



中央财经大学

Central University of Finance and Economics

本科生毕业论文（设计）

数字普惠金融对农村居民收入的区域异质性
影响——基于因果森林的研究

学生姓名： 柴行

学 号： 2022310920

学 院： 统计与数学学院

专 业： 数据科学与大数据技术

指导教师： 王晓迪

日 期： 2026 年 05 月 08 日

内 容 摘 要

本文以 2011 年到 2022 年间 275 个地级市的数据作为样本，从区域差异角度出发，分析数字普惠金融对农村居民的收入产生的影响，并对东部、中部和西部三个区域之间受到的影响强度进行比较。研究先将普惠金融理论、收入分配理论、金融排斥理论和因果森林理论进行梳理，搭建双向固定效应模型确定数字普惠金融的总体增收效应，实证的结果表明，控制地区固定效应和年份固定效应之后，数字普惠金融指数跟农村居民的收入之间呈现出一种明显的正相关关系，并且通过了稳健性检验。再进一步进行因果森林分析发现，数字普惠金融的促进作用有明显的区域异质性，总体来看，东部地区的估计处理效应相对较高，中部地区居中，西部地区相对弱一些。这种区域异质性可能与各地区经济发展基础、产业结构、人力资源水平不同有关。进一步，研究区域内部发现同一区域内部城市之间也存在异质性差异。基于研究结果，本文针对性提出建议：完善农村的数字基础设施建设，提升农村居民的数字金融素养，推动数字普惠金融与农村产业融合发展，以及实施区域差异化推进策略，这样才能够更好地发挥数字普惠金融在促进农民增收以及服务乡村振兴这方面的作用。

关键词：数字普惠金融；农村居民收入；因果森林；区域异质性

ABSTRACT

Using data from 275 prefecture-level cities from 2011 to 2022, this paper examines the impact of digital inclusive finance on rural residents' income from the perspective of regional differences, and compares the intensity of this impact across the eastern, central, and western regions. The study first reviews inclusive finance theory, income distribution theory, financial exclusion theory, and causal forest theory, and then constructs a two-way fixed effects model to identify the overall income-enhancing effect of digital inclusive finance. The empirical results show that, after controlling for regional fixed effects and year fixed effects, the digital inclusive finance index is significantly and positively correlated with rural residents' income, and this finding remains robust after further testing. Further causal forest analysis shows that the income-promoting effect of digital inclusive finance exhibits obvious regional heterogeneity. Overall, the estimated treatment effect is relatively higher in the eastern region, moderate in the central region, and relatively weaker in the western region. This heterogeneity may be related to differences in economic development foundations, industrial structure, and human capital across regions. Further analysis of intra-regional differences also reveals heterogeneity among cities within the same region. Based on the research findings, this paper proposes several targeted policy recommendations, including improving rural digital infrastructure, enhancing rural residents' digital financial literacy, promoting the integration of digital inclusive finance with rural industries, and implementing region-specific development strategies. These measures can help better leverage the role of digital inclusive finance in increasing farmers' income and supporting rural revitalization.

KEYWORDS: Digital Inclusive Finance; Rural Residents' Income; Regional Heterogeneity; Causal Forest

目 录

一、引言	1
(一)、研究背景	1
(二)、研究意义	2
二、研究领域的现状	3
(一)、研究现状	3
(二)、文献评述	4
(三)、本文研究思路	4
三、理论基础	4
(一)、普惠金融理论	5
(二)、收入分配理论	5
(三)、金融排斥理论	5
(四)、因果森林理论	6
四、数据处理	7
(一)、样本说明	7
(二)、数据描述性统计	7
五、模型构建	13
(一)、基准回归模型	13
(二)、稳健性检验	14
(三)、因果森林分析	16
六、结论与政策建议	22
(一)、结论	22
(二)、政策建议	22
参考文献	24
中央财经大学本科毕业论文（设计）原创性声明	26

数字普惠金融对农村居民收入的区域异质性影响——基于因果森林的研究

一、引言

（一）、研究背景

在推动中国式现代化的过程中，促进农村居民收入持续增长并缩小城乡之间的收入差距，已经成为实现共同富裕的一项关键任务。根据国家统计局的有关数据，截止 2022 年底，农村居民的人均可支配收入为 18300 元，远低于城镇居民的 42000 元，这种收入上的差距在全国范围内仍然是显著的。自党的十八大以来，脱贫攻坚战取得了相当显著的成果，我国已经实现了农村贫困人口的全部脱贫，绝对贫困的问题也得到了解决。但是，脱贫摘帽并不能够被看作是一个终点，许多地区还是会碰到收入增长能否持续、够不够稳定这类问题，特别是在经济底子相对薄弱的中西部某些地区，农民收入能够提升的空间仍然是比较大的，收入结构的稳定性也还有待完善。所以，如何在已经巩固好的脱贫成果的基础上，再去进一步拓宽农民的增收渠道，成为了实施乡村振兴战略过程当中的一个核心议题。

金融发展一直以来都被认为是有能力推动收入增长的一个重要力量。但是，因为传统金融机构往往要面临风险跟收益之间的权衡关系，同时还会受到成本方面的一些约束，所以金融资源常常会优先流向城市以及高收入的群体，这就导致了农村地区会在很长一段时期内存在金融资源供给不足的问题。根据《中国城市统计年鉴》所显示的数据，农村地区的金融机构覆盖率明显低于城镇地区，只有 60%左右的乡镇能够享受到商业银行所提供的服务。这种现象使得农村地区普遍存在一种“金融供给不太够——收入增长受到限制”的恶性循环，尤其是在中西部某些地方，数字基础设施比较薄弱，金融知识也比较缺乏，再加上老龄群体普遍存在数字排斥的问题，这些因素加剧了这一现象。

随着数字化的进程在不断地加速，数字普惠金融已经逐步成为了一条填补上传统金融服务空白的重要途径。根据《中国数字普惠金融报告（2023）》所给出的数据，东部地区的数字普惠金融综合指数能够达到 202 的水平，而西部地区却只有 182，这说明了地区之间是存在着显著的差异。得益于互联网技术、大数据以及云计算等技术的支持，数字普惠金融确实能够有效地突破时间和空间方面的一些限制，降低交易成本，还能够大

大地拓宽金融服务的覆盖面，同时也能提高了金融服务的可达性。例如，在 2022 年的时候，农村地区的移动支付交易额已经达到了 8 万亿元的规模，跟 2018 年相比增长了 45%，这一增长标志着数字金融服务在农村地区已经得到了快速的普及。移动支付、数字信贷还有线上保险这类金融产品，正在不断地深入到县城和农村，它们大大地提高了农村居民的金融接入率，为农村居民提供了更多获得贷款的机会，同时也使得资源的配置得到了一定程度上的优化，并提高了农业生产的效率。

同时，随着大数据风控技术的一步步发展，金融机构在风险管理以及识别能力这方面也得到了比较明显的提升。根据《中国金融稳定报告（2023）》所给出的数据，借助了大数据风控技术以后，银行对农村贷款违约率的识别能力提升了 20%。这就意味着，有更多的原本会被排斥在传统金融体系之外的农村居民，能够通过数字金融产品来获得相应服务，信息不对称所带来的负面影响也因此得到了一定程度上的缓解。这些在技术方面所取得的进步，对于提升农村居民收入水平以及推动农村经济发展提供了坚实的支持。

（二）、研究意义

1. 理论意义

尽管已经有比较多的文献对数字普惠金融跟收入之间的关系进行了探讨，但是现有研究仍然存在一些不足：一是针对全国多个区域、并且时间跨度也较长的样本还缺乏系统分析，二是对于东部、中部还有西部地区所存在的异质效应，以往的识别大多依赖于传统的分组回归方法，该方法虽然能够直观比较不同区域之间的平均差异，但通常默认同一区域内部样本具有相同的影响机制，难以识别同一区域内部的异质性，难以刻画数字普惠金融收入效应与经济发展水平、财政支持和人力资本等因素之间可能存在的复杂非线性关系，因此缺少更加精细化的识别工具。

2. 实际意义

通过对数字普惠金融在不同区域所产生的影响差异进行识别和分析，能够为决策者提供一些实证方面的依据，因地制宜的制定出金融政策，为当前我国正在推动的乡村振兴工作以及促进共同富裕的目标提供一些精准的政策参考。这样做有助于引导金融资源得到更高效的配置，也能够推动数字基础设施的精准投入以及金融教育的有效开展，对于解决农村金融服务中所存在的“最后一公里”难题、以及实实在在地提升农村居民的收入水平，具有比较重要的现实指导价值。

二、研究领域的现状

（一）、研究现状

1. 数字普惠金融效应与影响因素研究

数字普惠金融是信息技术与金融服务相结合的产物，在全球范围内发展迅速。国外学者主要从发展中国家角度研究数字普惠金融作用机制，Nguyen 和 Pham (2023) 对越南的研究表明，数字金融可以提高家庭信贷可得性与交易便利性，显著提高农村家庭收入水平^{错误!未找到引用源。}。Jack 和 Suri (2014) 对肯尼亚 M-Pesa 移动支付系统的研究表明，M-Pesa 移动支付系统的使用能够提高家庭的消费能力和抵御冲击的能力，提高家庭可支配收入^{错误!未找到引用源。}。

国内研究更多聚焦在研究数字鸿沟、金融知识缺乏、老龄群体数字排斥等导致数字普惠金融未能发挥普遍性影响。例如杨爽 (2025) 认为农村老龄人口数字金融工具使用率较低，影响消费和收入拉动作用^{错误!未找到引用源。}。

2. 农村居民可支配收入影响因素研究

农村居民可支配收入受到个体、制度、金融、技术等多种因素的影响。在收入构成上，随着数字经济的发展，非农经营收入和财产性收入占比不断提升，公维才等 (2025) 认为数字金融的加入为农村收入提供了新的增长点。金融服务的可得性被视作农户收入增长的关键要素^{错误!未找到引用源。}。宋健等 (2025) 证实数字普惠金融直接推动了农户收入的增长^{错误!未找到引用源。}。

人力资本和金融素养也会对农户收入产生影响。李嘉欣 (2024) 发现拥有中高等教育背景的农户能够更好地使用数字金融产品^{错误!未找到引用源。}。张双伶和夏娟 (2025) 指出金融素养是农村居民收入增长的中介因素，基础设施和区域发展水平、数字鸿沟等也是限制农村居民收入增长的因素^{错误!未找到引用源。}。

3. 数字普惠金融与农村居民可支配收入的关系研究

学术界针对数字普惠金融在农村居民可支配收入上发挥的作用机制以及政策效果展开了诸多实证研究，总体显示存在明显的正向影响。大多数研究认定，数字普惠金融通过改善金融服务的可获得性、便捷程度与智能化水准，从而促使农村居民可支配收入得到增长，宋健等 (2025) 和李赛男 (2025) 的研究均持这种观点^{错误!未找到引用源。}。周朝阳 (2025) 认为数字普惠金融推动农村产业结构升级，从而促进农户收入不断增长^{错误!未找到引用源。}。

张双伶和夏娟 (2025) 发现金融素养提高, 数字支付次数增多等变量在收入增长路径上起到关键桥梁作用^{错误!未找到引用源。}。

数字普惠金融的政策效应存在群体异质性和区域差异性。李嘉欣 (2024) 认为数字普惠金融对中低收入群体边际效益更高^{错误!未找到引用源。}。范译尹 (2024) 认为数字普惠金融在中部地区对收入增长的拉动效果强于西部等欠发达地区^[11]。

(二)、文献评述

现有的研究普遍证实了数字普惠金融能够通过提升金融服务的可得性以及便利性, 来对农村居民的收入产生积极的影响。但是多数的研究仍然存在一定的局限性: 一是针对全国多个区域、并且时间跨度也较长的实证分析, 相对来说还不充分, 二是对东部、中部以及西部地区的异质效应所进行的系统性比较, 挖掘得还不够深入。本文以 2011 年到 2022 年期间的全国 275 个城市的面板数据作为研究的样本, 在固定效应模型的基础之上, 分析数字普惠金融对农村居民收入所产生的影响, 进一步采用因果森林, 去识别它在不同地区之间所存在的差异化效应。通过把传统的计量分析方法跟异质性的识别方法给结合起来, 尝试更加全面地揭示出来数字普惠金融所具有的增收作用, 从而为制定更有针对性的区域政策提供参考。

(三)、本文研究思路

第一步通过对文献进行梳理, 界定清楚核心概念, 基于普惠金融理论以及收入分配理论等内容, 构建分析用的框架, 然后对 2011 年到 2022 年的城市面板数据进行描述性统计以及相关分析, 再运用固定效应模型进行基准回归, 考察数字普惠金融对农村居民可支配收入产生的总体影响, 同时采用滞后一期的指数去做稳健性的检验, 进一步通过因果森林这种异质性的分析方法, 揭示区域之间存在的差异, 最后根据研究所得出来的结果, 提出一些有针对性的政策建议。

三、理论基础

在研究数字普惠金融对农村居民收入的影响时, 有一个现实问题是绕不开的: 农村地区长期以来都面临着金融服务覆盖不到位的困境, 那么数字普惠金融到底是通过什么机制去打破这个困境的? 它所带来的收入增长在不同群体和不同区域之间又会不会存在差异? 还有, 那些被传统金融体系排除在外的农村居民, 他们遇到的障碍到底是什么?

数字普惠金融又能在多大程度上去缓解这些障碍？因果森林有什么优势？要回答这几个问题，就需要有相应的理论工具来做支撑。

（一）、普惠金融理论

普惠金融理论强调的是，要通过建立一个覆盖的范围更加广泛、成本能够被承受得起并且还具有可持续性的金融服务体系，让社会当中的各个层次，特别是低收入的人群、小微企业以及弱势群体，都能够平等地去享受到金融服务，从而把经济发展以及社会公平这两件事情都给推动起来。该理论认为，金融体系是有必要去超越传统金融机构相对有限的服务范围的，尤其是那种对高收入群体以及大企业有所倾斜的做法，需要通过制度方面的创新以及政策方面的支持，去扩展开来金融服务的覆盖范围。

普惠金融理论所包含的核心观点就是，公平地配置金融资源，这是推动经济实现包容性增长的一个关键所在，通过提供出来储蓄、信贷、支付以及保险这类基础性的金融服务，是可以有效地缓解信息不对称以及融资约束这两方面的问题，进而也就能够提高居民的收入水平，并且还能够促进社会资源得到更加合理的配置。同时，普惠金融的一步步发展，也是有帮助于去增强经济体系的稳定性的，能够提高金融体系对实体经济进行服务的能力。

（二）、收入分配理论

收入分配理论主要关注的是社会成员之间的收入是如何在不同群体之间进行分配的，以及到底有哪些因素会对这种分配产生作用。理论认为，收入分配的状况不光会影响到经济发展的水平，同时也会对社会公平以及社会稳定产生重要的影响。传统经济学家一般认为，收入的分配主要是由生产要素所做出的贡献来决定的，也就是说，劳动、资本以及土地这些要素，是会按照它们各自的边际生产率来获得相应收入的。但是在现实的经济运行过程当中，由于市场机制并不是那么完善、资源禀赋之间存在着差异以及制度方面的因素也会起到作用，收入的分配往往就会呈现出一种不太均衡的状态。

随着经济发展理论不断地得到深化，学者们慢慢地认识到金融的发展在收入分配领域里面是能够发挥出比较重要的作用来的。金融体系的一步步发展，是可以通过改善融资的环境、促进创业活动的开展以及扩大就业的机会等方式，来对收入分配的结构产生影响。当金融服务能够覆盖到更加广泛的群体的时候，它就可以为低收入的人群提供到更多的发展机会，这样一来，收入方面的差距就能够被缩小了，社会公平也能够得到一定程度的促进。

（三）、金融排斥理论

金融排斥理论所强调的是，由于收入水平的高低、所处的地域条件、制度方面的限制或者是信息不对称这类因素的影响，会有一部分群体难以获得正规的金融服务，从而就会被排除在金融体系之外，这种现象就被称作金融排斥。该理论最早是由英国的学者 Leyshon 和 Thrift 提出来的，他们用这个理论去解释金融服务在不同社会群体之间所存在的不均衡分布的问题。

金融排斥通常会被表现为金融服务的获取比较困难、金融产品的使用会受到限制以及金融服务的成本过高等形式。低收入的群体、小微企业以及住在偏远地区的居民，往往会因为缺乏可以用来抵押的资产或者是金融机构的服务覆盖得不够到位，而难以获得银行的贷款、保险以及其他的一些金融服务。金融排斥这种现象，不仅会限制个人以及企业的发展机会，还有可能会进一步地加剧了收入的差距以及社会的不平等。所以说，减少一些金融排斥、扩大一些金融服务的覆盖范围，已经成为了推动普惠金融发展的一个重要目标。通过金融科技方面的创新以及政策层面的支持就可以降低一些金融服务的门槛，也能够提高一些金融服务的可获得性，这样一来，金融排斥的问题就能够得到一定程度的缓解了。

（四）、因果森林理论

因果森林是一种基于机器学习的非参数因果推断方法，它能够在高维协变量条件下，通过大量“诚实树”来估计样本层面的条件平均处理效应（CATE），并在此基础上进一步聚合得到总体平均处理效应（APE）和组平均处理效应（GATE）。

传统分组回归虽然能够直观比较不同区域之间的平均差异，但其识别结果在较大程度上依赖于研究者事先设定的分组标准。马薇等（2022）指出，在复杂数据结构下，不同数据子空间可能具有各自的内部规律性和差异性，数据异质性的来源并不一定局限于个体或时期，分组依据应尽可能贴近数据内在异质性^[12]。郝凤霞和朱琪（2020）的研究也表明，全样本回归和基于产业结构的分组回归会得到明显不同的结果，说明回归结论可能受到分组方式影响^[13]。Wager 和 Athey（2018）进一步将因果森林方法扩展到异质性处理效应估计中，能够在非参数框架下估计条件平均处理效应^[14]。因此，仅按照东部、中部和西部进行传统分组回归，虽然具有较强的直观解释性，但可能难以充分识别区域内部城市之间的异质性。相比之下，因果森林能够在控制协变量的基础上估计样本层面的条件平均处理效应，从而为识别更细致的异质性结构提供补充证据。

四、数据处理

（一）、样本说明

本文选取 2011—2022 年我国 275 个地级市的面板数据作为研究样本，数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《北京大学数字普惠金融指数报告》^[1]、国家统计局官方网站以及中经网统计数据库。

本文在最初的城市样本的基础上，主要从下面这两个方面来考虑对部分城市做了筛选：第一点，部分城市在研究的期间里经历了比较明显的行政区划方面的调整，这样一来统计的口径前后不一致，可能会影响到面板数据本身的连续性和稳定性，第二点，有一小部分城市在行政层级、城市功能定位还有城乡的结构方面，跟一般的地级市比起来差别较大，它们的经济形态以及收入的形成机制都有比较强的特殊性，干扰到数字普惠金融影响效应的识别。所以在样本里面把城镇化率超过了 80% 的，还有行政区调整比较明显的城市给剔除了，比如北京市、天津市、上海市、深圳市等城市。

（二）、数据描述性统计

表 1 变量名称表

变量	符号	注释
农村人均收入	<i>rural_income</i>	
常住人口数	<i>resident</i>	
数字普惠金融指数	<i>index_aggregate</i>	
地区生产总值	<i>GDP</i>	
地方政府财政支出	<i>localfinance</i>	
政府干预程度	<i>government</i>	<i>localfinance/GDP</i>
高校学生数	<i>student</i>	
人力资本水平	<i>humancapital</i>	<i>student/resident</i>
第二产业增加值占 GDP 比重	<i>sinGDP</i>	
第三产业增加值占 GDP 比重	<i>tinGDP</i>	
产业结构	<i>instructure</i>	<i>tinGDP/sinGDP</i>
滞后一期普惠金融指数	<i>lagindex_aggregate</i>	

1. 缺失值分析

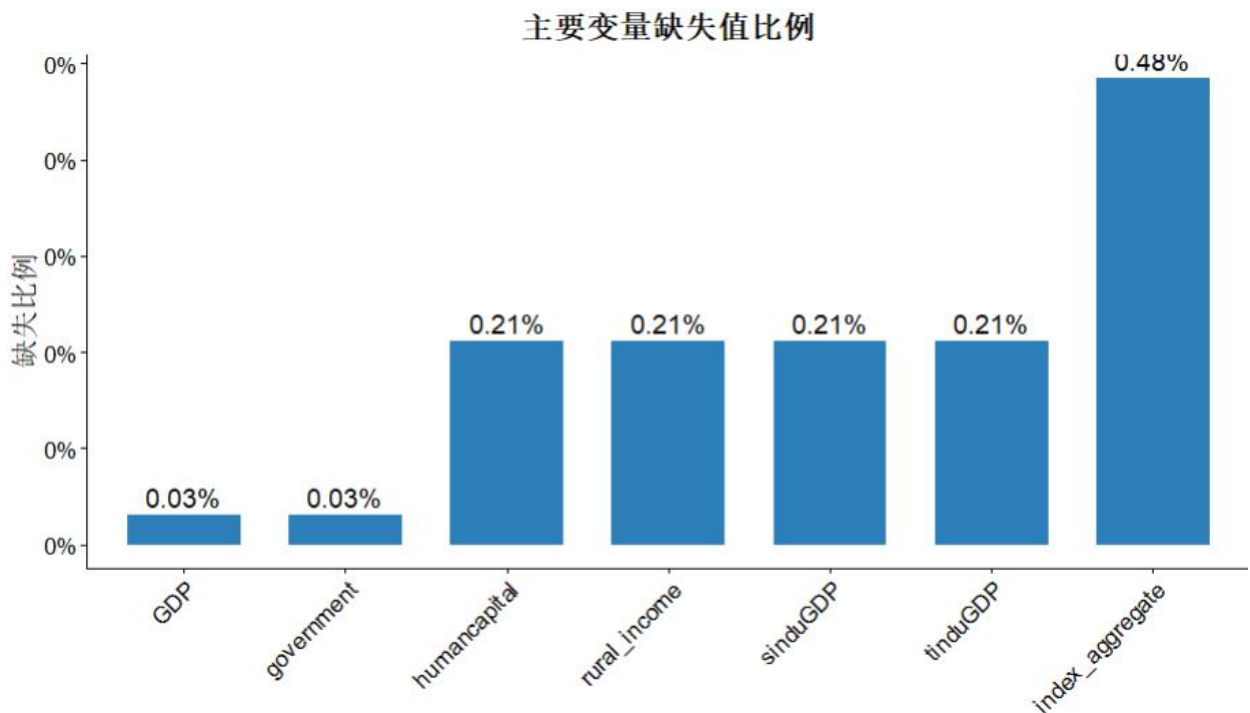


图 1 变量缺失值统计图

图 1 中，GDP 和政府干预程度的缺失值比例最低，均仅为 0.03%，表明这两个变量的数据最为完整。人力资本、农村居民收入、第二产业增加值占 GDP 比重和第三产业增加值占 GDP 比重的缺失值比例均为 0.21%，总体仍处于较低水平，对整体分析的影响较为有限。考虑到本文使用的是 2011-2022 年的城市面板数据，变量具有时间连续性，因此对少量缺失值采用线性插值法进行补全。

2. 数据展示

表 2 东部地区

变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GDP</i>	1056	32594078	23956504	2616250	132635112
<i>government</i>	1056	0.157	0.0584	0.0692	0.4690
<i>rural_income</i>	1056	16936	7197	4854	46276
<i>humancapital</i>	1056	0.0078	0.0143	0.0010	0.114

<i>index_aggregate</i>	1056	202	76.8	28.5	361
<i>instructure</i>	1056	1.06	0.453	0.346	5.42

表 3 中部地区

变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GDP</i>	1188	20915109	17813383	2077383	130262775
<i>government</i>	1188	0.192	0.0776	0.045	0.669
<i>rural_income</i>	1188	13396	4998	3951	40678
<i>humancapital</i>	1188	0.0072	0.0152	0.0016	0.116
<i>index_aggregate</i>	1188	189	75.1	23.9	338
<i>instructure</i>	1188	1.04	0.591	0.175	5.65

表 4 西部地区

变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GDP</i>	1056	17395583	26355825	165870	309160830
<i>government</i>	1056	0.265	0.247	0.0646	3.9
<i>rural_income</i>	1056	11722	4657	2621	30931
<i>humancapital</i>	1056	0.0071	0.0164	0.0021	0.129
<i>index_aggregate</i>	1056	182	72.8	17	320
<i>instructure</i>	1056	1.07	0.586	0.21	4.11

本文按照东部、中部和西部地区对主要变量进行了分组描述性统计。结果表明，不同区域在经济发展水平、政府干预程度、农村居民收入、数字普惠金融发展水平以及产业结构等方面均存在一定差异，这为后续分析数字普惠金融对农村居民收入的区域异质性影响提供了初步依据。

从经济发展水平来看，东部地区 GDP 均值最高，为 32594078 万元，中部地区为 20915109 万元，西部地区最低，为 17395583 万元，整体呈现出“东部最高、中部次之、西部最低”的分布特征。

从政府干预程度来看，东部、中部和西部地区的均值分别为 0.157、0.192 和 0.265，呈现出由东向西逐步上升的趋势。表明相较于东部地区，中西部地区尤其是西部地区财

政支出占经济总量的比重相对更高，政府在资源配置和经济运行中的参与程度更强。这在一定程度上反映出欠发达地区对政府支持和公共投入的依赖程度更高。

从农村居民收入水平来看，东部地区农村居民人均可支配收入均值最高，为 16936 元，中部地区为 13396 元，西部地区为 11722 元，不同区域农村居民收入水平存在较为明显的层次性差异，且这一排序与各地区经济发展水平基本一致。在经济基础较好的地区，其农村居民收入水平通常也相对更高。

从人力资本水平来看，东部、中部和西部地区均值分别为 0.00780、0.00722 和 0.00711，三大区域之间差距相对较小，整体表现为东部略高、中部和西部较为接近，相较于经济发展水平和收入水平，人力资本变量在区域之间的平均差异并不十分突出。

从数字普惠金融发展水平来看，东部地区数字普惠金融综合指数均值最高，为 202，中部地区为 189，西部地区最低为 182，表明东部地区在数字基础设施、金融服务供给能力以及居民数字金融使用条件方面相对更具优势，中部地区次之，西部地区相对滞后。

从产业结构变量来看，在东、中、西部地区的均值分别为 1.06、1.04 和 1.07，三大区域之间差异相对较小，不同区域产业结构变量的整体差距并不明显。不过其标准差分别为 0.453、0.591 和 0.586，表明各区域内部该变量仍存在一定波动。

3. 东、中、西地区普惠金融指数柱状图

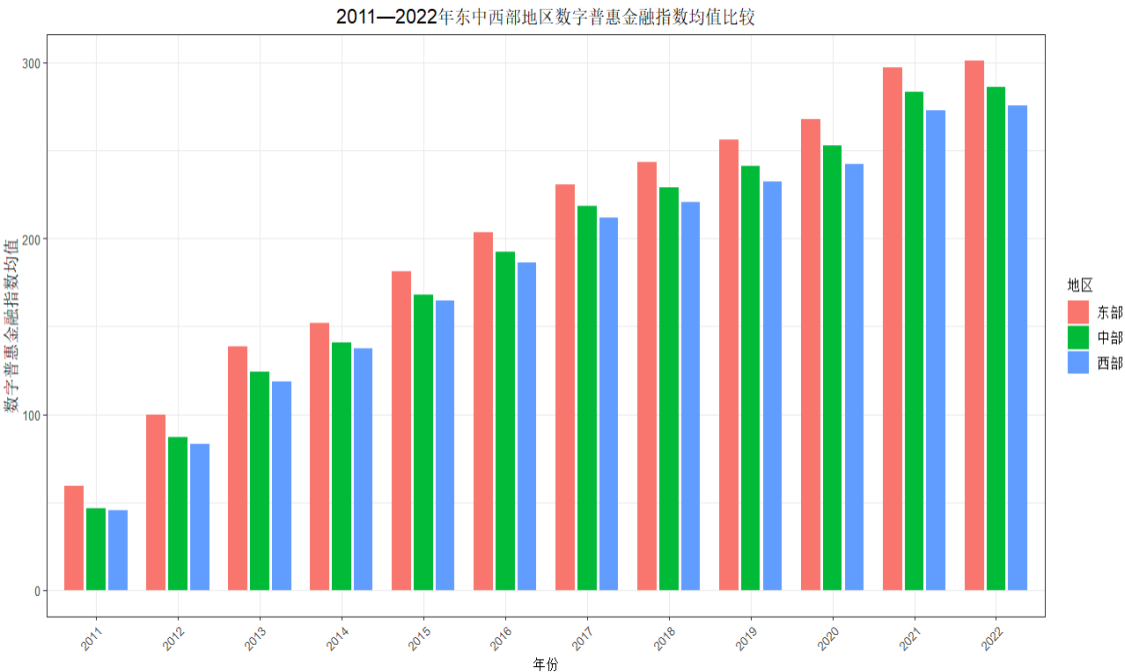


图 2 东、中、西地区普惠金融指数柱状图

图 2 展示了 2011-2022 年东、中、西部地区数字普惠金融指数均值的比较情况。总体来看，三大区域数字普惠金融指数均随时间持续上升，表明样本期内我国数字普惠金融发展水平整体不断提高，从区域分布来看，东部地区始终处于最高水平，中部地区次之，西部地区相对较低。

4. 东中西地区农村居民收入趋势图

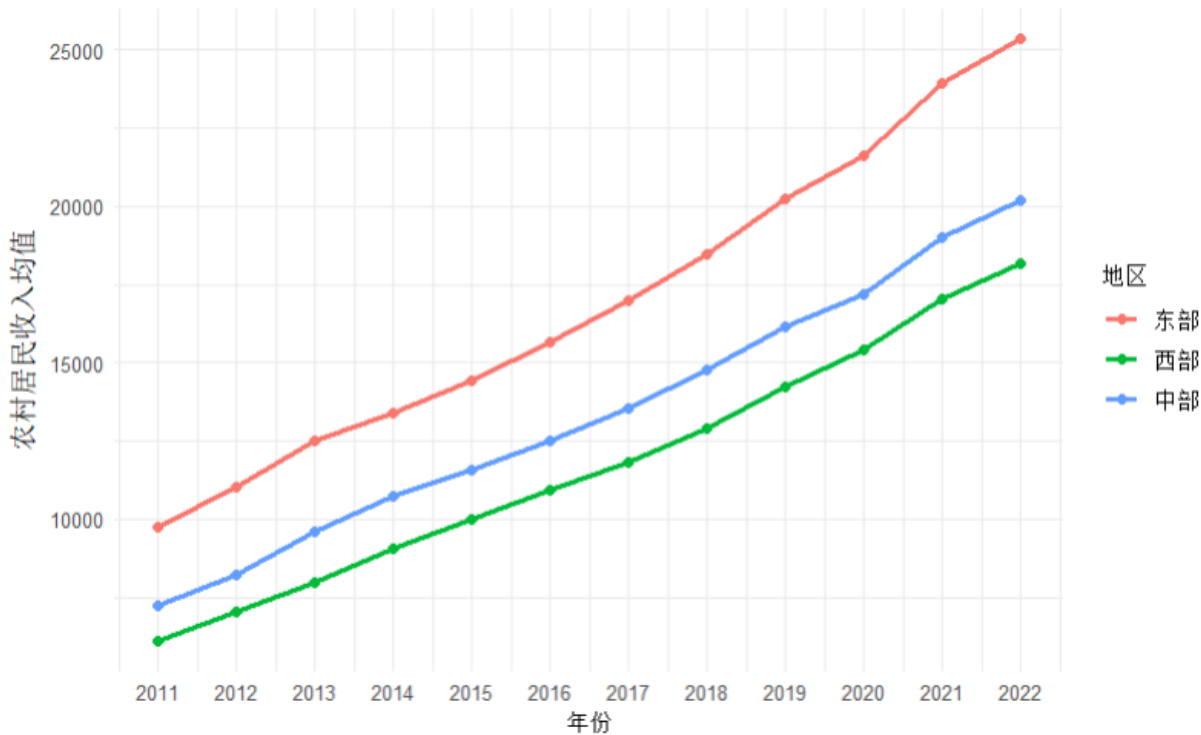


图 3 东、中、西部地区农村居民收入均值的变化趋势

图 3 展示了 2011-2022 年东、中、西部地区农村居民收入均值的变化趋势。总体来看，三大区域农村居民收入均值均随时间持续上升，三大区域收入曲线均较为平稳，没有出现明显的倒退现象，表明样本期内各地区农村居民收入水平整体不断提高。从区域分布看，东部地区始终处于最高水平，中部地区次之，西部地区相对较低。表明我国农村居民收入增长具有明显的区域层次性。与此同时，虽然中西部地区农村居民收入也在持续增长，但与东部地区相比仍存在一定差距而且这种差距在样本期内并未完全消失。这表明，我国农村居民收入增长在总体改善的同时，区域间发展仍不够均衡，中西部地区在提升农民收入水平方面仍面临较大压力。

5. 相关性分析

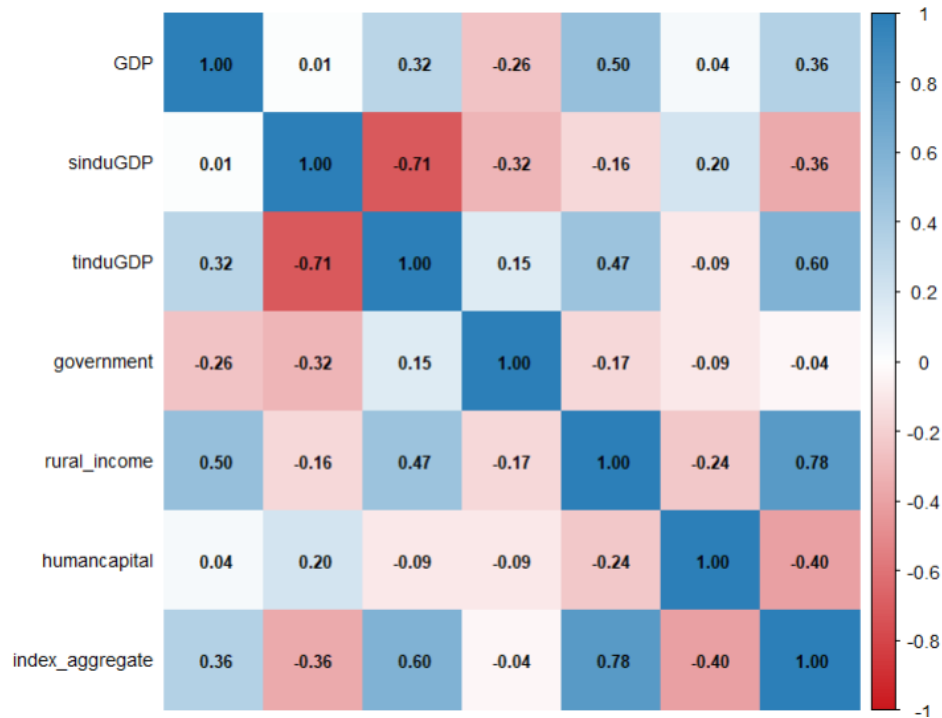


图 4 热力图

图 4 中数字普惠金融综合指数与农村居民收入的相关系数为 0.78，呈现较强的正相关关系，表明数字普惠金融发展水平越高的地区，农村居民收入水平通常也越高。与此同时，GDP 与农村居民收入的相关系数为 0.50，GDP 与数字普惠金融综合指数的相关系数为 0.36，也均表现为正相关，表明经济发展水平较高的地区，往往伴随着更高的农村居民收入和更高的数字普惠金融发展水平。

从产业结构看，第三产业增加值占 GDP 比重与农村居民收入的相关系数为 0.47，与数字普惠金融综合指数的相关系数为 0.60，均为较明显的正相关，第三产业发展程度越高，越有利于农村居民收入提升和数字普惠金融发展。相对而言，第二产业增加值占 GDP 比重与农村居民收入和数字普惠金融综合指数分别呈现弱负相关和中等负相关，相关系数分别为-0.16 和-0.36。此外，第二产业和第三产业增加值占比之间的相关系数为-0.71，两者存在较强替代关系。

政府干预程度与农村居民收入、数字普惠金融综合指数的相关系数分别为-0.17 和-0.04，整体相关性较弱，人力资本水平与农村居民收入的相关系数为-0.24，与数字普惠

金融综合指数的相关系数为-0.40，也表现为负相关。

五、模型构建

（一）、基准回归模型

双向固定效应模型能够控制不同城市和年份的固定效应，消除由地区特定因素和宏观经济波动所引起的偏差，从而准确估计数字普惠金融对农村居民收入的影响，得到可靠结论。

在模型构建过程中，本文对农村居民人均可支配收入、数字普惠金融总指数以及地区生产总值等变量进行了自然对数处理，主要有以下几点原因：一，缓解变量分布偏态和极端值影响。农村居民收入、GDP 和数字普惠金融指数这类变量存在较强的右偏分布，不同城市之间数值差异较大，直接进入模型可能会使少数极端值对回归结果产生过强影响。通过取自然对数，可以压缩变量尺度，弱化异常大值的影响，使数据分布更加平稳，从而提高模型估计的稳健性。二，缓解异方差问题。在面板数据中，随着变量数值水平增大，其波动幅度往往也会增大，容易出现异方差。

1. 模型设定

基准回归模型的设定如下：

$$\ln Y_{it} = \beta \ln_index_aggregate_{it} + \gamma' Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中， $\ln Y_{it}$ 表示 i 城市 t 年农村居民人均可支配收入的对数， $Controls_{it}$ 为控制变量集合， $\ln_index_aggregate_{it}$ 为核心解释变量， μ_i 表示城市固定效应，用以控制地区层面不随时间变化的不可观测因素， λ_t 表示年份固定效应，用以控制宏观冲击， ε_{it} 为随机扰动项。

2. 模型结果解读

通过 Rstudio 中 `fixest` 包里的 `feols` 函数运行出以下结果：

表 5 基础回归结果

变量名称	估计值	标准误	t 值	p 值
------	-----	-----	-------	-------

<i>ln_index_aggregate</i>	0.1021	0.0311	3.2864	0.0011
<i>lnGDP</i>	0.1890	0.0216	8.7510	0.0000
<i>instructure</i>	0.0253	0.0076	3.3413	0.0009
<i>government</i>	0.2814	0.0816	3.4483	0.0007
<i>humancapital</i>	0.2650	0.2370	1.1184	0.2644
<i>Within R²</i>	0.2372		观测值	3300

回归结果显示，核心解释变量 *ln_index_aggregate* 的估计系数为 0.1021，并在 1% 的显著性水平上通过检验。这表明，在控制其他因素不变的条件下，数字普惠金融总指数每提高 1%，农村居民人均可支配收入平均提高约 0.102%，数字普惠金融的发展能够促进农村居民收入增长。从控制变量的回归结果来看，*lnGDP* 的系数为 0.1890，且在 1% 水平上显著，这表明经济发展水平越高，农村居民收入水平越高。*instructure* 的系数为 0.0253，并在 1% 水平上显著，表明产业结构优化对农村居民收入增长具有促进作用。*government* 的系数为 0.2814，同样在 1% 水平上显著，说明政府干预程度提高在一定程度上有助于农村居民增收。*humancapital* 的回归系数为正，但未通过显著性检验，表明其影响方向虽然为正，但统计证据尚不足以说明其对农村居民收入存在稳定显著的促进作用。

从模型整体情况来看，本次回归共包含 3300 个观测值，控制了 275 个城市固定效应和 12 个年份固定效应。模型的 *Within R²* 为 0.2372，表明在控制城市和年份固定差异之后，核心解释变量与控制变量能够解释农村居民收入约 23.72% 的组内变动，整体拟合效果较为合理。对于双向固定效应模型而言 *Within R²* 比普通 *R²* 更能反映模型对组内变动的解释能力，因此更适合作为本文模型拟合程度的衡量指标。

（二）、稳健性检验

考虑到数字普惠金融发展对农村居民收入的影响存在一定的时间传导过程，当前农村居民收入水平也会反过来影响当期数字金融发展，因此为确保基准回归结果的稳健性，研究采用滞后一期指数进行重新估计。同时考虑到本文使用的是 2011-2022 年间 275 个城市的面板数据，同一城市在不同年份之间的误差项会存在组内相关性。如果继续用普通标准误去做统计推断，就有可能低估估计量的不确定性，进而导致显著性判断偏向于乐观。为此，本文在双向固定效应模型的基础上，进一步采用了城市层面的聚类稳健标准误，对基准模型重新进行了估计。

表 6 稳健性分析结果：

变量	基准模型	滞后一期检验	城市层面聚类稳健标准误
<i>ln_index_aggregate</i>	0.1021***	0.0772**	0.1021***
<i>lnGDP</i>	0.1890***	0.1626***	0.1890***
<i>instructure</i>	0.0253***	0.0245***	0.0253***
<i>government</i>	0.2814***	0.2177**	0.2814*
<i>humancapital</i>	0.2650	0.2572	0.2650
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	3300	3025	3300
<i>Within R²</i>	0.2372	0.2123	0.2278

注：所有回归均控制城市固定效应和年份固定效应，城市聚类列的标准误采用城市层面聚类稳健标准误，***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著

从回归结果可以看到，滞后了一期的指数的估计系数是 0.0772，而且在 1%的统计水平上面是显著为正的。与基准回归里面核心解释变量的系数 0.1021 相比是有所下降的。这就表明，数字普惠金融的发展对农村居民的收入有持续性的正向作用。另外，从控制变量的结果来看，地区生产总值、产业结构的水平还有政府支持这些变量，仍然都显著为正，人力资本变量虽然也是正的，但是它并没有通过显著性的检验，整体上的结果跟基准回归的结果基本上保持一致。证明基准回归的结果是稳健的，本文具有可靠的研究结论。

重新估计的结果表明，在控制了城市固定效应和年份固定效应、并且采用了城市层面聚类稳健标准误之后，核心解释变量 *ln_index_aggregate* 的估计系数为 0.1006，在 1%的统计水平上依然显著为正。证明即便考虑进来同一城市内部误差项之间的相关性，数字普惠金融对农村居民收入的促进作用也依然是成立的，从而进一步验证了基准回归结果的稳健性。在城市层面聚类稳健标准误下，*lnGDP* 和 *instructure* 仍然在 1%的水平上显著为正，说明经济发展水平和产业结构优化依然是推动农村居民收入增长的重要因素。*government* 的估计系数虽然为正，但只在 10%的水平上边际显著，*humancapital* 的估计系数也还是正的，但同样没有通过显著性检验。因此，在采用了更为审慎的统计推断

方式之后，本文核心解释变量的方向、大小以及显著性都没有发生实质性的变化，这说明基准回归结果并不是因为标准误低估才得出来的。

（三）、因果森林分析

为了准确地识别数字普惠金融对农村居民收入的异质性影响，本文在基准回归和稳健性检验的基础上，以因果森林分析为主线，进行分析和比较。

1. 因果森林异质性识别

本文首先在控制经济发展水平、政府干预程度、人力资本和产业结构等协变量的基础上，估计数字普惠金融对农村居民收入的总体平均处理效应，随后通过异质性校准检验判断处理效应是否存在系统性差异，最后进一步按照东部、中部和西部地区进行分组，计算各区域的组平均处理效应，并结合区域差异检验和 CATE 分布图比较不同区域及区域内部的受益程度差异。

表 7 因果森林总体效应（APE）

指标	数值
估计值	0.7523
标准误	0.0829
95%置信区间下限	0.5897
95%置信区间上限	0.9149

表 8 异质性检验结果

变量	Estimate	Std.Error	t value	P 值
<i>mean.forest.prediction</i>	1.1157***	0.0887	12.5744	<0.001
<i>differential.forest.prediction</i>	1.1815***	0.1525	7.7488	<0.001

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著

表 7 显示，数字普惠金融的总体平均处理效应是 0.7523，标准误为 0.083，在 1%的水平上显著，95%的置信区间[0.590,0.915]。说明数字普惠金融整体上确实有显著的增收作用。

在异质性校准检验中，*differential.forest.prediction* 的估计值为 1.181，且在 1%的水

平上显著，说明因果森林识别出来的异质性并不是随机噪声，表明数字普惠金融发展对农村居民收入的影响并不是在所有城市都一样，而是会随着地区特征、经济条件和要素禀赋的不同而发生变化。这一点是传统分组回归没法直接检验的。

2. 区域组平均处理效应结果

在获得个体层面的条件平均处理效应后，本文进一步按东部、中部和西部进行分组，计算组平均处理效应（GATE），结果如下。

表 9 东中西部 GATE 估计结果

地区	GATE	标准误(SE)	样本量(N)
东部	1.2934***	0.2202	1056
中部	0.5022***	0.0851	1188
西部	0.4926***	0.0714	1056

表 9 显示，数字普惠金融在东、中、西三个区域都具有显著的正向增收效应，但作用的强度存在明显差异。其中，东部地区的 GATE 最高，为 1.293，中部和西部的 GATE 分别是 0.5022 和 0.4926，这两个数值较为接近。表明在因果森林的框架下，东部部分城市可能具有更强的数字普惠金融收入转化能力。

表 10 以东部为基准组的差异回归

变量	估计值	标准误	P 值
截距（东部）	1.2934***	0.2194	<0.001
西部-东部	-0.8007***	0.2306	<0.001
中部-东部	-0.7912***	0.2352	<0.001

表 11 区域差异联合检验与两两检验结果

检验内容	Chi-square	P 值	结论
联合检验：东部=中部=西部	12.4320	0.0020	显著拒绝原假设
两两检验：东部 = 中部	11.3150	0.0008	显著不同
两两检验：东部=西部	12.050	0.0005	显著不同
两两检验：中部=西部	0.0074	0.9314	不显著

从表 10 和表 11 中可以看出，东、中、西三大区域的处理效应整体上存在显著差异，联合检验在 1%的水平上显著，说明区域异质性整体上是成立的。两两检验表明，东部与中部之间的差异显著，东部与西部之间的差异也显著，但中部与西部之间的差异不显著。

3. 区域内部异质性的分布特征

除了区域平均效应之外，因果森林还能够进一步刻画组内个体处理效应的分布情况。图 6 绘制了东、中、西部地区的 CATE 箱线图，用来展示不同区域内部个体处理效应的分布差异。

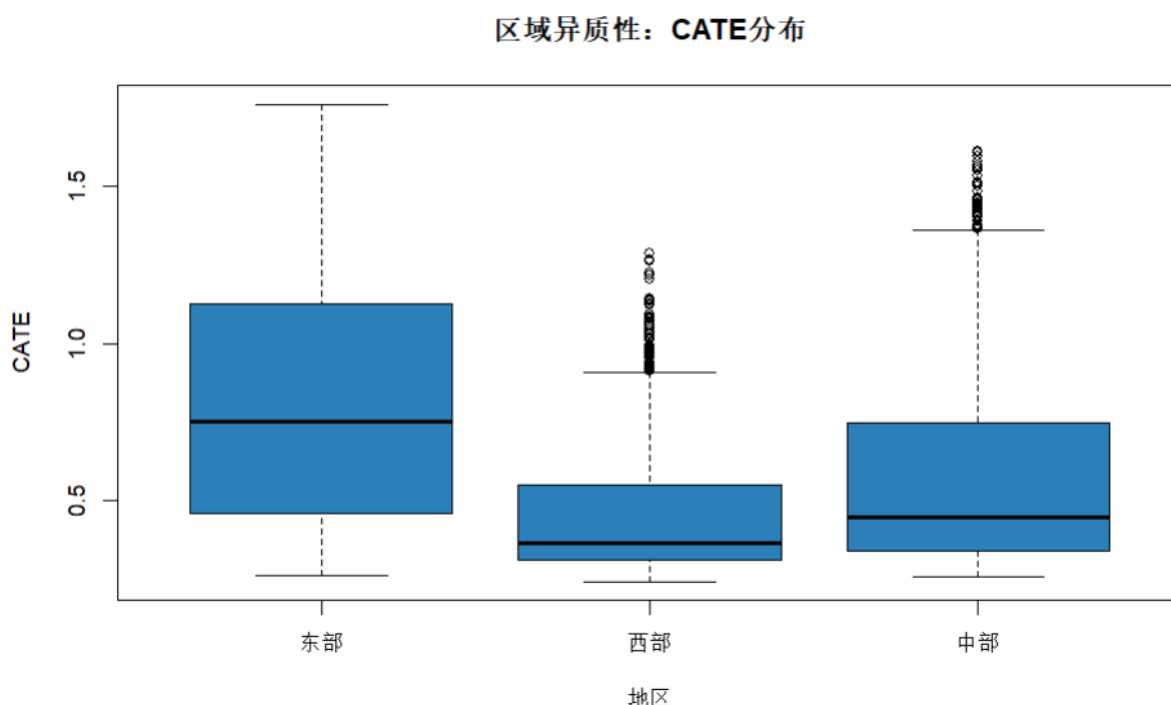


图 6 CATE 箱线图

从图 6 可以看到，东部地区的处理效应分布整体上高于中部和西部，这与东部 GATE 最高的结论是一致的。同时，中部和西部的分布区间有较多重叠，也跟前文两两检验中“中部与西部差异不显著”的结果相呼应。更重要的是，箱线图揭示出同一个区域内部的不同城市之间也存在受益程度的差异，这意味着数字普惠金融的异质性不仅体现在组间均值的差异上，还体现在区域内部的结构分化上。

为进一步揭示区域内部异质性，本文根据因果森林估计结果，按城市计算了样本期

内的平均处理效应，并分别选取东部、中部和西部地区平均处理效应最高的 3 个代表性城市进行比较，同时根据城市平均处理效应的分位数将样本划分为高处理效应组、中间组和低处理效应组，结果如下：

表 12 各区域平均处理效应最高的代表性城市

区域	城市	CATE 平均数	CATE 中位数	标准差
东部	苏州市	1.42	1.67	0.361
东部	宁波市	1.36	1.56	0.351
东部	大连市	1.32	1.54	0.298
中部	武汉市	1.30	1.45	0.285
中部	郑州市	1.20	1.40	0.364
中部	南昌市	1.13	1.25	0.431
西部	成都市	1.03	1.00	0.143
西部	重庆市	1.00	0.987	0.153
西部	西安市	0.988	1.00	0.194

注：CATE 平均数为基于因果森林模型计算的城市样本期平均处理效应，CATE 中位数和标准差分别反映该城市处理效应的中位水平及波动程度。

表 13 东部高、低处理效应城市特征比较

城市分组	平均 $\ln GDP$	平均 $instructure$	平均 $government$	平均 $humancapital$
高处理效应组	17.7	1.11	0.142	0.0104
中间组	16.9	1.05	0.167	0.00662
低处理效应组	16.5	1.00	0.162	0.00642

表 14 中部高、低处理效应城市特征比较

城市分组	平均 $\ln GDP$	平均 $instructure$	平均 $government$	平均 $humancapital$
高处理效应组	17.3	1.01	0.165	0.0102
中间组	16.5	1.08	0.202	0.00570
低处理效应组	16.0	1.03	0.209	0.00575

表 15 西部高、低处理效应城市特征比较

城市分组	平均 $\ln GDP$	平均 $instructure$	平均 $government$	平均 $humancapital$
高处理效应组	16.9	1.25	0.206	0.0127
中间组	16.0	1.13	0.296	0.00403
低处理效应组	15.8	0.844	0.294	0.00470

表 12 显示,东部地区平均处理效应较高的城市主要包括苏州市、宁波市和大连市,中部地区主要包括武汉市、郑州市和南昌市,西部地区则主要包括成都市、重庆市和西安市。整体来看,东部和中部代表性城市的平均处理效应普遍高于西部地区代表性城市,同时也说明,即使处于同一区域内部,不同城市之间数字普惠金融的收入促进效应仍然存在差异,区域内部也存在结构性分化。

从高、低处理效应城市特征比较来看,东部地区高处理效应组城市的平均 $\ln GDP$ 、产业结构和人力资本水平均高于低处理效应组,而政府干预程度相对较低,说明在东部地区,数字普惠金融增收效应较强的城市通常具备更好的经济基础、更优的产业结构以及更强的人力资源条件。西部地区也呈现出类似特征,且高处理效应组在产业结构和人力资本水平上的优势更为明显,说明在西部地区,数字普惠金融效应的发挥更依赖于产业优化和人力资本积累。中部地区则表现为高处理效应组城市的经济发展水平和人力资本水平明显更高,政府干预程度相对较低,但产业结构差异不如东部和西部明显,这表明中部地区数字普惠金融增收效应的差异主要可能与经济基础和人力资本条件有关。

4. 传统异质性检验

为了与因果森林识别结果进行对照,本文进一步采用传统分组回归方法,传统分组回归的基本思路:先按预设标准把样本划成几组,再在各组子样本里分别估计同一个回归模型,最后去比较核心解释变量的系数在不同组之间的大小和显著性。我们按照东部、中部和西部三个区域对城市样本做了划分,并在各区域样本内分别构建双向固定效应模型,得到的结果如下:

表 16 传统分组回归结果

变量	东部	中部	西部
$\ln_index_aggregate$	-0.0197	0.0027	0.0765*
$\ln GDP$	0.2668***	0.1698***	0.0747***

<i>instructure</i>	0.0090	0.0230*	0.0265*
<i>government</i>	0.9472***	0.0584	0.0092
<i>humancapital</i>	0.8072***	-0.0421	0.5267
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	1056	1188	1056
<i>Within R²</i>	0.43622	0.25516	0.12135

注：***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的水平上显著

表 16 显示，在东、中、西部分别进行双向固定效应估计之后，核心解释变量 *ln_index_aggregate* 的估计系数存在明显差异。具体来说，东部地区的系数是-0.0197，中部地区是 0.0027，这两个都没有通过常规显著性检验，西部地区的系数是 0.0765，并且在 10%的水平上显著为正。这说明，在传统线性分组框架下，数字普惠金融水平对农村居民收入的促进作用主要体现在西部地区，东部和中部则观察不到显著影响。

这一结果说明，数字化发展对农村居民增收的作用确实有一定的区域异质性。跟东部和中部比起来，西部地区的数字基础设施和市场连接程度相对更弱一些，数字化发展能带来的边际改善空间也更大，所以数字普惠金融发展更容易转化为农村居民的收入增长。相比之下，东部地区的数字基础和经济发展水平已经较高，数字化发展更多体现为一种存量上的优化，它对农村收入的新增边际效应在传统线性模型里没能显著体现出来，中部地区则可能处于一个过渡状态，相关影响还不够稳定。

5. 传统分组回归与因果森林结果比较

从结果看，传统分组回归与因果森林在区域异质性结论上存在一定差异，但并不能代表传统分组回归是错误的。传统分组回归中，东部地区 *ln_index_aggregate* 的估计系数为 -0.0197，但未通过显著性检验，因此不能将其解释为数字普惠金融对东部农村居民收入具有显著负向影响，在传统线性固定效应框架下，东部地区没有识别出显著的平均线性效应。西部地区系数为 0.0765，并在 10% 水平上显著，说明西部地区的正向效应在传统线性模型中更容易被识别。

因果森林结果则显示，东部地区的 GATE 估计值相对较高。这一结果说明，在允许处理效应随城市特征发生非线性变化后，东部部分城市可能具有较高的数字普惠金融收入转化能力。造成两类方法结果差异的原因在于，传统分组回归估计的是预设区域内

部的共同线性斜率，而因果森林估计的是条件平均处理效应，并允许不同城市之间存在处理效应差异。

六、结论与政策建议

（一）、结论

结果表明，数字普惠金融对农村居民收入增长具有显著的促进作用，且这一结论具有较强的稳健性。基准回归结果显示，在控制经济发展水平、产业结构、政府干预程度、人力资本水平以及城市固定效应和年份固定效应后，数字普惠金融总指数的回归系数为 0.1021，并在 1% 的统计水平上显著，在将核心解释变量滞后一期重新估计后，其回归系数为 0.0772，仍显著为正，表明数字普惠金融对农村居民收入的促进作用并非由短期波动或特定模型设定所导致，而是具有持续性和稳定性。

因果森林估计结果显示，数字普惠金融的平均处理效应（APE）为 0.7523，标准误为 0.0829，说明在控制相关协变量后，数字普惠金融对农村居民收入具有一定的正向影响。进一步从区域异质性来看，东部、中部和西部地区的组平均处理效应（GATE）分别为 1.2934、0.5022 和 0.4926，标准误分别为 0.2202、0.0714 和 0.0851。从数值上看，东部地区的 GATE 估计值高于中部和西部，说明在因果森林模型设定下，东部地区的估计处理效应相对较高，意味着东部部分城市在经济基础、数字基础设施和金融资源配置能力等方面更有利于将数字普惠金融转化为农村居民收入增长。同时，传统分组回归结果也表明，数字普惠金融的收入效应在不同区域之间并不完全一致，数字普惠金融对农村居民收入的影响具有一定区域异质性。

综合来看，数字普惠金融总体上对农村居民收入增长具有促进作用，这一影响并不具有完全一致的区域表现。传统分组回归和因果森林结果共同说明，数字普惠金融收入效应存在区域差异，而因果森林进一步提示，这种差异不仅体现在东、中、西部之间，也可能体现在同一区域内部不同城市之间。

（二）、政策建议

数字普惠金融可以促进农村居民收入增长，而且在不同地区它所产生的影响也是不同的。所以应该结合各个地区在发展方面的实际情况，去进一步地优化数字普惠金融用

来支持农村增收的政策路径。

1. 完善农村数字基础设施建设

地方政府要继续去推进农村地区在网络通信、数字终端还有金融服务平台这些方面的建设工作，提升上去数字普惠金融的覆盖范围以及可获得性，这样才能为农村居民使用数字金融产品提供到一个基础性的条件。从研究的结果里面也能得到证实，东部地区由于已经有了比较完善的平台搭建，它的表现要比中西部地区更好。

2. 提升农村居民的数字金融素养

社会方面需要加强针对农村居民，尤其是中老年群体还有低收入群体的数字金融知识的普及以及使用方面的培训，让他们对数字支付、数字信贷这类金融工具的接受能力和应用能力都能够得到提升。中老年人和低收入群体往往对数字技术的接受程度会较低一些，对他们进行知识方面的普及，能够帮助他们跨越知识上的鸿沟的，而且这部分群体在农村人口里面占了相当重要的一个比例，要想提高上去农村居民的收入，从这部分群体入手是一条必经之路。

3. 推动数字普惠金融与农村产业发展相结合

制定相关法律法规引导数字普惠金融更好服务农业生产、农村电商和特色产业发展，拓宽农民的融资渠道以及就业增收的渠道，同时也要增强数字金融的收入转化效应。每个地区都有各自不同的风土人情和特色，只有因地制宜地去实施相关的政策，才能够最大程度地提升政策的效用。

4. 实施区域差异化推进策略

相关的部门应该针对东部、中部还有西部地区在数字普惠金融的发展条件以及增收效应上面存在的差异，采取分类施策、分区推进的办法，提高政策实施的针对性和有效性。在经济比较发达的地区，要更注重深度化和数字化这方面的工作，把数字普惠金融跟金融科技给深度融合起来，让它能够更好地去服务于高附加值的产业以及科技型的小微企业。而在经济相对不那么发达的地区，就要重点去推进广覆盖和基础化的工作，优先完善好基础设施，降下来金融服务的门槛。

参考文献

- [1] Nguyen, T. T. H., & Pham, T. T. (2023). The impact of digital financial inclusion on household income in Vietnam. *Journal of Asian Economics*, 85, 101536.
- [2] Jack, W., & Suri, T. (2014). Mobile money. *Journal of Economic Perspectives*, 28 (3), 201-220.
- [3] 蔡青青, 冯诗宇, 许泱. 数字普惠金融对我国农村居民消费的影响研究[J]. *湖北科技学院学报*, 2025, 45(02): 26-34.
- [4] 李赛男. 数字普惠金融对山东省农村居民收入的影响研究[J]. *山西农经*, 2025, (02): 225-228.
- [5] 杨爽. 数字普惠金融对农村居民消费的影响研究——基于数字鸿沟调节效应分析[J/OL]. *农业展望*, 1-13[2025-04-25].
- [6] 公维才, 李丛, 张钰. 数字普惠金融与农村居民消费[J]. *金融发展研究*, 2025, (03): 84-92.
- [7] 宋健, 陈锦, 游植杰. 数字普惠金融能否促进农村居民收入提升?——基于长江经济带地级市数据[J]. *湖南财政经济学院学报*, 2025, 41(02): 50-59.
- [8] 李嘉欣. 数字普惠金融对我国农村居民消费的影响研究[D]. *内蒙古大学*, 2024.
- [9] 张双伶, 夏娟. 数字普惠金融与农村居民消费升级的关系研究——基于多重中介效应的检验[J]. *河北民族师范学院学报*, 2025, 45(01): 94-99.
- [10] 周朝阳. 内蒙古数字普惠金融对农村居民消费结构的影响——基于产业结构的中介效应分析[J]. *农村经济与科技*, 2025, 36(05): 194-197.
- [11] 范译尹. 数字普惠金融影响中部地区农村居民消费分析[J]. *商业观察*, 2024, 10(27): 105-108+113.
- [12] 马薇, 蔡家琛, 葛通. 大数据条件下分组回归模型分组方法与应用研究[J]. *数量经济研究*, 2022, 13(2): 1-17.
- [13] 郝凤霞, 朱琪. 中央对地方的转移支付结构对地区经济增长的影响研究——基于产业结构的分组回归[J]. *工业技术经济*, 2020, 39(2): 101-109.
- [14] Wager S, Athey S. Estimation and Inference of Heterogeneous Treatment Effects

Using Random Forests[J]. Journal of the American Statistical Association, 2018, 113(523): 1228-1242.

- [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

中央财经大学本科毕业论文（设计）原创性声明

本人郑重声明：所提交的毕业论文（设计）《数字普惠金融对农村居民收入的区域异质性影响——基于因果森林的研究》，是本人在指导老师的指导下独立进行研究工作所取得的成果。除文中已经注明引用的内容外，不含任何其他个人或集体已经发表或撰写过的作品成果，不存在购买、由他人代写、剽窃和伪造数据等作假行为。对本文研究/设计做出重要贡献的个人和集体，均已在文中以明确方式标明。本人完全意识到本声明的法律结果，如违反有关规定或上述声明，愿意承担由此产生的一切后果。

论文作者签名：柴行

签字日期：2026 年 5 月 8 日

本科毕业论文（设计）版权使用授权书

本人完全了解中央财经大学有权保留并向国家有关部门或机构送交本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅。本人授权中央财经大学可以将本人的毕业论文(设计)的全部或部分内容编入有关数据库进行检索和传播，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编论文。

论文作者签名：柴行

导师签名：

签字日期：2026 年 5 月 8 日

签字日期：2026 年 5 月 8 日

致谢

时光匆匆，大学生活即将结束，本科毕业论文的完成也为这一阶段画上了句号。在论文写作过程中，从选题、资料收集到数据处理、模型构建和论文修改，我得到了许多帮助与支持，在此表示衷心感谢。

首先，感谢我的指导教师王晓迪老师。王老师在论文选题、研究思路、模型设定和论文修改等方面给予了我耐心指导和宝贵建议，使我能够不断完善论文内容和研究逻辑。

其次，感谢统计与数学学院各位老师在大学期间对我的培养，使我掌握了较为系统的专业知识和数据分析能力，为本篇论文的完成奠定了基础。

最后，感谢父母和许心怡一直以来的理解、支持和陪伴，给予我的鼓励，让我能够顺利完成学业。

谨向所有帮助和支持过我的老师、同学、朋友和家人表示诚挚的感谢。