

地方债管理体制改革对数字普惠金融发展的影响机制研究

韩 健¹, 张又文²

(1. 重庆工商大学, 重庆 400067; 2. 中南财经政法大学, 湖北 武汉 430071)

摘要: 研究地方债管理体制改革对数字普惠金融发展的影响, 对于探索财政金融协同具有重要理论和实践价值。选取地方债管理体制改革为准自然实验, 基于 2011—2021 年我国地级市面板数据, 采用强度双重差分法研究地方债管理体制改革对数字普惠金融发展的影响机制。实证研究发现: 一是地方债管理体制改革能够有效促进数字普惠金融发展; 二是主要通过重新配置信贷资源、改变支出偏好等渠道对数字普惠金融发展的产生影响; 三是地方债管理体制改革的积极效果存在一定时滞, 平均在政策实施后的第三年开始有效助力数字普惠金融发展; 四是这种积极效果在地方财政压力较大的地区不显著。而在地方财政压力较小的情况下, 地方债管理体制促进数字普惠金融发展的效果在当期开始显现。在此基础上, 从专项债、创新监管、经济动能转换等多个视角提出地方债管理体制与数字普惠金融协同发展的建议。研究结果丰富了财政金融协同和数字普惠金融的相关研究, 为深化改革提供了理论支撑。

关键词: 财政压力; 地方债管理; 信贷资源; 数字普惠金融

中图分类号: F812

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2024)09-0021-13

Research on the influence mechanism of local debt management system reform on the development of digital inclusive finance

HAN Jian¹, ZHANG Youwen²

(1. Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China;

2. Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430071, China)

Abstract: To study the impact of local debt management system reform on the development of digital inclusive finance has important theoretical and practical value for exploring fiscal and financial synergy. This paper selects the local debt management system reform as a natural experiment, and based on the panel data of China's prefecture-level cities from 2011 to 2021, adopts the intensity differential method to study the impact mechanism of local debt management system reform on the development of digital inclusive finance. The empirical findings are as follows: first, the reform of local debt management system can effectively promote the development of digital inclusive finance; The second is the impact on the development of digital inclusive finance mainly through the re-allocation of credit resources, changing spending preferences and other channels; Third, there is a lag in the positive effects of the reform of the local debt management system, which on average starts to effectively promote the development of digital inclusive finance in the third year after

收稿日期: 2024-01-08 修回日期: 2024-06-30

基金项目: 国家社会科学基金项目“财政金融风险叠加视角下地方政府隐性债务的化解路径研究”(18XJY020)。

作者简介: 韩健(1986—), 男, 回族, 安徽安庆人, 重庆工商大学经济学院教授, 博士, 研究方向为公共财政与公共管理。

the implementation of the policy; Fourth, this positive effect is not significant in areas with greater local financial pressure. In the case of small local financial pressure, the effect of local debt management system reform to promote the development of digital inclusive finance began to show in the current period. On this basis, suggestions on the coordinated development of local debt management system reform and digital inclusive finance are put forward from the perspectives of special debt, innovative supervision, and economic momentum transformation. This paper has enriched the relevant research on fiscal and financial synergy and digital inclusive finance, and provided theoretical support for deepening the reform.

Key words: fiscal pressure; local debt management; credit resources; digital inclusive finance

近年来,地方政府债务处置工作取得积极成效。但房地产市场低迷,叠加大规模减税降费等影响,地方财政收入受到明显冲击。而地方刚性支出不减,尤其近些年是地方债务偿债高峰期,偿债支出增加,地方财政收支矛盾加剧。由此可见,地方债管理体制改革的客观上会影响短期地方财政收入规模,而数字普惠金融发展得益于政府性融资担保等地方财政资金的支持。那么,地方债管理体制改革的改革是否会制约数字普惠金融发展? 2023 年中央经济工作会议指出“统筹好地方债务风险化解和稳定发展”,凸显地方债管理体制改革的目的是保障经济的稳定健康发展,不是单纯追求债务风险的解除。因此,探究地方债管理体制改革的与数字普惠金融协同发展的长效机制,对地方财政可持续发展、实现中国式现代化具有重要的现实意义。

本文以地方债管理体制改革的改革作为一项准自然实验,采用强度双重差分法来进行因果识别,系统考察了地方债改革对数字普惠金融的影响,并试图回答如下问题:一是地方财政压力是否会影响政府支持数字普惠金融的力度? 换言之,地方债治理是否掣肘了数字普惠金融的发展? 二是如何精准分析地方债治理对数字普惠金融的影响及其渠道,并探究潜在的问题。

一、文献回顾

(一) 数字普惠金融发展的主要影响因素

目前,国内外关于数字普惠金融的文献可以归纳为两类。一是数字普惠金融作为自变量,研究对其他经济变量或现象的影响。现有文献主要研究数字普惠金融发展对区域发展不平衡、城乡居民收入差距或减贫效应、企业融资或运营效率、宏观经济增长、创新效应等方面的影响^[1-3]。二

是将数字普惠金融作为因变量进行研究。现有文献主要分析数字普惠金融发展的区域差异或空间特征及影响因素。

在数字普惠金融发展的影响因素方面。虽然不同的研究者有不同的维度,但大多数都没有脱离经济发展、社会环境、金融环境和地理禀赋的范围。如董晓林等^[4]探讨了民营经济发展和政府教育技术对数字普惠金融的影响;王媛媛等^[5]探讨了商业服务活动与城市强度的作用机制;王小华等^[6]将数字普惠金融的发展驱动力概括为四大类:市场应用驱动力、结构优化驱动力、内部释放驱动力、创新驱动动力。在探索不同影响因素的作用方向时,运用 GTWR 模型、OLS 模型、Tobit 模型、聚类分析及地理探测器方法等均表现出不同的作用方向和意义^[7-11],得出的结论往往是异质的。各因素的异质性决定了对数字普惠金融发展动力机制的研究需要明确具体的研究区域,检验数字普惠金融的空间相关性,并将区域发展的空间关联性纳入分析框架。

(二) 地方债务管理体制对数字普惠金融发展的影响

国内外学者普遍认为没有完善的预警机制会导致债务无序扩张,地方债规模与地区 GDP 比值超临界值时会对经济产生负作用,对经济的发展有抑制,不能达到有效释放财政压力的效果^[12-14]。有学者提出在数字经济蓬勃发展的背景下,金融资源的优化配置在普惠金融发展中发挥着重要的杠杆作用^[15-16]。朱冠平等^[17]考察了数字普惠金融对隐性债务的影响,给出数字普惠金融短期内不会化解隐性债务,甚至会扩张债务,但长期有利于隐性债务化解的结论。

自我国地方债管理体制改革的改革后,大多数学者

肯定了地方债管理体制改革的成效^[18-19],研究发现地方债体制改革后,政府减少了对金融资源的占用,重新配置金融资源有利于经济发展^[20],增加财政收入^[21]。同时,也有学者持相反观点,认为限额管理控制地方债的支出,会影响政府的资金投入^[22]。基于此,本文通过量化分析地方债治理对数字普惠金融的影响,剖析两者间的关系及作用机理,这也是本文的问题导向与逻辑起点。

较少文献直接研究地方债管理体制对数字普惠金融发展的影响,本文基于该视角探究其影响渠道,进一步考察了财政压力不同地区的异质性,这是研究视角的创新。同时,针对地方债管理体制效应可能存在时滞性,拓宽了研究周期,从改革前3年的时间开始测度,并在宋科等^[23]研究的基础上将电信业务发展水平、产业结构作为变量纳入研究,使得量化分析结果更加贴近现实。地方债管理体制是颇具中国特色的研究议题,量化分析其对数字普惠金融发展的影响,有助于探索财政金融协同的实施路径,助力中国式现代化经济发展。

二、制度背景与理论分析

(一)地方债管理体制改革的制度背景及实施情况

2014年8月修订的《中华人民共和国预算法》和同年10月国务院印发的《关于加强地方政府性债务管理的意见》拉开了地方政府性债务管理体制改革的序幕。2015年,新《预算法》的实施,标志着中央政府开始进行全国范围的地方政府债务管理体制的改革。一是规范地方政府举债融资机制。剥离融资平台公司政府融资职能,明确政府和企业的责任,并在法律上赋予省、自治区、直辖市政府可以适度举借债务的权利,市县级政府确需举借债务的由省、自治区、直辖市政府代为举借。二是政府债务实行限额控制和预算管理。省级财政部门在财政部下达的本地区新增限额内,根据各地级市债务风险、财力状况等因素并统筹本地区建设投资需求等提出分配方案,报经省级政府批准后,按照财政管理级次向省本级及市县级财政部门下达。三是新增限额分配坚持正向激励原

则。即对于财政实力强、举债空间大、债务风险低、债务管理绩效好的地区多安排;而对财政实力弱、举债空间小、债务风险高、债务管理绩效差的地区少安排或不安排。四是强化债权人约束。金融机构等不得违法违规向地方政府提供融资,而改革之前地方政府性债务资金主要来源于银行贷款,在一定程度上可以缓解政府与企业在融资上的竞争。

(二)地方债管理体制与数字普惠金融

地方债管理体制改革前,部分官员为了片面追求GDP指标,通过融资平台以及向金融机构举债等方式获取资金,违规举借的资金无疑是地方政府隐性债务的来源之一。而违规举借债务的重要原因是地方政府对这部分债务有隐性担保,在隐性担保的保障下金融机构会倾向将资金出借给政府,这也导致了政府对信贷资源的挤占,直接减少了金融机构能够调配用于其他金融服务的资金^[24]。改革后,中央出台相关的规制措施,明确对地方债实行限额管理。让地方政府举债行为更加规范,过去挤占的资源重新流入市场,信贷资源得以重新配置。数字普惠金融服务在资源重配后的市场中,得到更多的资金支持,获得更大的发展空间^[25]。

除开信贷资源重新配置的原因外,地方政府在新的地方债治理理念下,支出偏好的转变也对数字普惠金融的发展具有促进作用。自2018年中央经济工作会议提出新基建这一概念以来,中央政府出台系列文件要求发展新基建,完善包括5G基站、大数据、智能交通、人工智能等领域在内的基础设施,加快国家数字化转型,建设社会主义现代化强国^[26]。地方政府将过去投入于房地产以及“政绩工程”的资金转而投向新基建以及其他公共服务领域,提高资金的效用。新基建的普及,数字化技术的升级,让数字普惠金融的进一步发展获得较好的基础条件^[27-28],但同时考虑到各地政府财政状况不同,改革对各地带来的财政冲击力可能存在潜在性差异,改革在各地产生的实际效果,是本文进一步需要探讨的。

综上所述,地方债管理体制的改革规范了地

方政府举债行为,促进了地方政府投资偏好的转变,有利于政府将更多资金投入到数字化新基建中,为数字普惠金融的发展奠定了基础。同时,信贷资源的重新配置,为数字普惠金融的发展提供了更多的资金支持。

基于上述分析,本文提出研究假说 1:地方债管理体制能够有效地促进数字普惠金融发展,主要通过信贷资源以及政府支出偏好的改变而实现。

(三)考虑地方财政压力对数字普惠金融的影响

地方债体制改革的主要目的就是防范和化解重大风险,而对于地方财政压力大的地区来说,过去土地担保、PPP(政府和社会资本合作)等方式举借了更多的隐性债务^[29]。因此,必须考虑到这一实际问题,因地制宜化解存量债务。压力大的地区普遍面临着资金短缺的问题,如果要求这部分地区快速化解债务可能会导致当地财政紧张,破坏地方的运行秩序。对于这部分地区,应采用延长化解周期,逐步调整债务结构的方式,从而较为平缓地化解存量债务。但需要指出的是,延长债务化解周期也意味着地方政府在持续地一段时间内,会放缓相关基础设施建设以及降低惠民资金的支持力度。因此,相较于压力大的地区,地方财政压力较小的地区能够更快地将资金投入到数字普惠金融的支持中,见效则更为显著。

综上所述,地方财政压力越大的地区需要越多的时间去调整债务结构,化解财政风险,进而减慢数字普惠金融的发展进程,效果显现时间滞后。

基于上述分析,本文提出研究假说 2:地方债管理体制对数字普惠金融的促进效果,在财政压力较大的地区具有显著时滞性。

三、研究设计

(一)识别策略与实证模型设定

为了识别地方政府债务管理体制对数字普惠金融发展的影响,本文参考梁若冰等^[18]、刘贯春等^[30]的方法,利用 2015 年开始实施的新《预算法》作为研究切入点。但各地级市在遗留债务处理、储备项目等诸多方面存在差异,改革时间在各地具体落实时存在一定差异,因此本文利用各地级市首次公布地方政府债券余额的时间作为各地

级市实际落实地方债管理体制改革的时间。具体来讲,主要通过手工收集各地方政府网站公告和新闻、各地市《政府年度总决算》《举借政府债务情况说明》及其依申请公开的相关资料获取信息。

同时,由于各地方政府历史遗留的债务规模不一致、债务结构差异较大,即使在落实地方债管理体制改革的地区,其落实效果也存在差异,改革对地方政府财力造成的冲击程度也不一致。于是,借鉴王群群等^[31]的研究方法,控制被解释变量和解释变量间的相互影响效应,使用强度双重差分模型来考察地方债管理体制对数字普惠金融发展的影响。实证模型设定如下:

$$DFI_{it} = \beta_0 + \beta_1 Rshock_{it} \times Reform_{it} + \alpha X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 为地级市, t 为时间。 DFI_{it} 为数字普惠金融发展水平; $Reform_{it}$ 为地方债管理体制双差分变量; i 地级市在落实改革的当年及之后取 1,否则为 0。 X_{it} 为一系列控制变量, λ_i 为地区固定效应, η_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。 β_1 即为本文关注的核心系数。根据理论分析,地方债管理体制有助于数字普惠金融发展,因而该系数预期为正。 $Rshock_{it}$ 为地方债管理体制给地方政府造成的财力冲击,即地方债管理体制的效果。财力冲击的计算方法借鉴梁若冰等^[18]的研究,具体为:

$$Rshock_{it} = \frac{Debt_{i,2011 \sim (t-1)}}{Debt_{i,2011 \sim (t-1)} + Reven_{i,2011 \sim (t-1)}} - \frac{Debt_{i,t \sim 2021}}{Debt_{i,t \sim 2021} + Reven_{i,t \sim 2021}} \quad (2)$$

式(2)中, $Rshock_{it}$ 为改革造成的财力冲击,表示改革前后地方政府性债务在地方政府财政收入中所占比重的变动情况,该值越大,说明地方政府债务融资受改革造成的影响越大,也越有利于减小地方政府债务融资对数字普惠金融需求的挤出效应。 $Debt_{i,2011 \sim (t-1)}$ 和 $Debt_{i,t \sim 2021}$ 分别为地级市落实改革前后的债务规模,即地级市 i 在 2011 年至改革前一年的债务总规模以及改革当年至 2021 年的债务总规模; $Reven_{i,2011 \sim (t-1)}$ 和 $Reven_{i,t \sim 2021}$ 分别为地级市落实改革前后的一般公共预算收入,即

地级市*i*在2011年至改革前一年的一般公共预算收入以及改革当年至2021年的一般公共预算收入。。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为数字普惠金融发展水平,代理变量主要为《数字普惠金融指数》(数据来源为北京大学数字金融研究中心),该指数的指标对于我国各地区的数字普惠金融发展水平的衡量较为全面,包括人均及小微经营者户均贷款笔数、平均贷款金额、平均贷款利率等。

2. 核心解释变量

除了各地级市落实地方债管理体制改革的双重差分变量外,本文的另一核心变量为地方债管理体制给地方政府造成的财力冲击。计算公式(2)的财力冲击时所涉及的地方政府性债务包括两种统计口径:一是借鉴刘贯春等^[30]的研究,使用(地方政府债券余额+地方城投债余额)测度地方政府性债务规模,测算的财力冲击采用 Rshcok_bond 进行标识;二是参考余明桂等^[32]的研究,使用(地方政府债券余额+地方融资平台有息负债余额)测度地方政府性债务规模,测算的财力冲击

采用 Rshcok_debt 进行标识。

3. 控制变量

参考宋科等^[23]的研究,本文的控制变量包括:地区经济发展水平,具体采用人均 GDP 的对数衡量;金融业发展水平,具体采用年末金融机构人民币各项存贷款余额之和与 GDP 的比值衡量;地级市人口规模,采用地级市年末总人口的对数衡量;政府支出规模,采用地方一般公共预算支出与 GDP 的比值衡量;政府收入规模,采用地方一般公共预算收入与 GDP 的比值衡量;电信业务发展水平,具体采用邮政业务收入与 GDP 的比值衡量;产业结构,具体采用第三产业产值与地区生产总值的比重衡量。

(三) 数据说明

为了排除2008年金融危机对本文研究主题的影响,根据现有文献的较多做法,样本时间区间为2011—2021年,样本个体为我国各个地级市。本文的数据主要来源于《北京大学数字普惠金融指数》报告、各地级市的《政府年度总决算》《举借政府债务情况说明》《国民经济和社会发展公报》《中国城市统计年鉴》以及 wind 数据库等。在具体的处理过程中,剔除了有缺失值的样本。表1为主要变量的描述性统计结果。

表1 主要变量的描述性统计结果

变量名	变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
数字普惠金融发展水平	<i>DFI</i>	2 155	5.141	0.504	3.057	5.885
地方债管理体制(城投债口径)	<i>Reform × Rshcok_bond</i>	2 155	-0.132	0.174	-0.803	0.192
地方债管理体制(地方政府融资平台有息债务口径)	<i>Reform × Rshcok_debt</i>	2 045	-0.169	0.223	-0.801	0.151
地方债管理体制变量	<i>Reform</i>	2 155	0.606	0.489	0	1
经济发展水平	<i>Pergdp</i>	2 153	10.860	0.550	9.219	13.060
金融发展水平	<i>Finance</i>	2 151	2.668	1.314	0.588	12.510
人口规模	<i>Pop</i>	2 154	6.001	0.670	3.400	8.136
财政支出	<i>Govout</i>	2 155	0.178	0.075	0.033	0.675
财政收入	<i>Govin</i>	2 155	0.081	0.026	0.032	0.205
电信业务发展水平	<i>Tele</i>	2 071	0.004	0.005	0.001	0.040
产业结构	<i>Third</i>	2 154	0.435	0.101	0.101	0.839

四、实证分析

(一) 基本回归结果

根据理论分析,地方债管理体制有利于促进数字普惠金融发展。为了检验该研究假说,本文利用式(1)的强度双重差分模型进行回归分析。表2展示相关回归结果。其中,第(1)列、第(2)列财力冲击 Rshcok_bond 测算所使用的地方政府性债务规模为地方政府债券余额与地方城投

债余额之和,第(3)列、第(4)列财力冲击 Rshcok_debt 测算所使用的地方政府性债务规模为地方政府债券余额与地方政府融资平台有息债务之和。可以发现,不论基于何种口径使用地方政府性债务计算地方债管理体制对地方政府财力造成的冲击,在控制相关经济变量的情况下,政策改革变量与财政冲击的交互项均为正且通过显著性检验,表明地方债管理体制能够有效促进地区数

字普惠金融发展。改革造成的财力冲击越大,表明改革越有利于减少地方政府债务对其他社会主体造成的融资挤出效应,越有利于助力数字普惠金融发展。平均来看,城投债口径下地方债改革造成的财力冲击每增加 1 个单位,数字普惠金融发展水平提高 10.9%;地方政府融资平台有息债务口径下地方债改革造成的财力冲击每增加 1 个单位,数字普惠金融发展水平提高 4.1%。研究假说 1 得到验证。

表 2 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	DFI	DFI	DFI	DFI
<i>Reform</i> × <i>Rshock_bond</i>	0.113 *** (3.55)	0.109 *** (4.19)	—	—
<i>Reform</i> × <i>Rshock_debt</i>	—	—	0.019 (0.67)	0.041 * (1.81)
<i>Reform</i>	0.014 (1.60)	0.014 * (1.69)	-0.002 (-0.23)	0.003 (0.42)
<i>Pergdp</i>	—	0.089 *** (5.75)	—	0.088 *** (5.33)
<i>Finance</i>	—	0.003 (0.68)	—	0.005 (0.94)
<i>Pop</i>	—	-0.094 *** (-5.08)	—	-0.102 *** (-5.36)
<i>Govout</i>	—	0.194 *** (2.93)	—	0.205 *** (2.73)
<i>Govin</i>	—	-0.153 (-0.82)	—	-0.148 (-0.73)
<i>Third</i>	—	0.220 *** (3.86)	—	0.228 *** (3.82)
<i>Tele</i>	—	-2.132 *** (-4.57)	—	-2.435 *** (-4.95)
常数项	5.148 *** (1 246.31)	4.603 *** (18.64)	5.150 *** (1 304.25)	4.669 *** (18.33)
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	2 155	2 063	2 045	1 960
<i>R</i> ²	0.984	0.986	0.984	0.985

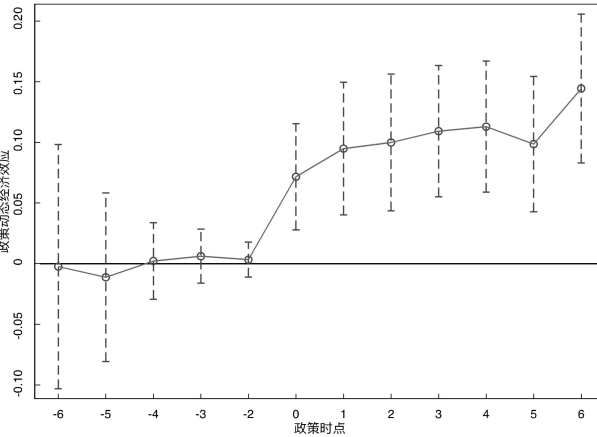
注:***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$ 时有统计学意义;括号内为 t 值。下同。本文回归分析的稳健标准误均聚类到地级市层面。

(二) 平行趋势检验

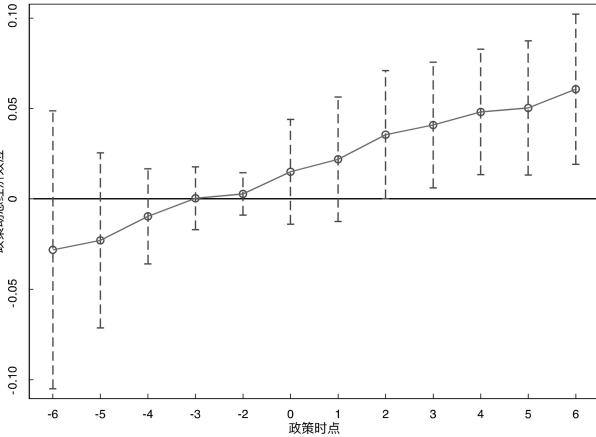
平行趋势检验是双重差分法有效识别因果效应的重要前提,即政策实施前试点地区和非试点地区的数字普惠金融发展水平应当具有相同的变化趋势。为此,本文构建以下事件研究方程进行检验:

$$DFI_{it} = \alpha + \beta_t \sum_{t=-6}^6 Rshock_i \times post_{it} + \theta X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

式(3)中, $post$ 为地级市距离落实地方债管理体制改革的相对时间, $t = 0$ 为改革当期。本文将距离改革 6 期以前的变量累积到第 6 期,且均以改革前一期作为基期,基期的政策效应为 0。如果地方债管理体制改革的试点地区与非试点地区的数字普惠金融发展水平在政策实施前几年的变化趋势与基准年份相比具有一致性,即试点前几年的政策效应显著接近 0,则表明通过了平行趋势检验。根据图 1 可以发现,与基准年份相比,地方债管理体制改革的积极效果开始显现。同时,从图 2 还可以发现,城投债口径下地方债管理体制改革的促进作用从政策实施后第 0 期开始,回归系数则显著为正,表明地方债管理体制改革的积极效果开始显现。但是,地方政府融资平台有息债务口径下地方债管理体制改革的积极效果从政策实施后第 2 期(即第 3 年)才开始显现,改革效果存在一定滞后性。



a. 城投债口径



b. 地方政府融资平台有息债务口径

图 1 平行趋势检验

(三) 内生性分析

虽然各地级市落实地方债管理体制改革的时
间主要源于《新预算法》的实施、当地的历史债务
遗留问题以及财政收支结构等,但地方债管理体制
制改革造成的财力冲击可能受到数字普惠金融发
展的影响,进而产生内生性问题,对本文核心结论
造成干扰。本文为解决这一问题,通过寻找内生
变量的工具变量来缓解这一问题。

参考鲁元平等^[33]的研究思路,从土地财政的
视角出发,用地级市平均坡度作为体制改革的工
具变量。在相关性上,我国建设部于 1999 年颁布
的《城市用地竖向规划规范》将土地坡度大于 15
度的区域认定为不适宜开发。当地平均坡度越
高,不适宜开发土地的面积越多,地方政府的土地
财政收入将越少,地方政府越有可能通过举借更
多债务来弥补收支缺口,进而地方债管理体制改
革造成的财力冲击越大,因而该工具变量满足相
关性。在外生性上,地级市平均坡度极少发生变
动,不受数字普惠金融发展的影响。同时,变动的
数字普惠金融发展水平很难受到固定不变坡度的
明显影响。综合来看,该工具变量满足外生性。

表 3 为工具变量回归结果。其中,第(1)列、第
(3)列为第一阶段回归阶段,地级市平均坡度对地
方债管理体制改革的财力冲击的影响显著为
正,表明平均坡度越高的地级市,改革造成的财力冲
击越大。同时,第一阶段的 CD - Wald F 统计量大
于 16.38,表明该工具变量不是弱工具变量。第(2)
列、第(4)列为第二阶段回归结果,地方债管理体

表 3 工具变量回归结果

变量	(1)		(2)	
	第一阶段 回归	第二阶段 回归	第一阶段 回归	第二阶段 回归
	<i>Reform</i> × <i>Rshcok_bond</i>	<i>DFI</i>	<i>Reform</i> × <i>Rshcok_debt</i>	<i>DFI</i>
<i>Reform</i> × <i>Rshcok_bond</i>	-	3.509 *** (3.87)	-	-
<i>Reform</i> × <i>Rshcok_debt</i>	-	-	-	6.674 ** (2.00)
<i>IV</i>	0.002 *** (5.12)	-	0.001 ** (2.17)	-
<i>Reform</i>	-	1.024 *** (5.20)	-	1.983 ** (2.31)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	2 063	2 063	1 960	1 960

制改革系数仍为正且通过显著性检验,验证了本
文核心结论的有效性。同时,在工具变量回归下,
政策回归系数发生较大变化,这主要是由于二阶
段最小二乘法使回归方差变大,从而置信区间的
范围较大。

(四) 稳健性检验

1. 异质性处理效应稳健估计量

多期双重差分模型中,政策实施较早的处理
组样本为政策实施较晚处理组样本的控制组。当
在个体或时间维度上存在异质性处理效应时,可
能出现“负权重”的问题,用 TWFE 模型进行多时
点双重差分模型估计会产生偏误^[34]。本文将从两
个方面进行稳健性检验,确认是否对核心结论造
成干扰。一方面,借鉴周文义等^[35]的两阶段估计
法来规避将政策实施较早的处理组样本纳入控制
组进行稳健性检验,回归结果为表 4 第(1)列、第
(2)列;另一方面,使用 Cengizet 等^[36]提出的堆叠
回归估计量进行稳健性检验,每个堆叠包括来自
同一时间段内实验组和从未接受处理的控制组的
所有观察结果,回归结果为表 4 第(3)列、第(4)
列。可以发现,前三列的地方债管理体制改革的系
数仍旧为正且通过显著性检验。同时,第四列系
数的显著性水平对应的 *P* 值为 0.125,十分接近
0.1,且 *R* 对应的系数也为正且通过显著性检验。
综合来看,可以认为在使用异质性处理效应稳健
估计量下,本文的核心结论仍未发生本质变化。

表 4 异质性处理效应稳健估计量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>DFI</i>	<i>DFI</i>	<i>DFI</i>	<i>DFI</i>
<i>Reform</i> × <i>Rshcok_bond</i>	0.318 *** (5.19)	-	0.106 *** (3.91)	-
<i>Reform</i> × <i>Rshcok_debt</i>	-	0.232 *** (4.53)	-	0.037 (1.54)
<i>Reform</i>	-	-	0.066 *** (9.38)	0.052 *** (7.81)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	2 063	1 960	2 092	1 989

注:第(1)列~第(2)列为使用 did2s 命令进行实证分析,该命令得
到的结果不报告除核心解释变量外其他变量的系数。第(3)列~
第(4)列为使用 stackedev 命令进行实证分析。Cengizet 等^[36]的方
法要求样本期内存在完全未受影响的控制组。由于本文样本期内
所有地区最终均进行了地方债管理体制改革的,因此参考 stackedev
命令的辅助说明,本文将最后一期进行地方债管理体制改革的地区
设定为完全未受影响的控制组。

2. 更换回归模型:使用两期强度双重差分模型

部分文献认为所有地级市的地方债管理体制均在 2015 年即受到新《预算法》的影响,进行了管理体制^[37]。因此,本文借鉴这一思路,采用两期强度双重模型进行了稳健性检验。

实证设计上,本文从以下两个方面展开。一是采用式(2)的财力冲击构造强度变量,并与年份虚拟变量进行交乘(2015 年及以后为 1,否则为 0)。财力冲击越大,改革效果越显著,越有利于促进数字普惠金融发展,因而该变量符号预期为正。二是采用地方政府债务规模衡量改革强度,并与年份虚拟变量进行交乘。地方政府债务规模越小,表明改革效果越显著,越有利于促进数字普惠金融发展,因而该变量符号预期为负。地方政府债务规模的口径与前文保持一致:一是地方政府债券余额与地方城投债余额之和,二是地方政府债券余额与地方融资平台有息负债余额之和。

表 5 展示了相关回归结果。其中,第(1)列、第(2)列为以财力冲击为强度变量的回归结果,交互项系数为正且通过显著性检验,与预期一致。第(3)列、第(4)列为以地方政府债务规模为强度变量的回归结果,交互项系数为负且通过显著性检验,也与预期一致,验证了本文核心结论的有效性。

3. 安慰剂检验

为了确保核心结论的稳健性,排除不可观测因素的影响,本文采用随机化地方债管理体制改革落实时点和改革地区的方式进行安慰剂检验。

具体操作为,从样本中抽取与地方债管理体制改革城市相同数量的城市作为实验组,其余为对照组,并同时随机化改革落实年份,通过观察“假政策”变量的系数显著性来检验改革政策效应的真实性。在这一随机化过程中,本文重复 500 次,若双重差分估计量 $Reform \times Rshcok_bond$ ($Reform \times Rshcok_debt$) 系数不为 0 且显著性水平低于 10%,那么说明还存在其他非观测的因素影响了地方债管理体制^[37]改革促进数字普惠金融发展的效果而本文未能纳入控制;若其为 0 或不显著,表明本文核心结论未受其他无法观测因素的影响,较为稳健。根据图 2 可知,安慰剂检验的回归系数大部分位于 0 附近且不显著,同时与本文基本回归中的估计系数相差较远,验证了真实试点政策效果的有效性,表明本文核心结论较为稳健。

表 5 两期强度双重差分模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	DFI	DFI	DFI	DFI
$Post2015 \times Rshcok_bond$	0.115 *** (4.23)	-	-	-
$Post2015 \times Rshcok_debt$	-	0.036 ** (2.45)	-	-
$Post2015 \times bond$	-	-	-0.017 *** (-8.56)	-
$Post2015 \times debt$	-	-	-	-0.015 *** (-8.57)
常数项	4.582 *** (18.50)	4.665 *** (18.39)	4.802 *** (21.39)	4.679 *** (21.23)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	2 063	1 960	2 092	1 989
R^2	0.986	0.985	0.990	0.990

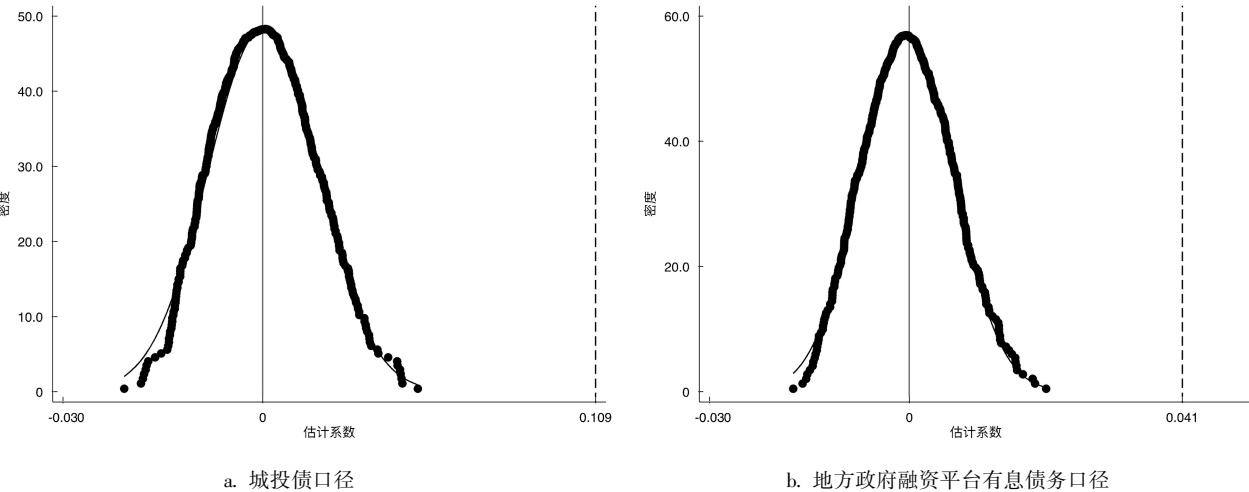


图 2 安慰剂检验

4. 排除竞争性假说

在本文样本期内,可能还存在其他相关的政策对数字普惠金融发展水平具有影响,从而导致结果高估或错误估计。为了保证核心结论的有效性,本文还对其他可能影响数字普惠金融发展水平的政策进行了讨论,以排除其他制度的影响。①地方债“自发代还”和“自发自还”的试点工作。我国于2011年开始在部分省、自治区、直辖市进行了地方债“自发代还”和“自发自还”试点,具体包括浙江省、广东省等,本文将隶属于上述省份的地级市均视作受到该政策影响。②财政支持深化民

营和小微企业金融服务综合改革试点。我国于2019年确定了全国59个市(州、区)入选首批试点城市。③金融科技创新监管试点。我国于2019年在北京市进行了金融科技创新监管试点,随后于2020年扩展至上海市、重庆市、杭州市等。

在确定试点地区名单及时间后,本文将政策变量加入回归模型之中,赋值方式是该地级市当年及之后是否受到政策影响,是则为1,否则为0。表6展示了相关回归结果。从表6可以发现,在考虑各类竞争性政策的影响下,核心解释变量的系数与基本回归结果相比未发生变化,表明核心结论稳健有效。

表6 排除其他竞争性假说

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	DFI	DFI	DFI	DFI	DFI	DFI	DFI	DFI
<i>Reform × Rshcok_bond</i>	0.106 *** (4.05)	—	0.106 *** (3.99)	—	0.110 *** (4.24)	—	0.109 *** (4.17)	—
<i>Reform × Rshcok_debt</i>	—	0.042 * (1.81)	—	0.047 ** (2.07)	—	0.043 * (1.90)	—	0.042 * (1.85)
自发代还试点	-0.033 (-1.62)	-0.033 (-1.60)	—	—	—	—	—	—
自发自还试点	—	—	-0.062 *** (-4.60)	-0.064 *** (-4.57)	—	—	—	—
金融服务改革试点	—	—	—	—	-0.020 *** (-2.80)	-0.021 *** (-2.84)	—	—
金融科技创新监管	—	—	—	—	—	—	-0.033 *** (-2.83)	-0.037 *** (-2.91)
Reform	0.014 * (1.72)	0.004 (0.51)	0.015 * (1.97)	0.007 (0.96)	0.014 * (1.68)	0.004 (0.46)	0.014 * (1.68)	0.004 (0.45)
常数项	4.630 *** (18.74)	4.695 *** (18.34)	4.626 *** (18.34)	4.669 *** (17.91)	4.585 *** (18.41)	4.646 *** (18.01)	4.572 *** (18.56)	4.631 *** (18.24)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2 063	1 960	2 063	1 960	2 063	1 960	2 063	1 960
R ²	0.986	0.985	0.986	0.986	0.986	0.985	0.986	0.985

5. 更换被解释变量

《北京大学数字普惠金融指数》报告包括普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度3个维度。虽然每一维度均包括与金融发展相关的子指标,但使用深度维度下所体现的金融业务范围更广,与地方政府债务的联系更加紧密。因此,本文还将被解释变量替换为普惠金融使用深度进行稳健性检验。表7第(1)列、第(2)列为相关回归结果。在更换被解释变量后,地方债管理体制改革的系数与基本回归结论一致。

6. 剔除直辖市

直辖市与其他地级市之间在行政级别上不同,因而不论是在地方债管理体制改革的落实效果

还是在数字普惠金融发展水平方面,二者之间可能存在系统性差异。本文进一步将直辖市从样本

表7 更换被解释变量与剔除直辖市

变量	更换被解释变量		剔除直辖市	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	SDFI	SDFI	DFI	DFI
<i>Reform × Rshcok_bond</i>	0.165 *** (3.76)	—	0.106 *** (4.01)	—
<i>Reform × Rshcok_debt</i>	—	0.070 ** (2.10)	—	0.046 ** (2.02)
<i>Reform</i>	0.024 ** (2.04)	0.009 (0.76)	0.014 * (1.67)	0.005 (0.64)
常数项	5.317 *** (16.06)	5.269 *** (15.77)	4.596 *** (18.34)	4.646 *** (17.88)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	2 063	1 960	2 032	1 929
R ²	0.970	0.969	0.986	0.985

中剔除,并进行实证回归。表 7 第(3)列、第(4)列为相关回归结果。在剔除直辖市后,本文的核心结论仍旧稳健有效。

五、拓展分析

(一)机制分析

根据理论分析,地方债体制改革主要通过减少信贷资源挤占、修正地方政府支出偏好等机制促进数字普惠金融发展。本文对这两条核心机制进行实证检验。

在指标设计上,减少信贷资源挤占主要从两个方面进行衡量。一是降低地方政府隐性债务规模,具体分别采用城投债余额与(地方政府债券余额+城投债余额)的比值进行衡量,以及地方政府融资平台有息债务与(地方政府债券余额+地方政府融资平台有息债务)的比值进行衡量。二是增加社会融资规模。由于目前中央银行公布的社会融资规模仅包括省份层面,本文借鉴戴翔等^[38]的研究,采用权重分解的方法将省份层面的社会融资规模数据分解到各个地级市,权重为地级市金融机构存贷款余额与省金融机构存贷款余额的比值。在得到各个地级市社会融资规模后,由于社会融资规模的统计口径不仅包括地方政府债券,还可能囊括地方政府融资平台债务,因而本文将地方政府债务从中扣除,最终得到社会其他主体的融资规模。地方政府支出偏好采用地级市教育支出、科学技术支出、医疗卫生支出以及农林水务支出与地方一般公共预算支出的比值进行衡量。

表 8 展示了机制检验的结果。第(1)列、第(2)列为地方政府落实地方债管理体制改革对地方政府隐性债务的影响。各系数均为负且通过显

表 8 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Inbond	Indebt	SF	SF	Eprefer	Eprefer
Reform × Rshcok_bond	-	-	0.600 *** (3.17)	-	0.013 * (1.67)	-
Reform × Rshcok_debt	-	-	-	0.770 *** (5.64)	-	0.009 * (1.65)
Reform	-0.018 * (-1.82)	-0.041 *** (-4.28)	-0.054 (-0.57)	0.001 (0.01)	0.003 (0.90)	0.003 (0.84)
常数项	1.434 ** (2.31)	2.045 *** (2.67)	-2.809 (-1.37)	-3.736 * (-1.78)	0.265 *** (2.85)	0.259 *** (2.70)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 768	1 839	1 514	1 484	1 870	1 784
R ²	0.664	0.697	0.943	0.944	0.924	0.923

著性检验,表明地方债管理体制改革能有效降低地方政府隐性债务。第(3)列、第(4)列表明地方债管理体制改革能够有效提高社会主体的融资规模。第(5)列、第(6)列验证了地方债管理体制改革能够优化地方政府支出偏好。

(二)财政压力效应

根据理论分析,财政压力过大可能会抑制地方债管理体制改革促进数字普惠金融发展的积极效果。本文从平均效应和动态效应两个视角进行分析,参考孙开等^[39]的研究,财政压力=(地方一般公共预算净收入)/地区年末人口总数。平均效应反映样本期间内财政压力影响地方债管理体制改革效果的均值。动态效应从更具体的视角分析不同财政压力下,改革在每一年所产生的影响,有助于考察效果能否及时凸显。

1. 平均效应

本文采用分组回归的方式考察财政压力的平均效应。具体地,将财政压力按照中位数进行划分,低于中位数的为财政压力较小,标识为 0;大于中位数的为财政压力较高,标识为 1。结果如表 9 所示。可以发现,当财政压力较小时,地方债管理体制改革能够有效促进数字普惠金融发展。当财政压力较大时,地方债管理体制改革的系数转变为不显著。假说 2 得到支持。

表 9 财政压力平均效应的回归结果

变量	低财政压力组		高财政压力组	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	DFI	DFI	DFI	DFI
Reform × Rshcok_bond	0.150 *** (4.13)	-	0.044 (1.12)	-
Reform × Rshcok_debt	-	0.085 *** (2.97)	-	-0.004 (-0.12)
Reform	0.027 ** (2.13)	0.007 (0.73)	0.015 (1.23)	0.001 (0.09)
常数项	4.490 *** (11.97)	4.832 *** (13.20)	4.428 *** (11.14)	5.018 *** (14.09)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	1 026	1 006	996	933
R ²	0.987	0.987	0.987	0.986

2. 动态效应

在进行平行趋势检验时,本文发现地方政府融资平台有息债务口径下地方债管理体制改革促进数字普惠金融发展的效果存在一定时滞。

这可能与地方政府面临的财政压力具有密切关系。为了检验该理论假设,本文同样采用事件研究法考察地方政府融资平台有息债务口径下,不同财政压力对地方债管理体制改革的动态效应。图3展示了实证结果。根据图3,当地方政府面临的财政压力较小时,地方债管理体制改

革促进数字普惠金融发展的效果在当期就开始显现,而当财政压力较大时,地方债管理体制改革对数字普惠金融发展水平不存在明显促进作用。这一结论辅助证实了,在全样本中,财政压力是导致地方债管理体制改革效果存在时滞的重要原因。

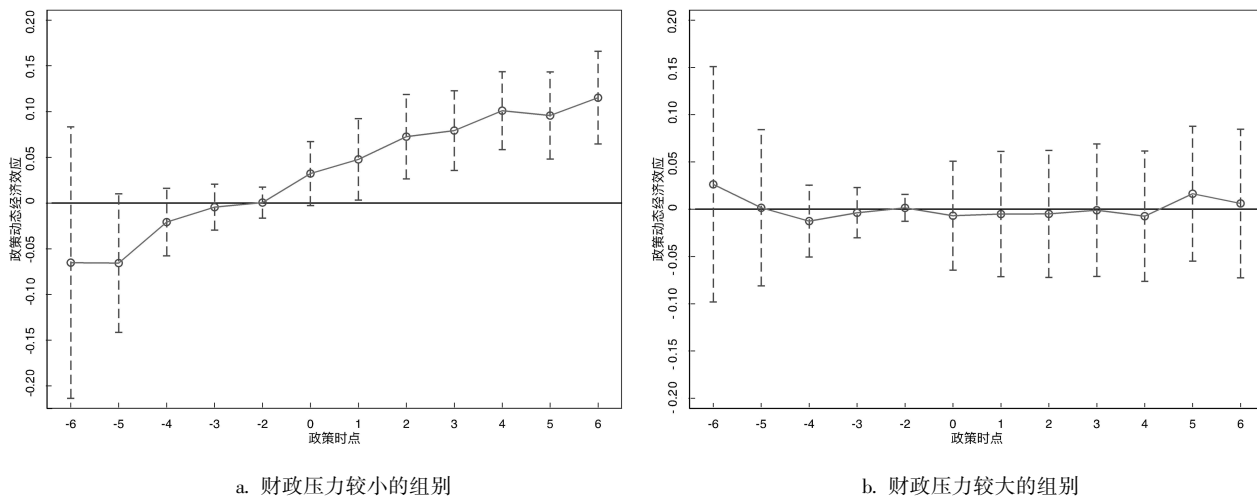


图3 不同财政压力下地方债管理体制对数字普惠金融影响的动态效应

六、简要结论与政策启示

本文选取地方债管理体制改革为准自然实验,实证考察了地方债管理体制与数字普惠金融发展的关系。基于2011—2021年我国地级市面板数据,采用强度双重差分法考察了地方政府债务管理体制对数字普惠金融发展的影响。研究发现:一是地方债管理体制能够有效促进数字普惠金融发展;二是主要通过重新配置信贷资源、改变支出偏好等渠道对数字普惠金融发展的产生影响;三是地方债管理体制改革的积极效果存在一定时滞,平均在政策实施后的第三年开始有效助力数字普惠金融发展;四是这种积极效果在地方财政压力较大的地区不显著。而在地方财政压力较小的情况下,地方债管理体制促进数字普惠金融发展的效果在当期开始显现。

基于上述研究结论,结合地方债管理体制与数字普惠金融协同发展,提出如下政策建议。

(一)建立同高质量发展相适应的政府债务管理机制

实证结果表明地方债体制改革对数字普惠金

融的发展具有促进作用。解决地方债管理体制积极效果的时滞性,关键是建立同高质量发展相适应的政府债务管理机制。一是继续深化地方债管理体制。在压实地方政府债务主体责任基础上,推动地方政府有序开展债务置换,优化债务期限结构,降低利率负担,促进财政金融联动。二是创新监管手段。以优化地方债管理体制与数字普惠金融协同发展为导向,统筹好地方债风险管理与数字普惠金融发展。通过强化对绩效、风险等关键指标的大数据统计,适时调整监管策略及手段,并依靠人工智能、云计算等构建科技驱动型监管体系,把行为监管与功能监管相结合、持续监管与穿透式监管相结合。三是强化专项债的引导效应。加大针对金融机构发行债券的力度,特别是用于补充中小银行资本金的政府专项债,为政府性担保机构、地方法人银行等部分金融机构提供资金支持,促进地方债管理与数字普惠金融的协同发展。

(二)因地制宜提升地方政府协同管理水平

机制分析给出了财政压力大于中位数的地

区,地方债管理体制对数字普惠金融的促进效果具有时滞性的结论。因此,需要结合地方财政压力的异质性提出协同发展的管理方案。一是推动区域间地方政府收入协同发展。进一步统筹好地方财政压力较小地区各部门的合作机制,从联通基础设施、协调产业发展、区域税收协作等综合层面联同协作,促进良性竞争。借助数字普惠金融的发展,提高企业的活力与利润,进而减小地区间税收的“逐底竞争”,助力地方债管理与稳定发展协同的实际效果。二是金融创新引导新基建项目落地。可以设置财政政策、货币政策与产业政策的协同效益指标,使更多的金融资源投向科技创新、中小微企业等领域。尝试通过 REITs 盘活地方财政压力较大地区的存量资产,助力地方债管理与数字普惠金融发展的互融互促。除了公募 REITs 以外,积极发行成本不高的 Pre-REITs、类 REITs 产品等。

(三) 围绕新质生产力推进地方经济的动能转换

地方债管理体制主要通过重新配置信贷资源、改变支出偏好等渠道促进数字普惠金融发展。新质生产力不仅通过技术创新和商业模式创新引导信贷资源的重新配置,而且影响着未来的支出偏好。地方债管理体制与数字普惠金融的协同发展离不开新质生产力的培育驱动。一是可以将构成新质生产力的创新要素纳入专项债支持领域,持续发行用于形成新质生产力技术布局的专项债。通过专项债对智力、智权、数据的支持,有助于刺激信息通信、高新技术、现代农业等新产业,推动数字普惠金融向新兴领域拓展,强化金融服务创新与政府部门的合作,加速构建数字经济的新格局。二是把非经济政策纳入地方债政策取向一致性评估。通过统筹好传统产业升级、战略性新兴产业与未来产业新赛道的合理布局,促进新质生产力技术布局与产业布局的有效联动,引导数字经济与工业实践的深度融合,协调创新投入与产出之间的动态平衡,持续推进地方债管理与数字普惠金融的持续发展。

改变支出偏好是地方债管理体制促进数字普惠金融发展的有效路径,而支出偏好的改变往往不能随政策的颁布立竿见影。如何在统筹发展与安全的视角下建立地方债管理的长效机制是未来关注的重点与难点。同时,本文发现财政压力是导致地方债管理体制对数字普惠金融发展效果存在时滞的原因,但形成地方财政压力较大的地区可能存在政府重视不够、经济发展理念滞后的实际问题,而这些均属于较难量化的因素。因此,未来可以从支出偏好改变、构建新的指标测度政府重视程度等视角切入,在后续研究中弥补本文现有的不足。

参考文献:

- [1] ORAZI S, MARTINEZ L B, VIGIER H P, et al. A regional kohonen map of financial inclusion and related macroeconomic variables [J]. Economic computation and economic cybernetics studies and research, 2020, 54 (3): 179-195.
- [2] RAHEL K, JULIA M, NATH L P. Remittances, development and financialisation beyond the Global North [J]. Environment and planning A: economy and space, 2022, 54 (4): 693-701.
- [3] 温博慧,程朋媛,刘雨菲. 数字金融发展对商业银行社会责任承担的影响:基于市场环境与众关注双重视角 [J]. 学习与实践, 2022(8): 23-32.
- [4] 董晓林,张晔. 自然资源依赖、政府干预与数字普惠金融发展:基于中国 273 个地市级面板数据的实证分析 [J]. 农业技术经济, 2021, 42(1): 117-128.
- [5] 王媛媛,韩瑞栋. 新型城镇化对数字普惠金融的影响效应研究 [J]. 国际金融研究, 2021, 38(11): 3-12.
- [6] 王小华,贺文瑾. 数字普惠金融发展的时空特征及其动力机制研究 [J]. 农业经济问题, 2023, 45(1): 16-33.
- [7] 陈银娥,尹湘,金润楚. 中国农村普惠金融发展的影响因素及其时空异质性 [J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(5): 44-59.
- [8] 李明贤,郑洲舟,陈艳. 县域数字普惠金融发展的空间格局演化与影响因素分析:以湖南省为例 [J]. 经济地理, 2021, 41(8): 136-143.
- [9] 任海军,王艺璇. 乡村振兴战略下的西部数字普惠金融效率测度及影响因素研究 [J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2021, 49(5): 40-48.

- [10] 刘原宏, 杨治辉. 数字普惠金融省域发展特征及影响因素研究[J]. 统计与决策, 2023, 39(11): 139-144.
- [11] 王耕南, 张国俊, 周春山. 珠三角数字普惠金融的时空演化特征及影响因子[J]. 地域研究与开发, 2022, 41(5): 25-31.
- [12] WIJAYANTI R, RACHMANIRA S. Early warning system for government debt crisis in developing countries[J]. Journal of central banking theory and practice (Podgorica), 2020, 9(1): 103-124.
- [13] 韩健, 程宇丹. 地方政府债务规模对经济增长的阈值效应及其区域差异[J]. 中国软科学, 2018(9): 104-112.
- [14] 向钰, 赵静梅. 基于数字经济的地方财政可持续性研究[J]. 中国软科学, 2023, 387(3): 203-212.
- [15] PURVA K, STEPHANIE N, SUMIKO O, et al. Measuring digital financial inclusion in emerging market and developing economies: a new index [J]. Asian economic policy review, 2022, 17(2): 213-230.
- [16] GERALDES, AMARAL S H, GAMA, et al. Reaching financial inclusion: necessary and sufficient conditions [J]. Social indicators research, 2022, 162(2): 599-617.
- [17] 朱冠平, 扈文秀, 杨栋. 数字普惠金融发展能否缓解地方隐性债务风险: 基于我国省级面板数据的实证分析[J]. 管理现代化, 2021, 41(2): 12-14.
- [18] 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, 56(4): 60-76.
- [19] 胡玥, 张涵萌, 马文杰. 地方政府债务治理改革与企业人力资本升级[J]. 经济管理, 2022, 44(8): 152-169.
- [20] 黄昊, 段康, 蔡春. 地方债管理体制改革的与实体经济发展[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(2): 48-68.
- [21] 张珍花, 杨朝晖. 数字普惠金融对经济高质量增长影响研究: 基于政府参与视角[J]. 华东经济管理, 2022, 36(4): 71-78.
- [22] 李一花, 王冠芳, 祝婕, 等. 债务限额、税收自主权与地方政府隐性债务风险[J]. 经济理论与经济管理, 2022, 42(6): 19-32.
- [23] 宋科, 刘家琳, 李宙甲. 数字普惠金融能缩小县域城乡收入差距吗: 兼论数字普惠金融与传统金融的协同效应[J]. 中国软科学, 2022(6): 133-145.
- [24] 毛捷, 徐军伟. 中国地方政府债务问题研究的现实基础: 制度变迁、统计方法与重要事实[J]. 财政研究, 2019(1): 3-23.
- [25] 吕炜, 周佳音, 陆毅. 理解央地财政博弈的新视角: 来自地方债发还方式改革的证据[J]. 中国社会科学, 2019(10): 134-159, 206-207.
- [26] 张又文. 激光雷达电子行业助力自动驾驶汽车产业升级路径研究[J]. 激光杂志, 2023(5): 215-218.
- [27] 王勋, 黄益平, 苟琴, 等. 数字技术如何改变金融机构: 中国经验与国际启示[J]. 国际经济评论, 2022(1): 70-85, 6.
- [28] 何德旭, 王朝阳, 闵逸杰. 中国金融发展十年主要成就及重要经验[J]. 国外社会科学, 2022(5): 18-35, 193-194.
- [29] 丁力. PPP 财政风险控制研究[J]. 财政监督, 2022(15): 89-95.
- [30] 刘贯春, 程飞阳, 姚守宇, 等. 地方政府债务治理与企业投融资期限错配改善[J]. 管理世界, 2022, 38(11): 71-89.
- [31] 王群群, 梁若冰. 地方债管理体制改革的与基建民企债务违约[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(3): 91-110.
- [32] 余明桂, 王空. 地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣[J]. 经济研究, 2022, 57(2): 58-72.
- [33] 鲁元平, 张克中, 欧阳洁. 土地财政阻碍了区域技术创新吗: 基于 267 个地级市面板数据的实证检验[J]. 金融研究, 2018(5): 101-119.
- [34] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing [J]. Journal of econometrics, 2021, 25(2): 254-277.
- [35] 周文义, 陶一桃. 智慧城市建设能提升创业水平吗?: 基于双重差分模型的检验[J]. 统计研究, 2023, 40(8): 122-134.
- [36] CENGIZET D, DUBE A, LINDNER A, et al. The effect of minimum wages on low-wage jobs [J]. The quarterly journal of economics, 2019, 134(3): 1405-1454.
- [37] 张建顺, 匡浩宇. 地方债治理促进了企业创新吗: 来自上市公司的经验证据[J]. 国际金融研究, 2021(6): 86-96.
- [38] 戴翔, 杨双至. 数字赋能、数字投入来源与制造业绿色化转型[J]. 中国工业经济, 2022(9): 83-101.
- [39] 孙开, 张磊. 分权程度省际差异、财政压力与基本公共服务支出偏向: 以地方政府间权责安排为视角[J]. 财贸经济, 2019, 40(8): 18-32.

(本文责编: 希 文)