Journal of Iranian Economic Issues, **Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)**
Biannual Journal, Vol.7, No.2, Autumn and winter 2020-2021, 121-148
Doi: 10.30465/ce.2020.6435

The Effects of Social Security and Financial Development on Saving and Fertility Behaviour in Iran

Seyede Samaneh Hosseinitabar*

Majid Dashtban Farouji, Javad Herati*****

Abstract

Most countries have experienced an increase in retirement costs and a decline in fertility from about a century ago. Because the increase in the aging population and reducing fertility will lead to major problems in protecting the elderly in the near future, the paper aims to ascertain the extent to which saving and fertility decisions are affected by the availability and attractiveness of market-based or state-provided alternatives to the family as a source of old-age support. Therefore, saving and fertility equations are estimated by Johansen and Joselius cointegration method from Iranian time-series data over the period 1973-2017. Our results show that the expansion of social security coverage and the development of financial markets have a negative and significant effect on fertility. Also, expanding social security coverage has a negative effect on savings, while improving financial development has a positive and significant effect on saving. The empirical findings appear to support the hypothesis that individual decisions are motivated by intergenerational altruism rather than self-interest.

Keywords: Fertility, Saving, Social Security, Financial Development, Old-age Security.

JEL Classification: J13 ،D14 ،H55, G20, J14.

* MA in Economics, University of Bojnord, S.hosseiny1993@gmail.com

** Assistant Professor of Economics, University of Bojnord (Corresponding Author), m.dashtban@ub.ac.ir

*** Assistant Professor of Economics, University of Bojnord, J.herati@ub.ac.ir

Date received: 24/04/2020, Date of acceptance: 20/08/2020

Copyright © 2010, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/ or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

بررسی مسائل اقتصاد ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ علمی ـ پژوهشی)، سال هفتم، شمارهٔ دوم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹، ۱۲۳ – ۱۴۸

تأثیر تأمین اجتماعی و توسعهٔ مالی بر پس‌انداز و رفتار باروری در ایران

سیده سمانه حسینی‌تبار*

مجید دشتبان فاروجی، جواد هراتی*****

چکیده

از حدود یک قرن پیش، اکثر کشورها افزایش در هزینه‌های بازنشستگی و کاهش در باروری را تجربه کرده‌اند. از¬آنجایی¬که افزایش جمعیت سالمندان و کاهش باروری، مشکلات اساسی برای حمایت از افراد مسن در آینده‌ای نزدیک ایجاد خواهد کرد؛ در این مقاله، به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود که تصمیم‌گیری در مورد رفتار پس‌انداز و باروری تا چه حد تحت تأثیر دسترسی و جذابیت جایگزین‌های مبتنی بر بازار یا دولت، به‌عنوان منبع حمایت از سالمندان است. ازاین¬رو، معادلات پس‌انداز و باروری به روش هم‌جمعی یوهانسن–جوسلیوس با استفاده از داده‌های سری زمانی مربوط به دوره ۱۳۹۶–۱۳۵۲ تخمین زده شدند. شواهد نشان می‌دهد که گسترش پوشش تأمین اجتماعی و توسعه مالی تأثیر منفی و معناداری بر باروری دارد، همچنین تأثیر گسترش پوشش تأمین اجتماعی بر پس‌انداز منفی به‌دست آمد، حال آن‌که بهبود توسعه مالی اثر مثبت و معناداری بر پس‌انداز دارد. هم‌چنین رفتار خانوارهای ایرانی در انتقال منابع بین‌نسلی بیشتر با انگیزه نوع‌دوستی مطابقت دارد.

کلیدواژه‌ها: باروری، پس‌انداز، تأمین اجتماعی، توسعه مالی، امنیت دوران پیری.

طبقه‌بندی JEL: J13، D14، H55، G20، J14.

---

* کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه بجنورد، S.hosseiny1993@gmail.com

** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه بجنورد (نویسندهٔ مسئول)، m.dashtban@ub.ac.ir

*** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه بجنورد، J.herati@ub.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۲/۰۵، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۵/۳۰

Copyright © 2018, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose

۱. مقدمه

جمعیت جهان در حال پیر شدن است و اکثر کشورها در حال تجربه رشد تعداد و نسبت افراد مسن در جمعیت خود هستند. پیامدهای این پدیده، تقریباً همهٔ بخش‌های جامعه ازجمله نیروی‌کار، بازارهای مالی، تقاضا برای کالاها و خدمات مانند مسکن، حمل و نقل، حمایت اجتماعی و نیز ساختارهای خانوادگی و روابط بین‌نسلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. داده‌های چشم‌انداز جمعیت جهان (World Population Prospect) در سال ۲۰۱۹ حاکی از آن است که امید به زندگی در بدو تولد در جهان از ٦٤/٢ درصد در سال ۱۹۹۰ به ۷۲/٦ درصد در سال ۲۰۱۹ رسیده است و انتظار می‌رود سهم جمعیت ٦٥ ساله و بالاتر جهان، که در سال ۲۰۱۹ حدود ۹/۱ درصد است، با پیش‌بینی سطح متوسط در سال ۲۰۵۰ میلادی به ۱۵/۹ درصد برسد. ازآنجاکه پیری جمعیت یک پدیده جهانی است، لذا همه کشورهای دنیا در حال پیر شدن هستند و هیچ استثنایی در آینده وجود ندارد؛ به طوری که در سال ۲۰۱۹ نسبت جمعیت ٦٥ سال و بیش‌تر در کشورهای پیشرفته ۱۹ درصد و برای سایر کشورها ۱۱ درصد برآورد شده است (دفتر مرجع جمعیتی (Population Reference Bureau)، ۲۰۱۹، ص: ٦). برآوردها نشان می‌دهد که میزان رشد جمعیت سالخورده (جمعیت ٦٥ سال و بیش‌تر) بین سال‌های ۲۰۱۹ و ۲۰۵۰ در جنوب صحرای آفریقا ۲۱۸ درصد، شمال آفریقا و آسیای غربی ۲۲٦ درصد، آسیای مرکزی و جنوبی ۱۷٦ درصد، آسیای شرقی و جنوب شرقی ۱۲۰ درصد، آمریکا لاتین و کارائیب ۱۵٦ درصد، استرالیا و نیوزیلند ۸٤ درصد، اقیانوسیه به‌جزء استرالیا و نیوزیلند ۱۹۰ درصد و اروپا و امریکای شمالی ٤۸ درصد خواهد بود (سالخوردگی جمعیت جهان (World Population Ageing)، ۲۰۱۹، ص: ۵). در جمهوری اسلامی ایران نیز در سال ۱۳۹۵ حدود ٦/۱ درصد از جمعیت کشور، بالای ٦٥ سال سن داشتند که پیش‌بینی شده در طی مدت ۳۵ سال، این مقدار تقریباً به ۱۹ درصد افزایش پیدا خواهد کرد (فتحی، ۱۳۹۹، ص: ۹).

براساس نتایج اولین سرشماری عمومی نفوس و مسکن در سال ۱۳۳۵، نرخ باروری کل، ۷/۲ فرزند برای هر زن بوده است. در سال‌های بعد با اعمال برنامه‌های کنترل موالید، این شاخص اندکی کاهش یافت؛ به‌طوری‌که در اواسط دهه ۵۰ به ٦/۲ فرزند رسید. پیروزی انقلاب اسلامی موجب تغییر موضع دولت نسبت به بحث جمعیت شد و نرخ باروری کل دوباره افزایش یافت، به‌طوری‌که تا اواسط دهه ٦۰، به ٦/٤ فرزند برای هر زن رسید. اما با آشکار شدن تأثیرات رشد سریع جمعیت و نگرانی در مورد

مسائل جمعیتی، بار دیگر تنظیم خانواده و کنترل جمعیت در دستور کار قرار گرفت و تأثیر این سیاست‌ها منجر به کاهش سریع باروری کل به‌ترتیب به‌میزان ۱/۸ و ۱/۹ فرزند برای هر زن در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ شد (احمدی و ازوجی، ۱۳۹٦، ص: ٦۰).

ادبیات اقتصادی نشان می‌دهند که عوامل مختلفی در کاهش باروری مؤثر بوده‌اند. برای مثال، گیلور (Galor) (۲۰۱۲) معتقد است که افزایش در درآمد، بهبود در آموزش و کاهش در نرخ مرگ و میر کودکان از جمله دلایل اصلی کاهش باروری است. درآمد بالا، هزینه فرصت پرورش کودکان را افزایش داده که این امر منجر به کاهش باروری می‌شود؛ زیرا با توجه مخارج بالای سرمایه‌گذاری روی تعلیم و تربیت، ترجیح خانوار به داشتن کودکان کمتری است. بهبود خدمات بهداشتی، مرگ و میر کودکان و نوزادان را به‌طورقابل‌توجهی کاهش داده که این امر منجر به کاهش باروری شده است. پیشرفت تکنولوژی و جهانی‌شدن نیز منجر به گذار از باروری بالا به باروری پایین شده است. گسترش مبادلات بین‌المللی، تولید کالاهای دارای تکنولوژی پیشرفته و با مهارت بالا را افزایش داده است. این مسأله تقاضا برای سرمایه انسانی را افزایش داده و انگیزه‌های قابل‌توجهی را برای سرمایه‌گذاری در کیفیت آموزش کودکان فراهم کرده است که این امر کاهش در رفتار باروری را به‌همراه داشته است. متشابهاً، با بهبود در آموزش زنان که با افزایش دستمزد آن‌ها همراه بوده، شکاف دستمزد بین زنان و مردان کاهش یافته است. لذا دستمزد بالای زنان، هزینه فرصت پرورش کودکان را افزایش داده است که این امر به نوبه خود به کاهش باروری منجر شده است. سیگنو (Cigno) (۱۹۹۳) در تبیین علت کاهش باوری، فرضیه جانشینی کامل بین کودکان و دارایی‌های مالی را ارائه می‌کند. این فرضیه، بازار مالی را به منزله جانشین کودکان درنظر می‌گیرد. چنانچه بازده دارائی‌ها در بازارهای مالی بیشتر از بازده کودکان باشد، برخی از خانوارها به‌عنوان سرمایه‌گذاری، رفتار باروری را کاهش می‌دهند. درعین‌حال، برخی محققان تأکید کرده‌اند که پدر و مادر به‌دلیل تأمین امنیت خود در سنین پیری، بچه‌دار می‌شوند؛ اما در حضور نظام تأمین اجتماعی نیاز به داشتن فرزند برای این منظور کم‌رنگ‌تر شده است و برنامه‌های تأمین اجتماعی ممکن است به مشکلات بوجود آمده به‌خاطر کاهش باروری کمک کند. در واقع، طرح تأمین اجتماعی به‌عنوان جایگزینی برای کاهش نیاز به فرزند به‌منظور تأمین امنیت مالی در دوران سال‌خوردگی والدین محسوب می‌شود. برای مثال، گینین (Guinnane) (۲۰۱۱) افزایش در بیمه‌های خصوصی و اجتماعی و پس‌اندازها را دلیل کاهش در رفتار باروری

خانوارها می‌داند. هم‌چنین ازآنجایی‌که تأمین اجتماعی مسأله دغدغه خاطر فرد نسبت به مخارج دوران پیری را از میان برداشته است، ممکن است انگیزه پس‌انداز برای دوران سال‌خوردگی را سست کند.

ازطرف دیگر، دسترسی به بازارهای مالی (توسعه مالی) می‌تواند انگیزه پس‌انداز افراد را از راه‌های مختلفی نظیر انواع ریسک‌های مرتبط با بخش مالی، محدودیت‌های نقدینگی و نرخ بهره تحت تأثیر قرار دهد. اگرچه توسعه مالی، کارایی را از طریق استفاده مناسب و صحیح از منابع مالی افزایش می‌دهد، اما تأثیر آن بر نرخ پس‌انداز خصوصی مبهم است، چون نه تنها ارتباط بین سطوح نرخ بهره و پس‌انداز مبهم است، بلکه به این دلیل که توسعه مالی یک پروسه چند بعدی است، ابهام را افزایش می‌دهد. برای مثال، از بعد دسترسی بیشتر خانوار به اعتبارات مصرفی ممکن است باعث کاهش میزان پس‌انداز خصوصی شود، تا اینکه آن را افزایش دهد (ابریشمی و رحیم‌زاده نامور، ۱۳۸۵، ص: ۲).

بنابراین، به دلیل اینکه پس‌انداز خصوصی و باروری منبع فیزیکی حمایت از سالمندان محسوب می‌شود و از طرفی در آینده‌ای نه چندان دور، پیری جمعیت در ایران و فزونی جمعیت سالمندان بر جمعیت در سن کار، کارایی سیستم تأمین اجتماعی (به‌ویژه، ماهیت ساختاری آن) را به‌عنوان منبع حمایت از سالمندان دچار چالش می‌کند؛ لذا مسأله تحقیق مورد نظر بررسی تأثیر تأمین‌اجتماعی و دسترسی به منابع مالی (که تا حدی جانشین بیمه‌های اجتماعی است) روی رفتار پس‌انداز و باروری خانوار است. سازماندهی این مقاله بدین صورت خواهد بود که بعد از مقدمه، در قسمت دوم مبانی نظری موضوع بحث شده و در قسمت سوم برخی از مطالعات تجربی ارائه خواهد شد. قسمت چهارم به روش‌شناسی تحقیق اختصاص یافته و برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تجربی در قسمت پنجم بیان شده است. در نهایت، در قسمت پایانی مقاله، به ارائه نتیجه‌گیری کلی پرداخته شده است.

۲. مبانی نظری و ساختار مدل

در ادبیات اقتصادی رفتار باروری متأثر از انگیزه‌های خودخواهانه و نوع‌دوستانه است: خانواده‌ها می‌توانند سرمایه‌گذاری در کودکان را جایگزینی برای سرمایه‌گذاری‌های مالی و حقوق بازنشستگی عمومی درنظر بگیرند یا اینکه از کودکان به‌منزله یک کالای مصرفی بادوام لذت ببرند؛ درعین‌حال، والدین می‌توانند نوع‌دوست بوده و به فکر رفاه کودکان

نیز باشند. مدل‌های نوع اول را می‌توان در مطالعه لایبنشتاین (Leibenstein) (۱۹۵۷) ملاحظه کرد که در آن کودکان به‌جای اینکه مصرف‌کننده خالص منابع خانواده باشند، در عمل ثروت طول‌عمر خانواده خود را افزایش می‌دهند. اگرچه کودکان به مراقبت از سوی والدین خود نیازمند هستند، اما رشد و ورود آن‌ها به بازار کار منجر به انتقال درآمد به خانواده آن‌ها می‌شود. مادامی که ارزش منابع حاصله توسط کودکان در دوران کاری بیشتر از ارزش منابع مصرفی در دوران نوزادی باشد، باروری مبادله‌ای سودآور از نقطه‌نظر والدین و فرزندان خواهد بود.

سیگنو (۱۹۹۳) مدل یک خانواده گسترده را بررسی می‌کند که در آن اعضای این خانواده، خودخواه هستند و از برخی قوانین خانوادگی که خود اجرا می‌کنند، تبعیت می‌نمایند. بر این اساس، والدین به فرزندان خود وامی می‌دهند که در سنین پیری بازپرداخت آن را دریافت می‌کنند. در واقع در این الگو، خانواده جایگزین بازار مالی محسوب می‌شود. اگر تصمیم به فرزندآوری به بازدهی‌های مالی بستگی داشته باشد، دراین صورت در دسترس بودن دارایی‌های جایگزین، مقوله بسیار مهمی می‌شود. چنانچه در بازارهای مالی، بازده دارایی‌ها بیشتر از بازده فرزندان باشد، برخی از خانواده‌ها با کاهش باروری به‌منزله سرمایه‌گذاری، وارد بازار می‌شوند. این فرضیه جایگزینی کامل بین دارائی‌های مالی و فرزندان را می‌توان در برخی ادبیات اقتصاد توسعه نظیر ویلیس (Willis) (۱۹۸۰)، شولتز (Schultz) (۱۹۷٤) و نِهِر (Neher) (۱۹۷۱) مشاهده کرد.

سیگنو و روزتی (Cingno and Rosati) (۱۹۹۲) با به‌کار بردن مدل هم‌انباشتگی و روش انگل–گرنجر بر روی داده‌های کشور ایتالیا، اثر تحولات بازار سرمایه و پوشش تأمین اجتماعی را بر روی رفتار باروری و پس‌انداز بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند که در بلندمدت، دسترسی به بازار سرمایه دارای اثر منفی بر روی باروری و پس‌انداز است و نیز افزایش در پوشش تأمین اجتماعی تأثیر منفی روی باروری و اثر مثبت بر پس‌انداز دارد. راوت (Raut) (۱۹۹۲) اثرات تعادل عمومی برنامه‌های مختلف تأمین اجتماعی را بر روی نرخ رشد جمعیت و انباشت سرمایه در چارچوب الگوی نسل‌های هم‌پوشان با باروری درون‌زا و پس‌انداز مورد بررسی قرار داد. در مورد باروری درون‌زا مشخص شد درحالی‌که اثر تعادل جزئی یک برنامه تأمین اجتماعی، پس‌انداز را کاهش می‌دهد، تأثیر تعادل عمومی نامعین است. این مطالعه همچنین با مقایسه اثرات نظام توازن درآمد و هزینه (*PAYG*) و نظام اندوخته‌گذاری کامل (*FF*) نشان داد که در حالی‌که دو برنامه نسبت سرمایه به

نیروی کار را افزایش می‌دهند، اثرات روی باروری و پس‌انداز نامشخص است و بستگی به انتخاب ابزار و تابع تولید دارد. سیگنو و همکاران (۲۰۰۳) بار دیگر با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان در قالب روش *VAR* توابع پس‌انداز و باروری را برای دوره ۱۹۹۵–۱۹۶۰ برای کشور آلمان تخمین زدند و نتیجه گرفتند که پوشش تأمین اجتماعی اثر مثبت بر پس‌انداز و اثر منفی بر باروری دارد.

گالاسو، گاتی و پروفتا (Gallasso, Gatti and Profeta) (۲۰۰۸) با استفاده از یک مدل نسل‌های هم‌پوشان دو دوره‌ای به بررسی این موضوع پرداختند که آیا افزایش حقوق بازنشستگی موجب کاهش بیشتر باروری به خصوص در کشورهایی که افراد دسترسی کمتری به بازارهای مالی دارند، می‌شود؟ آن‌ها دریافتند که در اقتصادهای با بازار مالی محدود، کودکان راهی برای پس‌انداز دوران بازنشستگی والدین هستند. حقوق بازنشستگی مناسب، نیاز به داشتن فرزند را به‌عنوان «سرمایه‌گذاری خوب» کاهش می‌دهد، بنابراین باروری کاهش می‌یابد. این اثر در کشورها با بازار سرمایه کمتر توسعه‌یافته بزرگتر است، چرا که وقتی ابزار پس‌انداز پرهزینه‌تر باشد، افراد برای اطمینان از امنیت مالی دوران پیری‌شان بیشتر بر انتخاب باروری تأکید می‌کنند.

پوهاکا و وایرن (Puhakka and Viren) (۲۰۱۲) در بررسی تأثیر سیاست‌های دولتی روی باروری با استفاده از داده‌های پانل ۱۱ کشور طی دوره ۱۷۵۰–۲۰۰۰ نشان دادند که اگر عوامل تعیین‌کننده باروری کنترل شوند، یک رابطه مثبت بین پیری و باروری وجود دارد و تلاش برای بهبود وضعیت حمایتی سالمندان می‌تواند منجر به کاهش باروری و به نوبه خود بدتر شدن نسبت وابستگی سالمندان و وخیم شدن اوضاع مالی دولت شود، مگر اینکه برخی اقدامات متعادل‌سازی مانند حمایت از کودکان و به‌طورکلی‌تر، سرمایه‌گذاری در کودکان انجام شود. شواهد تجربی همچنین نشان داد که افزایش حمایت از کودک، باروری را افزایش می‌دهد.

فیلوزو و پیاگنی (Filoso and Papagni) (۲۰۱٤) با استفاده از داده‌های ۷۸ کشور در طی دوره ۲۰۱۰–۱۹۹۵ به بررسی تأثیر دسترسی به بازارهای مالی و بازارهای سرمایه بر تصمیم های خانوار در مورد تعداد فرزندان پرداختند. آن‌ها دریافتند که بهبود دسترسی به اعتبار و بازارهای سرمایه، کشش باروری را حدود ۳۰ درصد افزایش می‌دهد؛ در حالی که تأثیرش روی بازار سرمایه منفی است.

مقصودپور (۱۳۹٤) در بررسی عوامل اقتصادی مؤثر در کاهش نرخ باروری در خانوارهای ایرانی به این نتیجه رسید که بالا بودن تورم، افزایش درصد زنان شاغل و نیز بالابودن نرخ مشارکت زنان، هزینه فرصت بالایی برای تربیت فرزندان به‌همراه داشته است. همین امر موجب شده که خانواده‌ها برای تعادل بودجه خود از تعداد فرزندان خود بکاهند که نتیجه آن کاهش نرخ باروری در سالیان اخیر بوده است.

در مورد تأثیر تأمین اجتماعی بر پس‌انداز تاکنون مطالعات زیادی انجام شده است که نتایج گوناگونی در برداشته است. یک مقاله مهم در ادبیات مربوط به تأثیر تأمین اجتماعی روی پس‌انداز، مطالعه فلدشتاین (Feldstein) بود که در سال ۱۹۷٤ در مجله اقتصاد سیاسی منتشر شد. وی با استفاده از داده‌های سری زمانی به بررسی اثرات ثروت تأمین اجتماعی خالص (Net Social Security Wealth =NSSW) روی پس‌انداز خانواده‌ها پرداخت و دریافت که حضور تأمین اجتماعی باعث کاهش ۳۰ تا ۵۰ درصدی پس‌انداز شخص می‌شود. هم‌چنین وی در سال ۱۹۹٦ نیز با روشی مشابه و اضافه کردن داده‌های ۲۱ ساله نتایج بسیار مشابهی به‌دست آورد که تأیید می‌کرد تأمین اجتماعی تا حدود ٦۰ درصد پس‌اندازخصوصی را کاهش می‌دهد. نتایج وی تحت انتقاد شدید قرار گرفت. مونل (Munnell) (۱۹۷٤) ادعا کرد گنجاندن متغیرهایی که سطح کلی فعالیت‌های اقتصادی را اندازه‌گیری می‌کنند؛ مانند نرخ بیکاری، این ضریب را کاهش می‌دهد و یا اهمیت ضریب تأمین اجتماعی را حذف می‌کند.

کوتلیکوف و آیورباخ (Auerbach and Kotlikoff) (۱۹۸۳) از یک مدل شبیه‌سازی چرخه عمر استفاده کردند تا داده‌های سری زمانی مصنوعی تولید کنند. مدل پایه نشان داد که یک برنامه تأمین اجتماعی مبتنی بر نظام توازن درآمد و هزینه باعث کاهش پس‌انداز ملی می‌شود، اما رگرسیون‌هایی که داده‌های مصنوعی را شامل می‌شود، طیف گسترده‌ای از نتایج را در بردارند. محققان نتیجه گرفتند که برآوردهای سری زمانی به مشخصات داده‌ها بسیار حساس است. در مقابل، آتاناسیو و بروجیاوینی (Attanasio and Brugiavini) (۲۰۰۳) دریافتند که با کاهش در ثروت بازنشستگی نرخ پس‌انداز افزایش می‌یابد. سلیمی سودرجانی و همکاران (۱۳۸٦) نیز در چارچوب یک الگوی پس‌انداز چرخه زندگی برای دوره زمانی ۱۳۵٤ تا ۱۳۸۳، فرضیه اثر منفی مخارج تأمین اجتماعی بر روی پس‌انداز خصوصی در ایران را رد نکردند.

به‌طور کلی، مطالعات نشان می‌دهد که تخمین‌های سری زمانی از اثرات تأمین اجتماعی بر پس‌انداز به دوره زمانی مورد استفاده، مشخصات NSSW و سایر متغیرهای کلان اقتصادی بستگی دارد.[۱]

۱.۲ مدل نظری

مدل‌های مربوط به تجزیه و تحلیل تعامل بین تصمیمات پس‌انداز و باروری اساساً به دو دسته تقسیم می‌شوند. مدل‌های امنیت در دوران پیری که در آن‌ها کودکان به‌عنوان دارایی در نظرگرفته می‌شوند (مدل بدون نوع‌دوستی) و مدل بهینه‌سازی دودمانی (Dynastic Optimization Model) (سلسله‌ای) که در آن مطلوبیت پدر و مادر از تعداد فرزندان و رفاه آن‌ها ناشی می‌شود.[۲]

۱.۱.۲ مدل بدون نوع‌دوستی

مدل امنیت دوران پیری بر فرض عدم نوع‌دوستی والدین استوار است. طبق مدلی که سیگنو (۱۹۹۱) در نظر می‌گیرد، یک فرد سه دوره زندگی می‌کند: جوانی، میانسالی و پیری اما فقط در دوره دوم درآمد دریافت می‌کند.

فردی که در زمان t به دنیا می‌آید، در زمان $t+1$ درآمد y^t را دریافت می‌کند. همچنین فرض می‌شود که تابع مطلوبیت وی یک تابع شبه مقعر اکید است و فقط تابعی از مصرف طول عمر وی می‌باشد.

$$U^t = U(C_1^t, C_2^t, C_3^t) \qquad (۱)$$

مصرف دوره اول فرد از درآمد نسل $t-1$ به‌دست می‌آید، برعکس مصرف دوره سوم فرد از درآمد شخصی به‌دست می‌آید که در دوره $t+1$ به‌دنیا آمده است. مدل فرض می‌کند این قوانین در گذشته تحت عنوان قانون اساسی خانواده (Constitution Family) تعیین می‌شود. برای این منظور محدودیت‌های امکان سنجی زیر لحاظ می‌شود:

$$C_2^t + d^t + C_1^{t+1} n^t = y^t \qquad (۲)$$

$$C_3^t = d^{t+1} n^t \qquad (۳)$$

d^t میزان انتقال به فرد سال‌خورده است که در زمان t-۱ به‌دنیا آمده و n^t به‌صورت نسبت تعداد افراد خانواده که در زمان t+۱ به‌دنیا آمده‌اند به تعداد افراد متولد شده در زمان tتعریف می‌شود (تعداد فرزندان نسل t).

$$\rho^t = d^t / C_1^t \qquad (٤)$$

که در اینجا ρ^t نرخ بهره ضمنی وام درون خانواده در زمان t است. روابط (۲) و (۳) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$C_1^t + \frac{C_2^t}{\rho^t} + \frac{C_3^t}{\rho^t \rho^{t+1}} = \frac{y^t}{\rho^t} \qquad (٥)$$

والدین تابع مطلوبیت رابطه (۱) را نسبت به شرط (۵) حداکثر می‌کنند. برای پایداری این قوانین باید دو شرط زیر برقرار باشد. شرط مرتبه اول این است که تخصیص بین زمانی مصرف باید با بهینه پارتو منطبق باشد. یعنی

$$\frac{MU_2^{t-1}}{MU_3^{t-1}} = \frac{MU_1^t}{MU_2^t} = \rho^t = \frac{d^t}{C_1^t} \qquad (٦)$$

شرط دیگر این است که قوانین باید برای همه افراد خانواده رعایت شود. به‌طور مثال، اگر فرد میان‌سالی از بازپرداخت بدهی به افراد مسن سرباز زند و در بازار سرمایه با نرخ بهره $(r^{t+1}-1)$ سرمایه‌گذاری کند، با محدودیت بودجه زیر مواجه می‌شود:

$$C_2^t + \frac{C_3^t}{r^{t+1}} = y^t \qquad (٧)$$

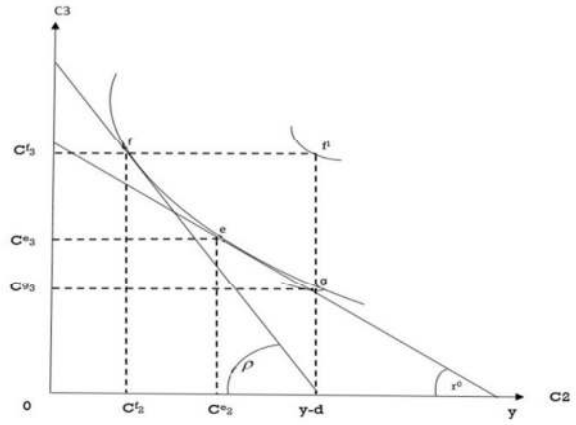
اما اگر میان‌سالان وامی را که در دورهٔ قبل قرض گرفته اند بازپرداخت کنند و هم‌زمان با نرخ بهره داخلی $(\rho^{t+1}-1)$ به نسل بعدی قرض بدهند، محدودیت بودجه آن‌ها به‌صورت زیر است:

$$C_2^t + \frac{C_3^t}{\rho^{t+1}} = y^t - d^t \qquad (٨)$$

از آنجایی که دیگر تهدید اخراج از خانواده نمی‌تواند یک عامل بازدارنده در برابر نافرمانی از قوانین خانواده باشد (زیرا بازار سرمایه جایگزین خانواده شده است)، افراد میان‌سال خودخواه از تعهدشان به افراد پیر سرباز می‌زنند. برای جلوگیری از این اتفاق باید نرخ بهره خانوار بالاتر از نرخ بهره بازار باشد به حدی که اعضا را از سرپیچی از قوانین بازدارد.

نرخ بهره بحرانی یا r° که باعث می‌شود افراد میان‌سال بین قرض دادن به فرزندان و قرض دادن به بازار بی‌تفاوت باشند، در شکل (۱) به تصویر کشیده شده است. اگر نرخ بهره بازار به مقدار بالاتر از سطح بحرانی افزایش یابد، یا یک بازار سرمایه با نرخ بهره بالاتر از $(r^{\circ}-۱)$ برای اولین بار معرفی شود؛ سیستم انتقال خانواده از بین می‌رود، افراد میان‌سال فرزندی به‌دنیا نمی‌آورند و افراد پیر را رها می‌کنند و مخارج دوران پیری خود را با دادن وام به بازار سرمایه تأمین می‌کنند. هم‌چنین اگر یک سیستم بازنشستگی اجباری معرفی شود، سیستم خانوار شکست خواهد خورد. این مدل، جمعیت را به دو دسته تفکیک می‌کند: دستهٔ اول کسانی که متعلق به خانواده‌های گسترده‌اند و دستهٔ دوم کسانی که متعلق به خانواده‌های هسته‌ای هستند. افزایش در نرخ بهره بازار یا باز شدن دسترسی به بازار سرمایه یا معرفی یک سیستم تأمین اجتماعی موجب انتقال جمعیت از دسته اول به دوم می شود. پس تأثیر بر باروری در هر دو صورت منفی است. اما در مورد پس‌انداز نیاز به بحث بیشتری است.

یک فرد میان‌سال را در نظر بگیرید که تحت پوشش تأمین اجتماعی نیست. با توجه به شکل (۱) اگر نرخ بهره ضمنی برای وام درون خانواده برابر ρ باشد، فرد موردنظر درون سیستم خانواده باقی می‌ماند. در این حالت فرد در نقطه f خواهد بود جایی که مصرف فعلی $C_{۲}^{f}$، هزینه داشتن فرزند $(y-d-C_{۲}^{f})$ و پس‌انداز صفر است. اگر نرخ بهره ضمنی کمتر از ρ باشد، فرد با ترک سیستم خانواده و استفاده از خدمات بازار سرمایه، نقطه e را انتخاب می‌کند؛ یعنی، جایی‌که مصرف فعلی $C_{۲}^{e}$ و هزینه داشتن فرزند صفر و پس‌انداز $(y-C_{۲}^{e})$ است. برای بررسی اثر افزایش پوشش تأمین اجتماعی، اگر مالیات برابر d باشد، حقوق بازنشستگی برابر $C_{۳}^{g}$ است. با توجه به فرصت اعطای وام به بازار در نرخ بهره r° هر فردی که تحت پوشش این فرد است به نقطه e می‌رود جایی‌که مصرف $C_{۲}^{e}$ و پس‌انداز $(y-d-C_{۲}^{e})$ است. بنابراین کسانی که در نبود سیستم تأمین اجتماعی در نقطه f بودند اکنون بیش‌تر پس‌انداز می‌کنند. کسانی که در نقطه e بودند همان‌جا خواهند ماند اما پس‌اندازشان را کاهش می‌دهند. درنتیجه افزایش در پوشش تأمین اجتماعی می‌تواند پس‌انداز را افزایش یا کاهش دهد.



شکل ۱. تعادل غیر نوع‌دوستانه

منبع: سیگنو و روزتی (۱۹۹۲)

۲.۱.۲ مدل بهینه‌سازی سلسه‌ای

این مدل بر مبنای این فرض است که هر نسل به تعداد و رفاه نسل بعدی توجه می‌کند و هم‌چنین مقدار و میزان مصرف طول عمر نسل‌های بعد را مدنظر قرار می‌دهد. تابع مطلوبیت این فرد به‌صورت زیر است:

$$U^t = U(C_1^t, C_2^t, C_3^t, n^t, U^{t+1}) \qquad (۹)$$

در این مدل، انتقالات درون خانوادگی برخلاف مدل قبل بر اساس انگیزه‌های نوع‌دوستانه انجام می‌شود. انواع مختلفی از این مدل وجود دارد، اما در این مقاله از مدل ارائه شده توسط ویلدسن (Wildasin) (۱۹۹۰) استفاده شده است.

$$U^t = U(C^1, C^2, n) \qquad (۱۰)$$

محدودیت بودجه بین نسلی فرد عبارت است از:

$$C^1 = y^1 + T^1 - \frac{B}{r} \qquad (۱۱)$$

$$C^2 = y^2 + T^2 + \frac{B}{n} \qquad (۱۲)$$

که در اینجا B ارث دریافتی توسط نسل ۲ و T^i نقل و انتقال‌های خالص دولت برای نسل i است. محدودیت‌های (۱۱) و (۱۲) را می‌توان به‌صورت زیر، تحت عنوان محدودیت بودجه بین نسلی نوشت:

$$C^1+\frac{n}{r}C^2=y^1+T^1+\frac{n}{r}(y^2+T^2) \qquad (۱۳)$$

والدین C^1، C^2 و n را انتخاب می‌کنند تا مطلوبیت رابطه (۱۰) را نسبت به محدودیت بودجه (۱۳) حداکثر کنند. مشتقات جزئی، واکنش‌های رفتاری والدین را نسبت به تغییرات معاملات مالی خودشان و در نتیجه فرزندانشان اندازه‌گیری می‌کند. اثرات ایستایی مقایسه‌ای r روی باروری n و پس‌انداز S توسط مشتق آن به‌دست می‌آید.

$$S\equiv y^1+T^1-C^1 \qquad (۱٤)$$

$$\frac{\partial S}{\partial r}=\frac{B}{Hr^2}(H_{21}\frac{\mu n}{B}+H_{31}\frac{\mu}{n}+H_{41}) \qquad (۱۵)$$

$$\frac{\partial n}{\partial r}=-\frac{B}{Hr^2}(H_{33}\frac{\mu n}{B}+H_{33}\frac{\mu}{n}+H_{43}) \qquad (۱٦)$$

حال به بررسی اثرات ایستایی-مقایسه‌ای تأمین اجتماعی می‌پردازیم:

$$\frac{dn}{dT^1}=\frac{1}{H}(H_{43}+\frac{1}{r}(\mu H_{33}+nH_{43})\frac{dT^2}{dT^1}) \qquad (۱۷)$$

و

$$\frac{dS}{dT^1}=1-\frac{dC^1}{dT^1}=1+\frac{1}{H}(H_{41}+\frac{1}{r}(\mu H_{31}+nH_{41})\frac{dT^2}{dT^1}) \qquad (۱۸)$$

بنابراین n با افزایش T^1، کاهش می‌یابد و S بسته به اینکه کشش کلی C^1 و T^1 بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از $(\frac{T^1}{C^1})$ باشد، ممکن است افزایش یا کاهش یابد. اگر در وهله اول خانواده به بازار سرمایه دسترسی نداشته باشد، برقراری چنین بازاری تأثیرات مثبتی بر n و S می‌گذارد. افراد میان‌سال مجبورند بخشی از قدرت‌خرید خود را به افراد مسن منتقل کنند که دراین‌صورت پس‌انداز تحت تأثیر قرار می‌گیرد. در حقیقت با فرض وجود راه‌حل میانی واضح است که با افزایش پوشش تأمین‌اجتماعی پس‌انداز کاهش می‌یابد. جدول (۱) تأثیر

متغیرهای کلیدی روی پس‌انداز (S) و باروری (n) را برای رفتار خانواده در دو حالت مبتنی‌بر منافع شخصی و نوع‌دوستی نشان می‌دهد. ستون آخر، نتایج تجربی حاصل از تأثیر متغیرهای کلیدی تخمین سیگنو (۱۹۹۱) را برای داده‌های کشور ایتالیا روی باروری و پس‌انداز نشان می‌دهد. علامت ? بدان معنی است که تأثیر متغیر مربوطه بر مدل نامشخص است و علامت +? بدان معنی است که تأثیر نامشخص است اما انتظار می‌رود که اثر مثبت داشته باشد.

جدول ۱. تأثیر متغیرهای کلیدی بر روی پس‌انداز و باروری

پس‌انداز=S / باروری=n	منافع شخصی		نوع‌دوستی		تخمین سیگنو	
	S	n	S	n	S	n
پوشش تامین اجتماعی	?	−	−	○	+	○
کسری تأمین اجتماعی	−	○	+?	−	−	○
دسترسی به منابع مالی	?	−	+	+	+	−
نرخ بهره واقعی	?	−	?	+?	○	−

منبع: سیگنو و روزتی (۱۹۹۲)

۳. روش‌شناسی تحقیق

با فرض وجود راه‌حل میانی و استفاده از مدل بهینه‌سازی سلسله‌ای در بخش ۲-۱-۲ توابع پیوسته پس‌انداز و باروری برای هر خانواده به‌دست می‌آید. با این فرض که ویژگی‌های خانواده در یک تابع توزیع چگالی پیوسته اعمال می‌شود، همانند سیگنو و روزتی (۱۹۹۲) مدلی که در اینجا برای تبیین رفتار باروری و پس‌انداز درنظر گرفته می‌شود به‌صورت زیر است:

$$TFR = TFR(SSC, SSD, FD, R; Z) \qquad (۱۹)$$

$$SAV = SAV(SSC, SSD, FD, R; Z) \qquad (۲۰)$$

که در اینجا، نرخ باروری کل (TFR) نشان‌دهنده میانگین تعداد فرزندانی است که هر زن در طول زندگی می‌تواند متولد سازد (بانک جهانی) (World Bank). این داده که با TFR نشان داده شده از منابع داده‌ای بانک جهانی استخراج می‌شود. شاخص پوشش

تأمین اجتماعی (SSC)، به‌صورت نسبت هزینه‌های سازمان تأمین اجتماعی به تعداد افراد ٦٥ سال و ٦٥ سال به بالا محاسبه شده است. هم‌چنین برای محاسبه این شاخص از پراکسی دیگری نیز استفاده شده که شاخص گسترده پوشش تأمین اجتماعی (SSC_2) است و به‌صورت نسبت تعداد افراد تحت پوشش سازمان به تعداد افراد ٦٥ ساله و بالاتر تعریف می‌شود که از بخش آمار و داده‌های سازمان تأمین اجتماعی استخراج شده است.[۳]

کسری تأمین اجتماعی (SSD)، بیانگر اختلاف بین منابع و هزینه‌های سازمان تأمین اجتماعی است که از بخش آمار و داده‌های سازمان تأمین اجتماعی استخراج شده است. برای شاخص توسعه مالی (FD) از پراکسی نسبت نقدینگی به GDP برای اندازه‌گیری میزان توسعه مالی استفاده شده است. این داده از بانک مرکزی استخراج شده است. از نرخ سود سپرده‌های بلندمدت به‌عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری نرخ بهره واقعی بلندمدت (R) استفاده شده که مقدار آن از بانک مرکزی استخراج شده است.

بردار Z، بردار متغیرهای برون‌زای تأثیرگذار بر n و S شامل درآمد قابل‌تصرف (YD) و شکاف دستمزد (GW) است. درآمد قابل تصرف YD با اضافه کردن تمام انتقالات جاری دریافتنی (بجز انتقالات اجتماعی غیرنقدی) و کسر کردن تمام انتقالات جاری پرداختنی (بجز انتقالات اجتماعی غیرنقدی) به درآمد اولیه یک واحد یا بخش نهادی به‌دست می‌آید (بانک مرکزی). این داده نیز از بانک مرکزی استخراج شده است. شکاف دستمزد GW در اکثر تحقیقات از نسبت لگاریتم دستمزد زنان به مردان برای محاسبه شکاف دستمزد استفاده می‌شود، اما به‌دلیل این‌که در ایران داده‌های دستمزد به تفکیک برای زنان و مردان در سطح کلان وجود ندارد، در این پژوهش به پیروی از مطالعه گوگردچیان (۱۳۹۳، ص: ۱٥٥) از طریق وزن‌دهی به هر یک از بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات و تقسیم کل جمعیت مردان (زنان) به کل جمعیت، میزان دستمزد مردان (زنان) در هر بخش محاسبه شده است. داده‌های مورد استفاده برای محاسبه شکاف دستمزد از بانک مرکزی و مرکز آمار به‌دست آمده است.

در معادله پس‌انداز متغیر وابسته پس‌انداز خصوصی (S) است. به‌دلیل اینکه آمار مربوط به پس‌انداز خصوصی در مراکز آمار ایران منتشر نمی‌شود، برای محاسبه پس‌انداز خصوصی از روش‌های دیگری استفاده می‌شود. در این مطالعه از روش گولاتی و تیمان (Gulati and Thimann) (۱۹۹۷) که بهرامی و اصلانی (۱۳۸٤، ص: ۱۲۲) در مقاله خود از آن بهره برده‌اند، استفاده شده است. این روش بر پایهٔ آمارهای حساب‌های ملی قرار دارد و

طی آن پس‌انداز بخش خصوصی، بر اساس اطلاعات حساب‌های ملی و با استفاده از اتحاد درآمد ملی (بدون احتساب درآمدهای نفتی) به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$PS = (GFI + PFI) - (T - GCON) + (XNO - M) \qquad (۲۱)$$

که در اینجا PS پس‌انداز بخش خصوصی، $I = GFI + PFI$ مجموع سرمایه‌گذاری دولتی و خصوصی، $T - GCON$ کسری بودجه دولت به استثنای مخارج سرمایه‌گذاری دولت، $XNO - M$ خالص صادرات غیرنفتی است. متغیرهای توضیحی معادله پس‌انداز همان متغیرهای توضیحی معادله باروری است که در بالا آورده شد.

٤. نتایج برآورد الگوی پژوهش

۱.۴ آزمون ریشه واحد

در این بخش پایایی کلیه متغیرهای هر الگو از طریق آزمون‌های ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته و زیوت–اندریوز مورد بررسی قرار می‌گیرد. براساس آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته نتایج نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۵ درصد همه متغیرهای الگو در دو حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و با عرض از مبدأ و روند در سطح ناپایا بوده و بایک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند (جدول ۲). در آزمون زیوت–اندریوز نیز هر سه الگو دلالت بر ناپایایی متغیرها در سطح دارند و بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای الگو با لحاظ شکست ساختاری مربوطه پس از یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند (جدول ۳). بنابراین متغیرهای الگو همجمع از مرتبه یک $I(۱)$ هستند و می‌توان از روش هم‌جمعی پیشنهادی یوهانسن–جوسلیوس (۱۹۹۰) برای آزمون وجود روابط بلندمدت بین متغیرهای الگو استفاده کرد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته

متغیر	در سطح		در تفاضل مرتبه اول		نتیجه آزمون پایایی
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	
LTFR	-۰/۰٤	-۳/٤۸	-۸/٦٤	-۸/۳٥	I(۱)
LSAV	-۰/۲۸	-۲/۱۹	-٥/۰۲	-٤/۹۸	I(۱)
LSSC	-۱/۰۰۳	-۲/٥۳	-٥/٦٥	-٥/۸۱	I(۱)
$LSSC_2$	-۱/٤۷	-۲/٤۸	-٤/۳۰	-٤/۰۸	I(۱)
LSSD	-۲/٦۹	-۳/۱٦	-۸/۹۳	-۸/۸٤	I(۱)
LFD	-۰/۹۹	-۳/۱۰	-۳/۸۳	-٤/۸٦	I(۱)
R	-۱/۳۹	-۱/۸۲	-۹/۲٤	-٦/۳۹	I(۱)
LYD	۰/٤۸	-۱/٦۹	-٥/۲٤	-٥/٦۰	I(۱)
LGW	-۰/۲۰	-۱/٥۰	-٥/٦۸	-٦/۲٤	I(۱)
مقدار بحرانی در سطح ۵٪	-۲/۹۳	-۳/٥٤	-۲/۹۳	-۳/٥٤	

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۳. آزمون ریشه واحد زیوت-اندریوز

متغیر	الگوی A		الگوی B		الگوی C	
	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t
LTFR	۱۳۸٦	-٤/۷۰۱٦	۱۳۸۱	-۳/٤٤۹۱	۱۳۸٦	-۳/۸٥٦۲
LSSC	۱۳٦۰	-۳/۷۷۸۳	۱۳٦۳	-۳/۳٦۹۱	۱۳٦۹	-٤/۷۱۱۱
$LSSC_2$	۱۳۸۲	-٤/۰۰٦۹	۱۳۷٥	-۳/۳۳۸۱	۱۳۸۲	-۳/٦٦۲۹
LFD	۱۳۸۷	-۳/۸۱۲۰	۱۳۸۳	-۳/۲۰۲۷	۱۳٦۹	-۳/۷۲۹۸
R	۱۳٦۹	-٤/٥٥۷۹	۱۳۷٥	-۲/٤۲٥۲	۱۳٦۹	-٤/٦٦٤۸
LSSD	۱۳٦٦	-۳/٥٤۳۳	۱۳۷۸	-۳/۷٦۷٤	۱۳۷٦	-۳/۷٤٦۳
LYD	۱۳۸۷	-۱/۰۷٤۱	۱۳۸۷	-۲/۸٦۲۷	۱۳۸۷	-٤/۱٤۱۰
LGW	۱۳۷۲	-۳/۸۱۹۳	۱۳٦٦	-۳/۹٦۱۲	۱۳٦٥	-۳/۸٥۹۷
LSAV	۱۳۷۰	-۳/۲۰۷٤	۱۳۸۲	-۳/٥۸۷۸	۱۳۸۰	-۳/۸۹۸٦
$\Delta LTFR$	۱۳۷۸	-٥/۱٥٤۳	۱۳۷۲	-٥/۷۳۷۱	۱۳۷۰	-٥/۸۰۸۹
$\Delta LSSC$	۱۳۷۳	-٦/٤۹۷۱	۱۳۷۰	-٥/۹۸٦۲	۱۳۷۳	-٦/۷۱٥٦

$\Delta LSSC_{۲}$	۱۳۷۷	−۵/۳۰۸٦	۱۳۸۵	−٤/۷۹۲۹	۱۳۷۷	−۵/۳٦٦۱
ΔLFD	۱۳۷٤	−۸/۵۱۵۷	۱۳۷۰	−۷/۳۵۹۹	۱۳۷٤	−۸/۷۰۰۳
ΔR	۱۳۷٦	−۸/۱۲۸۳	۱۳۷۰	−۷/۱۷۳۳	۱۳۷٦	−۸/۰۳۱۹
$\Delta LSSD$	۱۳٦٤	−۱۰/٦۰۹٦	۱۳٦۷	−۱۱/۱۹۲۱	۱۳٦۹	−۱۱/۲۲٤۱
ΔLYD	۱۳۸٦	−٦/۸۸۵۸	۱۳۸٦	−۸/۷٦۰۲	۱۳۸٦	−۹/٦۲۸۸
ΔLGW	۱۳٦۸	−۸/۰۳۱٤	۱۳۷۵	−۷/۰۱٦۰	۱۳٦۸	−۷/۸٤٤۸
$\Delta LSAV$	۱۳۸٦	−۷/۰۹۱۰	۱۳۸۱	−٦/۸٤۰۲	۱۳۸٦	−٦/۹۲۰٤
مقادیر بحرانی در ۵ درصد		−٤/۹۳		−٤/٤۲		−۵/۰۸

منبع: محاسبات تحقیق

۲.۴ تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگوی VAR

در این بخش تعداد وقفه‌های بهینه الگوی VAR برای دو معادله باروری و پس‌انداز از طریق معیار شوارتز بیزین (Schwarz-Bayesian information criterion=SBC) (که تعداد وقفه‌های کمتری از دست می‌دهد) تعیین می‌شود. با توجه به نتایج این معیار تعداد وقفه‌های بهینه الگوی VAR برای هر دو معادله، ۱ وقفه تعیین می‌گردد. بنابراین الگوی خودبازگشت برداری با ۱ وقفه برآورد می‌شود.[٤]

جدول ۴. تعیین طول وقفه بهینه معادله باروری

آزمون LR تعدیل شده	معیارSBC	معیار AIC	طول وقفه
–	۵/۳۳۸۸	۵/۰۸۲۹	۰
٤۱۹/۹۵۷۰	−٤/٤۰۳۰*	−٦/۱۹٤۵	۱
۵۹/۷٦۰٦	−۳/۳۱۹۸	−٦/٦٤٦۹	۲
۵۱/٦۰٦۷*	−۲/۵۱۸۳	−۷/۳۸۱۱*	۳

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۵. تعیین طول وقفه بهینه معادله پس‌انداز

طول وقفه	معیار AIC	معیارSBC	آزمون LR تعدیل شده
۰	-۱۰/٦٧٥٨٠	-۱۰/٤١١٨٨	-
۱	-۲۰/۰۰۹۲۰	-۱۸/۱٦۱۷٦*	۳۲۸/٦٦٨٥
۲	-۲۰/۷۳٥٥٥	-۱۷/۳۰٤٥۹	٦۲/۷۰٦۲۲
۳	-۲۳/۰٤۹۲٦*	-۱۸/۰۳٤۷۸	۷۳/۳۳۳۰۲*

منبع: محاسبات تحقیق

۳.۴ آزمون هم‌جمعی یوهانسن–جوسلیوس

پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگوی *VAR* برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو بایستی آزمون همجمعی یوهانسن–جوسلیوس را انجام داد. بر اساس نتایج این آزمون اگر حداقل یک بردار همجمعی بین متغیرهای الگو وجود داشته باشد می‌توان گفت که وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو به اثبات می‌رسد.

جدول ۶. تعیین تعداد بردارهای هم‌جمع معادله باروری

فرضیه مقابل	فرضیه صفر	آزمون حداکثر مقادیر ویژه		آزمون اثر	
		مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	مقدار آماره آزمون
$r \geq ۱$	$r = ۰$	٤۰/۰۷۷٥	٥۷/۳٥۷۹۸	۹٥/۷٥۳٦	۱۲۰/٤۸۰٤
$r \geq ۲$	$r \leq ۱$	۳۳/۸۷٦۸	۲۷/۷٦۳٥۲	٦۹/۸۱۸۸	٦۳/۱۲۲۳۸
$r \geq ۳$	$r \leq ۲$	۲۷/٥۸٤۳	۱٤/٦۱۰۲۹	٤۷/۸٥٦۱	۳٥/۳٥۸۸٦
$r \geq ۴$	$r \leq ۳$	۲۱/۱۳۱٦	۱۲/۲۱٦٦٤	۲۹/۷۹۷۰	۲۰/۷٤۸٥٦
$r \geq ۵$	$r \leq ۴$	۱٤/۲٦٤٦	۸/۰٥۳٤۱۳	۱٥/٤۹٤۷	۸/٥۳۱۹۲۷

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول ٦ آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه تعداد یک بردار هم‌جمعی را بین متغیرهای الگو نشان می‌دهد. لذا یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو

وجود دارد و بردار همجمعی مربوط به متغیرهای الگو بعد از نرمال‌سازی و مرتب کـردن بـه صورت زیر است (اعداد داخل پرانتز اماره t است):

$$LTFR = \underset{}{۰/۹۱۵۸} \underset{(-۳/۰۰۶۵٤)}{-۰/۱۸۱۹LSSC} \underset{(-۷/۳۸۸)}{-۰/۹۱۷٤LSSD} \underset{(-۱۸/۵۰۱٤)}{-۰/۱٤۷LFD} \underset{(-۷/۵۸۲۵)}{-۰/۰۱۸۲R}$$
$$\underset{(-۰/٦۷۷۷)}{-۰/٤۱۲۲LGW}$$

این رابطه نشان می‌دهد که در بلندمدت، گسترش پوشش تأمین اجتماعی افـراد (LSSC) و افزایش کسری تـأمین اجتمـاعی (LSSD)، بهبـود توسـعه مـالی (LFD)، افـزایش شـکاف دستمزد زنان و مردان (LGW) و نیز افزایش نرخ بهره حقیقی (R) تأثیر منفی و معنـاداری بـر باروری دارد.

تفسیر ضرایب بدین گونه است کـه یـک درصـد افـزایش در پوشـش تـأمین اجتمـاعی سبب می‌شود، نرخ باروری کل ۱۸ درصد کاهش یابد. این تأثیر منفی را مـی‌تـوان ایـن‌گونـه توجیه کرد که در کشورهایی مثل ایران که حقـوق بازنشسـتگی بـا سـال‌هـای مشـارکت در بازارکار مرتبط است، هرگونه خروج جزئی یا کلـی از بـازار کـار، موجـب کـاهش حقـوق بازنشستگی می‌شود؛ نه تنها به ایـن دلیـل کـه درآمـد فعلـی وی کـاهش مـی‌یابـد، بلکـه از این روی که فرصت‌های شغلی و در نتیجه کمک‌های احتمالی به فرد نیـز کـاهش مـی‌یابـد. ازآنجایی که تولد یک کودک، والدین و بخصـوص مـادر را از بـازار کـار خـارج مـی‌کنـد، هزینه‌های داشتن فرزند که شامل حقوق بازنشستگی نیز می‌شود، افزایش پیـدا کـرده و افـراد تمایل به کاهش باروری دارند یا باروری خود را به تأخیر می‌اندازند. به‌عبارت دیگر، وجـود یک سیستم بازنشستگی به منزلهٔ یک مالیات ضمنی در باروری است. همـان‌طورکـه جوشـی (Joshi) (۱۹۹۸: ۱۷٦) اشاره می‌کنـد ایـن هزینـه اضـافی مـی‌توانـد بسـیار بـالا و بـه‌عنـوان یک عامل بازدارنده برای فرزنددار شدن باشد.

یک درصد افزایش در توسـعه مـالی موجـب مـی‌شـود نـرخ بـاروری کـل ۱۵ درصـد کاهش یابد. در مورد این رابطه منفـی بـه‌دسـت آمـده مـی‌تـوان گفـت همـان‌طـور کـه در مبانی نظری اشاره شد، وجود مؤسسات مالی گونـاگون، نگـرش افـراد بـه داشـتن فرزنـد و تشکیل خانواده را تغییر داده و باعث می‌شـود دیگـر از سیسـتم خـانوار بـرای تـأمین مـالی دوران پیـری اسـتفاده نکننـد. در واقـع بازارهـای مـالی جـایگزینی بـرای بـاروری محسوب می‌شوند.

بنا به مبانی نظری، گسترش توسعه مالی و افزایش پوشش بیمه‌های اجتماعی، موجب کاهش باروری می‌شود و می‌توان گفت تا حدی این امکانات نوظهور جانشین نگرش باروری به‌عنوان راهی برای تأمین مالی افراد پیر شده است و این خود موجب تأثیرگذاری بیشتر عوامل اقتصادی بر باروری می‌شود. هم‌چنین با مقایسه نتایج حاصل از تخمین با جدول (۱) می‌توان گفت رفتار خانواده‌های ایرانی در مورد باروری، بیشتر مبتنی بر نوع‌دوستی بین‌نسلی بوده است.

نتایج آزمون ماتریس اثر و ماتریس حداکثر مقادیر ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی معادله پس‌انداز در جدول زیر نشان داده شده است. با توجه به نتایج، آزمون اثر تعداد ۳ بردار هم‌جمعی و آزمون حداکثر مقادیر ویژه نیز تعداد ۱ بردار هم‌جمعی را بین متغیرهای الگو نشان می‌دهد. لذا بر اساس آزمون حداکثر مقادیر ویژه، ۱ بردار هم‌جمعی انتخاب می‌شود. بنابراین، یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد.

جدول ۷. تعیین تعداد بردارهای هم‌جمع معادله پس‌انداز

آزمون اثر		آزمون حداکثر مقادیر ویژه		فرضیه صفر	فرضیه مقابل
مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪		
۱۲۹/۲۶۷۸	۹۵/۷۵۳۶	۴۹/۹۰۴۳	۴۰/۰۷۷۵	$r = 0$	$r \geq 1$
۷۹/۳۶۳۴	۶۹/۸۱۸۸	۳۰/۶۸۹۴	۳۳/۸۷۶۸	$r \leq 1$	$r \geq 2$
۴۸/۶۷۳۹	۴۷/۸۵۶۱	۲۴/۴۳۱۰	۲۷/۵۸۴۳	$r \leq 2$	$r \geq 3$
۲۴/۲۴۲۹	۲۹/۷۹۷۰	۱۹/۳۸۶۷	۲۱/۱۳۱۶	$r \leq 3$	$r \geq 4$
۴/۸۵۶۱	۱۵/۴۹۴۷	۴/۱۹۶۷	۱۴/۲۶۴۶	$r \leq 4$	$r \geq 5$

منبع: محاسبات تحقیق

بردار هم‌جمعی مربوط به متغیرهای الگو بعد از نرمال‌سازی (اعمال قید برابر یک بودن ضریب متغیر وابسته، یعنی $LSAV$) و مرتب کردن بر اساس تئوری‌های اقتصادی به صورت زیر است:

$$LSAV = \underset{}{۴/۹۳۷۷} - \underset{(-۴/۳۹۰۷)}{۰/۵۲۰۲LSSC_{۲}} - \underset{(-۴/۵۰۶۹)}{۰/۳۰۹۷LSSD} + \underset{(۶/۹۵۵۶)}{۰/۰۸۸۸LFD}$$

$$+ \underset{(۲/۹۴۹۹)}{۱/۶۶۷۷R} + \underset{(۱۳/۲۳۹۶)}{۰/۷۰۲۷LYD}$$

این رابطه نشان می‌دهد که در بلندمدت، گسترش شاخص پوشش تأمین اجتماعی افراد (*LSSC*) و کسری تأمین اجتماعی (*LSSD*) تأثیر منفی و معناداری روی پس‌انداز خصوصی دارد. هم‌چنین افزایش درآمد قابل تصرف (*LYD*)، بهبود توسعه مالی (*LFD*) و افزایش نرخ بهره حقیقی (*R*) تأثیر مثبت و معناداری روی پس‌انداز خصوصی دارد.

تفسیر ضرایب در معادله هم‌جمعی پس‌انداز بدین ترتیب است که یک درصد افزایش در پوشش تأمین اجتماعی، سبب می‌شود پس‌انداز خصوصی افراد به میزان ۵۲ درصد کاهش یابد. این نتیجه مطابق جدول (۱) حاکی از این است که خانواده‌های ایرانی بیشتر نوع دوست هستند! در واقع، تأمین اجتماعی از طریق سه کانال اصلی بر پس‌انداز تأثیر می‌گذارد: (۱) «اثر ثروت» که ممکن است منجر به کاهش پس‌انداز افرادی شود که مستمری دریافت می‌کنند و ثروت ناشی از بازنشستگی جایگزین ثروت شخصی شود. (۲) اگر وجود نظام تأمین اجتماعی باعث زودتر بازنشسته شدن افراد تحت پوشش شود، «اثر بازنشستگی» نیز به واقعیت می‌پیوندد و افراد بازنشسته به‌دلیل کاهش مدت اشتغال خود باید بیشتر پس‌انداز کنند و پس‌انداز حقیقی از این دیدگاه افزایش می‌یابد. (۳) وجود تأمین اجتماعی از طریق «اثر ارثیه» نیز می‌تواند باعث افزایش پس‌انداز شود؛ زیرا با وجود تأمین اجتماعی در نظام‌های توازن درآمد و هزینه انگیزه ارث برای نسل‌های بعد بیشتر شده و در نتیجه پس‌انداز افزایش می‌یابد (بهرامی و اصلانی، ۱۳۸٤، ص: ۱۲۷).

ازآنجایی‌که در این مقاله تأثیر تأمین اجتماعی بر پس‌انداز منفی به‌دست آمده و در واقع از میان سه کانال تاثیرگذار بر پس‌انداز، اثر ثروت بر اثر ارثیه و بازنشستگی غلبه می‌کند. این نتیجه از این دیدگاه عمومی که افراد با وجود بیمه تأمین اجتماعی خیالشان برای سال‌های بازنشستگی راحت‌تر شده و در واقع کمتر پس‌انداز می‌کنند نیز قابل توجیه است.

یک درصد افزایش در توسعه مالی موجب می‌شود که پس‌انداز خصوصی ۸/۸ درصد افزایش یابد؛ زیرا توسعه مالی سبب رونق فعالیت‌های بخش خصوصی، افزایش درآمد و درنتیجه افزایش پس‌انداز شده است. افزایش نرخ بهره دو اثر جانشینی و درآمدی ایجاد می‌کند که اثر کل آن روی پس‌انداز مشخص نیست و به وضعیت اولیه افراد بستگی دارد. اگر افراد جامعه بر اساس وضعیت درآمدی‌شان به سه گروه تقسیم شوند: گروهی که پس‌انداز منفی دارند، یعنی قرض‌گیرنده محسوب می‌شوند؛ گروهی که پس‌انداز صفر دارند و گروهی که پس‌انداز مثبت دارند (قرض‌دهنده). افزایش نرخ بهره باعث افزایش پس‌انداز گروه اول و دوم و کاهش پس‌انداز گروه سوم می‌شود. اثر کل به نسبت

این گروه‌ها در جامعه بستگی دارد. ازآنجایی‌که در مطالعه ما افزایش در نرخ بهره تأثیر مثبتی بر روی پس‌انداز خصوصی دارد، انتظار می‌رود که نسبت گروه دوم و سوم در جامعه بیشتر باشد.

۵. نتیجه‌گیری

پیری جمعیت به‌عنوان یکی از چالش‌های عمده برای کشورهای توسعه‌یافته و اخیراً کشورهای در حال توسعه تبدیل شده است؛ لذا برای مقابله با تغییرات جمعیتی، باید عوامل مؤثر بر آن درک شود. بسیاری از اقتصاددانان نظیر فلدشتاین (۱۹۷٤) و بکر (۱۹٦۵) عقیده داشتند که ارائه بیمه‌های اجتماعی و هم‌چنین ظهور بازارهای مالی (به‌عنوان منبعی رقابتی برای بیمه‌های اجتماعی)، باعث تغییر در رفتار می‌شود. به‌طور مثال، تغییر در تصمیمات عرضه نیروی‌کار شواهدی از تأثیر وجود این گونه بیمه‌ها بر رفتار فردی است.

در این مطالعه به بررسی این موضوع پرداخته شد که تا چه حد تصمیم‌گیری در مورد رفتار باروری و پس‌انداز، تحت تأثیر دسترسی و جذابیت جایگزین‌های مبتنی بر بازار یا دولت برای خانواده، به‌عنوان منبع حمایت از سالمندان است. این مطالعه هم‌چنین به آزمون دو فرضیه جایگزین (نوع‌دوستی و نفع شخصی) در مورد انگیزه‌های فردی برای انتقال بین‌نسلی منابع می‌پردازد. نتایج به‌دست آمده نیز گویای آن است که گسترش پوشش تأمین اجتماعی و بهبود توسعه مالی، به‌عنوان منبع حمایت از سالمندان، به‌طور قابل‌توجهی تصمیم‌گیری‌های پس‌انداز و باروری افراد را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

نتایج نشان داد که افزایش در پوشش تأمین اجتماعی و افزایش در کسری تأمین اجتماعی تأثیر منفی بر باروری دارند. بر این اساس، والدین هنگام مواجه با کسری بیشتر، با داشتن فرزندان کمتر به این تغییر پاسخ می‌دهند. شاخص توسعه مالی بر روی باروری تأثیر منفی دارد، اما اثر آن بر روی پس‌انداز مثبت است. نرخ بهره بالاتر اثر مثبت بر پس‌انداز و اثر منفی بر باروری دارد. شکاف دستمزد زنان و مردان، تأثیر منفی و غیرمعنادار بر باروری دارد و درآمد قابل تصرف نیز مطابق انتظار تأثیر مثبت و معناداری بر پس‌انداز خصوصی دارد. ازاین‌رو، می‌توان گفت رفتار خانوارهای ایرانی در انتقال منابع بین‌نسلی بیشتر با انگیزه نوع‌دوستی مطابقت دارد.

ازآنجایی که تأمین اجتماعی دارای اثر منفی بر روی باروری است، می‌توان گفت این اثر منفی در نهایت منجر به نابسامانی در خود ساختار نظام تأمین اجتماعی خواهد شد

و این یکی از دلایلی است که باعث می‌شود نظام‌های تأمین اجتماعی مبتنی بر روش توازن درآمد و هزینه به لحاظ مالی بی‌ثبات باشند. بدین ترتیب، لازمه بقای ساختار فعلی نظام تأمین اجتماعی کشور مقابله با پدیده سالمندی جمعیت کشور است که در این راستا، دولت می‌تواند با سیاست‌های مختلف (نظیر تخصیص یارانه کودک) خانواده‌ها را تشویق به فرزندآوری کند.

با توجه به تأثیر منفی شکاف دستمزد بر باروری، پیشنهاد می‌شود به‌جای محدود کردن نقش زنان در جامعه، امکاناتی برای زنان باردار در محیط کار فراهم کنند. هم‌چنین افزایش مرخصی زایمان با حقوق می‌تواند نقش مؤثری بر افزایش باروری داشته باشد که از این سیاست در سال‌های اخیر در ایران استفاده می‌شود. راه دیگر این است که محیطی برای نگهداری و پرورش کودکان زنان شاغل در محیط کار فراهم کنند، این پیشنهاد هم‌چنین می‌تواند باعث تحکیم روابط مادر و فرزند شود. هم‌چنین آرامش روانی مادر در محیط کار فراهم شده و در بلندمدت پایه‌های خانواده که منبع اصلی حمایت از والدین در دوران سالمندی است مانند گذشته قوی بماند.

پی‌نوشت‌ها

۱. این مطالعه از چند جهت با مطالعات قبلی متفاوت است: اغلب مطالعات داخلی به بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز یا عوامل مؤثر بر نرخ باروری پرداخته‌اند. به غیر از مطالعه ابریشمی و نامور که اثر توسعه نظام مالی ایران بر پس‌انداز بخش خصوصی را بررسی کرده‌اند، مطالعه دیگری در راستای موضوع مورد مطالعه این مقاله انجام نشده است. در مقاله حاضر، مدل تحقیق برای اقتصاد ایران در یک دوره زمانی ٤٥ ساله با استفاده از تکنیک *VAR* و به روش هم‌جمعی یوهانسن- جوسلیوس برآورد شده است که در آن اثر توأمان متغیرهای تأمین اجتماعی و توسعه مالی بر روی رفتار پس‌انداز و باروری دیده شده است که از این حیث در زمینه مطالعات داخلی منحصربه‌فرد است. علاوه‌براین، در مطالعه حاضر دیدگاه‌های نوع‌دوستانه یا خودخواهانه خانوار در تفسیر نتایج مورد توجه قرار گرفته است. همچنین در حوزه مطالعات داخلی، مطالعه حاضر تنها مطالعه‌ای است که اثر توسعه مالی را بر رفتار باروری در ایران بررسی کرده است.

۲. مطالب این بخش برگرفته از مقاله سیگنو و روزتی (۱۹۹۲) ، سیگنو (۱۹۹۲) و سیگنو (۱۹۹۳) است.

۳. در مطالعه حاضر از داده‌های سازمان تـأمین اجتمـاعی بـه‌عنـوان پروکسـی (Proxy) بـرای متغیـر تأمین اجتماعی به مفهوم عام استفاده شده است.

٤. بررسی شرط پایداری الگوی خودرگرسیون برداری (*VAR*) هـر دو معادلـه مربوطـه بـا اسـتفاده از آزمون *Roots AR* نشان داد که ریشـه‌هـای مشخصـه الگوهـای بـرآورد شـده درون دایـره واحـد قرارگرفته‌اند، لذا پایداری الگوی *VAR* تأمین می‌شود. آزمون ضریب لاگرانـژ (*LM*) بـرای بررسـی خودهمبستگی پسماندهای الگوی *VAR* در هر دو معادله برای ۱۲ وقفـه حکایـت از عـدم وجـود خودهمبسـتگی در پسـماندها اسـت و نتیجـه مـی‌شـود کـه ترتیـب ورود متغیرهـا در بـرازش الگوهای *VAR*، تغییری در نتایج الگو به‌وجود نمی‌آورد. هم‌چنین نتیجه آزمون واریـانس ناهمسـانی نشان داد که فرض صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی را نمی‌توان رد کرد. درخصـوص آزمون نرمال بودن جملات خطا، لوتکی‌پول (Lütkepohl) (۱۹۹۱: ۳۵۹) معتقـد اسـت کـه بـرآورد پارامترهای الگوی *VAR*، به فرض نرمالیتی بستگی ندارد.

کتاب‌نامه

ابریشمی، حمید، رحیم‌زاده و نامور، محسن (۱۳۸٤). عوامل تعیین‌کننده پس‌انداز خصوصی بـا تأکیـد بـر عملکرد بازارهای مالی در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۷۳: ۳۵-۱.

احمدی، علی‌محمد و ازوجی، علاءالدین (۱۳۹٦). تعیین‌کننده‌های کلان اقتصادی-اجتماعی نرخ بـاروری کل (TFR) در ایران؛ با استفاده از الگوی خودهمبسته با وقفه توزیعی (ARDL)، پژوهش‌های رشـد و توسعه پایدار، ۳: ۷٦-۵۳.

بهرامی، جاوید و اصلانی، پروانه (۱۳۸٤). بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز بخش خصوصی در ایران طـی دوره ۱۳٤۷-۱۳۸۰، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۳: ۱٤۵-۱۱۹.

سلیمی سودرجانی، احسان (۱۳۸٦). تأثیر تـأمین اجتمـاعی بـر پـس انـداز بخـش خصوصـی در ایـران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

فتحی، الهام (۱۳۹۹). پدیده سالمندی جمعیت در ایران و آینده آن، تهران: پژوهشکده آمار.

گوگردچیان، احمد، طیبی، کمیل و قضاوی، عفت (۱۳۹۲). اثر اشتغال زنان بر شکاف درآمـدی جنسـیتی در ایران (۱۳۹۰-۱۳۷۰)، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۱۷: ۱٦۹-۱٤۵.

محمدی، فرزانه؛ سحابی، بهرام، اکبری، نعمت‌الله و حصاری، عباس (۱۳۹۲). بررسی تأثیر طول عمـر بـر پس‌انداز در ایران، دوفصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی، ۱: ۱٤٤-۱۱۹.

مقصودپور، محمدعلی (۱۳۹٤). عوامل مؤثر بر کاهش نرخ باروری در ایـران از دیـدگاه علـم اقتصـاد در دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳٦۵)، مجله اقتصادی، ۵ و ٦: ۱۰۰-۸۳.

Attanasio, O. P., & Brugiavini, A. (2003). Social Security and Households' Saving. The Quarterly Journal of Economics, Oxford University Press, 118(3), 1075-1119.

Auerbach, A. J., & Kotlikoff, L. J. (1983b). An Examination of Empirical Tests of Social Security and Savings. In: E. Hellman, A. Rabin and E. Saatchi, eds., *Social Policy Evaluation: An Economic Perspective (Academic Press, New York)*. 161-179.

Becker, G. S. (1960). An Economic Analysis of Fertility. Demographic and Economic Change in Developed Countries: A Conference of the Universities. *National Bureau Commitee for Economic Research*, 209.

Cigno, A., & Rosati, F. C. (1992). The Effects of Financial Markets and Social Security on Saving and Fertility Behaviour in Italy. *Journal of population economics*, *5*(4), 319-341.

Cigno, A., Casolaro, L., & Rosati, F. C. (2003). The Impact of Social Security on Saving and Fertility in Germany. *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, 59(2), 189-211.

Cigno, A. (1992). Children and Pensions. *Journal of Population Economics,* 5(3), 175-183.

Cigno, A. (1993). Intergenerational Transfers Without Altruism: Family, Market and State. *European Journal of Political Economy*, 9(4), 505-518.

Easterlin, R. A. (1975). An Economic Framework for Fertility Analysis. *Studies in Family Planning*, 6(3), 54-63.

Feldstein, M. (1974). Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation. *Journal of Political Economy*, 82(5), 905-926.

Feldstein, M., & Samwick, A. (1996). The Transition Path in Privatizing Social Security. NBER Chapters,in: Privatizing Social Security, National Bureau of Economic Research, Inc., 215-264.

Filoso, V., & Papagni, E. (2015). Fertility Choice and Financial Development. *European Journal of Political Economy*, 37, 160-177.

Galasso, V., Gatti, R., & Profeta, P. (2009). Investing for the Old Age: Pensions, Children and Savings. *International tax and public finance*, 16(4), 538-559.

Galor, O. (2012). The Demographic Transition: Causes and Consequences. *Cliometrica*, 6(1), 1–28.

Guinnane, T. W. (2011). The Historical Fertility Transition and Theories of Long-run Growth: A Guide for Economists. *Journal of Economic Literature*, 49(3), 589–614.

Leibenstein, H. (1957). Economic Backwardness and Economic Growth: Studies in the Theory of Economic Development. New York: Wiley.

Munnell, A. H. (1974). The Impact of Social Security on Personal Savings. *National Tax Journal*, 27, 553-567.

National Institutes of Health. (2011). Global Health and Aging. *National Institutes of Health Publication*, 11, 7737.

Neher, A. P. (1971). Peasants, Procreation and Pensions. *American Economic Review*, 61, 380–389.

Population Reference Bureau. (2019). *World Population Data Sheet*. available in English and French at worldpopdata.org.

Puhakka, M., & Viren, M. (2012). Social Security, Saving and Fertility. *Finnish Economic Papers*, 25(1), 28-42.

Raut, L. K. (1992). Effect of Social Security on Fertility and Savings: An Overlapping Generations Model. *Indian Economic Review*, 27(1), 25-43.

Schultz, T.W. (1974). Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital. University of Chicago Press, Chicago, IL.

Social Security Systems Around the World. Population Reference Bureau (RPB). (2009).

Willis, R. J. (1980). The Old Age Security Hypothesis and Population Growth. In T. Burch (Ed.), Demographic Behavior: Interdisciplinary Perspectives on Decision Making (pp. 43–69). Boulder, CO: West view Press.

World Population Prospect. (2019). *United Nations Department of Economic and Social Affarirs*. Poplulation Division.

World Population Ageing. (2019). *United Nations Department of Economic and Social Affarirs*. Poplulation Division.