

上市公司现金股利决策同群效应研究

——基于董事连锁视角

王建琼, 党瑶

(西南交通大学 经济管理学院, 成都 610031)

摘要: 文章以2014—2018年A股上市公司为样本, 实证检验了公司现金股利决策的同群效应存在性, 并将公司在同行业中兼任的董事作为现金股利决策信息的传递渠道, 探究同业董事连锁对此效应的影响及其情景异质性和价值效应。研究发现: 上市公司现金股利决策存在明显的同群效应; 公司董事同业兼任会传递相关决策信息, 从而显著强化现金股利决策的行业同群效应; 在董事连锁下, 高竞争性行业公司、融资约束较大及国有性质的公司未表现出股利同群效应行为, 而低竞争性行业公司、融资约束较小及非国有性质的公司表现出更为显著的股利同群效应行为, 而此效应给公司带来的价值效应是呈倒U型的。公司的现金股利决策应当结合自身实际科学合理制定, 以实现利益相关者价值最大化。

关键词: 现金股利; 同群效应; 董事连锁; 信息传递

中图分类号: F275 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)1—0148—12

一、引言

股利政策一直以来深受社会各方的关注。近年来, 国家相关部门机构就促进我国资本市场形成良好的分红氛围而制定相应政策, 做出了一些探索与努力。2015年4月修订的《中华人民共和国证券法》(下文简称《证券法》)明确了上市公司现金股利政策的相关规定, 在2020年3月实施的新修订的《证券法》第九十一条明确提出, “上市公司应当在章程中明确分配现金股利的具体安排和决策程序, 依法保障股东的资产收益权。上市公司当年税后利润, 在弥补亏损及提取法定公积金后有盈余的, 应当按照公司章程的规定分配现金股利。”^①在政策面的引导下, 上市公司近年来的分红表现也逐渐有了向好趋势。从2015年到2020年, 我国A股上市公司现金股利分红总金额从6667.06亿元逐年递增到1.52万亿元, 再创历史新高, 而从行业派现公司比例来看, 银行业的银行股均派发了现金股利, 且分红金额达到4884.18亿元, 遥遥领先于其他行业, 其次食品饮料和钢铁的行业也有近八成公司实施分红, 而服务和传媒行业分红公司比例则处于末端水平^②。因此我们不禁思考, 上市公司现金股利分红的逐年增加, 且存在行业间分红公司比例的差异, 除了行业及公司经营业绩带来的利润增加及国家政策的驱动外, 是否存在着基于“别人分红所以我也分红”的现金股利决策“同群效应”呢?

学者们依据传统的股利政策理论在分析公司股利政策制定时, 往往将上市公司作为一个个独立的个体, 从公司内部或外部寻找潜在的影响公司股利决策制定的相关因素, 众多研究结果表明, 股利政策与市场层面, 公司层面或是投资者个体层面都有着密切的关系。随着对“同群效应”的研究从社会心理学领域延伸到经济学领域, 学者们尝试将个体公司放在一定的群体之中进行考虑, 在这一研究视角下, 学者们在公司治理、财务决策、并购策略等方面均证明了群体对个体公司影响的存在。在股利政策方面, 黄娟娟(2009)率先提出我国上市公司股利分配存在一种颠覆以往传统股利政策理论的“群聚”行为之后, 逐渐有学者将目光转向对股利“群聚”行为的研究, 但已有研究多从股利同群效应的存在性(Adhikari和Agrawal, 2018; 王磊等, 2021)方面进行探讨, 而对其深层次的机制缺乏进一步剖析。

在当今信息资源竞争时代, 高管之间相互兼任形成的社会关系网络特别是董事连锁, 已然成为公司治理

稿日期: 2021-08-03

基金项目: 国家社会科学基金项目“基于社会网络的企业社会责任与绿色治理的关系研究”(16BGL004)

作者简介: 王建琼, 博士, 西南交通大学经济管理学院教授, 博士研究生导师, 研究方向: 行为金融、企业社会网络; (通讯作者) 党瑶, 西南交通大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向: 金融学。

① 参见2019年12月28日, 经第十三届全国人民代表大会常务委员会第十五次会议新修订的《中华人民共和国证券法》第九十一条。

② 参见证券时报网 https://kuaixun.stcn.com/cj/202105/t20210510_3206693.html。

领域的一个重要现象,且被视作信息传递的渠道而成为一个新的研究视角。张祥建和郭岚(2014)分析认为董事连锁是一种边界扫描工具,有助于企业了解关于其他企业和行业的信息和机会。学者们在研究上市公司的治理行为时,也尝试把高管社会关系网络视作是协调和治理机制,从信息互通、资源共享等角度,研究发现高管社会关系网络在公司债务融资(王营和曹廷求,2014;刘颖等,2015)、慈善行为(陈仕华和马超,2011)、社会责任报告披露(韩洁等,2015)、创新投入(王营和张光利,2018)、盈余管理(孟岩和周航,2018)、税收规避(田高良等,2017)甚至公司违规(王建琼和曹世蛟,2020)等方面均会不同程度地导致公司行为的抑制、增进或扩散传播的现象。但综合目前国内外的研究情况来看,从高管社会关系网络维度特别是同业董事连锁视角对公司股利决策的探讨展开的还比较少,而本文则为同业董事连锁对上市公司现金股利决策同群效应影响研究提供新的注解。

本文考虑到的是:一方面,目前对上市公司股利同群效应的研究大多只笼统检验同群效应的存在性,而对其内在机制的探讨较少。那么不禁要问,公司间股利政策的传导机制是怎样的呢?董事会成员在同业兼任所形成的连锁关系这一非正式的信息沟通渠道,是否也能通过信息的传递对其公司的股利分配造成一定的影响,使得目标公司去模仿或学习同群企业做出股利决策呢?这种同群行为在不同的情景下是否存在区别?对企业的价值效应又是怎样的呢?

本文通过对董事连锁视角下我国上市公司现金股利决策同群效应的研究,可能的贡献如下:第一,基于公司董事间的社会互动与信息交换,从董事会成员同业兼任视角,探究董事同业兼任对公司股利“同群”效应的影响,证明了高管社会关系网络这一非正式的信息传递渠道给公司现金股利政策制定带来的影响;第二,本文进一步拓展考察了在行业竞争性、融资约束异质性及公司产权性质存在异质性时,董事同业兼任下公司的股利同群效应的不同表现,丰富了现金股利同群效应的分析框架;第三,通过对股利同群行为的价值效应进行检验,结果表明适度地参考同群公司的股利政策和特质信息有利于提升公司的价值,但是一旦超过了限度,则将有损于公司价值;第四,就本文的实践意义来讲,本文的研究结论为公司现金股利决策提供参考,为公司考察股利政策制定与董事会治理结构安排提供思路,也为相关监管部门针对我国资本市场的具体情况、行业特性和公司特点等,制定有助于我国上市公司形成更加良好的分红氛围的政策提供一些依据。

二、理论分析与研究假设

(一)公司现金股利同群效应

社会影响理论认为,个人的决策会因受到他人或团体的社会力量的影响而产生锚定效应,从而使自己的决策往特定方向上发生偏移,特别是当个人与他在时间和空间上接近程度比较大的时候,这种影响会更加明显(侯玉波,2013)。而在市场中,各企业之间存在着基于同行业、同地域甚至是同一社会关系网络而导致的决策行为的相互影响(刘静和王克敏,2018;刘柏和王一博,2019;陆瑶和胡江燕,2016),因而起源于社会心理学领域的同群效应便被引入了公司治理研究当中,其表现为单个主体的决策或行为受到其所在群体中其他主体的影响,而这种影响本质上表现为个体做出的平衡内部自身需求与外部客观环境的行为。

从自身内部需求来看:一是弥补不确定性,获得安全感需求。社会心理学认为,个体的决策中往往包含着对未来结果的不确定性与风险性的内化过程(Dodgson, 1993)。决策者在做出选择的时候,根据有限理性理论,不可能完全基于利益最大化去做出决策,而是更多地考虑不确定性下的可行性去行动。而面对决策依据与行为结果都具有较大的不确定性时,选择带来的安全感是重要的考虑因素。因为同行业公司个体公司面对着相同的环境背景与大致相似的影响因素,因而同行业公司便是个体公司获得安全感的依赖对象,此时模仿便是企业应对不确定性的自然反应(Marvin 和 Shigeru, 2006);二是获取满足感需求。身处群体中的个体都拥有着强烈的归属感与荣誉感,都渴望在群体中受到对自身良好评价带来的满足感(Morck et al, 1989)。而此时,相比于自己承担一意孤行决策结果背后的风险,个体会更倾向于模仿与学习群体决策,从而增强自身的满足感,而即使将来失败了,个体也会从群体中得到一种安慰。因此决策层便很可能跟随与自己同属于一个行业的公司做出自己公司的现金股利决策;三是公司和高管维护或提高自身声誉的需求(Zwiebel, 1995)。为了保证其声誉,高管在做出公司重要财务决策的时候,他们不会仅仅依据自己有限的信息做出判断,因为这样一旦失败就会增加他们及公司声誉受损风险,因而此时决策者更倾向于模仿同行业公司的决策(陆蓉等,2017),由此使得股利政策同群效应在公司间形成;四是降低信息获取成本需求。由于当

前市场上还存在着披露机制不完善的问题,市场中还存在信息的不充分,而决策的过程往往是既费时又费力,特别是当自有信息很少的时候(Bikhchandani和Huang,1993),往往很难做出一个合理的决策,而此时理性的管理者为了降低决策难度便会采取“搭便车”的行为(Patel et al,1991),依赖同群公司的股利决策。

从外部客观环境来看,组织制度学派的学者认为,嵌入在组织场域中的企业,其企业理念、组织架构及决策行为在一定程度上都会被组织制度所塑造,组织战略的制定和实施自然也会受到制度同构带来的压力(DiMaggio和Powell,1983)。在制定公司的股利政策时,这种同构压力可能源于近年来国家出台的半强制分红政策等法律法规的硬性强制要求及迎合来自社会文化中投资者特别是中小投资者对于现金股利的期望等非正式的强制要求,因而出于对社会合法性和组织稳定性的寻求往往就会使得公司间的现金股利决策行为趋同。

基于以上分析,本文提出假设1:

我国上市公司的现金股利决策存在跟随同行业公司决策的同群效应(H1)。

(二)董事联结与股利同群效应

古语有云“近朱者赤,近墨者黑”,这句话强调的便是群体给身处其中的个体带来的深刻影响。对于行业中的上市公司来说,其决策要受到行业中其他公司的影响,有两个要素必不可少:一是要有获得同行业公司特质或决策等相应信息的渠道,二是要得到所需的有效的信息。一般的信息传播渠道如网络、电视媒体和期刊报纸等,虽然能传递一些信息,但这些必定是经过“筛选”的,能够被允许传播的信息,一些较为隐蔽的或更重要的信息则难以获取。而随着高管兼任的出现,高管社会关系网络便能满足上述两要素的要求。因为高管社会关系网络是公司间进行非正式沟通的重要桥梁,且其中蕴藏着巨大的信息量,而在信息资源逐渐成为上市公司抢占的重要战略资源的当今时代,获得更多的信息一定程度上意味着获得更多的选择权和能动性。那么在这样一张巨大的社会关系网络中,公司必然会借此渠道获得关于同行业公司的决策动态和相关信息。而现有研究也证明,上市公司间的高管社会关系网络恰恰发挥着信息传递的作用,其中传递的信息可能是公司的财务决策或治理行为,如并购行为(Haunschild和Beckman,1998)、会计师事务所选择(马超和陈仕华,2012)等,另外也可能是相关的管理经验或技巧甚至是一些负面的信息,如陈仕华和陈钢(2013)研究发现高管联结是企业间财务重述行为扩散的重要信息传递渠道,由于存在联结关系的高管亲自参与到了本公司的财务重述之中,因而他们会通过企业间的兼任将这种较为私密的一手资料信息带到目标企业,掌握这些经验方法的目标企业便更有可能发生财务重述行为。

考虑到公司很多决策都经由董事会做出。因此学者们更进一步地将高管联结范围缩小至董事联结。相较于代理理论强调董事会的监督职责,资源依赖理论则认为提供资源是董事会的主要职责(Pfeffer和Salancik,1978),董事会能够为公司提供包括法律支持、声誉支持、专业的忠告和建议及与其他资源方取得良好联系等资源。基于社会网络视角,已有研究发现,董事会基于社会关系网络形成的类似社会资本能够帮助公司获取和衍生各种显性或隐性的资源,如Ortiz-De-Mandojana et al(2012)研究发现,特别是对专业技术知识要求较高的行业目标公司来说,当自身与知识密集型企业形成基于董事连锁的企业关系网络时,连锁董事能在目标公司的环境战略制定和实施过程中,提供更精准的技术、观点及最前沿的信息知识,促进企业制定和实施有效的环境战略。陈运森和郑登津(2017)认为,相较于管理层,董事会成员因为他们可能在其他公司任董事的过程中参与过类似的投资项目决策,或者在与其他董事的接触中有过经验交流,从而更了解类似于投资项目的优势、成长性和风险等对投资决策有重大影响的信息,因而能够将这些信息内化于目标公司的投资决策中。除了专业的知识信息,韩洁等(2015)研究认为关于企业社会责任报告的一些私人信息也会通过那些能够参与到企业社会责任报告披露决策的制定过程中的连锁董事来传递。借鉴此思想,本文考虑到,对于上市公司来说,董事会是现金股利政策制定的重要机构组织,董事通过日常参与兼任公司的董事会议,并与其他董事沟通交流,对该公司信息及行业相关的股利政策必定会十分了解。因此,同行业中兼任的董事人员会为目标公司带来同行业股利政策作为直接参考,从这个方面,同业董事连锁便会对目标公司的股利决策制定产生一定的影响。

基于此,本文提出假设2:

同业董事连锁会为目标公司传递同业公司的现金股利决策,因而同业董事连锁会强化上市公司现金股利决策的同群效应(H2)。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取2014—2018年沪深两市A股上市公司为初始样本,并参考目前大多数学者的研究数据选取惯例剔除金融行业及被特殊处理的ST(special treatment)和ST*(special treatment*)公司。上市公司的现金股利分配数据来源于CSMAR(中国经济金融研究)数据库中的“财务指标分析-股利分配”,缺失数据经查询新浪财经得以补充。对同群公司的界定依据当前大部分学者的方法,按照《2012证监会行业分类指引》中二级分类标准将所属行业代码相同的公司划分为同行业公司,为了确保目标公司有“同伴”,剔除了所属行业的公司数目少于5家的上市公司样本。上市公司董事连锁情况通过手工整理匹配目标公司董事在同行中业兼任董事计算得到。具体来讲,首先以CSMAR数据库中的“高管个人资料文件”为基础资料,通过网页检索补齐缺失信息后,对目标公司各位董事的任职情况逐一整理和核对,接着匹配出各位董事在其他上市公司中兼任的信息并提取出兼任公司与目标公司同属于一个行业的数量情况。因为本文考察的是上市公司现金股利分配情况,而上市公司的利润分配与当年公司的盈利情况紧密相关。因此剔除了每股盈利(EPS)为负的公司样本。实证模型中涉及的其他控制变量均来自于CSMAR数据库,剔除数据缺失值后,本文共得到了12147个公司-年度观测值,并对所有连续变量在上下1%的水平上进行Winsorize缩尾处理。

(二)关键变量定义

1. 被解释变量

本文选取上市公司每股现金股利(cd)^③作为目标公司现金股利政策衡量指标。

2. 解释变量

(1)同群公司平均股利($cdave$):本文将 t 年 j 行业中除 i 公司外的其他公司平均现金股利水平作为 t 年 i 公司的同群公司平均现金股利水平。

(2)董事连锁:本文对董事连锁进行两种类型的计量。第一种是否存在同业董事连锁的虚拟变量($IndD$),即 i 公司是否有董事在同行业中兼任董事,是则记为1,否则为0。第二种为同业董事连锁强度(N),借鉴王理想和姚小涛(2017)的定义方法, N 以连锁董事的连锁数量来衡量,即若 i 公司A董事的同业公司兼任数为1,B董事的同业公司兼任数为2,则 i 公司的同业董事连锁强度为 $1+2=3$,且在本文实证回归中令同业董事连锁 N 等于连锁数量加1并取对数。

3. 控制变量

参考相关文献后,本文控制了一些可能会影响目标公司现金股利的公司个体层面的财务特征指标和公司治理指标,包括资产负债率($lever$)、总资产报酬率(roa)、资产规模($size$)、每股经营净现金($cfps$)、可持续增长率($growth$)、前十位股东持股比例($top10$)和独立董事比例($indep$),同时为了控制行业的整体情况,也控制了同群公司特质信息:包括同行业公司(剔除 i 公司)平均资产负债率($ilever$)、总资产报酬率($iroa$)、资产规模($isize$)、每股经营净现金($icfps$)及可持续增长率($igrowth$)等财务指标。具体见表1。

表1 主要变量定义表

变量符号	变量定义
cd	目标公司当年的现金股利
$cdave$	同群公司现金股利平均水平
$IndD$	存在同业董事连锁取1,否则取0
N	同业董事连锁强度数+1,并取自然对数
$ilever$	同群公司平均资产负债率
$iroa$	同群公司平均总资产报酬率
$isize$	同群公司平均资产规模
$icfps$	同群公司平均每股经营净现金
$igrowth$	同群公司平均可持续增长率
$lever$	公司资产负债率
roa	公司总资产报酬率
$size$	公司资产规模
$cfps$	公司每股经营净现金
$growth$	公司可持续增长率
$top10$	前十位股东持股比例
$indep$	独立董事比例
Tobin Q	公司托宾 Q 值
Ind	行业
$Year$	年度

(三)实证模型

1. 基准模型:现金股利同群效应的检验

本文的基准模型旨在检验假设H1,即我国上市公司的现金股利决策存在跟随同行业公司决策的同群效应。因此模型表示为

③ 国内外学者们在研究股利政策同群效应时主要选取三个变量作为股利政策的代理变量,分别是①为股利派发意愿,即是否派发现金股利,常用虚拟变量0-1,②为每股现金股利,③为股利支付率,即每股现金股利/每股净利润。本文对这三种指标均进行了实证检验,结果显示仅每股现金股利存在同群效应行为,而因此本文将被解释变量现金股利政策定义为每股现金股利。

$$cd_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 cdave_{ijt} + \beta_n \sum X_{ijt} + \gamma_n \sum \bar{X}_{ijt} + \sum D^{Ind} + \sum D^{Year} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中: cd_{ijt} 为 t 年 j 行业的 i 公司分配的现金股利; $cdave_{ijt}$ 表示 t 年 j 行业除 i 公司以外的同群公司平均现金股利; X_{ijt} 为目标公司个体层面的控制变量,包括资产负债率、总资产报酬率、资产规模、每股经营净现金、可持续增长率、前十位股东持股比例和独立董事比例等; $\sum \bar{X}_{ijt}$ 为第 t 期的行业财务指标控制变量(剔除 i 公司),包括平均资产负债率、总资产报酬率、资产规模、每股经营净现金及可持续增长率等; D^{Ind} 和 D^{Year} 分别为行业和年份固定效应; ε_{ijt} 为随机扰动项(下同)。如果系数 α_1 显著为正,说明同群公司的现金股利水平对目标公司有显著正向的溢出作用,也即上市公司存在模仿或学习同群公司现金股利发放的同群效应。

2. 同业董事连锁与同群效应

针对假设 H2,为考察同业董事连锁是否起到了在企业间进行信息传递的作用,从而对上市公司股利决策制定中的同群效应产生影响,本文分别就同业董事连锁存在性($IndD_{ijt}$)和连锁强度(N_{ijt})两个变量与同群公司平均现金股利水平($cdave_{ijt}$)进行交互相乘($IndD_{ijt} \times cdave_{ijt}$ 和 $N_{ijt} \times cdave_{ijt}$),构建检验同业董事连锁情况对股利同群效应的影响模型如下:

$$cd_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 cdave_{ijt} + \alpha_2 IndD_{ijt} \times cdave_{ijt} + \alpha_3 IndD_{ijt} + \beta_n \sum X_{ijt} + \gamma_n \sum \bar{X}_{ijt} + \sum D^{Ind} + \sum D^{Year} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$cd_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 cdave_{ijt} + \alpha_2 N_{ijt} \times cdave_{ijt} + \alpha_3 N_{ijt} + \beta_n \sum X_{ijt} + \gamma_n \sum \bar{X}_{ijt} + \sum D^{Ind} + \sum D^{Year} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

主要变量的描述性统计见表 2,从中可以看到,样本中每股现金股利(cd)的均值为 0.128,即样本公司平均每股派发现金股利 0.128 元。 $IndD$ 的均值为 0.328,即样本中有大约 32.8% 的公司有董事在同行业其他公司兼任董事的情况。董事连锁平均强度为 0.616,最大值为 16,表明样本内平均每家公司有 0.616 人次的同业连锁董事,最多的样本公司有 16 人次的同业连锁董事。此外,通过相关性分析各主要解释变量之间不存在高度相关的情况,可以排除多重共线问题。

表 2 主要变量描述性统计

变量	观测值	平均数	标准差	最小值	最大值
cd	12,147	0.128	0.179	0.000	1.000
$cdave$	12,147	0.125	0.054	0.025	0.376
$IndD$	12,147	0.328	0.469	0	1
N	12,147	0.616	1.172	0	16
$lever$	12,147	0.414	0.200	0.059	0.867
roa	12,147	0.064	0.044	0.002	0.231
$size$	12,147	22.254	1.276	19.903	26.109
$cfps$	12,147	0.156	0.854	-2.247	3.959
$growth$	12,147	0.067	0.065	-0.030	0.389
$top10$	12,147	58.975	14.758	24.370	90.180
$indep$	12,147	0.376	0.053	0.333	0.571
$ilever$	12,147	0.429	0.100	0.275	0.806
$iroa$	12,147	0.043	0.055	-0.413	0.100
$isize$	12,147	22.165	0.598	21.147	23.949
$icfps$	12,147	0.191	0.210	-0.223	0.940
$igrowth$	12,147	0.043	0.086	-0.241	0.670
Tobin Q	12,147	2.129	1.452	0.853	9.226

注:为使得描述性统计结果更直观,表 2 中的同业董事连锁强度 N 为取自然对数前的同业董事连锁数。

(二)回归分析

1. 公司现金股利同群效应

本文使用模型(1)针对假设 H1 进行检验的回归结果见表 3。其中的第(1)列为同群公司平均股利对目

标公司现金股利的单变量回归,回归系数为0.308,且在1%的水平上显著;通过阅读研究股利影响因素的相关文献,可以发现众多研究均表明公司层面的因素,包括资产负债率、总资产报酬率、公司资产规模、每股经营净现金流、公司可持续增长率、公司治理情况等均会对公司的现金股利造成影响。因此在第(2)列中根据模型(1),在控制了目标公司其个体层面的财务、治理因素和行业平均相关水平情况及年度和行业因素后进行回归,结果显示,同群公司的平均现金股利的回归系数为0.221且在1%的水平上显著,这表明在控制了目标公司个体层面及行业潜在影响因素后,同群公司的平均现金股利仍然正向显著影响了目标公司的现金股利水平。综上所述,假设H1得到验证,我国上市公司的现金股利决策存在跟随同行业公司决策的同群效应。

公司层面控制变量的回归结果虽然不是我们研究关注的重点,但同样可以为更全面地了解公司现金股利影响因素提供见解。可以看到,公司的总资产报酬率显著正向地影响公司的现金股利发放,这符合理论上公司当年收益越好,越有可能发放更多的现金股利;另外,公司资产规模越大,每股经营净现金越多,越倾向于发放更多的现金股利;而公司的可持续增长性越高,可能意味着有更多的投资成长机会,因而会较少地发放现金股利;而从公司治理层面来看,公司前十大股东持股比例越高,大股东对管理层的控制权越大,便于通过股利进行合理的利益输送,因而公司分配现金股利的强度也越大。

2. 同业董事联结与股利同群效应

在考察同业董事连锁对公司现金股利同群效应强化影响之前,先将样本按照是否存在同业董事连锁进行分组,并分别检验在不存在同业董事连锁和存在同业董事连锁时,公司现金股利同群效应是否存在区别,具体结果见表4。从表4可直观地看出,虽然不论是否存在同业董事连锁,上市公司均表现出股利同群效应,但分别对比两组的回归系数不难发现,相较于不存在同业董事连锁的公司,存在同业董事连锁的公司受到同行业平均现金股利水平的影响更大。

接下来将同业董事连锁指标作为调节变量验证其对股利同群效应的强化作用。本文使用模型(2)和(3)检验同业董事连锁对公司股利同群模仿行为的影响。具体回归结果见表5。模型(2)和模型(4)的回归结果分别对应第(1)列和第(2)列。第(1)列报告的是目标公司的同业董事连锁情况的存在性(*IndD*)对股利同群行为的影响,从同业董事连锁存在情况与同业

平均股利的交互项,即 $IndD \times cdave$ 的回归系数结果来看,此交互项的系数为0.203,且在1%的水平上显著为正,这表明同业董事的连锁的存在会显著地强化目标公司的股利同群行为。第(2)列报告的是目标公司的同业董事连锁强度对其股利同群行为的影响情况。本文同样关注同业董事连锁强度与同业平均股利的交互项,即 $N \times cdave$ 的回归系数情况。从结果来看,此交互项的系数为0.162,且在1%的水平上显著,这表明目标

表3 公司现金股利同群效应检验

变量	(1)	(2)
	<i>cd</i>	<i>cd</i>
<i>cdave</i>	0.308*** (0.057)	0.221*** (0.053)
<i>lever</i>		0.015 (0.019)
<i>roa</i>		2.818*** (0.148)
<i>size</i>		0.025*** (0.004)
<i>cfps</i>		0.011*** (0.001)
<i>growth</i>		-1.24*** (0.084)
<i>top10</i>		0.001*** (0.000)
<i>indep</i>		-0.011 (0.033)
<i>ilever</i>		-0.110* (0.043)
<i>iroa</i>		-0.027 (0.031)
<i>isize</i>		0.031*** (0.011)
<i>icfps</i>		0.000 (0.006)
<i>igrowth</i>		0.041*** (0.014)
<i>_cons</i>	0.089*** (0.007)	-1.162*** (0.251)
<i>Observations</i>	12147	12147
<i>Year/Ind Control</i>	no	yes
<i>R-squared</i>	0.009	0.295

注:括号内报告的是控制公司层面聚类稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

表4 不同同业董连锁情况与股利同群效应

变量	(1) <i>cd</i>	(2) <i>cd</i>
	<i>IndD=0</i>	<i>IndD≠0</i>
<i>cdave</i>	0.132** (0.064)	0.315*** (0.097)
<i>lever</i>	0.020 (0.025)	-0.024 (0.038)
<i>roa</i>	2.874*** (0.190)	2.896*** (0.254)
<i>size</i>	0.028*** (0.006)	0.034*** (0.009)
<i>cfps</i>	0.010*** (0.002)	0.011*** (0.003)
<i>growth</i>	-1.347*** (0.108)	-1.213*** (0.151)
<i>top10</i>	0.000* (0.000)	0.001 (0.000)
<i>indep</i>	-0.025 (0.040)	0.020 (0.063)
<i>ilever</i>	-0.124** (0.052)	-0.135 (0.095)
<i>iroa</i>	-0.055 (0.038)	-0.018 (0.064)
<i>isize</i>	0.038*** (0.014)	0.018 (0.021)
<i>icfps</i>	0.003 (0.007)	-0.005 (0.013)
<i>igrowth</i>	0.053*** (0.016)	-0.002 (0.020)
<i>_cons</i>	-1.338*** (0.325)	-1.136** (0.472)
<i>Observations</i>	8168	3979
<i>Year/IndControl</i>	yes	yes
<i>R-squared</i>	0.304	0.285

注:括号内报告的是控制公司层面聚类稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

公司同业董事的连锁强度也会显著地促进目标公司的股利同群行为,即假设 H2 得到验证。

3. 内生性检验

在探讨同群效应的问题中,反射性问题和识别性问题是导致内生性的关键因素。对应到本文的研究中,一方面,可能存在的反射性问题表现在同群公司的决策在影响目标公司决策的同时,单个目标公司的决策也会影响同群的公司;另一方面,可能存在的识别性问题在于整个行业的共同因素,如大致相同的基本面情况,行业受到的共同冲击等,都会导致行业公司做出相同的选择。因此在这种情况下,本文在检验同群效应机制中的解释变量系数便可能存在偏误。因此是为了克服反射性问题和识别性问题可能带来的偏误而影响本文同群效应存在性的验证,此部分借鉴 Leary 和 Roberts(2014)在企业行业同群效应测度中为解决内生性问题而运用的工具变量法,即构建一个工具变量——行业平均股票特质收益率。该工具变量因为具有以下几个特点而为大多数学者在解决内生性问题中使用:一是满足与内生变量具有相关性,上市公司的股票特质收益率与现金股利发放之间存在较强的相关关系(Fama 和 French, 2001),二是满足外生性要求,股票特质收益率剔除了市场及行业的影响,仅包含同群企业的自身信息。因此与被解释变量之间不存在直接的因果关系;三是具有可靠性,Fama French 三因子模型在较多研究文献中广泛运用,在此基础上加入动量因子构建优化的股票特质收益率能够将企业的自身信息分解出来;四是不易被操纵,相对于公司盈利、收入等财务指标,公司的股票价格不易于被公司直接操纵。基于此,本文的工具变量的构建如下:

$$r_{ijt} - rf_t = \alpha_{ijt} + \beta_{ijt}^{\text{IND}} (\bar{r}_{-ijt} - rf_t) + \beta_{ijt}^{\text{M}} MKT_t + \beta_{ijt}^{\text{SMB}} SMB_t + \beta_{ijt}^{\text{HML}} HML_t + \beta_{ijt}^{\text{MOM}} MOM_t + \eta_{ijt} \quad (4)$$

其中: r_{ijt} 表示*j*行业的*i*公司在*t*月的股票收益率; rf_t 表示*t*月的无风险收益率,使用一年期定期存款利率代替; $\bar{r}_{-ijt}$ 表示公司*i*的同行公司在*t*月平均股票收益率; MKT_t 、 SMB_t 、 HML_t 和 MOM_t 分别表示 Carhart 四因素模型中的市场、规模、账面市值比和动量四个因子; η_{ijt} 表示随机扰动项。

在每年的年初,使用样本公司前 36 个月的数据对式(4)进行回归。在年度内的每个月,使用相同的回归系数,根据式(5)计算每只股票每个月超额收益率的期望值($\hat{r}_{ijt} - rf_t$)和式(6)计算股票特质收益率($\hat{\eta}_{ijt}$),再将单只股票每个月的股票特质收益率进行简单复合得到年度的股票特质收益率,最后将滞后一年的目标公司同群企业的平均特质收益率作为模型(1)中可疑内生变量 $cdave_{ijt}$ 和同群公司特质信息的工具变量,并采用二阶段最小二乘法对基准模型和交互作用模型进行检验。

$$\hat{r}_{ijt} - rf_t = \alpha_{ijt} + \hat{\beta}_{ijt}^{\text{IND}} (\bar{r}_{-ijt} - rf_t) + \hat{\beta}_{ijt}^{\text{M}} MKT_t + \hat{\beta}_{ijt}^{\text{SMB}} SMB_t + \hat{\beta}_{ijt}^{\text{HML}} HML_t + \hat{\beta}_{ijt}^{\text{MOM}} MOM_t + \eta_{ijt} \quad (5)$$

$$\hat{\eta}_{ijt} = (r_{ijt} - rf_t) - (\hat{r}_{ijt} - rf_t) \quad (6)$$

采用同行公司平均股票特质收益率($cdave_{iv}$)作为同群公司平均现金股利的工具变量的二阶段最小二乘法回归结果见表 6。第(1)列为就模型(1)进行的第一阶段结果,其中 $cdave_{iv}$ 对 $cdave$ 的回归系数在 1% 的水平上显著,表明工具变量满足与内生变量相关性的要求;第(2)列在控制了内生性后,解释变量 $cdave$ 的系数依然显著为正,即目标公司对同群公司平均现金股利存在同群模仿行为;同理,在加入交互作用的变量后,第(4)列和(6)列报告了在控制了内生性后, $IndD \times cdave$ 和 $N \times cdave$ 对被解释变量 cd 的系数为正且显著,同业董事兼任会加剧目标公司的股利同群模仿行为。综上表明上文的检验结果稳健。

表 5 同业董连锁情况与股利同群效应

变量	(1)	(2)
	<i>cd</i>	<i>cd</i>
<i>cdave</i>	0.167*** (0.057)	0.181*** (0.056)
<i>IndD × cd ave</i>	0.203*** (0.070)	
<i>IndD</i>	-0.024*** (0.008)	
<i>N × cd ave</i>		0.162*** (0.060)
<i>N</i>		-0.020*** (0.007)
<i>lever</i>	0.015 (0.019)	0.015 (0.019)
<i>roa</i>	2.818*** (0.148)	2.819*** (0.148)
<i>size</i>	0.025*** (0.004)	0.025*** (0.004)
<i>cfps</i>	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)
<i>growth</i>	-1.241*** (0.084)	-1.242*** (0.084)
<i>top10</i>	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>indep</i>	-0.013 (0.033)	-0.013 (0.033)
<i>ilever</i>	-0.103** (0.043)	-0.103** (0.043)
<i>iroa</i>	-0.022 (0.031)	-0.022 (0.031)
<i>isize</i>	0.031*** (0.011)	0.031*** (0.011)
<i>icfps</i>	0.000 (0.006)	0.000 (0.006)
<i>igrowth</i>	0.039*** (0.014)	0.039*** (0.014)
<i>_cons</i>	-1.150*** (0.250)	-1.155*** (0.250)
<i>Observations</i>	12147	12147
<i>Year/Ind Control</i>	yes	yes
<i>R-squared</i>	0.296	0.295

注:括号内报告的是控制公司层面聚类稳健标准误;***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

表6 二阶段最小二乘法回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	<i>cdave</i>	<i>cd</i>	<i>cdave</i>	<i>cd</i>	<i>cdave</i>	<i>cd</i>
<i>cdave</i>		0.459*(0.239)		0.303(0.248)		0.305(0.242)
<i>cdaveiv</i>	0.039*** (0.002)		-0.001(0.002)		0.041*** (0.002)	
<i>IndD×cdave</i>				0.491** (0.241)		
<i>IndD×cdaveiv</i>			0.052*** (0.003)			
<i>N×cdave</i>						0.550** (0.261)
<i>N×cdaveiv</i>					-0.006** (0.003)	
<i>IndD</i>			0.122*** (0.001)	-0.059** (0.030)		
<i>N</i>					-0.000(0.001)	-0.068** (0.032)
<i>cons</i>	0.303*** (0.002)	-1.108*** (0.227)	-0.144*** (0.048)	-1.088*** (0.228)	0.301*** (0.056)	-1.068*** (0.229)
Cragg-Donald Wald <i>F</i> statistic		276.036		138.377		134.752
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Year/Ind Control</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Observations</i>	12147	12147	12147	12147	12147	12147
<i>R</i> ²	0.532	0.292	0.817	0.291	0.532	0.288

注：根据经验法则，Cragg-Donald Wald *F* statistic 值（由学者 Cragg 和 Donald 研究的检验弱工具变量的方法）大于 10 则可以拒绝工具变量为弱工具变量的原假设。因此从表 2 汇报的 Cragg-Donald Wald *F* 值表明，同行公司平均股票特质收益率通过了弱工具变量检验。括号内报告的是控制公司层面聚类稳健标准误；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

4. 稳健性检验

(1) 更换解释变量。为了避免目标公司董事会规模对董事连锁的影响，采用同业董事连锁数量与董事会规模之比作为同业董事连锁的替换变量。重复上文的全部模型回归，结果未发生实质性的变化，说明上文的检验稳健。

(2) 提高“同伴”约束条件。上文在检验中为了确保样本公司都有相应的“同伴”，要求每个行业拥有公司数量的最低标准为 5 家，在此阶段的稳健性检验中重新设定约束条件，将行业最低公司数量标准提高至 10 家。检验结果与上文基本一致。

(3) 剔除当年上市的公司。为了避免当年上市的公司为粉饰业绩而异常发放股利，影响本文的实证检验结果稳健性，此处剔除了当年上市的公司后得到 11788 个样本数据进行回归分析，结果稳健。

五、进一步研究

(一) 行业异质性视角下董事连锁对股利同群效应的影响

行业竞争程度显著影响着行业中企业的信息披露程度（伊志宏等，2010），进而行业董事连锁的信息传递机制也会受到影响。具体而言，当行业竞争程度更高时，行业内公司面临更多的外部监督，迫使公司披露更多与生产经营有关的信息，这有助于将公司的现金股利政策相关的信息向行业内传递，提高行业内相关信息的透明度，此时通过董事连锁无法帮助公司获取行业内其他连锁公司更多的额外信息，因而董事连锁对公司现金股利同群效应的调节作用不显著；而在竞争程度较低的行业，各公司披露的信息相对较少，公司间信息不对称程度较高，此时唯有通过董事连锁才能过获得更多关于同行的股利政策信息，因而在董事连锁影响下的现金股利同群效应更显著。

为了验证上述猜想，本文使用目前被学者们普遍采用的赫芬达尔-赫希曼指数（*HHI*）来衡量行业竞争程度，并依据中位数的标准，将样本分为低竞争性行业组和高竞争性行业组后，分别就同业董事连锁下的股利同群行为进行分组回归，结果见表 7。

根据表 7 可以看到，同业董事连锁情况与行业平均现金股利的交互项，即 *IndD×cdave* 与 *N×cdave* 的系数均在低竞争性行业组呈现出显著为正的情况，而在高竞争性行业组为正但不显著；综合以上结果证实了在高竞争性行业，整个行业中的信息透明度较高，董事连锁不能发挥其在增进公司股利同群效应中的调节作用，而在低竞争性行业，行业中的信息透明度较低，这时候通过董事连锁方能了解到行业中其他公司的股利政策相关的情况，从而加剧公司的股利同群效应。

表 7 行业异质性视角下同业董事连锁与股利同群效应

变量	(1) <i>cd</i>	(2) <i>cd</i>	(3) <i>cd</i>	(4) <i>cd</i>
	<i>HHI</i> =1	<i>HHI</i> =0	<i>HHI</i> =1	<i>HHI</i> =0
<i>cdave</i>	0.179*** (0.066)	-0.296** (0.136)	0.187*** (0.065)	-0.267** (0.134)
<i>IndD×cdave</i>	0.244*** (0.090)	0.123 (0.109)		
<i>IndD</i>	-0.029*** (0.011)	-0.017 (0.013)		
<i>N×cdave</i>			0.224*** (0.076)	0.058 (0.107)
<i>N</i>			-0.026*** (0.009)	-0.010 (0.013)
<i>lever</i>	-0.038 (0.030)	0.044* (0.026)	-0.038 (0.030)	0.045* (0.026)
<i>roa</i>	2.787*** (0.219)	2.838*** (0.215)	2.789*** (0.219)	2.838*** (0.215)
<i>size</i>	0.035*** (0.007)	0.021*** (0.006)	0.035*** (0.007)	0.021*** (0.006)
<i>cfps</i>	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)
<i>growth</i>	-1.155*** (0.110)	-1.343*** (0.138)	-1.158*** (0.110)	-1.342*** (0.138)
<i>top10</i>	0.000 (0.000)	0.001** (0.000)	0.000 (0.000)	0.001** (0.000)
<i>indep</i>	-0.032 (0.049)	-0.009 (0.050)	-0.032 (0.049)	-0.008 (0.050)
<i>ilever</i>	-0.055 (0.052)	-0.306*** (0.108)	-0.053 (0.053)	-0.305*** (0.108)
<i>iroa</i>	0.015 (0.037)	-0.110 (0.235)	0.016 (0.037)	-0.111 (0.236)
<i>isize</i>	0.031** (0.013)	0.004 (0.020)	0.031** (0.013)	0.003 (0.020)
<i>icfps</i>	-0.001 (0.007)	0.017 (0.015)	-0.001 (0.007)	0.017 (0.015)
<i>igrowth</i>	0.028** (0.014)	0.174 (0.113)	0.028** (0.014)	0.174 (0.113)
<i>_cons</i>	-1.434*** (0.335)	-0.309 (0.464)	-1.436*** (0.334)	-0.293 (0.463)
<i>Observations</i>	5932	6215	5932	6215
<i>Year/Ind Control</i>	yes	yes	yes	yes
<i>R-squared</i>	0.297	0.304	0.296	0.304

注:括号内报告的是控制公司层面聚类稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

(二)融资约束异质性视角下董事连锁对股利同群效应的影响

一方面,公司现金股利受制于融资约束;另一方面已有研究表明,董事网络间的决策互动受到融资环境的显著影响(杜勇和刘婷婷,2021)。沿着这一思路,可预期当公司面临较高融资约束的时候,公司相对拮据的资金情况并不允许其在现金股利政策上有太多的决策自由,而此时董事连锁互动较少,更无法发挥其在股利同群行为中的调节作用;相反,在宽松的融资环境下,公司在决定其现金股利时便会有相对宽幅的决策范围,此时,董事连锁企业间的决策行为互动也更活跃,因而董事连锁显著正向强化公司现金股利同群效应。

为验证此猜想,本文以公司的融资约束程度(*sa*)的中位数为标准,将样本公司分为融资约束较大的公司样本组和融资约束较小的公司样本组,以考察当公司面临不同融资约束程度的时候,董事连锁下的现金股利决策同群行为是否存在差异,实证结果见表8。当公司面临较大的融资约束时,即*sa*=1时,董事连锁下的股利政策交乘项*IndD×cdave*和*N×cdave*并不显著,而当公司的融资约束较小(*sa*=0)时,*IndD×cdave*和*N×cdave*均在1%的水平上显著为正,这一结果证实当公司面临较小的融资约束时,更容易通过同业董事连锁了解到同行业其他公司的股利政策,并采取轻松的跟随政策。

(三)产权性质异质性视角下董事连锁对股利同群效应的影响

在我国特殊的制度背景下,产权性质影响着企业信息获取的差异。一方面,国有企业因为与政府之间存

表 8 融资约束异质性视角下同业董事连锁与股利同群效应

变量	(1) <i>cd</i>	(2) <i>cd</i>	(3) <i>cd</i>	(4) <i>cd</i>
	<i>Sa</i> =1	<i>Sa</i> =0	<i>Sa</i> =1	<i>Sa</i> =0
<i>cdave</i>	0.032 (0.084)	0.277*** (0.084)	0.043 (0.085)	0.280*** (0.084)
<i>IndD×cdave</i>	0.101 (0.081)	0.283*** (0.093)		
<i>IndD</i>	-0.024** (0.011)	-0.024** (0.011)		
<i>N×cdave</i>			0.067 (0.085)	0.290*** (0.089)
<i>N</i>			-0.020* (0.011)	-0.025** (0.011)
<i>lever</i>	0.027 (0.027)	0.012 (0.033)	0.027 (0.027)	0.013 (0.033)
<i>roa</i>	2.796*** (0.199)	2.935*** (0.254)	2.794*** (0.199)	20.938*** (0.255)
<i>size</i>	0.034*** (0.007)	0.023*** (0.008)	0.034*** (0.007)	0.023*** (0.008)
<i>cfps</i>	0.008*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.014*** (0.002)
<i>growth</i>	-1.225*** (0.109)	-1.347*** (0.15)	-1.224*** (0.109)	-1.350*** (0.151)
<i>top10</i>	0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>indep</i>	0.062 (0.055)	-0.116** (0.046)	0.060 (0.055)	-0.115** (0.046)
<i>ilever</i>	-0.116** (0.055)	-0.159** (0.074)	-0.114** (0.055)	-0.155** (0.074)
<i>iroa</i>	0.021 (0.040)	-0.083 (0.051)	0.022 (0.040)	-0.080 (0.051)
<i>isize</i>	0.026* (0.014)	0.049*** (0.019)	0.026* (0.014)	0.049*** (0.019)
<i>icfps</i>	0.001 (0.008)	0.000 (0.009)	0.001 (0.008)	0.000 (0.009)
<i>igrowth</i>	0.016 (0.016)	0.055*** (0.023)	0.016 (0.016)	0.052** (0.023)
<i>_cons</i>	-1.327*** (0.365)	-1.502*** (0.423)	-1.327*** (0.365)	-1.498*** (0.421)
<i>Observations</i>	6073	6074	6073	6074
<i>Year/Ind Control</i>	yes	yes	yes	yes
<i>R-squared</i>	0.297	0.307	0.297	0.307

注:括号内报告的是控制公司层面聚类稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

在着或多或少的联系而被视作拥有更多信息优势的一方,对国家相关行业部门的政策的反应能够更快地从公司的决策中体现出来,因而在行业中,国有企业往往表现为主动做出现金股利决策的领导者角色,而无需通过董事连锁去获取行业股利信息并加以模仿;非国有企业由于缺乏这种优势,因而在决策中会更多地依赖于同行业的公司。因此就需要借助于连锁董事传递的相关信息更多地去模仿或学习同行的股利决策。而另一方面,政府管制在很大程度上影响了国有企业的经营决策,国有企业可能因为存在着诸如维护社会稳定、投资新产业等政策负担,此时管理层在现金股利等决策上并无更多的自主权(周冬华等,2021),因而即使通过连锁董事获取了行业的相关股利信息,也会因为自主权受限而无法做出同群决策。

文章以实际控制人为依据,将样本分为国有产权组($Soe=1$)和非国有产权组($Soe=0$),来分别考察不同产权性质下同业董事连锁对现金股利同群效应的影响,结果见表9。我们依然关注 $IndD$ 和 N 分别与行业平均现金股利水平的交乘项系数情况,不论是 $IndD \times cdave$ 还是 $N \times cdave$ 的系数,均在非国有产权组显著而国有产权组不显著,即非国有产权性质的公司更明显地表现出通过同业董事连锁去模仿同群公司的股利决策的同群效应。

(四)同业董事连锁与股利同群行为的价值效应

如前文所述,公司的股利同群行为可以看作是一种主观能动地模仿或学习行为,在面对决策背后的不确定性时,会通过董事连锁去模仿或参考同群公司的股利政策,一定程度上能够是决策者获得安全感和满足感,预期也能由此做出更加科学的财务决策以提升公司价值。那这种基于同行业董事连锁下的股利同群行为会对公司产生怎样的价值效应呢?参考徐向艺和王俊韩(2011)的做法,以 $t+1$ 期的公司 Tobin Q 值作为公司价值的衡量指标,检验同业董事连锁下股利同群行为的价值效应,回归结果见表10。从表10第(1)和第(2)列回归结果可以看出,虚拟变量同业董事连锁存在性与同业平均股利水平的交乘项($IndD \times cdave$)系数为2.813,同业董事连锁强度与同业平均股利水平的交乘项($N \times cdave$)系数为2.726,且显著,这表明公司通过董事连锁获得同行平均股利水平并加以适当模仿能够提升公司的价值,但是同业董事连锁强度与同业平均股利水平交乘项的平方($N^2 \times cdave^2$)系数为

表9 产权性质异质性视角下同业董事连锁与股利同群效应

变量	(1) cd $Soe=1$	(2) cd $Soe=0$	(3) cd $Soe=1$	(4) cd $Soe=0$
$cdave$	0.356*** (0.092)	0.016 (0.070)	0.373*** (0.085)	0.031 (0.071)
$IndD \times cdave$	0.106 (0.120)	0.287*** (0.086)		
$IndD$	-0.010 (0.013)	-0.037*** (0.011)		
$N \times cdave$			0.060 (0.086)	0.246*** (0.085)
N			-0.003 (0.010)	-0.035*** (0.011)
$lever$	-0.022 (0.036)	0.052** (0.021)	-0.022 (0.036)	0.053** (0.021)
roa	2.353*** (0.250)	3.129*** (0.175)	2.354*** (0.251)	3.130*** (0.175)
$size$	0.040*** (0.009)	0.027*** (0.005)	0.039*** (0.009)	0.027*** (0.005)
$cfps$	0.007** (0.003)	0.013*** (0.002)	0.007** (0.003)	0.013*** (0.002)
$growth$	-0.825*** (0.131)	-1.504*** (0.106)	-0.826*** (0.131)	-1.504*** (0.106)
$top10$	0.001 (0.000)	0.001** (0.000)	0.001 (0.000)	0.001** (0.000)
$indep$	-0.081 (0.055)	0.027 (0.042)	-0.078 (0.055)	0.027 (0.042)
$ilever$	-0.038 (0.063)	-0.123** (0.059)	-0.040 (0.063)	-0.123** (0.059)
$iroa$	-0.020 (0.041)	0.009 (0.046)	-0.019 (0.04)	0.008 (0.046)
$isize$	0.017 (0.014)	0.029* (0.016)	0.017 (0.014)	0.029* (0.016)
$icfps$	-0.001 (0.009)	0.003 (0.008)	-0.002 (0.009)	0.003 (0.008)
$igrowth$	0.015 (0.016)	0.037* (0.021)	0.015 (0.016)	0.037* (0.021)
$cons$	-1.249*** (0.366)	-1.132*** (0.356)	-1.244*** (0.365)	-1.131*** (0.356)
Observations	4064	8083	4064	8083
Year/Ind Control	yes	yes	yes	yes
R-squared	0.270	0.337	0.270	0.336

注:括号内报告的是控制公司层面聚类稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

表10 同业董事连锁与股利同群行为的价值效应

变量	(1)	(2)
	Tobin Q	Tobin Q
$cdave$	0.712* (0.414)	0.794* (0.410)
$IndD \times cdave$	2.813* (1.494)	
$IndD^2 \times cdave^2$	-4.303 (4.403)	
$IndD$	-0.279** (0.117)	
$N \times cdave$		2.726*** (0.863)
$N^2 \times cdave^2$		-4.688*** (1.799)
N		-0.228*** (0.082)
$lever$	0.063 (0.175)	0.065 (0.175)
roa	2.150*** (0.672)	2.152*** (0.671)
$size$	-0.216*** (0.049)	-0.215*** (0.049)
$cfps$	0.009 (0.008)	0.009 (0.008)
$growth$	-0.773** (0.335)	-0.773** (0.336)
$top10$	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)
$indep$	0.457 (0.345)	0.459 (0.345)
$ilever$	-1.739*** (0.497)	-1.734*** (0.497)
$iroa$	-0.889*** (0.313)	-0.886*** (0.313)
$isize$	-0.017 (0.118)	-0.022 (0.118)
$icfps$	-0.158*** (0.049)	-0.157*** (0.049)
$igrowth$	0.192** (0.083)	0.192** (0.082)
$_cons$	8.051*** (2.864)	8.140*** (2.859)
Observations	12147	12147
Year/Ind Control	yes	yes
R-squared	0.364	0.364

注:括号内报告的是控制公司层面聚类稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

-4.688,且在1%的水平上强烈显著,表明通过董事连锁对同群公司股利政策的模仿所产生的价值影响是呈倒U型的,这说明通过董事连锁适当地参考同群公司的现金股利,并结合自身实际做出现金股利决策可以在一定程度上使得财务支出更具科学性,有利于提升公司价值,但是一旦这种模仿超过一定的限度,变成了盲目的跟随,则会有损于公司的价值。

六、研究结论与启示

在传统的公司治理理论研究框架下,公司往往被视为一个个根据自身因素独立做出决策的孤立个体,而随着市场竞争的加剧和研究视角的延伸,学者们发现公司在制定各项治理决策的时候不仅会考虑自身的因素,还会密切关注同行业的竞争对手的决策动态和相关信息。本文以公司现金股利决策为切入点,在检验公司现金股利决策存在同群效应的基础上,深入分析决策信息传递渠道,从上市公司同业董事连锁的视角,探究同业董事兼任对上述同群效应的影响,以及在不同场景下影响的差异性。通过本文一系列的研究,丰富了公司金融领域中同群效应的探究,同时也延伸了上市公司董事连锁的研究范围,为后续的深入研究提供参考。本文的主要结论如下:

第一,我国的上市公司现金股利决策中存在显著的同群效应,这一结论支持了前文对个体基于社会心理学理论、社会影响论及组织同构压力下做出同群效应的理论分析。

第二,目标公司的同业董事连锁能显著影响其股利同群效应。同业董事连锁会传递更多的同行业公司信息,因而目标公司的现金股利同群行为会得到显著的强化。

第三,在低竞争性行业,目标公司需更多地通过同业董事连锁获得的同群公司的现金股利决策信息才能进行同群跟随行为,而在高竞争性行业,董事连锁对公司现金股利决策同群行为影响不明显;在公司面临的融资约束较小时,公司间基于董事连锁的决策互动更为活跃,董事连锁对公司现金股利决策同群效应促进作用更显著;相比于国有产权性质的公司,在非国有产权性质的公司中,同业董事连锁越多,公司的股利决策同群效应也会越强。

第四,同业董事连锁影响下的现金股利同群行为,给公司带来的价值效应是非线性的。适度的参考同群公司的现金股利决策有利于公司价值的提升,但是过度模仿则会有损于公司价值。公司应该深刻剖析同群公司股利决策背后所反映的公司及行业现状和未来趋势,并结合公司自身的现实状况做出股利决策。

基于以上结论,本文得出以下启示:一个健康有效的资本市场,应该是有着合理的股利政策。股利政策是上市公司根据自身的实际情况审慎制定的,应该符合公司自身特质和发展目标,同时也要合理考虑投资者利益。基于上文研究中发现的上市公司存在股利同群效应,且同业董事连锁会强化这种同群效应,一方面,上市公司自身应该意识到这种问题,避免此因素影响公司股利决策的科学合理性和公司价值的提升;另一方面,监管部门也应就当前的政策继续加以完善,针对行业和公司特性给予相适应的政策引导,使得公司能够更自由地、独立地制定现金股利决策,促进公司健康长远发展,同时也合理保护投资者权益。

参考文献

- [1] 陈仕华,陈钢,2013.企业间高管联结与财务重述行为扩散[J].经济管理,35(8):134-143.
- [2] 陈仕华,马超,2011.企业间高管联结与慈善行为一致性——基于汶川地震后中国上市公司捐款的实证研究[J].管理世界,27(12):87-95.
- [3] 陈运森,郑登津,2017.董事网络关系、信息桥与投资趋同[J].南开管理评论,20(3):159-171.
- [4] 杜勇,刘婷婷,2021.企业金融化的同群效应:基于连锁董事网络的研究[J].财经科学,(4):11-27.
- [5] 韩洁,田高良,李留闯,2015.连锁董事与社会责任报告披露:基于组织间模仿视角[J].管理科学,28(1):18-31.
- [6] 侯玉波,2013.北京大学心理学教材 社会心理学(第三版)[M].北京:北京大学出版社.
- [7] 黄娟娟,2009.行为股利政策——基于我国上市公司股利“群聚”现象的研究[D].厦门:厦门大学.
- [8] 刘柏,王一博,2019.远亲与近邻:企业投资“同伴效应”的异质性研究[J].山东大学学报(哲学社会科学版),(6):101-113.
- [9] 刘静,王克敏,2018.同群效应与公司研发——来自中国的证据[J].经济理论与经济管理,(1):21-32.
- [10] 刘颖,钟田丽,张天宇,2015.连锁董事网络、控股股东利益侵占与融资结构关系——基于我国中小板上市公司的实证检验[J].经济管理,37(4):148-158.
- [11] 陆瑶,胡江燕,2016.CEO与董事间“老乡”关系对公司违规行为的影响研究[J].南开管理评论,19(2):52-62.
- [12] 陆蓉,王策,邓鸣茂,2017.我国上市公司资本结构“同群效应”研究[J].经济管理,39(1):181-194.
- [13] 马超,陈仕华,2012.连锁董事联结与会计师事务所选择[J].审计研究,(2):75-81.
- [14] 孟岩,周航,2018.治理环境、网络位置与盈余管理——社会网络治理效应的经验证据[J].中南财经政法大学学报,

- (4): 23-32.
- [15] 田高良, 李星, 司毅, 等, 2017. 基于连锁董事视角的税收规避行为传染效应研究[J]. 管理科学, 30(4): 48-62.
- [16] 王建琼, 曹世蛟, 2020. 高管连锁, 同业监督与公司违规[J]. 证券市场导报, (4): 32-42.
- [17] 王磊, 张鹏程, 张顺明, 2021. 上市公司现金股利政策的同伴效应研究[J]. 系统工程理论与实践, 41(1): 1-14.
- [18] 王理想, 姚小涛, 2017. 董事多重兼任对创业企业 IPO 绩效的影响——从提供合法性到缓解资源依赖[J]. 经济管理, 39(8): 42-59.
- [19] 王营, 曹廷求, 2014. 董事网络增进企业债务融资的作用机理研究[J]. 金融研究, (7): 189-206.
- [20] 王营, 张光利, 2018. 董事网络和企业创新: 引资与引智[J]. 金融研究, (6): 193-210.
- [21] 徐向艺, 王俊韡, 2011. 控制权转移、股权结构与目标公司绩效——来自深、沪上市公司 2001—2009 的经验数据[J]. 中国工业经济, (8): 89-98.
- [22] 伊志宏, 姜付秀, 秦义虎, 2010. 产品市场竞争、公司治理与信息披露质量[J]. 管理世界, 26(1): 133-141.
- [23] 张祥建, 郭岚, 2014. 国外连锁董事网络研究述评与未来展望[J]. 外国经济与管理, (5): 69-80.
- [24] 周冬华, 赵玉洁, 陈敏洁, 2021. 管理层盈余预测类型与内部人交易行为[J]. 管理评论, 33(1): 254-268.
- [25] ADHIKARI B K, AGRAWAL A, 2018. Peer influence on payout policies[J]. Journal of Corporate Finance, 48: 615-637.
- [26] BIKHCHANDANI S, HUANG C F, 1993. The economics of treasury securities markets [J]. Journal of Economic Perspectives, 7(3): 117-134.
- [27] DIMAGGIO P J, POWELL W W, 1983. The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields[J]. American Sociological Review, 48(2): 147-160.
- [28] DODGSON M, 1993. Organizational learning: A review of some literatures[J]. Organization Studies, 14(3): 375-394.
- [29] FAMA E F, FRENCH K R, 2001. Disappearing dividends: Changing firm characteristics or lower propensity to pay?[J]. Journal of Financial Economics, 60(1): 3-43.
- [30] HAUNSCHILD P R, BECKMAN C M, 1998. When do interlocks matter? Alternate sources of information and interlock influence[J]. Administrative Science Quarterly, 43(4): 815-844.
- [31] LEARY M T, ROBERTS M R, 2014. Do peer firms affect corporate financial policy?[J]. Journal of Finance, 69(1): 139-178.
- [32] MARVIN B L, SHIGERU A, 2006. Why do firms imitate each other?[J]. The Academy of Management Review, 31(2): 366-385.
- [33] MORCK R, SHLEIFER A, VISHNY R W, 1989. Alternative mechanisms for corporate control [J]. American Economic Review, 79(4): 842-852.
- [34] ORTIZ-DE-MANDOJANA N, ARAGON-CORREA J A, DELGADO-CEBALLOS J, et al, 2012. The effect of director interlocks on firms' adoption of proactive environmental strategies[J]. Corporate Governance: An International Review, 20(2): 164-178.
- [35] PATEL J, ZECKHAUSER R, HENDRICKS D, 1991. The rationality struggle: Illustrations from financial markets [J]. American Economic Review, 81(2): 231-236.
- [36] PFEFFER J, SALANCIK G R, 1978. The external control of organizations: A resource dependence perspective [M]. New York: Harper & Row.
- [37] ZWIEBEL J, 1995. Corporate conservatism and relative compensation[J]. Journal of Political Economy, 103(1): 1-25.

Peer Effects in Cash Dividend Decision of Listed Companies in China: Based on the Perspective of Director Interlocks

Wang Jianqiong, Dang Yao

(School of Economics and Management, Southwest Jiaotong University, Chengdu 610031, China;)

Abstract: Taking A-share listed companies from 2014 to 2018 as a sample, the existence of the peer effect of the company's cash dividend decision was empirically tested, and taking the company's concurrently serving directors in the same industry as the transmission channel of cash dividend decision information, the impact of interlock director chain on this effect, as well as its scenario heterogeneity and value effect were explored. It is found that there is an obvious peer effect in cash dividend decision-making of listed companies; The board of the company also serves as the board to transmit relevant decision-making information, so as to significantly strengthen the industry peer effect of cash dividend decision-making; With the director chain, companies in highly competitive industries, large financing constraints and state-owned do not show dividend peer effect, while companies in low competitive industries, with small financing constraints and non-state-owned show more significant dividend peer effect, and the value effect brought by this effect to the company is an inverted U-shaped. The company's cash dividend decision should be made scientifically and reasonably in combination with its own reality, so as to maximize the value of stakeholders.

Keywords: cash dividend; peer effects; director interlocks; information transmission