

企业研发投入影响现金股利支付吗？

——声誉理论抑或财务弹性理论

王译晗^{1,2} 杨汉明¹ 汪振坤²

(1.中南财经政法大学 会计学院,湖北 武汉 430073;2.南京财经大学 会计学院,江苏 南京 210023)

摘要:本文基于声誉理论和财务弹性理论分析了研发投入对企业现金股利支付两种可能的影响路径,并使用2012~2016年中国制造业上市公司的经验数据进行实证检验。研究显示,企业研发投入与股利支付之间呈倒U型关系,即研发支出占营业收入比例较低的企业,由于声誉机制的作用,倾向于提高股利支付水平;而研发支出占营业收入比例较高的企业则倾向于支付较低的现金股利,以维持财务弹性,并且这种影响在高融资约束企业中更为显著。本文进一步探讨了半强制分红的政策约束,发现该政策提高了企业股利支付水平,但弱化了研发投入对股利支付的影响,这对我国证券监管部门分红政策的制定具有一定的参考价值。

关键词:研发投入;现金股利支付;声誉理论;财务弹性理论

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2018)03-0003-11

一、引言

近年来,我国不断加大对企业研发等创新活动的支持力度。习近平总书记在党的十九大报告中数十次提及科技,五十余次强调创新;并提出创新是引领发展的第一动力,是建设现代化经济体系的战略支撑。技术创新、研发活动和“中国智造”等话题也引起了学术界和产业界的持续关注,而目前关于我国企业的研发投入如何影响现金股利支付的问题却鲜有探讨。

已有实证研究指出,企业在研发压力下会减少股利支付,即研发强度高的企业,倾向于支付较低的现金股利,同时留存更多的现金,以维持其财务弹性^{[1][2][3]}。根据财务弹性理论,尽管企业管理层为保持财务弹性而采取保守的财务政策,他们同时也面临一定的激励或监管压力,投资者依然对未来或长期的股利支付抱有信心^[4]。也就是说,该理论隐含了“在完善的公司治理机制或外部监管环境下”这一假设。那么,在市场机制尚未完全确立的环境下,我国企业的研发投入是否会抑制现金股利支付呢?这将是本文研究的核心问题。

收稿日期:2017-11-10

基金项目:江苏省社科基金后期资助项目“企业研发投入与绩效评价研究”(17HQ021)

作者简介:王译晗(1984—),女,辽宁辽阳人,中南财经政法大学会计学院博士生,南京财经大学会计学院讲师;
杨汉明(1963—),男,湖北天门人,中南财经政法大学会计学院教授,博士生导师;
汪振坤(1983—),男,安徽六安人,南京财经大学会计学院讲师。

在投资者法律保护不完善的环境下,根据 LLSV(2000)提出的股利支付的替代模型,由于声誉机制的作用,股利支付会成为投资者法律保护的一种替代。与正式的法律制度相比,声誉能够为维持交易秩序提供一种成本更低的机制^[5]。如果企业能够建立良好声誉,则可能在资本市场中以更优惠的条件获得外部资金^[6]。企业的研发活动要求在连续几年甚至更长的时间里有足够的现金投入,这也意味着需要获得更多的资金。根据声誉效应假说,即使在缺乏治理机制的环境下,企业仍然倾向于发放现金股利,以此来构建其在资本市场上的良好声誉,以获得外部融资^{[7][8]}。

可见,企业研发投入可能从两方面对股利支付产生影响:一方面,根据财务弹性理论,企业在面临巨额的研发投入时可能为维持财务弹性而放弃现金股利支付;另一方面,根据声誉效应理论,企业可能倾向于通过发放现金股利来构建其在资本市场上的良好声誉,为研发活动吸纳更多的外部资金。我国企业的研发投入对股利支付的影响是符合财务弹性理论,还是声誉理论?研究这一问题对于完善中国上市公司的股利分配机制具有重要的现实意义。

为了深入考察企业研发投入如何影响股利支付水平,本文选择了对研发较为依赖的制造业上市公司作为研究样本,以研发支出总额占营业收入的比例衡量研发投入,以现金股利支付率衡量股利支付水平,实证检验了二者之间的关系,并得到以下结论:第一,企业研发投入对现金股利支付的影响是一种倒 U 型曲线关系,即在一定程度的研发强度下,随着企业研发投入的增加,企业建立声誉的动机更强烈,现金股利支付水平也会提高;而在面临高强度的研发压力(研发支出占营业收入的比例超过 6.6%)时,企业则会优先考虑资金约束,从而减少现金股利支付。第二,在高融资约束企业中,企业研发投入对股利支付的影响更为显著。第三,半强制分红政策会提高企业总体的股利支付水平,但弱化了研发投入对现金股利支付的影响,即倒 U 型曲线向上移动且更加扁平。获得再融资资格的企业与未获得再融资资格的企业相比,研发投入对股利支付影响的敏感性降低了。

本研究基于现有的理论基础,对我国制造业上市公司的研发投入如何影响股利支付进行了探讨,主要的贡献在于以下几个方面:首先,考虑到我国资本市场的快速发展和政府机构大力支持企业创新研发以及提倡向投资者分红的制度背景,本文利用最新的数据对研发投入是否抑制企业股利支付进行了再检验,丰富了股利政策的相关文献;其次,本文研究发现研发投入对现金股利支付的影响呈倒 U 型曲线关系,这一发现与现有的文献结论不同。具体来说,无论是财务弹性理论还是声誉理论,都只能部分解释我国制造业企业研发投入对股利支付的影响;再次,考虑到半强制分红政策,本文进一步研究了再融资资格对二者之间关系的影响,这对完善我国监管机构分红政策的制定,具有一定的现实意义。

本文其余章节安排如下:第二部分从财务弹性和声誉效应两种角度进行文献梳理并提出研究假设;第三部分进行变量定义和模型构建;第四部分是实证检验和结果分析;最后是研究结论与启示。

二、文献梳理、理论分析与研究假设

(一)研发投入与股利支付:财务弹性与声誉效应

企业股利政策作为三大财务决策之一,一直是国内外学术界与实务界关注的焦点。已有研究成果显示,影响企业股利政策制定的因素主要体现在三个层面:微观层面的企业特征和公司治理等因素^{[9][10]};中观层面的产品市场竞争和生命周期等因素^{[11][12]};宏观层面的法律制度和地域特征等因素^{[13][14]}。企业研发活动作为技术创新的动力和源泉,有助于提升企业核心竞争力,因此,研发投入也是企业重要的投资决策之一,亦会对股利支付产生影响。

国外相关实证研究指出,企业研发投入与现金股利支付之间符合财务弹性理论,即研发投入高的企业倾向于减少股利支付、增加现金持有,以保持其财务弹性^{[1][2][3][15][16]}。在面临激烈的市场竞争条件下,企业研发内是其成长发展的主要推动力;而研发绩效又存在很大的不确定性。因此,在几年甚至更长的时间内连续的现金投入压力下,企业倾向于降低股利支付并且持有足额的现金,以维持足够

的财务弹性。

然而,来自中国的经验数据并未得到相同的结论,已有研究发现中国企业研发投入与现金股利支付之间无显著的相关性^[17]。可能的原因是:在我国资本市场建立初期,上市公司对研发等创新活动的重视不够、披露研发信息不及时,其分红的动力也不足。随着我国市场经济改革的不断深入,会计信息披露制度的不断完善,以及政府对企业创新研发的大力支持,财务弹性理论应可以解释我国上市公司研发投入对现金股利支付的影响。

值得注意的是,根据财务弹性理论,尽管企业管理层为保持财务弹性而采取保守的财务政策,他们也会面临一定的激励或监管压力,投资者依然对未来或长期的股利支付抱有信心^[4]。也就是说,财务弹性理论隐含了“在完善的公司治理机制或外部监管环境下”这一假设,即在相对成熟的治理机制下,企业管理层将会面临适当的激励或压力,会在未来进行股利支付;即使管理层持有部分现金,股东依旧对未来支付的股利抱有信心。由于中国市场机制尚未完全确立、公司治理机制尚不成熟,虽然财务弹性假说可以用于解释中国上市公司的分红行为,但其解释范围可能限于对现金流较为依赖的研发密集型企业。

在法律机制不健全的环境下,根据 LLSV(2000)提出的股利支付的替代模型,由于声誉机制的作用,股利支付会成为投资者法律保护的一种替代。声誉机制是一种成本更低的维持交易秩序的机制^[5]。在新兴经济体和发展中国家,通过国家层面进行法律改革以提高投资者保护水平是一项漫长而艰巨的任务;而利用非正式制度的声誉机制则能够弥补国家层面法律机制的不足。企业可以凭借良好的声誉在资本市场上以更优惠的条件获得外部资金^[6]。企业研发活动持续的资本支出需求使得管理层可能倾向于通过发放现金股利的方式来传递积极的信息^①,增强投资者对企业研发能力的信心,建立良好的声誉,为研发活动吸纳更多的外部资金。另外,我国上市公司还面临着监管机构对分红行为的政策性引导。因此,根据声誉效应理论,即使在现金支出的压力下,管理层仍倾向于发放现金股利,以此来构建其在资本市场上的良好声誉,获得外部融资^{[7][8]}。

基于以上理论分析,本文认为声誉效应理论和政策导向在解释中国上市公司研发投入与股利支付之间的关系时具有更普遍的适用性,但是随着研发投入的不断增加,企业为了维持财务弹性会选择减少现金股利的发放。因此,本文提出研究假设 H1a 和 H1b。

H1a:在一定的研发强度下,随着研发投入的增加,企业会提高现金股利支付水平。

H1b:在高研发强度下,随着研发投入的增加,企业会降低现金股利支付水平。

(二)融资约束的影响

根据 MM 资本结构理论,在完美的资本市场中,企业的投资支出仅仅取决于所面临的投资机会,现金股利则是现有投资方案的被动剩余,与融资成本无关。而在现实资本市场中,由于存在信息不对称、交易费用和税收等因素,使得企业内外部资金存在成本差异,这就产生了融资约束问题。企业面临的融资约束程度不同,导致其对内部留存收益的使用存在差异,依赖于留存收益的现金持有、投资决策和股利分配等财务行为亦受其影响。

国内学者提供的经验证据指出,融资约束使得上市公司的投资支出对内部现金流表现出很强的敏感性^[18],使得与其密切相关的股利政策也会有所不同^[19]。当企业面临的融资约束较小时,其现金流比较充足,更容易引发管理层的过度投资问题,此时可以通过现金分红减少管理层的资金持有,遏制其机会主义行为;当企业面临的融资约束较大时,其资本投资对于现金流的依赖也会更加严重,此时的现金股利分配则可能会“挤占”未来用于投资的可用资金。因此,对于融资约束程度较低的企业而言,由于现金流较为充足,现金红利水平应当对研发投资的变动缺乏敏感性;而对于融资约束程度较高的企业而言,由于研发投入对内部现金流的依赖,股利支付对研发投入的变动应更加敏感。基于以上分析,本文提出研究假设 H2。

H2:面临高融资约束的企业,与融资约束程度较低的企业相比,研发投入对现金股利支付的影响更为显著。

(三)半强制分红的政策导向

从 2000 年开始,中国证监会逐步推出了一系列将上市公司再融资资格与股利分配水平相挂钩的监管政策,即半强制分红政策,并先后在 2006 年和 2008 年将该政策进一步细化,要求再融资公司最近三年累计的现金分红不少于可分配利润的 30%。这一政策的初衷是为了缓解我国上市公司低派现或无派现的状况,并引导投资者进行价值投资。该政策的出台使得企业在制定股利政策时,不仅要考虑自身发展和竞争环境,还要兼顾政策导向。

有研究显示,在半强制分红政策的引导下,我国上市公司的现金股利分配状况有明显改善,分红总额和分红公司占比均持续增加^[20]。然而,也有学者对该政策提出了质疑,认为该政策不能降低“铁公鸡”公司所占比例,存在“监管悖论”:尽管发放“门槛股利”和“微股利”的公司数量明显增加,一些低竞争领域且盈利能力高的公司提高了现金股利支付水平,但是由于设置了最低分红“门槛”,对于高派现公司可能产生“负向激励”,即原本高派现公司减少派现^{[21][22]}。另外,未达到再融资条件的企业通过分红来获得再融资资格的愿望也更加强烈,不少上市公司存在刻意迎合监管政策的动机。显而易见,在面临持续的研发投入时,企业通过现金股利分配获得再融资资格亦是企业除声誉因素之外进行分红的重要因素。达到再融资“门槛”的企业提高分红水平的意愿并不强烈;然而对于未获得再融资资格的企业而言,研发投入对现金股利支付的影响具有更强的敏感性。基于以上分析,本文提出研究假设 H3。

H3:未达到再融资条件的企业,与达到再融资条件的企业相比,研发投入对现金股利支付的影响更为显著。

三、研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文利用 2012~2016 年中国沪深两市 A 股上市公司的相关数据,依据证监会行业分类方法,选取了比较注重研发的制造行业上市公司作为初始研究样本,从 Wind 数据库中取得 5 年间 10920 家公司一年度观测值。制造行业按照二级科目细分包括 31 个行业(代码 C13-C43)。根据本研究的设计框架,本文对初始数据执行了如下筛选和调整程序:(1)剔除 ST 公司和 *ST 公司样本,共计 245 个;(2)剔除数据异常的样本,包括净利润为负依然发放现金股利、现金股利支付率超过 100%和资产负债率超过 150%的样本,共计 366 个;(3)剔除关键变量数据缺失的样本,共计 29 个。经过以上处理,最终获得 2012~2016 年共 10280 组公司一年度非平衡面板数据。研究中进行数据处理、描述性统计和回归分析所使用的软件为 Stata14.0。为避免异常值对回归过程的影响,本文对连续变量按上下 1%的比例进行了 Winsorize 处理。

(二)计量模型和变量定义

为了考察企业研发投入以及其他因素对现金股利政策的影响,本文参照相关文献的经验做法^{[1][16]},将基本的计量回归模型设定如下:

$$\text{Payout}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{RD}_{i,t} + \alpha_2 \text{RDsq}_{i,t} + \beta Z_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型(1)中,被解释变量现金股利支付水平(Payout)采用以往文献中常用的现金股利支付率来度量,即某公司当年支付的现金股利总额除以该年实现的净利润。

解释变量研发投入水平(RD)采用常用的研发支出总额占营业收入的比例来衡量。本文在模型(1)中还加入了研发投入水平的二次项(RDsq),这样不仅可以度量研发投入对企业分红的平均效应,而且还可以度量研发投入对企业分红的边际效应。 ϵ 表示误差项。

Z 表示控制变量,本文参照国内外的相关文献^{[2][12][15]},主要控制了企业规模(Lnsize)、企业年龄(Lnage)、资产负债率(Leverage)、现金流量(CF)、盈利能力(NetProfit)、净债务(NetDebt)和产权性质(SOE)等变量。具体的变量名称、变量符号和定义见表 1。

进一步地,借鉴 Hadloce 与 Pierce(2010)提出的 Size-Age(SA)指标作为企业受到融资约束的度

表 1

变量汇总表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	现金股利支付率	Payout	当年派现总额/当年净利润
解释变量	研发投入	RD	研发支出总额/营业收入
	研发投入二次项	RDsq	RD的平方
控制变量	企业规模	Lnsiz	总资产的自然对数
	企业年龄	Lnage	第 i 年减去企业创始年份之后取自然对数
	资产负债率	Leverage	总负债/总资产
	现金流量	CF	每股现金流量净额
	盈利能力(销售净利率)	NetProfit	净利润/营业收入
	净债务	NetDebt	大于 0 取值为 1; 否则为 0
	产权性质	SOE	国有企业取值为 1; 否则为 0

量指标,其构造方式为:

$$SA = 0.043 \times Lnsiz^2 - 0.737 \times Lnsiz - 0.04 \times Age$$

其中, Lnsiz 为企业资产的自然对数, Age 为企业年龄。SA 值越小, 受到的融资约束越强。根据 SA 值对所有样本企业进行分组, 将低于其所在行业 SA 均值的企业作为高融资约束组, 将高于其所在行业 SA 均值的企业作为低融资约束组。

另外, 在模型(1)中加入企业是否获得再融资资格(Flag)与研发投入水平(RD)的交叉项, 来检验半强制分红政策和研发投入对企业股利支付的交互影响。通过计算企业最近三年的累计分红总额除以最近三年年报未分配利润的算术平均, 达到 30% 则将 Flag 取 1, 否则取 0。回归模型(2)如下所示:

$$Payout_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 RD_{i,t} + \alpha_2 RDsq_{i,t} + \alpha_3 Flag_{i,t} + \alpha_4 Flag_{i,t} \times RD_{i,t} + \alpha_5 Flag_{i,t} \times RDsq_{i,t} + \beta Z_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

四、实证分析

(一)描述性统计与相关性分析

样本主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。其中 Payout 均值为 20.17%, 中位数为 15.14%, 表明样本中大部分企业发放了现金股利。RD 均值 2.40%, 标准差 4.10%, 中位数 0.36%, 可见样本中制造业企业的研发投入具有一定的差异, 这可能与企业所在的行业性质有关。Lnage 的最小值为 0, 表明这些企业刚刚成立, 均值为 2.68 则表示平均成立年长约为 15 年。Leverage 的均值和中位数均不超过 40%, 意味着样本中大部分企业的资产负债率不超过 40%。每股现金流量净额 CF 的均值和中位数表明大部分样本企业的现金流量为正。NetProfit 的均值为 9.41%, 即样本中制造业企业大部分能够盈利, 其销售净利率平均为 9.41%。NetDebt 的均值为 0.48, 说明有不超一半的样本企业净债务大于 0, 即总债务大于现金余额。其他变量的统计量也均正常。

表 2

主要变量的描述性统计表

变量	均值	标准差	最小值	1/4 分位数	中位数	3/4 分位数	最大值	样本量
Payout	20.17	22.61	0.00	0.00	15.14	32.85	99.97	10280
RD	2.40	4.10	0.00	0.00	0.36	3.82	88.56	10280
Lnsiz	21.48	1.31	17.02	20.58	21.39	22.23	27.38	10280
Lnage	2.68	0.38	0.00	2.48	2.71	2.94	4.04	10280
Leverage	39.96	19.74	0.79	24.33	38.74	54.03	146.93	10280
CF	0.14	0.96	-10.58	-0.19	0.04	0.34	22.30	10280
NetProfit	9.41	11.19	-35.85	3.37	8.43	14.68	43.24	10280
NetDebt	0.48	0.49	0.00	0.00	0.00	1.00	1.00	10280
SOE	0.23	0.42	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	10280
Flag	0.22	0.42	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	10280

本文还对主要变量进行了 Spearman 相关系数分析(限于篇幅并未列示)。结果显示主要变量的相关系数都小于 0.5,说明模型没有严重的多重共线性。具体而言,研发投入指标与股利支付率之间的相关系数为 0.038,在 1%的水平上显著,初步证明了假设 H1a;各个控制变量的符号也基本符合预期,在下文的多元回归分析中将进行更详细的分析。

(二)研发投入与股利支付:回归分析

本文数据为非平衡面板数据,使用 Hausman 检验后采用固定效应面板模型。本文在回归过程中控制了行业和年份虚拟变量,并在个体水平上控制了聚类(Cluster)稳健标准误。由于股利支付为非负的连续变量,因此本文在 OLS 固定效应的基础上,也采用了 Tobit 方法对计量模型进行估计。表 3 列示了模型(1)的主要回归结果。

在表 3 中的列(1)只考虑了企业研发投入的一次项(RD)与股利支付之间的关系,其结果显示研发投入的一次项系数在 1%的水平上显著为正。这表明,尽管研发投入使得企业面临持续的资本需求,企业仍倾向于发放现金红利。原因有二:一是在中国资本市场尚未成熟的环境下,为缓解企业发展面临的资金约束,企业会通过支付现金股利来建立良好声誉,帮助企业以更优惠的条件获得外部融资(股权融资);二是由于半强制分红的政策导向,企业可以通过现金股利分配获得再融资资格,这也利于缓解企业研发的资金压力。表 3 的列(2)也只考虑了企业研发投入与股利支付之间的关系,发现研发投入的一次项(RD)和二次项(RDsq)系数在 1%的水平下分别显著为正和负。这意味着一定程度的研发投入对股利支付有正效应,而更程度的研发投入则对股利支付产生负效应。表 3 的列(3)将所有控制变量加入其中,发现研发投入的一次项和二次项系数的数值有细微变化,但符号依然分别显著为正和负。

作为对比,列(4)至列(6)汇报了 Tobit 模型的回归结果,发现研发投入的一次项和二次项符号仍然不变。这一发现与已有文献的结果不同。国外文献研究发现研发投入会使得企业减少现金股利支付^[1];国内文献则发现研发投入与股利支付并不相关^[17]。本文的研究结论表明,研发投入与股利支付并非无关,也非简单的线性关系,而是一种非线性关系,即一定程度的研发投入对股利支付有正效应,而更程度的研发投入则对股利支付产生负效应。

为进一步明确研发投入与企业现金股利政策之间的非线性关系,本文根据表 3 列(3)的估计结果对二次项函数的拐点进行计算,并将其与研发投入的分布进行比较。根据模型估计结果,易得其拐点为 6.5995,该值略小于研发投入(RD)的 92%分位数(6.6),这表示有大约 8%的研发投入数据位于拐点的右方。考虑到模型的几何图形是一条开口向下的抛物线(研发投入的二次项系数为负),基本可以判断企业的研发支出总额占营业收入的百分比在 6.6%以内时,随着研发投入的增加,企业会提高现金股利支付,研究假设 H1a 得到验证;而当这一百分比超过 6.6%时,随着研发投入的增加,企业会降低现金股利支付,研究假设 H1b 得到验证。

从实证研究结果来看,研发投入与股利支付是一种倒 U 型曲线关系,且在 1%的水平上显著。企业研发创新属于典型的资本密集型投资,需要大量的资本投入。是什么因素促使企业在面临一定的资金压力时仍然支付现金股利呢?本文认为可能的因素有二:一是股利支付的声誉效应,二是半强制分红政策的引导。当前我国企业的研发创新现状并不乐观,根据国际经验,企业的研发支出占营业收入的比例小于 1%就难以为继,达到 5%才具备竞争力;然而,我国企业这一比例长期小于 1%^[23]。为激发企业创新活力、鼓励企业加大研发投入,政府出台了一系列财政政策。在激烈的市场竞争和顶层的国家战略共同作用下,企业创新投入意愿持续增强,研发投入不断提高,但研发创新成效则有显著差别^[24]。对于资本市场上的外部投资者而言,由于研发项目的保密性,很难预估企业的创新成效。为了增强投资者对企业研发能力和研发绩效的信心,管理层通过发放现金红利来传递积极的信号,并以此建立良好的声誉,帮助企业以较低的成本吸纳外部资金。另外,由于半强制分红政策的引导,企业支付现金股利与再融资资格挂钩,亦有助于缓解资金压力。对于研发支出占营业收入比例不高的企业,声誉效应和半强制分红的政策导向均有利于企业以较低的成本从资本市场获得外部融资,缓解

研发带来的资金压力,因此企业倾向于支付现金股利。

表 3 研发投入对企业现金股利政策影响的实证检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS FE	OLS FE	OL SFE	Tobit	Tobit	Tobit
RD	0.3812 *** (0.0631)	1.3001 *** (0.1366)	0.7953 *** (0.2112)	0.4096 ** (0.2016)	3.1813 *** (0.4774)	1.9676 *** (0.3101)
RDsq		-0.0985 *** (0.0130)	-0.0672 *** (0.0165)		-0.2203 *** (0.0347)	-0.1429 *** (0.0229)
Lnsiz			5.6746 *** (0.7515)			15.7378 *** (0.4875)
Lnage			17.4046 *** (4.0154)			8.5855 *** (1.6108)
Leverage			-0.3805 *** (0.0273)			-0.8741 *** (0.0310)
CF			0.8396 *** (0.1774)			0.9090 *** (0.2757)
NetProfit			0.0726 *** (0.0277)			0.2778 *** (0.0422)
NetDebt			-1.6116 ** (0.6716)			-0.0584 (0.8799)
SOE			10.3184 *** (2.2649)			-0.7630 (1.330)
截距项	19.2292 *** (0.2165)	18.6274 *** (0.2300)	-132.0634 *** (16.8441)	10.5865 ** (5.0619)	12.2326 ** (5.0607)	-314.3047 *** (10.8344)
年度 & 行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	10280	10280	10280	10280	10280	10280
R ² /Pseudo R ²	0.0045	0.0114	0.1710	0.0046	0.0056	0.0457
F	36.51 ***	47.11 ***	37.11 ***	6.23 ***	7.40 ***	36.65 ***

注:括号内为稳健性标准误;***、**、* 分别为 1%、5%、10% 的显著性水平;在交叉项构建过程中事先进行了中心化处理。下同。

当企业研发支出占营业收入达到一定比例后,企业需要足够的内部资金以支撑研发项目,如果出现内部现金流不足、外部融资存在较强约束时,企业研发项目可能暂停甚至终止。因此,企业需要足够的财务弹性以支持其研发活动。另外,对于研发密集型企业而言,企业本身传递给投资者的信息就是研发投入高,再去建立声誉的动力不足,这类企业倾向于为维持财务弹性而降低股利支付水平。

从理论上来说,无论是声誉理论还是财务弹性理论,都只能部分解释我国制造业企业研发投入对现金股利支付的影响。对于二者关系中出现的拐点,有三种可能的解释:一是作为研发密集型企业,其传递给投资者的信息就是通过研发创新加强核心竞争力的承诺,因此支付股利较少;二是企业在面临高额且连续的研发资金需求压力下,从维持财务弹性的角度考虑,采取相对保守的财务政策;三是半强制分红政策的导向作用使得派发“门槛股利”的企业数量增加,而对高派现企业是一种“负向激励”,企业派现达到再融资门槛之后,继续派现的动力不足。

除了关键解释变量研发投入以外,其他控制变量的符号也基本符合理论预期。现金股利支付率与企业规模、企业年龄、现金流量、盈利能力等均呈显著的正相关关系;与负债率、是否有净债务等呈显著的负相关关系。当企业规模较大、上市时间较长、现金流量充盈、盈利能力强时,对应的现金股利支付水平较高;当企业负债率高、存在净债务时,对应的现金股利支付水平较低。

(三)研发投入与股利支付:融资约束的影响

进一步地,本文根据制造业企业受到的融资约束程度对样本进行分类。采用 Hadlock 与 Pierce (2010)提出的 Size-Age(SA)指标作为企业受到融资约束的度量指标,其基本含义是,SA 绝对值越小,受到的融资约束越强。通过对所有样本分行业计算 SA 均值,将低于行业均值的企业作为高融资

约束组,将高于行业均值的企业作为低融资约束组。由于分组过程中已经考虑了行业分类、企业规模和年龄,故在此部分分析中将这三个变量从控制变量中剔除。相关的回归结果见表4(由于篇幅所限未列示非核心变量的回归结果)。

从分组结果来看,高融资约束组(面板固定效应模型)的研发投入的一次项(RD)系数为1.05,在1%的水平上显著,研发投入的二次项(RDs_q)系数为-0.08,也在1%的水平上显著。低融资约束组(面板固定效应模型)的研发投入的一次项(RD)系数为0.94,在1%的水平上显著,研发投入的二次项(RDs_q)系数为-0.06,在5%的水平上显著。从回归系数的数值来看,低融资约束组的研发投入对股利支付的正向影响和负向影响均有所减弱;从截距项系数的数值来看,低融资约束组的股利支付水平总体更高。另外,在图形上(图1)表现为高融资约束组的曲线更加弯折,位置也较低。也就是说,高融资约束企业相对低融资约束企业而言,股利支付对研发投入的变动更为敏感,研究假设H2得证。

(四)研发投入与股利支付:半强制分红的政策约束

从上文推论可知,半强制分红政策具有一定的政策引导作用,因此,本文设定了模型(2)对半强制分红政策和研发投入对股利支付的交互影响进行检验,实证结果如表5所示(由于篇幅所限未列示非核心变量的回归结果)。结果显示,企业是否获得再融资资格(Flag)的系数在1%的水平上显著为正;Flag

表4 以融资约束程度为标准的分组回归结果

变量	(1)高融资约束组		(2)低融资约束组	
	OLS FE	Tobit	OLS FE	Tobit
RD	1.05*** (0.27)	3.28*** (0.52)	0.94*** (0.36)	1.19*** (0.42)
RDsq	-0.08*** (0.02)	-0.27*** (0.04)	-0.06** (0.03)	-0.14*** (0.03)
截距项	23.54*** (1.35)	29.78*** (2.18)	39.82*** (2.47)	31.94*** (1.76)
年度	YES	YES	YES	YES
N	5650	5650	4628	4628
R ² /Pseudo R ²	0.13	0.04	0.08	0.02
F	35.68***	98.76***	12.59***	53.78***

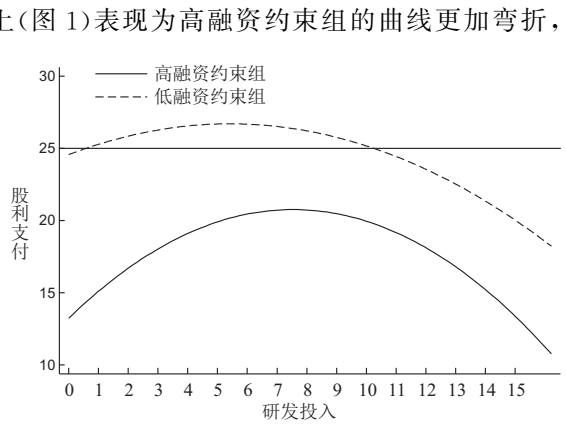


图1 融资约束的影响

表5 半强制分红政策和研发投入对股利支付的交互影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS FE	OLS FE	OLS FE	Tobit	Tobit	Tobit
RD	0.7827*** (0.2012)	0.9046*** (0.2023)	1.0767*** (0.2014)	2.2526*** (0.2820)	2.3789*** (0.2929)	2.7164*** (0.2960)
RDsq	-0.0611*** (0.0154)	-0.0645*** (0.0155)	-0.0822*** (0.0152)	-0.1562*** (0.0199)	-0.1591*** (0.0203)	-0.1928*** (0.0210)
Flag	13.7363*** (0.8773)	13.6620*** (0.8894)	12.5463*** (0.9834)	28.3795*** (0.6681)	28.3684*** (0.6689)	26.5437*** (0.7727)
Flag * RD		-0.4390** (0.2122)	-0.9727*** (0.2742)		-0.4359** (0.2214)	-1.4139*** (0.2965)
Flag * RDsq			0.1218*** (0.0464)			0.1954*** (0.0432)
截距项	-114.2301*** (15.8604)	-112.8944*** (15.8161)	-112.9715*** (15.7611)	-132.0634*** (16.8441)	-228.9313*** (6.2907)	-229.9437*** (6.2930)
年度 & 行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	10280	10280	10280	10280	10280	10280
R ² /Pseudo R ²	0.1476	0.1485	0.1500	0.0790	0.0790	0.0793
F	56.10***	53.31***	51.17***	144.36***	141.45***	138.98***

与研发投入一次项(RD)的交叉项的系数在1%的水平上显著为负,与RD的系数符号相反;Flag与研发投入二次项(RDs_q)的交叉项的系数在1%的水平上显著为正,与R_{Dsq}的系数符号也相反。也就是说,无论研发投入对股利支付的影响是正效应还是负效应,均有所减弱;并且从数值上看,二者的关系甚至可能被扭转。这意味着,对于最近三年累计分红达到再融资门槛的企业,股利支付对企业研发投入的敏感性降低了,无论是正向影响还是负向影响。从图形上(图2)来看,获得再融资资格的企业与未获得再融资资格的企业相比,抛物线变得更加扁平,并向上移动。因此,相对而言,未达到再融资条件的企业,研发投入对现金股利支付的影响更为显著,研究假设H3得到验证。这与已有半强制分红政策研究文献中的“迎合倾向”和“逆向选择”等结论一致^{[21][22]}。

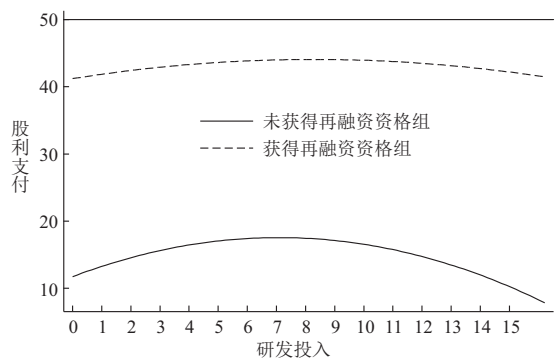


图2 是否达到再融资门槛的影响

为了验证研究结论的稳健性,并控制可能存在的内生性问题,本文从以下四个方面进行了稳健性检验,相关检验结果主要汇报在表6中(由于篇幅所限未列示非核心变量的回归结果)。

(五)稳健性检验

为了验证研究结论的稳健性,并控制可能存在的内生性问题,本文从以下四个方面进行了稳健性检验,相关检验结果主要汇报在表6中(由于篇幅所限未列示非核心变量的回归结果)。

表6 稳健性检验的主要回归结果

变量	PANEL A				PANEL B	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IV 2SLS	IVTobit	IV 2SLS	IVTobit	OLS (2016年)	OLS FE (2012-2015年)
RD	1.1905*** (0.3837)	2.4110*** (0.6472)	1.4642*** (0.2295)	3.0731*** (0.3202)	2.0384*** (0.3873)	0.8020*** (0.2180)
R _{Dsq}	-0.0970*** (0.0237)	-0.1832*** (0.0417)	-0.1057*** (0.0173)	-0.2242*** (0.0225)	-0.1404*** (0.0250)	-0.0656*** (0.0174)
Flag			2.9201*** (1.0054)	17.7157*** (0.8530)		
Flag * RD			-2.1596*** (0.2764)	-1.7775*** (0.3438)		
Flag * R _{Dsq}			0.2072*** (0.0349)	0.2028*** (0.0442)		
截距项	-125.682*** (4.5541)	-282.930*** (8.0928)	-149.8877*** (23.1205)	-233.9877*** (7.2791)	-87.0967*** (9.4608)	-112.7512*** (20.5773)
年度 & 行业	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	8017	8017	8017	8017	2057	8221
R ² /Pseudo R ²	0.2154		0.1171		0.1681	0.1056

1. 替换被解释变量和解释变量

本文使用是否发放现金股利的虚拟变量(现金股利支付倾向)替代原来的现金股利支付水平进行面板Logit模型回归。从结果来看,研发投入与股利支付倾向仍然是一种倒U型的曲线关系。除了使用研发支出总额占营业收入的比例衡量研发投入之外,本文还将其替换为研发支出总额占总资产的比例进行实证检验,从结果来看也并无实质变化。

另外,在进一步的分析中,考虑到SA指数可能存在的局限性,本文分别采用了KZ指数和WW指数作为融资约束的度量指标进行稳健性检验,结果与使用SA指数并无本质区别。对于再融资资格的检验,也以实际进行再融资的公司作为Flag的替代变量,结果基本稳健。

2. 取滞后一期解释变量

为了识别研发投入与股利支付之间的因果关系,本文采用了滞后一期变量作为工具变量,来克服

可能存在的内生性问题。通过选取滞后一期的研发投入(RD)再次进行回归,即上一年的研发投入可能对当年的股利支付产生影响,消除可能存在的反向因果关系。表6中的PANEL A汇报了工具变量的回归结果,第(1)(2)列和第(3)(4)列分别采用了 $t-1$ 期的RD值和 $t-1$ 期的Flag值作为工具变量,回归模型选用了IV2SLS和IVTobit。回归结果显示,研发投入的一次项系数在1%的水平上显著为正,二次项系数在1%水平上显著为负,与上文结果基本一致。

3. 门槛效应检验

本文在识别研发投入与股利支付可能存在的非线性关系时使用了门槛回归模型进行检验。因为该模型要求平衡面板数据,所以对已有样本数据进行了剔除。从检验结果来看,以研发支出作为门槛变量的门槛值为7.72(P值为0.033),在5%的水平上显著,说明回归分析中的倒U型关系可信。

4. 研发支出的税收优惠政策

2015年底,国家税务总局、财政部和科技部三部联合发文,完善了研发支出的相关税收优惠政策,以加大企业研发力度,新政从2016年开始实施。该税收优惠政策会对企业的研发投入产生影响,而并不会影响企业的股利支付,这为二者关系的检验提供了准自然实验^②。本文将样本分为2016年和2012~2015年两组进行分组回归,表6中的PANEL B列示了相关的回归结果,可以看到,无论是新政实施后还是新政实施前,研发投入的一次项系数和二次项系数均在1%的水平上分别显著为正和负。这意味着本文的研究结论具有较强的稳健性。

五、结论与启示

本文以2012~2016年中国制造业上市公司为样本,采用固定效应的面板模型和Tobit模型,实证分析了研发投入影响股利支付的两种可能路径——声誉理论和财务弹性理论。研究发现,在其他条件不变的情况下,研发投入与现金股利支付之间呈倒U型曲线关系。对于研发支出占营业收入比例较低的企业,由于声誉机制的作用,研发投入对股利支付有正影响;对于研发支出占营业收入比例较高的企业,为了维持财务弹性,研发投入对股利支付有负影响。这一发现与现有文献的结论不同。另外,研发投入对股利支付的影响在高融资约束企业中更为显著。进一步地,考虑到半强制分红的政策约束,在模型中加入了企业是否获得再融资资格与研发投入水平的交叉项,来检验半强制分红政策和研发投入对企业股利支付的交互作用。研究显示,相比达到再融资条件的企业而言,未达到再融资条件的企业,研发投入对现金股利支付的影响更加显著。最后,稳健性分析的结果表明,研发投入对现金股利支付之间的倒U型曲线关系较为稳健。

本文的研究结论具有重要的理论意义和现实意义。从理论上来说,无论是财务弹性理论还是声誉理论,都只能部分解释中国企业的研发行为对股利支付的影响,本文是对已有研究成果的补充。对于研发强度不高的企业来讲,良好的声誉和再融资资格的政策导向均有利于企业从资本市场获得外部融资,缓解可能面临的资金压力,因此企业倾向于支付现金股利。而对于研发密集型企业来讲,企业本身传递给投资者的信息就是研发投入较大,再去建立声誉的动力不足,如果已经达到再融资门槛,则无须再增加派现比例。因此为了维持财务弹性,这类企业会降低股利支付水平。

从现实意义上来说,本文的结论对我国证券监管部门的分红政策制定具有一定的启示:行政干预在一定程度上弱化了研发投入对现金股利支付的影响。政府在制定鼓励创新活动和提高股利支付的相关政策时,亦应配合企业自身的发展需要。毋庸置疑,完善的市场机制是实现资源配置的最优方式。监管机构的职能在于配合市场来引导社会资源合理有效地配置,以致力于创建公开、透明、诚信的资本市场,促进我国资本市场良好发展。

注释:

① 现金股利支付传递的积极信息包含了企业管理层对研发项目盈利能力的自信,这比仅在年报中披露相关专利与技术等信息更能增加外部投资者对企业研发绩效的信心。

② 详见财税[2015]119号文件。因本文并不考察研发税收优惠的政策效应,检验并未使用DID方法。

参考文献:

- [1] Hoberg, G., Phillips, G., Prabhala, N. Product Market Threats, Payouts, and Financial Flexibility[J]. Journal of Finance, 2014, 69(1): 293—324.
- [2] Lee, C. F., Gupta, M. C., Chen, H. Y., Lee, A. C. Optimal Payout Ratio under Uncertainty and the Flexibility Hypothesis: Theory and Empirical Evidence[J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17(3): 483—501.
- [3] Bah, R., Dumontier, P. R&D Intensity and Corporate Financial Policy: Some International Evidence[J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2001, 28(5/6): 671—692.
- [4] DeAngelo, H., DeAngelo, L., Skinner, D. J. Corporate Payout Policy[J]. Foundations & Trends in Finance, 2013, 3(2—3): 95—287.
- [5] 张维迎. 法律制度的信誉基础[J]. 经济研究, 2002, (1): 3—13.
- [6] Diamond, D. W. Monitoring and Reputation: The Choice between Bank Loans and Directly Placed Debt[J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(4): 689—721.
- [7] Shleifer, A., Vishny, R. W. A Survey of Corporate Governance[J]. The Journal of Finance, 1997, 52(2): 737—783.
- [8] 强国令. 板块倒置、声誉机制与股利政策[J]. 投资研究, 2016, (1): 49—60.
- [9] 吕长江, 王克敏. 上市公司资本结构、股利分配及管理股权比例相互作用机制研究[J]. 会计研究, 2002, (3): 39—48.
- [10] 郭红彩. 管理层权力对上市公司分红行为的影响——基于我国 A 股上市公司的经验证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2013, 196(1): 137—143.
- [11] 王毅辉, 李常青. 产品市场竞争对股利政策影响的实证研究[J]. 经济与管理研究, 2010, (2): 112—118.
- [12] 杨汉明. 寿命周期、股利支付与企业价值[J]. 管理世界, 2008, (4): 181—182.
- [13] 覃家琦, 邵新建, 肖立晟. 交叉上市、增长机会与股利政策——基于政府干预假说的检验[J]. 金融研究, 2016, (11): 191—206.
- [14] 张玮婷, 王志强. 地域因素如何影响公司股利政策: “替代模型”还是“结果模型”? [J]. 经济研究, 2015, (5): 76—88.
- [15] Chay, J. B., Suh, J. Payout Policy and Cash-Flow Uncertainty[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 93(1): 88—107.
- [16] Fama, E. F., French, K. R. Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay? [J]. Journal of Financial Economics, 2001, (60): 3—43.
- [17] 蒋燕, 赵晓菲, 杨克磊. R&D 支出与股利支付、现金持有水平关联性的实证分析[J]. 内蒙古农业大学学报(社会科学版), 2007, 9(1): 72—74.
- [18] 屈文洲, 谢雅璐, 叶玉妹. 信息不对称、融资约束与投资—现金流敏感性——基于市场微观结构理论的实证研究[J]. 经济研究, 2011, (6): 105—117.
- [19] 徐寿福, 邓鸣茂, 陈晶萍. 融资约束、现金股利与投资—现金流敏感性[J]. 山西财经大学学报, 2016, (2): 112—124.
- [20] 安青松. 中国上市公司分红现状与趋势研究[J]. 证券市场导报, 2012, (11): 15—19.
- [21] 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.
- [22] 陈云玲. 半强制分红政策的实施效果研究[J]. 金融研究, 2014, (8): 162—177.
- [23] 周煜皓. 我国企业创新融资约束结构性特征的表现、成因及治理研究[J]. 管理世界, 2017, (4): 184—185.
- [24] 仲为国, 李兰, 路江涌, 彭泗清, 潘建成, 郝大海, 王云峰. 中国企业创新动向指数: 创新的环境、战略与未来——2017·中国企业家成长与发展专题调查报告[J]. 管理世界, 2017, (6): 37—50.

(责任编辑: 胡浩志)