

# 股权制衡、产权性质与控制权溢价的荟萃回归分析

胡晓明 张祖遥

(南京财经大学 会计学院 江苏 南京 210023)

**摘要:**为了检验股权制衡与产权性质对中国上市公司控制权溢价影响的实证结果是否受到具体研究特征的影响,本文搜索并选取了34篇具有较高质量的实证研究文献进行荟萃回归分析。实证结果表明:股权制衡对控制权溢价的影响没有显著地受到相关研究特征的影响;产权性质对控制权溢价的影响显著地受到样本量、起止年份和固定效应模型的影响;不同控制权溢价度量模型对回归结果没有显著影响。通过对股权制衡和产权性质进行漏斗不对称检验,发现在样本文献中,股权制衡效应的实证研究不存在发表偏倚,而产权性质效应的实证研究可能存在发表偏倚。

**关键词:**股权制衡;产权性质;控制权溢价;荟萃回归

**中图分类号:**F276.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-6049(2019)01-0069-09

## 一、引言

并购作为企业重要的资源配置手段,对企业经营模式、财务绩效乃至战略转型具有重大影响。随着股权转让,受让方以高于评估价值的成交价获得控股权,高出的这部分价值称为控制权溢价。现有文献关于控制权溢价的研究在取得许多成果的同时也伴随着争议:哪些因素对控制权溢价起到了主导性的影响作用?学术界争论不休的因素集中表现在股权制衡与产权性质两个方面。不同学者、不同学术流派从各自的视角建立了不同的理论,强调了这两种因素对控制权溢价的影响,都具有一定的解释力。

理论争议的正确与否需要经过实践的检验,因此,相应的实证研究就显得非常重要了。不断涌现的并购交易和日益完善的数据资源为相应的实证研究提供了条件,许多学者已经在此领域作出了重要贡献。但是,不同的实证研究由于受到具体研究特征的影响,如样本量、数据年份、区域范围、估计方法等,从而得出的研究结论不具有一致性。例如,同样研究产权性质对控制权溢价的影响,王书林等<sup>[1]</sup>发现,与国有控股企业相比,民营控股企业的控制权溢价水平更高,而叶会和李善民<sup>[2]</sup>却发现国有企业的控制权溢价水平更高。因此,本文的研究目的就在于利用荟萃回归分析方法,探究股权制衡与产权性质对控制权溢价的实证研究是否受到具体研究特征的影响,从而在一定程度上检验了这些影响因素的普遍解释性和理论指导性。

荟萃回归分析是一种对实证研究文献进行评价、综述的有用工具,是指依靠搜集已有或未发表的具有某一可比特性的文献,用特定的设计和统计学方法对研究结果进行系统性的定量分析<sup>[3]</sup>。自20

收稿日期:2018-10-28;修回日期:2019-01-09

基金项目:江苏高校优势学科建设工程资助项目(PAPD);国家自然科学基金面上项目(71371087);江苏省研究生科研与实践创新计划项目(SJCX18\_1351;CXZZ13\_07)

作者简介:胡晓明(1963—),男,江苏常州人,南京财经大学会计学院教授,三江学院客座教授,硕士生导师,研究方向为公司治理与估值;张祖遥(1994—),男,江苏连云港人,南京财经大学会计学院硕士研究生,研究方向为会计学。

世纪 80 年代末荟萃回归分析方法被引入后,它就被应用于经济学文献研究中。Stanley and Stephen<sup>[4]</sup> 研究分析了造成同一主题的实证研究结果变化的可能原因,大体可分为三大类,即统计方法的特征、模型误差的偏差以及特定研究的数据集的具体特征等。目前荟萃回归分析方法已经被广泛运用于研究各种经济问题之中,如  $\beta$  收敛假说<sup>[5]</sup>、国际工资性别差距、移民对工资的影响<sup>[6]</sup>、地方民营化的解释因素<sup>[7]</sup>、FDI 与税制<sup>[8]</sup> 等。

截至目前,国内运用荟萃回归分析方法的文献还很少,并且没有文献对控制权溢价的影响因素进行过荟萃回归分析。本文阐述股权制衡、产权性质与控制权溢价关系的理论争议,在对荟萃回归方程中使用的数据和变量进行解释说明的基础上,应用 Probit 估计结果与分析,进行发表偏倚检验。

## 二、股权制衡、产权性质与控制权溢价的理论争议

理论界对于我国上市公司控制权溢价影响因素的争议主要集中于股权制衡与产权性质,与此对应,实证文献也主要是对这些因素的影响效应进行检验。因此,我们将这些文献中关于影响控制权溢价的因素假设为股权制衡、产权性质和其他变量。

$$\text{控制权溢价} = F(\text{股权制衡}, \text{产权性质}, \text{其他}) \quad (1)$$

### (一) 控制权溢价

控制权是对公司所有可供分配的资源进行控制和决策的权利,由于控制权可以产生私人收益,相比少数股权会产生更多的收益,因此,控制权具有经济价值。国内外的许多研究证明控制权溢价是存在的。Barclay and Holderness<sup>[9]</sup> 选取 1978—1982 年间在纽约证交所和美国证交所发生的 63 起大宗协议交易作为样本进行研究,发现 80% 的公司大宗协议交易价格高于消息公告后的市场价格,平均交易溢价达到 20.4%; Dyck and Zingales<sup>[10]</sup> 选取了 1990—2000 年间 39 个国家和地区的 393 个控制权交易样本进行研究,发现各国控制权私利平均为 14%; 严绍兵<sup>[11]</sup> 通过搜集 1997—2004 年我国上市公司国有股及法人股协议转让交易数据,发现控制权溢价平均值为 14.08%; 李延喜等<sup>[12]</sup> 以 2001—2003 期间 236 起上市公司非流通股控制权交易为样本,发现上市公司控制权交易相对于小额股权交易而言具有较高的溢价水平,溢价率为 14.04%。这些数据都显示出了控制权溢价的经济价值特性。

### (二) 股权制衡

股权制衡是指控制权由几个大股东分享,达到大股东相互监督的股权治理结构安排模式。在理论上,股权制衡的目的在于防止一股独大所带来的负面影响。一般认为,中小股东力量增强,能够减少第一大股东进行壕沟挖掘获取私利的风险,避免自身利益受到侵害,因而,股权制衡度越高,控制权溢价水平会越低。吴冬梅和庄新田<sup>[13]</sup> 将控股股东进行分类并分别测算了我国上市公司控股股东的私人收益及其影响因素,发现在国有股中,股权制衡度对控制权溢价有一定的抑制作用。姜锡明和刘西友<sup>[14]</sup> 选用 2000—2006 年深沪两市第一大股东发生变更的上市公司作为研究样本,发现其他大股东持股比例增加对上市公司控制权溢价有制衡作用; 刘白兰等<sup>[15]</sup> 以 2001—2005 期间沪深股市发生的非流通股交易的非金融类上市公司作为考察对象,发现股权制衡机制对于控股股东掠夺控制权私利有一定的限制作用。

但是也有一些学者<sup>[16]</sup> 认为,企业其他股东的股权越集中越有利于企业实施有效的并购重组活动,因此,股权制衡度对并购溢价存在显著正向影响,在实证分析中,他们以 2008—2014 年间发生的重大并购重组事件为初始样本,发现制衡度分别与并购交易溢价、并购估值溢价显著正相关,由此得出企业第二至第五大股东力量越强,或第二大股东与第十大股东越强,越有可能获得高溢价的结论。

### (三) 产权性质

转型经济下产权性质主要体现为国有与民营两类。国有股权最终持有人是国家,现实中国有股权是由政府部门或国有控股公司代为管理。关于产权性质与控制权溢价的关系,一般认为是国有溢价低于民营。民营控股股东、管理者与企业利益关联度高,往往通过控制权来获取较高的私有

收益; 国有控股企业承担维持社会稳定性责任, 如通过控制权的转让来整合企业, 调整产业结构, 增加就业率等, 因而溢价率偏低。潘爱玲等<sup>[17]</sup>认为, 管理者过度自信的企业并购溢价水平更高, 而相比国有企业, 民营企业的管理者过度自信对并购溢价水平的影响更显著; 姚海鑫和于健<sup>[18]</sup>指出, 相对于非国有股东而言, 国有股东获得的外资并购溢价水平整体偏低, 而且国有股东的代理成本与并购溢价呈负相关关系; 林朝南等<sup>[19]</sup>选择 2001—2005 年沪深两市 A 股市场发生的非流通股交易的非金融类上市公司为考察对象, 发现央企所辖上市公司的控制权私利攫取程度显著低于地方所辖的上市公司。

但是也有一些学者<sup>[2]</sup>认为, 相对宽松的市场约束和法律约束在一定程度上助长了国有股东获取私有收益的行为。他们利用 2006—2010 年发生的大宗股权交易事件, 对大股东获取控制权利益行为进行分析, 发现与民营大股东相比, 国有性质的大股东更倾向于以私有收益的方式实现控制权利益, 控制权溢价水平更高。

一些学者保持中立的态度, 认为股权制衡、产权性质对控制权溢价没有显著影响。雷星晖和王寅<sup>[20]</sup>考察股权制衡对我国家族上市公司控制权溢价的影响, 发现家族上市企业的控制权溢价与大股东制衡度无关, 说明在我国的家族上市企业里, 股东的监督能力有限; 杜晓晗和张中瑞<sup>[21]</sup>通过对 2005—2009 年沪深两市发生控制权转移的上市公司进行研究, 发现国有控股公司存在更高的控制权私利水平, 但随着企业成长能力的提高, 民营企业的控制权私利比国有控股公司增长更快, 因此, 无法做出准确的判断。

### 三、样本选取与变量描述

为了选取进行比较分析的实证文献, 本文重点检索了清华 CNKI 数据库和万方数据库。在数据库中搜索题目、关键词、摘要涉及控制权溢价( 控股权溢价、并购溢价、控制权私人收益、控制权私利、控制权私有收益)、股权制衡( 第二大股东)、产权性质( 产权属性) 等信息, 搜集到 1 337 篇相关文献, 其中大部分是理论研究文献, 不符合本文进行荟萃回归分析的文献要求; 一些实证研究文献的主题与本文研究主题不同; 剩余文献有的质量太低。最终本文荟萃回归分析所用到的数据来自 34 篇主题相同且具有较高质量的文献。这些文献中将股权制衡作为控制权溢价影响因素的模型有 63 个, 将产权性质作为对控制权溢价影响因素的模型有 58 个。选取的 34 篇实证研究文献的汇总分析见表 1。

由表 1 可知, 不同学者对于“股权制衡与控制权溢价的关系”、“产权性质与控制权溢价的关系”得出的结论是不完全一致的。就“股权制衡与控制权溢价的关系”来看, 在 63 个模型中得出股权制衡对控制权

表 1 股权制衡、产权性质与控制权溢价关系实证研究文献的汇总分析

因变量	显著正相关	显著负相关	不显著	合计
股权制衡	5	38	20	63
产权性质	9	34	15	58
合计	14	72	35	121

溢价有显著影响的模型共有 43 个, 不显著的有 20 个, 在显著影响的模型中, 显著正相关的仅有 5 个, 显著负相关的有 38 个, 由此可以看出, 在所选的 34 篇论文中, 大部分的模型得出的结论是股权制衡与控制权溢价显著负相关, 但也有近 40% 的模型得出的结论与之相悖; 就“产权性质与控制权溢价的关系”来看, 在 58 个模型中得出产权性质对控制权溢价有显著影响的模型共有 43 个, 不显著的有 15 个, 在显著影响的模型中, 显著正相关的仅有 9 个, 显著负相关的有 34 个, 由此可以看出, 在所选的 34 篇论文中, 大部分的模型得出的结论是产权性质与控制权溢价显著负相关, 但也有近 40% 的模型得出的结论与之相悖。那么这些实证结论的差异与控制权溢价度量指标或现有文献的具体研究特征( 样本数量、起始年份、区域范围、估计方法、权重) 是否有关, 是本文接下来将要研究的重点。

由于每篇文献衡量控制权溢价的模型各不相同, 为了保证研究目的的一致性和可比性, 本文主要考虑 3 个常用的控制权溢价度量指标。

$$PBC_A = \frac{P - V}{V} \quad (2)$$

其中  $PBC_A$  表示控制权溢价水平;  $P$  表示在控制权转移交易中的每股支付价格;  $V$  为上市公司每股净资产值。

$$PBC_B = \frac{\omega(P - V)}{V} \quad (3)$$

其中  $PBC_B$  表示控制权溢价水平;  $\omega$  为在控制权转移交易中的股份转让比例;  $P$  表示在控制权转移交易中的每股支付价格;  $V$  为上市公司每股净资产值。

$$PBC_C = \omega \left( \frac{P - V}{V} - EP \right) \quad (4)$$

其中  $PBC_C$  表示控制权溢价水平;  $\omega$  为在控制权转移交易中的股份转让比例;  $P$  表示在控制权转移交易中的每股支付价格;  $V$  为上市公司每股净资产值,  $EP$  为股权转让前 3 年加权平均的  $ROE$ 。

本文的因变量为股权制衡和产权性质。用于荟萃回归分析的因变量的值由  $t$  统计量判断实证研究文献中变量间的显著性关系后赋值<sup>[4]</sup>。

1. 股权制衡。根据现有文献, 本文所选取的股权制衡指标包括第二至第五大股东持股比例之和、第二至第十大股东持股数量平方和对数、次大股东持股比例不小于 5% 等。因为在现有文献中股权制衡与控制权溢价的关系包括显著正相关、显著负相关和不显著三类, 而由表 1 可知, 在显著关系中, 大部分的文献得出的结论是显著负相关的, 因此, 考虑到样本数量的完整性, 本文将因变量再划分为显著性和显著负相关两类:

显著性。股权制衡对控制权溢价有显著性影响时 赋值为 1, 其余为 0。

显著负相关。股权制衡对控制权溢价有负向的显著性影响时 赋值为 1, 其余为 0。

2. 产权性质。根据现有文献, 本文所选取的产权性质指标为国有企业 赋值为 1, 非国有企业赋值为 0。因为在现有文献中产权性质与控制权溢价的关系包括显著正相关、显著负相关和不显著三类, 而由表 1 可知, 在显著关系中, 大部分的文献得出的结论是显著负相关的, 因此, 考虑到样本数量的完整性, 本文将因变量再划分为显著性和显著负相关两类:

显著性。产权性质对控制权溢价有显著性影响时 赋值为 1, 其余为 0。

显著负相关。产权性质对控制权溢价有负向的显著性影响时 赋值为 1, 其余为 0。

本文选取的调节变量包括: 样本量、数据搜集的起止年份、区域范围、估计方法以及控制权溢价度量方法和文献模型数量权重。调节变量中的前四个变量是一般荟萃分析所必要的变量, 体现的是各实证研究文献的基础特征。文献模型数量权重是在同一文献中提取数据的相关模型个数的倒数, 这一变量的选取参考了 Weichselbaumer and Winter-Ebmer<sup>[3]</sup> 所采取的处理同一文献中提取多组数据时可能产生误差问题的方法。

用于荟萃分析的变量描述见表 2 和表 3。

表 2 用于荟萃分析的因变量描述

因变量	变量名	描述	均值	标准差
股权制衡	$CR5S$	虚拟变量: 股权制衡对控制权溢价有显著性影响时, 赋值为 1, 其余为 0	0.68	0.47
	$CR5N$	虚拟变量: 股权制衡对控制权溢价有负向的显著性影响时, 赋值为 1, 其余为 0	0.60	0.49
产权性质	$PrS$	虚拟变量: 产权性质对控制权溢价有显著性影响时, 赋值为 1, 其余为 0	0.74	0.44
	$PrN$	虚拟变量: 产权性质对控制权溢价有负向的显著性影响时, 赋值为 1, 其余为 0	0.59	0.50

表3 用于荟萃分析的调节变量描述

调节变量	变量名	描述	股权制衡		产权性质	
			均值	标准差	均值	标准差
样本量	<i>Sample</i>	文献模型中的观察值数量	167.73	132.67	344.28	408.14
起始年份	<i>Start</i>	所搜集数据的起始年份	2003.59	2.69	2003.91	4.55
终止年份	<i>End</i>	所搜集数据的终止年份	2008.03	3.22	2010.03	4.25
区域范围	<i>Region</i>	虚拟变量:当文献研究的对象是全国范围时,赋值为1,其余为0	1	0	1	0
最小二乘法	<i>OLS</i>	虚拟变量:当估计方法用的是 <i>OLS</i> 时,赋值为1,其余为0	0.57	0.50	0.41	0.50
固定效应	<i>FE</i>	虚拟变量:当模型采用固定效应模型时,赋值为1,其余为0	0.52	0.50	0.57	0.50
控制权溢价 度量方法	<i>PBC<sub>A</sub></i>	虚拟变量:当控制权溢价选用 <i>PBC<sub>A</sub></i> 模型度量时,赋值为1,其余为0	0.21	0.41	0.26	0.44
	<i>PBC<sub>B</sub></i>	虚拟变量:当控制权溢价选用 <i>PBC<sub>B</sub></i> 模型度量时,赋值为1,其余为0	0.19	0.40	0.33	0.47
	<i>PBC<sub>C</sub></i>	虚拟变量:当控制权溢价选用 <i>PBC<sub>C</sub></i> 模型度量时,赋值为1,其余为0	0.40	0.49	0.31	0.47
权重	<i>Weight</i>	每篇文献中模型个数的倒数	0.35	0.29	0.27	0.17

由表2和表3可知,所选文献中大部分实证分析得到的结果都是显著的;在样本数上,研究股权制衡对控制权溢价影响的样本平均数为167.73,而研究产权性质对控制权溢价影响的样本平均数为344.28,这种差别主要是因为,在研究股权制衡的效应时,学者倾向于对上市公司进行细化分类,例如按产权性质分为国有和民营两类,或者具体研究某一类别的上市公司,比如家族企业等,因此样本数会偏小;在区域范围上,本文所选文献的研究对象都是全国范围;在方法选择上,大部分的文献都采用的最小二乘法和固定效应模型;在控制权溢价的度量方法上,绝大部分的文献采用了这三种模型进行度量,每种模型被使用的次数也很接近;在权重上,研究股权制衡对控制权溢价影响的每篇模型平均数为3个,研究产权性质对控制权溢价影响的每篇模型平均数为4个。

#### 四、估计与结果

根据一般荟萃回归方程的模式,本文构建了以下荟萃回归估计方程:

$$CR5S = F(\text{Sample}, \text{Start}, \text{End}, \text{Region}, \text{OLS}, \text{FE}, \text{PBC}_A, \text{PBC}_B, \text{PBC}_C, \text{Weight}) \quad (5)$$

$$CR5N = F(\text{Sample}, \text{Start}, \text{End}, \text{Region}, \text{OLS}, \text{FE}, \text{PBC}_A, \text{PBC}_B, \text{PBC}_C, \text{Weight}) \quad (6)$$

$$PrS = F(\text{Sample}, \text{Start}, \text{End}, \text{Region}, \text{OLS}, \text{FE}, \text{PBC}_A, \text{PBC}_B, \text{PBC}_C, \text{Weight}) \quad (7)$$

$$PrN = F(\text{Sample}, \text{Start}, \text{End}, \text{Region}, \text{OLS}, \text{FE}, \text{PBC}_A, \text{PBC}_B, \text{PBC}_C, \text{Weight}) \quad (8)$$

由于因变量是离散型的,所以,本文应用Probit模型在Stata 14.0软件中对每组变量进行荟萃回归估计。

表4是以“股权制衡对控制权溢价的影响”为因变量的回归结果,其中,(1)是股权制衡对控制权溢价有显著性影响的回归结果;(2)是股权制衡对控制权溢价有负向显著性影响的回归结果。

由表4可知,总体而言,所有的研究特征对“股权制衡对控制权溢价的影响”都不具有显著性,说明股权制衡是影响控制权溢价的重要因素,且影响效应与具体研究环境无关,这一结果与股权结构的特征保持了一致:股权结构作为公司治理的一个组成部分,是一个内在化的体系,与产权性质对控制权溢价影响的渠道不同,一般来说,股权制衡对控制权溢价的作用较少受到外部环境的影响。

值得注意的是,虽然样本量对因变量的作用不显著,但系数为负,这说明在对数据进行筛选时,选择某一具体行业或分类的数据更有利于得出股权制衡对控制权溢价有(负向)显著性影响的结论;估计方法(*OLS*、*FE*)以及控制权溢价度量方法(*PBC<sub>A</sub>*、*PBC<sub>B</sub>*、*PBC<sub>C</sub>*)的系数不显著。

表5是以“产权性质对控制权溢价的影响”为因变量的回归结果,其中,(1)是产权性质对控制权溢价有显著性影响的回归结果;(2)是产权性质对控制权溢价有负向显著性影响的回归结果。

由表5可知,对于因变量(1)样本量的系数正相关,起始年份的系数负相关,终止年份的系数正相关,说明样本量越多,起止年份跨越时间越长,越会增加得出“产权性质对控制权溢价有显著性影响”实证结果的可能性;固定效应的系数负相关,说明在研究产权性质对控制权溢价的影响时,采取固定效应模型会降低“产权性质对控制权溢价有显著性影响”的可能性;控制权溢价度量方法( $PBC_A$ 、 $PBC_B$ 、 $PBC_C$ )的系数不显著,说明采取不同的度量方法对“产权性质影响控制权溢价的实证结果”没有显著性影响。

对于因变量(2),样本量的系数正相关,说明样本越多越会增加得出“产权性质对控制权溢价有负向的显著性影响”实证结果的可能性;固定效应的系数负相关,说明采取固定效应模型会降低“产权性质对控制权溢价有负向的显著性影响”的可能性;控制权溢价度量方法( $PBC_A$ 、 $PBC_B$ 、 $PBC_C$ )的系数不显著,说明采取不同的度量方法对“产权性质影响控制权溢价的实证结果”没有显著性影响。

通过表4和表5可见,就股权制衡、产权性质与控制权溢价而言,不论是将“具有显著性影响”还是将“具有负向的显著性影响”作为因变量,经过荟萃回归得到的结论基本上是一致的,这主要是因为大部分实证文献得出的显著性结果是负相关的,少数文献得出正相关的结果并不影响本文的研究结论。

##### 五、发表偏倚的估计

在进行荟萃回归分析中可能会遇到发表偏倚的问题,即一般来说能够得出显著性的实证结果的论文更容易被发表<sup>[22]</sup>,另外,对于无统计学意义的研究,研究者可能认为意义不大,因而不发表或推

表4 股权制衡对控制权溢价影响的荟萃回归估计(Probit)结果

调节变量	因变量: 股权制衡对控制权溢价的影响	
	(1)	(2)
样本量	-0.003 19(0.002 62)	-0.001 81(0.001 75)
起始年份	0.140(0.168)	0.047 1(0.140)
终止年份	0.174(0.189)	0.040 1(0.137)
区域范围		
最小二乘法( <i>OLS</i> )	4.172(300.1)	4.422(321.2)
固定效应( <i>FE</i> )	4.910(300.1)	3.999(321.3)
控制权溢价度量方法( $PBC_A$ )	0.907(0.806)	-0.467(0.553)
控制权溢价度量方法( $PBC_B$ )	-0.296(0.761)	-0.816(0.644)
控制权溢价度量方法( $PBC_C$ )	0.420(0.726)	0.567(0.584)
权重	-0.849(0.881)	-1.249(0.756)*
常数项	-634.0(384.0)*	-178.2(356.8)
伪 $R^2$	0.37	0.21
<i>N</i>	63	63

注:括号内为标准误值(异方差稳健);\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

表5 产权性质对控制权溢价影响的荟萃回归估计(Probit)结果

调节变量	因变量: 产权性质对控制权溢价的影响	
	(1)	(2)
样本量	0.010 8(0.005 85)*	0.008 23(0.002 93)***
起始年份	-0.476(0.171)***	-0.058 4(0.088 1)
终止年份	0.735(0.264)***	-0.175(0.109)
区域范围		
最小二乘法( <i>OLS</i> )	-0.269(1.619)	-1.157(1.136)
固定效应( <i>FE</i> )	-3.476(1.729)**	-2.182(1.080)**
控制权溢价度量方法( $PBC_A$ )	-1.979(1.413)	-0.505(0.847)
控制权溢价度量方法( $PBC_B$ )	0.054 9(2.474)	-0.665(1.442)
控制权溢价度量方法( $PBC_C$ )	2.663(1.682)	-0.714(0.820)
权重	0.274(3.133)	0.312(1.763)
常数项	-521.8(299.9)*	468.4(169.1)***
伪 $R^2$	0.53	0.42
<i>N</i>	58	58

注:括号内为标准误值(异方差稳健);\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

迟发表。发表偏倚较大会大大降低荟萃回归估计结果的可靠性。为此, Stanley<sup>[23]</sup>指出, 在荟萃回归中可以采用漏斗不对称检验(Funnel Asymmetry Tests, FAT)来检测发表偏倚。这些检验是基于一项研究的报告效应与其标准误差之间的估计。因此, 我们估计以下方程:

$$T_i = \beta_0 + \beta_1(1/SE_i) + \varepsilon_i \quad (9)$$

其中,  $T$  是一篇文献中报告的  $t$  统计量,  $1/SE$  是标准误差的倒数(Stanley)。截距项  $\beta_0$  即为测试发表偏倚的指标, 且它的符号显示偏倚的方向。当  $\beta_0$  显著不为 0 时, 则可发现发表偏倚存在的证据; 反之则可以认为不存在发表偏倚。另外  $\beta_1$  的统计显著性反映的是真实的实证效应。

进行发表偏倚测试时一般只能对各组假设中最常见的变量进行检测。在所有样本文献中的股权制衡指标最常用的是“第二至第五大股东持股比例/第一大股东持股比例”, 而产权性质指标中最常用的是“国有企业赋值为 1, 非国有企业赋值为 0”, 所以我们在估计方程(9)中分别使用文献中报告的“第二至第五大股东持股比例/第一大股东持股比例”和“国有企业赋值为 1, 非国有企业赋值为 0”的  $t$  统计量和标准误差进行估计。

由表 6 可知, “第二至第五大股东持股比例/第一大股东持股比例”的  $t$  统计量作为被解释变量时,  $\beta_0$  无法拒绝  $\beta_0 = 0$  的原假设, 因此, 本文认为研究股权制衡对控制权溢价影响相关的实证论文不存在发表偏倚; 而  $\beta_1$  系数不显著意味着现有实证研究结果可能没有反映真实的效应。

“国有企业赋值为 1, 非国有企业赋值为 0”的  $t$  统计量作为被解释变量时,  $\beta_0$  估计值在 1% 水平上显著不为 0, 意味着发表偏倚的存在,  $\beta_0$  系数为负, 表明实证结果越具有负向显著性, 相关文章越可能被学术期刊发表; 而  $\beta_1$  系数显著意味着现有实证研究结果在一定程度上反映了真实的效应。

当然, 需要谨慎对待这些结论, 首先, 在荟萃回归分析中涉及的衡量股权制衡与产权性质的指标不止一个, 本文在漏斗不对称检验中仅仅选取了样本数较多的指标; 其次, 漏斗不对称检验结果的精度会随着样本数量增加而提高, 而本文的样本数较少, 可能导致检验效力不足。这些都有可能影响检验的准确性。

## 六、结论与讨论

现阶段丰富的实证研究为检验股权制衡、产权性质对控制权溢价的影响提供了大量的样本, 但是纵观现有实证文献, 我们发现结论并不是完全一致的, 因此, 本文的研究目的就在于, 梳理并比较现有文献的结果差别, 通过荟萃回归验证这些实证研究结果的可靠性和适用性。我们的荟萃回归分析结果表明: 股权制衡对控制权溢价的影响没有显著地受到相关研究特征的影响; 产权性质对控制权溢价的影响显著地受到样本量、起止年份和固定效应模型的影响; 不同控制权溢价度量模型对回归结果没有显著影响。通过对股权制衡和产权性质的漏斗不对称检验, 发现在样本文献中, 股权制衡效应的实证研究不存在发表偏倚, 而产权性质效应的实证研究可能存在发表偏倚。

这些结果说明: (1) 样本文献中的产权性质对控制权溢价影响的实证结果受到了一些相关研究特征的影响, 并且产权性质效应的实证研究可能存在发表偏倚, 这意味着我们必须谨慎对待相应的实证研究结果; (2) 股权制衡是一种企业内部特征, 受到外在环境影响的可能性比较低, 并且其实证研究不存在发表偏倚, 因此, 相关的实证研究结果是比较可靠的; (3) 现有文献对控制权溢价的度量主要集中于三种方法, 采取不同的方法都具有合理性, 不会对控制权溢价影响因素的实证分

表 6 漏斗不对称检验(OLS)结果

解释变量	被解释变量: $t$ 统计量	
	第二至第五大股东持股比例/第一大股东持股比例	国有企业赋值为 1, 非国有企业赋值为 0
截距项	0.572(0.692)	-3.976(1.616)**
1/SE	-0.505(0.313)	1.251(0.602)*
N	21	16
R <sup>2</sup>	0.121	0.236

注: 括号内为标准误差(异方差稳健); \*\*、\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

析结果造成影响。

本文的荟萃回归分析结论也为我们今后对此主题进行相关的实证研究提供了具有参考价值的规范框架。首先,在进行股权制衡对控制权溢价影响的实证研究时,需要对数据进行筛选,选择某一具体行业或分类的数据结果会更好。其次,在进行产权性质对控制权溢价影响的实证研究时,要注意样本量、起止时间、估计方法的选取。样本量越大、起止时间越长,结果会更好,采用固定效应模型可能不是一个很好的选择。最后,股权制衡、产权性质对控制权溢价的影响可能是综合性的,它们可能共同作用于控制权溢价,因此,在选择相对应的指标时要保持谨慎态度。

#### 参考文献:

- [1]王书林,薄澜,叶乔伊.不同控制权性质下的大股东私人收益影响因素分析[J].东北大学学报(社会科学版),2016(5):470-475.
- [2]叶会,李善民.大股东地位、产权属性与控制权利益获取——基于大宗股权交易视角的分析[J].财经研究,2011(9):134-144.
- [3]DORIS W, RUDOLF W E. A meta-analysis of the international gender wage gap[J]. Journal of economic surveys, 2005, 19(3):479-511.
- [4]STANLEY T D, STEPHEN B J. Meta-regression analysis: a quantitative method of literature surveys[J]. Journal of economic surveys, 1989, 3(2):161-170.
- [5]MARIA A H, RAYMOND J G M. A meta-analysis of  $\beta$ -convergence: the legendary 2% [J]. Journal of economic surveys, 2005, 19(3):389-420.
- [6]SIMONETTA L, PETER N, JACQUES P. A meta-analytic assessment of the effect of immigration on wages[J]. Journal of economic surveys, 2005, 19(3):451-477.
- [7]GERMÀ B, XAVIER F. Factors explaining local privatization: a meta-regression analysis[J]. Public choice, 2009, 139:105-119.
- [8]FELD L P, HECKEMEYER J H. FDI and taxation: a meta-study[J]. Journal of economic surveys, 2011, 25(2):233-272.
- [9]BARCLAY M J, HOLDERNESS C G. Private benefits from control of public corporations[J]. Journal of financial economics, 1989, 25(2):371-396.
- [10]DYCK A, ZINGALES L. Private benefits of control: an international comparison[J]. Journal of finance, 2004, 59(2):537-601.
- [11]严绍兵.上市公司控股溢价的实证研究[J].中国资产评估,2007(5):5-11+3.
- [12]李延喜,郑春艳,王阳,等.上市公司控制权溢价水平及影响因素研究[J].管理评论,2007(1):34-40+64.
- [13]吴冬梅,庄新田.所有权性质、公司治理与控制权私人收益[J].管理评论,2010(7):53-60+52.
- [14]姜锡明,刘西友.治理环境、股权特征与控制权私有收益——来自我国上市公司的经验证据[J].经济管理,2009(4):70-76.
- [15]刘白兰,朱臻,李江涛.中国控制权私利的国际比较及影响因素分析[J].经济经纬,2009(4):51-55.
- [16]于成永,邵巍.并购溢价率评估模型中控制权因素研究[J].会计之友,2015(23):10-14.
- [17]潘爱玲,刘文楷,王雪.管理者过度自信、债务容量与并购溢价[J].南开管理评论,2018(3):35-45.
- [18]姚海鑫,于健.外资并购国有股权溢价的影响因素分析——基于2002—2007年沪深A股上市公司的实证研究[J].东北大学学报(社会科学版),2010(3):204-210.
- [19]林朝南,刘星,郝颖.所有权安排对大股东控制权私利的影响研究[J].中国管理科学,2007(6):132-139.
- [20]雷星晖,王寅.我国家族上市公司控制权私人收益的影响因素研究[J].管理评论,2011(4):11-17.
- [21]杜晓晗,张中瑞.公司成长能力、股权制衡与控股股东的控制权私利[J].科学决策,2012(1):55-64.



[22] STANLEY T D. Wheat from chaff: meta-analysis as quantitative literature review [J]. Journal of economic perspectives , 2001 , 15( 3) : 131-150.

[23] STANLEY T D. Meta-regression methods for detecting and estimating empirical effects in the presence of publication selection [J]. Oxford bulletin of economics and statistics , 2008 , 70( 1) : 103-127.

(责任编辑:王顺善;英文校对:葛秋颖)

## Meta-Regression Analysis of Balance Mechanism of Shareholding , Property Rights Nature and Control Premiums

HU Xiaoming , ZHANG Zuyao

( School of Accounting , Nanjing University of Finance and Economics , Nanjing 210023 , China)

**Abstract:** In order to test whether empirical results of the impact of balance mechanism of shareholding and property rights nature on control premiums of listed companies in China are affected by specific research characteristics , this paper searches and selects 34 empirical studies with high quality for meta-regression analysis. The empirical results show that the impact of balance mechanism of shareholding on the control premium is not significantly affected by relevant research characteristics , the impact of property rights on the control premium is significantly affected by the sample size , starting and ending years and fixed effect models , and different control weight metric models have no significant effect on regression results. The funnel asymmetry tests of balance of shareholding and property rights show that the empirical research on the effect of balance mechanism of shareholding does not have publication bias , and the empirical research on the property rights may have publication bias.

**Key words:** balance of shareholding; property rights; control premium; meta-regression

### 《南京财经大学学报》征稿启事

《南京财经大学学报》是江苏省教育厅主管、南京财经大学主办的人文社会科学综合性学术期刊,双月刊,CN:32-1719/F。自1983年创刊以来,先后被评为中国人文社会科学核心期刊、全国优秀人文社会科学学报、江苏省一级期刊、江苏省期刊方阵优秀提名期刊、中国人大“复印报刊资料”重要转载来源期刊、中国人文社会科学期刊AMI综合评价来源期刊,同时被中国期刊网、中文科技期刊数据库、CEPS中文电子期刊服务数据库、中国学术期刊(光盘版)全文收录。

《南京财经大学学报》设置的主要栏目有:名家专稿、国民经济与产业经济、金融与财税、财务与会计、工商管理与公共管理、服务经济与服务贸易等。为进一步提高刊物质量,加强学术交流,诚挚向全国高校、科研院所以及社会各界从事相关研究的专家和学者征稿。

1. 投稿网址: <http://njji.cbpt.cnki.net>。
2. 稿件要求:来稿内容需与栏目相契合,字数以10000~15000字为宜。
3. 优稿优酬:本刊实行匿名审稿制度,所有录用稿件均免收版面费,并酌情给付稿费,优稿优酬。
4. 请勿一稿多投,2个月内未收到本刊用稿通知,作者可自行处理文稿。
5. 欢迎各位专家学者来电或邮件咨询,电话:025-83495963,83495927,Email:ncbjb@nufe.edu.cn。

《南京财经大学学报》编辑部

2019年1月30日