فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال یازدهم، شماره سی‌وهشتم
تابستان ۱۳۹۷

طراحی و کالیبراسیون یک مدل DSGE کینزین جدید با پویایی بازار سهام در اقتصاد ایران*

احمد صلاح‌منش[۱]
سیدعزیز آرمن[۲]
ابراهیم انواری[۳]
عبداله پورجوان[۴]

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۸/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۱/۰۱

چکیده

بازارهای مالی به ویژه بازار سرمایه می‌تواند پیوندهای مستحکم و قوی با سایر بخش‌های اقتصادی داشته باشد. با بروز بحران مالی و رکود گسترده در اقتصاد جهانی، دوباره توجه اقتصاددانان به چگونگی کارکردهای بازارهای مالی معطوف شده است. هدف این پژوهش طراحی و کالیبراسیون یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید با حضور پویایی بازار سهام و بررسی مکانیسم‌های اثرگذاری کانال بازار سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی است. در این راستا یک مدل DSGE با بخش خانوارها، بنگاه‌ها، بخش بانکی، دولت و بانک مرکزی طراحی و پس از لگاریتم-خطی‌سازی، پارمترهای الگو با استفاده از اطلاعات فصلی ۱۳۷۶:۳-۱۳۹۳:۴ و یافته‌های مطالعات تجربی کالیبره شده است. نتایج پژوهش بیانگر آن است که یک انحراف معیار شوک منفی به قیمت سهام از طریق کانال شتابگر مالی و سرمایه بانک منجر به کاهش تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، سپرده‌ها و تورم می‌شود و لذا متغیرهای کلان اقتصادی پیوندهای محکمی با پویایی بازار سهام دارند.

واژه‌های کلیدی: بازار سهام، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، متغیرهای اقتصاد کلان.

* این مقاله مستخرج از رساله آقای عبداله پورجوان به راهنمایی دکتر احمد صلاح‌منش و دکتر سید عزیز آرمن است.

۱- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران (نویسنده مسئول) Salahmanesh@yahoo.com.au
۲- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران.
۳- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران.
۴- دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران.

۱- مقدمه

بحران مالی ۲۰۰۷/۸ و رکود پایدار اقتصاد جهانی پس از آن، بازار سهام، بانک‌ها و اقتصاد کلان را در کانون توجه‌ها قرار داد و موجب شد تا در سالهای اخیر دوباره اقتصاددانان و سیاستگذاران بر روی جایگاه و کارکردهای بازارهای مالی در نظام اقتصادی متمرکز شوند. در این میان برخی پژوهشگران خود آنها را به عنوان تشدیدکننده شوکهای مالی در اقتصاد معرفی کردند (تیلور[۱]، ۲۰۰۹؛ میشکین[۲]، ۲۰۱۱؛ وودفورد[۳]، ۲۰۱۲). پویایی‌های بازار سهام به عنوان بازتابی از نااطمینانی اقتصاد و ارزشگذاری ثروت مالی از مسیرهای گوناگون به ویژه کانال ترازنامه بانکها و وام-گیرندگان در مکانیسم‌های انتقال پولی و از طریق اثرات ثروت در مکانیسم‌های بخش حقیقی یک نقش کلیدی ایفا می‌کند. از یکسو، برنانکه و گرتلر (۱۹۹۹) ارتباط اقتصاد کلان پویایی بازار سهام را متکی بر پیوندش با تورم معرفی می‌کنند، از سوی دیگر، نیستیکو[۴] (۲۰۱۲) از طریق اثرات ثروت روی مصرف و تقاضای کل بر نقش بازار سرمایه در اقتصاد کلان تأکید می‌کند و رفتار سیاستگذار پولی در رویارویی با جهش‌های بزرگ در قیمتهای سهام را مورد مطالعه قرار می‌دهد. برخی مطالعات نیز واکنش ملایم بانک مرکزی به انحرافات شاخص قیمت سهام را موجب کاهش دامنه نوسانات اقتصادی می‌دانند که منجر به افزایش ثبات کلی اقتصاد کلان می‌شود (بیات و همکاران، ۱۳۹۵). سایر مطالعات بحث می‌کنند وجود اصطکاک مالی در اقتصاد اثر تکانه‌های گوناگون بر نوسانات بازار کار را افزایش می‌دهد و موجب تقویت و گسترش اثرات تکانه‌های وارده به سایر بخش‌ها می-شود (فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۴).

هدف این پژوهش مدلسازی نقش پویایی بازار سهام بر بخش حقیقی اقتصاد و نوسانات چرخه کسب و کار است تا با آن ریسک سیستماتیک بازار سهام در میان سایر بخش‌ها را تبیین نماییم. بدین منظور یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) کینزین جدید با پویایی‌های مالی توسعه می‌یابد که کانال شتابگر مالی[۵] (کیوتاکی و مور[۶]، ۱۹۹۷؛ برنانکه و همکاران[۷]، ۱۹۹۹) و کانال تأمین وجوه بانکی (کریستیانو و همکاران[۸]، ۲۰۱۰) را با همدیگر ترکیب می‌کند و یک نقش انتقالی برای برهمکنش اقتصادی بازار سهام در بخش خانوار (مصرف)، تولیدکنندگان (سرمایه‌گذاری) و بانکداری طراحی می‌کند. انتظار بر آن است که این مدل DSGE کینزین جدید با وجود بازار سهام بتواند ویژگی‌های واقعی چرخه کسب و کار اقتصاد ایران را توضیح دهد.

نوآوری این پژوهش مدلسازی پویایی بازار سهام در یک مدل DSGE با حضور بخش بانکی و بررسی اثرات شوک بازار سهام بر بخش حقیقی اقتصاد است. این مطالعه بازار سهام را به صورت یک جنبه متفاوت به مدلهای تعادل عمومی با اختلالات و شکنندگی در بازار مالی به اقتصاد حقیقی پیوند می‌زند.

در بخش ۲ برخی حقایق آشکار شدهٔ پیوندهای بازار سهام و متغیرهای اقتصاد کلان بیان می‌شود. در بخش ۳ ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش بحث می-شود. پس از آن مدل طراحی شده تشریح می‌گردد. در بخش ۵ مدل را با استفاده از آمار و ویژگی‌های اقتصاد ایران مقداردهی و کالیبره و یافته‌های پژوهش را بیان می‌کنیم و سرانجام در بخش ۶ نتیجه‌گیری می‌شود.

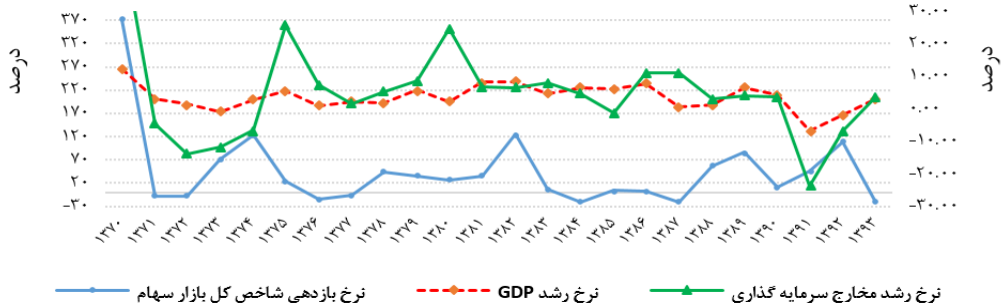
۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

حقایق آشکار شده

یکی از حقایق آشکار اقتصاد ایران نقش مسلط بانکها در تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌ها و اثرگذاری اندک بازار سرمایه در نظام مالی و اقتصادی است. برای مثال براساس آمار و اطلاعات نماگرهای منتشر شده توسط بانک مرکزی، در پایان سال ۱۳۹۳، به ترتیب حدود ۳۵ و ۱۰ درصد از ارزش بازار و تأمین مالی کشور به بازار سهام و اوراق سرمایه‌ای اختصاص داشته است و کماکان حجم قابل توجهی از بازار مالی در سلطه بانکها و تسهیلات اعطایی آنها قرار دارد. با توجه به تجارب کشورهای پیشرفته، نظام مالی بازارمحور،

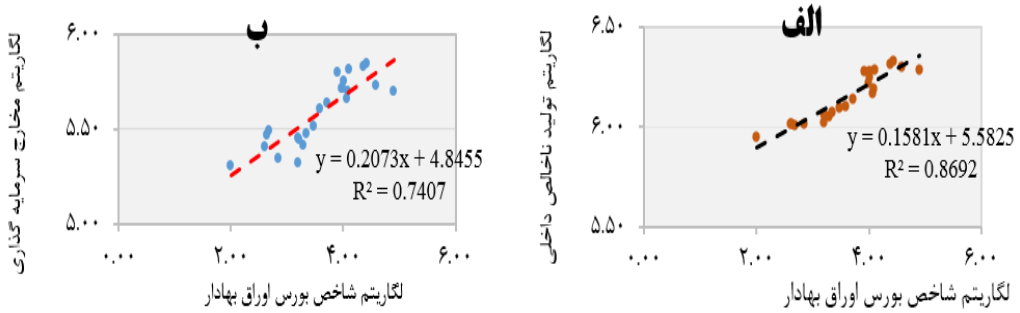
ظرفیتهای بسیاری برای اثرگذاری مطلوب بر عملکرد و درونزایی اقتصادی دارد. فعالان اقتصادی عموماً بازار بورس را یک نماگر پیش‌نگر در اقتصاد می‌دانند؛ بطوریکه روندها و نوسانات و پویایی‌های آن بیانگر چگونگی تعدیل انتظارات کارگزاران اقتصادی، تغییر و تحولات سیاستی و عوامل بنیادی و پیش‌بینی نشده در سطوح مختلف است و لذا می‌تواند تصمیمات بهینه کارگزاران را تحت تأثیر قرار دهد. همانطور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود، رفتار تغییرات شاخص بورس اوراق بهادار تهران پیش از متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد همچون نرخ رشد محصول و سرمایه-گذاری جهت کلی اقتصاد و چرخه‌های کسب و کار را نمایان می‌سازد.

همچنین نمودار (۲) شواهد تجربی کافی برای رابطه همبستگی بین متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد ایران با شاخص بازار سهام را فراهم می‌کند.



نمودار ۱- روند تاریخی بازدهی بازار سهام، نرخ رشد GDP، مصرف و سرمایه‌گذاری

مأخذ: بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ج.ا.ا.



نمودار ۲- همبستگی بین شاخص بورس و تولید ناخالص داخلی (الف) و شاخص بورس و مخارج سرمایه‌گذاری (ب)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس تئوری، پویایی‌های بازار سرمایه از طریق کانال اثر ثروت و اثر بر سرمایه‌گذاری بر فعالیت‌های حقیقی و تورم تأثیر دارد. اثر ثروت بازار سهام از طریق مصرف خانوارها و سمت تقاضا و اثر سرمایه‌گذاری بازار سهام از طریق بنگاه و سمت عرضه اقتصاد بر بخش حقیقی اقتصاد تأثیر می‌گذارد (بیات و همکاران، ۱۳۹۵).

از سوی دیگر، حداقل به دو دلیل اساسی بررسی و آزمون پویایی بازار سهام از طریق کانال‌های ترازنامه وام‌گیرنده و بانک می‌تواند مورد توجه باشد. نخست اینکه قیمتهای سهام انتظارات بازار و شرایط اقتصاد کلان را در خود جذب می‌کند و به آن واکنش نشان می‌دهد و بنابراین اطلاعات بازاری مهمی در خود دارد. دوم، همگرایی بازارهای مالی مدرن پیامدهای زیادی

برای ثروت مالی خانوارها، بنگاه‌ها و بانکها دارد. دلالت-های اقتصاد کلان مربوط به حضور کانال قیمت سهام در یک مدل تعادل عمومی دست‌کم به سه موضوع گسترش بدبینی خود تکمیل‌کننده در بازار سهام؛ اثر ثروت بازار سهام روی ترازنامه وام‌گیرنده؛ و ناکارایی ارزشگذاری بازاری[۹] به هنگام عرضه سهام طبقه‌بندی می‌شود (هولاندر و لیو[۱۰]، ۲۰۱۵).

گرالی و همکاران[۱۱] (۲۰۱۰) نشان می‌دهند برهمکنش بین بازارهای مالی و اعتباری و بقیه اقتصاد می‌تواند در توضیح چرخه‌های کسب و کار مهم و حیاتی باشد. بر اساس این پارادایم نقش بازار سهام (برای مثال کریستیانو و همکاران، ۲۰۰۸؛ کاستنو و نیستیکو[۱۲]، ۲۰۱۰؛ ویی[۱۳]، ۲۰۱۰) و سرمایه بانک (مارکویچ[۱۴]، ۲۰۰۶؛ ون دن‌هیول[۱۵]، ۲۰۰۸؛ مه و موران[۱۶]، ۲۰۱۰؛ دی والکو و همکاران[۱۷]، ۲۰۱۰) در پویایی‌های چرخه کسب و کار دو حوزه کلیدی در ادبیات اصطکاک مالی کینزین جدید هستند. کاستنو و نیستیکو (۲۰۱۰) از طریق اثرات ثروت خانوار، یک نقش فعال برای برهمکنش طرف تقاضای قیمتهای سهام و بخش حقیقی در تجزیه و تحلیل پویای چرخه کسب‌وکار کینزین جدید مشخص می‌کنند.

کانال شتابگر مالی به وسیله اثرات ترازنامه‌ای وام-گیرنده و بانک مشخص می‌شود. در این مدل‌ها محدودیت‌های وام‌گیری خانوار و کارآفرین طرف تقاضای اعتبار را تشکیل می‌دهد (کیوتاکی و مور، ۱۹۹۷؛ برنانکه و همکاران، ۱۹۹۹) و اصطکاک وام‌دهی بانک و مقررات کفایت سرمایه بانک (گرالی و همکاران، ۲۰۱۰) پویایی‌های طرف عرضه اعتبار را مشخص می-کند.

هولاندر و لیو (۲۰۱۵) یک مدل مرکزی DSGE کینزین جدید را برای ایالات متحده توسعه می‌دهند که در آن بازار سهام از طریق بخش خانوار، تولیدکنندگان کالاهای عمده‌فروشی و بخش بانکی به فعالیت‌های حقیقی اقتصاد پیوند خورده است. بخش بانکی در مدل آنها در یک فضای رقابت انحصاری فعالیت می‌کند و کانال سرمایه بانک را به صورت کانال شتابگر مالی در نظر می‌گیرند. بانک مرکزی از یک قاعده تیلور نرخ بهره روی نرخ تورم و شکاف تولید پیروی می‌کند. نتایج آنها نشان می‌دهد که قیمت‌های سهام از طریق کانال‌های شتابگر مالی و سرمایه بانک نوسانات چرخه کسب‌وکار را تشدید می‌کنند.

میاو و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از روش بیزین یک مدل DSGE از حبابهای بازار سهام و چرخه کسب و کار را در ایالات متحده برآورد کردند. نتایج برآورد آنها بیانگر آن است که شوک احساسی بخش زیادی از نوسان‌پذیری بازار سهام و تغییرات در سرمایه‌گذاری، مصرف و محصول را توضیح می‌دهد و نیروی محرک جنبش‌های همزمان بین قیمتهای سهام و مقادیر حقیقی اقتصاد کلان است.

نیستیکو (۲۰۱۲) در یک مدل DSGE غیر ریکاردویی به بررسی نقش قیمتهای سهام در سیاستگذاری پولی برای ثبات قیمتها می‌پردازد. وی نشان می‌دهد پویایی‌های نرخ بهره سازگار با ثبات قیمت‌ها نیازمند واکنش بانک مرکزی به تغییرات شاخص‌ها در بازار سهام است. در مدل وی، محصول حقیقی تابعی از قیمت حقیقی سهام است و بر این اساس نتیجه می‌گیرد که یک شوک عرضه نسبت به چارچوب استاندارد کارگزار نماینده به یک واکنش اضافی بانک مرکزی نیاز ندارد، اما با یک شوک طرف تقاضا، بانک مرکزی باید واکنش مناسبی به تغییرات در بازار سهام نشان بدهد.

کریستیانو و همکاران (۲۰۰۸) در چارچوب یک مدل DSGE به بررسی چرخه‌های رونق و رکود بازار سهام و سیاست پولی می‌پردازند. آنها در می‌یابند که با وجود چسبندگی‌های اسمی و پیگیری هدف‌گذاری تورمی از سوی بانک مرکزی به شکل یک قاعده، چرخه‌های رونق و رکود بازار سهام و متغیرهای حقیقی اقتصاد به صورت طبیعی نمایان می‌شود. در مدل آنها قیمتهای دارایی به شدت با رشد اعتباری همبسته است و یک اصلاح در قاعده تیلور در جهت انقباض اعتباری از طریق کاهش اندازه و طول چرخه-های رونق و رکود موجب افزایش رفاه خواهد شد.

بیات و همکارن (۱۳۹۵) با طراحی یک مدل DSGE اقدام به مطالعه رفتار بانک مرکزی در وضعیت بی‌ثباتی مالی کردند و دو سناریو برای رفتار بانک مرکزی در نظر می‌گیرند. بر اساس سناریوی اول بانک مرکزی با مشاهده شکاف تولید و تورم، نرخ رشد حجم پول را تغییر می‌دهد و در سناریوی دوم، بانک مرکزی علاوه بر شکاف تولید و تورم به شکاف شاخص قیمت سهام نیز واکنش نشان می‌دهد. نتایج حاصل از کالیبراسیون و توابع عکس‌العمل آنی متغیرها بیانگر آن است که با بروز شوک قیمت سهام، واکنش ملایم بانک مرکزی به انحرافات شاخص کل قیمت سهام از سطح تعادلی آن (سناریو ۲)، منجر به کاهش دامنه نوسانات اقتصادی شده و ثبات کلی اقتصاد کلان را افزایش می‌دهد.

فرزین‌وش و همکاران (۱۳۹۴) با بسط یک الگوی DSGE با وجود اصطکاک مالی برای اقتصاد ایران تأثیر تکانه‌های مالی همچون تکانه دارایی کارآفرینان، نرخ بهره و سرمایه‌گذاری را بر نوسانات بازار کار مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج مطالعه بیانگر آن است که یک تکانه مالی منفی باعث افزایش نرخ بیکاری و کاهش تقاضای کار و به پیروی از آن کاهش محصول و درآمد می‌شود. بعلاوه، اصطکاک مالی باعث تقویت تکانه‌های مالی و نوسانات بزرگتر در بیکاری و فرصت‌های شغلی می‌شود.

۴- تشریح مدل DSGE

برای نشان دادن ریسک سیستماتیک همزمان در اقتصاد کوچک بسته، ساختارها و پویایی بازار سرمایه را درون مدل تعادل عمومی ترکیب می‌کنیم. در مدل حاضر خانوارها به دو بخش پس‌اندازکنندگان و وام‌گیرندگان تقسیم می‌شوند که گروه دوم دارای عامل تنزیل پایین‌تری از گروه نخست است. بخش تولیدکننده کالای عمده فروشی (کارآفرین) که مالکیت آن از طریق سهام در اختیار خانوارها است، نیروی کار همگن و سرمایه مولد را برای تولید کالاهای عمده‌فروشی تقاضا می‌کنند. اقتصاددانان کینزین جدید با معرفی ساختار رقابت انحصاری و انواع چسبندگی‌های حقیقی و اسمی و همچنین هزینه‌های تعدیل سرمایه درون مدل‌های DSGE مکانیسم‌هایی برای اثرگذاری سیاست پولی (حداقل در کوتاه‌مدت) بر محصول و اشتغال ایجاد می‌کنند. بر این اساس، بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی رقابت انحصاری در بخش خرده‌فروشی مدل پژوهش از قیمتهای چسبنده نوع کالو[۱۸] استفاده می‌کنند. بخش بانکداری در بازار رقابت کامل فعالیت می‌کند. دولت توازن بودجه را حفظ می‌کند و بانک مرکزی از یک قاعده سیاستی نرخ رشد حجم پول پیروی می‌کند.

در مدل حاضر به پیروی از کوکران (۲۰۰۸) چارچوب قیمتگذاری دارایی مبتنی بر مصرف[۱۹] مرسوم مورد استفاده قرار می‌گیرد. با اینحال، به پیروی از هولاندر و لیو (۲۰۱۵) محیط تعادل جزئی بازار سهام مدل بین دو گروه خانوارهای متفاوت (خانوارهای پس‌اندازکننده و وام‌گیرنده) بدون از دست رفتن عمومیت با سازگاری ثروت مالی در تابع مطلوبیت مدلسازی شده است. بنابراین تقاضای استخراج شده قیمتهای سهام توسط اثرات ثروت همزمان روی انتخاب‌های مصرف بین‌دوره‌ای، خدمات مطلوبیت مستقیم، بازده‌های سود تقسیمی و عایدات (زیان‌های) سرمایه‌ای بازار تعیین می‌شوند. به علاوه، در مورد خانوارهای وام‌گیرنده، سهام یا ثروت مالی به صورت وثیقه برای تضمین اصل و سود وام‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. اکنون به تشریح بخش‌های مختلف مدل اقتصادی شامل اهداف و محدودیت‌های هر کارگزار و استخراج شرایط مرتبه اول آنها برای متغیرهای تصمیم و سرانجام حل مدل می‌پردازیم.

۴-۱- خانوارها

به پیروی از مدل کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵، ۲۰۱۰) و والش (۲۰۱۰) مطلوبیت خانوارها اعم از خانوار پس‌اندازکننده و وام‌گیرنده نماینده از انتخابهای بین مصرف، فراغت و خدمات نقدینگی ثروت مالی به شکل سپرده‌های ایمن و سبد سرمایه‌گذاری سهام

بدست می‌آید. خانوارها به دنبال بیشینه‌سازی ارزش حال (تنزیل شده) تابع مطلوبیت دوران زندگی خود هستند که به شکل کلی CRRA[۲۰] زیر تعریف می‌شود:

$$\mathrm{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^{\Gamma} \left[\frac{(c_t^{\Gamma} - \zeta c_{t-1}^{\Gamma})^{1-\gamma^{\Gamma}}}{1-\gamma^{\Gamma}} - \frac{(H_t^{\Gamma})^{1+\eta}}{1+\eta} + aLn\left(\frac{D_t^{\Gamma}}{P_t}\right) + \varepsilon_{\psi,t} Ln\left(\frac{Q_t^{\psi}\psi_t^{\Gamma}}{P_t}\right) \right]. \quad (۱)$$

که در آن، بالانویس $\Gamma = \mathrm{s,b}$ بیانگر دو نوع خانوارهای پس‌انداز کننده (شکیبا) و خانوارهای وام‌گیرنده (ناشکیبا) است؛ پارامتر β_t^{Γ} عامل تنزیل زمانی ذهنی، متغیر c_t^{Γ} مصرف خانوار؛ نشانه ζ پارامتر شکل‌گیری عادات مصرفی است؛ پارامتر γ^{Γ} ضریب ریسک‌گریزی نسبی است که عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف را نشان می‌دهد؛ متغیر H_t^{Γ} عرضه نیروی کار هر خانوار؛ پارامتر η بیانگر عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی است؛ D_t سپرده‌ها (یا نقدینگی شامل سپرده‌های دیداری و مدت‌دار) خانوار، متغیر ψ_t^{Γ} سبد سرمایه‌گذاری سهام (بانکها و بنگاه‌ها)، Q_t^{ψ} قیمت سهام در بازار است؛ و بنابراین $Q_t^{\psi}\psi_t$ ارزش اسمی ثروت مالی ناشی از نگهداری سبد سهام را نشان می‌دهد؛ $\varepsilon_{\psi,t}$ شوک سبد سهام است؛ P_t سطح عمومی قیمتها؛ پارامتر a بیانگر وزن سپرده در ثروت مالی و به صورت ضمنی بیانگر رفتار ریسک‌گریزی خانوارها برای تصمیم‌گیری درباره نگهداری ثروت مالی می‌باشد.

۴-۱-۱- قید بودجه خانوارهای پس‌انداز کننده

این گروه از خانوارها نسبت به وام‌گیرندگان و کارآفرینان دارای میل نهایی به مصرف پایین‌تر و عامل تنزیل ذهنی بالاتر هستند. زیرا آنها نه تنها وام نمی‌گیرند، بلکه با سپرده‌گذاری در بانکها و نگهداری ثروت سهام نقدینگی مورد نیاز سایر گروه‌ها برای مصرف و سرمایه‌گذاری را تأمین مالی می‌کنند و بیشینه‌سازی مطلوبیتشان به قید بودجه زیر محدود است.

$$c_t^{\mathrm{s}} + \frac{D_t^{\mathrm{s}}}{P_t} + \frac{Q_t^{\psi}}{P_t}\psi_t^{\mathrm{s}} + \frac{M_t^{\mathrm{s}}}{P_t} = \frac{W_t}{P_t}H_t^{s} + \frac{I_{t-1}^{d} D_{t-1}^{\mathrm{s}}}{P_t} + \frac{(Q_t^{\psi} + \Pi_{\psi,t})}{P_t}\psi_{t-1}^{\mathrm{s}} + \frac{M_{t-1}^{\mathrm{s}}}{P_t} - T_t^{\mathrm{s}} + TR_t^{\mathrm{s}}. \quad (۲)$$

در طرف راست محدودیت بودجه (۲) درآمد دوره‌ای دستمزد حقیقی تنظیم شده توسط بازار $(\frac{W_t}{P_t})$، سود بانکی اسمی ناخالص سپرده‌ها $(I_{t-1}^{d} D_{t-1}^{\mathrm{s}})$، عایدات (یا زیان) سرمایه‌ای اسمی $(Q_t^{\psi}\psi_{t-1}^{\mathrm{s}})$ و سودهای تقسیمی $(\Pi_{\psi,t})$[۲۱]، مانده تراز حقیقی دوره گذشته $(\frac{M_{t-1}^{\mathrm{s}}}{P_t})$، مالیات مستقیم (T_t^{s}) و یارانه‌های دریافتی (TR_t^{s}) به مصرف جاری و نگهداری ثروت مالی جدید شامل سپرده و سهام و تراز حقیقی پول اختصاص می‌یابد.

با بیشینه‌سازی ارزش حال مطلوبیت دوران زندگی نسبت به قید بودجه خانوار پس‌انداز کننده، شرایط مرتبه اول برای خانوارهای شکیبا به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\partial\left(\frac{D_t^{\mathrm{s}}}{P_t}\right) \qquad \left(\frac{D_t^{\mathrm{s}}}{P_t}\right)^{-1} = U_{c,t}^{s} - \beta_s E_t\left[U_{c,t+1}^{s} \frac{i_t^{d}}{\pi_{t+1}}\right], \quad (۳)$$

$$\partial(H_t^{s}) \qquad (H_t^{s})^{\eta} = \frac{W_t}{P_t} U_{c,t}^{s}, \quad (۴)$$

$$\partial(\psi_t^{\mathrm{s}}) \qquad \varepsilon_{\psi,t}\frac{P_t}{Q_t^{\psi}\psi_t^{s}} = U_{c,t}^{s} - \beta_s E_t\left[U_{c,t+1}^{s}\left(\frac{Q_{t+1}^{\psi} + \Pi_{\psi,t+1}}{Q_t^{\psi}}\right)\frac{1}{\pi_{t+1}}\right], \quad (۵)$$

در رابطه (۳) تقاضای بیشتر برای مصرف آتی و افزایش نرخ سود حقیقی سپرده‌ها ($i_t^{d} = \frac{I_t^{d}}{\pi_{t+1}}$، که در آن $\pi_{t+1} = p_{t+1}/P_t$ تورم ناخالص مصرف‌کننده است)، تقاضای سپرده‌ها در این دوره را افزایش می‌دهد. بر اساس رابطه (۴) عرضه نیروی کار با نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و نیروی کار به درآمد دستمزد حقیقی برابر است. رابطه (۵) نیز تقاضا برای اوراق سهام در یک پرتفوی کلی ریسکی را نشان می‌دهد که

از فرمولی مانند معادله قیمتگذاری سهام مبتنی بر مصرف به صورت $1 = \beta_s E_t\left[\frac{U^s_{c,t}}{U^s_{c,t+1}}\left(\frac{Q^{\psi}_{t+1}+\Pi_{\psi,t+1}}{Q^{\psi}_t}\right)\frac{1}{\pi_{t+1}}\right]$ پیروی می‌کند.

۴-۱-۲- قید بودجه خانوارهای وام گیرنده

فرض می‌کنیم خانوار وام‌گیرنده در سپرده‌های بدون ریسک سرمایه‌گذاری نمی‌کنند $(a = 0)$ و به جای آن، از بانک‌ها وام می‌گیرد تا مصرف جاری، بازپرداخت وام‌های گذشته، سرمایه‌گذاری در سهام و میزان تقاضای پول نقد خود را تأمین مالی کند. به صورت مشابه، خانوارهای وام‌گیرنده با محدودیت بودجه زیر روبرو هستند:

(۶)

$$c^{\mathrm{b}}_{\mathrm{t}} + \frac{I^h_{t-1}L^{\mathrm{h}}_{\mathrm{t}-1}}{P_t} + \frac{Q^{\psi}_t}{P_t}\psi^{\mathrm{b}}_t + \frac{M^{\mathrm{b}}_{\mathrm{t}}}{P_t} = \frac{W_{\mathrm{t}}}{P_t}H^{\mathrm{b}}_t + \frac{L^{\mathrm{h}}_{\mathrm{t}}}{P_t} + \frac{\left(Q^{\psi}_t+\Pi_{\psi,t}\right)}{P_t}\psi^{\mathrm{b}}_{t-1} + \frac{M^{\mathrm{b}}_{\mathrm{t}-1}}{P_t} - T^{\mathrm{b}}_{\mathrm{t}} + TR^{\mathrm{b}}_{\mathrm{t}}.$$

در رابطه (۶) جریان‌های نقد دوره‌ای شامل درآمد دستمزد، عایدات (یا زیان‌های) سرمایه‌ای، سودهای تقسیمی و وام‌های اسمی جدید خانوار (L^{b}_t)، خالص مالیات مستقیم و یارانه‌های دریافتی به مصرف جاری، نگهداری ثروت مالی جدید و بازپرداخت وام‌های دوره گذشته $(I^h_{t-1}L^{\mathrm{h}}_{\mathrm{t}-1})$ و نگهداری پول نقد تخصیص می‌یابد. علاوه بر این، با توجه به اینکه در دنیای واقعی دسترسی نامحدود به وام و اعتبار وجود ندارد، فرض می‌کنیم خانوار وام‌گیرنده با محدودیت وام‌گیری (محدودیت وثیقه‌ای) روبرو است که به شکل زیر در نظر می‌گیریم:

(۷)

$$I^h_t L^{\mathrm{h}}_{\mathrm{t}} \le \nu_{h,t}\left[\phi_W W_{t+1}H^{\mathrm{b}}_t + (1-\phi_W)\left(Q^{\psi}_{t+1} + \Pi_{\psi,t+1}\right)\psi^{\mathrm{b}}_t\right]$$

بطوریکه $0 \le \phi_W \le 1$ وزن درآمد دستمزد وام‌گیرندگان در محدودیت وثیقه‌ای می‌باشد. به بیان ساده، درآمد دستمزد و ارزش آتی سرمایه‌گذاری‌ها باید به اندازه‌ای باشد تا بازپرداخت سود بدهی‌های هر دوره را تضمین نماید. با اینحال، نااطمینانی در بازار سهام در قالب پارامتر ریسک سیستماتیک (عدم تنوع) معرفی می‌شود. بر این اساس $\nu_{h,t}$ نسبت برونزای تصادفی وام به دارایی برای مالکان ثروت مالی است و می‌توان $(1-\nu_{h,t})$ را به عنوان هزینه نسبی تملّک ثانویه وثیقه برای بانکها با فرض نکول تفسیر کرد.

به طور یکسان، شرایط مرتبه اول (FOCs) خانوار وام‌گیرنده تقاضای کالاهای مصرفی، عرضه نیروی کار، مقدار وام دریافتی خانوار و تقاضای سهام و تقاضای پول را به دست می‌دهد.

(۸)

$$\partial(H^{\mathrm{b}}_t) \quad (H^{\mathrm{b}}_t)^{\eta} = \frac{W_t}{P_t}U^b_{c,t} + \lambda^h_t \nu_{h,t}\phi_W E_t\left[\frac{W_{t+1}}{P_t}\right],$$

(۹)

$$\partial(L^{\mathrm{h}}_{\mathrm{t}}) \quad U^b_{c,t} = \beta_b E_t\left[U^b_{c,t+1}\frac{I^h_t}{\pi_{t+1}}\right] + \lambda^h_t I^h_t,$$

(۱۰)

$$\partial(\psi^{\mathrm{b}}_t)\ \varepsilon_{\psi,t}\frac{P_t}{Q^{\psi}_t\psi^b_t} = U^b_{c,t} - E_t\left[\beta_b\left(U^b_{c,t+1}\frac{R^{\psi}_{t+1}}{\pi_{t+1}}\right) + \lambda^h_t I^h_t(1-\phi_W)\frac{R^{\psi}_{t+1}}{\pi_{t+1}}\right],$$

معادله (۹) تقاضای وام را نشان می‌دهد که بر اساس آن می‌توان معادله اویلر مصرف‌کننده وام‌گیرنده و پویایی‌های تعادل ضریب لاگرانژین محدودیت بودجه را استخراج کرد. رابطه (۱۰) تقاضا برای نگهداری ثروت سهام با لحاظ محدودیت وثیقه‌ای است و $R^{\psi}_{t+1} = \frac{Q^{\psi}_{t+1}+\Pi_{\psi,t+1}}{Q^{\psi}_t}$ بازده اسمی ناخالص سهام را نشان می‌دهد. بنابراین هنگامیکه هر دو گروه خانوارها را تجمیع می‌کنیم و ناهمگنی خانوارها را در نظر می‌گیریم، تعادل قیمت بازاری سهام به صورت فعال اثرات ثروت طرف تقاضا بر مصرف را نشان می‌دهد و از طریق موقعیت‌های کوتاه (فروش) و بلند (خرید) هر دو گروه از خانوارها در هر دوره تعیین می‌شود.[۲۲]

۴-۲- تولیدکنندگان

۴-۲-۱- تولیدکنندگان کالای نهایی (خرده‌فروشان)

بخش خرده‌فروشی به وسیله بنگاه‌های رقابت انحصاری و چسبندگی قیمت از نوع کالو با هزینه‌های تعدیل ضمنی برای قیمتهای اسمی مشخص می‌شود. خرده‌فروشان کالاهای سرمایه‌ای $Y_{\mathrm{i,t}}$ را از کارآفرینان در قیمت عمده فروشی $P_{i,t}^{w}$ در بازار رقابتی خریداری می‌کنند و بدون هیچ هزینه‌ای آن را به کالای نهایی $Y_{k,t}$ تبدیل می‌کنند. هر بنگاه خرده‌فروشی منحنی‌های تقاضای شخصی مصرف‌کننده را با یک کشش قیمتی تقاضا ε_t^P مورد محاسبه قرار می‌دهد و با یک مارک‌آپ بر $P_{i,t}^{w}$ محصول خود را در قیمت $P_{k,t}$ می‌فروشد. فرض می‌کنیم که بنگاه خرده‌فروشی در هر دوره تنها با احتمال $(1-\theta_R)$ می‌تواند قیمتش را به صورت بهینه تعدیل نماید و تا زمانیکه دوباره بتواند قیمتش را بر اساس بیشینه‌سازی تغییر دهد، بر اساس شاخص‌بندی قیمت امکان تعدیل قیمت خود را خواهد داشت.

بنابراین مسئله تصمیم‌گیری برای خرده‌فروش انتخاب دنباله قیمتهای محصول $\{P_{k,t}\}_{t=0}^{\infty}$ برای بیشینه‌سازی سود:

(۱۱)

$$\max_{\{P_{k,t}^*\}} E_t \sum_{z=0}^{\infty} \theta_R^z \Lambda_{t,z}[P_{k,t}^* Y_{k,t+z} - P_{j,t+z}^w X Y_{k,t+z}]$$

با توجه به تقاضای نهایی مصرف‌کنندگان بصورت $Y_{k,t+z} = \left(\frac{P_{k,t}^*}{P_{t+z}}\right)^{-\varepsilon_t^P} Y_{t+z}$ می‌باشد، در حالیکه قیمت فروش‌های بهینه $P_{k,t}^*$ تنها می‌تواند با احتمال $(1-\theta_R)$ تغییر یابد.

در تابع هدف $\Lambda_{t,z} = \beta(\frac{c_{t+1}}{c_t})^{\gamma}$ عامل تنزیل نسبی مبتنی بر مصرف و $P_{k,t}^*$ قیمت بهینه تنظیم شده توسط خرده‌فروشان در دوره t است. $X = \varepsilon^P/(\varepsilon^P - 1)$ مارک آپ حالت باثبات اقتصاد[۲۳] و ε^P کشش قیمتی تقاضا برای کالاهای واسطه‌ای $Y_{j,t}$ در حالت باثبات است. مسئله تصمیم بیان می‌کند که قیمت بهینه باید با درآمد نهایی تنزیل شده مورد انتظار به هزینه نهایی تنزیل شده مورد انتظار برابر باشد. از سوی دیگر، $X_t \equiv P_t/P_t^w$ مارک‌آپ کل قیمت خرده فروشی بر قیمت عمده فروشی است. از آنجا که بخشی از قیمتها بدون تغییر باقی می‌ماند، سطح قیمت کل به صورت زیر تعیین می‌شود:

(۱۲)

$$P_t^{1-\varepsilon_t^P} = \theta_R \left(\left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-1}}\right)^{\gamma_p} P_{t-1}\right)^{1-\varepsilon_t^P} + (1-\theta_R)(P_t^*)^{1-\varepsilon_t^P},$$

که γ_p درجه شاخص‌بندی قیمت است. معادله (۱۲) منحنی فیلیپس آینده‌نگر را نشان می‌دهد که تورم جاری به صورت مثبت به تورم مورد انتظار و به صورت منفی به مارک‌آپ (که خود نشاندهندهٔ ارتباط مثبت و مستقیم با هزینه نهایی حقیقی می‌باشد،) مرتبط شده است. منحنی فیلیپس آینده‌نگر لگاریتم-خطی شده (به روش اوهلیگ) به صورت زیر بدست می‌آید:

(۱۳)

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} - \frac{(1-\theta_R)(1-\theta_R\beta)}{\theta_R} x_t + \varepsilon_t^P$$

۴-۲-۲- تولیدکنندگان کالای عمده‌فروشی (کارآفرینان)

اساس کار محیط کارآفرین نماینده به وسیله پژوهش وان دن‌هیول (۲۰۰۸)، گرالی و همکاران (۲۰۱۰) و کریستیانو و همکاران (۲۰۱۰) طراحی شده است. کارآفرینان کالاهای واسطه‌ای $Y_{j,t}$ را بر اساس یک تابع تولید کاب-داگلاس تولید می‌کنند:

(۱۴)

$$Y_{j,t} = \xi_{z,t} K_{j,t-1}^{\alpha} H_{j,t}^{1-\alpha}$$

که $\xi_{z,t}$ یک فرایند تصادفی برای عامل بهره‌وری کل یا تکنولوژی، $0 < \alpha < 1$ سهم سرمایه در تولید محصول، $K_{j,t-1}$ سرمایه فیزیکی و $H_{j,t}$ نهاده نیروی انسانی است. به علاوه، کارآفرینان با محدودیت وام-گیری روبرو هستند و نمی‌توانند تا بی‌نهایت از بازار مالی تأمین مالی کنند.

مسئله تصمیم کارآفرین به صورت بیشینه‌سازی جریان نقد اسمی دوره‌ای ($\Omega_{j,t}^{e}$) در رابطه (۱۵) با توجه به تکنولوژی تولید و محدودیت وام‌گیری در رابطه (۱۷) تعریف می‌شود.[۲۴] هر کارآفرین j درباره مقدار مطلوب سرمایه فیزیکی $K_{j,t}^{e}$، وام‌های بانکی اسمی $L_{j,t}^{e}$ و نهاده نیروی انسانی همگن $H_{j,t}$ تصمیم می‌گیرد تا ارزش حال (تنزیل شده) جریان نقد دوره‌ای داده شده زیر را بیشینه نماید:

$$\max_{K_{j,t}^{e};H_{j,t}^{e};L_{j,t}^{e}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_e^t \left[\Omega_{j,t}^{e}\right]$$

که β_e^t عامل تنزیل کارآفرین و $\Omega_{j,t}^{e}$ به شکل زیر است:

(۱۵)

$$\Omega_{j,t}^{e} = \frac{Y_{j,t}}{X_{j,t}} + \frac{L_{j,t}^{e}}{P_t} - \frac{I_{j,t-1}^{e} L_{j,t-1}^{e}}{P_t} - \frac{W_t}{P_t} H_{j,t}^{e} - \left(K_{j,t}^{e} - (1-\delta_e) K_{j,t-1}^{e}\right) - Adj_{j,t}^{e} - \Pi_{\psi,jt}^{e}$$

بطوریکه $Adj_{j,t}^{e}$ هزینه تعدیل نصب سرمایه است و فرض می‌شود از فرم تبعی زیر پیروی کند:

(۱۶)

$$Adj_{j,t}^{e} = \kappa_v \left(\frac{V_{j,t}}{K_{j,t-1}} - \delta_e\right)^2 \frac{K_{j,t-1}}{(2\delta_e)}$$

که در آن $V_{j,t}$ سرمایه‌گذاری مورد استفاده برای انباشت سرمایه و κ_v پارامتر هزینه تعدیل سرمایه است. همچنین I_t^e نرخ سود ناخالص اسمی وام بانکی $L_{j,t}^{e}$ می‌باشد و $\Pi_{\psi,jt}^{e} = (r^{\psi} Q_{j,t}^{\psi} \Psi_j^e)/P_t$ سود تقسیمی حقیقی پرداخت شده به خانوارها را نشان می‌دهد. درآمدها و هزینه‌های دستمزد در پایان دوره رخ می‌دهد، در حالیکه بازخریدهای سرمایه‌ای و وام-های کسب شده به علاوه بازپرداخت‌های وام دوره گذشته در آغاز دوره رخ می‌دهد. همچنین فرض می-کنیم کارآفرینان از خانوارهای پس‌انداز کننده شکیبایی کمتری دارند ($\beta_e^t < \beta_s^t$).

سرانجام، کارآفرینان برای دریافت وام‌های بانکی با محدویت الزام‌آور وام‌گیری[۲۵] روبرو هستند که به صورت رابطه (۱۷) فرض می‌شود:

(۱۷)

$$I_{t-1}^{e} L_{j,t}^{e} \le \nu_{e,jt} [\phi_k Q_{j,t-1}^{k} K_{j,t} + (1-\phi_k) Q_{j,t+1}^{\psi} \Psi_j^e]$$

که $\nu_{e,jt}$ نسبت تصادفی و برونزای وام به ارزش ویژه، $Q_{j,t}^{k} K_{j,t}$ قیمت اسمی سرمایه فیزیکی، $Q_{j,t-1}^{k}$ ارزش سرمایه فیزیکی در ابتدای هر دوره t و $Q_{j,t+1}^{\psi} \Psi_j^e$ ارزش بازاری انباشت اولیه سهام کارآفرینی است[۲۶] که به عنوان سنجه‌ای از اعتبار کارآفرین عمل می‌کند و $\phi_k = [0,1]$ نیز وزن انباشت سرمایه فیزیکی در این محدودیت است.[۲۷] شرایط مرتبه اول برای نیروی کار، وام‌ها و سرمایه، قیمت تعادل رقابتی تسویه کننده بازار نیروی کار و سرمایه را به دست می‌دهد:

(۱۸)

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{(1-\alpha) Y_{j,t}}{X_t H_{j,t}^{e}},$$

(۱۹)

$$\lambda_{j,t}^{e} = \frac{1}{I_t^e} - \beta_e E_t \left[\frac{1}{\pi_{t+1}}\right],$$

(۲۰)

$$\frac{Q_{j,t}^{k}}{P_t} = \beta_e E_t \left[\left(\frac{\kappa_v}{\delta_e}\left(\frac{V_{j,t+1}}{K_{j,t}} - \delta_e\right)\frac{V_{j,t+1}}{K_{j,t}} - \frac{\kappa_v}{2\delta_e}\left(\frac{V_{j,t+1}}{K_{j,t}} - \delta_e\right)^2\right) + \frac{Q_{j,t+1}^{k}}{P_{t+1}}(1-\delta_e) + \frac{\alpha Y_{j,t+1}}{X_{j,t+1} K_{j,t}} + \lambda_{j,t}^{e} \nu_{e,jt} \phi_k \frac{Q_{j,t+1}^{k}}{P_{t+1}}\right].$$

رابطه (۱۸) تقاضای نیروی کار استاندارد است که در آن دستمزد حقیقی با تولید نهایی نیروی کار برابر است. در رابطه (۱۹)، $\lambda_{j,t}^{e}$ ضریب لاگرانژ محدودیت وام‌گیری است که از نرخ سود وام و نرخ تورم آتی پیروی می‌کند. رابطه (۲۰) تقاضای سرمایه‌گذاری است که نشان می‌دهد قیمت حقیقی سرمایه ($\frac{Q_{j,t}^{k}}{P_t}$) باید با تولید نهایی مورد انتظار سرمایه به علاوه قیمت سایه‌ای تنزیل شده مورد انتظار و هزینه‌های تعدیل سرمایه برابر باشد.

۴-۳- بخش بانکداری

بانکها یک نقش واسطه‌گری حیاتی در مدل بازی می‌کنند. کارآفرینان و خانوارهای وام‌گیرنده می‌توانند از یک بانک نماینده $j\epsilon[0,1]$ در یک محیط رقابت کامل قرض بگیرند که این منابع وام‌دهی (L_t) از طریق سپرده‌ها (D_t) منهای درصدی از سپرده‌ها به عنوان ذخایر قانونی و احتیاطی (rr_t) نزد بانک مرکزی، سرمایه سهام بانک (K_t^B) تأمین مالی می‌شود. در این پژوهش برخلاف گرالی و همکاران (۲۰۱۰) و درگاهی و هادیان (۱۳۹۵)، کانال قیمت سهام در ترازنامه بانک لحاظ می‌شود. سپرده‌های بانکی از یکسو کانال تأمین وجوه مالی بانک‌ها جهت وام‌دهی و از سوی دیگر ذخیره ثروت مالی بین دوره‌ای خانوارها هستند. فرض می‌کنیم کانال سرمایه بانک یک نقش کلیدی در شرایط تعیین‌کننده عرضه اعتباری، هم بر حسب مقادیر و هم بر حسب قیمتها بازی می‌کند.

با توجه به اینکه محدودیت الزام‌آور ترازنامه بانک همیشه برای همه بانکها برقرار است، در واقع بانک با یک هزینه تعدیل درجه دوم نسبت به انحرافات از نسبت سرمایه جاری به دارایی‌اش $(\frac{K_t^B}{L_t})$ از حداقل کفایت سرمایه هدف (τ) با ضریب κ_K روبرو است. مسئله بهینه‌سازی در بخش بانکی رقابتی به انتخاب وام‌ها و سپرده‌ها برای بیشینه‌سازی مجموع جریان نقد تنزیل شده، با توجه به محدودیت الزام‌آور ترازنامه و معادله انباشت سرمایه بانک باز می‌گردد.

(۲۰)

$$\max_{\{L_t,D_t\}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_B^t \left[i_t^l L_t - i_t^D D_t - \frac{\kappa_K}{2}\left(\frac{K_t^B}{L_t} - \tau\right)^2 K_t^B \right]$$

(۲۱)

(۲۶)

$$s.t$$

$$L_t = (1 - rr_t) D_t + K_t^B,$$

(۲۲)

$$K_t^B = (1 - \delta_B) K_{t-1}^B + \phi_B \left(Q_t^{\psi} - Q_{t-1}^{\psi}\right) \Psi^B + (1 - \phi_{\psi}) \omega_{B,t-1},$$

در معادله (۲۳) کانال قیمت سهام در معادله انباشت سرمایه بانک وارد شده است که فرض می‌شود مانند بخش کارآفرینی حجم اولیه سهام منتشره بدون تغییر باقی می‌ماند $(\psi_t^B = \psi_{t-1}^B = \psi^B)$. عبارت $Q_t^{\psi}\psi_t^B$ سرمایه‌سازی بازاری سهام بانکی است و δ_B منابع استفاده شده در مدیریت سرمایه بانک را اندازه-گیری می‌کند. همچنین فرض می‌شود درآمدهای کسب شده $(\omega_{B,t-1})$ نسبتی از سودهای تقسیمی خالص حقیقی است. شرایط مرتبه اول رفتار نرخ‌های سود سپرده و وام را با توجه به ساختار سرمایه بانک مشخص می‌کند:

$$i_t^d = (1 - rr_t)\lambda_t^B,$$

(۲۴)

$$i_t^l = i_t^d - \kappa_K \left(\frac{K_t^B}{L_t} - \tau\right)\left(\frac{K_t^B}{L_t}\right)^2,$$

(۲۵)

بطوریکه یک افزایش در نسبت سرمایه به دارایی نسبت به حداقل کفایت سرمایه هدفگذاری شده موجب تعدیل نرخ وام نسبت به نرخ سپرده و کاهش سود خواهد شد.

۴-۴- دولت

در اینجا به پیروی از مطالعات داخلی به ویژه مطالعه فرازمند و همکارن (۱۳۹۵) و امیری و خیابانی (۱۳۹۴) فرض می‌کنیم دولت مخارج خود اعم از مصرفی و سرمایه‌ای به همراه سوبسیدهای پرداختی دوره‌های گذشته را از طریق مالیات‌ها و درآمد حاصل از صادرات نفت خام و استقراض از بانک مرکزی تأمین مالی می‌کند و قادر به حفظ توازن بودجه است.

$$\frac{G_t}{P_t} + \frac{TR_t}{P_t} \leq \frac{T_t}{P_t} + \frac{DC_t^g - DC_{t-1}^g}{P_t}$$

بطوریکه $\frac{G_t}{P_t}$ مخارج مصرفی و سرمایه‌ای دولت و $\frac{DC_t^g - DC_{t-1}^g}{P_t}$ خالص بدهی حقیقی بخش دولتی به بانک مرکزی و فرض می‌شود که از یک فرایند AR(1) پیروی می‌کنند. TR_t یارانه‌های پرداختی به خانوارها

به صورت مقطوع و مالیات‌های دریافتی تابعی از درآمد کل با نرخ مالیاتی tx_t و کشش درآمدی مالیات θ_{tx} فرض می‌شود، بطوریکه داریم:

$$T_t^s + T_t^b = T_t = tx_t . y^{\theta_{tx}}$$

$$TR_t^s + TR_t^b = TR_t$$

۴-۵- بانک مرکزی و سیاست پولی

ترازنامه بانک مرکزی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$MB_t = DC_t^g$$

که در آن MB_t پایه پولی بر حسب منابع شامل DC_t^g خالص بدهی دولت به بانک مرکزی است. با تقسیم طرفین به شاخص قیمت‌ها، رابطه (۵۸) بر حسب قیمتهای حقیقی بدست می‌آید:

$$mb_t = dc_t^g .$$

همچنین پایه پولی بر حسب مصارف مجموع پول در گردش و ذخایر بانکها نزد بانک مرکزی است که بر اساس آن داریم: (۳۴)

$$MB_t = M_t^s + M_t^b + rr . D_t .$$

بر این اساس، با توجه به رابطه (۳۵) بین پایه پولی و ضریب فزاینده نقدینگی که از نسبت نگهداری پول به سپرده (cu_t) و همچنین نسبت سپرده قانونی (rr_t) تشکیل شده است، حجم نقدینگی $(M2_t)$ معادل مجموع اسکناس و مسکوک در گردش به علاوه انواع سپرده‌های می‌باشد و بنابراین داریم:

$$M2_t = \frac{1+cu_t}{cu_t+rr_t} MB_t .$$

همچنین فرض می‌شود که نسبت سپرده قانونی از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول به شکل زیر پیروی می‌کند:

$$rr_t = \rho_{rr} rr_{t-1} + (1-\rho_{rr})\overline{rr} + \varepsilon_t^{rr},$$
$$\varepsilon_t^{rr} \sim i.i.d.N(0.\sigma_{rr,t}^2)$$

در ادبیات مربوط به مدلهای *DSGE* برای توضیح نحوه سیاستگذاری پولی معمولاً از قاعده تیلور استفاده می‌شود. از آنجا که در اقتصاد ایران به دلیل قانون بانکداری بدون ربا قاعده تیلور کارکردی ندارد، به همین دلیل نیز ترسیم فضای رقابت انحصاری برای بخش بانکداری مناسب نخواهد بود. بر پایه مطالعات انجام شده داخلی، در این پژوهش فرض می‌شود که ابزار سیاستگذاری پولی در اختیار بانک مرکزی، نرخ رشد پایه پولی است و به صورت کاملاً صلاحدیدی در جهت رسیدن به اهداف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه، انحراف تورم از تورم مورد هدف تعیین می‌کند.

با این تفاسیر فرض می‌شود که تابع واکنش سیاستگذاری پولی در اقتصاد ایران به نحوی است که در آن نرخ رشد پایه پولی بر اساس انحراف تولید از تولید بالقوه و تورم از مقادیر هدف آنان تعیین می‌شود. فرض می‌کنیم تابع واکنش سیاستگذار پولی (به شکل لگاریتم-خطی) به صورت زیر خواهد بود:

$$\widehat{\Theta}_t = \rho_\Theta \widehat{\Theta}_{t-1} + \theta_\pi(\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^*) + \theta_y \hat{y}_t + \varepsilon_t^\Theta$$

$$\hat{\pi}_t^* = \rho_{\pi^*} \hat{\pi}_{t-1}^* + u_t^{\pi^*},$$

$$u_t^{\pi^*} \sim N(0, \delta_{\pi^*}^2)$$

$$\varepsilon_t^\Theta = \rho_\Theta \varepsilon_{t-1}^\Theta + u_t^\Theta,$$

$$u_t^\Theta = \sim N(0, \delta_\Theta^2)$$

که در آن $\widehat{\Theta}_t$ نرخ رشد اسمی پایه پولی، $\hat{\pi}_t$ و $\hat{y}_t$ به ترتیب انحراف نرخ تورم و لگاریتم تولید از مقادیر وضعیت پایدارشان، θ_π و θ_y ضریب اهمیتی که سیاستگذار به ترتیب برای شکاف تولید و تورم لحاظ می‌کند و $\hat{\pi}_t^*$ بیانگر انحراف تورم هدف ضمنی از مقادیر تعادلی آن است که فرض شده از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کند. ε_t^Θ شوک سیاستگذاری پولی است که خود از یک فرایند تصادفی AR(1) پیروی می‌کند.

۴-۶- شرایط تسویه بازار

در اینجا به پیروی از رویکرد یاکوویلو (۲۰۰۵) محدودیت جریان وجوه کارآفرین را برای بستن پویایی مدل در نظر می‌گیریم:

$$\frac{Y_{j,t}}{X_t}=\frac{W_t}{P_t}L_{j,t}-\frac{Q_t^K}{P_t}\left(K_{j,t}^e-(1-\delta_e)K_{j,t-1}^e\right)-\frac{i_{t-1}^e h_{j,t-1}^e}{P_t}+\frac{h_{j,t}^e}{P_t}-\frac{Q_{t-1}^{\psi}}{P_t}\Psi_t^e.$$

بازار کالاها با شرط تسویه بازار استاندارد در بازار کالاهای نهایی بسته شده است:

$$y_t=c_t+q_t^K(K_t^e-(1-\delta_e)K_{t-1}^e)+\delta_B K_{t-1}^B+g_t$$

بطوریکه $\delta_B K_{t-1}^B$ سهم منابع استفاده شده در مدیریت سرمایه بانک و $c_t=c_t^{\mathrm{s}}+c_t^{\mathrm{b}}$ مصرف کل است.

۵- نتایج تجربی

۵-۱- مقداردهی پارامترهای اقتصاد ایران

پس از تصریح مدل و لگاریتم-خطی‌سازی الگو جهت کاستن از پیچیدگی‌های مربوط به دستگاه سیستم معادلات تفاضلی غیرخطی، نخست یافته‌های مربوط به کالیبراسیون پارامترهای ساختاری مدل و محاسبه مقادیر باثبات متغیرهای مدل گزارش می‌شود و سپس شبیه‌سازی و تحلیل یافته‌های توابع واکنش آنی بیان می‌شود. در جدول ۱ بر اساس مطالعات پیشین و حقایق آشکارشده و اطلاعات آماری در دسترس به پارامترهای مدل مقداردهی و سپس مدل حل می‌شود و در این مطالعه از برنامه داینَر[۲۸] تحت نرم‌افزار MATLAB برای کالیبراسیون و شبیه‌سازی استفاده شده است.

جدول ۱- مقادیر کالیبره شده پارامترهای مدل

نام پارامتر	تعریف پارامتر	مقداردهی	منبع
	بخش خانوار		
β_s	فاکتور تنزیل خانوار پس انداز کننده	۰/۹۷۴۵	تقی‌نژاد (۱۳۹۴)
β_b	فاکتور تنزیل خانوار وام‌گیرنده	۰/۹۴۷	محاسبات پژوهش
ζ	پارامتر عادت رفتار مصرفی	۰/۵	انتخابی
R_d	نرخ سود فصلی حقیقی ناخالص سپرده‌ها	۱/۰۳۷۵	بانک مرکزی
R_h	نرخ سود فصلی حقیقی ناخالص وام‌ها به بخش خانوار	۱/۰۵۵	بانک مرکزی
R_ψ	نرخ بازده فصلی حقیقی ناخالص بازار سهام	۱/۰۶۷۵	محاسبات پژوهش
ν_h	نسبت وام به ثروت خانوار	۰/۷۵	انتخابی
ϕ_w	وزن درآمد دستمزد در محدودیت وام‌گیری	۰/۸	انتخابی
η	عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد حقیقی	۲/۱۷	طائی (۱۳۸۵) و توکلیان (۱۳۹۱)
γ	ضریب ریسک گریزی نسبی کل خانوارها	۱/۵۷۱	توکلیان (۱۳۹۱)
	بخش کارآفرینی (توکیدکنندگان کالاهای عمده فروشی)		
β_e	فاکتور تنزیل کارآفرینان	۰/۹۵۹	محاسبات پژوهش
R_e	نرخ سود فصلی اسمی وام‌های بخش کارآفرینی	۱/۰۶۵	یانک مرکزی
ϕ_k	وزن ارزش سرمایه در محدودیت وام‌گیری	۰/۶	انتخابی
α	سهم سرمایه در تابع تولید	۰/۴۲	توکلیان (۱۳۹۱)
δ_e	نرخ استهلاک سرمایه ثابت	۰/۰۴۲	امینی و نشاط حاجی (۱۳۸۴)
ε_p	کشش قیمتی تقاضا بین کالاهای خرده فروشی	۴/۳۳	ابونوری و همکاران (۱۳۹۳)
κ_v	هزینه تعدیل سرمایه فیزیکی	۲	هولاندر و لیو (۲۰۱۵)
	بخش خرده فروشی		
θ_R	ضریب چسبندگی قیمت خرده فروشی	۰/۵	توکلیان (۱۳۹۱)
γ_p	درجه شاخص بندی قیمت کالاهای نهایی	۰/۷۱۵	توکلیان (۱۳۹۱)

نام پارامتر	تعریف پارامتر	مقداردهی	منبع
بخش بانکداری			
β_B	فاکتور تنزیل بانکداری	۰/۹۷۴۵	محاسبات پژوهش
δ_B	هزینه مدیریت سرمایه بانک	۰/۴	هولاندر و لیو (۲۰۱۵)
κ_K	پارامتر مدیریت هزینه‌های تعدیل در بخش بانکداری	۴	هولاندر و لیو (۲۰۱۵)
τ	نسبت سرمایه به وام هدف یا کفایت سرمایه مورد نیاز	۰/۱۲	بانک مرکزی
rr	نرخ ذخیره قانونی	۰/۱۲۵	بانک مرکزی
L_hL	نسبت وام خانوارها به کل وام‌ها	۰/۳	انتخابی
L_eL	نسبت وام کارآفرینان به کل وام‌ها	۰/۷	انتخابی
K_t^B/D_t	نسبت سرمایه بانکها به سپرده‌ها	۰/۱۱	درگاهی، هادیان (۱۳۹۵)
دولت و بانک مرکزی			
ρ_O	ضریب فرایند خودرگرسیونی درآمدهای نفتی	۰/۴۲	محاسبات پژوهش
ρ_g	ضریب فرایند خودرگرسیونی مخارج دولتی	۰/۴	محاسبات پژوهش
T/G	نسبت مالیات‌ها به مخارج دولتی	۰/۳۵	درگاهی، هادیان (۱۳۹۵)
M/MB	نسبت اسکناس در گردش به پایه پولی	۰/۳۳	درگاهی، هادیان (۱۳۹۵)
D/MB	نسبت سپرده به پایه پولی	۴/۳	درگاهی، هادیان (۱۳۹۵)
ρ_Θ	ضریب نرخ رشد حجم پول	۰/۸۲	احمدیان (۱۳۹۴)
θ_π	ضریب قاعده سیاستی روی π	۰/۸۹	احمدیان (۱۳۹۴)
θ_y	ضریب قاعده سیاستی روی y	۰/۳۶	احمدیان (۱۳۹۴)

مأخذ: مطالعات پیشین و محاسبات پژوهش

ضرایب فرایندهای AR(1) در جدول بالا همگی از برآوردهای آماری طی دوره مورد بررسی استخراج شده است[۲۹] و برای محاسبه نرخ‌های سود و وام از نرخ‌های سپرده یکساله و وام‌های مشارکت مدنی مصوب شورای پول و اعتبار در سال ۱۳۹۴ استفاده شده است. به دلیل در دسترس نبودن اطلاعات مربوط به برخی پارامترها، مقادیر به صورت انتخابی تعیین شده است.

۵-۲- مقادیر باثبات و بلندمدت متغیرهای مدل

در جدول ۲ نیز مقادیر باثبات و بلندمدت برخی از متغیرهای مدل بر گرفته از شبیه‌سازی بیان شده است.

جدول ۲- مقادیر باثبات و بلندمدت متغیرهای مدل

متغیر	مقدار	متغیر	مقدار
$\bar{y}$	۱/۹	$\bar{d}$	۱
$\bar{c}$	۰/۴۵	$\bar{\pi}$	۰/۹
$\overline{k_e}$	۷/۶	$\overline{q_\psi}$	۲/۴

مأخذ: محاسبات پژوهش

۵-۳- گشتاورهای داده‌های واقعی و داده‌های الگو

در جدول ۳، گشتاورهای متغیرهای درونزای الگو با گشتاورهای داده‌های واقعی مقایسه و موفقیت الگو در شبیه‌سازی واقعیت‌های اقتصادی متغیرهای مورد نظر ارزیابی می‌شود. لذا جهت بدست آوردن جزء سیکلی سری‌ها، نخست از داده‌ها لگاریتم طبیعی می‌گیریم و سپس جزء سیکلی متغیر با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات[۳۰] با ($\lambda = 1600$) استخراج می‌شود. برای محاسبه گشتاورهای داده‌های واقعی از داده‌های فصلی حسابهای ملی ۱۳۷۶:۳-۱۳۹۳:۴ برگرفته از سایت بانک مرکزی و سازمان بورس استفاده شده است.

میانگین و انحراف معیار انحرافات داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده از مقادیر بلندمدت تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی، موجودی سرمایه، سپرده‌ها، تورم و قیمتهای سهام بسیار نزدیک به هم هستند که می‌تواند بیانگر عملکرد مناسب الگو در شبیه‌سازی

باشد. ضریب فرایند خودرگرسیون مرتبه اول تولید ناخالص داخلی در داده‌های واقعی ۰/۸ و در شبیه-سازی ۰/۸۷ به دست آمده است. در متغیر نرخ تورم نیز ضریب فرایند خودرگرسیون مرتبه اول برای داده-های واقعی ۰/۴۶ و برای الگوی شبیه‌سازی ۰/۴۳ بدست آمده است. همانطور که یافته‌های جدول ۳ نشان می‌دهد در سایر متغیرها نیز میان گشتاورهای داده‌های واقعی و شبیه‌سازی تفاوتهای آشکار و بارزی مشاهده نمی‌شود که بتوان بر اساس آن ناکارایی الگوی شبیه‌سازی را نتیجه گرفت.[۳۱]

جدول ۳- مقایسه گشتاورهای محاسبه شده داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده

متغیر	میانگین		انحراف معیار		خودهمبستگی مرتبه اول	
	واقعی	شبیه‌سازی	واقعی	شبیه‌سازی	واقعی	شبیه‌سازی
تولید ناخالص داخلی	۰,۰۹۱	۰,۰۷۶	۰,۰۶۲	۰,۰۵۱۸	۰,۸۰۱	۰,۸۷۹۰
مصرف خصوصی	۰,۰۶۸	۰,۰۸	۰,۰۸	۰,۰۷۱۵	۰,۷۸۵	۰,۸۸۰۲
موجودی سرمایه	۰,۰۰۶	۰,۰۰۱	۰,۰۰۸۸	۰,۰۰۹۱	۰,۹۶	۰,۹۹۷۴
سپرده	۰,۰۷۲	۰,۰۰۶	۰,۰۶۶	۰,۰۷۹۲	۰,۵۳۷	۰,۶۱۴۵
تورم	۰,۰۰۵	۰,۰۰۱	۰,۰۴	۰,۰۳۸۸	۰,۴۶۱	۰,۴۳۰۵
قیمت سهام	۰,۰۷۸	۰,۰۳۴	۰,۲۴۶	۰,۳۲۲۰	۰,۶۷۴	۰,۶۹۲۹

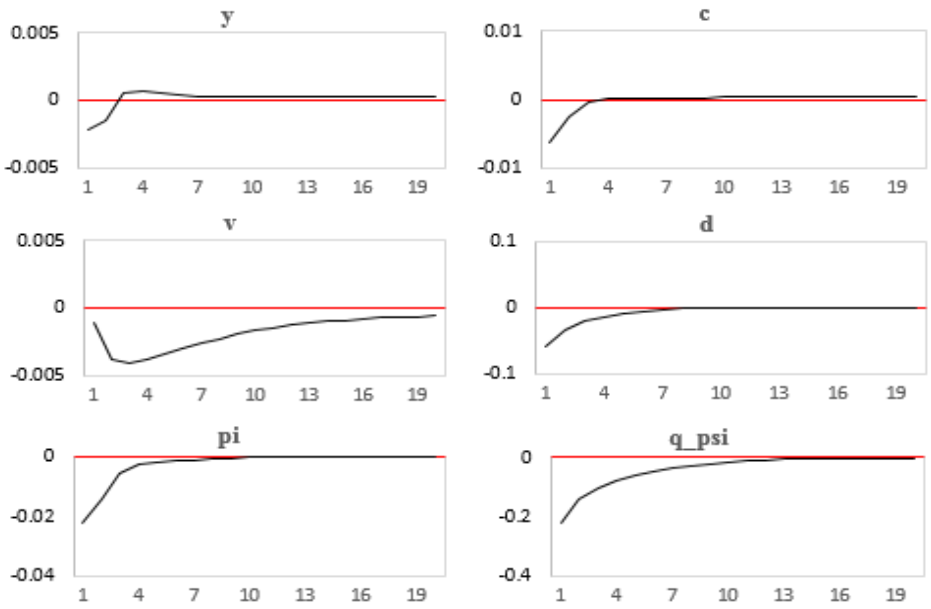
مأخذ: محاسبات پژوهش

۵-۴- توابع واکنش آنی

اکنون به شبیه‌سازی و تجزیه و تحلیل پویای شوکهای مدل خطی‌سازی شده و مقادیر تعادلی و بلندمدت محاسبه شده می‌پردازیم.

۵-۴-۱- اثر شوک قیمت سهام

در مجموعه نمودارهای (۱) در قالب توابع واکنش آنی به ترتیب تأثیر یک انحراف معیار شوک منفی به قیمت سهام بر متغیرهای کلان حقیقی اقتصاد ایران در یک دوره ۵ ساله بررسی شده است. ملاحظه می-شود که در اثر این شوک، تولید در همان دوره منفی شده و تا دو دوره به روند کاهشی خود ادامه می‌دهد. پس از آن به تدریج روند مثبتی به خود می‌گیرد و تا دوره پنجم از حالت رکودی خارج و اندکی مثبت می-شود. با اینحال اثر شوک قیمت سهام بر تولید تا ۲۰ فصل ادامه‌دار خواهد بود. اثر شوک بازار سهام بر مصرف مورد انتظار تئوریک بود. با وارد شدن شوک به بازار سهام، مصرف خانوار به دلیل کاهش ارزش ثروت مالی و کاهش قدرت ترازنامه‌ای خانوار حدود ۰/۵ درصد کاهش می‌یابد و کم‌کم تا ۳ دوره به سطح اولیه باز می‌گردد. اثر شوک بازار سهام در همان دوره نخست منجر به کاهش ۰/۰۲ درصدی سرمایه‌گذاری می‌شود که عمدتاً به دلیل کاهش ارزش بازاری سهام در دوره رخداد شوک است. در دوره‌های دوم و سوم نیز به دلیل کاهش قدرت وام‌گیری کارآفرینان در مقابل بانکها، سرمایه‌گذاری تا حدود ۰/۰۴ درصد کاهش می‌یابد، اما بتدریج اثر آن کمتر می‌شود. با اینحال بنگاه‌ها کماکان متعهد به اجرای طرح‌های سرمایه‌گذاری پیشین هستند و لذا مخارج سرمایه-گذاری پس از کاهش نخستین، به سمت مسیر اولیه افزایش خواهد یافت. همانگونه که مشاهده می‌شود اثر شوک بر سرمایه‌گذاری حتی پس از ۲۰ دوره هم به سطح قبلی باز نمی‌گردد و اثر پایداری دارد.



نمودار ۴- اثر شوک منفی قیمت سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی

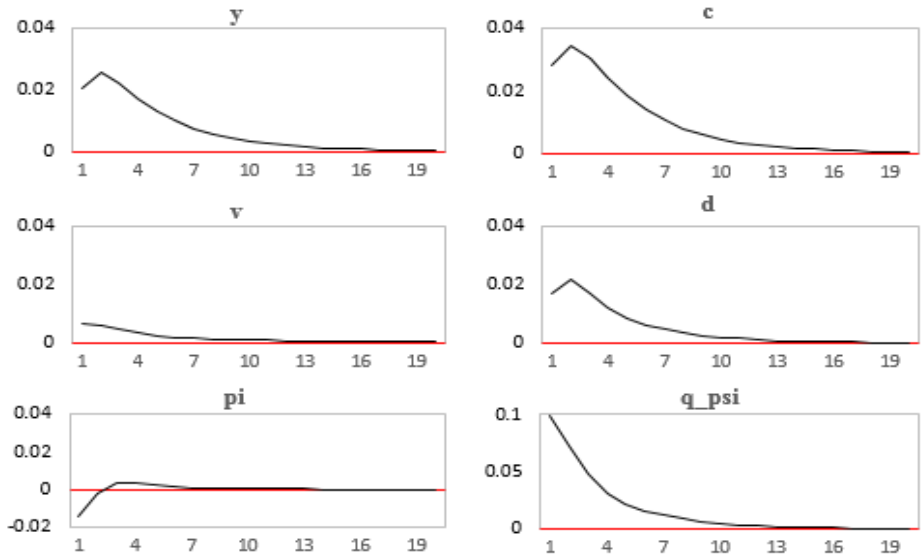
مأخذ: یافته‌های پژوهش

در حالیکه انتظار می‌رفت با شوک قیمت سهام، منابع ثروت افراد به سمت سپرده بانکی هدایت شود، اما کاهش بیش از ۰/۰۴ درصدی سپرده‌ها در همان دوره بروز شوک نشان از اهمیت حفظ مصرف خانوارها در سطوح قبل از بروز شوک دارد. با اینحال اثر شوک بر سپرده‌ها در کمتر از ۲ سال محو می‌شود و سپرده‌ها به سطوح پیشین خود باز می‌گردد. نرخ تورم نیز در همان دوره بروز شوک به دلیل تعدیل انتظارات تورمی خانوارها و بنگاه‌ها حدود ۰/۰۲ درصد کاهش می‌یابد ولی تا دوره پنجم به سطح پیشین باز می‌گردد و لذا این شوک اثر پایداری بر تورم برجا نمی‌گذارد.

۵-۴-۲- اثر شوک بهره‌وری (تکنولوژی)

در مجموعه نمودارهای (۲) در قالب توابع واکنش آنی به ترتیب تأثیر یک انحراف معیار شوک مثبت به بهره‌وری بر متغیرهای کلان حقیقی اقتصاد ایران در یک دوره ۵ ساله بررسی شده است. بر اثر یک شوک مثبت بهره‌وری تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، سپرده‌ها و قیمت سهام در همان دوره نخست افزایش می‌یابند. تولید، مصرف و سپرده‌ها تا ۳ دوره بعد به ترتیب به بیش از ۲، ۳ و ۲ صدم درصد افزایش می‌یابند و پس از آن به سمت سطوح پیشین خود باز می‌گردند. سرمایه‌گذاری در همان دوره نخست به حدود ۰/۰۱ درصد افزایش می‌یابد و بتدریج تا ۱۰ دوره بعد به سمت سطح اولیه باز می‌گردد و اثر این شوک بر سرمایه‌گذاری پایدار باقی نمی‌ماند. همانگونه که انتظار می‌رفت اثر این شوک بر تورم در همان دوره نخست منجر به کاهش تورم می‌شود. اما با گذشت ۳ دوره به صفر می‌رسد و در دوره چهارم اندکی مثبت شده و پس از آن تا دوره هفتم به سطح پیشین خود باز می‌گردد و اثر شوک نخستین خنثی می‌شود. سرانجام، اثر شوک بهره‌وری موجب بهبود انتظارات سودآوری بنگاه‌ها در همان دوره و لذا افزایش قیمت سهام تا ۱۰ درصد می‌شود.

پس از آن اثر این شوک به تدریج تا ۱۰ فصل کاهش می‌یابد و قیمتهای سهام به سطوح پیشین خود باز می‌گردد.



نمودار ۵- اثر شوک مثبت بهره‌وری بر متغیرهای کلان اقتصادی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶- نتیجه‌گیری و بحث

بازارهای مالی به ویژه بازار سرمایه یک بازار نظام‌مند تزئینی در اقتصاد نیست و می‌تواند پیوندهای مستحکم و قوی با سایر بخش‌های اقتصادی داشته باشد. با بروز بحران مالی سال ۲۰۰۷/۰۸ و رکود گسترده در اقتصاد جهانی، دوباره توجه اقتصاددانان به چگونگی کارکردهای بازارهای مالی معطوف شده است. بازارهای مالی از طریق اثرات ثروت بر مصرف خانوارها و تقاضای کل و از طریق اثرات هزینه جایگزینی و هزینه سرمایه بر سرمایه‌گذاری و عرضه کل اقتصاد و از طریق قابلیت وثیقه‌گذاری سهام بر بازارهای اعتباری و هر دو طرف عرضه و تقاضای کل تأثیر می‌گذارد. هدف این پژوهش طراحی و کالیبراسیون یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید با حضور پویایی بازار سهام و بررسی نقش شوکهای وارده بر متغیرهای کلان اقتصادی است.

در مدل طراحی شده خانوارها به دو گروه پس‌اندازکنندگان و وام‌گیرندگان تقسیم می‌شوند که هر دو گروه مصرف می‌کنند و نیروی کار عرضه می‌کنند یا سبدی از سهام تشکیل می‌دهند. خانوار پس‌اندازکننده ثروت خود را نزد بانک نماینده سپرده‌گذاری می‌کند و خانوار وام‌گیرنده از بانک وام می‌گیرند. تولیدکنندگان کالاهای عمده‌فروشی (کارآفرینان) نیروی کار را تقاضا و سرمایه را بازخرید می‌کنند و وام‌گیری از بانکها و تولید کالاهای عمده‌فروشی، ارزش حال جریانات نقد دوره‌ای را بیشینه می‌نمایند. تولیدکنندگان کالاهای خرده‌فروشی در یک بازار رقابت انحصاری کالاهای عمده فروشی را از کارآفرینان خریداری و بدون هزینه به کالاهای نهایی تبدیل و به مصرف‌کنندگان نهایی می‌فروشد. بخش خارجی نیز به واردات و صادرات کالاها می‌پردازند. بخش بانکی نیز با تجهیز سپرده‌ها، انباشت سرمایه بانک با هزینه‌های تعدیل و استقراض از بانک مرکزی اقدام به وام‌دهی به خانوارها می‌نماید و از محدودیت ترازنامه خود پیروی می‌نماید. دولت و بانک مرکزی به ترتیب بر اساس محدودیت بودجه متوازن و ترازنامه خود اقدام می‌کند.

پس از تصریح توابع هدف و محدودیت‌های کارگزاران، بهینه‌یابی انجام شده و معادلات شرایط مرتبه اول در بخش خانوار، بنگاه‌ها و بانک استخراج شده است و پس از لگاریتم-خطی‌سازی معادلات مدل، الگو حل شده است. با توجه به کالیبراسیون انجام شده برای پارامترهای مدل و محاسبه مقادیر باثبات و

بلندمدت متغیرهای الگو، گشتاورهای به دست آمده از الگو شامل میانگین، انحراف معیار و ضریب خودهمبستگی مرتبه اول با داده‌های واقعی مقایسه شده است و یافته‌های پژوهش بیانگر خوب بودن و نیکویی شبیه‌سازی می‌باشد. سپس با توجه به الگو، توابع واکنش آنی برای شوک‌های الگو محاسبه شده است. نتایج پژوهش بیانگر آن است که یک انحراف معیار شوک منفی به قیمت سهام به ترتیب منجر به کاهش تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، سپرده‌ها و کاهش تورم در همان دوره نخست رخداد شوک می‌شود. همچنین همانگونه که انتظار می‌رفت، یک انحراف معیار شوک مثبت بهره‌وری منجر به افزایش تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری و سپرده و قیمت سهام و کاهش تورم خواهد شد.

بر این اساس نیاز است تا سیاستگذاران اقتصادی به ارتباطات و پیوندهای بین بازار سرمایه با بخش حقیقی اقتصاد ایران توجه بیشتری نمایند و در برنامه‌ریزی و اجرای سیاستها کانال‌های اثرگذاری قیمتهای سهام بر متغیرهای کلان حقیقی را مورد توجه قرار دهند. شایان ذکر است با توجه به اثرات شوک قیمت سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی پیشنهاد می‌شود، نهادهای متولی بازار سرمایه با هماهنگی مقامات پولی و دولتی بسترهای لازم برای وثیقه‌گذاری دارایی‌های مالی به ویژه سهام را تقویت نمایند تا افراد بیشتری دارایی‌های خود را به سرمایه‌گذاری در بازار بورس اختصاص دهند و نسبت به بخش بانکی موجبات تخصیص بهینه منابع را فراهم کنند.

فهرست منابع

* احمدیان، اعظم (۱۳۹۴). مدلسازی هجوم بانکی در چارچوب تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. مجله علمی-پژوهشی سیاستگذاری اقتصادی، ۷ (۱۴)، ۱-۲۷.
* بانک مرکزی ج.ا.ا. (۱۳۹۴). بانک اطلاعات سری زمانی، حسابهای ملی ایران. قابل دسترس در: http://tsd.cbi.ir.
* بیات، مرضیه، افشاری، زهرا و توکلیان، حسین (۱۳۹۵). سیاست پولی و شاخص کل قیمت سهام در چارچوب یک مدل DSGE، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۴ (۷۸)، ۱۷۱-۲۰۶.
* خیابانی، ناصر و امیری، حسین (۱۳۹۳). جایگاه سیاست‌های پولی و مالی با تأکید بر بخش نفت با استفاده از مدل‌های DSGE، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، ۱۴(۵۴)، ۱۳۳-۱۷۳.
* درگاهی، حسن و هادیان، مهدی (۱۳۹۵). ارزیابی تکانه‌های پولی و مالی با تأکید بر تعامل ترازنامه نظام بانکی و بخش حقیقی اقتصاد ایران: رویکرد DSGE. فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۳(۱)، ۱-۲۸.
* شرکت بورس تهران (۱۳۹۵). اطلاعات بازار، قابل دسترس در: http://new.tse.ir/archive.
* فرازمند، حسن، آرمن، سید عزیز، افقه، مرتضی و قربان‌نژاد، مجتبی (۱۳۹۵)، ارزیابی اثرات اصلاح قیمت انرژی بر اقتصاد کلان ایران: رویکرد الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۳(۲)، ۴۹-۷۶.
* فرزین‌وش، اسداله، احسانی، محمدعلی و کشاورز، هادی (۱۳۹۴). اصطکاک مالی و نوسانات بازار کار (مطالعه موردی: اقتصاد ایران به عنوان یک اقتصاد باز کوچک)، تحقیقات اقتصادی، ۵۰ (۲)، ۴۱۵-۴۴۷.
* منظور، داود و تقی‌پور، انوشیروان (۱۳۹۴). تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد باز کوچک صادرکننده نفت؛ مورد مطالعه: ایران، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۳(۷۵)، ۷-۴۴.
* Bernanke, B., Gertler, M., Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In: Taylor, J.B., Woodford, M. (Eds.), 1st edition Handbook of Macroeconomics vol. 1. Elsevier Science B.V., Amsterdam, pp. 1341–1393 (Ch. 21).

* Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. J. Monet. Econ. 12 (3), 383–398.
* Castelnuovo, E., Nisticò, S. (2010). Stock market conditions and monetary policy in a DSGEmodel for the US. J. Econ. Dyn. Control. 34 (9), 1700–1731.
* Christiano, L., Ilut, C., Motto, R., Rostagno, M. (2008). Monetary policy and stock market boom-bust cycles. Working Paper Series No. 995. European Central Bank.
* Christiano, L., Motto, R., Rostango, M. (2010). Financial factors in business cycles. Working Paper Series No. 1192. European Central Bank.
* Cochrane, J.H., 2008. Financial markets and the real economy. In: Mehra, R. (Ed.), Handbook of the Equity Risk Premium. Elsevier B.V., Amsterdam, pp. 237–325 (Ch. 7).
* De Walque, G., Pierrard, O., Rouabah, A. (2010). Financial (in)stability, supervision and liquidity injections: a dynamic general equilibrium approach. The Economic Journal 120, 1234-1261.
* Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., Signoretti, F.M. (2010). Credit and banking in a DSGE model of the Euro area. J. Money Credit Bank. 42 (6), 107–141.
* Hollander, H., Liu, G. (2015). The equity price channel in a New-Keynesian DSGE model with financial frictions and banking. Economic Modelling 52 (B) 375–389.
* Iacoviello, M. (2005). House prices, borrowing constraints and monetary policy in the business cycle. Am. Econ. Rev. 95 (3), 739–764.
* Jehle, G. A., Reny, P. J. (2011). Advanced microeconomic theory, 3rd edition. Prentice Hall, Financial Times.
* Kiyotaki, N., Moore, J. (1997). Credit cycles. Journal of Political Economy 105 (2), 211-248.
* Markovic, B. (2006). Bank capital channels in the monetary transmission mechanism. Working Paper, No. 313. Bank of England.
* Meh, C.A., Moran, K. (2010). The role of bank capital in the propagation of shocks. J. Econ. Dyn. Control. 34, 555–576.
* Miao, J., Wang, P., Xu, Z. (2013). A Bayesian DSGE Model of Stock Market Bubbles and Business Cycles. Available at: www.aeaweb.org.
* Mishkin, F., 2011. Monetary policy strategy: lessons from the crisis. NBER Working Paper Series no. 16755.
* Nistico, S. (2012). Monetary policy and stock-price dynamics in a DSGE framework. Journal of Macroeconomics 34, 126-146.
* Smets, F., Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: a Bayesian approach. Am. Econ. Rev. 97 (3), 586–606.
* Taylor, J. B. (2009). Getting off track: How government actions and interventions caused, prolonged, and worsened the financial crisis. Hoover Institution Press, ISBN 0-8179-4971-2.
* Uhlig, H. (2007). Explaining asset prices with external habits and wage rigidities in a DSGE model. Am. Econ. Rev. Am. Econ. Assoc. 97 (2), 239–243.
* Van den Heuvel, S.J. (2008). The welfare cost of banking capital requirements. J. Monet. Econ. 55 (2), 298–320.
* Walsh, C. E. (2010). Monetary theory and policy, 3rd edition. The MIT Press, Cambridge.
* Wei, C. (2010). Inflation and stock prices: no illusion. J. Money Credit Bank. 42, 325–345.
* Woodford, M. (2012). Methods of policy accommodation at the interest-rate lower bound. Jackson Hole Symposium, the Changing Policy Landscape, August 31-September 1, 2012.

یادداشت‌ها

[1] Taylor
[2] Mishkin
[3] Woodford
[4] Nistico
[5] Financial accelerator channel
[6] Kiyotaki and Moore
[7] Bernanke et al.
[8] Christiano et al.
[9] mark-to-market
[10] Hollander and Liu
[11] Gerali et al.
[12] Castelnuovo and Nistico
[13] Wei
[14] Markovic
[15] Van den Heuvel
[16] Meh and Moran
[17] de Walque et al.
[18] Calvo
[19] Consumption-based CAPM
[20] Constant Relative Risk Aversion utility function
[۲۱] فرض می‌شود سیاست تقسیم سود کارآفرینان و بانکها به سهامداران برونزا است.

[۲۲] به علاوه، با در نظر گرفتن فرض ثابت بودن کل حجم سهام، اثر خالص تقاضای تحقق یافته برای نگهداری سهام برای هر دو گروه از خانوارها مساوی است، $|\Delta\Psi_t^b| = |\Delta\Psi_t^s|$ و فرض می‌شود $\psi_t = \psi_t^s + \psi_t^b$ نیز کل ثروت تجمیع شده سهام است.

[۲۳] این مارک‌آپ هزینه‌های تعدیل ضمنی را در بر می‌گیرد (برنانکه و همکاران، ۱۹۹۹ و یاکوویلو، ۲۰۰۵).

[۲۴] جریان نقد کارآفرینی در معادله (۲۵) شامل محدودیت انباشت سرمایه می‌شود، زیرا سرمایه در هر دوره فروخته شده و دوباره به وسیله وام‌ها و درآمد عمده فروشی خریداری و مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرد.

[۲۵] وقتی $\left(\frac{1}{r_t^e} - \beta_e\right) > 0$ است باید برقرار باشد (یاکوویلو، ۲۰۰۵).

[۲۶] این یک میانبر برای مدلسازی محدودیتهای طرف عرضه و شوکها به ارزش اعتباری طرف تقاضا است. گرالی و همکاران (۲۰۱۰، صفحه ۱۵) را ببینید.

[۲۷] برای مشاهده روش‌های گوناگون مدلسازی این بخش، مطالعات اسمتز و وترز (۲۰۰۳)، کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵) و گرالی و همکاران (۲۰۱۰) را ببینید.

[28] Dynare

[۲۹] به دلیل رعایت اختصار، یافته‌ها گزارش نشده‌اند.

[30] Hodrick-Prescott

[۳۱] آزمون فرضیات آماری مبنی بر "یکسان بودن گشتاورهای محاسبه شده از داده‌های واقعی و الگوی شبیه‌سازی شده" با توزیع‌های آماری z، t، χ^2 و F حاکی از آن است که همه این فرضیات با ۹۵% (به جز فرضیه برابری قیمت سهام با۹۰%) اطمینان در ناحیه قبول قرار می‌گیرند و بنابراین شواهد کافی برای رد فرضیات نابرابری وجود ندارد.