Journal of Economic Modeling Research
Kharazmi University
Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

Examining Parametric Reforms on Financial Sustainability in the Social Security Organization Using General Equilibrium Models

Ali Siami [1] | **Alireza Erfani** [2*] | **Seyed Mohammad Mostolizadeh** [3]

1. P.h.D Canditate in Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Alisiami2000@yahoo.com (0009-0007-7658-6430)
2. Corresponding Author, professor of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, aerfani@semnan.ac.ir (0000-0003-1493-216X)
3. Assistant professor, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, mostolizadeh@semnan.ac.ir (0000-0003-0942-657X)

Article Info

Article type:
Research Article

Article history:
Received:
10 Feb. 2024

Received in revised form:
28 Sep. 2024

Accepted:
06 Oct. 2024

Keywords:
Parametric reforms, Social Security Organization, Expenditure to resource ratio, Overlapping model

JEL:
G23, H55, R13.

ABSTRACT

The aim of this paper is to examine the impact of parametric reforms on the financial sustainability of the Social Security Organization, the largest social insurance organization in the country. To this end, an overlapping generations general equilibrium model is employed. The issue is analyzed through four different scenarios. The results show that in the first scenario, increasing life expectancy by 3 years without changing the retirement age will increase the ratio of expenditures to resources of the Social Security Organization by approximately 2%. In the second scenario, increasing the retirement age by 2 years and reducing life expectancy by 1 year will decrease the ratio of expenditures to resources by about 0.8%. In this case, the share of retirees' consumption in production and the labor force participation rate will decrease by 5% and 3%, respectively. In the third scenario, raising insurance premiums by 2% will not cause significant changes in the ratio of expenditures to resources due to a reduction in labor supply. Finally, in the fourth scenario, increasing both the retirement age and life expectancy by 2 and 3 years, respectively, will raise the ratio of expenditures to resources of the Social Security Organization by approximately 2.4%.

Cite this article: Siami, A, erfani, A, & Mostolizadeh, M. (2022). Examining Parametric Reforms on Financial Sustainability in the Social Security Organization Using General Equilibrium Models. *Journal of Economic Modeling Research*, 14 (51), 32-67.
DOI: 0000000000000000000

© The Author(s).
Publisher: Kharazmi University
DOI: 00000000000000000000000000
Journal of Economic Modeling Research, Vol 14, No 51, 2022, pp. 32-67.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

Journal of Economic Modeling Research
Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

بررسی اصلاحات سنجه‌ای (پارامتریک) بر پایداری مالی در سازمان تامین اجتماعی با رویکرد مدلهای تعادل عمومی

علی صیامی [۱] | علیرضا عرفانی [۲] | سید محمد مستولی زاده [۳]

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری دانشگاه سمنان ، سمنان، ایران،
رایانامه: Alisiami2000@yahoo.com شناسه ارکید (0009-0007-7658-6430)

۲. نویسنده مسئول، استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری دانشگاه سمنان، سمنان، ایران ،
رایانامه: aerfani@semnan.ac.ir (شناسنامه ارکید 0000-0003-1493-216X)

۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری دانشگاه سمنان، سمنان، ایران،
رایانامه: mostolizadeh@semnan.ac.ir (شناسه ارکید 0000-0003-0942-657X)

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت:
۱۴۰۲/۱۱/۲۱

تاریخ ویرایش:
۱۴۰۳/۰۷/۰۷

تاریخ پذیرش :
۱۴۰۳/۰۷/۱۵

واژه‌های کلیدی:
اصلاحات پارامتریک، سازمان تامین اجتماعی، نسبت مصارف به منابع، مدل همپوشان نسلی

طبقه‌بندی JEL:
R13, H55, G23

چکیده

هدف این مقاله بررسی تاثیر اصلاحات پارامتریک بر پایداری مالی سازمان تأمین اجتماعی به عنوان بزرگترین سازمان بیمه اجتماعی کشوراست. بدین منظور، در این مقاله از یک الگوی تعادل عمومی همپوشانی نسلی استفاده شده است. موضوع در ۴ سناریو مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در سناریو اول، تاثیر افزایش امید به زندگی به میزان ۳ سال و عدم تغییر سن بازنشستگی، نسبت مصارف به منابع سازمان تأمین اجتماعی را در حدود ۲ درصد افزایش خواهد داد. در سناریو دوم، افزایش سن بازنشستگی به میزان ۲ سال و کاهش امید به زندگی به میزان ۱ سال، نسبت مصارف به منابع سازمان را حدود ۰/۸ درصد کاهش می‌دهد. در این حالت، سهم مصرف بازنشستگان از تولید و میزان مشارکت نیروی کار به ترتیب به میزان ۵ و ۳ درصد کاهش می یابد. در سناریو سوم، افزایش حق بیمه به میزان ۲ درصد به دلیل کاهش عرضه نیروی کار، تغییر چندانی در نسبت مصارف به منابع سازمان نخواهد داد. در نهایت، در سناریو چهارم، تاثیر افزایش سن بازنشستگی و امید به زندگی به ترتیب به میزان ۲ و ۳ سال ، نسبت مصارف به منابع سازمان تأمین اجتماعی حدود ۲/۴ درصد افزایش پیدا خواهد داد.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

Journal of Economic Modeling Research
Kharazmi University
Print ISSN: 2228 - 6454
Online ISSN: 2538 - 4163
Homepage: https://jemr.khu.ac.ir/

استناد: صیامی، علی؛ عرفانی، علیرضا و مستولی زاده، سید محمد (۱۴۰۲). بررسی اصلاحات سنجه‌ای (پارامتریک) بر پایداری مالی در سازمان تامین اجتماعی با رویکرد مدلهای تعادل عمومی. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۴ (۵۱)، ۳۲-۶۷.

DOI: 00000000000000000000

ناشر: دانشگاه خوارزمی. © نویسندگان.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

۱. مقدمه

وضعیت مالی صندوق‌های بازنشستگی در سراسر جهان طی بحران مالی سال ۲۰۰۸ و متعاقب آن، بحران بدهی دولت‌ها در سال ۲۰۰۹ بیش از پیش رو به وخامت گذاشت. این بحران‌ها سبب شد ارزش دارایی‌ها کاهش یابد و ارزش تنزیل شده بدهی‌های صندوق بازنشستگی افزایش پیدا کند. با توجه به آنکه ارزش فعلی تعهدات بازنشستگی تجمعی مشترکین صندوق‌های بازنشستگی بسیار بیشتر از ارزش سرمایه‌گذاری‌های انجام شده بود، صندوق‌های بازنشستگی با کسری بودجه مواجه شدند. داده‌های جریان وجوه فدرال رزرو نشان می‌دهد که در نتیجه بحران مالی ۲۰۰۸ دارایی‌های صندوق بازنشستگی ایالات متحده طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۷ (خزانه‌داری، ۲۰۱۲)[1] تقریباً به نصف کاهش یافت. برآوردهای نووی مارکس و راو (۲۰۱۱)[2] نشان می‌دهد که شکاف بودجه از برنامه‌های بازنشستگی ایالتی ایالات متحده در سال ۲۰۰۸ بالغ بر ۳.۲۳ تریلیون دلار بود. سایر کشورها نیز در این زمینه تجربه مشابهی داشتند. لابویل (۲۰۱۰)[3] نشان می‌دهد که تخمین بدهی صندوق‌های بازنشستگی ۲۱۰۰ شرکت پذیرفته شده در بورس کشورهای OECD طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۸ به صورت فزونی بدهی به دارایی حدود ۲۵ درصد وجود دارد. (کاستیلین، ۲۰۱۶).[4]

یکی از چالش برانگیزترین مسائل کشور ، مشکلات مالی صندوق‌های بازنشستگی می‌باشد که به صورت کسری منابع نسبت به مصارف خود را نشان می‌دهد. اگر برای آن راه‌حلی در نظر گرفته نشود، می‌تواند کل اقتصاد را به دلیل ویژگی‌های جمعیت شناختی خاص تحت تاثیر قرار دهد. در ایران، با توجه به اینکه نظام بازنشستگی ایران بر مبنای مزایای تعریف شده است[5]، بار مالی این مشکلات به طور مستقیم به دوش دولت خواهد بود که از طریق سیاست‌های اتخاذی به کل جامعه منتقل خواهد شد. (مومنی، ۱۴۰۱)

1. Treasury
2. by Novy-Marx and Rauh
3. Laboul
4. Kastelein
5. Defined benefit(DB)

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

از مهمترین دلایل در ایجاد بحران در نظام بیمه اجتماعی کشور می‌توان به مقررات و شرایط مستمری بازنشستگی، قوانین غیر متکی بر محاسبات بیمه‌ای، تحمیل بیمه‌های یارانه‌ای(بدون تامین منابع) به صندوق‌های بازنشستگی، عدم استقرار نظام چند لایه بیمه، عدم تناسب بین امید به زندگی و سن بازنشستگی، روند فزاینده نسبت سالمندی در کشور، نوسانات اقتصادی و پیامدهای زیانبار آن بر حوزه بیمه‌ای اشاره کرد. (مالکی و همکاران، ۱۴۰۲)

با توجه به ابلاغ قانون برنامه هفتم توسعه و اصلاح صندوق‌های بازنشستگی در فصل پنجم ، میزان تاثیر این اصلاحات بر پایداری مالی صندوق‌های بازنشستگی در کشور از اهمیت دو چندانی پیدا کرده است.

این پژوهش به بررسی این موضوع می‌پردازد که آیا اصلاحات پارامتریک[۶] می‌تواند بر منابع و مصارف سازمان تأمین اجتماعی به عنوان بزرگترین صندوق بازنشستگی اثرگذار باشد؟ در راستای پاسخ به این سوال، در این مقاله از یک الگوی تعادل عمومی همپوشانی نسلی استفاده شده است. مدل همپوشانی نسلی، رفتار چرخه زندگی را در دو حالت پیوسته زندگی، شامل عوامل تازه متولدشده در سن کار و بازنشسته بررسی می‌کند. این ساختار، علاوه بر نرخ رشد عوامل تازه متولدشده، دو متغیر جمعیت‌شناختی فرعی شامل احتمال خروج مرتبط با این دو حالت را نیز در نظر می‌گیرند. این ساختار را با ویژگی‌های طرف عرضه نیوکینزی ترکیب شده که با انباشت سرمایه، رقابت ناقص در بخش کالاهای واسطه‌ای، و چسبندگی قیمت اسمی (با رویکرد کالوو (۱۹۸۳)[۷]) مشخص می‌شود. همچنین در این پژوهش چارچوب صندوق بازنشستگی رامپ (۲۰۱۳)[۸] منطبق بر ساختار تأمین اجتماعی ایران بسط داده شده است.

۲. مبانی نظری

مدل‌های سنتی اقتصادی معمولاً فرض می‌کنند که خانوارها به‌صورت نامحدود زندگی می‌کنند و به همین دلیل اثرات چرخه زندگی و تغییرات جمعیتی را نادیده می‌گیرند. مدلهای همپوشانی نسلی

۶. در اصلاحات پارامتریک اهداف نظام و ابزارهای اصلی حفظ می‌شود و برخی پارامترهای نظیر سن بازنشستگی،حق بیمه ، و... تعدیل می شود.

7. Calvo

8. Romp

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

یک مدل اقتصادی پویا هستند که مدل چرخه زندگی را تعمیم می‌بخشند. این مدل ها کار خود را با یک فرد به نمایندگی از یک نسل آغاز می‌کنند و سپس رفتار کلیه افرادی را که به طور همزمان زندگی می‌کنند، تجمیع می‌نمایند. دیاموند[9] – ساموئلسون[10] مدلهای نسل‌های همپوشان را توسعه دادند در الگوی نسل‌های همپوش دیاموند– ساموئلسون، افراد دقیقاً دو دوره (پیری و جوانی) زندگی می‌کنند. این الگو نامشخص بودن طول عمر را در نظر نمی‌گیرد. یاری[11] مفهوم نامشخص بودن طول عمر را در الگو پس انداز دوره زندگی معرفی کرد. سپس بلانچارد[12] (۱۹۸۵) با استفاده از چارچوب یاری، الگوی پیوسته زمانی نسل‌های همپوش را برای نسل‌های جدیدی که به دنبال هم به دنیا می‌آیند، ارائه کرد. (دیوید بلیک، ،۱۳۹۶).

در جهت بسط این الگوها، ویل[13] (۱۹۸۹) ساختار جدیدی از الگوهای همپوشانی نسلی ارائه داد که در آن افراد زندگی مادام‌العمر دارند. اما در هر دوره نیز یک میزان جدید از جمعیت به جامعه افزوده می‌شوند. اما نه در الگوی پیشنهادی بلانچارد و نه در الگوی پیشنهادی ویل، رفتار ادوار زندگی مشاهده نمی‌شود. به منظور لحاظ ویژگی ادوار زندگی در الگوهای همپوشانی نسلی، گرتلر[14] (۱۹۹۹) دو تغییر عمده وارد کرد. او زندگی افراد را به دو مرحله اشتغال و بازنشستگی تقسیم کرد و احتمال بازنشستگی و فوت را در هر دوره برای افراد وارد مدل کرد. با این دو تغییر عنوان شده، این امکان وجود دارد که توابع مصرف کل و پس‌انداز کل برای دو نسل شاغل و بازنشسته قابل استخراج شود. از طرف دیگر، چون این الگو شامل میانگین ادوار اشتغال و بازنشستگی است، لذا جهت تحلیل کمی مفید و قابل استفاده است. (توکلیان، ۱۳۹۹)

در الگوی گرتلر یک مورد خاص از ترجیحات RINCE (کشش ثابت ریسک خنثی[15]) در نظر گرفته می‌شود که افراد را به خنثی‌بودن ریسک نسبت به ریسک درآمد محدود می‌کند، اما به آنها اجازه می‌دهد هر گونه کشش جانشینی بین زمانی دلخواه داشته باشند . این دسته از ترجیحات باعث

9. Diamond
10. Samuelson
11. Yarri
12. Blanchard
13. Weil
14. Gertler
15. Risk Neutral Constant Elasticity

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

می‌شوند همه افراد در یک مرحله از چرخه زندگی، صرف‌نظر از سن یا میزان ثروت، کسری یکسان از کل ثروت طول زندگی خود را مصرف کنند. این موضوع جمع‌پذیری را با وجود ناهمگونی عوامل در سطح خرد تسهیل می‌کند و اجازه می‌دهد عبارات فرم بسته برای متغیرهای تجمیعی استخراج شود.(کارا ۲۰۱۶، کاستیلین ۲۰۱۸). کلاریدا و همکاران (۱۹۹۹)[16] و وودفورد (۲۰۰۳)[17] نیز نشان دادند با لحاظ چرخه زندگی و تغییرات جمعیتی مدل نیوکینزی غنی‌تر می‌گردد، زیرا مصرف فعلی و انتظاری آینده به عوامل جمعیت شناختی و آثار چرخه زندگی فرد بستگی پیدا می‌کند.

۳. پیشینه تحقیق

به طور کلی، تحلیل مطالعات پیشین نشان می‌دهد پژوهش‌های مختلف به نحوی مبحث پایداری مالی در صندوق‌های بازنشستگی را مورد بررسی قرار داده‌اند. دسته اول پژوهش‌ها، به استفاده از مدل‌های بیمه‌سنجی، که به مدلهای اکچوئری (آماری) معروف هستند، به بررسی بازار کار، جمعیت، ورود و خروج (درآمد و هزینه) صندوق می‌پردازند. دسته دوم از پژوهش‌ها، با استفاده از روش‌های سنجی، به بررسی پایداری مالی صندوق‌های بازنشستگی پرداخته‌اند. دسته سوم پژوهش‌ها، با استفاده از روش‌های الگوهای تعادل عمومی نسل‌های همپوشان تاثیر تغییرات در سیستم بازنشستگی و متغیرهای کلان اقتصادی را بررسی کرده‌اند (مومنی و همکاران، ۱۴۰۱).

فوجیوارا[18] و همکاران (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای مدل کینزی جدید را بر اساس مدل گرتلر طراحی کردند؛ تا رفتار چرخه زندگی در مدل گرتلر گنجانده شود. مطالعه حاضر، بنا دارد به این پرسش‌های کلیدی پاسخ دهد: آیا شوک‌های ساختاری به اقتصاد، اثرات نامتقارن بر شاغلان و بازنشستگان دارد؟ آیا ملاحظات چرخه عمر و ساختار جمعیتی، ویژگی‌های دینامیکی مدل چرخه تجاری پولی را تغییر می‌دهد؟ نتایج شبیه‌سازی مدل نشان می‌دهد که شوک‌های ساختاری به اقتصاد، اثرات نامتقارنی بر

16. Clarida
17. Woodford
18. Fujiwara

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

شاغلان و بازنشستگان دارد. همچنین ملاحظات چرخه عمر و ساختار جمعیتی در مدل‌های چرخه تجاری-پولی، بسیار مهم می‌باشد.

انجین کارا[19] و همکاران (۲۰۰۱۶) در پژوهشی به توسعه مدل DSGE جهت بررسی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک‌های جمعیتی پرداختند. به گونه‌ای که ساختارهای جمعیتی در چارچوب سیاست‌های پولی گنجانده شده است. این مدل با استفاده از روش کالیبراسیون در منطقه یورو برآورد شده است. یافته‌های پژوهش حاکی از آنست که کاهش پیش‌بینی شده در رشد جمعیت و افزایش طول عمر به آرامی در طول زمان به کاهش نرخ بهره منجر خواهد شد.

کاستلین[20] و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی با استفاده از مدل تعادل عمومی نیوکینزی که ساختار جمعیتی در آن لحاظ شده است؛ به ارزیابی اثرات چرخه‌های تجاری و پیامدهای توزیعی بر بقای صندوق‌های بازنشستگی پرداخته‌اند. این مدل بر اساس مدل گرتلر ساخته شده است؛ نتایج حاکی از آنست که در دولت‌های که ماهیت صندوق‌های آنها از نوع DB است؛ اثر شوک‌های اقتصادی، نوسانات اقتصادی را تشدید و تصمیمات عرضه نیروی کار را مخدوش می‌نماید.

باکاسا[21] و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی اثر پیری جمعیت بر نوسانات تورم را در اقتصادهای پیشرفته با استفاده از مدل DSGE-OLG در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای نسل‌های تداخلی مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مقاله نشان می دهد؛ چگونه پیری جمعیت بر رفتار چرخه‌های تجاری و کانال‌های انتقال سیاست پولی تأثیر گذار است. همچنین این پژوهش به بررسی تعامل بین پیری و سیاست بهینه بانک مرکزی پرداخته است. نتایج نشان می دهد؛ پیری جمعیت، کاهش کارایی سیاست پولی را به دنبال دارد.

جولیا وودارچک[22] و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی در کشور موریس با استفاده از روش OLG[23] در اقتصاد باز، به بررسی اثر تحولات پیری جمعیت بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداختند. نتیجه پژوهش حاکی از آنست که طی دهه‌های آینده کاهش نرخ بهره در کشور موریس (به دلیل افزایش

19. Engin Kara
20 . Kastelein
21. Baksa
22. Julia wlodarczyk
23. Over lapping generations Model

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

سن)، به طور موقت تحریک سرمایه‌گذاری، مصرف و تولید ناخالص را به دنبال دارد. این پژوهش پیشنهاد می کند، در مطالعات آتی جهت حصول نتیجه واقعی‌تر بخش بانکی به مدل اضافه شود.

خورسندی و افسری (۱۳۹۵)، در پژوهشی به بررسی تأثیر نرخ زاد و ولد بر پایداری مالی سیستم بازنشستگی با استفاده از الگوی نسل‌های همپوشان در ایران پرداختند. آنان دریافتند تأثیر نرخ زاد و ولد بر پایداری سیستم بازنشستگی متأثر از نسبت هزینه‌های نگهداری فرزند به درآمد افراد است. از این رو در شرایط کنونی کشور تا زمانی که نرخ زاد و ولد کمتر از میزان ۴.۱۲ درصد باشد؛ افزایش نرخ زاد و ولد، افزایش پرداخت بازنشستگی و بهبود پایداری سیستم بازنشستگی را در پی خواهد شد.

دهقانی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی تأثیر سالمندی جمعیت بر آینده نظام بازنشستگی ایران را مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور الگوی نسل‌های همپوشان ۵۵ دوره‌ای، برای اقتصاد ایران شبیه‌سازی شده است. نتایج نشان می‌دهد؛ با کاهش رشد جمعیت و افزایش نسبت سالمندی جمعیت، میزان تولید ناخالص داخلی در سال‌های آتی به شدت کاهش خواهد یافت و در صورت عدم اصلاحات ساختاری، نظام بازنشستگی با کسری مدام و فزاینده مواجه خواهد شد

بهمنی و همکاران (۱۳۹۹)، در پژوهش دیگری آثار سالمندی جمعیت و تغییر نرخ حق بیمه نظام بازنشستگی بر روی متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج با استفاده از مدل تعادل عمومی نسل‌های همپوش با تأکید بر بازار ناقص نیروی کار بوده است. یافته‌های تحقیق حاکی از آن می‌باشد که سالمندی جمعیت به کاهش نرخ بهره (۴ درصد)، افزایش تقاضا برای نیروی کار و کاهش بیکاری (۳ درصد) در بازار نیروی کار ناقص منجر شده و افزایش هزینه نظام بازنشستگی (۷ درصد) به صورت درصدی از GDP را در پی خواهد داشت.

توکلیان (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای با ارایه یک مدل الگوی کینزی جدید تعدیل یافته در اقتصاد ایران، دو نااطمینانی تولید و قیمت نفت را درمدل لحاظ کردند. مدل آنان تبیین می‌کند که در نظر گرفتن

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

وضعیت پایدار تصادفی و تقریب مراتب بالاتر بسط تیلور می‌تواند توصیف بهتری از اقتصاد ایران ارائه دهد. همچنین آنان ارزیابی کردند که سطح مصرف، سرمایه‌گذاری خصوصی و تولید ناخالص داخلی در وضعیت پایدار تصادفی کمتر از وضعیت پایدار غیرتصادفی است. این در حالی است؛ که مخارج جاری و عمرانی دولت در وضعیت پایدار تصادفی بیشتر از وضعیت پایدار غیرتصادفی است.

۴. مدل تحقیق و روش برآورد

۴-۱ – بخش خانوار

مطابق ساختار الگوی گرتلر، دوره زندگی افراد محدود و به دو دوره متوالی ختم می‌شود. در این الگو نیروی کار با نرخ n در طی زمان رشد می‌کند. هر فرد به عنوان یک شاغل متولد می‌شود و مشروط به اشتغال وی در دوره جاری، احتمال شاغل بودن وی در دوره جاری برابر ω است. لذا احتمال بازنشسته‌شدن وی برابر $1-\omega$ می‌باشد. به محض بازنشسته‌شدن فرد، احتمال زنده‌ماندن وی در دوره بعد برابر γ و احتمال فوت وی برابر $1-\gamma$ است. در این مطالعه فرض می‌کنیم؛ سه متغیر جمعیتی شامل $\gamma, \omega, n^{\omega}$ است.

$$N_{t+1}^{\omega} = (1-\omega+n^{\omega})N_t^{\omega} + \omega N_t^{\omega} = (1+n^{\omega})N_t^{\omega} \quad (۱)$$

$$N_{t+1}^{r} = (1-\omega)N_t^{\omega} + \gamma N_t^{r} \quad (۲)$$

اگر $\Psi_t = \frac{N_t^r}{N_t^{\omega}}$ را نسبت وابستگی سنی تعریف کنیم؛ در این حالت نسبت مذکور در وضعیت باثبات معادله (۳) ارائه شده است.

$$\psi = \frac{1-\omega}{1+n^{\omega}-\gamma} \quad (۳)$$

۴-۲- تصمیم گیری بازنشستگان و شاغلان

مطابق با الگوی گرتلر (۱۹۹۹)[۲۴] یک مورد خاص از ترجیحات که دارای کشش ثابت ریسک

24. Gertle

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

خنثی[25] است، در نظر گرفته شده است؛ به پیروی از انجین کارا[26] یک عنصر اضافی مانده‌های واقعی پول به مدل اضافه شده، که منجر به ایجاد یک شرط مرتبه اول اضافی به مدل گرتلر شده است.

در معادله (۴) حاضر $V_t^{z,i}(\cdot)$ تابع ارزش واحد نوعی i در زمان t است. $z=\omega,r$ بیان‌کننده فرد بازنشسته r یا شاغل ω در آن دوره است.

$$V_t^{z,i}(\cdot)=\left[\left(\left(c_t^{z,i}\right)^{\upsilon_1}\left(1-l_t^{z,i}\right)^{\upsilon_2}\left(m_t^{z,i}\right)^{\upsilon_3}\right)^{\rho}+\beta^{z}E_t\left(V_{t+1}^{i}(\cdot)|Z\right)^{\rho}\right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (۴)$$

$$\upsilon_1+\upsilon_2+\upsilon_3=1$$

$$\beta^{\omega}=\beta$$

$$\beta^{r}=\gamma\beta$$

$$E_t\left[V_{t+1}^{i}(\cdot)|\omega\right]=\omega_t V_{t+1}^{\omega,i}(\cdot)+(1-\omega_t)V_{t+1}^{r,i}(\cdot)$$

$$E_t\left[V_{t+1}^{i}(\cdot)|r\right]=V_{t+1}^{r,i}(\cdot),$$

تابع مطلوبیت از نوع اپستین و زین[27] (۱۹۸۹) است. آنها با معرفی کلاسی از ترجیحات، اجازه دادند ضریب ریسک‌گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای از یکدیگر مستقل باشند. در این رابطه $E_t=(V_{t+1}^{i}(\cdot)|Z)$ مقدار انتظاری تابع ارزش در دوره بعد است. مقدار آن بستگی به وضعیت فرد در دوره t و همچنین احتمال زنده‌ماندن وی در دوره $t+1$ است.در معادله (۴) $m_t^{z,i}, 1-l_t^{z,i}, c_t^{z,i}$، به ترتیب نشان‌دهنده مصرف، عرضه نیروی کار و مانده‌های واقعی پول است. پارامتر ρ نرخ تنزیل ذهنی است که نشان‌دهنده میزان تمایل افراد در هموارکردن مصرف در طی زمان می‌باشد همچنین $\sigma=\frac{1}{1-\rho}$کشش جانشینی است. فرض می‌شود که تابع کاب داگلاس فوق به صورت بازدهی ثابت نسبت به مقیاس بوده و بین پارامترها رابطه $\upsilon_1+\upsilon_2+\upsilon_3=1$ برقرار است.

25. Risk Neutral Constant Elasticity
26. Engin Kara
27. Epstein and Zin

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

یک فرد با احتمال ω شاغل و با احتمال $(1-\omega)$ بازنشسته می‌شود و وقتی بازنشسته می‌شود با احتمال γ زنده می‌ماند و با احتمال $(1-\gamma)$ فوت می‌کند.

۱-۲-۴- مسئله تصمیم‌گیری بازنشستگان

در هر دوره یک فرد بازنشسته در مورد میزان مصرف، میزان عرضه نیروی کار و مقدار مانده‌های واقعی پول تصمیم‌گیری می‌نماید؛ و تابع هدف خود را طبق معادله (۵) به صورت زیر حداکثر می‌سازد[۲۸].

$$V_t^{r,i}\left(a_{t-1}^{r,i}, P_t^{r,i}\right) = \max_{c_t^{r,i}, a_t^{r,i}, l_t^{r,i}, m_t^{r,i}} \left\{\left[\left(c_t^{r,i}\right)^{\upsilon_1}\left(1-l_t^{r,i}\right)^{\upsilon_2}\left(m_t^{r,i}\right)^{\upsilon_3}\right]^{\rho} + \beta\gamma\left[V_{t+1}^{r,i}\left(a_t^{r,i}, P_{t+1}^{r,i}\right)\right]^{\rho}\right\}^{\frac{1}{\rho}} \quad (۵)$$

قید بودجه یک فرد بازنشسته به صورت معادله (٦) می‌باشد.

$$c_t^{r,i} + a_t^{r,i} + \frac{i_t}{1+i_t} m_t^{r,i} = \frac{1+r_{t-1}}{\gamma} a_{t-1}^{r,i} + \xi w_t l_t^{r,i} + \left(\mu_t P_t^{r,i}\right) \quad (۶)$$

در معادله (۶) $a_t^{r,i}$ ثروت شخصی بازنشستگان در دوره t بوده و دارای بازدهی $\frac{1+r_{t-1}}{\gamma_{t-1}}$ در دوره $t-1$ است. r_{t-1} نرخ بهره حقیقی پس انداز از دوره $t-1$ تا دوره t است. ξw_t دستمزد موثر بازنشستگان است. $\left(\mu_t P_t^{r,i}\right)$ عبارتست از مستمری که توسط صندوق بازنشستگی پرداخت می‌شود که با μ_t تعدیل می‌شود. لازم به ذکر است، مسئله تصمیم‌گیری بازنشستگان بر اساس نرخ واقعی نوشته شده است.

معادلات اولر مصرف، عرضه نیروی کار و مانده‌های حقیقی پول به ترتیب در معادلات (۷)، (۸) و (۹) به شرح زیر تعریف شده است.

۲۸. با توجه به اینکه در ایران بازنشستگان حق بیمه‌ای پرداخت نمی‌کنند بنابراین مدل کاستیلین (۲۰۱۶) اصلاح شده است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

$$c_{t+1}^{r,i} = \left[\beta(1+r_t)\left(\frac{w_t}{w_{t+1}}\right)^{\upsilon_2\rho}\left(\frac{1+i_{t+1}}{i_{t+1}}\frac{i_t}{1+i_t}\right)^{\upsilon_3\rho}\right]^{\sigma} c_t^{r,i} \quad (۷)$$

$$1 - l_t^{r,i} = \frac{\upsilon_2}{\upsilon_1}\frac{c_t^{r,i}}{\xi w_t} \quad (۸)$$

$$m_t^{r,i} = \frac{\upsilon_3}{\upsilon_1}\frac{1+i_t}{i_t}c_t^{r,i} \quad (۹)$$

ثروت مالی $d_t^{r,i}$ طبق معادله (۱۰) هر فرد عبارت است از درآمد ناشی از کار به اضافه پرداختی که از طرف صندوق به صورت مستمری به فرد پرداخت می‌شود که به صورت رابطه (۱۰) تعریف شده است:

$$d_t^{r,i} = \xi w_{\ t} + \left(\mu_t P_t^{r,i}\right) \quad (۱۰)$$

مجموع ثروت مالی و سرمایه انتظاری فرد بازنشسته در دوره بعد، ثروت انسانی را تشکیل می‌دهد. اگر ثروت انسانی را با $h_t^{r,i}$ نشان دهیم؛ تعریف آن به صورت معادله (۱۱) بیان شده است.

$$h_t^{r,i} = d_t^{r,i} + \frac{\gamma_t}{1+r_t}h_{t+1}^{r,i} \quad (۱۱)$$

برای استخراج میل نهایی به مصرف از ثروت، ابتدا رابطه مصرف را بر حسب ثروت نوشته و سپس معادله اولر در تابع جایگذاری شده است. رابطه مصرف بر حسب ثروت به صورت معادله (۱۲) است .

$$c_t^{r,i} + \frac{i_t}{1+i_t}m_t^{r,i} = c_t^{r,i}\left(1+\frac{\upsilon_3}{\upsilon_1}\right) = \Delta_t^r\left(\frac{1+r_{t-1}}{\gamma}a_{t-1}^{r,i} + h_t^{r,i}\right) \quad (۱۲)$$

اگر فرض شود؛ هر بازنشسته در هر دوره یک نسبت Δ_t^r از ثروت خود را به مصرف کالا، خدمات و نگهداری پول تخصیص می‌دهد، در این صورت Δ_t^r طبق معادله (۱۳) استخراج شده است.

$$\Delta_t^r = 1 - \frac{\Delta_t^r}{\Delta_{t+1}^r}\beta^{\sigma}(1+r_t)^{\sigma-1}\gamma\left(\frac{w_t}{w_{t+1}}\right)^{\upsilon_2\rho\sigma}\left(\frac{1+i_{t+1}}{i_{t+1}}\frac{i_t}{1+i_t}\right)^{\upsilon_3\rho\sigma} \quad (۱۳)$$

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

۲-۲-۴- مسئله تصمیم گیری شاغلان

یک فرد شاغل نیز همانند افراد بازنشسته تابع مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه خود حداکثر می‌نماید؛ تا بر اساس آن مسیر بهینه مصرف، میزان عرضه نیروی کار و مقدار مانده‌های واقعی پول را مشخص نماید. تابع هدف به صورت معادله (۱۴) تشریح شده است.

$$V_t^{\omega,i}\left((1+r_{t-1})a_{t-1}^{\omega,i},\mu_t P_t^{\omega,i}\right)= \max_{c_t^{\omega,i},a_t^{\omega,i},l_t^{\omega,i},m_t^{\omega,i}} \left\{ \begin{array}{l} \left[\left(c_t^{\omega,i}\right)^{\upsilon_1}\left(1-l_t^{\omega,i}\right)^{\upsilon_2}\left(,m_t^{\omega,i}\right)^{\upsilon_3}\right]^{\rho}+ \\ \beta\left[\begin{array}{l} \omega_t V_{t+1}^{\omega,j}\left((1+r_t)a_t^{\omega,i},\mu_{t+1}P_{t+1}^{\omega,j}\right)+ \\ (1-\omega_t)V_{t+1}^{r,j}\left((1+r_t)a_t^{r,i},\mu_{t+1}P_{t+1}^{r,j}\right) \end{array}\right]^{\rho} \end{array} \right\}^{\frac{1}{\rho}} \qquad (۱۴)$$

این حداکثرسازی با توجه به قید معادله (۱۵ انجام می‌شود.

$$c_t^{\omega,t}+a_t^{\omega,j}+\frac{i_t}{1+i_t}m_t^{\omega,j}=(1+r_{t-1})a_{t-1}^{\omega,j}+(1-\tau)w_t\,l_t^{\omega,j}+ f_t \qquad (۱۵)$$

$$P_{t+1}^{\omega,j}=\mu_t P_t^{\omega,j}+v_t w_t\,l_t^{\omega,j}$$

$a_t^{\omega,j}$ پس انداز شخصی فرد شاغل در انتهای دوره t می‌باشد $P_{t+1}^{\omega,j}$ میزان درآمد انباشت‌شده هر یک از شاغلین در صندوق در انتهای دوره $t+1$ است و f_t نیز سهم نیروی کار از سود خالص بنگاه‌ها است. معادلات اولر به به شکل معادله (۱۶) است.

$$\omega_t c_{t+1}^{\omega,j}+(1-\omega_t)c_{t+1}^{r,j}\Lambda_{t+1}\,\chi = c_t^{\omega,j}\left[\beta(1+r_{t+1})\,\Omega_{t+1}\left(\frac{w_t}{w_{t+1}}\right)^{\upsilon_2\rho}\left(\frac{1+i_{t+1}}{i_{t+1}}\frac{i_t}{1+i_t}\right)^{\upsilon_3\rho}\right]^{\sigma} \qquad (۱۶)$$

$$1-l_t^{\omega,j}=\frac{\upsilon_2}{\upsilon_1}\frac{c_t^{\omega,j}}{(1-\tau)w_t} \qquad (۱۷)$$

$$m_t^{r,j}=\frac{\upsilon_3}{\upsilon_1}\frac{1+i_t}{i_t}c_t^{\omega,j} \qquad (۱۸)$$

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

در رابطه اولر Λ_{t+1} و χ به شکل زیر تعریف می‌شوند.

$$\Lambda_{t+1} = \left(\frac{\Delta_t^r}{\Delta_t^\omega}\right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}, \qquad \chi = \left(\frac{1-\tau}{\xi}\right)^{\upsilon_2}$$

$\frac{\Delta_t^r}{\Delta_t^\omega}$ نسبت میل به مصرف از ثروت یک فرد بازنشسته به میل نهایی به مصرف از ثروت یک فرد شاغل است. متغیر Ω_t در معادله اولر مصرف نشان‌دهنده احتمال انتقال از وضعیت اشتغال به وضعیت بازنشسته است و مقدار بیشتر از یک دارد($\Omega_t > 1$). وجود متغیر مذکور منجر می‌شود؛ در یک ساختار مبتنی بر ادوار زندگی، مصرف در دوره‌های طولانی‌تری پخش شود و میل نهایی به مصرف بازنشستگان نسبت به شاغلین (به دلیل احتمال مرگ) افزایش می‌یابد. همچنین وجود افق زمانی محدود نسبت به افق زمانی نامحدود منجر می‌شود افراد با نرخ بازدهی بیشتری دارایی خود را تنزیل نمایند. در ساختار افق زمانی محدود نرخ تنزیل $(1+r_{t+1})\Omega_{t+1}$ بیشتر از افق زمانی نامحدود $(1+r_{t+1})$ است.

ثروت مالی شاغلین نیز شامل دستمزد خالص نیروی کار و سهم آن‌ها از سود خالص بنگاه‌ها است:

$$d_t^{\omega,j} = (1-\tau)w_t + f_t \qquad (۱۹)$$

ثروت انسانی افراد شاغل بستگی به وضعیت اشتغال آن‌ها دارد که با احتمال ω شاغل و با احتمال $1-\omega$ بازنشسته می‌شوند. به منظور محاسبه ثروت انسانی شاغلین از احتمال مؤثر ادامه اشتغال استفاده شده است، در ادامه $\frac{\omega_t}{\Omega}$ احتمال مؤثر ادامه اشتغال تعریف شود.

$$h_t^{\omega,j} = d_t^{\omega,j} + \frac{\omega}{\Omega}\frac{1}{1+r_t}h_{t+1}^{\omega,j} + \left(1-\frac{\omega}{\Omega}\right)\frac{1}{1+r_t}h_{t,1}^{r,j}, \qquad (۲۰)$$

رابطه مصرف فرد شاغل بر حسب ثروت انسانی به شکل معادله (۲۱) تعریف می‌شود.

$$c_t^{\omega,j}\left(1+\frac{\upsilon_3}{\upsilon_1}\right) = \Delta_t^{\omega}\left((1+r_{t-1})a_{t-1}^{\omega,j} + h_t^{\omega,j}\right) \qquad (۲۱)$$

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

با استفاده از روابط (۲۰) و (۲۱) میل نهایی به مصرف از ثروت یک فرد شاغل به شکل معادله (۲۲) به دست می‌آید.

$$\Delta_t^{\omega} = 1 - \frac{\Delta_t^{\omega}}{\Delta_{t+1}^{\omega}} \beta^{\sigma} \left((1+r_t)\,\Omega\right)^{\sigma-1} \left(\frac{w_t}{w_{t+1}}\right)^{\upsilon_2 \rho \sigma} \left(\frac{1+i_{t+1}}{i_{t+1}} \frac{i_t}{1+i_t}\right)^{\upsilon_3 \rho \sigma} \qquad (۲۲)$$

۳-۴- جمعی سازی بازنشستگان و شاغلان

به منظور استخراج متغیرهای کل، جمع معادلات گروه‌های شاغلین و بازنشستگان مورد استفاده قرار گرفته است. معادله (۲۳) نیروی کار بازنشسته، معادله (۲۴) نیروی کارشاغل و معادله (۲۵) کل جمعیت عبارت از :

$$L_t^r = N_t^r \left(1 - \frac{\upsilon_2}{\upsilon_1} \frac{c_t^{r,j}}{\xi w_t}\right) = N_t^r - \frac{\upsilon_2}{\upsilon_1} \frac{c_t^r}{\xi w_t} \qquad (۲۳)$$

$$L_t^{\omega} = N_t^{\omega} \left(1 - \frac{\upsilon_2}{\upsilon_1} \frac{c_t^{r,j}}{(1-\tau) w_t}\right) = N_t^{\omega} - \frac{\upsilon_2}{\upsilon_1} \frac{c_t^{\omega}}{(1-\tau) w_t} \qquad (۲۴)$$

$$L_{\ t} = L_t^{\omega} + \xi\ L_t^r \qquad (۲۵)$$

درآمد مالی و ثروت انسانی بازنشستگان و شاغلان عبارت است از:

$$D_t^r = N_t^r\ \xi\, w_{\ t} + \left(\mu_t P_t^{r,i}\right) \qquad (۲۶)$$

$$D_{\ t}^{\ \omega} = (1-\tau) w_t\, N_t^{\omega} + F_{\ t} \qquad (۲۷)$$

$$H_t^r = D_t^r + \frac{\gamma}{1+r_t} H_{t+1}^r \qquad (۲۸)$$

$$H_t^{\omega} = D_t^{\omega} + \frac{1}{1+r_t} \left(\frac{\omega}{\Omega} H_{t+1}^{\omega} \left(1 - \frac{\omega}{\Omega}\right) \frac{1}{\Psi_{\ t}} H_{\ t+1}^{\ r}\right) \qquad (۲۹)$$

ثروت شخصی بازنشستگان و شاغلان عبارت است از:

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

$$A_t^r = (1+r_{t-1})A_{t-1}^r + D_t^r - C_t^r - \frac{i_t}{1+i_t}m_t^r + (1-\omega)\left((1+r_{t-1})A_{t-1}^\omega + D_t^\omega - C_t^\omega - \frac{i_t}{1+i_t}m_t^\omega\right) \quad (۳۰)$$

$$A_t^\omega = \omega\left((1+r_{t-1})A_{t-1}^\omega + D_t^\omega - C_t^\omega - \frac{i_t}{1+i_t}m_t^\omega\right) \quad (۳۱)$$

کل مصرف نیز از مجموع مصرف بازنشستگان و شاغلین طبق معادله (۳۲) به دست می‌آید:

$$C_t = C_t^r + C_t^\omega \quad (۳۲)$$

مقدار حقیقی نگهداری پول بازنشستگان و شاغلان و کل عبارت است از:

$$M_t^r = \frac{v_2}{v_1}\frac{1+i_t}{i_t}C_t^r \quad (۳۳)$$

$$M_t^\omega = \frac{v_2}{v_1}\frac{1+i_t}{i_t}C_t^\omega \quad (۳۴)$$

$$M_t = M_t^\omega + M_t^r \quad (۳۵)$$

۴-۴- سازمان تأمین اجتماعی

دارایی کل سازمان تامین اجتماعی در دوره (t) عبارتست از حق بیمه‌های دریافتی از نیروی کار بعلاوه انباشت دارایی حاصل از سرمایه گذاری تا دوره $(t-1)$ که مستمری پرداختی به بازنشستگان از آن کسر می‌گردد.

طبق معادله (۳۶) مقدار کل دارایی سازمان در انتهای دوره (t) عبارت از:

$$K_t^f = (1+r_t)\left(K_{t-1}^f + \tau w_{t-1}l_{t-1} - \mu_{t-1}p_{t-1}^{r,f}\right) \quad (۳۶)$$

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

$\tau w_{t-1} l_{t-1}$ حق بیمه دریافتی صندوق از نیروی کار ، $\mu_{t-1} p_{t-1}^{r,f}$ مستمری پرداختی به بازنشستگان و K_{t-1}^{f} انباشت دارایی حاصل از سرمایه تا دوره $(t-1)$ است.

جهت محاسبه بدهی سازمان، ابتدا بایستی جریان مستمری پرداختی سازمان محاسبه گردد جریان مستمری بازنشستگان و شاغلین به صورت معادله (۳۷) ارائه شده است.

$$p_t^{r,f} = \gamma\left(\mu_{t-1} p_{t-1}^{r,f}\right) + (1-\omega)\left(\mu_{t-1} p_{t-1}^{\omega,f} + v w_{t-1} L_{t-1}^{\omega}\right) \qquad (۳۷)$$

مستمری پرداختی به بازنشستگان از دو بخش تشکیل شده است؛ بخش اول مستمری پرداختی به بازنشستگانی که با احتمال γ زنده می‌مانند و بخش دوم میزان تعهد به شاغلینی که با احتمال $(1-\omega)$ بازنشسته می‌شوند. v در اینجا میزان نرخ جایگزینی[۲۹] است.

میزان تعهد سازمان تأمین اجتماعی به شاغلین از رابطه (۳۸) به دست می‌آید.

$$p_t^{\omega,f} = \omega\left(\mu_{t-1} p_{t-1}^{\omega,f} + v\, w_{t-1}\, .\, L_{t-1}^{\omega}\right) \qquad (۳۸)$$

کل بدهی‌های صندوق بازنشستگی برابر L_t^f باشد که عبارت است از:

$$L_t^f = R_t^{r,f} p_t^{r,f} + R_t^{\omega,f} p_t^{\omega,f} \qquad (۳۹)$$

$R_t^{r,f}$ عامل تنزیل برای بازنشستگان که ارزش حال یک واحد مستمری پرداختی به بازنشستگان از زمان حال تا زمان مرگ می‌باشد؛ به صورت معادله (۴۰) است:

$$R_t^{r,f} = 1 + \frac{\gamma}{1+r_t} R_{t+1}^{r,f} \qquad (۴۰)$$

به طور مشابه عامل تنزیل برای شاغلان $R_t^{\omega,f}$ است که عبارتست از:

$$R_t^{\omega,f} = \frac{1}{1+r_t}\left(\omega R_t^{r,f} + (1-\omega) R_{t+1}^{r,f}\right) \qquad (۴۱)$$

۲۹. نرخ جایگزینی یکی از شاخص‌های تعیین‌کننده میزان سخاوتمندی نظام‌های مستمری است. این نرخ از تقسیم اولین مستمری دریافتی به آخرین دستمزد مشمول کسر حق بیمه افراد محاسبه می‌گردد.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

۵-۴- بخش بنگاه

فرض می‌شود؛ ساختار بازار به صورت رقابت انحصاری است. بنابراین بخش تولید مشتمل بر دو بخش خواد بود: بخش کالاهای واسطه‌ای (بنگاه‌های عمده‌فروشی) و بخش کالاهای نهایی (بنگاه‌های خرده‌فروشی). بخش کالاهای واسطه‌ای شامل تعداد زیادی بنگاه است که هر کدام کالاهای ناهمگنی را تولید می‌کنند. این بنگاه‌ها باید مقدار عوامل تولید مورد استفاده و قیمت کالاهای خود را با استفاده از تابع تولید تعیین کنند. در بخش کالاهای نهایی، یک بنگاه وجود دارد که با استفاده از یک فناوری خاص و مرتبط، کالاهای واسطه‌ای را در یک کالای واحد تجمیع می‌کندکه توسط کارگزارن اقتصادی مصرف می‌شود.

۱-۵-۴- بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی (بنگاه‌های خرده‌فروشی)

تولید نهایی از بسته‌بندی تولیدات بنگاه‌های خرده فروش با استفاده از تابع تولید با کشش جانشین ثابت(CES) انجام خواهد شد.

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_{j,t}^{\ \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}\, dj\right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \qquad (۴۲)$$

Y_t تولید کل خرده‌فروشی در دوره t ، $Y_{j,t}$ میزان تولید خرده فروش j ام است. با حداقل‌سازی سبد هزینه کالای مصرفی، مقدار بهینه برای تقاضای کالای خرده فروشی و سطح عمومی قیمت برابر خواهد با:

$$Y_{j,t} = Y_{\ t}\left(\frac{P_t}{P_{j,t}}\right)^{\varepsilon} \qquad (۴۳)$$

$$P_t = \left[\int_0^1 \left(P_{j\ ,t}\right)^{\varepsilon-1} dj\right]^{\frac{1}{\varepsilon-1}} \qquad (۴۴)$$

خرده‌فروشان محصولات خود را در بازار رقابت انحصاری به فروش می رسانند و از این رو قیمت‌گذاری با توجه به قید تقاضا صورت خواهد گرفت؛ اما با چسبندگی اسمی در قیمت‌گذاری از نوع کالوو (۱۹۸۳) مواجه هستند. بنگاه‌ها براساس چسبندگی قیمت کالوو به دو دسته تقسیم

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

می‌شـــوند: $1-\theta$ درصـــد از بنگاهها که قیمت خود را P_t^* تعیین می‌کنند (بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت هستند)و θ درصـد از بنگاه‌ها که قیمت خود را برابر P_{t-1} قرار می‌دهند(بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت نیســتند). در این حالت متوســط قیمت در دوره t ازرابطه (۴۵) پیروی می‌کند.

$$1=\theta_p(\Pi_t)^{\varepsilon-1}+(1-\theta_p)(\Pi_t^*)^{1-\varepsilon} \quad (۴۵)$$

مسأله بنگاه خرده‌فروش در تعیین قیمت بهینه کالای خرده‌فروشی به صورت معادله (۴۶) است:

$$\underset{P_{j,t}^*}{\text{Max}}\sum_{i=0}^{\infty}(\beta\theta_p)^i\ \frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t}\left(\frac{P_{j,t}^*}{P_{t+i}}-mc_{t+i}\right)Y_{j,t+i} \quad (۴۶)$$

$P_{j,t}^*$ قیمت اسـمی بهینه تجدید نظر شـده در دوره t برای بنگاه j اسـت که می‌تواند قیمت خود را تغییر دهد. $(\beta)^i\ \frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t}$ عامل تنزیل تصـادفی اسـت؛ بنگاه براسـاس این نسـبت ارزش سـود خود را تنزیل می‌نماید. براساس مطالعه فوجیوارا[۳۰] بدین منظور، معادله (۴۷) ارائه شده است:

$$\lambda_t=\beta^t\left[w^w\frac{\partial V_t^w}{\partial C_t^w}+(1-w^{\,w})\frac{\partial V_t^r}{\partial C_t^r}\right] \quad (۴۷)$$

نسبت قیمت بهینه به سطح عمومی قیمت‌ها به صورت معادله (۴۸) حاصل می‌شود.

$$\frac{P_t^*}{P_t}=\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\frac{\sum_{i=0}^{\infty}(\beta\theta_p)^i\lambda_{t+i}\,m\,c_{\,t+i}\left(\frac{P_{t+i}}{P_t}\right)^{\varepsilon}Y_{t+i}}{\sum_{i=0}^{\infty}(\beta\theta_p)^i\lambda_{t+i}\left(\frac{P_{t+i}}{P_t}\right)^{\varepsilon-1}Y_{t+i}} \quad (۴۸)$$

۲-۵-۴- بخش تولید سرمایه

بخش دوم بنگاه‌ها، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای سرمایه‌ای هستند که در یک بازار رقابت کامل به فعالیت مشغول هستند. این بنگاه‌ها در پایان دوره t ، کالاهای سرمایه‌ای باقیمانده $(1-\delta)K_{t-1}$ را از بنگاه‌های تولیدکننده کالاها با قیمت q_t خریداری می‌کنند. این سرمایه باقیمانده با سرمایه‌گذاری جدید I_t ترکیب شده تا سرمایه ابتدای دوره بعد K_t را مشخص کنند. سپس این سرمایه جدید به

30. Fujiwara

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

قیمت q_t به بنگاه‌های تولیدی فروخته می‌شود. در این ساختار، روند پویای تشکیل سرمایه به صورت معادله (۴۹) فرض می‌شود: (توکلیان، ۱۳۹۹).

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + \left(1 - s\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right)I_t \qquad (۴۹)$$

در رابطه تابع $S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)$ تابع هزینه تعدیل سرمایه است؛ که دارای ویژگی $S(1) = S'(1) = 0$ است . هدف بنگاه تولیدکننده سرمایه، انتخاب سطحی از مخارج سرمایه‌گذاری و حجم سرمایه جهت حداکثرسازی سوداست. اگر تابع سود به صورت کسر هزینه از درآمد تعریف شود؛ درآمد بنگاه شامل میزان فروش سرمایه جدید، هزینه خرید شامل مخارج سرمایه‌گذاری جدید و خرید خالص سرمایه دوره قبل از بنگاه‌های تولیدی خواهد بود. بر این اساس در دوره t، سود بخش تولید سرمایه برابر است با معادله (۵۰): (توکلیان، ۱۳۹۹).

$$\Pi_t^c = q_t\, K_t - q_t\,(1-\delta)K_{\,t-1} - I_t \qquad (۵۰)$$

با توجه به معادله(۵۱) هدف بنگاه‌های تولیدی کالای سرمایه‌ای، حداکثرکردن ارزش حال تنزیل-شده سودهای آتی به صورت زیر است:

$$\max_{\{I_{t+i}\}_{i=0}^{\infty}} \sum_{i=0}^{\infty}\left(\prod_{s=1}^{i}\frac{1}{1+r_{t+s}}\right)\left(q_{t+i}\left(1 - s\left(\frac{I_{t+i}}{I_{t+i}}\right)\right)I_{t+i} - I_{t+i}\right) \qquad (۵۱)$$

شرط بهینه مرتبه اول آن نسبت به سرمایه و سرمایه‌گذاری به ترتیب عبارت است از:

$$1 + r_t = \frac{q_t(1-\delta) + R_t}{q_t - 1} \rightarrow R_t = (1+r)q_{t-1} - q_t(1-\delta) \qquad (۵۲)$$

$$1 = q_t\left(1 - s\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) + \frac{I_t}{I_{t-1}}s'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\right) + \frac{q_{t+1}}{1+r_{t+1}}\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 S\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right) \qquad (۵۳)$$

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

۳-۵-۴- بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای (بنگاه عمده فروشی)

بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای مسئله خود را در دو مرحله حل می‌کند. ابتدا بنگاه قیمت عوامل تولید (بازدهی سرمایه و دستمزدها) را به دست می‌آورد و میزان سرمایه و نیروی کار مورد استفاده برای به حداقل‌رساندن هزینه تولید را تعیین می‌کند:

$$\min_{L_{j,t},K_{j,t}} W_t L_{j,t} + R_t K_{j,t} \qquad (۵۴)$$

با قید تکنولوژی معادله (۵۵):

$$Y_{j,t} = A_t L_{j,t}^{\alpha} K_{j,t}^{1-\alpha} \qquad (۵۵)$$

با قاعده جریان بهره‌وری معادله (۵۶) ارائه شده است،

$$log\, A_t = (1-\rho_A)\, log\, A_{ss} + \rho_A\, log\, A_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۵۶)$$

جایی که A_{ss} مقدار بهره‌وری در حالت پایدار، ρ_A پارامتر خودرگسیونی بهره‌وری، که مقدار قدر مطلق آن باید کوچکتر از یک باشد، $|\rho_A| < 1$ تا فرآیند پایداری را تضمین کند و $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_A)$.

از لاگرانژ برای حل مسأله بنگاه عمده‌فروشی استفاده می‌شود:

$$\mathcal{L} = W_t l_{j,t} + R_t K_{j,t} + \mu_{j,t}\left(Y_{j,t} - A_t L_{j,t}^{\alpha} K_{j,t}^{1-\alpha}\right) \qquad (۵۷)$$

شرایط مرتبه اول برای مسأله بالا به صورت زیر است:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial l_{j,t}} = W_t - (\alpha)\mu_{j,t} A_t L_{j,t}^{\alpha-1} K_{j,t}^{1-\alpha} = 0 \qquad (۵۸)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial k_{j,t}} = \mathrm{R}_t - (1-\alpha)\mu_{j,t} A_t L_{j,t}^{\alpha} K_{j,t}^{-\alpha} = 0 \qquad (۵۹)$$

با ترکیب شرایط بهینه (معادلات ۵۸ و ۵۹) توابع تقاضا برای نیروی کار و سرمایه خصوصی، نسبت نیروی کار به سرمایه رابطه (۶۰) را ایجاد می‌کند:

$$\frac{L_{j,t}}{K_{j,t}} = \frac{\alpha}{1-\alpha}\frac{R_t}{w_t} \qquad (۶۰)$$

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

با فرض در نظر گرفتن عبارت $\mu_{j,t} = MC_{j,t}$ (MC – هزینه نهایی)، معادله هزینه نهایی به صورت زیر در می‌آید:

$$MC_{j,t} = \frac{1}{A_t}\left(\frac{W_t}{\alpha}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{R_t}{1-\alpha}\right)^{\alpha} \quad (۶۱)$$

۵-۴- سیاست گذار پولی[۳۱]

بانک مرکزی از طریق کنترل نرخ رشد اسمی از طریق ذیل به اعمال سیاستگذاری پولی می‌پردازد- (توکلیان ۱۴۰۰).

$$\frac{\dot{m}_t}{\bar{\dot{m}}} = \left(\frac{\dot{m}_{t-1}}{\bar{\dot{m}}}\right)^{\gamma_m}\left(\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right)^{\gamma_m}\left(\frac{\frac{G\ D\ P_t}{G\ D\ P_{t-1}}}{exp\left(\Lambda_{gdp}\right)}\right)^{\gamma_{gdp}}\right)^{1-\gamma_m} exp\ (\varepsilon_t^m) \quad (۶۲)$$

$$\dot{m}_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}}\pi_t \quad (۶۳)$$

۵. داده‌ها و نتایج تجربی

در الگوهای مرسوم اقتصاد سنجی، تعیین پارامترها از طریق برآورد صورت می‌گیرد. در الگوهای تعادل عمومی این بحث هم از طریق اقتصاد سنجی و هم از طریق روش دیگری به نام کالیبراسیون یا مقدار دهی صورت می‌گیرد. نوع الگوی مورد استفاده در این تحقیق از نوع الگوی تعادل عمومی همپوشانی نسلی است. الگوی همپوشانی نسلی یکی از معروفترین الگوهای غیرتصادفی هستند این الگوها معمولا زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرند که بخواهیم تغییر رژیم را مورد بررسی قرار دهیم

۳۱. با توجه به اینکه سازمان تامین اجتماعی یک نهاد عمومی غیر دولتی است؛ بودجه عمومی دولت خیلی در بخش مالی سازمان نقشی ندارد. ولی نقش بانک مرکزی به دلیل کنترل تورم در مدل قید شده است

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

از ویژگیهای دیگر این الگوها این است که اطلاعات کامل، پیش بینی دقیق و غیاب عدم قطعیت حول تکانه‌ها هستند. در این نوع الگوها تعیین پارمترهای الگو از طریق روشهای اقتصاد سنجی صورت نمی‌پذیرد بنابراین در این الگوها از روش کالیبراسیون یا مقداردهی پارمترها استفاده می‌شود. (توکلیان، ۱۳۹۶)

الگوهای غیرتصادفی را با استفاده از روش عددی حل می‌شوند که جواب دقیق‌تری از الگو ارائه خواهد داد. نرم افزار داینر با استفاده از روش عددی نیوتن جهت برآورد محاسبات مذکور استفاده می‌نماید[۳۲].

۱-۵- پارامترهای جمعیتی

اگر میانگین کل طول عمر را با T نشان بدهیم؛ میانگین مذکور به صورت معادله (۶۴) تعریف می‌شود:

$$T = \frac{1}{(1-\omega)} + \frac{1}{(1-\gamma)} = T^{\omega} + T^{r} \qquad (۶۴)$$

در ایران افراد بر اساس قانون کار (به استناد ماده ۷۹ و ۸۰ قانون کار) می‌توانند در سن ۱۵ سال وارد بازار کار شوند. همچنین میانگین سن بازنشستگی در سازمان تأمین اجتماعی ۵۶/۶ است. با توجه به اینکه ورود به بازار کار در ایران مشخص نیست؛ در پژوهش حاضر سابقه کار در زمان بازنشستگی به عنوان معیار دوره اشتغال مدنظر قرار گرفته است. متوسط سابقه کار در زمان بازنشستگی در سازمان تأمین اجتماعی معادل ۲۳/۰۵ سال است. طبق معادله (۶۵) احتمال بازنشستگی یک فرد شاغل معادل ۰/۰۴۳ است. همچنین بر اساس آمار بانک جهانی متوسط طول عمر[۳۳] (امید زندگی) در ایران معادل

۳۲. به help نرم افزار داینر مراجعه شود.

33. Life expectancy

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

۷۴/۶۵ سال در نظر گرفته شده است. در این صورت بر میانگین دوره بازنشستگی رقم ۱۸/۰۵ خواهد بود. بنابراین مجموع میانگین دوره اشتغال و بازنشستگی $T^{\omega}+T^{r}$ معادل ۴۱/۱ محاسبه شده است.

جدول ۱. مقدار عددی پارمترهای جمعیتی

نرخ رشد جمعیت	n	۰/۰۱۲
احتمال بازنشستگی یک شاغل	$(1-\omega)$	۰/۰۴۳
میانگین دوره اشتغال	$T^{\omega}=\frac{1}{(1-\omega)}$	۲۳/۰۵
احتمال فوت یک فرد	$1-\gamma$	۰/۰۵
میانگین دوره بازنشستگی	$T^{r}=\frac{1}{1-\gamma}$	۱۸/۰۵

منبع: محاسبات محقق

همچنین نرخ رشد جمعیت در کشور در حدود ۰,۰۱۲ در نظر گرفته شده است.[۳۴]

۲-۵- پارامترها ساختاری

جدول ۲ مقدار عددی پارامترهای ساختاری الگو را نشان می‌دهد. مقدار نرخ تعهد در کلیه صندوق-های بازنشستگی در ایران حدود ۳/۳ درصد در هر سال تعیین می‌شود که با توجه به اینکه متوسط سابقه کار در زمان بازنشستگی در سازمان تأمین اجتماعی معادل ۲۳/۰۵ سال است نرخ تعهد در ایران حدود ۰/۷۶ محاسبه شده است. سایر پارامترها به تبعیت از مطالعات دیگر که در جدول مشخص شده، تعیین شده است.

جدول۲. مقدار عددی پارمترهای ساختاری

کشش جانشینی بین دوره‌ای	σ	۰/۳۶	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
عامل تنزیل ذهنی	β	۰/۹۷	توکلیان (۱۴۰۰)
نرخ حق بیمه	τ	۰/۳	ماده ۲۸ قانون تامین اجتماعی
نرخ استهلاک سرمایه	δ^{k}	۰/۰۴۱	نجفی و همکاران(۱۳۹۸)

۳۴ . نرخ رشد جمعیت کشور در دوره ۱۳۸۵-۱۳۹۵ رقم ۱.۲۶ درصد بوده است.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

سهم سرمایه در تابع تولید	α	۰/۴۱۲	شاهمردای(۱۳۸۷)
اهمیت مصرف در تابع مطلوبیت	υ_1	۰/۶۴	Ho et.al (2007)
اهمیت استراحت در تابع مطلوبیت	υ_2	۰/۳۵	Ho et.al (2007)
اهمیت پول در تابع مطلوبیت	υ_3	۰/۰۱	Ho et.al (2007)
بهره‌وری نسبی بازنشستگان	ξ	۰/۶	Fujiwara and Teranishi (2007)
پارامتر هزینه تعدیل سرمایه	κ	۹/۵۱	حسین توکلیان (۱۴۰۰)
درجه شاخص‌بندی قیمت	θ	۰/۳۲	حسین توکلیان (۱۴۰۰)
نرخ تعهد	ν	۰/۷۶	محاسبه محقق
ضریب هموارسازی رشد پول	γ_m	۰/۲	حسین توکلیان (۱۴۰۰)
ضریب بازخورد انحراف رشد در قاعده سیاست پولی	γ_{gdp}	-۱/۵	حسین توکلیان (۱۴۰۰)
ضریب بازخورد تورم در قاعده سیاست پولی	γ_π	- ۰/۵	حسین توکلیان (۱۴۰۰)
در وضعیت پایدار μ مقدار	μ	۰/۷	حسین توکلیان (مطالعه)
در وضعیت پایدار ρ مقدار	$\rho = \frac{\sigma - 1}{\sigma}$	-۲/۰۳	محاسبه محقق

منبع: یافته‌های پژوهش

نرخ حق بیمه به استناد ماده (۲۸) قانون تأمین اجتماعی ۳۰ درصد مدنظر قرار گرفته است.

۳-۵. بررسی مقادیر متغیرها در حالت پایدار

با حل الگوی طراحی‌شده، مقادیر الگو در حالت وضعیت پایدار حاصل می‌شود؛ جدول (۳) مقدار پارامترهای الگو را در حالت وضعیت پایدار نشان می‌دهد. با توجه به جدول (۳) نسبت مصارف به منابع سازمان تامین اجتماعی ۰/۷۰ به دست آمده است؛ که نسبت به داده‌های واقعی در بازه زمانی ۱۴۰۰- ۱۳۸۶ (به طور متوسط ۰/۶۷)؛ تفاوت قابل توجهی بین مقادیر وجود ندارد. همچنین میزان سهم مصرف و سهم سرمایه گذاری از تولید به ترتیب برابر با ۰/۶۷ و ۰/۳۲ است؛ که نتایج با داده های واقعی فاصله اندکی دارد. این موضوع به دلیل عدم ورود هزینه‌های دولت و تجارت خارجی

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

در مدل رخ داده است. (در داده‌های واقعی سهم سرمایه‌گذاری از تولید به طور متوسط ۰/۱۹۶ و سهم مصرف از تولید ۰/۵۴ درصد است). میل نهایی به مصرف از ثروت برای بازنشستگان و شاغلین به ترتیب حدود ۰/۰۹ و ۰/۰۶ است، که این نتیجه مطابق انتظار است. سایر مطالعات نیز نتایج مشابه به دست آورده‌اند.[۳۵] نسبت سرمایه کل به تولید کل در این الگو عدد ۶/۴۹ به دست آمده است. بر اساس داده‌های واقعی، این نسبت به طور متوسط حدود ۴/۲ است؛ با این تفسیر که این اختلاف به دلیل عدم لحاظ خالص صادرات در تولید کل قابل توجیه است.

جدول ۳. مقدار متغیرهای مهم الگو در حالت وضعیت پایدار

شاخص		مقدار متغیرها در حالت وضعیت پایدار
نسبت مصارف به منابع تأمین اجتماعی	$\frac{L^f}{K^f}$	۰/۷۰
سهم مصرف از تولید کل	$\frac{C}{Y}$	۰/۶۷
سهم سرمایه‌گذاری از تولید کل	$\frac{I}{Y}$	۰/۳۲
نسبت سرمایه به تولید	$\frac{K}{Y}$	۶/۴۹
نسبت عرضه نیروی کار شاغلین به کل جمعیت شاغل	$\frac{L^\omega}{N^\omega}$	۰/۵۹
سهم مصرف شاغلین از کل تولید	$\frac{C^\omega}{Y}$	۰/۳۵
سهم مصرف بازنشستگان از کل تولید	$\frac{C^r}{Y}$	۰/۳۲
میل نهایی به مصرف از ثروت برای بازنشستگان	Δ^r	۰/۰۹
میل نهایی به مصرف از ثروت برای شاغلین	Δ^ω	۰/۰۶

منبع: یافته‌های پژوهش

۳۵. به مطالعه انجین کارار و همکاران و همچنین کاستلین مراجعه شود.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

۴-۵. بررسی اصلاحات پارامتریک[۳۶] و اثر آن بر نسبت مصارف به منابع سازمان تأمین اجتماعی در وضعیت پایدار

در این پژوهش، اثر برخی اصلاحات پارامتریک مانند افزایش سن بازنشستگی ، افزایش نرخ حق بیمه و افزایش امید به زندگی بر منابع و مصارف سازمان تأمین اجتماعی در چهار سناریو مختلف مورد بررسی قرار گرفته است که در ذیل به هر یک از آنها پرداخته می‌شود.

۱-۴-۵- سناریو اول : تاثیر افزایش امید به زندگی به میزان ۳ سال (عدم تغییر سن بازنشستگی)

با فرض افزایش امید به زندگی به میزان ۳ سال و عدم تغییر سن بازنشستگی، نسبت مصارف به منابع سازمان تأمین اجتماعی در حدود ۲ درصد افزایش پیدا خواهد کرد. علت آنست که افزایش امید به زندگی، پرداختی سازمان را به طور مستقیم تحت تاثیر قرار می‌دهد. همچنین الگوی مصرف بین بازنشستگان و شاغلان دچار تغییر شده به نحوی که سهم مصرف شاغلان به میزان ۱ درصد کاهش و سهم مصرف بازنشستگان به میزان ۱ درصد افزایش پیدا کرده است. البته باید توجه داشت این امر، نسبت وابستگی پیری جمعیت را افزایش خواهد داد.

جدول ۴. اثر سناریوی افزایش امید به زندگی به میزان ۳ سال و عدم تغییر سن بازنشستگی بر متغیرهای مورد بررسی

	T^w	T^r	$\frac{C^\omega}{Y}$	$\frac{C^r}{Y}$	$\frac{L^\omega}{N^\omega}$	$\frac{L^f}{K^f}$
حالت تعادلی	۲۳/۰۵	۱۸/۰۵	۰/۳۵	۰/۳۲	۰/۵۹	۰/۷۰
حالت سناریو	۲۳/۰۵	۲۱/۰۵	۰/۳۴	۰/۳۳	۰/۵۸	۰/۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۳۶. در اصلاحات پارامتریک اهداف نظام بازنشستگی و ابزارهای اصلی حفظ می‌شود و برخی پارامترهای نظیر سن بازنشستگی،حق بیمه ، و... تعدیل می‌شود.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

۲-۴-۵- سناریوی دوم : تاثیر افزایش سن بازنشستگی به میزان ۲ سال و کاهش امید به زندگی به میزان ۱ سال

با فرض افزایش سن بازنشستگی به میزان ۲ سال و کاهش امید به زندگی به میزان ۱ سال، نسبت مصارف به منابع سازمان حدود ۰.۸ درصد کاهش می یابد. در این حالت، سهم مصرف بازنشستگان از تولید و میزان مشارکت نیروی کار به ترتیب به میزان ۵ و ۳ درصد کاهش می یابد.

جدول ۵. اثر سناریوی افزایش سن بازنشستگی به میزان ۲ سال و کاهش امید به زندگی به میزان یک سال بر متغیرهای مورد بررسی

	T^w	T^r	$\frac{C^\omega}{Y}$	$\frac{C^r}{Y}$	$\frac{L^\omega}{N^\omega}$	$\frac{L^f}{K^f}$
حالت تعادلی	۲۳/۰۵	۱۸/۰۵	۰/۳۵	۰/۳۲	۰/۵۹	۰/۷۰
حالت سناریو	۲۵/۰۵	۱۵/۰۵	۰/۳۹	۰/۲۷	۰/۵۶	۰/۶۹

منبع: یافته‌های پژوهش

۳-۴-۵- سناریوی سوم: تاثیر افزایش حق بیمه به میزان ۲ درصد

با فرض ثبات سایر متغیرها و افزایش ۲ درصد حق بیمه، نسبت مصارف به منابع سازمان تامین اجتماعی تغییر محسوسی نخواهد داشت. این موضوع مطابق انتظار است، به طوریکه با کاهش عرضه نیروی کار، منابع ورودی سازمان کاهش می یابد و موید این نکته است که این سیاست در این سناریو از کارایی لازم برخوردار نیست.

جدول ۶. اثر سناریوی افزایش حق بیمه به میزان ۲ درصد بر متغیرهای مورد بررسی

	T^w	τ	T^r	$\frac{C^\omega}{Y}$	$\frac{C^r}{Y}$	$\frac{L^\omega}{N^\omega}$	$\frac{L^f}{K^f}$
حالت تعادلی	۲۳/۰۵	۰/۳۰	۱۸/۰۵	۰/۳۵	۰/۳۲	۰/۵۹	۰/۷۰
حالت سناریو	۲۳/۰۵	۰/۳۲	۱۸/۰۵	۰/۳۴	۰/۳۲	۰/۵۸	۰/۷۰

منبع: یافته‌های پژوهش

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

۴-۴-۵- سناریو چهارم : تاثیرافزایش سن بازنشستگی و امید به زندگی به ترتیب به میزان ۲ و ۳ سال

با فرض افزایش سن بازنشستگی و امید به زندگی به ترتیب به میزان ۲ و ۳ سال، نسبت مصارف به منابع سازمان تأمین اجتماعی حدود ۲/۴ درصد افزایش پیدا خواهد کرد. در صورت افزایش همزمان امید به زندگی و سن بازنشستگی، اثر افزایش هزینه‌ها بیش از اثر افزایش درآمد خواهد بود، این نتیجه مطابق انتظار است. در این حالت الگوی مصرف نیز تغییر می‌کند؛ در این سناریو، سهم مصرف شاغلان و بازنشستگان به میزان ۳ درصد به ترتیب افزایش و کاهش می‌یابد. همچنین این موضوع میزان مشارکت نیروی کار را در حدود ۳ درصد کاهش می‌دهد؛ که نکته قابل تأملی است.

جدول ۷. اثر سناریوی افزایش سن بازنشستگی امید به زندگی به ترتیب میزان ۲ و۳ سال بر متغیرهای مورد بررسی

	T^w	T^r	$\frac{C^\omega}{Y}$	$\frac{C^r}{Y}$	$\frac{L^\omega}{N^\omega}$	$\frac{L^f}{K^f}$
حالت تعادلی	۲۳/۰۵	۱۸/۰۵	۰/۳۵	۰/۳۲	۰/۵۹	/۷۰
حالت سناریو	۲۵/۰۵	۱۹/۰۵	۰/۳۸	۰/۲۹	۰/۵۶	۰/۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه بررسی اثر اصلاحات پارامتریک بر سازمان تامین اجتماعی به عنوان بزرگترین سازمان بیمه اجتماعی کشور است. در این پژوهش، در راستای دستیابی به اهداف تحقیق، با در نظر گرفتن متغیرهای پژوهش که با بر مبانی نظری و پیشینه تحقیق استخراج شده‌اند، از ترکیب مدل انجین کارا (که ترکیبی از مدل نسل‌های همپوشان گرتلر با یک مدل کینزی جدید است)؛ با مدل پیم کاستلین که در آن صندوق‌های بازنشستگی وجود دارد؛ استفاده شده است. ساختار مدل منطبق بر شرایط اقتصاد ایران و قوانین تأمین اجتماعی طراحی شده است. این مدل شامل خانوارهای است که به دو گروه شاغل و بازنشسته تقسیم می‌شوند. با حداکثرسازی تابع مطلوبیت با توجه به قید

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

بودجه در هر دو گروه، مسیر بهینه مصرف، عرضه نیروی کار و ماندهای حقیقی پول مشخص می-شوند.

در بخش دوم یک نمای کلی از وضعیت سازمان تامین اجتماعی از حیث منابع و مصارف ارائه شده است؛ منابع سازمان تأمین اجتماعی از مجموع حق بیمه دریافتی و ثروت انباشته منهای مستمری پرداختی به بازنشستگان به دست می‌آید و مصارف سازمان نیز از ارزش حال تعهدات صندوق به شاغلین و بازنشسته که عضو صندوق هستند، محاسبه شده است. همچنین، برای بخش بنگاه از یک ساختار رقابت انحصاری استفاده شده است. در این مطالعه دولت وارد مدل نشده است (به دلیل اینکه سازمان تأمین اجتماعی یک نهاد عمومی غیر دولتی است).

پس از طراحی مدل، پارامترهای مدل جهت تجزیه و تحلیل الگو تعیین شد و سپس معادلات الگو در نرم‌افزار داینر به صورت غیرخطی وارد و نتایج آن استخراج گردید. بدین منظور، اثر سیاست‌ها و پارامترهای الگو بر تعادل منابع و مصارف سازمان در چهار سناریو بررسی شده است: ۱.تاثیر افزایش امید به زندگی به میزان ۳ سال و عدم تغییر سن بازنشستگی،۲. افزایش سن بازنشستگی به میزان ۲ سال و کاهش امید به زندگی به میزان ۱ سال، ۳. افزایش حق بیمه به میزان ۲ درصد و ۴. تاثیرافزایش سن بازنشستگی و امید به زندگی به ترتیب به میزان ۲ و ۳ سال.

نتایج سناریو اول حاکی از آنست که در صورت افزایش امید به زندگی به میزان ۳ سال و عدم تغییر سن بازنشستگی، نسبت مصارف به منابع سازمان تأمین اجتماعی در حدود ۲ درصد افزایش پیدا خواهد کرد. این موضوع به این معناست که با افزایش امید به زندگی، پرداختی سازمان به طور مستقیم تحت تأثیر قرار می گیرد. همچنین در این سناریو، الگوی مصرف بین شاغلان و بازنشستگان تغییر خواهد یافت و به تبع آن نسبت وابستگی پیری جمعیت افزایش خواهد یافت.

در سناریو دوم با فرض افزایش سن بازنشستگی به میزان ۲ سال و کاهش امید به زندگی به میزان ۱ سال، نسبت مصارف به منابع سازمان حدود ۰/۸درصد کاهش می‌یابد. همچنین سهم مصرف بازنشستگان از تولید و میزان مشارکت نیروی کار به ترتیب به میزان ۵ و ۳ درصد کاهش می یابد.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

در سناریو سوم، نرخ حق بیمه سازمان تأمین اجتماعی برای گروه هدف ۲ درصد افزایش یافته است؛ در این حالت نسبت مصارف به منابع سازمان تغییر چندانی ندارد. این نتیجه با توجه به کاهش عرضه نیروی کار و به تبع آن کاهش منابع ورودی سازمان مطابق انتظار است. در نهایت، در سناریو چهارم، تاثیرافزایش سن بازنشستگی و امید به زندگی به ترتیب به میزان ۲ و ۳ سال، نسبت مصارف به منابع سازمان تأمین اجتماعی در حدود ۲/۷ درصد افزایش پیدا خواهد کرد. در صورت افزایش امید به زندگی، نسبت مذکورحتی با افزایش سن بازنشستگی نیز قابل جبران نخواهد بود و نسبت هزینه‌ها بیش از درآمد افزایش پیدا می‌یابد. در این حالت الگوی مصرف نیز تغییر یافته و سهم مصرف شاغلان از تولید به میزان ۳ درصد افزایش و سهم بازنشستگان به میزان ۳ درصد کاهش یافته است. همچنین در این سناریو، میزان مشارکت نیروی کار حدود ۳ درصد کاهش می یابد.

References

lho, J., Hougaard Jensen, S., Lassila, J., & Valkonen, J. (2005). Controlling the effects of demographic risks: The role of pension indexation schemes. *Journal of Pension Economics and Finance*, *4*(2), 139-153.

Akbarpour, N. (2018). *The effectivity of government fiscal instruments on macroeconomic variables in Iran: An application of dynamic stochastic general equilibrium model*. [Doctoral dissertation, Mazandaran University]. (in pesian)

Azar, A., & Safari, M. (2016). Identifying factors affecting the sustainability of private pension plans using a combined approach of soft systems methodology and fuzzy cognitive mapping. *Iranian Journal of Management Sciences*, *11*(43), 21-58. (in pesian)

Bahmani, M., Raghfar, H., & Mousavi, M. H. (2019). Parametric reform of the Iranian pension system with an imperfect labor market: Utilizing replacement rate reduction and the OLG model approach. *Economic Research Journal*, *19*(72), 67-104. (in pesian)

Bahmani, M., Raghfar, H., & Mousavi, M. H. (2020). Aging and pension reform with change in contribution rates. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, *28*(93), 61-91. (in pesian)

Baksa, D., & Munkácsi, Z. (2016). A detailed description of OGRE, the OLG model. Bank of Lithuania Working Paper Series, 31.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

Baksa, D., & Munkácsi, Z. (2016). Aging, (pension) reforms and the shadow economy in Southern Europe. Bank of Lithuania Working Paper Series, 32.

Baksa, D., & Munkácsi, Z. (2020). More gray, more volatile? Aging and (optimal) monetary policy. Dynare Working Papers, 58.

Beetsma, R. M. W. J., Romp, W. E., & Vos, S. J. (2013). Intergenerational risk sharing, pensions, and endogenous labour supply in general equilibrium. *Journal of Economics*, *115*(1), 141–154.

Bettendorf, L., & Knaap, T. (2010). The redistribution of macroeconomic risks by Dutch institutions. Netspar Discussion Paper. https://doi.org/10.2139/ssrn.1780932

Blake, D. (2006). *Pension economics* (P. E. Emamverdi & H. Eghbal, Trans. 2018). Amareh Publications. (in pesian)

Bonenkamp, J., Meijdam, L., Ponds, E., & Westerhout, E. (2017). Ageing-driven pension reforms. *Journal of Population Economics*, *30*(3), 953–976.

Bovenberg, L., Ewijk, C., & Westerhout, E. (2012). *The future of multi-pillar pensions*. Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9781139136143

Bucciol, A., & Beetsma, R. (2010). Inter- and intra-generational consequences of pension buffer policy under demographic, financial, and economic shocks. *CESifo Economic Studies*, *56*(3), 366-403.

Bucciol, A., Cavalli, L., Fedotenkov, I., Pertile, P., Polin, V., Sartor, N., & Sommacal, A. (2017). A large scale OLG model for the analysis of the redistributive effects of policy reforms. *European Journal of Political Economy*, *48*,104-127.

Carvalho, C., Ferrero, A., & Nechio, F. (2016). Demographics and real interest rates: Inspecting the mechanism. *European Economic Review*, *88*, 208–226. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2016.04.002

Social Research Council of the Higher Institute of Social Security Research. (1999). *Comprehensive welfare and social security system*. Scientific and Cultural Publishing. (in pesian)

Costa Junior, C. J. (2016). *Understanding DSGE models: Theory and application* (S. Barkhordari & M. Mirzababaei, Trans.). Tehran University Press. (in pesian)

Dashtbani Faroji, M., Samadi, S., Dallali Isfahani, R., Fakhar, M., & Abdollah Milani, M. (2010). Simulating a 55-period overlapping generations model: An application of pension system reform for Iran. *Journal of Economic Modeling Research*, *1*(2), 173-203. (in pesian)

Davoudi, P. (2018). *Study on assessing the contribution of doing business climate over business cycles using DSGE*. [Doctoral dissertation, Institute for Management and Planning Studies]. (in pesian)

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

Davoudi, P., & Bastanzadeh, H. (2020). Monetary policy and financial stability in Iran: DSGE approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *17*(2), 43-87. (in pesian)

Ebrahimi, I., & Hemmaty, M. (2018). The role and impact of pension funds on the financial stability of the Iranian economy: The necessity of establishing a prudential authority. *Research Institute of Monetary and Banking*. Retrieved from www.mbri.ac.ir (in pesian)

Engin, K., & von Thadden, L. (2016). Interest rate effects of demographic changes in a new Keynesian life-cycle framework. *Macroeconomic Dynamics*, *20*(1), 120-164,

Fujiwara, I., & Teranishi, Y. (2008). A dynamic New Keynesian life-cycle model: Societal aging, demographics, and monetary policy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *32*, 2398–2427.

Gerami, A. (2018). *Evaluation of multistage stochastic programming asset/liability Management Model with VaR constrain in SSO*. (Master's thesis, Islamic Azad University, E-Branch). (in pesian)

Ghafari Nejad, A. H., Maddah, M., & Sargolzaei, M. (2022). The relationship between political competition, economic growth, and oil revenues in Iran's provinces. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, *30*(101), 421-464. (in pesian)

Golab, S., & Bazzazan, F. (2020). The effects of parametric reforms on retirees' welfare and financial sustainability of the Social Security Organization pension system. *Social Welfare Quarterly*, *20*(76), 237-269. (in pesian)

Gollier, C. (2008). Intergenerational risk-sharing and risk-taking of a pension fund. *Journal of Public Economics*, *92*(5-6), 1463–1485.

Hasanpour, A., Emami, K., & Ezati, M. (2023). Effects of social security resources and expenditures on income inequality in Iran. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, *17*(64), 97-114. (in pesian)

Hosseini, S. R. (2009). Social security and economic development. *Journal of Iran Economic Essays: An Islamic Approach*, *6*(11), 61-82. (in pesian)

International Monetary Fund. (2017). *Assessment of the pension system in the Islamic Republic of Iran (M. Hassan Zadeh, Trans.)*. Mirmaah Publications. (in pesian)

Julia, W., Indranarain, R., & Jan, A. (2020). Macroeconomic effects of an ageing population in Mauritius. *South African Journal of Economics*, *88*(4), 551–574.

Karam, P., Muir, D., & Pereira, J. (2010). Macroeconomic effects of public pension reforms. IMF Working Paper.

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

Kastelein, P. (2016). *Pension fund restoration policy in general equilibrium*. [MPhil thesis, Tinbergen Institute].

Kastelein, P. B., & Romp, W. E. (2020). Pension fund restoration policy in general equilibrium. *Macroeconomic Dynamics*, *24*(7), 1785–1814.

Makiyan, S. N., Tavakoliyan, H., & Najafi Farashah, S. M. S. (2020). Examining the impact of direct tax shocks on GDP and inflation in Iran within the framework of a dynamic stochastic general equilibrium model. *Financial Economics Quarterly*, *13*(49), 1-45. (in pesian)

McCandless, G. (2008). *The ABCs of RBCs: An introduction to dynamic macroeconomic models* (I. Ebrahimi, Trans.). Monetary and Banking Research Institute. (in pesian)

Mohagheghzadeh, M., Damankeshideh, M., Momeni Vasalian, H., Afsharirad, M., & Daghighi Asli, A. (2021). Designing a financial sustainability model in the Social Security Organization with a focus on parametric reforms. *Applied Economics Journal*, *10*(34 & 35), 15-29. (in pesian)

Mokri, F., Zandi, F., Hosseini, S. S., & Khezri, M. (2021). Applying the nonlinear mild transition regression (STR) model in determining the relationship between macroeconomic variables and the financial burden of pension funds for the government. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, *29*(98), 447-477. (in pesian)

Momeni, L., & Mardih, M. H. (2022). *Examining the concepts and components affecting the financial sustainability of pension funds in Iran*. Secretariat of the Board of Trustees of the Social Security Organization and Subsidiary Funds. (in pesian)

Moslemi, R., & Jalili, T. (2014). Identifying and prioritizing effective factors on facilitating the implementation of the multi-layer retirement system. Iranian Journal *of Insurance Research*, *3*(2), 231-243. (in pesian)

Najafi, H., Damankeshideh, M., & Mohammadi, T. (2021). The effect of macroeconomic variables on the resilience of pension funds and achieving social rights in terms of jurisprudence. *Journal of Economic Jurisprudence Studies*, *3*(2), 77-98. (in pesian)

Najafi Nasab, M. H., Rezazadeh, H., & Ghodrati, M. (2014). Investigating the relationship between expenditures of Social Security Organization and Economic growth in Iran. *Social Security Quarterly Journal*, *13*(1), 39-56. (in pesian)

Nikupour, H. (2007). The Social Security Organization at 1404 horizons. *Social Security Quarterly Journal*, *9*(2), 139-172. (in pesian)

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]

Raees Jafari Motlagh, R. (2009). *A review of the elements having a role in financing in social security insurance funds (case study: the effects of inflation on resources and expenses of social security organization)*. [Master's thesis, Allameh Tabatabai University]. (in pesian)

Safari, M. (2018). Sustainability of hybrid private pension plans based on fuzzy cognitive mapping and system dynamics. *Iranian Journal of Insurance Research*, *7*(3), 203-216. (in pesian)

Sin, Y., & Yu, X. (2005). Pension liabilities and reform options for old age insurance. World Bank Working Paper.

Sobhani, S., Fattaras, M. H., Haji, G. A., & Torkamani, I. (2022). The impact of information and communication technology (ICT) on social security resources in Iran. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, *16*(58), 1-17. (in pesian)

Tavakolian, H., Sarem, M., Taherpoor, J., & Abdollah Milani, M. (2020). Simulating social security flow of funds based on an overlapping generations model. *Journal of Economic Research*, *20*(78), 1-61. (in pesian)

Tavakolian, H. (2020). Dynamic stochastic general equilibrium model in Iran: Deterministic or Stochastic steady state?. *Journal of Economic Research*, *55*(٤),781-812. (in pesian)

Teymoura, F. (2023). Examination of the financial sustainability of the Social Security Organization and sensitivity analysis of parametric reforms. Islamic Parliament Research Center, Public Sector Studies Office. Retrieved from https://rc.majlis.ir (in pesian)

[Downloaded from c4i2016.khu.ac.ir on 2026-06-26]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1402.14.51.2.7]