

金融科技的现金股利效应

——基于中国A股上市公司的实证研究

杨菁菁 罗梁丽 吴凯茜

摘要:金融科技借助各种信息技术与金融业务进行深度融合,降低了金融市场的摩擦,为企业稳定现金流提供了保障。本文使用2014–2019年沪深A股非金融行业上市公司财务数据,探究金融科技是如何利用信息技术影响上市企业现金股利政策及其传导机制,使投资者获得合理的投资回报。研究发现金融科技的发展能够增强企业发放现金股利的意愿和提高现金股利支付水平。该效应在民营企业、基金持股比例较高、经济不发达的西部地区、第一大股东持股比例较低的企业中更为显著。使用工具变量控制内生性问题后,以上结论依然稳健。进一步地,实证表明金融科技通过提高其覆盖广度和使用深度来促进企业发放现金股利。机制分析验证金融科技可以通过“缓解融资约束”和“提高公司治理水平”来影响企业现金股利支付。在金融供给侧改革背景下,我国应持续推进金融科技的创新,发挥其空间聚集效应和技术知识溢出效应,以创新驱动实体经济的高质量发展。

关键词:金融科技;现金股利;信息不对称;融资约束;公司治理水平

JEL 分类号:D82;G35;O30

一、引言

在经济转型发展和新一轮技术革命背景下,信息技术创新是构建数字中国的重要战略支撑,也是影响国际竞争与合作的关键因素。《“十四五”国家信息化规划》明确提出要深入实施创新驱动发展战略,构建制度和技术创新双轮驱动,充分发挥数字生产力创新发展体系。作为创新推动经济高质量发展的重要组成部分,金融体系与信息技术的深度融合催生了一系列金融新产品、新业务和新流程,这既能减少银行经营边际成本和降低其贷款风险(金洪飞等,2020),又能为客户提供便利和高效的金融服务,提高金融服务覆盖广度和使用深度,充分发挥数字普惠金融的积极作用(宋晓玲和侯金辰,2017)。

金融科技这一概念最初由金融稳定理事会(Financial Stability Board)提出,具体是指金融领域的技术创新,由大数据、云计算、区块链、人工智能等信息技术创造的新兴业务模式、应用或产品,并对金融市场、金融机构或金融服务提供方式产生重大影响。它经历了从信息技术软硬件、互联网和以大数据、云计算、人工智能、区块链、人工智能为代表的新信息技术动力的三个阶段,实现了金融生态的分布式、网络化结构,助力银行实现普惠金融“数智化”,并促进数字化、网络化、智能化金融产品和服务的创新。

股利分配政策是企业进行投融资决策的重要一环,也是投资者获得收益的重要途径之一。我国A

作者简介 杨菁菁:广东外语外贸大学金融学院副院长、教授、博士生导师,金融学博士,研究方向为公司金融;

罗梁丽(通讯作者):广东外语外贸大学金融学院硕士研究生,研究方向为公司金融;

吴凯茜:广东外语外贸大学金融学院教师。

*基金项目:国家社会科学基金项目“双重股权结构对公司违规行为的影响、传导与治理研究”(批准号:21BJY234)

股上市公司股利支付率普遍较低且不分配的公司逐年增多。针对“铁公鸡”现象,国内外学者尝试从多个角度分析其原因。叶康涛和祝继高(2009)认为,我国银行普遍存在“信贷歧视”,倾向于将信贷资源向国有企业和劳动密集型企业倾斜,使中小型企业面临的融资问题难以得到解决,从而陷入现金流不足的困境;相较于个人投资者,机构投资者更能发挥监督公司的作用(Allen等,2000),从而降低代理成本,促使现金股利的分配。Aivazian等(2003)则从制度体制角度开展分析,认为新兴国家资本市场发展时间较短,其市场制度和监管体系与发达国家相比仍存在一定差距,导致上市公司现金股利稳定性较差。除此之外,我国资本市场主要以中小投资者为主,他们较少关注企业股利分配政策。为了解决该问题,证监会等监管机构曾出台半强制分红等各项政策,通过将上市公司再融资资格与其分红比例直接挂钩等方式要求或鼓励公司分配现金股利,但依然存在部分A股企业发放现金股利意愿低的现象,甚至出现“监管悖论”的局限性(李常青等,2010)。

近年来,金融科技的迅猛发展无疑会对微观主体产生积极影响,它既能使用云计算为各种金融机构建立跨区域和跨部门的信息系统,消除信息壁垒,缓解信息不对称问题(Lin等,2013),又能利用大数据采集社交网络等非财务信息,为商业银行精确估计客户真实资信状况,降低长尾客户信贷风险,优化资源配置有效性(Huang等,2018),以缓解中小企业融资困境,还能通过区块链技术建立不依赖第三方的清算系统,简化交易流程和降低交易成本。这些信息技术的优势有利于银企之间消除信息鸿沟,提高信息透明度,减小融资约束,为企业分配更高水平的现金股利提供了可能性(Li和Zhao,2008)。

现有文献主要关注金融科技对区域经济发展(李海奇和张晶,2022)、商业银行信贷行为(李红权等,2022)以及家庭资产配置(Trelewicz,2017)等方面的作用,鲜有文献研究其对企业重要行为决策的影响。基于以上背景,本文从金融科技的角度出发,探讨宏观环境变化对企业现金股利政策的影响及作用机制,为提高资本市场运作效率、金融科技赋能实体经济提供了理论基础,对评估金融科技发挥的社会效益和探讨股利政策的影响因素也具有重要的理论价值和现实意义。本文贡献主要体现在以下几个方面:创新性地金融科技纳入微观企业现金股利的分析框架,用理论分析和实证方法深入挖掘两者关系及其潜在机制,丰富和拓展了现有的现金股利研究;与发达国家相比,我国资本市场主要以间接融资为主,融资工具较为单一,特别是中小型企业所面临的融资约束较大,不利于成长性企业的扩大发展,这在一定程度上也是A股“铁公鸡”公司占比较大的原因之一,因此本文通过检验金融科技由信息不对称、融资约束和公司治理水平三个渠道来缓解企业的资金流困境,可能为解决企业融资难这个问题提供一些政策解决思路。除此之外,本文创新性地使用了各省份非金融机构支付服务企业数量作为金融科技的代理变量,它能更直接和客观地反映了地区金融科技的真实发展水平,并且该数据与本文的企业股利行为数据的匹配度更好,为后续金融科技的研究提供一些有益的借鉴。

本文其余部分安排如下:第二部分是文献回顾与理论假说;第三部分是研究设计;第四部分是实证结果与分析;第五部分是机制分析;第六部分是进一步检验;最后一部分是结论与启示。

二、文献回顾与理论假说

(一)文献回顾

自从Black(1976)提出“股利之谜”以来,学术界和实务界一直围绕着现金股利的影响因素展开激烈争论。其中,信息不对称被认为是导致企业变动现金股利政策的最关键因素之一。信息不对称理论最重要的两个观点是信号传递和委托代理关系。最早是由Lintner(1956)提出信号传递理论,他通过建立一个局部调整模型发现投资者偏好股利支付率稳定的企业。该理论认为信息不透明或成长性公司可以把发放股利作为传递企业经营好坏的信号。当管理者向外告知预期之外的股利信息时,市场会根据该

信息来判断企业是否被高估或低估,从而引起企业市值波动。Easterbrook(1984)和Jensen(1986)则从股东和代理人委托代理关系的角度切入,发现现金股利既可以通过减少企业的内部现金流来抑制代理人的徇私行为,降低代理成本,又能防止控股股东掏空企业,维护中小股东利益。Brennan和Thakor(1990)研究发现处于信息劣势的个人投资者更偏好于高股利公司,因为股利能够带来更多反映企业近期经营的信息。除此之外,也有学者提出外部融资约束会对企业股利分配产生影响,当企业处于融资困境时,即使目前盈利能力良好,企业出于预防系统性危机发生的目的是将盈余现金流储备起来,而不愿意支付现金股利(Bates等,2009)。

此外,学者还从其他不同的微观视角,对影响现金股利分配的因素进行探究。屈依娜和陈汉文(2018)通过研究内部控制的异质性,发现当内部控制质量较低,现金股利分配力度与累积超额收益呈现正相关关系;魏志华等(2012)基于双重委托代理冲突理论,探讨家族上市公司加剧第一类代理冲突而实施消极的股利政策;Kose等(2015)认为现金股利是公司的隐形义务和事前承诺,能够有效地管理代理冲突,抑制管理者的过度投资等利己行为。企业集团化程度(黎文靖和严嘉怡,2021)、控股股东股权质押(廖珂等,2018)、股权激励计划(吕长江和张海平,2012)等也会对企业派现意愿和派现水平产生显著的影响。

同时,微观个体的行为也会受到外部宏观环境的影响。原红旗(2001)从企业的负债端角度出发,研究发现当市场处于衰退期时,负债能够抑制发放现金股利,反之亦然。权小锋等(2010)使用沪深A股上市公司的数据,考察行业阶段、竞争程度和自信水平都会对现金股利的支付产生影响。还有一些相关研究发现,半强制分红政策虽然能有效改善上市公司整体的分红状况,但难以促进“铁公鸡”公司派现(魏志华等,2014);税收激励越高,企业支付的现金股利水平越高(时长洪和张琼琼,2021);紧缩货币政策抑制了现金股利的发放(全怡等,2016)。

如今,在数字化转型的大背景下,以大数据、云计算、人工智能、区块链等信息技术为金融行业赋能,提升信息质量和使用效率,在一定程度上可以减少金融市场摩擦(金洪飞等,2020),促使上市企业发放现金股利和提高现金股利水平。从信息不对称角度出发,大科技生态系统和大数据风控模型可代替银行传统的评分卡模型,从贷款者海量数字痕迹来获取其生产、运输、销售等环节非财务信息,反映其真实风险特征和财务状况,也能规避企业逆向选择和道德风险问题(龚强等,2021)。此外,黄益平和邱晗(2021)发现,大数据平台可以实时检测还款人的财务状况,通过量化模型及时对存在危险指标的贷款者提出警告。通过改善信息不对称,提升企业的信息传导效率,使企业愿意支付更高水平的现金股利(Trinh等,2022)。从治理水平角度出发,Goldstein等(2021)认为金融科技作为一种外部治理机制,可以发挥数据捕捉能力和机器学习的作用,选择合适的董事和管理层为企业做出理性的投资决策。Li和Ye(2020)发现大数据还能为股东提供量化且精准的治理信息,从而缓解代理冲突,减少管理层的非理性决策行为。完善的内部治理结构,能使管理者获得更大的激励去支付现金股利(Kose等,2015)。除此之外,金融科技的发展也会对融资约束和企业现金流产生积极的影响。Mills和McCarthy(2014)研究表明,新兴的金融科技贷款机构通过大数据的预测模型降低了资本成本,实现更高的资本流动性,特别是对于处于成长期和信息不透明的中小型公司。Huang等(2018)也发现随着金融科技应用的日益广泛,难以从传统银行获得信贷资金的中小企业更有可能从金融科技影子银行获得资金。

现有文献主要从微观角度探讨金融科技对银行的作用。金融科技能够促进金融机构与互联网企业实行联合贷款,从共享信息中挑选出符合风控标准的客户,降低银企之间信息不对称程度(金洪飞等,2020),改善商业银行风险承担能力(邱晗等,2018),特别是在小微企业普惠信贷方面的作用尤为明显(郭丽虹和朱柯达,2021)。郭峰等(2017)研究发现金融科技产业呈现显著的正向空间聚集特征,可能会对邻近地区银行业的发展产生溢出效应。还有个别学者分别考察了金融科技发展对企业创新(李春

涛等,2020)、企业全要素生产率(武常岐,2022)、企业融资约束(黄锐等,2020)等影响。尚且还没有文献研究过金融科技发展对企业现金股利决策的影响,而现金股利是反映企业经营状况的关键指标,也是投资者获得投资回报的重要方式,特别是对于中小股东来说,股利是判断该公司是否值得投资的重要“风向标”,因此为了弥补现有研究的空缺,本文将从金融科技的角度出发,利用2014–2019年沪深A股非金融行业上市公司的数据,探究地区金融科技发展对企业发放现金股利影响及其作用机理。

(二)理论假说

优序融资理论认为企业在进行融资时,会优先考虑内部融资,其次是债券融资,最后才是股权融资(Myers和Majluf,1984)。企业之所以会对不同融资方式产生不同偏好,很大程度上是因为三种融资方式成本不同,而信息不对称是影响融资成本高低的重要因素之一。当企业内外部环境变化导致融资相对成本变化时,企业内部自由现金流的变动就会直接影响到现金股利发放意愿和支付水平。当外部融资成本较低时,企业就倾向于将内源资金更多地以现金股利的形式发放,反之就会不发或者少发(全怡等,2016)。在传统融资模式中,我国大多数上市公司仍依赖于以银行为主导的间接融资方式。银行主要通过有形资产、抵押品、现金流等账面信息去衡量企业信用风险和偿债能力,这种方式极大地局限了传统金融中介机构所能搜集到的企业非财务信息,导致严重的信息不对称问题,进而可能会引发道德风险和逆向选择(杨丰来和黄永航,2006),甚至信贷配置的扭曲。

金融科技主要是以科技手段降低金融市场摩擦(栗勤和魏星,2017),在一定程度上能缓解信息不对称、信贷错配等市场失灵问题。一方面,金融科技借助算法与深度学习来进行文本挖掘和自然语言处理,帮助商业银行对信息不透明的企业展开多维度信息搜集,掌握其真实盈利能力和信用状况,改善由于银企之间信息缺失而造成的信贷歧视,完善普惠金融服务。Huang等(2018)使用阿里巴巴数据,发现在审批贷款时,金融科技可以掌握更全面的客户信息,并大幅度降低传统银行审贷和发放时间。那些难以从传统银行获得信贷资金的中小型企业,更容易从金融科技影子银行中获得资金。另一方面,由于政府相继出台推动金融科技发展的相关政策和规划,强调要健全安全高效的金融科技创新体系,金融中介机构逐渐将人工智能、大数据、区块链等技术应用到各种智能服务和风险管理中,构建金融交易的互信机制和数字化流程,从而降低银行管理费用和企业融资成本。

除此之外,由于我国投资者保护机制相对较弱,控股股东往往利用他们在公司治理的优势地位以转移资产等手段侵占中小股东利益,导致大股东与中小股东之间存在着明显的利益冲突,而金融科技可以从降低信息不对称和增强信息治理效应两方面来缓解该问题。一方面,金融科技利用互联网信息平台、物联网、人工智能等数字化技术,既能提高制造业供应链上下游企业的信息分享意愿和能力(王可和李连燕,2018),提高其经营业绩,又能增加股东与企业高管的沟通渠道(谭松涛等,2016),有利于投资者更准确地评估上市公司的会计信息质量和了解公司治理情况,有效地降低了信息不对称问题,提高企业的信息披露能力和信息透明度,使股东更充分地掌握企业的治理情况;另一方面,金融科技作为一种外部治理机制,能够发挥其数据捕捉能力为股东提供精准的治理信息,跟踪企业投资项目进展和现金流进出,监测企业随时出现的非正常经营活动,从而避免代理人徇私行为和减少管理层的非理性决策行为(祁怀锦等,2020),以缓解企业内部的代理冲突(肖土盛等,2022),增强企业的信息治理效应并提高公司治理水平,为企业支付现金股利提供可能性。

因此,金融科技的发展在一定程度上能够降低信息不对称和解决委托代理问题,既缓解了企业面临的外部融资约束,拥有更多自由资金流进行更高效益的投资项目,改善企业财务状况,又提高了公司治理水平,提升企业价值。基于以上分析,本文提出以下两个假说:

假说H₁:金融科技发展能够增强企业发放现金股利的意愿和提高企业股利支付水平;

假说H₂:金融科技通过降低信息不对称来缓解企业融资约束和提高公司治理水平,从而促进企业发

放现金股利。

三、研究设计

(一)样本选取和数据来源

本文选取2014–2019年沪深A股上市公司为研究对象,对原始数据进行如下处理:剔除金融类和ST、PT上市公司样本;删除财务数据缺失严重、现金股利为负值样本;避免异常值对分析的影响,对连续变量进行1%和99%缩尾处理,最后得到包含13136个有效观测值的非平衡面板数据。以上所有上市公司财务数据、公司治理数据和各省份非金融机构支付服务企业数量均来源于CSMAR数据库,省级GDP和省级金融业增加值来自《中国统计年鉴》。

(二)变量定义

1. 被解释变量:现金股利组 $DL(Dum_div, Dividend, DPS)$

以往关于现金股利的研究只使用总股利支付率或每股股利作为被解释变量,无法全面地观察上市公司现金股利水平的变动和趋势,因此本文使用是否发放现金股利虚拟变量(Dum_div)、每股股利(DPS)和股利支付率($Dividend$, 总现金股利/总资产)三个指标作为现金股利的代理变量,更充分地检验金融科技对上市公司现金股利的影响机制。

2. 核心解释变量:金融科技($FinTech$)

本文创新性地使用各省份非金融机构支付服务企业数量加一的对数作为金融科技代理变量。已有文献普遍使用数字普惠金融指数来衡量金融科技发展水平,该指数是由北京大学数字金融研究中心基于蚂蚁金服用户数据编制的,主要反映了个人用户的交易信息,如各种金融业务的覆盖广度和发展深度、质量,但它难以衡量金融机构和一般企业的情况(宋敏等,2021)。郭峰和熊云军(2021)认为普惠金融指数基础数据来源于支付宝生态系统,而上市公司、规模以上企业都不在支付宝的直接服务范围内,会造成与企业数据的不当匹配,无法对上市公司行为直接进行分析。相较于数字普惠金融指数,各省份非金融机构支付服务企业数量能够更直接、客观地刻画企业所在地区的金融科技整体发展状况,也与本文着重研究的上市公司股利行为更为匹配。

我国近年来金融科技发展速度迅速,很多传统型金融服务机构如农业银行、中国银行、平安集团等相继成立金融科技子公司,还涌现出部分新型互联网银行,如新网银行、网上银行和微众银行,它们通过大科技信贷平台为中小型企业普惠金融赋予新活力,使企业获得更充足的资金流,更倾向于将多余的内部资金转化为现金股利分配给股东。全球资本市场在金融科技各个细分领域的投入也逐年增加,其中数字支付领域获得的投融资热度持续保持,连续三年获得的资金规模最大,占比约53%,其次是财富管理和保险科技(中国信息通信研究院,2022)。虽然相较于发达国家,我国金融科技起步较晚和发展时间较短,但截至2021年我国电子支付规模几乎占全球的一半(中国人民银行长沙中心支行课题组,2021),由此可见我国金融科技的数字支付领域发展位居前列,这也为本文使用“各省非金融机构支付服务企业数量”作为金融科技的代理变量提供了现实依据。但为了确保实证结果的稳健性,本文依然使用了企业所在省份的金融信息服务企业数量和省级普惠金融指数两个代理变量替换上述金融科技变量($FinTech$)进行检验。

3. 控制变量

参考已有的文献(Brown等,2007;宋敏等,2021),本文控制了企业个体层面的多个因素,包括资产负债率(LEV)、资本回报率(ROA)、经营现金流(CF)、成长性($Growth$)、资产规模($Size$)、经营年限(Age)、独立董事比例($Indep$)、第一大股东持股比例($Top1$)、管理费用率($Magfee$)、年度召开董事会次数($Meet$)

ing)。同时,为了消除金融科技所包含的政策、经济发展等信息干扰,本文还控制了企业所在省份经济发展水平(GDP_growth)和金融发展水平(Fin_dev),也固定了年份和行业效应。具体变量定义如表1所示。

表1 主要变量名称与定义

变量名称	定义
Dum_div	企业是否发放现金股利的虚拟变量
$Dividend$	企业总股利支付率,年末总现金股利与年末总资产的比值
DPS	企业每股股利
$FinTech$	金融科技,企业所在省份的非金融机构支付服务企业数量加一,取自然对数
LEV	资产负债率,年末总负债与年末总资产的比值
ROA	资本回报率,年末净利润与年末总资产的比值
CF	年度经营现金流与年末总资产的比值
$Growth$	企业成长性,营业收入增长率
$Size$	企业规模,年末总资产取自然对数
Age	经营年限取自然对数
$Indep$	独立董事比例,独立董事人数与董事会总规模的比值
$Top1$	第一大股东持股比例
$Magfee$	管理费用率,管理费用与总资产的比值
$Meeting$	年度召开董事会次数取自然对数
GDP_growth	经济发展水平,企业所在省份GDP增长率
Fin_dev	金融发展水平,企业所在省份金融业增加值与GDP的比值

①中国信通院,2022,《中国金融科技生态白皮书》,http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/202311/t20231117_465986.htm。

②中国人民银行长沙中心支行课题组,2021,《金融科技发展研究与监管建议—基于金融监管者视角》,《金融经济》第4期,53-59。

(三)模型设定

为了检验金融科技与上市公司现金股利之间的关系,本文设定的基础回归模型如下:

$$Dum_div_{i,t} = \alpha + \beta FinTech_{i,t} + \sum \gamma Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Dividend_{i,t} = \alpha + \beta FinTech_{i,t} + \sum \gamma Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$DPS_{i,t} = \alpha + \beta FinTech_{i,t} + \sum \gamma Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,被解释变量是现金股利组 $DL(Dum_div、Dividend、DPS)$,核心解释变量为各省份非金融机构支付服务企业数量($FinTech$); $Control_{i,t}$ 表示上文所提及的控制变量; $Year、Industry$ 分别代表年份和行业固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为模型的随机误差项,还使用了公司个体聚类效应对标准误进行修正。模型(1)使用 Logit

和OLS模型进行估计,模型(2)和模型(3)使用OLS模型进行估计。本文主要关注点是系数 β ,当 β 显著为正时,说明金融科技的发展能够正向影响企业的现金股利支付概率与支付水平,即本文假说H₁成立。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表2列示了本文主要变量的描述性统计。在全部样本中,共有9701个观测值发放过现金股利(*Dum_div*),占比73.85%;平均股利支付率(*Dividend*)为1.22%;每股股利(*DPS*)均值为0.1139元,标准差为0.1771。由以上三个被解释变量的数据可知,我国A股市场发放股利的企业数量超过70%,但股利支付水平总体偏低,且不同企业之间现金股利水平差异较大,反映了我国上市公司倾向于发放较少现金股利的现象。金融科技(*FinTech*)均值为3.1455,中位数为3.2958,表示我国有超过半数的上市企业处于金融科技水平较高的地区。其余变量与以往的研究结果基本保持一致。金融科技与企业现金股利组三个被解释变量之间的相关性系数均大于零,且在1%水平下显著,说明金融科技与企业发放现金股利的意愿或水平存在正相关关系,与预期相符。同时,其他变量之间Pearson相关系数基本上小于0.15,说明变量之间不存在着严重的多重共线性问题(相关系数结果详见附表1)。

表2 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	25%分位	中位数	75%分位	最大值
<i>Dum_div</i>	13136	0.7387	0.4394	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>Dividend</i>	13136	0.0122	0.0176	0.0000	0.0000	0.0059	0.0158	0.0943
<i>DPS</i>	13136	0.1139	0.1711	0.0000	0.0000	0.0500	0.1500	1.0000
<i>FinTech</i>	13136	3.1455	0.8267	1.0986	2.7726	3.2958	3.8918	4.3041
<i>LEV</i>	13136	0.4283	0.2064	0.0510	0.2631	0.4164	0.5808	0.9284
<i>ROA</i>	13136	0.0348	0.0626	-0.2926	0.0129	0.0345	0.0632	0.2038
<i>CF</i>	13136	0.0467	0.0682	-0.1661	0.0085	0.0458	0.0865	0.2455
<i>Growth</i>	13136	0.1828	0.4655	-0.5931	-0.0277	0.0995	0.2659	3.0300
<i>Size</i>	13136	22.2741	1.2851	19.6947	21.3618	22.1078	23.0044	26.1555
<i>Age</i>	13136	3.0879	0.2457	1.7918	2.9444	3.0910	3.2958	4.1431
<i>Indep</i>	13136	0.3765	0.0535	0.3333	0.3333	0.3636	0.4286	0.5714
<i>Top1</i>	13136	33.9452	14.6400	8.7400	22.4300	31.9350	43.6400	74.9800
<i>Magfee</i>	13136	0.0450	0.0281	0.0042	0.0252	0.0400	0.0589	0.1542
<i>Meeting</i>	13136	2.2339	0.3989	0.6931	1.9459	2.1972	2.4849	4.0431
<i>GDP_growth</i>	13136	0.0889	0.0455	-0.0706	0.0745	0.0913	0.1095	0.2369
<i>Fin_dev</i>	13136	0.0854	0.0396	0.0337	0.0627	0.0747	0.0825	0.1850

(二)基准回归

表3报告了金融科技对企业现金股利影响的回归结果。第(1)和(2)列分别是被解释变量为 *Dum_div* (企业是否发放现金股利的虚拟变量) Logit模型和OLS模型回归结果;第(3)和(4)列是被解释变量为 *Dividend* 和 *DPS* 的OLS模型回归结果。实证结果显示 *FinTech* 估计系数均在四个模型都显著为正,且至少在5%水平上显著,表示金融科技对企业的现金股利存在着显著的正向影响,即企业所在省份的金融科技发展能够增强上市公司发放股利的意愿,且提高每股股利和股利支付率,假说H₁得以验证。导致该结果的原因可能是金融科技通过大数据、人工智能、区块链等技术全面挖掘客户的信息,助力于缓解银企之间的信息不对称,降低贷款成本,从而缓解企业面临的外部融资约束,为企业发放现金股利提供动力;同时,金融科技创新也为公司提高其治理水平提供了技术支持。

四个模型中控制变量的结果也与现有文献的结论一致(赵春光等,2001;吕长江和王克敏,2002;Brown等,2007)。*LEV*系数都显著为负,*ROA*、*CF*系数显著为正,表示当企业资本回报率越高,资产负债率越低时,内部现金流越充足,企业就越有意愿支付股利,现金股利支付水平也更高;*Growth*系数显著为负,说明成长性较高的企业倾向于不发红利或发放较低水平的股利,可能是由于企业为了实现快速增长,用于研发的费用较高,减弱了企业发放股利的能力;*Size*估计系数在回归方程都显著大于零,意味着大规模企业更倾向于发放股利,且每股股利和股利支付率更高;*Indep*和*Meeting*系数为负,说明提高独立董事占比和董事会会议的频次并不能有效提升上市公司的股利支付水平,上市公司内部控制的情况较为严重。

表3 基准回归结果

变量	(1) <i>Dum_div</i> (Logit)	(2) <i>Dum_div</i> (OLS)	(3) <i>Dividend</i>	(4) <i>DPS</i>
<i>FinTech</i>	0.2647*** (3.7801)	0.0419*** (5.1010)	0.0005** (2.1355)	0.0078*** (2.9462)
<i>LEV</i>	-2.5397*** (-9.4254)	-0.3724*** (-11.2827)	-0.0160*** (-15.1983)	-0.0799*** (-7.3275)
<i>ROA</i>	26.5046*** (17.0199)	2.4597*** (31.1560)	0.0978*** (22.7310)	0.9140*** (22.4049)
<i>CF</i>	1.4402*** (2.5853)	0.1587** (2.4303)	0.0477*** (16.6603)	0.3619*** (13.1781)
<i>Growth</i>	-0.1635*** (-2.6748)	-0.0076 (-0.8244)	-0.0014*** (-5.0831)	-0.0067** (-2.3667)
<i>Size</i>	0.6355*** (13.3916)	0.0797*** (15.5481)	0.0013*** (6.5132)	0.0359*** (12.5938)
<i>Age</i>	-0.8698*** (-6.4318)	-0.1160*** (-5.6722)	-0.0020** (-2.5180)	-0.0055 (-0.6879)
<i>Indep</i>	-1.2529** (-2.3051)	-0.2559*** (-3.0984)	-0.0025 (-0.7724)	-0.0143 (-0.4338)

变量	(1) <i>Dum_div (Logit)</i>	(2) <i>Dum_div (OLS)</i>	(3) <i>Dividend</i>	(4) <i>DPS</i>
<i>Top1</i>	0.0127*** (5.2490)	0.0016*** (4.7253)	0.0001*** (6.4593)	0.0010*** (5.8538)
<i>Magfee</i>	-1.4844 (-1.0376)	0.0152 (0.0801)	0.0392*** (4.6111)	0.5336*** (5.9079)
<i>Meeting</i>	-0.3901*** (-3.4034)	-0.0359*** (-3.3098)	-0.0022*** (-4.9580)	-0.0256*** (-4.8519)
<i>GDP_growth</i>	0.5524 (1.0632)	0.0638 (0.6867)	0.0079** (2.3001)	0.0342 (0.8896)
<i>Fin_dev</i>	-1.8852 (-1.6414)	-0.2757* (-1.8244)	-0.0194*** (-3.6909)	-0.1803*** (-3.0220)
常数项	-9.9294*** (-10.0897)	-0.6933*** (-4.9865)	-0.0116** (-2.2485)	-0.7146*** (-10.0009)
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	13,119	13,136	13,136	13,136
伪 R ² 或 R ²	0.3085	0.2927	0.3843	0.3399

注：***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平；括号内为企业聚类标准误对应的双侧检验t值，下同。

(三)内生性检验

在模型(1)、(2)和(3)中,可能存在着遗漏变量的问题,也可能存在着同时影响金融科技和企业现金股利的因素造成样本选择偏差。为了避免以上问题引起模型估计系数偏误,本文参考谢昀丽等(2018)处理方法,使用各省网络普及率作为企业所在地的金融科技水平工具变量。一方面,由于金融科技是依赖于互联网而得以发展的,所以这两者之间存在着密不可分的关系;另一方面,网络普及率作为一个技术层面的宏观变量,对微观企业的现金股利决策影响微弱,因此该工具变量符合相关性和外生性的要求。由于篇幅有限,下文各稳健型检验和进一步检验的表格只报告 *Dividend*、*DPS* 和 *Dum_div* 的 OLS 模型回归结果。

表4报告的是工具变量两阶段回归结果。第(1)列为第一阶段回归结果,第(2)、(3)、(4)列分别为 *Dividend*、*DPS* 和 *Dum_div* 三个变量第二阶段回归结果。一阶段结果的 IV 系数显著为正,验证了工具变量的有效性;二阶段回归中,金融科技(*FinTech*)系数均为正值,且至少在 10% 的水平上显著,说明在控制潜在的内生性问题后,金融科技依然能够显著地促进当地企业发放现金股利,与前文基准回归结果保持一致。同时,本文还进行了弱工具变量检验,结果表明该工具变量是有效的,不存在弱工具变量的问题。

表4 工具变量法

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	<i>FinTech</i>	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>FinTech</i>		0.0151*	0.0920***	0.0019**
		(1.9217)	(4.0376)	(2.3084)
<i>IV(Internet)</i>	0.0328***			
	(38.8416)			
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	7,107	7,107	7,107	7,107
R ²	0.5663	0.2347	0.1657	0.2239

(四)稳健性检验

1. 缩小样本

由于直辖市经济水平和金融科技水平都比较高,因此本文剔除了上海、北京、天津、重庆四个直辖市样本,重新对模型(1)、(2)、(3)进行回归;由于2018年发生了中美贸易摩擦,企业经营活动遭受沉重打击而导致现金股利水平非正常波动,因此本文进一步剔除了2018及后续年份的样本,以消除危机对实证结果的干扰。表5报告了缩减样本后的实证结果,金融科技(*FinTech*)系数依然显著为正。

2. 替换金融科技变量

本文使用企业所在省份的金融信息服务企业数量代替各省份非金融机构支付服务企业数量;使用省级普惠金融指数作为金融科技代理变量,表6回归结果依然是支持“金融科技促进企业发放现金股利”结论。

3. 省级普惠金融指数细分指标

为了进一步检验金融科技哪方面的发展对企业现金股利行为产生更深远的影响,本文使用上述省级普惠金融指数的三个细分指标——数字金融覆盖广度(*CB*)、使用深度(*UD*)和数字化程度(*DL*)替换基础回归模型的金融科技变量,再次进行回归。表7结果显示只有*CB*和*UD*估计系数是显著为正,说明金融科技覆盖广度和使用深度都会对企业现金股利行为产生正向的促进作用,而数字化程度增加对企业现金股利的作用并不明显。具体来说,随着金融科技覆盖广度和使用深度的增加,传统金融机构能通过云计算、大数据等技术扩大信息搜索范围,深化普惠金融作用,在一定程度上缓解“长尾群体”面临的融资约束,提高信贷资源配置有效性。因此要实现经济高质量发展和优化信贷资源配置,必须继续扩大金融科技覆盖范围和跨界融合发展。

4. 采用滞后处理

本文对金融科技变量(*FinTech*)作滞后一期处理,表8回归结果显示本文结论依然是稳健的。

5. 更换回归模型

由于被解释变量—企业是否发放现金股利虚拟变量(*Dum_div*)、股利支付率(*Dividend*,总现金股利/总资产)和每股股利(*DPS*)都呈现出零值堆积和正值连续分布的数据特征,本文采用Tobit模型替换前文OLS回归模型进行检验。表9结果表明“金融科技促进企业发放现金股利”结论依然是稳健的。

6. 更换固定效应

本文的实证研究选取的控制变量包括独立董事比例等基本不随时间变化的公司特征变量,故在回归模型中采用了行业 and 年份的固定效应。在稳健性检验中,为了进一步控制公司个体不可观测因素的影响,本文在原基础回归模型的基础上增加公司个体效应,表 10 回归结果表明上文结论依然是可靠的。

表 5 缩小样本

变量	剔除直辖市的样本			剔除 2018 年及以后的样本		
	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>FinTech</i>	0.0466*** (5.0454)	0.0007** (2.5087)	0.0095*** (3.3820)	0.0472*** (4.8497)	0.0004 (1.5835)	0.0050* (1.7989)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	10,501	10,501	10,501	9,921	9,921	9,921
R ²	0.2936	0.3950	0.3501	0.2886	0.3875	0.3465

表 6 替换金融科技变量

变量	企业所在省份的金融信息服务企业数量			省级普惠金融指数		
	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>L.Infor</i> 或 <i>L.Index</i>	0.0399*** (5.0340)	0.0003 (1.0938)	0.0048* (1.8996)	0.5958*** (5.9466)	0.0131*** (3.3093)	0.1482*** (3.8258)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	7168	7168	7168	22597	22597	22597
R ²	0.2947	0.4035	0.3459	0.3013	0.3950	0.3418

表 7 省级普惠金融指数细分指标

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
变量	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>CB</i>	0.3110*** (4.6793)	0.0031 (1.1416)	0.0554** (2.1386)						
<i>UD</i>				0.2651*** (4.5770)	0.0041* (1.9507)	0.0608*** (2.7554)			

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
变量	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>DL</i>							-0.0790*	-0.0003	0.0053
							(-1.7119)	(-0.1899)	(0.3348)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	13,318	13,318	13,318	13,318	13,318	13,318	13,318	13,318	13,318
R ²	0.2919	0.3839	0.3390	0.2917	0.3841	0.3393	0.2895	0.3837	0.3384

表 8 采用滞后处理

变量	金融科技变量取滞后一期		
	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>L.FinTech</i>	0.0517*** (4.6711)	0.0005 (1.4630)	0.0061** (2.0200)
控制变量	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制
样本数	7088	7088	7088
R ²	0.2943	0.4028	0.3467

表 9 更换回归模型

变量	Tobit 模型		
	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>FinTech</i>	0.0563*** (4.89)	0.0011*** (3.38)	0.0137*** (4.12)
控制变量	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制
样本数	13,136	13,136	13,136
伪 R ²	0.2030	-0.2403	2.5983

表 10 更换固定效应

变量	控制公司个体效应		
	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>FinTech</i>	0.0483*** (0.0083)	0.0006** (0.0003)	0.0014 (0.0025)
控制变量	控制	控制	控制
年份/公司固定效应	控制	控制	控制
样本数	12,899	12,899	12,899
R ²	0.6048	0.7238	0.7707

五、机制分析

为了进一步探讨金融科技发展与企业现金股利之间的影响机制,本文从信息不对称、融资约束和公司治理水平三个渠道进行分析。参考温忠麟等(2004)提出的中介效应检验程序,本文构建以下两个模型:

$$DL_{i,t} = \alpha + \beta_1 Fintech_{i,t} + \sum \gamma Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Mediator_{i,t} = \alpha + \beta_2 Fintech_{i,t} + \sum \gamma Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$DL_{i,t} = \alpha + \beta_3 Fintech_{i,t} + \beta_4 Mediator_{i,t} + \sum \gamma Control_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,现金股利组 *DL* 分别为是否发放现金股利虚拟变量(*Dum_div*)、股利支付率(*Dividend*)和每股股利(*DPS*),*Mediator* 为中介传导变量,分别是企业信息不对称指标(*ASY*)、融资约束(*WW*指数)和公司治理水平(*Govern*),其余变量与模型(1)–(3)相同。

虽然上述三段式的中介检验机制可能会受到假设得不到满足、多种中介、中介变量内生性等问题的挑战,但由于目前学术界尚未对中介效应检验方法达成一致的共识,因此本文在理论假说的逻辑推理的基础上,参考王营和冯佳浩(2022)、戴翔和杨双至(2022)、刘晓慧和刘西国(2022)等文献的做法,依然尝试采用该中介检验方法来验证本文的假说 H_2 。

(一) 金融科技、信息不对称与企业现金股利

由于存在信息不对称,商业银行无法对其真实资信情况进行全面了解,从而引发逆向选择并造成商业银行“惜贷”现象。金融科技能够通过大数据和机器学习模型帮助商业银行抓取企业的实时交易数据,反映其最新的运营状况和预测未来的业务情况(Huang等,2020),尽可能以低成本、高效率方式进行信息搜集和风险管理,从而消除银企之间信息屏障,在一定程度上缓解信息不对称问题。当信息不对称降低时,股东能够以最优化的资源分配效率来决策现金股利的分配(Bhattacharya, 1979; Dewenter 和 Warther, 1988)。

本文使用 *CSMAR* 数据库上市公司信息透明度的数据,将公司披露信息优秀、良好、及格和不及格四个等级分别取值为 4、3、2、1。该指标数值越大,表示该企业信息透明度越高,信息不对称问题越小。如表 11 所示,第(1)和(2)列是基准回归的实证结果,第(3)列显示 *FinTech* 估计系数显著为正,说明金融科技能够缓解银企之间信息不对称的问题,但第(4)~(5)列 *ASY* 系数和 *FinTech* 系数都显著为正,说明缓解信息不对称并不是金融科技提升企业股利支付意愿和支付水平的直接作用机制。

表 11 机制分析:信息不对称

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>ASY</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>FinTech</i>	0.0007** (2.3757)	0.0087*** (2.7971)	0.0436*** (2.5781)	0.0312** (2.1942)	0.0357*** (2.6249)
<i>ASY</i>				0.0594*** (5.5557)	0.0569*** (5.8811)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	9299	9299	9299	9299	9299
R ²	0.3813	0.3314	0.2347	0.3840	0.3345

(二)金融科技、融资约束与企业现金股利

金融科技凭借其信息优势和专业优势,创新信用风险模型,提高企业的信息透明度,使企业面临的外部融资约束得到缓解(Cerqueiro 等,2016;Berg 等,2020;黄益平和邱晗,2021)。当外部融资成本较高时,即使企业拥有充足的资金流,出于预防性储蓄的动机留存较多的内部资金,导致减少现金股利水平的分配,甚至不愿意派发现金股利,尤其是预期融资需求较大的公司,该现象更为明显(Almeida 等,2004;Bates 等,2009)。此外,金融科技的数字化应用会对企业的经营业绩、生产效率产生积极的影响(赵宸宇等,2021;李琦等,2021),增强市场对企业前景的信心,促使企业增加现金股利。

本文参考 Whited 和 Wu(2006),使用公式(7)计算 *WW* 指数,将该指标作为企业融资约束的代理变量。*WW* 指数越大,代表上市企业面临的融资约束越大,反之越小。

$$WW = -0.091 \times CF/Asset - 0.062 \times Dum_{div} + 0.021 \times Long - term\ Debt/Asset - 0.044 \times \ln(Asset) + 0.102 \times Industrial\ Sales\ Growth - 0.035 \times Corporate\ Sales\ Growth \quad (7)$$

表 12 汇报了中介检验模型结果。第(1)和(2)列是基准回归的实证结果,第(3)列 *FinTech* 系数显著为负,说明金融科技能缓解企业融资约束困境。第(4)列 *WW* 系数显著为负,*FinTech* 系数为正但不显著,说明在金融科技助力下,企业能够在一定程度上缓解其融资约束,获得更多信贷资金,增强企业发放现金股利的意愿,从而检验了融资约束是企业发放总现金股利的完全中介因子;第(5)列 *WW* 系数显著为负,*FinTech* 系数为正,但仅在 10% 的水平上显著为正,表示金融科技能够在一定程度通过缓解企业融资约束的渠道影响企业股利支付水平。该机制检验证实了金融科技是通过降低信息不对称来缓解企业外部融资困境,为企业支付现金股利提供充足的现金流。

表 12 机制分析:融资约束

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>WW</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>FinTech</i>	0.0005** (2.1355)	0.0078*** (2.9462)	-0.0243*** (-3.8645)	0.0080 (0.7168)	0.0216* (1.8866)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>WW</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>WW</i>				-0.3786*** (-18.8588)	-0.3692*** (-18.2879)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	13136	13136	11221	11221	11221
R ²	0.3843	0.3399	0.8712	0.3992	0.3587

(三)金融科技、公司治理水平与企业现金股利

在金融科技的背景下,信息和数据成为了企业生产经营不可或缺的关键要素,促进了“技术赋能—数据驱动—治理重构”格局的形成。无论是信息技术为中小股东通过移动设备直接参与公司治理(La-farre and Van der Elst, 2018),还是数字技术使董事和监事更了解企业的运营模式和财务交易状况(Dou, 2017),抑或是大数据分析使管理者量化各种非财务指标或行为特征,作出更精确且理性的决策(Li and Ye, 2020),都体现金融科技的发展能够有效促进企业治理水平的提升。随着公司治理水平的提高,管理者与股东的代理冲突得到缓解,则代理人会从公司利益最大化的角度出发,选择最合理的现金股利分配政策(La Porta 等, 2000; Brown and Caylor, 2006)。

本文参考白重恩等(2005)处理方法,对高管持股比例、第一大股东持股比例取对数、第二至第十大股东持股比例的集中度、是否交叉上市、是否国企、CEO是否兼任董事会主席或副主席等变量提取共同信息的相关成分,记为公司治理综合水平指标 *Govern*。该指标数值越大,公司治理水平越高。表 13 汇报了相关实证结果。第(1)和(2)列是基准回归的实证结果,第(3)列 *FinTech* 系数显著为正,说明金融科技能够提高公司治理水平。第(4)列 *Govern* 系数显著为负, *FinTech* 系数为正,但不显著;第(5)列 *Govern* 系数显著为负, *FinTech* 系数则在 5% 水平上显著为正。结果说明金融科技在一定程度上也是通过降低信息不对称来提升公司治理水平,进而提高企业的股利支付意愿和支付水平。

表 13 机制分析:公司治理水平

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>Govern</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>FinTech</i>	0.0005** (2.0945)	0.0077*** (2.9078)	0.1488*** (9.0214)	0.0175 (1.4505)	0.0269** (2.2829)
<i>Govern</i>				0.0414*** (3.4954)	0.0595*** (4.9416)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	13132	13132	12509	12509	12509
R ²	0.3843	0.3399	0.2589	0.3884	0.3454

六、进一步检验

(一) 产权性质异质性分析

已有研究发现商业银行普遍存在着“所有制歧视”和“规模歧视”，国企拥有政府的隐性担保，账面总资产和可抵押品规模大，违约风险较小，能在传统借贷市场中较容易地获得所需要的信贷资源。相比之下，大多数民营企业正处于初创期或成长期，资产负债率高，内部现金流也不稳定，被银行定性为高风险个体而选择拒贷，从而造成了民营企业普遍面临着较严重的外部融资约束，缺乏向股东们支付现金股利的能力。因此，本文在模型(1)~(3)基础上引入金融科技(*FinTech*)与企业产权性质(*SOE*，国企取值为1，民营为0)的交互项。由表14的实证结果可知，*FinTech*×*SOE*估计系数在三个模型中都显著为负，说明金融科技的发展能够帮助民营企业得到更多信贷资金，缓解其资金困境，在一定程度上提高了信贷资源配置效率，促使民营企业更多地发放现金股利。

(二) 基金持股异质性分析

Larkin等(2017)和陈名芹等(2017)发现机构投资者更青睐于发放股利和高股利的企业，因为这些机构投资者需要现金股利来支付基金、保险、信托等经理人收取的管理费和高额的税收。机构投资者还能更好地发挥监督和管理企业各项业务运营的作用，抑制管理人寻租行为，降低企业代理成本并提高公司治理水平，为发放更高水平的现金股利提供可能性。因此，本文在模型(1)~(3)基础上引入金融科技(*FinTech*)与基金持股比例(*Fund*)的交互项。由表14的实证结果可知，*FinTech*×*Fund*估计系数在三个模型中都显著为正，表明基金持股比例越高，金融科技促进上市公司发放现金股利的效应越强，每股股利和股利支付率也会越高。

(三) 地区异质性分析

相比经济发达地区，经济落后地区往往会受到交通设施、制度不完善、信贷歧视等多方面的约束(张兵和张若涵, 2023)，造成该地区的企业面临着更大的融资约束和更高的信息成本。因此，本文根据公司注册地将样本分为东中西部三组，探究金融科技对企业股利行为的影响在不同地区的差异性。表15结果表明，在经济发展水平相对落后的西部，金融科技对企业发放现金股利的促进效应更强。

(四) 公司治理异质性分析

根据股利代理理论(Rozeff, 1982)，当公司的代理成本较低时，管理者会向股东发放更多的现金股利。那么，随着第一大股东的持股比例上升，大股东更有动力去监督管理层的行为和决策，也在一定程度上解决了中小股东“搭便车”的问题，从而大大地降低了代理冲突(王化成等, 2015)，增强了管理者合理地向股东分配现金股利的意愿。因此，本文根据公司第一大股东的持股比例，以中位数为依据将样本分为第一大股东持股比例高与低两组。表16回归结果显示，*FinTech*在第一大股东持股比例低组是显著为正，意味着当公司股权结构较为分散时，金融科技促进公司发放现金股利的意愿和提高其发放水平的效应越强。

表 14 产权性质和基金持股异质性分析

变量	产权异质性		
	(1)	(2)	(3)
	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>FinTech</i> × <i>SOE</i>	-0.0046***	-0.0087**	-0.0007***
	(-2.8992)	(-2.1341)	(-5.2622)

变量	产权异质性		
	(1)	(2)	(3)
	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>FinTech</i>	0.0087*** (3.2675)	0.0437*** (5.2890)	0.0007*** (2.6930)
控制变量	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制
样本数	13,136	13,136	13,136
R ²	0.3410	0.2934	0.3868
变量	基金持股异质性		
	(1)	(2)	(3)
	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>FinTech</i> × <i>Fund</i>	0.0006*** (4.6241)	0.0019*** (6.9296)	0.0000* (1.9594)
<i>FinTech</i>	0.0059** (2.2247)	0.0357*** (4.3154)	0.0005* (1.8345)
控制变量	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制
样本数	13,136	13,136	13,136
R ²	0.3419	0.2962	0.3846

表 15 地区异质性分析

变量	东部			中部			西部		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>FinTech</i>	0.0467*** (3.3417)	0.0002 (0.4822)	0.0031 (0.6774)	0.0176 (0.5637)	-0.0004 (-0.3358)	0.0013 (0.1035)	0.0572** (2.2117)	0.0025*** (3.2386)	0.0134* (1.8006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	9,396	9,396	9,396	1,912	1,912	1,912	1,819	1,819	1,819
R ²	0.2800	0.3761	0.3733	0.3897	0.4704	0.4274	0.3733	0.4274	0.4001

表 16 公司持股比例异质性分析

变量	第一大股东持股比例低			第一大股东持股比例高		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>
<i>FinTech</i>	0.0437*** (3.7958)	0.0010*** (3.1461)	0.0096*** (2.9212)	0.0339*** (3.0589)	-0.0000 (-0.0748)	0.0061 (1.5366)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	6,568	6,568	6,568	6,568	6,568	6,568
R ²	0.3153	0.3449	0.3043	0.2672	0.4281	0.3747

七、结论与启示

随着中国经济体制改革的深化,实体企业必须以科技创新来支撑和引领国家经济高质量发展。金融与科技的深度融合,便是应时代趋势而出现的产物。它不断地催生着金融领域新产品和新服务的出现,推动着我国金融数字化转型。基于此背景,本文使用2014–2019年沪深A股上市公司财务数据,创新性地考察了金融科技发展对当地上市公司现金股利决策的影响。研究发现金融科技发展水平越高,企业发放现金股利的意愿越强,且每股股利和股利支付率也会越高,这一效应主要通过金融科技的覆盖广度和使用深度来拓宽企业的融资渠道和提高公司治理水平,增强其发放现金股利的意愿和提高现金股利的支付水平。机制检验也验证了上述分析具有可靠性,即金融科技主要是发挥降低信息不对称的作用,通过缓解融资约束和提高公司治理水平两个渠道来促进企业发放现金股利。此外,金融科技发展促进企业发放现金股利的效应在民营企业和基金持股比例较高企业更明显。现有文献主要从宏观层面分析金融科技对经济增长或金融效率的影响,或者分析金融科技对家庭财富增长或资产配置的影响,鲜有文献探讨金融科技在企业金融行为方面发挥的作用。本文的研究可以从微观视角对金融科技如何促进企业高质量发展方面的文献提供有效补充,并且拓展了与金融科技相关的实证研究边界。未来的研究可以进一步针对金融科技对企业投融资方面的重要决策开展实证分析。

本文结论的政策启示首先是我国需要进一步促进金融与科技的深度融合,利用大数据平台和生态系统,建立系统性的、可信度高的企业信贷信用评级标准,运用金融科技成果来促进企业数字化水平的提高,充分发挥金融普惠性的作用,同时降低银企之间信息不对称,为企业的运营和发展带来更多的资金流。此外,要继续扩大金融服务覆盖广度和使用深度,开发创新性金融产品和服务,完善金融科技在各种金融情景的应用,以弥补传统金融在经济不发达地区和小微企业信贷的功能缺失。其次,企业应抓住金融科技发展的机遇,主动寻求数字化转型与融合,利用高颗粒度的数据为公司生产经营决策或股利分配决策提供参考和依据,并进一步提高公司的治理能力。最后,由于我国的金融科技发展还处于初步阶段,大数据分析和区块链等技术的运用都依靠上游信息来作出商业决策,监管者需要加大力度保证源头信息的真实性和准确性,避免出现企业利用虚假信息或有意操纵信息而损害市场和投资者的现象。

参考文献

- [1] 白重恩、刘俏、陆洲、宋敏、张俊喜,2005,《中国上市公司治理结构的实证研究》,《经济研究》第2期,81-91。
- [2] 陈名芹、刘星、辛清泉,2017,《上市公司现金股利不平稳影响投资者行为偏好吗?》,《经济研究》第6期,90-104。
- [3] 戴翔和杨双至,2022,《数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型》,《中国工业经济》第9期,83-101。
- [4] 龚强、班铭媛、张一林,2021,《区块链、企业数字化与供应链金融创新》,《管理世界》第37期,22-34。
- [5] 黄锐、赖晓冰、唐松,2020,《金融科技如何影响企业融资约束?——动态效应、异质性特征与微观机制检验》,《国际金融研究》第6期,25-33。
- [6] 黄益平和邱晗,2021,《大科技信贷:一个新的信用风险管理框架》,《管理世界》第2期,12-50。
- [7] 金洪飞、李弘基、刘音露,2020,《金融科技、银行风险与市场挤出效应》,《财经研究》第5期,52-65。
- [8] 李常青、魏志华、吴世农,2010,《半强制分红政策的市场反应研究》,《经济研究》第3期,144-155。
- [9] 李春涛、闫续文、宋敏、杨威,2020,《金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据》,《中国工业经济》,81-98。
- [10] 李海奇和张晶,2022,《金融科技对我国产业结构优化与产业升级的影响》,《统计研究》第10期,102-118。
- [11] 李红权、谢佳刘颖、曹佩文,2022,《金融科技如何影响商业银行的风险承担——基于多重中介效应的分析》,《投资研究》第8期,19-32。
- [12] 李琦、刘力钢、邵剑兵,2021,《数字化转型、供应链集成与企业绩效——企业家精神的调节效应》,《经济管理》第10期,5-23。
- [13] 栗勤和魏星,2017,《金融科技的金融包容效应与创新驱动路径》,《理论探索》第5期,91-97。
- [14] 黎文靖和严嘉怡,2021,《谁利用了内部资本市场,企业集团化程度与现金持有》,《中国工业经济》第6期,137-154。
- [15] 廖珂、崔宸瑜、谢德仁,2018,《控股股东股权质押与上市公司股利政策选择》,《金融研究》第4期,172-189。
- [16] 刘晓慧和刘西国,2022,《金融科技、经济政策不确定性与企业金融化》,《投资研究》第12期,41-66。
- [17] 吕长江和张海平,2012,《上市公司股权激励计划对股利分配政策的影响》,《管理世界》第11期,133-143。
- [18] 吕长江和王克敏,2002,《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》,《会计研究》第3期,39-48。
- [19] 孟娜娜、栗勤、雷海波,2020,《金融科技如何影响银行业竞争》,《财贸经济》第3期,66-79。
- [20] 邱晗、黄益平、纪洋,2018,《金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角》,《金融研究》第11期,17-29。
- [21] 屈依娜和陈汉文,2018,《现金股利政策、内部控制与市场反应》,《金融研究》第5期,191-206。
- [22] 权小锋、滕明慧、吴世农,2010,《行业特征与现金股利政策——基于2004-2008年中国上市公司的实证研究》,《财经研究》第8期,122-132。
- [23] 全怡、梁上坤、付宇翔,2016,《货币政策、融资约束与现金股利》,《金融研究》第11期,63-79。
- [24] 郭丽虹和朱柯达,2021,《金融科技、银行风险与经营业绩——基于普惠金融的视角》,《国际金融研究》第7期,56-65。
- [25] 郭峰、孔涛、王靖一,2017,《互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据》,《国际金融研究》第8期,75-85。
- [26] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云,2020,《测度中国数字普惠金融发展,指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》第4期,1401-1418。
- [27] 郭峰和熊云军,2021,《中国数字普惠金融的测度及其影响研究——一个文献综述》,《金融评论》第6期,12-23。
- [28] 祁怀锦、曹修琴、刘艳霞,2020,《数字经济对公司治理的影响——基于信息不对称和管理者非理性行为视角》,《改革》第4期,50-64。
- [29] 时长洪和张琼琼,2021,《税收激励对企业现金股利支付水平的影响研究》,《金融发展研究》第11期,21-28。
- [30] 申创和刘笑天,2017,《互联网金融、市场势力与商业银行绩效》,《当代经济科学》第5期,16-29。
- [31] 史丹和孙光林,2022,《大数据发展对制造业企业全要素生产率的影响机理研究》,《财贸经济》第9期,85-100。
- [32] 宋敏、周鹏、司海涛,2021,《金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角》,《中国工业经济》第4期,

- 138-155。
- [33] 唐松、赖晓冰、黄锐, 2019,《金融科技创新如何影响全要素生产率, 促进还是抑制?——理论分析框架与区域实践》,《中国软科学》第7期, 134-144。
- [34] 宋晓玲和侯金辰, 2017,《互联网使用状况能否提升普惠金融发展水平?——来自25个发达国家40个发展中国家的经验证据》,《管理世界》第1期, 172-173。
- [35] 谭松涛、阚铎、崔小勇, 2016,《互联网沟通能够改善市场信息效率吗?——基于深交所“互动易网络平台的研究》,《金融研究》第3期, 174-188。
- [36] 王化成、曹丰、叶康涛, 2015,《监督还是掏空, 大股东持股比例与股价崩盘风险》,《管理世界》第2期, 45-57。
- [37] 王可和李连燕, 2018,《“互联网+”对中国制造业发展影响的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第6期, 3-20。
- [38] 王营和冯佳浩, 2022,《绿色债券促进企业绿色创新研究》,《金融研究》第6期, 171-188。
- [39] 魏志华、李茂良、李常青, 2014,《半强制分红政策与中国上市公司分红行为》,《经济研究》第6期, 100-114。
- [40] 魏志华、吴育辉、李常青, 2012,《家族控制、双重委托代理冲突与现金股利政策——基于中国上市公司的实证研究》,《金融研究》第7期, 168-181。
- [41] 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云, 2004,《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》, 第5期, 614-620。
- [42] 武常岐、张昆贤、周欣雨、周梓洵, 2022,《数字化转型、竞争战略选择与企业高质量发展——基于机器学习与文本分析的证据》,《经济管理》第4期, 5-23。
- [43] 肖土盛、吴雨珊、亓文韬, 2022,《数字化的翅膀能否助力企业高质量发展——来自企业创新的经验证据》,《经济管理》第5期, 41-62。
- [44] 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰, 2018,《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第4期, 1557-1580。
- [45] 杨丰来和黄永航, 2006,《企业治理结构、信息不对称与中小企业融资》,《金融研究》第5期, 159-166。
- [46] 叶康涛和祝继高, 2009,《银根紧缩与信贷资源配置》,《管理世界》第1期, 22-28。
- [47] 原红旗, 2001,《中国上市公司股利政策分析》,《财经研究》第3期, 33-41。
- [48] 张兵和孙若涵, 2023,《金融科技发展能否降低融资的地理排斥》,《当代财经》第2期, 55-67。
- [49] 赵宸宇, 王文春, 李雪松, 2021,《数字化转型如何影响企业全要素生产率》,《财贸经济》第7期, 114-129。
- [50] 赵春光、张雪丽、叶龙, 2001,《股利政策, 选择动因——来自我国证券市场的实证证据》,《财经研究》第2期, 48-53。
- [51] Aivazian V., L. Booth, and S. Cleary, 2003, “Dividend Policy and the Organization of Capital Markets”, *Journal of Multinational Financial Management*, 13(2), pp.101-121.
- [52] Allen F., A. E. Bernardo, and I. Welch, 2000, “A Theory of Dividends Based on Tax Clienteles”, *The Journal of Finance*, 55(6), pp.2499-2536.
- [53] Almeida H., M. Campello, and M. S. Weisbach, 2004, “The Cash Flow Sensitivity of Cash”, *The Journal of Finance*, 59, pp.1777-804.
- [54] Bates T. W., K. M. Kahle, and R. M. Stulz, 2009, “Why Do U.S. Firms Hold So Much More Cash Than They Used To?”, *The Journal of Finance*, 64(5), pp.1985 - 2021.
- [55] Berg T., V. Burg, A. Gombovic, and M. Puri, 2020, “On the Rise of Fintechs: Credit Scoring Using Digital Footprints”, *The Review of Financial Studies*, 33(7), pp.2845~2897.
- [56] Bhattacharya S., 1979, “Imperfect Information, Dividend Policy, and ‘the Bird in the Hand’ Fallacy”, *Bell Journal of Economics*, 10, pp.259 - 70.
- [57] Black F., 1976, “The Dividend Puzzle”, *Journal of Portfolio Management*, 2(2), pp.5-8.
- [58] Black F., and M. Scholes, 1974, “The Effect of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns”, *Journal of Financial Economics*, 1(1), pp.1-22.
- [59] Brennan M. J., and A. V. Thakor, 1990, “Shareholder Preferences and Dividend Policy”, *The Journal of Finance*, 45(4), pp.993-1018.
- [60] Brown L., and M. Caylor, 2006, “Corporate Governance and Firm Performance”. *Journal of Account Public Policy*, 25, pp.409-434.

- [61] Brown J. R., N. Liang, and S. Weisbenner, 2007, "Executive Financial Incentives and Pay-out Policy: Firm Responses to the 2003 Dividend Tax Cut", *The Journal of Finance*, 62(4), pp.1935-1965.
- [62] Cerqueiro G., S. Ongena, and K. Roszbach, 2016, "Collateralization, Bank Loan Rates and Monitoring", *The Journal of Finance*, 71(3), pp.1295~1322.
- [63] Dewenter K. L., and V. A. Warther, 1998, "Dividends, Asymmetric Information, and Agency Conflicts: Evidence from a Comparison of the Dividend Policies of Japanese and U.S. Firms", *The Journal of Finance*, 53, pp.879 – 904.
- [64] Dou Y., 2017, "Leaving before Bad Times: Does the Labor Market Penalize Preemptive Director Resignations?", *Journal of Accounting and Economics*, 62(2~3), pp.161-178
- [65] Easterbrook F. H., 1984, "Two Agency-Cost Explanations of Dividends", *The American Economic Review*, 74(4), pp.650-659.
- [66] Goldstein I., C. S. Spatt, and M. Ye, 2021. "Big Data in Finance", *The Review of Financial Studies*, 34(7), pp.3213-3225.
- [67] Huang Y., C. Lin, Z. Sheng, and L. Wei, 2018, "FinTech Credit and Service Quality", Working Paper of the University of Hong Kong.
- [68] Huang Y., L. Zhang, Z. Li, H. Qiu, T. Sun, and X. Wang, 2020, "Fintech Credit Risk Assessment for SMEs: The Case in China", IMF Working Paper 20/193.
- [69] Jensen M.W., 1986, "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeover", *American Economic Review*, 76 (2), pp.323-329.
- [70] Kose J., A. Knyazeva, and D. Knyazeva, 2015, "Governance and payout precommitment", *Journal of Corporate Finance*, 33, pp.101-117.
- [71] Larkin Y., M. T. Leary, and R. Michaely, 2017, "Do Investors Value Dividend Smoothing Stocks Differently?", *Management Science*, 63(12), pp.4114-4136.
- [72] Lafarre A., and C. Van der Elst, 2018, "Blockchain Technology for Corporate Governance and Share-holder Activism", Working Paper.
- [73] La Porta R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, R. Vishny, 2000, "Agency Problems and Dividend Policies Around the World", *The Journal of Finance*, 55, pp.1 – 33.
- [74] Li S., and M. Ye, 2020, "The Share Price That Maximizes Liquidity: A Tale of Two Discreetness", Working Paper.
- [75] Li K, Zhao X. Asymmetric Information and Dividend Policy[J]. *Financial Management*, 2008, 37(4): 673-694.
- [76] Lin M., N. R. Prabhala, and S. Viswanathan, 2013, "Judging Borrowers by the Company They Keep: Friendship Networks and Information Asymmetry in Online Peer-to-Peer Lending", *Management Science*, 59(1), pp.17-35.
- [77] Lintner J., 1956, "Distributions of Incomes of Corporations Among Dividends, Retained Earnings, and Taxes", *The American Economic Review*, 46(2), pp.97-113.
- [78] Miller M. H., and F. Modigliani, 1961, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares", *The Journal of Business*, 34 (4), pp.411-433.
- [79] Miller M. H., 1977, "Debt and Taxes", *The Journal of Finance*, 32(2): pp.261-275.
- [80] Mills K., and B. McCarthy, 2014, "The State of Small Business Lending: Credit Access During the Recovery and How Technology May Change the Game", Harvard Business School Working Papers.
- [81] Myers S.C., and N. S. Majluf, 1984, "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have", *Journal of Financial Economics*, 13(2), pp.187-221.
- [82] Rozeff M. S., 1982, "Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios", *The Journal of Financial Research*, 5(3), pp.249-259.
- [83] Trelewicz J. Q., 2017, "Big Data and Big Money: The Role of Data in the Financial Sector", *IT Professional*, 19(3), pp.8 – 10.
- [84] Trinh Q. D., C. Haddad, and K. T. Tran, 2022, "Financial Reporting Quality and Dividend Policy: New Evidence From an International Level", *International Review of Financial Analysis*, 80, pp.1-17.
- [85] Whited T. M., and G. Wu, 2006, "Financial constraints risk", *The Review of Financial Studies*, 19(2), pp.531–559.

Abstract: FinTech, with the help of various information technologies which deeply integrate with financial business, reduces the friction in financial markets and provides a guarantee for stable cash flow of enterprises. The development of FinTech can not only reduce the marginal cost of bank operations and reduce their lending risks, but also provide customers with convenient and efficient financial services, giving full play to the positive role of digital inclusive finance. Base on this, this paper uses financial data of non-financial industry listed companies in Shanghai and Shenzhen A-shares from 2014-2019 to explore how FinTech uses information technology to influence companies' cash dividend policies and their transmission mechanisms. Innovatively, we use the number of non-financial institution payment service enterprises in each province as a proxy variable for FinTech, and this indicator can portray the overall development of FinTech in the region where the enterprises are located more directly and objectively. The results shows that the development of FinTech can enhance the willingness of enterprises to pay cash dividends and increase the level of cash dividend payments. and the effect is more pronounced in private firms and firms with a higher percentage of fund ownership. The above findings remain robust after controlling for endogeneity issues using instrumental variables. Further, the empirical evidence suggests that the development of FinTech promote cash dividends by increasing their breadth of coverage and depth of usage. The mechanism analysis verifies that FinTech can influence corporate cash dividend payments by “alleviating financing constraints” and “improving corporate governance”. In conclusion, in the context of financial supply-side reform, China should continue to promote the innovation of FinTech by the spatial aggregation effect and technological knowledge spillover effect, and drive the high-quality development of the real economy with innovation. Besides, we need to continue to expand the breadth of coverage as well as the depth of use of financial services, develop innovative financial products and services, and improve the application of financial technology in various financial scenarios to make up for the lack of functions of traditional finance in economically underdeveloped areas and credit resources for small and micro enterprises.

Key words: FinTech; Cash dividends; Information asymmetry; Financing constraints; Corporate governance

附录

附表 1 主要变量相关系数表

	<i>Dum_div</i>	<i>Dividend</i>	<i>DPS</i>	<i>FinTech</i>	<i>LEV</i>	<i>ROA</i>	<i>CF</i>	<i>Growth</i>	<i>Size</i>	<i>Age</i>	<i>Indep</i>	<i>Top1</i>	<i>Magfee</i>	<i>Meeting</i>	<i>GDP_growth</i>	<i>Fin_dev</i>
<i>Dum_div</i>	1															
<i>Dividend</i>	0.434***	1														
<i>DPS</i>	0.417***	0.772***	1													
<i>FinTech</i>	0.041***	0.053***	0.083***	1												
<i>LEV</i>	-0.228***	-0.365***	-0.177***	-0.059***	1											
<i>ROA</i>	0.462***	0.509***	0.458***	-0.026***	-0.360***	1										
<i>CF</i>	0.198***	0.386***	0.340***	0.107***	-0.172***	0.359***	1									
<i>Growth</i>	0.064***	0.024***	0.049***	-0.049***	0.025***	0.208***	0.012*	1								
<i>Size</i>	0.129***	-0.036***	0.170***	0.119***	0.482***	0.009	0.067***	0.023***	1							
<i>Age</i>	-0.118***	-0.103***	-0.067***	-0.127***	0.196***	-0.061***	-0.036***	-0.022***	0.107***	1						
<i>Indep</i>	-0.025***	-0.017***	-0.010	0.061***	-0.004	-0.022***	-0.009	-0.003	0.005	-0.046***	1					
<i>Top1</i>	0.145***	0.142***	0.175***	-0.077***	0.048***	0.133***	0.093***	-0.005	0.212***	-0.048***	0.041***	1				
<i>Magfee</i>	-0.043***	0.077***	-0.003	-0.158***	-0.185***	0.019***	0.081***	-0.017***	-0.387***	-0.033***	0.000	-0.086***	1			
<i>Meeting1</i>	-0.052***	-0.157***	-0.085***	0.030***	0.245***	-0.087***	-0.133***	0.110***	0.240***	0.023***	0.054***	-0.061***	-0.084***	1		
<i>GDP_growth</i>	0.013**	0.006	-0.013**	-0.443***	0.014**	0.054***	-0.056***	0.068***	-0.077***	0.035***	-0.018***	0.033***	0.089***	0.004	1	
<i>Fin_dev</i>	0.059***	0.001	0.028***	0.466***	-0.031***	0.000	0.005	-0.011*	0.113***	-0.056***	0.054***	0.039***	-0.007	0.066***	-0.114***	1