

“内稿”的质量会更差吗？

——论办刊体制对内稿传播效果的调节效应

刘宇,高顺恒

(云南大学新闻学院,云南昆明650500)

[摘要] 在我国学术界,刊物发表“内稿”一直是普遍遭受大家诟病的问题。然而,学界针对“内稿”的研究比较鲜见,少量的研究多以单一学科或单一类型期刊为主,且尚未注意到办刊体制对“内稿”的影响。文章选取中国社科院系统期刊和“双一流”高校文科学报的114473篇论文数据,分析不同办刊体制及办刊理念对“内稿”分布情况及传播效果的影响。研究发现:高校文科学报的“内稿”比例高于社科院系统期刊;“内稿”总体上对论文传播效果产生负向影响;但是,高校文科学报“内稿”对传播效果具有正向效应;整体上中文人文社会科学学术期刊“内稿”的负向效应有逐年恶化趋势。文章为深入理解不同期刊系统中“内稿”的生产逻辑与影响机制提供经验数据,为期刊增强选稿公正性、提升刊物学术质量提供改革政策的依据。

[关键词] 内稿;传播效果;办刊体制;调节效应

[中图分类号] G237.5

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2025)02-0022-14

一、引言

学术期刊作为学术交流和知识传播的重要平台,承担着推动学术进步和服务高等教育的关键作用。占据国内人文社科学术期刊近三分之二的高校文科学报,不仅需要传播学术,还应推动新文科建设和“双一流”建设,从而实现其作为学术公共平台的核心价值。高校文科学报在“双一流”建设中扮演着不可或缺的角色,新文科建设为高校文科学报的发展提供了新的契机^[1,2]。然而,朱剑指出^[3],尽管“双一流”建设为学报带来了机遇,但如何解决高校学报尚未形成专业化、规模化学术期刊集群的问题,仍是关键挑战;只有构建学术公共平台并实现内涵式发展,学报才能真正利用“双一流”建设所带来的机遇。

和专业性期刊相比,高校文科学报因其“园地”和“窗口”的定位在稿源选择和编审质量方面面临质疑,“内稿”比例过大现象广受诟病^[4]。郭峰和李欣将期刊发表本单位研究人员论文的现象直接称为“关系稿”^[5],强调在发表过程中因机构关系而获得优待。本文认为“关系稿”在汉语中负面

[收稿日期] 2025-02-06

[基金项目] 国家社科基金一般项目“中国人文社会科学领域的学术诚信观念与行为研究”(20BTQ019)。

[作者简介] 刘宇(1982—),男,安徽六安人,云南大学新闻学院教授,博士生导师,主要从事知识生产与学术传播、政治传播研究;高顺恒(1995—),男,广西南宁人,云南大学新闻学院博士研究生,主要研究方向为文化传播、计算传播。

色彩显著,我们不能否认在“内稿”中有相当部分的稿件并不是因为“关系”而获得发表,因此本研究使用“内稿”这一更为客观的表述。我国人文社会科学独特的发展历史,催生了高校创办的文科综合性学报与中国社会科学院创办的专业性期刊两种办刊模式^[6]。目前学术界对学术期刊中的“内稿”现象有两种理论解释:一种观点认为“内稿”是制度性的“本校偏袒”的结果^[7],另一种观点认为“内稿”是编辑部个体层面的“编辑部偏爱”的结果^[8]。已有针对“内稿”的实证研究多以单一学科或单一类型期刊为样本,未能考虑到办刊体制及办刊理念不同对“内稿”的分布情况及传播效果的影响。

本研究旨在考察不同办刊体制下“内稿”的分布情况及其对传播效果的影响。依据办刊体制和单位性质差异,我们将中文人文社科学术期刊分为中国社会科学院系统期刊、高校文科学报两类,通过对2011年1月1日至2020年12月31日期间,42所“双一流”高校文科学报与中国社科院系统期刊发表的114473论文进行计量分析,探讨不同期刊系统中“内稿”的基本分布及其对论文被引次数、下载次数的影响。本研究的具体目标包括:(1)分析不同期刊系统中“内稿”比例的差异;(2)从总体层面考察“内稿”对中文期刊论文传播效果(被引次数、下载次数)的影响;(3)比较不同办刊系统中“内稿”对论文传播效果影响的差异;(4)从总体层面分析“内稿”对传播效果的影响是否随着时间的推移有所变化。本研究旨在为深入理解不同期刊系统中“内稿”的生产逻辑与影响机制提供经验支持,并为期刊增强选稿公正性、提升刊物学术质量提供改革政策的依据。

二、文献综述

(一)办刊模式与“内稿”的产生

我国人文社会科学的独特发展历史,催生了由高校创办的文科综合性学报与由中国社会科学院创办的专业性期刊两种办刊路径。

中国学术期刊起始于综合性期刊,高校文科学报的学科综合性传统可追溯至清末民初,如《东吴月报》《清华学报》《北京大学月刊》等^[9]。而且,民国时期高校主办的非学报类学术刊物大多也具有综合性的学科属性,这与当时学术研究尚未达到精细化分科有关。由于办刊者多将期刊定位为展示本机构学术研究成果的“窗口”,民国时期的学术刊物普遍存在稿源内向性特征,如《清华学报》《国学季刊》《燕京学报》等,其作者主要为校内师生或编辑委员会成员^[6]。新中国成立后,许多高校文科学报仍延续多学科综合、稿源多来自校内学者的办刊模式^[10],主要定位为服务于本校师生交流学术成果的“窗口”或“园地”。这一模式在上个世纪末受到新闻出版总署等行政部门的认可,形成了“一校一刊”以校命名高校文科学报的办刊格局^[11]。

专业性期刊的诞生则源于对自然科学办刊模式的模仿。1950年代中国科学院创办了一批面向学科而非定位本单位的期刊,《历史研究》《哲学研究》等一批老牌文科期刊正是其中的典型代表。1977年中国社会科学院独立之后,其下辖各所又针对各个学科或研究领域陆续创办一系列专业性期刊。这些专业性期刊一开始就面向全国所有科研人员开放,对投稿对象没有明确的单位限制,广受科研人员青睐,得到长足发展。

改革开放之后,国内学术界不断与西方学术界接轨,人们发现专业性期刊的办刊模式更加符合西方学术界的主流。在激烈的学术出版竞争中,专业性期刊更容易通过学习国外的审稿和编辑制度,以更加专业和开放的姿态服务国内某一学科共同体,逐步成为学术界公认的学术平台。特别是在1990年代,专业性刊物的认可度通过量化的期刊评价体系得到外显化,并受到行政部门的加

持^[6]。之后,专业性刊物相对于高校文科学报的优势更是逐步扩大。

反观高校文科学报,虽然多数都已经不再坚守“窗口”“园地”的功能定位,向其他单位的作者开放;但是其综合性的学科属性很难使其成为专门服务于某一学科的交流平台。在与专业性期刊日益激烈的学术出版竞争中逐渐被边缘化,造成了一种“延续与断裂”的尴尬局面^[11]。即学报办刊在名义上延续了民国时期将学报作为学校“窗口”和“园地”的办刊传统,但是为本机构服务的功能定位却割裂了学报与学科共同体之间的联系,降低了学报的学术影响力和认可度。

因此,学术界普遍存在一种主观印象,即高校文科学报因为其“窗口”和“园地”的定位,往往偏向于刊发本单位作者的论文;相对来说,专业期刊不存在类似的问题,或者至少不如高校学报那么严重。如周翔翼等人的研究显示,中国经济学的“五大期刊均没有表现出编辑部偏爱本单位作者的‘裙带主义’的证据”^[8]。然而,刘宇等人的研究发现中国社科院系统主办的期刊,刊发内稿的比例高于20%^[6]。由于社科院系统主办的期刊以专业性期刊为主,这一数据表明稿源内向性或“内稿”可能是国内人文社会科学期刊的一个普遍性问题。那么,“内稿”的整体分布究竟如何?高校文科学报是否因为其定位不同于专业期刊而刊发了更多了“内稿”?这些问题都有待实证数据的检验。

(二)“内稿”的传播效果研究

如引言所述,目前学界主要从“本校偏袒”和“编辑部偏爱”两个视角去解释“内稿”问题。“本校偏袒”主要是从行业层面进行整体性、制度性的解释,是一种高校系统为了避免公平竞争所采取的自我保护机制。这种封闭狭隘的办刊理念是计划经济时代的产物和遗存,自然会产生很多质量不达标但因关系仍能发表的论文,从而降低期刊的整体水平^[12,13]。这一解释逻辑得到了实证研究的支持。赵仁杰和刘瑞明利用2004—2013年间1367种中国大陆高校学报的面板数据,以本单位发稿比例为解释变量,发现本校偏袒显著地降低了学报的影响因子、总被引次数和平均引文率;办刊时间越长的学报,本校偏袒对学报质量的不利影响更大,学报发展中存在“历史锁定效应”^[7]。郭峰和李欣对2001年至2012年12种中国经济学权威期刊上发表的19000多篇学术论文的文献计量分析发现,中国经济学权威期刊所发表的该期刊隶属单位研究人员的“内稿”,其引用率会比其他论文低15.2%,下载率也会低8.3%^[5]。

从“编辑部偏爱”视角理解“内稿”问题的文献虽然也承认“内稿”在处理上受到了优待,但是这种优待是编辑个人或编辑部的个体层次行为,不具有系统性、制度性的特点。编辑部偏爱有关系人员的论文(包括本机构人员),是因为编辑部对这些人员更为熟悉,更清楚这些研究人员的学术水平,发表他们的论文是降低交易成本的体现^[14]。因此,编辑部利用个人关系带来的信息优势选择“内稿”,不仅不会降低期刊的学术质量,反而有利于提高期刊的办刊绩效。这一逻辑也同样得到不少实证研究的支持。

Medoff以6种经济学顶级期刊于1990年发表的359篇文章为研究对象^[15],将这些论文的作者分为两组,与编辑有机构联系(institutional connection)或个人关系(personal tie)的为实验组,没有机构联系或个人联系的为对照组。有机构联系主要指存在5种情况中的任何一种,即论文作者参加过编辑所在高校主办的会议、曾经是同事关系、编辑毕业于投稿作者任教的高校、编辑和作者之间存在师生关系、编辑和投稿作者是同学关系;个人关系主要是指存在2种情况中的任何一种,即论文作者是刊物的编委、论文作者在致谢中提到了期刊编辑。该研究发现实验组论文的被引次数显著高于对照组。Brogaard等以30种经济学、金融学期刊为研究对象发现^[16],在编辑的任期

内,编辑现在的大学同事在其期刊上发表的论文比他未担任编辑的时候会多100%,而且这种“内稿”的被引数量明显更高。Colussi以四种经济学顶级期刊于2000—2006年的发文为研究样本发现,当编辑开始负责期刊时,他以前的博士生和同事在该刊上的发文数量会明显地增加,而且这些论文的被引次数也显著高于同期其他论文^[17]。李一彬等以我国教育学期刊的论文为研究样本,发现内部人稿件在大部分板块中的影响力和质量均优于外部人稿件^[18]。邱峰对104所高校的文科学报的研究也发现,本校科研人员发文占比并未显著影响学报的影响力^[19]。

然而,也有少量研究发现“内稿”对期刊质量具有负面效果。Yoon以北美法学院主办的法律评论类期刊(Law Review)为研究对象,发现法律评论类期刊发表来自本校教师的文章数量显著多于其他法学院教师,而且本校教师撰写的文章的被引用次数显著低于校外教师撰写的文章^[20]。Reingewertz等以国际关系领域四种顶级期刊于2000—2015年发表的论文为研究样本,也发现了“内稿”的被引次数显著更低^[21]。Lutmar等以5种经济学顶级期刊于2006—2015年发表的论文为样本,发现在QJE中“内稿”的被引次数会显著更低,但是在其他期刊上的表现并不显著^[22]。

综上所述,目前国内外尤其是经济学界已经有不少学者关注到“内稿”现象及其传播效果。然而,这些实证研究基本上都是围绕某一学科领域的期刊论文为研究对象,由于研究的时间窗口和学科范围存在一定的差异,得出的研究结论也并不一致。由于我国是一个人情社会^[23],人们更容易接受“单位偏袒”对“内稿”的解释,从信息优势的角度认为“编辑部偏爱”能够提升刊物的质量亟待实证数据的检验。此外,考虑到我国学术期刊办刊体制的差异,目前基于单一学科领域的实证研究无法直面体制差异对“内稿”的影响,急需从办刊体制出发检验期刊在“内稿”分布及其学术传播效果方面的差异。这些问题成为本研究深化“内稿”研究的抓手。

三、研究设计

(一)因变量:传播效果的度量

本研究采用被引次数、下载次数作为论文传播效果的度量指标。学术界通常使用文献计量指标和同行评议两种方式评估被评测对象的影响力或质量^[24];考虑到实施成本以及排除人情因素的干扰,文献计量指标往往是不二的选择^[25]。因此,本研究将“被引次数”作为衡量论文传播效果的主要代理指标。通常来说,阅读是被引的前提,除了“被引次数”能够反映办刊效果之外,被广泛阅读也是衡量期刊办刊效果的方式之一^[26]。因此,将“下载次数”作为测量论文传播效果的补充指标。

(二)解释变量:所属系统、关系强度

如前所述,我国人文社会科学类期刊主要存在两种基本的办刊体制,一是中国社会科学院及其下属各研究所主办的专业性期刊,二是我国各类高校主办的文科学报。考虑到中国社科院系统期刊在我国学术传播系统中的特殊地位,我们选择“双一流”高校所主办的文科学报作为其对照^[27],设置变量“所属系统”。“双一流”高校相对普通高校拥有更为雄厚的科研队伍,故而可以推断其主办的文科学报有更为强烈的内部发表需求,发表本单位的“内稿”对编辑部来说也更符合“编辑部偏爱”所提出的信息优势解释。因此,我们将期刊“所属系统”分为“社科院系统期刊”“高校文科学报”两类,在数据分析中将“社科院系统期刊”作为基准。

已有文献对“关系稿”的测量主要依据是否存在任一作者的单位与期刊主办单位相同的情况,将“内稿”作为一个二分类变量^[5]。这种测量方式过于粗线条,我们参考刘宇等人的研究^[6],综合考

虑中文情境下作者署名排序、作者单位与期刊单位的联系两种因素,将“内稿”的关系强度划分为四种类型:“全部作者均为本单位”“第一作者为本单位”“非第一作者含本单位”“无作者为本单位”,以此对“内稿”进行细粒度测量与分析。

(三)控制变量

根据已有文献的研究结果,我们控制了会影响被引次数和下载次数的三个重要因素:权威性、专业性和时间^[28]。期刊的权威性主要分为两个变量,是否为“CSSCI期刊”和“一流期刊”(是否入选南京大学文科一流期刊目录;共31种,2017年修订)。“专业性”测量期刊是否为专业性期刊,时间因素是“出版年龄”(即距离数据获取时论文已经出版了多少年)。具体的变量名称及编码规则如表1所示。

表1 研究变量及编码规则

| 变量类型 | 变量名称 | 编码规则 |
|-------|---------|----------------------------------------------------|
| 被解释变量 | 被引次数 | 计数变量,爬取。 |
| | 下载次数 | 计数变量,爬取。 |
| | 所属系统 | 二分类变量,0=社科院系统期刊、1=高校文科学报。 |
| 解释变量 | 关系强度 | 离散变量,0=无作者为本单位、1=非第一作者含本单位、2=第一作者为本单位、3=全部作者均为本单位。 |
| | CSSCI期刊 | 二分类变量,0=否、1=是。 |
| 控制变量 | 专业性 | 二分类变量,0=综合性期刊、1=专业性期刊。 |
| | 一流期刊 | 二分类变量,0=否、1=是。 |
| | 出版年龄 | 计数变量,爬取年份减去出版年份。 |

(四)数据获取与人工编码说明

研究数据来源于中国知网学术期刊数据库,时间范围及内容为2011年1月1日至2020年12月31日“双一流”高校的文科学报与中国社会科学院及其各研究所主办的期刊上发表的论文数据,获取工具为Python语言编写的爬虫脚本,获取时间为2022年。数据获取与人工编码步骤具体如下:

第一步,建构期刊数据列表。高校文科学报的确定策略为,以“学校名称”+“学报”为关键词在“期刊导航”页面的“刊名”进行检索,获取到42所“双一流”高校主办的文科学报43种。其中,华东师范大学学报分为“教育科学版”和“哲学社会科学版”,武汉大学学报分为“人文科学版”和“哲学社会科学版”,云南大学分为“法学版”和“社会科学版”,中国人民解放军国防科技大学和中国科学技术大学无文科学报。中国社科院系统期刊的确定策略为,以“中国社会科学院”为关键词在“期刊导航”页面的“主办单位”进行检索,排除缺少ISSN号和CN号、非中文的出版物后,得到77种期刊,随后将两个检索结果合并为期刊列表数据。

第二步,以期刊列表数据为准,获取指定时间段内的论文数据。数据包括“题名、作者、作者单位、下载量、被引次数、发表时间”等字段,并给每条数据添加对应的“期刊名”和“期刊主办单位”等字段,初步得到研究所需的原始面板数据。

第三步,按照表1的编码设计对数据进行人工编码生成工作数据。完成以上操作后,得到工作数据114473条。表2呈现了各项变量指标的描述性统计结果。

表2 主要变量描述性统计

| 变量名称 | count | mean | std | min | 25% | 50% | 75% | max |
|---------|--------|---------|---------|-----|-----|-----|------|-------|
| 被引次数 | 114473 | 18.805 | 53.907 | 0 | 2 | 6 | 16 | 4570 |
| 下载次数 | 114473 | 1045.73 | 1844.96 | 1 | 301 | 554 | 1085 | 97581 |
| 关系强度 | 114473 | 0.846 | 1.323 | 0 | 0 | 0 | 3 | 3 |
| 所属系统 | 114473 | 0.442 | 0.497 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| CSSCI期刊 | 114473 | 0.801 | 0.399 | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 专业性 | 114473 | 0.545 | 0.498 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| 一流期刊 | 114473 | 0.209 | 0.407 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| 出版年龄 | 114473 | 6.669 | 2.86 | 2 | 4 | 7 | 9 | 11 |

四、“内稿”的分布差异及趋势

首先,分析不同期刊系统“内稿”的基本情况。我们统计关系强度变量中各类取值的占比,将所有非0取值统一为“内稿”。如图1所示,高校文科学报中“内稿”比例明显高于社科院系统期刊。这一结果表明期刊主办机构对办刊实践会产生显著影响。社科院系统期刊的开放程度的确高于高校文科学报。尽管现今高校文科学报已经不会将自身定位为主办单位的“园地”或“窗口”,但是由于路径依赖效应,高校文科学报相对于社科院系统期刊的确刊发了更多的“内稿”。

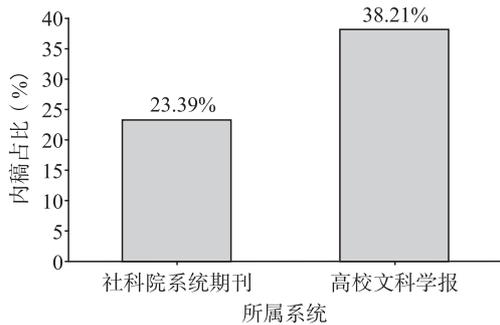


图1 不同办刊系统中内稿的比例

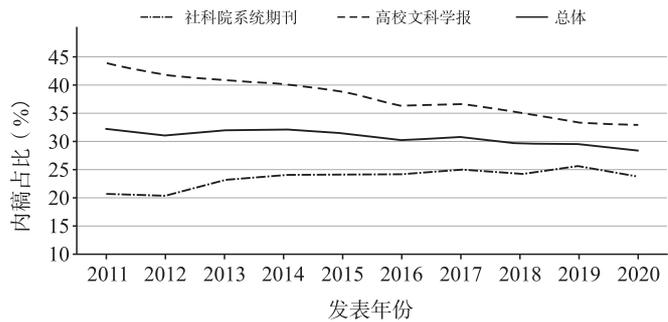


图2 不同年份内稿的比例

我们在时间维度上分析“内稿”比例逐年变化趋势。如图2所示,总体而言,人文社会科学期刊的“内稿”比例维持在30%左右,且呈现出缓慢下降趋势。高校文科学报的“内稿”比例呈现出逐年下降趋势,而社科院系统期刊的“内稿”比例却呈现出轻微的上升趋势。可以推测这种趋势的原因是,高校文科学报在量化评价体系中的边缘地位^[4],促使高校文科学报不断响应学术界同仁与管理层对减轻“内稿”比例的呼吁。而与之相对是,社科院系统主办的期刊因为学术地位的不断提升,“一流刊物”或“权威期刊”的地位被广泛采纳并强化,“内稿”占比逐年增多。考虑到中国社科院系统和高校系统的人文社会研究人员的数目差异,“内稿”占比提升意味着学术利益逐渐固化^[5]。

如前所述,在中国的学术环境下人们普遍会从“本校偏袒”的视角去理解“内稿”现象,认为“内稿”多是依靠关系使学术水准不达标的稿件得以发表。我们使用“被引次数”和“下载次数”来衡量论文的学术水准,如果“本校偏袒”的逻辑在事实上成立,则意味着,“内稿”的被引次数和下载次数会显著低于“非内稿”。表3显示两类稿件在被引次数和下载次数上的差异。从总体层面来看,“内稿”的平均被引次数(14.670次)显著低于“非内稿”(20.573次),平均被引下载次数(844.464次)也显著低于“非内稿”(1131.760次)。这初步表明郭峰和李欣在中文经济学权威期刊中发现的“内稿”贴水现象在本研究的样本中可能同样存在^[5]。

表3 内稿和非内稿的传播效果差异

| 变量名称 | 内稿 (N=34279) | 非内稿 (N=80194) | 差值 |
|------|-----------------------|------------------------|---------------------------|
| 被引次数 | 14.670 (42.642) | 20.573 (57.969) | -5.903*** (53.839) |
| 下载次数 | 844.464 (1594.080) | 1131.760 (1935.980) | -287.298*** (1840.274) |

注:①括号内数值为标准差;② * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

前文已述,我国人文社科学术期刊主要存在高校文科学报和专业期刊两种基本的办刊模式,人们普遍认为高校文科学报由于“窗口”的定位,相对发表了更多的低质量“内稿”。表4显示了不同系统期刊中“内稿”的平均被引次数和下载次数。数据显示,虽然社科院系统期刊论文的被引次数和下载次数均高于高校文科学报,但是“内稿”的传播效果在不同系统期刊中表现出明显的差异。在社科院系统期刊中,“内稿”的传播效果呈现明显的负向效应;而在高校文科学报中,“内稿”的传播效果呈现出明显的正向效应。这初步说明“双一流”高校文科学报的“内稿”并未出现“本校偏袒”的负面传播效果^[7],而是表现出了和教育学期刊类似的“举贤不避亲”效应^[18]。

表4 不同期刊系统中内稿和非内稿的传播效果差异

| 变量名称 | 社科院系统期刊 | | | 高校文科学报 | | |
|------|-----------------------|------------------------|---------------------------|-----------------------|----------------------|--------------------------|
| | 内稿 (N=14935) | 非内稿 (N=48914) | 差值 | 内稿 (N=19344) | 非内稿 (N=31280) | 差值 |
| 被引次数 | 15.126 (54.400) | 26.607 (71.404) | -11.481*** (67.810) | 14.318 (30.614) | 11.137 (22.284) | 3.181*** (25.787) |
| 下载次数 | 925.419 (1982.610) | 1430.530 (2335.570) | -505.106*** (2257.957) | 781.960 (1208.040) | 664.571 (849.216) | 117.389*** (1001.617) |

注:①括号内数值为标准差;② * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

五、实证分析结果

(一)模型设定

在上节的描述性统计中,我们初步分析了不同系统期刊中“内稿”和“非内稿”传播效果的差异。为了排除干扰性因素的影响,本研究以论文为分析单元,以“被引次数”和“下载次数”作为被解释变量,以“关系强度”“所属系统”作为核心解释变量,在控制权威性因素、时间因素和专业性因素的情况下,估计关系因素对论文传播效果的净效应。本研究模型设置为:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \times \text{关系强度} + \beta_2 \times \text{所属系统} + \beta_3 (\text{关系强度} \times \text{所属系统}) + \sum_{i=4}^n \beta_i \times \text{控制变量}_i + \epsilon$$

由于“被引次数”和“下载次数”是右偏的长尾分布,其方差远远大于均值,存在过度离散情况,因此负二项(Negative Binomial)回归模型更符合本研究的需要。在模型中,将社科院系统期刊设置为参照组。此外,由于不同系统中的“内稿”的传播效果存在差异,因此在模型中设置“关系强度×所属系统”交互项,以进行不同系统下“内稿”对传播效果影响方式的对比分析。

(二)基准回归分析

表5显示了各因素对传播效果的基准回归结果,模型1-4的因变量为被引次数,模型5-8的

因变量为下载次数。模型 1 到 4、模型 5 到 8 的伪 R 方有了显著提升,说明模型的解释力不断提升;并且“关系强度”的影响方向在所有模型中均一致。

模型 1 中“关系强度”的回归系数为 $-0.132(p<0.001)$,OR 值为 $\exp(-0.132)\approx 0.876$,即关系强度每增加一级被引次数约减少 12.4%。模型 5 中“关系强度”的回归系数为 $-0.112(p<0.001)$ 对应于 $\exp(-0.112)\approx 0.894$,表明当关系强度每增加一级时,论文的下载次数约减少 10.6%。数据表明关系强度对论文的传播效果整体上起负向作用。

模型 2 和模型 6 数据显示,相比于社科院系统期刊,高校文科学报的论文传播效果均显著较低。在被引(模型 2)中的系数为 $-0.661(p<0.001)$,这意味着论文发表在文科学报上,其“被引次数”的估计值会减少 48.4%。同理,在下载(模型 6)中的系数为 -0.615 ,这意味着论文发表在高校学报上,其“下载次数”的估计值会减少 46.0%。

模型 4 和模型 8 是在加入了所有控制变量和交互效应的回归结果。关系强度在各模型中的回归系数的方向未发生变化,在控制了干扰因素的情况下关系强度每增加一级被引次数减少约 15.3%、下载次数减少约 10.6%。

在所有的回归模型中,所属系统变量的回归系数的方向均为负值,因此,相对于社科院系统期刊来说,发表于高校文科学报的论文其下载次数显著更低。

表 5 基准回归结果

| | (1)引用 | (2)引用 | (3)引用 | (4)引用 | (5)下载 | (6)下载 | (7)下载 | (8)下载 |
|--------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| 关系强度 | -0.132^{***} (0.002) | | -0.226^{***} (0.003) | -0.166^{***} (0.003) | -0.112^{***} (0.002) | | -0.171^{***} (0.003) | -0.112^{***} (0.003) |
| 所属系统 | | -0.661^{***} (0.006) | -0.873^{***} (0.007) | -0.217^{***} (0.017) | | -0.615^{***} (0.006) | -0.770^{***} (0.007) | -0.266^{***} (0.016) |
| 关系强度×所属系统 | | | 0.308^{***} (0.005) | 0.214^{***} (0.005) | | | 0.225^{***} (0.005) | 0.152^{***} (0.005) |
| CSSCI 期刊 | | | | 0.779^{***} (0.008) | | | | 0.623^{***} (0.008) |
| 一流期刊 | | | | 0.782^{***} (0.009) | | | | 0.827^{***} (0.008) |
| 专业性 | | | | 0.075^{***} (0.016) | | | | -0.032^* (0.015) |
| 出版年龄 | | | | 0.069^{***} (0.001) | | | | -0.017^{***} (0.001) |
| Intercept | 3.032^{***} (0.004) | 3.175^{***} (0.004) | 3.292^{***} (0.005) | 1.602^{***} (0.019) | 7.037^{***} (0.004) | 7.180^{***} (0.004) | 7.273^{***} (0.005) | 6.406^{***} (0.018) |
| No. Observations | 114473 | 114473 | 114473 | 114473 | 114473 | 114473 | 114473 | 114473 |
| Pseudo R-squ. (CS) | 0.02639 | 0.09305 | 0.1289 | 0.2886 | 0.02025 | 0.08582 | 0.1077 | 0.2468 |

注:①括号内数值为标准差;② * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$

在表 4 中我们发现,“内稿”和“非内稿”的被引次数和下载次数差异在不同办刊系统中明显不同。因此,我们在基准回归中设置了“关系强度”与“所属系统”的交互项,纳入回归方程。表 5 数据显示交互项系数的符号始终为正,这进一步表明“内稿”对传播效果的负向作用会受到期刊“所属系统”的调节,表现出明显的弱化主效应(如图 3 所示)。具体来说,相比于社科院系统期刊,高校文

科学报“内稿”对论文“被引次数”“下载次数”发挥正向效应。这一结果与赵仁杰等的研究发现完全相反^[7]，“内稿”的“诅咒效应”仅存在于社科院系统主办的期刊。之所以产生这样巨大的差异，我们认为原因主要是由样本差异导致的。赵仁杰等的研究样本覆盖了1367种高校文科学报于2004—2013年间的发文，而本研究的样本主要是“双一流”高校文科学报于2011—2020年间的发文。“双一流”高校的文科学报大量入选教育部“名刊工程”，根据刘瑞明等的研究，入选“名刊工程”的期刊已经在政府支持下形成了刊物质量发展的良性互动机制^[29]。

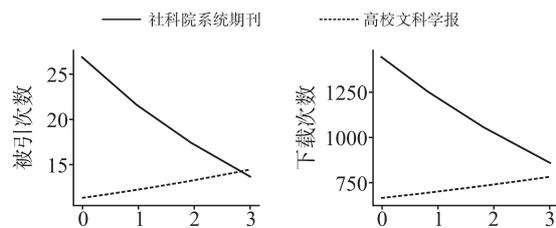


图3 不同系统内稿的“关系强度”对传播效果的调节效应

在控制变量中，代表权威性的是否是“一流期刊”“CSSCI期刊”对论文的被引次数和下载次数均具有显著的正向促进作用。这进一步验证了权威性在学术传播中所具有的关键性作用^[28,30]。论文发表在专业性期刊更容易获得被引，但是对下载次数却产生了负向影响。我们认为这主要因为高校文科学报的读者范围不会受到学科的限制，反而具有范围更广的读者群体所致。论文的出版年龄显著的正向影响被引次数，年龄越久越利于累积被引；但出版年龄会负向影响论文的下下载次数，这符合学术研究关注研究最新进展的常识。

综上所述，虽然“内稿”在总体上会对传播效果起负面作用，但是它会受到期刊办刊体制的调节。在社科院系统期刊中，“内稿”表现出了明显的“诅咒效应”，而在高校文科学报中，“内稿”相对于“非内稿”反而会获得更多的被引次数和下载次数。产生这一现象的主要原因是，“双一流”高校研究实力可能比社科院系统平均水平更高，有大量顶尖学者坐镇，内部能够生产更多优质稿件。编辑部可以利用这一优势减少稿件的处理成本，这一知识生产的逻辑更加符合在英文经济学界所提出的“编辑部偏爱”假说。此外，由于“双一流”高校文科学报基本都已入选CSSCI来源期刊或教育部“名刊工程”，刊物的学术地位导致本校研究人员也愿意将稿件投给学报。如此，“双一流”高校文科学报的内稿可以说是一种双向奔赴的良性互动的结果。

(三) 稳健性检验

我们通过两种方法来检验基准回归的稳健性。首先，使用不同的回归方式检验模型拟合质量的稳健性^[5]。虽然通过方差和均值的差异可初步判断负二项(Negative Binomial)回归模型是较好的选择，出于检验模型稳健性的需要，我们使用样本数据分别拟合泊松(Poisson)回归模型、普通最小二乘法(OLS)回归模型(如表6所示)。数据显示负二项(Negative Binomial)回归模型在分析“被引次数”和“下载次数”时表现出显著的稳健性。负二项回归模型的AIC和BIC显著低于泊松回归和普通最小二乘法回归模型，表明其拟合效果更优；伪 R^2 值更为合理(被引次数:0.2886，下载次数:0.2468)，避免了泊松回归过拟合的问题；负二项回归模型的Deviance和Pearson χ^2 显著低于泊松回归模型，表明其对过度离散性的处理更有效；负二项回归模型的Log-Likelihood值更高，显示出更优的拟合质量。

表6 模型拟合质量的稳健性对比

| 变量名称 | 指标 | Poisson | OLS | Negative Binomial |
|--------------------|--------------------|--------------|-------------|-------------------|
| 被引次数 | AIC | 4.74858e+06 | 3.314e+05 | 867719 |
| | BIC | 4.74865e+06 | 3.315e+05 | 867796 |
| | Log-Likelihood | -2.37428e+06 | -1.6570e+05 | -433852 |
| | Pseudo R-squ. (CS) | 0.999 | N/A | 0.2886 |
| | Deviance | 4.3468e+06 | N/A | 220730 |
| | Pearson chi2 | 1.12e+07 | N/A | 519000 |
| | 下载次数 | AIC | 1.2223e+08 | 3.082e+05 |
| BIC | | 1.2223e+08 | 3.082e+05 | 1.78844e+06 |
| Log-Likelihood | | -6.11149e+07 | -1.5408e+05 | -894173 |
| Pseudo R-squ. (CS) | | 1 | N/A | 0.2468 |
| Deviance | | 1.2129e+08 | N/A | 102500 |
| Pearson chi2 | | 2.45e+08 | N/A | 228000 |

稳健性检验的第二种方法是排除0值和基于子样本的内部稳健性检验。本研究的被解释变量中,只有被引次数存在0值,因此只对被引模型进行排除0值的稳健性检验;对被引模型和下载模型分别进行5次子样本稳健性检验,每次单独从全样本中随机抽取80%的数据来拟合模型(为确保结果可复现,将随机数种子设为42),最后得到表7和表8所示的模型稳健性回归结果。

表7 被引次数稳健性回归结果

| 变量 | 非0被引 | 被引抽样1 | 被引抽样2 | 被引抽样3 | 被引抽样4 | 被引抽样5 |
|--------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 关系强度 | -0.091*** | -0.161*** | -0.164*** | -0.166*** | -0.163*** | -0.165*** |
| | (0.004) | (0.004) | (0.004) | (0.004) | (0.004) | (0.004) |
| 所属系统 | -0.313*** | -0.216*** | -0.231*** | -0.213*** | -0.219*** | -0.217*** |
| | (0.018) | (0.019) | (0.018) | (0.018) | (0.018) | (0.019) |
| 关系强度×所属系统 | 0.145*** | 0.206*** | 0.214*** | 0.212*** | 0.211*** | 0.209*** |
| | (0.005) | (0.005) | (0.005) | (0.005) | (0.005) | (0.005) |
| CSSCI期刊 | 0.657*** | 0.770*** | 0.792*** | 0.773*** | 0.768*** | 0.783*** |
| | (0.009) | (0.009) | (0.009) | (0.009) | (0.009) | (0.009) |
| 一流期刊 | 0.705*** | 0.773*** | 0.791*** | 0.773*** | 0.801*** | 0.780*** |
| | (0.009) | (0.010) | (0.010) | (0.010) | (0.010) | (0.010) |
| 专业性 | 0.048** | 0.063*** | 0.060** | 0.069*** | 0.067*** | 0.068*** |
| | (0.017) | (0.018) | (0.017) | (0.017) | (0.017) | (0.018) |
| 出版年龄 | 0.060*** | 0.068*** | 0.068*** | 0.068*** | 0.069*** | 0.069*** |
| | (0.001) | (0.001) | (0.001) | (0.001) | (0.001) | (0.001) |
| Intercept | 1.927*** | 1.621*** | 1.608*** | 1.608*** | 1.598*** | 1.598*** |
| | (0.020) | (0.021) | (0.021) | (0.021) | (0.021) | (0.021) |
| No. Observations | 101413 | 91578 | 91578 | 91578 | 91578 | 91578 |
| Pseudo R-squ. (CS) | 0.2483 | 0.2813 | 0.2921 | 0.2818 | 0.2921 | 0.2888 |

注:①括号内数值为标准差;② * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

表8 下载次数稳健性回归结果

| 变量 | 下载抽样 1 | 下载抽样 2 | 下载抽样 3 | 下载抽样 4 | 下载抽样 5 |
|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 关系强度 | -0.106*** (0.004) | -0.112*** (0.004) | -0.113*** (0.004) | -0.113*** (0.004) | -0.112*** (0.004) |
| 所属系统[T.1] | -0.253*** (0.018) | -0.275*** (0.018) | -0.268*** (0.018) | -0.268*** (0.018) | -0.264*** (0.018) |
| 关系强度 X 所属系统[T.1] | 0.144*** (0.005) | 0.153*** (0.005) | 0.153*** (0.005) | 0.153*** (0.005) | 0.148*** (0.005) |
| CSSCI 期刊 | 0.622*** (0.009) | 0.638*** (0.009) | 0.621*** (0.009) | 0.614*** (0.009) | 0.629*** (0.009) |
| 一流期刊 | 0.820*** (0.009) | 0.833*** (0.009) | 0.817*** (0.009) | 0.836*** (0.009) | 0.826*** (0.009) |
| 专业性 | -0.027 (0.017) | -0.045** (0.017) | -0.034* (0.017) | -0.038* (0.017) | -0.037* (0.017) |
| 出版年龄 | -0.017*** (0.001) | -0.017*** (0.001) | -0.017*** (0.001) | -0.016*** (0.001) | -0.016*** (0.001) |
| Intercept | 6.404*** (0.020) | 6.407*** (0.020) | 6.414*** (0.020) | 6.411*** (0.020) | 6.401*** (0.020) |
| No. Observations | 91578 | 91578 | 91578 | 91578 | 91578 |
| Pseudo R-squ. (CS) | 0.2430 | 0.2509 | 0.2436 | 0.2477 | 0.2466 |

注:①括号内数值为标准差;②* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

表7和表8的回归结果显示,各模型中所有主要变量的系数方向一致,且多数变量的系数在不同模型中的变化幅度较小。如被引抽样模型中,核心解释变量“关系强度”的系数范围大致为-0.161到-0.166(除了非0被引之外),与表5中的模型4的系数(-0.166)接近。在下载抽样模型中,核心解释变量“关系强度”的系数范围大致为-0.106到-0.113,与表5中的模型8的系数(-0.112)接近。

(四)“内稿”贴水率的变化趋势

描述性统计结果显示中文人文社科期刊中的“内稿”比例总体上呈现逐年下降的趋势,我们想检验期刊开放性的增加是否在总体上改善了“内稿”的贴水率。本文沿用郭峰和李欣的分析思路^[5],将2011年至2020年的论文数据按照2年一个单元进行回归,检验关系强度的变化对论文传播效果的影响趋势(如图4、图5所示)。数据显示,总体而言“内稿”的关系强度对论文传播效果的负向影响呈现出逐年加强的趋势。可以推断,“内稿”的比例逐年降低,在一定程度上表明期刊编辑部审稿流程的公平性和规范性不断提升。这反而提升了少量“内稿”的显示度,不利于“内稿”在学术界的传播并获得认可。Costa Vieira的研究发现,一般而言一篇学术论文发表后,3年内获得全部引用率的1/5,13年内获得引用率的2/3^[31]。因此,本研究的样本由于尚缺乏足够长的时间沉淀,“内稿”贴水程度的恶化趋势仍然有待进一步长时间跨度数据的检验。



图4 关系强度对论文被引次数的影响趋势



图5 关系强度对论文下载次数影响趋势

六、结语

学术期刊应该发挥作为学术公共平台的价值。然而,由于我国的特殊国情,包括宏观的政治和文化传统,以及微观的出版物管理体制和学术评价体制,使得发表机会成为一种稀缺的学术资源。在这种情况下,普通学者对“内稿”普遍持有极为强烈的排斥态度。高校文科学报因其“园地”的办刊定位,在“内稿”问题上更容易受到学术界的普遍质疑^[4]。

本研究以“双一流高校”文科学报和中国社科院系统主办的期刊为研究样本,检验了不同办刊体制下“内稿”的分布规律和贴水率差异。研究发现:(1)高校文科学报“内稿”比例高于社科院系统期刊;(2)“内稿”总体上对论文传播效果产生负向影响;(3)高校文科学报上的“内稿”相对于“非内稿”具有更好的传播效果;(4)整体上中文人文社会科学学术期刊“内稿”的负向效应有逐年恶化趋势。因此,我们可以认为高校文科学报中“内稿”的生产逻辑与“编辑部偏爱”的解释逻辑更为吻合,而中国社科院系统期刊中“内稿”的生产逻辑与“单位偏袒”的解释逻辑更为吻合。目前,高校文科学报尚无法实现专业化转型,为了提升学报的品质和学术影响力,扭转学术界对高校文科学报是各个高校学术发表“自留地”的传统认知;学报编辑部一方面需要增强编辑业务的规范化水平,能够和投稿作者进行规范、及时的沟通;另一方面需要防范低质量“内稿”损害期刊品质。这是目前情境下一种可行且需要长期坚持的提升高校文科学报学术影响力的策略^[3]。

由于研究资源的限制,本研究在样本代表性方面存在一定的不足。本研究以“双一流”高校文科学报和中国社会科学院系统的期刊为样本数据,具有明显的精英主义取向。在目前盛行的学术评价机制下,普通高校的文科学报和普通的专业期刊所面临的稿源选择空间、办刊条件和本研究样本会有很大的不同。这一现实使本研究的结论仅仅适用于精英对决,不适宜推广到所有高校文科学报和专业性学术刊物。大量没有获得评价体制认可的高校文科学报(如非CSSCI来源期刊的高校文科学报),很难和本校科研人员形成双向奔赴的良性互动。此外,由于数据收集的难度,我们也无法充分控制影响传播效果的所有因素,比如不同研究领域会影响论文的传播效果。然而,由于我们收集了社科院系统的所有期刊,所以从学科覆盖范围来说两大刊物系统之间具有可比性。

[参 考 文 献]

- [1] 龚紫钰. 新文科建设背景下高校学报的生存态势及高质量发展路径[J]. 出版发行研究, 2022(07):49-56.
- [2] 杨光宗, 刘钰婧. 高校学术期刊与一流学科建设: 引领、推动及发展[J]. 出版科学, 2018, 26(3):4.
- [3] 朱剑. 我们需要什么样的内涵式发展? ——“双一流”建设背景下高校学术期刊的路径选择[J]. 江南大学学报: 人文社会科学版, 2021, 20(01):14.
- [4] 朱剑. 徘徊于十字路口: 社科期刊的十个两难选择[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2007(04):70-89.
- [5] 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(季刊), 2017, 16(04):1237-1260.
- [6] 刘宇, 伍丹炜. 体制差异、办刊实践与传播效果: “双一流”高校文科学报与中国社会科学院期刊之比较[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2024, 39(05):225-238, 244.
- [7] 赵仁杰, 刘瑞明. 本校偏袒下的学术质量“诅咒效应”——来自中国大陆(2004-2013)高校学报的证据[J]. 世界经济文汇, 2018(02):21-39.
- [8] 周翔翼, 陈大帅, 梁蔚萍. 顶级中文经济学期刊存在编辑部偏爱吗? [J]. 南方经济, 2020(06):105-124.
- [9] 仲伟民, 朱剑. 中国高校文科学报传统析论——兼论高校文科学报体制改革的目标与路径[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2012, 27(05):20-34, 159.
- [10] 朱剑. 自缚与破茧: 40年来高校文科学报体制的演变——以人文社科学报为中心[J]. 吉首大学学报(社会科学版), 2019, 40(06):1-14.
- [11] 朱剑, 仲伟民. 延续与断裂: 中国高校文科学报传统再议——基于中西学术期刊传统的比较[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2024, 63(06):165-183.
- [12] 肖建新. 论“关系稿”[J]. 安徽师范大学学报(人文社会科学版), 2000(04):616-621.
- [13] 邓正来. 以学术为本, 办出学术期刊的品位[J]. 学习与探索, 2006(05):234-236.
- [14] 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.
- [15] Medoff M H. Editorial favoritism in economics? [J]. Southern economic journal, 2003, 70(2):425-434.
- [16] Brogaard J, Engelberg J, Parsons C A. Networks and productivity: Causal evidence from editor rotations [J]. Journal of Financial Economics, 2014, 111(1):251-270.
- [17] Colussi T. Social Ties in Academia: A Friend Is a Treasure[J]. The Review of Economics and Statistics, 2018, 100(1):45-50.
- [18] 李一杉, 刘金松. 举贤不避亲: 内部人特征降低了学术论文的质量和影响力吗? ——以中国大陆教育学术期刊发表的923901篇论文为例[J]. 华东师范大学学报(教育科学版), 2021, 39(10):77-102.
- [19] 邱峰. 高校文科学报本校科研人员发文情况探究——基于104个高校人文社会科学学报发文情况的量化分析[J]. 出版科学, 2016, 24(04):72-76.
- [20] Yoon A H. Editorial bias in legal academia[J]. Journal of Legal Analysis, 2013, 5(2):309-338.
- [21] Reingewertz Y, Lutmar C. Academic in-group bias: An empirical examination of the link between author and journal affiliation[J]. Journal of Informetrics, 2018, 12(1):74-86.
- [22] Lutmar C, Reingewertz Y. Academic in-group bias in the top five economics journals[J]. Scientometrics, 2021, 126(12):9543-9556.
- [23] 李剑鸣. 自律的学术共同体与合理的学术评价[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2014(04):73-78.
- [24] Wallmark JT, Sedig KG. Quality of research measured by citation method and by peer review — A comparison[J]. IEEE Transactions on Engineering Management, 1986, 33(4):218-222.
- [25] Lewis BR, Templeton GF, Luo X. A Scientometric Investigation into the Validity of IS Journal Quality Measures[J]. Journal of the Association for Information Systems, 2007, 8(12):619-633.
- [26] Coats A J S. The top papers by download and citations from the International Journal of Cardiology in 2007 [J]. International Journal of Cardiology, 2008, 131(1):e1-e3.

- [27] 高文涛,郝文武. 中国“双一流”建设的学校,学科和地区分布分析[J]. 当代教师教育,2018,11(01):7.
- [28] 刘宇,张永娟,齐林峰等. 知识启迪与权威尊崇:基于重复发表的引文动机研究[J]. 图书馆论坛,2018,38(04):49-57.
- [29] 刘瑞明,赵仁杰. 政府支持、制度变革与学术期刊进步——来自中国“名刊工程”的经验证据[J]. 经济学(季刊),2020,19(2):473-498.
- [30] Peng T-Q, Zhu JJH. Where you publish matters most: A multilevel analysis of factors affecting citations of internet studies[J]. Journal of the American Society for Information Science and Technology, 2012,63(9):1789-1803.
- [31] Costa Vieira P C. Statistical variability of top ranking economics journals impact[J]. Applied Economics Letters, 2004,11(15): 945-948.

(责任编辑:刘浏)

Will the Quality of the "Inner-Group Articles" Be Worse?

The Moderating Effect of Journal Sponsorship on the Dissemination of Inner-Group Articles

LIU Yu, GAO Shun-heng

(School of Journalism, Yunnan University, Kunming, Yunnan 650500)

Abstract: In Chinese academic community, "inner-group papers" are despised by scholars. However, research on "inner-group papers" is relatively rare, with a few studies primarily focusing on single disciplines or certain type of journals. The previous studies have not addressed the impact of journal sponsorship on "inner-group papers". It is necessary to further explore the distribution patterns and citation rates of "inner-group papers" across different journal sponsorship. This study analyzes 114,473 papers from journals affiliated with the Chinese Academy of Social Sciences, and from humanities and social sciences journals of science and engineering universities as well as comprehensive universities. Findings reveal that "inner-group articles" are more prevalent in university journals than in those affiliated with the Chinese Academy of Social Sciences. Although "Inner-group articles" generally exert a negative impact on dissemination, those in university journals demonstrate a positive effect. Notably, the negative effect of "inner-group articles" on the dissemination of Chinese humanities and social sciences articles has intensified over time. These findings offer empirical insights into the production logic and impact mechanisms of "inner-group articles", informing policy reforms to enhance manuscript selection fairness and improve the quality of the journals.

Key words: inner-group articles; dissemination effect; journal sponsorship; moderating effect