

# 企业金融投资的同群效应研究

——基于会计信息可比性视角

王晓亮,王进,李颖

(山西财经大学 会计学院,山西 太原 030000)

**[摘要]**选取 2011—2019 年中国 A 股非金融、非房地产上市公司为样本,研究企业金融投资是否存在行业同群效应以及会计信息可比性对行业金融投资同群效应的影响。研究表明:企业金融投资存在行业同群效应,会计信息可比性可以抑制行业金融投资同群效应;在区分行业总体增加(减少)金融投资的不同变动方向后,所得结论依然成立。进一步分析发现,会计信息可比性通过降低经理人职业忧虑程度、减少行业内“信息学习”行为,进而抑制了企业金融投资的行业同群效应。研究成果为我国实体经济金融化现象的存在提供了全新的微观视角,也为解决行业金融投资同群效应问题提供了新思路。

**[关键词]**金融化;金融投资;会计信息可比性;同群效应;企业经营风险;经理人职业忧虑;行业学习效应

**[中图分类号]**F271.5 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2022)01-0081-13

## 一、引言

2014 年底召开的中央经济工作会议明确指出,投资仍是我国经济发展的关键。作为 GDP 增长的“助推器”,实现投资增长是各地区及各经济部门的重要目标。在物质资源匮乏、资源配置效率低下的经济发展早期阶段,投资趋同带来的有效投资有利于社会资源与资金的集中运转,由此产生的资源效应推动了少数行业和相关产业的迅速扩张,并对其他行业产生了“溢出效应”,其结果是我国经济在 2001—2008 年保持了高速增长态势。然而,投资趋同度过高会挤压利润空间,进而抑制“溢出效应”,使得宏观经济增速呈现出先增后减的规律。2008 年经济危机进一步加剧了过高的投资趋同度对经济增长的负面作用,具体表现为市场“供需失衡”下的产能过剩。日益严峻的产能过剩问题使得我国实业投资回报率不断下滑,大量资本集中涌入高收益率的金融、房地产等行业<sup>[1]</sup>。从微观视角来看,我国非金融、非房地产行业企业平均持有的金融资产已从 2008 年的 0.97 亿元上升到 2014 年的 3 亿元,企业越来越热衷于配置金融资产<sup>[2]</sup>。可见,现阶段我国资本市场“投资趋同”现象与企业“金融化”并存。尚不完善的市场机制并不能实现资源的有效配置,从而促使企业自动完成“去趋同化”,反而金融资产“回报期短、回报率高”的特性导致企业跟风、扎堆配置金融资产,进而使得企业投资从经济发展早期的“投资趋同”逐渐过渡到“金融投资趋同”。

企业金融化同群效应主要是由以下两点引起的:首先,企业的投资行为由投资机会决定<sup>[3]</sup>,但私有信息获取成本过高导致的公共信息滥用使得企业误将其他企业的决策信息视为信号,以至于决策者错误判断投资机会<sup>[4]</sup>,直接催生金融化同群效应;其次,相对考核机制的评价体系增加了经理人的职业忧虑,激化了代理问题,迫使经理人将市场上的主流投资决策视为最优决策,进而加深了企业金融化同群效应。学者们已从空间与行业层面证实了企业金融化同群行为的存在<sup>[5-7]</sup>。现有文献从宏观视角(如外部信息环境、环境不确定性)和企业内部微观视角(如企业特征、高管背景等)分析了金融投资同群行为的影响因素。然而,会计信息作为资本市场中主要的公共信息来源,更可比性的会计信息意味着更高质量的相关信息以及更高的决策有用性,并且会计信息的高可比性能够为企业决策提供绝佳的参照系,可以有效降低企业间的信息不对称程度和缓解代理问题<sup>[8]</sup>,但就会计信息可比性能否缓解企业金融投资同群效应这一问题,尚未有学者关注。

**[收稿日期]**2021-06-17

**[基金项目]**山西省“1331 工程”重点创新团队建设计划资助(晋教科[2017]12 号);教育部人文社科规划基金项目(18YJA630112);教育部人文社会科学规划基金项目(17YJA630126)

**[作者简介]**王晓亮(1973—),男,山西太原人,博士,山西财经大学会计学院教授,硕士生导师,从事公司治理研究,E-mail:wqliang@sina.com;王进(1996—),男,山西临汾人,山西财经大学会计学院硕士研究生,从事公司治理研究,E-mail:1806500412@qq.com;李颖(1976—),女,山西运城人,山西财经大学会计学院副教授,博士生导师,从事分析师关注与财务行为研究。

基于上述逻辑,本文选取2011—2019年A股非金融、非房地产行业上市公司为样本来研究企业金融投资的同群效应。本文的可能贡献在于:(1)现有文献大多基于静态视角研究企业金融化同群效应,而本文从动态的企业金融投资变动视角出发,研究企业金融投资的行业同群效应,并且首次分析了会计信息可比性对行业金融投资同群效应的影响,是对行业金融投资同群效应研究的有益扩展,也丰富了会计信息可比性的相关文献。(2)本文细分金融投资的不同变动方向进行研究,即增加金融投资的行业同群效应和减少金融投资的行业同群效应,证实在不同变动方向上企业金融投资的行业同群效应依然成立。(3)在当前中国经济整体“脱实向虚”的背景下,本研究试图打开中国上市企业整体金融化态势的“黑箱”,为企业金融化的研究提供一个全新的切入点,同时也为我国经济的稳步发展提供经验证据。

## 二、文献综述

### (一)会计信息可比性的经济后果研究

高质量的会计信息具有鉴别功能与治理功能<sup>[9]</sup>,鉴别功能指协助管理者、投资者识别投资项目的优劣,引导资源流向高价值项目;治理功能有利于降低股东与管理层之间的信息不对称程度,实现股东对管理层的有效监督<sup>[10]</sup>。此外,可比性作为准则制定机构一致倡导的会计信息质量特征,对依赖会计信息决策的财务目标实现起着至关重要的作用。同时,会计信息可比性能够为相似的经济状况做出同等的计量和报告<sup>[11]</sup>,有助于管理者、投资者、分析师、审计师等财务报表使用者识别和理解目标公司间的异同之处<sup>[8]</sup>。近年来,学者们分别围绕着会计信息可比性的鉴别功能与治理功能进行了广泛且深入的研究。

从会计信息可比性的鉴别功能来看,有学者指出,对于管理者与外部投资者而言,更可比性的会计信息能够为企业提供高质量的参照系,使信息使用者充分甄别企业的优势和劣势,便于管理者与外部投资者依据财务报表等相关披露信息进行投资,进而提高决策有效性<sup>[12-13]</sup>;另有学者指出,更可比性的会计信息能够在投资者搜寻投资项目和依据会计信息判断企业价值的过程中发挥积极作用<sup>[14]</sup>,同时吸引更多的投资者参与定向增发<sup>[15]</sup>;也有学者指出,更可比性的会计信息有利于并购方做出最优并购决策<sup>[16]</sup>,并且提高并购方股东的长期财富价值<sup>[17]</sup>。从会计信息可比性的治理功能来看,有学者认为会计信息可比性具有公司治理作用,更可比性的会计信息有助于股东制定合理的薪酬契约,缓解代理问题,并减少管理层的非效率投资行为,降低企业成本粘性<sup>[15-18]</sup>;另有学者研究发现,会计信息可比性通过降低信息不对称程度和缓解代理问题,进而促进了企业创新<sup>[19]</sup>;还有学者指出,更为可比的会计信息有助于提高企业内外部监督效力,降低管理层的避税代理成本<sup>[8]</sup>。从公司内部治理视角来看,会计信息可比性能够提高公司治理水平,降低公司违规倾向,减少企业违规行为<sup>[20]</sup>;还有学者研究发现,会计信息可比性在抑制应计盈余管理水平、提高管理层业绩预告准确度等方面发挥着正向作用<sup>[21-22]</sup>。

已有文献指出了会计信息可比性在降低信息市场不对称程度、提高决策效率、缓解代理问题等方面发挥的重要作用,但会计信息可比性能否抑制金融投资同群效应,尚未有学者对此进行研究。

### (二)企业金融投资趋同的影响因素分析

在无摩擦的市场条件下,投资行为完全取决于企业自身的投资机会<sup>[23]</sup>,但现实中企业对投资机会的评价会受到外界因素的干扰<sup>[4]</sup>。在我国市场化程度较低背景下,过度依赖公共信息进行决策往往会导致企业陷入“伪理性”决策的怪圈,决策行为盲目跟风、扎堆。基于企业内部治理层面,有学者指出,管理者能力较弱以及公司薪酬委员会的设立均更有可能增强企业的投资同群效应<sup>[24]</sup>;基于企业外部环境层面,国家产业政策、外部环境的不确定性、宏观经济波动也会影响投资同群行为<sup>[4,25-26]</sup>;还有学者研究发现,国有控股企业预算软约束的存在有利于抑制投资趋同现象,并且抑制效果在政府直接控制的企业中更为明显<sup>[23]</sup>。

可见,中国资本市场中确实存在投资同群行为,学者们基于不同视角分析了影响企业投资同群的因素。然而,现阶段我国实业投资率持续下降,企业出于短期获利动机的考虑,更偏向于配置金融资产<sup>[27]</sup>。金融投资作为企业的一项投资方式,其“短频快”的操作特点以及“高回报、高风险”的属性是否会引发更为严重的金融投资同群效应呢?有研究发现,中国企业金融化存在同群效应,并且高管投行背景增强了金融化同群效应<sup>[7]</sup>;有学者认为,同省份或者同行业的企业金融化决策具有较强的“传染效应”,并且金融化同群效应与企业外部环境质量负相关<sup>[6]</sup>;还有学者研究发现,企业金融化同群效应随着企业间距离的增加而减弱,而随着企业间相似程度的增加而增强<sup>[5]</sup>。现有文献多集中于研究高管背景特征、外部环境等对企业金融投资趋同的影响,那么会计信息作为主

要的公共信息,更可比的会计信息会对企业金融投资的行业同群效应产生怎样的影响呢?这一问题尚待研究。

### 三、理论分析与假设提出

投资机会决定了企业的投资行为<sup>[3]</sup>,而对投资机会的甄别是企业搜寻和分析投资信息的结果。金融投资是企业偏离主业的跨行套利投资行为,其“高风险”和“高收益”的双面性要求经理人有更强的机会甄别能力<sup>[1]</sup>,这就需要经理人投入更多的成本以获取高质量相关信息作为决策支撑。相关信息包括公共信息和私有信息,前者指市场中已存在的信息,源于行业内其他企业投资行为传递的信号<sup>[4,28-29]</sup>;后者指企业的专有信息,需要经理人耗费大量精力和时间去搜集,如投资项目的成本、净现值等<sup>[26]</sup>。基于成本收益视角,私有信息较公共信息具有更高的获取成本。当私有信息匮乏且无法支持投资决策时,模仿行业内其他企业增资或撤资的决策行为就成为经理人成本最低的最优决策<sup>[27]</sup>。同时“信息学习”理论提出,成立时间短、规模小、盈利能力弱、市场占有率低的企业由于自身条件的限制更难以获取私有信息,这些企业往往认为处于信息优势地位的领导企业传递着“利好”信息,因此将成立时间长、规模大、盈利能力强、市场占有率高的行业内领导企业的决策行为视作信号,盲目跟风和模仿<sup>[28]</sup>,会更加忽略私有信息而致使公共信息滥用。可见,私有信息匮乏、公共信息滥用所导致的“信息学习”行为,会致使处于信息劣势地位的企业盲目模仿行业内领导企业的决策行为,进而产生金融投资的行业同群效应。

此外,在两权分离的现代企业制度下,为有效激励和约束经理人而设置的“相对考核机制”增加了经理人的职业忧虑,这进一步加剧了企业金融投资的行业同群效应。在基于同行“相对考核机制”的业绩考核形式下<sup>[29]</sup>,经理人的业绩不仅取决于企业投资收益,还取决于同一时期内同行的业绩,只要经理人的业绩不低于同行平均水平,就意味着会获得比较可观的报酬<sup>[30]</sup>。在当前实体经济萎缩、金融和房地产领域大热的背景下,出于短期套利动机的考虑,经理人更倾向于配置金融资产,而金融投资会对经理人的业绩和报酬产生重大影响。因此,在“不求有功,但求无过”心态的驱使下,投资趋同更可能成为经理人追求自身利益最大化的最优策略<sup>[31]</sup>。此外,职业声誉是经理人投资时最关注的因素之一<sup>[32]</sup>,金融投资“高风险”的特性增加了投资失败的概率,这使得经理人会主动把如何推卸投资失败的责任纳入考虑范围内。现有研究结果表明,经理人的声誉与其投资决策同群倾向成正比<sup>[33]</sup>,在维护声誉“分担责难效应”的作用下,经理人更偏好于跟随相关企业的投资决策<sup>[34]</sup>,并且同群行为便于经理人将投资失败的责任归咎于市场环境及政策法规等不可控因素,而参照私人信息所进行的投资一旦达不到预期收益,就会对经理人的声誉产生不可挽回的负面影响。

基于以上分析,本文提出假设 H1:

H1:企业金融投资存在行业同群效应。

会计信息可比性通过提高公共信息的决策有效性,可以减少经理人对领导企业金融投资决策的学习行为,弱化金融投资同群效应。私有信息匮乏致使经理人倾向以公共信息为决策依据,过分关注同行业其他企业尤其是领导企业传递的投资信号。同时,金融投资属于企业在不擅长领域的跨行套利投资行为,大多数经理人在金融方面并没有过硬的信息搜寻、机会筛选和资本运作能力,往往在未充分判断当前金融投资合理性和潜在风险的情况下,盲目模仿、扎堆,造成金融投资同群效应。企业只有在与相关企业进行充分比较分析的基础上才能做出合理的投资决策<sup>[8]</sup>,尤其是要与同行业公司进行横向比较。会计信息可比性为不同企业的会计信息在同一会计期间的横向比较提供了条件,高可比性意味着经理人可置身于行业网络,利用相似企业披露的会计信息进行充分的比较分析,甄别自身的优势和劣势,提高会计信息的使用价值<sup>[35]</sup>。此时,会计信息可比性所带来的行业内其他企业的投资情况(如投资收益、投资成本、投资分布等),有助于经理人确定金融投资的相对比较价值和充分识别金融投资中的潜在风险,使经理人能够有效甄别市场传递的投资信号而不是盲目跟风,综合企业内外环境做出理性决策,提高公共信息的决策有效性,缓解金融投资同群问题。

较高的会计信息可比性有利于股东制定合理的薪酬契约,降低经理人的职业忧虑程度,抑制金融投资同群行为。金融投资的高回报率致使同行业经理人扎堆、跟风的现象频出,实际上是“相对考核机制”评价方式导致的副作用,在“相对考核机制”下,模仿、跟风其他企业的投资决策反而成为经理人的最优决策。会计信息是企业制定经理人薪酬契约的重要基础<sup>[36]</sup>,若股东参照相似企业的情况,则会制定出更为合理的薪酬契约<sup>[8]</sup>。较强的会计信息可比性能够促使股东根据规模、盈利能力、成长机会等重要企业特征筛选出与本企业高度相似的企

业,进而提高参照企业的合理性,制定最优薪酬契约。严格以会计信息为参照系制定的薪酬契约有利于更好地制约和激励经理人,也有利于经理人进行理性投资而不是盲目跟风。同时,较强的会计信息可比性有助于股东将当期业绩与相似企业进行横向对比,从而判断经理人金融投资决策的出发点是不是基于理性判断。此时,看似跟随行业趋势的金融投资不一定能得到股东的认可,反而有利于主业投资(实物投资、创新投资)等其他投资,即便未达到预期效果,也容易获得股东的理解。股东的这种客观评价能够降低经理人对名誉损害的忧虑,缓解金融投资同群效应。

基于上述分析,本文提出假设 H2:

H2:会计信息可比性越高,越有可能抑制企业金融投资行业同群效应。

#### 四、研究设计

##### (一)样本选择与数据来源

本文选取 2011—2019 年沪深 A 股所有上市企业为原始样本。同时,根据研究所需,我们对原始样本做如下处理:(1)剔除数据缺失严重的企业样本;(2)剔除金融保险业和房地产业的企业样本;(3)对连续变量进行上下 1% 的双边 Winsorize 处理。经上述处理后,本文最终得到 14735 个有效样本。本文涉及的样本数据均来自 CS-MAR 数据库。

##### (二)变量选取与定义

###### 1. 会计信息可比性

依据有关会计信息可比性的研究<sup>[35]</sup>,本文将会计系统定义为企业经济业务生成财务数据的转换过程,用函数模式表示为:

$$Financial\ Statements_i = f_i(Economic\ Events_i) \quad (1)$$

$f_i()$  为公司  $i$  的会计转换函数,公司  $i$ 、公司  $j$  的转换函数  $f_i()$  和  $f_j()$  的差异越小,则表明这两个公司的转化差异越小,会计信息可比性越强。

为使得上述方案可行,本文参照袁知柱等估计公司会计信息可比性的方法<sup>[13]</sup>,采用以下步骤:首先,采用股票收益率代表经济业务对公司的净影响,采用会计收益率代表相应的会计信息,使用公司第  $t$  期前连续 16 个季度的数据估计以下模型:

$$Earnings_{i,t} = \alpha_0 + \beta_i Return_{i,t} + \pi \quad (2)$$

其中, $Earning_{i,t}$  表示公司  $i$  第  $t$  年季度净利润(单季度)与季度初权益市场价值的比值, $Return_{i,t}$  为公司  $i$  第  $t$  年股票的季度收益率。

接着,我们将通过上述模型估计出的系数分别代入下述模型(3)和模型(4)中,用以计算公司  $i$  第  $t$  期以该期收益衡量的经济事项,经由两公司会计系统  $f_i()$  和  $f_j()$  分别变换得到期望盈余。

$$E(Earnings)_{i,i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i Return_{i,t} \quad (3)$$

$$E(Earnings)_{i,j,t} = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j Return_{i,t} \quad (4)$$

上述模型中, $E(Earning)_{i,i,t}$  表示第  $t$  期依据公司  $i$  的转换函数和股票收益率计算得到的公司  $i$  的预期收益, $E(Earning)_{i,j,t}$  表示第  $t$  期依据公司  $j$  的转换函数和股票收益率计算得到的公司  $j$  的预期收益。

其次,定义公司  $i$  和公司  $j$  的会计信息可比性( $AIC_{i,j,t}$ ):

$$AIC_{i,j,t} = -\frac{1}{16} \times \sum_{q=15}^q |E(EARN)_{i,i,t} - E(EARN)_{i,j,t}| \quad (5)$$

我们利用上述方法分别计算出公司  $i$  和行业内其他所有公司之间的会计信息可比性。

最后,采用下述模型求出公司  $i$  第  $t$  年的会计信息可比性:

$$Comp_{i,t} = \frac{1}{N-1} \times \sum_{j=1}^{N(j \neq i)} (AIC_{i,j,t}) \quad (6)$$

###### 2. 企业金融投资的行业同群效应

为验证假设 H1,本文采用江新峰等<sup>[4]</sup>和方军雄<sup>[30]</sup>的研究思路,构造以下模型:

$$F = \alpha_0 + \alpha_1 F^{ind} + Control + \delta \quad (7)$$

$F$  表示企业  $i$  在第  $t$  年的金融资产变动率,用第  $t$  年末与第  $t$  年初金融资产差值与第  $t$  年初金融资产的比值表示; $F^{ind}$  为某行业第  $t$  年与第  $t-1$  年金融资产中位数的变动率。若  $\alpha_1 > 0$ ,则表示企业金融投资存在行业同群行为;反之,则不存在金融投资行业同群行为。

### 3. 控制变量

参照现有研究<sup>[6-8]</sup>,本文选择以下控制变量:企业层面的控制变量有  $Growth$ (企业成长机会)、 $Lev$ (资产负债率)、 $Size$ (企业规模)、 $Roa$ (企业盈利能力)、 $Fcf$ (企业现金流)等;行业层面的控制变量有  $peer\_Growth$ (成长机会行业中位数)、 $peer\_Lev$ (负债率行业中位数)、 $peer\_Size$ (企业规模行业中位数)、 $peer\_Roa$ (盈利能力行业中位数)、 $peer\_Fcf$ (企业现金流行业中位数)等。此外,本文还控制了年份、行业和省区市等虚拟变量。

变量具体定义详见表1。

#### (三) 模型设定

本文采用下述模型检验会计信息可比性对行业内企业金融化趋同的影响:

$$F = \beta_0 + \beta_1 F^{ind} + \beta_2 (F^{ind} \times Comp) + \beta_3 Comp + Control + \kappa \quad (8)$$

$Comp$  为企业  $i$  第  $t$  年的会计信息可比性, $F^{ind} \times Comp$  为交乘项。通过观察  $\beta_2$  可知会计信息可比性对金融化趋同的作用效果。若交乘项的系数  $\beta_2 < 0$ ,则表示会计信息可比性能够抑制行业金融化趋同行为,即会计信息可比性越高,金融投资同群效应的程度就越低。

## 五、实证分析

### (一) 描述性统计分析

由表2可知,企业金融资产投资变动  $F$  的最小值为  $-0.110$ ,最大值为  $0.280$ ,均值为  $0.010$ ,表明我国上市企业金融资产投资变动较大。金融投资行业变动  $F^{ind}$  的最大值与最小值分别为  $0.020$ 、 $-0.020$ ,变动幅度较企业层面变动较小。会计信息可比性的最小值为  $-0.190$ ,最大值为  $0$ ,标准差为  $0.030$ ,说明不同上市企业的会计信息可比性差距较大。控制变量的相关统计结果与现有文献基本一致,本文就不再赘述。

### (二) 企业金融投资的行业同群效应检验

表3为公司层面金融化趋同的检验结果。列(1)为只控制公司层面控制变量的回归结果, $F^{ind}$  与  $F$  的回归系数为  $0.960$ ,在  $1\%$  的水平下显著;在引入行业层面的控制变量后, $F^{ind}$  与  $F$  的回归系数为  $0.957$ ,在  $1\%$  的水平下显著,列(1)和列(2)的回归结果表明企业金融投资存在行业同群效应,H1 得到支持。列(3)和列(4)反映了会计信息可比性对企业金融投资行业同群效应的影响,列(3)中  $F^{ind} \times Comp$  与  $F$  的回归系数为  $-0.006$ ,在  $1\%$  的水平下显著;列(4)中  $F^{ind} \times Comp$  与  $F$  的回归系数为  $-0.006$ ,在  $1\%$  的水平下显著,说明会计信息可比性能够减少经理人对领导企业金融投资决策的学习行为,降低了经理人的职业忧虑,抑制了金融投资同群效应,H2 得到支持。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 替换会计信息可比性的度量方式

前文我们主要采用静态金融化指标来计算企业和行业层面的金融投资变动情况,为进一步证明本文结论的

表1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量说明
会计信息可比性	$Comp$	见上述定义
企业资产负债率	$Lev$	总负债/总资产
企业规模	$Size$	总资产的自然对数
企业成长机会	$Growth$	主营业务收入增加值/上期主营业务收入
企业有形资产占比	$Tang$	(年末固定资产+年末存货)/年末总资产
企业盈利能力	$Roa$	总资产收益率
企业现金流	$Fcf$	第 $t$ 期经营活动现金流净额/期初资产
行业负债率水平	$Peer\_Lev$	同一行业负债率的中位数
行业规模水平	$Peer\_Size$	同一行业企业规模的中位数
行业成长机会水平	$Peer\_Growth$	同一行业成长水平的中位数
行业有形资产水平	$Peer\_Tang$	同一行业有形资产占比的中位数
行业盈利能力水平	$Peer\_Roa$	同一行业资产收益率的中位数
行业现金流水平	$Peer\_Fcf$	同一行业现金流的中位数
年度	$Year$	设定为2011—2019年
行业	$Ind$	根据证监会行业分类标准(2012版)设定
省区市	$Province$	企业所在省区市

表2 主要变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	25%分位数	50%分位数	75%分位数
$F$	14735	0.010	0.050	-0.110	0.280	0	0	0.010
$F^{ind}$	14735	0	0.010	-0.020	0.020	0	0	0
$Comp$	14735	-0.030	0.030	-0.190	0	-0.040	-0.020	-0.010
$Lev$	14735	0.430	0.200	0.050	0.870	0.270	0.420	0.580
$Size$	14735	22.33	1.240	19.95	26.09	21.45	22.17	23.04
$Growth$	14735	0.170	0.390	-0.490	2.370	-0.010	0.100	0.260
$Tang$	14735	0.260	0.190	0	0.850	0.110	0.220	0.360
$Roa$	14735	0.040	0.060	-0.260	0.190	0.010	0.040	0.060
$Fcf$	14735	0.060	0.080	-0.170	0.320	0.010	0.050	0.100
$Peer\_Lev$	14735	0.430	0.100	0.230	0.720	0.360	0.410	0.490
$Peer\_Size$	14735	22.21	0.560	21.10	24.26	21.86	22.10	22.48
$Peer\_Growth$	14735	0.110	0.080	-0.090	0.310	0.060	0.100	0.160
$Peer\_Tang$	14735	0.230	0.120	0.050	0.570	0.160	0.210	0.300
$Peer\_Roa$	14735	0.040	0.010	0	0.080	0.030	0.040	0.040
$Peer\_Fcf$	14735	0.050	0.020	0	0.120	0.040	0.050	0.070

稳健性,参照张思成和张步云的做法<sup>[27]</sup>,本文选用金融投资收益与营业利润的比值来衡量动态视角下的企业金融化程度,具体计算方式为(公允价值变动收益+投资收益)/营业利润,同时重新计算出企业层面的金融投资变动  $Dyn\_F$  与行业层面的金融投资变动  $Dyn\_F^{ind}$ ,参照模型(7)和模型(8)进行回归。

表4为替换金融化程度衡量方式的回归结果。列(1)和列(2)中, $Dyn\_F^{ind}$ 与 $Dyn\_F$ 的回归系数分别为1.150、1.167,均在1%的水平下显著,表明采用动态金融化衡量指标后,企业金融投资仍然存在行业金融投资同群效应。列(3)和列(4)反映了会计信息可比性对行业金融投资同群效应的影响, $Dyn\_F^{ind} \times Comp$ 与 $Dyn\_F$ 的回归系数分别为-0.018、-0.018,在10%的水平下显著,说明会计信息可比性可以抑制企业金融投资的行业同群效应,回归结果再次验证了本文的H1和H2。

表3 会计信息可比性与企业金融投资同群效应

变量	F (1)	F (2)	F (3)	F (4)
$F^{ind}$	0.960*** (11.96)	0.957*** (11.73)	0.938*** (11.64)	0.937*** (11.44)
$F^{ind} \times Comp$			-0.006*** (-3.53)	-0.006*** (-3.48)
$Lev$	-0.016*** (-6.02)	-0.017*** (-6.11)	-0.017*** (-6.12)	-0.017*** (-6.19)
$Size$	-0.000 (-1.02)	-0.000 (-0.89)	-0.001** (-2.08)	-0.001* (-1.93)
$Growth$	0.010*** (9.09)	0.010*** (9.28)	0.009*** (8.76)	0.010*** (8.93)
$Tang$	-0.008*** (-2.97)	-0.008*** (-3.02)	-0.008*** (-2.96)	-0.008*** (-2.99)
$Roa$	0.031*** (3.85)	0.033*** (3.98)	0.047*** (5.34)	0.048*** (5.40)
$Fcf$	0.036*** (6.14)	0.035*** (5.92)	0.031*** (5.28)	0.030*** (5.10)
$peer\_Lev$		0.025 (1.56)		0.021 (1.28)
$peer\_Size$		-0.005* (-1.72)		-0.005 (-1.56)
$peer\_Growth$		-0.015* (-1.72)		-0.013 (-1.49)
$peer\_Tang$		0.010 (0.63)		0.007 (0.45)
$peer\_Roa$		-0.020 (-0.30)		-0.026 (-0.40)
$peer\_Fcf$		0.041 (1.15)		0.039 (1.09)
Constant	0.015 (1.61)	0.109* (1.75)	0.015* (1.65)	0.103 (1.64)
Observations	14735	14735	14735	14735
$R^2\_a$	0.060	0.061	0.063	0.063

表4 替换企业金融化衡量方式的回归结果

变量	$Dyn\_F$ (1)	$Dyn\_F$ (2)	$Dyn\_F$ (3)	$Dyn\_F$ (4)
$Dyn\_F^{ind}$	1.150*** (3.02)	1.167*** (3.03)	1.140*** (2.99)	1.154*** (3.00)
$Dyn\_F^{ind} \times Comp$			-0.018* (-1.82)	-0.018* (-1.85)
$Lev$	-0.029 (-0.55)	-0.026 (-0.50)	-0.028 (-0.54)	-0.025 (-0.47)
$Size$	0.020** (2.50)	0.020** (2.52)	0.012 (1.42)	0.011 (1.40)
$Growth$	-0.001 (-0.05)	-0.004 (-0.18)	-0.008 (-0.36)	-0.011 (-0.51)
$Tang$	0.002 (0.03)	0.009 (0.17)	0.006 (0.11)	0.014 (0.27)
$Roa$	1.161*** (7.36)	1.145*** (7.22)	1.451*** (8.59)	1.440*** (8.48)
$Fcf$	-0.215* (-1.92)	-0.198* (-1.76)	-0.300*** (-2.65)	-0.285** (-2.49)
$peer\_Lev$		-0.195 (-0.62)		-0.298 (-0.95)
$peer\_Size$		-0.037 (-0.65)		-0.026 (-0.46)
$peer\_Growth$		0.131 (0.77)		0.165 (0.97)
$peer\_Tang$		-0.488 (-1.53)		-0.550* (-1.72)
$peer\_Roa$		0.938 (0.74)		0.761 (0.60)
$peer\_Fcf$		-0.989 (-1.42)		-0.939 (-1.34)
Constant	-0.421** (-2.36)	0.579 (0.48)	-0.257 (-1.41)	0.573 (0.47)
Observations	14735	14735	14735	14735
$R^2\_a$	1.150***	1.167***	1.140***	1.154***

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著,括号内为t值。下同。

## 2. 固定效应检验

为解决可能存在的内生性问题以及不随时间变化变量对回归结果的影响,本文进一步采用面板固定效应模型进行检验。回归结果如表5所示,列(1)和列(2)中, $F^{ind}$ 与 $F$ 的回归系数分别为0.843、0.836,均在1%的水平下显著;列(3)和列(4)中, $F^{ind} \times Comp$ 与 $F$ 的回归系数分别为-0.006、-0.006,显著为负。这进一步说明在控制不随时间变化变量的影响之后,企业金融投资仍然存在行业同群效应;会计信息可比性越高,越有可能抑制企业金融投资的行业同群效应,H1和H2再次得到验证。

## 3. 降噪检验

本文考虑到以下两种情况:其一,若企业上一年度金融投资高于同行业上一年度平均水平,配置较多金融资

产可能会激活金融投资的“高风险”属性,那么企业可能会出于理性风险规避动机的考虑,主动减少金融投资而非跟随行业投资趋势进行决策;其二,若企业上一年度金融投资低于同行业上一年度平均水平,配置较少金融资产可能会激活金融投资的“高收益”属性,那么企业更有可能会出于逐利动机的考虑,主动增加金融投资而非跟随行业投资趋势进行决策。为增强研究结果的可靠性,同时验证企业金融投资在不同情境下是否依然存在行业同群效应,本文区分企业上一年度金融投资与同行业上一年度平均水平的不同偏离情形,对样本进行分组回归。

在表 6 中,列(1)和列(2)为上一年度企业金融化程度高于行业平均金融化程度(行业金融化水平的中位数)样本的回归结果。列(1)中, $F^{ind}$ 与  $F$  的回归系数为 1.022,在 1% 的水平下显著,表明即便企业金融化程度高于上一年度行业平均水平,在当前年度企业仍然会跟随行业金融投资整体变动趋势而增加或减少金融投资;列(2)中, $F^{ind} \times Comp$  与  $F$  的回归系数为 -0.011,显著为负,表明此时会计信息可比性仍可以发挥弱化企业金融投资行业同群效应的作用。列(3)和列(4)为上一年度企业金融化程度低于行业平均水平样本的回归结果,列(3)中, $F^{ind}$ 与  $F$  的回归系数为 0.843,在 1% 水平下显著,表明即便企业金融化程度低于上一年度行业平均水平,在当前年度企业仍然会跟随行业金融投资整体变动趋势而增加或减少金融投资;列(4)中, $F^{ind} \times Comp$  与  $F$  的回归系数为 -0.005,在 5% 水平下显著,表明会计信息可比性可以发挥弱化企业金融投资行业同群效应的作用。以上结果说明,在企业上一年度金融投资与同行业上一年度平均水平的不同偏离情形下,企业金融投资的行业同群效应仍然存在,并且会计信息可比性仍能发挥抑制企业金融投资行业同群效应的作用。

表 5 固定效应检验

变量	F			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$F^{ind}$	0.843 *** (10.39)	0.836 *** (10.14)	0.821 *** (10.08)	0.817 *** (9.87)
$F^{ind} \times Comp$			-0.006 *** (-2.97)	-0.006 *** (-2.91)
$Lev$	-0.011 ** (-2.02)	-0.011 ** (-2.08)	-0.012 ** (-2.24)	-0.012 ** (-2.28)
$Size$	0.008 *** (6.52)	0.009 *** (6.69)	0.008 *** (6.39)	0.009 *** (6.54)
$Growth$	0.009 *** (6.90)	0.009 *** (6.86)	0.008 *** (6.56)	0.008 *** (6.50)
$Tang$	0.015 *** (2.99)	0.015 *** (2.87)	0.015 *** (2.86)	0.014 *** (2.77)
$Roa$	0.006 (0.56)	0.005 (0.53)	0.023 ** (2.06)	0.023 ** (2.00)
$Fcf$	0.018 *** (2.59)	0.017 ** (2.40)	0.015 ** (2.19)	0.014 ** (2.03)
$peer\_Lev$		0.013 (0.80)		0.009 (0.54)
$peer\_Size$		-0.005 * (-1.68)		-0.005 (-1.54)
$peer\_Growth$		-0.006 (-0.68)		-0.004 (-0.44)
$peer\_Tang$		0.008 (0.44)		0.005 (0.31)
$peer\_Roa$		0.025 (0.37)		0.012 (0.18)
$peer\_Fcf$		0.027 (0.74)		0.023 (0.64)
$Constant$	-0.183 *** (-6.65)	-0.088 (-1.31)	-0.188 *** (-6.84)	-0.100 (-1.48)
Observations	14735	14735	14735	14735
$R^2\_a$	0.037	0.037	0.039	0.039

表 6 会计信息可比性与金融投资行业同群效应的分组检验

变量	高于上一年度行业平均水平		低于上一年度行业平均水平	
	F	F	F	F
	(1)	(2)	(3)	(4)
$F^{ind}$	1.022 *** (7.70)	0.986 *** (7.41)	0.843 *** (8.75)	0.830 *** (8.58)
$F^{ind} \times Comp$		-0.011 *** (-3.53)		-0.005 ** (-2.23)
$Lev$	-0.018 *** (-4.15)	-0.019 *** (-4.30)	-0.018 *** (-5.51)	-0.018 *** (-5.53)
$Size$	0.001 (0.78)	0.000 (0.11)	-0.001 * (-1.89)	-0.001 *** (-2.63)
$Growth$	0.011 *** (6.22)	0.011 *** (6.05)	0.008 *** (6.64)	0.008 *** (6.29)
$Tang$	-0.006 (-1.25)	-0.006 (-1.26)	-0.011 *** (-3.62)	-0.011 *** (-3.63)
$Roa$	0.034 ** (2.52)	0.045 *** (3.14)	0.028 *** (3.00)	0.045 *** (4.42)
$Fcf$	0.046 *** (4.77)	0.042 *** (4.24)	0.023 *** (3.45)	0.019 *** (2.83)
$peer\_Lev$	0.009 (0.32)	0.005 (0.19)	0.029 (1.42)	0.023 (1.13)
$peer\_Size$	-0.005 (-1.11)	-0.005 (-1.03)	-0.006 * (-1.76)	-0.006 (-1.62)
$peer\_Growth$	-0.023 (-1.56)	-0.020 (-1.38)	-0.004 (-0.36)	-0.003 (-0.25)
$peer\_Tang$	0.017 (0.61)	0.012 (0.44)	0.005 (0.23)	0.003 (0.16)
$peer\_Roa$	-0.022 (-0.20)	-0.026 (-0.24)	0.012 (0.15)	0.003 (0.04)
$peer\_Fcf$	0.107 * (1.79)	0.100 * (1.68)	-0.042 (-0.98)	-0.043 (-0.98)
$Constant$	0.098 (0.93)	0.094 (0.89)	0.155 ** (2.05)	0.146 * (1.93)
Observations	7348	7348	7097	7097
$R^2\_a$	0.062	0.065	0.130	0.133

#### 4. PSM 检验

为了解决不可观测的遗漏变量以及样本量过少等因素造成的内生性问题,本文采用 PSM 方法进行检验。具体做法如下:首先,将  $Comp$  按照数值大小分为两组,高组取 1,低组取 0;其次,将  $Lev$ 、 $Size$ 、 $Growth$ 、 $Tang$ 、 $Roa$ 、

$Fcf\_peer\_Lev$ 、 $peer\_Size$ 、 $peer\_Growth$ 、 $peer\_Tang$ 、 $peer\_Roa$ 、 $peer\_Fcf$ 等控制变量设置为匹配变量,同时将  $F$  设置为结果变量;再次,对这些匹配变量采用最近邻方法进行 1:1 匹配,并进行平稳性检验;最后,通过平稳性检验后重新进行回归。回归结果如表 7 所示。

在表 7 的列(1)和列(2)中, $F^{ind}$ 与  $F$  的回归系数分别为 1.044、1.078,均在 1% 的水平下显著,说明企业金融投资存在行业同群效应;列(3)和列(4)中, $F^{ind} \times Comp$ 与  $F$  的回归系数均为 -0.007,均在 5% 水平下显著,说明会计信息可比性越高,越有可能抑制企业金融投资的行业同群效应,再次验证了 H1 和 H2。

### 5. 安慰剂检验

由前文结果可知,会计信息可比性可以抑制企业金融投资的行业同群效应,但是某些不可观测的因素也可能是影响行业金融投资同群效应的原因。为证明会计信息可比性是影响企业金融投资行业同群效应的主要因素,本文采用安慰剂检验方法来解决这一问题。具体思路为:将会计信息可比性随机替换之后,重新检验会计信息可比性对行业金融投资同群效应的影响,若不显著,则表明会计信息可比性是影响行业金融投资同群效应的主要因素;否则,则表明会计信息可比性并不是影响行业金融投资同群效应的主要因素。具体做法如下:首先,利用计算机对会计信息可比性  $Comp$  进行随机分配,生成一个随机变量  $random\_Comp$ ;其次,将生成的随机变量  $random\_Comp$  依据模型(8)重新回归 1000 次,回归后的结果如图 1 所示。在回归结果中,系数显著为正与显著为负的占比差异较小,表明原假设不成立,会计信息可比性是抑制行业金融投资同群效应的主要因素,再次验证了本文的结论。

### 6. 工具变量测试

如何解决内生性问题是本研究中的一大难题。会计信息可比性会受到管理层行为一定程度的影响,企业的金融投资同群效应也会受到管理层行为的影响。可见,管理层行为会同时对解释变量和被解释变量产生影响,进而干扰本文结论的准确性。为此,本文进一步采用去除本企业后的年度-行业会计信息可比性均值作为工具变量,验证本文结论的稳健性。选取该工具变量的理由是:去除本企业后的年度-行业会计信息可比性与本企业的会计信息可比性显著相关,但不会对本企业的金融投资决策产生直接影响。

工具变量测试的回归结果如表 8 所示,列(1)为只加入公司层面控制变量的回归结果,对弱工具变量进行检验, $F$  统计量为 536.45,表明不存在弱工具变量问题。同时, $F^{ind} \times Comp$ 与  $F$  的回归系数为 -8.387,在 1% 的水平下显著;列(2)为加入公司层面和行业层面控制变量的回归结果,对弱工具变量进行检验, $F$  统计量为 375.81,表明不存在弱工具变量问题。 $F^{ind} \times Comp$ 与  $F$  的回归系数为 -14.220,在 1% 的水平下显著。以上回归结果说明会计信息可比性能够抑制金融投资同群效应,再次证明了本文结论的稳健性。

表 7 PSM 检验

变量	F (1)	F (2)	F (3)	F (4)
$F^{ind}$	1.044 *** (9.18)	1.078 *** (9.33)	1.040 *** (9.16)	1.071 *** (9.28)
$F^{ind} \times Comp$			-0.007 ** (-2.35)	-0.007 ** (-2.47)
$Lev$	-0.015 *** (-3.89)	-0.016 *** (-3.98)	-0.015 *** (-3.99)	-0.016 *** (-4.06)
$Size$	-0.001 * (-1.72)	-0.001 (-1.58)	-0.001 ** (-2.17)	-0.001 ** (-2.04)
$Growth$	0.008 *** (5.59)	0.009 *** (5.64)	0.008 *** (5.22)	0.008 *** (5.31)
$Tang$	-0.010 ** (-2.46)	-0.010 ** (-2.48)	-0.010 ** (-2.42)	-0.010 ** (-2.42)
$Roa$	0.045 *** (3.50)	0.047 *** (3.68)	0.056 *** (4.29)	0.058 *** (4.46)
$Fcf$	0.037 *** (4.51)	0.036 *** (4.37)	0.035 *** (4.19)	0.034 *** (4.05)
$peer\_Lev$		0.031 (1.35)		0.029 (1.24)
$peer\_Size$		-0.005 (-1.26)		-0.005 (-1.16)
$peer\_Growth$		-0.000 (-0.01)		-0.002 (-0.17)
$peer\_Tang$		0.008 (0.36)		0.002 (0.10)
$peer\_Roa$		-0.204 ** (-2.14)		-0.209 ** (-2.20)
$peer\_Fcf$		0.075 (1.44)		0.085 (1.62)
Constant	0.029 ** (2.13)	0.127 (1.43)	0.026 * (1.91)	0.118 (1.34)
Observations	7388	7388	7388	7388
$R^2\_a$	0.077	0.078	0.081	0.082

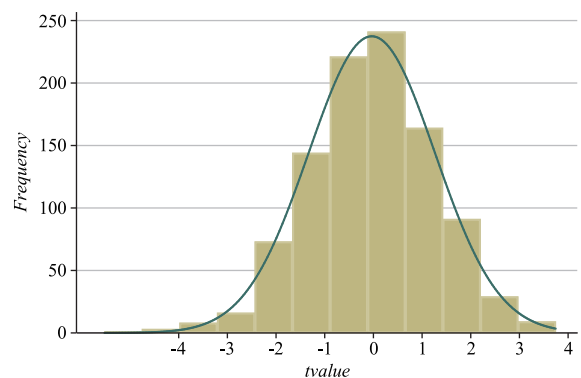


图 1  $Comp$  变量的 Placebo 检验(重复 1000 次)



### 六、进一步分析

(一) 不同变动方向上的金融投资同群效应与会计信息可比性的作用效果研究

金融投资同群效应解释为企业金融投资变动与行业总体金融投资同向变动,具体表现为:当行业金融投资总体增加(减少)时,行业内企业会跟随行业整体趋势进行增资(减资)。但在不同的变动方向上,企业金融投资的同群行为是否存在差异?会计信息可比性对不同变动方向上同群效应的作用效果是否不同?为解决这些问题,本文区分行业总体不同变动方向——增资还是减资进行检验。参照现有研究<sup>[27,37]</sup>,本文采用行业内增加金融投资的企业占比来衡量行业金融投资总体变动方向,具体计算方法为: $Drection = F_{increase}/N_{ind}$ 。其中, $F_{increase}$ 表示行业内该年度增加金融资产的企业数量, $N_{ind}$ 为行业内该年度所有企业的数量,若年度-行业内增加金融投资的企业占比即 $F_{increase}/N_{ind}$ 值高于 50%,则行业金融投资总体上表现为“增资”;反之,则行业金融投资总体上表现为“减资”,同时依据模型(8)进行实证检验。

表 9 中的列(1)和列(2)为总体增加金融投资行业的回归结果。列(1)中, $F^{ind}$ 与  $F$  的回归系数分别为 0.668,在 1%的水平下显著,表明在行业总体增资的情况下,企业存在金融投资同群效应;列(2)中, $F^{ind} \times Comp$ 与  $F$  的回归系数为 -0.007,在 5%的水平下显著,表明在总体表现为增加金融投资的行业中,会计信息可比性可以发挥缓解金融投资同群效应的作用。列(3)和列(4)为总体减少金融投资行业的回归结果, $F^{ind}$ 与  $F$  的回归系数分别为 1.115,在 1%的水平下显著,表明在行业总体减资的情况下,企业存在金融投资同群效应; $F^{ind} \times Comp$ 与  $F$  的回归系数为 -0.006,在 5%的水平下显著,说明在行业总体减资的情况下,会计信息可比性同样可以发挥缓解金融投资同群效应的作用。回归结果再次证明了本文的 H1 和 H2。

(二) 会计信息可比性抑制企业金融投资行业同群效应的机制检验

1. 会计信息可比性、经理人职业忧虑与企业金融投资行业同群效应

为了验证会计信息可比性通过降低经理人职业忧虑程度从而缓解了企业金融投资行业同群效应这一作用路径,参照已有研究<sup>[38-39]</sup>,本文采用行业中位数调整后的总资产收益率( $Roa$ )——年度-行业的  $Roa$  中位数与企业  $Roa$  的差值作为经理人职业忧虑的替代指标,采用如下模型(9)和模型(10)进行机制检验。

$$F = \alpha_0 + \alpha_1 F^{ind} + \alpha_2 (F^{ind} \times Threat) + \alpha_3 Threat + Control + \kappa \quad (9)$$

表 8 工具变量测试

变量	F	F
	(1)	(2)
$F^{ind}$	1.063 *** (14.62)	1.048 *** (14.32)
$F^{ind} \times Comp$	-8.387 * (-1.66)	-14.220 *** (-2.73)
COMP	-0.306 *** (-6.97)	-0.206 *** (-3.98)
Control	YES	YES
Year/Ind/Province	YES	YES
Constant	0.043 *** (4.30)	0.023 (1.06)
Observations	14734	14734
R <sup>2</sup> _a	0.031	0.044

表 9 不同的行业金融投资总体变动方向上的会计信息可比性与金融投资行业同群效应

变量	行业总体增资	行业总体增资	行业总体减资	行业总体减资
	F	F	F	F
	(1)	(2)	(3)	(4)
$F^{ind}$	0.668 *** (5.24)	0.670 *** (5.26)	1.115 *** (7.38)	1.075 *** (7.08)
$F^{ind} \times Comp$		-0.007 ** (-2.37)		-0.006 ** (-2.27)
Lev	-0.015 *** (-3.83)	-0.015 *** (-3.86)	-0.019 *** (-4.95)	-0.019 *** (-4.97)
Size	0.000 (0.46)	-0.000 (-0.17)	-0.001 * (-1.66)	-0.002 ** (-2.51)
Growth	0.012 *** (8.68)	0.012 *** (8.46)	0.007 *** (3.99)	0.006 *** (3.73)
Tang	-0.010 *** (-2.71)	-0.010 *** (-2.66)	-0.006 (-1.52)	-0.006 (-1.55)
Roa	0.025 * (1.93)	0.037 *** (2.76)	0.038 *** (3.50)	0.056 *** (4.78)
Fcf	0.037 *** (4.55)	0.033 *** (4.10)	0.033 *** (3.87)	0.027 *** (3.14)
peer_Lev	0.008 (0.30)	0.004 (0.15)	0.043 (1.62)	0.034 (1.28)
peer_Size	-0.004 (-0.80)	-0.004 (-0.78)	-0.010 ** (-2.04)	-0.009 * (-1.83)
peer_Growth	-0.001 (-0.10)	0.001 (0.06)	-0.011 (-0.70)	-0.010 (-0.65)
peer_Tang	0.036 (1.30)	0.037 (1.35)	-0.029 (-1.09)	-0.035 (-1.32)
peer_Roa	-0.120 (-0.88)	-0.138 (-1.01)	-0.075 (-0.87)	-0.090 (-1.04)
peer_Fcf	-0.012 (-0.20)	-0.013 (-0.21)	0.042 (0.80)	0.040 (0.77)
Constant	0.068 (0.70)	0.066 (0.67)	0.231 ** (2.32)	0.218 ** (2.18)
Observations	7269	7269	7466	7466
R <sup>2</sup> _a	0.070	0.072	0.061	0.064

$$Threat = \beta_0 + \beta_1 Comp + Control + \omega \quad (10)$$

其中, *Threat* 表示经理人职业忧虑。模型(9)中,  $\alpha_2$  反映经理人职业忧虑对企业金融投资行业同群效应的影响,若  $\alpha_2 > 0$ ,则表示经理人职业忧虑会加强企业金融投资的行业同群效应;模型(10)用于检验会计信息可比性对经理人职业忧虑的影响,若  $\beta_1 < 0$ ,则表示会计信息可比性越高,经理人职业忧虑越低。

我们在假设 H2 中提及,会计信息可比性有助于股东同经理人签订更为合理的薪酬契约,降低“相对考核机制”下的评价方式给经理人带来的职业忧虑,使经理人进行理性决策而不是盲目跟风,从而弱化企业金融投资同群效应。为了检验这一作用机制,本文依据模型(9)和模型(10)进行回归,同时选取公司治理层面的控制变量,即两权分离度(*Dual*)、董事会规模(*Board*)、监事会规模(*Supervisor*)、董事会独立性(*Indir*)、高管薪酬(*Excom*)及产权性质(*Nopr*),回归结果如表 10 所示。

表 10 会计信息可比性、经理人职业忧虑与金融投资行业同群效应的机制检验

变量	全样本		行业总体增资		行业总体减资	
	<i>F</i>	<i>Threat</i>	<i>F</i>	<i>Threat</i>	<i>F</i>	<i>Threat</i>
	模型(9)	模型(10)	模型(9)	模型(10)	模型(9)	模型(10)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>F<sup>ind</sup></i>	0.977*** (12.09)		0.667*** (5.29)		1.149*** (7.68)	
<i>F<sup>ind</sup> × Threat</i>	6.131*** (3.39)		4.676* (1.72)		7.312*** (2.70)	
<i>Comp</i>		-0.124*** (-7.83)		-0.157*** (-7.59)		-0.095*** (-3.96)
<i>Dual</i>	0.003*** (3.43)	-0.001 (-0.49)	0.002 (1.60)	-0.001 (-0.36)	0.004*** (2.96)	-0.001 (-0.46)
<i>Board</i>	-0.000 (-0.78)	-0.000 (-0.50)	-0.000 (-0.90)	0.000 (0.33)	-0.000 (-0.35)	-0.001 (-0.94)
<i>Supervisor</i>	-0.000 (-1.09)	0.000 (0.82)	-0.000 (-0.10)	0.001 (0.95)	-0.001 (-1.32)	0.000 (0.39)
<i>Indir</i>	-0.003 (-0.29)	0.013 (1.17)	0.010 (0.81)	0.016 (1.21)	-0.014 (-1.10)	0.011 (0.61)
<i>Excom</i>	-0.000 (-0.47)	-0.020*** (-22.97)	0.001 (0.61)	-0.017*** (-16.45)	-0.001 (-1.27)	-0.021*** (-16.07)
<i>Nopr</i>	-0.005*** (-4.86)	0.010*** (7.32)	-0.005*** (-3.75)	0.008*** (5.14)	-0.005*** (-3.29)	0.010*** (5.02)
<i>Constant</i>	0.003 (0.31)	0.251*** (18.16)	-0.014 (-0.89)	0.220*** (12.48)	0.022 (1.45)	0.275*** (12.77)
Observations	14735	14735	7269	7269	7466	7466
R <sup>2</sup> _a	0.046	0.063	0.055	0.068	0.047	0.067

在表 10 中,列(1)和列(2)为全样本的回归结果,列(1)中 *F<sup>ind</sup> × Threat* 与 *F* 的回归系数为 0.977,在 1% 的水平下显著,表明经理人职业忧虑越高,越有可能增强企业金融投资行业同群效应;列(2)中 *Comp* 与 *Threat* 的回归系数为 -0.124,在 1% 的水平下显著,说明会计信息可比性降低了经理人职业忧虑。模型(9)和模型(10)的回归结果表明,会计信息可比性通过降低经理人职业忧虑而弱化了企业金融投资行业同群效应。列(3)和列(4)是总体增资行业的回归结果,列(3)中 *F<sup>ind</sup> × Threat* 与 *F* 的回归系数为 4.676,在 10% 水平下显著;列(4)中 *Comp* 与 *Threat* 的回归系数为 -0.157,在 1% 水平下显著,说明在行业总体增资的情况下,会计信息可比性通过降低经理人职业忧虑而抑制了金融投资行业同群效应。列(5)和列(6)是总体减资行业的回归结果,列(5)中 *F<sup>ind</sup> × Threat* 与 *F* 的回归系数为 7.312,在 1% 水平下显著;列(6)中 *Comp* 与 *Threat* 的回归系数为 -0.095,在 1% 水平下显著,说明在行业总体减资的情况下,会计信息可比性通过降低经理人职业忧虑而抑制了金融投资行业同群效应。

## 2. 会计信息可比性、学习效应与企业金融投资同群效应

为了验证会计信息可比性通过减少企业信息学习行为从而缓解了金融投资同群效应这一作用路径,本文参照李秋梅等的做法<sup>[6]</sup>并加以改进,选取总资产收益率(*Roa*)、企业年龄(*Age*)、固定资产占比(*Tang*)、市场占有率(*Share*)作为基础衡量指标。首先,采用主成分分析法,在通过相关性分析后,选定旋转后因子载荷矩阵的载荷系数,刻画出 *Strength* 这一指标并进行排序,将年度 - 行业位于 30% 之前的企业定义为领导企业,30% 之后的企业定义为跟随企业,跟随企业越有可能模仿领导企业的决策行为;其次,重新计算出每家企业对应的领导(追随)企业的金融化中位数,检验跟随企业的金融投资对领导企业金融投资变动的反应情况;最后,检验会计信息可比性对信息学习行为的影响作用,具体参见模型(11)和模型(12)。

$$F_{Follow} = \alpha_0 + \alpha_1 F_{Lead} + Control + v \quad (11)$$

$$F_{Follow} = \beta_0 + \beta_1 F_{Lead} + \beta_2 (F_{Lead} \times Comp) + \beta_3 Comp + Control + \kappa \quad (12)$$

模型(11)用以检验年度 - 行业内是否存在信息学习行为,若  $\alpha_1 > 0$ ,则表明跟随企业存在模仿领导企业金融投资的情况;模型(12)用以检验会计信息可比性对行业学习效应的作用效果,若  $\beta_1 < 0$ ,则表明会计信息可比性能够抑制企业的信息学习效应。

为了检验会计信息可比性通过减弱跟随企业对领导企业的信息模仿行为,进而抑制了企业金融投资同群效应这一作用机制,本文依据模型(11)和模型(12)进行回归,并且由于该部分主要验证跟随企业对领导企业金融投资决策的反应情况,因此模型(11)和模型(12)只需要控制企业层面的控制变量,回归结果如表11所示。

在表11中,列(1)和列(2)为全样本的回归结果,列(1)中  $F_{Follow}$  与  $F_{Lead}$  的回归系数为0.238,在1%的水平下显著,表明行业内存在跟随企业模仿领导企业进行金融投资决策的情况;列(2)中  $F_{Lead} \times Comp$  与  $F_{Follow}$  的回归系数为-0.836,表明会计信息可比性通过减弱跟随企业对领导企业的信息模仿行为而抑制了企业金融投资同群效应。列(3)至列(6)是行业金融投资不同变动方向上的回归结果。列(3)和列(4)为总体增资行业的回归结果,列(3)中  $F_{Follow}$  与  $F_{Lead}$  的回归系数为0.100,在1%水平下显著;列(4)中  $F_{Lead} \times Comp$  与  $F_{Follow}$  的回归系数为-0.695,在

表11 会计信息可比性、行业学习效应与金融投资行业同群效应的机制检验

变量	全样本		行业总体增资		行业总体减资	
	$F_{Follow}$	$F_{Follow}$	$F_{Follow}$	$F_{Follow}$	$F_{Follow}$	$F_{Follow}$
	模型(11)	模型(12)	模型(11)	模型(12)	模型(11)	模型(12)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$F_{Lead}$	0.238*** (24.78)	0.239*** (24.85)	0.100*** (7.47)	0.097*** (7.28)	0.088*** (5.98)	0.084*** (5.72)
$F_{Lead} \times Comp$		-0.836*** (-3.77)		-0.695** (-2.40)		-2.489*** (-8.09)
$Lev$	0.000 (1.07)	0.000 (1.01)	0.001* (1.81)	0.001* (1.77)	-0.000 (-0.97)	-0.000 (-1.26)
$Size$	-0.000 (-0.60)	-0.000 (-0.28)	-0.000 (-0.97)	-0.000 (-1.00)	0.000 (0.14)	0.000 (0.28)
$Growth$	0.000** (2.01)	0.000** (2.10)	0.000 (1.64)	0.000 (1.61)	-0.000 (-0.12)	-0.000 (-0.16)
$Tang$	0.000* (1.81)	0.000* (1.68)	0.001 (1.49)	0.001 (1.55)	0.001** (2.48)	0.001** (2.23)
$Roa$	0.001 (0.85)	0.000 (0.20)	-0.002 (-1.21)	-0.001 (-1.12)	0.000 (0.33)	-0.000 (-0.19)
$Fcf$	0.000 (0.33)	0.000 (0.61)	0.002** (2.19)	0.002** (2.12)	-0.001 (-1.08)	-0.001 (-0.82)
$Constant$	-0.001 (-1.32)	-0.003*** (-3.36)	-0.003** (-2.06)	-0.004*** (-3.33)	-0.001 (-1.20)	-0.003*** (-2.80)
Observations	14735	14735	7269	7269	7466	7466
$R^2_{-a}$	0.341	0.341	0.516	0.517	0.360	0.365

5%水平下显著,表明在行业总体增资的情况下,会计信息可比性通过减弱跟随企业对领导企业的信息模仿行为从而抑制了企业金融投资同群效应。列(5)和列(6)为总体减资行业的回归结果,列(5)中  $F_{Follow}$  与  $F_{Lead}$  的回归系数为0.088,在1%水平下显著;列(6)中  $F_{Lead} \times Comp$  与  $F_{Follow}$  的回归系数为-2.489,在1%水平下显著,表明在行业总体减资的情况下,会计信息可比性通过减弱跟随企业对领导企业的信息模仿行为进而抑制了企业金融投资同群效应。

(三) 金融投资行业同群效应的后果研究

金融投资是指企业将资金投入虚拟程度较高的金融、房地产行业,该投资行为本身就具有较高的风险性,并且用于金融投资的部分资金主要来源于银行借贷<sup>[40]</sup>,这不仅会增加企业的财务困境成本,还会“挤出”企业实体产业投入、创新投入等,不利于企业经营业务的发展,进而会增加企业的经营风险<sup>[1]</sup>。同时,有学者研究发现,企业间的模仿行为和同群效应会放大某种行为的负面影响<sup>[41]</sup>。可见,金融投资的行业同群效应可能会增加金融化给企业经营风险造成的消极影响。为验证这一猜想,本文进行如下检验:(1)参照余明桂等的研究<sup>[42]</sup>,本文采用业

$$SDAdjroa_5 = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \left( Adjroa_{i,t} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Adjroa_{i,t} \right)^2}$$

绩波动来衡量企业所面临的经营风险,具体计算方式为:  $SDAdjroa_5$  是经过行业平均值调整过的企业总资产收益率,然后计算企业在每一观测段( $N$ 取5,观测年度分别为第 $t-4$ 期、第 $t-3$ 期、第 $t-2$ 期、第 $t-1$ 期、第 $t$ 期)  $Adjroa$  的标准差,用  $SDAdjroa$  来衡量企业面临的经营风险,该值越大,表示企业面临的经营风险越大。此外,为了更好地捕捉企业跟随行业整体趋势进行金融投资变动给企业经营风险带来的影响,本文进一步构建虚拟变量  $SD$  来衡量企业经营风险的变化情况,具体衡量方式为:若企业第 $t$ 期的经营风险高于第 $t-1$ 期的经营风险,则表示企业的经营风险增大, $SD$ 取1;否则,则表示企业的经营风险减小, $SD$ 取0。(2)借鉴现有研究<sup>[43]</sup>,本文采用企业金融化变动程度  $F$  与企业金融化变动程度  $F^{ind}$  差值的绝对值来衡量  $peer$  同群效应,该值越大,表示企业金融投资同群效应程度越小。(3)本文采用模型(13)并通过  $Logit$  回归来研究金融投资行业同行行为对企业经营风险的影响。

$$SD = \alpha_0 + \alpha_1 peer + Control + \kappa \tag{13}$$

具体地,我们通过观察 *peer* 的系数  $\alpha_1$  来判定金融投资行业同群行为对企业经营风险的影响,回归结果如表 12 所示。本文区分行业总体不同变动方向进行分组回归,列(1)为总体增资行业的回归结果,*peer* 与 *SD* 的回归系数为 -1.353,在 5% 的水平下显著;而在列(2)总体减资行业的回归结果中,*peer* 与 *SD* 的回归系数为 -0.200,并不显著。说明相对于行业总体减资的情境,企业跟随行业总体趋势增加金融投资会增大企业的经营风险。

### 七、研究结论与建议

本文选取 2011—2019 年 A 股非金融、非房地产上市公司为样本,研究企业金融投资行业同群效应的存在性以及会计信息可比性对金融投资同群效应的影响,结果表明:企业金融投资存在明显的行业同群效应,并且会计信息可比性能够抑制金融投资行业同群效应。进一步研究发现,“相对考核机制”给经理人带来的职业忧虑和行业跟随企业向领导企业的学习效应是形成金融投资行业同群效应的主要原因,同时,会计信息可比性通过降低经理人职业忧虑程度、减少跟随企业的学习行为进而抑制了金融投资行业同群效应。在区分总体增加(减少)金融投资行业后研究发现:在总体增加金融投资的行业中,金融投资同群效应增加了企业的经营风险,而同群效应对总体减少金融投资行业的企业经营风险不存在显著影响。

本研究为解决我国上市企业“脱实向虚”提供了新视角,同时也为提高会计信息可比性、抑制金融投资同群效应,进而降低企业金融化程度提供了一定的理论基础,基于此提出以下建议:(1)由于“相对考核机制”给经理人带来的职业忧虑是造成企业金融投资同群效应的主要原因之一,因此股东在制定经理人薪酬契约时,可适当参照在规模、资产收益率、市场占有率等公司特征层面与本企业情况相似企业的契约标准,制定最为合理的契约,以降低经理人对自身薪酬、名誉等的忧虑程度,使经理人能够根据企业实际情况进行理性决策而非盲目跟随,进而抑制企业金融投资行业同群效应,提高决策质量。(2)行业内跟随企业由于自身条件的限制,难以获取对决策有用的私有信息,这会造成跟随企业滥用公共信息,学习、跟随行业内领导企业的决策行为,盲目增加(减少)金融资产配置,造成金融投资行业同群效应,为此,相关部门可给予信息劣势企业一定的政策扶持和补贴,鼓励这些企业加大实业投入、创新投入,而非将企业资本投入到金融、房地产等行业。(3)相对于整体减少金融投资的行业,整体增加金融投资行业的同群行为更有可能增加企业的经营风险,因此政府部门在监管金融化可能带来的风险时,应当考虑金融资产变动方向的异质性,密切关注整体表现为金融投资增加行业的金融投资现状,定期或不定期地考察该行业中企业的金融资产持有情况及金融投资变动情况。

#### 参考文献:

[1] 杜勇,谢瑾,陈建英. CEO 金融背景与实体企业金融化[J]. 中国工业经济,2019(5):136-154.  
 [2] 杜勇,张欢,陈建英. 金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制[J]. 中国工业经济,2017(12):113-131.  
 [3] Hayashi F. Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation[J]. *Econometrica*,1982,50(1):213-224.  
 [4] 江新峰,张敦力. 产业政策:一视同仁还是厚此薄彼——来自企业投资同群效应的证据[J]. 财贸研究,2019(3):15-30.  
 [5] 刘喜和,沈晶晶,周妙雯. 非金融企业金融化的同群效应驱动因素研究[J]. 现代财经,2020(12):50-63.  
 [6] 李秋梅,梁权熙. 企业“脱实向虚”如何传染?——基于同群效应的视角[J]. 财经研究,2020(8):140-155.  
 [7] 许罡,石怀旺,蒋小敏. 同群效应与实体企业金融化[J]. 财经论丛,2020(5):54-64.  
 [8] 袁振超,饶品贵. 会计信息可比性与投资效率[J]. 会计研究,2018(6):39-46.  
 [9] Bushman R M, Smith A J. Financial accounting information and corporate governance[J]. *Journal of Accounting and Economics*,2001,32(1-3):237-333.  
 [10] 李青原,王露萌. 会计信息可比性与公司避税[J]. 会计研究,2019(9):35-42.  
 [11] Simmons J K. A concept of comparability in financial reporting[J]. *The Accounting Review*,1967,42(2):680-692.  
 [12] Cheng C, Agnes S, Zhang H B. Effects of smoothing and comparability on value-relevance of earnings [R]. Working paper, Louisiana State University,2011.  
 [13] 袁知柱,张小曼. 会计信息可比性与企业投资效率[J]. 管理评论,2020(4):206-218.  
 [14] 鲁威朝,杨道广,刘思义. 会计信息可比性、需求差异与跨公司信息传递[J]. 会计研究,2019(4):18-25.

表 12 金融投资行业同群行为对企业经营风险的影响

变量	行业总体增资	行业总体减资
	SD (1)	SD (2)
<i>peer</i>	-1.353 ** (-2.21)	-0.200 (-0.34)
<i>Control</i>	YES	YES
<i>Year Ind Province</i>	YES	YES
Constant	-0.980 *** (-3.11)	-0.256 (-1.13)
Observations	7269	7466
R <sup>2</sup> _a	0.036	0.028

- [15] 郑琦,李常安. 会计信息可比性与新三板公司定向增发[J]. 证券市场导报,2017(10):26-35.
- [16] Chen C W, Collins D W, Kravet T, et al. Financial statement comparability and the efficiency of acquisition decisions[J]. Contemporary Accounting Research,2018,35(1):164-201.
- [17] 刘睿智,刘志恒,胥朝阳. 主并企业会计信息可比性与股东长期财富效应[J]. 会计研究,2015(11):34-40.
- [18] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs, and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4):305-360.
- [19] 江轩宇,申丹琳,李颖. 会计信息可比性影响企业创新吗[J]. 南开管理评论,2017(4):82-92.
- [20] 雷啸,唐雪松. 会计信息可比性与公司违规行为[J]. 财经论丛,2021(1):64-74.
- [21] 胥朝阳,刘睿智. 提高会计信息可比性能抑制盈余管理吗? [J]. 会计研究,2014(7):50-57+97.
- [22] 李青原,王露萌. 会计信息可比性与上市公司业绩预告外溢效应[J]. 经济管理,2020(5):173-194.
- [23] 彭博,王满,马勇. 客户集中度、环境不确定性与投资趋同[J]. 现代财经,2018(8):16-30.
- [24] 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):41-48+96.
- [25] 赵懿清,张悦,胡伟洁. 政府控制、经济周期与企业投资趋同行为[J]. 经济与管理研究,2016(11):11-21.
- [26] 赵懿清,张悦. 宏观经济波动、产权性质与企业投资趋同行为[J]. 华东经济管理,2017(3):117-123.
- [27] 张成思,张步县. 中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角[J]. 经济研究,2016(12):32-46.
- [28] Smallwood D E, Conlisk J. Product quality in markets where consumers are imperfectly informed[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1979, 93(1):1-23.
- [29] Albuquerque A. Peer firms in relative performance evaluation[J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48:69-89.
- [30] 方军雄. 企业投资决策趋同:羊群效应抑或“潮涌现象”? [J]. 财经研究,2012(11):92-102.
- [31] Maug E, Naik N. Herding and delegated portfolio management: The impact of relative performance evaluation on asset allocation[R/OL]. Working Paper, [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=7362](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=7362), 1995.
- [32] Stein J. Efficient capital markets, inefficient firms: A model of myopic corporate behavior[J]. Quarterly Journal of Economics, 1989, 104(4):655-669.
- [33] Bo H. Herding in corporate investment: UK evidence[R]. Working Paper, SOAS University of London, 2006.
- [34] Scharfstein D S, Stein J C. Herd behavior and investment[J]. American Economic Review, 1990, 80(6):465-479.
- [35] De Franco G, Kothari S P, Verdi R S. The benefits of financial statement comparability[J]. Journal of Accounting Research, 2011, 49(4):895-931.
- [36] Holmstrom B, Milgrom P. Aggregation and linearity in the provision of intertemporal incentives[J]. Econometrica, 1987, 55(2):303-328.
- [37] Knyazeva A, Knyazeva D, Morck R, et al. Comovement in investment[R/OL]. Working Paper, <http://papers.ssrn.com/abstract=1017323>, 2008.
- [38] 刘鑫,薛有志. CEO 继任、业绩偏离度和公司研发投入——基于战略变革方向的视角[J]. 南开管理评论,2015(3):34-47.
- [39] 崔静,冯玲. 职业忧虑、高管薪酬-业绩敏感性与企业创新——基于新任 CEO 视角[J]. 华东经济管理,2017(1):136-142.
- [40] Kliman A, William S D. Why financialisation hasn't depressed U. S. productive investment[J]. Cambridge Journal of Economics, 2015, 39(1):67-92.
- [41] Lieberman M B, Asaba S. Why do firms imitate each other? [J]. Academy of Management Review, 2006, 31(2):366-385.
- [42] 余明桂,李文贵,潘红波. 管理者过度自信与企业风险承担[J]. 金融研究,2013(1):149-163.
- [43] 杜勇,刘婷婷. 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,2021(4):11-27.

[责任编辑:王丽爱]

## Research on the Same Group Effect of Corporate Financial Investment: Based on the Perspective of Comparability of Accounting Information

WANG Xiaoliang, WANG Jin, LI Ying

(School of Accounting, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030000, China)

**Abstract:** This paper selects Chinese A-share non-financial and non-real estate listed companies from 2011 to 2019 as samples to study whether corporate financial investment has industry cluster effect and the impact of accounting information comparability on industry cluster effect of financial investment. The results show that the financial investment of enterprises has the industry cluster effect, and the comparability of accounting information can restrain the industry cluster effect. In further analysis, this conclusion is still true after differentiating the different directions of increasing (decreasing) financial investment in the industry as a whole. At the same time, comparability of accounting information can reduce managers' occupational anxiety and information learning behavior in the industry, and thus inhibiting the industry clustering effect of financial investment. The research results of this paper provide a new micro perspective for the existence of the financialization phenomenon of China's real enterprises, and also a new way to solve the cluster effect of financial investment in the industry.

**Key Words:** financialization; financial investment; comparability of accounting information; conglomeration effect of financial investment; enterprise operational risks; manager professional anxiety; industry learning effect