

数字普惠金融与区域经济不平衡

李彦龙 沈艳*

摘要 本文结合省市级宏观数据、市县灯光数据和上市公司数据,考察数字普惠金融对区域经济不平衡的影响及传导机制。研究发现数字普惠金融的发展显著缩小了省内、市间和市内经济不平衡,这一效果在非直辖市和南方地区更大。创新和产业转型升级是数字普惠金融影响经济不平衡的主要机制。研究还发现数字普惠金融能显著缩小企业间的人均产出差距,提供了数字普惠金融影响区域经济不平衡的微观证据。

关键词 数字普惠金融, 区域经济不平衡, 县层面

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.05.17

一、引言

经过十多年的发展,我国数字普惠金融¹发展已经走在世界前列。利用互联网、大数据、云计算、区块链、人工智能等高新数字技术,我国金融业不断改良和创新金融产品服务,金融市场的组织模式、金融服务的供给方式以及金融功能的实现形式都发生了很大变化。在新冠肺炎疫情中,互联网银行对小微企业发放的贷款帮助小微企业渡过困境,发挥了灾害情况下的经济稳定器作用。由于充分发挥了数字技术的优势,2015年以来我国普惠金融发展取得突破性进展,已经成为国际金融界重要的中国故事。

党的十九大报告指出,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”,数字普惠金融是否有助于改善地区发展不平衡成为重要议题。一方面,数字普惠金融的发展可能会促进落后地区的发展水平向发达地区收敛,缩小地区差异,也就是落后地区可能在边际上得到更大助益,从而实现经济增速快于发达地区。另一方面,数字普惠金融发展也有可能拉大地区发展差异,这是因为不同地区数字普

* 李彦龙,中国社会科学院大学经济学院、北京大学数字金融研究中心;沈艳,北京大学汇丰商学院、北京大学国家发展研究院。通信作者及地址:沈艳,广东省深圳市南山区西丽大学城北京大学汇丰商学院,518055;E-mail: yshen@phbs.pku.edu.cn。本文受到国家自然科学基金重大项目(18ZDA091)、国家自然科学基金面上项目(72273005)的资助。

¹ 数字普惠金融指以数字技术赋能的金融业,其内涵包括改变传统银行和金融服务方式的各类产品、应用程序、流程和商业模式,在不同发展阶段也被称为互联网金融、金融科技或科技金融。

惠金融的发展程度和运用能力存在较大差异,落后地区可能更不善于运用数字技术而更落后。无论是哪种力量占主导,数字普惠金融在重塑经济地理格局中发挥了何种作用、这些作用的内在机理是什么,都亟待系统研究。

现有不少研究关注国家或地区间的收入差距(如 Baumol, 1986; Barro and Sala-i-Martin, 1992; Rodrik, 2013),也有文献关注中国地区经济差距的变化(如戴觅和茅锐, 2015),但已有文献对数字普惠金融发展如何影响区域不平衡的研究主要集中于对省间不平衡的探讨,缺少深入省内部以及市内、市间不平衡程度的研究。数据缺乏可能是缺少更深入研究的主要原因。虽然可以利用地级市层面数据来计算省内不平衡程度,但这样做至少有三个问题。一是每个省内部地级市的数量偏少,基于地级市层面数据的计算会显著低估省内经济不平衡程度²;二是仅采用地级市层面数据也就无法将对数字普惠金融的影响深入地级市内部;三是对直辖市不恰当:直辖市是我国省级行政单位,如果直接将直辖市当作地级市处理,则直辖市内部各区的经济不平衡并未被考虑。解决这一数据缺乏问题的一个自然思路是采用县级数据,但是县级数据缺失又比较严重。

本文旨在从省、市、县等角度多方位考察数字普惠金融影响区域不平衡的地区差异,并考察数字普惠金融影响区域不平衡的传导机制。这主要从三方面展开。第一,本文展示采用县级 GDP 数据构造省内、市间和市内不平衡程度的困难,并基于灯光数据构造对县实际人均 GDP 的度量,进而构造用于度量区域不平衡的泰尔指数;第二,通过将反映不平衡程度的泰尔指数对数字普惠金融以及其他控制变量的回归,评估数字普惠金融对省内地级市间和地级市内不平衡的影响,并对数字普惠金融重塑省内经济差异的效果在南北地区、直辖市与非直辖市的差异多方位进行考察;第三,基于省内经济差异、省内地级市间经济差异和地级市内经济差异多个维度,从创新和产业转型升级两个方面考察数字普惠金融重塑经济差异的影响机制。

本文与经济不平衡的度量、经济不平衡的影响因素、普惠金融的作用和数字技术对区域不平衡的影响等四支文献相关。

首先,关于经济不平衡的度量方面,现有文献多数是基于省级数据,采用基尼系数、泰尔指数、广义均值方法、分位数法、相对平均偏差等(Foster *et al.*, 2005; Cowell, 2011; 许宪春等, 2019)来刻画我国经济不平衡的状况。

其次,现有研究区域不平衡影响因素的文献较丰富,主要是从产业结构异质性、要素错配和经济地理格局等角度出发(如戴觅和茅锐, 2015; 邓仲良和张可云, 2020; 安同良和杨晨, 2020),但缺少从数字普惠金融角度的探讨。

² 本文直接基于地级市数据进行计算出的省内泰尔指数整体显著低于基于县级数据计算得到的结果,原因在于直接基于地级市层面数据计算会忽略地级市内部的经济不平衡程度,而地级市内部的经济不平衡是其中一个重要的部分。

再次，有关普惠金融作用的文献集中在评估普惠金融的效果。如 Pearce (2011) 认为普惠金融对提升中东和北非地区竞争力、创造就业机会、提高收入和减少贫困至关重要。Dupas and Robinson (2013) 发现在肯尼亚农村地区的市场摊贩（主要是女性）职业者中随机分配无息银行账户，能够帮助他们节省开支并增加生产性投资和私人支出。Kapoor (2014) 认为普惠金融是让所有公民都能为经济增长做出贡献并从中受益的均衡器。Dawood *et al.* (2019) 基于 2017 年印度尼西亚约 30 万户家庭数据的研究表明，金融包容性降低了家庭绝对贫困概率，可以弥补资产缺乏、农村地区非农业职业机会有限和户主受教育程度低的问题。由于数字技术在大部分发展中国家尚处于初步发展阶段，国际文献对数字普惠金融的作用探讨尚少。

最后，就数字技术对区域不平衡的影响来看，目前主要是从异质性角度间接提供了一些证据。如一些研究发现支持数字金融会拉大城乡收入差距 (Liu *et al.*, 2020)，而另一些则认为会缩小 (张勋等, 2019; 周利等, 2020)。还有研究从数字普惠金融对地区间经济增长的异质性影响间接探讨了数字普惠金融的影响。例如，谢绚丽等 (2018) 的研究发现数字普惠金融对于城镇化率较低的省份、注册资本较少的微型企业有更强的鼓励创业的作用。

本文对文献的贡献如下。第一，本文结合了宏观的省、市、县层面数据，从省内、地级市间和地级市内经济不平衡等方面，多维度评估数字普惠金融发展对中国区域经济不平衡的影响，为客观认识数字普惠金融的总体经济效应提供实证证据。第二，本文在作不平等分解时，采用灯光数据来近似县级人均 GDP，将数字普惠金融对经济差异的影响效果的研究进一步推进到县级层面。第三，在实证评估数字普惠金融对区域经济不平衡的影响之后，本文从数字普惠金融通过创新和产业转型升级等角度研究其影响区域不平衡的具体机制。第四，基于上述发现，本文建议要提升监管科技水平、加大对落后地区的数字普惠金融投入，从而让数字普惠金融发展对地区平衡发展发挥更大的作用。

本文结构安排如下。第二部分讨论数字普惠金融影响区域经济不平衡的理论机制，第三部分介绍研究策略，第四部分考察数字普惠金融对省内、地级市间和地级市内经济差异的影响和传导机制，第五部分进一步基于上市公司数据考察数字普惠金融影响区域经济不平衡的微观基础，第六部分作结。

二、数字普惠金融影响区域经济不平衡的理论机制

金融市场的信息不对称不仅推高信息成本和交易成本，也是企业的外部融资受到约束的重要原因 (Myers and Majluf, 1984; Greenwood and Jovanovic, 1990; Kaplan and Zingales, 1997; Love, 2003; Jauch and Watzka, 2016)，信息不对称使传统金融机构难以服务小微企业和偏远地区的人群 (Morduch and Armendariz, 2005)。而数字金融可以是传统金融的有力补充：可以为有

效缓解信息不对称问题、拓展金融的服务范围和触达能力提供巨大的发展空间(谢平等, 2014; 黄益平, 2016), 也可以在传统信贷市场较为薄弱地区的信贷市场发挥更大的积极效应(Hau *et al.*, 2019)。

除了为小微企业和个人提供融资服务之外, 数字普惠金融还可以从促进创新和产业转型升级角度影响区域经济不平衡。一方面, 作为一种金融基础设施, 数字金融可以直接为创新提供基础(Zeng and Reinartz, 2003), 通过影响不同地区的创新程度来影响区域不平衡(Teece, 2010; Baden-Fuller and Haefliger, 2013)。例如, 数字支付改变了商业模式中价值交付的环节, 使消费者与商家在线上完成交易成为可能, 催生了共享单车、外卖等各类新型到家服务, 以及线上线下结合的新的业务模式。谢绚丽等(2018)也发现数字金融可以通过创新影响创业, 对城镇化率较低的省份、注册资本较少的微型企业有更强的鼓励创业的作用。唐松等(2020)发现在金融发展禀赋较差的地区, 数字金融对创新的驱动效果更大, 具备较好的普惠特征。

另一方面, 数字普惠金融也可以通过影响产业转型升级进而影响区域经济不平衡。数字金融的发展不仅创造了新的就业机会(Demir *et al.*, 2022), 还催生了自由职业、兼职就业、零工经济等新型就业模式和经济模式, 为部分低收入群体就业转型提供了新机会, 如从农业转型到直播、滴滴、外卖等行业。《中国数字经济发展白皮书(2020年)》显示, 各行业数字经济发展转型的速度不同(如服务业为产业数字化发展最快的领域、农业数字化转型需求相对较弱), 数字金融可以通过促使落后地区的就业人口从第一产业转向第二、三产业尤其是第三产业来改变三产的就业结构, 推动产业转型升级, 从而影响区域经济不平衡程度。已有国内外文献对这一机制给出部分支撑, 如Suri and Jack(2016)发现, 移动支付普及率的提高驱动2%的肯尼亚家庭从农业转向商业, 从而摆脱贫困。谢绚丽等(2018)和张勋等(2019)的研究发现数字普惠金融能够更大程度上促进低城镇化率省份、农村地区的创业。

总体来看, 数字普惠金融的发展能够弥补传统金融的不足, 能够更大程度上促进创新, 其创造的新的就业机会可以推动落后地区的低收入群体转向更高收入岗位。这样, 通过增加资金供给、促进创新和促进转型升级, 数字普惠金融可以影响区域经济不平衡。

三、研究策略

(一) 数据、模型和变量

本文主要采用三种数据, 一是2011—2018年省和地级市层面经济数据; 二是北京大学数字普惠金融指数, 三是灯光数据。其中, 各省人均GDP、人均GDP指数以及各控制变量主要来源于《中国统计年鉴》, 就业人员平均受

教育年限数据来源于《中国劳动年鉴》。北京大学数字普惠金融指数从北京大学数字金融研究中心获得。测度县级人均 GDP 所使用到的地级市和县级灯光数据来源于中国研究数据服务平台 (CNRDS)，我们采用 SNPP-VIIRS 灯光数据³，根据其月度统计数据得到年度平均值⁴。由于夜间灯光数据测度出的各县级层面的数据最早始于 2013 年，因此采用县级数据分析的时间段是 2013—2019 年。

我们采用泰尔指数来度量区域不平衡。和其他常用的衡量经济不平衡的指标相比，泰尔指数具有可分解性的优势。我们以各省内部的地级市为组别并采用该方法将各省内部的泰尔指数 (*Theil*) 分解为省内地级市之间的泰尔指数 (*Theil_bt*) 和省内地级市内部的泰尔指数 (*Theil_wi*)，也就是将第 i 个省的泰尔指数作如下分解：

$$\begin{aligned} Theil_i &= \frac{1}{N_i} \sum_{k=1}^N \frac{Y_{ijk}}{\bar{Y}_i} \ln\left(\frac{Y_{ijk}}{\bar{Y}_i}\right) = Theil_bt_i + Theil_wi_i \\ &= \sum_j \frac{Y_{ij}}{Y_i} \ln\left(\frac{Y_{ij}/Y_i}{N_{ij}/N_i}\right) + \sum_j \frac{Y_{ij}}{Y_i} T_{ij}, \end{aligned} \quad (1)$$

其中 Y_{ij} 表示 i 省地级市 j 的经济产出 (人均 GDP)， Y_i 表示 i 省各地级市的经济产出之和， N_{ij} 表示 i 省地级市 j 内部的县个数， N_i 表示 i 省内部的县个数， T_{ij} 表示 i 省地级市 j 内部的泰尔指数， Y_{ijk} 表示 i 省地级市 j 县 k 的经济产出， \bar{Y}_i 表示 i 省各县经济产出的平均值。泰尔指数越大，则区域不平衡的程度越高。为便于解读，本文将各泰尔指数乘以 100 以后得到的数值作为最终因变量。此外，由于直辖市特殊性，以地级市作为组别计算泰尔指数时，4 个直辖市的组间泰尔指数为 0。⁵

本文基于省级面板数据，以泰尔指数作为因变量来考察数字普惠金融对各省经济不平衡的影响，计量模型如下：

$$Theil_{it} = \lambda_{0i} + \theta_1 index_{it-1} + r_0 X_{it-1} + u_{1it}, \quad (2)$$

$$Theil_wi_{it} = \lambda_{1i} + \theta_2 index_{it-1} + r_1 X_{it-1} + u_{2it}, \quad (3)$$

$$Theil_bt_{it} = \lambda_{2i} + \theta_3 index_{it-1} + r_2 X_{it-1} + u_{3it}, \quad (4)$$

其中因变量为采用县人均 GDP，利用公式 (1) 计算得到的各省泰尔指数；*index* 为各省数字普惠金融水平； X 为影响经济差距的控制变量； λ_i 表示省份固定效应， u 表示随机扰动项。为了减弱反向因果可能导致的内生性问题，本文对所有解释变量做滞后一期处理。

核心解释变量为数字普惠金融发展水平，以标准化过的北京大学数字金融

³ 数据由 DMSP-OLS 和 SNPP-VIIRS 两套卫星系统收集。由于 DMSP-OLS 的时间跨度为 1992—2013 年，而 SNPP-VIIRS 的时间跨度为 2013—2019 年并且这两套数据不具备可比性。

⁴ 考虑到本文的研究需要，本文基于 SNPP-VIIRS 的卫星观察数据对模型 (5) 进行估计。2018 年 6 月和 2019 年 1 月的数据缺失，对应年份的灯光亮度值基于其余 11 个月的数据计算。

⁵ 在下文分析中，考察数字普惠金融对地级市间泰尔指数和地级市内泰尔指数的影响时，4 个直辖市的组内、组间泰尔指数均令其等于总泰尔指数。

研究中心编制的北京大学数字普惠金融指数来度量。除了总指数 (*index*) 外, 本文还选用了其中两个细分指标: 覆盖广度 (*index*₁) 和使用深度 (*index*₂), 其中覆盖广度是数字金融的覆盖人群的评价指标, 强调的是提供足够的金融服务; 使用深度衡量的是地区实际使用数字金融服务的频率等, 强调的是数字普惠金融服务的实际需求 (郭峰等, 2020)。控制变量及度量方法为: 传统金融发展 (金融机构存款与贷款之和与 GDP 的比值), 人力资本 (就业人员的平均受教育年限), 政府财政支出 (政府一般预算财政支出与 GDP 的比值) 和交通基础设施 (公路密度, 即公路里程与区域面积的比值)。

(二) 基于灯光数据构造县级人均 GDP

要计算市内泰尔指数, 就需要有较为准确的县级实际人均 GDP 数据。但采用目前比较容易获取的省级和地级市层面的人均 GDP 来计算市内泰尔指数存在较多缺陷或困难。一是需要处理计算县级人均 GDP 数据时面临的数据缺失问题, 我们的分析显示县级数据缺失为非随机缺失, 采用插补过的数据, 都面临因变量本身就存在系统性测量误差的问题。⁶ 二是即使能解决上述数据缺失问题, 基于县 GDP 和人口数据计算人均 GDP 也仅是名义人均 GDP, 尚未剔除物价水平的影响。要计算实际人均 GDP 还需要对县域层面物价水平的有效度量, 目前尚缺乏这一指标。总体来说, 这些困难都是源于在县层面, 由于噪音较更高层级数据更大因而信噪比更低, 数据的准确性更容易受到异常值、冲击和波动的影响。

由于灯光数据提供了相对客观的信息, 在 GDP 数据存在较严重测量误差的情况下, 采用夜间灯光亮度来构造 GDP 代理变量就成为解决这一问题的新途径。文献发现, 夜间灯光亮度和经济发展之间的密切关系 (Chen and Nordhaus, 2011; Henderson *et al.*, 2012; Tanaka and Keola, 2017), 也有部分考察经济差异的文献直接采用夜间灯光亮度作为经济产出的代理变量。但王贤彬等 (2017) 研究发现人均夜间灯光亮度在 1992—2012 年的省域之间存在收敛性, 人均 GDP 却不存在收敛性。因此, 直接采用夜间灯光亮度作为人均 GDP 的代理变量并不精确。⁷ Lessmann and Seidel (2017) 在采用灯光数据研究地区收入不平等时采用了不一样的思路。他们首先实证估计有收入数据区域的灯光亮度数据和区域收入之间的关系, 并用这一关系去预测有灯光但是没有收入区域的收入, 在此基础上计算国家内部区域不平等程度, 并研究收入不平等变化的主要决定因素。

本文借鉴 Lessmann and Seidel (2017) 的研究思路, 采用夜间灯光亮度

⁶ 囿于篇幅限制, 县级数据非随机缺失部分分析未在正文报告, 感兴趣的读者可向作者索取。

⁷ 产生这种现象的一个可能原因是灯光亮度与人均 GDP 之间的关系未必是线性相关而可能是对数线性关系 (Chen and Nordhaus, 2011; Henderson *et al.*, 2012)。另一个重要原因是灯光亮度的提高反映了一种经济活动现象, 如电力消费 (王贤彬等, 2017), 灯光亮度虽然能够显著影响经济产出, 但不能完全代表人均 GDP。

数据近似县级人均实际经济产出，从县层级展开研究。具体来说，本文首先采用地市级数据估计下述模型：

$$\ln pgdp_{it} = \alpha_i + \beta \ln DN_{it} + u_{it}, \quad (5)$$

其中 $pgdp$ 为地级市层面的实际人均 GDP⁸； α_i 表示地级市固定效应，变量 DN 表示地级市的平均灯光亮度，由 DN 总值/栅格数计算得到。在模型 (5) 的设定下，影响地区人均 GDP 的因素包括灯光亮度、城市异质性和误差。由于我国地域辽阔，城市之间存在显著的异质性，在高原、山地和平原等地区，卫星观测到的灯光亮度也会受到影响。要用灯光亮度来近似经济发展水平，需要剔除地形等因素导致的灯光亮度差异；由于在同一个城市内部地形等因素较为接近，控制地级市固定效应后，在城市内部的灯光亮度差异应能够更好地反映县域间的经济差异状况。得到估计系数后，将县级层面的灯光亮度数据代入模型 (5)，以预测值作为对县级人均实际 GDP 的估计值。

为了检验上述测算结果的合理性，本文首先比对上述灯光预测 GDP 和县人均 GDP⁹ 的差异，并在图 1 给出在 2013 年和 2018 年的散点图。图 1 显示，县级人均 GDP 估计值和官方统计数值存在显著正相关但不完全相同，其相关系数为 0.79¹⁰。但如果计算县级灯光亮度对数值与县实际人均 GDP 之间的相关系数，则得到相关系数为 0.49，显著低于估算值与官方统计数值的相关系数，这也表明直接采用灯光数据来近似县 GDP 存在较大的信息损失，采用先控制固定效应估计 GDP 的预测值可能是更合理的县 GDP 近似指标。

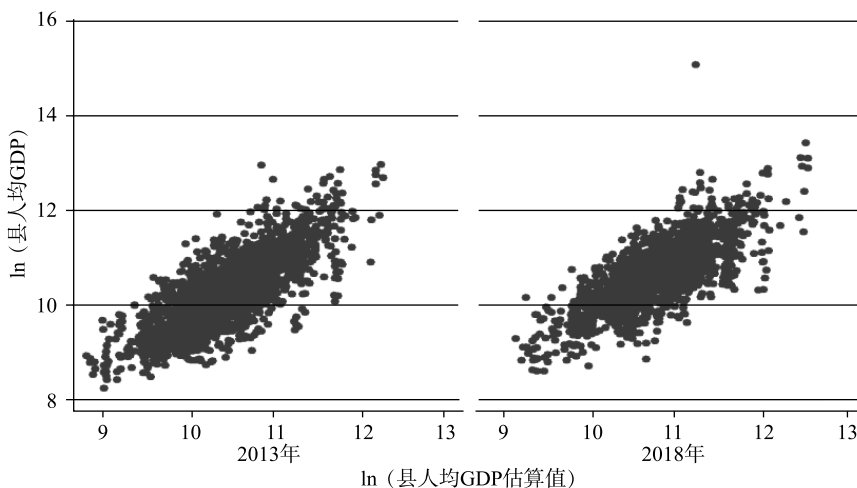


图 1 县级人均 GDP 统计值与估算值的散点图

⁸ 根据 GDP 平减指数调整为 2011 年的不变价水平。

⁹ 基于常住人口计算，根据 GDP 平减指数调整到 2011 价格水平。

¹⁰ 基于户籍人口计算得到的人均 GDP 和估算得到的人均 GDP 同样存在显著的正相关关系，相关系数高达 0.8085。

为了评估灯光数据来估计收入差距的合理性,我们在表1提供几种不同方法计算的省内总泰尔指数、地级市间和地级市内泰尔指数,并有三点发现。第一,基于户籍人口计算的经济差距显著高于基于常住人口计算的经济差距。¹¹第二,采用插值拟合得到的经济差距估计高于采用均有观测值的数据。第三,采用常住人口计算人均GDP更合理,而实际经济差距应该是采用所有有观测值的县的数据计算(0.2047)和采用插值拟合值(0.2588)之间,而基于灯光数据估计出的省内总经济差距为0.2112,符合上述判断。和其他方法类似,基于灯光数据估算值计算出的泰尔指数也反映地级市间经济差距大于地级市内经济差距,表明这一指标抓住了区域不平衡的主要特征。

表1 泰尔指数计算结果

泰尔指数计算结果对比(平均值)	省总指数 (<i>Theil</i>)	省内市间 (<i>Theil_bt</i>)	省内市内 (<i>Theil_wi</i>)
2013—2018 均有观测值的区县(常住人口)	0.2047	0.1250	0.1004
基于插值拟合后得到的区县(常住人口)	0.2588	0.1578	0.1241
2013—2018 均有观测值的区县(户籍人口)	0.3476	0.2714	0.0946
基于插值拟合后得到的区县(户籍人口)	0.4139	0.3103	0.1335
基于灯光数据估计值计算结果	0.2112	0.1368	0.0911

四、数字普惠金融与区域经济不平衡的实证估计

(一) 数字普惠金融与省内经济不平衡:基于泰尔指数回归模型

表2报告了基于模型(2)—(4)评估出的数字普惠金融对经济差距的影响,因变量分别为省内总经济差距、分解后的市间和市内经济差距,并比较了三种对县经济产出的处理方法:基于灯光数据估计县实际人均GDP(第(1)—(3)列)、均有观测值的区县(第(4)—(6)列),和基于插值拟合方法补充部分区县样本(第(7)—(9)列)。

¹¹ 这也反映了由于存在大量的流动人口,大城市的净人口流入为正,如北京在2019年的常住人口为2153.6万,而户籍人口仅为1397.4万,基于户籍人口计算得到的人均GDP偏高,而落后地级市基于户籍人口计算得到的人均GDP偏低,导致基于户籍人口计算得到的地级市间经济差距会显著高估真实的经济差距。

表 2 数字普惠金融对省内经济不平衡的影响

	基于灯光			均有观测值			插值拟合		
	省总指数	省内市间	省内市内	省总指数	省内市间	省内市内	省总指数	省内市间	省内市内
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字金融	-0.915*** (-3.59)	-0.585*** (-3.41)	-0.458*** (-3.23)	-2.294*** (-2.85)	-0.867 (-1.49)	-1.298*** (-2.65)	-3.631*** (-4.58)	-1.608*** (-3.14)	-2.076*** (-4.02)
传统金融	-0.311 (-0.56)	-0.675* (-1.80)	0.479 (1.54)	-2.735* (-1.77)	-2.171* (-1.93)	-0.609 (-0.65)	3.523*** (2.77)	0.681 (0.83)	2.778*** (3.35)
财政支出	6.436 (0.78)	10.734* (1.95)	-2.156 (-0.47)	-8.226 (-0.36)	4.137 (0.25)	-10.375 (-0.74)	-2.984 (-0.16)	9.619 (0.79)	-5.908 (-0.48)
教育年限	-0.631 (-1.02)	-0.156 (-0.37)	-0.705** (-2.04)	2.305 (1.35)	0.509 (0.41)	0.628 (0.60)	0.291 (0.21)	-0.362 (-0.41)	-0.365 (-0.41)
交通便利	-0.906 (-0.86)	-1.542** (-2.19)	0.836 (1.43)	1.922 (0.55)	0.994 (0.39)	0.564 (0.26)	5.785 (1.59)	3.312 (1.41)	1.616 (0.68)
样本量	217	217	217	156	156	156	180	180	180
R ²	0.357	0.408	0.231	0.301	0.199	0.246	0.179	0.133	0.178

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号内为t统计值。控制变量包含省固定效应。

表 2 中，采用灯光数据计算的泰尔指数有如下主要发现：数字普惠金融的发展均有利于减少区域不平衡，这不仅包括减少省内总的区域不平衡，也会减少同一省内不同市之间的经济差距，以及市内的经济差距。这些证据表明，无论是在地级市之间还是地级市内部，数字普惠金融总体效果表现为“数字红利”。表 2 还显示，虽然普惠金融指数的影响无论采用哪种县级数据计算都稳健，但其他控制变量的估计效果存在较大差异。以财政支出、受教育年限和交通便利程度为例：基于 GDP 的分析（第（4）—（9）列）显示这些因素对于缩小经济差距没有统计上显著的作用，这和文献中记载的人力资本、交通等基础设施有助于缩小区域经济差距的发现不符（Seneviratne and Yan, 2013；倪鹏飞等，2014）。由于直接采用现有的 GDP 数据得到的结论会存在参数估计不稳健、方向和显著性与文献发现的经验事实不符等问题，因此下文将以基于灯光数据估算得到的县级人均 GDP 为计算经济不平衡的基准指标。

（二）覆盖广度和使用深度对省内经济不平衡的影响

我们进一步在表 3 报告覆盖广度和使用深度对省内经济不平衡的影响。估计结果显示，覆盖广度和使用深度变量的估计系数均为负且通过了 1% 水平下的显著性检验，这说明数字金融覆盖广、使用频繁的省份省内经济不平衡

程度更低。这说明数字金融表现出的“数字红利”不仅体现在地级市之间,也体现在地级市内部。

表3 覆盖广度和使用深度对省内经济不平衡的影响

	省总指数	省总指数	省内市间	省内市间	省内市内	省内市内
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
覆盖广度	-1.100*** (-4.28)		-0.712*** (-4.12)		-0.513*** (-3.56)	
使用深度		-1.493*** (-7.50)		-0.821*** (-5.87)		-0.779*** (-6.96)
样本量	217	217	217	217	217	217
R ²	0.374	0.474	0.424	0.471	0.240	0.359

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著,括号内为t统计值。控制变量同表2。

(三) 稳健性检验

我们从五方面检验上述发现的稳健性。一是考虑控制内生性的工具变量估计;二是考虑设定上直辖市不同于其他地级市的问题;三是考虑基于灯光数据估算县级人均GDP的估计模型设定问题;四是考虑不同的不平衡测算方法;五是将从因变量从泰尔指数换成城市经济发展水平。

1. 内生性问题的处理:工具变量估计

首先,模型(2)–(4)中数字普惠金融变量可能会存在内生性问题,现有文献中常用的工具变量包括互联网普及率、移动电话普及率、到杭州的距离等,本文采用各省的互联网普及率和移动电话普及率作为工具变量时的结果仍然发现数字普惠金融显著缩小了省内经济总体不平衡、地级市间和地级市内经济不平衡。但互联网普及率和移动电话普及率由于和当地经济发展很可能存在直接关联,可能并不是一个合理的工具变量。到杭州的距离相对是一个较为外生的工具变量,但由于各省省会到杭州的距离不变,对于本文所使用的面板数据回归而言,无法进行工具变量估计。对此,在以各省省会到杭州的距离(对数)作为工具变量时,本文从截面维度即在模型中不控制省固定效应而控制时间固定效应进行估计。估计结果仍然显示数字普惠金融能够显著缩小省内经济不平衡。

本文以各省相邻省市的数字普惠金融发展水平均值作为工具变量¹²,这一选择基于如下观察:数字普惠金融的发展存在明显的空间集聚效应(郭峰等,2020),但相邻省市的数字普惠金融发展不会直接影响本省的经济。第一

¹² 其中由于海南省和广东省经济联系紧密,数据处理上按照相邻省份处理。

阶段的估计结果显示，相邻省市数字普惠金融发展水平均值通过弱工具变量检验（表 4）。

表 4 数字普惠金融与省内经济不平衡：第一阶段估计结果

因变量	数字金融	覆盖广度	使用深度
	(1)	(2)	(3)
相邻省市数字普惠金融	1.014*** (106.87)	0.961*** (45.79)	0.881*** (14.98)
样本量	217	217	217
R ²	0.997	0.984	0.856
Wald-F 统计量	11 420.46	2 096.94	224.42

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，括号内为 *t* 统计值。控制变量同表 2。

表 5 报告采用工具变量的估计结果。结果显示数字普惠金融对省内经济总体不平衡、地级市间和地级市内部的经济差异均产生了显著的负向影响，核心结论与前文一致。此外，各控制变量的估计系数符号仍然可以得到与前文（表 2 第（1）—（3）列）一致的结果。

表 5 数字普惠金融与省内经济不平衡：工具变量估计结果

	省总指数			省内市间			省内市内		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字金融	-0.965*** (-3.75)			-0.611*** (-3.54)			-0.475*** (-3.32)		
覆盖广度		-1.020*** (-3.81)			-0.646*** (-3.58)			-0.502*** (-3.34)	
使用深度			-1.111*** (-4.11)			-0.704*** (-3.73)			-0.547*** (-3.59)
传统金融	-0.240 (-0.43)	-0.194 (-0.35)	-0.136 (-0.26)	-0.639* (-1.70)	-0.609 (-1.62)	-0.572 (-1.55)	0.502 (1.61)	0.524* (1.67)	0.553* (1.86)
财政支出	6.090 (0.74)	5.437 (0.67)	2.938 (0.38)	10.558* (1.91)	10.145* (1.85)	8.562 (1.59)	-2.268 (-0.50)	-2.589 (-0.57)	-3.818 (-0.88)
教育年限	-0.553 (-0.89)	-0.513 (-0.83)	-0.589 (-1.05)	-0.117 (-0.28)	-0.091 (-0.22)	-0.139 (-0.36)	-0.679* (-1.96)	-0.660* (-1.89)	-0.697** (-2.20)
交通便利	-0.837 (-0.80)	-0.659 (-0.63)	-0.846 (-0.88)	-1.507** (-2.14)	-1.394** (-1.97)	-1.513** (-2.26)	0.858 (1.47)	0.946 (1.60)	0.854 (1.58)
样本量	217	217	217	217	217	217	217	217	217

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，括号内为 *t* 统计值。控制变量包含了省固定效应。

2. 删除直辖市

在度量各省内部的泰尔指数时,直辖市的处理与非直辖市不同,北京、天津、上海和重庆的地级市间泰尔指数和地级市内泰尔指数均按总泰尔指数度量。为此我们剔除直辖市样本再作估计。结果显示删除直辖市并不影响前文的研究结论(表6)。

表6 数字普惠金融与省内经济不平衡:删除直辖市

	省总指数			省内市间			省内市内		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字金融	-0.898***			-0.510***			-0.389**		
	(-3.14)			(-2.73)			(-2.60)		
覆盖广度		-1.049***			-0.619***			-0.429***	
		(-3.69)			(-3.33)			(-2.88)	
使用深度			-1.741***			-0.879***			-0.862***
			(-7.58)			(-5.52)			(-7.16)
样本量	189	189	189	189	189	189	189	189	189
R ²	0.360	0.374	0.502	0.408	0.421	0.481	0.195	0.202	0.367

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著,括号内为t统计值。控制变量同表2。

3. 县级人均GDP估计:控制时间固定效应

本文采用在模型(5)中引入时间固定效应后得到的县级人均GDP预测值计算出各省泰尔指数重新进行估计,结果如表7所示。结果显示数字普惠金融总体发展程度、覆盖广度、使用深度对省内经济总体不平衡、地级市间经济不平衡和地级市内经济不平衡的影响均为负且显著。¹³

表7 数字普惠金融与省内经济不平衡:变更县级人均GDP估算模型

	省总指数			省内市间			省内市内		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字金融	-0.054*			-0.048*			-0.010**		
	(-1.95)			(-1.82)			(-2.56)		
覆盖广度		-0.072**			-0.064**			-0.012***	
		(-2.56)			(-2.40)			(-2.82)	

¹³ 此外,本文还尝试了直接采用各县的灯光亮度计算各省的泰尔指数(等价于在模型(5)中不控制城市固定效应),然后再估计模型(2)–(4)。结果显示,与前文结论一致,数字普惠金融总体发展、覆盖广度和使用深度对省内经济不平衡产生了显著负向影响;但是控制变量的估计系数多数不显著,这也表明直接采用灯光数据产生的信息损失存在一定代价。

(续表)

	省总指数			省内市间			省内市内		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
使用深度			-0.102*** (-4.50)			-0.086*** (-3.88)			-0.021*** (-6.60)
样本量	217	217	217	217	217	217	217	217	217
R ²	0.352	0.361	0.405	0.346	0.355	0.386	0.237	0.243	0.363

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，括号内为 t 统计值。控制变量同表 2。

4. 替换不平衡测度指标：基尼系数

我们采用基尼系数来度量不平衡程度。由于基尼系数不可分解，本文将模型 (2) 中的因变量替换为各省的基尼系数作为新的经济不平衡指标作估计，结果仍然稳健 (表 8)。

表 8 数字普惠金融与省内经济不平衡：替换不平衡指标 (基尼系数)

因变量	<i>Gini</i>	<i>Gini</i>	<i>Gini</i>
	(1)	(2)	(3)
数字金融	-0.006*** (-3.29)		
覆盖广度		-0.007*** (-3.82)	
使用深度			-0.011*** (-7.50)
样本量	217	217	217
R ²	0.360	0.372	0.483

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，括号内为 t 统计值。控制变量同表 2。

5. 从城市经济发展水平角度来评估

前述估计都是以度量不平衡程度的指数为因变量，如果上述发现稳健，那么当因变量换成城市经济发展水平时，就应观察到数字普惠金融对小城市或落后城市经济增长的促进作用更大。本文以各地级市劳均 GDP¹⁴ 的自然对数为因变量，以数字普惠金融发展水平为核心解释变量，并采用分位数回归

¹⁴ 劳动 GDP=GDP/就业人数，根据 GDP 平减指数折算为 2011 年不变价水平。

方法进行估计。¹⁵ 估计结果显示随着分位点的提高, 数字普惠金融及其子维度变量的估计系数均为下降趋势 (表 9)。

表 9 数字普惠金融对地级市经济增长的影响: 分位数估计

分位点	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字金融	0.043***	0.023**	-0.001						
	(2.63)	(2.11)	(-0.05)						
覆盖广度				0.031**	0.014	-0.003			
				(2.43)	(1.61)	(-0.32)			
使用深度							0.016**	0.012**	0.007
							(2.36)	(2.26)	(1.00)
样本量	1 627	1 627	1 627	1 627	1 627	1 627	1 627	1 627	1 627

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著, 括号内为 t 统计值。因变量为劳均 GDP (GDP/就业人数) 的自然对数, 控制变量包括地级市层面财政支出规模、省层面传统金融、就业人员平均受教育年限、交通便利程度、劳动投入、资本投入、时间趋势、市固定效应等。

(四) 异质性分析

1. 直辖市与非直辖市差异

我们首先考察直辖市和非直辖市省份之间, 数字金融发展水平对改善不平衡是否有不同的作用, 并在表 10 报告直辖市和非直辖市虚拟变量 ($mducg$ 、 $provcd$) 与数字普惠金融变量交互后的估计结果。¹⁶ 表 10 显示, 数字普惠金融更能缩小非直辖市省份内部的经济差异。这一结果是可以理解的, 因为直辖市的经济、人力资本等发展水平相对较高, 直辖市内各区的经济差距相对不大, 发展水平相对较为接近, 如个人数字普惠金融的发展在直辖市省份的普惠性质相对不明显。而数字普惠金融的发展在非直辖市省份则更大程度上表现出了普惠性质, 能够更有效地缩小省内经济不平衡。

¹⁵ 此部分数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国统计年鉴》等。控制变量包括各市财政支出规模 (财政支出与 GDP 的比值), 由于地级市层面数据缺失相对较多, 平均受教育年限、交通便利程度、传统金融发展水平以各省层面的数据进行代理, 并参考梁婧等 (2015) 的做法, 控制了各市就业人数 (单位从业人员数加上城镇私营和个体从业人员数) 和资本投入 (固定资产投资额, 根据各省固定资产投资价格指数折算为 2011 年不变价水平) 的自然对数。为控制可能存在的遗漏其他随时间变化的趋势变量和内生性问题, 本文对劳动投入和资本投入外的其他控制变量均做滞后一期处理并控制时间趋势变量和地级市固定效应。

¹⁶ 控制变量估计结果得到的结论与前文基本一致, 在此不再重复讨论。刻画对直辖市和非直辖市省份影响的常见设定是同时控制普惠金融指数和一个关于直辖市的虚拟变量。为了能同时展示对直辖市和非直辖市省份的影响, 我们在设定中采取没有放普惠金融指数水平值, 而同时放入两个虚拟变量的设定。在对南北差异的分析中, 也作了类似处理。

表 10 数字普惠金融与省内经济不平衡：直辖市与非直辖市差异

因变量	省总指数		
	(1)	(2)	(3)
$index \times mducg$	-0.522 (-1.31)		
$index \times provcd$	-0.971*** (-3.76)		
$index_1 \times mducg$		-0.733* (-1.71)	
$index_1 \times provcd$		-1.129*** (-4.37)	
$index_2 \times mducg$			-0.804** (-2.49)
$index_2 \times provcd$			-1.661*** (-8.08)
样本量	217	217	217

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，括号内为 t 统计值。控制变量同表 2。

2. 南北差异

我们在表 11 报告南方和北方地区虚拟变量 (*south*、*north*) 与数字普惠金融变量交互项后的估计结果。¹⁷ 可以看到，数字普惠金融有助于缩小各区域内的省内经济差距，尤其是缩小南方地区内部的差距，显示数字金融的普惠性质在南方地区体现得更为明显。以发展迅速的“淘宝村”¹⁸为例，2020 年我国的淘宝村主要集中在浙江、广东、江苏、福建等南方省份。数字普惠金融快速推动了南方地区淘宝村的增长，对北方地区淘宝村的发展也有推动作用，但影响相对较小。

表 11 数字普惠金融与省内经济不平衡：南北差异

	省总指数	省内市间	省内市内
	(1)	(2)	(3)
Panel A			
$index \times north$	-0.552 (-1.62)	-0.600** (-2.60)	-0.257 (-1.36)
$index \times south$	-0.961*** (-3.76)	-0.584*** (-3.37)	-0.484*** (-3.40)

¹⁷ 地区分类参考《清华大学中国平衡发展指数报告（2019 年）》。

¹⁸ “淘宝村”是指在农村地区，电子商务年销售额达到 1 000 万元，本村活跃网店数量达到 100 家或活跃网店数量达到当地家庭户数的 10% 的行政村。

(续表)

	省总指数 (1)	省内市间 (2)	省内市内 (3)
Panel B			
$index_1 \times north$	-0.846** (-2.50)	-0.786*** (-3.45)	-0.338* (-1.79)
$index_1 \times south$	-1.142*** (-4.40)	-0.699*** (-4.00)	-0.542*** (-3.73)
Panel C			
$index_2 \times north$	-1.457*** (-5.34)	-0.959*** (-5.02)	-0.769*** (-5.01)
$index_2 \times south$	-1.504*** (-7.23)	-0.778*** (-5.33)	-0.783*** (-6.69)
样本量	217	217	217

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号内为t统计值。控制变量同表2。

(五) 数字普惠金融影响区域不平衡的传导机制

本小节从创新和产业转型升级两个角度，讨论数字普惠金融影响区域不平衡的具体机制。其中，创新程度用各省专利申请数的自然对数衡量，转型升级以第二、三产业增加值之和占GDP比重（（三产+二产）/GDP），和第三产业增加值/第二产业增加值（三产/二产）来刻画。

如果这两者是数字普惠金融影响区域不平衡的机制，那么不仅应当观察到数字普惠金融对创新和转型升级有影响，同时也应能看到这两者对不平衡的影响。为此我们先估计数字普惠金融与创新、转型升级的关系：

$$y_{1it} = \alpha_{1i} + \beta_1 index_{it-1} + \beta_2 X_{it-1} + u_{5it}, \quad (6)$$

其中变量 y_{1i} 分别是创新程度、三产/二产和（三产+二产）/GDP， X 为前文所述控制变量。表12报告了数字金融对产业升级和创新的影响，结果显示数字普惠金融能够显著促进创新和产业转型升级，并且估计系数均在1%水平显著。¹⁹

表12 数字普惠金融对创新和产业转型升级的影响

	创新程度			三产/二产			（三产+二产）/GDP		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字金融	0.270***			0.134***			0.006***		
	(7.99)			(5.85)			(4.55)		

¹⁹ 本文采用相邻省市数字普惠金融发展水平均值作为工具变量估计模型(6)，仍然发现数字普惠金融对创新水平产业和转型升级有显著正影响，说明估计结果稳健。

(续表)

	创新程度			三产/二产			(三产+二产)/GDP		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
覆盖广度		0.295*** (8.56)			0.144*** (6.08)			0.007*** (4.70)	
使用深度			0.147*** (4.87)			0.054*** (2.73)			0.006*** (5.65)
样本量	186	186	186	186	186	186	186	186	186

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号内为t统计值。控制变量同表2。

我们进一步评估数字普惠金融是否通过创新和转型升级影响了区域不平衡，并报告其在省总区域不平衡、省内市间和省内市内的表现。表13的结果显示，在控制创新程度变量后，数字普惠金融变量的估计系数不再显著或者变小，这表明创新是数字普惠金融显著影响区域不平衡的证据。就符号看，创新程度越高的地区的省总区域不平衡和省内市间不平衡有显著缩小，但数字普惠金融通过创新影响地级市内经济差异的路径并不明显。

表 13 数字普惠金融与省内经济不平衡：创新的传导机制

	省总指数			省内市间			省内市内		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字金融	-0.406 (-1.33)			-0.292 (-1.42)			-0.318* (-1.84)		
覆盖广度		-0.663** (-2.15)			-0.469** (-2.25)			-0.391** (-2.23)	
使用深度			-1.348*** (-5.86)			-0.705*** (-4.37)			-0.796*** (-6.12)
创新程度	-1.698*** (-2.91)	-1.435** (-2.48)	-0.637 (-1.25)	-0.979** (-2.48)	-0.799** (-2.05)	-0.512 (-1.43)	-0.469 (-1.42)	-0.400 (-1.22)	0.071 (0.25)
样本量	217	217	217	217	217	217	217	217	217

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号内为t统计值。控制变量同表2。

由于数字普惠金融影响转型升级既可以通过为中小微企业和个人提供融资的直接效应，也可以通过影响当地创新能力的间接效应，表14报告产业转型升级对区域经济不平衡的影响时，也控制了创新程度。结果显示，数字普惠金融通过影响产业转型升级显著缩小了省内区域经济不平衡，这一点对省内总体、省内市间和省内市内的区域不平衡影响均存在。

表 14 数字普惠金融与省内经济不平衡：转型升级的传导机制

	省总指数			省内市间			省内市内		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
数字金融	0.315			0.051			0.165		
	(0.89)			(0.21)			(0.84)		
覆盖广度		-0.004			-0.201			0.102	
		(-0.01)			(-0.80)			(0.50)	
使用深度			-1.171**			-0.624**			-0.629**
			(-4.47)			(-3.41)			(-4.30)
创新程度	-2.288**	-1.970**	-0.831	-1.484**	-1.246**	-0.824**	-0.799**	-0.729**	-0.020
	(-3.64)	(-3.15)	(-1.49)	(-3.44)	(-2.92)	(-2.12)	(-2.28)	(-2.10)	(-0.06)
三产/二产	-3.371**	-2.932**	-1.300	-1.998**	-1.657**	-1.055*	-2.140**	-2.050**	-1.033**
	(-3.45)	(-2.99)	(-1.47)	(-2.99)	(-2.48)	(-1.71)	(-3.93)	(-3.75)	(-2.09)
(三产+二产)/GDP	-28.978*	-24.837	-6.408	-0.918	2.782	9.593	-23.156**	-22.565**	-11.084
	(-1.85)	(-1.55)	(-0.43)	(-0.09)	(0.25)	(0.92)	(-2.65)	(-2.53)	(-1.33)
样本量	217	217	217	217	217	217	217	217	217

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号内为t统计值。控制变量同表2。

五、进一步分析：数字普惠金融影响区域 经济不平衡的微观证据²⁰

数字普惠金融缓解区域经济不平衡的微观基础在于通过为更多的中小微企业和低收入群体提供恰当金融服务，来弥补传统金融发展的不足。因此企业层面，至少应有三方面的微观证据：一是如果按人均产出高低将企业分层，数字金融对分位点低的企业边际提升应更大；二是如果以专利来度量初始创新能力，那么数字普惠金融对创新能力较低企业的边际提升更大；三是数字金融对处在落后地区的企业的边际提升更大。

本部分采用上市公司数据考察上述假说：

$$y_{2it} = \beta_3 index_{it-1} + \beta_4 Controls + \alpha_{2i} + u_{6it}, \quad (7)$$

其中因变量 y_2 分别为上市公司 i 人均产出²¹和创新产出（专利申请数）的自然对数； $index$ 为上市公司所在城市的数字普惠金融发展水平， $Controls$ 为控

²⁰ 微观证据部分的分析是基于评审人的建议添加，感谢匿名评审人的建议。

²¹ 以主营业务收入除以该上市公司员工人数度量。

制变量²²。

我们对模型（7）采用固定效应回归和控制企业固定效应的分位数回归，并在表 15 和表 16 分别报告对人均产出和创新产出的估计结果。根据表 15，总体来看数字普惠金融发展好的地区，上市公司的人均产出更高；并且这一边际提升效果对产出居于下 25% 分位的企业比居于上 75% 的企业更大（0.188 vs. 0.182）。

表 15 数字普惠金融对上市公司人均产出的影响

分位点	OLS	0.25	0.5	0.75
	(1)	(2)	(3)	(4)
数字普惠金融	0.185*** (24.37)	0.188*** (16.57)	0.185*** (22.83)	0.182*** (16.01)
样本量	8 507	8 507	8 507	8 507

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著，括号内为 *t* 统计值。控制变量包括省传统金融、市 GDP 增长率、融资约束、资产负债率、员工人数，并控制了企业固定效应。

表 16 表明数字普惠金融显著促进了企业创新产出的提高；并且随着分位点的提高，数字普惠金融变量的估计系数变小（第（1）—（4）列）；而创新产出变量对人均产出的影响系数下降（第（5）—（8）列）。表明数字普惠金融显著缩小了企业间创新产出的差距，而创新产出也能进一步缩小企业间的人均产出差距。

表 16 数字普惠金融对上市公司人均产出的影响：创新的传导机制检验

因变量 方法	专利申请数的自然对数				人均产出的自然对数			
	OLS	0.25	0.5	0.75	OLS	0.25	0.5	0.75
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
数字金融	0.180*** (10.51)	0.211*** (8.52)	0.179*** (10.60)	0.150*** (6.82)	0.179*** (23.39)	0.180*** (16.30)	0.179*** (21.70)	0.178*** (14.62)
创新产出					0.029*** (5.39)	0.033*** (4.13)	0.029*** (4.88)	0.025*** (2.83)
样本量	10 144	10 144	10 144	10 144	8 507	8 507	8 507	8 507

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著，括号内为 *t* 统计值。控制变量包括省传统金融、市 GDP 增长率、融资约束、资产负债率、员工人数，并控制了企业固定效应。

²² 包括上市公司所在省份的传统金融发展水平，所在城市的 GDP 增长率，企业层面的融资约束（经营性现金流/总资产）、资产负债率以及上市公司员工人数的自然对数，上述变量均作滞后一期处理。此部分公司层面数据来源于 Wind 和国泰安 CSMAR 数据库，并剔除了金融行业上市公司。

从对处于小城市或落后城市上市公司的促进作用角度,我们将所有上市公司按人均产出高低作二等分²³得发达城市组和落后城市组并估计模型(表17)。可以看到,数字普惠金融对发达城市和落后城市上市公司创新以及人均产出均有显著正影响,并且其促进作用对落后城市的上市公司更大。²⁴

表17 数字普惠金融影响区域不平衡的微观基础

因变量	专利申请数的自然对数		人均产出的自然对数			
	落后城市	发达城市	落后城市	发达城市	落后城市	发达城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字金融	0.208*** (6.89)	0.134*** (5.97)	0.201*** (15.65)	0.167*** (17.36)	0.194*** (15.06)	0.162*** (16.60)
创新产出					0.035*** (4.64)	0.023*** (3.07)
样本量	4 729	4 568	4 271	4 236	4 271	4 236

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著,括号内为*t*统计值。控制变量包括省传统金融、市GDP增长率、融资约束、资产负债率、员工人数,并控制了企业固定效应。

六、结论与建议

近年来,在认可数字经济发展重要作用的大背景下,存在对数字技术发展是否会拉大数字鸿沟、加剧数字平台垄断、通过杀手性并购遏制创新等问题的担忧。数字金融对区域不平衡的影响究竟是“数字红利”效果占主导,还是扩大“数字鸿沟”为主,就是一个重要的实证问题。本文从数字普惠金融的角度,评估了数字技术与金融相结合产生的影响。对我国应当如何看待数字金融的普惠性、如何推进普惠金融发展,均具有重要意义。

本文有如下主要发现。第一,数字普惠金融显著缩小了省内、地级市间和地级市内的经济差距,该结论在工具变量估计、删除直辖市、替换估算模型、变更不平衡测算方法等稳健性检验后依然成立。第二,数字普惠金融缩小省内经济差异的效果在非直辖市和南方地区更大。第三,传导机制方面,数字普惠金融通过促进创新和推动转型升级助力缓解区域不平衡。第四,微观基础方面,数字普惠金融显著缩小了落后城市和发达城市上市公司的人均产出和创新产出差距。

²³ 根据人均产出均值作三等分,将样本分成三组进行估计,并不会改变本文的基本结论。

²⁴ 本部分主要考察了创新机制而没有考虑转型升级,主要是由于难以度量微观层面企业的转型升级,通过微观企业数据考察数字普惠金融的转型升级效应存在困难。但数字普惠金融能够推动更多的家庭退出农业生产,走进更高收入的工作岗位,一定程度上支持了数字普惠金融通过产业转型升级影响区域不平衡的传导机制。

基于上述发现，本文有如下建议。第一，应考虑加大对数字普惠金融的投入力度。本文的发现表明发展数字普惠金融总体上可以兼顾“效率”和“公平”。因此在以数字技术驱动的第四次工业革命浪潮中，要避免因为发现新业态带来新问题而因噎废食，错失推动数字普惠金融助力经济增长的良机。

第二，利用大数据和监管科技等提升监管水平，让数字普惠金融促进创新和转型升级的机制可以畅通运行。数字技术与金融的结合催生了新业态，也带来了新风险，相应带来了“严监管扼杀创新、松监管引发风险”的两难境地。本文发现数字普惠金融促进区域平衡的主要途径是促进创新和推动转型升级，这表明创新驱动仍是缩小省内不平衡的主导力量，为此，监管过程要避免“一刀切”，通过提升监管水平，让创新持续性发挥作用。

第三，促进区域平衡要加大对落后地区的数字普惠金融投入。本文发现，数字普惠金融缓解区域不平衡的作用主要是在省内，但在南北之间、直辖市和非直辖市之间可能拉大差距。由于数字普惠金融对处于落后地区的上市公司等可以发挥更大的缓解不平衡的作用，将数字金融相关的创新向落后地区推广，加强各省之间的协作，可以发挥数字金融助力供应链、产业链的作用，从而让数字普惠金融发挥更大的促进平衡发展的作用。

参 考 文 献

- [1] 安同良、杨晨，“互联网重塑中国经济地理格局：微观机制与宏观效应”，《经济研究》，2020年第2期，第4—19页。
- [2] Baden-Fuller, C., and S. Haefliger, “Business Models and Technological Innovation”, *Long Range Planning*, 2013, 46 (6), 419-426.
- [3] Basu, S., and D. N. Weil, “Appropriate Technology and Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113 (4), 1025-1054.
- [4] Baumol, W. J., “Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-run Data Show”, *The American Economic Review*, 1986, 76 (5), 1072-1085.
- [5] Barro, R. J., and X. Sala-i-Martin, “Convergence”, *Journal of Political Economy*, 1992, 100 (2), 223-251.
- [6] Chen, X., and W. D. Nordhaus, “Using Luminosity Data as a Proxy for Economic Statistics”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2011, 108 (21), 8589-8594.
- [7] Cowell, F., *Measuring Inequality*. Oxford University Press, 2011.
- [8] 戴觅、茅锐，“产业异质性、产业结构与中国省际经济收敛”，《管理世界》，2015年第6期，第34—46页。
- [9] Dawood, T. C., H. Pratama, R. Masbar, and R. Effendi, “Does Financial Inclusion Alleviate Household Poverty? Empirical Evidence from Indonesia”, *Economics & Sociology*, 2019, 12 (2), 235-252.
- [10] Demir, A., V. Pesqué-Cela, Y. Altunbas, and V. Murinde, “Fintech, Financial Inclusion and Income Inequality: A Quantile Regression Approach”, *The European Journal of Finance*, 2022,

- 28 (1), 86-107.
- [11] 邓仲良、张可云, “中国经济增长的空间分异为何存在? ——一个空间经济学的解释”, 《经济研究》, 2020年第4期, 第20—36页。
- [12] Dupas, P., and J. Robinson, “Savings Constraints and Microenterprise Development: Evidence from a Field Experiment in Kenya”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2013, 5 (1), 163-192.
- [13] Foster, J. E., L. F. Lopez-Calva, and M. Szekely, “Measuring the Distribution of Human Development: Methodology and an Application to Mexico”, *Journal of Human Development*, 2005, 6 (1), 5-25.
- [14] Greenwood, J., and B. Jovanovic, “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income”, *Journal of Political Economy*, 1990, 98 (5), 1076-1107.
- [15] 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”, 《经济学》(季刊), 2020年第19卷第4期, 第1401—1418页。
- [16] Hau, H., Y. Huang, H. Shan, and Z. Sheng, “How FinTech Enters China’s Credit Market”, *AEA Papers and Proceedings*, 2019, 109, 60-64.
- [17] Henderson, J. V., A. Storeygard, and D. N. Weil, “Measuring Economic Growth from Outer Space”, *American Economic Review*, 2012, 102 (2), 994-1028.
- [18] 黄益平, “互联网金融解决了普惠金融的痛点”, 《企业观察家》, 2016年第5期, 第49—51页。
- [19] Jauch, S., and S. Watzka, “Financial Development and Income Inequality: A Panel Data Approach”, *Empirical Economics*, 2016, 51 (1), 291-314.
- [20] Kaplan, S. N., and L. Zingales, “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112 (1), 169-215.
- [21] Kapoor, A., “Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy”, *Futures*, 2014, 56 (2), 35-42.
- [22] Karaivanov, A., “Financial Constraints and Occupational Choice in Thai Villages”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 201-220.
- [23] Lessmann, C., and A. Seidel, “Regional Inequality, Convergence, and Its Determinants—A View from Outer Space”, *European Economic Review*, 2017, 92, 110-132.
- [24] 梁婧、张庆华、龚六堂, “城市规模与劳动生产率: 中国城市规模是否过小? ——基于中国城市数据的研究”, 《经济学》(季刊), 2015年第14卷第3期, 第1053—1072页。
- [25] Liu, D., Y. Jin, C. Pray, and S. Liu, “The Effects of Digital Inclusive Finance on Household Income and Income Inequality in China?”, 2020 Agricultural & Applied Economics Association Annual Meeting, Kansas City, Missouri, July 26-28.
- [26] Love, I., “Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model”, *The Review of Financial Studies*, 2003, 16 (3), 765-791.
- [27] Morduch, J., and B. Armendariz, *The Economics of Microfinance*. Cambridge: MIT Press, 2005.
- [28] Myers, S. C., and N. S. Majluf, “Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have”, *Journal of Financial Economics*, 1984, 13 (2), 187-221.
- [29] 倪鹏飞、刘伟、黄斯赫, “证券市场、资本空间配置与区域经济协调发展——基于空间经济学的研究视角”, 《经济研究》, 2014年第5期, 第121—132页。
- [30] Pearce, D., “Financial Inclusion in the Middle East and North Africa: Analysis and Roadmap Recommendations”, The World Bank, 2011.
- [31] 清华大学中国经济社会数据研究中心, 《清华大学中国平衡发展指数报告(2019年)》, 2020年

10 月。

- [32] Rodrik, D., "Unconditional Convergence in Manufacturing", *The Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128 (1), 165-204.
- [33] Seneviratne, D., and M. S. Yan, "Infrastructure and Income Distribution in ASEAN-5: What Are the Links?", IMF Working Papers, 2013.
- [34] Suri, T., and W. Jack, "The Long-run Poverty and Gender Impacts of Mobile Money", *Science*, 2016, 354 (6317), 1288-1292.
- [35] Tanaka, K., and S. Keola, "Shedding Light on the Shadow Economy: A Nighttime Light Approach", *Journal of Development Studies*, 2017, 53 (1), 1-17.
- [36] 唐松、伍旭川、祝佳, "数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异", 《管理世界》, 2020 年第 5 期, 第 52—66 页。
- [37] Teece, D. J., "Business Models, Business Strategy and Innovation", *Long Range Planning*, 2010, 43 (2-3), 172-194.
- [38] 王贤彬、黄亮雄、徐现祥、李郇, "中国地区经济差距动态趋势重估——基于卫星灯光数据的考察", 《经济学》(季刊), 2017 年第 16 卷第 3 期, 第 877—896 页。
- [39] 谢平、邹传伟、刘海二, 《互联网金融手册》。北京: 中国人民大学出版社, 2014 年。
- [40] 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰, "数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据", 《经济学》(季刊), 2018 年第 17 卷第 4 期, 第 1557—1580 页。
- [41] 许宪春、郑正喜、张钟文, "中国平衡发展状况及对策研究——基于‘清华大学中国平衡发展指数’的综合分析", 《管理世界》, 2019 年第 5 期, 第 15—28 页。
- [42] Zeng, M., and W. Reinartz, "Beyond Online Search: The Road to Profitability", *California Management Review*, 2003, 45 (2), 107-130.
- [43] 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, "数字经济、普惠金融与包容性增长", 《经济研究》, 2019 年第 8 期, 第 71—86 页。
- [44] 中国信息通信研究院, 《中国数字经济发展白皮书(2020 年)》, 2020 年 7 月。
- [45] 周利、冯大威、易行健, "数字普惠金融与城乡收入差距: ‘数字红利’ 还是 ‘数字鸿沟’", 《经济学家》, 2020 年第 5 期, 第 99—108 页。

Digital Financial Inclusion and Regional Economic Imbalance

LI Yanlong

(University of Chinese Academy of Social Sciences)

SHEN Yan*

(Peking University)

Abstract Combining provincial and municipal macro data, lighting data and listed company data, this study investigates the influence and transmission mechanism of digital financial inclusion on regional economic imbalance from provincial, city and county levels. The results show that digital financial inclusion reduces the economic imbalance within province, between cities and within cities. The effect is greater in non-municipal and southern areas. Innovation and industrial transformation and upgrading are the main mechanisms. Digital financial inclusion can reduce the per capita output gap between enterprises, which provides micro evidence for the impact of digital financial inclusion on regional economic imbalance.

Keywords digital financial inclusion, regional economic imbalance, county level

JEL Classification E25, G20, O11

* Corresponding Author: Shen Yan, HSBC Business School, Peking University, Shenzhen, Guangdong 518055, China; E-mail: yshen@phbs.pku.edu.cn.