

تحلیل منحنی‌های ROC برای مقایسه تست‌های تشخیصی پزشکی

سیدمهدي سادات‌هاشمی^۱ (Ph.D)، راهب قربانی^۱ (Ph.D)، بهروز کاووهی^۲ (Ph.D)

۱- دانشگاه علوم پزشکی سمنان، دانشکده پزشکی، گروه پزشکی اجتماعی

۲- سازمان سنجش آموزش کشور

چکیده

سابقه و هدف: با مسائل تشخیص هنگامی مواجه می‌شویم که هدف از یک آزمایش یا مدل، پیش‌بینی و انتساب افراد یا اشیاء (نمونه‌ها) به گروه‌های معین و خاصی باشد. به عنوان مثال در پزشکی برای تشخیص دیابت و یا سرطان (که در حیطه پیش‌گیری سطح دوم قرار می‌گیرند)، از ملاک‌ها و شاخص‌های مختلفی استفاده می‌شود. ساده‌ترین حالت هنگامی است که هدف تخصیص نمونه‌ها به یکی از دو گروه ممکن (سالم یا بیمار) باشد. در این صورت صفتی در مقیاس پیوسته و یا رتبه‌ای بر روی نمونه‌ای از افراد سالم و بیمار اندازه‌گیری می‌شود و سپس با انتخاب یک نقطه برش مناسب بر حسب میزان حساسیت و ویژگی تست در آن نقطه و نیز مقدار تابع زیان اهمیت تشخیص، افراد سالم و بیمار مشخص می‌گردند. یک شاخص ارزیابی مناسب و تک مقداری برای تست در این حالت، عبارت است از آماره A، مساحت زیر منحنی (ROC). از آن‌جا که ملاک‌ها و شاخص‌ها بر روی نمونه واحدی اندازه‌گیری می‌شوند، لذا یک همبستگی طبیعی بین A‌های متناظر با تست‌های مختلف وجود خواهد داشت که هرگاه هدف، مقایسه تست‌ها و انتخاب بهترین تست از بین بقیه باشد، صرف نظر کردن از این همبستگی می‌تواند منجر به نتایج مخدوش و گمراه‌کننده شود.

مواد و روش‌ها: در این مقاله ابتدا نحوه محاسبه آماره‌های A و ماتریس واریانس-کوواریانس آن‌ها را به همراه آزمون مناسبی برای مقایسه A‌های همبسته تشریح نموده و با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی شده نشان داده‌ایم که آزمون چگونه تحت تأثیر منظور نمودن همبستگی‌ها قرار می‌گیرد. برای این کار برنامه مناسبی را با استفاده از زبان برنامه نویسی Delphi5 تهیه نموده‌ایم.

یافته‌ها: بر اساس داده‌های شبیه‌سازی شده برای مقایسه دو تست، به دست آوردیم:

$A_1 = 0.66$ و $A_2 = 0.49$ ، $SE(A_1) = 0.054$ ، $SE(A_2) = 0.060$ ، $Z = 2.1$ لذا $SE(A_2) = 0.060$ ، $A_2 = 0.49$ منجر به رد فرض برابری A_1 و A_2 در سطح معنی‌داری $\alpha = 0.05$ شده است. چنان‌چه همبستگی A_1 و A_2 در نظر گرفته شود، $Z = 1.92$ که منجر به پذیرش فرض برابری A_1 و A_2 شده است.

نتیجه‌گیری: همان‌طور که از نتایج مشاهده می‌شود، چنان‌چه از کوواریانس بین A_1 و A_2 صرف نظر شود، نتیجه آزمون می‌تواند گمراه‌کننده بوده و منجر به انتخاب تست‌های نامناسب شود.

واژه‌های کلیدی: منحنی‌های ROC، حساسیت، ویژگی، تست تشخیصی، همبستگی

مقدمه

با حداقل دقت ممکن در معاينه باليني، اين کار معمولاً توسط

پزشك و با جمع‌بندی شرایط فرد صورت می‌گيرد. به عنوان

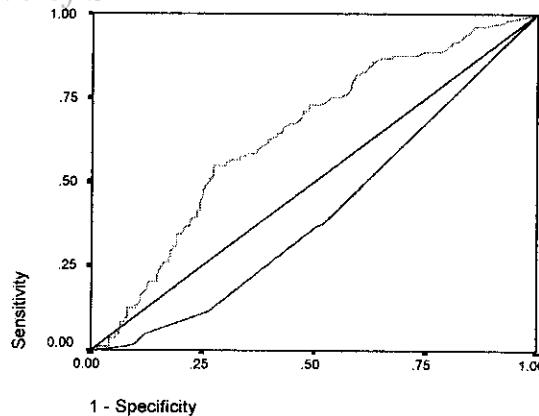
مثال برای تشخیص دیابت و یا سرطان (که در حیطه

در علم پزشکي هدف از بررسی باليني و یا آزمایشگاهی

بر روی یک فرد، عبارت است از تشخیص افتراقی بیماری وی

* نویسنده مسئول. تلفن: ۰۲۳۱-۳۳۳۱۵۵۱، نامبر: ۰۲۳۱-۳۳۲۲۰۸۲

تاریخ دریافت: ۱۳۸۳/۹/۳۰؛ تاریخ پذیرش: ۱۶/۱۲/۸۳



شکل ۱. انواع مختلف منحنی های ROC

برای استفاده از منحنی ROC در ارزیابی یک تست تشخیصی، بدکارگیری آماره A پیشنهاد شده است [۸]. این مساحت عبارت است از احتمال این که هرگاه متغیرتست به صورت تصادفی برای یک فرد بیمار و یک فرد سالم اندازه‌گیری شود، مقدار منتجه به ترتیب صحیح باشد (یعنی مثلًا برای فرد بیمار بزرگ‌تر از فرد سالم باشد و یا برعکس) [۸]. هرگاه تست قادر به تشخیص دقیق و بسته باشد، آن‌گاه مقادیر آن برای افراد سالم جمعیت پائین و برای افراد بیمار بالا خواهد بود (یا برعکس بسته به وضعیت بیماری). هرچه قدرت تشخیص تست بیش‌تر باشد، منحنی ROC بالای قطر مربع و به حالت ایده‌آل (مساحت یک) نزدیک‌تر خواهد بود. منحنی ROC تستی بدون توان تشخیص، منطبق بر قطرمربع و تستی یا توان تشخیص معکوس در پایین این قطر قرار می‌گیرد [۴,۲]. شکل ۱ وضعیت‌های متفاوتی از منحنی ROC را نشان می‌دهد.

برای برآورد منحنی ROC روش‌های گوناگونی وجود دارد که براساس روش‌های پارامتری و ناپارامتری قرار دارند [۳,۶,۷,۸]. در نرمافزارهای آماری مشهور نظیر SPSS، SAS، ROC (نسخه ۹ به بعد) و STATA امکان برآورد منحنی ROC، محاسبه آماره A و انحراف استاندارد آن از طریق ناپارامتری وجود دارد. اما مشکل همه این نرمافزارها در ناتوانی آن‌ها برای مقایسه دو منحنی ROC هم‌بسته است. این نوع ROC‌ها هنگامی بوجود می‌آیند که بر روی هر فرد نمونه

پیش‌گیری سطح دوم قرار می‌گیرند)، از ملاک‌ها و شاخص‌های مختلفی استفاده می‌شود. به طور کلی هرگاه C ردۀ معین و مجزا در تشخیص داشته باشیم، آن‌گاه هر مورد نمونه با احتمال p_i ($p_i = 1, i = 1, 2, \dots, c$) می‌تواند در گروه نام قرار بگیرد. ساده‌ترین حالت هنگامی است که هدف، تشخیص نمونه‌ها به یکی از دو گروه ممکن (سالم یا بیمار) باشد که در این صورت صفتی در مقیاس پیوسته و یا رتبه‌ای بر روی نمونه‌ای از افراد سالم و بیمار اندازه‌گیری می‌شود و سپس با انتخاب یک نقطه برپاش مناسب بر حسب میزان حساسیت و ویژگی تست در آن نقطه و نیز مقدار تابع زیان اهمیت تشخیص، افراد سالم و بیمار مشخص می‌گردند؛ حال فرض کنید این شاخص‌ها و استانداردها برای بیماری خاصی موجود نباشند و محققی با بررسی‌های خود در بی آن‌ها باشد. بنابراین اولین مسئله‌ای که با آن روبرو خواهد شد، عبارت است از ارزیابی هر یک از شاخص‌های تشخیصی و مقایسه آن‌ها با یک‌دیگر به منظور دسترسی به بهترین آن‌ها. چرا که توان تشخیص هر شاخص (تست) می‌تواند تحت تأثیر خطاهای گوناگون با دیگری متفاوت باشد. یک روش مؤثر و شناخته شده در جهت ارزیابی یک تست آزمایشگاهی (به طور کلی یک روش تشخیصی) که نتایج آن متغیری در مقیاس رتبه‌ای و یا کمی باشد، استفاده از منحنی ROC طبق نظریه، یک روش برای به دست آوردن منحنی ROC تجربی به این صورت می‌باشد. ابتدا نمونه‌ای از افراد سالم و بیمار انتخاب شده و تست مربوطه بر روی آن‌ها اندازه‌گیری می‌شود، در ادامه دامنه تغییرات متغیر تست تعیین و سپس در نقاط برپش متوالی در این دامنه حساسیت و مشتت (یک منهای ویژگی) در هر نقطه برپش تعیین و نقاط به دست آمده به یک‌دیگر متعلق می‌گردند. از این روش منحنی ROC به دست می‌آید که مساحت زیر آن (که ما برای سادگی، آن را آماره A نام نهاده‌ایم) بیان‌گر قدرت تشخیص تست می‌باشد.

$$\psi(x, y) = \begin{cases} 0 & y > x \\ 0.5 & y = x \\ 1 & y < x \end{cases} \quad (3)$$

آن گاه :

$$(4)$$

$$a = \frac{1}{mn} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \psi(x_i, y_j)$$

برآورده ناپارامتری از آماره A خواهد بود [۲]. لازم به ذکر است که تنها فرض آماری بر روی X ها و Y ها مربوط به مقیاس آن هاست و آن ها بایستی حداقل در مقیاس رتبه ای باشند و توزیع آن ها هیچ اهمیتی در استنباط های ما ندارد.
هرگاه k تست وجود داشته باشد، آن گاه بردار $a = [a_1, a_2, \dots, a_k]$ برآورده از A های منسوب به تست های مختلف خواهد بود ($A = [A_1, A_2, \dots, A_k]$). در این حالت ماتریس واریانس - کوواریانس این برآوردگرها عبارت است از [۱]:

$$(5) \quad S = \frac{1}{m} S_{10} + \frac{1}{n} S_{01}$$

که در آن r و کامین مؤلفه S_{10} عبارت است از:

$$(6) \quad S_{10} = \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m [V_{10}^r(x_i) - a_r] [V_{10}^s(x_i) - a_s]$$

و به طور مشابه r و کامین مؤلفه S_{01} عبارت است از:

$$(7) \quad S_{01} = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n [V_{01}^r(y_j) - a_r] [V_{01}^s(y_j) - a_s]$$

که در آن ها V ها بر حسب روش هوفدینگ محاسبه می شوند [۵].

برای آزمون فرضیه ای به صورت $H_0 : LA' = La'$ در برابر $H_1 : LA' \neq La'$ که در آن L برداری از قیدها باشد. یک آزمون معنی داری را می توان به کمک آماره زیر انجام داد [۱]:

$$(8) \quad Z = \frac{La' - LA'}{\sqrt{LSL'}}$$

هم زمان چند تست مختلف اندازه گیری شده و بر مبنای هر تست یک منحنی ROC بنانهاده شده باشد، که در این صورت یک همبستگی طبیعی بین ROC ها وجود خواهد داشت که صرف نظر کردن از آن می تواند منجر به تسایج گمراه کننده شود [۱]. در این مقاله دو هدف اصلی را دنبال کردند: ایم:

- (۱) ارائه روش مناسب برای مقایسه منحنی های ROC همبسته به منظور تعیین برترین تست ها
- (۲) ارائه نرم افزار مناسبی که تحلیل مذکور را انجام دهد.

مواد و روش ها

فرض کنید نمونه ای متشکل از N فرد داشته باشیم که m تای آن ها بیمار و $n=m-t$ تای آن ها سالم باشند. همچنین فرض کنید $i=1, 2, \dots, m$ (X_i) مقادیر متغیر تشخیص برای بیماران و $j=1, 2, \dots, n$ (Y_j) مقادیر متغیر تشخیص برای افراد سالم باشند. به ازای هر عدد حقیقی r حساسیت تجربی تست برای نقطه برش r عبارت است از:

(1)

$$Sen(r) = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m I(X_i \geq r)$$

و ویژگی تجربی در همین نقطه عبارت است از:

(2)

$$Spe(r) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n I(Y_j < r)$$

که در آن ها $I(A)=1$ هرگاه شرط A برقرار باشد و در

غیر این صورت $I(A)=0$

با تغییر r بر روی فضای ممکن، مقادیر تشخیص منحنی ROC تجربی از رسم $Sen(r)$ بر حسب $1-Spe(r)$ به دست می آید. هر گاه r بزرگ تر از حداقل مقدار ممکن متغیر تست باشد، منحنی از $(0, 0)$ می گذرد و به طور یکنواخت با کاهش r به سمت نقطه $(1, 1)$ افزایش می یابد. هرگاه تابع γ به صورت زیر باشد:

بحث و نتیجه‌گیری

در قسمت نتایج ابتدا چنین به نظر می‌آید که تست t_1 به دلیل داشتن مقدار A_1 بزرگ‌تر نسبت به t_2 برتری داشته باشد، اما در عمل نتیجه آزمون بر مبنای روش ارایه شده در اینجا چنین تفاوتی را نشان نمی‌دهد. همان‌طور که از نتایج مشهود است، صرف نظر کردن از همبستگی بین A_1 ها می‌تواند منجر به نتایج گمراه کننده شود (البته نه لزوماً). زیرا در برخی مواقع اختلاف آماره‌ها آن قدر زیاد (کم) است که اثر کوواریانس را در آزمون فرضیه از بین می‌برد و چه نتیجه آزمون‌ها یکسان و منجر به رد (پذیرش) فرض صفر خواهد شد. با این حال، مشکل هنگامی پیش می‌آید که صرف نظر کردن از همبستگی‌ها گمراه کننده باشد و منجر به استنباط غلط شود (نظریر مدل شبیه‌سازی شده)، در این صورت باید حتماً همبستگی در نظر گرفته شود، زیرا در نتیجه آزمون نقش تعیین کننده خواهد داشت. این نظریر حالتی است که ما هنگامی که داده‌ها واجد شرایط استفاده از آزمون t_1 زوجی باشند، از آزمون t_1 مستقل برای مقایسه استفاده کرده باشیم. این مطلب بدون هیچ نیازی به شبیه‌سازی و تنها با دقت در رابطه t_1 مشهود می‌باشد.

برای دخیل کردن اثر همبستگی بین ROC‌ها کارهای دیگری نیز انجام شده که مبتنی بر روش‌های رگرسیونی لجستیک دوچاله و رتبه‌ای هستند و در آن‌ها مقادیر مختلف نقاط برش در دامنه مقادیر متغیرهای تست به عنوان متغیرهای پیش‌بین گر بیماری در نظر گرفته شده و از اثر متقابل آن‌ها در بیان همبستگی استفاده می‌شود [۱۱، ۹]، برآورد منحنی‌های ROC در کنار داده‌های گم‌شده نیز مورد بررسی قرار گرفته است (اما بدون در نظر گرفتن همبستگی‌های بین آن‌ها) [۱۰]؛ اما روش ارایه شده در اینجا با تلفیقی از روش ارایه شده در (۱۰) قابل استفاده برای داده‌های گم‌شده نیز می‌باشد.

از آن‌جا که برای ارزیابی و مقایسه تست‌های تشخیصی هیچ روش آماری مناسبی به جز استفاده از منحنی‌های ROC وجود ندارد، لذا روشی که در این مقاله ارائه شده با توجه به

که دارای توزیع نرمال استاندارد است [۱]. در حالتی که هدف مقایسه A_1^1 و A_1^2 مربوط به دو تست باشد آماره Z به شکل ساده زیر در می‌آید:

(9)

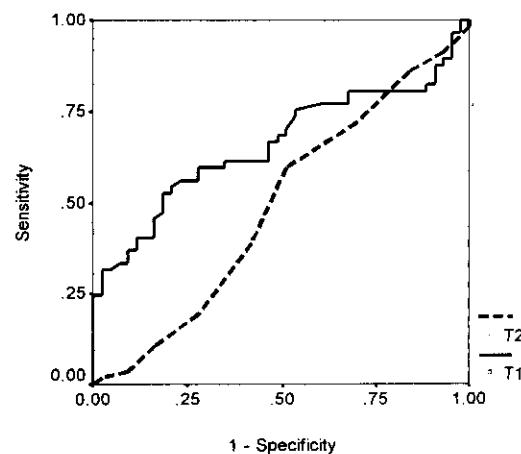
$$Z = \frac{a_1 - a_2}{\sqrt{S_{11} + S_{22} - 2S_{12}}}$$

که در آن S_{ij} عناصر ماتریس $S_{2 \times 2}$ هستند.

برای مقایسه عملی با استفاده زبان Delphi5، نرم‌افزار مناسبی به نام ROC را تهیه کرده‌ایم که در آدرس www.sem-ums.ac.ir موجود است.

نتایج

برای پیش‌برد اهدافمان از داده‌های شبیه‌سازی شده (که در همان آدرس اینترنتی ذکر شده با عنوان ROC.dat وجود دارد) استفاده کردیم این داده‌ها شامل نمونه‌ای متشکل از ۴۳ فرد سالم و ۵۷ فرد بیمار به همراه مقادیر دو تست t_1 و t_2 برای آن‌ها می‌باشد، شکل ۲ منحنی‌های ROC مربوطه را نشان می‌دهد. مقادیر محاسبه شده برای این ROC‌ها عبارتند از: $A_1 = 0.491$ ، $SE(A_1) = 0.054$ ، $A_2 = 0.66$ ، $SE(A_2) = 0.060$ $Z = 2.1$ که در سطح معنی‌داری ۵٪ منجر به رد تساوی A_1 و A_2 خواهد شد. حال با در نظر گرفتن همبستگی A_1 و A_2 ، $Z = 1.92$ به دست می‌آید که در همان سطح معنی‌داری منجر به پذیرش تساوی A_1 و A_2 می‌شود.



شکل ۲. منحنی‌های ROC مربوط به مثال شبیه‌سازی شده

confidence intervals rating method data. *J Math Psych*, 1969; 6: 487.

[4] Hanley JA, McNeil BJ. The meaning and use of the area under a receiver operating characteristic (ROC) curve. *Radiology*, 1982 Apr; 143(1):29-36.

[5] Hoeffding W. A class of statistics with asymptotically normal distribution. *Ann Math Statist*, 1948; 19: 293-325.

[6] Metz CE. Basic principles of ROC analysis. *Semin Nucl Med*, 1978 Oct; 8(4):283-98.

[7] Metz CE, Wang P-L, Kronman HB. A new approach for testing the significance of differences between ROC curves measured from correlated data. In: Deconinck F. (editor). *Information processing in medical imaging*. The Hague: Nijhoff, 1984, p. 432-445.

[8] Swets JA, Pickett RM. *Evaluation of diagnostic systems: methods from signal detection theory*. New York: Academic Press, 1982.

[9] Toledano AY, Gatsonis C. Ordinal regression methodology for ROC curves derived from correlated data. *Stat Med*, 1996 Aug 30; 15(16):1807-26.

[10] Vida S. A computer program for non-parametric receiver operating characteristic analysis. *Comput Methods Programs Biomed*, 1993 Jun; 40(2):95-101.

[11] Zhou XH, Gatsonis CA. A simple method for comparing correlated ROC curves using incomplete data. *Stat Med*, 1996 Aug 15; 15(15):1687-93.

садگی و دور بودن از محاسبات پیچیده آماری می‌تواند بدسانگی توسط محققین به عنوان یک سیستم پشتیبان در تصمیم‌گیری به کار گرفته شده و در مواردی که هدف، تعیین بهترین شاخص‌های تشخیصی باشد، مورد استفاده قرار گیرد.

منابع

[1] سادات‌هاشمی مهدی. معاری شبکه‌های عصبی مصنوعی برای مدل‌بندی پاسخ‌های چندمتغیره دوچاله و به کارگیری آن‌ها در پیش‌بینی حاملگی‌های ناخواسته. پایان‌نامه دکترای تخصصی در رشته آمار زیستی، تهران: دانشگاه تربیت مدرس، ۱۳۸۲-۱۳۸۰؛ ۱۲۶-۱۳۰.

[2] Bamber D. The area above the ordinal dominance graph and the area below the receiver operating characteristic graph. *J Math Psychol*, 1975; 12: 387-415.

[3] Dorfman DD, Alf E. Maximum likelihood estimation of parameters of signal detection theory and determination of