

تحلیل بقای طول مدت بستری بیماران مشکوک به سکته مغزی انتقال داده شده با اورژانس به بیمارستان قائم (عج) مشهد

چکیده

دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۰۷ ویرایش: ۱۴۰۲/۰۹/۱۴ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۲۳ آنلاین: ۱۴۰۲/۱۱/۰۱

زمینه و هدف: شناسایی عوامل تاثیرگذار بر طول مدت بستری بیماران مشکوک به سکته مغزی، می‌تواند در بهینه‌سازی استفاده از منابع بیمارستانی موثر باشد. لذا این مطالعه با هدف تحلیل بقای عوامل مرتبط با زمان بستری بیماران مشکوک به سکته مغزی، که با اورژانس به بیمارستان قائم (عج) مشهد انتقال داده شده بودند، انجام شد. **روش بررسی:** در این کوهورت تاریخی، اطلاعات کلیه بیماران مشکوک به سکته مغزی که از ابتدای فروردین تا آخر اسفند ۱۳۹۷ با اورژانس ۱۱۵ مشهد تماس گرفته و به بخش اورژانس بیمارستان قائم (عج) مشهد منتقل شده بودند جمع‌آوری شد. داده‌های اورژانس پیش بیمارستانی با استفاده از شناسه ماموریت با سوابق بیمارستانی ادغام شدند. پیامد نهایی مطالعه، طول مدت بستری بیماران بود. برای تحلیل داده‌ها، از نرم‌افزار Stata استفاده شد. **یافته‌ها:** میانگین طول مدت بستری بیماران هفت روز بود. از بین ۵۷۸ بیمار شرکت‌کننده ۳۸۶ (۶۷٪) بهبود یافته و ۱۹۰ (۳۳٪) سانسور شده بودند. در تحلیل چند متغیره، رگرسیون کاکس به دلیل عدم برقراری فرض خطرات متناسب، نامناسب شناخته شد. پس از برازش مدل‌های پارامتری لگ نرمال، لگ لجستیک، نمایی و وایبل، مدل لگ نرمال با کمترین مقادیر AIC و BIC به ترتیب برابر ۱۲۷۳/۹۰۹ و ۱۳۵۶/۷۴۰ به‌عنوان بهترین مدل انتخاب شد. از بین متغیرهای موردبررسی اولویت پذیرش بیماران، بیمه، فصل بستری و حاشیه‌نشینی به‌عنوان متغیرهای معنادار شناخته شدند. **نتیجه‌گیری:** نتایج نشان می‌دهد مدل‌های بقا می‌توانند به خوبی جهت تحلیل داده‌های طول عمر به‌کار گرفته شوند و براساس معناداری متغیرها، به نظر می‌رسد که با تمرکز بر آمادگی بیشتر مراکز و تخصیص منابع، برنامه‌ریزی‌های مفیدتری قابل اجرا باشد.

کلمات کلیدی: خدمات فوریت‌های پزشکی، طول مدت اقامت، سکته مغزی، تحلیل بقا.

راضیه یوسفی^۱، پیام ساسان‌نژاد^۲، عیسی نظر^۳، علی هادیانفر^۱، محمد تقی شاکری^{۴*}، زهرا جعفری^۶

۱- کمیته تحقیقات دانشجویی، دانشگاه علوم پزشکی مشهد، مشهد، ایران.
۲- گروه آمار زیستی، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی مشهد، مشهد، ایران.
۳- گروه بیماری‌های مغز و اعصاب، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی مشهد، مشهد، ایران.
۴- مرکز تحقیقات روانپزشکی و علوم رفتاری، دانشگاه علوم پزشکی مازندران، ساری، ایران.
۵- مرکز تحقیقات عوامل اجتماعی موثر بر سلامت، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی مشهد، مشهد، ایران.
۶- مرکز توسعه تحقیقات بالینی، بیمارستان قائم، دانشگاه علوم پزشکی مشهد، مشهد، ایران.

* نویسنده مسئول: مشهد، میدان آزادی، پردیس دانشگاه علوم پزشکی مشهد، دانشکده بهداشت.

تلفن: ۰۵۱-۳۱۸۹۲۰۰۱

E-mail: shakerimt@mums.ac.ir

مقدمه

یکی از شاخص‌هایی که می‌تواند نشانگر میزان مصرف منابع در بیمارستان باشد طول مدت اقامت بیماران در بیمارستان است. این شاخص به‌صورت زمان میان پذیرش و ترخیص بیماران بستری در بیمارستان تعریف می‌شود و همزمان میزان استفاده از تخت و هم‌کارایی بخش‌های بستری را اندازه‌گیری می‌کند.^۱ از طرفی می‌توان

بهداشت و درمان یکی از نیازهای اساسی هر جامعه می‌باشد. تخصیص منابع کافی بهره‌وری از امکانات مناسب در این حوزه، نقش حیاتی در مدیریت بیمارستان‌ها و بخش‌های مختلف آنها ایفا می‌کند.^۱

و عوارض بستری پرداخته‌اند.^{۱۰} اما در این مطالعات به بررسی همزمان عوامل پیش بیمارستانی و بیمارستانی کمتر توجه شده است. باتوجه به تعداد زیاد عوامل مرتبط با طول مدت بستری بیماران مشکوک به سکنه مغزی و اینکه این متغیر یک متغیر مدت زمان است می‌توان از تکنیک‌های تحلیل بقا برای مدل‌سازی و بررسی متغیرهای تاثیرگذار بر آن استفاده نمود. در تحلیل بقا، تمرکز بر زمان وقوع پیشامد موردنظر قرار دارد، که پیشامد موردنظر براساس هدف محقق تعریف می‌شود. پیشامد موردنظر ممکن است شامل مرگ بیمار به دلیل یک بیماری خاص، عود بیماری، بهبودی بیماری و ... باشد.^{۱۱} باتوجه به خصوصیات داده‌های بقا، استفاده از روش‌های معمول تحلیل اطلاعات برای تحلیل داده‌های بقا ممکن نمی‌باشد. این خصوصیات عبارتند از اینکه، ۱- داده‌های بقا به‌طور کلی دارای توزیع متقارن نیستند و لذا فرض نرمال بودن در داده‌های بقا وجود ندارد. ۲- داده‌های بقا شامل داده‌های سانسور شده می‌باشد که تحلیل بقا امکان وجود سانسور در داده‌ها را فراهم می‌کند.^{۱۲}

مدل‌های رگرسیونی (Regression models) بقا قادرند با در نظر گرفتن شرایط داده‌های مربوط به زمان و وجود داده‌های سانسور، تاثیر متغیرهای پیشگو را بر متغیر پاسخ بیانند. مدل خطرات متناسب کاکس (Cox proportional hazards model) با کاهش فرضیات در خصوص تابع خطر پایه یکی از رایجترین تکنیک‌های بکار رفته در تحلیل بقاست. اما این مدل نیازمند برقراری فرضیه خطرات متناسب در مورد متغیرهای پیشگو است که گاهی در شرایط واقعی برقرار نمی‌شود. بنابراین با وجود کاربرد گسترده مدل‌های کاکس، مدل‌های نرخ خطر شتابیده (Accelerated Hazards Model) نیز مطرح شده و موردتوجه قرار گرفتند. در مدل‌های شکست زمان شتابیده (Accelerated Failure Time model) در هنگام مقایسه سطوح مختلف متغیرها، زمان بقا توسط یک عامل ثابت تسریع می‌شود. در نظر گرفتن این فرض امکان تخمین عامل شتاب‌دهنده را که بر بقا تاثیر دارد فراهم می‌کند. فرمولبندی مدل‌های نرخ خطر شتابیده امکان استخراج نسبت‌های زمانی را فراهم می‌کند و بنابراین تفسیرپذیری ساده‌تری از نسبت خطرات دارند. مدل نرخ خطر شتابیده نیازمند برقراری فرضیه خطرات متناسب که اغلب به سختی در واقعیت وجود دارد نمی‌باشد. همچنین مجموعه گوناگونی از توزیع‌ها می‌تواند در این مدل در نظر گرفته شود که در نتیجه آن برآوردهای

گفت که سیاست گذاران، مدیران بیمارستان‌ها و بیمه‌گران تاکید دارند که کاهش طول مدت اقامت، به‌عنوان یک سیاست اساسی، می‌تواند هزینه‌های بیمارستانی را مهار کرده و به کارآمدی و استفاده موثر از منابع محدود بیمارستانی کمک کند. اما باید توجه داشت که کاهش مدت متوسط بستری تنها در صورت حفظ کیفیت ارایه خدمات مطلوب است. از طرف دیگر، لازم است به این نکته توجه شود که بستری بیش از حد نیاز، نه تنها منابع محدود و گران بیمارستانی را زیاد می‌کند و در نتیجه به افزایش هزینه‌ها منجر می‌شود، بلکه به دلیل مواجهه با عفونت‌های بیمارستانی، عوارض درمانی یا فعالیت‌های پزشکی و ... ممکن است برای سلامت بیماران بستری آسیب‌آور باشد.^{۱۳} مقادیر گزارش شده برای شاخص طول مدت بستری، بین بخش‌های مختلف بیمارستان متفاوت است. به‌عنوان مثال، در بخش کودکان، نسبتاً کوتاه است اما در بخش سالمندان، بسیار طولانی‌تر می‌باشد. باتوجه به این موضوع و به منظور کاهش متناسب مدت زمان بستری، باید متغیرهایی را که نقش موثرتری در کاهش طول مدت اقامت بیماران ایفا می‌کنند، بهتر بشناسیم. بررسی‌ها نشان می‌دهد که پذیرش در بیمارستان و مدت اقامت در آن تحت تاثیر عوامل متعددی از جمله نوع بیمه، درآمد، سن، جنسیت، تحصیلات، وضعیت تاهل، وضعیت سلامتی، شدت بیماری و نژاد قرار دارد.^۱ یکی از بیماری‌های شایع که منجر به اقامت بیماران در بیمارستان می‌شود و نقش بیمارستان و عملکرد آن اهمیت پیدا می‌کند سکنه مغزی است. سکنه مغزی یکی از شایعترین انواع بیماری‌های غیرواگیر است که تاثیر زیادی بر سلامت عمومی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه دارد.^۲ در بسیاری از موارد منجر به ناتوانی و کاهش کیفیت زندگی بیماران می‌شود.^{۳،۶} براساس آمار ارایه‌شده توسط سازمان بهداشت جهانی، هر سال ۱۵ میلیون نفر در سراسر جهان سکنه مغزی را تجربه می‌کنند. علت حدود ۱۰٪ مرگ‌ومیرها در سال ۲۰۰۷ سکنه مغزی گزارش شده است.^۸ در گزارش دیگری سکنه مغزی علت حدود یک سوم مرگ‌ومیرهای ناشی از بیماری‌های عروقی اعلام شده است.^۹

مطالعاتی که تاکنون به بررسی فاکتورهای موثر بر طول مدت بستری در بیماران مبتلا به سکنه مغزی پرداخته‌اند، به شکل متنوع و گاه‌با نتایج ضد و نقیضی نسبت به نقش فاکتورهایی نظیر جنس، بیماری‌های زمینه‌ای، شدت استروک، سطح هوشیاری، سطح مراقبت

طبق کدهای بین‌المللی ICD10 مشخص شد. در ادامه صحت اطلاعات با استفاده از بررسی توصیفی ارزیابی و داده‌ها در نرم‌افزار اکسل پالایش شده و برای تجزیه و تحلیل آماده گردیدند. در این تحلیل طول مدت بستری بیماران به‌عنوان متغیر زمان بقا در نظر گرفته شد. برای تعیین وضعیت بیمار در صورتی که شخص فوت کرده یا به‌دلیل ترخیص با رضایت شخصی، انتقال به سایر بیمارستان‌ها یا فرار از بیمارستان دوره درمان را کامل نکرده بود به‌عنوان سانسور در نظر گرفته شد.

سن بیماران براساس مقادیر ثبت شده در پذیرش بیمارستان در نظر گرفته شد و برای اطمینان اختلاف تاریخ بستری و تاریخ تولد شخص به‌عنوان سن محاسبه و مورد راستی آزمایی قرار گرفت. برای متغیر فشارخون دو متغیر در نظر گرفته شدند، یکی وضعیت فشارخون بیماران هنگام مراجعه و دومی سابقه پرفشاری خون که در اطلاعات اورژانس یا پذیرش بیمارستان ثبت شده بود. در نهایت براساس این دو مورد متغیر جدیدی ساخته شد که گروه اول افرادی بودند که یا مبتلا به فشار خون نبوده‌اند و یا فشارخون کنترل شده داشته‌اند و گروه دوم افرادی بودند که سابقه فشارخون داشته‌اند و در هنگام مراجعه نیز فشارخون بالا داشته‌اند و بنابراین فشارخون آنها کنترل نشده در نظر گرفته شد.

در تحلیل داده‌ها، میانه مدت اقامت بیماران با استفاده از Kaplan-Meier method برآورد گردید. برای تعیین عوامل موثر بر مدت اقامت بیماران در بیمارستان فرضیات مدل کاکس بررسی گردید. از آنجایی که فرضیات مدل کاکس برقرار نبود مدل‌های پارامتری بقا برای شناسایی عوامل موثر بکار گرفته شد. برای اجرای مدل‌ها از نرم‌افزار Stata استفاده گردید.

لازم به ذکر است که این مطالعه حاصل از طرح تحقیقاتی مصوب دانشگاه علوم پزشکی مشهد است و با شناسه IR.MUMS.REC.1399.488 در کمیته اخلاق دانشگاه مورد تایید قرار گرفته است.

یافته‌ها

بررسی اکتشافی داده‌ها نشان داد که در این مطالعه، تعداد ۵۹۱ بیمار مشکوک به سکنه مغزی که با اورژانس به بیمارستان قائم (عج)

قدرتمندتری نسبت به روش کاکس به‌دست می‌آید.^{۱۳} بنابراین مدل‌های AFT کاربرد زیادی در حوزه‌های مختلف پیدا کردند.^{۱۴} لذا این مقاله با هدف بکارگیری مدل‌های بقا در تجزیه و تحلیل داده‌های طول مدت بستری بیماران مشکوک به سکنه مغزی انتقال داده شده با اورژانس به بیمارستان قائم (عج) مشهد انجام شد.

روش بررسی

مطالعه حاضر از نوع مطالعات کوهورت گذشته‌نگر بوده و در آن پس از انجام هماهنگی‌های لازم، اطلاعات کلیه بیماران مشکوک به سکنه مغزی که از ابتدای فروردین ۱۳۹۷ تا انتهای اسفند ۱۳۹۷ با اورژانس ۱۱۵ مشهد تماس گرفته و به بخش اورژانس بیمارستان قائم (عج) مشهد (تتها مرکز سکنه مغزی شمال شرق کشور) انتقال داده شده بودند، وارد مطالعه شدند. لازم به ذکر است که در این مطالعه، روش انتخاب نمونه تمام شماری بود و کلیه بیماران مشکوک به سکنه مغزی و ساکن مشهد که توسط اورژانس به بیمارستان قائم انتقال یافته بودند، وارد مطالعه شدند.

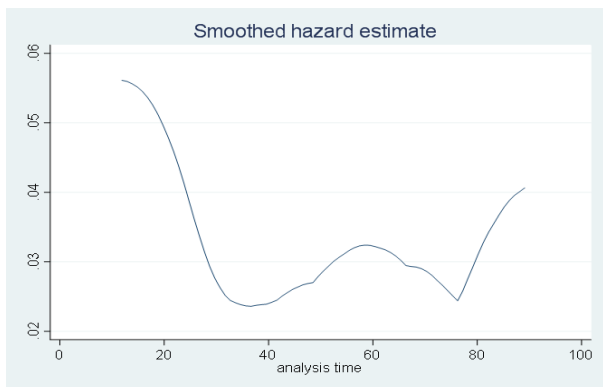
برای محاسبه اندازه نمونه در مدل‌های مختلف، چندین قانون کلی و فرمول وجود دارد. یکی از قوانین سرانگشتی رایج این است که حداقل ۲۰ رویداد در هر متغیر در مدل وجود داشته باشد. این مبتنی بر این ایده است که مدل باید بتواند به‌طور دقیق نتیجه را برای هر متغیر پیش‌بینی کند.^{۱۵} و^{۱۶}

بنابراین با توجه به تعداد متغیرهای وارد شده در مدل‌سازی، حجم نمونه برای این مطالعه به مقدار کافی فراهم می‌گردید. اطلاعات مطالعه حاضر شامل دو بخش اطلاعات اورژانس (پیش‌بیمارستانی) و اطلاعات بیمارستانی (اطلاعات بخش اسکرینینگ و بخش بستری شده) بود که به ترتیب از اورژانس مشهد و واحد HIS بیمارستان قائم اخذ شد. استفاده از چندین پایگاه داده اورژانس و HIS بیمارستان موجب دستیابی به مجموعه اطلاعات کامل‌تر و اطمینان بیشتر از صحت اطلاعات گردید.

پس از ادغام اطلاعات اورژانس و بیمارستانی براساس شناسه ماموریت و سایر فیلدهای مشترک، از آدرس بیماران ثبت شده در اورژانس در هنگام مراجعه آمبولانس برای انتقال بیمار جهت تعیین منطقه شهری محل وقوع فوریت استفاده شد. سپس کد بیماری‌ها

در ادامه با توجه به اینکه روش کاپلان مایر یک روش توصیفی است، برای بررسی معناداری همزمان تاثیر متغیرهای پیشگو بر طول مدت اقامت بیماران پس از بررسی‌های اولیه و توصیفی از مدل‌های رگرسیونی استفاده شد. در ابتدا فرضیات خطرات متناسب با استفاده از نمودارهای لگاریتم خطر تجمعی بررسی گردید. این فرایند با بکارگیری نمودارهای $\log(t)$ در مقابل $\log(-\log S(t))$ برای همه گروه‌های متغیر کیفی انجام شد. باتوجه به اینکه در مورد برخی متغیرها نمودارها موازی نبودند و در نتیجه فرضیه خطرات متناسب برقرار نبود مدل رگرسیونی کاکس، مناسب شناخته نشد. بنابراین مدل‌های AFT که نیاز به برقراری فرضیه خاصی نداشتند به‌عنوان جایگزین مورد استفاده قرار گرفتند.

نمودار ۱ تابع خطر مربوط به داده‌ها را نشان می‌دهد. براساس این نمودار به نظر می‌رسد مدل‌های لگ نرمال و لگ لجستیک برازش مناسبتری به داده‌ها داشته باشند. پس از برازش مدل‌های پارامتری با توزیع‌های لگ نرمال، لگ لجستیک (Logistics log)، نمایی و وایبل (Weibel)، توزیع لگ نرمال با کمترین مقادیر AIC و BIC انتخاب گردید (جدول ۴). از اینرو مدل AFT لگ نرمال با ترکیبی از متغیرها به‌عنوان تابع خطر پایه به‌عنوان مدل پارامتری نهایی در نظر گرفته شد.



نمودار ۱: نمودار تابع خطر

نیکی‌ی برازش (Goodness of fit) کلی مدل AFT براساس نمودارهای باقیمانده کاکس اسنل مدل نرخ خطر شتابیده وایبل بررسی گردید. همانطور که در نمودار ۲ مشاهده می‌شود، خط مربوط به

مشهد انتقال داده شده بودند، از اول فروردین سال ۱۳۹۷ تا ۲۹ اسفند ۱۳۹۸ مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

پایینترین سن، کمتر از یکسال و بالاترین سن ۹۹ سال گزارش شده بود. به دلیل تفاوت در شرایط کودکان زیر یکسال با سایر بیماران و به منظور دستیابی به نتایج دقیقتر تعداد ۱۳ مورد کودک زیر یکسال از مطالعه کنار گذاشته شدند و ادامه بررسی‌ها برای ۵۷۸ نفر ادامه یافت.

بررسی‌ها نشان داد که میانه زمان بهبودی بیماران شرکت‌کننده در این مطالعه هفت روز ($IQR=4-12$) با حداقل و حداکثر زمان بهبودی کمتر از ۱ روز و ۹۹ روز بود. در بازه مورد مطالعه، از کل ۵۷۸ بیمار، ۳۸۶ مورد (۶۶٪) بهبودی (رخداد مورد نظر) یافته بودند. از بین کل شرکت کنندگان ۸۳ نفر (۱۴/۴٪) در طول مطالعه فوت کرده بودند و ۱۰۹ نفر (۱۸/۸٪) به دلایل دیگر از بیمارستان خارج شده بودند که در مجموع ۱۹۲ نفر (۳۳٪) به‌عنوان سانسور محسوب شدند. میانگین سن بیماران در زمان بستری ۷۰/۱۳ سال با انحراف معیار ۱۳/۰۱ و میانه سنی برابر ۷۱ سال بود.

از بین شرکت‌کنندگان ۲۸۹ مورد (۵۰٪) مرد و ۲۸۹ مورد (۵۰٪) زن بودند. تفاوت معنادار آماری به لحاظ سن بیماران در بین زنان و مردان وجود نداشت ($P=0/71$) مشخصات دموگرافیک بیماران و خلاصه اطلاعات بیمارستانی و پیش بیمارستانی و خلاصه اطلاعات دریافتی از تماس‌های اورژانس در جداول ۱ و ۲ پیوست ارایه گردیده‌اند.

در ادامه بررسی‌ها منحنی‌های بقای کاپلان-مایر به‌عنوان ابزاری مهم برای تحلیل داده‌های سانسور است در برآورد کلی تابع بقا در بین گروه‌های مختلف متغیرهای پیشگو بکار گرفته شد.^{۱۸} براساس نمودارها تفاوت در بقای سطوح متغیرهای سطح پذیرش، بیمه و تا حدودی حاشیه نشینی دیده شد.

در ادامه تفاوت مشاهده‌شده در طول مدت اقامت بیماران بین گروه‌های مختلف با استفاده از آزمون‌های لگ رتبه‌ای (Log rank test)^{۱۹} و برسلو (Breslow test)^{۲۰} نیز بررسی گردید. مقادیر معناداری مربوط به این آزمون‌ها در جدول ۳ گزارش گردیده‌اند. نتایج این جدول نشان می‌دهد تفاوت معنادار آماری در سطوح مختلف پذیرش و همچنین وضعیت بیمه بیماران وجود دارد ($P<0/05$).

نمایی، وایبل و لگ نرمال در جدول ۵ ارایه گردیده‌اند. براساس نتایج مدل لگ نرمال، متغیرهای اولویت پذیرش، بیمه، فصل بستری و حاشیه نشینی معنادار شناخته شدند ($P < 0/05$).

باقیمانده کاکس-اسنل (Cox-Snell residual) مدل AFT نمایی و وایبل نسبت به سایر مدل‌ها، نزدیکترین به خط نیمساز ۴۵ درجه است. برآورد نرخ خطر و مقادیر معناداری پارامترها برای سه مدل

جدول ۱: اطلاعات توصیفی متغیرهای دموگرافیک و اطلاعات تماس‌های اورژانس بیماران مشکوک به سکنه مغزی به تفکیک وضعیت بهبودی

| متغیر | سطح متغیر کیفی | تعداد کل | بهبودی (درصد) تعداد | سانسور (درصد) تعداد |
|----------------------|----------------|----------|---------------------|---------------------|
| جنسیت | مرد | ۲۸۹ | ۱۹۳ (/۶۶/۸) | ۹۶ (/۳۳/۲) |
| | زن | ۲۸۹ | ۱۹۳ (/۶۶/۸) | ۹۶ (/۳۳/۲) |
| ساعت پذیرش | ۱۴-۷:۴۵ | ۱۹۸ | ۱۳۰ (/۶۵/۷) | ۶۸ (/۳۴/۳) |
| | ۱۹:۴۵-۱۴ | ۱۵۸ | ۱۰۴ (/۶۵/۸) | ۵۴ (/۳۴/۲) |
| سطح پذیرش | ۷:۴۵-۱۹:۴۵ | ۲۲۲ | ۱۵۲ (/۶۷/۵) | ۷۰ (/۳۱/۵) |
| | حاد و فوری | ۳۹۸ | ۲۶۲ (/۶۵/۸) | ۱۳۶ (/۳۴/۲) |
| سابقه دیابت | عادی و تحت نظر | ۱۸۰ | ۱۲۴ (/۶۷/۹) | ۵۶ (/۳۱/۱) |
| | ندارد | ۴۳۸ | ۲۹۷ (/۶۷/۸) | ۱۴۱ (/۳۲/۲) |
| سابقه بیماری قلبی | دارد | ۱۴۰ | ۸۹ (/۶۳/۶) | ۵۱ (/۳۶/۴) |
| | ندارد | ۴۱۷ | ۲۸۱ (/۶۷/۴) | ۱۳۶ (/۳۲/۶) |
| سابقه سکنه مغزی | دارد | ۱۶۱ | ۱۰۵ (/۶۵/۲) | ۵۶ (/۳۴/۸) |
| | ندارد | ۴۱۳ | ۲۷۱ (/۶۵/۶) | ۱۴۲ (/۳۴/۴) |
| بیمه | دارد | ۱۶۵ | ۱۱۵ (/۶۹/۷) | ۵۰ (/۳۰/۳) |
| | ندارد | ۴۳ | ۲۵ (/۵۸/۱) | ۱۸ (/۴۱/۹) |
| فصل بستری | دارد | ۵۳۵ | ۳۶۱ (/۶۷/۵) | ۱۷۴ (/۳۲/۵) |
| | بهار | ۱۳۳ | ۹۴ (/۷۰/۷) | ۳۹ (/۲۹/۳) |
| فصل بستری | تابستان | ۱۲۶ | ۸۸ (/۶۹/۸) | ۳۸ (/۳۰/۲) |
| | پاییز | ۱۴۲ | ۱۰۰ (/۷۰/۴) | ۴۲ (/۲۹/۶) |
| حاشیه نشینی | زمستان | ۱۷۷ | ۱۰۴ (/۵۸/۸) | ۷۳ (/۴۱/۲) |
| | خیر | ۴۸۵ | ۳۲۶ (/۶۷/۲) | ۱۵۹ (/۳۲/۸) |
| عارضه لخته (Sequela) | بله | ۹۳ | ۶۰ (/۶۴/۵) | ۳۳ (/۳۵/۵) |
| | خیر | ۵۶۷ | ۳۸۰ (/۶۷/۰) | ۱۸۷ (/۳۳/۰) |
| وضعیت فشار خون | بله | ۱۱ | ۶ (/۵۴/۵) | ۵ (/۴۵/۵) |
| | کنترل نشده | ۱۸۱ | ۱۱۳ (/۶۲/۴) | ۶۸ (/۳۷/۶) |
| | کنترل شده | ۳۹۷ | ۲۷۳ (/۶۸/۸) | ۱۲۴ (/۳۱/۲) |

جدول ۲: خلاصه اطلاعات دریافتی در خصوص تماس های اورژانس مربوط به بیماران مشکوک به سکته مغزی منتقل شده با اورژانس

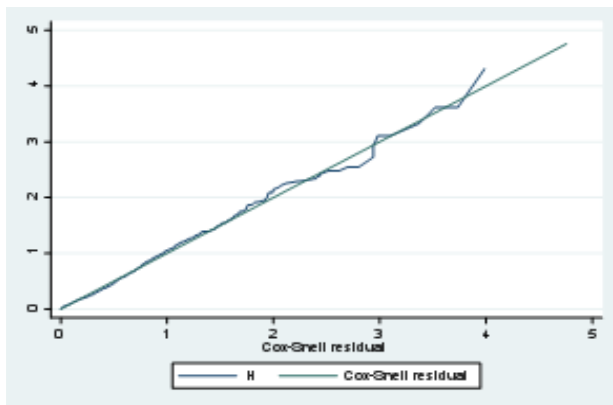
| متغیر | میانگین | انحراف معیار | میانه | حداقل | حداکثر |
|--|---------|--------------|-------|-------|--------|
| فاصله از محل فوریت تا بیمارستان (کیلومتر) | ۶/۰۲ | ۳/۱۷ | ۵/۵۸ | ۰/۴۱ | ۲۱/۴۶ |
| زمان از تماس تا رسیدن به محل فوریت (دقیقه) | ۹/۰۷ | ۳/۸۸ | ۸/۳۱ | ۰/۲۳ | ۲۹/۷۵ |
| زمان از فوریت تا بیمارستان (دقیقه) | ۲۱/۹۹ | ۱۱/۹۶ | ۲۰/۲۶ | ۰/۱۳ | ۹۴/۷۰ |
| زمان اسکرینینگ (دقیقه) | ۱۲/۸۳ | ۹/۰۵ | ۱۰/۲۸ | ۱/۹۰ | ۹۲/۳۳ |
| زمان کل (دقیقه) | ۴۳/۸۸ | ۱۹/۵۷ | ۴۰/۷۳ | ۱۱/۱۸ | ۱۱۹/۱۷ |

جدول ۳: نتایج آزمون لگاریتم رتبه‌ای و برسلو برای متغیرهای پیشگوی مرتبط با طول مدت اقامت بیماران مشکوک به سکته مغزی

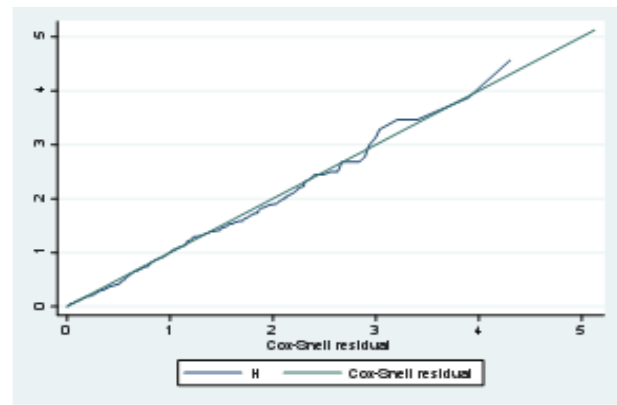
| متغیر | سطح متغیر کیفی | میانه طول مدت بستری (روز) | مقدار معناداری آزمون لگ رتبه‌ای | مقدار معناداری آزمون برسلو |
|-------------------|----------------|---------------------------|---------------------------------|----------------------------|
| جنسیت | مرد | ۶ | ۰/۳۷۷ | ۰/۴۰۲ |
| | زن | ۷ | | |
| ساعت پذیرش | ۱۴-۷:۴۵ | ۷ | ۰/۸۹۰ | ۰/۹۰۱ |
| | ۱۹:۴۵-۱۴ | ۶ | | |
| سطح پذیرش | حاد و فوری | ۷ | <۰/۰۰۱ | <۰/۰۰۱ |
| | عادی و تحت نظر | ۵ | | |
| سابقه دیابت | ندارد | ۷ | ۰/۸۶۴ | ۰/۸۷۱ |
| | دارد | ۶ | | |
| سابقه بیماری قلبی | ندارد | ۶ | ۰/۹۶۵ | ۰/۹۶۷ |
| | دارد | ۷ | | |
| سابقه سکته مغزی | ندارد | ۶ | ۰/۷۰۶ | ۰/۷۱۹ |
| | دارد | ۷ | | |
| بیمه | ندارد | ۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۵ |
| | دارد | ۷ | | |
| فصل بستری | بهار | ۶ | | |
| | تابستان | ۸ | ۰/۰۵۹ | ۰/۰۸۶ |
| | پاییز | ۶ | | |
| حاشیه نشینی | زمستان | ۸ | | |
| | خیر | ۶ | ۰/۰۶۳ | ۰/۰۷۱ |
| | پله | ۸ | | |
| عارضه لخته | خیر | ۷ | ۰/۰۶۴ | ۰/۱۲۳ |
| | پله | ۳ | | |
| وضعیت فشار خون | کنترل نشده | ۸ | ۰/۱۶۳ | ۰/۱۸۲ |
| | کنترل شده | ۶ | | |

جدول ۴: مقایسه مدل‌های بقای PH و AFT براساس معیار آکانیک

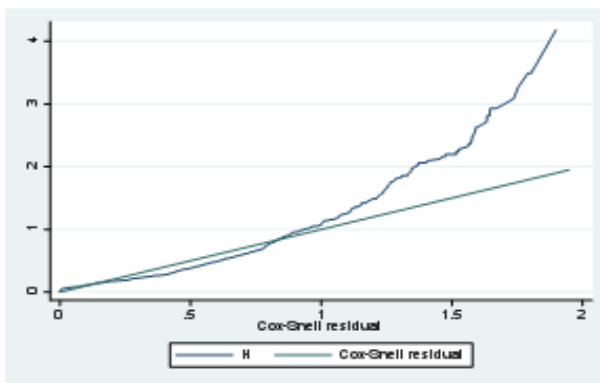
| معیارها | مدل نیمه پارامتری | | مدل‌های پارامتری AFT | | | بهترین مدل |
|----------------|-------------------|----------|----------------------|----------|-----------|------------|
| | مدل کاکس | نمایی | وایل | لگ نرمال | لگ لجستیک | |
| AIC | ۴۱۳۱/۱۳۷ | ۱۳۷۵/۹۴۶ | ۱۳۷۱/۳۵۸ | ۱۲۷۲/۹۵ | ۱۲۷۳/۹۰۹ | لگ نرمال |
| BIC | ۴۲۰۰/۸۹ | ۱۴۵۰/۰۵۹ | ۱۴۴۹/۸۳۱ | ۱۳۵۱/۴۲۲ | ۱۳۵۶/۷۴۰ | لگ نرمال |
| نسبت درستنمایی | -۲۰۴۹/۷۲۴۴ | -۶۷۰/۹۷۳ | -۶۶۷/۶۷۹ | -۶۱۸/۴۷۵ | -۶۱۷/۹۵۴ | - |



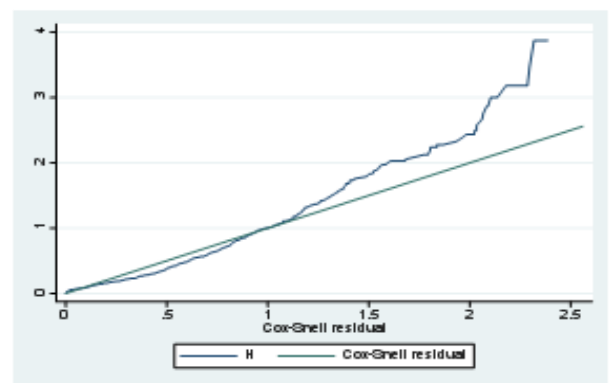
وایل



نمایی



لگ لجستیک



لگ نرمال

نمودار ۲: نمودار باقیمانده‌های کاکس اسنل برای توزیع‌های نمایی، وایل، لگ نرمال و لگ لجستیک

بهبودی) ۱/۷۶ برابر بیمارانی بود که بیمه نداشتند. خطر رخداد برای بیمارانی که در حاشیه شهر زندگی می‌کردند ۱/۳۶ برابر بیمارانی غیرحاشیه نشین بود. همچنین فصل بستری بیمارانی نیز تاثیرگذار

خطر رخداد (زمان تا بهبودی) در بیمارانی با اولویت پذیرش حاد و فوری ۱/۶۸ برابر بیمارانی با اولویت پذیرش عادی و تحت نظر به‌دست آمد. برای بیمارانی که بیمه نداشتند خطر رخداد (زمان تا

جدول ۵: نتایج به دست آمده از مدل‌های پارامتری AFT در سطح معناداری ۰/۰۵

| مدل لگ نرمال AFT | | | مدل وایبل AFT | | | مدل نمایی AFT | | | متغیر | | | | |
|------------------|---------------|-------|---------------|---------------|-------|---------------|---------------|---------|----------------|-------|-------|----------|-----------------------|
| مقدار | فاصله اطمینان | نسبت | مقدار | فاصله اطمینان | نسبت | مقدار | فاصله اطمینان | نسبت | | | | | |
| احتمال | %۹۵ | خطر | احتمال | %۹۵ | خطر | احتمال | %۹۵ | خطر | سطح متغیر کیفی | | | | |
| ۰/۴۸۲ | ۰/۸۹۳ | ۱/۲۷۱ | ۱/۰۶۵ | ۰/۲۳۵ | ۰/۹۲۹ | ۱/۳۵۰ | ۱/۱۲۰ | ۰/۲۹۶ | ۰/۹۰۸ | ۱/۳۶۸ | ۱/۱۱۵ | سطح مرجع | جنسیت |
| ۰/۹۷۱ | ۰/۷۹۸ | ۱/۲۶۳ | ۱/۰۰۴ | ۰/۷۸۶ | ۰/۸۱۴ | ۱/۳۱۲ | ۱/۰۳۴ | ۰/۷۹۷ | ۰/۷۹۶ | ۱/۳۴۴ | ۱/۰۳۵ | سطح مرجع | ساعت پذیرش |
| ۰/۷۳۸ | ۰/۸۴۱ | ۱/۲۷۵ | ۱/۰۳۶ | ۰/۱۶۷ | ۰/۹۳۶ | ۱/۴۶۰ | ۱/۱۶۹ | ۰/۲۳۰ | ۰/۹۱۰ | ۱/۴۷۸ | ۱/۱۶۰ | سطح مرجع | ساعت پذیرش |
| <۰۰۰۱ | ۰/۴۸۸ | ۰/۷۲۳ | ۰/۵۹۴ | * <۰۰۰۱ | ۰/۳۹۸ | ۰/۶۰۶ | ۰/۴۹۰ | * <۰۰۰۱ | ۰/۳۹۷ | ۰/۶۲۴ | ۰/۴۹۷ | سطح مرجع | سطح پذیرش |
| ۰/۸۷۹ | ۰/۸۲۳ | ۱/۲۵۵ | ۱/۰۱۶ | ۰/۴۵۹ | ۰/۷۲۹ | ۱/۱۵۳ | ۰/۹۱۷ | ۰/۵۵۵ | ۰/۷۲۲ | ۱/۱۹۱ | ۰/۹۲۷ | سطح مرجع | سابقه دیابت |
| ۰/۳۸۹ | ۰/۷۵۱ | ۱/۱۱۸ | ۰/۹۱۶ | ۰/۱۷۶ | ۰/۶۹۴ | ۱/۰۶۹ | ۰/۸۶۱ | ۰/۲۴۲ | ۰/۶۸۵ | ۱/۰۹۹ | ۰/۸۶۸ | سطح مرجع | بیماری |
| ۰/۱۸۰ | ۰/۹۳۹ | ۱/۳۹۵ | ۱/۱۴۵ | ۰/۲۷۷ | ۰/۹۱۳ | ۱/۳۷۴ | ۱/۱۲۰ | ۰/۳۲۹ | ۰/۸۹۴ | ۱/۳۹۹ | ۱/۱۱۸ | سطح مرجع | سکته |
| * ۰/۰۰۱ | ۱/۲۴۳ | ۲/۴۹۸ | ۱/۷۶۲ | * ۰/۰۰۳ | ۱/۲۲۴ | ۲/۶۳۷ | ۱/۷۹۶ | * ۰/۰۰۸ | ۱/۱۶۱ | ۲/۶۸۷ | ۱/۷۶۶ | سطح مرجع | بیمه |
| * ۰/۰۰۲ | ۱/۱۶۹ | ۱/۹۶۱ | ۱/۵۱۴ | * ۰/۰۱۹ | ۱/۰۵۳ | ۱/۸۰۹ | ۱/۳۸۱ | * ۰/۰۳۲ | ۱/۰۲۹ | ۱/۸۶۱ | ۱/۳۸۴ | سطح مرجع | فصل |
| ۰/۴۵۱ | ۰/۸۵۶ | ۱/۴۱۶ | ۱/۱۰۲ | ۰/۶۳۹ | ۰/۸۱۶ | ۱/۳۹۴ | ۱/۰۶۶ | ۰/۷۲۳ | ۰/۷۸۷ | ۱/۴۱۲ | ۱/۰۵۴ | سطح مرجع | پاییز |
| * ۰/۰۰۴ | ۱/۱۱۷ | ۱/۱۸۲ | ۱/۴۲۷ | * ۰/۰۰۶ | ۱/۱۰۸ | ۱/۸۶۷ | ۱/۴۳۹ | * ۰/۰۱۱ | ۱/۰۸۶ | ۱/۹۲۵ | ۱/۴۴۶ | سطح مرجع | زمستان |
| * ۰/۰۱۳ | ۱/۰۶۶ | ۱/۷۳۷ | ۱/۳۶۱ | * ۰/۰۱۸ | ۱/۰۵۷ | ۱/۷۸۵ | ۱/۳۷۴ | * ۰/۰۲۹ | ۱/۰۳۴ | ۱/۸۳۵ | ۱/۳۷۷ | سطح مرجع | حاشیه نشینی |
| ۰/۰۵۵ | ۰/۲۴۸ | ۱/۰۱۵ | ۰/۵۰۲ | * ۰/۰۰۳ | ۰/۱۵۳ | ۰/۶۸۵ | ۰/۳۲۴ | * ۰/۰۱۰ | ۰/۱۴۹ | ۰/۷۷۵ | ۰/۳۴۰ | سطح مرجع | عارضه لخته |
| ۰/۱۰۱ | ۰/۷۰۱ | ۱/۰۳۲ | ۰/۸۵۱ | ۰/۰۹۵ | ۰/۶۸۴ | ۱/۰۳۱ | ۰/۸۳۹ | ۰/۱۱۰ | ۰/۶۶۵ | ۱/۰۴۲ | ۰/۸۳۳ | سطح مرجع | وضعیت فشار خون |
| ۰/۱۱۹ | ۰/۹۹۸ | ۱/۰۱۲ | ۱/۰۰۵ | * ۰/۰۰۵ | ۱/۰۰۲ | ۱/۰۱۶ | ۱/۰۰۹ | * ۰/۰۰۹ | ۱/۰۰۲ | ۱/۰۱۸ | ۱/۰۱۰ | سطح مرجع | سن |
| ۰/۹۹۴ | ۰/۹۹۴ | ۱/۰۰۵ | ۰/۹۹۹ | ۰/۵۰۸ | ۰/۹۹۳ | ۱/۰۰۳ | ۰/۹۹۸ | ۰/۵۳۷ | ۰/۹۹۲ | ۱/۰۰۳ | ۰/۹۹۸ | سطح مرجع | زمان از تماس تا پذیرش |

در این مطالعه، با استفاده از روش‌های تحلیل بقا، تاثیر متغیرهای پیشگو بر طول مدت بستری بیماران مشکوک به سکنه مغزی بررسی گردید. برآورد طول مدت اقامت بیماران در این تحقیق به مقدار هفت روز با حداقل یک و ۹۹ روز رسید.

در مطالعه Sharifi Razavi و همکاران نیز طول مدت اقامت بیماران هفت روز برآورد شده بود.^{۱۱} همچنین، در تحقیق انجام شده توسط Chang و همکاران، میانه مدت اقامت بیماران سکنه مغزی هفت روز با حداقل یک روز و حداکثر ۱۲۲ روز گزارش شده بود.^{۲۲} در این مطالعه، مجموعه‌ای از متغیرهای پیش بیمارستانی و بیمارستانی مورد بررسی قرار گرفت تا تاثیر آنها بر طول مدت اقامت بیماران مشکوک به سکنه مغزی مورد ارزیابی قرار گیرد.

از طریق تحلیل‌های تک متغیره، اولویت‌های پذیرش بیماران و وضعیت بیمه به‌عنوان متغیرهای مهم و معنادار در این زمینه شناسایی شدند. در تحلیل چند متغیره، مشاهده شد که شرایط لازم برای استفاده از مدل کاکس فراهم نبود. اما، مدل‌های AFT که نیاز به برقراری فرضیه خاصی نداشتند، به‌خوبی به داده‌ها برازش یافتند. نمودار تابع خطر نشان داد توزیع‌های لگ نرمال و لگ لجستیک برای توصیف داده‌ها مناسبتر هستند.

انتخاب مدل لگ نرمال نیز با استفاده از معیارهای AIC و BIC تایید شد. در مدل‌های چندمتغیره، وضعیت معناداری متغیرها و ضرایب مشابه بودند. فقط متغیر "وجود عارضه لخته" در مدل‌های نمایی و وایبل معنادار بود، درحالی که در مدل لگ نرمال معنادار شناخته نشد.

در این مطالعه، تعداد بیماران زن و مرد مشابه بود و تفاوت معناداری در مدت اقامت بین دو جنس وجود نداشت. همچنین، زنان و مردان به لحاظ سنی نیز تفاوت معناداری نداشتند، که این نتایج با مطالعات اخیر همخوانی داشته و نتایج مشابهی در مطالعاتی همچون مطالعه Saxena و همکاران و مطالعه Sharifi Razavi و همکاران گزارش شده است.^{۳۱}

با این حال، در مطالعه Lin و همکاران، مردان طول مدت بیماری طولانی‌تری نسبت به زنان داشتند.^{۲۴} همچنین، در مطالعه Chang و همکاران تفاوت‌های جنسیتی به‌عنوان عامل تاثیرگذار بر طول مدت بستری بیماران شناخته شده بود.^{۲۲} همچنین، نتایج این مطالعه نشان داد که بیماری‌های زمینه‌ای مانند دیابت، بیماری قلبی و سابقه سکنه

شناخته شد. بیمارانی که در تابستان بستری شده بودند خطر رخداد ۱/۵۱ برابر بیمارانی که در بهار بستری شده بودند داشتند و بیمارانی که در زمستان بستری شده بودند خطر رخداد برای آنها ۱/۴۳ برابر بود. برای بیمارانی که عرضه لخته برایشان اتفاق افتاده بود خطر رخداد (زمان تا بهبودی) ۱/۹۹ برابر بیماران بدون این عارضه بود هرچند این متغیر در مدل لگ نرمال معنادار شناخته نشد.

بحث

سکنه مغزی یکی از شایعترین بیماری‌های نورولوژیک در کشورهای پیشرفته و در حال توسعه است که عمدتاً منجر به بستری شدن بیماران در بیمارستان می‌گردد. تحقیقات متعدد نشان داده‌اند که عوامل مختلفی در افزایش مدت زمان بستری بیماران تاثیرگذار هستند.

یکی از مهمترین این عوامل شیوه انتقال بیماران به بیمارستان است. انتقال بیماران سکنه مغزی توسط اورژانس، امکان بالا بردن سرعت عمل و دریافت درمان‌های اولیه را فراهم می‌کند. بنابراین همواره توصیه می‌شود انتقال این بیماران توسط اورژانس انجام شود. از سوی دیگر، تجمیع اطلاعات ثبت شده توسط کارشناسان اورژانس و پذیرش بیمارستان می‌تواند در دستیابی به عوامل موثر و شناسایی عوامل دیگر مرتبط با این موضوع مفید باشد.

باتوجه به موارد فوق، در این مطالعه اطلاعات مربوط به ۵۷۸ بیمار مشکوک به سکنه مغزی که توسط اورژانس به بیمارستان قائم (عج) مشهد منتقل شده، مورد بررسی قرار گرفت. هدف این بررسی، ارزیابی عوامل موثر بر طول مدت اقامت این بیماران بود و مدل‌های بقا جهت این ارزیابی مورد استفاده قرار گرفتند.

میانه زمان تماس تا رسیدن اورژانس در این مطالعه به مقدار ۵/۵۸ دقیقه بود و میانه زمان از فوریت تا بیمارستان ۲۰/۲۶ دقیقه بود. برای زمان توقف بیماران در اسکرینینگ نیز میانه ۱۰/۲۸ محاسبه شده است. این اطلاعات با مطالعه‌های قبلی همخوانی دارد، به‌عنوان مثال، مطالعه‌ای که توسط Simonsen و همکاران انجام شده و به تاثیر زمان انتقال بیماران سکنه مغزی به بیمارستان می‌پرداخت، نشان داد که زمان پاسخ در ابتدای مطالعه هفت دقیقه بوده و به مرور زمان به پنج دقیقه کاهش یافته است.^{۲۱}

فراهم کند. عواملی نظیر افزایش تعداد موارد سکته در فصول سرد، کاهش نرخ بهبودی، و یا پیک مسافرت به مشهد در فصل تابستان، ممکن است در این تفاوت‌ها دخیل باشند.

مطالعه Lorking و همکاران نیز نشان داده بود که پیک موارد بستری به دلیل سکته مغزی در فصل زمستان گزارش شده بود و ارتباط معناداری بین فصل بستری زمستان و مرگ‌ومیر بیماران سکته مغزی وجود داشته است.^{۲۹} علل مشابهت‌ها و تفاوت‌ها در نتایج این مطالعه با مطالعات دیگر ممکن است به چندین عامل بستگی داشته باشد.

یکی از علل مشابهت‌ها می‌تواند استفاده از روش‌های مشابه برای جمع‌آوری داده‌ها و تحلیل آنها باشد. برای مثال، استفاده از مدل‌های بقا و تحلیل‌های تک‌متغیره و چندمتغیره در بسیاری از مطالعات مشابه بوده و نتایج به دست آمده نیز تا حدی همخوانی دارند. همچنین، شرایط و ویژگی‌های جمعیت‌های مورد مطالعه، از جمله سن، جنس، وضعیت بیمه و شرایط اقتصادی اجتماعی، می‌تواند بر نتایج تاثیرگذار باشد. تفاوت‌های مشاهده شده در نتایج این مطالعه با سایر مطالعات ممکن است به دلیل تفاوت در محیط‌های مطالعه، شیوه‌های مدیریت بیمارستانی، تفاوت در سیستم‌های بهداشتی و درمانی و نیز تفاوت در فرهنگ‌ها و نگرش‌های بهداشتی در جوامع مختلف باشد.

به علاوه، نوع و شدت سکته مغزی، زمان رسیدن به بیمارستان و دریافت درمان‌های اولیه نیز می‌تواند تفاوت‌های معناداری در نتایج ایجاد کند. به طور مثال، در برخی از مطالعات، تفاوت‌های جنسیتی و شرایط اقتصادی به عنوان عوامل تاثیرگذار شناسایی شده‌اند در حالی که در برخی دیگر این عوامل تاثیر معناداری نداشته‌اند.

این تفاوت‌ها ممکن است ناشی از تفاوت در روش‌شناسی، اندازه نمونه، و متغیرهای مورد بررسی باشد. با توجه به اینکه این مطالعه از اطلاعات ثبت شده بهره برد و امکان دسترسی به برخی اطلاعات خاص برای محققان ممکن نبوده است، برخی محدودیت‌ها در شناسایی عوامل موثر وجود داشته است. از این رو، بعضی از فاکتورها ممکن است در تحلیل‌ها نادیده گرفته شده باشند. در پایان، با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه، توصیه می‌شود که در تحقیقات آینده، تنوع بیشتری در متغیرهای پیشگو مورد توجه قرار گیرد و اطلاعات بهبود یافته تری جمع‌آوری و ثبت گردد تا امکان اجرای تحلیل‌های جامع‌تر و دقیق‌تر در این حوزه ممکن گردد.

تاثیر معناداری بر طول مدت بستری بیماران نداشتند، که با نتایج مطالعه Sharifi Razavi و همکاران سازگار بود.^{۱۰}

بیمارانی که در ساعات مختلف پذیرش شده بودند، تفاوت معناداری در طول مدت بستری نداشتند و وضعیت مشابهی داشتند. بنابراین به نظر می‌رسد که خدمات رسانی به بیماران در شیفت‌های مختلف بیمارستانی تاثیر چندانی در طول مدت بستری بیماران ندارد و وضعیت بیماران تحت تاثیر این موضوع قرار نمی‌گیرد.

بر اساس نتایج به دست آمده، مشاهده شد که طول مدت بستری بیماران با اولویت پذیرش حاد و فوری نسبت به بیماران عادی و تحت نظر، بیشتر برآورد شد. بنابراین به نظر می‌رسد که توجه ویژه به این بیماران مناسب و ضروری است. همچنین، بیمارانی که از خدمات بیمه‌ای بهره‌مند بودند، طول مدت اقامت بیشتری داشتند. این موضوع ممکن است به دلیل دشواری پرداخت هزینه‌ها بدون بیمه برای افراد باشد. در مطالعه Appelros و همکاران نیز گزارش شده بود که حاد بودن شرایط بیمار باعث افزایش طول مدت بستری بیماران می‌شود.^{۲۵} در مطالعه Ingeman نیز بیان شده است که شدت سکته مغزی، همانطور که توسط مقیاس مقیاس سکته مغزی موسسه ملی سلامت (NIHSS) در هنگام پذیرش اندازه‌گیری می‌شود، یکی از مهمترین پیش‌بینی‌کننده‌های طول مدت بستری طولانی مدت در بیمارستان (LOS) در بیماران سکته مغزی است.^{۲۶}

نتایج حاکی از آن بود که افراد مقیم حاشیه شهر، طول مدت بستری بیشتری را تجربه کرده‌اند. این موضوع ممکن است به دلیل محدودیت‌های اقتصادی و اجتماعی افراد در این مناطق باشد که دسترسی کمتری به خدمات بهداشتی و درمانی دارند و این موضوع نیازمند توجهات بیشتر در برنامه‌ریزی‌ها است.

مطالعه Haghparsast-Bidgoli و همکاران که به بررسی ارتباط بین طول مدت بستری بیماران و متغیرهای پیشگو در حوادث ترافیکی پرداخته بود، نیز نشان داد که بیمه و وضعیت اقتصادی و اجتماعی افراد با طول مدت بستری ارتباط معناداری دارد، که با نتایج این مطالعه هماهنگی نشان می‌دهد.^{۲۷}

در مطالعه Van Straten و همکاران نیز LOS طولانی مدت با هزینه‌های بالاتر مراقبت‌های بهداشتی و استفاده از منابع مرتبط اعلام شده است.^{۲۸} تحقیقات بیشتر در خصوص تفاوت‌های ممکن در طول مدت بستری بیماران در فصول مختلف سال می‌تواند اطلاعات مهمی

بیماران، بهبود خدمات بیمه‌ای و افزایش دسترسی به خدمات بهداشتی و درمانی در مناطق حاشیه‌ای را نشان می‌دهد. همچنین، لزوم بهبود فرآیندهای پذیرش و انتقال بیماران سکته مغزی توسط اورژانس و تسریع در ارائه خدمات اولیه برای کاهش طول مدت بستری مشهود است. به‌طور کلی، این مطالعه بر اهمیت مدیریت بهینه بیماران سکته مغزی، به ویژه در مراحل اولیه بستری، تاکید دارد و نشان می‌دهد که بهبود سیستم‌های انتقال و پذیرش بیماران و توجه به عوامل اجتماعی و اقتصادی می‌تواند به کاهش طول مدت بستری و بهبود کیفیت زندگی بیماران کمک کند.

سپاسگزاری: این مقاله حاصل بخشی از طرح تحقیقاتی تحت عنوان "تحلیل بقای طول مدت بستری بیماران مشکوک به سکته مغزی انتقال داده شده با اورژانس به بیمارستان قائم (عج) مشهد" مصوب دانشگاه علوم پزشکی مشهد در سال ۱۳۹۹ به کد ۹۸۱۵۸۷ می‌باشد که با حمایت دانشگاه علوم پزشکی مشهد اجرا شده است.

همچنین، پیشنهاد می‌شود که مطالعات بیشتری در زمینه تأثیرات فصلی و جغرافیایی بر طول مدت بستری بیماران سکته مغزی انجام شود تا برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌های بهداشتی بهبود یابد و کیفیت خدمات بهداشتی و درمانی ارتقا یابد.

نتیجه‌گیری: این مطالعه به بررسی عوامل موثر بر طول مدت بستری بیماران مشکوک به سکته مغزی که توسط اورژانس به بیمارستان قائم (عج) مشهد منتقل شده‌اند، پرداخته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که متغیرهایی همچون اولویت پذیرش بیماران، وضعیت بیمه و محل سکونت آنها تأثیر معناداری بر طول مدت بستری دارند. بیماران با شرایط حاد و فوری و همچنین افرادی که تحت پوشش بیمه هستند، مدت زمان بیشتری در بیمارستان بستری می‌شوند. همچنین، افرادی که در حاشیه شهر سکونت دارند، به دلیل محدودیت‌های اقتصادی و اجتماعی، مدت زمان بستری بیشتری را تجربه می‌کنند. این نتایج اهمیت توجه به شرایط اقتصادی و اجتماعی

References

- Ameri H, Adham D, Panahi M, Khalili Z, Fasihi A, Moravveji M, et al. Predictors for Duration of Stay in Hospitals. *Journal of Health* 2015;6(3):256-65.[persian].
- Jimenez R, López LI, Dominguez DA, Fariñas HU. Difference between observed and predicted length of stay as an indicator of inpatient care inefficiency. *International Journal for Quality in Health Care* 1999;11(5):375-84.
- Nateghinia S, Hajiesmaeili MR, Shafagh SO, Goharani R, Zangi M, Ahmadi H. Prediction of the Length of Stay of Patients in the Neuro-Critical Care Unit Using Data Mining Techniques. 2018.[persian].
- Stone K, Zwiggelaar R, Jones P, Mac Parthaláin N. A systematic review of the prediction of hospital length of stay: Towards a unified framework. *PLOS Digital Health* 2022;1(4):e0000017.
- Walegn N, Abyu GY, Seyoum Y, Habtegiorgis SD, Birhanu MY. The survival status and predictors of mortality among stroke patients at North West Ethiopia. *Risk Management and Healthcare Policy* 2021;2983-94.
- Roger VL, Go AS, Lloyd-Jones DM, Adams RJ, Berry JD, Brown TM, et al. Heart disease and stroke statistics-2011 update: a report from the American Heart Association. *Circulation* 2011;123(4):e18-e209.
- Caro JJ, Huybrechts KF, Duchesne I. Management patterns and costs of acute ischemic stroke: an international study. *Stroke* 2000;31(3):582-90.
- Alvarez Sabín J. In-hospital mortality in stroke patients. *Revista Española de Cardiología (English Edition)*. 2008;61(10):1007-9.
- Mathers CD, Stein C, Ma Fat D, Rao C, Inoue M, Tomijima N, et al. Global Burden of Disease 2000: Version 2 methods and results 2002.
- Sharifi Razavi A, Hedayati Z, Tabrizi N. Factors Affecting the Length of Hospital Stay in Patients with Ischemic Stroke Treated by Intravenous Thrombolysis. *Journal of Mazandaran University of Medical Sciences* 2021;30(194):42-50.[persian].
- Prentice RL, Zhao S. Regression models and multivariate life tables. *Journal of the American Statistical Association* 2021;116(535):1330-45. <http://doi.org/doi.org/10.1080/01621459.2020.1713792>
- Austin PC. A tutorial on multilevel survival analysis: methods, models and applications. *International Statistical Review* 2017;85(2):185-203.
- Saikia R, Barman MP. A review on accelerated failure time models. *International Journal of Statistics and Systems* 2017;12(2):311-22.
- Thiruvengadam G, Ramanujam R, Marappa L. Modeling the recovery time of patients with coronavirus disease 2019 using an accelerated failure time model. *Journal of international medical research* 2021;49(8):03000605211040263.
- Barnwal A, Cho H, Hocking T. Survival regression with accelerated failure time model in XGBoost. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 2022;31(4):1292-302.
- Phadnis MA, Mayo MS. Sample size calculation for two-arm trials with time-to-event endpoint for nonproportional hazards using the concept of Relative Time when inference is built on comparing Weibull distributions. *Biometrical Journal* 2021;63(7):1406-33.
- Vittinghoff E, McCulloch CE. Relaxing the rule of ten events per variable in logistic and Cox regression. *American journal of epidemiology* 2007;165(6):710-8.
- Klein JP, Goel PK. Survival analysis: state of the art. 2013.
- Kleinbaum DG, Klein M. Kaplan-Meier survival curves and the log-rank test. *Survival analysis: Springer* 2012. p. 55-96.
- Crowley J, Breslow N. Statistical analysis of survival data. *Annual review of public health* 1984;5(1):385-411.
- Simonsen SA, Andresen M, Michelsen L, Viereck S, Lippert FK, Iversen HK. Evaluation of pre-hospital transport time of stroke patients to thrombolytic treatment. *Scandinavian journal of trauma, resuscitation and emergency medicine* 2014;22(1):1-5.
- Chang K-C, Tseng M-C, Weng H-H, Lin Y-H, Liou C-W, Tan T-Y. Prediction of length of stay of first-ever ischemic stroke. *Stroke*

- 2002;33(11):2670-4.
23. Saxena A, Prasad R, Verma K, Saxena S. Factors predicting length of hospital stay in acute stroke patients admitted in a rural tertiary care hospital. *J Gerontol Geriatr Res S* 2016;5(2).
24. Lin K-H, Lin H-J, Yeh P-S. Determinants of prolonged length of hospital stay in patients with severe acute ischemic stroke. *Journal of Clinical Medicine* 2022;11(12):3457.
25. Appelros P. Prediction of length of stay for stroke patients. *Acta Neurologica Scandinavica* 2007;116(1):15-9.
26. Ingeman A, Andersen G, Hundborg HH, Svendsen ML, Johnsen SP. In-hospital medical complications, length of stay, and mortality among stroke unit patients. *Stroke* 2011;42(11):3214-8.
27. Haghparast-Bidgoli H, Saadat S, Bogg L, Yarmohammadian MH, Hasselberg M. Factors affecting hospital length of stay and hospital charges associated with road traffic-related injuries in Iran. *BMC health services research* 2013;13(1):1-11.
28. Van Straten A, Van der Meulen J, Van den Bos G, Limburg M. Length of hospital stay and discharge delays in stroke patients. *Stroke* 1997;28(1):137-40.
29. Lorking N, Wood AD, Tiamkao S, Clark AB, Kongbunkiat K, Bettencourt-Silva JH, et al. Seasonality of stroke: Winter admissions and mortality excess: A Thailand National Stroke population database study. *Clinical Neurology and Neurosurgery* 2020;199:106261.

Survival Analysis of the Length of Hospital Stay of Suspected Stroke Patients Transferred by EMS to Ghaem Hospital in Mashhad

Razieh Yousefi Ph.D.^{1,2}
 Payam Sasannejad³
 Eisa Nazar Ph.D.⁴
 Ali Hadianfar Ph.D.^{1,2}
 Mohammad Taghi Shakeri.^{2,5*}
 Zahra Jafari M.Sc.⁶

1- Student Research Committee,
 Faculty of Health, Mashhad
 University of Medical Sciences,
 Mashhad, Iran.

2- Department of Biostatistics,
 Faculty of Health, Mashhad
 University of Medical Sciences,
 Mashhad, Iran.

3- Department of Neurological
 Diseases, Faculty of Medicine,
 Mashhad University of Medical
 Sciences, Mashhad, Iran.

4- Psychiatry and Behavioral
 Sciences, Mazandaran University
 of Medical Sciences, Sari, Iran.

5- Social Determinants of Health
 Research Center, Mashhad
 University of Medical Sciences,
 Mashhad, Iran.

6- Clinical Research Development
 Unit, Ghaem Hospital, Mashhad
 University of Medical Sciences,
 Mashhad, Iran.

* Corresponding author: Faculty of
 Health, Mashhad University of Medical
 Sciences, Azadi Square, Mashhad,
 Iran.
 Tel: +98-51-31892001
 E-mail: shakerimt@mums.ac.ir

Abstract

Received: 28 Nov. 2023 Revised: 05 Dec. 2023 Accepted: 13 Jan. 2024 Available online: 21 Jan. 2024

Background: Identifying factors that influence the length of hospital stay for suspected stroke patients is crucial for optimizing the utilization of hospital resources. This study aimed to determine the factors associated with the length of hospital stay for suspected stroke patients transferred to Qaem Hospital in Mashhad through emergency services using survival analysis.

Methods: In this historical cohort study, general information was gathered for all suspected stroke patients who sought emergency services in Mashhad, the largest city in northeast Iran, from March 21, 2018, to March 20, 2019, and were then transferred to the Emergency Department of Qaem Hospital. Pre-hospital emergency data were integrated with hospital records using the mission ID. The primary outcome assessed in the study was the length of hospital stay, with model implementation carried out using the statistical software Stata.

Results: The median hospitalization time until patients' recovery was seven days. Out of the 578 participants, 386 cases (66.8%) recovered, while the remaining 190 cases (33.2%) were censored (83 individuals had died during the study, and 107 individuals had exited the hospital for other reasons). The average age of patients at the time of hospitalization was 71.13±13.01 years. Statistical analysis employing Log-rank and Breslow tests identified a significant difference in hospitalization duration among patients receiving various levels of care and based on their insurance status. During multivariate analysis, the Cox regression model was considered unsuitable due to some variables not meeting the proportional hazards assumption, leading to the utilization of AFT models. Following the evaluation of AFT models, including Log-normal, Log-logistic, Exponential, and Weibull, the log-normal model emerged as the most suitable choice, exhibiting AIC and BIC values of 1273.909 and 1356.740, respectively. Significant variables influencing length of stay included patient admission priority, insurance status, season, and residency status.

Conclusion: The study suggests that parametric survival models are effective for analyzing lifetime data. Additionally, in light of the significant variables identified, enhancing facility readiness and resource allocation could facilitate more efficient planning and implementation.

Keywords: emergency medical services, length of stay, stroke, survival analysis.