

# 机构投资者介入与公司现金股利支付

——基于融资约束视角

袁奋强(副教授), 陶蕾花

**【摘要】** 由于机构投资者能够有效缓解信息不对称所带来的逆向选择问题, 其在我国资本市场中的治理效应日渐凸显。那么, 在差异性融资约束条件下, 机构投资者的介入会对公司现金股利分配行为产生怎样的影响? 研究发现: 有机构投资者介入的公司更倾向于现金股利支付, 且随着企业融资约束程度的降低, 有机构投资者介入的企业会进一步提高现金股利支付水平; 机构投资者高介入公司的现金股利支付水平要高于低介入公司, 且机构投资者的高介入又强化了融资约束对公司现金股利支付水平的影响; 随着机构投资者持股比例的提高, 与强股权制衡公司相比, 弱股权制衡公司的现金分红水平提高更为显著; 在弱股权制衡条件下, 随着融资约束的强化, 机构投资者的介入放宽了公司现金股利支付的选择; 在强股权制衡条件下, 无论融资约束强弱, 机构投资者介入与公司现金股利支付之间不具有显著的相关关系。

**【关键词】** 融资约束; 机构投资者; 股权制衡; 现金股利; 信息不对称

**【中图分类号】** F832.48

**【文献标识码】** A

**【文章编号】** 1004-0994(2018)24-0074-9

## 一、引言

现金股利政策作为企业投融资选择的重要组成部分, 一直是国内外学者、公司管理层和投资者研究及关注的焦点, 也是我国资本市场和公司治理研究中频率最高的议题之一<sup>[1][2][3]</sup>。为了破解“股利之谜”, 国内外学者基于我国制度背景, 从不同视角对我国上市公司现金股利政策的选择进行了持续和深入的探讨。由于我国资本市场发展的阶段性和特殊性, 我国资本市场不管是交易制度规范性、投资者结构合理性、法律法规监管有效性, 还是投资回报稳定性等方面都不够成熟, 上市公司普遍存在主动分红意愿不强、持续性较差等问题。为了改变国内上市公司低分红乃至不分红的这种由来已久的积习<sup>[4][5]</sup>, 证监会多年来密集出台和调整了半强制分红政策。与此同时, 国务院、国资委等也相继出台了多项政策鼓励、引导并督促上市公司分红。虽然随着监管力度的加大, 分红上市公司比例得以提高, “铁公鸡”公司

有所减少, 但较少现金分红的“门槛”股利与“微股利”的上市公司却明显增多<sup>[6]</sup>。

依靠政府“有形之手”进行市场调控并不是解决这一问题的长久之计, 公司内部治理机制的完善才是解决公司分红问题的有效选择。机构投资者作为非常有效的公司治理机制, 其在资本市场中发挥着至关重要的作用。美国资本市场对此做出了很好的诠释<sup>[6][7]</sup>。20世纪后期, 以基金为代表的机构投资者在我国迅速崛起。2001年, 证监会提出“超常规发展机构投资者”的重大发展决定, 再加上分类表决、IPO询价和股权代理等一系列制度的出台, 机构投资者掌握了更丰富的信息渠道、更专业化的知识、更多的话语权和更强的制衡控股股东的能力<sup>[8][9][10][11]</sup>。机构投资者成为我国上市公司十大股东之一的现象也比比皆是<sup>[12]</sup>。2003年, 机构投资者持股比例超过1%的上市公司仅467家, 到了2015年第三季度, 机构投资者持股比例超过50%的上市公司有934家, 超过5%的公司则达到了2533家。机构投资者的持续介入,

为上市公司股权结构和治理环境的优化带来了革命性的变化。那么,我国机构投资者能否有效改善公司治理结构,在不同的融资约束下其能否对公司现金股利分配发挥积极作用,能否遏制上市公司的“超额派现”和“无派现”的非理性股利分配行为?本文旨在为完善公司治理结构,促进机构投资者结构合理化,培育“积极回报投资者”的分红理念,营造良好的资本市场环境提供经验证据。

本文的研究贡献包括:其一,与国内已有关于机构投资者与现金股利的文献不同,本文从融资约束的视角考察了机构投资者介入与否以及介入程度高低与现金股利分配行为选择之间的关系,据此可以拓展和深化对公司股利分配问题的理解,补充关于公司治理、股利政策理论的相关文献。其二,从股权制衡的视角出发,考察了差异性融资约束条件下,机构投资者介入程度与现金股利分配行为之间的关系。进一步细化了对于机构投资者介入与现金股利两者之间关系的研究,丰富了相关领域的学术文献和经验证据。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)融资约束下的机构投资者介入与现金股利

融资问题已经成为影响我国经济发展、制约经济转型和升级的重要瓶颈之一<sup>[13]</sup>。世界银行对80个国家的非金融企业进行调查发现,中国有75%的非金融类上市企业认为融资约束是制约其发展的主要瓶颈,在所有被调查国家的企业中占比最高。按照啄食理论,信息不对称造成公司融资成本的差异,融资成本的高低则决定了融资约束程度。信息不对称所带来的融资约束问题实质又与流动性约束紧密关联<sup>[14]</sup>。随着企业外部融资约束程度的加大,企业所面临的流动性约束就会进一步提升,融资成本也随之提高。公司所受外部融资约束越大,公司对内部现金流的依赖性也就越强<sup>[15]</sup>。现金股利政策作为企业内源性融资政策选择的重要组成部分,当内源性融资政策成为企业优先选择的对象时,企业可能会减少现金股利发放。

现金股利不仅受限于企业的融资约束程度,还与公司治理水平和投资机会等密切相关。关于现金股利政策选择的研究常常陷入两个矛盾的理论,即“掏空理论”和“自由现金流理论”。支持“掏空理论”的学者认为:现金股利分配通常异化为控股股东实现“掏空”的手段<sup>[16]</sup>、内部人掠夺的工具<sup>[17]</sup>或通过

忽视中小投资者的偏好来迎合大股东的需求<sup>[18]</sup>。推崇“自由现金流理论”的学者认为,现金股利的发放耗用了公司内部资金,迫使企业进行外部再融资,外部资本市场有助于企业接受市场监督、缓解代理成本<sup>[19]</sup>。正常派现作为一种理性派现行为,往往会提高代理效率与公司价值<sup>[20]</sup>。所以,现金股利政策能抑制大股东掏空动机,并激励大股东和管理层优化现金股利政策、缓解自由现金流的代理成本,进而实现公司资源的有效配置<sup>[21][22]</sup>。然而现实并不美好,当管理层有控制资源的动机时,现金股利的选择并不符合其最优决策原则,故其更愿意以过度投资等形式<sup>[23][24]</sup>来实现商业帝国的构建。

那么,在我国资本市场中,公司是基于什么目的来选择现金股利政策呢?本文与杨宝、袁天荣<sup>[11]</sup>等学者持有相同的观点,即在现金股利分配渠道不畅、强制分配政策不断加码的我国资本市场,更多存在的是现金股利分配不足,而不是过度分配问题。在这种现实背景下,现金股利很难成为大股东实施“壕沟效应”的有效载体。由此,众多学者认为我国资本市场现金股利分派符合“自由现金流理论”缓解代理成本的论断。然而,当现金股利分派不足时,“自由现金流理论”的效应会大打折扣。为了凸显这种效应,除强制性分红政策规制外,公司治理结构的完善是不可或缺的选择。机构投资者作为公司治理的重要力量,不仅可以参与股东大会投票<sup>[25]</sup>,通过公司经营及财务补救来改善公司业绩,还可以增加红利<sup>[26][27]</sup>。随着机构投资者持股比例的提高,其与公司股利支付呈现出显著的正相关效应<sup>[28][29]</sup>。在机构持股比例较高的公司中,机构投资者会更好地监督管理者与投资者分享利益<sup>[8]</sup>,而在机构持股比例较低的公司中,机构投资者缺乏改变公司决策的能力,通常扮演利益攫取者的角色<sup>[30]</sup>。尽管如此,仍有不少学者通过研究发现,机构投资者与现金股利分配之间并没有显著的相关关系。如,Agarwal等<sup>[31]</sup>通过对德国上市公司数据的研究发现,机构投资者对现金股利没有偏好,其持股比例与分红政策无关。我国一些学者也得出了类似的观点。甚至有极少数学者认为机构投资者的持股比例越高,上市公司的分配力度越小、分配倾向越弱<sup>[32]</sup>。

总的来看,虽然有学者认为机构投资者介入对公司没有影响或有负面影响,但其能够成为监督管理层的重要外部治理力量已得到广泛认可。西方机构投资者主要采取非正式对话、递交股东议案、行使

代理投票权、对被投资公司实施监控、争夺代理权等方式参与公司治理、实现自身权益。其中,通过影响公司分红进而发挥其治理功能更是机构投资者的一种理性选择。在我国特殊国情下,分红水平偏低等现象普遍存在。那么,当企业存在融资约束困境时,为了更加有效地实现“自由现金流理论”,具有前瞻性的机构投资者介入能否依据企业的融资环境适时做出决策,进而影响企业现金分红水平呢?

据此,本文提出以下假设:

假设 1a: 有机构投资者介入的公司更倾向于进行现金股利支付,且随着企业融资约束程度的降低,机构投资者的介入会提高现金股利支付水平。

假设 1b: 有机构投资者介入的公司并无显著的现金股利支付倾向,且企业融资约束程度的变化也不会改变机构投资者介入与公司现金股利支付之间的关系。

假设 2a: 机构投资者高介入公司的现金股利支付水平要高于低介入的公司,且机构投资者的高介入强化了融资约束对公司现金股利支付水平的影响。

假设 2b: 机构投资者高介入公司的现金股利支付水平与低介入公司之间无显著性差异,同时机构投资者的高介入并不对融资约束与公司现金股利支付水平产生影响。

## (二) 股权制衡下的机构投资者介入与现金股利

进一步来看,虽然现金股利政策的选择并不是大股东实施“掏空”行为的必要路径,但现金股利分配不足所引发的“自由现金流理论”的不彰,同样影响堪忧。不管是“掏空理论”还是“自由现金流理论”,都与两种代理问题密切相关,而这两种代理问题比重的高低又受股权集中度和股权制衡度的影响。由此可以看出,现金分红形式和程度的选择必然与股权结构息息相关。

较早研究股权集中度与现金股利支付关系的学者 Rozeff<sup>[33]</sup>认为,公司股权越分散,股利支付率就越高。但 La Porta 等<sup>[34]</sup>在搜集了 33 个国家将近 4000 家上市公司 1996 年的股利支付数据进行研究后,认为第一大股东持股比例与股利支付率并不是简单的线性关系,而是存在“倒 U 型”关系。张俊民等<sup>[35]</sup>发现,股权集中度较高的上市公司在金融危机期间倾向于支付更多的现金股利以满足大股东对现金的需求。虽然第一大股东和管理层能够对公司现金分红选择产生重大影响,但是外部大股东可以对控股股

东及内部管理层进行制衡监督,并通过抑制企业的非理性行为来保障中小股东利益<sup>[9]</sup>。Gugler 等<sup>[36]</sup>通过对德国上市公司的实证研究发现,第一大股东持股比例与现金股利支付水平负相关,而第二大股东持股比例与股利支付率正相关,制衡股东的存在弱化了控股股东谋取私利的行为。许文彬等<sup>[37]</sup>的研究也得出了相同的结论,即股权制衡度高的公司可以弱化控股股东通过关联交易谋取私利的行为,高派现的股利政策成为其获取投资收益的主要手段。由此可见,第一大股东出于自身利益最大化的考虑来进行现金股利的分配,而股权制衡度的高低又成为约束其现金分红的重要力量。

机构投资者作为股权制衡治理中的一环,其力量的发挥不仅受制于自身持股比例,而且受限於企业整体的股权制衡度。在股权制衡度相对较高的背景下,由于机构投资者对控股股东的监督作用无法有效发挥<sup>[38]</sup>,所以其对公司现金股利分配的选择也无明显的影响。在股权制衡度较低的公司,随着机构投资者持股比例的不断上升,机构投资者在影响公司经营决策、提升公司治理水平方面的能力更加突出,对股利分配政策选择的影响也逐渐增强。当企业面临较强的融资约束时,机构投资者作为公司治理的重要组成部分,其更大的职能是实现企业价值增长,因此其会放宽公司现金股利分配的选择。所以,在股权制衡度及机构投资者介入存在差异时,融资约束的不同会进一步放大或压缩上述力量的作用空间。

据此,本文提出以下假设:

假设 3: 随着机构投资者持股比例的提高,与强股权制衡公司相比,弱股权制衡公司的分红水平提高更显著。

假设 4: 弱股权制衡条件下,随着融资约束的强化,机构投资者的介入放宽了公司现金股利支付的选择,即会降低对公司现金股利支付的约束要求。

假设 5: 强股权制衡条件下,无论融资约束强弱,机构投资者介入与公司现金股利支付之间不具有显著相关性。

## 三、研究设计

### (一) 样本选择及数据来源

本文以 2010~2014 年间沪深交易所主板上市的所有 A 股公司作为样本。以 2010 年作为研究的起点,因为此后是我国分红监管的细化阶段。在经历了

空白期与量化期后,对细化监管期的公司现金股利分配问题进行研究具有更强的现实意义。同时,对研究样本做如下筛选:首先,由于股票类型不同,在股利政策选择时会有所差异,从而影响研究结果,故剔除同时发行B股、H股以及境外上市的公司;其次,由于ST和\*ST类上市公司在连续亏损后分红数据会出现异常,故剔除;再次,由于金融上市公司在资本结构、财务数据、业务活动等方面具有明显的行业特性,所以也予以剔除;最后,剔除数据不全和异常的上市公司。另外,本文数据主要来自于CSMAR和RESSET数据库,根据数据筛选条件,共得到1141家上市公司合计7055个样本数据。为控制异常值的影响,本文对主要研究变量上下1%的数据采取了Winsorize处理。

## (二)变量选取与定义

**1. 被解释变量。**本文借鉴魏志华等<sup>[6]</sup>的研究,以每股现金股利(Dps)作为公司现金分红水平的度量指标。该指标值越大,表明公司现金分红水平越高。

### 2. 解释变量。

(1)股权制衡度。目前学术界对股权制衡度的衡量有两种形式,一种为绝对数,即制衡股东持股比例和,如党红<sup>[39]</sup>用第二至第五大股东持股比例之和作为股权制衡度的衡量指标;一种为相对数,如黄渝祥等<sup>[40]</sup>用第二至第五大股东持股比例之和与第一大股东持股比例的比值衡量股权制衡度,本文用后者作为研究分组依据。

(2)机构介入。本文分别采用机构投资者是否介入、机构投资者介入程度和机构持股比例作为机构投资者介入的衡量指标。其中,机构投资者是否介入为虚拟变量,用于度量机构是否持有上市公司股票;以某一样本年度中每个行业机构持股比例均值为度量标准,大于均值为高介入,反之为低介入,设置机构投资者介入程度的虚拟变量;机构持股比例计算方法为该公司基金、合格境外投资者、券商、保险、社保基金、信托、财务公司的持股比例合计数。

(3)融资约束。Kaplan等<sup>[41]</sup>以1970~1984年间具有融资约束的49家公司为样本,综合定性和定量信息后,对根据融资约束程度分组的样本进行有序Logit回归,并得到回归系数。Lamont等<sup>[42]</sup>采用上述系数,通过更为广泛的公司样本构建了融资约束程度判别指数KZ。KZ指数越大,表示企业所受融资约束程度越高。学者魏志华等<sup>[6]</sup>借鉴Kaplan等<sup>[41]</sup>的设

计方法,以2007~2010年我国上市公司为样本构建了中国企业的KZ指数。本文也参考了Kaplan等<sup>[41]</sup>、魏志华等<sup>[6]</sup>的方法,在部分修正的基础上,以2010~2014年上市公司为样本构建了融资约束程度判别指数。具体修正方法如下:在变量方面,以每股现金股利替代现金股利除以上期总资产;在取值方面,鉴于托宾Q值是资本市场对企业的价值评价,企业托宾Q值越大其融资约束则越小。所以,本文对托宾Q的取值采用如下标准,即如果托宾Q值大于中位数则取0,否则取1。其他变量界定及计算不变。

具体公式如下:

$$KZ = -7.744Opcash - 2.583Dps - 6.126CAH + 2.373LV - 0.127TobinQ$$

其中:Opcash为当期经营活动现金流与滞后一期固定资产的比值;TobinQ为托宾Q值;LV为资产负债率;Dps为每股现金股利;CAH为当期现金与现金等价物持有量与滞后一期固定资产的比值。KZ指数值越大,表明公司融资约束程度越高。计算结果见表1。

表1 中国上市公司融资约束程度(KZ)

	Opcash	Dps	CAH	LV	TobinQ	Adj-R <sup>2</sup>	Chi <sup>2</sup>
KZ	-7.744*** (-28.50)	-2.583*** (-14.31)	-6.126*** (-29.38)	2.372*** (25.98)	-0.127*** (-27.19)	0.1502	3581.27

注:括号内为t值,\*\*\*表示在1%的水平上显著。

**3. 控制变量。**除机构投资者持股与股权制衡以外,根据现金股利支付的影响因素以及众多学者的研究结论,本文主要选取现金流状况、盈利能力、企业成长性、企业规模和独立董事比例等指标作为控制变量,并考虑样本数据所在年度和行业的差异。具体变量的选取与定义如表2所示。

## (三)模型设定

基于前述的理论假设,为验证“融资约束、机构投资者介入与现金股利分配”三者以及在考虑股权制衡以后上述变量间的关系,特构建如下多元回归模型来检验本文提出的假设:

$$Dps = \alpha_0 + \alpha_1 Jg1 + \alpha_2 KZ + \alpha_3 KZ \times Jg1 + Controls + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Dps = \beta_0 + \beta_1 Jg2 + \beta_2 KZ + \beta_3 KZ \times Jg2 + Controls + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$Dps = C_0 + C_1 Inst + C_2 KZ + C_3 KZ \times Inst + Controls + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中: $\alpha_0$ 、 $\beta_0$ 、 $C_0$ 是截距项; $\alpha_1 \sim \alpha_3$ 、 $\beta_1 \sim \beta_3$ 、 $C_1 \sim$

**表 2 变量选取与定义**

变量性质	变量名称	符号	定义
被解释变量	现金股利分配	Dps	每股现金股利
解释变量	机构投资者是否介入	Jg1	以机构投资者是否持股设置虚拟变量, Jg1=1 表示介入, Jg1=0 表示未介入
	机构投资者介入程度	Jg2	以机构投资者持股高低设置虚拟变量, Jg2=1 表示高介入, Jg2=0 表示低介入
	机构投资者持股比例	Inst	基金、合格境外投资者持、券商、保险、社保基金、信托、财务公司持股比例合计数
	融资约束	KZ	根据前文所列公式计算而得
控制变量	现金流状况	Cps	当年经营活动现金净流量/上市公司总股数
	盈利能力	Roe	年度净利润/年末净资产
	企业规模	Size	公司年末资产总额的自然对数
	独立董事比例	Inddir	独立董事人数/公司董事人数
	企业成长性	Opeint	(年末主营业务收入-年初主营业务收入)/年初主营业务收入
	行业变量	Industry	参照证监会行业分类标准, 设置 17 个虚拟变量
年度变量	Year	选取 2010 年为参照年, 构建 5 个虚拟变量	

C<sub>3</sub> 是各变量系数; ε 是残差项; Controls 为一组控制变量。

**四、实证检验与分析**

**(一)描述性统计**

表 3 为变量描述性统计结果。从表 3 来看, 样本数据每股现金股利的均值为 0.089 元, 现金股利分配的中位数仅为 0.04 元, 不到平均值的一半, 说明我国上市公司分红水平偏低; 而标准差为 0.191, 表明现金股利波动较大, 不同公司的现金股利分配政策具有较大差异。机构投资者持股比例均值为 0.061, 最大值为 0.63, 最小值为 0, 有些上市公司

机构投资者持股比例达到样本均值的 10 倍, 可见我国机构投资者持股比例差异巨大, 且普遍持股比例不高。融资约束的最大值和最小值分别为 6977 和 -68.15, 标准差高达 132, 表明我国上市公司所面临的融资约束差异较大。控制变量方面, 现金流状况均值为 0.337, 说明我国上市公司有实施现金分红的能力。盈利能力和企业成长性均值分别为 5.51 和 26.83, 说明我国上市公司有良好的盈利能力和成长能力。独立董事比例的最小值为 0.125, 最大值为 0.8, 说明样本公司在受监管程度上存在着较大的差异。

**表 3 变量描述性统计**

变量	均值	中值	最小值	最大值	标准差
Dps	0.089	0.04	0	6.419	0.191
KZ	125.3	120.7	-68.15	6977	132
Inst	0.061	0.029	0	0.63	0.08
Cps	0.337	0.251	-16.34	66.36	1.299
Roe	5.51	7.341	-5481	448.5	90.37
Size	21.98	21.91	13.08	27.55	1.3
Inddir	0.37	0.333	0.125	0.8	0.056
Opeint	26.83	10.75	-100	36753	489.6

**(二)相关性分析**

表 4 为变量的相关系数, 左下方列示的是 Pearson 相关系数, 右上方列示的是 Spearman 相关系数。从结果来看, 机构投资者持股比例与现金股利分配显著正相关, 说明机构投资者介入提高了上市公司分红的积极性。同时, 变量间的相关系数均低于 0.5, 且方差膨胀因子 (VIF) 也均小于经验值 5, 因此可以排除变量间存在严重多重共线性的可能。

**表 4 变量相关性分析**

变量	Dps	Inst	Cps	Roe	Size	Inddir	Opeint	KZ
Dps	1	0.391***	0.333***	0.556***	0.303***	-0.033***	0.166***	-0.185***
Inst	0.255***	1	0.221***	0.375***	0.293***	0.029**	0.184***	-0.074***
Cps	0.315***	0.136***	1	0.277***	0.187***	-0.023***	0.075**	-0.054***
Roe	0.058***	0.050***	0.018	1	0.187***	-0.005	0.347***	-0.070***
Size	0.222***	0.191***	0.106***	0.055***	1	0.030**	0.054***	0.446***
Inddir	-0.016	0.003	-0.023**	-0.017	0.026**	1	-0.002	-0.003
Opeint	-0.004	-0.006	-0.01	0.003	-0.032***	-0.006	1	0.027
KZ	-0.084***	-0.067***	-0.037***	-0.091***	-0.029**	-0.008	0.018	1

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。下同。

**(三)每股现金股利均值差异分析**

首先, 本文依据机构投资者是否持有上市公司

股票将样本分为机构投资者介入组(Jg1=1)与机构投资者未介入组(Jg1=0);其次,将机构投资者介入的样本又分为高介入组(Jg2=1)和低介入组(Jg2=0),其中,机构投资者持股比例高于某一样本年度行业持股比例均值的划分为高介入组,其余的则划分为低介入组;最后,将机构投资者介入(Jg1=1)的样本以股权制衡度(Sh1)即第二至第五大股东持股比例和与第一大股东持股比例的比值作为分组标准,股权制衡度大于等于1(Sh1≥1)的为高制衡组,反之(Sh1<1)为低制衡组。采用独立样本T检验法对三组每股股利的均值进行差异分析,结果如表5所示。

**表5 单变量均值差异分析**

dps	均值	均值之差	T值
机构介入(Jg1=1)	0.096	0.080	9.809***
机构未介入(Jg1=0)	0.016		
机构高介入(Jg2=1)	0.158	0.095	18.949***
机构低介入(Jg2=0)	0.063		
高股权制衡(Sh1≥1)	0.106	0.012	1.678*
低股权制衡(Sh1<1)	0.094		

从表5可以看出,第一,机构未介入组的样本均值显著低于机构介入组的样本,说明机构未介入公司的每股现金股利较低。从单变量比较来看,初步支持了假设1a的相关观点。第二,机构高介入组的样本均值显著高于机构低介入组的样本均值,说明机构投资者高介入的公司相较低介入的公司能够更有效地提高现金股利分配水平,此差异分析初步支持假设2a。第三,股权制衡度大于和等于1的样本,其派现水平的均值显著高于股权制衡度小于1的样本,说明股权制衡度高的上市公司现金分红水平较高,单变量差异分析为假设4和假设5提供了基础支撑。

#### (四)多元回归分析

**1. 机构投资者是否介入对现金股利分配的影响。**本文根据模型(1)对不考虑机构投资者介入和考虑机构投资者介入的样本进行回归。为了保证结果的稳健性,消除不可观测因素带来的影响,采用聚类稳健标准误对模型(1)进行回归。从表6的回归结果来看,在不考虑机构投资者介入与否的情况下,企业所面临的融资约束与现金股利分配呈显著负相关关系。进一步加入机构投资者是否介入的变量,并考虑其与融资约束的交互项后,发现有机构投资者介入的公司更倾向于现金股利分配,但是随着企业融资

约束程度的强化,机构投资者又会放松对现金股利分配的诉求,检验结果与假设1a一致。

**表6 机构投资者是否介入下的现金股利分配**

变量	全样本	
	(1)	(2)
C	-0.617*** (-4.70)	-0.637*** (-4.93)
KZ	-0.0005*** (-4.92)	-0.0003*** (-3.99)
Jg1		0.020** (2.55)
Jg1×KZ		-0.0002*** (-2.79)
控制变量	控制	控制
P	0.0000	0.0000

注:括号内为t值。下同。

**2. 机构投资者介入程度对现金股利分配的影响。**本文根据模型(2),分别对机构投资者介入程度(持股比例)、融资约束与现金股利分配之间的关系进行了回归分析。从表7第(3)列的回归结果可见,当不考虑机构投资者介入程度时,企业所面临的融资约束与现金股利分配呈显著的负相关关系。在加入机构投资者介入程度变量,并考虑其与融资约束的交互项后,由第(4)列的回归结果可见,机构投资者高介入的公司更倾向于现金股利分配,但是随着企业面临的融资约束的加大,机构投资者又会放松对现金股利分配的诉求,其检验结果与前文假设一致。

为了使回归结果更具稳健性,本文对机构投资者持股比例与现金股利分配之间的关系做了进一步分析。从第(5)列的回归结果来看,虽然机构投资者持股比例与现金股利之间的正相关关系不显著,但也十分接近10%的显著性水平,上述现象可能与股权制衡度的影响有很大关系。为此,在下文还将按照股权制衡度的不同对机构投资者持股比例与现金股利分配之间的关系做更进一步的分析。从第(6)列的回归结果来看,在加入机构投资者持股比例与融资约束的交互项后,可以发现随着机构投资者持股比例的提高,公司更倾向于进行现金股利分配。但是当企业面临的融资约束程度进一步强化时,机构投资者又会放松对现金股利分配的诉求,检验结果与假设2a一致。

**3. 不同股权制衡度水平下机构投资者介入对现金股利分配的影响。**本文根据模型(3),分别考察

表 7 机构投资者介入程度及持股比例对现金股利分配的影响

变量	机构投资者介入程度		机构投资者持股比例	
	(3)	(4)	(5)	(6)
C	0.108*** (4.87)	0.100*** (4.85)	0.104*** (4.65)	0.089*** (4.38)
KZ	-0.0004*** (-3.42)	-0.0004*** (-3.46)	-0.0003*** (-3.41)	-0.0004*** (-2.84)
Jg2		0.022** (2.26)		
Jg2×KZ		-0.0001 (-1.61)		
Inst			0.050 (1.42)	0.269*** (3.08)
Inst×KZ				-0.002** (-2.22)
控制变量	控制	控制	控制	控制
P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

高股权制衡和低股权制衡情况下,机构投资者持股比例、融资约束与现金股利分配之间的相关关系。从表 8 高股权制衡组的回归结果来看,不管是机构投资者持股比例,还是其与融资约束的交互项,均与现金股利分配无显著的相关关系,这表明在高股权制衡条件下,机构投资者的治理效应在弱化。此检验结果与前文假设 3 和假设 5 比较一致。从表 8 低股权制衡组的回归结果来看,不管是机构投资者持股比例,还是其与融资约束的交互项,均与现金股利分配存在显著的相关关系。从第(10)列可知,在低股权制衡条件下,机构投资者能够发挥积极的治理效应,提高公司现金分红比例。在第(11)列加入融资约束变量后,机构投资者的积极治理效应未发生改变。在考虑融资约束与机构投资者持股的交互项后,可以从第(12)列发现,当企业面临的融资约束程度进一步加大时,机构投资者又会放松对现金股利分配的诉求,检验结果与假设 4 一致。

(五)稳健性检验

为了解决变量“自我选择”产生的内生性问题,本文利用 Rosenbaum、Rubin<sup>[43]</sup>的倾向得分匹配方法,将机构投资者介入与否、介入程度作为分组条件,通过倾向得分值找到与处理

组相对应的控制组后进行配对分析。PSM 方法的使用可以有效降低样本选择偏误,消除控制变量等可观察因素对研究变量的混杂偏移<sup>[44]</sup>。本文首先描述了机构投资者介入与否条件下,基于半径匹配而得到的各变量匹配前后的基本状况,然后进行 T 值检验,从结果来看:在采用倾向得分值进行匹配前,比较各变量的均值 T 检验,可以发现除了独立董事比例和企业成长性,其他各变量的均值存在显著性差异,而经过匹配后处理组和控制组变量均值差异并不显著,表明平行性假设得到有效满足。另外,本文也反映了在机构投资者介入程度高低分组条件下,基于半径匹配得到的各变量匹配前后的基本状况。从 T 值检验来看,在采用倾向得分值进行匹配前,各变量的均值 T 检验存在显著性差异。而经过匹配后,处理组和控制组变量均值差异除了融资约束和企业规模外,其余并不显著。同时,融资约束和企业规模均值差异性也显著下降,表明平行性假设基本得到有效满足。

由表 9 得到的结果可知,在机构投资者介入与否、介入程度高低分组中,有机构投资者介入以及机构投资者高介入的企业,其现金股利支付显著高于非介入和低介入的企业,与前文实证研究结论一致。

表 8 差异股权制衡下机构投资者持股对现金股利分配的影响

变量	高股权制衡			低股权制衡		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
C	-0.183 (-0.67)	-0.431 (-1.42)	-0.522* (-1.69)	-0.646*** (-4.05)	-0.841*** (-4.69)	-0.834*** (-4.70)
Inst	-0.073 (-0.87)	-0.078 (-0.94)	0.189 (0.72)	0.094** (2.54)	0.095** (2.52)	0.335*** (2.91)
KZ		-0.001*** (-2.72)	-0.0004** (-2.45)		-0.001*** (-5.22)	-0.0005*** (-4.45)
KZ×Inst			-0.002 (-0.93)			-0.002** (-2.16)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
P	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

表 9 不同分组条件下机构投资者介入对现金股利分配的影响

因变量	机构类型	样本匹配	处理组	控制组	差距	标准误	T 值
Dps	介入与否	匹配前	0.0901	0.0180	0.0721	0.0059	12.28***
		ATT	0.0902	0.0461	0.0188	0.0073	2.56**
Dps	介入程度高低	匹配前	0.1430	0.0623	0.0807	0.0033	24.35***
		ATT	0.1424	0.1098	0.0326	0.0041	8.01***

另外,前文在考察高股权制衡条件下,机构投资者持股比例、融资约束与现金股利分配之间的相关关系时,未曾考虑机构投资者自身的股权制衡效应。为了消除上述影响,本文首先删除机构投资者持股比例超过15%的公司,然后对高股权制衡样本组进行回归,结果与前文实证研究结论一致,限于文章篇幅,具体结果未予列示。

## 五、结论

由于机构投资者掌握了更丰富的信息渠道、更专业化的知识、更多的话语权和更强的制衡控股股东的的能力,所以其能够有效缓解信息不对称所带来的逆向选择问题,凸显了机构投资者在我国资本市场的治理效应。那么,在差异性融资约束条件下,机构投资者的介入会对公司现金股利分配行为产生怎样的影响?有鉴于此,本文通过对有关文献的整理分析,结合我国上市公司的分红现状,在控制公司特征因素的基础上,考虑融资约束差异和股权制衡度高低的限定后,分析了机构投资者是否介入以及机构投资者介入程度对公司现金股利分配的影响。本文的主要结论如下:①有机构投资者介入的公司更倾向于现金股利支付,且随着企业融资约束程度的降低,机构投资者的介入提高了现金股利支付水平。②机构投资者高介入公司的现金股利支付水平要高于低介入的公司,且机构投资者的高介入强化了融资约束对公司现金股利支付水平的影响。③随着机构投资者持股比例的增加,与强股权制衡公司相比,弱股权制衡公司的现金分配水平提高更为显著。④在弱股权制衡条件下,随着融资约束的加大,机构投资者的介入放宽了公司现金股利支付的选择;在强股权制衡条件下,无论融资约束强弱,机构投资者介入与公司现金股利支付之间均不具有显著相关性。

### 主要参考文献:

- [1] 谢德仁. 企业分红能力之理论研究[J]. 会计研究, 2013(2): 22~32.
- [2] 姚靠华, 唐家财, 蒋艳辉. 机构投资者异质性、真实盈余管理与现金分红[J]. 山西财经大学学报, 2015(7): 85~98.
- [3] 杨汉明, 曾森. 生命周期视角的自由现金流与现金股利政策研究[J]. 学习与实践, 2015(3): 79~89.
- [4] 李常青. 我国上市公司股利政策现状及其成因

- [J]. 中国工业经济, 1999(9): 22~26.
- [5] 李常青, 魏志华, 吴世农. 半强制分红政策的市场反应研究[J]. 经济研究, 2010(3): 144~155.
- [6] 魏志华, 李茂良, 李常青. 半强制分红政策与中国上市公司分红行为[J]. 经济研究, 2014(6): 100~114.
- [7] Chen X., Harford J., Li K.. Monitoring: Which Institutions Matter? [J]. Journal of Financial Economics, 2007(2): 209~223.
- [8] Grossman S. J., Hart O. D.. Takeover Bids, the Free-Rider Problem, and the Theory of the Corporation [J]. Bell Journal of Economics, 1980(1): 42~64.
- [9] Shleifer A., Vishny R. W.. Large Shareholders and Corporate Control [J]. The Journal of Political Economy, 1986(3): 461.
- [10] 宋渊洋, 唐跃军. 机构投资者有助于企业业绩改善吗?——来自2003—2007年中国上市公司的经验证据[J]. 南方经济, 2009(12): 56~68.
- [11] 杨宝, 袁天荣. 机构投资者介入、代理问题与公司分红[J]. 山西财经大学学报, 2014(6): 90~101.
- [12] 吴晓晖, 姜彦福. 机构投资者治理效率研究[J]. 统计研究, 2006(9): 33~36.
- [13] 邓可斌, 曾海舰. 中国企业的融资约束: 特征现象与成因检验[J]. 经济研究, 2014(2): 47~60.
- [14] Whited T. M.. Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data [J]. The Journal of Finance, 1992(4): 1425~1460.
- [15] Fazzari S. M., Hubbard R. G., Petersen B. C., et al.. Financing Constraints and Corporate Investment [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988(1): 141~206.
- [16] Faccio M., Lang L. H. P., Young L.. Dividends and Expropriation [J]. American Economic Review, 2001(1): 54~79.
- [17] Leung, Shek Ling Olivia. The Impact of Ultimate Ownership and Investor Protections on Dividend Policies [Z]. Working Paper, 2004.
- [18] 黄娟娟, 沈艺峰. 上市公司的股利政策究竟迎合了谁的需要——来自中国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2007(8): 36~43.
- [19] Easterbrook F. H.. Two Agency-Cost Explanations of Dividends [J]. American Economic Re-

- view, 1984(4):650~659.
- [20] 刘孟晖,高友才. 现金股利的异常派现、代理成本与公司价值——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2015(1):152~160.
- [21] 廖理,方芳. 管理层持股、股利政策和上市公司代理成本[J]. 统计研究, 2004(12):27~30.
- [22] 谢军. 股利政策、第一大股东和公司成长性:自由现金流理论还是掏空理论[J]. 会计研究, 2006(4):53~59.
- [23] 刘银国. 我国上市公司股利政策有效性实证研究[J]. 经济管理, 2008(14):26~33.
- [24] 刘银国,张琛,阮素梅. 现金股利的代理成本控制效应研究——基于半强制分红的考察[J]. 审计与经济研究, 2014(5):59~68.
- [25] Mallin C.. Institutional Shareholders: Their Role in the Shaping of Corporate Governance[J]. International Journal of Corporate Governance, 2008(1):97~105.
- [26] Brav A., Wei J., Partnoy F., et al.. Hedge Fund Activism, Corporate Governance, and Firm Performance[J]. The Journal of Finance, 2008(4):1729~1775.
- [27] 齐鲁光,韩传模. 机构投资者持股、高管权力与现金分红研究[J]. 中央财经大学学报, 2015(4):52~57.
- [28] Short H., Zhang H., Keasey K.. The Link Between Dividend Policy and Institutional Ownership[J]. Journal of Corporate Finance, 2002(2):105~122.
- [29] Kang S., Sul W., Kim S.. Impact of Foreign Institutional Investors on Dividend Policy in Korea: A Stock Market Perspective[J]. Journal of Financial Management & Analysis, 2010(23):10~26.
- [30] 唐松莲,袁春生. 监督或攫取:机构投资者治理角色的识别研究——来自中国资本市场的经验证据[J]. 管理评论, 2010(8):19~29.
- [31] Agarwal R., Elston J. A.. Bank-Firm Relationships, Financing and Firm Performance in Germany[J]. Economics Letters, 2001(2):225~232.
- [32] 李传宪,王茜璐. 机构投资者持股与公司现金股利政策研究[J]. 统计与决策, 2011(24):143~146.
- [33] Rozeff. Growth, Beta and Agency Cost SAS Determinants of Dividend Payout Ratios[J]. Journal of Financial Research, 1982(3):249~259.
- [34] La Porta, Andrei Shleifer, Robert Vishny. Investor Protection and Corporate Governance[J]. Journal of Financial Economics, 2000(1):3~27.
- [35] 张俊民,吴凤敏,傅绍正. 金融危机、股权集中度与现金股利政策——基于A股上市公司的经验证据[J]. 审计与经济研究, 2014(3):39~48.
- [36] Klaus Gugler, Burcin Yurtoglu. Corporate Governance and Dividend Pay-Out Policy in Germany[J]. European Economic Review, 2003(4):731~758.
- [37] 许文彬,刘猛. 我国上市公司股权结构对现金股利政策的影响——基于股权分置改革前后的实证研究[J]. 中国工业经济, 2009(12):128~138.
- [38] 高雷,张杰. 公司治理、机构投资者与盈余管理[J]. 会计研究, 2008(9):64~72.
- [39] 党红. 关于股改前后现金股利影响因素的实证研究[J]. 会计研究, 2008(6):63~71.
- [40] 黄渝祥,孙艳,邵颖红,王树娟. 股权制衡与公司治理研究[J]. 同济大学学报(自然科学版), 2003(9):1102~1105.
- [41] Kaplan S. N., Zingales L.. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?[J]. Quarterly Journal of Economics, 1997(1):169~215.
- [42] Lamont O., Polk C., Saú-Requejo J.. Financial Constraints and Stock Returns[J]. Review of Financial Studies, 1997(2):529~554.
- [43] Rosenbaum P., D. Rubin. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. Biometrika, 1983(1):41~55.
- [44] 孙晓华,王昀. R&D投资与企业生产率——基于中国工业企业微观数据的PSM分析[J]. 科研管理, 2014(11):92~99.

作者单位:江苏理工学院商学院,江苏常州213001