

企业集团现金分散配置能提升创新产出吗？

——基于创新动机和创新效率的双重视角

王亮亮 陈明仪 阮语

(东南大学经济管理学院, 江苏 南京 211189)

摘要: 企业集团是国家创新体系的中坚力量, 其创新产出的内在影响机制受到广泛关注。本文以A股上市公司为样本, 考察企业集团现金分散配置对创新产出的影响。研究发现, 企业集团现金在母子公司间的分散程度与创新产出呈现倒U型关系, 且上述关系主要源自现金分散程度对创新动机、创新效率影响的交互作用。进一步分析发现, 上述倒U型关系主要集中在包含并购子公司的样本中, 且在母子公司中同样成立。此外, 企业集团内部控制质量越高, 该倒U型关系越陡峭。本文不仅有助于揭示企业集团创新产出的内在影响机制, 而且进一步丰富了企业集团(现金)资源配置经济后果的相关文献。

关键词: 企业集团; 现金分布; 创新产出; 双重披露制

Abstract: Business groups are the backbones of the national innovation system. Their inherent influencing mechanism of innovation output attracts extensive attention. This paper takes A-share listed companies as samples to investigate the impact of decentralized allocation of cash within business groups on innovation output. The results show that the overall innovation output of business groups shows an inverted U-shaped trend with the decentralization of the cash allocation between parent and subsidiary companies. The inverted U-shaped relationship is derived from the interactive impact of cash allocation on innovation motivation and innovation efficiency. Further analysis also shows that the inverted U-shaped relationship mainly exists in business groups with acquired subsidiaries, and remains valid in both parent and subsidiary companies within business groups. The inverted U-shaped relationship is steeper in business groups with high internal control quality. The research conclusion of this paper reveals the inherent influence mechanism of innovation output. It also enriches the academic literature in the field of economic consequences of (cash) resource allocation of business groups.

Key words: business groups, cash allocation, innovation output, dual disclosure system

作者简介: 王亮亮, 管理学博士, 东南大学经济管理学院副教授、博士生导师, 研究方向: 会计、税收与公司财务。陈明仪, 女, 东南大学经济管理学院硕士生, 研究方向: 公司财务与公司治理。阮语, 女, 东南大学经济管理学院硕士生, 研究方向: 公司财务与公司治理。

中图分类号: F272.3 **文献标识码:** A

一、引言

创新不仅是企业获取竞争优势的重要方式, 更是推动经济增长的重要内生变量。在面对新一轮科技革命和产业变革的新形势下, 党的十九届五中全会明确指出: “要深入实施创新驱动发展战略, 完善国家创新体系,

提升企业技术创新能力, 强化企业创新主体地位。”伴随着经济发展和贸易全球化, 集团化经营的组织形式日益壮大, 其创新能力逐渐成为国家创新体系中不可或缺的重要组成部分(Belenzon and Berkovitz, 2010; 谭洪涛和陈瑶, 2019)^{[2][46]}。

与实务界相比, 学术界对企业集团创新水平的相关

研究较为有限。现有文献主要从集团整体的视角对创新产出的影响机制展开研究,发现企业集团(整体)的特征、内部治理机制以及外部发展环境等均是影响企业集团创新产出的重要因素(Chang et al., 2006; Hsieh et al., 2010; 黄俊和陈信元, 2011; 蔡卫星等, 2019; 贾婧等, 2021)^{[5][11][33][23][34]}。然而,却鲜有文献尝试打开企业集团内部运作的“黑箱”,深入剖析企业集团内部资源配置情况等对其创新活动的影响。

现金作为企业集团内部资源配置的核心对象(张会丽和吴有红, 2011)^[58],是影响创新活动最直接的因素(Schroth and Szalay, 2010)^[21]。那么,企业集团内部的现金资源配置是否会影响创新产出?随着现金资源的分散化配置,创新产出又会发生何种变化?以创业板上市公司汤姆猫(300459)为例,其2016—2020年母公司现金资产(货币资金与交易性金融资产之和)在企业集团(合并报表)现金资产的占比逐年下降,所有子公司的现金资产占比由2016年的33%上升至2020年的90%以上。在企业集团内现金资源分布逐渐分散的趋势下,汤姆猫的创新产出(专利申请数量)并非线性增长或下降,而呈现先上升后下降的非线性变化趋势。这在一定程度上说明,对于企业集团而言,过度集中或者过度分散的现金分布策略都未必有利,创新产出与现金分布的关系亟待理论和经验揭示。然而,现有关于企业集团内部现金资源配置对公司行为影响的研究主要集中在对非效率投资、金融化等方面(张会丽和陆正飞, 2012; 程新生等, 2020; 王瑶等, 2021)^{[57][31][52]},关于企业集团内部的现金资源配置如何影响创新产出的文献较少。

鉴于此,本文利用中国资本市场“双重披露制”(同时披露合并财务报表与母公司财务报表)下企业集团内部资源配置难得的场景和机会,以A股上市公司为研究样本,实证检验了现金资源在企业集团内部的分布情况对于创新产出的影响。检验结果表明,现金资源在企业集团内部母子公司间的分散程度升高时,企业集团整体的创新产出呈现先上升后下降的倒U型趋势。机制检验表明,当现金资源在企业集团内部母子公司间逐渐分散时,一方面,企业集团的创新动机逐渐降低;另一方面,企业集团的创新效率逐渐提高;在两方面因素的共同作用下,企业集团的创新产出呈现倒U型的变化趋势。

进一步的拓展性分析还表明:(1)上述倒U型关系同时存在于企业集团的母公司、子公司中,但极值点存在差异;(2)按照企业集团内部子公司的设立方式分组,上述倒U型关系仅存在于包含并购子公司的样本中;(3)企业集团内部控制质量越高,上述倒U型关系越陡峭。

本文的贡献包括如下几个方面:其一,丰富了企业集团创新产出影响因素方面的相关文献。现有关于企业集团创新产出影响因素的研究大多从企业集团整体的视角展开,本文打开了企业集团内部运作的“黑箱”,考察了企业集团内部资源配置对于创新产出的影响,在一定程度上弥补了已有文献的不足。其二,区别于以往文献发现的线性关系结论(娄祝坤等, 2019)^[42],本文不仅发现企业集团内部现金的分散配置与创新产出呈倒U型关系,同时还借鉴了Haans et al.(2016)^[6]的分析框架,针对倒U型关系背后的成因和逻辑机理展开检验,相关分析思路和检验方法在现有实证文献中还较为少见,对其他学者开展类似研究具有借鉴价值。其三,从创新产出的视角出发,进一步丰富了企业集团内部资源配置及其经济后果的相关研究,不仅为企业集团内部资源配置对管理层行为的影响提供了新的证据,同时对企业集团内部资源配置的管理实践具有重要的启示意义。

二、理论分析与研究假设

不同于一般的投资行为,企业创新是一项投入大、周期长、不确定性强、失败率高的战略投资,正因为这些特点,如何提高企业的创新产出成为困扰理论界和实务界的共同难题。现有研究表明,企业创新产出需要解决两个关键难题:一是高风险、高投入等特性导致的管理层创新动机不足的问题(江轩宇等, 2017)^[35],二是因缺乏与创新相关的知识与信息所造成的创新效率低下的困境(蔡卫星等, 2019)^[23]。这两个问题不仅存在于独立经营的企业中,也同样存在于企业集团中,且在企业集团的场景下变得更加复杂。

作为现代企业的高级组织形式,企业集团通常由多个独立法人组成,其内部关系错综复杂(Tarun and Yishay, 2007)^[22],且集团中往往存在着内部资本市场,在强化内部资源配置方面发挥着重要作用(Alchian, 1969)^[1]。对于创新这种资金投入大、回报周期长的投资

活动来说,如何高效配置企业集团内部的现金资源尤为重要。企业集团内部的现金分布状况不仅直接决定了各成员企业财务资源的多寡程度,同时也体现了财务权力配置的集权/分权状况(张会丽和吴有红,2011)^[58],这些既关系到企业集团整体的创新(投入)动机,也会通过影响决策权与相关知识的匹配程度对创新效率产生影响。

其一,企业集团内部母子公司间的现金分布状况直接影响创新动机的高低。企业集团内母子公司间通常存在委托代理关系,组织内向下授权会因为目标冲突而导致代理问题的出现(Jensen and Meckling, 1995)^[12]。现金资源是一种极易被代理人随意使用的资源(Myers and Rajan, 1998)^[20],相比母公司,子公司受到的股东监督和社会监督更弱,因而在多层委托代理关系下,现金资源在子公司所产生的代理成本要高于母公司(王亮亮等,2021)^[49]。当子公司持有较多现金资源时,其管理层财务自主权的提升可能导致企业集团整体表现出更为严重的机会主义行为,如在职消费、构建“商业帝国”等(Jensen and Meckling, 1976)^[13]。创新活动具有失败率高、不确定性等特点,往往难以迅速满足管理层的私人利益(江轩宇等,2017)^[35]。因此,相较于产品研发、技术升级等见效缓慢的竞争力投资,子公司管理层更倾向于在能够快速获得私人利益的项目上过度投资,如将大量资金配置在偏离主业经营、具有高收益的金融资产或房地产领域等(张会丽和陆正飞,2012;王瑶等,2021)^{[57][52]},这将大大减少企业集团可用于创新投入的财务资源,使得企业集团整体的创新动机被严重削弱。根据上述分析,本文提出如下研究假设:

H1a: 企业集团内部母子公司间现金分布的分散程度越高,企业集团的创新动机越弱。

其二,企业集团内部母子公司间的现金分散程度也会对创新效率产生重要影响。Hayek(1945)^[8]指出,组织的决策效率取决于决策权的分布与对决策起支撑作用的知识之间的匹配程度,当二者能够有效结合时,组织效率能够显著提升。企业集团的创新活动是一项涉及大量专有知识的战略决策,其高度不确定性等特征使得项目相关信息难以被解读且传递成本较高,因此,创新效率的提升对于决策权配置有着更高的要求(Kumar and Langberg, 2010)^[15]。在企业集团内部,适应市场需求

的创新活动对创新主体的专有知识要求较高,往往只有在业务一线的管理者才清楚地了解市场需求并知悉创新方向(谭洪涛和陈瑶,2019)^[46]。因此,当企业集团内部母子公司间的现金分散程度越高时,子公司管理层的财务自主权越高,有助于进一步提升创新效率。一方面,他们距离市场更近并且掌握更多的专有知识,在面临多种创新项目(路线)的选择时,更有可能选择最为有效的项目(路线)。相反,如果还需要将创新项目的信息反馈给更高层进行决策,由于专有知识与信息的传递存在摩擦,则有可能让企业集团错失掉“正确”的选择。另一方面,对于好的创新投入项目,子公司管理层的财务自主权越高,可以越快速地把握住创新投资的时间点,从而“抢占先机”。由于创新活动往往要求管理层对市场环境变化具备快速识别和应变能力,在创新的战场上率先将研发产品推向市场可以帮助企业享受“先行者优势”(Laursen and Salter, 2014)^[16],减少将创新项目的信息“向上”反映给更高层所导致的决策效率损失(Jensen and Meckling, 1995;程德俊和孔继红,2002)^{[12][30]}。因此,当企业集团内部母子公司间现金的分散程度越高时,创新活动的决策权与决策权所需的相关知识能够更好地匹配,进而提升企业集团的创新效率。根据上述分析,本文提出如下假设:

H1b: 企业集团内部母子公司间现金分布的分散程度越高,企业集团的创新效率越高。

企业集团的创新产出是由创新动机和创新效率二者共同决定的,即二者的乘积。在创新动机和创新效率两种机制的共同作用下:当现金在母子公司间的分散性较低时,财务决策权高度集中在距离业务一线较远的母公司手中,尽管这类资源配置策略可以防范子公司管理层机会主义动机导致的对创新投入积极性不高的问题,却也同样增加了企业集团内部信息传递的成本,导致创新活动决策权与所需专业知识之间匹配效率的损失(Hayek, 1945;程德俊和孔继红,2002)^{[8][30]},最终使得企业集团面临创新动机强烈但创新效率低下的问题;而当现金在母子公司间的分散性较高时,财务资源的分散配置提升了子公司管理层的财务自主权,可以减少企业集团内部信息传递过程中决策效率的损失,但这也进一步诱发了在多层次委托代理关系下子公司管理层的机会

主义行为(Jensen and Meckling, 1976)^[13], 导致资源的扭曲配置与消耗, 最终使得企业集团陷入创新效率高却缺乏创新(投入)动机的困境。因此, 企业集团内部母子公司间现金分布的过度集中或分散都将对企业集团的创新产出造成负面影响, 而现金分布存在一个均衡点, 采用适度的现金资源配置策略才能实现企业集团整体创新产出的最大化。另外, 根据Haans et al.(2016)^[6]的研究, 倒U型关系的形成机制大致可以分为三类, 其中一类主要关注两种潜在关系的乘积作用, 即变量Y由两个因素A和B的乘积决定, 即 $Y=A \times B$, 此时, 如果在自变量X的作用下, 因素A、B分别与X呈现正向、负向的线性关系, 那么Y与X将呈现先升后降的倒U型关系。根据该倒U型关系分析框架, 企业集团内部现金分布的分散性与创新产出之间将呈现先上升后下降的倒U型关系, 具体如图1所示。根据上述分析, 本文提出如下研究假设:

H2: 企业集团内部现金的分散配置与创新产出呈倒U型关系。

三、研究设计

(一)数据来源与样本筛选

中国企业集团的内部资本市场具有层次性, 包括企业集团总部与下属上市公司之间, 以及上市公司与其下属子公司之间(魏明海和万良勇, 2006)^[54]。考虑到本文的研究需要企业集团整体的创新产出数据和企业集团内部

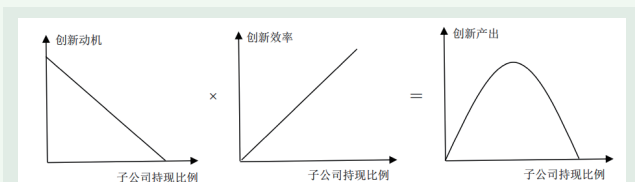


图1 企业集团内部现金分散配置与创新产出的倒U型关系

表1 样本选择

样本	“公司-年”观测值	描述
初选样本	33816	2007—2019年A股所有上市公司
第①步剔除样本	(694)	剔除金融行业上市公司样本
第②步剔除样本	(1947)	剔除在样本期间的ST、PT样本
第③步剔除样本	(739)	剔除无纳入合并报表范围子公司的样本
第④步剔除样本	(50)	剔除现金分布数据缺失的样本
第⑤步剔除样本	(6715)	剔除专利申请总数缺失的样本
第⑥步剔除样本	(5821)	剔除其他关键变量缺失的样本
最终样本	17850	共计17850个“公司-年”观测值

的现金分布数据, 本文将研究的企业集团框定于上市公司及其控股子公司; 在此基础上, 利用中国资本市场的“双重披露制”提供的契机展开研究(陆正飞和张会丽, 2010; Liu et al., 2018; 王亮亮等, 2021)^{[44][19][49]}。2007年起中国上市公司执行新的《企业会计准则》, 会计数据的口径等由此发生了较大变化, 与创新相关的研发会计处理及信息披露政策也出现了大幅调整, 因此本文选择2007年作为起始时间, 实际利用的样本区间为2007—2020年。由于专利申请等数据需要使用“未来一期”(t+1期)值, 因此, 初始样本为2007—2019年A股所有上市公司。经过表1所示的筛选步骤, 最终得到17850个“公司-年”观测值。为了消除极端值的影响, 对所有连续型变量分别在1%和99%水平上进行缩尾处理。本文所使用的专利申请数据来自于CNRDS数据库, 母公司报表数据及多元化数据来自于Wind数据库, 其余数据均来自于CSMAR数据库。

(二)模型设计

为了检验假设H1a、H1b, 即企业集团内部的现金分布对创新产出的内在影响机制, 本文借鉴Branstetter (2006)^[41]、鲁桐和党印(2014)^[43]及谭洪涛和陈瑶(2019)^[46]等研究的做法, 构建如下模型(1)和(2), 分别检验子公司持现比例对企业集团创新动机和创新效率的影响:

$$Rdi_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 Cashdis_t + \beta_2 Ctrlst_t + Indus + Year + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$Ie_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 Cashdis_t + \beta_2 Ctrlst_t + Indus + Year + \varepsilon_t \quad (2)$$

为了进一步检验假设H2, 即企业集团内部现金的分散配置对创新产出的影响, 本文在机制检验模型(1)(2)的基础上构建了如下模型(3):

$$Apply_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 Cashdis_t + \beta_2 sqCadist_t + \beta_3 Ctrlst_t + Indus + Year + \varepsilon_t \quad (3)$$

(三)变量定义

1.被解释变量

一是创新动机(Rdi)。参考鲁桐和党印(2014)^[43]等的做法, 使用研发投入与销售收入的比值进行衡量, 数值越大代表创新动机越强。二是创新效率(Ie)。参考权小锋和尹洪英(2017)^[45]的做法, 使用单位研发投入产生的专利申请数进行衡量, 等于专利申请数加1后的自然对数与研发投入加1后的自然对数的比值, 数值越大代表创新效率越高。三是创新产出($Apply$)。遵循已有文献的常用做法, 使用专利申请总数作为创新产出的代理变量

(Branstetter, 2006; 李云鹤等, 2022)^{[4][40]}; 鉴于创新产出具有一定的时滞, 使用 $t+1$ 期的创新产出作为被解释变量进行检验, 相应地, 模型(1)(2)中也使用第 $t+1$ 期的创新动机和创新效率进行机制检验。另外, 考虑到专利申请总数具有离散、非负的特征, 且其方差与均值有明显差异, 因而针对模型(3)选择负二项回归进行检验(Hausman et al., 1984)^[7], 模型(1)(2)为普通最小二乘法估计。

2. 解释变量

模型(1)(2)的解释变量均为企业集团内部现金分布的分散性(Cashdis), 模型(3)的解释变量为企业集团内部现金分布的分散性(Cashdis)及其平方项(sqCadis)。本文借鉴张会丽和陆正飞(2012)^[57]的做法, 使用子公司持现比例作为企业集团内部现金分布的分散性的代理变量, 具体地: $Cashdis=1-[$ 母公司报表货币资金+母公司报表的交

易性金融资产(包括衍生金融资产)]/[合并报表货币资金+合并报表交易性金融资产(包括衍生金融资产)], 数值越大, 表示子公司的持现比例越高, 即现金资源在企业集团内部的分布越分散; 反之则越集中。

3. 控制变量

参考张会丽和吴有红(2011)^[58]、曾春华和杨兴全(2012)^[24]、He and Tian(2013)^[9]、吴伟伟和张天一(2021)^[55]、谭洪涛和陈瑶(2019)^[46]、焦跃华和孙源(2021)^[36]等学者的做法, 本文还选取企业集团的规模(Size)、资产负债率(Lev)、成长性(Growth)、经营活动现金流水平(Cf)、净资产收益率(Roe)、资产有形性(Tang)、市场占有率(Ms)、多元化程度(Divsf)、年龄(Age)、董事会规模(Board)、独立董事比例(Indep)、高管薪酬(Salary)、第一大股东持股比例(Top1)和产权性质虚拟变量(Soe)等作为控制变量。此外, 模型(1)(2)和(3)均控制了年度(Year)和行业(Indus)固定效应。

具体的变量定义详见表2。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

变量的描述性统计结果如表3所示。企业集团的创新

表2 变量定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	Rdi	创新动机	合并报表研发投入与销售收入的比值
	le	创新效率	[上市公司及子公司的专利申请总数(包括发明专利、实用新型专利与外观设计专利)+1]的自然对数/(合并报表研发投入+1)的自然对数
	Apply	创新产出	上市公司及子公司的专利申请总数(包括发明专利、实用新型专利与外观设计专利)
解释变量	Cashdis	子公司持现比例	$1-[$ 母公司报表的货币资金+母公司报表的交易性金融资产(包括衍生金融资产)]/[合并报表货币资金+合并报表交易性金融资产(包括衍生金融资产)]
	sqCadis	Cashdis的平方项	子公司持现比例的平方
控制变量	Size	规模	合并报表总资产的自然对数
	Lev	资产负债率	合并报表非流动负债与总资产的比值
	Growth	成长性	合并报表销售收入的增长率
	Cf	经营活动现金流水平	合并报表经营活动现金流量净额与总资产的比值
	Roe	净资产收益率	合并报表净利润与所有者权益的比值
	Tang	资产有形性	合并报表固定资产与总资产的比值
	Ms	市场占有率	合并报表销售收入与行业总销售收入的比值
	Divsf	多元化程度	占合并报表销售收入10%以上的行业数目
	Age	年龄	(成立年限+1)的自然对数
	Board	董事会规模	(董事会总人数+1)的自然对数
	Indep	独立董事比例	独立董事人数与董事会总人数的比值
	Salary	高管薪酬	(高管薪酬+1)的自然对数
	Top1	第一大股东持股比例	第一大股东持股数与总股数的比值
	Soe	产权性质虚拟变量	国有企业为1, 否则为0
	Indus	行业虚拟变量	依据行业设置的虚拟变量
	Year	年度虚拟变量	依据年度设置的虚拟变量

表3 变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Rdi_{t+1}	17850	0.044	0.043	0.000	0.035	0.252
le_{t+1}	17850	0.175	0.071	0.000	0.178	0.341
$Apply_{t+1}$	17850	70.297	160.805	0.000	23.000	1185.000
$Cashdis_t$	17850	0.423	0.287	0.002	0.391	0.996
$sqCadis_t$	17850	0.262	0.280	0.000	0.153	0.993
$Size_t$	17850	22.143	1.256	19.991	21.944	26.156
Lev_t	17850	0.073	0.086	0.000	0.038	0.400
$Growth_t$	17850	0.184	0.367	-0.440	0.121	2.253
Cf_t	17850	0.046	0.065	-0.137	0.044	0.231
Roe_t	17850	0.060	0.120	-0.662	0.068	0.303
$Tang_t$	17850	0.215	0.144	0.007	0.188	0.643
Ms_t	17850	0.016	0.036	0.000	0.004	0.233
$Divsf_t$	17850	1.539	0.781	1.000	1.000	4.000
Age_t	17850	2.852	0.338	1.792	2.890	3.497
$Board_t$	17850	2.248	0.174	1.792	2.303	2.773
$Indep_t$	17850	0.375	0.053	0.333	0.333	0.571
$Salary_t$	17850	15.202	0.699	13.471	15.176	17.075
$Top1_t$	17850	0.345	0.144	0.091	0.325	0.732
Soe_t	17850	0.334	0.472	0.000	0.000	1.000

动机(Rdi), 即研发投入与销售收入的比值最低接近于0, 最高超过25%, 可见企业集团的研发动机存在较为明显的差异; 创新效率(Ie)介于0~0.341, 均值为0.175; 企业集团的创新产出($Apply$), 即专利申请总数最小值为0件, 最大值达1185, 标准差约为161, 表明企业集团的专利申请总数存在较大差异, 这为研究提供了一定的数据基础。子公司持现比例($Cashdis$)的均值为0.423, 表明样本中子公司持有的现金平均约占企业集团整体持有现金的42%左右, 说明样本中现金资源主要集中在母公司; 子公司持现比例在不同样本中也存在较大差异, 最少占比不到1%, 而最多则几乎接近了100%。其余变量的均值和标准差均处于合理范围内。

(二)多元回归检验

1.企业集团内部现金分散配置对创新产出的影响机制

企业集团内部现金分散配置与创新产出的回归结果如表4所示。列(1)中 $Cashdis$ 的系数为负, 且在10%水平下显著, 表明子公司持现比例的提高将显著降低企业

表4 企业集团内部现金分散配置对创新产出的影响机制

变量	$Rdi_{i,t-1}$		$Ie_{i,t-1}$	
	(1) 系数	(2)t 值	(3) 系数	(4)t 值
$Cashdis_t$	-0.003*	-1.86	0.014***	5.08
$Size_t$	-0.006***	-9.16	0.018***	15.88
Lev_t	0.017***	2.64	-0.039***	-3.69
$Growth_t$	-0.005***	-6.26	0.002	1.51
Cf_t	0.010	1.46	0.008	0.73
Roe_t	-0.004	-1.00	0.042***	7.75
$Tang_t$	-0.029***	-6.64	-0.013*	-1.80
Ms_t	-0.035**	-2.38	0.075**	2.03
$Divsf_t$	-0.000	-0.52	-0.000	-0.22
Age_t	-0.011***	-5.59	-0.011***	-3.46
$Board_t$	-0.003	-0.85	0.003	0.49
$Indep_t$	0.017*	1.65	0.012	0.71
$Salary_t$	0.008***	9.11	0.009***	6.46
$Top1_t$	-0.012***	-2.98	-0.000	-0.01
Soe_t	-0.003**	-2.17	0.005**	2.31
截距项	0.072***	3.71	-0.424***	-13.72
年度/行业	控制		控制	
样本量	17850		17850	
调整 R^2	0.388		0.326	

注: 表中报告了OLS估计的结果, t值为依据稳健处理并在公司层面聚类的标准误计算获得(下文OLS估计同); 对于下文中的负二项回归模型、泊松分布回归模型、Probit模型等, 报告依据稳健处理并在公司层面聚类的标准误计算的z值; *, **, ***分别表示在10%、5%和1%水平下显著(双尾检验, 下表同)。

集团整体的创新动机, 验证了本文的假设H1a。而在列(3)中, $Cashdis$ 的系数为正, 且在1%水平下显著, 表明子公司持现比例越高, 企业集团整体的创新效率越强, 验证了本文的假设H1b。综合上述结果可知, 随着企业集团内部母子公司间现金分散配置的逐渐分散, 企业集团整体的创新动机不断下降, 而创新效率则不断提升。回归结果与预期相符, 为下文检验企业集团内部现金分散配置对创新产出的影响奠定了基础。

2.企业集团内部现金分散配置对创新产出的影响

企业集团内部现金分散配置对创新产出影响的回归结果如表5所示。其中被解释变量为企业集团未来一期的创新产出($Apply$), 列(1)(2)仅检验现金分散配置($Cashdis$)的影响, 列(3)(4)同时检验现金分散配置($Cashdis$)和现金分散配置的二次项($sqCadis$)的影响。

列(1)中 $Cashdis$ 的系数在1%水平下显著为正, 考虑 $sqCadis$ 的影响后, 列(3)中 $Cashdis$ 的系数仍然在1%水平下显著为正, 而 $sqCadis$ 的系数为负, 且在1%水平下显著, 初步表明企业集团内部现金分散配置与创新产出呈倒U型关系。但Lind and Mehlum(2010)^[18]指出仅仅依靠解释变量

表5 企业集团内部现金分散配置对创新产出的影响

变量	$Apply_{i,t-1}$			
	(1) 系数	(2)z 值	(3) 系数	(4)z 值
$Cashdis_t$	0.303***	4.68	1.029***	5.40
$sqCadis_t$			-0.765***	-3.82
$Size_t$	0.524***	20.18	0.519***	20.03
Lev_t	-0.850***	-3.07	-0.831***	-3.01
$Growth_t$	0.087**	2.47	0.087**	2.47
Cf_t	0.525**	2.27	0.544**	2.36
Roe_t	0.919***	7.44	0.914***	7.40
$Tang_t$	-0.304*	-1.95	-0.324**	-2.10
Ms_t	1.913***	2.64	1.941***	2.70
$Divsf_t$	-0.044**	-2.10	-0.050**	-2.37
Age_t	-0.247***	-3.64	-0.233***	-3.45
$Board_t$	-0.019	-0.13	-0.023	-0.16
$Indep_t$	0.255	0.67	0.244	0.64
$Salary_t$	0.200***	6.43	0.193***	6.23
$Top1_t$	0.128	0.98	0.150	1.14
Soe_t	0.054	1.12	0.055	1.14
截距项	-11.607***	-17.08	-11.544***	-17.14
年度/行业	控制		控制	
样本量	17850		17850	
伪 R^2	0.075		0.075	

的二次项显著来判断(倒)U型关系是不充分的,参考他们的方法,本文进一步测算发现子公司持现比例的极值点为0.672,95%置信水平的Fieller区间为[0.570, 0.936],处在现金分布分散性变量的取值范围内;此外,现金分布分散性变量的下限处计算的斜率为1.026,上限处计算的斜率为-0.496,且二者分别在1%和5%水平下显著。由此,进一步说明企业集团内部现金分布的分散性与创新产出之间存在倒U型关系,验证了本文的假设H2。

控制变量方面,列(1)和列(3)中的检验结果比较接近:企业集团的规模(Size)、净资产收益率(Roe)、市场占有率(Ms)、高管薪酬(Salary)、成长性(Growth)、经营活动现金流水平(Cf)的系数均显著为正,表明规模越大、盈利能力越强、市场占有率越高、成长能力越高、现金流创造能力越强、高管薪酬越高的企业集团往往也具有更高的创新产出,这与吴伟伟和张天一(2021)^[55]、李云鹤等(2022)^[40]的发现基本一致。企业集团的资产负债率(Lev)、企业年龄(Age)、多元化程度(Divs)、资产有形性(Tang)的系数均显著为负,表明债务水平、固定资产占比、多元化程度、企业年龄对企业集团的创新产出具有显著的抑制作用,这与江轩宇等(2017)^[35]、杨兴全等(2019)^[56]的发现基本一致。另外,企业集团的独立董事比例(Indep)、第一大股东持股比例(Top1)、产权性质虚拟变量(Soe)、董事会规模(Board)的系数均不显著,这与其他一些文献的研究结果较为类似(江轩宇等,2017;程博等,2021)^{[35][29]}。

五、稳健性检验

(一)解释变量替代性衡量方法

本文参考张会丽和陆正飞(2012)^[57]的方法,通过变更解释变量的衡量方法进行检验。具体地:Cashdis2=1-母公司报表货币资金/合并报表货币资金;Cashdis1b=1-[母公司报表货币资金期初数+母公司报表交易性金融资产期初数(包括衍生金融资产)]/[合并报表货币资金期初数+合并报表交易性金融资产期初数(包括衍生金融资产)]。检验结果如表6所示,列(1)(2)的被解释变量为创新动机(Rdi_{t+1}),列(3)(4)的被解释变量为创新效率(Ie_{t+1}),列(5)(6)的被解释变量为创新产出(Apply_{t+1}),从各列中解释变量的系数可以看出,前文的研究结论并未改变。

表6 解释变量替代性衡量方法的检验结果

变量	Rdi _{t+1}		Ie _{t+1}		Apply _{t+1}	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cashdis2 _t	-0.003* (-1.68)		0.014*** (5.03)		1.009*** (5.20)	
sqCadis2 _t					-0.744*** (-3.65)	
Cashdis1b _t		-0.005*** (-2.66)		0.013*** (4.73)		0.862*** (4.69)
sqCadis1b _t						-0.648*** (-3.30)
截距项	0.072*** (3.73)	0.071*** (3.63)	-0.424*** (-13.72)	-0.409*** (-13.25)	-11.553*** (-17.15)	-11.312*** (-16.67)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度/行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	17850	17693	17850	17693	17850	17693
调整R ²	0.388	0.389	0.326	0.326		
伪R ²					0.075	0.074

注:限于篇幅,控制变量的回归结果略,下表同。

(二)Heckman两阶段检验

本文以上市公司披露的专利申请数据测度创新产出。由于专利申请数据缺失导致的样本耗损较大,而缺失专利申请数据的样本既可能确实没有申请专利,也可能源自信息披露不充分等原因,由此可能导致样本存在选择性偏误。为了减少该问题对结果可能造成的不利影响,本文遵循Heckman(1979)^[10]两阶段模型的程序和方法,构建如下的检验专利申请信息披露决策模型(Probit模型):

$$\text{Probit}(dis_Apply_{t+1}=1)=\beta_0+\alpha_0Z_t+\beta_1Ctrls_t+Indus+Year+\epsilon_t \quad (4)$$

其中,dis_Apply_{t+1}为标识企业集团t+1年是否披露专利申请信息的虚拟变量,披露的定义为1,否则为0。模型(4)除了加入模型(3)中所有的控制变量之外,还参考Lennox et al.(2012)^[17]、Kim and Zhang(2015)^[14]、王亮亮等(2021)^[50]等加入了满足“排他性约束”(exclusion restrictions)的Z变量:企业集团所处行业中披露专利申请信息的比例(Inddis_Apply_{t+1})。

模型(4)的估计结果如表7中列(1)所示,模型整体的伪R²为34.6%,排他性约束变量Inddis_Apply_{t+1}的系数显著为正。根据第一阶段模型的估计结果,计算得出逆米尔斯比率Imr,并将其作为控制变量分别加入模型(1)~(3)并重新进行检验,结果如表7中列(2)~(4)所示。列(2)~(4)中Imr的系数显著为正,表明披露专利申请信息的决策与创新动机、创新效率以及创新产出之间均显著正相关,说明控制样本选择性偏误很有必要。控制样本选择性偏误

表7 Heckman 两阶段模型的检验结果

变量	第一阶段结果		第二阶段结果	
	dis_Apply_{t+1}	Rdi_{t+1}	le_{t+1}	$Apply_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Cashdis_t$		-0.004** (-2.01)	0.014*** (4.86)	1.020*** (5.39)
$sqCadis_t$				-0.772*** (-3.88)
$Inddis_Apply_{t+1}$	2.892*** (14.93)			
lmr_t		0.016*** (4.45)	0.043*** (6.15)	1.093*** (7.22)
截距项	-10.375*** (-16.02)	0.027 (1.22)	-0.548*** (-15.49)	-14.698*** (-19.51)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年度/行业	控制	控制	控制	控制
样本量	26532	17850	17850	17850
调整 R^2		0.389	0.329	
伪 R^2	0.346			0.076

后,模型(1)~(3)中解释变量的估计结果都与前文基本一致,并未改变研究结论。

(三)替换回归方法

前文在估计模型(3)时,使用了负二项回归方法进行检验。为了保证结果的可靠性,本文还分别采用了泊松分布回归(Poisson)和普通最小二乘法(OLS)等方法重新进行了检验。需要说明的是,考虑到专利申请数据的右偏问题,普通最小二乘法下,被解释变量为下一期专利申请总数加1后的自然对数($\ln Apply_{t+1}$)(孔东民等,2017)^[38]。上述两种回归方法的结果如表8所示,列(1)(2)展示了泊松分布回归的检验结果;列(3)(4)报告了普通最小二乘法的检验结果。表8显示,替换回归方法后,模型(3)的回归结果同样验证了前文的研究结论。

(四)替换被解释变量的衡量方法

为了验证研究结论的可靠性,本文借鉴鞠晓生等(2013)^[37]的做法,采用未来一期($t+1$)期的无形资产增量($Innov_{t+1}$)来衡量创新产出,并重新对模型(3)进行检验。其中,无形资产增量的计算方式为 $t+1$ 期无形资产“本年增加额”加1后的自然对数。回归结果如表9所示,替换被解释变量后,模型(3)的回归结果同样验证了企业集团内部现金的分散配置与创新产出之间存在倒U型关系,表明研究结论具有较好的稳健性。

(五)考虑创新产出时滞

考虑到创新产出具有一定的时滞,本文还使用了 $t+2$

表8 替换回归方法的检验结果

变量	$Apply_{t+1}$		$\ln Apply_{t+1}$	
	Poisson		OLS	
	(1)系数	(2)z值	(3)系数	(4)t值
$Cashdis_t$	1.078***	4.22	1.260***	7.67
$sqCadis_t$	-0.898***	-3.62	-1.039***	-6.15
截距项	-14.844***	-18.36	-11.758***	-19.02
控制变量	控制		控制	
年度/行业	控制		控制	
样本量	17850		17850	
调整 R^2			0.411	
伪 R^2	0.602			

表9 替换被解释变量衡量方法的检验结果

变量	$Innov_{t+1}$	
	(1)系数	(2)t值
$Cashdis_t$	3.475***	5.80
$sqCadis_t$	-2.960***	-4.97
截距项	-25.530***	-13.87
控制变量	控制	
年度/行业	控制	
样本量	17776	
调整 R^2	0.189	

表10 考虑创新产出时滞的检验结果

变量	$Apply_{t+2}$		$Apply_{t+3}$	
	(1)系数	(2)z值	(3)系数	(4)z值
$Cashdis_t$	0.818***	3.92	0.837***	3.62
$sqCadis_t$	-0.570***	-2.64	-0.673***	-2.99
截距项	-10.519***	-13.68	-10.070***	-11.94
控制变量	控制		控制	
年度/行业	控制		控制	
样本量	14580		12082	
伪 R^2	0.069		0.066	

期的创新产出($Apply_{t+2}$)、 $t+3$ 期的创新产出($Apply_{t+3}$)作为被解释变量,对模型(3)进行检验,结果如表10所示。企业集团内部现金分布的分散性与 $t+2$ 期、 $t+3$ 期的创新产出也呈现显著的倒U型关系,说明现金分布的分散性对企业集团创新产出的影响具有一定的持续性,前文结论较为稳健。

六、拓展性分析

(一)基于企业集团内部母子公司的进一步检验

本文将企业集团的边界限定于上市公司及其子公司的范围内。如果进一步打开企业集团内部运作的“黑

表 11 企业集团内部现金分散配置与创新产出：
基于母公司、子公司的进一步检验

变量	PApply _{t+1}		SApply _{t+1}	
	(1) 系数	(2) z 值	(3) 系数	(4) z 值
Cashdis _t	1.181***	4.47	2.936***	11.59
sqCadis _t	-2.603***	-8.53	-1.724***	-6.97
截距项	-11.252***	-10.99	-12.629***	-16.51
控制变量	控制		控制	
年度 / 行业	控制		控制	
样本量	17850		17085	
伪 R ²	0.055		0.066	

箱”，前文结论在上市公司(母公司)、子公司中是否同时存在？若存在，上述倒U型关系在母子公司之间又有何差异？为了检验该问题，本文分别使用 $t+1$ 期的母公司专利申请总数(PApply_{t+1})、子公司专利申请总数(SApply_{t+1})代替模型(3)中的专利申请总数(Apply_{t+1})作为被解释变量，并重新对模型(3)进行检验，相关结果如表11所示。

无论被解释变量为PApply_{t+1}还是SApply_{t+1}，子公司持现比例(Cashdis)的回归系数均显著为正，而子公司持现比例二次项(sqCadis)的回归系数均显著为负。另外，根据Lind and Mehlum(2010)^[18]方法检验的结果也都验证了子公司持现比例与母公司专利申请总数、子公司专利申请总数之间存在倒U型关系。导致上述结果的原因可能是：对于母公司的创新活动而言，子公司也扮演了一定的角色，如向其反馈市场需求、提供决策所需信息等(陈志军和郑丽，2016)^[28]。因此，相较于企业集团内部现金高度集中在母公司的情况，当更加靠近市场一线的子公司享有一定的财务自主权时，能花费在了解市场需求、竞争形势与创新方向上的资源也更多(陈志军和刘锡禄，2021)^[27]；相应地，母公司能够掌握的与创新决策相关的信息也就更为充裕，从而能够更好地提升创新效率。与此同时，母公司创新(投入)的动机还不会受到显著影响。因此，伴随企业集团内部现金分布由高度集中到分散的初期阶段，母公司的创新产出会不断增加。但是，当现金资源过度集中在子公司时，母公司可用于创新投入的资源将大幅减少，创新动机随之被严重削弱，而创新效率的提升作用却“杯水车薪”，最终导致母公司的创新产出呈下降态势。因此，企业集团内部现金分布的分散性与母公司创新产出间呈现倒U型关系。对于子公司而

言，在其持现比例从极低开始升高的过程中，创新(投入)动机的增强将促进子公司创新产出的提升。然而，当子公司持现比例超过一定阈值后，现金资源将在子公司导致较高的代理成本(王亮亮等，2021)^[49]。此时，由于缺乏有效的外部监督，子公司管理层财务决策权的提升将导致更为严重的机会主义行为，如将大量资金配置在偏离主业经营的金融资产或房地产领域(张会丽和陆正飞，2012；王瑶等，2021)^{[57][52]}，这些都将导致子公司的创新动机被大大削弱，创新产出也将随之下降。因此，企业集团内部现金分布的分散性与子公司创新产出间同样呈现倒U型关系。

进一步观察发现，母公司、子公司专利申请总数的倒U型曲线中，Cashdis的极值点分别为0.227、0.851，而前文结果表明企业集团专利申请总数的倒U型曲线中，Cashdis的极值点为0.672。综合上述三条倒U型曲线极值点之间的关系可以发现，当Cashdis小于0.227时，伴随子公司持现比例提高，母子公司及企业集团整体的创新产出均呈现上升趋势；当Cashdis介于0.227~0.672时，伴随子公司持现比例提高，母公司的创新产出开始下降，而子公司的创新产出仍在上升，且子公司创新产出的上升幅度大于母公司的下降幅度，因此企业集团整体的创新产出仍在上升；当Cashdis介于0.672~0.851时，随着子公司持现比例提高，母公司的创新产出继续下降，而子公司的创新产出仍然上升，但子公司创新产出的上升幅度开始小于母公司创新产出的下降幅度，因此企业集团整体的创新产出开始下降；当Cashdis大于0.851之后，随着子公司持现比例提高，母子公司及企业集团整体的创新产出均呈现下降趋势。

(二)基于企业集团并购行为的进一步检验

作为企业(集团)获取创新资源的重要途径之一，并购活动对于企业集团内部现金的分散配置与创新产出间的关系也具有重要影响。一方面，并购是企业集团最迅速的成长战略，能够发挥资源协同效应，帮助企业集团快速获得与创新相关的技术与知识(佟岩等，2020)^[48]，这将影响现金资源分散对创新效率的促进作用；另一方面，并购过程往往面临着复杂的内外部环境，会进一步加剧企业(集团)内部的信息不对称性并放大代理问题(王喆和蒋殿春，2021)^[53]，这势必会影响现金资源分散对

表 12 企业集团内部现金分散配置与创新产出：
基于并购行为的进一步检验

变量	Apply _{i,t+1}		
	并购组	非并购组	
	(1)	(2)	(3)
Cashdis _i	1.004*** (4.55)	0.784** (2.57)	0.397*** (3.59)
sqCadis _i	-0.859*** (-3.96)	-0.435 (-1.26)	
截距项	-11.733*** (-13.84)	-11.006*** (-9.25)	-11.022*** (-9.25)
控制变量	控制	控制	控制
年度/行业	控制	控制	控制
样本量	11421	4676	4676
伪 R ²	0.074	0.070	0.070

创新动机的削弱效应。因此，为了检验该问题，本文按照企业集团内部子公司的设立方式，将样本分为并购组(企业集团当年包含并购子公司)与非并购组(企业集团当年不包含并购子公司)，并重新对模型(3)进行检验，结果如表12所示。

列(1)为并购组的回归结果，列(2)(3)为非并购组的回归结果。列(1)中，子公司持现比例(Cashdis)的系数显著为正；而子公司持现比例二次项(sqCadis)的系数显著为负。另外，根据Lind and Mehlum(2010)^[18]方法检验的结果，也进一步验证了在并购组中子公司持现比例与企业集团专利申请总数之间存在倒U型关系。列(2)中，Cashdis的系数显著为正；而sqCadis的系数不再显著，表明在非并购组中，子公司持现比例与专利申请总数间不存在倒U型关系。进一步地，列(3)中仅考虑Cashdis的影响，结果显示Cashdis的系数显著为正，表明在非并购组中，子公司持现比例与专利申请总数正相关。

导致上述结果的原因可能是：一方面，尽管企业集团内部母子公司间存在委托代理关系，但相较于非并购组而言，存在并购子公司的企业集团往往面临着更为复杂和严重的代理问题，此时，子公司管理层更有动机和能力转移资源和利益，以谋求更多的私利(唐清泉和韩宏稳，2018)^[47]。因此，当现金资源在企业集团内部逐渐分散时，存在并购子公司的企业集团的创新动机将被大大削弱，而非并购组的企业集团的创新动机受影响程度较小。另一方面，无论企业集团是否包含并购子公司，现金资源的逐渐分散都能提高创新活动决策权与专业知识的匹配程度，进而提升创新效率。但相较于非并购组而

言，并购组的企业集团能够通过并购快速获取不同标的公司的技术知识，弥补自身创新资源的匮乏，而这类资源整合效应能够节约创新时间，进一步加强现金资源的分散对企业集团创新效率的提升效应(刘斌斌和黄小勇，2021；陈冬等，2021)^{[41][25]}。综合上述两方面的影响可知，伴随企业集团内部现金分布的逐渐分散，包含并购子公司的企业集团的创新产出将呈现先上升后下降的倒U型变化趋势，而不包含并购子公司的企业集团的创新产出将持续增加。

(三)基于企业集团内部控制质量的进一步检验

内部控制作为重要的内部治理机制，能够通过一系列制度安排达到控制企业(集团)风险、规范企业集团经营与投资活动的目的(方红星和金玉娜，2011)^[32]。在企业集团的研究场景下，高质量的内部控制体系不仅有助于降低组织内部信息不对称程度，缓解委托代理问题(Bertrand and Mullainathan, 2003)^[3]，进而影响现金资源分散对创新动机的削弱作用；而且能够及时识别与分析企业集团各项活动中的风险，为决策提供更为及时、准确的信息和知识，提高决策的效率(张会丽和吴有红，2014)^[59]，这也将影响现金资源分散对创新效率的促进效应。因此，在这两方面路径的共同作用下，内部控制质量也势必会影响现金分布的分散性与创新产出的关系。为了检验该问题，本文构建如下的回归模型：

$$Apply_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Cashdis_{i,t} + \beta_2 sqCadis_{i,t} + \beta_3 Dic_{i,t} + \beta_4 Cashdis_{i,t} \times Dic_{i,t} + \beta_5 sqCadis_{i,t} \times Dic_{i,t} + \beta_6 Ctrl_{i,t} + Indus + Year + \varepsilon_i \quad (5)$$

模型(5)在模型(3)的基础上加入衡量内部控制质量的虚拟变量(Dic_i)及其与子公司持现比例、子公司持现比例二次项的交互项(Cashdis_i×Dic_i、sqCadis_i×Dic_i)。其中，Dic_i为标识企业集团内部控制质量高低的虚拟变量：依据深圳迪博内部控制与风险管理数据库中的内部控制指数进行分组，高于中位数为内部控制质量较高的组(Dic_i=1)，否则为内部控制质量较低的组(Dic_i=0)。模型(5)中其余变量的定义与前文一致。

模型(5)的检验结果如表13所示。子公司持现比例二次项与内部控制质量的交乘项(sqCadis×Dic)的系数显著为负，表明在内部控制质量较高的情况下，企业集团内部现金分布的分散性与创新产出的倒U型关系更加陡峭。

表 13 企业集团内部现金分散配置与创新产出：内部控制质量的调节作用

变量	Apply _{t+1}	
	系数	z 值
Cashdis _t	0.588**	2.51
sqCadis _t	-0.276	-1.10
Dic _t	-0.089	-1.63
Cashdis _t × Dic _t	0.935***	3.52
sqCadis _t × Dic _t	-1.050***	-3.80
截距项	-11.583***	-17.16
控制变量	控制	
年度 / 行业	控制	
样本量	17555	
伪 R ²	0.075	

导致上述结果的原因可能是：一方面，相较于质量较低的内部控制而言，高质量的内部控制体系能够促使企业集团加强对创新方案的可行性研究(陈红等, 2018)^[26]，帮助管理层在面临多种创新项目时选择最有效的创新路线。此外，良好的内部控制体系也能提高企业集团内部的信息传递效率，降低决策各方(各部门)间的信息不对称程度(张会丽和吴有红, 2014)^[59]，使得创新主体在市场环境发生变化时具备更快速的识别和应变能力，从而抢占创新投资的先机。此种情形下，当财务资源大量分散在子公司时，在内部控制质量更高的企业集团中，创新活动决策权与专业知识的匹配能够更好地发挥作用，现金资源分散对企业集团整体创新效率的提升效应也会更强。另一方面，尽管高质量的内部控制能够缓解母子公司间的代理问题，抑制管理层谋取私利、规避风险的行为(李万福等, 2011)^[39]，进而影响现金资源分散对创新动机的削弱效应，但内部控制质量的提升也对企业集团创新过程中成本与收益的权衡提出了更高要求，考虑到创新活动失败率高、不确定性强等特点，理性的管理层时常会因为无法合理权衡成本与收益而放弃创新投入(王亚男和戴文涛, 2019)^[51]。

综合上述分析，相较于内部控制质量较低的企业集团而言，当企业集团内部控制质量较高时，现金资源分散对创新效率的提升作用将更加明显，而现金资源分散对创新动机的削弱效应同时受到多重因素的共同影响，产生的变化相对不明显。因此，根据Haans et al.(2016)^[6]的分析框架，在两方面影响的(交乘)作用下，现金分布的

分散性与创新产出之间的倒U型关系将更为陡峭。

七、结论与启示

基于中国资本市场“双重披露制”提供的研究契机，本文以A股上市公司为样本，实证检验了企业集团(母子公司之间)现金的分散配置对创新产出的影响，并从创新动机与创新效率两个角度对其内在影响机制进行分析；同时，还进一步考察了企业集团成员公司分类(母公司与子公司)、企业集团是否包含并购子公司以及内部控制质量的影响。检验结果表明：第一，企业集团内部现金分布的分散性与创新产出间呈倒U型关系，即子公司持现比例升高时，企业集团的创新产出呈现先上升后下降的趋势；且在替换关键变量、改变回归方法、修正样本选择性偏误等多种稳健性检验下，上述结论依旧成立。第二，机制检验表明，企业集团内部子公司的持现比例与创新动机显著负相关，与创新效率显著正相关，在两种关系的共同作用下，企业集团内部现金分布的分散性与创新产出呈倒U型关系。第三，拓展性分析结果表明：(1)随着子公司持现比例的提升，企业集团母公司、子公司的创新产出都呈现先上升后下降的倒U型趋势，但相较于子公司而言，母公司的极值点更小；(2)按照企业集团内部子公司的设立方式分组，企业集团内部现金分散性升高时，包含并购子公司的企业集团的创新产出呈现倒U型变化趋势，而不包含并购子公司的企业集团的创新产出持续增加；(3)企业集团内部控制质量越高时，企业集团现金的分散性与创新产出之间的倒U型关系越陡峭。

本文的研究结论对企业集团的财务管理实践具有启示意义，提醒企业集团管理层在制定现金资源的配置策略时，需要意识到过度分散或者过度集中的现金分布策略对于集团整体的创新产出都是不利的。当现金分布策略体现较为分散的特征时，需要格外防范子公司管理层机会主义动机下引发的对创新投入积极性不高的问题，减少资源的扭曲配置与消耗，并要极力避免因子子公司管理层谋取私利或规避风险导致错失重要的创新投资机会；而当现金分布策略集中度较高时，则需要着重降低内部信息传递的成本，减少传递过程中决策效率的损失，以增强创新活动决策与所需专业知识之间的匹配程度，更快速高效地进行创

新投资决策。当然,更重要的是,企业集团的管理层需平衡好创新效率提升与创新动机不足之间的关系,以实现创新产出最大化。 ■

[基金项目:国家自然科学基金面上项目“税收激励、企业集团内部资本配置及其经济后果——基于中国资本市场“双重披露制”的研究”(项目编号:71972036)、江苏高校哲学社会科学研究重大项目“基于高管联结视角的社会网络与公司避税关系研究”(项目编号:2019SJZDA025)]

参考文献:

- [1] Alchian A A. Corporate management and property rights[M]. Washington, DC: American Enterprise Institute, 1969: 337-360.
- [2] Belenzon S, Berkovitz T. Innovation in business groups[J]. Management Science, 2010, 56(3): 519-535.
- [3] Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the quiet life? corporate governance and managerial preferences[J]. Journal of Political Economy, 2003, (5): 1043-1075.
- [4] Branstetter L. Is foreign direct investment a channel of knowledge spillovers? evidence from Japan's FDI in the United States[J]. Journal of International Economics, 2006, 68(2): 325-344.
- [5] Chang S J, Mahmood I P, Chung C N. When and how does business group affiliation promote firm innovation? a tale of two emerging economies[J]. Organization Science, 2006, 17(5): 637-656.
- [6] Haans R F J, Pieters C, He Z L. Thinking about U: theorizing and testing U and inverted U shaped relationships in strategy research[J]. Strategic Management Journal, 2016, 37(7): 1177-1195.
- [7] Hausman J, Hall B H, Griliches Z. Econometric models for count data with an application to the patents-R&D relationship[J]. Econometrica, 1984, 52(4): 909-938.
- [8] Hayek F A. The use of knowledge in society[J]. American Economic Review, 1945, 35(4): 519-530.
- [9] He J, Tian X. The dark side of analyst coverage: the case of innovation[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(3): 856-878.
- [10] Heckman J J. Sample selection bias as a specification error[J]. Econometrica, 1979, 47(1): 153-161.
- [11] Hsieh T J, Yeh R S, Chen Y J. Business group characteristics and affiliated firm innovation: the case of Taiwan[J]. Industrial Marketing Management, 2010, 39(4): 560-570.
- [12] Jensen M C, Meckling W H. Specific and general knowledge and organizational structure[J]. Journal of Applied Corporate Finance, 1995, 8(2): 4-18.
- [13] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976, (4): 5-50.
- [14] Kim C, Zhang L D. Corporate political connections and tax aggressiveness[J]. Contemporary Accounting Research, 2015, 33(1): 78-114.
- [15] Kumar P, Langberg N. Corporate fraud and investment distortions in efficient capital markets[J]. Rand Journal of Economics, 2010, 40(1): 144-172.
- [16] Laursen K, Salter A J. The paradox of openness: appropriability, external search and collaboration[J]. Research Policy, 2014, 43(5): 867-878.
- [17] Lennox C S, Francis J R, Wang Z. Selection models in accounting research[J]. Accounting Review, 2012, 87(2): 589-616.
- [18] Lind J T, Mehlum H. With or without U? the appropriate test for a U shaped relationship[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2010, 72(1): 109-118.
- [19] Liu Y Y, Luo T, Yue H. Allocation of decision rights between the parent company and its subsidiaries[J]. Journal of Accounting Auditing and Finance, 2018, 33(3): 355-381.
- [20] Myers S C, Rajan R G. The paradox of liquidity[J]. Quarterly Journal of Economics, 1998, 113(3): 733-771.
- [21] Schroth E, Szalay D. Cash breeds success: the role of financing constraints in patent races[J]. Warwick Economics Research Paper, 2010, 14(1): 73-118.
- [22] Tarun K, Yishay Y. Business groups in emerging markets: paragons or parasites?[J]. Journal of Economic Literature, 2007, 45(2): 331-372.
- [23] 蔡卫星, 倪晓然, 赵盼, 杨亭亭. 企业集团对创新产出的影响: 来自制造业上市公司的经验证据[J]. 中国工业经济, 2019, (1): 137-155.
- [24] 曾春华, 杨兴全. 多元化经营、财务杠杆与过度投资[J]. 审计与经济研究, 2012, (6): 83-91.
- [25] 陈冬, 周慧, 吴佳慧. 对外直接投资速度、研发国际化与企业创新[J]. 会计与经济研究, 2021, 35(5): 79-96.
- [26] 陈红, 纳超洪, 雨田木子, 韩翔飞. 内部控制与研发补贴绩效研究[J]. 管理世界, 2018, (12): 149-164.
- [27] 陈志军, 刘锡禄. 子公司自主权与技术创新绩效、技术转移绩效的关系研究[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2021, 23, (6): 14-21.
- [28] 陈志军, 郑丽. 不确定性下子公司自主性与绩效的关系研究[J]. 南开管理评论, 2016, 19(6): 91-100.
- [29] 程博, 熊婷, 殷俊明. 他山之石或可攻玉: 税制绿色化对企业创新的溢出效应[J]. 会计研究, 2021, (6): 176-188.
- [30] 程德俊, 孔继红. 组织分权的知识动因分析[J]. 中国工业经济, 2002, (4): 68-73.
- [31] 程新生, 武琼, 刘孟晖, 程昱. 企业集团现金分布、管理层激励与资本配置效率[J]. 金融研究, 2020, (2): 91-108.
- [32] 方红星, 金玉娜. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗?: 基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究[J]. 会计研究, 2011, (8): 53-60.
- [33] 黄俊, 陈信元. 集团化经营与企业研发投入——基于知识溢出与内部资本市场视角的分析[J]. 经济研究, 2011, 46(6): 80-92.
- [34] 贾婧, 江轩宇, 潘琦. 公司负债偏离程度对企业创新的影响——基于委托代理视角[J]. 财务研究, 2021, (4): 93-104.
- [35] 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, 20(4): 82-92.
- [36] 焦跃华, 孙源. 学者型独立董事与企业创新——来自中国资本市场的经验证据[J]. 会计与经济研究, 2021, 35(5): 25-42.
- [37] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 4-16.
- [38] 孔东民, 徐茗丽, 孔高文. 企业内部薪酬差距与创新[J]. 经济研究, 2017, 52(10): 144-157.
- [39] 李万福, 林斌, 宋璐. 内部控制在公司投资中的角色: 效率促进还是抑制?[J]. 管理世界, 2011, (2): 81-99.
- [40] 李云鹤, 吴文锋, 胡悦. 双层股权与企业创新: 科技董事的协同治理功能[J]. 中国工业经济, 2022, (5): 159-176.
- [41] 刘斌斌, 黄小勇. 跨所有制并购、制度环境与民营企业技术创新[J]. 宏观经济研究, 2021, (11): 164-175.
- [42] 娄祝坤, 黄妍杰, 陈思雨. 集团现金分布、治理机制与创新绩效[J]. 科研管理, 2019, 40(12): 202-212.

(下转第46页)

业务所产生的收入，并将其扣除。但由于对“未形成或难以形成稳定业务模式的业务所产生的收入”的具体界定涉及实质判断，不同市场参与者可能对营业收入性质的判断存在差异。

2. 接近年报披露时对于“最近一个会计年度”的界定

《股票上市规则》³规定的退市情形包括公司追溯重述财务报表导致出现连续两年“净利润为负且营业收入低于1亿元”或净资产为负值的情况。当公司在2021年年报披露前对2020年财务报表进行追溯重述，根据《股票上市规则》规定，交易所实施退市风险警示相关财务指标所属的“最近一个会计年度”指“最近一个已经披露经审计财务会计报告的年度”，此时“最近一个会计年度”为2020年，交易所在公司披露追溯重述报表后对公司股票交易实施退市风险警示，公司披露2021年年报后若触及退市标准将直接被终止上市，这种情况易导致上市公司风险警示时间过短。例如，W公司在披露2021年年报前一个月对2020年财务报表进行了差错更正，由于追溯重述后公司2020年净资产为负，公司于2021年年报披露前一个月被实施退市风险警示。公司披露2021年年报后触及终止上市情形，导致其被实施退市风险警示的时间仅为年报披露前一个月。有投资者认为，该情形下公司的风险提示不够充分。

(二) 突然退市问题

退市新规取消了暂停上市环节。财务类强制退市情形下，退市风险警示公司若在下一会计年度触及退市情形，将被直接终止上市。《股票上市规则》⁴要求公司在被实施退市风险警示后的首个会计年度结束后的一个月披露可能被终止上市的风险提示公告，并在年报披露前至少披露两次风险提示公告。但市场认为，退市公司普遍存在风险提示充分性、有效性不足的问题，导致市场投资者只能被动接受退市公司的“突然退市”，具体表现为终止上市风险提示有效性不足和审计意见退市难以提前进行风险提示。

1. 终止上市风险提示有效性不足

退市公司在年报披露前需按规则发布风险提示公告，但市场认为例行公告的风险揭示效果一般，多数退市公司自主揭示退市风险的能动性不足，在公告数量、内容充分性及风险提示质量上欠佳，导致投资者从中获取的信息有效性较低，对公司的退市风险认识不够充分。

2. 审计意见退市难以提前进行风险提示

退市旧规下，退市风险警示和终止上市之间有暂停上市环节，公司在暂停上市后仍有机会申请恢复上市，这种缓冲期使投资者对公司退市具有一定的接受度。但退市新规取消了暂停上市环节，“突然退市”则意味着

(上接第35页)

[43] 鲁桐, 党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较[J]. 经济研究, 2014, 49(6): 115-128.

[44] 陆正飞, 张会丽. 所有权安排、寻租空间与现金分布——来自中国A股市场的经验证据[J]. 管理世界, 2010, (5): 150-158.

[45] 权小锋, 尹洪英. 中国式卖空机制与公司创新——基于融资融券分步扩容的自然实验[J]. 管理世界, 2017, (1): 128-144.

[46] 谭洪涛, 陈瑶. 集团内部权力配置与企业创新——基于权力细分的对比研究[J]. 中国工业经济, 2019, (12): 134-151.

[47] 唐清泉, 韩宏稳. 关联并购与公司价值: 会计稳健性的治理作用[J]. 南开管理评论, 2018, (3): 23-34.

[48] 佟岩, 王茜, 曾韵, 华晨. 并购动因、融资决策与主并方创新产出[J]. 会计研究, 2020, (5): 104-116.

[49] 王亮亮, 张海洋, 张路, 郭希孺. 子公司利润分回与企业集团的代理成本——基于中国资本市场“双重披露制”的检验[J]. 会计研究, 2021, (11): 114-130.

[50] 王亮亮, 朱芳珍, 王倩楠, 孙一涵. 盈余目标与企业费用操控: 来自广告投入的证据[J]. 上海财经大学学报, 2021, 23, (5): 107-122.

[51] 王亚男, 戴文涛. 内部控制抑制还是促进企业创新? ——中国的逻辑[J]. 审计与经济研究, 2019, 34(6): 19-32.

[52] 王瑶, 郭泽光, 黄贤环. 集团现金分布提升了上市公司金融化水平吗? ——基于母子公司间现金分布的经验证据[J]. 经济问题, 2021, (10): 111-120.

[53] 王喆, 蒋殿春. 跨国并购是否提高了企业风险: 来自中国上市公司的证据[J]. 世界经济研究, 2021, (3): 107-120.

[54] 魏明海, 万良勇. 我国企业内部资本市场的边界确定[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2006, 46(1): 92-97.

[55] 吴伟伟, 张天一. 非研发补贴与研发补贴对创新创业创新产出的非对称影响研究[J]. 管理世界, 2021, 37(3): 137-160.

[56] 杨兴全, 李文聪, 尹兴强. 多元化经营对企业创新的“双重”影响研究[J]. 财经研究, 2019, 45(8): 58-71.

[57] 张会丽, 陆正飞. 现金分布、公司治理与过度投资——基于我国上市公司及其子公司的现金持有状况的考察[J]. 管理世界, 2012, (3): 141-150.

[58] 张会丽, 吴有红. 企业集团财务资源配置、集中程度与经营绩效——基于现金在上市公司及其整体子公司间分布的研究[J]. 管理世界, 2011, (2): 100-108.

[59] 张会丽, 吴有红. 内部控制、现金持有及经济后果[J]. 会计研究, 2014, (3): 71-78.

(责任编辑: 汪芸倩)