

حباب‌های قیمتی در بازار سهام تهران: یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

احسان اسدی

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز، easadi_63@yahoo.com

هاشم زارع*

استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز، hashem.zare@gmail.com

مهرزاد ابراهیمی

استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز، mhrzad@yahoo.com

خسرو پیرایی

دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز، kh.pirae@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۶/۱۲ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۲/۱۰

چکیده

اگرچه حباب‌های بازار سهام نقش مهمی در تعیین قیمت سهام و نوسانات اقتصادی بازی می‌کنند، اما توضیح آنها با اصول بنیادین اقتصاد چالش برانگیز است. هدف از این مقاله شناسایی عوامل شکل دهنده حباب‌های قیمتی بازار سهام تهران بر اساس یک مدل DSGE بیزین در چارچوب چرخه‌های تجاری حقیقی است. حباب‌های قیمتی سهام در این مدل به صورت درون‌زا در یک مکانیزم بازخوردی مثبت پدیدار می‌شوند که توسط باورهای خوش-بینانه افراد حمایت خواهند شد. براساس نتایج حاصل شده، شوک احساسی به عنوان مهمترین منبع نوسانات حباب‌ها و به دنبال آن نوسانات قیمت سهام معرفی شد. این شوک انعکاس دهنده باورهای خانوارها در مورد اندازه نسبی حباب‌ها است و از طریق کاهش محدودیت‌های اعتباری به اقتصاد واقعی انتقال می‌یابد. این شوک بخش عمده‌ای از نوسانات محصول، مصرف و سرمایه‌گذاری را نیز بیان می‌کند. همچنین، شوک عرضه کار و شوک تکنولوژی ویژه سرمایه‌گذاری به ترتیب بیشترین تاثیر را در ایجاد نوسان در اشتغال و سرمایه‌گذاری داشته‌اند. **واژه‌گان کلیدی:** حباب قیمتی، مدل DSGE، شوک احساسی، چرخه‌های تجاری حقیقی. طبقه بندی JEL : E44, E27, E32, E22, E41.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

اکثر مطالعات موجود در ادبیات اقتصادی، شرایطی را تحلیل می‌کنند که در آن حباب‌های قیمت وجود ندارند. جایی که سرمایه‌گذاران در یک فرآیند بهینه‌سازی نامحدود با بصیرت و آگاهی کامل مطلوبیت خود را حداکثر می‌کنند، اما شرایطی که در آن به وجود آمدن حباب‌ها غیرممکن باشد، بیشتر جنبه تئوریک دارد و با شرایط بازارهای مالی در دنیای واقعی سازگار نیست. حباب‌های قیمتی مفهومی یک‌طرفه از افزایش شدید قیمت سهام را در بر دارند که در آن یک سقوط قیمتی بزرگ و کوتاه مدت، در پس افزایش مستمر قیمت سهام شکل می‌گیرد. وجود حباب‌ها در قیمت‌داری‌ها، می‌تواند از کارایی تخصیص منابع مالی به فرایندهای مولد در اقتصاد بکاهد، به این ترتیب مطالعه شرایط اقتصادی با وجود حباب‌های قیمت‌داری‌ها و بررسی اثرات آنها بر متغیرهای اقتصادی ضروری به نظر می‌رسد. در تحقیق حاضر شوک‌هایی معرفی می‌شوند که انتظار می‌رود، توسط آنها حباب‌های قیمتی بازار سهام تهران و به دنبال آن نوسانات شاخص قیمت سهام توجیه شوند. شوک احساسی^۱، شوک‌های تکنولوژی کارافزا یا شوک بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)^۲ موقتی و دائمی، شوک‌های تکنولوژی ویژه - سرمایه‌گذاری (IST)^۳ موقتی و دائمی، شوک عرضه نیروی کار و شوک اعتباری، شوک‌های ذکر شده می‌باشند. حباب قیمتی و تمامی شوک‌های مذکور، از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)^۴ در چارچوب چرخه‌های تجاری حقیقی (RBC)^۵ استنتاج می‌شوند. ادامه این مقاله به صورت ذیل سازماندهی شده است: در بخش دوم ادبیات موضوع ارائه می‌شود. این قسمت به مروری مختصر از حباب‌های قیمتی، انتقال حباب‌ها به اقتصاد کلان و مطالعات پیشین می‌پردازد. در انتهای این بخش تفاوت‌های اساسی و نوآوری‌های تحقیق نسبت به سایر مطالعات تبیین می‌شود. بخش سوم، به ساخت یک مدل DSGE اختصاص دارد. بخش چهارم به داده‌های تحقیق و مقداردهی پارامترها پرداخته است. بخش پنجم به حل مدل برای اقتصاد ایران اختصاص می‌پردازد. در بخش ششم نتایج تحقیق بر اساس تجزیه واریانس مدل و توابع واکنش آنی تجزیه و تحلیل می‌شود و در بخش آخر مطالب جمع‌بندی خواهد شد و چند توصیه سیاستی ارائه می‌شود.

¹ Sentiment shock

² Total Factor Productivity

³ Investment-Specific Technology

⁴ Dynamic Stochastic General Equilibrium

⁵ Real Business Cycle

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- حساب قیمت دارایی

گاهی اوقات نوسانات قیمت دارایی به شکلی است، که قیمت‌ها به صورت غیرعادی شروع به افزایش می‌کنند و پس از مدتی با سقوط همراه می‌شوند. معمولاً این فرآیند شامل چند مرحله است:

۱- دوره خوش‌بینی دیوانه‌وار یا هیجانی شدن: در این مرحله بسیاری از سرمایه‌گذاران خودشان را متقاعد می‌کنند که افزایش قیمت دارایی بر مبنای اطلاعات بنیادین بوده است. ۲- بحران اطمینان: وضعیتی است که در زمان افزایش یا کاهش قیمت در حالت بحرانی اتفاق می‌افتد. ۳- بدتر شدن وضعیت: در این حالت بحران اطمینان بیشتر تحریک می‌شود، به عبارت دیگر این مرحله را می‌توان عامل اصلی بحران در نظر گرفت. ۴- بدبینی بسیار شدید: حالتی که به دنبال وضعیت نامناسب اقتصادی به وجود می‌آید. این حالت مربوط به زمانی است که به عقیده اکثر افراد، قیمت‌های پایین بر مبنای اطلاعات بنیادین حاصل شده است و خوش‌بینی حاصل شده در ابتدای کار، خطای پیش‌بینی بوده است. از قرن هفدهم به بعد چنین فرایندی را حساب نامیدند (بیلی^۱، ۲۰۰۵).

از دیدگاه اقتصاد کلان حساب‌ها هنگامی رخ می‌دهند که مشکلات واسطه‌گری میان اعتباردهندگان مالی (معمولاً بانک‌ها) و سرمایه‌گذاران وجود داشته باشد. به این معنی که سرمایه‌گذاران، اعتبارات دریافتی خود را در جهت اهداف وام‌دهندگان و سیاست‌گذاران استفاده نمی‌کنند و بخش اعظم این وام‌ها را در خرید دارایی‌هایی مانند مسکن و سهام که عرضه ثابت دارند، به کار گیرند. از آنجا که عرضه این دارایی‌ها ثابت است، قیمت‌ها به بالاتر از حد بنیادی رسیده و حساب شکل می‌گیرد (آلن و گال^۲، ۲۰۰۰). البته عکس این حالت نیز ممکن است رخ دهد، جایی که وام‌دهندگان در بازار اعتبار به جای پرداخت وام به بنگاه‌ها (سرمایه‌گذاران) مستقیماً سهام بنگاه‌ها یا انواع دارایی‌ها را با انگیزه کسب سود بالاتر از سود حاصل از پرداخت اعتبار به متقاضیان وام، خریداری می‌کنند. در این حالت نیز تقاضای دارایی بر عرضه محدود آن فزونی گرفته و حساب خلق می‌شود. به طور کل حساب نوعی پیامد حاصل از سرمایه‌گذاری است که ضعف بعضی از جنبه‌های روحی و احساسی بشر را شرح می‌دهد. اسمیت و اسمیت^۳ (۲۰۰۶) معتقدند، اگر سطح قیمتی

¹ Bailey

² Allen & Gale

³ Smith & Smith

بازاری دارایی بالاتر از سطحی باشد که شرط تقاطعی^۱ در مورد قیمت دارایی تعیین می‌کند، حباب قیمتی رخ داده است. به عبارت دیگر اگر قیمت یک دارایی بالاتر از ارزش فعلی مجموع منافع مورد انتظار آن دارایی باشد، قیمت دارایی بیشتر از ارزش ذاتی آن است و با مقداری حباب مواجه است.

۲-۲- حباب قیمتی سهام و انتقال به اقتصاد کلان

شواهد تاریخی نشان می‌دهد که رشد شدید قیمتی بازارهای سهام در کشورها به دنبال خوش‌بینی جامعه نسبت به وضعیت آتی اقتصاد و در اغلب موارد با رشد بازار اعتبار و رشد اقتصادی همراه بوده است. در مقابل سقوط بازارهای مالی نیز بحران اقتصادی را برای کشورها به همراه داشته است. بازار سرمایه از طریق تسهیل تأمین مالی بنگاه‌ها، تخصیص بهینه منابع، بهبود نقدشوندگی دارایی‌ها و افزایش شفافیت در اقتصاد، نقش اساسی در رشد اقتصادی کشورها داشته است (سون و یتکینر^۲، ۲۰۱۶). نوسانات در شاخص قیمت سهام از طریق دو کانال اثر ثروت و اثر بر سطح سرمایه‌گذاری بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد تأثیر دارد. کانال اثر ثروت از طریق خانوار و سمت تقاضا و کانال سرمایه‌گذاری از طریق بنگاه و از سمت عرضه بر اقتصاد اثر گذار است. کانال اثر ثروت از طریق نظریه چرخه زندگی توجیه می‌شود. از آنجا که یکی از اجزای مهم ثروت مالی، سهام است، زمانی که قیمت سهام به دنبال شکل‌گیری حباب قیمتی افزایش می‌یابد، ثروت مالی و به تبع آن مصرف خانوارها افزایش می‌یابد. این رابطه می‌تواند در جهت عکس نیز رخ دهد، به طوری که با تخلیه حباب قیمتی ثروت خانوارها و به دنبال آن مصرف کاهش می‌یابد. برای مثال نتایج مطالعه بون و همکاران^۳ (۱۹۹۸)، نشان می‌دهد که ۱۰ درصد کاهش در قیمت‌های سهام باعث حداقل ۴۵ درصد کاهش مصرف آمریکا، انگلیس و کانادا بعد از یک سال شده است. همچنین دو دیدگاه در مورد اینکه چگونه نوسانات شاخص قیمت سهام، سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، وجود دارد که به رویکرد ارزش-گذاری بازار (که به عنوان رویکرد Q توبین نیز شناخته می‌شود) و رویکرد هزینه سرمایه شناخته شده‌اند. در رویکرد بازار سرمایه با وجود حباب قیمتی سهام دیدگاه دوم مد نظر قرار می‌گیرد، جایی که شکل‌گیری حباب قیمتی در سهام بنگاه‌ها، ارزش بنگاه‌ها و به دنبال آن ارزش وثیقه‌ای آنها را برای دریافت اعتبار و ایجاد سرمایه‌گذاری بالا می‌برد و در

¹ Transversally Condition

² Seven & Yetkiner

³ Boone et al.

نتیجه هزینه سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد. گان^۱ (۲۰۰۷) در تحقیق خود تاثیر معنادار وثیقه را بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها در صنایع ژاپن نتیجه گرفت.

۲-۳- مطالعات تجربی و نوآوری تحقیق

ملکیل و فاما^۲ (۱۹۷۰) بر این باورند که در یک بازار کارا، قیمت‌ها تمامی آنچه در مورد یک دارایی فهمیده می‌شود را منعکس می‌کنند. یک دهه بعد، شیلر^۳ (۱۹۸۱) نشان می‌دهد که قیمت‌های سهام بسیار نوسانی‌تر از آن هستند که با کارایی بازار دارایی سازگار باشند. ایده وی مورد استقبال جامعه علمی قرار گرفت و در کنار نوسانات شدید بازارهای دارایی در بسیاری از کشورهای دنیا و عدم توانایی تشریح این نوسانات توسط مدل‌هایی که بر کارایی بازار دارایی تأکید داشتند، موجب شد تا مطالعات اقتصادی به سمت مقوله حباب‌ها و انحراف قیمت از ارزش ذاتی دارایی سوق پیدا کند؛ به طوری که امروزه شواهد زیادی بر رد فرضیه عدم وجود حباب در بازارهای دارایی و خصوصاً سهام وجود دارد. به عنوان مثال در مطالعات داخلی، واعظ و ترکی^۴ (۱۳۸۷)، صالح آبادی و دلیریان^۵ (۱۳۸۹)، فلاح شمس و زارع^۶ (۱۳۹۲) و خیری و همکاران^۷ (۱۳۹۶) فرضیه وجود حباب در بازار سهام تهران را پذیرفته‌اند. همچنین تحقیقات شیلر (۱۹۸۱)، لارسن^۸ (۱۹۹۷)، نازس و سیلوا^۹ (۲۰۰۵)، میائو و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۵)، باچیلار و همکاران^{۱۱} (۲۰۱۶) و هو و آکسلی^{۱۲} (۲۰۱۸) نمونه کوچکی از بی‌شمار مطالعه خارجی حوزه اقتصاد مالی هستند که بر وجود حباب به انحاء مختلف در بورس‌های خارجی تأکید نموده‌اند. مورد قابل توجه اینکه در این مطالعات (به غیر از مطالعه میائو و همکاران (۲۰۱۵)) تنها وجود یا عدم وجود حباب‌های قیمت سهام نتیجه‌گیری شده است و به عوامل و شوک‌های به وجود آورنده حباب‌ها کمتر توجه شده است. اکثر این مطالعات بر مبنای مدل‌های رگرسیونی

¹ Gan

² Malkiel & Fama

³ Shiller

⁴ Vaez & Torki (2008)

⁵ Salehabadi & Dalirian (2010)

⁶ Fallah Shams & Zare (2013)

⁷ Kheiri et al. (2017)

⁸ Larsen

⁹ Nazes & Silva

¹⁰ Miao et al.

¹¹ Balcilar et al.

¹² Hu & Oxley

نهاده شده‌اند و همچنان در مواردی این تحقیقات را می‌توان تکمیل نمود که در ادامه به آنها اشاره شده است:

اول، این الگوها تنها شامل چند متغیر هستند و به کلی بودن تمایل دارند، به عبارت دیگر تنها تاثیر یک یا تعداد بسیار محدودی از متغیرها روی حساب‌ها و نوسانات قیمت سهام بررسی می‌شود و بسیاری از متغیرها و پارامترهای مهم اقتصادی از مدل حذف می‌شوند. دوم، دارای ماهیتی غیرساختاری هستند و به خصوص در حالت برآورد الگوها با ضرایب ثابت با نقد لوکاس^۱ (۱۹۷۶) مواجه هستند (پاتز و گوپتا^۲، ۲۰۱۴)، به عبارت دیگر با مرور زمان اعتبار خود را از دست می‌دهند، چرا که تنها دوره تحت بررسی خود را تفسیر می‌کنند. سوم، هر دو جزء حساب‌ها و ارزش بنیادین قابل مشاهده نیستند. همانطور که گورکایناک^۳ (۲۰۰۸) اشاره می‌کند، نتیجه‌گیری وجود یا عدم وجود حساب در بسیاری موارد سلیقه‌ای است و برای بسیاری از مطالعات که وجود حساب را پذیرفته‌اند، مطالعاتی وجود دارد که وجود حساب در قیمت سهام را در همان دوره نقض می‌کنند. به عبارت دیگر نتایج روش‌های اقتصادسنجی سنتی با یکدیگر در تناقض هستند و نهایتاً، یک معادله رگرسیونی نمی‌تواند یک سری زمانی از جزء حسابی قیمت و شوک موجود در پس تغییرات یا ناپایداری حساب‌ها را ایجاد کنند (میائو و همکاران، ۲۰۱۵). بنابراین بسیار دشوار است که مشخص شود، آیا ویژگی‌های حساب‌ها هم راستا با تجربه زندگی روزمره افراد است یا خیر.

در راستای تکمیل کاستی‌های مطالعات قبلی، تفاوت‌های اساسی و نوآوری‌های تحقیق به صورت ذیل خواهند بود:

در این تحقیق یک الگوی DSGE بیزین جهت برآورد حساب قیمتی بازار سهام تهران در چارچوب RBC تهیه می‌شود. حساب‌های قیمت سهام در این الگو به صورت درون‌زا در یک مکانیسم بازخوردی مثبت پدیدار می‌شوند که توسط باورهای خوش‌بینانه افراد حمایت خواهند شد. الگوهای DSGE بر پایه انتظارات عقلایی شکل می‌گیرند و تا حد بسیار زیادی به نقد لوکاس پاسخ می‌دهند. همچنین در تحقیق حاضر، حساب‌ها به عنوان یک متغیر پنهان در الگوی DSGE در نظر گرفته می‌شوند و نمایش فضا حالت الگوی DSGE اجازه می‌دهد که برآورد بیزین در مورد متغیرهای پنهان، با توجه به اطلاعات

¹ Lucas

² Paetz & Gupta

³ Gurkaynak

موجود در مورد داده‌ها هدایت گردد. به این ترتیب، امکان شبیه‌سازی الگو بر اساس پارامترها و شوک‌های تخمین زده شده، برای ایجاد یک سری زمانی از حساب‌ها وجود دارد. نهایتاً، از آنجایی که الگو DSGE یک الگوی ساختاری است، می‌توان تحلیل‌های مختلفی را برای امتحان نقش شوک‌های ساختاری در ایجاد حساب‌ها، نوسانات قیمت سهام و همچنین ایجاد نوسان در متغیرهای کلان در اقتصاد ایران ایجاد نمود.

۳- مدل تحقیق

در این تحقیق یک الگوی DSGE از بازار سهام و چرخه‌های تجاری حقیقی با هدف شناسایی عوامل شکل دهنده حباب قیمتی بازار سهام تهران تصریح شده است. به این منظور از روش‌های اقتصادسنجی بیزین و داده‌های فصلی در بازه زمانی ۴:۱۳۷۰ تا ۴:۱۳۹۵ استفاده می‌شود. با اقتباس از میائو و همکاران (۲۰۱۵)، یک اقتصاد تولیدی با افق نامحدود در نظر گرفته می‌شود که شامل خانوارها، بنگاه‌ها، تولیدکنندگان کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌گرهای مالی می‌باشد. خانوارها نیروی کار بنگاه‌ها را فراهم می‌کنند، سرمایه‌های خود را در بخش واسطه‌گری مالی رقابتی سپرده‌گذاری می‌کنند و از مبادله سهام بنگاه‌ها در بازار سهام سود می‌برند. بنگاه‌ها نیز کالاهای نهایی را برای مصرف یا سرمایه‌گذاری تولید می‌کنند. تولیدکنندگان کالاهای سرمایه‌ای، کالاهای سرمایه‌گذاری را به شرط تعدیل هزینه‌ها تولید می‌کنند. بنگاه‌ها کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌گذاری شده را از تولیدکنندگان کالاهای سرمایه با توجه به محدودیت‌های اعتباری هر دوره می‌خرند.

۳-۱- خانوارها

فرض می‌شود که اقتصاد از خانوارهای مشابهی تشکیل شده است که تا بی‌نهایت زندگی می‌کنند. هر خانوار مطلوبیت خود را از مصرف و فراغت بر اساس تابع مطلوبیت انتظاری زیر حداکثر می‌کند:

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln(C_t - hC_{t-1}) - \psi_t N_t] \quad (1)$$

جایی که β^t فاکتور تنزیل ذهنی و بین صفر و یک است و $h \in (0,1)$ پارامتر ماندگاری عادت است. C_t مصرف، N_t کار و ψ_t شوک نیروی کار می‌باشد. فرض می‌شود که ψ_t فرایند تصادفی زیر را دنبال می‌کند^۱:

^۱ به منظور صرفه‌جویی در تعداد صفحات، در این تحقیق هر یک از شوک‌های مدل می‌توانند جایگزین عبارت X_t در فرایند تصادفی زیر شوند:

$$\ln X_t = (1 - \rho_X) \ln \bar{X} + \rho_X \ln X_{t-1} + \varepsilon_{Xt}$$

$$\ln \psi_t = (1 - \rho_\psi) \ln \bar{\psi} + \rho_\psi \ln \psi_{t-1} + \varepsilon_{\psi t} \quad (2)$$

هر خانوار نیروی کاری را برای بنگاه تامین می‌کند، سهام بنگاه را مبادله می‌کند و مالک تولیدکنندگان کالای سرمایه‌ای می‌شود. محدودیت بودجه آن نیز از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$C_t + P_t^S s_{t+1} = W_t N_t + \pi_t + (D_t + P_t^S) s_t \quad (3)$$

به طوری که D_t مجموع سود تقسیم شده، P_t^S مجموع قیمت سهام همه تولیدکنندگان کالای نهایی، s_t سهام بنگاه‌ها و π_t سود حاصل شده از تولید کالاهای سرمایه‌ای می‌باشد. در تعادل $s_t = 1$ است. شرایط مرتبه اول خانوار از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$\Lambda_t W_t = \psi_t \quad (4)$$

جایی که Λ_t نشان دهنده مطلوبیت نهایی مصرف می‌باشد و از رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\Lambda_t = \frac{1}{C_t - h C_{t-1}} - \beta E_t \frac{h}{C_{t+1} - h C_t} \quad (5)$$

۳-۲- بنگاه‌ها

طیفی از بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی مشابه به یکدیگر وجود دارد که سهام آنها در بازار سهام عرضه شده است. فرض می‌شود، خانوارها تصور می‌کنند که هر سهم از بنگاه حاوی یک حباب باشد. آنها همچنین بر این باورند که این حباب ممکن است با احتمال مشخصی تخلیه شود. با فرض انتظارات عقلایی، یک حباب نمی‌تواند دوباره در همان بنگاه تشکیل شود (اگر قبلاً حباب آن تخلیه شده باشد)، در غیر این صورت فرصت یک آربیتراژ وجود خواهد داشت. برای سادگی به پیروی از گرتلر و کیوتاکي^۱ (۲۰۱۰)، ورود و خروج بنگاه‌ها، برون‌زا فرض می‌شود. ممکن است یک بنگاه در هر دوره با احتمال برون‌زای، δ_e ورشکست کند و ارزش آن به صفر برسد و بنگاه جدیدی بدون هزینه وارد اقتصاد شود. بنابراین اندازه کلی بنگاه فرضی در هر دوره ثابت است. بنگاه جدیدی که در تاریخ t وارد می‌شود با سرمایه اولیه K_{0t} کار را شروع کرده و سپس به همین صورت به عنوان یک بنگاه فعلی عمل می‌کند. بنگاه جدید نیز ممکن است حباب جدیدی را به اقتصاد بیاورد. بنگاه فرضی $z \in [0, 1]$ ، سرمایه K_t^j و کار N_t^j را با هم ترکیب کرده تا کالاهای نهایی Y_t^j را با استفاده از تابع تولید زیر ایجاد کند:

جایی که \bar{X} ثابت است و $\rho_X \in (-1, 1)$ ، پارامتر دوام شوک است. همچنین ε_{Xt} یک متغیر تصادفی است که به طور مشابه و مستقل (IID)، با میانگین صفر و واریانس σ_X^2 توزیع شده است.

¹ Gertler & Kiyotaki

$$Y_t^j = (u_t^j K_t^j)^\alpha (A_t N_t^j)^{1-\alpha} \quad (۶)$$

جایی که $\alpha \in (0,1)$ به سهم سرمایه از تولید اشاره دارد، u_t^j نرخ بکارگیری ظرفیت است و A_t نشان دهنده شوک تکنولوژی کارافزا می‌باشد. همچنین ممکن است با توجه به تابع تولید کاب-داگلاس، به A_t به عنوان یک شوک کلی بهره‌وری (TFP) اشاره شود. برای یک بنگاه جدید که در زمان t وارد می‌شود، $K_t^j = K_{0t}$ در نظر گرفته می‌شود. فرض می‌شود که A_t متشکل از یک جزء دائمی A_t^P و یک جزء موقتی A_t^m باشد، به طوری که $A_t = A_t^P A_t^m$ باشد. جزء دائمی A_t^P فرایند تصادفی زیر را دنبال می‌کند:

$$A_t^P = A_{t-1}^P \lambda_{at} \quad \text{و} \quad \ln \lambda_{at} = (1 - \rho_a) \ln \bar{\lambda}_a + \rho_a \ln \lambda_{a,t-1} + \varepsilon_{at} \quad (۷)$$

پارامتر $\bar{\lambda}_a$ نرخ رشد حالت دائمی A_t^P است. جزء موقتی این شوک نیز فرایند تصادفی زیر را دنبال می‌کند:

$$\ln A_t^m = \rho_a \ln A_{t-1}^m + \varepsilon_{a^m,t} \quad (۸)$$

فرض می‌شود که میزان استهلاک سرمایه، بین دوره t و $t+1$ با رابطه $\delta_t^j = \delta (u_t^j)$ داده شود، جایی که δ یک تابع تفاضلی مرتبه دوم باشد و یک عدد مثبت را به صورت $[0,1]$ نشان دهد. برای سادگی نرخ بکارگیری ظرفیت در وضعیت پایدار، ثابت و برابر با ۱ در نظر گرفته می‌شود. در این صورت، انباشت سرمایه به صورت زیر خواهد بود:

$$K_{t+1}^j = (1 - \delta_t^j) K_t^j + \varepsilon_t^j I_t^j \quad (۹)$$

جایی که I_t^j به سرمایه‌گذاری است و ε_t^j کارایی سرمایه‌گذاری را اندازه‌گیری می‌کند. در ادامه فرض می‌شود که تصمیم در مورد بکارگیری ظرفیت، پیش از مشاهده شوک کارایی سرمایه‌گذاری ε_t^j گرفته می‌شود. در نتیجه، بکارگیری ظرفیت به شوک ویژه ε_t^j بستگی ندارد. در هر دوره مثل t بنگاه z می‌تواند، سرمایه‌گذاری را با خرید کالاهای سرمایه‌گذاری از تولیدکنندگان سرمایه به قیمت P_t بسازد. سرمایه‌گذاری با وجوه یا پشتوانه داخلی $u_t^j R_t K_t^j$ و وام‌های خارجی L_t^j تامین مالی می‌شود. به پیروی از تحقیق کیوتاکي و موری^۱ (۱۹۹۷) تصور می‌شود که تامین مالی خارجی بنگاه از طریق نشر سهم، آنقدر پرهزینه است که مانع اقدام بنگاه‌ها برای انتشار سهام جدید می‌شود. علاوه بر این، فرض می‌شود که این سرمایه‌گذاری در سطح بنگاه برگشت ناپذیر است. بنابراین، سرمایه‌گذاری بنگاه z ، I_t^j ، از معادله زیر به دست می‌آید:

$$0 \leq P_t I_t^j \leq u_t^j R_t K_t^j + L_t^j \quad (۱۰)$$

^۱ Kiyotaki & Moore

در ادامه مانند تحقیق میائو و همکاران (۲۰۱۲)، تصور می‌شود که هیچ بهره‌ای روی وام‌ها وجود ندارد. همچنین مثل تحقیق میائو و وانگ (۲۰۱۱)، میزان وام‌های L_t^j محدودیت اعتبار زیر را مشخص می‌کند:

$$L_t^j \leq (1 - \delta_e) E_t \frac{\beta \Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} V_{t+1}^j (\xi_t K_t^j) \quad (11)$$

جایی که $V_t^j(k)$ نشانگر ارزش بازار سهام تقسیم شده بنگاه j با دارایی k در زمان t می‌باشد و ξ_t نشان دهنده یک شوک وثیقه است که بازتاب کننده اصطکاک در بازار اعتبار می‌باشد. فرض می‌شود که ξ_t فرایند تصادفی زیر را دنبال کند:

$$\ln \xi_t = (1 - \rho_\xi) \ln \bar{\xi} + \rho_\xi \ln \xi_{t-1} + \varepsilon_{\xi t} \quad (12)$$

به دنبال میائو و وانگ (۲۰۱۱) رابطه (۱۱) را می‌توان به عنوان یک محدودیت در مساله بین زمانی بنگاه و وام دهنده در نظر گرفت، جایی که بنگاه تعهدات محدودی دارد. با توجه به محدودیت مساله، بنگاه باید دارایی‌های خود K_t^j را جهت اخذ وام نزد وام دهنده به وثیقه بگذارد. زمانی که بنگاه متقاضی وام می‌شود، وام دهنده نیز می‌تواند ξ_t دارایی‌ها را بیابد.

۳-۳- تولیدکنندگان کالاهای سرمایه

به پیروی از گرتلر و کیوتاکي (۲۰۱۰)، تولیدکنندگان کالاهای سرمایه‌ای، کالاهای سرمایه‌گذاری جدید را برای استفاده در تولید کالای نهایی به شرط تعدیل هزینه‌ها می‌سازند. آنها این کالاهای را به بنگاه‌های دارای فرصت سرمایه‌گذاری به قیمت P_t می‌فروشند. تابع عینی یک تولیدکننده برای انتخاب (I_t) از طریق حل رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\max_{I_t} : E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\Lambda_t}{\Lambda_0} \left\{ P_t I_t - \left[1 + \frac{\Omega}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \bar{\lambda}_I \right)^2 \right] \frac{I_t}{Z_t} \right\} \quad (13)$$

جایی که $\bar{\lambda}_I$ نرخ رشد حالت دائمی مجموع سرمایه‌گذاری است. $\Omega > 0$ پارامتر تعدیل هزینه است و Z_t شوک تکنولوژی ویژه سرمایه‌گذاری را به تبعیت از گرین وود و همکاران^۱ (۱۹۹۷) نشان می‌دهد. فرض می‌شود که Z_t از یک جزء دائمی Z_t^p و یک جزء گذرا Z_t^m ترکیب شده است، به طوری که $Z_t = Z_t^p Z_t^m$ می‌باشد. جایی که جزء دائمی Z_t^p فرایند تصادفی زیر را دنبال می‌کند:

$$Z_t^p = Z_{t-1}^p \lambda_{zt}, \quad \ln \lambda_{zt} = (1 - \rho_z) \ln \bar{\lambda}_z + \rho_z \ln \lambda_{z,t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (14)$$

¹ Greenwood et al.

جایی که پارامتر $\bar{\lambda}_z$ نرخ رشد حالت دائمی Z_t^p است. جزء گذرا Z_t^m نیز فرایند تصادفی زیر را دنبال خواهد کرد:

$$\ln Z_t^m = \rho_{zm} \ln Z_{t-1}^m + \varepsilon_{zm,t} \quad (15)$$

شرایط مرتبه اول سطح بهینه کالاهای سرمایه‌گذاری به صورت زیر خواهد بود:

$$Z_t P_t = 1 + \frac{\Omega}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \bar{\lambda}_I \right)^2 + \Omega \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - \bar{\lambda}_I \right) \frac{I_t}{I_{t-1}} - \beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \Omega \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} - \bar{\lambda}_I \right) \frac{Z_t}{Z_{t+1}} \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 \quad (16)$$

۳-۴- مساله تصمیم‌گیری

مساله تصمیم‌گیری بنگاه z با شروط (۹)، (۱۰) و (۱۱) با برنامه‌ریزی پویای زیر توصیف می‌شود:

$$V_t^j(K_t^j) = \max_{I_t^j} R_t u_t^j K_t^j - P_t I_t^j + E_t \frac{\beta \Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} V_{t+1}^j(K_{t+1}^j) \quad (17)$$

به این ترتیب $V_t^j(K_t^j)$ فرم زیر را به خود می‌گیرد:

$$V_t^j(K_t^j) = v_t^j K_t^j + b_{t,\tau}^j \quad (18)$$

جایی که $\tau \geq 0$ نشان دهنده سن بنگاه z است و v_t^j و $b_{t,\tau}^j \geq 0$ تنها به شوک منحصر به فرد کارایی سرمایه‌گذاری ε_t^j و متغیرهای حالت بستگی دارد. رابطه (۱۸) به دنبال تحقیق هایاشی^۱ (۱۹۸۲) و میائو و همکاران (۲۰۱۲) جدید است. از آنجایی که بازارهای رقابتی با فرض تکنولوژی بازدهی ثابت نسبت به مقیاس در نظر گرفته می‌شود، بسیار طبیعی است که ارزش بنگاه به شکل یک تابع خطی بیان شود. با این حال با وجود محدودیت‌های اعتباری (۱۱) ارزش بنگاه ممکن است، شامل حباب شود. بنابراین همانطور که در تحقیق میائو و وانگ (۲۰۱۱) آمده است، اگر $b_{t,\tau}^j > 0$ باشد، یک تعادل حبابی و در صورتی که $b_{t,\tau}^j = 0$ یک راه حل تعادلی فاقد حباب به وجود می‌آید. قیمت سهام بنگاه در سن τ به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$P_{t,\tau}^s = (1 - \delta_e) E_t \frac{\beta \Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} V_{t+1}^j(K_{t+1}^j) \quad (19)$$

و با توجه به فرم حدس زده شده فوق، رابطه زیر برای قیمت هر سهم بنگاه ارائه می‌شود:

$$P_{t,\tau}^s = Q_t K_{t+1}^j + B_{t,\tau} \quad (20)$$

جایی که:

$$Q_t = (1 - \delta_e) E_t \frac{\beta \Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} v_{t+1}^j \quad \text{و} \quad B_{t,\tau} = (1 - \delta_e) E_t \frac{\beta \Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} b_{t+1,\tau+1}^j \quad (21)$$

¹ Hayashi

باید توجه شود که Q_t و $B_{t,\tau}$ به شوک‌های منحصر به فرد بستگی ندارد، زیرا آنها می‌توانند با هم ترکیب شوند. بخصوص اینکه v_{t+1}^j و $b_{t+1,\tau+1}^j$ توابعی از مجموع متغیرهای حالت و شوک‌ها هستند و شوک ε_{t+1}^j به صورت IID و مستقل از مجموع شوک‌ها می‌باشد. Q_t و $B_{t,\tau}$ به ترتیب به عنوان قیمت سرمایه تعیین شده (Q نهایی توبین) و میانگین حباب بنگاه در نظر گرفته می‌شود. توجه شود که Q نهایی و قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری P_t در الگوی مورد نظر به دلیل اصطکاک مالی و شوک‌های مربوط به کارایی سرمایه‌گذاری متفاوت هستند. علاوه بر این در الگوی معرفی شده Q نهایی با Q متوسط به دلیل وجود یک حباب برابر نیست.

۳-۵- شوک احساسی

تا کنون، حباب‌های قیمتی سهام به صورت مشخص و قابل شناسایی در نظر گرفته شدند. تعادل در مدل DSGE این تحقیق با حباب‌های تصادفی بنا می‌شود. به این ترتیب، برای الگو باورهای خانوار در مورد حرکت حباب یک شوک احساسی معرفی می‌شود. فرض می‌شود، خانوارها بر این باور باشند که با احتمال ω بنگاه جدیدی در دوره زمانی t وجود دارد که شامل حبابی با اندازه $B_{t,0} = b_t^* > 0$ باشد. بنابراین کل حباب جدید با $\omega \delta_e b_t^*$ بدست می‌آید. همچنین فرض می‌شود، خانوارها بر این باور هستند که اندازه نسبی حباب‌ها در تاریخ $t + \tau$ برای دو بنگاه به وجود آید، که در تاریخ t و $t+1$ با θ_t نشان داده شود. یعنی:

$$\frac{B_{t+\tau,\tau}}{B_{t+\tau,\tau-1}} = \theta_t, \quad t \geq 0, \quad \tau \geq 1 \quad (22)$$

جایی که θ_t فرایند زیر را به صورت برون‌زا دنبال کند:

$$\ln \theta_t = (1 - \rho_\theta) \bar{\theta} + \rho_\theta \ln \theta_{t-1} + \varepsilon_{\theta,t} \quad (23)$$

در تحقیق پیش رو، این فرایند به عنوان یک شوک احساسی تفسیر می‌شود که بازتاب دهنده باور خانوارها در مورد نوسانات در این حباب‌ها می‌باشد و از طریق محدودیت‌های اعتباری به اقتصاد واقعی منتقل می‌شود. این باورها ممکن است به صورت تصادفی در طول زمان تغییر کند و بر اساس رابطه (۲۲) به صورت زیر دنبال شوند.

$$B_{t,0} = b_t^*, \quad B_{t,1} = \theta_{t-1} b_t^*, \quad B_{t,2} = \theta_{t-1} \theta_{t-2} b_t^*, \quad \dots, \quad t \geq 0 \quad (24)$$

این معادله نشان می‌دهد که اندازه حباب‌های جدید و قدیمی از طریق شوک احساسی به یکدیگر پیوند می‌خورند و تغییر در شوک احساسی اندازه‌های نسبی را تغییر می‌دهد.

باید توجه شود که نرخ رشد حباب بنگاه یکسان در هر تاریخی $B_{t+1,t+1}/B_{t,t}$ ، باید محدودیت تعادل قبلی در تاریخ $t - \tau$ را کنترل کند.

۴- حل مدل برای اقتصاد ایران

در این بخش، مدل طراحی شده در قسمت قبل برای اقتصاد ایران حل می‌شود. به این منظور ابتدا شرایط بهینه‌یابی مرتبه اول کارگزاران اقتصادی به دست می‌آید و سپس فرض تقارن برای عملکرد یا تصمیم‌گیری این کارگزاران اعمال می‌شود. در نهایت معادلات تسویه بازار نیز به سیستم معادلات تعادلی اضافه می‌شود. گام بعدی در فرایند حل مدل‌های DSGE به دست آوردن وضعیت باثبات (SS)^۱ متغیرها و بازنویسی معادلات در این حالت و پس از آن لگاریتمی - خطی کردن معادلات تعادلی با استفاده از روش اوهلیگ^۲ (۱۹۹۹) و تقریب مرتبه اول تیلور است. به این ترتیب در این تحقیق از معادلات لگاریتمی - خطی مدل استفاده شده است. لازم به ذکر است، با توجه به اینکه داده‌های ساعات کار برای ایران در دسترس نیستند، از داده‌های اشتغال استفاده می‌شود. از آنجایی که متغیر اشتغال نسبت به ساعات کار در پاسخ به شوک‌های اقتصاد کلان کندتر عمل می‌کند و دارای نوسان کمتری است، به تبعیت از اسمیت و ووترز^۳ (۲۰۰۳) و زاگالیا^۴ (۲۰۰۹) فرض شده است، در هر دوره تنها کسری از بنگاه‌ها نیروی کار خود را تعدیل می‌کنند. به این ترتیب معادله زیر به صورت برون‌زا به سیستم معادلات لگاریتمی - خطی مدل تحقیق اضافه خواهد شد:

$$\widehat{EH}_t = \beta \widehat{EH}_{t+1} + \frac{(1-\beta\xi_e)(1-\xi_e)}{\xi_e} (\widehat{N}_t - \widehat{EH}_t) \quad (25)$$

جایی که \widehat{N}_t ساعات کار و \widehat{EH}_t تعداد شاغلین است. ξ_e نیز کسری از بنگاه‌ها می‌باشد که نیروی کار خود را تعدیل می‌کنند.

۵- داده‌های آماری و مقداردهی پارامترها

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل داده‌های فصلی محصول ناخالص داخلی، مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری خصوصی، قیمت سهام و اشتغال در بازه ۱۳۹۵:۴-۱۳۷۰:۴ هستند که از وبسایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران دریافت شده‌اند. در نمودار (۱) داده‌های رشد قیمت سهام، $dlspt_t$ ، در مقابل رشد محصول ناخالص، dly_t ،

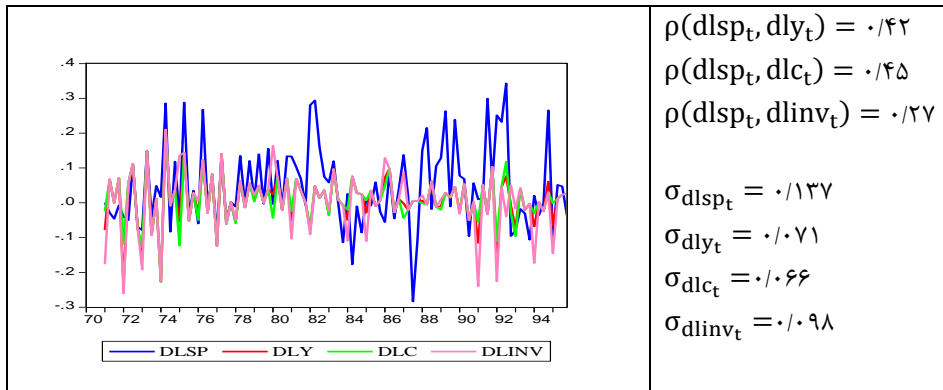
¹ Steady-State

² Uhlig

³ Smets & Wouters

⁴ Zagaglia

مصرف، dIc_t و سرمایه‌گذاری، $dIinv_t$ ، ترسیم شده و همچنین ویژگی‌های آماری این متغیرها به صورت مختصر گزارش شده است. ضریب همبستگی رشد قیمت سهام با هر یک از متغیرهای رشد محصول، مصرف و سرمایه‌گذاری مثبت است که نشان از حرکت چرخه‌ای قیمت سهام داشته است. علاوه بر این همبستگی رشد قیمت سهام با رشد مصرف بیشتر از سایر متغیرهاست که بیانگر رشد مصرف ناشی از اثرات ثروت در رشد قیمت سهام است. نهایتاً همانطور که در نمودارها و محاسبات آمده است، انحراف معیار رشد قیمت سهام خیلی بیشتر از سایر متغیرها است که نوسان بیشتر این متغیر را نسبت به متغیرهای اقتصاد کلان نشان می‌دهد.



نمودار (۱): نمودار رشد قیمت سهام مقابل رشد محصول ناخالص، مصرف و سرمایه-

گذاری

توضیحات: نمادهای ρ و σ به ترتیب نشان دهنده ضریب همبستگی و انحراف معیار هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق

داده‌های مورد استفاده در مدل DSGE تحقیق به صورت تعدیل فصلی هستند و پس از لگاریتم‌گیری، با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات^۱ ($\lambda = 677$) روندزایی شده‌اند. برای تطابق بیشتر با واقعیت، از آنجایی که مدل تحت بررسی تحقیق حاضر دو بخشی است، داده‌های محصول ناخالص داخلی از حاصل جمع مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری خصوصی در نظر گرفته شده است.

مقداردهی پارامترهای مدل DSGE در این تحقیق به دو دسته تقسیم شده است: دسته اول پارامترها که در جدول (۱) آمده است، از دو روش کالیبراسیون براساس مطالعات پیشین و همچنین محاسبات تحقیق حاصل شده‌اند. منظور از مقداردهی بر اساس

¹ Hodrick – Prescott Filter

محاسبات تحقیق، مقادیری از پارامترها است که اولاً سازگار با ادبیات اقتصادی مدل‌های DSGE باشند، ثانیاً، بیشترین نزدیکی را بین گشتاورهای متغیرهای شبیه‌سازی شده مدل و متغیرهای واقعی حاصل کنند. لازم به ذکر است، در میان این دسته از پارامترها بخشی از نسبت‌های اقتصادی نیز وجود دارند که از تقسیم دو متغیر در وضعیت پایدار حاصل می‌شوند.

جدول (۱): مقداردهی به پارامترهای مدل

پارامتر	شرح	منبع	مقدار
β	نرخ تنزیل ذهنی	محاسبات تحقیق	۰/۹۲۵
α	سهم سرمایه از تولید	شاهمرادی ^۱ (۱۳۸۷)	۰/۴۱۲
$\delta(1)$	نرخ استهلاک در SS	امینی و حاجی محمد ^۲ (۱۳۸۴)	۰/۰۴۲
δ_e	نرخ خروج	محاسبات تحقیق	۰/۰۲۵
N	ساعات کار در SS	میائو و همکاران (۲۰۱۲)	۰/۲۸
g_Y	نرخ رشد محصول و کالاهای مصرفی در SS	محاسبات تحقیق	۰/۹۰۹۱
λ_z	نرخ رشد تکنولوژی - ویژه سرمایه‌گذاری در SS	محاسبات تحقیق	۱/۹۷۵
$\delta'(1)$	نرخ بکارگیری ظرفیت در SS	میائو و همکاران (۲۰۱۲)	۱
\bar{I}/\bar{Y}	نسبت سرمایه‌گذاری به محصول در SS	محاسبات تحقیق	۰/۳۰۲
\bar{C}/\bar{Y}	نسبت مصرف به محصول در SS	محاسبات تحقیق	۰/۶۹۸
K_0/\bar{K}	سرمایه اولیه بنگاه تازه وارد به کل موجودی سرمایه	محاسبات تحقیق	۰/۲
θ	اندازه نسبی حباب قدیم به حباب جدید	میائو و همکاران (۲۰۱۵)	۰/۹۷۵
ω	کسری از بنگاه‌های تازه وارد شامل حباب	میائو و همکاران (۲۰۱۲)	۰/۵
μ	کشش احتمال سرمایه‌گذاری تعهد شده در SS	میائو و همکاران (۲۰۱۲)	۲/۵
h	تشکیل عادات مصرفی	بیات و همکاران ^۳ (۱۳۹۵)	۰/۸۱۱
$\bar{Q}\bar{K}/\bar{P}^s$	نسبت ارزش ذاتی به قیمت سهام در SS	محاسبات تحقیق	۰/۷۸
\bar{B}^a/\bar{P}^s	نسبت ارزش حبابی به قیمت سهام در SS	محاسبات تحقیق	۰/۲۲

پارامترهای دسته دوم با استفاده از روش بیزین برآورد شده‌اند و در جدول (۲) مشاهده می‌شوند. رویکرد بیزی مستلزم تصریح اطلاعات پیشین برای پارامترهایی است که باید برآورد شوند. معمولاً در این حالت نیز اطلاعات پیشین در مورد پارامترهای مدل و توزیع آن از مطالعات قبلی و ادبیات اقتصادی گرفته می‌شود. توزیع پسین پارامترهای مدل با استفاده از الگوریتم متروپولیس- هستینگز^۴ با ۲۰۰،۰۰۰ تکرار تحت نرم افزار داینر محاسبه شده است.

¹ Shahmoradi (2008)

² Amini & Haji Mohammad (2005)

³ Bayat et al. (2016)

⁴ Metropolis - Hastings Algorithm

جدول (۲): نتایج حاصل شده از برآورد بیزین برای پارامترهای مدل

پارامتر	نوع توزیع	شرح	میانگین و انحراف معیار پیشین	منبع	برآورد
Ω	گاما	هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری	(۲ و ۲)	لیو و همکاران (۲۰۱۱)	۲/۴۶۲۷
$\frac{\delta''(1)}{\delta'(1)}$	گاما	پارامتر به‌کارگیری ظرفیت	(۱ و ۱)	میائو و همکاران (۲۰۱۲)	۳/۲۸۵۸
ξ	بتا	میانگین درجه محدودیت اعتباری	(۰/۳ و ۰/۱)	میائو و همکاران (۲۰۱۵)	۰/۲۸۲۰
ξ_e	بتا	کسری از بنگاه‌ها که نیروی کار خود را تعدیل می‌کنند	(۰/۵ و ۰/۱۵)	زاگانلیا (۲۰۰۹)	۰/۹۲۱۳
ρ_a	بتا	پارامتر دوام شوک TFP دائمی	(۰/۵ و ۰/۲)	اسمیت و ووترز (۲۰۰۷)	۰/۶۵۲۳
ρ_{a^m}	بتا	پارامتر دوام شوک TFP موقتی	(۰/۵ و ۰/۲)	اسمیت و ووترز (۲۰۰۷)	۰/۴۵۶۱
ρ_z	بتا	پارامتر دوام شوک IST دائمی	(۰/۵ و ۰/۲)	اسمیت و ووترز (۲۰۰۷)	۰/۴۵۳۶
ρ_{z^m}	بتا	پارامتر دوام شوک IST موقتی	(۰/۵ و ۰/۲)	اسمیت و ووترز (۲۰۰۷)	۰/۵۵۷۱
ρ_{ψ}	بتا	پارامتر دوام شوک عرضه کار	(۰/۵ و ۰/۲)	اسمیت و ووترز (۲۰۰۷)	۰/۷۰۷۱
ρ_{ξ}	بتا	پارامتر دوام شوک محدودیت اعتبار	(۰/۵ و ۰/۲)	لیو و همکاران (۲۰۱۱)	۰/۴۹۹۰
ρ_{θ}	بتا	پارامتر دوام شوک احساسی	(۰/۵ و ۰/۲)	میائو و همکاران (۲۰۱۲)	۰/۵۹۷۰
σ_a	گامای معکوس	انحراف معیار شوک TFP دائمی	(INF و ۰/۰۱)	لیو و همکاران (۲۰۱۱)	۰/۰۱۱۳
σ_{a^m}	گامای معکوس	انحراف معیار شوک TFP موقتی	(INF و ۰/۰۱)	لیو و همکاران (۲۰۱۱)	۰/۰۵۶۹
σ_z	گامای معکوس	انحراف معیار شوک IST دائمی	(INF و ۰/۰۱)	لیو و همکاران (۲۰۱۱)	۰/۰۰۶۶
σ_{z^m}	گامای معکوس	انحراف معیار شوک IST موقتی	(INF و ۰/۰۱)	لیو و همکاران (۲۰۱۱)	۰/۰۶۰۲
σ_{ψ}	گامای معکوس	انحراف معیار شوک عرضه کار	(INF و ۰/۰۱)	لیو و همکاران (۲۰۱۱)	۰/۱۶۷۵
σ_{ξ}	گامای معکوس	انحراف معیار شوک محدودیت اعتبار	(INF و ۰/۰۱)	لیو و همکاران (۲۰۱۱)	۰/۰۰۸۵
σ_{θ}	گامای معکوس	انحراف معیار شوک احساسی	(INF و ۰/۱)	میائو و همکاران (۲۰۱۲)	۰/۶۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

برای ارزیابی عملکرد این مدل، گشتاورهای پیش‌بینی شده مدل با گشتاورهای متغیرهای واقعی مقایسه شده‌اند و خلاصه آن در جدول (۳) آمده است. هم داده‌های شبیه‌سازی شده و هم داده‌های واقعی به صورت تعدیل فصلی، لگاریتمی و فیلتر هودریک - پرسکات هستند.

جدول (۳): مقایسه گشتاورهای متغیرهای شبیه‌سازی شده در مقابل داده‌های واقعی

داده‌ها	محصول Y	مصرف C	سرمایه‌گذاری I	قیمت سهام SP	اشتغال EH
انحراف معیار نسبی (نسبت به محصول Y)					
داده‌های واقعی	۱/۰۰۰	۰/۹۲۷	۱/۹۳۰	۴/۰۶۹	۰/۱۱۶
داده‌های شبیه‌سازی شده	۱/۰۰۰	۰/۹۷۰	۱/۱۲۳	۳/۶۷۱	۰/۱۰۴
همبستگی متغیرها با محصول Y					
داده‌های واقعی	۱/۰۰۰	۰/۸۴۶	۰/۷۹۷	۰/۲۶۲	۰/۱۷۶
داده‌های شبیه‌سازی شده	۱/۰۰۰	۰/۹۹۲	۰/۹۶۷	۰/۷۶۲	۰/۴۵۷
ضریب خودهمبستگی مرتبه اول					
داده‌های واقعی	۰/۳۰۳	۰/۲۵۴	۰/۵۶۰	۰/۷۶۰	۰/۹۲۹
داده‌های شبیه‌سازی شده	۰/۸۴۷	۰/۸۷۵	۰/۷۸۰	۰/۹۷۲	۰/۹۱۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج مقایسه گشتاورها در جدول (۳) حکایت از موفقیت نسبی مدل در شبیه‌سازی داده‌های واقعی داشته است.

۶- نتایج تحقیق

پس از حل و برآورد و مقداردهی پارامترها و شبیه‌سازی مدل برای اقتصاد ایران، لازم است با توجه به تعریف شوک‌های مختلف به بیان و معرفی نتایج بروز هر یک از آنها پرداخته شود. به این منظور از ۲ ابزار تجزیه واریانس و توابع واکنش آنی استفاده شده است. نتایج تجزیه واریانس متغیرها نسبت به وقوع هر یک از هفت شوک ساختاری مدل در جدول (۴) گزارش شده است:

جدول (۴): تجزیه واریانس متغیرهای مدل نسبت به شوک‌های ساختاری

شوک	محصول Y	مصرف C	سرمایه‌گذاری I	قیمت سهام SP	ساعت کار N
شوک TFP دائمی	۱/۱۰	۱/۱۵	۰/۹۰	۰/۰۹	۱/۷۵
شوک TFP موقتی	۱۶/۲۳	۱۸/۰۴	۱۱/۶۰	۰/۲۳	۲۸/۰۵
شوک IST دائمی	۰/۸۱	۰/۶۶	۱/۱۰	۰/۱۱	۰/۴۴
شوک IST موقتی	۱۶/۹۳	۱۰/۱۲	۳۳/۶۹	۰/۹۴	۷/۳۴
شوک عرضه کار	۲۵/۸۸	۲۲/۴۴	۳۱/۰۹	۱۲/۶۸	۴۷/۶۱
شوک محدودیت اعتباری	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰
شوک احساسی	۳۹/۰۵	۴۷/۵۹	۲۱/۶۲	۸۵/۹۴	۱۴/۸۲

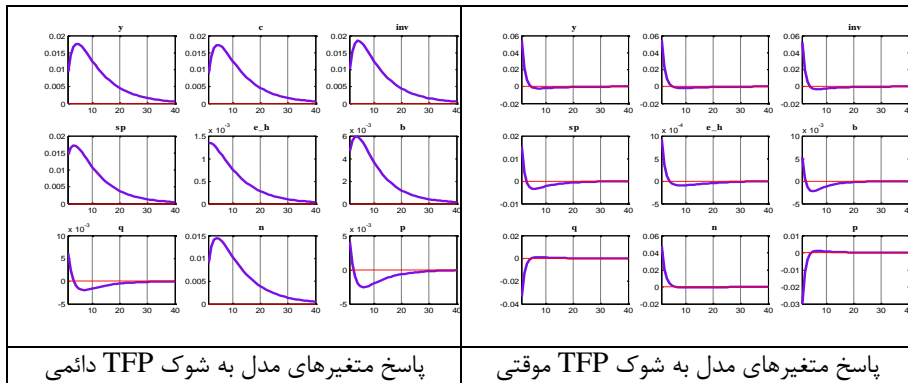
منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس این نتایج، شوک احساسی بیشترین سهم را در توضیح نوسانات بازار سهام و متغیرهای اقتصاد کلان داشته است. این شوک حدود ۸۶ درصد از نوسانات قیمت سهام را بیان می‌کند. علاوه بر این شوک احساسی بیشترین سهم را در نوسانات محصول و مصرف نیز داشته است. حدود ۳۹ درصد از نوسانات محصول و بیش از ۴۷ درصد از نوسانات مصرف به وسیله این شوک توجیه شده است. همچنین این شوک سهم زیادی (حدود ۲۲ درصد) از نوسانات سرمایه‌گذاری داشته است، هر چند بیشترین سهم از نوسانات سرمایه‌گذاری به شوک IST موقتی مربوط است. در نهایت شوک احساسی حدود ۱۵ درصد از نوسانات اشتغال را نیز بیان می‌کند، در حالی که نیمی از نوسانات اشتغال به شوک عرضه کار مربوط می‌شود و بیش از ۲۸ درصد نوسانات این متغیر، توسط شوک TFP موقتی توجیه شده است.

برای درک بهتر اثرات ۷ شوک ساختاری بر الگوی این تحقیق، توابع واکنش آنی این شوک‌ها در شکل‌های (۱) تا (۴) ترسیم شده‌اند. در این شکل‌ها نمادهای $y, c, sp, inv, e_h, b, q, n$ و p به ترتیب محصول، مصرف، سرمایه‌گذاری، قیمت سهام، اشتغال، حباب، Q نهایی، ساعات کار و قیمت کالاهای سرمایه‌ای را نشان می‌دهند. محور عمودی در نمودارهای شکل‌های (۱) تا (۴)، درصد تغییرات متغیرها از وضعیت پایدار خود و محور افقی نیز دوره‌ها (که در اینجا هر دوره معادل یک فصل بوده است) را نشان می‌دهند.

شکل (۱) نشان می‌دهد که یک شوک دائمی و موقتی TFP نمی‌تواند یک نیروی هدایت کننده مهم در تغییرات بازار سهام باشد. یک شوک TFP، Q نهایی را کاهش می‌دهد، زیرا باعث کاهش مطلوبیت نهایی مصرف آتی به علت اثر ثروت می‌شود. اگرچه این شوک حباب را در قیمت سهام افزایش می‌دهد، اما اثر آن بر قیمت سهام کوچک است. چنان که این تصویر نشان می‌دهد، شدت اثر TFP دائمی و موقتی بر قیمت سهام نزدیک به تاثیر آن بر محصول، مصرف و سرمایه‌گذاری می‌باشد. این دلالت دارد که اگر شوک TFP دائمی یا موقتی) نیروی هدایت کننده بازار سهام باشد، نوسانات قیمت سهام نزدیک به

رشد محصول خواهد بود. در حالی که انحراف استاندارد رشد قیمت سهام در داده‌های واقعی برای ایران بسیار بزرگتر از محصول، مصرف و سرمایه‌گذاری است. نتایج اثر این شوک بر متغیرها مشابه با نتایج تحقیقات میائو و همگاران (۲۰۱۲) و لیو و همکاران (۲۰۱۱) است.

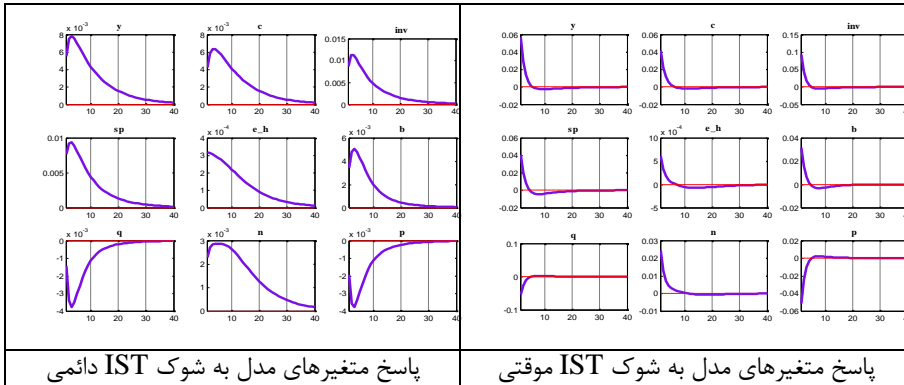


پاسخ متغیرهای مدل به شوک TFP دائمی

پاسخ متغیرهای مدل به شوک TFP موقتی

شکل (۱): توابع واکنش آنی متغیرها در پاسخ به شوک‌های TFP دائمی و موقتی

بر اساس نتایج توابع واکنش آنی، یک شوک موقتی یا دائمی IST نیز نمی‌تواند نیروی هدایت‌کننده اصلی تغییرات بازار سهام باشد. چرا که قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری ضد چرخه‌ای هستند، اما ارزش بازار سهام موافق در جهت چرخه است. همانطور که در شکل (۲) نشان داده شده است، در پاسخ به یک شوک IST دائمی یا موقتی مثبت، هم Q نهایی و هم قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری نزول می‌کنند، زیرا این شوک عرضه سرمایه را بالا می‌برد. بنابراین ارزش بنیادین بازار سهام $Q_t K_{t+1}$ کاهش می‌یابد، چرا که متغیر سرمایه به کندی تعدیل می‌شود و از طرفی زمانی که Q نهایی کاهش می‌یابد، صرفه اضافی از سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. این موضوع نشان می‌دهد که ارزش سایه‌ای گسترش محدودیت وام‌گیری نیز کاهش می‌یابد. از آنجایی که اندازه حساب از طریق این ارزش سایه‌ای تعیین می‌شود، جزء حسابی نیز کاهش می‌یابد (با فرض ثبات سایر شرایط). نتایج اثر این شوک بر متغیرها از نتایج تحقیقات میائو و همگاران (۲۰۱۲) و لیو و همکاران (۲۰۱۱) حمایت می‌کند.



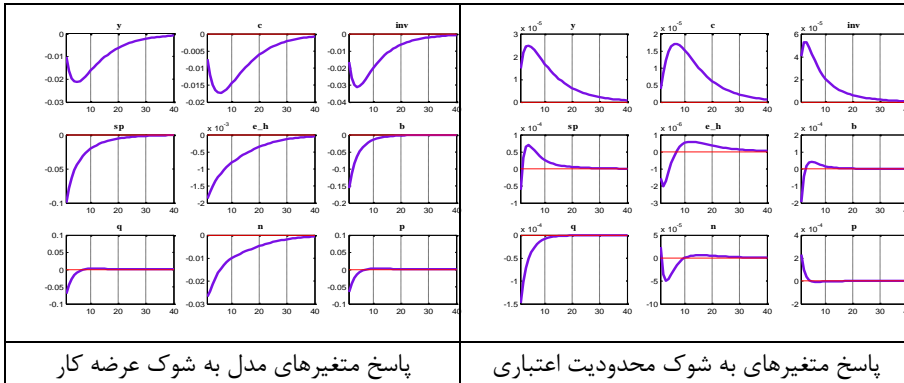
شکل (۲): توابع واکنش آنی متغیرها در پاسخ به شوک‌های IST دائمی و موقتی

تصویر سمت چپ از شکل (۳) نشان می‌دهد که شوک عرضه نیروی کار شکاف قابل ملاحظه‌ای را در نوسانات محصول، سرمایه‌گذاری و مصرف نشان می‌دهد. این شوک یک شوک تقلیل یافته از اصطکاک بازار کار است. یک شوک عرضه کار مطلوبیت نهایی فراغت را افزایش می‌دهد و بنابراین باعث کاهش ساعات کار و مصرف می‌شود. این شوک باعث می‌شود که مطلوبیت نهایی مصرف افزایش یابد، بنابراین Q نهایی، اندازه حباب و قیمت سهام کاهش می‌یابد. کاهش Q نهایی، سرمایه‌گذاری را نیز کاهش می‌دهد. از آنجایی که شوک عرضه نیروی کار مستقیماً بر مطلوبیت نهایی فراغت اثر می‌گذارد، بسیار مهم است که تغییرات در ساعات کار را توضیح دهد. نکته جالب توجه این که واکنش ساعات کار نسبت به اشتغال در پاسخ به تمامی شوک‌های این تحقیق، سریعتر و نوسان آن بیشتر است. در این تحقیق با پذیرفتن این واقعیت که اشتغال نسبت به ساعات کار، به دلیل چسبندگی‌ها و وجود قراردادهای، کندتر و کم نوسان‌تر است، رابطه اشتغال و ساعت کار به گونه‌ای مدل‌سازی شد که در آن تنها کسری از بنگاه‌ها در هر دوره نیروی کار خود را تعدیل کنند. از آنجایی که پارامتر این معادله مقدار کوچکتر از یک به خود می‌گیرد، طبیعی است که نوسانات ساعات کار بیشتر از اشتغال باشد. نتایج اثر این شوک بر متغیرهای مدل مشابه با نتایج تحقیقات اسمیت و ووترز (۲۰۰۳)، میائو و همکاران (۲۰۱۲) و لیو و همکاران (۲۰۱۱) می‌باشد.

شوک اعتباری از طریق محدودیت‌های اعتباری انتشار می‌یابد، زیرا به طور مستقیم بر ظرفیت وام‌گیری بنگاه تاثیر می‌گذارد. تصویر سمت راست از شکل (۳) نشان می‌دهد، زمانی که داده‌های بازار سهام مد نظر باشد، نقش شوک اعتباری ضعیف می‌شود. بینش

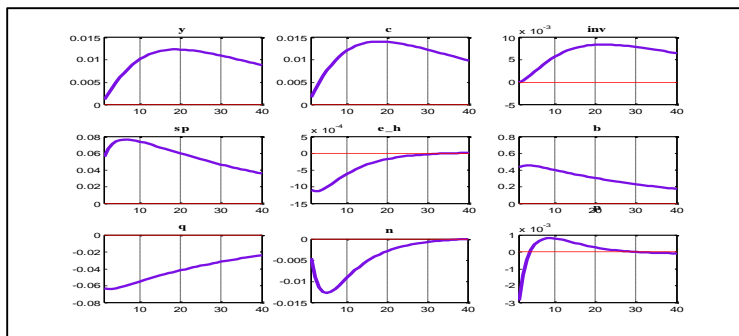
آن این است که افزایش شوک اعتباری باعث کم شدن محدودیت‌های اعتباری و بنابراین افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود. این افزایش تقاضای سرمایه‌گذاری قیمت کالای سرمایه‌ای را بالا خواهد برد. از طرفی هنگامی که انباشت سرمایه افزایش می‌یابد، Q نهایی کاهش می‌یابد و باعث کاهش ارزش ذاتی (بنیادین) می‌شود. علاوه بر این، شوک اعتباری بر جزء حسابی نیز تاثیر کمتری خواهد داشت، زیرا بنگاه‌ها انگیزه‌ای برای ایجاد یک حساب بزرگ قبل از کاهش محدودیت‌های اعتباری ندارند. به عنوان یک نتیجه اثر خالص یک افزایش در شوک اعتباری، قیمت سهام را کاهش می‌دهد و نشان می‌دهد که شوک اعتباری نمی‌تواند بازار سهام را در جهت چرخه هدایت کند. به علاوه در اثر این شوک مصرف نیز اندکی افزایش خواهد داشت (خیلی کمتر از سرمایه‌گذاری). بنابراین اولاً، شوک اعتباری نمی‌تواند حرکت یکسانی را بین قیمت سهام و متغیرهای اقتصاد کلان شامل سرمایه‌گذاری، مصرف و محصول ایجاد کند، ثانیاً، تأثیر آن بر نوسانات قیمت سهام و متغیرهای حقیقی اقتصاد بسیار اندک است. نتایج اثر این شوک بر متغیرهای مدل هم راستا با نتایج مطالعه میائو و همگاران (۲۰۱۲) و لیو و همکاران (۲۰۱۱) می‌باشد.

شکل لگاریتمی - خطی معادله (۲۰) نشان می‌دهد که تغییرات قیمت سهام، \widehat{P}_t^S ، به وسیله Q توبین نهایی، \widehat{Q}_t ، انباشت سرمایه، \widehat{K}_{t+1} و حساب، \widehat{B}_t^a تعیین می‌شود. بر اساس ادبیات اقتصادی موجودی سرمایه متغیری کم‌نوسان است و نمی‌تواند نوسانات قیمت سهام را توضیح دهد، تغییرات Q نهایی نیز تنها زمانی بزرگ و قابل توجه است که پارامتر تعدیل هزینه سرمایه‌گذاری بزرگ باشد. بر اساس برآورد این تحقیق، این پارامتر چندان بزرگ نیست و از طرفی مقدار \widehat{Q}_t بسیار نزدیک به قیمت کالاهای سرمایه‌ای \widehat{P}_t است، بنابراین حرکت در Q نهایی نیز نمی‌تواند نوسان بزرگی در قیمت سهام ایجاد کند. از آنجا که ۶ شوک مذکور برای متغیرها در معادلات قیمت سهام و جزء حسابی اثر گذارند، نمی‌توانند بخش زیادی از نوسانات قیمت سهام را توجیه کنند.



شکل (۳): توابع واکنش آنی متغیرهای مدل در پاسخ به شوک‌های عرضه کار و اعتبار

تاثیر شوک احساسی بر متغیرهای مدل در شکل (۴) ارائه شده است. یک شوک احساسی مثبت اندازه حساب را افزایش می‌دهد و از طریق افزایش ارزش وثیقه‌های بنگاه‌ها باعث کاهش محدودیت‌های اعتباری و افزایش ظرفیت وام‌گیری می‌شود. بنابراین بنگاه‌ها سرمایه‌گذاری بیشتری را می‌سازند. با افزایش انباشت سرمایه، Q نهایی کاهش می‌یابد. به این ترتیب ارزش ذاتی بازار سهام نیز نزول می‌کند. اما این کاهش با افزایش جزء حسابی قیمت سهام کنترل می‌شود و باعث می‌شود، قیمت سهام افزایش یابد. از سوی دیگر، این شوک باعث افزایش مصرف به دلیل اثر ثروت می‌شود.



شکل (۴): توابع واکنش آنی متغیرهای مدل در پاسخ به شوک احساسی

نرخ بکارگیری ظرفیت نیز به دلیل کاهش Q نهایی افزایش می‌یابد و باعث افزایش تقاضای نیروی کار می‌شود. ساعات کار افزایش یافته و بکارگیری ظرفیت، محصول را

افزایش خواهد داد. در نهایت کاهش نیروی کار به خاطر ایجاد اثر ثروت بر افزایش نیروی کار به دنبال کاهش Q نهایی و بکارگیری ظرفیت غلبه می‌کند و بنابراین ساعات کاری کاهش می‌یابد. نتایج نشان می‌دهد که در اثر این شوک قیمت سهام خیلی بیشتر از محصول، مصرف و سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. علاوه بر این، یک شوک احساسی مثبت مصرف را خیلی بیشتر از سرمایه‌گذاری بالا می‌برد، به این معنی که در ایران بیشترین تاثیر شوک احساسی در بازار سهام، به صورت اثرات ثروت نمایان می‌شود و تاثیر آن در ایجاد سرمایه‌گذاری و به دنبال آن افزایش ساعات کار کمتر است. این شوک دارای تاثیر کوچکی بر قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری می‌باشد و اجازه می‌دهد، تغییر قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری با شوک IST توجیه شوند. به این ترتیب شوک احساسی می‌تواند نوسان‌های زیادی در بازار سهام نسبت به مصرف، سرمایه‌گذاری و محصول ایجاد کند. به این ترتیب، بر اساس نتایج این تحقیق شوک احساسی سهم برجسته‌ای در نوسانات قیمت سهام داشته است. این نتیجه سازگار با داده‌های واقعی اقتصاد است. مادامی که باور خانوارها نسبت به بازار سهام مثبت باشد، روند فوق در نتیجه شوک احساسی ادامه خواهد یافت. اما زمانی که خانوارها باور کنند که ارزش آتی سهام بنگاه بالاتر از مقدار جاری خود نخواهد بود، روند فوق در جهت عکس شکل گرفته و بازار سهام ریزش می‌کند و به دنبال آن مصرف، سرمایه‌گذاری و محصول نیز کاهش می‌یابند. این نتیجه نشان می‌دهد که به اوج رسیدن بازار سهام، همراه با خوش بینی احساسی خانوارها نسبت به رشد حساب‌ها خواهد بود و برعکس سقوط این بازار با بدبینی احساسی خانوارها از فروپاشی حساب‌ها همراه است. نتایج اثر شوک احساسی بر متغیرها از نتایج تحقیقات ایکیدا^۱ (۲۰۱۳) و میائو و همکاران (۲۰۱۵) حمایت می‌کند.

۷- جمع‌بندی و توصیه‌های سیاست‌گذاری

در این مقاله به تبعیت از میائو و همکاران (۲۰۱۵) یک الگوی DSGE بیزین از حساب‌های بازار سهام و چرخه‌های تجاری تصریح، برآورد و شبیه‌سازی شد. حساب‌های قیمتی سهام در این مدل به صورت درون‌زا در یک مکانیزم بازخوردی مثبت پدیدار می‌شوند که توسط باورهای خوش بینانه افراد حمایت خواهند شد. با استفاده از روش‌های بیزین یک شوک احساسی شناسایی شد که تغییرات حساب‌ها و بنابراین قیمت سهام را کنترل می‌کند و از طریق محدودیت‌های اعتباری به اقتصاد واقعی انتقال می‌یابد. نتایج نشان می‌دهد که

^۱ Ikeda

شوک احساسی بیشترین سهم را در توضیح نوسانات بازار سهام داشته است. این شوک حدود ۸۶ درصد از نوسانات قیمت سهام را بیان می‌کند. علاوه بر این شوک احساسی بیشترین سهم را در نوسانات محصول و مصرف نیز داشته است. حدود ۳۹ درصد از نوسانات محصول و بیش از ۴۷ درصد از نوسانات مصرف به وسیله این شوک توجیه می‌شوند. همچنین این شوک سهم زیادی (حدود ۲۲ درصد) از نوسانات سرمایه‌گذاری داشته است، هر چند بیشترین سهم از نوسانات سرمایه‌گذاری به شوک تکنولوژی ویژه سرمایه‌گذاری موقتی مربوط می‌شود. در نهایت شوک احساسی حدود ۱۵ درصد از نوسانات اشتغال را نیز بیان می‌کند، در حالی که نیمی از نوسانات اشتغال به شوک عرضه کار محدود می‌شود و بیش از ۲۸ درصد نوسانات این متغیر را شوک تکنولوژی کارافزای موقتی توجیه شده است. همچنین نتایج توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که در اثر این شوک قیمت سهام خیلی بیشتر از محصول، مصرف و سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. علاوه بر این، یک شوک احساسی مثبت مصرف را خیلی بیشتر از سرمایه‌گذاری بالا می‌برد، به این معنی که در اقتصاد ایران بیشترین تاثیر شوک احساسی در بازار سهام، به صورت اثرات ثروت نمایان می‌شود و تاثیر آن در ایجاد سرمایه‌گذاری و به دنبال آن افزایش ساعات کار کمتر است. بر اساس نتایج این تحقیق، شوک احساسی نقش بسیار مهمی را در نوسانات قیمت سهام و متغیرهای اقتصاد کلان بازی می‌کند. مبانی نظری و نتایج حاصل از بکارگیری داده‌های تحقیق نشان می‌دهند که حباب‌های قیمت به دنبال احساسات و خوش‌بینی خانوارها از طریق کاهش محدودیت‌های اعتباری پدیدار می‌شوند. در این حالت حباب‌ها پیامد بدی بر اقتصاد نخواهند داشت و حتی زمینه افزایش تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف را فراهم می‌کنند. اما تأثیر منفی حباب‌های قیمتی هنگامی رخ می‌دهد که مشکلات واسطه‌گری میان اعتباردهندگان مالی (معمولاً بانک‌ها) و سرمایه‌گذاران وجود داشته باشد و در این صورت تخصیص منابع مالی بهینه نباشد. برای جلوگیری از اثرات منفی حباب‌ها بر اقتصاد ۲ سیاست ذیل پیشنهاد می‌شود که اجرای همزمان آنها از خوش‌بینی اولیه خانوارها در مورد سهام بنگاه‌ها حمایت می‌کند و همچنین هزینه‌ها و ریسک مالی بنگاه‌ها را در اقتصاد ایران کاهش می‌دهد.

۱- وام دهندگان در بازار اعتبار فعالیتی غیر از امور تخصصی خود، یعنی دریافت سپرده و اعطای تسهیلات (و البته فعالیت‌هایی نظیر بانکداری الکترونیک و کسب سود از طریق کارمزدهای دریافتی که جایی در این بحث ندارد)، انجام ندهند. به بیان دیگر بنگاهداری

نکنند، زیرا در غیر این صورت با توجه به منابع مالی محدود، اولاً، بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران را با محدودیت‌های اعتباری مواجه می‌کنند، ثانیاً، اثرات منفی حباب‌ها را تشدید می‌کنند. محدودیت‌های اعتباری کاهش رشد سرمایه‌گذاری و عدم حمایت از خوش‌بینی اولیه خانوارها را به همراه دارد. بنابراین پیشنهاد به سوق‌دهی منابع مالی به سمت بنگاه‌ها پیشنهاد می‌شود.

۲- بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران تسهیلات دریافتی را تنها در راستای سرمایه‌گذاری و تولید بر اساس طرح‌های توجیه شده به کار گیرند. به این ترتیب پیشنهاد به نظارت دقیق بر مصرف تسهیلات دریافتی بنگاه‌ها می‌شود.

فهرست منابع

۱. امینی، علیرضا، و حاجی محمد، نشاط (۱۳۸۴). برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۱-۱۳۳۸. *مجله برنامه و بودجه*، ۱۰(۱)، ۸۶-۵۳.
۲. بیات، مرضیه؛ افشاری، زهرا، و توکلین، حسین (۱۳۹۵). سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام در چارچوب یک مدل DSGE. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۴(۷۸)، ۱۷۱-۲۰۶.
۳. خیری، محمد؛ اسماعیل پور مقدم، هادی، و دهباشی، وحید (۱۳۹۶). بررسی نوسانات ناگهانی ارزش سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران با تکیه بر ترجیحات سرمایه-گذاران و کیفیت اطلاعات حسابداری. *فصلنامه حسابداری مدیریت*، ۱۰(۳۵)، ۶۶-۵۷.
۴. شاهمرادی، اصغر (۱۳۸۷). *اثرات تغییر قیمت‌های انرژی بر روی سطح قیمت، تولید و رفاه در اقتصاد ایران*. وزارت امور اقتصادی و دارایی.
۵. صالح آبادی، علی، و دلیریان، هادی (۱۳۸۹). بررسی حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۳(۹)، ۷۵-۶۱.
۶. فلاح شمس، میر فیض، و زارع، عظیم (۱۳۹۲). بررسی عوامل تاثیرگذار در بروز حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۶(۲۱)، ۹۱-۷۳.
۷. واعظ، محمد، و ترکی، لیلا (۱۳۸۷). حباب قیمت و بازار سرمایه ایران. *مجله پژوهشی دانشگاه اصفهان (علوم انسانی)*، ۳۱(۳)، ۱۹۵-۲۰۷.
۸. وبسایت بانک مرکزی ایران، آمار و داده‌ها (www.cbi.ir)
1. Allen, F., & Gale, D. (2000). Bubble and crises. *The Economic Journal*, 110(460), 236-255.
2. Amini, A. R., & Haji Mohammad, N. (2005). The estimation of the capital stock time series in Iran's economy during 1967-2002. *The Journal of Planning and Budgeting*, 10(1), 53-86 (In Persian).
3. Bailey, R. E. (2005). *The economics of financial markets*. Cambridge University Press.
4. Balciilar, M., Gupta, R., Jooste, C., & Wohar, M. (2016). Periodically collapsing bubbles in the South African Stock Market. *Research in International Business and Finance*, 38, 191-201.
5. Bayat, M., Afshari, Z., & Tavakolian, H. (2016). Monetary policy and stock price index in DSGE model framework. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*. 24(78), 171-206 (In Persian).
6. Boone, L., Giorno, C., & Richardson, P. (1998). Stock market fluctuations and consumption behavior. *OECD Economics Department Working Papers*.

7. Central Bank of Iran (www.cbi.ir).
8. Fallah Shams, M. F., & Zare, A. (2013). The effective factors in the price bubble in Tehran Stock Market. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 6(21), 73-91 (In Persian).
9. Gan, J. (2007). Collateral, debt capacity, and corporate investment: Evidence from a natural experiment, *Journal of Financial Economics*, 85, 709-734.
10. Gertler, M., & Kiyotaki, N. (2010). Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis, *Working Paper, NYU*.
11. Greenwood, J., Hercowitz, Z., & Krusell, P. (1997). Long-run implications of investment-specific technological change. *American Economic Review*, 87, 342-362.
12. Gurkaynak, R. S. (2008). Econometric test of asset price bubbles: Taking stock. *Journal of Economic Surveys*, 22, 166-186.
13. Hayashi, F. (1982). Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. *Econometrica*, 50, 213-224.
14. Hu, Y., & Oxley, L. (2018). Bubble contagion: Evidence from Japan's asset price bubble of the 1980-90s. *Journal of the Japanese and International Economies*, 50, 89-95.
15. Ikeda, D. (2013). Monetary policy and inflation dynamics in asset price bubbles. *Bank of Japan Working Paper Series*, No.13-E-4.
16. Kheiry, M., Esmailpour Moghadam, H., & Dehbashi, V. (2017). Investigation the sudden volatility of stock value of the Tehran stock exchange relying on preferences of investors and quality of accounting information, *Management Accounting*, 10(35), 57-66 (In Persian).
17. Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit cycles. *Journal of Political Economy*, 105, 211-248.
18. Larsen, E. S. (1997). Theories and tests for bubbles. *Working Papers of Universitetet: I Tromso*, PP, 17-19.
19. Liu, Z., Wang, P., & Zha, T. (2011). Land price dynamics and macroeconomic fluctuations. *NBER Working Papers 17045*.
20. Miao, J., & Wang, P. (2011). Bubbles and credit constraints. *Working Paper, Boston University and HKUST*.
21. Miao, J., Wang, P., & Xu, Z. (2012). A Bayesian DSGE model of stock market bubbles and business cycles. *Working Paper, Boston University*.
22. Miao, J., Wang, P., & Xu, Z. (2015). A Bayesian dynamic stochastic general equilibrium model of stock market bubbles and business cycles. *Quantitative Economics*, 6, 559-635.
23. Nazes, D., & Silva, D. (2007). Rational bubbles in emerging stock markets. *MPRA Paper*, 4641, 1-10.
24. Paetz, M., & Gupta, R. (2014). Stock price dynamics and the business cycle in an estimated DSGE model for South Africa. *University of Pretoria, Department of Economics Working Paper Series*.

25. Salehabadi, A., & Dalirian, H. (2010). Testing the existence of price bubble in Tehran Stock Market. *Quarterly Journal of Securities Exchange*, 3(9), 61-75 (In Persian).
26. Seven, U., & Yetkiner, H. (2016). Financial intermediation and economic growth: Does income matter? *Economic Systems*, 40, 39–58.
27. Shahmoradi, A. (2008). The effects of energy price changes on the price level, production, and welfare in Iran's economy. The Ministry of Economic Affairs and Finance (In Persian).
28. Shiller, R. J. (1981). Does stock price move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review*, 71, 421-436.
29. Smets, F., & Wouters, R. (2003). An estimated stochastic dynamic general equilibrium model of the Euro area. *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123–1175.
30. Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 97, 586-606.
31. Smith M. H. & Smith, G. (2006). Where is the housing bubble? *Department of Economics Pomona College*.
32. Uhlig, H. (1999). A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily in computational methods for the study of dynamic economies. *Oxford University Press*.
33. Vaez, M., & Torki, L. (2008). Price bubbles and capital market in Iran. *Quarterly Research Bulletin of Isfahan University (Humanities)*. 31(3), 195-207 (In Persian).
34. Zagaglia, P. (2009). Forecasting with a DSGE model of the term structure of interest rates: The role of the feedback. *Central Bank of Sweden*.