

مقایسه استراتژیهای مختلف مدل بندی مدت اقامت بیماران بستری در بیمارستان های آموزشی شهر شیراز

دکتر محمد رفیعی: استاد یار بهداشت و پزشکی اجتماعی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی اراک: نویسنده رابط

E-mail: Rafeie@yahoo.com

دکتر سید محمد تقی آیت اللهی: استاد آمار زیستی و اپیدمیولوژی، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی شیراز
دکتر جواد بهبودیان: استاد آمار، دانشکده علوم، دانشگاه شیراز

دریافت: ۸۵/۴/۱۰ پذیرش: ۸۵/۱۰/۱۳

چکیده

زمینه و اهداف: مدل بندی مدت اقامت بیماران در بیمارستان یک مسئله مهم در مطالعات سیستم های بهداشتی بوده و از آن برای مقاصد مختلفی مانند مدیریت خدمات بیمارستانی، طرح ریزی نیاز های بهداشتی، منبع مصرف ذخائر بهداشتی و کارائی خدمات بیمارستانی استفاده می شود. تعیین مدل و عواملی که بر روی مدت اقامت بیماران تأثیر دارد برای سیستم های بهداشتی امر بسیار مهمی است. در ایران به جز مطالعات اندک و محدود، مطالعه ای که به مدل بندی مقادیر مدت اقامت بیماران در بیمارستانها پردازد، صورت نگرفته است.

روش بررسی: این مطالعه به منظور مقایسه مدل های مختلف برای تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران انجام گرفته است. تعداد ۳۵۴۶ نمونه تصادفی بصورت خوشه ای از بخشهای مختلف بیمارستانهای آموزشی شهر شیراز در سال ۱۳۸۳ انتخاب و مقادیر مدت اقامت آنها به عنوان متغیر پاسخ و برخی متغیرهای دموگرافیک دیگر به عنوان متغیر های مستقل در نظر گرفته شدند. از مدل های پیشرفته موجود برای مدل بندی مدت اقامت بیماران بر اساس متغیرهای دیگر استفاده شد.

یافته ها: نتایج مطالعه نشان داد که متوسط مدت اقامت بیماران در کل بیمارستانهای آموزشی شهر شیراز $13/7 \pm 8/4$ روز (انحراف معیار $\pm$ میانگین) بوده است با توجه به اینکه مقدار پراکندگی مقادیر مدت اقامت بیماران در بیمارستان بسیار زیاد بوده است از مدل های ویژه مانند پواسن، دوجمله ای منفی، گاما و آمیخته بریده شده در مشاهده صفر پواسنی و دوجمله ای منفی و رگرسیون نقاط در صدی برای تبیین این متغیر استفاده گردید. نتایج نشان داد که مدل دوجمله ای منفی بریده شده در مشاهده صفر بسیار خوب توزیع مقادیر مدت اقامت بیماران در بیمارستانهای آموزشی شهر شیراز را تبیین می کنند.

نتیجه گیری: با توجه به ناهمگنی مقادیر مدت اقامت بیماران در بخشهای مختلف بیمارستانهای شهر شیراز مدل مناسبی که این ناهمگنی را تبیین کند، مدل دوجمله ای منفی می باشد، همچنین مدل های دیگری مانند رگرسیون نقاط در صدی نیز برای این امر مناسب می باشند که در این مقاله برای مقادیر مدت اقامت بیماران به کار برده شده اند. با توجه به اینکه مقادیر مدت اقامت بیماران از یک شهر به شهر دیگر می تواند توزیع متفاوتی داشته باشد، کاربرد این مدل ها در بیمارستانهای شهرهای دیگر ایران توصیه می شود.

کلید واژه ها: مدت زمان بستری در بیمارستان، رگرسیون خطی تعمیم داده شده، مدل رگرسیونی آمیخته پواسنی و دوجمله ای منفی بریده شده در مشاهده صفر

مقدمه

شناسائی کرد. از لحاظ آماری توزیع مدت زمان اقامت بیماران در بیمارستان دارای توزیع نرمال نیست و توزیع تجربی آن دارای چولگی مثبت است، این مطلب باعث می شود استفاده از روشهای معمولی (رگرسیون چندگانه) برای مدل بندی مدت اقامت بیماران دارای خطا و ارببی باشد (۱۲-۱۰). مطالعات مختلفی جهت به کارگیری مدل های مناسبی برای تصحیح ناهمگنی مقادیر مدت اقامت بیماران در بیمارستان انجام گرفته (۱۶-۱۳) که این مدل ها تعمیم پذیری لازم را دارا نمی باشند. در مورد مدل بندی مقادیر مدت اقامت بیماران سه دیدگاه مطرح می شود، دیدگاه اول: مقادیر مدت اقامت به عنوان یک متغیر پیوسته در نظر گرفته شود و با تغییر متغیرهای خاص (مانند لگاریتمی) آنرا به توزیع نرمال نزدیک و از روش های رگرسیون چندگانه (پارامتری) برای مدل بندی آن

مدل بندی مدت اقامت بیماران در بیمارستان از جهات مختلف مانند مدیریت خدمات بیمارستانی و برنامه ریزی به عنوان یکی از اساسی ترین موارد، همواره مورد توجه بوده است (۱). طول مدت بستری در بیمارستان اغلب به عنوان معیار بازدهی و کارائی خدمات بیمارستانی، نماینده و معرف معقول مصرف ذخائر بهداشتی تلقی و برای مقاصد مختلفی مانند مدیریت خدمات بهداشتی، کنترل کیفیت خدمات بیمارستانی، نشانگر مفید بودن خدمات بیمارستانی و طرح ریزی نیازمندیهای بیمارستانی مورد استفاده گرفته (۸-۲) و نیز به عنوان کارائی تأثیر درمان به کار برده شده توسط پزشک نیز در نظر گرفته می شود (۹). به وسیله مدل بندی مدت اقامت بیماران می توان عوامل مؤثر در افزایش و کاهش مدت اقامت بیماران را با استفاده از روشهای آماری

استفاده کرد. دیدگاه دوم: مقادیر مدت اقامت بیماران را به عنوان یک متغیر گسسته شمارشی (بصورت عدد صحیح) در نظر گرفت و از توزیع داده های شمارشی (پواسن، دوجمله ای منفی و توزیع های آمیخته شمارشی) برای بدست آوردن توزیع این متغیر سود جست. دیدگاه سوم: داده های مدت اقامت را به عنوان داده های آنالیز بقاء فرض کرد و از این تحلیل برای مدل بندی آن استفاده کرد (۲۵-۱۷ و ۹). در این مقاله از دیدگاه اول و دوم برای مدل بندی مقادیر مدت اقامت بیماران استفاده شده است. با توجه به توزیع آماری بسیار پیچیده مقادیر مدت اقامت بیماران، در خصوص مدل بندی مقادیر مدت اقامت بیماران در ایران مطالعات بسیار محدودی صورت گرفته است (۲۸-۲۶). از آنجایی که به کار گیری مدل های بیان شده و اعتبار آنها، ارتباط به چگونگی موقعیت میانگین و واریانس مقادیر مدت اقامت بیماران دارد، بنابراین در ذیل، اشاره ای به این مقادیر در مطالعات انجام شده، صورت گرفته است. متوسط مدت اقامت در بیمارستان آموزشی ولیعصر (عج) شهر اراک در سال ۱۳۸۲، $4/1 \pm 5/4$ روز (انحراف معیار $\pm$ میانگین) و دارای توزیع آمیخته پواسنی دو مؤلفه ای و در بیمارستان تأمین اجتماعی همین شهر $3/2 \pm 4/7$ روز بوده است (۲۶). ارتباط آماری معناداری بین مدت اقامت بیماران با سن، جنس بیمار، وضعیت تأهل و محل زندگی آنان بدست آمد. در سال ۱۹۸۹ در کشور سوئیس میانگین مدت اقامت بیماران $10/4$ روز (۲۹)، در استرالیا در سال ۱۹۹۴، $4/3$ روز و در سال ۱۹۹۸ به $3/9$ روز کاهش یافته و ارتباط معنادار آماری بین مدت زمان اقامت بیماران با سن، جنس و محل زندگی آنها وجود داشته است (۳۱-۳۰). در آمریکا در سال ۱۹۶۷ از ۱۸ روز به ۸ روز در سال ۱۹۹۱ رسیده است (۳۲).

هدف از انجام این مطالعه بکارگیری متدولوژیهای مختلف آماری در مدل بندی مدت اقامت بیماران جهت بیماران بستری در بیمارستانهای آموزشی (وابسته به دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی) شهر شیراز و مقایسه مدل های مختلف بکار برده شده برای تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران و مقایسه توزیع مقادیر مدت اقامت بیماران در شهر شیراز با مطالعه انجام شده در شهر اراک بر اساس پاره ای عوامل دموگرافیک می باشد. نکته قابل توجه این که شهر شیراز به عنوان یکی از بزرگترین شهرهای جنوب ایران و مرکز استان فارس می باشد. بررسی چگونگی تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران در دو شهر اراک (مرکز استان مرکزی) و شیراز (مرکز یکی از استانهای جنوبی کشور) می تواند در تعیین توزیع این متغیر بسیار شمر ثمر باشد.

مواد و روش ها

این بررسی یک مطالعه مشاهده ای و مقطعی است که بر روی یک نمونه تصادفی از مقادیر مدت اقامت بیماران در بیمارستانهای آموزشی شهر شیراز صورت گرفته است. حجم کل نمونه با

$$Z_{1-\alpha/2}^2 / \sigma^2$$

استفاده از فرمول $n = \frac{Z_{1-\alpha/2}^2 / \sigma^2}{d^2}$ تعداد ۳۵۴۶ نمونه محاسبه گردید که برآورد مقدار σ در مطالعه قبلی (۲۶) $5/4$ و مقادیر $\alpha = 0/1$ و $d = 0/2335$ در نظر گرفته شدند. تعداد ۳۵۴۶ نمونه با استفاده از تخصیص متناسب بر اساس نسبت مراجعین به بیمارستانهای مختلف آموزشی و همچنین بخشهای مختلف این بیمارستانها، انجام و سپس در هر بخش بیمارستان مورد نظر با استفاده از روش تصادفی ساده، نمونه ها انتخاب شدند. بیمارستانهای آموزشی و تعداد نمونه انتخابی ۴۹۸ بیمار، بیمارستان است: بیمارستان چمران و تعداد نمونه انتخابی ۴۹۸ بیمار، بیمارستان زنبیه و تعداد نمونه انتخابی ۴۰۲ بیمار، بیمارستان نمازی و تعداد نمونه انتخابی ۶۲۸ بیمار، بیمارستان ابن سینا و تعداد نمونه انتخابی ۵۰۰ بیمار، بیمارستان حافظ و تعداد نمونه انتخابی ۵۰۳ بیمار، بیمارستان شیراز و تعداد حجم نمونه انتخابی ۵۰۰ بیمار و بیمارستان فقیهی و تعداد نمونه انتخابی ۵۱۳ بیمار. از بیماران انتخاب شده متغیر مدت زمان بستری در بیمارستان را به عنوان متغیر پاسخ و متغیرهای سن، جنس، محل تولد، محل زندگی، وضعیت تأهل، نوع بیمه درمانی، سابقه قبلی بستری شدن، دفعات بستری، وضعیت بیمار هنگام ترخیص و انتقال به بیمارستان دیگر نیز به عنوان متغیرهای مستقل مورد نظر قرار گرفتند. در صورتی که مقادیر مدت اقامت بیماران دارای توزیع نرمال باشد می توان از روشهای رایج رگرسیونی جهت مدل بندی مدت اقامت آنها بر اساس متغیرهای دیگر استفاده کرد، اما مقادیر مدت اقامت دارای این توزیع نیستند. بنابراین یا باید از توزیع مقادیر گسسته (توزیع پواسن، دوجمله ای منفی) استفاده کرد و یا با تغییر متغیر مقادیر مدت اقامت بیماران آن را به توزیع نرمال نزدیک کرد و از توزیع نرمال برای استنباطهای آماری استفاده کرد (۳۳). در صورت استفاده از توزیع پواسن برای بررسی ارتباط مدت اقامت بیماران با متغیرهای دیگر بایستی از رگرسیون پواسنی استفاده کرد، از شرایط اصلی بکارگیری توزیع پواسن و رگرسیون آن، برابری میانگین مقادیر مدت اقامت با واریانس این متغیر می باشد، اگر واریانس مقادیر مدت اقامت از میانگین بیشتر باشد، پراکندگی بیش از حد انتظار متغیر پاسخ رخ داده و باید از توزیع دوجمله ای منفی یا توزیع های آمیخته یا توزیع های خاص تغییر یافته استفاده کرد (۳۴). در صورتی که مقدار واریانس متغیر پاسخ شمارشی از میانگین کمتر باشد، حالت پراکندگی کمتر از حد معمول رخ داده و در این مواقع باید از روشهای آماری خطی تعمیم داده شده استفاده کرد (۱۷-۱۸). بنابر این با توجه به موارد بالا، برای تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران در بیمارستانهای آموزشی شیراز از مدل های جدید و پیشرفته آماری متغیرهای پاسخ شمارشی مانند مدل های پواسنی بریده شده در نقطه خاص (۳۵)، مدل های دوجمله ای منفی بریده شده در نقطه خاص، مدل پواسنی با انباشتگی صفر بیش از حد (۳۶)، مدل دوجمله ای منفی با انباشتگی صفر بیش

نمی تواند مقادیر مدت اقامت بیماران را بر اساس متغیرهای دیگر تبیین نماید، تغییر لگاریتمی مقادیر مدت اقامت بیماران تا حدودی مناسب مدل را نسبت به رگرسیون چند گانه بهبود می بخشد ولی باز هم یک مدل کامل نمی باشد. جدول ۳ بیانگر ضرائب مدل های خطی تعمیم یافته شده و مقادیر احتمال معناداری آماری این ضرائب بر اساس تابع پیوند یکنواخت و لگاریتمی با توزیع های متفاوت برای تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران در بیمارستانهای شهر شیراز بر اساس متغیرهای مستقل دیگر می باشد. با استفاده از جدول فوق می بینیم که مقدار آماره انحراف (مقداری برای مناسب بودن مدل بکار رفته) حاصل از مدل دوجمله ای منفی (با تابع پیوند لگاریتمی) کمترین مقدار را در بین مدل های دیگر دارا است (۳۴۸۴/۱۶)، بنابراین مدل دوجمله ای منفی مدل مناسبی برای تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران بستری شده در بیمارستان های شیراز نسبت به دیگر مدل های بکار رفته می باشد. با استفاده از این مدل، متغیرهای سن، مجذور سن، وضعیت تأهل، تعداد دفعات بستری قبلی نوع پذیرش، وضعیت بیمار در هنگام ترخیص، انتقال بیمار به بیمارستانهای دیگر و ثابت مدل همگی بر روی مدت زمان بستری تأثیر داشته اند. با استفاده از این مدل سن اثر مستقیم بر روی مقادیر مدت اقامت دارد و هرچه افزایش یابد به نسبت خاصی مدت زمان اقامت بیماران نیز افزایش یافته است، محل سکونت نیز عامل معناداری است و مدت زمان اقامت بیمارانی که محل سکونت آنها روستا بوده است بیشتر است، تعداد دفعات بستری شدن قبلی نیز تأثیر مثبت بر روی مقادیر مدت اقامت بیماران دارد، نوع پذیرش (اورژانس بودن یا نبودن) نیز ارتباط مستقیم با مقادیر مدت اقامت بیماران دارد، وضعیت بیمار با در نظر گرفتن بهبودی نیز ارتباط مستقیم با متغیر پاسخ دارد، انتقال به بیمارستانهای دیگر ارتباط معکوس با متوسط تعداد روزهای بستری بیماران در بیمارستانهای شهر شیراز دارد. نتایج تحلیل مدل های رگرسیونی بریده شده در مشاهده صفر پواسنی و دوجمله ای منفی و مدل رگرسیونی شبه پارامتری Tobit و مدل رگرسیون نقاط درصدی در جدول شماره ۴ آورده شده است. از جدول فوق با توجه به مقادیر آماره انحراف می بینیم که مدل رگرسیونی دوجمله ای منفی بریده شده در مشاهده صفر دارای کمترین مقدار این آماره است و بنابراین بهتر از مدل رگرسیون پواسنی بریده شده در مشاهده صفر مقادیر مدت اقامت بیماران را تبیین می نماید. البته مدل های رگرسیون ناپارامتری مانند رگرسیون نقاط درصدی نیز به خوبی می توانند توزیع این متغیر پاسخ را تبیین نمایند، ولی این مدل ها به عنوان یک مدل اختصاصی برای مقادیر مدت اقامت بیماران بکار نمی روند (۹). اما لازم به ذکر است که به علت ناهمگنی زیاد داده های مدت اقامت بیماران، رگرسیون نقاط درصدی نسبت به مدل پواسنی بسیار خوب مقادیر مدت اقامت بیماران را تبیین نموده است. برای بیان ناهمگنی موجود در داده های مدت اقامت بیماران، نقاط درصدی این مقادیر نیز در ستون آخر جدول ۱ آورده شده است، اختلاف بین نقاط درصدی بالامانند ۹۷ درصدی مدت اقامت بیماران در بیمارستانهای ۷ گانه به سادگی مشهود است.

ازحد (۳۷)، مدل های خاص پواسنی تغییر یافته شده، مدل های شمارشی تعمیم یافته شده، روشهای داده های شبه پیوسته (۳۸) استفاده گردید. جهت بررسی مناسبیت مدل های ارائه شده (آزمون نیکویی برازش مدل) از آماره انحراف استفاده گردید (۳۱) و هر مدلی که این آماره در آن کمتر بود به عنوان مدل مناسب تر بیان شد (۱۶). مدت اقامت بیماران در بیمارستان تعداد روزهایی که بیماران در بیمارستان گذرانده تا ترخیص شده اند، تعریف شد (مقادیر بصورت صحیح گرد شده اند)، از نرم افزارهای Stata8، SAS6.2، S-Plus2000 و C.A.MAN و برنامه های جانبی نوشته شده در این نرم افزارها برای تحلیل مشاهدات جمع آوری شده، استفاده گردید.

یافته ها

میانگین (انحراف معیار $\pm$ میانگین) مدت اقامت بیماران درکل نمونه ها $13/7 \pm 8/4$ روز با میانه ۴ روز، نمای ۱ روز و مقدار ضریب کجی ۵/۵ روز می باشد. کمترین مقدار مدت اقامت ۱ روز و بیشترین آن ۲۲۹ روز بوده است. میانگین سنی افراد بستری در نمونه های انتخابی $22/1 \pm 33/6$ سال با میانه ۲۹ سال بوده است. کمترین سن بدو تولد (یک روزه) و بیشترین سن ۱۱۴ سال است. نسبت جنسی بستری شدگان ۹۶/۹ می باشد. ۷۶۱ بیمار (۲۲/۱٪) در روستا های اطراف شیراز و ۲۷۶۴ بیمار (۷۷/۹٪) در شهر شیراز سکونت داشته اند. ۲۰۴۰ نفر (۵۷/۵٪) متأهل و ۸۴۵ بیمار (۲۳/۸٪) دارای سابقه قبلی بستری در بیمارستان هستند. تعداد ۲۰۱۶ بیمار (۵۶/۹٪) هنگام ترخیص بهبودی کامل داشته و ۱۱۳ نفر (۳/۲٪) بهبودی نسبی، ۲۶۶ فرد (۷/۵٪) با میل شخصی ترخیص شده، ۲۰۴ نفر (۵/۸٪) در بیمارستان فوت نموده و ۶۵۸ نفر (۱۸/۶٪) با شرط پیگیری ترخیص شده اند. جدول ۱ بیانگر توزیع مقادیر مدت اقامت بیماران در نمونه های انتخابی می باشد. با توجه به اینکه متغیر پاسخ در این مطالعه تعداد روزهای بستری بیماران در بیمارستان های آموزشی شیراز بوده است، ظاهراً این متغیر بر اساس مطالعات انجام شده (۳۱ و ۱۷) بایستی دارای توزیع آماری پواسن باشد (تعداد پیشامدهائی که در زمان یا مکان خاصی اتفاق می افتد در آمار دارای توزیع پواسن می باشند) ولی در توزیع پواسن مقادیر میانگین و واریانس با یکدیگر برابرند، در اینجا مقدار واریانس تعداد روزهای بستری (۱۸۷/۹) از مقدار میانگین این متغیر (۸/۴ روز) بسیار بزرگتر می باشد، بنابراین حالت پراکندگی بیش از حد معمول توزیع پواسن رخ داده است، پس رگرسیون پواسنی برای تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران بر اساس متغیرهای مستقل دیگر، یک مدل و روش مناسب نمی باشد و باید از روش های خطی تعمیم یافته و یا از مدل های خاص تغییر یافته شده و توزیع های آمیخته پواسنی استفاده کرد.

در ابتدا رگرسیون معمولی و رگرسیون با تغییر لگاریتمی مقادیر متغیر پاسخ (مدت اقامت بیماران) برای داده ها مورد استفاده قرار گرفت که نتایج این تحلیل در جدول ۲ آورده شده است. این جدول نشان می دهد که رگرسیون خطی چندگانه به هیچ عنوان

جدول ۱: توزیع فراوانی، آماره های توصیفی و نقاط درصدی تعداد روزهای بستری بیماران در نمونه های مورد بررسی
مراجعه کننده به تفکیک بیمارستانهای آموزشی شهر شیراز در سال ۱۳۸۳

نام بیمارستان	تعداد روزهای بستری	فراوانی	درصد فراوانی	آماره های توصیفی و نقاط درصدی
چمران	۱	۱۱۹	۲۳/۹	$\bar{X} = ۴/۱$
	۲	۹۲	۱۸/۵	$Md = ۳/۰$
	۳	۳۲	۱۲/۴	$S^2 = ۹/۶$
	۴	۵۲	۱۰/۴	$Sk = ۱/۰$
	۵	۳۹	۷/۸	$P_r = ۱$
	۶	۲۷	۵/۴	$P_{10} = ۱$
	۷	۲۶	۵/۲	$P_{25} = ۲$
	۸	۲۱	۴/۲	$P_{50} = ۳$
	۹	۱۰	۲/۰	$P_{75} = ۶$
	۱۰	۹	۱/۸	$P_{90} = ۱۰$
	۱۱ و بیشتر	۴۱	۸/۲	$P_{95} = ۱۵$
	جمع	۴۹۸	۱۰۰	$P_{99} = ۱۹/۰۳$
زینیه	۱	۱۲۵	۳۱/۱	$\bar{X} = ۳/۱$
	۲	۹۸	۲۴/۴	$Md = ۳/۱$
	۳	۵۶	۱۳/۹	$S^2 = ۷/۵$
	۴	۴۳	۱۰/۷	$Sk = ۱/۷$
	۵	۲۳	۵/۷	$P_r = ۱$
	۶	۱۷	۴/۲	$P_{10} = ۱$
	۷	۹	۲/۲	$P_{25} = ۱$
	۸	۶	۱/۵	$P_{50} = ۲$
	۹	۳	۰/۷	$P_{75} = ۴$
	۱۰	۵	۱/۲	$P_{90} = ۶/۷$
	۱۱ و بیشتر	۱۷	۴/۲	$P_{95} = ۱۰$
	جمع	۴۰۲	۱۰۰	$P_{99} = ۱۴/۹۱$
نمازی	۱	۱۵۳	۲۴/۴	$\bar{X} = ۵/۰$
	۲	۶۶	۱۰/۵	$Md = ۴/۰$
	۳	۸۱	۱۲/۹	$S^2 = ۱۳/۷$
	۴	۴۰	۶/۴	$Sk = ۰/۵$
	۵	۵۱	۸/۱	$P_r = ۱$
	۶	۳۸	۶/۱	$P_{10} = ۱$
	۷	۲۱	۳/۳	$P_{25} = ۲$
	۸	۲۸	۴/۵	$P_{50} = ۴$
	۹	۲۲	۳/۵	$P_{75} = ۸$
	۱۰	۱۵	۲/۴	$P_{90} = ۱۶/۱۰$
	۱۱ و بیشتر	۱۱۳	۱۸/۰	$P_{95} = ۲۴$
	جمع	۶۲۸	۱۰۰	$P_{99} = ۳۱/۱۳$
ابن سینا	۱	۸۴	۱۶/۸	$\bar{X} = ۷/۵$
	۲	۴۱	۸/۲	$Md = ۱۱/۰$
	۳	۲۷	۵/۴	$S^2 = ۱۸/۱$
	۴	۱۷	۳/۴	$Sk = -۰/۵$
	۵	۱۱	۲/۲	$P_r = ۱$
	۶	۱۱	۲/۲	$P_{10} = ۱$
	۷	۱۷	۳/۴	$P_{25} = ۲/۲۵$
	۸	۱۰	۲/۰	$P_{50} = ۱۵/۵۰$
	۹	۳	۰/۶	$P_{75} = ۲۹$
	۱۰	۶	۱/۲	$P_{90} = ۳۸$
	۱۱ و بیشتر	۲۷۳	۵۴/۶	$P_{95} = ۴۴$
	جمع	۵۰۰	۱۰۰	$P_{99} = ۴۸/۹۷$

ادامه جدول ۱				
$\bar{X} = ۵/۶$	۱۸/۱	۹۱	۱	حافظ
$Md = ۴/۰$	۱۵/۵	۷۸	۲	
$S^2 = ۱۵/۹$	۹/۳	۴۷	۳	
$Sk = ۰/۳$	۹/۱	۴۶	۴	
$P_r = ۱$	۴/۲	۲۱	۵	
$P_{1.} = ۱$	۳/۲	۱۶	۶	
$P_{r0} = ۲$	۴/۰	۲۰	۷	
$P_{0.} = ۴$	۴/۴	۲۲	۸	
$P_{v0} = ۱۳$	۲/۶	۱۳	۹	
$P_{q.} = ۳۰$	۱/۶	۸	۱۰	
$P_{q0} = ۴۳/۸۰$	۲۸/۰	۱۴۱	۱۱ و بیشتر	
$P_{qv} = ۵۲$	۱۰۰	۵۰۳	جمع	
$\bar{X} = ۳/۴۸$	۱۶/۹	۸۵	۱	شیراز
$Md = ۳/۰$	۲۵/۷	۱۲۹	۲	
$S^2 = ۷/۶$	۱۷/۱	۸۶	۳	
$Sk = ۱/۳$	۱۱/۶	۵۸	۴	
$P_r = ۱$	۷/۲	۳۶	۵	
$P_{1.} = ۱$	۶/۴	۳۲	۶	
$P_{r0} = ۲$	۴/۰	۲۰	۷	
$P_{0.} = ۳$	۱/۸	۹	۸	
$P_{v0} = ۵$	۱/۴	۷	۹	
$P_{q.} = ۸$	۲/۴	۱۲	۱۰	
$P_{q0} = ۱۲$	۵/۶	۲۸	۱۱ و بیشتر	
$P_{qv} = ۱۳/۹۱$	۱۰۰	۵۰۲	جمع	
$\bar{X} = ۴/۹$	۲۴/۴	۱۲۵	۱	قمیهی
$Md = ۴/۰$	۱۲/۵	۶۴	۲	
$S^2 = ۱۴/۰$	۱۲/۱	۶۲	۳	
$Sk = ۰/۶$	۱۰/۷	۵۵	۴	
$P_r = ۱$	۵/۸	۳۰	۵	
$P_{1.} = ۱$	۳/۹	۲۰	۶	
$P_{r0} = ۲$	۴/۱	۲۱	۷	
$P_{0.} = ۴$	۲/۷	۱۴	۸	
$P_{v0} = ۸$	۲/۳	۱۲	۹	
$P_{q.} = ۲۵/۶۰$	۱/۸	۹	۱۰	
$P_{q0} = ۴۱/۶۰$	۱۹/۷	۱۰۱	۱۱ و بیشتر	
$P_{qv} = ۷۲/۱۶$	۱۰۰	۵۱۳	جمع	
$\bar{X} = ۸/۴$	۲۲/۱	۷۸۲	۱	کل بیمارستانها
$Md = ۴/۰$	۱۶/۰	۵۶۸	۲	
$S^2 = ۱۸۷/۹$	۱۱/۹	۴۲۱	۳	
$Sk = ۵/۵$	۱/۴	۳۱۱	۴	
$P_r = ۱$	۰/۶	۲۱۱	۵	
$P_{1.} = ۱$	۴/۵	۱۶۱	۶	
$P_{r0} = ۲$	۳/۸	۱۳۴	۷	
$P_{0.} = ۴$	۳/۱	۱۱۰	۸	
$P_{v0} = ۸$	۲/۰	۷۰	۹	
$P_{q.} = ۲۴$	۱/۸	۶۴	۱۰	
$P_{q0} = ۳۴$	۲۰/۱	۷۱۴	۱۱ و بیشتر	
$P_{qv} = ۴۰/۵۹$	۱۰۰	۳۵۴۶	جمع	

جدول ۲: برآورد ضرائب مدل های رگرسیون خطی و رگرسیون خطی با لگاریتم مقادیر مدت اقامت بیماران و مقادیر احتمال معناداری آماری این ضرائب جهت مدت اقامت بیماران بستری در بیمارستانهای آموزشی شهر شیراز در سال ۱۳۸۳

متغیر	تابع رگرسیونی		رگرسیون خطی		رگرسیون خطی با لگاریتم مقادیر مدت اقامت	
	P	ضریب	P	ضریب	P	ضریب
جنس	۰/۰۷	-۰/۸۳۰	۰/۴۸۰	۰/۰۲۶		
سن	۰/۰۰۰	۰/۱۸۰	۰/۰۰۰	۰/۰۱۱		
مجذور سن	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۰		
محل سکونت	۰/۴۳۰	۰/۴۶۴	۰/۲۶۳	-۰/۰۵۲		
محل تولد	۰/۲۶۳	۰/۸۵۴	۰/۱۶۱	۰/۰۸۵		
وضعیت تأهل	۰/۰۰۰	۲/۹۰۴	۰/۰۰۰	۰/۲۴۷		
نوع بیمه	۰/۲۴۴	۰/۳۰۷	۰/۸۰۰	-۰/۰۰۵		
سابقه بستری شدن	۰/۹۵۵	-۰/۰۳۳	۰/۴۳۷	-۰/۰۳۶		
تعداد دفعات بستری	۰/۰۰۰	۰/۱۵۱	۰/۰۰۰	۰/۰۷۲		
نوع پذیرش	۰/۰۰۰	۵/۹۱	۰/۹۱۲	۱/۳۶۷		
وضعیت بیمار هنگام ترخیص	۰/۰۰۰	۱/۷۰۰	۰/۰۰۰	۰/۱۵۴		
انتقال به بیمارستانهای دیگر	۰/۰۰۰	-۶/۳۴۰	۰/۰۰۰	-۰/۸۳۶		
مقدار ثابت مدل	۹۰/۰۰	-۱۲/۷۰۹	۰/۰۰۰	-۱/۷۶۲		
Deviance		۶۰۲۶۰۷/۵۳		۵۲۱۴۱۸۵/۲۵		

جدول ۳: برآورد ضرائب مدل های خطی تعمیم یافته شده و مقادیر احتمال معناداری آماری این ضرائب بر اساس تابع پیوند یکنواخت و لگاریتمی با توزیع های متفاوت جهت مدت اقامت بیماران بستری در بیمارستانهای آموزشی شهر شیراز بر اساس متغیرهای دیگر در سال ۱۳۸۳

متغیر	تابع پیوند		گاووسین		گاووسین معکوس		پواسن		دوجمله ای منفی		گاما		دوجمله ای منفی واریانس	
	P	ضریب	P	ضریب	P	ضریب	P	ضریب	P	ضریب	P	ضریب	P	ضریب
جنس	۰/۰۷۰	-۰/۸۲۹	۱/۰۰	۰/۱۷۴	۰/۷۲۱	۰/۱۶۵	۰/۸۲۶	۰/۲۳۹	۰/۱۲۱	۰/۲۳۲	۰/۰۰۱	-۰/۰۱۱		
لگاریتمی	۰/۴۸۰	-۰/۱۲۲	۰/۸۲۵	۰/۱۹۶	۰/۰۰۰	-۰/۱۱۱	۰/۰۰۳	-۰/۱۱۴	۰/۰۳۳	-۰/۱۱۳		—		
سن	۰/۰۰۰	۰/۱۸۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۵۲	۰/۰۰۰	۰/۰۱۲	۰/۰۰۰	۰/۰۱۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲		
لگاریتمی	۰/۰۰۰	۰/۰۲۵	۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۲	۰/۰۰۰	۰/۰۱۹	۰/۰۰۰	۰/۰۱۸	۰/۰۰۰	—		
مجذور سن	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰		
لگاریتمی	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	—		
محل سکونت	۰/۴۳۰	۰/۴۶۴	۱/۰۰	-۰/۲۴۳	۱/۰۰	-۰/۱۶۸	۱/۰۰	-۰/۲۵۲	۱/۰۰	-۰/۲۵۳	۰/۲۹۳	۰/۰۰۵		
لگاریتمی	۰/۲۶۳	۰/۱۱۸	۰/۹۶۵	-۰/۴۲۸	۱/۰۰	۰/۰۶۷	۰/۸۲۶	۰/۰۱۱	۰/۹۸۲	۰/۰۰۱	—	—		
محل تولد	۰/۲۶۳	۰/۸۵۴	۱/۰۰	۰/۰۶۵	۱/۰۰	۰/۳۹۲	۱/۰۰	۰/۱۶۵	۱/۰۰	۰/۱۵۲	۰/۰۰۳	۰/۰۱۷		
لگاریتمی	۰/۱۶۱	۰/۰۲۵	۰/۹۱۲	۰/۱۲۵	۱/۰۰	۰/۰۹۷	۰/۰۳۶	۰/۱۴۳	۰/۰۹۷	۰/۱۴۸	—	—		
وضعیت تأهل	۰/۰۰۰	۲/۹۰۵	۱/۰۰	۰/۱۶۰	۰/۰۰۰	۳/۹۹۲	۰/۰۰۰	۴/۵۴۸	۱/۰۰	۴/۷۲۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۶		
لگاریتمی	۰/۰۰۰	۰/۳۲۰	۰/۵۲۱	۰/۳۲۱	۰/۰۰۰	۰/۳۳۶	۰/۰۰۰	۰/۳۶۹	۰/۰۰۰	۰/۳۷۵	—	—		
نوع بیمه	۰/۲۲۴	۰/۳۰۷	۱/۰۰	-۰/۰۹۷	۰/۷۲۱	۰/۰۶۰	۰/۵۱۲	-۰/۰۵۰	۱/۰۰	-۰/۰۵۸	۰/۱۵۸	۰/۰۰۳		
لگاریتمی	۰/۱۷۰	۰/۰۴۴	۰/۴۱۲	-۰/۱۲۱	۰/۸۳۱	۰/۰۳۵	۰/۳۱۹	۰/۰۲۱	۰/۵۰۹	۰/۰۱۹	—	—		
سابقه بستری شدن	۰/۹۵۵	-۰/۰۳۳	۱/۰۰	-۰/۴۰۰	۰/۰۰۸	۱/۱۷۶	۰/۱۸۹	۰/۸۳۹	۱/۰۰	۱/۰۱۰	۰/۵۲۴	۰/۰۰۳		
لگاریتمی	۰/۸۰۰	۰/۱۱۴	۰/۷۲۱	-۰/۳۱۰	۰/۰۰۰	۰/۰۸۸	۰/۹۲۷	-۰/۰۰۵	۰/۷۷۳	-۰/۲۱۰	—	—		
تعداد دفعات بستری	۰/۰۰۰	۱/۰۱۶	۰/۰۰۰	۰/۱۸۶	۰/۰۰۰	۱/۴۲۸	۰/۰۰۰	۲/۲۴۰	۱/۰۰	۱/۹۹۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵		
لگاریتمی	۰/۴۳۷	۰/۱۴۰	۰/۰۰۱	۰/۲۱۲	۰/۰۰۰	۰/۰۴۹	۰/۰۰۰	۰/۰۸۲	۰/۰۰۰	۰/۰۸۷	—	—		
نوع پذیرش	۰/۰۰۰	۵/۹۱۰	۰/۰۰۰	۱/۵۴۵	۰/۰۰۰	۳/۲۷۷	۰/۰۰۰	۲/۲۲۰	۰/۰۰۰	۲/۱۲۶	۰/۰۰۰	۰/۴۳۵		
لگاریتمی	۰/۰۰۰	۰/۸۵۱	۰/۰۰۰	۲/۷۲۵	۰/۰۰۰	۱/۳۸۰	۰/۰۰۰	۱/۶۴۴	۰/۰۰۰	۱/۶۵۴	—	—		

ادامه جدول ۳

۰/۰۱۶	۰/۰۰۰	۰/۳۱۴	۰/۰۰۵	۰/۳۳۹	۰/۰۰۱	۰/۷۴۳	۰/۰۰۰	۰/۱۴۹	۰/۰۰۰	۱/۷۰۰	۰/۰۰۰	وضعیت بیمار هنگام ترخیص
—	—	۰/۱۷۹	۰/۰۰۰	۰/۱۷۹	۰/۰۰۰	۰/۱۷۹	۰/۰۰۰	۰/۲۲۸	۰/۰۰۱	۰/۱۷۸	۰/۰۰۰	لگاریتمی
-۰/۲۱۳	۰/۰۰۰	-۱/۵۴۱	۰/۰۸۱	-۱/۶۳۰	۰/۰۱۲	-۲/۸۹۰	۰/۰۰۰	-۰/۹۷۵	۰/۰۰۰	-۶/۳۵۰	۰/۰۰۰	انتقال به بیمارستانهای دیگر
—	—	-۱/۰۹۴	۰/۰۰۰	-۱/۱۵۹	۰/۰۰۰	-۱/۲۵۰	۰/۰۰۰	-۰/۸۲۵	۰/۰۰۱	-۱/۳۸۰	۰/۰۰۰	لگاریتمی
-۱/۰۹۴	۰/۰۰۰	-۱/۸۳۱	۰/۰۰۰	-۲/۰۴۰	۰/۰۰۰	-۵/۰۵۴	۰/۰۰۰	-۰/۵۶۰	۰/۰۰۰	-۱۲/۷۰۸	۰/۰۰۰	مقدار ثابت مدل
—	—	-۲/۲۵۴	۰/۰۰۰	-۲/۲۴۱	۰/۰۰۰	-۱/۷۵۳	۰/۰۰۰	-۱/۲۵۰	۰/۰۰۱	-۱/۷۶۳	۰/۰۰۰	لگاریتمی
۱۱۵۷۶۷۱		۴۰۰۵۵۶۰/۹		۴۷۰۷/۳۶		۳۹۶۰۱/۵۹		۱۰۰۰۰۰۰		۶۰۲۶۰۷/۵۳		Deviance
—		۴۱۲۷/۸۳		۳۴۸۴/۱۴		۳۶۱۴۰/۰۷		۲۲۸۷۲۵/۰۰		۶۰۳۶۹۸/۱۹		Deviance

جدول ۴: برآورد ضرایب مدل های ZTP و ZTNB، مدل های شبه پیوسته (Tobit Model) و مدل های رگرسیونی نقاط درصدی جهت مقادیر مدت اقامت

بیماران بستری در بیمارستانهای آموزشی شهر شیراز بر اساس متغیرهای دیگر در سال ۱۳۸۳

مدل متغیر	ZTP	ZTNB	Tobit Model	مدل ناپارامتریک Quantile regression	مدل ناپارامتریک Inter quantil regression
	P	ضریب	P	ضریب	P
جنس	۰/۰۰۱	-۱/۶۰۰	۰/۰۰۸	-۱/۲۸۷	۰/۰۶۹
سن	۰/۰۰۰	۰/۸۴۴	۰/۰۰۰	۰/۴۱۰	۰/۰۰۰
مجرد سن	۰/۰۰۰	-۰/۱۱۰	۰/۰۰۱	-۰/۰۹۵	۰/۰۰۰
محل سکونت	۰/۳۴۷	۱/۸۴۰	۰/۵۷۷	۱/۴۵۸	۰/۴۲۹
محل تولد	۰/۰۱۳	۲/۸۲۰	۰/۰۱۲	۴/۱۲۴	۰/۲۶۲
وضعیت تأهل	۰/۰۰۰	۱/۴۴۰	۰/۰۰۰	۱/۲۹۸	۰/۰۰۰
نوع بیمه	۰/۲۸۴	۱/۰۷۷	۰/۰۹۸	۱/۳۹۸	۰/۲۲۱
سابقه بستری شدن	۰/۰۰۸	۴/۱۳۰	۰/۰۰۰	۱/۱۱۲	۰/۹۵۴
تعداد دفعات بستری	۰/۰۰۰	۱/۸۰۰	۰/۰۰۰	۰/۷۱۲	۰/۰۰۰
نوع پذیرش	۰/۰۰۰	۴/۱۱۰	۰/۰۰۱	۸/۵۷۸	۰/۰۰۰
وضعیت بیمار هنگام ترخیص	۰/۰۰۰	۳/۸۶۱	۰/۰۰۰	۲/۸۷۰	۰/۰۰۰
انتقال به بیمارستانهای دیگر	۰/۰۰۰	-۱۱/۰۱۷	۰/۰۰۰	-۸/۹۴۱	۰/۰۰۰
مقدار ثابت	۰/۰۰۰	-۲۳۳/۰۵۸	۰/۰۰۰	-۸۶/۹۲	۰/۰۰۰
مقدار آماره Deviance	۳۵۴۷/۱۴	۳۰۱۸/۱۷	۴۷۸۵/۹۹	۳۹۲۹/۳۲	۳۵۴۶/۸۶

بحث

رگرسیون پواسنی بریده شده در مشاهده صفر، مدل رگرسیون دوجمله ای منفی بریده شده در مشاهده صفر و مدل های رگرسیون نقاط درصدی برای تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران بر اساس متغیرهای مستقل دیگر مورد بررسی قرار گرفتند. لازم به ذکر است که اشاره کنیم متوسط مدت اقامت بیماران در بیمارستانهای مختلف آموزشی شهر شیراز $13/71 \pm 8/35$ بوده است، در صورتی که این متوسط مدت اقامت در سال ۱۳۸۲

با توجه به اینکه مقادیر مدت اقامت بیماران در بیمارستان دارای توزیع متقارن نمی باشند، بنابراین ضروری است که برای مدل بندی آن از روش های خاص و مدل های اختصاصی استفاده کنیم، در این مقاله مدل های رگرسیون چندگانه خطی معمولی، رگرسیون چند گانه خطی با تغییر متغیر لگاریتمی مدت اقامت بیماران، مدل های خطی تعمیم داده شده با تابع های پیوند گاوین، گاوین معکوس، پواسن، دوجمله ای منفی، گاما، مدل

مانند گاما و پواسن برای تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران مورد تحلیل قرار گرفته و به بیان مدل خطی تعمیم داده شده با توزیع گاما به عنوان یک مدل مناسب برای توزیع این متغیر اقدام شده است (۳۹). در مطالعات دیگر نیز به برتری مدل های خطی تعمیم داده شده با توزیع های پواسن و دوجمله ای منفی برای تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران پرداخته شده است (۹). ولی در تمام این مطالعات مقایسه ای بین مدل های خطی تعمیم داده شده با تابع های پیوند مختلف و توزیع های آمیخته پواسن و دوجمله ای منفی بریده شده در مشاهده صفر و رگرسیون نقاط درصدی نشده است. این مطالعه نشان داد که مدل رگرسیونی دوجمله ای منفی بریده شده در مشاهده صفر ($ZTNB$) یک مدل آماری مناسب برای تعیین چگونگی پراکندگی مقادیر مدت اقامت بیماران در بیمارستانهای آموزشی شهر شیراز است، البته در جایگاه مقایسه آماری مدل ها، رگرسیون نقاط درصدی نیز با توجه به ناپارامتری بودن این روش آماری، می تواند مقادیر مدت اقامت بیماران در بیمارستان را خوب تبیین نماید.

نتیجه گیری

در انتها کاربرد این روش های پیشرفته آماری را برای تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران بر اساس متغیر های مختلف مستقل دیگر، با در نظر گرفتن پزشکی مبتنی بر شواهد، در شهر های دیگر ایران پیشنهاد می کنیم، زیرا توزیع مقادیر مدت اقامت بیماران از یک شهر به شهر دیگر می تواند بسیار متفاوت باشد.

شهر اراک $4/5 \pm 1/4$ روز بوده است (۲۶) و اختلاف آماری معناداری بین مقادیر مدت اقامت بیماران در این دو شهر وجود دارد ($p < 0/001$)، علت این اختلاف زیاد شاید این امر باشد که در مطالعه متوسط مدت اقامت بیماران در بیمارستانهای آموزشی شهر اراک، بخشهای محدودی مورد نظر بوده است، در صورتی که در این مطالعه از تمام بخشهای بیمارستانهای آموزشی شهر شیراز نمونه انتخاب شده است. اختلاف آماری معناداری بین متوسط مدت اقامت بیماران در این مطالعه با این شاخص در مطالعات انجام شده در آمریکا وجود نداشت (۳۲). متوسط سن بستری شدگان در بیمارستانهای مورد بررسی در شهر شیراز $22/05 \pm 33/62$ سال بوده است، همین متوسط در مطالعه شهر اراک در سال ۱۳۸۲، $21/1 \pm 40/1$ سال بوده است، متوسط سنی افراد بستری شده در مطالعه شهر اراک از میانگین سنی افراد بستری شده در شهر شیراز از لحاظ آماری بزرگتر است ($p < 0/001$) اما در مورد برتری مدل های موجود برای تبیین مقادیر مدت اقامت بیماران، در مطالعه انجام شده در شهر اراک مدل رگرسیون آمیخته دو مؤلفه ای یک مدل مناسب برای مقادیر مدت اقامت بیماران در نظر گرفته شده و متغیرهای سن، جنس، محل سکونت، محل زندگی و وضعیت تأهل متغیرهای معنادار آماری در تبیین مدت اقامت بیماران در بیمارستانهای شهر اراک بوده است (۲۶). همچنین به نقش بسیار خوب مدل های پواسن در تبیین متغیر پاسخ مدت اقامت بیماران بر اساس متغیرهای دیگر برای بیماران بستری شهر اراک پرداخته شده است (۲۷). در مطالعات دیگر انجام شده در خارج از کشور نقش خوب مدل های خطی تعمیم داده شده با تابع های پیوندی

References

- Riley G, Lubitz J, Gornick M, Mentnech R, Eggers P, McBean M. Medicare beneficiaries: Adverse outcomes after hospitalization for eight procedures. *Medical Care* 1993; **31** (10): 921-949.
- Iomon GL. Length of the hospital stay for mothers and newborns. *New England Journal of Medicine* 1996; **334**:1134-39.
- Wang K, Kelvin KWY, Lee AH. A zero-inflated Poisson mixed model to analyze diagnosis related groups with majority of same-day hospital stays. *Computer Methods and Programs in Biomedicine* 2002; **68**: 195-203.
- Zernikow B, Holtmannspotter K, Michel E, Hornschuh F, Groote K, Hennecke KH. Predicting length-of-stay in preterm neonates. *European Journal of Pediatrics* 1999; **158**: 59-62.
- Malkin JD, Keeler E, Broder MS, Garber S. Postpartum length of stay and newborn health: A cost-effectiveness analysis. *Pediatrics* 2003; **111**: 316-322.
- Bianco A, Pileggi C, Trani F, Angelillo IF. Appropriateness of admissions and days of stay in pediatric wards of Italy. *Pediatrics* 2003; **112**:124-128.
- Srivastava R, Homer CJ. Length of stay for common pediatric conditions: Teaching versus no teaching hospitals. *Pediatrics* 2003; **112**:278-281.
- Silber JH, Rosenbaum PR, Even-Shoshan O, Shabbout M, Zhang X, Bradlow ET, et al. Length of stay, conditional length of stay, and prolonged stay in pediatric asthma. *Health Service Research* 2003; **38**: 867-886.
- Austin PC, Rothwell DM, Tu JVA. Comparison of Statistical modeling strategies for analyzing length of stay after CAGB surgery. *Health Services & Outcomes Research Methodology* 2003; **3**: 107-133.
- Silberbach M, Shumaker D, Menash V, Cobanoglu A, Morris C. Predicting hospital charge and length of stay for congenital heart disease Surgery. *American Journal of Cardiology* 1996; **72**: 985-63.
- Wolfe MW, Roubin GS, Schweiger M. Length of hospital stay and complications after percutaneous transluminal coronary angioplasty. *Circulation* 1995; **92**: 311-319.

12. Xio W, Xio M. A mixed Poisson Model and its application to attribute testing data. *Journal of Microelectron and Reliability* 1996; **36**(2): 133-40.
13. Lave JR, Frank RG. Factors affecting Medicaid patients length of stay in psychiatric units. *Health Care Financing Review* 1998; **10**:57-66.
14. Melfi C, Holleman E, Arthur D, Katz B. Selecting a patient characteristics index for the prediction of medical outcomes using administrative claims data. *Journal of Clinical Epidemiology* 1995; **48**: 917-26.
15. Bender JA, McGuire TE. A focussed look at the L3H3 exception policy. In: *Hofdijk J. Proceedings of Patient Classification System/Europe*, 11th Working Conference. Oslo 1995. pp. 266-277.
16. Palmer G, Aisbett C. Defining and paying for outliers: an evidence-based clarification of conceptual issues. In: *Hofdijk J, editors. Proceedings of Patient Classification System*, 12th Working Conference. Sydney 1996; pp. 12-21.
17. Cameron C, Trivedi P. The Analysis of Count Data. New York, *Cambridge University Press*, 1998: 58-77.
18. Zelterman D. *Discrete distributions: applications in health*. New york: John Wiley, 2004: 141-161.
19. Dudley RA, Harrell FE, Smith LR, Mark DB, Califf RM, Pryor DB, et al. Comparison of analytic models for estimating the effect of clinical factors on the cost of coronary artery bypass graft surgery. *Journal of Clinical Epidemiology* 1993; **46**: 261-271.
20. Eastwood EA, Hagglund KJ, Ragnarsson KT, Gordon WA, Marino RJ. Medical rehabilitation length of stay and outcomes for persons with traumatic spinal cord injury. *Archives of Physicical Medicine & Rehabilitation* 1999; **80**: 1457-1463.
21. Escalante A, Beardmore TD. Predicting length of stay after hip or knee replacement for rheumatoid arthritis. *Journal of Rheumatology* 1997; **24**: 146-152.
22. Ghali WA, Hall RE, Ash AS, Moskowitz MA. Identifying pre- and postoperative predictors of cost and length of stay for coronary artery bypass surgery. *American Journal of Medical Quality* 1999; **14**: 248-254.
23. Huntley DA, Cho DW, Christman J, Csernansky JG. Predicting length of stay in an acute psychiatric hospital. *Psychiatric Services* 1998; **49**: 1049-1053.
24. Klein JP, Moeschberger ML. Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data. *New York: Springer-Verlag, NY*, 1997: 28-75.
25. Lipscomb J, Ancukiewicz M, Parmigiani G, Hasselblad V, Samsa G, Matchar DB. Predicting the cost of illness: A comparison of alternative models applied to stroke, *Medical Decision Making* 1998; **18** (suppl), S39-S56.
۲۶. رفیعی م، آیت اللهی س م ت، مدل بندی مدت اقامت بیماران در بیمارستان براساس پاره ای از عوامل دموگرافیک، مجله علمی پژوهشی ره آورد دانش دانشگاه علوم پزشکی اراک، شماره ۴، زمستان ۱۳۸۲.
۲۷. رفیعی م، آیت اللهی س م ت، بهبودیان ج. کارآیی مدل دوجله ای منفی با مقادیر صفر بیش از حد انتظار در تحلیل مدت زمان اقامت مادران در بیمارستان، مجله علمی پژوهشی یافته، دانشگاه علوم پزشکی لرستان، سال ششم، شماره ۲۳، زمستان ۱۳۸۳.
28. Rafiee M, Ayatollahi SMT. Count Data Modeling for length of hospital stays (LOS) Underdispersed Data. The 55th session of the International Statistical Institute (ISI2005), Sydney, Australia, 2005; 5-12.
29. Santos E, Eggimann B. Medical appropriateness of hospital utilization: an overview of the Swiss experience. *International Journal for Quality in Health Care* 1995; **7**:227-32.
30. Wang K, Kelvin KW, Lee AH. A Zero-inflated Poisson mixed model to analyze diagnosis related groups with majority of same-day hospital stay. *Computer Methods and Programs in Biomedicine* 2002; **68**: 195-203.
31. Xio J, Lee A, Emura S. Mixture Distribution analysis of length of hospital stay for efficient funding. *Journal of Socio- economic Planning Sciences* 2000; **33**: 39-59.
32. Douglas J. Length of hospital stay for cerebrovascular disease in the United States: Professional Activity Study. *Journal of the Neurological Sciences* 1994; **127**: 214-220.
33. Marazzi A, Paccaud F, Ruffeux C, Beguin C. Fitting the distributions of length of stay by parametric models. *Medical Care* 1998; **36**: 915-927.
34. Christopher JW, Zorn W. Evaluating zero-inflated and hurdle Poisson specifications. *Midwest Political Science Association* 1996; **18**(20): 1-16.
35. Lee AH, Wang K, Yau KK, Somerford PJ. Truncated negative binomial mixed regression modeling of ischemic stroke hospitalizations. *Statistics in Medicine* 2003; **22**: 1129-1139.
36. Lee AH, Xiang L, Fung WK. Sensitivity of score tests for zero-inflation in count data. *Statistics in Medicine* 2004; **23**: 2757-2769.
37. Yau KKW, Wang K, Lee AH. Zero-inflated negative binomial mixed regression modeling of over-dispersed count data with extra zeros. *Biometrical Journal* 2003; **4**:437-452.
38. Min Y, Agresti A. Modeling nonnegative data with clumping at zero: a survey. *Journal of the Iranian Statistical Society* 2002; **1**: 7-35.
39. Austin PC, Ghali WA, Tu JV. A comparison of several regression models for analyzing cost of

CABG surgery. *Statistics in Medicine* 2003; **22**:

2799-2815.