

تعیین عوامل مؤثر بر تعداد روزهای اقامت بیمار با استفاده از مدل هاردل

فرخنده السادات سجادی^۱، فاطمه حسن زاده^۲، مجتبی علیزاده^{۳*}

• پذیرش مقاله: ۹۹/۵/۳۰

• دریافت مقاله اصلاح شده: ۹۹/۵/۲۹

• دریافت مقاله: ۹۹/۲/۲۱



چکیده

مقدمه: روش های آماری متفاوتی برای شناسایی عوامل مؤثر در افزایش و کاهش مدت اقامت بیماران وجود دارد که هریک مزایا و معایبی دارند. این مطالعه با هدف شناسایی عوامل تأثیرگذار بر مدت اقامت بیمار در یک بیمارستان منتخب با استفاده از مدل های شمارشی موجود و مقایسه آنها با مدل هاردل به عنوان یک مدل جدید انجام شد.

روش بررسی: مطالعه توصیفی - تحلیلی حاضر، به صورت مقطعی و گذشته نگر در بیمارستان منتخب شهر اصفهان در سال ۱۳۹۸ انجام گرفت. با استفاده از مدل های شمارشی پواسن و هاردل (دوجمله ای و پواسن) تأثیر هریک از ویژگی های دموگرافیک بیماران بستری و دلایل مراجعه آنان بر مدت اقامتشان تحلیل شد. نیکویی برازش مدل ها و مقایسه آنها با استفاده از آماره انحراف انجام گرفت.

یافته ها: میانگین تعداد روزهای بستری بیماران ۸/۸۹ روز و میانگین آن ۳ روز بود. از میان سه مدل، مدل هاردل دو جمله ای مناسب تشخیص داده شد که در آن مقدار ثابت و متغیرهای سن، بیمه های تأمین اجتماعی و آزاد، مراجعین از اورژانس بیمارستان و ۱۱۵ و دلایل مراجعه به بیمارستان اعصاب و روان، چشم و ارتوپدی معنی دار بودند. با تغییر نوع بیمه از مرجع سایر بیمه ها به بیمه تأمین اجتماعی، متوسط روزهای بستری به اندازه ۰/۰۸۸ واحد کاهش یافت و برای بیمه های آزاد این کاهش ۰/۵۳۹ واحد بود.

بحث و نتیجه گیری: با توجه به مقدار آماره انحراف برای مدل های پواسن، هاردل پواسن و هاردل دوجمله ای منفی، مدل هاردل دوجمله ای منفی برای تحلیل این داده ها نسبت به دو مدل دیگر مناسب تر است.

واژگان کلیدی: مدت اقامت بیمار، بیماران بستری، بیمارستان، مدل های شمارشی، مدل های هاردل

ارجاع: سجادی فرخنده السادات، حسن زاده فاطمه، علیزاده مجتبی. تعیین عوامل مؤثر بر تعداد روزهای اقامت بیمار با استفاده از مدل هاردل. مجله پژوهش های سلامت محور ۱۳۹۹؛ ۶(۲): ۵۰-۱۳۹.

۱. استادیار، گروه آمار، دانشکده ریاضی و آمار، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

۲. استادیار، گروه آمار، پردیس خوانسار، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

۳. دانشجوی دکتری تخصصی مدیریت دولتی، دانشکده مدیریت، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران

* نویسنده مسئول: مجتبی علیزاده

آدرس: اصفهان، خیابان جی شرقی، ارغوانیه، بلوار دانشگاه، دانشگاه خوراسگان

Email: mojtaba.alizadeh@yahoo.com

تلفن: ۰۳۱-۳۵۳۵۴۰۰۱

مقدمه

یکی از مفاهیم اساسی در بحث بهبود کیفیت بیمارستان، مفهوم اندازه‌گیری است. اندازه‌گیری می‌تواند مدیران بیمارستان‌ها را در تعریف کردن عملکرد بیمارستان و مقایسه آن با اهداف اصلی بیمارستان و نیز شناسایی فرصت‌ها جهت پیشرفت و بهبود، کمک نماید. روش‌های اصلی اندازه‌گیری عملکرد بیمارستان عبارت‌اند از: بازرسی منظم، مطالعات نظرسنجی عمومی، ارزشیابی شخص سوم و استفاده از شاخص‌های آماری (۱). شاخص‌های آماری اگر با دقت تفسیر شوند، به خوبی می‌توانند در مدیریت عملکرد و بهبود کیفیت بیمارستان عمل نمایند. یکی از این شاخص‌ها، شاخص متوسط طول اقامت بیمار در بیمارستان است که به عنوان شاخص کارایی خدمات بیمارستانی و استفاده از منابع سلامت، مورد توجه قرار می‌گیرد. کوتاه بودن طول اقامت بیمار می‌تواند ناشی از عدم ارائه خدمات درمانی مناسب به بیمار باشد که منجر به ترخیص او با رضایت شخصی از بیمارستان می‌گردد (۲). اما طولانی بودن آن نیز موجب افزایش لیست انتظار بیماران خواهد بود و این خود در فرآیند پذیرش بیمار خلل وارد می‌نماید. عوامل مختلفی بر کاهش یا افزایش مقدار این شاخص تأثیر دارند که شناسایی و میزان تأثیرگذاری آن‌ها بر طولانی یا کوتاه‌تر شدن زمان اقامت بیمار، می‌تواند مدیران را در برنامه‌ریزی، تصمیم‌گیری و حتی ارزیابی بیمارستان کمک نماید (۳). از آنجایی که بیشتر هزینه‌های مالی بیمارستان در کوتاه‌مدت، تغییر چندانی ندارد لذا شاخص متوسط اقامت بیمار می‌تواند معیار مناسبی جهت واحد اندازه‌گیری هزینه به کار رود (۴). به دلیل اهمیت استفاده از شاخص متوسط اقامت بیمار در بیمارستان،

مطالعات متعددی در جهت شناسایی عوامل مؤثر بر این شاخص و مدل‌بندی آن صورت گرفته است (۸-۳). در بعضی از مطالعات، متوسط اقامت بیمار، به عنوان یک متغیر پیوسته در نظر گرفته شده و از مدل‌های آماری مربوط به توزیع‌های پیوسته جهت تحلیل داده‌ها و بررسی ارتباط بین متغیرها استفاده نموده‌اند (۳). فرضیه اصلی در این مدل‌های آماری، فرضیه دارا بودن توزیع نرمال برای داده‌های طول اقامت است اما با توجه به این که از لحاظ آماری، داده‌های مربوط به متوسط اقامت بیمار در بیمارستان دارای توزیع چوله به راست با دم توزیع سنگین است بنابراین استفاده از این مدل‌ها مناسب نمی‌باشد. با در نظر گرفتن این مطلب، محققان سعی کرده‌اند که با انجام محاسبات نرمال کردن داده‌ها (به گونه‌ای که توزیع داده‌ها از لحاظ آماری توزیع نرمال یا زنگوله‌ای شکل باشد)، این مشکل را برطرف نمایند. اما موضوع مهم در این روش، بازتبدیلی مشاهدات و تفسیر نتایج است. به طور متداول، برای حل آن، مدل خطی تعمیم‌یافته با استفاده از توزیع خطای گاما، جهت مدل‌سازی داده‌های متوسط اقامت به کار رفته است. Manning و Mullahy، عملکرد دو روش رگرسیون معمولی حداقل مربعات با تبدیل لگاریتم و رگرسیون با خطای توزیع گاما و تابع ربط لگاریتم را برای داده‌های غیر صفر و چوله به راست، مورد ارزیابی قرار دادند (۹). اشکالات وارد شده به روش اول، اریبی (اختلاف امید ریاضی برآوردگر با مقدار واقعی پارامتر تخمین زده شده) برآوردهای به دست آمده به دلیل وجود ناهم‌وارianسی و در روش دوم نادرستی روش‌های به دست آمده بود. از آنجا که توزیع فاز نوع (Phase-type distribution)، توزیع مناسبی برای داده‌های با دم

سنگین هستند، Marshall و McClean از آن برای برازش و در نتیجه پیش‌بینی شاخص متوسط اقامت در بیمارستان استفاده کردند (۱۰). اما با توجه به ماهیت داده‌های مربوط به اقامت بیماران در بیمارستان که به صورت شمارشی (گسسته) می‌باشند، استفاده از توزیع‌های گسسته مانند پواسن یا دوجمله‌ای منفی برای مدل‌بندی آن‌ها بهتر است. در مدل‌بندی داده‌های شمارشی، اگر میانگین و واریانس داده‌های متغیر پاسخ با یکدیگر برابر باشند، از توزیع پواسن استفاده می‌شود و اگر مقدار واریانس از مقدار میانگین بزرگ‌تر باشد مدل دوجمله‌ای منفی، توزیع مناسبی جهت تبیین متغیر پاسخ شمارشی بر اساس متغیرهای مستقل دیگر است (۱۲، ۱۱). اما در اغلب مسائل کاربردی، در مواجهه با داده‌های واقعی، غیر از مسئله بیش پراکندگی، پیشامد مشاهده فراوانی زیاد مقدار صفر نیز رخ می‌دهد. وجود مقادیر صفر زیاد برای متغیر پاسخ موردمطالعه، موجب عدم برابری مقدار میانگین و واریانس شده و این ویژگی منجر به نامناسب بودن توزیع پواسن برای تحلیل داده‌ها می‌شود. در این شرایط، مدل‌های دیگری مانند رگرسیون هاردل پواسن (Hurdle Poisson regression)، رگرسیون هاردل دو جمله‌ای منفی (Hurdle negative binomial regression) پیشنهاد شده است. مدل‌های هاردل دارای انعطاف‌پذیری زیادی هستند. به طوری‌که با احتمال p ، مشاهدات صفر را در نظر می‌گیرند و با افزایش یا کاهش مقدار، احتمال توانایی تحلیل مشاهدات با ویژگی‌های متفاوت را دارند. این مدل‌ها در حالت خاص که مشاهده صفر وجود ندارد نیز قابل استفاده هستند و به مدل‌های بریده شده در صفر تبدیل می‌شوند. مدل هاردل دوجمله‌ای منفی علاوه بر این

که در تحلیل داده‌ها با تعداد صفرهای زیاد یا کمتر از پواسن مناسب است، بیش‌پراکنش بیشتری را در نظر می‌گیرد (۲۱-۱۳). با توجه به توصیه‌ای که برای استفاده از مدل‌های شمارشی شده است، به منظور ارزیابی کاربردی آن‌ها این مطالعه با هدف مقایسه مدل‌های رگرسیون پواسن، هاردل پواسن و هاردل دوجمله‌ای منفی در تحلیل داده‌های مربوط به متوسط اقامت بیمار در یک بیمارستان انجام شد.

روش بررسی

این مطالعه توصیفی-تحلیلی به صورت گذشته‌نگر و با استفاده از داده‌های ۴۷۸۸ نفر بیمار بستری در بیمارستان منتخب در شهر اصفهان در سال ۱۳۹۸ که به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده انتخاب شده بودند؛ انجام شد. جامعه آماری مطالعه، داده‌های مربوط به تمام بیماران بستری شده در بیمارستان منتخب بعد از حذف داده‌های مربوط به بیماران در بخش‌های الکتروشوک، اورژانس جنرال و دیالیز بیمارستان بود. این بیمارستان منتخب دارای ۳۲۰ تخت فعال بود. داده‌های مربوط به ویژگی‌های دموگرافیک بیماران بستری نظیر جنسیت، سن، نوع بیمه، علت مراجعه به بیمارستان، تاریخ پذیرش و ترخیص از بیمارستان از سیستم اطلاعات بیمارستان استخراج شد. از آنجا که داده‌های جمع‌آوری شده شامل داده‌های بیماران مراجعه‌کننده با مدت زمان اقامت زیر ۲۴ ساعت در بیمارستان بود، عدد صفر برای مدت زمان بستری شدن در بیمارستان برای آن‌ها در نظر گرفته شد. تعداد مشاهدات صفر نسبت به سایر مشاهدات قابل توجه بود (۳۱/۱ درصد). بنابراین برای تحلیل این داده‌ها از مدل‌هایی که درصد بیشتر مشاهده صفر را پوشش می‌دهند مانند مدل هاردل

پواسن و هاردل دوجمله‌ای منفی استفاده شد. همچنین کارایی این مدل‌ها با مدل شمارشی پواسن نیز مقایسه گردید. مدل شمارشی هاردل از دو بخش تشکیل می‌شود. بخش اول با احتمال p فرآیند داده

صفر را شامل می‌شود و بخش دوم با احتمال $1-p$ مشاهدات غیر صفر را از یک توزیع شمارشی بریده شده در صفر، شامل می‌شود. به عبارتی دیگر تابع جرم احتمال توزیع هاردل به صورت

$$f_h(y) = p I(y = 0) + (1 - p) \frac{f(y)}{1 - f(0)} I(y > 0)$$

است که در آن پارامتر p ، مقدار احتمال هنگامی که متغیر پاسخ مقدار صفر را اختیار کند، می‌باشد. واضح است که اگر تعداد صفرها در مشاهدات زیاد باشد در این مدل نیز احتمال رخداد پیشامد صفر افزایش می‌یابد و اگر تعداد صفرها کم باشد مقدار p به صفر نزدیک می‌شود و این مدل به توزیع شمارشی بریده شده در صفر تبدیل می‌شود (۲۲، ۲۳). با توجه به این‌که در بسیاری از مطالعات، متغیر مدت زمان

بستری شدن در بیمارستان در صورتی که بیمار کمتر از زمان مشخصی (برای مثال ۲۴ ساعت) در بیمارستان باشد به آن صفر روز اختصاص داده می‌شود (۲۴). بنابراین می‌توان مدل هاردل را به عنوان مدل مناسب برای تحلیل چنین داده‌هایی برآزش داد. در مدل هاردل پواسن داریم و در مدل هاردل دو جمله‌ای منفی داریم:

$$\frac{f(y)}{1 - f(0)} = \frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y! (1 - e^{-\lambda})}, \lambda > 0$$

$$\frac{f(y)}{1 - f(0)} = \frac{\Gamma(\alpha + y)}{\Gamma(\alpha) \Gamma(y + 1)} \left(\frac{\lambda}{\lambda + \alpha}\right)^y \left(\frac{\alpha}{\lambda + \alpha}\right)^\alpha \left[1 - \left(\frac{\alpha}{\lambda + \alpha}\right)^\alpha\right]^{-1}, \lambda, \alpha > 0$$

با توجه به این که امید ریاضی متغیر پاسخ در هر دو

مورد تابعی از پارامتر λ است مدل رگرسیونی

$$\log(\lambda) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5$$

که در آن β_0 مقدار ثابت در مدل، x_5, x_4, x_3, x_2, x_1 به ترتیب متغیرهای جنس،

سن، نوع بیمه، نوع مراجعه و دلیل مراجعه هستند، در نظر گرفته شد. بر اساس معیار انحراف

(Deviance) مقایسه مدل‌ها صورت می‌گیرد. مدلی مناسب است که مقدار این آماره در آن کمتر است. برای تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار SAS نسخه ۹/۴ استفاده شد.

یافته‌ها

یافته‌ها نشان داد که از ۴۷۸۸ داده ثبت شده مربوط به متوسط اقامت بیماران، تعداد ۱۷۶۸ زن (۳۶/۹)

درصد) و بقیه مرد بودند. در بین بیماران زیر ۶۰ سال، گروه سنی بین ۳۰ تا ۴۰ سال دارای بیشترین فراوانی بودند (۲۰/۹ درصد). اکثر این بیماران از طریق درمانگاه بیمارستان معرفی شده بودند (۵۹/۹ درصد). در میان این بیماران، ۳۵/۶ درصد دارای بیمه تأمین اجتماعی بودند و دلیل مراجعه بیشتر افراد نمونه به بیمارستان، علت دارا بودن بیماری اعصاب و روان بود (جدول ۱).

جدول ۱: توزیع فراوانی ویژگی‌های دموگرافیک بیماران بستری مورد بررسی

ویژگی‌های دموگرافیک		آمار توصیفی		تعداد (درصد)	
ویژگی‌های دموگرافیک		آمار توصیفی		تعداد (درصد)	
جنسیت	مرد	۳۰۲۰ (۶۳/۱)	تأمین اجتماعی	۱۷۰۳ (۳۵/۶)	
	زن	۱۷۶۸ (۳۶/۹)	سلامت	۶۱۴ (۱۲/۸)	
سن	زیر ۲۰ سال	۳۴۱ (۷/۱)	آزاد	۳۵۷ (۷/۵)	
	۲۰ تا ۳۰ سال	۷۲۱ (۱۵/۱)	نیروهای مسلح	۱۳۶ (۲/۸)	
	۳۱ تا ۴۰ سال	۱۰۰۲ (۲۰/۹)	کمیتة امداد امام خمینی (ره)	۷ (۰/۱)	
	۴۱ تا ۵۰ سال	۷۲۳ (۱۵/۱)	سایر	۱۹۷۱ (۴۱/۲)	
	۵۱ تا ۶۰ سال	۶۸۸ (۱۴/۴)			
	بالای ۶۰ سال	۱۳۱۳ (۲۷/۴)			
بیمارستان	معرفی از درمانگاه بیمارستان	۲۸۷۰ (۵۹/۹)	اعصاب و روان	۲۰۵۸ (۴۳)	
	انتقال از اورژانس بیمارستان	۷۳۱ (۱۵/۳)	چشم	۱۲۸۶ (۲۶/۹)	
	معرفی از مطب	۴۷۹ (۱۰)	ارتوپدی	۶۳۸ (۱۳/۳)	
	معرفی آزاد	۴۰۷ (۸/۵)	داخلی	۵۸۳ (۱۲/۲)	
	انتقال از اورژانس ۱۱۵	۲۵۸ (۵/۴)	جراحی	۱۶۴ (۳/۴)	
	انتقال از بیمارستان	۴۳ (۰/۹)	آی سی یو	۳۴ (۰/۷)	
			تصادفی	۳ (۰/۱)	
			سایر	۲۲ (۰/۴)	

میانگین و میانه طول اقامت بیماران نمونه در این بیمارستان به ترتیب برابر با ۸/۴۵ و ۳ روز بود. انحراف استاندارد داده‌های طول اقامت برابر با ۱۱/۰۸ بود. کمترین طول اقامت ۰ و بیشترین طول

اقامت ۹۶ روز بود. دامنه میان چارکی ۱۴ روز و توزیع داده‌های طول اقامت در بیمارستان چوله به راست بود (جدول ۲).

جدول ۲: توزیع فراوانی تعداد روزهای اقامت بیماران بستری مورد بررسی

تعداد روزهای بستری	تعداد (درصد)	تعداد روزهای بستری	تعداد (درصد)
۰	۱۴۸۸ (۳۱/۱)	۷	۹۴ (۲)
۱	۴۵۸ (۹/۶)	۸	۸۲ (۱/۷)
۲	۳۷۱ (۷/۷)	۹	۸۲ (۱/۷)
۳	۲۳۹ (۵)	بین ۱۰ تا ۲۰	۸۹۲ (۱۸/۶)
۴	۱۶۷ (۳/۵)	بین ۲۱ تا ۳۰	۴۷۱ (۹/۸)
۵	۱۰۷ (۲/۲)	بالا تر از ۳۱	۲۵۲ (۵/۳)
۶	۸۵۸ (۱/۸)	جمع کل	۴۷۸۸ (۱۰۰)

در سه مدل برازش داده شده به داده‌ها (پواسن، هاردل پواسن و هاردل دوجمله‌ای منفی)، طول اقامت بیمار در حضور متغیرهای سن، جنسیت (زن به عنوان سطح مرجع)، نوع مراجعه به بیمارستان (مراجعه از درمانگاه بیمارستان، مراجعه از اورژانس بیمارستان، مراجعه از مطب، مراجعه از اورژانس ۱۱۵، مراجعه آزاد و مراجعه از سایر بیمارستان‌ها به عنوان سطح مرجع)، نوع بیمه (تأمین اجتماعی، آزاد، بیمه سلامت، نیروهای مسلح، کمیته امام و سایر بیمه‌ها به عنوان سطح مرجع) و دلیل مراجعه (بیماری‌های اعصاب و روان، بیماری‌های چشم، ارتوپدی، آی سی یو، بیماری‌های داخلی، جراحی، تصادفی و سایر دلایل به عنوان سطح مرجع) بررسی شدند.

در تحلیل داده‌ها، مقدار آماره انحراف برای مدل‌های پواسن، هاردل پواسن و هاردل دوجمله‌ای منفی به ترتیب ۳۶۶۹، ۳۴۴۹۱ و ۲۱۸۸۳

به دست آمد. بنابراین مدل هاردل دوجمله‌ای منفی برای تحلیل این داده‌ها مناسب بود (جدول ۳). در مدل هاردل دو جمله‌ای، متغیرهای ثابت، سن، بیمه‌های تأمین اجتماعی و آزاد، مراجعین از اورژانس بیمارستان و ۱۱۵ و دلایل مختلف مراجعه به بیمارستان به جزء آی سی یو و حوادث معنی‌دار بودند. با تغییر نوع بیمه از مرجع سایر بیمه‌ها به بیمه تأمین اجتماعی، متوسط روزهای بستری به اندازه ۰/۰۸۸ واحد کاهش یافت و برای بیمه‌های آزاد این کاهش ۰/۵۳۹ واحد بود. نسبت به سایر روش‌های مراجعه به بیمارستان، مراجعه از اورژانس بیمارستان کمترین کاهش را در متوسط اقامت موجب شد. بیماری‌های اعصاب و روان و بیماری‌های مربوط به چشم به ترتیب بیشترین افزایش را در متوسط اقامت نسبت به سایر دلایل مراجعه به بیمارستان داشتند.

جدول ۳: برآورد و انحراف معیار ضرایب رگرسیونی مدل‌های برازش داده شده در بیماران مورد بررسی

ویژگی‌های دموگرافیک	مدل‌های برازش	هاردل دوجمله‌ای (انحراف معیار) برآورد	هاردل پوآسن (انحراف معیار) برآورد	پوآسن (انحراف معیار) برآورد
مقدار ثابت	---	۱/۸۶۴ (۰/۲۳۹)*	۱/۸۹۴ (۰/۱۰۸)*	۱/۸۰۲ (۰/۱۰۷)*
سن	---	۰/۰۰۸ (۰/۰۰۰۹)*	۰/۰۰۵ (۰/۰۰۰۴)*	۰/۰۰۵ (۰/۰۰۰۳)*
جنسیت	مرد	۰/۰۰۵ (۰/۰۳۰)	۰/۰۰۳ (۰/۰۱۱)	۰/۰۱۶ (۰/۰۱۱)
	زن (سطح مرجع)	---	---	---
نوع بیمه	تأمین اجتماعی	۰/۰۸۸ (۰/۰۳۱)*	۰/۰۸۸ (۰/۰۱۲)*	۰/۰۹۵ (۰/۰۱۲)*
	آزاد	۰/۵۳۹ (۰/۰۷۸)*	۰/۶۱۰ (۰/۰۴۱)*	۱/۳۴۵ (۰/۰۲۶)*
	سلامت	۰/۰۴۸ (۰/۰۳۹)	۰/۰۴۱ (۰/۰۱۴)*	۰/۰۴۰ (۰/۰۱۴)*
	نیروهای مسلح	۰/۰۳۲ (۰/۰۷۳)	۰/۰۲۶ (۰/۰۲۵)	۰/۰۳۴ (۰/۰۲۵)
	کمیته امداد	۰/۰۴۵ (۰/۳۰۸)	۰/۱۰۵ (۰/۱۱۶)	۰/۳۰۶ (۰/۱۱۶)*
	سایر بیمه‌ها (سطح مرجع)	---		
	از درمانگاه بیمارستان	۰/۱۶۹ (۰/۱۳۷)	۰/۰۳۶ (۰/۰۵۸)	۰/۰۰۵ (۰/۰۵۷)*
نوع مراجعه	از اورژانس بیمارستان	۰/۴۴۲ (۰/۱۳۹)*	۰/۲۲۸ (۰/۰۶۵)*	۰/۱۴۳ (۰/۰۶۲)*
	از مطب	۰/۱۵۹ (۰/۱۴۱)	۰/۰۱۲ (۰/۰۵۹)	۰/۰۳۱ (۰/۰۵۸)
	از اورژانس ۱۱۵	۰/۰۳۷ (۰/۱۴۶)*	۰/۱۶۹ (۰/۰۶۹)*	۰/۱۴۲ (۰/۰۶۶)*
	آزاد	۰/۲۰۶ (۰/۱۴۰)	۰/۰۳۹ (۰/۰۵۹)	۰/۰۱۷ (۰/۰۵۷)
	سایر مراجعه‌ها (سطح مرجع)	---		
	اعصاب و روان	۰/۸۹۹ (۰/۱۹۲)*	۰/۷۸۳ (۰/۰۸۹)*	۰/۹۱۴ (۰/۰۸۸)*
	چشم	۰/۴۹۰ (۰/۲۱۲)*	۰/۴۵۶ (۰/۰۹۶)*	۲/۴۸۲ (۰/۰۹۴)*
دلیل مراجعه	ارتوپدی	۰/۱۷۲ (۰/۱۹۱)*	۱/۱۱۷ (۰/۰۹۲)*	۱/۰۰۰ (۰/۰۹۱)*
	آی سی یو	۰/۲۸۹ (۰/۲۲۲)	۰/۳۱۰ (۰/۱۰۱)*	۰/۳۹۴ (۰/۱۱۰)*
	بیماری‌های داخلی	۰/۷۴۹ (۰/۱۸۸)*	۰/۶۹۴ (۰/۰۸۹)*	۰/۵۹۳ (۰/۰۸۹)*
	جراحی	۱/۵۳۳ (۰/۲۱۸)*	۱/۴۴۵ (۰/۱۲۲)*	۱/۵۶۷ (۰/۱۱۰)*
	تصادفی	۵/۱۴۰ (۳/۸۸۰)	۱۰/۵۹۵ (۶/۰۶۳)	۱/۸۲۹ (۰/۵۸۴)*
	سایر بیماری‌ها (سطح مرجع)	---	---	---

* (متغیرهای معنی‌دار در مدل (مقدار احتمال آن‌ها کمتر از ۰/۰۵) با علامت ستاره مشخص شده‌اند.

بحث و نتیجه گیری

یکی از راه‌های ارتقای کارایی و استفاده بهینه از منابع بیمارستانی، کاهش طول اقامت بیمار است. برای شناسایی عوامل مؤثر بر کاهش یا افزایش طول اقامت بیماران، امکان استفاده از روش‌های آماری متداول مانند روش رگرسیون خطی وجود ندارد زیرا توزیع متغیر متوسط اقامت دارای چولگی مثبت است (۲۵). از طرفی با در نظر گرفتن این متغیر به عنوان متغیر گسسته شمارشی، مدل‌های آماری شمارشی متداولی مانند مدل پواسن یا دو جمله‌ای منفی وجود دارد که جهت تحلیل آن به کار می‌رود اما از آنجایی که در بسیاری از موارد با مشاهده فراوانی زیاد صفر برای این متغیر مواجه هستیم این مدل‌های شمارشی جهت برازش به داده‌ها مناسب نخواهند بود و مدل‌های مناسب دیگر بایستی جایگزین گردند. یکی از این مدل‌ها، مدل هاردل است که انعطاف‌پذیری بیشتری نسبت به مدل‌های شمارشی متداول در تحلیل داده‌های شمارشی دارد. در این مطالعه از این مدل استفاده شد و ضمن برازش دو مدل هاردل پواسن و هاردل دو جمله‌ای منفی، با مدل پواسن مقایسه شد. در بین این سه مدل با توجه به آماره انحراف، مدل هاردل دو جمله‌ای منفی برای برازش به داده‌های متوسط اقامت بیمار مناسب تشخیص داده شد.

برآورد ضرایب برای هر سه مدل نشان داد که متغیر جنسیت تأثیری در افزایش یا کاهش متوسط اقامت نداشت اما با متغیر سن رابطه داشت و با افزایش سن بیمار، متوسط اقامت او در بیمارستان افزایش خواهد یافت. در مطالعات انجام شده در ایران و نیز سایر کشورها مشخص شده است که سن عامل مهمی در میزان بستری شدن و اقامت

در بیمارستان است (۲۹-۲). با تغییر از سطح مرجع سایر بیمه‌ها، نوع بیمه آزاد بیشترین کاهش را در متوسط اقامت بیمار نشان داد. به نظر می‌رسد با افزایش هزینه‌های بیمارستانی، بیمار با بیمه آزاد تمایل به ترک زودهنگام بیمارستان دارد. این طور می‌توان استنباط کرد که افراد بستری شده دارای پوشش بیمه‌ای، طول اقامت بیشتری در بیمارستان دارند. در مطالعه عرب و همکاران که از مدل غیرشمارشی رگرسیونی استفاده کرده‌اند، متغیر نوع بیمه با میانگین اقامت بیمار رابطه معنی‌داری نشان داد (۳). مراجعه به بیمارستان از طریق اورژانس ۱۱۵ بیشترین افزایش را در متوسط اقامت بیمار به خود اختصاص داد. اکثر این بیماران، تصادفی هستند و نیاز به عمل جراحی یا مراقبت‌های ویژه دارند. در مقابل مراجعین از اورژانس بیمارستان دارای کمترین افزایش در طول اقامت بودند. تقریباً همه بیماران بستری شده از طریق اورژانس خود بیمارستان، طول اقامت کمتر از ۳ روز داشتند و اکثر آن‌ها به دلیل ارتوپدی یا داخلی در بیمارستان بستری شده بودند. علت بستری در این مطالعه بر طول مدت اقامت بیمار تأثیر داشت. در مطالعه حاضر، بیماری اعصاب و روان در مقایسه با سایر دلایل مراجعه به بیمارستان بیشترین تأثیر در افزایش اقامت بیمار را داشت. نتایج مطالعات مختلف نیز این ادعا را تأیید که شدت و نوع بیماری بر طول اقامت بیمار مؤثر است و در بین علل مختلف، بیماران با علت بیماری‌های سیستم عصبی و اعصاب و روان دارای اقامت بیشتری در بیمارستان به دلیل طولانی بودن دوره درمان این بیماری هستند (۳۲-۳۰). بنابراین شایسته است در مقایسه بیمارستان‌ها از لحاظ شاخص اقامت بیمار

پیشنهادهای

اگرچه در این مطالعه تلاش شد برای برآزش مدل مناسب به متوسط طول اقامت بیمار در بیمارستان و به دنبال آن پیش‌بینی مدت اقامت بیمار، متغیرهای مناسبی انتخاب شود اما متغیرهای دیگری نیز وجود داشت که امکان تأثیر بر کاهش یا افزایش طول اقامت بیمار در بیمارستان را داشتند. متغیرهایی مانند رتبه علمی پزشک معالج (رزیدنت، متخصص، فوق تخصص)، تعداد خدمات تشخیصی، تعداد بستری‌های قبلی، زمان اولین اقدام درمانی در بخش پس از ورود بیمار و برخورداری از بیمه تکمیلی نمونه‌هایی از این متغیرها هستند. بنابراین پیشنهاد می‌گردد در مطالعات بعدی تا حد امکان متغیرهای تأثیرگذار شناسایی و اثر آن‌ها بر روی طول اقامت بیماران مورد بررسی قرار گیرد.

سپاسگزاری

این مقاله حاصل طرح مصوب معاونت تحقیقات و فناوری دانشگاه علوم پزشکی اصفهان در سال ۱۳۹۹ تحت عنوان «عوامل مؤثر بر تعداد روزهای اقامت بیمار در بیمارستان منتخب با استفاده از مدل هاردل، مطالعه موردی» بود که با حمایت مالی دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، با شماره ۲۹۹۰۷۳ انجام شد. کد اخلاق این مطالعه

IR.MUI.RESEARCH.REC.1399.230

می‌باشد. نویسندگان مقاله حاضر، بر خود لازم می‌دانند از تمام افرادی که در این مطالعه مشارکت داشتند، نهایت تشکر و قدردانی را داشته باشند.

تضاد منافع

در انجام این پژوهش نویسندگان هیچ گونه تضاد منافی ندارند.

به این نکته توجه گردد که آن دسته از بیمارستان‌ها که مختص بیماری‌های اعصاب و روان هستند یا تعداد تخت بیشتری را از مجموع کل تخت‌های بیمارستانی به این بیماران اختصاص داده‌اند، دارای متوسط اقامت بالاتری نسبت به مراکز درمانی دیگر خواهند بود و لذا در تحلیل شاخص متوسط اقامت، دو بخش اعصاب و روان (با طول اقامت بالا) و بخش اورژانس بستری (با طول اقامت پایین) نقش داده پرت را در محاسبه اندازه مرکزی متوسط اقامت دارند. با توجه به این درصد بالایی از نحوه مراجعه بیماران به بیمارستان از طریق درمانگاه این بیمارستان انجام می‌شود (۵۹/۹ درصد) می‌توان گفت که پزشکان این بیمارستان در نحوه ارجاع‌دهی و عدم ارجاع بیمار به خارج بیمارستان خوب عمل کرده‌اند.

از آنجایی که ماهیت داده‌های مربوط به اقامت بیماران در بیمارستان به صورت شمارشی (گسسته) است لذا استفاده از توزیع‌های آماری گسسته برای مدل‌بندی آن‌ها مناسب‌تر است اما به دلیل وجود مقادیر صفر زیاد برای این گونه داده، استفاده از توزیع‌های گسسته معروف مانند پواسن کاربردی ندارد. مدل‌های جایگزین در این موارد، مدل‌های هاردل هستند. در این پژوهش از مدل هاردل دو جمله‌ای منفی استفاده شد و بر اساس آن اهمیت تأثیر متغیرهای مستقل به کار رفته در پژوهش مشخص گردید. نتیجه پژوهش حاضر می‌تواند مدیران بیمارستان را در تعیین عوامل مؤثر بر شاخص‌های مهم بیمارستانی یاری رسانده و آن‌ها را در برنامه‌ریزی جهت استفاده از منابع بیمارستانی راهنمایی کند.

References

1. Patwardhan A, Spencer CH. Are patient surveys valuable as a service-improvement tool in health services? An overview. *J Healthc Leadersh* 2012;4:33-46. doi:10.2147/JHL.S23150
2. Kermani B, Gharsi M, Ghanbari B, Sarabi Asiabar A, Atefi Manesh P, Baniasadi A, Kolivand P. The relationship between the levels of patient care and length of stay in hospital. *The Neuroscience Journal of Shefaye Khatam* 2015;3(3):32-40. [In Persian]
3. Arab M, Zarei A, Rahimi A, Rezaiean F, Akbari F. Analysis of factors affecting length of stay in public hospitals in Lorestan province, Iran. *Hakim Research Journal* 2010; 12(4): 27- 32. [In Persian]
4. Clarke A. Why are we trying to reduce length of stay? Evaluation of the costs and benefits of reducing time in hospital must start from the objectives that govern change. *Qual Health Care* 1996; 5(3): 172-9. doi: 10.1136/qshc.5.3.172
5. Basir Ghafouri H, Hosseini Kasnavieh M, Sharifi MA, Amini M, Darzi Ramandi A. A Survey of Patients' Length of Stay and Its Effective Predictors in Emergency Departments of TUMS Selected Hospitals. *Journal of Payavard Salamat* 2017;11(3):18-26. [In Persian]
6. Vejdani M, Salehabadi R, Saffari SE, Barabadi M, Vejdani M, Nejat-zadehgan-Eidgahi Z, Fovji S. Assesment the factors affecting on length of hospitalization stay for elderly of Vaseie hospital in Sabzevar (2014) using count regression models. *Journal of Sabzevar University of Medical Sciences*. 2016;22(6):1105-17. [In Persian]
7. Ravangard R, Arab M, Zeraati H, Rashidian A, Akbarisari A, Niroomand N, Mansoori S. A Study of Patient Length of Stay in Tehran University of Medical Sciences' Obstetrics and Gynecology Specialty Hospital and its Associated Clinical and Nonclinical Factors. *Hakim Research Journal* 2010; 13(2): 129- 36. [In Persian]
8. Freitas A, Silva-Costa T, Lopes F, Garcia-Lema I, Teixeira-Pinto A, Brazdil P, Costa-Pereira A. Factors influencing hospital high length of stay outliers. *BMC Health Serv Res* 2012;12:265. doi: 10.1186/1472-6963-12-265.
9. Manning WG, Mullahy J. Estimating log models: to transform or not to transform? *J Health Econ* 2001;20(4):461-94. doi: 10.1016/s0167-6296(01)00086-8.
10. Marshall AH, McClean SI. Conditional phase-type distributions for modelling patient length of stay in hospital. *International Transactions in Operational Research* 2003;10(6):565-76.
11. Cameron C, Trivedi P. *The Analysis of Count Data*. New York: Cambridge University Press, 1998.
12. Zelterman D. *Discrete distributions: applications in health*. NewYork: John Wiley, 2004.
13. Rafiei M, Behboudian J. Zero-inflated negative binomial modeling, efficiency for analysis of length of maternity hospitalization. *Yafte* 2005; 6(4):47-58. [In Persian]
14. Rafiei M, Ayatollahi SM, Behboodan J. Length of hospital stay at Arak (central Iran) maternity clinics using proposed zero-inflated negative binomial modeling. *Pak J Biol Sci* 2007;10(15):2510-6. doi: 10.3923/pjbs.2007.2510.2516.
15. Saffari E, Adnan R. Parameter Estimation on Zero-Inflated Negative Binomial Regression with Right Truncated Data. *Sains Malaysiana* 2012;41(11): 1483-7.
16. Saffari SE, Adnan R, Greene W. Hurdle negative binomial regression model with right censored count data. *SORT-Statistics and Operations Research Transactions* 2012;36(2): 181-94.
17. Famoye F, Wulu JT, Singh KP. On the generalized Poisson regression model with an application to accident data. *Journal of Data Science* 2004;2(3):287-95.
18. Farhadi Hassankiadeh R, Kazemnejad A, Gholami Fesharaki M, Kargar Jahromi S. Efficiency of zero-inflated generalized poisson regression model on hospital length of stay using real data and simulation study. *Caspian Journal of Health Research* 2018;3(1):5-9. doi:10.29252/cjhr.3.1.5
19. Farhadi Hassankiadeh R, Kazemnejad A, Gholami Fesharaki M, Kargari S, Vahabi N. Assessment of length of stay in a general surgical unit using a zero-inflated generalized Poisson regression. *Med J Islam Repub Iran* 2017; 31 (1):530-4. [In Persian]
20. Lee AH, Wang K, Yau KK, Somerford PJ. Truncated negative binomial mixed regression modelling of ischaemic stroke hospitalizations. *Statistics in Medicine* 2003;22(7):1129-39. doi: 10.1002/sim.1419
21. Xie T, Aickin M. A truncated Poisson regression model with applications to occurrence of adenomatous polyps. *Stat Med* 1997 Aug 30;16(16):1845-57. doi: 10.1002/(sici)1097-0258(19970830)16:16<1845:aid-sim605>3.0.co;2-g.
22. Dalrymple ML, Hudson IL, Ford RP. Finite mixture, zero-inflated Poisson and hurdle models with application to SIDS. *Computational Statistics & Data Analysis* 2003;41(3-4):491-504. https://doi.org/10.1016/S0167-9473(02)00187-1

23. Hardin JW, Hilbe JP. Generalized Linear Models and Extension. 4th ed. USA: Stata Press; 2018.
24. Feng CX, Li L. Modeling zero inflation and overdispersion in the length of hospital stay for patients with Ischaemic heart disease. In Advanced Statistical Methods in Data Science 2016, Singapore. Springer; 2016. p. 35-53. doi:10.1007/978-981-10-2594-5_3
25. Silberbach M, Shurnaker D, Menashe V, Cobanoglu A, Morris C. Predicting hospital charge and length of stay for congenital heart disease surgery. Am J Cardiol 1993;72(12):958-63. doi: 10.1016/0002-9149(93)91114-w.
26. Naghavi M, Jamshidi HR. The utilization of health services in the Islamic Republic of Iran in 2002. Deputy of Health. Tehran: Tandis; 2005. [In Persian]
27. Rasoulinejad A. Survey on referral system in Kashan hospitals. Feyz 1997;1(1):41-5. [In Persian]
28. Hosseini R. Survey on referral system in Babol health centers. Journal of Babol Medical University 2005;7(3):85-90. [In Persian]
29. Ramezanzpour A. Survey on Length of stay in internal and surgical wards and affecting factors in Yazd [dissertation]. Tehran: Iran University of Medical Sciences; 2000. [In Persian].
30. Xiao J, Douglas D, Lee AH, Vemuri SR. A Delphi evaluation of the factors influencing length of stay in Australian hospitals. Int J Health Plann Manage 1997;12(3):207-18. doi: 10.1002/(SICI)1099-1751(199707/09)12:3<207:AID-HPM480>3.0.CO;2-V.
31. McMullan R, Silke B, Bennett K, Callachand S. Resource utilisation, length of hospital stay, and pattern of investigation during acute medical hospital admission. Postgrad Med J 2004;80(939):23-6. doi:10.1136/pmj.2003.007500
32. Mawajdeh S, Hayajneh Y, AL-Qutob R. The effect of type of hospital and health insurance on hospital length of stay in Irbid, North Jordan. Health Policy Plan 1997;12(2):166-72. doi: 10.1093/heapol/12.2.166.

Determining the Factors Affecting the Length of Hospital Stay Using Hurdle Model

Sajadi Farkhondeh Alsadat¹, Hasanzadeh Fatemeh², Alizadeh Mojtaba^{3*}

• Received: 10. 05. 2020

• Revised: 19. 08. 2020

• Accepted: 20. 08. 2020



Abstract

Background & Objectives: There are different statistical methods to identify the factors effective in increasing and decreasing the patients' length of stay (LOS), each of which having its own advantages and disadvantages. This study aimed to determine the factors affecting LOS in a selected hospital using the available count models and comparing them with the Hurdle model as a new model.

Methods: This descriptive-analytical study was conducted using a retrospective cross-sectional design in a selected hospital in Isfahan in 2019. Using Poisson and Hurdle (binomial and Poisson) count models, the effect of demographic factors of the hospitalized patients and the reasons for visiting the hospital on LOS was analyzed. The goodness of fit of the models and their comparison were performed using deviance statistic.

Results: The mean of LOS was 8.89 days and the median of LOS was 3 days. From among the three models, the binomial Hurdle model was determined appropriate in which, the constant and variables such as age, social security insurance and uninsurance, hospital emergency visits and 115 emergencies, and reasons for visiting psychiatric, orthopedic, and ophthalmic wards were significant. By changing the type of insurance from the reference of other insurances to social security insurance, the mean of LOS decreased by 0.088 units and for uninsured patients, this decrease was by 0.539 units.

Conclusion: Considering the values of the deviance statistic for Poisson, Hurdle Poisson and negative binomial Hurdle models, the negative binomial Hurdle model is the most appropriate for analyzing these data.

Keywords: Length of stay (LOS), Inpatients, Hospital, Count Models, Hurdle Models

•**Citation:** Sajadi FS, Hasanzadeh F, Alizadeh M. Determining the Factors Affecting the Length of Hospital Stay Using Hurdle Model. Journal of Health Based Research 2020; 6(2): 139-50. [In Persian]

1. Assistant Professor, Department of Statistics, Faculty of Mathematics and Statistics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

2. Assistant Professor, Department of Statistics, Khansar Campus, University of Isfahan, Isfahan, Iran

3. PhD Student in Public Management, Faculty of Management, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran

***Corresponding Author:** Mojtaba Alizadeh

Address: Khorasgan University, Daneshgah Blvd., Arqavanieh, Jey St., Isfahan, Iran

Tel: 009831-35354001

Email: mojtaba.alizadeh@yahoo.com