

مقایسه اثر عوامل خطر شاخص توده بدنی، مرحله پاتولوژیک و عوامل وراثتی بر بقا بین سرطان‌های کولون و رکتال: مدل شکنندگی مخاطره‌های رقیب

محمد اصغری جعفرآبادی^۱، ابراهیم حاجیزاده^۲، انوشیروان کاظمیزاده^۳، سید رضا فاطمی^۴

^۱ در زمان اجرای پژوهش: دانشجوی دوره دکتری آمار زیستی دانشگاه تربیت مدرس، تهران. نشانی فعلی: استادیار آمار زیستی، دانشکده بهداشت و تغذیه دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی، درمانی تبریز، ایران

^۲ دانشیار گروه آمار زیستی، دانشکده علوم پزشکی داشتگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

^۳ استاد گروه آمار زیستی، دانشکده علوم پزشکی داشتگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

^۴ استادیار مرکز تحقیقات گوارش و بیماری‌های کبد دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، ایران

نویسنده مسئول: ابراهیم حاجی‌زاده، آدرس: تهران، تقاطع جلال آل احمد و چمران، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده علوم پزشکی، گروه آمار زیستی. تلفن: ۰۲۱۸۲۸۳۸۱۰، نمبر:

hajizadeh@modares.ac.ir پست الکترونیک:

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱۲/۳۱؛ پذیرش: ۱۳۸۹/۳/۱

مقدمه و اهداف: عوامل تشخیصی سرطان کولون و رکتوم و عوامل مخاطره‌ی مؤثر بر آن فراهم نمی‌کند. هدف از این مطالعه، مقایسه‌ی عوامل خطر مؤثر بر بقا بیماران بین سرطان‌های فوق است.

روش کار: داده‌های ۱۲۱۹ بیمار مبتلا به سرطان‌های کولون و رکتال به تشخیص گوارش پاتولوژی مرکز تحقیقات گوارش و بیماری‌های کبد دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی، طی دی ماه ۱۳۸۳ تا مهرماه ۱۳۸۷، با مدل شکنندگی بقا پارامتری، تحلیل شدند.

نتایج: در تحلیل یک متغیره، برای سن حین تشخیص، جنسیت، وضعیت تأهل، نژاد و سطح تحصیلات، بقا بیماران مبتلا به سرطان کولون بین تقریباً نصف تا حدود یک چهارم برابر و برای شاخص توده بدنی (BMI: Body Mass Index)، سابقه مصرف الکل، بیماری التهابی روده (IBD: Inflammatory Bowel Disease) (بین ۰/۱۲ تا ۰/۵۶ برابر) کوتاه‌تر از بیماران مبتلا به سرطان رکتال حاصل شد. در تحلیل چند متغیره برای سن حین تشخیص، تفاوت معنی‌داری (بین ۰/۱۲ تا ۰/۵۶ برابر) کوتاه‌تر از بیماران مبتلا به سرطان رکتال حاصل شد. در تحلیل چند متغیره برای سن حین تشخیص، تفاوت معنی‌داری بین کولون و رکتوم مشاهده شد، اما برای عوامل BMI، سابقه مصرف الکل و IBD و مرحله پاتولوژیک این تفاوت معنی‌دار نبود. وضعیت بقا تعديل شده و بقا_۱، _۲، _۳، _۴ و _۵ ساله بیماران مبتلا به سرطان رکتال بهتر از وضعیت بقا بیماران مبتلا به سرطان کولون بود.

نتیجه‌گیری: برای عوامل خطر مورد بررسی، بین کولون و رکتوم تفاوت وجود دارد، بنابراین اطلاعات حاصل از ارزیابی اختصاصی کولون و رکتوم می‌تواند در مطالعه مکانیسم‌های مولکولی، طراحی کارآزمایی‌های بالینی، تشخیص بهتر بیماری و یا تجویز درمان مطلوب و اختصاصی مفید باشد.

وازگان کلیدی: کولون، رکتال، عوامل تشخیصی، بقا، شکنندگی، مخاطره‌های رقیب

مقدمه

سرطان کولورکتال سومین سرطان شایع در سراسر جهان (۱)، و پنجم و سوم سرطان شایع در مردان و زنان در ایران می‌باشد (۲). میزان بروز سرطان کولورکتال نیز در حال افزایش است (۳-۹). در سال‌های اخیر، بروز این سرطان در ایران افزایش یافته (۱۰)، به ویژه در بیماران جوان بیش از حد انتظار است (۱۰-۱۲) و این مورد یکی از مهم‌ترین مشکلات و تهدیدهای بهداشت عمومی در

پیش فرض بر اساس داده ها قابل ارزیابی نیست، پارامتر شکنندگی به مدل اضافه شد.

روش کار

داده ها از بخش پایگاه اطلاعاتی بخش ثبت سرطان کولورکتال مرکز تحقیقات گوارش و بیماری های کبد دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی تهیه گردید. بیماران مربوط به ۱۰ بیمارستان دولتی و خصوصی با بیماری مورد نظر به این مرکز مراجعه می کنند. شرط ورود به مطالعه برای بیماران بر اساس تشخیص آسیب شناسی در نظر گرفته شد که در مجموع ۱۲۱۹ بیمار ۸۱۷ مورد (۶۷٪) با بیماری سرطان کولون و ۴۰۲ مورد (۳۳٪) با بیماری سرطان رکتال در این مطالعه شرکت نمودند.

مدت زمان پیگیری بیماران از زمان تشخیص بیماری آن ها تا اول مهر ماه ۱۳۸۷ تعیین گردید که در این زمان افراد یا پیشامد مرگ را تجربه نموده و یا زنده مانده بودند (سانسور شده بودند). زمان شروع مطالعه، اول دی ماه ۱۳۸۲ در نظر گرفته شد. از طریق تماس تلفنی مرگ و یا زنده بودن بیماران از بستگان فرد بیمار پرسیده شد. برای همه بیماران و بر اساس اطلاعات موجود در پرونده بیمارستانی، مشخصه های جمعیت شناختی شامل سن هنگام تشخیص، جنسیت، نژاد، وضعیت تأهل و سطح تحصیلات و ویژگی های بالینی شامل BMI، سابقه مصرف الكل، FAP، HNPCC، IBD، سابقه فامیلی ابتلا به سرطان و مرحله پاتولوژیک تومور آن ها استخراج و در پایگاه اطلاعاتی مرکز ثبت گردید و در تحلیل از آن ها استفاده شد. متغیر های کمی به صورت رسته ای تعریف و به صورت نشان گر در تحلیل ها وارد شدند. مرحله پاتولوژیک تومور به صورت مراحل اولیه (شامل I و II) و پیشرفته (شامل III، IV) مبتنی بر سیستم AJCC از دسته بندی TNM تعریف شد (۵۲). بر اساس توپوگرافی روده ای بزرگ، بخش های کولون و رکتوم جدا گردیدند تا سرطان های اختصاصی این دو بخش را تعریف نمایند.

تحلیل آماری

زمان بقا بر حسب ماه محاسبه شد و به صورت میانگین (\pm انحراف معیار) گزارش شد. احتمال بقا به صورت ویژه علت محاسبه شد (۵۳). عوامل تشخیصی معنی دار ($p < 0.05$) در تحلیل یک متغیره، در مرحله بعدی وارد تحلیل چند متغیره شدند. مبنای نظری استفاده شده در این مقاله، بسطی از نتیجه مقاله های فینکلیشتین و اسالوا (۲۰۰۸) (۵۴) است. برای این منظور، مدل مبنایی

از عوامل ژنتیکی مانند سابقه فامیلی ابتلا به سرطان کولون یا رکتال، بیماری التهابی روده (IBD)، FAP و HNPCC نیز نقش مهمی در افزایش خطر ابتلا به سرطان کولون دارند (۴۷-۴۰، ۳۸، ۹).

به هر حال، نقش این عوامل خطر در بقای بیماران مبتلا به سرطان کولورکتال، به زیر بخش آناتومیک این سرطان وابسته است (۴۸، ۵)، به طوری که که عوامل خطر برای سرطان کولورکتال به عنوان یک سرطان واحد، ممکن است با عوامل خطر اختصاصی برای سرطان های کولون و رکتال به صورت جداگانه، متفاوت باشند. اگر چه رابطه بین زیر بخش های آناتومیک سرطان کولورکتال با عوامل خطر آن از طریق برخی مطالعات بررسی شده است (۵۱-۳۸)، با این وجود تعداد اندکی از این مطالعات به مقایسه بین کولون و رکتوم پرداخته اند (۳۸). به خصوص مطالعه ای برای مقایسه میزان بقا بیماران مبتلا به سرطان های کولون و رکتال از دیدگاه مخاطره های رقیب صورت نگرفته است. مخصوصاً در ایران که چنین مطالعه ای به صورت کلی انجام نشده است. بنابراین برای درک بیشتر از شباهت ها و تفاوت های بین کولون و رکتوم بر زمان بقا، لازم است برآورد میزان خطر این دو زیر بخش آناتومیک سرطان کولورکتال با یکدیگر مقایسه شوند. هدف از انجام این مطالعه، مقایسه عوامل خطر BMI، مرحله پاتولوژیک و عوامل وراثتی بین دو سرطان کولون و رکتال، به عنوان دو علت رقیب مرگ و میر، از طریق مدل سازی های یک متغیره و چند متغیره بقا، در قالب الگوی زمانی شتابنده (AFT) و با انجام تصحیح مدل توسط پارامتر شکنندگی است.

مدل سازی به این دلیل در قالب مدل های پارامتری تحلیل بقا مناسب است که بکار گیری توزیع نظری داده ها، یعنی اطلاعی که در داده ها نهفته است، نوسانات ناشی از خطاهای نمونه گیری را هموار نموده و در صورت انتظام داده ها با توزیع نظری، در مقایسه با مدل متداول کاکس، برآوردهای مطلوب، تری ارائه می دهد. مزیت دیگر این مدل در مقایسه با مدل کاکس، عدم نیاز آن به برقراری پیش فرض متناسب بودن خطرهایست که ممکن است در مطالعاتی که مشابه با مطالعه های حاضر در آن ها پیگیری وجود دارد، این پیش فرض برقرار نباشد (۵۵). ارائه نتایج با رویکرد AFT دارای این مزیت است که به جای پرداختن به میزان خطر رخداد مرگ، به طور مستقیم کمیت مورد علاقه «احتمال بقا» بیماران را هدف قرار می دهد که به لحاظ بالینی این کمیت، حائز اهمیت است. همچنین برای تصحیح مشکل عدم برقراری پیش فرض نا آگهی بخش بودن سانسورها، که در بحث مخاطره های رقیب این

$$L = \prod_{i=1}^n [f(t_i)]^{\delta_i} [S(t_i)]^{1-\delta_i} = \prod_{i=1}^n [h(t_i)]^{\delta_i} [S(t_i)]$$

(۵۹) عبارت زیر حاصل می‌شود:
(۳)

$$L(\lambda, \rho, \theta, \beta | z_i) = \prod_{i=1}^n \{ [h(t_i) z_i \exp(x_i' \beta)]^{\delta_i} \exp[-H(t_i) z_i \exp(x_i' \beta)] \}$$

در مرحله بعدی با اعمال توزیع گاما (۳) به عنوان تصحیح پارامتر شکنندگی در تابع (۴)، تابع درستنمایی حاشیه‌ای زیر حاصل می‌شود:

$$\begin{aligned} L_{\arg}(\lambda, \rho, \theta, \beta | z_i) &= \\ &\int \prod_{i=1}^n \{ [h(t_i) z_i \exp(x_i' \beta)]^{\delta_i} \\ &\times \exp[-H(t_i) z_i \exp(x_i' \beta)] \} \\ &\times \frac{z^{1/\theta-1} \exp(-z/\theta)}{\theta^{1/\theta} \Gamma(1/\theta)} dz \end{aligned} \quad (4)$$

پس از یک مرحله انتگرال‌گیری بر حسب متغیر شکنندگی Z ، اعمال لگاریتم روی عبارت حاصل، لگاریتم تابع درستنمایی حاشیه‌ای به صورت زیر حاصل شد:

(۵)

$$\begin{aligned} l_{\arg}(\lambda, \rho, \theta, \beta) &= d \log \theta - \log \Gamma(1/\theta) + \log \Gamma(d+1/\theta) \\ &- (d+1/\theta) \log(1+\theta \sum_{i=1}^n H(t_i) \exp(x_i' \beta)) \\ &+ \sum_{i=1}^n \delta_i [x_i' \beta + \log h(t_i)] \end{aligned}$$

برای برآورد پارامتر شکنندگی، پارامتر توزیع ویبول محاسبه ضرایب رگرسیونی، تابع فوق باید ماکسیمم گردد که برای این منظور از مشتق‌های مرتبه اول نسبت به تمام پارامترها استفاده می‌شود. برای محاسبه خطای معیار پارامترها، بر اساس مشتق‌های مرتبه دوم ماتریس هسیان و سپس ماتریس اطلاع فیشر محاسبه و در نهایت این ماتریس معکوس شده و ماتریس واریانس-کواریانس را نتیجه می‌دهد که جذر عناصر روى قطر آن، خطای معیار پارامترها را نتیجه می‌دهد (۵۷). مدل سازی در قالب مدل‌های پارامتری تحلیل بقا انجام شد برای بررسی انطباق توزیع زمان بقا با هر یک از توزیع‌های معروفی شده از نمودار احتمال توزیع استفاده شد. نتایج با رویکرد AFT ارائه شد. بر اساس مدل انتخابی و برای هر یک از عوامل وارد شده در مدل، نسبت زمانی بقا (بقای) و

$h_i(t/x) = h_i(t) \exp(x_i' \beta)$
در نظر گرفته می‌شود که در آن $h_i(t/x)$ تابع خطر، λ تابع خطر پایه، β بردار عوامل تشخیصی و θ بردار ضرایب رگرسیونی است. در صورتی که خطر پایه بر اساس یک توزیع آماری و به صورت پارامتری برآورد نگردد مدل خطرهای متناسب^۱ (PH) کاکس را نتیجه می‌دهد که مدلی نیمه‌پارامتری است (۵۵) در صورتی که این تابع بر اساس یک توزیع پارامتری انتخاب شود مدل‌های پارامتری را نتیجه می‌دهد که شامل مدل‌های نمایی (با $\lambda \rho t^{\rho-1}$)، ویبول (با تابع خطر پایه $\lambda \rho t^{\rho-1}$)، لگنرممال (با تابع خطر پایه $\frac{1}{t(2\pi\gamma)^{1/2}} \exp[-\frac{1}{2\gamma} (\ln(t) - \mu)^2] / [\ln(t) - \mu]$)، لگ‌لوجستیک (با تابع خطر پایه $\frac{\exp(\alpha)kt^{\kappa-1}}{(1+\exp(\alpha)t^\kappa)^2}$) و گمپرتز (با تابع خطر پایه $\lambda \exp(yt)$) می‌باشند. در این مرحله ابتدا مدل‌های پارامتری تحلیل بقا با مدل PH کاکس و همچنین با یکدیگر مقایسه و توسط معیار اطلاع آکائیک^۲ (AIC) (۵۶) و میزان انطباق توزیع داده‌ها با توزیع‌های مذبور، بهترین مدل انتخاب و نتایج ارزیابی عوامل تشخیصی حاصل گردید.

همچنین برای تصحیح مشکل عدم برقراری پیش‌فرض ناگهی بخش بودن سانسورها، که در بحث مخاطره‌های رقیب این پیش‌فرض بر اساس داده‌ها قابل ارزیابی نیست، پارامتر شکنندگی^۳ به مدل اضافه شد که در این صورت مدل پایه به صورت زیر تغییر می‌کند (۵۷):

$$h_i(t/x) = h_i(t) z_i \exp(x_i' \beta) \quad (1)$$

توزیع گاما یک انتخاب عملی مناسب برای متغیر شکنندگی است (۵۸):

$$f_Z(z) = \frac{z^{1/\theta-1} \exp(-z/\theta)}{\theta^{1/\theta} \Gamma(1/\theta)} \quad (2)$$

میانگین این توزیع برابر ۱ و واریانس آن برابر θ است. با قرار دادن متغیر تصادفی شکنندگی Z در تابع درستنمایی مبتنی بر مدل (۲)، یعنی

^۱Proportional Hazards

^۲Akaike Information Criteria

^۳Frailty

رابطه معنی داری نشان دادند ($p < 0.05$). نتایج ارزیابی ویژگی های کلینیکی و پاتولوژیک نشان داد که در بیماران مبتلا به سرطان کولون متغیرهای BMI، سابقه مصرف الکل، IBD و مرحله پاتولوژیک تومور معنی دار بودند ($p < 0.05$)، ولی سایر ویژگی های بالینی شامل HNPCC، FAP و سابقه فامیلی ابتلا به سرطان معنی دار نبودند ($p > 0.05$). همچنین، نتایج حاصل از بررسی بیماران مبتلا به سرطان رکتال نشان داد که متغیرهای BMI و سابقه فامیلی ابتلا به سرطان معنی دار بودند ($p < 0.05$)، ولی متغیرهای سابقه مصرف الکل، FAP، HNPCC و مرحله پاتولوژیک تومور معنی دار نبودند ($p > 0.05$). در مرحله بعدی، متغیرهای معنی دار حاصل از این آزمون در تحلیل چندمتغیره وارد شدند.

در این مرحله ابتدا مدل های مختلف بررسی و مقدار AIC برای مدل های رگرسیونی کاکس ($70.1/12$)، ویبول ($514/02$)، نمایی ($520/11$)، لگ نرمال ($514/73$)، لگ لجستیک ($513/05$) و گمپرتز ($520/52$) محاسبه گردید. با توجه به این که مقدار این شاخص برای مدل های لگ لجستیک، ویبول و لگ نرمال نسبت به سایر مدل ها کوچکتر بود، در مرحله نخست این سه مدل به عنوان کاندیداهای برآش مدل به داده ها انتخاب شدند. در مرحله بعدی میزان انطباق توزیع زمان های مشاهده بقا با توزیع های نظری مزبور با استفاده از نمودارهای احتمال نرمال (نمودار شماره ۱)، بررسی شد. در این مورد با توجه به دو موضوع زیر مدل رگرسیونی ویبول انتخاب گردید: اول این که میزان همبستگی بین امتیازهای نظری و زمان مشاهده شده بقا برای مدل رگرسیونی ویبول (کولون = 0.99 و رکتوم = 0.99) در مقایسه با مدل های لگ لجستیک (کولون = 0.99 و رکتوم = 0.98) و لگ نرمال (کولون = 0.96 و رکتوم = 0.96) بالاتر بود و دوم این که میزان انطباق توزیع ویبول در مقایسه با دو توزیع دیگر (که به نوعی یک انحنای داسی شکل مخصوصاً در مورد داده های رکتوم در آن ها دیده می شود) هم در خط مرکزی نمودار احتمال نرمال و هم به لحاظ قرار گرفتن نقاط در داخل فاصله اطمینان بیشتر بود. با استفاده از این مدل و با اعمال رویکرد L-M متغیرهای معنی دار در مرحله تحلیل یک متغیره در مدل قرار گرفتند و برای تصحیح وابستگی مشاهدات در این رویکرد و وابستگی علت ها پارامتر شکنندگی گاما نیز به این مدل اضافه شد که نتایج این پارامتر معنی دار نشان داد ($P = 0.034$ ، $\chi^2(1) = 4/33$ ، $\chi^2(1) = 2/30$ = مقدار پارامتر). همچنین مقدار شاخص C هارل نیز برای مدل برابر 78% به دست آمد که توافق قابل قبولی را بین مشاهدات و نتایج حاصل

فاصله اطمینان ۹۵ درصدی آن ارائه گردید. همچنین برای مقایسه نسبت های زمانی در دو زیر بخش کولون و رکتوم، دستور "lincom" به کار رفت که این دستور شاخص های مورد نیاز برای مقایسه دو نسبت زمانی را با استفاده از روش دلتا محاسبه می کند (60). شاخص C هارل^۱ برای تعیین میزان توافق بین مشاهدات و نتایج حاصل از مدل ارائه گردید که فرمول آن به صورت $C = (E + T/2) / P$ است که در آن E تعداد مورد انتظار ترتیبهای زمانی، T تعداد نقاط زمانی با رخداد بیش از یک پیشامد و P تعداد زوج نقاطی است که توافق آن ها با یکدیگر بررسی می شود. مقادیر بزرگ آن ($C > 0.5$) کفايت مدل انتخابی را برای ارزیابی داده ها نشان می دهد (61). سطح معنی داری 0.05 در نظر گرفته شد. برای تجزیه و تحلیل داده ها از نرم افزارهای Minitab 10 و STATA 15 استفاده شد.

یافته ها

میانگین زمان پیگیری (\pm انحراف معیار) برابر $26/35$ ($20/56 \pm 25/27$) و $23/88$ ($20/27 \pm 21/1$) ماه و همچنین میانه $(IQR \pm 20/27 \pm 21/00)$ ماه به ترتیب برای سرطان های کولون و رکتال بود. میانگین سن حین تشخیص بیماران برابر $53/56$ ($53/56 \pm 14/21$) سال، برای بیماران مبتلا به سرطان کولون و $55/03$ ($37/63 \pm 55/03$) سال برای بیماران مبتلا به سرطان رکتال بود. از میان بیماران مبتلا به سرطان کولون $22/3$ ($22/3 \pm 19/7$) آن ها فوت نمودند. در این بیماران بقای $1, 2, 3, 4$ و ۵ ساله به ترتیب عبارت بود از $91/7\%$ ، $83/7\%$ ، $75/9\%$ ، $69/0\%$ و $63/6\%$. همچنین در بین بیماران مبتلا به سرطان رکتال تعداد 121 نفر ($11/4\%$) فوت نمودند در این بیماران بقای $1, 2, 3, 4$ و ۵ ساله به ترتیب عبارت بود از $96/0\%$ ، $91/2\%$ ، $84/0\%$ ، $78/2\%$ و 76% . ویژگی های دموگرافیک و بالینی و نتایج آزمون یک متغیره برای مقایسه گروه های تعریف شده به طور اختصاصی برای دو سرطان کولون و رکتال به ترتیب در جداول شماره ۱ و ۲ آورده شده است:

از میان متغیرهای دموگرافیک، متغیرهای سن حین تشخیص و نژاد با بقای بیماران مبتلا به سرطان کولون رابطه معنی داری داشتند ($p < 0.05$). همچنین متغیرهای جنسیت، وضعیت تأهل، نژاد و سطح تحصیلات با بقای بیماران مبتلا به سرطان رکتال

¹ Harrel C

^۲ Interquartile Range

جدول شماره ۱- ویژگی‌های دموگرافیک و بالینی- پاتولوژیک بیماران مبتلا به سرطان‌های کولون و رکتال و نتایج آزمون یک متغیره (تعديل نشده) با رویکرد L-M

سرطان رکتال		سرطان کولون		رددها	ویژگی‌ها
P-value*	تعداد (%)	P-value*	تعداد (%)		
-----	(۳۰) ۱۸	-----	(۳۰) ۲۴۱	$\chi^2 > 45$	سن حین تشخیص
۰/۱۴۶	(۴۵) ۱۷۶	۰/۰۴۰	(۴۷) ۳۷۳	۶۵-۴۵	
۰/۹۵۲	(۲۵) ۹۸	۰/۰۰۲	(۲۳) ۱۸۸	< ۶۵	
-----	(۶۳) ۲۴۸	-----	(۵۹) ۴۷۲	مرد	
< ۰/۰۰۱	(۳۷) ۱۴۴	۰/۹۷۰	(۴۱) ۳۳۰	زن	جنسیت
-----	(۶) ۲۲	-----	(۴) ۳۲	مجرد	
۰/۰۰۳	(۹۴) ۳۴۴	۰/۴۷۴	(۹۶) ۷۲۹	متاهل	
-----	(۵۳) ۱۸۰	-----	(۵۱) ۳۶۷	فارس	
۰/۸۶۵	(۸) ۲۶	۰/۱۱۰	(۸) ۵۹	کرد	نژاد
۰/۰۲۰	(۷) ۲۳	۰/۶۲۱	(۸) ۵۶	لر	
۰/۰۶۰	(۲۰) ۶۹	۰/۹۸۱	(۲۲) ۱۵۸	ترک	
۰/۲۷۱	(۱۳) ۴۴	۰/۰۴۳	(۱۱) ۷۹	ساپر	
-----	(۲۹) ۸۱	-----	(۲۵) ۱۵۷	بی‌سواد	سطح تحصیلات
۰/۰۲۱	(۳۰) ۸۵	۰/۴۹۶	(۳۳) ۲۰۸	راهنمایی	
۰/۰۰۵	(۲۴) ۶۷	۰/۳۹۶	(۲۵) ۱۵۵	دبیرستان	
۰/۰۱۷	(۱۸) ۵۰	۰/۹۷۷	(۱۷) ۱۰۴	دانشگاهی	
-----	(۵۵) ۱۵۱	-----	(۴۹) ۲۵۲	$\chi^2 24/9 - 18/6$	BMI
۰/۵۰۴	(۱۰) ۲۷	۰/۰۲۴	(۹) ۴۵	۱۸/۵ >	
< ۰/۰۰۱	(۲۸) ۷۷	۰/۰۰۲	(۳۳) ۱۷۰	۲۹/۹ - ۲۵	
۰/۰۲۶	(۸) ۲۱	۰/۷۵۴	(۹) ۴۶	۳۰ <	
-----	(۹۲) ۳۳۱	-----	(۹۱) ۶۸۴	هیچ وقت	سابقه مصرف الکل
۰/۰۵۱	(۸) ۲۷	۰/۰۰۹	(۹) ۷۱	صرف قبلی یا فعلی	
-----	(۹۷) ۷۳	-----	(۹۹) ۲۵۵	خیر	
۰/۸۷۵	(۳) ۲	۰/۶۷۹	(۱) ۳	بلی	
-----	(۹۱) ۵۱	-----	(۸۳) ۱۳۶	خیر	HNPPCC
۰/۰۵۹	(۹) ۵	۰/۶۹۰	(۱۷) ۲۸	بلی	
-----	(۹۸) ۱۰۲	-----	(۹۷) ۲۹۶	خیر	
۰/۸۷۳	(۲) ۲	۰/۰۰۶	(۳) ۱۰	بلی	
-----	(۶۹) ۲۵۵	-----	(۶۰) ۴۶۶	خیر	سابقه فامیلی ابتلا به سرطان
۰/۰۰۶	(۳۱) ۱۱۴	۰/۳۰۸	(۴۰) ۳۰۸	بلی	
-----	(۴۶) ۱۱۸	-----	(۵۲) ۳۱۳	اولیه (۱ او II)	
۰/۰۶۲	(۵۴) ۱۴۱	< ۰/۰۰۱	(۴۸) ۲۹۰	پیشرفت (III و IV)	مرحله‌ی پاتولوژیک تومور

* بر اساس مدل L-M تعديل نشده

† ردیف مرجع (برای مدل رگرسیونی تعديل نشده (یک متغیره) و بیبول)

است:

براساس یافته‌های حاصل از مدل رگرسیونی و بیبول چندمتغیره برای بیماران مبتلا به سرطان کولون، متغیرهای BMI، سابقه مصرف الکل، IBD و مرحله پاتولوژیک تومور، با احتمال بقا رابطه

از این مدل در پیشگویی پیامد مرگ ناشی از سرطان نشان می‌دهد. با اعمال تصحیح (تعديل) روی پارامتر شکنندگی، نتایج حاصل از مدل رگرسیونی و بیبول به طور اختصاصی برای بیماران مبتلا به سرطان‌های کولون و رکتال در جدول شماره ۲ آورده شده

جدول شماره ۲- نتایج حاصل از مدل چند متغیره L-M برای عوامل تشخیصی معنی دار از تحلیل یک متغیره

سرطان رکتال		سرطان کولون		رده ها		ویژگی ها
P-value ^b	% ۹۵ CI	HR ^a	P-value ^b	% ۹۵ CI	HR ^a	
----	----	* ¹	----	----	* ¹	۴۵ >
۰/۰۲۰	(۰/۱۴-۰/۸۵)	۰/۳۵	۰/۶۲۲	(۰/۶۴-۲/۱۲)	۱/۱۶	۶۵-۴۵
۰/۸۹۸	(۰/۲۹-۴/۱۱)	۱/۰۹	۰/۸۶۳	(۰/۴۱-۲/۰۹)	۰/۹۳	۶۵ <
----	----	* ¹	----	----	* ¹	مرد
۰/۶۳۱	(۰/۴۱-۱/۷۱)	۰/۸۴	۰/۸۸۲	(۰/۵۲-۱/۷۴)	۰/۹۶	زن
----	----	* ¹	----	----	* ¹	مجرد
۰/۶۳۱	(۰/۴۱-۱/۷۱)	۰/۸۴	۰/۸۸۲	(۰/۵۲-۱/۷۴)	۰/۹۶	متأهل
----	----	* ¹	----	----	* ¹	فارس
۰/۲۰۲	(۰/۱۳-۱/۵۴)	۰/۴۴	۰/۷۶۹	(۰/۲۹-۲/۵۲)	۰/۸۵	کرد
۰/۷۸۷	(۰/۱۶-۴/۰۳)	۰/۸۰	۰/۳۹۳	(۰/۲۲-۱/۸۳)	۰/۶۳	لر
۰/۶۹۴	(۰/۳۰-۲/۲۶)	۰/۸۲	۰/۳۸۴	(۰/۶۱-۳/۶۴)	۱/۴۹	ترک
۰/۹۹۶	(۰/۳۵-۲/۹۲)	۱/۰۰	۰/۵۵۸	(۰/۳۸-۱/۶۹)	۰/۸۰	سایر
----	----	* ¹	----	----	* ¹	بی سواد
۰/۰۸۲	(۰/۸۸-۸/۴۹)	۲/۷۳	۰/۷۶۹	(۰/۵۵-۲/۶۲)	۱/۲۰	راهنمایی
۰/۰۲۷	(۱/۱۷-۱۳/۰)	۳/۹۰	۰/۳۹۳	(۰/۶۷-۳/۲۲)	۱/۴۶	دیبرستان
۰/۰۹۵	(۰/۸۷-۵/۹۶)	۲/۲۸	۰/۳۸۴	(۰/۵۷-۲/۷۶)	۱/۲۵	دانشگاهی
----	----	* ¹	----	----	* ¹	۲۴/۹ - ۱۸/۶
۰/۴۷۲	(۰/۲۵-۱/۹۲)	۰/۶۹	۰/۰۲۹	(۰/۱۹-۰/۹۲)	۰/۴۲	۱۸/۵ >
۰/۰۰۶	(۱/۴۸-۱۰/۰)	۳/۹۳	۰/۰۴۷	(۱/۰-۳/۵۴)	۱/۸۹	۲۹/۹ - ۲۵
۰/۶۱۴	(۰/۳۶-۵/۵۹)	۱/۴۲	۰/۷۳۳	(۰/۴۰-۳/۶۷)	۱/۲۱	۳۰ <
----	----	* ¹	----	----	* ¹	هیچ وقت
۰/۴۰۹	(۰/۴۶-۶/۷۱)	۱/۷۶	۰/۰۳۰	(۰/۲۱-۰/۹۲)	۰/۴۴	سابقه مصرف الكل
----	----	* ¹	----	----	* ¹	خیر
۰/۳۷۱	(۰/۰۴-۳/۲۰)	۰/۳۸	۰/۰۰۲	(۰/۰۴-۰/۴۸)	۰/۱۴	بلی
----	----	* ¹	----	----	* ¹	اولیه (ا و II)
۰/۰۱۱	(۰/۲۰-۰/۸۱)	۰/۴۰	۰/۰۰۹	(۰/۲۸-۰/۸۳)	۰/۴۸	پیشرفت (III و IV)

^a رده مرجع^b میزان خطر (Hazard Ratio) (چند متغیره)^b بر اساس مدل L-M تعديل شده

در تحلیل یک متغیره و چند متغیره، برای رده سنی ۴۵-۶۴ سال سن حین تشخیص، بین دو زیر بخش کولون و رکتوم تفاوت معنی داری وجود داشت؛ در تحلیل یک متغیره، نسبت زمانی بقای بیماران مبتلا به سرطان رکتال بود ($TR(C/R)=0/۵۷$)^۱ (نسبت زمانی کولون به

معنی داری داشتند ($p<0/۰۵$). همچنین برای بیماران مبتلا به سرطان رکتال، متغیرهای سن حین تشخیص، سطح تحصیلات، BMI و مرحله پاتولوژیک تومور با احتمال بقا رابطه معنی داری نشان دادند ($p<0/۰۵$) ولی سایر متغیرها معنی دار نبودند ($p>0/۰۵$)، به علاوه، متغیر سابقه فامیلی که در مرحله تحلیل یک متغیره معنی دار بود، در این مرحله به دلیل ایجاد مشکل هم خطی، در مدل چند متغیره وارد نشد.

¹Colon to Rectum Time Ratio

جدول شماره ۳- نتایج مقایسه‌ی نسبت خطرهای تعدیل شده و تعدیل شده بین کولون و رکتوم برای متغیرهای دموگرافیک و کلینیکی- پاتولوژیک

ویژگی‌ها	شاخص‌های تعدیل شده (کولون/رکتوم)				سن حين تشخیص	
	شاخص‌های تعدیل شده (کولون/رکتوم)		شاخص‌های تعدیل شده (کولون/رکتوم)			
	95% CI ^c (C/R) ^b	HR ^a (C/R) ^b	95% CI ^c (C/R) ^b	HR ^a (C/R) ^b		
سن حين تشخیص						
۶۵-۴۵	(۱/۱۵-۹/۷۴)	۳/۳۴	(۰/۴۰-۰/۸۰)	۰/۵۷		
۶۵<	(۰/۱۸-۴/۰۶)	۰/۸۵	(۰/۳۵-۰/۹۱)	۰/۵۷		
جنسیت (زن)	(۰/۴۷-۲/۷۴)	۱/۱۴	(۰/۳۴-۰/۷۶)	۰/۵۱		
وضعیت تأهل (متاهل)	(۰/۱۷-۲/۹۰)	۰/۷۱	(۰/۴۲-۰/۷۰)	۰/۵۴		
گروه قومی						
کرد	(۰/۳۸-۹/۶۲)	۱/۹۱	(۰/۲۴-۱/۴۰)	۰/۵۷		
لر	(۰/۱۲-۵/۲۰)	۰/۷۸	(۰/۰۹-۰/۸۱)	۰/۲۶		
ترک	(۰/۴۹-۶/۸۲)	۱/۸۲	(۰/۳۸-۱/۱۲)	۰/۶۵		
سایر	(۰/۲۲-۲/۹۰)	۰/۷۸	(۰/۲۴-۰/۹۱)	۰/۴۷		
سطح تحصیلات						
راهنمایی	(۰/۱۲-۱/۶۴)	۰/۴۴	(۰/۳۲-۰/۸۳)	۰/۵۲		
دیپرستان	(۰/۱۰-۱/۴۷)	۰/۳۶	(۰/۳۲-۱/۰۳)	۰/۵۷		
دانشگاهی	(۰/۱۸-۱/۷۱)	۰/۵۵	(۰/۲۷-۰/۹۶)	۰/۵۱		
BMI						
۱۸/۵>	(۰/۱۷-۲/۲۰)	۰/۶۱	(۰/۳۴-۱/۳۴)	۰/۶۷		
۲۹/۹-۲۵	(۰/۱۵-۱/۵۷)	۰/۴۸	(۰/۳۵-۰/۹۱)	۰/۵۶		
۳۰<	(۰/۱۵-۴/۸۹)	۰/۸۵	(۰/۱۴-۱/۱۳)	۰/۴۰		
سابقه مصرف الکل (صرف قبلی یا فعلی)	(۰/۰۵-۱/۱۵)	۰/۲۵	(۰/۱۰-۰/۶۰)	۰/۲۴		
(بلی) FAP	-----	-----	(۰/۰۲-۱۴/۶)	۰/۴۸		
(بلی) HNPCC	-----	-----	(۰/۰۳-۱/۰۵)	۰/۱۶		
(بلی) IBD	(۰/۰۳-۴/۳۸)	۰/۳۶	(۰/۰۱-۱/۱۶)	۰/۱۲		
سابقه فامیلی ابتلا به سرطان (بلی)	-----	-----	(۰/۳۶-۰/۷۹)	۰/۵۳		
مرحله پاتولوژیک تومور (پیشرفته)	(۰/۵۱-۲/۸۲)	۱/۲۰	(۰/۳۷-۰/۷۲)	۰/۵۲		

^a میزان خطر (Hazard Ratio) چند متغیره^b (کولون/رکتوم)^c فاصله اطمینان ۹۵ درصدی برای نسبت زمانی کولون به رکتوم

و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $TR(C/R)=0/۵۷$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $(۰/۳۵-۰/۹۱)$ ولی در تحلیل چندمتغیره معنی دار نشد $MTR(C/R)=0/۸۵$ و $FTR(C/R)=0/۴۰/۶$. فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $(۰/۱۸-۴/۰۶)$.

برای متغیر جنسیت، تفاوت دو زیر بخش کولون و رکتوم در تحلیل یک متغیره معنی دار شد $TR(C/R)=0/۵۱$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $(۰/۳۴-۰/۷۶)$ ولی در تحلیل چندمتغیره معنی دار نشد $MTR(C/R)=1/۱۴$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $(۰/۰۹-۰/۸۱)$.

برای متغیرهای وضعیت تأهل $TR(C/R)=0/۵۷$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $(۰/۰۹-۰/۴۲)$ ، نزد $MTR(C/R)=0/۲۶$ و $TR(C/R)=0/۴۲$.

فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $(۰/۰۹-۰/۸۱)$ برای گروه نژادی لر و

رکتوم) و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $(۰/۸۰-۰/۴۰)$ در حالی که این رابطه در تحلیل چندمتغیره و با تعدیل بر دیگر متغیرهای مورد بررسی در جهت دیگر معنی دار شد، به طوری که بقای بیماران مبتلا به سرطان کولون تقریباً $۳/۳۴$ برابر بقای بیماران مبتلا به سرطان رکتال گردید $MTR(C/R)=۳/۳۴$ ^۱ (نسبت زمانی چندمتغیره کولون به رکتوم) و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $(۰/۹۷-۰/۱۵)$. این موضوع به دلیل تاثیر متغیرهای دیگر بر رابطه این رده سنی با احتمال بقا باشد. برای رده‌ی سنی < ۶۵ سال، تفاوت دو زیر بخش در تحلیل یک متغیره معنی دار شد

¹ Multivariate Time Ratio

برای سایر گروههای قومی) و سطح تحصیلات $TR(C/R)=0/52$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $0/83 - 0/32$) برای سطح تحصیلات راهنمایی و $TR(C/R)=0/51$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $0/27 - 0/26$) برای سطح تحصیلات دانشگاهی) تفاوت این دو زیربخش در تحلیل یک متغیره معنی‌دار شد ولی در تحلیل چندمتغیره معنی‌دار نشد (فواصل اطمینان عدد یک را در برداشتند).

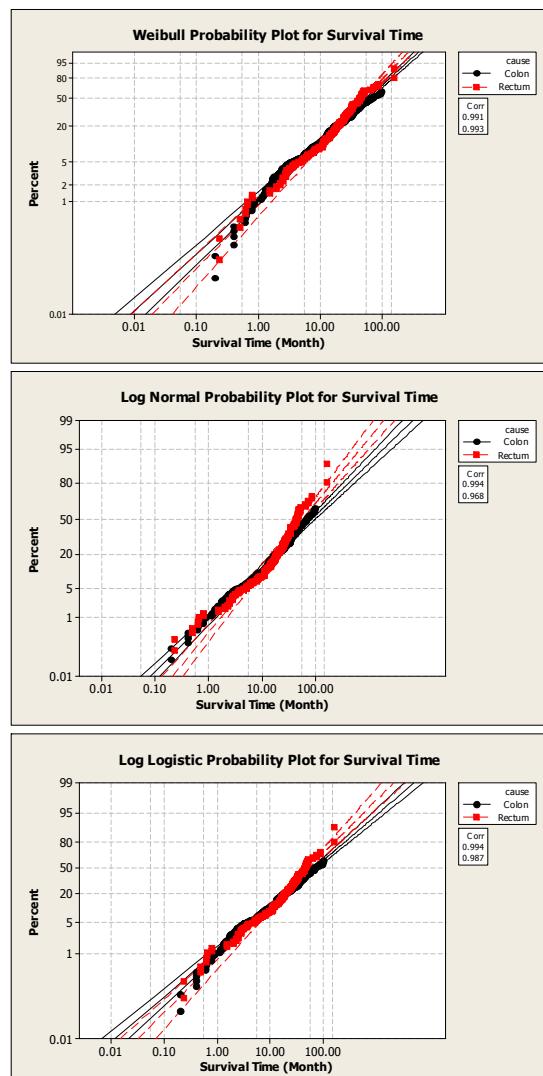
برای عامل BMI، در تحلیل‌های یک متغیره تفاوت معنی‌داری بین دو زیربخش کولون و رکتوم مشاهده شد ($TR(C/R)=0/56$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $0/91 - 0/35$ برای رده $0/35$ ، $29/9 - 25$) همچنین در این تحلیل برای دو رده $> 18/5$ و < 30 فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $1/34 - 0/34$ و $0/40$ و $TR(C/R)=0/67$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $1/13 - 0/14$)، تفاوت بین این دو زیربخش، اگرچه به لحاظ آماری معنی‌دار نبود ولی به لحاظ عملی قابل ملاحظه بود. در تحلیل چندمتغیره، تفاوت معنی‌داری بین کولون و رکتوم مشاهده نشد، اگرچه در رده‌های $> 18/5$ و $29/9 - 25$ ، این تفاوت قابل ملاحظه بود ($MTR(C/R)=0/61$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $0/17 - 2/20$ و $MTR(C/R)=0/48$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $0/05 - 1/57$) به ترتیب.

در تحلیل یک متغیره، سابقه مصرف الكل تفاوت معنی‌داری را بین کولون و رکتوم نشان داد ($TR(C/R)=0/24$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $0/10 - 0/60$). در تحلیل چندمتغیره نیز اگرچه برای این عامل تفاوت معنی‌داری بین دو زیربخش مشاهده نشد ولی اندازه اثر این تفاوت قابل ملاحظه بود ($MTR(C/R)=0/25$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $1/15 - 0/05$).

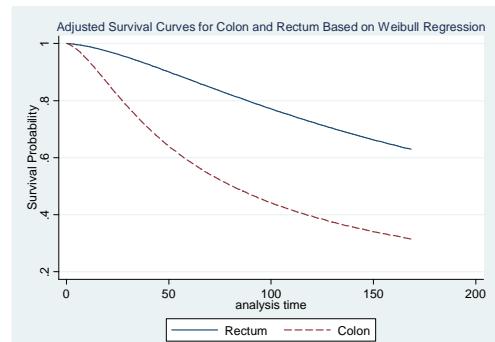
برای عامل IBD در تحلیل‌های یک متغیره و چندمتغیره، اگرچه تفاوت معنی‌داری بین کولون و رکتوم مشاهده نشد ولی اندازه اثر این تفاوت‌ها، مخصوصاً در تحلیل یک متغیره، قابل ملاحظه بود ($TR(C/R)=0/12$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $1/16 - 0/01$ و $MTR(C/R)=0/36$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $4/38 - 0/03$).

سابقه فamilی ابتلا به سرطان در تحلیل یک متغیره، تفاوت معنی‌داری را بین کولون و رکتوم نشان داد ($TR(C/R)=0/53$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $0/79 - 0/36$).

برای عامل FAP در تحلیل یک متغیره، تفاوت معنی‌داری بین کولون و رکتوم مشاهده نشد ($TR(C/R)=0/48$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $0/24 - 0/02$)، اگرچه اندازه اثر این تفاوت به لحاظ



نمودار شماره ۱- نمودارهای احتمال توزیع‌های ویبول، لگ‌نرمال و لگ‌لوجستیک برای ارزیابی میزان برآذش زمان‌های بقا



نمودار شماره ۲- احتمال بقای تعدیل شده بر اساس مدل رگرسیونی ویبول با رویکرد L-M

$TR(C/R)=0/47$ و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی $0/91 - 0/24$

در مسئله مخاطره‌های رقیب که در آن ممکن است هر یک از آزمودنی‌ها به دلیل یکی از چند علت، پیشامد مورد نظر را تجربه نمایند، رخداد پیشامد به دلیل یکی از علت‌ها مانع از مشاهده رخداد پیشامد توسط سایر پیشامدها می‌گردد. گولی و همکاران (۱۹۹۹)، یک تعریف عمومی از مخاطره‌های رقیب ارائه نموده‌اند: مخاطره‌ی رقیب پیشامدی است که رخداد پیشامد مورد نظر را پنهان می‌نماید یا این این که احتمال رخداد آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد (۶۲). بنابراین در داده‌های استفاده شده در این مطالعه، با توجه به این که رخداد مرگ ناشی از سرطان کولون (رکتوم)، رخداد این پیشامد را توسط رکتوم (کولون) پنهان می‌کند یا احتمال رخداد آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد، هر یک از علت‌های فوق را می‌توان مخاطره‌های رقیب مرگ در نظر گرفت.

در تحلیل‌های کلاسیک معمولاً فرض می‌شود که مخاطره‌های رقیب از هم مستقلند و بر اساس این پیش‌فرض، کمیت‌های مورد علاقه برآورده می‌شوند. برای مدل‌های کلاسیک مخاطره‌های رقیب، در صورت برقرار نبودن پیش‌فرض استقلال، برآورده کمیت مورد نظر، یعنی احتمال خالص مربوط به رخداد پیشامد مورد نظر توسط یک علت خاص، دیگر به طور مستقیم قابل برآورده و شناسایی نیست (۶۳) و مدل‌های کلاسیک برآورده اربیسی از کمیت‌های مورد نظر ارائه می‌دهند (۶۴) و همچنین میزان دقیقت برآورده‌های مورد نظر نیز صحیح نیست (۶۵-۶۸). در مورد داده‌های این مطالعه نیز پیش‌فرض استقلال داده‌ها برقرار نبود که این موضوع توسط تحلیل حساسیت ارزیابی شد (۶۹). بنابراین برای دستیابی به برآوردهای ناریب و واریانس صحیح آن‌ها نیاز به انجام تصحیح شکنندگی در قالب نتیجه مقاله‌ی فینکلیشتین و اسالوا^۱ (۲۰۰۸) (۵۴) بود.

در این مطالعه از مدل شکنندگی گاما استفاده شد که این توزیع با توجه به نیرومند بودن نتایج حاصل از آن (۵۸) در موقعیت‌هایی نظیر تحلیل مخاطره‌های رقیب، که توزیع واقعی شکنندگی معلوم نیست، به عنوان یک انتخاب عملی توصیه می‌گردد زیرا این توزیع در بدترین وضعیت ممکن تنها ۱۰٪ اربیسی در برآورده ضرایب رگرسیونی و متناظر با آن در برآورده میزان خطر ایجاد می‌نماید (۷۰). و به همین دلیل به صورت گسترده توسط بسیاری از مولفین استفاده می‌شود (۷۱،۵۷-۷۵).

در راستای یافته‌های حاصل از این مطالعه، مطالعات دیگر، مشاهده شده که نسبت چپ به راست با افزایش سن و سال

مقدار آن قابل ملاحظه بود ولی فاصله اطمینان آن عریض بود و درباره‌ی این تفاوت اظهار نظر دقیقی نمی‌توان نمود. برای عامل HNPCC، اگرچه در تحلیل یک متغیره تفاوت معنی‌داری بین کولون و رکتوم مشاهده نشد، ولی اندازه اثر این تفاوت قابل ملاحظه بود ($TR(C/R)=0/16$) و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی (۱۰۵ - ۱۰۳).).

در تحلیل یک متغیره، عامل مرحله پاتولوژیک تومور تفاوت معنی‌داری را بین کولون و رکتوم نشان داد ($TR(C/R)=0/52$) و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی (۰/۷۲ - ۰/۳۷)، ولی در تحلیل چندمتغیره، تفاوت معنی‌داری بین کولون و رکتوم وجود نداشت ($MTR(C/R)=1/20$) و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی (۰/۵۱ - ۰/۵۰).

منحنی‌های بقای تعديل شده اختصاصی سرطان‌های کولون و رکتال، بر اساس مدل‌های رگرسیونی ویبول، در نمودار شماره ۲ نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود احتمال بقای بیماران مبتلا به سرطان کولون در ۱۶۰ ماه به تقریباً ۰/۲۵ می‌رسد ولی این احتمال برای سرطان رکتال و در همین مدت زمانی برابر ۰/۶ محسوبه شد. همچنین در تمام نقاط زمانی از ابتداء انتهای، بقای بیماران مبتلا به سرطان رکتال بیشتر از بقای بیماران مبتلا به سرطان کولون بود، به علاوه اختلاف بقای این دو زیر بخش در ابتداء کوچک بود ولی در انتهای بازه زمانی به حد اکثر مقدار خود رسید که این امر نشان می‌دهد بقای طولانی‌مدت در بیماران مبتلا به سرطان رکتال در مقایسه بیماران مبتلا به سرطان کولون بالاتر است.

بحث

اهمیت سرطان کولورکتال به عنوان یک تهدید بهداشت عمومی و افزایش نرخ آن در کشور ما به ویژه در جوانان در سه دهه‌ی اخیر (۱۰-۱۲) ضرورت مطالعه‌ی این نوع سرطان را ایجاب می‌کند. از طرف دیگر، به علت وجود تفاوت در زیر بخش‌های سرطان کولورکتال و به منظور مطالعه بهتر، و دستیابی به نتایج دقیق‌تر و درک بیشتر از این سرطان، مطالعه اختصاصی زیر بخش‌های کولون و رکتوم ضروری به نظر می‌رسد. با توجه به این اهداف، این مطالعه روی ۱۲۱۹ بیمار سرطان کولورکتال ایرانی برای ارزیابی اثر عوامل تشخیصی این زیر بخش‌ها در قالب روش‌های یک‌متغیره و چندمتغیره‌ی شکنندگی تحلیل پارامتری بقا با روبکرد L-M و با در نظر گرفتن مخاطره‌ی سرطان‌های کولون و رکتوم به عنوان پیشامدهای رقیب، انجام شد.

حاصل از بررسی ۲۷ مطالعه اپیدمیولوژیکی، این نتیجه حاصل شد که مطالعات همگروهی میزان خطر ابتلا به کولون را بین ۱/۷ تا ۰/۷ گزارش نمودند و تقریباً میزان مشابهی را برای سرطان رکتال مشاهده کردند (۸۵)، اما بین این دو زیر بخش مقایسه‌ای انجام ندادند. در فرا تحلیل مطالعات همگروهی و مورد-شاهدی، رابطه معنی‌داری بین سرطان کولورکتال و مصرف الكل با یک رابطه دوز-پاسخ^۴ مشاهده شد (۸۶،۸۷)، اما در میزان خطر تفاوتی بین دو زیر بخش کولون و رکتوم گزارش نشد (۸۶،۸۷). در بسیاری از مطالعات، مصرف بالای الكل با میزان متوسطی از میزان خطر برای بیماران مبتلا به سرطان کولورکتال و با رابطه قوی‌تری در سرطان کولون گزارش شده است (۲۶،۸۸) و شدت این رابطه در میان افراد مبتلا به IBD مزمن بیشتر بوده است (۲۴). از طرف دیگر، نتایج برخی مطالعات دیگر نشان داد که مصرف الكل با سرطان کولون دور و رکتال رابطه معنی‌داری دارد (۱۵،۸۶،۸۹). دسته‌بندی‌های مختلف از زیر بخش‌های کولورکتال و الگوهای مختلف مواجهه، نظیر تفاوت‌های نژادی و ژنتیکی، ممکن است دلایل احتمالی برای یافته‌های ظاهرها متناقضی باشد که در مورد عامل مصرف الكل گزارش شده است (۱۵،۸۶،۸۹).

متغیر IBD یک عامل تشخیصی مستقل برای سرطان کولون بود و بقای بیماران با سابقه IBD مبتلا به سرطان کولون (بر اساس تحلیل چند متغیره)، تقریباً یک‌سوم بقای بیماران با سابقه IBD مبتلا به سرطان رکتال بود. سرطان کولورکتال یکی از شایع‌ترین سرطان‌ها در بیماران با سابقه IBD (کولیت اولسراتیو^۵) و کولیت کرون^۶ (CC) است (۴۷). در یک مطالعه جمعیتی، این نتیجه حاصل شد که خطر ابتلا به سرطان کولون در بیماران مبتلا به UC و CC حدوداً ۲ تا ۳ برابر بیشتر از جمعیت عمومی است و خطر ابتلا به سرطان رکتوم در بیماران با سابقه UC، ۲ برابر بیشتر از جمعیت عمومی است ولی در بیماران با سابقه CC نسبت به جمعیت عمومی تفاوتی مشاهده نشد (۴۰). تأثیر UC یا CC بر سرطان‌های کولون و رکتال توسط مطالعات مختلف تائید شده است (۹۰-۹۷). در این مطالعه، UC و CC به صورت جداگانه و اختصاصی بررسی نشدند: در مطالعه‌ای نشان داده شده است که عوارض کلینیکی و پاتولوژیک سرطان کولورکتال در بیماران با سابقه UC کاملاً مشابه بیماران با سابقه CC است. همچنین

تشخیص به طور معنی‌داری افزایش می‌یابد (۷۶،۱۳-۷۸). اما رانکوکسی و همکاران^۷ (۱۹۹۶) رابطه معکوسی را نشان دادند (۷۹). در مطالعه خود، وی^۸ و همکاران (۲۰۰۴)، هیچ تفاوتی بین کولون و رکتوم مشاهده نکردند، اما این عامل با بقای هر یک از این زیر بخش‌ها رابطه معنی‌داری داشت (۳۸).

مشابه یافته‌های این مطالعه برای متغیر جنسیت، وی و همکاران (۲۰۰۴)، تفاوت بین کولون و رکتوم را غیرمعنی‌دار گزارش نمودند (۳۸). اما بر خلاف یافته‌های مطالعه‌ی حاضر، سایر مطالعات نشان دادند که مردان بیشتر به سرطان‌های کولون دور و رکتوم، در حالی که زنان بیشتر به سرطان کولون نزدیک مبتلا می‌شوند (۱۳،۱۹،۸۰،۷۷).

بر خلاف یافته‌های پژوهش حاضر، تفاوت‌های معنی‌داری در بقای بیماران مبتلا به سرطان کولورکتال در زیر بخش‌های کولون و رکتوم برای عوامل نژاد، وضعیت تأهل و سطح تحصیلات توسط برخی از مطالعات گزارش شده است (۸۳-۸۲).

بر اساس یافته‌ها، این گونه می‌توان نتیجه گرفت که BMI یک عامل تشخیصی معنی‌دار برای هر دو سرطان کولون و رکتال بود و بقای بیماران مبتلا به سرطان کولون با رده‌های مختلف BMI، تقریباً نصف بقای بیماران مبتلا به سرطان رکتال بود. در راستای یافته‌های حاصل از این مطالعه، وی و همکاران (۲۰۰۴)، در مطالعه‌ی خود تفاوت معنی‌داری بین کولون و رکتوم مشاهده نکردند، اما این عامل را به عنوان یک عامل تشخیصی معنی‌دار فقط برای سرطان کولون گزارش نمودند (۳۸). لی مرکاند^۹ و همکاران (۱۹۹۲) بین کولون نزدیک (شامل سکام، کولون بالارو و کولون عرضی) و کولون دور (شامل کولون پایین‌رو، سیگموئید کولون و رکتوم) با BMI روابطی را مشاهده نمودند (۳۰). البته در این مورد نقطه نظرهای متفاوتی نیز وجود دارد (۱۵،۲۷،۳۳،۳۷،۷۴).

بر اساس یافته‌ها، این نتیجه حاصل شد که سابقه مصرف الكل یک عامل تشخیصی مستقل برای سرطان کولون بود و بقای بیماران الكلی مبتلا به سرطان کولون تقریباً یک‌چهارم بقای بیماران الكلی مبتلا به سرطان رکتال بود. بر خلاف یافته‌های این مطالعه، وی و همکاران (۲۰۰۴)، تفاوت معنی‌داری بین این زیر بخش مشاهده نکردند (۳۸). همچنین در یک مطالعه فرا تحلیلی^{۱۰}

^۴Roncucci et al

^۵Wei

^۶Le Merchant

^۷Meta Analysis

^۸Dose-Response

^۹Ulcerative colitis

^{۱۰}Crohn's colitis

معناداری بین کولون راست و چپ مشاهده کردند (۵۰)، البته لازم به ذکر است که مقایسه آن‌ها روی نسبت‌های مرگ و میر بود و کمیت بقا را در این دو زیر بخش با یکدیگر مقایسه نکردند. همچنین تعداد آزمودنی‌ها در مطالعه آن‌ها زیاد بود، در نتیجه توان آزمون بیشتری برای آشکارسازی آماری اختلاف داشتند. از طرف دیگر، اختلاف نظرهایی نیز در این زمینه وجود دارد (۱۳، ۴۸، ۱۰۱).

بقا تعديل شده‌ی کلی و همچنین بقاهای ۱، ۲، ۳، ۴ و ۵ ساله بقا بیماران مبتلا به سرطان رکتال بهتر از این کمیت‌ها برای سرطان کولون بود. این یافته، نشان می‌دهد که وضعیت بقا کلی و بقا سال به سال بیماران مبتلا به سرطان رکتال بهتر از وضعیت بیماران مبتلا به سرطان کولون بود. همچنین بقا طولانی مدت بیماران مبتلا به سرطان رکتال در مقایسه با بیماران مبتلا به سرطان کولون در مقایسه با بقا کوتاه مدت آن به صورت قابل ملاحظه‌ای بیشتر بود. اما مطالعات دیگر نتایج معکوسی را نشان داد (۱۰۲-۱۰۴). البته در این مورد بحث‌هایی نیز وجود دارد (۴۵، ۹).

در این مطالعه، محدودیت‌هایی نیز وجود داشت؛ با در نظر گرفتن یک سری شرایط، مدل شکنندگی مستقل به داده‌ها برازش شد. پیشنهاد می‌شود در حالت کلی و برای کلاس بزرگتری از توزیع‌ها، مدل‌های شکنندگی همبسته (۷۵) برای مسئله مخاطره‌های رقیب بررسی شوند.

همچنین با توجه به اختلاف‌هایی که در مورد نتایج حاصل از مکانیسم زیر بخش‌های سرطان کولورکتال وجود دارد، نیاز به انجام مطالعات بیشتر و جمع‌آوری شواهد بیشتر در مورد ویژگی‌های اختصاصی مرتبط با هر یک از سرطان‌های کولون و رکتال است تا نتایج دقیق‌تری در این زمینه گردآوری شود که در این زمینه، ارائه روش‌هایی برای انجام فرا تحلیل در مسئله مخاطره‌های رقیب، مفید خواهد بود. مخصوصاً تعداد بیشتری از آزمودنی‌ها برای دستیابی به توان آزمون آماری بالاتر مورد نیاز است تا تفاوت‌هایی که در این مطالعه به عنوان «قابل ملاحظه» ذکر شده است، به صورت آماری نیز معنی‌دار گردد. این مورد یکی از محدودیت این مطالعه بود که مخصوصاً در تحلیل چند متغیره تاثیر خود را نشان داد. لازم به ذکر است که در تحلیل یک متغیره با توجه به این که هر یک از عوامل مورد بررسی به صورت انفرادی در تحلیل وارد می‌شندند به صورت قابل توجهی بیشتر از تعداد آزمودنی‌ها در تحلیل چند متغیره بود که در آن نیاز است اطلاعات آزمودنی‌ها به

احتمال بقا ۵ ساله سرطان کولورکتال در این دو بیماری تقریباً مشابه است (۴۶٪ در مقابله ۵۰٪).

بقا بیماران با سابقه فامیلی مبتلا به سرطان کولون، تقریباً نصف بقا بیماران با سابقه فامیلی مبتلا به سرطان رکتال بود. برخلاف یافته‌های مطالعه حاضر، در مطالعه‌ای که توسط وی و همکاران (۲۰۰۴) صورت گرفت، آن‌ها گزارش نمودند که به نظر می‌رسد سابقه خانوادگی ابتلا به سرطان، مخاطره^۱ نسبی (RR) سرطان کولون (RR = ۱/۹۴) و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی (۱/۸۰ - ۲/۱۰) را نسبت به سرطان رکتال (RR = ۱/۲۷) و فاصله اطمینان ۹۵ درصدی (۱/۵۰ - ۱/۰۸) بیشتر تحت تأثیر قرار دهد (۳۸). در مطالعه خود، فاچس و همکاران^۲ (۱۹۹۴)، RR برابر ۰/۹۹ (فاصله اطمینان ۹۵ درصدی ۰/۸۶ - ۱/۵۰) را برای سرطان کولون و RR برابر ۰/۴۳ (۱/۷۰ - ۰/۴۳) را برای سرطان رکتال در میان بیماران با سابقه فامیلی ابتلا به سرطان گزارش کردند (۴۳). در یک مطالعه دیگر هر چند زیر بخش‌های کولون و رکتوم با یکدیگر مقایسه نشدند، ولی آن‌ها نیز نتیجه‌گیری مشابهی داشتند (۴۶).

برخلاف یافته‌های حاصل از این پژوهش، مطالعات دیگر گزارش نمودند که بیماران با سابقه FAP و HNPCC مستعد ابتلا به سرطان‌های کولون و رکتوم هستند (۹۹). از طرف دیگر، در راستای یافته‌های حاصل از این مطالعه، در مطالعات دیگر این نتیجه حاصل شد که بیماران با سابقه FAP به سرطان کولورکتال بیشتر در کولون چپ، در حالی که بیماران با سابقه HNPCC به سرطان کولورکتال بیشتر در کولون راست مبتلا می‌شوند (۴۴، ۴۵، ۴۸). برای عوامل FAP و HNPCC این فرضیه وجود دارد که مکانیزم‌های پاتولوژیک و ژنتیکی مختلف می‌توانند تفاوت بین کولون و رکتوم را توجیه نماید (۳۸، ۴۱، ۴۸).

مرحله‌ی پاتولوژیک تومور یک عامل تشخیصی مستقل برای سرطان‌های کولون و رکتوم بود و بقا بیماران با مرحله پیشرفت‌هه مبتلا به سرطان کولون (بر اساس تحلیل چند متغیره)، تقریباً برابر بقا بیماران با مرحله پیشرفت‌هه مبتلا به سرطان رکتال بود. یافته‌های حاصل از برخی مطالعات در راستای یافته‌های حاصل از مطالعه‌ی حاضر است (۱۰۰)، اما در مطالعه‌ای که توسط مگوئید و همکاران (۲۰۰۸) صورت گرفت، آن‌ها برای این عامل تفاوت

¹Relative Risk

²Fuches et al

کولون و رکتوم برای برخی از عوامل خطر، تفاوت وجود دارد و در حالت کلی، بیماران مبتلا به سرطان کولون نسبت به بیماران مبتلا به سرطان رکتال، در مخاطره بیشتری از مرگ و میر ناشی از بیماری هستند. اگرچه، برای برخی از عوامل این تفاوت به لحاظ آماری معنی دار نشده بود ولی اندازه اثر آن قابل ملاحظه بود. این فرضیه که برخی از عوامل خطر (دموگرافیک، بالینی و وراثتی) بر سرطان‌های کولون و رکتال تأثیر متفاوتی دارند، بر اساس یافته‌های حاصل از این پژوهش تأیید می‌شود. بنابراین سرطان کولورکتال یک کمیت واحد نیست و کولون و رکتوم باید به صورت جداگانه و اختصاصی ارزیابی شوند، که در این صورت ممکن است اطلاعات ارزشمندی حاصل گردد که می‌تواند برای مطالعه مکانیسم مولکولی، تشخیص بیماری و تجویز درمان، طراحی کارآزمایی‌های بالینی برای ایجاد درمان مناسب و طرح برنامه‌های غربالگری مفید باشد.

تشکر و قدردانی

مشارکت ارزشمند دانشگاه تربیت مدرس تهران و مرکز تحقیقات گوارش و بیماری‌های کبد دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی تهران در این مطالعه، جای تقدیر و سپاسگزاری است. همچنین از راهنمایی‌های ارزشمند آقای محمد امین پورحسینقلی کمال تشکر و قدردانی را داریم.

صورت هم‌زمان برای همه‌ی عوامل مورد بررسی وجود داشته باشد. به عبارت دیگر حضور داده‌های گم‌شده این مسئله را ایجاد نموده است. برای این منظور پیشنهاد می‌گردد در مورد روش‌هایی برای مدل‌سازی همزمان مخاطره‌های رقیب و جانه‌ی (Imputation) داده‌های گم‌شده مطالعه‌ای صورت گیرد که این موضوع در موقعیت‌های عملی نظری داده‌های این مطالعه، بسیار حائز اهمیت است. به عنوان یک محدودیت دیگر از این مطالعه، عدم دسترسی به بخش مهمی از اطلاعات از قبیل فعالیت بدنی، رژیم غذایی و بعضی از نشانگرهای ژنتیکی بود. علت نامعلوم مرگ در چند مورد (تقرباً ۲/۱٪) محدودیت دیگر این مطالعه بود. بین کولون دور و نزدیک تفاوت‌هایی به لحاظ ریشه‌شناسی وجود دارد (۴۸، ۳۸)، که پیشنهاد می‌شود این موضوع در مطالعه دیگری بررسی گردد.

نتیجه‌گیری

مدل شکنندگی مخاطره‌های رقیب ابزار مناسبی برای تجزیه و تحلیل داده‌هایی است که پیامد آن‌ها زمان لازم تا رخداد پیشامد مورد نظر (مثل مرگ) است و این پیشامد توسط چند علت رخ می‌دهد و مدل شکنندگی L-M امکان مقایسه‌ی مخاطره‌های رقیب را با اعمال تصحیح شکنندگی و دقت و ایجاد صحت لازم برای کمیت‌های مورد علاقه فراهم می‌کند.

بر اساس یافته‌های حاصل از این مطالعه، بین دو زیر بخش

منابع

- Wickham R, Lassere Y. The ABCs of Colorectal Cancer. Seminars in Oncology Nursing. 2007; 23: 1–8.
- Ministry of Health and Medical Education. Islamic Republic of Iran, Ministry of Health and Medical Education, Office of Deputy Minister for Health Center for disease control, cancer office. 2005–2006. Iranian Annual National Cancer Registration Report. Tehran: Iranian Ministry of Health; 2006
- American Cancer Society. Cancer Facts and Figures 1999–2008. Atlanta: AmericanCancerSociety; 2008.
- Capocaccia R, Angelis RD, Frova L, Gatta G, Sant M, Micheli A, et al. Estimation and Projections of Colorectal Cancer Trends in Italy. International Journal of Epidemiology. 1997; 26: 924–32.
- Hayne D, Brown RSD, McCormack M, Quinn MJ, Payne HA, Babb P. Current Trends in Colorectal Cancer: Site, Incidence, Mortality and Survival in England and Wales. Clinical Oncology. 2001; 13: 448–52.
- Payne S. Not an equal opportunity disease – a sex and gender-based review of colorectal cancer in men and women: Part I. jmhg. 2007; 4: 131–9.
- Söderlund S, Brandt L, Lapidus A, Karlén P, Broström O, Löfberg R, et al. Decreasing time-trends of colorectal cancer in a large cohort of patients with inflammatory bowel disease. Gastroenterology. 2009; 136: 1561–7.
- Toyoda Y, Nakayama T, Ito Y, Ioka A, Tsukuma H. Trends in Colorectal Cancer Incidence by Subsite in Osaka, Japan. Jpn J Clin Oncol. 2009; 39: 189–91.
- Wilkes G, Hartshorn K. Colon, Rectal, and Anal Cancers. Seminars in Oncology Nursing. 2009; 25: 32–47.
- Hosseini S, Izadpanah A, Yarmohammadi H. Epidemiological changes in colorectal cancer in Shiraz, Iran: 1980–2000. ANZ J Surg. 2004; 74: 547–9.
- Ansari R, Mahdavinia M, Sadjadi A, Nouraei M, Kamangar F, Bishehsari F, et al. Incidence and age distribution of colorectal cancer in Iran: results of a population-based cancer registry. Cancer Lett 18. 2006; 240: 143–7.
- Foroutan M, Rahimi N, Tabatabaeifar M, Darvishi M, Hashemi M, Hosseinpashah F, et al. Clinical features of colorectal cancer in Iran: A 15-year review. Journal of Digestive Diseases 2008; 9: 225–7.
- Cheng X, Chen VW, Steele B, Ruiz B, Fulton J, Liu L. Subsite-specific incidence rate and stage of disease in colorectal cancer by race, gender, and age group in the United States, 1992–1997. Cancer. 2001; 92: 2547–54.
- Chew M-H, Koh P-K, Ng K-H, Eu K-W. Improved survival in an Asian cohort of young colorectal cancer patients: an analysis of 523 patients from a single institution. Int J Colorectal Dis.

- 2009; 24: 1075-83.
- 15- Chyou P-H, Nomura AMY, Stemmermann GN. A prospective study of colon and rectal cancer among Hawaii Japanese men. *Annals of Epidemiology*. 1996; 6: 276-82.
 - 16- Ji BT, Devesa SS, Chow WH, Jin F, Gao YT. Colorectal cancer incidence trends by subsite in urban Shanghai, 1972-1994. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev*. 1998; 7: 661-6.
 - 17- Li M, Li JY, Zhao AL, Gu J. Colorectal cancer or colon and rectal cancer? Clinicopathological comparison between colonic and rectal carcinomas. *Oncology*. 2007; 73: 52-7.
 - 18- Nelson RL, Dollear T, Freels S, Persky V. The relation of age, race, and gender to the subsite location of colorectal carcinoma. *Cancer*. 1997; 80: 193-7.
 - 19- Svensson E, Grotmol T, Hoff G, Langmark F, Norstein J, Tretli S. Trends in colorectal cancer incidence in Norway by gender and anatomic site: an age-period-cohort analysis. *Eur J Cancer Prev*. 2002; 11: 489-95.
 - 20- Tavani A, Fioretti F, Franceschi S, Gallus S, Negri E, Montella M, et al. Education, Socioeconomic status and risk of cancer of the colon and rectum. *Int J of Epidemiology*. 1999; 28: 380-5.
 - 21- Berrino F, Krogh V, Riboli E. Epidemiology studies on diet and cancer. *Tumori*. 2003; 89: 581-5.
 - 22- Bingham S, Day N, Luben R, et.al. Dietary fibre in food and protection against colorectal cancer in the European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition (EPIC): an observational study. *Lancet*. 2003; 361: 1496-501.
 - 23- Boutron MC, Faivre J, Dop MC, et.al. Tobacco, alcohol, and colorectal tumors: a multistep process. *Am J Epidemiol*. 1995; 141: 1038-46.
 - 24- Cho E, Smith-Warner SA, Ritz J, al. e. Alcohol intake and colorectal cancer: a pooled analysis of 8 cohort studies. *Ann Intern Med* 2004; 140: 603-13.
 - 25- delaChapelle A. Genetic predisposition to colorectal cancer. *Nat Rev Cancer* 2004; 4: 769-80.
 - 26- Erhardt JG, Kreichgauer HP, Meisner C, Bode JC, Bode C. Alcohol, cigarette smoking, dietary factors and the risk of colorectal adenomas and hyperplastic polyps. *European Journal of Nutrition*. 2002; 41: 35-43.
 - 27- Gerhardsson-de Verdier M, Hagman U, Steineck G, Rieger A, Norell S. Diet, body mass and colorectal cancer: a case-referent study in Stockholm. *IntJ Cancer*. 1990; 46: 332-8.
 - 28- Kelsall HL, Laura B, David M, Andrew HM, English DR, Giles GG. The effect of socioeconomic status on survival from colorectal cancer in the Melbourne Collaborative Cohort Study. *Social Science & Medicine*. 2009; 68: 290-7.
 - 29- Key T, Allen N, Spencer E, Travis R. The effect of diet on risk of cancer. *Lancet*. 2002; 360: 861-8.
 - 30- LeMarchand L, Wilkens L, Mi MP. Obesity in youth and middle age and risk of colorectal cancer in men. *Cancer Causes Control* 1992; 3: 349-54.
 - 31- Lieberman DA, Prindiville S, Weiss DG, et.al. Risk factors for advanced colonic neoplasia and hyperplastic polyps in asymptomatic individuals. *JAMA*. 2003; 290: 2959-67.
 - 32- Manero E, Rodas VL, Costas E, Hernandez JM. Shellfish consumption: A major risk factor for colorectal cancer. *Medical Hypotheses*. 2008; 70: 409-12.
 - 33- Potter JD. Colorectal cancer: molecules and populations. *J Natl Cancer Inst* 1999; 91: 916-32.
 - 34- Sandhu MS, White IR, McPherson K. Systematic review of the prospective cohort studies on meat consumption and colorectal cancer risk: a meta-analytical approach. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev*. 2001; 10: 439-46.
 - 35- Slattery ML, Edwards S, Curtin K, Ma K, Edwards R, Holubkov R, et al. Physical Activity and Colorectal Cancer. *Am J Epidemiol*. 2003; 158: 214-24.
 - 36- Terry MB, Neugut AI. Cigarette smoking and the colorectal adenocarcinoma sequence: a hypothesis to explain the paradox. *Am J Epidemiol*. 1998; 147: 903-10.
 - 37- Thygesen LC, Wu K, Gronbaek M, et.al. Alcohol intake and colorectal cancer: a comparison of approaches for including repeated measures of alcohol consumption. *Epidemiology* 2008; 19: 258-64.
 - 38- Wei EK, Giovannucci E, Wu K, Rosner B, Fuchs CS, Willett WC, et al. Comparison of risk factors for colon and rectal cancer. *Int J Cancer*. 2004; 108: 433-42.
 - 39- Wu AH, Henderson BE. Alcohol and tobacco use: risk factors for colorectal adenoma and carcinoma? *Natl Cancer Inst* 1995; 87: 239-40.
 - 40- Bernstein CN, Blanchard JF, Kliewer E, Wajda A. Cancer risk in patients with inflammatory bowel disease: a population based study. *Cancer*. 2001; 91: 854-62.
 - 41- Bufill JA. Colorectal cancer: evidence for distinct genetic categories based on proximal or distal tumor location. *Ann Intern Med*. 1990; 113: 779-88.
 - 42- Chan J, Meyerhardt J, Niedzwiecki D, et.al. Family History of Colorectal Cancer: A New Survival Predictor of Colon Cancer? *JAMA* 2008; 299: 2515-23.
 - 43- Fuchs C, Giovannucci E, Golditz G, et.al. A prospective study of family history and the risk of colorectal cancer. *N Engl J Med* 1994; 331: 1669-74.
 - 44- Iacopetta B. Are there two sides to colorectal cancer? *Int J Cancer*. 2002; 101: 403-8.
 - 45- Lynch H, Watson P, Lanspa SJ, Marcus J, Smyrk T, Fitzgibbons RJ Jr, et al. Natural history of colorectal cancer in hereditary nonpolyposis colorectal cancer (Lynch syndromes I and II). *Dis Colon Rectum*. 1988; 31: 439-44.
 - 46- Mahdavinia M, Bishehsari F, Ansari R, Norouzbeigi N, Khaleghinejad A, Hormazdi M, et al. Family history of colorectal cancer in Iran. *BMC Cancer*. 2005; 5: 5-112.
 - 47- Xie J, Itzkowitz SH. Cancer in inflammatory bowel disease. *World J Gastroenterol* 2008; 14: 378-89.
 - 48- LI F-y, LAI M-d. Colorectal cancer, one entity or three? *Journal of Zhejiang University SCIENCE B*. 2009; 10: 219-29.
 - 49- Fukatsu H, Kato J, Nasub J-I, Kawamoto H, H Okada, Yamamoto H, et al. Clinical characteristics of synchronous colorectal cancer are different according to tumour location. *Digestive and Liver Disease* 2007; 39: 40-6.
 - 50- Meguid RA, Slidell MB, Wolfgang CL, Chang DC, Ahuja N. Is There a Difference in Survival Between Right- Versus Left-Sided Colon Cancers? *Annals of Surgical Oncology*. 2008; 15: 2388-94.
 - 51- Steinberg SM, Barkin JS, Kaplan RS, Stablein DM. Prognostic Indicators of Colon Tumors. *Cancer*. 1986; 57: 1866-70.
 - 52- American Joint Committeeon Cancer. American Joint Committee on Cancer: AJCC Cancer Staging Manual (ed 3). Available at: <http://www.cancerstaging.org/products/ajccproducts.html>

- 53- Klein JP, Bajorunaite R. Inference for competing risks, In: Advances in survival analysis, Handbook of statistics (V. 23). Amsterdam: Elsevier 2004, 291-311.
- 54- Finkelstein M, Esaulova V. On asymptotic failure rates in bivariate frailty competing risks models. *Statistics and Probability Letters*. 2008; 78: 1174-80.
- 55- Kleinbaum DG, Klein M. Survival Analysis: A Self-Learning Text. Second ed. New York: Springer 2005.
- 56- Akaike H. Information Measures and Model Selection. International Statistical Institute. 1983; 44: 277-91.
- 57- Duchateau L, Janssen P. The Frailty Model. New York: Springer 2008.
- 58- Hsu L, Gorfine M, Malone K. On robustness of marginal regression coefficient estimates and hazard functions in multivariate survival analysis of family data when the frailty distribution is miss-specified. *Statistics in Medicine*. 2007; 26: 4657-78.
- 59- Cox DR. Regression models and life tables (with discussion). *J R Stat Soc Ser B-Stat Methodol*. 1972; 34: 187-220.
- 60- Oehlert GW. A Note on the Delta Method. *The American Statistician*. 1992; 46: 27-9.
- 61- Harrell FE, Califff RM, Pryor DB, Lee KL, Rosati RA. Evaluating the yield of medical tests. *J Am Med Assoc*. 1984; 247: 2543-6.
- 62- Gooley TA, Leisenring W, Crowley J, Storer BE. Estimation of failure probabilities in the presence of competing risks: new representations of old estimators. *Statistics in Medicine*. 1999; 18: 695-706.
- 63- Andersen PK, Borgan O, Gill RD, Kieding N. Statistical Models Based on Counting Processes. New York: Springer-Verlag 1992, 299-301.
- 64- Klein JP, Moeschberger ML. Survival Analysis: techniques for Censored and truncated Data. second ed. New York: Springer 2003.
- 65- Dignam JJ, Weissfeld LA, Anderson SJ. Methods for bounding the marginal survival distribution. *Statist Medicine*. 1995; 14: 1985-98.
- 66- Klein JP, Moeschberger ML. Independent or dependent competing risks: Does it make a difference? *Commun Statist Comput Simulation*. 1987; 16: 507-33.
- 67- Lagakos SW. General right-censoring and its impact on analysis of survival data. *Biometrics* 1979; 35: 139-56.
- 68- Peterson AV. Bounds for a joint distribution function with fixed subdistribution functions: Applications to competing risks. *Proc Nat Acad Sci*. 1976; 73: 11-3.
- 69- Asghari Jafarabadi, M. Frailty Competing Risks Model with Covariates for Survival Evaluation of Patients with Colorectal Cancer. PhD Thesis. Supervisor: Dr. E. Hajizadeh, Faculty of Medical Sciences, Tarbiat Modares University, March 2010.
- 70- Asghari-Jafarabadi M, Hajizadeh E, Kazemnejad A, Fatemi SR. A comparative study on the prognostic impact of concurrent smoking and alcohol drinking on colon and rectal cancers: A frailty competing risks survival analysis. *Gastroenterology and Hepatology From Bed to Bench*. 2010; 3: 19-26.
- 71- Hougaard P. Analysis of Multivariate Survival Data. New York: Springer 2000.
- 72- Oakes D. Bivariate survival models induced by frailties. *Journal of the American Statistical Association* 1989; 84: 487-93.
- 73- Oakes D. Biometrika centenary: Survival analysis. *Biometrika*. 2001; 88: 99-142.
- 74- Vaupel JW, Manton KG, E S. The Impact of Heterogeneity in Individual Frailty on the Dynamics of Mortality. *Demography*. 1979; 16: 439 - 54.
- 75- Yashin AI, Iachine IA. How long can humans live? Lower bound for biological limit of human longevity calculated from Danish twin data using correlated frailty model. *Mechanics of Aging and Development*. 1995; 80: 147-69.
- 76- Saltzstein SL, Behling CA. Age and time as factors in the left-to-right shift of the subsite of colorectal adenocarcinoma: a study of 213 383 cases from the California Cancer Registry. *J Clin Gastroenterol*. 2007; 41: 173-7.
- 77- Troisi RJ, Freedman AN, Devesa SS. Incidence of colorectal carcinoma in the U.S.: an update of trends by gender, race, age, subsite, and stage, 1975-1994. *Cancer*. 1999; 85: 1670-6.
- 78- Wu XC, Chen VW, Steele B, Ruiz B, Fulton J, Liu L, et al. Subsite-specific incidence rate and stage of disease in colorectal cancer by race, gender, and age group in the United States, 1992-1997 *Cancer*. 2001; 92: 2547-54.
- 79- Roncucci L, Fante R, Losi L, -Gregorio CD, Micheli A, Benatti P, et al. Survival for colon and rectal cancer in a population-based cancer registry. *Eur J Cancer Prev*. 1996; 32A: 295-302.
- 80- Charles R, Thomas J. Racial Differences in the Anatomical Distribution of Colon Cancer. *Arch Surg*. 1992; 127: 1241-5.
- 81- Colditz GA, Cannuscio CC, Frazier AL. Physical activity and reduced risk of colon cancer: implications for prevention. *Cancer Causes Control*. 1997; 8: 649-67.
- 82- Egeberg R, Halkjæra J, Rottmann N, Hansena L, Holten I. Social inequality and incidence of and survival from cancers of the colon and rectum in a population-based study in Denmark, 1994–2003 *European Journal of Cancer*. 2008; 44: 1978 –88.
- 83- Wu X, Chen VW, Martin J, Roffers S, Groves FD, Correa CN, et al. Subsite- specific colorectal cancer incidence rates and stage distributions among Asians and Pacific Islanders in the United States:1995 to 1999. *Cancer Epidemiol Biomarkers Prev Med*. 2004; 13: 1215-22.
- 84- Franceschi S, La-Vecchia C. Alcohol and the risk of cancers of the stomach and colon-rectum *Dig Dis*. 1994; 12: 276-89.
- 85- Akhter M, Kuriyama S, Nakaya N, et.al. Alcohol consumption is associated with an increased risk of distal colon and rectal cancer in Japanese men: the Miyagi Cohort Study. *Eur J Cancer*. 2007; 43: 383-90.
- 86- Corrao G, Bagnardi V, Zambon A, et. e. A meta-analysis of alcohol consumption and the risk of 15 diseases. *Prev Med*. 2004; 38: 613-9.
- 87- Giovannucci E, Rimm E, Ascherio A, Stampfer M, Colditz G, Willett W. Alcohol, low-methionine-low-folate diets, and risk of colon cancer in men. *J Natl Cancer Inst*. 1995 87: 265-73.
- 88- Eaden JA, Abrams KR, Mayberry JF. The risk of colorectal cancer in ulcerative colitis: a meta-analysis. *Gut*. 2001; 48: 526-35.
- 89- Ekbom A, Helmick C, Zack M, Adami HO. Increased risk of large bowel cancer in Crohn's disease with colonic involvement. *Lancet*. 1990; 336: 357-9.

- 90- Choi PM, Zelig MP. Similarity of colorectal cancer in Crohn's disease and ulcerative colitis: implications for carcinogenesis and prevention. *Gut* 1994; 35: 950-4.
- 91- Ekblom A, Helmick C, Zack M, Adami HO. Extracolonic malignancies in inflammatory bowel disease. *Cancer*. 1991; 67: 2015-9.
- 92- Gyde SN, Prior P, Allan RN, Stevens A, Jewell DP, Truelove SC, et al. Colorectal cancer in ulcerative colitis: a cohort study of primary referrals from three centres. *Gut* 1988; 29: 206-17.
- 93- Karlen P, Lofberg R, Brostrom O, Leijonmark CE, Hellers G, Persson PG. Increased risk of cancer in ulcerative colitis: a population-based cohort study. *Am J Gastroenterol*. 1999; 94: 1047-52.
- 94- Lennard-Jones JE, Melville DM, Morson BC, Ritchie JK, Williams CB. Precancer and cancer in extensive ulcerative colitis: findings among 401 patients over 22 years. *Gut*. 1990; 31: 800-6.
- 95- Mellemkjaer L, Olsen JH, Frisch M, Johansen C, Gridley G, McLaughlin JK. Cancer in patients with ulcerative colitis. *Int J Cancer*. 1995; 60: 330-3.
- 96- Sachar DB. Cancer in Crohn's disease: dispelling the myths. *Gut*. 1994; 35: 1507-8.
- 97- Watson P, Lynch HT. Extracolonic Cancer in Hereditary Nonpolyposis Colorectal Cancer. *Cancer* 1993; 71: 677-85.
- 98- Hall NR, Finan PJ, Brown S, Al-Jaberi T, Tsang CS. Comparison of prognosis in cancer of the colon and rectum. *Colorectal Disease*. 2000; 2: 159-64.
- 99- Haidinger G, Waldhoer T, Hackl M, Vutuc C. Survival of patients with colorectal cancer in Austria by sex, age, and stage. *Wien Med Wochenschr* 2006; 116: 549-51.
- 100- Boyle P, Langman JS. ABC of colorectal cancer. *bmj*. 2000; 321: 805-8.
- 101- Gatta G, Faivre J, Capocaccia R, Ponz-deLeon M. Survival of colorectal cancer patients in Europe during the period 1978-1989. *Eur J Cancer Prev*. 1998; 34: 2176-83.
- 102- Berrino F, De-Angelis R, Rosso MSS, Lasota MB, Coebergh JW, Santaquilani M. Survival for eight major cancers and all cancers combined for European adults diagnosed in 1995-99: results of the EUROCARE-4 study. *Lancet Oncol* 2007; 8: 773-83.
- 103- Xu FY, Zhai MJ, Dong JK, Wang FJ, Jin YM, et al. Clinical pathological factors function differently in colonic and rectal cancer prognosis *Journal of Zhejiang University (Medical Science)*. 2006; 3: 303-10.
- 104- Zampino MG, Labianca R, Beretta G, Gatta G, Lorrizo K, de-Braud F, et al. Rectal cancer. *Critical Reviews in Oncology/Hematology*. 2004; 51: 121-43.

Iranian Journal of Epidemiology 2010; 6(3): 35-49.

Original Article

Comparison the Role of BMI, Pathologic Stage and Hereditary Related Factors on Survival between Colon and Rectal Cancers: Frailty Competing Risks Model

Asghari Jafarabadi M¹, Hajizadeh E², Kazemnejad A³, Fatemi SR⁴

1- Assistant Professor of Biostatistics, Faculty of Health and Nutrition, Tabriz University of Medical Sciences, Tabriz, Iran

2- Associate Professor of Biostatistics, Faculty of Medical Sciences, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

3- Professor of Biostatistics, Faculty of Medical Sciences, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

4- Assistant Professor of Gastrointestinal and Liver Disease, Shahid Beheshti University of Medical Sciences, Gastrointestinal Research Center, Tehran, Iran

Corresponding author: Hajizadeh E, hajizadeh@modares.ac.ir

Background & Objectives: Cholera is always being considered as a public health threat in poor and developing countries. However outbreaks of cholera are not very common in central area of Iran; in 2008 district health authority reported a cluster of diarrhea cases. We investigated this cluster to identify the etiological agent, source of transmission and propose control measures.

Methods: We analyzed the data of total of 1219 patients with colorectal cancer who registered between 1 January 2002 to 1 October 2007. Data were analyzed using univariate and multivariate Accelerated Failure Time (AFT) parametric survival model with frailty, utilizing STATA statistical software.

Results: In the univariate analysis for age at diagnosis, gender, marital status, race and education level, the survival of patients with colon cancer were approximately between half to one fourth and for BMI, alcohol history, Inflammatory Bowel Disease (IBD), familial history of cancer and the pathologic stage of tumor, the survival of patients with colon cancer were significantly (between 0.12 to 0.56 times) shorter than those patients with rectal cancer. In the multivariate analysis, for age at diagnosis (45-65 years), there was significant difference between colon and rectum cancer. But for BMI, alcohol history, IBD and pathologic stage there were not significant differences. The adjusted survival and 1, 2, 3, 4 and 5 year survival of patients with rectal cancer were better than those with colon cancer.

Conclusions: Site-specific evaluation of colon and rectum could give a better perspective of factors affecting these cancers. It may help to design of clinical trials, better diagnosis of diseases and optimal administration of specific treatments.

Keywords: Colon, Rectal, Prognostic Factors, Survival, Frailty, Competing Risks