پس‌انداز احتیاطی در شرایط بازارهای مالی ناکامل اقتصاد ایران: رهیافت مدل کارگزاران ناهمگن

میثم خسروی [*]
علیرضا آذربایجانی [**]
کامران ندری [***]

چکیده

با توجه به‌شدت قید استقراض و ناکامل بودن بازارهای مالی در اقتصاد ایران فهم مکانیزم رفتار عوامل اقتصادی در چنین شرایطی حائز اهمیت است. این مقاله با استفاده از حل یک مدل عوامل ناهمگن به‌صورت عددی به شیوه‌ای که «آیاگاری» (۱۹۹۴) عرضه کرده، سعی نموده است تا این مکانیزم‌ها را معرفی کند. نتایج این تحقیق نشان داده که قید استقراض و محدودیت دسترسی به تسهیلات از سوی خانوار مهم‌ترین عامل بیش پس‌انداز در اقتصاد ایران بوده که به شکل پس‌انداز احتیاطی بروز یافته و اقتصاد کشور را در ناکارایی پویا کرده است. نتایج مدل نشان داده که سهم پس‌انداز احتیاطی از کل پس‌انداز کشور در شرایطی به ۱۲ درصد رسیده است. سهم بالای این پس‌انداز در اقتصاد ایران که معمولاً با حمله‌های سفته‌بازانه به بازار دارایی‌های حاوی ارزش بین‌المللی یا ذاتی (نظیر ارز یا املاک) بروز می‌یابد، باعث شده است که مصرف خانوار از سطح بهینه بلندمدت و میزان انباشت سرمایه از سرمایه بهینه فاصله بگیرند.

واژه‌های کلیدی: *محدودیت استقراض، کارگزاران ناهمگن، پس‌انداز احتیاطی، حملات سفته‌بازانه*

طبقه‌بندی JEL: E2,C63,E43

---

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران و پژوهشگر مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (نویسنده مسئول) Meysam1912@gmail.com

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران و پژوهشگر مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی Aza.smsa@gmail.com

*** دانشیار دانشکده معارف اسلامی و اقتصاد دانشگاه امام صادق علیه السلام K.nadri@gmail.com

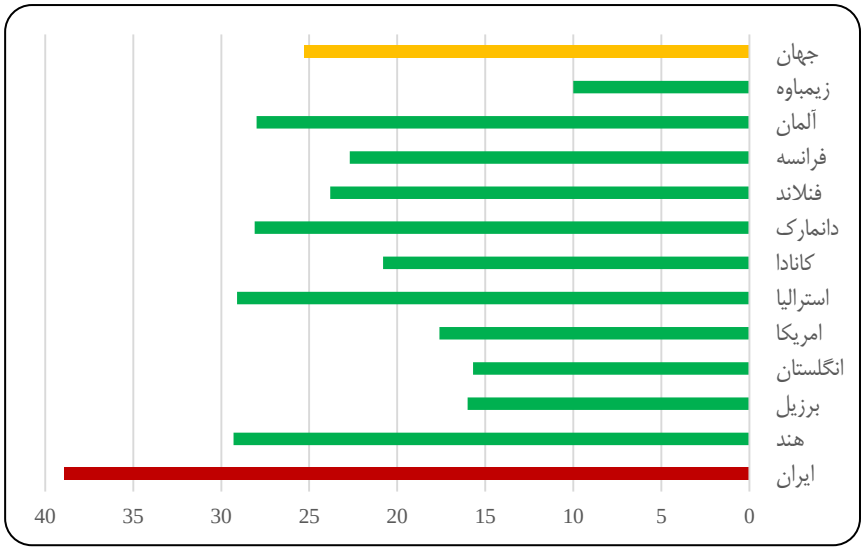
تاریخ دریافت: ۹۸/۰۸/۱۳ **تاریخ پذیرش: ۹۸/۱۱/۰۸**

***فصلنامه راهبرد اقتصادی*، سال هشتم، شماره سی‌ویکم، زمستان ۱۳۹۸، صص ۱۴۸-۱۱۷**

۱. مقدمه: معمای پس‌انداز در اقتصاد ایران

داده‌های مربوط به پس‌انداز در اقتصاد ایران و مقایسهٔ آن با کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته شواهد خلاف انتظاری را نشان می‌دهد؛ اینکه نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی در ایران بالاتر از متوسط جهانی و بسیار بالاتر از کشورهای توسعه‌یافته است. بر طبق نمودار ۱ نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی در ایران تقریباً ۲,۵ برابر انگلستان، ۲,۲ برابر ایالات متحده آمریکا و ۱,۷ برابر فرانسه است.

نمودار ۱. نسبت پس‌انداز داخلی به تولید ناخالص داخلی



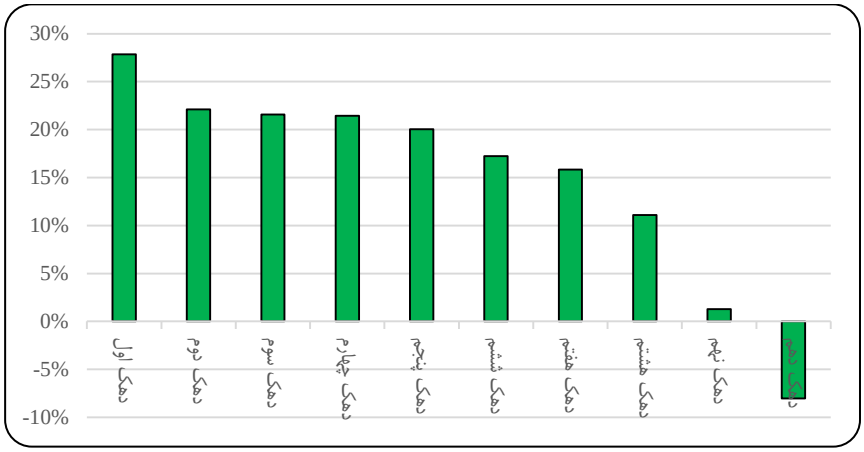
مأخذ: بانک جهانی (۲۰۱۸)

این در حالی است که سطح رفاه خانوار در کشورهای توسعه‌یافته بسیار بالاتر از

ایران است و این بر کسی پوشیده نیست. مشاهده هم‌زمان این مقوله نرخ پس‌انداز بالاتر از متوسط جهانی و بسیار بیشتر از کشورهای توسعه‌یافته، یکی از معماهای اقتصاد ایران و نیازمند واکاوی و تحلیل است و پرسش‌هایی را مطرح می‌سازد؛ از جمله: مگر نه این است که پس‌انداز مقارن با انباشت سرمایه و انباشت سرمایه یعنی نهادهٔ تولید بیشتر، مصرف بیشتر و رفاه بالاتر؟ آیا تأخیر مصرف و پس‌انداز امروز نباید با مصرف بیشتر در آینده جبران شود؟ آیا درآمد بالاتر و فاصله گرفتن از سطوح مصرفِ حداقل معیشت در اقتصادهای ثروتمند نباید با پس‌انداز بیشتر در این کشورها همراه باشد؟

مراجعه به داده‌های مربوط به بودجهٔ خانوار نشان می‌دهد دهک‌های پایین‌تر درآمدی در مقایسه با دهک‌های بالاتر سهم بیشتری از درآمد خود را پس‌انداز می‌کنند. نمودار ۲ این مفهوم را نشان می‌دهد.

نمودار ۲. نسبت پس‌انداز به درآمد خانوار



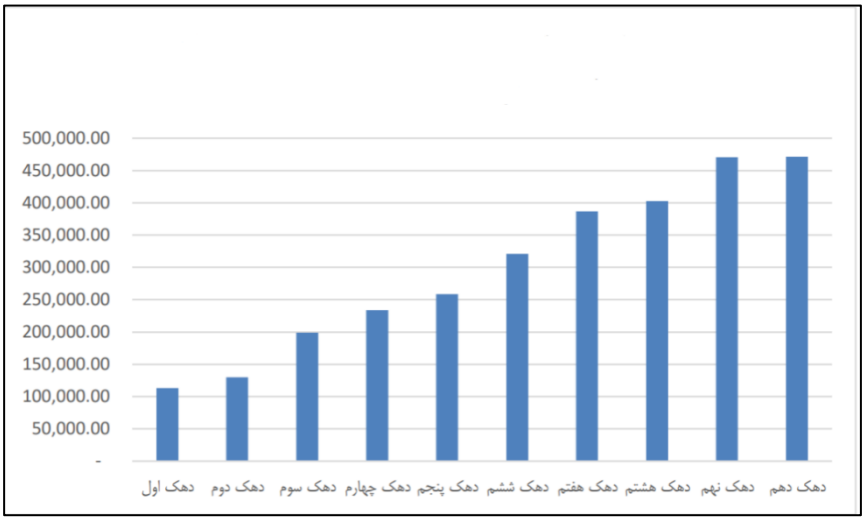
مأخذ: داده‌های بودجه خانوار مرکز آمار ایران در سال ۱۳۹۵

این واقعیت[1] هم شاهدی بر وجود معمای پس‌انداز در خانوارهای کشور است؛ خانوارهایی که سهم بیشتری از درآمد خود را پس‌انداز می‌کنند از سطح رفاه کمتری بهره‌مند هستند.

1. Fact

با مراجعه به نظریات اقتصادی از زوایای مختلف می‌توان برای حل این معما پاسخ‌هایی مطرح کرد که در بخش مبانی نظری بدان‌ها پرداخته می‌شود؛ اما این مقاله رویکرد متفاوتی نسبت به حل این معما داشته است. ارائه واقعیت دیگر از داده‌های بودجه خانوار، می‌تواند مقدمهٔ خوبی برای معرفی رویکرد این پژوهش در تبیین معمای پس‌انداز باشد. نمودار ۳ تعداد خانوارهای در حال بازپرداخت تسهیلات را در دهک‌های مختلف نشان می‌دهد:

نمودار ۳. تعداد خانوارهای دریافت‌کننده تسهیلات



مأخذ: ربیعی،۱۳۹۸

به عبارت روشن‌تر خانوارهایی که تسهیلات بیشتری دریافت کرده‌اند، بخش کمتری از درآمد خود را پس‌انداز کرده‌اند. از مشاهده چند واقعیت فوق می‌توان نتیجه گرفت که محدودیت دسترسی به وام که در ادبیات اقتصادی با عنوان «محدودیت استقراض»[1] شناخته می‌شود، یکی از عوامل مؤثر بر بالا بودن پس‌انداز در ایران است و به این نوع از پس‌انداز، «پس‌انداز احتیاطی»[2] اطلاق می‌شود. محدودیت استقراض در ایران باید یک محدودیت جدی در رفتار خانوار تلقی

1. Borrowing Constraint
2. Precautionary saving

گردد. عینیان (۱۳۹۵) نیز با استفاده از داده‌های بودجهٔ خانوار نشان داده است که از سال ۱۳۶۵ تا ۱۳۹۵ هیچ‌گاه بیشتر از ۲۰ درصد خانوارهای ایرانی وام دریافت نکرده‌اند.(۱) بر طبق این شواهد و به‌رغم رشد بالای نقدینگی، اقتصاد ایران دچار محدودیت استقراض است.(۲)

در این مقاله سعی می‌شود، با استفاده از چارچوبی که «آیاگاری»[1] (۱۹۹۴) برای ارتباط محدودیت استقراض و پس‌انداز احتیاطی معرفی کرده است، معمای پس‌انداز در کشور تبیین و تحلیل گردد.

از بررسی رفتار خانوار نمونه در چارچوب یک مدل تعادل عمومی با کارگزاران همگن، نظریه هموارسازی مصرف منتج می‌شود که لازمهٔ آن وجود بازار مالی کامل است؛ به این معنا که خانوار بتواند هر قدر بخواهد، استقراض کند و به‌عبارت‌دیگر درآمدهای خود را از هر «وضعیتی»[2] به وضعیت دیگری انتقال دهد؛ اما در شرایطی که افراد با محدودیت استقراض و بازارهای مالی ناکامل مواجه باشند، مصرف خود را با پس‌انداز بیشتر یا همان پس‌انداز احتیاطی هموار می‌کنند. به این ترتیب هر چه توسعه بازارهای مالی در اقتصاد کمتر بوده و اقتصاد از بازار مالی کامل فاصله بیشتری داشته باشد، پس‌انداز احتیاطی افراد بیشتر می‌شود. از جمله عوامل دیگری که موجب افزایش پس‌انداز احتیاطی می‌شود رفتار افراد در مواجهه با ریسک است؛ یعنی با افزایش ریسک‌گریزی، پس‌انداز احتیاطی افزایش خواهد یافت.

این مقاله با این رویکرد درصدد پاسخ به پرسش‌های ذیل است:

- ناکامل بودن بازارهای مالی و قید محدودیت استقراض، در هنگام مواجهه با نا اطمینانی، با چه سازوکاری بر رفتار آحاد اقتصادی اثر می‌گذارد و رابطه آن با ریسک‌گریزی افراد چگونه است؟
- به‌طور خاص چه میزان از پس‌انداز و انباشت سرمایه در اقتصاد ایران به دلیل رفتار احتیاطی آحاد اقتصادی و به دلیل مواجهه با ناکامل بودن بازارهای مالی

---

1. Aiyagari
2. State

به وجود آمده است؟

در این مطالعه ابتدا مبانی نظری و پیشینه تحقیق بررسی و سپس روش انجام پژوهش در بخش سوم و مدل مقاله شامل ساختار مدل، حل و کالیبراسیون و شبیه‌سازی مدل در بخش چهارم و در پایان جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

«رابرت سولو»[1] (۱۹۵۶) نرخ پس‌انداز را در فرایند رشد اقتصادی حائز اهمیت می‌دانسته، اما آن را به‌عنوان متغیری برون‌زا در نظر گرفته است. البته پیشتر از وی «فرانک رمزی»[2] (۱۹۲۸) نه در قالب مسئله رشد، بلکه به‌صورت عمومی با روش ریاضی به این پرسش که «یک ملت چقدر باید پس‌انداز کند» پاسخ داده بود: «پس‌انداز بهینه در نقطه‌ای است که مطلوبیت نهایی مصرف حاضر را با مطلوبیت نهایی درآمد ناشی از پس‌انداز در دورهٔ بعد برابر سازد». با این توضیح و به‌طور خاص، پس‌انداز خانوار با نرخ بهره، ارتباط مثبت و با نرخ رجحان زمانی و ریسک‌گریزی افراد رابطه منفی دارد. یکی از ویژگی‌های مدل رمزی این است که در این چارچوب امکان انباشت سرمایه بیشتر از سطح «سرمایه قاعده طلایی»[3] وجود ندارد (Romer,۲۰۱۲) و هیچ‌گاه سرمایه‌ای بیشتر از سرمایه بهینه تشکیل نخواهد شد؛ اما «دایموند»[3] (۱۹۶۵) با به‌کارگیری مدلی که «ساموئلسون»[4] (۱۹۵۸) معرفی کرده بود (مدل نسل‌های هم‌پوشان) نشان داد پس‌انداز و انباشت سرمایه در سطحی بیشتر از سطح بهینه سرمایه که اثرات رفاهی منفی داشته باشد در یک اقتصاد رقابتی امکان‌پذیر و محتمل است (نقض قضیه اول رفاه) و آن را «ناکارایی پویا»[5] نامید. «آبل و همکاران»[6] (۱۹۸۹) وجود ناکارایی پویا را در

1. Solow, Robert M
2. Ramsey, Frank
3. Diamond
4. Samuelson
5. Dynamic Inefficiency
6. Abel et al.

کشورهای توسعه‌یافته از جمله ایالات متحده بررسی کرده‌اند و یافته‌های آنان نشان داده که در آمریکا و بسیاری از کشورهای «توسعه‌یافته» بیش پس‌انداز و ناکارایی پویا وجود ندارد. ادبیاتی که در پی وجود ناکارایی پویا شکل گرفت در پی پاسخ‌گویی به پارادوکسی بود که ساموئلسون و دایموند مطرح کردند و عموماً ایراد به مدل‌های نسل‌های هم‌پوش متمرکز بود. این مقالات مدعی بودند مدل‌های با نسل هم‌پوش به دلایل زیر با امکان‌پذیری ناکارایی پویا، قضیه اول رفاه را نقض کرده‌اند:

۱) به دلیل محدود بودن دوره زندگی طبیعتاً امکان مبادله پیش از تولد یا بعد از مرگ فراهم نیست و بازار عملاً ناکامل است.

۲) به دلیل اختلاف در تولد افراد و وابسته به زمان بودن کالاها، در چارچوب مدل ساموئلسون بی‌نهایت کالای ناهمگن وجود دارد و این شرط همگنی رقابت کامل را نقض کرده است.

۳) وسیلهٔ ذخیره ارزشی در این اقتصاد وجود ندارد و معرفی پول می‌تواند نیل به «بهینگی پارتو»[1] را امکان‌پذیر و ناکارایی پویا را از بین ببرد (Shell, ۱۹۷۱)[۴].

با این توضیح ناکامل بودن بازار یکی از عوامل مهم بیش پس‌انداز و ناکارایی پویا است و این مقاله بر روی این محور تمرکز و این خط سیر را دنبال می‌کند. ناکامل بودن بازارها در شرایطی اتفاق می‌افتد که تعداد «اوراق بهادار ارو-دبروئی»[2] کمتر از حالت‌های محتمل‌الوقوع باشد (Ljungquist & Sargent,2000). «آیاگاری» (۱۹۹۴) نشان می‌دهد در صورتی که در اقتصاد، قید استقراض وجود داشته باشد، یعنی بازار اجازه ندهد خانوار به هر میزان که وام می‌خواهد، دریافت کند، پس‌انداز احتیاطی شکل خواهد گرفت و زمینه‌ساز پیشی گرفتن انباشت سرمایه از سرمایه بهینه خواهد شد. آیاگاری با استفاده از یک مدل با «عوامل ناهمگن»[3] و شوک‌های فردی سعی کرد پس‌انداز احتیاطی را ورود نااطمینانی و

1. Pareto efficiency
2. Arrow-Debreu securities
3. Heterogeneous Agent

قید استقراض مدل کند. مقاله پیش رو با بهره‌گیری از مدل آیاگاری برای اقتصاد ایران به سؤالات مطرح پاسخ خواهد داد.

در رابطه با عوامل مؤثر بر پس‌انداز احتیاطی در ایران و خارج از کشور تحقیقاتی انجام شده است که در جدول ۱ به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود.

جدول ۱. معرفی تحقیقاتی با موضوع عوامل مؤثر بر پس‌انداز احتیاطی در ایران و خارج از کشور

نویسنده	سال	روش	نتیجه
بخشی و همکاران	۱۳۹۳	DSGE	سهم پس‌انداز احتیاطی از کل پس‌انداز ناچیز است.
حسینی و همکاران	(۱۳۹۷)	بهینه‌یابی پویا الگوریتم‌های تکراری	پس‌انداز احتیاطی در اقتصاد ایران وجود دارد و نرخ بهره باید پایین‌تر از نرخ رجحان زمانی قرار گیرد.
احسانی و خلیلی	۱۳۹۵	OLS	تأثیر انگیزه‌های احتیاطی بر پس‌انداز معنادار است و افزایش نااطمینانی درآمد موجب افزایش این نوع پس‌انداز می‌شود.
احسانی و خلیلی	(۱۳۹۵)	GARCH	تأثیر مثبت و معنی‌دار ریسک درآمد و ریسک بیکاری بر پس‌انداز احتیاطی
Guiso et al.	۱۹۹۲	OLS	پس‌انداز احتیاطی سهم اندکی در پس‌انداز کل در ایتالیا دارد.
Caballero	۱۹۹۰	DSGE	پس‌انداز احتیاطی می‌تواند علت نرخ بهره پایین آمریکا پس از جنگ را توضیح دهد.
Hubbard et al.	۱۹۹۵	Panel Data	پس‌انداز احتیاطی ۵۶ درصد پس‌انداز کل ایالات متحده است.
Leland	۱۹۷۸	Dynamic Optimization	تقاضای پس‌انداز احتیاطی مثبت در مدل‌های بی‌نهایت دوره‌ای

علاوه بر موضوع پس‌انداز احتیاطی، مدل‌سازی آیاگاری پایه‌ای برای مطالعات بعدی توزیع ثروت و درآمد شد و کارهای تحقیقی فراوانی بر این مبنا و پایه، توسعه پیدا کرد. به‌عنوان نمونه «کاستاندا و همکاران»[1] (۲۰۰۳) توانستند با توسعه مدل آیاگاری (۱۹۹۴)، یک تئوری برای توزیع درآمد و ثروت ایالات متحده در سه محور معرفی نمایند: ۱- تقسیم ادوار زندگی افراد به کارمندی و بازنشستگی (افزایش انگیزه پس‌انداز)؛ ۲- ورود مشخصه‌های تأمین اجتماعی ایالات متحده با حضور دولت؛ ۳- کالیبراسیون مدل با «منحنی لورنز»[2].

از دیگر مطالعاتی که بر مبنای مدل آیاگاری انجام شده است مدل‌سازی نرخ مالیات بهینه بر سرمایه است (Aiyagari 1995). در این مقاله برخلاف مطالعات پیشین (Chamley 1986)، (Lucas Jr 1990) که نشان داده بودند نرخ مالیات بهینه بر درآمد سرمایه در بلندمدت «صفر» است، در قالب مدل ناهمگن با شوک‌های

1. Castaneda et al.

2. Lorenz curve

فردی، بازارهای مالی ناکامل و قید استقراض، اثبات می‌شود نرخ مالیات بهینه بر درآمد سرمایه حتی در بلندمدت مثبت است. تنها مقاله‌ای که در اقتصاد ایران با روش کارگزاران همگن انجام‌شده (خلیلی و گودرزی،۱۳۹۵)، خانوارها را از حیث عقلانیت به محدود و کامل تقسیم کرده است؛ درحالی‌که در مقاله پیش رو بی‌نهایت خانوار با درآمدهای مختلف (بسته به شوک) حضور دارند و ناهمگنی بسیار بیشتری دارد.

ورود ناهمگنی در مدل‌سازی یکی از مهم‌ترین تحولات در ۳۰ سال گذشته بوده است و در این بخش ادبیات مربوط به این حوزه به‌صورت اجمالی مرور می‌شود. به عبارتی با افزایش نابرابری در بسیاری از اقتصادهای پیشرفته، دسترسی به داده‌های با کیفیت خرد، همچنین ظهور روش‌های محاسباتی قوی، تمایل اقتصاددانان به شناسایی اثر شوک‌های کلان و سیاست‌های اقتصادی بر روی رفاه که لازمه‌اش پاسخ به این سؤال است که چه کسی از آن سیاست یا شوک، سود می‌برد و چه کسی زیان می‌بیند، فرصت برای فراگیر شدن این نوع مدل‌ها به وجود آمد. به‌ویژه اینکه مشاهدات در برخی از مطالعات حاکی از متفاوت بودن نتایج این‌گونه مدل‌ها نسبت به مدل‌های کارگزار همگن بود. این مدل‌ها نخستین بار توسط «بیولی»[1] (۱۹۸۶) معرفی شد. وی تعداد زیادی خانوار را معرفی کرد که شوک‌های فردی بیمه نشده، درآمد حاصل از کار آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌داد. «هاگت»[2] (۱۹۹۳) مدل دیگری معرفی کرد که در هر دوره یک دارایی با فرایند تصادفی در اختیار هر کارگزار قرار می‌گرفت. مدل آیاگاری (۱۹۹۴) که مبنای این مطالعه است، مدل هاگت را در یک اقتصاد تولیدی با یک تولیدکنندهٔ نماینده توسعه داد. در مدل مذکور درآمد حاصل از کار هر فرد در معرض ریسک‌های فردی با فرایند تصادفی قرار دارد. مدل بیولی و آیاگاری پایه‌ای برای مطالعات بعدی توزیع ثروت و درآمد شد. در دسته مدل‌های خانواده بیولی، ابتدا درآمد همه خانوارها یکسان در نظر گرفته می‌شود. سپس در طول زمان با توجه به تفاوت

1. Bewley
2. Huggett

شوک‌هایی که هر خانوار درک می‌کند، انباشت ثروت و درآمد افراد متفاوت می‌گردد (به عبارتی علت اصلیِ نابرابری در این مطالعه بر مبنای شانس است)؛ اما اینکه چرا نابرابری در اقتصاد مشاهده می‌شود، پرسش مهمی است که مدل‌های ناهمگنی مختلفی بدان پاسخ داده‌اند: «کوادرینی» (۲۰۰۰) و «کیانو» (۲۰۰۸) این فرض را تغییر دادند و با تقسیم جامعه به کارآفرینان و کارگران انباشت ثروت افراد را از ابتدا متفاوت در نظر گرفتند و عامل اصلی نابرابری را به کارآفرینی یا کارگر بودن فرد نسبت دادند. در نگرشی دیگر «کروسل و اسمیت» (۱۹۹۸) علت اصلی نابرابری را ضریب ناشکیبایی دانستند و برای مدل‌سازی این موضوع تلاش کردند. بدین صورت که با تعریف دو حد نهایی β_h برای خانوارهای بسیار صبور و β_l برای خانوارهای بسیار کم‌صبر، فرایند «مارکوف» را در گذار بین این دو سطح از صبوری تعریف کردند و نشان دادند تفاوت اندک در β به یک پرش در ضریب جینی منجر خواهد شد.

در مدل‌های کارگزاران ناهمگن تا سال ۲۰۰۸، در مورد علت توزیع نابرابر درآمد و اینکه چرا فقیرها در بحران‌ها بیشتر آسیب می‌بینند، بحث شده است؛ اما رابطه‌ای بین نابرابری و عملکرد اقتصاد کلان برقرار نیست؛ به عبارت دیگر «ناهمگنی اهمیت چندانی برای رخدادهای کلان ندارد و تنها اثری ناخوشایند است». در این مدل‌ها فرض بر این است که رفتار مصرف و پس‌انداز ثروتمندان و فقرا یکسان است و تنها میزان دارایی آن‌ها متفاوت است. بعد از بحران ۲۰۰۸ مدل‌ها به‌سوی ایجاد ارتباط بین نابرابری و اقتصاد کلان حرکت کردند. بر اساس مدل‌های این نسل از یک‌سو نابرابری، کل اقتصاد کلان را شکل می‌دهد و از سوی دیگر، شوک‌های اقتصاد کلان و سیاست‌های اقتصاد کلان بر نابرابری تأثیر می‌گذارند. در این نسل از مدل‌ها، رفتار مصرف و پس‌انداز ثروتمندان و فقرا یکسان نیست و میل نهایی به مصرف ثروتمندان کمتر از فقرا است و نرخ پس‌انداز خانوارهای متمول بیشتر است.

«لوئتیک»[1] (۲۰۱۷) و همچنین «کاپلان و همکاران»[1] (۲۰۱۷) تأثیر ناهمگنی را

1. Luetticke

بر کانال انتقال سیاست پولی (تأثیر سیاست پولی بر متغیرهای اقتصاد کلان) بررسی کرده‌اند. عواقب عدم اطمینان بر مصرف نیز در دستهٔ دیگری از مدل‌های با کارگزاران ناهمگن مطالعه شده است. این نوسانات قابل توجه در عدم قطعیت درآمدهای خانوار در صورت ناکامل بودن بازار دارایی، باعث تغییر در تمایل به مصرف می‌شود؛ به‌گونه‌ای که خانواده‌ها از پس‌اندازهای احتیاطی برای هموارسازی مصرف استفاده می‌کنند. «بایر، فام، لوتیک و تادن»[2] (۲۰۱۵) هم در قالب یک مدل کارگزاران ناهمگن به این موضوع پرداخته‌اند. در این مدل، خانوارها برای هموار کردن مصرف به دو نوع دارایی دسترسی داشته‌اند؛ آن‌ها یا می‌توانند پول نقد داشته باشند یا سرمایه‌های غیر نقد که به آن‌ها سود پرداخت می‌کند. «دن هان، رندال و ریگلر»[3] (۲۰۱۷) با به‌کارگیری ساختار «مدل کروسل» و ترکیب بازارهای ناقص و دستمزدهای اسمی چسبنده در اقتصادی که شامل دو نوع دارایی پول نقد و دارایی سرمایه‌ای است، نشان داده‌اند که در دوران رکود اقتصادی، ترس از بیکاری، احساسات احتیاطی را برانگیخته و باعث شده کارگزارها بیشتر پس‌انداز کنند. افزایش تمایل به نگه‌داشتن پول، فشار نزولی بر تقاضا و در نتیجه سطح قیمت دارد که به‌نوبه خود باعث افزایش هزینه‌های واقعی دستمزد و کاهش سود و در نتیجه افزایش بیکاری می‌شود. این امر به‌نوبه خود به افزایش بیشتر پس‌اندازهای پیشگیرانه و غیره منجر خواهد شد.

در دسته دیگری از مدل‌ها اثر نابرابری درآمدی بر تولید مورد بررسی قرار می‌گیرد. یک ایده قدیمی وجود داشت مبنی بر اینکه نابرابری درآمدی بالاتر، باعث کاهش تقاضا و اشتغال کل می‌شود. این نگرانی‌ها در دوران رکود بزرگ دوباره ظاهر شد. بر این اساس «آکلرت و رونایل»[4] (۲۰۱۶) ادعای فوق را بررسی کرده‌اند. آن‌ها برای بررسی رابطه بین نابرابری درآمدی و تولید ضمن استفاده از مدل معمولی «بیولی»، برای بررسی ارتباط با سیاست پولی، چسبندگی رو به پایین

1. Kaplan et al.
2. Bayer, Pham, Luetticke & Tjaden
3. Den Haan, Rendahl & Riegler
4. Auclert & Rognlie

دستمزد اسمی را به مدل اضافه نموده و نتیجه گرفته‌اند که چنانچه منشأ نـابرابری، ریسک درآمد افراد باشد، تأثیر نابرابری بر تولید می‌تواند قابل توجه باشد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

«کیدلند و پرسکات» (۱۹۸۲) در مقاله مشهور «زمان‌بری تولید و نوسـانات کـلان»[1] بنیان و مسیر جدیدی برای تحقیقات اقتصاد کلان تعریف کرده‌اند؛ بنیانی که انتقـاد «لوکاس»[2] (۱۹۷۶) دیگر بدان وارد نبود و انتظـارات عقلایـی عوامـل اقتصـادی در واکنش به سیاست‌ها را در نظر می‌گرفت و می‌توانست بدون اتکای وثیق به داده‌ها و در عوض با تکیه بر مدل رشـد نئوکلاسـیک، مکـانیزم‌هـای اقتصـاد کـلان را در حوزهٔ ادوار تجاری، معرفی نماید و محیطی برای شبیه‌سازی سیاست‌ها و پیامدهای آن‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت تمهید کنـد. مسـیر معرفـی‌شـده توسـط کیدلنـد و پرسکات به‌شدت مورد استقبال قرار گرفت و توسـط «لانـگ و پلاسـر» (۱۹۸۳) و «لوکاس» (۱۹۸۷) توسعه یافت. در همهٔ تلاش‌های این اقتصاددانان فرض مـی‌شـد که بی‌نهایت کارگزار همگن در اقتصاد وجود دارند و با تحلیل یک کارگزار نمونه، در صورتی که توابع مورد استفاده از فرم کلی «گورمن» برخوردار باشند (Gorman, 1959)، می‌توان نتایج را به کل اقتصاد تعمیم داد؛ اما بیـولی در مـدل‌سـازی چنـین فرضی را کنار گذاشت و در مدل خود بی‌نهایت کارگزار ناهمگن در نظـر گرفـت. بیولی (۱۹۸۶) تعداد زیادی خانوار، در معرض شوک‌های فردی بیمه‌نشده تعریـف کرد که این شوک‌ها درآمد حاصل از کار آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. آنچه در بیولی (۱۹۸۶) عوامل اقتصادی را متمایز و ناهمگن می‌ساخت، اصابت این «شـوک فردی»[(5)] به درآمد آن‌ها بود. هاگت (۱۹۹۳) در ادامه کار بیـولی را بـه ایـن شـکل توسعه داد که شوک درآمد با دو حالت[3] و طبق «فرایند تصادفی پوآسون»[4] تصـریح شد و علاوه بر آن در اقتصاد هاگت، ثروت افراد علاوه بر درآمـد حاصـل از کـار،

---

1. Time to Build and Aggregate Fluctuations
2. Lucas
3. State
4. Poisson point proces

ناشی از پس‌انداز در «اوراق قرضهٔ غیر مولد»[1] نیز است. در این خط سیر تحقیق پیش رو به پیروی از آیاگاری (۱۹۹۴) ثروت افراد را مجموع دارایی مولد و درآمد حاصل از نیروی کار که در معرض ریسک‌های فردی با فرایند تصادفی مارکوف، است تصریح کرده است. وجه مشخصه همه مدل‌ها و تحقیقاتی که مبتنی بر مدل آیاگاری نگاشته شده، این است که در همگی آن‌ها، شوک کلان[۶] وجود ندارد. در حالت کلی می‌توان مدلی را تصریح کرد که در آن علاوه بر شوک فردی، شوک کلان هم وجود داشته باشد که در مطالعات متأخر این مهم انجام شده است (Krusell & Smith, Jr, Anthony A,۱۹۹۸). البته باید دقت کرد که با توجه به سؤالات تحقیق حاضر، به‌تصریح شوک‌های کلان نیازی نیست.

این پژوهش مبتنی بر مدل معرفی‌شده توسط آیاگاری (۱۹۹۴) به پرسش‌های تحقیق پاسخ خواهد داد. برای حل مدل‌های «بازگشتی»[2] به روش حل عددی می‌توان از دو الگوریتم «تکرار تابع ارزش»[3] یا «تکرار تابع سیاست»[4] استفاده کرد (Ljungqvist & Sargent,2000). الگوریتم تکرار تابع ارزش سرعت پایین‌تر و دقت بالاتری در مقایسه با الگوریتم رقیب دارد. در این تحقیق از الگوریتم تکرار تابع سیاست برای محاسبه عددی مدل با زبان برنامه‌نویسی «پایتون» استفاده شده است. توضیح بیشتر روش حل، کالیبراسیون، تجمیع و محاسبه مدل در ادامه می‌آید.

۴. ساختار مدل: مسئله خانوار

خانوار در این مدل، مالک درآمد تصادفی ناشی از کار کردن و اصل و فرع دارایی سرمایه‌ای با بهره ثابت است که با توجه به این منابع، با هدف حداکثر کردن مطلوبیت تنزیل شده آتی و حال ناشی از مصرف، ناظر به مصرف و پس‌انداز تصمیم‌گیری می‌کند. در این مدل خانوار می‌تواند تا سقفی مشخص (b) وام دریافت کند. تعداد زیادی خانوار را در نظر بگیرید که در معرض یک شوک فردی

---

1. Unproductive Bonds
2. Recursive
3. Value Function Iteration
4. Policy Function Iteration

بر دستمزد خویش هستند و توزیع دارایی‌های در اختیار کل افراد، همان توزیع تعادلی بلندمدت است که در طول زمان ثابت؛ ولی توزیع دارایی‌های در اختیار هر فرد، تصادفی است. این توصیف از مدل، یعنی اگر شوک منفی به خانواری وارد شود به دیگری شوک مثبت وارد خواهد شد و درمجموع تغییری مشاهده نمی‌شود. خانوار برای فراغت، ارزشی قائل نیست، برای همین تمام‌وقت، کار می‌کند و در خصوص میزان کار کردن تصمیم‌گیری ندارد.

گفتنی است که منشأ ناهمگنی عوامل مدل همان شوک‌های فردی است و در صورت تصریح مدل بدون این شوک‌ها، مدل به یک مدل کارگزار نمونه تبدیل می‌شد؛ ولی در تصریح یادشده، حضور شوک‌های فردی و غیاب بازار بیمه در کنار قید استقراض و انگیزه احتیاطی باعث می‌شود، علاوه بر باقی ماندن مدل در قالب یک مدل ناهمگن، نرخ بهره تعادلی پایین‌تر از نرخ ناشکیبایی شده و به‌تبع آن سرمایه سرانه بیشتر از سرمایه سرانه قاعده طلایی انباشته شود. با این توضیحات مسئله هر فرد به‌صورت زیر است:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \qquad (۱)$$

$$s.t \qquad c_t + a_{t+1} = w l_t + (1+r) a_t \qquad (۲)$$

$$a_t \geq -b \qquad (۳)$$

$$c_t \geq 0$$

$$\beta = \frac{1}{1+\rho} \qquad (۴)$$

در صورتی که b مثبت باشد، معادل سقف وام‌دهی و قید استقراض خواهد بود. متغیر l_t، همان شوک واردآمده به درآمد خانوار بوده، با توزیع iid و محدود در بازهٔ $[l_{min}, l_{max}]$ است.

علاوه بر اینکه برای فرض محدودیت استقراض، شواهد فراوانی در اقتصادهای دنیا می‌توان ذکر کرد، در قالب مدل‌سازی نیز اگر نرخ بهره واقعی (r) منفی باشد، وجود قید استقراض، برای همگرایی ضروری است؛ در غیر این صورت ارزش حال درآمد بی‌نهایت شده و «بازی پانزی» گریزناپذیر است. در

حالتی که نرخ بهره مثبت باشد، قید استقراض هم ارز شرط عدم بازی «پانزی»[1] خواهد بود. قید استقراض در کنار شرط غیر منفی بودن مصرف، معادل قید استقراض در هر دوره به‌صورت $a_t \geq -\frac{wl_{min}}{r}$ خواهد بود. اگر b بزرگ‌تر از $\frac{wl_{min}}{r}$ باشد در این صورت قید استقراض b الزام‌آور نبوده، مقدار کمتر $\frac{wl_{min}}{r}$ جایگزین خواهد شد. بدین وصف قید استقراض عبارت است از:

$$a_t \geq -\phi \qquad (۴)$$

$$\phi \equiv \min\left\{b, \frac{wl_{min}}{r}\right\} \text{ for } r > 0\ ;\ \phi \equiv b \text{ for } r \leq 0 \qquad (۵)$$

فرم بازگشتی مسئله خانوار به شرح زیر است:

$$V(l,a) = \max_{c,a'} u\left\{u(c) + \beta \sum_{l'} p_{ll'} V(l',a')\right\} \qquad (۶)$$

$$\begin{gathered} subject\ to \\ a' + c = a(1+r) + wl \\ c \geq 0 \quad a' \geq \phi \end{gathered} \qquad (۷)$$

۴-۱. تجمیع و ناهمگنی

مسئله و چالش بسیار مهم در مدل‌های ناهمگن چگونگی «تجمیع»[2] است. در مدل‌های خانوار نمونه چون همگی خانوارها شبیه هم هستند می‌توان مسئله تجمیع را نادیده گرفت؛ اما در مدل‌های ناهمگن تصمیمات و تخصیص یک خانوار را نمی‌توان تعمیم داد. با این حال در این مقاله نیز با روشی که آیاگاری (۱۹۹۴) معرفی کرده تجمیع انجام می‌شود. از حل مسئله فرد که پیشتر تعریف آن آمد، برای هر وضعیت[3]، «تابع سیاست»(۷) متناظر به دست خواهد آمد؛ بنابراین با هر میزان دارایی، فرد مورد نظر وضعیت خود را در حالت‌های مختلف دوره بعد می‌داند. از آنجایی که میزان دارایی همه افراد جامعه، بین دارایی کمینه و بیشینه است و پارامترهای کلان اقتصاد نیز برای همه آن‌ها یکسان است، بنابراین توابع سیاست به‌دست‌آمده فوق، برای همه آن‌ها یکسان خواهد بود، پس می‌توان هر

---

1. $nPg\ condition$
2. Aggregation
3. State

دارایی را نماینده یک دسته از افراد در نظر گرفت. بدین وصف صرفاً با داشتن «ماتریس گذار»[۸] و توابع سیاست وضعیت‌های مختلف، می‌توان توزیع دارایی را در دوره بعد به دست آورد. حال اگر این فرایند را تا بی‌نهایت ادامه دهیم، به «توزیع پایا»[1] در جامعه دست خواهیم یافت و با ضرب این توزیع در دارایی هر فرد، مجموع دارایی‌های موجود در اقتصاد به دست خواهد آمد؛ بنابراین در صورتی که همه دارایی‌ها به سرمایه تبدیل شوند، می‌توان تابع عرضه سرمایه کل اقتصاد را به دست آورد.

۴-۲. مسئله بنگاه

پس از تعریف مسئله خانوار و توضیح چگونگی تجمیع مسئله خانوار، نوبت به تعریف مسئله بنگاه می‌رسد. فرض می‌کنیم تعداد زیادی بنگاه وجود دارد که همگی تکنولوژی بازدهی ثابت به مقیاس دارند و تابع تولید همان تابع تولید نئوکلاسیک است که در آن تولید سرانه تابعی از سرمایه سرانه و نیروی کار سرانه است:

$$Y_t = F(K_t, L_t) \qquad (۸)$$

فرض تکنولوژیک بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، بدین معناست که اندازه بنگاه تأثیری بر تصمیم‌گیری بنگاه ندارد؛ بنابراین می‌توان فرض کرد همه بنگاه‌های موجود ادغام شوند و تنها مسئله این بنگاه بزرگ را حل نمود، حل مسئله بنگاه، توابع تقاضای نهاده‌های زیر را خواهد داد:

$$r_t = F_k(K_t, L_t) - \delta \qquad (۹)$$

$$w_t = F_l(K_t, L_t) \qquad (۱۰)$$

۴-۳. تعادل عمومی

نرخ بهره‌ای که بتواند جمع سرمایهٔ انباشته از حل مسئله بهینه‌سازی خانوارهای اقتصاد را با سرمایهٔ بهینه تقاضا شده از جانب بنگاه، برابر سازد، «نرخ بهره تعادلی» خواهد بود. تفاوتی که وجود انگیزه پس‌انداز احتیاطی و قید استقراض در این مدل ایجاد می‌کند این است که نرخ بهره ۱- بالاتر از ρ و ۲ بسیار کمتر از آن نخواهد بود (آیاگاری ۱۹۹۴)؛ چراکه اگر نرخ بهره به ρ نزدیک شده یا از آن

1. Stationary distribution

بزرگ‌تر شود، سرمایه نگه‌داری‌شده توسط خانوار به بی‌نهایت میل خواهد کرد؛ زیرا انگیزه پس‌انداز احتیاطی در چنین شرایطی با یک بهره بازاری پشتیبانی و تقویت می‌شود. از طرفی اگر نرخ بهره بسیار کمتر از ρ باشد، هزینهٔ نگه‌داری سرمایه بالا می‌رود و انگیزه پس‌انداز با این هزینه خنثی شده، از بین خواهد رفت و خانوار از پس‌انداز صرف‌نظر می‌کند.

۵. کالیبراسیون

به‌منظور استفاده از دلالت‌های این مدل برای اقتصاد ایران می‌بایست پارامترهای آن را از داده‌های اقتصاد ایران استخراج کرد که این مهم در این بخش انجام می‌شود.

از تابع تولید نئوکلاسیک یا «کاب داگلاس»[1] به‌منظور توصیف تولید اقتصاد، استفاده می‌شود و بنا بر مطالعه (مدنی‌زاده و ابراهیمیان ۱۳۹۴) تابع مطلوبیت متناسب با اقتصاد ایران، تابع مطلوبیت ریسک‌گریزی نسبی ثابت ($CRRA$) است؛ بنابراین در این تحقیق از این تابع مطلوبیت استفاده می‌شود:

$$Y_t = Ak_t^{\theta} L_t^{1-\theta} \qquad (۱۱)$$

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} \qquad (۱۲)$$

در کالیبراسیون می‌توان مقادیر پارامترها را از پژوهش‌های پیشین اخذ کرد یا اینکه با داده‌ها آن را تخمین زد (Kydland & Prescott,1996). در این تحقیق، با دو دسته پارامتر، روبه‌رو هستیم: دسته نخست همان پارامترهای مربوط به هسته اصلی مدل است که عبارت‌اند از β نرخ رجحان زمانی θ سهم سرمایه در تولید غیرنفتی و δ نرخ استهلاک سرمایه. پارامتر β و δ بر اساس مطالعه «مدنی‌زاده» (۱۳۹۴) مقداردهی شده است. پارامتر σ نشان‌دهنده ضریب ریسک‌گریزی نسبی است و با افزایش آن تمایل فرد به پس‌انداز بیشتر می‌شود؛ اما این پارامتر در اقتصاد ایران قابلیت کالیبره ندارد (مدنی‌زاده و ابراهیمیان ۱۳۹۴) به همین دلیل می‌توان برای مقادیر مختلف سیگما، مدل را اجرا کرد که در این تحقیق مدل برای سه مقدار اجرا خواهد شد. توجه داریم که سیگما ضریب ریسک‌گریزی نسبی است و

1. Cobb–Douglas

مقادیر بالاتر آن حاکی از ریسک‌گریزی بیشتر است:

جدول ۲. سناریوهای مختلف شبیه‌سازی

	توصیف	ضریب ریسک‌گریزی
سناریوی اول	ریسک‌گریزی	$\sigma = 1$
سناریوی دوم	محافظه‌کاری نسبی	$\sigma = 3$
سناریوی سوم	محافظه‌کاری شدید	$\sigma = 5$

مابقی پارامترهای هسته اصلی مدل عبارت‌اند از (جدول ۳) (مدنی‌زاده و ابراهیمیان ۱۳۹۴):

جدول ۳. کالیبراسیون

ردیف	پارامتر	مقدار کالیبره
۱	$\bar{\delta}$	9%
۲	$\bar{\beta}$	٪۹۴

سهم سرمایه از تولید و مقدار بهره‌وری کل (TFP) نیز از روش GMM به شرح جدول ۴ به دست آمده است.

جدول ٤. کالیبراسیون

ردیف	پارامتر	مقدار کالیبره
۱	θ	۰/۴۷
۲	A	۱/۰۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

برای تخمین پارامترهای بالا ابتدا چهار گشتاور میانگین، واریانس و خودهمبستگی مرتبه اول و دوم تولید (شبیه‌سازی‌شده و واقعی) را تشکیل داده شد و تابع GMM متناظر حداقل گشت.

دسته دوم پارامترها، مربوط به شوک نیروی کار هر کارگزار است. بدین منظور باید بدانیم چه میزان از سهم درآمد از درآمد کل اقتصاد در هر دوره تابعی از دوره قبل است. بدین منظور کافی است در قالب یک مدل رگرسیونی، سهم درآمد فعلی بر سهم درآمد دوره قبل و شوک‌های کلان رگرس شود (Heaton & Lucas ۱۹۹۶).

$$\log(\eta_t^i) = \tilde{\eta}^i + \xi^i \varepsilon_t^a + \Omega^i \log(\eta_{t-1}^i) + \varepsilon_t^i \qquad (۱۳)$$

در معادله فوق η_t^i نماینده سهم درآمدی هر فرد از درآمد کل در هر دوره و ε_t^a

نماینده شوک درآمدی کلان است که برای به دست آوردن آن از باقیمانده رگرسیون درآمد کل بر دوره قبل استفاده شده است.

در ایران داده‌های لازم برای تخمین رگرسیون پیش‌گفته وجود ندارد، چراکه برای اجرای آن به سری زمانی درآمد هر خانوار نیازمندیم، یعنی باید بدانیم هر خانوار خاص در سال‌های متوالی چه درآمدی داشته است که این مسئله حتی در بودجه خانوار هم مشخص نیست؛ چراکه خانوارها در سال‌های مختلف متغیر هستند؛ بنابراین باید دنبال «متغیر جانشین»[1] مناسبی بود. یکی از جایگزین‌هایی که می‌توان برای آن در نظر گرفت، سود خالص بنگاه‌های بورسی است. البته مانند هر متغیر جانشین دیگری اشکالاتی برای این متغیر جانشین نیز وجود دارد که عبارت‌اند از:

۱. یک بنگاه متعلق به بیش از یک نفر است؛

۲. تغییر ترکیب سهامداران؛

۳. تقسیم سود در هر بنگاه بسته به تصمیم مدیران آن بنگاه دارد.

علی‌رغم پذیرش افزایش احتمال خطا با حضور متغیر جانشین، توجیهاتی برای قابل اغماض دانستن خطاهای رخ داده وجود دارد: نخست اینکه مجموعه سهامداران عمده بنگاه، یک واحد در نظر گرفته می‌شوند؛ دوم، انگیزه حفظ قدرت مدیریت و تصمیم‌گیری، موجب ثبات مالکیت در سهامداران عمده می‌شود و در صورت تغییر سهامدار، باز هم سهامدار دیگری از همان طبقه جایگزین خواهد شد؛ سوم، در صورت عدم تخصیص سود به سهامداران و سرمایه‌گذاری جدید در بنگاه، دارایی سرمایه‌ای سهامدار افزایش خواهد یافت. بنا بر توجیهات یادشده، می‌توان از متغیر جایگزین مذکور برای کالیبراسیون استفاده کرد.

«معادله (۱۳)» معادله‌ای پیوسته است؛ درحالی‌که با توجه به گسسته و دو وضعیتی بودن مدل مورد بررسی، نیاز به تقریب مدل فوق به یک فرم گسسته است. برای چنین تقریبی به دو جزء نیازمندیم: «یک نقطه روی فضای وضعیت» و «احتمالات انتقال». با توجه به اینکه تنها دو وضعیت داریم می‌توان از روش

---

1. Proxy variable

«گشتاورها»[1] استفاده کرد. تقارن در پروسه اولیه، باعث می‌شود که بازه لگاریتم درآمد به‌صورت $[-z، +z]$ و ماتریس احتمال انتقال بر طبق فرم زیر باشد:

$$\begin{bmatrix} p & 1-p \\ 1-p & p \end{bmatrix}$$

باید z و Ω را به دست بیاوریم که برای این کار از برابری واریانس و خودهمبستگی الگوی خودرگرسیون برداری و زنجیره مارکوف استفاده می‌شود:

$$\sigma_{AR}^2 \equiv \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\Omega^2} = z^2 \equiv \sigma_{mc}^2 \quad (۱۴)$$

$$E_{AR}(y_t y_{t-1}) \equiv \Omega \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\Omega^2} = (2p-1)z^2 \equiv E_{MC}(y_t y_{t-1}) \quad (۱۵)$$

که بر این اساس و با برابری معادلات ۱۶ و ۱۵ خواهیم داشت:

$$z = \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\Omega^2}} \quad (۱۶)$$

$$p = \frac{1+\Omega}{2} \quad (۱۷)$$

پس از اجرای رگرسیون فوق با داده‌های ۴۰ شرکت بورسی از صنایع مختلف، نتایج مربوطه به شرح جدول ۵ گزارش می‌شود:

جدول ۵. مقادیر پارامترها

پارامتر	مقدار
Ω	۰/۴۳
σ_ε	۰/۴۳
z	۰/۴۸
p	۰/۷۱

با توجه به شواهد ارائه‌شده در خصوص اقتصاد ایران، کمینه مقدار قید استقراض صفر در نظر گرفته شده است.

۶. محاسبه مدل

برای محاسبه مدل فوق به دو الگوریتم نیاز داریم: «الگوریتم حل مسئله فرد» و «الگوریتم یافتن تعادل عمومی» که در ادامه این دو الگوریتم به‌تفصیل شرح داده می‌شود.

1. Method of moments

۶-۱. الگوریتم حل مسئله فرد

به‌طور معمول از دو الگوریتم «تکرار تابع ارزش»[1] یا الگوریتم «تکرار تابع سیاست»[2] برای حل مدل‌های بازگشتی استفاده می‌شود (Ljungqvist & Sargent,2000). الگوریتم تکرار تابع ارزش در مقایسه با الگوریتم رقیب سرعت پایین‌تر و دقت بالاتری دارد که در این تحقیق از الگوریتم تکرار تابع سیاست استفاده شده است. گام‌های این الگوریتم با متغیرهای این مدل به شرح زیر است (sargent & Stachurski;2017):

۱. مشخص کردن کرانه بالای دارایی برای «فشرده شدن»[3] تابع ارزش و «شبکه‌بندی»[4] دارایی؛ برای اینکه بهینه‌سازی پاسخ داشته باشد نیازمند فشرده بودن تابع هدف هستیم و این مورد خود مستلزم کران‌دار بودن متغیر وضعیت است.

۲. ارائه حدس اولیه از تابع سیاست $g_a^0\left(l,a\right)$: برای آغاز الگوریتم تکرار باید حدس اولیه‌ای از جواب (تابع سیاست) به مدل ارائه شود تا مدل بر اساس آن با به دست آوردن تابع سیاست جدید و با تکرار این فرایند تابع سیاست بهینه را به دست آورد.

۳. تعریف تابع زیر در واقع همان تابع ارزش به ازای شوک‌های مختلف است و تابع ارزش را یک‌بعدی ساخته است و تعداد متغیرهای وضعیت را به یک کاهش داده است:

$$\xi(a') = u'\left(l_i w + (1+r)a_j - a'\right) - \beta \sum_{l'} p_{l_i l'} u'\left(l_i w + (1+r)a_j' - g_k^0\left(l',a'\right)\right)(1+r) \quad (۱۸)$$

در شبکه‌های مختلف تابع ۱۹ بدین صورت محاسبه شود (Aiyagari;1994):

✓ ابتدا برای هر شبکه، $\xi(\underline{a})$ محاسبه می‌شود. اگر بزرگ‌تر از صفر بود، در این نقطه دارای جواب گوشه‌ای هستیم و $g_a^1\left(l,a\right) = \underline{a}$ خواهد بود.

✓ در غیر این صورت مقدار a' را که معادله $\xi(a') = 0$ را برقرار می‌کند،

---

1. Value Function Iteration
2. Policy Function Iteration
3. Compact
4. grid

برابر $g_a^1\left(l،a\right)$ قرار می‌دهیم.

۱. گام سوم را برای همه گریدها انجام داده و این فرایند را تا زمانی ادامه می‌دهیم که نامعادله زیر برقرار باشد:

$$\max error = \max_{i,j}|g_a^s(l,a) - g_a^{s-1}(l,a)| < \in \qquad (۱۹)$$

۶-۲. الگوریتم یافتن تعادل عمومی

گام‌های الگوریتم پیدا کردن تعادل با مختصاتی که در بخش تعادل عمومی تعریف شد به شرح زیر است (Aiyagari;1994):

۱. یک میزان اختلاف قابل اغماض $\in$ تعیین می‌شود.

۲. یک K^0 به‌عنوان حدس اولیه داده می‌شود.

۳. با استفاده از معادلات(۹) و (۱۰)، دستمزد و نرخ بهره تعیین می‌شود.

۴. با توجه به دو قیمت به‌دست‌آمده مسئله فرد حل می‌شود و تابع سیاست بهینه $g_a(l،a)$ نگه‌داری دارایی به دست می‌آید.

۵. با تجمیع سرمایه‌های نگه‌داری‌شده توسط هر فرد، سرمایه کل (K^1) به دست می‌آید.

۶. K^0 و K^1 مقایسه می‌شود؛ اگر $|K^1 - K^0| < \in$ که تعادل پیدا شده است، وگرنه باید حدس جدیدی بر اساس قاعده زیر جایگزین شود:

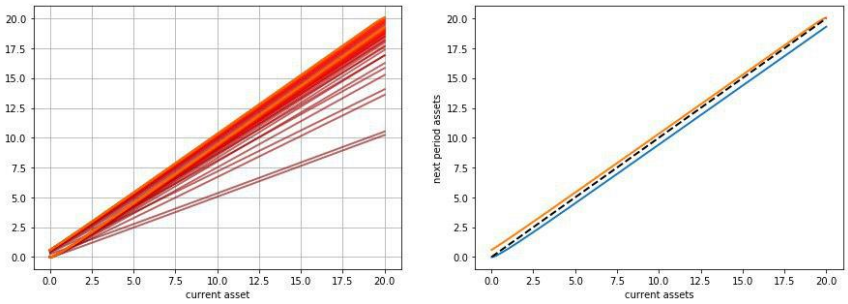
$$K_{NEW}^0 = \lambda K^0 + (1-\lambda)K^1 \qquad (۲۰)$$

$$\lambda \in (0،1]$$

۶-۳. نتایج محاسبات

مبتنی بر الگوریتم حل مسئله فرد و با استفاده از زبان برنامه‌نویسی پایتون، تابع سیاست محاسبه به شرح نمودار محاسبه شده و قابل مشاهده است:

نمودار ٤. تابع سیاست

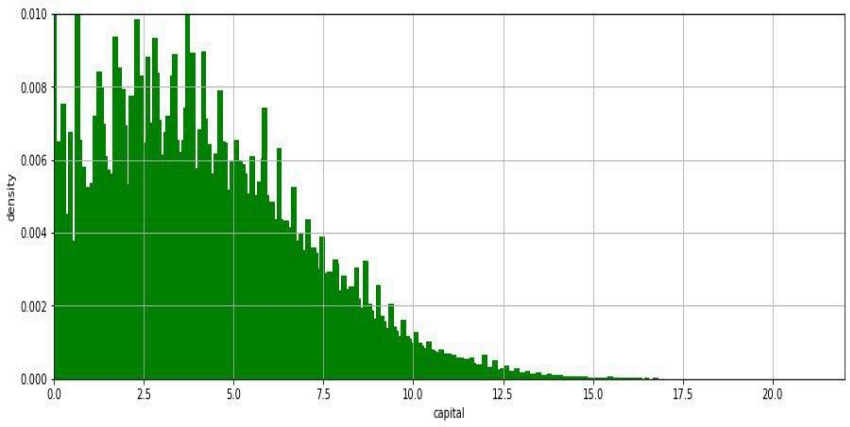


منبع یافته های پژوهش

تابع سیاست در نمودار ۴ میزان دارایی نگه‌داری‌شده توسط فرد در دوره بعد را بر اساس میزان دارایی نگه‌داری‌شده فرد در این دوره نشان می‌دهد. تعادل در جایی اتفاق می‌افتد که دارایی دو دوره با هم برابر شود (نقطه‌چین= خط ۴۵ درجه) دو خط آبی و نارنجی این تابع سیاست را به ازای دو شوک مختلف بر درآمد خانوار (دو خانوار) نشان می‌دهد و تفاوت این دو خط نشان می‌دهد ناهمگنی در مدل معنادار است.

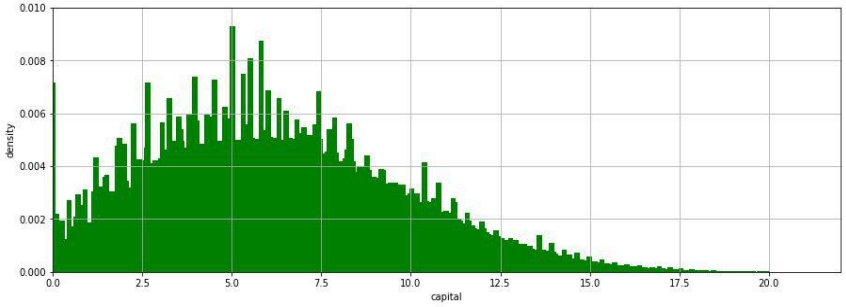
بر اساس تابع سیاست به‌دست‌آمده برای خانوار به ازای شوک‌های مختلف و مبتنی بر الگوریتمی که در قسمت تجمیع توضیح داده شد، توزیع دارایی‌ها برای جامعه به دست می‌آید که در ادامه برای سه مقدار مختلف «سیگما»[۹] رسم شده است:

نمودار ٥. توزیع دارایی در شرایط ریسک‌گریزی



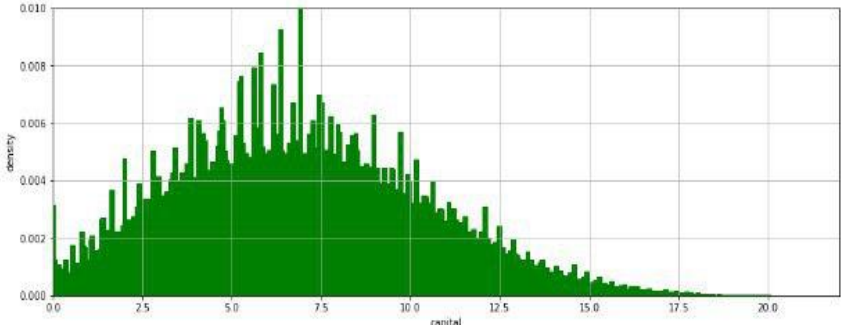
منبع یافته های پژوهش

نمودار ٦. توزیع دارایی در شرایط محافظه‌کاری



منبع یافته های پژوهش

نمودار ۷. توزیع دارایی در شرایط محافظه‌کاری شدید

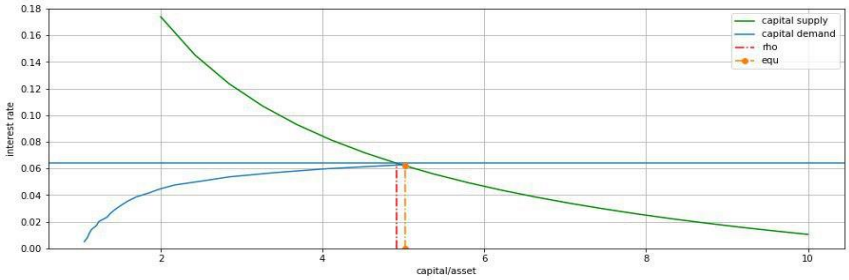


منبع یافته های پژوهش

با مقایسه توزیع جامعه به ازای سیگماهای مختلف، مشاهده می‌شود که هر چه سیگما یا ضریب ریسک‌گریزی نسبی افزایش یابد، به دلیل افزایش انگیزه احتیاطی، میزان پس‌انداز کل نیز افزایش می‌یابد.

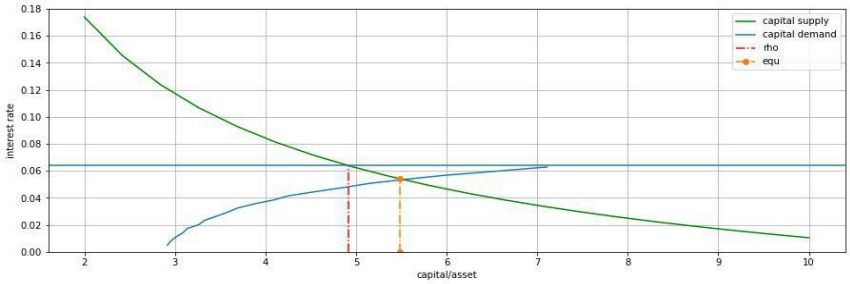
در مرحله بعد، نمودار عرضه و تقاضای سرمایه برای سه سیگمای مختلف رسم شده و نقاط تعادلی در صورت نبود قید (خط‌چین قرمز) و وجود محدودیت استقراض (خط‌چین نارنجی)، روی آن مشخص شده است. نتایج در نمودارهای ۸، ۹ و ۱۰ ارائه شده است:

نمودار ۸. عرضه و تقاضای سرمایه در شرایط ریسک‌گریزی



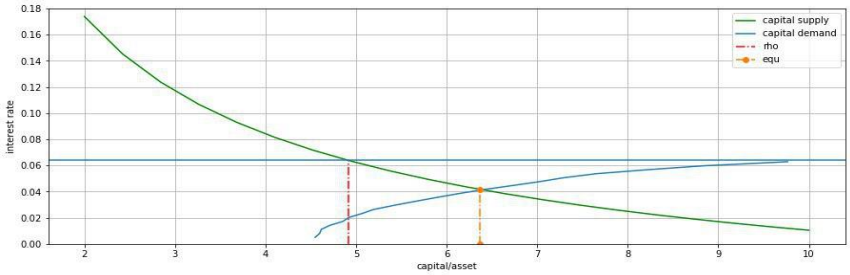
منبع یافته های پژوهش

نمودار ۹. عرضه و تقاضای سرمایه در شرایط محافظه‌کاری



منبع یافته های پژوهش

نمودار ۱۰. عرضه و تقاضای سرمایه در شرایط محافظه‌کاری شدید



منبع یافته های پژوهش

نمودارهای تعادل بازار نشان می‌دهد:

۱) وجود قید استقراض باعث می‌شود انباشت سرمایه در اقتصاد بیشتر از حالتی باشد که بازارهای مالی کامل هستند.

۲) هر چه ریسک‌گزیری خانوار بیشتر باشد، انباشت سرمایه و پس‌انداز

احتیاطی خانوار نیز افزایش می‌یابد.

جدول ٦. سهم پس‌انداز احتیاطی

	$\sigma = 1$	$\sigma = 3$	$\sigma = 5$
سهم پس‌انداز احتیاطی به کل سرمایه (٪)	٪۲	٪۱۲	٪۲۹

مأخذ: محاسبات مدل

با مقایسه میزان پس‌انداز اقتصاد در شرایط قید استقراض و بدون آن می‌توان سهم پس‌انداز احتیاطی از کل پس‌انداز اقتصاد را به دست آورد. جدول ۶ نتایج این محاسبات را به ازای مقادیر مختلف سیگما نشان می‌دهد. در شرایطی سیگما به میزان «۲» کالیبره شود، سهم پس‌انداز احتیاطی ۱۲ درصد کل سرمایه در اقتصاد ایران را تشکیل می‌دهد؛ بنابراین یکی از مهم‌ترین عواملی که باعث شده است سهم پس‌انداز ملی در حساب‌های ملی اقتصاد ایران بسیار بالا باشد، محدودیت ناظر به دسترسی خانوار به تسهیلات و قید استقراض است که به‌واسطه تنگناها و ناترازی شبکه بانکی در سال‌های اخیر تشدید شده است. تأکید می‌شود که این میزان از بیش‌پس‌انداز به قیمت عدم مصرف خانوار و فاصله گرفتن از رفاه بهینه انباشت شده است و اقتصاد را دچار ناکارایی پویا ساخته است.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

یافته‌ها و محاسبات این پژوهش نشان داد، علت اصلی معمای پس‌انداز در کشور محدودیت استقراض و تنگنای اعتباری حاکم بر بازارهای مالی کشور است؛ چراکه بسته به پارامتر ریسک‌گریزی افراد از ۲ تا ۲۹ درصد پس‌انداز اقتصاد ایران ناشی از پس‌انداز احتیاطی است و پس‌انداز احتیاطی بر رفاه اقتصاد تأثیر منفی دارد. با این توضیح که مکانیزم‌های مدل آیاگاری با داده‌های اقتصاد ایران نشان داد، خانوار ایرانی به دلیل اینکه نمی‌تواند در مواقع ضرور با مراجعه به بانک تسهیلات دریافت کند، همواره بخش قابل توجهی از درآمد خود را به‌صورت پس‌انداز احتیاطی نگه‌داری می‌کند و این بیش پس‌انداز به دلیل محدودیت استقراض به بودجه خانوار تحمیل می‌شود. در ایران به دلیل اینکه در ابتدای ورود به بازار کار و زندگی مشترک افراد نمی‌توانند وام کافی دریافت کنند، هر خانوار همواره بخشی از درآمد خود را برای تجهیز منابع تشکیل خانواده فرزندان خود کنار می‌گذارد و از مصرف آن صرف‌نظر

می‌کند. این بیش‌پس‌انداز میزان سرمایه را فراتر از اندازه سرمایه بهینه قرار داده، رفاه اقتصاد را کاهش می‌دهد. درحالی‌که در کشورهای توسعه‌یافته که بر طبق نمودار ۱ نرخ پس‌انداز آن‌ها بسیار کمتر است، نیازی به چنین پس‌اندازی نبوده، فرد با ورود به بازار کار می‌تواند وام دریافت کرده، مصرف خود را هموار سازد و خانواده‌اش میزان درآمد متناظر را مصرف کنند؛ بنابراین علت اصلی معمای پس‌انداز در ایران را باید محدودیت استقراض دانست. البته گفتنی است که نباید به‌محض شنیدن عبارت پس‌انداز، سپرده‌گذاری بانکی به ذهن متبادر و تصور شود که افراد سپرده بانکی نگه‌داری می‌کنند؛ زیرا اتفاقاً در کشورهایی مثل ایران که علاوه بر محدودیت استقراض با تورم مواجه هستند، سپرده‌گذاری در بانک‌ها، مقصد پس‌اندازهای احتیاطی نیست؛ بلکه در این کشورها دارایی‌های حاوی ارزش ذاتی نظیر املاک، مستغلات و طلا و همچنین دارایی‌های حاوی ارزش بین‌المللی مثل ارزهای خارجی مقصد پس‌انداز خواهد بود. تفاوت نوع پس‌انداز احتیاطی در کشورهای با تورم بالا باعث می‌شود که پس‌انداز بیشتر لزوماً به معنای افزایش عرضه وجوه قابل استقراض و کاهش نرخ بهره نباشد، بلکه موجب افزایش قیمت دارایی‌های مقصد پس‌انداز احتیاطی گردد.

ذکر این نکته ضروری است که جیره‌بندی اعتبار و محدودیت استقراض در تمامی کشورها و با شدت بیشتر در کشورهای درحال‌توسعه، وجود دارد؛ اما اعسار بانک‌ها و مؤسسات اعتباری ایران در سال‌های اخیر، پدیدهٔ جیره‌بندی اعتبار را بسیار تشدید کرده و به حالت بی‌سابقه درآورده است. نتایج این مقاله نشان داد که این اعسار و جیره‌بندی، با کاهش مصرف، موجب کاهش رفاه خانوار می‌شود و پس‌انداز احتیاطی وی را افزایش می‌دهد و این پس‌انداز احتیاطی نیز با حمله سفته‌بازانه به بازار دارایی‌ها اتفاق خواهد افتاد. بدین وصف علت اصلی نوسانات اقتصادی اخیر را باید در ناترازی بانک‌ها و ناتوانی آن‌ها در اعطای تسهیلات جستجو کرد. بر اساس این چارچوبِ تحلیلی یکی از اقدامات اولویت‌دار سیاست‌گذار در اقتصاد ایران باید «اصلاح نظام بانکی و کاهش جیره‌بندی اعتبار» باشد، در این صورت خانوار ایرانی می‌تواند سهم بیشتری از درآمد خود را مصرف کند و ضرورتی برای پس‌انداز احتیاطی در بازار مسکن و طلا و ... نمی‌بیند؛ چراکه هرگاه بخواهد می‌تواند از تسهیلات بانک‌ها برای رفع نیازهای پیش‌بینی‌نشده‌اش بهره‌مند شود.

یادداشت‌ها

۱. ممکن است گفته شود بررسی بودجه خانوار به دلیل اینکه تأمین مالی و استقراض بنگاه‌ها را در نظر نمی‌گیرد دچار کم برآوردی است، اما با مراجعه به نظرسنجی از بنگاه‌های اقتصادی (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۵) وجود مسئله تنگنای اعتباری و قید استقراض از سوی آن‌ها تأیید می‌شود.

۲. رشد بالای نقدینگی و عدم کفایت منابع مالی در دسترس از مصادیق دو امر مانعه الجمع نیستند و در ادبیات علمی تحت عنوان «تناقض نقدینگی» شناخته شده است (نیلی و محمود زاده،۱۳۹۳).

۳. Golden rule capital میزان سرمایه‌ای که اقتصاد را به حداکثر رفاه می‌رساند.

۴. فرض کنید نخستین فرد متولدشده پوست شکلات خود را به‌عنوان پول به همه نسل‌ها بقبولاند، در این صورت پوست را به جوان می‌دهد و شکلاتش را می‌گیرد و جوان هم به نسل بعدی و بعدی ... (Shell,۱۹۷۱)

۵. Idiosyncratic shock شوکی که تنها به یک کارگزار وارد می‌شود.

۶. Aggregate Shocks برخلاف شوک‌های idiosyncratic هم‌زمان به‌تمامی عوامل مدل وارد می‌شود.

۷. تابع سیاست (Policy function)، تابعی است که متغیر کنترل را به‌صورت تابعی از متغیرهای وضعیت نشان می‌دهد.

۸. توزیع پایا (Transition matrix) ماتریسی است که با داشتن وضعیت فعلی فرد احتمال انتقال وی به وضعیت‌های دیگر را نشان می‌دهد.

۹. در بخش کالیبراسیون توضیح داده شد که پارامتر سیگما در اقتصاد ایران به دلیل فقدان داده‌های خرد قابل کالیبره نیست و به همین دلیل پاسخ‌های مدل بر اساس سه مقدار از این پارامتر به دست می‌آید.

منابع

احسانی، محمدعلی. خلیلی اصل، مریم (۱۳۹۵). اثر ریسک درآمد بر نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی: مطالعه موردی ایران (برآورد تابع پس‌انداز ملی در ایران با تأکید بر نااطمینانی درآمد ملی). *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۸ (۱۶)، ۱–۱۹.

احسانی، محمدعلی. خلیلی، مریم (۱۳۹۵). تأثیر ریسک درآمد و ریسک بیکاری بر پس‌انداز ناخالص داخلی با استفاده از روش Panel Data در کشورهای عضو گروه. *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۲ (۱)، 154–129.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۷). نتایج بررسی دسترسی خانوارها به خدمات مالی در مناطق شهری ایران.

حسینی، سید عقیل. واعظ برزانی، محمد. بخشی دستجردی، رسول. پرورده، افشین (۱۳۹۷). کالیبراسیون مدل‌های پس‌انداز احتیاطی برای اقتصاد ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۵ (۳)، 238–213.

خلیلی عراقی، منصور. گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۵). پایداری تورم در ایران با رویکرد ناهمگنی کارگزاران اقتصادی در مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، *فصلنامه علمی – پژوهشی مدل‌سازی اقتصادی*،10 (۳۶)، 23-1.

رمضانی، مهدی (۱۳۹۳). بررسی تأثیر پس‌انداز احتیاطی بر انگیزه انباشت سرمایه در ایران. *پایان‌نامه ارشد علوم اقتصادی*. دانشگاه یزد.

عینیان، مجید (۱۳۹۴). شمول مالی در ایران، مقایسه‌ای بر اساس معیارهای پایه‌ای گروه ۲۰. *پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*. یادداشت سیاستی شماره MBRI-PN-94017.

مدنی‌زاده، سید علی. ابراهیمیان، مهران (۱۳۹۴). طراحی و کالیبراسیون مدل‌های تعادل عمومی پویا برای اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۵ (۸۴)،۷–۴۲.

مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۶)، [بررسی وضعیت] نظام بانکی در ایران، گزارش کارشناسی به شماره مسلسل ۱۶۰۷۰.

نیلی، فرهاد. محمودزاده، امینه (۱۳۹۳). پارادوکس نقدینگی. مقاله سیاستی بیست و چهارمین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی پژوهشکده پولی و بانکی

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

Abel, Andrew B.; Mankiw, N. Gregory; Summers, Lawrence H.; Zeckhauser, Richard J. (1989): Assessing dynamic efficiency: Theory and evidence. In The Review of Economic Studies 56 (1), pp. 1–19.

Ahn, Kaplan, Moll, Winberry & Wolf (2017) "When Inequality Matters for Macro and Macro Matters for Inequality"

Aiyagari, S. Rao (1994): Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving. In The Quarterly Journal of Economics 109 (3), pp. 659–684.

Aiyagari, S. Rao (1995): Optimal capital income taxation with incomplete markets, borrowing constraints, and constant discounting. In Journal of Political Economy 103 (6), pp. 1158–1175.

Auclert & Rognlie (2016) "Inequality and Aggregate Demand"

Auclert (2016) "Monetary Policy and the Redistribution Channel"

Bayer, Pham, Luetticke & Tjaden (2015) "Precautionary Savings, Illiquid Assets, and the Aggregate Consequences of Shocks to Household Income Risk"

Bewley, Truman (1986): Stationary monetary equilibrium with a continuum of independently fluctuating consumers. In Contributions to mathematical economics in honor of Gérard Debreu 79.

Caballero, Ricardo J. (1990): Consumption puzzles and precautionary savings. In Journal of monetary economics 25 (1), pp. 113–136.

Carroll, Slacalek & Tokuoka (2016) "The Distribution of Wealth and the Marginal Propensity to Consume"

Castaneda, Ana; Diaz-Gimenez, Javier; Rios-Rull, Jose-Victor (2003): Accounting for the US earnings and wealth inequality. In Journal of political Economy 111 (4), pp. 818–857.

Chamley, Christophe (1986): Optimal taxation of capital income in general equilibrium with infinite lives. In Econometrica: Journal of the Econometric Society, pp. 607–622.

Den Haan, Rendahl & Riegler (2017) "Unemployment (fears) and Deflationary Spirals,"

Diamond, Peter A. (1965): National debt in a neoclassical growth model. In The American Economic Review 55 (5), pp. 1126–1150.

Gorman, William M. (1959): Separable utility and aggregation. In Econometrica: Journal of the Econometric Society, pp. 469–481.

Gornemann, Kuester & Nakajima (2016) “Doves for the Rich, Hawks for the Poor? Distributional Consequences of Monetary Policy”

Guerrieri & Lorenzoni (2017) “Credit Crises, Precautionary Savings, and the Liquidity Trap”

Guiso, Luigi; Jappelli, Tullio; Terlizzese, Daniele (1992): Earnings uncertainty and precautionary saving. In Journal of monetary economics 30 (2), pp. 307–337.

Heaton, John; Lucas, Deborah J. (1996): Evaluating the effects of incomplete markets on risk sharing and asset pricing. In Journal of Political Economy 104 (3), pp. 443–487.

Hedlund, Karahan, Mitman & Ozkan (2017) “Monetary Policy, Heterogeneity and the Housing Channel”

Hubbard, R. Glenn; Skinner, Jonathan; Zeldes, Stephen P. (1995): Precautionary saving and social insurance. In Journal of Political Economy 103 (2), pp. 360–399.

Huggett, Mark (1993): The risk-free rate in heterogeneous-agent incomplete-insurance economies. In Journal of economic Dynamics and Control 17 (5), pp. 953–969.

Kaplan, Moll & Violante (2017) “Monetary Policy According to HANK”

Krusell, Per; Smith, Jr, Anthony A (1998): Income and wealth heterogeneity in the macroeconomy. In Journal of political Economy 106 (5), pp. 867–896.

Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1996). The computational experiment: an econometric tool. *Journal of economic perspectives*, *10*(1), 69-85.

Leland, Hayne E. (1978): Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving. In: Uncertainty in Economics: Elsevier, pp. 127–139.

Ljungquist, Lars; Sargent, Thomas J. (2000): Recursive macroeconomic theory. Cambridge, Mass., London: MIT Press.

Long Jr, John B., and Charles I. Plosser. "Real business cycles." *Journal of political Economy* 91, no. 1 (1983): 39-69.

Lucas Jr, Robert E. (1990): Supply-side economics: An analytical review. In Oxford economic papers 42 (2), pp. 293–316.

Lucas, Robert E. "Econometric policy evaluation: A critique." In *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, vol. 1, no. 1, pp. 19-46. 1976.

Lucas, Robert E., Jr. 1987. Models of Business Cycles.Oxford: Basil Blackwell

Luetticke (2017), “Transmission of Monetary Policy with Heterogeneity in Household Portfolios”

McKay, Nakamura & Steinsson (2016) “The Power of Forward Guidance Revisited”

Quadrini, Vincenzo. "Entrepreneurship, saving, and social mobility." *Review of economic dynamics* 3, no. 1 (2000): 1-40.

Ramsey, Frank Plumpton (1928): A mathematical theory of saving. In The economic journal 38 (152), pp. 543–559.

Romer, David (2012): Advanced macroeconomics. 4th ed. New York: McGraw-Hill/Irwin.

Samuelson, Paul A. (1958): An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. In Journal of Political Economy 66 (6), pp. 467–482.

Sargent,Thomas; John Stachurski(2017): quantitative economics with Python; available on: https://lectures.quantecon.org/

Shell, Karl (1971): Notes on the Economics of Infinity. In Journal of Political Economy 79 (5), pp. 1002–1011.

Solow, Robert M. (1956): A contribution to the theory of economic growth. In The quarterly journal of economics 70 (1), pp. 65–94.

Straub (2017), “Consumption, Savings & the Distribution of Permanent Income”

Werning (2016), “Incomplete Markets and Aggregate Demand”

Wong (2016), “Population Aging and the Transmission of Monetary Policy to Consumption”