

运用结构方程模型研究期刊指标的结构

毛国敏¹⁾ 蒋知瑞¹⁾ 任 蕾²⁾ 葛之江³⁾ 生冬梅⁴⁾ 袁凤杰⁵⁾

收稿日期: 2012-08-19

修回日期: 2012-09-21

1) 《CT 理论与应用研究》编辑部, 100081 北京市海淀区民族大学南路 5 号, E-mail: maogm@ cea-igp. ac. cn

2) 首都医科大学附属北京口腔医院《北京口腔医学》编辑部, 100050 北京

3) 《航天器工程》编辑部, 100094 北京

4) 中国地震局工程力学研究所, 150080 哈尔滨

5) 中国气象科学研究院, 100081 北京

摘 要 在期刊计量指标数据的基础上, 运用结构方程模型, 建立模型并进行模拟, 研究期刊计量指标所反映出的数据结构。得出总被引、影响因子、他引影响因子存在结构关系, 这 3 个指标反映了期刊的影响力情况; 即年指标和扩散系数存在结构关系, 这 2 个指标反映了期刊的传播情况。

关键词 期刊计量指标 结构方程模型 数据结构 模拟

学术期刊是传播科学技术研究成果、交流科技信息的主要媒介, 是科研人员表达和交流学术思想的平台。通常, 一个国家的科学技术的发展水平和发展轨迹, 可以从其创办的科技期刊的数量和质量上得到反映^[1]。因此, 在学术界非常关心期刊的质量问题。

最新出版的中国学术期刊影响因子年报^[2]包括 3 个部分, 分别给出了各类影响因子、其他计量指标及其对应的可被引文献量与被引频次等; 2011 年版中国科技期刊引证报告^[3]收录中国科技论文统计源期刊共 1998 种, 提供了 23 项期刊计量指标。人们通常利用这些指标来评价期刊的质量和学术水准。

近年来, 结构方程模型广泛应用于各学科领域研究多变量之间的关系^[4-5]。陈红等^[6]以煤矿重大事故案例研究为基础, 探讨事故中的故意违章行为的影响因素以及具体的影响方式和影响路径; 杨智勇等^[7]利用结构方程模型对评价指标间的因果关系进行了求解, 提出了企业技术创新能力评价的因果关系模型; 俞立平等^[8]利用中国科学技术信息研究所医学期刊数据, 将指标分为影响力、时效性、期刊特征 3 个一级指标, 运用结构方程进行模拟, 探讨它们之间相关关系。

本文在期刊计量指标数据的基础上, 运用结构方程模型, 建立模型并进行模拟, 研究期刊计量指标所反映出的数据结构。

1 指标选择及资料来源

1.1 指标选择

描述期刊特征的指标有很多, 颜帅^[9]认为总被引频次、影响因子、他引总引比、基金论文比、Web 即年下载率、国际论文比、国际编委比等具体指标是衡量学术期刊质量重中之

重; 从大量文献可以看出^[10-14], 总被引频次、影响因子等是最受关注的指标; 各期刊检索系统在遴选所谓核心期刊过程中, 对期刊的影响因子、被引情况都赋予了较大的权重^[15]。

科学研究实践中在利用数据之前, 一般都需要对原始资料进行质量检验和可信度分析, 这是合理使用资料的必要前提。文献[16]认为, 总被引、影响因子、他引影响因子、即年指标、基金论文比、即年下载率、扩散指数、学科影响系数 8 项指标同质性好、鉴别能力强、可信度高, 是评价和描述科技期刊的可靠指标。

由于即年指标的峰度系数等于 107.999, 严重偏离数据正态分布的要求, 经反复试验, 其他参数指标模拟结果都不理想。因此, 我们选用总被引、影响因子、他引影响因子、即年指标、扩散指数 5 项指标。

1.2 资料来源及处理

我们从文献[2]中选择了地球物理学(学科分类码 P3)、大气科学(P4)、地质学(P5)、海洋科学(P7)、临床医学综合(R4)、军事医学与特种医学(R8)、自动化技术与计算机技术(TP) 7 个学科类别, 这 7 个学科类中的期刊数分别为 30、31、98、22、102、25 和 126, 合计 434 种期刊, 从中收集总被引 v_1 、影响因子 v_2 、他引影响因子 v_3 、即年下载率 v_4 四项指标数据, 这里的 v_1 、 v_2 、 v_3 特指期刊总被引、期刊影响因子和他引期刊影响因子。考虑到被引期刊数和引用期刊数两个指标可以反映期刊信息扩散情况, 也选用了期刊扩散系数^[16] $v_5 = \text{被引期刊数} / \text{引用期刊数}$ 。

运用 Excel 做数据初步处理, 删除指标数据不全以及在不同学科类别中有重复的期刊记录, 经过初步判别和处理, 最终选择了 297 种期刊的数据(表 1)作为分析的资料。很明显, 总被引与其他指标之间数据大小相差悬殊(见表 1)、

表 1 原始数据和标准化数据

类别码	类别名称	类内序号	刊名	原始数据					标准化数据				
				总被引 v_1	影响因子 v_2	他引影响因子 v_3	即年下载率 v_4	扩散指数 v_5	总被引 x_1	影响因子 x_2	他引影响因子 x_3	即年下载率 x_4	扩散指数 x_5
P3	地球物理	1	地震地质	1 159	2.238	1.976	28	2.049	0.125	0.786	1.000	0.321	0.185
		3	中国科学:地球科学	4 247	1.904	1.768	52	1.940	0.474	0.666	0.892	0.607	0.173
		...	...										
P4	大气科学	27	山西地震	73	0.117	0.117	6	1.326	0.002	0.025	0.036	0.060	0.106
		1	气象	3 710	2.045	0.865	30	1.488	0.414	0.717	0.424	0.345	0.124
		2	气候变化研究进展	887	1.659	1.514	49	1.801	0.094	0.578	0.760	0.571	0.158
P5	地质学	...	...										
		31	内蒙古气象	115	0.092	0.092	9	1.021	0.006	0.016	0.023	0.095	0.073
		1	石油勘探与开发	3 532	2.833	1.412	78	1.819	0.393	1.000	0.707	0.917	0.160
P7	海洋科学	3	地质学报	3415	1.865	1.593	56	1.377	0.380	0.652	0.801	0.655	0.112
		...	...										
		98	城市地质	77	0.064	0.064	18	1.123	0.002	0.006	0.008	0.202	0.084
R4	临床医学综合	1	海洋与湖沼	2 259	1.462	0.764	33	1.518	0.249	0.508	0.371	0.381	0.127
		2	海洋学报(中文版)	1 809	0.664	0.597	30	1.645	0.198	0.221	0.285	0.345	0.141
		...	...										
R8	军事医学与特种医学	20	Journal of Ocean University of China	80	0.243	0.243	6	0.585	0.002	0.070	0.101	0.060	0.025
		1	中国康复医学杂志	2 692	1.168	0.573	21	1.327	0.298	0.402	0.272	0.238	0.106
		2	中国心理卫生杂志	3 969	0.852	0.735	44	4.451	0.443	0.289	0.356	0.512	0.447
TP	自动化技术、计算机技术	...	...										
		98	临床医药实践	511	0.059	0.059	11	0.631	0.051	0.004	0.006	0.119	0.030
		1	中国介入影像与治疗学	688	1.099	0.837	12	0.931	0.071	0.377	0.409	0.131	0.063
TP	自动化技术、计算机技术	2	CT理论与应用研究	197	0.610	0.295	20	0.955	0.016	0.202	0.128	0.226	0.066
		...	...										
		20	临床军医杂志	540	0.161	0.161	9	0.800	0.054	0.041	0.059	0.095	0.049
TP	自动化技术、计算机技术	1	软件学报	5 234	1.685	1.597	73	8.948	0.586	0.588	0.803	0.857	0.937
		2	计算机学报	4 066	1.528	1.430	81	8.789	0.454	0.531	0.717	0.952	0.919
		...	...										
TP	自动化技术、计算机技术	126	华南金融电脑	104	0.048	0.048	15	1.819	0.005	0.000	0.000	0.167	0.160
		...	...										
		...	...										

没有可比性,各指标的量纲和计量单位也不同,为消除指标之间不同的量纲以及计量单位的影响,分别对5个指标做0~1的标准化处理,即

$$x_i = \frac{v_i - \min(v_i)}{\max(v_i) - \min(v_i)}, \quad i = 1, 2, \dots, 5 \quad (1)$$

经标准化处理后5项指标分别用 $x_i (i = 1, 2, \dots, 5)$ 来表示。原始资料来源于文献[2],表1为分析使用的数据,运用AMOS 17 软件进行统计分析。

2 结构方程模型原理、基本假设及识别条件

结构方程模型(Structural Equation Modeling, SEM)^[17-19]是分析和检验有关观测变量(observed variables)与潜在变量(latent variables)之间假设关系的一种多元统计方法,它融合了多元回归分析、因子分析和路径分析3种统计技术。

2.1 原理

SEM 基本概念和原理可用图1来表示,它包含测量模型与结构模型两个部分。如果用 q, p, n, m 分别表示外生观测变量、内生观测变量、外生潜变量、内生潜变量的个数,那么:

$x_i (i = 1, 2, \dots, q)$ 表示外生观测变量;

$y_i (i = 1, 2, \dots, p)$ 表示内生观测变量;

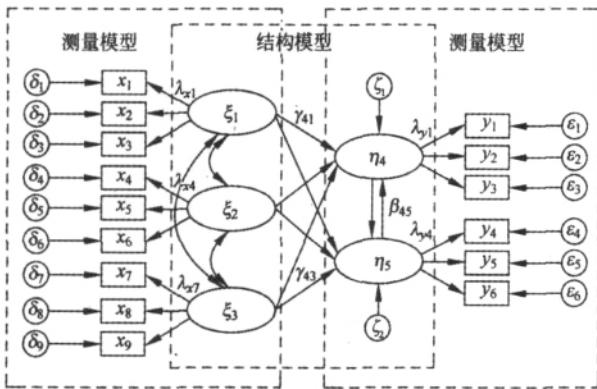


图1 SEM 原理图

注: 根据文献[18]修改

$\xi_i (i = 1, 2, \dots, n)$ 表示外生潜变量,在模型中潜变量是无法直接观测并测量的变量,需要通过观测指标间接加以测量;

$\eta_i (i = 1, 2, \dots, m)$ 表示内生潜变量;

$\delta_i (i = 1, 2, \dots, q)$ 表示外生观测变量的测量误差,是观测变量不能被潜变量解释的部分;

$\varepsilon_i (i = 1, 2, \dots, p)$ 表示内生观测变量的测量误差;

$\zeta_i (i = 1, 2, \dots, m)$ 表示内生潜变量的残差,是内生潜变量不能被原因变量解释的部分,是方程的误差;

$\lambda_{xi} (i = 1, 2, \dots, q)$ 和 $\lambda_{yi} (i = 1, 2, \dots, p)$ 分别为 ξ 在 x 、 η 在 y 上的载荷系数,即因子分析中的因子载荷,是测量模型中观测变量与潜变量之间的回归系数,表示潜变量对观测变量的解释程度;

$\gamma_{ij} (i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m)$ 表示外生潜变量与内生潜变量之间的路径系数,是潜变量之间的回归系数,可以用来衡量变量之间的影响程度或变量的效应大小;

$\beta_{ij} (i, j = 1, 2, \dots, m)$ 表示内生潜变量之间的路径系数。

SEM 用方程可表示为:

测量模型: $x = A_x \xi + \delta$

$$y = A_y \eta + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{结构模型: } \eta = B\eta + \Gamma\zeta + \zeta \quad (3)$$

完整的 SEM 包含 $A_x, A_y, B, \Gamma, \Phi, \Psi, \Theta_\varepsilon, \Theta_\delta$ 八个参数矩阵,其中: A_x 为 x 与 ξ 之间的因子载荷矩阵; A_y 为 y 与 η 之间的因子载荷矩阵; B 为 η 与 η 之间的路径系数矩阵; Γ 为 ξ 与 η 之间的路径系数矩阵; Φ 为 ξ 的协方差矩阵; Ψ 为 ζ 协方差矩阵,是结构方程中干扰项; Θ_ε 和 Θ_δ 分别为 ε, δ 的协方差矩阵,是观测变量 y 和 x 的测量误差矩阵。

2.2 基本假设

利用 SEM 进行模拟分析时,需要满足一些基本假设。

①测量模型的误差项 ε, δ 的均值为零; ②结构模型的残差项 ζ 为零; ③误差项 ε, δ 与因子 η, ξ 之间不相关,误差项 ε 与 δ 不相关; ④残差项 ζ 与 ξ, ε, δ 之间不相关。另外,不能出现负的方差、路径系数非常接近于1等不合常理现象。

2.3 识别条件

结构方程模型识别的必要条件是 t 规则, μ 规则是根据测量模型的参数个数来判断模型是否可以识别。

$$t \leq t_0 = \frac{1}{2}(p+q)(p+q+1) \quad (4)$$

式中 μ 是待估计参数的个数; p 是内生观测变量的个数; q 是外生观测变量的个数。当 $t < t_0$, 模型超识别,此时方程有多个解,可以根据修正指标对模型进行修正,以改进模型的拟合优度,从中选择较为合理、解释程度较高的模型;当 $t = t_0$, 模型正好识别,此时方程只有唯一解,估计模型为饱和模型,无法对模型的拟合程度作评价;当 $t > t_0$ 时,模型不可识别。

通过求解方程,可以估计出8个参数矩阵,然后对模型各参数进行评价与修正,进而得到解释程度较高的模型,最终依据路径系数解释变量间的关系。

3 期刊主要指标之间关系分析

总被引 x_1 是指某期刊自创刊以来发表的全部可被引文献在统计年被统计源期刊引用的总次数,是一个非常客观实际的评价指标,可以显示期刊被使用和受重视的程度。影响因子 x_2 是指某期刊前两年发表的可被引文献在统计年被统计源期刊引用的总次数与该期刊在前两年内发表的可被引文献总量之比,是国际上通行的期刊评价指标,由于它是一个相对统计量,所以可以公平地评价各类期刊,一般而言影响因子越大,表明期刊的学术影响力也越大。他引影响因子 x_3 是指某期刊前两年发表的可被引文献在统计年被该期刊之外的统计源期刊引用的总次数与该期刊在前两年内发表

的可被引文献总量之比^[2-3],它排除了期刊自引的影响。即年下载率 x_4 是指在统计年某期刊文献被当年全文下载的总篇次与该期刊当年的文献总数之比^[2-3]。被引期刊数和引用期刊数两个指标可以反映期刊信息扩散情况,文献[16]定义期刊扩散系数 x_5 =被引期刊数/引用期刊数。

从上述定义可以看出,这些指标之间互相关联,存在一定的结构关系,其中 $x_1 \sim x_3$ 可以用来反映期刊的影响力情况, x_4 和 x_5 反映了期刊的传播情况,我们利用SEM方法来分析和验证期刊的数据结构。

3.1 初始模型

假设初始模型A如图2所示。其中 F_1 我们称为影响力因子,是由总被引、影响因子和他引影响因子间接测量的一个数据结构,可以反映期刊的影响力情况; F_2 为传播因子,是由即年下载率和扩散指数间接测量的、反映期刊传播情况的数据结构; W 为 F 在 x 上的载荷系数,表示结构因子 F 对

观测指标变量 x 的解释程度; C 为 F_i 之间的路径系数,表示 F_i 之间的共变关系; e 表示指标变量 x 的测量误差,是 x 不能被 F 解释的部分。图2模型是SEM一种形态,本质上即为验证型因子分析模型,我们利用AMOS(Analysis of Moment Structures)软件进行模拟。

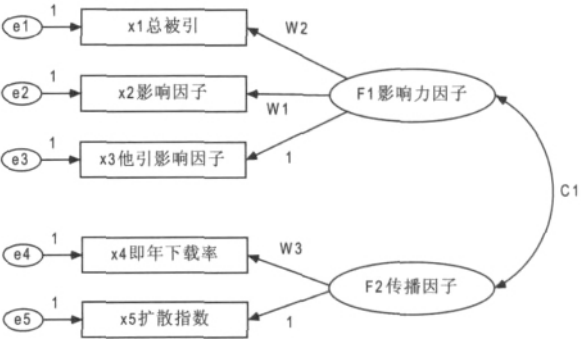


图2 初始模型

表2 样本变量正态分布检验

变量 x	最小值 $\min(i)$	最大值 $\max(i)$	正态分布检验			
			偏度系数 S	偏度系数临界比 t	峰度系数 K	峰度系数临界比 t
x_1 总被引	0.000	1.000	2.840	19.979	10.881	38.279
x_2 影响因子	0.000	1.000	1.555	10.940	2.460	8.653
x_3 他引影响因子	0.000	1.000	1.872	13.171	4.041	14.215
x_4 即年下载率	0.000	1.000	0.922	6.485	1.134	3.988
x_5 扩散指数	0.000	1.000	4.400	30.956	26.322	92.596
多变量峰度系数检验					74.280	76.502

AMOS提供了常用的5种模型估计方法,一般都要求样本数据服从正态分布。因此我们先对各变量 x_i 做正态分布检验(表2),表2中多变量峰度系数值 K 等于74.28,临界比值 t 等于76.50 >1.96 ,表明单变量的峰度系数值检验中至少有一个峰度系数值在0.05显著水平显著不等于0,样本数据总体上不服从正态分布,其中 x_5 偏离正态最为严重,其他指标也没有达到正态性分布检验的要求。Hu等^[20]认为如果分析样本数据不服从正态分布的假定,且样本数小于2500时,建议采用广义最小二乘估计(Generalized least squares, GLS)法进行估计,得到的结果比较好。因此我们选用GLS法进行模拟,经9次迭代模型收敛。

图3为模型A非标准化模拟结果,图4为标准模拟结果,图中数据表明,模型A满足SEM基本假定,没有出现负的方差等违背SEM基本假定的不合理现象。

为了检验理论假设模型与实际数据是否拟合,我们利用AMOS提供的拟合度指标来分析模型拟合程度。反映模型拟合程度指标很多,分为绝对拟合度指标、增值拟合度指标和简约拟合度指标等。表3给出了拟合优劣的评价标准以及初始模型A和修订模型B的拟合度指标值。从表3数据可以看出,模型A有多项检验指标值不满足拟合标准。因此,需要对初始模型进行修正。

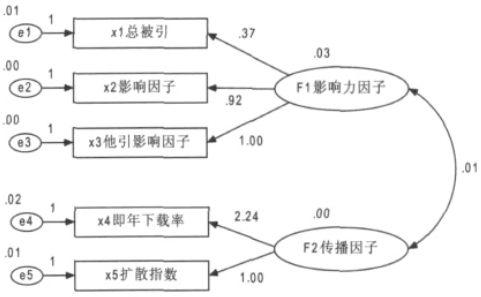


图3 模型A非标准化模拟结果

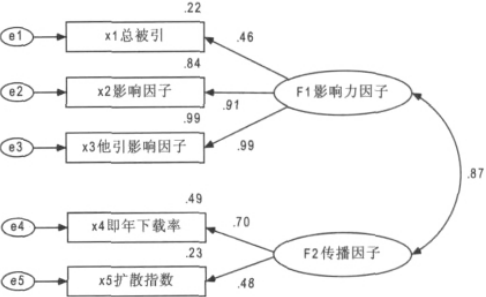


图4 模型A标准化模拟结果

3.2 模型修正及检验

我们根据 AMOS 提供的修正指数对初始模型进行调整 , 经 9 次迭代模型收敛 , 得到修正模型 B。

修正后的模型 B 绝对拟合度指数均在合理的范围内; 增值拟合度指数 RFI 和 TLI 值略低拟合标准 , 但比模型 A 有较大改善 , 其他指标在合理的范围内; 简约拟合度指数 PGFI 和

PNFI 没有达到拟合要求 , 并且修正模型比初始模型的值更小 , 这可能与模型 B 的自由度太低有关 , 模型 A 的自由度为 4 , 而模型 B 的自由度为 1 , 其他指标在合理的范围内。因此在总体上可以认为 , 修正后的假设模型 B 拟合度比初始模型 A 有所改进 , 与实际数据基本上是拟合的。

表 3 模型拟合优劣的评价标准及其拟合度指标值

统计检验量	拟合指标或临界值	模型 A: 拟合度 检验结果	模型拟合判断	模型 B: 拟合度 检验结果	模型拟合判断
绝对拟合度指数					
χ^2 值	$P > 0.05$	$\chi^2 = 23.123$ $P = 0.000$	否	$\chi^2 = 2.807$ $P = 0.094$	是
GFI 值	> 0.9	0.953	是	0.996	是
AGFI 值	> 0.9	0.822	否	0.943	是
RMR 值	< 0.05	0.002	是	0.000	是
RMSEA 值	< 0.05 (拟合良好) < 0.08 (拟合合理)	0.162	否	0.078	是
增值拟合度指数					
NFI 值	> 0.9	0.800	否	0.984	是
RFI 值	> 0.9	0.500	否	0.840	否
IFI 值	> 0.9	0.819	否	0.990	是
TLI 值	> 0.9	0.530	否	0.891	否
CFI 值	> 0.9	0.812	否	0.989	是
简约拟合度指数					
PGFI 值	> 0.50	0.254	否	0.066	否
PNFI 值	> 0.50	0.320	否	0.098	否
CN 值	> 200	80	否	406	是
NC 值	$1 < NC < 3$	8.781	否	2.807	是

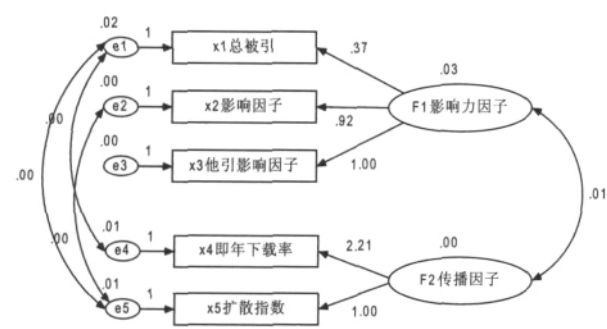


图 5 模型 B 非标准化模拟结果

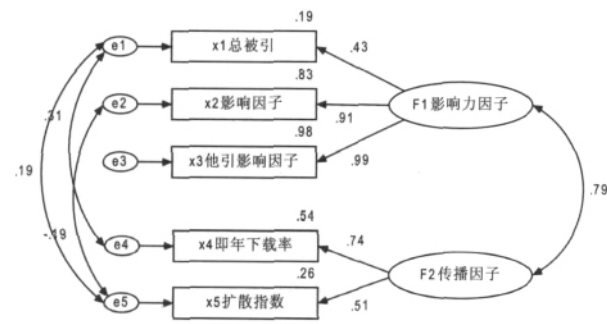


图 6 模型 B 标准化模拟结果

图 5 为模型 B 非标准化模拟结果 , 图 6 为标准化模拟结果。表 4 为模型 B 非标准化的结构因子载荷系数及其检验 , 表 5 为模型 B 结构因子载荷系数及其可信度检验。潜变量的结构信度 ρ_c 是评价一组潜在结构因子的一致性程度 , 结构信度越高 , 表示测量指标间有高度的内在关联; 相对的 , 结构信度越低 , 测量指标间的内在关联程度也较低 , 表示测量指标一致性不高。 R^2 是观测变量在潜变量因子的信度。

$$\rho_c = \frac{(\sum \text{因子载荷})^2}{(\sum \text{因子载荷})^2 + \sum \text{测量误差}} \quad (5)$$

$$R^2 = \text{因子载荷}^2 \quad (6)$$

从表中的数据可知 , W 和 C 的临界比 t 值都大于 1.96 , 显著水平 P 均小于 0.01 , 达到 0.05 显著水平。 x_1 分别与 x_4 、 x_5 存在共变关系 , x_2 与 x_5 存在共变关系 , 临界比 t 的绝对值都大于 1.96 , 显著水平 P 均小于 0.01 , 达到 0.05 显著水平 , 说明模型 B 的修正是可行的。

3.3 结果

模拟和检验结果表明 , F_1 与 x_1 、 x_2 、 x_3 之间存在结构关系 , 信度系数为 0.845; F_2 与 x_4 、 x_5 之间存在结构关系 , 信度系数为 0.565。 F_1 与 x_2 、 x_3 的因子载荷分别为 0.911 和

0.992,表明影响力因子解释影响因子和他引影响因子的能力分别为91.1%和99.2%,且误差小、可信度高;影响力因子解释总被引的能力较小,为43.0%,误差大、可信度低,这可能与期刊总被引的分布很不均匀^[21]有一定的关系。传播因子解释即年下载率和扩散指数的能力分别为73.8%和50.8%,误差较大、可信度有点勉强。

表4 模型B结构因子载荷系数估计值及其检验

因子变量 F	关系	观测变量 x	估计值	标准误差	临界比 t	显著水平 P
F_1 影响力因子	-->	x_1 总被引	0.369	0.047	7.789	***
F_1 影响力因子	-->	x_2 影响因子	0.918	0.041	22.118	***
F_1 影响力因子	-->	x_3 他引影响因子	1.000			
F_2 传播因子	-->	x_4 即年下载率	2.215	0.317	6.988	***
F_2 传播因子	-->	x_5 扩散指数	1.000			
F_2 影响力因子	<-->	F_1 传播因子	0.008	0.001	6.339	***
e_4	<-->	e_1	0.005	0.001	4.196	***
e_5	<-->	e_2	-0.001	0.000	-2.781	0.005
e_5	<-->	e_1	0.003	0.001	3.027	0.002

注:***表示 P 值小于0.001

表5 模型B结构因子载荷系数及其可信度

因子变量 F	关系	观测变量 x	因子载荷 W	信度 R^2	测量误差 $1 - R^2$	结构信度 ρ_c
F_1 影响力因子	-->	x_1 总被引	0.430	0.185	0.815	
F_1 影响力因子	-->	x_2 影响因子	0.911	0.830	0.170	0.845
F_1 影响力因子	-->	x_3 他引影响因子	0.992	0.984	0.016	
F_2 传播因子	-->	x_4 即年下载率	0.738	0.545	0.455	0.565
F_2 传播因子	-->	x_5 扩散指数	0.508	0.258	0.742	

通过以上分析,可以得出:总被引、影响因子、他引影响因子存在结构关系,这3个指标反映了期刊的影响力情况;即年指标和扩散系数存在结构关系,这2个指标反映了期刊的传播情况。

4 讨论

期刊主要指标之间的结构关系是学术期刊界非常关心的问题,我们运用SEM建立模型、进行模型,得到比较合理的解释结果。

个别指标与结构因子的误差大、可信度不高的原因,肯定会与样本数据偏离正态分布有一定的关系,从表2可以看出,样本数据的峰度系数的 t 值均大于1.96,偏离正态分布,特别是扩散指数的峰度系数为26.32,不满足峰度系数小于20的最低要求;样本量小也可能是导致误差大、可信度低的原因之一。因此,从模型的结果来看,得到一些有趣的结果,但不十分满意,如何从技术上解决这些问题,还有待进一步研究。

参考文献

- 苏青,游苏宁,周文辉等.中国科技期刊现状分析研究.科技导报,2006,24(6):76-80
- 中国科学文献计量评价研究中心,清华大学图书馆.中国学术期刊影响因子年报(自然科学与工程技术)2011年(第9卷).北京:中国学术期刊(光盘版)电子杂志社,2011
- 中国科学技术信息研究所.2011年版中国期刊引证报告(核心版).北京:科学技术文献出版社,2011

- 周涛,鲁耀斌.结构方程模型及其在实证分析中的应用.工业工程与管理,2006,(5):99-102
- 贾新明,刘亮.结构方程模型与联立方程模型比较.数理统计与管理,2007,27(3):339-446
- 陈红,祁慧,汪鸥,龙如银.中国煤矿重大事故中故意违章行为影响因素结构方程模型研究.系统工程理论与实践,2007,(8):127-136
- 杨智勇,覃锋.基于结构方程模型的企业技术创新能力评价研究.科技进步与对策,2009,26(12):119-121
- 俞立平,潘云涛,武夷山.基于结构方程的学术期刊评价研究.情报学报,2010,29(1):136-141
- 颜帅.科技学术期刊的质量控制与审读(讲稿)[EB/OL].(2012-06-29)[2012-07-05].http://blog.sina.com.cn/s/blog_54f7cb080106a7lu.html
- 金碧辉,汪寿阳,任胜利等.论期刊影响因子与论文学术质量的关系.中国科技期刊研究,2000,11(4):202-205
- 任胜利,王宝庆,郭志明等.应慎重使用期刊的影响因子评价科研成果.科学通报,2000,45(2):218-222
- Rousseau R,金碧辉.期刊评价:影响因子及其相关指标.中国科技期刊研究,2001,12(1):1-6
- 任胜利,李家林,金碧辉等.我国部分科技期刊参考文献和被引用情况统计分析.编辑学报,2001,13(5):261-263
- 张玉华,潘云涛.从文献计量看科学基金在科学研究工作中的作用.科学技术与工程,2002,2(5):65-68
- 朱强,戴龙基,蔡蓉华等.中文核心期刊要目总览:2008年版(第五版).北京:北京大学出版社,2008
- 毛国敏,蒋知瑞,生冬梅等.期刊计量指标的鉴别度和可信度

- 分析与研究. 中国科技期刊研究, 2012, 23(2): 202-207
- 17 吴明隆. 结构方程模型——AMOS 的操作与应用. 2 版. 重庆: 重庆大学出版社, 2009
- 18 朱星宇, 陈勇强. SPSS 多元统计分析方法及应用. 北京: 清华大学出版社, 2011
- 19 王济川, 王小倩, 姜宝法. 结构方程模型: 方法与应用. 北京: 高等教育出版社, 2011
- 20 Hu LT, Bentler PM, Kano Y. Can test statistics in covariance structure analysis be trusted? *Psychological Bulletin*, 1992, 112: 351-362
- 21 毛国敏, 蒋知瑞, 任蕾等. 期刊信息量和影响力分布的不均匀性分析研究. 中国科技期刊研究, 2012, 23(3): 377-382

• 动态与简讯 •

“2012 国内外优秀科技期刊范例专题培训班”在武汉成功举办

由中国科学院出版委员会主办、中国科学院自然科学期刊编辑研究会武汉分会承办的“2012 国内外优秀科技期刊范例专题培训班”于 2012 年 10 月 25~30 日在武汉湖北饭店举办。

中国科学院科技期刊在国内期刊界具有举足轻重的地位和作用,但是与国内外优秀期刊相比,在办刊理念、体制机制、出版模式、经营模式、能力建设和战略规划等方面,还存在一定差距。许多期刊的发展还没有突破传统出版思维模式和习惯的限制,不太适应我国科技发展战略的总体要求。为帮助广大科技期刊编辑人员学习、总结和借鉴国内外优秀科技期刊的办刊经验、最佳实践以及他们的成功发展模式与体制机制,进一步提高我国科技期刊学术质量和办刊管理水平,中国科学院出版委员会决定举办范例培训班,并被国家新闻出版总署批准列入《新闻出版总署(国家版权局)2012 干部教育培训计划》(新人教[2012]8 号文件),总计 40 个学时,计入新闻出版总署出版专业技术人才继续教育学时。

范例培训班邀请了十余位部门主管领导、业内知名学者、一线资深编辑出版专家为学员授课,分别从如何做一名合格编辑、国际高质量学术期刊的若干特点、*Cell Research* 的崛起之路、开放获取期刊(PLOS, PNAS 的体制机制、质量控制机制及数字出版)、美国物理学会 *Physical Review* 系列期刊及《中国物理 B》的发展、*Acta Materialia* 的办刊之道、《中国有色金属学报》中英文版的实践与体会、科技期刊存在问题文献计量学分析、《岩石力学与工程学报》中英文版编辑实践以及科技论文中英文表达特点与常见错误分析等方面,为学员进行了深刻的讲解。此次培训采取先老师授课,然后教学互动,即学员提问老师回答的形式,课堂气氛非常活跃。

来自中国科学院内外 62 个科技期刊的 83 位学员参加了培训并取得了结业证书。90 余位学员和旁听生中,具有高级职称的达到 60%。学员大部分是科技期刊一线的主编、常务副主编、总编、编辑部主任和骨干编辑人员,许多都是科技期刊业务主力军。

本次培训具有主题突出、课程设置前瞻适用、教学互动热烈、课堂纪律良好、师资水平较高、学员覆盖面广等特点。学员普遍反映此次培训班办得及时、管理到位;课程安排合理,内容丰富;教师专业,讲课生动;不仅学到了知识,拓展了视野,同时还结交了朋友,学员与授课老师建立了联系,为今后办精品期刊奠定了基础。通过结业考试、会议交流和学员代表肖唐华、唐萌、张俊友等在闭幕式的发言,充分肯定培训班取得圆满成功,同时,学员们对培训班的办学住宿条件提出了建设性的改进意见和建议。会后,武汉分会张玉平副理事长和付少兰秘书长还组织了考察。培训班取得了预期的效果。

中国科学院科技出版主管部门领导一直支持期刊研究会的继续教育活动,与此同时,我院科技期刊继续教育活动也受到了新闻出版总署人事司等部门的多次肯定和赞扬,研究会系列培训活动的课程设计和培训质量在业内已具有一定的影响力。中国科学院自然科学期刊编辑研究会戴利华秘书长主持此次培训班的开、闭幕式,中国科学院规划战略局战略情报处刘清处长致开幕词,武汉分会理事长余诗刚总编在闭幕式上总结发言:编友欢聚“黄鹤楼”,范例培训尝甜头。师生互动精品刊,风雨同舟重交流。并强调范例培训班的特色突出:宏观与微观结合好,国外经验与国内办刊之道相辅相成妙!文献计量学分析与英文表达特色、常用错误具体探讨不可少,台上台下及时插问解答,学员精神状态饱满,提问踊跃,老师毫无保留地认真答复,中文刊与英文刊相互促进,共同提高!总之,这次范例培训班有三好:内容交流与互动好、老师与学员好、培训班组织与服务好!

中国科学院自然科学期刊编辑研究会武汉分会