

بررسی تأثیر شوک شاخص کل قیمت سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از رویکرد DSGE

زهرا افشاری^۱

حسین توکلیان^۲

مرضیه بیات^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۵/۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱/۲۹

چکیده

در این مقاله، به منظور بررسی چگونگی اثر گذاری نوسانات بازار سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکنزین (DSGE) طراحی و بعد از برآورد پارامترهای مدل بر اساس رویکرد بیزین و استفاده از داده های فصلی دوره ۱۳۷۴ الی ۱۳۹۳، توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک های شاخص کل قیمت سهام، شوک پولی، شوک تکنولوژی و شوک مخارج مصرفی و سرمایه گذاری دولتی، بررسی و سپس وزن های بهینه مربوط به شکاف تورم، شکاف محصول و شکاف شاخص کل قیمت سهام در تابع سیاست گذاری پولی استخراج شده است. بر اساس نتایج، بررسی توابع عکس العمل آنی متغیرها در برابر شوک بازار سهام، نشان می دهد شوک شاخص کل قیمت سهام، اثر ناچیزی بر متغیرهای تولید و تورم داشته است که این می تواند به دلیل اندازه کوچک بازار سهام در ایران باشد. در پایان، با یافتن ضرایب بهینه برای شکاف تورم، تولید و شاخص کل قیمت سهام و زیان رفاهی بانک مرکزی تحت هر یک از سناریوها، این نتیجه حاصل شد که اولاً، بانک مرکزی در توابع واکنش خود باید وزن بیشتری به تورم دهد؛ ثانیاً، سناریویی که در آن وزن شکاف شاخص کل قیمت سهام صفر باشد، زیان رفاهی کمتری دارد، لذا واکنش بانک مرکزی به شکاف شاخص کل قیمت سهام منجر به کاهش رفاه اجتماعی خواهد شد. بنابراین توصیه می شود در شرایط رونق بازار سهام، بانک مرکزی از طریق کاهش حجم پول، مداخله نماید.

واژگان کلیدی: شاخص کل قیمت سهام، سیاست پولی بهینه، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

طبقه بندی JEL: C22, E32, E52

۱. z.afshari@alzahra.ac.ir

۱. استاد اقتصاد دانشگاه الزهرا

۲. hossein.tavakolian@atu.ac.ir

۲. استادیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

۳. Marzeyeh_bayat@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه الزهرا

۱. مقدمه

ثبات مالی، یکی از مسائل عمده ای است که مقامات بانک مرکزی برای کنترل موفقیت آمیز تورم باید در نظر گیرند. حوادث دهه گذشته (شکسته شدن حباب دات کام^۱ در سال ۲۰۰۱ و بحران مالی جهانی اخیر)، علاقه جدیدی در ادبیات اقتصادی در زمینه ارتباط بین سیاست پولی و پویایی های قیمت سهام ایجاد کرده است و حوزه جدیدی برای بحث در مورد جذابیت ارتباط مستقیم بانک مرکزی با ثبات مالی مطرح کرده است.

بازار مالی به عنوان یکی از کانال های تأمین مالی و تخصیص منابع در اقتصاد می تواند نقش مهمی در تعادل عمومی اقتصاد و انتقال شوک های اقتصادی در جامعه ایفا نماید. شرایط این بازارها به شدت بر بخش های واقعی اقتصاد تأثیر گذار است و از سایر بخش ها تأثیر می پذیرد. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است که تحت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله پول می باشد. در واقع پول، هم به عنوان یک متغیر سیاستی در سطح کلان و هم، به عنوان بخشی از سبد دارایی فرد می تواند شاخص سهام را تحت تأثیر قرار دهد و از سوی دیگر نیز تغییر شاخص قیمت سهام می تواند با اثر بر مخارج مصرفی (از طریق اثر ثروت) و مخارج سرمایه گذاری (از طریق

تئوری Q توپین) بر حجم فعالیت های اقتصادی و تثبیت قیمت ها اثر گذار باشد. بنابراین، درک نحوه تأثیر سیاست پولی بر حوزه وسیع تری از اقتصاد، ضرورتاً مستلزم آگاهی از اثر اقدامات سیاستی بر بازارهای مالی مهم و چگونگی تغییرات قیمت دارایی ها در این بازارها است که به نوبه خود رفتار خانوارها، بنگاه ها و سایر تصمیم گیرندگان را تحت تأثیر قرار می دهد.

لذا لازم است بانک مرکزی در تعیین ابزارهای پولی خود و اعمال سیاست پولی، به تغییرات قیمت دارایی ها (قیمت سهام) و یا به بی ثباتی آن توجه نماید. به این منظور در این مقاله، چگونگی اثر گذاری نوسانات بازار سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از چارچوب مدل های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) بررسی و وزن های بهینه در تابع سیاست گذاری پولی مشخص می گردد.

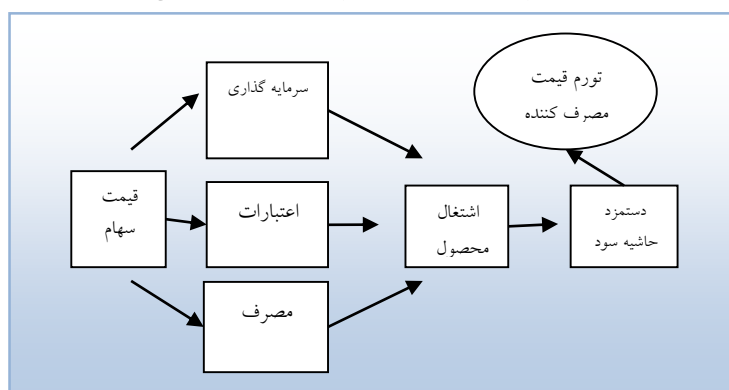
چارچوب کلی این مطالعه، از هفت بخش تشکیل شده است: بخش دوم پس از مقدمه، به تشریح کانال های اثرگذاری نوسانات قیمت سهام بر اقتصاد می پردازد. سپس، در بخش سوم، مطالعات تجربی مرتبط با مطالعه حاضر مرور می شود. در بخش بعد، تصریح مدل سایر بخش ها، ارائه و در بخش پنجم و ششم، برآورد پارامترها و تجزیه و تحلیل نتایج مطرح خواهد شد و در نهایت، وزن های بهینه در تابع سیاست گذاری پولی تعیین می گردد.

۱. حباب دات کام (dot-com bubble) یک حباب سوداگرانه تاریخی بوده که حدوداً طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۹۷ اتفاق افتاده است؛ به طوری که بازارهای سهام کشورهای صنعتی به سرعت شاهد افزایش ارزش سهام در بخش اینترنت و زمینه های مرتبط با آن بوده اند.

۲. کانال های اثر گذاری نوسانات قیمت سهام بر اقتصاد

تغییرات قیمت سهام می تواند از طریق دو کانال مخارج مصرفی خانوارها و مخارج سرمایه گذاری بنگاه ها بر اقتصاد تأثیر گذار باشد. اثرات مستقیم نوسانات قیمت های سهام بر مخارج کل، باعث شده تا سهام به عنوان یک شاخص پیشرو در اقتصاد شناخته شود.

نمودار ۱. مکانیسم تأثیر قیمت سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی



منبع: ریزوی (Rizvi, 2013)

۲-۱. بازار سهام و تصمیمات مصرف

متغیر مصرف، عمده ترین، باثبات ترین و در بین سایر متغیرهای تشکیل دهنده طرف تقاضای اقتصاد، قابلیت پیش بینی آن، بیشترین است. این متغیر که یکی از اجزای مهم هزینه ملی است، درعین حال که مقدار پس انداز را تعیین می کند، در رونق و رکود فعالیت های اقتصادی نیز مؤثر می باشد. یکی از مهمترین مباحث در اقتصاد نظری، چگونگی تأثیر گسترش بازار سرمایه بر مخارج مصرفی بخش خصوصی است. برخی نظریه های اقتصادی بر این نکته تأکید دارند که رونق بازار سهام ممکن است مخارج مصرفی را افزایش دهد؛ درحالی که کاهش قیمت اسمی سهام ممکن است به کاهش فعالیت های اقتصادی و در نتیجه، کاهش مخارج مصرفی منجر شود. کانال اصلی تأثیرگذاری قیمت های سهام بر مصرف از طریق رابطه ثروت - مصرف می باشد. از آنجا که بر اساس تئوری ها، مصرف به ارزش فعلی درآمد طول عمر بستگی دارد و سهام بیان کننده جزء مهمی از کل ثروت است، لذا افزایش در ثروت (بازار سهام)، می تواند به افزایش رشد مخارج مصرفی منجر شود. در واقع با بالا رفتن قیمت دارایی (همچون سهام و اوراق)، مردم احساس ثروتمند شدن دارند و مخارج مصرفی خود را افزایش می دهند.

بنابراین، نوسانات قیمت دارایی (فیزیکی و مالی) همچنین می تواند تورم شاخص قیمت مصرف کننده را از طریق افزایش مصرف ناشی از اثر ثروت، تحت تأثیر قرار دهد (عزیزی، ۱۳۸۷).

شواهد موجود در برخی کشورهای صنعتی، بیان کننده آن است که در مورد اثر ثروت بازار سهام، تردیدی وجود ندارد. اما در خصوص میزان و زمان اثر گذاری، موضوع، مورد مناقشه است و اجماع نظری در این خصوص وجود ندارد. شایان ذکر است درباره ارتباط میان توسعه بازار سهام و مخارج مصرفی بخش خصوصی، تحقیقات و مطالعات چندانی در کشورهای در حال توسعه انجام نشده است. فقدان اطلاعات جامع و کوچک بودن اندازه بازار سهام در این کشورها، از جمله دلایل این امر است.

۲-۲. بازار سهام و تصمیمات سرمایه گذاری

نوسانات قیمت سهام علاوه بر اثر گذاری بر مصرف خانوار، می تواند بر سطح مخارج سرمایه گذاری بنگاه ها نیز تأثیرگذار باشد. در واقع، افزایش قیمت سهام، بنگاه ها را تشویق می کند تا ساختار و تجهیزات جدید را مورد استفاده قرار دهند و در نتیجه، موجودی سرمایه کل آنها افزایش یابد. در این بخش، دو دیدگاه اصلی در مورد چگونگی تأثیر قیمت های سهام بر سرمایه گذاری ثابت ارائه می شود.

دو دیدگاه در مورد اینکه چگونه نوسانات قیمت سهام، سرمایه گذاری بنگاه ها را تحت تأثیر قرار می دهد، وجود دارد: رویکرد ارزش گذاری بازار که به عنوان رویکرد Q توپین نیز شناخته می شود؛ و رویکرد هزینه سرمایه. هر دو رویکرد فرض می کند که مدیران هنگام تصمیم گیری در مورد سرمایه گذاری، به دنبال حداکثر کردن ارزش بنگاه خود می باشند. بر اساس مدل ارزش گذاری بازار، یک رابطه مستقیم بین قیمت سهام و سرمایه گذاری وجود دارد و بر اساس مدل هزینه سرمایه، قیمت سهام به طور غیر مستقیم از طریق تغییر هزینه تأمین مالی مخارج سرمایه جدید بر سرمایه گذاری اثر می گذارد.

۲-۳. تئوری کانال اعتباری

همچنین قیمت سهام به عنوان جزیی از دارایی ها می تواند از طریق گنجاندن شدن در مخارج، بر تورم تأثیر گذار باشد. برای مثال، افزایش قیمت دارایی از طریق بهبود ترازنامه (اثر ترازنامه) می تواند قدرت وام گرفتن بنگاه ها و افراد را از طریق وثیقه افزایش دهد. در واقع، افزایش خالص ارزش دارایی ها، رغبت وام دهندگان را برای وام دادن و قرض دهندگان را به قرض دادن افزایش می دهد. افزایش خالص ارزش دارایی ها، توسعه مخارج عمومی و همچنین توسعه مخارج در ساخت و ساز را نیز تسهیل می کند (Rizvi, 2013).

۳. پیشینه تحقیق

عزیزی (۱۳۸۷) در مقاله خود، موضوع اثر گذاری تغییر در ارزش بازار سهام کشور بر مخارج مصرفی بخش خصوصی را مورد آزمون و بررسی قرار داده است. برای انجام این آزمون، از داده های فصلی دوره ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۶ و روش تصحیح خطا استفاده شده، و شواهد حاکی از آن بوده که رابطه معنی داری میان گسترش بازار سهام (ارزش جاری بازار سهام)، نقدینگی و تولید داخلی با مخارج مصرفی بخش خصوصی در ایران مشاهده شده است. به بیان دیگر، مخارج مصرفی بخش خصوصی نسبت به نوسانات ارزش جاری بازار سهام واکنش نشان داده و نسبت به آن حساس است.

سلمانی بی شک و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه خود، با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری، تأثیر شوک های سیاست پولی و مالی را بر بازار سهام طی دوره ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۹ با استفاده از داده های فصلی بررسی نموده اند. بر اساس نتایج برآورد در کوتاه مدت، شوک مخارج دولت، تأثیر مثبت و در بلندمدت، اثر منفی بر رشد شاخص قیمت سهام دارد. همچنین شوک عرضه پول در کوتاه مدت و بلند مدت بر رشد شاخص قیمت سهام اثر مثبت دارد.

نیستیکو (Nistico, 2003) در مطالعه خود، با استفاده از مدل های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، ارتباط فدرال رزرو با عملکرد بازار سهام را با تمرکز بر اثرات رونق و رکود بازار سهام بر مصرف بررسی کرده است. شواهد تجربی، نگرشی را که فدرال رزرو به قیمت های سهام واکنش نشان داده را تأیید نکرده است. همچنین مطالعه مطرح می کند که کانال اثر ثروت به خودی خود ممکن است برای توجیه ارتباط احتمالی قیمت سهام فراتر از نقش آن در پیش بینی پویایی های تورم و محصول آینده، کافی نباشد.

پاتز (Paetz, 2011) در مطالعه خود، نوسانات سیکل تجاری هنگ کنگ را از طریق مدل DSGE بررسی نموده و کاربردهای اقتصادی شوک های ساختاری گوناگون (شوکه بهره وری، شوک شکاف قیمت سهام، شوک تقاضای خارجی و شوک فشار هزینه) را شناسایی نموده است. نتایج تخمین نشان می دهد اثرات ثروت بازار سهام، بر مصرف و سیکل تجاری، مثبت و معنی داری بوده است. همچنین نتایج نشان می دهد تغییرات پیش بینی نشده در قیمت های سهام، تأثیر معنا داری بر سیاست پولی در هنگ کنگ داشته است.

پاتز و گوپتا (Paetz & Gupta, 2014) در مطالعه خود با استفاده از رویکرد DSGE اثرات ثروت قیمت سهام را بر سیکل تجاری در آفریقای جنوبی تخمین زده اند. بر اساس نتایج مطالعه، در حدود ۹ درصد نوسانات محصول می تواند به وسیله شوک های مالی توضیح داده شود و همچنین نه بانک مرکزی به شکاف قیمت سهام واکنش مثبت داده و نه قیمت سهام بر نوسانات نرخ بهره تأثیر صریحی داشته است. به علاوه در نظر گرفتن شکاف قیمت سهام در قاعده تیلور، مطرح می کند که اثرات بازار

سهام به طور دراماتیکی منجر به نوسانات محصول می شود و بانک مرکزی نباید به اختلال های قیمت سهام واکنش نشان دهد.

لوپز (López, 2015) در مقاله خود، به منظور محاسبه اثرات حباب قیمت دارایی بر اقتصاد کلان، مدل اقتصاد بسته برنانکه و گتler (۱۹۹۹) را بر اساس یک مدل اقتصاد باز کوچک توسعه داده است. براساس نتایج این مطالعه، نتیجه مطالعه برنانکه و گتler که مطرح می کند بانک مرکزی نباید به قیمت دارایی ها واکنش نشان دهد، در حالت اقتصاد بسته برقرار است، اما اقتصادهای باز، به دلیل جریان ورودی سرمایه و مکانیسم نرخ ارز از سیاست پولی، بیشتر به حباب قیمت دارایی حساس هستند. بنابراین در اقتصادهای باز کوچک، سیکل های تجاری عمیق تر است. همچنین در مواجهه با رونق به دنبال شکست حباب قیمت دارایی، اگر مقامات پولی بر تورم تمرکز نمایند، نوسانات اقتصاد کلان تعدیل خواهد شد.

با بررسی مطالعات انجام شده داخلی و خارجی در زمینه ارتباط بازار سهام و سیاست پولی با رویکرد مدل های DSGE، مشاهده شد در زمینه ارتباط بازار سهام و سیاست پولی با رویکرد DSGE هیچگونه مطالعه داخلی انجام نشده و این مطالعه با لحاظ نمودن سهام به عنوان دارایی خانوارها و همچنین در نظر گرفتن شکاف شاخص کل قیمت سهام در قاعده بانک مرکزی، اثر شوک شاخص کل قیمت سهام را بر متغیرهای کلان و چگونگی واکنش صحیح بانک مرکزی به نوسانات بازار سهام را بررسی نموده است.

۴. مدل

چارچوب اصلی مدل DSGE این مطالعه از مقاله نیستیکو (Nistico, 2003) استفاده شده است. بر این اساس، اقتصاد از سه بخش خانوار، زنجیره ای از بنگاه های تولید کننده کالای واسطه، بنگاه تولید کننده کالای نهایی، دولت و بانک مرکزی تشکیل شده است. در بخش بعدی، اهداف و قیود بودجه هر یک از کارگزاران توصیف خواهد شد. مدل مورد مطالعه شامل ۲۱ معادله و متغیر درونزا، پنج متغیر برونزا و ۳۸ پارامتر می باشد.

۴-۱. خانوارها

خانوارها از مصرف خصوصی، C_t^P ، مصرف دولتی، C_t^g ، فراغت و نگهداری پول مطلوبیت به دست می آورند و بنابراین، مصرف خصوصی C_t^P ، تراز حقیقی پول $\frac{M_t}{P_t}$ ، نگهداری دو نوع دارایی مالی (اوراق مشارکت، B_t و پرتفوی از سهام بنگاه های واسطه ای خصوصی Z_t ، و عرضه کار L_t ، را به

گونه ای انتخاب می کنند که تابع مطلوبیت CRRA زیر نسبت به قید بودجه و معادله انباشت سرمایه به حداکثر برسد:

$$\max_{\{c_t^p, M_t, K_t, l_t, B_t, z_t\}_{t=0, \dots, \infty}} E_{j,0} \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t \left[\frac{(\tilde{c}_t - \varpi \tilde{c}_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{(m_t)^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \frac{(l_t)^{1-\eta}}{1-\eta} \right] \right\} \quad (1)$$

$$\tilde{c}_t = \left[\phi (c_t^p)^{\frac{\nu-1}{\nu}} + (1-\phi) (c_t^g)^{\frac{\nu-1}{\nu}} \right]^{\frac{\nu}{\nu-1}} \quad 0 \leq \phi \leq 1 \quad \nu > 0$$

$\beta \in [0,1]$ ، $\eta > 0$ است که β عامل تنزیل بین دوره ای و η عکس کشش عرضه نیروی کار می باشد. σ و γ عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف و تراز حقیقی پول را نشان می دهد. همچنین فرض تشکیل عادات مصرفی برای این نوع مصرف کننده در نظر گرفته شده است. بر اساس این فرض، مصرف کننده به دنبال هموار کردن سطح و نرخ تغییر مصرف در طی زمان می باشد. پارامتر ϖ اهمیت تشکیل عادات را تعیین می کند؛ اگر $\varpi = 1$ باشد، مصرف افراد تنها از مصرف آخرین دوره به دست می آید. ν درجه جانشینی بین مصرف خصوصی و عمومی را نشان می دهد و پارامتر $1-\phi$ میزان تأثیر مصرف عمومی بر مطلوبیت را مشخص می کند. زمانی که این پارامتر یک باشد، نشان می دهد مصرف عمومی از منظر کارگزاران بدون استفاده است. خانوار ترجیحات خود را در برابر قید بودجه خود و قاعده انباشت سرمایه خصوصی به صورت زیر حداکثر می کند:

$$c_{p,t} + m_t + i_t^p + a(u_t)k_{t-1}^p + b_t + \frac{1}{P_t} \int_0^1 Q_t(i) \frac{z_t(i)}{s_t} di \leq \frac{M_{t-1}}{P_t} + w_t l_t - \frac{T_t}{P_t} + r_t u_t k_{t-1}^p + \frac{B_{t-1}(1+R_{t-1})}{P_t} + \frac{1}{P_t} \int_0^1 (Q_t(i) + d_t(i)) z_{t-1}(i) di \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \tilde{c}_t, m_t, l_t &\geq 0, & 0 &\leq z_t(i) \leq 1, & \forall_t = 0,1,2,\dots & \forall_i \in [0,1] \\ k_t^p &= (1-\delta)k_{t-1}^p + \left[1 - \varphi\left(\frac{I_t^p}{I_{t-1}^p}\right) I_t^p \right] \\ [\varphi'(1) = \varphi(1) = 0 \quad \varphi''(1) > 0] \end{aligned} \quad (3)$$

در هر دوره، همچنان که در قید بودجه مطرح شد، منابع درآمدی که بر اساس ارزش حقیقی جاری آنها ارزیابی شده، عبارت است از: تراز حقیقی پول که از یک دوره قبل آورده شده است (m_{t-1}).

درآمد کار (I_t ساعات کار و w_t نرخ دستمزد حقیقی)، خالص مالیات مستقیم T_t ، اجاره سرمایه ($r_t u_t k_{t-1}^P$) که r_t نرخ اجاره سرمایه و u_t نرخ استفاده از موجودی سرمایه k_{t-1}^P و k_{t-1}^P بخشی از موجودی سرمایه که به طور حقیقی به بنگاه ها اجاره داده شده و وارد فرایند تولید شده است) و پاداش ناخالص دو دارایی مالی که در دوره $t-1$ نگهداری شده است (R_{t-1} عایدی هر واحد اوراق بدون ریسک است که همان نرخ بهره ناخالص اسمی در دوره $t-1$ می باشد. به هر سهم در پرتفوی، سود اسمی $d_t(i)$ پرداخت می شود و ارزش اسمی جاری بازاری آن $Q_t(i)$ است).

بر اساس قید بودجه، هزینه های خانوار نمونه شامل، خریدهای مصرفی حقیقی، سرمایه گذاری و همچنین هزینه تعدیل سرمایه $a(u_{j,t})k_{t-1}^P$ بوده که در وضعیت باثبات، فرض می شود نرخ استفاده از سرمایه یک است ($u=1$ و $a(1)=0$) و بنابراین، هزینه تعدیل سرمایه وجود ندارد، اما در حالت انحراف از وضعیت باثبات، نرخ استفاده از سرمایه هزینه ای برابر با $a(u_{j,t})k_{t-1}^P$ را شامل می شود)، مانده اسمی پول زمان حال، و خرید دو نوع دارایی مالی اوراق (b_t) و سهام (Z_t)، در دسترس و کافی، یعنی حداکثر مقدار مخارج برابر با درآمد است. هزینه های تعدیل سرمایه از طریق جمله $\varphi(\frac{I_t^P}{I_{t-1}^P})I_t^P$ در معادله انباشت سرمایه معرفی شده اند که تغییر در موجودی سرمایه ناشی از تغییر

مخارج سرمایه گذاری را نشان می دهد. فرض می شود تقاضا برای سهام در دوره t تحت تأثیر شوک های تصادفی s_t قرار می گیرد، این شوک ها ناشی از حباب های سفته بازی است و با متغیرهای بنیادی اقتصادی^۱ که تعیین کننده اصلی $Z_t(i)$ هستند، همبسته نیستند. در تعادل، این شوک به یک جمله اختلال در معادله تعیین قیمت سهام تبدیل می شود.

فرض می شود شوک ها فرایند $AR(1)$ را دنبال می کنند:

$$\ln(s_t) = \rho_s \ln(s_{t-1}) + \varepsilon_{st} \quad (۴)$$

ارزش تعادلی s_t به یک نرمال شده است $IIIN(0, \sigma_j^2)$ برای همه $j = S$.

۴-۲. بنگاه تولید کننده کالای نهایی

بنگاه تولید کننده کالای نهایی سطح بهینه ای از نهاده (کالای تولید شده به وسیله بنگاه واسطه) را برای تولید کالای مصرفی نهایی از طریق تکنولوژی CRS طوری به کار می گیرد که تابع سودش حداکثر شود:

$$MAX \quad \Pi = p_t y_t^p - \int_0^1 p_t(i) y_t^p(i) di \quad (5)$$

s.t

$$y_t^p \leq \left[\int_0^1 y_t^p(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

$\varepsilon > 1$: کشش جانشینی کالاهای واسطه ای با یکدیگر که درجه رقابت انحصاری در بازار نهاده (تولید بنگاه واسطه) را نشان می دهد. تعادل این بخش، تابع تقاضای نهاده و شاخص کل قیمت را می دهد:

$$y_t(i) = \left[\frac{p_t(i)}{p_t} \right]^{-\varepsilon} y_t \quad (6)$$

$$p_t = \left[\int_0^1 p_t(i)^{1-\varepsilon} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (7)$$

۳-۴. بنگاه تولید کننده کالای واسطه

اقتصاد از زنجیره ای از بنگاه های رقابت انحصاری در بخش تولید کننده کالاهای واسطه تشکیل شده است که هر کدام از بنگاه ها، کالاهای متمایزی تولید می کنند که در نهایت، پس از ترکیب توسط بنگاه تولید کننده کالای نهایی، توسط خانوارها خریداری می شود. در بخش کالاهای واسطه، فرض می شود بنگاه سرمایه و نیروی کار را برای تولید کالای واسطه طوری به کار می گیرد که تابع هدفش حداکثر شود. بنگاه i ام بر اساس تابع تولید زیر $y_t(i)$ واحد از محصول را تولید می کند:

$$y_t(i) = A_t (u_t k_{t-1}^p(i) (k_{t-1}^G)^{\psi})^{\alpha_k} (l_t(i))^{1-\alpha_k} \quad (8)$$

A_t شوک تکنولوژی، $l_t(i)$ ، $k_{t-1}^p(i)$ خدمات نیروی کار و سرمایه است که توسط بنگاه i ام به کار گرفته شده است. k_{t-1}^G یک اثر جانبی می باشد که نقش سرمایه دولتی را در تولید نشان می دهد و فرض شده به صورت سرمایه افزا در تولید کالای واسطه تأثیر می گذارد. $\alpha_k \in (0,1)$ و $\psi = [0,1]$ شاخصی است که میزان تأثیر گذاری سرمایه دولت در تولید را نشان می دهد. $\psi = 0$ بیانگر بی تأثیری سرمایه دولتی بر تولید است و نیز اینکه دو نوع سرمایه خصوصی و دولتی سرمایه جانشین یکدیگر نمی شوند. $\psi = 1$ بدین معنی است که تأثیر سرمایه دولتی بر تولید، همانند تأثیر سرمایه خصوصی بر تولید است. بنابراین، سرمایه دولتی جانشین کامل سرمایه خصوصی است (کميجانی و توکلیان، ۱۳۹۱: ۹۶). این شکل از تابع تولید دلالت می کند که خدمات عمومی مکمل نهاده های خصوصی می باشد و افزایش در k_{t-1}^G ، تولید نهایی نیروی کار و سرمایه خصوصی را افزایش می دهد.

همچنین در پایان فرض می شود شوک ایستا تکنولوژی از فرایند $AR(1)$ به شکل زیر تبعیت می کند:

$$\ln(A_t) = (1 - \rho_A) \ln(A) + \rho_A \ln(A_{t-1}) + \varepsilon_{At} \quad (9)$$

$$\varepsilon_{At} \approx i.i.d \quad N(0, \sigma_A^2)$$

فرض می شود قیمت کالاها چسبندگی دارد، به این ترتیب که فرض می شود بنگاه های تولید کننده واسطه به هنگام تعدیل قیمت کالای خود، با یک هزینه کوادراتیک (هزینه فهرست بها) مواجه باشند. بنگاه ها این هزینه تعدیل را از طریق خرید یک سبد کلی CES از تمام کالاها در اقتصاد می پردازند:

$$AC_{j,t} = \frac{\phi_p}{2} \left(\frac{\frac{p_t(i)}{p_{t-1}(i)} - 1}{\frac{p_{t-1}}{p_{t-2}}} \right)^2 y_t \quad (10)$$

که $\phi_p \geq 0$ ، پارامتر هزینه تعدیل قیمت است.

به دلیل اینکه این بنگاه ها در نهایت دارایی خانوار هایی است که سهام آنها را خریداری نموده اند، لذا تابع هدفی که آنها به دنبال بهینه یابی آن هستند، ارزش واقعی بازاری سهام آنها است. بر اساس معادله اولر تقاضای سهام، بنگاه تولید کننده کالای واسطه در طول دوره t تلاش می کند معادله زیر را حداکثر نماید:

$$\max_{\{l_t, k_t^p, p_t(i)\}} \frac{Q_0(i)}{p_0} = E_0 \left\{ \sum_{t=1}^{\infty} \left[\beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \prod_{h=0}^{t-1} s_j \frac{d_t(i)}{p_t} \right] \right\} \quad (11)$$

۴-۴. دولت

دولت سعی می کند تا هزینه های خود را از طریق درآمدهای حاصل از مالیات یکجا از خانوارها و فروش اوراق مشارکت متوازن سازد. در صورت توازن بودجه از طریق این دو نوع منبع درآمد، خلق پولی اتفاق نخواهد افتاد و بانک مرکزی قادر خواهد بود سیاست پولی را بدون در نظر گرفتن محدودیت بودجه دولت اعمال کند. اما چنانچه با وجود این منابع درآمدی، کسری اتفاق افتد، دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی یا برداشت از سپرده های خود نزد بانک مرکزی که به معنی خلق پول است،

اقدام به تأمین مالی کسری بودجه خود خواهد کرد. بنابراین قید بودجه دولت عبارت است از^۱:

$$\frac{(C_t^g + I_t^g)}{P_t} + (1+r_t) \frac{B_{t-1}}{P_t} = \frac{T_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} + \left(\frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \right) \quad (12)$$

که در آن، M_t پایه پولی، T_t مالیاتی که دولت از کارگزاران دریافت می کند، C_t^g مخارج مصرفی دولت و I_t^g مخارج سرمایه گذاری دولتی می باشد. فرض می شود مخارج سرمایه ای و مصرفی دولتی به صورت برونزا تعیین می شود و از یک فرایند $AR(1)$ تبعیت می کنند:

$$\ln(I_t^g) = (1 - \rho_{I^g}) \ln(I^g) + \rho_{I^g} \ln(I_{t-1}^g) + \varepsilon_{I^g t} \quad (13)$$

$$\ln(C_t^g) = (1 - \rho_{C^g}) \ln(C^g) + \rho_{C^g} \ln(C_{t-1}^g) + \varepsilon_{C^g t} \quad (14)$$

۴-۵. مقام پولی

اکنون جهت کامل شدن مدل به پیروی از کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) فرض می شود که ابزار سیاست گذاری پولی در اختیار بانک مرکزی، نرخ رشد حجم پول باشد. فرض می شود که تابع عکس العمل سیاست گذار پولی به نحوی است که بر اساس آن، سیاست گذار نرخ رشد حجم پول را به نحوی تعیین می کند که انحراف تولید از تولید بالقوه، انحراف تورم از تورم هدف و انحراف شاخص کل قیمت سهام از سطح تعادلی آن را حداقل کند.

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t + \phi_Q Q_t + \varepsilon_{\mu, t} \quad (15)$$

$$\mu_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t \quad (16)$$

$$\pi_t = \frac{p_t}{p_{t-1}} \quad (17)$$

که در آن، m_t حجم حقیقی پول، μ_t رشد حجم اسمی پول، p_t شاخص قیمت مصرف کننده، π_t شکاف تورم است که انحراف لگاریتم تورم از سطح بدون اصطکاک آن نشان را می دهد، y_t شکاف محصول است که انحراف لگاریتم محصول حقیقی تعادلی را از سطح بدون اصطکاک آن نشان می دهد، Q_t شکاف شاخص کل قیمت سهام است که انحراف لگاریتم شاخص کل قیمت سهام از

۱. با توجه به اثر درآمدهای نفتی بر پایه پولی در ترازنامه بانک مرکزی بعد از تبدیل شدن به ریال، به منظور جلوگیری از دوباره شماری درآمدهای نفتی، در این جا تنها پایه پولی آورده شده است.

سطح بدون اصطکاک آن نشان می دهد، ε_{μ} تکانه عرضه پول است که از نظر سریالی مستقل بوده و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_{μ} می باشد.

ضرایب شکاف تورم، شکاف محصول و شکاف شاخص کل قیمت سهام دارای علائم منفی می باشند. به عبارت دیگر با افزایش محصول و تورم بالاتر از سطح طبیعی آن و همچنین رونق بازار سهام و در نتیجه افزایش شاخص کل قیمت سهام، سیاست گذار پولی، سیاست انقباضی در پیش گرفته و حجم پول را کاهش می دهد. در مطالعه حاضر، مقادیر باثبات (S.S) تورم، محصول و قیمت سهام با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات به دست می آید.

در پایان، چنانچه قید بودجه دولت و قید بودجه خانوارها با هم ترکیب شوند، شرط تسویه بازار کالاها و خدمات به صورت زیر به دست می آید:

$$Y_t = C_t^p + I_t^p + G_t + a(u_t)K_t^p + AC_t \quad (18)$$

$$G_t = C_t^g + I_t^g \quad (19)$$

بنابراین بازار کالا زمانی در تعادل است که عرضه کل برابر با تقاضای کل (مجموع مصرف خصوصی، سرمایه گذاری، مخارج دولتی، هزینه تعدیل سرمایه و هزینه تعدیل قیمت ها) است.

۵. حل و تحلیل نتایج مدل در اقتصاد ایران

در این بخش، مدل طراحی شده در قسمت قبل به طور تجربی حل و تحلیل می گردد. برای این منظور، ابتدا شرایط مرتبه اول بهینه یابی خانوارها، بنگاه تولید کننده کالای نهایی و بنگاه تولید کننده کالاهای واسطه به دست می آید و سپس با در نظر گرفتن رفتار دولت و مقام پولی و شرایط تسویه بازارها، فرض تقارن اعمال می شود.

معادلاتی که از بهینه یابی خانوار به دست می آید، عبارت است از معادله تقاضای تراز حقیقی پول، رابطه عرضه نیروی کار، معادله اولر مصرف، معادله توبین و معادله قیمت گذاری سهام:

$$(m_t)^{-\gamma} = \left(\frac{1}{1+R_t} - 1\right) \phi\left(\frac{\tilde{c}_t}{c_t^p}\right)^{\frac{1}{\nu}} \left[\omega \beta E_t (\tilde{c}_{t+1} - \omega \tilde{c}_t)^{-\sigma} - (\tilde{c}_t - \omega \tilde{c}_{t-1})^{-\sigma}\right] \quad (20)$$

$$(l_t)^{-\eta} = w_t \phi\left(\frac{\tilde{c}_t}{c_t^p}\right)^{\frac{1}{\nu}} \left[\omega \beta E_t (\tilde{c}_{t+1} - \omega \tilde{c}_t)^{-\sigma} - (\tilde{c}_t - \omega \tilde{c}_{t-1})^{-\sigma}\right] \quad (21)$$

$$\frac{1}{1+R_t} = \frac{\beta E_t \left\{ \frac{\phi \left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_{t+1}^p} \right)^{\frac{1}{\nu}} [\varpi \beta E_{t+1} (\tilde{c}_{t+2} - \varpi \tilde{c}_{t+1})^{-\sigma} - (\tilde{c}_{t+1} - \varpi \tilde{c}_t)^{-\sigma}]}{\pi_{t+1}} \right\}}{\left(\frac{\tilde{c}_t}{c_t^p} \right)^{\frac{1}{\nu}} [\varpi \beta E_t (\tilde{c}_{t+1} - \varpi \tilde{c}_t)^{-\sigma} - (\tilde{c}_t - \varpi \tilde{c}_{t-1})^{-\sigma}]} \quad (22)$$

$$q_t = \frac{E_t(\pi_{t+1})}{r_t} [(r_{t+1} u_{t+1} - a(u_{t+1}) + q_{t+1}(1 - \delta))] \quad (23)$$

$$Q_t = s_t \beta E_t \left\{ \frac{\left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_{t+1}^p} \right)^{\frac{1}{\nu}} [\varpi \beta E_{t+1} (\tilde{c}_{t+2} - \varpi \tilde{c}_{t+1})^{-\sigma} - (\tilde{c}_{t+1} - \varpi \tilde{c}_t)^{-\sigma}]}{\left(\frac{\tilde{c}_t}{c_t^p} \right)^{\frac{1}{\nu}} [\varpi \beta E_t (\tilde{c}_{t+1} - \varpi \tilde{c}_t)^{-\sigma} - (\tilde{c}_t - \varpi \tilde{c}_{t-1})^{-\sigma}]} \frac{p_t}{p_{t+1}} (Q_{t+1} + d_{t+1}) \right\} \quad (24)$$

معادلاتی که از بهینه یابی بنگاه تولید کننده کالای واسطه به دست می آید، عبارت است از معادله تقاضای عوامل تولید و معادله قیمت گذاری بنگاه:

$$u_t k_{t-1}^p = \frac{\alpha_k}{\alpha_l} \frac{w_t}{r_t} l_t \quad (25)$$

$$(1-\varepsilon) + \varepsilon \frac{w_t}{A_t} - \phi_p \frac{\pi_t}{\pi_{t-1}} \left(\frac{\pi_t}{\pi_{t-1}} - 1 \right) + \phi_p \delta E_t \left\{ \beta \frac{\left(\frac{\tilde{c}_{t+1}}{c_{t+1}^p} \right)^{\frac{1}{\nu}} [\varpi \beta E_{t+1} (\tilde{c}_{t+2} - \varpi \tilde{c}_{t+1})^{-\sigma} - (\tilde{c}_{t+1} - \varpi \tilde{c}_t)^{-\sigma}]}{\left(\frac{\tilde{c}_t}{c_t^p} \right)^{\frac{1}{\nu}} [\varpi \beta E_t (\tilde{c}_{t+1} - \varpi \tilde{c}_t)^{-\sigma} - (\tilde{c}_t - \varpi \tilde{c}_{t-1})^{-\sigma}]} \frac{y_{t+1}}{y_t} \frac{\pi_{t+1}}{\pi_t} \left(\frac{\pi_{t+1}}{\pi_t} - 1 \right) \right\} = 0 \quad (26)$$

پس از لحاظ کردن فرض تقارن، گام بعدی به دست آوردن وضعیت باثبات متغیرها و بازنویسی معادلات در این حالت و پس از آن، لگاریتم خطی کردن معادلات تعادلی با استفاده از روش اوهرلیگ^۱ و تقریب مرتبه اول تیلور می باشد^۲. پس از خطی کردن مدل، پارامترهای آن با استفاده از مطالعات

1. Uhlig, 1999
2. Taylor Approximation, 1993

انجام شده کالیبره و برآورد می شود و سرانجام مدل ها در فضای برنامه داینار^۱ تحت نرم افزار متلب^۲ حل می گردد و با ترسیم نمودار توابع واکنش آنی، اهداف تحقیق بررسی می شود.

۵-۱. داده ها و تخمین پارامترهای الگو

داده های مورد استفاده در این مطالعه شامل داده های فصلی تعدیل شده تولید ناخالص داخلی بدون نفت (منهای خالص صادرات)، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، پایه پولی، شاخص (کل) قیمت سهام، مصرف خصوصی، سرمایه گذاری خصوصی، مخارج دولتی به تفکیک مخارج مصرفی و سرمایه گذاری دولتی طی دوره ۱۳۹۳:۴-۱۳۷۴:۱ می باشد که از سایت بانک مرکزی ایران^۳ اتخاذ شده است. تمام داده ها پس از لگاریتم گیری و با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات $\lambda = 677$ روند زدایی شده اند. همچنین براساس تعریف نرخ رشد در ادبیات مکتب کینزی جدید، نرخ رشد متغیر به صورت نسبت متغیر در دوره t به متغیر وضعیت پایدار تعریف شده اند. از آنجا که همه متغیرها در مدل به صورت انحراف لگاریتم متغیر از مقدار وضعیت پایدار تعریف شده اند، نرخ تورم و نرخ رشد حجم پول به صورت لگاریتم نسبت هر متغیر به مقدار دوره گذشته آن به دست آمده است. با توجه به شکل لگاریتم-خطی شده معادلات، ضرایب متغیرهایی که به شکل انحراف لگاریتم متغیرها از مقدار باثبات شان نوشته شده اند، هم شامل یک سری نسبت ها هستند که از مقادیر وضعیت پایدار متغیرها محاسبه می شوند و هم، شامل یک سری از پارامترها هستند که نیاز به کالیبره از مطالعات انجام شده را دارند. بر این اساس شاخص هایی که بر مبنای داده های اقتصاد ایران، می توان آنها را محاسبه نمود در جدول (۱) خلاصه شده اند.

جدول ۱. خلاصه نسبت های مقدار دهی شده بر اساس داده های اقتصاد ایران^۴

نسبت	توضیحات	مقدار	نسبت	توضیحات	مقدار
$\bar{q}$	حالت باثبات q توبین	۰/۷۳	$\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$	نسبت حالت باثبات مصرف خصوصی و تولید	۰/۵۴
$\delta = \frac{\bar{I}^P}{\bar{K}^P}$	نرخ استهلاک سرمایه خصوصی	۰/۰۱۴	$\frac{\bar{I}}{\bar{y}}$	نسبت حالت باثبات سرمایه گذاری خصوصی و تولید	۰/۲۴

1. Dynare

2. MATLAB

3. www.cbi.ir

۴. برای دریافت لیست کامل نسبت های محاسبه شده با نویسنده مسئول مکاتبه نمایید.

نسبت	توضیحات	مقدار	نسبت	توضیحات	مقدار
$\bar{R}$	حالت باثبات نرخ بهره	۰/۰۴۱	$\frac{\bar{g}}{\bar{y}}$	نسبت حالت باثبات مخارج دولت و تولید	۰/۲۲
$\frac{\bar{c}^g}{g}$	نسبت حالت باثبات مصرف دولتی و مخارج کل دولت	۰/۵۷	$\frac{\bar{I}^g}{g}$	نسبت حالت باثبات سرمایه گذاری دولتی و مخارج کل دولت	۰/۴۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

جهت برآورد پارامترها ابتدا باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین^۱ که برای شاخص در نظر گرفته شده، تعیین شود. با در نظر گرفتن مقادیر اولیه برای میانگین و انحراف معیار شاخص ها می توان با استفاده از روش بیزین، شاخص ها را برآورد نمود. توزیع پیشین پارامترها، اطلاعات اضافی را برای تخمین پارامترهای مدل فراهم می کند، به گونه ای که توزیع پیشین هر یک از پارامترها براساس ویژگی های آن شاخص و ویژگی های توزیع مورد نظر انتخاب شده اند. برای مثال، از توزیع بتا برای برآورد پارامترهایی استفاده می شود که در بازه صفر و یک قرار می گیرند، و توزیع معکوس گاما برای پارامترهایی است که غیرمنفی باشند، توزیع گاما، توزیعی با دامنه از صفر تا بی نهایت است و در نهایت، توزیع نرمال برای پارامترهایی که می توانند هر مقداری داشته باشند. با این توضیحات، توزیع پسین پارامترهای مدل با استفاده از الگوریتم متروپلیس- هستینگ^۲ تحت نرم افزار داینر محاسبه شده و نتایج آن در جدول (۲) آورده شده است. آزمون تشخیصی زنجیره مارکوف مونت کارلو^۳ نشان می دهد مشکلی در تخمین پارامترهای مدل وجود نداشته و این تخمین ها قابل اتکا هستند^۴.

جدول ۲. توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	توزیع پارامتر	مقدار پیشین پارامتر	مقدار پسین پارامتر
β	نرخ تنزیل زمانی	بتا	۰.۹۶۴۸	۰.۹۶۲
ϖ	اهمیت تشکیل عادات مصرفی	بتا	۰.۸۳۲	۰.۸۴۲
ε	کشش جانشینی کالاهای واسطه ای با یکدیگر	گاما	۵.۹	۵.۶
η	عکس کشش عرضه نیروی کار	گاما	۳.۹۶۰	۳.۹۷۹

1. Prior Mean And Standard Deviation
2. Metropolis-Hastings Algorithm
3. Monte Carlo Markov Chain (MCMC)

پارامتر	توضیحات	توزیع پارامتر	مقدار پیشین پارامتر	مقدار پسین پارامتر
φ	پارامتر هزینه تعدیل سرمایه	نرمال	۰.۸۳	۰.۸۴
ϑ	درجه جانشینی بین مصرف خصوصی و عمومی	بتا	۰.۰۲۵	۰.۲۷۱
ϕ_p	پارامتر هزینه تعدیل قیمت	گاما	۳.۷۵	۳.۷۳
γ	عکس کشش جانشینی تراز حقیقی پول	گاما	۵.۲۴	۵.۳۶
α_k	کشش تولید خصوصی نسبت به سرمایه گذاری خصوصی و دولتی	بتا	۰.۴۱۲	۰.۴۲۵
σ	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	گاما	۱.۲۳	۰.۹۹۹
ζ	کشش تولید دولتی نسبت به سرمایه گذاری دولتی	بتا	۰.۵	۰.۵۳
ψ	نرخ تأثیر گذاری سرمایه دولتی در تولید خصوصی	نرمال	۰.۰۴۵	۰.۰۶۰
ϕ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس العمل سیاست پولی	نرمال	۱.۸	۱.۸۲
ϕ_y	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس العمل سیاست پولی	نرمال	۲.۵	۲.۴۸
ϕ_Q	ضریب اهمیت شاخص کل قیمت سهام در تابع عکس العمل سیاست پولی	نرمال	۰.۶	۰.۵۷
ρ_{mu}	ضریب خودهمبستگی نرخ رشد پول	بتا	0.66	۰.۶۴
ρ_s	ضریب خودهمبستگی قیمت سهام	بتا	۰.۸۴	۰.۸۵
ρ_A	ضریب خودهمبستگی تکنولوژی	بتا	۰.۸	۰.۷۹
ρ_{cg}	ضریب خودهمبستگی مخارج جاری دولت	بتا	۰.۷۷	۰.۷۵
ρ_{Ig}	ضریب خودهمبستگی مخارج عمرانی دولت	بتا	۰.۷۹	۰.۷۹۱
σ_{mu}	انحراف معیار شوک پولی	گامای معکوس	۰.۰۱	۰.۲۹
σ_Q	انحراف معیار شوک شاخص (کل) قیمت سهام	گامای معکوس	۰.۰۱	۰.۰۱۷
σ_A	انحراف معیار شوک تکنولوژی	گامای معکوس	۰.۰۱	۰.۰۲۳
σ_{Cg}	انحراف معیار شوک مخارج جاری دولت	گامای معکوس	۰.۰۱	۰.۰۴۸
σ_{Ig}	انحراف معیار شوک مخارج سرمایه گذاری دولت	گامای معکوس	۰.۰۱	۰.۰۵۶

مأخذ: یافته های تحقیق

۵-۲. تحلیل پاسخ های آنی

پس از برآورد پارامترهای مدل، مرحله بعد، استفاده از این شاخص ها در مدل و شبیه سازی مدل برای اقتصاد ایران است. در این بخش، توابع عکس العمل آنی متغیرهای الگو در برابر تکانه تعریف

شده، مورد بررسی قرار گرفته و بر اساس شواهد حاصل از داده های واقعی و انتظارات تئوریک ارزیابی می شود.

تکانه تکنولوژی

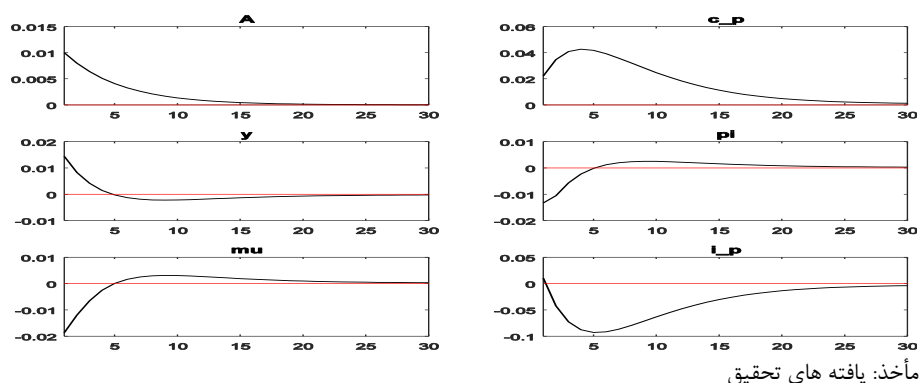
اثر تکانه تکنولوژی، بر متغیرهای مصرف خصوصی، سرمایه گذاری خصوصی، تولید، تورم و رشد حجم پول بررسی شده است.

همان گونه که ملاحظه می شود، در اثر شوکی که به اندازه یک انحراف معیار به عامل تکنولوژی وارد می شود، مصرف خصوصی و تولید، افزایش و رشد حجم پول و در نتیجه، تورم کاهش یافته است. همچنین مشاهده می شود با کاهش رشد حجم پول و در نتیجه کاهش نقدینگی و افزایش هزینه های سرمایه گذاری، سرمایه گذاری خصوصی، روند کاهشی داشته و مجدداً بعد از چند دوره به وضعیت باثبات خود باز می گردد.

طبق مباحث نظری، با بهبود سطح تکنولوژی به عنوان یکی از عوامل تولید، منحنی عرضه کل به سمت راست منتقل شده و به دنبال آن، سطح تولید افزایش و قیمت ها کاهش می یابد.

نمودار ۲. توابع عکس العمل آنی متغیرهای شبیه سازی شده مدل

در برابر شوک تکنولوژی

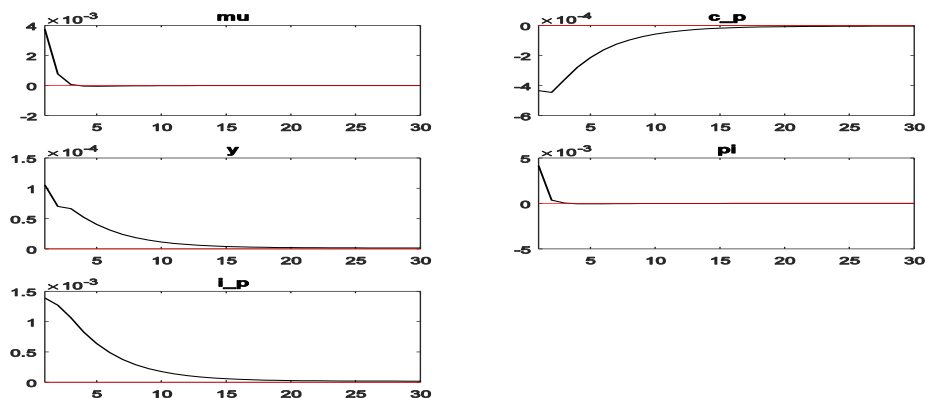


تکانه عرضه پول

نمودار (۴) اثر شوک رشد پول بر متغیرهای مصرف خصوصی، سرمایه گذاری خصوصی، تولید و تورم را نشان می دهد. مشاهده می شود شوک رشد پول بنا بر تئوری، منجر به افزایش تورم، کاهش مصرف

خصوصی به دلیل افزایش تورم، افزایش سرمایه گذاری به دلیل افزایش نقدینگی و کاهش هزینه های سرمایه گذاری و در نتیجه، افزایش تولید و فاصله گرفتن از مقدار باثبات شان شده است و سپس با گذشت زمان، انحراف کاهش پیدا کرده و به مقدار باثبات شان باز می گردند.

نمودار ۳. توابع عکس العمل آنی متغیرهای شبیه سازی شده مدل در برابر شوک پولی

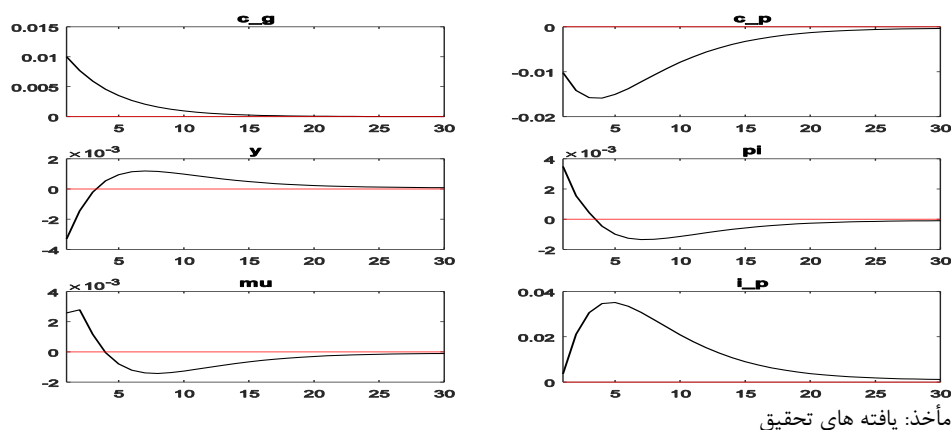


مأخذ: یافته های تحقیق

شوک مخارج مصرفی دولت

با شوکی به اندازه یک انحراف معیار به مخارج مصرفی دولت، از یک سو، مخارج کل دولت افزایش یافته که خود منجر به افزایش تقاضا و افزایش تورم گردیده است و از سوی دیگر، مصرف خصوصی و تولید کاهش یافته اند. همچنین با افزایش رشد حجم پول و کاهش هزینه های سرمایه گذاری، سرمایه گذاری خصوصی، روند افزایشی داشته که بعد از بیست دوره به وضعیت تعادل خود بازمی گردد.

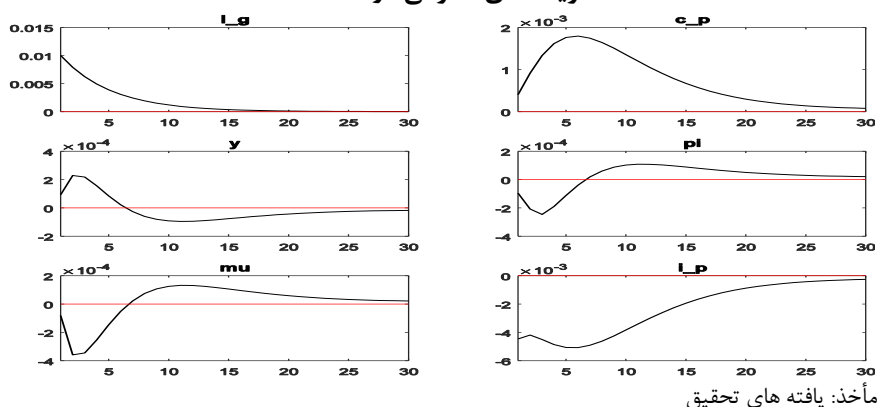
نمودار ۴. توابع عکس العمل آنی متغیرهای شبیه سازی شده مدل در برابر شوک هزینه های جاری دولت



شوک مخارج سرمایه گذاری دولت

شکل (۶) اثر شوک مخارج سرمایه گذاری دولت را بر مصرف خصوصی، سرمایه گذاری خصوصی، تولید، تورم و رشد حجم پول را نشان می دهد. همان طور که انتظار می رود با وارد شدن شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر مخارج سرمایه گذاری دولت، مصرف خصوصی و تولید، افزایش و تورم کاهش می یابد. همچنین با شوک مخارج سرمایه گذاری دولت، رشد حجم پول و سرمایه گذاری خصوصی کاهش می یابد و بعد از چند دوره، دوباره به حالت اول خود بازمی گردد.

نمودار ۵. توابع عکس العمل آنی متغیرهای شبیه سازی شده مدل در برابر شوک هزینه های عمرانی دولت

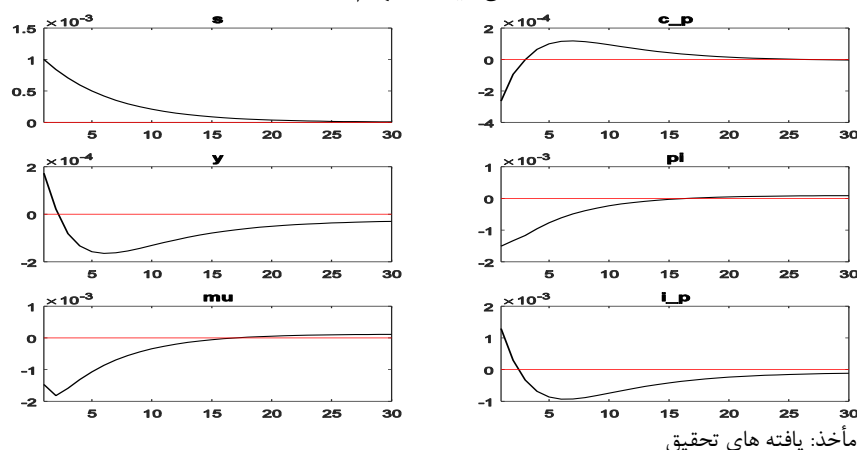


شوک شاخص کل قیمت سهام

اگر شوکی به اندازه یک انحراف معیار به شاخص کل قیمت سهام وارد شود، با افزایش شاخص کل قیمت سهام، سرمایه گذاری خصوصی و در نتیجه، تولید افزایش و رشد حجم پول و در نتیجه، تورم کاهش یافته است.

نمودار ۶. توابع عکس العمل آنی متغیرهای شبیه سازی شده مدل در برابر شوک شاخص

کل قیمت سهام



۶. تعیین ضرایب بهینه تابع واکنش سیاست گذار پولی

در بخش قبل، ضرایب تابع واکنش سیاست گذاری پولی ابتدا کالیبره و سپس با رویکرد بیزین برآورد گردید. اما به منظور تعیین بهینه بودن یا نبودن این ضرایب، با استفاده از دستور قاعده بهینه ساده (osr)^۱ در نرم افزار dynare وزن های بهینه این توابع واکنش محاسبه می شود. این دستور به صورت عددی بهترین ضرایب قاعده یا تابع واکنش سیاست گذاری را محاسبه می کند. در اغلب موارد، در ادبیات موضوع جمع وزنی واریانس متغیرهایی که برای بانک مرکزی اهمیت دارد (در اینجا تورم، شکاف تولید، شکاف قیمت سهام و نرخ رشد پایه پولی) به عنوان تابع هدف بانک مرکزی تلقی شده و هدف، حداقل سازی این تابع نسبت به شرایط کلی اقتصاد است. به منظور یافتن ضرایب بهینه شکاف تولید، تورم و شاخص کل قیمت سهام، باید سناریوهای مختلفی را با توجه به حساسیت تابع زیان رفاهی به شکاف تولید، تورم و شاخص کل قیمت سهام محاسبه کرد. از میان نتایج سناریوهای

1. Optimal Simple Rule

مختلف، نتیجه ای انتخاب شد که کمترین زیان رفاهی را ایجاد و نسبت به سیاست های اعمال شده کمترین واریانس تولید، تورم و شاخص کل قیمت سهام را ایجاد می کرد. با توجه به این نکات، ضرایب بهینه به دست آمده در جدول (۳) گزارش شده است.

جدول ۳. ضرایب بهینه تابع واکنش سیاست گذار پولی

ضرایب	ϕ_p	ϕ_y	ϕ_Q	ρ_{mu}	زیان رفاهی
ضرایب برآورد شده	۱,۸۲	۲,۴۸	۰,۵۷	۰,۶۴	-
ضرایب بهینه با سناریو ($\phi_Q = 1$, $\phi_y = 1$, $\phi_p = 1.5$)	۱,۹	۲,۴	۰,۳۹	۰,۴۵	۰,۰۱۰
ضرایب بهینه با سناریو ($\phi_p = 1.5$, $\phi_y = 1.5$, $\phi_Q = 0$)	۱,۹	۲,۴	۰,۱۹	۰,۳۱	۰,۰۰۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول (۳)، مشاهده می شود اگر بانک مرکزی وزن بیشتری به تورم و وزن های یکسانی به تولید و شاخص کل قیمت سهام دهد، ضرایب برآورد شده با استفاده از رویکرد بیزین برای شکاف تورم و تولید تفاوت چندانی با مقدار بهینه خود ندارند. به عبارت دیگر، به نظر می رسد که-با فرض صادق بودن تابع واکنش سیاست گذاری معرفی شده برای اقتصاد ایران-فاصله زیادی بین شدت واکنش بانک مرکزی نسبت به تورم و تولید با شدت این واکنش در حالت بهینه، وجود ندارد. اما بین ضرایب برآورد شده برای شکاف قیمت سهام و فرایند خودرگرسیون مرتبه و مقدار بهینه این ضرایب، اختلاف بیشتری وجود دارد و مقدار بهینه ضرایب از مقدار برآورد شده آنها کمتر است. به عبارت دیگر، به نظر می رسد که-با فرض صادق بودن تابع واکنش سیاست گذاری معرفی شده برای اقتصاد ایران- بین شدت واکنش بانک مرکزی نسبت به شاخص کل قیمت سهام با شدت این واکنش در حالت بهینه، فاصله بیشتری وجود دارد.

اما اگر بانک مرکزی، وزنی به شاخص کل قیمت سهام در تابع سیاست گذاری خود ندهد و وزن های یکسانی به تولید و تورم دهد، مشاهده می شود ضرایب بهینه شاخص کل قیمت سهام و فرایند خودرگرسیون مرتبه اول با اختلاف بیشتری از مقادیر برآورد شده خود، کمتر هستند. همچنین با مقایسه زیان رفاهی برای هر دو سناریو بانک مرکزی ملاحظه می گردد، واکنش بانک مرکزی بر اساس سناریو اول، دارای زیان رفاهی به اندازه ۰,۰۱ است و واکنش بانک مرکزی بر اساس سناریو دوم، دارای زیان رفاهی به اندازه ۰,۰۰۹ است.

به عبارت دیگر، اگر بانک مرکزی، تنها به نوسانات تورم و تولید واکنش دهد و در تابع سیاست گذاری خود، وزنی برای شاخص کل قیمت سهام در نظر نگیرد، زیان رفاهی کمتری نسبت به حالتی که به نوسانات تورم، تولید و شاخص کل قیمت سهام واکنش دهد، ایجاد می شود.

۷. نتیجه گیری

در این مطالعه، به منظور تحلیل تأثیر نوسانات شاخص کل قیمت سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی و چگونگی واکنش بانک مرکزی به نوسانات بازار سهام، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران طراحی گردید.^۱ سپس بعد از بهینه یابی و به دست آوردن شرایط مرتبه اول کارگزاران، با استفاده از روش اهلیگ شکل خطی-لگاریتمی معادلات حاصل و پارامترهای مدل با استفاده از رویکرد بیزین برآورد گردید. نتایج حاصل از شبیه سازی مدل خطی، حاکی از آن است که در صورت وقوع شوک شاخص کل قیمت سهام به اندازه یک انحراف معیار، سرمایه گذاری خصوصی و تولید افزایش و رشد حجم پول و تورم کاهش یافته و شوک پولی نیز بر اساس تئوری و انتظار محقق، باعث افزایش تورم و تولید شده است.

در پایان، با یافتن ضرایب بهینه برای شکاف تورم، تولید و شاخص کل قیمت سهام و زیان رفاهی بانک مرکزی تحت هر یک از سناریوها، این نتیجه حاصل شد که اولاً، بانک مرکزی در توابع واکنش خود باید وزن بیشتری به تورم دهد و ثانیاً، اگر بانک مرکزی بر اساس سناریو اول عمل نماید، زیان رفاهی بیشتری نسبت به سناریو دوم وجود دارد. به عبارت دیگر، واکنش بانک مرکزی به شکاف شاخص کل قیمت سهام موجب افزایش زیان رفاهی آن خواهد شد.

۱. در این مطالعه به منظور ساده سازی اقتصاد بصورت بسته در نظر گرفته شده است و باز بودن اقتصاد تأثیر چندانی بر نتایج ندارد و بدون باز نمودن اقتصاد همه اثرات درآمد نفتی به دلیل سلطه مالی دولت در پایه پولی وجود دارد.

منابع و مآخذ

- بی شک سلمانی، محمد رضا؛ برقی اسکویی، محمد مهدی و لک، سودا (۱۳۹۴). تأثیر شوک های سیاست پولی و مالی بر بازار سهام ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره ۲۲. عزیزی، فیروزه (۱۳۸۷). اثر تغییر ثروت در بازار سهام بر هزینه های مصرفی بخش خصوصی (مطالعه موردی: ایران ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۶). *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، سال نهم، شماره ۲: ۸۲-۶۱. کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). سیاست گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره ۸، تابستان: ۸۸-۱۱۷.
- متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، سال دهم، شماره ۴، زمستان: ۸۷-۱۱۶.
- Bernanke, B. & Gertler, Mark (2002). Should central banks respond to movements in asset prices?. *American Economic Review*, 91 (May): 253-257.
- López, M. (2015). Asset Price Bubbles and Monetary Policy in a Small Open Economy, *Ensayos Sobre Política Económica*: 14-78.
- Nistico, S. (2003). Monetary policy and stock-price dynamics in a DSGE framework. LLEE Working Paper No. 28.
- Paetz, M., & Gupta, R. (2014). Stock Price Dynamics and the Business Cycle in an Estimated DSGE Model for South Africa, Department of Economics Working Paper Series: 1-31.
- Rizvi, K.; Naqvi, B. & Mirza, N. (2013). Asset prices, financial stability and monetary policy. *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, ISSN 2090-4304
- Taylor, J. (1993). Discretion versus policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference Series on public policy, North-Holland.
- Uhlig, H. (1999). A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic stochastic Models Easily, *Computational Methods for the study of Dynamic Economies*. Oxford: Oxford University press: 30-61.