

数字普惠金融对地方税收影响的实证研究

梁晓琴

(天津理工大学 管理学院,天津 300384)

[摘要]采用北京大学测度的2011—2018年数字普惠金融指数与地方税收面板数据,研究了数字普惠金融发展与地方税收之间的关系。研究发现,数字普惠金融能够显著地促进地方税收增长,在考虑了内生性等因素后,这一结论仍然稳健地成立。分位数回归表明,数字普惠金融在低分位数上对地方税收影响小且统计显著性弱,在高分位数上数字普惠金融对地方税收的影响大且统计显著性强。数字普惠金融对地方税收的影响存在门槛效应,在不同发展阶段,其对地方税收影响有显著差异。数字普惠金融促进税收增长主要是通过数字普惠金融覆盖广度提高和移动化、便利化等程度加深实现的。

[关键词]数字普惠金融;地方税收;门槛回归;金融创新;金融资产配置

[中图分类号]F812.7 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2020)05-0096-09

一、引言

新型冠状病毒对世界经济造成了巨大冲击。受新型冠状病毒疫情影响,2020年第一季度我国GDP环比增速和同比增速分别降至-9.8%、-6.8%。2020年3月和4月份,国家财政收入累计值增速为负,分别为-14.3%、-14.5%^①。如何应对这次疫情挑战,保持我国经济持续平稳发展和财政收入状况改善?习近平总书记指出:“疫情对产业发展既是挑战也是机遇。要以此为契机,改造提升传统产业,培育壮大新兴产业”。以4G及5G技术、大数据、人工智能技术为基础的数字普惠金融是典型的新兴产业。那么数字普惠金融发展能否有利于改善政府税收状况?

从现有文献上看,学者多探讨数字普惠金融对实体经济的影响,研究它对地方税收影响的较少。目前研究主要探讨了它对就业创业、金融资产配置、居民消费和收入分配的影响。已有研究发现数字普惠金融发展能够显著促进地区创业^[1],并且这种促进作用在低城镇化率的地区更明显,对中西部地区的企业、中小企业的创新创业活动影响更大^[2]。数字普惠金融会提高居民配置风险资产的比例,消费性信贷的比例也会上升,数字普惠金融对居民消费有促进作用,且对农村地区作用更大^[3]。还有研究发现,数字普惠金融整体上有利于缩小城乡收入差距^[4],但这种影响存在门槛效应^[5]。鲜有文献涉及数字普惠金融对地方税收的影响,仅有少数学者从如下角度探讨了金融对税收的影响。赵全厚发现金融业贡献的地方税收已经成为国家财政收入的重要来源^[6]。金融业地方税收占税收总收入的比重在2010年为8.5%,2017年达到11.81%,各年均高于金融业产值占GDP的比重,这说明金融业健康发展不仅是经济稳定发展的基础,也是地方税收稳定增长的重要因素。关于数字普惠金融发展对地方税收的影响有两种不同的观点。一种观点认为这种新兴产业需要较大的前期资源投入,并会加速传统产业没落,造成“创造性破坏”^[7],从而数字普惠金融发展会导致地方税收下降,使本来就处于困境的地方税收雪上加霜。数字普惠金融还会使税收征管变得更为复杂和困难,数字普惠金融具有去中心化和扁平化的特征,这给金融监管和税收征管带来极大挑战,交易的虚拟性和隐蔽性特点可能导致税收流失^[8]。另一种观点则认为数字普惠金融作为新兴产业能够推动我国经济新旧动能转换,提高经济社会智能化水平,增强公共服务和城市管理能力,从而解决当前财政收入下滑的局面,他们认为数字普惠金融拓展了社会财富内涵与规模,金融机构数量不断增加、金融资产日益膨胀,金融工具多元化、融资渠道多样化,各类资产交易

[收稿日期]2020-07-20

[基金项目]天津市哲学社会科学规划项目(TJGL15-037)

[作者简介]梁晓琴(1980—),女,辽宁大连人,天津理工大学管理学院副教授,硕士生导师,从事智慧政务、数字普惠金融等研究,E-mail:qin-er23liang@126.com。

^①根据国家统计局公布的季度数据和月度数据计算得,数据来源:<https://data.stats.gov.cn/>。

的频率和强度日新月异,税基快速扩张,从而催生金融深化税收“红利”^[9]。企业都具有税收规避的动机和能力,而金融发展水平低时企业税收规避程度高,数字普惠金融的发展有助于降低企业税收规避程度,从而有利于税收增长。

综上所述可以看出,已有研究虽然分析了数字普惠金融对就业创业、金融资产配置、居民消费和收入分配的影响,但是关于分析数字普惠金融对政府税收影响的研究少且存在严重分歧,面对两种针锋相对的争论和疫情下的财政收入困境,我们迫切需要剖析数字普惠金融对地方税收的影响。本文拟分析数字普惠金融对地方税收的影响机理,实证检验数字普惠金融对税收的影响方向与程度,并考察在数字普惠金融发展的不同阶段,其对地方税收影响的差异性。相比之下,本文可能的创新点为:第一,在研究视角上,本文从数字普惠金融的新视角对地方税收进行解读,同时采用面板数据模型的单向固定效应和双向固定效应来考虑这一影响,丰富了数字普惠金融影响地方政府收入的研究范畴。第二,在研究结论上,本文通过工具变量面板数据模型等方法,在克服内生性问题的基础上,发现总体上数字普惠金融对地方税收的影响为正,这为进一步发展数字普惠金融提供了理论支持。第三,研究首次发现数字普惠金融对地方税收的影响具有门槛效应,当数字普惠金融发展程度较低时,其影响暂时为负,但当数字普惠金融发展到一定阶段后,其对地方税收的影响显著为正。

二、理论分析

(一)数字普惠金融对地方税收的直接影响

数字普惠金融对地方税收的直接影响体现在税基扩大方面,就企业而言,数字普惠金融的发展使得企业在经营活动中可结合发达的网络信息技术,在降低企业交易成本的同时扩大自身交易半径,这样企业交易订单数量及交易总额规模会迅速提高。数字普惠金融体系下,金融机构和金融资产增多,各类资产交易频率提高,金融工具多元化、融资渠道多样化,这会带来总体税基扩大,从而有利于地方税收增长。就居民而言,数字普惠金融会促进居民收入和居民消费水平提高,2010年以后,我国迅速推广了“互联网+”模式,数字普惠金融作为“互联网+金融”的有机结合体,将大数据、云计算、人工智能等前沿技术广泛应用在金融领域中,提高了金融服务效率和经济运行效率,从而数字普惠金融成为提高人民收入的重要途径^[10]。数字普惠金融创新使远程交易、全天候交易、VR智能交易成为可能,对于小微支付、销售终端支付、网络购物等极为碎片化的交易,数字普惠金融能以相对碎片化的支付和交易方式满足这部分用户群体日益灵活的支付需求,因此,数字普惠金融拓展了交易空间和交易时间,交易双方的信息交流更加充分,使得产品市场更接近完全竞争市场,交易的便利性提高,市场效率提高,居民收入增长,税基扩大。经济新常态下,消费是驱动我国经济增长的重要原动力,数字普惠金融中的移动支付提高了客户支付体验,消费和支付的便利性增加,从而数字普惠金融有利于消费增长。同时数字普惠金融基于真实交易行为的风险评估降低了抵押要求,有利于客户开展跨期消费,从这个角度讲,数字普惠金融发展改变了客户的消费态度,促进了消费增长,从而税基扩大。

数字普惠金融对地方税收的直接影响另一个体现是税收征管效率提高。数字普惠金融所搭建的金融体系使得经济活动的数据能够及时追踪,极大提高了市场的可监管性,能更为有效地打击洗钱、偷税漏税和腐败等违法行为,从而有助于提高地方税收。传统金融体系中的信用系统是基于上一期的经济数据进行评估,所以往往是滞后的,这就导致信用体系无法充分发挥价值支撑的作用,极大制约了资源配置效率和税收征管效率。传统金融体系下,税收工作受时间和空间限制,无法对每笔涉税业务进行详细检查和核实,容易出现误差偏差。以税务稽查为例,传统税务稽查有“账账核对”和“账实核对”两种方式,稽查流程包括实物盘点、复核税务凭证、审查交易合同和追踪资金流向等,虽耗费人力物力较大,但对打击偷税逃税等违法犯罪行为作用却比较有限。在数字普惠金融体系下,互联网能够通过程序算法自动、完整地记录信用生态中所有交易,税务部门便可对资金的来源、动向、支付事由、支付金额、支付频率等数据进行快速分析,能更为充分地掌握市场运行的基本状况和更为及时地发现异常交易动向。数字普惠金融所搭建的扁平化数字普惠金融体系可将财政系统、税收系统和社保系统嵌入其中,形成一种基于数字信任的新社会治理框架。税务部门可以结合区块链技术,构建大数据分析模型,达到实时监控、随时复查、线上预警、一键算税,从而使地方税收征管效率提高,进而有利于地方税收增加。

(二)数字普惠金融对地方税收的间接影响

数字普惠金融具有就业促进效应,有利于经济增长,进而影响地方税收。大量研究证实金融发展能够促进

就业的提升,金融发展可以缓解融资约束,降低企业的融资成本,引致企业扩大生产规模,从而促进就业^[11]。数字普惠金融一是延续了金融发展深化的优势,金融深化会降低企业雇佣成本,从而有利于就业水平提高;二是克服了金融发展嫌贫爱富的缺陷,注入了普惠性新元素。在不发达地区,传统金融机构只设很少的分支机构,这些地区不能获得便捷的金融报务,没有金融服务的支持,就业创业就受到抑制。而数字普惠金融只要有互联网,就可以实现支付、转账、借贷等功能,这解决了传统金融机构获客及风险评估成本高的问题,能够帮助不发达地区解决长期以来金融服务不足的局面,从而有利于就业创业。三是整合了互联网的前沿技术,使金融发展更加智能化和数字化。数字普惠金融一方面通过互联网平台建立的诸如淘宝、京东、微信等覆盖上亿人的移动终端,另一方面又通过对来自社交媒体和网购平台的大数据进行分析,进行信用评估,这些智能化和数字化的过程改善了中小企业经营环境,从而促进就业水平提高,最终导致地方税收增加。

数字普惠金融可通过影响城乡收入差距来影响地方税收。Greedwood 与 Jovanovic 提出 GJ 理论,研究了金融发展与收入差距的关系,认为金融发展与收入差距呈“倒 U 型”关系^[12]。在金融发展的初期存在财富门槛,金融多服务于富人,从而金融发展扩大收入差距,当金融发展到一定程度,低收入者也可获得金融支持,这时金融发展缩小收入差距。在传统金融体系中,由于国家战略偏向和地方政府控制偏好,城乡金融呈现非均衡发展,这种城乡二元金融结构使得城镇居民受益远大于农村居民,城乡收入差距居高不下。数字普惠金融以现代数字技术缓解了农村信贷约束,拓展了金融发展的广度,有助于收入差距收敛。一方面,数字普惠金融解决了金融发展中信息不对称、物理网点限制和交易成本高的瓶颈,扩大了普惠金融的覆盖面,突破了传统金融的空间局限性,从而缓解了收入差距。另一方面,数字普惠金融的发展打破了传统金融领域的垄断,促进了竞争,提高了金融效率,金融结构调整和金融效率提高有助于缩小收入差距。如果收入分配改善,形成了更多的中产阶级,纳税群体壮大,这时数字普惠金融可能通过收入差距缩小机制促进地方税收上升。

理论分析表明,数字普惠金融发展可以通过扩大税基、提高税收征管效率的直接影响和促进就业、缩小收入差距的间接影响来促进地方税收增长,但在数字普惠金融发展的初期,可能需要大量的前期投入和财政支持,且这一阶段它的各项益处还未表现出来,因此,数字普惠金融发展对政府地方税收的影响可能在不同的阶段有所不同。于是,我们提出假设 1 和假设 2。

假设 1:数字普惠金融发展对地方税收有正向促进作用。

假设 2:数字普惠金融发展对地方税收的作用存在门槛效应,不同阶段的影响有差异。

三、研究设计

(一)变量与数据

本文主要使用两套数据:第一套数据是中国数字普惠金融发展数据,该数据主要是采用北京大学测度的 2011—2018 年数字普惠金融指数来度量。北京大学数字普惠金融研究中心和蚂蚁金服集团通过搭建完善的指标体系及运用大数据和云计算等技术,利用中国数以亿计的微观数据共同编制了 2011—2018 年覆盖 31 个省、337 个地级以上城市和约 2800 个县域的“北京大学数字普惠金融指数”,该指数包括三个维度,即覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度^[13]。该指数是在交易账户大数据的基础上编制的,可信度和研究价值较大。第二套数据来自中国统计年鉴,主要被解释变量有各省地方税收,控制变量有人均 GDP、产业结构、所有制结构、收入差距、城市化水平和技术创新能力等。

1. 被解释变量:地方税收(tax)。由于地方税收数额较大,我们遵循计量经济学上通常做法,对其取对数,变量取对数的好处在于变量更容易符合正态分布假定,且取对数便于考察各解释变量对被解释变量增长率的影响情况。这里我们用地方税收的对数值($\ln tax$)表示。

2. 核心变量:数字普惠金融(dif)。本文采用历年中国各省份数字普惠金融指数进行衡量。数字普惠金融指数包括三个一级维度,分别是覆盖广度($breadth$)、使用深度($depth$)和数字支持服务程度($digilevel$)。其中,覆盖广度主要包含支付宝账号数量、支付宝绑卡用户比例和支付宝绑卡数量三项指标;使用深度涵盖支付业务、货币基金业务、信贷业务、保险业务、投资业务和信用业务;数字支持服务程度主要包括移动化、实惠化、信用化和便利化,这是互联网技术的集中体现。

3. 控制变量。经济产出会影响税收税基,一个地区经济发展水平越高,负税能力就越强,税收规模就越大,

这里采用人均 GDP 来反映人均经济产出变量。不同产业对税收的影响是不同的,由于农业生产的性质,第一产业贡献要弱于第二产业和第三产业,为反映产业结构对地方税收的影响,本文引入了第二产业和第三产业占 GDP 的比重来反映产业结构。非国有经济与国有经济有较大的不同,前者往往具有更高的生产效率,经济活跃度高,这里我们采用非国有城镇单位工资总额占比来反映所有制结构。在理论分析中,我们已知收入差距大,不利于中产阶级的形成,因此收入差距改善可提高中等收入者的比重,从而形成较大的税基和提高地方税收,我们用城乡居民人均可支配收入比反映收入差距。此外,我们使用城镇人口比重反映城市化水平;各省专利申请授权数量反映技术创新能力,一个地区技术创新能力越强,越能形成更大的产能和地方税收。具体变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计结果

变量名称	变量代码	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
地方税收	<i>tax</i>	1326.02 (1144.85)	1526.42 (1274.01)	1738.42 (1432.10)	1907.74 (1592.27)	2021.35 (1793.80)	2086.83 (1931.72)	2215.25 (2038.13)	2450.15 (2240.93)
数字普惠金融指数	<i>dif</i>	40 (18.61)	99.69 (22.34)	155.35 (26.18)	179.75 (23.46)	220.01 (22.94)	230.41 (21.19)	271.98 (24.06)	300.21 (29.77)
人均 GDP	<i>pgdp</i>	3.94 (1.88)	4.34 (1.97)	4.74 (2.10)	5.07 (2.21)	5.31 (2.33)	5.68 (2.57)	6.09 (2.76)	6.47 (3.08)
产业结构	<i>stru</i>	0.89 (0.05)	0.89 (0.05)	0.90 (0.05)	0.90 (0.05)	0.90 (0.05)	0.90 (0.05)	0.91 (0.05)	0.91 (0.05)
所有制结构	<i>nsoc</i>	43.47 (15.36)	45.13 (15.89)	55.76 (14.48)	56.41 (14.01)	54.98 (15.13)	53.69 (15.42)	53.05 (15.21)	54.7 (14.85)
收入差距	<i>incgap</i>	2.91 (0.52)	2.88 (0.51)	2.67 (0.39)	2.61 (0.38)	2.60 (0.37)	2.59 (0.37)	2.58 (0.36)	2.55 (0.35)
城市化	<i>urban</i>	52.17 (14.46)	53.43 (14.20)	54.45 (13.94)	55.55 (13.48)	56.65 (12.89)	57.85 (12.45)	58.98 (12.02)	59.99 (11.79)
技术创新	<i>inov</i>	2.79 (4.53)	3.69 (6.04)	3.9 (5.89)	3.84 (5.41)	5.09 (6.87)	5.2 (6.75)	5.5 (7.49)	7.48 (10.41)

注:括号内系数为标准差。

从表 1 可知,2011—2018 年地方税收均值由 2011 年的 1326.02 亿元增长到 2018 年的 2450.15 亿元,年均增长 9.17%,且地方税收的标准差较大,反映了各省之间的地方税收差距较大。数字普惠金融指数从 2011 年的 40.00 增长到 2018 年的 300.21,扩大了近 6.5 倍;人均 GDP 从 3.94 万元增长至 6.47 万元,增长了 64.21%;第二产业和第三产业占比均在 80% 以上,且变化不大。非公有制经济比重逐年上升,城乡收入差距一直呈下降趋势,专利申请授权数量增长了 1.68 倍,且标准差较大,反映了技术创新能力提升迅速,但不同省份间差别较大。表 2 计算了各变量之间的 Pearson 相关系数,结果显示,地方税收与数字普惠金融、人均 GDP、第二和第三产业比重、非国有经济比重、城市化水平和技术创新能力正相关,且在 1% 的水平上高度显著,地方税收与城乡收入差距高度负相关。从解释变量之间的相关性上看,它们的相关系数大多小于 0.8,表明模型并不存在多重共线问题。

(二) 计量模型

为了实证分析数字普惠金融对地方税收的影响,并考虑这种影响是否具有门槛效应,我们构建了如下计量经济模型进行实证检验:

$$\ln tax_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dif_{it} + \beta' X_{it} + \gamma_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

$$\ln tax_{it} = \pi_0 + \pi_1 dif_{it} \cdot I(thr_{it} \leq \gamma_1) + \pi_2 dif_{it} \cdot I(thr_{it} > \gamma_1) + \beta' X_{it} + \gamma_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中,公式(1)为面板数据模型的标准形式,可以采用固定效应或随机效应进行估计;公式(2)是借鉴 Hansen^[14]的研究设定的门槛回归模型,以考察数字普惠金融对地方税收的影响是否具有门槛效应, *thr* 为门槛变量, $\ln tax_{it}$ 为 *i* 省在第 *t* 年的地方税收的自然对数, dif_{it} 反映 *i* 省在第 *t* 年的数字普惠金融指数, X_{it} 为控制变量列向量, β 为控制变量对应的参数列向量, γ_i 为个体固定效应, η_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。对于面板数据而言,由于 γ_i 是未观察变量,而且它可能与解释变量相关,因此通常的 OLS 回归将导致解释变量系数的估计偏误。这时通常的估计方法是将所有变量进行组内去均值处理后再进行估计,即固定效应模型(FE)。如果 γ_i 与解释变量不相关,那么就可以采用随机效应模型(RE),比较随机效应和固定效应模型, Hausman 检验可以在统计意义上拒绝其中一个模型。

表 2 变量之间的 Pearson 相关系数矩阵

Variables	tax	dif	pgdp	stru	nsoe	incgap	urban	inov
tax	1.0000							
dif	0.3875 *** (0.0000)	1.0000						
pgdp	0.6749 *** (0.0000)	0.5302 *** (0.0000)	1.0000					
stru	0.5639 *** (0.0000)	0.2802 *** (0.0000)	0.7376 *** (0.0000)	1.0000				
nsoe	0.7240 *** (0.0000)	0.4363 *** (0.0000)	0.7280 *** (0.0000)	0.6011 *** (0.0000)	1.0000			
incgap	-0.3972 *** (0.0000)	-0.4137 *** (0.0000)	-0.5649 *** (0.0000)	-0.3310 *** (0.0000)	-0.5969 *** (0.0000)	1.0000		
urban	0.5899 *** (0.0000)	0.4082 *** (0.0000)	0.8777 *** (0.0000)	0.6853 *** (0.0000)	0.7911 *** (0.0000)	-0.6174 *** (0.0000)	1.0000	
inov	0.8973 *** (0.0000)	0.3389 *** (0.0000)	0.5361 *** (0.0000)	0.4601 *** (0.0000)	0.5867 *** (0.0000)	-0.3522 *** (0.0000)	0.4188 *** (0.0000)	1.0000

注:括号内系数为 P 值,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上通过显著性检验。

四、实证结果

(一) 基准回归

本文考察了数字普惠金融对地方税收的影响,回归结果见表 3。Hausman 检验结果表明,我们应拒绝随机效应模型,从而选择固定效应模型。表 3 给出了对省份进行固定的单向固定效应估计结果。表 3 反映,在模型 1 至模型 7 中数字普惠金融发展对地方税收影响为正,且均在 1% 的水平上高度显著,具体而言,数字普惠金融指数每增加一个单位,地方税收将增长 0.07%,这初步证实了理论分析中的假设 1。人均 GDP 的系数均为正,且在 1% 的水平上高度显著,这说明人均国民收入每增加 1 万元,地方税收将增长 3.8% - 5.2%。产业结构前的系数多数为正,这说明产业结构调整有利于地方税收增长,模型 6、模型 7 中产业结构调整前的系数不显著的原因可能是产业结构调整速度较小。非国有经济比重变量前的系数均为正,且在 1% 的水平上高度显著,这表明非国有经济发展水平越高,地方税收越高,这充分体现了非公有制经济的重要性。由于体制原因,非国有经济的效率往往比国有经济的效率高,因此,非公有制经济发展后能够为社会创造更多的价值,为政府提供更多的地方税收。收入差距变量前的系数为负,且分别在 1% 和 10% 的水平上显著,表明缩小城乡收入差距有助于税收增长,原因是收入差距缩小后,有利于中产阶级和纳税群体的形成,从而带来地方税收的增长。城市化水平和技术创新水平前面的系数均为正,且分别在 1% 和 10% 的水平上显著,这说明城市化水平越高,技术创新能力越强,地方税收就越多。

考虑到回归结果的稳健性,表 4 的回归中,我们不仅控制了省份固定效应,还控制了年份固定效应,从而形成双向固定效应估计结果。在双向固定效应估计模型中,数字普惠金融发展前面的系数依然在 1% 的水平上高度显著为正,这初步表明了数字普惠金融对地方税收影响是稳健的,同时,我们还发现数字普惠金融每增加一个

表 3 数字经济对地方税收影响的估计结果:单向固定效应

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	ln tax	ln tax	ln tax	ln tax	ln tax	ln tax	ln tax
dif	0.0022 *** (0.0001)	0.0018 *** (0.0001)	0.0018 *** (0.0001)	0.0014 *** (0.0001)	0.0012 *** (0.0001)	0.0007 *** (0.0002)	0.0007 *** (0.0002)
pgdp		0.0427 *** (0.0098)	0.0375 *** (0.0099)	0.0399 *** (0.0093)	0.0458 *** (0.0093)	0.0522 *** (0.0094)	0.0471 *** (0.0098)
stru			1.5751 ** (0.6301)	1.7725 *** (0.5935)	1.4514 ** (0.5889)	0.8368 (0.6191)	0.8253 (0.6161)
nsoe				0.0074 *** (0.0014)	0.0057 *** (0.0014)	0.0074 *** (0.0015)	0.0077 *** (0.0015)
incgap					-0.1628 *** (0.0500)	-0.0944 * (0.0549)	-0.0944 * (0.0546)
urban						0.0149 *** (0.0053)	0.0160 *** (0.0053)
inov							0.0048 * (0.0027)
Constant	6.7389 *** (0.0154)	6.5959 *** (0.0359)	5.2142 *** (0.5539)	4.7033 *** (0.5293)	5.5263 *** (0.5762)	5.0217 *** (0.5945)	4.9750 *** (0.5922)
Observations	248	248	248	248	248	248	248
F 检验	880.3 [0.0000]	486.6 [0.0000]	334.4 [0.0000]	291.0 [0.0000]	245.4 [0.0000]	212.5 [0.0000]	184.4 [0.0000]
Hausman 检验	25.68 [0.0000]	20.96 [0.0000]	8.06 [0.0178]	26.93 [0.0000]	25.71 [0.0000]	19.38 [0.0016]	23.36 [0.0007]
模型选择	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
R ²	0.803	0.819	0.824	0.845	0.853	0.858	0.860

注:括号内系数为标准误,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上通过显著性检验。下同。

单位,地方税收将增长 0.17%,这大约是单向固定效应中估计系数的 2.4 倍。在其他变量中,人均 GDP 前面的系数依然在 1% 的水平上高度显著为正,且估计系数与单向固定效应中的系数相差不大。产业结构调整、非国有经济比重、城市化水平和技术创新能力前的系数大小及显著性水平与单向固定效应估计结果基本一致。收入差距变量前虽然仍然为负,在表 4 模型 6、模型 7 中不再显著,其原因可能是由于近年来城乡收入差距在逐步缩小,它与年份变量有较强的相关性,从而收入差距对税收的影响被年份变量稀释。

在不同分位数上,数字普惠金融对地方税收的影响是否不同?为了考察这一问题,我们采用面板数据分位数回归分析了在不同分位数上数字普惠金融等因素对税收的影响,估计结果如表 5 所示。从回归结果上看,在 10 分位数上,数字普惠金融对税收的影响略小,数字普惠金融每增加一个单位,税收将增长 0.169%,这仅在 10% 的水平上显著;而 25 分位数和中位数上,这一影响增加到 0.170% 和 0.171%,在 75 分数及以上达到 0.173%,且均在 1% 的水平上高度显著。从而可以看出,数字普惠金融在低分位数上对税收影响略小且显著性弱,在高分位数上,数字普惠金融对税收的影响大且显著性强。其原因可能在于税收较少的地区,也是数字普惠金融发展较低的地区,两者之间关系较弱;而在税收较高的地区,税收和数字普惠金融发展程度都较高,两者之间关系较强。人均 GDP 和非国有经济发展对税收的影响是在低分位数上影响较大,而在高分位数上影响较小,这说明在税收较低的地区,更应该多重视经济增长和非国有经济发展。

(二) 内生性处理

上述单向固定效应回归、双向固定效应回归和分位数回归均证明了数字普惠金融对地方税收的促进作用。但是,模型中可能存在的内生性问题仍然会影响结果的准确性。一方面,数字普惠金融发展会通过促进就业创业、刺激消费和缩小收入差距影响地方税收,而地方税收也可以反过来影响数字普惠金融发展,地方税收较高的地区,可能更容易地拿出资金支持数字普惠金融发展,因此,地方税收和数字普惠金融之间可能存在互为因果关系,从而导致估计结果出现偏差。另一方面,在样本考察期内,来自各省政策方面的冲击,可能会同时影响地方税收和数字普惠金融发展,这些难以衡量的冲击变量会包含在随机扰动项中,从而导致数字普惠金融变量与随机扰动项相关,也导致模型存在内生性。

表 4 数字经济对地方税收影响的估计结果:双向固定效应

Variables	(1) lntax	(2) lntax	(3) lntax	(4) lntax	(5) lntax	(6) lntax	(7) lntax
dif	0.0034 *** (0.0004)	0.0031 *** (0.0004)	0.0031 *** (0.0004)	0.0018 *** (0.0005)	0.0017 *** (0.0005)	0.0017 *** (0.0005)	0.0017 *** (0.0005)
pgdp		0.0442 *** (0.0096)	0.0385 *** (0.0096)	0.0400 *** (0.0093)	0.0459 *** (0.0093)	0.0546 *** (0.0094)	0.0492 *** (0.0097)
stru			1.7198 *** (0.6148)	1.7938 *** (0.5942)	1.4709 ** (0.5888)	0.6770 (0.6162)	0.6569 (0.6123)
nsoe				0.0066 *** (0.0016)	0.0047 *** (0.0017)	0.0057 *** (0.0017)	0.0060 *** (0.0017)
incgap					-0.1657 *** (0.0500)	-0.0782 (0.0547)	-0.0774 (0.0544)
urban						0.0199 *** (0.0056)	0.0212 *** (0.0056)
inov							0.0052 * (0.0027)
year	-0.0439 *** (0.0146)	-0.0467 *** (0.0140)	-0.0493 *** (0.0138)	-0.0147 (0.0159)	-0.0174 (0.0155)	-0.0385 ** (0.0163)	-0.0404 ** (0.0162)
Constant	94.9119 *** (29.4004)	100.5092 *** (28.1294)	104.1224 *** (27.7214)	34.2574 (31.8926)	40.4564 (31.2243)	82.3734 ** (32.6562)	86.0616 *** (32.5014)
Observations	248	248	248	248	248	248	248
F 检验	461.0 [0.0000]	343.4 [0.0000]	267.7 [0.0000]	232.8 [0.0000]	205.0 [0.0000]	187.0 [0.0000]	166.2 [0.0000]
Hausman 检验	23.61 [0.0000]	18.90 [0.0001]	16.42 [0.0009]	27.41 [0.0000]	26.24 [0.0001]	19.50 [0.0034]	23.28 [0.0015]
模型选择	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
R ²	0.811	0.828	0.834	0.846	0.854	0.862	0.864

表 5 面板分位数回归估计结果

Variables	(1) 10 分位 lntax	(2) 25 分位 lntax	(3) 50 分位 lntax	(4) 75 分位 lntax	(5) 90 分位 lntax
	dif	0.00169 * (0.00100)	0.00170 *** (0.000649)	0.00171 *** (0.000463)	0.00173 *** (0.000623)
pgdp	0.0496 * (0.0263)	0.0494 *** (0.0171)	0.0492 *** (0.0122)	0.0490 *** (0.0164)	0.0489 ** (0.0214)
stru	0.695 (1.321)	0.675 (0.857)	0.655 (0.612)	0.636 (0.822)	0.624 (1.073)
nsoe	0.00899 ** (0.00408)	0.00742 *** (0.00265)	0.00582 *** (0.00190)	0.00425 * (0.00254)	0.00333 (0.00331)
incgap	-0.0894 (0.129)	-0.0832 (0.0839)	-0.0769 (0.0599)	-0.0707 (0.0805)	-0.0671 (0.105)
urban	0.0235 (0.0146)	0.0223 ** (0.00945)	0.0211 *** (0.00674)	0.0199 ** (0.00906)	0.0193 (0.0118)
inov	0.00454 (0.00487)	0.00487 (0.00316)	0.00522 ** (0.00225)	0.00556 * (0.00303)	0.00576 (0.00395)
year	-0.0459 (0.0393)	-0.0430 * (0.0255)	-0.0402 ** (0.0182)	-0.0373 (0.0245)	-0.0357 (0.0319)
Observations	248	248	248	248	248

基于以上两方面考虑,为了进一步验证上述结果的稳健性。在双向固定效应模型下,本文还采用了面板工具变量估计方法。这里选择了互联网宽带接入用户数、每十万人高校在校生人数作为数字普惠金融指数的工具变量,这样做的原因是:一方面,数字普惠金融的发展得益于现代信息技术的广泛渗透,而互联网宽带接入用户数反映了公众对现代信息技术的接受和应用水平及信息技术在居民中的扩散和普及程度,年轻的知识分子总是处在最新科技应用的最前沿,因此,高校在校生人数和互联网宽带接入用户数与数字普惠金融紧密相关,满足工具变量的相关性条件;另一方面,高校在校生人数和互联网宽带接入用户数不会直接影响地方税收,它们与地方税收并不存在直接关联渠道,因此,它们满足工具变量的外生性条件。表 6 中的 Sargan-Hansen 检验对应的 P 值均大于 0.05,这在统计上说明工具变量的确是外生的。

从工具变量法估计结果表 6 看,数字普惠金融发展变量前的系数仍然在 1% 的水平上高度显著,这说明数字普惠金融确实推动了地方税收增长,这进一步验证了理论分析中的假设 1。

(三) 门槛效应分析

基于面板数据模型估计结果,我们证实了数字普惠金融发展对地方税收的正向促进作用,但这些研究结论假定了数字普惠金融的这种影响是线性的,忽略了在不同发展阶段这种影响可能存在差异,如在数字普惠金融发展的初期和中后期这种影响可能不同。本文接下来以数字普惠金融作为门槛变量,进一步分析数字普惠金融对地方税收影响可能存在的门槛效应。从表 7 的门槛检验结果和门槛估计值中可以看出,数字普惠金融变量均在 10% 的显著性水平上通过单一门槛检验,在控制了所有控制变量后,单一门槛效应检验值为 31.11,伴随概率为 0.0067,双重门槛效应检验值为 8.44,其伴随概率为 0.4800,这说明模型在 1% 的显著性水平上支持存在一个门槛值,在 10% 的显著性水平上不支持存在两个门槛值。同时模型对这个门槛值进行了估计,单一门槛估计值为 18.84。数字普惠金融指数低于 18.84 为初级阶段,这时 dif 的值用表 7 中变量 dif_1 表示,高于 18.84 为数字普惠金融发展的中高级阶段,这时 dif 值用变量 dif_2 表示。

根据面板门槛模型的估计结果可知,当数字普惠金融指数低于门槛值 18.84 时,数字普惠金融对地方税收的影响为 -0.0112,且通过 1% 显著性水平的检验,表明在第一门槛区间内,数字普惠金融对地方税收具有显著的负向影响,数字普惠金融每增加一个单位,地方税收将下降 1.12%。当数字普惠金融指数高于门槛值 18.84 时,其对地方税收的影响系数为 0.0015,且通过了 1% 显著性水平的检验,这表明在第二门槛区间,数字普惠金融对地方税收的影响发生了相反的转变,其发展对地方税收有正向促进作用。由此可见,数字普惠金融发展对地方税收的影响存在门槛效应,不同阶段影响有差异。其原因可能在于:当数字普惠金融发展程度较低时,需要大量的前期投入和政府财力与政策扶持,甚至是税收减免,从而这一阶段,数字普惠金融发展不仅不会增加地方税收,还会减少地方税收。只有当数字普惠金融发展到一定程度后,它对经济实体好的效果才会彰显出来,从而带来地方税收的增长。这验证了前文的假设 2。

表 6 面板工具变量估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Variables	iv1	iv2	iv3	iv4	iv5	iv6	iv7
	ln _{tax}	ln _{tax}	ln _{tax}	ln _{tax}	ln _{tax}	ln _{tax}	ln _{tax}
dif	0.0051 *** (0.0006)	0.0049 *** (0.0006)	0.0049 *** (0.0005)	0.0047 *** (0.0009)	0.0044 *** (0.0009)	0.0041 *** (0.0008)	0.0042 *** (0.0008)
pgdp		0.0356 *** (0.0102)	0.0302 *** (0.0102)	0.0304 *** (0.0103)	0.0364 *** (0.0102)	0.0465 *** (0.0102)	0.0412 *** (0.0106)
stru			1.7308 *** (0.6434)	1.7359 *** (0.6416)	1.4607 ** (0.6299)	0.6486 (0.6518)	0.6288 (0.6514)
nsoe				0.0005 (0.0023)	-0.0006 (0.0023)	0.0011 (0.0022)	0.0011 (0.0022)
incgap					-0.1440 *** (0.0538)	-0.0569 (0.0582)	-0.0553 (0.0581)
urban						0.0204 *** (0.0060)	0.0216 *** (0.0060)
inov							0.0048 * (0.0029)
year	-0.1013 *** (0.0200)	-0.1080 *** (0.0191)	-0.1086 *** (0.0188)	-0.1051 *** (0.0281)	-0.0991 *** (0.0273)	-0.1111 *** (0.0269)	-0.1160 *** (0.0268)
Constant	210.196 *** (40.1720)	223.685 *** (38.3376)	223.239 *** (37.6686)	216.255 *** (56.5851)	204.949 *** (54.8263)	228.394 *** (54.0769)	238.056 *** (53.9118)
Observations	248	248	248	248	248	248	248
F 检验	416.7 [0.0000]	441.2 [0.0000]	455.0 [0.0000]	296.8 [0.0000]	316.7 [0.0000]	339.8 [0.0000]	268.2 [0.0000]
Wald 检验	1.306e+06 [0.0000]	1.398e+06 [0.0000]	1.446e+06 [0.0000]	1.457e+06 [0.0000]	1.553e+06 [0.0000]	1.674e+06 [0.0000]	1.677e+06 [0.0000]
R ²	0.797	0.811	0.818	0.820	0.832	0.845	0.846
模型选择	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
Sargan-Hansen 检验	5.95	5.679	3.829	3.869	1.074	0.484	3.658
检验	0.0610	0.0585	0.1474	0.1445	0.5845	0.7849	0.1605

(四)作用机制分析

由于数字普惠金融的发展是多维度的,它既可以体现为交易账户数的增加,或是互联网金融服务的深化,也可以体现为金融服务的便利化和成本的降低。因此,我们进一步考察数字普惠金融指数的二级指标对地方税收的不同影响,从而找出数字普惠金融影响税收的作用机制。数字普惠金融的二级指标包括数字普惠金融覆盖广度、数字普惠金融使用深度、数字普惠金融数字化程度等三个方面。覆盖广度主要是通过电子账户数来体现;使用深度主要是通过人均交易笔数和人均交易金额来反映;数字化程度主要是通过数字普惠金融的便利性、低成本和低门槛优势反映。表8报告了依次将数字普惠金融覆盖广度指数、使用深度指数和数字化程度指数等二级指标作为解释变量加入到模型中的回归结果。回归结果显示,数字普惠金融覆盖广度指数、数字化程度指数分别在1%和5%的显著性水平上为正,使用深度指数也为正,但是统计上不显著,这揭示出数字普惠金融对税收的促进作用主要是通过数字普惠金融覆盖广度提高和数字化程度加深实现的。可以理解,基于互联网的新金融模式不同于传统金融机构触达用户的方式,传统金融方式体现为“金融机构网点数”和“金融服务人数”,而数字普惠金融只依赖于互联网,互联网不受地域限制,普惠金融覆盖广度是通过电子账户数来体现的,注册电子账户人数越多,整个市场运行时交易成本就越低,经济就越活跃,从而税收越高。数字普惠金融促进地方税收增长在很大程度上是源于其覆盖广度的提高。表8计量结果中,数字化程度变量显著为正说明,数字普惠金融影响地方税收的另一个原因是数字普惠金融给经济带来的便利性和低成本优势。根据数字普惠金融指标体系,我们知道数字化程度加深表明支付的移动化水平、信用化水平和便利化水平提高。传统交易场景下没有现金和银行卡时无法实现的交易在数字普惠金融场景下得以实现,移动支付和二维码支付越来越多,从而促进了经济增长,提高了地方税收。

五、主要结论与政策建议

随着中国数字化进程的加快,我国数字普惠金融得到了较快发展,本文就数字普惠金融对地方税收的影响进行了深入理论探讨与经验研究。结合中国数字普惠金融指数和中国地方税收数据,我们发现在样本期内,总体上讲,中国数字普惠金融发展促进了地方税收增长,稳健性分析结果表明这一结论比较稳健可靠。分位数回归分

表7 面板门槛模型的估计结果

Variables	(1) lntax	(2) lntax	(3) lntax	(4) lntax	(5) lntax	(6) lntax	(7) lntax
dif_1	-0.0132 *** (0.0027)	-0.0140 *** (0.0027)	-0.0126 *** (0.0025)	-0.0122 *** (0.0025)	-0.0120 *** (0.0025)	-0.0125 *** (0.0025)	-0.0112 *** (0.0025)
dif_2	0.0017 *** (0.0001)	0.0016 *** (0.0001)	0.0013 *** (0.0001)	0.0011 *** (0.0001)	0.0008 *** (0.0002)	0.0007 *** (0.0002)	0.0015 *** (0.0004)
pgdp	0.0478 *** (0.0092)	0.0417 *** (0.0092)	0.0434 *** (0.0088)	0.0484 *** (0.0087)	0.0537 *** (0.0089)	0.0475 *** (0.0092)	0.0492 *** (0.0092)
stru		1.8797 *** (0.5876)	2.0194 *** (0.5581)	1.7265 *** (0.5559)	1.1995 ** (0.5884)	1.1977 ** (0.5826)	1.0495 * (0.5824)
nsoe			0.0065 *** (0.0013)	0.0050 *** (0.0014)	0.0064 *** (0.0015)	0.0067 *** (0.0015)	0.0054 *** (0.0016)
incgap				-0.1433 *** (0.0471)	-0.0868 * (0.0518)	-0.0865 * (0.0513)	-0.0735 (0.0513)
urban					0.0125 ** (0.0050)	0.0137 *** (0.0050)	0.0179 *** (0.0054)
inov						0.0059 ** (0.0026)	0.0061 ** (0.0025)
year							-0.0319 ** (0.0154)
Constant	6.6004 *** (0.0337)	4.9517 *** (0.5164)	4.5342 *** (0.4970)	5.2657 *** (0.5438)	4.8538 *** (0.5620)	4.7912 *** (0.5571)	68.8037 ** (30.8331)
Observations	248	248	248	248	248	248	248
R-squared	0.8417	0.8490	0.8648	0.8704	0.8742	0.8772	0.8797
门槛估计值	18.84	18.84	18.84	18.84	18.84	18.84	18.84
门槛检验 (单一门槛)	34.39	39.42	34.52	32.90	30.78	33.51	31.11
门槛检验 (双重门槛)	0.0900	0.0567	0.0033	0.0000	0.0033	0.0067	0.0067
	21.33	24.12	10.36	9.60	10.92	12.86	8.44
	0.0700	0.1200	0.2800	0.3200	0.2700	0.2600	0.4800

表8 数字普惠金融影响地方税收的机制分析

Variables	(1) lntax	(2) lntax	(3) lntax
breadth	0.0034 *** (0.0006)		
depth		0.0001 (0.0002)	
digilevel			0.0002 ** (0.0001)
pgdp	0.0512 *** (0.0093)	0.0546 *** (0.0100)	0.0533 *** (0.0098)
stru	0.5957 (0.5915)	0.6602 (0.6355)	0.8135 (0.6285)
nsoe	0.0047 *** (0.0016)	0.0093 *** (0.0015)	0.0079 *** (0.0016)
incgap	-0.0603 (0.0527)	-0.0945 * (0.0563)	-0.0749 (0.0560)
urban	0.0177 *** (0.0055)	0.0210 *** (0.0058)	0.0218 *** (0.0058)
inov	0.0056 ** (0.0026)	0.0055 ** (0.0028)	0.0052 * (0.0027)
year	-0.0889 *** (0.0200)	0.0110 (0.0102)	0.0042 (0.0085)
Constant	183.8273 *** (40.1586)	-17.2763 (20.4416)	-3.8490 (16.9746)
Observations	248	248	248
Hausman 检验	24.85 [0.0000]	21.90 [0.0026]	25.18 [0.0003]
R ²	0.8733	0.8554	0.8584

析得出了更加丰富的结论:数字普惠金融在低分位数上对税收影响小且显著性弱,在高分位数上,数字普惠金融对税收的影响大且显著性强。数字普惠金融对地方税收的影响存在显著的单门槛效应,在数字普惠金融发展的初期阶段,可能会由于前期投入和财力和政策上的支持,导致其对地方税收有负向影响,只有当数字普惠金融进入中后期阶段,它对地方税收的正向作用才得以显现。作用机制分析表明,数字普惠金融促进税收增长主要是通过数字普惠金融覆盖广度提高和数字化程度加深实现的。

数字普惠金融发展有利地方税收增长,且在地方税收较高的地区这一作用更大,在数字普惠金融发展的中后期作用更大。面对疫情挑战下的财政困境,地方政府应千方百计地扩大数字普惠金融的覆盖面,这既有利于居民收入和消费的增长,也有利于市场的创业和就业,进而让更多的人从数字普惠金融发展中受益,让政府税收也获得相应增长。政府应推动支付移动化和便利化,从而使数字普惠金融的数字化程度提升,支付移动化和便利化有助于市场规模的扩大,有助于地方税收增长。当然,我们的研究也表明在数字普惠金融发展的初期,由于新旧产能的替换和“创造性破坏”,可能会使地方税收有一定程度的下降,但这只是暂时的,从数字普惠金融的整个发展过程看,它对税收的影响是正向的促进作用。

当然,数字普惠金融只是数字经济的一部分,我们数字经济发展是否对地方税收有更大的影响,与传统经济相比,数字经济对税收的影响有哪些不同,应是一个未来的研究方向。

参考文献:

- [1] 谢绚丽,沈艳,张皓星,郭峰. 数字普惠金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊),2018(4):1557-1580.
- [2] 梁榜,张建华. 数字普惠金融发展能激励创新吗? ——来自中国城市和中小企业的证据[J]. 当代经济科学,2019(5):74-86.
- [3] 易行健,周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究,2018(11):47-67.
- [4] 李牧辰,封思贤. 数字普惠金融与城乡收入差距——基于文献的分析[EB/OL]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/13.1356.F.20200615.1150.002.html>.
- [5] 赵丙奇. 中国数字普惠金融与城乡收入差距——基于面板门限模型的实证研究[J]. 社会科学辑刊,2020(1):196-205.
- [6] 赵全厚. 论促进金融业发展的税收政策完善[J]. 税务研究,2020(1):14-19.
- [7] Schumpeter J A. Capitalism, socialism and democracy [J]. American Economic Review, 1942, 7(4): 594-602.
- [8] 严卫中. 浅议互联网金融税收征管[J]. 税务研究,2015(5):99-101.
- [9] 欧卫东,李殿相,李秋然,刘中虎. 浅论金融深化对中国税收增长的影响[J]. 税务研究,2019(4):98-103.
- [10] Kapoor, A. Financial inclusion and the future of the Indian Economy[J]. Futures, 2013, 25(10): 35-42.
- [11] Levine R. Taxancial development and economic growth: Views and agenda[J]. Journal of Economic Literature[J]. 1997, 35(1): 688-726.
- [12] Greedwood J, Jovanovic B. Financial development, growth and the distribution of Income[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 1076-1107.
- [13] 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.
- [14] Hansen B E. Sample splitting and threshold estimation[J]. Econometrica, 2010, 68(3): 575-603.

[责任编辑:杨志辉]

An Empirical Study on the Effects of Digital Financial Inclusion on Local Tax

LIANG Xiaoqin

(School of Management, Tianjin University of Technology, Tianjin 300384, China)

Abstract: Using 2011—2018 digital financial inclusion index measured by Peking University and local tax panel data, we studied the relationship between the development of digital financial inclusion and local taxation. It is found that the development of digital financial inclusion can significantly promote the local taxation growth. After considering the problem of endogenous variables, this conclusion is still firmly established. In quantile regression, it shows that digital financial inclusion has a small impact on the local tax revenue and has a weak statistical significance at low quantiles. Digital financial inclusion has a strong impact on the local tax revenue and has a strong statistical significance at high quantiles. The impact of digital financial inclusion on local taxation has a threshold effect, and its impact on local tax varies significantly at different stages of development. Digital financial inclusion promotes the tax growth mainly through the expansion of digital financial inclusion and the deepening of mobility and facilitation.

Key Words: digital financial inclusion; local tax; threshold regression; financial innovation; financial assets allocation