

برآورد احتمال و تحلیل تداوم بیمه‌پردازی اختیاری در سازمان تأمین اجتماعی با رویکرد زنجیرهای مارکوف (مطالعه موردی: شعبه دو تأمین اجتماعی همدان)

وحید برادران^۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۶/۲۲

مرتضی حبشی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۲/۲۴

چکیده

لازمه برنامه‌ریزی مناسب برای توسعه خدمات تأمین اجتماعی، برآورد دقیق درآمدهای حاصل از دریافت حق بیمه، پیش‌بینی رفتار بیمه‌پردازان به‌خصوص بیمه‌پردازان اختیاری، و برنامه‌ریزی برای نگاه‌داشت آنهاست. در این پژوهش، رفتار بیمه‌پردازان اختیاری در قالب سیستم زنجیرهای مارکوف برای محاسبه احتمال تغییر وضعیت آنها مدل‌سازی شده است. وضعیتهای بیمه‌پردازان قبل و بعد از عقد قرارداد با جمع‌آوری و مطالعه داده‌های این نوع بیمه‌پردازان در شعبه دو تأمین اجتماعی همدان در فاصله سالهای ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ در هفت موقعیت شناسایی شده است. در یک تحلیل، وضعیت هر بیمه‌پرداز در سال پس از عقد قرارداد به دو وضعیت استمرار و عدم استمرار دسته‌بندی شده و با داده‌های مطالعه موردی احتمالات گذار آنها محاسبه شده است. تحلیل مارکوف بیانگر آن است که با احتمال $78/01$ درصد یک بیمه‌گذار اختیاری در سالهای آینده استمرار به پرداخت حق بیمه می‌کند و با احتمال حدود ۲۲ درصد از این نوع بیمه‌روگردانی می‌کند. بر این اساس، رابطه‌ای برای پیش‌بینی تعداد بیمه‌پردازان اختیاری در پایان هر سال توسعه داده شده است. در تحلیل دیگری، احتمال اینکه یک بیمه‌پرداز اختیاری پس از روگردانی از بیمه اختیاری به چه حالتی از بیمه‌پردازی و یا عدم بیمه‌پردازی گرایش پیدا می‌کند نیز با زنجیرهای مارکوف برآورد شده است.

واژگان کلیدی: بیمه‌پردازی اختیاری، تأمین اجتماعی، زنجیرمارکوف، احتمالات حدی، شعبه دو تأمین اجتماعی همدان.

۱. استادیار گروه مهندسی صنایع، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال (نویسنده مسئول)،

V_Baradaran@iau-tnb.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری مهندسی صنایع، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال، Morteza.Habashi@yahoo.com

۱. مقدمه

در یک تقسیم‌بندی خدمات کلی، بیمه به دو دسته بیمه‌های اجتماعی و بیمه‌های بازرگانی تقسیم‌بندی می‌شود. بیمه‌های اجتماعی عمدتاً بیمه‌های اجباری و ناشی از قانون هستند و مشخصه آنها این است که شخص دیگری (مانند کارفرما) در پرداخت بخش زیادی از حق بیمه مشارکت دارد. در بیمه‌های اجتماعی، حق بیمه به صورت درصدی از دستمزد تعیین می‌شود، در حالی که در بیمه‌های بازرگانی حق بیمه متناسب با ریسک تعیین می‌شود (کریمی و تفنگساز، ۱۳۸۳).

در ایران، سازمان مستقل تأمین اجتماعی به منظور کاهش مخاطرات در زندگی اقتصادی و حفظ و حمایت افراد جامعه تشکیل شده که با پرداخت پول و ارائه خدمات و امدادهای اجتماعی، مردم را در برابر کاهش یا قطع درآمد حاصل از بیکاری، پیری، بیماری و ازکارافتادگی، و تأمین معاش افراد خانواده پس از مرگ حمایت می‌کند. در حال حاضر تقریباً تمام کشورهای جهان و به‌ویژه کشورهای پیشرفته، برنامه‌های گسترده‌ای در قالب بیمه‌های اجتماعی (از محل دریافت حق بیمه) و کمک‌های اجتماعی (از محل اعتبارات دولتی) در زمینه تأمین اجتماعی دارند (مریدی، ۱۳۷۸).

بر مبنای ماده ۲ قانون تأمین اجتماعی، بیمه‌شده شخصی است که با پرداخت مبالغی به‌عنوان حق بیمه حق استفاده از مزایای مقرر در قانون تأمین اجتماعی را دارد (قشقایی، ۱۳۸۴). دو گروه شامل افرادی که به هر عنوان در مقابل دریافت مزد یا حقوق کار می‌کنند و صاحبان حرف و مشاغل آزاد مشمول قانون تأمین اجتماعی هستند. به طور کلی بیمه‌شدگان اصلی تأمین اجتماعی را می‌توان در ۴ گروه بیمه‌شدگان اجباری، خاص، بیمه بیکاری، و بیمه توافقی تقسیم‌بندی کرد. در جدول ۱ این تقسیم‌بندی همراه با توزیع فراوانی آنها در سازمان تأمین اجتماعی و مورد مطالعه این پژوهش (شعبه دو همدان) ارائه شده است (دفتر آمار و محاسبات اقتصادی و اجتماعی، ۱۳۹۴).

جدول ۱. توزیع انواع بیمه‌شدگان اصلی تأمین اجتماعی (پایان آذر ۱۳۹۳)

شرح	تعداد در سازمان تأمین اجتماعی	درصد در سازمان	تعداد در مطالعه موردی	درصد در مطالعه موردی
اجباری	۹,۲۱۱,۹۱۵	۶۹/۴	۲۶,۸۸۹	۵۳/۷۷
خاص	اختیاری	۶۳۴,۷۴۹	۳,۲۷۳	۶/۵۵
	حرف و مشاغل آزاد	۷۷۲,۶۴۵	۴,۰۱۳	۸/۰۲
	رانندگان	۱,۰۴۸,۳۴۹	۷/۹	۱۵/۰۷
	بافندگان	۵۴۳,۹۹۱	۴/۱	۱۰/۵۴
	کارگران ساختمانی	۶۶۴,۱۹۱	۵	۱/۹۸
	* سایر	۱۹,۷۹۲	۰/۱	۰
بیمه بیکاری	۱۶۵,۴۱۹	۱/۲	۵۴۲	۱/۰۸
بیمه توافقی	۲۱۷,۵۷۸	۱/۶	۱,۴۹۵	۲/۹۹
جمع کل بیمه‌شدگان اصلی	۱۳,۲۷۸,۶۲۹	۱۰۰	۵۰,۰۱۱	۱۰۰

* سایر شامل صیادان، زنبورداران و کارفرمایان صنفی کم‌درآمد است.

بر مبنای قانون، بیمه اختیاری ابزاری برای استمرار بیمه‌پردازی بیمه‌شدگان و جلوگیری از رویگردانی آنها از بیمه‌پردازی قلمداد می‌شود. اجرای دستورالعمل‌های جدید در سالهای گذشته از جمله کاهش سن شروع بیمه‌پردازی به کمتر از ۵۰ سال (بدون داشتن هرگونه سابقه)، داشتن حداقل یک ماه سابقه بیمه و یا کارت پایان خدمت سربازی زمینه را برای گسترش خدمات بیمه اختیاری، ممانعت از رویگردانی بیمه‌پردازی و حفظ بیمه‌پردازان بالفعل در شکل دیگری از بیمه‌پردازی فراهم کرده است. بررسی و تحلیل داده‌ها و اطلاعات موجود در حوزه بیمه‌شدگان اختیاری می‌تواند دانش چگونگی تغییر و جابه‌جایی گروه‌های مختلف بیمه‌شدگان را افزایش دهد و زمینه را برای برنامه‌ریزی مناسب‌تر برای کسب درآمد برای آینده سازمان تأمین اجتماعی فراهم کند.

برنامه‌ریزی لازم برای تصمیم‌گیری‌های مدیریتی در طول سال برای اختصاص بودجه و تعیین میزان درآمدهای مربوطه در بخش گروه‌های مختلف بیمه‌پردازی نیازمند شناخت از وضعیت موجود و چگونگی تغییر آن (استمرار پرداخت یا قطع

پرداخت این گروه از بیمه‌شدگان) است. در بخش بیمه‌های اختیاری، اهمیت استمرار پرداخت یا قطع پرداخت این گروه از بیمه‌شدگان زمانی بیشتر جلوه می‌کند که بدانیم به طور معمول بالغ بر ۱۵ درصد از عملکرد درآمدی هر شعبه، مربوط به بیمه‌شدگان غیراجباری است. یعنی گروهی از بیمه‌شدگان که بدون هیچ جبر و اجباری از سوی قانون و بدون انجام هیچ هزینه‌ای برای جذب از سوی واحد اجرایی، با رضایت خاطر اقدام به بیمه‌پردازی می‌کنند و برخلاف گروه‌های مختلف بیمه اجباری نیازمند هیچ‌گونه کنترل و بازرسی در بیمه‌پردازی نیستند. در این بخش صرفاً با انعقاد قرارداد، بیمه‌شده را در مسیر بیمه‌پردازی قرار می‌دهد. لذا بررسی چگونگی ورود متقاضیان عقد قرارداد بیمه اختیاری و رفتار دوگانه آنها در خصوص استمرار یا عدم استمرار این نوع بیمه‌پردازی و یا تبدیل به سایر بیمه‌ها می‌تواند اطلاعات مهمی را در اختیار برنامه‌ریزان و مدیران سازمان قرار دهد تا بر این اساس ضمن توزیع توان و نیروهای موجود، بیشترین موفقیت را در جهت نیل به اهداف سازمانی به‌ویژه دو هدف گسترش جمعیت تحت پوشش و تحقق درآمدهای مصوب کسب کند. در این مقاله، رفتار بیمه‌پردازان اختیاری در قالب سیستم زنجیره‌های مارکوف برای محاسبه احتمال تغییر وضعیت بیمه‌پردازان اختیاری مدل‌سازی شده است.

زنجیر مارکوف در حوزه‌های مختلف به‌عنوان یک مدل مناسب برای تحلیل وضعیت سیستم‌ها در آینده قابل استفاده است و از آن در تحلیل سیستم‌های انبارداری، صف، ارتباطات، تولید، نیروی انسانی، هواشناسی و اقلیم‌شناسی، و سیستم‌های اقتصادی به کار گرفته شده است (Kulkarni, 2011). یزدان‌پناه و علیزاده (۱۳۹۰) به کمک زنجیر مارکوف وقوع امواج گرمایی با دوره‌های تداوم مختلف در استان کرمان را برآورد کرده‌اند. ماسران^۱ (۲۰۱۵) از مدل زنجیر مارکوف برای رفتار تصادفی جهت باد استفاده کرده است. کینا و بوسلی^۲ (۲۰۱۴) با استفاده از رویکرد زنجیر مارکوف

1. Masseran

2. Qina and Boccelli

میزان تقاضا در سیستم توزیع آب آشامیدنی را برآورد کرده‌اند. یون^۱ و همکاران (۲۰۰۸) با استفاده از زنجیره‌های مارکوف با زمان گسسته تلاش کرده‌اند که زمان سفر را در آزاده‌ها برآورد کنند. در مورد رویگردانی مشتری و یا طول عمر مشتری نیز چنگ^۲ و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از زنجیر مارکوف چارچوبی برای محاسبه مقدار طول عمر مشتریان برای شرکت تعمیرات خودرویی تهیه کردند. همچنین فیلیپ و کاراوی^۳ (۲۰۰۰) با توجه به اهمیت مقدار طول عمر مشتری در بازاریابی، مدلی را براساس زنجیر مارکوف ارائه دادند. همچنین لیو^۴ و همکاران (۲۰۱۱) پویایی ارزش شرکای استراتژیک را با استفاده از زنجیر مارکوف تحلیل کردند.

۲. داده‌ها و روش‌شناسی

در این پژوهش، اطلاعات مربوط به قراردادهای منعقد در بخش بیمه اختیاری در فاصله سالهای ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ در شعبه دو همدان به‌عنوان یک مطالعه موردی جمع‌آوری شده است. تعداد قراردادهای بررسی شده در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. تعداد قراردادهای بیمه اختیاری منعقد در شعبه دو همدان ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳

سال	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
تعداد قرارداد منعقد	۳۸۸	۶۱۱	۷۸۱	۷۲۷	۸۶۹	۱۲۱۶	۱۳۳۱

اطلاعات بررسی شده شامل وضعیت بیمه‌شده در سال قبل از انعقاد قرارداد (فاصله زمانی فروردین تا اسفند) و وضعیت بیمه‌پردازی در سال انعقاد قرارداد (تاریخ عقد قرارداد تا پایان اسفند سال قرارداد) است. از آنجایی که قراردادهای بیمه اختیاری در صورت عدم پرداخت در مهلت مقرر و یا اشتغال در کارگاه (بیمه اجباری) ابطال

1. Yeon
2. Cheng
3. Philip an Carraway
4. Liu

می‌شوند، لذا وضعیت بعد از انعقاد قرارداد از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، چرا که به نوعی نشان‌دهنده رویگردانی و یا استمرار بیمه‌پردازی است.

در اولین گام، ۲۰ حالت مختلف به‌عنوان حالت‌های بیمه‌پرداز در سال قبل از عقد قرارداد بیمه اختیاری تحت عنوان حالات ورودی شامل: ۱- اجباری، ۲- قطع (بدون سابقه)، ۳- بیکاری، ۴- مشاغل (بیمه‌پردازی کامل در سال قبل)، ۵- اختیاری (بیمه‌پردازی کامل در سال قبل)، ۶- بدون هر گونه سابقه، ۷- بدون سابقه در سال قبل (در سال فعلی سابقه دارند)، ۸- اجباری و قطع، ۹- مشاغل و قطع، ۱۰- اختیاری و قطع، ۱۱- بیکاری و اجباری، ۱۲- بیکاری و قطع، ۱۳- قطع و اختیاری، ۱۴- قطع و مشاغل، ۱۵- قطع و اجباری، ۱۶- اجباری و اختیاری، ۱۷- اجباری و بیکاری، ۱۸- اختیاری و اجباری، ۱۹- مشاغل و اختیاری و ۲۰- مشاغل و اجباری شناسایی شده است. به‌عنوان مثال، حالت «بیکاری و قطع» بیان‌کننده این است که بیمه‌شده با انعقاد قرارداد در سال ۱۳۹۰ در سال ۱۳۸۹ بخشی از سال را بیمه بیکاری دریافت کرده و بخش دیگر را نیز ارتباط بیمه‌ای نداشته است (قطع بیمه) و حالت «اختیاری و اجباری» به این معنی است که فرد در سال قبل برای مدتی دارای قرارداد بیمه اختیاری بوده و سپس به دلیل اشتغال مدتی را به صورت بیمه اجباری بیمه پرداخت کرده است که پس از بیکار شدن مجدداً قرارداد اختیاری منعقد کرده است.

به طور مشابه انواع وضعیت بیمه‌شده دارای قرارداد در انتهای سال عقد قرارداد نیز به‌عنوان حالات خروجی در ۱۱ حالت خروجی شامل: ۱- اختیاری و قطع، ۲- اختیاری و اجباری، ۳- قطع و اختیاری، ۴- قطع و اجباری، ۴- قطع و اجباری، ۵- اختیاری، قطع و اختیاری، ۶- اختیاری، قطع و اجباری، ۷- اختیاری و مشاغل، ۸- اجباری، ۹- بازنشستگی، ۱۰- استمرار (اختیاری) و ۱۱- عدم پرداخت (قطع و خروج) شناسایی شده است. به‌عنوان مثال، حالت «اختیاری، قطع و اجباری» بیانگر این حالت است که فرد بیمه شده پس از انعقاد قرارداد، مدتی به صورت اختیاری بیمه پرداخت کرده و سپس به دلیل عدم پرداخت، بیمه او برای مدتی قطع بوده و بعد از آن در کارگاهی

مشغول به کار شده است (تمام این تغییرات در فاصله تاریخ عقد قرارداد تا پایان سال اتفاق افتاده است) و یا حالت بازنشستگی به این مفهوم است که فرد بیمه‌شده پس از عقد قرارداد و پرداخت حق بیمه برای مدتی (زیر یکسال) در همان سال بازنشسته شده است. فراوانی برخی از حالات ورودی و خروجی اولیه مقادیر کمی داشته‌اند، لذا برای دستیابی به نتایج بهتر حالات ورودی و خروجی با یکدیگر ادغام شده‌اند. جدول ۳ وضعیت بیمه‌پردازان بیمه اختیاری قبل از انعقاد قرارداد (به‌عنوان حالات ورودی) و بعد از انعقاد قرارداد (به‌عنوان حالات خروجی) پس از ادغام را به همراه شماره حالات اولیه ادغام شده نشان می‌دهد.

جدول ۳. حالات بیمه‌پردازی در سال قبل از انعقاد و در سال انعقاد قرارداد

وضعیت بیمه‌پردازی در سال قبل از انعقاد قرارداد		وضعیت بیمه‌پردازی در پایان سال انعقاد قرارداد	
وضعیت	حالات اولیه تجمیع شده	وضعیت	حالات اولیه تجمیع شده
۱- اختیاری مستمر	استمرار قرارداد از سال قبل	۱- اختیاری مستمر	۱۰
۲- قطع	۷-۲	۲- قطع	۱۱-۱
۳- اجباری	۱۱-۱۵-۱۸-۲۰-۳-۱	۳- اجباری	۸-۴-۲
۴- قطع موقت	۱۷-۱۴-۱۲-۱۰-۹-۸-۵-۴	۴- قطع موقت	۷-۶
۵- قطع و اختیاری	۱۹-۱۶-۱۳	۵- قطع و اختیاری	۵-۳
۶- بدون سابقه	۶	۶- بازنشستگی	۹

مطابق جدول ۳، برای هر خریدار بیمه در یکسال ممکن است شش وضعیت در سال قبل اتفاق بیافتد و وضعیت بیمه‌پرداز در پایان سال عقد قرارداد نیز در یکی از شش حالت ستونهای سمت راست باشد.

۳. برآورد ماتریس احتمال انتقال در زنجیر مارکوف

در مفهوم کلی اگر زمان به سه دوره گذشته، حال، و آینده تقسیم شود و وضعیت سیستم در هر زمان (گسسته یا پیوسته) تعیین شود، آنگاه فرایند را مارکوف می‌نامیم اگر وضعیت آینده سیستم از مقدار وضعیت حال حاضر آن قابل تعیین باشد و بستگی به مسیری که در گذشته طی کرده است، نداشته باشد (مدرس و تیموری، ۱۳۹۳). به

زبان ریاضی، فرایند تصادفی $\{X_n, n \geq 0\}$ بر روی فضای حالات گسسته S یک زنجیر مارکوف است اگر برای تمام مقادیر i و j در فضای S رابطه

$$P(X_{n+1} = j | X_n = i, X_{n-1} = x_{n-1}, \dots, X_0 = x_0) = P(X_{n+1} = j | X_n = i) \quad (1)$$

$$= p_{ij}$$

برقرار باشد (کالکارنی، ۲۰۱۰) که در آن $X_n = i$ بیانگر آن است که وضعیت سیستم در زمان (مرحله) n برابر i است و احتمال تغییر وضعیت از i به j در یک فاصله زمانی تأخیر (n به $n+1$) با p_{ij} نشان داده می‌شود که مقدار مشخص و ثابتی دارد و مستقل از n است. چون این احتمالات غیرمنفی هستند و در هر صورت فرایند می‌بایست به یکی از وضعیتهای تعریف شده انتقال یابد، لذا به عبارتی مطابق رابطه

$$p_{ij} \geq 0 \quad \forall i, j \in N, \quad \sum_{j=0}^{\infty} p_{ij} = 1 \quad \forall i = 0, 1, 2, \dots \quad (2)$$

مجموع احتمالات حالت‌های مختلف برابر یک است (ایروانی، ۱۳۷۲). ماتریس P که مجموعه احتمال تغییر وضعیتها (p_{ij}) را نشان می‌دهد ماتریس گذار سیستم یا ماتریس انتقال احتمال نامیده می‌شود و با استفاده از آن می‌توان احتمالات حدی سیستم (π_i) که احتمال ماندن طولانی مدت سیستم در وضعیت i است را محاسبه کرد.

در پژوهش حاضر با دو رویکرد، وضعیتهای بیمه‌پردازی مورد بررسی قرار گرفته است. در رویکرد اول ۲ وضعیت استمرار بیمه‌پردازی و عدم بیمه‌پردازی به‌عنوان وضعیتهای سیستم (بیمه‌پرداز) در فاصله زمانی یکساله بررسی شده و در رویکرد دوم با دید جزئی‌تری به جای ۲ وضعیت، ۷ وضعیت (شش وضعیت جدول ۳ و حالت «بدون سابقه») برای سیستم در نظر گرفته شده و مورد بررسی قرار گرفته است. در رویکرد اول برای بررسی احتمالات مربوطه، یک ماتریس 2×2 به صورت

$$\begin{bmatrix} n_{00} & n_{01} \\ n_{10} & n_{11} \end{bmatrix} \quad (3)$$

به تفکیک هر سال تشکیل شده است. بیمه‌پردازی اختیاری با وضعیت ۰ و عدم بیمه‌پردازی اختیاری با وضعیت ۱ نمایش داده شده است. جمله n_{00} یعنی فراوانی قراردادهایی که در سال $x-1$ فعال بوده‌اند و تا پایان سال x نیز فعال مانده‌اند و

جمله n_{11} فراوانی قراردادهایی که در سال قبل بیمه‌پرداز اختیاری نبوده‌اند و بعد از انعقاد قرارداد نیز تا پایان سال مورد نظر استمرار بیمه‌پردازی نداشته‌اند. مقادیر احتمال انتقال شرطی طبق روابط (۴) و (۵) محاسبه می‌شوند که نتایج این محاسبات در بخش بعدی ارائه شده است.

$$p_{01} = \frac{n_{01}}{n_{01} + n_{00}}, p_{00} = 1 - p_{01} \quad (۴)$$

$$p_{10} = \frac{n_{10}}{n_{10} + n_{11}}, p_{11} = 1 - p_{10} \quad (۵)$$

در حالت کلی و به زبان ساده‌تر احتمالات مختلف محاسبه شده فوق از داده‌های ماتریس رابطه (۳) به شرح زیر است:

p_{00} : احتمال استمرار بیمه‌پردازی قراردادهای سالهای گذشته در سال جدید

p_{01} : احتمال عدم استمرار بیمه‌پردازی قراردادهای سالهای گذشته در سال جدید

p_{10} : احتمال استمرار بیمه‌پردازی قراردادهای منعقد در سال جدید

p_{11} : احتمال عدم استمرار قراردادهای منعقد در سال جدید

یکی از ویژگیهای زنجیر مارکوف این است که احتمال حالت سیستم در درازمدت به حال اولیه آن وابسته نیست و صرف‌نظر از اینکه سیستم از چه حالتی شروع کند، احتمال اینکه در درازمدت به حالت k برسد مقداری ثابت است که این مقدار را به π_k نشان می‌دهند. به عبارتی رابطه

$$\pi_k = \lim_{m \rightarrow \infty} P_{ik}^{(m)} \quad (۶)$$

برقرار است (مدرس و تیموری، ۱۳۹۳).

با در نظر گرفتن ماتریس گذار P به فرم رابطه (۷)، رابطه‌های (۸) و (۹) به دست خواهند آمد (Pinsky and Karlin, 2010). لذا هر یک از درایه‌های سطر اول (یا دوم) در ماتریس رابطه (۹) به ترتیب π_1 و π_2 خواهند بود.

$$P = \begin{bmatrix} 1-a & a \\ b & 1-b \end{bmatrix} \quad (۷)$$

$$P^n = \frac{1}{a+b} \begin{vmatrix} b & a \\ b & a \end{vmatrix} + \frac{(1-a-b)^2}{a+b} \begin{vmatrix} a & -a \\ -b & b \end{vmatrix} \quad (۸)$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P^n = \begin{vmatrix} \frac{b}{a+b} & \frac{a}{a+b} \\ \frac{b}{a+b} & \frac{a}{a+b} \end{vmatrix} \quad (۹)$$

در رویکرد دوم وضعیت عدم بیمه‌پردازی در حالات جزئی‌تر (به تفکیک ۶ وضعیت شناسایی شده) با توجه به خواص زنجیر مارکوف برای هر سال و ماتریس انتقال احتمال میانگین بررسی شده است. براساس رابطه (۶) در صورتی که بخواهیم مقادیر احتمالات حدی π_k را برای وضعیتهای مختلف سیستم حساب شوند باید دستگاه معادلات

$$(\pi_0, \pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4, \pi_5, \pi_6) = (\pi_0, \pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4, \pi_5, \pi_6) \cdot P_{END} \quad (۱۰)$$

حل شوند (مدرس و تیموری، ۱۳۹۳)، که در شرط $\sum_{i=0}^{\infty} \pi_i = 1$ صدق می‌کند و در آن π_0 تا π_6 معرف میزان احتمالی است که بیمه‌پردازان دارای قراردادهای بیمه اختیاری در درازمدت به وضعیتهای صفر تا شش (حالت‌های جدول ۳ به اضافه حالت «بدون سابقه») انتقال می‌یابند و ماتریس P_{END} ماتریس انتقال احتمال مربوطه (برای هر سال یا میانگین سالهای مورد بررسی) است.

۴. نتایج و مدل‌سازی تصادفی

در پژوهش حاضر، فراوانی وضعیتهای بیمه‌پردازی اختیاری قبل و بعد از عقد قرارداد مطابق آنچه در جدول ۳ شناسایی شد از پرونده‌های بیمه‌پردازان اختیاری شعبه دو تأمین اجتماعی همدان گردآوری شده تا با استفاده از آنها بتوان احتمالات بیان شده در رویکرد اول و دوم را به شرح زیر محاسبه کرد.

۴-۱. رویکرد اول

در این رویکرد با استفاده از تحلیل زنجیرهای مارکوف، احتمال اینکه بیمه‌پرداز اختیاری در یکسال بیمه خود را تمدید کند یا اینکه قطع کند، محاسبه شده است. لازم

به ذکر است که ابطال قرارداد بیمه اختیاری در صورتی اتفاق خواهد افتاد که بیمه‌شده به میل شخصی از پرداخت حق بیمه مربوطه در مهلت مقرر (بیش از سه ماه از آخرین پرداخت) خودداری کند و یا در کارگاهی اشتغال یابد و از آن محل حق بیمه پرداخت شود. جدول ۴ نشان‌دهنده فراوانی و درصد فراوانی نوع وضعیت بیمه‌پرداز به تفکیک سال (استمرار بیمه‌پردازی از سالهای قبل و قرارداد جدید) است.

جدول ۴. فراوانی و درصد فراوانی حالات مختلف بیمه‌پردازی اختیاری

ردیف	نوع ورودی	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
۱	اختیاری مستمر	۳۲۴	۵۹۲	۹۶۱	۱۳۱۵	۱۵۸۰	۱۹۸۷	۲۶۳۲
۲	قرارداد جدید	۳۸۸	۶۱۱	۷۸۱	۷۲۷	۸۶۹	۱۲۱۶	۱۳۳۱
به تفکیک درصد								
۱	اختیاری مستمر	۴۵/۵۱	۴۹/۲۱	۵۵/۱۷	۶۴/۴۰	۶۴/۵۲	۶۲/۰۴	۶۶/۴۱
۲	قرارداد جدید	۵۴/۴۹	۵۰/۷۹	۴۴/۸۳	۳۵/۶۰	۳۵/۴۸	۳۷/۹۶	۳۳/۵۹

بررسی درصد فراوانی حالات مختلف بیمه‌پردازی اختیاری با توجه به گذر از دوره گذار سالهای ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ در سالهای بعد به ثبات نسبی رسیده است. با توجه محاسبات انجام شده، نسبت قراردادهای جدید به قراردادهای فعال از سال گذشته به شرح جدول ۵ است.

جدول ۵. نسبت قراردادهای جدید به قراردادهای فعال از سال گذشته به تفکیک هر سال

ردیف	نسبت نوع قرارداد جدید به قرارداد فعال سال قبل	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
۱	اختیاری مستمر	۵۵/۱۷	۶۴/۴۰	۶۴/۵۲	۶۲/۰۴	۶۶/۴۱
۲	قرارداد جدید	۴۴/۸۳	۳۵/۶۰	۳۵/۴۸	۳۷/۹۶	۳۳/۵۹
	نسبت قرارداد جدید به قراردادهای فعال از سال قبل	۰/۸۱	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۶۱	۰/۵۱

با توجه به تعیین درصد قراردادهای جدید بر مبنای قراردادهای مستمر قبلی لزوم به دست آوردن احتمال استمرار قراردادهای اختیاری در سال بعد ضروری است که برای این کار از ماتریس انتقال احتمال در زنجیر مارکوف مطابق جدول ۶ استفاده می‌شود.

جدول ۶. مقادیر احتمال حالات مختلف بیمه‌پردازی اختیاری

حالت	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
P_{00}	۰/۸۲۱۰	۰/۷۸۵۵	۰/۷۵۶۵	۰/۷۷۰۳	۰/۸۱۰۸	۰/۸۲۲۸	۰/۸۰۵۱
P_{01}	۰/۱۷۹۰	۰/۲۱۴۵	۰/۲۴۳۵	۰/۲۲۹۷	۰/۱۸۹۲	۰/۱۷۷۲	۰/۱۹۴۹
P_{10}	۰/۸۴۰۲	۰/۸۱۱۸	۰/۷۵۲۹	۰/۷۷۹۹	۰/۸۱۱۳	۰/۸۱۹۹	-
P_{11}	۰/۱۵۹۸	۰/۱۸۸۲	۰/۲۴۷۱	۰/۲۲۰۱	۰/۱۸۸۷	۰/۱۸۰۱	-

با توجه به مقادیر جدول ۶ ماتریس انتقال هر سال قابل تشریح است که به عنوان نمونه برای سال ۱۳۹۰ به صورت

$$P_{90} = \begin{bmatrix} 0.7703 & 0.2297 \\ 0.7799 & 0.2201 \end{bmatrix}$$

است. برای تعیین ماتریس انتقال سالانه کلی، روشهای متعددی وجود دارد که برای سهولت کار از روش میانگین سالهای مختلف (بدون لحاظ کردن سال ۹۳) استفاده و در نهایت، ماتریس انتقال سالانه نهایی به شرح

$$P = \begin{bmatrix} 0.7945 & 0.2255 \\ 0.8027 & 0.1973 \end{bmatrix}$$

استخراج شد. با در نظر گرفتن مقادیر $\{a=0.2255, b=0.8027\}$ در رابطه (۹) خواهیم داشت:

$$\pi_0 = \frac{0.8027}{0.2255 + 0.8027} = 0.7807, \pi_1 = 0.2193$$

به عبارتی در درازمدت هر قرارداد بیمه‌پرداز بیمه‌پذیری، با احتمال ۰/۷۸۰۱ در هر سال، بیمه‌پرداز فعال باقی می‌ماند و با احتمال ۰/۲۱۹۳ قطع می‌شود. البته این احتمالات بدون توجه به این است که این قرارداد در چه سالی منعقد شده است. همچنین می‌توان احتمال تغییر وضعیت بیمه‌پرداز اختیاری را براساس ماتریس انتقال در یکسال بعد یا دو سال بعد و ... به دست آورد که به عنوان نمونه تعدادی از حالات در ادامه محاسبه شده است.

$$P^2 = \begin{vmatrix} 0.8108 & 0.1892 \\ 0.8113 & 0.1887 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} 0.8108 & 0.1892 \\ 0.8113 & 0.1887 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 0.8109 & 0.1891 \\ 0.8109 & 0.1891 \end{vmatrix}$$

از دیگر استفاده‌های نتایج محاسبات احتمالات گذار، پیش‌بینی تعداد قراردادهای فعال سال بعد است. برای پیش‌بینی، از نتایج جدول ۵ استفاده می‌شود. ابتدا با استفاده از درصد قراردادهای جدید نسبت به قراردادهای سال قبل در سالهای قبل این نسبت در سال بعد پیش‌بینی می‌شود. از جمله روشهای پیش‌بینی، روش میانگین ساده است که عبارت است از میانگین نسبتهای سالهای قبل مطابق رابطه

$$\hat{\alpha}_t = \frac{1}{t-1} \sum_{i=1}^{t-1} \alpha_i \quad (11)$$

است (Srivastava and et al., 1989)، که در آن t ، شماره دوره (سال) و $\hat{\alpha}_t$ پیش‌بینی درصد فراوانی دوره t و α_i درصد فراوانی واقعی دوره i است. به‌عنوان مثال میانگین نسبت قراردادهای جدید در هر سال به قراردادهای مستمر از سالهای قبل در سال ۱۳۹۴ (در فاصله سالهای ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳) با استفاده از رابطه (۱۱) برابر با ۰/۶۱ است. با استفاده از پیش‌بینی این نسبت در یکسال می‌توان تعداد قراردادهای فعال در سال مورد نظر را پیش‌بینی کرد. به‌عنوان مثال برای سال اول (سال ۱۳۹۰)، تعداد قراردادهای فعال در پایان سال ۱۳۹۰ مساوی است با مجموع تعداد قراردادهای اختیاری جدید منعقد در سال ۱۳۹۰ و تعداد قراردادهای اختیاری مستمر از سال ۱۳۸۹، که با توجه به احتمال‌گذار ۸۷/۰۷ درصد باید عدد مذکور در این ضریب ضرب شود. از سوی دیگر با توجه به پیش‌بینی درصد فراوانی قرارداد هر سال به نسبت سال قبل (با ضریب ۰/۶۱)، می‌توان قراردادهای جدید سال ۱۳۹۰ را نیز به صورت حاصل ضرب تعداد قراردادهای ۱۳۸۹ و ضریب ۰/۶۱ در نظر گرفت. برای درک بهتر می‌توان به صورت

پیش‌بینی تعداد قراردادهای فعال پایان سال ۱۳۹۰ = \hat{y}_{90}

برآورد تعداد قراردادهای مستمر از سال ۱۳۸۹ که فعال ماندند = \hat{y}_{90}

برآورد تعداد قراردادهای سال ۱۳۹۰ که فعال ماندند +

مسئله را فرموله کرد. برای برآورد هر یک از بخشهای رابطه فوق می‌توان از احتمالات

محاسبه شده به صورت

(احتمال فعال ماندن × تعداد قراردادهای سال ۱۳۸۹) = \hat{y}_{90}

(احتمال فعال ماندن × روند رشد سالانه × تعداد قراردادهای سال ۱۳۸۹) + استفاده کرد. به عبارتی با فرض اینکه سال ۱۳۸۹ دوره صفر بوده و سال ۱۳۹۰ دوره ۱ است،

$$\hat{y}_{90} = (y_{89} * 0.7807) + (y_{89} * 0.61 * 0.7807)$$

خواهد بود، که در آن y_{89} تعداد قراردادهای سال ۱۳۸۹ است. با ساده کردن رابطه فوق خواهیم داشت:

$$\hat{y}_{90} = 0.7807 * y_{89} * (1 + 0.61)$$

حال اگر سال ۱۳۹۰ را دوره یک ($t = 1$) و سال ۱۳۹۱ را دوره دو و به همین صورت دوره‌های بعدی را متناظر با سالهای بعد در نظر بگیریم خواهیم داشت:

$t = \text{سال}$

$y_0 =$ تعداد قراردادهای فعال در شروع سال ابتدایی

$y_t =$ تعداد قراردادهای فعال در پایان سال t ام

$$t = 1 \quad y_1 = 0.7807(y_0 + 0.61y_0) = 0.7807y_0(1 + 0.61)$$

$$t = 2 \quad y_2 = 0.7807y_1(1 + 0.61) = 0.7807 * 0.7807y_0(1 + 0.61)(1 + 0.61)$$

$$t = 3 \quad y_3 = 0.7807y_2(1 + 0.61) \\ = 0.7807 * 0.7807 * 0.7807y_0(1 + 0.61)(1 + 0.61)(1 + 0.61)$$

$$t = n \quad y_n = (0.7807)^n * y_0 * (1 + 0.61)^n \quad (12)$$

بدین ترتیب با بررسی اطلاعات موجود برای دوره زمانی چهار ساله تا پایان سال ۱۳۹۳ تعداد قراردادهای بیمه اختیاری براساس رابطه (۱۲) برآورد شد. با استفاده از تکنیکهای پیش‌بینی می‌توان معادله برآورد تعداد بیمه‌شدگان اختیاری در پایان هر سال را با بهینه‌سازی و اصلاح فرمول فوق در قالب یک پژوهش کاربردی استخراج کرد و به این ترتیب برنامه‌ریزان سازمان قادر خواهند بود درآمدهای انتظاری سازمان را با احتمالات و تعداد بیمه‌شدگان اختیاری محاسبه و پیش‌بینی کنند.

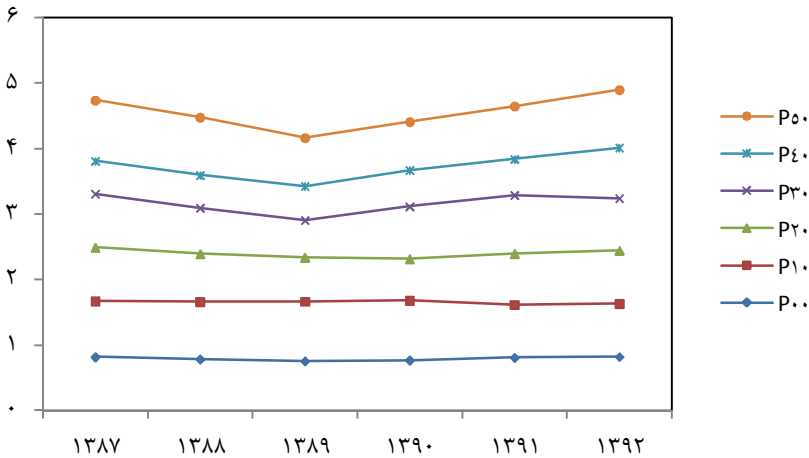
۴-۲. رویکرد دوم

در رویکرد دوم تلاش شده تا تمامی وضعیتهای بیمه‌پردازان اختیاری پس از انعقاد قرارداد در بازه زمانی یک گام (تا پایان سال عقد قرارداد) مدنظر قرار گیرد و برای سالهای ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ ماتریس حالت‌های انتقال ۷ گانه استخراج شود. جدول ۷ وضعیتهای مختلف یک بیمه‌پرداز اختیاری را نشان می‌دهد.

جدول ۷. حالات ۷ گانه و علامت اختصاری آن

حالت	اختیاری (مستمر)	قطع	اجباری	قطع موقت	قطع و اختیاری	بدون سابقه	بازنشستگی
علامت اختصاری	۰	۱	۲	۳	۴	۵	۶

با استفاده از روابط (۲)، (۳) و (۴)، ماتریس احتمال انتقال حالات مذکور در سالهای ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ به دست آمده است (تعداد ۶ ماتریس). شکل ۱ به طور نمونه مقدار احتمالات انتقال از حالت‌های مختلف به حالت صفر (بیمه اختیاری) را در سالهای مختلف نشان می‌دهد. همان‌طور که مشخص است مقدار این احتمالات در سالهای مختلف تقریباً ثابت و یکنواخت است و با گذر زمان، مقادیر احتمالات انتقال تغییری نداشته‌اند.



شکل ۱. نمودار روند احتمال حالات مختلف در سالهای ۱۳۸۷-۱۳۹۲

بنابراین برای جمع‌بندی و ایجاد یک ماتریس احتمال انتقال از ماتریسی استفاده شده است که درایه‌های آن از میانگین درایه‌های نظیر به نظیر شش ماتریس احتمال انتقال به دست آمده است و ماتریس P_{END} نامگذاری شده است.

$$P_{END} = \begin{bmatrix} 0.79449 & 0.10315 & 0.05616 & 0.00383 & 0.02330 & 0 & 0.01908 \\ 0.86284 & 0.12052 & 0.01089 & 0.00057 & 0.00408 & 0 & 0.00110 \\ 0.74130 & 0.19482 & 0.03815 & 0.00504 & 0.01102 & 0 & 0.00967 \\ 0.76316 & 0.19686 & 0.02105 & 0.00686 & 0.00805 & 0 & 0.00401 \\ 0.86616 & 0.30328 & 0.02426 & 0.00617 & 0.08253 & 0 & 0.01759 \\ 0.83137 & 0.14753 & 0.01913 & 0 & 0.00198 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

پس از حل دستگاه معادلات رابطه (۱۰) و داده‌های ماتریس فوق با استفاده از

روش الگوریتم گوس-جردن مقادیر

$$\pi_0 = 0.79536, \pi_1 = 0.11493, \pi_2 = 0.04868, \pi_3 = 0.00351$$

$$\pi_4 = 0.02136, \pi_5 = 0.00, \pi_6 = 0.01615.$$

به دست آمد. به عبارتی صرف‌نظر از اینکه قرارداد بیمه اختیاری در چه سالی منعقد شده است احتمال اینکه برای سال بعد استمرار یابد، 0.79536 است و احتمال تبدیل به حالت قطع 0.11493 است. بیمه‌پرداز اختیاری با احتمال 0.04868 در سال بعد به

جرگه بیمه‌شدگان اجباری وارد می‌شود. همان‌طور که انتظار می‌رفت احتمال اینکه در سال پس از عقد قرارداد بیمه‌پرداز، سوابق بیمه‌ای نداشته باشد، صفر شده که نشان‌دهنده اعتبار مدل پیشنهادی است.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در تحقیق حاضر با هدف فراهم آوردن دانش لازم برای ارزیابی عملکرد سازمانی در تحقق شاخص استمرار بیمه‌پردازی به‌عنوان یکی از روشهای تحقق درآمدهای پایدار حاصل از وصول حق‌بیمه، اطلاعات بیمه‌پردازان بیمه اختیاری به صورت موردی در شعبه دو همدان استخراج و مورد بررسی قرار گرفته است. در پژوهش حاضر در یک رویکرد کلی وضعیت استمرار و عدم استمرار قراردادهای بیمه اختیاری محاسبه، که حالات حدی (درازمدت) با دو احتمال $0/7807$ در استمرار بیمه‌پردازی و $0/2193$ برای عدم استمرار بیمه‌پردازی محاسبه شده است.

همچنین در تحلیل دیگری عدم بیمه‌پردازی در حالتهای جزئی‌تر مورد بررسی قرار گرفته و با استخراج ماتریس احتمال انتقال بین حالتهای مختلف احتمال قرار گرفتن یک بیمه‌پرداز در آینده تحلیل شده است. در حالات حدی قراردادهای بیمه اختیاری فارغ از زمان انعقاد قرارداد با احتمال $0/79536$ استمرار می‌یابد و با احتمال $0/01615$ این گروه از بیمه‌شدگان به جرگه مستمری‌بگیران سازمان وارد می‌شوند. همچنین احتمال اینکه بیمه‌پرداز بیمه اختیاری در قالب بیمه‌شده اجباری اشتغال به کار یابد نیز به میزان $0/04868$ است و با احتمال $0/11493$ این گروه از بیمه‌شدگان پس از قطع در سال بعد هیچ‌گونه حق‌بیمه‌ای پرداخت نخواهد کرد. با استفاده از این اطلاعات تصمیم‌گیران سازمانی می‌توانند تصمیمات مربوطه را به شکل دقیق‌تری اتخاذ کنند.

منابع

۱. ایروانی، س. م.، ۱۳۷۲. سیستمهای صف جلد اول فرایند پواسان و زنجیرههای مارکوف. تهران: دانشگاه علم و صنعت. ص ۲۰۴.
۲. دفتر آمار و محاسبات اقتصادی و اجتماعی، ۱۳۹۴. گزیده آماری در پایان سال ۱۳۹۳. معاونت اقتصادی و برنامه ریزی سازمان تأمین اجتماعی.
۳. قشقای، محمد ح، ۱۳۸۶. مجموعه قوانین تأمین اجتماعی. مذاکره. چاپ سوم. صص ۱۵-۱۱.
۴. کریمی، آ. و تفنگساز، م.، ۱۳۸۳. کلیات بیمه. تهران: پژوهشکده بیمه وابسته به بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران. چاپ هشتم. ص ۴۳۲.
۵. مدرس، م. و تیموری، ا.، ۱۳۹۳. نظریه صف. تهران: دانشگاه علم و صنعت. چاپ چهارم. ص ۸۶.
۶. مریدی، س.، ۱۳۷۸. فرهنگ بیمه‌های اجتماعی. موسسه عالی پژوهش تأمین اجتماعی. چاپ اول. صص ۱۰۸-۱۰۹.
۷. یزدان‌پناه، ح. و عزیزاده، ت.، ۱۳۹۰. برآورد احتمال وقوع امواج گرمایی با دوره‌های تداوم مختلف در استان کرمان به کمک زنجیر مارکوف. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، سال ۲۶، شماره سوم، پاییز ۱۳۹۰، شماره پیاپی ۱۰۲، صص ۷۱-۵۱.
8. Cheng, C.J. et al., 2012. Customer lifetime value prediction by a Markov chain based data mining model: Application to an auto repair and maintenance company in Taiwan. *Scientia Irnica*, 19(3), pp.849–855.
9. Kulkarni, V.G., 2011. *Introduction to modeling and analysis of stochastic systems*. 2rd ed. Springer.
10. Liu, C.H., Chiu, C.L. and Chiu, S.C., 2011. analyze dynamic value of strategic partners using Markov chain. *Expert Systems with Applications*, 38(11), pp.13563–13567.
11. Masseran, N., 2015. Markov chain model for the stochastic behaviors of wind-direction data. *Energy Conversion and Management*, Vol. 92, pp.266–274.

12. Philip, E.P. and Carraway, R.L., 2000. As Markov chain modeling customer relationships. *Journal Of Interactive Marketing*, 14(2), pp.43-55.
13. Pinsky, M.A. and Karlin, S., 2010. *An introduction to stochastic modeling*. 4rd ed. Academic Press: Elsevier.
14. Qina, T. and Boccelli, D.L. 2013. Estimating demands with a markov chain monte carlo approach. *12th International Conference on Computing and Control for the Water Industry, CCWI2013*.
15. Srivastava, U.K., Shenoy, G.V. and Sharma, S.C., 1989. *Quantitative techniques for managerial decisions*. 2rd ed. New Age International. pp.386-400.
16. Yeon, J., Elefteriadou, L. and Lawphongpanich, S., 2008. travel time estimation on a freeway using discrete time Markov chains. *Transportation Research Part B*, 42(4), pp.325–338.

