

非平稳性股利政策会促进企业创新吗？

——基于我国上市公司的经验证据

董竹^{1 2} 金笑桐²

(1. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

摘要: 资本市场中股利平稳性政策信号是否能够影响企业经济资源向创新投资项目的倾斜? 其作用机理是什么? 在分离“差异化分红政策”效果后该现象能否继续存在? 为回答上述问题, 以2007—2020年沪深A股上市公司数据作为样本, 基于股利信号理论与迎合理论考察了股利平稳性的信号效应对企业创新投资的影响及其内部机理。研究发现股利非平稳企业在创新研发项目方面的投资程度更高, 且分组回归结果显示该效果在非国有企业以及成长型企业中更为明显, 同时实证检验支持了理性迎合渠道的存在, 即投资者的消极情绪直接刺激了非平稳性股利政策对企业创新投资的促进作用。进一步讨论“差异化分红政策”的影响, 结果证实, 在为获得再融资资格进而发放股利的企业中, 非平稳股利政策对创新投资的促进效果及其作用机理依旧存在。然而, “差异化分红政策”虽能够有效改善我国上市企业的“微股利”发放现状, 但也加剧了企业内部自由现金流的短缺, 不利于非国有企业与成长期企业的发展。股利不平稳的信号会引发我国资本市场中公司股价以及外部融资环境的变动, 进而对实体经济资源配置造成显著影响。以上结论为研究资本市场信号冲击对企业创新等实体经济发展的影响提供了经验证据。

关键词: 股利平稳性; 股利信号理论; 创新投资; 迎合理论; 差异化分红政策

中图分类号: F275.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)05-0128-15

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.05.010

一、引言

不完全市场中, 企业内部相较于外部投资者拥有更多关于公司经营以及未来价值的信息, 而股利政策则在一定程度上映射了一部分的企业内部信息^[1-2]。这一理论在我国已得到证实, 部分检验证明: 上市公司的现金股利政策可以作为附加信号向资本市场传递有关企业盈余质量的信息, 同时引起股价的相应波动^[3-4]。作为股利信号理论框架中的最主要问题之一, 股利平稳性问题自Lintner^[5]提出后一直受到国内外学界的持续广泛关注。有学者认为, 企业价值由公司股利中恒定不变的部分体现, 因此管理层应维持股利的平稳性以最大化公司股票价格^[6]。Leary and Michaely^[7]使用美国市场20世纪80年代上市公司数据, 发现自20世纪40年代以来, 公司平滑股利的趋势愈发明显。Tresl *et al.*^[8]选取世界多国数据检验资本市场对股利平稳性的反应, 结果表明高股利平稳性企业能够得到来自市场的更多溢价, 同时现金股利的波动也将引发股票折价。

收稿日期: 2021-06-09; 修回日期: 2021-08-24

作者简介: 董竹(1968—), 女, 吉林长春人, 经济学博士, 吉林大学数量经济研究中心教授、博士生导师, 研究方向为公司金融、金融市场与机构、农村金融; 金笑桐(1997—), 女, 吉林长春人, 吉林大学商学院硕士研究生, 研究方向为公司金融、金融市场与机构。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(19BJY016); 吉林省社会科学基金重点项目(2021A15)

研究企业维持平稳的现金股利政策所引发的资本市场反应,对进一步检验股利信号理论在我国的应用具有重要的理论与现实意义。从外部市场角度来看,股票价格无法成为反映企业价值与前景的完美集合体,但现金股利的平稳性本身却可以作为有效信号向市场传递企业内部信息^[9-10]。我国资本市场发展起步较晚,与成熟资本市场相比较,我国上市公司股利平稳性普遍较弱,市场中存在更多非理性因素。李茂良等^[11]选用1994—2012年我国沪深A股上市公司数据进行研究,实证表明我国现金股利发放就整体市场角度而言具有一定稳定性,然而从单个企业角度来看,股利平稳性程度仍然较低。

为维护资本市场健康发展,政府提出“差异化分红政策”等一系列半强制分红政策,旨在通过将企业再融资计划与股利支付挂钩的方式,以行政手段保护中小股东利益、规范上市公司行为。此类规范政策颁布的本意是减少部分上市公司发放“低股利”甚至不发放股利情况的存在,达到维持资本市场健康发展的目标。但实际上,半强制分红政策在维持企业发放稳定股利的同时也限制了高融资约束企业的发展。因此若要验证实体经济对资本市场股利平稳性信号效应的反馈机制,必须考虑“差异化分红政策”的影响。

资本市场中,与公司基本面无关的非理性因素变化所引起的市场冲击最终会对实体经济造成影响^[12-13]。创新是我国一项重要的基本国策,不断提升企业的创新研发能力既是上市公司可持续发展的前提,也是维持资本市场稳定的重要保障。创新研发因其所具有的正向外外部效应等特殊性和独立性,因此本文单独考虑股利平稳性信号效应对R&D投资的影响。在我国,分红与研发并存现象的存在,暗示了股利平稳性政策与企业创新投资之间的潜在关系。不同于自由现金流理论所研究的公司内部资源配置的相互“挤出”,本文结合中国新兴市场的发展现状,着眼于企业与市场的内外互动视角,讨论股利平稳性通过资本市场信号效应所引发的企业价值波动如何促使企业将经济资源向创新项目倾斜。

本文从企业微观层面出发,以股利平稳性的经济后果视角来检验促进企业创新投资的作用机理,丰富了股利信号理论以及迎合理论在我国资本市场中的实际应用,进一步拓展了资本市场信号效应对实体经济资源分配问题的研究。主要贡献体现在以下两方面:(1)以往国内针对股利平稳性问题的文献多为前因研究;本文则从股利信号理论出发,讨论股利平稳性的经济后果,揭示了平稳性现金股利政策的信号效应对我国微观实体经济资源配置的重要影响。(2)在分离差异化分红政策效应后,实证结果表明:对于为达到再融资标准而发放门槛性股利的企业,管理层提高企业创新的强度不仅是由于企业获得了股权再融资资格,同样也是因为创新投资的正外部性有能力改善企业因投资者消极情绪而造成的股票折价。本文的研究有助于现金股利非平稳企业通过引导自身经济资源向创新投资等高价值正外部性项目倾斜的方式,缓解资本市场消极波动的影响,同时也为我国上市公司进一步探索可持续创新的发展方式提供了重要理论支持。

二、文献综述与理论假设

(一) 信息不对称市场中股利平稳性的信号效应与企业创新投资

非平稳的股利政策将会向市场传递公司经营不善的消极信号,最终损害企业价值。由于削减股利造成的损失远高于增发股利带来的收益,故管理者在制定股利政策时,会基于投资者对股利增减的不对称反应,权衡当年的每股股利发放金额^[14-16]。然而,资本市场对于股利不同方向、同幅度变动的非对称反应,也正是非理性因素存在的体现。作为联结企业内部治理与资本市场的重要纽带,外部投资者可通过企业的股利政策判断公司的经营绩效,即发放股利可提升管理层对投资者承诺的可信程度。因此,企业现金股利的高波动性将会极大损害企业的市场价值^[8,17-18]。

国内针对股利平稳性的研究起步较晚,但从股利政策的信号效应与市场估值视角出发,低股利平稳性政策会造成企业价值减损的结论,已经得到众多学者的广泛支持。韩云和吴战勇^[18]通过异

质性随机前沿模型证实,股利平稳性作为企业的事前承诺机制,可以对公司治理水平进行替代补充,减少投资者因对未来收益不确定而产生的负面情绪,并最终增加企业价值。陈名芹等^[19]首次检验了股利平稳性在我国资本市场中的经济后果,并通过实证证明:较弱的股利平稳性会造成企业股票折价;同时,不平稳的股利会降低机构投资者的持股数量,带来“客户驱逐效应”。

讨论股利平稳性信号效应对实体经济资源分配的影响,需引入“迎合理论”的概念。迎合理论最早由 Stein^[20]提出,其框架建立在市场非有效假设下,认为股票定价偏差与外部融资约束等非理性因素可以对企业投资决策产生重大影响。该理论暗含了一个重要的思想,即管理层能够通过调整对股价变动敏感性强的投资项目,应对资本市场的负向冲击。由于研发投资本身具有回报不确定、估值高主观、正外部性等特点,因此相比于固定资产等其他投资项目,R&D 投资对企业价值的变动更加敏感,管理者也更倾向于利用调整创新项目支出的方式应对企业价值的变化^[21-22]。

根据股利信号理论,非平稳的股利政策会作为资本市场的消极信号,引发企业价值损毁;为缓解股利政策所造成的损失,理性管理者将通过扩大对创新研发等正外部性项目的投资,以对外部投资者展示公司良好的未来前景,改善企业的当前形象。我国作为新兴市场,市场中的参与者以机构投资者为主。股票换手率高、股价波动幅度大以及投资者非理性反应剧烈等众多因素的存在,意味着企业市场价值受消极股利信号的影响将更为严重。由此可推断,在我国资本市场中,股利平稳性对企业创新投资产生影响的作用效果会更加明显。面对由股利非平稳的消极信号效应所产生的企业价值损毁,管理层出于追求自身利益、规划职业前景等目的,会相应将现有资源向具有正外部效应的投资项目倾斜,以求在短期内挽回企业的价值损失。据此,本文提出如下假设:

H1: 股利平稳性与上市公司创新投资呈负相关,现金股利支付波动性较高的企业更倾向于增加创新投资。

(二) 基于迎合理论所进行的机制分析

根据 Stein^[20]的数理模型,本文认为,非平稳性股利政策对创新投资产生影响的主要作用路径可以分为“理性迎合渠道”与“股权融资渠道”^[20, 23-24],即资本市场信号的冲击将通过投资者情绪与股权融资动机两条作用机制影响企业的投资决策。据此,本文提出如下假设:

H2: 股利非平稳性通过迎合机制对企业创新起正向作用。

王生年等^[25]的实证结果支持了我国资本市场内迎合机制的存在性,同时他也指出,不同渠道对企业投资决策产生的影响具有显著差异。因此本文在提出假设 H2 的基础上,将对两条影响路径分别进行讨论。

1. 理性迎合渠道: 创新投资的正外部性

不完全市场中,信息不对称、代理冲突以及投资者情绪等一系列的市场摩擦将导致企业股票价格与真实价值之间出现偏离,进而引发股票的错误定价^[26-27]。股价偏差将通过反馈机制影响公司总体盈利能力,企业经营活动也会对股票误定价做出相应反应。理性迎合渠道是指,理性管理者会通过增减难以确定价值项目的投资以应对股价偏离,即在不考虑企业外部融资约束的情况下,投资者情绪会通过股票误定价直接作用于投资决策进而影响企业资源配置^[24]。

现有文献支持了理性迎合渠道机制在我国市场中的存在,但大部分学者的研究更倾向于强调投资者情绪对非理性过度投资的影响。屈文洲等^[28]、胡国强和肖志超^[29]以及花贵如等^[30]证实了企业投资决策对投资者情绪存在的正向敏感性。他们指出投资者的乐观情绪会成为企业过度投资的诱因,而过度投资通常为损害企业价值的非效率投资。刘春玉和郝丽斌^[31]揭示了投资者情绪对 R&D 投资的消极误导效应,实证指出管理层因迎合投资者乐观情绪所做出的投资决策,通常具有较低的效率。事实上,虽然投资者的非理性乐观刺激了过度投资,但企业经济资源向高质量项目的倾斜却能大幅度减少市场中消极情绪的影响。由于创新研发项目所具有的正外部性,因此当企业非基本

价值向下偏离的幅度更大时,管理层增加创新投资项目以改善股价偏低局面的动机就更强。

Hirshleifer *et al.*^[32]认为传统市场效率的定义范围并不排除非理性因素。他们指出:增加市场重点关注领域的投资,能够使股价在短期内得到较大的提升;在此激励下,公司利益相关者会选择将企业资源向近些年热门的创新投资项目倾斜。外部投资者对企业内部情况的不确定是出现股票短期错误定价的根源,管理层通过增加创新投资的方式消除市场中的消极情绪,能够极大改善股利非平稳为企业带来的价值损毁状况。高庆浩等^[33]以我国创业板企业为研究样本,发现当企业股价出现非基本面的向上偏离时,投资者会因过度关注现时股价而迫使管理层拒绝接受高风险投资项目。相反,若企业面临投资者情绪消极的境况,外部市场对管理层投资决策的干预压力也会有所降低。此时,管理层可以通过增加决策弹性更大的创新研发投资,改善因非平稳性股利政策而造成的价值损失状况。

不考虑外部融资约束,非平稳性股利政策将通过传递企业消极信号引起股价的非理性低估。股票价格通常被外部投资者视为管理层公司治理能力的反映,因此出于实现公司股价最大化以及自身利益最大化双重目标的动机,理性管理者将通过增加创新投资的方式提升市场中的投资者情绪,扭转短期内股价的非理性低估局面。面对市场的低落情绪,股利非平稳企业的管理层对外展示公司良好经营前景、维持市场信心的动机将增强,会促使企业将经济资源向创新研发等项目倾斜。本文由此提出如下假设:

H2-1: 理性迎合渠道有效调节了股利平稳性与上市公司创新投资间的关系,非平稳性股利政策对企业创新的促进作用在投资者情绪消极的企业中更加明显。

2. 股权融资渠道:对股票市场的依赖

股权融资依赖程度高的企业更倾向于投资创新研发等与资本市场关联性较强的项目,这一结论得到了Titman^[13]的证实。Titman^[13]通过构建针对股票市场的“催化投资模型(catalytic investment model)”以及债券市场的“资金外部性模型(pecuniary externality model)”发现,股票市场中产生的冲击将导致企业资源向更适合股权融资的投资——创新投资项目倾斜。Kusnadi and Wei^[34]检验了全球44个国家市场中上市公司的迎合投资行为,结果证实:资本市场的波动会引发企业外部股权融资成本相对于真实值的偏离,并由此影响管理层的投资决策。

传统股权融资渠道的关键在于,股票价格的系统性偏差能够引起上市公司股权融资条件的变化^[23,35]。肖虹和曲晓辉^[36]考察了我国在“新兴加转轨”制度背景下,资本市场中的企业估值对权益成本以及管理者投资行为的影响,检验证实了股权融资渠道的重要作用。张静和王生年^[37]结合我国上市公司中普遍存在的大股东控制、第二类代理问题突出等特征,也实证支持了股权融资渠道的存在。花贵如等^[30]表示我国现有的产业政策有利于外部市场对创新项目的价值进行判别,因此也有助于激励管理者用高价值投资项目改善企业的价值低估,并且能够有效减少损害企业价值的过度投资行为发生。

不再局限于从权益融资成本的间接效应层面分析股权融资渠道的作用路径,本文以上市公司对股票市场依赖度的视角,扩展了股权融资渠道的相关研究。实施非稳定性股利政策的上市公司之所以拥有更加灵活的现金股利政策,是因为此类企业对股票市场权益融资有更强的依赖。股利非平稳公司对资本市场波动更加灵敏,会根据市场中的波动以及自身融资需求,及时调整现金股利的支付,以保证能够拥有更多成本合理的权益融资。

根据Titman^[13]的观点,企业会根据投资项目的类型相应选择合适的市场进行融资,这表示存在更大融资约束的公司一般持有更多对股价变动敏感的投资项目。股利非平稳公司通常正处于企业生命周期中的初创期与成长期,此类企业的战略经营目标更侧重于产品的研发,而创新投资项目因其高风险与高不确定性,很难从债券市场以及银行等间接金融机构中获得债务资金支持。因此,资

本市场或成为企业发展核心竞争力的最重要资金来源。另外,股利非平稳所引发的企业可抵押资产价格的低估,极大提高了企业外部债务融资的成本,一定程度上又加剧了此类公司贷款难的问题,这使得企业对股票市场更加依赖。此时,实施非平稳股利政策企业的股权融资动机会更强,会将企业资源倾向于与股票市场关联度高的创新投资。因此,本文提出如下假设:

H2-2: 股权融资渠道有效调节了股利平稳性与企业创新投资间的关系,非平稳性股利政策对企业创新程度的提高作用在股权融资动机高的企业中更加明显。

三、研究设计

(一) 样本筛选与数据来源

本文选取 2003—2020 年中国沪深 A 股上市公司数据作为样本。由于计算股利平稳性衡量指标涉及近五年股利数据,故最终用于实证研究的样本区间为 2007—2020 年。本研究所选用的变量全部来自国泰安数据库(CSMAR)。对于初始样本,本文进行了如下筛选:(1)剔除金融行业样本;(2)剔除 ST、*ST 公司样本;(3)剔除上市不足五年的企业;(4)参考 Leary and Michaely^[7]、陈名芹等^[19]的做法,剔除税前每股现金股利第一次出现正值之前以及最后一次出现正值之后的样本;(5)剔除样本中的空缺值。同时,本文对所有数据进行在 1% 水平下的双边缩尾(Winsorize)处理,最终得到来自 1 793 家上市公司的 11 457 个非平衡面板数据样本。

(二) 主要变量定义

1. 被解释变量。 $RD_{i,t}$ 表示企业研发投资强度,参照郭玥^[38]的做法,本文以上市公司当年 R&D 投资总额与期末总资产的比值度量。

2. 解释变量。 $SOA_{i,t}$ 为股利平稳性的衡量指标。目前国内外度量股利平稳性的方法主要有两种:第一种是由 Lintner^[5]提出后经 Leary and Michaely^[7]修正的局部调整模型;第二种是由 Leary and Michaely^[7]提出的“自由模型”非参数方法。“自由模型”非参数法使用“企业近三年税前每股现金股利标准差与近三年每股收益标准差之比”对股利平稳性进行衡量,这一度量方式包含了股利发放的趋势性变动,可能影响股利平稳性与研发投入二者间的关系。为控制趋势性因素对研发投入的干扰,本文参考 Leary and Michaely^[7]、Larkin *et al.*^[15]、陈名芹等^[19]的做法,采用修正后的局部调整模型,以当期股利变动和目标股利支付率差值的回归系数即股利调整速度作为股利平稳性的代理变量。股利调整速度衡量了股利的波动程度:股利调整速度越高的企业,其股利平稳性越低。具体方程为:

$$\Delta D_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 dev_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (1)$$

方程(1)中 $\Delta D_{i,t}$ 表示当年每股现金股利的变动。 $dev_{i,t}$ 为目标股利支付与实际股利支付之间的差值,由公式表示为:

$$dev_{i,t} = tpr_5_{i,t} \times eps_{i,t} - D_{i,t-1} \quad (2)$$

其中 $tpr_5_{i,t}$ 表示近五年股利支付率的中位数, $eps_{i,t}$ 为每股收益。将公式(2)计算出的 $dev_{i,t}$ 代入方程(1)进行回归,所得系数 φ_1 即为该公司股利平稳程度的代理变量。

3. 以投资者情绪作为检验理性迎合渠道机制的代理变量。在选择度量指标时,为验证实证结果的可靠性,本文借鉴 Rhodes-Kropf *et al.*^[39]的思想,通过分解托宾 Q 方法以及市值账面比分解法两种方法度量投资者的非理性情绪。

(1) $Sen_1_{i,t}$ 。参考 Rhodes-Kropf *et al.*^[39]、张庆和朱迪星^[40]的方法,实际托宾 Q 可被分解为代表企业成长性的基本面价值以及由外部冲击所造成的市场误定价两部分。首先,用企业盈利能力($ROA_{i,t}$)、杠杆率($Lev_{i,t}$)以及企业规模($Size_{i,t}$)对托宾 Q 值进行拟合;其次,定义所得拟合值 $Q'_{i,t}$ 为企业的基本面价值,并以此作为控制变量度量企业成长机会以及长期价值;最后,将实际值与拟合值之差即回归残差部分($\mu_{i,t}$)定义为投资者情绪。分解托宾 Q 的具体操作为:

$$Q_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 ROA_{i,t} + \gamma_2 Lev_{i,t} + \gamma_3 Size_{i,t} + \mu_{i,t}^1 \quad (3)$$

$$Q_{i,t}^f = \hat{Q}_{i,t} \quad (4)$$

$$Sen_1_{i,t} = \mu_{i,t}^1 = Q_{i,t} - Q_{i,t}^f \quad (5)$$

(2) $Sen_2_{i,t}$ 。Rhodes-Kropf *et al.*^[39]、游家兴和吴静^[41]以及徐寿福^[42]认为上市公司的市值账面比可被分解为市值与基本面价值之比(M/V)以及基本面价值与账面价值之比(V/B)。将上市公司市场价值 M 、真实价值 V 以及账面价值 B 取自然对数后分别得到 m 、 v 与 b ,如果公司股价反映的是企业的真实价值,那么 M/B 将不会受到价格偏误的干扰,此时 $m-v$ 将等于 0 , $v-b$ 将会与 $\ln(M/B)$ 相等。因此,可以用 $m-v$ 来度量投资者情绪。具体做法如下:

首先 根据公式(6)分解市值账面比(M/B):

$$\ln(M/B) = m - b \equiv (m - v) + (v - b) \quad (6)$$

其次 构建如下回归模型以估计企业的真实价值 v :

$$m_{i,t} = \alpha_{0,j,t} + \alpha_{1,j,t} b_{i,t} + \alpha_{2,j,t} \ln(NI)_{i,t}^+ + \alpha_{3,j,t} I_{(<0)} \ln(NI)_{i,t}^+ + \alpha_{4,j,t} Lev_{i,t} + \mu_{i,t}^2 \quad (7)$$

$m_{i,t}$ 、 $b_{i,t}$ 表示企业的期末市场价值与账面价值的自然对数值; $(NI)_{i,t}^+$ 表示公司净利润的绝对值, $I_{(<0)}$ 为虚拟变量,当该公司净利润为负时取值为1,否则取值为0; $Lev_{i,t}$ 为企业杠杆率。通过取截面数据分行业对方程(7)进行回归,可以得到系数 $\{\alpha_{0,j,t}, \alpha_{1,j,t}, \alpha_{2,j,t}, \alpha_{3,j,t}, \alpha_{4,j,t}\}$,其中 j 表示行业。将系数代入方程(7)并将全部公司的各期数据代入,即可估计出各公司各期的真实价值 v 。

最后 根据 m 与 v 计算投资者情绪:

$$Sen_2_{i,t} = \ln(M/V)_{i,t} = m_{i,t} - v_{i,t} \quad (8)$$

4. 以股权融资动机作为验证股权融资渠道机制的代理变量。参考Baker *et al.*^[23]以及Dong *et al.*^[21]的做法,首先计算企业权益融资,具体公式为:企业权益融资($EI_{i,t}$)=(所有者权益账面变化额-留存收益变化额)/期末总资产。其次定义股权融资动机哑变量($F_{i,t}$):当 $EI_{i,t}$ 值大于0时,取值为1,否则取值为0。Polk and Sapienza^[24]提出,若要研究投资者情绪对R&D迎合投资的直接影响,则必须要分离企业的权益融资效应,排除股权融资渠道的间接作用。因此,本文将变量 EI 作为主检验与理性迎合渠道机制检验的控制变量。

5. 控制变量。参考股利平稳性方向的以往研究^[43-45],本文选取资产负债率($Lev_{i,t}$)、企业投资机会($Q_{i,t}^f$)、股权集中度($Large_{i,t}$)、换手率($T_over_{i,t}$)、股利支付率($Tpr_{i,t}$)、管理层持股比例($Admin_{i,t}$)、企业规模($Size_{i,t}$)、企业年龄($Age_{i,t}$)、前文所述的权益融资($EI_{i,t}$),以及行业虚拟变量($Industry$)与年度虚拟变量($Year$)作为控制变量。具体变量定义如表1所示。

(三) 模型构建

根据所提出的假设H1,本文构造如下模型,检验股利平稳性与企业创新投资间的关系:

$$RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SOA_{i,t} + \beta_2 Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t}^1 \quad (9)$$

表1 变量定义及说明

变量类别	变量名称	符号	定义
被解释变量	创新投资程度	$RD_{i,t}$	研发费用/期末总资产
解释变量	股利平稳性	$SOA_{i,t}$	股利调整速度,详见方程(1)与方程(2)
调节变量	投资者情绪	$Sen_1_{i,t}$	由式(5)计算得出
		$Sen_2_{i,t}$	由式(8)计算得出
控制变量	股权融资动机	$F_{i,t}$	详情见正文
	权益融资	$EI_{i,t}$	(所有者权益账面变化额-留存收益变化额)/期末总资产
	资产负债率	$Lev_{i,t}$	负债总计/期末总资产
	投资机会	$Q_{i,t}^f$	由式(4)计算得出
	股权集中度	$Large_{i,t}$	第一大股东持股比例
	换手率	$T_over_{i,t}$	年内日换手数之和/总股本
	股利支付率	$Tpr_{i,t}$	每股税前现金股利/每股收益
	管理层持股比例	$Admin_{i,t}$	高管持股比例
	企业规模	$Size_{i,t}$	期末总资产取自然对数
	企业年龄	$Age_{i,t}$	公司上市年数取自然对数
	年份	$Year$	设置年度虚拟变量
	行业	$Industry$	根据证监会2012版行业分类,设置行业虚拟变量

其中 i 代表企业, t 代表年份。解释变量为企业股利平稳性 (SOA_{it}), 被解释变量为创新投资程度 (RD_{it})。 β_1 度量了股利平稳性对企业创新程度的影响, 由假设 H1 推断 β_1 应显著为正。 $Control$ 包括全部控制变量, $Year$ 与 $Industry$ 分别表示控制年份效应与行业效应, ε_{it}^1 表示随机误差项。

四、实证结果

(一) 描述性统计

变量的描述性统计结果见表 2。由表可知, 企业创新投资程度 (RD_{it}) 的均值为 2.38%, 中位数为 1.99%, 最小值为 0, 最大值为 26.24%, 其均值与 Dong *et al.* [21] 所得到的美国市场中企业平均创新强度 7.64% 相比较低。总体而言, 我国公司平均创新强度与发达国家相比仍旧较弱, 且不同企业的创新意愿差异较大。股利平稳性 (SOA_{it}) 的均值为 0.733 4, 与李茂良等 [11] 所得的结论相似; 中位数为 0.778 9, 标准差为 0.569 8, 证实了我国资本市场发展尚不成熟、个别企业股利波动性较高等问题的存在。投资者情绪 (Sen_1_{it} 、 Sen_2_{it}) 的均值分别为 0.045 71 与 0.010 1, 中位数分别为 -0.240 8 和 -0.045 2, 表示目前我国股票市场中投资者消极情绪的问题较为严重。权益融资 (EI_{it}) 的均值为 0.044 7, 中位数为 0.002 8, 表明我国企业普遍具有股权再融资动机。

表 2 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
RD_{it}	11 385	0.023 8	0.021 8	0	0.010 2	0.019 9	0.031	0.262 4
SOA_{it}	8 265	0.733 4	0.569 8	-1.226 5	0.411 2	0.778 9	1.042 5	2.887
Sen_1_{it}	11 457	0.045 7	1.125 8	-1.547 4	-0.630 5	-0.240 8	0.333 3	7.213 1
Sen_2_{it}	11 457	0.010 1	0.343 3	-1.648 7	-0.209 8	-0.045 2	0.155 9	2.290 6
F_{it}	11 457	0.708 7	0.454 4	0	0	1	1	1
EI_{it}	11 457	0.044 7	0.224 5	-0.848 2	-0.000 1	0.002 8	0.021 7	7.604 7
Lev_{it}	11 457	0.393 7	0.185 6	0.047	0.245	0.387 9	0.531 7	0.843 5
Q_{it}^f	11 457	1.946 9	0.424 3	0.552 5	1.710 5	1.999 2	2.251	3.044 4
$Large_{it}$	11 457	0.348 4	0.144 5	0.087 7	0.233 7	0.333 4	0.445 1	0.735 6
T_over_{it}	11 457	3.657 9	2.595 1	0.326 8	1.767 3	2.933 7	4.868 3	13.220 4
Tpr_{it}	11 457	0.401 2	0.743 1	-6	0.192 3	0.305	0.454 5	56.410 3
$Admin_{it}$	11 457	0.155 6	0.204 7	0	0.000 1	0.022 8	0.304 6	0.702 1
$Size_{it}$	11 457	22.336 4	1.271 7	19.947	21.411 7	22.141 1	23.065 4	26.110 2
Age_{it}	11 457	2.627 2	0.476 1	1.098 6	2.397 9	2.564 9	3.044 5	3.465 7

(二) 股利平稳性与企业 R&D 投资

首先, 检验股利平稳性对企业 R&D 投资程度的影响, 结果如表 3 所示。列 (1) 表示全样本下的回归结果, SOA_{it} 的系数为 0.000 9, 在 5% 的水平上显著为正。这表明股利支付波动性越高的企业越倾向于进行 R&D 创新投资, 假设 H1 由此得到验证。

控制变量的回归结果也基本符合预期: 成长机会 (Q_{it}^f) 的系数显著为正, 表示未来发展前景更好的企业拥有更多的研发项目, 因此热衷于增加研发投资; 企业规模 ($Size_{it}$) 的系数显著为负, 说明与规模较大的企业相比, 小规模企业内部的决策时滞更短、应变能力更强, 能够根据市场时机更快地调整投资决策。

其次, 考察不同产权性质企业的股利平稳性对 R&D 投资的影响。本文根据产权性质将上市公司分为国有企业与非国有企业两组进行回归。结果如表 3 中的列 (2) 和列 (3) 所示。列 (2) 国有企业样本中 SOA_{it} 的系数为正却不显著, 这表明国有企业的股利平稳性对创新投资的影响效果并不明显。产生这一结果的原因可能在于: (1) 国有企业日常经营的主要任务是提供公共服务、承担社会责任, 而 R&D 投资的高风险性特征使其并不符合国有企业持续稳健经营的首要发展战略。(2) 国有企业内部管理者的调派多与其个人政治绩效相关, 与企业经营情况的联系较弱, 因此管理层为提升公司价值而进行创新投资的动机也较低。

列(3)中 SOA_i 的系数在5%的水平下显著为正,这说明现金股利支付平稳性较弱的非国有企业更倾向于进行创新研发投资。在样本中,股权集中度($Large_{i,t}$)的系数在5%的水平下显著为负,表示对于控制权较为分散的企业,大股东“掏空”企业的的能力较弱,企业可将更多的资源投资于创新。管理层持股比例($Admin_{i,t}$)的回归系数显著为正,表明当管理层的个人利益与企业绩效联系更加紧密时,管理者致力于增加企业价值投资的动机也将更加强烈。

最后,考察股利平稳性对处于不同生命周期企业的创新投资程度影响。根据 Brown and Petersen^[46]的方法,本文以企业上市年龄15年作为划分标准,将样本按企业所处生命周期分为成长期企业与成熟期企业两组。由表3中的列(4)可知,股利平稳性(SOA_i)的系数在1%的水平下显著为正,这说明正处于成长期的股利非平稳企业具有更高的研发动机。列(5)中 SOA_i 的系数不显著,表明成熟期企业的股利平稳性对创新投资的作用效果并不显著,可能的原因在于管理层有足够的自由现金流,可以保证其在分发股利以回报股东的同时,能够兼顾创新项目投资的支出。

企业年龄($Age_{i,t}$)的系数在列(4)中显著为正,而在列(5)中显著为负,这表明:对于成长期企业,随着企业上市年数的增加,管理层把握市场时机的能力逐步增强,决策经验更加丰富,在资金积累与所拥有的创新项目增多的基础上,企业的研发能力逐渐增强;而对于成熟期企业,年龄较高的公司日益临近衰退期,管理层结构较为冗余,决策效率降低,此时企业决策者更多追求回报稳定的投资项目而不愿再进行冒险。

(三) 内生性检验

1. 样本选择问题: Heckman 两阶段模型

由于新会计准则中规定上市公司可以自行选择是否对企业的研发支出情况进行披露,因此在选择被解释变量时,为避免由忽略 R&D 投资缺失所造成的数据非随机选择问题,本文参考郭玥^[38]与边志强等^[47]的方法,将样本年度报告中明确显示研发费用为零或无的企业样本的创新投资程度赋值为0,将未披露研发费用情况的企业的创新投资程度按缺失值处理。本文选用 Heckman 两阶段模型,具体回归模型如下:

$$\begin{aligned} \text{Probit}(RD_dum_{i,t} = 1) &= \beta_0 + \beta_1 mean_RD_{i,t} + \beta_2 Growth_{i,t} + \beta_3 Control \\ &+ \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t}^2 \end{aligned} \quad (10)$$

$$RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SOA_i + \rho \sigma \hat{\lambda}(\gamma Z_{i,t}) + \beta_2 Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t}^3 \quad (11)$$

表3 股利平稳性对创新投资影响的回归结果

变量	$RD_{i,t}$				
	全样本 (1)	产权性质		生命周期	
		国有企业 (2)	非国有企业 (3)	成长期企业 (4)	成熟期企业 (5)
SOA_i	0.000 9** (2.315 9)	0.000 7 (1.064 2)	0.001 0** (2.183 4)	0.001 3*** (2.661 4)	0.000 4 (0.775 8)
$EL_{i,t}$	0.000 2 (0.179 0)	0.002 6 (1.448 8)	-0.000 4 (-0.254 0)	0.001 6 (0.619 2)	-0.001 4 (-1.097 0)
$Lev_{i,t}$	-0.001 7 (-1.138 3)	0.001 6 (0.785 7)	-0.004 2** (-2.111 5)	-0.004 2* (-1.875 0)	-0.000 4 (-0.209 6)
$Q_{i,t}^f$	0.002 1*** (3.240 0)	0.001 9** (2.096 6)	0.002 0** (2.136 0)	0.002 7** (1.998 9)	0.001 7** (2.250 7)
$Large_{i,t}$	-0.002 7* (-1.923 6)	0.002 1 (0.998 4)	-0.004 7** (-2.518 8)	-0.007 1*** (-3.148 0)	0.000 4 (0.241 7)
$T_over_{i,t}$	0.000 3** (2.482 0)	0.000 8*** (3.907 4)	-0.000 0 (-0.337 3)	0.000 3* (1.854 8)	0.000 3 (1.579 4)
$Tpr_{i,t}$	-0.000 5* (-1.938 3)	-0.001 1** (-2.235 8)	-0.000 3 (-1.618 9)	-0.000 4 (-1.491 8)	-0.000 6** (-2.181 8)
$Admin_{i,t}$	0.002 5 (1.639 3)	0.048 3*** (3.911 0)	0.003 8** (2.337 9)	0.002 4 (1.378 4)	0.007 3** (2.196 5)
$Size_{i,t}$	-0.001 3*** (-4.454 2)	-0.001 6*** (-4.206 6)	-0.001 0** (-2.316 9)	-0.000 4 (-0.747 2)	-0.001 7*** (-5.010 6)
$Age_{i,t}$	-0.000 7 (-1.126 9)	-0.003 6*** (-2.927 1)	0.001 1 (1.104 2)	0.005 3*** (2.873 2)	-0.009 2*** (-6.980 3)
Constant	0.020 0*** (2.827 9)	0.064 7*** (6.215 7)	0.019 4** (1.977 2)	-0.009 1 (-0.646 4)	0.059 4*** (6.331 4)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.274 2	0.300 0	0.250 7	0.227 0	0.306 8
N	8 209	3 259	4 950	3 554	4 655

注:***、**、* 分别表示系数在1%、5%以及10%的水平下显著,括号内为稳健回归的t统计量。

公式(10)为第一步选择方程,取样本所在行业内其他企业该年度研发迎合程度均值($mean_RD_{i,t}$)以及企业营业收入增长率($Growth_{i,t}$)作为外生工具变量,同时考虑年度与行业效应;根据第一阶段回归结果计算出逆米尔斯比率,代入方程(11)的结果方程。由表4所示,逆米尔斯比率的回归结果为正但并不显著, SOA_i 的回归结果依旧显著为正,说明本文主要回归结果并不存在样本选择问题。

2. 反向因果:工具变量法(IV-2SLS)

由于股利政策与创新均为企业内部层面的决策变量,因此在讨论二者间的关系时,应考虑反向因果问题。本文使用工具变量法(IV)克服上述内生性,在选取工具变量时,一方面,参考徐寿福^[42]、温湖炜^[48]的方法,以同行业除本企业外的其他企业平均股利调整速度($mean_SOA_i$)作为工具变量。另一方面,陈名芹等^[19]认为,由于局部调整模型存在的一阶自回归问题,样本窗口过短将导致基于三年股利支付率中位数计算的股利调整速度($Speed_3_i$)误差偏大,无法反映企业的真实信息,因此不适合用于度量股利平稳性。虽然 $Speed_3_i$ 无法反映实际的股利发放情况,但该变量与股利波动性存在一定关联,因此本文考虑将其作为股利平稳性的工具变量。将拟合后的股利调整速度代入全样本主回归模型进行回归,结果显示:过度识别检验的P值为0.4253,故可认为两个工具变量外生;第一阶段回归的F统计量为581.513,表示所选取的工具变量与解释变量间存在相关性,且不存在弱工具变量问题。第一阶段、第二阶段的回归结果由表5中列(1)和列(2)所示。其中列(2)的结果显示,在通过工具变量方法控制了内生性后,股利平稳性的符号没有变化且依旧显著,其他控制变量的系数也未发生显著变化,故假设H1进一步得以验证。

3. 样本自选择偏误:倾向性得分匹配(PSM)

考虑到样本自选择所造成的内生性问题,本文参考陈名芹等^[19]的方法,使用倾向性得分匹配模型(PSM)将样本中股利不平稳程度最高的前30%作为处置组,后70%则作为控制组样本,同时选取总资产利润率($ROA_{i,t}$)、资产负债率($Lev_{i,t}$)、经营现金流量($Ocf_{i,t}$)、有形资产比率($Tangible_{i,t}$)以及独立董事人数的自然对数($Indepen_{i,t}$)五个变量作为匹配变量。本文使用Logit回归,采用邻近匹配法进行卡尺内一对四匹配,卡尺范围选取为0.01。

匹配后平均处置效应(ATT)的t值为5.22,表6展示了样本的匹配效果。将匹配后的结果进行回归,结果如表5列(3)所示。自变量系数符号与显著性均未发生改变,证实了结论的可靠性。

表4 Heckman两阶段模型

变量	结果方程	选择方程
	$RD_{i,t}$	$RD_dum_{i,t}$
	(1)	(2)
SOA_i	0.0009** (2.4831)	
$mean_RD_{i,t}$		44.2982* (1.6838)
$Growth_{i,t}$		-0.0810 (-1.1201)
$\lambda_{i,t}$		0.0086 (1.0075)
Constant	0.0268*** (3.2945)	-3.2125 (-1.6183)
Control	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes
N	8259	8259

注:***、**、*分别表示系数在1%、5%以及10%的水平下显著,括号内为稳健回归的t统计量。

表5 稳健性检验

变量	First-stage	2SLS	PSM	替换变量
	SOA_i	$RD_{i,t}$	$RD_{i,t}$	$RD_1_{i,t}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
SOA_i		0.0013* (1.8009)	0.0008** (2.1318)	0.0008* (1.7610)
$mean_SOA_i$	-0.4748*** (-6.0167)			
$Speed_3_i$	0.5972*** (32.6168)			
Constant	0.4620** (2.1099)	0.0366*** (5.2252)	0.0261*** (3.4931)	-0.0049 (-0.4824)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段F值	581.513			
R ²	0.3020	0.2723	0.2744	0.2384
N	8180	8180	7738	7632

注:***、**、*分别表示系数在1%、5%以及10%的水平下显著,括号内为稳健回归的t统计量。

4. 其他稳健性检验: 替换变量

本文将被解释变量替换为研发费用与滞后一期期末总资产的比值 ($RD_{1i,t}$)。替换被解释变量后的结果如表 5 列(4)所示, 股利平稳性的系数依旧显著为正, 进一步支持了假设 H1 的可靠性。

五、机制检验

(一) 理性迎合渠道

在实证结果支持非平稳性股利政策可有效缓解企业创新投资不足的基础上, 本文进一步检验假设 H2 - 1。Dong *et al.* [22] 指出高估值企业具有从事更高风险活动的倾向, 这揭示投资者的乐观情绪与企业研发支出间可能存在正向关联。因此, 本文将投资者情绪的代理变量 (Sen_{-}) 引入模型 (9)。在控制投资者情绪对企业创新投资的影响后, 再继续引入股利平稳性与投资者情绪的交乘项 ($SOA \times Sen_{-}$) 作为调节变量检验理性迎合渠道的存在。方程 (12) 中的其余控制变量与模型 (9) 相同, 根据假设 H2 - 1, 交乘项的系数应显著为负。

$$RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SOA_i + \beta_2 Sen_{-1i,t} (Sen_{-2i,t}) + \beta_3 SOA_i \times Sen_{-1i,t} (SOA_i \times Sen_{-2i,t}) + \beta_4 Control + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t}^4 \quad (12)$$

理性迎合渠道的检验结果如表 7 列(1)和列(2)所示, 股利平稳性与投资者情绪的交乘项 ($SOA_i \times Sen_{-i,t}$) 系数表示了投资者情绪在股利平稳性对企业创新产生作用中的调节效果。由表 7 列(1)和列(2)可知, 投资者情绪变量 ($Sen_{-1i,t}$ 、 $Sen_{-2i,t}$) 的系数显著为正, 交乘项 ($SOA_i \times Sen_{-1i,t}$ 、 $SOA_i \times Sen_{-2i,t}$) 的系数显著为负。这说明, 投资者的消极情绪在企业股利平稳性与创新投资间的关系中发挥了重要的调节作用, 支持了理性迎合渠道的作用效果, 假设 H2 以及假设 H2 - 1 由此均得到证实。

上述结果明确了理性迎合渠道的存在, 即存在一种作用机理, 当企业面临资本市场中投资者的消极情绪时, 非平稳股利政策对企业创新研发强度的促进作用更强。

(二) 股权融资渠道

由分组回归结果可知, 股利波动性越高越倾向于创新投资的上市公司多为处于成长期的企业或非国有企业。此类公司与其他实力雄厚的大型公司相比, 获得银行等金融机构的间接融资更难, 因此进行权益融资的动机更强, 也更倾向将资源配置于适合股权融资的创新研发类项目。上述论

表 6 样本匹配效果

变量	样本匹配	均值		标准化偏差	T 检验	
		处置组	控制组		T 值	P 值
$ROA_{i,t}$	U	0.059 16	0.055 47	9.1	4.83	0.000
	M	0.059 15	0.058 91	0.6	0.31	0.754
$Lev_{i,t}$	U	0.367 72	0.418 15	-27.4	-14.62	0.000
	M	0.367 95	0.367 82	0.1	0.04	0.971
$Ocf_{i,t}$	U	0.556 59	0.613 95	-7.1	-3.77	0.000
	M	0.555 83	0.546 9	1.1	0.62	0.537
$Tangible_{i,t}$	U	0.922 95	0.917 3	6.4	3.39	0.001
	M	0.922 95	0.923 43	-0.5	-0.3	0.763
$Indepen_{i,t}$	U	1.125 3	1.162	-22.5	-12.01	0.000
	M	1.125 8	1.126 7	-0.6	-0.31	0.753

表 7 机制检验效果

变量	$RD_{i,t}$		
	理性迎合渠道 (1)	理性迎合渠道 (2)	股权融资渠道 (3)
SOA_i	0.000 9** (2.452 8)	0.000 8** (2.138 1)	0.000 7 (1.166 1)
$Sen_{-1i,t}$	0.003 1*** (5.774 2)		
$SOA_i \times Sen_{-1i,t}$	-0.001 3** (-2.254 2)		
$Sen_{-2i,t}$		0.010 4*** (7.040 9)	
$SOA_i \times Sen_{-2i,t}$		-0.002 9* (-1.897 9)	
$F_{i,t}$			0.001 6** (2.244 0)
$SOA_i \times F_{i,t}$			0.000 2 (0.246 7)
$El_{i,t}$	0.000 4 (0.288 8)	0.000 2 (0.163 5)	
Constant	0.017 6*** (2.595 2)	0.028 0*** (4.123 6)	0.022 8*** (3.340 9)
Control_new	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes
R ²	0.288 6	0.291 9	0.275 6
N	8 209	8 209	8 209

注: ***, **, * 分别表示系数在 1%、5% 以及 10% 的水平下显著, 括号内为稳健回归的 t 统计量。

证虽然在理论逻辑方面证实了假设 H2-2 的合理性,但仍需从实证角度检验股权融资渠道作用的存在。在控制股权融资动机($F_{i,t}$)后,本文将股利平稳性与股权融资动机的交乘项($SOA_i \times F_{i,t}$)加入方程(9),同时从控制变量中剔除了权益融资($EI_{i,t}$)。具体模型如方程(13)所示,根据预期,交乘项($SOA_i \times F_{i,t}$)的系数应显著为正。

$$RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SOA_i + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 SOA_i \times F_{i,t} + \beta_4 Control_new + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t}^5 \quad (13)$$

表7列(3)表示股权融资渠道机制检验的回归结果。股利平稳性指标(SOA_i)与股权融资动机指标($F_{i,t}$)的系数显著为正,证实了股票市场依赖程度更高、权益融资动机更强的企业更倾向于进行创新研发;然而,交乘项($SOA_i \times F_{i,t}$)的系数虽然为正却不显著,这表示实证结果并不支持调节效应的存在。因此,假设 H2-2 并没有得到证实。

出现上述情况的原因在于,我国针对上市企业股权再融资决策的限制。潘敏和朱迪星^[49]指出,我国上市企业的股权再融资决策会因受到政策管制而不具备完全自主性,并且政策的时滞将会使公司错过低成本再融资机会。同时,企业市场择时行为的效果也会因政策约束而被削弱^[42,50]。因此,我国资本市场中,股权融资渠道在股利平稳性与企业创新投资关系间的调节效应并未得到证实。

六、进一步检验

我国资本市场发展尚未完善,企业分红意识普遍不强。为进一步规范我国上市公司分红行为,保护中小投资者合法权益,证监会自2001年起提出了一系列的“半强制分红政策”,旨在通过行政手段对有意向进行股权再融资的上市公司分红进行“软约束”。半强制分红政策虽有利于改善上市公司分红不足的情况,但由于政策实施灵活性较低,且存在最低达标性股利分配率设置较高、未充分考虑到不同企业的成长性以及融资约束差异等问题,因此,该政策对有再融资需求的成长型企业造成了一定负面影响^[51]。为缓解上述问题,2013年我国证监会颁布的《上市公司监管指引第3号——上市公司现金分红》中提出了“差异化分红政策”。该政策将企业根据所处发展阶段以及有无重大资金支出事项安排进行分类,不同类型企业获取再融资资格的最低股利分配率不同,有效降低了融资约束企业的分红压力。王国俊等^[52]肯定了“差异化分红政策”对于市场失灵的正向调节作用。他们认为相比于半强制分红政策,差异化政策所监管的对象覆盖更加全面,且这一新政考虑了公司治理水平这一因素对企业股利政策与投资决策间关系的重要影响。

创新研发项目一般需要持续稳定的投资,企业面临众多投资项目均会遇到自有资金不足的情况,需进行外部股权再融资以作为资金支持。此时,管理层存在连续发放达标性股利以获取外部再融资资格的动机。“差异化分红政策”等半强制分红政策的本意为:通过将现金分红与上市公司股权再融资资格挂钩从而把股利平稳性与投资决策联系起来。这一举措虽然对提高上市公司信息披露质量、改善企业内外部信息不对称问题确实具有明显效果,但稳定的分红政策本身也加重了融资企业的负担。企业实施“门槛性分红”政策并频繁调整现金股利的支付,是否仅是为了获取再融资资格?接下来本文将就此问题展开进一步讨论。

参考谢知非^[53]的做法,本文将企业仅达到或略高于最低标准比例的分红行为定义为“门槛性股利”,即将近三年平均股利分配率(每股税前股利/每股净利润)为20%~25%的数据定义为“门槛性分红”,通过分组将“差异化分红政策”的作用效果从全样本中分离。

分组后样本的回归结果如表8所示。由表8列(1)与列(5)可知,股利平稳性代理变量(SOA_i)的系数均在10%的水平下显著为正,这表示对于门槛性分红与非门槛分红的企业,非平稳的现金股利政策均提高了企业的创新投资。列(7)中,交乘项 $SOA_i \times Sen_2_i$ 的回归结果显著为负,这说明对于实施门槛性分红政策的企业,股利支付的频繁变动不完全是为了获取股权再融资资格,管理层提

高创新投资的目的中也包含修正企业因投资者消极情绪而造成的股价偏误的动机。然而,列(8)中交乘项 $SOA_i \times F_{i,t}$ 的系数不显著,说明对于发放门槛性股利的公司,股权融资动机也并没有调节股利非平稳对企业创新投资的影响。对比列(2)至列(4)的结果可以发现,对于实施非门槛性分红政策的企业,理性迎合渠道与股权融资渠道对股利平稳性与创新投资间关系的调节作用均不显著,虽然非平稳性股利政策依然显著促进了企业的创新研发,但管理层增加创新研发投资的动机并不受投资者情绪与股权融资动机的调节。

表8 进一步检验:半强制差异化分红政策的影响

变量	$RD_{i,t}$							
	非门槛性分红				门槛性分红			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
SOA_i	0.000 8*	0.000 8*	0.000 7	0.001 2	0.001 3*	0.001 5**	0.001 2*	-0.000 0
	(1.813 0)	(1.802 4)	(1.643 1)	(1.488 7)	(1.931 9)	(2.229 6)	(1.888 7)	(-0.032 8)
$Sen_{1_{i,t}}$		0.002 7***				0.003 8***		
		(4.012 9)				(5.110 9)		
$SOA_i \times Sen_{1_{i,t}}$		-0.001 1				-0.001 2		
		(-1.625 1)				(-1.366 1)		
$Sen_{2_{i,t}}$			0.007 8***				0.016 2***	
			(4.661 0)				(6.595 2)	
$SOA_i \times Sen_{2_{i,t}}$			-0.001 5				-0.005 1*	
			(-0.867 9)				(-1.953 3)	
$F_{i,t}$				0.001 8**				0.000 9
				(2.138 5)				(0.759 9)
$SOA_i \times F_{i,t}$				-0.000 5				0.002 0
				(-0.542 7)				(1.465 7)
$El_{i,t}$	-0.000 9	-0.000 9	-0.000 9		0.003 2	0.004 2*	0.002 7	
	(-0.625 0)	(-0.641 1)	(-0.588 5)		(1.261 8)	(1.701 2)	(1.180 3)	
Constant	0.034 8***	0.031 4***	0.038 3***	0.035 0***	-0.002 6	-0.006 6	0.011 2	0.001 6
	(4.451 2)	(4.070 9)	(4.797 3)	(4.480 7)	(-0.172 9)	(-0.446 0)	(0.769 9)	(0.104 3)
Control_new	Yes							
Year	Yes							
Industry	Yes							
R ²	0.288 1	0.299 1	0.299 7	0.289 1	0.270 6	0.294 5	0.309 4	0.273 2
N	5 900	5 900	5 900	5 900	2 309	2 309	2 309	2 309

注:***、**、* 分别表示系数在1%、5%以及10%的水平下显著,括号内为稳健回归的t统计量。

七、结论

本文以2007—2020年我国沪深A股上市公司的数据为样本,基于股利信号理论与迎合理论,考察了股利平稳性的信号效应对实体经济资源分配的影响与作用机理,并分析了“差异化分红政策”对上述机制产生的影响。实证结果得出了以下结论:(1)实施非平稳股利政策的企业倾向于有更高的创新投资强度,且这一现象在处于成长期的企业以及非国有企业中更加明显。(2)理性迎合渠道在迎合机制中起到了重要作用,这表示投资者情绪有效调节了非平稳性股利政策与企业创新间的关系,市场中的消极情绪直接促使了管理层将企业资源向创新投资项目的倾斜。然而,股权融资渠道的效果却没有得到证实。由于再融资限制等宏观因素的影响,股权融资动机没有显著起到调节作用。(3)进一步研究中,本文考虑“差异化分红政策”对股利平稳性与企业创新投资间关系的影响,结果证实:在“门槛性分红”的高融资约束企业中,管理层通过提高创新强度以改善非平稳股利政策对企业价值的损毁状况的动机更加明显,且投资者情绪的调节作用仍然显著。

基于实证结论,本文提出以下政策建议:(1)对于现金股利发放不平稳的非国有企业与成长型企业,管理层可增加创新项目的投资,通过提高公司的核心竞争能力,最终挽回企业价值损毁。(2)资本市场信号虽然影响了企业的资源配置,但股票短期误定价与投资者的非理性情绪也会诱

发企业投资于低效率甚至负价值的项目。因此,具有扭转股票折价动机的管理层在选择投资项目时应仔细甄别、筛选,尽可能选择正外部性强、价值高的项目,避免无效投资的发生。(3)“差异化分红政策”虽然有效缓和了市场中存在的“微股利”与“零股利”发放问题,但同时也加剧了对自由现金流短缺企业的融资约束。部分外部融资约束严重的企业为继续创新而发放“门槛性股利”的行为,进一步导致了公司内部自由现金流的流出。因此,相关部门应加强对此类公司的定向对接帮扶,通过政府补助与税收减免等方式,鼓励资金紧张但拥有良好研发项目的企业继续创新投资。

参考文献:

- [1] MILLER M H, ROCK K. Dividend policy under asymmetric information [J]. *The journal of finance*, 1985, 40(4): 1031 - 1051.
- [2] BHATTACHARYA S. Imperfect information, dividend policy, and “the bird in the hand” fallacy [J]. *The bell journal of economics*, 1979, 10(1): 259 - 270.
- [3] 王静, 张天西, 郝东洋. 发放现金股利的公司具有更高盈余质量吗? ——基于信号传递理论新视角的检验 [J]. *管理评论*, 2014(4): 50 - 59.
- [4] 罗琦, 付世豪, 吕纤. 我国上市公司股利信息内涵效应的实证研究 [J]. *财经论丛*, 2019(9): 53 - 61.
- [5] LINTNER J. Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes [J]. *The American economic review*, 1956, 46(2): 97 - 113.
- [6] KARPAVIČIUS S. Dividends: relevance, rigidity, and signaling [J]. *Journal of corporate finance*, 2014, 25: 289 - 312.
- [7] LEARY M T, MICHAELY R. Determinants of dividend smoothing: empirical evidence [J]. *The review of financial studies*, 2011, 24(10): 3197 - 3249.
- [8] TRESL J, BROCKMAN P, UNLU E. Dividend smoothing and firm valuation [R]. SSRN working paper, 2016.
- [9] EASTERBROOK F H. Two agency-cost explanations of dividends [J]. *The American economic review*, 1984, 74(4): 650 - 659.
- [10] BRENNAN M J, THAKOR A V. Shareholder preferences and dividend policy [J]. *The journal of finance*, 1990, 45(4): 993 - 1018.
- [11] 李茂良, 李常青, 魏志华. 中国上市公司股利政策稳定吗——基于动态面板模型的实证研究 [J]. *山西财经大学学报*, 2014(3): 33 - 42.
- [12] GUTTMAN I, KADAN O, KANDEL E. Dividend stickiness and strategic pooling [J]. *The review of financial studies*, 2010, 23(12): 4455 - 4495.
- [13] TITMAN S. Financial markets and investment externalities [J]. *The journal of finance*, 2013, 68(4): 1307 - 1329.
- [14] FULLER K P, GOLDSTEIN M A. Do dividends matter more in declining markets? [J]. *Journal of corporate finance*, 2011, 17(3): 457 - 473.
- [15] LARKIN Y, LEARY M T, MICHAELY R. Do investors value dividend-smoothing stocks differently? [J]. *Management science*, 2017, 63(12): 4114 - 4136.
- [16] BRAV A, GRAHAM J R, HARVEY C R, et al. Payout policy in the 21st century [J]. *Journal of financial economics*, 2005, 77(3): 483 - 527.
- [17] KNYAZEVA A, KNYAZEVA D. Dividend smoothing: an agency explanation and new evidence [R]. SSRN working paper, 2014.
- [18] 韩云, 吴战勇. 股利平稳性、差异化分红监管政策与代理效率 [J]. *管理科学*, 2020(5): 141 - 152.
- [19] 陈名芹, 刘星, 辛清泉. 上市公司现金股利不平稳影响投资者行为偏好吗? [J]. *经济研究*, 2017(6): 90 - 104.
- [20] STEIN J C. Rational capital budgeting in an irrational world [J]. *The journal of business*, 1996, 69(4): 429 - 455.
- [21] DONG M, HIRSHLEIFER D, TEOH S H. Stock market misvaluation and corporate investment [R]. SSRN working paper, 2007.

- [22] DONG M ,HIRSHLEIFER D ,TEOH S H. Stock market overvaluation ,moon shots ,and corporate innovation [R]. NBER working paper ,No. 24142 2017.
- [23] BAKER M ,STEIN J C ,WURGLER J. When does the market matter? Stock prices and the investment of equity-dependent firms [J]. The quarterly journal of economics 2003 ,118(3) : 969 - 1005.
- [24] POLK C ,SAPIENZA P. The stock market and corporate investment: a test of catering theory [J]. The review of financial studies 2008 22(1) : 187 - 217.
- [25] 王生年 ,宋媛媛 ,徐亚飞. 资产误定价影响了企业投资效率吗? [J]. 金融论坛 2018(2) : 50 - 64.
- [26] GILCHRIST S ,HIMMELBERG C P ,HUBERMAN G. Do stock price bubbles influence corporate investment? [J]. Journal of monetary economics 2005 52(4) : 805 - 827.
- [27] CAMPELLO M ,GRAHAM J R. Do stock prices influence corporate decisions? Evidence from the technology bubble [J]. Journal of financial economics 2013 ,107(1) : 89 - 110.
- [28] 屈文洲 ,叶震南 ,闫丽梅. 股价泡沫真的会影响公司资本投资吗? ——基于股权融资机制和迎合机制的实证检验 [J]. 证券市场导报 2016(6) : 33 - 41.
- [29] 胡国强 ,肖志超. 媒体关注、资本市场错误定价与企业投资 [J]. 广东财经大学学报 2019(2) : 60 - 73.
- [30] 花贵如 ,周树理 ,刘志远 ,等. 产业政策、投资者情绪与企业资源配置效率 [J]. 财经研究 2021(1) : 77 - 93.
- [31] 刘春玉 ,郝丽斌. 企业研发的投入与产出效率研究——基于投资者情绪“双刃剑”效应的视角 [J]. 华东经济管理 2018(9) : 144 - 150.
- [32] HIRSHLEIFER D ,SUBRAHMANYAM A ,TITMAN S. Feedback and the success of irrational investors [J]. Journal of financial economics 2006 81(2) : 311 - 338.
- [33] 高庆浩 ,田增瑞 ,常培笙 ,等. 货币政策对企业 R&D 投资的影响研究——投资者情绪的中介效应与敏感性分析 [J]. 预测 2019(6) : 52 - 58.
- [34] KUSNADI Y ,WEI K C J. The equity-financing channel ,the catering channel ,and corporate investment: international evidence [J]. Journal of corporate finance 2017 47: 236 - 252.
- [35] JENSEN M C. Agency costs of overvalued equity [J]. Financial management 2005 34(1) : 5 - 19.
- [36] 肖虹 ,曲晓辉. R&D 投资迎合行为: 理性迎合渠道与股权融资渠道? ——基于中国上市公司的经验证据 [J]. 会计研究 2012(2) : 42 - 49 + 96.
- [37] 张静 ,王生年. 资产误定价对过度投资的影响路径 [J]. 财经科学 2016(3) : 69 - 78.
- [38] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新 [J]. 中国工业经济 2018(9) : 98 - 116.
- [39] RHODES-KROPF M ,ROBINSON D T ,VISWANATHAN S. Valuation waves and merger activity: the empirical evidence [J]. Journal of financial economics 2005 77(3) : 561 - 603.
- [40] 张庆 ,朱迪星. 投资者情绪、管理层持股与企业实际投资——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 南开管理评论 , 2014(4) : 120 - 127 + 139.
- [41] 游家兴 ,吴静. 沉默的螺旋: 媒体情绪与资产误定价 [J]. 经济研究 2012(7) : 141 - 152.
- [42] 徐寿福. 股权激励会强化管理层迎合动机吗? ——来自上市公司 R&D 投资的证据 [J]. 经济管理 2017(6) : 178 - 193.
- [43] 刘星 ,宋彤彤 ,陈名芹. 股权激励、代理冲突与股利平稳性——基于持股管理者寻租的研究视角 [J]. 华东经济管理 2016(11) : 114 - 122.
- [44] 韩云. 股利平稳性、代理成本与资本结构——基于随机前沿模型的实证分析 [J]. 经济经纬 2017(6) : 152 - 158.
- [45] 陈名芹 ,刘星 ,姚明安 ,等. 中国上市公司现金股利中性监管的重新审视——基于现金股利不平稳动因的视角 [J]. 金融论坛 2019(7) : 60 - 70.
- [46] BROWN J R ,PETERSEN B C. Cash holdings and R&D smoothing [J]. Journal of corporate finance 2011 ,17(3) : 694 - 709.
- [47] 边志强 ,唐松林 ,郭剑锋. 经营环境不确定性与企业创新——基于宏观经济和地方政策双重不确定性视角 [J]. 产业经济研究 2021(4) : 85 - 98.
- [48] 温湖炜. 研发投入、创新方式与产能过剩——来自制造业的实证依据 [J]. 南京财经大学学报 2017(4) : 8 - 17.

- [49]潘敏,朱迪星.企业的投资决策在迎合市场情绪吗?——来自我国上市公司的经验证据[J].经济管理,2010(11):124-131.
- [50]刘家树,范从来.内外融资对企业不同阶段创新投资的异质性效应——基于中国制造业上市公司的数据[J].商业经济与管理,2019(1):88-97.
- [51]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.
- [52]王国俊,王跃堂,韩雪,等.差异化现金分红监管政策有效吗?——基于公司治理的视角[J].会计研究,2017(7):48-54+96.
- [53]谢知非.双重迎合与现金股利平稳性——基于中国A股上市公司的实证研究[J].会计研究,2019(11):78-84.

(责任编辑:戴芬园)

Does non-smoothing dividend policy promote innovation investments? Empirical evidence based on listed companies in China

DONG Zhu^{1 2}, JIN Xiaotong²

(1. Center of Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China;

2. Business School, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: Will dividend-smoothing policy signals in the capital market support the tilting of corporate economic resources toward innovative investment projects? If so, what is the mechanism behind this action? Will this phenomenon continue to exist after separating the effects of “differential cash dividend policy”? To answer these questions, this study utilizes data for A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2007 to 2020 as samples to examine the impact of dividend smoothing on corporate innovation investment, and explore the mechanism of its effect, based on the dividend signal theory and the catering theory. The main result implies that firms with non-smoothing dividend policy invest more in innovative projects, and the group regression results suggest that this phenomenon is more obvious in non-state enterprises and growing enterprises. In addition, this study finds support for the existence of a rational catering channel, in which investor sentiment directly stimulates non-smooth dividend policy to promote firms’ innovation investments. Further, this paper analyzes the effect of “differential cash dividend policy”, which shows that for firms that pay dividends in order to qualify for refinancing, the promotion effect of volatile dividend policy on R&D investment remains. Although differential cash dividend policy can effectively alleviate the current situation of “micro-dividend” payments for listed enterprises in China, it also exacerbates the shortage of free cash flow within the firms, which is not conducive to the development of non-state-owned companies and growth-stage companies. The signal of unstable dividend policy triggers changes in the share price and external financing environment of companies in the Chinese capital market, which in turn significantly affect resource allocation of the enterprises. The findings provide empirical evidence to explore the link between the signaling impact of the capital market and the development of the real economy.

Key words: dividend smoothing; dividend signal theory; R&D investment; catering theory; differential cash dividend policy