

قیمت‌گذاری اختیار مشارکت در صندوق بازنشستگی سازمان تأمین اجتماعی ایران

عباس خندان*، عرفان صلواتی**

DOI: 10.30495/ECO.2022.1943985.2588

<p>چکیده</p> <p>این مقاله با لحاظ مشخصه‌های صندوق تأمین اجتماعی ایران به محاسبه ارزش اختیار خروج و تأثیر آن بر پایداری صندوق پرداخته است. از نظریه قیمت‌گذاری اختیارات برای تعیین ارزش خروج در دو حالت اختیار خروج برای یکبار در زمانی معین (اختیار اروپایی) یا به دفعات مختلف در دوران اشتغال (اختیار آمریکایی) استفاده شد. نتایج نشان داد، در هر دو حالت، در سنین پایین انگیزه مشارکت کم است؛ زیرا بیمه‌شدگان باید حق بیمه‌های اصلاحی زیادی برای جبران کسری پردازند؛ اما حتی افراد با سوابق کم نیز حاضرند میزانی از کسری (۳۰ - ۴۰ درصد) را بپذیرند؛ زیرا در صورت مشارکت، از بازده سرمایه‌گذاری اندوخته پیشینان و دیگر مزایای طرح‌های جمعی مانند توزیع ریسک بین فردی و بین نسلی بهره‌مند خواهند شد. البته در اختیار آمریکایی، انگیزه مشارکت همواره بیشتر و منحنی آستانه خروج همواره پایین‌تر از اختیار اروپایی است.</p>	<p>تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۲/۲۴</p> <p>تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۵/۰۲</p> <p>طبقه‌بندی JEL: H55, C63, J26</p> <p>واژگان کلیدی: مشارکت در صندوق‌های بازنشستگی، اختیار اروپایی، اختیار آمریکایی، نظریه قیمت‌گذاری اختیارات، سازمان تأمین اجتماعی ایران</p>
---	---

* استادیار گروه اقتصاد امور عمومی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)، پست الکترونیکی:

khandan.abbas@khu.ac.ir

** استادیار گروه ریاضی محض، دانشکده ریاضی و علوم کامپیوتر، دانشگاه صنعتی امیرکبیر، تهران، ایران، پست الکترونیکی:

Erfan.salavati@qut.ac.ir

۱. مقدمه

از دوران گذشته این دولت‌ها بوده‌اند که به دلایل سیاسی و اجتماعی وظیفه پوشش ریسک کاهش درآمد دوران سالمندی را عهده‌دار شدند و البته، برای طرح‌های بازنشستگی کارکردهای دیگری مثل توزیع ریسک بین فردی و بین-نسلی را نیز در نظر گرفتند. یکی از مهم‌ترین مولفه‌های توزیع ریسک، «مشارکت همگانی»^۱ است. از این رو، دولت‌ها سعی می‌کردند، آن را به شیوه اجباری در جامعه اجرا نمایند.

اما طرح‌های بازنشستگی سنتی با مشکلاتی چون کسری‌های عظیمی مواجه شدند و از این رو، دولت‌های بسیاری از کشورها به ناگزیر به «اصلاحات ساختاری»^۲ مبادرت کرده و طرح‌های بازنشستگی خصوصی را جایگزین کردند. نکته مهم این است که در همین طرح‌های خصوصی نیز با همان هدف اصلی یعنی، بزرگ‌تر شدن مخزن ریسک و امکان بازتوزیع همچنان عضویت افراد اغلب به صورت اجباری است.

با این اوصاف، شکل اجباری مشارکت برای بازار کار امروز مناسب نیست. مشارکت اجباری در دوران گذشته با اجبار کارفرمایان به نام‌نویسی «کارگران مزد و حقوق‌بگیر» محقق می‌شد و در واقع، در گروه وجود رابطه‌ای دائمی و ثابت بین کارفرما و کارگر بوده است. اما، امروزه، این نوع رابطه سنتی کمرنگ شده و در تمام کشورها، بخش بزرگی از نیروی کار به صورت خوداشتغالی یا «مستقل و آزادکار»^۳ فعالیت دارند. افزون‌بر این، نوع قراردادهای کاری نیز کوتاه‌مدت‌تر و منعطف‌تر شده و جابجایی‌های شغلی در بازار کار نسبت به گذشته بیشتر شده است.

بنابراین، مسئله اصلی این است که کارکرد موفق طرح‌های بازنشستگی به مشارکت همگانی افراد گره خورده و در مقام نظر، فقط با اجبار تحقق می‌یابد؛ اما، شکل سنتی مشارکت اجباری تناسبی با آینده شغلی ندارد. «طرح‌های بازنشستگی با مشارکت داوطلبانه»^۴ نتوانسته‌اند به حل این مسئله کمک کنند. هرچند تاکنون، در این طرح‌ها، دامنه گسترده‌ای از سیاست‌های تخفیف‌های مالیاتی، یارانه و دیگر مکانیسم‌های انگیزشی تشویقی تا خط‌مشی‌های مبتنی بر اقتصاد رفتاری، به کار گرفته شده‌اند؛ اما، مشکل «کم بودن مشارکت» همچنان باقی است. طبق گزارش «بازنشستگی در یک نگاه»^۵ سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) در سال ۲۰۱۹، اگرچه برخی کشورها از جمله آلمان و جمهوری چک توانسته‌اند با چنین تدابیری پوشش طرح‌های بازنشستگی داوطلبانه را به ترتیب تا ۷۰ و ۶۴/۱ درصد جمعیت در سن کار (۱۵ - ۶۴ سال) ارتقا دهند؛ اما، در برخی دیگر از کشورها (به‌عنوان مثال، یونان و روسیه) سطح پوشش در سطح بسیار کمی، حدود پنج درصد باقی مانده است.

بنابراین، با مشارکت داوطلبانه نمی‌توان به مخزن ریسک بزرگ دست یافت. یکی از سیاست‌هایی که در این راستا توسط برخی کشورها به تازگی به کار گرفته شده، «ثبات نام خودکار»^۶ و اجباری و سپس، اعطای «اختیار خروج»^۷ به افراد است.

این طرح‌ها تلفیقی از اجبار به مشارکت و در نتیجه، تحقق مشارکت همگانی در کنار اعطای اختیار خروج و انعطاف‌پذیری در جابجایی‌های شغلی است. در برخی کشورها از جمله استرالیا، شیلی، دانمارک، سوئد و سوئیس افراد برای یکبار و با رسیدن به سن بازنشستگی اجازه دارند انتخاب کنند که آیا به ماندن در طرح و دریافت یک

¹ Universal Coverage

² Structural Reforms

³ Freelancers

⁴ Voluntary Pension Scheme

⁵ Pension at a Glance (2019)

⁶ Automatic Enrolment

⁷ Opt-Out Option

مستمری سالانه تمایل دارند یا می‌خواهند از اختیار خروج استفاده کرده و اندوخته خود را «یک‌جا»^۱ دریافت کنند. در انگلستان، اختیار خروج از طرح و دریافت اندوخته در هر لحظه پس از ۵۵ سالگی و در ایالات متحده در طول دوران کاری به افراد داده شده است. نکته قابل توجه این است که اعطای اختیار و آزادی بیشتر به افراد موجب افزایش مشارکت آن‌ها شده است. طبق گزارش سالیوان^۲ (۲۰۱۹) انگلستان موفق‌شده با این طرح نرخ پوشش به‌صورت درصدی از کل نیروی کار را از ۵۵ درصد در سال ۲۰۱۲ به ۸۴ درصد در سال ۲۰۱۷ افزایش دهد. تحلیل‌ها نشان می‌دهد، در بخش‌هایی که مشارکت کم بوده از جمله بخش کشاورزی بهبود بیشتری اتفاق افتاده و پوشش در همین دوران از ۱۶ درصد به ۶۴ درصد افزایش یافته است. کشورهای دیگر از جمله ایتالیا و ژلاندنو در سال ۲۰۰۷، ترکیه در سال ۲۰۱۷، لیتوانی، لهستان و گرجستان در سال ۲۰۱۹ نیز به ارائه چنین طرح‌هایی روی آورده‌اند.

به نظر می‌رسد طرح‌های ثبت‌نام خودکار و اعطای اختیار خروج توانسته‌اند، مکانیسمی را فراهم آورند تا ضمن اعطای اختیار مشارکت به افراد و انعطاف‌پذیری بیشتر مطابق با آینده کار، بتوان همچنان از مزایای طرح‌های بازنشستگی جمعی با مشارکت گسترده بهره گرفت. نظریه اهمیت موضوع، در سال‌های گذشته پژوهش‌های متعددی به بررسی انگیزه افراد به مشارکت در طرح‌های بازنشستگی جمعی و تأثیر اعطای اختیارات بیشتر بر پایداری صندوق‌ها پرداخته‌اند. با اتخاذ رویکردی مشابه ثبت‌نام خودکار و اعطای اختیار خروج، این مقاله قصد دارد انگیزه‌های افراد برای تداوم مشارکت یا خروج از صندوق بازنشستگی سازمان تأمین اجتماعی که یک طرح بازنشستگی جمعی با مزایای معین (DB) است را مورد بررسی و پژوهش قرار دهد. در واقع، این مقاله به دنبال تعیین قیمت اختیار به مشارکت در صندوق بازنشستگی سازمان تأمین اجتماعی بوده و به‌طور مشخص تلاش می‌کند به این سوال پاسخ دهد که اگر افراد برای یک بار در سررسیدی مشخص مشابه اختیار اروپایی یا به دفعات در طول دوران کاری مشابه اختیار آمریکایی اختیار خروج از صندوق بازنشستگی سازمان تأمین اجتماعی را داشته باشند، قیمت این اختیار چقدر است؟ تعیین قیمت اختیار کمک می‌کند، دریابیم چه عواملی ارزش آن را بیشتر کرده و به افراد برای خروج انگیزه می‌دهد و سؤال دیگر این که آیا اعطای اختیار بیشتر پایداری صندوق را تهدید می‌کند؟ پاسخ به این سوال به سیاست‌گذار کمک خواهد کرد تا به‌جای تکیه بر مشارکت اجباری، مشارکت گسترده و پایداری صندوق را از طریق دنیال کند که انعطاف‌پذیر بوده و تناسب بیشتری هم با آینده کار دارد.

برای این منظور و در ادامه ابتدا به ادبیات نظری و پیشینه پژوهش موضوع پرداخته خواهد شد. سپس، بخش سوم به تشریح روش پژوهش و تبیین مدل اختصاص خواهد داشت. در بخش چهارم یافته‌های پژوهش ارائه خواهد شد و در پایان نیز بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها می‌پردازد.

۲. مروری بر ادبیات پژوهش

استقبال کشورها در ارائه طرح‌های بازنشستگی با ثبت‌نام خودکار و اعطای اختیار خروج در جهان نیازمند یک تغییر رویکرد در مطالعه و بررسی پایداری طرح‌های بازنشستگی است. اگر در گذشته، مشارکت فراگیر و پایداری طرح‌ها با اجبار به مشارکت تحقق می‌یافت، اکنون باید پایداری را در انگیزه‌های فردی برای تداوم به مشارکت جست. در

¹ Lump-Sum

² Sullivan

سال‌های اخیر، مطالعات زیادی تلاش کرده‌اند انگیزه‌های فردی در خروج از طرح‌های بازنشستگی جمعی را شناخته و پارامترهای مؤثر بر آن را تعیین کنند. از این رویکرد البته از مطالعات قدیمی‌تر در زمینه مشارکت داوطلبانه در طرح‌های بازنشستگی انفرادی، که به‌طور کلی، جایگزین و رقیب طرح‌های بازنشستگی جمعی محسوب می‌شوند، متفاوت است و از این‌رو، به‌منظور تمرکز بیشتر از مرور آن خودداری می‌شود.

پژوهش‌های انجام‌شده درباره انگیزه افراد به مشارکت در طرح‌های بازنشستگی جمعی را می‌توان به‌طور کلی به دودسته منقسم نمود. دسته نخست، مطالعاتی هستند که با مفروض گرفتن شکل خاصی از تابع مطلوبیت به بررسی انگیزه افراد برای خروج و پایداری طرح‌های بازنشستگی جمعی پرداخته‌اند. سایمان^۱ (۲۰۱۱) از جمله نخستین مطالعات در این ارتباط است که با گرفتن طرح‌های بازنشستگی انفرادی با حق‌بیمه معین (DC) به‌عنوان «گزینه پشتیبان»^۲، به ارزیابی جذابیت سیستم بازنشستگی جمعی با مزایای معین (DB) پرداخته است. در این پژوهش، نرخ اندوخته‌گذاری به‌عنوان تنها پارامتر مؤثر در تابع مطلوبیت افراد در نظر گرفته‌شده و تلاش‌شده حداقل نرخ که افراد جوان، با مفروض گرفتن اختیار به مشارکت در حساب جمعی ترغیب می‌شود، محاسبه گردد. این نرخ حداقلی به‌صورت حقیقی، یعنی با فرض تعدیل با تورم، در حدود ۰/۵۶ تا ۰/۷۹ برآورد شد و نتیجه این بود که «همبستگی اجتماعی»^۳ و توزیع ریسک بین‌نسلی که به افراد امکان «متنوع‌سازی زمانی»^۴ سرمایه‌گذاری می‌دهد، آنقدر ارزش زیادی دارد که حتی با ۴۰ درصد کسری اندوخته نیز افراد^۵ باقی‌ماندن در طرح بازنشستگی جمعی را ترجیح می‌دهند. در همین راستا، مولنار^۶ (۲۰۱۱) حداقل نرخ اندوخته‌گذاری را برای افراد در سنین مختلف محاسبه کرده و یک رابطه لاشکل بین سن و حداقل نرخ اندوخته‌گذاری که در آن سطح افراد برای باقی‌ماندن یا خروج بی‌تفاوت هستند^۷، برآورد می‌کند. براساس نتایج، این نرخ برای تمام سنین کم بوده و به‌طور مشابه می‌توان نتیجه گرفت منافع ماندن در طرح بازنشستگی جمعی یعنی همبستگی بین‌نسلی و هزینه‌های اداری اندک برای همه افراد بسیار زیاد است.

چِن و اوزلاک^۸ (۲۰۱۵) با توجه به تأثیر ریسک تغییر دستمزد، ریسک قیمت سهام و ریسک عدم امکان انتقال یا تغییر مستمری^۹ انگیزه افراد را مورد بررسی و نقطه بی‌تفاوتی مطلوبیت فردی بین انواع طرح‌های بازنشستگی را برآورد می‌کنند. بیتزما رامپ و واس^{۱۰} (۲۰۱۲) تمایل نسل جوان به ماندن را به انتظار آن‌ها از مشارکت نسل جوان آتی وابسته می‌دانند و با مشخص کردن حالت‌های تعادلی مختلف نشان می‌دهند که احتمال پایداری طرح‌های بازنشستگی جمعی زمانی که مشارکت در آن‌ها اختیاری است با میزان ریسک‌گریزی افراد یا افزایش ریسک بازارهای مالی بیشتر خواهد بود. رامپ و بیتزما^{۱۱} (۲۰۲۰) با وارد کردن ریسک تغییرات جمعیتی و سالمندی به این نتیجه رسیدند که احتمال خروج جمعیت جوان از طرح بازنشستگی جمعی محتمل است مگر این‌که ریسک بازار سهام نیز پوشش داده شود و یک

¹ Siegmann² Fallback³ Solidarity⁴ Time Diversification⁶ Molenaar⁷ Break Even⁸ Chen & Uzelac⁹ Portability risk¹⁰ Beetsma, Romp & Vos¹¹ Romp & Beetsma^۵ یک فرد جوان ۲۵ ساله مبنای محاسبه در نظر گرفته شده است.

بازده تضمین‌شده را برای حق‌بیمه‌ها تضمین کند. بون بریر و ورکر^۱ (۲۰۲۰) نیز بر افزایش ریسک سیستماتیک طولانی‌شدن عمر^۲ که به واسطه افزایش امید زندگی اتفاق افتاده است، تمرکز کرده و به این نتیجه رسیدند که در این شرایط بیمه‌های خصوصی از پایداری لازم برخوردار نبوده و افراد ماندن در حساب‌های بازنشستگی جمعی را ترجیح می‌دهند.

وجه مشترک این مطالعات، مقایسه و ارزیابی انواع طرح‌های بازنشستگی بر اساس تابع مطلوبیتی است که برای فرد مفروض در نظر گرفته می‌شود. در این مطالعات، تأثیر عواملی مانند نرخ اندوخته‌گذاری، ریسک تغییر دستمزد، ریسک قیمت سهام، ریسک عدم امکان انتقال مستمری و ریسک تغییرات جمعیتی و سالمندی بر انگیزه افراد برای خروج و پایداری طرح‌های بازنشستگی جمعی تأیید شده است. از دیگر مطالعات در این راستا می‌توان به شوماخر^۳ (۲۰۱۹)، بوز و سایمان^۴ (۲۰۱۸) و لکنیوت، بیتزما و پاندز^۵ (۲۰۱۴) اشاره کرد.

دسته دوم، مطالعاتی هستند که از قیمت‌گذاری اختیارات برای مدل‌سازی طرح‌های بازنشستگی استفاده می‌کنند. جذابیت این روش آن است که بسیاری از محصولات بیمه‌ای و کارکردهای تأمین اجتماعی که پیش از این به دلیل نبودن بازار و نامشخص بودن قیمت به دولت سپرده می‌شد، اکنون با نظریه‌های مدرن پورتفولیو می‌توان با ترکیبی از ابزارهای مالی از جمله اختیارات و سوآپ بازسازی و برای آن‌ها قیمت بازاری مشخص کرد.

بویر و استنتافت^۶ (۲۰۱۳) و داوسون، داود، کارینز و بلیک^۷ (۲۰۱۰) نشان می‌دهند که ریسک فوت، «ریسک بازماندگی»^۸ یا ریسک طولانی‌شدن عمر (که به صورت سنتی در حوزه بازنشستگی و بیمه‌های زندگی قرار می‌گیرند و و پایداری طرح‌های بازنشستگی به شدت به این ریسک‌ها وابسته است) را می‌توان با استفاده از طیفی از مشتقات غیرخطی از جمله اوراق سلف، سوآپ‌های پایه و سوآپ سلف و قراردادهای آتی قیمت‌گذاری کرد. برودرز، چن و ریجزبرگر^۹ (۲۰۱۳) با روش قیمت‌گذاری اختیارات توانستند تعهدات طرح‌های بازنشستگی ترکیبی را با در نظر گرفتن ریسک نرخ بهره و سهام ارزش‌گذاری کنند.

برخی دیگر از مقالات به‌طور مشخص با روش قیمت‌گذاری اختیارات به بررسی اختیار خروج پرداخته‌اند که ارتباط بیشتری با موضوع این مقاله دارد. برنارد و لمیو^{۱۰} (۲۰۰۸) به ارزش‌گذاری بیمه‌های زندگی با پرتوفوی سهام، با در نظر گرفتن ریسک فوت و در شرایطی که افراد اختیار خروج از آن را پیش از سررسید دارند، می‌پردازد.

کتکارت و موریسون^{۱۱} (۲۰۰۹) نیز از روش قیمت‌گذاری اختیارات برای مدل‌سازی بیمه‌های زندگی با وجود اختیار خروج استفاده کرده‌اند. چن^{۱۲} (۲۰۱۵) و چن، بیتزما، برودرز و پلسیر^{۱۳} (۲۰۱۷) نیز از این رویکرد برای

¹ Boon, Brière & Werker

² Systematic longevity risk

³ Schumacher

⁴ Boes & Siegmann

⁵ Lekniute, Beetsma & Ponds

⁶ Boyer & Stentoft

⁷ Dawson, Dowd, Carins & Blake

⁸ Survivorship Risk

⁹ Broeders, Chen & Rijsbergen

¹⁰ Bernard & Lemieux

¹¹ Cathcart & Morrison

¹² Chen

¹³ Chen, Beetsma, Broeders & Pelsser

ارزش‌گذاری اختیاری خروج از طرح بازنشستگی جمعی و بررسی عوامل مؤثر بر انگیزه‌های افراد استفاده کردند. ویژگی مطلوب و نکته مثبت استفاده از نظریه قیمت‌گذاری اختیارات در آن است که اول، نیازی به مفروض گرفتن شکل خاصی از تابع مطلوبیت نیست و دوم این‌که می‌توان درجات مختلفی از اختیار به مشارکت - که در دنیای واقعی وجود دارد- را با انواع مختلف اختیارات مدل کرد.

در برخی کشورها به افراد تنها یک‌بار و در یک سررسید مشخص که عمدتاً همان سن بازنشستگی است، اختیار خروج از طرح داده می‌شود که می‌توان آن را مشابه یک اختیار اروپایی مدل کرد. یا در برخی کشورها همانند یک اختیار آمریکایی افراد به‌دفعات در طول دوران کاری اختیار خروج از طرح بازنشستگی را دارا هستند. در انگلستان افراد هر سه سال به‌صورت خودکار ثبت‌نام می‌شوند و برای یک مدت معین اختیار خروج از آن را دارند که این حالت را نیز می‌توان با یک اختیار برمودا شبیه‌سازی کرد.

۳. روش پژوهش

مدل ارائه شده در این بخش تا حد زیادی بر مقاله چن و همکاران (۲۰۱۷) استوار است اگرچه در راستای انطباق آن با مشخصه‌های صندوق سازمان تأمین اجتماعی تغییرات زیادی در معادلات، مقادیر تعادلی و مدل پیشنهادی ایجاد شده است. تأمین اجتماعی ایران مزایایی از نوع مزایای معین (DB) ارائه می‌دهد که قطعی و تضمین شده بوده و با بازده دارایی‌ها تغییر نمی‌کند؛ از این لحاظ، معادلات مربوط به شبیه‌سازی مزایای پرداختی و تعهدات در مقایسه با مقاله اصلی که سیستم‌های با حق‌بیمه معین (DC) را در نظر گرفته بود، تغییر کرد و این موجب شد تا تمامی معادلات پویا و تعادلی تغییر و مجدد تعیین شود. برای روشن بودن بحث مدل صندوق بازنشستگی و قیمت‌گذاری اختیاری به مشارکت در چندگام تبیین خواهد شد.

- گام اول: شیوه ارزش‌گذاری

بر مبنای قضیه اساسی قیمت‌گذاری دارایی‌ها^۱، قیمت دارایی‌های مالی در یک «بازار کامل»^۲ را می‌توان با گرفتن امید شرطی تحت یک «اندازه ریسک خنثی»^۳ Q به‌دست آورد. بنابراین، اگر دارایی مالی داشته باشیم که عایدی تصادفی برابر X_{t+1} را در زمان‌های $t \geq u$ به‌دست دهد، قیمت این دارایی در زمان t یعنی $\Pi_t(X_{t+1})$ به‌صورت زیر است:

$$\Pi_t(X_{t+1}) = \exp[-r(u-t)]E_t^Q(X_{t+1}) \quad (1)$$

جایی که $E_t^Q(X_{t+1})$ امید شرطی تحت اندازه ریسک خنثی و مشروط به اطلاعات زمان t و نرخ بهره بدون ریسک است.

- گام دوم: فروض اقتصادی

از بخش‌های مختلف اقتصاد، بازار کار و بازارهای مالی بیشتر با موضوع طرح‌های بازنشستگی ارتباط دارند. در بازار کار است که بیمه‌شدگان بخشی از دستمزد خود را به‌صورت حق‌بیمه می‌پردازند تا پس از بازنشستگی به‌نوعی آن را به‌صورت مستمری دریافت کنند. به‌منظور ساده‌سازی مدل فرض می‌شود که در فعالیت اقتصادی افراد تنها عامل سن

¹ Theorem of Asset Pricing

² Complete Market

³ Risk-Neutral Measure

اهمیت دارد. در هر سال یک گروه سنی جوان وارد بازار کار شده و فعالیت خود را شروع می‌کنند و گروه سنی دیگری تنها با رسیدن به سن بازنشستگی t_R از آن خارج می‌شوند. سن بازنشستگی ثابت فرض شده است. فرض دیگر این‌که متولدها و جمعیتی که هر ساله وارد بازار کار می‌شوند ثابت و برابر یک است. به این ترتیب ریسک و تغییرات جمعیتی نادیده گرفته شده است. هر ساله یک فرد در زمان $t_0 = 0$ وارد بازار کار شده، در زمان t_R بازنشسته و در زمان t_D که آن هم ثابت فرض می‌شود از دنیا می‌رود. هر گروه سنی^۱ در زمانی که وارد بازار کار می‌شود $t = s$ نام یا لقب همان سال یعنی گروه سنی s را به خود می‌گیرد. باز هم برای سادگی بیشتر فرض می‌شود بیکاری وجود ندارد و تمام افرادی که وارد بازار کار می‌شوند شاغل بوده و دستمزد دریافت می‌کنند. تورم و بهره‌وری دو عامل تأثیرگذار بر سطوح دستمزد در بلندمدت هستند که فرض می‌شود هر دو صفر بوده و بنابراین دستمزد نیروی کار ثابت و بدون تغییر است. فرض تورم صفر به این معنی است که ما تنها با مقدار حقیقی متغیرها سروکار خواهیم داشت. فرض دوم یعنی بهره‌وری صفر نیز بدین معنی است که تولید سرانه هر کارگر ثابت مانده و افزایش نخواهد یافت. این فرض در کنار فرض عدم تغییرات جمعیتی، به معنی رشد اقتصادی صفر است که اگرچه محدودکننده بوده اما چون بحث بر طرح بازنشستگی و انگیزه افراد برای خروج تمرکز دارد چندان ضروری نیست. بنابراین، با نرمال‌سازی دستمزد ثابت به یک و فروض مطرح شده، دستمزد مطابق فرمول زیر مدل می‌شود.

$$w_{s,t} = \begin{cases} 1 & t - s \in [0, t_R] \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

دستمزد گروه سنی s در زمان t به سن آنها بستگی دارد. افراد در زمان t سنی برابر $v = t - s$ دارند. اگر سن فرد کمتر از زمان بازنشستگی t_R باشد مشغول کار بوده و دستمزد یک دارد. اما اگر سن فرد بیشتر از سن بازنشستگی باشد، بازنشسته بوده و بنابراین دستمزد آنها صفر است.

بازار مالی و به ویژه بازار سرمایه نیز از آن جهت برای این بحث اهمیت دارند که پذیرای پس‌اندازهای بلندمدت بیمه‌شدگان بوده و اندوخته طرح‌های بازنشستگی در آن‌ها سرمایه‌گذاری می‌شود. اگر ارزش پورتفولیو سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی را با P_t نشان دهیم، می‌دانیم که این متغیر از یک «حرکت بروانی هندسی»^۲ به شکل زیر پیروی می‌کند.

$$dP_t = \mu P_t dt + \sigma P_t dW_t^P \quad (3)$$

جایی که ثابت μ «رانس»^۳ است که برابر بازده مورد انتظار پورتفولیو سرمایه‌گذاری صندوق بازنشستگی بوده، ثابت σ تلاطم بازده این پورتفولیو و dW_t^P به حرکت بروانی بدون رانس اشاره دارد. این فرآیند تحت اندازه احتمال واقعی P نوشته شده است. همچنین یک بازار پول وجود دارد با نرخ بهره بدون ریسک r که در طی زمان ثابت است. پول به عنوان شمارنده در نظر گرفته می‌شود و می‌توان فرآیند و رشد ارزش پورتفولیو را تحت اندازه ریسک خنثی Q به صورت زیر نوشت.

$$dP_t = r P_t dt + \sigma P_t dW_t^Q \quad (4)$$

¹ Age Cohort

² Geometric Brownian Motion

³ Drift

جایی که بین دو اندازه احتمال واقعی P و اندازه احتمال ریسک خنثی Q رابطه $dW_t^Q = dW_t^P + \lambda dt$ وجود دارد. ضریب $\lambda = \frac{(\mu - r)}{\sigma}$ همان «نسبت شارپ»^۱ است. در ادامه تمام فرایندها تحت اندازه ریسک خنثی Q مدل می‌شوند. نکته مهم این است که ریسک بازار سرمایه تنها ریسکی است که وجود دارد و طرح‌های بازنشستگی با آن روبرو هستند.

- گام سوم: مدل‌سازی طرح بازنشستگی سازمان تأمین اجتماعی

مشارکت در طرح بازنشستگی جمعی به صورت ثبت‌نام خودکار صورت گرفته و همه افراد در آن مشارکت دارند. اگر فردی تصمیم به خروج از طرح داشته باشد، فرض بر این است که این تصمیم مستقل از رفتار دیگران گرفته می‌شود. وقتی تعداد مشارکت‌کنندگان زیاد باشد، این فرض، معقول خواهد بود؛ چون خروج یک فرد تأثیر کمی بر مستمری دیگران خواهد داشت. افزون‌بر این، تحلیل رفتار منطقی تعداد زیاد مشارکت‌کنندگان برای یک فرد می‌تواند بسیار هزینه‌بر و زمان‌بر باشد. بر این اساس، مشارکت کامل وجود دارد و مجموعه کل مشارکت‌کنندگان در طرح در زمان t که با I_t نشان می‌دهیم به صورت زیر است:

$$I_t = I_t^w + I_t^r = \{s : t - s \in [0, t_R]\} + \{s : t - s \in [t_R, t_D]\} \quad (5)$$

جایی که $t - s$ همان سن افراد در گروه سنی s بوده و مشارکت‌کنندگان در دو زیرمجموعه گروه‌های سنی شاغل I_t^w و گروه‌های سنی بازنشستگان I_t^r افراز شده‌اند. به افراد مشارکت‌کننده هر سال مستمری تعلق گرفته و انباشت می‌شود^۲ تا زمان بازنشستگی که به آن‌ها پرداخت گردد. میزان مستمری تعلق گرفته^۳ $B_{s,t}$ به گروه سنی s در زمان t به صورت زیر رشد می‌کند.

$$dB_{s,t} = [\psi w_{s,t}] dt \quad t - s \in [0, t_D] \quad (6)$$

طبق این فرمول، طی یک روند طبیعی هر سال بخشی از دستمزد با ضریب تعلق‌پذیری ψ به عنوان مستمری به فرد تعلق گرفته و انباشت می‌شود. این امر یعنی ثابت و بدون تغییر ماندن مستمری‌های تعلق گرفته اصلی‌ترین مشخصه طرح‌های با مزایای معین (DB) است. مقدار اولیه مستمری تعلق گرفته در زمان ورود به بازار کار $B_{s,s}$ نیز صفر در نظر گرفته می‌شود. در دوره بازنشستگی چون دستمزد صفر است، مستمری تعلق گرفته نیز ثابت مانده و دیگر به آن افزوده نمی‌شود. به عبارت دیگر، مستمری تعلق گرفته به بازنشستگان برابر است با نرخ تعلق‌پذیری یا ضریب سنوات ضرب در سنوات خدمت و اشتغال ψt_R که به آن‌ها تا زمان فوت پرداخت خواهد شد.

$$B_{s,t} = \begin{cases} \psi(t-s) & \text{for } (t-s) \in [0, t_R] \\ B_{s,s+t_R} & \text{for } (t-s) \in (t_R, t_D) \\ 0 & \text{Otherwise} \end{cases} \quad (7)$$

کل پرداختی یا مخارج مستمری طرح بازنشستگی برابر است با مجموع این مستمری‌های پرداختی به بازنشستگان که در فرمول زیر نشان داده شده است.

¹ Sharpe Ratio

² Accrue

³ Pension Entitlements

$$B^{TOT} = \int_{I_t'} B_{s,t} ds = \psi t_R (t_D - t_R) \quad (8)$$

این مستمری‌ها در درجه نخست با پرداخت حق بیمه تأمین مالی می‌شود. درآمد طرح از محل حق بیمه C_t در زمان t برابر است با مجموع حق بیمه‌ای که از شاغلین گرفته می‌شود. حق بیمه‌ای که هر گروه سنی شاغل $c_{s,t}$ می‌پردازد خود بر دو نوع است. نخست یک حق بیمه پایه \bar{c} که طبق محاسبات بیمه‌ای^۱ برای تأمین مالی مستمری‌ها تعیین شده و طبق اصل همبستگی برای همه افراد از هر گروه سنی یکسان است. دوم یک حق بیمه اصلاحی $\pi_{s,t}^{unif}$ که وقتی طرح با کسری اندوخته روبروست برای جبران کسری باید اضافه‌تر پرداخت شود. در واقع چون مستمری‌ها از قبل تضمین شده و ثابت هستند، دریافت حق بیمه اصلاحی تنها روش تأمین کسری اندوخته است. حق بیمه اصلاحی نیز طبق اصل همبستگی برای همه گروه‌های سنی یکسان است اما می‌تواند بسته به شوک‌های وارده در سال‌های مختلف متفاوت باشد. مجموع این دو کل درآمد طرح از محل حق بیمه را تشکیل می‌دهد.

$$C_t = \int_{I_t''} c_{s,t} ds = \int_{I_t''} (\bar{c} + \pi_{s,t}^{unif}) ds \quad (9)$$

شیوه تعیین حق بیمه اصلاحی در ادامه بحث خواهد شد، اما در اینجا لازم است حق بیمه پایه که بر مبنای محاسبات بیمه‌ای تعیین می‌شود را به‌طور مشخص‌تر مدل کرد. حق بیمه پایه برابر است با ارزش فعلی خالص مستمری‌هایی که به فرد تعلق می‌گیرد با فرض این‌که فرد تا زمان مرگ به مشارکت در طرح ادامه داده و از طرح خارج نشود. به عبارت دیگر، در محاسبات بیمه‌ای مبنا تداوم مشارکت فرد است و بر این اساس نرخ حق بیمه محاسبه می‌شود. در فرمول زیر در قسمت دوم از این نکته استفاده شده که در دوره بازنشستگی دستمزد برابر صفر و در دوره اشتغال دستمزد برابر یک است.

$$\bar{c} = \psi w_{s,t} \bar{R} = \begin{cases} \psi \bar{R} & t-s \in [0, t_R] \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (10)$$

ضریب \bar{R} در واقع مقدار متوسط یک فاکتور سالواره^۲ است که ارزش فعلی یک جریان درآمدی به میزان یک واحد پولی در آینده را نشان می‌دهد. جریان‌های پرداختی مستمری از زمان بازنشستگی تا زمان فوت پرداخت می‌شود؛ بنابراین برای شاغلین در واقع ارزش فعلی این جریان دو مرحله‌ای است. مطابق فرمول زیر که فاکتور سالواره برای شاغلین را نشان می‌دهد، ابتدا پرداختی‌های دوران بازنشستگی به زمان بازنشستگی t_R بازگردانده شده و جمع می‌شود و سپس کل مبلغ به زمان امروز که فرد با سن $v = t - s$ هنوز شاغل است تنزیل می‌گردد.

$$R_{t-s} = \exp[-r(t_R - v)] \int_{t_R}^{t_D} \exp[-r(u - t_R)] du \quad v = t - s \in [0, t_R]$$

مقدار متوسط این فاکتور سالواره به‌منظور یکنواخت‌سازی حق بیمه‌ها استفاده می‌شود که مطابق معادله (۱۱) محاسبه می‌شود.

$$\bar{R} = \int_{t-t_R}^t R_{t-s} ds = \frac{[\exp(-rt_R) - \exp(-rt_D)][\exp(rt_R) - 1]}{r^2} \quad (11)$$

¹ Actuarial Computation

² Annuity Factor

- گام چهارم: تعهدات، دارایی‌ها و نرخ اندوخته‌گذاری

تعهدات طرح بازنشستگی L_t در زمان t برابر ارزش فعلی مستمری تعلق‌گرفته به تمامی مشارکت‌کنندگان اعم از بازنشسته و شاغل است. مستمری تعلق‌گرفته افراد شاغل $B_{s,t}$ تعهدات طرح به آن‌ها تا همان زمان بوده و این‌گونه نیست که طرح بازنشستگی هیچ تعهدی به شاغلان نداشته باشد.

$$L_t = \int_{L_t} \Pi_t(B_{s,t}) ds = \int_{L_t} R_{t-s} B_{s,t} ds \quad (12)$$

فاکتور سالواره برای شاغلین توضیح داده شد، اما برای بازنشستگان فاکتور سالواره برابر است با ارزش فعلی مجموع پرداختی‌های به آن‌ها تا زمان فوت که در فرمول (۱۳) نشان داده شده است.

$$R_{t-s} = \int_v^{t_D} \exp[-r(u-v)] du \quad v = t-s \in (t_R, t_D) \quad (13)$$

ارزش دارایی‌های صندوق بازنشستگی A_t نیز به صورت زیر در طی زمان رشد می‌کند.

$$dA_t = \frac{dP_t}{P_t} A_t + (C_t - B_t^{TOT}) dt \quad (14)$$

تغییرات دارایی‌های صندوق مطابق است با بازده تصادفی پورتفولیو سرمایه‌گذاری صندوق $\frac{dP_t}{P_t}$ ، به علاوه مزاد درآمد حق‌بیمه از مخارج طرح بازنشستگی در آن دوره $(C_t - B_t^{TOT})$ که به پورتفولیو افزوده و سرمایه‌گذاری می‌شود. بازده پورتفولیو صندوق بازنشستگی پیش از این در فرمول (۳) مدل شده است. طرح‌های بازنشستگی معمولاً در شروع فعالیت چون هنوز تعداد بازنشستگان آن‌ها کم است مزاد مثبت دارند و می‌توانند آن را به پورتفولیو افزوده و سرمایه‌گذاری کنند. اما با بلوغ طرح و افزوده شدن بر تعداد بازنشستگان، مخارج طرح افزایش یافته و حتی از درآمد حق‌بیمه نیز فزونی می‌گیرد که به معنی تأمین مالی مستمری‌ها از دارایی‌های پیشین طرح است. به نسبت دارایی‌ها به تعهدات طرح بازنشستگی نرخ اندوخته‌گذاری گفته می‌شود.

$$F_t = \frac{A_t}{L_t} \quad (15)$$

- گام پنجم: پویایی نرخ اندوخته‌گذاری

تغییرات جمعیتی، تحولات بازار کار، نوسانات بازار سرمایه و تمام ریسک‌های دیگری که در اقتصاد وجود دارند بر پارامترهای اصلی طرح بازنشستگی از جمله درآمد حق‌بیمه، مخارج مستمری، دارایی‌ها و تعهدات اثر خواهند گذاشت و نتیجه تمام این تغییرات در نهایت در نرخ اندوخته‌گذاری خود را نشان خواهد داد. این نرخ نشان‌دهنده سلامت طرح است و نشان می‌دهد که چه میزان از تعهدات طرح پشتوانه ندارد. به همین دلیل نرخ اندوخته‌گذاری در تنظیم‌گری نهاد ناظر و همچنین تصمیم افراد برای خروج از طرح بسیار تأثیرگذار است. اما پیش از ورود به بحث، ابتدا باید تغییرات و پویایی این نرخ مدل شود و ببینیم که این نرخ از چه عواملی تأثیر خواهد گرفت و روند آن در کوتاه‌مدت و بلندمدت چگونه است. اگر از فرمول (۱۵) نرخ اندوخته‌گذاری مشتق گرفته شود، داریم:

$$dF_t = d\left(\frac{A_t}{L_t}\right) = \frac{dA_t}{L_t} - \left(\frac{A_t}{L_t^2}\right)dL_t = F_t\left(\frac{dA_t}{A_t} - \frac{dL_t}{L_t}\right)$$

بنابراین برای درک پویایی نرخ اندوخته‌گذاری باید تغییرات دارایی‌ها و تغییرات تعهدات رصد شود. تغییرات تعهدات طرح بازنشستگی را می‌توان با مشتق گرفتن از معادله (۱۲) به دست آورد. چون طرح از نوع مزایا معین (DB) است مقدار تغییرات در تعهدات dL_t صفر بوده و بنابراین، تعهدات همواره برابر مقدار تعادلی \bar{L} قرار می‌گیرد.

$$\frac{dL_t}{L_t} = \left(r + \frac{\psi \bar{R} - B_t^{TOT}}{L_t} \right) dt \Rightarrow \bar{L} = \frac{\psi}{r} [t_R(t_D - t_R) - \bar{R}]$$

تغییرات دارایی‌های طرح بازنشستگی را با استفاده از معادله (۱۴) و (۳) می‌توان به صورت زیر نوشت. این معادله نشان می‌دهد که دارایی‌های طرح بازنشستگی یک حرکت بروانی هندسی است که از بازده سرمایه‌گذاری‌ها، درآمد حق‌بیمه، مخارج مستمری و تلاطم بازار سرمایه متأثر می‌شود.

$$\frac{dA_t}{A_t} = \left(\mu + \frac{C_t - B_t^{TOT}}{A_t} \right) dt + \sigma dW_t^P$$

با قرار دادن این معادله در فرمول مشتق و جای‌گذاری $\pi_t^{unif} = \psi \bar{R} + \pi_t^{unif}$ داریم:

$$C_t = \int_{t-t_R}^t (\bar{c}_{t-s} + \pi_{s,t}^{unif}) ds = \int_{t-t_R}^t \psi R_{t-s} ds + \pi_t^{unif} = \psi \bar{R} + \pi_t^{unif}$$

و معادله (۸) می‌توان تغییرات نرخ اندوخته‌گذاری را به شکل زیر به دست آورد.

$$dF_t = \left[\mu F_t + \frac{-r\bar{L} + \pi_t^{unif}}{\bar{L}} \right] dt + \sigma F_t dW_t^P \quad (16)$$

کل درآمد حق‌بیمه اصلاحی $\pi_t^{unif} = \int_{t-t_R}^t \pi_{s,t}^{unif} ds$ است. همانطور که از فرمول (۱۶) می‌توان دید نرخ بازده سرمایه‌-

گذاری‌ها μ ، درآمدهای حق‌بیمه اصلاحی π_t^{unif} بر نرخ اندوخته‌گذاری تأثیر مثبت داشته و آن را افزایش می‌دهند. در مقابل، نرخ بهره r و مستمری‌های پرداختی بیشتر B_t^{TOT} که نشان از بلوغ طرح دارد (در فرمول با تغییراتی که داده شده تعهدات آمده) نرخ اندوخته‌گذاری را در طی زمان کاهش می‌دهند. علاوه بر این، تلاطم بازار سرمایه و شوک‌های وارده بر سرمایه‌گذاری‌ها نیز نرخ اندوخته‌گذاری را در طی زمان متأثر خواهند کرد.

گام ششم: تنظیم‌گری طرح بازنشستگی

طرح‌های بازنشستگی جمعی تحت مقررات و نظارت نهادهای تنظیم‌گر فعالیت می‌کنند. نخستین و مهم‌ترین شاخص و نشانگری که مورد توجه نهادهای ناظر معمولاً قرار می‌گیرد، نرخ اندوخته‌گذاری طرح است. در اینجا فرض می‌شود طرح بازنشستگی ملزم است یک نرخ اندوخته‌گذاری هدف \bar{F} را به طور متوسط در بلندمدت رعایت کند، به این معنا که اگر نرخ اندوخته‌گذاری از نرخ هدف فاصله بگیرد، طرح ملزم است تا شکاف را با یک سرعت مشخص α پر کند. سرعت تعدیل می‌تواند مقادیر مختلفی بگیرد. در سیستم‌های جمعی در بسیاری از کشورها از جمله صندوق بازنشستگی تأمین اجتماعی ایران سرعت تعدیل نزدیک به صفر است.

$$dE_t^P(F_t) = (\log \alpha)(F_t - \bar{F}) dt, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (17)$$

از آنجا که α بین صفر و یک است، لگاریتم طبیعی آن منفی بوده و بنابراین، شکاف نرخ اندوخته‌گذاری طرح با نرخ هدف به مرور زمان کمتر خواهد شد. اگر یک شوک سرمایه‌گذاری اتفاق بیفتد، این ضریب به طرح این امکان را می‌دهد تا به تدریج خود را با آن تعدیل کند؛ در واقع، بعد از گذران u سال همچنان α^u قسمت از شکاف اندوخته به طور متوسط باقی مانده و $1 - \alpha^u$ از آن رفع می‌شود. این پارامتر به لحاظ سیاستی مهم بوده و در واقع مزیت حساب-

های جمعی در توزیع ریسک بین نسلی به آن وابسته است. این پارامتر تعیین می‌کند شوک‌ها چگونه بین نسل‌های مختلف توزیع شود؛ مثلاً نرخ نزدیک به یک به معنی طولانی شدن پر کردن شکاف کسری اندوخته است به گونه‌ای که حتی نسلی که شوک در آن زمان اتفاق افتاده از دنیا بروند و هنوز تعدیل کامل نشده باشد. از آنجا که یک جزء نرخ اندوخته‌گذاری تلاطم‌های بازار سرمایه است و می‌دانیم میانگین این تلاطم‌ها صفر است می‌توان پویایی که بر نرخ اندوخته‌گذاری به واسطه این قاعده نظارتی تحمیل می‌شود را به صورت زیر نوشت.

$$dF_t = (\log \alpha)(F_t - \bar{F})dt + \sigma F_t dW_t^P$$

اما خود نرخ اندوخته‌گذاری از یک پویایی برخوردار است که در معادله (۱۶) نشان داده شد. بنابراین، با مقایسه این دو معادله، می‌توان گفت که نهاد ناظر یک قید بر پویایی نرخ اندوخته‌گذاری طرح بازنشستگی به شکل زیر اعمال می‌کند.

$$\mu F_t + \frac{-r\bar{L} + \pi_{s,t}^{unif}}{\bar{L}} = (\log \alpha)(F_t - \bar{F})$$

با یک بازنویسی ساده و اضافه کردن مقادیر تعادلی حق بیمه اصلاحی $\bar{\pi} = (r - \mu)\bar{L}$ و نرخ اندوخته‌گذاری هدف

$$\bar{F} = 1 \text{ داریم:}$$

$$(\pi_{s,t}^{unif} - \bar{\pi}) = (\log \alpha - \mu)(A_t - \bar{L}) \quad (18)$$

مقدار تعادلی $\bar{\pi} = (r - \mu)\bar{L}$ نشان می‌دهد که با صرف ریسک مثبت $(\mu - r)$ ، در صورتی که نرخ اندوخته‌گذاری هدف برقرار و همه دیگر مقادیر نیز در سطح تعادلی خود باشند، حق بیمه اصلاحی مورد نیاز منفی خواهد بود. به عبارت دیگر، درآمدهای حاصل از سرمایه‌گذاری به صورت مکمل تأمین مالی می‌تواند حق بیمه مورد نیاز را کاهش دهد. قسمت سمت راست معادله کل اصلاح مورد نیاز برای جبران کسری اندوخته است. کل این اصلاح جبرانی باید از طریق حق بیمه‌ها تأمین مالی شود. به این ترتیب، حق بیمه اصلاحی را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد که به صورت یکسان بین تمام شاغلین بیمه‌پرداز مستقل از سن توزیع می‌شود.

$$\pi_{t-v,t}^{unif} = \frac{(A_t - \bar{L})[\log \alpha - \mu] + \bar{\pi}}{t_R} \quad (19)$$

چهار عامل بر حق بیمه جبرانی تأثیر می‌گذارند. نخست مقدار کل کسری اندوخته یا شکاف بین دارایی‌ها از تعهدات که نیاز به حق بیمه‌های جبرانی را افزایش می‌دهد. دوم t_R که در اینجا تعداد گروه‌های سنی و افراد شاغلی است که حق بیمه باید بین آن‌ها توزیع شود. سوم نرخ بازده دارایی‌ها μ که به پشتوانه سود سرمایه‌گذاری نیاز به حق بیمه‌های جبرانی را کاهش می‌دهد. و چهارم $\log \alpha$ سرعتی که بر اساس آن نهاد ناظر الزام می‌دارد تا طرح کسری خود را جبران کند که به معنی لزوم اخذ حق بیمه‌های جبرانی بیشتر و تأمین مالی کسری اندوخته در یک مدت کوتاه است. در حالت حدی $\alpha = 1$ هیچ فشار و الزامی برای جبران کسری وجود ندارد و تأمین مالی آن صرفاً به امید تحقق بازده سرمایه‌گذاری‌هاست.

گام هفتم: مدل‌سازی اختیار خروج اروپایی

در اختیار خروج از نوع اروپایی یک سن مشخصی به‌عنوان سررسید وجود دارد که افراد آن گروه سنی یک‌بار برای همیشه می‌توانند از طرح خارج شوند. به‌طور مشخص، گروه سنی s با سن t_M تصمیم به خروج می‌گیرند، وقتی که «خالص ارزش مشارکت»^۱ برای آن‌ها منفی باشد. سه عامل بر این نرخ در معادله (۲۰) تأثیرگذارند. عبارت نخست در این معادله ارزش فعلی مستمری‌های آتی است که می‌توانست در زمان بازنشستگی دریافت شود؛ اما فرد در هنگام خروج باید از آن چشم‌پوشی کند. عبارت دوم امید انتظاری ارزش تنزیل‌شده مجموع حق‌بیمه‌هایی است که می‌بایست در سال‌های باقی‌مانده تا بازنشستگی پرداخت می‌شد که فرد با خروج دیگر آن را نمی‌پردازد. چون طرح با مزایای معین (DB) بوده و کسری اندوخته باید از طریق حق‌بیمه جبران شود، مقدار حق‌بیمه‌ها قطعی نیست و امید انتظاری آن مدنظر است و در عبارت سوم، مبلغی به‌عنوان دارایی شخصی است که فرد هنگام خروج دریافت خواهد کرد. اگر طرح کسری اندوخته داشته باشد، این مقدار کمتر از ارزش فعلی و انتظاری مستمری‌های او خواهد بود. این ضریب کاهشنده به همان اندازه کسری اندوخته طرح است. هدف از این قاعده این است که خروج فرد وضعیت اندوخته‌گذاری طرح را بدتر نکند و در واقع، نرخ اندوخته‌گذاری با خروج فرد ثابت باقی بماند. برعکس، اگر طرح دارای مزاد اندوخته باشد، افراد هنگام خروج همان ارزش فعلی و انتظاری مستمری‌ها را دریافت خواهند کرد و از مزاد بهره‌مند نخواهند شد. در واقع، اگر طرح دارای مزاد باشد، خروج از آن با یک جریمه همراه خواهد بود.

بر این اساس، خالص ارزش مشارکت گروه سنی s در سررسید t_M که به صورت $part_{s,s+t_M}$ نشان داده خواهد شد را می‌توان به صورت معادله (۲۰) نوشت.

$$part_{s,s+t_M} = \exp[-r(t_R - t_M)] \Pi_{s+t_R}(B_{s,s+t_R}) - E_{s+t_M}^Q \left[\int_{t_M}^{t_R} c_{s+u} \exp[-r(u - t_M)] du \right] - \min(1, F_{s+t_M}) \Pi_{s+t_M}(B_{s,s+t_M}) \quad (20)$$

گام هشتم: مدل‌سازی اختیار خروج آمریکایی

در اختیار مشارکت از نوع آمریکایی، افراد در هر سنی پیش از بازنشستگی می‌توانند از طرح خارج شوند. بیان ارزش اختیار آمریکایی به صورت تحلیلی و در یک فرم صریح سخت و شاید غیرممکن باشد و باید برآورد گردد. البته در طرح‌های بازنشستگی با مزایای معین (DB) تعهدات طرح ثابت هستند و فقط دارایی‌ها A_t در انتخاب و تصمیم افراد تأثیر می‌گذارند که کار را ساده می‌کند. بنابراین، می‌توان ارزش اختیار را به روش تفاضل محدود (FD) محاسبه کرد که دقیق‌تر از شبیه‌سازی است. مبنای از این روش بر معادله دیفرانسیل پاره‌ای بلک-شولز $\frac{dV}{dt} = -\frac{1}{2}\sigma_A^2 \frac{d^2V}{d^2A} - \mu_A \frac{dV}{dA} + rV$ استوار است که ارزش اختیار V را در زمان‌های t به دست می‌دهد. در این معادله A_t دارایی طرح تنها متغیر تأثیرگذار بر ارزش اختیار بوده و μ_A و σ_A^2 به ترتیب، میانگین و واریانس آن هستند.

تنظیم‌گری را نیز می‌توان به شکل الزام به تعدیل دارایی به صورتی که برابر مقدار ثابت و تعادلی تعهدات گردد؛ یعنی $dE_t^P(A_t) = (\log \alpha)(A_t - \bar{L})dt$ تفسیر کرد. بر این اساس، می‌توان پویایی دارایی‌های طرح را به شکل $dA_t = (\log \alpha)(A_t - \bar{L})dt + \sigma A_t dW_t^P$ در نظر گرفت و سپس آن را در اندازه احتمال ریسک خنثی به شیوه زیر

¹ Net Value of Participation

بازنویسی کرد. آنچنان که نشان داده شده، دارایی‌های طرح خود یک حرکت براونی با میانگین $\mu_A = (\log \alpha - \mu + r)A_t - \log \alpha \bar{L}$ و واریانس $\sigma_A = \sigma A$ است.

$$dA_t = (\log \alpha - \mu + r)(A_t - \frac{\log \alpha \bar{L}}{\log \alpha - \mu + r})dt + \sigma A_t dW_t^Q \quad (21)$$

معادله دیفرانسیل بلک-شولز را می‌توان سپس با روش تفاضل محدود در زمان گسسته تقریب زد. برای این منظور برای دارایی و زمان به ترتیب فواصل گسسته δ_A و δ_t در نظر گرفته شده است. در واقع فاصله بین $t_0 = 0$ تا t_R به $\{t_0, t_1 = t_0 + \delta_t, t_2 = t_0 + 2\delta_t, \dots, t_R\}$ تقسیم شده است. به این ترتیب، V_{ij} ارزش اختیار در زمان t_j وقتی دارایی طرح برابر A_i است را نشان می‌دهد. بر این اساس، معادله دیفرانسیل پاره‌ای بلک-شولز را می‌توان تقریب زد جایی که:

$$\frac{d^2 V_{i,j}}{d^2 A_i} = \frac{V_{i+1,j} - 2V_{i,j} + V_{i-1,j}}{\delta_A^2}, \frac{dV_{i,j}}{dA_i} = \frac{V_{i+1,j} - V_{i-1,j}}{2\delta_A}, \frac{dV_{i,j}}{dt_j} = \frac{V_{i,j-1} - V_{i,j}}{\delta_t}$$

به‌طور مشخص، ارزش اختیار در زمان t_{j-1} برای هر مقدار دارایی A_i یعنی $V_{i,j-1}$ را می‌توان از معادله زیر به‌صورت تقریبی محاسبه کرد.

$$\frac{V_{i,j} - V_{i,j-1}}{\delta_t} = -\frac{1}{2}(\sigma A)^2 \frac{V_{i+1,j} - 2V_{i,j} + V_{i-1,j}}{\delta_A^2} - \{(\log \alpha - \mu + r)A_i - \log \alpha \bar{L}\} \frac{V_{i+1,j} - V_{i-1,j}}{2\delta_A} + rV_{i,j}$$

$$\Rightarrow V_{i,j-1} = V_{i,j} + \delta_t \left[\frac{1}{2}(\sigma A)^2 \frac{V_{i+1,j} - 2V_{i,j} + V_{i-1,j}}{\delta_A^2} + \{(\log \alpha - \mu + r)A_i - \log \alpha \bar{L}\} \frac{V_{i+1,j} - V_{i-1,j}}{2\delta_A} - rV_{i,j} \right]$$

با مشخص بودن ارزش اختیار در زمان سررسید، که همان $\Pi_t(B_{t-t_j,t})$ در زمان بازنشستگی t_R است، می‌توان به‌صورت پس‌رو ارزش اختیار را در زمان‌های پیش از سررسید محاسبه کرد. در هر زمان با توجه به ترکیب دارایی و سن (A_i, t_j) می‌توان ارزیابی کرد که آیا خروج از طرح بازنشستگی با به اجرا گذاشتن اختیار بهینه است یا نه.

$$V_{i,j} \leftarrow \max \left\{ V_{i,j} - E_{t_j}^Q \left[\int_j^{j+1} c(A_i, t_j) du \right], \Theta(A_i, t_j) \right\} \quad (22)$$

که در آن $\Theta(A_i, t_j) = \min(1, \frac{A_i}{L}) \Pi_t(B_{t-t_j,t})$ عایدی حاصل از خروج از طرح است. به این ترتیب، خالص ارزش مشارکت در طرح به‌صورت زیر است. انگیزه به تداوم مشارکت برابر است با ارزش اختیار آمریکایی منهای حقیقه‌ها و منهای خالص دارایی شخصی که در زمان خروج دریافت می‌شود.

$$part_{i,j} = V_{i,j} - E_{t_j}^Q \left[\int_j^{j+1} c(A_i, t_j) du \right] - \Theta(A_i, t_j) \quad (23)$$

۴. یافته‌های پژوهش

ارزش اختیار به مشارکت و خروج از صندوق بازنشستگی تأمین اجتماعی به‌طور مفصل مورد بحث قرار گرفت و روش برآورد تشریح گردید. این قسمت به یافته‌های پژوهش خواهد پرداخت. مقادیر پارامتری مورد استفاده در شبیه‌سازی که عمدتاً بر اساس مشخصه‌های واقعی و قوانین صندوق بازنشستگی تأمین اجتماعی تعیین شده در جدول (۱) آمده است. اگر سن ورود به بازار کار ۲۰ سال در نظر گرفته شود که البته در اینجا به دلیل تمرکز بر دوران اشتغال صفر فرض شده، سن بازنشستگی و سن فوت به ترتیب، ۵۰ و ۸۰ سال خواهد بود که بر شرایط امروز منطبق است. نرخ تعلق‌پذیری یا ضریب سنوات در ایران برابر یک سی‌ام است و به ازاء هر سال خدمت این ضریب ۰/۰۳۳۳ از دستمزد

به فرد برای دوران بازنشستگی تعلق می‌گیرد. همچنین، نرخ تنظیم‌گری اندوخته نزدیک به یک گرفته شده چون در صندوق‌های تأمین اجتماعی ایران سرعت تعدیل کسری اندوخته بسیار کم بوده و اصلاً اجباری به آن نیست.^۱

جدول ۱. مقادیر استفاده شده برای پارامترهای شبیه‌سازی نتایج

پارامتر	t_0	t_R	t_D	\bar{F}	A	R	μ	Σ	W	ψ
متغیر	سن ورود به بازار کار	سن بازنشستگی	سن فوت	نرخ اندوخته-گذاری هدف	نرخ تنظیم‌گری اندوخته	نرخ بهره بدون ریسک	بازده انتظاری پورترفولیو	تلاطم بازده پورترفولیو	دستمزد	نرخ تعلق‌پذیری
مقدار	۰	۳۰	۶۰	۱	۰/۹۹	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۱۵	۱	۰/۰۳۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

پارامتر مهم و تأثیرگذار دیگر در شبیه‌سازی نرخ بازده پورترفو سرمایه‌گذاری است. بر اساس آمار صورت‌های مالی سازمان تأمین اجتماعی، در سال ۱۳۹۴ خالص دارایی‌های طرح در حدود ۱۲۶ هزار میلیارد تومان تخمین زده شده است^۲ (سالاری، خندان و صداقت، ۱۴۰۰) در حالی که در همین سال مبلغی در حدود ۲۴۶ هزار میلیارد تومان مطالبات سازمان تأمین اجتماعی از دولت است (همان). می‌توان این مطالبات را در حکم خرید اوراق قرضه دولتی دانست و بر این اساس گفت در سال ۱۳۹۴ پورترفو سازمان تأمین اجتماعی ۳۴ درصد در سهام و ۶۶ درصد در اوراق مشارکت دولتی سرمایه‌گذاری شده است. با اندکی اغماض و توجه به این نکته که ارزش سرمایه‌گذاری‌های اعلام شده عمدتاً ارزش دفتری است نه بازاری، منطقی است اگر پورترفو سرمایه‌گذاری سازمان تأمین اجتماعی را ۴۰ به ۶۰ فرض بگیریم. از آنجائی که نرخ سود اوراق مشارکت در خرداد امسال ۲۱/۵ درصد و رشد شاخص بورس نیز در سال گذشته ۳۰ درصد بوده، می‌توان بازده انتظاری پورترفو سازمان تأمین اجتماعی را در حدود ۲۵ درصد دانست که ۳ واحد درصد بیشتر از نرخ اوراق مشارکت است. این مقاله نیز بازده انتظاری پورترفو را ۳ واحد درصد بیشتر از نرخ بهره بدون ریسک^۳ یا ۵ درصد حقیقی در نظر می‌گیرد.

- ارزش اختیار خروج اروپایی

اگر اختیار خروج از نوع اروپایی باشد، ارزش آن را می‌توان به صورت تحلیلی به دست آورد که در معادله (۲۰) در بخش قبل ارائه شد. می‌توان این معادله را به شکل زیر بازنویسی کرد.

$$part_{s,s+t_M} = [\exp(-rt_R) - \exp(-rt_D)] \frac{\exp(rt_M)\psi}{r} [t_R - \min(1, F_{s+t_M})t_M] - \frac{\psi \bar{R} + \bar{L}(r - \log \alpha)}{rt_R} \{1 - \exp[-r(t_R - t_M)]\} - \quad (24)$$

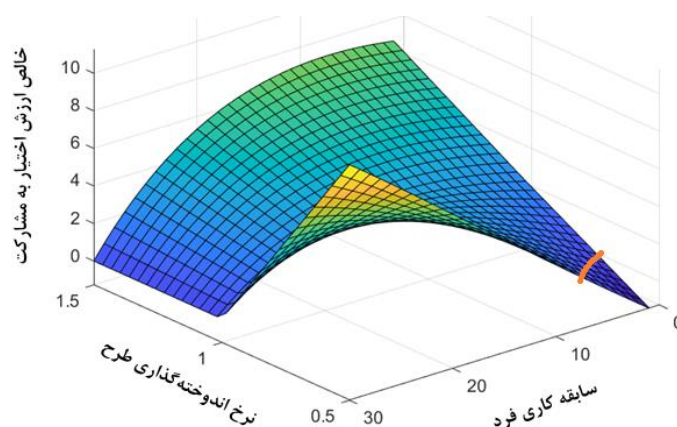
^۱ کسری اندوخته در صندوق‌های با مزایای معین تنها با افزایش نرخ حقیقی می‌تواند جبران شود. در برآوردهای اکچوئری سازمان تأمین اجتماعی به ناکافی بودن نرخ حقیقی این سازمان اشاره شده؛ اما فعلاً تاکنون اصلاحی انجام نشده است.

^۲ صورت‌های مالی جدیدتر سازمان تأمین اجتماعی در دسترس نیست.

^۳ نرخ بهره حقیقی در ایران با توجه به تورم سال‌های اخیر منفی است اما به این دلیل که نرخ بهره منفی نمی‌تواند در اقتصاد برای مدتی طولانی وجود داشته باشد و از قضا بحث‌های مربوط به تأمین اجتماعی و بازنشستگی مباحثی بلندمدت هستند، یک نرخ مثبت حداقلی در شبیه‌سازی‌ها در نظر گرفته می‌شود.

$$\frac{\bar{L}}{t_R} \left\{ \exp[(t_R - t_M)(\log \alpha - \mu)] - 1 \right\} \left(F_{s+t_M} - \frac{\log \alpha}{\log \alpha - \mu + r} \right) - \frac{\log \alpha \bar{L}}{rt_R} \frac{\log \alpha - \mu}{\log \alpha - \mu + r} \{1 - \exp[-r(t_R - t_M)]\}$$

شکل (۱) ارزش خالص اختیار مشارکت اروپایی در طرح بازنشستگی جمعی با مزایای معین (DB) را به نمایش گذاشته است. می‌توان دید که در سوابق کاری کم، انگیزه برای مشارکت در طرح‌های دارای مازاد زیاد است چون افراد می‌توانند از سود سرمایه‌گذاری اندوخته نسل‌های قبلی استفاده کنند. اما برعکس در طرح‌های کم‌اندوخته مثل سازمان تأمین اجتماعی، انگیزه خروج به شدت زیاد است (منفی بودن انگیزه مشارکت) زیرا افراد باید حق‌بیمه‌های اصلاحی ناشی از کسری را بپردازند و چون زمان زیادی تا بازنشستگی باقی مانده برای جوانان ماندن در طرح به صرفه نخواهد بود.



شکل ۱. ارزش خالص اختیار مشارکت اروپایی

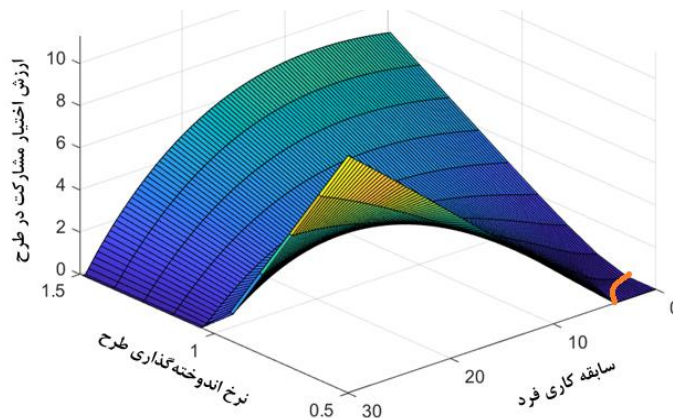
منبع: یافته‌های پژوهش

در سنین بالا انگیزه خروج از طرح‌های با کسری اندوخته مثل تأمین اجتماعی کم است. در طرح‌های با کسری اندوخته اگرچه افراد حق‌بیمه اصلاحی بیشتری می‌پردازند؛ اما در سنین بالا و نزدیک به بازنشستگی بار حق‌بیمه‌های اصلاحی بازدارنده نیست و برعکس این جریمه کسر از اندوخته است که خروج را غیراقتصادی می‌کند. به‌عنوان مثال، اگر سررسید همان سن بازنشستگی $t_M = t_R$ باشد می‌توان دید که برای سطوح با اندوخته بیشتر از $F \geq 1$ فرد بین خروج یا ادامه مشارکت بی‌تفاوت بوده و خالص ارزش اختیار صفر است؛ چون فرد در صورت خروج با جریمه‌ای روبرو نخواهد شد و مستمری تعلق‌گرفته را دریافت خواهد کرد. اما در صورت وجود کسری، افراد برای این که با جریمه روبرو نشوند تمایل دارند در طرح مانده و مستمری تعلق‌گرفته را به‌صورت مستمری سالانه دریافت کنند. در سطوح $F < 1$ خالص ارزش اختیار مشارکت اکیداً مثبت است. این موضوع را می‌توان به گونه‌ای دیگر نیز نشان داد. در معادله (۲۳) که ارزش اختیار مشارکت را در سررسید نشان می‌دهد، اگر سررسید مطابق سن بازنشستگی یعنی $t_M = t_R$ در نظر گرفته شود سه جزء آخر معادله صفر شده و تنها جزء اول معادله غیرصفر خواهد بود که اکیداً مثبت است.

در یک تحلیل متفاوت می‌توان ترکیباتی از سن و نرخ اندوخته‌گذاری را مشخص کرد که در آن فرد بین مشارکت و خروج بی‌تفاوت است. این ترکیبات از برخورد صفحه $part_{s,s+t_M} = 0$ با سطوح مختلف ارزش اختیار مشارکت به دست می‌آید که در شکل (۱) با منحنی قرمز رنگ مشخص شده است. این منحنی در واقع، «آستانه خروج»^۱ است یا بیشترین نرخ اندوخته‌ای که اختیار مشارکت صفر شده و افراد در آستانه خروج از طرح قرار دارند.

- ارزش اختیار خروج آمریکایی

شکل (۲) ارزش خالص اختیار مشارکت آمریکایی در طرح بازنشستگی جمعی با مزایای معین (DB) را به نمایش گذاشته که از حل معادله (۲۲) به دست آمده است. مشابه قبل می‌توان دید در سنین بالا، انگیزه تداوم مشارکت در طرح‌های با کسری اندوخته مانند صندوق تأمین اجتماعی بیشتر است. در طرح بازنشستگی با کسری اندوخته، اگرچه فرد باید حق بیمه اصلاحی بپردازد، اما چون در نزدیکی بازنشستگی است بار حق بیمه‌های اصلاحی بازدارنده نخواهد بود و این جریمه کسر از اندوخته است که خروج را غیراقتصادی می‌کند. در زمان $t_R = 30$ می‌توان دید که انگیزه مشارکت در طرح‌های کم‌اندوخته $F < 1$ اکیداً مثبت و در طرح‌های دارای اندوخته کافی $F \geq 1$ صفر است که نشان از بی‌تفاوتی افراد برای ماندن یا خروج دارد. در سنین کم، برعکس می‌توان دید که در طرح‌های با اندوخته کافی انگیزه برای مشارکت زیاد است چراکه الزامی به پرداخت حق بیمه‌های اصلاحی هنگامت نیست. در طرح‌های کم-اندوخته مانند صندوق تأمین اجتماعی اما افراد جوان تمایلی به مشارکت ندارند. در سطوح نرخ اندوخته کم، ارزش اختیار مشارکت حداقل صفر است چرا که افراد هر زمانی که بخواهند می‌توانند از طرح خارج شده و الزامی به پرداخت حق بیمه تا زمان سررسید را ندارند. در این شرایط منحنی آستانه خروج از طرح بازنشستگی، که به رنگ قرمز نشان داده شده، نرخ اندوخته‌گذاری است که ارزش خالص اختیار مشارکت را صفر می‌کند.



شکل ۲. ارزش خالص اختیار مشارکت آمریکایی

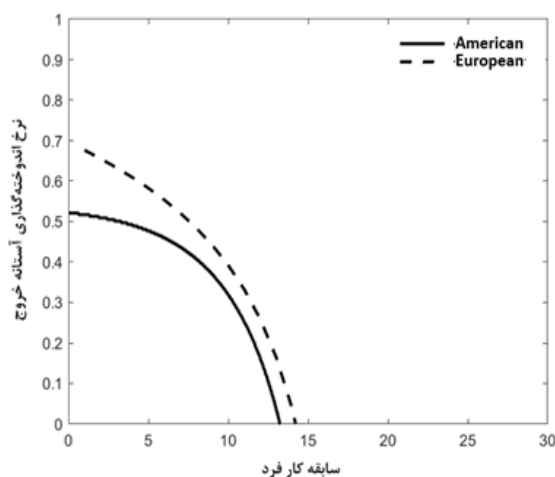
منبع: یافته‌های پژوهش

¹ Non-Participation Threshold

– مقایسه ارزش اختیار خروج اروپایی و آمریکایی

به منظور مقایسه اختیار مشارکت در طرح بازنشستگی جمعی با مزایای معین در دو حالت اختیار اروپایی و آمریکایی می‌توان از منحنی‌های آستانه خروج بهره گرفت. شکل شماره (۳) منحنی‌های آستانه خروج از صندوق تأمین اجتماعی را در هر دو حالت اختیار آمریکایی و اروپایی به تصویر کشیده است. منحنی آستانه خروج در هر سطحی از سن بیشترین نرخ اندوخته‌گذاری را نشان می‌دهد که ارزش اختیار مشارکت را برابر صفر می‌سازد. اگر نرخ اندوخته‌گذاری کمتر از این آستانه باشد، برای فرد بهینه آن است که از طرح خارج شود.

در این شکل چند نکته مشترک و چند تفاوت بین منحنی‌های آستانه خروج از طرح بازنشستگی با مزایای معین در دو حالت آمریکایی و اروپایی قابل مشاهده است. نخست این‌که هر دو منحنی در سطحی پایین‌تر از اندوخته کامل $F=1$ قرار دارند. دلیل این امر در سنین بالا و نزدیک به بازنشستگی مشخص است چون در صورت وجود کسری اندوخته افراد برای این‌که مشمول جریمه نشوند تمایلی به خروج ندارند. اما چرا در سوابق کم نیز این آستانه خروج کمتر از نرخ اندوخته کامل است؟ دلیل این است که افراد در صورت مشارکت در طرح از بازده حقیقی $(\mu - r)$ حاصل از سرمایه‌گذاری اندوخته منتفع خواهند شد. به عنوان مثال در اختیار اروپایی، همین بازده اندوخته‌ها باعث می‌شود تا افراد جوان در سن شروع به کار با نرخ اندوخته‌گذاری ۷۰ درصد نیز در طرح مشارکت کنند.



شکل ۳. آستانه خروج از طرح بازنشستگی جمعی با مزایای معین در اختیار آمریکایی و اروپایی

منبع: یافته‌های پژوهش

نکته دوم و قابل توجه این‌که آستانه خروج در حالت اختیار آمریکایی همواره از حالت اختیار اروپایی کمتر است. این موضوع بدان دلیل است که در اختیار مشارکت از نوع آمریکایی، افراد در هر سنی پیش از بازنشستگی می‌توانند از طرح خارج شوند و طبیعتاً، این به منزله داشتن فرصت‌های بیشتر تصمیم‌گیری است و می‌بایست ارزش بیشتری نسبت به اختیار مشارکت اروپایی داشته باشد. به این ترتیب، ترکیبات سن و نرخ اندوخته‌گذاری که اختیار را صفر سازد محدودتر بوده و منحنی آستانه خروج در اختیار آمریکایی در درون آستانه خروج اختیار اروپایی قرار می‌گیرد. برای گروهی با سابقه صفر، می‌توان دید که آستانه خروج در حالت اختیار آمریکایی برابر ۵۲ درصد است که از نرخ اندوخته‌گذاری آستانه خروج اختیار اروپایی ۷۰ درصد بسیار کمتر است.

نکته سوم به تفاوت انحناء منحنی‌های آستانه خروج آمریکایی و اروپایی باز می‌گردد. برای درک این نکته باید توجه داشت که در طرح‌های با کسری، افراد در تصمیم خود به خروج با یک بده‌بستان^۱ در منافع روبرویند. کسری اندوخته به معنی بیشتر بودن حق‌بیمه‌های اصلاحی است که انگیزه ادامه مشارکت را کاهش می‌دهد اما از سوی دیگر به معنی نرخ جریمه $(1-F)$ بیشتر است که افراد به شکل کسر از مستمری تعلق‌گرفته در هنگام خروج از آن متضرر می‌شوند. در ابتدای شروع به کار اثر اول شدید است چراکه افراد مدت زیادی تا زمان بازنشستگی را باید حق‌بیمه بپردازند؛ اما اثر دوم کوچک خواهد بود چون هنوز در ابتدای فرآیند انباشت و تعلق‌پذیری قرار داشته و اندوخته کمی دارند که جریمه آن بازدارنده نخواهد بود. با افزایش سن و سوابق اثر اول کوچک‌تر شده و اثر دوم شدیدتر می‌شود، چراکه اکنون دیگر افراد مستمری تعلق‌گرفته بیشتری داشته و اندوخته زیادی در طرح دارند. به این ترتیب، می‌توان دید که آستانه خروج در حالت اختیار اروپایی به تدریج و به صورت یکنواخت کاهش می‌یابد و افراد بیشتر به ماندن در طرح و ادامه مشارکت ترغیب می‌شوند.

اما برعکس، در حالت اختیار آمریکایی، می‌توان دید که از این‌روند به صورت یکنوا کاهشی نیست و در ابتدا با افزایش سابقه نرخ اندوخته آستانه خروج افزایش می‌یابد و سپس نزولی می‌شود. این اتفاق بدان دلیل است که در اختیار آمریکایی افراد در سن شروع به کار و سنوات کم، به نوعی اختیار خرید دارایی‌های طرح یا اندوخته پیشینیان را دارا هستند. در صورتی که نرخ اندوخته از ۵۲ درصد بیشتر باشد، افراد اگر از طرح خارج شوند عایدی برابر صفر و در صورت ادامه مشارکت عایدی مثبتی را دارند. داشتن این اختیار خرید خود دارای ارزش است و انگیزه داشتن آن می‌تواند باعث شود تا به شرطی محدود بودن کسری اندوخته، منافع ماندن در طرح از هزینه آن یعنی حق‌بیمه‌های اصلاحی بیشتر گردد. ارزش این اختیار خرید طبیعتاً وابسته است به طول دوره‌ای که می‌توان آن را نگهداری کرد. با نزدیک شدن به سن بازنشستگی مدت زمان داشتن این اختیار خرید کمتر شده و بنابراین ارزش آن نیز کمتر می‌شود. به این ترتیب، این انگیزه ماندن در طرح کمتر شده و با افزایش سن شکاف بین نرخ اندوخته آستانه خروج آمریکایی و اروپایی به تدریج کم و کمتر می‌شود.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

کارکرد موفق طرح‌های بازنشستگی به مشارکت همگانی افراد گره خورده و در گذشته تنها از طریق اجبار محقق شده است. اما شکل سنتی مشارکت اجباری دیگر تناسبی با آینده کار که در آن جابجایی و تحرک شغلی افزایش یافته ندارد. بنابراین، یک مسئله مهم این است که چگونه می‌توان اختیار مشارکت در طرح‌های بازنشستگی را فراهم کرد و در عین حال از تداوم مشارکت افراد و پایداری صندوق‌های بازنشستگی اطمینان خاطر داشت؟ یکی از سیاست‌هایی که در این راستا توسط برخی کشورها به کار گرفته شده ثبت‌نام خودکار و سپس اعطای اختیار خروج به افراد است که در واقع ترکیب دو ویژگی است. طرح‌های ثبت‌نام خودکار و اعطای اختیار خروج طبیعتاً رویکرد بررسی پایداری طرح‌های بازنشستگی را تغییر می‌دهد. اگر در گذشته مشارکت فراگیر و پایداری طرح‌ها با اجبار تحقق می‌یافت، اکنون باید پایداری را در انگیزه‌های فردی برای تداوم به مشارکت جست.

با اتخاذ رویکردی مشابه ثبت‌نام خودکار و اعطای اختیار خروج، این مقاله انگیزه‌های افراد برای تداوم مشارکت یا خروج از صندوق بازنشستگی تأمین اجتماعی که یک طرح بازنشستگی جمعی با مزایای معین (DB) محسوب می‌شود

¹ Trade-Off

را مورد بررسی قرار داد. دو حالت یا دو نوع اختیار در نظر گرفته شد که بیمه‌شدگان از اختیار خروج برای یک‌بار در یک سابقه معین (اختیار اروپایی) و یا به دفعات مختلف در دوران اشتغال (اختیار آمریکایی) برخوردار گردند. سپس از نظریه قیمت‌گذاری اختیارات برای مدلسازی و تعیین ارزش این اختیارات استفاده شد.

یافته‌های پژوهش برای طرح بازنشستگی سازمان تأمین اجتماعی که کسری اندوخته زیادی دارد در هر دو نوع اختیار اروپایی یا آمریکایی نشان دادند که به‌طور کل در سنین بالا انگیزه خروج کم است. به‌طور مشخص، در سن بازنشستگی خالص ارزش اختیار مشارکت اکیداً مثبت می‌شود و افراد تمایل دارند در طرح مانده و مستمری تعلق‌گرفته خود را به‌صورت سالانه و کامل دریافت کنند چون خروج از طرح به دلیل ناکافی بودن اندوخته با جریمه روبروست. در مقابل، در سنین کم برای هر دو نوع اختیار مشارکت اروپایی و آمریکایی انگیزه مشارکت کم است، آن هم به این دلیل ساده که افراد جوان می‌دانند در صورت ادامه مشارکت باید در آینده حق‌بیمه‌های اصلاحی هنگفتی برای جبران کسری بپردازند. البته یک تفاوت عمده بین دو نوع اختیار مشارکت اروپایی و آمریکایی وجود دارد. در اختیار اروپایی انگیزه جوانان برای مشارکت منفی شده و افراد تمایل به خروج دارند در حالی که در اختیار آمریکایی ارزش اختیار مشارکت حداقل صفر است چون افراد می‌دانند هر زمانی که بخواهند می‌توانند از طرح خارج شده و الزامی به پرداخت حق‌بیمه تا زمان سررسید ندارند. در واقع در اختیار آمریکایی ارزش اختیار مشارکت منفی نخواهد شد چون اختیار خروج در هر لحظه وجود دارد.

همچنین، منحنی‌های آستانه خروج در دو حالت اختیار اروپایی و آمریکایی محاسبه شد. این منحنی‌ها حداقل نرخ اندوخته‌گذاری در سنین مختلف را نشان می‌دهند که اختیار مشارکت صفر می‌شود و در واقع مرز بین خروج و ماندن در طرح است. مشاهده شد که برای هر دو نوع اختیار آمریکایی و اروپایی آستانه خروج از طرح بازنشستگی با مزایای معین (DB) در سطحی کمتر از اندوخته کامل است. در واقع حتی در سنین کم هم افراد حاضرند ۳۰ تا ۴۰ درصد از کسری را بپذیرند تا از بازده سرمایه‌گذاری اندوخته طرح، که عمدتاً اندوخته پیشینیان است، و همچنین مزایای دیگر طرح‌های جمعی مثل توزیع ریسک بین فردی و بین نسلی بهره‌مند شوند. همچنین در اختیار آمریکایی انگیزه مشارکت همواره بیشتر و آستانه خروج همواره پایین‌تر از حالت اختیار اروپایی است چون در اختیار آمریکایی، افراد به مراتب می‌توانند از طرح خارج شوند و فرصت‌های بیشتر تصمیم‌گیری دارند که طبیعتاً باید ارزش بیشتری هم نسبت به اختیار اروپایی داشته باشد. اما این اختلاف و فاصله بین دو منحنی آستانه خروج آمریکایی و اروپایی به تدریج و با افزایش سن کاهش می‌یابد.

این نتایج توصیه‌های سیاستی مهمی برای طرح‌های بازنشستگی سنتی که اجباری بوده و نگران هستند اعطای اختیار خروج چه بر سر پایداری طرح‌ها خواهد آورد به همراه دارد. نخست این‌که اعطای اختیار خروج به معنی اجرای آن توسط افراد نیست و اتفاقاً طرح‌های جمعی مزایایی دارند که افراد را ترغیب می‌کند تا حدی از کسری اندوخته را تحمل کنند. بنابراین اعطای اختیار خروج قید و بندی است بر نرخ اندوخته و قواعد و تنظیم‌گری تا صندوق‌های بازنشستگی عمومی به شرایطی مشابه بحران دهه‌های گذشته دچار نشوند. از این گذشته، انگیزه مشارکت در طرح‌هایی که اختیار خروج در طول دوران اشتغال به افراد داده می‌شود (اختیار آمریکایی) بیشتر است از طرح‌هایی که افراد فقط در یک سررسید معین (اختیار اروپایی) مثلاً در زمان بازنشستگی اختیار خروج از طرح را دارند. بنابراین می‌توان گفت بهتر است اختیار خروج از طرح بازنشستگی در طول دوران اشتغال و به صورت متعدد باشد. فرصت‌های بیشتر برای تصمیم‌گیری انگیزه افراد را برای مشارکت افزایش خواهد داد.

منابع

- سالاری، مصطفی، خندان، عباس، صداقت، محمدمهدی (۱۴۰۰). روابط مالی دولت و سازمان تأمین اجتماعی: مبانی نظری و حقوقی بیمه‌های حمایتی، شکل‌گیری و تأدیه بدهی‌ها، مؤسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی، تهران.
- سازمان تأمین اجتماعی (۱۳۹۷). سالنامه آماری.
- Beetsma, R.M.W.J., Romp, W.E., & Vos, S.J. (2012). Voluntary participation and intergenerational risk sharing in a funded pension system. *European Economic Review*. 56(6), 1310–1324.
- Bernard, C., & Lemieux, C. (2008). Fast simulation of equity-linked life insurance contracts with a surrender option. *Proceedings of 2008 Winter Simulation Conference*.
- Boes, M.J., & Siegmans, A. (2018). Intergenerational risk sharing under loss averse preferences. *Journal of Banking & Finance*. 92, 269-279.
- Boon, L.N., Brière, M., & Werker, B.J.M. (2020). Systematic longevity risk: to bear or to insure? *Journal of Pension Economics & Finance*. 19(3), 409-441.
- Boyer, M., & Stentoft, L. (2013). If we can simulate it, we can insure it: An application to longevity risk management. *Insurance: Mathematics & Economics*. 52, 35–45.
- Broeders, D.W.G.A., Chen, A., & Rijsbergen, D.R. (2013). Valuation of liabilities in hybrid pension plans. *Applied Financial Economics*. 23(15), 1215-1229.
- Cathcart, M., & Morrison, S. (2009). Variable annuity economic capital: the leastsquares Monte Carlo approach. *Life & Pensions*. 44–48.
- Chen, D.H.J. (2015). Voluntary participation in a defined benefit pension scheme: An option pricing approach. Discussion Paper 11/2015-042, Netspar, Tilburg. Retrieved from <https://www.netspar.nl/en/publication/voluntary-participation-in-a-defined-benefit-pension-scheme-an-option-pricing-approach/>
- Chen, D.H.J., Beetsma, R.M.W.J., Broeders, D.W.G.A., & Pelsser, A.A.J. (2017). Sustainability of participation in collective pension schemes: An option pricing approach. *Insurance: Mathematics & Economics*. 74, 182-196.
- Chen, A., & Uzelac, F. (2015). Portability, Salary and Asset Price Risk: A Continuous-Time Expected Utility Comparison of DB and DC Pension Plans. *Risks*. 3(1), 77-102.
- Dawson, P., Dowd, K., Carins, A.J.G., & Blake, D.P. (2010). Survivor Derivatives: A Consistent Pricing Framework. *Journal of Risk and Insurance*. 77(3), 579-597.
- Lekniute, Z., Beetsma, R.M.W.J., & Ponds, E.H.M. (2014). A Value-Based Approach to the Redesign of US State Pension Plans. SSRN, retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2438637
- Molenaar, R., Peijnenburg, J., & Ponds, E. (2011). Should I stay or should I go? break even funding ratios for DB pension plan participants. Discussion Paper 04/2011-027, Netspar, Tilburg. Retrieved from <https://research.tilburguniversity.edu/en/publications/should-i-stay-or-should-i-go-break-even-funding-ratios-for-db-pen>
- OECD (2019). *OECD Pensions at a Glance*. Paris: OECD
- Romp W., & Beetsma R.M.W.J. (2020). Sustainability of pension systems with voluntary participation. *Insurance: Mathematics and Economics*. 93, 125-140.
- Siegmans, A. (2011). Minimum funding ratios for defined-benefit pension funds. *Journal of Pension Economics & Finance*. 10 (3), 417–434.
- Sullivan, M. (2019). Auto-enrolment grows globally. *IPE Magazine*. Retrieved from <https://www.ipe.com/auto-enrolment-grows-globally/10029254.article>
- Schumacher, J.M. (2019). A Note on Gollier's Model for a Collective Pension Scheme. *Journal of Pension Economics & Finance*. Published online by Cambridge University Press.