

上市公司股利政策同群效应研究

尹茂懿，黄巍

（湖南大学经济管理研究中心，湖南省长沙市，410006）

摘要：本文实证研究了我国股利分配政策中可能存在的同群效应，利用 1995-2020 年我国非金融上市公司的财务数据，使用同群股票异质性波动与风险作为工具变量解决内生性问题，基于两阶段最小二乘的回归结果显示，我国上市公司股利分配政策中存在显著的正向同群效应；相比于竞争性模仿，上市公司模仿行为更源于信息性模仿；考虑异质性后，发现规模较大、较年轻、成长性较高的，及非国有企业更容易受到同群企业的影响。

关键词：同群效应；股利政策；模仿行为

中图分类号： F8

文献标识码： A

一、问题提出

股利分配是现代企业财务管理的重要内容之一，上市公司盈余资金的分配决策对公司发展、投资者利益及公司自身资本结构都有着重要影响。纵观我国 A 股非金融上市公司 1995 年至 2020 年的股利分配数据，不难发现发放股利的上市公司数量从 1995 年的 215 家增长为 2020 年的 3752 家，企业平均每股税前股利由 0.1 元增至约 0.15 元，增幅达 50%，同时企业平均股利分配率也从 17% 涨至 25% 左右，这说明越来越多的上市公司意识到合理规划可分配利润、回馈投资者的重要性，因此选择通过以发放现金股利的方式来回报投资者。同时，我们也发现，作为乳业龙头企业的妙可蓝多、温氏股份与伊利股份，2020 年股利分配率分别为 45%、47% 与 70%，均远高于市场平均水平；中煤能源与中国神华同为煤炭行业龙头，2019 年每股现金股利也极为相似，分别为 0.05 与 0.07 元。行业龙头企业率先进行高股利分配的现象是否是影响行业整体股利分配率提高的原因之一？目标公司的行为或决策会受到同一行业内其他公司决策影响的现象叫做同群效应（Leary 和 Roberts, 2014）^[1]，那么接上一个问题，我国上市公司的股利分配行为是否存在同群效应，而这种同群效应是否是影响我国企业股利分配率逐年增高的原因之一呢？从以上数据来看，不得不说这是一个值得考察的重要问题。

对股利分配的研究起源较早，相关文献已较为丰富，既有文献从公司治理的各个方面包括企业盈利能力（原红旗，2001）、股权结构（周孝华，2020）等研究了股利分配政策的影响因素^[2,3]。自 Leary 和 Roberts（2014）第一次使用同群公司异质性风险作为工具变量来检验美国上市公司股利分配政策同群效应的存在性以来，渐渐有更多学者开始关注同群效应在股利分配政策中的作用和影响^[1]。Adhikari 和 Agrawal（2018）基于 Fama-French 和 Cahart 四风险因素模型重构工具变量，通过研究公司是否支付股利、股利分配的数额、股利支付中可能存在的异质性，系统性地检验了分红政策的同群效应^[4]。Fuei（2019）利用台湾加权资

本指数（TAIEX）数据，考察台湾上市公司股利分配政策的同群效应，得到了与既有文献一致的结论^[5]。然而，上述文献在同群效应的形成原因上则并未得出较为一致的结论，基于 Lieberman 和 Asaba（2006）的竞争理论^[6]，前者认为美国上市公司股利分配同群效应的产生更多是由于上市公司希望通过模仿其同行来保持相对的竞争力，即竞争性模仿；后者则认为台湾上市公司中的股利分配同群效应是出于信息性模仿。

我国上市公司的股利支付方式主要包括现金股利与股票股利。早在 2008 年之前中国股市存在大量“铁公鸡”，很少分红甚至从未分红。为了保护投资者权益，中国证监会从 2001 年起循序渐进颁布了一系列政策文件，并于 2008 年 10 月将《上市公司证券发行管理办法》第八条第（五）项“最近三年以现金或股票方式累计分配的利润不少于最近三年实现的年均可分配利润的百分之二十”修改为“最近三年以现金方式累计分配的利润不少于最近三年实现的年均可分配利润的百分之三十”。半强制分红政策的出台大大提高了上市公司的现金股利水平，使现金分红成为我国上市公司的重要股利分配方式之一。虽然国内已有学者对同群效应在股利分配中的应用进行了尝试检验，如马春爱和肖榕（2018）、张晓宇等（2019）、周孝华（2021）使用我国非金融上市公司数据验证了股利分配政策同群效应的存在性，但是其在解决内生性问题以及对形成机制的探讨上仍存在很多不足，同时对半强制分红政策等的影响也未作考虑^[7,8,3]。鉴于此，本文基于 1995 年至 2020 年中国非金融上市公司的相关财务数据对股利分配政策中可能存在的同群效应进行了检验。为了解决内生性问题，我们采用与 Leary 和 Roberts（2014）及 Adhikari 和 Agrawal（2018）一致的工具变量法对样本进行两阶段最小二乘回归，实证结果表明中国上市公司的股利政策中存在显著的正向同群效应，且形成机制更源于信息性模仿而非竞争性模仿^[1,4]。随后，本文进一步基于公司规模、成立年限、成长性与股权性质的异质性结果表明，规模较大、较年轻、成长性较高的，及非国有企业更容易受到同群企业的影响。

本文可能的贡献主要体现在：（1）本文运用四因子模型构建的工具变量，最大程度解决了同群效应研究中普遍存在的内生性问题，为中国股利分配同群效应的存在性提供了文献支撑；（2）基于竞争理论和信息理论探讨了我国股利分配同群效应产生的原因机制，并提供了多重实证检验证据；（3）全面透彻检验了不同公司规模、年龄、成长性及股权性质之间的同群影响方式，为股利分配同群效应的研究提供了更丰富的实证证据，并为同群效应研究的异质性检验提供了一种新的检验方式。

二、理论分析与假设提出

（一）存在性假设

同群效应（Peer effect）指的是个体的决策可能受到同群行为的影响。作为首先出现在教育和劳动经济学领域的学术名词，同群效应的研究在学术界并不少见。早期有关同群效应的研究多见于社会科学、心理科学领域及劳动经济学领域，例如青少年体育锻炼（权小娟和

卢春天, 2020)、创业活动(晏艳阳, 2018)、退休时间(Brown & Ron, 2012)等^[9-11]。近年来, 同群效应与公司金融诸多方面的联系逐渐进入大众视野, 许多学者已通过实证分析发现: 公司决策过程中, 公司并不是单纯基于自身现状独立决策, 而是会参考相关同群公司的决策行为, 并随之对自己的策略进行调整。既有理论文献对于同群效应在公司金融领域许多方面的存在性进行了检验, 囊括了投资、融资、经营活动及分红政策四大方面, 例如: 研发投入(刘静和王克敏, 2018; 朱艳丽等, 2018)^[12,13]、并购决策(万良勇, 2016)^[14]、盈余管理决策(冯玲和崔静, 2019)^[15]、资本结构(孙凤娥, 2021)^[16]、慈善捐赠(王营和曹廷求, 2017; 彭镇等, 2020)^[17,18]、股权质押(杨松令等, 2020)^[19]、高管薪酬(赵颖, 2016)^[20]、高管减持(潘子成和易志高, 2016)^[21]及股利政策(冯戈坚和王建琼, 2021; 周孝华, 2021)^[22,3]。界定同群行业的方式也较为多样, 如行业代码(陆蓉和常维, 2018)^[23]、公司距离(邓嘉宜, 2018)^[24]、股权质押时间(杨松令, 2020)^[19]、PSM(赵颖, 2016)^[20]、企业注册地与企业所在行业(邓慧慧和赵家羚, 2018; 钟腾, 2021)^[25,26]。上述大多数文献基于近年来我国上市公司公开数据, 将同群变量作为核心解释变量、公司自身变量作为被解释变量, 应用固定效应模型, 通过实证结果验证了同群效应在我国上市公司决策中的存在性, 即同群企业如何决策会对目标公司决策行为造成显著影响。

其中, 股利分配政策作为上市公司重要的经营活动之一, 在决策过程中, 受到的影响因素也非常多样, 包括治理结构和股权结构(杨淑娥等, 2000)^[27]; 盈利能力、公司绩效和流动性(原红旗, 2001)^[2]; 每股货币资金、企业负债比率和企业权益净利率(唐国琼和邹虹, 2005)^[28]; 杠杆率(马春爱和肖榕, 2018)^[7]; 公司规模、成长性、产权性质和股权集中度(丁志国和李泊祎, 2020)^[29]; 资金充裕度和流动比率(周孝华, 2021)^[3]。大多数已有文献在解释股利政策的决策过程中, 并没有考虑可能存在的同群效应。然而, 当处于相同行业的公司面对相同的政策或外部环境变化时, 他们有较大可能会做出相同或高度相似的决策, 因此, 同行业公司的股利分配政策可能呈现一定程度的相似性。据此, 本文提出假设 1:

假设 1:我国上市公司股利分配政策存在行业同群效应, 即上市公司发放股利的决策会受到其同群企业的决策影响。

(二) 形成机制假设

既有同群效应文献对同群效应产生的影响机制研究较少, 大部分文献根据 Lieberman 和 Asaba (2008) 的理论将同群效应的影响机制分为两大类, 即竞争性模仿与信息性模仿, 其中竞争性模仿多出于与竞争对手保持相似程度的竞争力的意图; 信息性模仿则是由于上市公司认为他们的同群企业会在信息收集上优于自身^[6]。具体来说, 当市场上的竞争程度较为激烈时, 为了保持相对的竞争力, 企业更倾向于模仿同一行业的其他企业。也就是说, 当某一特定市场的产品同质性严重时, 可能很难实现产品差异化, 因此企业不得不模仿他人。而当环境中存在信息不对称且不确定性较高时, 企业的竞争意愿会相对下降, 对于外部信息的态度将更为开放, 这时企业的模仿行为则更可能是出于信息性模仿, 即其认为同群企业的决策

所传递出的信息能成为其决策依据。根据上述分析,本文以行业勒纳指数(Lerner Index)来衡量产品市场竞争程度,以被分析师关注度与被研报关注度来衡量信息不确定性,因此,如果在产品市场竞争程度较高、信息不确定性较低的环境中,同群效应更为明显,则说明同群效应更多出于竞争性模仿;反之,如果同群效应在产品市场竞争程度较低、信息不确定性较高的环境中更为显著,则说明上市公司股利分配政策模仿行为更多出于信息性模仿。

基于以上两方面的分析,本文提出两个对立假设:

假设 2a:我国上市公司股利分配政策中的同群效应主要源于竞争性模仿。

假设 2b:我国上市公司股利分配政策中的同群效应主要源于信息性模仿。

三、研究数据及研究方法

(一) 数据与样本

本文同群效应相关研究聚焦于中国上市公司的股利分配政策,数据样本为中国 A 股市场上市公司 1995 年至 2020 年的财务数据。上市公司相关数据来源于国泰安(CSMAR)数据库,运用 Stata15.0 对数据进行了如下处理:剔除 ST、PT 样本;剔除相关数据缺失与异常的企业及金融业上市公司样本,同时对所有变量进行 5%以下及 95%以上分位数的缩尾处理以消除极端值的影响,并根据证监会 2012 版行业分类代码对上市公司进行分类。

(二) 变量选取

本文的被解释变量为上市公司股利分配政策衡量变量,解释变量包括同群变量和公司特征变量。具体测度如下:

1. 股利分配的测度。基于中国资本市场特性,本文使用两种方式衡量上市公司股利分配政策:(1)每股税前现金股利(DPS);(2)股利分配率(DPR)。

2. 公司特征变量。具体可分为:企业自身特征变量与同群企业平均变量。(1)盈利能力。本文采用总资产回报率(ROA)和净资产回报率(ROE)作为盈利能力的代理变量。

(2)杠杆率。采用长期借款与总资产比(LTDE)与资产负债率(LEV)。(3)投资机会。本文采用总资产增长率(TAG)与账面市值比(BM)来衡量投资机会。(4)公司规模。这里采用公司市值(MC)及公司总资产(Size)的对数形式来衡量公司规模。除此之外,本文还采用行业勒纳指数(LI)来衡量行业内产品市场竞争程度,用被分析师关注度与被研报关注度来衡量市场信息不确定性。在控制公司特征变量的同时,为了避免异方差问题,对部分变量取对数。各变量的详细定义见附录。

(三) 模型设定与工具变量构建

本文基于与 Adhikari & Agrawal (2018)^[4]相似的方法构建了如下模型:

$$Div_{ijt} = \alpha + \beta \overline{Peerdiv}_{ijt} + \gamma' \bar{X}_{ijt} + \lambda' X_{ijt} + \phi' v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, i, j, t 分别代表上市公司、所处行业及年份; \overline{Div}_{ijt} 为因变量,即位于 j 行业的 i 公司于 t 年度所支付的股利数量;核心解释变量为 \overline{Peer}_{ijt} ,即 j 行业内除去 i 公司外的所有

上市公司于 t 年度的股利变量平均值。 \bar{X}_{-ijt} 和 \bar{X}_{ijt} 为控制变量, 分别为同群企业平均变量与公司自身特征变量。为了减少可能的偏误, 本文控制了年份与个体固定效应, 其中 ν_t 代表年份固定效应, ε_{ijt} 代指个体企业特有、通常被认为存在异方差的误差项; $\alpha, \beta, \phi', \lambda', \gamma$ 是回归系数, 其中 λ' 用来刻画公司财务指标的影响, β, γ' 则用来衡量同群公司的行为及特征。如果 β 统计上显著且为正, 则证明股利分配政策中存在正向的同群效应。为了识别同群企业, 本文采用中国证监会 2012 版行业分类标准, 将与焦点公司拥有相同行业代码的企业定义为其同群企业。

基于已有文献的研究, 股利分配政策的同群效应是较为直观的, 但 Manski (1993) 指出这个过程中存在严重的识别问题, 即我们在实证过程中很难真正确定来自同群企业的影响^[30]。换言之, 焦点公司的决策与同群企业决策之间的正向系数并不能直接被认定为正向同群效应, 因为当位于同一行业的企业面临同样的政策或行业共同冲击时, 不同企业很有可能选择相同或相似的处理方式, 因此如何正确识别同群效应, 是研究企业同群效应时最关键也最容易被忽略的问题。这个问题的理想解决方案是针对每个企业为其随机分配同群企业, 但这在现实中显然是不可行的, 因此, 我们需要通过识别随机发生的行业共同冲击来解决这个问题。考虑到我们很难只观察那些仅影响公司股利分配的政策或冲击, 我们进而选择一些可观测的冲击。同时, 我们选择基于 Fama-French 和 Cahart 四因子模型构建工具变量, 步骤如下:

$$R_{ijt} = \alpha_{ijt} + \beta_{ijt}^{Mkt} MKT_t + \beta_{ijt}^{IND} (R_{-ijt} - RF_t) + \beta_{ijt}^{HML} HML_t + \beta_{ijt}^{SMB} SMB_t + \beta_{ijt}^{UMD} UMD_t \quad (2)$$

其中 R_{ijt} 代表位于 j 行业的 i 公司在 t 年的月度收益率, MKT_t 代表市场超额回报, HML_t , SMB_t 和 UMD_t 分别代表价值因子、规模因子和动量因子, $(R_{-ijt} - RF_t)$ 则代表行业超额回报。根据等式 (2), 运用前 60 个月的数据进行滚动估计, 得到回归系数, 再通过等式 (3) 计算预期月回报, 继而基于等式 (4) 计算得出残差, 即为异质性回报。

$$\hat{R}_{ijt} = \hat{\alpha}_{ijt} + \hat{\beta}_{ijt}^{Mkt} MKT_t + \hat{\beta}_{ijt}^{IND} (R_{-ijt} - RF_t) + \hat{\beta}_{ijt}^{HML} HML_t + \hat{\beta}_{ijt}^{SMB} SMB_t + \hat{\beta}_{ijt}^{UMD} UMD_t \quad (3)$$

$$\hat{\eta}_{ijt} = R_{ijt} - \hat{R}_{ijt} \quad (4)$$

通过上述方法构建的工具变量显然与同群股利变量相关且外生。此外, 在完成所有变量的选择和构造之后, 还需要确定所有变量是否处于同一时期。在本文中, 除工具变量外, 所有变量都是同期的, 采用同期变量旨在不让其他可能的影响因素在较短时间内干扰同群效应。这是因为其他可能会对同群效应产生影响的变量由于缺少足够的时间, 将无法对同群效应产生过多影响, 因而可以得到较为纯净的同群效应。对于工具变量, 它们包含了关于其他公司和整个行业的信息, 考虑到传导过程需要一定时间, 因此将工具变量滞后一期。

四、实证结果

（一）描述性统计

表 1 展示了因子回归的描述性统计。估计中的大部分回归都有一个完整的五年窗口，因此每个回归中观测值的中位数为 57，非常接近 60。同时，我们可以发现每个回归调整后的 R2 中位数为 0.189，这表明我们的模型中包含的 5 个因子可以相对较好地解释月收益的变化，且除了行业超额回报外，市场超额回报、价值因子、规模因子和动量因子均与月收益呈正相关。表 2 提供了回归中所涉及到的主要变量的描述性统计。根据中国证监会于 2012 年修订的行业分类指引，我们的样本包括来自 18 个不同行业的 4,067 家公司的数据。可以看出，股利分配率（DPR）平均在 26.4%左右，而每股税前现金股利（DPS）则相对较低，仅为 0.16 元。

表 1 因子回归描述性统计

	均值	中位数	标准差
$\hat{\alpha}_{iit}$	-1.642	0.0782	21.257
$\hat{\beta}_{iit}^M$	0.006	0.002	1.236
$\hat{\beta}_{iit}^{SMB}$	0.417	0.390	2.93
$\hat{\beta}_{iit}^{HML}$	0.507	0.387	4.13
$\hat{\beta}_{iit}^{UMD}$	0.033	-0.000	2.072
$\hat{\beta}_{iit}^{IND}$	-9.117	0.345	140.678
每个回归中的观测值	46.838	57	18.204
调整 R ²	0.046	0.189	0.200
异质性回报	-0.008	-0.016	-1.854
预期月回报	0.015	0.0170	-0.097
实际月回报	0.015	0.000	-0.864

表 2 描述性统计

公司特征变量	均值	中位数	标准差	同群公司特征变量	均值	中位数	标准差
股利分配率	0.264	0.100	0.246	股利分配率	0.264	0.156	0.053
每股现金股利	0.16	0.223	0.139	每股现金股利	0.16	0.275	0.032
总资产回报率	0.04	0.039	0.045	总资产回报率	0.04	0.041	0.012
总资产增长率	0.176	0.101	0.263	总资产增长率	0.176	0.178	0.066
公司市值	22.323	22.200	1.124	公司市值	22.324	22.438	0.652
长期借款与总资产比	0.043	0.006	0.065	长期借款与总资产比	0.043	0.030	0.13
异质性波动	-0.017	-0.091	0.468	异质性波动	-0.017	-0.245	0.346
异质性风险	-2.138	-2.157	0.398	异质性风险	-2.138	-2.167	0.232
行业数量	18			总样本量	37,805		
公司数量	4,067						

（二）基准回归

表 3 基于模型（1）给出了固定效应模型与两阶段最小二乘(2SLS)的回归结果，对假设 1 进行了检验，即检验上市公司的股利分配政策是否存在同群效应。表格顶部分别展示了因变量的两种不同衡量方式：股利分配率（DPR）与每股现金股利（DPS）。具体来看，不同回归系数都在统计意义上显著，说明企业的股利政策受到同群企业股利决策的积极影响，但两阶段最小二乘回归的系数显著大于固定效应模型的系数。以第（2）列为例，将每股现金

股利作为因变量时,两阶段最小二乘回归系数显著为正,说明同群公司的每股现金股利对焦点公司自身的股利支付率有正向影响。同理,表3第(4)列中,同群变量的系数显著为正,同样验证了假设1,即上市公司股利分配政策中存在显著的正向同群效应。另外,我们还可以发现,固定效应模型系数显著小于两阶段最小二乘系数,即在解决内生性问题并控制公司与年份固定效应后,同群效应更为显著了。第一阶段回归结果也表明异质性波动与同群变量呈正相关、异质性风险与同群变量呈负相关,二者都在1%的统计水平上显著,即回归中所使用的工具变量是相关且外生的。因此,表3的结果表明同群效应对企业股利分配政策的影响是至关重要的,即同群决策与目标公司决策间存在正向关系,验证了假设1。

表3 股利分配政策的同群效应

	每股现金股利		股利分配率	
	固定效应 (1)	IV-2SLS (2)	固定效应 (3)	IV-2SLS (4)
同群股利变量	0.241*** (6.32)	1.119*** (3.65)	0.136*** (2.98)	0.938*** (2.98)
公司特征变量				
总资产收益率	1.761*** (68.05)	1.643*** (64.16)	-0.524*** (-10.39)	-0.375*** (-7.57)
总资产增长率	0.023*** (7.16)	0.019*** (5.95)	-0.008 (-1.25)	0.002 (0.29)
公司市值	-0.002 (-0.97)	0.006*** (3.70)	-0.013*** (-4.50)	-0.003 (-1.21)
长期借款与总资产比	-0.023 (-1.43)	0.003 (0.18)	-0.165*** (-5.68)	-0.117*** (-4.10)
同群公司变量				
总资产收益率	0.050 (0.38)	-1.309*** (-2.99)	0.294 (1.21)	-0.060 (-0.21)
总资产增长率	-0.069*** (-2.92)	-0.039 (-1.58)	0.009 (0.19)	-0.060 (-1.20)
公司市值	0.024*** (3.85)	0.002 (0.17)	0.027** (2.30)	0.037*** (3.22)
长期借款与总资产比	0.054 (0.62)	0.231** (2.24)	0.036 (0.25)	0.167 (1.18)
异质性波动	0.003 (1.23)	0.002 (0.82)	-0.006 (-1.22)	-0.006 (-1.32)
异质性风险	-0.011*** (-4.54)	-0.013*** (-5.90)	-0.019*** (-4.17)	-0.027*** (-5.88)
一阶段工具变量				
同群异质性波动		0.053*** (20.45)		0.050*** (19.35)
同群异质性风险		-0.064*** (-21.03)		-0.070*** (-23.17)
样本量	21,156	23,425	29,751	31,122
年份与行业固定效应	控制	控制	控制	控制
F 检验		166.85***		324.42***
Wald 检验		16.51***		10.07***

注: (1) **、*、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著; (2) 括号内为标准误,下同。

(三) 稳健性检验

为了确保参数估计不受特定变量影响,本文选用不同的控制变量与工具变量对基准回归

的结果进行稳健性检验,结果如表 4 所示。对于控制变量,我们用净资产收益率、账面市值比、总资产和资产负债率来作为盈利能力、投资机会、规模和杠杆率的四个代理变量,并据此重构同群因变量和同群企业平均变量。无论是股利分配率(DPR)还是每股税前现金股利(DPS),回归系数大小与显著性都和基准回归结论一致。随后,仅保留等式(2)右边的市场超额回报因子与行业超额回报因子,重新使用历史月度数据进行滚动回归,借助等式(3)与等式(4)得出基于 CAPM 模型的个股异质性回报,并采用前文所述的方法构建同群异质性波动与同群异质性风险,作为稳健性检验中使用的工具变量。结果表明在控制行业和年度固定效应的同时,我们通过使用相同的模型与不同控制变量和工具变量,仍然得到了与前文一致的结果,说明上市公司股利分配政策的同群效应不受控制变量与工具变量变化影响,验证了基准回归结论的稳健性,也再次验证了假设 1。

表 4 稳健性检验

	更换控制变量		更换工具变量	
	DPS (1)	DPR (2)	DPS (3)	DPR (4)
同群股利变量	1.305*** (3.52)	0.702*** (2.60)	1.185*** (3.59)	0.958*** (2.93)
公司特征变量				
总资产收益率			1.641*** (63.39)	-0.375*** (-7.56)
总资产增长率			0.019*** (5.95)	0.002 (0.29)
公司市值			0.006*** (3.72)	-0.003 (-1.19)
长期借款与总资产比			0.003 (0.21)	-0.116*** (-4.08)
净资产收益率	0.958*** (64.04)	-0.340*** (-12.24)		
账面市值比	0.044*** (7.88)	0.035*** (3.10)		
总资产	0.019*** (11.03)	0.026*** (9.08)		
资产负债率	-0.168*** (-25.35)	-0.278*** (-24.06)		
同群公司变量				
总资产收益率			-1.400*** (-2.98)	-0.069 (-0.25)
总资产增长率			-0.036 (-1.44)	-0.061 (-1.22)
公司市值			0.000 (0.00)	0.037*** (3.23)
长期借款与总资产比			0.246** (2.31)	0.173 (1.21)
净资产收益率	-0.727*** (-3.10)	0.259* (1.66)		
账面市值比	0.068*** (2.69)	0.002 (0.03)		
总资产	-0.005 (-0.43)	0.016 (0.64)		

资产负债率	0.145*	0.170		
	(1.94)	(0.93)		
异质性波动	0.012***	0.004	0.002	-0.006
	(5.29)	(0.91)	(0.90)	(-1.39)
异质性风险	-0.013***	-0.023***	-0.014***	-0.027***
	(-5.64)	(-5.02)	(-5.98)	(-5.86)
一阶段工具变量				
同群异质性波动	0.023***	0.069***	0.025***	0.049***
	(12.56)	(30.05)	(13.91)	(18.73)
同群异质性风险	-0.027***	-0.064***	-0.031***	-0.667***
	(-12.37)	(-23.46)	(-14.64)	(-22.07)
样本量	23965	32498	23425	31122
年份与行业固定效应	控制	控制	控制	控制

(四) 形成机制检验

关于“同群效应”的来源，行为经济学理论已经给出部分可能的答案：信息不充分、结果的不确定性以及风险规避倾向。Lieberman & Asaba（2008）也指出公司对模仿行为多源于竞争性模仿与信息性模仿^[6]。为了检验究竟哪种机制主导着中国上市公司股利分配政策的同群效应，下文将从产品市场竞争程度与信息不确定性两方面进行实证分析。

1. 竞争性模仿机制检验

在这一部分，我们仍然关注两种形式的因变量，每股税前现金股利（DPS）与股利支付率（DPR）。在衡量市场竞争激烈程度的指标上，本文选择行业勒纳指数（Lerner Index），它是企业在行业中的市场份额的平方和，是行业垄断程度的度量方法。随后我们根据上市公司所在行业的 LI 取值将样本分成两个子样本，下表中标注的高市场竞争程度指 LI 大于中位数的样本，低市场竞争程度指 LI 小于中位数的样本。我们可以看到，仅产品市场竞争程度较低的样本回归系数 1% 显著性水平下显著，每股税前现金股利（DPS）与股利分配率（DPR）的系数分别为 1.096 与 1.144，与前文结果幅度相似。因此，我们可以得出结论，中国上市公司之间的同群效应更大程度上是出于信息性模仿，即上市公司模仿同群公司决策更多是因为他们认为同群公司与自身相比更具信息优势。该结论验证了假设 2b，即同群效应的形成机制更多出于信息性模仿而非竞争性模仿。

表 5 产品市场竞争与股利分配政策

	高产品市场竞争程度		低产品市场竞争程度	
	DPS (1)	DPR (2)	DPS (3)	DPR (4)
同群股利变量	0.387 (0.53)	0.360 (0.44)	1.096*** (4.24)	1.144*** (3.04)
控制变量	控制	控制	控制	控制
一阶段工具变量				
同群异质性波动	0.026*** (9.97)	0.037*** (9.78)	0.036*** (14.75)	0.043*** (12.33)
同群异质性风险	-0.009** (-2.89)	-0.056*** (-13.45)	-0.055*** (-17.78)	-0.074*** (-17.56)
样本量	10,954	15,318	11,977	15,392
年份与行业固定效应	控制	控制	控制	控制

2. 信息性模仿机制检验

在信息不确定性较高的情况下，每个企业都有其独特的市场信息收集途径，同群企业做出的每一个决策都可以被看作是传递其特有信息的一种方式，这时候企业模仿同群企业很可能是出于信息性模仿而不是基于竞争。根据被分析师关注度（被研报关注度）的取值生成两个子样本，其中被分析师关注度（被研报关注度）取值低于中位数则表示上市公司所处的环境信息不确定性较高，反之，取值高于中位数则表明该环境信息不确定性较低。通过比较两组系数可知，在信息高度不确定的环境下，每股税前现金股利（DPS）和股利分配率（DPR）的两阶段最小二乘回归系数都在 1% 的水平下显著（1.471 和 1.521；1.340 和 1.591）。而在信息不确定性程度较低的样本中，其同群效应的存在性没有通过显著性检验。因此，本节的结果表明，在信息环境高度不确定的情况下，公司的股利支付政策更有可能受到同群公司的影响，这说明我国上市公司股利分配政策之间存在的同群效应主要是基于信息性模仿，同样验证了假设 2b。

表 6 信息不确定性与股利支付

	被分析师关注度				被研报关注度			
	低信息不确定性 DPS	低信息不确定性 DPR	低信息不确定性 DPS	低信息不确定性 DPR	低信息不确定性 DPS	低信息不确定性 DPR	低信息不确定性 DPS	低信息不确定性 DPR
同群股利变量	0.835 (1.64)	0.615 (1.29)	1.471*** (3.47)	1.521*** (2.79)	0.810* (1.65)	0.575 (1.19)	1.340*** (2.92)	1.591*** (2.74)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	14,876	20,080	7,634	10,315	15,404	20,578	7,118	9,827
年份与行业 固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

五、异质性检验

在这一部分，我们将基于公司规模、公司年限、公司成长性及公司股权性质对样本进行分类，并逐一考察这四个条件对股利分配政策同群效应带来的影响。Lieberman 和 Asaba（2006）指出，对于规模较小、较年轻的公司，它们更倾向于模仿规模较大、较年长的其他公司^[6]。因此，我们将整个样本分别根据公司规模、公司年龄、成长性与股权性质进行分组。即按照根据不同变量取值将样本划分为三个组，并根据每个组重构同群变量。

（一）企业规模

表 8 的结果旨在检验上市公司是否更喜欢模仿与其规模类似的同群公司。在 1-2（3-4）列中，仅使用规模较小（较大）的公司对其不同类型的同群进行回归，用于检验小规模公司与大规模公司是否会受到其不同类型同群企业的影响。表 8 结果表明，规模较大的公司容易受到不同类型的同行的影响。第 3 列的结果表明，不管何种同群企业额外支付 1 元作为股息，大公司都会相应增加其股利分配。这可能是由于投资者更关注大公司。同时，与小公司的管理者相比，大公司管理者一旦决策失误，将经受更为严重的个人声誉危机，因此为了维持声誉和吸引投资者，大公司需要考虑不同类型的同群决策行为。本节结论表明，与规模较小的公司相比，大规模公司在进行股利分配时更容易模仿其同群公司。

表 8 企业规模与股利支付政策

	小规模公司		大规模公司	
	DPS (1)	DPR (2)	DPS (3)	DPR (4)
小规模同群公司	0.604 (1.15)	0.510 (1.10)	1.166*** (3.44)	0.623 (1.03)
样本量	5,377	8,198	8,910	10,791
大规模同群公司	0.585 (1.15)	0.582 (1.20)	1.124*** (3.36)	0.644 (1.14)
样本量	5,408	8,219	8,886	10,768
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份与行业固定效应	控制	控制	控制	控制

(二) 企业年限

表 9 展示了按公司年龄将样本划为三等分的两阶段最小二乘回归结果。可以看出, 几乎每一个年轻企业样本的回归系数在统计上都是显著的, 且幅度相似。我们发现, 年轻公司的股利发放决策会受到其不同类型同群企业的影响, 反之, 年长公司的股利分配决策中则几乎不存在同群效应。具体来说, 当年轻同群公司多支付 1 元作为股息, 年轻公司将增加支付股息 0.632 元; 当年长同群公司多支付 1 元股息时, 年轻公司将增加支付股息 0.611 元。同时, 第 3-4 列的结果表明年限较长的公司不太受到任何类型的同行的影响, 这可能是因为年限较长的公司有自己独有的信息来源, 无需模仿他们的同行。

表 9 企业年限与股利分配政策

	年轻公司		年长公司	
	DPS (1)	DPR (2)	DPS (3)	DPR (4)
年轻同群公司	0.632** (2.38)	0.649** (2.14)	0.265 (0.41)	0.162 (0.12)
样本量	8,880	11,073	5,776	8,239
年长同群公司	0.611** (2.32)	0.700** (2.19)	0.552 (1.12)	-1.114 (-0.51)
样本量	8,907	11,094	5,742	8,214
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份与行业固定效应	控制	控制	控制	控制

(三) 成长性

本节根据总资产增长率对全样本同样进行三等分, 其中重点关注低成长性公司与高成长性公司。低成长性的公司中并未出现显著的同群效应; 而高成长性公司的同群效应系数显著为正, 说明在股利分配决策中, 高成长性公司更容易受到其不同类型同群企业的影响。这可能是由于高成长性的公司面对盈余管理决策时有更多的选择, 其可以选择将盈余资金重新投入高收益项目中, 也可以选择发放股利。因此, 在实际决策过程中, 高成长性公司更会将其同群企业的决策作为自身决策的参考依据。

表 10 公司成长性与股利分配政策

	低成长性公司		高成长性公司	
	DPS	DPR	DPS	DPR
低成长性同群公司	0.510	0.789	0.704***	0.382*
	(0.57)	(0.37)	(3.18)	(1.70)
样本量	5,473	8,709	6,942	8,791
高成长性同群公司	0.582	1.093	0.717***	0.392
	(0.55)	(0.33)	(3.14)	(1.64)
样本量	5,509	8,734	6,914	8,764
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份与行业固定效应	控制	控制	控制	控制

(四) 股权性质

公司产权性质对公司经营决策的影响至关重要，特别是在中国，国有企业与非国有企业在经营目的、公司治理、禀赋资源等方面都存在较大差异。已有研究对股权性质与股利分配政策同群效应方面的结论并不一致，Yan & Zhu (2020) 指出国有企业间的同群效应并不显著，相对的，非国有企业的同群效应更为显著^[31]；而周孝华 (2021) 则指出国有企业的股利分配决策会受到非国有企业的影[3]。本文在表 11 的检验结果中得出的结论是非国有企业更倾向于模仿他们的同群企业。第 3-4 列中几乎每一个系数都显著为正，且不同类型的同群企业的系数幅度较为相似，说明股利分配政策中的同群效应在非国有企业中更为显著。

表 11 公司股权性质和股利分配政策模仿行为

	国有企业		非国有企业	
	DPS	DPR	DPS	DPR
国有同群企业	0.427	0.693	0.648***	0.869***
	(1.46)	(1.16)	(2.68)	(3.20)
样本量	5,940	8,357	16,721	21,632
非国有同群企业	0.409	0.654	0.670***	0.887***
	(1.28)	(1.03)	(2.83)	(3.21)
样本量	5,965	8,367	16,711	21,626
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份与行业固定效应	控制	控制	控制	控制

六、结论

近年来，中国上市公司的股利分配额呈现上升趋势，本文利用中国上市公司股利分配行为的面板数据，研究了股利分配政策中可能存在的同群效应。研究发现：（1）中国上市公司股利分配政策中存在显著的正向同群效应，该结论在更换不同形式的控制变量和工具变量后仍然具有稳健性；（2）已有理论指出同群效应的形成机制主要可分为竞争性模仿与信息性模仿，本文从产品市场竞争程度和信息不确定性对以上两种机制进行了检验，结果表明在产品竞争激烈程度较低、信息不确定性较高的行业中，同群效应更为显著。因此，相对于竞争性模仿，信息性模仿更可能在上市公司股利分配政策的模仿行为中占主导地位；（3）异质性研究表明，规模更大的、更年轻的、成长性较高的非国有企业更容易受到其不同类型同群企业的影响。本研究的启示是，由于上市公司很容易受到同群的影响，因此在评估公司的

股利分配政策时，考虑其同群的决策是至关重要的。

参考文献

- [1] LEARY M T, ROBERTS M R. Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy?: Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy?[J/OL]. The Journal of Finance, 2014, 69(1): 139-178. DOI:10.1111/jofi.12094.
- [2] 原红旗. 中国上市公司股利政策分析[J/OL]. 财经研究, 2001(3): 33-41. DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2001.03.005.
- [3] 周孝华, 韩露, 刘斌. 现金股利政策的同群效应——来自中国上市公司的经验证据[J]. 投资研究, 2021, 40(9): 123-143.
- [4] ADHIKARI B K, AGRAWAL A. Peer influence on payout policies[J/OL]. Journal of Corporate Finance, 2018, 48: 615-637. DOI:10.1016/j.jcorpfin.2017.12.010.
- [5] FUEI L K. Peer Effects on Firm Dividend Policies in Taiwan[J]. 28.
- [6] LIEBERMAN M B, ASABA S. Why Do Firms Imitate Each Other?[J/OL]. Academy of Management Review, 2006, 31(2): 366-385. DOI:10.5465/amr.2006.20208686.
- [7] 马春爱, 肖榕. 企业股利分配中的同群效应研究[J]. 会计之友, 2018(23): 125-131.
- [8] 张晓宇, 常维, 余晶晶, 等. 我国上市公司股利政策“同群效应”研究[J]. 产业组织评论, 2019, 13(3): 127-144.
- [9] 权小娟, 卢春天. 青少年体育锻炼中的同伴效应及性别差异[J/OL]. 上海体育学院学报, 2020, 44(4): 41-49. DOI:10.16099/j.sus.2020.04.005.
- [10] 晏艳阳, 邓嘉宜, 文丹艳. 同群效应对创业活动影响的模型构建与实证[J/OL]. 中国管理科学, 2018, 26(5): 147-156. DOI:10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2018.05.015.
- [11] BROWN K M, LASCHEVER R A. When They're Sixty-Four: Peer Effects and the Timing of Retirement[J/OL]. American Economic Journal: Applied Economics, 2012, 4(3): 90-115. DOI:10.1257/app.4.3.90.
- [12] 刘静, 王克敏. 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, 2018(1): 21-32.
- [13] 朱艳丽, 陆雪艳, 林志帆. 中国企业研发决策同群效应的空间计量分析[J]. 科技进步与对策, 2021, 38(18): 104-113.
- [14] 万良勇, 梁婵娟, 饶静. 上市公司并购决策的行业同群效应研究[J]. 南开管理评论, 2016, 19(3): 40-50.
- [15] 冯玲, 崔静. 我国上市公司盈余管理决策存在同群效应吗?[J/OL]. 商业研究, 2019(2): 101-108. DOI:10.13902/j.cnki.syyj.2019.02.012.
- [16] 孙凤城. “短贷长投”缘何传染?——基于行业同群效应的视角[J]. 南京审计大学学报, 2021, 18(3): 81-91.
- [17] 王营, 曹廷求. 董事网络下企业同群捐赠行为研究[J/OL]. 财经研究, 2017, 43(8): 69-81. DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.08.006.
- [18] 彭镇, 彭祖群, 卢惠薇. 中国上市公司慈善捐赠行为中的同群效应研究[J]. 管理学报, 2020, 17(2): 259-268.
- [19] 杨松令, 张秋月, 刘梦伟, 等. 控股股东股权质押“同群效应”与股价崩盘风险[J/OL]. 经济管理, 2020, 42(12): 94-112. DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2020.12.006.
- [20] 赵颖. 中国上市公司高管薪酬的同群效应分析[J/OL]. 中国工业经济, 2016(2): 114-129. DOI:10.19581/j.cnki.ciejjournal.2016.02.009.
- [21] 潘子成, 易志高. 上市公司高管减持对企业成长性的影响[J/OL]. 财会月刊, 2016(33): 43-48. DOI:10.19641/j.cnki.42-1290/f.2016.33.007.
- [22] 冯戈坚, 王建琼. 社会网络视角下的现金股利分配行为及其同群效应[J/OL]. 管理评论, 2021, 33(3): 255-268. DOI:10.14120/j.cnki.cn11-5057/f.2021.03.022.
- [23] 陆蓉, 常维. 近墨者黑:上市公司违规行为的“同群效应”[J]. 金融研究, 2018(8): 172-189.
- [24] 邓嘉宜. 中国上市公司行为的同群效应研究[D/OL]. 湖南大学, 2018. <https://kns.cnki.net/KCMS/detail/detail.aspx?dbcode=CDFD&dbname=CDFDLAST2019&filename=1018114952.nh&v=>.
- [25] 邓慧慧, 赵家玲. 地方政府经济决策中的“同群效应”[J/OL]. 中国工业经济, 2018(4): 59-78. DOI:10.19581/j.cnki.ciejjournal.2018.04.004.

- [26]钟腾, 杨雪斌, 汪昌云. 地方政府债务人行行为动机下的“同群效应”——基于空间计量模型的实证研究[J]. 计量经济学报, 2021, 1(4): 763-787.
- [27]杨淑娥, 王勇, 白革萍. 我国股利分配政策影响因素的实证分析[J]. 会计研究, 2000(2): 31-34.
- [28]唐国琼, 邹虹. 上市公司现金股利政策影响因素的实证研究[J]. 财经科学, 2005(2): 147-153.
- [29]丁志国, 李泊祎. 上市公司股利政策的地区同群效应[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), 2020(3): 95-107+192.
- [30]MANSKI C F. Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem[J/OL]. The Review of Economic Studies, 1993, 60(3): 531. DOI:10.2307/2298123.
- [31]YAN Q, ZHU H. Peer influence on dividend policy: Evidence from the Chinese stock market[J/OL]. Economics Letters, 2020, 192: 109229. DOI:10.1016/j.econlet.2020.109229.

Research on Peer Effect in Payout Policies in China

Maoyi Yin, Wei Huang

(Center for Economics, Management and Finance Studies, Hunan University, Changsha, Hunan Province, 410006)

Abstract: This paper uses peer idiosyncratic equity risk and shock as the instrumental variables to investigate the peer effect on payout policies among Chinese listed companies by using financial data ranging from year 1995 to 2020. Results suggest that there exists positive and significant peer effect on payout policies. Compared to rivalry-based imitation, information-based imitation may dominate the peer effect. In heterogeneity part, firms that are larger, younger, highly-growth and non-state-owned enterprises are easily affected by their peer firms.

Keywords: Peer effect, imitation behavior, payout policies

