

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

李一杉¹ 刘金松²

(1. 华东师范大学教育学部教育学系/国家教育宏观政策研究院, 上海 200062;
2. 上海师范大学国际与比较教育研究院, 上海 200234)

摘 要: 伴随着学术发表竞争程度加剧,关于学术期刊在论文发表中偏爱内部人稿件的讨论逐渐增加,但是尚无实证研究探讨内部人稿件对教育研究学术论文的质量和影响力发挥了怎样的作用。利用 2001 年至 2019 年中国大陆教育类学术研究期刊发表的 923901 篇论文的数据和 80 位访谈对象提供的文本证据,基于“成本-收益”机制框架、理性决策视角和交易成本概念三者结合的理论逻辑推导分析,就内部人特征对学术论文质量和影响力的效应提出了一项假说与四项研究假设并通过定量分析与质性分析结合的混合研究模式进行验证。研究发现:(1)内部人稿件在大部分“时段*目录*下载/引用”板块中的影响力和质量均优于外部人稿件。(2)随时间由远及近,内部人效应在不同板块有不同的变动趋势,在 CSSCI 来源由负转正,在 CSSCI 扩展与北大核心由正转负,在普通期刊呈现区间波动。(3)内部人特征对质量产生的总效用中包含了一部分影响力的中介/间接效应,该中介/间接效应随板块不同而变动,并且存在遮掩效应,应重视影响力的中介/间接效应对价值发现的作用。(4)位于中低档区间的内部人特征较位于中高档区间的内部人特征呈现更多的负效应,中高档区间的内部人特征则较中低档区间的内部人特征呈现更多的正效应。(5)外部人特征中的伪内部人特征相对内部人特征在质量和影响力维度的效应呈现下降趋势,但优于真外部人特征,并不能简单以“垄断”作负面理解。(6)学术期刊、审稿人和论文作者对内部人稿件的看法及其相应行动随着个体内在特征和所处外部环境的不同而存在明显差异。综合前述分析,本研究认为不能简单地认定含有内部人特征的内部人稿件显著降低了学术论文的质量和影响力,需要具体情况具体分析。同时内部人特征在帮助学术期刊降低与论文作者之间的交易成本时,以内部人稿件占比在中低档增加和中高档减少作为代价,并且这种代价因板块不同而存在差异。基于上述研究结果,本研究站在程序公平和实质公平的角度对学术期刊提出了强化内部流程、提升决策绩效和优化质量与影响力的建议,对论文作者提出了增强研究水平和建立专业声誉的建议。

关键词: 学术评议;业绩表现;成本-收益;KHB 中介效应分析;分位数回归;质性研究

一、引言

学术期刊作为发表学术研究最重要也是最主流的载体,是衡量学术研究质量和影响力的重要因素之一。过去二十年,中国大陆教育研究学术期刊的质量和影响力提升较快,特别是以 CSSCI 目录(教育学)为代表的教育研究核心学术期刊的质量和影响力与日俱增^①。这既与研究人员群体扩大和互联网对学术资源的渗透等外部因素相关,但更重要的内部因素是学术期刊内部管理能力的提升,其中一个重要部分就是审稿过程的优化,特别是匿名审稿制度的实施(姚继军和田亚惠,2019)。除了匿名审稿

* 基金项目:2020 年教育部人文社科基金青年基金项目“我国普通高中学生综合素质评价改革研究”(20YJC880054)。

过程中外部人员的参与和建议,期刊编辑部仍然拥有录用与否的最终决定权。伴随学术发表竞争的白热化,有关这种最终决定权对学术发表影响的研究主要以讨论“学术期刊刊印所在单位论文占比”的形式逐渐增加(李晶,2018;俞立平,2019),既有对内部人稿件降低学术论文质量和影响力的质疑,也有认为不存在负面效应的看法。本研究基于丰富的证据和扎实的方法探究教育学术研究领域中的内部人特征对学术研究质量和影响力的效应及其作用机制,为学术期刊和论文作者深化对内部人特征的认识提供证据参考。

二、文献回顾

学术论文的发表情况与研究人员能否毕业、入职和晋升等现实利益直接相关,特别是在重要学术期刊发表的高水平研究成果会受到更多的关注。因此,研究人员在撰写研究论文的同时,还注重对学术论文发表情况的分析和探讨。

(一) 影响论文质量和影响力的特征

影响论文质量和影响力的特征有很多,除去前述的匿名审稿制度以外,基于对过往研究文献中实证分析的考察,我们认为以下特征对学术论文质量和影响力存在重要影响:(1)发表时段:Ma基于WOS数据库1956—2010年索引的208977篇经济学文献的分析(Ma et al., 2019),将春节作为日期工具变量识别出10-12月发表的论文较其他月份发表的论文在引用量方面缩减18.5%;(2)页数、作者数和参考文献数:Fox等人以生态学期刊为例(Fox et al., 2016),认为每增加一单位的文本页数、作者人数和参考文献数分别可以实现2.2%、4.3%和4.7%的引用量增长;(3)刊内序列:Berger将论文在目录中的序列对质量和影响力的效应解释为受注意力和记忆的心理过程驱动(Berger, 2016);(4)复印转载和资助基金:王轶分析了人大复印转载与学术期刊复合影响因子的正相关性(王轶, 2016),董建军认为不同级别的科研基金资助的学术论文在质量和影响力方面存在显著差异,更高层次的科研基金资助的论文引用量也更高(董建军, 2013);(5)其他:另有部分学者讨论了论文类型(Johnston et al., 2013),作者单位声誉的波敦克效应(Cotgrove & Gaston, 1979),标题长度和标题类型(Bramoulle & Ductor, 2018)等特征对质量和影响力的效应。

(二) 内部人特征与业绩表现

内部人特征是本研究的关键解释变量,通常将它认定为较大范围的客体对象中,与核心主体有较强关系的小部分客体对象(占客体对象总量比值低于50%),主要内涵是被大家所熟知的“私人关系”,有关该主题的探讨主要围绕内部人特征对业绩表现有何影响展开。

已有诸多研究认为在满足规则与标准的前提下,内部人特征对业绩存在正向效应。例如沃斯等人(Voth & Guo, 2019)对1690—1849年英国海军晋升的分析,10%的海军军官与作为海军组织人事决策核心的第一海务大臣和海军元帅存在家谱中正式记载的明确关系。控制了包含核心晋升因素的战斗表现等变量后,发现有关关系的军官被提拔的概率比没关系的军官高出6.3%-8.9%;晋升后控制战力特征(机会、人员和装备),有关系军官的战斗表现较无关系军官高出30%,可见关系对提升海军战斗表现存在明显的正效应。蒋俊彦(Jiang, 2018)利用干部数据库,以作为省级行政区组织人事工作第一负责人的省委书记作为核心,将在其任内首次晋升为市委书记或市长作为存在“紧密关系”的明确识别标准,利用“Patron-Client”的非正式关系分析框架,认为该项非正式关系的存在与否影响了经济增长率中0.38%的增幅,折合约700亿人民币的总产值,且对制造业影响最明显,同时进行多项稳健性检验以保证结果的可靠性。除了在人事晋升和经济绩效方面存在正向效应以外,以可识别私人关系为主要内涵的内部人特征在拉动投资(Abhijit & Kaivan, 2004)、促进就业(Patrick et al. 2008)和信贷获取(Fisman et al. 2017)等方面发挥了增加外部投资、促进人员就业和降低信贷成本与增加信贷规模的正面作用。

(三) 内部人特征对论文质量和影响力的效应

关于内部人特征对学术发表的影响,诸多文献停留在对内部人特征及其影响的思辨性探讨(陈国

剑, 2013), 对该问题进行实证分析的研究文献很少, 且相关实证分析主要出现在经济学和管理学领域。Gerrity 等人 (Gerrity & McKenzie, 1978) 的开创性研究认为美国政治经济学杂志 JPE 刊发了更多与芝加哥大学存在关系的研究者的论文, 随后的研究在不同时间证明这一点依然存在 (Laband, 1985; Wu & Stephen, 2007)。在内部人特征存在的基础上, 有关它对发表成果的质量和影响力存在何种效应, 通过使用不同定义的内部人概念和不同范围的数据 (Laband, & Piette, 1994; Medoff, 2003; Brogaard et al., 2014; Collussi, 2017), 认为内部人特征存在显著正向效应或不存在显著负面效应, 但也有研究者基于不同的证据和立场表达了不同意见 (郭峰和李欣, 2017; 赵仁杰和刘瑞明, 2018), 认为中国经济学重点期刊与高校人文社科类学报中的内部人特征对论文质量和影响力存在明显的负面效应 (即“诅咒效应”)。可见, 基于不同研究领域和不同时段的数据, 内部人特征对论文质量和影响力的效应会有所不同。对教育学学术研究的实证探究, 是否又会得到与经济学、管理学和人文社会科学类期刊不同的实证结论呢? 本文将对此进行论证。

(四) 研究创新、逻辑推导、机制分析和研究假说与假设

基于对前述文献的内容梳理, 笔者发现国内对内部人特征的探讨以思辨性探究居多, 实证检验很少, 且并无以教育学术研究作为研究的对象。本文的重要创新点之一就是理论阐释和实证检验相结合, 形成包括理论思考、数学推理、定量分析和定性探究的集合体。在前述研究的基础上, 笔者针对与前述研究不同的学科领域, 利用更多的研究证据, 通过定量研究与质性研究结合的混合研究架构, 基于具体的研究假说和研究假设, 对内部人特征是否存在和产生了何种效应进行探讨, 拓宽了私人关系对人力资本产出表现的影响与学术研究中关系网络的作用等主题的研究范围。

自从诺贝尔经济学奖桂冠学者 Gary Stanley Becker 教授利用经济学分析方法解释婚姻与家庭决策之后, 经济学的“成本-收益 (Cost-Benefit)”机制框架就被广泛运用于阐释很多看似无关经济的社会和文化问题, 并且在近些年来愈发活跃。类似于钱楠筠对茶叶价格与女性人口规模的探讨 (Qian, 2008)、梁若冰对明清棉花纺织技术革新与女性守节行为的研究 (Liang et al., 2020) 和 Doepke 对家庭教养方式偏好的阐释 (Doepke, 2017; 2019), 笔者将学术期刊决定是否录用一篇学术论文视作对“成本-收益”进行衡量后, 在收益不确定的风险情境下, 追求“低成本-高收益”的理性决策行为。接下来将对这一行为存在的基础进行理论逻辑方面的推导和分析。

如下图 1 所示的“成本-收益”机制框架 (李一杉, 2021), 学术论文作者和学术期刊是学术知识生产市场中的知识生产主体。作为上游知识生产者的论文作者为论文写作支付了生产成本 $\Sigma\theta_I$, 作为下游知识生产者的学术期刊 (同时也是“知识生产中间商”) 在审稿、录用并发表论文时为上游知识生产者支付了消费成本 $\Sigma\xi_I$, 为知识产品消费者支付了生产成本 $\Sigma\theta_{II}$, 学术知识消费市场中的知识产品消费者为了获取知识产品 (学术论文) 支付了由搜寻成本等部分组成的消费成本 $\Sigma\xi_{II}$, 作者和学术期刊都希望作为知识生产者产出的“知识产品”通过“学术知识消费市场”中的知识产品消费行为获得满足预期的期望收益 $\Sigma\psi_I$ (包含物质收益和非物质收益等), 实际收益为 $\Sigma\psi_{II}$ 。



图 1 学术知识生产市场与学术知识消费市场之间“成本-收益”机制框架

本研究借鉴房地产领域的特征价格模型 (又称 Hedonic 模型法, Rosen, 1974) 把住房价格视为被多维度住房特征所反映的思路, 将每篇学术论文视作包含 N 项内部特征 $\Sigma\delta_I$ 与 M 项外部特征 $\Sigma\delta_{II}$ 的组合体 (即学术知识产品), 一部分论文可能会存在同一个单一特征项, 但所有论文的内外特征项组合均不

相同。形成了将 W 个学术知识产品(共 W 个不同的内外部特征组合)作为交易物的学术知识市场。

由于学术期刊在刊发论文前无法得知学术知识消费者为每篇待刊论文提供的实际收益 $\sum \psi_{II}$, 因此只能以每篇论文内部特征 $\sum \delta_I$ 为核心并结合外部特征 $\sum \delta_{II}$ 对期望收益 $\sum \psi_I$ 进行判断, 并且对期望收益存在基准要求 $\sum \psi'_I$ 。每个生产者组合(作者+学术期刊的联合体)的期望收益 $\sum \psi_I$ 是内部特征 $\sum \delta_I$ 与外部特征 $\sum \delta_{II}$ 的函数, 即 $\sum \psi_I = F_I(\sum \delta_I, \sum \delta_{II})$ 。(1)首先, 每个生产者组合对自己生产的单个知识产品(具有唯一的内外部特征组合)存在唯一的期望收益函数, 即期望收益函数与知识产品存在一对一的对应关系。并且其中每个生产者组合对各项特征的偏好系数受到主客观内外环境的影响而有所不同, 即在单个知识产品的期望收益函数方程 F_I 中, 各内外部特征项 $\delta_{I-1}, \delta_{I-2} \cdots \delta_{I-N}$ 和 $\delta_{II-1}, \delta_{II-2} \cdots \delta_{II-M}$ 的对应参数 $F_{I-1}, F_{I-2} \cdots F_{I-N}$ 和 $F_{II-1}, F_{II-2} \cdots F_{II-M}$ 大概率互不相同(不排除有个别参数相同); (2)其次, 每个生产者组合在面对自己生产的彼此不同的知识产品(具有不同的特征项组合), 因其特征项组合差异导致期望收益函数中的参数差异, 从而产生了互不相同的期望收益函数, 即第 e 个生产者组合对自己生产的 J_e 个学术产品($J_e \in W$)对应的 J_e 个内外部特征组合, 生成互不相同的 J_e 个期望收益函数(一对多); (3)最后, 所有生产者组合提供了 $\sum J_e$ 个学术产品($\sum J_e = W$), 每个学术产品是 $M+N$ 个内外特征项的组合, 且各学术产品的内外特征项组合不同, 则共有 $\sum J_e$ 个互不相同的内外特征项组合, 全体生产者组合会对应生成参数组合各不相同的 $\sum J_e$ 个期望收益函数(多对多)。

对于学术知识消费市场中由学术知识消费者提供的实际收益 $\sum \psi_{II}$ (反映了产品的公允价值 $\sum \psi'_{II}$), 同样是内部特征 $\sum \delta_I$ 与外部特征 $\sum \delta_{II}$ 的函数, 即 $\sum \psi_{II} = F_{II}(\sum \delta_I, \sum \delta_{II})$ 。(1)首先, 同一消费者面对单个学术产品时提供的实际收益函数方程 F_{II} 中, 对各内外部特征项 $\delta_{I-1}, \delta_{I-2} \cdots \delta_{I-N}$ 和 $\delta_{II-1}, \delta_{II-2} \cdots \delta_{II-M}$ 的参数存在差异, 即 $F_{II-1}, F_{II-2} \cdots F_{II-N}$ 和 $F_{II-N+1}, F_{II-N+2} \cdots F_{II-N+M}$ 大概率互不相同(不排除有个别参数相同); (2)其次, 同一消费者面对不同知识产品的不同内外特征项组合时, 针对其能够为自己提供的主观效用不同, 消费者给出的实际收益函数也不相同, 即第 k 个消费者在面对第 j 个学术产品时实际收益函数不同于面对第 $j+1$ 个学术产品的实际收益函数, 这是由第 j 个学术产品的内外特征项组合与第 $j+1$ 个学术产品不同所决定, 即 $(\sum \delta_I, \sum \delta_{II})^j \neq (\sum \delta_I, \sum \delta_{II})^{j+1}$ 导致了 $F_{II}^j \neq F_{II}^{j+1}$; (3)最后, 考虑到学术知识消费市场中存在特征项组合偏好呈现高度异质性的 K 个消费者(存在 K 个特征项组合主观偏好), 在面对市场中存在的共计 W 个互不相同的知识产品时, 他们对 W 个内外特征项组合就生成了 $K*W$ 个互不相同的实际收益函数。

综合前述关于期望收益函数与实际收益函数的阐释, 考虑到学术知识生产与消费市场中并存的众多生产者组合和消费者对作为知识产品的学术论文的内外特征组合存在高度异质性的偏好, 学术知识消费市场包含的 W 个知识产品就对应 W 个期望收益函数和 $K*W$ 个实际收益函数; 同一个知识产品(具有唯一的内外项特征组合)对应于 1 个学术知识生产者的期望收益函数和 K 个学术知识消费者的实际收益函数, 且期望收益函数与实际收益函数是无法在面对同一特征组合(同一篇学术论文)时实现完全等同。这种函数方程的参数差别带来的是同一个学术知识产品的期望收益与实际收益差异, 使得作为生产者的论文作者和学术期刊需要承担刊印论文的实际收益 $\sum \psi_{II}$ (由消费者提供)低于期望收益 $\sum \psi_I$ 的亏损风险($\sum \psi_{II} < \sum \psi_I$)和获得高于期望收益 $\sum \psi_I$ 的超额利润($\sum \psi_{II} > \sum \psi_I$)。这种不确定性使作为知识生产中间商的学术期刊需要获得在学术知识消费市场中面对学术知识消费者的消费信息以调整在学术知识生产市场中面对上游知识生产者(论文作者)的“生产-消费”环节。

在学术知识生产市场的“生产-消费”环节中, 上下游知识生产者之间存在作为决策与交换过程的审稿流程, 这一过程中包含由信息和议价等部分组成的交易成本 $\sum \varphi$ (Coase, 1937), 在这一环节中影响交易成本 $\sum \varphi$ 的核心因素是学术论文的内部特征 $\sum \delta_I$, 满足内部特征要求 $\sum \delta'_I (\sum \delta_I \geq \sum \delta'_I)$ 的学术论文能够让学术期刊降低交易成本 $\sum \varphi$, 提升双方达成录用协议的概率。但为了在学术知识消费市场中获得更稳妥的实际收益 $\sum \psi_{II}$, 学术期刊也要考虑外部特征 $\sum \delta_{II}$, 内外部特征的结合可以让学术期刊获得更多的信息以优化对期望收益 $\sum \psi_I$ 的判断, 提升决策绩效, 降低决策失误导致亏损的可能性并逼近理论

上的最优决策,这符合“低成本-高收益”的理性决策偏好(朱红,2003)。在这其中,考虑到信息具有“区域粘性”的特性(特别是对于缄默信息而言),与学术期刊属于同一区域内的内部人稿件作者身份,可以让学术期刊获取外部特征相关信息的成本要低于外部人稿件作者,信息获取量也更高,有助于学术期刊提升预期收益估算的精确度并降低估算成本。从理想状态来说,如果学术期刊判断内部人稿件的期望收益 $\Sigma\psi_I$ 无法满足其要求 $\Sigma\psi'_I$,则学术期刊与内部人稿件的作者学术知识生产市场中的交易是无法完成的,即拒稿。这种状态可以认为学术期刊不因内部人特征而降低录用标准。

基于前述围绕“期望收益”与“实际收益”之间存在差异的理论逻辑推导模型和分析,本研究围绕“成本-收益”机制框架,从降低交易成本和优化决策的视角提出假说:“内部人特征降低了学术知识生产市场中学术期刊与论文作者之间交易过程的交易成本 $\Sigma\varphi$,缓解了学术期刊面对论文作者时的信息不对称情况,强化了其对学术论文内部特征 $\Sigma\delta_I$ 和外部特征 $\Sigma\delta_{II}$ 的了解,优化了决策行为与对期望收益 $\Sigma\psi_I$ 的判断,弱化了误判学术知识消费市场提供的实际收益 $\Sigma\psi_{II}$ 的风险。但并未在促进寻租行为、降低录用标准和劣化学术发表质量与影响力方面发挥作用。”在该研究假说的基础上笔者提出四条研究假设并进行讨论和验证。H1:内部人稿件在影响力维度并不显著弱于外部人稿件。H2:内部人稿件在质量维度并不显著弱于外部人稿件。H3:影响力内部人效应并不显著为负(影响力维度的内部人特征并不显著弱于外部人特征)。H4:质量内部人效应并不显著为负(质量维度的内部人特征并不显著弱于外部人特征)。^②

三、实证数据与实证方法

(一) 实证数据

首先,笔者以在2001年至2019年期间的任意一年曾入选南京大学中文社会科学引文索引CSSCI教育学目录(来源+扩展+集刊)、北京大学中文核心期刊要目总览目录(教育学)、中国社会科学院中国人文社会科学期刊AMI综合评价报告入选期刊(教育学)和中国知网中国学术期刊影响因子年报(人文社会科学-教育学)的教育研究学术期刊作为总体,通过人工筛选的方式确定了样本期刊名单^③,然后使用Python爬虫在2020年4月-6月期间从中国知网获取了180本样本期刊在2001—2019年发表论文的数据共计1031253篇,其中CSSCI来源(含集刊)论文153706篇,CSSCI扩展论文52232篇,北大核心论文336153篇,普通期刊论文489162篇。最后通过多项机器学习算法识别并清洗整理了数据,删除了非学术论文类型的文献,将剩余数据作为分析的总样本。具体各“时段*目录”的样本量与内部人和外部人稿件数量参见表1。

表1 样本容量

分样本	2001—2003	2004—2006	2007—2009	2010—2012	2013—2015	2016—2019	总计
CSSCI来源	17481	21892	26818	22480	20636	24391	133698
内/外数量	1641/15840	2033/19859	2191/24627	2092/20388	1739/18897	1850/22541	11546/112152
CSSCI扩展	无	无	8134	13916	11493	13149	46692
内/外数量	无	无	682/7452	868/13048	654/10839	796/12353	3000/43692
北大核心	19666	47458	56638	50976	61712	63036	299486
内/外数量	1118/18548	1924/45534	1620/55018	1808/49168	2410/59302	2488/60548	11368/288118
普通期刊	56403	54113	62571	79828	88499	102611	444025
内/外数量	5889/50514	6100/48013	7252/55319	7890/71938	7500/80999	8298/94313	41929/401096
总计	93550	123463	154161	167200	182340	203187	923901
内/外数量	8648/84902	10057/113406	11745/142416	12658/154542	12303/170037	13432/189755	67843/845058

在考察内部人特征对学术论文的质量和影响力产生何种效应之前,首先要对“内部人特征”这一关键概念及其衍生的“内部人稿件”、“内部人单位”和“内部人效应”做出定义。在前述关于内部人特征

对论文质量和影响力的研究文献中,研究者针对外国学术期刊的特点,以论文作者与期刊编辑是否拥有在同一家单位(仅同校,非同期)工作、学习与毕业等方面的共同经历构建了多重识别的标准。但是在中国大陆,教育研究学术期刊多由从事专业研究的法人单位主办,编辑人员也长期由主办法人单位内部人员担任,并且鲜有在多家不同非研究型法人单位之间流转,同时从数据完整性和系数估计精确性出发,笔者将“内部人特征”定义为“学术论文中作者单位排名第一的法人单位与刊发该论文的学术期刊所在的主办或主编法人单位相同”,拥有该特征的论文稿件就可以认为是“内部人稿件”。“内部人单位”定义为“如果学术论文作者单位所在的法人单位与学术期刊的主办或主编法人单位相同,则认为是内部人单位(无论该单位是否是第一作者单位)”,“内部人效应”定义为“在控制其他变量的情况下,内部人特征相比外部人特征在影响力和质量方面的相对优劣情况”^④,通过对定义的优化,避免了过往研究文献中使用的“关系稿”这一定义的不精确性及其带来的数据不完整与估计偏倚问题^⑤。同时本研究使用的定义也与目前学术界对这一问题讨论的界定相同,可以对该议题实现回应。

由于本项研究无法获得学术期刊的投稿数据,因此只能站在外部人员相对学术知识生产者而言是客观立场的全体学术知识消费者的视角下展开对问题的讨论,从这个角度来看,单篇论文累积的下载量和引用量是最合适的指标。下载量和引用量是被广泛用于评估学术论文水平的基础性指标,特别是引用量及其衍生指标,通常被用于反映研究人员、发表机构和刊印期刊的研究水平和质量。下载量则被认为是评估论文影响力的指标,两者各有侧重又互相联系,存在中等程度的相关性(谢娟等,2017)^⑥。本研究以自然对数化的下载量 $LnDownload$ (下载量对数转换)和引用量 $LnCite$ (引用量+1后对数转换)分别作为评估论文影响力和质量的主要代理变量和模型被解释变量^⑦。除了本研究的关键解释变量和被解释变量以外,基于对前述文献和现实逻辑的梳理,并参考期刊编辑人员的意见(Berk et al., 2017),通过将自变量逐步放入回归模型的方式,以均方根误差(RMSE)、赤池信息准则(AIC, Akaike, 1974)、施瓦茨-贝叶斯信息准则(Schwarz-BIC, Schwarz, 1978)、方差膨胀因子(VIF)和夏普利值分解(Shapley Value Decomposition, Huettner & Sunder, 2012)及其衍生的重要性分析(Dominance Analysis, Israeli, 2007)为佐证,将其他影响两个被解释变量的适当特征构造为控制变量并纳入到回归模型中加以控制(表2),包含连续型变量14个和类别型变量13个,后者以因子变量(连玉君和杨柳,2018)的方式作为固定效应项纳入到回归模型中^⑧。

表2 控制变量

变量	含义	变量	含义
摘要长度	论文摘要字数(及其平方项)	关键词数	论文关键词数(及其平方项)
论文页数	依同年《教育研究》做标准化调整(及其平方项)	作者人数	论文的作者人数(及其平方项)
参考文献	参考文献的数量(及其平方项)	标题长度	论文标题字数(及其平方项)
标题类型	副标题结构,是=1,否=0	核心作者	以期刊类别分3年一段后进行识别,是=1,否=0
发表时段	分年初、年中和年末,标记为1/2/3	刊内位置	分刊首、刊中和刊尾,标记为1/2/3
月份对数	发表时间距获取时间间隔的对数(及其平方项)	所处地域	归类至地市级行政区,格式为“A省a市”
匿名审稿	以期刊发布匿名审稿通知为准	研究领域	依中图分类号分570类,优先排序第一与教育类
论文类别	实证=1,思辨=0,机器学习分类	影响因子	两年期标准复合影响因子,收集自中国知网
单位类型	分44类,以校院二级的层级和性质划分	研究资助	是否有研究资助及其类别,分5类
人大复印	获得转载=1,未获转载=0,目录匹配	期刊*年份*月份	发表期刊*发表年份*发表月份的交互项

(二) 实证方法

1. 基准 OLS 回归模型与稳健性检验 Tobit 回归模型

为了评估内部人特征对学术论文影响力和质量的效应,将论文下载量和引用量作为被解释变量,以内部人Insider作为关键解释变量,以其他可能影响论文下载量和引用量的诸多因素作为控制变量,

通过对内部人 $Insider$ 的系数进行计算的方式来考察内部人效应。基准 OLS 回归模型如 1 和 2 所示：

$$LnDownload_{i,j,n,k} = \alpha_D + \beta_{D1} Insider_{i,j,n,k} + \beta_{D2} Factors_{i,j,n,k} + \varepsilon_{i,j,n,k} \quad (1)$$

$$LnCite_{i,j,n,k} = \alpha_C + \beta_{C1} Insider_{i,j,n,k} + \beta_{C2} Factors_{i,j,n,k} + \varepsilon_{i,j,n,k} \quad (2)$$

在模型 1 和 2 中, $LnDownload_{i,j,n,k}$ 和 $LnCite_{i,j,n,k}$ 作为被解释变量, i 、 j 、 n 、 k 分别表示论文的发表期刊、发表年份、发表期和期内序列四项特征。 α_D 和 α_C 是截距, $Insider_{i,j,n,k}$ 是该论文是否为“内部人稿件”(关键解释变量), β_{D1} 和 β_{C1} 是“内部人特征”对两个被解释变量的系数(即效应), $Factors_{i,j,n,k}$ 是影响被解释变量的控制变量组合(视为向量,下同), β_{D2} 和 β_{C2} 表示其他控制变量对被解释变量的系数, ε 表示误差项。由于同本期刊在同年同月内刊发的论文可能会受到共同的“不可观测特征(如选题方针、编辑偏好和学术论文平均生产成本等)”的影响而具有扰动项自相关特征, 笔者通过构建“发表期刊*发表年份*发表月份”交互项, 对其施加聚类稳健标准误差 (Abadie et al., 2017) 和将其作为固定效应项纳入回归方程中来处理这一问题。

经过转换后, 被解释变量中的一部分数据为零值(特别是 $LnCite$), 可以将其视为在零点出现截断, 因此笔者使用 Tobit 模型 (Tobin, 1958) 作为基准回归 OLS 模型设定及其结果的稳健性检验。稳健性检验模型 3 和 4 分别对应于基准 OLS 回归模型 1 和 2, 使用极大似然 ML 算法的估计系数公式分别是 5 和 6。

设定 $LnDownload_{i,j,n,k}^*/LnCite_{i,j,n,k}^* = Factor'_{i,j,n,k}\beta + \varepsilon_{i,j,n,k}$, 且 $\varepsilon_{i,j,n,k} \sim N(0, \sigma^2)$, 则观察到

$$LnDownload_{i,j,n,k} = \begin{cases} Factor'_{i,j,n,k}\beta + \varepsilon_{i,j,n,k}, & \text{当 } LnDownload_{i,j,n,k}^* > 0 \\ 0, & \text{当 } LnDownload_{i,j,n,k}^* \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

$$LnCite_{i,j,n,k} = \begin{cases} Factor'_{i,j,n,k}\beta + \varepsilon_{i,j,n,k}, & \text{当 } LnCite_{i,j,n,k}^* > 0 \\ 0, & \text{当 } LnCite_{i,j,n,k}^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

在公式 5 和 6 中, $LnDownload_{i,j,n,k}$ 、 $LnCite_{i,j,n,k}$ 和 $Factors_{i,j,n,k}$ 分别简写为 $LnD_{i,j,n,k}$ 、 $LnC_{i,j,n,k}$ 和 $F_{i,j,n,k}$, 等号右侧加号的左半部分对应于无限制观测值的经典回归部分, 右半部分对应于受限观测值的概率部分, 整体来看是一个离散分布与连续分布混合的非标准化似然函数。

$$\ln L = \sum_{LnD_{i,j,n,k} > 0} -\frac{1}{2} \left[\ln(2\pi) + \ln \sigma^2 + \frac{(LnD_{i,j,n,k} - F'_{i,j,n,k}\beta)^2}{\sigma^2} \right] + \sum_{LnD_{i,j,n,k} = 0} \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{F'_{i,j,n,k}\beta}{\sigma} \right) \right] \quad (5)$$

$$\ln L = \sum_{LnC_{i,j,n,k} > 0} -\frac{1}{2} \left[\ln(2\pi) + \ln \sigma^2 + \frac{(LnC_{i,j,n,k} - F'_{i,j,n,k}\beta)^2}{\sigma^2} \right] + \sum_{LnC_{i,j,n,k} = 0} \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{F'_{i,j,n,k}\beta}{\sigma} \right) \right] \quad (6)$$

2. 中介效应模型

从现实逻辑的角度出发进行推理, 可以认为引用行为是发生在下载行为之后, 因此笔者认为内部人及其他控制变量对引用量的总效应包含了下载量的中介/间接作用。基于 Baron-Kenny 中介效应框架 (Baron & Kenny, 1986) 及其约束条件的修正 (Zhao et al., 2010), 本研究使用 Karlson-Holm-Breen (Karlson & Holm, 2011) 算法估算中介效应, 相比被广泛使用的 Sobel-Goodman 中介效应算法 (Sobel, 1982), KHB 算法面向广义线性模型, 不仅可以纳入因子变量符以更方便的方式实现对数据中诸多固定效应项的控制, 而且还可以使用聚类稳健标准误差而不同于常用的观测信息矩阵 OIM 标准误差, 满足本研究的需要。对线性模型的中介效应分解如下:

$$LnCite_{i,j,n,k} = \alpha_{FD} + \beta_{FD} Insider_{i,j,n,k} + \gamma_{FD} LnDownload_{i,j,n,k} + \delta_{FD} Factors_{i,j,n,k} + \varepsilon_{i,j,n,k} \quad (7)$$

$$LnCite_{i,j,n,k} = \alpha_{RT} + \beta_{RT} Insider_{i,j,n,k} + \delta_{RT} Factors_{i,j,n,k} + \varepsilon_{i,j,n,k} \quad (8)$$

$$\beta_{ID} = \beta_{RT} - \beta_{FD} \quad (9)$$

完整模型 (Full Model) 7 中的 $Insider_{i,j,n,k}$ 是效应待分解的关键解释变量, $LnDownload_{i,j,n,k}$ 是中介变

量,前者通过影响后者对被解释变量 $LnCite_{i,j,n,k}$ 产生中介效应, β_{FD} 是 $Insider_{i,j,n,k}$ 对 $LnCite_{i,j,n,k}$ 的直接效应, $Insider_{i,j,n,k}$ 对 $LnCite_{i,j,n,k}$ 的总效应由简略模型(Reduce Model)8的 β_{RT} 表示, $Insider_{i,j,n,k}$ 通过影响 $LnDownload_{i,j,n,k}$ 对 $LnCite_{i,j,n,k}$ 产生的中介效应表示为模型9的 β_{ID} 。KHB法与传统的逐步法在线性模型的中介效应/间接效应算法步骤方面存在差别,但在最终的效应阐释方式相同,即如果直接效应 β_{FD} 与中介效应 β_{ID} 同号,则是属于部分中介效应,报告中介效应 β_{ID} 占总效应 β_{RT} 的比例 β_{ID}/β_{RT} ;如果双方异号,则属于遮掩效应,报告间接效应 β_{ID} 与直接效应 β_{FD} 比例的绝对值 $|\beta_{ID}/\beta_{FD}|$ 。

3. 含聚类稳健标准误差的分位数回归 QR 模型

考虑到作为被解释变量的影响力和质量呈现明显的有偏分布,高低水平的论文在影响力和质量指标上的差别很大,具有明显的异质性,即内部人特征对于相同“时段*目录”板块内不同质量和影响力的论文可能存在不同的效应。因此本研究使用含聚类稳健标准误差的分位数回归 QR 模型(Parente & Santos Silva, 2016)考察内部人特征对不同分位数影响力和质量的效应,它是条件分位数回归 CQR 模型(Koenker, 1978)在聚类稳健标准误差条件下的改进,其公式设定如下所示:

$$Q_{i,\tau}(LnDownload_i|Factors_i) = \beta_{\tau,i} Factors_i + u_{\tau,i} \quad (10)$$

$$Q_{i,\tau}(LnCite_i|Factors_i) = \beta_{\tau,i} Factors_i + u_{\tau,i} \quad (11)$$

在模型10和11中, $Q_{i,\tau}(LnDownload_i|Factors_i)$ 和 $Q_{i,\tau}(LnCite_i|Factors_i)$ 分别表示给定解释变量向量 $Factors$ (包括关键解释变量内部人特征 $Insider$)的情况下,子样本 i 的被解释变量 $LnDownload_i$ 和 $LnCite_i$ 的 τ 分位数。不同的分位数 τ ,系数向量 β_{τ} 也不同。类似于基准回归模型的最小二乘法 OLS 通过被解释变量的条件均值建模,再利用最小化残差平方和得到系数向量,分位数回归通过分位数建模,并以最小化加权的残差绝对值来获得最优解,距离目标分位数远近与权重成反比。在本研究中,除了使用普通的分位数回归作为基准以外,每项基准模型的结果会使用 Bootstrap 自举抽样分位数回归迭代 10000 次、广义分位数回归 GQR(Powell, 2020)和分位数截尾回归 CQIV(Chernozhukov et al., 2015; Kowalski, 2016; Chernozhukov et al., 2019)作为稳健性检验,以保证结果的有效性。公式10和公式11中系数向量 $\beta(\tau)$ 的分位数估计公式分别对应为公式12和公式13^⑨,其中 $LnDownload_i$ 、 $LnCite_i$ 和 $Factors_i$ 分别简写为 LnD_i 、 LnC_i 和 F_i :

$$\widehat{\beta}(\tau) = \underset{\beta \in \mathbb{R}^k}{\operatorname{argmin}} \left[\frac{1}{G} \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(LnD_{gi} - \beta_{gi} F_i) - \frac{1}{G} \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(u_{gi}) \right] \quad (12)$$

$$\widehat{\beta}(\tau) = \underset{\beta \in \mathbb{R}^k}{\operatorname{argmin}} \left[\frac{1}{G} \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(LnC_{gi} - \beta_{gi} F_i) - \frac{1}{G} \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(u_{gi}) \right] \quad (13)$$

4. 质性研究的进一步讨论

由于数据收集的局限性,因此本研究的定量分析部分只能站在“全体学术知识消费者”的立场上,使用由其产出的下载量和引用量作为模型被解释变量,对于研究假说的验证是从外围进行分析。为了更深入地验证研究假说,本研究还采用质性研究收集学术期刊、审稿人和作者/读者对“内部人特征”及衍生概念的态度与处理措施并进行分析,在定量研究分析内部人效应“是什么”的基础上,探究其背后的“为什么”,以完善对研究假说和研究假设的验证。该部分内容将在“进一步讨论”中进行呈现。

四、实证分析

(一) 描述统计与推断统计

在分析内部人特征在影响力和质量两个维度的效应之前,先描述其基本趋势(参见表3)。总样本中内部人稿件的占比为8.09%,分摊到期刊中的平均占比是12.3%,从2001—2003年的9.78%下降至2016—2019年的6.63%,考虑到内部人稿件占比本就不高,3.15%的差值代表了32.21%的下降幅度,说明我国教育研究学术期刊在强化内部管理方面获得了相当程度的进步。

表 3 各“目录*时段”板块内部人稿件与外部人稿件的篇均下载量与引用量和占比

分样本	内/外指标	2001—2003	2004—2006	2007—2009	2010—2012	2013—2015	2016—2019
CSSCI来源	篇均下载	689.94/436.58	725.02/558.51	768.81/635.81	886.64/794.89	982.81/933.78	814.02/706.42
	篇均引用	35.83/22.89	25.08/20.79	17.86/16.35	16.69/17.37	16.81/17.31	8.81/7.17
	百分比%	9.39/90.61	9.29/90.71	8.17/91.83	9.31/90.69	8.43/91.57	7.58/92.42
CSSCI扩展	篇均下载			421.79/383.83	408.47/400.31	441.02/423.67	310.10/376.35
	篇均引用	无	无	10.67/8.92	8.91/8.35	8.73/7.95	2.71/4.05
	百分比%			8.38/91.62	6.24/93.76	5.69/94.31	6.05/93.95
北大核心	篇均下载	200.15/146.23	349.11/215.87	341.30/234.78	286.54/249.16	245.09/223.47	236.07/228.53
	篇均引用	6.99/5.49	10.72/7.11	8.58/5.77	5.06/4.99	4.37/3.77	2.53/2.34
	百分比%	5.68/94.32	4.05/95.95	2.86/97.14	3.55/96.45	3.91/96.09	3.95/96.05
普通期刊	篇均下载	147.28/121.47	206.91/187.23	221.83/203.03	198.64/181.27	158.35/136.75	136.37/155.06
	篇均引用	5.20/4.32	6.22/5.80	4.89/4.25	3.99/3.51	2.78/2.37	1.67/1.63
	百分比%	10.44/89.56	11.27/88.73	11.59/88.41	9.88/90.12	8.47/91.53	8.09/91.91

通过表 3 可以得到内部人特征对于论文质量和影响力效应的初步结果。在篇均下载量方面,整体样本是 272.87 次,内部人稿件是 312.96 次,考虑数据分布状况使用非参数 Kruskal-Wallis 检验,后者在 1% 的显著性水平上高于外部人稿件的 269.26 次,均值较外部人稿件高出 16.23%;在篇均引用量方面,整体样本是 5.96 次,内部人稿件是 7.13 次,在同样的检验中后者于 1% 的显著性水平上高于外部人稿件的 5.87 次,均值较外部人稿件高出 21.05%。从“时段*目录*下载/引用”板块划分的角度来看,尽管内部人稿件占比很低,但内部人稿件在占总数 88.64% 的 39 个板块中以不同程度的显著性高于外部人稿件。基于前述证据,可以初步认为,在大部分板块中,假设 H1 和 H2 得到了验证,即内部人稿件在影响力和质量方面并不显著弱于外部人稿件。但为了得到更可靠的证明,还需要进行更严格的计量分析以实现研究假设 H3 和 H4 的进一步验证。

(二) 基准 OLS 回归模型

表 4 给出的基准模型结果是内部人特征在影响力和质量维度的效应。整体来看,内部人特征相对于外部人特征的劣势(内部人效应负值)逐渐缩小,甚至在 2016—2019 年 CSSCI 来源板块中转为正值。但相较而言,普通期刊中的内部人效应转变还不是那么快(在最后一个时段较前一时段出现了下降),而在 CSSCI 扩展和北大核心的内部人效应由正转负(尽管最后一个时段较前一时段转折上升)。在 44 个“时段*目录*下载/引用”板块的模型中有 32 个模型的结果并不显著,也就是说在 72.73% 的板块中,内部人特征对外部人特征的优势和劣势均不显著,支持了假设 H3 和 H4 的非显著负值条件。在剩余的 12 个回归模型结果中,仅有“2016—2019+CSSCI 来源+Ln 引用”为显著正值(即内部人特征较外部人特征的引用量多出 8.4%,其他回归模型结果作类似解读)。考虑到数值与显著性,影响力维度的内部人效应要弱于质量维度(效应均值-0.027: -0.008)。综上可以认为,内部人特征在多数情况下并未发挥显著作用,即使有显著作用,也以负面效应居多。

关于“内部人单位非第一作者单位的稿件”,前述内容中将“内部人稿件”定义为“学术论文中作者单位排名第一的法人单位与刊发该论文的学术期刊所在的主办或主编法人单位相同的稿件”,强调内部人单位的排序。“内部人特征”相对“内部人单位非第一作者单位的特征”在影响力方面具有-0.028 的效应均值,在质量方面具有-0.009 的效应均值,表示在控制各项因素之后,“内部人单位非第一作者单位的特征”相对“内部人特征”在影响力和质量维度分别存在 2.8% 和 0.9% 的优势,相比于全体“外部人特征”面对“内部人特征”的 2.7% 和 0.8% 的优势,在本研究情境下,作为全体“外部人特征”一部分的“内部人单位非第一作者单位的特征”在面对“内部人特征”时,于影响力和质量维度的表现略微

优于全体“外部人特征”的平均水平,结合系数差异检验(连玉君和廖俊平,2017)显示无明显差异的结果,可以认为在全体学术知识消费者的立场来看,“内部人单位非第一作者单位的特征”更接近于“外部人特征”而非“内部人特征”,因而在类别上“内部人单位非第一作者单位的稿件”更接近于“外部人稿件”而非“内部人稿件”。

表4 基准 OLS 回归模型

基准OLS	CSSCI来源		CSSCI扩展		北大核心		普通期刊	
时段/因变量	影响力	质量	影响力	质量	影响力	质量	影响力	质量
2001—2003	-0.045 (0.047)	-0.038 (0.038)	无	无	0.028 (0.053)	0.01 (0.049)	-0.084*** (0.022)	-0.073*** (0.019)
2004—2006	-0.07** (0.028)	-0.088* (0.043)	无	无	0.028 (0.028)	0.018 (0.039)	-0.021 (0.017)	-0.017 (0.016)
2007—2009	-0.075*** (0.028)	-0.061** (0.038)	0.003 (0.044)	0.062 (0.051)	0.043 (0.037)	0.049 (0.042)	-0.018 (0.019)	-0.019 (0.014)
2010—2012	-0.038 (0.027)	-0.042 (0.034)	-0.08** (0.03)	-0.024 (0.028)	-0.022 (0.032)	-0.014 (0.035)	-0.038** (0.018)	0.002 (0.015)
2013—2015	0.011 (0.027)	0.051 (0.033)	-0.061** (0.029)	-0.036 (0.042)	-0.07** (0.03)	-0.019 (0.019)	-0.01 (0.016)	0.003 (0.013)
2016—2019	0.021 (0.02)	0.084*** (0.022)	-0.043 (0.041)	-0.013 (0.034)	-0.043* (0.025)	-0.015 (0.02)	-0.015 (0.015)	0.005 (0.009)

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。模型中包含了所有控制变量,由于其中含有较多虚拟变量,因此并未在表格中进行汇报。模型均在“期刊*年份*月份”层面控制了聚类稳健标准误差和固定效应,括号内是标准误差。

在基准 OLS 回归模型中,影响力模型组的平均解释能力 R^2 是 0.6393,这一数值表明模型的解释能力尚可。内部人的整体效应为负,伴随时段由远及近,在 CSSCI 来源和普通期刊的内部人效应分别由 -0.045 和 -0.084 提升到 0.021 和 -0.015,提升幅度分别是 146.67% 和 82.14%,但 CSSCI 扩展与北大核心则分别由 0.003 和 0.028 下降至 -0.043,降幅分别是 1533.33% 和 253.57%。考虑到作者单位已经纳入到控制变量中,所以即使考虑到 CSSCI 来源学术期刊由研究能力较强的高水平高校主办,剥离了作者单位类型对影响力的影响,也可以认为 CSSCI 来源板块中的内部人效应已经得到了相当程度的改善,但其他三项目录的情况则不如前者乐观,持续为负,有待改进。质量模型组的平均解释能力 R^2 是 0.3249,这一水平比影响力模型组低了不少,但依然处于合理水平。伴随时段由远及近, CSSCI 来源目录中质量维度的内部人效应由负转正且持续增加(-0.088 转为 0.084),波动幅度相比影响力维度更大,可见内部人效应对于提升 CSSCI 来源板块的论文质量有很大的帮助。但对于其他三个目录质量维度的效应则与影响力维度类似,不容乐观。与前述对描述统计数据非参数 Kruskal-Wallis 检验对应,对同时段不同目录与同时段不同目录的回归结果进行分样本组间系数检验,显示回归结果之间存在显著的统计差异,可以认定不同“时段*目录”之间的内部人效应系数出现了显著变动。

造成前述状况的原因可能是由于早期 CSSCI 的声名不显,高校科研成果认定也并不以其作为首选,但伴随 CSSCI 来源期刊成为高校科研成果认定的主要依据而使其声名鹊起造成发表竞争加剧,入选期刊面临的寻租压力加大,同时也倒逼内部建设,不满足要求的内部人稿件无法发表在 CSSCI 来源期刊中,只能降级转投其他期刊(特别是近些年 CSSCI 刊文量下降的挤压),使得其他目录的学术期刊承接了来自 CSSCI 的负面效应溢出,刊发的内部人稿件在影响力和质量维度的正面效应难以显现。结合前述分析,可以认为假设 H3 和 H4 在不同的“时段*目录*下载/引用”板块存在不同的表现。其中 11 个板块存在显著负效应,否定了假设 H3 和 H4; 1 个存在显著正效应板块、17 个存在不显著负效应和 14 个存在不显著正向效应的板块,肯定了假设 H3 和 H4。

关于控制变量。本研究发现获得人大复印转载可以增加 24.72% 的影响力和 36.95% 的质量,实证类论文相比思辨类论文在影响力和质量方面获得了 9.83% 和 6.25% 的优势,匿名审稿的论文较非匿名

审稿在两项指标分别高出 7.28% 和 12.4%。在发表时段和刊印序列方面, 1-3 月发表的论文比 4-9 月与 10-12 月发表的论文要分别多出 2.62% 和 7.28% 的影响力与 0.33% 和 6.61% 的质量, 刊首论文相比刊中和刊尾在这两方面则分别存在 8.97% 和 17.08% 与 11.19% 和 21.66% 的优势。在核心作者方面, 核心作者一作论文相比非核心作者一作论文在影响力与质量方面要分别多出 6.41% 和 6.19% 的优势。在院校方面, 较高的学校层次(如 985/211 的师范高校)结合教育类院系的作者身份代表的专业优势, 为论文带来了更强的影响力和质量优势。在涉及领域方面, 以教育学理论为基准, 教学理论、电化教育、教育心理学、教师&学生、教育行政、学前教育、高等教育、师范教育和职业教育相比基准领域在这两个维度存在明显优势。

(三) 稳健性检验 Tobit 回归模型

表 5 展示了稳健性检验的结果, 主要是设定 Ln 下载和 Ln 引用为左侧零点截断数据并依托极大似然 ML 算法(不同于基准回归的最小二乘算法 OLS)对内部人效应进行计算, 观察两者差别以确认基准回归模型的结果是否稳健。考虑到 Ln 下载和 Ln 引用中分别有占总体 0.2% 和 33.15% 的 1898 条和 306261 条观测是零值, 对于后者在各期刊目录的分布是 CSSCI 来源 19100 篇(6.24%)、CSSCI 扩展 9038 篇(2.95%)、北大核心 102584 篇(33.5%)和普通期刊 175539 篇(57.32%), 故 Tobit 模型设定与算法对质量模型组的系数估计的变动要较影响力模型组更明显。

稳健性检验模型的结果显示, 影响力维度内部人效应与基准模型中影响力维度内部人效应的差异很小, 可以认为后者的结果通过了稳健性检验。对于质量维度, 存在一定差异, 但变化方向相同。故可以认为基准模型中质量维度的内部人效应结果也通过了稳健性检验。相较于基准模型, 稳健性检验模型中质量维度内部人效应波动范围有所增加, 如 CSSCI 来源板块中的波动范围由 $[-0.084, 0.084]$ 增加至 $[-0.094, 0.116]$, 由负转正的趋势更为明显。而在 CSSCI 扩展、北大核心与普通期刊三个板块也出现了类似的情况, 波动幅度分别由基准模型中的 0.098, 0.068 和 0.078 增加为 0.112, 0.078 和 0.093, 并且在正负两个方向都出现了增强, 说明了 Tobit 模型作为稳健性检验设定的正确性和 OLS 模型作为基准回归的适当性, 同时也继续支持基准模型结果对 H3 和 H4 两项假设的结论。

表 5 稳健性检验 Tobit 回归模型

Tobit模型	CSSCI来源		CSSCI扩展		北大核心		普通期刊	
时段/因变量	影响力	质量	影响力	质量	影响力	质量	影响力	质量
2001—2003	-0.044 (0.048)	-0.043 (0.046)	无	无	0.028 (0.053)	0.058 (0.071)	-0.084*** (0.022)	-0.085*** (0.03)
2004—2006	-0.07** (0.028)	-0.094** (0.048)	无	无	0.028 (0.031)	0.051 (0.049)	-0.021 (0.017)	-0.014 (0.022)
2007—2009	-0.075*** (0.027)	-0.069* (0.042)	0.003 (0.044)	0.057 (0.055)	0.043 (0.037)	0.053 (0.049)	-0.018 (0.019)	-0.023 (0.019)
2010—2012	-0.037 (0.027)	-0.053 (0.038)	-0.08** (0.03)	-0.024 (0.032)	-0.026 (0.043)	-0.014 (0.035)	-0.038** (0.018)	0.004 (0.019)
2013—2015	0.012 (0.027)	0.046 (0.036)	-0.061** (0.048)	-0.055 (0.042)	-0.07** (0.03)	-0.019 (0.025)	-0.01 (0.016)	0.008 (0.018)
2016—2019	0.021 (0.02)	0.116*** (0.023)	-0.043 (0.041)	-0.043 (0.048)	-0.043* (0.025)	-0.02 (0.32)	-0.02 (0.015)	-0.002 (0.016)

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。包含了所有与基准模型相同的控制变量, 由于其中含有较多虚拟变量, 因此并未在表格中进行汇报。模型均在“期刊*年份*月份”层面控制了聚类稳健标准误差和固定效应, 括号内是标准误差。

(四) 中介效应 KHB 模型

基于中介效应模型得到利用 KHB 算法的结果(参见表 6), 尽管 22 个模型中的总效应系数有 13 个不显著, 但依然可以进行中介效应检验(温忠麟和叶宝娟, 2014)。按照模型分析中对遮掩效应和中介效应的识别标准。可以认为 13 个模型组的间接效应项发挥了遮掩效应(MacKinnon et al., 2000), 效应

量均值 401%。在剩余的 9 个模型组中,有 8 个模型组中的影响力作为中介效应项对内部人传导至质量的效应产生了并不低的影响,效应量均值是 41%,还有 1 个是无中介效应。综合来看,学术期刊需关注内部人特征对影响力的效应。

表 6 KHB 算法的中介效应分析

KHB模型	CSSCI来源		CSSCI扩展		北大核心		普通期刊	
2001—2003	-0.038	-0.01	无		0.01	-0.003	-0.073***	-0.051***
	-0.028	73.68%			0.013	433.33%	-0.023**	31.51%
2004—2006	-0.088***	-0.02	无		0.017	-0.001	-0.019	0.010
	-0.068**	77.27%			0.018	1800%	-0.009	90%
2007—2009	-0.061**	0.017	0.062*	0.059	0.049**	0.019	-0.02*	-0.013
	-0.079***	464.71%	0.003	5.09%	0.03	61.23%	-0.007	35%
2010—2012	-0.042**	0.000	-0.024	0.051*	-0.01	0.001	0.002	0.017
	-0.042**	100%	-0.075***	147.06%	-0.011	1100%	-0.015*	88%
2013—2015	0.05***	0.037**	-0.036	0.022	-0.019	0.028	0.003	0.003
	0.013	26%	-0.057**	259.09%	-0.037**	132.14%	0.000	0%
2016—2019	0.084***	0.069***	-0.013	0.014	-0.015	-0.005	0.005	0.01
	0.015	17.86%	-0.027	192.86%	-0.01	200%	-0.005	200%

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。包含了所有与基准模型相同的控制变量,由于其中含有较多虚拟变量,因此并未在表格中进行汇报。模型均在“期刊*年份*月份”层面控制了聚类稳健标准误差和固定效应。在表6的每个“时段*目录”板块的单元格中,左上为内部人对质量的总效应(与基准回归结果相同,模型8的 β_{RT}),右上为内部人对质量的直接效应(模型7的 β_{FD}),左下为影响力传导的内部人对质量的中介效应(模型9的 β_{ID})、右下为中介效应占总效应的比例(β_{ID}/β_{RT} ,中介效应)或间接效应占直接效应的比例绝对值($|\beta_{ID}/\beta_{FD}|$,遮掩效应)。考虑到Sobel-Z统计量在分布与置信区间的缺陷,本表格数据均经过Bootstrap自举算法10000次验证(Preacher & Hayes, 2004; 2008)以有效克服前者的缺陷并保证统计结果有效性。

对于各板块。在 CSSCI 来源中,内部人对质量的直接效应 β_{FD} 在 2007—2009 时段即转为正值且在其后逐渐增强,但是总效应受到影响力中介效应的拖累迟迟无法转为正值,直到 2013—2015 时段影响力的中介效应转为正值后,总效应才转正;在 CSSCI 扩展中,内部人特征对质量的直接效应持续下降,影响力的中介效应由负值持续上升,但由于负效应多是遮掩效应,并且负值缩小无法抵消内部人特征对质量直接效应的下降,在两者共同作用下的总效应出现了一定程度的下降和反复;北大核心中,由正转负的影响力中介效应也呈现了明显的遮掩效应,拖累了由负转正的直接效应量,使得总效应系数由正转负且持续下降;在普通期刊中,直接效应由负转正,总效应上升后劲不足的直接原因是受到了影响力中介效应的拖累,毕竟在学术知识消费市场中普通期刊不似核心期刊那样受到学术知识消费者的关注,因此注重提升影响力能够为质量上升提供更多的帮助。综上所述,内部人特征在质量维度的总效应受到影响力中介效应的牵制,即“酒香也怕巷子深”,学术期刊有必要通过扩增影响力为学术知识消费市场的价值发现功能发挥作用提供助力。

(五) 分位数回归 QR 模型

基准模型组和对应的稳健性检验模型组分别采用了 OLS 回归模型和 Tobit 回归模型探讨了内部人特征对论文影响力和质量的平均效应,但是从描述统计的角度来看,论文影响力和质量的标准差很大(分别为 521.35 和 22.31),相对于平均值(272.87 和 5.96)而言,离散程度也很高(离散系数 1.91 和 3.74),反映了因变量数据中的异质性较大。考虑到 OLS 的算法规则,内部人特征的边际效应在平均化计算过程中受到了“中和”,以至于占总数 75% 的 33 个“时段*目录*下载/引用”板块中,内部人效应并不显著,但从现实逻辑层面来考虑,内部人特征对不同影响力和质量水平论文所发挥的效应可能存在不同。针对这一问题,本研究接下来使用分位数回归 QR 模型对不同水平论文的内部人效应进行分析。

从统计理论上来看,基准回归中使用的多元线性模型 OLS 是对影响力和质量的条件期望 $E(\ln \text{Download} | \text{Insider})$ 和 $E(\ln \text{Cite} | \text{Insider})$ 与内部人特征的关系进行拟合的平均边际效应。而分位数回

归QR是对分位数 $Q_q(\ln\text{Download}|\text{Insider})$ 和 $Q_q(\ln\text{Cite}|\text{Insider})$ 的估计,考察内部人特征对影响力和质量在特定分位数的边际效应。图2中展示了分位数模型的回归结果,分为六个时间段,分别在5%、15%和25%,40%、50%和60%与75%、85%和95%共九个分位数进行了回归,以展示内部人特征在各“时段*目录”板块内对低中高三个水平影响力和质量的效应。

图2所给出的分位数QR结果,是在基准回归OLS和稳健性检验Tobit检验的基础上,针对同一“时段*目录”板块内高中低水平影响力和质量的内部人效应被“中和”给出的解决方案,通过进行分位数分解可以获得内部人特征在同一板块内对高中低三档影响力和质量的学术论文产生了何种效应。

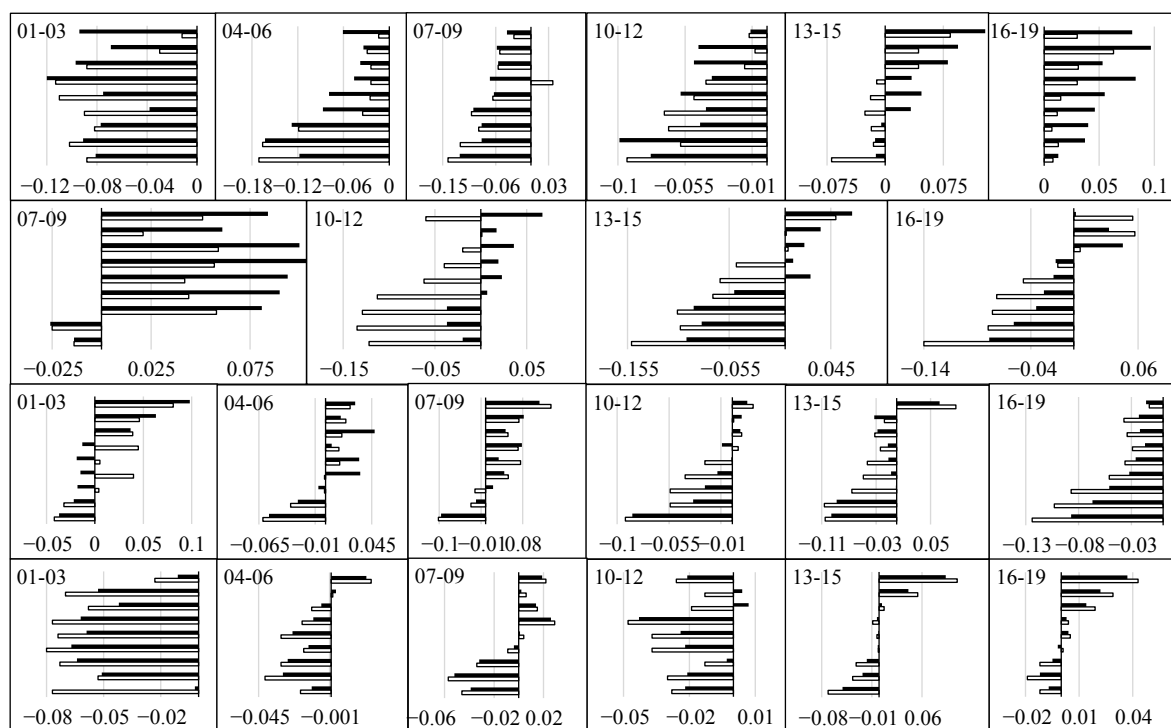


图2 分位数回归QR:内部人效应

注:由上至下分别CSSCI来源、CSSCI扩展、北大核心和普通期刊,每张图由下至上分别是Q5/Q15/Q25/Q40/Q50/Q60/Q75/Q85/Q95分位数,白为影响力内部人效应,黑为质量内部人效应。图中数据是内部人特征对外部人特征的优(劣)势,同时也可以理解为外部人特征对内部人特征的劣(优)势。

整体而言,在同目录不同时段的角度来看,图2提供的结果与表4的变动趋势类似。分目录来看,在CSSCI来源中,不同分位数影响力和质量维度的内部人效应呈现了明显的“马太效应”,即内部人特征在低档论文的效应与在高档论文的效应不同,在低档论文的效应要远弱于在高档论文的效应(效应均值 $-0.076/-0.063$ 与 $-0.004/-0.007$),在中档论文的效应则居于其中(效应均值 $-0.038/-0.029$);随时间由远及近,效应均值分别由 -0.079 和 -0.082 增长到 0.023 和 0.056 。对影响力的效应波幅较对质量小,但后者转变速度快于前者。结合表6的中介效应分析来看,在影响力中由拖累的负效应转为支撑的正效应之后,质量维度中的内部人效应均值也快速增长。针对近些年由于发表竞争白热化导致的CSSCI来源期刊不顾质量偏爱关系的讨论,可以认为并不属实,因为内部人效应在2016—2019这段时间内部人讨论甚嚣尘上的时期并未呈现负效应,反而是内部人特征对外部人特征在该段时间有助于提升质量和影响力。对于CSSCI扩展和北大核心,则呈现与CSSCI来源相反的趋势。伴随时间由远及近,内部人特征对影响力和质量的效应逐渐降低,前者的均值分别由 0.032 和 0.021 降至 -0.035 和 -0.057 ,后者的均值分别由 0.065 和 0.008 降至 -0.017 和 -0.038 。特别是在北大核心板块,负效应已经覆盖了2016—2019时段由低到高的所有档位,这两本目录需要扭转其学术声誉,应优先关注占据数量优

势的低档论文,阻止并扭转内部人特征相对外部人特征的影响力与质量劣势以“托底”并为增长夯实基础。对于普通期刊而言,与基准模型中同板块下效应在零值附近波动类似,正负效应对各分位的占据此长彼消,如果要进一步提升普通期刊的水平,也同样是有必要缩减在中低档位的负效应。

五、进一步讨论

(一)“伪内部人”特征对学术论文影响力和质量的效应

伴随着学术研究者对内部人的议论,关于“部分外部人单位对于期刊版面存在垄断”的议论也随之增加,为了回应该项议题,本研究进一步探讨了“伪内部人”特征对学术论文影响力与质量的影响。通常而言,可以将单本期刊中发表量不低于内部人单位的一部分外部人单位视为“伪内部人”,即伪内部人单位是外部人单位中发表量较多的一部分作者单位,可以理解为“外部人单位=伪内部人单位+真外部人单位”,相应的,“外部人稿件=伪内部人稿件+真外部人稿件。”具体而言,围绕单本期刊中内部人占比的不同,实施的伪内部人识别策略也不同。针对高校主办的学术期刊,内部人稿件占比较大,无其他明显外部人单位,则筛选发表总量接近内部人单位的多家外部人单位作为伪内部人(按照数量选前5-10位,依分散程度定);针对企事业单位主办和面向基础教育教学的学术期刊,出版单位发表的内部人稿件占比很低,则以发表总量较多的多家外部人单位或同城同省与发表数量较多的外地省份(精确至区县/地市再汇总至省级)作为筛选,外部人发表总量不超过当期该刊发表总量的45%。考虑到时段较长,伪内部人单位可能会发生变动,因此类似于核心作者的认定,通过对每本期刊各时段内第一作者单位的统计识别“伪内部人”。

根据图3的分位数回归QR模型的结果。整体来看,伪内部人特征相对内部人特征,有占总数70.2%的278个“时段*目录*下载/引用”板块的效应为正值,在影响力和质量维度的效应均值分别为0.039和0.033。

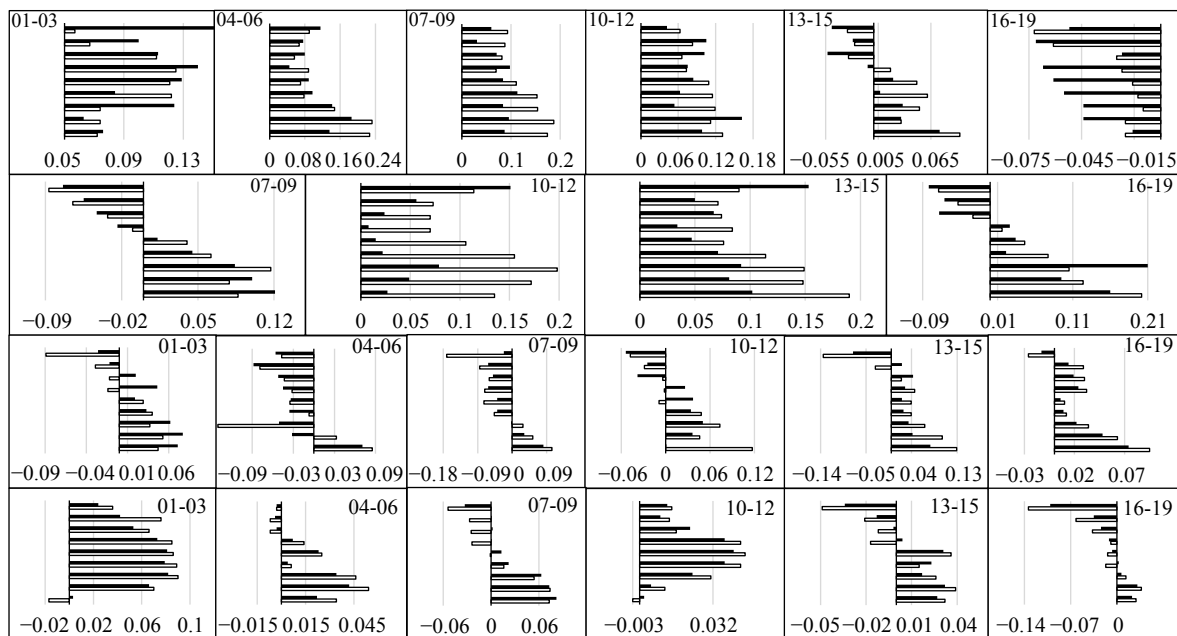


图3 分位数回归QR:伪内部人效应

注:由上至下分别CSCI来源、CSCI扩展、北大核心和普通期刊,每张图由下至上分别是Q5/Q15/Q25/Q40/Q50/Q60/Q75/Q85/Q95分位数,白为影响力伪内部人效应,黑为质量伪内部人效应。考虑到本文关注内部人,且伪内部人由外部人分出,因此并未列出伪内部人相对外部人的优劣势。本表结果通过相反数正负互换可以与前述图2实现比较,即同一板块内,伪内部人与外部人特征相对内部人特征的优劣势,例如“在2001—2003时段CSCI来源目录的模型组中,在控制其他变量后,内部人特征相对于外部人特征与伪内部人特征在下载量方面分别存在-8.8%和-7.2%的劣势”,依此类推。

通过比较图3与图2的结果,外部人特征和伪内部人特征在影响力与质量方面较内部人特征分别存在0.025和0.039与0.012和0.033的优势(效应均值),考虑到伪内部人特征是外部人特征的一部分,其效应均值高于外部人特征相对内部人特征的效应均值(分别存在0.013和0.021的均值优势),说明内部人特征中不属于伪内部人特征的真外部人特征,其效应均值要低于外部人特征的整体效应均值。

综上所述,可以认为在学术期刊中出现的所谓“发表单位的版面垄断”,是由于在长期发展过程中伪内部人稿件的质量与影响力相对内部人稿件和真外部人稿件更优秀而导致的结果,而不是由关系亲疏远近为主因导致的结果。在衡量“成本-收益”后的理性决策行为中,考虑到学术生产力和学术声誉,内部人稿件无法完全垄断学术期刊版面,学术期刊也无法对内部人稿件照单全收,则在学术知识生产与消费市场的长期竞争过程中,必然有一部分外部机构因其学术产品优秀而为学术期刊所青睐,能够在内部人稿件留下的学术空间中占据较多的部分,从而形成不同程度的所谓“版面垄断”现象,但这一现象是否降低了学术研究的质量,仍有待商榷,需具体问题具体对待以作客观中立解释。

分样本来看。就对影响力和质量的效应均值而言,随时间远近,在CSSCI来源中,伪内部人特征相对内部人特征的效应均值分别由0.092和0.112下降至-0.029和-0.048,这实质体现了内部人特征相对优势由负转正(但伪内部人特征对外部人特征依然具有优势)。在CSSCI扩展中,伪内部人特征相对内部人特征的效应在高档区间占优,在中低档位不占优。效应均值分别由0.021和0.019上升至0.048和0.095。在北大核心中,伪内部人特征的负效应一度全线扩张,随后又再度下降。效应均值分别由0.007和0.032降至-0.029和-0.036再升至0.031和0.024。就普通期刊而言,效应均值目前仍在零值附近上下波动,有待进一步提升。

(二) 基于质性研究的分析

笔者围绕理论逻辑的推导模型提出了理论假说及其衍生的分析假设,认为内部人特征对学术论文的影响力和质量存在多种效应。但是从定量分析的结果来看,对于理论假说的验证,探讨了内部人效应“是什么(或者说有多少)”的问题,对于背后的“为什么”则无力分析,为了由浅入深由表及里的完善对理论假说的验证,本研究通过质性研究围绕“内部人特征”及其衍生要素进行分析,通过对定量研究的结果有所补充,以图进一步提升对理论假说与研究假设的阐释。

1. 访谈计划与对象选择

考虑到“内部人特征”及其衍生概念的复杂性,笔者分别邀请了诸多学术期刊编辑人员、审稿人员和学术论文作者进行访谈,分别请他们站在自己的立场上,谈一谈对“内部人特征”及其衍生内容的态度和处理措施。笔者采用了结构式访谈的方式获取访谈对象的基本信息,并采用非结构式访谈的方式获取访谈内容。在正式进行访谈前,笔者会向作者透露定量研究部分的内容(包括定义和结果),并引导访谈对象说自己的想法。为了保证访谈内容的真实性,笔者以立意抽样的方法选择访谈对象,选取的访谈对象均是与作者关系较近的人士,并事先告知对方会对访谈内容作匿名处理。访谈人员共80人,其中学术期刊编辑人员12位(主编/编辑部主任5人,普通编辑7人,其中CSSCI期刊、北核期刊和普通期刊各4人),作者兼审稿人24位(985高校11人,211高校7人,非211高校的单位6人,其中教授/研究员7人,副教授/副研究员10人,讲师/助理教授/助理研究员7人),作者44人(985高校20人,211高校13人,非211高校的单位11人,其中讲师/助理教授/助理研究员5人,博士研究生34人,硕士研究生5人)。

2. 来自学术期刊编辑人员的观点

访谈对象中所有编辑人员的态度都是认为内部人稿件(依本文定义)是不可避免的,但是需要加以约束,站在学术期刊的立场上,期刊都将研究水平视作影响录用与否的决定性因素,在此前提下,他们对“内部人稿件”的态度受到自我所处学术品阶和学术环境等因素的影响,并且会对内部人稿件采取不同的处理措施。

第一,学术品阶越高的期刊对内部人稿件的态度就越严格。有CSSCI刊物表示:“因为我们是老牌CSSCI刊物的缘故,因此投稿量很多,工作量很大,为了减少后续的工作量,我们采用了很严格的初审标准,在这方面对内外部稿件一视同仁。(CSSCI-E1)”,北大核心期刊表示:“我们期刊希望未来能够进入CSSCI行列,因此很看重质量,我们以投稿系统作为唯一的投稿渠道,并且在处理流程中保证双向匿名机制,可以避免内部人特征的影响(PKU-E2,事实上该期刊也确实进入了新一期CSSCI序列)”。普通期刊的态度较C刊、北核则稍有放松:“我们期刊只是普通期刊,所以投来的稿件中,内部人稿件的整体质量优于外部人稿件,因此在进入初审的环节会有所放松,毕竟还仰仗本单位研究人员对我们的支持。(GJ-E1)”在对于内部人稿件态度问题上,高学术品阶期刊较低学术品阶期刊更加严格,主要体现在进入初审的关节中。

第二,学术环境提供学术资源的数量和质量也会影响学术期刊对内部人稿件的态度。整体来看,所处环境中学术资源数量更多、质量更好的学术期刊,对内部人稿件的态度就更加宽松。例如CSSCI-E2的观点就非常具有代表性:“在我们学术期刊关注的研究方向,我们就是认为自己是全中国第一,并且没有之一。此外我们收到大量的外部投稿的整体研究水平不如内部稿件,从中筛选出符合要求的稿件比从内部人投稿中筛选要更困难,更耗时耗力。与其费力不讨好,我们集中时间与精力于内部人投稿是更合理的选择,因此我们期刊就要多刊发自己人的研究,就会在初审方面也有些许的放松,但似乎并没有降低整体的质量和影响力,相反,近些年我们期刊的影响因子持续攀升,印证了我们行动的正确性。”有一些学术期刊为了能够借助本单位学术资源提升自身水平,会在初审阶段稍稍放松对内部人稿件的要求。但为了在影响力和质量方面依然保有优势,这需要考虑通过初审环节后,后续审稿过程中的处理方式。

学术品阶高低不同与所处学术环境不同的学术期刊在对内部人稿件的处理过程较为多元化,除了少数期刊像PKU-E2那样表示全程匿名以保证对内外部人稿件的公平处理以外,多数期刊在编辑部的内部处理流程中是采用实名机制(即编辑部知道投稿人信息),并且其中一部分期刊表示会对内部人稿件和外部人稿件使用不同的标准进行判断。但普遍表示对内部人稿件的录用标准会高于对外部人稿件的标准。例如CSSCI-E1的看法很有代表性:“我们期刊由高校主办,因为考核机制的原因,内部人稿件数量不少,但占总投稿量比例不高,考虑到主办高校的研究水平,因此内部人稿件的整体水平较外部人稿件要高。虽然我们不给内部人稿件设置录用刊发配额,但是也不可能像某些期刊搞那么多的内部人稿件,所以事实上内部人稿件之间存在竞争,对他们的是优中选优。在处理过程中,会与作者进行私下沟通,了解作者想法,以尽可能提升稿件质量并满足我们的要求。但是对于不配合的作者和始终无法达标的内部人稿件,我们也会拒稿。”其他的期刊也有类似表态,基本是出于“避嫌”的考虑(并不是每本期刊都像CSSCI-E2那样自信),对内部人稿件的录用决定存在约束,也就造成了研究水平较整体投稿更高的内部人稿件面临更激烈的内部竞争和更高的录用门槛,即便内部人特征降低了学术期刊与论文作者之间的交易成本,加速了处理流程(也可能存在较外部人稿件更频繁的修改),内部人特征也验证了研究假说中的内容。

依据上述内容,笔者认为站在学术期刊编辑人员的角度,在以研究水平作为最重要因素的前提下,内部人特征会提高编辑部的审稿效率,但与此同时,内部人稿件也面临着内部竞争,因为多数学术期刊会主动约束内部人稿件的占比(虽然并不是以固定配额或占比的方式),使得内部人稿件需要面对比外部人稿件更高的录用门槛。随之而来的是内部人稿件较外部人稿件具有更高的影响力和质量。在定量分析部分从外部验证的假说,在质性分析部分从内部再度得到了验证。

3. 来自作者兼审稿人的观点

如前文所言,双向匿名审稿制度的实施提升了论文的整体水平,但并非所有期刊均采用了双向匿名审稿制度。在未采用双向匿名审稿制度的期刊中,审稿人对于与学术期刊相同单位的内部人稿件,

其态度相比学术期刊以质量作为第一的表态更加多元化。因为审稿人同时也是作者,但是作者不一定是审稿人,所以本部分的主要内容是请具有审稿人身份的作者,站在审稿人的角度谈自己在非双向匿名审稿条件下对“内部人稿件”的看法。访谈结果显示:他们在双向匿名审稿条件下的整体看法就是以研究水平为最优先,研究水平要求及其相应行为符合对应期刊的通常标准并以此进行处理。

在单向匿名情况下(作者对审稿人实名),多数审稿人面对内部人稿件(相对学术期刊而言)表示会稍微放松审稿标准,特别是对于原本按照正式渠道应是双向匿名审稿但是由非正式渠道采用单向匿名(作者实名)方式发来的稿件。主要是出于两方面考虑,其一,建立和维持自我学术形象的需求。“对于采用单向匿名审稿制度的学术期刊,我这次审稿能看到作者信息,那么我下次给他们投稿,他们找的审稿人也能看到我的个人信息,而且他们位于同一单位,我相对来说是外人,如果大家都是同一个单位的,甚至我和作者是在同一个学院同一栋楼里的同事,我要是把对方的论文猛批一通,期刊再把我作为审稿人的身份告诉对方,就比较尴尬。并且我们这个研究方向领域就没多少人,彼此低头不见抬头见,没必要因为一篇论文把关系搞僵了(WR-7, 211 高校副教授/副研究员)”。其二与学术期刊建立并保持良好互动生态的需求。“如果学术期刊将本来应该匿名但是实际作者实名的论文发给我审稿,并且按照你的论文定义,他们还是同一家单位,我这么直说吧,虽然学术期刊没有明确表示,但是我会揣测学术期刊的看法,毕竟他们本可以把作者信息匿名后再给我看论文,但最后是实名给我看,我的理解就是希望我能够手下留情,毕竟现在发论文那么困难,他们想护着自己人,也是可以理解的,这样的话我对内部人稿件就会放松标准(WR-11, 非 211 高校单位副教授/副研究员)”。审稿人在得知内部人稿件后出于种种原因会对内部人稿件放松审稿标准,但是面对不配合的作者和经过多轮修改始终无法让审稿人满意的学术论文,也会选择拒稿。多数访谈对象坦言自己在处理内部人稿件的时候会以比外部人稿件更宽松的标准回复更偏向于正面内容的审稿意见,并且向编辑部强调自己的意见仅供参考,具体的最终裁量由编辑部负责。不过也有审稿人在作者实名的情况下采取类似于 CSSCI-E1 的应对措施,对内部人稿件优中选优:“我们单位不是高校,所以考核机制不同,我以我们那本北核期刊举例,我在知道是我们单位投稿的情况下,会相对拔高标准,类似于如果是在读硕博生投稿,我会稍稍降低审稿标准,如果是本单位投稿,那我就会拔高标准,毕竟我们单位整体研究水平不算低,如果投稿来的论文水平低了,我认为是对我们期刊的不尊重,如果是有修改潜力就反复修改到满意,如果没有修改潜力,就直接拒稿。(WR-4 非 211 高校单位的教授/研究员)”

综合以上学术期刊审稿人的观点和处理方式,可以认为多数审稿人对内部人稿件会有更宽松的处理结果,这从侧面印证了实施双向匿名审稿制度的必要性,这有助于避免内部人特征对审稿人心态的干扰,保证审稿人按照学术期刊的平均水平执行审稿标准。

4. 来自作者的观点

在笔者以作者立场访谈的 68 人中,整体而言,对内部人稿件的态度与处理方式与作者自身资历具有密切关系。资历较深的研究人员对内部人稿件的看法相对资历较浅的研究人员更偏向于中性。不过其中也存在明显的差异,例如对于资历较深的研究人员,因为名声在外,所以内部人稿件对其影响较低,看法也就越趋于正面。例如 WR-02(985 高校教授/研究员)就直言:“我对内部人稿件的看法整体而言是偏中性的,因为目前这个阶段,如果由我主笔并投稿,录用的可能性比较高。所以我并没有感觉到内部人稿件的存在对我投稿有影响。根据你们的研究结果,我认同你们对于内部人特征降低学术论文作者和学术期刊之间交易成本的说法,毕竟我如果以本单位身份投稿本单位期刊,对编辑部的效率提升是有体会的。”同时该访谈对象也坦诚因为自己的身份,自己的感受仅能代表个人体会,还应当访谈其他人以获取更全面的感知。

对于其他资历相对较浅的研究人员而言(特别是所属单位没有 CSSCI/北核期刊的作者),他们对内部人稿件的看法则趋于负面。尽管大部分人认同内部人稿件降低了身为内部人的作者与学术期刊之间的交易成本,加速了审稿流程,使得内部人稿件在影响力和质量方面优于外部人稿件,但是他们依然

对内部人稿件占比较高的学术期刊持负面看法,特别是对于影响因子低或同行认可度较低的外单位学术期刊尤其如此,表现出类似于“那本期刊水平不行,还自吹自擂自卖自夸给自己壮胆,我看他们自己单位的很多文章就是水平不行还刊出来,结果就是下载引用少。隔壁的博士后这几年那么多CSSCI,给那本期刊投稿五六次都被拒稿了,转投后被比他们影响因子更高的期刊录用,所以那本期刊水平不行的原因里偏爱内部人是个重要因素。(W-15,985高校博士生)”的态度。

但是对于所处单位主办的期刊则认为或许对自己存在益处,也表现出不那么负面的看法,比如“我们单位的那几本期刊,本单位发文的占比还不算低,我能从中获利,那我自然是支持的,毕竟现在发表论文那么困难。(W-31,非211高校博士生)”以及“我们单位的那本期刊说过请本单位的硕博士生和老师支持自己的发展,而且现在外部投稿那么困难,所以就是本单位稿件多,也照顾一下自己人。(W-10,985高校博士生)”。如果自己并未从中获利,则依然持有明显的负面态度。例如:“我读博那个单位的那几本期刊有哪个容易录啊,博士生想自己一作或者独作投稿,难度极大,所以我并没有中过本单位那几本期刊,在其他单位的期刊里录过一些,但是也不算容易。所以我对内部人稿件整体而言持负面态度。(W-14,211高校讲师)”。

资历较深的作者相对资历较浅的作者在投稿时对内部人稿件占比这一因素考虑得相对较少,更相信自己主笔论文的整体水平能够获得学术期刊编辑人员的青睐,但是在投稿时,如果学术期刊品阶能够满足自己的需要,该类作者并不介意投稿本单位期刊。例如身为985高校博士生兼211高校讲师的W-31的观点就很有代表性,对方表示“自己在对外投稿时不会考虑内部人稿件占比,对自己的文笔很有信心。当然如果我工作单位的那个学报能重返CSSCI就好了。”而资历较浅的作者则更偏好于内部人稿件占比较低的外单位主办期刊(诚然投稿要考虑的因素有很多,但在本项研究中只考虑内部人特征及其衍生因素),认为自己在这样的期刊中能得到更公平的对待,不过他们同时也期望自己能够在对本单位主办期刊的投稿中利用内部人特征获取收益,综合来看就是在投稿中会偏好选择内部人稿件占比低的外单位主办期刊和内部人稿件占比高的本单位主办期刊。例如身为985高校博士生的W-24表示:“我投稿前会查一查,尽量投本单位稿件比较低的学术期刊,以及不是高校主办的期刊,这样期刊主办单位人投稿少一些,我也能够更好地与其他研究者公平竞争,或者说获取一些竞争优势。”在作者立场的访谈对象中不乏有人(以低年级博士和硕士居多)以激进态度反对内部人稿件,主张学术期刊应拒绝接受并刊发本单位人员的投稿(例如W-21,985高校博士生:“学术期刊就是应该明确拒绝内部人投稿,这样能够保证学术公平。”)。

此外笔者在访谈中还询问他们在需要下载和引用感兴趣的单篇文献时是否会考虑刻意避免内部人稿件占比较高的期刊,所有的作者都表示不会考虑内部人稿件占比这项因素。这可以解释为什么尽管作者和读者反对内部人稿件占比较高这一事实,同时内部人稿件的下载量和引用量高于外部人稿件的问题,因为对内部人稿件占比的反对并不妨碍下载和引用相关文献,尤其是高水平文献。

综合上述内容,笔者发现伴随个人特征和所处环境的变动,作者对内部人稿件的看法也会出现变化。资历较深的研究者对内部人稿件的看法较资历较浅的研究者更趋于中性,投稿时越不会考虑内部人稿件占比的影响,同时所有作者对内部人稿件的反对并不妨碍下载和引用相关文献。

5. 总结

笔者在定量分析的基础上进一步通过质性分析深化了对“内部人特征”及其作用机制的认识,也进一步验证了研究假说。质性研究的结果显示如下:

第一,从学术期刊的角度来看,具有不同学术品阶和所处学术环境不同的学术期刊,在以研究水平为第一要求的前提下,对内部人稿件的宽严程度并不相同。整体而言,学术品阶越高的学术期刊,对内部人稿件的要求越严格,甚至出现对内部人稿件要求高于外部人稿件的情况。所处学术环境的质量越好,学术期刊越能够从周边汲取满足要求的稿件,学术期刊对内部人稿件的看法大体呈现更加宽松的状态。同时还验证了有关“降低交易成本提升筛选效率”的假说内容。

第二，从审稿人的角度来看，审稿人对非双向匿名审稿条件下的内部人稿件整体呈现更加宽松的态度和处理措施，这从侧面验证了双向匿名审稿制度存在的必要性。

第三，从作者（同时也是读者）角度来看，尽管内部人稿件与下载和引用行为的关系很小，但是观感不好。对“内部人稿件”的态度和应对措施受到研究者自身资历和外部学术环境的影响。

六、结论与建议

（一）内部人效应的验证

第一，基于初步的描述统计和推断统计，假设 H1 和 H2 得到了验证，即内部人稿件对外部人稿件虽然数量不占优，但在占总数 93.18% 的 41 个“时段*目录*下载/引用”板块中，其下载量和引用量并不弱于外部人稿件。基于更严格的计量分析，通过 OLS 回归模型和 Tobit 回归模型的验证，在纳入诸多控制变量后，内部人特征分别在两套模型组中占总数 77.27% 的 34 个板块和 75% 的 33 个板块内并未显示出显著的负效应，即在大部分情况下，与外部人特征相比，内部人特征并不存在显著劣势。对于中介效应模型的 22 个板块，有占总数 68.18% 的 15 个板块中的内部人特征通过影响力发挥的中介效应导致对质量维度的总效应是负值。从这个角度来看，通过对影响力中介/间接效应的分解，内部人特征对影响力的负效应拉低了对质量的总效应。分位数 QR 模型的结果显示，内部人效应在 CSSCI 来源中由负转正，在高档论文中较高，在低档论文中较低；在 CSSCI 扩展和北大核心由正转负，尚需努力削减低档负效应；在普通期刊中则是零值附近区间波动，需要在中低档夯实基础。

第二，内部人特征在各目录板块的效应并不一致，在 CSSCI 来源先降后升并转为正效应，在 CSSCI 扩展与北大核心先降后升且仍为负效应，在普通期刊则先升后降仍为负效应。稳健性检验 Tobit 模型相比基准回归 OLS 模型在质量模型组的波动幅度有所扩大，并且在影响力维度的效应波幅大于在质量维度的效应波幅，佐证了前文对于引用行为的特性和公允价值的叙述。即引用行为相比下载行为更为慎重、数量更少，因此也更能够反映学术论文作为知识产品在学术知识消费市场中的公允价值。

（二）伪内部人效应的验证

根据分位数基准回归 QR 提供的结果。就整体而言，与外部人特征相对内部人特征的效应相比，伪内部人特征对内部人特征的效应更具优势。共有 278 个“时段*目录*下载/引用”板块为正值，其中 175 个板块显著，103 个不显著，效应均值分别为 0.068、0.094 和 0.023；相对则有 118 个板块为负值，其中 39 个板块显著，79 个不显著，效应均值分别为 -0.04、-0.071 和 -0.024。共有 214 个板块显著，占整体板块数量的 54%，可以认为伪内部人特征在多数情况下呈现显著效应，其中大部分是正向效应。各目录变动趋势与 OLS 模型和 Tobit 模型类似，在 CSSCI 来源中由正转负，在 CSSCI 扩展和北大核心中体现为中低档占优，高档偏弱。在普通期刊中则是在中高档弱势，在中低档具有优势。伪内部人的存在是经过学术知识市场竞争的结果，有其存在的合理性，并非只能以字面意义上的“垄断”作负面理解。

（三）对研究假说的验证

基于前述定量研究与质性研究结果的基础上，笔者从“是什么”和“为什么”验证了研究假说，内部人特征通过增进学术期刊和论文作者之间的交流沟通和互相信任等方式缓解了双方之间的信息不对称程度并降低了交易成本，但是由于学术期刊并不会因此放松录用标准，因此包含有“内部人特征”的“内部人稿件”所发挥的“内部人效应”并未显著降低学术论文的质量和影响力。从逻辑推导和作用机制角度来看，论文水平（内部特征）决定了期望收益，“内部人特征”让学术期刊对学术论文的收益情况有更准确的判断，但这个判断是双向的，即如果判断结果是低于要求，则会拒稿，高于要求则会录用。从这个角度来看，学术期刊并未因为内部人特征而显著放松对录用标准的要求，这已经获得了质性研究结果的直接验证和定量研究结果的间接验证。

（四）内部人特征在发挥作用的同时也支付了代价

如前所述，内部人特征在减少决策过程中的信息不对称、优化处理流程和降低交易成本方面发挥

了作用,但这种提升也并非没有代价,且因目录和时段不同而具有不同的表现。如表7所示,整体而言,随时间由远及近,内部人稿件占比在各“时段*目录”板块的下载量和引用量区间内出现了明显的变动。在CSSCI来源中,内部人稿件在(0, 25]低档区间的占比出现了一定程度的上升,相对应的情況则是,在(25, 100]的中高档区间则出现了明显的下降,对于CSSCI扩展和北大核心,这种现象更加明显。普通期刊则出现了内部人稿件在高中低档论文占比的全面下降(尽管这也并未拉动论文质量和影响力水平的上升),且在中高档论文中的占比降幅大于在中低档论文中的占比降幅。

表7 各“时段*目录”板块的不同下载量/引用量区间中内部人稿件的占比(%)

目录	区间(%)	2001—2003	2004—2006	2007—2009	2010—2012	2013—2015	2016—2019
CSSCI来源	0-25	4.25/6.06	6.83/8.22	6.55/7.7	8.72/11.28	7.58/9.25	5.48/7.22
	25-50	9.31/7.94	8.62/8.62	7.09/7.62	8.42/8.26	7.81/7.54	7.5/7.32
	50-75	9.08/10.91	9.32/8.94	8.64/8.02	9.27/8.74	8.82/8.55	8.64/7.94
	75-100	14.9/11.95	12.37/11.36	10.41/9.33	10.82/8.95	9.5/8.37	8.72/7.87
CSSCI扩展	0-25			5.8/6.05	5.35/4.83	6.75/7.1	9.43/9.22
	25-50			8.16/7.92	7.19/6.35	5.63/6.65	4.68/5.96
	50-75	无	无	9.19/8.95	6.38/6.67	7.52/6.93	4.98/4.56
	75-100			10.38/10.63	6.04/7.1	2.16/2.05	5.11/4.47
北大核心	0-25	4.58/4.45	2.18/2.42	2.27/2.6	3.85/3.88	3.74/3.64	4.29/4.16
	25-50	6.41/4.47	3.33/3.75	2.51/2.68	3.19/3.56	3.6/3.93	3.56/3.78
	50-75	4.29/6.69	4.37/4.38	2.54/2.66	3.15/3.08	3.93/4	4.03/3.81
	75-100	7.47/7.12	6.33/5.66	4.12/3.5	4/3.64	4.36/4.04	3.91/4.03
普通期刊	0-25	8.7/8.22	10.13/9.18	10.46/8.9	6.89/6.23	5.78/6.12	6.84/6.81
	25-50	11.2/9.25	10.69/10.68	11.26/10.96	9.57/8.63	8.89/7.98	8.01/8.3
	50-75	12.79/11.54	11.75/12.91	12.12/12.68	10.18/10.2	9.45/9.33	9.12/8.53
	75-100	13.7/12.75	12.55/12.35	12.49/12.93	10.39/11.29	9.83/10.42	8.39/8.7

注:区间根据观测数量等值划分,即各“时段*目录”板块的四个区间的观测数量相同。

结合前文的定量分析可以发现,CSSCI来源中内部人效应由负转正,主要是由于内部人稿件在高低档区间的减少和中档区间论文稳固,这种做法反映了该目录的内部人稿件的收益更稳妥的集中于中档位置,降低了亏损风险,符合理性决策对风险趋避和收益预期(即收益在均值处收敛)的权衡;CSSCI扩展和北大核心中内部人效应由正转负则主要是由于内部人稿件在中低档区间占比上升叠加中高档区间下降的双重挤压所致;普通期刊中内部人效应的上升乏力主要是由于中档与高档区间内部人稿件快速下降所导致。

总结来看,内部人稿件在不同“时段*目录*下载/引用”板块中的效应和占比,体现了内部人特征在发挥优化期望收益预测精度和降低决策难度的同时也支付了在中低档区间占比增加和中高档区间占比减少的代价。考虑到各段位下载量和引用量的分布状况(由高到低区间差值减少),结合前述内容,学术期刊面对内部人稿件的正确策略,应当是优先降低内部人稿件在低档区间的占比(减少短板,但仅仅如此并不足以优化整体水平),其次是保证其中档区间占比的提升(稳固中段),最后是尽力提升其在高档区间中的占比(争取优势),即“托底、保中和拔高”。

此外这种做法不仅适用于内部人稿件,也同样适用于外部人稿件。因为这种方式是将提升学术期刊综合水平的方式着眼于夯实基础以抬升影响力与质量均线,相比寻求可遇不可求的少量“爆款”论文更能够为人力所能控制和实现。

(五) 结论

教育学术研究整体水平的提升离不开学术期刊的引领与支持,本文利用2001—2019年中文教育

学术研究期刊发表的 92.39 万篇论文在学术知识消费市场中的表现,认为内部人特征通过影响学术期刊决策过程中双方交易成本的方式对教育学术研究的发表施加影响,为“关系”及其效应的研究扩展了新内容。整体而言,学术期刊发表的内部人稿件在大多数情况下并未显著降低其在学术知识消费市场中的表现,但为了进一步推动其对大陆教育学术研究的引领和支持,笔者提出以下建议:

第一,学术期刊要强化学术发表的程序公平。学术期刊对教育学术研究水平的引导和支持首先表现在通过科学程序选择高水平研究成果进行发表,所以学术期刊应不断完善和优化审稿流程,最主要的是完善稿件初审、外审、复审和会审环节,制定相对固定的稿件初审标准并要随学术研究的发展而动态调整、优化外审意见处理程序,特别是要健全双向匿名外审机制,从程序上保障每一篇学术论文得到公平的处理,提高在庞大的投稿量筛选出优秀学术作品的概率和效率,从而提升自身在学术知识生产者和消费者心中的声誉,形成学术期刊与学术知识市场的良性互动。

第二,学术期刊要引导学术发展的实质公平。除了审稿程序的优化外,选择稿件的标准依然对学术期刊编辑部的决策具有重要影响,学术期刊要以相同的研究水平标准来对待内部人和外部人的稿件,在稿件取舍方面将文章自身的研究水平作为最为核心和关键的指标,同时兼顾作者身份和话题热度等因素,以进一步提高文章发表后在学术知识消费市场中的曝光度和影响力,同时也有助于提升我国教育学术研究的国际影响力。

第三,论文作者要理性看待内部人现象。对于论文作者而言,应当摒弃对学术期刊偏爱内部人导致研究水平下降的错误认识,放弃发表不满足录用标准论文的幻想,将主要精力倾注于对内提升研究水平和对外积极宣传自己的研究成果。通过发表高质量论文,逐渐积累起自己的专业优势和专业声誉,力图在学术事业上有所建树。

很显然,还有一些其他的特征和不同定义的“内部人特征”影响着论文的质量和影响力,例如内部人群体中的个体异质性、论文作者的内部人特征变动、真实私人关系的存在、社交媒体(例如微信)上的宣传活动等。同时对于“成本”和“收益”还可以进行多种分解,但是受限于数据,本研究并未进行严格的数据分析。基于上述由于数据收集造成的局限性,可能会对内部人效应的估计造成一定的影响。在未来,还有待于进一步的严格验证和详细讨论。

致谢:作者向提供计算机编程支持的华创证券工程师冯锐全和华为公司西安研究所工程师潘宇表示特别致谢;向对本文提出意见和建议以让本研究更加完善的外审专家表示衷心感谢;向接受访谈的学术期刊编辑老师与审稿专家以及学术论文作者和读者表示诚挚感谢(尽管由于遵循匿名原则无法将他们的姓名一一列出);本文的早期工作论文版本曾在 2020 年教育学系第四届研究生论坛汇报,在此也向点评该文的各位老师一并致谢。

参考文献

- 陈国剑. (2013). 普通高校学报在高校办学中地位的嬗变. *河南大学学报: 社会科学版*, 53(1), 152—156.
- 董建军. (2013). 中国知网收录的基金论文资助现状和被引情况分析. *中国科技期刊研究*, 24(2), 307—312.
- 郭峰, 李欣. (2017). 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. *经济学: 季刊*, 16(4), 5—28.
- 李晶, 吴秋翔, 龚钰莹. (2018). 72 家高校社科类学报收录论文内稿率的量化研究. *出版科学*, 26(2), 62—69.
- 李一杉, 刘金松. (2021). 教育实证研究改善了学术论文的质量和影响力吗——以中国大陆教育学术研究领域为例. *教育发展研究*, 41(9), 63—77.
- 连玉君, 杨柳. (2018). Stata 中因子变量的使用方法. *郑州航空工业管理学院学报*, 36(2), 90—103.
- 连玉君, 廖俊平. (2017). 如何检验分组回归后的组间系数差异?. *郑州航空工业管理学院学报*, 35(6), 97—109.
- 王轶. (2016). 中国学术期刊的综合影响力分析——以 40 种权威社科期刊为例. *重庆大学学报: 社会科学版*, 22(4), 118—125.
- 温忠麟, 叶宝娟. (2014). 中介效应分析: 方法和模型发展. *心理科学进展*, 22(5), 731—745.
- 谢娟, 龚凯乐, 成颖, 威尔鹏. (2017). 论文下载量与被引量相关关系的元分析. *情报学报*, 36(12), 49—63.
- 姚继军, 田亚惠. (2019). 匿名审稿制度提高了中国教育类学术期刊的学术品质吗?. *教育与经济*, 35(5), 85—96.

- 俞立平, 万晓云, 姜春林, 张再杰. (2019). 高校综合性社科学报内稿比例与学术影响力. *情报杂志*, 38(11), 134—137+133.
- 赵仁杰, 刘瑞明. (2018). 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. *世界经济文汇*, 01(02), 21—39.
- 朱红. (2003). 决策信息与信息决策的数学公式理论. *情报杂志*, 22(6), 2—3.
- Abadie, A., Athey, S., Imbens, G. W., & Wooldridge, J. M. (2017). When Should You Adjust Standard Errors for Clustering. arXiv: Statistics Theory. Retrieved from <https://arxiv.org/abs/1710.02926>.
- Abhijit, B., & Kaivan, M. (2004). How efficiently is capital allocated? evidence from the knitted garment industry in tirupur. *The Review of Economic Studies*, 71(1), 19—42.
- Akaike H. (1974). A new look at statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC19(6), 716—723.
- Bramoulle, Y., & Ductor, L. (2018). Title length. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 150(6), 311—324.
- Baron, Reuben M. and David A. Kenny. (1986). Moderator-mediator variables distinction in social psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173—82.
- Berger, J. (2016). Does presentation order impact choice after delay?. *Topics in cognitive science*, 8(3), 670—684.
- Berk, J. B., Harvey, C. R., & Hirshleifer, D. (2017). How to write an effective referee report and improve the scientific review process. *Journal of Economic Perspectives*, 31(1), 231—244.
- Brogaard, J., Engelberg, J., & Parsons, C. A. (2014). Networks and productivity: causal evidence from editor rotations. *Journal of Financial Economics*, 111(1), 251—270.
- Chernozhukov, V., Fernández-Val, Iván, & Kowalski, A. E. (2015). Quantile regression with censoring and endogeneity. *Journal of Econometrics*, 186(1), 201—221.
- Chernozhukov, V., Fernandez-Val, I., Han, S., & Kowalski, A. (2019). Censored quantile instrumental-variable estimation with stata. *The Stata Journal*, 19(4), 768—781.
- Coase, R. H. (1937). The nature of the firm. *Economica*, 4(16), 386—405.
- Colussi, T. (2017). Social ties in academia: a friend is a treasure. *The Review of Economics and Statistics*, 100(1), 45—50.
- Cotgrove, S., & Gaston, J. (1979). The reward system in british and american science. *British Journal of Sociology*, 30(4), 534.
- Doepke, M., Sorrenti, G., & Zilibotti, F. (2019). The economics of parenting. *Annual Review of Economics*, 11(317), 55—84.
- Doepke, M., & Zilibotti, F. (2017). Parenting with style: altruism and paternalism in intergenerational preference transmission. *Econometrica*, 85(5), 1331—1371.
- Fisman, R., Paravisini, D., & Vig, V. (2017). Cultural proximity and loan outcomes. *American Economic Review*, 107(2), 457—492.
- Fox, C. W., Paine, C. E., & Sauterey, B. (2016). Citations increase with manuscript length, author number, and references cited in ecology journals. *Ecology and Evolution*, 6(21), 7717—7726.
- Gerrity, D. M., & McKenzie, R. B. (1978). The ranking of southern economics departments: new criterion and further evidence. *Southern Economic Journal*, 45(2), 608—614.
- Huettner, F., & Sunder, M. (2012). Axiomatic arguments for decomposing goodness of fit according to shapley and owen values. *Electronic Journal of Statistics*, 6(1), 1239—1250.
- Israeli, O. (2007). A shapley-based decomposition of the r-square of a linear regression. *Journal of Economic Inequality*, 5(2), 199—212.
- Jiang, J. (2018). Making bureaucracy work: patronage networks, performance incentives, and economic development in china. *American Journal of Political Science*, 62(2), 982—999.
- Johnston, D., Piatti, M., & Torgler, B. (2013). Citation success over time: theory or empirics. *Scientometrics*, 95(3), 1023—1029.
- Karlson, K. B., & Holm, A. (2011). Decomposing primary and secondary effects: a new decomposition method. *Research in Social Stratification & Mobility*, 29(2), 221—237.
- Koenker, R., & Bassett, G. W. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 211—244.
- Kowalski, A. (2016). Censored quantile instrumental variable estimates of the price elasticity of expenditure on medical care. *Journal of Business & Economic Statistics*, 34(1), 107—117.
- Laband, D. N. (1985). Publishing favoritism: a critique of department rankings based on quantitative publishing performance. *Southern Economic Journal*, 52(2), 510—515.
- Laband, D. N., & Piette, M. J. (1994). Favoritism versus search for good papers: empirical evidence regarding the behavior of journal editors. *Journal of Political Economy*, 102(1), 194—203.
- Liang, R., Wang, X., & Yamauchi, F. (2020). Cotton revolution and widow chastity in ming and qing china. *American Journal of Agricultural Economics*. Retrieved from <https://doi.org/10.1002/ajae.12085>.

- Ma, C., Li, Y., Guo, F., & Si, K. (2019). The citation trap: Papers published at year-end receive systematically fewer citations. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 166(10), 667—687.
- MacKinnon, D. P., Krull, J. L., & Lockwood, C. M. (2000). Equivalence of the mediation, confounding, and suppression effect. *Prevention Science*, 1(4), 173—181.
- Medoff, M. H. (2003). Editorial favoritism in economics?. *Southern Economic Journal*, 70(2), 425—434.
- Patrick, B., Stephen, L., & Giorgio, T. (2008). Place of work and place of residence: informal hiring networks and labor market outcomes. *Journal of Political Economy*, 116(6), 1150—1196.
- Parente, P. M. D. C., & Santos Silva, J.M.C. (2016). Quantile Regression with Clustered Data. *Journal of Econometric Methods*, 5, 1—15.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods Instruments & Computers*, 36(4), 717—731.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40(3), 879—891.
- Powell, D. (2020). Quantile treatment effects in the presence of covariates. *Review of Economics and Statistics*, 102(5), 994—1005.
- Qian, N. (2008). Missing women and the price of tea in china: the effect of sex-specific earnings on sex imbalance. *Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 1251—1285.
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34—55.
- Schwarz, G. E. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461—464.
- Sobel, M. E. (1982). Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. *Sociological Methodology*, 13(1), 290—312.
- Tobin, & James. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica*, 26(1), 24.
- Voth, Hans-Joachim & Guo, X, 2019. Patronage for Productivity: Selection and Performance in the Age of Sail, CEPR Discussion Papers 13963, *C.E.P.R. Discussion Papers*. Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=3464489>.
- Wu, & Stephen. (2007). Recent publishing trends at the aer, jpe and qje. *Applied Economics Letters*, 14(1), 59—63.
- Zhao, X., Lynch, J. G., & Chen, Q. (2010). Reconsidering baron and kenny: myths and truths about mediation analysis. *Journal of Consumer Research*, 37(2), 197—206.

注 释：

①中国知网中国学术期刊国际国内影响力统计分析数据库：<http://cjcr.cnki.net/>。

②(1)本部分的内容是围绕“期望收益”与“实际收益”构建的理论模型及其逻辑推导，但是由于数据收集的局限性，我们无法将其转化为实证证据，而仅进行理论探讨。A.“成本”包括但不限于a.上游学术知识生产者(作者)的成本：围绕学术论文产出投入的时间精力与物质投入及其机会成本；b.下游学术知识生产者(学术期刊)的成本：为刊印学术论文投入的时间、精力及其他投入；c.知识产品消费者的成本：消费者为了获取并使用学术知识产品所支付的时间和精力；B.“收益”：基于数据完整和估计精度等多种原因，本研究无法站在学术知识生产者的立场获得学术知识产品整体水平高低的观测数据，因此在定量分析部分是站在“全体知识消费者”的立场使用“累积下载量”和“累积引用量”指代“收益”。固然“收益”多种多样，包括评奖评优和物质奖励等各类“收益”，但是由于受到数据约束因此未能将其他类型的“收益”纳入本研究中，这不得不说是个遗憾，将在未来条件成熟时继续进行分析。(2)关于理论模型的实现：单一知识产品的对应生产者组合对下载量和引用量(有限非负整数因变量)的期望收益模型可以用Poisson模型实现，全体消费者的实际收益模型也可以用该模型实现；单个消费者决定是否下载与引用(即是否提供实际收益)可以用二分类Logistic/Logit/Probit模型实现；(3)偏爱的含义：如果学术期刊因为偏爱而对内部人稿件降低了录用标准，那么即使稿件能够刊发，在“学术知识消费市场”中由消费者行为反馈得到的“消费量”(下载与引用)也会比同本期刊的外部人稿件低(即学术期刊的“寻租”行为扭曲了知识创新、资源配置与学术表现)。但若是学术期刊的内部人稿件的指标优于外部人稿件，也说明内部人效应的存在，但不能以字面意义上的“偏好”作为解释，因为“偏爱”的本意是降低录用标准，拥有被期刊视为内部人的作者不用花费更多的努力达到通行标准即可录用，而在下载量和引用量方面，内部人稿件未显著低于外部人稿件的情况说明这种所谓的“偏爱”并未让期刊降低录用标准，如果高于则说明内部人稿件需要比外部人稿件付出更多的努力、做出更大的知识创新、面对更高的质量标准和参与更

激烈的竞争才能获得录用,这将在学术知识消费市场的消费行为中得到验证。那么“内部人稿件在下载/引用占优”的情况则对应于前文所述“内部人特征降低了交易成本”的逻辑推测,即内部人特征仅仅作用于提升审稿筛选效率,而并不作用于降低录用标准。(4)每本期刊的内部人稿件占比均低于50%,根据大数定律,其下载量和引用量的统计分布与外部人稿件和稿件总体在这两项指标的整体分布要偏离更多,有可能向下偏离(负效应),也有可能向上偏离(正效应)。(5)机制分析部分数学逻辑推理的主要理论基础来自《MWG 微观经济理论》中“不确定性下的选择”一章。

③关于样本期刊的人工筛选:(1)主题标准:基础目录包含的期刊中有期刊名称中虽然包含了“教育”,但刊发内容实际上与教育研究关系不大(例如以马克思主义、外国语言、行业教学和综合人文社科内容为主或占比较高,不应视为教育研究学术期刊),这部分期刊不列入样本期刊中。(2)时间标准:由于一些期刊在过去20年中发生了种种变化(刊名与刊文主题变动和停刊等),因此时间标准是“至2019年仍在刊印发行,且2019年主题仍以教育研究为主(占比应超过70%)的学术研究期刊。”(3)类型标准:有部分期刊虽然是教育期刊,但是以刊载教育叙事、散文和随笔为主,该部分期刊也不列入教育研究学术期刊。(4)考虑到观测期内期刊所属目录的变化,因此以“期刊*年份”为单位识别归属目录类别。

④概念解释:(1)样本中63.13%的论文由高等院校发表,180本采样期刊中有120本期刊是由高校主办,由于考核机制的影响,这些期刊刊发的内部人稿件数量占比往往是单一机构统计中的第一位。其他60本期刊是由教育科学研究院(所)、广播电视大学(开放大学)和其他企事业单位主办,由于考核机制与高校不同,这部分期刊中内部人稿件的占比都不是单一机构的第一位,因此存在外部机构特别是发文较多的高校成为“伪内部人”的可能性,造成估计结果的偏误。但出于学术严谨性考虑,依然只考虑真实的内部人,后文中会对“伪内部人”的效应进行实证分析。(2)A.有多本期刊实际是由独立法人单位的下属机构实际主持工作,但为了保持与“内部人特征”及其相关概念界定的一致性,依然按照独立法人单位进行标识,通过全国组织机构代码服务中心查询平台(<https://ss.cods.org.cn/>)、事业单位在线(<http://www.gjss.gov.cn/cxzl/>)、天眼查(<https://top.tianyancha.com/>)和企查查(<https://www.qcc.com/>)对法人单位信息进行确认。B.在明确法人单位的基础上,针对每一本期刊可能存在主办法人单位和主要编辑法人单位分离的情况也进行了数据收集以明确识别每一本学术期刊的主办&主编情况。C.针对存在多家主办法人单位的情况,也一并按照B的方式进行处理。(3)一部分稿件存在发表期刊主办单位并非第一位作者单位的情况,这部分稿件不划分为内部人稿件。理由有两点:A.从现实逻辑来看,各单位在确认研究成果时,基本都是采用“以本单位作为第一作者单位”作为确认研究成果归属权的标准,并以此作为评奖评优发放科研奖励的依据。所以“学术论文的第一作者单位”至关重要,学术期刊编辑人员、论文作者和论文读者都很清楚“第一作者单位”的重要性,因此本研究也采纳这一标准。并且如果论文作者未将主办法人单位作为第一名的作者单位,则可以视为其是未将内部人特征视为投稿时的有力支撑的证据;B.从统计推断来看,多项方差分析ANOVA和分组系数检验的计算结果显示在总样本和分时段样本的下载量和引用量及其模型参数中,内部人非第一作者稿件与非内部人稿件没有显著差别,但与内部人第一作者稿件存在显著差别。基于这两方面考虑,本研究将内部人非第一作者稿件划分至非内部人稿件中,仅将“第一作者法人单位与办刊法人单位相同的稿件”定义为内部人稿件是合理的做法,但同时,尽管在概念定义中将“主办法人单位并非第一作者单位的稿件”排除在“内部人稿件”的定义之外,但在基准回归模型的分析中,也将前者相对后者的优劣势进行了分析。

⑤从现实逻辑来看,并非所有不归属同一法人单位的人员都与期刊没有真实私人关系,同时也并非所有归属同一家法人单位的研究人员都与学术期刊有真实私人关系,而是否存在真实私人关系无法观测(这也是本项研究有待改进之处),进而这一概念在现实逻辑方面的界定误区会导致数据认定方面的不完整,从而引起统计分析中的遗漏变量偏误和关键解释变量的系数估计偏误。以各种“共同经历”为基础界定“内部人”也存在这样的问题,因此我们作为研究者需要在定义界定、数据范围和估计精度三者之间寻求平衡,最后是决定以“学术论文第一作者单位”作为确认“内部人”的基础,而不以“真实私人关系”和各种“共同经历”作为确认基础。

⑥对于前述的“公允价值”,从引用行为来看,由于单项主题涉及的论文数量很多,但单篇论文体量受限,所以存在对引用行为的软性约束,同时引用行为并非论文录用的决定性因素,故对作者的“引文滥用”激励不足,从这两点出发,引用行为具有很强的主动选择性质,是否引用是由作者经过仔细考虑后做出的决策,其中包含了知识消费者具有完全自主自愿的消费决策(引用)和对消费对象(论文)了解知悉的信息对称等条件。从下载行为来看,由于论文作

者可以通过中国知网、期刊官网和文档网站的在线阅读或下载了解到论文内容,因此中国知网下载量可能较实际浏览量偏低,故而存在一定的低估,而引用数据则较下载量数据更准确。基于这两点考虑,引用量较下载量更能够反映学术论文在“学术知识消费市场”中的“公允价值”。

⑦(1)可以使用“录用率”或“录用与否”这项直接因素作为变量判断有无偏爱,但是它的依据较为粗糙且可操作性不高。其一是审稿过程不公开,研究数据只能观测到被录用并发表的论文,对于拒稿的论文无法观测(如果可以观测则使用 Logistic 模型),所以无从得知内部人特征在录用中发挥的作用。无法得知投稿数量和录用率,故即使刊发的内部人稿件占比更高,也不能说明期刊对内部人的优待与偏爱,因为这可能是内部人群体对该期刊的投稿数量更多所导致。其二是很多能够进入 CSSCI 的期刊多由研究水平较高的高校主办,他们的研究人员水平较高,刨去所谓的“内部人偏好”,按照研究水平决定是否录用,学术期刊也更有可能会录用所在单位研究人员的高水平论文。(2)以引用量作为“质量”的代理变量,理由有三点,A. 前述的直接因素无法使用,导致无法从学术知识生产者的角度进行研究;B. 是在学术知识消费市场的全体知识消费者视角下所做的选择,体现了学术知识消费市场对学术作品的“价值发现”功能、学术资源配置功能和全市场消费者提供的实际收益(反映了公允价值)。C. 是学术论文本身的“内在价值”具有“固定”的性质,在刊发后少有变动。而由于市场中消费者的偏好呈现高度异质性,所以对学术论文的内在价值会做出因人而异的主观评价,这种消费者立场上的主观评价相对学术论文本身与学术知识生产者则是“客观”视角,并且本文的定量部分由于无法获得学术知识生产者的相关信息,所以也无法站在它的立场进行分析,而是站在全体学术知识消费者的角度进行分析。所以将引用量和下载量视作全体学术知识消费者对学术知识产品的“价值”认知。出于以上三点原因,我们采用“引用量”和“下载量”来衡量“质量”和“影响力”。即使存在因研究领域高度专业化导致的“隔行如隔山”,让部分高水平论文由于内容和专业方向等研究领域特征,其“内在价值”并未被全体知识消费者所知(学术知识消费市场的“内在价值发现”功能受阻)导致“引用量”和“下载量”较低,而只在部分消费者群体中(例如“同行评议”)获得高度评价,也可以将中图分类号的 570 类划分作为控制变量,以固定效应项的方式纳入到回归模型中加以处理。

⑧(1)夏普利值分解和重要性分析无法与聚类标准误差共同使用,相关算法在本文中仅在线性模型的默认观测信息矩阵 OIM 标准误差情况下进行初步的模型整合与变量筛选。(2)从控制变量的含义出发,纳入较多自变量是为了尽可能的剥离其他特征对下载量和引用量的影响,从而实现内部人效应的提纯精炼。例如对于某些研究领域,尽管其论文同行评议结果很好,但是由于较为小众,所以下载量和引用量较低,通过对中图分类号的固定效应项进行控制就可以剥离由于研究领域差异导致的下载量和引用量差异;再比如某些期刊由研究水平较高的高校主办,控制了第一作者单位类型的固定效应项,就可以剥离未控制该特征前的内部人效应中由于高校与院系的研究声誉和研究水平不同导致的下载量/引用量差异,对其他特征的纳入也是考虑到这一点。(3)本研究尝试在“期刊*年份”的层面上控制聚类标准误差和固定效应项,但其结果与“期刊*年份*月份”没有差异,考虑到研究的精确性,控制月份层面的“不可观测因素”,因此在本文中使用后者。(4)中介效应分析的 Sobel-Goodman 算法需手动设定虚拟变量,对于多值分类变量需将每个数值设定为 0/1 以构造为多个自变量,为简便起见,本文使用 KHB 算法以直接应用因子变量符。

⑨(1)该处公式参考了 William H. Greene 的《Econometric Analysis》英文第 6、7 和 8 版与中文第 6 版。对于等号右侧经典回归部分的 $\ln(2\pi)$, 英文第 6 版的第 874 页公式 24-13, 中文第六版 861 页的公式 24-13 和英文第 7 版的第 850 页公式 19-13 均写作 $\log(2\pi)$, 英文第 8 版的 936 页公式 19-13 则是 $\ln(2\pi)$, 本文采用第 8 版的公式书写。另外,使用 Olsen 再参数化(Olsen's Reparameterization)的简化对数似然公式中则均使用 $\ln(2\pi)$ 。(2)本处另使用了多个分位数算法作为分位数算法结果的对照,其结果与分位数基准回归相差不大,但考虑到变量中包含诸多因子变量,因此在文中仍只报告分位数回归 QR 模型的计算结果。

(责任编辑 王 森)

Relatives are not Avoided When Talents are Demanded: Does Insider Characteristics Reduce the Quality and Influence of Academic Papers? Examples from Mainland China

Li Yishan¹ Liu Jinsong²

(1. Department of Education & National Institutes of Educational Policy Research in Faculty of Education,
East China Normal University, Shanghai 200062, China;

2. College of Education, Shanghai Normal University, Shanghai 200234, China)

Abstract: Along with the increased level of competition for academic publication, there is a growing debate about the preference for insider manuscripts in academic journals, however, there has been no empirical research to discuss the effect of insider manuscripts on the quality and influence of academic papers in educational research. This study is based on data of 923, 901 papers published in educational academic research journals in mainland China from 2001 to 2019 and textual evidence from 80 interviewees, based on the framework of “cost-benefit” mechanism, rational decision-making perspective and the concept of transaction cost, a research hypothesis and two research assumptions on the effect of insider characteristic on the quality and influence of academic papers are proposed and verified by the combination of quantitative analysis and qualitative analysis of mixed research pattern. The study found that (1) the influence and quality of insider manuscripts are better than that of outsiders in most “Period * Catalog * Download/Cite” sections. (2) From far to near, the insider effect has a different trend in different plates, the effect in CSSCI changed from negative to positive, in CSSCI-E and PKU-CCJ changed from positive to negative, fluctuates in general journals. (3) There is a mediating/indirect effect of the influence of insider characteristic on the total utility of quality, the mediating/indirect effect varies by section, and there is a masking effect, attention should be paid to the mediating/indirect effect of influence on value discovery. (4) The insider characteristic in the middle and low range has more negative effect than that of the middle and high range, the insider characteristic in the middle and high range shows more positive effect than that in the middle and low range. (5) In terms of quality and influence, the fake insider characteristic of outsider characteristic show a downward trend compared with that of insider characteristic, but better than real outsider characteristic, it is not simply a negative definition of monopoly. (6) The opinions of academic journals, reviewers and paper authors on insider manuscripts and their corresponding actions are obviously different with the individual's internal characteristic and external environment. Synthesizing the above analysis, this study argues that it is not possible to simply identify that insider manuscripts with insider characteristic significantly reduce the quality and influence of academic papers, which needs to be analyzed on a case-by-case basis. At the same time, when the characteristic of insider help academic journals to reduce transaction costs with paper authors, the contribution proportion of insider increases in the middle and low sections and decreases in the middle and high sections as the cost, and such cost varies with different sections. Based on the above research results, this study puts forward suggestions on strengthening internal processes, improving decision-making performance and improving quality and influence from the perspective of procedural and substantive fairness for academic journals, and puts forward suggestions on enhancing research level and building professional reputation for paper authors.

Keywords: academic evaluation; achievement performance; cost-benefit; KHB mediating effect analysis; quantile regression; qualitative research