

## آنالیز عوامل تاثیر گذار در محاسبه حق بیمه درمان تکمیلی با استفاده از یک مدل اجرایی در

### ایران

#### چکیده

مباحث آکچوئری در محاسبات بیمه ای در بخش بیمه درمان بسیار متفاوت از مباحث مطروحه در بخش بیمه های زندگی در ایران است، از آنجا که اغلب قرار دادهای بیمه ای در مدت زمان محدود (اغلب به مدت یک سال) بسته می شود لذا تاثیر عواملی نظیر تاثیر عامل بهره<sup>۱</sup> و احتمال حیات که پارامترهای اصلی در محاسبات حق بیمه های زندگی هستند بسیار ناچیز خواهند بود، در این بررسی سعی شده است با استفاده از فرمول تصادفی محاسبه حق بیمه، نقش پارامترهای تاثیر گذار را در افزایش<sup>۲</sup> کردن جامعه بیمه شدگان بررسی کرد.

#### مقدمه

باتوجه به اینکه در چند کشور سعی شده است با روشهایی نظیر آنچه در محاسبات بیمه زندگی از جدول بیمه عمر<sup>۳</sup> استفاده می شود جدولی به اسم جدول بیماری<sup>۴</sup> طراحی شود تا با استفاده از بار مراجعات به مراکز درمانی در سنین مختلف بتوان راحت تر به محاسبات در بیمه سلامت پرداخت (رجوع کنید به ناصری و ریاحی فر ۱۳۹۸) اما وجود پارامترهای متنوع در این میان نتوانسته است به فراگیر شدن استفاده از آن کمک کند. تنوع در اجرا و رفتار بیمه شدگان در خدمت گیری از پوشش های بیمه درمان در جوامع مختلف نسبت به مدل های بیمه زندگی که تقریباً از یک ساختار و تعریف واحد در تنوع مدل انتخابی برخوردار می باشند یکی از دلایل مهم در عدم دستیابی به یک چارچوب ساختاری در فرموله کردن نرخ بیمه درمان در یک جامعه فرضی می باشد. تنوع در ماهیت پوشش بیمه پایه<sup>۵</sup> درمان در اغلب کشور های جهان است که بسته به سیاستهای حکومتی، این پوشش ها شدت و ضعف هایی دارند یکی از عواملی است که سبب شده تا مدل های بیمه تکمیلی<sup>۶</sup> نیز به تناسب شدت و ضعف پوشش های بیمه پایه نقش خود را بازی کنند و در محاسبات پیچیدگیهایی بوجود آورند در صورتیکه در بیمه های زندگی که در اغلب جوامع دارای پوشش بیمه پایه نیستند این مشکلات وجود ندارد، از سوی دیگر تعریف درست بین دو منطق کاملاً مجزا از یکدیگر در ارائه پوشش درمان که بین بیمه گران اجتماعی در پوشش بیمه پایه و بیمه های بازرگانی در پوشش بیمه مکمل ایجاد می شود، مسبب تضاد در معنی دار بودن یا نبودن یک پوشش از دیدگاه اقتصادی است، تعریف حق بیمه بر اساس درآمد در بیمه های اجتماعی از جمله در ایران که با منطق Pay as You Go

---

<sup>۱</sup> Interest  
<sup>۲</sup> Partition  
<sup>۳</sup> Mortality table  
<sup>۴</sup> Sickness table  
<sup>۵</sup> Basic Insurance  
<sup>۶</sup> supplementary insurance

انجام می شود کاملاً با منطق بیمه گران تجاری که با منطق ریسک انجام می شود متفاوت است لذا همیشه سؤال بر سر اینکه روش بهینه اقتصادی بین این دو منطق و مدل در کجا قرار می گیرد و لایه حمایتی در این ارتباط چگونه خواهد بود مطرح است. همچنین اینکه آیا بیمه تکمیلی و بیمه پایه می توانند اجباری و یا اختیاری باشند، مواردی است که مورد بحث بوده است ( رجوع کنید به Frech and Zweifel 2010) اما خارج از مباحث مطروحه اقتصادی، یک نگرش جامع شیوه مدیریت هزینه سلامت در بخش دولتی و عمومی با مدل های دیگر است برای درک تاثیر این نوع سیاست گذاری در کنترل هزینه بیمه درمان به مثال ذیل توجه کنید:

در سال ۱۳۹۴ (۲۰۱۵ میلادی) ایران ۷/۶٪ از تولید ناخالص داخلی خود را صرف هزینه درمان کرد که این درصد در کشور انگلستان در سال مذکور حدود ۹٪ از تولید ناخالص داخلی خود بوده است و این در حالی است که ۸۳/۱۴٪ از هزینه سلامت در این کشور توسط بیمه پایه انجام می شود (رجوع کنید به World Health Organization 2017) اما اگر به سالنامه سازمان تامین اجتماعی و بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران در سال ۱۳۹۵ مراجعه شود خواهیم دید که سهم سازمان تامین اجتماعی به عنوان بیمه پایه با صرف نظر کردن از پرداخت از جیب بیمه شده<sup>۷</sup> حدود ۴۴٪ (در سال ۱۳۹۴ سهم نهاد های عمومی از هزینه سلامت ۴۱/۲٪ بوده است) و سهم بیمه های تکمیلی مابقی آن است توجه شود، بنا بر این نوع سیاستگذاری در شیفیت دادن حداکثر هزینه به سمت نهادهای عمومی و دولتی و کاهش بار هزینه از سهم بیمه شده بسیار متفاوت با سیاستگذاری در خارج از این حیطه می باشد، بطور مثال قطع رابطه پولی مراکز درمانی با بیمه شده، تعریف درست از پزشک خانواده، زیاد شدن طول صف در خدمات گیری غیر اورژانسی، اعمال چکاپ دوره ای و روشهای کنترلی و نظارتی در قالب یک شبکه اطلاعاتی گسترده و بهم پیوسته از جمله شاخصهای بارز این نوع مدیریت می باشد. بالاترین هزینه بیمه سلامت در سال ۱۳۹۴ (۲۰۱۵ میلادی) مربوط به کشور آمریکا است (سرانه ای بیش از ۸ برابر سرانه ایران) در این کشور سهم نهادهای عمومی در پرداخت هزینه سلامت ۴۸/۳٪ بوده است و این در حالی است که آن کشور با اعمال سیاست تحول نظام سلامت با رویکردی بر اساس درآمد، سن و بعد خانوار، مدلی را قانونی ساخت که بتواند پرداخت یارانه دولت در کاهش هزینه درمان از جیب بیمه شدگان را به تناسب درآمد سرانه آنان هدفمند نماید ( رجوع کنید به Zamosky 2013).

هم اکنون در ایران سیاست های اعمال شده در بخش بیمه سلامت، تلفیقی ناقص از اقدامات انجام شده در دویخش کاملاً دولتی و تجاری است، اعمال سیاستهای استفاده از پزشک خانواده بدون قطع رابطه پولی پزشک و مراکز درمانی با بیمه شده از یک طرف و استفاده از یارانه های دولتی در این بخش بدون اطلاع از وضعیت معیشتی خانوارهای هدف و عدم وجود یک سیستم جامع و بهم پیوسته در بخش اطلاعات سلامت به منظور نظارت از طرف دیگر باعث سر در گمی و هدر رفت تزریق پولی در بخش دولتی و نهاد های عمومی شده است. همچنین عدم مرز بندی مناسب بین پوشش بیمه پایه و تکمیلی و نبود ضوابط و مقررات حاکم بر کنترل چگونگی محاسبات و نه صرفاً نرخ دهی در بخش بیمه تکمیلی، سلامت و فقر دانش در نحوه محاسبات، همگی باعث شده است که در بخش بیمه های تجاری نیز به معیار دلخواه نرسیم. اما محور قرار گرفتن محاسبات بر مبنای ریسک در بخش غیر دولتی نیاز به استفاده از روشها و متدهایی نظیر داده کاوی<sup>۸</sup> برای کنترل خسارت، کاهش حق بیمه، شناسایی هزینه های صوری و سربار و در نهایت دستیابی به نرخ مناسب را باعث خواهد شد که در تحقیق حاضر نیز هدف گذاری در این بخش صورت گرفته است بنابراین مفروضات ذیل در نظر گرفته شده است:

- بیمه شدگان در ایران بوده و دارای پوشش بیمه پایه بوده اند.
- دوره قرارداد به اتمام رسیده و هزینه ها بطور کامل مشخص شده اند.
- بیمه شدگان از یک جامعه شغلی یکسان همراه با افراد تحت تکفل انتخاب شده اند.

در فصل دوم فرمول حق بیمه تصادفی<sup>۹</sup> را بررسی می کنیم و در فصل سوم متغیرها و پارامترهای تاثیر گذار بر دسته بندی کردن جمعیت بیمه شدگان را در یک مدل واقعی شناسایی خواهیم کرد و در نهایت در فصل سوم نتایج حاصله را مورد بحث قرار خواهیم داد.

### تعریف مدل :

فرض کنید جامعه بیمه شدگان با مفروضات اعلام شده در مقدمه در مجموعه ای مانند  $I$  تعریف شوند در اینصورت در ابتدای قرار داد و بر اساس روش معمول در فرمول محاسبه حق بیمه تصادفی در دوره زمانی  $t$  ( $\pi(t)$ ) خواهیم داشت (رجوع کنید به Rolski et al. 1999)

$$\pi(t) = (1 + \eta)EN(t)EU(t) \quad (1)$$

در فرمول بالا  $EN(t)$  امید ریاضی متغیر تصادفی تعداد مراجعات ( $N$ ) تا زمان  $t$  و  $EU(t)$  امید ریاضی متغیر تصادفی میزان هزینه ( $U$ ) در هر مراجعه است، مقدار مثبت  $\eta$  نیز معرف هزینه های اجرایی و میزان سود تعریف شده<sup>۱۰</sup> بیمه گر در پرتفوی مورد نظر است. مشخصا مقدار  $\eta$  وابسته به موضوع پرتفوی می تواند باشد به عبارت دیگر پرتفوی با ریسک بالا دارای مقدار  $\eta$  بالاتر خواهد بود.

در فرمول بالا اگر متغیر تصادفی  $N$  از توزیع پواسن<sup>۱۱</sup> پیروی کند در اینصورت می توان گفت  $U(t) = \beta t$  که در این رابطه  $\beta$  یک مقدار مثبت غیر صفر است. اما می توان با تعریف امید ریاضی جدید به فرم  $E(C(t)) = E\left(\frac{U(t)}{N(t)}\right)$  متغیر تصادفی جدید  $C(t)$  را هزینه در هر بار مراجعه تا زمان  $t$  تعریف نمود، بنا بر این حق بیمه در متوسط هر بار مراجعه ( $\hat{\pi}(t)$ ) تا زمان  $t$  برابر است با:

$$\hat{\pi}(t) = (1 + \eta)E(C(t)), \quad \hat{\pi}(t) = \pi(t)E\left(\frac{1}{N(t)}\right)$$

حال فرض کنید جامعه بیمه شدگان ( $I$ ) را به پنج جامعه کوچکتر بر اساس پارامترهای و یا متغیرهای تاثیر گذار افراز<sup>۱۲</sup> کنیم خواهیم داشت:

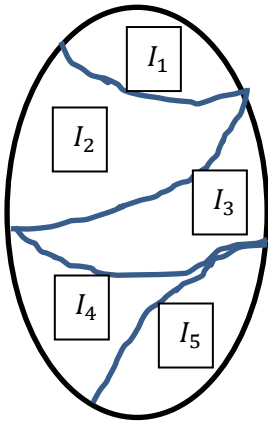
$$I = \sum_{k=1}^5 I_k$$

بنا بر این می توان فرمول (1) را به صورت ذیل نوشت:

---

<sup>۹</sup> Stochastic premium  
<sup>۱۰</sup> Safety loading  
<sup>۱۱</sup> Poisson distribution  
<sup>۱۲</sup> Partition

$$k=1,2,3,4,5 \text{ برای } \hat{\pi}_k(t) = (1 + \eta_k)EC_k(t) \quad (2)$$



بنابر این:  $\hat{\pi}(t) = \sum_{k=1}^5 w_k(\hat{\pi}_k(t))$  در این فرمول  $w_k$  وزن

تأثیر گذاری جامعه  $k$  ام در محاسبه فرمول حق بیمه کل جامعه است بنابراین:

$$\eta = \sum_{k=1}^5 \eta_k$$

$$\sum_{k=1}^5 w_k = 1$$

برای افزایش کردن جامعه بیمه شدگان به جوامع کوچکتر باید موارد ذیل در نظر گرفته شود:

- بین جوامع نباید اشتراکی وجود داشته باشد بطور مثال اگر بیمه شده ای در جامعه ۱ قرار گرفت این بیمه شده نمی تواند در جوامع ۲ یا ۳ یا ۴ یا ۵ دیده شود
- قبل از افزایش کردن جامعه بیمه شدگان به جوامع کوچکتر نخست باید تفاوت بین متغیر و پارامتر را در افزایش کردن جامعه تمیز داد، معمولاً مقدار پارامتر در یک جامعه مورد بررسی مقداری است ثابت که می تواند مجهول و قابل تخمین باشد اما متغیر مقداری است که در یک جامعه مورد مطالعه از یک مشاهده به مشاهده دیگر ممکن است تغییر کند، بنابر این اگر جامعه را بر روی بعضی از عوامل تأثیر گذار بررسی حق بیمه که معین و یا تخمین زده شده اند افزایش کنیم، عامل (یا عواملی) که مرز افزایش را تعیین می کند (می کنند) پارامتر نامیده شده و سایر عوامل در آن جامعه متغیر نامیده می شوند. بطور مثال اگر جامعه را به دو جامعه چکاپ شده و چکاپ نشده تقسیم کنیم این دو جامعه از لحاظ محاسبه حق بیمه باهم تفاوت خواهند داشت و عامل چکاپ یک پارامتر تأثیر گذار در تعیین مرز افزایش جامعه است که در هر دو جامعه افزایش شده متغیرهای جنسیت و سن و ... وجود دارد.
- تعدد افزایش ها باعث می شود که بتوان برای جوامع مشابه در هر افزایش که شکل توزیعی مشابه دارند به حق بیمه های مرتبط رسید.

اگر توزیع احتمالی دو متغیر تصادفی هزینه در هر بار مراجعه و معکوس تعداد مراجعات در زمان  $t$  در هر افزایش  $k$  ( یعنی توزیع های  $C_k(t)$  و  $\frac{1}{N_k(t)}$  ) برازش شود، آنگاه می توان مقدار حق بیمه را براحتی برای جوامع هم توزیع برآورد نمود. اما بجز استفاده از توابع توزیع، با بررسی رابطه بین مقدار هزینه در هر بار مراجعه با بعضی از پارامترهای موثر می توان ضمن بدست آوردن این رابطه جامعه را بر اساس اینگونه پارامترها برای تخمین حق بیمه افزایش کرد.

### بررسی مدل با استفاده از اطلاعات واقعی

در این بخش قرارداد یک دوره بیمه تکمیلی درمان با اطلاعات ذیل به منظور برآورد حق بیمه مورد آنالیز قرار می گیرد:

تعداد بیمه شدگان: ۱۸۰۵۰۷۰ نفر

تعداد بیمه شدگان: ۱۸۰۵۰۷۰ نفر

بار مراجعه در کل دوره پوشش: ۹,۳۳

تعداد استفاده کنندگان: ۱۳۴۲۵۸۶ نفر

بعد خانوار: ۲,۰۶

دوره زمانی پوشش: ۱۶ ماه

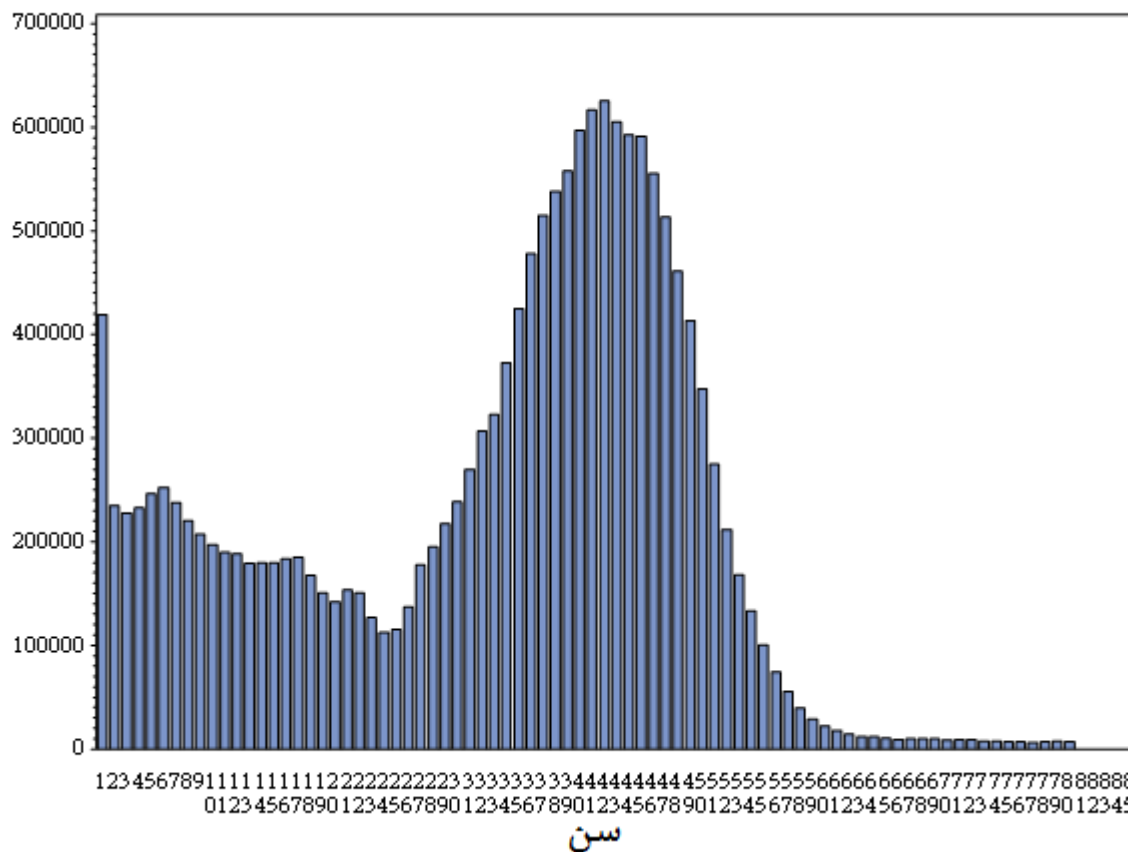
دامنه سنی بیمه شدگان انتخاب شده: صفر تا ۸۰ سال

میانگین سنی: ۳۲,۷۷ سال

تعداد مراجعه: ۱۶۸۴۲۴۰۸ مراجعه

توزیع سنی جامعه بیمه شدگان به صورت ذیل است:

### تعداد بیمه شدگان



با افراز جامعه بر اساس سن در جامعه فوق و با تعریف فاصله زمانی یک سال برای فاصله هر افراز ۸۱ افراز خواهیم داشت و

اگر رابطه رگرسیونی متوسط هزینه در هر بار مراجعه نسبت به سن بیمه شدگان در هر افراز مقایسه شود رابطه ذیل قابل بررسی خواهد بود:

$$=N_k(16) \text{ متغییر تصادفی تعداد افراد بیمه شده در سن } k \text{ و در کل } 16 \text{ ماه}$$

$$=C_l(16) \text{ متغییر تصادفی هزینه در هر بار مراجعه بیمه شده در سن } k \text{ و در افراز } l \text{ ام و در کل } 16 \text{ ماه.}$$

$$E\left(\frac{\sum_{l=0}^{N_k(16)} C_l(16)}{N_k(16)}\right) = E(Y_k) = \alpha k + \beta k^2 + D, \quad k = 0, 1, \dots, 80$$

جدول آنالیز واریانس مدل رگرسیونی با احتمال اطمینان و  $R^2 = 0.9161$  بالا مدل فوق را تأیید می کند:

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	2	31829618	15914809	425.92	<.0001
Error	78	2914556	37366		
Corrected Total	80	34744175			

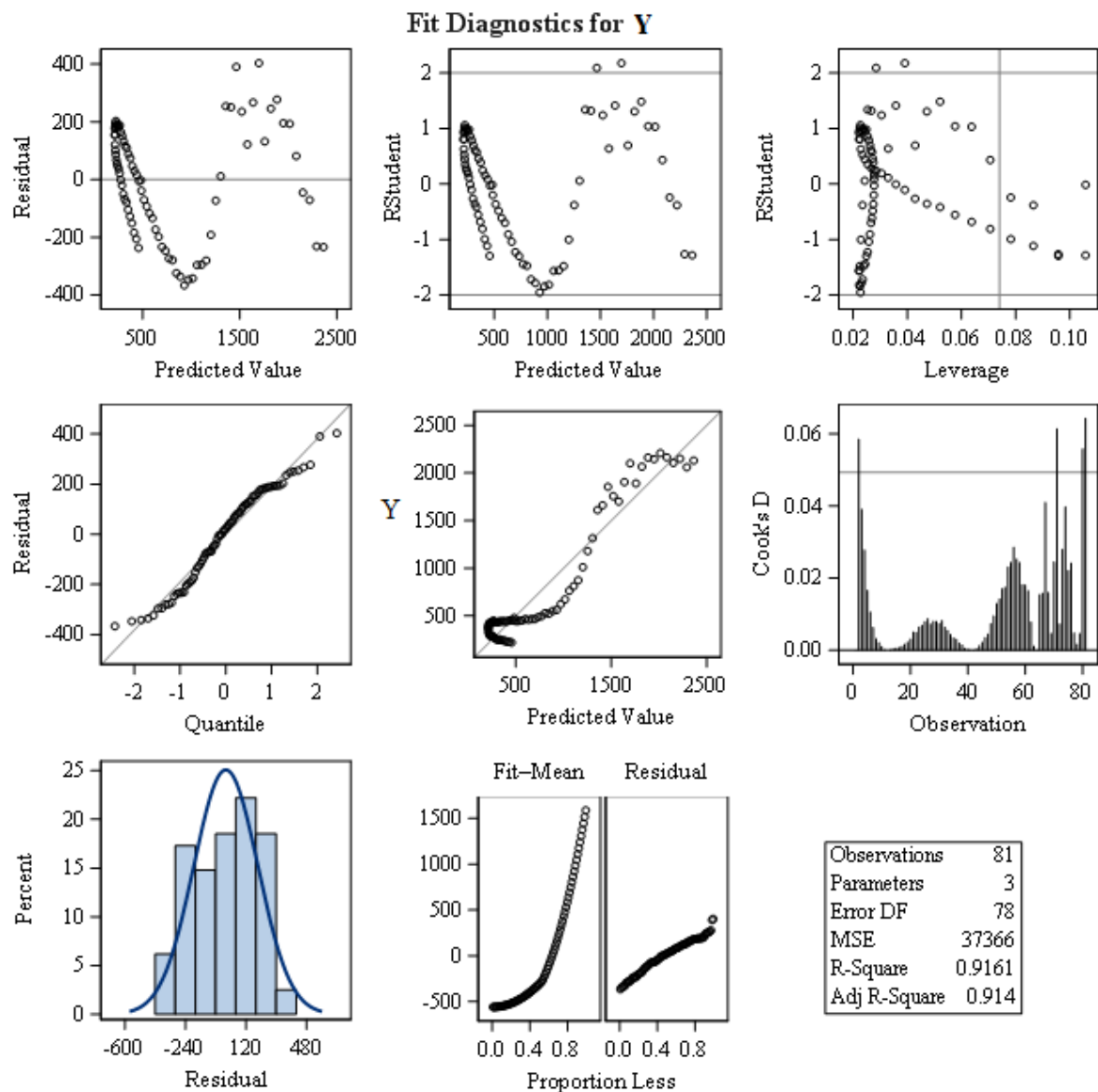
همچنین پارامترهای مدل آزمون آماری می شوند:

Parameter Estimates					
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t
$D$	1	482.48045	62.87551	7.67	<.0001
$\alpha$	1	-25.77543	3.63300	-7.09	<.0001
$\beta$	1	0.61611	0.04394	14.02	<.0001

پس رابطه رگرسیونی را می توان به فرم

$$E(Y_k) = -25.77543k + 0.61611k^2 + 482.48045, \quad k = 0, 1, \dots, 80$$

نوشت، بطور خلاصه نتایج آنالیز رگرسیونی به صورت ذیل نمایش داده می شود:



بنا براین برای جامعه آماری شبیه به جامعه فوق بر اساس مدل رگرسیونی حق بیمه سرانه در کل برابر است با ۵۸۴۹۷۲ ریال، اما در این محاسبه صرفاً بیمه شدگانی در نظر گرفته شده اند که هزینه درمانی داشته اند لذا برای محاسبه دقیق تر لازم است تا بار مراجعات نسبت به سن نیز مدل سازی و سپس حق بیمه محاسبه شود بنابراین با ۸۱ افراز در نظر گرفته شده برای سن می توان رابطه بین تعداد مراجعات در دوره زمانی پوشش ( $t$ ) را با سن نیز تحقیق کرد، بدین منظور فرض را بر وجود یک رابطه رگرسیونی پواسن<sup>۱۳</sup> (رجوع کنید به Panik 2009) بین تعداد مراجعات در زمان محدود  $t$  با رده های سنی به فرم  $\log(\mu) = \beta_0 + \beta_1 \alpha$ ،  $\alpha = 0,1,2, \dots, 80$  وقتی  $\mu > 0$  می گذاریم،  $\mu$  پارامتر توزیع پواسن برای تعداد مراجعات

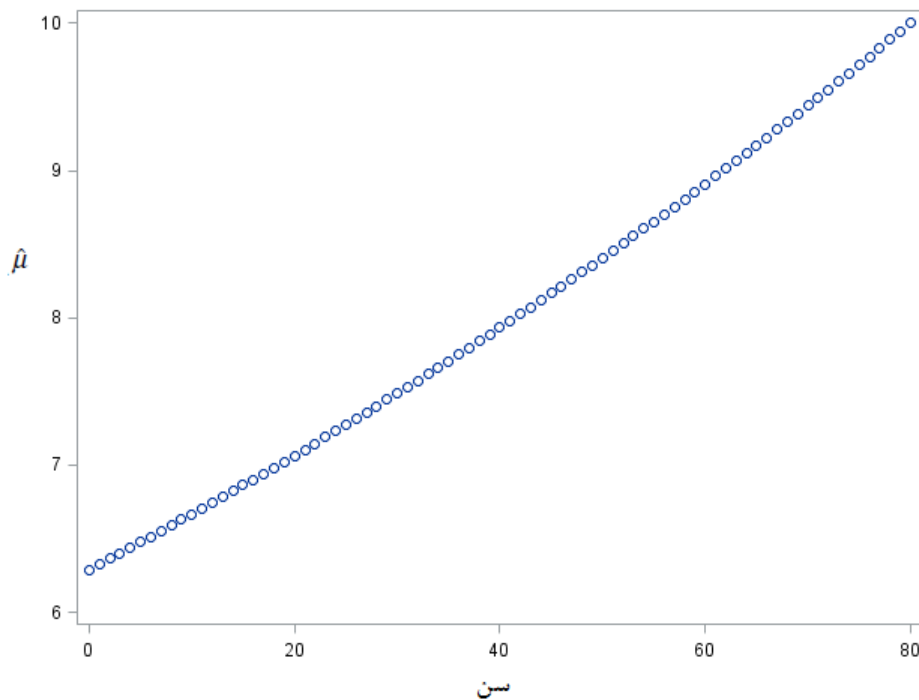
در زمان  $t$  است یعنی بر اساس چگالی پواسن احتمال مشاهده  $n$  مراجعه در زمان  $t$  برابر است با:  $P(N(t) = n) = \frac{e^{-\mu} \mu^n}{n!}$ ,  $n = 0, 1, 2, \dots$  پارامترهای ثابت مدل هستند که لازم است برآورد شوند، در واقع با تعریف فوق میانگین  $N(t)$  برابر  $\mu$  است.

بعد از محاسبات، نتایج آنالیز مدل رگرسیونی فوق به فرم ذیل خواهد بود:

Analysis Of Maximum Likelihood Parameter Estimates						
Parameter	DF	Estimate	Standard Error	Wald 95% Confidence Limits		Pr > ChiSq
$\beta_0$	1	1.8391	0.0016	1.8360	1.8422	1336851 <.0001
$\beta_1$	1	0.0058	0.0000	0.0057	0.0058	17899.4 <.0001
$S=(\text{Pearson chi/square degrees of freedom})^{1/2}$	0	2.8943	0.0000	2.8943	2.8943	

مقادیر تخمین (*Estimate*) پارامترهای  $\beta_0$  و  $\beta_1$  به علت پایین بودن مقادیر *P-Value* (ستون آخر از جدول فوق) با اطمینان بالا قابل قبول است اما فاصله مقدار تخمین پارامتر *Overdispersion* (یعنی  $S$ ) از یک مشخص کننده میزان پراکندگی بالاتر نسبت به واریانس واقعی بر اساس مدل پواسن یعنی  $\mu$  است (علت بالا بودن این مقدار می تواند ناشی از تعداد مراجعات موردی مشکوک که از میانگین کل مراجعات بسیار بالاتر است باشد). بر اساس جدول فوق مدل رگرسیونی برابر است با:  $\log(\mu) = 1.8391 + 0.0058a$ ، بنابر این مقدار  $\mu$  که برابر است با متوسط تعداد مراجعات در سنین مختلف با مدل فوق تخمین زده می شود که نتیجه این تخمین ( $\hat{\mu}$ ) در نمودار ذیل مشخص است:

نمودار متوسط تعداد مراجعات نسبت به سن (از صفر تا ۸۰ سال)





بنا براین با داشتن متوسط تعداد مراجعات و هزینه در هر بار مراجعه در زمان ( $t$ ) می توان حق بیمه خالص<sup>۱۴</sup> را برای رده سنی های مختلف محاسبه کرد که نتیجه این محاسبه در جدول ذیل آمده است:

### جدول پیش بینی حق بیمه در رده های سنی مختلف

سن	برآورد حق بیمه (ریال)	سن	برآورد حق بیمه (ریال)	سن	برآورد حق بیمه (ریال)	سن	برآورد حق بیمه (ریال)	سن	برآورد حق بیمه (ریال)	سن	برآورد حق بیمه (ریال)	سن	برآورد حق بیمه (ریال)
0	244582	11	134383	22	225426	33	268889	44	294857	55	394163	66	1386294
1	113094	12	143860	23	231634	34	270064	45	299611	56	440126	67	1320071
2	117505	13	148055	24	241858	35	277664	46	310606	57	477400	68	1285463
3	117566	14	154905	25	250947	36	276971	47	307295	58	545155	69	1447766
4	124323	15	158636	26	244148	37	282186	48	314192	59	582389	70	1606102
5	126577	16	159402	27	254125	38	279284	49	315347	60	630577	71	1453911
6	129569	17	160865	28	259073	39	283923	50	331946	61	734139	72	1598407
7	134620	18	165390	29	261000	40	291732	51	340784	62	861509	73	1681845
8	132492	19	173277	30	273721	41	294822	52	364600	63	966029	74	1678294
9	244582	20	180734	31	267976	42	291603	53	362597	64	1189596	75	1738160
10	113094	21	191081	32	269308	43	290107	54	384440	65	1233771	76	1713069
77	1677048	78	1722010	79	1660006	80	1726316						

اگر میانگین حق بیمه های جدول فوق محاسبه شود برابر است با ۵۵۱۷۹۷ ریال بصورت سرانه که ۳۳۱۷۵ ریال با حق بیمه سرانه محاسبه شده تفاوت دارد.

سؤال دیگری که مطرح خواهد شد میزان تاثیر ریسک فاکتورها (که در اینجا در گروه بیماری دسته بندی می شوند) در هزینه سرانه در هر بار مراجعه است. برای سنجش این تاثیر از مدل رگرسیون لجستیک<sup>۱۵</sup> استفاده می شود (رجوع کنید به Panik 2009) در این مدل به دنبال محاسبه شانس مشاهده یک یا چند گروه بیماری نسبت به گروه های دیگر هستیم اما تعریف این شانس چیست و چگونه تخمین زده می شود؟

نخست تعاریف ذیل را در نظر بگیرید:

$g$  = گروه بیماری کد شده برای ۱۹ گروه:

$g=1,2,3,4, 6,7,8,9,10,12,13,14,15,16,17,18,20,21$

بنا بر این براساس تعریف یک رابطه یک به یک بین متغیر  $j$  (با مقادیر  $j=1,2,\dots,19$ ) با  $g$  خواهیم داشت:

$$P_j(t) = \text{احتمال مشاهده متغیر } j \text{ ام برای بیمه شده ای که در زمان } t \text{ ام مراجعه دارد.}$$

اگر مقدار  $j=1$  که معرف گروه بیماری با کد ۱ است را به عنوان گروه مرجع در نظر بگیریم (انتخاب گروه مرجع اختیاری است) چون مشاهدات در نهایت به یکی از گروه بیماری تعلق خواهد داشت (یعنی  $\sum_{j=1}^{19} P_j(t) = 1$ )، با این تعاریف فرمولی را که باید تحقیق کرد به فرم  $\log\left(\frac{\sum_{i=1}^l P_i}{1-\sum_{i=1}^l P_i}\right) = \beta_{0l} + \beta_1 C(t)$ ,  $l = 1, 2, \dots, j-1$  نوشت می شود در این رابطه  $C(t)$  متغیر تصادفی هزینه سرانه در هر بار مراجعه و  $\beta_{0l}$  و  $\beta_1$  مقادیر ثابت هستند که در مدل باید تخمین زده شوند، مقدار لگاریتم فوق را  $\text{logit}(\sum_{i=1}^l P_i)$  می نامند و  $e^{\beta_{0l}}$  شانس مشاهده مقدار متغیر ۱ یا ۲ یا ... یا  $l$  نسبت به سایر مقادیر است. بنا براین:

Testing Global Null Hypothesis: $\beta_1=0$			
Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	899963.141	1	<.0001
Score	240430.472	1	<.0001
Wald	459683.216	1	<.0001

جدول فوق با توجه به مقادیر P-Value (ستون آخر) نشان می دهد که فرض  $\beta_1=0$  در مدل فوق با احتمال اطمینان بالا رد می شود. بنا براین به دنبال تخمین کل پارامترهای مدل خواهیم بود که در جدول ذیل آمده است:

### جدول تخمین پارامترهای مدل

Analysis of Maximum Likelihood Estimates					
Parameter	DF	Estimate	StandardError	WaldChi-Square	Pr > ChiSq
$\beta_{019}$	1	-2.6530	0.00216	1507543.87	<.0001
$\beta_{018}$	1	-2.6530	0.00216	1507545.34	<.0001
$\beta_{017}$	1	-0.5434	0.00110	242375.938	<.0001
$\beta_{016}$	1	0.3675	0.00105	121417.397	<.0001
$\beta_{015}$	1	0.4487	0.00106	179293.802	<.0001
$\beta_{014}$	1	0.6135	0.00107	326227.002	<.0001
$\beta_{013}$	1	1.6107	0.00130	1535003.12	<.0001
$\beta_{012}$	1	1.6218	0.00130	1546980.85	<.0001
$\beta_{011}$	1	1.6222	0.00130	1547384.18	<.0001
$\beta_{010}$	1	1.6434	0.00131	1569817.06	<.0001
$\beta_{09}$	1	1.8119	0.00138	1733490.47	<.0001
$\beta_{08}$	1	2.1545	0.00153	1974708.07	<.0001
$\beta_{07}$	1	4.6143	0.00414	1240536.74	<.0001
$\beta_{06}$	1	4.6172	0.00415	1239262.47	<.0001
$\beta_{05}$	1	4.6236	0.00416	1236489.54	<.0001
$\beta_{04}$	1	4.6644	0.00423	1218774.78	<.0001
$\beta_{03}$	1	5.2429	0.00527	988148.115	<.0001
$\beta_{02}$	1	5.3362	0.00546	956044.339	<.0001
$\beta_1$	1	-0.00066	9.666E-7	459683.216	<.0001

بر اساس جدول فوق خواهیم داشت:

$$\log\left(\frac{p_{19}(16)}{1 - p_{19}(16)}\right) = -2.6530 - 0.00066C(16)$$

$$\log\left(\frac{p_{18}(16) + p_{19}(16)}{1 - (p_{18}(16) + p_{19}(16))}\right) = -2.6530 - 0.00066C(16)$$

$$\log\left(\frac{p_{17}(16) + p_{18}(16) + p_{19}(16)}{1 - (p_{17}(16) + p_{18}(16) + p_{19}(16))}\right) = -0.5434 - 0.00066C(16)$$

$$\log\left(\frac{\sum_{i=16}^{19} P_i}{1 - \sum_{i=16}^{19} P_i}\right) = 0.3675 - 0.00066C(16)$$

$$\log\left(\frac{\sum_{i=15}^{19} P_i}{1 - \sum_{i=15}^{19} P_i}\right) = 0.4487 - 0.00066C(16)$$

و به همین ترتیب می توان مدل های *logit* را برای سایر حالتها با استفاده از جدول فوق نوشته و شانس های هر گروه یا گروه های بیماری را نسبت به سایر گروه ها (مقدارشان برابر است با  $e^{\beta_{0j}}$  ،  $j=1,2,\dots,19$  &  $j=1,2,\dots,19$ ) سنجید، نتیجه این سنجش در جدول ذیل آمده است:

جدول محاسبه برابری شانس مشاهده حداقل یکی از گروههای بیماری در هر بار مراجعه نسبت به سایر گروهها

مقدار شانس	مشاهده حداقل یکی از گروه های بیماری نسبت به سایر گروهها	مقدار شانس	مشاهده حداقل یکی از گروه های بیماری نسبت به سایر گروهها
6.122	، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱ ۹، ۱۰، ۱۲	0.070	۲۱
8.624	، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱ ۸، ۹، ۱۰، ۱۲	0.070	۲۰، ۲۱
100.917	، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱ ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۲	0.581	۱۸، ۲۰، ۲۱
101.210	، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱ ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۲	1.444	۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱
101.860	، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱ ۵، ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۲	1.566	۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱
106.102	، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱ ۴، ۵، ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۲	1.847	۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱
189.218	، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱ ۳، ۴، ۵، ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۲	5.006	۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱
207.722	، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱ ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۲	5.062	۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱

		5.064	۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱
		5.173	۱۰، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۲۰، ۲۱

در جدول بالا بعضی از گروه های بیماری به شدت شانس مشاهده را چند برابر می کنند بطور مثال با ورود گروه بیماری ۷ به جمع گروه های بیماری ۲۱، ۲۰، ۱۸، ۱۷، ۱۶، ۱۵، ۱۴، ۱۳، ۱۲، ۱۰، ۹، ۸ ناگهان شانس مشاهده از 8.624 به یک به 100.917 به یک افزایش پیدا می کند و این افزایش های ناگهانی شانس درمورد ۳ و ۲ و ۱۸ و ۱۴ نیز صدق می کند.

## منابع

ناصری، ح، و م ریاحی فر. ۱۳۹۸. "روش محاسبه حق بیمه درمان با استفاده از جدول بیماری و جدول مثلثی هزینه های پرداخت نشده با نگاهی به یک مدل بیمه ای واقعی در ایران". کنفرانس بیمه سلامت، پوشش همگانی و مدیریت منابع مالی. تهران: مرکز ملی تحقیقات بیمه سلامت.

Frech, H. E., and Peter Zweifel. 2010. *Health Care Financing and Insurance*. Edited by Francesco Paolucci. Springer. doi:10.1007/978-3-642-10794-8.

Organization, World Health. 2017. "World Health Statistics 2017."

Panik, Micheal. 2009. *Regression Modeling*. Taylor & F. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC.

Rolski, Tomasz, Hanspeter Schmidli, Volker Schmidt, and Jozef Teugels. 1999. *Stochastic Processes for Insurance and Finance*. New York: John Wiley & Sons.

Zamosky, Lisa. 2013. *Health Insurance and You*. New York: Springer.