

自信还是模仿：管理者过度自信与现金股利同行效应研究

吕 纤, 韩 云

摘 要：管理者模仿策略被视为导致同一行业中各公司财务决策趋同的一个重要原因。过度自信的管理者不会模仿同行业公司，但其自信的现金股利分配仍与行业趋同。本文结合我国股利群聚现象和管理者自信的现实情况，考察 2008—2019 年间我国上市公司的现金股利同行效应。研究发现，过度自信管理者所在公司存在显著的现金股利同行效应，并且受同行业公司现金股利增加的影响更强。机制检验结果显示，当过度自信管理者所在公司处于投资机会、盈利能力较低以及经营风险较高的情况下，现金股利同行效应更为强烈。进一步研究发现，这种受同行业其他公司影响的现金股利会对公司未来经营业绩产生不利影响。不过，管理层社会网络联结、机构投资者持股及差异化分红监管政策的实施降低了现金股利同行效应，有助于缓解其对经营业绩的负向作用。本研究揭示了过度自信影响管理者现金股利决策进而引发同行效应的微观机制，有助于深化对我国股利群聚现象的理解，对完善我国股利监管政策具有一定借鉴意义。

关键词：同行效应；管理者过度自信；现金股利群聚；行为公司金融

中图分类号：F275.4 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2022)03-0110-13

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2022.03.010

一、引 言

长期以来，完善上市公司分红制度是我国投资者保护、提高上市公司质量以及推进资本市场改革的重要内容。国家相关文件也对此予以强调，从半强制分红到强制分红的监管政策，再到新《证券法》要求公司从法律层面明确现金股利安排及决策程序，上市公司分红相关基础制度不断健全。然而，我国上市公司回馈股东意识较为淡薄，投资者合法权益得不到保障，股利分配未能有效促进资本市场长期投资，近年来则出现股利群聚现象，投资机会、经营状况、盈利水平迥异的上市公司分红水平却相近。从 2008 年以来我国非金融上市公司的 21 134 次现金分红来看，每股分红金额无论整体还是分年度的四分位数都大致落在 0.05、0.1、0.2 元上，这显然与我国上市公司发展的实际状况不匹配。

学者们围绕我国上市公司分红问题进行了丰富探讨，尝试通过刻画公司股利决策过程寻求分红问题的解决。相关研究认为，我国上市公司现金股利可能受生命周期阶段、代理问题、信号传递动机、迎合动机、监管政策等复杂因素影响，同时管理者特征尤其是过度自信特征也通过决策过程作用于现金股利。近年来，随着社会心理学中同群理论引入，同群尤其是同行业公司行为对管理者信念及决策

基金项目：教育部人文社会科学基金项目“基于机构投资者基金监督视角下的公司绿色治理机制研究”（20YJCZH040）

作者简介：吕纤，经济学博士，中南民族大学管理学院讲师（湖北 武汉 430072）；韩云（通讯作者），经济学博士，上海立信会计金融学院金融学院副教授，hanyun@whu.edu.cn（上海 201209）

的影响受到关注,这也为研究公司股利决策、解释我国市场上特有的股利群聚现象提供了新视角。

同群理论认为,个体信念和行为受群体内其他主体影响,这使群体行为逐步趋同。在公司财务领域,同行效应最为显著,即同一行业中各公司财务决策的趋同现象,这是管理者使用同行信息形成决策信念或直接模仿同行业公司决策的结果^{[1][2]}。对于较为理性的管理者而言,学习和模仿同行决策是应对信息优势差异和决策不确定性的自然反应,或是基于声誉考虑的次优选择。不过,现实中管理者并非都是足够理性的,在我国特有的文化传统下,上市公司管理者具有明显的过度自信特质^[3]。过度自信管理者个体信念强烈,对自身经营能力与判断充满信心,不会选择直接模仿同行业公司的决策,但在决策信念形成过程中仍可能受到行业信息尤其是利好信息影响而更具自信。与相对理性管理者的模仿策略相比,这种由管理者认知偏差引起的财务决策扭曲对公司影响将更强烈,并且难以通过公司治理机制约束。因此,解释我国市场上公司股利群聚现象、研究上市公司分红问题时,有必要将管理者过度自信特征与同行作用相结合,来刻画公司股利决策过程及其影响。

本文借鉴 Adhikari 等^[4]、Grennan^[5]关于现金股利同行效应的最新研究成果,尝试从管理者过度自信视角分析公司现金股利同行效应、作用机制、经济后果及制约因素。具体而言,本文利用我国 2008—2019 年上市公司数据,首先检验过度自信管理者所在公司的现金股利同行效应,区分现金股利调整方向考察同行业公司的影响,接着从投资机会、盈利情况及经营风险等三个方面分析管理者过度自信下现金股利同行效应的形成机制,进一步基于公司未来经营业绩探讨其经济后果,并结合管理者社会网络联结、机构持股以及差异化分红政策进行约束因素分析。

本文可能的研究贡献主要体现在以下方面:第一,拓展公司财务同群效应研究视角。现阶段同群效应研究大多假设管理者具有较高理性程度,并未考虑管理者理性程度不足的现实情况。本文聚焦过度自信的管理者,基于这类管理者与理性管理者在认知和决策方面的差异,深入分析公司现金股利同行效应的形成机制,这是对同群理论现有研究的有益拓展。第二,为股利群聚现象形成机制提供进一步解释。现有文献将我国股利群聚现象主要归因于行业追随者的主动模仿和借鉴,本研究的结果则说明,即使不选择主动模仿,过度自信管理者也会因为对同行信息中有关投资机会、盈利情况、经营风险等信息的误解读,导致公司现金股利政策与同行业公司趋同。这有利于加深对我国上市公司分红行为的理解,并对完善分红制度具有借鉴意义。第三,丰富过度自信管理者财务决策的相关研究。前期文献大多认为过度自信特征与群体行为趋同性相斥,而最新文献指出过度自信可能导致群体行为趋同。对此,本研究从现金股利角度提供了经验证据,是对行为公司金融领域现有文献的有益补充。

二、相关文献述评

传统的经济学理论大多假设所有可得的信息都被用于决策,公司财务行为反映管理者理性预期。然而实践显示,公司财务行为可能由群体心理驱动,不是单一管理者决策结果。早期研究如 Scharfstein 等^[6]、Manski^[7],将公司财务行为呈现的趋同化现象解释为能力较弱或保守管理者面临决策模糊性与信息不对称时的模仿策略,并将这种放弃私有信息的从众行为归因于信号传递与声誉机制的作用。近年来,随着社会心理学中同群理论的引入,学者们逐渐发现,同行业公司间的影响是复杂的,管理者在进行高管薪酬制定、并购决策^[8]、融资决策^[1]、投资决策^[9]以及盈余管理^[10]等财务决策时,既可能直接模仿同行业公司决策结果,也会学习这些财务行为反映的行业信息来更新决策信念。

现有文献也探讨了公司股利间的相互联系,如基于股利估值效应的观点,Firth^[11]研究发现,公司股利公告不仅对公司自身价值有所影响,还与同行业其他公司的价值显著相关。Baker 等^[12]则认为,美国市场上公司现金股利政策变化的相似性是由于迎合趋同的投资者股利需求导致的。从股利信号理论视角来看,管理者往往会为了避免向市场传递不利于竞争的信息而选择与同类公司相似的股利政策^[13]。考虑

到信息可得性差异，管理者会受学习动机驱使而与同类公司采取相近的股票股利政策^[14]。控制内生性后，Adhikari 等^[4]发现现金股利同行效应存在，并且受公司规模、成熟度等特征影响。

聚焦我国上市公司，学者们发现在公司投资决策^[15]、并购决策^[16]、资本结构^[17]、研发投入^[18]等方面均存在同群效应。而在股利政策方面，近年来的文献认为，存在行业性^[19]、地区性^[20]以及基于社会网络的同群效应^[21]，并大致区分出学习动机与声誉关注两种作用机制。一方面，现金股利与投资者评价紧密相关，管理者与同群企业保持相近的股利分配政策将有助于避免自身声誉受损。另一方面，现金股利决策的复杂性使管理者有动机借鉴同群公司行为，以降低决策难度，提升政策制定效率。

需要注意的是，自 Manski^[7]以来，对于公司财务行为趋同性的分析大多假设管理者具有较高理性程度，后续财务决策同群效应的相关研究大多沿用该假设。但另一方面，学者们也发现，受背景特征、文化传统等影响，管理者与投资者一样存在过度自信心理，这对公司财务政策具有显著影响^{[3][22][23]}。已有文献指出，与一般管理者相比，过度自信的管理者主要在信息、风险和能力的三个方面存在认知偏差，具体表现为过高估计私有信息的准确度^[24]，高估收益而低估潜在风险^{[25][26]}，以及过度评价自身决策能力，将失败归因于外部因素^[27]。在公司现金股利方面，现有研究表明管理者过度自信的影响较为复杂，过度自信管理者既可能高估投资收益进而提高公司股利分配^[28]，也可能高估投资机会^[29]或认为公司价值被低估选择增加留存收益减少现金股利^[30]。

近年来少数学者也探讨过个体理性程度与群体行为趋同间的关系，但尚未形成一致观点。如陆蓉等^[17]提出同群效应是理性决策结果，管理者盲目从众将导致羊群效应而不是同群效应。而陈冬宇等^[31]则认为，若决策趋同是理性结果，则应当与管理者收益、公司业绩或股价存在正向关系，反之则说明是非理性决策的结果。Hwang 等^[32]从投资者角度探讨过度自信与行为趋同的关系，认为投资者以股票市场整体情况作为决策依据时，会因为过度自信而对积极的市场前景信号过度反应，进而集中投资于高贝塔值的股票。实证结果也显示，美国股票市场上投资行为的趋同性与投资者过度自信程度高度相关^[33]。在现金股利方面的新近研究中，Grennan^[5]也提到管理者盲目乐观、低估公司与行业间差异可能导致同行效应，但未对其作用机制展开探讨。因此在上述相关研究基础上，本文尝试从管理者过度自信视角分析同行行为对公司现金股利政策的影响、作用机制，并进一步探讨其经济后果和可能的约束因素，这对于丰富和拓展行为公司财务领域研究具有重要意义。

三、理论分析与研究假说

社会心理学认为，决策者的信念和行为会受所在群体内其他主体行为的影响，这种现象即“同行效应”。同行效应源于可得信息的不充分以及决策的不确定性，当拥有的信息不足以准确预测决策的结果时，管理者可以通过模仿和学习其他公司的行为，降低决策制定难度、提升决策效率和避免负面评价^[34]。与公司其他财务政策相比，现金股利的确定更为复杂，过少的股利发放可能引发投资者不满、影响管理者声誉，过多的股利发放则不利于公司持续发展。因此，对于管理者而言，模仿和借鉴其他公司的现金股利是一种较为理性的做法^{[4][21]}。而在过度自信的情况下，模仿其他公司现金股利的策略对管理者而言意义可能不明显。这是因为，管理者受到过度自信心理影响，倾向于过高评价自身的认知水平和判断能力，高估公司现状及未来发展前景，并对其乐观信念的准确性充满信心^{[24][27]}。即使面对信息不充分、决策较为复杂的情况，过度自信的管理者也会坚信自己掌握足够信息，坚持对决策结果的判断，因此可能不会在确定现金股利时采取简单模仿策略。

不过，同行效应下管理者决策不单是对其他公司的策略反应，更是基于同行公司其他信息调整后的结果。换言之，管理者可以获取同行业公司其他财务特征传递的信号，进而调整本公司财务决策^{[1][2]}。过度自信的管理者尽管不是出于信息学习目的，决策信念形成过程中仍然不可避免地受到

同行业公司影响。这是因为管理者往往难以剥离行业信息来预测公司未来状况, 尤其当观测到同行业部分公司的利好信息, 过度自信的管理者可能乐观地认为同样利好本公司, 从而形成偏离公司实际情况的预期。例如, 过度自信管理者预测本公司发展前景时, 可能将其他公司的良好表现解读为行业整体向好, 并将其视为本公司的利好信号。即使公司与行业整体情况存在差异, 过度自信引起的认知偏差也会使管理者低估风险、忽略潜在差异^[5]。由此可见, 过度自信的管理者虽然不会选择直接模仿同行公司现金股利政策, 但对于决策依据的判断仍可能受到其他公司信息影响, 从而使本公司现金股利与同行业公司趋同。综上所述, 本文提出如下假说:

H1: 过度自信管理者所在公司存在显著的现金股利同行效应。

现有研究认为, 过度自信显著影响决策者在信息、风险和能力等方面的认知, 使其决策信念的形成和更新偏离贝叶斯理性^[35]。具体而言, 过度自信的管理者更愿意相信利好信息, 倾向于高估公司潜在的投资机会和未来投资收益, 并且低估经营活动存在的风险^{[36][37]}。因此, 当行业中部分公司表现出投资机会增加, 过度自信的管理者可能将这些公司的新增投资机会与行业发展信号联系起来, 并调高对本公司未来投资的预期。为把握预期的投资机会, 过度自信管理者倾向于把资金留存在公司内部, 将与其他投资机会增加的公司一样减少现金股利分配。同样, 当其他公司因投资收益良好而增加现金股利时, 过度自信的管理者可能将其解读为行业利好信号, 进而提高对本公司盈利预期, 并在高预期影响下增加公司现金股利。此外, 过度自信管理者对经营活动中潜在风险的认知也存在偏差, 在解读出行业经营风险降低信号时, 将减少本公司预防性资金需求, 调整现金股利政策。总体而言, 认知偏差使过度自信管理者误将其他公司投资机会、收益状况以及风险方面的正面信息解读为行业积极信号, 并进一步忽略公司与行业整体差异调整决策信念, 这将使现金股利偏离公司实际情况, 而与其他公司趋于一致。综上所述, 本文提出如下假说:

H2: 管理者过度自信的公司投资机会较少、盈利水平较差以及经营风险较高的情况下呈现更强的现金股利同行效应。

四、数据、样本及变量

(一) 数据来源与样本选择

本文以 2008—2019 年我国沪深两市 A 股上市公司为研究样本, 所采用的公司财务数据来源于国泰安数据库 (CSMAR)。研究样本的筛选步骤如下: (1) 剔除所有金融类上市公司; (2) 剔除 ST、*ST 等亏损类公司数据; (3) 剔除数据缺失或明显异常的上市公司; (4) 剔除同时发行 B 股或 H 股的公司, 避免双重上市对本研究的影响; (5) 剔除财务年度内公司数量低于 5 的行业样本。筛选后本文共得到 11 173 个样本观测值, 为消除极端值影响, 还对主要连续变量进行 1% 缩尾处理。

(二) 变量定义与变量特征

1. 管理者过度自信。国内外文献对于管理者过度自信有多种衡量方法, 主要包括媒体评价、管理者股票期权执行情况、管理者持股变动、管理者相对薪酬、盈余预告偏差程度、企业过度投资程度等。考虑到我国上市公司管理者的媒体评价数据较难获得, 管理者薪酬激励机制尚不完善, 盈余预告偏差和过度投资程度均与管理者机会主义动机关联较大, 使用媒体评价、管理者股权激励、盈余预告偏差程度、过度投资程度作为管理者过度自信的衡量指标存在一定的局限性。姜付秀等^[3]提出可以使用管理者相对薪酬度量我国上市公司管理者过度自信程度, 由于薪酬比例与管理者地位、控制力正相关, 相对薪酬越高管理者越可能过度自信。本文沿用这一思路构造管理者过度自信虚拟变量 (OC): 当公司第一高管薪酬与高管总薪酬比值高于样本均值时取值为 1, 表示管理者过度自信; 其他情况下取值为 0, 表示管理者非过度自信。也有研究认为持股变动情况更能体现管理

者对自己经营下企业发展前景的信心程度，过度自信管理者更可能增持本公司股票^[35]，故本文也使用管理者增持虚拟变量进行稳健性检验。

2. 公司现金股利。本文采用现金股利支付率 (*Div*) 作为公司现金股利的衡量指标，*Div* 等于每股税前现金股利与每股收益比值。稳健性检验部分，本文还使用现金股利与市值比作为替代指标。

3. 同行业公司现金股利。本文使用样本公司同行业其他公司当期现金股利支付率均值 (*PDiv*) 度量同行业公司现金股利。由于公司与行业其他公司财务行为相互影响，前期相关文献在研究同行效应时主要采用工具变量法克服内生性问题^[1]。同样，本文选取滞后一期的股票特质收益率行业均值 *PR* 作为同行现金股利政策的工具变量。理论上，股票特质收益率仅反映本公司特质信息，不受宏观经济、行业投资机会、监管政策和市场环境等外部因素影响，也与其他公司股票特质信息不相关，故能有效分离出同行效应。股票特质收益率行业均值 *PR* 的具体计算方法为：

首先，使用行业 *j* 的公司 *i* 过去 36 期月度数据对下式所示的三因素模型回归，其中， R_{ijt} 为公司 *i* 的月度股票收益率， RF_t 为 *t* 月的市场无风险收益率， MKT_t 、 SMB_t 和 HML_t 分别为三因素模型中的市场、规模、账面市值比三个因子。

$$R_{ijt} = \alpha_{ijt} + \beta_{ijt}^M \times MKT_t + \beta_{ijt}^S \times SMB_t + \beta_{ijt}^H \times HML_t + \beta_{ijt}^J \times (\bar{R}_{-ijt} - RF_t) + \eta_{ijt} \quad (1)$$

接着，基于上式回归系数估计值计算公司 *i* 的股票月收益率期望值，并用实际收益率减去期望值求得公司 *i* 的月度特质收益率。最后，将月度特质收益率复合为年度特质收益率，并计算得到行业内其他公司的特质收益率均值 *PR*。在稳健性检验部分，本文亦使用公司特质收益率波动的行业均值作为替代的工具变量。

4. 同行业公司财务特征。参照公司财务决策同群效应的相关研究，本文将上市公司所属行业内所有其他公司视为该公司的同群公司，并按照证监会行业分类 2012 版中的二级分类划分公司行业。行业 *j* 中公司 *i* 的财务特征指标 *X* 相对应的行业特征指标 PX_{ijt} 为该行业内其他所有公司均值，具体的计算方法如下所示：

$$PX_{ij} = \sum_{k=1, k \neq j}^n X_{kj} / n - 1 \quad (2)$$

本文在界定上述变量的基础上，参考现金股利相关文献，对公司规模 (*Size*)、资本结构 (*Lev*)、盈利能力 (*EA*)、托宾 Q (*Q*) 和销售收入增长率 (*Growth*)、经营活动现金流波动 (*CFO*) 等公司特征变量及相应同行业公司财务特征指标进行控制。本文所采用的主要变量及其定义如表 1 所示。

表 1 主要变量及其定义

变量名称	变量符号	变量定义	
公司特征变量	管理者过度自信	<i>OC</i>	若管理者相对薪酬高于行业均值取值 1，否则为 0
	公司现金股利	<i>Div</i>	公司现金股利支付率
	公司规模	<i>Size</i>	公司总资产的自然对数
	资本结构	<i>Lev</i>	公司资产负债率
	盈利能力	<i>EA</i>	公司息税前利润率
	托宾 Q	<i>Q</i>	公司托宾 Q 值
	特质收益率	<i>R</i>	公司年化月度特质收益率
	经营活动现金流波动	<i>CFO</i>	经营活动现金流的标准差
	销售收入	<i>Growth</i>	销售收入变动额与上期销售收入比值
	同行业公司现金股利	<i>PDiv</i>	同行业其他公司现金股利支付率均值
同行业公司特征变量	同行业公司规模	<i>PSize</i>	同行业其他公司规模均值
	同行业公司资本结构	<i>PLEv</i>	同行业其他公司资产负债率均值
	同行业公司盈利能力	<i>PEA</i>	同行业息税前利润率均值
	同行业公司经营现金流波动	<i>PCFO</i>	同行业经营活动现金流标准差均值
	同行业公司销售收入	<i>PGrowth</i>	同行业销售收入增长率均值
	同行业公司账面市值比	<i>PQ</i>	同行业托宾 Q 均值
工具变量	行业平均特质收益率	<i>PR</i>	公司年化月度特质收益率的行业均值

五、实证检验结果及分析

(一) 过度自信管理者现金股利决策的同行效应检验

基于前文分析, 过度自信管理者进行现金股利决策时, 可能存在对于其他公司正面信息的误解, 这将影响管理者决策信念, 使现金股利政策偏离公司实际情况, 进而与同行现金股利分配趋于一致。为检验上述观点, 本文借鉴 Leary 等^[1]、Adhikari 等^[5]的研究方法, 基于如下标准模型检验同行业公司对过度自信管理者现金股利决策的影响:

$$y_{ijt} = \gamma \bar{y}_{-ijt} + \chi X_{ijt} + \eta \bar{X}_{-ijt} + \nu_{ijt} \quad (3)$$

其中, 被解释变量 y_{ijt} 表示行业 j 的公司 i 在 t 年派发的现金股利, 采用股利支付率 Div 衡量。主要解释变量 \bar{y}_{-ijt} 为同行业公司现金股利, 以同行业公司现金股利支付率均值 $PDiv$ 表示。 X_{ijt} 为公司 i 的特征变量, \bar{X}_{-ijt} 则为相应的同行业公司特征变量, 具体计算方法如变量定义表所示。关键系数 γ 体现公司现金股利与同行业公司股利趋同的程度, γ 显著为正则说明现金股利同行效应存在。考虑到股利支付率具有左截断特性, 本文沿用现有研究的方法, 主要采用 Tobit 模型和 IV-Tobit 模型进行回归。

表 2 汇报了模型 (1) 的回归结果。其中, 第 (1)、(3) 列为全样本在 Tobit 模型和 IV-Tobit 模型下的回归结果, 可以看到无论是否使用工具变量, 关键解释变量 $PDiv$ 的回归系数均显著为正 (0.2449 和 1.3206), 说明从整体来看我国上市公司存在现金股利同行效应, 与现有文献研究结果一致。第 (2)、(4) 列为基于管理者相对薪酬划分的过度自信样本组的 Tobit 模型和 IV-Tobit 模型回归结果, 其中 $PDiv$ 的回归系数在两种回归方法下均在 1% 置信水平上显著为正 (0.2513 和 2.2980), 说明在考虑了外部冲击共同影响和内生性问题后, 过度自信管理者的公司仍呈现明显的现金股利同行效应。表 2 第 (5) 列为未加入同群公司现金股利支付率的固定效应模型回归结果, 杨海生等^[2]认为这种办法能在一定程度上检验管理者决策过程中受到的同行公司其他信息影响。可以看到同行特征变量中 $PCFO$ 、 PQ 、 PEA 系数显著, 分别为 0.5965、-0.0243 以及 0.6543, 说明过度自信管理者所在公司的现金股利分配水平会受同行现金流和盈利状况的正向影响, 以及同行投资机会的负向影响。总体而言, 表 2 所示结果与前文理论分析一致, 证明 H1 成立。

表 2 管理者过度自信下现金股利同行效应检验结果

变量	Div				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$PDiv$	0.2449*** (4.7187)	0.2513*** (3.1519)	1.3206*** (2.6146)	2.2980*** (2.8967)	/
$PSize$	-0.0409*** (-5.0109)	-0.0598*** (-4.7819)	-0.0350*** (-3.9987)	-0.0478*** (-3.4194)	-0.0102 (-0.5959)
$PLev$	0.2628*** (4.6561)	0.3102*** (3.5057)	0.3664*** (4.8742)	0.5172*** (4.2047)	-0.0089 (-0.0872)
$PGrowth$	-0.0055 (-0.1955)	0.0356 (0.8004)	0.0786 (1.6166)	0.2029** (2.5420)	-0.0021 (-0.0644)
$PCFO$	0.0643 (0.3128)	0.0745 (0.2346)	0.2260 (1.0154)	0.5181 (1.3768)	0.5965* (1.7890)
PQ	-0.0035 (-0.4618)	-0.0121 (-1.0087)	0.0170 (1.3740)	0.0339 (1.5570)	-0.0243** (-1.9808)
PEA	0.3977* (1.8872)	0.3351 (1.0425)	-0.7721 (-1.3155)	-1.6497** (-1.9710)	0.6543** (1.9996)

续表 2

变量	Div				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Size	0.040 0*** (13.466 9)	0.035 6*** (7.567 5)	0.041 6*** (13.327 6)	0.039 1*** (7.589 3)	0.023 7*** (2.867 4)
Lev	-0.345 5*** (-19.476 3)	-0.310 3*** (-11.894 9)	-0.351 8*** (-19.214 5)	-0.327 9*** (-11.557 1)	-0.223 6*** (-6.554 9)
Growth	-0.047 3*** (-6.525 9)	-0.068 1*** (-6.366 5)	-0.046 2*** (-6.246 5)	-0.064 8*** (-5.714 8)	-0.005 9 (-0.747 8)
CFO	-0.235 2*** (-3.491 1)	-0.307 1*** (-3.221 8)	-0.248 7*** (-3.608 9)	-0.318 8*** (-3.166 6)	-0.042 8 (-0.492 4)
Q	-0.014 0*** (-4.711 6)	-0.019 6*** (-4.643 7)	-0.013 3*** (-4.368 0)	-0.018 3*** (-4.091 7)	-0.010 0** (-2.377 7)
EA	0.621 5*** (9.321 9)	0.828 2*** (8.678 0)	0.585 1*** (8.356 2)	0.778 1*** (7.577 3)	-0.408 1*** (-4.269 8)
R	0.001 7 (0.376 0)	0.001 4 (0.219 6)	0.002 8 (0.622 3)	0.003 8 (0.565 2)	-0.001 9 (-0.397 6)
Constant	0.148 0 (0.920 9)	0.604 6** (2.411 0)	-0.274 9 (-1.071 7)	-0.265 9 (-0.621 9)	0.085 0 (0.215 7)
1st Stage-Lag1 PR	/	/	0.032 4*** (11.200 0)	0.032 1*** (8.036 3)	/
年度效应	Y	Y	Y	Y	Y
公司固定效应	N	N	N	N	Y
Obs	11 173	5 587	11 173	5 587	5 587
R ²	0.172	0.152	/	/	0.020
Wald Test	/	/	4.71	7.29	/

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,括号内为 *t* 值。

基于前文分析,过度自信的管理者可能对同行业其他公司的潜在投资机会过度反应,而随之减少现金股利分配,也可能基于行业业绩做出乐观估计,或是低估经营风险而增加公司现金股利。那么哪一方向上现金股利同行效应更强?表 3 为在前述基础上进一步区分行业现金股利变动方向的工具变量法回归结果,定义同行业公司现金股利变动大于零为增加,反之则为减少。可以看到, *PDiv* 的回归系数均显著为正,不过同行业现金股利增加时该系数为 3.585 2,大于同行现金股利减少时的情况 (1.870 6),并且经验 *P* 值为 0.062 4,说明两组回归系数存在显著差异。该结果表明,现金股利同行效应具有非对称性,同行业公司现金股利增加对过度自信管理者所在公司的影响更强。这可能是因为,同行业公司现金股利增加更多与业绩表现上升、风险降低等积极信息相关,过度自信管理者也会由于提高对本公司预期而增加现金股利。而行业现金股利减少更多与业绩表现不佳、风险升高等不利信息相关,此时过度自信管理者出于乐观估计,不会同等地调整现金股利,因此同行业公司现金股利减少对过度自信管理者所在公司的影响较弱。

表 3 管理者过度自信下现金股利同行效应方向分析

变量	Div	
	行业现金股利增加	行业现金股利减少
<i>PDiv</i>	3.585 2* (1.783 9)	1.870 6*** (3.082 0)
控制变量	Y	Y
年度效应	Y	Y
Obs	2 478	3 105
Wald Test	3.39	8.28
P-value	0.062 4	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,*P*-value 为 Bootstrap 重复 500 次得到的经验 *P* 值。

(二) 管理者过度自信下现金股利同行效应的机制检验

管理者在过度自信情况下往往难以准确识别本公司与其他公司及行业整体在投资机会、盈利能力和经营风险方面差异, 这将影响管理者决策信念, 从而导致公司现金股利偏离公司实际情况, 而与同行现金股利趋于一致。若上述机制成立, 则在公司投资机会、盈利能力低于同行水平或经营风险高于同行水平时, 现金股利同行效应更为强烈。因此, 本文按照样本托宾 Q 、息税前利润率、近三年经营现金流均值与同行水平大小关系划分子样本, 并代入模型 (1) 进行回归, 以检验管理者过度自信下现金股利同行效应的形成机制。

表 4 汇报了管理者过度自信下现金股利同行效应的机制检验结果。其中, 第 (1)、(2) 列为基于托宾 Q 值分组回归的结果, 可以看到 $PDiv$ 系数在样本公司投资机会较低分组中为 2.998 4, 比起投资机会较高分组中系数值更大、显著性也更高, 说明当过度自信管理者所在公司的实际投资机会低于行业平均水平时, 现金股利同行效应更强。第 (3)、(4) 列为基于息税前利润率分组回归的结果, $PDiv$ 系数在盈利能力较低分组中为 3.582 2, 并在 5% 置信水平显著, 而在盈利能力较高分组中为 1.076 2 且显著性较弱, 说明现金股利同行效应在过度自信管理者所在公司的盈利状况差于行业整体情况时更强。第 (5)、(6) 列为基于经营风险分组回归的结果, 其中经营风险较低组的 $PDiv$ 系数 (0.787 9) 小于经营风险较高组 (4.311 1), 并且显著性上也较弱, 说明当过度自信管理者所在公司的经营风险与行业其他公司相比更高时, 现金股利同行效应更强。综合上述结果来看, 当投资机会较少、盈利水平较差以及经营风险较高的情况下, 管理者过度自信的公司具有更强的现金股利同行效应, 这支持了本文 H_2 。

表 4 管理者过度自信下现金股利同行效应的机制检验结果

变量	Div					
	投资机会		盈利能力		经营风险	
	低	高	低	高	低	高
$PDiv$	2.998 4*** (2.837 9)	1.514 9 (1.229 3)	3.582 2** (2.572 7)	1.076 2 (1.259 0)	0.787 9 (0.895 3)	4.311 1*** (2.847 4)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年度效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Obs	3 310	2 277	3 204	2 383	2 747	2 840
Wald Test	7.81	1.19	7.65	0.48	0.22	10.03

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著, 括号内为 t 值。

(三) 进一步研究与稳健性检验

1. 经济后果分析。对于理性程度较高的管理者而言, 模仿和学习同行业公司能够在一定程度上弥补自身能力不足与信息劣势, 从而制定出更优的现金股利政策。而在管理者过度自信情况下, 股利同行效应是管理者认知偏差所致, 实质上反映出现金股利政策与公司实际情况的偏离。由于现金股利分配与再投资密切相关, 发放过高或过低的现金股利都将对公司未来业绩造成不利影响。而且, 过度自信使管理者往往高估自身能力, 即使由于偏离基本面的现金股利分配, 公司经营状况与预期的差距逐步显现, 管理者也可能出于对自身能力的盲目自信而忽视这些不利信息, 导致公司未来经营业绩进一步下降。因此, 本文认为, 在管理者过度自信的情况下, 受同行业其他公司影响的现金股利分配将对公司未来经营业绩产生负面影响。为验证上述观点, 本文在现有文献研究公司经营业绩的模型基础上, 加入反映同行现金股利影响的交互项 $Div \times PDiv$, 所得结果如表 5 所示。

表 5 第 (1) 列汇报了管理者过度自信样本的回归结果, 可以看到交互项 $Div \times PDiv$ 的回归系数为 $-0.076 2$, 并在 10% 置信水平上显著, 说明过度自信管理者受同行业公司影响的现金股利分

配与公司未来经营业绩负相关，与前述分析一致。第（2）至（4）列分别为投资机会较少、盈利能力较弱、经营风险较高分组的回归结果， $Div \times PDiv$ 的系数在列（2）、（3）中显著为负，分别为-0.0974和-0.1036，在10%置信水平上显著，第（4）列中该系数也为负（-0.0937）而显著性稍弱。上述结果说明，过度自信管理者受同行业公司影响的现金股利调整与经营业绩的负相关关系，主要是由于过度自信管理者高估公司潜在投资机会和盈利能力导致。

表5 经济后果分析结果

变量	ROA_{t+1}			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Div	0.0265** (2.2714)	0.0280* (1.8129)	0.0272* (1.8577)	0.0249 (1.3131)
$Div \times PDiv$	-0.0762* (-1.6868)	-0.0974* (-1.6514)	-0.1036* (-1.8222)	-0.0937 (-1.2962)
$PDiv$	0.0338* (1.7471)	0.0264 (1.0397)	0.0440* (1.8273)	0.0028 (0.0956)
控制变量	Y	Y	Y	Y
年度行业效应	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y
Obs	5587	3310	3204	2840
R^2	0.061	0.028	0.066	0.032

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著，括号内为t值。

2. 约束因素分析。本文进一步考察管理者过度自信情况下现金股利同行效应的约束因素。前述研究表明，过度自信管理者对行业信息过度反应，导致公司现金股利与行业内其他公司趋同。可见，过度自信管理者在信息获取和认知方面的局限性是影响这类同行效应的重要因素。从管理者特征来看，若管理层与同行业其他公司具有社会网络联结，信息可得性的增强可能缓解过度自信导致的决策偏误^[38]，进而削弱同行效应。从公司治理机制来看，机构投资者或可凭借其信息优势及专业背景抑制管理者过度自信对公司财务政策的影响，较高比例的机构持股可能有助于约束管理者过度自信情况下现金股利同行效应。此外，决策环境的改善也可能降低股利同行效应^[4]。2013年我国证监会推出差异化分红的股利监管政策，这为管理者制定现金股利政策提供了明确的指引，可能削弱过度自信管理者所在公司的现金股利同行效应。为检验上述观点，本文依据管理者是否具有社会网络联结、机构投资者持股比例是否高于样本中值以及是否属于差异化分红政策实施后年度观测值进行分组回归，所得结果汇总于表6。其中，第（1）、（4）列为管理者具有社会网络联结时的回归结果，第（2）、（5）列为机构持股比例较高样本的回归结果，第（3）、（6）列为差异化分红的监管政策实施后样本回归结果。对比表6与表2和表4的结果可以发现，关键变量 $PDiv$ 和交互项 $Div \times PDiv$ 系数在样本管理者具有社会网络联结、机构持股比例较高以及属于差异化分红政策实施后年度时更小，显著性也更弱，说明管理层社会网络联结、机构投资者持股和股利监管政策优化均能在一定程度上抑制管理者过度自信下公司股利同行效应，缓解同行业公司影响下现金股利分配对公司经营业绩的负向作用。

3. 稳健性检验。本文通过变更过度自信样本划分标准、替换关键变量、重新选取工具变量、更换回归方法等，对前述研究结果进行稳健性检验：（1）分别使用管理者增持虚拟变量和公司前三高管薪酬与总薪酬比值划分过度自信样本，定义管理者增持本公司股票以及前三高管薪酬占比高于行业中位数时为管理者过度自信样本，重新进行检验；（2）替换公司现金股利变量，使用现金股利规模与市值比值进行检验；（3）使用公司特质收益率波动的行业均值作为替代的工具变量；（4）使用GMM方法重新回归。

表 6 约束因素分析结果

变量	Div			ROA _{t+1}		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>PDiv</i>	1.3019 (1.6297)	1.4480 (1.0692)	1.6438* (1.8763)	0.0219* (1.7186)	0.0328** (2.2771)	0.0110 (0.7166)
<i>Div</i> * <i>PDiv</i>	/	/	/	-0.0678 (-1.3814)	-0.1000* (-1.7761)	0.0717 (1.2839)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年度行业效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	N	N	N	Y	Y	Y
Obs	4664	2796	4296	4664	2796	4296
Wald Test	1.70	0.95	2.28	/		
R ²	/			0.060	0.084	0.227

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著, 括号内为 *t* 值。

稳健性检验所得结果汇总于表 7。Panel A 汇报了管理者过度自信下现金股利同行效应的稳健性检验, 其中第 (1) 列为使用管理者增持虚拟变量划分过度自信样本的 Tobit 回归结果, 第 (2)、(3) 分别为采用公司特质收益率波动的行业均值作为新工具变量和使用 GMM 方法回归的结果, 第 (4)、(5)、(6) 列则为使用公司前三高管薪酬与总薪酬比值划分过度自信样本的结果。可以看到, 变更过度自信样本划分标准、重新选取工具变量及改变回归方法后, 系数仍显著为正, 与表 2 中结

表 7 稳健性检验结果

Panel A: 现金股利同行效应稳健性检验						
变量	Div					
	Tobit	IV-Tobit	GMM	Tobit	IV-Tobit	GMM
<i>PDiv</i>	0.5497*** (4.5881)	2.4242*** (3.0322)	0.7661*** (3.5551)	0.2474*** (3.0983)	3.6196* (1.8475)	0.7320*** (4.4619)
控制变量			Y			
年度效应			Y			
Obs	1903	1903	1475	5550	5550	3541
Wald Test	/	6.17	/	/	4.86	/
R ²	0.172	/	0.179	0.147	/	0.152
Panel B: 作用机制稳健性检验						
变量	Div					
	投资机会		盈利能力		经营风险	
	低	高	低	高	低	高
<i>PDiv</i>	3.8445*** (3.0911)	0.6978 (0.6218)	3.7665*** (3.0727)	0.6026 (0.5795)	-0.2930 (-0.2440)	4.7475*** (3.7573)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年度效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Obs	1246	657	1077	826	900	1003
Wald Test	9.06	0.03	9.55	0.01	0.94	15.71

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著, 括号内为 *t* 值。

果一致。Panel B 展示了基于管理者增持虚拟变量划分过度自信样本的现金股利同行效应作用机制检验，可以看到 $PDiv$ 系数在投资机会较低、盈利能力较低以及经营风险较高分组中显著大于其他分组，这与表 4 结果一致。其余方法下的稳健性检验结果与 Panel B 所示相近，因篇幅所限未在文中列示。综合上述检验结果来看，前文所得实证结果较为稳健。

六、研究结论

基于我国股利群聚现象和管理者非理性的现实，本文从管理者过度自信视角分析同行公司对于公司现金股利政策的影响、作用机制、经济后果及制约因素。研究发现，过度自信会使管理者对行业积极信息做出误解读，导致公司现金股利呈现行业趋同。具体而言，过度自信管理者所在公司呈现显著的现金股利同行效应，当公司在投资机会、盈利能力以及经营风险等方面低于行业水平时，现金股利同行效应更为强烈。本文进一步探讨了这种受同行业其他公司影响的现金股利分配的经济后果，研究机构持股、管理层社会网络联结以及股利监管政策对优化公司现金股利分配的意义。结果显示，过度自信管理者受同行业其他公司影响的现金股利决策不利于公司未来经营业绩提升，不过机构投资者持股、管理层社会网络联结及差异化分红监管政策的实施有助于缓解股利政策的同行效应及其对经营业绩的负向作用。本文的研究拓展了现阶段同群效应文献基于管理者有限理性假设的分析框架，从非理性视角揭示了公司财务同行效应的微观机制，从现金股利角度为过度自信特征与群体行为趋同性的相关关系提供经验证据，并为我国股利群聚现象形成机制提供了进一步解释。

优化股利分红是提升投资者回报、保障投资者权益，进而促进股票市场健康发展的关键，这也是近年来我国大力推动完善股利监管政策的主要思路。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》也指出，要“完善上市公司分红制度”，以优化投资者收益。分红制度的完善不是仅仅提高分配金额或水平，还要注重股利政策的科学性，既要回馈股东，又要考虑公司的长远发展。理性程度较高的管理者可能通过主动模仿和借鉴提升现金股利分配的科学性，而管理者过度自信情况下，与其他公司趋同的现金股利分配往往不是决策优化的结果。因此，对于公司而言，应当重视管理者过度自信这一非理性特征及其影响，通过健全决策机制缓解过度自信下管理者现金股利决策扭曲对公司带来的不利影响。此外，决策信息环境是影响同行效应的重要因素，监管部门应进一步完善分红信息披露制度等股利监管，从而促进上市公司股利决策优化。

参考文献

- [1] Leary, M. T., M. R. Roberts. Do peer firms affect corporate financial policy? [J]. *Journal of Finance*, 2014 (1).
- [2] 杨海生, 柳建华. 企业投资决策中的同行效应研究: 模仿与学习[J]. *经济学(季刊)*, 2020(4).
- [3] 姜付秀, 张敏, 陆正飞, 等. 管理者过度自信、企业扩张与财务困境[J]. *经济研究*, 2009(1).
- [4] Adhikari, B. K., A. Agrawal. Peer influence on payout policies[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2018, 48.
- [5] Grennan, J. P. Dividend payments as a response to peer influence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2019 (3).
- [6] Scharfstein, D. S., S. Stein. Herd behavior and investment[J]. *American Economic Review*, 1990(3).
- [7] Manski, C. F. Economic analysis of social interactions[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2000(3).
- [8] Shue, K. Executive networks and firm policies: Evidence from the random assignment of MBA peers[J]. *Review of Financial Studies*, 2013(6).
- [9] Foucault, T., L. Fresard. Learning from peers' stock prices and corporate investment[J]. *Journal of Finan-*

- cial Economics*, 2014(3).
- [10] Jackson, A. B. , B. R. Rountree, K. Sivaramakrishnan. Earnings co-movements and earnings manipulation[J]. *Review of Accounting Studies*, 2017(3).
- [11] Firth, M. Dividend changes, abnormal returns, and intra-industry firm valuations[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1996(2).
- [12] Baker, M. , J. Wurgler. Appearing and disappearing dividends; The link to catering incentives[J]. *Journal of Financial Economics*, 2003(2).
- [13] Brav, A. , J. R. Graham, C. R. Harvey, et al. Payout policy in the 21st century[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005(3).
- [14] Kaustia, M. , V. Rantala. Social learning and corporate peer effects[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015(3).
- [15] 张敦力, 江新峰. 管理者能力与企业投资羊群行为: 基于薪酬公平的调节作用[J]. *会计研究*, 2015(8).
- [16] 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(3).
- [17] 陆蓉, 王策, 邓鸣茂. 我国上市公司资本结构“同群效应”研究[J]. *经济管理*, 2017(1).
- [18] 罗福凯, 李启佳, 庞廷云. 企业研发投入的“同群效应”检验[J]. *产业经济研究*, 2018(6).
- [19] 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).
- [20] 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).
- [21] 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]. *管理评论*, 2021(3).
- [22] Roll, R. The hubris hypothesis of corporate takeovers[J]. *Journal of Business*, 1986(2).
- [23] Hirshleifer, D. , S. H. Teoh. Herd behavior and cascading in capital markets; A review and synthesis[J]. *European Financial Management*, 2003(1).
- [24] Bernardo, A. E. , I. Welch. On the evolution of overconfidence and entrepreneurs[J]. *Journal of Economics and Management Strategy*, 2001(3).
- [25] Hackbarth, D. Managerial traits and capital structure decisions[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2008(4).
- [26] Landier, A. , D. Thesmar. Financial contracting with optimistic entrepreneurs[J]. *Review of Financial Studies*, 2009(1).
- [27] Adam, T. R. , C. S. Fernando, E. Golubeva. Managerial overconfidence and corporate risk management[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015(2).
- [28] 胡秀群, 谢妍. 高管过度自信对现金股利波动性的影响研究[J]. *中国注册会计师*, 2014(5).
- [29] Deshmukh, S. , A. M. Goel, K. M. Howe. CEO overconfidence and dividend policy[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2013(3).
- [30] Shu, P. , Y. Yeh, T. Chiang, et al. Managerial overconfidence and share repurchases[J]. *International Review of Finance*, 2013(1).
- [31] 陈冬宇, 郑海超. 我国 P2P 网贷市场的羊群行为及其决策理性研究[J]. *管理评论*, 2017(1).
- [32] Hwang, S. , A. Rubesam, M. Salmon. Beta herding through overconfidence: A behavioral explanation of the low-beta anomaly[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2021(3).
- [33] Zhang, M. , Y. Wang. Network correlation between investor's herding behavior and overconfidence behavior [J]. *Chinese Physics B*, 2020(4).
- [34] Lieberman, M. B. , S. Asaba. Why do firms imitate each other[J]. *Academy of Management Review*, 2006(2).
- [35] Malmendier, U. , G. Tate. CEO overconfidence and corporate investment[J]. *Journal of Finance*, 2005(6).
- [36] Malmendier, U. , G. Tate. Behavioral CEOs; The role of managerial overconfidence[J]. *Journal of Economic*

Perspectives, 2015(4).

- [37]周浩明,黄露露. 富豪上榜是否导致企业非效率投资?——对福布斯富豪榜公司的实证研究[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2017(4).
- [38]郝云宏,马帅. 董事网络能够治理管理者过度自信吗?——基于企业非效率投资的视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2018(9).

Confidence or Imitation: Research on the Manager's Overconfidence and the Peer Effects of Cash Dividends

Lü Qian, Han Yun

Abstract: The imitation strategy of managers is regarded as one of the important reasons for the convergence of companies' financial decisions within the industry. Overconfident managers do not imitate other companies, but their confident cash dividend distributions still converge to the industry average. Based on the dividend clustering anomaly and confident managers in China, this paper investigates the peer effects of cash dividend among the listed companies from 2008 to 2019. The results show that, the peer effects of dividend policies are significant when the managers are overconfident. And such peer effects are more effective when the cash dividends of other companies increase. The mechanism tests reveal that companies with fewer investment opportunities, lower profitability, and higher operating risks are influenced by peer effects more fiercely. Further research indicates that such peer effects on dividend payout of overconfident managers lead to negative impacts on companies future operating performance. However, the ownership of institutional investor, the social connection of management team might work, and the implement of compulsory dividend policy might constrain the peer effects of dividend payouts based on overconfidence, thus relieve the negative impacts on operating performance. This research, which reveals the micro mechanism that overconfidence affects managers' cash dividend decision and causes the peer effects, deepens the understanding of the dividend clustering phenomenon, and offers reference meanings to the regulatory policies of dividend distribution in China.

Key words: peer effect; executive overconfidence; cash dividend clustering; behavioral corporate finance

(责任编辑 周振新)