

【农业经济】

# 共同富裕背景下数字金融与城乡收入差距

## ——基于地级市面板数据的实证研究

陈东平,丁力人,高名姿

(南京农业大学 金融学院,江苏 南京 210095)

**摘要:**优化分配结构、缩小城乡收入差距是实现我国全体人民共同富裕的重要任务之一。本文基于2011—2019年地级市面板数据,使用固定效应模型和门槛模型研究数字金融对城乡收入差距的影响。研究发现,数字金融能够显著提高居民可支配收入,缩小城乡收入差距,且结论通过了稳健性检验。具体来说,银行开展的数字金融服务对缩小城乡收入差距的边际作用递减,而互联网企业开展的数字金融服务对缩小城乡收入差距的边际作用递增。异质性分析表明,数字金融具备明显的普惠性和规模经济特征,对中西部地区、对中大规模城市的城乡收入差距的影响更为显著。机制分析表明,数字金融通过推动劳动力向非农产业转移来提高工资性收入水平,进而缩小城乡收入差距。研究结论为有关部门在数字经济时代下优化宏观要素配置结构和流动机制、改善收入分配格局,实现共同富裕提供了新思路。

**关键词:**共同富裕;数字金融;城乡收入差距;劳动力转移

**中图分类号:**F320 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2022)06-0171-12

### 一、引言

城乡居民收入差距(下文称“城乡收入差距”)是世界各国工业化过程中普遍存在的现象<sup>[1]</sup>。自改革开放以来,我国经济高速发展,经济总量跃居世界第二,居民可支配收入亦大幅提高。然而,在中国特色社会主义进入新时代的背景下,我国城乡收入差距问题依旧严峻。据国家统计局数据显示,1978年我国城乡居民收入比为2.53,2009年上升到3.33,而后一直在高位波动。现阶段,我国社会的主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。为此,党中央将扎实推动共同富裕作为“十四五”时期经济社会发展的主要目标之一,并以解决地区差距、城乡差距、收入差距问题为主攻方向。其中,最艰巨最繁重的任务仍然在农村。持续提高低收入人群收入、巩固脱贫攻坚成果,缩小城乡收入差距、缓解相对贫困是高质量发展过程中实现共同富裕的关键。

长久以来,在农村劳动力过剩、农村产业落后的现实约束下,我国政府不断推进城镇化建设,构建起以城市为中心、外围呈“圈层状”环绕的地理空间布局,通过不断扩大城镇地区的范围和规模,引导农村居民向城镇迁移,进而提高农村居民收入水平,缩小城乡收入差距。但上述策略的问题在于:一是由于户籍管理制度的限制,农村劳动力进城后难以享受到与城镇居民同

收稿日期:2022-02-14

**基金项目:**国家自然科学基金面上项目“合作社内农户信用合作契约达成及治理结构选择”(71673138);南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社会科学研究基金“农户农业价值链外部信贷缔约条件与履行机制——交易特征-嵌入视角”(SKYC2019005)

**作者简介:**陈东平,男,南京农业大学金融学院教授,博士生导师;丁力人,男,南京农业大学金融学院博士生;高名姿,女,南京农业大学金融学院讲师,硕士生导师。

等的公共服务,“地”的城镇化并不意味着“人”的城镇化<sup>[2]</sup>;二是随着城镇化率的不断提高,21世纪以来城乡社会流动性开始趋缓,财富在代际的传递性不断增强,低收入群体跨越到中高等收入的难度越来越大<sup>[3]</sup>。对此,为尽早实现共同富裕的目标,避免因城乡收入分配不均而带来的经济、社会问题,必须找到能够促进资源要素在城乡间自由流动的新动能,进而改善城乡发展不均衡、城乡收入差距过大的问题。

近年来,随着大数据、人工智能、云计算、区块链等技术的运用,以互联网和金融融合而成的数字金融迅速发展,对生产生活带来巨大影响。数字金融最大的特点在于通过数字技术为传统金融业务赋能,从而消减金融市场摩擦,提升金融功能的作用效果。具体而言,一方面,数字金融依靠底层技术提高了搜寻、加工、识别信息的能力,同时促进了资金流通、动态监管的效率;另一方面,数字金融能够有效解决金融服务过程中的信息匹配和相互信任问题,从而降低金融服务成本,控制金融风险。因此,数字金融不仅能够重新对低收入群体、中小企业等进行风险定价,更关键的是其本身的发展模式能够适应“长尾群体”短期、小额、零散的金融需求特征,有利于改善弱势群体金融资源不足、金融需求得不到满足的问题,实现金融的普惠效应。

从现有研究来看,部分学者关注了数字金融对城乡收入差距的影响。宋晓玲<sup>[4]</sup>利用省级面板数据进行实证分析,发现数字普惠金融能够显著缩小城乡收入差距。赵丙奇<sup>[5]</sup>进一步发现,在经济水平高的地区,数字普惠金融与城乡收入差距呈负相关关系;但在经济水平低的地区,较低的数字普惠金融水平反而使得城乡收入差距变大。不过,单纯提高数字金融发展广度对缩小城乡收入差距的作用有限,数字金融的广度和深度互相配合才能发挥缩小收入差距的作用<sup>[6]</sup>。也有学者探讨了数字金融影响城乡收入差距的具体机制。张勋等<sup>[7]</sup>的研究表明,数字金融使得创业机会均等化,农村居民的创业行为高涨,从而显著提升了农村家庭收入。张栋浩等<sup>[8]</sup>发现数字金融通过提高农村家庭风险应对水平来降低贫困脆弱性。

已有研究为本文奠定了基础,但仍有拓展的空间。一是,现有关于数字金融与城乡收入差距的研究大多只探讨了如何优化资本在城乡间的配置结构和效率,进而改善城乡收入分配的问题,但对于不同要素协同影响的研究不足,比如没有深入探讨资本与劳动之间的影响关系,以及要素自由流动和梯度配置对城乡收入差距的影响。二是,对数字金融水平的衡量大多仅考虑了互联网企业所提供的数字金融服务,忽视了以银行为代表的传统金融机构在数字化转型后对数字金融供给的增量效应。基于此,本文试图对上述不足进行弥补,通过理论分析和实证检验来回答以下问题:在借助数字技术提高资本在城乡微观个体间流动性的条件下,数字金融对城乡收入差距产生了什么影响,资本要素流动对劳动要素流动是否产生了联动效应,进而是否提高了劳动回报率?

## 二、理论分析与研究假说

本文理论分析的基本假设和逻辑思路是优化宏观层面的金融资源分配结构有助于改善微观个体的要素回报率。农村劳动力大多在农业以及农村其他回报率较低的产业中工作,而数字金融能够衍生出更多就业岗位并促使农村劳动力向回报率更高的非农产业转移,从而提高收入水平、缩小城乡收入差距。

尽管数字金融有助于弥补传统金融供给方式的固有局限和短板,但在讨论数字金融对收入分配的影响时,需要从就业的供需两端深入思考:数字金融通过何种更微观的机制来改变劳动要素的结构和回报预期,实现劳动就业岗位的供需匹配。

从劳动需求端来看,在数字经济建设、数字化转型的浪潮下,数字金融创造了更多的就业岗位。一方面,在实施供给侧结构性改革的战略背景下,传统产业产能缩减,并朝着智能化、数字

化方向发展,传统行业规模缩小、行业岗位数量减少;另一方面,数字经济催生了很多创新型商业模式,当生产力突破了原有的生产关系的束缚后,不仅大量的终端需求被激发,还推动了服务型公司的飞快发展,比如物流、生活服务、线上零售等。在这过程中,数字金融能够为借助互联网平台进行营销、交易的工商个体户、中小企业提供信贷资金,缓解流动性约束。同时,依靠强大的移动支付体系,数字金融从数量和速度两方面提高了契约执行效率,降低交易成本,在加快资金流动速度的同时保障交易者的利益。在数字金融服务的支持下,大量服务型岗位被创造,就业市场对劳动力的需求也随之增加。

从劳动供给端来看,一般来说农村劳动力进入劳动力市场的方式主要有两种,即在农村地区进行农业生产和迁移至城市地区进行非农就业。根据劳动力迁移理论,劳动力迁移的拉力在于工农业之间的生产率差异。然而,在中国近40年的大规模劳动力转移过程中,工农业生产率差异并未明显缩小,这意味着促使劳动力流动的拉力变化不大,影响劳动力迁移的因素在于阻力<sup>[9]</sup>。具体而言,农村劳动力的产业迁移(从农业产业迁移至非农产业)成本主要包括金融资源获取成本、工作信息搜寻成本、家庭难以搬迁的心理成本。而数字金融至少在以下三个方面具备降低劳动力产业迁移成本的作用。一是,随着个人线上信用贷款产品的发展,农村劳动力获取信贷资金的门槛降低,信贷约束的缓解激发了农村创新创业精神,同时提高了农村劳动力抵御外部冲击、平滑流动性风险的能力;二是,数字金融是在互联网无尽的信息中运行的,当信息流在时间和空间、个体与整体、局部到无边界的整合时,获取速度更快、匹配性更高的岗位信息更可能被传递至农村劳动力;三是,随着电子商务的发展和移动支付的普及,非农就业岗位突破城乡地理限制进而降低农村劳动力“离土又离乡”的心理负担成为现实。

综合而言,数字金融在数字经济社会中扮演着不可或缺的重要角色。在一个不缺乏就业机会的劳动力市场中,当资本要素更加均衡地在城乡间分配时,城乡劳动力也将面临更加平等的就业机会,劳动供需的匹配度也会相应提高。基于上述分析,本文提出待验证的假说1。

假说1:数字金融能够通过推动农村劳动力产业转移来缩小城乡收入差距。

目前,数字金融服务主要由银行等传统金融机构以及互联网企业来提供。银行的数字化转型路径是利用先进的人工智能技术,提炼出与客户违约等相关风险,精准绘制“客户画像”,进而嵌入各项业务来降低风险。与银行不同,互联网企业则主要通过平台流量和满足客户的个性化需求来捕捉客户的数字行为,进而利用大数据模型测算客户的信用置信区间,以达到信用评估的目的。然而,随着国内经济增速的放缓,银行面临的外部竞争愈发激烈。如果金融机构忽略自身禀赋特征,一味地将资源投入技术进步和数字转型的“装备竞赛”,很可能导致银行的竞争优势不增反降<sup>[10]</sup>。此外,虽然数字技术有利于银行降低信息不对称、改善信贷质量,但银行打造数字金融应用场景的能力尚显不足,捕捉数字信息的渠道有限,这意味着银行若想挖掘更多的数字信息需要付出更高的成本。换言之,由于银行的数字化转型难以形成有效的规模效应来降低边际成本,理论上,银行的数字金融业务对实体经济和微观个体的影响可能是边际减弱的。

反观互联网企业,一方面,互联网企业由于牢牢掌握着社交、零售、生活服务等流量入口,能够通过有效的导流手段源源不断将潜在客户引至为其搭建的运用场景中,从而以更低的成本获得更多的数字信息;另一方面,互联网企业通过打造网络平台来推动线上线下一体化融合发展,这使得互联网企业不仅可以通过多种方式,比如广告、游戏等将网络流量变现,提高市场份额、巩固市场地位;还能够将数字金融嵌入用户的日常生活环境,提高用户的依赖性,从而不断降低数字金融服务的边际成本。可以发现,网络平台越大,活跃客户数越多,互联网企业提供数字金融服务的边际成本越低,越能起到平滑客户流动性约束、促进信息转换和传递等作用。

综合上述分析,由于银行和互联网企业的市场竞争结构、主要客户群体以及开展数字业务



的底层逻辑不同,银行和互联网企业在提供数字金融服务的过程中面临不同的边际成本和边际收益。基于上述分析,本文提出待验证的假说 2。

假说 2:数字金融对城乡收入差距的影响是非线性的,银行数字金融水平越高,对缩小城乡收入差距的边际作用越弱;互联网企业数字金融水平越高,对缩小城乡收入差距的边际作用越强。

### 三、数据、变量与模型

#### (一) 数据来源

本文以 2011—2019 年 209 个地级市为研究样本,构建城市层面的面板数据。主要数据来源于《中国城市统计年鉴》、各地级市统计局的历年统计年鉴、北京大学和阿里巴巴集团联合研制的“北京大学数字普惠金融指数”,以及借助谷歌搜索引擎和网络爬虫技术搜集、构建的银行数字金融指数。参考已有研究,本文剔除了在地级市层面发生行政区划变更的样本,保留了地级市层面以下发生行政区划调整的样本<sup>[11]</sup>,同时剔除了数据缺失严重的样本。与价格有关的数据以 2011 年为基期进行抵消通胀处理。

#### (二) 变量说明

##### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为城乡收入差距,现有研究中主要采取城乡收入比、基尼系数、泰尔指数来衡量。其中,城乡收入比的衡量数据更容易获取且较为直观,但城乡收入比忽略了人口结构的影响;基尼系数仅对中间阶层收入的变动比较敏感,且目前也不存在普遍接受口径的统一计算公式<sup>[6]</sup>;泰尔指数兼顾人口结构以及收入分布情况,而且对两端收入的变动比较敏感,因此本文采用泰尔指数来衡量城乡收入差距,同时将城乡收入比作为稳健性检验的城乡收入差距的代理变量。泰尔指数的具体计算公式如下:

$$Theil_u = \sum_{j=1}^2 \left( \frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}} \right) \ln \left[ \frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}} \frac{Z_{ij,t}}{Z_{i,t}} \right] \quad (1)$$

式中, $Theil_u$ 表示第  $i$  城市  $t$  时期的泰尔指数,其值越小,表明城乡收入差距越小;反之表明城乡收入差距越大。 $P_{i,t}$ 表示第  $i$  城市  $t$  时期的总收入, $P_{ij,t}$ 表示第  $i$  城市  $t$  时期城镇地区( $j=1$ )或农村地区( $j=2$ )的收入; $Z_{i,t}$ 表示第  $i$  城市  $t$  时期的总人口; $Z_{ij,t}$ 表示第  $i$  城市  $t$  时期城镇地区( $j=1$ )或农村地区( $j=2$ )的人口。由于泰尔指数在 0~1 之间,本文对其乘以 100 以便于计算和计量回归。

##### 2. 解释变量

本文的解释变量为城市数字金融水平。广义层面的数字金融包括银行等传统金融机构以及互联网企业利用数字技术开展的金融业务;而狭义上的数字金融一般指互联网企业开展的新型金融服务模式。现有研究大多利用“北京大学数字普惠金融指数”作为数字金融的代理变量,该指数利用“蚂蚁金服”的交易账户大数据,从互联网企业的数字金融业务的角度衡量数字金融水平,是对狭义数字金融的有效衡量方式。本文将“北京大学数字普惠金融指数”(下称“互联网企业数字金融指数”)作为数字金融的代理变量之一,同时尝试从银行层面构建数字金融水平,从而和现有指数形成广义层面的城市数字金融水平的结构性数据。具体构建方式如下:

首先,参考现有研究<sup>[12-13]</sup>以及银行业金融科技发展规划纲要中的相关内容和表述,将数字金融划分为大数据技术、云计算技术、人工智能技术、区块链技术以及互联网技术五大维度,并

以此五个维度选取关键词<sup>①</sup>。其次,利用网络爬虫技术,在谷歌搜索引擎中统计各银行 2011—2019 年每个关键词在新闻中出现的词频数。然后利用变异系数法对各项指标进行无量纲化处理,运用反欧几里得距离计算出银行的数字金融水平。最后,以中国银行保险监督管理委员会发布的金融许可证信息为权重样本数据,计算 2011—2019 年每家银行在每个城市的金融网点数占该城市的总网点数的比例,并将此比例作为每家银行在该城市的数字金融水平的权重,将每家银行的数字金融水平乘以权重比例计算出每家银行在各城市的数字金融水平,加总每家银行在各城市的数字金融水平即得到银行层面的城市数字金融水平。

3.其他控制变量

参考已有研究,结合宏观变量之间的相关性以尽量减少多重共线性问题,本文选择的控制变量包括传统金融发展水平、经济发展水平、城市规模、产业结构、科技发展水平、教育发展水平。具体变量衡量方式和描述性统计见表 1。

表 1 主要变量说明与描述性统计结果

变量	变量定义	均值	最小值	最大值
城乡收入差距	泰尔指数乘上 100	8.07	0.53	27.95
银行数字金融	银行层面构建的数字金融指数	2.85	1.36	3.49
互联网企业数字金融	北京大学数字普惠金融指数的对数值	5.01	2.97	5.77
传统金融发展水平	年末金融机构各项存款余额/地区生产总值	1.21	0.23	12.73
经济发展水平	地区生产总值的对数值	10.60	7.54	13.16
城市规模	年末总人口对数值	6.00	2.97	9.32
产业结构	第三产业就业人口/就业人口总数	51.45	15.39	94.82
科技发展水平	科学技术支出/地区生产总值	0.01	0	0.10
教育发展水平	教育事业费支出/地区生产总值	0.01	0	0.14

(三) 计量模型设定

根据理论分析以及研究目的,构建如下双向固定效应模型来估计数字金融对城乡收入差距的影响:

$$Theil_{it} = \alpha + \beta dig\_fin_{it} + \gamma Control_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it}$$
 (2)

式中,下标  $i$  和  $t$  分别表示城市和年份, $Theil$  表示城乡收入差距, $dig\_fin$  表示数字金融水平, $Control$  表示控制变量。模型还控制了城市固定效应  $\delta$  和年份固定效应  $\varphi$ , $\beta$ 、 $\gamma$  是各变量对应的系数, $\alpha$  是常数项, $\varepsilon$  是残差项。

考虑数字金融与城乡收入差距之间的非线性影响,设定如下面板门槛模型:

$$Theil_{it} = \alpha + \beta_1 dig_{fin_{it}} * I(adj_{it} \leq \theta) + \beta_2 dig_{fin_{it}} * I(adj_{it} > \theta) + \gamma Control_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it}$$
 (3)

式中, $adj_{it}$  表示门槛变量。 $I(\cdot)$  是示性函数,当括号内条件满足时, $I(\cdot)$  取值为 1;反之取值为 0。

四、实证结果和分析

(一) 数字金融对城乡收入和城乡收入差距的影响

表 2 是数字金融对城乡家庭人均可支配收入以及城乡收入差距的回归结果。由第(1)、(2)列的结果可知,数字金融和传统金融都能显著提高城镇家庭和农村家庭的人均可支配收入。

① 大数据技术维度选取的关键词是大数据、数据层、数据集、数据流;云计算技术维度选取的关键词是云计算、云架构、云服务、云金融;人工智能技术维度选取的关键词是智能化、实时检测、人脸识别、指纹识别;区块链技术维度选取的关键词是区块链、联盟链、测试链、互联网链;互联网技术维度选取的关键词是移动、互联网、网上、线上。

入。结合第(3)列回归结果来看,相较于城镇居民,数字金融对农村居民的增收效应更强,从而起到了缩小城乡收入差距的作用,但传统金融发展水平没有起到缩小城乡收入差距的作用。第(4)、(5)列是数字金融覆盖广度和使用深度对城乡收入差距的影响。结果显示,数字金融的覆盖广度能够显著缩小城乡收入差距,但数字金融的使用深度对城乡收入差距不存在显著影响。综合来看,传统金融市场的不完善以及城乡金融资源的分配不均导致农村居民长期处于金融资源匮乏、信贷约束较强的金融市场环境中。虽然传统金融发展整体上能够促进经济发展、提高居民收入水平,但对改善收入分配结构、缩小收入差距的作用有限,而当数字金融通过数字信息技术将金融资源在城乡间进行“扩散式”分配时,金融资源对农村居民的边际回报更高,从而起到缩小城乡收入差距、促进实现共同富裕的作用。

从控制变量来看,经济、科技、教育发展水平都能显著缩小城乡收入差距。经济、科技和教育水平的提高,本质上都有利于要素在市场机制的作用下由城市集聚向农村扩散,并通过知识溢出、技术溢出等机制促使要素在城乡间流动和均衡配置,最终缩小城乡收入差距<sup>[14-15]</sup>。产业结构的优化也能显著缩小城乡收入差距,说明当更多的农村劳动力脱离第一产业向工资性收入更高的第二、第三产业转移后,能显著缩小城乡收入差距。与预期不一致的是城市规模没能体现出缩小城乡收入差距的作用。可能的原因是,虽然大城市对低技能劳动力的就业环境更友好,但在一个较短的时间维度下,低技能劳动力无法获得大城市集聚经济的工资溢价<sup>[16]</sup>,因此城市规模难以对缩小城乡收入差距产生显著影响。

表 2 主回归:数字金融对城乡收入和城乡收入差距的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	城镇可支配收入	农村可支配收入	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数
银行数字金融	0.052*(1.84)	0.085*** (3.28)	-1.286*** (-2.90)	-1.371*** (-3.07)	-1.129*** (-2.51)
互联网企业数字金融	0.071** (2.44)	0.155*** (3.79)	-2.399*** (-5.95)		
覆盖广度				-0.884*** (-4.89)	
使用深度					-0.353(-1.16)
传统金融发展水平	0.010*** (3.28)	0.011*** (3.41)	-0.017(-0.25)	-0.013(-0.19)	-0.021(-0.31)
经济发展水平	0.032*** (4.94)	0.049*** (5.65)	-0.434*** (-2.63)	-0.383*** (-2.31)	-0.416*** (-2.48)
城市规模	0.002(0.22)	-0.012(-0.88)	0.170(1.30)	0.195(1.47)	0.124(0.93)
产业结构	0.000(0.20)	0.001(1.11)	-0.027*** (-4.60)	-0.027*** (-4.59)	-0.024*** (-4.09)
科技水平	0.322(1.21)	1.047*** (3.44)	-26.315*** (-3.99)	-26.327*** (-3.97)	-29.987*** (-4.52)
教育水平	0.116(0.91)	0.861*** (5.43)	-21.519*** (-6.56)	-21.270*** (-6.40)	-24.504*** (-7.48)
常数项	9.112*** (49.01)	7.626*** (29.98)	28.102*** (10.10)	21.525*** (9.20)	19.731*** (7.58)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1881	1881	1881	1881	1881
R <sup>2</sup>	0.961	0.971	0.612	0.609	0.604

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内的数字为 t 值。下表同。

(二) 数字金融对城乡收入差距的异质性影响

1.按城市规模的异质性分析

根据网络经济学的理论可知,采取相同或相似技术的企业之间主要面临客户资源的竞争。换言之,只有当客户群体足够大到“临界规模”时,企业才能够生存。对于互联网企业而言,由于其拥有第三方支付渠道的流量优势,城市的人口规模决定了互联网企业的客群数量,人口规模越大,越能发挥出流量经济下的网络规模效应,对缩小城乡收入差距的作用也会更强。反观

银行,由于银行能够以数量庞大、布局结构完善的线下网点作为开展数字金融业务的客群载体,城市的人口规模对其数字金融业务的影响有限。表 3 是根据城市规模将样本三等分后,数字金融对城乡收入差距的回归结果。

表 3 异质性分析:城市规模

变量	(1) 小规模城市	(2) 中等规模城市	(3) 大规模城市
	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数
银行数字金融	-2.523 ** (-2.45)	-2.026 *** (-2.98)	-1.754 ** (-2.08)
互联网企业数字金融	-0.429 (-0.25)	-3.113 *** (-4.04)	-5.434 *** (-6.57)
常数项	14.321 (1.31)	17.300 ** (2.31)	29.523 *** (2.72)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	631	629	621
R <sup>2</sup>	0.623	0.692	0.600

数字金融对中等规模和大规模城市具有缩小城乡收入差距的显著作用,但互联网企业开展的数字金融服务对小规模城市的收入差距不具备显著影响。可以发现,虽然数字金融具备成本低、覆盖广的特点,但仍遵循金融发展的基本规律,即数字金融无法凭空产生,数字金融的发展仍依赖于实体经济且并不是超地理的<sup>[17]</sup>。数字经济社会中的经济个体间的频繁互动使得数字金融的边际成本降低,规模经济凸显。而小规模城市实体活力低迷、人口总量少、消费水平低,线下的人口网络无法支撑起线上活跃的数字互动,因而以互联网圈层为生存环境的数字金融难以发挥出预想中的作用。同时,金融供给方在提供数字金融服务时,势必要为动态捕捉数据、提升算法算力付出较高成本。由于在小规模城市发展数字金融难以覆盖成本,更不易带来规模经济下的边际成本递减效应,金融供给方缺乏足够的激励在小规模城市开展数字金融业务。这就意味着相较于互联网企业,银行由于在小规模城市有一定的网点下沉基础,银行的数字化转型反而对缩小城乡收入差距起到积极作用。

2.按地区划分的异质性分析

我国东部、中部、西部地区间的差异明显。首先,受到传统金融排斥的“长尾群体”集中在经济较为落后的中部、西部地区,而数字金融能够较好地填补传统金融没有覆盖的区域,为弱势群体提供金融服务;其次,相较于金融资源更加丰富、金融市场更加完善的东部地区,中西部地区的金融资源的短缺情况更加严重,对金融资源的边际需求更加旺盛,因此理论上数字金融在中西部地区更能发挥其应有的作用。

从表 4 的回归结果来看,相较于东部地区,数字金融在中西部地区更能起到缩小城乡收入差距的显著作用,体现出普惠性特征,从而有利于实现共同富裕。值得注意的是,在中部地区,表现出显著作用的是互联网企业数字金融;西部地区发挥显著作用的是银行数字金融。现有研究讨论了传统金融与数字金融之间的替代或互补关系,却忽略了不同数字金融供给主体的异同。一方面,东部地区传统金融发展水平较高,数字金融发展以传统金融作为基础,呈现较强的依赖性<sup>[18]</sup>;另一方面,中西部地区由于传统金融发展水平较低,反而给予了数字金融广阔的发展空间,但由于基础设施的落后以及人力资本的低下,数字金融发展也会受到数字鸿沟的掣肘<sup>[19]</sup>。回归结果表明,中部地区广阔的发展空间促使由互联网企业驱动的数字金融具备缩小城乡收入差距的作用。在西部地区,由于数字劣势的存在,互联网企业的金融服务无法起到优化分配结构的作用,但传统金融的数字化转型为缩小城乡收入差距提供了新动能。



表 4 异质性分析:地理位置

变量	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区
	泰尔指数	泰尔指数	泰尔指数
银行数字金融	0.356(0.39)	-0.750(-1.15)	-2.888***(-3.59)
互联网企业数字金融	-1.347(-1.21)	-3.360***(-5.19)	-0.966(-1.46)
常数项	15.063***(2.24)	29.974*** (7.08)	33.006*** (5.29)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	666	720	495
R <sup>2</sup>	0.463	0.705	0.762

(三) 数字金融对城乡收入差距的非线性影响

由理论分析可知,数字金融与城乡收入差距之间可能存在非线性影响,本文以数字金融作为门槛变量,进行门槛效应检验。首先确定变量间是否存在门槛效应,并依次进行单一门槛、双重门槛以及三重门槛检验。检验结果如表 5 所示。当门槛变量是银行数字金融时,通过单一门槛显著性检验;当门槛变量是互联网企业数字金融时,通过单一门槛和双重门槛的显著性检验。由表 6 可知,银行数字金融的单一门槛值为 2.742;互联网企业数字金融的第一个门槛值是 4.751,第二个门槛值是 4.976。门槛效应的回归结果如表 7 所示。

表 5 门槛效果检验

门槛变量	模型	F 值	P 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值	BS 次数
银行数字金融	单一门槛	27.89	0.0940	28.323	33.005	44.861	500
	双重门槛	7.13	0.4620	17.770	20.203	28.908	500
互联网企业数字金融	单一门槛	70.27	0.0000	22.997	26.282	34.773	500
	双重门槛	48.10	0.0000	17.543	20.878	27.251	500
	三重门槛	18.21	0.2240	23.800	29.417	36.781	500

表 6 门槛值结果

门槛变量	门槛值	估计值	95%置信区间下界	95%置信区间上界
银行数字金融	单一门槛值	2.742	2.630	2.749
互联网企业数字金融	第一个门槛值	4.751	4.729	4.758
	第二个门槛值	4.976	4.963	4.980

在表 7 中,第(1)列是以银行数字金融作为门槛变量的回归结果。不难发现,当银行数字金融处于门槛值 2.742 的左右两个区间时,银行数字金融对城乡收入差距的回归系数都显著,但数值大小不同,说明银行数字金融与城乡收入差距之间存在非线性影响。当银行数字金融小于等于 2.742 时,银行数字金融对城乡收入差距的回归系数为-1.954;当银行数字金融大于 2.742 时,银行数字金融对城乡收入差距的回归系数为-1.481。第(2)列是以互联网企业数字金融作为门槛变量的回归结果,同样可以发现互联网企业数字金融与城乡收入差距之间存在非线性影响。当互联网企业数字金融小于等于 4.751 时,互联网企业数字金融对城乡收入差距的回归系数为-0.596;当互联网企业数字金融大于 4.751 且小于等于 4.976 时,互联网企业数字金融对城乡收入差距的回归系数为-0.834;当互联网企业数字金融大于 4.976 时,互联网企业数字金融对城乡收入差距的回归系数为-1.003。

上述结果表明,随着银行数字金融水平的提高,银行数字金融对缩小城乡收入差距的作用是边际递减的;随着互联网企业数字金融水平的提高,互联网企业数字金融对缩小城乡收入差



距的作用是边际递增的。结合回归结果,从银行和互联网企业数字金融业务的获客成本和风控成本来看,一方面,互联网企业利用便捷的第三方移动支付吸引了大量原本属于银行的客户,与此同时通过不断推出场景化、改善生活体验的金融产品和服务来提高客户黏性。因此,当互联网企业的数字金融产品和服务越完善,互联网企业数字金融就越能够渗透进客户的日常生活中,互联网企业获客的边际成本也就越低。反观银行,由于自身体量较大,变革动力不足,数字金融业务的拓展仍依赖线下渠道,获客成本较高。另一方面,相较于银行需要面对严格的监管措施和层层审批把关的风控流程,互联网企业面临的监管环境相对较松,风控成本相对较低。在盈利目标的驱动下,互联网企业更易形成规模、盈利、创新、再扩大规模的循环,不断降低的边际成本使其对居民收入和收入差距的影响越来越大。

表 7 门槛回归:数字金融对城乡收入和城乡收入差距的非线性影响

变量	(1) 以银行数字金融 为门槛变量	(2) 以互联网企业数字金融 为门槛变量
	泰尔指数	泰尔指数
银行数字金融		-0.277 ** (-2.18)
互联网企业数字金融	-2.148 *** (-13.74)	
银行数字金融 (银行数字金融≤2.742)	-1.954 *** (-9.38)	
银行数字金融 (银行数字金融>2.742)	-1.481 *** (-11.09)	
互联网企业数字金融 (互联网企业数字金融≤4.751)		-0.596 *** (-3.94)
互联网企业数字金融 (4.751<互联网企业数字金融≤4.976)		-0.834 *** (-6.25)
互联网企业数字金融 (互联网企业数字金融>4.976)		-1.003 *** (-7.92)
常数项	30.468 *** (15.67)	18.529 *** (9.98)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
样本量	1881	1881
R <sup>2</sup>	0.591	0.615

五、稳健性检验与机制分析

(一) 稳健性检验<sup>①</sup>

1. 替换被解释变量

采用城乡收入比作为城乡收入差距的代理变量。参考已有研究的做法,2013 年之前的农村家庭人均可支配收入用农村家庭人均纯收入代替<sup>[20]</sup>。回归结果表明,数字金融依然能够显著缩小城乡收入差距。同时,数字金融覆盖广度能够缩小城乡收入差距,但数字金融使用深度对城乡收入差距的影响不显著。替代被解释变量后,回归结果与主回归的结果一致,表明结果是稳健的。

2. 工具变量

从根本上来讲,数字金融的发展依然是一项基础性设施建设,很容易受到其他经济因素的影响,数字金融与经济社会之间的影响可能存在反向因果的关系<sup>[21]</sup>。同时,本文的研究也可能存在遗漏变量的问题。对此,本文利用工具变量法予以解决。本文分别采取同一省份的其他城市的平均数字金融水平以及滞后一期的数字金融水平作为工具变量。具体而言,本文一共构建了 4 个工具变量,分别是同一省份的其他城市的平均银行数字金融指数、同一省份的其他城市

① 受限于篇幅,稳健性检验的具体结果不予显示。

的平均互联网企业数字金融指数、滞后一期的银行数字金融指数、滞后一期的互联网企业数字金融指数。回归结果表明,数字金融能够显著缩小城乡收入差距,说明本文的结果是稳健的。

(二) 机制检验

由理论分析可知,数字金融能够推动农村劳动力由第一产业向第二、第三产业转移,从而不断提高农村劳动力的工资性收入水平,缩小城乡工资性收入差距,最终表现为城乡整体收入差距的缩小。对此,本文通过构建城乡工资性收入的泰尔指数来衡量城乡工资性收入差距,并通过考察数字金融能否缩小城乡工资性收入差距来判断理论机制的可靠性。考虑到城市层面工资性收入数据缺失较为严重,采用省级层面的数据进行回归。回归结果如表 8 所示。可以发现,银行数字金融和互联网企业数字金融都能显著缩小城乡工资性收入差距。回归结果支持了本文的理论分析。

表 8 机制检验:城乡工资性收入差距

变量	(1)	(2)	(3)
	城乡工资性收入差距	城乡工资性收入差距	城乡工资性收入差距
银行数字金融	-0.015***(-4.28)	-0.015***(-3.89)	-0.019***(-4.19)
互联网企业数字金融	-0.073***(-4.30)		
覆盖广度		-0.026***(-3.43)	
使用深度			-0.035*(-1.91)
常数项	0.851(0.33)	0.291(0.11)	0.122(0.04)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	270	270	270
R <sup>2</sup>	0.684	0.670	0.649

进一步从农村劳动力参与非农就业的方式来看,在数字金融能够有效衍生出较多农村非农就业岗位的情况下,农村劳动力可选择在当地从事非农就业,也可以迁移进城进行非农就业。对此,本文通过构建农村常住人口和城镇常住人口比值来考察数字金融对农村劳动力产业转移过程中的就业地选择的影响。具体回归结果如表 9 所示。可以发现,银行数字金融对农村城镇常住人口比影响不显著,结合表 8 的回归结果,可以认为互联网企业数字金融通过推动农村劳动力进城务工的方式来缩小城乡收入差距,而银行数字金融通过促使农村劳动力在当地参与非农就业来缩小城乡收入差距。结合异质性检验结果和门槛检验结果来看,可进一步证实,目前银行数字金融处于以线下业务为基础、以线下网点为服务中心、以网点周围地域作为服务覆盖区域的数字化转型过程中,相较于互联网企业数字金融,银行的数字金融在就业岗位创造、就业信息传递等方面发挥的作用有限。

表 9 机制检验:劳动力转移

变量	(1)	(2)	(3)
	泰尔指数	农村城镇常住人口比	泰尔指数
农村城镇常住人口比			1.296*** (5.29)
银行数字金融	-1.286**(-2.08)	0.032(0.74)	-1.252***(-2.89)
互联网企业数字金融	-2.399**(-2.49)	-0.881***(-21.84)	-1.852***(-4.06)
常数项	28.102*** (5.48)	4.908*** (17.82)	24.426*** (8.15)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	1881	1879	1879
R <sup>2</sup>	0.612	0.695	0.629

六、总结与政策启示

推动经济社会发展,归根结底是要实现全体人民共同富裕。其中,切实有效提高居民收入水平、缩小城乡收入差距是社会主义的本质要求之一。本研究从目前发展迅速的数字金融出发,在理论分析的基础上,基于 2011—2019 年的地级市面板数据检验了数字金融对城乡收入差距的影响效应和作用机制。研究结果表明:第一,发展数字金融能显著提高城乡居民收入水平,缩小城乡收入差距。在替换被解释变量、采取工具变量法的稳健性检验后,该结论依然成立。第二,数字金融对城乡收入差距的影响存在门槛效应,银行数字金融服务对缩小城乡收入差距的作用边际递减,互联网企业数字金融服务对缩小城乡收入差距的作用边际递增。第三,异质性分析表明,数字金融具备明显普惠性特征以及规模经济特征,体现为相较于东部地区,数字金融在中西部地区更能显著缩小城乡收入差距;数字金融对大中规模城市的城乡收入差距的影响更显著。第四,机制分析表明,数字金融通过推动劳动力向非农产业转移,从而实现劳动资源配置的优化、劳动要素回报率提高以及城乡收入差距的缩小。

在共同富裕的目标纲领下,把握好数字经济发展新机遇,利用数字金融推动要素结构重组、改变收入分配格局的新金融形态是目前政策的重点。基于研究结论,本文得出以下政策启示:第一,进一步推进数字金融全方位、全地区发展,在继续扩大数字金融发展广度的同时,通过推动产业链数字化转型、创新金融服务模式、提高微观金融素养等方式扩展数字金融发展深度。第二,强化数字金融服务供给主体的责任和义务,引导传统金融机构、互联网企业增强关键技术创新能力,提高数字金融服务精准度和防范网络风险能力,协同发展数字服务新业态和数字治理体系,有效降低数字金融服务成本。第三,构建一体化的金融市场和劳动力市场,形成资本要素和劳动力要素的市场化流动机制,增强要素回报的透明度和公平性,实现要素之间的协同发展。

参考文献:

[1] 张红宇. 城乡居民收入差距的平抑机制:工业化中期阶段的经济增长与政府行为选择[J]. 管理世界, 2004 (4):9-21.

[2] 周心怡,李南,龚锋. 新型城镇化、公共服务受益均等与城乡收入差距[J]. 经济评论, 2021(2):61-82.

[3] 黄祖辉,叶海键,胡伟斌. 推进共同富裕:重点、难题与破解[J]. 中国人口科学, 2021(6):2-11.

[4] 宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学, 2017(6):14-25.

[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] 马威,张入中. 数字金融的广度与深度对缩小城乡发展差距的影响效应研究——基于居民教育的协同效应视角[J]. 农业技术经济, 2022(2):62-76.

[7] 张勋,万广华,张佳佳,等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8):71-86.

[8] 张栋浩,尹志超. 金融普惠、风险应对与农村家庭贫困脆弱性[J]. 中国农村经济, 2018(4):54-73.

[9] 骆永民,骆熙,汪卢俊. 农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业[J]. 管理世界, 2020, 36(12):91-121.

[10] 张一林,郁芸君,陈珠明. 人工智能、中小企业融资与银行数字化转型[J]. 中国工业经济, 2021(12):69-87.

[11] 余泳泽,潘妍. 高铁开通缩小了城乡收入差距吗?——基于异质性劳动力转移视角的解释[J]. 中国农村经济, 2019(1):79-95.

[12] 盛天翔,范从来. 金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给[J]. 金融研究, 2020(6):114-132.

[13] Cheng M Y, Qu Y. Does Bank FinTech Reduce Credit Risk? Evidence from China[J]. Pacific-basin Finance

Journal, 2020, 63:101398.

- [14] 张勋, 乔坤元. 中国区域间经济互动的来源: 知识溢出还是技术扩散? [J]. 经济学(季刊), 2016, 15(4): 1629-1652.
- [15] Davis D R, Dingel J I. A Spatial Knowledge Economy[J]. American Economic Review, 2019, 109(1): 153-170.
- [16] 踪家峰, 周亮. 大城市支付了更高的工资吗? [J]. 经济学(季刊), 2015, 14(4): 1467-1496.
- [17] 郭峰, 孔涛, 王靖一. 互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据[J]. 国际金融研究, 2017(8): 75-85.
- [18] 姚耀军, 施丹燕. 互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角[J]. 金融研究, 2017(5): 127-142.
- [19] 何宗樾, 张勋, 万广华. 数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J]. 统计研究, 2020, 37(10): 79-89.
- [20] 马红旗, 黄桂田, 王韧. 物质资本的积累对我国城乡收入差距的影响——基于资本-技能互补视角[J]. 管理世界, 2017(4): 32-46.
- [21] 郭峰, 熊云军. 中国数字普惠金融的测度及其影响研究: 一个文献综述[J]. 金融评论, 2021, 13(6): 12-23.

(责任编辑: 宋雪飞)

## Digital Finance and Urban-rural Income Gap under the Background of Common Prosperity—An Empirical Study Based on the Panel Data of Prefecture Level Cities

CHEN Dongping, DING Liren, GAO Mingzi

**Abstract:** Optimizing the distribution structure and narrowing the income gap between urban and rural areas is one of the important tasks to achieve common prosperity for all Chinese people. Based on the panel data of prefecture-level cities from 2011 to 2019, this paper uses a fixed-effect model and a threshold model to study the impact of digital finance on the urban-rural income gap. The study found that, in general, digital finance can significantly increase the disposable income of residents and narrow the income gap between urban and rural areas, and this conclusion has passed the robustness test. Further, the marginal role of digital financial services provided by banks in narrowing the urban-rural income gap is decreasing, and the marginal role of digital financial services provided by Internet companies in narrowing the urban-rural income gap is increasing. Heterogeneity analysis shows that digital finance has obvious characteristics of inclusiveness and economies of scale, and has a more significant impact on the urban-rural income gap in the central and western regions and medium and large-scale cities. Mechanism analysis shows that digital finance improves wage income by promoting the transfer of labor to non-agricultural industries, thereby narrowing the urban-rural income gap. The research conclusions provide new ideas for relevant departments to optimize the allocation structure and flow mechanism of macro factors in the era of digital economy, improve the pattern of income distribution, and achieve common prosperity.

**Keywords:** Common Prosperity; Digital Finance; Rural-urban Income Gap; Labor Transfer