

# 数字化对贫富差距的影响：数字鸿沟还是数字包容

洪婀娜<sup>1</sup> 陈秋华<sup>1,2</sup> 苟丹璐<sup>3</sup> 施陈勇<sup>4</sup>

(1. 福建农林大学经济与管理学院 2. 福建省社科研究基地生态文明研究中心  
3. 福建省财政厅 4. University of Leicester School of Business)

## 摘要：

随着数字化的蔓延和产业结构转型所带来的区域经济不平衡，中国城乡之间的收入差距日益加剧，贫富差距应加以重视。本文利用中国 2015-2019 年的县级面板数据，首先通过直接作用角度分析数字化发展对贫富差距的总体影响和针对不同分位点样本的影响；接着从间接作用角度，围绕产业结构和消费需求，探讨数字化发展缓解贫富差距的内在机制。研究结果表明，数字化发展水平与贫富差距呈负相关关系；当数字化发展处于较高水平时，数字化发展会抑制贫富差距，且抑制作用逐渐增强；数字化不仅直接影响贫富差距，而且会通过产业结构调整、消费需求间接影响贫富差距；以市场和政府主导的产业结构升级均对缓解贫富差距起到积极作用，但是政府为主体的产业结构升级，在数字化对缩小贫富差距方面具有更完整的调节作用。

**关键词：**数字化；产业结构；贫富差距；消费需求

## 一、引言

在中国，贫富差距表现出多种形式，如区域差异、行业差异等，但最为突出的是城乡收入差距。尽管政府采取了一系列惠农政策和措施，农村居民人均可支配收入有了一定提高，但城乡二元经济发展模式，导致中国城乡经济发展不平衡现象也日益突出，这种不平衡的现象，以至农民长期处于低收入水平，虽然城乡收入比在缩小，但收入差距的绝对额仍在扩大，自 2008 年突破 1 万元后，到 2022 年这一差距扩大到近 3 万元（表 1）。可见，城乡收入差距导致的贫富差距正在制约着中国社会的发展和稳定。贫富差距虽然是个老话题，但并不因其陈旧而过时，相反，随着数字化发展、传统经济转型，如何保障农民收入较快增长、缓解贫富差距，对社会的稳定和发展有着深远的影响。

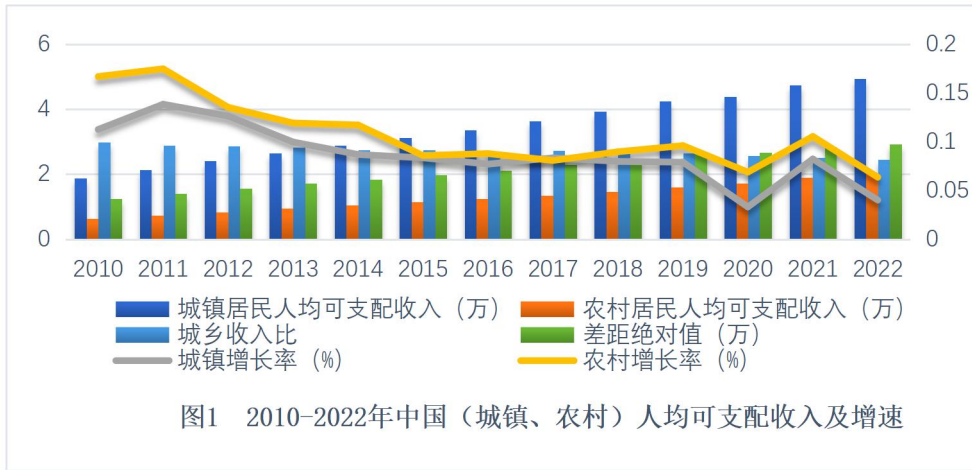


图1 2010-2022年中国（城镇、农村）人均可支配收入及增速

济、工业经济之后的新经济形态革故鼎新，以数据资源为关键生产要素、以现代化信息网络为主要载体、以融合创新为典型特征，重塑了人类经济社会的结构与形态。尽管如此，由数字技术的广泛应用而产生的发展效应，却仍然“总量不足”且“分布不均”，从数字基础设施建设到数字技术应用再到收入分配，伴随着数字鸿沟从初始性一级到继发性二级再到如今的结构性三级<sup>[1]</sup>，平等分享数字红利的目标并未同步实现<sup>[2]</sup>，数字经济所带来的贫富差距正在成为影响数字经济时代包容性发展的关键所在<sup>[3]</sup>。

由此可见，在全球数字化进程中，今天的数字鸿沟不仅仅是基于数字工具和技术的拥有、运用所造成的“信息落差”，更是贫富分化和阶级固化所带来的“社会撕裂”，由此诱发的是更为尖锐的社会稳定问题。正因如此，基于中国城乡收入差距的现实问题，消弭数字鸿沟尤其需要关注广大农民群体，全面评价数字化是否以及如何缩小贫富差距，审视收入不平等的趋势具有重要的现实意义。

有鉴于此，本文首先通过直接作用角度分析数字化发展对贫富差距的总体影响和针对不同分位点样本的影响；接着从间接作用角度，围绕产业结构和消费需求，探讨了数字化发展缓解贫富差距的内在机制：一是数字化发展所带来的产业结构高级化带动了更多的农民从传统的农业和制造业转向服务业，增加了农民非农业收入渠道；所带来的产业结构合理化则让农业更加现代化，增加了农民农业收入比重；所带来的绿色化降低了环境风险对社会和经济的影响，减少贫困家庭的医疗支付和生活成本，以此证实了数字化发展有助于推动小城镇产业结构转型，在一定程度上改善了农民的社会保障和福利待遇，并减少贫富差距。二是，数字化的发展会刺激消费增长，带来生产和就业的增加，进而再增强消费，形成“消费—生产—就业”的良性循环；最后分主体探讨以市场和政府为主导的产业结构升级，在数字化对贫富差距的影响中可能的作用路径。

## 二、文献回顾与评述

聚焦于数字化所产生的贫富差距问题，一直是学术界所关注却尚未形成一致结论的焦点。早期的“数字化差距”主要关注人们在获得数字技术连接机会方面的差距，即连接和未连接互联网的人之间的二元区别<sup>[4]</sup>，其源于政府或者私营部分对数字基础设施建设的能力与意愿不同，造成地理分布的不均<sup>[5]</sup>。随着宽带互联网接入和数字设备的普及，逐渐填平一级鸿沟，随之而来的是由使用技能、程度、动机和方式等方面差距所形成的二级鸿沟，其源于不同年龄、性别、教育水平和社会阶层所造成的使用差距<sup>[6]</sup>。如今，数字鸿沟已发展为收入、幸福感、政治参与度以及福利水平所造成的三级鸿沟。

因此，围绕三级数字鸿沟，目前的研究结果呈现多样性。持积极态度的学者们认为数字技术的使用普遍提高了资本和劳动力的生产力，并使全球价值链成为可能<sup>[7]</sup>，数字化发展通过创造就业机会<sup>[8]</sup>、技术溢出<sup>[9]</sup>、数字普惠金融<sup>[10]</sup>、创业活动<sup>[11]</sup>、降低搜索成本<sup>[12]</sup>、降低运输成本<sup>[13]</sup>等方式，能够促进地区生产总值增长，不仅与人均 GDP 呈显著正相关<sup>[14]</sup>，对于减少极端收入贫困方面影响更甚<sup>[15]</sup>。

持消极态度的学者们却认为，仅靠技术不足以提高数字经济参与度，容易导致数字化进程陷入恶性循环，并且还会加剧全球不平等。主要原因是，虽然信息的数量以每天 250 兆亿字节的速度增长，但大部分只是噪音，有用信息接近于零<sup>[16]</sup>，头部互联企业可以依靠本身已有数据库技术免费占有行业先机，甚至隐藏信息<sup>[17]</sup>，不仅导致中小型企业容易排斥在外，甚至会因“知情”限制带来高昂代价<sup>[18]</sup>；城市的公司运营网站数量是农村的两倍，导致农村在数字化知识产权方面容易被城市排斥在外<sup>[19]</sup>；随着自动化和人工智能的发展，不仅低技能劳动者面临淘汰，部分脑力劳动者也面临失业的压力，造成大量剩余劳动力挤入更为低薪行业<sup>[20]</sup>。此外，女性、老人在获取信息通信技术方面往往处于被动层面<sup>[22, 21]</sup>、而本来应该从数字连接中获得偏远补偿的地教育水平人群，并没有真正参与到数字经济发展中<sup>[23]</sup>，种种研究表明，数字经济使收入极化更为严重的现象不容乐观。

事实上，数字化对农民收入的影响之所以产生诸多不同意见，可能是研究者忽略了产业结构升级对贫富差距的影响。数字化下沉至县域的过程中，劳动、资本、技术、信息等要素在各产业之间重新配置，产业结构因此发生改变，而产业结构的改变，将引起劳动力的流动和重新配置，高素质的劳动力流向资本和技术密集型行业，低素质劳动力留在劳动密集型行业，劳动力结业结构的改变导致收入分配的变化，可见，产业结构可能是数字化影响贫富差距的重要机制因素。

遗憾的是，从产业结构视角考察数字化发展对贫富差距影响效果的研究尤为不足，尽管可以看到类似的研究，大多仅限于数字普惠金融、数字基础设施建设等对贫富差距的影响，从产业结构的视角来分析数字化对贫富差距的影响还不够深入。

鉴于此，本文基于产业结构视角并结合县域层面数据，同时从理论和实证层面考察数字化对贫富差距的影响及其作用机制。与现有文献相比，本文可能的边际贡献在于：

第一，区别于以往通过省或者市行政级别来研究贫富差距，本文聚焦了更为基层的县域层面，构建了完整的县域数字化发展水平、县域产业结构水平以及县域城乡收入差距，县域层面数据既能扩大样本量，又能更加全面准确的反应城乡收入差距的总体现状；

第二，从总体、分样本、分位数多个层面详细考察了数字化发展对贫富差距的影响作用；

第三，构建直接作用与间接作用探讨数字化对贫富差距的两条路径，又基于间接作用，进一步围绕内部效应（产业结构升级）、外部效应（消费需求），全面衡量数字化对贫富差距影响的影响机理；

第四，分主体探讨以市场和政府为主导的产业结构升级，在数字化对贫富差距的影响中可能的作用机制，并提出更具理论意义与实践价值的建议和对策。

### 三、理论分析与研究假设

中国占世界土地面积的 7.1%，人均耕地面积却只有世界平均人均耕地的 40%，农民数量与可耕地面积的比例悬殊，导致中国的工业化和现代化虽然有了很大提升，但“大国小农”的现象仍将会长期存在，因此，当前中国的贫富差距集中体现为城乡二元结构，也就是农村居民与城市居民存在的巨大收入差距。县域作为中国城镇体系的重要组成部分，是连接城市和乡村的纽带，是实现农业农村现代化和城乡融合发展的有机载体。数字化的发展与渗透赋予县域产业结构升级新的发展动力，极大缓解了县域产业单一、地理位置约束等压力，有利于协调城乡间均衡发展、优化城乡收入分配、缩小贫富差距。

#### （一）数字化发展对贫富差距的直接影响机制

随着我国农业信息化建设进程的推进，乡村数字化投资成为中国各级财政扶持的重点对象，城乡间“一级鸿沟”有了较大的缓解，而数字技术打破了城乡经济循环中的物理隔阂，提高商品和要素的流通效率，降低要素报酬和商品价格之间的城乡差异，从而改善城乡收入差距所造成的贫富差距。具体的：

一是，数字化普及所具有的惠农性，通过降低农民的信息搜寻可变成本，提高搜寻效率，打破原来城乡就业机会和工资分布额离散性；二是，数字化的

发展拓宽了农产品的销售渠道，盘活农村资源，提高农业生产、服务的供给方和需求方的匹配效率，解决了过去农民因其市场参与度低而导致获得的农业收入较之城镇居民来的低的情况；三是，数字普惠金融依托数字化和信息化，为“二八定律”中的那百分之八十小微群体如农村居民、小创业者等，提供资本逐利性下往往被金融长尾市场所忽视的金融需求，其便利性、低成本性和低门槛性，良好的缓解了金融排斥，在购买环节提供赊销服务，销售环节提供周转资金，实现借贷资本的高效配置，推动经济增长也间接缩小了贫富差距。

假设 1：数字化发展能够有效缩小城乡收入差距。

## （二）数字化发展对贫富差距的间接作用机制

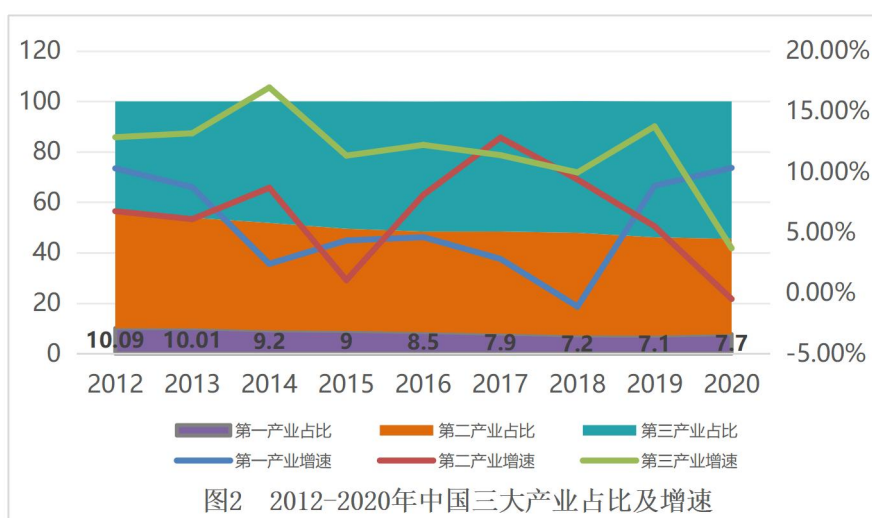
### 1. 数字化发展通过产业结构升级影响贫富差距外部作用机制

#### （1）基于产业结构高级化视角

无论是 20 世纪 50 年代的新古典增长理论，或是 20 世纪 80 年的内生经济增

长理论，他们的核心观点都是技术进步可以实现经济增长。但是，内生经济增长理论更强调的是技术进步作为内生动力而非外部推力<sup>[24]</sup>，换句话说，技术进步推动了长期经济发展，同时也是生产效率提升的内在保证。

数字经济的发展依赖于技术进步，尤其是信息技术的进步，具体的，通过互联网和宽带实现了在线购物、电子支付和远程办公等；大数据为企业获得更准确的市场洞察提供决策支持；人工智能和机器学习实现了三次产业的自动化和智能化；区块链技术则为数字经济提供了更可靠的交易和合同机制，促进了去中介化的交易和智能合约的发展。种种迹象表明，技术进步是数字经济时代下的典型特征，其有效促进了生产效率的提升，受生产效率的差异性，引起生



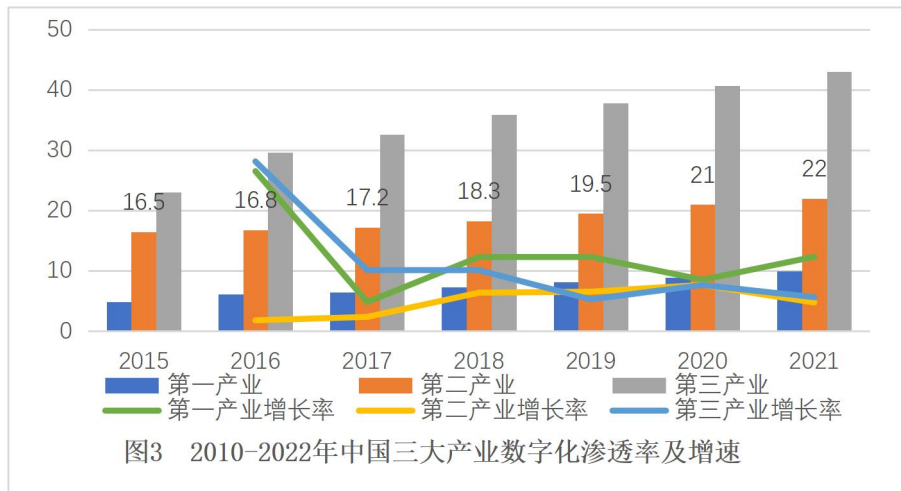
产要素从低生产率部门向高生产率部门转移，最终，高生产率部门所占份额不断上升，促进产业结构高级化发展<sup>[25]</sup>。



近 10 年来，我国第三产业迅猛发展，意味着中国正在由工业主导向服务业主导转换，经济转型和结构调整已经初见成效（图 2），此外，根据我国目前每亩耕地投入的劳动力计算，农业只需 1.5 亿劳动力，然而我国适龄劳动农村人口共计 6 亿，说明剩余的 4.5 亿农村劳动力处于就业不充分状态。那么，随着产业结构的高级化，第三产业的发展可以创造更多、更高薪的就业机会。因此，当第三产业占比提高时，可能会有更多的农村劳动力从传统的第一、二产业转向服务业，从而缓解贫富差距。

## （2）基于产业结构合理化视角

如果说技术进步推动了产业结构高级化，那么技术扩散则是促进了产业结构合理化。技术扩散理论认为，当一个行业采用新技术时，其供应链上的其他行业也需要相应地调整和更新技术，以适应新地市场需求和竞争力<sup>[26]</sup>，因此，技术扩散有助于整体经济体系中不同产业之间的协同发展，促使产业向更加合理化的方向发展。



随着数字化技术向各行业快速渗透，数字经济改变了传统产业布局，截至 2021 年，我国一二三产业数字化渗透率分别为 10%、22%和 43%，虽然第三产业数字化发展较为超前，但是近年来第一产业的数字化渗透率增长率尤为突出，未来仍有较大的渗透空间（表 3）。可见，无论是精准种植、灌溉管理、病虫害检测等现代化农业，还是工业物联网、人工智能、大数据分析等精细化制造业，或是电子商务、在线支付、云计算等智能化服务业，总体而言，数字化技术的渗透使得三大产业能够更好地应对市场需求和资源约束，实现资源的高效配置、增加附加值，推动产业结构向更为合理的方向发展。

具体到收入，一方面，随着数字技术给农业带来的“数据”生产力，数字化为新的农业发展模式和组织形态重塑带来了新的机会，无论是生产、流通还是消费，通过数字化与农业产业的深度渗透，为农业结构的合理化带来了新动力，增加农业收入；另一方面，过去有围于交通物流和市场规模需求等原因，

县域的发展受到了一定限制，随着数字化的下沉，使得县域能够突破地理限制，而县城工业和服务业的发展不仅带来了非农就业机会和相对较高的非农收入水平，还在一定程度上改善了农民的社会保障和福利待遇，这种城乡收入差距的缩小有助于改善农民的经济地位，并缓解贫富差距。

### (3) 基于产业绿色化视角

美国哲学家、环境伦理学家 John Rawls 在其著作《正义论》中提出了正义作为公平原则的概念，为后来的环境公平理论提供了基础，此后，著名学者 Brulle 和 Pelloe (2006) 指出，环境公平意味着每个人和社会群体在面对环境污染或退化时均能够同等享有洁净环境的权力以及承担环境污染的分享<sup>[27]</sup>。可知，环境公平包括了两个非常重要的内容：权益和风险。如果一种变化使受益者所得足以补偿受损者的损失，变称这个变革为“卡尔多-希克斯改进”<sup>[28]</sup>，然而，由于收益和成本承担主体不相同，获利者并没有补偿成本承受着的任何损失，以至短期内可能受损者陷入更加艰难的境地。

现实中，大中城市的产业结构调整，多数是将发达地区的污染向小城镇转移，而经济利益的大部分却依然被发达地区所控制<sup>[29]</sup>，因此小城镇可能落入“经济欠发达——承接污染项目——资源耗竭、环境恶化——发展滞后”的恶性循环中，最终面临资源耗竭和环境破坏，小城镇医疗成本负担加重导致贫富差距持续扩大。因此，产业结构升级对贫富差距的影响，不应仅停留在高级化和合理化层面，也需要将绿色化纳入产业结构升级的整体系统中。

数字化的下沉，改变了县域对资源的依赖和产业技术滞后于产业经济价值的现状，通过数字技术+清洁能源技术，实现对资源的管理和节约使用，对太阳能、风能等可再生能源的集成、预测和优化利用，对环境质量的实时监测，对智能交通、农业和制造业等领域的节能减排，以此将传统的高耗能、高污染的产业逐步替代为绿色产业，通过产业结构绿色化降低环境风险对社会和经济的影响，减少贫困家庭的医疗支付和生活成本，缓解贫富差距。

假设 2：数字化发展通过促进县域产业结构合理化、高级化和绿色化，进而增加农民收入。

### 2. 数字化发展通过消费需求影响贫富差距的内部作用机制

凯恩斯主义认为，消费是经济增长的主要驱动力<sup>[30]</sup>。根据凯恩斯主义的观点，消费者支出是经济活动中最重要的组成部分，通过提高消费者支出，可以刺激企业增加生产和投资，从而雇佣更多的劳动力，进而拉动经济增长，当消费者对经济前景持乐观态度时，又会更倾向于增加消费支出，而一个人的消费开支会成为其他人的收入，最终产生更多的消费，这种乘数效应会继续产生连锁反应，进一步提高了贫困人口的就业机会和收入水平，有助于缩小贫富差距。

从消费模式方面：数字化通过大数据、人工智能和 5G 等数字技术，打通“线上”与“线下”两个空间，消弭了地理和物理边界的隔阂，新型消费迅速打破了传统消费模式，更多消费渠道通过数字技术延伸和拓展到更为广阔的小城镇，缓解了小城镇在交通、距离和地理位置等方面的制约，使得小城镇居民的多样化消费需求比以前更容易获得，从而增加了消费机会和消费黏性。从消费理念方面：根据杜森贝里的相对收入假说，消费受到过去最高收入和最高消费水平的影响，表现出不可逆性的“棘轮效应”<sup>[31]</sup>。因此，数字金融作为数字化技术的一种典型应用，其具有的低借贷门槛、简约流程低成本等优势，大幅提升了小城居民的金融服务可得性和便捷性，减轻其对未来不确定性和预防性储蓄的担忧，从而进一步释放消费潜力。

随着小城镇的消费增长，企业和商家会根据消费者的需求变化调整产品和服务供给，以此催生新的产业和就业机会，推动小城镇的产业结构升级，以往依赖传统农业和制造业的小城镇开始转向更为多元化和高附加值的产业领域，相比较于传统农业和劳动密集型制造业，新兴产业和服务业往往具有更高的技术含量和附加值，提供了更好的薪资和就业机会，以此吸引了更多的农村劳动力。不仅如此，消费者通过选择更高效的产品和服务，可以鼓励企业提高生产效率和创新，进而提高整个经济的效率。可见，消费增长会带来生产和就业的增加，进而再增强消费，形成“消费—生产—就业”的良性循环。

假设 3：持续的消费需求抑制了数字化对贫富差距的消极影响。

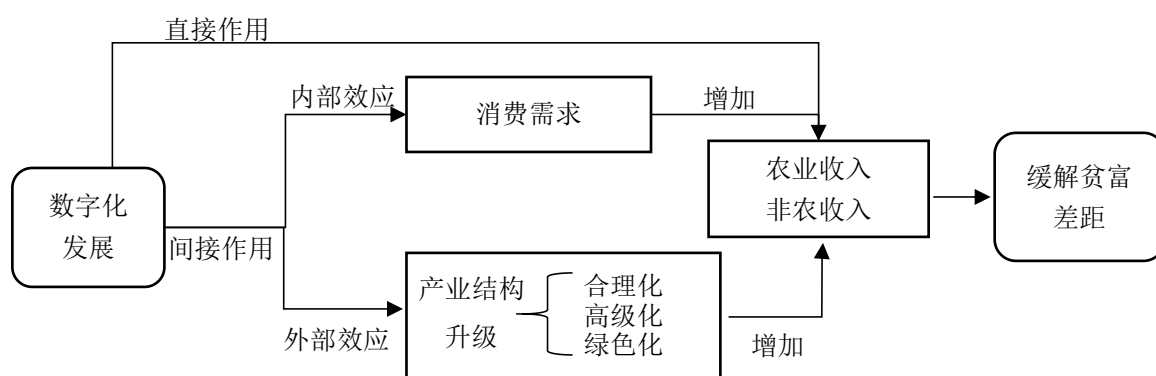


图 4 数字化发展对收入不平等的影响机制

综上所述，本文构建了研究框架图，如图 4 所示。

## 四、研究设计

### （一）样本描述

本研究以中国县域作为研究对象。这是因为，缩小贫富差距最艰巨最繁重的任务在农村，而县域经济在带动农业农村长期发展方面具有重要作用。鉴于数据的可得性和一致性，剔除数据不全的县域，本文选取中国大



陆 26 个省 633 个县 2015 至 2019 的面板数据进行实证分析。需要指出的是，本次研究对象不包括北京、上海、重庆和天津四个直辖市，由于西藏部分数据严重缺失，故本文未考虑该地区。文中的主要数据来自《中国统计年鉴(县市卷)》、国泰安数据库以及北京大学数字金融研究中心所发布的《县域数字普惠金融指数》，少数区县的数据来源于区县统计公报或统计年鉴，个别缺失数据采用插值法进行补齐。此外，本文对连续数据在 1%和 99%分为缩尾处理(Winsorize)，避免数据受到极端值影响。

## (二) 计量模型构建

### 1. 主效应模型

本文通过建立多元回归模型检验数字化发展对贫富差距的直接影响及作用机制，为了规避传统模型中的估计偏差问题，本文采用双向固定效应模型，同时加入县域固定效应和时间固定效应。具体模型如公式 (1)：

$$gap_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 digecon_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon \quad (1)$$

其中， $gap_{i,t}$ 为研究的被解释变量贫富差距， $digecon_{i,t}$ 为核心解释变量的数字化发展水平， $Controls_{k,i,t}$ 为控制变量， $\gamma_i$ 和 $\delta_t$ 分别代表不随时间改变的个体效应以及不随个体改变的时间效应， $\varepsilon$ 为随机扰动项。下标  $i$ 表示不同地区（县域）， $t$ 表示不同时间， $\alpha_1$ 的数值正负、大小体现数字化发展水平对贫富差距的作用方向和程度，是本研究最为关心的模型拟合系数。

### 2. 分位数回归

模型 (1) 本质上是一种条件期望，衡量解释变量对被解释变量的影响，受极端值的影响较大，为了更加全面反映被解释变量的条件分布情况，进一步构建分位数回归模型 (2) 去捕捉被解释变量的极值区域的影响效果。

$$gap_{i,t} = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau) digecon_{i,t} + \sum_k \beta_2(\tau) Controls_{k,i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon \quad (2)$$

其中， $\tau$  ( $0 < \tau < 1$ ) 表示条件分布的不同分位点，分别为 0.10、0.25、0.50、0.75、0.9；核心系数 $\beta_1(\tau)$ 代表了数字化发展水平对不同分位点贫富差距的边际影响。

### 3. 中介效应模型

根据前文机制分析部分所阐述，数字化对抑制贫富差距可能存在间接传导“介质”，例如存在数字化通过调整县域的产业结构进而对贫富差距产生影响的可能性。鉴于此，本文尝试采用中介效应模型探讨数字化与贫富差距间存在的中介路径，并根据“因果步骤法”分别构建如下模型检验可能存在的中介效应：

$$gap_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 digecon_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon \quad (3)$$

$$Med^*_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 digecon_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon \quad (4)$$

$$gap_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 digecon_{i,t} + \alpha_2 Med^*_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon \quad (5)$$

其中， $Med_{*i,t}$ 为中介变量，分别代表产业结构高级化、合理化和绿色化，其他变量含义与式（1）相同。

#### 4. 调节效应模型

另外，考虑到消费者的支出不仅可以刺激企业的生产和创新，还可以进一步推动经济增长，因此，本文构建如下调节效用模型，以此了解消费所形成的乘数效应是否会在提高贫困人口的就业机会和收入水平方面起到间接反应。

$$gap_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 digecon_{i,t} + \alpha_2 consumes_{i,t} + \alpha_3 cons\_digecon_{i,t} + \sum_k \alpha_k Controls_{k,i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon \quad (6)$$

其中， $consumes_{i,t}$ 为调节变量，代表消费需求，其他变量含义与式（1）相同。

#### 5. 有调节的中介效应模型

在不同时期、不同国家，有关市场主导和政府主导的产业选择会产生不同的效果。那么，对于目前还在经济起步早期的中国而言，以市场和政府主导的产业结构升级，是否均能够有效抑制贫富差距？作用路径是否一样？因此，本文尝试构建有调节的中介效应模型，揭示以市场和政府主导的产业结构升级在数字化发展对缓解贫富差距的作用路径。

$$gap_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 digecon_t + \alpha_2 Adj_{*t} + \alpha_3 digecon * Adj_{*t} + \sum_k \alpha_k Controls_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon \quad (7)$$

$$Med_{*t} = \alpha_0 + \alpha_1 digecon_t + \alpha_2 Adj_{*t} + \alpha_3 digecon * Adj_{*t} + \sum_k \alpha_k Controls_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon \quad (8)$$

$$gap_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 digecon_t + \alpha_2 Med_{*t} + \alpha_3 Adj_{*t} + \alpha_4 digecon * Adj_{*t} + \alpha_5 Med_{*t} * Adj_{*t} + \sum_k \alpha_k Controls_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon \quad (9)$$

其中， $Adj_{*t}$ 为可调节的中介变量，代表以市场和政府为主体的产业结构升级模式，其他变量含义与式（1）相同。

### （三）变量选取

1. 被解释变量。鉴于上文所述现阶段中国的贫富差距主要集中在城乡收入差距，因此本文在衡量贫富差距方面采用城乡收入差距。在衡量收入差距方面，目前采用较多的城乡收入比、基尼系数和泰尔指数。城乡收入比可以更好的体现出城乡收入差距的相对变化，但无法体现大量农村劳动力进入城市所带来的结构变化，忽略了中国经济显著的城乡二元结构特征；基尼系数对中间层次收入的变化较为敏锐，鉴于我国的差距更多的表现在以城市和农村为代表的两端收入极化，因而能否准确展现城乡之间的收入差距有待考究；泰尔指数是在考虑城乡人口结构变化的基础上来衡量组间收入分布的差异，它弥补了前两种衡量方式的不足，不仅考虑了城乡之间的人口分布，又对高、低收入阶层的收入变动较为敏感，能够较为准确的反映出由于中国城乡二元结构所造成的贫富差距程度。来自国泰安数据库。泰尔指数的计算公式如下：

$$Theil_{it} = \sum_{i=1}^2 \left( \frac{I_{ijt}}{I_{it}} \right) \ln \left[ \frac{I_{ijt}}{I_{it}} \right] / \left( \frac{P_{ijt}}{P_{it}} \right) \quad (10)$$

其中,  $I_{it}$ 表示  $i$  县域在  $t$  时期的城乡居民收入总合;  $I_{ijt}$ 表示  $i$  县域在  $t$  时期的城镇及农民居民分别的收入总和;  $P_{it}$ 表示  $i$  县域在  $t$  时期的总人口;  $P_{ijt}$ 表示  $t$  时期城镇及农村地区人口。(  $j=1, 2$ , 分别代表城镇和农村)。该指标越接近于 0, 表示城乡收入差距越小, 即贫富差距现象越轻, 相反, 指数越大, 表示城乡收入差距越大, 即贫富差距现象越重。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为县域数字化水平。对于现有数字化水平的研究尚处于初级阶段, 学术界对数字化水平尚无一个统一的指标体系。本文通过对近年来相关文献的梳理<sup>[34, 33, 32]</sup>并参考《中国互联网络发展状况统计报告》中有关网络基础指标, 根据县域的实际情况结合数据可得性构建县域数字化水平评价指标体系(表 1)。鉴于熵权法是根据指标变异性的确定客观权重, 因此, 本文采用熵权法计算各指标的权重并对其加权求和, 最终得出县域数字化发展水平。

表 1 县域数字化水平评价指标

一级指标	变量名称	二级指标	数据来源	
县域数字化 发展水平	a1	互联网宽带接入用户数	国泰安数据库	
	a2	移动电话数		
	a3	固定电话数		
	a4	邮电业务总量		
	a5	交通运输、仓储和邮政业	北京大学数字金融研究中心所发布的 《县域数字普惠金融指数》	
	a5	县域数字普惠金融指数		
	a6	是否为国家首批数字乡村试点地区		国家颁布的《关于公布国家数字乡村 试点地区名单的通知》
	a7	数字乡村指数		北京大学新农村发展研究院联合阿里 研究院发布的《县域数字乡村指数》
a8	淘宝村	阿里研究院发布的《中国淘宝村研究 报告》		

3. 中介变量。本文的中介变量为产业结构水平, 分别由产业结构高级化、合理化和绿色化进行测度。

高级化: 根据克拉格定律, 非农产业的比重提高被视为产业结构高级化的主要特征, 但实际上, 产业结构高级化不仅仅是比重关系的提高, 还应包括劳动生产率的提升, 只有当一个国家或者地区劳动生产率较高的产业所占的份额较大时, 才表明地区产业结构高度水平较高<sup>[35]</sup>。因此, 本文的将产业结构高级化的内涵界定为产业之间的比例关系与各产业劳动生产率的乘积加权值<sup>[36]</sup>, 具体的计算公式为:

$$adv2_{i,t} = \sum_{m=1}^3 y_{i,m,t} \times \frac{Y_{i,m,t}}{L_{i,m,t}}, m = 1,2,3 \quad (11)$$

$y_{i,m,t}$ 表示  $i$  县域第  $m$  产业在  $t$  时期占地区生产总值的比重, 该指数反映了中国三大产业从第一产业逐渐向第二、三产业的比例关系的演进,  $Y_{i,m,t}/L_{i,m,t}$

表示  $i$  县域第  $m$  产业在  $t$  时期的劳动生产率，其中， $Y_{i,m,t}$  表示  $i$  县域第  $m$  产业  $t$  时期的增加值， $L_{i,m,t}$  表示  $i$  县域第  $m$  产业  $t$  时期的就业人员。由于  $y_{i,m,t}$  无量纲，而  $Y_{i,m,t}/L_{i,m,t}$  有量纲，为了消除产业结构高度化量纲，本文采用均值化方法。

合理化：产业结构合理化主要是指产业间的聚合质量，反映的是产业之间的协调程度与资源的有效利用程度<sup>[37]</sup>，目前研究上大多采用定性分析，指标评价方法也尚未统一，部分文献借鉴钱纳里等人提出的标准产业结构模型，运用 Hamming 有限点贴近度方法来评价地区产业结构合理化程度<sup>[38]</sup>，但是该指标并非适用于所有地区，尤其是像中国这样人口数量庞大的发展中国家，经济在升级换代过程中，有必要保留一定数量的低端制造业，解决就业问题。因此，为了兼顾三产产值与就业结构偏差的问题，本文借鉴干春晖在泰尔指数上的进一步定义来测度中国各县域的产业结构合理化程度<sup>[40, 39]</sup>。计算公式为：

$$retion_{i,t} = \sum_{m=1}^3 y_{i,m,t} \ln \left( \frac{y_{i,m,t}}{l_{i,m,t}} \right), m = 1, 2, 3 \quad (12)$$

各公式含义与 (7) 相同，该指数是对三次产业的产值结构与产业就业人数的衡量，该值越接近 0，说明产业结构越均衡，反之，则说明产业结构越偏离均衡状态。

绿色化：数字化发展改变了传统产业的生产方式，降低了能源消耗和废弃物排放，产业结构绿色化来降低环境风险对社会和经济的影响，减少贫困家庭的医疗支付和生活成本，从而缓解贫富差距。鉴于此，本文采用碳排放量作为各县域的产业结构绿色化程度。

4. 调节变量。为了检验数字化发展对消费需求的影响，进一步探讨在数字化与消费需求的交互作用下，对贫富差距的影响，用社会消费品零售总额作为消费需求的衡量指标。

5. 控制变量。本文借鉴前人研究<sup>[43, 42, 41, 10]</sup>，控制经济发展水平、投资水平、金融发展水平、财政支出、税收等经济指标，同时控制人力资本水平、城镇化水平、工业化水平、对外开放程度、机械总动力等现代化进程指标。本部分数据来自《中国县域统计年鉴(县市卷)》及国泰安数据库。

6. 描述性统计。在剔除了样本缺失值后，得到 2015-2019 多期混合面板数据，样本总数为 3164 个。变量的最大最小值分布不存在较为明显的异常值，且存在较大的变化区间，较好的反应了中国不同县域的发展差异，同时也满足了进一步回归分析要求。具体的变量含义与描述性统计见表 2：

表 2 变量定义及说明

变量类别	变量符号	变量名称	变量定义	平均值	标准值	指标属性
被解释变量	theil	贫富差距	$Theil_{it} = \sum_{i=1}^2 \left( \frac{l_{ijt}}{l_{it}} \right) \ln \left[ \frac{l_{ijt}}{l_{it}} / \left( \frac{p_{ijt}}{p_{it}} \right) \right]$	2.247	0.554	-

解释变量	digecon	数字化经济	熵权法求得	0.048	0.086	+
中介变量	retion	合理化	$retion_{i,t} = \sum_{m=1}^3 y_{i,m,t} \ln \left( \frac{y_{i,m,t}}{l_{i,m,t}} \right), m = 1,2,3$	0.293	0.249	-
	adv2	高级化	$adv2_{i,t} = \sum_{m=1}^3 y_{i,m,t} \times \frac{y_{i,m,t}}{l_{i,m,t}}, m = 1,2,3$	6.395	0.356	+
	co2	绿色化	企业碳排放的对数	1.214	0.64	-
调节变量	consumes	社会消费品总额	社会消费品零售总额的对数	12.976	1.168	+
可调节的 中介变量	market	市场主导	规模以上工业企业 RD 支出/规模以上工业企业产值	0.666	0.664	+
	gov	政府主导	财政支出/GDP	0.304	0.26	+
控制变量	pgdp	经济发展水平	人均地区生产总值的对数	10.589	0.603	+
	edu	人力资本水平	高中以上学历在校生占比	0.041	0.04	+
	fixed	投资水平	固定资产投资总额占 GDP 比重	0.753	0.568	+
	debt	金融发展水平	(居民储蓄存款余额 + 年末金融机构各项贷款余额) / 地区生产总值	0.764	0.38	+
	tax	税收	各项税收收入的对数	11.104	1.342	+
	urbn	城镇化水平	城镇化率	0.471	0.115	+
	firms	工业化水平	规模以上工业企业单位的对数	4.249	1.385	+
	trade	对外开放程度	进出口总额占 GDP 比重	0.056	0.111	+
machine	机械总动力	农业机械总动力的对数	12.609	0.905	+	

## 五、实证结果分析

### (一) 数字化发展对贫富差距的影响

本部分研究数字化发展对贫富差距的影响，根据方程（1）构建以下模型，表3列（1）和（2）不加控制变量，逐渐固定城市和时间，其回归系数均显著为负，说明数字化发展有利于缩小贫富差距。基于前两列模型，在（3）和（4）中加入控制变量，其最终的双重固定效应模型结果显示，数字化水平的系数为-0.534，显著性在1%的水平上，说明数字化发展能够显著缩小贫富差距，假说1得到验证。

进一步分析表3列（4）的回归结果，经济发展水平（pgdp）、对外开放程度（trade）、人力资本水平（edu）、金融发展水平（debt）和城镇化水平（urbn）在1%-10%的显著性水平下通过检验，说明，提高地方经济发展水平、扩大对开放程度，增加人力资本投资、改善金融环境，加大城镇化建设有利于缩小贫富差距。

表3 数字化发展对贫富差距的影响主回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	theil	theil	theil	theil
digecon	-1.004*** (-9.683)	-0.525*** (-5.115)	-0.713*** (-7.059)	-0.534*** (-5.215)
pgdp			-0.138*** (-5.419)	-0.045* (-1.657)
edu			-0.034 (-0.205)	-0.343** (-2.061)
fixed			0.024** (2.355)	-0.014 (-1.205)
debt			-0.188*** (-7.067)	-0.091*** (-3.208)

tax			0.003 (0.301)	-0.006 (-0.686)
urban			-0.283* (-1.709)	0.558*** (2.968)
firms			0.030* (1.799)	0.009 (0.528)
trade			-0.042 (-0.655)	-0.108* (-1.691)
machine			0.013 (0.686)	-0.007 (-0.368)
_cons	2.294*** (378.538)	2.337*** (368.407)	3.676*** (10.253)	2.777*** (7.648)
City	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	No	Yes	No	Yes
N	3164	3164	3164	3164
r2	0.073	0.222	0.193	0.241

t statistics in parentheses \* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

## (二) 分位数回归结果

面板固定效应模型反应数字化水平在均值区间的影响结果，为了刻画极值区域特征且为了降低极端值影响，全面反应城乡收入差距扩大过程中数字化发展对其影响水平是否发生变化，选择面板分位数回归方法进一步研究，用模型（2）估计在0.1、0.25、0.5、0.75和0.9五个分位点处的数字化发展水平对贫富差距的回归结果（表4），列（1）-（5）显示拟合系数在[-0.85, -1.385]内变化。

表4 数字化发展对贫富差距的影响分位点回归

	(1) Q10	(2) Q25	(3) Q50	(4) Q75	(5) Q90
digecon	-1.385*** (-7.805)	-1.296*** (-7.082)	-0.974*** (-5.802)	-0.857*** (-4.489)	-0.850*** (-3.480)
_cons	3.712*** (9.343)	3.884*** (9.485)	4.935*** (13.136)	6.094*** (14.253)	7.894*** (14.439)
City / Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3164	3164	3164	3164	3164

注：由于篇幅原因，控制变量不在此展开，下同。

具体的，数字化发展在五个分位点上的回归系数分别为-1.385、-1.296、-0.974、-0.857和-0.85，均在1%的水平显著，表明对贫富差距来说，数字化发展水平的拟合系数在不断降低，意味着，随着贫富差距的逐渐扩大，数字化发展对贫富差距的抑制作用在整体水平上呈现缓慢下降趋势，其中在0.1分位点上的作用效果最强。可能的原因在于，数字化发展存在马太效应，经济越发达的地区，基础设施越完善，数字化发展的作用越能够充分发挥，农民更多地享受到数字经济发展地红利，其贫富差距也越小。相反，在贫富差距大的地区，数字化的应用收到其资源禀赋、基础设施等影响难以快速推广，农民受益于数字经济发展红利的程度也越低，贫富差距缩小比较有限。

## (三) 产业结构升级的中介效应

本部分研究产业结构升级在数字化发展缩小居民收入差距过程中的中介效



应，根据方程（3）-（5）构建以下模型，表5列（1）的主效应结果显示，数字化发展对居民收入差距的系数为-0.534，显著性在1%的水平上，说明数字化发展能够缩小贫富差距，主效应显著，可以继续进行中效应检验。

列（2）、（4）和（6）中，数字化发展对产业结构合理化、高级化和绿色化的系数分别为-0.151、0.341和-0.2，分别在5%、1%、1%的水平上显著，说明数字化转型不仅能够提高产业结构合理化、高级化，并且能够促进产业结构绿色化发展。

列（3）、（5）和（7）中的中介变量的显著性和方向，产业结构合理化、高级化和绿色化对贫富差距的系数分别为0.094、-0.09和0.24，显著性均在5%及以上的水平。

说明数字化发展能够通过提高县域产业结构水平缓解贫富差距，并且数字化发展水平每提高1单位，能直接使得贫富差距缩小0.52个单位，也会使产业结构合理化提高提高0.151个单位，从而导致贫富差距间接缩小0.014单位（ $0.151 \times 0.094 \approx 0.014$ ），总效应约提高0.53个单位，产业结构合理化对缩小贫富差距带来的间接效应在总效应中占比约2.7%，同理可得产业结构高级化、绿色化带来的间接效应占比分别为5.7%和8.9%。

结合中介效应的检验步骤，数字化发展通过促进县域产业结构升级，进而能够实现缩小贫富差距，即县域产业结构升级具有影响数字化发展水平与贫富差距关系的中介效应。假说2得到验证。此外，数字化发展更多通过产业结构绿色化影响贫富差距，这也说明，产业结构绿色化不仅是促进产业结构升级的重要保证，也是缩小贫富差距的关键工具。

表5 产业结构升级的中介效应检验结果

	(1) theil	(2) retion	(3) theil	(4) adv2	(5) theil	(6) co2	(7) theil
digecon	-0.534*** (-5.215)	-0.151** (-2.079)	-0.520*** (-5.077)	0.341*** (3.116)	-0.504*** (-4.917)	-0.200*** (-4.140)	-0.486*** (-4.741)
retion			0.094** (2.301)				
adv2					-0.090*** (-3.315)		
co2							0.240*** (3.922)
_cons	2.777*** (7.648)	-0.436* (-1.693)	2.818*** (7.765)	3.943*** (10.169)	3.131*** (8.304)	0.904*** (5.284)	2.560*** (7.011)
City / Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3164	3164	3164	3164	3164	3164	3164
r2	0.241	0.089	0.244	0.454	0.248	0.129	0.251

t statistics in parentheses \* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

#### （四）调节效应分析

本部分研究消费需求在数字化发展缩小贫富差距过程中的调节作用，根据方程（6）构建以下模型，根据温忠麟等（2005）关于调节效应模型变量设置的

研究<sup>[44]</sup>，对自变量数字化发展水平digecon和调节变量消费需求consumes进行均值中心化处理，再生产交互项cons\_digecon。表6列（2）中增加了调节变量消费需求，列（3）消费需求与数字化发展的交互项的系数为-0.197，显著性在1%的水平上显著，说明地方消费需求水平越高，能够增强数字化发展水平对贫富差距的负向影响，即消费需求水平发挥了正向调节作用，假说3得到验证。

表6 消费需求的调节作用检验

	(1) theil	(2) theil	(3) theil
digecon	-0.534*** (-5.215)	-0.589*** (-5.704)	-0.361*** (-2.735)
consumes		-0.034*** (-3.413)	-0.026** (-2.489)
cons_digecon			-0.197*** (-2.743)
_cons	2.777*** (7.648)	3.066*** (8.258)	3.020*** (8.146)
City / Year	Yes	Yes	Yes
N	1898	1898	1898
r2	0.241	0.248	0.253

t statistics in parentheses \* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

### （五）内生性讨论

本文的模型可能存在双向因果关系，因为贫富差距的改变可能会通过收入总量、弹性的改变引起市场供给与需求的改变，进而影响数字化产出，因此需要考虑数字化发展与贫富差距的双向因果导致的内生性问题。本文使用工具变量法—两阶段最小二乘法（IV-2SLS）做进一步检验。借鉴前人的方法，采用各省份在1984年的历史每万人电话机数量作为地区数字经济的工具变量。一方面，当地历史上的电信基础设施会从技术水平和使用习惯等因素影响到后续阶段互联网技术的应用。其次，固定电话等传统电信工具对经济发展的影响随着使用频率下降而逐渐式微，满足排他性。需要说明的是，选用的工具变量原始数据为横截面形式，不能够直接用于面板数据的计量分析。

对于这一问题的处理方法，引入一个随时间变化的变量来构造面板工具变量。具体而言，以上一年全国互联网用户数分别与1984年各省份每万人电话机数量构造交互项，作为数字经济的工具变量。

结果如表7所示，列（1）工具变量IV对数字化水平的系数在0.334，显著性在1%的水平上，说明地区历史数字基础设施情况越好，数字化发展水平越高。Kleibergen-Paap rk Wald F<sup>[45]</sup>的统计量值远大于Stock and Yogo弱工具变量检验的临界值，在10%水平上拒绝存在弱工具变量的原假设，在考虑了内生性后，列（2）回归结果可知，数字化对收入差距依旧显著为负。表明了无论以何种数字化形式作为解释变量，收入差距的系数仍为负且显著，从而说明数字化的发展可以缓解贫富差距。

表7 工具变量两阶段回归

	(1)	(2)
	digecon	theil
iv	0.334*** (9.246)	
digecon		-1.150*** (-2.879)
City/Year	Yes	Yes
N	1898	1847
r2	0.210	0.218
Kleibergen-Paap rk Wald F		85.494***

t statistics in parentheses \* p < 0.1, \*\* p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

### (六) 稳健性检验

接下来，本文主要从以下四个稳健性检验来保证研究结论的可靠性，回归结果见表8：

1. 替换因变量。本部分使用城乡居民人均可支配收入的比值作为因变量重新估计，使用以下模型重新估计，其列（2）结果显示，在加入控制变量后数字化发展对贫富差距依旧显著为负。

2. 替换自变量。数字普惠金融作为数字技术和普惠金融相结合的产物，通过降低交易成本、扩大服务边界与提高农户信贷可得性等打破了传统金融发展局限，为农村低收入群体与弱势群体提供新型金融服务，因此在数字化对贫富差距，数字普惠金融是一个关键的核心变量。为了验证本文研究结果的稳健性，采用地级市的数字普惠金融指数作为数字化发展的替换自变量，再次回归估计，列（4）结果表明，显著性方向与前面的结论一致。

3. 剔除省会。中国现有35个省会及副省级城市，与地级市相比，这些城市在金融竞争力水平、固定资产投资、基础设施建设等方面有着突出优势，其本身的数字化水平处于较高水平。然而，本文使用的样本多为县域层面数据，为了保证研究结果的稳健性，将样本中的省会及副省级城市所辖县域剔除，重新检验数字化发展对贫富差距的影响，列（6）结果显示其结果依旧显著为负。

4. 外生事件冲击法。由于样本期内（2015-2019年）还实施了“宽带中国”战略试点政策，考虑这一外生冲击事件的影响，本文设置“宽带中国”试点这一变量，作为数字化的替代变量，构建多期DID回归模型（post×treat）。由于宽带中国试点城市从2014至2016年分三批开展，因此设计过程中将treat设置为县域所在地级市是否为宽带中国的虚拟变量，是为1，否则为0；另一方面将post设置为宽带中国审批时间的虚拟变量，处于批准期之后的观测年份为1，否则为0，回归结果如列（8）所示，其结果依旧显著。

表8 稳健性检验

替换因变量		替换自变量		剔除省会		宽带中国	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)

	gap	gap	theil	theil	theil	theil	theil	theil
digecon	-0.027*** (-3.310)	-0.029*** (-3.508)			-0.606*** (-5.632)	-0.604*** (-5.632)		
digindex			-0.124** (-2.021)	-0.134** (-2.186)				
did							-0.081*** (-3.570)	-0.080*** (-3.529)
_cons	0.085*** (168.096)	0.153*** (5.304)	2.532*** (24.342)	2.976*** (7.841)	2.361*** (361.838)	2.732*** (7.349)	2.334*** (351.808)	2.693*** (7.363)
N	3164	3164	3129	3129	2957	2957	3164	3164
r2	0.276	0.290	0.209	0.228	0.237	0.256	0.214	0.232
County / Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

## 五、进一步分析

### (一) 基于两种主导方式——市场和政府的进一步分析

上述实证结果证明数字化发展确实缩小了以城市和农村群体为代表的贫富差距，相关稳健性、影响机制分析等也得到了一切很有启发性的结论，然而，在不同时期、不同国家，有关市场主导和政府主导的产业选择会产生不同的效果。那么，要正确理解中国收入分配的模式实质，就必须深入剖析中国模式中的市场与政府关系，本部分则将围绕两种主导方式——市场和政府展开进一步的讨论，尝试了解对于目前还在经济起步早期的中国而言，以市场和政府主导的产业结构升级，是否均能够实现效率与公平？作用路径是否一样？

#### 1. 市场主导的产业升级调节作用检验

观察表 9 Panel A:，首先检验市场主导对数字化发展影响收入差距的直接效应，列（1）结果所示，数字化发展与市场主导的交互项系数为-0.172，且在 5%的水平上显著，说明数字化发展对收入差距的直接效应受到市场主导力量的调节作用，即数字化发展对收入差距的影响受到市场主导力量的正向调节。列（2）中数字化发展与市场主导的交互项的系数为-0.11，显著性在 5%的水平上，列（3）中 market\_digecon 的系数为-0.139，且在 10%的水平上显著。市场主导与产业结构合理化的交互项 market\_retion 的系数为 0.038，但是并不显著。产业结构合理化的系数为 0.089，且在 5%的水平上显著。综上，市场主导在数字化发展-产业结构升级-贫富差距的路径中起到调节前半路径的作用。

按照同样的方法考察市场主导对产业结构高级化和绿色化的调节作用。结果显示，列（4）中 market\_digecon 不显著，市场主导与产业结构高级化的交互项 market\_adv2 的系数同样不显著，说明市场主导在产业结构高级化的中介效应的过程中没有发挥调节作用。列（6）中 market\_digecon 对碳排放显著为负。列（7）中的结果显示，market\_digecon 显著为负，市场主导与产业结构绿色化的交互项 market\_co2 的系数显著为正，即说明市场主导在产业结构绿色化的中介效应的过程中发挥了前半和后半路径的调节作用。

综上所述，市场主导的产业结构升级，能够增强产业结构的合理化缩小贫富差距的中介效应，发挥前半段的调节作用；产业结构绿色化这一中介路径受到了市场主导的前、后半段路径的调节；市场主导对产业结构高级化的中介路径没有发挥调节效应（见图 5）。说明市场主导力量越强的县域，无论是数字化水平对产业结构绿色化的影响，还是产业结构绿色化对贫富差距的影响均具有显著的促进作用；与此同时，市场主导力量越强的县域，数字化水平对产业结构合理化的促进作用也越强。

可能的原因是，在市场为主导的产业结构升级中，一方面，数字化发展和技术创新推动了不同行业之间的协同发展，使得传统产业与互联网、电子商务、金融等数字领域的交叉融合成为可能，实现了生产流程的优化、成本的降低以及供应链的整合，尤其是数字化对第一产业的渗透，为农业提供了更高效、智能化的生产手段，也为农民提供了全方位的农业信息、金融及保险服务，改善了农产品的流通缓解，提高市场接入能力，此外还能促进农业产业链的延伸和农产品的加工，依托网络平台创造更多的就业机会；另一方面，数字化的发展和技术创新为小城镇提供了转变经济发展模式的机遇，使其从过去承接重工业、依赖资源禀赋、环境污染的产业转向绿色生态型产业。这种转变促进了资源的优化配置、绿色产业的发展，同时也促进了城乡融合发展。总之，在市场主导下，产业结构合理化和绿色化在数字化对贫富差距的抑制作用中发挥了更优作用；同时，由于小城镇的市场需求和市场规模通常较为有限，人口相对较少或市场需求较为单一，投资者和企业可能对进入小城镇市场持谨慎态度，在缺乏资金和资源的支持下，限制了新兴产业的发展，因此，小城镇的产业结构高级化受到了市场规模的限制，在发挥缩小贫富差距方面作用有限。

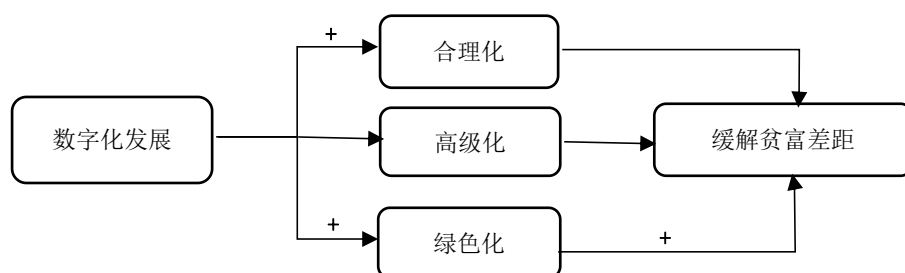


图 5 市场主导的产业结构升级

## 2. 政府主导的产业升级调节作用检验

观察表 9 Panel B，进一步检验政府主导的产业结构升级下，产业结构在数字化发展缩小贫富差距的中介效应。结果可见，政府主导与数字化发展的交互项 gov\_digecon 的系数均显著，其系数符号与核心解释变量的方向一致。即说明政府主导的产业结构升级，能够增强数字化发展对收入差距和产业结构合理化、高级化和绿色化的促进作用，因此可得，政府主导的产业结构升级发挥





market_co2							(3.771)
							0.023**
							(2.048)
r2	0.246	0.128	0.250	0.459	0.254	0.132	0.257
<b>Panel B: 政府主导的产业升级调节作用检验</b>							
digecon	-0.667***	-0.241***	-0.649***	0.634***	-0.568***	-0.243***	-0.619***
	(-5.831)	(-2.941)	(-5.658)	(5.183)	(-4.890)	(-4.459)	(-5.370)
gov_digecon	-1.617***	-0.795**	-1.600***	2.304***	-0.940**	-0.453**	-1.530***
	(-3.623)	(-2.490)	(-3.507)	(4.828)	(-1.965)	(-2.131)	(-3.433)
retion			0.091**				
			(2.102)				
gov_retion			-0.053				
			(-0.537)				
adv2					-0.049*		
					(-1.658)		
gov_adv2					-0.141***		
					(-2.850)		
co2							0.219***
							(3.595)
gov_co2							0.051
							(0.463)
r2	0.260	0.093	0.262	0.466	0.271	0.134	0.268
County / Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

## (二) 异质性分析

地区人力资本高低的影响效应结果可见（表 10 Panel A），数字化发展对收入差距的负向影响，在人力资本水平高的地区有着显著的负向影响，对于低的地区则不显著。可能的解释是人力资本高的地区通常具有更好的教育资源和基础设施，数字化发展可以进一步扩大教育的覆盖范围，有助于提高人们的技能水平和就业机会，而技术能力对于贫困家庭的收入增长至关重要<sup>[46]</sup>。反之，人力资本较低的地区往往是社会和制度不平等更为明显的地区，即使数字化在该地区推广，贫富差距可能仍然受到不平等分配、社会阶层和权力结构等因素的制约<sup>[47]</sup>。

分县域与省会距离的异质性结果可见（表 10 Panel B），数字化发展对收入差距的缩小作用，在距离省会城市近的地区有着显著的作用，对于远的地区则不显著。可能的原因是近年来，中国大城市向附近小城镇分散城市职能，部分企业外迁到周围的小城镇设厂的情况越加显著，这加快了周边小城镇的工业化和城市化进程，使得小城镇居民能够更有机会核心城市周边找到就业机会，减少贫富差距；反之，与核心城市距离较远的小城镇往往地理偏远、交通不便，导致了生产要素（劳动力、资本和技术）的流动性受限，此外，可能还面临资源分配不均的问题，不仅产业单一、市场规模较小，在基础设施建设方面也有所欠缺，在缩小贫富差距方面的效果不甚理想。

农业机械化程度的影响效应结果可见（表 10 Panel C），数字化发展对收入差距的抑制作用，在农业机械化程度高的地区有着显著的作用，在农业机

械化程度低的地区则不显著。目前许多小城镇主要以第一和第二产业为主，其中农业占据主导地位。这意味着在这些小城镇中，农业活动是当地经济的主要来源之一，因此，在农业机械化程度高的地区，农民利用先进的农业机械设备进行农业生产，而数字化技术的应用可以进一步提升效率和农产品的品质。因此，在这些地区，数字化发展对农业生产的改善起到了重要的作用，有助于提高农民的收入水平，并缩小贫富差距。然而，在农业机械化程度低的地区，农民仍然主要依赖传统的农业生产方式，没有充分利用数字化技术带来的优势。在这些地区，数字化发展对农业生产的影响相对不显著，因此对收入差距的抑制作用也较弱。

表 10 异质性分析

	Panel A:		Panel B:		Panel C:	
	地区人力资本高低的影响效应		距离核心城市远近的影响效应		农业机械化程度强弱的影响效应	
	低	高	近	远	强	弱
	theil	theil	theil	theil	theil	theil
digecon	-0.098 (-0.316)	-0.736*** (-7.076)	-0.542*** (-3.878)	0.059 (0.318)	-0.274 (-1.634)	-0.427*** (-3.522)
_cons	3.155*** (5.057)	2.538*** (4.383)	2.558*** (4.192)	2.901*** (6.878)	3.524*** (6.542)	2.679*** (4.679)
r2	0.306	0.250	0.208	0.281	0.272	0.248
City/ Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

## 七、结论与启示

### (一) 研究结论

贫富差距扩大可能带来一系列问题，包括社会不稳定、社会冲突、社会流动性降低以及资源和机会不公平等，因此，缩小贫富差距是国民经济稳定协调持续发展的必然要求。但是缩小贫富差距并不意味着简单地降低高收入人群的收入或进行平均分配，更多的是需要综合考虑公平和效率两个因素。

随着数字经济的发展壮大以及它与其他领域的深度融合，中国经济表现出了鲜明的数字经济特点，在此背景下，尽管农民收入有所增长，但高收入人群的增长速度是否更快？从而导致的贫富差距是否更为明显？因此，深入研究数字化究竟是加大了结构性三级的数字鸿沟，还是带来了包容性发展的数字红利具有重要意义。

本文基于中国县域数据，在构建县域数字化发展水平的基础上，运用面板固定效应模型、面板分位数模型、中介效应模型、交互效应模型以及可调节的中介变量模型分析了数字化对贫富差距的影响及其内在机理，在此基础上，进一步考察了以政府和市场为主导的产业结构升级对贫富的作用路径。研究发现：

1. 数字化的发展缩小了贫富差距，并且随着贫富差距的逐渐扩大，数字化

发展对贫富差距的抑制作用在整体水平上呈现缓慢下降趋势，尤其在 0.1 分位点上的作用效果最强；

2. 数字化发展能通过产业结构升级间接缓解贫富差距，且相较于产业结构合理化和高级化，产业结构绿色化的间接效应更为强烈；

3. 数字化的发展通过扩大消费缩小贫富差距，若能够刺激消费，形成“消费—生产—就业”的良性循环，将有助于进一步抑制贫富差距；

4. 相较于市场主导的产业结构升级，政府对县域的主导的产业结构升级除了在数字化对合理化、绿色化前半段的调节作用外，还具有数字化对高级化，进而对缩小贫富差距的前后半段调节效应；

5. 数字化在人力资本水平较高、距离核心城市较近、农业机械化程度较高的地区，对缓解贫富差距的作用更为显著。

## （二）研究启示

基于上述研究结论，可得到以下启示：

1. 政府应确保数字化技术的广泛普及和可访问性，尤其是在边缘化和贫困地区。通过扩展基础设施、提供基础设备和培训等途径实现，授人以鱼不如授人以渔，通过数字化普及以便让更多低收入人群从中受益。

2. 要把产业作为县域发展的核心。各县域应该因地制宜探索数字化产业或产业数字化的新路径，吸引优质社会资本进驻，推动产业结构升级，壮大县域经济并增强“造血”功能。尤其是在产业结构绿色化方面，小城镇要转变以往用生态换经济的传统思想，鼓励企业采用清洁生产技术，推动绿色技术创新，改善污染地区的居住环境，从而减少贫困人群因环境污染而面临的转移支付压力。

3. 中国经济的核心动力主要依赖消费，贫富差距的恶化可能导致广大贫困阶层失去消费能力，进而导致整个社会的消费萎缩，从而使经济陷入困境。截至 2022 年 1 月，中国拥有千万资产的“高净值家庭”数量达到 211 万户，这部分群体虽然在旅游、奢侈品消费、住房汽车等高端消费领域具有很强的消费能力，但其边际消费倾向低，无法支撑消费普遍而持续的增长，中低收入人群虽然收入较低，但是占中国总人口 69%，不仅体量大，而且这部分人群边际消费倾向更高，他们的收入增长，更有利于消费的整体改善，中低收入群体仍然是支撑社会消费的中坚力量。因此，政府应采取措施刺激消费增长，包括降低税负、改善社会保障制度，以及提供消费补贴和优惠政策等，增加低收入群体的消费能力，促进消费的扩大。

4. 市场和政府在产业结构升级方面都扮演着重要角色，对于缩小贫富差距具有积极的影响。市场机制能够促进资源的有效配置和优胜劣汰，提高了企业

的竞争力和生产效率。而政府可以提供资金支持、税收优惠和政策激励，促进小城镇传统产业转型升级。这种政府主导的产业结构升级有助于创造更多就业机会和高收入岗位，为低收入人群提供更好的经济机会。

因此，市场和政府在产业结构升级方面的作用是互补的。市场机制通过竞争和创新推动经济发展，政府通过政策引导和支持促进产业升级和社会包容性增长。现阶段，中国模式中的市场与政府关系本质上是政府主导下的社会主义市场经济模式，因此，在缩小贫富差距的过程中，需要市场和政府相互合作，更需要发挥政府的主导作用，确保产业结构升级的效益能够广泛惠及社会的各个阶层，促进经济的公平与可持续发展。

5. 重视对小城镇的教育和培训，包括普及基础教育、技能培训和职业教育，提高小城镇人力资本水平，让低收入人群能够更好的通过数字技能享受数字红利；由于政府在城市集群发展中起到关键作用，因此，政府可以通过完善基础设施建设、提供政策支持和优惠措施等手段，鼓励数字化技术在偏远地区的应用和发展，此外，距离核心城市较远地区可以通过与周边地区的合作和协调实现区域协同发展，以此改善数字化在距离核心城市较远地区对缩小贫富差距的影响不显著的状况；政府鼓励农业机械设备制造商进行研发和创新，提供更适应农业生产需求的高效、智能化、节能环保的农机设备，并提供农机购置补贴和贷款支持等，以鼓励农民和农业企业投资农业机械化设备和技术。

#### **Reference:**

- [1] Li, Y., & Ke, J. S. The Three-Level Digital Divide: Income Growth and Income Distribution Effects of Rural Digital Economy. *Agricultural Technology and Economy*, 2021, (8), 119-132.
- [2] World Bank Group. *World Development Report 2016: Digital Dividends*[M]. Washington, DC: World Bank, 2016.
- [3] Ragnedda M. *The Third Digital Divide: A Weberian Approach to Digital Inequalities*[M]. The Third Digital Divide: A Weberian Approach to Digital Inequalities, 2017.
- [4] Mehra B, Merkel C, Bishop A P. The internet for empowerment of minority and marginalized users[J]. *New Media & Society*, 2004, 6(6): 781–802.
- [5] Dijk J A G M van. *The Deepening Divide: Inequality in the Information Society*[M]. SAGE Publications, 2005.
- [6] Deursen A J A M, Van Dijk J A G M. The digital divide shifts to differences in usage[J]. *New Media & Society*, 2014, 16: 507–526.
- [7] Sudoh O, Sudoh O. *Digital economy and social design*[M]. Springer, 2005.
- [8] Mbuyisa B, Leonard A. The role of ICT use in SMEs towards poverty reduction: A systematic literature review[J]. *Journal of International Development*, Wiley Online Library, 2017, 29(2): 159–197.
- [9] Youngsoo Lee, Jeonghun Oh, Hwanjoo Seo. Digital divide and growth gap: a cumulative

- relationship[M]. WIDER Discussion Paper, 2002, (88).
- [10] Zhang, L. (2021). Inclusive Digital Finance, County-level Industrial Upgrading, and Farmers' Income Growth. *Research on Financial and Economic Issues*, 2021(6), 51-59.
- [11] Kruchinina V M, Ryzhkova S M. Consumer Cooperation in Russia in the Digital Economy[A]. A.V. Bogoviz. *Complex Systems: Innovation and Sustainability in the Digital Age: Volume 1*[M]. Cham: Springer International Publishing, 2020: 215–224.
- [12] Aker J C. Does digital divide or provide? The impact of cell phones on grain markets in Niger[J]. Center for Global Development working paper, 2008, (154).
- [13] Goldfarb A, Tucker C. Digital economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 2019, 57(1): 3–43.
- [14] Zhang X. Income disparity and digital divide: The Internet Consumption Model and cross-country empirical research[J]. *Telecommunications Policy*, 2013, 37(6): 515–529.
- [15] Mora-Rivera J, García-Mora F. Internet access and poverty reduction: Evidence from rural and urban Mexico[J]. *Telecommunications Policy*, Elsevier, 2021, 45(2): 102076.
- [16] Silver N. *The signal and the noise: Why so many predictions fail-but some don't*[M]. Penguin, 2012.
- [17] Stiglitz J E. *Selected Works of Joseph E. Stiglitz: Volume II: Information and Economic Analysis: Applications to Capital, Labor, and Product Markets*[M]. Oxford university press, 2009, 2.
- [18] Acquisti A, Taylor C, Wagman L. The economics of privacy[J]. *Journal of economic Literature*, American Economic Association 2014 Broadway, Suite 305, Nashville, 2016, 54(2): 442–492.
- [19] Thonipara A, Sternberg R G, Proeger T., et al. Assessing the Digital Divide and its Regional Determinants: Evidence from a Web-Scraping Analysis[R]. ifh Working Paper, 2020.
- [20] Brynjolfsson E, McAfee A. *The second machine age: Work, progress, and prosperity in a time of brilliant technologies*[M]. WW Norton & Company, 2014.
- [21] Mariscal J, Mayne G, Aneja U., et al. Bridging the gender digital gap[J]. *Economics*, De Gruyter Open Access, 2019, 13(1).
- [22] Kang D, Choi J, Kwak S S. Exploring ICT for the Elderly: By Analyzing the Elders' Needs for Information Acquisition and Delivery[A]. *IEEE*, 2022: 1371–1376.
- [23] Saleminck K, Strijker D, Bosworth G. Rural development in the digital age: A systematic literature review on unequal ICT availability, adoption, and use in rural areas[J]. *Journal of Rural Studies*, Elsevier, 2017, 54: 360–371.
- [24] Martin R, Sunley P. Slow convergence? The new endogenous growth theory and regional development[J]. *Economic geography*, Taylor & Francis, 1998, 74(3): 201–227.
- [25] McMillan M, Rodrik D, Verduzco-Gallo Í. Globalization, Structural Change, and Productivity Growth, with an Update on Africa[J]. *Economic Transformation in Africa*, 2014, 63: 11–32.
- [26] Gatignon H, Robertson T S. Technology diffusion: an empirical test of competitive effects[J]. *Journal of marketing*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, 1989, 53(1): 35–49.
- [27] Brulle R J, Pellow D N. Environmental justice: human health and environmental inequalities[J]. *Annu. Rev. Public Health*, Annual Reviews, 2006, 27: 103–124.
- [28] Nas T F. *Cost-benefit analysis: Theory and application*[M]. Sage, 1996.
- [29] Guo, Z. Q., & Wen, H. W. Environmental Inequality in China under the Background of

Industrial Structural Adjustment. *China Population, Resources and Environment*, 2015, 25(S1), 130-134.

[30] Baccaro L, Pontusson J. Rethinking comparative political economy: the growth model perspective[J]. *Politics & society*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, 2016, 44(2): 175–207.

[31] Drakopoulos S A. The marginalization of absolute and relative income hypotheses of consumption and the role of fiscal policy[J]. *The European Journal of the History of Economic Thought*, Taylor & Francis, 2021, 28(6): 965–984.

[32] Ma D, Zhu Q. Innovation in emerging economies: Research on the digital economy driving high-quality green development[J]. *Journal of Business Research*, 2022, 145: 801–813.

[33] Barefoot K, Curtis D, Jolliff W., et al. Defining and Measuring the Digital Economy[J].

[34] Pan W, Xie T, Wang Z., et al. Digital economy: An innovation driver for total factor productivity[J]. *Journal of Business Research*, 2022, 139: 303–311.

[35] Liu, W., Zhang, H., & Huang, Z. H. An Investigation of the High Industrial Structure in China and its Industrialization Process and Regional Differences. *Economic Dynamics*, 2008, (11), 4-8.

[36] Yuan, H., & Zhu, C. L. Did National High-tech Zones Promote China's Industrial Structure Transformation and Upgrading? *China Industrial Economics*, 2018, (8), 60-77.

[37] Hu Y, Jiang H, Zhong Z. Impact of green credit on industrial structure in China: theoretical mechanism and empirical analysis[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2020, 27(10): 10506–10519.

[38] Li Z, Wang J. The Dynamic Impact of Digital Economy on Carbon Emission Reduction: Evidence City-level Empirical Data in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 351: 131570.

[39] Gan, C. H., Zheng, R. G., & Yu, D. F. The Impact of China's Industrial Structure Changes on Economic Growth and Fluctuations. *Economic Research*, 2011, 46(5), 4-16+31.

[40] Zheng J, Shao X, Liu W., et al. The impact of the pilot program on industrial structure upgrading in low-carbon cities[J]. *Journal of Cleaner Production*, Elsevier, 2021, 290: 125868.

[41] Li, H. B., Wang, S., & Zhao, C. M. Research on the Income Distribution Effect of Rural E-commerce Development: Empirical Evidence from "Taobao Villages". *Economic Horizon*, 2021, 38(1), 37-47.

[42] Xi, M. M., Liang, Q., & Fu, Y. The Impact of Digital Economy on Urban Economic Growth. *Contemporary Finance & Economics*, 2022, (9), 15-27.

[43] Wei, L. L., & Hou, Y. Q. The Impact of Digital Economy on Green Development of Chinese Cities. *Quantity & Technical Economics Research*, 2022, 39(8), 60-79.

[44] Wen, Z. L., Hou, J. T., & Zhang, L. A Comparison and Application of Moderation and Mediation Effects. *Acta Psychologica Sinica*, 2005, (2), 268-274.

[45] Kleibergen F, Paap R. Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition[J]. *Journal of econometrics*, Elsevier, 2006, 133(1): 97–126.

[46] Haggblade S, Hazell P, Reardon T. The rural non-farm economy: Prospects for growth and poverty reduction[J]. *World development*, Elsevier, 2010, 38(10): 1429–1441.

[47] Walter M, Saggars S. Poverty and social class[A]. *Social determinants of Indigenous health*[M]. Routledge, 2020: 87–107.



