The Journal of PLANNING & BUDGETING
Indexed In ISC
Vol. 26 | No. 1 | Spring 2021
PP 33-63
ISSN: 2251-9092

Investigating the Business Cycles of the Iranian Economy by Considering the Effect of Financial Accelerator in the Form of a DSGE Model

Abolfazl Garmabi[1] | agarmabi@mporg.ir
Seyed Ahmadreza Jalali-Naini[2] | a.jalali@imps.ac.ir
Hossein Tavakolian[3] | hossein.tavakolian@atu.ac.ir

Abstract The present study attempts to analyze the effect of the financial accelerator component on the business cycles of the Iranian economy by considering the financial friction in the process of obtaining bank loans. In addition, the inclusion of banks 'capital adequacy ratio in the model enters the role of banks' balance sheets in the occurrence of financial friction in the Iranian economy. Weak credit rating of bank customers in Iran makes it possible to use a document-based approach to properly understand the financial friction in the credit system, instead of using the inspection algorithm of lending banks and covering their costs through different interest rates. For this purpose, a dynamic stochastic general equilibrium model (DSGE) is designed in accordance with the structural features of the Iranian economy, and is estimated using the Bayesian approach and seasonal data in the period 2020-2009. The results indicate that taking the financial sector into account leads to a more accurate understanding of the fluctuations of business cycles in the Iranian economy. This is determined by comparing the instantaneous reaction functions of the main variables of the model in two scenarios with different degrees of financial friction. The results of the study also show that the changes due to the financial accelerator component in the impact of monetary shocks and productivity are more noticeable than other shocks.

Keywords: Business Cycles, Financial Accelerator, Financial Friction, DSGE Model, Bayesian Estimation.

JEL Classification: E31, E32, E44, C11.

1. Ph.D. Student of Economics, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran (Corresponding Author).
2. Professor, Institute for Management and Planning Studies, Tehran, Iran
3. Associate Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | سال بیست و ششم | شماره ۱ | بهار ۱۴۰۰ | ص ص ۶۷-۳۳
نمایه در ISC

بررسی چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران با در نظرگرفتن اثر شتاب‌دهنده مالی در قالب یک مدل DSGE

ابوالفضل گرمابی | a.garmabi@mporg.ir
دانشجوی دکتری اقتصاد موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

سیداحمدرضا جلالی نائینی | a.jalali@imps.ac.ir
استاد اقتصاد، موسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی، تهران، ایران.

حسین توکلیان | hossein.tavakolian@atu.ac.ir
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

مقاله پژوهشی
دریافت: ۱۴۰۰/۰۲/۰۸ | پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۱۰

چکیده: پژوهش حاضر به تحلیل میزان اثرگذاری مولفه شتاب‌دهنده مالی بر ادوار تجاری اقتصاد ایران از طریق لحاظ کردن اصطکاک مالی موجود در فرایند اخذ اعتبارات بانکی اختصاص دارد. علاوه بر این، ورود نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها به مدل پژوهش، نقش ترازنامه بانک‌ها را نیز در بروز اصطکاک مالی اقتصاد ایران وارد مدل می‌کند. ضعف اعتبارسنجی مشتریان بانکی در ایران موجب می‌شود که برای درک صحیح اصطکاک مالی در نظام اعتباری به‌جای بکار بردن الگوریتم بازرسی بانک‌های اعتباردهنده و پوشش هزینه‌های آن‌ها از طریق نرخ‌های متفاوت بهره، از رویکرد مبتنی بر محدودیت وثایق استفاده شود. به این منظور، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) منطبق با ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران طراحی و با استفاده از رویکرد بیزین و داده‌های فصلی در دوره زمانی ۱۳۹۹:۱-۱۳۸۸:۱ برآورد می‌شود. نتایج حاکی از آن است که در نظرگرفتن بخش مالی به فهم دقیق‌تر نوسانات ادوار تجاری اقتصاد ایران منجر می‌شود. این موضوع با مقایسه توابع واکنش آنی متغیرهای اصلی مدل در دو سناریو با درجات مختلف اصطکاک مالی مشخص می‌شود. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که تغییرات ناشی از لحاظ کردن مولفه شتاب‌دهنده مالی در اثرگذاری تکانه‌های پولی و بهره‌وری بیش از سایر تکانه‌های مورد بررسی محسوس است.

کلیدواژه‌ها: ادوار تجاری، شتاب‌دهنده مالی، اصطکاک مالی، مدل DSGE، تخمین بیزین.
طبقه‌بندی JEL: E32, E31 E44, C11.

مقدمه

در چند دهه اخیر بخش مالی نقش مهمی در جهت‌گیری فعالیت اقتصادی کشورها داشته است. توسعه بخش مالی شتاب چرخه‌های تجاری مسلط را تقویت نموده و در بسیاری موارد به نوسان شدید در شرایط اقتصادی منجر شده است (Bartmann, 2017). در این میان بروز بحران‌های مالی در دهه‌های اخیر به تمرکز پژوهشگران اقتصادی بر اثرات بی‌ثباتی مالی بر پایداری بخش حقیقی اقتصاد انجامیده است. در شرایطی که سرمایه‌گذاری بنگاه‌های تولیدی و مخارج مصرفی خانوارها به مقدار زیادی متاثر از سیستم بانکی به عنوان واسطه‌گر مالی است، شرایط اعتباری سیستم بانکی که بر مبنای ریسک مشتریان، هزینه‌های تامین مالی مختلفی را به آن‌ها تحمیل می‌کند، به میزان زیادی بر چرخه‌های رونق و رکود موثر است (Arslan *et al*., 2020). تحلیل اثرگذاری توسعه نظام مالی بر رشد بخش حقیقی اقتصاد و چرخه‌های تجاری مستلزم در نظرگرفتن پدیدهٔ «اصطکاک بازار مالی»[1] است. واسطه‌گران مالی مانند بانک‌ها این وظیفه را به عهده دارند که هزینهٔ ناشی از وجود اصطکاک مالی (هزینه مبادله[2] و عدم تقارن اطلاعاتی[3]) را به کمینه برسانند. بنابراین، هرچه کارایی عملکرد واسطه‌گری مالی در سیستم مالی بیش‌تر باشد، هزینه ناشی از وجود اصطکاک مالی کاهش می‌یابد (Arslan *et al*., 2020).

بروز بحران‌های مالی، به‌ویژه بحران مالی سال ۲۰۰۸ که با محدودیت‌های شدید اعتباری و تنزل قیمت دارایی همراه شد، ضرورت درک نقش اصطکاک‌های مالی را در الگوهای کلان اقتصادی بیش از پیش روشن نمود. در شرایطی که بیش‌تر الگوهای مورد استفاده پیش از بروز بحران مالی ۲۰۰۸ در چارچوب مدل نئوکینزین‌ها با بازارهای مالی کامل و کارا بودند و بدون در نظرگرفتن عدم تقارن اطلاعات و هزینه‌های مبادلاتی تنها توسط یک نرخ بهره مشخص می‌شدند، در مدل‌های جامع‌تر نرخ‌های بهره متنوعی بر مبنای ریسک‌های مختلفی که سیستم بانکی متحمل می‌شدند، در نظرگرفته شد (Beautler, *et al*., 2020). در شرایط واقعی، واسطه‌گران مالی بر مبنای درجه اعتباری قرض‌گیرندگان و ارزش وثیقه‌های آن‌ها، هزینه‌های متفاوتی را به عنوان هزینه واسطه‌گری وجوه در نظر می‌گیرند و آن را به عنوان نرخ بهره وجوه از مشتریان دریافت می‌نمایند. مولفه اطلاعات نامتقارن در بازارهای مالی موجب می‌گردد که بانک‌ها برای اطمینان از نکول نشدن مطالبات خود، از

1. Financial Market Friction
2. Transaction Cost
3. Information Asymmetry

قرض‌گیرندگان بخواهند توانایی خود را برای بازپس دادن بدهی اغلب به شکل دارایی‌های وثیقه‌ای نشان دهند. مبنا قرار گرفتن وثیقه‌ها برای وام‌دهی در شرایط اطلاعات نامتقارن موجب می‌شود که قرض‌گیرندگان و صاحبان پروژه‌ها در زمان رکود اقتصادی به‌سختی منابعی برای سرمایه‌گذاری بیابند. وقتی شرایط اقتصادی بهبود یابد و ارزش وثیقه‌ها رشد کند، این شرکت‌ها می‌توانند به تامین مالی اضافی دسترسی آسان‌تری داشته باشند، که این امر به تحریک اقتصاد می‌انجامد. این فرایند که در ادبیات اقتصادی به «شتاب‌دهنده مالی»[1] معروف شده است، از یک تغییر در بازارهای مالی شروع می‌شود و اساساً توانایی ایجاد یک تغییر بزرگ را در شرایط اقتصادی دارد. این موضوع در خصوص کشور ایران مانند کشورهایی که دوره‌های مختلف رکود تورمی را تجربه می‌کنند نیز به دلیل ریسک‌گریز بودن بانک‌ها و اجتناب از اعطای وام در شرایط رکود تورمی اثرگذار است. با وجود این‌که وثیقه‌های ملکی در مقاطع رکود تورمی گران ارزیابی می‌شوند، ولی در نقد شدن مشکلاتی برای بانک ایجاد می‌کنند. بنابراین، بانک‌های ایران در شرایط رکود تورمی در مواجهه با مشتریانی که در قبال وثایق پُرارزش درخواست تسهیلات می‌کنند با احتیاط بیش‌تری رفتار می‌کنند. این موضوع اثرگذاری سازوکار (مکانیسم) شتاب‌دهنده مالی را در دوره‌های رکود تورمی همچون سایر دوره‌های رکودی مشابه الگوهای استاندارد تایید می‌کند.

از آن‌جا که سیستم بانکی در فرایند بیشینه‌سازی سود و حفظ شاخص‌های سلامت بانکی، برای اختصاص وجوه به قرض‌گیرندگان اعم از فعالان اقتصادی یا خانوارها درجات مختلفی از ریسک را بر مبنای هزینه‌های نظارت و تبادلات مالی در نظر می‌گیرد، می‌تواند بر سرمایه‌گذاری و نوسانات چرخه‌های تجاری موثر باشد (Beautler, *et al*., 2020). علاوه بر این، باید توجه داشت که تداوم عملیات بانکی و فعالیت‌های واسطه‌گری مستلزم تخصیص سرمایه لازم به منظور هزینه کردن در بخش‌های نظارتی و بازرسی به این بخش است. از طرف دیگر، بکارگیری سیاست‌های احتیاطی از سوی واسطه‌های مالی که بیش‌تر در لزوم رعایت یک حداقل «نسبت کفایت سرمایه»[2] نمود پیدا می‌کند، می‌تواند در واسطه‌گری مالی بانک تاثیر بسزایی داشته باشد. در بانکداری مدرن دسترسی به منابع بازار بین‌بانکی و استفاده از اعتبارات بانک مرکزی با نرخ‌های بهره مناسب، مستلزم پایبندی به شاخص‌های سلامت بانکی از سوی بانک‌هاست. اگرچه اجرای سیاست‌های احتیاطی علاوه بر بالا بردن قدرت مقاومت بانک‌ها در مقابل شوک‌های منفی اقتصاد، از بروز ریسک‌های سیستماتیک نظام مالی

1. Financial Accelerator
2. Capital Adequacy Ratio

جلوگیری می‌کند، ولی خود این مسئله می‌تواند بر فعالیت‌های واسطه‌گری بانک‌ها و به تبع آن فعالیت بنگاه‌های اقتصادی اثرات معکوسی بگذارد. برای نمونه، بروز شوک‌های منفی به ترازنامه موسسه‌های مالی و اعتباری که ممکن است از تغییر سیاست‌های پولی و مقرراتی یا از دست رفتن سرمایه بانک‌ها ناشی شود، می‌تواند باعث کاهش اعتباردهی موسسه‌های مالی به بنگاه‌های اقتصادی گردد و در نتیجه این شوک‌ها را به اقتصاد واقعی منتقل کند.

در ادبیات اقتصادی سه کانال اصلی برای انتقال شوک‌های ناشی از بخش پولی-مالی به اقتصاد واقعی و تشدید و سرایت شوک‌های ناشی از بخش واقعی با واسطهٔ بخش پولی-مالی به کل اقتصاد وجود دارد. این سه کانال که اصولاً به وضعیت دارایی‌ها و تعهدهای بانک‌ها و قرض‌گیرندگان مربوط می‌شود عبارت‌اند از: ۱) کانال ترازنامه قرض‌گیرندگان از بانک‌ها، ۲) کانال ترازنامه بانک‌ها، و ۳) کانال نقدینگی. دو کانال اول، تصویر ارائه‌شده از سوی مودیگلیانی و میلر[1] (۱۹۵۸) را در خصوص بی‌ارتباطی هزینه تامین مالی از ساختار سرمایه (ترکیب بدهی و سرمایه) و روش‌های تامین مالی شرکت‌ها (به روش انتشار سهام یا از طریق استقراض) به چالش می‌کشد. کانال‌های ترازنامه شرکت‌ها و ترازنامه بانک‌ها به اثر ثروت خالص و وضعیت سرمایه این عوامل اقتصادی، در شرایط اعتباری که این عوامل با آن‌ها مواجه هستند، اشاره دارند. هر دو کانال ترازنامه‌ای به عنوان نتیجهٔ اصطکاک بازار اعتبار ـ مانند اطلاعات نامتقارن و الزامات مربوط به قراردادها ـ مطرح می‌شوند. این در حالی است که کانال ترازنامه بانک‌ها می‌تواند علاوه بر این به عنوان نتیجهٔ الزامات قانونی سرمایه بانک‌ها مطرح شود. از طرف دیگر، کانال سوم به موقعیت نقدینگی بانک‌ها تاکید دارد و انعطاف‌ناپذیری و درجه نقدشوندگی متغیرهای ترازنامه شرکت‌ها را بررسی می‌کند.

تمرکز اصلی پژوهش حاضر بر سنجش میزان اثرگذاری اصطکاک مالی بر ادوار تجاری اقتصاد ایران از کانال ترازنامه قرض‌گیرندگان از بانک‌هاست. علاوه بر این، ورود بخش بانکی و شاخص نسبت کفایت سرمایه آن‌ها به مدل می‌تواند تصویر مناسبی در خصوص نقش ترازنامه بانک‌ها در بروز اصطکاک مالی در پارادایم اقتصاد ایران ارائه دهد. در این میان انتخاب رویکرد مناسب برای بررسی اثر شتاب‌دهنده مالی بر اقتصاد ایران مستلزم شناخت ویژگی‌های بازار اعتباری کشور ایران است. از یک طرف در نظام بانکی ایران مولفه اعتبارسنجی مشتریان بانکی به‌طور ضعیف عمل می‌کند و از طرف دیگر، اعتبارات به بنگاه‌ها و خانوارهای قرض‌گیرنده[2] عمدتاً در قبال وثایق ملکی همچون مسکن،

1. Modigliani & Miller
2. Borrowing Household

ساختمان، و زمین اعطا می‌شود. این موضوع باعث می‌شود که استفاده از الگوریتم بازرسی بانک‌های اعتباردهنده و پوشش هزینه‌های آن از طریق نرخ‌های متفاوت بهره بانکی برای پیاده کردن یک الگوی شتاب‌دهنده مالی چندان موثر نباشد.

بنابراین، در این‌جا برای اندازه‌گیری اثر شتاب‌دهنده مالی به‌جای روش برنانکه و همکاران[1] (BGG) (۱۹۹۹)، از روش کیوتاکی و مور[2] (۱۹۹۷) و یاکوویلو[3] (۲۰۰۵) مبتنی بر محدودیت وثایق استفاده می‌شود. ازجمله تغییراتی که در این پژوهش بر ساختار مدل یاکوویلو (۲۰۰۵) اعمال می‌شود، ورود بخش بانکی به منظور درک روشن‌تر سازوکار اعطای اعتبارات و لحاظ کردن سپرده‌ها و نرخ بهره سپرده‌هاست. در مدل حاضر، شاخص نسبت کفایت سرمایه تعیین‌کنندهٔ اختلاف نرخ بهره سپرده‌ها و نرخ بهره تسهیلات[4] است. ورود سپرده‌ها به مدل به ما اجازه می‌دهد مشابه برخی از مطالعات سال‌های اخیر مانند سا[5] (۲۰۱۲)، خانوارها را به دو دسته قرض‌گیرنده و پس‌اندازکننده که جمعیت مشابهی دارند، تقسیم کنیم. مزیت این نوع تقسیم‌بندی نسبت به تقسیم‌بندی یاکوویلو (۲۰۰۵) این است که با لحاظ کردن نرخ‌های ترجیح زمانی متفاوت به این دو نوع خانوار، می‌توان فرض کرد که در وضعیت پایدار، خانوار پس‌اندازکننده[6] فقط پس‌انداز می‌کند و خانوار قرض‌گیرنده فقط تسهیلات بانکی اخذ می‌کند. بنابراین، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی میزان اثرگذاری مولفه شتاب‌دهنده مالی بر ادوار تجاری اقتصاد ایران از طریق لحاظ اصطکاک مالی موجود در فرایند اخذ اعتبارات و ارزیابی کانال ترازنامه قرض‌گیرندگان بانکی است. علاوه بر این، لحاظ کردن اصطکاک مالی ناشی از کانال ترازنامه بانک‌ها و در نظرگرفتن شاخص نسبت کفایت سرمایه بانک‌ها می‌تواند درک کامل‌تری از اثرگذاری سازوکار شتاب‌دهنده مالی بر اقتصاد ایران ارائه دهد.

همان‌طور که گفته شد، عدم تطابق مدل‌های مبتنی بر اعتبارسنجی بانک‌ها و اعمال نرخ‌های بهره متنوع با نظام بانکی کشور ایران موجب کارایی پایین مطالعات پیشین در ارزیابی اثر شتاب‌دهنده مالی بر چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران می‌شود. سهم پژوهش حاضر برطرف کردن کاستی مزبور و ارائه مدلی برای توصیف اثرات اصطکاک مالی بر چرخه‌های تجاری بر پایه وثیقه‌های بانکی است. در این پژوهش، به منظور در نظرگرفتن شرایط واقعی اقتصاد ایران تغییراتی در مدل یاکوویلو (۲۰۰۵) انجام

1. Bernanke *et al*.
2. Kiyotaki & Moore
3. Iacoviello
4. Bank Spreads
5. Suh
6. Saving Household

می‌شود. استفاده از نوع تعدیل‌شده قاعده تیلور برای سیاست پولی مبتنی بر رشد پول به‌جای نرخ بهره به انطباق با شرایط اقتصاد ایران کمک می‌کند. همچنین، ورود بخش دولت و اقدامات آن برای تامین مالی و البته ورود نفت به عنوان یک متغیر مهم و اثرگذار بر اقتصاد ایران از تغییرات اساسی مدل پژوهش حاضر در مدل یاکوویلو (۲۰۰۵) است. پس از طراحی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و بهینه‌یابی رفتار فعالان اقتصادی با توجه به قیدهای مربوطه، مقادیر متغیرها در وضعیت پایدار[1] بررسی می‌شود و سپس انحراف معیار آن‌ها از این مسیر در صورت وارد شدن شوک‌های مختلف به مدل ارزیابی می‌شود. در این پژوهش، بر پایه ادبیات موضوع و شواهد تجربی اقتصاد ایران اثبات این فرضیه مورد توجه قرار می‌گیرد که پدیده اصطکاک مالی بر میزان اثرگذاری شوک‌های پولی و حقیقی بر اقتصاد و در نتیجه توابع واکنش آنی متغیرهای اصلی مدل موثر است. بر اساس این، افزایش درجه اصطکاک مالی موجب تغییراتی در توابع واکنش آنی متغیرهای مدل نسبت به مدل پایه (با درجه اصطکاک مالی پایین‌تر) می‌گردد. از آن‌جا که مدل مورد استفاده در این پژوهش خطی است، لگاریتم خطی‌سازی معادلات مورد توجه قرار می‌گیرد.

در ادامه برای حل مدل روش بلانجارد و کان[2] (۱۹۸۰) مد نظر قرار می‌گیرد. در این پژوهش، حل مدل و ترسیم نمودارهای توابع واکنش آنی[3] با کمک نرم‌فزار داینار[4] انجام می‌شود و برای مقداردهی[5] برخی ضرایب و پارامترهای مدل از ادبیات و مشاهده‌های پژوهش استفاده می‌گردد. از طرف دیگر، پس از اعمال مشاهده‌های دنیای واقعی برای برخی متغیرهای اساسی مدل از تخمین بیزین برای تخمین برخی پارامترها استفاده می‌شود. در نهایت، پس از استفاده از پارامترهای کالیبره‌شده و توزیع‌های مناسب پیشین برای پارامترهای تخمین‌زده‌شده در تخمین، اثرگذاری سازوکار شتاب‌دهنده مالی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

مبانی نظری پژوهش

نظریه شتاب‌دهنده مالی در اقتصاد کلان بر این ایده استوار است که شوک‌های منفی به اقتصاد ممکن است با بدتر شدن شرایط بازار مالی تقویت شود. گرتلر[6] (۱۹۸۸)، ضمن انتقاد از موضع اقتصاد

1. Steady State
2. Blanchard & kahn
3. Impulse Response Functions
4. Dynare
5. Calibration
6. Gertler

کلان در خصوص بخش مالی، این فرض نظریه اقتصاد کلان که در اغلب موارد نوسانات سیستم مالی را ملایم می‌داند و آن‌ها را به عنوان واکنش‌های منفعلانه به چرخه‌های اقتصادی تصور می‌کند، مورد انتقاد قرار می‌دهد. وقوع بحران‌های مالی نشان می‌دهد که روند ضعیف‌تر شدن بازار اعتبار و افزایش بار بدهی و به دنبال آن سقوط قیمت دارایی‌ها در بازارهای مالی تنها پاسخ‌های منفعلی به یک رکود اقتصادی نیست، بلکه خود این نوسانات مالی می‌توانند عامل اصلی در منقبض شدن فعالیت‌های اقتصاد واقعی باشند. نقش بالقوه بازار مالی در ادبیات اقتصادی پس از دو دهه مورد بررسی قرار گرفت و بیش‌تر پژوهش‌ها بر تاثیر شتاب‌دهنده مالی متمرکز شدند. با وجود مطالعات اولیه قبلی، تنها پس از گرتلر و برنانکه[1] (۱۹۸۹) در فرموله کردن این ایده در چارچوب تعادل عمومی بود که توجهات به این سمت جلب شد. گرتلر و برنانکه (۱۹۸۹)، یک مدل تعادل عمومی با بازارهای مالی ناکامل ساختند که در آن رفتار عوامل اقتصادی از قواعد اساسی پیروی می‌کرد و نوسانات تولید کوتاه‌مدت در اثر شتاب‌دهنده مالی تقویت می‌شد، و در نتیجه اصطکاک‌های بازار اعتبار اطلاعات‌محور در وضعیت اطلاعات نامتقارن به کل اقتصاد سرایت می‌کرد.

به‌طور کلی، در چارچوب کانال ترازنامه بنگاه‌های قرض‌گیرنده، دو رویکرد مدلسازی مربوط به گرتلر و برنانکه (۱۹۸۹) و کیوتاکی و مور (۱۹۹۷) وجود دارد که عدم تقارن اطلاعات در بازار اعتبار را به عنوان عامل شتاب‌دهنده مالی در نظر می‌گیرند. در این چارچوب، پژوهشگران به طراحی سناریوهای ممکنی که قرض‌دهندگان می‌توانند ریسک خود را کاهش دهند، می‌پردازند. رویکرد اول از مطالعه گرتلر و برنانکه (۱۹۸۹) سرچشمه می‌گیرد. در این رویکرد، اصطکاک مالی در یک مدل تعادل عمومی گنجانده شده است. کارلستروم و فورست[2] (۱۹۹۷)، این پژوهش را گسترش می‌دهند. رویکرد مذکور در ادغام با چارچوب کینزین‌های جدید توسط برنانکه و همکاران (BGG) (۱۹۹۹) به مدل شتاب‌دهنده مالی تبدیل شد. در این مدل، اصطکاک از طریق هزینه نظارت بر متقاضی وام و ایجاد شکاف بین نرخ بهره متقاضی و نرخ بهره بدون ریسک به‌وجود می‌آید. این به آن معناست که اصطکاک مالی بیش‌تر از طریق قیمت وام و نه از طریق مقدار آن بر اقتصاد اثر می‌گذارد. در این مدل فرض می‌شود که بین هزینه تامین مالی خارجی و داخلی تفاوت وجود دارد. پاداش تامین مالی اضافی[3] در این مورد عبارت است از تفاوت بین نرخ بهره منبع خارجی تامین مالی که عوامل اقتصادی با ثروت خالص پایین متحمل می‌شوند و نرخ بهره‌ای که در وضعیت ثروت بالا می‌پردازند. وجود عدم

1. Gertler & Bernanke
2. Carlstrom & Fuerst
3. The External Finance Premium

تقارن اطلاعات باعث می‌شود وام‌دهندگان با هزینه حسابرسی و نظارت مواجه شوند. بنابراین، بین وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان قرارداد مالی منعقد می‌شود که این امر به افزایش اضافه‌ارزش تامین مالی خارجی برای بنگاه منجر می‌گردد.

در مدل برنانکه و همکاران (۱۹۹۹) به تبعیت از گرتلر و برنانکه (۱۹۸۹)، برای مدل کردن تاثیرات شتاب‌دهنده مالی از فرض وضعیت بازرسی هزینه‌زا[1] که توسط تون‌سند[2] (۱۹۷۹) ارائه شد، استفاده شده است. این فرضیه بیان می‌کند مشکلاتی که به وسیله اطلاعات نامتقارن بین قرض‌دهنده و قرض‌گیرنده پیش می‌آید، باعث می‌شود که قرض‌دهنده نتواند عایدی پروژه قرض‌گیرنده را بدون صرف هزینه مشاهده نماید. از آن‌جایی که اجرای فرایند بازرسی هزینه‌زاست، قرض‌دهنده برای انجام فرایند بازرسی، فرایند بازرسی تصادفی[3] را پیش می‌برد. ارتباط معکوس بین پاداش تامین مالی اضافی و ثروت خالص از این دیدگاه ناشی می‌شود که قرض‌گیرندگان با ثروت خالص پایین‌تر در موارد فریب بانک‌ها، ثروت کم‌تری برای از دست دادن دارند. از آن‌جایی که بانک‌ها فرایند بازرسی تصادفی را فقط در مورد شرکت‌هایی اجرا می‌کنند که اعلام ورشکستگی می‌نمایند، قرض‌گیرندگان انگیزهٔ ارائه گزارش خلاف واقع را در خصوص پروژه دارند. بانک‌ها برای این‌که از زیان خود جلوگیری کنند باید منافع فریبکاری قرض‌گیرندگان را کاهش دهند. به این منظور، باید نسبت بالاتری از قرض‌گیرندگان را مورد بازرسی قرار دهند. پس بانک‌ها نرخ بهره بالاتری را طلب می‌کنند تا هزینه‌های بازرسی را پوشش دهند. در نتیجه، زمانی که شوک اقتصادی ثروت قرض‌گیرندگان را کاهش می‌دهد، منبع اضافی تامین مالی گران‌تر می‌شود. متعاقباً سرمایه‌گذاری، مخارج، و تولید به‌طور کلی کاهش می‌یابد.

راه دیگر مدلسازی شتاب‌دهنده مالی در این چارچوب با این فرض صورت می‌گیرد که قرض‌دهندگان به هیچ وجه نمی‌توانند بر مشکل اطلاعات نامتقارن غلبه کنند. این روش توسط کیوتاکی و مور (۱۹۹۷) معرفی شد و توسط یاکوویلو (۲۰۰۵) گسترش یافت. این جریان به معرفی اصطکاک مالی از طریق محدودیت وثیقه‌ای می‌پردازد. افراد از لحاظ نرخ ترجیح زمانی ناهمگن هستند. از این‌رو، آن‌ها را به دو دسته وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان تقسیم می‌کنند. واسطه‌های مالی این گروه‌ها را به یکدیگر مرتبط می‌سازند. درخواست وثیقه از سوی قرض‌دهندگان موجب اصطکاک مالی می‌شود و این موضوع بر میزان وام تاثیر می‌گذارد. اعتبارات در این مدل، نه‌تنها به دلیل قیمت اعتبارات (نرخ بهره) بلکه به سبب مقدار وثیقه‌ها نیز جیره‌بندی می‌شود و توانایی شرکت‌ها در به‌دست

1. Costly State Verification Hypothesis
2. Townsend
3. Random Verification Procedure

آوردن وام‌ها مستقیماً به ارزش وثیقه‌هایی که آن‌ها می‌گذارند بستگی دارد.

گرالی و همکاران (۲۰۱۰)[1]، بخش بانکی و اصطکاک مالی مربوط به عرضه اعتبارات را در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[2] (DSGE) اضافه می‌کنند. آن‌ها اثرات شوک انبساطی فناوری و شوک انقباضی سیاست پولی را بررسی می‌کنند و درمی‌یابند که شوک‌های اقتصاد کلان نقش جزئی در توضیح کاهش تولید در سال ۲۰۰۸ در منطقه یورو دارند، در حالی که شوک‌های واردشده به بخش بانکی (ترازنامه بانک‌ها) توضیح بسیاری بیش‌تری می‌دهد. مهم‌ترین نتیجه حاصل از پژوهش آن‌ها این است که با حذف صریح شوک‌های مالی و اعتباری در مدل‌های DSGE که برای تجزیه‌وتحلیل نوسانات چرخه‌های تجاری طراحی می‌شوند، قابلیت شبیه‌سازی شرایط واقعی اقتصاد بسیار کاهش می‌یابد. یاکوویلو و نیری[3] (۲۰۱۰)، سرریز نوسانات قیمتی بازار مسکن را به کل اقتصاد بررسی می‌کنند. آن‌ها همچنین سعی می‌کنند روشن کنند که چه نوع شوک‌هایی در بازار مسکن وارد می‌شوند و تحولات سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و قیمت مسکن در ارتباط با شوک و اصطکاک در بازار چگونه مشخص می‌شود. آن‌ها به‌جای مدل کردن طرف عرضه با یک بخش تولیدی از راه کالاهای نهایی و واسطه‌ای، یک بخش مسکن و یک بخش غیرتولیدی ناهمگن بخشی را مدل می‌کنند. در این رویکرد مدلسازی، غیر از تاثیر سنتی بر محدودیت‌های استقراض ناشی از افزایش قیمت خانه، تاثیرات دیگری ناشی از سود نسبی تولید خانه‌های جدید به مدل اضافه می‌شود. این رویکرد سازوکار بازخورد جدیدی به مدل اضافه می‌کند که چرخه را گسترش می‌دهد و تقویت می‌کند. ویژگی کلیدی دیگر مدل این است که از اثرات وثیقه‌ای استفاده می‌کند و این اثرات به دنبال تقویت پاسخ تقاضای مسکن به تولید، به ایجاد یک پاسخ مثبت و مداوم کمک می‌کنند. بدون در نظرگرفتن این تاثیر، پژوهشگران بیان می‌کنند که افزایش تقاضا برای مسکن باعث افزایش سرمایه‌گذاری مسکن و قیمت مسکن می‌شود و البته به کاهش مصرف سایر کالاها می‌انجامد. از سوی دیگر، شوک پولی به کاهش قیمت واقعی خانه‌ها منجر می‌شود که علت اصلی آن چسبندگی قیمت اسمی است. به دلیل افزایش سرمایه‌گذاری ناشی از کاهش هزینه‌های ساخت‌وساز، شوک مثبت فناوری به کاهش قیمت مسکن منجر می‌شود. نتایج اصلی این است که شوک‌های فناوری و شوک‌های تقاضای مسکن هر یک حدود یک‌چهارم نوسان دوره‌ای را در سرمایه‌گذاری مسکن و قیمت مسکن توضیح می‌دهند. از سوی دیگر، این موضوع مورد توجه قرار می‌گیرد که سرریز به سایر بخش‌های اقتصاد بسیار مهم است، اما این

1. Gerali *et al*.
2. Dynamic Stochastic General Equilibrium
3. Iacoviello & Neri

تاثیر بیش از سرمایه‌گذاری در تجارت بر مصرف متمرکز است.

پیترونتی[1] (۲۰۱۷)، با بکار بردن یک سیستم معادلات غیرخطی، تاثیر اصطکاک ناشی از بخش مالی را بر اقتصاد ایتالیا بررسی می‌کند. ورود بخش بانکی با محدودیت‌های مقطعی ضروری برای سرمایه بانک‌ها در مدل DSGE، دلیل استفاده از سیستم غیرخطی عنوان می‌شود. این مدل که بر اساس داده‌های ایتالیا از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۵ طراحی می‌شود، قادر به ایجاد عدم تقارن چرخه‌های تجاری همانند داده‌های واقعی است که نمی‌تواند توسط مدل‌های خطی تکرار شود. این مطالعه نشان می‌دهد که فعال‌سازی این ابزارهای سیاستی می‌تواند نوسانات سیکل‌های تجاری را کاهش دهد.

مدل‌های دیگری که به چرایی اثرگذاری تغییرات در سطح سرمایه بانک‌ها بر حجم وام‌های بانکی می‌پردازند، مدل‌هایی هستند که به بررسی موضوع از کانال سرمایه بانک[2] مربوط هستند. در مدل شتاب‌دهنده مالی هولمسترم و تیرول[3] (۱۹۹۷)، تمام بانک‌ها دارای سرمایه هستند که به آن‌ها انگیزهٔ نظارت بر قرض‌گیرندگان را می‌دهد. بنابراین در این شرایط، موضوع غلبه بر مسئله مخاطره اخلاقی[4] در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری قرض‌گیرندگان ظاهر می‌شود. در نتیجه، کاهش سرمایه بانک‌ها باعث می‌شود که اعتبار کم‌تری برای بانک‌های قرض‌گیرنده، به‌ویژه آن‌هایی که توانایی کم‌تری برای وثیقه‌گذاری دارند، فراهم گردد. وقوع هر شوک مالی یا واقعی که تاثیر کاهنده بر سرمایه بانک‌ها می‌گذارد، توانایی بانک‌ها را برای توسعه اعتبارات محدود می‌کند که به نوبه خود حجم مخارج قرض‌گیرندگان را تحت تاثیر قرار می‌دهد. شوک به تقاضای کل ضمن تاثیر بر بازارهای دارایی واقعی، موجب نکول وام‌ها می‌گردد و چنانچه سرمایه بانک‌ها توسط سودهای بانکی حفاظت نشده باشد، می‌تواند آن‌ها را تحت تاثیر قرار دهد. در مجموع، تغییرات در نرخ‌های بهره و تغییرات در شیب منحنی بازدهی به دلیل این‌که بر فعالیت‌های واقعی و سود بانک‌ها اثرگذار است می‌تواند سرمایه بانک‌ها را تحت تاثیر قرار دهد. فان دن هوول[5] (۲۰۰۲)، با روشن کردن اثر ضربه‌گیری سطوح قانونی سرمایه بانکی، دلیل اصلی تاثیرگذاری سرمایه بانک‌ها بر قرض‌گیری از بازار بین‌بانکی را حداقل سرمایه قانونی بانک‌ها می‌داند. به دلیل الزامات قانونی سرمایه، یک بانک باید سقفی بر دارایی‌های خود قرار دهد و در نتیجه اعتبارات بانکی را محدود نماید. نسبت کفایت سرمایه که بر اساس معاهده بازل۲[6] اهمیت

1. Pietrunti
2. Capital Channel
3. Holmstrom & Tirole
4. Moral Hazard
5. Van den Heuvel
6. Basel II

دوچندان یافته است و به‌طور بالقوه می‌تواند تاثیرات سرمایه بانک‌ها را بر قرض‌دهی شدیدتر کند، به شکل‌گیری مباحثاتی در خصوص تاثیر سقف قانونی این نسبت منجر شده است. همان‌طور که لاو[1] (۲۰۰۲)، بوریو و همکاران[2] (۲۰۰۱)، آلتمن و ساندرز[3] (۲۰۰۱)، و گوودهارت و همکاران[4] (۲۰۰۴)، همگی خاطر نشان می‌کنند، بدتر شدن شرایط اقتصادی نه‌تنها نسبت واقعی سرمایه بانک‌ها را از طریق تاثیر وام‌های نکول‌شده بر سرمایه بانک‌ها بدتر می‌کند، بلکه در مجموع دارایی‌های موزون‌شده به ریسک را افزایش می‌دهد. بانک‌ها در مواجهه با این دشواری‌ها مجبور می‌شوند به اهرم‌بندی دوباره دارایی‌ها و کاهش انواع مشخص دارایی‌هایشان مانند وام‌هایی که وزن ریسک آن‌ها بالاتر است اقدام نمایند. این موضوع اشاره دارد که کاهش در مقدار اعتباردهی به بنگاه‌ها و خانوار به نوبه خود رکود اولیه را تشدید می‌کند. در حال حاضر، ادبیات تجربی کافی مبتنی بر شبیه‌سازی در این خصوص وجود دارد. با این حال ژاکس[5] (۲۰۰۸)، یک مدل نظری در این خصوص ارائه می‌دهد. همچنین دیب[6] (۲۰۱۰)، به طراحی یک چارچوب اصطکاک مالی در اقتصاد آمریکا مبتنی بر مدل DSGE نئوکینزی می‌پردازد که در آن بخش بانکی و چارچوب ترازنامه‌ای آن برخلاف مدل BGG نقش فعالی در بروز پدیده شتاب‌دهنده مالی ایفا می‌کند. در این مدل، بخش بانکی شامل دو نوع از بانک‌ها می‌شود که در بازار بین‌بانکی به تعامل با هم می‌پردازند. بانک‌های پس‌انداز[7] (سپرده‌پذیر) و بانک‌های قرض‌دهنده[8] در مدل این پژوهش دارای قدرت انحصاری در تعیین نرخ‌های اسمی سپرده‌ها و نرخ‌های اسمی تسهیلات بانکی هستند. این بانک‌ها ترکیب دارایی‌های خود و نسبت‌های اهرمی را مشخص می‌کنند و می‌توانند به صورت درون‌زا کسری از قرض‌گیری‌های بین‌بانکی و عایدی پرداختی به سهامداران بانک را نکول نمایند. در مجموع، بر اساس مدل آن‌ها حضور یک بخش بانکی فعال موجب کاهش اثرات شوک‌های مالی و کاهش نوسانات اقتصاد کلان می‌گردد.

امروزه بسیاری از اقتصاددانان اعتقاد دارند که چارچوب شتاب‌دهنده مالی به‌خوبی بسیاری از ارتباطات پایه‌ای کلان مالی بنیادین را به عنوان دلایل رکود بزرگ و بحران مالی سال ۲۰۰۸ توضیح می‌دهد. از پژوهش‌های داخلی مرتبط با مدلسازی بخش مالی در مدل‌های تعادل عمومی پویای

1. Lowe
2. Borio *et al*.
3. Altman & Saunders
4. Goodhart *et al*.
5. Jacques
6. Dib
7. Saving Banks
8. Lending Banks

تصادفی می‌توان به فرزین‌وش و همکاران (۲۰۱۵)، شاه‌حسینی و بهرامی (۲۰۱۶)، و درگاهی و هادیان (۲۰۱۶) اشاره نمود. شاه‌حسینی و بهرامی (۲۰۱۶)، اثر تکانه‌های نفتی، بهره‌وری، و پولی را بر متغیرهای کلان حقیقی و بخش مالی اقتصاد ایران در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با احتساب بخش بانکی به عنوان واسطه مالی بررسی می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که ورود بخش بانکی در مدل DSGE، ارزیابی نوسانات اقتصاد کلان را بهبود می‌بخشد. همچنین، نتایج حاصل از شبیه‌سازی نشان می‌دهد که حرکت متغیرهای بخش بانکی با ادوار تجاری ایران هم‌جهت است که امکان توضیح نقش بانک‌ها را به عنوان شتاب‌دهنده مالی و تبیین کانال انتقال پولی در اقتصاد ایران در این پژوهش فراهم کرده است. فرزین‌وش و همکاران (۲۰۱۵)، با بسط یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید (DSGE)، تاثیر تکانه‌های مالی (تکانه‌های دارایی کارآفرینان، نرخ بهره، و سرمایه‌گذاری) را بر نوسانات سرمایه‌گذاری و بازار کار در سه زمینهٔ اقتصاد باز، در نظرگرفتن اصطکاک در بازار مالی، و بازار کار برای اقتصاد ایران بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که اصطکاک مالی در اثرگذاری این تکانه‌ها بر نوسانات بازار کار مهم است. همچنین درگاهی و هادیان (۲۰۱۶)، با در نظرگرفتن بخش بانکی و لحاظ ویژگی‌های آن، به بررسی اثر تکانه‌های بهره‌وری، مطالبات معوق، و انجماد دارایی‌ها از کانال ترازنامه بانک‌ها بر نوسانات اقتصادی می‌پردازند. نتایج آن‌ها حاکی از اثرپذیری ادوار تجاری اقتصاد ایران از ادوار مالی است.

معرفی مدل

همان‌گونه که گفته شد، الگوی این مطالعه بر پایه سازوکار شتاب‌دهنده مالی معرفی‌شده توسط یاکوویلو (۲۰۰۵)، و مدل گرالی و همکاران (۲۰۱۰) در چارچوب یک مدل DSGE نوکینزی است که در آن ترازنامه بنگاه‌ها و خانوارهای قرض‌گیرنده نقش فعالی در بروز پدیده شتاب‌دهنده مالی ایفا می‌کنند. همزمان با تفکیک خانوارها به دو بخش قرض‌گیرنده و پس‌اندازکننده، دو بازار اعتباری شامل وام‌های اعطایی به خانوار و وام‌های اعطایی به مشاغل وارد مدل می‌شوند. در این چارچوب، املاک و کالای مسکن علاوه بر حضور در تابع مطلوبیت خانوار قرض‌گیرنده، به عنوان وثیقه بانکی نیز نقش بازی می‌کند. از طرف دیگر، املاک وثیقه‌گذاری‌شده توسط بنگاه‌ها موجب اخذ اعتبار بانکی می‌شود.

خانوارها

فرض می‌شود که اقتصاد از تعداد زیادی خانوار تشکیل شده است که می‌توان آن‌ها را به دو دسته خانوار پس‌اندازکننده (s) و خانوار غیرقرض‌گیرنده (b) تقسیم کرد. این دو دسته با نرخ ترجیح زمانی متفاوت و با ضرایب تنزیل $(\beta_b < \beta)$ از هم متمایز می‌شوند. به این ترتیب که ضریب تنزیل خانوارهای قرض‌گیرنده که در مورد مصرف آینده کم‌تر صبور هستند، پایین‌تر از ضریب تنزیل خانوارهای پس‌اندازکننده که بیش‌تر صبور هستند، خواهد بود. این تمایز در نرخ ترجیح زمانی در اغلب مدل‌های اصطکاک مالی مانند یاکوویلو (۲۰۰۵)، و گرالی و همکاران (۲۰۱۰) وجود دارد. به دلیل تفاوت در نرخ ترجیح زمانی، در وضعیت پایدار و همسایگی آن، خانوارهای غیرصبور قرض‌گیرنده همواره میل به قرض‌گیری دارند. فرض می‌کنیم هر دو نوع خانوارها جمعیت یکسانی دارند، به این معنا که در هر خانوار واحد به‌ازای یک عضو پس‌اندازکننده یک عضو قرض‌گیرنده وجود دارد.

خانوارهای پس‌اندازکننده

خانوار پس‌اندازکننده که آن را با اندیس (s) نشان می‌دهیم، با ضریب تنزیل β دارای تابع مطلوبیت بین‌دوره‌ای در رابطه (۱) است.

$$E_0\left\{\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[ln(C_t^s)\ +\vartheta_t^h\ ln(H_t^s)-\frac{L_t^{s\,1+\eta}}{1+\eta}+\chi\ ln\left(\frac{M_t^s}{P_t}\right)\ \right]\right\} \qquad (۱)$$

در این‌جا C^s، L^s و H^s به‌ترتیب نشان‌دهنده کالای مصرفی، عرضه نیروی کار، و کالای مسکن خانوار پس‌اندازکننده است. $\frac{M_t^s}{P_t}$ ارزش واقعی پول نگهداری‌شده توسط خانوار پس‌اندازکننده است. همچنین در رابطه (۱)، پارامتر β نشان‌دهنده عامل تنزیل ذهنی خانوار پس‌اندازکننده است. پارامتر ϑ_t^h وزن مسکن در تابع مطلوبیت را نشان می‌دهد که بر مصرف خدمات مسکن تاثیرگذار است. این شوک به صورت فرایند خودرگرسیو مرتبه اول به صورت رابطه (۲ و ۳) مدلسازی می‌شود.

$$\vartheta_t^h=\rho_A\vartheta_{t-1}^h+\varepsilon_{\vartheta.t} \qquad (۲)$$

$$\varepsilon_{\vartheta.t}\sim i.i.d\ N(0.\sigma_\vartheta^2) \qquad (۳)$$

خانوار پس‌اندازکننده تابع مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه زیر بیشینه می‌کند.

$$C_t^s+\frac{M_t^s}{P_t}+P_t^hH_t^s+\frac{D_t^s}{P_t}+T_t^s\le\frac{M_{t-1}^s}{P_t}+R_t^d\frac{D_{t-1}^s}{P_t}+(1-\delta_H)P_{t-1}^hH_{t-1}^s\ +\mathrm{w}_t^sL_t^s \quad (۴)$$

در این‌جا w_t^s دستمزد واقعی دریافت‌شده و P_t^h قیمت واقعی مسکن نگهداری‌شده توسط خانوار

پس‌اندازکننده و δ_H نرخ استهلاک کالای مسکن است. خانوار با سپرده بانکی D_t^s بهره بانکی R_t^d را دریافت می‌کند. در نهایت، T خالص مالیات مقطوع و انتقالات رفاهی دولتی است. خانوار پس‌اندازکننده مقادیر C_t^s، L_t^s، H_t^s، D_t^s ، M_t^s را با در نظرگرفتن قیمت‌های نسبی و نرخ‌های بازدهی به‌گونه‌ای انتخاب می‌کند که تابع مطلوبیت با توجه به قید بودجه بیشینه شود. بنابراین، با در نظرگرفتن تابع لاگرانژ و ضریب لاگرانژ λ_t برای قید بودجه خانوار، می‌توان شرایط مرتبه اول را به‌دست آورد:

$$\mathcal{L}: \; E_0\left\{\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[ln(C_t^s) + \vartheta_t^h\, ln(H_t^s) - \frac{L_t^{s\,1+\eta}}{1+\eta} + \chi\, ln\left(\frac{M_t^s}{P_t}\right)\right.\right. \tag{۵}$$
$$\left.\left. + \lambda_t\left(R_t^d\frac{D_{t-1}^s}{P_t} + \frac{M_{t-1}^s}{P_t} + (1-\delta_H)P_t^h H_{t-1}^s + w_t^s L_t^s - C_t^s - \frac{M_t^s}{P_t} - P_t^h H_t^s - \frac{D_t^s}{P_t} - T_t^s\right)\right]\right\}$$

با بیشینه‌سازی تابع مطلوبیت بین‌دوره‌ای خانوار نسبت به قید بودجه شرایط مرتبه اول به صورت زیر به‌دست می‌آید. رابطه (۷) عرضه نیروی کار و رابطه (۸) معادله اویلر خانوار پس‌اندازکننده است. رابطه (۹)، تصمیم به تقاضای بین‌دوره‌ای مسکن و معادله (۱۰) تقاضای پول را نشان می‌دهد:

$$C_t^s: \; \frac{1}{C_t^s} = \lambda_t \tag{۶}$$

$$L_t^s: \; L_t^{s\eta} = \frac{w_t}{C_t^s} \tag{۷}$$

$$\frac{D_t}{P_t}: \quad \frac{1}{C_t^s} = \beta\, E_t\left\{\frac{R_t^d}{C_{t+1}^s}\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)\right\} \tag{۸}$$

$$H_t^s: \quad \frac{P_t^h}{C_t^s} = \frac{\vartheta_t^h}{H_t^s} + \beta\, E_t\left\{(1-\delta_H)\frac{P_{t+1}^h}{C_{t+1}^s}\right\} \tag{۹}$$

$$\frac{M_t^s}{P_t}: \quad \frac{\chi}{M_t^s/P_t} = \frac{1}{C_t^s} - \beta\, E_t\left\{\frac{1}{C_{t+1}^s}\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)\right\} \tag{۱۰}$$

خانوارهای قرض‌گیرنده

خانوار قرض‌گیرنده که آن را با اندیس (b) نشان می‌دهیم، با ضریب تنزیل β_b دارای تابع مطلوبیت بین‌دوره‌ای به صورت رابطه (۱۱) است.

$$E_0\left\{\sum_{t=0}^{\infty}\beta_b^t\left[ln(C_t^b) + \vartheta_t^h\, ln(H_t^b) - \frac{L_t^{b\,1+\eta}}{1+\eta} + \chi\, ln\left(\frac{M_t^b}{P_t}\right)\right]\right\} \tag{۱۱}$$

این تابع مشابه تابع مطلوبیت خانوار پس‌اندازکننده تعریف می‌شود و پارامتر ϑ_t^h شوک تقاضای مسکن نیز که بر مطلوبیت مصرف خدمات مسکن تاثیرگذار است، مشابه قبلی به صورت فرایند خودرگرسیو مرتبه اول مدلسازی می‌شود. خانوار قرض‌گیرنده تابع مطلوبیت خود را نسبت به قید بودجه و قید محدودیت قرض‌گیری بیشینه می‌کند. قید بودجه این خانوار مشابه خانوار صبور است.

در این تابع متغیر B_t^b مقدار تسهیلات اخذشده در قبال نرخ بهره R_t است.

$$C_t^b + \frac{M_t^b}{P_t} + P_t^h H_t^b + R_t \frac{B_{t-1}^b}{P_t} + T_t^b \leq \frac{B_t^b}{P_t} + \frac{M_{t-1}^b}{P_t} + (1-\delta_H) P_{t-1}^h H_{t-1}^b + w_t^b L_t^b \quad (۱۲)$$

از سوی دیگر، خانوارهای قرض‌گیرنده بنا به ویژگی خود در هر دوره تمایل به قرض‌گیری از واسطه‌های مالی بر اساس وثایق ملکی دارند که وابسته به قیمت املاک (مسکن و ساختمان) است. با توجه به میل خانوار قرض‌گیرنده به قرض‌گیری، احتمال نکول اعتبارات بالا می‌رود. بنابراین، با توجه به این‌که در صورت نکول اعتبارات این نوع از خانوارها هزینه‌هایی به واسطه‌های مالی تحمیل می‌شود، واسطه‌های مالی می‌کوشند محدودیتی در اعطای وام بانکی برای این خانوارها در نظر بگیرند. مشابه مدل کیوتاکی و مور (۱۹۹۷) و یاکوویلو (۲۰۰۵)، این محدودیت برای این نوع از خانوارهای قرض‌گیرنده غیرصبور و کارآفرینان اعمال می‌شود. می‌توان فرض کرد که واسطه‌های مالی در صورت نکول قرض‌گیرنده نسبت $(1-m^b)$ را از ارزش وثایق هزینه می‌کنند تا وثایق را تملک کنند. در این‌جا $m^b \in$ (۱/۰) نشان‌دهنده نسبت وام به ارزش خالص[1] قرض‌گیرنده در وضعیت پایدار است. بنابراین، سقف اعتبارات اعطایی به خانوارهای مزبور معادل $m^b E_t(P_{t+1}^h H_t^b \pi_{t+1}/R_t)$ خواهد بود.

$$\frac{B_t^b}{P_t} \leq m^b E_t(P_{t+1}^h H_t^b \pi_{t+1}/R_t) \quad (۱۳)$$

با در نظرگرفتن تابع لاگرانژ و ضریب لاگرانژ λ_t برای قید بودجه خانوار می‌توان شرایط مرتبه اول را به‌دست آورد. در این‌جا μ_t^b ارزش سایه محدودیت قرض‌گیری در زمان t است.

$$\mathcal{L} : \; E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta_b^t \left[ln(C_t^b) + \vartheta_t^h \, ln(H_t^b) - \frac{L_t^{b\,1+\eta}}{1+\eta} + \chi \, ln\left(\frac{M_t^b}{P_t}\right) \right.\right. \quad (۱۴)$$
$$+ \lambda_t \left(\frac{B_t^b}{P_t} + \frac{M_{t-1}^b}{P_t} + (1-\delta_H) P_t^h H_{t-1}^b + w_t L_t^b - C_t^b - \frac{M_t^b}{P_t} - P_t^h H_t^b - R_{t-1} \frac{B_{t-1}^b}{P_t} - T_t^b \right) \Bigg]$$
$$\left. + \mu_t^b \left(m^b P_{t+1}^h H_t^b \pi_{t+1} - R_t \frac{B_t^b}{P_t} \right) \right\}$$

بنابراین، شرایط مرتبه اول برای خانوار قرض‌گیرنده نسبت به قید بودجه و محدودیت قرض‌گیری با وثایق برای متغیرهای نیروی کار (۱۵)، مانده پول (۱۶)، تسهیلات بانکی (۱۷)، و تقاضای مسکن (۱۸) به‌ترتیب ارائه می‌شود.

$$L_t^b : L_t^{b\eta} = \frac{w_t}{C_t^b} \quad (۱۵)$$

1. Loan to Value (LTV)

$$\frac{M_t^b}{P_t}: \quad \frac{\chi}{M_t^b/P_t} = \frac{1}{C_t^b} - \beta E_t\left\{\frac{1}{C_{t+1}^b}\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)\right\} \tag{۱۶}$$

$$\frac{B_t^b}{P_t}: \quad \frac{1}{C_t^b} = \beta_b E_t\left\{\frac{R_t}{C_{t+1}^b}\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)\right\} + \mu_t^b R_t \tag{۱۷}$$

$$H_t^b: \quad \frac{P_t^h}{C_t^b} = \frac{\vartheta_t^h}{H_t^b} + E_t\left\{(1-\delta_H)\beta_b \frac{P_{t+1}^h}{C_{t+1}^S} + \frac{\mu_t^b m^b P_{t+1}^h P_{t+1}}{P_t}\right\} \tag{۱۸}$$

بنگاه کارآفرین

در این مدل، تولیدکنندگان کارآفرین تولید کالای واسطه‌ای را بر عهده دارند. آن‌ها برای این کار از سرمایه تولیدشده در پایان هر دوره، نیروی کار عرضه‌شده توسط خانوارهای پس‌اندازکننده و خانوارهای قرض‌گیرنده، و همچنین دارایی‌های ثابت مسکن و ساختمان استفاده می‌کنند. فناوری تولید با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و به فرم تابع تولید کاب‌داگلاس به صورت رابطه (۱۹) نوشته می‌شود.

$$Y_t = A_t K_{t-1}^{\sigma} H_{t-1}^{\upsilon} L_t^{s\,\alpha(1-\sigma-\upsilon)} L_t^{b\,(1-\alpha)(1-\sigma-\upsilon)} \tag{۱۹}$$

که در آن شوک بهره‌وری به صورت رابطه (۲۰ و ۲۱) خواهد بود:

$$A_t = \rho_A A_{t-1} + \varepsilon_{A.t} \tag{۲۰}$$

$$\varepsilon_{A.t} \sim i.i.d\, N(0.\sigma_A^2) \tag{۲۱}$$

در رابطه (۲۰)، $\bar{A}$ سطح باثبات بهره‌وری است. با فرض این‌که تولیدکننده کارآفرین کالای خود را به خرده‌فروشان می‌فروشد، $mc_t = \frac{1}{X_t}$ قیمت نسبی کالای فروش‌رفته توسط کارآفرین (کالای عمده‌فروشی) خواهد بود که در آن $X_t \equiv P_t/P_t^w$ مارک‌آپ ناخالص کالای نهایی بر کالای واسطه‌ای تولیدشده توسط کارآفرین است. از طرف دیگر، با توجه به تولید نهایی عامل سرمایه، Z_t به عنوان هزینه پرداخت‌شده به عامل سرمایه به صورت رابطه (۲۲) تشریح می‌شود:

$$Z_t = \frac{\alpha Y_t}{X_t K_{t-1}} \tag{۲۲}$$

مسئله بهینه‌سازی بین‌دوره‌ای کارآفرین عبارت است از به بیشینه رسانیدن مطلوبیت:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t ln C_t \tag{۲۳}$$

که در آن عامل تنزیل ذهنی کارآفرین کم‌تر از خانوار صبور است ($\gamma < \beta$). کارآفرینان تابع مطلوبیت خویش را با توجه به قید بودجه و قید محدودیت وثیقه‌گذاری بیشینه می‌کنند. قید بودجه کارآفرین عبارت است از:

$$C_t + P_t^h H_t + R_{t-1}\frac{B_{t-1}}{P_t} + w_t^s L_t^s + w_t^b L_t^b + I_t + \xi_{Kt} + \xi_{Ht} \leq Y_t/X_t + (1-\delta_H)P_t^h H_{t-1} + \frac{B_t}{P_t} \quad (۲۴)$$

که در آن I_t جریان سرمایه‌گذاری بنگاه با توجه به ضریب استهلاک سرمایه δ عبارت است از:

$$I_t = K_t - (1-\delta)K_{t-1} \quad (۲۵)$$

در قید بودجه هزینه‌های تعدیل سرمایه و موجودی املاک به‌ترتیب با ξ_{Kt} و ξ_{Ht} نشان داده می‌شود که عبارت‌اند از:

$$\xi_{Kt} = \frac{\psi_K}{2\delta}\left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta\right)^2 K_{t-1} \quad (۲۶)$$

$$\xi_{Ht} = \frac{\psi_H}{2\delta}\left(\frac{H_t - H_{t-1}}{H_{t-1}}\right)^2 H_{t-1} \quad (۲۷)$$

واسطه‌های مالی در مواجهه با تقاضای قرض‌گیری بنگاه کارآفرین، که با استفاده از وثایق ملکی خود تقاضای اخذ وام دارند، محدودیت اعطای وام را اعمال می‌کنند. مشابه حالت خانوار قرض‌گیرنده، فرض می‌شود که واسطه‌های مالی در صورت نکول کارآفرین نسبت $(1-m)$ را از ارزش وثایق هزینه می‌کنند تا وثایق را تملک کنند. بنابراین، سقف اعتبارات اعطایی به بنگاه‌های کارآفرین معادل $mE_t(P_{t+1}^h H_t \pi_{t+1}/R_t)$ خواهد بود. پس قید محدودیت قرض‌گیری بنگاه عبارت است از:

$$\frac{B_t}{P_t} \leq mE_t(P_{t+1}^h H_t \pi_{t+1}/R_t) \quad (۲۸)$$

با در نظرگرفتن تابع لاگرانژ و ضریب لاگرانژ λ_t برای قید بودجه بنگاه می‌توان شرایط مرتبه اول را به‌دست آورد. در این‌جا μ_t^b ارزش سایه محدودیت قرض‌گیری در زمان t است. در این‌جا u_t ارزش سایه محدودیت سرمایه‌گذاری در زمان t است.

$$\mathcal{L}: E_0\left\{\sum_{t=0}^{\infty}\gamma^t\left[ln\left(Y_t/X_t + (1-\delta_H)P_t^h H_{t-1} + \frac{B_t}{P_t} - P_t^h H_t - R_{t-1}\frac{B_{t-1}}{P_t} - w_t^s L_t^s - w_t^b L_t^b - I_t - \xi_{Kt} - \xi_{Ht}\right)\right.\right.$$
$$+ \lambda_t\left(Y_t/X_t + (1-\delta_H)P_t^h H_{t-1} + \frac{B_t}{P_t} - C_t - P_t^h H_t - R_{t-1}\frac{B_{t-1}}{P_t} - w_t^s L_t^s - w_t^b L_t^b - I_t - \xi_{Kt}\right.$$
$$\left.\left. - \xi_{Ht}\right)\right] + \mu_t\left(mP_{t+1}^h H_t \pi_{t+1} - R_t\frac{B_t}{P_t}\right) + u_t\left(K_t - (1-\delta)K_{t-1} - I_t\right)\Bigg\} \quad (۲۹)$$

شرایط مرتبه اول برای بنگاه کارآفرین نسبت به قید بودجه و محدودیت قرض‌گیری با وثایق برای متغیرهای تسهیلات بانکی (۳۰)، سرمایه‌گذاری (۳۱)، سرمایه ثابت (۳۲)، تقاضای مسکن (۳۳)، نیروی کار خانوار سپرده‌گذار (۳۴)، و نیروی کار خانوار قرض‌گیرنده (۳۵) به‌ترتیب ارائه می‌شود.

$$\frac{B_t}{P_t}\ :\quad \frac{1}{C_t} = \gamma\, E_t\left\{\frac{R_t}{C_{t+1}}\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)\right\} + \mu_t R_t \qquad (۳۰)$$

$$I_t\ :\quad u_t = \frac{1}{C_t}\left(1 + \frac{\psi_K}{\delta}\left(\frac{I_t}{K_{t-1}} - \delta\right)\right) \qquad (۳۱)$$

$$K_t\ :\quad u_t = \gamma\frac{1}{C_{t+1}}\left(\frac{\psi_K}{\delta}\left(\frac{I_{t+1}}{K_{t-1}} - \delta\right)\frac{I_{t+1}}{K_t} - \frac{\psi_K}{2\delta}\left(\frac{I_{t+1}}{K_{t-1}} - \delta\right)^2\right) + \gamma E_t\left(\frac{Y_{t+1}}{c_{t+1}X_{t+1}K_t} + u_{t+1}(1-\delta)\right) \qquad (۳۲)$$

$$H_t\ :\quad \frac{P_t^h}{c_t} = E_t\left(\frac{\gamma}{c_{t+1}}\left(\nu\frac{Y_{t+1}}{X_{t+1}H_t} + (1-\delta_H)P_{t+1}^h\right) + \mu_t m\,\pi_{t+1}P_{t+1}^h\right) \qquad (۳۳)$$

$$L_t^s\ :\quad w_t^s = \frac{\alpha(1-\sigma-\nu)Y_t}{X_t L_t^s} \qquad (۳۴)$$

$$L_t^b\ :\quad w_t^s = \frac{(1-\alpha)(1-\sigma-\nu)Y_t}{X_t L_t^b} \qquad (۳۵)$$

در این‌جا μ_t ارزش سایه محدودیت قرض‌گیری در زمان t است. معادله (۳۰)، شرایط بهینه تصمیم به قرض‌گیری و مصرف بین‌دوره‌ای را نشان می‌دهد. ترکیب معادلات (۳۱) و (۳۲)، بیانگر تصمیم بهینه برای سرمایه‌گذاری و مصرف بین‌دوره‌ای است. معادله (۳۳)، تصمیم بهینه برای خرید مسکن یا مصرف بین‌دوره‌ای است و معادلات (۳۴) و (۳۵)، تقاضای نیروی کار دو نوع خانوار است. با توجه به در نظرگرفتن هزینه‌ای معادل نسبت $(1-m)$ از ارزش وثایق برای تملک وثایق، در معادله (۳۳)، تعیین مقدار m درجه تعدیل لازم را به منظور کنترل اثر شتاب‌دهنده مالی در اختیار ما قرار می‌دهد. در پژوهش حاضر مشابه الگوی یاکوویلو (۲۰۰۵)، مقدار m معادل مقدار وضعیت پایدار نسبت وام به ارزش اسمی وثایق و مطابق دستورالعمل‌های بانک مرکزی کالیبره می‌شود.

تولیدکنندهٔ خرده‌فروش

تعداد زیادی از خرده‌فروشان در بازار رقابت انحصاری وجود دارند که به یک نرمال می‌شوند. تولیدکننده خرده‌فروش iام کالای واسطه‌ای را می‌خرد و آن را در یک بازار رقابت انحصاری تبدیل به کالای نهایی $Y_t(i)$ می‌کند. کالای نهایی قابل‌استفاده Y_t به صورت ترکیبی از کالاهای خرده‌فروشی خواهد بود:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} di\right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \qquad (۳۶)$$

که در آن ϵ کشش جانشینی میان کالاهای نهایی تولیدشده است. با فرض قیمتگذاری $P_t(i)$ به عنوان قیمت اسمی کالای iام، برای کمینه کردن هزینه خانوار شاخص قیمت P_t به صورت رابطه (۳۷) خواهد بود:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\epsilon} di\right]^{\frac{1}{\epsilon-1}} \quad (۳۷)$$

با حل مسئله کمینه‌سازی تابع هزینه، تابع تقاضایی که هر تولیدکننده با آن مواجه است برابر است با:

$$Y_t(i) = \left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\epsilon} Y_t \quad (۳۸)$$

برای در نظرگرفتن اثر چسبندگی قیمتی، مطابق کالوو[1] (۱۹۸۳)، در هر دوره تنها $(1-\theta)$ درصد از کل بنگاه‌ها قیمت خود را تعدیل می‌کنند و نسبت θ از کل بنگاه‌ها تعدیل قیمتی نخواهند داشت. پارامتر معیاری از درجه چسبندگی اسمی است، به این معنا که یک بالاتر نشانگر این است که بنگاه‌های کم‌تری در هر دوره تعدیل می‌شوند و زمان انتظاری میان تغییرات طولانی‌تر است. مسئله قیمتگذاری در این بازار شامل انتخاب $P_t(i)$ برای بیشینه‌سازی تابع (۳۹) است:

$$max_P\, E_t\left[\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k\, \Delta_{t.t+k}\left(\left(\frac{P_t(i)}{P_{t+k}}\right) Y_{t+k}(i) - mc_{t+k}(i)\, Y_{t+k}(i)\right)\right] \quad (۳۹)$$

که در آن $\Delta_{t.t+k} = \beta^k \frac{C_t}{C_{t+k}}$ و mc_t هزینه نهایی اسمی در دوره t است. در ادامه، با جایگذاری $Y_{t+k}(i)$ برای به‌دست آوردن P_t^* تابع (۴۰) بیشینه‌سازی می‌شود:

$$max_{P^*}\, E_t\left[\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k\, \Delta_{t.t+k}\left(\left(\frac{P_t^*(i)}{P_{t+k}}\right)^{1-\epsilon} - mc_{t+k}(i)\left(\frac{P_t^*(i)}{P_{t+k}}\right)^{-\epsilon}\right) Y_{t+k}\right] \quad (۴۰)$$

بنابراین خواهیم داشت:

$$P_t^*(i) = \frac{\epsilon}{1-\epsilon}\, \frac{E_t[\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \Delta_{t.t+k}(mc_{t+k}(i)\, Y_{t+k}(i))/P_{t+k}]}{E_t[\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \Delta_{t.t+k}(Y_{t+k}(i))/P_{t+k}]} \quad (۴۱)$$

قیمت متوسط در دوره t عبارت است از:

$$P_t = [\theta P_t^{1-\epsilon} + (1-\theta)(P_t^*)^{1-\epsilon}]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (۴۲)$$

پس از خطی‌سازی و ترکیب شرایط بهینه با پویایی‌های قیمتی، با فرض $\pi = 1$ در شرایط یکنواخت، منحنی فلیپس نئوکینزین را می‌توان به صورت رابطه (۴۳) نوشت:

$$\tilde{\pi}_t = \beta E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} \widetilde{mc}_t + \varepsilon_x \quad (۴۳)$$

1. Calvo

بانک‌های تجاری

در این مدل بانک‌های تجاری به عنوان واسطه مالی با استفاده از ترکیب سپرده‌ها D_t و سرمایه بانکی K_t^{ba} در سمت چپ ترازنامه به اعطای تسهیلات به خانوارهای قرض‌گیرنده B_t^b و بنگاه‌های کارآفرین B_t می‌پردازند. هزینه فعالیت بانکی مشابه مدل گرالی و همکاران (۲۰۱۰) به موقعیت سرمایه بانک‌ها مرتبط می‌شود. در این‌جا بانک‌ها با تابع هزینه تعدیل سرمایه درجه دوم مواجه هستند و به‌ازای اختلافی که بین نسبت سرمایه به تسهیلات بانک $\left(\frac{K_t^{ba}}{B_t^b+B_t}\right)$ و مقدار بهینه (υ^b) این نسبت ایجاد می‌شود، مقدار هزینه تعدیل سرمایه مزبور افزایش می‌یابد. نسبت مزبور می‌تواند به عنوان شاخصی از نسبت کفایت سرمایه محسوب شود. تابع سود بانک‌ها عبارت است از:

$$\Pi_t = R(B_t^b + B_t) - R^d D_t - \frac{\phi}{2}\left(\frac{K_t^{ba}}{B_t^b+B_t} - \upsilon^b\right)^2 (B_t^b + B_t) \qquad (۴۴)$$

$$\tilde{K}_t^{ba} = \rho_k \tilde{K}_{t-1}^{ba} + \varepsilon_{k.t} \qquad (۴۵)$$

که بانک‌ها می‌کوشند آن را با توجه به قید ترازنامه‌ای خود بیشینه کنند:

$$B_t^b + B_t = D_t + K_t^{ba} \qquad (۴۶)$$

از بهینه‌سازی تابع هدف بانک‌های تجاری نسبت به قید ترازنامه رابطه نرخ بهره سپرده و نرخ بهره تسهیلات بانک به‌دست می‌آید که رابطه مذکور متناسب با مقدار شاخص نسبت کفایت سرمایه تغییر می‌کند.

$$R = R^d - \phi\left(\frac{K_t^{ba}}{B_t^b+B_t}\right)\left(\frac{K_t^{ba}}{B_t^b+B_t} - \upsilon^b\right) \qquad (۴۷)$$

سیاستگذار پولی

بر اساس مباحثی که در فصل پیشین ارائه شد و همچنین برخی از مطالعات مربوط به ادبیات سیاست پولی در ایران (Tavakolian, 2012)، در این‌جا قاعده نرخ رشد حجم پول به عنوان قاعده سیاستی در نظر گرفته می‌شود. مطابق رابطه μ_t به عنوان نرخ رشد حجم پول اسمی و m_t حجم پول واقعی است.

$$\mu_t = \frac{m_t}{m_{t-1}}\pi_t \qquad (۴۸)$$

در این رابطه μ_t نرخ رشد حجم پول اسمی و سطح مانای بلندمدت نرخ رشد حجم پول را نشان می‌دهد. θ_π و θ_y به‌ترتیب ضریب اهمیتی است که سیاستگذار پولی برای شکاف تورم و تولید می‌دهد.

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \theta_\pi \pi_t + \theta_y y_t + \varepsilon_{mon} \qquad (۴۹)$$

دولت

نقش دولت به عنوان سیاستگذار مالی در مدل حاضر لحاظ شده است. قید بودجه دولت به نحوی تعریف می‌شود که در آن مصارف شامل مخارج دولت g_t است. همچنین، منابع درآمدی دولت شامل مجموع درآمدهای مالیاتی T_t، صادرات نفت به خارج از کشور Oil_t، و خلق پول است.

$$P_t g_t = T_t + Oil_t + \frac{M_t}{P_t} - \frac{M_{t-1}}{P_t} \quad (۵۰)$$

همچنین فرض می‌شود که درآمدهای نفتی از فرایند $AR(1)$ مطابق الگوهای زیر پیروی می‌کنند:

$$Oil_t = \rho_O Oil_{t-1} + \varepsilon_O \quad (۵۱)$$

در این‌جا مالیات‌ها شامل دو بخش مالیات بر ارزش‌افزوده و مالیات بر درآمد است که به صورت رابطه (۵۲) تشریح می‌شود:

$$T_t = \tau_c C_t + \tau_y y_t \quad (۵۲)$$

شرط تسویه بازار

در بازار کالاهای نهایی، شرط تعادل برابری عرضه کل و تقاضا به صورت رابطه (۵۳) است:

$$y_t + Oil_t = c_t^s + c_t^b + c_t + I_t + g_t \quad (۵۳)$$

در این رابطه مجموع تولید کالاهای نهایی غیرنفتی و نفتی با مجموع مصرف خانوار صبور، مصرف خانوار غیرصبور، مصرف کارآفرین، سرمایه‌گذاری کل، و مخارج دولتی برابر است. در مدل ارائه‌شده در این بخش، منشأ وجود اثر شتاب‌دهنده مالی، وجود اصطکاک مالی ناشی از قید وثیقه‌گیری برای بنگاه کارآفرین و خانوار قرض‌گیرنده است. این موضوع موجب جیره‌بندی اعتبارات بر اساس قیمت وثایق ملکی خواهد شد. محدودیت قرض‌گیری با استانداردها و معیارهای حاکم بر اعطای اعتبار بانکی کشور ایران که مقدار اعتبار را محدود به کسری از وثایق می‌کند، سازگار است. در حالت حدی چنانچه ضریب $(m = m_b = 1)$ قرار داده شود، اثر محدودیت وثایق و متعاقب آن اثر اصطکاک مالی از مدل حذف می‌شود و در حالت حدی $(m = m_b = 0)$ شاهد هستیم که اثر اصطکاک مالی بیشینه می‌شود. مدل حاضر این امکان را در اختیار می‌گذارد که ضمن مشاهده اثر شوک‌هایی مانند شوک پولی یا شوک فناوری به مدل، پاسخ متغیرهای اقتصاد کلان همچون مصرف، تولید، و تورم را در سناریوهای مختلف با درجات متفاوت اصطکاک مالی بررسی کنیم. بنابراین، لزوم توجه سیاستگذار پولی به وجود پدیده شتاب‌دهنده مالی و به‌طور خاص نوسان قیمت دارایی‌ها (مسکن و ساختمان) با حل مدل و تحلیل نتایج آن مشخص می‌شود.

نتایج برآورد مدل

در حل مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی پس از بهینه‌یابی رفتار فعالان اقتصادی با توجه به قیدهای مربوطه، مقادیر متغیرها در وضعیت پایدار بررسی می‌شود و سپس انحراف معیار آن‌ها از این مسیر در صورت وارد شدن شوک‌های مختلف به مدل ارزیابی می‌شود. فرض اولیه در استخراج مقدار متغیرها در وضعیت تعادل پایدار، فرض مشابه و همسان بودن کلیه فعالان هر بخش، اعم از خانوارها، بنگاه‌های کارآفرین، و بنگاه‌های خرده‌فروشی است. مدل حاضر دارای ۲۴ معادله و ۲۴ مجهول است که پس از به‌دست آوردن مقادیر مانای کلیه متغیرها در سیستم معادلات معرفی‌شده در مدل، حل آن مورد توجه قرار می‌گیرد. از آن‌جا که مدل مورد استفاده در این پژوهش خطی است، ابتدا لگاریتم-خطی‌سازی معادلات مدل مورد توجه قرار می‌گیرد. پس از آن، از روش تخمین بیزین برای تخمین برخی پارامترها استفاده می‌شود. حل مدل و ترسیم اشکال توابع واکنش آنی در محیط MATLAB و با استفاده از نرم‌افزار داینار انجام می‌شود. در این میان برای مقداردهی برخی ضرایب و پارامترهای مدل از مطالعات و مشاهده‌های پژوهش استفاده می‌شود. در نهایت، پس از استفاده از پارامترهای کالیبره‌شده و توزیع‌های مناسب پیشین برای پارامترهای تخمین‌زده‌شده، اهداف پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد.

کالیبراسیون و برآورد الگوی مدل

کالیبراسیون یکی از مهم‌ترین مراحل ارزیابی تجربی مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی در مکاتب ادوار تجاری حقیقی و نئوکینزی است که مبتنی بر مقداردهی پارامترهای الگو بر اساس مطالعات موجود در موضوع و محاسبه است. رویکرد تلفیقی به معنای کاربرد ترکیبی از کالیبراسیون و برآورد برخی از پارامترهای مدل که با استفاده از تکنیک بیزی تخمین زده می‌شوند، دارای مزیت انطباق بهتر نتایج مدل با شرایط واقعی اقتصاد است. پس از به‌دست آوردن سیستم معادلات خطی بخش قبل، در این بخش کالیبراسیون مدل مد نظر قرار می‌گیرد. با توجه به این‌که پژوهش حاضر در کشور ایران و با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران در فاصله زمانی خرداد ۱۳۸۸ تا خرداد ۱۳۹۹ انجام می‌گیرد، پارامترها و ضرایب مدل باید به‌گونه‌ای کالیبره شوند که همزمان با برقراری فروض نظری اقتصادی با روند متغیرهای اقتصادی ایران همخوانی داشته باشند. بنابراین، برای کالیبراسیون پارامترها و ضرایب مدل علاوه بر مطالعات خارجی از برخی مطالعات پیشین در کشور ایران نیز

استفاده می‌شود. برای مثال، ارزیابی‌هایی متفاوتی از ضریب تنزیل برای کشور ایران وجود دارد مانند پژوهش کاوند (۱۳۸۸) که ضریب تنزیل ۰/۹۷ برآورد شده است. در این‌جا با توجه به این‌که خانوارها به دو دسته صبور و غیرصبور تقسیم شده‌اند، فرض می‌شود که ضریب تنزیل این دو دسته با فاصله برابر بین ضریب تنزیل اشاره‌شده معادل ۰/۹۹ و ۰/۹۵ باشد که با یاکوویلو (۲۰۰۵) نیز منطبق است. جدول (۱)، به معرفی و مقداردهی پارامترهای مدل به همراه منابع مورد استناد اختصاص دارد.

جدول ۱: مقادیر پارامترهای مدل

پارامتر	تعریف	مقدار	منبع	پارامتر	تعریف	مقدار	منبع
β	عامل تنزیل در تابع مطلوبیت خانوار سپرده‌گذار	۰/۹۹	یاکوویلو (۲۰۰۵)	δ	نرخ استهلاک	۰/۰۴۲	امینی و حاجی محمد (۱۳۸۴)
β_b	عامل تنزیل در تابع مطلوبیت خانوار قرض‌گیرنده	۰/۹۵	یاکوویلو (۲۰۰۵)	O/G	نسبت درآمد نفتی دولت به هزینه دولت	۰/۱۰۶	محاسبه‌های مدل
γ	عامل تنزیل در تابع مطلوبیت کارآفرین	۰/۹۸	یاکوویلو (۲۰۰۵)	T/G	نسبت مالیات به هزینه دولت	۰/۴	محاسبه‌های مدل
ϑ^h	وزن مسکن در تابع مطلوبیت خانوار	۰/۲	گرالی و همکاران (۲۰۱۰)	G/Y	نسبت هزینه دولت به تولید	۰/۱۷	محاسبه‌های مدل
τ_c	نرخ مالیات بر مصرف	۰/۰۹	محاسبه‌های مدل	O/Y	نسبت درآمد نفتی به تولید	۰/۰۱۸	محاسبه‌های مدل
τ_y	نرخ مالیات بر درآمد	۰/۱۵	محاسبه‌های مدل	ψ_K	پارامتر تعدیل سرمایه	۸/۶	احمدیان (۲۰۱۶)
X	نرخ مارک‌آپ	۱/۲۷۹	فخرحسینی و همکاران (۲۰۱۲)	υ	سهم مسکن و ساختمان در تابع تولید	۰/۰۳	یاکوویلو (۲۰۰۵)
M/G	نسبت نقدینگی به هزینه دولت	۶/۰۲	محاسبه‌های مدل	η	عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد	۲/۱۷	طایی (۲۰۰۷)
m	شاخص وام به ارزش خالص املاک وثیقه‌ای کارآفرین (ضریب شتاب‌دهنده مالی کارآفرین)	۰/۳۵	دستورالعمل اجرای وثایق و تضمین‌ها و محاسبه‌های مدل	m^b	شاخص وام به ارزش خالص املاک وثیقه‌ای خانوار قرض‌گیرنده (ضریب شتاب‌دهنده مالی خانوار)	۰/۳۷	دستورالعمل اجرای وثایق و تضمین‌ها و محاسبه‌های مدل
υ^b	نسبت بهینه سرمایه به دارایی بانک	۰/۰۸	دستورالعمل نسبت کفایت سرمایه	$\frac{K^{ba}}{B^b+B}$	نسبت سرمایه به تسهیلات بانک‌ها	۰/۰۲۵	محاسبه‌های مدل

برای برآورد سایر پارامترهای الگو از روش بیزی و الگوریتم متروپولیس ـ هستینگز[1] استفاده می‌شود. تخمین بیزی مبتنی بر تابع بیشینه‌سازی راست‌نمایی مربوط به سیستم تعادل عمومی پویای تصادفی است. در چارچوب تخمین بیزی، پارامترها به عنوان متغیرهای تصادفی در نظرگرفته می‌شوند و از این‌رو، هدف از تخمین بیزین ایجاد جملات احتمالی شرطی در مورد پارامترهاست. مشروط به ساختار مدل، داده‌های مشاهده‌شده و توزیع پیشین برای پارامترها مشخص می‌شود. سپس از دو مورد اول برای تشکیل یک تابع احتمال استفاده می‌شود و با کمک توزیع پیشین با استفاده از قانون بیز، توزیع پسین به‌دست می‌آید. در اغلب مدل‌های DSGE نئوکینزی برآورد پارامترهای کلیدی با استفاده از توزیع پیشین صورت می‌گیرد. بزرگ‌ترین مزیت استفاده از توزیع پیشین بکارگیری اطلاعات مطالعات قبلی برای منطقی کردن تخمین است و ما را از انجام آزمون‌های جدید برای تایید تخمین بی‌نیاز می‌کند.

برای تعیین مشخصات پیشین پارامترها وجود اطلاعات زیادی لازم است و این موضوع به این خاطر است که غیر از مقدار متوسط انتظاری پارامترها، توزیع پیشین پارامترها نیز مهم است. در این‌جا با استفاده از مقالات اخیر داخلی و خارجی برای تخمین مدل‌های مشابه و با استفاده از اطلاعات قبلی، از توزیع‌های متفاوتی برای مقادیر پارامتری استفاده می‌شود. بدین شرح که از توزیع گامای معکوس برای مقادیر پارامترهایی که باید با حد پایین صفر محدود شوند و از نظر مقداری به‌نسبت کوچک باشند، استفاده می‌شوند. این توزیع بیش‌تر برای توزیع انحراف استاندارد شوک‌ها اختصاص داده شده است. توزیع بتا برای پارامترهایی است که بین صفر تا یک محدود هستند و توزیع نرمال برای مقادیر پارامترهایی با مقادیر مثبت و منفی استفاده می‌شود. همان‌طور که در جدول (۲) نشان داده می‌شود، برای پارامترهایی چون ضریب خودرگرسیون تقاضای مسکن، ضریب خودرگرسیون بهره‌وری، سهم سرمایه در تولید، و ضریب چسبندگی قیمت‌ها توزیع بتا در نظرگرفته شده است. پارامترهایی همچون ضریب اهمیت تورم در تابع واکنش سیاست پولی، ضریب اهمیت تولید در تابع واکنش سیاست پولی، و ضریب خودرگرسیون سیاست پولی پیروی می‌کنند. کلیه پارامترهای خطای استاندارد همچون خطای استاندارد تکانه پولی و خطای استاندارد تکانه بهره‌وری توزیع گامای معکوس دارند. پس از انجام تخمین، مقادیر میانگین و انحراف معیار پسین پارامترهای مورد نظر بر اساس سری زمانی متغیرهای انتخابی اقتصاد ایران و توزیع‌های انتخاب‌شده برای پارامترها به‌دست می‌آید.

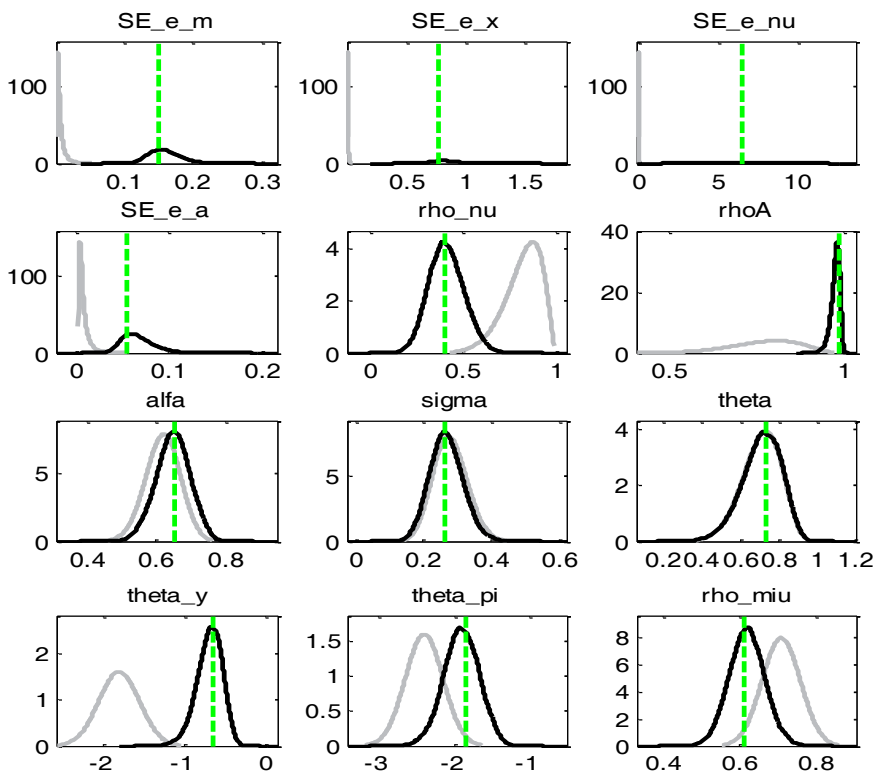
1. Metropolis–Hastings Algorithm

جدول ۲: نتایج برآورد پارامترهای مدل

	پارامتر	توزیع	توزیع پیشین		فاصله اطمینان		توزیع پسین	
			میانگین	انحراف معیار			میانگین	انحراف معیار
ضریب خودرگرسیون تقاضای مسکن	ρ_ϑ	بتا	۰/۸۲	۰/۱	۰/۲۸۵	۰/۵۶۶۱	۰/۴۰۹۸	۰/۱
ضریب خودرگرسیون بهره‌وری	ρ_a	بتا	۰/۷۷	۰/۱	۰/۹۵۷۵	۰/۹۹۳	۰/۹۷۴۷	۰/۱
سهم سرمایه در تولید	σ	بتا	۰/۲۸	۰/۰۵	۰/۱۷۴۸	۰/۳۳۵۳	۰/۲۶۸۶	۰/۰۵
ضریب سهم نیروی کار خانوار پس‌اندازکننده	α	بتا	۰/۶۲	۰/۰۵	۰/۵۶۱۸	۰/۶۹۸۹	۰/۶۴۸۵	۰/۰۵
احتمال ثابت ماندن قیمت‌ها	θ	بتا	۰/۷۱	۰/۱	۰/۵۹۴۷	۰/۸۸۷۲	۰/۷۱۰۵	۰/۱
ضریب اهمیت تورم در تابع واکنش سیاست پولی	θ_π	نرمال	۲/۴-	۰/۲۵	۲/۳۱۵-	۱/۶۳۴ -	۱/۹۰۸۷-	۰/۲۵
ضریب اهمیت تولید در تابع واکنش سیاست پولی	θ_y	نرمال	۱/۸-	۰/۲۵	۰/۸۵۱-	۰/۴۳۴-	۰/۶۹۱۴-	۰/۲۵
ضریب خودرگرسیون سیاست پولی	ρ_μ	نرمال	۰/۷۱	۰/۰۵	۰/۶۸۷۳	۰/۵۴۲۶	۰/۶۱۹۷	۰/۰۵
خطای استاندارد تکانه پولی	ε_{mon}	گامای معکوس	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۱۱۳۸	۰/۲۰۲۳	۰/۱۶۰۷	۰/۰۵
خطای استاندارد تکانه Cost Push	ε_x	گامای معکوس	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۷۲۸۷	۱/۰۹۸۲	۰/۸۳۷۲	۰/۰۵
خطای استاندارد تکانه ترجیحات مسکن	ε_ϑ	گامای معکوس	۰/۰۱	۰/۰۵	۴/۵۷۱۶	۷/۴۳۷	۶/۴۹	۰/۰۵
خطای استاندارد تکانه بهره‌وری	ε_A	گامای معکوس	۰/۰۱	۰/۰۵	۰/۰۴۴۳	۰/۰۸۸	۰/۰۶۷۳	۰/۰۵

شکل (۱)، توزیع‌های پسین و پیشین پارامترها را نمایش می‌دهد. توزیع‌های پسین تخمین‌زده‌شده شکل متعارف خود را دارند و مد آن‌ها به‌درستی تعیین شده است. چنانچه در تخمین بیزی اطلاعات پیشین کاملاً دقیق باشند، چگالی پسین پارامترها معادل چگالی پیشین آن‌ها می‌شود و تابع درست‌نمایی اطلاعاتی بیش از اطلاعات موجود ندارد. در غیر این صورت، روش تخمین بیزی تبدیل

به برآورد بیشینهٔ درست‌نمایی می‌شود. در حالت بینابینی، رویکرد بیزی روشی بین کالیبراسیون و بیشینهٔ درست‌نمایی خواهد بود که در آن، چگالی پسین میانگین وزنی از چگالی پیشین و تابع درست‌نمایی است (Hamilton, 1994).



شکل ۱: چگالی پسین و پیشین پارامترها بر پایه الگوریتم متروپولیس ـ هستینگز

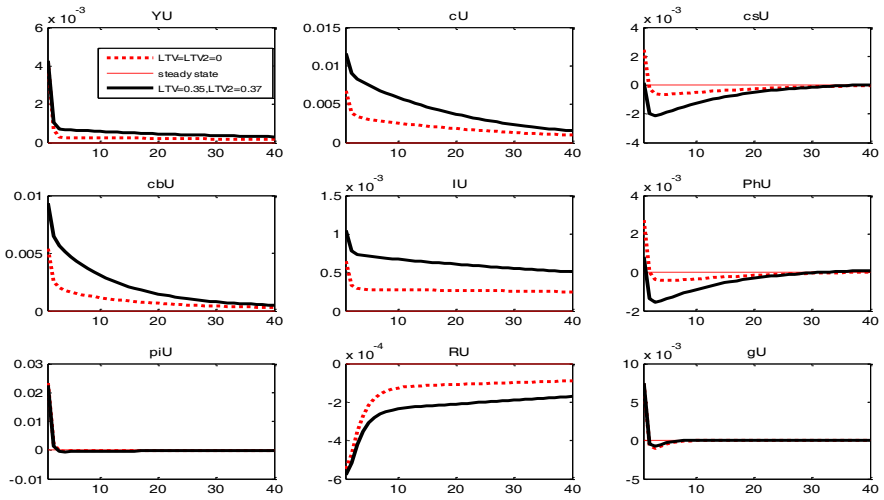
نتایج رفتار توابع واکنش آنی

در این بخش، نحوه رفتار توابع واکنش آنی متغیرهای مدل در برابر شوک‌های پولی، فناوری، ترجیحات مسکن، و شوک درآمد نفتی مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین، مقایسه توابع واکنش آنی

در دو سناریوی بیشینه بودن درجه اصطکاک مالی و درجات پایین‌تر اصطکاک مالی (سناریوی پایه) در بخش اخذ اعتبارات خانوارها و بنگاه‌ها مورد توجه قرار می‌گیرد. همان‌طور که تحلیل می‌شود، رفتار شوک‌های مزبور با شواهد تجربی اقتصاد ایران، مباحث نظری و انتظارات پژوهش حاضر مطابقت دارد.

شوک پولی

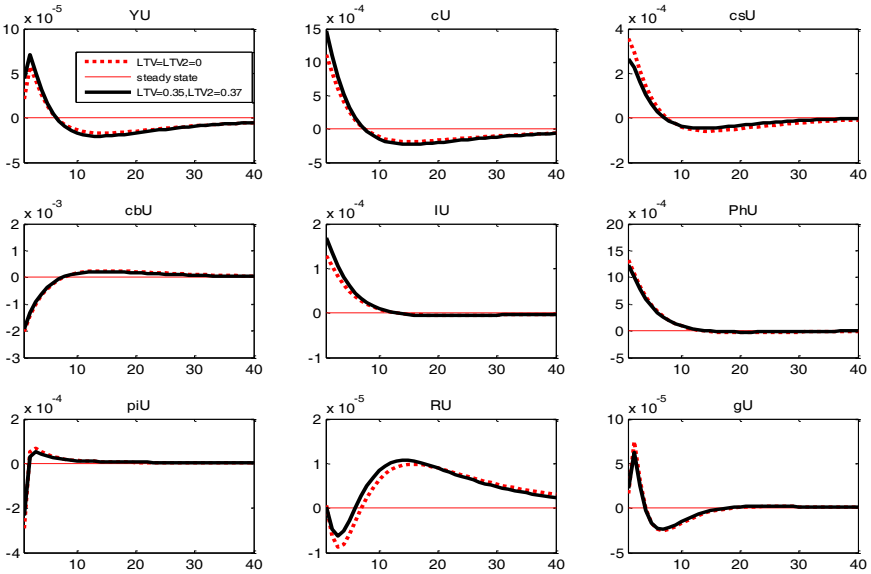
همان‌طور که انتظار می‌رود، یک تکانه مثبت پولی سبب افزایش تورم و تولید می‌شود. اگرچه تولید پس از ۲ دوره (فصل) به سطح پایدار خود بازمی‌گردد. زمانی که اثر اصطکاک مالی بیشینه است ($m = LTV = 0$) و ($m_b = LTV_b = 0$) اثر شوک اولیه بر تولید به‌طور ملموسی کم‌تر است و از سوی دیگر، اثر آن زودتر خنثی می‌شود. با در نظرگرفتن بیشینهٔ اصطکاک مالی، قیمت مسکن در ابتدا افزایش می‌یابد، اثرات تکانه انبساط پولی با افزایش ناگهانی قیمت مسکن و کاهش تقاضا دنبال می‌شود و به‌سرعت تخلیه می‌شود. با این حال، زمانی که اثر شوک پولی در شرایط مقادیر یکنواخت برای اقتصاد ایران ($m = ۰/۳۵$. $m_b = ۰/۳۷$) بررسی می‌شود، اثر افزایش ابتدایی بر قیمت مسکن کم‌تر است. پس از اثر منفی اولیه تکانه پولی بر نرخ بهره، این نرخ به‌تدریج به وضعیت پایدار میل می‌کند که با کاهش تقاضای برای خرید مسکن همراه خواهد بود که موجب کاهش قیمت مسکن می‌شود تا به‌تدریج اثر تکانه ناپدید شود. افزایش اولیه قیمت مسکن با توجه به کاهش نرخ بهره بانکی و تشدید میل به اخذ وام در نتیجهٔ شوک مثبت پولی منطقی است. با در نظرگرفتن اثر شتاب‌دهنده مالی (محدودیت وثیقه‌ای برای وام‌گیری)، اگرچه افزایش قیمت مسکن را حتی با درجات بیش‌تری شاهد هستیم، ولی افزایش اولیه قیمت مسکن به دلیل پایداری تقاضای مسکن و تداوم وثیقه‌گذاری بانکی نمی‌تواند با افت قابل‌توجهی مشابه حالت پایه ادامه یابد. این موضوع با ثبات مقطعی قیمت مسکن با وجود از بین رفتن اثر اولیه شوک نقدینگی کشور در برخی دوره‌ها همخوانی دارد و توضیح بهتری را برای چرخه‌های تجاری کشور ایران ارائه می‌دهد. از طرف دیگر، مصرف خانوار قرض‌گیرنده در اثر تکانه مثبت پولی در ابتدا افزایش می‌یابد، ولی در شرایط بیشینه بودن اصطکاک مالی به دلیل محدودیت حداکثری برای قرض‌گیری از بانک، افزایش اولیه مصرف کم‌تر خواهد بود. این موضوع در مورد خانوار سپرده‌گذار صبور که قید وثیقه‌گذاری را پیشاروی خود ندارد، به صورت معکوس عمل می‌کند. سرمایه‌گذاری و هزینه‌های دولت در هر دو حالت با افزایش اولیه همراه هستند، ولی با بیشینه بودن اصطکاک مالی سرمایه‌گذاری اولیه کم‌تر افزایش می‌یابد (شکل ۲).



شکل ۲: توابع واکنش آنی متغیرها به تکانه پولی

شوک ترجیحات مسکن

یک شوک مثبت به تقاضای مسکن در هر دو سناریو موجب افزایش اولیه تولید می‌شود. با این حال، افزایش اولیه پس از ۵ دوره افت می‌کند. این موضوع با افزایش فعالیت‌های اقتصادی ناشی از شوک اولیه به تقاضای مسکن که البته به‌تدریج به وضعیت پایدار میل می‌کند، سازگار است. این شوک اولیه با افزایش مصرف خانوار پس‌اندازکننده همراه است، ولی این موضوع در خصوص مصرف خانوار غیرصبور قرض‌گیرنده که خواهان وثیقه‌گذاری مسکن است تفاوت دارد. با وجود این‌که افزایش تقاضای مسکن قیمت مسکن را افزایش می‌دهد، ولی تورم کلی اقتصاد افت می‌کند. با این حال، به‌تدریج و با کاهش نرخ بهره، تورم به‌تدریج افزایش می‌یابد (شکل ۳).

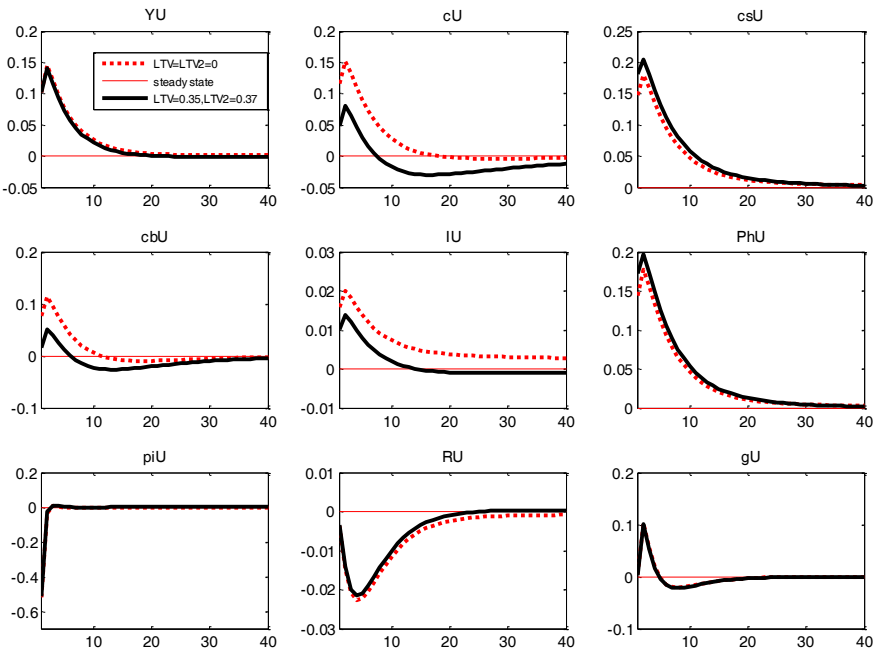


شکل ۳: توابع واکنش آنی متغیرها به تکانه ترجیحات مسکن

شوک فناوری

یک شوک بهره‌وری مثبت به اقتصاد اثرات واقعی دارد. همان‌طور که شکل (۴) در مورد تولید ناخالص واقعی نشان می‌دهد، تولید واقعی در دو دوره اول جهش مثبتی دارد، ولی به‌تدریج اثر شوک اولیه از بین می‌رود و پس از ۱۰ دوره تولید به وضعیت پایدار برمی‌گردد. کشش بسیار پایین حجم تسهیلات‌دهی بانک‌های ایران نسبت به میزان بهره‌وری و ارتقای فناورانهٔ بنگاه‌های اقتصادی موجب می‌شود که اثر شوک بهره‌وری بر تولید در سناریوهای متفاوت با درجات مختلف اصطکاک مالی تفاوت چندانی نداشته باشند. بنابراین، تفاوت اثر این شوک در مورد درجات مختلف اصطکاک مالی محسوس نیست. شوک مثبت فناوری علاوه بر افزایش تولید سبب کاهش قیمت‌ها با وجود افزایش قیمت مسکن هم می‌شود. با این حال، محاسبه‌ها نشان می‌دهد در شرایط تسهیل وام‌دهی و کم شدن درجه اصطکاک مالی دامنه نوسان قیمت مسکن بالاتر می‌رود. از طرف دیگر، با افزایش درجه اصطکاک مالی و اثرگذاری بیش‌تر ارزش خالص بنگاه در مقدار تسهیلات قابل‌دریافت از بخش بانکی،

شوک فناوری اثرگذاری اولیه بالاتری بر میزان اخذ وام بنگاه کارآفرین و افزایش سرمایه‌گذاری خواهد داشت. همان‌طور که در شکل (۴) مشخص است، تکانه مثبت بهره‌وری در گام اول به کاهش نرخ بهره می‌انجامد. کاهش اولیه نرخ بهره حقیقی با کاهش نرخ تورم همراه می‌شود. در هر دو سناریو، شوک فناوری اثر مثبت اولیه بر مصرف خانوار سپرده‌گذار دارد، در حالی که این اثر بر خانوار غیرصبور مواجه با محدودیت قرض‌گیری متفاوت است و مصرف خانوار قرض‌گیرنده پس از شوک فناوری در حالت بیشینه بودن اصطکاک مالی، با افزایش اولیه بیش‌تری مواجه است.

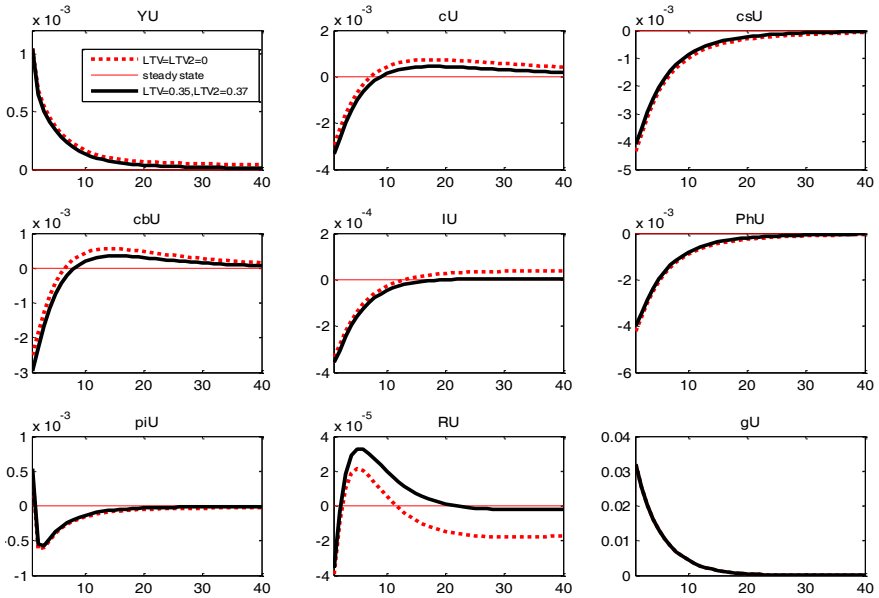


شکل ۴: توابع واکنش آنی متغیرها به تکانه فناوری

شوک نفتی

در صورت بروز شوک مثبت درآمد نفتی، مخارج دولت با افزایش اولیه مواجه می‌شود. پس از افزایش محسوس مخارج دولت تولید نیز به میزان قابل‌توجهی زیاد می‌شود. به دنبال افزایش نقدینگی

که به دنبال شوک نفتی رخ می‌دهد، تورم متناسب با آن افزایش می‌یابد. در این میان، با وجود این‌که مخارج دولت ناشی از افزایش درآمد نفتی افزایش می‌یابد، ولی به دلیل افزایش تورم از مصرف خانوارها در هر دو سناریو کاسته می‌شود. ولی این کاهش اولیه مصرف به دلیل تعدیل نرخ تورم و انتقال نقدینگی جدید ناشی از رشد پایه پولی پس از ۵ دوره به افزایش مصرف خانوارها به‌ویژه خانوارهای قرض‌گیرنده می‌انجامد. همان‌طور که شکل (۵) نشان می‌دهد، اثرات شوک نفتی در شرایط بیشینه بودن درجه اصطکاک مالی بر متغیر تولید بالاتر است.



شکل ۵: توابع واکنش آنی متغیرها به تکانه نفتی

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش به بررسی نقش شتاب‌دهنده ناشی از اصطکاک مالی در ادوار تجاری اقتصاد ایران از کانال ترازنامه قرض‌گیرندگان بانک‌ها متمرکز است؛ اگرچه ورود بخش بانکی و شاخص نسبت کفایت سرمایه آن‌ها به مدل پژوهش نقش ترازنامه بانک‌ها را در بروز اصطکاک مالی اقتصاد ایران

نیز وارد مدل می‌کند. با توجه به ضعف مولفه اعتبارسنجی مشتریان بانکی در کشور ایران، در اغلب موارد اعطای اعتبارات به بنگاه‌ها و خانوارهای قرض‌گیرنده در قبال وثایق ملکی همچون مسکن، ساختمان، و زمین و بدون تحمیل نرخ‌های بهره متنوع به تسهیلات‌گیرندگان انجام می‌شود. بنابراین، برای درک صحیح پدیده اصطکاک مالی در نظام اعتباری کشور ایران و بررسی اثر شتاب‌دهنده مالی در این اقتصاد به‌جای استفاده از روش برنانکه و همکاران (۱۹۹۹) (BGG)، از روش کیوتاکی و مور (۱۹۹۷) و یاکوویلو (۲۰۰۵) مبتنی بر محدودیت وثایق استفاده می‌شود. در این میان، اگرچه توضیح اثر شتاب‌دهنده مالی در شرایط تورمی اقتصاد ایران مطابق با الگوی یاکوویلو (۲۰۰۵) قابل‌توضیح است، ولی اثرگذاری پدیده شتاب‌دهندگی در شرایط رکودی اقتصاد ایران که در اغلب مواقع با تورم همراه است و در ادبیات اقتصادی به رکود تورمی شهرت دارد، به ریسک‌گریز بودن بانک‌های ایرانی در مواجهه با مشتریانی که در قبال وثایق پرارزش درخواست تسهیلات دارند، برمی‌گردد. نگرانی بانکداران از نقد نشدن وثیقه‌های مزبور در شرایط رکود تورمی موجب کاهش اعطای تسهیلات و پایین آمدن نسبت وام به ارزش وثایق می‌گردد. بنابراین، اثرگذاری سازوکار شتاب‌دهنده مالی در دوره‌های رکود تورمی همچون سایر دوره‌های رکودی تایید می‌شود.

تخمین‌های پژوهش حاضر با استفاده از رویکرد بیزین و داده‌های روندزدایی‌شده اقتصاد ایران انجام شد. نتایج برآوردهای بیزین مدل نشان می‌دهد که گشتاورهای متغیرهای واقعی و داده‌های شبیه‌سازی‌شده مدل تا اندازه زیادی بر هم منطبق هستند. همچنین، نتایج توابع واکنش آنی نشان می‌دهد که در شرایط فرض بیشینه بودن درجه اصطکاک مالی که در کالیبراسیون پارامتر نسبت وام به ارزش وثایق ظاهر می‌شود و در مدل با ($LTV_b = LTV = 0$) نشان داده می‌شود، شوک‌های پولی قابلیت اثرگذاری پایین‌تری بر متغیرهای اصلی همچون مصرف خانوارهای قرض‌گیرنده و بنگاه‌های کارآفرین، سرمایه‌گذاری، و تولید دارند. این امر در خصوص آثار شوک فناوری معکوس است، به این معنا که با افزایش درجه اصطکاک مالی نسبت به سناریوی پایه، قابلیت اثرگذاری شوک فناوری بر متغیرهای اصلی همچون مصرف خانوارهای قرض‌گیرنده و بنگاه‌های کارآفرین، سرمایه‌گذاری، و تولید (البته به اندازه کم‌تری نسبت به متغیرهای قبلی) افزایش می‌یابد. بنابراین، فرضیه پژوهش مبنی بر این‌که لحاظ کردن پدیده اصطکاک مالی در ادوار تجاری اقتصاد ایران بر میزان اثرگذاری شوک‌های پولی و حقیقی و در نتیجه توابع واکنش آنی متغیرهای اصلی مدل موثر است، تایید می‌شود؛ اگرچه تغییرات مزبور در پاسخ متغیرهای مدل به شوک‌های ترجیحات مسکن و شوک نفتی نسبت به شوک‌های پولی و بهره‌وری کم‌تر محسوس است.

الگوی طراحی‌شده در این پژوهش به سیاستگذار اقتصادی کمک می‌کند که در مواجهه با تکانه‌های مختلف، با در نظرگرفتن اثر شتاب‌دهنده مالی، درک بهتری از آثار این تکانه‌ها داشته باشد و با اعمال سیاست‌های مناسب، ناکارایی‌های محتمل به‌ویژه در حوزه اعطای تسهیلات بانکی را کمینه نماید. توجه به شاخص‌های سلامت بانکی به‌ویژه نسبت کفایت سرمایه از سوی سیاستگذار نیز می‌تواند با کاستن از درجه اصطکاک مالی به تحقق اهداف پولی کمک شایانی نماید. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی الگوی حاضر با تصریح بازار بین‌بانکی و سیاستگذاری بانک مرکزی در این خصوص بسط یابد.

منابع

الف) انگلیسی

Ahmadyan, A. (2016). Modeling a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for the Iranian Bank Withdrawal. *The Journal of Economic Policy, 7*(14), 77-103. http://ep.yazd.ac.ir/article_717.html

Altman, E. I., & Saunders, A. (2001). An Analysis and Critique of the BIS Proposal on Capital Adequacy and Ratings. In *Risk Management: The State of the Art* (pp. 167-186): Springer.

Arslan, Y., Guler, B., & Kuruscu, B. (2020). Credit Supply Driven Boom-Bust Cycles. *BIS Working Papers No. 885*. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3573994

Bartmann, R. (2017). Causes and Effects of 2008 Financial Crisis: Hochschule Furtwangen.

Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. *Handbook of Macroeconomics, 1*(1), 1341-1393. https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10034-X

Beutler, T., Bichsel, R., Bruhin, A., & Danton, J. (2020). The Impact of Interest Rate Risk on Bank Lending. *Journal of Banking & Finance, 115*(1), 105797. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2020.105797

Blanchard, O. J., & Kahn, C. M. (1980). The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations. Econometrica: *Journal of the Econometric Society, 48*(5), 1305-1311. https://doi.org/10.2307/1912186

Borio, C., Furfine, C., & Lowe, P. (2001). Procyclicality of the Financial System and Financial Stability: *Issues and Policy Options. BIS Papers, 1*(3), 1-57. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1165494

Calvo, G. A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics, 12*(3), 383-398. https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0

Carlstrom, C. T., & Fuerst, T. S. (1997). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis. T*he American Economic Review, 87*(5), 893-910.

Dargahi, H., & Hadian, M. (2016). Evaluation of Fiscal and Monetary Shocks with

Emphasis on the Interactions of Banking System Balance Sheet and the Real Sector of Iran's Economy: A DSGE Approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 3*(1), 1-28. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_4828.html

Dib, A. (2010). *Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycles. Bank of Canada Working Paper No. 24*.

Fakhrehosseini, S. F., Shahmoradi, A., & Ehsani, M. A. (2012). Sticky Prices, Wages and Monetary Policy in the Iranian Economy. *The Economic Research, 12*(1), 1-30. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-6736-fa.html

Farzin Vash, A., Ehsani, M. A., & Keshavarz, H. (2015). Financial Frictions and Labor Market Fluctuations (Case Study Iran's Economy as a Small Open Economy). *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi), 50*(2), 415-447. https://dx.doi.org/10.22059/jte.2015.55088

Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., & Signoretti, F. M. (2010). Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking, 42*(1), 107-141. https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2010.00331.x

Gertler, M. (1988). Financial Structure and Aggregate Economic Activity: An Overview. *Journal of Money, Credit and Banking, 20*(3), 559-588. https://doi.org/10.2307/1992535

Gertler, M., & Bernanke, B. (1989). Agency Costs, Net Worth and *Business Fluctuations. In Business Cycle Theory:* Edward Elgar Publishing Ltd.

Goodhart, C., Hofmann, B., & Segoviano, M. (2004). Bank Regulation and Macroeconomic Fluctuations. *Oxford Review of Economic Policy, 20*(4), 591-615. https://doi.org/10.1093/oxrep/grh034

Hamilton, J. (1994). Time Series Econometrics: Princeton University Press Princeton.

Holmstrom, B., & Tirole, J. (1997). Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector. *The Quarterly Journal of Economics, 112*(3), 663-691. https://doi.org/10.1162/003355397555316

Iacoviello, M. (2005). House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle. *American Economic Review, 95*(3), 739-764.

Iacoviello, M., & Neri, S. (2010). Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model. *American Economic Journal: Macroeconomics, 2*(2), 125-164.

Jacques, K. T. (2008). Capital Shocks, Bank Asset Allocation, and the Revised Basel Accord. *Review of Financial Economics, 17*(2), 79-91. https://doi.org/10.1016/j.rfe.2007.03.003

Kiyotaki, N., & Moore, J. (1997). Credit Cycles. *Journal of Political Economy, 105*(2), 211-248.

Lowe, P. W. (2002). Credit Risk Measurement and Procyclicality. *BIS Working Paper No. 116*. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.846268

Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review, 48*(3), 261-297.

Pietrunti, M. (2017). Financial Frictions and the Real Economy. *ESRB Working Paper Series No. 41*

Shahhoseini, S., & Bahrami, J. (2016). Assessment of Macroeconomic Fluctuations and Monetary Transmission Channel in Iran; Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach. *Journal of Economics Research, 16*(60), 1-49. https://dx.doi.org/10.22054/joer.2016.4200

Suh, H. (2012). Macroprudential Policy: Its Effects and Relationship to Monetary Policy.

FRB of Philadelphia Working Paper No. 12-28. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2182741

Taei, H. (2007). An Estimation of Labour Supply Function Using the Iranian Micro Data. *Iranian Journal of Economic Research, 8*(29), 93-112. http://ijer.atu.ac.ir/article_3675.html

Tavakolian, H. (2012). A New Keynesian Phillips Curve in a DSGE Model for Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi), 47*(3), 1-22. https://dx.doi.org/10.22059/jte.2012.29251

Townsend, R. M. (1979). Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification. *Journal of Economic Theory, 21*(2), 265-293. https://doi.org/10.1016/0022-0531(79)90031-0

Van den Heuvel, S. (2002). Does Bank Capital Matter for Monetary Transmission? *Economic Policy Review, 8*(1), 259-265.

ب) فارسی

امینی، علیرضا، و حاجی محمد، نشاط (۱۳۸۴). برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی ۱۳۸۱-۱۳۳۸. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۰(۱)، ۸۶-۵۳. http://jpbud.ir/article-1-208-fa.html

کاوند، حسین (۱۳۸۸). *تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران*. پایان‌نامه دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.