چکیده

افزایش تولید علم در سطح جهان، نیاز جدی به روش‌ها و ابزارهای دقیق و تا حد امکان عینی را برای سنجش بهره‌وری علمی پژوهشگران به منظور تضمین کیفیت عملکرد آنان پدید آورده است. روش‌ها و مدل‌های بسیاری در این زمینه ابداع شده که هریک تنها بخشی از واقعیت را منعکس می‌سازند. تعداد مقاله‌های علمی منتشرشده در مجلات علمی معتبر و شاخص‌ها و مدل‌های برگرفته از آن، عینی‌ترین و در عین حال آماده‌ترین ابزارهایی هستند که می‌توانند برای بازنمون بهره‌وری علمی و درنتیجه واحد سنجش آن به‌کار گرفته شوند. با این حال، این شاخص و مدل‌های مبتنی بر آن به‌تنهایی نمی‌توانند تصویری کامل را از بهره‌وری علمی، بازتاب دهند. نرخ و سرعت انتشار، از شاخص‌هایی هستند که با دخالت دادن عامل زمان در محاسبهٔ تولید علم می‌توانند در سنجش دقیق‌تر بهره‌وری علمی به خدمت گرفته شوند. در پژوهش حاضر تلاش می‌شود برخی از مهم‌ترین شاخص‌ها و مدل‌های ارائه‌شده برای سنجش بهره‌وری علمی پژوهشگران مورد بررسی قرار گیرد.

واژگان کلیدی: بهره‌وری علمی، شاخص‌ها، مدل‌ها.

شاخص‌ها و مدل‌های سنجش بهره‌وری علمی پژوهشگران

هاجر ستوده
استادیار گروه علم اطلاعات و دانش‌شناسی دانشگاه شیراز
Sotudeh@shirazu.ac.ir

مریم یقطین
دانشجوی دکتری علم اطلاعات و دانش‌شناسی دانشگاه شیراز
Yaghtin.maryam@gmail.com

مقدمه

با رشـــد و توســـعهٔ همه‌جانبهٔ دستاوردها و اکتشافات علمی در آغاز قرن بیستم، جهان شاهد توسعهٔ سامانه‌های علمی و پژوهشی شد. این سامانه‌ها با افزایش شمار پژوهشگران، آزمایشگاه‌ها، دانشگاه‌ها، پژوهشگاه‌ها و منابع و مجلات علمی، هرچه بیشـــتر پیچیده شـــدند و برای تضمین بقا و رقابت‌پذیری خود در میدان‌های علمی، به سازوکارهایی برای پایش، ارزیابی و ارتقای عملکرد خود نیاز پیدا کردند. همچنین، در سطوح خردتر تصمیم‌گیری، توزیع امتیازها و پاداش‌ها در میان پژوهشگران (مانند اعتبارات پژوهشی، ارتقای رتبه، استخدام و...) نیاز به سنجش «بهره‌وری علمی»[1] آنان دارد. از این‌رو، پژوهش پیرامون بهره‌وری علمی پژوهشگران انفرادی به منظور کشف ویژگی‌ها و الگوهای مختلف تولید، ضروری است.

به این ترتیب، از همان آغاز قرن بیستم، جامعهٔ علمی به ضرورت ابداع روش‌ها و شاخص‌هایی برای ارزیابی پژوهشگران به‌صورت انفرادی و جمعی پی برد (لیسونی و همکاران[2]، ۲۰۱۱). از آن پس، روش‌ها و مدل‌های بسیاری برای سنجش بهره‌وری علمی ابداع شدند که هر روش یا مدل، با توجه به نقاط قوت و ضعف خاص خود، بخشی از واقعیت را منعکس می‌ســـازد. از این‌رو، دانش‌پژوهان علم‌ســـنجی به دنبال ایجاد و توســـعهٔ شاخص‌هایی هستند که بتوانند به کمک آن‌ها، تصویری دقیق‌تر و واقع‌بینانه‌تر از واقعیت پژوهشی را منعکس سازند.

بنابراین، در پژوهش حاضر تلاش می‌شود تا مفهوم بهره‌وری علمی و متغیرهای به‌کار رفته در محاسبهٔ آن مانند شمار انتشارات، شمار پژوهشگران و زمان، شرح داده شود و آن‌گاه مدل‌های سنجش بهره‌وری علمی پژوهشگران که لوتکا، پائو، شاکلی و پرایس ارائه دادند، معرفی شود.

بهره‌وری علمی

دانشمندان از نظر بهره‌وری علمی با هم تفاوت‌های بسیاری دارند. بر پایهٔ فرضیهٔ «جرقهٔ مقدس»[3]، تفاوت‌های دانشمندان در توانایی‌ها و انگیزه‌های پژوهش علمی خلاقانه، به تفاوت در بهره‌وری آنان می‌انجامد (کول و کول[4]، ۱۹۷۳). توانمندی‌های ذهنی پژوهشگر، از آغاز فرایند پژوهش یعنی از زمان کشف مسئله، تا آخرین گام‌های انتشار آن یعنی واکنش به داوران، در سرنوشت پژوهش مؤثر است (شاکلی، ۱۹۵۷: ۲۸۶). با این حال، از آنجاکه دانشمندان طی فرایندی بلندمدت، سختگیرانه و موشکافانه برگزیده می‌شوند و مدارج علمی را طی می‌کنند، انتظار می‌رود که از نظر ابعاد فعالیت‌های علمی به‌طور کامل همگن باشند، حال آن‌که نتیجهٔ پژوهش‌ها چولگی شدیدی را در میزان تولیدات علمی آنان نشان می‌دهد. بنابراین، این ناهمگنی و نابرابری در روند تولید علم را باید به عواملی غیر از عوامل فردی نسبت داد.

فرضیهٔ «مزایای انباشت‌شـــونده»[5] بیان می‌دارد که به دلیل وجود طیف گوناگونی از ســـازوکارهای اجتماعی، احتمال دارد که دانشـــمندان با تولیدات علمی بالا در آینده، بهره‌وری به مراتب بیشـــتری داشته باشند، درحالی‌که دانشمندانی که تولیدات علمی نوآرانه‌ی اندکی دارند به احتمال زیاد، دچار رکود در بهره‌وری شـــوند (آلیســـون و استوارت[6]، ۱۹۷۴). این پدیده در فرایند بازشـــناخت[7] دانشـــمندان، از تخصیص اعتبار، تسهیلات و امکانات، اعطای پاداش و جوایز گرفته تا استناددهی، مشاهده می‌شود.

«اثر ماتیو»[8] نشان می‌دهد که همهٔ دانشمندان به‌ازای آثار و پژوهش‌های مشابه، بازشناخت یکسانی دریافت نمی‌کنند،

به‌طوری‌که دانشمندان پرآوازه‌تر از بازشناختی به مراتب بالاتر از حد انتظار برخوردار می‌شوند (مرتون[۹]، ۱۹۶۸: ۱۹۸۸).

شاخص‌های متداول در محاسبهٔ بهره‌وری علمی

بی‌تردید سنجش بهره‌وری علمی مانند دیگر پدیده‌های کیفی به‌سادگی ممکن نیست، از این‌رو، تلاش دانشمندان و پژوهشگران حوزهٔ علم‌سنجی بر آن بوده است که با ابداع شاخص‌ها و روش‌های کمّی، ویژگی‌های کیفی بهره‌وری علمی را سنجش‌پذیر سازند.

بهره‌وری علمی را نسبت برونداد پژوهش‌های علمی به درونداد آن‌ها دانسته‌اند (بوناکورسی و دارایو[۱۰]، ۲۰۰۳). بسته به بافتاری که نتایج ارزیابی در آن به‌کار گرفته می‌شود (ارزیابی‌های پژوهشی محض یا کاربردی) و اهداف مترتب بر آن، سنجه‌های به‌کار رفته در محاسبهٔ بهره‌وری و درنتیجه تصویر به‌دست‌آمده از آن، متفاوت خواهد بود. برای نمونه، سرمایه‌ها و اعتبارات پژوهشی، کمک‌های مالی داخلی و خارجی، هزینه‌های کل، هزینهٔ هر انتشار، پژوهشگران و اندیشه‌های پژوهشی آنان، امکانات و دستگاه‌ها، تکنسین‌ها و کارکنان بخش اداری و سن مؤسسه (تاریخ تأسیس مؤسسه)، از مصادیق دروندادهای پژوهشی به‌شمار می‌آیند. تعداد انتشارات به‌طور کلی و در سطح بین‌المللی، انتشارات هر پژوهشگر به‌طور کلی و در سطح بین‌المللی، درصد سرمایهٔ برداشتی از بازار[۱۱] و میانگین ضریب تأثیر را می‌توان از مصادیق بروندادهای پژوهشی دانست (کیم، ولف وندر، تومبلی[۱۲]، ۲۰۱۱؛ بوناکورسی و دارایو، ۲۰۰۲؛ پرتر و اومباخ[۱۳]، ۲۰۰۱).

۱. شمار انتشارات و استنادات

آشکار است که همهٔ دروندادها و بروندادهای پژوهشی به شیوه‌ای عینی و دقیق قابل اندازه‌گیری نیستند. در عین حال، بسیاری از آن‌ها به‌طور آماده و به‌سادگی در اختیار پژوهشگران قرار ندارند. برای نمونه، درحالی‌که فراوانی انتشارات علمی و فراوانی استناد به آن‌ها بیش از همه در دسترس، عینی و درنتیجه قابل اندازه‌گیری هستند (نجمان و هویت[۱۴]، ۲۰۰۳)، دسترسی به آمار قابل اطمینان برای حمایت‌های مالی دریافتی پژوهشگران دشوار است (کیم، ولف وندر، تومبلی، ۲۰۱۱). از این‌رو، گرچه پژوهش‌های علمی می‌توانند بروندادهای بسیاری داشته باشند، اما فراوانی انتشارات علمی و فراوانی استناد به آن‌ها به‌طور گسترده به‌عنوان بارزترین برونداد پژوهش‌های علمی پذیرفته شده است (کول[۱۵]، ۱۹۷۹؛ بوناکورسی و دارایو، ۲۰۰۳؛ باره[۱۶]، ۲۰۰۱).

بدین‌ترتیب، شمار مطلق انتشارات یکی از شاخص‌هایی است که در ارزیابی بهره‌وری پژوهشگران انفرادی به‌کار می‌رود. با این حال، مناسب بودن این سنجه به‌عنوان بازنمونی از بهره‌وری، از بسیاری جهات مورد تردید است. برای مثال، بسیاری از پژوهشگران، حجم زیادی از اندیشه‌های کم‌مایه را به‌سرعت منتشر می‌کنند. در مقابل، برخی دانشمندان برجسته آثار کمی را منتشر می‌سازند (شاکلی، ۱۹۵۷: ۲۷۹). تعداد انتشارات از پژوهشگری به پژوهشگر دیگر بسته به عوامل فردی، اجتماعی، سازمانی و تخصصی، متفاوت است. از این گذشته، این سنجه چنان که از آن برمی‌آید تنها کمیت تولیدات علمی را بازتاب می‌دهد و نمی‌تواند آینهٔ تمام‌نمای بهره‌وری علمی باشد.

به‌طور کلی، اگر تأثیر تولیدات دانش‌پژوهان یک حوزه در پیشبرد دانش مد نظر باشد، تعداد استنادها به‌عنوان سنجه‌ای دیگر در محاسبهٔ بهره‌وری پژوهشی دخالت داده می‌شود. در این صورت، بهره‌وری برابر است با میانگین استناد بر مقاله[۱۷] که گاهی «اثر استنادی»[۱۸] نامیده می‌شود (نجمان و هویت، ۲۰۰۳). در بسیاری از آثار از آن به‌عنوان «عامل تأثیر»، «ضریب تأثیر» یا «ضریب اثرگذاری»[۱۹] پژوهشگر نیز یاد می‌شود. لازم به ذکر است، چنانچه میانگین استنادی در سطح مجلات اندازه‌گیری شود، ضریب تأثیر مجلات به‌دست خواهد آمد. شاخص‌های دیگری نیز بر پایهٔ استناد جهت سنجش اثربخشی پژوهشگران ابداع شده است مانند شاخص‌های اچ، جی و وای[۲۰].

گرچه این سنجه‌ها در بافتارهای کاربردی، برای مثال ارزیابی پژوهشگران به منظور ارتقا، استخدام یا دریافت اعتبار پژوهشی نیز به‌کار گرفته می‌شوند، اما ممکن است در این‌گونه ارزیابی‌ها رویکردی اندکی متفاوت از پژوهش‌های علم‌سنجانهٔ محض در پیش گرفته شود. برای مثال، در ارزیابی‌های پژوهشی محض، بیشتر بر مقاله‌های مجلات و همایش‌های معتبر تمرکز می‌شود، به‌ویژه آن‌هایی که در نمایه‌نامه‌های معتبر پوشش داده شده‌اند؛ اما در دانشگاه‌ها و مراکز پژوهشی، انواعی از مدارک با درجات متفاوتی از اعتبار پذیرفته می‌شوند. برای مثال، در دانشگاه‌های ایران، مقاله‌های

مجلات، همایش‌نامه‌ها و کتاب‌ها، فعالیت‌های پژوهشی معتبر به‌شمار می‌آیند. با این حال، اعتبار مجلات نمایه‌شده در پایگاه‌های تامسون رویترز[۲۱] (آی‌اس‌آی سابق) یا پایگاه استنادی جهان اسلام[۲۲]، بیش از دیگر مقاله‌ها برآورد می‌شود. همچنین، کتاب‌هایی که در مراکز نشر دانشگاهی پس از طی فرایند داوری منتشر می‌شوند، از امتیاز بالاتری برخوردار می‌شوند. در دیگر نقاط دنیا نیز کم و بیش همین تصویر به چشم می‌خورد. برای نمونه، دانشگاه یوتا[۲۳] بهره‌وری پژوهشی را بر پایهٔ انتشار مقاله‌های کتابخانه‌ای یا میدانی در مجلات داوری‌شده و همچنین فصل‌های کتاب و تک‌نگاشت‌ها تعریف کرده است (رانسدل[۲۴]، ۲۰۰۱).

دانشگاه دالهاسی[۲۵]، بهره‌وری پژوهشی را عبارت از فعالیت‌های تحقیقی داوری‌شده می‌داند که به پیشبرد دانش، تولید منابع و آثار، بهبود توانایی‌های حرفه‌ای و تدریس محقق می‌انجامد. این دانشگاه، عضو هیأت علمی را بر پایهٔ ظرفیت تحقیق (۴۰درصد)، ظرفیت تدریس (۴۰درصد) و وظایف اجرایی و دیگر فعالیت‌ها (۲۰درصد) ارزیابی می‌کند (حجازی، بهروان، ۱۳۸۸).

۲. شمار پژوهشگران

در ارزیابی‌های جمعی، شمار پژوهشگران نیز از شاخص‌هایی است که در محاسبهٔ بهره‌وری نقش دارد (برای نمونه نگاه کنید به لی و بزمن[۲۶]، ۲۰۰۳؛ دیوداتو، ۱۳۹۱؛ توتکوشیان، پرتر، دانیلسون[۲۷] و همکاران، ۲۰۰۳). در این صورت، نسبت بین شمار پژوهشگران و شمار تولیدات علمی آنان به‌عنوان شاخص بهره‌وری آنان به خدمت گرفته می‌شود. بدین‌ترتیب، بهره‌وری علمی برابر خواهد بود با میانگین پژوهش بر پژوهشگر یا به‌عبارت دیگر سرانهٔ پژوهشی دانشمندان در یک حوزهٔ معین. سرانهٔ انتشار می‌تواند ارزیابی‌ها و مقایسه‌های جمعی را برای مثال بین دانشگاه‌ها، تیم‌های پژوهشی و رشته‌های مختلف میسر سازد و درنتیجه شاخص مناسبی برای اندازه‌گیری بهره‌وری علمی پژوهشگران باشد (توتکوشیان، و همکاران، ۲۰۰۳).

به‌طور کلی، اگر به‌جای کمیت، اثربخشی آثار مد نظر باشد، بهره‌وری پژوهشی برابر خواهد بود با نسبت بین ضرایب تأثیر و شمار پژوهشگران آن حوزه.

۳. زمان

در بسیاری از پژوهش‌هایی که در زمینهٔ بهره‌وری صورت گرفته است، دو گروه ناهمگن از نویسندگان مورد بررسی قرار گرفته‌اند:

گروهی که تمامی یا بیشتر فعالیت‌های علمی آنان در بازهٔ زمانی مورد نظر منعکس شده است.

گروهی که تنها بخشی از فعالیت‌های علمی آنان در بازهٔ زمانی مورد بررسی پوشش داده شده است (گوپتا، کاریسیداپا[۲۸]، ۱۹۹۷؛ هیوبر، واگنر دوبلر[۲۹]، ۲۰۰۱).

نتایج به‌دست آمده برای این دو گروه قابل مقایسه و درنتیجه قابل اطمینان نخواهد بود؛ زیرا میزان تولید علم پژوهشگران در سنین مختلف یا در مقاطع مختلف از حیات علمی متفاوت است (شاکلی، ۱۹۵۷: ۲۸۳؛ لمن[۳۰]، ۱۹۶۲: ۴۱۱). همچنین، پژوهشگران در طول حیات علمی خود از شهرت یکسانی برخوردار نیستند و با گذشت زمان و افزایش فعالیت‌های علمی و پژوهشی، نمایانی[۳۱] فرد افزایش می‌یابد، درنتیجه احتمال افزایش شمار استناد به وی بالا می‌رود (نوروزی چاکلی، ۱۳۹۰: ۱۳۲). از این‌رو، توجه به عامل زمان در محاسبهٔ بهره‌وری علمی آنان بسیار اهمیت دارد و در ارزیابی‌های پژوهشی که به هدف رتبه‌بندی و مقایسهٔ پژوهشگران صورت می‌گیرد، باید از مناسب بودن بازهٔ زمانی انتخاب‌شده برای همهٔ پژوهشگران مطمئن شد. در برخی شاخص‌های بهره‌وری مانند سرعت و نرخ انتشار، «عامل زمان» در نظر گرفته شده است و بدین‌ترتیب سرعت انتشار برابر است با مدت زمان صرف‌شده برای تولید هر انتشار علمی در طول حیات علمی پژوهشگر (گوپتا و کاریسیداپا، ۱۹۹۷):

$$\text{سرعت انتشار} = \frac{\text{طول حیات علمی (زمان)}}{\text{تعداد انتشارات}}$$

برتری شاخص سرعت انتشار در آن است که با لحاظ کردن عامل زمان، میانگین زمان صرف‌شده برای به ثمر نشستن تولیدات علمی پژوهشگر را بازتاب می‌دهد و درنتیجه می‌تواند ظرفیت علمی پژوهشگران انفرادی را در یک حوزهٔ تخصصی روشن سازد (گوپتا و کاریسیداپا، ۱۹۹۷).

سنجهٔ دیگری که اغلب برای اندازه‌گیری بهره‌وری علمی مورد استفاده قرار می‌گیرد و عامل زمان را هم لحاظ کرده، «نرخ انتشار» است (آمیکو، ورمیگلی و سانتو[۳۲]، ۲۰۱۱). هیوبر و واگنر دوبلر (۲۰۰۱) نرخ انتشار را «میانگین تعداد انتشارات بر سال در طول حیات علمی پژوهشگر» معرفی می‌کنند:

$$\text{نرخ انتشار} = \frac{\text{تعداد انتشارات}}{\text{طول حیات علمی (زمان)}}$$

آنان برتری این شاخص را در آن می‌دانند که نرخ انتشار و طول حیات علمی متغیرهای پیوسته‌ای هستند که می‌توان ابزارهای آماری قدرتمندی را برای تحلیل آن‌ها به‌کار گرفت، برخلاف روش‌هایی مانند قانون لوتکا که به توزیع گسسته‌ای با چولگی بسیار می‌انجامد و نمی‌توان برای آن آزمون‌های آماری استاندارد به‌کار گرفت.

شایان ذکر است که در هر دو شاخص، زمان می‌تواند طول حیات علمی پژوهشگر یا بازه‌ی زمانی انتخابی از سوی ارزیاب باشد. در این صورت، باید توجه داشت که بازهٔ زمانی باید بسیار بلند باشد تا بتوان روندی را در بهره‌وری علمی آنان کشف کرد.

مدل‌های سنجش بهره‌وری علمی

لیسونی و همکاران (۲۰۱۱)، سابقهٔ تلاش برای سنجش بهره‌وری علمی را به سال ۱۹۰۳ باز می‌گردانند. در این سال، کاتل[۳۳] در پژوهشی برای نخستین بار، با مطالعهٔ مجموعه‌ای از داده‌های نظام‌مند برگرفته از مقاله‌های علمی به تفکیک نویسندگان انفرادی، نشان داد که تفاوت آشکاری میان بهره‌وری علمی نویسندگان وجود دارد. پس از وی، افرادی مانند پرایس[۳۴] (۱۹۶۳) و فرانسیس کالتون[۳۵] (۱۹۲۶)، مطالعات پراکنده‌ای در این باره به انجام رساندند؛ اما آلفرد جیمز لوتکا[۳۶] (۱۸۸۰-۱۹۴۹) نخستین کسی بود که در زمینهٔ بهره‌وری علمی، به مطالعهٔ جدی و مستقیم پرداخت (نوروزی چاکلی، ۱۳۹۰).

الف) مدل لوتکا

لوتکا (۱۹۲۶) در پژوهش خود به بررسی «توزیع فراوانی بهره‌وری علمی» پرداخت که بعدها «قانون لوتکا»، «قانون مربع معکوس» یا «قانون بازدهی پدیدآوران» نامیده شد (احمد و رحمان[۳۷]، ۲۰۰۹).

وی برای دستیابی به الگوی پدیدآوری در این دو حوزه، به شناسایی نویسندگان و فراوانی آثار آنان در حوزهٔ فیزیک و شیمی پرداخت. لوتکا مرزهای پژوهش خود را به دو اثر مرجع جامع[۳۸] محدود کرد. در عین حال، وی تنها به بررسی نویسندگان نخستی که نام‌خانوادگی آن‌ها با حروف A و B آغاز می‌شد بسنده کرد. بدین‌ترتیب، لوتکا دیگر همکاران را در نظر نگرفت و از هیچ آزمون آماری برای تعیین سطح معنی‌داری استفاده نکرد (عصاره و مصطفوی، ۱۳۹۰).

لوتکا مؤلفان دارای بروندادهای علمی زیاد را به‌عنوان برون‌هشته[۳۹] از آزمون کنار گذاشت؛ سپس نمودار درصد نویسندگان دارای ۱، ۲، ۳،... و n اثر را بر حسب فراوانی آثار آنان بر محورهای لگاریتمی ترسیم کرد. با به‌دست آوردن معادلهٔ توانی برای منحنی ترسیم‌شده، به توان برابر با ۲ دست یافت:

$$C=xn\ yx \text{ یا } Yx=Cx-n$$

که در آن x= شمار مقاله‌های، y = فراوانی نویسندگان دارای x مقاله، n = توان معادله = ۲، و c = مقدار ثابت= $\frac{\sigma\ \sigma}{\pi^2\pi^2}$ است (نمودار ۱).

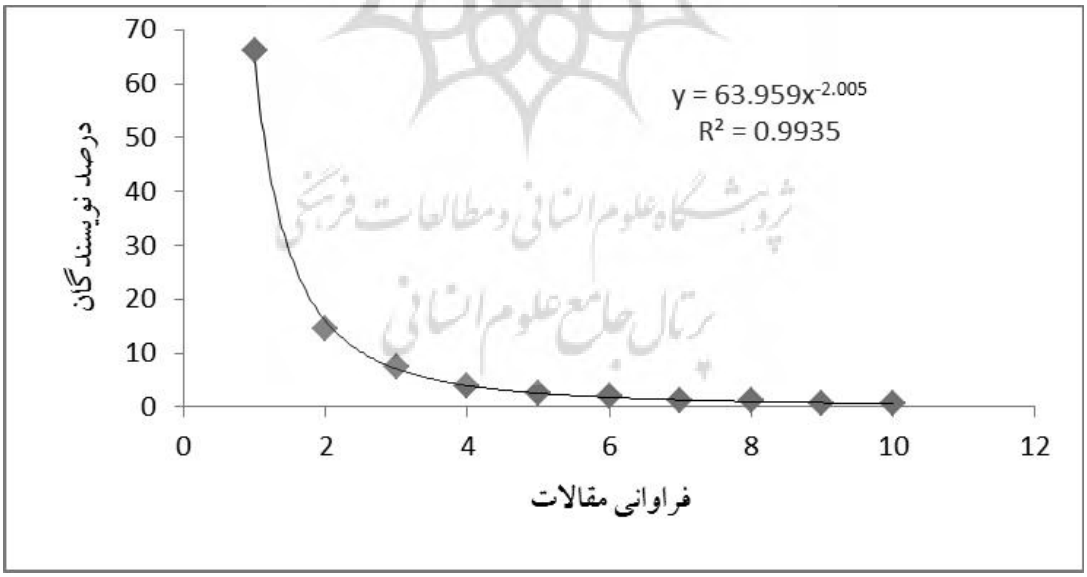
این فرمول بیان می‌دارد که در یک حوزهٔ موضوعی، شمار پژوهشگران پرتولید، یعنی کسانی که شمار بسیار زیادی از آثار را تولید می‌کنند، بسیار اندک است. به عبارت دقیق‌تر، تعداد نویسندگانی که n مقاله دارند $\frac{1\ 1}{n^2n^2}$ برابر نویسندگانی است که دارای یک مقاله هستند. برای مثال، در یک حوزهٔ موضوعی ۶۰ درصد افراد یک مقاله دارند، ۱۵ درصد($\frac{1}{2^2} \times 60$) دو مقاله دارند، ۷ درصد ($\frac{1}{3^2}60 \times \frac{1}{3^2} \times 60$) سه مقاله دارند و... بر اساس قانون لوتکا فقط ۶ درصد نویسندگان

یک حوزهٔ موضوعی ۱۰ مقاله یا بیشتر دارند. برای نمونه چنانچه جامعه‌ای مفروض از نویسندگان و شمار مقاله‌های آنان را با مشخصاتی که در جدول یک آمده است در نظر داشته باشیم، آنگاه توان به‌دست‌آمده برای این جامعه به‌طور دقیق برابر با ۲ خواهد بود (نمودار ۱).

جدول ۱. فراوانی نویسندگان و مقاله‌ها

فراوانی مقاله‌ها	فراوانی نویسندگان
۱	۱۰۵
۲	۲۳
۳	۱۲
۴	۶
۵	۴
۶	۳
۷	۲
۸	۲
۹	۱
۱۰	۱

نکتهٔ قابل توجه در این نمودار، همبستگی بسیار شدید بین فراوانی نویسندگان و فراوانی مقاله‌های تولیدشده توسط آنان در جامعهٔ مفروض است (R2=0.99). همچنین، توان معادله به‌طور دقیق با ۲ برابر شده است[۴۰]. این در حالی است که انطباقی دقیق با قانون لوتکا در بسیاری از حوزه‌های پژوهشی مشاهده نشده است (برای نمونه نگاه کنید به سوبرینو و همکاران، ۲۰۰۸؛ سگلن[۴۱]، ۱۹۹۷).



نمودار ۱. مدل لوتکا برای فراوانی نویسندگان و مقاله‌ها برای جدول یک[۴۲]

درواقع، پس از انتشـــار مقالهٔ اصلی لوتکا در سال ۱۹۲۶، پژوهش‌های زیادی دربارهٔ بازدهی نویسندگان در حوزه‌های مختلف صورت گرفت. بررسی این متون نشان می‌دهد که مطالعهٔ اصلی لوتکا بر اساس دو نمونه انجام گرفته است؛ یکی از این دو نمونه هنگامی‌که آزمون «برازندگی»[۴۳] انجام گرفت، با قانون لوتکا سازگاری نشان نداد. بدین‌ترتیب، از مطالعهٔ

لوتکا قانون تجربی حاصل نشـد، بلکه لوتکا تنها به یک فرضیه دسـت یافت. همچنین، تا سال ۱۹۷۳، هیچ‌گونه تلاشی برای آزمون قابلیت به‌کارگیری قانون لوتکا در سایر رشته‌ها انجام نگرفت. قابل ذکر است که از اوایل دهۀ ۱۹۷۰ تا ۱۹۷۹، حدود ۳۰ مطالعه برای اعتباریابی قانون لوتکا انجام شده است. حاصل این پژوهش‌ها آن‌قدر با یکدیگر ناسازگار است که به نتیجۀ واحدی نمی‌توان دست یافت (پاتر[۴۴]، ۱۹۸۱).

در به‌کارگیری قانون لوتکا چند نکته به منظور به‌دست آوردن نتایجی مشابه نتایج لوتکا اهمیت دارد:

نخست آن‌که هرچه بازۀ زمانی مطالعه گسترده‌تر باشد و بیش از ده سال را پوشش دهد، تولیدات نویسندگان به توزیع فراوانی که «قانون لوتکا» نام گرفته است، نزدیک‌تر می‌شود.

دوم آن‌که، بهتر اسـت جامعۀ مؤلفان به‌گونه‌ای وسـیع تعریف شود و از مطالعۀ حوزه‌ای خاص خودداری شود؛ زیرا بر پایۀ نتایج پژوهش‌ها، هنگامی‌که حوزۀ موضوعی مورد مطالعه خیلی خاص باشد، نتایج یافته‌ها به‌طور دقیق قاعدۀ لوتکا را تأیید نمی‌کنند.

سوم این‌که، بهتر است از مطالعۀ همزمان دو یا چند حوزۀ موضوعی پرهیز شود، زیرا مطالعۀ چند موضوع در یک مجموعه، اگر نگوییم ناممکن، به‌سادگی امکان‌پذیر نیست (پاتر، ۱۹۸۱ به نقل از دیانی، ۱۳۷۶؛ عصاره و مصطفوی، ۱۳۹۰)؛ دلیل آن می‌تواند حجم زیاد مجموعۀ مورد مطالعه و گوناگونی رفتار انتشاراتی در حوزه‌های موضوعی مختلف باشد.

ب) مدل پائو

میراندا لی پائو[۴۵]؛ در سـال ۱۹۸۵ مقاله‌ای را با عنوان «آزمون تجربی قانون لوتکا»[۴۶] منتشـر کرد که بعدها قانون پائو نامیده شـد و در مطالعات بسـیاری به‌کار گرفته شد. وی در این مطالعه به شرح روشی برای بررسی انطباق قاعدۀ لوتکا پرداخت که بسیار به روش به‌کار رفته توسط وی نزدیک بود. او در این کار، ۴۸ گروه از نویسندگان در ۲۰ رشتۀ موضوعی را مورد مطالعه قرار داد. موضوعات تحت پوشش، از علوم دارویی، علوم رایانه و علوم انسانی تشکیل می‌شد. پائو در این مطالعه، چگونگی محاسبۀ مقدار توان n و مقدار ثابت c در فرمول لوتکا را شرح داد. محاسبۀ توان n به شرح زیر صورت گرفت:

$$n = \frac{N\sum XY - \sum X \sum Y}{N\Sigma X^2 - (\Sigma X)^2}$$

که در آن N= تعداد داده‌ها، X= لگاریتم x(تعداد مقاله‌ها) و Y= لگاریتم y (تعداد نویسندگان)

با استفاده از مقدار n مقدار ثابت c برای استفاده در قاعدۀ پائو محاسبه شده است. مقدار ثابت c برابر است با معکوس حاصل زیر:

$$\Sigma \frac{1}{x^n}$$

مجموع این سری برابر است با:

$$\Sigma \frac{1}{x^n} = \sum_{1}^{p-1} \frac{1}{x^n} + \frac{1}{(n-1).(p^{n-1})} + \frac{1}{2p^n} + \frac{n}{24(p-1)^{n+1}}$$

از این‌رو مقدار c برابر است با:

$$c = \frac{1}{\left[\sum_{1}^{p-1} \frac{1}{x^n} + \frac{1}{(n-1).(p^{n-1})} + \frac{1}{2p^n} + \frac{n}{24(p-1)^{n+1}}\right]}$$

برای محاسبۀ مخرج کسر، ۲۰ مقدار اول سری باید محاسبه شود (سوبرینو، کالدس، گورو[۴۷]، ۲۰۰۹).

برای نمونه، چنانچه بخواهیم برای داده‌های مفروض در جدول یک توان معادله را به‌دست آوریم خواهیم داشت:

$$n = \frac{10 \times 2.71 - 6.56 \times 6.92}{10 \times 5.22 - (6.56)^2} = -2.00488$$

بنابراین قاعدهٔ پائو به روشی متفاوت از قاعدهٔ لوتکا، رابطهٔ بین نویسندگان و مقاله‌های آنان را بررسی می‌کند و متشکل از مراحل گردآوری داده‌ها، محاسبهٔ توان n، محاسبهٔ مقدار ثابت c و آزمون کولموگروف ـ اسمیرنوف[۴۸] است. کوال[۴۹] (۱۹۷۷) با انتقاد از استفاده از آزمون مجذور خی، پیشنهاد استفاده از آزمون کولموگروف ـ اسمیرنوف به‌عنوان قدرتمندترین آزمون آماری را می‌دهد. آزمون کولموگروف ـ اسمیرنوف برای بررسی این‌که نمونه‌ای از جامعه از توزیع ویژه‌ای تبعیت می‌کند یا خیر، مورد استفاده قرار می‌گیرد. در کاربرد آن مانند آزمون مجذور خی به برآورد تعداد کافی و مشخصی از نمونه احتیاج نیست. همچنین، آزمون مجذور خی مستلزم داده‌های گروه‌بندی شده است درصورتی‌که این آزمون مستلزم چنین داده‌هایی نیست (عصاره و مصطفوی، ۱۳۹۰).

وجوه تمایز قانون پائو و روش لوتکا

قانون پائو از چند جهت از روش لوتکا متمایز می‌شود:

۱. لوتکا از هیچ نوع آزمون آماری استفاده نکرده، درحالی‌که پائو مطالعهٔ لوتکا را با استفاده از آزمون آماری کولموگروف ـ اسمیرنوف مورد بررسی دوباره قرار داد.

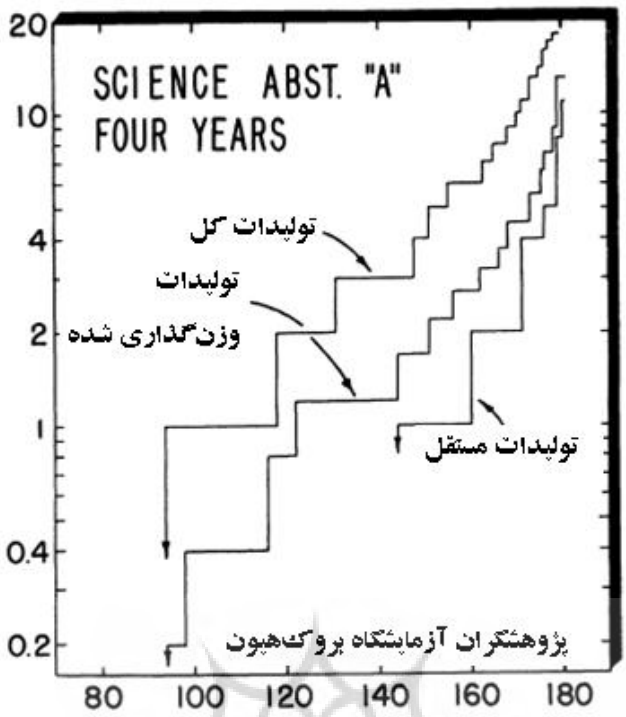
۲. در شمارش نویسندگان، پائو برخلاف لوتکا همهٔ نویسندگان یک مقاله را مورد بررسی قرار داد. بسیاری از نویسندگان پس از پائو در این زمینه با او هم‌عقیده بوده و در مطالعات صورت‌گرفته در این حوزه از شمارش کامل استفاده کردند.

لازم به ذکر است که در بررسی قواعد لوتکا و پائو نمی‌توان از روش شمارش کسری استفاده کرد؛ زیرا شمارش کسری برای مقاله‌های چندنویسنده‌ای بین صفر و یک نوسان خواهد داشت. به عبارت دیگر، وزن مقاله‌ها با تغییر تعداد نویسندگان یک مقاله، تغییر خواهد کرد چراکه با افزایش تعداد نویسندگان مقاله‌ها، سهم هریک از نویسندگان کاهش می‌یابد (همان).

ج) مدل شاکلی

ویلیام شاکلی[۵۰] (۱۹۵۷)، برندهٔ جایزهٔ نوبل فیزیک سال ۱۹۵۶، با بررسی شمار انتشارات علمی به مطالعهٔ بهره‌وری علمی در چند آزمایشگاه تحقیقاتی پرداخت. پژوهشگران و تولیدات آنان با استفاده از دو چکیده‌نامهٔ علوم[۵۱] در سال‌های ۱۹۵۳-۱۹۵۰ شناسایی شدند. وی برخلاف لوتکا در تحلیل خود، همهٔ همکاران هر مقاله را به شمار آورد و سهم مشارکت همه را با هم برابر فرض کرد. آنگاه لگاریتم فراوانی تولیدات علمی را که به این شیوه وزن‌گذاری شده بود، بر حسب درصد نویسندگان ترسیم کرد (نمودار ۲) و دریافت که فرایند تولید علم خلاقانه، توزیعی کم و بیش لگاریتمی در میان پژوهشگران دارد. به عبارت دیگر، میزان بهره‌وری علمی تقریباً به‌صورت نمایی از فردی به فرد دیگر افزایش می‌یابد. بهره‌وری علمی در میان افراد مختلف متفاوت است و فاصلهٔ بسیار چشمگیری بین افراد کم‌تولید و پرتولید در دو سوی منحنی بهره‌وری وجود دارد.

وی «فرضیهٔ سازمانی»[۵۲] را در توجیه چگونگی رویداد «توزیع نرمال لگاریتمی» مردود دانست و نشان داد که آزمایشگاه‌های دارای سازمان‌های متفاوت پژوهش و تولید علم، از همین توزیع لگاریتمی نمایی برخوردارند. از سوی دیگر، وی نشان داد که این توزیع نمایی، بیشتر مرهون پژوهشگرانی است که قادر به انتشار مستقل بوده‌اند؛ زیرا بخشی از منحنی که شیب تندی را باعث شده است، حاصل حمایت پژوهشگرانی است که به‌طور انفرادی به انتشار پرداخته‌اند. درواقع تولید علم حدود نیمی از پژوهشگران با حمایت پژوهشگران بهره‌ورتر انجام شده است که خود قادر بوده‌اند به‌طور مستقل، به‌تنهایی و با نرخی به‌نسبت زیاد، دست به انتشار بزنند (نمودار ۲).



نمودار ۲. توزیع تجمعی لگاریتمی شمار تولیدات بر حسب شمار پژوهشگران (شاکلی، ۱۹۵۷: ۲۸۱)

بدین‌ترتیب، وی برای توضیح تفاوت در بهره‌وری به عوامل فردی روی می‌آورد و توانمندی‌های ذهنی را بیش از دیگر عوامل دخیل می‌داند. درواقع توانمندی‌های ذهنی فرد به وی امکان می‌دهد جنبه‌های مختلف حل مسئله را درک کند، ارتباط بین این جنبه‌ها را تشخیص دهد و سودمندی این آمیزهٔ جدید را دریابد. چنانچه تغییرات اندکی در یک جهت بر هریک از این عوامل و ویژگی‌های خاص اعمال شود، می‌تواند تغییری بزرگ در نتیجهٔ حاصل ایجاد کند. برای نمونه، در فرایند تولید علم عوامل ذهنی هشت‌گانهٔ ذیل می‌توانند نقش داشته باشند: توانایی اندیشیدن دربارهٔ یک مسئلهٔ خوب، توانایی کار روی آن مسئله، توانایی بازشناختن نتیجه‌ای ارزنده، توانایی تصمیم‌گیری دربارهٔ زمان بسندگی کار و آغاز به نگارش تحقیق، توانایی نگارش یافته‌ها به شیوه‌ای اثربخش و توانایی بهره‌برداری سازنده از انتقادها، تصمیم برای ارسال مقاله به یک مجله و مداومت در بازنگری (در صورت درخواست داوران) (شاکلی، ۱۹۵۷: ۲۸۶). احتمال این‌که پژوهشگری بتواند در دورهٔ زمانی معینی مقاله‌ای تولید کند (P)، برابر است با حاصل ضرب این مجموعه عوامل هشت‌گانه:

$$P = F_1 \times F_2 \times F_3 \times F_4 \times F_5 \times F_6 \times F_7 \times F_8$$

به این ترتیب، اگر توانایی پژوهشگری در هریک از این هشت عامل به‌اندازهٔ ۵۰درصد از پژوهشگری دیگر فراتر رود، یعنی:

$F_1' = 1.5F_1$ و $F_2' = 1.5F_2$ و...

و بهره‌وری وی ۲۵برابر خواهد بود:

$$P'/_P = \frac{1.5F_1 \times 1.5F_2 \times 1.5F_3 \times 1.5F_4 \times 1.5F_5 \times 1.5F_6 \times 1.5F_7 \times 1.5F_8}{F_1 \times F_2 \times F_3 \times F_4 \times F_5 \times F_6 \times F_7 \times F_8} = 1.5^8 \approx 25$$

بدین‌ترتیب، وی اختلاف فاحش میان تولیدات علمی پژوهشگران را بر اساس مدل‌های ساده‌شده‌ای از فرایندهای ذهنی تشریح کرد.

د) مدل پرایس

در سال ۱۹۶۳، درک دسولا پرایس[۵۳] مدلی را برای تبیین بهره‌وری پدیدآوران پرتولید در یک حوزهٔ موضوعی مطرح کرد. وی پس از بررسی اندیشه‌های فرانسیس گالتون در «نخبه‌سالاری» و آلفرد لوتکا در «پدیدآوری» در دو حوزهٔ شیمی و فیزیک، این مدل را ارائه کرد. وی معتقد است که تعداد تولیدات پدیدآوران فعال یا پرتولید در یک حوزهٔ موضوعی خاص در خلال یک دورهٔ زمانی معین، تقریباً برابر با نیمی از تعداد تولیدات کل پدیدآوران در همان حوزه است. به‌عبارت دیگر، پدیدآوران فعال نیمی از کل انتشارات یک حوزه را تولید و منتشر می‌کنند؛ به این معنا که هرگاه x نویسنده، تعداد y مقاله را به رشتهٔ تحریر درآورده باشند، تعداد $\sqrt{x}$ نویسنده، تعداد $\frac{1}{2}y$ مقاله را نوشته‌اند. اگر ۵۵۰نویسنده ۱۷۰۰مقاله نوشته باشند، بر اساس این قاعده تقریباً ۲۳نویسنده، ۸۵۰مقاله را به رشتهٔ تحریر درآورده‌اند. این قاعده با عنوان قاعدهٔ ریشهٔ دوم پرایس[۵۴]، شناخته می‌شود. قاعدهٔ پرایس ریشه در قاعدهٔ روسو دارد که در حوزهٔ علوم اجتماعی شناخته‌شده است (حیدری، ۱۳۸۹).

سخن آخر

سنجش و ارزیابی دقیق بهره‌وری علمی پژوهشگران، به شاخص‌ها و روش‌های عینی‌تر و دقیق‌تر نیاز دارد. هر مقالهٔ علمی که در مجلات معتبر نمایه شده و در نمایه‌نامه‌های تراز اول جهان به ثبت می‌رسد، عینی‌ترین و در عین حال آماده‌ترین سنجه‌ای است که می‌تواند به‌عنوان بازنمون بهره‌وری علمی و درنتیجه واحد سنجش آن به‌کار گرفته شود؛ با این حال، این شـــاخص به‌تنهایی نمی‌تواند بهره‌وری علمی را بازتاب دهد. میزان اثرگذاری مقاله در پیشبرد دانش، میانگین مدت زمان صرف‌شده برای انتشار هر مقاله و میانگین مقاله‌های منتشرشده در مدت زمانی مشخص، از جمله ویژگی‌هایی است که می‌تواند در سنجش دقیق‌تر بهره‌وری علمی به خدمت گرفته شود. این ویژگی‌ها، به ترتیب در شاخص‌های میانگین اســـتنادی، سرعت انتشار و نرخ انتشار منعکس می‌شود. همچنین، در ارزیابی‌های جمعی پژوهشگران، سرانهٔ انتشار که نشانگر میانگین مقاله‌های پژوهشگران است می‌تواند امکان مقایسهٔ بین دو یا چند جامعهٔ علمی را فراهم سازد.

به‌طور کلی، هر شاخص تنها بخشی از واقعیت را منعکس می‌سازد. این امر دربارهٔ مدل‌های سنجش بهره‌وری نیز صادق است. برای مثال مدل پرایس، سهم پرتولیدترین نویسندگان را در مقایسه با دیگر نویسندگان در یک جامعهٔ علمی محاسبه می‌کند، درحالی‌که در مدل لوتکا، پرتولیدترین نویسندگان به‌عنوان «برون‌هشته» از مدل کنار گذاشته شده‌اند تا بتوان به رفتار عمومی نویسندگان در یک جامعهٔ علمی دست یافت.

از سوی دیگر، در بسیاری از پژوهش‌های صورت‌گرفته در زمینهٔ مدل‌های سنجش بهره‌وری علمی، دو گروه ناهمگن از نویسندگان مورد بررسی قرار گرفته‌اند:

- گروهی که تمامی (یا بیشتر) فعالیت‌های علمی آنان در بازهٔ زمانی مورد نظر منعکس شده است.
- گروهی که تنها بخشی از فعالیت‌های علمی آنان در بازهٔ زمانی مورد بررسی پوشش داده شده است.

نتایج به‌دست‌آمده برای این دو گروه قابل مقایسه و درنتیجه قابل اطمینان نخواهد بود، زیرا میزان تولید علم پژوهشگران در سنین مختلف یا در مقاطع مختلف از حیات علمی آنان، متفاوت است. همچنین، پژوهشگران در طول حیات علمی خود از شـــهرت یکسانی برخوردار نیستند. با گذشت زمان و افزایش فعالیت‌های علمی و پژوهشی، نمایانی فرد افزایش می‌یابد، درنتیجه احتمال افزایش شمار استناد به وی بالا می‌رود. از این‌رو، توجه به عامل زمان در محاسبهٔ تولید علمی و همچنین استناد به آنان بسیار اهمیت دارد؛ بنابراین برای انعکاس جامع‌تر بهره‌وری علمی پژوهشگران لازم است که بهره‌وری علمی در گروه‌های همگن از نویسندگان مورد بررسی قرار گیرد.

به‌عبارت دیگر، در تمامی مدل‌های ســـنجش بهره‌وری علمی تنها دو عامل «شمار انتشارات» و «شمار پژوهشگران» لحاظ شده و به عامل «زمان» توجه چندانی نشده است. برتری شاخص نرخ انتشار و سرعت انتشار به مدل‌های بهره‌وری از آن جهت اســـت که عامل «زمان» را در ســـنجش در نظر گرفته‌اند و از طرفی، نرخ انتشار و طول حیات علمی (زمان)، متغیرهای پیوسته‌ای هستند که می‌توان ابزارهای آماری قدرتمندی را برای تحلیل آن‌ها به‌کار گرفت؛ اما مدل‌های مورد بررســـی مانند لوتکا و پائو، به توزیع گسسته با چولگی بسیار می‌انجامد و نمی‌توان برای آن آزمون‌های آماری استاندارد به‌کار گرفت.

لازم بـــه ذکر اســـت در ایران در ارزیابی‌های پژوهشـــی، خواه در پژوهش‌های نظـــری و خواه در محیط‌های عملیاتی، شاخص‌هایی بیش از همه در کانون توجه قرار دارند که بر پایهٔ مؤلفه‌های «تعداد انتشارات علمی» و «تعداد استنادات» محاسبه می‌شوند و با وجود اهمیت عامل زمان توجه چندانی به این مؤلفه نشده است. روشن است که چنانچه پژوهشگران صرف‌نظر از عامل زمان، ارزیابی و با هم مقایسه شوند، نتیجهٔ دقیقی به‌دست نخواهد آمد و مقایسهٔ بین آنان دچار خطا می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

کتابنامه

۱. حجازی، یوسف؛ بهروان، ژاله (۱۳۸۸)، بررسی رابطهٔ بین عوامل فردی و سازمانی با بهره‌وری پژوهشی اعضای هیأت‌علمی کشاورزی: مورد مطالعهٔ دانشکده‌های کشاورزی استان تهران، علوم ترویج و آموزش کشاورزی ایران. جلد ۵، شمارهٔ ۱، ۶۰-۴۷.

۲. حیدری، غلامرضا (۱۳۸۹)، معرفت‌شناسی علم‌سنجی. شیراز: نوید شیراز.

۳. دیانی، محمدحسین (۱۳۷۶)، مجموعه‌سازی و فراهم‌آوری در کتابخانه‌ها، اهواز: دانشگاه شهید چمران. ۱۶۹-۱۶۷.

۴. دیوداتو، ویرجیل پاسکوئاله (۱۳۹۱)، دانشنامهٔ علم‌سنجی. مترجم: غلامرضا حیدری و روح‌اله خادمی. تهران: کتابدار.

۵. عصاره، فریده و مصطفوی، اسماعیل (۱۳۹۰)، بررسی تطبیقی قواعد لوتکا و پائو با تعداد نویسندگان و مقاله‌های آنان در حوزه‌های علوم رایانه و هوش مصنوعی در پایگاه استنادی وب آوساینس در سال‌های ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۹، پژوهشنامهٔ پردازش و مدیریت اطلاعات، ویژه‌نامهٔ علم‌سنجی. (۶۶)، ۲۲۹-۲۰۷.

۶. عمرانی، ابراهیم (۱۳۸۶)، مروری بر شاخص‌های ارزشیابی برون‌دادهای پژوهشی، فصلنامهٔ کتاب، ۱۸ (۳): ۱۷۶-۱۵۷.

۷. نوروزی چاکلی، عبدالرضا (۱۳۹۰)، آشنایی با علم‌سنجی: مبانی، مفاهیم، روابط و ریشه‌ها، تهران: سمت، دانشگاه شاهد، مرکز چاپ و انتشارات. ص ۱۹۲.

8. Ahmed, S. M. Zabed and Rahman, A. (2009). "Lotka's law and authorship distribution in nutrition research in Bangladesh". Annals of Library & Information Studies, 56(2):95-102.

9. Alison, PD. and Stewart, JA. (1974)."Productivity Differences among scientists: evidence for accumulative advantage". American Sociological Review, 39(4): 596-606.

10. Barré, R. (2001)."Sense and nonsense of S & T productivity indicators". Sci Public Policy,(28):259-266.

11. Bonaccorsi, A. and Daraio, C. (2002). The organization of science. Size, agglomeration and age effects in scientific productivity, Paper presented to the Conference Rethinking science policy, Brighton,SPRU.

12. Bonaccorsi, A. and Daraio, C. (2003). "Age effects in scientific productivity: the case of Italian national research council(CNR)". Scientometrics, 58(1): 49-90.

13. Cattell, J. M. (1903). "Statistics of American psychologists". American Journal of Psychology, (14): 310-328.

14. Coile, R. C. (1977). "Lotka's frequency distribution of scientific productivity". Journal of the American Society for Information Science, 28(6): 366-370.

15. Cole, S. (1979). "Age and scientific performance". American Journal of Sociology, (84): 958–977.

16. Cole, J. and Cole, S. (1973). Social Stratification in Science. Chicago: University Press.

17. D'Amico, R.; Vermigli, P. and Canetto, S. S. (2011). "Publication productivity and career advancement by female and male psychology faculty: The case of Italy". Journal of Diversity in Higher Education, 4(3): 175-184.

18. Gupta, B. M. and Karisiddappa, C. R. (1997). "Productivity of authors as reflected by duration of their sciences participation and speed of publication". Scientometrics, 31(3): 201-211.

19. Kim, D. ; Wolf-Wendel, L. and Twombly, S. (2011). "International Faculty: Experiences of Academic Life and Productivity in U.S. Universities". The Journal of Higher Education, 82(6): 720-747.

20. Huber, J. C. and Wagner-Do¨bler, R. (2001). "Scientific production: A statistical analysis of authors in mathematical logic". Scientometrics, (50): 323–333.

21. Lee, S. and Bozeman, B. (2005). "The Impact of Research Collaboration on Scientific Productivity". Social Studies of Science, 35(5): 673-702.

22. Lehman, H. C. (1962). "The creative production rates of present versus past generations of scientists". Journal of gerontology, (17): 411.

23. Lissoni, F.; Mairesse, J.; Montobbio, F. and Pezzoni, M. (2011)."Scientific Productivity and Academic Promotion: A Study on French and Italian Physicists". Industrial and Corporate Change, 20(1): 253-294.

24. Lotka, A. (1926). "The frequency distribution of scientific productivity". Journal of the Washington Academy of Sciences, 16 (12): 317-324.
25. Merton, R. K. (1968)."The Matthew Effect in Science".Science, 159(3810): 56-63.
26. Merton, R. K. (1988)."The Matthew Effect in Science, II: Cumulative Advantage and the Symbolism of Intellectual Property". ISIS, (79): 606-623.
27. Najman, J. and Hewitt, B. (2003). "The validity of publication and citation counts for sociology and other selected disciplines". Journal of Sociology, (39): 62-80.
28. Porter, S. R. and Umbach, P. D. (2001). "Analyzing faculty workload data using multilevel modeling". Research in Higher Education, 42(2): 171-196.
29. Potter, W. G. (1981). "Lotka's law revisited". Library Trends, 30(1): 21-39.
30. Price, D. J. D. (1963). Little Science, Big Science. New York: Columbia University Press.
31. Ransdell, L.B. (2001). "Using the precede-procced model to increase productivity in health education faculty".The International Electronic Journal of Health Education, (4): 276-282.
32. Shockley, W. (1957). "On the Statistics of Individual Variations of Productivity in Research Laboratories". Proceedings of the IRE, (45):279-290.
33. Sobrino, M. I. M.; Caldes, A. I. P. and Guerrero, A. p. (2008). "Lotka law applied to the scientific production of information science area". Brazilian Journal of Information Science, 2(1): 16-30.
34. Seglen PO. (1997). "Why the impact factor of journals should not be used for evaluating research". British Medical Journal, (314): 498–502. Accessed 2 NOV from http://www.bjis.unesp.br/pt/.
35. Toutkoushian, R. K.; Porter, S.; Danielson, C. and et al (2003). "Using publication counts to measure an institution's research productivity". Research in Higher Education, (44):143.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پی‌نوشت‌ها

۱. scientific productivity. بـا عبارت‌هـای دیگری ماننـد research productivity (بهره‌وری پژوهشـی) و research performance (عملکرد پژوهشی) نیز نامیده می‌شود.

2. Lissoni, et al.
3. Sacred spark.
4. Cole & Cole.
5. Accumulative advantage.
6. Alison and Stewart.
7. Recognition.
8. Matthew Effect.
9. Merton.
10. Bonaccorsi & Daraio.
11 . Funds raised from the market.
12. Kim, Wolf-Wendel, Twombly.
13. Porter & Umbach.
14. Najman & Hewitt.
15. Cole.
16. Barré.
17. Mean citation , or Citation per paper (CPP).
18. Citation impact.
19. Impact.

۲۰. با توجه به آن‌که پژوهش حاضر، به بررسـی بهره‌وری پژوهش در معنای کمیت تولید علم تمرکز دارد، از بررسـی شاخص‌هایی که بهره‌وری پژوهش را بر پایهٔ اثرگذاری آن مورد سنجش قرار می‌دهد پرهیز شده است. برای آشنایی با این شاخص‌ها نگاه کنید به عمرانی، ۱۳۸۶.

21. Thomson Reuters (ISI).
22. Islamic World Science Citation Center(ISC).
23. Utah university.
24. Ransdell.
25. Dalhousie University.
26. Lee & Bozeman.
27. Toutkoushian, Porter, Danielson.
28. Gupta & Karisiddappa.
29. Huber & Wagner-Döbler.
30. Lehman.
31. Visibility.
32. D'Amico, Vermigli & Canetto.
33. Cattel.
34. Price.
35. Francis Galton.
36. Alfred J. Lotka.
37. Ahmed & Rahman.
38. "Chemical Abstracts", "Auerbach's Geschichtstafeln der Physik".
39. Outliers

۴۰. لازم به ذکر است که تکرار تحلیل، پس از حذف پرتولیدترین گروه نویسندگان، از مقدار توان یا شدت برازش منحنی به‌دست آمده به مقدار معناداری نمی‌کاهد (R2=0.986, n=-1.98).

41. Seglen.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۴۲. در این نمودار، دو محور x و y با مقادیر لگاریتمی نمایش داده نشده است.

43. Goodness of fit.
44. Potter.
45. Miranda Lee Pao.
46. An Empirical Examination of Lotka's Law.
47. Sobrino, Caldes, Guerrero.
48. Kolmogorov–Smirnov (KS).
49. Coile.
50. William Shockley.
51. Science Abstracts A and B.

۵۲. Organizational Hypothesis. طبق این فرضیه، این توزیع می‌تواند حاصل سازمان فعالیت‌های پژوهشی در آزمایشگاه‌های بزرگ مدرن باشد. به دلیل استفاده از دستگاه‌های پیشرفته و همکاری بین تیم‌های پژوهشی شمار همکاران مقالات افزایش یابد، در عین حال، نام شمار کمی از پژوهشگران ارشد که این پژوهش‌ها را هدایت می‌کنند در شمار زیادی از این مقالات برده می‌شود. این مشارکت در توزیع لگاریتمی، بهتر از توزیع نرمال، خود را نشان می‌دهد.

53. D. De Solla Price.
54. Price's square root law.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی