

SID



سرویس های ویژه



سرویس ترجمه تخصصی



کارگاه های آموزشی



بلاگ مرکز اطلاعات علمی



سامانه ویراستاری STES



فیلم های آموزشی

کارگاه های آموزشی مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی

کارگاه آنلاین
بررسی مقابله ای متون (مقدماتی)

کارگاه آنلاین
پروپوزال نویسی و پایان نامه نویسی

کارگاه آنلاین آشنایی با پایگاه های اطلاعات علمی بین المللی و ترند های جستجو

مدل سازی مدت اقامت بیماران بستری شده در بیمارستان بر اساس توزیع پواسن آمیخته

عبدالرضا رجائی فرد^{۱*}، محمد رفیعی^۲

۱- دانشیار گروه آمار زیستی دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی شیراز ۲- استادیار گروه بهداشت و پزشکی اجتماعی دانشگاه علوم پزشکی اراک

سابقه و هدف: مدل بندی یکی از اساسی ترین روشهای تبیین متغیرهای آماری است که با استفاده از آن می توان به چگونگی توزیع متغیر پاسخ مورد نظر پی برد. جهت تحلیل داده هائی مانند مدت اقامت بیماران بستری شده در بیمارستان، شرایط نرمال بودن داده ها و همگنی واریانس های خطا برقرار نیست، بنابراین یا باید از روشهای ناپارامتریک و یا تصحیح کننده هائی همچون تغییر متغیر لگاریتمی متغیر پاسخ برای بدست آوردن خصوصیات پارامتریک استفاده کرد. تجربه نشان داده است در این مواقع توزیع های آمیخته تا حدود زیادی می تواند نیکویی برازش مدل را بهبود بخشد. لذا هدف از این مطالعه معرفی مدل آمیخته پواسن و بکار بردن مدل های رگرسیونی پواسن آمیخته برای تبیین مقادیر مدت زمان اقامت بیماران در بیمارستان و بدست آوردن عوامل مؤثر بر این مدت زمان می باشد، همچنین مقایسه این مدل ها با مدل های رایج رگرسیونی در این گونه داده ها می باشد.

مواد و روشها: در این مطالعه پس از معرفی مدل های آمیخته پواسنی و رگرسیون حاصل از آنها، این مدل ها جهت داده های مدت اقامت بیماران در دو بخش داخلی و جراحی بیمارستان ولیعصر شهر اراک بکار برده شده است. متغیرهای همانند سن، وضعیت تأهل، محل تولد و محل زندگی به عنوان متغیرهای مستقل و متغیر مدت زمان اقامت بیماران در بیمارستان به عنوان متغیر پاسخ شمارشی برای کاربرد مدل در نظر گرفته شدند.

یافته ها: نتایج مطالعه نشان داد با توجه به مقدار آماره Log-likelihood حاصل از مدل آمیخته پواسنی و پراکندگی زیاد متغیر پاسخ، در بخش جراحی مدل آمیخته پواسنی مدل مناسبی جهت تبیین مقادیر مدت اقامت بر اساس متغیرهای دیگر می باشد و در بخش داخلی متغیر پاسخ پراکندگی زیاد ندارد، بنابر این مدل پواسن آمیخته به خوبی نمی تواند مقادیر مدت اقامت بیماران در این بخش را تبیین کند.

نتیجه گیری: با توجه به ناهمگنی مقادیر مدت اقامت بیماران در بخش جراحی و مقدار آماره Log-likelihood حاصل از بکار بردن مدل، مدل آمیخته پواسنی یک مدل مناسب جهت تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران می باشد، در صورتیکه از مدل های معمولی استفاده شود مقدار آماره Log-likelihood بیشتر خواهد شد و عوامل معنادار کمتری در مدل موجود خواهند بود. کاربرد این مدل ها در مواردی که متغیر پاسخ شمارشی پراکندگی زیاد دارد، پیشنهاد می گردد.

واژه های کلیدی: رگرسیون پواسن آمیخته، مدت اقامت بیماران در بیمارستان، رگرسیون پواسنی، رگرسیون خطی ساده.

مجله دانشگاه علوم پزشکی بابل، دوره هشتم، شماره ۳، خرداد - تیر ۱۳۸۵، صفحه ۴۳-۳۶

مقدمه

مانند توزیع پواسن یا دو جمله ای منفی استفاده شود (۳ و ۲ و ۱). جهت

در مواقعی که داده های مربوط به متغیر پاسخ، متغیر

داده های شمارشی اگر مقادیر میانگین و واریانس حدوداً نزدیک به

شمارشی باشد برای بیان توزیع آن مناسبتر است که از توزیع هائی

ارتباط را بخوبی نشان دهد (۱۲). برای مدل بندی مقادیر مدت اقامت بیماران، مطالعه ای در ایران که بیانگر کاربرد مدل های پیشرفته و رایج جهت تبیین آنها باشد، تا بحال صورت نگرفته است و این مدل بندی می تواند جهت سیستم های بهداشتی بسیار مؤثر باشد. طول مدت بستری شدن در بیمارستان اغلب به عنوان معیار بازدهی و کارائی خدمات بیمارستانی مورد استفاده قرار می گیرد و به عنوان نماینده و معرف معقول مصرف ذخائر بهداشتی تلقی می گردد و از آن برای مقاصد مختلفی مانند مدیریت خدمات بهداشتی، کنترل کیفیت خدمات بیمارستانی، مفید بودن خدمات بیمارستانی و طرح ریزی نیازمندیهای بیمارستانی مورد استفاده قرار می گیرد (۱۸-۱۳). هدف از بررسی حاضر بیان مختصری از پواسن آمیخته و به کارگیری این مدل ها جهت تبیین مدت اقامت بیماران در دو بخش داخلی و جراحی بیمارستان ولعصر اراک می باشد، همچنین مقایسه ای بین مناسبت این مدل ها با مدل های رایج و معمولی (رگرسیون خطی) در مورد تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران بر اساس برخی عوامل دموگرافیک صورت گرفته است.

مواد و روشها

توزیع پواسن آمیخته:

ساختار یک توزیع آمیخته به شرح زیر می باشد:

$$f(y) = \alpha_1 g_1(y; \lambda_1) + \alpha_2 g_2(y; \lambda_2) + \dots + \alpha_c g_c(y; \lambda_c); \sum_{j=1}^c \alpha_j = 1$$

که α_j بیانگر نسبت ز امین مؤلفه توزیع و c تعداد مؤلفه ها و $g_j(y; \lambda_j)$ تابع توزیع احتمال ز امین مؤلفه با پارامتر λ_j می باشد (۱۲). تحلیل این مدل به این صورت است که توزیع تجربی داده ها با در نظر گرفتن هر مؤلفه بعنوان وزن، به چند مؤلفه شکسته می شود. پارامترهای مدل (α, λ) می باشند که با استفاده از روشهایی مانند برآورد ماکزیمم درستنمایی یا الگوریتم EM برآورد می گردند. بیان کامل این مدل ها در مقالات Everitte و Hand موجود می باشد (۱۱). جهت بدست آوردن مؤلفه های یک توزیع آمیخته باید $g_j(y; \lambda_j)$ را معین کرد. آنالیز توزیع آمیخته تعیین

هم باشند، توزیع پواسن و اگر مقدار واریانس از مقدار میانگین بیشتر باشد (پراکندگی زیاد متغیر پاسخ) مدل توزیع دوجمله ای منفی جهت داده های متغیر پاسخ مناسب خواهد بود (۷ و ۶ و ۴). این توزیع ها بنا به خاصیت های ویژه خود برای داده هائی که دارای توزیع نرمال نمی باشند و دارای چولگی به راست یا چپ هستند، مورد استفاده قرار می گیرند (۱۰ و ۹ و ۸). پس از در نظر گرفتن توزیع پواسن یا دوجمله ای منفی جهت متغیر پاسخ برای تبیین متغیر پاسخ بر اساس متغیر های مستقل دیگر از رگرسیون پواسنی یا دوجمله ای منفی استفاده خواهد شد. بحثی که در سالهای اخیر مطرح شده است، این است که در خیلی از مواقع در توزیع های پواسن، توزیع با مؤلفه هائی بیشتر از یک مؤلفه در نظر گرفته می شود و مسئله توزیع های آمیخته مطرح می گردد. در این توزیع ها نیازی به اینکه توزیع باید چند نما داشته باشد نمی باشد، بلکه یک توزیع چوله به راست با یک نما نیز می تواند بعنوان یک توزیع آمیخته با مؤلفه هائی بیشتر از یک مؤلفه مطرح گردد. همچنین توزیع آمیخته پواسن یک توزیع مناسب برای داده های شمارشی چوله می باشد که با استفاده از آزمونهای آماری دارای توزیع پواسن معمولی نمی باشند (۳). توزیع های آمیخته پواسنی یک حالت تعمیم داده شده از توزیع های پواسن یک مؤلفه ای می باشند که در خیلی از مواقع از توزیع پواسن مناسب تر خواهند بود. توزیع های آمیخته در حالت های عملی و کاربردی بسیار مطرح و کاربرد دارند و بیشتر در خصوص داده هائی که پراکندگی زیادی دارند مورد استفاده قرار می گیرند (۱۱). از طرفی در مواردی که داده ها دارای مشاهدات دور افتاده باشند، توزیع های آمیخته بعنوان ابزاری مناسب برای تبیین داده ها مطرح می شوند، در این خصوص دو دیدگاه وجود دارد، دیدگاه اول به کل توزیع بصورت دو توزیع، یکی جهت داده های اصلی غیر دور افتاده و دیگری برای داده های دور افتاده، می پردازد در دیدگاه دوم با استفاده از تصحیح کننده های آماری مقادیر دور افتاده حذف گشته تا توزیع داده ها متعادل و همگن شود. البته باید در نظر داشت که در مواردی که هدف بررسی ارتباط بین متغیر وابسته و دیگر متغیرهای مستقل می باشد، حذف مقادیر دور افتاده می تواند نتایج گمراه کننده ای را ارائه دهد ولی بکار بردن توزیع آمیخته می تواند این

$$f(y) = \alpha_1 \frac{e^{-\lambda_1} \lambda_1^y}{y!} + (1 - \alpha_1) \frac{e^{-\lambda_2} \lambda_2^y}{y!}; y = 0, 1, 2, 3, \dots$$

مدل رگرسیون پواسن آمیخته: از آنجائیکه برای مدل

رگرسیونی مقدار در نظر گرفته می شود، بنابر این:

$$\text{Log}(\lambda_i) = \beta_{j0} + \beta_{j1}x_1 + \dots + \beta_{jp}x_p; i=1, 2, \dots, c$$

بیان می شود که در آن β_{jk} بیانگر k امین ضریب

رگرسیونی برای متغیر مستقل x_k می باشد. علامت مثبت ضریب

بیانگر ارتباط مستقیم عامل بر روی متغیر پاسخ شمارشی خواهد بود

و در مورد متغیرهای کیفی با فرانس قرار دادن یک طبقه، ارتباط

بدست خواهد آمد (۸). این مدل رگرسیونی با استفاده از برنامه نوشته

شده در نرم افزار S-Plus جهت تحلیل داده های مورد نظر بکار

گرفته شده است. نیکویی برازش مؤلفه ها در توزیع با استفاده از

آماره Log-likelihood و $-2\text{Log}\lambda$ مورد بررسی قرار گرفته اند. در

تمام حالات فرضیه صفر توزیع پواسن یک مؤلفه ای در نظر گرفته

شده است. بهبودی مدل با مؤلفه های بیشتر در کاهش مقدار

$-2\text{Log}\lambda$ بوده است.

کاربرد: در این مقاله متغیر پاسخ مدت اقامت بیماران در بیمارستان

در نظر گرفته شده است، علت این کاربرد این است که مدت اقامت

بیماران بعنوان پیشامدهائی که در زمان خاص تعریف شده است

می باشد و می تواند دارای توزیع پواسن باشد (۱۲).

داده های مورد بررسی از یک مطالعه مشاهده ای و مقطعی

که بر روی دو سری نمونه ۱۳۳۳ نفری از بخش جراحی و ۸۴۰ نفر

از بخش داخلی از بیمارستان ولیعصر (عج) اراک در سال ۱۳۸۱

بصورت تصادفی سیستماتیک انتخاب گردیده بودند، مورد بررسی

قرار گرفتند. بیمارستان ولیعصر (عج) تنها بیمارستان آموزشی وابسته

به دانشگاه علوم پزشکی اراک می باشد که مراجعین به آن شامل

تمام طبقات اجتماعی - اقتصادی می باشد. حجم نمونه ها بر اساس

یک مطالعه مقدماتی از مقادیر مدت اقامت بیماران و استفاده از

فرمول $n = \frac{Z_{\alpha/2}^2 S^2}{d^2}$ بوده است، مقادیر S^2 بر اساس نمونه مقدماتی

تصادفی ۱۰۰ نفر از هر بخش بوده است و حجم نمونه ها جدا گانه

بدست آمده اند. نمونه ها بصورت تصادفی سیستماتیک از دو بخش

انتخاب شدند و برای آنها متغیر مدت زمان اقامت در بیمارستان به

عنوان متغیر پاسخ و متغیرهای سن، وضعیت تأهل، محل زندگی و

می کند که آیا می توان داده های متغیر پاسخ را بعنوان یک توزیع

معین با چند مؤلفه بیان نمود یا خیر؟ در صورتیکه $g_j(y; \lambda_j)$

بعنوان توزیع پواسن در نظر گرفته شود، مدل حاصل یک مدل

آمیخته پواسنی خواهد بود و بصورت زیر نشان داده می شود:

$$\sum_{j=1}^c \alpha_j = 1$$

$$f(y) = \alpha_1 \frac{e^{-\lambda_1} \lambda_1^y}{y!} + \alpha_2 \frac{e^{-\lambda_2} \lambda_2^y}{y!} + \dots + \alpha_c \frac{e^{-\lambda_c} \lambda_c^y}{y!}; y = 0, 1, 2, 3, \dots$$

ضرائب λ, α ضرائب مدل می باشند که بایستی برآورد

شوند. در این مطالعه این ضرائب با استفاده از نرم افزار C.A.MAN

برآورد شده اند. برای آشنائی با چگونگی شکل توزیع پواسن دو

مؤلفه ای، اشکال این توزیع با چند پارامتر مختلف در شکل ۱ نشان

داده شده است.

در کاربرد عملی توزیع آمیخته پواسنی اصولاً دو مؤلفه ای یا

در نهایت از ۳ مؤلفه ای استفاده می شود و بیان c مؤلفه ای صرفاً

یک بیان تئوریک می باشد، در این مقاله توزیع آمیخته پواسنی دو

مؤلفه ای برای داده های مدت اقامت بیماران در نظر گرفته شده

است، توزیع پواسن آمیخته دو مؤلفه ای یا بالاتر در سالهای اخیر

مورد توجه زیادی قرار گرفته است، توسط این مدل ها می توان

بسیاری از داده های شمارشی که عدم حتمیت دارند (نادر هستند) را

مورد پوشش قرار داد. این مدل هم در مطالعات پزشکی و هم در

مطالعات مهندسی و اجتماعی جدیداً بسیار حائز اهمیت شده است.

مدل آمیخته پواسن یک حالت عمومی شده توزیع پواسن است و در

موقعی که مشاهدات پراکندگی زیاد دارند مورد استفاده قرار

می گیرند (۴). اگر γ بیانگر متغیر تصادفی باشد که دارای توزیع

پواسن آمیخته است، زمانی توزیع پواسن دو مؤلفه ای بکار می رود

که

داده ها ناشی از دو گروه مختلف باشند مانند مدت اقامت بیماران که

مؤلفه اول (α_1) بیانگر نسبت توزیع اکثر بیمارانی که حدوداً مدت

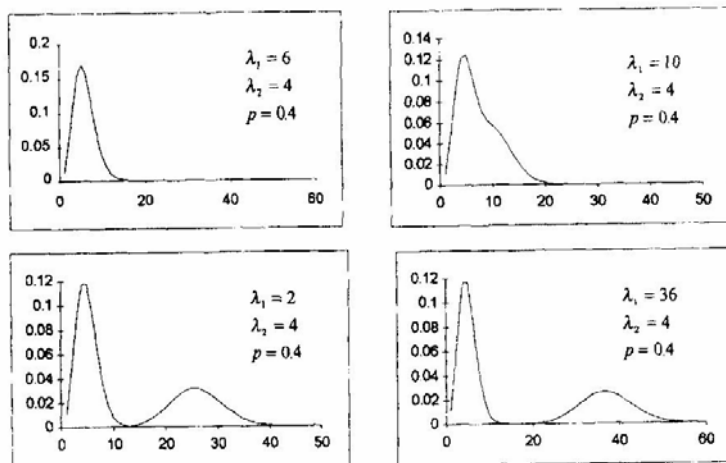
اقامت آنها نزدیک به هم می باشد و مؤلفه دوم (α_2) بیانگر نسبت

توزیع بیمارانی می باشد که دارای مدت اقامت کم یا زیاد (نقاط دور

افتاده) می باشند. و توزیع بصورت مقابل خواهد بود:

شده اند) بنابر این بصورت داده های شمارشی در نظر گرفته شده است.

محل تولد به عنوان متغیرهای مستقل تعریف شدند. مدت زمان اقامت بیماران تعداد روزهایی که بیمار از پذیرش تا ترخیص در بیمارستان گذرانده بود تعریف گردید (مقادیر بصورت صحیح گرد



شکل ۱. اشکال توزیع پواسن دو مؤلفه ای با پارامترهای متفاوت

یافته ها

کاربرد مدل بیان شده در این مقاله بر روی نمونه های انتخاب شده از دو بخش جراحی و داخلی بیمارستان ولیعصر (عج) شهر اراک صورت گرفته است. متوسط مدت زمان بستری بیماران در بخش داخلی $4/01 \pm 4/2$ روز و در بخش جراحی متوسط این متغیر $4/97 \pm 6/12$ روز بوده است. با توجه به پراکندگی بیشتر مقادیر مدت اقامت بیماران در بخش جراحی مدل آمیخته پواسنی مدل مناسبی جهت تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران در این بخش خواهد بود. جدول ۱ بیانگر آنالیز توزیع آمیخته جهت مدت زمان اقامت بیماران در دو بخش مختلف می باشد.

این جدول با استفاده از نرم افزار C.A.MAN بدست آمده است و نشان می دهد که جهت بخش داخلی مدل پواسن یک مؤلفه ای با توجه به مقدار (Log-likelihood) مقادیر مدت اقامت بیماران را بهتر تشریح می کند. مقدار Log-likelihood جهت بخش داخلی در مدل پواسن یک مؤلفه ای برابر $-2766/063$ می باشد در صورتیکه وقتی مدل پواسن دو مؤلفه ای بکار گرفته شود مقدار Log-likelihood برابر $-2796/21$ و در سه مؤلفه ای $-2801/29$

از آنجائیکه مقادیر مدت اقامت بیماران در بیمارستان دارای توزیع نامتقارن و چوله به راست می باشد (۲۱-۱۹)، در گذشته جهت تعدیل و تصحیح این موضوع در مطالعات مختلف ابتدا تغییر متغیر لگاریتمی جهت تصحیح چولگی متغیر مدت اقامت بیماران به کار گرفته شده و سپس رگرسیون چند گانه جهت بدست آوردن ارتباط این متغیر با متغیرهای مستقل دیگر بکار می رفته است (۲۲). این فرض یک حالت غیر واقعی از همگنی و تقارن در داده های متغیر پاسخ ایجاد می کند. مطالعات زیادی در خصوص روشهای جدا کردن مقادیر دور افتاده از بقیه نقاط ارائه شده است که اکثراً بصورت منطقی توجیه پذیر نیستند، علت این امر نیز در بیان مشاهده ای است که داده های بعد از آن دور افتاده می باشند (۲۳).

داده ها ابتدای در نظر گرفتن بخش و محدودیتهای دیگر جهت معین کردن مؤلفه های توزیع پواسن به کار گرفته شده و سپس بخش بیمارستانی نیز مورد آنالیز قرار گرفته است. جهت تحلیل رگرسیون خطی از نرم افزار SAS و برنامه های نوشته شده در آن استفاده گردید.

می باشد. بنابراین برای مقادیر مدت اقامت بیماران در بخش داخلی مدل پواسن یک مؤلفه ای مناسب تر از دو یا سه مؤلفه می باشد. همچنین جهت بخش جراحی توزیع مدت اقامت بیماران با استفاده از مدل پواسن دو مؤلفه ای بهتر از یک یا سه مؤلفه ای است.

$$-2 \ln \lambda = 18.724, P\text{-Value} < 0.01$$

مؤلفه ای مناسب تر بوده است، بنابراین رگرسیون بکار رفته نیز فقط جهت یک مؤلفه ای صورت گرفته است. با توجه به این جدول می بینیم که برای مدل با مؤلفه های بیشتر موارد معنادار

تغییر زیادی در مقدار Log-likelihood ایجاد نمی شود. جدول ۲ نتایج رگرسیون پواسن آمیخته را جهت دو بخش نشان می دهد، با توجه به اینکه برای بخش داخلی مدل پواسن یک

بیشتری بدست آمده است. همچنین با توجه به جدول ۳ می بینیم که در رگرسیون پواسن آمیخته موارد فاکتورهای معنادار خیلی بیشتر از رگرسیون خطی با تغییر متغیر لگاریتمی است.

جدول ۱. آنالیز پواسن آمیخته جهت مدت زمان اقامت بیماران در دو بخش داخلی و جراحی در سال ۱۳۸۰

بخش	مؤلفه	مؤلفه اول		مؤلفه دوم		مؤلفه سوم	
		برآورد	خطای استاندارد	برآورد	خطای استاندارد	برآورد	خطای استاندارد
جراحی	اولین مؤلفه	۴/۲۶۳	۰/۴۳۳	۴/۰۶۱	۰/۲۰۳	۳/۹۲۶	۰/۳۰۷
	دومین مؤلفه	—	—	۱۸/۹۲۱	۰/۹۸۵	۳/۹۸۴	۱/۱۶۰
	سومین مؤلفه	-۲۷۷۸/۹۸	—	—	—	۲۲/۸۷۱	۰/۷۶۸
	Log-likelihood	—	—	۲۴۲۱/۶۴	—	۲۴۲۰/۷۲	—
داخلی	اولین مؤلفه	۶/۴۲۱	۰/۹۷۵	۵/۲۹۱	۴/۲۹۱	۵/۰۴۱	۳/۲۱
	دومین مؤلفه	—	—	۲۴/۷۱	۱۵/۶۵۲	۱۴/۷۱	۸/۴۹۱
	سومین مؤلفه	-۲۷۶۶/۰۶	—	—	—	۲۹/۷۲	۲۱/۲۰
	Log-likelihood	—	—	—	—	۲۸۰۱/۲۹	—

*- منظور از نسبت، درصدی می باشد که داده ها تحت تبیین مؤلفه های توزیع می باشند (۲۸).

جدول ۲. نتایج آنالیز ضرائب رگرسیون پواسن آمیخته جهت بیماران بستری شده در دو بخش داخلی و جراحی در سال ۱۳۸۰

خطای استاندار ضرائب	بخش جراحی			بخش داخلی			بخش عامل
	خطای استاندارد دومؤلفه ای ضرائب	خطای استاندارد ضرائب	درکل	خطای استاندارد ضرائب	در کل	طبقه رفرانس	
۰/۸۲۸	** ۳/۷۲۱	۰/۵۴۴	**۲/۵۷۱	۰/۰۳۲	**۰/۲۶۵	-	عرض از مبدأ
۰/۰۰۸	** ۰/۰۵۲۱	۰/۰۰۴	*-۰/۰۰۷	۰/۰۸۷	۰/۰۰۱۸	-	سن بیماران
۰/۰۲۹	* ۰/۰۵۴۹	۰/۰۷۴	-۰/۰۴۱	۰/۰۰۸	- ۰/۰۰۲	مجرد	وضعیت تأهل
۰/۰۲۸	-۰ /۰۱۷۸	۰/۰۹۶	** -۰/۲۱۵	۰/۴۱۱	-۰/۰۶۲	شهر	محل تولد
۰/۲۷۳	*-۰/۴۷۰	۰/۰۸۳	۰/۰۷۱	۰/۰۱۵	**۰/۱۲۸	شهر	محل زندگی
p<۰/۰۰۱ ***			p<۰/۰۱ **			p<۰/۰۵ *	

Archive of SID

جدول ۳. مقایسه نتایج رگرسیون خطی با رگرسیون پواسن آمیخته در بخش جراحی در سال ۱۳۸۰

عامل	طبقه	رگرسیون خطی (باتغییر لگاریتمی)		رگرسیون پواسنی		رگرسیون پواسن آمیخته	
		خطای استاندارد	ضریب	خطای استاندارد	ضریب	خطای استاندارد	ضریب
عرض از مبدأ	—	۰/۰۹۵	** ۲/۲۶۱	۰/۴۲۴	** ۲/۵۷۱	۰/۰۸۷	*** ۳/۷۲۱
سن بیماران	—	۰/۰۸۹	* -۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	* -۰/۰۰۷	۰/۰۵۵	*** -۰/۰۵۲۱
وضعیت تأهل	مجرد	۰/۰۱۶	۰/۰۰۹	۰/۰۷۵	-۰/۰۰۲	۰/۰۲۱	*** ۰/۸۶۶
محل تولد	شهر	۰/۰۹۲	۰/۰۳۲	۰/۲۱۹	-۰/۰۶۸	۰/۰۴۲	** -۰/۱۵۲
محل زندگی	شهر	۰/۰۴۷	-۰/۰۱	۰/۶۲۹	-۰/۰۷۱	۰/۲۹۶	* ۰/۴۷
		آماره Deviance		-۱۲۸۷/۲۵-		-۸۲۷/۴	

p<۰/۰۰۱ ***

p<۰/۰۱ **

p<۰/۰۵ *

روی مدت اقامت و محل زندگی دارد (اگر شهر را به عنوان رفرانس در نظر بگیریم) مدت زمان اقامت بیماران روستائی بیشتر از شهری

می باشد در مطالعات انجام شده نیز این مطلب تأیید شده است (۱۲). همین موارد در مطالعه دیگری که در کشور استرالیا بر روی مدت اقامت بیماران با استفاده از توزیع آمیخته نرمال صورت گرفته است، تأیید گردیده است (۱۱). با توجه به همین جدول در بخش جراحی می بینیم که چون مدل دو مؤلفه ای پواسن برای این بخش مناسب تر بوده است، در جدول فوق نیز فقط ضرائب دو مؤلفه ای در نظر گرفته شده است. عرض از مبدأ خط رگرسیون و عوامل سن، وضعیت تأهل، محل تولد و محل زندگی همگی معنادار می باشند. با توجه به علامت و طبقه رفرانس می بینیم که سن اثر مستقیم بر روی مدت اقامت بیماران در این بخش و وضعیت تأهل با رفرانس قرار دادن طبقه مجرد اثر عکس بر روی مدت اقامت دارد. به این معنا که افراد متأهل مدت زمان بیشتری را در این بخش اقامت داشته اند.

همینطور محل تولد با رفرانس قرار دادن شهر اثر معکوس بر طول مدت اقامت بیماران در این بخش دارد، بنابراین بیمارانی که

بحث و نتیجه گیری

با توجه به مقادیر Log-likelihood و جداول ۱ و ۲ می بینیم که آنالیز توزیع آمیخته اغلب روش مناسبی برای آنالیز مقادیر مدت اقامت بیماران و بدست آوردن برخی فاکتورهای مرتبط می باشد. روش های رگرسیون سنتی (خطی) بر پایه فرضیات خاصی (نرمال بودن و همگنی واریانس ها) می باشند که در خصوص مقادیر مدت اقامت بیماران در بیمارستان اصلاً بر قرار نیستند، حتی زمانی که تغییر لگاریتمی در خصوص متغیر فوق نیز صورت گیرد، هنوز نرمال بودن و همگنی واریانس مشاهدات پذیرفته نمی شود.

با توجه به جدول ۱ مدل پواسن یک مؤلفه ای مدل مناسبی جهت بیماران بستری در بخش داخلی و مدل دو مؤلفه ای جهت داده های مربوط به مدت زمان اقامت بیماران در بخش جراحی بوده است. شاید در بخش جراحی پراکنده مدت اقامت بیماران بیشتر از بخش داخلی بوده است. با توجه به جدول ۲ که بیانگر ضرائب رگرسیون پواسن آمیخته جهت دو بخش جراحی و داخلی می باشد، می بینیم که در بخش داخلی عرض از مبدأ خط رگرسیونی و فاکتورهای سن بیماران و محل زندگی عوامل معنادار بر روی مدت زمان اقامت بیماران در این بخش دارند. همچنین سن اثر مستقیم بر

آنجائیکه مناسبت مدل دو مؤلفه ای جهت این بخش بررسی شده و تأیید شده است، لذا این عوامل ظاهری و ناشی از خطا نبوده اند. در مطالعات انجام شده جهت مدل بندی اقامت بیماران سن را به عنوان عامل معنادار اعلام نکرده اند، در اکثر این مطالعات روش تجزیه و تحلیل همان رگرسیون خطی با تغییر لگاریتمی مقادیر متغیر پاسخ بوده است (۲۴ و ۲۵). در مطالعات انجام شده برای تحلیل مدت اقامت بیماران در بیمارستان از مدل های دیگری همانند مدل های خطی تعمیم یافته نیز استفاده گردیده است، در این مطالعات قید گردیده است که ناهمگنی داده ها تأثیر بسزائی در عدم اعتبار مدل های بیان شده داشته است و در انتهای این مطالعات به پیشنهاد بکارگیری مدل های آمیخته جهت مدل بندی مدت اقامت پرداخته اند (۲۶-۲۹).

محل زندگی آنها شهر نمی باشد، مدت زمان اقامت بیشتری در این بخش داشته اند. در خصوص محل زندگی نیز دقیقاً مفهوم بالا بر قرار می باشد، در مطالعه ای که در استرالیا انجام شده نیز مورد فوق بر قرار است (۱۲).

با در نظر گرفتن دو جدول ۱ و ۲ می توانیم نتیجه بگیریم که ضرائب معنادار در رگرسیون با دو مؤلفه، بیشتر از یک مؤلفه بوده است. در نهایت با توجه به جدول ۳ که بیانگر مقایسه بین رگرسیون پواسن آمیخته و رگرسیون خطی ساده با تغییر متغیر لگاریتمی می باشد، می بینیم که در رگرسیون خطی فقط عرض از مبدأ خط رگرسیونی معنادار است در صورتیکه در رگرسیون دو مؤلفه ای تمام عوامل سن، وضعیت تأهل، محل زندگی و محل تولد معنادارند و از

References

1. Skrondal A, Rabe S. Some applications of generalized linear latent and mixed models in epidemiology: repeated measures, measurement error and multilevel modeling. *Norsk Epidemiology* 2003; 13(2): 265-78.
2. Wang K, Kelvin K W Y, Lee A H. A zero-inflated poisson mixed model to analyze diagnosis related groups with majority of same-day hospital stays. *Comput Methods Programs Biomed* 2002; 68(3): 195-203.
3. Zelterman D. *Discrete distributions: applications in health*. New york: John Wiley 2004; pp: 141-61.
4. Xio W, Xio M. A mixed poisson model and its application to attribute testing data. *J Microelectron Reliab* 1996; 36(2): 133-40.
5. Ng SK, Yau KKW, Lee AH. Modeling inpatient length of stay by hierarchical mixture regression via the EM algorithm. *Math Comput Model* 2003; 37(3-4): 365-75.
6. Karlis D, Xekalaki E. Mixed poisson distributions. *Int Stat Re* 2005; 73(1): 35-58.
7. Jie QG, Trivedi PK. Flexible parametric models for long-tailed patient count distributions. *Oxford Bulletin Econ Stat* 2002; 64(63): 63-82.
8. Schattmann P, Dietz E, Bohning D. Covariate adjusted mixture models and disease mapping with the program Dismapwin, *Stat Med* 1996; 15(7-9): 919-26.
9. Marazzi A, Paccaud F, Rueux C, et al. Fitting the distributions of length of stay by parametric models. *Med Care* 1998; 36(6): 915-27.
10. Marshall A. Length of stay-based patient flow models: Recent developments and future directions. *Health Care Manage Sci* 2005; 8: 213-20.
11. Everitte BS, Hand DJ. *Finite mixture distributions*, London, Chapman and Hall 1981; pp: 95-140.

12. Xio J, Lee A, Vemuri S. Mixture distribution analysis of length of hospital stay for efficient funding. *J Socio- Econ Plan Sci* 1999; 33(1): 39-59.
13. Solomon GL. Length of the hospital stay for mothers and newborns. *N Engl J Med* 1996; 334(17): 1134-9.
14. Zernikow B, Holtmannspotter K, Michel E, et al. Predicting length-of-stay in preterm neonates. *Eur J Pediat* 1999; 158(1): 59-62.
15. Malkin JD, Keeler E, Broder MS, et al. Postpartum length of stay and newborn health: A cost-effectiveness analysis. *Pediatrics* 2003; 111 (4 Pt 1):e316-22.
16. Bianco A, Pileggi C, Trani F, Angelillo IF. Appropriateness of admissions and days of stay in pediatric wards of Italy. *Pediatrics* 2003; 112 (1 Pt 1): 124-8.
17. Srivastava R, Homer CJ. Length of stay for common pediatric conditions: teaching versus nonteaching hospitals. *Pediatrics* 2003; 112(2): 278-81.
18. Silber JH, Rosenbaum PR, Even-Shoshan O, et al. Length of stay, conditional length of stay, and prolonged stay in pediatric asthma. *Health Serv Res* 2003; 38(3): 867-86.
19. Shachtman RH, Snapinn SM, Quade D, et al. A method for constructing case-mix indexes, with application to hospital length of stay. *Health Serv Res* 1986; 20 (6 Pt 1): 737-62.
20. Silberbach M, Shumaker D, Menashe V, et al. Predicting hospital charge and length of stay for congenital heart disease surgery. *Am J Cardiol* 1996; 72(12): 985-63.
21. Wolf MW, Roubin GS, Schweiger M. Length of hospital stay and complications after percutaneous transluminal coronary angioplasty. *Circulation* 1995; 92: 311-19.
22. Lave JR, Frank RG. Factors affecting medical patients length of stay in psychiatric units. *Health Care Financ Rev* 1998; 10(2): 57-66.
23. Fetter RB. The new ICD-9-cm diagnosis related groups classification scheme. HCFA contract report. *Health Care Financ Administr*, Washington DC, 1984; pp: 10-22.
24. Epstein AM, Stern RS, Tognetti J. The association patients socio-economic characteristics with the length of hospital stay and hospital charges within diagnostic related groups. *N Engl J Med* 1988; 318(24): 1579-85.
25. Marissa A, Packard F, Ruffle C, et al. Fitting the distributions of length of stay by parametric models. *Med Care* 1998; 36(6): 915-27.
26. McLachlan G, Peel D. *Finite mixture models*. New York, John Wiley 2004; pp: 51-2.
27. Leung KM, Elashoff RM, Ress KS, et al. Hospital-and patient-related characteristics determining maternity length of stay: A hierarchical linear model approach. *Am J Public Health* 1998; 88(3): 377-81.
28. Rental R, Kiess MJ, DesHarnais S, Reutter K. Applications for risk-adjusted outcome measures. *Qual Assur in Health Care* 1999; 3: 283-92.

30. Lee AH, Ng ASK, Yau KKW. Determinants of maternity length of stay: A gamma mixture risk- adjusted model. Health Care Manage Sci 2001; 4 (4): 249-55.

* آدرس نویسنده مسئول: شیراز، دانشکده بهداشت، گروه آمار زیستی، تلفن: ۰۷۱۱-۲۲۵۲۱۰۰۱-۸.

rajaeefard@sums.ac.ir

Archive of SID

SID



سرویس های ویژه



سرویس ترجمه تخصصی



کارگاه های آموزشی



بلاگ مرکز اطلاعات علمی



سامانه ویراستاری STES



فیلم های آموزشی

کارگاه های آموزشی مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی

کارگاه آنلاین
بررسی مقابله ای متون (مقدماتی)

کارگاه آنلاین
پروپوزال نویسی و پایان نامه نویسی

کارگاه آنلاین آشنایی با پایگاه های اطلاعات علمی بین المللی و ترند های جستجو
بین المللی و ترند های جستجو