

数字金融助推“一带一路”国家小微企业成长

李 政^{*}

摘 要：本文以各国移动支付平台的推出为准自然实验，基于中国参与通信领域国际公共产品供给的视角，考察数字金融对“一带一路”国家小微企业成长的影响。研究发现，数字金融助推“一带一路”国家小微企业成长水平提升 9.35%，且该效应随中国通信项目援助增加而增强。原因在于中国通信项目援助通过扩大国际公共产品供给，提高了“一带一路”受援国信息基础设施水平，进而通过“质量效应”与“成本效应”增强小微企业技术可及性，弥合数字金融发展中的数字鸿沟。此外，数字金融通过改善融资环境、优化社会信用环境和提升资金配置效率促进小微企业成长，这些机制在受援国更为显著。

关键词：数字金融；企业成长；国际公共产品

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2025.06.05

一、引 言

随着新一轮科技革命兴起，全球数字金融进入快速发展阶段，依靠数字金融缓解企业融资难问题已成为众多国家推进普惠金融发展的重要路径。但与此同时，全球互联网领域使用不平等、发展不平衡问题日益凸显，导致数字鸿沟不断加剧。联合国 2023 年《全球数字契约》指出，数字世界充满鸿沟，并且鸿沟持续扩大。这种现象在以发展中国家为主的“一带一路”范围内更为明显。国际电信联盟数据显示，2021 年全球约 29 亿人从未使用过互联网，其中 96% 聚集于发展中国家。^①从经济学角度看，通信基础设施具有公共产品属性，“搭便车”问题会使市场机制失效，需政府介入以保障供给 (Stiglitz, 2000)。但多数发展中国家受限于税收治理能力薄弱、资源分配不公以及监管效率低下，政府也常陷于公共产品供给不足的困境 (Krueger, 1990)。而欠发达国家技术滞后又进一步加剧国际通信公共产品供给不足，从而限制全球数字金融充分惠及数字弱势群体。^②跨越数字鸿沟是弱势群体获取数字金融红利的前提，无法接入互联网的数字弱势群体会

^{*} 李政，北京大学国家发展研究院、北京大学数字金融研究中心。通信作者及地址：李政，北京市海淀区颐和园路 5 号北京大学国家发展研究院，100871；电话：19218843356；E-mail: lizheng@pku.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金青年项目 (72503010)、中国博士后科学基金面上项目 (2025M773675)、国家社会科学基金重大项目 (20&ZD069) 的资助，感谢匿名审稿专家和主编的宝贵意见，文责自负。

^① 资料来源：International Telecommunication Union, *Measuring Digital Development: Facts and Figures 2021*, Geneva.

^② 在现实中，政府提供的纯公共产品较为稀有，多数属于具有部分排他性的准公共产品 (quasi-public good) (Olson, 1969)，如通信、电网和道路等。提供者可通过收费机制排除边缘消费者，此亦构成弱势群体面临“数字鸿沟”的根源之一 (Buchholz and Sandler, 2021)。

面临被边缘化的风险(Saka et al., 2021; 张一林等, 2021)。若全球通信公共服务供给不足, 数字金融包容性功能将受到限制, 进而削弱其对小微企业经济活动的促进效应, 阻碍全球可持续发展目标的实现。

为缓解市场与政府“双重失灵”引致的供给不足, 学界认为可通过国际发展援助或多边合作等外部机制改善落后国家治理能力, 增加公共产品的有效供给(Ferroni, 2002; Buchholz and Sandler, 2021; 裴长洪, 2014)。中国便是倡导并践行这一理念的重要国家, 开展对外援助 60 多年来, 共向 166 个国家或国际组织提供援助。在通信领域, 中国秉持“共商共建共享”原则, 通过资金、技术、人员等援助, 帮助百余个共建“一带一路”国家建设高速通信网络、跨境陆缆和国际海缆等通信基础设施, 提升了全球数字互联互通水平。中国通信技术外溢的潜在数字金融普惠效应, 是以信息基础设施为代表的中国公共产品^①供给所带来的国际影响。由此引出一个尚未充分研究的重要问题: 中国通信项目援助能否缩小“一带一路”国家数字鸿沟, 进而助力数字金融惠及小微企业成长? 习近平主席多次表示, 中国愿意为国际社会提供更多公共产品。^② 因此, 本文基于国际公共产品供给的视角, 研究数字金融对“一带一路”国家小微企业成长的影响, 并探讨中国通信项目援助在这一影响中发挥何种作用, 具有重要理论和现实意义。

本文以各国移动支付平台的推出作为准自然实验, 采用多期双重差分法研究上述问题。具体而言, 以加入共建“一带一路”倡议的国家为研究样本国, 首先基于移动支付平台数据, 将样本国家按照是否推出移动支付平台划分为处理组与对照组。随后, 将上述样本与 2006—2020 年世界银行企业调查数据、中国官方对外援助通信项目数据等进行匹配, 并依据世界银行分类标准, 聚焦于雇员较少的小微企业。基于此, 本文识别了数字金融对“一带一路”国家小微企业成长的影响及机制, 并估计了中国通信项目援助在其中产生的强化效应, 还进一步考察了中国通信项目援助如何缓解数字金融发展中的数字鸿沟问题。

本文研究发现, 移动支付平台驱动的数字金融服务使“一带一路”国家小微企业的销售增长率提升 9.35%。随着中国通信项目援助的实施, 这一促进效应更为显著。原因在于中国通信项目援助提高了“一带一路”国家信息基础设施水平, 通过“质量效应”和“成本效应”增强小微企业的技术可及性, 缩小了数字金融发展中的数字鸿沟, 从而为小微企业平等获取数字金融服务奠定技术基础。其中, 质量效应是指援助提升了东道国通信基础设施的供给水平、覆盖范围与服务可靠性, 从而提升技术供给质量, 表现为中国通信项目援助显著提升“一带一路”国家 3G、4G 网络覆盖率和安全互联网服务器数量。成本效应是指援助降低了当地企业使用通信服务的经济成本, 进而提升技术可负担能力, 表现为中国通信项目援助显著降低了移动电话使用成本、移动数据及语音使用成本。进一步还发现, 数字金融可以通过改善企业融资环境、优化社会信用环境和提升资金配置效率促进小微企业成长, 且该传导机制在中国实施通信项目援助的“一带一路”国家更加显著。此外, 推动中国优势科技企业提供国际公共产品, 有助于促进“一带一路”国家数字

① 国际公共产品定义为其成本和收益普惠及所有国家、人民和世代的产品(Kaul et al., 2003)。

② 参见 <http://politics.people.com.cn/n1/2016/0903/c1001-28689064.html>, 访问时间: 2022 年 12 月 3 日。

金融包容性发展。

本文主要贡献在于：第一，基于国际视野考察数字金融对“一带一路”国家小微企业成长的影响及机制，从“一带一路”层面为现有数字金融文献体系开拓新的研究维度。既有研究关于数字金融能否惠及小微企业等弱势群体尚存争议(Di Maggio and Yao, 2021; 王修华和赵亚雄, 2020)，且大多局限于单一国家或特定区域的小范围随机试验。与之不同，本文基于124个共建“一带一路”国家调查数据，揭示数字金融通过改善融资环境、优化社会信用环境和提升资金配置效率促进小微企业成长，为缓解现有学术分歧提供了更具一般性的大样本微观证据。此外，既有文献多聚焦数字金融与企业融资约束(Gopal and Schnabl, 2022)、创业创新(谢绚丽等, 2018)、信贷可得性(黄益平和邱晗, 2021)、不平等及增长(李彦龙和沈艳, 2022)的关系，尚未对数字金融如何影响“一带一路”国家企业发展给予充分关注，本研究对该领域做出有益补充。

第二，基于国际公共产品供给的理论视角，提出并佐证中国通信项目援助对“一带一路”国家数字金融影响小微企业成长起到关键支撑作用，拓展了中国参与国际公共产品供给的理论外延。既有文献主要从理论层面探讨国际公共产品供给中的“集体行动困境”和“霸权供给模式”引发的全球治理失灵问题(Kaul et al., 2003; Buchholz and Sandler, 2021; 裴长洪, 2014)，尚缺乏实证研究来诠释中国“共商共建共享”全球治理观在改善国际公共产品分配、促进全球网络空间治理的实际影响。本文以中国通信项目援助为切入点，分析中国在通信领域的国际公共产品供给如何扩大“一带一路”国家信息基础设施包容性、弥合全球数字鸿沟以及形成数字金融红利，回应了公共产品全球治理理论，并以新视角拓展了数字金融与微观企业的相关文献。

第三，揭示中国优势跨国企业在提供国际公共产品中的积极影响，为数字金融合作助力“一带一路”高质量发展提供学理支撑。与西方跨国巨头追求利润最大化动机不同，中国科技企业在政府引导下“走出去”的逻辑是基于战略性、长期性并以共赢为导向(Lee, 2018)。随着共建“一带一路”深入推进，跨国企业等非政府供给主体在国际公共产品供给中的作用愈发重要(裴长洪, 2014)，但相关实证证据明显不足。本研究表明中国科技企业能在“一带一路”国家移动支付平台发展中产生正向技术溢出效应，实质性推动数字金融惠及小微企业。这为推动中国优势科技企业向“一带一路”国家提供优质国际公共产品、扩大数字金融合作及共建高质量“一带一路”提供了有益政策参考。

二、理论分析与研究假说^①

(一) 小微企业成长的金融排斥问题

企业成长是多重因素共同作用的复杂动态过程，其决定因素既包括初始规模、年龄和生产率等内部基础，也涵盖融资支持、产权保护与制度安排等外部环境。在“一带一路”国家，金融市场发展仍不完善，小微企业多依赖自有资金或非正规借贷。但过度依赖非正

^① 附录I提供了事实背景介绍。限于篇幅，附录未在正文列示，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

规借贷一方面会损害借贷者自身利益,另一方面会强化现有企业垄断优势(Hombert and Matray, 2017),抑制小微企业成长。从根本上看,融资约束的根源在于交易成本过高及信息不对称引发的逆向选择与道德风险(林毅夫和李永军,2001)。同时,大中型银行服务目标多元化不足、基层贷款审批权集中及激励机制不完善,加剧了金融体系发展不平衡,导致“一带一路”国家正规金融体系对小微企业的供给不足,削弱其成长潜力。

(二) 数字金融支持小微企业成长的渠道分析

1. 改善企业融资环境

“一带一路”国家数字金融发展为缓解上述问题提供契机。数字金融在服务小微企业方面具有信息甄别优势和边际成本递减优势。移动支付平台变革了贷款信息处理方式(Apeti and Edoh, 2023)。一方面,区别于传统抵押贷款,平台擅长标准化处理企业主特征及交易记录,通过机器学习算法自动化实现批量贷款(黄益平和邱晗,2021),既降低贷款边际成本,亦减少融资障碍。另一方面,与依赖“软信息”或“关系型融资”不同,数字金融通过“软信息硬化”提升借款者信息可验证性并减少不确定性,强化风险管理(Chen et al., 2022)。此外,在法制薄弱的“一带一路”国家,产权保护不足会推高抵押品处置成本;而数字金融通过减轻对抵押担保的过度依赖(Gambacorta et al., 2023),降低抵押物不足小微企业的融资成本,提高信贷市场效率,改善融资环境。

2. 优化社会信用环境

数字金融通过“软信息硬化”替代抵押品,形成“数据抵押”增信机制,缓解信贷市场信息不对称。理论上,借款人需传递信号克服逆向选择与道德风险(林毅夫和李永军,2001),但小微企业常因缺乏合格抵押品而难以传递信用品质。因此,数字金融提升“一带一路”国家小微企业融资可得性的关键在于:一是缓解逆向选择。移动支付平台基于其生态系统形成“数据—网络—活动”闭环(Gambacorta et al., 2023),积累的企业大数据利于信用评估。二是防范道德风险。平台利用多维高频数据实时监控企业行为,可通过切断服务、划扣资金和下调评级等约束机制降低违约风险(Chen et al., 2022)。

“数据抵押”增信机制通过降低信息不对称能优化社会信用环境。鉴于“一带一路”国家社会信任度普遍偏低,数字金融的信用优化作用利于小微企业发展。一是建立声誉资本。大数据信用评分替代传统抵押品,使初创企业能积累长期信用记录,通过声誉效应提升市场信任水平(Diamond, 1989)。二是降低社会网络信任风险。大数据评分可替代依赖“社会网络”的担保贷款,减少单一个体违约对整个关系网络信任的负面冲击。传统模式中社会网络充当抵押品,但关系链首端违约会通过担保链波及整个网络,放大社会不信任(Karlan et al., 2009)。数字金融通过替代部分社会网络借贷促成直接交易,减少中间担保链和债务链,并通过直接监控约束机制弱化违约对整体信任的冲击,从而改善社会信用环境,促进小微企业成长。

3. 改善信贷资源配置

数字金融能提升“一带一路”国家小微企业资源要素获取的平等性,改善信贷市场资金配置效率。发展中国家因金融市场不完善常面临信贷配置效率低下的问题,但移动支

付平台可以缓解此问题。一方面,信息不透明加剧银企信息不对称,推升小微融资成本与效率损失(Midrigan and Xu, 2014)。移动支付平台凭借信息优势与大数据风控降低违约率,有助于推动市场利率下行,减少效率损失。平台建立的企业信用记录纳入征信后将产生正外部性,拓宽合作银行信息获取渠道以矫正资源错配。另一方面,大型银行资本配置效率较低(Huber, 2021),尤其金融危机后信贷刺激计划导致资本逆向流向低生产率企业,扭曲资源配置。数字金融通过改善信贷配置,使高生产率小微企业获得充足信贷,促进生产与创新投入,最终提升总体生产率。综上,本文提出如下假说:

假说1 数字金融对“一带一路”国家的小微企业成长有正向促进作用。

(三) 中国通信领域国际公共产品供给与数字金融支持小微企业成长分析

中国通信项目援助是向“一带一路”国家提供国际公共产品的重要模式。按产品属性划分,中国通信项目援助属于“器物型国际公共产品”(田旭和徐秀军,2021),其特征如下:其一,跨越国界的溢出效应。中国通信项目援助不仅使受援国居民接入全球互联网,还扩大了他们与世界的联系,这种跨国溢出构成国际公共产品的基础特征(Prasad, 2017)。其二,受益范围具有普遍性。中国通信项目援助面向整个“一带一路”区域,受益范围不局限于单一国家,而是惠及区域内所有群体,产生全球性收益。其三,利益共享效应。中国通信项目援助提供跨境光缆、国际海缆等跨国基础设施促进互联互通,一国使用不减少他国受益,具有非竞争性和非排他性(Ferroni, 2002)。

市场失灵理论指出,公共产品的非排他性和非竞争性导致市场供给不足,需政府承担供给责任。但政府干预也会因信息不完全、资源分配不公及行政效率低下导致“政府失灵”。因此,自20世纪80年代,对外援助逐渐扮演代理政府角色,弥补政府公共产品供给不足。多数“一带一路”国家处于中低收入水平,面临通信基建资金匮乏、技术落后等障碍,供给主体能动性不足,导致公共通信服务供给失衡,制约数字金融发展。在此背景下,中国通信项目援助成为推动通信领域国际公共产品供给的重要方式,对扩大“一带一路”国家通信公共网络服务发挥关键作用。

同时,集体行动理论表明国际公共产品供给面临更大挑战。一方面,其跨国性、全球性导致需求广、受益者众,但供给协调复杂;另一方面,部分受益国因成本分摊意愿不足易引发“搭便车”行为。此外,国际公共产品需解决公民、国家及国家集体等多主体的更大偏好异质性,否则易陷入集体行动困境(Chen and Zeckhauser, 2018)。因此,有效供给需克服资金和技术约束,建立合作平台缓解“搭便车”与偏好异质性难题。对此,中国提供开放包容的“一带一路”平台,以领导力促进各国共同参与,并承担部分初始投入降低他国参与门槛,减少“搭便车”行为,缓解集体行动困境(Buchholz and Sandler, 2021)。而且,中国秉持“共商共建共享”原则,注重受援国需求偏好,通过增强合作包容性以减少协调障碍,并携手“一带一路”国家推进信息基础设施建设,缩小全球数字鸿沟,提升世界数字互联互通水平。

随着中国在通信领域国际公共产品供给的增加,“一带一路”国家通信基础设施水平逐渐提升,将扩大小微企业通信技术可及性,降低数字金融服务门槛。一方面,数字金融发展会自发扩大数字鸿沟(张勋等,2021),加剧红利分配差距。但跨越数字鸿沟是小微

企业借助数字金融实现成长的关键前提。中国通信项目援助通过大规模通信设施援建,提升“一带一路”国家互联网资源的可用性与可靠性,从而降低小微企业通信技术获取成本与门槛,提升可负担性,助力缩小数字鸿沟,并为小微企业通过移动支付平台积累数字足迹奠定基础。另一方面,数字金融依赖高效安全的通信网络与技术设施(D'Andrea and Limodio, 2024)。中国通信项目援助通过提供稳定网络与先进技术支持,加速移动支付、网上银行等服务普及。通信设施改善既降低金融服务技术门槛,还增强数字金融服务可得性,为小微企业提供更便捷的融资与交易渠道,从而助力小微企业规模扩张与持续成长。基于上述分析,提出如下假说:

假说 2 中国在“一带一路”国家通信领域的国际公共产品供给,对数字金融助力小微企业成长具有更显著的促进作用。

三、研究数据和识别策略

(一) 数据来源

本文主要数据来源于 2006—2020 年世界银行企业调查(World Bank Enterprise Surveys, WBES)^①。该调查覆盖 154 个国家 860 多个城市的 19 万多家私营企业,涵盖制造业、零售业和其他服务业,提供企业增长、融资、腐败、基础设施、劳动力及经营绩效等营商环境数据。样本选取参考宋科等(2022)的研究,以加入“一带一路”倡议的国家为研究样本。将 WBES 数据与截至 2020 年年底“已同中国签订共建‘一带一路’合作文件的国家”合并得到 124 个国家或地区。^② 按照世界银行分类,研究样本聚焦于雇员规模为 1—19 人的小微企业,时间跨度为 2006—2020 年。

移动支付平台数据来源于全球移动通信系统联盟(GSMA)的移动支付部署追踪数据库(Apeti and Edoh, 2023)。^③ 该数据库包含 2002 年以来全球各国数字金融或通信科技企业推出的移动支付平台名称、发布时间、产品信息与合作银行等信息。

中国对“一带一路”国家通信项目援助数据来源于 AidData 中国官方对外援助项目数据库,该数据库收录 2000—2021 年中国在 165 个国家通信、电力、教育和能源等领域的对外援助项目。其他控制变量等数据来源包括世界发展指标(WDI)、国际货币基金组织金融准入调查(FAS)和国际电信联盟(ITU)。

(二) 变量定义及说明

因变量定义:小微企业成长指标为企业销售额的增长率,以销售额的自然对数差分衡量(王永进等,2017)。^④ 企业成长常用指标还包括雇员规模增长率(Huber, 2021; Fisman et al., 2024)。为此,本文也采用雇员规模增长率作为稳健性检验指标。

① 参见 <https://www.enterprisesurveys.org/en/data>, 访问时间:2022 年 11 月 30 日。

② 研究国家或地区样本见附录 II。

③ 参见 <https://www.gsma.com/mobile-money-metrics/>, 访问时间:2022 年 8 月 5 日。

④ 该计算方法有助于处理数据中可能存在的异方差和偏态分布问题(王永进等,2017)。

自变量定义：参考 Apeti and Edoh(2023)的研究，以各国推出移动支付平台作为准自然实验，数字金融指标为当“一带一路”国家推出移动支付平台之后取值为1，否则为0。移动支付平台服务包括个人转账、商户支付、储蓄信贷、账户提现和汇款等业务。以备受文献关注的移动支付平台 M-PESA 为例，其为个人及小微企业提供零售支付、信贷储蓄和财富管理等金融服务。中国通信项目援助的衡量指标为中国对“一带一路”国家提供的通信项目援建累计数量的自然对数值。^① 此外，还选取每年新增中国通信项目援助数量或金额的自然对数值作为稳健性指标。

控制变量方面，参考 Fisman et al.(2024)的研究，企业层面控制变量包括企业规模、企业年龄、企业主性别、高管工作经验、出口商、外资持股比例10%以上和政府持股比例10%以上；国家层面控制变量包括 GDP 增长率、人力资本水平、金融发展水平、对外贸易水平、通货膨胀率、银行网点数、其他国家通信援助、人口规模和法制水平。附表 A1 和附表 A2 报告变量定义及其描述性统计，经过数据清理并剔除变量缺失较为严重的样本，连续变量进行上下1%缩尾处理后，最终得到45 306个观测值。

(三) 识别策略

为考察数字金融对“一带一路”国家小微企业成长的影响，以各国推出移动支付平台作为准自然实验，构建多期双重差分模型：

$$Growth_{ijct} = \alpha + \beta PostTreat_{ct} + \mathbf{X}'_{ijct}\varphi + \mathbf{Z}'_{ct}\rho + \theta_j + \delta_e + \gamma_t + \epsilon_{ijct}, \quad (1)$$

其中， i 为企业， t 为年份， j 为行业， c 为企业所属国家。 $Growth_{ijct}$ 为小微企业成长，以企业销售额增长率衡量。 $PostTreat_{ct}$ 为数字金融，当“一带一路”国家推出移动支付平台之后取值为1，否则为0。 $\mathbf{X}'_{ijct}$ 和 $\mathbf{Z}'_{ct}$ 分别为企业与国家层面控制变量， θ_j 为行业固定效应， δ_e 为城市固定效应， γ_t 为年份固定效应， ϵ_{ijct} 为误差项。稳健标准误聚类在各国城市层级。 β 含义是数字金融对“一带一路”国家小微企业成长的平均处理效应。

进一步探究中国在“一带一路”国家通信领域的国际公共产品供给，对于数字金融助力小微企业成长的影响。在模型(1)中加入数字金融和中国通信项目援助的交互项，构建如下模型：

$$Growth_{ijct} = \alpha + \beta_1 PostTreat_{ct} + \beta_2 PostTreat_{ct} \times ICT_{ct} + \beta_3 ICT_{ct} + \mathbf{X}'_{ijct}\varphi + \mathbf{Z}'_{ct}\rho + \theta_j + \delta_e + \gamma_t + \epsilon_{ijct}, \quad (2)$$

其中， ICT_{ct} 表示 t 年中国对国家 c 提供的通信项目援助累计数量的自然对数值。 β_2 是本文关注的核心系数，预期其显著为正。

四、实证结果

(一) 基准回归

首先考察数字金融对“一带一路”国家小微企业成长的影响。表1报告了基准模型的估计结果。列(1)显示，数字金融系数显著为正，表明数字金融有助于促进“一带一路”

^① 感谢审稿人对此提出的宝贵建议。

国家小微企业成长,支持本文假说 1。列(2)进一步显示纳入控制变量后的估计结果,数字金融系数为 0.0894,且在 1%水平上显著,说明移动支付平台所带来的数字金融服务使得“一带一路”国家小微企业的销售增长率提高约 9.35%($e^{0.0894}-1$)。

然后估计中国通信领域国际公共产品供给的影响。列(3)显示,数字金融与中国通信项目援助的交互项系数显著为正。列(4)进一步纳入控制变量后,交互项系数为 0.0699,且在 5%水平上显著,说明中国通信项目援助的实施,使得数字金融对“一带一路”国家小微企业成长的促进效应更为明显,验证了本文假说 2。这也意味着中国在通信领域的国际公共产品供给,有助于推进“一带一路”国家数字金融包容性发展。

表 1 数字金融与小微企业成长

	小微企业成长			
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融	0.0792*** (0.0271)	0.0894*** (0.0308)	-0.0067 (0.0428)	-0.0046 (0.0524)
数字金融×中国通信项目援助			0.0602** (0.0306)	0.0699** (0.0355)
中国通信项目援助			-0.0275 (0.0197)	-0.0552* (0.0285)
控制变量	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	45 306	45 306	45 306	45 306
R ²	0.1369	0.1477	0.1376	0.1485

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,括号内为估计系数聚类稳健标准误。下表同。

（二）事前趋势检验

满足平行趋势假设是上文实证结果成立的前提。本文通过事前趋势检验进行评估,以处理前一年为基准期,取 90%置信区间,对整个样本期间进行检验。附图 A1 结果显示,处理前各期系数与基期无显著差异,表明处理组与对照组具有可比性,处理后系数基本显著为正,即未拒绝事前趋势平行的假设。

（三）内生性问题讨论

为克服由遗漏变量和反向因果导致的潜在内生性问题,本文借鉴 Manacorda and Tesei(2020)的研究,选取小微企业所在国家的雷击频率作为数字金融工具变量,雷击频率为该国家每年每平方公里遭受的雷击次数。相关性方面,一是雷击会大幅增加数字基础设施建设成本,如防雷成本占基站安装成本的 15%(Manacorda and Tesei, 2020),技

术采用成本增加会阻碍数字技术扩散,从而限制数字金融发展(D'Andrea and Limodio, 2024)。二是雷击电流会导致信号干扰和损坏,破坏通信网络和数据传输,从而损害数字金融服务的安全性和稳定性,对数字金融发展产生负面影响。外生性方面,雷击作为自然现象具有高度随机性和固有外生性,与误差项无关,能够满足外生性要求。雷击频率主要取决于大气电场强度、地形湿度等地理气候条件,基本不受当地经济社会遗漏变量或小微企业成长的反向影响。此外,鉴于原始雷击频率数据是不随时间变化的恒定常量,因此在具体估计中将雷击频率与全球固定宽带覆盖率增长率(g)交乘,构造具有时变性质的交互项“雷击频率 $\times g$ ”作为工具变量进行估计。各国雷击频率数据源自美国国家航空航天局(NASA)全球水文气象资源中心的 LIS/OTD 0.5 度分辨率全气候学(HR-FC)栅格数据,属于截面数据。^① 本文利用 ArcGIS 提取“一带一路”国家的每年每平方公里雷击频率数据。

附表 A3 列(1)显示工具变量第一阶段结果,雷击频率与数字金融之间在 5% 水平上显著负相关。弱工具变量检验显示,第一阶段 F 值(Cragg-Donald Wald F)为 848.224,大于 10% 偏误下的临界值 16.38,即排除弱工具变量问题。而且,LM 统计量 p 值表明拒绝工具变量不可识别的原假设。进一步关注第二阶段估计结果,列(2)显示数字金融系数在 5% 水平上显著为正,说明数字金融显著促进了小微企业成长。同理,列(3)和列(4)第一阶段工具变量 F 值和 LM 统计量均表明工具变量(雷击频率 $\times g$)与中国通信项目援助的交互项具备有效性;同时,第二阶段交互项系数在 5% 水平上显著为正。综上,工具变量结果证实前文结论可靠。

(四) 稳健性检验^②

1. 同其他国家通信援助的比较分析

为比较不同主体的通信援助效果,选取美国、DAC 国家^③、世界银行、联合国为比较对象。首先,在模型(1)中纳入数字金融与四类主体通信援助的交互项,结果显示,美国、DAC 国家、世界银行及联合国对“一带一路”国家的通信援助均未产生显著正向影响。可能原因在于,以美国为首的西方国家及 DAC 国家常附加政治条件,削弱了援助效果。其次,在模型(2)中纳入上述国家或国际组织通信援助指标作为控制变量。结果表明,数字金融与中国通信项目援助的交互项系数始终显著为正,说明本文结论具有稳健性。

2. 倾向得分匹配

为缓解样本选择性偏差,采用 PSM-DID 进行因果推断。选取各国移动支付平台推出前一年国家层面变量作为匹配变量:GDP 增长率、人力资本水平、金融发展水平、对外贸易水平、通货膨胀率、银行网点数、其他国家通信援助、人口规模、法制水平。参考宋科等(2022),采用核匹配进行逐年 PSM,施加共同支撑限制,选择权重不为空样本估计。最

^① 参见 https://cmr.earthdata.nasa.gov/search/concepts/C1995863244-GHRC_DAAC.html, 访问时间:2022 年 12 月 21 日。

^② 稳健性检验结果见附录 III。

^③ DAC 国家指经济合作与发展组织(Organization for Economic Co-operation and Development, OECD)下属的发展援助委员会(Development Assistance Committee, DAC)成员国,主要由提供官方发展援助的发达国家构成。

终获得匹配样本 8 244 个,包含 13 个处理组国家和 20 个对照组国家,且通过平衡性检验。回归结果显示基本结论不变。

3. 更换因变量

鉴于雇员规模增长率也是衡量企业成长的关键指标(Huber, 2021),利用小微企业雇员规模增长率作为因变量进行检验,所得结论与前文保持不变。

4. 更换自变量

采用国际货币基金组织《金融准入调查》的经标准化后各国移动及网上银行交易价值衡量一国数字金融水平,回归结果证实前文结论稳健。进一步将中国通信项目援助指标分别替换为其金额的自然对数及年度项目数量,结果与前述结论一致。

5. 交互固定效应估计结果

在基准回归中进一步控制行业-年份与城市-行业交互固定效应。前者控制行业进入壁垒等时变不可观测因素;后者控制城市特定产业结构等特有因素,回归结果依然稳健。

6. 缓解异质性处理效应的识别策略

为缓解多期 DID 模型存在的估计偏误,本文参考现有研究,分别估计每个时期每个组别的平均处理效应,再将其加总得到所有受处理企业的平均处理效应。结果表明前文结论受异质性处理效应的影响较低。

7. 企业存活的幸存者偏差讨论

进一步分析数字金融对企业存活的影响。将企业存活定义为持续经营取值为 1,因破产、被收购或消失等终止经营为 0。结果表明,数字金融能降低退出风险,助力小微企业发展。

五、中国通信项目援助的技术可及效应

前文证实,中国通信项目援助支持下,数字金融促进了“一带一路”国家小微企业成长。鉴于技术可及性是企业获取数字金融红利的基础,由此引出问题:中国通信项目援助能否改善“一带一路”通信基础设施、缩小数字鸿沟,并促进其数字金融发展?

(一) 中国通信项目援助促进“一带一路”国家通信基础设施发展

全球通信领域国际公共产品供给不足,导致落后国家小微企业等弱势群体面临数字鸿沟,阻碍数字金融红利被各阶层均等享有。一是供给不足限制网络普及,扩大数字接入鸿沟;二是通信基础设施的有限非排他性特征将无力负担者排斥在外,扩大数字使用鸿沟。为检验中国通信项目援助的技术可及效应,采用国际电信联盟 ICT 发展指数衡量“一带一路”国家通信基建水平。表 2 列(1)结果表明,中国通信项目援助提升了“一带一路”国家通信发展水平。

进一步从技术供给质量和技术可及成本两个维度表征技术可及性,并将中国通信项目援助的影响分为两方面:一是“质量效应”,即中国通信项目援助通过改善东道国通信基础设施的供给水平、覆盖范围与服务可靠性,从而提升技术供给质量。采用 3G 网络覆盖率、4G 网络覆盖率以及安全互联网服务器数量自然对数值衡量 ICT 技术供给质量。

二是“成本效应”,即中国通信项目援助通过引入先进技术降低当地企业使用通信服务的经济成本,进而提升技术可负担能力,释放技术包容性潜力。采用移动电话使用成本、移动数据及语音使用成本衡量用户的 ICT 技术可负担能力。以此验证中国通信项目援助通过“质量效应”和“成本效应”驱动“一带一路”国家技术可及性提升。表 2 列(2)至列(4)结果显示,中国通信项目援助能显著提升“一带一路”国家 3G 网络覆盖率、4G 网络覆盖率和安全互联网服务器数量。列(5)和列(6)显示中国通信项目援助显著降低了移动电话使用成本、移动数据及语音使用成本。

综上,中国在通信领域的国际公共产品供给改善了“一带一路”国家通信基建水平,保障互联网资源的可用性与可靠性。这不仅夯实了数字金融发展基础,也降低了小微企业技术获取门槛、提升其负担能力,助其平等享有数字金融红利。

表 2 中国通信项目援助的技术可及效应

	通信基础设施	质量效应			成本效应	
	ICT 发展水平	3G 网络覆盖率	4G 网络覆盖率	安全互联网服务器数量	移动电话使用成本	移动数据及语音使用成本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
中国通信项目援助	0.1478** (0.0744)	0.1030** (0.0485)	0.0891* (0.0528)	0.4466** (0.1839)	-0.0210** (0.0104)	-0.1342* (0.0681)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1 078	1 152	846	1 325	1 405	351
R ²	0.9782	0.8015	0.7967	0.9559	0.8748	0.9154

(二) 中国通信项目援助缩小“一带一路”国家数字鸿沟

本小节探究中国通信项目援助能否缓解数字金融发展中的数字鸿沟问题。首先,采用一国固定宽带用户数作为数字鸿沟的代理指标,即用户越少,数字鸿沟越大。其次,使用一国入门级纯数据移动宽带成本衡量数字鸿沟,即成本越高,数字鸿沟越大。借鉴张勋等(2021)的研究,通过异质性分析方法按上述指标中位数进行分组检验。表 3 显示,在固定宽带用户数较低、入门级纯数据移动宽带成本较高样本中,交互项系数在 5%水平上显著为正。进一步采用费舍尔组合检验(抽样 500 次)对交互项的组间系数差异进行检验,结果表明两组结果存在显著差异。^① 说明中国通信项目援助能够有效缓解“一带一路”国家数字金融发展中的数字鸿沟问题。可见,在数字鸿沟较大国家,中国通信项目援助通过降低技术获取门槛,扩大数字金融惠及范围,从而推动“一带一路”国家小微企业成长。

^① 费舍尔组合检验(Fisher's permutation test)的经验 p 值计算公式为 $\hat{p} = \# \{d^{S_j} \geq \hat{d}_0\} / K$ 。其中, $\hat{d}_0$ 为实际样本的回归系数差值, d^{S_j} 为全集 S 中第 j 次重抽样得到的系数差值, K 为抽样次数。

表 3 中国通信项目援助、数字鸿沟与小微企业成长

	小微企业成长			
	固定宽带用户数		入门级纯数据移动宽带成本	
	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融	-0.2831** (0.1332)	0.0198 (0.0548)	-0.1309 (0.6163)	-0.2562** (0.1058)
数字金融×中国通信项目援助	0.1633** (0.0682)	-0.0268 (0.0414)	0.1753 (0.3364)	0.1192** (0.0575)
中国通信项目援助	-0.2045** (0.0792)	0.0604** (0.0300)	-0.7813* (0.4069)	-0.0478 (0.0408)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	19 962	25 344	12 053	13 478
R ²	0.1868	0.1558	0.1841	0.1163
组间差异 <i>p</i> 值	0.000***		0.098*	

（三）中国通信项目援助推动“一带一路”国家数字金融发展

进一步考察中国通信项目援助能否促进“一带一路”国家数字金融发展。本文采用各国手机和网上银行交易额的自然对数值,以及移动支付账户数的自然对数值作为数字金融的代理指标,数据源于国际货币基金组织金融准入调查。表 4 显示,中国通信项目援助显著促进了“一带一路”国家数字金融发展。这意味着中国在通信领域的国际公共产品供给通过改善公共网络服务,扩大了小微企业获取数字金融服务的机会。

表 4 中国通信项目援助对“一带一路”国家数字金融发展的影响

	手机和网上银行交易额	移动支付账户数
	(1)	(2)
中国通信项目援助	1.7366** (0.7189)	0.7598*** (0.2658)
控制变量	是	是
国家固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	1 836	1 836
R ²	0.6309	0.6439

六、进一步分析

(一) 作用渠道分析

1. 改善企业融资环境

基于企业调查数据,将“企业能否从金融机构获得信用额度或贷款?”回答“是”为融资环境良好,赋值为1,“否”则融资环境不利,赋值为0。表5列(1)显示,数字金融优化了“一带一路”国家小微企业融资环境。列(2)数字金融与中国通信项目援助交互项显著为正,即融资环境优化作用随中国通信项目援助增加而增强。表明中国向“一带一路”国家通信领域提供国际公共产品,有助于数字金融为小微企业营造优良融资环境,激发其成长潜力。

表5 中国通信项目援助、数字金融与小微企业融资环境

	小微企业融资环境	
	(1)	(2)
数字金融	0.0575*** (0.0204)	0.0276 (0.0344)
数字金融×中国通信项目援助		0.0311* (0.0178)
中国通信项目援助		-0.0701*** (0.0181)
控制变量	是	是
城市固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
样本量	45 306	45 306
R ²	0.1779	0.1787

2. 优化社会信用环境

(1) 缓解信息不对称。首先,利用各国“信用信息深度指数”衡量信息不对称,值越大信息越透明。表6列(1)显示,数字金融能显著缓解市场信息不对称。列(2)交互项系数在5%水平上显著为正,说明中国通信项目援助条件下数字金融能更有效地减少“一带一路”国家信贷市场信息不对称。其次,采用世界价值观调查指标衡量社会信任:“你是否认为大多数人值得信任,或者需要格外小心?”。回答“大多数人可以信任”取值为1,回答“需要非常小心”则取值为0。一般而言,高信任度社会更易形成良好的市场秩序与信用环境。列(3)和列(4)中,数字金融及其与中国通信项目援助的交互项均在1%水平上显著为正,即数字金融改善了“一带一路”国家社会信用环境,且这种影响随着中国通信项目援助增加而增强。

表 6 中国通信项目援助、数字金融与社会信用环境

	缓解信息不对称		社会信用环境	
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字金融	0.1064** (0.0515)	-0.0618 (0.1008)	0.1702*** (0.0415)	0.1697*** (0.0364)
数字金融×中国通信项目援助		0.1387** (0.0691)		0.0344*** (0.0100)
中国通信项目援助		0.0505 (0.0875)		0.0028 (0.0143)
控制变量	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	913	913	67 110	67 110
R ²	0.8394	0.8410	0.0662	0.0663

注：列(3)和列(4)个体层面控制变量包括性别、年龄、受教育程度、工作状况以及收入水平，国家层面控制变量与模型(1)保持一致。

(2)“数据抵押”增信机制。数字金融以大数据信用评分替代抵押品，理论上应更惠及抵押能力不足的小微企业。首先，以企业有形资产(土地、建筑物等)衡量其抵押能力(Hombert and Matray, 2017)，并按中位数分组。附录Ⅳ表明，数字金融对抵押能力较低的小微企业成长促进作用更强，且该效应随着中国通信项目援助的实施而增强。其次，过度依赖“软信息硬化”可能边缘化数字足迹稀少的小微企业。基于企业调查数据的七项数字化应用指标，采用主成分分析法计算企业数字化水平，按中位数分组。附录Ⅳ表Ⅳ1证实，数字金融对低抵押能力企业的促进效应在数字化高组更明显，且中国通信项目援助提升了数据抵押作用。这意味着大数据替代抵押品的作用依赖企业数字化程度，即数据禀赋较高企业更易获贷。因此，中国向“一带一路”国家提供通信类国际公共产品，将提升小微企业数字化水平、拓展数据维度，从而增强数字金融供给规模和效能。

3. 改善信贷资源配置

为探究数字金融能否提升信贷配置效率，本文以小微企业所属城市-行业内企业间TFP分布标准差衡量资源配置效率，其值越大，资源错配程度越高。附表A4显示，数字金融能显著降低资源错配程度并改善资源配置效率，且该效应随中国通信项目援助而增强。这意味着在中国通信类国际公共产品供给下，数字金融促使高生产率“一带一路”国家小微企业获得更多成长机会，助力其平等享有金融资源。

(二) 推动中国优势企业参与国际公共产品供给

跨国企业等非政府供给主体在国际公共产品供给中作用日益重要(裴长洪, 2014)。区别于西方企业追求利润最大化动机，中国企业在政府引导下“走出去”更具战略性、长期性及共赢导向(Lee, 2018)。为此，进一步考察中国科技企业的金融科技支持对“一带

一路”国家数字金融发展的技术贡献。将中国金融科技支持变量定义为当“一带一路”国家移动支付平台的技术合作伙伴为中国科技企业时取值为1,否则为0。附录V表明,中国金融科技支持能显著增强数字金融对小微企业的促进作用,且这一作用在中国通信项目援助的支撑下更为明显。这意味着在全球经济治理领域,中国可采取“政府引领+企业主导”模式,推动优势科技企业提供优质国际公共产品。

七、政策含义

本文结论对于推进“一带一路”数字金融合作与治理有明确政策含义:其一,“一带一路”国家须持续推进数字金融发展,充分发挥数字技术在包容性金融体系构建中的优势。各国应积极建设数字金融制度体系,发挥智能设备、移动互联网等可及性强的公共数字设施在普惠金融体系构建中的技术优势,提升数字金融在基础设施薄弱地区的服务效能,使金融更好地惠及小微企业,助力增长复苏。其二,中国应积极参与全球通信领域国际公共产品供给,推动中国通信技术弥合全球数字鸿沟。应发挥中国通信项目援助在缩小“一带一路”国家技术采用差距、弥合数字鸿沟方面的关键作用。通过为“一带一路”国家供给通信类国际公共产品,提升全球信息基础设施包容性,为数字禀赋较低的小微企业参与“数字丝路”注入新动力。其三,中国可采取政府引领和企业主导相结合的模式,推动中国优势企业参与国际公共产品供给。在政府引导下,发挥中国通信跨国企业的全球资源配置优势,参与全球网络空间治理规则协商与制定,增强中国在数字经济金融领域的竞争力,缓解全球通信发展不平衡与公共产品供给不足问题,从而改善全球网络空间治理。

参考文献

- [1] Apeti, A. E., and E. D. Edoh, “Tax Revenue and Mobile Money in Developing Countries”, *Journal of Development Economics*, 2023, 161, 103014.
- [2] Buchholz, W., and T. Sandler, “Global Public Goods: A Survey”, *Journal of Economic Literature*, 2021, 59(2), 488-545.
- [3] Chen, C., and R. Zeckhauser, “Collective Action in an Asymmetric World”, *Journal of Public Economics*, 2018, 158, 103-112.
- [4] Chen, T., Y. Huang, C. Lin, and Z. Sheng, “Finance and Firm Volatility: Evidence from Small Business Lending in China”, *Management Science*, 2022, 68(3), 2226-2249.
- [5] D’Andrea, A., and N. Limodio, “High-Speed Internet, Financial Technology, and Banking”, *Management Science*, 2024, 70(2), 773-798.
- [6] Di Maggio, M., and V. Yao, “Fintech Borrowers: Lax Screening or Cream-Skimming?”, *Review of Financial Studies*, 2021, 34(10), 4565-4618.
- [7] Diamond, D. W., “Reputation Acquisition in Debt Markets”, *Journal of Political Economy*, 1989, 97(4), 828-862.
- [8] Ferroni, M., “Regional Public Goods in Official Development Assistance”, In: Ferroni, M., and A. MODY, (eds.), *International Public Goods: Incentives, Measurement, and Financing*. Washington, DC: World Bank, 2002, 157-186.
- [9] Fisman, R., S. Guriev, C. Ioramashvili, and A. Plekhanov, “Corruption and Firm Growth: Evidence from

- Around the World”, *Economic Journal*, 2024, 134(660), 1494-1516.
- [10] Gambacorta, L., Y. Huang, Z. Li, H. Qiu, and S. Chen, “Data vs Collateral”, *Review of Finance*, 2023, 27(2), 369-398.
- [11] Gopal, M., and P. Schnabl, “The Rise of Finance Companies and Fintech Lenders in Small Business Lending”, *Review of Financial Studies*, 2022, 35(11), 4859-4901.
- [12] Hombert, J., and A. Matray, “The Real Effects of Lending Relationships on Innovative Firms and Inventor Mobility”, *Review of Financial Studies*, 2017, 30(7), 2413-2445.
- [13] 黄益平、邱晗, “大科技信贷: 一个新的信用风险管理框架”, 《管理世界》, 2021 年第 2 期, 第 12—21 页。
- [14] Huber, K., “Are Bigger Banks Better? Firm-level Evidence from Germany”, *Journal of Political Economy*, 2021, 129(7), 2023-2066.
- [15] Karlan, D., M. Mobius, T. Rosenblat, and A. Szeidl, “Trust and Social Collateral”, *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(3), 1307-1361.
- [16] Kaul, I., P. Conceição, K. Le Goulven, and R. U. Mendoza, *Providing Global Public Goods: Managing Globalization*. Oxford: Oxford University Press, 2003.
- [17] Krueger, A. O., “Government Failures in Development”, *Journal of Economic Perspectives*, 1990, 4(3), 9-23.
- [18] Lee, C. K., *Specter of Global China: Politics, Labor, and Foreign Investment in Africa*. Chicago: University of Chicago Press, 2018.
- [19] 李彦龙、沈艳, “数字普惠金融与区域经济不平衡”, 《经济学》(季刊), 2022 年第 5 期, 第 1805—1828 页。
- [20] 林毅夫、李永军, “中小金融机构发展与中小企业融资”, 《经济研究》, 2001 年第 1 期, 第 10—18 页。
- [21] Manacorda, M., and A. Tesei, “Liberation Technology: Mobile Phones and Political Mobilization in Africa”, *Econometrica*, 2020, 88(2), 533-567.
- [22] Midrigan, V., and D. Y. Xu, “Finance and Misallocation: Evidence from Plant-level Data”, *American Economic Review*, 2014, 104(2), 422-458.
- [23] Olson, M., “The Principle of ‘Fiscal Equivalence’: The Division of Responsibilities among Different Levels of Government”, *American Economic Review*, 1969, 59(2), 479-487.
- [24] 裴长洪, “全球经济治理、公共品与中国扩大开放”, 《经济研究》, 2014 年第 3 期, 第 4—19 页。
- [25] Prasad, J., “Connectivity and Infrastructure as 21st-Century Regional Public Goods”, In: Estevadeordal, A., and L. GOODMAN(eds.), *21st Century Cooperation: Regional Public Goods, Global Governance, and Sustainable Development*. London: Routledge, 2017, 137-157.
- [26] Saka, O., B. Eichengreen, and C. G. Aksoy, “Epidemic Exposure, Fintech Adoption, and the Digital Divide”, *NBER Working Paper No. 29448*, 2021.
- [27] 宋科、侯津柠、夏乐、朱斯迪, “‘一带一路’倡议与人民币国际化——来自人民币真实交易数据的经验证据”, 《管理世界》, 2022 年第 9 期, 第 49—67 页。
- [28] Stiglitz, J. E., *Economics of the Public Sector* (3rd Edition). New York: W. W. Norton & Company, 2000.
- [29] 田旭、徐秀军, “全球公共产品赤字及中国应对实践”, 《世界经济与政治》, 2021 年第 9 期, 第 128—154 页。
- [30] 王修华、赵亚雄, “数字金融发展是否存在马太效应? ——贫困户与非贫困户的经验比较”, 《金融研究》, 2020 年第 7 期, 第 114—133 页。
- [31] 王永进、盛丹、李坤望, “中国企业成长中的规模分布——基于大企业的研究”, 《中国社会科学》, 2017 年第 3 期, 第 26—47 页。
- [32] 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰, “数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据”, 《经济学》(季刊), 2018 年第 4 期, 第 1557—1580 页。
- [33] 张勋、万广华、吴海涛, “缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展”, 《中国社会科学》, 2021 年第 8 期, 第 35—51 页。
- [34] 张一林、郁芸君、陈珠明, “人工智能、中小企业融资与银行数字化转型”, 《中国工业经济》, 2021 年第 12 期, 第 69—87 页。

Digital Finance Facilitates SMEs Growth in the Belt and Road Countries

LI Zheng*

(Peking University)

Abstract: Using the staggered introduction of national mobile-payment platforms as a quasi-natural experiment, we examine how digital finance affects the growth of small and micro enterprises (SMEs) in the Belt and Road countries through the lens of China's provision of communication-sector international public goods. We find that digital finance boosts SMEs growth by 9.35%, with the effect intensifying alongside the scale of Chinese communication-aid projects. This amplification arises because Chinese assistance expands the supply of international public goods, upgrades information infrastructure in recipient countries, and—via both “quality” and “cost” effects—enhances SMEs' technological accessibility, thereby narrowing the digital divide in digital finance development. Mechanism tests reveal that digital finance promotes SMEs growth by easing financing constraints, improving the social credit environment, and raising capital-allocation efficiency, with these channels especially salient in aid-recipient nations.

Keywords: digital finance; firm growth; international public goods

JEL Classification: F35, G21, H87

* Corresponding Author; LI Zheng, National School of Development, Institute of Digital Finance, Peking University, Haidian District, Beijing 100871, China; Tel: 86-19218843356; E-mail: lizheng@pku.edu.cn.