

بررسی مقایسه‌ای عوامل فردی مؤثر بر بقاء بیماران مبتلا به سرطان مری با استفاده از مدل‌های شفا یافته و ایبل و لگ نرمال

محمودرضا قدیمی^۱، محبوبه رسولی^۱، دکتر محمود محمودی^{۲*}، دکتر کاظم محمدی^۱، دکتر حجت زراعتی^۱

۱- گروه اپیدمیولوژی و آمار زیستی، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی تهران ۲- گروه اپیدمیولوژی و آمار زیستی، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی تهران؛ مؤسسه ملی تحقیقات سلامت

* نویسنده مسؤل: دانشگاه علوم پزشکی تهران، دانشکده بهداشت، گروه اپیدمیولوژی و آمار زیستی، صندوق پستی: ۶۴۴۶-۱۴۱۵۵ تلفن: ۸۸۹۸۹۱۲۳ نمابر: ۶۶۴۶۲۲۶۷
پست الکترونیک: mahmoodim@tums.ac.ir

دریافت: ۸۹/۸/۴ پذیرش: ۹۰/۲/۲۰

چکیده

مقدمه: سرطان مری جزء هشت سرطان شایع در جهان و ششمین علت مرگ از سرطان می‌باشد و به عنوان یکی از مهم‌ترین سرطان‌های دستگاه گوارش مطرح می‌باشد. روش تحلیل بقاء استاندارد، مدل مخاطره متناسب کاکس، بر این فرض استوار است که همه افراد مطالعه پیشامد مورد نظر را تجربه می‌کنند، اما در عمل به دلیل ماهیت اطلاعات و نوع پیشامد، در نظر گرفتن این فرض غیرواقعی خواهد بود. لذا تجزیه و تحلیل اطلاعات با روش‌های متداول بقاء موجب استنباط‌های اشتباه و گمراه‌کننده خواهد شد. به همین دلیل در این مواقع از مدل‌های شفا یافته استفاده می‌کنند. مطالعه حاضر با هدف تعیین ریسک فاکتورها و عوامل دموگرافیک مؤثر بر بقاء بیماران مبتلا به سرطان مری با استفاده از مدل‌های شفا یافته انجام شد.

روش کار: اطلاعات این بررسی از طریق مرکز ثبت سرطان بابل که زیر نظر دانشکده بهداشت دانشگاه علوم پزشکی تهران قرار دارد جمع‌آوری شد. در این تحقیق، اطلاعات ۳۵۹ بیمار به همراه مشخصه‌های فردی به مطالعه وارد شدند و برای یک دوره ۱۵ ساله مورد پیگیری قرار گرفتند.

یافته‌ها: نتایج حاصل نشان داد که ۶۲/۷٪ از بیماران مرد و ۳۷/۳٪ زن بودند. میانگین سنی در بیماران مرد ۶۰/۰ سال و در زنان ۵۵/۳ سال بود. احتمال بقاء یک، سه و پنج ساله بیماران به ترتیب ۲۳٪، ۱۵٪ و ۱۳٪ می‌باشد و میانه زمان بقاء بیماران نیز ۸/۹ ماه بود. برای بررسی عوامل مؤثر بر بقاء بیماران از مدل‌های شفا یافته آمیخته پارامتریک (وایبل و لگ نرمال) استفاده شد، که در هر دو مدل وجود سابقه فامیلی سرطان، اختلاف معناداری را نشان می‌داد.

نتیجه‌گیری: نتایج حاصل از این مطالعه پیشنهاد می‌کند غربالگری افرادی که دارای سابقه خانوادگی سرطان می‌باشند (به ویژه در مردان) می‌تواند به عنوان یک عامل مهم در کاهش خطر مرگ بیماران مبتلا به سرطان مری مؤثر باشد. همچنین لازم است برنامه‌های کنترل و پیشگیری سرطان مری مورد بررسی جدی قرار گیرد. با توجه به این که فرض متناسب بودن خطرات در مورد داده‌های مورد مطالعه رد می‌شود و نیز مقایسه‌های انجام شده، مدل شفا یافته آمیخته لگ نرمال با تابع ربط لجیت می‌تواند به عنوان جایگزین مدل کاکس و وایبل در تحلیل بقاء بیماران مبتلا به سرطان مری که کسری از آنها بقاء طولانی‌مدت دارند، بکار رود.

کلواژگان: آنالیز بقاء، سرطان مری، مدل‌های شفا یافته آمیخته، مدل لگ نرمال، ملاک آکائیکه

مقدمه

اصلی بروز سرطان مری می‌باشند (۸-۳). علی‌رغم پیشرفت‌های پزشکی، توسعه درمان‌های سرطان و افزایش تعداد بازمانده‌های سرطان، این بیماری از لحاظ احساس درماندگی و ترس عمیقی که در فرد ایجاد می‌کند بی‌همتا است (۱۱-۹).

سرطان مری یکی از ده بیماری شایع در سرتاسر جهان محسوب می‌شود که میزان بقاء پنج ساله آن ۳ تا ۱۰٪ می‌باشد (۱ و ۲). نتایج چندین مطالعه اپیدمیولوژیکی نشان می‌دهد که نوشیدنی‌های داغ، الکل و دخانیات جزء عوامل خطر

بهار ۹۰، دوره چهاردهم، شماره اول

در این نوع از مدل‌ها قادر به تشخیص اینکه یک فرد در مطالعه ایمن هست یا نه، نیستیم و تنها می‌توان احتمال شفا یافتن در یک جامعه مشخص را از طریق روش‌های ماکزیمم درست‌نمایی برآورد کرد (۲۵ و ۲۶).

به خاطر وجود الگوی تصادفی داده‌های سانسور شده به راحتی نمی‌توان افراد ایمن را از داده‌های سانسور شده تمیز داد، چرا که مشاهدات سانسور شده در نتیجه خارج شدن افراد از مطالعه، گم شدن یا از دست دادن اطلاعات افراد و یا ناکافی بودن مدت زمان پیگیری مطالعه (که به خاطر ملاحظات اخلاقی و یا کمبودهای مالی ایجاد می‌شود) است. چنانچه افراد شفایافته در جامعه تحت بررسی وجود داشته باشند، آنگاه این افراد از مدت زمان بقاء نسبتاً طولانی برخوردار بوده و به عبارتی این افراد تا آخر مدت مطالعه دچار پیشامد مورد نظر نمی‌شوند. پس این افراد کسانی هستند که زمان سانسورشدگی طولانی مدت دارند (۲۵).

در مدل مخاطره متناسب کاکس^۳ یکی از پیش‌فرض‌ها این است که همه افراد حاضر در مطالعه پیشامد مورد نظر را به تدریج تا آخر مطالعه تجربه خواهند کرد (۲۷). اما گاهی نسبت قابل قبولی از افراد پیشامد مورد نظر را در طول دوران پیگیری، تجربه نمی‌کنند. معمولاً در بیماری‌های مزمن که قابل درمان نبوده و همچنان سیر پیش‌رونده خود را حفظ می‌کنند تمام مبتلایان به این بیماری‌ها به تدریج فوت خواهند کرد. اما گاهی شرایط متفاوت است؛ به طور مثال تمام افرادی که آلوده به ویروس HIV هستند، به بیماری ایدز مبتلا نمی‌شوند؛ یعنی بعضی افراد نسبت به آن ایمن هستند. در این صورت استفاده از مدل مخاطره متناسب کاکس مناسب نیست. چرا که یکی از پیش‌فرض‌های اصلی آن مخدوش شده است. به این دلیل باید از مدل‌هایی که نیاز به این پیش‌فرض خاص را ندارد و به مدل‌های شفایافته معروف است استفاده شود (۲۵). در تحلیل بقاء هنگامی که مرگ و میر به یک حداکثر می‌رسد و سپس بعد از یک دوره متناهی به تدریج کاهش می‌یابد، بهتر است از مدلی استفاده کنیم که میزان شکست غیر یکنوا^۴ داشته باشد. مدل‌های لگ لجستیک^۵ و لگ نرمال^۶ دارای این خصوصیت می‌باشند (۲۸ و ۲۹). در مطالعه ما نیز یک چنین الگویی برای تابع خطر وجود دارد، یعنی تابع مخاطره ابتدا افزایش و سپس بعد از یک دوره زمانی کاهش می‌یابد، به همین خاطر به نظر می‌رسد استفاده از مدل‌های کاکس، وایبل^۷ و نمایی^۸ مناسب

تردیدی نیست که تشخیص بیماری‌های تهدیدکننده حیات چون سرطان اثرات متعددی بر کیفیت زندگی فرد می‌گذارد (۱۴-۱۲). سرطان مری در کشورهای غربی نسبتاً نادر است، اما این بیماری جزء هشت سرطان شایع در جهان و ششمین علت مرگ از سرطان می‌باشد (۱۵). پراکندگی جغرافیایی نیز در بروز سرطان مری مؤثر است (۱۸-۱۶). تقریباً ۸۰٪ از کل موارد سرطانی در کشورهای در حال توسعه رخ می‌دهد. چین، آفریقای جنوبی و شمال آسیای مرکزی مناطقی با بالاترین بروز سرطان مری محسوب می‌شوند (۱۶ و ۱۸). بیشترین بروز سرطان مری در گروه سنی ۷۰-۵۰ سال رخ می‌دهد. همچنین فراوانی این بیماری در مردان بیشتر از زنان است (۱۷، ۱۹ و ۲۰). فقدان علائم زودرس اولیه و نیز وجود جریان لنفاوی دوطرفه و قوی مری سبب می‌شود در زمان تشخیص، بیماری در مراحل پیشرفته باشد (۸ و ۲۳-۲۱). با توجه به کشندگی بالای این بیماری در مراحل انتهایی، چنانچه این بیماری در مراحل اولیه تشخیص داده شود نسبتی از افراد ممکن است از مدت زمان بقاء بیشتری نسبت به سایرین برخوردار بوده و یا حتی بهبود یابند. در این گونه موارد استفاده از مدل‌های بقاء استاندارد (پارامتریک یا نیمه پارامتریک) صحیح نمی‌باشد، چرا که در این گونه مدل‌ها فرض بر این است که تمام افراد حاضر در مطالعه پیشامد مورد نظر (مانند مرگ، عود) را تجربه خواهند کرد و لذا آن نسبت از افراد را که تا آخر مطالعه حضور داشته و لذا پیشامد مورد نظر را تجربه نکرده‌اند در مدل به حساب نمی‌آیند (۲۴ و ۲۵).

در چنین مطالعاتی که مربوط به بررسی زمان تا رخداد یک پیشامد بوده و درصدی از افراد جامعه در مقابل آن پیشامد مصون هستند از مدل‌های شفایافته استفاده می‌شود. در این گونه جامعه‌ها افراد به دو گروه حساس^۱ و غیرحساس^۲ با بقاء طولانی مدت (فزون عمر) تقسیم می‌شوند. افرادی که در گروه بقاء طولانی مدت می‌باشند، افرادی هستند که در مقابل رخداد پیشامد مورد نظر مصونیت دارند. شایان ذکر است که مدل‌های ارایه شده در مدل شفایافته آمیخته در صورت عدم وجود افراد مصون قابل برگشت به مدل‌های استاندارد بقاء می‌باشند (۲۴ و ۲۵). این مدل‌ها می‌توانند پارامتریک و یا ناپارامتریک باشند. هدف اصلی در مدل‌های شفایافته آمیخته، برآورد نسبت افراد شفایافته یا ایمن (کسانی که پیشامد مورد نظر را اصلاً تجربه نمی‌کنند)، برآورد تابع بقاء برای آن نسبت از افرادی که در معرض پیشامد مورد نظر قرار دارند (افراد مستعد)، و نیز فاکتورهایی که بر این دو مورد اثرگذار است می‌باشد (۲۴ و ۲۵).

^۱ Susceptible

^۲ Non-susceptible

^۳ Cox proportional hazard model

^۴ Non-monotonic hazard rate

^۵ Log-logistic

^۶ Log-normal

^۷ weibull

ناآمیخته^{۱۱} مورد استفاده قرار می‌گیرند (۳۱). در مدل‌های شفایافته آمیخته، فرض بر این است که جامعه به صورت ناهمگن از دو زیر جامعه، افراد در معرض خطر و افراد مصون تشکیل شده است. در این مدل‌ها فرض می‌شود هر فرد با احتمال p در معرض خطر برای تجربه پیشامد مورد نظر باشد و با احتمال $1-p$ در معرض خطر نباشد (مصون، شفایافته). برای مدل‌سازی این داده‌ها، از تابع آمیخته‌ای استفاده می‌کنند که تابع بقاء آن برای افراد مصون یک و برای افراد در معرض خطر یکی از توابع متداول مانند لجستیک و یا لگ-لگ مکمل به کار برده می‌شود (۳۲). تابع بقاء برای این مدل عبارتست از:

$$S(t) = S^*(t)\{p + (1-p)S_u(t)\}$$

که $S_u(t)$ تابع بقاء افراد در معرض خطر می‌باشد. نوع دوم مدل‌های شفایافته تحت عنوان مدل‌های شفایافته ناآمیخته اولین بار توسط Yakovlev در سال ۱۹۹۶ ارائه شد (۳۳). در تحلیل داده‌های بقاء فرض بر این است که با گذشت زمان همه افراد پیشامد مورد نظر را تجربه می‌کنند و در نتیجه تابع خطر تجمعی که منفی لگاریتم تابع بقاء می‌باشد، تا بی‌نهایت افزایش می‌یابد؛ در صورتی که با حضور افراد شفایافته، با افزایش زمان، تابع بقاء صفر نشده و در نتیجه تابع خطر تجمعی نیز تا بی‌نهایت افزایش نخواهد یافت. به این ترتیب برای محدود کردن تابع خطر تجمعی از حاصل ضرب یک پارامتر در یک تابع توزیع تجمعی استفاده می‌شود که افزایش زمان موجب کراندار شدن تابع خطر تجمعی در مدل‌های شفایافته ناآمیخته می‌گردد. مزیت کاربرد این مدل‌ها به مدل‌های متداول بقاء در آن است که در این مدل‌ها علاوه بر بررسی عوامل مؤثر بر تابع بقاء می‌توان نسبت شفایافتگی و عوامل مؤثر بر آن را نیز مورد تجزیه و تحلیل قرار داد (۲۵ و ۳۱). برای انجام تحلیل‌های این مطالعه از نرم‌افزار STATA و زیربرنامه Curreg و نیز از برنامه‌ای که توسط کوربیر^{۱۲} و همکارانش تهیه شده و از طریق نرم‌افزار SAS فراخوانی می‌شود استفاده شد (۳۴ و ۳۵). این برنامه‌ها قابلیت برازش توابع بقاء وایبل و لگ نرمال را تحت دو مدل شفایافته آمیخته و شفایافته ناآمیخته دارد، و برای برآورد نسبت شفایافتگی از سه تابع ربط لجیت، لگ-لگ مکمل و خطی استفاده می‌کند (۳۶). در این مطالعه سطح معناداری 0.05 و تابع ربط لجیت، در نظر گرفته شد.

نباشد و همان‌طور که در بالا ذکر شد مدل‌های لگ نرمال و لگ لجستیک تقریب بهتری برای داده‌ها باشند. از آنجا که انتظار می‌رود درصدی از افراد مبتلا به سرطان مری بقاء طولانی‌مدت داشته باشند، این مطالعه به بررسی و مقایسه مدل‌های شفایافته از طریق دو مدل پارامتریک وایبل و لگ نرمال برای تعیین اثر مشخصه‌های فردی بر نسبت شفایافتگی بیماران مبتلا به سرطان مری می‌پردازد.

روش کار

این پژوهش شامل اطلاعات ۳۵۹ بیمار مبتلا به سرطان مری است که از طریق مرکز ثبت سرطان بابل که زیر نظر دانشکده بهداشت دانشگاه علوم پزشکی تهران قرار دارد، جمع‌آوری شد. این مطالعه بین سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۰ انجام شد، و بیماران به مدت ۱۵ سال مورد پیگیری قرار گرفتند. مشخصه‌های فردی که در این مطالعه مورد بررسی قرار گرفتند شامل سن، جنس (مرد، زن)، استان (مازندران - گلستان)، وجود سابقه خانوادگی سرطان، وضعیت اقامت (بومی، غیربومی)، وضعیت سیگار کشیدن (سیگاری، غیرسیگاری)، شغل (کشاورز، کارمند، سایر)، محل سکونت (شهری، روستایی) و قومیت (آریایی، گیلکی، ترکمن، سایر) بودند. اطلاعات مربوط به بقاء بیماران نیز به صورت تلفنی، پرسش‌نامه، مراجعه به منازل بیماران و سایر منابع به دست آمد. در این مطالعه برای مقایسه کارایی مدل‌های شفایافته لگ نرمال و وایبل از ملاک اطلاع آکائیکه^۹ و نیز ضریب همبستگی بین برآورد کاپلان مایر و مقدار برازش شده، استفاده شد. هر چه این ضریب همبستگی به یک نزدیک‌تر باشد نشان‌دهنده مناسب‌تر بودن مدل است (۲۵ و ۳۰). ملاک اطلاع آکائیکه معیاری است که به وسیله آکائیکه (۱۹۷۴) پیشنهاد شد و هدف آن اندازه‌گیری نیکویی برازش مدل است (۲۵ و ۳۰). AIC معیاری است که میزان تعامل بین پیچیدگی مدل و برازش مناسب مدل را اندازه‌گیری می‌کند. برای مدل‌های مورد استفاده در این تحقیق AIC از فرمول زیر محاسبه شده است: $AIC = -2 * \log(\text{likelihood}) + 2 * (p + k)$ که p تعداد پارامترهای موجود در مدل است و k ضریب ثابتی است که وابسته به نوع مدل به کار رفته می‌باشد. برای مدل لگ نرمال و وایبل $k=2$ است (۲۸). هر چه قدر مقدار AIC کمتر باشد کارایی مدل بهتر است.

مدل‌های شفایافته: در آنالیز بقاء، مدل‌های شفایافته در دو دسته کلی مدل‌های شفایافته آمیخته^{۱۱} و مدل‌های شفایافته

⁸ Exponential

⁹ Akaike Information Criteria

¹⁰ Mixture Cure Model

¹¹ Non-Mixture Cure Model

¹² Corbiere

نتایج

این مفهوم که بیماران دارای سابقه فامیلی سرطان، طول عمر بسیار کمتری (تقریباً نصف) در مقایسه با بیمارانی که سابقه فامیلی سرطان ندارند برخوردار هستند (جدول ۴).

جدول ۱- مشخصه‌های فردی بیماران مبتلا به سرطان مری

متغیر	n (%)
جنسیت	
مرد	۲۲۵ (۶۰/۰)
زن	۱۳۴ (۳۷/۳)
محل سکونت	
شهری	۱۹۹ (۵۵/۴)
روستایی	۱۶۰ (۴۴/۶)
استان	
مازندران	۱۸۸ (۵۲/۴)
گلستان	۱۷۱ (۴۷/۶)
وجود سابقه فامیلی سرطان	۱۱۰ (۳۰/۶)
شغل	
کشاورز	۱۸۶ (۵۱/۸)
کارمند	۳ (۰/۸۵)
سایر	۱۷۰ (۴۷/۳۵)
قومیت	
آریایی	۲۱۹ (۶۱/۰)
گیلکی	۱۱ (۳/۱)
ترکمن	۹۲ (۲۵/۶)
سایر	۳۷ (۱۰/۳)
استعمال دخانیات	۱۵۱ (۴۲/۱)

در این پژوهش ۳۵۹ بیمار مبتلا به سرطان مری مورد بررسی قرار گرفتند که میانگین سن بیماران ۵۵/۲ با انحراف معیار ۱۱/۰۱ بود. از این تعداد ۲۲۵ نفر (۶۲/۷٪) مرد و ۱۳۴ نفر (۳۷/۳٪) زن بودند (جدول ۱). میانه بقاء این بیماران ۸/۹ ماه و میزان بقاء یک، سه و پنج ساله این بیماران به ترتیب ۲۳٪، ۱۵٪ و ۱۳٪ به دست آمد. از تعداد ۳۵۹ بیمار مبتلا به سرطان مری ۳۱۰ نفر در طول این مدت درگذشتند که از این تعداد ۶۳/۲٪ مرد و ۳۶/۸٪ زن بودند و ۴۹ نفر (۱۳/۶٪) زنده مانده‌اند و به عنوان مشاهدات سانسور شده از راست در نظر گرفته شدند. برای برازش مدل به این داده‌ها از مدل شفایافته آمیخته با تابع بقاء وایبل، لگ نرمال و برای برآورد نسبت شفایافتگی از تابع ربط لجیت استفاده گردید.

جدول ۲ نتایج حاصل از برازش مدل شفایافته وایبل و لگ نرمال را در حضور متغیرهای پیشگو و تابع ربط لجیت نشان می‌دهد. در این مدل‌ها عامل مؤثر بر میزان بقاء بیماران مبتلا به سرطان مری وجود سابقه فامیلی سرطان می‌باشد. به

جدول ۲- نتایج حاصل از برازش دو مدل شفایافته وایبل و لگ نرمال در حضور متغیرهای پیشگو

پارامتر	مدل وایبل AIC = ۴۵۷۸			مدل لگ نرمال AIC = ۴۵۶۳		
	ضریب رگرسیون	خطای معیار	p	ضریب رگرسیون	خطای معیار	p
ضریب ثابت	-۱/۱۱	-۰/۵۸۶	-۰/۵۹	-۱/۱۳۲	-۰/۶۰۴	-۰/۶۱
سن ۵۰ تا ۶۰ سال	۰/۰۴۳	۰/۴۰۴	۰/۹۱۶	۰/۰۲۶	۰/۴۲۲	۰/۹۵۱
سن ۶۰ تا ۷۰ سال	۰/۱۵۷	۰/۴۱۵	۰/۷۰۵	۰/۱۷۴	۰/۴۲۹	۰/۶۸۴
سن بالای ۷۰ سال	-۱/۸۱۲	۱/۰۷۲	۰/۰۹۱	-۱/۹۲۲	۱/۲۲۶	۰/۱۱۷
جنسیت	-۱/۰۱۲	۰/۴۶۰	۰/۹۸۰	-۰/۰۰۵	۰/۴۷۴	۰/۹۹۲
استان	۰/۳۲۰	۰/۴۰۴	۰/۴۲۹	-۰/۳۲۵	۰/۴۱۹	۰/۴۳۹
محل سکونت	-۱/۵۷۹	۰/۳۳۷	۰/۰۸۵	-۰/۶۲۰	۰/۳۵۴	۰/۰۸۰
سابقه فامیلی سرطان	-۰/۹۴۱	۰/۴۱۷	۰/۰۳۴	-۰/۹۸۸	۰/۴۴۷	۰/۰۲۷
وضعیت سیگار کشیدن	-۱/۶۶۴	۰/۳۷۸	۰/۰۷۹	-۰/۶۸۷	۰/۳۹۶	۰/۰۸۳
شغل (کارمند)	۰/۵۵۲	۱/۳۰۳	۰/۶۷۳	۰/۵۸۲	۱/۳۱۷	۰/۶۵۹
شغل (سایر)	-۰/۰۴۲	۰/۴۲۶	۰/۹۲۱	-۰/۰۴۱	۰/۴۴۱	۰/۹۲۶
قومیت (گیلکی)	-۱/۴۴۰	۱/۱۰۸	۰/۶۹۱	-۰/۴۰۲	۱/۱۳۵	۰/۷۲۴
قومیت (ترکمن)	-۰/۵۲۳	۰/۵۰۹	۰/۳۰۴	-۰/۵۲۷	۰/۵۳۱	۰/۲۳۰
قومیت (سایر)	-۱/۲۵۱	۰/۵۹۱	۰/۶۷۱	-۰/۲۲۵	۰/۶۰۸	۰/۷۱۱
پارامتر مکان تابع بقاء	-۵/۶۶	۰/۲۶۴	< ۰/۰۰۰۱	۵/۳۵۰	۰/۰۶۸	< ۰/۰۰۰۱
پارامتر شکل تابع بقاء	-۰/۰۳۹	۰/۰۴۲	۰/۳۵۵	-۰/۱۵۶	۰/۰۴۳	< ۰/۰۰۰۱

جدول ۴ نسبت بهبودی به تفکیک رده‌های سنی در دو مدل وایبل و لگ نرمال را نیز نشان می‌دهد. این نتایج بیان می‌کنند که با افزایش سن نسبت بهبودی بیماران مبتلا به سرطان مری به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد. مقادیر آکائیکه (جدول ۲) و ضرایب همبستگی (جدول ۵)، نشان می‌دهند که مدل شفایافته لگ نرمال برازش بهتری (ضرایب همبستگی به یک نزدیک‌تر و ملاک آکائیکه کمتر) نسبت به مدل شفایافته وایبل دارد.

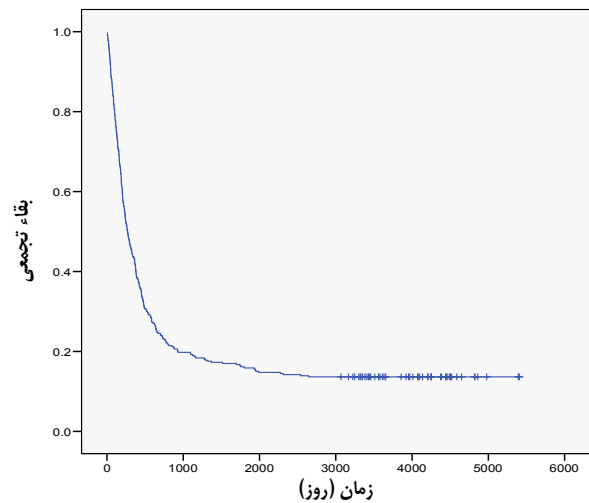
یکی از روش‌های متداول جهت بررسی افراد مصون، استفاده از نمودار کاپلان-مایر می‌باشد. در صورت وجود افراد مصون، نمودار کاپلان-مایر قبل از رسیدن به صفر به صورت خط افقی در می‌آید (۲۵). نمودار ۱، بیانگر حضور افراد ایمن در داده‌های مورد مطالعه می‌باشد. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های آماری که در جدول ۳ آورده شده است دال بر حضور افراد ایمن در هر دو مدل وایبل و لگ نرمال می‌باشد ($p < ۰/۰۰۱$) که این نسبت در دو مدل تقریباً مشابه است ($p = ۰/۲۶$).

مطالعات بسیاری در مورد سرطان‌های دستگاه گوارش انجام شده است، اما محققان در حوزه پزشکی اغلب تمایل دارند که در تحلیل اثر متغیرهای توضیحی بر بقاء بیماران، از مدل خطرات متناسب کاکس به جای مدل‌های پارامتریک مشابه استفاده کنند (۴۰ و ۴۱). یک مطالعه سیستماتیک روی ژورنال‌های سرطان نشان می‌دهد که فقط ۵٪ از مطالعاتی که در آن‌ها مدل کاکس استفاده شده، پیش‌فرض‌های مورد نیاز این مدل بررسی شده است (۴۲). اگر پیش‌فرض خطرات متناسب برقرار نباشد نتایج مدل کاکس قابل اعتماد نخواهد بود. در نتیجه مدل‌های پارامتریکی چون لگ نرمال، لگ لجستیک، وایبل و نمایی در چنین وضعیتی می‌توانند انتخاب‌های مناسب‌تری باشند. این مدل‌ها با فرض وجود یک توزیع خاص برای متغیر زمان و بدون نیاز به فرض خطرات متناسب، مدل را برازش می‌دهند (۴۳-۴۵). در مدل مخاطره متناسب کاکس یکی از پیش‌فرض‌ها این است که همه افراد حاضر در مطالعه پیشامد مورد نظر را به تدریج تا آخر مطالعه تجربه خواهند کرد (۲۷). در صورت وجود افراد مصون، استفاده از مدل مخاطره متناسب کاکس مناسب نیست، چرا که یکی از پیش‌فرض‌های اصلی آن مخدوش شده است. به این دلیل باید از مدل‌هایی که نیاز به این پیش‌فرض خاص را ندارد و به مدل‌های شفایافته معروف است استفاده شود (۲۵). چنانچه افراد شفایافته در جامعه تحت بررسی وجود داشته باشند، آن گاه این افراد از مدت زمان بقاء نسبتاً طولانی برخوردار بوده و به عبارتی این افراد تا آخر مدت مطالعه دچار پیشامد مورد نظر نمی‌شوند. پس این افراد کسانی هستند که زمان سانسورشدگی طولانی‌مدت دارند (۲۵).

هدف از این مطالعه، بررسی و مقایسه مدل‌های شفایافته از طریق دو مدل پارامتریک وایبل و لگ نرمال برای تعیین اثر مشخصه‌های فردی بر نسبت شفایافتگی بیماران مبتلا به سرطان مری می‌باشد که برای مقایسه مدل‌ها از ملاک آکائیکه و نیز ضریب همبستگی بین برآورد کاپلان مایر و مقدار برازش شده به عنوان یک معیار نیکویی برازش استفاده شد.

در این مطالعه وجود سابقه فامیلی سرطان در هر دو مدل به عنوان یک فاکتور مهم در طول عمر بیماران مبتلا به سرطان مری شناخته شد؛ بدین مفهوم که افراد دارای سابقه فامیلی سرطان با یک افزایش محسوس در میزان خطر مرگ ناشی از بیماری مواجه بودند. در بررسی انجام شده توسط زالی، ۷۳٪ از بیماران را مردان و ۲۷٪ از مبتلایان را زنان تشکیل می‌دادند (۴۶). شیوع بیشتر سرطان گوارش در مردان مطابق با آمارهای منتشر شده از سراسر دنیا است. در مطالعه ما نیز

بهار ۹۰، دوره چهاردهم، شماره اول



نمودار ۱- نمودار بقاء کاپلان مایر برآورد شده از داده‌ها

جدول ۳- نتایج بررسی حضور افراد ایمن در دو مدل وایبل و لگ نرمال

مدل	برآورد نسبت افراد ایمن	فاصله اطمینان ۹۵٪ برای نسبت افراد ایمن	p
وایبل	۰/۲۷	(۰/۲۲, ۰/۳۲)	<۰/۰۰۱
لگ نرمال	۰/۲۶	(۰/۲۱, ۰/۳۱)	<۰/۰۰۱

جدول ۴- نسبت بهبودی به تفکیک سابقه فامیلی سرطان و رده‌های سنی در دو مدل وایبل و لگ نرمال

متغیر	نسبت بهبودی	فاصله اطمینان ۹۵٪ برای نسبت بهبودی
سابقه فامیلی سرطان		
دارد	۰/۱۵	(۰/۱۱, ۰/۱۹)
ندارد	۰/۳۲	(۰/۲۷, ۰/۳۷)
گروه‌های سنی		
کمتر از ۷۰ سال	۰/۱۴	(۰/۱۰, ۰/۱۸)
بالاتر از ۷۰ سال	۰/۰۳	(۰/۰۱, ۰/۰۵)

جدول ۵- ضریب همبستگی بین برآورد کاپلان مایر و مقدار برازش شده در هر یک از ترکیبات متغیرهای جنسیت و سابقه فامیلی سرطان

جنسیت	سابقه فامیلی سرطان	ضریب همبستگی (r)
مرد	دارد	-۰/۹۹۷
	ندارد	-۰/۹۹۴
زن	دارد	-۰/۹۹۹
	ندارد	-۰/۹۹۴

بحث و نتیجه‌گیری

سرطان‌های دستگاه گوارش به ویژه سرطان مری جزء شایع‌ترین سرطان‌ها در شمال ایران است و در سه ردیف نخست جای دارد (۲۰). میزان‌های بقاء در این بیماری نسبتاً پایین می‌باشد و به طور کلی افراد پس از تشخیص قطعی بیماری خود مدت زمان زیادی را زندگی نخواهند کرد. در مطالعات مختلف عوامل متعددی به عنوان فاکتورهای مؤثر بر پیش‌آگهی بیماری شناخته و معرفی گردیده است. (۳۷-۳۹).

پرونده‌های پزشکی بیماران بود. هدف اصلی تحلیل بقاء، بررسی اثر متغیرهای کمکی بر زمان بقاء افراد می‌باشد؛ ولی در بسیاری از مواقع، به دلیل این که اهمیت بعضی از عوامل مرتبط با بیماری هنوز ناشناخته‌اند، اندازه‌گیری و شناسایی تمام عوامل مؤثر و مناسب مرتبط با بیماری مورد نظر بسیار دشوار و یا غیر ممکن است. لحاظ نکردن این عوامل خطر ناشناخته مشترک باعث ایجاد وابستگی بین زمان‌های بقاء می‌گردد که بکارگیری مدل خطرهای متناسب کاکس و مدل‌های پارامتریک و شفایافته را غیرممکن می‌گرداند. برای تبیین اثر این تغییرات غیرتصادفی که ناشی از عوامل خطر ناشناخته‌اند و نیز تجزیه و تحلیل دقیق‌تر داده‌ها، پیشنهاد می‌گردد از مدل‌های شکنندگی استفاده شود.

نتایج حاصل از این مطالعه پیشنهاد می‌کند، بررسی به موقع افرادی که دارای سابقه خانوادگی سرطان می‌باشند، خصوصاً در مردان، می‌تواند به عنوان یک عامل مهم در کاهش خطر مرگ بیماران مبتلا به سرطان مری مؤثر باشد، همچنین پیشنهاد می‌شود برنامه‌های کنترل و پیشگیری آن نیز مورد بررسی جدی قرار گیرد. با توجه به اینکه فرض متناسب بودن خطرات در داده‌های مورد مطالعه رد می‌شود و نیز مقایسات انجام شده، مدل شفایافته آمیخته لگ نرمال با تابع ربط لجیت می‌تواند به عنوان جایگزین مدل‌های کاکس و وایبل در تحلیل بقاء بیماران مبتلا به سرطان مری به کار رود.

تشکر و قدردانی

نگارندگان این مقاله، مراتب سپاس و قدردانی خود را از حمایت‌های مالی و اجرایی مؤسسه ملی تحقیقات سلامت دانشگاه علوم پزشکی تهران ابراز می‌دارند. همچنین از تمامی کارکنان ایستگاه تحقیقاتی سلامت بابل که همکاری صمیمانه‌ای در انجام این پژوهش داشته‌اند، کمال تشکر و سپاس را داریم.

References

- 1- Dušek L, Muzik J, Kubasek M, et al. Czech national web portal of cancer epidemiology. Masaryk University. Incidence and mortality C15 – malignant neoplasm of esophageal, time trend 1977-2002. [cite 2007 May 26]. Available from: URL: <http://www.svod.cz>. 2005 .
- 2- Whelan SL, Parkin DM, Masuyer E. Trends in cancer incidence and mortality. Lyon: IARC Scientific Publications; 1993: 102 .
- 3- Bollschweiler E, Wolfgarten E, Nowroth T, et al. Vitamin intake and risk of subtypes of esophageal cancer in Germany. J Cancer Res Clin Oncol 2002; 128: 575-80 .

این نتایج تأیید می‌شود. مطالعات انجام شده نشان می‌دهد در جوامع غربی مواجهه با برخی عوامل محیطی، مصرف دخانیات و مشروبات الکلی به عنوان عوامل خطر سرطان مری معرفی شده‌اند (۴۹-۴۷). در حالی که خطر یک چنین عواملی در بروز سرطان مری خصوصاً در جوامع با ریسک بالا از جمله ایران و چین، کم و یا تقریباً صفر است (۵۲-۵۰). در مطالعه ما نیز مصرف دخانیات اختلاف معناداری را نشان نداد.

مطالعات متعدد نشان می‌دهد که زمینه‌های موروثی از جمله سابقه فامیلی سرطان یک عامل مهم در بروز سرطان مری است (۴۹ و ۵۸-۵۳). برخی مطالعات پیشنهاد می‌کنند که سابقه فامیلی سرطان، خطر بروز سرطان مری را افزایش می‌دهد (۵۹). ارتباط مثبت بین سابقه فامیلی سرطان و بروز سرطان مری در این مطالعه نیز با نتایج به دست آمده در این زمینه مطابقت دارد (۴۹ و ۵۵-۵۲ و ۵۸ و ۶۵-۶۰).

البته رخداد سرطان مری در بین اعضای خانواده لزوماً به زمینه‌های ژنتیکی مشترک مربوط نمی‌شود، بلکه می‌تواند به عوامل محیطی هم ارتباط داشته باشد. بنابراین مطالعه حالت‌های مختلفی از نسبت‌های فامیلی (وابستگی خونی و غیرخونی) می‌تواند اطلاعات مفیدی در زمینه اختلاف بین عوامل ژنتیکی و محیطی در بروز سرطان مری ارائه کند. اما از آنجایی که مطالعات کمی در این راستا انجام گرفته است (۵۵)، پیشنهاد می‌گردد مطالعات بیشتری در این خصوص صورت پذیرد. اگر چه در مطالعات نمی‌توان با قاطعیت مدل مشخصی را به عنوان مناسب‌ترین مدل معرفی کرد ولی مدل لگ نرمال در این مطالعه برازش بهتری برای داده‌ها داشته و می‌تواند به عنوان جایگزین مدل وایبل استفاده شود.

یکی از محدودیت‌های مطالعه حاضر نبود متغیرهای بالینی (از جمله نوع سرطان مری (آدنوکارسینوما، اسکوآموس)، مرحله بیماری و...) می‌باشد که دلیل آن عدم ثبت اطلاعات بالینی بیماران در مرکز ثبت سرطان بابل و همچنین عدم دسترسی به

- 4- Eloubeidi MA, Desmond R, Arguedas MR, et al. Prognostic factors for the survival of patients with esophageal carcinoma in the U.S.: the importance of tumor length and lymph node status. Cancer 2002; 95:1434-43 .
- 5- Enzinger PC, Mayer RJ. Esophageal cancer. N Engl J Med 2003; 349:2241-52 .
- 6- Glade MJ. Food, nutrition, and the prevention of cancer: a global perspective. Nutrition 1999; 15:523-6 .
- 7- Medvec BR. Esophageal cancer: treatment and nursing interventions. Semin Oncol Nurs 1988; 4:246-56 .

- 8- Tsotles ND, Reedy AM. Esophageal cancer. In: Yarbrow CH, Frogge MH, Goodman M, eds *Cancer nursing: principles and practice*. Boston: Jones and Bartlett; 2005.
- 9- Blazeby JM, Sanford E, Falk SJ, et al. Health-related quality of life during neoadjuvant treatment and surgery for localized esophageal carcinoma. *Cancer* 2005; 103:1791-9.
- 10- Brunelli C, Mosconi P, Boeri P, et al. Evaluation of quality of life in patients with malignant dysphagia. *Tumori* 2000; 86:134-8.
- 11- Gradauskas P, Rubikas R, Saferis V. Changes in quality of life after esophageal resections for carcinoma. *Medicina (Kaunas)* 2006; 42: 187-94.
- 12- Gelber RD, Goldhirsch A, Cole BF. Parametric extrapolation of survival estimates with applications to quality of life evaluation of treatments. *Controlled Clinical Trials* 1993; 14: 485-99.
- 13- Kirby JD. Quality of life after oesophagectomy: the patients' perspective. *Dis Esophagus* 1999; 12: 168-71.
- 14- Watt E, Whyte F. The experience of dysphagia and its effect on the quality of life of patients with oesophageal cancer. *Eur J Cancer Care* 2003; 12:183-93.
- 15- Parkin DM, Bray F, Ferlay J, et al. Global cancer statistics, 2002. *CA Cancer J Clin* 2005; 55(2):74-108.
- 16- Corley DA, Buffler PA. Oesophageal and gastric cardia adenocarcinomas: analysis of regional variation using the Cancer Incidence in Five Continents database. *Int J Epidemiol* 2001; 30:1415-25.
- 17- Nyren O, Adami HO, Hunter D, et al. *Esophageal Cancer: Textbook of Cancer Epidemiology*. New York: Oxford University Press; 2002: 137-161.
- 18- Stein HJ, von Rahden BH, Siewert JR. Survival after oesophagectomy for cancer of the oesophagus. *Langenbecks Arch Surg* 2005; 390:280-5.
- 19- Ferlay J, Bray F, Pisani P, et al. GLOBOCAN 2002: cancer incidence, mortality and prevalence worldwide. IARC cancer base No. 5, version 20 Lyon (France): IARC Press; 2004.
- 20- Zendejdel K, Nyren O, Edberg A, et al. (dissertation). Risk Indicators for Esophageal Cancer Some Medical Conditions and Tobacco-Related Factors. Stockholm: Karolinska Institute; 2007: 4-15.
- 21- Allen JW, Richardson JD, Edwards MJ. Squamous cell carcinoma of the esophagus: a review and update. *Surg Oncol* 1997; 6:193-200.
- 22- Patti MG, Owen D. Prognostic factors in esophageal cancer. *Surg Oncol Clin N Am* 1997; 6:515-31.
- 23- Sundelöf M, Ye W, Dickman PW, et al. Improved survival in both histologic types of oesophageal cancer in Sweden. *Int J Cancer* 2002; 99:751-4.
- 24- Farewell VT. The use of mixture model for the analysis of survival data with long term survivors. *Biometrics* 1982; 38:1041-46.
- 25- Maller RA, Zhou, S. *Survival analysis with long term survivors*. New York: Wiley; 1996.
- 26- Corbiere F, Commenges, D, Taylor, J, et al. A penalized likelihood approach for mixture cure model. *Statistics in Medicine* 2009; 28:510-24.
- 27- Cox DR. Regression models and life tables (with Discussion). *Journal of the Royal statistical society* 1972; 34(2):187-220.
- 28- Klein JP, Moeschberger ML. *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*. New York: Springer-verlag; 2003.
- 29- Kleinbaum DG, Klein M. *Survival Analysis A Self-Learning Text*. New York: Springer-verlag; 2005.
- 30- Akaike H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control* 1974; 19:716-23.
- 31- Tsodikov A, Ibrahim JG, Yakolev AY. Estimating Cure Rates from Survival Data: An Alternative to Two Component Mixture Models. *Journal of the American Statistical Association* 2003; 98:1063-78.
- 32- Boag J. Maximum Likelihood Estimates of the Proportion of Patients Cured by Cancer Therapy. *Journal of the Royal Statistics Society, Series B* 1949; 11:15-44.
- 33- Yakovlev AY, Tsodikov AD. *Stochastic Models of Tumor Latency and their Biostatistical Applications*. New Jersey: World Scientific, River Edge; 1996.
- 34- Corbiere F, Joly, P. A SAS macro for parametric and semiparametric mixture cure models. *Computer Methods and Programs in Biomedicine* 2007; 85:173-80.
- 35- Lambert PC. Modeling of the cure fraction in survival studies. *The Stata Journal* 2007; 7:1-25.
- 36- Spotso R. Cure model analysis in cancer: An application to data from the children's cancer group. *Statistics in Medicine* 2002; 21:293-312.
- 37- Berrino F, Capocaccia R, Esteve J, et al. Survival of Cancer Patients in Europe: The EURO CARE-2 study. Lyon: World Health Organization, IARC Scientific Publication, No. 151; 1999.
- 38- Holscher AH, Bollschweiler E, Schneider PM, et al. Prognosis of early esophageal cancer. Comparison between adeno- and squamous cell carcinoma. *Cancer* 1995; 76:178-86.
- 39- Yoshida Y, Okamura T, Ezaki T, et al. An evaluation of prognostic factors in patients with esophageal carcinoma. *J UOEH* 1993; 15:155-60.
- 40- Royston P. Flexible parametric alternatives to the cox model: update. *The Stata Journal* 2004; 4(1): 98-101.
- 41- Therneau T, Grambsch P. *Modeling Survival Data: Extending the Cox Model*. New York: Springer-Verlag; 2000.
- 42- Altman DG, Destavola BL, Love SB, et al. Review of survival analyses published in cancer journals. *British Journal of Cancer* 1985; 72:511-8.
- 43- Andersen PK, Keiding N. *Survival and Event History Analysis*. John Wiley & Sons Ltd; 2006.
- 44- Cleves M, Gould WW, Gutierrez R. *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*. College Station, Texas: Stata Press; 2002: 7-34.
- 45- Collett D. *Modelling survival data in medical research*. Chapman & Hall/CRC; 2003.
- 46- Zali M. Indices related to gastric cancer in Tehran and seven city provinces in the years 1999 to 2002. *J of Islamic Azad University Med* 2005; 15(1):15-8. (In Persian)
- 47- Holmes R, Vaughan TL. Epidemiology and pathogenesis of esophageal cancer. *Semin Radiat Oncol* 2007; 17: 2-9.
- 48- Kollarova H, Machova L, Horakova D, et al. Epidemiology of esophageal cancer – an overview article. *Biomed Pap*

- Med Fac Univ Palacky Olomouc Czech Repub 2007;151:17-20.
- 49- Morita M, Saeki H, Mori M, et al. Risk factors for esophageal cancer and the multiple occurrence of carcinoma in the upper aerodigestive tract. *Surgery* 2002; 131:1-6.
- 50- Islami F, Kamangar F, Aghcheli K, et al. Epidemiologic features of upper gastrointestinal tract cancers in North-eastern Iran. *Br J Cancer* 2004; 90: 1402-6.
- 51- Nasrollahzadeh D, Kamangar F, Aghcheli K, et al. Opium, tobacco, and alcohol use in relation to oesophageal squamous cell carcinoma in a high-risk area of Iran. *Br J Cancer* 2008; 98:1857-63.
- 52- Tran G, Sun XD, Abnet CC, et al. Prospective study of risk factors for esophageal and gastric cancers in the Linxian general population trial cohort in China. *Int J Cancer* 2005; 113: 465- 63.
- 53- Akbari M, Malekzadeh R, Nasrollahzadeh D, et al. Familial risks of esophageal cancer among the Turkmen population of the Caspian littoral of Iran. *Int J Cancer* 2006; 119: 1047-51.
- 54- Dhillon P, Farrow DC, Vaughan TL, et al. Family history of cancer and risk of esophageal and gastric cancers in the United States. *Int J Cancer* 2001; 93:148-52.
- 55- Garavello W, Negri E, Talamini R, et al. Family history of cancer, its combination with smoking and drinking, and risk of squamous cell carcinoma of the esophagus. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 2005; 14: 1390-3.
- 56- Ghadirian P. Familial history of esophageal cancer. *Cancer* 1985; 56: 2112-6.
- 57- Murtaza I, Mushtaq D, Margoob MA, et al. A study on p53 gene alterations in esophageal squamous cell carcinoma and their correlation to common dietary risk factors among population of the Kashmir valley. *World J Gastroenterol* 2006; 12: 4033-7.
- 58- Tavani A, Negri E, Franceschi S, et al. Risk factors for esophageal cancer in lifelong nonsmokers. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev* 1994; 3: 387-92.
- 59- Poole C, Byers T, Calle EE, et al. Influence of a family history of cancer within and across multiple sites on patterns of cancer mortality risk for women. *Am J Epidemiol* 1999; 149: 454-62.
- 60- Chak A, Lee T, Kinnard MF, et al. Familial aggregation of Barrett's oesophagus, oesophageal adenocarcinoma, and oesophagogastric junctional adenocarcinoma in Caucasian adults. *Gut* 2002; 51: 323-8.
- 61- Hu N, Dawsey SM, Wu M, et al. Family history of oesophageal cancer in Shanxi Province, China. *Eur J Cancer* 1992; 21: 877-82.
- 62- Li J, Ershow AG, Chen ZJ, et al. A case- control study of cancer of the esophagus and gastric cardia in Linxian. *Int J Cancer* 1989; 43: 755-61.
- 63- Morita M, Kuwano H, Nakashima T, et al. Family aggregation of carcinoma of the hypopharynx and cervical esophagus: special reference to multiplicity of cancer in upper aerodigestive tract. *Int J Cancer* 1998; 76: 468-71.
- 64- Wang Z, Tang L, Sun G, et al. Etiological study of esophageal squamous cell carcinoma in an endemic region: a population-based case control study in Huaian, China. *BMC Cancer* 2006; 6: 287.
- 65- Yu Y, Taylor PR, Li JY, et al. Retrospective cohort study of risk-factors for esophageal cancer in Linxian, People's Republic of China. *Cancer Causes Control* 1993; 4: 195-202.

A Comparative Study of Impact of Personal Factors on Survival of Patients with Esophageal Cancer Using Weibull or Log-Normal Cure Models

Ghadimi MR¹ (PhD Candidate), Rasouli M¹ (PhD Candidate), Mahmoodi M^{2*} (PhD), Mohammad K¹ (PhD), Zeraati H¹ (PhD)

¹Department of Epidemiology and Biostatistics, School of Public Health, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran

²Department of Epidemiology and Biostatistics, School of Public Health, Tehran University of Medical Sciences & National Institute of Health Research, Tehran, Iran

Received 26 Oct 2010, Accepted: 10 May 2011

Abstract

Introduction: Esophageal cancer is one of the eight common cancers in the world and the sixth cause of cancer death. The standard survival analysis, Cox proportional hazard model, is based on the assumption that all individuals in study experience the desired event; however, due to the nature of information and type of event, this assumption would be unrealistic. Naive use of Cox regression analysis can be misleading. In this study, we aimed to determine impact of risk factors and demographic factors on survival and cure fraction of patients with esophageal cancer using cure parametric models.

Methods: Data were collected from the cancer registry of Babol affiliated to Tehran University of Medical Sciences, School of Public Health. A total of 359 patients were recruited to the study and were followed for a period of 15 years.

Results: Results showed that 62.7% of patients were men and 37.3% were women. The mean age was 60.0 year for men and 55.3 years for women. Estimated survival rates in one, three, and five years following diagnosis were 23%, 15%, and 13%, respectively. The median of survival time was 8.9 months. To assess the impact of personal factors on survival of patients, we used the mixture cure parametric (weibull and Log-normal). In both models, family history of patients was statistically significant.

Conclusion: The results of this study suggest that screening of individuals who have family history of cancer (especially in men) can be an effective factor in reducing the risk of death in patients with esophageal cancer. Preventive programs and monitoring should be greatly considered. Since proportional hazards assumption is rejected in this study, log normal Mixture Cure Model with Logit link function could be used instead of Cox and Weibull models in survival analysis of patients with esophageal cancer.

Key words: Survival analysis, Esophageal cancer, Cure mixture models, Log normal model, AIC criterion

Please cite this article as follows:

Ghadimi MR, Rasouli M, Mahmoodi M, Mohammad K, Zeraati H. A Comparative Study of Impact of Personal Factors on Survival of Patients with Esophageal Cancer Using Weibull or Log-Normal Cure Models. *Hakim Research Journal* 2011; 14(1): 41- 49.

*Corresponding Author: Department of Epidemiology and Biostatistics, School of Public Health, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran. P.O.Box: 14155-6446. Tel: +98- 21- 88989123, Fax: +98- 21- 6462267, E-mail: mahmoodim@tums.ac.ir

بهار ۹۰، دوره چهاردهم، شماره اول