

数字金融促进地方增值税增收： 理论假说与实证检验

陈海龙 段卓 李宛淞

(新疆财经大学, 乌鲁木齐 841100)

内容提要:本文在数字金融与地方增值税收入影响机制理论分析的基础上,选择我国31个省份2011年—2022年省际面板数据实证检验,从区域人均产出水平和非农产业规模等角度考察数字金融对地方增值税收入增长贡献的门槛效应。研究结论:数字金融的发展可以显著促进地方增值税收入的增长,而在区域人均产出水平较高或非农产业规模较大的省份,数字金融对增值税收入的赋能效应边际递增。与中、西部以及东北地区相比,东部地区发展数字金融对地方增值税收入的影响更加显著。本文从数字金融视角出发研究增值税的税收影响,可以为调节增值税地区间横向分享有效性提供理论借鉴。

关键词:数字金融 增值税 税收治理 数字经济 门槛效应

中图分类号:F812.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2024)04-0075-11

一、引言

考虑到增值税和营业税存在重复征税的可能,2011年,经国务院批准,我国印发《营业税改征增值税试点方案》,开始尝试将原营业税的应税项目转化为增值税税目,以实现减轻企业赋税、深化供给侧结构性改革的目的。2016年3月18日召开的国务院常务会议决定,自2016年5月1日起,我国将全面开展“营改增”试点,中央和地方关于增值税的分成比例也由原来的3:1改为1:1。由此,增值税在地方税收中所占的比重增至约30%,使得关于地方增

值税收入增长因素的研究变得尤为重要。

数字金融作为数字经济与互联网的衍生工具,不仅有助于改善企业的创新环境、带动居民的消费需求,也为实现经济高质量发展提供了有利条件,显然与增值税收入增长存在一定的关联性。对于生产者而言,首先,销售半径变大。依托数字化手段和传统经济的融合发展,传统贸易模式的物理和空间限制被打破,供需双方在市场上的交易行为不受区域局限,在生产地原则的情景下,生产者销售范围的扩大有益于地方辖区增值税收入的提高(高小萍,等,2023)。其次,资金流动优化。在数字金

[收稿日期]2023-05-19

[作者简介]陈海龙,统计与数据科学学院副教授,经济统计学博士,研究方向为农村经济与返贫监测;段卓,统计与数据科学学院硕士研究生,研究方向为农村与地方财政;李宛淞,统计与数据科学学院硕士研究生,研究方向为经济统计。

融的场景下,由于中间环节的减少和支付效率的提高,扩大再生产的周期大幅缩短,一定时间内商品或劳务的价值增值升高,从而实现增值税可税空间的扩大(刘杰等,2022)。再次,数字金融降低了企业获取金融服务的门槛,有利于推动传统产业的改良升级以及催生新兴行业,对于优化地区生产效率和产业结构质量、提高产业增值率、扩大增值税税基具有较大影响,继而增加地区的增值税收入(薛秋童等,2022)。

根据2018年国务院修订的《中华人民共和国增值税暂行条例》中对于纳税地点的相关规定,目前,我国按照生产地原则在地区间分享增值税,相关管理办法以企业注册地为准。但是,由于数字化交易平台以及数字金融的出现极大地优化了跨区域交易的实现路径,地区间开始出现“销售极化、消费均化”的特征。相关研究数据显示,2019年我国仅互联网零售业就产生了约38961亿元的区域税源转移额,其中东部地区为唯一税源净流入区域,而中部、西部及东北地区税源则分别净流出14928亿元、17639亿元和6124亿元(袁从帅等,2021)。增值税收入归属与负担归属的背离,致使跨地区交易产生的地区间增值税税收转移与受益成本相匹配的原则互悖,也令现行税收管辖原则下不同地区间的税收分布差异日益显著,数字金融对地方增值税收入增长的贡献差距不断扩大。从数字化视域出发对增值税税收的研究最早见于张卫彬(2010)关于数字化产品可税立法的探讨,其借鉴和对比欧盟、美国在数字化产品与增值税税基流失的影响上的改革举措,认为产业数字化存在对税收原则的扭曲,且单纯的免税或税务登记无法有效减缓低税区的税收损失。因此,找出可能对地方增值税税收产生

影响的数字化层面因素,是深化现代增值税税收治理研究的基础,分析数字金融对地方增值税收入的具体影响,是探究地区间税收横向分享原则公平性与有效性的重要问题。

综上,本文结合我国的实际情况,分析在现有增值税征税原则下数字金融对地方增值税收入的影响机制,以期为数字经济税收治理研究提供理论参考。与已有研究相比,本文的边际贡献有以下3点:(1)基于数字金融固有的特性,将数字金融发展水平纳入地方增值税收入的影响因素当中,拓展了对于税收增长因素的研究思路。(2)数字金融的发展使得商品的生产行为相对集中,形成生产地原则下的税收错配,而由宏观经济学的相关理论可知,税收错配将致使社会福利总和出现损失。因此,基于不同经济环境约束下,差异化考察数字金融赋能地方增值税收入增长的外部条件,有利于为现行税收原则以及地区间增值税横向分享制度的优化提供方向,对于改善数字经济税收治理具有重要的参考价值。本文借助于数字金融发展水平,为测度不同地区在增值税税收流转中的损益情况提供了新的量化方法。

二、理论分析与研究假说

为了清晰地反映出数字金融对地方增值税收入的影响,本文假设仅有两个地区,即地区A和地区B,两地经济存在正向增长。数字金融背景下地方增值税的税收转移如图1所示。

假设地区A数字金融水平相对偏低,外框用虚线表示,地区B的情况则相反,外框用实线表示。框内的粗虚线表示地方增值税收入水平,对应的空白区域表示地方增值税的可税税源,分别用 T_A 、 T_B 表

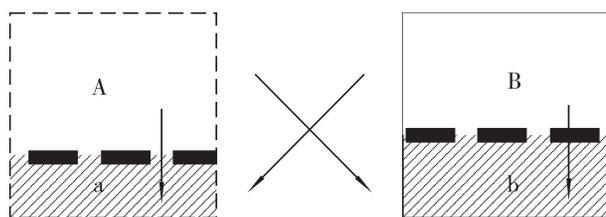


图1 地方增值税税收转移模型图

示；阴影区域 a 、 b 则分别表示两地区同期的地方增值税收入，以 T_a 、 T_b 表示，根据假设， $T_a < T_b$ 。实线箭头由地方增值税的实际税源地指向税收流入地，表示地方增值税的转移方向。根据已有的相关文献，A地或B地区域内的交易行为并不会产生增值税收入归属与负担归属的流转。而在生产地原则下，A地购买B地商品或B地购买A地商品则会产生两种税收归属的错配。当A地倾向于购买B地生产的产品时，在生产地原则中此产品增值税的税收归属于B地，实际税收的负担则归属于消费地A，其本质相当于原A地增值税向B地发生税收转移。B地作为交易行为中的生产地不仅可以使企业获得额外的规模效应，同时对A地产生了税收侵蚀。同时，将A、B两地税收与税源同属本省的地方增值税收入以 T_{Aa} 、 T_{Bb} 表示，即图中框内实线代表的税收转移；而由A到B商品输出带来的税收转移用字母 T_{Ab} 表示，由B到A商品输出带来的税收转移则用字母 T_{Ba} 表示，由图中框外实线所代表。结合理论模型，本文从如下几个方面分析数字金融对地方增值税收入的影响关系。

(一) 数字金融对地方增值税收入的影响效应

数字金融对地方增值税税收的影响主要体现在纳税主体和税收空间两个方面。首先，数字金融的发展有助于改善企业，特别是小微企业的投融资环境，在供给侧为地方增值税收入的增长赋能。作

为增值税的纳税主体，企业的营收规模、成长周期、科技水平等因素决定了其在区域财政税收中所发挥的价值，而数字金融具备广覆盖、数字化、高可得的特点，其基于大数据平台的信息技术优化了信贷或者投资机构对于企业风控预测的精度，不仅降低市场的准入门槛，而且极大地改善企业的资金流量以及贷款审核效率，有利于助推高增值率产业的落地与发展，提高增值税的可税空间，使得 $T_B > T_A$ ，从而拉动地方增值税收入的增长。其次，由于传统金融服务对我国“长尾”群体的关注度偏低，使得需求侧的巨大潜能难以切实转化，而数字金融产品的多样化以及数字化程度的发展有利于提高供需信息的匹配度，减少供需双方信息匹配的时间成本，拉动居民的有效需求，在减缓居民消费流动性约束的同时，破除了金融服务的地域和层级限制，从需求侧实现增值税税源扩大，助推在图1中形成 $T_B > T_A$ 的情况。因此，数字金融的发展对地方增值税收入具有赋能效应。依据以上分析，本文提出如下假设：

假说 H1：数字金融能够促进地方增值税收入的增长。

(二) 区域人均产出水平对数字金融与地方增值税收入关系的影响

数字金融对地方增值税收入的作用受到A地与B地生产方式、产业结构差距的影响，假设B地的人均产出水平高于A地，并基于此，将数字金融对于

地方增值税收入增长影响的差异从两个方面展开分析。其一,在人均劳动产出水平较高的B地,区域经济的增长往往根源于服务行业的发展,而数字金融作为一种具有普惠性质的金融服务,在经济发展水平较高的地区可供其应用的场景相对多元化,同时技术型企业在初期可以得到相对全面和完善的资金扶持。因此,得益于数字金融对传统产业改革和培育新兴产业的推动,发展数字金融对地方增值税收入的可实现价值较大,即对于单位数字金融水平的增长而言, $T_{Bb} > T_{Aa}$;其二,数字金融的发展大幅减低了跨地区交易的成本,有助于加快商品的流动。B地相比于A地,其商品和资金的流动增快,生产要素扩大再生产的周期缩短,有利于在产业中形成规模效应,从而获得规模报酬,提高地方增值税的可税空间。基于本文假设,可以认为B地向A地商品转移的规模存在顺差,即 $T_{Ba} > T_{Ab}$ 。故相比于A地,B地数字金融的发展对增值税收入增长的贡献较大,据此提出如下假说:

假说H2:在人均劳动产出较高的地区,地方增值税收入受到数字金融的正向影响相对较大。

(三)地区非农产业规模对数字金融与地方增值税收入关系的影响

目前,我国的自产农产品免征增值税,农业对于增值税的贡献相对较少,所以,本文重点讨论非农产业对数字金融与地方增值税收入关系产生的影响。与区域人均产出水平所不同的是,针对地区非农产业规模对数字金融与地方增值税收入关系的研究,可以减缓非增值税可税项目对结果的影响。同样假设B地的非农产业规模高于A地,从两个维度展开分析。首先,在相对统一的大市场中,B地不仅为本地区提供相应的非农产品与服务,同时也承担了大量A地居民的消费需求,但由于增值税

目前在地区间的横向分享以生产地原则为基础,在跨省区交易中地方增值税的收入与负担归属出现错配,因而在B地产生实际上的税收净流入,对应图1中B地粗虚线的向上移动;其次,结合数字金融的发展,大量跨省份交易行为使得不同地区在增值税应税项目生产水平上的差距凸显,形成产业聚集(孙敏,2005;刘军等,2015),尤其是在生产基本同质的商品时,产业规模较大的省份中生产者的生产行为相对集中,企业可以获取额外的规模效应,商品的增值率上升,从而相应的增值税可税空间增大,即在等量的产出下, $T_B > T_A$ 。依据以上的理论分析,本文提出如下假说:

假说H3:在非农产业产值较高的地区,数字金融对地方增值税收入的正向影响相对较大。

(四)数字金融对地方增值税收入影响效应的区域异质性

结合假说H2、H3,数字金融对企业发展、商品流动以及支付效率等维度的影响在不同的区域经济环境下会有所分化,并且数字技术对创新创业、改善服务的利好同样呈现出相似的集群效应。^[3]所以,综合而言,虽然数字金融对地方增值税收入的增长具有赋能效应,但由于不同省份在区域人均产出水平以及非农产业规模上的差距,数字金融发展为税收增长带来的增益效果可能存在一定的差异。所以提出如下假说:

假说H4:数字金融对地方增值税收入的影响效应存在区域异质性。

三、模型设定与变量说明

(一)模型设定

1. 基准面板回归模型

为检验假说H1,同时考虑到不同省份间的个

体差异以及政策变动所带来的时间差异,本文在考察数字金融发展水平对地方增值税收入的影响时,设定如下基准面板回归模型:

$$Tax_{it} = \alpha_1 + \beta_1 DFI_{it} + \sum \beta_j control_{it}^j + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, $i=1,2,\dots,n$ 表示各个省份; $t=1,2,\dots,n$ 表示年份时间; Tax_{it} 表示省份*i*在*t*期的地方增值税收入; DFI_{it} 表示省份*i*在*t*期的数字金融发展水平; $control$ 表示控制变量; θ_i 、 μ_t 分别表示个体固定效应与时间固定效应。

2. 门槛面板回归模型

根据本文的理论假说H2、H3,数字金融发展水平对地方增值税收入的影响可能存在非线性关系。因此,本文参考Hansen(1996)用于检验非线性关系的方法,设定如下门槛回归模型:

$$Tax_{it} = \alpha_0 + \beta_{10} DFI_{it} \times I(q_{it} \leq \tau_1) + \beta_{20} DFI_{it} \times I(\tau_1 < q_{it}) + \sum \beta_j control_{it}^j + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, τ 表示门槛值,具体取值在模型估计时讨论; $I(\cdot)$ 为指示变量,当门槛变量 q_{it} 位于所示门槛区间内时其值等于1,在区间外时则取0;由于已经在控制变量中引入年度虚拟变量,所以不再控制时间效应,而仅考虑个体效应对测度结果的影响,并以 μ_i 表示省份虚拟变量。

最后,本文在以上非线性回归模型的基础上,将数字金融发展水平分别替换成数字金融覆盖广度、使用深度以及数字化程度检验,用以比较在不同经济环境下数字金融发展的各个维度对于地方增值税收入增长贡献的差异。

(二) 变量指标

1. 被解释变量

本文被解释变量为增值税税收的地方所得额(Tax)。由于在全面“营改增”试点前,现有增值税的

应税项目由增值税和营业税的税基组成,所以,为保证相关税收数据的可比性,本文将2011年—2016年地方财政税收中的营业税收入与增值税收入统一纳入被解释变量当中,2017年—2022年则采用实际地方增值税收入表示。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为数字金融发展水平(DFI)。为了相对客观、全面地反映出地区数字金融的发展和演化情况,同时结合数据的可得性与可靠性,本文采用北京大学数字金融研究中心编制的2011年—2022年我国省际层面“数字普惠金融指数”表征各地区的数字金融发展水平。依据数字普惠金融指数的具体测度指标,数字金融的覆盖广度、使用深度以及数字化程度从三个维度有效反映了不同省份对于数字金融的认知与使用情况,同样是增值税收入增长的影响因素。所以,本文分别将地区数字金融的发展水平及其覆盖广度(Width)、使用深度(Depth)和数字化程度(Digital)作为核心解释变量讨论数字金融对增值税收入的影响。

3. 门槛变量

本文的门槛变量包括区域人均产出水平(PGDP)与非农产业规模(Industry)。本文以地区人均生产总值表征区域人均产出水平,并以第二产业与第三产业的生产总值表示非农产业现存规模,分别将区域人均产出水平和非农产业规模作为门槛变量,考察不同经济环境约束下数字金融赋能地方增值税收入增长的差异。同时,为避免因量纲不同对研究产生不利影响,本文对原始数据采取如下标准化方法处理:

$$X_{ij} = \frac{X_{ij} - \min\{X_j\}}{\max\{X_j\} - \min\{X_j\}} \quad (3)$$

4. 控制变量

参考对于地区税收增长因素的已有研究(安体富,2002;刘翔等,2018),本文分别控制了经济因素、管理因素和政策因素三个层面对于测度结果的影响。首先,在经济层面,为减缓变量间可能存在的多重共线性,本文以二三产业规模(*Industry*)、固定资产投资总额(*Invest*)和产业结构水平(*Structure*)表示地区经济的发展水平,其中,二三产业规模的测度与地区非农产业规模相同,产业结构水平以第三产业产值与第二产业产值的比值表征。而对于管理层面的影响因素,本文从市场纳税主体和政府征管水平两个视域出发,分别利用私营企业和个体经济户数(*Private*)与地区税务系统人员人数(*Personnel*)表征。私营企业与个体经济户数的增长不仅可以带来市场经济的高度发展,也有可能加剧税收

的征管难度,致使税收出现损失,而税务人员数量的增长则有助于减低发生主观偷税的可能性。由于缺少2011年—2022年省际税务系统人员的相关数据,本文借鉴周黎安等学者(2012)对于地区政府税务人员的估计方法,以2007年各省国税与地税人员占全国税务系统人员人数的比例为基准,根据当期全国税务系统人员人数依比例测度。另外,考虑到2016年“营改增”改革对于增值税的政策效应,本文以年度虚拟变量(*Year*)的方式量化政策层面可能对地区增值税税收带来的影响,2011年—2016年其取值为0,2017年—2022年取值为1。为减少极端值对于实证结果的干扰,本文对所有变量在上、下5%水平上采取缩尾处理。相关变量的具体说明见表1所列。

表1 变量说明

变量属性	变量名	单位	变量符号
被解释变量	地方增值税税收	亿元	<i>Tax</i>
核心解释变量	数字金融发展水平	—	<i>DFI</i>
	数字金融覆盖广度	—	<i>Width</i>
	数字金融使用深度	—	<i>Depth</i>
	数字化程度	—	<i>Digital</i>
门槛变量	区域人均产出水平	元	<i>PGDP</i>
	地区非农产业规模	亿元	<i>Industry</i>
控制变量	二三产业规模	亿元	<i>Industry</i>
	固定资产投资总额	亿元	<i>Invest</i>
	产业结构水平	—	<i>Structure</i>
	私营企业与个体经济户数	万户	<i>Private</i>
	地区税务系统人员人数	人	<i>Personnel</i>
政策因素	政策效应	—	<i>Year</i>

(三)数据来源与说明

本文以2011年—2022年我国31个省(区、市)的省际面板数据作为研究样本。其中,数字普惠金

融发展指数的相关数据源自北京大学数字金融研究中心(郭峰等,2020);地方增值税收入和全国税务系统人员数据来自《中国税务年鉴》,私营企业和

个体经济户数来自《中国人口和就业统计年鉴》,人均GDP与其他控制变量,如固定资产投资总额、第二产业和第三产业产值来自《中国统计年鉴》。为了减缓数据量纲和异方差对于测度结果的不利影

响,本文将虚拟变量以外所有非比值和未经标准化的变量作自然对数变换处理,各项变量的描述性统计如表2所示。

表2 变量描述性统计分析

变量	样本量	均值	标准差	极小值	中位数	极大值
<i>Tax</i>	372	7.029	0.956	3.603	7.092	9.010
<i>DFI</i>	372	0.356	0.255	0.000	0.293	1.000
<i>Width</i>	372	0.360	0.248	0.000	0.300	1.000
<i>Depth</i>	372	0.375	0.247	0.000	0.352	1.000
<i>Digital</i>	372	0.393	0.242	0.000	0.375	1.000
<i>PGDP</i>	372	0.304	0.196	0.000	0.263	1.000
<i>Industry</i>	372	0.293	0.269	0.000	0.183	1.000
<i>Invest</i>	372	10.010	1.043	2.196	10.059	12.154
<i>Structure</i>	372	1.225	0.686	0.518	1.073	5.297
<i>Private</i>	372	5.213	0.923	2.407	5.289	7.101
<i>Personnel</i>	372	9.868	0.734	7.855	10.011	10.841
<i>Year</i>	372	0.500	0.501	0.000	0.500	1.000

四、实证结果与分析

(一)基准面板回归模型结果分析

数字金融与地方增值税收入的基准回归结果如表3所示。根据Hausman检验和LM检验,数字金融与地方增值税收入的关系存在显著的个体差异,故本文借助双向固定效应模型对其展开测度,以验证假说H1的合理性。

由表3可知,模型(1)中数字金融的发展水平与地方增值税收入在1%的置信水平呈显著正相关,说明数字金融对于地方增值税收入具有正向的赋能效应。由模型(2)一(4)可知,在分别纳入经济层面以及管理层面的相关变量后,数字金融发展水平与地方增值税收入依然在1%的显著性水平上正向相关,佐

证了本文回归结果的稳健性。可以认为数字金融的发展有助于地方增值税收入的增长,验证了假说H1。

(二)数字金融的门槛效应分析

为保证门槛回归的真实性,本文首先基于LM(Lagrange Multiplier)检验分析门槛效应的显著性,再利用Hanson似然比统计量检验门槛值的真实性。结果显示,区域人均产出水平与非农产业规模均存在单一门槛效应。^①

门槛回归模型回归下表4。模型(1)一(4)与模型(5)一(8)分别对应数字金融发展水平、覆盖广度、使用深度以及数字化程度与增值税税收的回归结果,*T0*与*T1*分别表示门槛变量小于门槛值和门槛变量大于门槛值时所对应的相关系数。

由模型(1)可知,数字金融发展水平的系数在

① 如需要门槛检验结果,备案。

表3 数字金融与地方增值税税收

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
<i>lnFI</i>	0.212*** (0.012)	0.141*** (0.022)	0.082*** (0.023)	0.079*** (0.023)
<i>Industry</i>	—	0.411*** (0.156)	0.532*** (0.150)	0.570*** (0.149)
<i>Invest</i>	—	0.190*** (0.040)	0.101** (0.040)	0.074* (0.041)
<i>Structure</i>	—	0.009 (0.035)	-0.085* (0.042)	-0.083* (0.040)
<i>Private</i>	—	—	0.348*** (0.067)	0.357*** (0.058)
<i>Personnel</i>	—	—	0.737 (0.689)	0.619 (0.689)
常数项	5.913*** (0.064)	4.350*** (0.279)	-3.447 (6.974)	-2.127 (6.980)
个体效应	添加	添加	—	添加
年份效应	添加	添加	—	添加
chi2(7) (Prob>chi2)	—	—	—	39.650 (0.000)
样本量	372	372	372	372
R ²	0.522	0.608	0.662	0.667

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著,括号内为标准误。

门槛值前后分别为0.082和0.103,且在1%的置信水平下显著,验证了数字金融对地方增值税收入的影响存在典型的门槛效应,且在经济水平较高的地区,数字金融对税收增长的贡献相对较大。原因可能有以下几点,一是当地在数字金融的发展中催生出大量的新兴企业,产业效率和质量得到改善,使得地方增值税对应的税基扩大;二是由于区域内人均劳动产出的水平相对较高,因此消费的需求较大,而数字金融的发展极大改善了供需双方信息的匹配程度,有利于需求向消费的转化,从而拉动地方增值税收入的增长;三是数字金融对于跨省域交易的驱动效应致使地区间增值税税收出现横向转移,当地的增值税收入归属大于负担归属,实现税收净流入。从模型(2)—(4)可见,覆盖广度、使用深度与数字化程度的相关系数同样在1%的水平下

显著,与数字金融发展水平在门槛值前后对应的系数差异基本一致,说明数字金融各个维度对增值税税收的贡献受到区域人均产出水平的影响效应相似,假设H2的成立。

表4中模型(5)显示,在以地区非农产业规模作为门槛变量的回归结果中,数字金融发展水平的系数分别为0.062和0.090,差值为0.028,说明假说H3合理。较区域人均产出水平而言,此时数字金融各个维度的系数在门槛值上下的差值偏大,说明数字金融对增值税收入的贡献差距受到地区非农产业规模的门槛效应影响相对明显。可能的原因在于,非农产业规模较大的省份依赖其产业集群或创新驱动等因素在数字经济中处于生产者地位,而数字金融的发展破除了传统交易模式下销售空间局限性对于产能偏低地区的“保护”,使得较多的税收负

表4 门槛回归模型估计结果

变量	区域人均产出水平为门槛变量				地区非农产业规模为门槛变量			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
<i>T0</i>	0.082*** (0.022)	0.065*** (0.016)	0.065*** (0.022)	0.047*** (0.017)	0.062*** (0.022)	0.050*** (0.016)	0.044** (0.023)	0.034** (0.017)
<i>T1</i>	0.103*** (0.023)	0.087*** (0.017)	0.086*** (0.023)	0.065*** (0.017)	0.090*** (0.022)	0.078*** (0.016)	0.073*** (0.022)	0.063*** (0.016)
控制变量	添加							
常数项	-1.019 (6.793)	-1.447 (6.716)	-3.208 (6.792)	-1.490 (6.884)	-1.873 (6.685)	-2.209 (6.628)	-3.918 (6.682)	-1.647 (6.716)
样本量	372	372	372	372	372	372	372	372
R ²	0.686	0.687	0.681	0.684	0.696	0.695	0.691	0.699

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著,括号内为标准误。下同。

担归属于轻工业水平相对落后的地区。

(三)区域异质性分析

为了深入研究各地区数字金融发展对地方增值税收入增长的区域异质性效果,本文分别考察了数字金融发展水平对我国东、中、西部地区省际地

方增值税收入的空间效应,结果见表5。^①从表中可见,本文对于生产地原则下地方增值税存在税收增益效果损失情况的省份估计结果与刘怡等学者(2022)以及李建军等学者(2022)利用电子商务相关的微观层面数据所得出的研究结论基本一致,故

表5 数字金融对地方增值税收入影响的区域异质性

地区	东部地区	中部地区	西部地区
<i>lnFI</i>	0.104*** (0.028)	0.084* (0.047)	0.085* (0.050)
控制变量	添加	添加	添加
常数项	-18.310** (8.410)	-21.200*** (6.050)	-27.000*** (7.660)
个体效应	添加	添加	添加
年份效应	添加	添加	添加
样本量	144	108	120
R ²	0.817	0.732	0.769

可以认为数字金融与地方增值税收入的关系能较好地反映出数字经济背景下增值税地区间横向分享制度在公平性与有效性上的变化。其中,东部地区数字金融对地方增值税收入的回归系数为0.104,且在1%的水平下显著,说明东部地区省份的区域

人均产出水平或非农产业规模基本处于门槛值以上,发展数字金融对促进地方增值税收入增长的影响相对较大。中、西部地区的数字金融水平与地方增值税收入虽然同样呈正向相关,但在系数值与显著性水平上均与东部地区存在一定的差距,反映出

^①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西壮族、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、西藏、新疆。

中、西部地区在数字金融产品或服务上的普及率不高,数字金融尚未形成对经济发展的有力助推,同时企业生产与居民需求的匹配度有待改善,应着力推动深化供给侧结构性改革,减轻跨省区贸易对地方财政自立性的侵蚀。

(四)稳健性和内生性检验

为保证回归结果的可信度,本文的稳健性检验拟采用替换变量以及变换回归模型两种方法,其结果均显示以上回归具有较好的稳健性。

首先,为防止数字金融与地方增值税收入间可能存在的线性相关关系或双向因果关系,本文采用数字金融的一阶滞后项作为替换变量。由于当期地方增值税收入基本不存在对于前一期数字金融发展水平的影响,所以再次回归可以验证本文的估计结果具有稳健性,并有利于减缓数字金融与地方增值税收入间可能存在的内生性。结果显示,数字金融与地方增值税收入在1%的置信水平上显著为正。

其次,为强化本文数字金融发展水平与地方增值税收入门槛效应的机制检验,借鉴王茜等学者(2022)的研究,在基准回归中引入数字金融与非农产业规模的交叉项,从而检验非农产业规模对数字金融发展水平回归系数的影响,结果显示交叉项系数均为正值,说明在非农产业总体产值规模较高的地区,数字金融发展对地方增值税收入增长的贡献相对较大,再次验证了假说H3。

为减缓变量间的内生性对于实证回归结果的干扰,参考邱晗等学者(2018)对于数字金融的相关研究^[15],本文借助两步系统GMM模型并利用各省份互联网普及率作为数字金融发展指数的工具变量

再次回归,以克服内生性对于回归结果的影响。结果显示解释变量仅系数取值与基准回归结果有所差别,其显著性和方向并未发生实质性的改变,再次验证并支持了研究假说H1的合理性。

五、结论与启示

(一)研究结论

本文针对数字经济背景下税收原则有效性与公平性可能存在的扭曲,结合数字金融对地方增值税收入影响的理论分析,提出相应的研究假设,并以验证假说的合理性为出发点,基于2011年—2022年省级面板数据进行了实证研究,得出以下结论:(1)数字金融的发展可以显著促进地方增值税收入的增长。从管理因素分析,面对私营企业与个体经济体量的扩大,现行税收征管制度的一系列改革效用良好。(2)数字金融对地方增值税收入增长的贡献受区域人均产出水平影响,在人均生产总值较高的省份数字金融对地方增值税收入的正向影响相对较大。(3)地区非农产业规模是数字金融促进地方增值税收入增长的影响因素,非农产业产值较高的省份数字金融对地方增值税收入的正向影响相对较大。(4)数字金融对地方增值税收入增长的贡献具有区域异质性。在空间分布上,东部地区发展数字金融对地方增值税收入的增益效果优于中、西部地区。

(二)政策启示

根据研究结论,对地区间增值税横向分享原则的优化调整给出以下几点启示:

第一,在考虑税收公平的前提下,强化地区间

“为责分税”而非“为财分税”。由于数字经济与数字金融的发展使得商品的生产相对集中,生产者也因此得到了高出传统贸易模式下的规模效应。因此,对于产品流出地而言,跨区域交易行为的发生扩大了其销售和营利的空间,应当以增值税横向分享的方式补偿实际消费地或产品流入地,有利于减少社会福利的损失和缩小区域公共服务水平的差距,维护市场主体的积极性。

第二,精准识别税收流转损失主体。对增值税地区间横向分享原则的调整,应在保障原有生产地原则征管效率高、纳税成本小等优点的前提下,考虑利用增值税税收分成的地区特惠或地区间的横向补偿来恢复原有税收原则的有效性与公平性,以弥补经济发展较缓地区因数字金融发展而被侵蚀的财政税收。

第三,提高中西部地区的数字金融发展水平,继续深化供给侧结构性改革。中、西部地区应当充分利用数字普惠金融发展的增税红利,扩大产品的销售空间,优先发展特色轻工业与食品加工产业。同时利用乡村振兴、经济高质量发展的契机,产业融合、内外联动,实现区域内“传统产业+数字化”融合发展。对于东部地区而言,利用大数据以及人工智能等手段改善数字金融平台的监管水平,为中西部地区数字金融发展产生良好的示范效应,同样有利于助推区域经济的协调发展。

参考文献:

[1] 高小萍,郭晓辉.数字经济发展对地区税收分配的影响研究——基于增值税的实证分析[J].经济体制改革,2023,No.239(02):167-174.

[2] 刘杰,王胜华.数字经济影响增值税跨地区转移的机制分析[J].税收经济研究,2022,27(06):49-59.

[3] 薛秋童,封思贤.数字普惠金融、居民消费与经济高质量发展[J].现代经济探讨,2022(07):26-40.

[4] 袁从帅,赵好婕.数字经济税收转移:机制、现状及国际经验借鉴[J].国际税收,2021,99(09):65-72.

[5] 张卫彬.数字化产品课税立法探讨[J].税务研究,2010(07):67-71.

[6] 孙敏.论集群经济中的税收竞争效应[J].财经研究,2005(09):17-26.

[7] 刘军,季良玉,王佳玮,等.产业聚集与税收竞争——来自中国的证据[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2015,17(03):65-71+92.

[8] 安体富.如何看待近几年我国税收的超常增长和减税的问题[J].税务研究,2002(08):10-17.

[9] 刘翔,李红霞.我国区域税收空间相关性与增长因素研究[J].当代财经,2018(08):22-33.

[10] 周黎安,刘冲,厉行.税收努力、征税机构与税收增长之谜[J].经济学(季刊),2012,11(01):1-18.

[11] 郭峰,王靖一,王芳,等.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),2020,19(04):1401-1418.

[12] 刘怡,聂海峰,张凌霄,等.电子商务增值税地区间分享和清算[J].管理世界,2022,38(01):62-78.

[13] 李建军,杨帆,陈盈润.数字经济时代增值税地区间横向分配机制研究[J].税务研究,2022(06):5-12.

[14] 王茜,王伟,杨娇辉.资本账户开放与经济增长:基于杠杆率的门槛效应分析[J].财贸经济,2022,43(07):53-67.

[15] 邱晗,黄益平,纪洋.金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J].金融研究,2018,46(11):17-29.

【责任编辑 郭艳娇】