

توسعه و افول مالی در ایران: یک مدل کمی تعادل عمومی

پویا

مجید عینیان *

تاریخ وصول: ۱۳۹۶/۰۷/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۰۹

چکیده:^۱

مانده بدهی بخش غیردولتی به شبکه‌ی بانکی نسبت به تولید ناخالص اسمی داخلی در طول سال‌های نیمه‌ی دهه‌ی هفتاد تا نیمه‌ی دهه‌ی هشتاد بیش از دو برابر شده و پس از آن این رشد، متوقف شده است. در این مقاله، برای توضیح این پدیده یک مدل کمی تعادل عمومی پویا معرفی می‌شود و مدل با توجه به داده‌های کلان ایران و داده‌های خرد به دست آمده از طرح دسترسی خانوار به خدمات مالی بانک مرکزی کالیبره می‌شود. از دیدگاه مدل چرخه اعتباری بیشتر مرتبط با موضوعاتی است که قیمت مسکن را مستقیماً تحت تأثیر قرار داده و در نتیجه میزان وثیقه‌گذاری مسکن را برای دریافت اعتبارات تحت تأثیر می‌گذارد. مدل به خوبی می‌تواند تحولات بازار اعتبار در ایران و بخش مهمی از تحولات بازار مسکن را توضیح دهد؛ ولی اثرات اقتصاد کلان نسبتاً جزئی هستند؛ چرا که پاسخ قرض‌گیرندگان و قرض‌دهندگان در سطح هم‌افزون همدیگر را خنثی می‌کنند. این موضوع نشان می‌دهد انقباض اعتباری از سال ۱۳۸۶ به تنهایی قادر به توضیح رکود سال‌های اخیر نیست.

طبقه‌بندی *JEL*: G01, E44, E21

واژه‌های کلیدی: قیمت مسکن، بدهی وام، محدودیت استقراض، چرخه اعتباری

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران. (einian85@gmail.com)

^۱ این مقاله بر اساس بخشی از پژوهش‌های پایان‌نامه‌ی دکتری نویسنده در دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه صنعتی شریف با عنوان «مقالاتی در نظریه اقتصادی مصرف» تهیه شده است. نویسنده از راهنمایی‌های دکتر مسعود نیلی سپاسگزار می‌کند.

۱- مقدمه

مانده بدهی بخش غیردولتی در ایران، نسبت به تولید ناخالص اسمی در طول نیمه‌ی دوم دهه‌ی هفتاد تا اواخر دهه‌ی هشتاد رشد قابل توجهی داشته است. این نسبت از ۲۴ درصد در سال ۱۳۷۶ به ۵۶ درصد در سال ۱۳۸۶ افزایش یافته است (شکل ۱). چنین افزایشی قابل مقایسه با رشد قابل توجه بدهی خانوارها در امریکا در طول چهار دهه قبل از بحران ۲۰۰۷ است (جوستینیانو، پرمیسری و تامبالوتی^۲ ۲۰۱۵). وضعیت رشد و توقف مانده بدهی در ایران چندان مورد مطالعه قرار نگرفته است؛ اما پدیده‌ی مشابه پدیده‌ی ذکر شده در امریکا در ادبیات اقتصادی به دفعات مورد بررسی قرار گرفته است (اگرتسون و کروگمن^۳، ۲۰۱۲؛ گوریری و لورنزون^۴، ۲۰۱۷؛ میدریگان و فیلیپون^۵، ۲۰۱۶؛ میان و سوفی^۶، ۲۰۰۹ و ۲۰۱۱؛ میان، رائو و سوفی^۷، ۲۰۱۳؛ صندوق بین‌المللی پول^۸، ۲۰۱۲). به طور ویژه جوستینیانو، پرمیسری و تامبالوتی (۲۰۱۵) به بررسی توسعه و افول مالی در امریکا پرداخته است.

این مقاله با استفاده از روش جوستینیانو، پرمیسری و تامبالوتی (۲۰۱۵) و استفاده از داده‌های اقتصاد ایران، سعی در آشکار ساختن ابعاد کمی ریشه‌ها و عواقب چرخه اهرمی غیرعادی نمایش داده شده در شکل ۱ می‌کند. پیشبرد علمی این مقاله در سطح اقتصاد ایران انجام یک مطالعه کمی تعادل عمومی در مورد موضوع توسعه و افول مالی است و در سطح ادبیات اقتصاد جهانی فراهم آوردن مدلی متناسب با داده‌های خرد و کلان اقتصاد ایران. مدل ارائه شده به خوبی تحولات بخش اعتباری را توضیح می‌دهد؛ ولی نتایج مدل‌سازی حاکی از آن است که افول (یا توقف رشد) مانده بدهی بخش خصوصی (افول مالی) به تنهایی توضیح‌دهنده رشد کند تولید پس از رکود سال ۱۳۸۷ نیست که البته با شواهدی چون تحریم‌های سخت اقتصادی که دیگر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی بوده‌اند سازگار است. در این مقاله، بخش نفت مدل‌سازی نشده است؛ چرا که تأکید بر اثر

^۲ Justiniano, Primiceri & Tambalotti

^۳ Eggertsson & Krugman

^۴ Guerrieri & Lorenzoni

^۵ Midrigan & Philippon

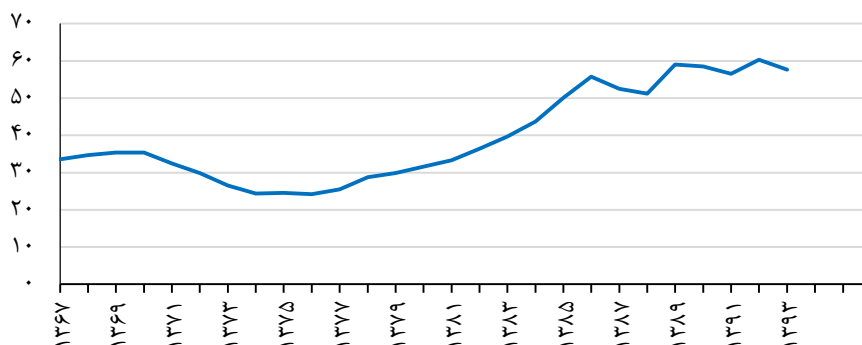
^۶ Mian & Sufi

^۷ Mian, Rao & Sufi

^۸ International Monetary Fund

توسعه‌ی بخش مالی بر اقتصاد کلان بوده است. بدیهی است برای درک بهتر عملکرد اقتصاد ایران، مدل‌سازی بخش نفت نیز مورد نیاز است؛ ولی افزودن بخش نفت به مدل باعث پیچیدگی بیش از حد آن شده و از هدف اصلی مدل که همانا توضیح پدیده توسعه و افول مالی است دور می‌شود.

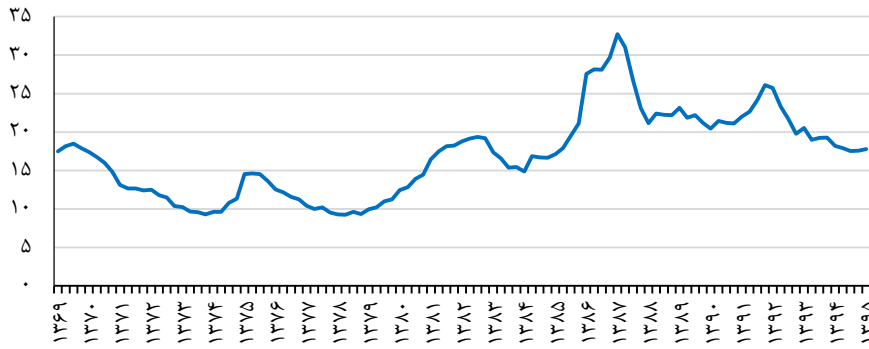
شکل ۱: نسبت بدهی بخش خصوصی به شبکه بانکی به تولید ناخالص داخلی بالقوه



ماخذ: سری‌های زمانی بانک مرکزی

مدل بررسی شده، سه ویژگی دارد؛ ویژگی اول، ناهمگنی انگیزه‌های پس‌انداز خانوارها است که باعث ایجاد بازار استقراض می‌شود و نقشی برای بدهی در چارچوب کلان فراهم می‌کند. از آنجایی که بخش عمده‌ی تعهدات بخش خصوصی در ایران به شکل بدهی به شبکه بانکی است و ساختار تسهیلات‌دهی در ایران عمدتاً بر پایه وثیقه بوده است، ویژگی دوم این مدل محدودیت وثیقه است که میزان بدهی را به میزان مشخصی از ارزش املاک محدود می‌کند؛ در نتیجه قیمت مسکن نقشی اساسی در شکل دادن پویایی بدهی بخش خصوصی بازی می‌کند. این موضوع در داده‌های اقتصاد ایران مشهود است؛ ولی در بخش مهمی از مدل‌های اقتصادی که به بررسی پدیده توسعه و افول مالی پرداخته‌اند از جمله اگر تسون و کروگمن (۲۰۱۲) و گوریری و لورنزونی (۲۰۱۲) غایبند. ویژگی سوم وارد شده در مدل، این است که اعمال اجبار وام‌گیرندگان به بازپرداخت تسهیلات امکان‌پذیر نیست. این ویژگی با توجه به مشاهدات در دنیای واقع و رفتار بانک‌ها نسبت به بدهکاران وارد مدل شده است و توضیح دهنده اصلی افزایش شدید نسبت وام به ارزش مسکن است.

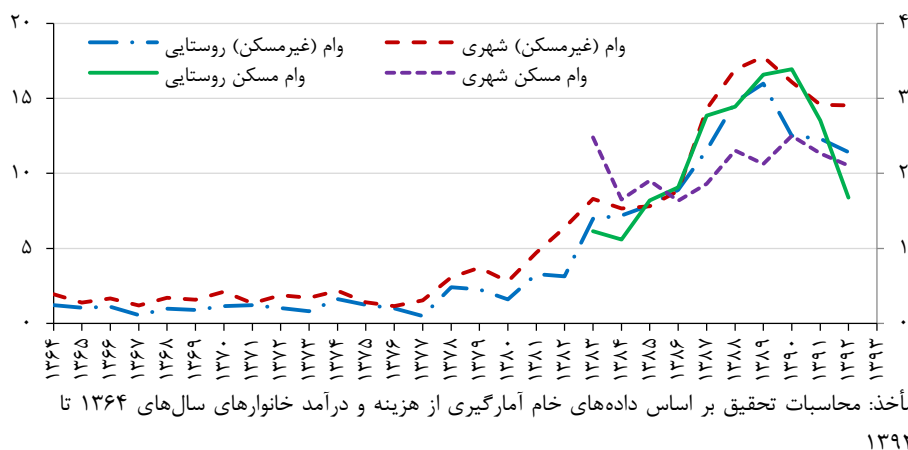
شکل ۲: قیمت حقیقی مسکن (یک متر مربع واحد آپارتمانی شهر تهران) - میلیون ریال ۱۳۹۰



مأخذ: مرکز آمار ایران

برای کالیبراسیون مدل از داده‌های خرد و کلان استفاده شده است. طرح بررسی دسترسی خانوارها به خدمات مالی در مناطق شهری ایران (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۹) در سال ۱۳۸۷ توسط اداره آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (دایره‌ی بررسی بودجه خانوار) انجام شده و اطلاعات مهمی در مورد ناهمگنی خانوارها در دسترسی به خدمات مالی دارد. آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی که هر ساله توسط مرکز آمار ایران انجام می‌شود، اطلاعات مهمی در مورد ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها دارد. این آمارگیری به صورت ویژه برای موضوع خدمات مالی و دارایی طراحی نشده است؛ ولی بر اساس داده‌هایی در مورد هزینه‌های خدمات و نیز معادل ارزش اجاری مسکن متعلق به خانوار می‌توان تخمین‌هایی در مورد وام و ارزش املاک مسکونی خانوارها به دست آورد که از آن‌ها در محاسبه یکی از شاخص‌های شکل ۳ نیز استفاده شده است. از داده‌های جریان وجوه نیز برای ارزیابی تخمین‌های وام و ارزش املاک استفاده شده است. از داده‌های نیمه‌ی دوم دهه‌ی ۷۰ و نیمه اول دهه‌ی ۸۰ برای کالیبراسیون مقادیر حالت پایدار مدل استفاده می‌شود؛ چرا که معتقدیم نوسانات سال‌های بعد از آن را نمی‌توان به عنوان حالت پایدار تعبیر کرد. بدین ترتیب، هر دو جزء رشد و افول را می‌توان تحلیل کرد (در مقابل کالیبراسیون مقادیر حالت پایدار با اعداد پیش از وقوع افول مالی که تنها تحلیل دوره افول را امکان‌پذیر می‌کنند).

شکل ۳: توسعه مالی: شمول مالی، افزایش درصد خانوارهای برخوردار



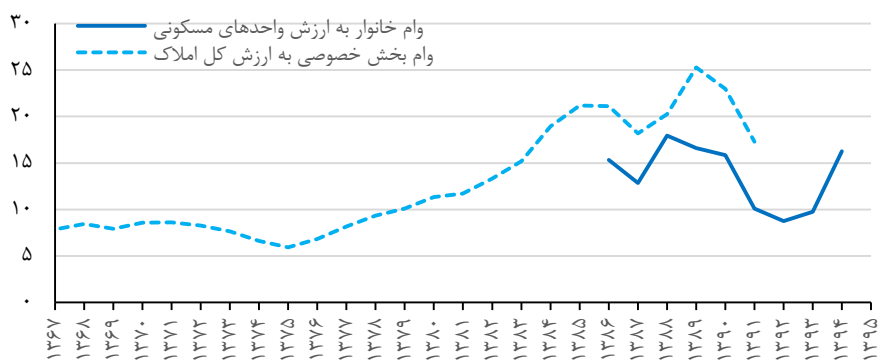
همان‌گونه که به عنوان ویژگی دوم مدل اشاره شد، رابطه‌ی وام با ارزش مسکن یکی از مهم‌ترین کانال‌های اثرگذاری بخش مالی بر بخش حقیقی است. شکل ۲ و ۳ نمایانگر این ارتباط در مقادیر تاریخی قیمت مسکن و نسبت خانوارهایی است که وام دریافت کرده‌اند. داده‌های نسبت مقدار مانده وام به ارزش مسکن در ایران وجود ندارند ولی در شکل ۴ دو متغیر تقریبی نماینده برای این نسبت ارائه شده است. نسبت وام بخش خصوصی به ارزش کل املاک با استفاده از داده‌های هم‌فزون شبکه بانکی و تخمین‌های انباشت سرمایه و داده‌های جریان وجوه به دست می‌آید. با استفاده از داده‌های خام سال‌های مختلف آمارگیری‌های هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی (مرکز آمار ایران) ارزش واحد مسکونی و نیز مانده وام هر یک از خانوارها محاسبه شده است و میزان هم‌فزون ارزش واحدهای مسکونی و مانده وام خانوارها تقریب زده شده‌اند. برای محاسبه مانده وام از میزان پرداختی وام‌های سالانه استفاده شده و برای تقریب ارزش واحدهای مسکونی از ارزش معادل اجاره هزینه‌های خانوارها استفاده شده است؛ البته برای تبدیل ارزش اجاره به ارزش فروش از نسبت قیمت اجاره به قیمت فروش مترمربع واحد مسکونی که هر دو توسط مرکز آمار ایران جمع‌آوری می‌شوند، استفاده شده است. نسبت ارزش کل وام‌های خانوارهای کشور به ارزش واحدهای مسکونی با استفاده از این تقریب‌ها به دست آمده‌اند. نسبت ذکرشده نیز دارای روند ثابت در دوره توسعه مالی است. در سال‌های افزایش شدید قیمت مسکن یعنی سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ و نیز سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۲، نسبت وام به ارزش مسکن افت می‌کند و در

دوره افول مالی افزایش می‌یابد. افزایش قابل توجه قیمت مسکن در طول سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷ همزمان با افزایش وام‌دهی بیشتر بوده است. در حالی که با افت قیمت مسکن از سال ۱۳۸۸ و ثابت ماندن نسبی درصد خانوارهایی که وام (مسکن و غیرمسکن) دریافت کرده‌اند، انتظار می‌رود نسبت ارزش وام به ارزش مسکن به شدت افزایش یافته باشد که در داده‌ها این افزایش را در حد ۳۰ الی ۴۰ درصد افزایش مشاهده می‌کنیم.

مدل استاندارد اقتصاد کلان مورد استفاده این مقاله که بر پایه مدل نظری اگرتسون و کروگمن (۲۰۱۲) بنا شده است، اجزای استقراض و وام‌دهی را شامل می‌شود. این مدل می‌تواند به عنوان ابزاری برای مطالعه کمی اهمیت مکانیسم‌های اتصال بدهی خانوار و خروجی اقتصاد کلان مورد استفاده قرار گیرد. از این مدل می‌توان برای بررسی دو دلیل بالقوه چرخه رشد و افول اهرمی یعنی تغییری در محدودیت‌های اعتباری به ازای میزان مشخصی از قیمت مسکن و نیز تغییر در قیمت مسکن به ازای میزان مشخصی از محدودیت اعتباری استفاده کرد. تأکید مقاله حاضر بر بررسی مکانیزم تغییر محدودیت اعتباری به عنوان عامل چرخه رشد و افول اهرمی است.

پیشبرد این مقاله از نظر بررسی اهمیت بازارهای مالی در ایجاد رکود انتهای دهه ۸۰ شمسی در اقتصاد ایران قابل توجه است. اهمیت این موضوع در برخی تحلیل‌های اقتصادی از جمله نیلی و حسن‌زاده (۱۳۸۹) مطرح شده است؛ ولی در مدل‌سازی اقتصادی چندان مورد توجه واقع نشده است.

شکل ۴: وام به ارزش املاک (درصد)



مأخذ: محاسبات تحقیق

در ادامه‌ی مقاله، ابتدا مدل نظری شامل اجزای خانوارها، تولیدکنندگان کالای مصرفی، تولیدکنندگان مسکن و در نهایت دولت معرفی می‌شود. در بخش بعد، پارامترهای مدل تک به تک و بر اساس داده‌های کلان و خرد اقتصاد ایران کالیبره می‌شوند. در بخش نتایج آزمایشی بر روی پارامترهای مدل انجام می‌شود تا میزان اثرگذاری این تغییرات بررسی گردد. در این بخش به تفصیل به شواهد داده‌ای و توصیفی در مورد چگونگی توسعه مالی (آزادسازی مالی) در نیمه‌ی دوم دهه‌ی ۷۰ و نیمه اول دهه‌ی ۸۰ و توقف آن در سال‌های ۸۶ به بعد ارائه خواهد شد. در نهایت جمع‌بندی مقاله بر اساس نتایج مدل و آزمایش ارائه می‌شود.

۲- مدل

در این بخش، مدل کمی مورد استفاده برای بررسی چرخه‌ی رشد و افول اهرم مالی در ایران در دهه‌ی هشتاد معرفی می‌شود. این مدل بر پایه‌ی مطالعات جوستینیانو، پریمیسری و تامبالوتی (۲۰۱۵)، یاکویلو (۲۰۰۵) و کمپیل و هرکوویتز (۲۰۰۹) بنا شده است. فرض اساسی مدل ناهمگنی خانوارها در انگیزه‌های پس‌انداز خانوار است که باعث ایجاد قرض‌دهی و استقرار بین خانوارها می‌شود؛ همچنین خانوارها دارای مسکن هستند که می‌توانند برای استقرار به عنوان وثیقه استفاده کنند. طراحی مدل با این واقعیت شناخته شده در مورد اقتصاد ایران که مهم‌ترین بدهی خانوارها، وام مسکن و مهم‌ترین دارایی آن‌ها مسکن آنان و مهم‌ترین ابزار وثیقه‌گذاری نیز همان مسکن است، سازگار است.

در این مدل، اقتصاد از چهار بخش تشکیل شده است: خانوارها، تولیدکنندگان مسکن، تولیدکنندگان کالاها و دولت. مسأله بهینه‌سازی هر یک از این آحاد و شرایط تسویه بازار به شرح زیر است.

۲-۱- خانوارها

اقتصاد از پیوستاری از دو نوع خانوار تشکیل شده است که تنها در نرخ ترجیح زمانی تفاوت دارند. این نوع از ناهمگنی در مدل‌سازی از جوستینیانو، پرمیسری و تامبالوتی (۲۰۱۵) تبعیت می‌کند. خانوارهای شکیبا که در تعادل نقش قرض‌دهنده (پس‌انداز کننده) را دارند با زیرنویس l مشخص شده‌اند و سهمشان از جمعیت برابر $1 - \psi$ است. نرخ ترجیح زمانی این خانوارها β_l است. خانوارهای ناشکیبا که در تعادل قرض‌گیرنده هستند با زیرنویس b مشخص می‌شوند و ترجیح زمانی β_b دارند که $\beta_l > \beta_b$ است. در زمان صفر، خانوار نمونه $j = b, l$ تابع مطلوبیت زیر را بیشینه می‌کند:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_j^t \left[\log C_{j,t} + \phi \log H_{j,t} - \phi \frac{L_{j,t}^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \quad (1)$$

که در آن $C_{j,t}$ مصرف کالای بی‌دوام، $L_{j,t}$ ساعات کار و $H_{j,t}$ انباشت مسکن است. تمامی متغیرها در قالب سرانه تعریف شده‌اند. این شیوه از تصریح تابع مطلوبیت فرض می‌کند که جریان خدمت مسکن با انباشت آن متناسب است؛ همچنین تصریح تابع مطلوبیت به شکل فوق به طور ضمنی فرض می‌کند مطلوبیت حاصل از اجزای مصرف کالای بی‌دوام، مصرف خدمات مسکن و عدم مطلوبیت حاصل از کار خاصیت جدایی‌پذیری جمعی دارد (کمپبل و هرکوویتز، ۲۰۰۹). بهینه‌سازی مطلوبیت مقید به محدودیت جریان بودجه اسمی است:

$$P_t C_{j,t} + P_t^h \Xi_{j,t} + P_t I_{j,t} + R_{t-1} D_{j,t-1} \leq W_{j,t} L_{j,t} + R_t^k K_{j,t} - P_t T_{j,t} + D_{j,t} \quad (2)$$

در این عبارت P_t و P_t^h به ترتیب قیمت کالاهای مصرفی و قیمت مسکن است. R_t^k نرخ اسمی اجاره سرمایه و $W_{j,t}$ نرخ دستمزد است. نرخ دستمزد وابسته به نوع خانوار است؛ چرا که نیروی کار قرض‌گیرندگان جایگزین کامل نیروی کامل پس‌اندازکنندگان نیست. $D_{j,t}$ مقدار بدهی اسمی یک دوره‌ای انباشت شده در انتهای دوره t است که با نرخ بهره اسمی ناخالص R_t به دوره $t + 1$ منتقل

می‌شود. $\Pi_{j,t}$ سهم خانوار نوع j از سود بنگاه‌های واسطه‌ای است و $T_{j,t}$ مالیات یکجا و پرداخت‌های انتقالی از دولت است.

انباشت مسکن و سرمایه در این اقتصاد با توجه به معادلات زیر تغییر می‌کند:

$$H_{j,t+1} = (1 - \delta_h)H_{j,t} + \bar{\varepsilon}_{j,t} \quad (۳)$$

$$K_{j,t+1} = (1 - \delta_k)K_{j,t} + \left(1 - S_k \left(\frac{I_{j,t}}{I_{j,t-1}}\right)\right) I_{j,t} \quad (۴)$$

که در آن $\bar{\varepsilon}_{j,t}$ سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و $I_{j,t}$ سرمایه‌گذاری در سرمایه تولیدی است. δ_h و δ_k نرخ استهلاک این دو نوع سرمایه است. S_k نمایانگر وجود هزینه‌های تعدیل در سرمایه‌گذاری است که به روش کریستیانو، آیشنبوم و اونز ۹ (۲۰۰۵) مدل‌سازی شده و پارامترهای آن به ترتیب زیر است:

$$S_k(x) = \zeta_k \frac{1}{2}(x - e^\gamma)^2 \quad (۵)$$

به گونه‌ای که در حالت پایدار $S_k = S'_k = 0$ و $S''_k = \zeta_k > 0$ که e^γ نرخ رشد اقتصاد در مسیر رشد متوازن است.

۲-۱-۱- محدودیت استقراض

قابلیت استقراض خانوار محدود به یک قید وثیقه مشابه کیوتاکي و مور^۹ (۱۹۹۷) است. این محدودیت به شکلی مدل‌سازی می‌شود که عدم تقارن قراردادهای وام مسکن را پوشش دهد. هنگامی که قیمت مسکن افزایش پیدا می‌کند، خانوارها می‌توانند وام‌های خود را بازبینی کرده و با توجه به افزایش ارزش وثایقشان وام بیشتری دریافت کنند؛ ولی هنگامی که قیمت‌ها افت می‌کند، کاهش ارزش وثایق منجر به کاهش ارائه وام به خانه‌های جدید می‌شود؛ ولی وام‌دهندگان نمی‌توانند خواستار بازپرداخت سریعتر وام از کسانی که قبلاً وام گرفته‌اند باشند. عدم تقارن مشابهی به هنگام تغییر نسبت وام به ارزش ایجاد می‌شود. به طور مشخص، محدودیت استقراض به شکل زیر ارائه می‌شود.

$$D_{j,t} \leq \bar{D}_{j,t} = \begin{cases} \theta_t P_t^h H_{j,t+1} & \text{اگر } \theta_t P_t^h \geq \theta_{t-1} P_{t-1}^h \\ (1 - \delta_h) \bar{D}_{j,t-1} + \theta_t P_t^h \bar{\varepsilon}_{j,t} & \text{اگر } \theta_t P_t^h < \theta_{t-1} P_{t-1}^h \end{cases} \quad (۶)$$

^۹ Christiano, Eichenbaum & Evans

^{۱۰} Kiyotaki & Moore

اگر شرایط وام‌دهی آسان‌تر شود و یا ارزش وثایق افزایش پیدا کند؛ یعنی θP^h افزایش یابد، خانوارها تا سقف نسبت θ_t از ارزش روز کل انباشت مسکن خود می‌توانند استقراض کنند. این نوع مدل‌سازی برای محدودیت استقراض یک نمایش استاندارد برای شرایطی است که وام‌های پیشین قابل تبدیل به وام‌های جدید (refinance) برای استفاده از شرایط جدید بهتر است.

از سوی دیگر اگر θP^h کاهش پیدا کند، خانوارها نیاز به بازپرداخت مابه‌التفاوت کاهش ارزش وثایق نیستند؛^{۱۱} در نتیجه شرایط نامناسب‌تر جدید تنها برای وام‌های جدید اعمال می‌شود. این نوع مدل‌سازی نه تنها با واقعیت‌های بازار وام‌دهی سازگارتر است، ویژگی مهم مدل نیز محسوب می‌شود که در ایجاد افزایش سریع نسب وام به وثیقه در سال ۱۳۸۷ مؤثر است.

با توجه به انگیزه کمتر خانوارهای ناشکیبا برای پس‌انداز، این خانوارها در تعادل از خانوارهای شکیبا قرض می‌گیرند. در واقع در نزدیکی حالت پایدار آنها تا جایی که محدودیت استقراض اجازه دهد قرض می‌گیرند و در نتیجه هیچ سرمایه (غیر مسکن) نگاه نمی‌دارند. برای سادگی فرض می‌کنیم به هنگامی که محدودیت استقراض فعال نباشد نیز خانوارهای ناشکیبا انباشت سرمایه تولید ندارند. این ویژگی نه تنها به این واقعیت که کل سرمایه‌گذاری بخش مهمی از خانوارهای ایرانی در مسکن است، نزدیک است؛ بلکه برای سادگی حل مدل افزوده شده است؛ البته نتیجه‌ی چنین فرضی، این است که به هنگام بحران، سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد که با داده‌های دنیای واقع سازگار نیست. برای بسط سازگاری مدل با واقعیات سرمایه‌گذاری نیاز به اضافه نمودن اصطکاک‌هایی در بازار کالا هستیم که به دلیل عدم ارتباط با موضوع مقاله از آن صرف نظر شده است.

۲-۲- تولیدکنندگان کالای مصرفی

پیوستاری از بنگاه‌های واسطه که با اندیس $i \in [0,1]$ مشخص می‌شوند وجود دارد که هر یک کالای $Y_t(i)$ تولید می‌کنند. یک بخش تولید کالای نهایی رقابتی نیز محصول نهایی Y_t را بر اساس رابطه زیر تولید می‌کند:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{1}{1+\lambda}} di \right]^{1+\lambda} \quad (7)$$

^{۱۱} خانوارها به اندازه کاهش ارزش مسکن به دلیل استهلاک به طور منظم بازپرداخت وام دارند که ارتباطی به تغییرات قیمت مسکن ندارد. این بازپرداخت از ابتدا در ساختار وام‌دهی مدنظر قرار گرفته است.

بنگاه‌های واسطه که در مالکیت خانوارهای شکیب‌ها هستند با یک تابع تولید بازده ثابت به مقیاس به شکل زیر فعالیت می‌کنند:

$$Y_t(i) = A_t^{1-\alpha} K_t^\alpha(i) \left[(\psi L_{b,t}(i))^v \left((1-\psi) L_{l,t}(i) \right)^{1-v} \right]^{1-\alpha} - A_t F \quad (8)$$

بنگاه‌ها نیروی کار (از هر دو نوع خانوار) و سرمایه را در بازارهای رقابتی با نرخ‌های $W_{l,t}$ ، $W_{b,t}$ و R_t^k اجاره می‌کنند. F هزینه ثابت تولید است و به گونه‌ای انتخاب می‌شود که سود حالت پایدار برابر صفر باشد. عامل تکنولوژی ضرب‌شونده در نیروی کار^{۱۲} است و با نرخ رشد γ افزایش می‌یابد. بنگاه‌های واسطه در بازارهای رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند و قیمت خود را بر اساس مدل قیمت‌گذاری کالوو^{۱۳} (۱۹۸۳) تنظیم می‌کنند. بخشی از بنگاه‌ها به اندازه $1 - \xi_p$ در هر دوره قیمت خود را به شکل بهینه با توجه به تقاضا برای محصولشان تنظیم می‌کنند، در حالی که نسبت ξ_p بنگاه‌ها قیمتشان را عوض نمی‌کنند.

۲-۳- تولیدکنندگان مسکن

تولید مسکن جدید توسط بنگاه‌های کاملاً رقابتی انجام می‌شود. این بنگاه‌ها مقدار I_t^h کالاهای نهایی را خریداری کرده و با استفاده از تکنولوژی زیر به تولید مسکن پرداخته و به خانوارها می‌فروشند.

$$\Xi_t = \left(1 - S_h \left(\frac{I_t^h}{I_{t-1}^h} \right) \right) I_t^h \quad (9)$$

وارد کردن هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری در تابع تولید مسکن به جای وارد کردن آن در تابع تجمیع به این دلیل است که قیمت مسکن به صورت صریح در مدل وجود داشته باشد. پارامترهای تابع S_h همچون تابع S_k که پیش‌تر معرفی شد با پارامتر کشش $S_h'' = \zeta_h > 0$ تنظیم می‌شوند. مدل‌سازی عرضه مسکن به این شکل، علی‌رغم سادگی، پارامتری کردن اصطکاک عرضه مسکن را امکان‌پذیر می‌سازد. اگر $\zeta_h = 0$ باشد، عرضه مسکن کاملاً کشسان است و قیمت نسبی مسکن برابر یک خواهد بود. با افزایش ζ_h عرضه مسکن بیشتر و بیشتر چسبنده خواهد بود. حالت عرضه ثابت در طول مسیر رشد متوازن متناظر با هزینه تعدیل بی‌نهایت است. تولیدکنندگان مسکن ارزش حال انتظاری سودهای آتی را بیشینه می‌کنند:

¹² labor augmenting

¹³ Calvo

$$E_0 \sum_0^{\infty} \beta_l^t \Lambda_{l,t} [P_t^h E_t - P_t I_t^h] \quad (10)$$

که در آن $\Lambda_{l,t}$ مطلوبیت نهایی درآمد قرض‌دهندگان است که فرض می‌شود بنگاه‌های تولید مسکن را نیز مالکند. از آنجایی که قرض‌دهندگان در تعادل در قید محدودیت استقراض نیستند، معادله اوپلر همیشه برای آن‌ها برقرار است و در نتیجه نرخ ترجیح زمانی آنان نرخ بهره در حالت پایدار را مشخص می‌کند. بدین ترتیب با این فرض مالکیت، با کم شدن سهم خانوارهای ناشکیبا در مدل و حذف آنان ($0 \rightarrow \psi$)، مدل ساختار استاندارد کارگزار نمونه را خواهد داشت.

۲-۴- دولت و سیاست پولی

دولت در این مدل، ساختاری ساده دارد که به جمع‌آوری مالیات و پرداخت یارانه (پرداخت‌های انتقالی) می‌پردازد. همچنین بخشی از تولید نهایی را مصرف می‌کند و نرخ بهره اسمی را تنظیم می‌کند. فرض می‌کنیم دولت بخش ثابتی از تولید نهایی را مصرف می‌کند و بودجه متوازنی دارد:

$$G_t = gY_t = \psi T_{b,t} + (1 - \psi) T_{l,t} \quad (11)$$

به شکلی که خانوارهای شکیبا تنها به خانوارهای ناشکیبا می‌توانند قرض دهند و مجموع خالص استقراض صفر است (دولت در بازار اعتبار حضور ندارد). در ضمن فرض می‌کنیم مالیات کل خانوارهای قرض‌گیرنده بخش ثابتی از مخارج دولت را تامین می‌کند:

$$\psi T_{b,t} = \chi G_t \quad (12)$$

اگر $\chi = 0$ باشد، کل مالیات بر عهده‌ی پس‌اندازکنندگان است؛ در حالی که اگر $\chi = \psi$ هر دو گروه خانوار به میزان یکسانی (سرانه) مالیات می‌پردازند. در نتیجه می‌توان χ را به عنوان شاخصی از بازتوزیع توسط دولت در نظر گرفت. سیاست پولی، نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت را بر اساس قاعده بازخورد زیر تنظیم می‌کند:

$$\frac{R_t}{R} = \max \left\{ \frac{1}{R}; \left(\frac{R_{t-1}}{R} \right)^{\rho R} \left[\left(\frac{(\pi_t \cdot \pi_{t-1} \cdot \pi_{t-2} \cdot \pi_{t-3})^{\frac{1}{4}}}{\pi} \right)^{\tau_{\pi}} \left(\frac{Y_t}{e^{y_t^*}} \right)^{\tau_y} \right]^{1-\rho R} \right\} \quad (13)$$

که π_t نرخ تورم ناخالص، π هدف تورمی بانک مرکزی و y_t^* معیاری از تولید بالقوه است که به سبک کوردیا و همکاران^{۱۴} (۲۰۱۱) به صورت تقریب DSGE از فیلتر توانی لگاریتم تولید محاسبه می‌شود. پارامترهای ρ_R ، τ_π و τ_y درجات اینرسی و قدرت واکنش نرخ بهره به تغییرات تورم سالانه از تورم هدف و تولید از تولید بالقوه را اندازه می‌گیرند.

۲-۵- محدودیت منابع

محدودیت منابع اقتصاد به شکل زیر است (تسویه بازار):

$$Y_t = \psi C_{b,t} + (1 - \psi)C_{l,t} + I_t^h + \psi I_{l,t} + G_t \quad (14)$$

که $I_{l,t}$ مقدار سرمایه‌گذاری سرانه قرض‌دهندگان است که تنها خانوارهایی هستند که انباشت سرمایه دارند. این محدودیت از جمع محدودیت بودجه خانوارهای قرض‌دهنده و قرض‌گیرنده، محدودیت بودجه دولت، شرط سود سفر بنگاه‌های رقابتی، تعریف سود بنگاه‌های واسطه و شرط تسویه بازار بدهی (به شکل زیر) به دست می‌آید.

$$0 = \psi D_{b,t} + (1 - \psi)D_{l,t} \quad (15)$$

۳- کالیبراسیون

پارامترهای مدل به گونه‌ای کالیبره می‌شوند که سازگار با واقعیت‌های ثابت نسبی نیمه‌ی دوم دهه‌ی هفتاد و نیمه‌ی اول دهه‌ی ۸۰ باشند؛ همان‌طور که در بخش مقدمه اشاره شد، کالیبره کردن مقادیر بر اساس سال‌های پیش از بحران، به دلیل اینکه افزایش تاریخی قیمت مسکن در سال‌های منتهی به سال ۱۳۸۷ نزدیک به یک حالت پایدار نیست، منطقی به نظر نمی‌رسد.

کالیبراسیون مقادیر در جدول ۱ ارائه شده‌اند و عمدتاً بر اساس داده‌های خرد و کلان اقتصاد ایران است. در صورت عدم یافتن مقادیر متناسب برای اقتصاد ایران در داده‌ها و مطالعات اقتصادی از مقادیر متناظر مطالعه جوستینیانو، پریمیتری و تامبالوتی (۲۰۱۵) استفاده شده است.

دوره‌های زمانی محاسبات فصل هستند. تورم هدف بانک مرکزی (π) برابر میانگین نرخ ناخالص تورم (۱/۰۳۵) معادل با ۱۵ درصد تورم سالانه فرض شده

¹⁴ Cúrdia, et. al.

است. نرخ رشد بهره‌وری در حالت پایدار (γ) با سازگاری با میانگین نرخ رشد فصلی تولید ناخالص داخلی ($1/1\%$) در دوره کالیبراسیون تنظیم شده است. جوستینیانو، پریمیسری و تامبالوتی (۲۰۱۵) برای به دست آوردن β_l از رابطه $R = \frac{e^{\gamma\pi}}{\beta_l}$ در تعادل پایدار استفاده می‌کنند و نرخ تنزیل زمانی را با استفاده از نرخ اسمی فدرال فاندز، نرخ تورم و نرخ رشد امریکا به دست می‌آورند. با توجه به سرکوب نرخ‌های اسمی بهره به مدت طولانی در ایران، این روش قابل استفاده نیست. در نتیجه برای کالیبره کردن این پارامتر از مطالعه ابراهیمیان و مدنی‌زاده (۱۳۹۴) استفاده شده است. بدین ترتیب با توجه به فصلی بودن داده‌ها β_l برابر $0/987$ انتخاب شده است. این مقدار سازگار با مطالعات متعدد اقتصاد ایران همچون شاهرادی و ابراهیمی (۱۳۸۹) و جلالی‌نائینی و نادریان^{۱۵} (۲۰۱۱) است. مقدار β_b به گونه‌ای انتخاب می‌شود که تفاوت بین دو گروه شکلیا و ناشکیبا مشابه مطالعات کمپبل و هرکوویتز^{۱۶} (۲۰۰۹) و کروسل و اسمیت^{۱۷} (۱۹۹۸) باشد. در نتیجه مقدار $0/98$ انتخاب می‌شود. نکته جالب توجه این است که با توجه به این کالیبراسیون، هر دو گروه خانوار ایرانی نرخ ترجیح زمانی کمتری نسبت به خانوارهای امریکایی در مطالعه جوستینیانو، پریمیسری و تامبالوتی (۲۰۱۵) دارند. از آنجایی که پارامتر عدم مطلوبیت کار (φ)، تنها ابعاد اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد به مقدار ۱ نرمال شده است. در ضمن کشش عرضه نیروی کار فریش^{۱۸} ($1/\eta$) برابر ۱ فرض شده است. این عدد یک، مقدار بینابین میان تابع مطلوبیت خطی متداول در ادبیات چرخه‌های تجاری حقیقی (هانسن، ۱۹۸۵) و کشش عرضه نیروی کار پایین برآورد شده در اکثر مطالعات اقتصاد نیروی کار و متداول در ادبیات تعادل عمومی پویای تصادفی تجربی است (جوستینیانو، پریمیسری و تامبالوتی، ۲۰۱۵).

برای تنظیم پارامتر مربوط به ناهمگنی بین قرض‌گیرندگان و قرض‌دهندگان (ψ) از طرح بررسی دسترسی خانوارها به خدمات مالی در مناطق شهری ایران (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۳۸۹) استفاده می‌کنیم. طبق داده‌های این طرح، ۵۵/۸ درصد خانوارها به طور منظم پس‌انداز می‌کنند و ۴۴/۲ خانوارها چنین

¹⁵ Jalali-Naini & Naderian

¹⁶ Campbell & Hercowitz

¹⁷ Krusell & Smith

¹⁸ Frisch elasticity of labor supply

کاری نمی‌کنند. از آنجایی که مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر پس‌انداز و سرمایه‌گذاری یا مصرف، هزینه زندگی ذکر شده است (۷۷/۹ درصد خانوارها) می‌توان خانوارهایی که پس‌انداز نمی‌کنند و پس‌اندازکنندگان را معادل با قرض‌گیرندگان و قرض‌دهندگان در مدل دانست. با توجه به نسبت خانوارهای قرض‌گیرنده و قرض‌دهنده پارامتر تولید ν بر اساس نسبت سهم این دو گروه از درآمد (۰/۵۷) به مقدار ۰/۸۲۳ تعیین می‌شود. فرض می‌کنیم عملکرد دولت در اخذ مالیات نسبت به این دو گروه متفاوت نیست و در نتیجه مقدار پارامتر χ برابر پارامتر ψ به مقدار ۰/۴۴۲ تنظیم می‌شود.

جدول ۱: مقادیر پارامترها

پارامتر	مقدار	منبع
تولید	β_l	۰/۹۸۷ ابراهیمیان و مدنی‌زاده (۱۳۹۴)، شاهمرادی و ابراهیمی (۱۳۸۹) و جلالی‌نائینی و نادریان (۲۰۱۱)
	β_b	۰/۹۸ ابراهیمیان و مدنی‌زاده (۱۳۹۴)، کمپبل و هرکوویتز (۲۰۰۹) و کروسل و اسمیت (۱۹۹۸)
	φ	۱ نرمال‌سازی به ابعاد اقتصاد
	η	۱ بینابین هانسن (۱۹۸۵) و جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵)
	ψ	۰/۴۴۲ محاسبات تحقیق بر اساس داده‌های طرح بررسی دسترسی خانوارها به خدمات مالی در مناطق شهری ایران
	ϕ_l	۰/۱ جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵)
	ϕ_b	۰/۱ جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵)
	θ	۰/۱۶ بر اساس میانگین بدهی بخش خصوصی به شبکه بانکی به برآورد ارزش روز دارایی بخش خصوصی است.
	γ	۰/۰۱۱ میانگین نرخ رشد فصلی تولید ناخالص داخلی در دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۵
	ν	۰/۸۲۳ محاسبه بر اساس نسبت خانوارهای قرض‌گیرنده و قرض‌دهنده و سهم آنان از درآمد در داده‌های طرح بررسی دسترسی خانوارها به خدمات مالی در مناطق شهری ایران
سیاست‌گذاری	α	۰/۲۳ جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵)
	λ	۰/۲ جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵)
	ξ	۰/۶ صلوی‌تبار و جلالی‌نائینی (۱۳۹۳) و الهی و همکاران (۱۳۹۵)
	δ_h	۰/۰۰۷ امینی و نشاط (۱۳۸۴)
	δ_k	۰/۰۱۸ امینی و نشاط (۱۳۸۴)
	ζ_k	۲ جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵)
	ζ_h	∞ جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵)
	π	۱/۰۳۵ میانگین نرخ ناخالص تورم فصلی (معادل با ۱۵ درصد تورم سالانه)
	ρ_R	۰/۸ جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵)
	τ_π	۲ جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵)
τ_y	۰/۱۲۵ جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵)	
χ	۰/۴۴۲ محاسبه بر اساس نسبت خانوارهای قرض‌گیرنده و قرض‌دهنده در داده‌های طرح بررسی دسترسی خانوارها به خدمات مالی در مناطق شهری ایران	
g	۰/۱۳ سهم هزینه‌های دولت از GDP	

مأخذ: فروض تحقیق

نسبت بدهی به وثیقه (θ) در کالیبراسیون تعادل پایدار برابر $0/16$ بر اساس میانگین بدهی بخش خصوصی به شبکه بانکی به برآورد ارزش روز دارایی بخش خصوصی است. در فرایند رشد بخش مالی این نسبت تا $0/40$ در سال 1386 افزایش یافته است.

پارامترهای مطلوبیت مسکن در تابع مطلوبیت خانوار همچون مطالعه جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (2015) برای دو نوع خانوار یکسان فرض شده است.

در بخش تولید نرخ‌های استهلاک مسکن و ساختمان (δ_H) و استهلاک ماشین‌آلات (δ_K) از مطالعه امینی و نشاط (1384) برداشت شده و نرخ‌های به دست آمده به نرخ‌های فصلی تبدیل شده است. مقدار میانگین خالص مارکاپ بنگاه‌های واسط (λ) برابر 20% انتخاب شده است که در میانه دامنه اعداد استفاده شده در ادبیات است (جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی، 2015). پارامتر کالوو (نسبت بنگاه‌هایی که قادر به تغییر قیمت نیستند) با توجه به ادبیات مدل‌های DSGE در ایران انتخاب شده است. در این مطالعه از مقدار $0/6$ بر اساس مطالعه سلوی‌تبار و جلالی نائینی (1393) استفاده شده است. الهی و همکاران (1395) مقدار $0/5$ را برای اقتصاد ایران معرفی کرده‌اند که در تحلیل حساسیت مدل مورد استفاده قرار گرفته است و نشان می‌دهد نتایج نسبت به این تغییر پایدارند.

نسبت ارزش بازار املاک بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی بر اساس داده‌های هزینه و درآمد خانوار و داده‌های حساب‌های ملی برآورد شده است. این نسبت در ایران برابر $1/45$ محاسبه شده است که اندکی بیش از $1/2$ برای کشور امریکاست. نسبت اولیه وام به ارزش بازار املاک بخش خصوصی بر اساس داده‌های سال‌های میانه‌ی دهه‌ی 70 برابر $0/16$ قرار داده شده است. در آزمایش مورد بررسی این نسبت $0/40$ افزایش می‌یابد. این مقادیر فاصله زیادی با مقادیر کشور امریکا دارد که مقدار اولیه آن در مطالعه جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (2015) برابر $0/36$ قرار داده شده است؛ البته این موضوع با توجه به توسعه‌ی مالی کمتر در ایران کاملاً طبیعی است. نسبت سرمایه‌گذاری در مسکن و ساختمان بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی بر اساس داده‌های حساب‌های ملی برابر $5/75\%$ قرار داده شده است که بیش از مقدار 4% در اقتصاد امریکا است.

۴- نتایج

مدل کالیبره شده که در بخش قبل ارائه شد، می‌تواند به عنوان ابزاری برای مطالعه‌ی اثرات اقتصاد کلان تغییرات در دسترسی خانوار به استقراض قرار گیرد؛ بدین منظور یک سناریو بررسی می‌شود که توانایی خانوار در استقراض را تحت تأثیر می‌گذارد. در سناریو مورد بررسی این مقاله با تغییر نسبت وام به ارزش ساختمان، شدت محدودیت استقراض عوض می‌شود. این آزمایش می‌تواند اثرات «آزادسازی مالی» را که با خصوصی‌سازی بانک‌ها در ایران شکل گرفته است شبیه‌سازی نماید.

به عنوان خلاصه‌ای از نتایج، می‌توان به این نکته اشاره کرد که این آزمایش پویایی بدهی در طول چرخه‌ی رشد و افول مالی را شبیه‌سازی می‌کند. این برخلاف نتایج مطالعه جوستینیانو، پرمیسری و تامبالتی (۲۰۱۵) برای امریکا است که آزمایش آزادسازی قادر به توضیح پویایی بدهی نیست. این نتیجه نشان می‌دهد که ویژگی‌های مدل تطابق بیشتری با واقعیات اقتصاد ایران دارد تا اقتصاد امریکا. تأثیر افزایش و کاهش استقراض خانوار بر اقتصاد کلان ناچیز است؛ چرا که رفتار خانوارهای قرض‌گیرنده و قرض‌دهنده خلاف یکدیگر بوده و در سطح کلان همدیگر را تقریباً خنثی می‌کنند. این نشان می‌دهد محدودیت استقراض اگر چه دلالت‌های مهمی در بحث توزیع درآمد خانوارها خواهد داشت، قادر به توضیح اثر توسعه و افول مالی بر بخش حقیقی در سطح کلان نیست و کانال‌های اثرگذاری دیگر (از جمله سرمایه‌گذاری و محدودیت‌های تأمین مالی بنگاه) باید مورد ارزیابی قرار گیرد.

۴-۱- آزادسازی مالی و بازگشت آن

نتایج بر پایه‌ی مدلی است که در آن محدودیت وثیقه در طول زمان آزادتر می‌شود و در نهایت ناگهان محدودتر می‌شود. این آزمایش تا حدی سازگار با وضعیت توسعه‌ی مالی در ایران است که بخش مالی در طول زمان توسعه می‌یابد و محدودیت‌های استقراض برای خانوارها آزادتر می‌شود؛ ولی نهایتاً این توسعه در نیمه دوم دهه ۸۰ متوقف شده و حتی مسیر بالعکس را می‌پیماید. از جمله مهم‌ترین شواهد آزادسازی، شروع فعالیت اولین بانک خصوصی در جمهوری اسلامی ایران؛ یعنی بانک اقتصاد نوین در سال ۱۳۸۰ است.

باید توجه داشت که بسیاری از بانک‌های خصوصی فعلی در قالب مؤسسات مالی و اعتباری در طول دهه‌های ۶۰ و ۷۰ تشکیل شده بودند و به تدریج در طول دهه ۷۰ رشد قابل توجه پیدا کردند. سال‌های ۱۳۷۶ و ۱۳۷۷ در طول تاریخ حیات بسیاری از مؤسسات مالی و اعتباری و بانک‌ها، سال‌های ویژه‌ای هستند. مؤسسات اعتباری غیربانکی مؤسساتی غیردولتی هستند که به استناد «مقررات ناظر بر تأسیس و شیوه‌ی فعالیت مؤسسه‌های اعتباری غیربانکی» مصوب جلسات مورخ ۱۳۷۱/۴/۱۳ و ۱۳۷۳/۱۰/۳ شورای پول و اعتبار در نیمه‌ی دوم دهه هفتاد تأسیس شده‌اند. اولین مؤسسه اعتباری دارای مجوز بانک مرکزی؛ یعنی مؤسسه‌ی اعتباری توسعه (مؤسسه اعتباری توسعه صنعت ساختمان سابق) در سال ۱۳۷۶ تأسیس شده است. مؤسسه مالی و اعتباری مولی‌الموحدين که بعداً به بانک ایران زمین تبدیل شد، در سال ۱۳۷۷ تشکیل شده است. صندوق قرض‌الحسنه نیروی انتظامی که ویژه کارکنان نیروی انتظامی بود، در سال ۱۳۷۹ به مؤسسه پس‌انداز و قرض‌الحسنه قوامین تغییر یافته و اقدام به فعالیت و ارائه‌ی خدمات به تمامی آحاد جامعه کرده است. صندوق قرض‌الحسنه بسیجیان (تأسیس ۱۳۷۲) نیز که ابتدا ویژه بسیجیان بود در طول دهه‌ی هفتاد به مؤسسه مالی و اعتباری مهر تغییر یافته است که دامنه‌ی فعالیت آن، کل آحاد جامعه و فعالیت‌های فراتر از قرض‌الحسنه است. شرکت تعاونی اعتبار شهید هاشمی مشهد که بعداً به موسسه مالی و اعتباری فرشتگان تغییر پیدا کرد در سال ۱۳۷۷ تأسیس شده است. مؤسسه‌ی اعتباری ثامن با نام ثامن‌الائمه در سال ۱۳۷۶ آغاز به کار نموده است. بانک پارسیان نیز از سال ۱۳۸۰ به عنوان دومین بانک خصوصی وارد فعالیت شده است. بانک کارآفرین نیز که از سال ۱۳۷۸ تحت عنوان شرکت اعتباری غیربانکی کارآفرینان آغاز به فعالیت کرده بود در سال ۱۳۸۰ تبدیل به بانک شد. بانک سامان از سال ۱۳۸۱ شروع به فعالیت کرده است. بانک پاسارگاد و بانک سرمایه در سال ۱۳۸۴ افتتاح شدند.

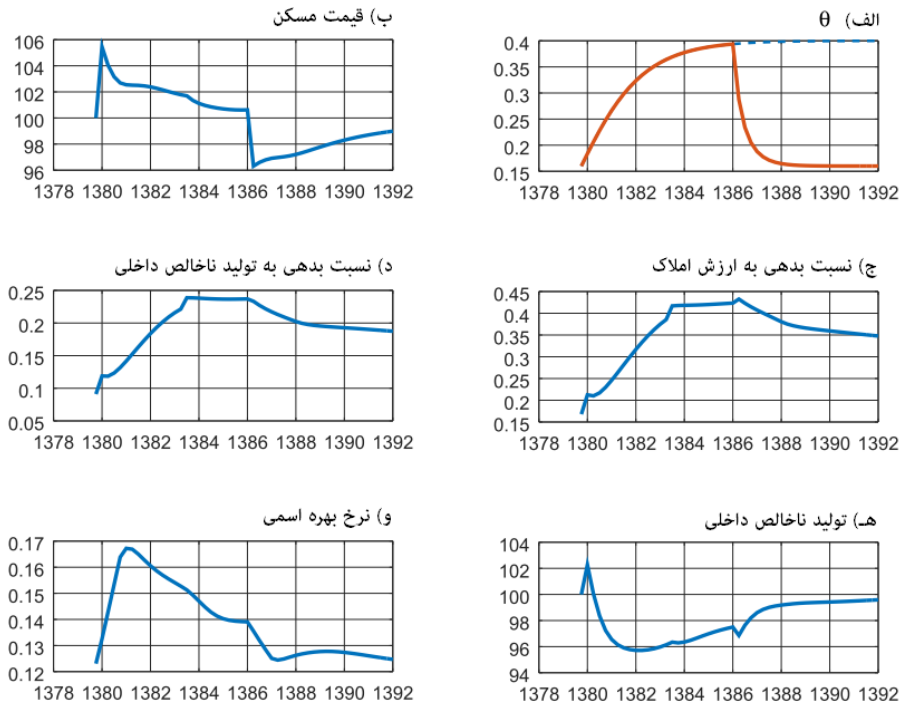
تا سال ۱۳۸۶ بانک مرکزی نظارت و سخت‌گیری چندانی بر روی فعالیت‌های بخش غیردولتی در بازار اعتباری نمی‌کرده است. به ندرت بخش‌نامه یا قانونی در طول دهه‌ی ۷۰ و نیمه‌ی اول دهه‌ی ۸۰ در موضوع کنترل فعالیت‌های بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری منتشر شده است؛ ولی این موضوع از سال ۱۳۸۶ عوض می‌شود. به طول مثال در مورد مطالبات غیرجاری عزیزیراد (۱۳۹۵) گزارش

می‌کند که «مسأله مطالبات غیرجاری مؤسسات اعتباری از انتهای سال ۱۳۸۵ بسیار مورد توجه بانک مرکزی بوده است. از این زمان و پس از ابلاغ «آیین‌نامه طبقه‌بندی دارایی‌های مؤسسات اعتباری» مطالبات مؤسسات اعتباری با معیار زمان به دو دسته کلی مطالبات جاری و مطالبات غیرجاری تقسیم می‌شوند. از سال ۱۳۸۶؛ یعنی پس از ابلاغ این آیین‌نامه، تعداد بخشنامه‌ها و اخبار مربوط به مطالبات غیرجاری چشم‌گیر است. محدود کردن فعالیت بخش بانکی تنها به آیین‌نامه‌ها، بخشنامه‌ها و قوانین نظارتی مرسوم محدود نیست. تفکر اقتصادی دولت نهم بخش بانکی را به عنوان یک بخش فعال اقتصادی که باید در پی سودآوری باشد، شناسایی نمی‌کرد. سرزعی (۱۳۹۶) موارد متعددی از سخنان رئیس دولت نهم نقل کرده است که این موضوع را نشان می‌دهد. برای مثال رئیس جمهور دولت نهم در تاریخ ۱۳ تیر ۱۳۸۸ در مراسم گرامی‌داشت روز صنعت و معدن می‌گوید: «من باور ندارم که بانک یک بنگاه اقتصادی در کنار یک کارخانه صنعتی است. من اینها را قبول ندارم. بانک یک نهاد پشتیبانی‌کننده و تسهیل‌کننده است» (سرزعی، ۱۳۹۶: ۱۶۶). سرزعی (۱۳۹۶ صص. ۱۴۶-۱۴۹) تلاش برای کاهش دستوری نرخ بهره که به رشد بازار غیررسمی پول و تغییر شکل وام‌های بانکی به عقود مشارکتی منجر شد و نیز تغییر مدیران بانکی و تلاش برای تعطیل کردن شورای پول و اعتبار، الزام بانک‌ها به پرداخت تسهیلات تکلیفی و فشار به شبکه بانکی برای تخصیص اعتبار برای طرح بنگاه‌های زودبازده را از جمله این اقدامات می‌داند.

تغییرات ذکر شده در مدل‌سازی در وضعیت محدودیت وثیقه از طریق تغییر متغیر θ (نسبت وام به ارزش وثیقه قرض‌گیرندگان) ایجاد می‌شود. از آنجایی که θ یکی از پارامترهای پایه‌ای مدل است، این تغییر به عنوان یک شوک «برون‌زا» به توانایی استقراض خانوارها محسوب می‌شود. همان‌طور که در پانل الف شکل ۵ مشخص است مقدار اولیه نسبت وام به ارزش وثیقه از ۰/۱۶ در سال ۱۳۷۹ به مقدار اوج خود برابر ۰/۳۶ در سال ۱۳۸۶ می‌رسد و پس از آن به مقدار قبلی ۰/۱۶ در سال ۱۳۸۸ باز می‌گردد. افزایش مقدار پارامتر در طول سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۶ کاملاً توسط آحاد اقتصادی پیش‌بینی می‌شده است. تنها اتفاقات پیش‌بینی نشده شروع افزایش در سال ۱۳۷۹ و توقف و بازگشت در سال ۱۳۸۷ است.

خط‌چین در شکل ۵ (الف) نشان‌دهنده انتظارات (برآورد نشده) آحاد اقتصادی است.

شکل ۵: آزمایش آزادسازی مالی: بدهی و متغیرهای کلان



مأخذ: نتایج تحقیق

پاسخ متغیرهای درون‌زای مدل به این تغییرات برون‌زا با حل سیستم معادلات تفاضلی غیرخطی که از شروط مرتبه اول مسائل بهینه‌سازی آحاد اقتصادی و شروط تسویه بازار در مدل ارائه شده به دست آمده، محاسبه می‌شود. با توجه به نامتقارن بودن محدودیت استقراض و این که محدودیت استقراض در حالت تعادل پایدار در حالت تساوی برقرار است؛ ولی در فرایند تغییر، تنها گاهی به حالت تساوی برقرار است. از روش LBJ برای حل این مدل غیرخطی آینده‌نگر استفاده کرده‌ایم که توسط لافارگ^{۱۹} (۱۹۹۰)، بوسکین^{۲۰} (۱۹۹۵) و جویلارد^{۲۱} (۱۹۹۶) از بسط الگوریتم نیوتون به دست آمده است (جویلارد و همکاران ۱۹۹۸). جزئیات

¹⁹ Laffargue

²⁰ Boucekkine

²¹ Julliard

الگوریتم در پیرس^{۲۲} (۲۰۰۲) و جاد^{۲۳} (۲۰۰۳) ارائه شده است. در این مطالعه از پیاده‌سازی جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵) در زبان MATLAB استفاده شده است.^{۲۴}

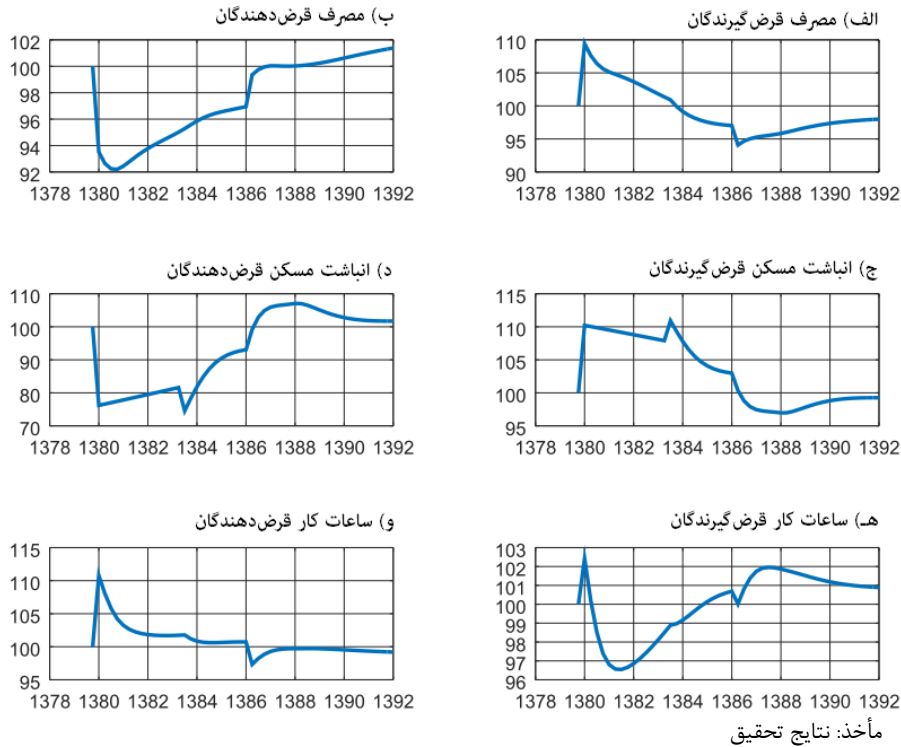
دلالت‌های کلان تغییرات در θ در شکل ۵ ارائه شده است. قیمت مسکن (پانل ب) تغییرات اندکی به نمایش می‌گذارد. قیمت مسکن در اوج با ۶ درصد افزایش مواجه شده و بلافاصله با فعال شدن محدودیت استقراض به سطح قبلی خود بازمی‌گردد. تأثیر اندک تغییرات نسبت وثیقه‌گذاری بر قیمت مسکن سازگار با نتایج مطالعات کیوتاکی و همکاران (۲۰۱۰)، یاکوویلو و نری (۲۰۱۰)، میدریگان و فیلیپیان (۲۰۱۱) و جوستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵) است. توضیحی که مطالعه‌ی اخیر برای ناپیدا بودن اثر قابل توجه این نسبت بر قیمت ارائه می‌کند، رفتار قرض‌دهندگان است. هنگامی که محدودیت استقراض بر اساس وثیقه‌گذاری آزاد می‌شود، مسکن ارزش بیشتری نزد قرض‌گیرندگان پیدا می‌کند که تقاضای خرید بیشتر مسکن دارند؛ اما این تقاضا توسط قرض‌دهندگان برآورده می‌شود؛ چرا که آنان از مسکن به عنوان وثیقه استفاده نمی‌کنند و ارزش پایین‌تری برای مسکن قائل هستند؛ البته در تعادل ارزش‌گذاری دو گروه برابر خواهد بود: این برابری با تخصیص متفاوت دارایی مسکن به دست می‌آید. قرض‌دهندگان با فروش بخشی از دارایی مسکن خود و کاهش انباشت مسکن، مطلوبیت حاشیه‌ای مسکن را افزایش می‌دهند تا به سطح مطلوبیت حاشیه‌ای مسکن برای قرض‌گیرندگان برسد که با افزایش انباشت مسکن توسط آن‌ها کاهش یافته است. این بازتخصیص مستقل از بخش عرضه کل مسکن است و حتی در این مدل که عرضه کل مسکن ثابت است نیز عملیاتی است.

²² Pierse

²³ Judd

²⁴ کد تغییر یافته از مطالعه جاستینیانو، پریمیسی و تامبالوتی (۲۰۱۵) به زبان MATLAB در محیط GNU Octave اجرا شده است.

شکل ۶: آزمایش آزادسازی مالی: قرض‌گیرندگان و قرض‌دهندگان



از آنجایی که داده‌های مناسبی برای ارزیابی درستی این بازتخصیص وجود ندارد، نمی‌توان از این کانال اثرگذاری مطمئن بود. جوستینیانو، پریمی‌سری و تامبالوتی (۲۰۱۵) نشان می‌دهند در یک مدل اقتصاد باز کوچک که کشور محلی معادل قرض‌گیرندگان و کشورهای خارجی معادل قرض‌دهندگان فرض می‌شود (فروض مناسب برای اقتصاد امریکا) و در نتیجه عرضه‌ی کل مسکن نه برای مجموع قرض‌گیرندگان و قرض‌دهندگان؛ بلکه برای تنها قرض‌گیرندگان ثابت است و خنثی‌سازی تقاضای مسکن قرض‌گیرندگان توسط قرض‌دهندگان صورت نمی‌پذیرد، افزایش قیمت مسکن در اثر آزادسازی مالی به میزان ۵۰ درصد بیشتر از مدل پایه است؛ هرچند چنین افزایشی همچنان قابل مقایسه با داده‌ها نیستند. با در نظر گرفتن قیمت پایه در سال‌های مختلف، می‌توان گفت افزایش قیمت حقیقی مسکن در ایران در بازه آزادسازی بین ۹۰ درصد تا ۲۲۰ درصد بوده است که بسیار بیشتر از نتایج مدل است. در آزمایش آزادسازی رفتار بدهی خانوار (پانل‌های (ج) و (د) شکل ۵) سازگار با شواهد داده‌ای است که نشان از افزایش

بدهی (نسبت به تولید ناخالص داخلی و نسبت به ارزش مسکن) تا سال ۱۳۸۶ و سپس کاهش آن است. با توجه به شرایط اقتصاد ایران کاهش بدهی آبی و شدید نبوده است.

بررسی مصرف خانوارهای قرض‌گیرنده و قرض‌دهنده، نشان می‌دهد تحولات مصرف خانوارهای این دو گروه کاملاً بر عکس هم بوده و تا حد زیادی توانسته است مانع از نوسانات بزرگ در سطح کلان شود. همچنین انباشت مسکن این دو گروه از خانوارها الگوهای متضاد را پیموده و همدیگر را خنثی نموده‌اند.

۵- جمع‌بندی

این پژوهش با استفاده از یک مدل کمی تعادل عمومی، نشان می‌دهد آزادسازی مالی در طول نیمه‌ی دوم دهه‌ی ۷۰ و نیمه‌ی اول دهه‌ی ۸۰ و سپس توقف و افول مالی از سال ۱۳۸۶ می‌تواند بسیاری از روندهای بلندمدت اعتباری کشور همچون بدهی خانوار و نیز بخش مهمی از تحولات قیمت مسکن را توضیح دهد. نتایج بر پایه‌ی آزمایشی است که در آن محدودیت وثیقه در طول زمان آزادتر می‌شود و در نهایت ناگهان محدودتر می‌شود. این آزمایش تا حدی سازگار با وضعیت توسعه‌ی مالی در ایران است که بخش مالی در طول زمان توسعه می‌یابد و محدودیت‌های استقراض برای خانوارها آزادتر می‌شود؛ ولی نهایتاً این توسعه در نیمه‌ی دوم دهه‌ی ۸۰ متوقف شده و حتی مسیر بالعکس را می‌پیماید. از جمله مهم‌ترین شواهد آزادسازی، شروع فعالیت اولین بانک خصوصی در جمهوری اسلامی ایران؛ یعنی بانک اقتصاد نوین در سال ۱۳۸۰ است. باید توجه داشت که بسیاری از بانک‌های خصوصی فعلی در قالب مؤسسات مالی و اعتباری در طول دهه‌های ۶۰ و ۷۰ تشکیل شده بودند و به تدریج در طول دهه ۷۰ رشد قابل توجه پیدا کردند. سال‌های ۱۳۷۶ و ۱۳۷۷ در طول تاریخ حیات بسیاری از مؤسسات مالی و اعتباری و بانک‌ها سال‌های ویژه‌ای هستند. تا سال ۱۳۸۶ بانک مرکزی نظارت و سخت‌گیری چندانی بر روی فعالیت‌های بخش غیردولتی در بازار اعتباری نمی‌کرده است. به ندرت بخش‌نامه یا قانونی در طول دهه‌ی ۷۰ و نیمه‌ی اول دهه‌ی ۸۰ در موضوع کنترل فعالیت‌های بانک‌ها و مؤسسات مالی و اعتباری منتشر شده است؛ ولی این موضوع از سال ۱۳۸۶ عوض می‌شود. محدود کردن فعالیت بخش بانکی تنها به آیین‌نامه‌ها، بخشنامه‌ها و قوانین نظارتی مرسوم محدود نیست. تفکر

اقتصادی دولت نهم، بخش بانکی را به عنوان یک بخش فعال اقتصادی که باید در پی سودآوری باشد، شناسایی نمی‌کرد. تغییرات ذکر شده در مدل‌سازی در وضعیت محدودیت وثیقه از طریق تغییر متغیر نسبت وام به ارزش وثیقه قرض‌گیرندگان ایجاد می‌شود. رفتار بدهی خانوار سازگار با شواهد داده‌ای است که نشان از افزایش بدهی (نسبت به تولید ناخالص داخلی و نسبت به ارزش مسکن) تا سال ۱۳۸۶ و سپس کاهش آن است. بررسی مصرف خانوارهای قرض‌گیرنده و قرض‌دهنده، نشان می‌دهد تحولات مصرف خانوارهای این دو گروه، کاملاً بر عکس هم بوده و تا حد زیادی توانسته است مانع از نوسانات بزرگ در سطح کلان شود؛ همچنین انباشت مسکن این دو گروه از خانوارها الگوهای متضاد را پیموده و همدیگر را خنثی نموده‌اند که تحقیقات آتی باید وجود این بازتخصیص‌ها را در داده‌ها بررسی کنند.

فهرست منابع:

- ابراهیمیان، مهرا و سیدعلی مدنی‌زاده (۱۳۹۴)، طراحی و کالیبراسیون مدل‌های تعادل عمومی پویا برای اقتصاد ایران، پژوهشکده‌ی پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بنیاد نخبگان نیروهای مسلح.
- امینی، علیرضا و حاجی محمد نشاط (۱۳۸۴)، برآورد سری زمانی موجودی سرمایه در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۱، مجله‌ی برنامه و بودجه، ۱۰(۱): ۵۳-۸۶.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۹)، نتایج بررسی دسترسی خانوارها به خدمات مالی در مناطق شهری ایران سال ۱۳۸۷، آبان ماه ۱۳۸۹، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مدیریت کل آمارهای اقتصادی، اداره آمار اقتصادی، دایره بررسی بودجه خانوار.
- سرزعی، علی (۱۳۹۶)، پوپولیسیم ایرانی (تحلیل کیفیت حکمرانی محمود احمدی‌نژاد از منظر اقتصاد و ارتباطات سیاسی)، تهران: کرگدن.
- شاهمرادی، اصغر و ایلناز ابراهیمی (۱۳۸۹)، ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی، پژوهش‌های پولی-بانکی (فصلنامه پول و اقتصاد سابق)، ۲(۳): ۳۱-۵۶.
- صلوی تبار، شیرین و سیداحمدرضا جلالی نائینی (۱۳۹۳)، ارزیابی رژیم‌های مختلف ارزی در یک اقتصاد باز کوچک، برنامه‌ریزی و بودجه، ۱۲(۲): ۳-۲۳.
- عزیزی‌راد، ماریه (۱۳۹۵)، وقایع‌نگاری اثر متقابل بخش مالی بر بخش حقیقی، در نقش بازارهای مالی در دستیابی به رشد اقتصادی پایدار و اشتغال‌زا در آینده میان‌مدت، تهران: مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.
- نیلی، فرهاد و علی حسن‌زاده (۱۳۸۹)، تحلیل تحولات اقتصادی کشور در سال ۱۳۸۷، انتشارات پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران: تهران.
- الهی، ناصر، اسدالله فرزین‌وش، سیدضیاءالدین کیا‌الحسینی، مانوش خطیبی، و مهدی صارم (۱۳۹۵)، نقش شوک‌های ساختاری و نوسان‌های ارزی بر پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصادی، فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۵(۱۸): ۱۹۷-۲۱۹.

Boucekkine, R. (1995). An Alternative Methodology for Solving Nonlinear Forward Looking Models, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19: 711-737.

- Calvo, G.A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3): 383-398.
- Campbell, J.R. & Z. Hercowitz. (2009). Welfare Implications of The Transition to High Household Debt. *Journal of Monetary Economics*, 56 (1): 1-16.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum & C.L. Evans. (2005). Nominal Rigidities and The Dynamic Effects of A Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 113 (1): 1-45.
- Cúrdia, V., A. Ferrero, G. Cee Ng & A. Tambalotti. (2011). Evaluating Interest Rate Rules in an Estimated DSGE Model (No. 510). Staff Report, Federal Reserve Bank of New York.
- Eggertsson, G.B. & P. Krugman. (2012). Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 127 (3): 1469-1513.
- Guerrieri, V. & G. Lorenzoni. (2017). Credit Crises, Precautionary Savings, and The Liquidity. *The Quarterly Journal of Economics*, Forthcoming.
- International Monetary Fund. (2012). *World Economic Outlook*. Chapter 3.
- Jalali-Naini, A. R. & M.A. Naderian. (2011). Inflation and Output in a Cash Constrained Economy. *Journal of Money and Economy*, 6 (1): 1-28.
- Judd, K.L., F. Kubler & K. Schmedders. (2003). Computational Methods for Dynamic Equilibria with Heterogeneous. In Dewatripont, M., Hansen, L.P., & Turnovsky, S.J. (Eds.). *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications, Eighth World Congress, Volume III*. Cambridge University Press: 243-290.
- Juillard, M. (1996). DYNARE: A Program for The Resolution and Simulation of Dynamic Models with Forward Variables Through The Use of a Relaxation Algorithm, CEPREMAP Working Paper No. 9602, Paris, France.
- Juillard, M., D. Laxto, P. McAdam & H. Pioro. (1998). An Algorithm Competition: First-Order Iterations versus Newton-Based Techniques, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22: 1291-1318.
- Justiniano, A., G.E. Primiceri & A. Tambalotti. (2015). Household Leveraging and Deleveraging. *Review of Economic Dynamics*, 18 (1): 3-20.
- Kiyotaki, N. & J. Moore. (1997). Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, 105 (2): 211-248.

- Krusell, P. & A.A. Smith, Jr. (1998). Income and Wealth Heterogeneity in the Macroeconomy. *Journal of Political Economy*, 106 (5): 867-896.
- Laffargue, J-P. (1990). Résolution D'un Modèle Macroéconomique Avec Anticipations Rationnelles, *Annales d'Economie et de Statistique*, 17: 97-119.
- McKinsey Global Institute. (2011). Debt and Deleveraging: The Global Credit Bubble and Its Economic Consequences (Updated Analysis). Available Online at: www.mckinsey.com.
- Mian, A. & A. Sufi. (2009). The Consequences of Mortgage Credit Expansion: Evidence From The US Mortgage Default Crisis. *The Quarterly Journal of Economics*, 124 (4): 1449-1496.
- Mian, A. & A. Sufi. (2011). House Prices, Home Equity-Based Borrowing, and the US Household Leverage Crisis. *The American Economic Review*, 101 (5): 2132-2156.
- Mian, A., K. Rao & A. Sufi. (2013). Household Balance Sheets, Consumption, and The Economic Slump. *The Quarterly Journal of Economics*, 128 (4): 1687-1726.
- Midrigan, V. & T. Philippon. (2016). Household Leverage and the Recession, CEPR Discussion Papers 11407, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Pierse, R.G. (2002). Solving a Stochastic Growth Model Using The Stacked-Newton Method. Department of Economics, University of Surrey.