文化包容性与数字普惠金融发展

刘毓芸， 曾 燕， 汪寿阳， 严翠欣

［摘要］ 包容性是中华文明五个突出特性之一，其兼收并蓄的精神内核有助于从需求端促进数字普惠金融发展。本文主要考察文化包容性在数字普惠金融发展中的作用，认为其一方面推动了金融交易摆脱熟人关系构建的短半径投融资网络，转向交易半径更长的数字普惠金融工具；另一方面，促使信息和数据传输突破社交强关系网，为数字普惠金融发展提供数据基础。本文利用微观调查问卷度量的中国297个地级行政单位的文化包容性程度，结合2017—2023年北京大学数字普惠金融指数，实证检验发现：文化包容性越高的地区数字普惠金融发展越好；文化越包容时，人们越不依赖熟人、宗族等短半径投融资渠道，而越倾向选择交易半径长的数字普惠金融工具；在文化越包容的地区，数字普惠金融平台被用户授权了更多数据，企业、平台、机构之间数据授权与安全传输所依赖的区块链技术获得了更多投资，企业也更加重视数据共享与数据资产。本文为理解数字普惠金融发展中存在的普惠性不足问题提供了需求侧解释，为理解中华文化在数字经济时代的作用提供了新的理论机制，也为发挥政府的“有为”作用推动数字普惠金融发展与中华文化传承发展提供了政策依据。

［关键词］ 文化包容性； 数字普惠金融； 交易半径； 数据要素供给

［中图分类号］F123 ［文献标识码］A ［文章编号］1006-480X(2025)08-0045-19

一、引言

中国持续推动数字普惠金融发展，旨在利用数字技术普惠地满足各阶层的金融需求。近年来，尽管数字化程度不断提高，但普惠性水平仍有待提升。例如，虽然大科技信贷、供应链金融等新兴信贷模式帮助金融中介降低了不良率，但仍有大量中小微企业因长期缺乏信用记录，导致其融资难问题难以通过数字技术得到解决。截至2023年9月，中国登记在册的个体工商户有1.22亿户，而普惠小微授信户数6107万户，仅占1/2。根据《中国普惠金融指标分析报告(2021年)》显示，尽管农村受访者数字支付使用率约达70%，但由于信用基础数据采集困难，农村数字普惠金融发展相对滞

［收稿日期］ 2024-08-15

［基金项目］ 国家社会科学基金重点项目“金融数字化与金融风险治理研究”(批准号24AZD019)。

［作者简介］ 刘毓芸，中山大学国际金融学院副教授，经济学博士；曾燕，中山大学岭南学院、南方海洋科学与工程广东省实验室(珠海)教授，博士生导师，理学博士；汪寿阳，中国科学院数学与系统科学研究院研究员，博士生导师，理学博士；严翠欣，中山大学国际金融学院硕士研究生。通讯作者：曾燕，电子邮箱：zengy36@mail.sysu.edu.cn。感谢广东省基础与应用基础研究基金“产业数字金融赋能实体经济的理论及其应用研究”的支持。感谢蒋恒燕、杨正钰、游婷茹、张苇航、朱湘琳、刘佳宜、杜一帜等出色的助研工作。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。

后。又如,尽管各平台推出了种类多样且使用便捷的数字普惠金融工具,但家庭在面临信贷需求时,大多数情况下仍会优先选择银行等金融机构或亲朋好友等私人借贷渠道,而愿意选择数字普惠金融工具的家庭比例不到前两者的1/20。①

目前,学术界和政策界主要关注数字普惠金融供给及其对经济发展的诸多积极影响,却忽略了其普惠性不足的问题及背后的需求抑制机制。例如,大量文献研究了数字普惠金融在促进消费与投资、缩小收入差距、支持创新创业、重塑金融监管体系、提升中国经济发展质量、提高居民幸福感等方面的作用(黄益平和黄卓,2018;曾燕和查佳婧,2024)。政策界侧重通过供给侧改革来增强数字金融服务的普惠性,而对需求端的关注度相对不足。然而,不容忽视的是,数字普惠金融的发展不仅受制于供给端,同样也受到需求端因素的显著影响。从宏观层面看,曾燕等(2024)分析了中国31个省份的数字普惠金融发展路径及其多维影响因素,发现供给因素和需求因素在不同阶段交替发挥主导作用,浙江、广东等省份在2018年前后依次进入数字普惠金融发展路径转换的"瓶颈阶段",其数字普惠金融需求的增长显著低于其他地区,需求抑制成为制约这些省份数字普惠金融发展的主要原因;Leonardi et al.(2001)指出,即便金融供给相同,当所处区域的文化不同时,其运行结果也可能呈现出显著差异。从微观层面看,大量研究表明,即使在数字金融平台上,投资者依然表现出明显的本地偏好。这一现象很可能源于本地社交网络、信任感以及金融习惯等因素对金融需求的抑制作用。然而,仅有少数文献关注了居民受教育程度、使用金融工具的习惯、民生需求等影响数字普惠金融发展的需求端因素(郭峰和王瑶佩,2020;王修华和赵亚雄,2022;曾燕等,2024)。因此,从需求角度探讨数字普惠金融的发展至关重要。

本文旨在探讨文化包容性如何从需求端对中国数字普惠金融的发展产生影响。2023年中央金融工作会议指出,要把马克思主义金融理论同当代中国具体实际相结合、同中华优秀传统文化相结合。包容性作为中华文明五大突出特性之一,其精神内核在于兼收并蓄,有助于突破关系、身份及社交距离等限制。这一特征与发展数字普惠金融的初衷,即提升金融服务的包容性以满足各阶层的金融需求相契合。正如银行发展史上格莱珉银行的案例所揭示的,②普惠金融这一概念的提出也是得益于文化包容性的推动。文化与金融领域的相关文献尽管考察了中国宗族文化、种植文化、企业文化等维度对金融发展的影响(如潘越等,2019;Chen et al., 2022),但较少关注文化包容性的作用。

理论上,本文认为,文化包容性越强,就越有助于扩大金融交易半径、增加数据供给,进而从需求端驱动数字普惠金融发展。文化包容性本质上是对多样性所带来风险的主动承担。文化越包容,人们承担风险的意愿随交易对手身份背景不同而变动的敏感程度越小。这一方面有助于微观个体在进行投融资决策时突破社会身份所划定的熟人间短半径交易,通过更具普惠性的数字金融平台寻找收益与风险的最佳结合点,带动数字普惠金融发展(黄益平和黄卓,2018);另一方面,有助

① 根据2019年中国家庭金融调查信贷需求部分问题统计所得。

② 根据《亚洲金融发展报告——普惠金融篇》,格莱珉银行起源于1974年穆罕默德·尤努斯教授在孟加拉国一个村庄的小额信贷实验,现已发展成为规模最大、运作最成功、影响力最大的小额贷款金融机构之一,并被众多国家学习借鉴。在成立之初,格莱珉银行便以包容性为原则,强调让所有人在有需求的时候能够以合适的价格方便快捷并有尊严地享受金融服务。作为其运营模式的"灵魂"——"十六条公约",也强调了包容性。例如,"我们不应该对任何人施加不公平的待遇,也不应该允许任何人这样做""我们应该随时准备互相帮助。如果任何人遇到困难,都应该帮助他/她"。截至2019年底,格莱珉银行已服务孟加拉国超过93%的村庄,其所创新的运营模式成为小额信贷类普惠金融业务的灯塔和标杆。

于信息与数据传输突破基于亲缘、地域、身份等建立的人际强关系网，为数字普惠金融发展提供数据基础，进而从需求端促进数字普惠金融发展（Granovetter，1973；Larson and Lewis，2017）。

实证上，本文利用相关年份中国劳动力动态调查（CLDS）数据，度量了中国297个地级行政单位（简称地级市）文化包容性程度，并结合北京大学数字普惠金融指数，检验了文化包容性对数字普惠金融发展的影响。实证结果显示，文化包容性越强的地区，数字普惠金融发展水平越高。当文化越包容时，人们越不依赖熟人、宗族等短半径投融资渠道，而越愿意选择交易半径长的数字普惠金融工具；在文化越包容的地区，数字普惠金融平台被用户授权了更多数据，企业、平台、机构之间数据授权与安全传输所依赖的区块链技术获得了更多投资。当考虑了潜在的内生性问题后，文化包容性影响数字普惠金融发展的结论依然成立。

相较于已有研究，本文存在两方面的边际贡献：一方面，已有研究主要集中于探讨数字普惠金融的经济影响（黄益平和黄卓，2018；张勋等，2020），然而，对于其普惠性不足的问题及其背后的需求侧因素鲜有关注。此外，这些研究也未能充分解释在中国积极推进金融供给侧改革的大背景下，地区间数字普惠金融发展仍存在鸿沟的原因。本文从数字普惠金融发展的需求端考察文化包容性的影响，有助于厘清影响数字普惠金融发展的深层次因素及作用机制。另一方面，文化与金融领域的已有研究更多关注中国宗族文化、稻作文化、企业文化等对金融发展的影响（潘越等，2019；Chen et al.，2022）。然而，上述研究大多是立足文化的外在形态来进行描述，本文则立足于文化的内在特征展开研究，并提出了包容性这一新视角。

二、理论分析

1.概念界定

文化包容性的精神内核是兼收并蓄。中华文明具有突出的包容性。中华文化认同超越地域乡土、血缘世系、宗教信仰等，把内部差异极大的广土巨族整合成多元一体的中华民族。中华文明的包容性，从根本上决定了中华民族交往交流交融的历史取向，决定了中国各宗教信仰多元并存的和谐格局，决定了中华文化对世界文明兼收并蓄的开放胸怀。《周易》中记载："地势坤，君子以厚德载物"，意思是君子应该像大地一样具有包容万物的高尚品德。在《礼记》中包容性被表述为："万物并育而不相害，道并行而不相悖"，意思是天下万物能一同发育而不相互危害、各种行为准则能同时进行而不相互矛盾。公元638年，唐太宗给景教[①]的诏书中写道："道无常名，圣无常体，随方设教，密济众生"，意思是只要是有利于民生福利的"道"，无论以怎样的载体来体现，都应得到包容（叶朗，2014）。近代学者费孝通将包容性总结为："各美其美、美人之美、美美与共、天下大同"，意思是承认、尊重并包容世界文化多样性，共同推动人类文明的繁荣发展。

文化包容性这一概念在经济学文献中鲜有提及。为便于深入分析，本文将在经济学语境下对其进行定义。通过分析关于包容性的重要讲话以及中国古代典籍中与包容性相关的表述，不难看出，文化包容性兼收并蓄的内涵在本质上是对身份多样性所带来的风险的主动承担（Douglas and Wildavsky，1983）。当交易对手的身份背景（如地域来源、社会关系或宗教信仰等）越多样化时，人们通常认为交易风险会相应增加，尤其是在信息不对称且缺乏有效惩罚机制的情况下（黄少卿，2012）。然而，在文化包容性强的地区，人们普遍更愿意承担这一风险，或者说，人们承担风险的意

① 景教是基督教最早传入中国的一个分支。

愿随交易对手身份背景不同而变动的程度更小,即兼收并蓄。基于此,本文在经济学语境下将文化包容性定义为:人们对交易风险的承担意愿随交易对手身份背景不同而变化的不敏感程度。

上述定义所描述的文化包容性,恰恰是社会认同理论中所揭示的内群体偏爱(In-group Favoritism)与外群体歧视(Inter-group Discrimination)现象的对立面。这种现象表现为人们更加信任和偏爱同一群体内的成员,而排斥与歧视外群体成员。其内在逻辑是通过风险感知的排他性选择强化社会边界,而非促进包容(Douglas and Wildavsky, 1983)。在文化包容性强的地区,人们对交易对手社群身份多样性所带来的交易风险有相对更强的承担意愿,因此,更有助于打破阿马蒂亚·森(2009)所提出的寄生于身份的命运幻象。

本文对文化包容性的定义与统计性歧视、声誉惩罚机制并不冲突。统计性歧视强调客观先验信息,即依据过往统计所呈现的不同群体在某些特征上的系统性差异,利用个体所属群体的特征来差别化地预期个体特征。声誉惩罚机制是指在俱乐部规范的约束下,人们预期俱乐部内部成员之间会自动进行诚实交易,否则将面临俱乐部所有成员的联合惩罚,从而承受更大损失。该机制形成的可信承诺能够在经济金融活动中有效约束交易对手的行为,并减少其带来的负面影响(青木昌彦,2001)。统计性歧视和声誉惩罚机制将群体身份视为能力或忠诚度的标签,从而帮助人们降低信息成本和道德风险(黄少卿,2012)。在文化包容性强的地区,人们主动承担交易对手身份多样性带来的风险,这有助于纠正身份偏见。正如李斯所言:“泰山不让土壤,故能成其大;河海不择细流,故能就其深”。

本文所探讨的文化包容性定义,与文化经济学文献中的“普遍道德”(Moral Universalism)概念既有相似之处,又存在一定差异。普遍道德也称广义道德(General Morality),是指人们对其群体内部成员和外部成员表现出类似的利他和信任的程度;与普遍道德相反的是“有限道德”(Limited Morality),即信任与合作只局限于关系亲近的家庭成员或组织成员之间(Platteau, 2000)。Tabellini(2008)将对道德进行分类的思想引入了经济学模型,此后一系列研究考察了普遍道德对建立市场制度、法律发展、企业发展等方面的影响。但文化包容性这一概念比普遍道德更具一般性,且具有更深层次的微观基础。普遍道德是指信任与合作等与人为善的行为不局限于关系亲近的家庭成员或组织内部;而文化包容性概念中的兼收并蓄包括更一般、更广泛的行为而不局限于与人为善。文化包容性所比较的群体身份也更具一般性,不局限于家庭成员或组织成员内部。此外,普遍道德对应的微观基础是个体的行为,而文化包容性对应的微观基础是个体在行动之前的信念和预期,是更深层次的力量。

2.理论模型与研究假说

本文通过构建理论模型,阐释文化包容性从需求端影响数字普惠金融发展的双重机制。一是金融交易半径增大机制,即文化包容性有助于微观个体在进行金融交易时突破基于地域、亲缘关系的短半径熟人间借贷(Pendakur and Pendakur, 2002),而更倾向选择交易半径更长的数字普惠金融平台,进而在需求带动下促进数字普惠金融发展。金融交易存在风险,在投资之前需要进行风险评估。相较于与不熟悉的人进行交易,熟人间的声誉惩罚机制可以在一定程度上约束违约行为(青木昌彦,2001)。但是,熟人间的社交半径限定了个体对不同选项收益与风险的比较范围,而在数字普惠金融平台,个体可以拓宽交易半径以寻找收益与风险的最佳结合点(吴雨等,2020)。个体如何在两类交易渠道间进行选择,会受到文化包容性的影响。根据文化包容性的经济学定义,当其他条件相同时,相较于低包容性个体,高包容性个体对投资风险的承担意愿更不容易受到其与交易对手社交距离的影响,因此,更有可能选择数字普惠金融平台。当一个地区的文化包容性越强,即高包容

性个体所占比例越大时，通过数字普惠金融平台进行金融交易的需求也随之提升。同时，在供给条件相同的情况下，这也更易促进该经济体数字普惠金融的进一步发展。二是数据要素的供给促进机制，即文化包容性将激励微观个体向数字普惠金融平台授权数据，并在帮助微观个体寻找风险与收益最佳结合点的同时，为数字普惠金融发展提供基础数据要素（Larson and Lewis，2017）。具体而言，根据文化包容性的经济学定义，当其他条件相同时，相较于低包容性个体，高包容性个体对数据泄漏风险的承担意愿更不容易受到其与交易对手社交距离的影响。因此，文化包容性有助于数据要素流通突破基于地域、亲缘关系等构建的强关系网（Granovetter，1973），使宏观层面的数据和信息流通更为有效。当一个地区文化包容性越强，即高包容性个体占比越大时，数据要素供给越多，越有利于该经济体的数字普惠金融发展。

接下来，本文将借助一个简明的数学模型，对前述理论机制进行阐述。参考Tabellini（2008）的模型，假设一个经济体由标准化为1的无穷多个微观个体组成，任意个体i与j之间的社交距离服从均匀分布：$d_{ij}\sim U[\underline{d},\overline{d}]$，$d_{ij}$的值越小，表示二者越亲近；值越大，表示二者越陌生；$\underline{d}$和$\overline{d}$均为正的外生参数。

假设某任意个体i即将进行金融投资交易。期初i向随机分配的潜在交易对手j投资，$j\neq i$，期末j履约向i支付本息和。个体用于金融投资的本金标准化为1，不存在通货膨胀。假定有两种交易渠道可供选择：一是传统熟人借贷，投资比例为p_i，$0\leqslant p_i\leqslant 1$；二是数字普惠金融工具，投资比例为$(1-p_i)$。在传统熟人借贷渠道，假定1个单位投资在期末的本息和$r^F=r_0>0$，其中，r_0为外生常数。在数字普惠金融平台，假定1个单位投资在期末的本息和$r^D=r(D_i)$，其中，$D_i\geqslant 0$为个体决定授权的数据量，$r(\cdot)>r_0$，$r'>0$，$r''<0$。$r(D_i)$的经济学含义是，授权的数据要素越多时，越能通过与更多产品匹配而筛选出收益率更高的项目，但边际收益递减。假定存在信息不对称，也存在法律或声誉惩罚机制等对违约行为的惩罚制度，但由于制度存在不完备性且运转需要成本，因此并不能完全约束违约行为。

这里对个体的效用函数进行假定。假定个体具有风险厌恶特性，个体i与潜在交易对手j进行一项有风险的金融投资交易时，投资本金p_i的效用函数①为$u^c(p_i)=p_ir^c-\varepsilon_{ij}(p_ir^c)^2$，其中，$c$为$F$和$D$，分别代表传统熟人借贷渠道和数字普惠金融平台，$\varepsilon_{ij}$为服从指数分布的随机变量，期望和标准差随$i$与$j$的社交距离$d_{ij}$的增加而递增（Cohen et al.，2008）。

考虑到传统熟人借贷渠道和数字普惠金融平台的风险约束机制不同，本文分别在这两种交易渠道下对ε_{ij}的分布进行假定。在传统熟人借贷渠道，由于存在声誉惩罚机制（青木昌彦，2001），假定$\varepsilon_{ij}^F\sim Exp(\lambda/d_{ij})$。其中，$F$表示传统熟人借贷渠道，$\lambda>0$为常数。$d_{ij}$越大时，$E(\varepsilon_{ij}^F)=SD(\varepsilon_{ij}^F)=d_{ij}/\lambda$

① 对效用函数假定的理由如下：一是$u^c(p_i)=p_ir^c-\varepsilon_{ij}(p_ir^c)^2$满足效用函数的凹性假定，保证了优化问题有解。二是通过假定收益对效用的影响是一次的，而损失对效用的影响是二次的，该效用函数可以满足经济学中边际效用递减的基本假定。三是该效用函数允许效用为正也允许效用为负，符合投资收益为正时投资者效用为正、投资收益为负时投资者效用为负的基本心理。四是由于指数分布的随机变量取值为正，因此，ε_{ij}反映了交易对手j每违约1个单位的本息和给i带来的效用损失，这使得该效用函数满足个体风险厌恶的假定，即当损失风险越大时，投资者效用越低。五是现实中，当交易对手违约时，投资者不仅需承受金钱上的损失，还需耗费额外的时间成本，等待公安机关追回损失。鉴于统计学中通常假定随机服务系统的等待时间服从指数分布，因此，本文采用服从指数分布的随机变量ε_{ij}来反映交易对手j违约给投资者i带来的时间成本。$-\varepsilon_{ij}p_ir^{c2}$反映投资者效用受到交易对手违约带来的风险厌恶（-）、时间成本（ε_{ij}）、金钱损失（p_ir^c）的联合影响，以及边际效用递减效应。

越大,表明越不容易利用熟人关系实施声誉惩罚,因此,交易对手违约的可能性越大,损失风险越大。λ越大时,$E(\varepsilon_{ij}^{F})$和$SD(\varepsilon_{ij}^{F})$越小,表明损失风险越小,即声誉惩罚越有效。在数字普惠金融平台,假定违约风险对个体效用的影响程度不仅取决于文化包容性的强弱,还与个体授权数据要素的多寡相关。具体地,假定$\varepsilon_{ij}^{D}\sim\text{Exp}\{\alpha_i/[d_{ij}L(D_i)]\}$。其中,$D$表示数字普惠金融平台,$\alpha_i$表示投资者$i$的文化包容性程度,$L(D_i)$表示个体授权数据要素量$D_i$可能遭遇因数据泄露而带来的财产损失风险。假定$L(0)=1, L(\cdot)>0, L'>0, L''>0$。这表示,授权的数据要素数量越多,越有可能遭遇数据泄露而带来损失。这与常见的损失函数设定一致,即假定边际损失递增。由于$E(\varepsilon_{ij}^{D})=SD(\varepsilon_{ij}^{D})=d_{ij}L(D_i)/\alpha_i$,在其他条件不变的情况下,当$\alpha_i$越大时,个体对$d_{ij}$增大所带来的损失风险越不敏感,这符合文化包容性定义中个体对交易风险的承担意愿不随交易对手身份背景不同而变化的特性。简单起见,假定经济体中个体的包容性程度只有两种取值,即α_H和α_L,外生参数$\alpha_H>\alpha_L>0$。因此,本文将$\alpha_i=\alpha_H$的个体记为高包容性个体,将$\alpha_i=\alpha_L$的个体记为低包容性个体。假定经济体中高包容性个体的占比为q,其余部分为低包容个体。$q\alpha_H+(1-q)\alpha_L$反映了经济体的文化包容性程度,当其他条件不变时,q、α_H或α_L越大,则该经济体的文化包容性越强。为方便数学分析,本文进一步做如下三个假定。①

假定1:对任意$0\leqslant p_i\leqslant 1$,当投资本金相同(如均为$(1-p_i)$)时,个体$i$采用数字普惠金融平台投资的期望效用$E[u^{D}(1-p_i)]$小于或等于采用传统熟人借贷渠道投资的确定性本息和$r_0(1-p_i)$,即$r(D_i)(1-p_i)-r^2(D_i)(1-p_i)^2d_{ij}L(D_i)/\alpha_i\leqslant r_0(1-p_i)$。

假定1的经济学含义是:对任意金融投资交易,数字普惠金融平台这一投资渠道不能总是严格占优于熟人借贷渠道。如果不满足假定1,个体在数字普惠金融平台的期望效用$E[u^{D}(1-p_i)]=r(D_i)(1-p_i)-r^2(D_i)(1-p_i)^2d_{ij}L(D_i)/\alpha_i$将大于或等于熟人借贷渠道下的确定性本息和$r_0(1-p_i)$。同时,由于熟人借贷渠道的期望效用等于该确定性本息和减去交易对手违约带来的效用损失$r_0^{2}(1-p_i)^2d_{ij}/\lambda$,假定1不成立将意味着任意个体的任意金额的投资在数字普惠金融平台的期望效用总是严格高于在熟人借贷渠道的期望效用,即数字普惠金融平台总是严格占优于熟人借贷渠道,那么个体将全部通过数字普惠金融平台来投资。但根据2019年中国家庭金融调查数据显示,熟人间借贷是家庭在面临信贷需求时的首选渠道之一。因此,假定1符合现实情况,且界定了本文模型讨论的边界,即数字普惠金融平台并不总是严格占优于熟人借贷渠道。

假定2:对任意$0\leqslant p_i\leqslant 1$,当投资本金相同(如都为$p_i$)时,个体$i$采用熟人借贷渠道进行投资的期望效用$E[u^{F}(p_i)]$小于或等于采用数字普惠金融平台进行投资的确定性本息和$r(D_i)p_i$,即$r_0p_i-\frac{r_0^{2}p_i^{2}d_{ij}}{\lambda}\leqslant r(D_i)p_i$。

假定2的经济学含义是:对任意金融投资交易,熟人借贷渠道不能总是严格占优于数字普惠金融平台。如果不满足假定2,个体在熟人借贷渠道的期望效用将大于或等于在数字普惠金融平台的确定性本息和。同时,由于数字普惠金融平台的期望效用等于该确定性本息和减去交易对手违约带来的效用损失,假定2不成立将意味着个体在熟人借贷渠道的期望效用总是严格高于在数字

① 假定1和假定2旨在界定本文模型的讨论边界,即假定不同投资渠道各具相对优势,任一投资渠道很难在所有条件下完全优于其他投资渠道。这也是资产配置理论在投资者风险厌恶设定下的结论。假定3旨在避免在数字普惠金融平台进行投资却不授权任何数据要素的异常情况发生。

普惠金融平台的期望效用，即熟人借贷渠道总是严格占优于数字普惠金融平台，那么个体将全部通过熟人借贷渠道来投资。因此，假定2界定了本文模型讨论的边界，即熟人借贷渠道并不总是严格占优于数字普惠金融平台。

假定3：个体在数字普惠金融平台的投资比例为$(1-p_i)$，对任意$0 \leqslant p_i < 1$，个体授权数据要素的数量从0变动到正的无穷小量所带来的边际期望效用大于0，即在$D_i = 0$处有$\partial \mathrm{E}\left[u^D(1-p_i)\right]/\partial D_i > 0$。

假定3的经济学含义是：只要个体在数字普惠金融平台投资，相比于不授权任何数据要素，授权即使极少量的数据要素也可带来效用改善。假定3的成立确保了以下这种违背常理的情况不会发生：个体在数字普惠金融平台的投资量为正，但未授权任何数据要素。数字普惠金融平台的优势之一在于其利用数据要素帮助投资者拓宽交易半径，进而找到收益与风险的最佳结合点（黄益平和黄卓，2018）。如果个体不授权任何数据要素，数字普惠金融平台将无法发挥这一优势。假定3确保了个体在数字普惠金融平台上进行一定规模的金融投资时，即使仅授权极少量数据，也能实现效用提升，从而有效防止仅投资却未授权数据的异常现象发生。从现实情况看，在数字普惠金融平台投资时，个体也需要授权部分个人信息。因此，假定3符合现实情况。

由此，优化问题为：个体i决定熟人借贷渠道的投资比例p_i和数字普惠金融平台的投资比例$(1-p_i)$，以及数字普惠金融平台下授权的数据要素数量D_i：

$$\begin{aligned} U_i \equiv \max_{p_i, D_i} & \left\{ E\left[u^F(p_i)\right] + E\left[u^D(1-p_i)\right] \right\} \\ \text{s.t. } & 0 \leqslant p_i \leqslant 1 \\ & D_i \geqslant 0 \end{aligned} \tag{1}$$

求解优化问题可得：①个体在传统熟人借贷渠道的最优投资比例p_i^{opt}关于文化包容性α_i递减，最优数据要素授权量D_i^{opt}关于文化包容性α_i递增。换言之，当个体的文化包容性程度越高时，个体配置到传统熟人借贷渠道的投资比例将越低，而配置到数字普惠金融平台的投资比例将越高，并愿意向数字普惠金融平台授权越多数据。汇总到宏观层面可得数字普惠金融平台的总投资额为：$q(1-p_H^{opt})+(1-q)(1-p_L^{opt})$。因而可以得到：

假说1：当同等条件下q、α_H或α_L取值越大使经济体文化包容性越强时，数字普惠金融平台的市场投资总需求越强，供给给定时其数字普惠金融发展规模将越大。

假说2：当同等条件下α_H或α_L取值越大使经济体文化包容性越强时，个体选择数字普惠金融平台进行金融投资交易的概率越大，选择传统熟人借贷的概率越小。

假说3：当同等条件下α_H或α_L取值越大使经济体文化包容性越强时，微观个体授权的数据要素总量越多。

三、研究设计

本文主要采用最小二乘法（OLS），基于地级市层面2017—2023年面板数据进行回归分析。回归基准模型为：

$$FI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \widehat{CI}_i + \beta X_{i,t-1} + \Gamma_i + T_t + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

其中，i为地级市，t为年份。被解释变量$FI_{i,t}$为地级市i第t年的数字普惠金融发展水平；核心

① 求解过程参见《中国工业经济》网站（ciejournal.ajcass.com）附件。

解释变量$\widehat{CI}_i$为地级市i的文化包容性程度;$X_{i,t-1}$为控制变量滞后一期值;Γ_i和T_t分别为地级市所在省份固定效应与年份固定效应;$\varepsilon_{i,t}$为扰动项。①

1.被解释变量:数字普惠金融发展水平

数据来源于北京大学数字金融研究中心和蚂蚁集团研究院合作编制的北京大学数字普惠金融指数(郭峰等,2020)。这套指数以中国代表性互联网金融机构蚂蚁金服在支付宝生态系统的数字普惠金融方面的微观数据为编制基础,由数字普惠金融使用深度、数字普惠金融覆盖广度和普惠金融数字化程度这三个维度构建而成。其中,使用深度指数是基于用户对保险、投资、信贷等不同类别数字金融服务的使用情况度量所得,侧重反映市场对数字普惠金融的需求;覆盖广度指数是利用人均电子账号数及绑定的银行卡数度量所得,既包含供给的影响也包含需求的影响;数字化程度指数主要衡量数字普惠金融服务便利、低成本和信用化的特征,更多地反映了支付宝平台对数字普惠金融服务的供给情况。由于本文预期从数字普惠金融的需求端考察文化包容性的作用,而使用深度指数相对更多地体现了从需求端刻画的不同地区的数字普惠金融发展水平,因此,主要采用数字普惠金融使用深度指数进行分析。

将该指数应用于本文的研究还有两个优势:①支付宝生态系统的直接服务对象大多是微观个体及中小微企业,而非上市公司或规模以上企业,前者对金融服务的需求更有可能受到其所在地文化的影响,因而适合用于考察文化包容性的影响。②本文理论分析认为,文化包容性对数字普惠金融发展的作用机制主要体现在需求端而非供给端。使用深度、覆盖广度和数字化程度这三个指标所包含的供给端和需求端信息各有不同,恰好可以帮助本文对机制进行区分。

2.核心解释变量:文化包容性

参考文化经济学文献的常用做法,本文通过微观调查问卷中个体对相关问题的回答得分在宏观层面的汇总来度量文化包容性(Alesina and Giuliano, 2015)。鉴于本文对文化包容性的定义是人们对交易风险的承担意愿随交易对手身份背景不同而变化的不敏感程度,同时考虑信任的基本定义为人际交往中对风险的承担意愿(Johnson-George and Swap, 1982),因此,微观调查中被访者对不同身份群体信任程度的标准差可以作为本文所定义文化包容性的一种度量方法。若一个地区人们对不同身份群体信任程度的标准差越大,表明他们对交易风险的承担意愿会随着交易对手身份背景不同而变得更加敏感,从而反映出当地文化的不包容性;相反,若标准差越小,则意味着当地文化更具包容性。

具体地,考虑到数据可得性,本文利用2016年和2018年中国劳动力动态调查(China Labor-force Dynamics Survey,CLDS),分两步得到中国各地级市的文化包容性指标。

第一步,将个体对不同身份群体信任程度的标准差取相反数,得到:

$$CI_{g,i,t} = -SD_{g,i,t}(Trust_{g,i,k,t}) \tag{3}$$

其中,g为个体;$k = 1, 2\cdots, L$为第k类身份群体。$Trust_{g,i,k,t}$为调查问卷中被访个体对第k类身份群体信任程度的打分,这些身份群体包括:家人、亲戚朋友、邻居、同学、同乡、陌生人、一起工作或做事的人、买东西接触的生意人、有宗教信仰的人(对应于问卷问题I7.11.1.w16中的全部身份群体)。$CI_{g,i,t}$反映了来自地级市i个体g在第t年调查时的包容性程度,但个体层面的包容性程度除了受到当地文化包容性的影响还可能受到个人经历的影响,若直接进入实证分析容易引入内生性,因此,还需要通过下面的步骤来提取地级市层面不被其他因素污染的文化包容性程度。

① 所有变量的描述性统计参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

第二步，利用式(4)得到地级市层面不随时间变化的文化包容性指标$\widehat{CI}_i$。文化经济学认为，地域文化代表一个地区人们的普遍特征，且在短期内几乎不随时间变化(Alesina and Giuliano，2015)。因此，本文参考现有文献的常用做法(Guiso et al.，2009)，将各地级市微观个体的包容性程度$CI_{g,i,t}$同时进行地级市固定效应CI_i和年份固定效应Y_t的回归(不包含常数项)。各地级市固定效应的估计系数$\widehat{CI}_i$代表各地级市层面不随时间变化的文化包容性程度，这样的处理使得$\widehat{CI}_i$中滤去了时变因素的影响Y_t与被访者个体特征的影响$\eta_{g,t}$。具体回归方程为：

$$CI_{g,i,t} = CI_i + Y_t + \eta_{g,t} \tag{4}$$

其中，$\eta_{g,t}$为扰动项。

考虑上述方法的稳健性，本文在文化包容性指标构建方面进行了拓展。首先，考虑身份群体的多种取法，将式(3)中对全部身份群体都用于计算标准差的做法更换为在多种排列组合下取身份全集的子集计算标准差。其次，为了避免本文结果是使用式(4)提取固定效应估计值所得的偶然结果，将微观个体的包容性程度$CI_{g,i,t}$在地级市层面做简单平均来度量，从而得到分别由2016年和2018年CLDS问卷各自度量所得的各地级市文化包容性指标：$CI_{i,t} = Mean_{it}(CI_{g,i,t})$。接着，考虑到地级市层面指标对微观调查抽样随机性的要求更高，可能更难以满足，因此，本文将式(4)中提取地级市固定效应改为提取省级固定效应，从而得到省级层面文化包容性指标。最后，考虑到CLDS的其他局限性，本文还使用2005—2015年各轮中国综合社会调查(Chinese General Social Survey，CGSS)和2012—2018年各轮中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies，CFPS)两个微观调查数据库数据来度量文化包容性。①

3.控制变量

参考已有文献，本文加入以下几类控制变量：①反映金融需求的人均GDP水平、人均投资水平、就业情况与平均工资等指标；②反映传统金融供给的金融机构人均存款和贷款规模；③数字普惠金融的基础设施——互联网接入用户数规模；④反映居民受教育情况的每万人拥有的普通高等学校数；⑤省会城市虚拟变量、地级市所在省份固定效应Γ_i和年份固定效应T_t。以上变量数据来源于CNRDS和CSMAR数据库。②

除此之外，本文还控制可能与文化包容性及数字普惠金融同时相关的两类变量(潘越等，2019；Chen et al.，2022)：宗族文化和普遍信任。首先，宗族文化可能与文化包容性相关。相较于宗族文化弱的地方，人们更信任核心家庭内部成员，而宗族文化的增强将信任半径扩展至宗族成员，不再仅仅局限于核心家庭成员。这缩小了人们对核心家庭成员与远亲之间的信任差异，有助于增强包容性。但当宗族文化过强时，人们对宗族内成员和宗族外成员的信任差异将被拉大，有可能降低包容性。因此，文化包容性可能随着宗族文化的增强而呈现先上升后下降的趋势。其次，宗族文化可能影响数字普惠金融发展，分别表现为金融替代效应与半径增大效应。金融替代效应是指私人借贷等短半径投融资渠道与传统正规金融机构、数字金融平台等长半径投融资渠道之间存在替代效应，前者发展越好，越不利于后者发展。例如，潘越等(2019)研究发现，地区内的宗族文化越浓厚，民营企业面临的融资约束越小。此时，人们依靠宗族的社会关系网融资，因而对传统正规金融、数字普惠金融等中长半径投融资渠道的需求减弱，这将不利于传统正规金融机构和数字普惠金融平

① 上述稳健性指标的检验结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

② 由于各控制变量存在不同程度的数据缺失，本文采用线性增速插值法进行补充。互联网接入用户数在2020年各地级市均缺失，本文采用上一年的值进行补充。

台发展(Chen et al., 2022)。半径增大效应是指相比宗族文化弱的地区家庭关系网仅局限于核心家庭内部,在宗族文化强的地区,宗族活动加强了远亲之间的交流而拓宽并加固了家族关系网,这有利于增强熟人之间的信任程度,扩大金融活动的交易半径,进而提高金融服务普惠性。这两种效应一正一负,其叠加效果可能使数字普惠金融发展与宗族文化之间呈现非线性关系,因此,本文需要同时控制宗族文化的一次项与二次项,以免文化包容性的估计系数有偏。宗族文化的度量方式与已有文献一致(潘越等,2019),采用宋朝至中华人民共和国成立前每百万人拥有家谱数量的对数值度量,数据来源于中国家谱知识服务平台。

本文选取与信任相关的微观调查问题来度量文化包容性,但由此产生的问题是,此时文化包容性的估计系数既可能反映了文化包容性的影响,也可能反映了信任的影响。因此,本文需要进一步控制各地级市的普遍信任程度,即"平均来讲你认为大多数人是否可信",来剔除信任的影响。普遍信任数据来源于2016年和2018年CLDS,与式(4)做法类似,也是将个体的回答在地级市层面提取固定效应所得。

4.机制变量

为了检验机制一,即文化包容性有助于扩大金融交易半径进而促进数字普惠金融发展,本文采用的变量为微观个体对不同投融资渠道的选择。数据来源于2017年中国家庭金融调查(甘犁,2022)。对应的调查问卷问题为[E3005da]:"您家计划从下列哪个渠道借入所需资金(可多选)?"。选项包括:①银行、信用社等正规融资渠道;②亲朋好友;③民间金融组织等民间融资渠道;④网络借贷平台;⑤消费金融公司。其中,选项①对应是否选择传统正规金融机构的虚拟变量,选项②和③归入是否选择私人借贷的虚拟变量,选项④和⑤归入是否选择数字普惠金融平台的虚拟变量。

为了检验机制二,即文化包容性有助于提高数字普惠金融发展所需的数据要素供给数量,本文采用以下变量:①反映数字普惠金融平台上用户数据授权情况的数字普惠金融覆盖广度指标与使用深度指标的分项指标,数据来源于北京大学数字普惠金融指数(郭峰等,2020)。这两类指标数值越大,意味着客户利用数字普惠金融平台进行的交易越多、使用数字金融服务的种类越多,所授权的个人信用数据也将越多。因此,这两类指标一定程度反映了微观个体向普惠金融平台供给数据要素的数量。②反映数字普惠金融工具,即区块链上企业、平台、机构之间数据授权情况的区块链投资指标,利用上市公司截至2022年底的公告内容中是否明确提及正在投资或从事区块链技术相关事项的虚拟变量来度量,是=1、否=0,数据来源于CNRDS数据库。数字普惠金融发展所需数据除了来自平台对用户数据的采集,还来自不同企业、平台或机构之间的数据传输。但是,在数据传输过程中,为同时解决便捷性与安全性的双重挑战,需借助区块链技术。区块链技术所集成的分布式数据存储、点对点传输、共识机制、加密算法、智能合约等新型应用模式,有助于促进数字普惠金融数据的合法授权、安全传输、及时更新和便捷获取(龚强等,2021)。由于采用区块链授权数据安全的前提是需要一定数量的相关企业、数字平台或机构投资加入区块链网络,因此,企业对区块链技术的投资情况可以在一定程度上代表企业、平台、机构之间利用区块链进行数据授权与传输的积极性。③反映上市公司数据共享与数据要素获取情况的数据资产指标,利用上市公司年报中数据共享和数据资产相关词汇出现的词频占年报总词频的比例度量,数据来源于CNRDS数据库。上市公司年报中数据共享相关词汇出现的频率一定程度反映了该上市公司向数字金融平台授权数据要素的意愿,这是因为当上市公司数据授权意愿越强烈时,其年报中出现数据共享相关词汇的频率可能越高。上市公司所拥有的数据资产一定程度反映了微观个体和其他机构向该上市公司授权数据的

多少，这是因为只有当微观个体和其他机构向上市公司授权的数据越多时，该上市公司才能合法持有更多数据资产。

四、实证结果分析

1.基准回归

表1报告了式(2)的基准回归结果。被解释变量为数字普惠金融使用深度指数。核心解释变量为文化包容性基准指标，各列依次加入各类控制变量，标准误类型为稳健标准误。[①]结果显示，给定其他条件不变，文化包容性每提高1个单位，数字普惠金融使用深度指数增加约14.19个单位(大约相当于均值的6%)，且在1%水平上显著。控制变量的估计系数与已有文献相符(郭峰和王瑶佩，2020)。人均GDP水平越高、金融机构人均存款越多或贷款越少的地方，人们对普惠金融的需求越高，数字普惠金融得分越高。在省会城市，数字普惠金融发展得分更高。适度的宗族文化有利于数字普惠金融发展，正如前文所分析的，这是源于作用相反的两种效应，即金融替代效应与半径增大效应。

表1　　基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
文化包容性基准指标	20.8547***	17.6685***	14.5219***	14.0761***	14.1920***
	(2.7111)	(1.8570)	(1.7925)	(1.7917)	(1.7745)
金融需求	否	是	是	是	是
传统金融供给	否	否	是	是	是
数字普惠金融基础设施	否	否	否	是	是
居民受教育情况	否	否	否	是	是
省会城市虚拟变量	否	否	否	是	是
宗族文化及其二次项、普遍信任	否	否	否	否	是
固定效应	是	是	是	是	是
样本量	2076	1791	1790	1751	1751
拟R^2	0.7767	0.8868	0.9019	0.9086	0.9105

注：数字普惠金融使用深度指数在2017—2023年原始样本量为2348，与文化包容性匹配后样本量变为2076，加入控制变量后由于变量缺失样本量有所减少。括号内为稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。以下各表同。

2.内生性讨论

本文的回归方程以及对文化包容性的度量方法中可能存在如下内生性问题：①反向因果。本文度量文化包容性时，利用了2016年和2018年CLDS中被访者对相关问题的回答得分在宏观层面

① 参考已有文献，本文分别采用了稳健标准误、聚类到地级市层面的标准误和聚类到省级层面的标准误，结果显示，文化包容性的估计系数在不同标准误下均在1%水平上显著，说明异方差问题影响有限。文中统一报告了稳健标准误结果，完整结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

的汇总数据,但这一回答可能是受数字普惠金融发展影响的结果,即金融上的包容促进了文化上的包容。②遗漏变量。可能存在其他不可观测的因素同时影响文化包容性与数字普惠金融发展。③测量误差。由于微观调查在地级市层面所抽样的个体可能代表性不足,且各轮调查中被抽样个体均发生变动,因此,仍可能存在被抽样个体代表性不足而引发的测量误差问题。④样本选择偏误。将微观个体的回答在地级市层面提取固定效应时,如果微观调查在地级市层面的抽样不够随机,将导致测量有偏。针对上述问题,本文采取了三种应对策略。

(1)针对反向因果、遗漏变量和测量误差问题,本文选取三个工具变量进行两阶段最小二乘估计。第一个工具变量是各地级市方言中第一人称单数(即"我")和复数(即"我们")表达是否一致的虚拟变量,是=1、否=0。不同方言在"我"("我们")上的发音和用词存在差异。在某些方言或语言中,第一人称单数和复数是同一种表达方式;在普通话及更多的汉语方言中,二者的表达方式通常存在差异。方言通常是人们出生后最先学习的语言。语言是人们处理信息的编码和解码工具,影响人们的思维和认知方式(Arrow, 1969)。根据霍夫斯泰德洞察(Hofstede Insights),母语中是否区分第一人称单数和复数,反映了人们对身份的敏感程度。"我"是个人身份的代词,"我们"是集体身份的代词。根据本文对文化包容性的定义,对身份越敏感,文化越不包容;反之,对身份越不敏感,文化越包容。基于此,本文利用各地级市方言中不区分"我"和"我们"的方言片占比作为文化包容性的工具变量,资料来源于《汉语方言学大词典》(詹伯慧和张振兴,2017)所收录的方言语法学文献。考虑到出生于讲何种方言的地区是随机的,该工具变量不会通过其他机制影响人们对数字普惠金融的需求,满足一定程度的排他性假定。

第二个工具变量是各地级市平均坡度。王萍和刘敏(2020)指出,坡度等自然地理环境因素对无形文化的空间分布与传承起基础性作用。沈园等(2018)发现,在中国,文化多样性指数较高的地区主要分布在平均坡度较大的第一、第二级阶梯过渡带与第二、第三级阶梯过渡带,这是因为坡度较大的地带往往地貌复杂、生态环境多样,为多民族聚居提供了空间与条件,也更有可能加剧身份偏见,降低文化包容性。因此,本文采用平均坡度作为文化包容性的工具变量,数据来源于封志明等(2014)。考虑到坡度对数字普惠金融发展的影响渠道主要在供给端,如复杂地貌可能不利于宽带铺设,但由于本文已经控制了互联网接入程度,而且本文的被解释变量主要反映需求端的数字普惠金融发展情况,因此,平均坡度这一工具变量满足一定程度的排他性假定。

第三个工具变量是1902—1920年每万人基督教教堂数量,数据来源于《1901—1920年中国基督教调查资料》。1840—1920年,基督教大规模传入中国,截至1920年,超过94%的县记载了传教活动。鉴于文化变化的缓慢性(Alesina and Giuliano, 2015),本文推断当前文化包容性较高的地区,其历史上的文化包容度也应相对较高。这意味着,在基督教大规模传入中国期间,这些地区对外来宗教的接受更为顺畅,1902—1920年当地每万人基督教教堂数量会更多。因此,当前的文化包容性与1902—1920年每万人基督教教堂数量可能存在正相关性。就排他性而言,过去的每万人基督教教堂数不会直接影响当前各地普惠金融发展水平。即使考虑到其对教育的长期影响,鉴于本文已经控制了反映居民受教育情况的每万人拥有普通高等学校数这一指标,因此,该工具变量在一定程度上满足了排他性假定。

回归结果如表2第(1)、(2)列所示。第一阶段回归结果与预期一致,当地的汉语方言不区分第一人称单数和复数表达、平均坡度越小、每万人基督教教堂数量越多时,文化越包容。第二阶段回归结果显示,考虑了可能的内生性问题后,文化包容性对数字普惠金融的正向影响依然稳健。

表2 内生性讨论

	(1)	(2)	(3)
	数字普惠金融使用深度指数	文化包容性	数字普惠金融使用深度指数
文化包容性	68.3952***		16.0714***
	(18.1041)		(3.0461)
方言是否区分“我”和“我们”		0.1149***	
		(0.0241)	
平均坡度		-0.0024**	
		(0.0011)	
每万人基督教教堂数量		0.0015***	
		(0.0003)	
控制变量/固定效应	是	是	是
样本量	1107	1107	1714
调整 R^2	0.9984	—	0.9086

注:第(1)、(2)列为工具变量回归总结果和第一阶段回归结果,这两列中文化包容性均为基准指标。第(3)列为采用地名得名由来度量的文化包容性估计式(2)的结果。工具变量回归的弱识别检验KP F统计量为17.46;冗余性检验LM统计量为49.56,p值为0.00;过度识别检验Hansen J统计量为0.99,p值为0.61;内生性检验Durbin-Wu-Hausman统计量为13.17,p值为0.00。

(2)本文利用文化包容性更加外生的度量指标重新估计了式(2)。地名是地域文化载体,反映了当地人们的社会心理与思维认知(Oto-Peralías, 2018)。相较于其他文化载体,地名具有更强的不随时间变化的特性,更能反映代际传承中的文化特征。因此,借鉴Oto-Peralías(2018),本文采用1998年《中华人民共和国国家标准:地名分类与类别代码编制规则》(简称地名分类规则)中各地地名由来的分类规则,以及2001年《中华人民共和国地名大词典》(简称地名大词典)所记录123475条地名由来,通过文本分析方法得到文化包容性的度量指标。由于这两份原始资料的记录时间均早于本文样本期,也早于数字普惠金融这一概念最早提出的时间,再加上地名不易时变的特性,由此度量的文化包容性指标相对更加外生。具体度量步骤如下:

第一步,根据地名分类规则中所列举的各类得名由来,本文筛选了与文化包容性关联度最强的几种。①因同姓氏聚居或宗族祠堂建筑得名。姓氏和祠堂均是反映宗族文化的重要指标,而由于宗族文化对族群利益的强调,可能会强化有限信任,进而“挤出”普遍信任(陈斌开和陈思宇,2018)。因此,如果地名的得名由来是单一姓氏聚居地或宗族祠堂建筑,当地对不同身份群体信任程度的标准差可能更大,当地文化相比于其他地区有可能包容性更低。②因市集商业活动得名。贸易有助于消除身份偏见,提高文化多样性与包容性(Bisin and Verdier, 2014)。因此,如果地名的得名由来是当地为市集活动地,当地文化相比于其他地区有可能包容性更高。③因邻近或被作为交通枢纽得名。交通枢纽所在地人员交流互动密集,根据社会互动理论,频繁的人际互动有助于降低身份偏见、增进包容(Pettigrew and Tropp, 2006)。因此,如果地名的得名由来是当地邻近或被作为陆地交通枢纽,当地文化相比于其他地区有可能包容性更高。④因邻近水系或海域得名。除了陆路交通,水上交通也有助于促进人际交流互动。如果一个地区地名的由来是邻近水系或海域,当地更容易通过水上交通与其他地区往来互动,相比没有水上交通的地区,当地的文化更有可能因为频繁的人

际互动而更加包容。⑤因陆地地形得名。一个地区能否成为或邻近陆地交通枢纽与当地地形有很大关系。如果一地以山命名,其交通往往较不便利,与外界的往来互动相对不易,因此,当地文化相比于其他地区可能包容性更低。

第二步,基于地名大词典所记录地名的得名由来,列出不同类别下得名由来对应的关键词,并根据其与文化包容性的相关性对地名进行赋分。①地名大词典详细介绍了每个地名的地理位置、占地面积、建设历史、得名由来等。从各地的地名介绍中提取出描述其得名由来的特定句子后,根据该句子中是否出现相应的关键词进行赋分(Oto-Peralías, 2018)。如果其中出现与文化包容性正相关的关键词加1分,出现与文化包容性负相关的关键词减1分,都未出现则为0分。

第三步,将每个地级市在地名大词典中收录地名的得分加总后除以地名总数(Oto-Peralías, 2018),得到地名打分所度量的文化包容性指标 $CI_i^{new}=\sum_{s=1}^{N_i}\frac{Score_{i,s}}{N_i}$。其中,$s$为各地级市被地名大词典收录的地名,$N_i$为地级市$i$被地名大词典收录的地名总条数。

表2第(3)列报告了基于地名度量的文化包容性指标估计式(2)的结果。结果显示,给定其他条件不变,文化包容性每提高1个单位,数字普惠金融使用深度指数增加约16个单位(约为均值的7%),且在1%水平上显著。

(3)针对样本选择偏误问题,参考Chetty et al.(2009),本文利用随机再抽样方法进行处理,结果仍然稳健。②

3.机制检验

(1)机制一:扩大金融交易半径。本文按照交易半径由短至长,依次检验地区文化包容性对当地居民选择不同融资渠道的影响。参考吴雨等(2020),基于调查问卷中可得的数据,表3各列控制了被访个体的特征:是否农村户口、在居住地是否有住房,以及家庭总资产、总收入及总负债。表3的回归结果显示,一个地区的文化包容性越强,当地居民在面临资金需求时,就越少依赖私人借贷网络这一短半径融资渠道,而更倾向于选择交易半径更长的数字普惠金融平台。

表3　　机制检验:扩大金融交易半径——交易渠道选择

	被解释变量:对于家庭目前的资金需求是否计划通过如下渠道融资?是=1、否=0		
	(1)	(2)	(3)
	短半径: 私人借贷网络	中等半径: 传统正规金融机构	长半径: 数字普惠金融平台
文化包容性基准指标	-0.0313**	0.0028	0.0026**
	(0.0132)	(0.0116)	(0.0012)
控制变量	是	是	是
样本量	38063	38063	38063
拟R^2	0.0438	0.0152	0.0009

(2)机制二:促进数据要素供给。本文检验了文化包容性对微观个体向数字普惠平台授权数据的影响。北京大学数字普惠金融指数中数字普惠金融使用深度下的分指标,即保险、投资、信贷等

① 赋分方式参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

② 相关结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

业务使用深度，反映了实际使用总量与活跃度，[①]而数字普惠金融覆盖广度反映了用户的金融需求在多大程度上是通过数字普惠金融平台的电子账户实现的。当客户利用数字普惠金融平台进行的交易越频繁、种类越多时，所授权的个人信用数据也将越多，因此，这些指标在一定程度上度量了微观个体向数字普惠平台授权数据量。表4的回归结果显示，文化包容性提升了数字普惠金融覆盖广度与使用深度，进而使数字普惠金融平台获得了更多数据的授权。

表4　　机制检验：促进数据要素供给——微观个体向平台授权

	（1）	（2）	（3）	（4）
	数字普惠金融使用深度分指标			数字普惠金融覆盖广度
	保险业务	投资业务	信用业务	
文化包容性基准指标	35.0777***	15.0799***	3.6610***	3.7871**
	（6.0270）	（3.4967）	（0.7965）	（1.8318）
控制变量/固定效应	是	是	是	是
样本量	1751	1751	1751	1751
拟R^2	0.8464	0.9039	0.9567	0.9770

本文从区块链这一数字普惠金融工具角度，检验了文化包容性是否影响了企业、数字平台和投资机构之间数据授权的积极性。由于区块链有助于促进数字普惠金融数据的合法授权、安全传输、及时更新和便捷获取，但使用前提是需要一定数量的相关企业、数字平台或机构投资加入区块链网络，因此，企业对区块链技术的投资可以在一定程度上代表企业、平台、机构之间利用区块链进行数据授权与传输的积极性。表5第（1）列结果显示，在文化包容性强的地区，上市公司有更高概率投资或从事区块链相关技术。

表5　　机制检验：促进数据要素供给

	（1）	（2）	（3）	（4）
文化包容性基准指标	0.1132*	0.0234***	0.0430***	0.0039***
	（0.0586）	（0.0056）	（0.0103）	（0.0009）
控制变量/行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是
样本量	4029	33349	33349	33349
拟R^2	0.2081	0.3146	0.3146	0.3146

注：第（1）列被解释变量为截至2022年底上市公司公告内容中是否明确提及该企业正在投资或从事区块链相关技术的虚拟变量，是=1、否=0。第（2）—（4）列被解释变量为2017—2024年上市公司年报中数据共享和数据资产等相关词汇出现的频率。其中，第（2）列为数据共享相关词汇；第（3）列为数据资产相关词汇，包括：大数据、海量数据、数据平台、数据源、数据资源、数据资产；第（4）列为数据共享和数据资产等所有相关词汇，包括：信息资源、大数据、数据共享、数据分析系统、数据平台、数据挖掘、数据源、数据资产、数据资源、海量数据、知识库。由于该表中所用样本为上市公司层面，因此，还纳入上市公司层面的其他影响因素作为控制变量，包括：上市公司总资产对数值、总负债对数值、资产收益率，上市公司所在地经纬度、宗族文化及其二次项、普遍信任水平。

① 数字普惠金融使用深度的二级指标中还包括支付、货币基金等指标，但考虑文化包容性对这些服务的影响与本文理论分析中所讨论的机制不同，本文暂时未纳入这些指标。

本文进一步检验了文化包容性对上市公司数据共享和数据资产持有情况的影响。当一个地区文化越包容时,一方面,当地上市公司越有可能向数字金融平台共享数据,另一方面,微观个体和其他机构的数据授权意愿也越强烈,从而使上市公司得以合法持有更多数据资产。上市公司年报中数据共享和数据资产相关词汇出现的频率在一定程度上反映了该上市公司的数据共享与数据资产持有情况。因此,可以预期,当地区文化包容性越高时,当地上市公司年报中数据共享和数据资产相关词汇出现的频率将越高。表5第(2)—(4)列回归结果验证了这一观点。

4.异质性分析

本文关注文化包容性对数字普惠金融发展的影响是否随时间变化。因此,图1在基准回归的基础上将样本区间拆分为2017年、2018年、2019年、2020年、2021年、2022年和2023年七个子样本,分别估计了式(2)。结果显示,文化包容性的估计系数约为14,且在5%水平上显著为正,说明文化包容性对数字普惠金融发展的影响至少在本文样本期内较为稳定,未呈现出明显衰退的情况。此外,本文还分别考察了供给端的差异是否会使文化包容性的作用呈现异质性,以及微观个体特征差异是否会导致文化包容性对数字普惠金融发展的影响产生异质性。①

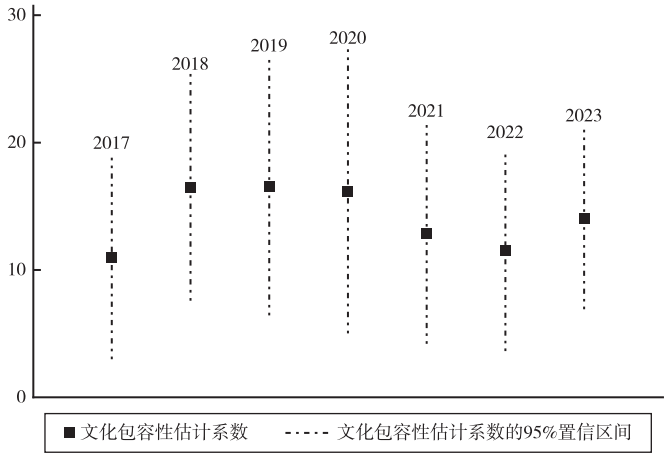

图1　2017—2023年文化包容性对数字普惠金融发展影响的变化趋势

五、结论与政策启示

本文考察了文化包容性对中国当前数字普惠金融发展的作用。研究发现,文化包容性从需求侧促进了数字普惠金融发展。这一方面是因为文化包容性扩大了金融交易半径。当文化越包容时,人们便不再过度依赖熟人、宗族等短半径投融资渠道,而是更倾向于选择交易半径长的数字普惠金融工具。另一方面是因为文化包容性促进了数据要素授权与流通。在文化更包容的地区,数字普惠金融平台被用户授权了更多数据,企业、平台、机构之间数据授权与安全传输所依赖的区块链技术获得了更多投资,企业更加重视数据共享与数据资产。以上发现为理解中华文化在数字经济时代的作用提供了新的理论视角与经济机制,也为政府发挥“有为”作用推动数字普惠金融发展提供了政策启示:

(1)在数字经济时代,应进一步做好对中华优秀文化的传承,注重培育和提高文化包容性。本文研究发现,文化包容性有助于推动数字普惠金融发展,其兼收并蓄的精神内核能够有效扩大金融交易半径、促进数据要素流动。这将有助于释放金融需求潜力、提高金融服务的普惠性。因此,建议通过在学校教材、文学作品、流媒体传播等多种文化载体中增加有关中华文化包容性的叙事内

① 相关结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

容,在各类法规、制度和政策的制定实施过程中体现包容精神,从文化传承与文化实践两个方面提升国民对中华文化的认同感与内化程度。

(2)推动金融供给侧改革过程中,应在文化包容性与金融包容性两个方面同时发力,以促进金融资源更有效率地配置。本文研究发现,在数字普惠金融平台与工具供给基本相似的情况下,导致数字普惠金融地区间发展差异的因素之一是居民在选择投融资渠道时受地域文化习俗的影响。一个地区的文化越不包容,人们在选择投融资渠道时越倾向于在熟人、宗族网络内部等短社交半径内借贷,信用基础数据的流转越难突破强关系网,导致金融资本和数据要素配置受阻,不利于数字普惠金融发展。而这也很有可能是小微企业与"三农"领域普惠金融征信困难的原因之一。因此,建议在推动金融供给侧改革时,应同时注重对农民、小微企业主等厚尾人群的金融素养培养,加大对数据征信方式和数字普惠金融工具重要性、安全性、便利性、宽覆盖性的宣传,推动农村数字普惠金融机构体系建设,提高居民对长半径金融交易和数据安全传输的包容程度,重塑居民金融习惯。

(3)推动数字普惠金融发展过程中,应对文化包容性弱的地区予以更多关注与支持。本文研究发现,文化包容性强的地区更容易从需求侧自发推动数字普惠金融发展,而在文化包容性弱的地区这种需求侧的自发推动力较弱。这可能会带来由于地域文化差异所导致的"数字鸿沟"问题。当需求侧力量不足时,更应注重供给侧的力量补充。因此,建议在推进金融供给侧结构性改革的过程中,加大对文化包容性较弱地区的支持力度。

(4)推动数据要素市场化流通过程中,应关注不同地区在文化包容性上的差异,实行差异化的激励政策。本文研究发现,在文化包容性强的地区,居民、企业、平台相互之间有更强的意愿进行数据要素授权并推动数据流通;但在文化包容性弱的地区,该意愿则相对较弱。这意味着,相较于文化包容性强的地方,在文化包容性弱的地区应实行更强的激励政策来促进数据要素授权与流通。因此,建议针对不同地区在文化包容性方面的差异,实行差异化的政策来推动数据要素流通与企业数字化转型。

未来的改进方向如下:一是文化包容性对当前经济社会发展的影响不仅限于本文所探讨的数字普惠金融发展问题,其作用机制也不仅限于本文所覆盖的研究范畴,未来研究中可以进一步揭示文化包容性对经济社会的更多影响及其内在机制。二是文化包容性的测量方式是一个开放问题,本文仅贡献了两种可能思路,未来可以开发更多合理且外生的度量指标。

〔参考文献〕

〔1〕[印]阿马蒂亚·森.身份与暴力——命运的幻象[M].李风华译.北京:中国人民大学出版社,2009.

〔2〕陈斌开,陈思宇.流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业[J].经济研究,2018,(3):35-49.

〔3〕封志明,杨艳昭,游珍,张景华.基于分县尺度的中国人口分布适宜度研究[J].地理学报,2014,(6):723-737.

〔4〕甘犁.中国家庭金融研究(2018)[M].合肥:安徽大学出版社,2022.

〔5〕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.

〔6〕郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,(4):1401-1418.

〔7〕郭峰,王瑶佩.传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡[J].财经研究,2020,(1):19-33.

〔8〕黄少卿.经济转轨中的合同执行[M].上海:上海远东出版社,2012.

〔9〕黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018,(4):1489-1502.

〔10〕潘越,宁博,纪翔阁,戴亦一.民营资本的宗族烙印:来自融资约束视角的证据[J].经济研究,2019,(7):94-110.

〔11〕[日]青木昌彦.比较制度分析[M].周黎安译.上海:上海远东出版社,2001.

〔12〕沈园,毛舒欣,邱莎,李涛,邓红兵.西南地区文化多样性时空格局[J].生态学报,2018,(21):7596-7606.

〔13〕王萍,刘敏.地理要素在传统无形文化传承中的空间印迹——以山西省非物质文化遗产为例[J].地理研究,2020,(8):1807-1821.
〔14〕王修华,赵亚雄.数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异[J].中国农村经济,2022,(1):44-60.
〔15〕吴雨,李成顺,李晓,弋代春.数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究[J].管理世界,2020,(10):53-64.
〔16〕叶朗.中华文明的开放性和包容性[J].北京大学学报(哲学社会科学版),2014,(2):5-10.
〔17〕詹伯慧,张振兴.汉语方言学大词典[M].广州:广东教育出版社,2017.
〔18〕张勋,杨桐,汪晨,万广华.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].管理世界,2020,(11):48-63.
〔19〕曾燕,查佳婧.数字普惠金融发展对居民主观幸福感的影响——来自中国家庭的微观证据[J].计量经济学报,2024,(5):1311-1338.
〔20〕曾燕,查佳婧,杨海生,杨存奕.中国数字普惠金融的发展模式探究:经济与民生的视角[J].经济研究,2024,(8):39-56.
〔21〕Alesina, A., and P. Giuliano. Culture and Institutions[J]. Journal of Economic Literature, 2015, 53(4): 898-944.
〔22〕Arrow, K. J. Classificatory Notes on the Production and Transmission of Technological Knowledge[J]. American Economic Review, 1969, 59: 29-35.
〔23〕Bisin, A., and T. Verdier. Trade and Cultural Diversity[A]. Victor, G., and T. David. Handbook of the Economics of Art and Culture[C]. Amsterdam: Elsevier Science Ltd, 2014.
〔24〕Chen, Z., C. Ma, and A. J. Sinclair. Banking on the Confucian Clan: Why China Developed Financial Markets so Late[J]. Economic Journal, 2022, 132(644): 1378-1413.
〔25〕Chetty, R., A. Looney, and K. Kroft. Salience and Taxation: Theory and Evidence[J]. American Economic Review, 2009, 99(4): 1145-1177.
〔26〕Cohen, L., A. Frazzini, and C. Malloy. The Small World of Investing: Board Connections and Mutual Fund Returns[J]. Journal of Political Economy, 2008, 116(5): 951-979.
〔27〕Douglas, M., and A. Wildavsky. Risk and Culture: An Essay on the Selection of Technological and Environmental Dangers[M]. Berkeley: University of California Press, 1983.
〔28〕Granovetter, S. The Strength of Weak Ties[J]. American Journal of Sociology, 1973, 78(6): 1360-1380.
〔29〕Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales. Cultural Biases in Economic Exchange[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(3): 1095-1131.
〔30〕Johnson-George, C., and W. Swap. Measurement of Specific Interpersonal Trust: Construction and Validation of a Scale to Assess Trust in a Specific Other[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1982, 43(6): 1306-1317.
〔31〕Larson, M., and I. Lewis. Ethnic Networks[J]. American Journal of Political Science, 2017, 61(2): 350-364.
〔32〕Leonardi, R., R. Nanetti, and R. Putnam. Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy[M]. Princeton: Princeton University Press, 2001.
〔33〕Oto-Peralías, D. What Do Street Names Tell Us? The 'City-text' as Socio-cultural Data[J]. Journal of Economic Geography, 2018, 18(1): 187-211.
〔34〕Pendakur, K., and R. Pendakur. Language as Both Human Capital and Ethnicity[J]. International Migration Review, 2002, 36(1): 147-177.
〔35〕Pettigrew, T. F., and L. R. Tropp. A Meta-analytic Test of Intergroup Contact Theory[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 2006, 90(5): 751-783.
〔36〕Platteau, J. P. Institutions, Social Norms, and Economic Development[M]. Harwood: Academic Publishers and Routledge, 2000.
〔37〕Tabellini, G. The Scope of Cooperation: Values and Incentives[J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123(3): 905-950.

Cultural Inclusivity and the Development of Digital Inclusive Finance

LIU Yu-yun[1], ZENG Yan[2], WANG Shou-yang[3], YAN Cui-xin[1]
(1. International School of Business & Finance, Sun Yat-sen University;
2. Lingnan College, Sun Yat-sen University;
3. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences)

Abstract: China has persistently promoted the development of digital inclusive finance, aiming to leverage digital technologies to inclusively satisfy the financial needs of various groups of society. Despite considerable advances in financial digitalization in recent years, the level of financial inclusivity remains insufficient. Current academic and policy discussions predominantly focus on the supply of digital inclusive finance and its manifold benefits for economic development, while overlooking the problem of limited financial inclusivity and the demand-side suppression mechanisms underlying it. This paper investigates how cultural inclusivity, as a demand-side factor, influences the development of digital inclusive finance in China.

Cultural inclusivity represents one of the five salient characteristics of Chinese culture. The core of cultural inclusivity lies in "harmony in diversity and inclusiveness". Theoretically, this paper posits that higher cultural inclusivity contributes to the expansion of the transaction radius and increases data factor supply, thus driving the development of digital inclusive finance from the demand side. Essentially, cultural inclusivity reflects a proactive stance in undertaking the risks associated with diversity. The more inclusive a culture is, the less sensitive people's risk-bearing willingness is to their counterparties' social identities. On the one hand, this enables investors and borrowers to move beyond the short-radius, acquaintance-based transactions defined by social identity, and to use more inclusive digital financial platforms to find optimal risk-return combinations, thus fostering digital inclusive finance. On the other hand, it facilitates the transmission of information and data beyond strong-tie networks based on kinship, geography, or identity, thus providing a data foundation for digital inclusive finance and therefore promoting its development from the demand side.

This paper utilizes China Labor-force Dynamics Survey (CLDS) data to measure the cultural inclusivity of 297 prefecture-level administrative units in China; combined with the Peking University Digital Inclusive Finance Index, it tests the impact of cultural inclusivity on the development of digital inclusive finance. The main empirical findings are as follows. First, regions with higher cultural inclusivity exhibit more advanced development in digital inclusive finance. Second, higher cultural inclusivity reduces reliance on short-radius investment and financing channels such as those based on acquaintances or clans, and increases the willingness to adopt digital inclusive finance tools with a longer transaction radius. Third, in areas characterized by higher cultural inclusivity, digital inclusive finance platforms are authorized by users to access more data, block-chain technologies supporting data authorization and secure transmission among enterprises, platforms, and institutions have received more investment, and corporate annual reports place greater emphasis on data sharing and data assets.

This paper offers a demand-side perspective for understanding the issue of insufficient inclusivity in the development of digital inclusive finance and proposes a new theoretical mechanism for the role of Chinese culture in the digital economy era. The findings provide policy implications for proactive governance aimed at promoting the development of digital inclusive finance. First, in the digital economy era, greater efforts should be made to inherit the outstanding elements of Chinese culture, with a focus on nurturing and enhancing cultural inclusivity. Second, financial supply-side reform should strengthen both cultural inclusivity and financial inclusivity to achieve a more efficient allocation of financial resources. Third, in the process of advancing digital inclusive finance, greater attention and support should be directed toward regions with weaker cultural inclusivity. Finally, in promoting the market-based circulation of data factors, it is necessary to consider regional differences in cultural inclusivity and implement differentiated incentive policies.

Keywords: cultural inclusivity; digital inclusive finance; transaction radius; data factor supply
JEL Classification: Z10 G21 O16

〔责任编辑:崔志新〕