

سری آمار: تحلیل جداول توافقی ۱ (آزمون‌های کای دو)

محمد اصغری جعفرآبادی^{۱*}، اکبر سلطانی^۲، سیده مومنه محمدی^۳

چکیده

ارزیابی پیامدها و عوامل خطر در قالب متغیرهای کیفی، در انواع مطالعات علوم پزشکی متداول است و بررسی رابطه بین این متغیرها به‌عنوان اهداف پژوهشی تعریف می‌شوند. هدف از این مقاله، معرفی مفاهیم و آزمون‌های ساده و کاربردی آماری بررسی رابطه بین این متغیرها، شامل انواع آزمون‌های کای دو در این مطالعات می‌باشد.

مبانی و نحوه انجام محاسبات شاخص‌ها و آزمون فرض‌های بررسی رابطه بین متغیرهای کیفی (و یا اختلاف نسبت‌ها بین گروه‌ها)، در نظر گرفتن ملاحظات مربوط و نحوه گزارش کردن یافته‌ها در قالب جداول توافقی، برای انواع آزمون‌های کای دوی ارائه گردید.

برای بررسی رابطه بین دو متغیر کیفی دو یا چند حالتی، آزمون کای دوی پیرسون (در صورت برقراری شرایط ککران)، برای نمونه‌های کوچک تصحیح پیوستگی یتس، برای عدم برقراری شرایط ککران محاسبه P-Value دقیق بر اساس آزمون‌های دقیق، برای متغیرهای کیفی رتبه‌ای آزمون کای دوی روند و برای وضعیت‌های وابسته آزمون کای دوی مک‌نمار باید استفاده مورد نیاز است. در هر یک از وضعیت‌های فوق، بر اساس مثال‌های مطالعاتی، محاسبات آزمون فرض‌ها انجام و نتایج آنها ارائه گردید.

برای بررسی رابطه، یک یا مجموعه‌ای از عوامل خطر با یک متغیر پیامد کیفی اسمی یا رتبه‌ای، تحلیل‌های ارائه شده با توجه به موقعیت و هدف مطالعه توصیه می‌شود.

واژگان کلیدی: جدول توافقی، جداول متقاطع، رابطه، آزمون کای دو، آزمون دقیق فیشر، آزمون مک‌نمار

۱- مرکز تحقیقات آموزش علوم پزشکی، گروه آمار و اپیدمیولوژی، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی تبریز، تبریز، ایران

۲- مرکز تحقیقات غدد و متابولیسم، پژوهشکده علوم بالینی غدد و متابولیسم، دانشگاه علوم پزشکی تهران، تهران، ایران

۳- گروه علوم تشریحی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی تبریز، تبریز، ایران

*نشانی: تبریز، خیابان گلگشت، خیابان عطار نیشابوری، دانشگاه علوم پزشکی تبریز، دانشکده بهداشت، گروه آمار و اپیدمیولوژی،

کدپستی: ۵۱۶۶۱۱۴۷۱۱، تلفن: ۰۲-۰۴۱۱۳۳۵۷۵۸۰، نمابر: ۰۴۱۱۳۳۴۰۶۳۴، پست الکترونیک: asgharimo@tbzmed.ac.ir

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۸/۰۱

تاریخ درخواست اصلاح: ۱۳۹۲/۰۷/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۷/۰۱

مقدمه

در بسیاری از مطالعات علوم پزشکی، متغیرهای مورد بررسی اعم از پیامدها و عوامل خطر (مواجهه) به صورت کیفی یا رسته‌ای (Categorical) ارزیابی می‌شوند. برای خلاصه کردن و نمایش دادن این متغیرها از فراوانی و درصد در هر یک از رده‌های این متغیرها استفاده می‌شود [۱]. در این مطالعات هدف بررسی رابطه بین پیامدها و عوامل خطر (مواجهه) می‌باشد که در این صورت فراوانی‌های (درصد‌های) مورد نظر در یک جدول دوطرفه

(Two-way tables) مرتب می‌شوند که به آنها جداول توافقی (Contingency Tables) یا جداول متقاطع (Crosstabs) گفته می‌شود. در این جداول، به طور قراردادی متغیر وابسته (پیامد) در ستون و متغیر مستقل (عوامل خطر یا مواجهه) در سطر قرار می‌گیرد.

مثال ۱

در بررسی رابطه مرگ و میر افراد مبتلا به سرطان کولورکتال با مصرف سیگار [۱]، نتایج در جدول دو طرفه زیر ارائه شده است:

جدول ۱- فراوانی و درصد وضعیت مرگ و میر افراد مبتلا به سرطان کولورکتال برحسب رده‌های متغیرهای وضعیت کشیدن سیگار

وضعیت مرگ و میر		وضعیت کشیدن سیگار	
مرد	زن	مرد	زن
فراوانی درصد	فراوانی درصد	هرگز مصرف نکرده	در حال حاضر یا قبلاً مصرف کرده
۲۲۵	۶۰۷	۷۳/۰٪	۱۸۷
۹۷	۱۸۷	۳۴/۲٪	۶۵/۸٪

منبع: [۲]

فرضیه پژوهشی را می‌توان به دو صورت «بین مرگ و میر ناشی از سرطان کولورکتال و کشیدن سیگار رابطه وجود دارد» یا «میان درصد مرگ و میر ناشی از سرطان کولورکتال در افراد سیگاری با غیر سیگاری اختلاف وجود دارد» نوشت که در واقع هر دو یک مفهوم و یک کاربرد را نتیجه می‌دهند.

منطق زیربنایی آزمون کای دو

در قالب یک مثال (فرضی) بسیار ساده، می‌توان منطق زیربنایی آزمون کای دو را توضیح داد:

مثال ۲

طی سالیان متمادی تصور بر این بود که برای بیماران مبتلا به دیابت، دو نوع داروی گلی بنکلامید (G) و متفورمین (M) تقریباً تجویز می‌شود، یعنی فرض می‌شود که تعداد افراد بیماری که دو نوع داروی G و M دریافت می‌کنند، یکسان هستند. برای بررسی این موضوع، تعداد ۲۰۰ نفر از بیماران مراجعه کننده به پزشک‌های مختلف در سطح شهر به تصادف انتخاب شدند. با توجه به یکسان بودن میزان

در مطالعات مختلف، شاخص‌های متفاوتی برای کمی کردن رابطه بین پیامدها و عوامل خطر (مواجهه) استفاده می‌شوند، به هر حال به منظور بررسی معنی‌داری رابطه بین این متغیرها نیاز به انجام استنباط (آزمون فرض یا فاصله اطمینان) است [۳] که اغلب در چنین موقعیت‌هایی آزمون کای دو پیشنهاد می‌شود. فرضیه پژوهشی که توسط آزمون کای دو بررسی می‌شود این است که «بین دو متغیر سطر و ستون جدول رابطه وجود دارد» یا به طور معادل «میان درصد افراد با پیامد معین در گروه‌های مختلف عامل خطر (مواجهه) اختلاف وجود دارد» (بنابراین فرضیه صفر در این آزمون‌ها عدم رابطه بین دو متغیر یا عدم اختلاف بین نسبت‌ها می‌باشد). همان طور که ملاحظه می‌شود دو شکل از فرضیه‌ها یعنی به ترتیب فرضیه «بررسی رابطه» و «بررسی اختلاف» توسط این آزمون بررسی می‌شود. به عبارت دیگر، در آزمون‌های کای به دلیل انعطاف‌پذیری آنها، این امکان وجود دارد که فرضیه پژوهشی را به دو صورت «بررسی رابطه» و «بررسی اختلاف» نوشت. مثلاً برای مثال فوق،

در عمل در نمونه‌های انتخاب شده، ۱۲۱ بیمار G و ۸۹ بیمار M دریافت کرده بودند. فراوانی‌های مشاهده شده و فراوانی‌های مورد انتظار (که اصطلاحاً به آن میانگین شانس‌ی مورد انتظار گفته می‌شود) به همراه درصد‌های متناظر با آنها در جدول ۲ خلاصه شده است:

تجویز این دو دارو، انتظار اولیه این است که از این ۲۰۰ نفر، برای داروی نوع A ۱۰۰ بیمار، بیمار G و ۱۰۰ بیمار M دریافت کرده باشند. مقادیر مورد انتظار ۱۰۰ در مورد هر نوع دارو به این ترتیب به دست آمد که با توجه به مساوی بودن انتظار، برای هر دارو احتمال ۰/۵ در نظر گرفته شد و تعداد کل در این احتمال ضرب شد (۱۰۰ = ۲۰۰ × ۰/۵).

جدول ۲- فراوانی‌های مشاهده شده و مورد انتظار مصرف دو نوع داروی گلی بنکلامید (G) و متفورمین (M)

گلی بنکلامید (G)	متفورمین (M)	تعداد کل
۱۱۰	۹۰	۲۰۰
(/۰.۵۵)	(/۰.۴۵)	
۱۰۰	۱۰۰	۲۰۰
(/۰.۵۰)	(/۰.۵۰)	

فراوانی مشاهده شده

(درصد)

فراوانی مورد انتظار (میانگین شانس‌ی)

(درصد)

همین ترتیب فراوانی مشاهده شده افرادی که از داروی M استفاده می‌کردند ۱۰ درصد کمتر (به خاطر علامت منفی) از فراوانی است که انتظارشان آن می‌رفت. یکی از مزایای استفاده از تفاوت‌های استاندارد شده این است که دقیقاً معلوم است چه چیزی جستجو می‌شود اما یک اشکال دارد و آن هم این است که مجموع آنها همیشه برابر صفر است (در این مثال: $0 = (-0/10) + (0/10)$). بنابراین پیشنهاد می‌شود که به جای استفاده از تفاوت‌های نسبی، توان دوم آنها به کار رود (مشابه منطق محاسبه واریانس [۱]). یعنی:

$(\text{فراوانی مورد انتظار} - \text{فراوانی مشاهده شده})^2$

فراوانی مورد انتظار ÷

که معیاری از فاصله فراوانی مشاهده شده و فراوانی مورد انتظار را برای هر یک از انواع داروهای G و M فراهم می‌کند و در نهایت جمع هر یک از این انحراف‌ها را می‌توان به عنوان تفاوت در دو الگوی مشاهده شده (۱۱۰ : ۹۰) با الگوی مورد انتظار یعنی (۱۰۰ : ۱۰۰) در نظر گرفت، یعنی

$$\text{داروی G: } 1 = \frac{(110 - 100)^2}{100}$$

$$\text{داروی M: } 1 = \frac{(90 - 100)^2}{100}$$

$$\text{جمع کل: } 2 = (1 + 1)$$

بنابراین در این مطالعه، این سوال وجود دارد که آیا براساس شواهد حاصل، بین دو الگوی مشاهده شده ۱۱۰ : ۹۰ با آنچه مورد انتظارش بود یعنی ۱۰۰ : ۱۰۰ تفاوتی ایجاد شده است؟ به عبارت دیگر فرض صفر برابری دو الگو و فرض مقابل اختلاف بین این دو الگو را نشان می‌دهد [۳].

برای پاسخ به این دادن به این سوال، نیاز است راهی برای ارزیابی میزان تفاوت در دو الگو یافت شود. به همین منظور، بر اساس تفاوت‌های خام «فراوانی مورد انتظار - فراوانی مشاهده شده»، «تفاوت استاندارد شده» زیر پیشنهاد می‌شود:

(فراوانی مورد انتظار - فراوانی مشاهده شده)

فراوانی مورد انتظار ÷

یعنی تفاوت‌های خام تقسیم بر مقدار مورد انتظار که برآیند آن میزانی از تفاوت نسبی فراوانی مشاهده شده را نسبت به فراوانی مورد انتظار متناظر با آن فراهم می‌کند:

$$\text{گلی بنکلامید (G): } 0/10 = \frac{110 - 100}{100}$$

$$\text{متفورمین (M): } -0/10 = \frac{90 - 100}{100}$$

به عبارت دیگر، فراوانی مشاهده شده افراد بیماری که از داروی G استفاده می‌کردند ۱۰ درصد بیشتر (به خاطر علامت مثبت) از فراوانی است که انتظار آن می‌رفت. به

حال این سوال پیش می‌آید که آیا مقدار ۲ آنقدر قابل ملاحظه هست که بتوان گفت بین دو الگوی مشاهده شده و مورد انتظار تفاوت وجود دارد یا به عبارتی، آیا این مقدار معنی دار هست یا خیر و یا این که این تفاوت صرفاً شانسی است و ناشی از نمونه‌گیری (تصادفی) می‌باشد [۳]؟ برای این منظور نیاز است که توزیع نمونه‌گیری کای دو مشخص شود که این توزیع نیز مشابه توزیع‌های t و F با درجه آزادی (و سطح خطا) مشخص می‌گردد.

برای محاسبه درجه آزادی کای دو در مثال حاضر، این سوال باید پرسیده شود که از بین دو عدد که جمع آنها باید ۲۰۰ گردد، چند عدد را می‌توان آزادانه انتخاب کرد؟ پاسخ برابر ۱ (= ۲ - ۱) است چون تنها عدد اول را می‌توان آزادانه انتخاب کرد ولی عدد دوم باید به گونه‌ای تعیین شود که مجموع آنها برابر ۲۰۰ شود. بنابراین درجه آزادی برابر با تعداد رده‌های متغیر مورد بررسی است، یا به عبارت دیگر:

$$۱ - \text{تعداد رده‌های متغیر مورد بررسی} = \text{درجه آزادی}$$

توزیع کای دو با درجات مختلف آزادی در شکل ۱ نشان داده شده است:

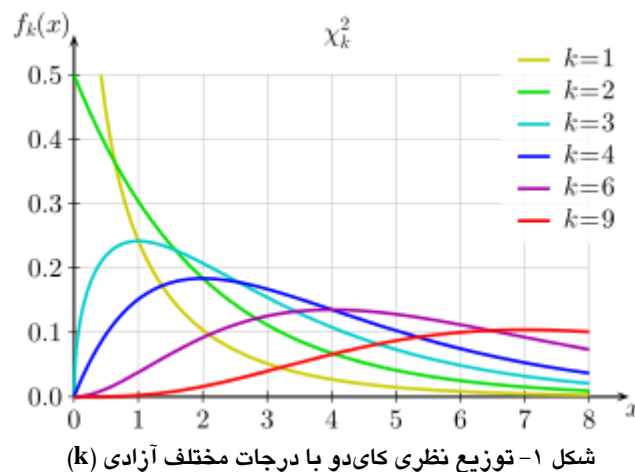
که مقدار فوق همان مقدار شاخص کای دو می‌باشد که با نماد یونانی χ^2 نشان داده می‌شود.

برای نمایش فرمول ریاضی آن که در مقالات بسیار متداول است، تعداد مشاهده شده با O (Observed) و تعداد مورد انتظار با E (Expected) و علامت یونانی سیگما یعنی Σ برای نشان دادن مجموع به کار می‌رود و فرمول زیر را حاصل می‌کند:

$$\chi^2 = \sum \frac{(O - E)^2}{E}$$

یعنی مجموع توان دوم اختلاف‌های استاندارد شده بین آن چیزی که مشاهده شده و آن چیزی که انتظار آن می‌رفت (روی تمام رده‌های متغیر) که یک فرمول محاسباتی دو مرحله‌ای برای به دست آوردن کای دو در دسته‌بندی‌های فقط یک متغیر (منظور دسته‌بندی‌های G و M متغیر دارو) می‌باشد. بنابراین در مرحله اول توان دوم اختلاف‌ها به دست می‌آید و در مرحله دوم این کمیت‌ها با هم جمع می‌شوند:

$$\chi^2 = (1 + 1) = 2$$



شکل ۱- توزیع نظری کای دو با درجات مختلف آزادی (k)

تقارن پیش می‌رود و برای درجات آزادی بزرگ این توزیع متقارن می‌شود.

توزیع نمونه‌گیری کای دو از صفر شروع می‌شود یعنی مقادیری که این کمیت می‌تواند بپذیرد بزرگتر یا مساوی با صفر هستند. دلیل این موضوع در این است که این

همان‌طور که در نمودار ۱ ملاحظه می‌شود، هر چه توزیع به سمت مقادیر بزرگتر درجه آزادی حرکت می‌کند، احتمال مشاهده این اعداد کمتر می‌شود. از طرف دیگر هر چه که مقدار درجه آزادی بزرگتر می‌شود منحنی به سمت

کای دوی برای جداول دو طرفه

همان‌طور که در مثال ۲ ملاحظه شد تنها یک متغیر نوع دارو وجود داشت، به عبارت دیگر رده‌های این متغیر در یک جدول با دو ستون و تنها یک سطر مرتب گردید. در مطالعات مختلف علوم پزشکی، هدف بررسی رابطه بین پیامدها و عوامل خطر (مواجهه) می‌باشد که در این صورت فراوانی‌ها (درصد‌ها)ی مورد نظر در یک جدول دو طرفه مرتب می‌شوند که در این جداول، به‌طور قراردادی متغیر وابسته (پیامد) در ستون و متغیر مستقل (عوامل خطر یا مواجهه) در سطر قرار می‌گیرد. تعداد مشاهدات موجود در ترکیب رده‌های این دو متغیر در هر یک از خانه‌های این جدول قرار می‌گیرند که به آنها اصطلاحاً فراوانی‌های مشاهده شده گفته می‌شود.

مثال ۳

در یک مطالعه مقطعی برای بررسی رابطه رفتار مصرف سیگار با برخی از فاکتورهای محیطی در نوجوانان، تعداد ۱۸۰ مورد (سیگاری) و ۴۷۹ شاهد (غیرسیگاری) انتخاب و سابقه اصرار همسالان در آن‌ها پرسیده شد [۵]. نتایج این بررسی در جدول ۳ خلاصه شده است:

مصرف سیگار		سابقه اصرار همسالان	
تعداد موارد غیر سیگاری	تعداد کل	تعداد موارد سیگاری	تعداد کل
۳۳	۱۰۰	۶۷	دارد
۴۴۶	۵۵۹	۱۱۳	ندارد
۴۷۹	۶۵۹	۱۸۰	تعداد کل

منبع: [۶]

قادر است از دو دیدگاه رابطه و اختلاف این موضوع را بررسی نماید. برای این منظور، فرضیه پژوهشی این مطالعه را به دو شکل زیر می‌توان بیان کرد:
 (۱) بین سابقه اصرار همسالان و مصرف سیگار در افراد رابطه وجود دارد.

شاخص حاصل جمع یک سری توان دوم است که هر کدام مثبت هستند و در نتیجه این مجموع نیز مقداری مثبت است. از طرف دیگر، زمانی که تفاوت بین مقادیر مشاهده شده و مورد انتظار زیاد باشد، بنابراین (اختلاف استاندارد شده، در نتیجه توان دوم آن، به تبع آن مجموع آنها و در نتیجه) شاخص کای دو بزرگ‌تر خواهد بود و در نتیجه فرض صفر عدم رابطه یا اختلاف رد می‌شود. یعنی مقادیر بزرگ کای دو باعث رد فرض صفر می‌شوند.

در مورد مثال ۲، مقدار محاسبه شده شاخص کای دو برابر ۲ به دست آمد. به ازای ۱ درجه آزادی و خطای ۰/۰۵ مقدار کای دوی جدول برابر ۳/۸۴ می‌شود (جدول ضمیمه ۱) و چون مقدار محاسبه شده در مثال کوچک‌تر از آن است بنابراین فرض صفر پذیرفته می‌شود و در نتیجه بین آنچه مشاهده شده بود با آنچه انتظار آن می‌رفت تفاوت معنی‌داری وجود نداشت. به عبارت دیگر الگوی نظری (۱۰۰ : ۱۰۰) با الگوی مشاهده شده (۹۰ : ۱۱۰) اختلاف معنی‌داری نداشت.

نکته

ویژگی‌های شاخص کای دو برای اولین بار توسط پیرسون بررسی شد [۴] و در نتیجه به نام شاخص کای دو پیرسون معروف است.

در این مطالعه در مجموع تعداد ۶۵۹ نفر شرکت داشتند که از این تعداد ۱۸۰ و ۴۷۹ نفر به ترتیب سیگاری و غیر سیگاری بودند. همچنین از ۱۸۰ نفر افراد سیگاری ۶۷ نفر سابقه اصرار همسالان و از ۴۷۹ نفر افراد غیر سیگاری ۳۳ نفر آن‌ها سابقه اصرار همسالان داشتند. هدف از این ارزیابی، بررسی رابطه بین مصرف سیگار و سابقه اصرار همسالان است. همان‌طور که قبلاً اشاره شد، آزمون کای دو

به‌نظر می‌رسد که سابقه اصرار همسالان، مصرف سیگار در افراد را افزایش می‌دهد. اما بررسی معنی‌دار بودن آن از آزمون کای دو استفاده می‌شود. با اندکی تفاوت، نحوه محاسبه فراوانی‌های مورد انتظار و درجه آزادی، همان منطق قبلی محاسبات بری آزمون کای دوی مربوط به جدول یک طرفه را دنبال می‌کند. در مورد مثال حاضر، جدول ۴ مجموع‌های سطری و ستونی داده‌های مربوط به افراد با و بدون سابقه اصرار همسالان را نشان می‌داد:

۲) بین نسبت افراد سیگاری در آنهایی که سابقه اصرار همسالان داشتند در مقایسه با آنهایی که سابقه اصرار همسالان نداشتند، اختلاف وجود دارد. هر دو فرضیه فوق یک موضوع را بررسی می‌کنند. لازم به ذکر است آزمون مربوط به هدف اول، آزمون «کای دو برای بررسی رابطه» و آزمون مربوط به هدف دوم «آزمون کای دو همگنی دو جامعه» نامیده می‌شوند ولی هر دو آزمون نتیجه دقیقاً یکسانی دارند.

جدول ۴- تعداد کل افراد برحسب مصرف سیگار و سابقه اصرار همسالان

مصرف سیگار			سابقه اصرار همسالان
تعداد کل	تعداد موارد غیر سیگاری	تعداد موارد سیگاری	
۱۰۰			دارد
۵۵۹			ندارد
۶۵۹	۴۷۹	۱۸۰	تعداد کل

منبع: [۶]

بدون سابقه اصرار همسالان سیگاری و غیر سیگاری وجود خواهد داشت؛ یعنی انتظار می‌رود ۱۵/۱۸ درصد از افراد سیگاری و غیر سیگاری در گروه افراد با سابقه اصرار همسالان و ۸۴/۸۲ درصد از افراد سیگاری و غیر سیگاری در گروه افراد بدون سابقه اصرار همسالان قرار می‌گیرند. نتایج محاسبات فراوانی‌های مورد انتظار در جدول ۵ خلاصه شده است:

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در مجموع تعداد ۱۰۰ نفر (۱۵/۱۸ درصد) و تعداد ۵۵۹ نفر (۸۴/۸۲ درصد) به ترتیب با و بدون سابقه اصرار همسالان در این مطالعه حضور داشتند. برای پاسخ گفتن به این سوال که آیا بین سابقه اصرار همسالان و مصرف سیگار در افراد رابطه وجود دارد، نیاز است فراوانی‌های مورد انتظار با استفاده از فرمول به دست آید. برای این منظور ابتدا فرض که بین این دو متغیر رابطه وجود ندارد که در این صورت به نسبت افراد با و

جدول ۵- فراوانی‌های مورد انتظار بر حسب مصرف سیگار و سابقه اصرار همسالان

مصرف سیگار			سابقه اصرار همسالان
تعداد کل	تعداد موارد غیر سیگاری	تعداد موارد سیگاری	
۱۰۰	$479 \times (100 \div 659) = 72.7$	$180 \times (100 \div 659) = 27.3$	دارد
۵۵۹	$479 \times (559 \div 659) = 406.3$	$180 \times (559 \div 659) = 152.7$	ندارد
۶۵۹	۴۷۹	۱۸۰	تعداد کل

منبع: [۶]

به‌عنوان مثال برای خانه اول جدول، جمع فراوانی سطری برابر ۱۰۰، جمع فراوانی ستونی برابر ۱۸۰ و جمع کل فراوانی برابر ۶۵۹ است و در نتیجه فراوانی مورد انتظار برای این خانه جدول به‌صورت $100 \times (659 / 180)$ محاسبه می‌شود. فراوانی‌های مشاهده شده و مورد انتظار در کنار یکدیگر در جدول ۶ خلاصه شده‌اند:

همان‌طور که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود، فرض صفر عدم رابطه بین دو متغیر، منجر به محاسبه فراوانی مورد انتظار سابقه اصرار همسالان بر حسب نسبتی از افراد سیگاری و غیر سیگاری گردید که این محاسبات فرمول ساده زیر را برای محاسبه فراوانی مورد انتظار در خانه‌های جدول پیشنهاد می‌کند:

$$\text{فراوانی کل} \div (\text{جمع فراوانی سطری متناظر} \times \text{جمع فراوانی ستونی متناظر}) = \text{فراوانی مورد انتظار}$$

جدول ۶- فراوانی‌های مشاهده شده و مورد انتظار بر حسب مصرف سیگار و سابقه اصرار همسالان

مصرف سیگار		تعداد موارد سیگاری	سابقه اصرار همسالان
تعداد کل	تعداد موارد غیر سیگاری		
۱۰۰	۳۳ (۷۲/۷)	۶۷ (۲۷/۳)	دارد
۵۵۹	۴۴۶ (۴۰۶/۳)	۱۱۳ (۱۵۲/۷)	ندارد
۶۵۹	۴۷۹	۱۸۰	تعداد کل

فراوانی‌های مورد انتظار در داخل پرانتز آورده شده‌اند.

منبع: [۶]

مشاهده شده‌ی ۶۷ چقدر از فراوانی مورد انتظار ۲۷/۳۹ فاصله دارد؟ برای این منظور، مشابه محاسبات کای دوی یک طرفه، نیاز است تفاوت مقادیر مشاهده شده از مقادیر مورد انتظار را به‌دست آورد، آن‌را به توان ۲ رساند و آن‌را بر مقادیر مورد انتظار تقسیم نمود (جدول ۷):

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، جمع سطری، ستونی و کل خانه‌های جدول برای فراوانی‌های مشاهده شده و مورد انتظار یکسان است. حال سوال مورد فوق مبنی بر رابطه بین سابقه اصرار همسالان و مصرف سیگار را می‌توان این گونه مطرح کرد که برای اولین خانه جدول، فراوانی

جدول ۷- اجزای سازنده شاخص کای دو بر حسب مصرف سیگار و سابقه اصرار همسالان

مصرف سیگار		سابقه اصرار همسالان
تعداد موارد غیر سیگاری	تعداد موارد سیگاری	
$(33 - 72/7)^2 \div 72/7 = 21/7$	$(67 - 27/3)^2 \div 27/3 = 57/7$	دارد
$(446 - 406/3)^2 \div 406/3 = 3/9$	$(113 - 152/7)^2 \div 152/7 = 10/3$	ندارد

منبع: [۶]

$$\chi^2 = \sum \frac{(O - E)^2}{E}$$

که در آن جمع روی تمام خانه‌های جدول تعریف می‌شود. همان‌طور که اشاره شد، فرمول کای دو بر اساس مجموع روی اختلاف استاندارد شده بین فراوانی‌های مشاهده شده و مورد انتظار خانه‌های جدول ساخته می‌شود.

حال مقادیر حاصل از محاسبات موجود در جدول فوق، به صورت زیر با هم جمع می‌شوند:

$$57/7 + 21/7 + 10/3 + 3/9 = 93/76$$

این عدد همان مقدار شاخص کای دو است که در حالت کلی با فرمول زیر ارائه می‌شود:

توجه به این که شاخص کای‌دوی محاسبه شده از کای‌دوی جدول بزرگتر است، فرض صفر رد می‌شود ($P\text{-Value} < 0/001$) یعنی بین سابقه اصرار همسالان و کشیدن سیگار رابطه معنی‌داری وجود داشت و یا این که نسبت کشیدن سیگار در دو گروه از افراد با و بدون سابقه اصرار همسالان به صورت معنی‌داری اختلاف داشت.

نکته:

برای محاسبه P-Value، با مراجعه به جدول ضمیمه ۱، به ازای یک درجه آزادی، ملاحظه می‌شود که برای سطح معنی‌داری ۰/۰۰۱ نیز مقدار کای‌دوی مشاهده شده (۹۳/۶) از مقدار جدولی کای‌دو (۱۰/۸۳) بزرگتر است. به عبارت دیگر، P-Value حتی از ۰/۰۰۱ نیز کوچک‌تر خواهد بود.

نحوه ارائه کردن نتایج برای آزمون کای‌دو:

برای ارائه نتایج، می‌توان جدول ۸ را به کار برد:

برای تعیین معنی‌داری این شاخص ابتدا نیاز است که درجه آزادی آن مشخص شود. درجه آزادی برای جداول توافقی دو طرفه با همان منطقی که برای کای‌دوی یک طرفه مطرح شد، به دست می‌آید یعنی برابر تعداد رده‌های متغیر مورد بررسی منهای یک می‌باشد با این تفاوت که در کای‌دوی دو طرفه چون دو متغیر دخیل هستند، این فرمول برای هر یک از این متغیرها به کار می‌رود و در نهایت با یکدیگر ضرب می‌شوند:

$$df = (r-1) \times (c-1)$$

که در آن r و c به ترتیب تعداد رده‌های متغیرهای سطر و ستون هستند. بر اساس فرمول به دست آمده، درجه آزادی برای مثال حاضر به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$df = (2-1) \times (2-1) = 1$$

مقدار جدولی کای‌دو با یک درجه آزادی و سطح خطای ۰/۰۵ برابر ۳/۸۴ است (جدول ضمیمه ۱) و در نتیجه با

جدول ۸- رابطه رفتار مصرف سیگار و سابقه اصرار همسالان

P-Value	درجه آزادی	مقدار شاخص کای‌دو	مصرف سیگار		سابقه اصرار همسالان
			تعداد موارد سیگاری	تعداد موارد غیر سیگاری	
<0/001	۱	۹۳/۶	۳۳ (۳۳/۰)	۶۷ (۶۷/۰)	دارد
			۴۴۶ (۷۹/۸)	۱۱۳ (۲۰/۲)	ندارد

منبع: [۶]

است. زمانی که حجم نمونه بزرگ باشد، این تقریب به خوبی صورت می‌گیرد ولی زمانی که حجم نمونه کوچک باشد تقریب مورد نظر مناسب نخواهد بود. برای دستیابی به تقریب بهتر استفاده از **تصحیح پیوستگی یتس** پیشنهاد می‌گردد. این تصحیح تغییر کوچکی در فرمول محاسباتی کای‌دو ایجاد می‌شود (ضمیمه ۲) و معمولاً باعث کاهش در مقدار کای‌دو و در نتیجه افزایش در مقدار P-Value آزمون می‌گردد. مثلاً برای مثال ۳، مقدار کای‌دو با تصحیح پیوستگی یتس برابر ۹۱/۷ به دست می‌آید (ضمیمه ۲) که مقدار آن اندکی کوچکتر از کای‌دوی پیرسون (۹۳/۶) می‌باشد.

آزمون دقیق فیشر

تصحیح پیوستگی یتس (Yates continuity correction) همان‌طور که مشاهده شد، شاخص آزمون کای دو دارای یک توزیع احتمالی به نام کای دو است که این توزیع یک منحنی پیوسته و هموار می‌باشد (شکل ۱). در عمل یک جدول توافقی وجود دارد که شمارش‌های موجود در خانه‌های جدول به عنوان اجزای سازنده شاخص آزمون هستند (که در واقع این شمارش‌ها رخدادهای دوحالتی با توزیع احتمالی برنولی [۵] هستند). به دلیل شمارشی بودن این مشاهدات از توزیع پواسن یا دو جمله‌ای تبعیت می‌کنند که توزیع‌های احتمالی گسسته هستند [۵]. حال آن که توزیع نهایی شاخص آزمون که تقریبی از توزیع‌های مزبور (یک مرحله پس از تقریب آنها با توزیع نرمال) قضیه حد مرکزی [۵] فراهم می‌کند، یک توزیع پیوسته و هموار

بنابراین در صورتی که این شرطها برقرار باشند می‌توان کای‌دوی پیرسون را محاسبه کرد، در غیر این صورت باید از آزمون دقیق فشر استفاده کرد. در این آزمون به دلیل محاسبه احتمال دقیق رابطه بین دو متغیر یا اختلاف بین نسبت‌ها، محدودیت حجم نمونه وجود ندارد.

مثال ۴

در مطالعه‌ای باهدف مقایسه پارامترهای سونوگرافی سرویکس در پیشگویی زایمان زودرس در زنان باردار پرخطر [۸]، یکی از اهداف اختصاصی آن بررسی رابطه وجود غدد سرویکال با زایمان زودرس (قبل از ۳۷ هفته) بود که داده‌های حاصل از این ارزیابی در جدول ۹ خلاصه شده است:

با استفاده از فرمول‌های ارائه شده، فراوانی‌های مورد انتظار برای خانه‌های جدول به صورت جدول ۱۰ خواهند بود:

نتایج آزمون کای‌دوی پیرسون زمانی معتبر است که فراوانی مورد انتظار در بیشتر خانه‌های جدول (بیش از ۸۰ درصد) باید بزرگتر از ۵ باشد و هیچ یک از خانه‌های جدول نباید فراوانی مورد انتظار کمتر از یک داشته باشد. شرط‌های فوق به شرط‌های ککران معرف هستند [۷]. این موضوع به این معنی است که برای نمونه‌های کوچک (معمولاً کمتر از ۳۰) بایستی مراقب استفاده از این آزمون بود. در جداول ۲×۲، حتی یک از خانه‌های جدول فراوانی مورد انتظار کوچک‌تر از ۵ داشته باشند (۲۵٪)، شرایط فوق برقرار نخواهد بود. این موضوع معمولاً در نمونه‌های کوچک یا در جداول نامتعادل از لحاظ فراوانی مشاهده شده رخ می‌دهد.

همان‌طور که اشاره شد، برای نمونه‌های کوچک برای تقریب بهینه‌تر شاخص کای‌دو باید از تصحیح پیوستگی یتس استفاده کرد. اما به هر حال در صورتی شرط‌های ککران برقرار نباشد استفاده از تصحیح پیوستگی یتس تضمینی برای اعتبار شاخص کای‌دو فراهم نمی‌کند.

جدول ۹- فراوانی‌های مشاهده شده مطالعه بررسی رابطه وجود غدد سرویکال با زایمان زودرس

وجود غدد سرویکال			
جمع	-	+	
۷	۶	۱	قبل از ۳۷ هفته
۱۹۳	۵	۱۸۸	بعد از ۳۷ هفته
۲۰۰	۱۱	۱۸۹	جمع

منبع: [۸]

جدول ۱۰- فراوانی‌های مشاهده شده و مورد انتظار مطالعه بررسی رابطه وجود غدد سرویکال با زایمان زودرس

وجود غدد سرویکال			
جمع	-	+	
۷	۶ (۰/۴)	۱ (۶/۶)	قبل از ۳۷ هفته
۱۹۳	۵ (۱۰/۶)	۱۸۸ (۱۸۲/۴)	بعد از ۳۷ هفته
۲۰۰	۱۱	۱۸۹	جمع

فراوانی‌های مورد انتظار در داخل پرانتز ارائه شده‌اند.

منبع: [۸]

که در مقایسه با شاخص جدولی کای دو با یک درجه آزادی یعنی ۳/۸۴ (جدول ۱ ضمیمه)، این نتیجه حاصل

پس از محاسبه اجزای آزمون کای‌دو و جمع نمودن آنها، مقدار شاخص آزمون کای دو برابر ۸۹/۸ به دست می‌آید

شد که بین وجود غدد سرویکال با زایمان زودرس رابطه معنی‌داری وجود داشت ($P\text{-Value} < 0/001$).

اما به دلیل اینکه در یکی از خانه‌های جدول (۲۵٪) فراوانی مورد انتظار کوچک‌تر از ۵ وجود داشت (خانه دوم جدول)، بنابراین شرایط ککران برقرار نیست و در نتیجه در این مورد بر اساس محاسبات P-Value آزمون دقیق فیشر، $P < 0/001$ به دست می‌آید (ضمیمه ۳) که نتیجه این آزمون هم رابطه معنی‌دار بین وجود غدد سرویکال با زایمان زودرس را تایید نمود.

شایان ذکر است اگر چه در این مورد نتایج یکسان بود ولی در همه موقعیت‌ها لزوماً نتایج یکسان نخواهند بود. بنابراین زمانی که شرایط ککران برقرار نباشد، بر اساس متدلوژی صحیح و به منظور دستیابی به نتیجه معتبر باید از آزمون دقیق استفاده شود. نکته دیگری که در این مثال قابل ملاحظه است، عدم برقراری شرایط ککران حتی برای حجم نمونه بزرگ ($n = 200$) می‌باشد؛ همان‌طور که اشاره شد برای جداول نامتعادل (نظیر زمانی که پیامدها به صورت نادر رخ می‌دهند) نیز ممکن است شرایط ککران برقرار نباشد.

آزمون کای دو برای جداول کلی (rxc)

در آزمون معرفی شده برای آزمون کای دو، متغیرهای مورد بررسی دو حالتی بودند که یک جدول 2×2 را تشکیل می‌داد. در برخی از موقعیت‌های مطالعاتی، ممکن است مواجهه یا پیامد بیشتر از دو حالت داشته باشند که به ترتیب متغیرهای سطری یا ستونی بیش از دو حالتی را نتیجه می‌دهند که در حالت کلی یک جدول $r \times c$ (برای r و c بزرگتر از ۲) را ایجاد می‌کنند. در این موقعیت‌های مطالعاتی نیز هدف بررسی رابطه بین متغیرهای سطری و ستونی و یا مقایسه نسبت‌ها میان گروه‌ها است. این امکان وجود دارد که متغیرهای سطری یا ستونی در قالب مقیاس اسمی یا رتبه‌ای ارزیابی شوند که به ترتیب آزمون کای دو معمولی برای جداول $r \times c$ و آزمون کای دوی روند را نتیجه می‌دهند. آزمون روند در بخش بعدی معرفی می‌شود. نحوه انجام محاسبات برای آزمون کای دو برای جداول $r \times c$ دقیقاً مشابه محاسبات آزمون کای دو برای جداول 2×2 (مثال ۳) است.

مثال ۵

فراوانی مرگ‌های ناشی از سرطان کولون در مراحل ۱، ۲، ۳ و ۴ سرطان کولورکتال در جدول زیر خلاصه شده‌اند (جدول ۱۱) [۱]. هدف، بررسی رابطه بین مرحله سرطان و مرگ ناشی از سرطان کولورکتال یا بررسی اختلاف نسبت مرگ میان مراحل مختلف سرطان می‌باشد:

جدول ۱۱- فراوانی مرگ افراد مبتلا به سرطان کولون برحسب مرحله پاتولوژیک تومور

فراوانی کل	میزان مرگ و میر ناشی از سرطان کولون		مرحله پاتولوژیک تومور
	فراوانی افراد زنده	فراوانی مرگ و میر	
۸۴	۶۸	۱۶	I
۳۴۷	۲۷۴	۷۳	II
۳۳۳	۲۳۹	۹۴	III
۹۸	۴۳	۵۵	IV
۸۶۲	۶۲۴	۲۳۸	فراوانی کل

منبع: [۹]

فراوانی‌های مورد انتظار برای خانه‌های جدول محاسبه می‌شود، مثلاً برای خانه اول جدول، فراوانی مورد انتظار به صورت زیر به دست می‌آید:

ابتدا با استفاده از فرمول

$$\text{فراوانی کل} \div (\text{جمع فراوانی سطری متناظر} \times \text{جمع}$$

$$\text{فراوانی ستونی متناظر}) = \text{فراوانی مورد انتظار}$$

۲۳/۲ = ۸۶۲ ÷ (۲۳۸ × ۸۴) = فراوانی مورد انتظار خانه اول نتایج محاسبات در جدول ۱۲ خلاصه شده است:

جدول ۱۲- فراوانی‌های مورد انتظار و مقادیر مولفه‌های کای دو برحسب مرگ و میر و مراحل سرطان کولورکتال

فراوانی کل	میزان مرگ و میر ناشی از سرطان کولون		مرحله پاتولوژیک تومور
	فراوانی افراد زنده	فراوانی مرگ و میر	
۸۴	۶۸ (۶۰/۸)	۱۶ (۲۳/۲)	I
۳۴۷	۲۷۴ (۲۵۱/۲)	۷۳ (۹۵/۸)	II
۳۳۳	۲۳۹ (۲۴۱/۱)	۹۴ (۹۱/۹)	III
۹۸	۴۳ (۷۰/۹)	۵۵ (۲۷/۱)	IV
۸۶۲	۶۲۴	۲۳۸	فراوانی کل

فراوانی‌های مورد انتظار در داخل پرنتر و مقادیر مولفه‌های کای دو در سطر دوم گزارش شده‌اند.

منبع: [۹]

مرحله سرطان افزایش می‌یابند یا خیر و فقط می‌توان بیان نمود که حداقل یکی از مراحل سرطان با سایر مراحل، نسبت مرگ متفاوتی داشته است.

بر اساس این نتیجه یعنی معنی‌داری کای دو برای جداول بزرگتر از ۲×۲ بررسی دو مورد زیر حائز اهمیت است:

۱) مشابه با آنچه در تحلیل واریانس برای متغیرهای پیامد کمی مطرح شد [۱۱]، نیاز است آزمون‌های تعقیبی برای مقایسه دو به دوی گروه‌ها صورت گیرد تا عامل اختلاف مشخص شود. برای این منظور می‌توان از آزمون کای دو با انتخاب دو به دوی گروه‌هایی که هدف مقایسه صرف آن دو گروه است، عامل اختلاف را جستجو کرد. لازم به ذکر است در این مورد نیز نیاز است برای تصحیح نرخ خطا از یکی از روش‌های بونفرونی یا هوچبرگ استفاده کرد [۵].

برای مثال مطالعاتی فوق، مقایسه دو به دوی بین مراحل مختلف سرطان نتایج زیر را حاصل می‌کند (جدول ۱۳):

مقایسه مراحل ۱ و ۲:

$$+ ۵/۴ + ۲/۱ + ۰/۰۵ + ۰/۰۱ + ۲۸/۷ + ۱۱/۰ = ۵۰/۴$$

$$۲/۲ + ۰/۹$$

برای تعیین معنی‌داری این شاخص ابتدا درجه آزادی آن با فرمول زیر

$$df = (r-1) \times (c-1) = (2-1) \times (2-1) = 1$$

مقدار جدولی کای دو با سه درجه آزادی و سطح خطای ۰/۰۵ برابر ۷/۸۱ است (جدول ضمیمه ۱) و در نتیجه با توجه به این که شاخص کای دوی محاسبه شده از کای دوی جدول بزرگتر است، فرض صفر رد می‌شود (P-Value < ۰/۰۰۱) یعنی بین مرحله سرطان و مرگ ناشی از سرطان کولورکتال رابطه‌ی معنی‌داری وجود داشت.

نکته:

برای بیان تفسیر دوم یعنی تفسیر مبتنی بر اختلاف نسبت‌ها در آزمون کای دو برای جداول بزرگتر از ۲×۲ نیاز است از اطلاعات کمکی استفاده شود. به عبارت دیگر، آزمون کای دو (بر خلاف آزمون همبستگی پیرسون یا اسپیرمن [۱۰])، ملاکی از جهت و ماهیت رابطه به دست نمی‌دهد. به‌عنوان مثال، برای مطالعه فوق صرفاً بر اساس مقدار آزمون کای دو نمی‌توان تعیین کرد که نسبت‌ها با افزایش

جدول ۱۳- فراوانی‌های مورد انتظار و مقادیر مولفه‌های کای دو برحسب مرگ و میر و مراحل سرطان کولورکتال

مراحل پاتولوژیک تومور	میزان مرگ و میر ناشی از سرطان کولون		فراوانی کل
	فراوانی مرگ و میر	فراوانی افراد زنده	
I	۱۶ (۱۷/۳)	۶۸ (۶۶/۷)	۸۴
II	۷۳ (۷۱/۷)	۲۷۴ (۲۷۵/۳)	۳۴۷
فراوانی کل	۸۹	۳۴۲	۴۳۱

فراوانی‌های مورد انتظار در داخل پرانتز و مقادیر مولفه‌های کای دو در سطر دوم گزارش شده‌اند.
منبع: [۹]

کولورکتال بین مراحل اول و دوم اختلاف معنی‌داری نشان نداد.
برای مقایسه مراحل اول و دوم و سایر مقایسه‌ها نتایج در جدول زیر (جدول ۱۴) خلاصه شده است:

$$0/10 + 0/02 + 0/02 + 0/01 = 0/15$$

برای این مقایسه با توجه به این که شاخص کای دوی محاسبه شده از کای دوی جدول با یک درجه آزادی (۳/۸۴) کوچک‌تر است، فرض صفر پذیرفته می‌شود (P-Value = ۰/۶۸۶) یعنی نسبت مرگ ناشی از سرطان

جدول ۱۴- نتایج مقایسه دو به دوی مراحل سرطان کولورکتال در نسبت مرگ و میر به همراه تصحیح بونفرونی و هوچبرگ

Hochberg P-Value	Bonferoni P-Value	P-Value	$\chi^2_{(1)}$	مقایسه
۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۶۸۶	۰/۱۵	مراحل ۱ و ۲
۰/۴۴۰	۰/۵۲۸	۰/۰۸۸	۲/۹۱	مراحل ۱ و ۳
< ۰/۰۰۱	< ۰/۰۰۱	< ۰/۰۰۱	۲۶/۱۳	مراحل ۱ و ۴
۰/۱۱۶	۰/۱۷۴	۰/۰۲۹	۴/۷۴	مراحل ۲ و ۳
< ۰/۰۰۱	< ۰/۰۰۱	< ۰/۰۰۱	۴۵/۹۱	مراحل ۲ و ۴
< ۰/۰۰۱	< ۰/۰۰۱	< ۰/۰۰۱	۲۶/۰۵	مراحل ۳ و ۴

Bonferoni P-Value با ضرب P-Value در تعداد مقایسه‌ها یعنی ۶ به دست آمده است [۳].
Hochberg P-Value با ضرب P-Value در تعداد مقایسه‌ها یعنی ۶ تقسیم بر شماره ترتیب P-Value هایی که به ترتیب نزولی مرتب شده‌اند، به دست آمده است [۳].

اختلاف مقادیر مشاهده شده از مقادیر مورد انتظار متناظر در هر یک از خانه‌های جدول می‌باشند. پس از استاندارد کردن، این مانده‌ها توزیع نرمال استاندارد خواهند داشت [۵]. برای استاندارد کردن مانده‌های خام به جذر فراوانی مورد انتظار در آن خانه جدول تقسیم می‌شود:

$$= \text{مانده خام}$$

فراوانی مورد انتظار - فراوانی مشاهده شده

بر اساس نتایج به دست آمده بر اساس تصحیح‌های بونفرونی و همچبرگ، بین مراحل ۱ و ۴، بین مراحل ۲ و ۴ و بین مراحل ۳ و ۴ اختلاف معنی‌داری مشاهده شد.

(۲) اطلاعات کمکی برای تعیین جهت یا ماهیت رابطه شامل نسبت‌ها یا درصد‌های محاسبه شده در هر یک از خانه‌های جدول، و یا در حالت بهتر مانده‌های (residuals) محاسبه شده در آنها می‌باشند. مانده‌ها

= مانده استاندارد شده

(فراوانی مورد انتظار) $\sqrt{\neq}$ مانده خام

مقادیر مثبت و منفی این مانده‌ها به ترتیب وجود فراوانی پیامد به ترتیب بیشتر و کمتر از مورد انتظار را در خانه‌های جدول نشان می‌دهد. معمولاً مقادیر مطلق بزرگ‌تر از ۲ مانده‌ها قابل ملاحظه در نظر گرفته می‌شود.

مثال ۶

برای مثال ۵، درصد مرگ ناشی از سرطان کولون در مراحل ۱، ۲، ۳ و ۴ سرطان به ترتیب برابر ۱۹/۰٪، ۲۱/۰٪، ۲۸/۲٪ و ۵۶/۱٪ به دست می‌آیند که یک روند افزایشی در میزان مرگ ناشی از سرطان کولون را با افزایش رتبه‌های متغیر مرحله پاتولوژیک تومور، نشان

می‌دهد. به عبارت دیگر، با استفاده از این اطلاع کمکی جهت رابطه مشخص شده است.

برای محاسبه مانده‌های خام، فراوانی مشاهده شده منهای فراوانی مورد انتظار می‌شود و در نهایت برای استاندارد کردن آن این تفاضل به جذر فراوانی مورد انتظار تقسیم می‌شود. به عنوان مثال، برای خانه اول جدول محاسبات به صورت زیر خواهد بود:

= مانده خام

$$16 - 23/2 = -7/2$$

= مانده استاندارد شده

$$1/5 = -\sqrt{(23/2)} \div \sqrt{(23/2 - 16)} = -\sqrt{(23/2)} \div \sqrt{(7/2)}$$

نتایج محاسبات مانده‌های خام و استاندارد شده این مثال نیز در جدول ۱۵ خلاصه شده‌اند:

جدول ۱۵- فراوانی‌های مورد انتظار و مقادیر مولفه‌های کای دو برحسب مرگ و میر و مراحل سرطان کولورکتال

فراوانی کل	میزان مرگ و میر ناشی از سرطان کولون		مرحله پاتولوژیک تومور
	فراوانی افراد زنده	فراوانی مرگ و میر	
	۶۸ (۶۰/۸)	۱۶ (۲۳/۲)	
۸۴	۷/۲	- ۷/۲	I
	۰/۹	- ۱/۵	
	۲۷۴ (۲۵۱/۲)	۷۳ (۹۵/۸)	
۳۴۷	۲۲/۸	- ۲۲/۸	II
	۱/۴	- ۲/۳	
	۲۳۹ (۲۴۱/۱)	۹۴ (۹۱/۹)	
۳۳۳	- ۲/۱	۲/۱	III
	- ۰/۱	۰/۲	
	۴۳ (۷۰/۹)	۵۵ (۲۷/۱)	
۹۸	- ۲۷/۹	۲۷/۹	IV
	- ۳/۳	۵/۴	
۸۶۲	۶۲۴	۲۳۸	فراوانی کل

فراوانی‌های مورد انتظار در داخل پراتنز و مانده‌های خام در سطر دوم و مانده‌های استاندارد شده در سطر سوم گزارش شده‌اند.

منبع: [۹]

شدن مقدار کای دو و در نتیجه معنی‌داری آن شده‌اند. در خانه‌های مرگ در مرحله ۲ و زنده بودن در مرحله ۴، به دلیل منفی بودن مانده‌ها، فراوانی مشاهده شده کوچک‌تر از فراوانی‌ای است که انتظار آن می‌رفت و در خانه مرگ در

همان طور که ملاحظه می‌شود، برای خانه‌های مرگ در مرحله ۲ و مخصوصاً خانه‌های مرگ و زنده بودن افراد در مرحله ۴ سرطان، مقادیر مطلق مانده‌ها از ۲ بزرگ‌تر شده است و نشان می‌دهد که این خانه‌های جدول باعث بزرگ

می‌کند، معمولاً از کای دوی معمولی حساسیت بیشتری دارد. تفاوت دیگر این آزمون با کای دوی معمولی در این است که درجه آزادی این آزمون همواره برابر یک است.

از لحاظ هدف پژوهشی مورد بررسی، آزمون کای دوی روند در مقایسه با آزمون کای دوی معمولی برای جداول $r \times c$ که هدف از آن بررسی این است که آیا نسبت میان گروه‌های مورد بررسی متفاوت است یا خیر، این هدف را دنبال می‌کند که آیا در نسبت‌های موجود در گروه‌ها یک روند افزایش یا کاهش وجود دارد یا خیر.

فرمول محاسباتی آزمون کای دوی روند بر اساس همبستگی پیرسون به دست می‌آید (ضمیمه ۴) که به نوعی اطلاعات مرتبط با رتبه در دو متغیر سطر و ستون را در محاسبات لحاظ می‌کند. یکی از شکل‌های این آزمون توسط متل و هنزل معرفی شد [۱۲].

مخاطره مرگ ناشی از سرطان کولون را با افزایش رتبه‌های متغیر مرحله پاتولوژیک تومور، نشان می‌دهد. در مثال ۵، هدف بررسی رابطه بین مرگ و میر ناشی از سرطان کولورکتال یا مقایسه نسبت‌های مرگ میان مراحل سرطان بود که با استفاده از آزمون کای دوی معمولی بررسی شد. در این مثال، به‌منظور بررسی روند، آزمون کای دوی روند استفاده خواهد شد (جدول ۱۶):

مرحله ۴، به‌دلیل مثبت بودن مانده، فراوانی مشاهده شده بزرگتر از فراوانی‌ای است که انتظار آن می‌رفت. نکته

(۱) نحوه ارائه یافته‌ها برای این جداول نیز مشابه نحوه ارائه یافته‌ها برای جداول 2×2 می‌باشد.

(۲) در جداول $r \times c$ اگر شرایط ککران برقرار نباشد، P-Value آزمون دقیق فیشر تعمیم‌یافته یا دقیق پیرسون برای بررسی رابطه استفاده خواهد شد.

آزمون کای دو برای روند: همان‌طور که اشاره شد، زمانی که متغیرهای سطری یا ستونی در قالب مقیاس رتبه‌ای ارزیابی شوند آزمون کای دوی روند باید استفاده شود که این آزمون تا حدود زیادی به آزمون همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن [۱۰] می‌باشد. در این آزمون به‌دلیل اینکه از اطلاعات موجود در رتبه‌های موجود در متغیر استفاده مثال ۷:

با مراجعه به مثال ۵، فراوانی مرگ‌های ناشی از سرطان کولون در مراحل ۱، ۲، ۳ و ۴ سرطان کولورکتال در جدول ۱۶ خلاصه شده‌اند [۱]. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، میزان مخاطره مرگ ناشی از سرطان کولون در مراحل ۱، ۲، ۳ و ۴ سرطان کولورکتال به ترتیب برابر $0.19/0$ ، $0.21/0$ ، $0.28/2$ و $0.56/1$ به‌دست آمد که یک روند افزایش در

جدول ۱۶- فراوانی مرگ افراد مبتلا به سرطان کولون برحسب مرحله پاتولوژیک تومور

فراوانی کل	میزان مرگ و میر ناشی از سرطان کولون		مرحله پاتولوژیک تومور
	فراوانی مرگ و میر	میزان خطر (%)	
۸۴	۶۸	۱۹/۰	I
۳۴۷	۲۷۴	۲۱/۰	II
۳۳۳	۲۳۹	۲۸/۲	III
۹۸	۴۳	۵۶/۱	IV
۸۶۲	۶۲۴	۱۰۰	فراوانی کل

منبع: [۹]

کای دوی محاسبه شده از کای دوی جدول بزرگتر است، فرض صفر رد می‌شود ($P\text{-Value} < 0.001$) یعنی نسبت مرگ ناشی از سرطان کولورکتال در مراحل مختلف سرطان روند معنی‌داری نشان داد. با استفاده از اطلاع کمی نسبت‌های مرگ در جدول، ملاحظه می‌شود که این روند

برای این جدول مقدار r برابر $0.21/0$ [۱۰] و مقدار شاخص کای دوی روند $36/6$ به دست می‌آید (ضمیمه ۵). برای تعیین معنی‌داری این شاخص مقدار جدولی کای دو با یک درجه آزادی و سطح خطای 0.05 برابر $3/84$ است (جدول ضمیمه ۱) و در نتیجه با توجه به این که شاخص

۳) از پیش فرض‌های مهم استفاده از آزمون کای دو استقلال گروه‌های مطالعه از یکدیگر می‌باشد. یعنی پیامدها در گروه‌های مختلف مطالعه مستقل از یکدیگر اندازه‌گیری می‌شود.

آزمون مک‌نمار (McNemar)

همان‌طور که اشاره شد، از پیش فرض‌های مهم استفاده از آزمون کای دو استقلال گروه‌های مطالعه از یکدیگر می‌باشد. زمانی که این پیش فرض برقرار نباشد، نیاز است آزمون‌های استفاده شود که مبتنی بر وابسته بودن اندازه‌گیری‌ها عمل می‌کنند. زمانی که در مطالعه‌ای هدف مقایسه یک پیامد دوحالتی در دو وضعیت وابسته باشد آزمون مک‌نمار استفاده می‌شود. این آزمون مخصوصاً برای بررسی تغییرات ناشی از مداخله روی یک پیامد دوحالتی مناسب است. موقعیت‌های دیگری که این آزمون قابل استفاده است مقایسه پیامدهای دوحالتی در مطالعات مورد-شاهدی و همگروهی همسان شده می‌باشد [۱۳].

منطق محاسباتی آزمون مک‌نمار دقیقاً همان منطق محاسباتی آزمون کای دو است. با این تفاوت که برای انجام محاسبات در آزمون مک‌نمار، تنها دو خانه از جدول مورد نیاز هستند که این دو خانه از جدول، تفاوت‌های موجود یا تغییرات ایجاد شده در مشاهدات را نشان می‌دهند.

مثال ۸

هدف از مطالعه‌ای بررسی تاثیر دوره و ناحیه تزریق روی شدت درد و کبودی ناشی از تزریق زیر جلدی هپارین می‌باشد. در این مطالعه یکی از اهداف اختصاصی، مقایسه وجود یا عدم کبودی بین دو ناحیه شکم و ران بود [۱۴]. داده‌های حاصل از این ارزیابی در جدول ۱۷ خلاصه شده است:

جدول ۱۷- فراوانی‌های مشاهده شده وجود و عدم کبودی در دو ناحیه شکم و ران

فراوانی کل	کبودی ران		
	عدم	وجود	
۳۸	۴	۳۴	وجود
۵۲	۴۶	۶	عدم
۹۰	۵۰	۴۰	فراوانی کل

فراوانی‌های مورد انتظار در داخل پرانتز و مقادیر مولفه‌های کای دو در سطر دوم گزارش شده‌اند.

منبع: [۱۴]

صعودی است یعنی با افزایش مراحل سرطان، نسبت مرگ با روند معنی‌داری افزایش می‌یابد.
نکته:

۱) نحوه ارائه یافته‌ها برای این آزمون نیز مشابه نحوه ارائه یافته‌ها برای آزمون کای دوی معمولی می‌باشد.

۲) همان‌طور که در مثال ۵ ملاحظه شد مقدار شاخص کای دوی پیرسون برابر $50/4$ با ۳ درجه آزادی به دست آمد ولی در آزمون روند (مثال ۶) مقدار شاخص کای دوی روند برابر $36/6$ با ۱ درجه آزادی به دست آمد. در آزمون روند به دلیل وجود یک درجه آزادی برای شاخص کای دو که مقادیر کوچک‌تری را برای P در مقایسه با درجات آزادی بزرگتر فراهم می‌کند، معمولاً حساسیت بالاتری را فراهم می‌کند.

۳) برای این آزمون، نیازی شرایط ککران برقرار باشد به عبارت دیگر، ملاحظات حجم نمونه برای خانه‌های انفرادی جدول وجود ندارد و کفایت حجم نمونه کل از ۳۰ بزرگتر باشد.

ملاحظات آزمون کای دو:

۱) برای بررسی رابطه بین دو متغیر کیفی، آزمون کای دو در انواع مطالعات شامل مقطعی، مورد-شاهدی، همگروهی و کارآزمایی بالینی قابل به‌کارگیری است.

۲) شاخص آزمون کای دو بر اساس منطقی دیگر به نام درست‌نمایی نیز به دست می‌آید که اصطلاحاً به آن آزمون درست‌نمایی کای دو (Likelihood Ratio Chi Squared Test) گفته می‌شود و نتایج آن مخصوصاً برای حجم نمونه‌های بزرگ بسیار مشابه با کای دوی پیرسون می‌باشد [۱۳].

همان‌طور که ملاحظه شد، این شاخص بر اساس فرمول پایه کای دو به دست آمد و در نتیجه توزیع احتمالی آن نیز کای دو است و به دلیل این که دو خانه در ساختن این فرمول نقش دارند، با همان منطقی که برای به دست آوردن درجه آزادی کای دو به کار رفت، درجه آزادی این آزمون همواره برابر ۱ است.

برای تصمیم‌گیری در مورد این این مثال، با توجه به این که مقدار محاسبه شده شاخص از مقدار جدولی آن با یک درجه آزادی بزرگ‌تر است ($3/84 < 0/4$)، در نتیجه فرض صفر این آزمون پذیرفته می‌شود و در نتیجه وجود کبودی بین دو ناحیه شکم و ران تفاوت معنی‌داری نداشت ($0/05 > P\text{-Value}$).

نتیجه‌گیری نهایی

به منظور بررسی رابطه بین دو متغیر کیفی آنها را در قالب یک جدول دوطرفه خلاصه نموده و به منظور بررسی رابطه بین آنها، با توجه به شرایط یکی از انواع آزمون‌های کای دو به کار می‌رود. علاوه بر آزمون کای دوی پیرسون در صورت برقراری برخی شرایط، برای نمونه‌های کوچک تصحیح پیوستگی یتس، برای عدم برقراری شرایط ککران محاسبه P-Value دقیق بر اساس آزمون‌های دقیق، برای متغیرهای کیفی رتبه‌ای آزمون کای دوی روند و برای وضعیت‌های وابسته آزمون کای دوی مکنمار توصیه می‌گردد. همچنین در استفاده از آزمون‌های کای دو برخی ملاحظات باید رعایت گردد.

سپاسگزاری

از همکاری صمیمانه دانشکده بهداشت دانشگاه علوم پزشکی تبریز و همچنین از راهنمایی خانم دکتر شبنم سالک‌زمانی سپاسگزاریم. این مقاله منبع تأمین مالی نداشته است.

در ارزیابی‌های انجام شده تعداد ۳۴ نفر در هر دو ناحیه، ۶ نفر فقط در ناحیه ران، ۴ نفر فقط در ناحیه شکم کبودی داشتند و ۴۶ نفر در هیچ یک از دو ناحیه کبودی نداشتند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تفاوت بین دو ناحیه تنها در خانه‌های دو و سوم به ترتیب با فراوانی‌های مشاهده شده ۴ و ۶ وجود دارد.

در مجموع ۱۰ نفر تفاوت در ناحیه کبودی دارند و در صورتی که این انتظار وجود داشته باشد که بین دو ناحیه تفاوت وجود نداشته باشد، در این صورت این نفر به طور مساوی (۵ نفر) بین دو وضعیت کبودی در شکم و ران تقسیم می‌شوند. با این حال، آن چیزی که در عمل مشاهده شده است (یعنی ۴ و ۶ به ترتیب برای کبودی شکم و ران) متفاوت از مقدار ۵ فراوانی مورد انتظار است. در این مورد این سوال وجود دارد که آیا این تفاوت شانسی است یا خیر؟ آزمون مکنمار برای به دست آوردن این احتمال تحت فرضیه صفر (عدم تفاوت) به کار می‌رود. به عبارت دیگر، برای انجام محاسبات در این آزمون، شرایطی مشابه با آزمون کای دو در نظر گرفته می‌شود. با این تفاوت که فقط خانه‌های مزبور مورد استفاده قرار می‌گیرند. یعنی با توجه به این که در مجموع ۱۰ ($6 + 4$) نفر در این دو خانه حضور دارند، بنابراین فراوانی‌های مورد انتظار تحت فرض برابری تغییرات در دو گروه برابر ۵ ($2 = 10 \div$) خواهد شد. در نتیجه مقدار شاخص کای دو برای دو خانه‌ی فوق به صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} & [(6 - 5)^2 \div (5)] + [(4 - 5)^2 \div (5)] = (1^2 \div 5) + ((-1)^2 \div 5) \\ & = (1)^2 \div (5) + (-1)^2 \div (5) \\ & = (2 \times (1)^2) \div (5) \end{aligned}$$

با ضرب صورت و مخرج کسر در عدد ۲ و انجام برخی محاسبات ساده فرمول زیربنایی مکنمار به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$= (6-4)^2 \div (6+4)$$

که معمولاً این دو خانه با b و c نشان داده می‌شود و این فرمول در حالت کلی به صورت زیر است:

$$(b - c)^2 \div (b + c)$$

ضمائم

ضمیمه ۱: جدول مقادیر شاخص کای دو

جدول ۱- مقادیر شاخص کای دو به ازای درجات آزادی و سطوح مختلف خطا

درجه آزادی	سطح خطا				
	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۱	۰/۰۲۵	۰/۰۵
۱	۱۰/۸۳	۷/۸۸	۶/۶۳	۵/۰۲	۳/۸۴
۲	۱۳/۸۲	۱۰/۶۰	۹/۲۱	۷/۳۸	۵/۹۹
۳	۱۶/۲۷	۱۲/۸۴	۱۱/۳۴	۹/۳۵	۷/۸۱
۴	۱۸/۴۷	۱۴/۸۶	۱۳/۲۸	۱۱/۱۴	۹/۴۹
۵	۲۰/۵۲	۱۶/۷۵	۱۵/۰۹	۱۲/۸۳	۱۱/۰۷
۶	۲۲/۴۶	۱۸/۵۵	۱۶/۸۱	۱۴/۴۵	۱۲/۵۹
۷	۲۴/۳۲	۲۰/۲۸	۱۸/۴۸	۱۶/۰۱	۱۴/۰۷
۸	۲۶/۱۲	۲۱/۹۵	۲۰/۰۹	۱۷/۵۳	۱۵/۵۱
۹	۲۷/۸۸	۲۳/۵۹	۲۱/۶۷	۱۹/۰۲	۱۶/۹۲
۱۰	۲۹/۵۹	۲۵/۱۹	۲۳/۲۱	۲۰/۴۸	۱۸/۳۱
۱۲	۳۲/۹۱	۲۸/۳۰	۲۶/۲۲	۲۳/۳۴	۲۱/۰۳
۱۴	۳۶/۱۲	۳۱/۳۲	۲۹/۱۴	۲۶/۱۲	۲۳/۶۸
۱۶	۳۹/۲۵	۳۴/۲۷	۳۲/۰۰	۲۸/۸۵	۲۶/۳۰
۱۸	۴۲/۳۱	۳۷/۱۶	۳۴/۸۱	۳۱/۵۳	۲۸/۸۷
۲۰	۴۵/۳۱	۴۰/۰۰	۳۷/۵۷	۳۴/۱۷	۳۱/۴۱
۲۵	۵۲/۶۲	۴۶/۹۳	۴۴/۳۱	۴۰/۶۵	۳۷/۶۵
۳۰	۵۹/۷۰	۵۳/۶۷	۵۰/۸۹	۴۶/۹۸	۴۳/۷۷
۳۵	۶۶/۶۲	۶۰/۲۷	۵۷/۳۴	۵۳/۲۰	۴۹/۸۰
۴۰	۷۳/۴۰	۶۶/۷۷	۶۳/۶۹	۵۹/۳۴	۵۵/۷۶
۴۵	۸۰/۰۸	۷۳/۱۷	۶۹/۹۶	۶۵/۴۱	۶۱/۶۶
۵۰	۸۶/۶۶	۷۹/۴۹	۷۶/۱۵	۷۱/۴۲	۶۷/۵۰
۶۰	۹۹/۶۱	۹۱/۹۵	۸۸/۳۸	۸۳/۳۰	۷۹/۰۸
۷۰	۱۱۲/۳۲	۱۰۴/۲۱	۱۰۰/۴۳	۹۵/۰۲	۹۰/۵۳
۸۰	۱۲۴/۸۴	۱۱۶/۳۲	۱۱۲/۳۳	۱۰۶/۶۳	۱۰۱/۸۸
۹۰	۱۳۷/۲۱	۱۲۸/۳۰	۱۲۴/۱۲	۱۱۸/۱۴	۱۱۳/۱۵
۱۰۰	۱۴۹/۴۵	۱۴۰/۱۷	۱۳۵/۸۱	۱۲۹/۵۶	۱۲۴/۳۴

کای دو بزرگتر از ۳/۸۴ باشد، فرض صفر رد و در غیر این صورت پذیرفته می شود.

ضمیمه ۲: فرمول محاسباتی تصحیح پیوستگی یتس

فرمول محاسباتی تصحیح پیوستگی یتس با اندکی تغییر در فرمول کای دوی پیرسون به صورت زیر می باشد:

در جدول فوق به ازای درجه آزادی و سطح خطای مشخص، اگر مقدار محاسبه شده بزرگتر از مقدار جدولی بود فرض صفر رد و در غیر این صورت پذیرفته می شود. برای مثال در یک جدول ۲ × ۲ که درجه آزادی آن برابر یک است، به ازای خطای ۰/۰۵، اگر مقدار شاخص

مثال ۲

با مراجعه به مثال ۴ مقاله، با توجه به اینکه در یکی از خانه‌های جدول (۲۵٪) فراوانی مورد انتظار کوچکتر از ۵ وجود داشت (خانه دوم جدول)، بنابراین شرایط ککران برقرار نبود و در نتیجه در این مورد باید برای محاسبه P-Value از آزمون دقیق فیشر استفاده شود که محاسبات آن به صورت زیر خواهد بود:

$$P\text{-Value} = [(1+6)!(1+188)!(188+5)!(6+5)!] \div [200! 1! 6! 188! 5!] < 0.001$$

نتیجه این آزمون هم رابطه معنی‌دار بین وجود غدد سرویکال با زایمان زودرس را تایید نمود.

ضمیمه ۴:

فرمول محاسباتی مانده‌های خام و استاندارد شده
فرمول محاسباتی مانده‌های خام و استاندارد شده به صورت زیر می‌باشد:

= مانده خام

$O - E$ = فراوانی مورد انتظار - فراوانی مشاهده شده

= مانده استاندارد شده

$$\sqrt{\frac{(O - E)}{E}} = \sqrt{\text{فراوانی مورد انتظار}} \div \sqrt{\text{مانده خام}}$$

ضمیمه ۵:

فرمول محاسباتی آزمون کای دوی روند به صورت می‌باشد:

$$\chi^2_{Trend} = (N - 1)r^2$$

که در آن r مقدار همبستگی پیرسون میان دو متغیر سطر و ستون می‌باشد.

مثال ۳

با مراجعه به مثال ۶ مقاله، و با استفاده از فرمول محاسباتی همبستگی پیرسون، مقدار r برابر ۰/۲۱ به دست می‌آید. بنابراین مقدار شاخص کای دوی روند به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$((862 - 1) \times (-0.21)^2) = 36.6$$

$$\chi^2_{cc} = \sum \frac{(|O - E| - 0.5)^2}{E}$$

و در جداول ۲×۲ به صورت زیر خواهد بود:

$$\chi^2_{cc} = \frac{(|ad - bc| - \frac{N}{2})^2 N}{(a + b)(c + d)(a + c)(b + d)}$$

مثال ۱

برای مثال ۳ مقاله، مقدار کای دو با تصحیح پیوستگی یتس

به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\chi^2_{cc} = \frac{(|67 \times 446 - 33 \times 113| - \frac{659}{2})^2 \times 659}{(67 + 33)(113 + 446)(67 + 113)(33 + 446)} = 91.7$$

ضمیمه ۳: فرمول محاسباتی P-Value دقیق با آزمون

دقیق فیشر

برای انجام محاسبات آزمون دقیق فیشر، جدول ۲ را در نظر بگیرید:

جدول ۲- مولفه‌های مورد نیاز برای محاسبه P-Value

دقیق با آزمون دقیق فیشر

پیامد			
جمع	-	+	
a+b	b	a	+
c+d	d	c	-
N	b+d	a+c	جمع

فرمول محاسباتی آزمون دقیق فیشر برای محاسبه مقدار دقیق P به صورت زیر می‌باشد:

$P\text{-Value} = [(a+b)!(a+c)!(b+d)!] \div [N! a! b! c! d!]$
با وجود نرم‌افزارهای آماری، محاسبات این آزمون خیلی سریع انجام می‌شوند.

مأخذ

- Asghari Jafarabadi M, Mohammadi SM. Statistical Series: Summarizing and Displaying Data. *Journal of Diabetes and Lipid Disorders* 2013; 12(2):83-100 [in Persian].
- 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(1):19-26.
- Asghari Jafarabadi M, Mohammadi SM. Statistical Series: An Introduction to Inferential

- Statistics (Point Estimation, Confidence Interval and Hypothesis Testing). *Journal of Diabetes and Metabolic Disorders* 2013; Under Press [In Persian].
4. Pearson K. On the criterion that a given system of deviations from the probable in the case of a correlated system of variables is such that it can be reasonably supposed to have arisen from random sampling. *Philosophical Magazine Series* 1900; 550 (302):157-75.
 5. Asghari Jafarabadi M, Mohammadi SM. Statistical Series: Probability and Distributions. *Journal of Diabetes and Lipid Disorders* 2013; 12(2):101-17 [in Persian].
 6. Asghari Jafarabadi M, Allahverdipour H, Bashirian S, Jannati A. Modeling the Underlying Predicting Factors of Tobacco Smoking among Adolescents. *Iranian J Publ Health* 2012; 41(5):46-57.
 7. Snedecor GW, Cochran WG. *Statistical Methods* 8th ed.: Iowa State University Press; 1989.
 8. Mashhadian M, Marsosi V, Ziaei S, Asghari Jafarabadi M. Sonographic cervical parameters in predicting spontaneous preterm birth in high-risk pregnant women. *Tehran University Medical Journal* 2011; 68(10): 583-9.
 9. Asghari-Jafarabadi M, Hajizadeh E, Kazemnejad A, Fatemi SR. Site-Specific Evaluation of Prognostic Factors in Iranian Colorectal Cancer Patients: A Competing Risks Survival Analysis. *Asian Pacific Journal of Cancer Prevention* 2009; 10:815-22.
 10. Asghari Jafarabadi M, Mohammadi SM. Statistical Series: Correlation and Regression. *Journal of Diabetes and Metabolic Disorders* 2013,12 (6): 479-506; Under Press [In Persian].
 11. Asghari Jafarabadi M, Mohammadi SM. Statistical Series: Tests for Comparing the Means. *Journal of Diabetes and Metabolic Disorders* 2013; Under Press [In Persian].
 12. Mantel N, Haenszel W. Statistical aspects of the analysis of data from retrospective studies of disease. *J Natl Cancer Inst* 1959; 22:719-48.
 13. Agresti A. *Categorical Data Analysis*. 2nd ed. New York: John Wiley and Sons; 2003.
 14. Pourghaznein T, Azimi AV, Jafarabadi MA. The effect of injection duration and injection site on pain and bruising of subcutaneous injection of heparin. *Journal of Clinical Nursing* 2013; Under Press.

STATISTICAL SERIES: THE ANALYSIS OF CONTINGENCY TABLES 1 (CHI-SQUARE TESTS)

Mohammad Asghari Jafarabadi^{1*}, Akbar Soltani², Seyede Momeneh Mohammadi³

1. Medical Education Research Center, Department of Statistics and Epidemiology, Faculty of Health, Tabriz University of Medical Sciences, Tabriz, Iran

2. Endocrinology and Metabolism Research Center, Endocrinology and Metabolism Clinical Sciences Institute, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran

3. Department of Anatomical Sciences, Faculty of Medicine, Tabriz University of Medical Sciences, Tabriz, Iran

ABSTRACT

Assessing of outcomes and risk factors in the form of qualitative variables is common in the most of medical studies and the research objectives are defined as the relationship between these variables. This paper introduces the concepts and basic and applied statistical tests to examine the relationship between these variables in these studies, including chi-square tests.

Principles and method of calculating the statistics and hypothesis testing to assess the relationship between qualitative variables (or difference in proportions between groups), were presented taking into account relevant considerations. The method of reporting findings were introduced in the context of contingency tables, for all types of chi-square tests.

To investigate the relationship between two binary or multi-category qualitative variables, Pearson chi-square test (in the case of establishing Cochran conditions), Yates continuity correction for small samples, in the case of not establishing Cochran conditions exact P-Value calculated on the basis of exact tests, trend chi-square test for ordinal qualitative variables and McNemar chi-square test for related samples should be used. In addition for tables larger than 2×2 , when the overall relationship was significant, post hoc tests with appropriate correction is required. In each of these situations, examples based on research, calculations of tests were performed and their results were presented.

To investigate the relationship between a set of risk factors and nominal or ordinal qualitative variables, the introduced analyses are recommended considering the situation and purpose of the proposed study.

Keywords: Contingency tables, Crosstabs, Association, Chi-square test, Fisher exact test, McNemar test

* Department of Statistics and Epidemiology, Tabriz University of Medical Sciences, Golgasht St. Attar e Neshabouri St., Faculty of Health, Tabriz University of Medical Sciences, Tabriz, Iran. Postal Code: 5166614711 Tel: 0098411-3357580-2 (383), Fax: 0098411-3340634, Mobile: 0098912-4390958. Email: m.asghari862@gmail.com