نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
سال دوازدهم، شماره بیست و سوم، بهار و تابستان ۱۳۹۹

مکانیزم انتقال غیر خطی سیاست پولی از کانال قیمت سهام در ایران: رویکرد (MS-VAR)

علی مهدیلو[1*]
حسین اصغرپور[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۱۶

چکیده

ارزیابی دقیق مکانیزم انتقال پولی، از مهم‌ترین ارکان سیاست‌گذاری پولی می‌باشد. زیرا مطالعه مکانیزم انتقال سیاست پولی موجب درک بهتر از چگونگی تأثیر اقدامات پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها می‌شود، از طرفی بازار سرمایه نقش بسیار مهمی در گردآوری و هدایت منابع به سمت فعالیت‌های مولد اقتصادی دارد. از این رو قیمت سهام می‌تواند سهم قابل توجهی در انتقال سیاست‌های پولی به بخش حقیقی اقتصاد داشته باشد. لذا شناسایی و تفکیک اثرکانال قیمت سهام می‌تواند اطلاعات مفیدی در خصوص مکانیزم انتقال سیاست پولی در اختیار سیاست‌گذاران قرار دهد. از طرفی باید توجه داشت، بدلیل تغییرات ساختاری و همچنین اثرات نامتقارن پول، امکان تغییر شدت اثرگذاری سیاست پولی و نقش کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پولی وجود دارد. بدین جهت در پژوهش حاضر از روش غیر خطی MSVAR که قابلیت زیادی برای لحاظ کردن تغییر ساختاری دارد، برای بررسی نقش کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول استفاده شده است. برای داده‌های تحقیق نیز از تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده، حجم پایه پولی و شاخص قیمت بورس تهران طی فصول ۱۳۷۰Q۱ تا ۱۳۹۵Q۴ استفاده می‌شود. نتایج تحقیق بیان‌گر این است که سهم کانال قیمت سهام در انتقال پول به تولید در رژیم صفر (سال‌های بعد از ۱۳۸۴) در طی فصول هشتم و شانزدهم بزرگ‌تر از رژیم یک (سال‌های قبل از ۱۳۸۴) بوده و بعد از فصل شانزدهم سهم این کانال در رژیم یک بزرگ‌تر می‌باشد. از طرف دیگر آثار تورمی این کانال در هر دو رژیم بسیار کم می‌باشد. در نتیجه برنامه‌ریزی مناسب در جهت نهادسازی، ارتقای نقش بازار سهام در تأمین مالی و افزایش اثربخشی این بازار می‌تواند علاوه بر افزایش اثرگذاری سیاست پولی بر تولید، موجب کاهش آثار تورمی آن نیز گردد.

واژگان کلیدی: کانال قیمت سهام، مارکوف سوئیچینگ، مکانیزم غیر خطی انتقال سیاست پولی.

Keywords: Stock Price Channel, Markov Switching, Nonlinear Mechanism of Monetary Policy Transmission.

JEL Classification: E50, C01, C58.

[1]. دکتری تخصصی اقتصاد، گرایش اقتصاد پولی و مالی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)
Mehdiloo_ali@yahoo.com
[2]. استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تبریز Asgharpourh@gmail.com

۱- مقدمه

همواره رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی اعم از افزایش سطح اشتغال، کنترل تورم و تعادل در تراز پرداخت‌ها از اهداف نهایی کشورها بوده است. بدین منظور سیاست پولی بانک مرکزی اهرمی می‌باشد که کشورها برای دست‌یابی به اهداف نهایی خود مورد استفاده قرار داده‌اند (رنانی، ۱۳۹۰). از طرفی، اما باید توجه داشت که در دهه‌های گذشته بحث اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی از سوی اقتصاددانان مکتب کینزی‌های جدید وارد ادبیات اقتصادی شده است. به طوری‌که وجود اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی، لزوم دقت در وضع و اعمال سیاست‌گذاری‌ها را در هر اقتصادی دوچندان می‌کند. زیرا ممکن است بدون توجه به آثار نامتقارن سیاست پولی که می‌تواند ناشی از اندازه و جهت تکانه پولی و یا شرایط حاکم بر اقتصاد در زمان اعمال سیاست باشد، اهداف مورد نظر محقق نشوند. در نتیجه برای افزایش کارایی سیاست‌های پولی لازم است تا مقامات پولی اطلاعات کافی در خصوص میزان اثر، کانال‌های اثرگذاری، مدت زمان لازم برای شروع اثرگذاری، ماندگاری اثر و زمان به اوج رسیدن اثر سیاست‌های پولی در شرایط مختلف اقتصادی داشته باشند.

مکانیزم انتقال پولی سازوکاری است که سیاست پولی از کانال برخی متغیرها بر متغیرهای بخش حقیقی اثر گذاشته و باعث تحقق اهداف سیاست پولی می‌شود. این مکانیزم از سیاست پولی شروع و به تولید و قیمت‌ها ختم می‌شود. مکاتب و دیدگاه‌های گوناگونی درباره‌ی سازوکارهای اثرگذاری سیاست پولی بر بخش واقعی وجود دارد که هر کدام سعی دارند تا با توجه به مفروضات و نگرش خود، کانال‌های مختلف اثرگذاری سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد را معرفی کنند (والش[1]، ۲۰۱۰). یکی از مهم‌ترین کانال‌های انتقال سیاست پولی، کانال قیمت دارایی به ویژه قیمت سهام می‌باشد.

بازارهای مالی با فراهم کردن نقدینگی، کاهش هزینه معاملات از طریق کاهش هزینه جست و جو و کاهش هزینه اطلاعات، مکان مناسبی برای سوق دادن پس‌اندازهای راکد مردم به سمت تولید و تأمین سرمایه شرکت‌ها و مؤسسات اقتصادی است. از جمله مهم‌ترین و پرطرفدارترین بازارهای مالی در اغلب کشورها، بازارهای سهام هستند. لذا درجه توسعه یافتگی و رونق بازار سرمایه به

[1]. Walsh (2010)

سبب نقش اساسی که در گردآوری منابع موجود در اقتصاد ملی و هدایت آن به سمت فعالیت‌های اقتصادی بلندمدت دارد، به خودی خود اهمیت زیادی در توسعه اقتصادی یک کشور می‌تواند داشته باشد (زمردیان و همکاران، ۱۳۹۴).

در این راستا اقتصاد ایران به دلیل عوامل مختلفی از جمله وابستگی به صادرات نفت و گاز، حجم بزرگ دولت، و عدم استقلال بانک مرکزی همواره در بخش پولی دچار بی‌ثباتی بوده است. زیرا علاوه بر سیاست‌های پولی که توسط بانک مرکزی جهت اهداف کلان اقتصادی اعمال می‌شود، شوک‌های پولی برون‌زا که ناشی از تغییرات درآمدهای نفتی و کسری بودجه دولت است، همواره اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار داده است. این امر سبب گشته تا در طول دهه‌های گذشته اقتصاد ایران دچار نوسانات زیادی باشد. در ادامه جدول (۱) به منظور بررسی دقیق‌تر تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵ ارائه شده است:

جدول ۱: نسبت رشد متغیرهای کلان اقتصادی طی دوره‌های مختلف

متغیر / دوره	پایه پولی	تولید	شاخص قیمت	شاخص بورس
۱۳۹۵- ۱۳۷۰	۱۶۶ برابر	۲/۹ برابر	۹۸ برابر	۱۶۲ برابر
۱۳۸۳- ۱۳۷۰	۱۴ برابر	۱/۹ برابر	۱۴ برابر	۲۴ برابر
۱۳۹۵- ۱۳۸۴	۱۴ برابر	۱/۵ برابر	۷ برابر	۸ برابر

منبع: آمار بانک مرکزی

همان‌طور که جدول ۱ گویاست، در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۵ تولید در ایران ۲/۹ برابر شده است. در این دوره زمانی پایه پولی، سطح قیمت‌ها و شاخص بورس به ترتیب ۱۶۶، ۹۸ و ۱۶۲ برابر شده‌اند. بررسی دوره‌های مختلف حاکی از این است که پایه پولی در هریک از دوره‌های ۱۳۸۳-۱۳۷۰ و ۱۳۹۵-۱۳۸۴ در حدود ۱۴ برابر شده است. در حالی که نسبت رشد متغیرهای فوق در طی این دوره‌ها متفاوت بوده است. به طوری که در دوره اول تولید ۱/۹ برابر و در دوره دوم ۱/۵ برابر شده است. سطح قیمت‌ها طی دوره ۱۳۷۰تا ۱۳۸۳ در حدود ۱۴ برابر و در دوره ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۵ در حدود ۷ برابر شده است. شاخص بورس نیز در دوره اول ۲۴ برابر و در دوره دوم ۸ برابر شده است. در نتیجه رشد یکسان پول در دو دوره اثرات متفاوتی بر دیگر متغیرها داشته است. لذا می‌توان گفت که تغییرات پول و کانال‌های انتقال پول طی دوره‌های مختلف کارکردهای متفاوتی داشته‌اند.

از این رو مطالعه این‌که «سیاست‌های پولی چه تأثیری بر بازار سهام در دوره‌های مختلف داشته‌اند؟»، «اثرگذاری سیاست پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها در دوره‌های مختلف چگونه بوده است؟»، «تأثیرشاخص بازار سهام بر تولید و سطح قیمت‌ها در شرایط مختلف اقتصادی چگونه است؟» و «سهم کانال قیمت سهام در انتقال سیاست پولی در دوره‌های مختلف بر تولید و سطح قیمت‌ها چقدر است؟» بسیار مفید و حائز اهمیت می‌باشد.

برای پاسخ به پرسش‌های فوق لازم است نقش کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گیرد. اما از طرفی ممکن است تغییرات ساختاری در طول دوره مطالعه سبب گردد تا کانال قیمت سهام نقش مختلفی در انتقال آثار سیاست پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها در دوره‌های مختلف داشته باشد. لذا بسیار مفید خواهد بود تا از روش‌های تغییر رژیم، علی‌الخصوص مدل‌های مارکوف سوئیچینگ که دارای قابلیت‌های زیادی برای لحاظ کردن تغییرات ساختاری در رژیم‌های متفاوت می‌باشند، استفاده کرد. بدین جهت در مطالعه حاضر با به کارگیری روش مدل غیر خطی مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری (MS-VAR) و همچنین با استفاده از داده‌های فصلی بانک مرکزی طی دوره ۱۳۷۰Q1 تا ۱۳۹۴Q4 به بررسی مکانیسم‌های انتقال غیر خطی سیاست پولی در ایران از کانال قیمت سهام پرداخته می‌شود.

در مقاله حاضر پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری مربوط به نقش کانال سهام در مکانیزم انتقال پولی و آثار نامتقارن سیاست‌های پولی ارائه می‌شود و سپس مطالعات انجام شده در این حوزه مورد بررسی قرار می‌گیرد. روش تحقیق و معرفی الگو و داده‌های مورد استفاده در این مقاله نیز در بخش سوم معرفی شده است و پس از آن برآورد الگو و یافته‌های تحقیق در مورد سهم کانال قیمت سهام در بخش چهارم بیان می‌شود و در بخش پنجم نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری نهایی پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

در این بخش، مبانی نظری و پیشینه تحقیق در خصوص مکانیزم‌های انتقال سیاست‌های پولی ارائه می‌گردد.

۱-۲- ادبیات موضوع

ایراد اساسی وارد بر مدل‌های کینزی برای تحلیل مکانیزم انتقال پولی آن است که این مدل‌ها تنها بر قیمت دارایی‌ها، نرخ بهره یا در مدل تیلور روی هر دو مورد نرخ بهره و نرخ ارز تأکید می‌کنند، در حالی که پولیون اعتقاد دارند که پول می‌تواند روی قیمت نسبی تمام دارایی‌ها و ثروت حقیقی مؤثر باشد. از نظر پولیون یک شوک پولی، قیمت طیف گسترده‌ای از دارایی‌های داخلی و خارجی را تغییر می‌دهد (میشکین[1]، ۱۹۹۵). از این رو محدود نمودن مکانیزم انتقال پولی به کانال نرخ بهره حتی با تعبیر هزینه استقراض از آن، نمی‌تواند گویای تمام واقعیت باشد. در این راستا پولیون نقش کانال قیمت دارایی‌ها و به طور خاص قیمت سهام را به صورت زیر معرفی می‌کنند:

۱-۱-۲- کانال قیمت سهام

عوامل مؤثر بر قیمت سهام را می‌توان به دو دسته داخلی و خارجی تقسیم کرد. عوامل داخلی عبارتند از: سیاست تقسیم سود، سهام جایزه و تجزیه سهام، کیفیت اطلاعات مالی، مدیریت و صنعت. عوامل خارجی عبارتند از: عوامل فرهنگی، عوامل سیاسی- اجتماعی، عوامل فنی (تکنولوژیک)، کارگزاران و بورس بازان، بازده سایر دارایی‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی. منظور از متغیرهای کلان اقتصادی متغیرهای GNP، سیاست پولی و مالی، مالیات، تورم، بهره، پس‌انداز، بدهی‌های خارجی و نرخ ارز می‌باشد.

از زوایای مختلف می‌توان نحوه اثرگذاری میزان حجم پول بر شاخص قیمت سهام را بیان نمود. از دیدگاه «اثر مانده حقیقی» افزایش نقدینگی موجب به هم خوردن تعادل مانده حقیقی پول می‌شود. اما از آن‌جا که افراد تمایل دارند تعادل مانده حقیقی خود را حفظ کنند، سعی می‌کنند حجم پول اضافی را به طرف خرید سایر دارایی‌های مالی از جمله سهام سوق دهند. لذا از این دیدگاه ملاحظه می‌شود که افزایش حجم پول موجب افزایش تقاضا و بالتبع آن افزایش قیمت سهام می‌شود. یکی از روش‌های ارزش‌گذاری قیمت سهام مدل ارزش فعلی جریانات نقدی است. بر اساس مدل تنزیل جریانات نقدی زیر، قیمت سهام برابر با ارزش حال سود سهام می‌باشد (والش، ۲۰۱۰):

[1]. Mishkin (1995)

$$s_t = E_t\left[\sum_{j=1}^{k}\left(\frac{1}{1+R}\right)^j D_{t+j}\right] + E_t\left[\left(\frac{1}{1+R}\right)^k s_{t+k}\right] \quad (۱)$$

که در رابطه (۱)، E_t انتظارات شرطی بر اساس اطلاعات در دسترس فعالان بازار سهام در زمان t، R نرخ بازدهی که توسط فعالان بازار سهام برای سود سهام آینده تنزیلی مورد استفاده قرار می‌گیرد و k افق زمانی سرمایه‌گذار می‌باشد. سیاست پولی از دو طریق بر بازدهی بازار سهام تأثیر می‌گذارد:

اول، یک اثر مستقیم بر بازدهی سهام با تغییر نرخ تنزیل، به طور مستقیم سیاست پولی انقباضی باعث افزایش نرخ تنزیل می‌شود که این افزایش باعث کاهش قیمت سهام و در نتیجه فعالیت کمتر اقتصادی در آینده می‌شود. دوم، یک اثر غیر مستقیم بر ارزش بنگاه‌ها توسط تغییرات جریان نقدینگی مورد انتظار آینده دارد. انتظار می‌رود که سیاست پولی انبساطی سطح فعالیت‌های اقتصادی را افزایش دهد و قیمت‌های سهام نیز در جهت مثبت عکس‌العمل نشان دهند. بنابراین فرض بر وجود ارتباط بین سیاست‌های پولی و مجموع اقتصاد حقیقی است.

از آن‌جا که سیاست پولی انبساطی باعث افزایش فعالیت‌های اقتصادی، افزایش قیمت سهام و افزایش عایدی سهام می‌شود و سیاست پولی انقباضی عکس آن است. در نتیجه شرکت کنندگان در بازار سهام توجه زیادی بر انبساطی و یا انقباضی بودن سیاست پولی می‌کنند. از نظر تئوری رابطه بین حجم پول و شاخص کل قیمت سهام مثبت است، زیرا افزایش نقدینگی تقاضا برای دارایی‌ها و از جمله سهام را افزایش می‌دهد، در نتیجه با افزایش تقاضا برای سهام قیمت آن بالا می‌رود (نونژاد و همکاران، ۱۳۹۱).

الف) اثر بازار سهام بر سرمایه‌گذاری (نظریه Q توبین)

توبین Q را به عنوان ارزش بازاری بنگاه نسبت به هزینه جایگزینی تعریف می‌کند. در نتیجه اگر Q بالا باشد، قیمت بازاری بنگاه نسبت به هزینه جایگزینی سرمایه بیشتر می‌شود. بنابراین ماشین آلات و تجهیزات سرمایه‌ای جدید نسبت به ارزش بازاری بنگاه‌ها ارزان هستند. در این حالت بنگاه می‌تواند از طریق انتشار سهام و بدست آوردن قیمت بالا برای آن‌ها نسبت به هزینه‌ای که برای تسهیلات پرداخت می‌کند، به سرمایه‌گذاری جدید مشغول شود و هزینه سرمایه‌گذاری بنگاه

افزایش پیدا می‌کند؛ زیرا بنگاه می‌تواند مقدار زیادی کالاهای سرمایه‌ای جدید را با صرف مقدار کمی از سهام خریداری کند. در حالت عکس، زمانی که Q پایین باشد، بنگاه نمی‌تواند بر روی کالاهای سرمایه‌ای جدید هزینه کند، زیرا ارزش بازاری سهام نسبت به هزینه سرمایه پایین است (میشکین،۲۰۰۱).

در نتیجه اگر فرض کنیم عرضه پول افزایش پیدا می‌کند، عموم مردم در می‌یابند که پول بیش‌تری نسبت به آن‌چه که می‌خواستند در دست دارند. در این صورت می‌خواهند به سرعت از طریق هزینه کردن از دست آن رهایی پیدا کنند. یکی از مکان‌هایی که برای سرمایه‌گذاری وجود دارد، بازار سهام است. بنابراین تقاضا برای سهام افزایش و در نتیجه قیمت سهام افزایش پیدا می‌کند که در پی آن Q افزایش می‌یابد و در نتیجه هزینه‌های سرمایه‌گذاری افزایش پیدا می‌کند.

حجم پول ↑ ⟸ تقاضا برای سهام ↑ ⟸ قیمت سهام ↑ ⟸ Q توبین ↑ ⟸ مخارج سرمایه‌گذاری ↑ ⟸ تولید کل ↑

ب) اثر ثروت خانوار

یکی دیگر از کانال‌هایی که برای قیمت دارایی معرفی گردید، اثر ثروت می‌باشد که توسط مودیگلیانی بیان شده است. در این قسمت تمرکز بر ثروت مالی افراد است که ناشی از افزایش قیمت سهام بنگاه‌ها می‌باشد. به عبارتی بنا بر نظریه مودیگلیانی مصرف خانوار تابعی از درآمد افراد در طول دوران زندگی اعم از درآمدی که ناشی از سرمایه مادی، انسانی و ثروت مالی افراد است. لذا سهام یکی از اجزاء ثروت مالی و به تبع آن یکی از منابع دوره زندگی مصرف‌کننده است. بنابراین زمانی که قیمت سهام در نتیجه‌ی سیاست پولی انبساطی افزایش پیدا می‌کند، حجم ثروت مالی افزایش و این به نوبه‌ی خود منابع طول دوره زندگی مصرف‌کننده را افزایش می‌دهد (پاتلیس[1]، ۲۰۰۲).

حجم پول↑ ⟸ تقاضا برای سهام ↑ ⟸ قیمت سهام ↑ ⟸ثروت خانوار↑ ⟸ مخارج مصرفی و مصرف↑ ⟸ تولید کل ↑

[1]. Patelis (2002)

ج) اثر ترازنامه

به نظر برنانکه و گرتلر[1] (۱۹۹۹) رابطه قیمت دارایی‌ها و اقتصاد حقیقی بیشتر از طریق کانال ترازنامه برقرار است. زیرا به خاطر وجود اصطکاک در بازار اعتبارات، وضعیت گردش نقدی و شرایط ترازنامه‌ها، عوامل تعیین‌کننده‌ای در توانایی دسرسی بنگاه‌ها به وام می‌باشند. لذا در کانال ترازنامه، سیاست پولی انبساطی باعث افزایش قیمت سهام می‌شود و در کنار آثار دیگر، سیاست پولی انبساطی باعث افزایش ارزش خالص فعلی بنگاه‌ها و افزایش اعطای وام بانکی شده و منجر به افزایش مخارج سرمایه‌گذاری و تقاضای کل می‌شود. زیرا که سیاست پولی انبساطی باعث کاهش مسائل انتخاب معکوس و خطرات اخلاقی[2] می‌شود.

حجم پول↑ ⟸ تقاضا برای سهام ↑ ⟸ قیمت سهام ↑ ⟸ خالص ارزش دارایی↑ ⟸ ریسک اعطای وام ↓ ⟸ وام و تسهیلات پرداختی ↑ ⟸ مخارج سرمایه‌گذاری ↑ ⟸ تولید کل ↑

۲-۱-۲- عدم تقارن اثرات سیاست‌های پولی

از مدت‌ها پیش اقتصادانان تشخیص داده‌اند که رفتار پویای برخی متغیرهای اقتصادی و روابط بین تعدادی از متغیرهای اقتصادی غیر خطی است. نظریه‌پردازان اقتصادی و همچنین پژوهشگران تجربی اهمیت چنین مدل‌های غیر خطی را تأکید نموده‌اند. غیر خطی بودن روابط بدین معناست که در دوره‌های مختلف نحوه اثرپذیری و اثرگذاری متغیرها می‌تواند متفاوت باشد. در این راستا طی سال‌های گذشته و بر مبنای نظریه کینزین‌های جدید و همچنین مطالعات تجربی انجام شده، علاوه بر تأکید بر خنثی نبودن پول، به اثرات نامتقارن پول بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید واقعی و سطح اشتغال اشاره شده است. در این مطالعات بیان شده که نه تنها پول بر متغیرهای اقتصادی بی‌تأثیر نیست، بلکه این اثرات به شکل نامتقارنی بر متغیرهای واقعی اعمال می‌شوند. نظریات بسیاری در خصوص اثرات نامتقارن سیاست پولی وجود دارد که می‌توان در سه گروه عمده زیر طبقه‌بندی کرد:

---

[1]. Bernanke and Gertler (1999)
[2]. Inverse Selection & Moral Hazard

گروه اول به اثرات نامتقارن ناشی از جهت علامت پولی اشاره دارند. به طوری که شوک‌های منفی اثرات قوی‌تری نسبت به شوک‌های پولی مثبت بر تولید دارند. این نوع از عدم تقارن به دلیل منحنی عرضه کل محدب ناشی از چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدهای اسمی است. یک مثال برای این نوع از عدم تقارن، در مدل بال و منکیو[1] (۱۹۹۴) بیان شده است. در این مدل، تعدیل نامتقارن قیمت‌ها ناشی از فرض وجود روند مثبت در تورم می‌باشد. در حالت نرمال و بدون اعمال سیاست پولی، تورم سبب می‌شود تا بنگاه‌ها قیمت‌های انتظاری بالاتر از سطح تورم فعلی داشته باشند، در نتیجه اثر یک شوک مثبت پولی موجب افزایش شکاف قیمت‌های انتظاری و فعلی می‌شود. در حالی که شوک‌های منفی پولی موجب نزدیک شدن سطح تورم انتظاری به تورم فعلی می‌شود. بنابراین اثرات شوک منفی می‌تواند، اثرات جدی‌تری بر سطح تولید بنگاه داشته باشد.

نوع دوم عدم تقارن اثرات سیاست پولی به دلیل اندازه سیاست پولی اتخاذ شده می‌باشد. به طوری که شوک‌های کوچک‌تر دارای اثرات بزرگ‌تری نسبت به شوک‌های بزرگ‌تر می‌باشند. مدل فهرست‌بهای بال و رومر[2] (۱۹۸۹، ۱۹۹۰) یک مدل خلاصه اما کامل از این نوع عدم تقارن می‌باشد. در این مدل، وقتی یک شوک یا سیاست پولی کوچک اعمال می‌شود، سطح تولید تغییر کرده و سطح قیمت‌ها ثابت می‌ماند، زیرا بعد از شوک پولی کوچک، مطلوبیت ثابت نگه داشتن قیمت‌ها برای تولیدکننده به دلیل وجود هزینه فهرست‌بها، بزرگ‌تر از مطلوبیت تغییر قیمت‌هاست. تعدیل قیمت‌ها بزرگ‌تر از ثابت نگه‌داشتن قیمت‌هاست، در نتیجه قیمت‌ها تغییر می‌کنند و تولید ثابت می‌ماند.

نوع سوم عدم تقارن سیاست‌های پولی به نحوه اثرگذاری این سیاست‌ها در شرایط مختلف اقتصادی از قبیل رکود و رونق بستگی دارد. این اثر به دلیل وجود اصطکاک در بازار اعتبارات ناشی از عدم تقارن اطلاعات بین وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان می‌باشد. در نتیجه‌ی این اصطکاک، سیاست پولی علاوه بر نرخ بهره بر هزینه مالی بیرونی که تقویت‌کننده اثرات سیاست پولی بر هزینه استقراض، تقاضای سرمایه و تولید حقیقی می‌باشد، اثر می‌گذارد (ژو و سباستین[3]، ۲۰۰۷). از آن‌جا که رکود باعث کاهش ارزش وثیقه‌ها می‌گردد، در نتیجه جایگاه اقتصادی بنگاه‌ها تضعیف شده و

[1]. Ball and Mankiw (1994)
[2]. Ball and Romer (1989, 1990)
[3]. Zhu and Sebastian (2007)

موجب می‌شود تا پرداخت تسهیلات و اعتبار از طرف بانک‌ها در زمان رکودها سخت‌تر از رونق شود. در نتیجه اثرات سیاست پولی می‌تواند در زمان رکود اقتصادی شدیدتر باشد.

۲-۲-پیشینهٔ تحقیق

در جدول (۲) به مرور مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در رابطه با نقش کانال قیمت سهام در مکانیسم انتقال پول، پرداخته می‌شود.

جدول ۲: مطالعات پیشین تحقیق

نویسنده	قلمرو مکانی	روش تحقیق	نتایج تحقیق
آنا شوارتز[1] (۲۰۰۳)	آمریکا و ژاپن	VAR	کانال قیمت سهام نقش فعالی در انتقال آثار پولی به تولید و تورم داشته است و بانک‌های مرکزی دو کشور نباید بدون توجه به قیمت دارایی، سیاست‌های پولی اتخاذ کنند.
بوقرارا[2] (۲۰۰۸)	تونس و مراکش	VAR	نتایج اصلی این پژوهش نشان داد که هیچ یک از کانال‌های نرخ ارز و قیمت دارایی در اقتصاد کشورهای مذکور، کارا و فعال نیست. کانال اعتباردهی در تونس فعال است و از کانال مرسوم نرخ بهره قوی‌تر عمل می‌کند. این کانال در مراکش نیز فعال است ولی قدرت اثربخشی کمتری نسبت به اقتصاد تونس دارد.
گودهارت و هافمن[3] (۲۰۰۸)	۱۷ کشور صنعتی	Panel VAR	بر اساس نتایج این تحقیق، قیمت دارایی (سهام) اثر قابل توجهی بر متغیرهای کلان داشته و همچنین در زمان افزایش قیمت سهام، کانال اعتباری نیز توانسته سهم بیشتری در انتقال آثار پولی داشته باشد.
موسو و همکاران[4] (۲۰۱۱)	آمریکا و اتحادیه اروپا	SVAR	بر اساس نتایج تحقیق کانال قیمت دارایی (قیمت مسکن) در آمریکا و کانال اعتباری در اتحادیه اروپا بیشترین نقش را در انتقال آثار پولی داشته‌اند.
نیلز و همکاران[5] (۲۰۱۵)	۲۰ کشور صنعتی	PVAR	نتایج حاکی از فعال بودن کانال قیمت سهام در انتقال پولی می‌باشد، به طوری که این کانال در زمان بحران مالی در کاهش تولید بسیار مؤثر بوده است.
اردوغدو[6] (۲۰۱۷)	ترکیه	VAR	کانال اعتباری و کانال قیمت دارایی در انتقال آثار سیاست پولی بر تولید و قیمت‌ها غیر فعال می‌باشد. همچنین کانال نرخ بهره بیشترین سهم را در انتقال آثار سیاست پولی بر عهده دارد.
اکیموا و همکاران[7] (۲۰۱۷)	روسیه	VAR	کانال اعتباری در انتقال سیاست پولی فعال می‌باشد.

1. Schwartz (2003)
2. Bougharara (2008)
3. Goodhart and Hofmann (2008)
4. Musso (2011)
5. Nils (2015)
6. Erdogdu (2017)
7. Ekimova (2017)

کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴)	ایران	ARCH و GARCH	نتایج نشان می‌دهد که بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای مکانیسم انتقال سیاست پولی نیست.
فرزین‌وش و زنوزی (۱۳۸۸)	ایران	SVAR	بر اساس نتایج تحقیق پول اثرات معنی‌دار و پایداری بر قیمت سهام، قیمت مسکن و طلا دارد. از طرفی اما قیمت سهام کمترین تأثیر را بر تولید ناخالص داخلی دارد، در حالی که قیمت مسکن و طلا در حدود ۲۰ درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد. در نتیجه در کانال قیمت دارایی‌ها، قیمت سهام نقش مؤثری در انتقال سیاست پولی به تولید ندارد اما قیمت مسکن و طلا مهم‌ترین واسطه‌های انتقال پول می‌باشند.
مشیری و واشقانی (۱۳۸۹)	ایران	VAR	نتایج این مطالعه حاکی از این است که هیچ‌کدام از کانال‌ها سهمی در انتقال شوک پولی به تولید نداشته‌اند. اما در انتقال آثار تورمی به ترتیب کانال قیمت دارایی، نرخ بهره، نرخ ارز و اعتبار مؤثر بوده‌اند.
کمیجانی و علی‌نژاد (۱۳۹۱)	ایران	VAR	ایشان قدرت اثرگذاری چهار کانال اصلی انتقال پولی (شامل کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی (سهام) و کانال اعتباری) بر نرخ رشد تولید واقعی و نرخ تورم را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. بر اساس یافته‌های تحقیق، هر چهار کانال در انتقال پولی فعال می‌باشند و همچنین از طریق کانال وام‌دهی بانکی سیاست پولی بیشترین تأثیر را بر رشد تولید واقعی و از طریق کانال نرخ ارز، سیاست پولی بیشترین اثرگذاری را بر تورم داشته است.
بهرامی‌نیا و همکاران (۱۳۹۶)	ایران	DSGE	در این مطالعه اثرات شوک‌های پولی بر تولید و سطح قیمت‌ها از کانال قیمت دارایی با تأکید بر بخش مسکن بررسی شده است، نتایج این تحقیق بیانگر این است که افزایش رشد حجم پول از طریق افزایش قیمت دارایی‌ها موجب افزایش تولید و سطح قیمت‌ها می‌شود. همچنین اثرات شوک پولی بر سطح قیمت‌ها از کانال قیمت دارایی طولانی‌تر از تولید می‌باشد.

همان‌طور که جدول (۲) گویاست، نتایج مطالعات در رابطه با سهم کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول مختلف بوده است، به طوری که برخی از مطالعات از جمله مشیری و واشقانی (۱۳۸۹) و کشاورز حداد و مهدوی (۱۳۸۴) سهم قیمت سهام در مکانیزم انتقال پولی را ناچیز برآورد کرده‌اند. برخی از مطالعات مانند مطالعه کمیجانی و علی‌نژاد کانال قیمت سهام در انتقال پول را فعال اما سهم آن را اندک تخمین زده‌اند، اما در برخی از مطالعات مانند شوارتز (۲۰۰۳) و اکیموا و همکاران (۲۰۱۷) سهم کانال قیمت سهام در انتقال پول قابل توجه برآورد شده است. این تفاوت در نتایج می‌تواند ناشی از نوع داده‌های مورد استفاده، روش‌های اقتصادسنجی و قلمرو مکانی مطالعات انجام شده باشد. به هرحال تاکنون مطالعه مکانیزم‌های انتقال غیر خطی سیاست پولی از طریق کانال قیمت سهام با استفاده از روش‌های غیر خطی علی‌الخصوص مدل مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری (MSVAR) زیاد مورد توجه قرار نگرفته است، در حالی که ممکن است انتقال پول در شرایط مختلف اقتصادی کارکرد و کارایی مختلفی داشته باشد و اثربخشی سیاست‌های پولی را تحت تأثیر قرار دهد.

۳- روش تحقیق

بخش روش‌شناسی تحقیق به ارائه مدل تحقیق، الگوی تحقیق و داده‌های مورد استفاده در تحقیق می‌پردازد.

۳-۱- مدل تحقیق

همیلتون[1] در سال ۱۹۸۹ برای اولین بار از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در ادبیات اقتصاد سنجی سری‌های زمانی استفاده نمود. تحقیقات همیلتون به‌طور ویژه بر این پایه بنا شده بود که نه تنها رفتار غیر خطی در سری‌های زمانی اقتصادی وجود دارد، بلکه این رفتار غیر خطی به‌طور خاص در عدم تقارن چرخه‌های اقتصادی معنی می‌شود. همیلتون مدلی ارائه می‌دهد که با شناخت انتقال دوره‌ای از یک نرخ رشد مثبت به نرخ رشد منفی ناشی از چرخه‌های تجاری آمریکا می‌توان اثرات متفاوت این تغییر را در رفتار اقتصادی مشاهده کرد.

بعد از مطالعه همیلتون، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ به‌طور بسیار گسترده‌ای در تحلیل پدیده‌های مختلف اقتصادی به کار گرفته شده‌اند. در مطالعات کرولزیگ[2] (۱۹۹۷) و کیم و نلسون[3] (۱۹۹۹) به خوبی به کاربردهای متنوع مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و چگونگی برآورد آن‌ها پرداخته شده است.

مطالعه کرولزیگ (۱۹۹۸) علاوه بر توسعه مدل‌های (MSVAR) برای راحتی و ساده‌سازی، امکان برآورد مدل‌های MSVAR در نرم افزار OX را فراهم نمود. این نرم افزار قادر است تا به سادگی تکنولوژی مارکوف سوئیچینگ که زبان برنامه نویسی بسیار پیچیده‌ای دارد را در دسترس قرار دهد تا بتوان در تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی از مدل‌های MSVAR استفاده نمود.

در ادامه نیز امکان استفاده از توابع واکنش آنی در چارچوب مدل‌های MSVAR برای اولین بار در مقاله‌ی کرولزیگ و تورو[4] (۱۹۹۹) مورد بحث قرار گرفت. بر اساس نتایج این مطالعه، توابع واکنش در مدل‌های MSVAR حاصل تغییرات درون‌زای رژیم‌ها می‌باشند. این توابع با نام «توابع

---

1. Hamilton
2. Krolzig (1997)
3. Kim and Nelson (1999)
4. Krolzig and Toro (1994)

واکنش وابسته به رژیم» نامیده می‌شوند و برای رژیم‌های مختلف به صورت جداگانه محاسبه می‌شوند. از طرفی نحوه محاسبه توابع واکنش وابسته به رژیم در مطالعه اهرمان، الیسون و والا[1] (۲۰۰۳) مورد تحلیل قرار گرفته است.

ایده‌ی اصلی مدل‌های مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری (MSVAR) در این است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم s_t بستگی دارند، در عین حال s_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به‌دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده y_t به صورت زیر خواهد بود:

$$p(y_t|Y_{t-1}, s_t) = \begin{cases} f(y_t|Y_{t-1}, \theta_1) if s_t = 1 \\ \dots \\ f(y_t|Y_{t-1}, \theta_n) if s_t = n \end{cases} \quad (۲)$$

به طوری‌که θ_n بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم‌های مختلف و Y_{t-1} نشان‌گر $[Y_{t-j}]_{j=1}^{\infty}$ می‌باشد. برای یک رژیم مشخص s_t، y_t را می‌توان به وسیله مدل VAR(p) زیر نشان داد:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (۳)$$

که $u_t \sim NID[0, \sum s_t]$ می‌باشد. برای تکمیل کردن فرآیند ایجاد داده‌ها نیاز به شناخت نحوه‌ی تغییر در رژیم (s_t) می‌باشد، که در مدل‌های MS فرض می‌شود s_t به وسیله‌ی زنجیره مرتبه‌ی اول مارکوف زیر ایجاد می‌شود:

$$Pr\left\{s_t \middle| [s_{t-j}]_{j=1}^{\infty}, [Y_{t-j}]_{j=1}^{\infty}\right\} = Pr\{s_t|s_{t-1}; \rho\} \quad (۴)$$

که در آن ρ برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم‌هاست. بر اساس این فرض می‌توان احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را به‌دست آورد:

$$p_{i,j} = Pr\{s_{t+1} = j|s_t = i\}, \quad \sum_{j=1}^{n} p_{i,j} = 1 \quad \forall i,j \in \{1, 2, \dots, n\} \quad (۵)$$

[1]. Ehrmann, Ellison and Valla (2003)

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $\boldsymbol{n \times n}$، ماتریس احتمال انتقالات $\boldsymbol{p}$ به دست می‌آید که هر عنصر از آن $\boldsymbol{p_{i,j}}$ احتمال وقوع رژیم $\boldsymbol{j}$ بعد از رژیم $\boldsymbol{i}$ را نشان می‌دهد.

$$\boldsymbol{p} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{p_{11}} & \cdots & \boldsymbol{p_{n1}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \boldsymbol{p_{1n}} & \cdots & \boldsymbol{p_{nn}} \end{bmatrix} \qquad \boldsymbol{0 \le p_{ij} \le 1} \tag{۶}$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MS-VAR زیر می‌شود:

$$\boldsymbol{y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t} \tag{۷}$$

که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم $\boldsymbol{(s_t)}$ وابسته هستند. بنابراین مدل فوق را می‌توان به شکل زیر هم نشان داد:

$$\boldsymbol{y_t} = \begin{cases} \boldsymbol{v_1 + A_{11}y_{t-1} + \cdots + A_{p1}y_{t-p} + \sum_1^{\frac{1}{n}} u_t \; if s_t = 1} \\ \cdots \\ \boldsymbol{v_n + A_{1n}y_{t-1} + \cdots + A_{pn}y_{t-p} + \sum_1^{\frac{1}{n}} u_t \; if s_t = n} \end{cases} \tag{۸}$$

در مدل فوق $\boldsymbol{y_t}$ یک بردار $\boldsymbol{n}$ بعدی شامل متغیرهای درون‌زای مورد بررسی بوده و اجزای اخلال دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $\boldsymbol{\sum(s_t)}$ است. متغیر پنهان $\boldsymbol{s_t}$ نیز از یک زنجیره مارکوف با احتمالات انتقال ثابت پیروی می‌کند و بیانگر وضعیت رژیم‌های متغیرهای مورد بررسی است (کرولزیگ[1]، ۱۹۹۸).

یکی از مزیت‌های الگوهای خودهمبسته برداری توانایی در نمایش پویایی متغیرهاست. با استفاده از توابع ضربه واکنش، می‌توان واکنش متغیرهای الگو و همچنین نوسانات اقتصادی حاصله از شوک‌ها و زمان‌یابی نوسانات را استخراج کرد. در مدل MS-VAR برای مطالعه پویایی سیستم و همچنین تجزیه و تحلیل مدل از «توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم[2]» استفاده می‌شود.

---

1. Krolzig (1998)
2. Regime-dependent Impulse Response Function

توابع ضربه واکنش استاندارد نحوه واکنش متغیر درون‌زا به تکانه‌ی دیگر متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. به عبارتی مقدار تغییر در متغیر درون‌زا بعد از تغییر در یکی از متغیرهای مدل به اندازه‌ی یک انحراف معیار را شامل می‌شود. اما در مدل MS-VAR این توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم‌های مدل می‌باشند و برای هرکدام از رژیم‌ها، توابع ضربه واکنش جداگانه‌ای محاسبه می‌شود. در حالتی که مدل MS-VAR دارای k متغیر و m رژیم باشد، تعداد توابع ضربه واکنش مدل برابر $\mathbf{mk^2}$ خواهد بود. فرمول زیر بیانگر رابطه ریاضی نحوه محاسبه توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم برای یک رژیم مشخص $\boldsymbol{s_t = i}$ می‌باشد. این رابطه مقدار تغییر متغیر Y در زمان t+h که به خاطر تکانه در متغیر X در زمان t رخ داده است را نشان می‌دهد:

$$\left.\frac{\partial Y_{t+h}}{\partial \varepsilon_{X,t}}\right|_{s_t=\cdots=s_{t+h}} = \vartheta_{YX,h} for, h \geq 0 \qquad (۹)$$

در رابطه فوق بعد از تکانه در متغیر X در زمان t در تمام h دوره‌ی بعدی فرض می‌شود که در رژیم $\boldsymbol{s_t = i}$ قرار می‌گیریم. برای تمامی رژیم‌ها به این شکل عمل می‌شود تا در نهایت تمامی توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم بدست آید (ارمان و همکاران[1]، ۲۰۰۳).

۲-۳- الگوی تحقیق

بعد از آشنایی با مدل MS-VAR و آشنایی با توابع ضربه واکنش، نحوه برآورد و تعیین سهم کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال سیاست‌های پولی در مطالعه حاضر به شرح زیر خواهد بود:
برای تعیین سهم و میزان اهمیت کانال قیمت سهام، مطابق با رویه مطالعات مورسینک و بایونی[2] (۲۰۰۱)، دیسیات و ونگسین سیریکل[3] (۲۰۰۳)، احمد و همکاران[4] (۲۰۰۵)، فوجیوارا[5] (۲۰۰۶) و علیم[6] (۲۰۱۰) عمل خواهد شد. در این راستا به منظور اندازه‌گیری نقش کانال نرخ ارز در اشاعه سیاست پولی خواهیم داشت:

---
1. Ehrmann (2003)
2. Morsink and Bayoumi (2001)
3. Disyat and Vongsinsirikul (2003)
4. Ahmad (2005)
5. Fujiwara (2006)
6. Aleem (2010)

ابتدا متغیر شاخص بورس تهران که معرف کانال مورد نظر است به الگوی پایه به صورت درون‌زا اضافه شده و توابع واکنش وابسته به رژیم آن برآورد می‌شود. این مدل، "مدل کانال درون‌زا" نامیده می‌شود. سپس متغیر فوق را از فهرست متغیرهای درون‌زا حذف نموده و به فهرست متغیرهای برون‌زا با همان تعداد وقفه در الگوی اول اضافه کرده و مجدداً توابع واکنش وابسته به رژیم برآورد می‌شود. این مدل نیز "مدل کانال برون‌زا" نامیده می‌شود. سپس تفاوت دو تابع واکنش نشان‌دهنده سهم کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پولی است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در این روش دو الگوی مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری وجود دارد که در یکی از آن‌ها نماینده کانال مورد نظر در لیست متغیرهای درون‌زا و در دیگری در لیست متغیرهای برون‌زا قرار دارد. الگوی دوم مشابه الگوی خودهمبسته برداری اول بوده و حتی دارای اختلالات متعامد یکسانی است، به جز آن که در الگوی دوم هر واکنشی که از مسیر کانال مورد نظر عبور می‌کند به‌طور کامل مسدود شده است.

نمایش ریاضی رویه فوق در یک الگوی سه متغیره به صورت زیر است:

$$\mathbf{LGDP_t} = \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\alpha_{1i}(s_t)}\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\beta_{1i}(s_t)}\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{1i}(s_t)}\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{1i}(s_t)}\mathbf{LSP_{t-i}}$$

$$\mathbf{LCPI_t} = \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\alpha_{2i}(s_t)}\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\beta_{2i}(s_t)}\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{2i}(s_t)}\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{2i}(s_t)}\mathbf{LSP_{t-i}}$$

$$\mathbf{LMB_t} = \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\alpha_{3i}(s_t)}\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\beta_{3i}(s_t)}\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{3i}(s_t)}\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{3i}(s_t)}\mathbf{LSP_{t-i}}$$

$$\mathbf{LSP_t} = \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\alpha_{4i}(s_t)}\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\beta_{4i}(s_t)}\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{4i}(s_t)}\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{4i}(s_t)}\mathbf{LSP_{t-i}}$$

بعد از مدل درون‌زا، مدل برون‌زا به شکل زیر برآورد می‌شود:

$$\mathbf{LGDP_t} = \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\alpha_{5i}(s_t)}\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\beta_{5i}(s_t)}\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{5i}(s_t)}\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \boldsymbol{\gamma_{5i}(s_t)}\mathbf{LSP_{t-i}}$$

$$\mathbf{LCPI_t} = \sum_{i=1}^{p} \alpha_{6i}(s_t)\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{6i}(s_t)\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_{6i}(s_t)\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_{6i}(s_t)\mathbf{LSP_{t-i}}$$

$$\mathbf{LMB_t} = \sum_{i=1}^{p} \alpha_{7i}(s_t)\mathbf{LGDP_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \beta_{7i}(s_t)\mathbf{LCPI_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_{7i}(s_t)\mathbf{LMB_{t-i}} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_{7i}(s_t)\mathbf{LSP_{t-i}}$$

$\mathbf{LGDP_t}$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی بدون نفت، $\mathbf{LCPI_t}$: لگاریتم طبیعی شاخص کل قیمت مصرف‌کننده، $\mathbf{LMB_t}$: لگاریتم طبیعی مانده حقیقی حجم پایه پولی، $\mathbf{LSP_t}$: لگاریتم طبیعی شاخص کل بورس تهران، و $\mathbf{s_t}$: رژیم مورد نظر در مدل مارکوف سوئیچینگ.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود این رویه منجر به الگوی خودهمبسته‌ای می‌شود که دو معادله اول همانند الگوی اول است، اما توابع ضربه- واکنش وابسته به رژیم حاصل از آن متفاوت خواهد بود. چرا که کنش و واکنش میان متغیرها که از LSP_t عبور می‌کند، مسدود شده است. به همین دلیل مقایسه دو سری توابع ضربه و واکنش وابسته به رژیم، سهم و اهمیت نسبی کانال مورد نظر را در مکانیزم انتقال پولی فراهم می‌نماید.

تغییر عمده و معنی‌دار در مسیر تولید، به این معناست که کانال مورد نظر قسمت مهمی از سازوکار انتقال پولی را تشکیل می‌دهد. در مقابل اگر توابع وابسته به رژیم مدل‌های فوق به هم نزدیک باشد، کانال مورد نظر قدرت ضعیفی در سازوکار انتقال پولی بر عهده دارد. دلیل این استدلال نیز این است که اثر کانال ویژه‌ای در نظام بلوک می‌شود و اگر ملاحظه شود که مسیر توابع عکس‌العمل تولید به تکانه پولی، هنوز قادر است به طور منطبق بر مسیر شبیه مدل درون‌زا را دنبال کند، به این معنی است که به طور کلی سهم نهایی کانال مورد نظر در اثربخشی بر تولید کوچک است. این دیدگاه شبیه روش مورد استفاده در مقاله رمزی[1] (۱۹۹۳) است. سهم کانال به روش زیر و به تفکیک هریک از رژیم‌ها محاسبه می‌شود:

$$\boldsymbol{Distancemeasure} = \frac{\vartheta_h^{En} - \vartheta_h^{Ex}}{\vartheta_h^{En}} \boldsymbol{foreachh}$$

در معیار فوق $\boldsymbol{\vartheta_h^{En}}$: واکنش تولید یا سطح قیمت‌ها به تکانه پول در مدل درون‌زا و $\boldsymbol{\vartheta_h^{Ex}}$: واکنش تولید یا سطح قیمت‌ها به تکانه پولی در مدل برون‌زا می‌باشد که این معیار برای دوره‌های مختلف

[1]. Ramsey (1993)

محاسبه شده و چون از بعد خاصی برخوردار نیست، از آن برای مقایسه سهم هر کانال انتقال در دوره‌ها و رژیم‌های مختلف استفاده می‌شود (اندات[1]، ۲۰۰۵).

۴- یافته‌های پژوهش

نخستین مرحله در برآورد مدل‌های سری زمانی، بررسی وضعیت متغیرها از نظر مانایی می‌باشد. در این مطالعه برای بررسی وضعیت مانایی متغیرها از آزمون KPSS[2] که از متداول‌ترین آزمون‌های ریشه واحد با در نظر گرفتن امکان شکست ساختاری می‌باشد، استفاده می‌شود. فرضیه صفر در آزمون KPSS مانایی متغیر مورد نظر می‌باشد و در صورت رد فرضیه صفر، مانایی متغیر مورد نظر رد شده و وجود ریشه واحد تأیید می‌گردد. نتایج آزمون KPSS در جدول (۳) ارائه شده است:

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد KPSS

نتیجه آزمون	یکبار تفاضل‌گیری				سطح متغیر				نام متغیر
	مقدار بحرانی			مقدار آماره	مقدار بحرانی			مقدار آماره	
	٪ ۱۰	٪ ۵	٪ ۱		٪ ۱۰	٪ ۵	٪ ۱		
مانا نیست- I(1)	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۰۹۲	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۱/۱۲۵*	LGDP
مانا نیست- I(1)	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۲۵۸	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۱/۱۳۲*	LCPI
مانا نیست- I(1)	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۱۳۷	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۹۴۷*	LMB
مانا نیست- I(1)	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۰/۰۳۹۴	۰/۳۴۷	۰/۴۶۳	۰/۷۳۹	۱/۱۰۰*	LSTOCK

منبع: یافته‌های تحقیق

* بیانگر رد فرضیه صفر در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

اگرچه آزمون ریشه واحد دلالت بر این دارد که تمام متغیرهای مدل دارای ریشه واحد می‌باشند، اما همانند بسیاری از مقالات مشابه پولی بر پایه VAR، سیستم در سطح تخمین زده می‌شود. زیرا همان‌طور که سیمز، استاک و واتسون (۱۹۹۰) نشان دادند، با وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، پویایی‌های سیستم می‌تواند به درستی در یک سیستم VAR در سطح متغیرها تخمین زده شود (سیمز، استاک و واتسون، ۱۹۹۰: ۱۶). از طرفی باید توجه داشت که برآورد الگو در تفاضل متغیرها، هیچ‌گونه اطلاعی از روابط بین متغیرها در سطح که بیشترین تمرکز نظریه اقتصاد بر آن

[1]. Endut (2005)
[2]. Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin

است را فراهم نمی‌کند (الیم[1]، ۲۰۱۰). بنابراین نگرانی راجع به رگرسیون کاذب که در برآوردهای تک معادله‌ای مطرح است، اهمیت کمتری خواهد داشت. از این رو قبل از برآورد مدل لازم است وجود بردارهای همبستگی بین متغیرهای مدل مورد آزمون قرار گیرد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون و یوسلیوس در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴: آزمون هم انباشتگی بین متغیرهای مدل

λ_{Trace}				λ_{Max}			
فرضیه صفر	**فرضیه مقابل**	**مقدار آماره**	**مقدار بحرانی**	**فرضیه صفر**	**فرضیه مقابل**	**مقدار آماره**	**مقدار بحرانی**
$r = 0^*$	$r > 0$	۵۱/۴۸	۴۷/۸۵	$r = 0^*$	$r = 1$	۳۲/۵۰	۲۷/۵۸
$r \leq 1^*$	$r > 1$	۲۹/۹۸	۲۹/۷۹	$r \leq 1^*$	$r = 2$	۲۸/۹۲	۲۱/۱۳
$r \leq 2$	$r > 2$	۱/۴۷	۳/۸۴	$r \leq 2$	$r = 3$	۱/۴۷	۳/۸۴

منبع: یافته‌های تحقیق

* بیانگر رد فرضیه صفر در سطح ۵ ٪ می‌باشد.

با توجه به نتایج جدول بالا می‌توان دریافت فرضیه صفر آزمون، مبنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی، بر اساس هر دو آماره‌ی آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر در سطح معنی‌داری پنج درصد رد می‌شود. در نتیجه وجود دو بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید می‌گردد. لذا مدل MS-VAR در وضعیت سطح متغیرهای مدل تخمین زده می‌شود. به عبارتی چون وجود روابط بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌گردد، از این رو نگرانی راجع به رگرسیون کاذب وجود نخواهد داشت و برای داشتن تحلیل‌های بهتر، مدل در سطح متغیرها تخمین زده می‌شود.

در گام بعدی برای برآورد مدل لازم است تعداد وقفه بهینه بین متغیرها تعیین شود. جدول (۵) مقدار آماره‌های آکائیک، حنان کوئین و شوارتز بیزین را برای چهار وقفه نشان می‌دهد. لازم به توضیح است که حداکثر تعداد وقفه بهینه چهار در نظر گرفته شده است، زیرا به دلیل استفاده از مدل غیر خطی MS-VAR و برآورد چند رژیم برای روابط بین متغیرها، برای حالاتی که تعداد وقفه‌ی بهینه بیش از چهار باشد، تعداد ضرایب برآورد شده توسط مدل بسیار زیاد خواهد بود که علاوه بر کاهش کارایی مدل، می‌تواند تحلیل توابع واکنش و تجزیه واریانس را با مشکل مواجه سازد.

[1]. Aleem (2010)

جدول ۵: آماره آکائیک، شوارتز- بیزین و حنان کوئین جهت تعیین تعداد وقفه بهینه

تعداد وقفه	آماره AIC	آماره SB	آماره HQ
۰	-۰/۰۱۳	-۰/۱۱۷	-۰/۰۵۹
۱	-۱۲/۳۰۵	-۱۱/۷۸۴	-۱۲/۰۹۴
۲*	-۱۴/۲۶۴°	-۱۲/۴۹۲°	-۱۳/۵۴۷°
۳	-۱۳/۷۲۱	-۱۲/۳۶۶	-۱۳/۱۷۲
۴	-۱۳/۴۱۸	-۱۲/۴۸۱	-۱۳/۰۳۹

منبع: یافته‌های تحقیق

* بیانگر تعداد وقفه بهینه مدل می‌باشد.

همان‌طور که در جدول فوق مشخص است، کمترین مقدار برای هر سه آماره آکائیک، شواتز- بیزین و حنان-کوئین در وقفه دوم بدست آمده است. در نتیجه بر اساس هر سه آماره مذکور، تعداد وقفه بهینه مدل دو تعیین می‌گردد. گام بعدی در برآورد مدل تعیین تعداد رژیم بهینه می‌باشد. بدین منظور می‌توان از معیارهای اطلاعات AIC و حداکثر درست نمایی برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. مطالعه‌ی ساراداکیس و سپاگتولو[1] (۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به‌اندازه‌ی کافی بزرگ باشد، استفاده از معیار آکائیک برای تعیین تعداد درست رژیم بهتر خواهد بود. لذا از هر دو آماره AIC و حداکثر درست نمایی برای انتخاب رژیم بهینه استفاده می‌شود. البته باید توجه داشت، در این قسمت نیز همانند بحث قبلی برای این‌که تعداد پارامترهای مدل زیاد نباشد، مدل‌های دو و سه رژیمی مد نظر قرار می‌گیرند.

جدول ۶: تعیین تعداد رژیم بهینه

نوع مدل	تعداد رژیم	آماره AIC	آماره ML
مدل درون‌زا	۲°	-۱۳/۵۶۸	۷۷۵/۹۷۳
	۳	-۱۱/۸۷۹	۶۴۰/۸۶۵
مدل برون‌زا	۲°	-۱۱/۱۱	۶۳۴/۹۶۷

[1]. Psaradakis and Spagnolo

۵۹۰/۷۰۸	-۱۰/۶۵۴	۳	

منبع: یافته‌های تحقیق

* بیانگر تعداد وقفه بهینه مدل می‌باشد.

با توجه به جدول (۶) کم‌ترین مقدار آماره‌ی آکائیک و بیش‌ترین مقدار حداکثر راست نمایی برای هر دو مدل، در تعداد رژیم دو بدست آمده است، در نتیجه تعداد رژیم بهینه دو انتخاب می‌گردد.

بعد از تعیین تعداد وقفه و تعداد رژیم بهینه، مدل MS-VAR با سه وقفه و دو رژیم برآورد می‌شود. در ادامه ابتدا مشخصات هریک از رژیم‌های برآورد شده ارائه می‌شود و سپس بعد از بیان مشخصات کامل رژیم‌ها، نتایج تحقیق بیان می‌شوند.

جدول ۷: مشخصات رژیم‌های صفر و یک به تفکیک مدل‌های درون‌زا و برون‌زا

نوع مدل	نوع رژیم	فصل‌های هر رژیم	تعداد فصل‌ها	احتمال قرار گرفتن در هر رژیم	متوسط نسبت حجم پول به تولید
درون‌زا	رژیم صفر	زمستان ۱۳۸۴ تا زمستان ۱۳۹۵	۴۵	٪ ۴۳	۵/۰۹۱
	رژیم یک	بهار ۱۳۷۰ تا پائیز ۱۳۸۴	۵۹	٪ ۵۷	۰/۶۵۵
برون‌زا	رژیم صفر	زمستان ۱۳۸۴ تا زمستان ۱۳۹۵	۴۵	٪ ۴۳	۵/۰۹۱
	رژیم یک	بهار ۱۳۷۰ تا پائیز ۱۳۸۴	۵۹	٪ ۵۷	۰/۶۵۵

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۷) می‌توان گفت در هر دو مدل، ۴۵ فصل در رژیم صفر و ۵۹ فصل در رژیم یک قرار می‌گیرد. فصل‌های دوره مطالعه از بهار ۱۳۷۰ تا پائیز ۱۳۸۴ در رژیم یک قرار می‌گیرند و رژیم صفر نیز فصل‌های زمستان ۱۳۸۴ تا زمستان ۱۳۹۵ را شامل می‌شود. در ستون آخر جدول فوق، متوسط درصد رشد حجم حقیقی پول در هر فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل به تفکیک رژیم‌های صفر و یک ارائه شده است. نتایج بدست آمده حاکی از این است که به طور متوسط، نرخ رشد مانده حقیقی پول در هریک از فصل‌های رژیم یک در حدود ۰/۶ درصد می‌باشد، در حالی که در رژیم صفر، مانده حقیقی حجم پول در هر فصل نسبت به فصل مشابه سال قبل خود به طور متوسط در حدود ۵ درصد رشد داشته است. در واقع متوسط رشد حجم حقیقی پول در رژیم صفر نسبت به رژیم یک در حدود ۸ برابر می‌باشد. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت، رژیم یک

شامل فصل‌هایی است که حجم حقیقی پول رشد کمی داشته‌اند و رژیم صفر نیز شامل فصل‌هایی می‌باشد که حجم حقیقی پول رشد زیادی کرده‌اند. لذا همین اختلاف زمینه‌ساز تغییر روابط بین متغیرها و در پی آن موجب تغییر و انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌شود.

جدول ۸: احتمال انتقال بین رژیم‌ها به تفکیک مدل درون‌زا و برون‌زا

مدل درون‌زا	رژیم صفر، T	رژیم یک، T
رژیم صفر، T+1	٪ ۹۸	٪ ۲
رژیم یک، T+1	٪ ۲	٪ ۹۸
مدل برون‌زا	**رژیم صفر، T**	**رژیم یک، T**
رژیم صفر، T+1	٪ ۹۸	٪ ۲
رژیم یک، T+1	٪ ۲	٪ ۹۸

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۸) احتمال انتقال بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج بدست آمده در هر دو مدل درون‌زا و برون‌زا، پایداری هر دو رژیم باهم برابر است. پایداری به معنای این است که در دوره T در هر رژیمی قرار داشته باشیم، در دوره T+1 نیز در همان رژیم باقی بمانیم. در واقع همان‌طور که مشخص است، اگر در دوره T در رژیم صفر قرار گرفته باشیم، با احتمال ۹۸ درصد در دوره بعدی نیز در رژیم صفر خواهیم بود و احتمال انتقال در دوره بعدی به رژیم یک تنها ۲ درصد می‌باشد. همین مورد برای رژیم یک نیز صادق است. به عبارتی اگر در دوره T در رژیم یک باشیم، احتمال انتقال به رژیم یک در دوره بعدی ۹۸ درصد و به رژیم صفر ۲ درصد می‌باشد. در نتیجه میزان پایداری هر دو رژیم زیاد و با هم برابر است. در واقع اگر در رژیم یک قرار داشته باشیم تنها با احتمال ۲ درصد به رژیم صفر که رشد حجم حقیقی پول بالاست، منتقل می‌شویم و بر عکس در صورتی که در رژیم صفر قرار داشته باشیم، احتمال انتقال به رژیمی که درصد رشد حجم حقیقی پول پایین باشد تنها ۲ درصد خواهد بود.

جدول ۹: آزمون‌های خوبی برازش به تفکیک مدل درون‌زا و برون‌زا

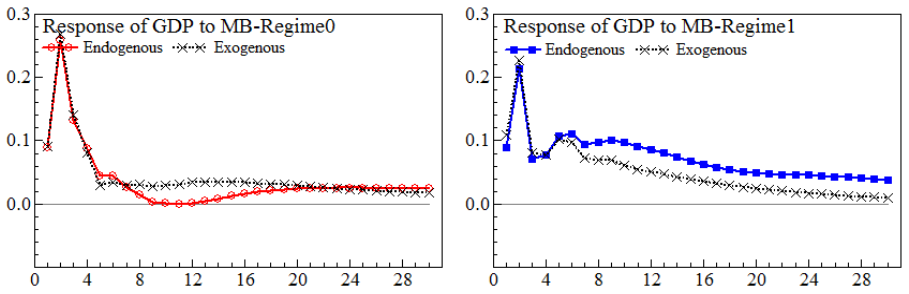
نوع مدل	نام آزمون	آماره آزمون	P-value	نتیجه آزمون
مدل درون‌زا	Linearity LR-test Chi^2(23)	۲،۰۵۸	۰/۰۰۰	فرضیه صفر خطی بودن روابط بین متغیرها رد می‌شود.
	Portmanteau (12) Chi^2 (192)	۱۷۵/۳۵	۰/۷۹۹۵	فرضیه صفر عدم خودهمبستگی رد نمی‌شود.
	Vector Arch test F(16,31)	۰/۰۶۴۳	۱/۰۰۰	فرضیه صفر عدم وجود ARCH رد نمی‌شود.
مدل	Linearity LR-test Chi^2(23)	۱،۴۸۵	۰/۰۰۰	فرضیه صفر خطی بودن روابط رد می‌شود.

فرضیه صفر عدم خودهمبستگی رد نمی‌شود.	۰/۹۷۷۹	۱۵۴/۶۴	Portmanteau (12) Chi^2 (108)	**برون‌زا**
فرضیه صفر عدم وجود ARCH رد نمی‌شود.	۰/۹۹۸۷	۰/۱۳۲۱	Vector Arch test F(9,102)	

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۹) برای هر دو مدل درون‌زا و برون‌زا می‌توان دریافت که فرضیه صفر خطی بودن روابط بین متغیرها رد می‌شود، در نتیجه استفاده از مدل غیر خطی MS-VAR جهت برآورد روابط بین متغیرها بلامانع است. همچنین فرضیه عدم خودهمبستگی بر اساس آزمون پورتمن رد نمی‌شود، لذا می‌توان گفت خود همبستگی نیز موضوعیت ندارد. در نهایت فرضیه عدم وجود ARCH رد نمی‌شود، لذا می‌توان گفت، واریانس اجزاء اخلال مدل برآوردی ثابت می‌باشد. در نهایت با توجه به وجود روابط غیر خطی بین متغیرها، عدم خودهمبستگی و همچنین عدم ناهمسانی واریانس، می‌توان نتیجه گرفت که مدل MS-VAR تخمین زده شده مشکلی ندارد و نتایج آن قابل اتکا می‌باشد. همان طور که در بخش روش تحقیق اشاره شد، ابزار تحلیلی در روش MS-VAR، تحلیل توابع ضربه واکنش وابسته به رژیم می‌باشد. این توابع مقدار تغییر یک متغیر را بر اساس شوک وارده بر متغیر دیگر در رژیم‌های مختلف اندازه می‌گیرند.

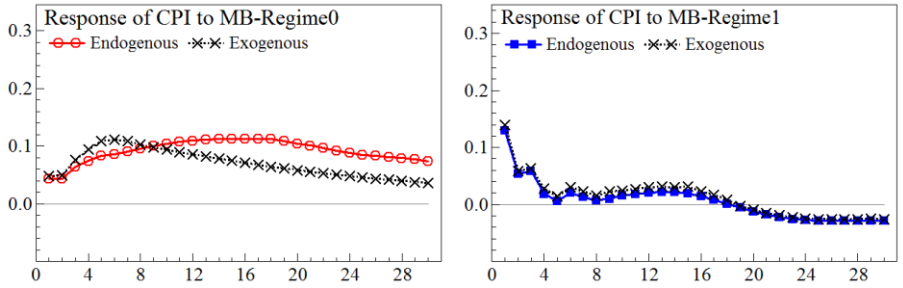
در ادامه جهت اندازه‌گیری نقش کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول به تولید و سطح قیمت‌ها، توابع ضربه واکنش دو مدل درون‌زا و برون‌زای برآورد شده ارائه می‌شود:



نمودار ۱: توابع ضربه واکنش تولید به تکانه پولی در مدل‌های درون‌زا و برون‌زا به تفکیک رژیم‌های صفر و یک

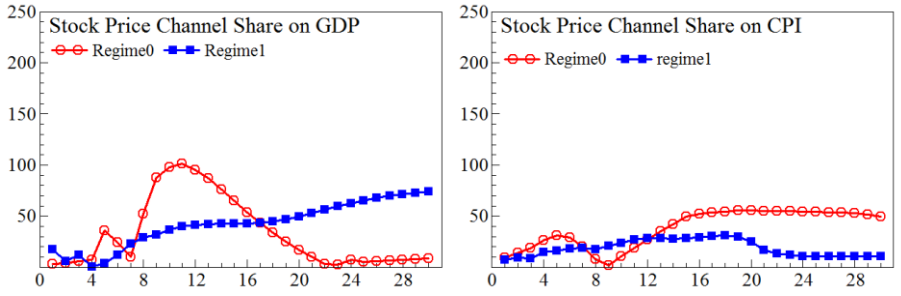
همان‌طور که نمودار (۱) گویاست، در رژیم صفر (نمودار سمت چپ) واکنش تولید به تکانه پولی در هر دو مدل درون‌زا و برون‌زا به جز در فصل‌های هشتم تا شانزدهم، در بقیه فصل‌ها مشابه هم می‌باشد. در رژیم یک (نمودار سمت راست) نیز واکنش تولید تا فصل هشتم در دو مدل مشابه هم بوده و در بقیه فصل‌ها متفاوت از هم می‌باشد. در نتیجه کانال قیمت سهام در رژیم صفر طی

فصل‌های هشتم تا شانزدهم فعال بوده و در رژیم اول نیز نقش این کانال تا فصل ششم کم بوده و با گذشت زمان افزایش می‌یابد.



نمودار ۲: توابع واکنش سطح قیمت‌ها به تکانه پولی در مدل‌های درون‌زا و برون‌زا به تفکیک رژیم‌های صفر و یک

نمودار (۲) نیز بیانگر واکنش سطح قیمت‌ها به تکانه پول در مدل‌های درون‌زا و برون‌زا به تفکیک رژیم‌های صفر و یک می‌باشد. همان‌طور که مشخص است، در نمودار مربوط به رژیم صفر (نمودار سمت چپ)، واکنش قیمت‌ها به تکانه پولی در مدل درون‌زا در ابتدا اختلاف کمی با مدل دارد و پس از فصل دوازدهم این اختلاف افزایش می‌یابد. از طرفی در رژیم یک (نمودار سمت راست) واکنش قیمت‌ها در مدل درون‌زا و برون‌زا مشابه هم می‌باشد. در نتیجه حذف اثر کانال قیمت سهام در رژیم صفر موجب تغییر واکنش قیمت‌ها به تکانه پولی شده اما در رژیم یک تأثیری نداشته است، لذا می‌توان گفت در رژیم صفر کانال قیمت سهام در انتقال پول به قیمت‌ها در بلندمدت فعال بوده و در رژیم یک غیر فعال می‌باشد.

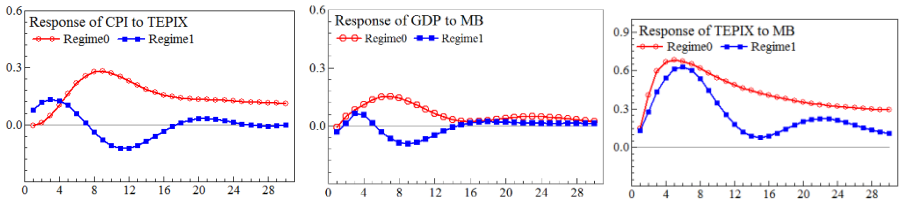


نمودار ۳: سهم کانال نرخ ارز در انتقال سیاست‌های پولی به تولید و سطح قیمت‌ها به تفکیک رژیم صفر و یک

برای مقایسه و ارزیابی بهتر کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول به تولید و قیمت‌ها در هر رژیم، باید سهم یا اهمیت نسبی این کانال محاسبه شود. سهم هر کانال بیانگر این نکته است که در هر یک از فصل‌ها اختلاف بین واکنش تولید (قیمت‌ها) به تکانه پولی در مدل‌های درون‌زا و برون‌زا، چند درصد واکنش تولید (قیمت‌ها) به تکانه پولی در مدل درون‌زا می‌باشد. بر این اساس در نمودار سمت چپ، سهم کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول به تولید در رژیم‌های صفر و یک مورد مقایسه قرار گرفته است. همان‌طور که نمودار نیز گویاست، سهم این کانال تا فصل هشتم در هر دو رژیم کم بوده و از فصل هشتم تا شانزدهم در رژیم صفر بزرگ‌تر از رژیم یک می‌باشد. بعد از فصل شانزدهم نیز سهم کانال قیمت سهام در رژیم یک بزرگ‌تر بوده است.

نمودار سمت راست نیز بیانگر سهم کانال قیمت سهام در انتقال پول به قیمت‌ها در رژیم صفر و یک با هم می‌باشد. با دقت در این نمودار می‌توان دریافت که در هر دو رژیم کانال مذکور در انتقال آثار پول بر قیمت‌ها سهم کمی داشته است. البته در رژیم صفر در بلندمدت سهم کانال مذکور بزرگ‌تر از رژیم یک می‌باشد.

بعد از محاسبه سهم کانال قیمت مسکن، ضروری است تا نحوه عملکرد این کانال در مکانیزم انتقال پول نیز مورد بررسی قرار گیرد. به عبارتی لازم است اثرات مثبت و منفی نقش قیمت مسکن در انتقال آثار سیاست پولی بر تولید و قیمت‌ها ارزیابی گردد. برای این منظور در نمودار (۴) نحوه اثرپذیری قیمت مسکن از تکانه پول و در مرحله بعد نحوه اثرگذاری قیمت مسکن بر تولید و سطح قیمت‌ها مورد بررسی قرار گرفته است.



نمودار ۴: واکنش شاخص بورس تهران به تکانه پول و نمودار واکنش تولید و سطح قیمت‌ها به تغییرات شاخص بورس تهران به تفکیک رژیم صفر و یک

نمودار سمت چپ واکنش شاخص بورس تهران به تغییرات مانده حقیقی پایه پول را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج بدست آمده، در رژیم صفر حجم مانده حقیقی پول اثر مثبتی بر شاخص بورس دارد. به طوری که در این رژیم، اثر افزایش پایه پولی بر شاخص بورس تا فصل هشتم صعودی

بوده و سپس با کمی کاهش تا پایان دوره ماندگار خواهد بود. در حالی که در رژیم یک، اثر افزایش پایه پول در ابتدا مثبت بوده و سپس این اثر مثبت تعدیل شده و در بلندمدت بر قیمت سهام بی‌تأثیر خواهد بود.

در نمودار میانی واکنش تولید به تغییرات شاخص بورس به تصویر درآمده است. با دقت در این نمودار می‌توان دریافت که در رژیم صفر، افزایش شاخص بورس اثر مثبت بر تولید خواهد داشت و بعد از آن نیز بر تولید بی‌اثر است. این اثر تا فصل هشتم دارای روند صعودی بوده و بعد از فصل هشتم از این اثر کاسته می‌شود. در حالی که در رژیم یک افزایش شاخص بورس در ابتدا اثر مثبتی بر تولید دارد و سپس این اثر تعدیل شده و سپس تا فصل دوازدهم اثر منفی بر تولید خواهد داشت.

نمودار سمت راست نیز اثر تغییرات شاخص بورس بر سطح قیمت‌ها را نشان می‌دهد. نمودار فوق گویاست که افزایش شاخص بورس در هر دو رژیم اثر مثبتی بر سطح قیمت‌ها دارد. به طوری که اثر فوق در رژیم صفر ماندگار بوده و در رژیم یک در طی دوره کاهش می‌یابد. همچنین اثرگذاری شاخص بورس بر سطح قیمت‌ها در تمام دوره‌ها در رژیم صفر بزرگ‌تر از رژیم یک می‌باشد.

برای جمع‌بندی نتایج مربوط به کانال قیمت سهام می‌توان گفت، کانال مذکور در رژیم صفر (سال‌های بعد از ۱۳۸۴) در طی فصل‌های هشتم و شانزدهم فعال بوده و در بقیه فصل‌ها نقش کمی در انتقال آثار پول بر تولید داشته است. از طرفی در این رژیم با افزایش پایه پولی، شاخص بورس افزایش یافته و در پی آن تولید افزایش می‌یابد. در نتیجه در رژیم صفر افزایش پول از طریق کانال قیمت سهام آثار مثبتی بر تولید خواهد داشت. از سوی دیگر، در رژیم صفر کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال آثار پول بر قیمت‌ها مؤثر بوده است. با توجه به اثرات مثبت افزایش پایه پولی بر شاخص بورس و همچنین اثرات مثبت شاخص بورس بر سطح قیمت‌ها در این رژیم، می‌توان نتیجه گرفت در رژیم صفر افزایش پول از طریق کانال قیمت سهام آثار مثبتی بر سطح قیمت‌ها علی‌الخصوص در بلندمدت خواهد داشت.

در رژیم یک (سال‌های قبل از ۱۳۸۴) کانال قیمت سهام در بلندمدت نقش مؤثری در انتقال پول به تولید داشته است. در این رژیم با افزایش پایه پولی، شاخص بورس افزایش می‌یابد، از طرفی به دلیل اثرگذاری منفی شاخص بورس بر تولید می‌توان نتیجه گرفت، در رژیم یک افزایش پول از

کانال قیمت سهام آثار منفی بر تولید در بلندمدت خواهد داشت. از سوی دیگر، با توجه به سهم ناچیز کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول بر سطح قیمت‌ها می‌توان گفت که افزایش پول در این سال‌ها از کانال قیمت سهام بر سطح قیمت‌ها بی‌تأثیر بوده است.

۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها و توصیه‌های سیاستی

هدف این مطالعه، ارزیابی کامل نقش کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال غیر خطی سیاست‌های پولی بود. به عبارتی در این مقاله نحوه اثرپذیری شاخص بورس تهران از سیاست‌های پولی و در مرحله بعد نحوه اثرگذاری آن بر تولید و سطح قیمت‌ها در دوره‌های مختلف مورد ارزیابی قرار گرفت. برای این منظور دو مدل درون‌زا (با لحاظ شاخص بورس به عنوان متغیر درون‌زا) و برون‌زا (با حذف شاخص بورس از لیست متغیرهای درون‌زا) با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری (MSVAR) برآورد گردید. در ادامه نتایج اصلی این تحقیق ارائه می‌شود:

- در مدل برآوردی رژیم یک فصل‌های قبل از پاییز ۱۳۸۴ و رژیم صفر، فصل‌های بعد از آن را در بر می‌گیرد. مهم‌ترین علت اختلاف بین فصل‌های رژیم صفر و یک، متوسط درصد رشد مانده حقیقی پایه پول می‌باشد. در رژیم صفر، میانگین فصلی درصد رشد مانده حقیقی پایه پول در حدود ۵ درصد می‌باشد. در حالی که این مقدار برای فصل‌های رژیم یک در حدود ۰/۶ می‌باشد. در نتیجه در رژیم صفر درصد رشد مانده حقیقی پایه پولی نسبت به فصل مشابه سال قبل ۸ برابر رژیم یک می‌باشد. پس رژیم صفر فصل‌هایی را شامل می‌شود که پایه پولی رشد زیادی داشته‌اند.
- از طرفی نتایج بدست آمده در جدول احتمال انتقالات هر یک از مدل‌های برآورد شده حاکی از این است که میزان پایداری رژیم‌های صفر و یک با هم برابر و در حدود ۹۸ درصد می‌باشد. به عبارتی در صورتی که حجم حقیقی پایه پولی رشد زیادی داشته باشد، یا در رژیم صفر قرار گرفته باشیم، با احتمال ۹۸ درصد در فصل بعدی نیز درصد رشد حجم حقیقی پایه پولی زیاد خواهد بود. در حالی که احتمال انتقال از این فصل به فصلی که حجم حقیقی پایه پول رشد کمی داشته باشد، بسیار اندک و در حدود ۲ درصد است. لذا می‌توان نتیجه گرفت افزایش بی‌رویه در حجم پول در یک فصل موجب می‌شود تا این وضعیت برای فصل‌های دیگر نیز ادامه یابد. در نقطه مقابل در

صورتی که حجم پول در فصلی رشد کمی داشته باشد و نظم و انضباط بر سیاست‌های پولی کشور حاکم باشد، با احتمال ۹۸ درصد این وضعیت در فصل‌های آینده نیز ادامه می‌یابد.

- نتایج بدست آمده در مورد اثرات پول بر تولید و قیمت‌ها در اقتصاد ایران، دیدگاه پول‌گرایان را مورد تأیید قرار می‌دهد. زیرا که در هر دو رژیم پول در دوره کوتاه‌مدت بر تولید مؤثر بوده و با گذشت زمان اثر آن کاهش یافته و به صفر می‌رسد. از طرفی اثر افزایش حجم پول در بلندمدت در افزایش قیمت‌ها خود را نشان می‌دهد. مقایسه اثرات پول در رژیم صفر و یک بیان‌گر این است که اثر پول بر تولید در هر دو رژیم مشابه هم می‌باشد. اما اثرات پول بر قیمت‌ها در رژیم صفر و یک متفاوت است. به طوری که در ابتدا (تا انتهای فصل هشتم) اثرات پول بر قیمت‌ها در رژیم یک بزرگ‌تر از رژیم صفر می‌باشد و بعد از آن در دوره بلندمدت، پول تأثیر بزرگ‌تری در رژیم صفر نسبت به رژیم یک داشته است. در نتیجه با توجه به درصد رشد حجم حقیقی پایه پولی در هر دو رژیم می‌توان گفت، رشد بیشتر مانده حقیقی پول نتوانسته باعث افزایش اثرگذاری پول بر تولید شود و تنها در بلندمدت سبب افزایش بیشتر قیمت‌ها شده است.
- نتایج کانال قیمت سهام مؤید این نکته است که کانال قیمت سهام در طی فصول هشتم و شانزدهم بیشتر از رژیم یک در انتقال پول بر تولید سهم داشته و بعد از فصل شانزدهم نقش این کانال در رژیم یک بزرگ‌تر از رژیم صفر بوده است. از طرفی با اینکه در بلندمدت سهم این کانال در انتقال پول به قیمت‌ها بیشتر بوده است، اما در هر دو رژیم سهم کانال قیمت سهام بسیار اندک بوده است. با توجه به اینکه در رژیم صفر (سال‌های بعد از ۱۳۸۴) در مقایسه با رژیم یک (سال‌های قبل از ۱۳۸۴) حجم حقیقی پول نسبت به مدت مشابه سال قبل، به‌طور متوسط ۸ برابر رشد بیشتری داشته است، در نتیجه بی‌ثباتی حجم پول در رژیم صفر نسبت به رژیم یک بیشتر بوده است. همین امر سبب می‌شود تا بر اساس نظریه پولیون، افزایش پول موجب افزایش تقاضا برای سایر دارایی‌ها از جمله، مسکن، طلا، نرخ ارز و در پی آن افزایش قیمت انواع دارایی‌ها گردد. افزایش قیمت دارایی‌هایی از جمله مسکن، ارز و همچنین ماشین‌آلات و دارایی‌های سرمایه‌ای نیز موجب افزایش ارزش دارایی‌های شرکت‌های پذیرفته در بورس و در پی آن افزایش

تقاضا برای سهام و افزایش قیمت سهام می‌گردد. در نتیجه در رژیم صفر که رشد پول بیشتر است، قیمت سهام بیشتر از رشد پول تأثیر می‌پذیرد. البته شایان ذکر است که این مکانیزم با تأخیر بر قیمت سهام و شاخص بورس اثر می‌گذارد. از طرفی اما باید توجه داشت که بی‌ثباتی بیشتر پول در رژیم صفر موجب نوسان در تمامی بازارهای موازی بازار بورس، از جمله مسکن، ارز و طلا می‌شود، در نتیجه نوسان بیشتر در بازارهای موازی با افزایش انگیزه کسب سود و تلاش‌های سفته بازی باعث می‌شود تا نقدینگی در بین انواع بازارها تحرک بیشتری داشته باشد. به همین دلیل است که تأثیر پول در بلندمدت در رژیم صفر در مقایسه با رژیم یک کمتر است.

- از سوی دیگر باید توجه داشت که در رژیم صفر تغییرات پول علاوه بر اثرات بزرگ‌تر، اثرات ماندگارتری نیز بر شاخص بورس تهران دارد. به‌عبارتی در رژیم صفر که رشد حجم حقیقی پول نسبت به رژیم یک بیشتر است، با افزایش حجم حقیقی پول سرمایه‌گذاری در بازار سهام نسبت به رژیم یک بیش‌تر بوده است و بازار سرمایه توانسته نقدینگی بیشتری جذب کند. از سوی دیگر با مطالعه نحوه اثرگذاری تغییرات شاخص بورس بر تولید کل می‌توان گفت، در رژیم صفر افزایش شاخص بورس موجب افزایش تولید تا شانزده فصل می‌شود، البته اثر این تغییر تا فصل دوازدهم صعودی بوده و بعد از فصل دوازدهم از مقدار اثرگذاری شاخص بورس بر تولید کاسته می‌شود. اما در رژیم یک با وجود اثرگذاری مثبت شاخص بورس تا چهار فصل، با گذشت زمان این اثر تعدیل شده و در میان‌مدت شاخص بورس تأثیر منفی بر تولید خواهد داشت.
- از سوی دیگر در رژیم صفر نسبت به رژیم یک تأثیر شاخص بورس بر سطح قیمت‌ها بیشتر می‌باشد. به طوری که در رژیم صفر اثر افزایش شاخص بورس در ابتدا کم بوده و سپس در فصل هشتم به حداکثر رسیده و بعد از آن با کمی کاهش اثرات ماندگاری بر سطح قیمت‌ها خواهد داشت. در حالی که در رژیم یک، اثر تغییر شاخص بورس بر سطح قیمت‌ها بسیار کم می‌باشد.
- در نتیجه با توجه به افزایش تعداد سرمایه‌گذاران و شرکت‌های پذیرفته شده در بازار بورس تهران در سال‌های گذشته، این بازار نقش بیشتری در جذب نقدینگی و تأمین

منابع مورد نیاز شرکت‌های بزرگ فراهم نماید. به عبارتی بازار سهام در سال‌های گذشته توانسته سهم قابل توجهی در تأمین منابع مورد نیاز بنگاه‌های بزرگ پذیرفته شده در بورس داشته باشد. از طرفی مطالعه سهم کانال قیمت سهام مشخص می‌کند که سهم این کانال در مکانیزم انتقال پول بر قیمت‌ها در هر دو رژیم بسیار اندک می‌باشد. در نتیجه بازار بورس در بلندمدت کانال خوبی برای افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌تواند باشد که اثرات تورمی کمی دارد.

با توجه به تمامی مطالب فوق، می‌توان نتیجه گرفت که حمایت از بازار بورس باید در اولویت‌های اصلی مسئولین قرار گیرد. زیرا در اقتصاد ایران که همواره درگیر تورم‌های بالا می‌باشد، بازار بورس بدون داشتن آثار تورمی می‌تواند، با جذب پول‌ها و نقدینگی افراد و افزایش سرمایه‌گذاری موجبات افزایش تولید گردد. لذا پیشنهاد می‌شود تا سیاست‌گذاران برنامه‌های حمایتی خاص از جمله موارد ذیل را پیاده کنند.

- حمایت از بازار بورس با اعطای تسهیلات در زمان رکود اقتصادی و عرضه سهام دولتی در زمان رونق و رشد بی‌رویه قیمت‌ها.
- سیاست‌گذاری در راستای تغییر وضعیت بازارهای مسکن و ارز از بازارهای سفته‌بازی به بازارهای مصرفی. (چون در سال‌های قبل از ۱۳۸۴ ارتباط بین حجم پول با شاخص بورس منفی بوده، این امکان وجود دارد که رونق بازارهای موازی و اقدامات سفته‌بازی در این بازارها، موجب بی‌ثباتی بازار بورس گردد).
- آموزش عمومی فرهنگ سرمایه‌گذاری در بورس و تشویق خانوارها برای استفاده از این بازار تا سهم آن در اقتصاد کشور افزایش یابد و فرهنگ سرمایه‌گذاری در مقابل روحیه سفته‌بازی تقویت گردد.

در انتهای مقاله پیشنهاد می‌شود تا در مطالعات آتی اثرات سرمایه‌گذاری، اثر ثروت و اثر ترازنامه‌ای کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال پول به تفکیک مورد بررسی قرار گیرد تا مشخص شود بازار سهام در ایران بیشتر بر اساس کدام مکانیزم موجب انتقال پول به تولید و قیمت‌ها می‌شود.

منابع و مآخذ

۱. بهرامی‌نیا، ابراهیم. ابوالحسنی، اصغر. و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۹۶). "مدل تعادلی عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران با لحاظ بخش مسکن". سیاست‌گذاری اقتصادی **۲۰**: ۷۱-۱۰۲.

۲. رنانی، حسین (۱۳۹۰). "بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها در ایران: با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)". سیاست‌گذاری اقتصادی **۳**: ۴۵-۶۹.

۳. زمردیان، غلامرضا. شعبان زاده، مهدی. و نجفی شریعت‌زاده، ایرج (۱۳۹۴). "بررسی بازار سرمایه ایران از عدم اطمینان سیاست پولی و مالی". مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار **۲۵**: ۸۱-۱۰۶.

۴. فرزین وش، اسدالله. و زنونی، سید جمال‌الدین (۱۳۸۸). "نقش قیمت دارایی‌ها در مکانیزم انتقال پولی در ایران". نامه مفید **۷۲**: ۳۲-۳.

۵. فرزین‌وش، اسدالله. احسانی، محمدعلی. جعفری صمیمی، احمد. و غلامی، ذبیح‌الله (۱۳۹۱). "بررسی آثار نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران". پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی **۶۱**: ۲۸-۵.

۶. کشاورز حداد، غلامرضا. و مهدوی، امید (۱۳۸۴). "آیا بازار سهام در اقتصاد ایران کانالی برای گذر سیاست پولی است". تحقیقات اقتصادی **۷۱**: ۱۷۰-۱۴۷.

۷. کمیجانی، اکبر. و علی‌نژاد مهربانی، فرهاد (۱۳۹۱). "ارزیابی اثربخشی کانال‌های انتقال پولی بر تولید و تورم و تحلیل اهمیت نسبی آن‌ها در اقتصاد ایران". برنامه‌ریزی و بودجه **۲**: ۶۴-۳۹.

۸. مشیری، سعید. و واشقانی، محسن (۱۳۹۰). "بررسی مکانیزم انتقال پولی و زمان‌یابی آن در اقتصاد ایران". مدل‌سازی اقتصادی **۱۱**: ۳۲-۱.

۹. نونژاد، مسعود. زمانی کردشولی، بهزاد. و حسین زاده یوسف آباد، سید مجتبی (۱۳۹۱). "اثر سیاست‌های پولی بر شاخص قیمت سهام در ایران". علوم اقتصادی **۲۰**: ۲۸-۹.

10. Ahmed, N. Shah, H. Agha, A. I. and Mubarik, Y. A. (2005). "Transmission Mechanism of Monetary Policy in Pakistan". SBP Working Paper Series No.09.
11. Aleem, A. (2010). "Transmission Mechanism of Monetary Policy in India". Journal of Asian Economics **21**(2): 186-197.

12. Ball, L. and Mankiw, G. (1994). "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations". Economic Journal **104**(423): 247-261.
13. Ball, L. and Romer, D. (1989). "Are Prices too Sticky?". The Quarterly Journal of Economics **104**(3): 507-524.
14. Ball, L. and Romer, D. (1990). "Real Rigidities and the Non-neutrality of Money". Review of Economic Studies **57**: 109-126.
15. Bernanke, B. and Gertler, M. (1995). "Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission". Journal of Economic Perspectives **9**(4): 27-48.
16. Boughrara, A. (2008). "Monetary Transmission Mechanisms in Morocco and Tunisia". Economic Research Forum Cairo, Egypt.
17. Disyatat, P. and Vongsinsirikul, P. (2003). "Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand". Journal of Asian Economics **14**(3): 389-418.
18. Ehrmann, M. Ellison, M. and Valla, N. (2003). "Regime-Dependent Impulse Response Functions in a Markov-Switching Vector Autoregression Model". Economics Letters **78**: 295-299.
19. Ekimova, K. Kolmakov, V. and Polyakova, A. (2017). "The Credit Channel of Monetary Policy Transmission: Issues of Quantitative Measurement". Economic Annals **166**: 51-55.
20. Endut, N. (2005). *Identifying and Testing the Transmission Mechanism of MonetaryPolicy*, PhD Dissertation, Washington University, Saint Louis, Missouri.
21. Erdogdu, A. (2017). "Functioning and Effectiveness of Monetary Transmission Mechanisms: Turkey Applications". Journal of Finance and Bank Management **5**: 29-41.
22. Fujiwara, I. (2006). "Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates Are Almost Zero". Journal of the Japanese and International Economies **29**: 434-453.
23. Goodhart, C. and Hofmann, B. (2008). "House Prices, Money, Credit, and the Macroeconomy". Oxford Review of Economic Policy **24**: 180-205.
24. Hamilton, J. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". Econometrica **57**: 357-384.
25. Kim, Ch. and Nelson, Ch. (1999). *State-Space Models with Regime Switching*, Cambridge MA, MIT Press.
26. Krolzig, H. (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modeling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Berlin, Springer.

27. Krolzig, H. (1998). "Economic Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox". Mimeo Nuffield College.
28. Krolzig, H. and Toro, J. (1999). "A New Approach to the Analysis of Shocks and the Cycle in a Model of Output and Employment". EUI Working Paper ECO 99/30.
29. Mishkin, F. S. (1995). "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism". Journal of Economic Perspectives **9**(4): 45-67.
30. Mishkin, S. F. (2001). "Housing and the Monetary Transmission Mechanism". Prepared for Federal Reserve Bank of City´s.
31. Morsink, J. and Ayoumi, T. (2001). "A Peek inside the Black Box the Monetary Transmission Mechanism in Japan". IMF Staff Papers **48**(1): 22-57.
32. Musso, A. Neri, S. and Stracca, L. (2011). "Housing, Consumption and Monetary Policy: How Different are the US and the Euro Area". Journal of Banking & Finance **35**: 3019-3041.
33. Nils, J. Galina, P. and Maik, W. (2015). "Monetary Policy during Financial Crises: Is the Transmission Mechanism Impaired?". IMF Economic Review **64**: 6-35.
34. Patelis. A.D. (1997). "Stock Return Predictability: The Role of Monetary Policy". Journal of Finance **52**: 1951-1972.
35. Psaradakis, Z. and Spagnolo, N. (2003). "On the Determination of the Number of Regimes in Markov Switching Autoregressive Models". Journal of Time Series Analysis **24**: 237-252.
36. Ramsey, V. A. (1993). "How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy?". NBER Working Papers 4285 National Bureau of Economic Research Inc.
37. Schwartz, A. (2003). "Asset Price Inflation and Monetary Policy". Atlantic Economic Journal **31**(1): 1-14.
38. Walsh, C. E. (2010). *Monetary Theory and Policy*, the MIT Press, Third Edition, London.
39. Zhu, B. and Sebastian, S. (2017). "Housing Market Stability, Mortgage Market Structure, and Monetary Policy: Evidence from the Euro Area". Journal of Housing Economics **37**: 1-21.

Nonlinear mechanism of monetary policy through the stock price channel: Application of the MS-VAR approach

Ali Mahdiloo[1]*
Hosein Asgharpur[2]

Received: 21-10-2018 Accepted: 05-02-2019

Abstract

The capital market plays a very important role in collecting and directing resources towards productive economic activities. In this regard, stock prices can be a significant contribution to the transfer of monetary policy to the real segment of the economy. The aim of this study is to investigate the role of the stock price channel in the mechanism of monetary policy transfer. In addition, due to structural changes, there is the possibility of non-linear transfer of monetary policies and the change in the relationship among the variables over time. Therefore, the MSVAR method, which has many capabilities for dealing with structural changes in different regimes, was used along with the data on GDP, consumer price index, monetary base and Tehran Exchange Stock price Index. These data belonged to a period from the first quarter of 1991 to the fourth quarter of 2015. The results of the research indicated that, in the years after 2008 (regime 0) in the long run and in the years prior to 2008 (regime 1) in short run, the stock price channel had a larger share in transferring money to production. In both regimes, the share of the stock price channel was low in transferring money at the price level.

Keywords: Nonlinear mechanism of monetary policy transmission, Stock price Channel, Markov Switching.

[1]- Ph.D in Economics, Faculty of Economic, University of Tabriz, Tabriz, Iran
Email: Mehdiloo_ali@yahoo.com
[2]- Professor in Economics, Faculty of Economic, University of Tabriz, Tabriz, Iran