

数字基础设施建设与 企业投融资期限错配改善

叶永卫 陶云清 李鑫*

摘要: 本文将“宽带中国”战略视为数字基础设施建设的一次“拟外生冲击”,采用双重差分方法深入考察了数字基础设施建设对企业投融资期限错配的影响。结果显示,数字基础设施建设能够显著抑制企业“短债长用”行为,并且该效应会因信息不对称程度的不同而呈现出差异化模式,具体表现为数字基础设施建设对“短债长用”的抑制作用在抵押品匮乏、外部监督较少的企业以及金融环境较差的地区更为明显。作用机制检验证实,长期信贷可得性提升是数字基础设施建设抑制企业“短债长用”行为的核心机制。进一步研究发现,除抑制“短债长用”行为之外,数字基础设施建设还显著提升了企业经营绩效并降低了企业财务风险。本文结论表明,数字基础设施建设有助于提高信贷资金配置效率,改善企业投融资期限错配。

关键词: 数字基础设施建设;债务期限;信息不对称;短债长用

中图分类号: F270

一、引言

期限匹配是企业投融资决策所遵循的重要原则之一。然而,近年来投融资期限错配导致企业深陷资金困境甚至面临破产清算的现象却不断涌现。例如,作为国内有色金属行业的龙头企业,吉恩镍业依靠滚动短期债务的方式来支撑资金回收周期较长的矿产投资,资金期限错配致使其业绩持续走低,并一度面临退市危机^①。毋庸置疑,这些现象制约了企业的持续发展并加剧了金融市场的不稳定性。对此,政府部门给予了高度重视并实施了一系列改革措施,试图通过优化企业投融资结构以矫正资源错配现象,进而促使企业健康、高效发展(马红等,2018;邱凤等,2021)。特别地,中国银行保险监督管理委员会也强调要建立“敢贷、愿贷、能贷”的长效机制,解决企业长期资金不足引致的“短债长用”问题。在此背景下,厘清企业“短债长用”行为的形成逻辑和缓解机制,不仅有助于矫正资本市场资金错配现象,而且对深化金融体制改革具有一定的理论借鉴意义。尤其是在国家强调要“着力提升发展质量效益,保持经济持续健康发展”的背景下,探讨数字基础设施建设能否发挥资源错配的

*叶永卫,上海财经大学公共经济与管理学院,邮政编码:200433,电子信箱:yeyongweivip@163.com;陶云清(通讯作者),北京大学国家发展研究院、数字金融中心博士后,邮政编码:100871,电子信箱:taoyunqingzuel@126.com;李鑫,上海财经大学商学院,邮政编码:200433,电子信箱:lx0822lx@163.com。

本文得到上海财经大学研究生创新基金资助项目“制度环境、金融集聚与近代民族工业发展”(批准号: CXJJ-2022-320)的资助。感谢审稿专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

①相关报道详见: https://www.sohu.com/a/236284071_222256。

矫正作用,对如何激发企业发展活力,进而助推经济高质量发展具有重要的启示意义。

理论上来说,企业“短债长用”的形成逻辑可以从两个方面进行解释。一方面,信贷需求理论认为,相对于长期债务,短期债务的融资成本较低并且具有更好的监督治理效应(Kahl et al., 2015),因此出于节约成本和加强公司治理的考虑,企业会更青睐于采用短期债务来支持其长期投资。如 Kahl 等(2015)基于美国公司数据发现,企业在初期成立阶段会利用期限较短的商业票据支持其资本投资,以此降低融资交易成本。另一方面,信贷供给理论认为,企业“短债长用”不是企业自身主动需求的结果,而是被逼无奈的抉择。具体而言,金融发展滞后或制度环境不完善致使金融机构具有提供短期信贷的偏好,长期信贷资金供给不足导致企业不得不采用短期资金来满足固定资产投资等长期项目的资金需求(Masayo, 2020)。Fan 等(2012)也证实,信贷供给方作为外部信息者对企业的真实还款能力并不完全了解,因而出于控制风险的考虑,更倾向于提供短期信贷合约,即信贷供给方的偏好是企业“短债长用”行为的根源所在。

遵循国外文献的研究脉络,国内学者结合中国的制度背景开始尝试为中国实体企业的“短债长用”行为提供解释。不同于国外文献的两种对立观点,国内学者较为一致地认为,中国实体企业的“短债长用”行为是被逼无奈的抉择而非主动需求的结果(白云霞等,2016;钟凯等,2016;马红等,2018),即金融机构短期信贷供给偏好引致的长期资金不足是其根源所在(徐亚琴、陈娇娇,2020)。白云霞等(2016)认为,金融市场结构不完备引致企业长期信贷融资无法得到有效满足是中国企业投融资期限错配问题的根本原因。徐亚琴和陈娇娇(2020)发现,贷款利率下限放开可以提高企业的长期贷款可得性从而抑制企业“短债长用”行为。上述文献为理解中国实体企业的“短债长用”之谜提供了诸多有益参考。更为重要的是,这些研究揭示了一个重要信息:探究中国实体企业“短债长用”行为的缓解机制应该从信贷供给方入手,即如何增强金融机构的长期信贷供给意愿。

近年来,伴随着人工智能、大数据、区块链及云计算等新兴技术的兴起,金融领域展开了数字化转型变革。数字技术的迅速发展突破了传统金融机构“中介式”的运营模式,利用大数据、云计算等先进技术打造新的商业模式,不仅有效降低了金融服务成本(Demertzis et al., 2018),而且极大地缓解了资金供求双方的信息不对称。此时,一个自然而然的问题是,数字基础设施建设是否会对金融机构的长期信贷供给意愿产生影响,进而作用于企业的“短债长用”行为?针对这一问题,本文参考 McLean 和 Zhao(2014)、马红等(2018)的研究设计,利用“固定资产投资-短期负债”敏感性框架开展系列实证检验。

本文研究的边际贡献集中体现在如下几个方面:第一,从信贷供给方视角揭示了数字基础设施建设影响企业“短债长用”行为的作用机制,阐明了数字基础设施建设在矫正企业投融资期限错配过程中的重要作用。既有研究表明,金融机构长期信贷供给意愿不足是导致企业“短债长用”行为的根本原因(白云霞等,2016;徐亚琴、陈娇娇,2020)。本文研究发现,数字基础设施建设可以强化金融机构的信息揭示能力,提高长期信贷供给意愿,进而抑制企业“短债长用”行为。第二,有助于更加深入认识数字基础设施建设在微观企业层面产生的经济效应。尽管较多文献探讨了数字技术对微观企业行为决策的影响,但主要集中在投资、研发创新及融资方面(Goldfarb and Tucker, 2019;田秀娟、李睿,2022)。不同于以往研究文献,本文基于信贷供给方视角,深入研究了数字基础设施建设对企业“短债长用”行为的影响及其背后的作用机制,这一工作为理解数字技术发展的微观经济效应提供了新的证据,同时也有助于丰富相关领域的研究文献。第三,本文结论具有重要的政策启示意义。2021年

《政府工作报告》明确指出,要深化财税金融体制改革,强化金融控股公司和金融科技监管,确保金融机构坚守服务实体经济的本分。那么,如何实现改革目标?本文研究结论表明,加强数字基础设施建设,推进数字技术在金融领域应用是深化金融体制改革的可行之道,不仅可以强化金融市场服务实体经济的能力,而且有助于矫正企业投融资期限错配,助推企业高质量发展。

后文结构作如下安排:第二部分为理论分析与研究假说,充分剖析数字基础设施建设影响企业“短债长用”行为的内在逻辑,并提出本文的研究假说。第三部分为识别策略,构建相应的识别模型,并对变量定义、数据来源及样本选择进行说明。第四部分是实证结果分析,包括基准回归、进一步分析、稳健性测试以及异质性检验等。第五部分为机制检验和拓展性研究,一方面考察数字基础设施建设影响企业“短债长用”行为的核心机制,另一方面探讨数字基础设施建设对企业整体经营状况的影响。第六部分为结论与政策建议,总结全文并针对研究结论提出相应的政策建议。

二、理论分析与研究假说

债务期限结构的信息不对称理论认为,债权人可以利用短期债务的融资再谈判重新审查企业生产经营活动,对企业进行实时监控,因而提供短期债务合约在一定程度上能够限制企业的自利性行为,减少信息不对称引致的道德风险问题(钟凯等,2016)。国内较多研究发现,正是由于金融机构的短期债务供给偏好导致企业的长期资金需求无法得到有效满足,进而迫使企业不得不依靠滚动短期债务的方式来支撑其长期投资(白云霞等,2016;徐亚琴、陈娇娇,2020)。由此看来,减少企业“短债长用”行为的根本之道在于如何提升金融机构的长期信贷供给意愿。已有研究表明,近年来逐渐兴起的数字技术在金融领域的应用可以更大程度地满足企业多元化的融资需求,为解决实体企业长期资金不足问题提供了重要帮助(Tsai and Peng, 2017)。如吴晓求(2015)指出,数字技术应用满足了传统金融难以企及的长尾客户融资需求。毋庸置疑,数字基础设施建设会加速数字技术的发展和應用,故本文认为数字基础设施建设将有助于减少企业“短债长用”行为,具体的作用逻辑如下。

一方面,数字基础设施建设加速了数字技术在金融机构的应用,使得金融机构拥有更强的信息揭示能力,增强其长期信贷供给意愿。正如前文所述,短期债务合约是金融机构应对信息不对称引致的道德风险问题(如恶意违约、延迟还款等)的有效信贷合约。因此,金融机构与贷款企业间的信息不对称越严重,企业的信贷期限结构越趋于短期化。区别于传统金融,在人工智能(Artificial Intelligence)、区块链(Blockchain)、云计算(Cloud Computing)、大数据(Big Data)等“ABCD”技术共同支撑下,数字技术使得金融机构的数据处理能力从KB级跨越至PB级(吴非等,2021),不仅能够大幅提升金融机构获取信息的深度与广度,而且还极大地降低了数据审核与分析的成本(Fuster et al., 2019)。因此,在数字基础设施建设加速数字技术发展和应用的前提下,金融机构拥有更强的信息揭示能力,可以降低与贷款企业间的信息不对称(唐松等,2020)。此时,金融机构对企业发生道德风险行为的担忧得以缓解,进而增加对企业长期信贷的供给。此外,从事后监管来看,数字技术应用同时也催生了金融机构监管系统的数字化革新,监管科技的运用重塑了传统金融的监管制度和支付结算系统,一定程度上增强了金融机构的风险管控能力,这也会促使金融机构增加风险相对较大的长期信贷,从而抑制企业的“短债长用”行为。

另一方面,数字基础设施建设除了可以增强金融机构的信息揭示能力之外,也会倒逼企

业提高信息披露质量,从而企业的长期信贷可得性得以提升。由债务期限结构的信息不对称理论可知,相对于信息透明度较低的企业而言,信息透明度较高的企业能够获得更多的长期信贷资源(Fan et al., 2012;戴静等, 2020)。究其原因在于:信息透明使得金融机构更容易掌控长期信贷过程中的各种风险。数字基础设施建设更加完善之后,数字技术的应用展现出了强大的信息甄别能力,在提高金融机构信息获取、处理能力的同时增加了企业违规成本,企业隐瞒关键财务信息或投资项目以更好进行信贷融资的行为将更容易被识别且面临严厉的处罚。这意味着数字基础设施建设将倒逼企业减少信息操纵、提高信息披露质量。李增福和云锋(2023)以“宽带中国”战略作为准自然实验,研究发现数字基础设施建设能够提高企业的信息透明度。信息透明度的提高将增加企业的长期信贷资源可得性,进而抑制企业的“短债长用”行为。

综上可知,数字基础设施建设带来的数字技术发展和应用一方面使得金融机构拥有更强的信息揭示能力,另一方面倒逼企业提高自身信息披露质量,进而促使金融机构与实体企业间的信息不对称问题得以缓解,提高了金融机构的长期信贷供给意愿,此时企业固定资产投资的长期资金需求得到满足,短期债务被用于长期投资的现象相应减少,即企业“短债长用”行为趋于减少。基于此,本文提出如下待检验的研究假说:

研究假说 1:数字基础设施建设可以抑制实体企业的“短债长用”行为。

上述讨论侧重于分析数字基础设施建设对企业“短债长用”行为的整体影响,但在不同类型企业中两者关系应该会呈现出差异化模式。由前文分析可知,金融机构更偏好提供短期债务合约的根源在于防范信息不对称引致的企业道德风险问题,因而数字基础设施建设对企业“短债长用”行为的抑制作用理应与信息不对称程度紧密相关。一般而言,金融机构与实体企业间的信息不对称程度越高,金融机构对企业发生道德风险的担忧越大,因而越不倾向于向这类企业提供长期信贷(戴静等, 2020)。换言之,信息越不透明的企业,其“短债长用”行为越严重(丁龙飞等, 2020)。给定数字基础设施建设可以降低信息不对称进而增强金融机构的长期信贷供给意愿,依据边际效应递减规律可知,金融机构与企业之间的信息不对称程度越严重,数字基础设施建设对企业“短债长用”行为的抑制作用将越明显。基于此,本文提出如下待检验的研究假说:

研究假说 2:信息不对称程度越严重,数字基础设施建设对实体企业“短债长用”行为的抑制作用越强。

三、识别策略

(一) 实证模型构建

为验证本文研究假说,考察数字基础设施建设对企业“短债长用”行为的影响,本文参考McLean 和 Zhao(2014)、马红等(2018)的建模思路,以“固定资产投资-短期负债”敏感度框架作为基准检验框架,并将数字基础设施建设代理变量引入基准检验框架,构建如下回归模型:

$$Inv_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Slev_{it} + \beta_2 DIF_{it} + \beta_3 Slev_{it} \times DIF_{it} + \sum_j \beta_j X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中:下标*i*和*t*分别用于表示企业和年份;*j*表示顺序,无实际意义。被解释变量为企业固定资产投资 *Inv*。解释变量包括数字基础设施建设 *DIF* 和企业短期负债 *Slev*,两者交互项的估计系数 β_3 是本文重点关注的系数,其捕捉了数字基础设施建设对企业“短债长用”行为的影响。结合前文的研究假说,本文预期: β_3 显著为负,表示数字基础设施建设致使固定资

产投资-短期负债敏感性降低,即企业“短债长用”行为得到抑制。

X 代表一系列控制变量,依次包括董事会规模 *Board*、股权集中度 *Top1*、独立董事占比 *Indep*、管理层持股 *Manger*、盈利能力 *ROA*、企业成长性 *Growth*、企业规模 *Size*、两职合一 *Dual*、地区 GDP 增长率 *GDP*、地区产业结构升级 *HS* 以及地区市场规模 *RMS*。为了避免企业层面异质性及宏观经济因素对估计结果的影响,本文进一步控制了年度固定效应和个体固定效应。除此之外,为避免异方差和序列相关对参数估计的干扰,本文对估计系数标准误在企业层面进行聚类调整。

(二) 变量定义

本文的核心内容是考察数字基础设施建设对企业“短债长用”行为的影响,因而如何测度数字基础设施建设是本文的关键。田秀娟和李睿(2022)指出,“宽带中国”战略^①通过互联网等基础设施建设拓展和深化了宽带在生产经营中的应用,不断壮大了云计算、物联网、移动互联网、智能终端等新一代数字技术,因而可以使用“宽带中国”战略作为数字基础设施建设的代理变量。参照田秀娟和李睿(2022),对于数字基础设施建设 *DIF*,本文以“宽带中国”战略实施的虚拟变量来度量。具体而言,当企业 i 所在城市在第 t 年实施了“宽带中国”战略,则 *DIF* 赋值为 1,表示城市数字基础设施建设水平较高;否则赋值为 0,表示城市数字基础设施建设水平较低。对于短期负债 *Slev*,本文采用短期负债与企业总资产的比值进行度量;对于固定资产投资,与既有文献度量方式一致(刘贯春等,2019),采用购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金之和与企业总资产的比值进行度量。

所有控制变量的度量方式依次为:(1)董事会规模 *Board*,采用董事会人数自然对数来度量;(2)股权集中度 *Top1*,采用第一大控股股东持股比例来度量;(3)独立董事占比 *Indep*,采用独立董事人数与董事会人数的比值来度量;(4)管理层持股 *Manger*,采用管理层持股比例来度量;(5)盈利能力 *ROA*,采用总资产净利润率来度量;(6)企业成长性 *Growth*,采用营业收入增长率来度量;(7)企业规模 *Size*,采用总资产自然对数来度量;(8)两职合一 *Dual*,采用虚拟变量进行度量,若总经理和董事长为同一人赋值为 1,否则赋值为 0;(9)地区 GDP 增长率 *GDP*,等于当年 GDP 总量减去去年 GDP 总量再除以去年 GDP 总量;(10)地区产业结构升级 *HS*,采用第三产业产值与第二产业产值的比值来度量;(11)地区市场规模 *RMS*,采用地区市场规模指数来度量。

(三) 样本选择及变量的描述性统计

本文选取 2010—2020 年中国 A 股上市公司作为研究对象,构建时间跨度为 2010—2020 年的面板数据。如此处理的原因在于:“宽带中国”战略的第一批试点城市出现在 2014 年,第二批和第三批试点城市分别出现在 2015 年和 2016 年,选择 2010—2020 年可以保证政策实施前后拥有足够的样本。本文所使用的上市公司财务数据来源于国泰安数据库。得到初始数据后,本文根据以下原则展开预处理工作:第一,剔除所有金融类企业的样本;第二,剔除资不抵债企业的样本;第三,剔除样本期间内所有 ST 类企业的样本;第四,剔除数据出现严重缺失或异常的样本。除此以外,为消除极端值对估计结果造成干扰,本文将所有连续型变量进行前后 1%水平的缩尾处理(*Winsorize*)。

^①2013 年 8 月,《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》(国发[2013]31 号),明确中国将通过地区试点的方式,逐步建设完善宽带基础设施。该战略推动了移动互联网操作系统、核心芯片、关键器件等的研发创新,加快了 3G、4G、TD-LTE 及其他技术制式的多模智能终端研发与推广应用。

表1报告了预处理后主要变量的描述性统计结果。可以发现,回归样本一共包含21 896个观测值,其中企业固定资产投资 *Inv* 和短期负债 *Slev* 的均值分别为 0.0514 和 0.3546,与现有大多数文献的统计结果基本一致。数字基础设施建设 *DIF* 的均值为 0.3846, 标准差为0.4655,表明 38.46%的企业所在地实施了“宽带中国”战略。其他变量的均值和标准差均处于合理范围内,可排除异常值对模型回归的影响。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	5 分位	中位数	95 分位
<i>Inv</i>	21 896	0.0514	0.0406	0.0019	0.0331	0.1351
<i>Slev</i>	21 896	0.3546	0.1804	0.0869	0.3216	0.6562
<i>DIF</i>	21 896	0.3846	0.4655	0	0	1
<i>Board</i>	21 896	2.1214	0.1861	1.6162	2.1893	2.4538
<i>Top1 (%)</i>	21 896	33.9600	14.8400	13.0000	31.3100	61.2900
<i>Indep</i>	21 896	0.3964	0.0607	0.3333	0.3789	0.5432
<i>Manger</i>	21 896	0.2465	0.2213	0.0021	0.1512	0.6165
<i>ROA</i>	21 896	0.0368	0.0710	-0.0729	0.0401	0.1406
<i>Growth</i>	21 896	0.4454	1.2736	-0.3396	0.1563	1.8821
<i>Size</i>	21 896	22.2013	1.3128	20.3714	22.0441	24.7863
<i>Dual</i>	21 896	0.3124	0.4713	0	0	1
<i>HS</i>	21 896	0.9816	0.5295	0.5133	0.9459	3.4281
<i>GDP</i>	21 896	0.0912	0.0212	-0.1099	0.0921	0.1423
<i>RMS</i>	21 896	0.1347	0.0556	0.0065	0.1263	0.2984

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

为了确保回归结果的可靠性,本文利用递进式的回归方法展开实证工作,即采取逐步纳入控制变量和固定效应的方式进行回归。表2汇报了详细的回归结果。可以发现,在不纳入任何控制变量的第(1)—(2)列结果中,短期负债 *Slev* 的估计系数显著为正,这意味着中国企业存在依靠短期负债支撑长期投资的行为,与前期文献的结论一致(白云霞等,2016)。同时,数字基础设施建设与短期负债交互项 *DIF*×*Slev* 的估计系数均为负值,且一致通过了1%水平的显著性检验,初步表明数字基础设施建设可以显著降低短期负债对企业固定资产投资的敏感性,即抑制了企业“短债长用”行为。第(3)—(4)列进一步纳入了控制变量,以控制其他因素的影响。观察结果可知,即使加入了更多控制变量之后,交互项的估计系数及其显著性水平均未发生根本性变化,依然表明数字基础设施建设显著抑制了企业的“短债长用”行为。以表2第(4)列为例,在控制变量方面,*Top1* 的估计系数显著为正,这说明企业股权越集中,其“短债长用”行为越严重,原因可能是一股独大致使公司内部治理较差;*Size* 的估计系数显著为负,这说明企业规模越大,其“短债长用”行为越不严重,原因可能是大企业具有规模优势,能够更容易获得长期信贷。进一步地,对回归结果的经济显著性进行阐述。不难看出,交互项的估计系数为-0.1093,这意味着相较于没有实施“宽带中国”战略的城市,“固定资产投资-短期负债”的敏感度在实施“宽带中国”战略城市内显著下降 10.93%。由此可见,数字基础设施建设带来的数字技术发展可以显著改善中国企业的投融资期限错配现象。

表2 基准回归结果：数字基础设施建设与企业“短债长用”

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>
<i>DIF</i> × <i>Slev</i>	-0.0793 *** (0.0201)	-0.0892 *** (0.0211)	-0.1072 *** (0.0214)	-0.1093 *** (0.0229)
<i>DIF</i>	0.0756 ** (0.0333)	0.0401 (0.0356)	0.0847 ** (0.0340)	0.0583 * (0.0322)
<i>Slev</i>	0.1572 *** (0.0168)	0.0943 *** (0.0163)	0.1350 *** (0.0167)	0.0731 *** (0.0166)
<i>Board</i>			0.0137 *** (0.0040)	0.0026 (0.0055)
<i>Top1</i>			0.0051 (0.0052)	0.0388 *** (0.0101)
<i>Independ</i>			0.0147 (0.0140)	-0.0163 (0.0161)
<i>Manger</i>			0.0171 *** (0.0035)	0.0202 ** (0.0080)
<i>ROA</i>			0.1029 *** (0.0131)	0.1530 *** (0.0131)
<i>Growth</i>			0.0020 (0.0016)	0.0020 (0.0018)
<i>Size</i>			-0.0015 (0.0015)	-0.0071 *** (0.0022)
<i>Dual</i>			0.0056 *** (0.0021)	0.0055 *** (0.0021)
<i>HS</i>			-0.0683 *** (0.0329)	-0.0677 *** (0.0321)
<i>GDP</i>			0.3127 *** (0.1043)	0.3074 *** (0.0997)
<i>RMS</i>			0.0451 (0.0384)	0.0479 (0.0380)
常数项	0.0431 *** (0.0113)	0.1123 *** (0.0177)	0.0396 (0.1173)	0.1930 * (0.1110)
年度固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	NO	YES	NO	YES
样本量	21 896	21 896	21 896	21 896
调整 <i>R</i> ²	0.1744	0.1123	0.2247	0.1843

注：括号内的标准误经过了公司层面的聚类调整；***、**、* 分别表示回归系数在1%、5%、10% 水平上显著。下同。

在基准回归中, 本文将“宽带中国”战略实施视为一次“拟外生冲击”, 运用双重差分方法考察了数字基础设施建设对企业“短债长用”行为的影响。然而, 双重差分方法的应用前提是平行趋势假设, 即在“宽带中国”战略实施之前, 企业“短债长用”行为在实验组和对照组存在平行的变动趋势。基于此, 本文采用事件研究法对“宽带中国”战略实施的动态效应进行考察, 以此检验平行趋势假设并确认政策发挥作用的具体时间点。借鉴刘贯春等(2021)的做法, 以事前一年为基期构建如下跨期动态效应模型:

$$Inv_{it} = \alpha_0 + \sum_{k \geq -4, k \neq -1}^4 \vartheta_k DIF^k \times Slev_{it} + \sum_j \beta_j X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中:*DIF*^{*k*}表示企业*i*所在地实施“宽带中国”战略之前(之后)第*k*年的样本。特别地,*DIF*⁻⁴(*DIF*⁴)表示企业*i*所在地实施“宽带中国”战略之前(之后)4年及以上的所有样本。其他变量与计量模型(1)一致。在计量模型(2), ϑ_k 刻画了“宽带中国”战略实施第*k*年对企业“短债长用”行为的影响。如果平行趋势假设成立, $\vartheta_k(k < 0)$ 理应与0无显著差异。表3

报告了回归结果。观察第(1)—(4)列可知,交互项 $DIF \times Slev$ 的估计系数在“宽带中国”战略实施之前均未通过 10% 水平的显著性检验,这表明实验组和对对照组的企业“短债长用”行为在“宽带中国”战略实施之前不存在显著差异,能够较好地满足平行趋势假设。进一步地,从结果可以看出,在“宽带中国”战略实施之后,交互项 $DIF \times Slev$ 的估计系数均为负值且至少通过了 10% 水平的显著性检验,这说明“宽带中国”战略实施对企业“短债长用”行为的抑制作用发生于政策实施第一年并持续存在于随后数年,再次证实了本文的研究假说 1。

表 3 动态效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>
$DIF^{-4} \times Slev$	-0.0314 (0.0332)	-0.0301 (0.0286)	-0.0874 (0.0713)	-0.0894 (0.0738)
$DIF^{-3} \times Slev$	-0.0288 (0.0293)	-0.0225 (0.0321)	-0.0917 (0.0844)	-0.0885 (0.0781)
$DIF^{-2} \times Slev$	-0.0276 (0.0341)	-0.0293 (0.0396)	-0.0812 (0.0739)	-0.0856 (0.0763)
$DIF^0 \times Slev$	-0.0807 (0.0545)	-0.0816* (0.0480)	-0.1003** (0.0459)	-0.1041*** (0.0325)
$DIF^1 \times Slev$	-0.1157*** (0.0264)	-0.1183*** (0.0251)	-0.1068*** (0.0288)	-0.1093*** (0.0254)
$DIF^2 \times Slev$	-0.1269*** (0.0239)	-0.1256*** (0.0339)	-0.1286*** (0.0365)	-0.1269*** (0.0354)
$DIF^3 \times Slev$	-0.1231*** (0.0287)	-0.1237*** (0.0348)	-0.1201*** (0.0407)	-0.1293*** (0.0411)
$DIF^4 \times Slev$	-0.1257*** (0.0291)	-0.1356*** (0.0307)	-0.1323*** (0.0308)	-0.1258*** (0.0300)
控制变量	NO	NO	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	NO	YES	NO	YES
样本量	21 896	21 896	21 896	21 896
调整 R^2	0.2343	0.1689	0.2269	0.1731

(二) 进一步的证据

在前文的分析中,本文主要参考 McLean 和 Zhao(2014)、马红等(2018)的方法,基于“固定资产投资-短期负债”敏感度的框架展开实证分析。进一步地,为提供更加直接的实证证据,本文借鉴既有文献的做法(钟凯等,2016;刘晓光、刘元春,2019),直接构建企业“短债长用”的度量指标,随后采用如下计量模型来考察数字基础设施建设对企业投融资期限错配的影响:

$$Dzcy_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 DIF_{it} + \sum_j \beta_j X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式中: $Dzcy$ 表示企业“短债长用”的程度,借鉴既有文献做法,采用如下三个指标进行度量: $Dzcy1 = (\text{长期资产} - \text{长期负债} - \text{所有者权益}) / \text{长期资产}$,这一指标反映了短期负债所支持的长期资产的比重; $Dzcy2 = (\text{短期负债} / \text{总负债}) - (\text{短期资产} / \text{总资产})$,这一指标刻画了企业债务期限结构和资产期限结构的匹配程度; $Dzcy3 = \text{购建固定资产等投资活动现金支出} - (\text{长期借款本期增加额} + \text{本期权益增加额} + \text{经营活动现金净流量} + \text{出售固定资产现金流入})$,该指标反映了长期资产和长期资金的缺口。其他变量设定与计量模型(1)相一致。

基于计量模型(3),本文进行了重新回归。表 4 列示了详细的回归结果。容易看出,无论采用哪一个指标作为被解释变量,数字基础设施建设的估计系数均为负值,而且至少通过 10% 水平的显著性检验。这些结果充分表明,数字基础设施建设水平越高,企业依靠短期负

债支持长期投资的行为越少,从而为数字基础设施建设抑制企业“短债长用”行为提供了直接证据,再次证实了本文的研究假说。

表 4 进一步证据:数字基础设施建设与企业“短债长用”

	(1)	(2)	(3)
	<i>Dzcy1</i>	<i>Dzcy2</i>	<i>Dzcy3</i>
<i>DIF</i>	-0.0207** (0.0083)	-0.0179** (0.0087)	-0.0129* (0.0069)
控制变量	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
样本量	20 375	20 745	18 764
调整 R^2	0.0286	0.0304	0.0445

(三) 稳健性检验

为了验证本文基准回归结果的可靠性,本文还从替换核心变量度量方式、改变研究样本以及修正 DID 模型等三个维度进行稳健性测试。

首先,为了验证核心解释变量的度量方式是否会影响基准回归结果,本文进行如下两方面工作:(1)鉴于基准回归中使用“宽带中国”战略实施来表征数字基础设施建设水平,在该部分本文使用城市的互联网普及率作为数字基础设施建设水平的度量指标进行参数再估计,回归结果见表 5 第(1)列;(2)中国金融体系以银行为主导,这使得银行贷款在企业负债中占据绝对主体。基于此,本文以短期银行贷款与企业总资产的比值作为 *Slev* 的度量指标,重新回归的结果见表 5 第(2)列。观察结果可知,替换核心解释变量的度量方式之后,交互项的估计系数仍显著为负,基本结论保持不变。

其次,为了验证改变研究样本是否会导致不同的研究结论,本文一方面将非平衡面板数据转化为平衡面板数据,以使研究样本在时间序列上更具可比性,表 5 第(3)列汇报了平衡面板数据的回归结果;另一方面,考虑到某些行业(如农业、服务业等)较少进行固定资产投资的事实可能会对回归结果造成干扰,本文仅使用制造业样本进行回归,表 5 第(4)列汇报了制造业样本的回归结果。可以发现,无论是采用平衡面板数据进行回归还是采用制造业样本进行回归,交互项的估计系数均未发生根本性改变,结果依旧稳健。

最后,修正异质性处理效应。多期 DID 模型均会面临异质性处理效应的挑战,根据制度背景可知,“宽带中国”战略是分批次、分地区逐步推进的,故本文所采用的 DID 模型为多期 DID 模型。因此,为修正异质性处理效应,本文利用 Sun 和 Abraham(2021)提出的包含异质性处理效应的稳健估计量进行再估计,结果见表 5 第(5)列。观察结果可知,回归结果仍旧显著支持前文结论。

表 5 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>
<i>DIF</i> × <i>Slev</i>	-0.2066*** (0.0703)	-0.1198*** (0.0244)	-0.1136*** (0.0287)	-0.1254*** (0.0254)	-0.1139*** (0.0298)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	21 896	21 154	17 231	15 219	21 896
调整 R^2	0.2236	0.1755	0.1974	0.1632	0.2345

注:篇幅所限,独立项 *DIF* 和 *Slev* 的回归结果未予展示。下同。

(四) 异质性分析

在前文的实证工作中,本文为数字基础设施建设与企业“短债长用”行为之间的关系提供了诸多的经验证据。但显然,这些证据更多地体现在整体层面,忽略了不同类型企业之间的异质性。根据研究假说2,数字基础设施建设与企业“短债长用”行为之间的关系与银企间的信息不对称程度紧密相关。基于此,本文将全样本划分为两组进行子样本估计,以期提供更加有说服力的实证结果。在开展异质性分析时,如何度量信息不对称程度尤为关键。纵观国内外现有文献,测度方法各式各样,包括企业规模、抵押品丰裕程度、分析师关注、机构投资者持股等(Custódio and Metzger, 2014)。结合现有数据,本文尝试从企业内部特征、外部监督和地区金融市场环境三个层面尝试寻找合适的代理变量度量信息不对称程度,并对其重要性展开深入分析。

首先,本文从企业规模和抵押品丰裕程度两个维度来刻画信息不对称程度。依据融资约束理论可知,相对于大规模企业和抵押品丰富的企业,小规模企业和抵押品匮乏的企业通常会面临严重的融资约束,其根本原因在于这类企业信息透明度较差且不能提供充分的抵押物(钱雪松、方胜, 2017)。换言之,这类企业与金融机构之间存在较为严重的信息不对称问题。有鉴于此,本文进行了如下两方面工作:第一,采用总资产自然对数度量企业规模,将中位数以下的企业归类为高信息不对称组,中位数及以上的企业归类为低信息不对称组,随后进行分组估计;第二,采用固定资产占总资产比重度量企业抵押品丰裕程度,将中位数以下的企业归类为高信息不对称组,中位数及以上的企业归类为低信息不对称组,随后进行分组估计。表6汇报了基于企业规模和抵押品丰裕程度的分组估计结果。不难发现,数字基础设施建设与短期负债交互项的估计系数在小规模企业和抵押品较为匮乏的企业中显著为负,而在大规模企业和抵押品丰富的企业中则未通过10%水平的显著性检验。这些结果充分说明,金融机构与企业间的信息不对称程度越严重,数字基础设施建设对实体企业“短债长用”行为的抑制作用越强,研究假说2得到证实。

表 6 基于企业内部特征的分组检验

	企业规模		企业抵押品丰裕程度	
	low	high	low	high
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIF</i> × <i>Slev</i>	-0.1294** (0.0503)	-0.0497 (0.0603)	-0.1094*** (0.0301)	-0.0444 (0.0675)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	11 436	10 460	11 253	10 642
调整 R^2	0.2193	0.2046	0.2401	0.2231

注:组间系数差异检验显示,核心解释变量的估计系数在不同分组间存在显著差异。下同。

其次,本文从分析师追踪和媒体关注两个维度来刻画信息不对称程度。作为相关的专业研究人员,分析师能够挖掘并整理出企业隐藏在财务报表背后的关键信息,以降低企业与外部投资者之间的信息不对称(Cheng et al., 2014)。类似地,媒体可以通过质疑或原创性调查与分析直接揭露企业内部丑闻,因而媒体的高度关注可以抑制管理层违规披露等行为,使外部投资人获得更为重要且真实的信息(Dyck et al., 2008)。换言之,分析师追踪和媒体高度关注的企业具有较高的信息透明度。基于此,本文从分析师追踪和媒体关注两个维度对研究假说2进行验证。具体而言,第一,依据企业分析师追踪的人数,将中位数以下的企业

归类为高信息不对称组,中位数及以上的企业归类为低信息不对称组,随后进行分组估计;第二,采用报刊新闻报道的次数来度量企业的媒体关注程度,然后依据这一指标的中位数,将中位数以下企业归类为高信息不对称组,中位数及以上的企业归类为低信息不对称组,再进行分组估计。表7汇报了基于分析师追踪和媒体关注的分组估计结果。不难发现,数字基础设施建设与短期负债交互项的估计系数在分析师追踪人数较少和媒体关注程度较低的企业中显著为负,而在分析师追踪人数较多和媒体关注程度较高的企业中则未通过10%水平的显著性检验。这些结果充分说明,金融机构与企业间的信息不对称程度越严重,数字基础设施建设对实体企业“短债长用”行为的抑制作用越强,再次验证了本文的研究假说2。

表7 基于企业外部监督的分组检验

	分析师追踪		媒体关注	
	low	high	low	high
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIF</i> × <i>Slev</i>	-0.1596*** (0.0563)	-0.0674 (0.0704)	-0.1288** (0.0509)	-0.0599 (0.0610)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	12 043	9 853	12 676	9 220
调整 R^2	0.2166	0.2409	0.2237	0.2567

最后,本文从银行密度和银行竞争程度两个维度刻画信息不对称程度。由债务期限结构的信息不对称理论可知,地区金融市场环境是企业信贷融资及其债务期限结构的重要决定因素(Lin et al., 2015)。理论上,银行密度和银行竞争程度越高,当地金融机构将具有更强的信息甄别优势,从而降低其与企业之间的信息不对称程度。有鉴于此,本文一方面以城市银行分支机构数与城市人口的比值度量城市银行密度,随后依据这一指标的中位数,将中位数以下城市内的企业归类为高信息不对称组,中位数及以上城市内的企业归类为低信息不对称组,再进行分组估计。另一方面,采用国有五大商业银行(包括中国工商银行、中国建设银行、中国农业银行、中国银行和交通银行)分支机构数占该城市全部商业银行分支机构数的比重来度量银行竞争^①,随后依据这一指标的中位数,将中位数以下城市内的企业归类为低信息不对称组,中位数及以上城市内的企业归类为高信息不对称组,再进行分组估计。表8汇报了基于地区银行密度和银行竞争程度的分组估计结果。

表8 基于地区金融市场环境的分组检验

	银行密度		银行竞争程度	
	low	high	low	high
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DIF</i> × <i>Slev</i>	-0.1497*** (0.0504)	-0.0541 (0.0501)	-0.1530*** (0.0490)	-0.0555 (0.0729)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	9 984	11 912	10 567	11 329
调整 R^2	0.2145	0.1996	0.2601	0.2435

①国有五大商业银行所占比重越大,表明银行竞争程度越小。

不难发现,数字基础设施建设与短期负债交互项的估计系数在银行密度和银行竞争程度较低的地区显著为负,而在银行密度和银行竞争程度较高的地区则未通过 10% 水平的显著性检验。这些结果充分说明,金融机构与企业间的信息不对称程度越严重,数字基础设施建设对实体企业“短债长用”行为的抑制作用越强,再次验证了本文的研究假说 2。

五、进一步讨论

(一) 机制检验

在理论分析部分,本文提出数字基础设施建设加速了数字技术的发展和运用,提高了信息披露质量,信息不对称的缓解使得金融机构的长期信贷供给意愿增强,最终减少了实体企业“短债长用”行为。为证实这一逻辑,本文进行了如下工作:

第一,验证数字基础设施建设是否加速了数字技术的发展和运用。具体而言,本文采用数字化转型程度来度量数字技术在银行和企业的应用水平。其中,*Bankdif* 代表银行的数字化转型程度;*Firmdif* 代表企业的数字化转型程度。观察表 9 第(1)—(2)列的结果可知,无论是对于银行还是企业的数字化转型程度,数字基础设施建设的估计系数均显著为正,这说明数字基础设施建设推动了银行和企业的数字化转型。换言之,数字基础设施建设加速了数字技术在银行和企业层面的应用。

第二,验证数字基础设施建设是否提高了信息披露质量。借鉴 Kim 和 Verrecchia(2001)的做法,本文计算了用于度量企业信息披露质量的 KV 指数(数值越大表明信息披露质量越差),随后检验数字基础设施建设对其有何影响,回归结果见表 9 第(3)列。可以发现,数字基础设施建设的估计系数显著为负,这说明数字基础设施建设有助于提高企业的信息披露质量,从而降低银企间的信息不对称。

第三,验证数字基础设施建设是否增加了企业长期信贷资源可得性。以长期负债与企业总资产的比值作为企业长期负债率的度量指标(*Llev*),表 9 第(4)列检验了数字基础设施建设对企业长期负债率的影响。容易看出,数字基础设施建设促使企业的长期负债率显著上升。这一结果说明,数字基础设施建设强化了金融机构的长期信贷供给意愿,使得企业长期资金不足的问题得以缓解,从而企业“短债长用”行为趋于减少。为了进一步验证该作用机制,本文以长期负债占负债总额的比重来度量企业的债务期限结构(*Debtm*),直接检验了数字基础设施建设对企业债务期限结构的影响。结果如表 9 第(5)列所示,数字基础设施建设的估计系数为正值,且通过 1% 水平的显著性检验,这表明数字基础设施建设促使企业的债务期限结构趋于延长。

表 9 机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Bankdif</i>	<i>Firmdif</i>	<i>KV</i>	<i>Llev</i>	<i>Debtm</i>
<i>DIF</i>	0.0014*** (0.0005)	0.0029*** (0.0007)	-0.0164*** (0.0052)	0.0022*** (0.0007)	0.0013*** (0.0005)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1 004	21 896	21 896	21 896	21 896
调整 R^2	0.1263	0.3976	0.1683	0.3748	0.2905

(二) 拓展性研究

在前文中,本文讨论了数字基础设施建设对企业“短债长用”行为的影响及其背后的作用机制,但仍有一些问题需进一步探讨。例如,数字基础设施建设会对企业的整体经营状况产生怎样的影响?理论上讲,既然数字基础设施建设可以抑制企业“短债长用”行为,那么其理应有利于改善企业的整体经营状况。有鉴于此,本文接下来将进一步探讨数字基础设施建设对企业整体经营状况的影响。

具体而言,本文一方面以企业资产净利润率 ROA 和利润总额的自然对数 $\ln profit$ 作为被解释变量,考察数字基础设施建设是否通过抑制企业“短债长用”行为对企业经营绩效产生了正向影响。结果汇报于表 10 第(1)—(2)列,可以发现,交互项 $DIF \times Dzcy1$ 的估计系数均显著为正,这说明数字基础设施建设通过抑制企业“短债长用”行为提高了企业资产净利润率和利润规模。另一方面,本文参考前期文献(Chen et al., 2010)的做法,计算了企业的财务风险指数 $Zscore$ ^①,随后考察了数字基础设施建设是否通过抑制企业“短债长用”行为降低了企业财务风险。回归结果见表 10 第(3)列,容易看出,交互项 $DIF \times Dzcy1$ 的估计系数为 -0.0682 ,且通过了 1%水平的显著性检验,这表明数字基础设施建设通过抑制企业“短债长用”行为降低了企业的财务风险。由此可见,数字基础设施建设可以改善企业的整体经营状况,从而验证了前文的理论推断。

表 10 数字基础设施建设与企业整体经营状况

	(1)	(2)	(3)
	ROA	$\ln profit$	$Zscore$
$DIF \times Dzcy1$	0.0122 *** (0.0015)	0.0116 *** (0.0017)	-0.0682 *** (0.0135)
控制变量	YES	YES	YES
年度固定效应	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
样本量	21 896	19 002	19 974
调整 R^2	0.4013	0.3356	0.4219

六、结论与政策建议

近年来,“短债长用”导致企业陷入资金困境甚至面临破产清算的现象不断涌现。对此,不仅政府部门给予了高度重视,学界也对企业“短债长用”行为背后的原因及其缓解机制进行了深入探讨。立足于信贷供给方的视角,本文考察了数字基础设施建设对企业“短债长用”行为的影响。在系统梳理相关理论的基础上,本文阐述了数字基础设施建设如何通过信贷期限结构作用于企业“短债长用”行为,在此基础上提出了两个待检验的研究假说。随后,将“宽带中国”战略实施的数据与 2010—2020 年中国非金融类上市公司财务数据相匹配,基于“固定资产投资-短期负债”敏感度的分析框架开展系列实证检验。

研究发现,数字基础设施建设弱化了短期负债与固定资产投资之间的敏感性,即数字基础设施建设抑制了企业“短债长用”行为。随后,异质性检验结果显示,上述效应会因信息不

^①财务风险指数计算公式为 $Zscore = 6.56 \times a_1 + 3.26 \times a_2 + 6.72 \times a_3 + 1.05 \times a_4 + 3.25$ 。其中, a_1 为营运资本与总资产的比值; a_2 为留存收益与总资产的比值; a_3 为息税前利润与总资产的比值; a_4 为所有者权益的账面价值与总负债的比值。该指标越大,说明企业的财务风险越小,但为了便于解读回归结果,本文对这一指标作相反数处理。

对称程度的大小而呈现出差异化模式,具体表现为数字基础设施建设对“短债长用”的抑制作用在抵押品匮乏、外部监督较少以及所处地区金融环境较差的企业中更为凸显。机制检验发现,数字基础设施建设通过提升长期信贷可得性,填补了企业投资面临的长期资金缺口,从而抑制了企业“短债长用”行为。进一步的拓展性研究发现,数字基础设施建设还显著提升了企业的经营绩效以及显著降低了企业财务风险。此外,经过调整模型设定、更换核心指标度量方式及改变研究样本等多个维度的稳健性测试后,上述结论依旧成立。综上可知,数字基础设施建设削弱了金融机构提供短期信贷合约以控制道德风险的动机,使得企业长期资金需求得到满足,进而抑制了企业的“短债长用”行为。

依据理论分析和实证结果,本文提出以下两点政策建议:第一,尽管企业依靠滚动短期债务支持长期投资可以暂时应对长期资金不足的困境,但是长此以往会导致企业投融资期限结构处于失衡状态,进而损害企业经营绩效(刘晓光、刘元春,2019)。因此,为减少“短债长用”的异象并推动企业高质量发展,各级政府应当加大数字基础设施建设力度,加速数字技术与传统金融服务相结合,以提升金融机构的信息获取和处理能力,从而弱化其对长期债务的“慎贷”动机,最终抑制企业的“短债长用”行为。第二,本文的一个重要发现是:“宽带中国”战略实施带来的数字基础设施建设水平提升可以有效抑制企业投融资期限错配。据此,应当扩大“宽带中国”战略的实施范围,促使数字技术发展朝着广度和深度两个方面着力,加速其在金融领域的应用,进而使得金融机构可以为实体企业提供更深层次的金融服务。此外,还需构建“一对一”式的银企直连系统以缓解银企间的信息不对称问题,增加企业长期信贷的可得性,最大化数字技术对企业投融资期限错配的矫正作用。

参考文献:

- 1.白云霞、邱穆青、李伟,2016:《投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较》,《中国工业经济》第7期。
- 2.戴静、刘贯春、许传华、张建华,2020:《金融部门人力资本配置与实体企业金融资产投资》,《财贸经济》第4期。
- 3.丁龙飞、谢获宝、韩忠雪,2020:《子公司自主权、财务公司与短贷长投》,《金融经济研究》第4期。
- 4.李增福、云锋,2023:《网络基础设施建设与企业会计稳健性——基于“宽带中国”战略的准自然实验研究》,《外国经济与管理》第1期。
- 5.刘贯春、段玉柱、刘媛媛,2019:《经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资》,《经济研究》第8期。
- 6.刘贯春、叶永卫、张军,2021:《社会保险缴费、企业流动性约束与稳就业——基于〈社会保险法〉实施的准自然实验》,《中国工业经济》第5期。
- 7.刘晓光、刘元春,2019:《杠杆率、短债长用与企业表现》,《经济研究》第7期。
- 8.马红、侯贵生、王元月,2018:《产融结合与我国企业投融资期限错配——基于上市公司经验数据的实证研究》,《南开管理评论》第3期。
- 9.钱雪松、方胜,2017:《担保物权制度改革影响了民营企业负债融资吗?——来自中国〈物权法〉自然实验的经验证据》,《经济研究》第5期。
- 10.邱风、盛志鹏、殷功利:《融资约束下政府补贴对创新绩效影响研究——来自中国上市公司2010-2019专利数据的经验证据》,《江南大学学报(人文社会科学版)》第5期。
- 11.唐松、伍旭川、祝佳,2020:《数字技术与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》,《管理世界》第5期。
- 12.田秀娟、李睿,2022:《数字技术赋能实体经济转型发展——基于熊彼特内生增长理论的分析框架》,《管理世界》第5期。
- 13.吴非、胡慧芷、林慧妍、任晓怡,2021:《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》,《管理世界》第7期。
- 14.吴晓求,2015:《互联网金融:成长的逻辑》,《财贸经济》第2期。
- 15.徐亚琴、陈娇娇,2020:《利率市场化能抑制企业投融资期限错配么?》,《审计与经济研究》第5期。
- 16.钟凯、程小可、张伟华,2016:《货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜》,《管理世界》第3期。
- 17.Chen, H., J. Z. Chen, G. J. Lobo, and Y. Wang. 2010. “Association between Borrower and Lender State Ownership and Accounting Conservatism.” *Journal of Accounting Research* 48(5): 973-1014.

- 18.Cheng, B., I. Ioannou, and G. Serafeim. 2014. "Corporate Social Responsibility and Access to Finance." *Strategic Management Journal* 35(3): 1-23.
- 19.Custódio, C., and D. Metzger. 2014."Financial Expert CEOs: CEO's Work Experience and Firm's Financial Policies." *Journal of Financial Economics* 114(1): 125-154.
- 20.Demertzis, M., S. Merler, and G. B. Wolff. 2018. "Capital Markets Union and the Fintech Opportunity." *Journal of Financial Regulation* 4(1): 157-165.
- 21.Dyck, I., N. Volchkova, and L. Zingales. 2008. "The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia." *Journal of Finance* 63(3):1093-1135.
- 22.Fan, J.P.H., S. Titman, and G. Twite. 2012. "An International Comparison of Capital Structure and Debt Maturity Choices." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 47(1): 23-56.
- 23.Fuster, A., M.Plosser, and P. Schnabl. 2019. "The Role of Technology in Mortgage Lending." *The Review of Financial Studies* 32(5): 1854-1899.
- 24.Goldfarb, A., and C. Tucker. 2019. "Digital Economics." *Journal of Economic Literature* 57(1): 3-43.
- 25.Kahl, M., A. Shivdasani, and Y. Wang. 2015. "Short-Term Debt as Bridge Financing: Evidence from the Commercial Paper Market." *Journal of Finance* 70(1): 211-255.
- 26.Kim, O., and R. E. Verrecchia.2001. "The Relation among Disclosure, Returns, and Trading Volume Information." *Accounting Review* 76(4):633-654.
- 27.Lin, J.Y., X. Sun, and H. X. Wu. 2015. "Banking Structure and Industrial Growth: Evidence from China." *Journal of Banking and Finance* 58: 131-143.
- 28.Masayo, S. 2020. "Bank Loan Supply Shocks and Leverage Adjustment." *Economic Modelling* 87(5):447-460.
- 29.McLean, R., and M. Zhao. 2014. "The Business Cycle, Investor Sentiment, and Costly External Finance." *Journal of Finance* 69(3): 1377-1409.
- 30.Sun, L., and S. Abraham.2021. "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects." *Journal of Econometrics* 225(2):175-199.
- 31.Tsai, C. H., and K. J. Peng. 2017. "The FinTech Revolution and Financial Regulation: The Case of Online Supply Chain Financing." *Asian Journal of Law and Society* 4(1):1-24.

Digital Infrastructure Construction and Firms' Asset-Debt Maturity Mismatch Improvement

Ye Yongwei¹, Tao Yunqing² and Li Xin³

(1: School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics; 2: National School of Development, Institute of Digital Finance, Peking University; 3: College of Business, Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: This paper views the "Broadband China" strategy as a "pseudo exogenous impact" on digital infrastructure construction, and examines the impact of digital infrastructure construction on the firms' asset-debt maturity mismatch using the difference-in-difference method. The results show that the digital infrastructure construction can alleviate firms' behavior of investment with short-term financing, and the effect demonstrates a differentiated pattern due to the degree of information asymmetry. Specifically, in the firms with less collateral, less external supervision and poor financial environment, the effect of digital infrastructure construction alleviating firms' behavior of investment with short-term financing is more prominent. The mechanism tests find that improving the availability of long-term credit is the core mechanism for digital infrastructure construction to alleviate firms' behavior of investment with short-term financing. Further study demonstrates that in addition to alleviating firms' behavior of investment with short-term financing, digital infrastructure construction also improves corporate performance and reduces corporate financial risks. This paper indicates that digital infrastructure construction can help to improve the efficiency of credit fund allocation and change firms' asset-debt maturity mismatch.

Keywords: Digital Infrastructure Construction, Debt Maturity, Information Asymmetry, Investment with Short-term Financing

JEL Classification: G31, G34