ضریب همکاری: مقیاسی برای اندازه‌گیری میزان همکاری در تحقیقات

ایزولا آجی فیروکی، کیو. بارل، ژان تگ[۱]

مترجم: ۱) عبدالحسین فرج‌پهلو

چکیده: در این مقاله نشان داده شده که روش محاسبهٔ میانگین تعداد نویسندگان هر مقاله یا تعیین نسبت مقالاتی که دارای چند نویسنده هستند، برای سنجش میزان همکاری در یک رشته کافی نیست. مقیاسی که ترکیبی از محاسن هر دو مقیاس قبلی را دارد محاسبه و پیشنهاد شده است. این مقیاس که «ضریب همکاری» نامیده می‌شود، از چهار توزیع رایج در احتمالات استخراج شده است.

کلیدواژه‌ها: همکاری علمی، سنجش میزان همکاری، ضریب همکاری

۱. مقدمه

یکی از مسائل دشوار در تحقیقات مربوط به همکاری‌های تحقیقاتی، گردآوری داده‌ها است. به علت این‌که مراوداتی که در یک دورهٔ زمانی بین همکاران روی می‌دهد طبیعت پیچیده‌ای دارد، نمی‌توان با استفاده از روش‌های معمول مشاهده، مصاحبه یا پرسشنامه، سرشت و اندازهٔ دقیق همکاری را به آسانی تعیین نمود. با این حال، داده‌های کتابشناختی حاوی نام تمام نویسندگان همکار، علیرغم محدودیت‌هایی که دارد، شاخص غیرمداخله‌گری[۲] برای مطالعات مربوط به همکاری ارائه می‌نمایند.

برای مقایسهٔ میزان همکاری در دو رشته (یا دو رشتهٔ فرعی)، یا برای نشان دادن روند گرایش به چند نویسندگی در یک رشته، در بسیاری از مطالعات (Gladding 1984, Pao

1982, Balog 1980, Utz 1981, Over 1982, Clarke 1964, Stefaniak 1982, Patel 1973, and Mendelhall & Highbee 1982) قوّت همکاری[۳] در یک رشته را، با استفاده از میانگین تعداد نویسندگان هر مقاله (که «لاوانی»[۴] (1980) آن را شاخص همکاری[۵] نامیده) و/یا با استفاده از نسبت مقالات دارای چند نویسنده (که «سوبرامانیام»[۶] (1983) آن را درجهٔ همکاری[۷] نام نهاده) محاسبه کرده‌اند. در زیر نشان داده شده که این هر دو مقیاس، ناقص هستند و [به‌جای آن‌ها] یک مقیاس واحد که مزایای هر دو مقیاس را در خود دارد، استخراج شده است.

ما می‌پذیریم که:

F_j= تعداد مقالات تحقیقاتی دارای j نویسنده که در دورهٔ زمانی مشخصی در یک زمینه منتشر شده‌اند؛

N= تعداد کل مقالات تحقیقاتی که در همان دورهٔ زمانی مشخص در آن زمینه منتشر شده‌اند؛

K= بیش‌ترین تعداد نویسندگان به ازای هر مقاله در یک زمینه.

۲. مقیاس‌های کنونی

۲-۱. شاخص همکاری (CI)

شاخص همکاری (CI) [از فرمول زیر محاسبه می‌شود]:

$$\mathrm{CI} = \frac{\sum_{j=1}^{k} j\ f_j}{N}$$

این فرمول نشان‌دهندهٔ میانگین تعداد نویسندگان هر مقاله است.

مقدار CI تفاوت بین سطوح نویسندگان را مشخص می‌سازد و محاسبهٔ آن بسیار آسان است، اما معایب زیر را نیز دارد:

۱. به عنوان یک درجه، به آسانی قابل تفسیر نیست؛ زیرا حد بالایی ندارد (بدین معنا که، نه بین حدود صفر و یک قرار می‌گیرد، و نه این که با درصد قابل بیان است)؛

۲. این ضریب به مقالات دارای یک نویسنده که دارای هیچ همکاری نبوده‌اند، وزنی مخالف صفر می‌دهد.

یکی از راه‌های دوری از این مشکلات این است که از مقدار ۱-۱/CI به عنوان مقیاسی جهت اندازه گیری همکاری استفاده شود. اما، این رابطه هرچند که بسیار ساده محاسبه می‌شود، مبنای نظری محکمی ندارد.

۲-۲. درجهٔ همکاری (DC)

درجهٔ همکاری از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$DC = 1 - \frac{f_1}{N}$$

مقدار DC هم به آسانی قابل محاسبه است، و هم این‌که به سادگی قابل تفسیر و قابل فهم است (زیرا مقدار آن بین اعداد صفر و ۱ قرار می‌گیرد)، به مقالات تک نویسنده وزن صفر می‌دهد، و همیشه مقالاتی را که دارای تعداد نویسندگان بیش‌تری هستند، در مرتبهٔ بالاتری قرار می‌دهد. باوجود این، بین سطوح مختلف چند- نویسندگی تفاوتی نشان نمی‌دهد. به عنوان مثال در جدول شماره ۱، تعداد مقالات دارای چند نویسنده در سال‌های ۱۹۶۱ و ۱۹۶۶ تقریباً یکسان، ولی پراکندگی این نوع مقالات در این دو سال متفاوت است. این در حالی است که این تفاوت پراکندگی در مقادیر DC آن‌ها منعکس نشده.

۲-۳. CI و DC

طبق اظهار «سوبرامانیام» (1983)، استفاده از هر دو مقیاس CI و DC ایدهٔ نسبتاً روشنی از میزان همکاری در یک رشته به دست می‌دهد. در بعضی از موارد این درست است، اما ممکن است در بررسی‌های مقایسه‌ای مشکلاتی به وجود آید.

هنگامی که از هر دو مقدار CI و DC برای مقایسهٔ میزان همکاری در دو زمینهٔ (یا دو دورهٔ) r و s استفاده می‌شود دو حالت می‌تواند به وجود آید:

۱. $CI_r > CI_s$، و $C_r > C_s$ یا بالعکس (مثلاً برای سال‌های ۱۹۷۶ و ۱۹۸۶ در جدول ۲)

۲. $CI_r > CI_s$ اما $C_r < C_s$ یا بالعکس (مثلاً برای سال‌های ۱۹۶۱ و ۱۹۶۶ در جدول ۲)

جدول ۱ توزیع فراوانی نویسندگان برای چکیده‌نامه کتابداری و اطلاع‌رسانی لیزا

تعداد نویسندگان	تعداد مقالات (اعداد داخل پرانتز نشان‌دهندهٔ ٪ است)					
	۱۹۶۱	**۱۹۶۶**	**۱۹۷۱**	**۱۹۷۶**	**۱۹۸۱**	**۱۹۸۶**
۱	۷۸۳ (۹۴/۱۱)	۱۰۲۱ (۹۴/۲۸)	۱۹۶۸ (۸۶/۳۵)	۲۷۷۱ (۸۷/۰۶)	۳۶۹۷ (۸۳/۴۷)	۴۹۷۱ (۸۲/۸۸)
۲	۴۳ (۵/۱۷)	۴۸ (۴/۴۳)	۲۳۲ (۱۰/۱۸)	۳۱۲ (۹/۸۰)	۵۵۹ (۱۲/۶۲)	۷۸۶ (۱۳/۱۰)
۳	۶ (۰/۷۲)	۱۰ (۰/۹۲)	۵۴ (۲/۳۷)	۶۵ (۲/۰۴)	۱۲۳ (۲/۷۸)	۱۷۰ (۲/۸۳)
۴	—	۳ (۰/۲۸)	۱۵ (۰/۶۶)	۲۳ (۰/۷۲)	۳۳ (۰/۷۵)	۳۶ (۰/۶۰)
۵	—	۱ (۰/۰۹)	۸ (۰/۳۵)	۶ (۰/۱۹)	۸ (۰/۱۸)	۱۷ (۰/۲۸)
۶	—	—	۱ (۰/۰۴)	۵ (۰/۱۶)	۵ (۰/۱۱)	۱۰ (۰/۱۷)
۷	—	—	۰ (۰/۰۰)	۱ (۰/۰۳)	۴ (۰/۰۹)	۳ (۰/۰۵)
۸	—	—	۱ (۰/۰۴)	—	—	۰ (۰/۰۰)
۹	—	—	—	—	—	۲ (۰/۰۳)
۱۰	—	—	—	—	—	۳ (۰/۰۵)
جمع	**۸۳۲**	**۱۰۸۳**	**۲۲۷۹**	**۳۱۸۳**	**۴۴۲۹**	**۵۹۹۸**

در حالت اول، روشن است که می‌توان گفت همکاری در زمینهٔ (یا دورهٔ) r بیش‌تر است از زمینهٔ (یا دورهٔ) s. اما در حالت دوم، کدام مقیاس نشان‌دهندهٔ درجهٔ بیش‌تری از همکاری است: مقدار بیش‌تر میانگین تعداد نویسندگان به ازای هر مقاله، یا نسبت بیش‌تری از مقالات دارای چندنویسنده؟ از این رو برای دوری از این مشکل، ترجیح می‌دهیم که از یک مقیاس واحد که مزیت‌های هر دو مقیاس بالا را داشته باشد استفاده کنیم.

۳. مقیاس پیشنهادی

۳-۱. مشتق‌گیری

فرض کنید که هر مقاله دارای یک «امتیاز» باشد، و این امتیاز بین نویسندگان آن مقاله تقسیم شود. بدین‌ترتیب، اگر مقاله‌ای فقط یک نویسنده داشته باشد، نویسندهٔ آن مقاله دارای یک امتیاز خواهد بود؛ اگر ۲ نویسنده داشته باشد، به هر نویسنده ۱/۲ امتیاز تعلق می‌گیرد، و به طور کلی، اگر مقاله‌ای x نویسنده داشته باشد، هر یک از نویسندگان 1/x

امتیاز دریافت می‌کند (مشابه با ایدهٔ بهره‌وری نسبی که توسط «پرایس» و «بیور»[۸] تعریف شد و آن را به عنوان نمرهٔ هر نویسنده در نظر گرفتند وقتی که به آن نویسنده ۱/n واحد برای یک فقره تعلق می‌گیرد، هنگامی‌که برای آن فقره به n نویسنده امتیاز داده شده است). از این رو، معدل امتیازی که به هر نویسنده از یک مقاله به طور تصادفی داده می‌شود عبارت است از $E\,[1/X]$، که بین صفر و ۱ قرار می‌گیرد. اگر به یک مقالهٔ تک‌نویسنده امتیازی برابر با صفر تعلق گیرد، در آن‌صورت می‌توانیم ضریب همکاری، یعنی CC را به صورت زیر تعریف کنیم:

$$\begin{aligned} CC &= 1 - E\,[1/X] \\ &= 1 - \Sigma\,(1/j)\ P(X{=}j) \end{aligned}$$

از فرمول بالا، برآورد نمونهٔ آن عبارت است از:

$$1 - \frac{f_1 + (1/2)\ f_2 + ... + (1/k)\ f_k}{N}$$

$$= 1 - \frac{\sum_{j=1}^{k} (1/j)\ f_j}{N}$$

در فرمول بالا، f_j ، N و k همان مقادیری هستند که قبلاً ذکر شدند. باید توجه داشت که:

۱. مقدار CC عددی است بین صفر و ۱؛

۲. مقدار CC به سمت صفر میل می‌کند اگر $P(X{=}1)$ به سمت ۱ میل کند، و مقدار CC به سمت ۱/j − ۱ میل می‌کند اگر $P(X{=}j)$ به سمت ۱ میل کند. این بدان معنا است که مقدار CC به سمت صفر میل می‌کند اگر مقالات تک‌نویسنده در اکثریت باشند، و به سمت ۱/j − ۱ میل می‌کند اگر تعداد مقالات دارای j نویسنده در اکثریت باشند. رفتار CC هنگامی که k به سمت ∞ میل کند، بستگی دارد به شکل f_j؛

۳. $P(X{=}j) \le 1 - P(X{=}1) = DC \le 1 \le CI \sum_j \frac{1}{j} . CC = 1 - E\,[1/X] = 1 -$ یعنی
این‌که $CC \le DC \le CI$ ؛ و

۴. از نامساوی جنسون داریم: $E\,[1/X] \ge 1/E[X]$ و از آنجا داریم:

$$1 - E\,[1/X] \le 1 - 1/E[X]$$

بنابراین:

$CC \leq 1 - 1/CI$ (که عبارت است از مقیاس اصلاح‌شده‌ای که قبلاً پیشنهاد شد)

باید خاطرنشان کرد که با همین استدلال، مقدار ضریب همکاری (CC) را می‌توان برای یک نویسندهٔ خاص محاسبه کرد که در این صورت، مقالاتی که نویسندهٔ مورد نظر در نوشتن آن‌ها مشارکت داشته، جامعهٔ نمونهٔ مقالات را تشکیل می‌دهند.

مثال:

مقدار CC برای توزیع نویسندگان در سال ۱۹۶۶ در جدول ۱ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$1- [(1 \times 1021) + (1/2 \times 48) + (1/3 \times 10) + (1/4 \times 3) + (1/5 \times 1)]/1083 = =1- (1021 +24+3.333 + 0.75 + 0.2)/1083 = 1- 1049.283/1083 = 1- 0.9689 = 0.0311$$

به همین شکل، مقادیر CC برای سال‌های ۱۹۶۱، ۱۹۷۱، ۱۹۷۶، ۱۹۸۱ و ۱۹۸۶ محاسبه شده و به همراه مقادیر CI و DC در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲ مقیاس‌های سنجش همکاری

سال	CI	DC	CC
۱۹۶۱	۱/۰۶۶۰	۰/۰۵۹	۰/۰۳۰۶
۱۹۶۶	۱/۰۷۴۸	۰/۰۵۷۰	۰/۰۳۱۱
۱۹۷۱	۱/۱۸۸۰	۰/۱۳۶۵	۰/۰۷۵۲
۱۹۷۶	۱/۱۷۷۸	۰/۱۲۹۴	۰/۰۷۱۱
۱۹۸۱	۱/۲۲۲۴	۰/۱۶۵۳	۰/۰۹۰۴
۱۹۸۶	۱/۲۳۵۶	۰/۱۷۱۲	۰/۰۹۳۸

بر اساس ارقام CC، همکاری بین محققین در حوزهٔ کتابداری و اطلاع‌رسانی در سال ۱۹۶۶ بیش‌تر است از ۱۹۶۱. این نتایج مخالف با نتیجهٔ حاصل از محاسبهٔ DC است، اما با مقادیر CI همخوانی دارد؛ زیرا تأثیر سطوح بالاتر چند- نویسندگی در سال ۱۹۶۶ قوی‌تر از تأثیر سهم بیش‌تر چند- نویسندگی در سال ۱۹۶۱ است. برای دیگر زوج‌ها، همین نظم بر اساس هر سه معیار ایجاد می‌شود. در هر حال، مقادیر درصد ممکن است تفاوت داشته

باشند. مثلاً افزایش مقدار CC از سال ۱۹۸۱ تا سال ۱۹۸۶ برابر با ۳/۷ درصد است، کـه از ۱/۸٪ افزایش برای مقدار DC بیش‌تر است؛ زیرا مقدار DC، سطوح بالاتر چندـ نویسندگی را در سال ۱۹۸۶ منعکس نکرده.

۴. ضرایب همکاری برای بعضی از توزیع‌های احتمال

گاه اثبات رابطهٔ بین مقیاس قوّت یا نابرابری و یک توزیع نظری که با توزیـع مـشاهده‌شـدهٔ یک پدیدهٔ اجتماعی تناسـب دارد، راحـت اسـت (Allison 1980). بنـابراین در بـسیاری از حالات، مقیاس را می‌توان از روی پارامترهای توزیع برآورد کرد.

در حالی که هنوز هیچ مدل همه‌پسندی برای توزیع نویـسندگان وجـود نـدارد (اثبـات چنین مدلی بخشی از پـروژهٔ دکتـرای نویـسندهٔ اول مقالـهٔ حاضـر اسـت)، امـا چنـد مـورد پیشنهاد شده: «پـرایس» و «بیـور» (1966) توزیـع پواسـون[۹] را، و «گـافمن» و «وارن»[۱۰] (1969) توزیع هندسی را پیشنهاد کردند. محاسبهٔ ضریب همکـاری همـراه بـا دو شـاخص دیگر، هم برای این مدل‌ها و هم برای دو توزیع رایج دیگر، یعنی توزیـع‌هـای دوجملـه‌ای و دوجمله‌ای منفی، در زیر ارائه شده است (نحوهٔ مشتق‌گیری $E\,[1/X]$ برای هریـک از چهـار توزیع، در انتهای مقاله پیوست شده است).

۴-۱. توزیع هندسی[۱۱]

$$P(X=j) = p(1-p)^{j-1};\ j= 1, 2, \ldots$$

در این توزیع p را می‌توان «احتمال انجام یک کار تحقیقاتی بدون وجود همکار» تفسیر کرد.

$$P(X=1) = p$$

$$E(X) = \sum_{j=1}^{\infty} j\ p(1-p)^{j-1}$$

$$= 1 / p$$

$$E\,[1/X] = \sum_{j=1}^{\infty} (1/j)\ p(1-p)^{j-1}$$

$$= - (p/(1-p)) \log p$$

از این رو،

$$CC = 1- E[1/X] = 1+ (p/(1-p)) \log p$$

$$CI = 1 - P(X=1) = 1 - p$$

باید توجه داشت که:

CC به سمت ۱ میل می‌کند اگر CI به سمت بینهایت میل کند، و DC به سمت ۱ میل خواهد کرد اگر p به سمت صفر میل کند.

همچنین،

CC به سمت صفر میل می‌کند اگر CI به سمت ۱ میل کند، و DC به سمت صفر میل می‌کند اگر p به سمت ۱ میل کند.

۴-۲. توزیع پواسون منتقل‌شده[۱۲]

$$P(X=j) = e^{-\lambda} \cdot \lambda^{j-1} / (j-1)!; \qquad j=1, 2, \ldots\ldots\ldots$$

در رابطهٔ بالا، λ را می‌توان به عنوان «میانگین تعداد همکارانی که پیش از اتمام یک کار تحقیقاتی توسط یکی از اعضای هیئت علمی مورد مشورت قرار گرفته‌اند» دانست.

$$P(X=1) = e^{-\lambda}$$

$$E[X] = \sum_{j=1}^{\infty} j\, e^{-\lambda}\, \lambda^{j-1} / (j-1)!$$

$$= \lambda + 1$$

$$E[1/X] = \sum_{j=1}^{\infty} (1/j)\, e^{-\lambda}\, \lambda^{j-1} / (j-1)!$$

$$= (1 - e^{-\lambda}) / \lambda$$

بنابراین،

$$CC = 1 - E[1/X] = 1 - (1 - e^{-\lambda}) / \lambda$$

$$CI = E[X] = \lambda + 1$$

$$DC = 1 - P(X=1) = 1 - e^{-\lambda}$$

باید توجه داشت که:

چنانچه CC به سمت صفر میل کند، CI به سمت ۱، و اگر DC به سمت صفر میل کند، λ به سمت صفر میل خواهد کرد. و نیز:

چنانچه CC به سمت ۱ میل کند، CI به سمت ∞، و اگر DC به سمت ۱ میل کند، λ به سمت ∞ میل خواهد کرد.

۴-۳. توزیع دوجمله‌ای منتقل‌شده[۱۳]

$$P(X=j) = \binom{n}{j-1} p^{j-1}(1-p)^{n-(n-1)} \quad J=1,\ 2,\ \ldots,\ n+1$$

در فرمول بالا p عبارت است از «احتمال همکاری یک عضو هیئت علمی با عضو هیئت علمی دیگر در یک پروژهٔ تحقیقاتی». n را می‌توان برابر با «بیش‌ترین تعداد همکارانی که مشترکاً ممکن است در یک زمینه کار کنند» دانست. به عنوان مثال، در جایی که ممکن است یک عضو هیئت علمی در رشتهٔ علوم با ۱۰۰ نفر از همکاران خود بر روی یک پروژه تحقیقاتی کار کند، تصور این‌که کسی که در حوزهٔ علوم انسانی کار می‌کند، با بیش از ۴ نفر از همکارانش همکاری تحقیقاتی داشته باشد دشوار است.

$$P(X=1) = (1-p)^{n}$$

$$E(X) = \sum_{j=1}^{n+1} j \binom{n}{j-1} p^{j-1}(1-p)^{n-(j-1)}$$
$$= np + 1$$

$$E[1/X] = \sum_{j=1}^{n+1} (1/j) \binom{n}{j-1} p^{j-1}(1-p)^{n-(j-1)}$$
$$= \frac{I}{p(n+1)}\left[1-(1-p)^{n+1}\right]$$

$$CC = 1 - E[1/X] = 1 - \frac{1-(1-p)^{n+1}}{p(n+1)}$$

$$CI = E[X] = np + 1$$

$$DC = 1 - P(X=1) = 1 - (1-p)^{n}$$

باید توجه داشت که اگر CC به سمت صفر میل کند، CI به سمت ۱ میل خواهد کرد، و اگر DC به سمت صفر میل کند، p نیز به سمت صفر میل خواهد کرد.

و اگر CC به سمت n/(n+1) میل کند، CI به سمت n+1، و اگر DC به سمت ۱ میل کند، p نیز به سمت ۱ میل خواهد کرد.

۴-۴. توزیع دوجمله‌ای منفی منتقل‌شده[۱۴]

$$P(X=j) = \binom{\nu + j - 2}{j-1} p^{\nu} (1-p)^{j-1} \quad ; \quad j = 1, 2, \ldots\ldots\ldots$$

$$P(X=1) = p^{\nu}$$

$$E[X] = \sum_{j=1}^{\infty} j \binom{\nu + j - 2)}{j-1} p^{\nu} (1-p)^{j-1}$$

$$= \frac{\nu(1-p)}{p} + 1$$

$$E[1/X] = \sum_{j=1}^{\infty} (1/j) \binom{\nu + j - 2)}{j-1} p^{\nu} (1-p)^{j-1}$$

$$= \frac{p}{(1-p)(\nu-1)} (1 - p^{\nu-1})$$

ازاین‌رو:

$$CC = 1 - E[1/X] = 1 - \frac{p}{(1-p)(\nu-1)} (1 - p^{\nu-1})$$

$$CI = E[X] = \frac{\nu(1-p)}{p} + 1$$

$$DC = 1 - p(X=1) = 1 - p^{\nu}$$

باید توجه داشت که اگر CC به سمت ۱ میل کند، CI به سمت ∞ میل خواهد کرد، و اگر DC به سمت ۱ میل کند، p به سمت صفر میل خواهد کرد.

و اگر CC به سمت صفر میل کند، CI به سمت ۱، و اگر DC به سمت صفر میل کند، p به سمت ۱ میل خواهد کرد.

۵. نتیجه‌گیری

در این مقاله نقایص CI (یعنی میانگین تعداد نویسندگان به ازای یک مقاله)، و DC (یعنی نسبت مقالات دارای چند نویسنده)، به عنوان شاخص‌های قوّت همکاری در یک

رشته مورد بحث قرار گرفت. همچنین مقیاس بدیلی بـا عنـوان «ضـریب همکـاری» (CC) استخراج کردیم که محاسن هردو مقیاس قبلی را در بر دارد (مقدار CC بین صفر و ۱ قـرار می‌گیرد، هنگامی‌که مقالات تک‌نویسنده اکثریت دارند، بـه سـمت صـفر میـل مـی‌کنـد، و سطوح مختلف چندـ نویسندگی را از یکدیگر تفکیک می‌کند). امید مـی‌رود کـه محققـین، استفاده از CC را در مطالعات تطبیقی در زمینهٔ همکاری‌های تحقیقاتی شروع کنند.

پیوست: نحوۀ مشتق‌گیری E[1/X]

توزیع هندسی:

$P(X=j) = p\,(1-p)^{j-1}; \qquad j = 1, 2, \ldots.$

$$E[1/X] = \sum_{j=1}^{\infty} (1/j)\; p\,(1-p)^{j-1}$$
$$= p/(1-p) \sum_{j=1}^{\infty} (1/j)\; p\,(1-p)^{j-1}$$
$$= -\,(p/(1-p)) \log p$$

توزیع پواسون منتقل‌شده:

$P(X=j) = e^{-\lambda}\,.\,\lambda^{j-1}/(j-1)!; \qquad j = 1, 2, \ldots.$

$$E[1/X] = \sum_{j=1}^{\infty} (1/j)\, e^{-\lambda}\, \lambda^{j-1}/(j-1)!$$
$$= (e^{-\lambda}/\lambda) \sum_{j=1}^{\infty} (\lambda^{j} / j!)$$
$$= (e^{-\lambda}/\lambda)\,(e^{\lambda}-1)$$
$$= (1 - e^{-\lambda})/\lambda$$

توزیع دوجمله‌ای جابجاشده:

$P(X=j) = \binom{n}{j-1} p^{j-1}\,(1-p)^{n-(j-1)}; \qquad ; \; J=1, 2, \ldots, n+1$

$$E[1/X] = \sum_{j=1}^{n+1} (1/j) \binom{n}{j-1} p^{j-1}\,(1-p)^{n-(j-1)}$$

$$= \sum_{j=1}^{n+1} \frac{n!}{j(j-1)!\,(n-(j-1))!}\, p^{j-1}\,(1-p)^{n+1-j}$$

$$= \sum_{j=1}^{n+1} \frac{n!}{j!\,(n-(j-1))!}\, p^{j-1}\ (1-p)^{n+1-j}$$

$$= \frac{1}{p(n+1)} \sum_{j=1}^{n+1} \frac{(n+1)n!}{j!\,(n+1-j)!}\, p^{j-1}\ (1-p)^{n+1-j}$$

$$= \frac{1}{p(n+1)} \left[1-(1-p)^{n+1}\right]$$

باید توجه داشت که:

$$\sum_{j=0}^{n+1} \binom{n+1}{j} p^{j}\ (1-p)^{n+1-j} = 1$$

توزیع دوجمله‌ای منفی منتقل‌شده:

$$P(X=j) = \binom{\nu+j-2}{j-1} p^{\nu}\ (1-p)^{j-1};\quad j = 1,2,\ \ldots.$$

$$E[1/X] = \sum_{j=1}^{\infty} (1/j) \binom{\nu+j-2)}{j-1} p^{\nu}\ (1-p)^{j-1}$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} (1/j)\, \frac{\Gamma(\nu+j-1)}{\Gamma(\nu)\, j!}\, p^{\nu}\ (1-p)^{j-1}$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\Gamma(\nu+j-1)}{\Gamma(\nu)\, j!}\, p^{\nu}\ (1-p)^{j-1}$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\Gamma(j+(\nu-1))}{\Gamma(\nu-1)\, j!}\, p^{\nu}\ (1-p)^{j}$$

$$= \frac{p}{(1-p)(\nu-1)}\ (1\text{-}p^{\nu-1})$$

باید توجه داشت که:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \frac{\Gamma(j+(v-1))}{\Gamma(v-1)\,j!} p^{v-1}(1-p)^{j} = 1$$

۶. منابع

1. Alllison, P. D. 1980. Inequality and scientific productivity. *Social Studies of Science*. 10: 163.
2. Balog, C. 1980. Multiple authorship and author collaboration in agricultural research publications, *Journal of Research Communication Studies*, 2(3): 159.
3. Clarke, B. L. 1964. Multiple authorship trends in scientific papers. *Science*, 143(3608): 822.
4. Gladding, S. T. 1984. Multiple authorship in the personnel and Guidance Journal: A 12-year study. *Personnel and Guidance Journal*, 62(10): 628.
5. Goffman, W. & K. S. Warren.1969. A mathematical analysis of a medical literature: Schistosomiasis 1852-1962. In: K. Cheshire (Ed.) *A Symposium: Information in the Health Science. Working to the Future*, Cleveland Medical Library Association of the Cleveland Health Sciences Library, Dec. 3-4, 1969.
6. Lawani, S. M. 1980. *Quality, Collaboration and Citations in Cancer Research: A Bibliometric Study*, Ph.D. Dissertation, Florida State University, xvii, 395 p.
7. Mendenhall, M. & K. L. Highbee. 1982. Recent trends in multiple authorship in psychology, April 1982, 12 p. Paper presented at the annual Meeting of the Western Psychological Association (62nd, Sacramento, Ca, April 7-11, 1982).
8. Over, R. 1982. Collaborative research and publication in psychology, *American Psychologist*, 37(9): 996.
9. Pao, M. L. 1982. Collaboration in computational musicology, *Journal of the American Society for Information Science*, 33(1): 38.
10. Patel, N. 1973. Collaboration in the professional growth of American Sociology. *Social Science Information*, 12(6): 77.
11. Pradvic, N. & Oluic-Vukovic, V. 1986. Dual approach to multiple authorship in the study of collaboration scientific output relationship, *Scientometrics*, 10: 259.
12. Price, D. De Solla & D. De B. Beaver. 1966. Collaboration in an invisible college. *American Psychologist*, 21: 1011.
13. Stefaniak, K. 1982. Individual and multiple authorship in chemistry and physics, *Scientometrics*, 4: 331.

14. Subramanyam, K. & E. M. Stephens. 1982. Research collaboration and funding in biochemistry and chemical engineering. *International Forum on Information and Documentation*. 7(4): 26.
15. Subramanyam, K. 1983. Bibliometric studies of research collaboration: A review. *Journal of Information Science*, 6(1): 33.
16. Subramanyam, K. 1983. Collaborative publication and research in computer science. *IEEE Transactions on Engineering Management*, 30(4): 228.
17. Utz, W. R. 1981. Joint authorship. *Notices of the American Mathematical Society*, 28(5): 424.

پی‌نوشت‌ها

1 . Ajiferuke, Isola, Q. Burell, Jean Tague. 1988. Collaborative Coefficient: A Single Measure of the Degree of Collabortion in Research. *Scientometrics* 14(5-6):421-433.

مترجم لازم می‌داند از جناب آقای دکتر رحیم چینی‌پرداز (دانشیار محترم گروه آمار دانشگاه شهید چمران اهواز) به خاطر راهنمایی‌های ارزشمندشان در خصوص مفاهیم و فرمول‌های آماری به‌کاررفته در مقاله کمال تشکر را بنماید.

2. unobtrusive
3. Strength of collaboration
4. Lawani
5. Collaborative Index (CI)
6. Subramanyam
7. Degree of Collaboration (DC)
8. Price and Beaver
9. Poisson Distribution
10. Goffman and Warren
11. Geometric
12. Shifted Poisson
13. Shifted Binomial
14. Shifted Negative Binomial

۱) دانشیار گروه کتابداری و اطلاع‌رسانی دانشگاه شهید چمران اهواز
پست الکترونیکی: a_farajpahlou@yahoo.com