# 我国学术期刊存在编委效应吗

# ——基于管理学期刊的实证研究

## ■余芊芊 尹逸贤 张光耀 王贤文\*

收稿日期:2024-03-11 修回日期:2024-04-11

大连理工大学公共管理学院科学学与科技管理研究所,辽宁省大连市甘井子区凌工路2号 116024

摘 要【目的】通过分析我国管理学期刊编委发文的数量和质量,探究学术期刊是否存在编委效应,以期为期刊质量建设提供参考依据。【方法】以管理学类CSSCI来源期刊为例,采用回归分析和因果推断方法,揭示编委发文身份与论文影响力之间的关系。【结果】编委活跃度较低,大部分编委未在任职期刊发表过多论文;编委的发文身份与论文影响力存在显著关系,编委效应有条件地存在。具体来说,编委作为重要作者的论文影响力显著高于普通作者论文,而编委作为非重要作者的论文影响力则显著低于普通作者论文。【结论】建议编辑部提升期刊运作透明度并制定编委投稿政策,以减弱潜在的编委效应。

关键词 编委效应;期刊质量建设;论文影响力;回归分析;因果推断

DOI: 10.11946/cjstp.202403110213

学术期刊是传播科研成果、开展学术交流和促进科技进步的主要载体<sup>[1]</sup>。编委作为期刊质量的把关人,承担着选题策划、组稿约稿、稿件评审以及把握期刊发展方向等重要职责<sup>[2]</sup>,因此对期刊的同行评议和质量建设发挥着重要作用。编委发表论文的数量及其影响同样成为学术界的重要关注点。本文将这一关注点定义为"编委效应",即学术出版过程中,由于编委在学术期刊中的影响力、对期刊方向的熟悉度或者与编辑部之间的关系等因素,编委身份可能对其署名论文的评审结果产生偏差,进而使得其在所任职期刊发表更多论文,或论文质量可能存在低于平均水平的现象。

从实证研究来看,国内外学者对期刊编委在其任职期刊的发文数量及论文影响力展开了大量研究。从发文数量来看,尽管基于单一学科,如医学领域<sup>[3]</sup>或图书馆和信息科学领域<sup>[4]</sup>的期刊编委并未在所任职期刊发表过多论文,但从Liu等<sup>[5]</sup>基于2万多名编委的大规模分析来看,编委在任职期刊发文非常普遍,12%的编委在任职期刊上发表了至少1/5的论文,6%的编委发表了至少1/3的论文。从论文发表后的影响来看,Xu等<sup>[6]</sup>和顾璇等<sup>[7]</sup>发现编委论文相较于其他作者论文有着相对更高的被引量和下载量,而丁佐奇等<sup>[8]</sup>和陈力勤<sup>[9]</sup>分别针对药学期刊编

委和师范大学学报编委的发文影响力展开分析,发现发文数量多的编委的被引量并不高。

越来越多的研究倾向于关注社会身份和社会联系等非学术因素和评审结果之间的联系。尽管在原则上同行评议应当只关注学术成果质量本身,不应该与作者的社会属性相关<sup>[10]</sup>,但是在具有"差序格局"特点的国内情境下,作者的社会属性是否与其待遇相关,仍然值得探讨。编委身份即为重要切入点:一方面,编委由于熟悉任职期刊规范,以及在业内具有较强的学术能力,会在其任职期刊上发表更多的论文<sup>[11]</sup>;另一方面,编委可能因其身份的特殊性,在论文的录用方面得到优待<sup>[12]</sup>。

本研究旨在探索国内情境下的编委效应。考虑到社会科学领域更容易出现"见仁见智"现象,评价标准相较于自然科学领域更具解释灵活性,因此本研究选取管理学类CSSCI来源期刊开展实证研究,揭示编委不同发文身份与论文影响力之间的关系,以检验学术期刊是否存在编委效应,进而为期刊质量建设提供参考依据。

## 1 研究设计

## 1.1 数据来源

编委名单通常公布在纸刊及期刊官网上,但官

**作者简介:** 余芊芊(ORCID: 0009-0002-6445-1006), 硕士研究生, E-mail: qianqianyu@ mail.dlut.edu.cn; 尹逸贤, 硕士研究生; 张光耀, 博士研究生。

\*通信作者:王贤文( ORCID: 0000-0002-7236-9267 ), 博士, 教授, E-mail: xianwenwang@ dlut.edu.cn。

网名单可能存在滞后情况,因此本研究优先从纸刊中查找编委名单。2020年,中文社会科学引文索引(Chinese Social Sciences Citation Index, CSSCI)共收录了36种管理学期刊,由于《科学管理研究》和《外国经济与管理》的期刊版权页以及官网仅公布了主编,因此删除这两种期刊,选取剩余34种管理学期刊作为研究样本。通过CNKI中的"出版物检索"搜索样本期刊,点击各期刊2020年出版刊期的"原版目录浏览",通过封二、封底等获得编委名单。其中,《南开管理评论》《中国管理科学》《科研管理》这3种期刊未在原版目录中公布编委名单,因此采用其官网发布的编委名单。

由于CNKI的被引源更广泛,本研究以中国引文数据库为数据源,通过"被引期刊检索",检索34种期刊2020年的发文量、被引量、他引量、下载量等,以此统计各期刊2020年编委和普通作者的论文数据<sup>①</sup>,检索日期为2023年9月21日。

#### 1.2 数据处理及分析软件

共收集5418条论文数据,为确保结果的可靠性,剔除了各类启事、纪要、诞辰、悼词、目次、序言、献辞、书评、专栏介绍、会议综述等非论文资料,共获得5160篇论文(包括326篇编委论文和4834篇普通作者论文)。同时,为了消除极端值的影响,对因变量进行1%的双边缩尾处理。实证研究使用Stata 16完成,采用回归分析和因果推断方法进行研究,以下实证均基于处理后的数据。

## 1.3 变量说明

## 1.3.1 论文影响力的测度方法

本研究分别使用被引量、他引量与下载量3个指标测度论文的影响力,时间窗口自发文日至2023年9月21日。在进行回归分析检验时,3个指标均作1%的双边缩尾处理。

#### 1.3.2 主解释变量的测度方法

将作者身份分成三类,分别是普通作者身份、编委为重要作者身份(第一作者/通信作者)以及编委为非重要作者身份(非第一作者/通信作者)。在回归分析中,由于自变量是三分类变量,因此以"ed0(普通作者身份)"为基准类别,通过创建两个虚拟变量ed1(编委为重要作者身份)和ed2(编委为非重要作者身份)进行回归。

### 1.3.3 其他控制变量的处理

在以往的研究基础上[13-14],本研究将与论文影

响力有关的8个因素作为控制变量,包括页数(pg)、 文献类型(dt,通过人工判断分为综述类和实证类)、 基金资助(fund,分为国家级基金资助和无基金资助/ 非国家级基金资助)、标题长度(title,即论文标题字 数)、参考文献数量(ref)、作者人数(au\_num)、机构 数量(org\_num)和机构级别(org\_rank,985高校和中 国科学院定义为一流机构,其他为普通机构)。具体 的变量及描述如表1所示。

表1 变量及描

一级变量	二级变量	符号	类型	描述
	被引量	cit	count	1%双边缩尾
因变量	他引量	$cit\_other$	count	1%双边缩尾
	下载量	down	count	1%双边缩尾
自变量	作者身份	ed	dummy	0=普通作者身份 1=编委为重要作者身份 2=编委为非重要作者身份
	页数	pg	count	文献页数
	文献类型	dt	dummy	0=综述类,1=实证类
	基金资助	fund	dummy	0=无资助/非国家级资助, 1=国家级资助
按細亦具	标题长度	title count		论文标题字数
控制变量	参考文献	ref	count	参考文献数量
	作者人数	au_num	count	论文作者人数
	机构数量	org_num	count	论文作者所属机构数量
	机构级别	org_rank	dummy	第一作者所属机构级别 0=普通机构,1=一流机构

### 1.4 模型选择

针对可能存在的编委效应,本文提出如下研究假设:

H1a: 编委作为重要作者身份(第一或通信作者) 发文与论文影响力正相关。

H1b:编委作为非重要作者身份(非第一或通信作者)发文与论文影响力正相关。

针对上述假设,本研究借助回归模型(模型1) 进行检验:

$$\begin{split} c &= \beta_0 + \beta_1 \cdot e_i + \beta_2 \cdot c_i + \varepsilon_i \qquad (模型1a) \\ c_{\text{other}} &= \beta_0 + \beta_1 \cdot e_i + \beta_2 \cdot c_i + \varepsilon_i \qquad (模型1b) \\ d &= \beta_0 + \beta_1 \cdot e_i + \beta_2 \cdot c_i + \varepsilon_i \qquad (模型1c) \end{split}$$

模型中:  $c \times c_{\text{other}} \times d$ 分别为被引量、他引量与下载量,作为论文影响力的测度;  $e_i$ 为主解释变量, $c_i$ 为控制变量, $\varepsilon_i$ 为残差项。由于因变量是典型的离散型数据,因此采用计数模型更适合。常用的计数模型包括泊松回归模型和负二项回归模型,泊松回归模型的一个重要假设是因变量的均值和方差相等,而本

<sup>&</sup>lt;sup>①</sup>编委相关数据统计表、《FMS管理科学高质量期刊推荐列表2022》中收录的管理学期刊、变量的描述统计结果与相关系数矩阵表、标准化偏差对比图、核密度图见电子版附件。

研究中因变量的方差皆大于均值,存在过度离散现 象,因此使用负二项回归模型。通过似然比检验发 现,负二项回归模型比泊松回归模型更适合本研究 的数据(P<0.001), 因此, 选取负二项回归模型进行 实证分析。

## 2 结果与分析

#### 2.1 编委数据的计量分析

经统计,34种期刊共有1293位编委,包括63位 国际编委(包括国外学者,以及在中外合作办学高校 和国外高校任职的中国学者)和1230位国内编委[包 括1216位内地(大陆)编委和14位港澳台编委]。编 委中存在较多"联锁编委"现象[15](即同一位专家 担任多种期刊的编委),去重后共得到894位编委, 其中国际编委61位,国内编委833位,重合率约为 31%。统计显示,有49位编委在4种以上期刊任职, 其中有两位编委的任职期刊数量最多,均在11种期 刊任职。每种期刊的平均编委数量约为38人,其中 《中国管理科学》的编委数量最多, 高达85人, 《经济 体制改革》的编委数量最少,仅有8人。

进一步统计编委的发文人数和论文数量。由于 国际编委和国内编委中的港澳台编委较少甚至几乎 不在国内期刊发表论文, 因此本文后续统计分析只 基于国内编委中的内地(大陆)编委数据。统计结果 显示,250名编委在任职期刊发表了共计326篇论文, 即一年内20.6%的编委在任职期刊至少发表了1篇 论文,其中发表论文数量排名前三的编委分别是陈 劲、董纪昌和汪寿阳,一年内在任职期刊分别发表了 15篇、10篇以及9篇论文。

发文编委占比即发文编委人数占该刊编委总数 的比例,体现了编委的活跃度,即有多少编委履行了 为期刊撰稿的职责。从发文编委占比来看,平均占 比为20.6%,说明编委活跃度较低。编委活跃度高 于平均水平的期刊共13种,其中10种期刊被收录到 《FMS管理科学高质量期刊推荐列表 2022》中, 说明 高质量期刊的编委活跃度更高。

编委发文占比即编委论文数量占出版总数的比 例,可以反映该期刊是否大量发表编委论文。从编 委发文占比来看,平均占比约为6.3%,18种期刊的 编委发文占比低于平均占比,说明大部分期刊并没 有大量发表编委论文。

#### 2.2 编委发文身份与论文影响力的关系

#### 2.2.1 描述性统计

自变量和控制变量的相关系数均小于0.6,表明 变量间不会因为高度相关而引起实证分析的偏差。 同时,对自变量和控制变量进行了均值中心化处理 以最小化多重共线性,经计算,最大方差膨胀系数 (VIF)为1.53,远小于10,表明模型不存在严重的多 重共线性。

#### 2.2.2 单因素方差分析

本研究通过ANOVA方差分析,检验编委不同发 文身份对论文影响力是否有显著差异。进行方差齐 性Levene检验, P值小于0.05, 拒绝原假设, 认为各组 样本不满足方差齐性假设,因此使用Welch's Anova检 验,结果如表2所示。P值均小于0.05,拒绝原假设, 认为编委不同身份对论文影响力具有显著差异。

				₹4 W	eich s Anova	2121年				
变量	论文数/篇		被引量			他引量			下载量	
文里	化又奴/扁	均值/次	F	P	均值/次	F	P	均值/次	F	P
ed0	4834	28.12			27.46			2067.88		
ed1	196	38.85	11.96	0.003	37.78	11.26	0.005	2718.63	3.591	0.028
ed2	130	25.71			25.09			1888.13		

Walah'a Anaya 松i冷结田

#### 2.2.3 回归分析

回归分析结果见表3。模型m1、m2、m3分别只 包含不同作者身份的回归结果:模型中自变量 ed1的 回归系数皆为正,且在0.01水平上显著;自变量ed2 的回归系数皆为负,但并不显著(在后文异质性分析 中将解释这一现象)。模型m4、m5、m6加入了8个 控制变量: 自变量 ed1 的回归系数仍然为正,且都在 0.01 水平上显著; 自变量 ed2 的回归系数仍为负, 且 至少在0.05水平上显著。上述结果说明在控制其他 因素的情况下,编委作为重要作者的论文影响力显 著高于普通作者论文,但编委作为非重要作者的论 文影响力显著低于普通作者论文。因此, H1a 假设得 证,编委作为重要作者身份(第一作者或通信作者) 发文与论文影响力正相关; H1b假设不成立, 编委作 为非重要作者身份(非第一作者或通信作者)发文与 论文影响力负相关。对于模型 m4~m6 结果中的控制 变量, 页数、标题长度、机构级别、机构数量、参考文 献数量的回归系数都为正。

#### 2.2.4 倾向得分匹配分析

为减少数据选择的偏误,检验结果的稳健性,

ref

 $\mathrm{d}t$ 

au num

cons

N

11

Aic

Bic

(0.001)

 $0.145^{*}$ 

(0.080)

0.000

(0.012)

2.448\*\*\*

(0.099)

5160

-22185.00

44392.01

44464.04

(0.001)

-0.044

(0.068)

-0.004

(0.011)

6.477\*\*\*

(0.085)

5160

-43954.37

87932.73

88011.32

变量	m1	m2	m3	m4	m5	m6
- 11	0.323***	0.319***	0.274***	0.228***	0.222***	0.161***
ed1	(0.065)	(0.066)	( 0.060 )	( 0.065 )	( 0.066 )	(0.057)
- 10	-0.090	-0.090	-0.091	-0.165**	-0.163**	-0.182***
ed2	( 0.080 )	( 0.081 )	( 0.073 )	( 0.079 )	( 0.080 )	( 0.069 )
				0.040***	0.040***	0.051***
pg				( 0.004 )	( 0.004 )	( 0.003 )
£ 1				-0.035	-0.042	-0.060**
fund				( 0.029 )	( 0.030 )	( 0.026 )
.:.1.				0.004**	0.004***	0.013***
title				( 0.002 )	( 0.002 )	( 0.001 )
				0.110***	0.112***	0.156***
org_rank				( 0.025 )	( 0.026 )	(0.022)
				0.038**	0.037**	0.056***
org_num				( 0.017 )	( 0.017 )	( 0.015 )
				0.003***	0.003***	0.005***

负二项回归分析结果

(0.001)

 $0.141^{*}$ 

(0.079)

0.001

(0.012)

2.468\*\*\*

(0.097)

5160

-22278.65

44579.29

44651.33

88813.05 注:小括号内的数值为标准误差;m1和m4的因变量为被引量,m2和m5的因变量为他引量,m3和m6的因变量为下载量;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在0.01、 0.05、0.1的水平上显著。

7.634\*\*\*

(0.012)

5160

-44389.43

88786.85

本研究采用因果推断中的倾向得分匹配(Propensity Score Matching, PSM)进行处理效应估计(Average Treatment Effect for the Treated, ATT)。PSM最早由 Rosenbaum 等<sup>[16]</sup>于1983年提出,运用"反事实"设 计思想,通过建立"实验组"与"控制组",保证各种 潜在混杂因素在组间的分布是平衡的,从而形成一 个近似随机化的实验场景。

3.336\*\*\*

(0.013)

5160

-22429.49

44866.97

44893.17

3.313\*\*\*

(0.013)

5160

-22330

44668

44694.19

本研究将编委作为重要作者论文与普通作者论 文,以及编委作为非重要作者论文与普通作者论文 分别进行匹配。协变量为前文提到的与论文影响力 有关的8个控制变量,采用logistic回归模型估计倾向 得分。由于实验组和控制组的样本量差异较大,因 此采用1:4近邻匹配方法,其匹配前后的标准误差 以及误差消减情况见表4。一般来说,标准化差异越 小, 倾向得分匹配的效果越好。本文使用 Flury 等[17] 提出的标准化差异法来评估协变量的均衡性。通过 计算个体在参与状态下的观测结果与其匹配的反事

实差值来衡量其平均处理效应。

- (1)编委作为重要作者论文与普通作者论文匹 配分析。由表4可知,编委作为重要作者论文与普通 作者论文匹配后,各控制变量的标准偏差绝对值均 在变小,且都小于10%。t检验的结果表明,经过匹 配后的两组样本在各个控制变量上已无显著差异, 满足平衡性假设。对比匹配前后的核密度,发现匹 配后的两组样本核密度非常接近,存在较大的共同 取值区间,表明其匹配效果较好,满足共同支撑检验 条件。
- (2)编委作为非重要作者论文与普通作者论文 匹配分析。编委作为非重要作者论文与普通作者论 文匹配后的结果如表5所示。可以看到,除了title这 一个变量的标准偏差绝对值变大,其余变量的标准 偏差绝对值都在变小,并且匹配后各个控制变量的 标准偏差绝对值都小于10%。 t 检验的结果表明, 匹 配后的两组样本在各个控制变量上已无显著差异,

表4 编委作为重要作者论文与普通作者论文匹配前后协变量差异对比

变量 是否匹配	目不正記	变量均值		- 标准偏差/%	偏差消减	t-test	
文里	定百匹乱 -	处理组	控制组	你住佣左7%	绝对值 /%	t	P
	否	12.505	10.920	39.5		5.62	< 0.001
pg	是	12.395	12.510	-2.9	92.7	-0.26	0.792
fund	否	0.801	0.753	11.6		1.54	0.124
iuna	是	0.800	0.797	0.6	94.7	0.06	0.950
否 title 是	否	24.168	24.761	-7.3		-1.05	0.295
	是	24.241	24.287	-0.6	92.2	-0.06	0.955
org_rank 是	否	0.633	0.392	49.5		6.77	< 0.001
	是	0.631	0.635	-0.8	98.4	-0.08	0.937
	否	1.760	1.598	19.0		2.87	0.004
org_num	是	1.759	1.817	-6.8	64.4	-0.63	0.531
C	否	38.066	32.472	23.7		4.60	< 0.001
ref	是	37.297	37.533	-1.0	95.8	-0.10	0.923
1.	否	0.872	0.977	-40.5		-8.97	< 0.001
dt	是	0.877	0.886	-3.5	91.4	-0.27	0.785
	否	2.903	2.657	22.1		3.25	0.001
au_num	是	2.887	2.837	4.5	79.7	0.43	0.665

表5 编委作为非重要作者论文与普通作者论文匹配前后协变量差异对比

亦具	日本川町	变量	变量均值		偏差消减	t-	test
变量	是否匹配	处理组	控制组	一 标准偏差 /%	绝对值 /%	t	P
	否	12.162	10.920	32.7		3.62	< 0.001
pg	是	12.162	12.256	-2.5	92.4	-0.19	0.849
c 1	否	0.877	0.753	32.3		3.25	0.001
fund	是	0.877	0.904	-7.0	78.3	-0.69	0.489
1	否	24.438	24.761	-4.0		-0.47	0.640
title 是	是	24.438	24.825	-4.8	-19.8	-0.38	0.704
	否	0.577	0.392	37.6		4.26	< 0.001
org_rank	是	0.577	0.615	-7.8	79.2	-0.63	0.529
	否	2.146	1.598	62.9		7.98	< 0.001
org_num	是	2.146	2.077	7.9	87.4	0.58	0.564
C	否	35.185	32.472	16.4		1.91	0.057
ref	是	35.185	35.354	-1.0	93.8	-0.08	0.936
	否	0.946	0.977	-16.2		-2.31	0.021
dt 是	是	0.946	0.958	-6.0	62.9	-0.43	0.665
	否	3.292	2.657	63.7		6.92	< 0.001
au_num	是	3.292	3.260	3.3	94.9	0.24	0.811

满足平衡性假设。对比匹配前后的核密度,发现匹 配后的两组样本核密度非常接近,存在较大的共同 取值区间,表明其匹配效果较好,满足共同支撑检验 条件。

除了1:4近邻匹配,本研究继续用卡尺内1:4 近邻匹配(卡尺范围定为0.01)、半径匹配、样条匹 配、马氏匹配方法对估计结果进行稳健性检验,结果 见表6。由表6可知,ATT的估计值和显著性都类似。 结果均表明:编委作为重要作者的论文影响力明显 高于普通作者论文, ATT估计值均在0.05 水平上显

表6	倾向得分匹配估计结	果

	TXT TTO THO THO THO TANK					
匹配法	编委作 作者说 普通作	之文和	编委作为非重要 作者论文和 普通作者论文			
_	ATT	SE	ATT	SE		
1:4近邻匹配	8.073**	3.570	-5.565 <sup>**</sup>	2.843		
卡尺内1:4近邻 匹配	7.643**	3.538	-5.076 <sup>*</sup>	2.875		
半径匹配	8.031**	3.329	-4.199 <sup>*</sup>	2.409		
样条匹配	7.640**	3.388	-5.011**	2.502		
马氏匹配	8.265**	4.016	-4.937*	2.735		

注: SE 为标准误差;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在0.01、0.05、0.1水平上显著。

著;编委作为非重要作者的论文影响力显著低于普通作者论文,ATT估计值至少在0.1水平上显著。

#### 2.2.5 异质性检验

进一步考虑样本中的异质性,即检验在不同的 子样本中加入控制变量后,编委发文身份和论文影响力之间的关系是否仍然显著(仅以被引量为因变量)。异质性分析结果如表7所示。

首先,检验对于不同期刊质量的样本,结果是否仍然成立。以《FMS管理科学高质量期刊推荐列表2022》为评价期刊质量的标准,m7以入选该推荐列表的论文为子样本,m8以未入选该推荐列表的论文为子样本。其次,考虑机构和作者职称的异质性,m9以第一作者所属单位为一流机构的论文为子样本,m10以第一作者职称为教授/研究员的论文为子样本。最后,考虑内生性因素,m11以对编委作为重要作者论文与普通作者论文进行倾向得分匹配后,采用卡尺范围0.01内1:4近邻匹配方法匹配成功的论文为子样本,m12以对编委作为非重要作者论文进行倾向得分匹配后,采用卡尺范围0.01内1:4近邻匹配方法匹配成功的论文为子样本,m11和m12均使用概率权重进行加权负二项回归。

在加入其他控制变量后,模型m7~m11中自变量ed1的符号均为正,且大多在0.01水平上显著,说明在不同子样本下,编委作为重要作者的论文影响力都显著高于普通作者论文。在模型m7、m9、m12中,自变量ed2的符号为负,且至少在0.05水平上显著,说明在这3类子样本中,编委作为非重要作者的论文影响力显著低于普通作者论文。但对于非高质量期刊样本(m8),自变量ed2符号为正但相关性不显著,说明在非高质量期刊中,编委作为非重要作者的论文被引量会略高于普通作者论文。对于模型m10、

自变量 ed2 的相关性也不显著,意味着当第一作者是教授或研究员时,即使编委作为非重要作者,其论文影响力也不会显著低于普通作者论文。因此,受到论文期刊是非高质量期刊,以及论文第一作者是教授或研究员等因素的影响,基础回归分析未加控制变量时自变量 ed2 为负但相关性不显著。

进一步探讨此现象的成因。非高质量期刊接收的普通作者投稿质量可能不高,论文被引用的概率更低,加上引文分布是偏态的,导致大多数普通作者论文的被引量都处在一个较低区间,因此在非高质量期刊中,编委为非重要作者的论文被引量会略高于普通作者。一般情况下,由于教授或研究员本身具备较高的学术水平,当编委为非重要作者的论文的第一作者为教授或研究员时,文章被引用的概率更高,即使编委作为非重要作者,其论文影响力也不会显著低于普通作者论文,因此论文第一作者是教授/研究员时结果不再显著。

## 3 结论

本研究基于国内 CSSCI管理学期刊 2020 年的数据,分析编委发文的数量和质量。采用回归分析和因果推断的方法,从编委发文身份出发,将论文影响力与编委发文身份相关联,试图探究编委不同发文身份与论文影响力之间的关系,进而探讨我国学术期刊是否存在编委效应。相比以往关于编委发文的探讨,本研究使用回归分析和因果推断方法,从更多维度揭示期刊中可能存在的编委效应,进而为期刊质量建设提供参考依据。

研究结果表明,编委效应有条件地存在。在发 文数量上,编委活跃度较低,且大部分编委并没有在 任职期刊上发表过多论文。在发文质量上,编委的

			衣/ 并质性分析结束	₹		
变量	m7	m8	m9	m10	m11	m12
11	0.224***	0.395***	0.291***	0.167**	0.171*	
ed1	( 0.077 )	( 0.120 )	( 0.084 )	( 0.084 )	( 0.089 )	
10	-0.235***	0.121	-0.284***	-0.1		-0.268**
ed2	( 0.086 )	( 0.203 )	( 0.107 )	( 0.207 )		(0.111)
	2.556***	2.568***	2.489***	2.736***	2.669***	1.636**
cons	(0.115)	(0.194)	(0.153)	(0.154)	( 0.414 )	(0.797)
N	3585	1575	2094	1874	869	595
11	-15779.55	-6438.816	-9231.206	-8390.642	-22094.73	-19200.15
Aic	31583.1	12901.63	18484.41	16805.28	44211.46	38422.3
Bic	31657.32	12965.98	18546.53	16871.71	44263.9	38470.57
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

日氏州公托社田

注:小括号内的数值为标准误差;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在0.01、0.05、0.1的水平上显著。

发文身份与论文影响力存在显著关系。具体来说, 编委作为重要作者的论文影响力显著高于普通作者 论文,这一发现在高质量期刊、非高质量期刊、一流 机构、教授一作、PSM 这5个子样本中都得以证实。 编委作为非重要作者的论文影响力显著低于普通作 者论文,这一结论在高质量期刊、一流机构、PSM样 本中得到证实,但未在非高质量期刊、教授一作样本 中得到证实。

## 4 建议

为减弱潜在的编委效应,提高学术期刊的整体 质量和信誉,本文提出如下建议。

## 4.1 提升期刊运作透明度

期刊运作透明度包括审稿流程透明度、同行评 议透明度以及编委透明度。

在当前的学术出版制度下,期刊编辑部具有对 论文是否通过编辑部初审以及如何安排审稿人等的 主导权[18]。编辑部希望收到编委来稿,加上编辑部 与编委会之间的合作关系,在收到编委来稿时,编辑 部可能会因为各种因素而对其进行特殊处理,如免 除初审直接进入外审、安排倾向于给出正面意见的 审稿人、减少审稿人数等。正常情况下,学术论文在 刊发前,需要经过编辑部的"三审三校",而编委投 稿论文是否走完了这些出版流程,则有待商榷。因 此,建议编辑部提高审稿流程透明度,公开编委投稿 论文的审稿流程,包括对审稿人的选择标准、审稿具 体流程、编辑决策标准等, 在处理编委论文时, 编辑 部应交由与该编委没有直接联系的独立专家审稿, 并且坚持质量至上的原则。

同行评议是现代学术交流的重要基石之一, 传 统的同行评议模式为单盲评审和双盲评审,但二者 都存在透明度不高、评议结果可信度低、缺乏对评审 过程的监督等缺陷[19]。特别是在小众的学术领域, 即使编辑部力求寻找与某一编委没有直接联系的专 家,但是审稿人和编委之间也可能相互认识,进而可 能影响审稿意见的公正性。因此,鼓励编辑部在编 委论文发表后公开同行评议相关数据,包括审稿人 身份、评审报告等,加强外部对于评审过程的监督。 在这种模式下,即使审稿人与编委之间可能存在直 接或间接的关系, 审稿人也能更客观地给出评审意 见,在一定程度上减少"关系稿""人情稿"。

提高编委透明度的措施包括公开编委名单和编 委投稿数据。目前公开编委名单的方式通常有两种, 分别是在每期出版期刊的封二、封底等附录编委名

单或者在期刊官网公布编委名单,但后者可能存在 更新不及时的弊端。以2020年CSSCI收录的36种管 理学期刊为例,2种期刊未公布编委名单,3种期刊 仅在官网公布编委名单,但存在未及时更新的可能, 无法确保公布的编委是当前任职的编委。同时,在 公布编委名单的34种期刊中,将近一半期刊仅公布 了编委名字,对其任职机构和职称等并未公布。编 委投稿数据包括编委在任职期间的投稿数量(区分 编委以重要作者身份的投稿和非重要作者身份的投 稿〉、编委论文发表率以及编委论文发表后相较同期 论文的被引量等。期刊公开编委名单及编委投稿数 据,提高编委透明度,鼓励和支持对编委效应的研 究,既能加强外界监督,也能在一定程度上促使编委 自我监督,减弱潜在的编委效应。

#### 4.2 制定编委投稿政策

编委通常是该学科领域的专家,为期刊撰写优 质稿件属于编委的职责之一,也是保障期刊质量的 方式之一[20], 同时也有可能会因为在自己任职期刊 上发表论文而产生利益冲突。重要数据库在评估期 刊时,也会考虑编委在任职期刊发表论文的情况,包 括编委发文占比和编委论文影响力。若出现编委在 任职期刊大量发文,或编委论文影响力低于该期刊 平均水平等情况,将影响期刊的评估结果。根据本 研究的结论——编委活跃度普遍较低,编委作为重 要作者的论文影响力相较于普通作者论文更高,但 作为非重要作者的论文影响力较低,而编辑部希望 能够得到编委的优质来稿以提高期刊质量,但又要 尽可能地降低编委效应,保证期刊的学术质量,因此 期刊编辑部为编委制定明确的投稿政策是解决此矛 盾的有效途径之一。

首先,制定严格的编委投稿利益冲突政策。编 委在投稿前(默认编委为第一作者/通信作者)应声 明潜在的利益冲突; 若投稿论文的作者中包含编委 (编委为非重要作者),该论文的第一作者在投稿时 也应声明回避该编委以及与该编委熟识的审稿人。 其次,鼓励编委将高质量研究成果在任职期刊首发。 研究发现,编委活跃度较低,表明部分编委没有履 行撰稿职责,这是期刊编辑部需要高度重视的问题。 合理规划编委每年在任职期刊的发文数量范围,既 能确保编委履行为期刊撰稿的职责,也能防止编委 在任职期刊过多发表论文,有利于提升编委活跃度、 提高期刊质量以及建设更加公平的学术环境。再次, 定期评估编委论文发表后的影响力。若出现编委的 多篇论文影响力低于该期刊平均水平的情况,编辑 部则需更加严格评估该编委的投稿质量。最后,设立监督机构(如编辑顾问委员会),负责监督编委的投稿行为和审稿流程,确保编委论文的发表符合编委投稿政策。

## 5 结语

通过实证研究发现:在发文数量上,编委活跃度 较低,大部分编委并未在任职期刊发表过多论文;在 发文质量上,编委作为重要作者的论文影响力较高, 但作为非重要作者的论文影响力较低,说明编委效 应有条件地存在,并建议编辑部提升期刊运作透明 度和制定编委投稿政策,以减弱潜在的编委效应,加 强期刊质量建设。本研究作为一项探索性研究,存 在一定局限。首先,样本时间仅选择2020年,对于 个体层面的编委发文可能存在偏差,未来研究可扩 展时间范围; 其次, 样本范围为管理学类 CSSCI来源 期刊,是否可以将结论外推到整个社会科学领域期 刊需进一步验证,未来研究可在此基础上扩展至整 个社会科学领域期刊;最后,本研究主要从论文数量 和论文质量两个方面探究编委效应,未来随着开放 同行评议的发展,可进一步比较编委论文和普通作 者论文的同行评审过程,更深入地探究编委效应。

#### 参考文献

- [1] 王一鸣. 学术期刊出版服务能力理论框架体系研究[J]. 中国科技期刊研究, 2023, 34(4): 415-421.
- [2] 陈玉国,钱向东,郑垂勇. 不同责任主体在科技期刊办刊中的作用[J]. 中国科技期刊研究,2018,29(3):226-230.
- [3] Luty J, Arokiadass S M R, Easow J M, et al. Preferential publication of editorial board members in medical specialty journals [J]. Journal of Medical Ethics, 2009, 35(3): 200-202.
- [4] Walters W H. Do editorial board members in library and information science publish disproportionately in the journals for which they serve as board members? [J]. Journal of Scholarly Publishing, 2015, 46(4): 343-354.
- [5] Liu F Y, Holme P, Chiesa M, et al. Gender inequality and self-publication are common among academic editors[J]. Nature Human Behaviour, 2023, 7(3): 353-364.
- [6] Xu S, An M J, An X. Do scientific publications by editorial board members have shorter publication delays and then higher influence? [J]. Scientometrics, 2021, 126(8): 6697-6713.
- [7] 顾璇,李红影,汤建军. 编委会学术水平对学术期刊质量

- 影响: 以中华预防医学会系列杂志为例[J]. 传播与版权, 2016(9): 62-63, 66.
- [8] 丁佐奇, 郑晓南, 吴晓明. 从编委的高发文和高被引看药学期刊编委的贡献[J]. 编辑学报, 2012, 24(1): 55-57.
- [9] 陈力勤. 师范大学学报编委的发文分析与思考[J]. 中国科技期刊研究, 2013, 24(2): 325-329.
- [10] 王贤文,张光耀. 负责任同行评议:何谓、何以与何为[J]. 中国科技期刊研究, 2022, 33(8):1035-1040.
- [ 11 ] Hardin W G, Liano K, Chan K C, et al. Finance editorial board membership and research productivity [J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2008, 31(3): 225–240.
- [ 12 ] Laband D N, Piette M J. Favoritism versus search for good papers: Empirical evidence regarding the behavior of journal editors[J]. Journal of Political Economy, 1994, 102(1): 194-203.
- [13] 祝琳琳, 杜杏叶, 李贺. 知识生产视角下学术论文质量自动评审指标体系构建研究[J]. 图书情报工作, 2018, 62(24): 79-86
- [14] 张光耀,谢维熙,姜春林,等.同行评议速度与论文影响力的 关系研究:以二次文献选文速度为视角[J].信息资源管理 学报,2023,13(4):140-150.
- [15] 姜春林,张立伟,刘盛博. 图书情报学期刊"联锁编委"的社会网络分析[J]. 情报学报,2014,33(5):481-490.
- [ 16 ] Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects [ J ]. *Biometrika*, 1983, 70(1): 41–55.
- [17] Flury B K, Riedwyl H. Standard distance in univariate and multivariate analysis [J]. *The American Statistician*, 1986, 40(3): 249-251.
- [18] 郭峰,李欣. 编辑部偏爱、关系稿与引用率贴水:来自中国经济学权威期刊的证据[J]. 经济学, 2017, 16(4): 1237-1260.
- [19] 姚占雷,李美玉,许鑫. 开放同行评议发展现状与问题辨析[J]. 编辑学报,2022,34(2):142-148.
- [20] 刘岗,魏海明,王婉,等. 编委在科技期刊发展中的作用探讨[J]. 中国科技期刊研究, 2015, 26(3): 239-243.

#### 作者贡献声明:

**余芊芊**:设计研究框架, 收集与分析数据, 撰写与修改 论文;

尹逸贤: 收集与整理数据;

张光耀:修改论文;

王贤文:提出研究思路,修改与审定论文。

## Does editorial board member effect exist in Chinese academic journals: An empirical study based on management journals

YU Qianqian, YIN Yixian, ZHANG Guangyao, WANG Xianwen\*

Institute of Science of Science and S&T Management, School of Public Administration, Dalian University of Technology, 2 Linggong Road, Ganjingzi District, Dalian 116024, China

Abstract: [Purposes] This paper aims to explore whether the editorial board member effect exists in academic journals by analyzing the quantity and quality of the articles from the editorial board members in Chinese management journals, to provide a reference for journal quality development. [Methods] Taking CSSCI-sourced journals of management as the research object, this paper used regression analysis and causal inference methods to reveal the relationship between the paper publication with different identities of the editorial board members and the influence of papers. [Findings]] The editorial board members are generally inactive, and most of them have not published many papers in their journals. There is a significant relationship between the publication identities of the editorial board members and the influence of papers, and the editorial board member effect exists conditionally. Specifically, the influence of the editorial board member as an important author is significantly higher than that of the non-editorial board authors. The influence of the editorial board members who are not important authors is significantly lower than that of non-editorial board members. [Conclusions] It is suggested that the editorial department should enhance the transparency of journal operation and formulate submission policies of editorial board members to reduce the potential editorial board member effect.

Keywords: Editorial board member effect; Journal quality development; Paper influence; Regression analysis; Causal inference

(本文责编:刘晶晶)