

智慧城市建设和企业债务融资成本

陶云清¹ 李琼琼² 孙楠³

(1.北京大学 国家发展研究院/数字金融研究中心,北京 100871;
2.浙江大学 经济学院,浙江 杭州 310058; 3.暨南大学 经济学院,广东 广州 510632)

摘要:国家智慧城市建设和推动城市数字经济和数字技术发展的重要举措。本文将智慧城市试点设立视为一项准自然实验,系统考察了智慧城市建设和企业债务融资成本的影响。双重差分估计结果显示,企业所在地成为智慧城市之后,其债务融资成本显著下降,即智慧城市建设和企业债务融资成本。作用机制证实,智慧城市建设和企业债务融资成本,进而降低了企业债务融资成本。进一步研究发现,智慧城市建设和企业债务融资成本的抑制作用在不同类型企业中具有差异性,具体表现为在抵押品较少、数字化程度较低的企业中更为明显。本文结论不仅为智慧城市建设的积极效果提供了经验证据,而且对于如何有效缓解企业融资难、融资贵问题具有一定参考价值。

关键词:智慧城市;数字化转型;融资成本;信息不对称;经营绩效

中图分类号:F213 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2023)03-0123-13

一、引言

当前我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,经济增速有所放缓,尤其是在新冠肺炎疫情、贸易摩擦等外部不确定性的冲击下,经济下行压力进一步增大。在此背景下,数字经济却彰显出了强大的韧性,对国民经济发挥着重要的支持作用^[1]。《中国数字经济发展白皮书(2021)》报告指出,2020年中国数字经济规模达到39.2万亿元,占GDP的比重为38.6%,并且2017—2020年间中国数字经济规模年均增长率超过12.9%。基于此,党的十九届五中全会明确提出要“发展数字经济,推进数字产业化和产业数字化,推动数字技术和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群”。大力发展数字经济、推动数字技术和实体经济深度融合已然成为政府部门现阶段的工作重点之一。

2012年,中央政府发布了《关于开展国家智慧城市试点工作的通知》,明确指出通过积极开展智慧城市建设和提升城市管理能力和服务水平,促进产业转型升级发展的目标。智慧城市建设的初衷在于探

收稿日期:2023-03-08

基金项目:北京大学数字金融研究中心课题“经济不确定性背景下数字金融提升中小企业韧性的机制研究”;国家自然科学基金重大项目“创新驱动发展战略下全面塑造发展新优势的路径研究”(21ZDA010)

作者简介:陶云清(1994—),男,湖北武穴人,北京大学国家发展研究院/数字金融研究中心博士后;
李琼琼(1997—),女,安徽滁州人,浙江大学经济学院博士生,本文通讯作者;
孙楠(1994—),男,江西九江人,暨南大学经济学院博士生。

索出一套完备的政策、组织和资金保障体系,来推动城市信息化基础设施建设,通过集中发挥云计算、大数据、区块链、人工智能和物联网等数字技术的力量,加速数字技术与生产生活不断融合,让智慧城市成为数字经济的发展载体。作为一项重要的国家发展战略,智慧城市无疑能够推动城市信息化水平的建设^[2],改善企业外部信息环境。那么这一外部信息环境的改变对企业的经营行为会产生怎样的影响?针对这一问题,学者们从企业数字化转型^[3]、全要素生产率^[2]、FDI 进入^[4]等方面展开了讨论,但是尚未有文章涉及智慧城市建设与企业债务融资成本的关系。事实上,由于我国信贷市场建设尚不完善,“融资难、融资贵”一直是困扰企业持续发展的一大难题。根据企业信贷理论可知,信息不对称引致的企业与金融机构之间的道德风险问题以及企业经营效率低下,是银行等金融机构不愿提供贷款或者提高贷款利率以降低债务风险的主要原因^{[5][6]}。那么企业所在地开展智慧城市建设后,数据信息集成与传递效率的提高是否会对企业债务融资产生影响?厘清这一问题具有重要的理论意义和现实意义。

从理论上来说,一方面,智慧城市建设能够提高企业的经营信息透明度,减少信息不对称,从而降低企业的债务融资成本。智慧城市系统中的企业借助大数据、互联网技术可将外部海量、非标准化、非结构化的数据编码为结构化、标准化信息,信息的可利用度得以提升^[7],这有利于企业向外部投资者披露有价值的信息,缓解企业和外部投资者之间的信息不对称,进而降低企业债务融资成本。另一方面,智慧城市建设还能够提升企业经营绩效,从而向外界释放积极的投资信号,降低企业债务融资水平。智慧城市建设有利于企业进行数字化转型^[3],并通过助推企业在运营管理、市场营销、生产等环节的转型升级,提高企业竞争优势和经营绩效,增强企业的债务履约能力,这降低了金融机构对其债务违约的风险溢价水平,最终降低企业债务融资成本。结合上述分析,本文认为智慧城市建设能够降低企业债务融资成本。

为验证上述理论推断,本文将智慧城市建设视为准自然实验,采用 2010—2017 年非金融类上市公司数据系统考察其对企业债务融资成本的影响。具体而言,按照上市公司所在城市是否被纳入智慧城市建设名单,设定实验组和控制组,进而采用双重差分方法进行因果关系识别。实证结果显示,智慧城市建设显著降低了企业债务融资成本,且该效应对于抵押品较少、数字化程度较低的企业更为明显。机制检验表明,智慧城市建设促使企业的信息透明度和经营绩效提高,进而降低了企业债务融资成本。本文核心结论通过了平行趋势检验、调整研究样本、替换核心指标度量方式等一系列稳健性测试,而且与利率市场化改革、民营银行设立、地方债管理体制等其他同时期政策冲击无关。

与以往文献相比,本文的边际贡献主要体现于两个方面:第一,本文为后续探讨数字技术的相关文献提供了新的研究视角。目前较多研究基于微观层面以企业内部的数字化转型为研究视角,直接采用企业年报中的数字化转型文本识别数据,讨论数字技术发展的经济效应^{[7][8]}。然而,内生性问题致使回归结果难以较好地揭示数字技术发展与企业经济行为的因果关系。同时,文本识别数据也无法有效排除企业夸大披露数字化转型信息的情况^[9]。不同于以往文献,本文将智慧城市设立作为准自然实验,运用双重差分方法考察企业外部数字技术环境变化对企业债务融资成本的影响,这不仅能够克服计量模型潜在的内生性问题,而且有效地避免了企业夸大披露的情况,为后续相关研究提供了新视角和新思路。

第二,本文从债务融资成本的角度考察了智慧城市建设对微观企业的影响,这一工作有助于拓展数字经济资金配置效应的相关研究。既有文献对智慧城市在环境改善、绿色技术创新、外资进入等方面的积极效应进行了较多讨论和验证^{[10][11][4]},但是对企业融资层面的影响尚未给予足够关注。此外,尽管有文献考察了数字金融对企业融资的影响^[12],但不同于现有文献从数字金融视角分析金融供给侧改革对企业融资行为的作用,本文则聚焦于由智慧城市建设所带来的资金需求侧主体的行为变化对债务融资的影响及背后的传导机制,对现有文献进行了补充。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

智慧城市是以大数据、云计算、人工智能和区块链等新一代信息通信技术为依托,通过促进信息技术应用和城市经济社会发展深度融合,实现城市智慧化管理和运行的重要模式。在 21 世纪初,欧美日韩等发达国家为了提高城市竞争力和打造宜居环境便先后提出智慧城市发展战略,我国于 2010 年开始对智慧城市进行探索。2012 年 12 月中央政府发布《开展国家智慧城市试点工作的通知》,并印发《国家智慧城市试点暂行管理办法》和《国家智慧城市(区、镇)试点指标体系(试行)》。随后,住建部公布了首批 90 个智慧城市试点,涉及 37 个地级市、50 个区(县)和 3 个镇。2013 年 8 月,第二批智慧城市试点名单公布,共有 103 个城市(区、县、镇)入选。2014 年 4 月,住建部公布了第三批智慧城市新增试点 84 个,三批智慧城市试点共接近 300 个。智慧城市建设极大地驱动了城市数字经济和数字技术的发展,并加速了企业数字化转型,为研究数字技术发展的经济效应提供了新的视角。具体来看,智慧城市设立能够从三个方面推动实体企业和数字技术融合发展:

首先,智慧城市启动的信息基础设施建设加速了数字技术在城市和企业层面的应用。2014 年印发的《国家新型城镇化规划(2014—2020 年)》强调“智慧城市建设要强化信息网络、数据中心等信息基础设施建设”,实现“信息网络宽带化、规划管理信息化、基础设施智能化、公共服务便捷化、产业发展现代化”。诚然,信息基础建设的完善降低了企业应用数字技术的成本,为企业数字化转型提供了外部环境支持。其次,智慧城市政策支持带动了数字产业投资,提高了企业数字技术要素投入。智慧城市的建设涉及物流、制造、社区、政务、交通和生态等方方面面的场景,对数字技术的高需求带动了信息服务、软件、设计和芯片等产业的发展,鼓励企业增加对数字技术的研发和投入。最后,智慧城市所建立的信息网络打破了传统的要素连接方式,增加了信息的交互程度,倒逼企业做出数字化转型。智慧城市借助云服务等工具打造统一的数据库共享平台,促进了产业内以及产业间的数据信息流动,从而优化生产要素的流通,若企业没有进行数字化转型便会受到数据孤岛的困扰。因此,智慧城市建设会激励企业在生产经营过程中采用数字化技术。

智慧城市试点政策是中央以正式文件推行的,其初衷在于完善信息化基础设施建设,发挥云计算、大数据、区块链、人工智能和物联网等数字技术的力量,加速数字技术与经济活动的深度融合。该政策自 2012 年发布后得到了众多城市的积极响应,上海、杭州、南京、烟台和南通等试点地区相继出台了智慧城市建设方案,从产业规划、技术支持、资金倾斜等多方面来大力推动本地数字化,发展数字经济。由此可见,数字化已成为各地政府打造智慧城市的主要着力点和落脚点。换言之,智慧城市是数字经济的载体和具象化表达。事实上,在具体的实证研究中,学界亦将智慧城市试点政策视为数字技术应用或数字化发展的度量变量^{[10][11]}。因此,智慧城市建设试点政策为研究数字技术发展的经济效应提供了良好的准自然实验环境,其渐进式的推进过程意味着可以通过构建双重差分模型来识别智慧城市建设与企业债务融资成本的因果关系。

(二)理论分析

通过对智慧城市政策背景的梳理,本文认为智慧城市建设有助于加速数字技术与企业生产经营活动的有效融合,加速企业的数字化转型,并主要通过缓解信息不对称和提高经营绩效两条路径对企业的债务融资成本发挥作用。

第一,智慧城市建设能够提高企业的经营信息透明度,减少企业与外部投资者之间的信息不对称,有助于降低企业的债务融资成本。智慧城市中的信息化系统和架构,有助于改善公司治理水平,提高企业面向利益相关者的信息透明度,降低债权人因道德风险问题对企业风险溢价的补偿要求。一方面,企业可以借助数字技术处理内外部海量、非标准化、非结构化数据,将其编码为结构化、标准化信息,提升了信息的可利用度^[7]。丰富、高效的经营信息不仅可以用于企业生产决策,还允许企业向外部投资者披露有价值的信息,降低企业和投资者之间的信息不对称^[13]。另一方面,基于大数据

和物联网的实时更新功能,企业可以实现生产或经营过程的透明化^[14],方便投资者和贷款人获得一手的数据信息,缓解项目粗放管理问题的同时也加大了项目造假的难度,减少各层管理者的机会主义行为。

信息透明度是影响企业债务融资成本的重要因素,已有文献也证实较高的信息披露质量能够缓解企业融资约束^[15]。若掌握了更加充分的内部信息,金融机构等外部投资者能够清楚地了解企业信贷需求和动机,从而对企业资金偿还状况形成稳定预期,愿意以更低的利率为企业提供贷款。因此,信息披露质量高的企业债务融资成本相对更低^[16]。比如,基于供应链金融的角度,龚强等研究发现,供应链结合区块链技术可以提供更接近企业真实情况的相关数据信息,促使银行为供应链上的企业提供可及性高、成本低廉的融资服务^[17]。因此,当企业外部信息化水平提高后,通过使用数字科技对内部信息进行有效收集、整合、处理和传递等来提高信息披露质量,企业能够缓解信息不对称对企业信贷融资的限制,从而促使企业能以更低的成本获得债务融资。

第二,智慧城市建设带来的数字化转型还能够提升企业的经营绩效,向外界释放积极的投资信号,从而降低企业的债务融资成本。首先,数字技术改变了企业运作方式、组织协调机制^[18]。随着数字技术在企业运营中的推广应用,企业势必要对内部的各项职能活动做出适应性调整,使得企业组织结构趋于网络化、扁平化^[19],以加快资源的交互整合以及对市场需求即时响应。通过优化需求预测、产品设计、定价与库存管理、供应链管理等环节,数字技术能够提升企业的运营效率^[20]。其次,数字技术的完善拓宽了企业信息收集渠道,减少了企业在要素市场和产品市场中的搜寻成本和交流成本^[21]。数字化转型后的企业推行数字化采购,使得采购效率得以提高,减少了企业生产成本支出^[9]。同时,基于互联网平台的直播带货、短视频营销等增加了企业与消费者之间的交流机会,帮助企业更好地了解用户需求,方便企业实施精准营销,从而降低了销售费用^[22]。最后,数据作为生产要素之一,包含了优化企业投入产出的重要信息,能够激活资本、劳动和技术等要素的潜能,从而对其他生产要素的生产效率具有倍增作用。因而数字化转型还改变了生产环节,提高了企业的生产效率^[23]。概言之,在智慧城市建设的推动下,企业组织结构、营销模式、生产模式会出现不同程度的数字化转型升级,这大大促进其竞争优势和经营绩效的提高。

企业的经营状况是金融机构决定放贷规模以及贷款利率的主要依据之一^[24]。既有研究表明,经营状况较好的企业,其偿债能力往往更强、破产以及出现贷款违约问题的概率更低,向外界传递出健康的财务信号和稳定的盈利预期,因而银行等金融机构愿意以更低的贷款利率给这类企业提供资金^[25]。而通过优化组织架构和运营管理、削减生产成本以及提高要素生产效率,数字化转型能够显著改善企业的经营业绩,提高企业的债务履约能力,进而降低金融机构对其债务违约的风险溢价水平,最终表现为企业债务融资成本降低。

综上所述,依托智慧城市的信息基建和大数据系统,企业能够及时向银行传递高质量的信息,降低了银企之间的信息不对称,同时数字化转型所带来的经营绩效提升,降低了企业贷款违约概率,也向外界释放出一种良好的投资信号。因此,本文提出以下假设:

假设 H1:智慧城市建设通过提高企业的信息透明度和经营绩效,进而降低债务融资成本。

三、研究设计

(一) 计量模型

由制度背景可知,智慧城市建设过程是分批试点、逐步推进的,这一特征使其具备了准自然实验的性质。基于此,本文充分利用各地在推行智慧城市建设时时间与空间上的不同步,利用双重差分法考察智慧城市建设对企业债务融资成本的影响。具体的计量模型构建如下:

$$Debtcost_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Smart_{it} + \sum_j \alpha_j X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*代表企业,下标*t*代表时间;被解释变量 *Debtcost* 为企业债务融资成本,解释变量 *Smart* 表示智慧城市建设的虚拟变量。*X* 代表一系列企业层面的控制变量集,具体包括企业年龄、

资产规模、企业流动性、企业成长性、董事会规模、独立董事占比、股权集中度和高管持股比例。此外，为控制不可观测的企业个体特征和宏观经济环境变化对企业融资成本的影响，我们分别控制了企业个体固定效应 μ_i 、时间固定效应 γ_t 。 ϵ_{it} 是随机扰动项，表示其他综合因素对企业债务融资成本的影响。特别地，为弱化异方差和序列相关等问题对本文参数估计造成的影响，我们进一步对估计系数的标准误在企业层面进行聚类调整。估计系数 β_1 是我们关注的重点，其反映了智慧城市建设对企业债务融资成本的影响，若 β_1 显著为负，则表明智慧城市建设有助于降低企业债务融资成本。

(二) 变量定义及说明

结合既有研究，我们对本文涉及的变量进行界定。首先，本文的被解释变量为企业债务融资成本 Debtcost，与既有文献的度量方式一致^[26]，我们采用利息支出与企业总负债的比值来度量^①。借鉴潘越等的做法^[27]，我们还采用财务费用与企业总负债的比值作为企业债务融资成本的另一度量指标，进行稳健性检验。其次，本文的解释变量是智慧城市建设的虚拟变量 Smart，如果上市公司*i*所在城市在第*t*年被纳入智慧城市建设名单，则将 Smart 赋值为 1；否则，赋值为 0。该变量包含空间和时间两个维度的影响要素。换言之，本文的核心解释变量 Smart 相当于单期 DID 中的交互项。需要特别说明的是，与既有文献处理方法一致^[28]，将当年上半年设立的智慧城市记为当年设立，将下半年设立的智慧城市记为下一年设立。

参考已有研究^{[29][30]}，本文对所有控制变量进行如下界定：(1)企业年龄 Age，用企业成立年限衡量；(2)资产规模 Size，为企业总资产的自然对数；(3)企业流动性 Liquidity，以企业流动资产与流动负债的比率衡量；(4)企业成长性 Growth，用当年营业收入增量与去年营业收入的比值衡量；(5)董事会规模 Board，用董事会人数度量；(6)独立董事占比 Oside，用独立董事占董事会总人数比重衡量；(7)股权集中度 Top1，用第一大股东持股比重衡量；(8)高管持股比例 Mshare，用高管持股数占总股数比重衡量。

(三) 数据来源与变量描述性统计

本文选用中国沪深 A 股上市企业作为研究样本，第一批智慧城市建设在 2012 年启动，而第三批智慧城市建设于 2014 年开始试点，因而选取 2010—2017 年作为研究窗口。如此处理，既可以保证政策冲击前后具有足够的观测值，又不会因时间跨度过长而引入过多的政策混淆效应。我们对初始样本进行如下处理：(1)剔除银行、证券、保险类公司以及 ST、PT 类公司；(2)删除资不抵债的样本；(3)删除数据严重缺失的样本。同时，我们对所有连续变量进行前后 1% 的缩尾处理，以避免数据异常值的影响。本文使用的智慧城市建设数据通过手工整理获得，企业层面的财务数据主要来自国泰安数据库和锐思数据库。

变量的描述性统计结果如表 1 所示，企业债务融资成本 Debtcost 的均值为 0.2316，标准差为 0.4519，这说明不同企业的债务融资成本具有一定差异。智慧城市建设的虚拟变量 Smart 的均值为 0.5851，这说明约 58.51% 的企业所在地被纳入智慧城市建设范围。其他变量的描述性统计结果均处于合理范围之内。

表 1 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	5 分位	25 分位	中位数	75 分位	95 分位
Debtcost	13609	0.2316	0.4519	0.0000	0.0100	0.0685	0.2216	1.0452
Smart	19455	0.5851	0.4927	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Age	19455	19.0728	5.5091	10.0000	15.0000	19.0000	23.0000	28.0000
Size	19455	22.2400	1.3042	20.3966	21.3295	22.0714	22.9747	24.7057
Liquidity	19455	2.3719	2.2397	0.5872	1.1506	1.6662	2.6757	6.7017
Growth	19455	0.1736	0.4569	-0.2985	-0.0311	0.1010	0.2585	0.8202
Board	19455	8.5012	1.6766	6.0000	7.0000	9.0000	9.0000	11.0000
Oside	19455	0.3771	0.0541	0.3333	0.3333	0.3636	0.4286	0.5000
Top1	19455	33.6847	14.7339	12.7500	22.1627	31.4517	43.3517	61.0887
Mshare	19455	10.0191	16.3214	0.0000	0.0000	0.1000	16.2328	47.4413

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

为考察智慧城市建设对企业债务融资成本的影响,本文基于计量模型(1)对样本数据进行回归,表2报告了基准回归结果,智慧城市建设 Smart 的估计系数是我们关注的重点。其中,在第(1)列仅控制了企业和时间固定效应,可以看出智慧城市建设 Smart 的估计系数为-0.0157,且通过了1%水平的显著性检验,这初步说明智慧城市建设显著降低了企业的债务融资成本。第(2)~(3)列中,逐步纳入一系列企业控制变量。观察结果可知,加入控制变量并不会对本文估计结果产生显著影响,智慧城市建设 Smart 的估计系数依然显著为负,表明智慧城市建设显著降低了企业债务融资成本。以上实证结果显示,当企业所在地被纳入智慧城市建设名单后,企业的债务融资成本显著下降。由此可见,智慧城市建设对企业的债务融资成本具有显著的抑制作用,从而证实本文假设。

表 2 基准回归结果

变量	Debtcost	Debtcost	Debtcost
	(1)	(2)	(3)
Smart	-0.0157 *** (0.0047)	-0.0141 *** (0.0047)	-0.0140 *** (0.0047)
Age		-0.0329 ** (0.0162)	-0.0327 ** (0.0162)
Size		-0.0188 ** (0.0086)	-0.0189 ** (0.0087)
Liquidity		-0.0203 *** (0.0025)	-0.0197 *** (0.0025)
Growth		-0.0375 *** (0.0067)	-0.0368 *** (0.0067)
Board			-0.0091 ** (0.0046)
Oside			-0.1011 (0.1136)
Top1			-0.0007 (0.0006)
Mshare			-0.0009 * (0.0005)
常数项	0.2075 (0.2183)	1.2012 *** (0.3834)	1.3568 *** (0.3909)
时间效应	是	是	是
个体效应	是	是	是
观测值	13609	13609	13609
调整 R ²	0.0136	0.0226	0.0234

注:括号内为聚类到企业层面的标准误;*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平,下表同。

(二) 前置检验和作用机制分析

本文的逻辑起点是智慧城市建设依靠云计算、大数据、物联网和人工智能等信息技术,整合城市运行数据,推进数字产业化和产业数字化,从而实现数字信息技术与城市化、工业化协同发展,即智慧城市建设有助于企业数字化转型,随后再作用于企业债务融资成本。概言之,智慧城市建设有助于企业数字化转型是本文逻辑成立的重要前提。虽然智慧城市建设的初衷就是推动产业数字化发展,且已有文献多聚焦在该政策对数字技术应用或数字化发展的推动作用^{[10][11]},但智慧城市建设是否确实有助于加速企业数字化转型还需要进一步验证,为本文理论推断提供实证基础。借鉴吴非等的度量方法^[7],我们使用文本分析方法对上市公司年报中涉及数字化转型的关键词进行词频汇总,构建了企业数字化转型 Dig 的度量指标。为考察智慧城市建设对企业数字化转型的影响,建立了如下计量

模型：

$$Dig_{it} = \beta_0 + \beta_1 Smart_{it} + \sum_j \beta_j X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,被解释变量 Dig 为采用文本分析法构建的企业数字化转型指标,其余变量与上文一致。表 3 第(1)列报告了回归结果,可以发现,智慧城市建设 Smart 的估计系数为 0.2501,且通过了 1%水平的显著性检验,这表明智慧城市建设确实有助于加快企业数字化转型。

随着智慧城市建设的推进,一方面,企业借助数字科技与共享平台可以高效地整合和处理企业内外部大量的非标准信息数据,提高信息披露的及时性和合规性,从而减少信息不对称问题。另一方面,数字化转型能够极大提升企业运营管理效率,改善企业经营绩效^[8],向市场传递了一种积极信号。信息不对称问题的缓解和经营绩效的改善,减少了金融机构对企业道德风险和信贷违约的担忧,进而降低了企业债务融资成本。概言之,智慧城市建设通过信息路径和绩效路径降低了企业债务融资成本。接下来,本文将对此展开细致分析。

首先,本文对信息不对称路径进行验证。企业与信贷机构在经营信息上的不对称是信贷市场出现扭曲的重要原因。会计披露质量和会计披露合规性可以较好地反映出企业经营信息质量^[31],当会计披露质量以及会计披露合规性变高时,企业与信贷机构之间的信息不对称性往往降低,故而采用这两个变量作为信息不对称的衡量指标。具体而言,我们做了如下两方面检验工作:(1)借鉴 Khan 和 Watts 的做法^[31],我们构建了用于反映企业信息披露质量的会计稳健性指数,并依据该指数的中位数构建二元变量 Cscore,若企业会计稳健性指数位于中位数以上,将 Cscore 赋值为 1,表示企业信息披露质量较高,否则赋值为 0,表示企业信息披露质量较低。(2)构建一个二元变量 Wg 用于度量企业信息披露的合规性,当企业当年未出现财务违规时,将 Wg 赋值为 1,否则赋值为 0。为考察智慧城市建设对企业与外部投资者之间信息不对称的影响,我们建立了如下计量模型:

$$Inf_{it} = \Upsilon_0 + \Upsilon_1 Smart_{it} + \sum_j \Upsilon_j X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中,被解释变量 Inf 为信息不对称程度,这里使用会计披露质量 Cscore 以及企业信息披露的合规性 Wg 作为该变量的代理指标,其余变量与上文一致。回归结果如表 3 第(2)(3)列所示。不难发现,智慧城市建设 Smart 的估计系数均显著为正,这说明智慧城市建设有助于提高企业的信息披露质量以及信息披露的合规性,缓解企业与外部投资者的信息不对称,从而证实了智慧城市建设降低成本效应的信息不对称路径。

其次,本文考察经营绩效路径。具体地,我们采用企业的净资产利润率 ROA 和全要素生产率 TFP 来度量企业的经营绩效,其中,企业全要素生产率采用 OP 法计算而来^[32]。随后分别检验了智慧城市建设对二者的影响,具体的计量模型为:

$$Perform_{it} = \theta_0 + \theta_1 Smart_{it} + \sum_j \theta_j X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中,被解释变量 Perform 为企业的经营绩效。回归结果如表 3 第(4)(5)列所示,智慧城市建设 Smart 的估计系数均显著为正,这意味着智慧城市建设有助于改善企业经营绩效,提高企业偿债能力,从而证实了智慧城市建设降成本效应的经营绩效路径。

表 3 机制检验

变量	Dig	Cscore	Wg	ROA	TFP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Smart	0.2501 *** (0.0026)	0.0147 *** (0.0042)	0.0200 *** (0.0033)	0.0016 *** (0.0006)	0.0022 *** (0.0006)
控制变量	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是
观测值	19455	19455	19455	19455	18870
调整 R ²	0.5130	0.2630	0.0266	0.1323	0.1407

(三)排除其他可能性解释

考虑到本文的研究区间内(2010—2017年),可能还存在其他政策冲击会影响企业的债务融资成本,如利率市场化改革、地方债管理体制改革。因此,我们在本部分尝试排除其他政策冲击引致的竞争性解释。

首先,排除政府债务管理体制改革的影响。2015年,政府债务管理体制改革使得地方政府的举债方式由银行贷款转变为政府债券,这一改革为银行发放贷款腾出了更多的空间,从而缓解了企业外部融资困境^[33]。由此,本文的基准回归结果也可能是政府债务管理体制改革带来的。为排除这一可能性解释,我们借鉴现有文献的做法^[33],构建该地区是否实施政府债务管理体制改革的虚拟变量 Reform。如果企业所在地级市当年实施了政府债务管理改革政策,将 Reform 赋值为 1,否则赋值为 0。随后,将其纳入计量模型(1)进行再估计,回归结果见表 4 第(1)列。

其次,排除民营银行设立的影响。2014年,经国家批准,3家民营银行开始运行,此后民营银行的数量逐渐增加,到2021年底已扩充至19家。理论上,设立民营银行有利于打破大型银行对市场的垄断,加剧银行竞争,缓解企业的融资难问题^[34],这意味着民营银行设立同样也会带来企业债务融资成本的下降。因此,为了排除民营银行设立的政策混淆效应,我们构建了城市是否设立民营银行的虚拟变量 Privatebank。具体地,如果城市*i*在第*t*年设立了民营银行,将 Privatebank 赋值为 1,否则赋值为 0,再将其纳入计量模型(1)进行估计,回归结果见表 4 第(2)列。

再次,排除利率市场化改革的影响。2015年,随着中国人民银行宣布放开存款利率上限,中国的利率市场化改革基本完成。既有文献指出,利率市场化改革通过加剧银行间的价格竞争,降低了企业的债务融资成本^[26]。因此,为排除利率市场改革的潜在影响,我们构建了城市银行密度 Bank 和时间虚拟变量 Post15 分别作为利率市场化改革的处理变量和政策冲击变量,再将交互项 Bank × Post15 纳入计量模型(1)进行估计。其中,银行密度 Bank 的计算方式为城市银行分支机构数除以城市人口数。表 4 第(3)列报告了上述回归结果。

表 4 排除其他可能性解释

变量	Debtcost	Debtcost	Debtcost	Debtcost
	(1)	(2)	(3)	(4)
Smart	-0.0140 *** (0.0047)	-0.0155 *** (0.0049)	-0.0154 *** (0.0049)	-0.0110 ** (0.0047)
Reform	-0.0017 (0.0011)			
Privatebank		-0.0174 (0.0114)		
Bank × Post2015			0.0163 (0.0221)	
Dep				-0.0103 (0.0196)
控制变量	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是
观测值	13609	12832	12832	13609
调整 R ²	0.0236	0.0254	0.0252	0.0197

最后,排除固定资产加速折旧政策出台的影响。2014年,国家开始在生物药品制造业等六大行业试点固定资产加速折旧政策,2015年试点范围进一步扩展至汽车、机械、轻工以及纺织等四个领域。理论上,固定资产加速折旧相当于递延了企业应缴的所得税税款,使得企业当期现金流总量增加,这有助于缓解金融机构对企业偿债能力的担忧,从而有助于降低企业融资成本。基于上述分析,我们构建了表征企业是否受政策影响的变量 Dep,如果行业*i*在第*t*年实施了固定资产加速折旧政策,将 Dep 赋值为 1,否则赋值为 0,并将其纳入回归模型(1),估计结果见表 4 第(4)列。

观察表 4 结果可知,核心解释变量 Smart 的估计系数始终显著为负,说明在排除了政府债务管理体制变革、民营银行设立、利率市场化改革以及固定资产加速折旧政策的影响后,智慧城市建设对企业债务融资成本依然存在显著的抑制效应。

(四)稳健性检验

1. 平行趋势检验。双重差分法的应用必须满足平行趋势假定,即在受政策冲击之前,实验组与控制组在债务融资成本上必须维持基本平行变动趋势。借鉴张克中等的研究方法^[28],利用事件研究法来确认该假定是否成立。具体而言,我们将各城市开始智慧城市建设的时间提前 1—4 年,构建了如下计量模型:

$$Debtcost_{it} = \beta_0 + \sum_{k \geq -4, k \neq 0}^{-1} \vartheta_k Smart^k + \sum_j \beta_j X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中,Smart^k均为虚拟变量,表示企业所在地被纳入智慧城市建设名单之前 k 年的样本。特别地,Smart⁻⁴表示企业所在地被纳入智慧城市建设名单之前 4 年及以上的样本。其他变量定义与上文一致。如果 Smart^k的估计系数不显著,说明在政策实施之前,实验组与控制组的债务融资成本存在共同变动趋势。表 5 报告了事件研究法的回归结果。容易看出,在前 4 期(即智慧城市建设之前),核心解释变量 Smart^k的估计系数均不显著,表明实验组和控制组之间的平行趋势基本得到验证。

表 5 平行趋势检验

变量	Debtcost	Debtcost	Debtcost
	(1)	(2)	(3)
Smart ⁻⁴	-0.0095 (0.0077)	-0.0081 (0.0065)	-0.0087 (0.0075)
Smart ⁻³	-0.0061 (0.0063)	-0.0091 (0.0087)	-0.0082 (0.0069)
Smart ⁻²	-0.0064 (0.0064)	-0.0068 (0.0072)	-0.0069 (0.0072)
Smart ⁻¹	-0.0083 (0.0097)	-0.0085 (0.0089)	-0.0088 (0.0090)
控制变量	否	部分	是
时间效应	是	是	是
个体效应	是	是	是
观测值	13609	13609	13609
调整 R ²	0.0053	0.0063	0.0065

注:部分变量包括企业规模 Size、企业年龄 Age、企业流动性 Liquidity 和企业成长性 Growth。

2. 安慰剂检验。基准回归结果可能是由于某种偶然因素导致的,比如实验组企业刚好是某一类特殊企业,此时并非是智慧城市建设政策而是企业自身因素导致基准回归结果出现,即出现了遗漏变量的问题。为避免遗漏变量的干扰,本文借鉴 Chetty 等的研究^[35]利用随机抽样技术随机生成实验组和对照组,从而构造“虚假”的核心解释变量 Smart_F。重复上述操作 500 次以增强安慰剂检验效力。理论上而言,随机生成的“虚假”核心解释变量 Smart_F 与企业债务融资成本无任何关系,其估计系数集中分布在 0 附近。图 1 描绘了 Smart_F 估计系数的 t 值分布。可以看出,估计系数的 t 值基本符合正态分布,且集中分布于 0 附近。进一步,对估计结果进行统计性分析(见表 6),统计上显著的系数占比极小。这间接说明,基准回归结果就是智慧城市建设带来的,并非来源于其他遗漏的因素。

3. 其他稳健性测试。(1)为排除被解释变量不同度量方式对本文基本结论的影响,我们借鉴潘越等的做法^[27],采用财务费用与企业总负债的比值 Debtcost1 作为企业债务融资成本的另一度量指标并重新回归,结果见表 7 第(1)列。(2)考虑到计量模型中缺少城市层面的控制变量,我们在模型中进一步纳入城市 GDP 和城市银行分支机构数 Bankdest 两个变量,回归结果见表 7 第(2)列。(3)不同行业会面临差异化的发展周期以及不同省份具有不同的营商环境,行业和地区层面因素变化可能会

影响回归估计。为排除这一干扰,我们控制了行业-时间交互固定效应以及省份-时间交互固定效应,回归结果见表7第(3)(4)列。(4)为增强样本可比性,我们将使用平衡面板数据,确保样本企业在2010—2017年均有出现,回归结果见表7第(5)列。为了排除实验组和对照组企业系统性差异对回归结果的影响,本文以所有控制变量为匹配变量,采用1:1最近邻匹配方法为实验组企业寻找合适的对照组企业,随后利用匹配样本进行回归,结果见表7第(6)列。观察表7结果可知,无论是改变被解释变量的度量方式、调整模型设定,还是改变研究样本,核心解释变量 Smart 的估计系数均显著为负,与基准回归结果相比并未发生根本性变化。

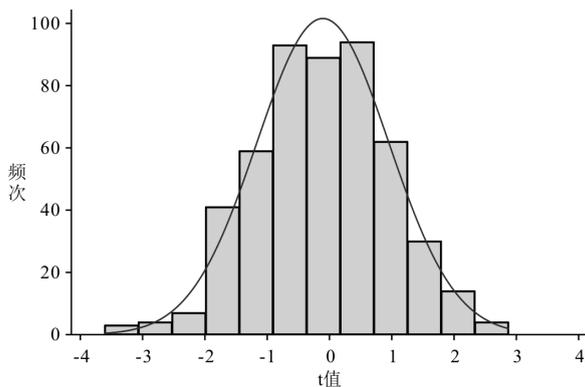


图1 安慰剂检验

表6 安慰剂检验结果统计

变量	均值	标准差	5分位	25分位	中位数	75分位	95分位
回归系数	-0.0004	0.0074	-0.0121	-0.0055	-0.0007	0.0042	0.0116
t值	-0.1064	1.0605	-1.7695	-0.8217	-0.1195	0.6274	1.5931

表7 其他稳健性测试

变量	替换被解释变量	增加城市层面控制变量	增加行业-时间固定效应	增加省份-时间固定效应	使用平衡面板数据	使用匹配数据
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Smart	-0.0227*** (0.0072)	-0.0143*** (0.0047)	-0.0108** (0.0048)	-0.0109** (0.0048)	-0.0129*** (0.0049)	0.0132*** (0.0047)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
观测值	19455	13609	13609	13609	11010	8846
调整 R ²	0.1435	0.0257	0.0445	0.0389	0.0210	0.0354

五、异质性分析

上文分析聚焦于智慧城市建设的综合效应,忽略了智慧城市建设和对异质性企业债务融资成本的影响存在差异性。本文接下来对两者关系进行细致的异质性分析,以期为基础回归结果和作用机制检验提供更进一步的经验证据。

第一,考虑企业抵押品丰裕度的差异。在严重的信息不对称环境中,资产抵押充当了一种重要的外部保护机制,当企业无法偿还债务或破产时债权人可以就抵押物优先受偿,从而能够减缓债权人与债务人之间的代理冲突^[36]。在实践中,资产抵押品已成为企业获得银行信贷融资的关键因素之一。如果缺乏足够的抵押品,企业往往需要支付更加高昂的利息成本^[37]。因此,根据边际效应递减规律,我们推测智慧城市建设和对融资成本的降低效应在抵押品少的企业中更为明显。为证实这一理论推

断,本文参考钱雪松等的做法^[38]对企业抵押品丰裕度进行刻画,具体做法为:采用企业的固定资产占比作为抵押品丰裕度的度量指标,然后将中位数以下的企业划分为抵押品较少的组别,中位数及以上的企业划分为抵押品较多的组别。表8第(1)和(2)列报告了基于抵押品丰裕度的分组回归结果。容易看出,核心解释变量 Smart 的估计系数在抵押品较少的企业组中显著为负,但在抵押品较多的企业组中为不显著的负值,并且前者系数远大于后者。这表明智慧城市建设对企业贷款融资成本的抑制作用对于抵押资产少的企业更为明显。

第二,考虑企业数字化程度的差异。既有研究表明,信息不对称会引发资本市场上的道德风险和逆向选择问题,继而导致更高的融资成本和融资约束^[39]。同时,上文的机制检验结果表明,智慧城市建设缓解了信息不对称,从而降低了企业的债务融资成本。从理论上来说,数字化程度较高的企业具有较强的信息处理能力和信息揭示能力,因而这类企业的信息不对称问题相对较少。由此,本文推测智慧城市建设对企业债务融资成本的抑制效应在数字化程度较低的企业中更为明显。为证实这一理论推断,我们借鉴以往文献的做法对信息不对称程度进行刻画^[40]。具体而言,采用文本对企业年报进行分析,统计与数字化转型相关的词频,词频越高意味着企业数字化程度越高。随后,将中位数及以上的企业划分为数字化程度较高的组别,中位数以下的企业划分为数字化程度较低的组别。如表8第(3)至(4)列结果所示,核心解释变量 Smart 的估计系数在数字化程度较低的企业中显著为负,并且估计系数明显大于数字化程度较高的企业。这些结果表明,相较于数字化程度较高的企业,智慧城市建设对企业融资成本的抑制作用在数字化程度较低的企业中更强。

表8 异质性分析回归结果

变量	抵押品少	抵押品多	数字化程度低	数字化程度高
	(1)	(2)	(3)	(4)
Smart	-0.0247 *** (0.0065)	-0.0079 (0.0073)	-0.0201 ** (0.0077)	-0.0073 (0.0064)
控制变量	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是
组间系数差异	0.000		0.000	
观测值	7089	6520	7044	6565
调整 R ²	0.0281	0.0451	0.0407	0.0311

注:组间系数差异检验汇报的是 p 值。

六、结论与政策建议

数字经济已成为中国经济增长的新动能,也是中国经济高质量发展和构筑国家竞争新优势的重要支撑。在此背景下,众多城市相继出台并执行了智慧城市建设方案,外部环境的改变对企业生产经营活动产生了深刻影响。本文将智慧城市设立视为一项准自然实验,采用2010—2017年中国非金融类上市公司年度数据,使用双重差分方法评估了智慧城市建设对企业债务融资成本的影响。结果显示,智慧城市设立显著降低了企业债务融资成本。进一步的作用机制检验表明,智慧城市建设通过提高企业的信息透明度和经营绩效,降低了债务融资成本。同时,该效应在抵押品较少、数字化程度较低的企业中更为显著。

本文研究具有如下两方面的政策启示:一方面,有必要进一步推行智慧城市建设,促进数字经济发展。本文结论表明,智慧城市建设有助于企业数字化转型,进而提高企业的经营绩效和融资能力,这意味着智慧城市建设政策的确可以有效推动城市产业数字化和数字产业的发展,对经济发挥出了引领效应和激励效应。因此,在未来城市建设过程中,各地政府应该继续注重智慧城市的顶层设计,加强新一代信息技术和城市发展的深度融合,促进城市现代经济体系和生产方式加速向网络化、数字化、智能化演进,以实现经济的高质量发展。另一方面,要引导企业借助数字技术来优化信息披露质

量,提升信贷可得性和降低信贷成本。本文发现,智慧城市建设显著降低了企业的债务融资成本,其核心机制为提高了企业的信息透明度,这说明数字技术的信息整合和共享功能可以减少企业与外部金融机构之间的信息不对称,改善信贷资金配置。为此,政府应引导和鼓励企业在数字化转型过程中使用大数据、云计算、物联网、区块链等技术及时向银行等机构披露资金流向情况、提高经营和财务信息透明度,从而使企业能够以更低的成本获得贷款,达到减少金融市场摩擦、促进资金融通的功效。

注释:

①需要特别说明的是,由于估计系数过小,我们将两个债务融资成本指标扩大100倍。

参考文献:

- [1] 戚聿东,刘翠花,丁述磊.数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J].*经济学动态*,2020(11):17—35.
- [2] 石大千,李格,刘建江.信息化冲击、交易成本与企业TFP——基于国家智慧城市建设的自然实验[J].*财贸经济*,2020(3):117—130.
- [3] 赖晓冰,岳书敬.智慧城市试点促进了企业数字化转型吗?——基于准自然实验的实证研究[J].*外国经济与管理*,2022(10):117—133.
- [4] 聂飞.国家智慧城市试点对FDI的“二元边际”扩展的影响:理论机制与实证[J].*国际贸易问题*,2019(10):84—99.
- [5] Park, C. Monitoring and Structure of Debt Contracts[J]. *The Journal of Finance*, 2000, 55(5): 2157—2195.
- [6] 刘星,陈西婵.证监会处罚、分析师跟踪与公司银行债务融资——来自信息披露违规的经验证据[J].*会计研究*,2018(1):60—67.
- [7] 吴非,胡慧芷,林慧妍,任晓怡.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J].*管理世界*,2021(7):130—144.
- [8] Zhai, H., Yang, M., Chan, K.C. Does Digital Transformation Enhance a Firm's Performance? Evidence from China[J]. *Technology in Society*, 2022,68: 101841.
- [9] 袁淳,肖土盛,耿春晓,盛誉.数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J].*中国工业经济*,2021(9):137—155.
- [10] 石大千,丁海,卫平,刘建江.智慧城市建设能否降低环境污染[J].*中国工业经济*,2018(6):117—135.
- [11] 宋德勇,李超,李项佑.新型基础设施建设是否促进了绿色技术创新的“量质齐升”——来自国家智慧城市试点的证据[J].*中国人口·资源与环境*,2021(11):155—164.
- [12] 赵绍阳,李梦雪,余楷文.数字金融与中小企业融资可得性——来自银行贷款的微观证据[J].*经济学动态*,2022(8):98—116.
- [13] Wu, K., Fu, Y., Kong, D. Does the Digital Transformation of Enterprises Affect Stock Price Crash Risk? [J]. *Finance Research Letters*, 2022, 48: 102888.
- [14] 祁怀锦,曹修琴,刘艳霞.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[J].*改革*,2020(4):50—64.
- [15] 李志军,王善平.货币政策、信息披露质量与公司债务融资[J].*会计研究*,2011(10):56—62.
- [16] Ellul, A., Jappelli, T., Pagano, M., et al. Transparency, Tax pressure, and Access to Finance[J]. *Review of Finance*, 2016, 20(1): 37—76.
- [17] 龚强,班铭媛,张一林.区块链、企业数字化与供应链金融创新[J]. *管理世界*, 2021(2):22—34.
- [18] 陈冬梅,王俐珍,陈安霓.数字化与战略管理理论——回顾、挑战与展望[J]. *管理世界*, 2020(5):220—236.
- [19] 戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].*管理世界*,2020(6):135—152.
- [20] 陈剑,黄朔,刘运辉.从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理[J]. *管理世界*, 2020(2):117—128.
- [21] 黄群慧,余泳泽,张松林.互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J].*中国工业经济*,2019(8):5—23
- [22] Goldfarb, A., Tucker, C. Digital Economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 2019, 57(1): 3—43.
- [23] 刘淑春,闫津臣,张思雪,林汉川.企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J].*管理世界*,2021(5):170—190.
- [24] De Franco, G., Hope, O. K., Lu, H. Managerial Ability and Bank-loan Pricing[J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 2017, 44(9—10): 1315—1337.
- [25] Lin, C., Ma, Y., Malatesta, P., et al. Ownership Structure and the Cost of Corporate Borrowing[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 100(1): 1—23.

- [26] 张伟华,毛新述,刘凯璇.利率市场化改革降低了上市公司债务融资成本吗? [J].金融研究,2018(10): 106—122.
- [27] 潘越,王宇光,戴亦一.税收征管、政企关系与上市公司债务融资[J].中国工业经济,2013(8):109—121.
- [28] 张克中,欧阳洁,李文健.缘何“减税难降负”:信息技术、征税能力与企业逃税[J].经济研究,2020(3): 116—132.
- [29] Sufi, A. Information Asymmetry and Financing Arrangements: Evidence from Syndicated Loans[J]. The Journal of Finance, 2007, 62(2): 629—668.
- [30] 王茹婷,彭方平,李维,王春丽.打破刚性兑付能降低企业融资成本吗? [J].管理世界,2022(4):42—64.
- [31] Khan, M., Watts, R. L. Estimation and Empirical Properties of a Firm-year Measure of Accounting Conservatism[J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48(2—3): 132—150.
- [32] Levinsohn, J., Petrin, A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317—341.
- [33] 梁若冰,王群群.地方债管理体制改革与企业融资困境缓解[J].经济研究,2021(4):60—76.
- [34] 姜付秀,蔡文婧,蔡欣妮,李行天.银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据[J].经济研究,2019(6): 72—88.
- [35] Chetty, R., Looney, A., Kroft, K. Salience and Taxation: Theory and Evidence[J]. American Economic Review, 2009, 99(4): 1145—1177.
- [36] Almeida, H., Campello, M. Financial Constraints, Asset Tangibility, and Corporate Investment[J]. The Review of Financial Studies, 2007, 20(5): 1429—1460.
- [37] Campello, M., Hackbarth, D. The Firm-level Credit Multiplier[J]. Journal of Financial Intermediation, 2012, 21(3): 446—472.
- [38] 钱雪松,唐英伦,方胜.担保物权制度改革降低了企业债务融资成本吗? ——来自中国《物权法》自然实验的经验证据[J].金融研究,2019(7):115—134.
- [39] Agarwal, I., Bena J., Guan, J. X. Relative Pricing of Private and Public Debt: The Role of Money Creation Channel[Z]. SSRN Working Paper, 2021.
- [40] 叶永卫,李鑫,刘贯春.数字化转型与企业人力资本升级[J].金融研究,2022(12):74—92.

Smart City and Corporate Debt Financing Cost

TAO Yunqing¹ LI Qiongqiong² SUN Nan³

(1. National School of Development/Institute of Digital Finance, Peking University, Beijing 100871, China;

2. School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China;

3. School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: The construction of smart city in China is an important strategic deployment to promote the development of urban digital economy and digital technology. This paper regards the establishment of smart city as a quasi natural experiment, and examines its impact on corporate debt financing costs. The result shows that after the city where the enterprise is located becomes a smart city, corporate debt financing cost decreases significantly, that is, the smart city construction can reduce corporate debt financing cost. The mechanism tests confirm that the smart city construction has promoted the information transparency and enterprise's performance, and thus reduced the debt financing cost. Further research shows that the cost reduction effect of smart city construction is different among different types of enterprises, which is more prominent in enterprises with less collateral and low degree of digitization. This paper not only provides direct evidence for the positive effect of smart city construction, but also has certain reference value for how to effectively alleviate the problem of difficult and expensive financing of enterprises.

Key words: Smart City; Digital Transformation; Financing Costs; Information Asymmetry; Firm's Performance

(责任编辑:姜晶晶)