجازی تغییر عرض از مبدأ نیز به‌عنوان متغیرهای برون‌زا به معادله اضافه شدند.

معادله پنجم: کلیه پارامترهای برآوردی در معادله معنی‌دار بوده و ۵۴ درصد تفاضل نقدینگی واقعی را توضیح داده و نیز معادله دارای مشکل خودهمبستگی نیست. علامت تفاضل قیمت واقعی یک مترمربع آپارتمان در شهر تهران، نرخ ارز

واقعی، قیمت واقعی سهام در بورس تهران و دو متغیر مجازی، منفی و سایر متغیرها، مثبت بوده‌اند.

(۳۳)

$$d(rm2) = 138.488dum1(rm2) - 618.4dum2(rm2) + 0.454d(rm2(-12)) - 2.87d(rrep)$$

$$(0.00) \quad (0.00) \quad (0.00) \quad (0.00) \quad (0.00)$$

$$-0.04d(rexch) + 0.002d(rgold) - 2.32d(rstock) + 0.24d(rnwf) + 0.29d(rndg) + 0.003d(rgdp)$$

$$(0.05) \quad (0.00) \quad (0.00) \quad (0.00) \quad (0.00) \quad (0.00)$$

$$R^2 = 0.54 \quad D.W = 1.99$$

شایان ذکر است که در دوره‌هایی، به تبع سیاست‌های انقباضی دولت برای کنترل تورم، به‌رغم افزایش پایه پولی، نقدینگی کاهش یافته و به تبع این اثر از متغیرهای مجازی لازم استفاده شده است.

علامت قیمت واقعی یک مترمربع واحد مسکونی در شهر تهران منفی و معنی‌دار بوده است. به بیان دیگر با افزایش قیمت مسکن و ادامه انتظار عواملان اقتصادی از دوره رونق این دارایی، جاذب نقدینگی و کاهش آن به تبع ماندگی و سرعت اندک این دارایی در نقدینه شدن در مقایسه با سایر دارایی‌ها می‌تواند علامت منفی را منطقی کند. با توجه قدرت جذب نقدینگی در بازارهای مالی و کاهش نقدینگی موجود در بازار، علامت منفی قیمت واقعی سهام قابل توجیه است. همچنین با توجه به اینکه افزایش نرخ ارز واقعی منجر به افزایش ارزش پول ملی و همین‌طور افزایش واردات در کشور می‌شود علامت نرخ واقعی ارز در معادله فوق معنادار می‌باشد. در مقابل نقش دوگانه طلا به‌عنوان زیورآلات از یک‌سو و از سوی دیگر حفظ‌کننده ارزش دارایی به‌گونه‌ای است که با افزایش قیمت طلا افزایش ثروت و نقدینگی عواملان اقتصادی انتظاری عقلایی خواهد بود.

جمع‌بندی

در سال‌های اخیر روند افزایشی تورم یکی از عمده‌ترین نتایج انحراف در بازار دارایی‌ها و سیاست‌های اعمال‌شده از سوی سیاست‌گذاران بوده است. همراه با افزایش رشد نقدینگی و نرخ تورم، تقویت انتظارات تورمی به افزایش تقاضای دوباره برای



دارایی‌هایی 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 یادشده، باعث خروج منابع مالی از بخش تولید به سمت فرصت‌های جذاب و سودآور غیرتولیدی خواهد شد. یکی از مهم‌ترین عوامل نوسان در بازار دارایی‌های فیزیکی و مالی در دهه اخیر، بدون شک سیاست‌های پولی بوده است.

در این مقاله با استفاده از روش اقتصادسنجی معادلات هم‌زمان GMM و تشخیص از طریق واریانس ناهمسانی بین باقی‌مانده‌ها که توسط ریگبون و ساک (۲۰۰۴) معرفی شده است، برای آمارهای ماهانه از سال ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۱ برای ایران، تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌های مالی و فیزیکی بررسی شده است. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار سیاست پولی (تغییر نقدینگی) بر تغییرات قیمت ارز، مسکن، طلا و سهام است.

بنابراین با توجه به نتایج به‌دست‌آمده سیاست پولی انبساط در دوره مذکور موجب افزایش نرخ واقعی ارز (کاهش ارزش پول ملی)، افزایش قیمت مسکن، طلا و ارز شده است.



منابع

الف - فارسی

- ابراهیمی، محسن و نوشین شکری. ۱۳۹۰. «بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام با تأکید بر نقش سیاست پولی»، *فصلنامه علمی-پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۱، صص ۲۳-۴۵.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی. کمیجانی، اکبر و مجتبی حائری. تابستان ۱۳۹۲. «نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی»، *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، سال دوم، شماره پنجم، صص ۴۱-۶۸.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب. پاییز ۱۳۸۷. «بررسی سیاست پولی بر حساب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود ایران»، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۵، شماره ۳، صص ۴۹-۷۷.
- نظری، محسن و الهام فرزندگان. زمستان ۱۳۹۱. «سیاست پولی و حساب مسکن در تهران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۱، صص ۲۲۹-۲۴۹.
- مرکز آمار ایران. مدیریت پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی، سازمان بورس و اوراق بهادار، نشریات و داده‌های آماری.
- شهبازی، کیومرث و زهرا کلانتری. بهار ۱۳۹۱. «اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران»، سال بیستم، شماره ۶۱، صص ۱۰۴-۷۷.

ب - انگلیسی

- Akerlof, G. 1970. "The Market of 'Lemons': Qualitative Uncertainty and the Market Mechanism", *Quarterly Journal of Economics*, 84(3). Pp. 488-500.
- Alexandre, F. 2002. "Monetary Policy Investment and Non-Fundamental Shocks", *Birkbeck College*, Mimeo.
- Bernanke, B. S. and M. L. Gertler. 2000. "Monetary Policy and Asset Price Volatility", *NBER Working Paper*, No. 7559.



- Ehrmann, M. and M. Fratzscher. 2004. "Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets", *Journal of Money, Credit and Banking* 36(4), pp. 719-737.
- 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, Chicago.
- Goodhart, Ch and Hofmann, B. February 2001. *Asset Prices, Financial Conditions and the Transmission of Monetary Policy*.
- Gordon, M. J. 1994. *Finance, Investment and Macroeconomics*, Edward Elgar, Aldershot.
- Kiss, G. and G. Vadas. 2005. "The Role of the Housing Market in Monetary Transmission", *National Bank of Hungary Background Studies*, No. 3.
- Kohn D. 2005. "Imbalances in the U.S. Economy", Remarks at the: 15th Annual Hyman P Minsky Conference, Levy Economics Institute of Bard College, New York, 22 April.
- Lucas Jr, R.E. 1972 "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, No. 4, pp. 103-124.
- Lucas Jr, R.E. 1973. "Some International Evidence on Output – inflation trade-offs", *American Economic Review*, No. 63, pp. 326-334.
- Minsky, H. P. 1975. *John Maynard Keynes*, Columbia University Press, New York.
- Minsky, H. P. 1978. "The Financial Instability Hypothesis: a Restatement", *Thames Papers in Political Economy*, London.
- Mishkin, F. S. 2004. *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, Seventh Edition, Pearson & Addison Wesley Publishing, New York.
- Muth, J. F. 1961. "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, No. 29, pp 315-335.
- 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, pp. 283-299.
- 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.
- Rigobon, R. 2003. "Identification through Heteroskedasticity", *The Review of*

Economics and Statistics, 85 (4), pp 777-792.

Rigobon, R. and B. Sack. 2003. "Measuring the Response of Monetary Policy to the Stock Market", ***Quarterly Journal of Economics***, No. 118, pp. 639-669.

Rigobon, R. and B. Sack. 2004. "The Impact of Monetary Policy on Asset Prices", ***Journal of Monetary Economics***, No. 51, pp. 1553-1575.

Shin, Hyung, Song. 2005. ***Financial System Liquidity***, Asset Prices and Monetary Policy.

Taylor, J. 1999. "The Monetary Transmission Mechanism and the Evaluation of Monetary Policy Rules", *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*.

Yao, SH. And Luo, D. and Loh, L. 2011. "On China's Monetary Policy and Asset Prices", ***Discussion paper 71***, University of Nottingham.