

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2023.04.001

# 数字经济促进共同富裕的 机制及异质性研究

——来自电子商务示范城市建设的经验证据

冯苑<sup>1</sup>, 聂长飞<sup>2</sup>

(1. 江西师范大学 城市建设学院, 江西 南昌 330022;  
2. 南昌大学 经济管理学院, 江西 南昌 330031)

**摘要:** 电子商务是数字经济的一支生力军。在测度中国2011—2019年270个城市共同富裕指数的基础上, 采用双重差分模型检验电子商务示范城市建设对共同富裕的影响效应及其作用机制。结果显示, 电子商务示范城市建设显著促进了共同富裕水平的提升, 且具有做大做强“蛋糕”和切好分好“蛋糕”的双重功能。机制分析表明, 电子商务示范城市建设提高了示范城市的电商发展水平和科技创新水平, 并扩大了示范城市的市场需求, 进而推动共同富裕。异质性检验结果表明, 城市规模越大、行政级别越高、营商环境越优、数字金融发展越好, 电子商务示范城市建设对共同富裕的促进效应越大。本文研究丰富了数字经济时代背景下电子商务发展影响效应的相关研究, 能够为进一步发展电子商务、有效促进共同富裕提供借鉴和参考。

**关键词:** 电子商务示范城市; 共同富裕; 数字赋能; 电商发展; 科技创新

**中图分类号:** F126 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700(2023)04-0003-15

## 一、问题提出

数字经济作为一种新型经济形态, 对经济社会发展的影响日益凸显, 正在成为推动共同富裕取得更为明显的实质性进展的重要引擎。国务院印发的《“十四五”数字经济发展规划》强调形成以城带乡、共建共享的数字城乡融合发展格局, 利用数字化手段助力提升城乡基本公共服务水平。《浙江高质量发展建设共同富裕示范区实施方案(2021—2025年)》提出, “以数字化改革撬动共同富裕体制机制创新取得重大突破性成果”, 明确了数字化赋能共同富裕的战略方向。电子商务作为数字经济的一个重要组成部分<sup>[1]</sup>, 在中国经历了从无到有、由弱变强的发展历程。商务部发布的《中国电子商务报告(2020)》显示, 2011—2020年, 全国电子商务交易额从6.09万亿元增加到37.21万亿元, 全国网上零售交易额从0.78万亿元提升至11.76万亿元, 年均分别增长22.28%和36.60%。不仅如此, 电子商务在农村地区的快速发展同样值得关注, 其中一个典型案例便是淘宝村的大量涌现。根据阿里研究院的研究数据, 经过

收稿日期: 2023-01-05; 修回日期: 2023-04-04

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“我国经济高质量发展南北差距的测度、成因与对策研究”(22CJL007)

作者简介: 冯苑(1992—), 女, 江西师范大学城市建设学院讲师; 聂长飞(1991—), 男, 南昌大学经济管理学院讲师, 通信作者。

十多年的发展, 淘宝村数量已由 2009 年的 3 个大幅增加到 2021 年的 7 023 个, 在促进就业创业、增加农民收入、推动城乡融合发展等方面发挥着重要作用。在此背景下, 科学考察电子商务对共同富裕的影响效应及其作用机制, 不仅能丰富数字经济与共同富裕之间关系的相关研究, 而且能为新征程中有效利用电子商务手段赋能共同富裕提供依据。

从既有的文献来看, 现有研究从理论和实证两个方面对数字经济与共同富裕之间的关系进行了较为丰富的探讨。在理论研究方面, 周泽红和郭劲廷 (2022) 认为, 数字经济不仅能够促进生产力高质量发展, 而且能够增进主体共享程度, 促进共同富裕目标的实现<sup>[2]</sup>。蒋永穆和亢勇杰 (2022) 进一步指出, 数字经济可以通过提升社会生产效率、拓宽发展渠道等途径促进共同富裕<sup>[3]</sup>。在实证研究方面, 张勋等 (2019) 的实证研究结果表明, 数字金融有利于促进城乡创业机会均等化、实现公平与效率的统一<sup>[4]</sup>。向云等 (2022) 基于中国 2011—2019 年省级面板数据, 考察了数字经济与共同富裕之间的因果关系, 发现数字经济发展能够促进产业结构高级化和合理化, 进而提高共同富裕水平<sup>[5]</sup>。张金林等 (2022) 基于中国家庭金融调查 (CHFS) 数据, 从微观层面测度了共同富裕指数, 并进一步探究了数字金融对共同富裕的影响, 发现数字金融能够通过促进创业, 从而推进共同富裕<sup>[6]</sup>。韩亮亮等 (2023) 在测度各省份共同富裕指数的基础上, 发现数字金融发展是促进共同富裕的重要原因<sup>[7]</sup>。

聚焦电子商务这一数字经济形态, 现有文献主要考察了其在增加农民收入<sup>[8-9]</sup>、降低生活成本<sup>[10]</sup>、助力减贫脱贫<sup>[11]</sup>、促进乡村振兴<sup>[12]</sup>、提高创业活力<sup>[13]</sup>、缩小城乡差距<sup>[14]</sup>、提升财政治理能力<sup>[15]</sup> 等领域的作用, 直接探讨电子商务发展与共同富裕之间关系的文献相对偏少。周绍东和刘健 (2022) 基于“湖北淘宝第一村”下营村的案例分析, 发现电子商务对共同富裕的影响具有两面性: 一方面, 电子商务发展有助于变革生产方式、提升生产力水平, 从而为共同富裕提供坚实的物质基础; 另一方面, 电子商务发展导致了数字鸿沟现象, 拉大了不同村民群体之间的收入差距, 从而不利于共同富裕目标的实现<sup>[16]</sup>。可见, 共同富裕的内涵同时包含了做大做强“蛋糕”和切好分好“蛋糕”的双重要求, 从而决定了电子商务发展与共同富裕之间关系的复杂性。

上述文献为本文研究奠定了重要的理论基础, 但仍然存在拓展空间。一方面, 虽然既有研究对数字经济发展与共同富裕之间关系进行了较为丰富的讨论, 但主要是从数字经济或数字金融视角进行考察, 鲜有文献关注电子商务的影响。另一方面, 在为数不多的探讨电子商务与共同富裕关系的文献中, 也主要是基于案例分析等定性研究方法展开, 缺乏更为直接的经验证据。有鉴于此, 本文以近年来中国政府实施的电子商务示范城市建设政策为研究对象, 聚焦于评估电子商务示范城市建设的共同富裕效应, 以期弥补相关理论和实证研究的不足。具体来说, 本文试图回答以下问题: 电子商务示范城市建设能否有效赋能共同富裕、成为新阶段推动共同富裕的新动能? 如果可以, 电子商务示范城市建设主要通过何种渠道促进共同富裕? 电子商务示范城市建设对不同城市共同富裕的影响又存在何种差异?

相较于既有研究, 本文的主要边际贡献如下: 第一, 研究议题上, 本文致力于识别电子商务示范城市建设与共同富裕之间的因果关系, 并进一步检验其内在作用机制, 为全面把握数字经济发展与共同富裕之间关系提供了新的视角; 第二, 实证数据上, 相比现有文献大多从省级层面测度共同富裕指数, 本文在构建共同富裕评价指标体系的基础上, 测度城市层面的共同富裕水平, 在一定程度上拓宽了共同富裕的定量研究; 第三, 实践意义上, 本文从促进共同富裕视角为电子商务示范城市建设政策的正外部性提供了最新的经验证据, 能够为扎实推动共同富裕的政策实践提供参考和借鉴。

## 二、政策背景与研究假设

### (一) 政策背景

自 1998 年中国出现第一笔网上订单以来, 电子商务浪潮开始席卷神州大地。为保证电子商务健康快速发展, 更好地发挥电子商务在优化资源配置等方面的作用, 走出一条具有中国特色的电商发展之路, 国家发展改革委和商务部于 2009 年 9 月启动电子商务示范城市创建工作。2011 年 3 月, 《关于开展国家

电子商务示范城市创建工作的指导意见》(下文简称为《意见》)发布,明确了电子商务示范城市建设的重要意义、指导思想、基本原则、总体目标及主要任务等。2011年11月16日,北京、天津等23个城市被确立为首批国家电子商务示范城市。在“试点先行、逐步推广”原则的指引下,国家发展改革委等部门于2014年3月20日批复东莞、义乌等30个电子商务示范城市,于2017年1月5日批复大连、包头等17个电子商务示范城市。《意见》强调,示范城市一方面要充分发挥电子商务在优化产业结构、培育经济新动能、提高国民经济运行质量和效率等方面的作用,另一方面要起到引领辐射作用,开创区域经济协调发展新格局。因此,科学评估电子商务示范城市建设的共同富裕效应及其影响机制,将有助于更加全面深入认识该政策实施效果,为政策的进一步精准推广提供借鉴和参考。

## (二) 理论分析与研究假设

共同富裕包含了富裕和共同两层含义,是做大做好“蛋糕”(富裕)与切好分好“蛋糕”(共同)的有机统一。因此,接下来分别分析电子商务示范城市建设政策两方面的影响效应。

一是电子商务示范城市建设对富裕水平的影响。总体而言,电子商务示范城市建设有利于做大做好“蛋糕”,夯实共同富裕的物质基础。相比于非示范城市,其一,《意见》中指出,“进一步改善电子商务发展环境,壮大电子商务服务业,形成新的经济增长点”。因此,电子商务示范城市建设的政策激励有助于促进电子商务健康快速发展,推动新业态、新商业模式的发展,进而发挥数字经济的规模效应,做大经济总量,提高人民收入水平<sup>[5]</sup>。其二,电子商务示范城市建设有利于促进数据要素高水平开发利用,改善示范城市的要素错配状况,优化要素资源配置,推动效率变革<sup>[2]</sup>。刘乃全等(2021)认为,电子商务示范城市建设能够显著推动电子商务技术的应用,并进一步提高生产要素配置效率,促进生产要素从低生产率产业部门向高生产率产业部门转移<sup>[17]</sup>。其三,电子商务示范城市建设能够促进产业链延伸,带动金融支付、信息技术、物流、仓储、快递等新兴产业集聚<sup>[18]</sup>,产业集聚有助于发挥规模优势效应,推动经济实现质的有效提升和量的合理增长。

二是电子商务示范城市建设对共同水平的影响。关于电子商务发展对切好分好“蛋糕”的讨论认为同时存在正负两方面的效应。从正面效应来看,电子商务示范城市建设有利于充分发挥数字红利,改善不平衡的发展现状,保证共同富裕的底线标准。其一,电子商务的发展能够为创业活动提供源动力<sup>[13]</sup>。电子商务示范城市建设政策的实施显著提升了示范城市的创业活跃度<sup>[18]</sup>,而创业能够促使发展机会均等化,有效降低区域内居民收入差距<sup>[19]</sup>。其二,电子商务示范城市建设有利于促进高层次人才集聚,发挥人力资本的普惠效应。例如,呼和浩特在建设电子商务示范城市过程中,通过打造电子商务人才实训基地等方式,有效促进了电子商务产业和人才集聚。温涛和向栩(2023)发现,人力资本的升级不仅显著提升了城镇和农村居民的收入水平,而且对农村居民收入水平的提升作用更大,从而有助于实现发展的均衡性<sup>[20]</sup>。从负面效应来看,电子商务示范城市建设也可能导致数字鸿沟现象,拉大收入差距,从而不利于切好分好“蛋糕”。其一,从城乡差距来看,由于电子商务的发展和应用需要借助互联网技术与信息技术,因此,电子商务示范城市建设带来的增收红利最早主要被城市从事电商行业的年轻人占有,而在农村地区,由于存在空心化、老龄化等现象,不同群体的收入水平可能难以获得同比例的增长,从而扩大了城乡差距<sup>[21]</sup>。其二,从地区差距来看,不同地区电商基础设施存在较大的不平衡现象,导致电子商务的增收效应在部分电商基础设施相对落后的地区难以充分发挥,拉大了区域发展差距<sup>[22]</sup>。其三,从群体收入差距来看,由于不同群体在物质资本、人力资本和社会资本等方面的禀赋状况存在较大差异,在很大程度上影响了电子商务示范城市建设政策的红利在不同群体中的分配。曾亿武等(2018)研究发现,农村电商的发展虽然总体上提高了居民收入水平,但对受教育程度更高、社会资本丰富的家庭提升作用更大<sup>[23]</sup>。

综合上述分析,可以归纳出电子商务示范城市建设对共同富裕影响的复杂性:一是该政策总体上有利于推动经济发展“量质齐升”,促进做大做好“蛋糕”;二是该政策能否有效弥合数字鸿沟,缩小城乡差距、地区差距和群体收入差距,改善经济发展不平衡问题,促进切好分好“蛋糕”,存在着较大的不确

定性, 从而决定了电子商务示范城市建设政策对共同富裕影响具有不确定性。因此, 本文提出两个竞争性的研究假设:

假设 a: 电子商务示范城市建设有利于提升示范城市的共同富裕水平。

假设 b: 电子商务示范城市建设不利于提升示范城市的共同富裕水平。

### 三、研究设计

#### (一) 共同富裕指标体系构建与指数测度

借鉴现有相关文献<sup>[24-26]</sup>, 本文紧扣共同富裕的两个关键词, 即富裕和共同, 同时结合城市数据的可得性, 构建由 2 个一级指标、4 个二级指标、16 个三级指标组成的共同富裕评价指标体系 (见表 1)。

表 1 共同富裕评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	属性
富裕水平	发展质量	全要素生产率		正向指标
		资本产出率		正向指标
		全员劳动生产率	元/人	正向指标
	人民生活	城镇居民人均可支配收入	元	正向指标
		农村居民人均可支配收入	元	正向指标
		人均社会消费品零售额	元	正向指标
		恩格尔系数		逆向指标
		城镇登记失业率	%	逆向指标
		房价收入比		逆向指标
		基尼系数		逆向指标
共同水平	收入分配	城乡收入差距		逆向指标
		区域收入共享		正向指标
		共建共享	财政教育支出占财政一般公共预算支出比重	%
	每千人医疗机构床位	每千人医疗机构床位	张	正向指标
		每百人公共图书馆藏书	册	正向指标
		每百人互联网宽带接入用户	户	正向指标

具体而言, 富裕水平维度包含了发展质量和人民生活两个二级指标。2021 年, 中央财经工作会议指出, “在高质量发展中促进共同富裕”, 因此, 发展质量的高低是富裕水平的重要基础。本文参考冯苑和聂长飞 (2022)<sup>[27]</sup> 的研究, 从宏观经济效率角度, 选取全要素生产率、资本产出率、全员劳动生产率 3 个指标进行衡量。与此同时, 共同富裕终究需要人民群众 “看得见、摸得着、体会得到”, 因此富裕水平还必须从人民生活这一微观视角进行反映。结合现有文献并兼顾城市层面数据可得性, 本文从人民群众的收入、消费、就业、住房负担等层面, 选取城镇居民人均可支配收入、农村居民人均可支配收入、人均社会消费品零售额、恩格尔系数、城镇登记失业率、房价收入比 6 个指标进行衡量。

共同水平维度包含了收入分配和共建共享两个二级指标。其中, 收入分配状况主要体现在群体、城乡和区域差距三个方面, 群体收入差距用城市所辖的区 (县) 人均国内生产总值 (GDP) 的基尼系数表示; 城乡差距用城乡居民人均可支配收入之比反映; 区域差距用城市人均 GDP 与全国人均 GDP 之比衡

量<sup>[28]</sup>。共建共享主要体现的是公共服务的可及性、共享性,具体从教育、医疗、文化、数字基础设施4个方面选取财政教育支出占财政一般预算支出比重、每千人医疗机构床位数、每百人公共图书馆藏书、每百人互联网宽带接入用户数进行衡量。

上述指标中,全要素生产率采用索洛余值法计算;资本产出率采用实际GDP与固定资本存量之比表示;房价收入比采用城市商品房销售价格与城镇在岗职工平均工资衡量。在此基础上,按照现有文献的普遍做法,本文采用熵值法测度城市共同富裕水平<sup>①</sup>。测度结果显示,样本城市共同富裕指数均值由2011年的1.22逐步提升至2019年的2.08,年均增长率达到6.87%,表明近年来中国共同富裕的推进取得了良好成效。

## (二) 计量模型构建

本文利用电子商务示范城市建设这一天然的外生冲击,构建准自然实验,立足于双重差分分析框架,考察电子商务发展对城市共同富裕的影响,基准模型设定如下:

$$Cp_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ec_{it} + \varphi X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*分别表示城市和年份,被解释变量*Cp*表示城市共同富裕水平,核心解释变量*Ec*表示电子商务示范城市建设政策虚拟变量,*X*表示其他一系列可能影响城市共同富裕水平的控制变量, $\mu_i$ 和 $\nu_t$ 分别为城市固定效应和年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。

## (三) 数据来源与变量说明

本文选取中国2011—2019年270个城市为研究对象,研究数据主要来源于2012—2020年《中国县域统计年鉴》《中国城市统计年鉴》、中国企业家投融资俱乐部(CEIC)数据库和万得(Wind)数据库,部分数据缺失严重的城市样本予以剔除,少数缺失值通过各地统计年鉴及国民经济和社会发展统计公报进行补齐。

### 1. 被解释变量(*Cp*)

本文的被解释变量是城市共同富裕水平,具体测度指标和评价方法见前文“共同富裕指标体系构建与指数测度”。

### 2. 核心解释变量(*Ec*)

本文的核心解释变量是电子商务示范城市建设,具体通过政策虚拟变量进行表示。具体设定规则为:若城市*i*在第*t*年被确立为电子商务示范城市,则第*t*年及之后的年份*Ec*取值为1,其余情形*Ec*取值为0。在本文研究样本的270个城市中,有64个城市被先后确立为电子商务示范城市<sup>②</sup>,构成了实验组样本,其余城市则构成了对照组样本。需要说明的是,由于第一批电子商务示范城市确立时间为2011年底,故在实证分析中,本文将第一批示范城市的确立年份设定为2012年。

### 3. 控制变量

借鉴现有相关研究<sup>[5,7]</sup>,本文在基准模型中纳入了以下控制变量:(1)经济发展水平(*Eco*),采用实际GDP(2011年不变价)的自然对数形式表示。经济发展水平的高低不仅决定了总体富裕程度,而且根据库兹涅茨假说,经济发展水平与收入差距之间呈倒U型关系。(2)第二产业发展(*Indus*),采用第二产业增加值占GDP比重表示。制造业是经济发展的“压舱石”,其发展规模可能对共同富裕产生直接影响。(3)人力资本(*Hc*),采用普通高等学校在校生人数与总人口之比表示。既有研究表明,人力资本具有增长与平衡双重效应,进而影响共同富裕<sup>[20]</sup>。(4)金融发展(*Fin*),采用金融机构存贷款余额与GDP之比表示。金融发展水平只有处于一个适度区间,才会降低不平衡、有效促进共同富裕<sup>[29]</sup>。(5)人口密度(*Den*),用单位面积人口数的自然对数表示。人口集聚有助于促进信息、知识等的传播和共享,从而可能影响共同富裕。(6)外商直接投资(*Fdi*),用实际利用外资总额与GDP之比表示。外商投资不仅是

① 限于篇幅,本文未展示熵值法详细的测度结果,备索。

② 限于篇幅,未列出具体示范城市名称,备索。

支撑经济增长、推动富裕的重要支撑, 而且对于缩小城乡差距具有十分重要的积极作用<sup>[30]</sup>。(7) 基础设施建设 (*Infra*), 用人均拥有城市道路面积表示。基础设施建设不仅能够通过乘数效应带动经济增长, 而且对于收入差距具有重要的影响<sup>[31]</sup>。主要变量的描述性统计见表 2。

表 2 变量的描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	共同富裕指数	<i>Cp</i>	2 430	1. 618	0. 794	0. 309	6. 504
核心解释变量	电子商务示范城市建设	<i>Ec</i>	2 430	0. 158	0. 365	0. 000	1. 000
	经济发展水平	<i>Eco</i>	2 430	16. 629	0. 895	14. 106	19. 603
	第二产业发展	<i>Indus</i>	2 430	0. 472	0. 105	0. 117	0. 893
	人力资本	<i>Hc</i>	2 430	0. 019	0. 025	0. 000	0. 131
控制变量	金融发展	<i>Fin</i>	2 430	2. 417	1. 216	0. 588	21. 302
	人口密度	<i>Den</i>	2 430	5. 771	0. 912	1. 628	7. 882
	外商直接投资	<i>Fdi</i>	2 430	0. 017	0. 018	0. 000	0. 210
	基础设施建设	<i>Infra</i>	2 430	5. 098	6. 192	0. 181	73. 042

#### 四、实证分析

##### (一) 基准回归

为保证回归结果的稳健性, 本文采用逐步回归法对基准模型进行了估计, 基准回归结果如表 3 所示。结果显示, 列 (1) *Ec* 的估计系数大小为 0.051, 且在 1% 的水平上显著, 初步说明电子商务发展有助于提升城市共同富裕水平。当纳入控制变量后, 核心解释变量 *Ec* 的估计系数仍显著为正, 且控制变量的系数大小、显著性等未发生实质性变化, 进一步说明电子商务能够有效赋能共同富裕, 为新时代扎实推动共同富裕提供新动能和新支撑, 从而证实了本文的假设 a。

表 3 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Ec</i>	0.051*** (0.017)	0.035** (0.016)	0.035** (0.016)	0.027* (0.016)	0.027* (0.016)	0.038** (0.016)	0.040** (0.016)	0.034** (0.016)
<i>Eco</i>		0.569*** (0.055)	0.577*** (0.062)	0.572*** (0.062)	0.555*** (0.064)	0.622*** (0.064)	0.599*** (0.065)	0.583*** (0.065)
<i>Indus</i>			-0.028 (0.105)	-0.021 (0.104)	-0.042 (0.106)	0.016 (0.105)	0.032 (0.105)	0.027 (0.105)
<i>Hc</i>				3.637*** (0.856)	3.632*** (0.856)	2.952*** (0.855)	3.008*** (0.855)	2.456*** (0.857)
<i>Fin</i>					-0.008 (0.006)	-0.009 (0.006)	-0.008 (0.006)	-0.008 (0.006)
<i>Den</i>						-0.608*** (0.097)	-0.601*** (0.097)	-0.533*** (0.097)

表3(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Fdi</i>							0.677**	0.718**
							(0.321)	(0.319)
<i>Infra</i>								0.010***
								(0.002)
常数项	1.222***	-8.051***	-8.162***	-8.141***	-7.848***	-5.453***	-5.135***	-5.295***
	(0.010)	(0.901)	(0.993)	(0.989)	(1.017)	(1.077)	(1.087)	(1.082)
城市、年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2 430	2 430	2 430	2 430	2 430	2 430	2 430	2 430
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.796	0.805	0.805	0.807	0.807	0.811	0.811	0.813

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平，括号内为标准误。后表同。

## (二) 稳健性检验与工具变量估计

### 1. 稳健性检验

(1) 平行趋势检验。为保证双重差分模型的适用性，本文采用事件研究法进行平行趋势检验，具体模型设定如下：

$$Cp_{it} = \alpha + \sum_{t=-4+}^{-1} \beta_t \times before_{it} + \sum_{t=1}^{4+} \beta_t \times after_{it} + \varphi X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $before_{it}$  和  $after_{it}$  分别表示距离电子商务示范城市建设政策实施年份的政策虚拟变量，其取值规则为：若实验组城市  $i$  处于示范城市确立年份之前（之后）的第  $t$  年，则  $before_{it}$  ( $after_{it}$ ) 取值为 1，其余情形取值为 0。 $t=-4+$  和  $t=4+$  分别捕捉了政策实施之前（之后）4 年及以上的效应。在实证分析中，为避免多重共线性的影响，本文以电子商务示范城市建设政策实施当年（即  $t=0$ ）为基准组进行估计，图 1 展示了回归系数及其 95% 的置信区间。可以看出， $before_{it}$  的系数均不显著，说明在电子商务示范城市建设政策实施之前，实验组和对照组城市共同富裕水平变化趋势不存在系统性差异，平行趋势得到验证，说明采用双重差分模型进行估计是合理的。同时，在电子商务示范城市建设政策实施后的第 1~3 年， $after_{it}$  的估计系数均显著为正，再次证明电子商务示范城市对共同富裕的积极促进作用。

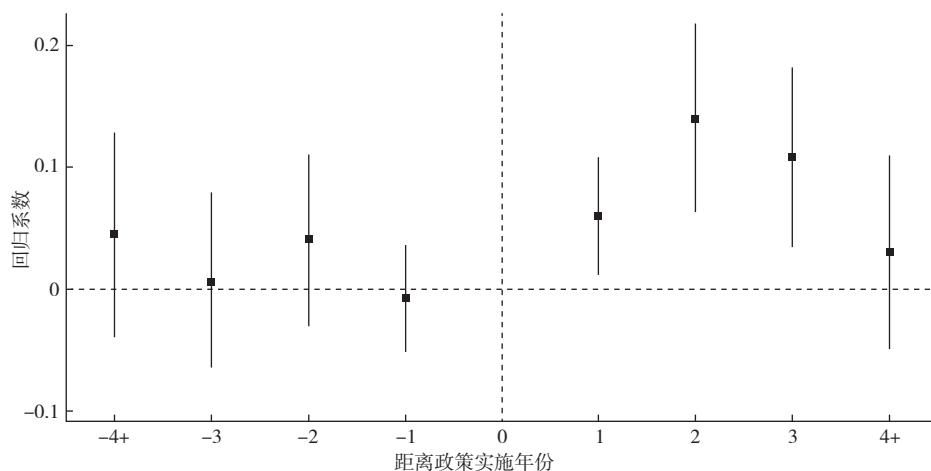


图 1 平行趋势检验

(2) 安慰剂检验。为排除其他随机因素对回归结果可能造成的干扰, 本文通过构建安慰剂检验进行稳健性检验。具体而言, 在 270 个城市中, 依次随机抽取 21 个、29 个和 14 个城市分别作为 2012 年、2014 年和 2017 年的实验组城市, 并据此构造“虚假”的政策变量进行估计。将这一过程重复 1 000 次, 即可得到 1 000 次“虚假”的估计系数。图 2 绘制了安慰剂检验的结果。可以看出, 1 000 次随机过程的回归系数分布在零值附近, 且与正态分布非常接近, 说明其他随机因素未能对本文的核心研究结论产生实质性影响, 证明了回归结果的稳健性。

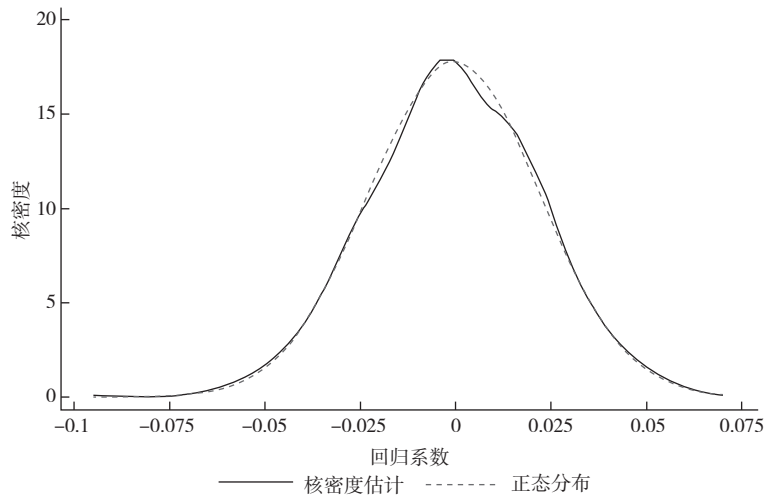


图 2 安慰剂检验

(3) 其他稳健性检验。为进一步保证研究结论的可靠性, 本文依次构建以下稳健性检验: ①基于倾向得分匹配-双重差分法 (PSM-DID) 的估计。具体而言, 本文以城市共同富裕指数作为结果变量, 以基准模型中的一系列控制变量作为协变量, 采用核匹配方法进行匹配, 并基于匹配后的样本重新进行估计, 结果见表 4 列 (1)。②采用均等权重法测度共同富裕水平。具体采用现有文献普遍使用的均等权重法测度城市共同富裕指数<sup>[32]</sup>, 并重新进行估计, 结果见表 4 列 (2)。③剔除直辖市样本。考虑到直辖市在行政级别等方面的特殊性, 本文对直辖市样本进行了剔除, 并重新进行估计, 结果见表 4 列 (3)。④考虑滞后效应。由于电子商务示范城市建设政策效应的发挥可能需要一定的时间, 本文将核心解释变量和控制变量进行了滞后一期的处理, 并重新进行估计, 结果见表 4 列 (4)。⑤控制时间趋势。为控制时间趋势的影响, 本文在基准模型基础上进一步纳入了时间趋势项与控制变量的交互项, 以排除时间趋势的影响, 结果见表 4 列 (5)。⑥排除异常值的干扰。为排除少量异常值对回归结果的影响, 本文对所有连续变量进行了上下 1% 的缩尾处理 (winsorize), 并重新进行估计, 结果见表 4 列 (6)。由表 4 具体结果可以看出, 所有模型  $E_c$  的估计系数均显著为正, 进一步支持了本文的核心研究结论。

表 4 其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$E_c$	0.038** (0.016)	0.031** (0.014)	0.029** (0.015)	0.032* (0.018)	0.048*** (0.017)	0.030** (0.015)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市、年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制



表4(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>N</i>	2 320	2 430	2 394	2 160	2 430	2 430
<i>R</i> <sup>2</sup>	0. 815	0. 888	0. 850	0. 782	0. 818	0. 834

注：列(1) PSM-DID，列(2)均等权重法，列(3)剔除直辖市，列(4)考虑滞后效应，列(5)控制时间趋势，列(6)排除异常值。

## 2. 工具变量估计

考虑到电子商务示范城市的获批可能并非随机，那些数字经济起步比较早、共同富裕水平比较高的城市可能更大概率被纳入示范范围，从而电子商务示范城市建设与共同富裕之间可能存在逆向因果关系。同时，基准模型还可能存在遗漏变量问题。为控制由于逆向因果和遗漏变量等因素可能导致的内生性问题，本文进一步采用工具变量法进行检验。具体而言，本文借鉴刘乃全等(2021)<sup>[17]</sup>的做法，选取1995年各城市每百人拥有电话机数这一历史变量作为电子商务示范城市建设的工具变量。之所以选取该变量作为工具变量，主要是因为：一方面，电子商务活动的快速发展是建立在传统商务交易活动基础上的，而传统商务交易活动主要是通过传真、电话等载体完成的，因此历史上拥有电话机数量更多的城市，更容易抓住数字时代的机遇，快速发展电子商务，从而也具有更大可能性获批电子商务示范城市，满足了工具变量相关性的条件；另一方面，该变量是一个历史变量，是固定不变的，从而难以对当前的共同富裕水平产生直接影响，从而满足了工具变量外生性的条件。需要说明的是，由于1995年各城市每百人拥有电话机数是一个截面变量，因此本文遵循现有文献做法<sup>[33]</sup>，采用该变量与时间虚拟变量的交互项作为工具变量，并进行估计。

表5汇报了工具变量估计结果。可以看出，无论是否加入控制变量，一阶段工具变量的回归系数均显著为正，验证了工具变量相关性的假设<sup>①</sup>。同时，Cragg-Donald Wald F均大于临界值11.39，说明不存在弱工具变量问题。二阶段结果显示，在未纳入控制变量和纳入控制变量情形下，核心解释变量的系数大小分别为0.181和0.209，且均在1%的水平上显著，说明在考虑可能存在的内生性问题后，基准回归结果仍然是成立的。

表5 工具变量估计

变量	(1)	(2)
<i>Ec</i>	0.181*** (0.060)	0.209*** (0.067)
控制变量	未控制	控制
城市、年份固定效应	控制	控制
<i>N</i>	2 196	2 196
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.965	0.967

### (三) 基于分维度指数的分析

接下来，本文分别以富裕指数和共同指数作为被解释变量，并分别采用固定效应模型和两阶段最小二乘法进行估计。

表6报告了电子商务示范城市建设对分维度指数影响的估计结果。列(1)、列(3)结果显示，在不

① 限于篇幅，此处略去了第一阶段的回归结果，备案。

考虑内生性问题时, 虽然核心解释变量的系数均为正, 但列(3)  $E_c$  的系数不显著, 说明电子商务示范城市建设主要促进的是富裕水平的提高。当进一步考虑内生性问题之后, 列(2)、列(4)核心解释变量的系数均在1%的水平上显著为正, 说明电子商务示范城市建设对富裕水平和共同水平两个维度均具有积极的促进作用。因此, 综合而言, 可以认为电子商务示范城市建设在做大做强“蛋糕”和切好分好“蛋糕”两个方面均具有一定的推动作用。

表6 基于分维度指数的分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$E_c$	0.027** (0.012)	0.138*** (0.045)	0.006 (0.011)	0.269*** (0.047)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市、年份固定效应	控制	控制	控制	控制
$N$	2 430	2 196	2 430	2 196
$R^2$	0.531	0.926	0.804	0.946

注: 列(1)、列(2)分别是富裕指数的固定效应模型和两阶段最小二乘法回归结果; 列(3)、列(4)分别是共同指数的固定效应模型和两阶段最小二乘法回归结果。

## 五、机制检验与异质性分析

### (一) 作用机制分析与检验

#### 1. 机制分析

结合政策的实施背景以及现有文献的理论基础, 本文主要从电商发展效应、科技创新效应和市场需求效应三个方面进行阐释。

第一, 电商发展效应。加快布局电子商务基础设施、打造有利于电子商务发展的政策环境和支撑体系是电子商务示范城市建设的一项重点任务<sup>[34]</sup>。《意见》明确指出, “要着力推进电子商务交易保障基础设施的建设”。因此, 在政策的驱动下, 示范城市的电子商务水平将得到相对较快的发展, 推动电商集聚发展。例如, 石家庄市在创建电子商务示范城市工作方案中, 将升级城乡信息网络基础设施和物流基础设施作为重要抓手, 在获批电子商务示范城市之后, 在“2016年电商百佳城市”中的排名较2013年提升了40位。不仅如此, 在政策实施过程中, 很多示范城市还十分注重农村电商的发展, 泉州市将农村电商作为重要的战略部署, 2014年底“淘宝村”数量居全国第二。进一步地, 电商发展水平的提高不仅能够为经济发展注入新动能, 促进经济做强做优做大<sup>[12]</sup>, 而且随着“淘宝村”等农村电商的加快发展, 能够大幅增加农村等欠发达地区人民的收入水平, 数字经济的普惠效应得以加快释放, 从而有效推动共同富裕<sup>[8-9, 35]</sup>。

第二, 科技创新效应。首先, 电子商务示范城市建设有利于服务型政府的建立, 优化营商环境, 为科技创新活动提供“优质土壤”<sup>[36]</sup>。其次, 电子商务示范城市建设有利于加速互联网技术的应用, 促进信息共享, 减少信息不对称, 降低企业的非生产性成本, 使得企业有更多资金投入研发活动中去, 促进企业创新水平的提高, 进而推动整个城市创新水平的提升<sup>[34]</sup>。最后, 电子商务示范城市建设还能通过促进企业集聚、加剧企业竞争等渠道激励创新<sup>[37]</sup>。在此基础上, 科技创新水平的提高将进一步促进共同富裕: 一方面, 创新是驱动经济高质量发展的第一动力, 能够有效助力“富裕”; 另一方面, 科技创新可以通过就业效应、收入效应和减贫效应等抑制居民收入差距<sup>[19]</sup>, 促进“共同”。

第三, 市场需求效应。电子商务示范城市建设的另一个重要意义在于打破传统交易的时空限制, 使

交易透明化、简单化,增加消费需求,起到连接市场、扩大市场潜能、壮大市场规模的作用<sup>[12]</sup>。柳思维等(2022)的实证分析结果表明,电子商务的快速发展有利于整合市场、抑制市场分割现象<sup>[38]</sup>。进一步地,市场规模的扩大不仅有助于稳定经济增长基本面,而且能够充分发挥规模报酬递增优势,为推动经济高质量发展注入持续动力<sup>[31]</sup>;同时,市场规模的扩大还能够使更多人受益,不断满足人民日益增长的美好生活需要,增强经济发展的普惠性,从而推动共同富裕。

## 2. 实证检验

根据江艇(2022)<sup>[39]</sup>提出的作用机制检验方式建议,本文构建如下模型进行机制检验:

$$Med_{it} = \delta_0 + \delta_1 Ec_{it} + \varphi X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $Med$  表示机制变量,其余变量的含义同基准回归模型一致。对应于上述理论分析,本文分别从电商发展、科技创新以及市场需求三个方面进行机制检验,机制变量具体定义如下:(1) 电商发展( $Taobao$ ),借鉴王奇等(2021)<sup>[12]</sup>的研究,以城市拥有淘宝村的数量(加1取对数)进行衡量,淘宝村数据整理自阿里研究院。(2) 科技创新( $Inno$ ),以城市每万人发明专利授权数的对数值进行衡量。(3) 市场需求( $Mp$ ),以市场潜能反映市场需求大小,具体计算参考聂长飞等(2021)<sup>[40]</sup>的研究,并进行对数化处理。

表7报告了作用机制分析的回归结果。其中,列(1)、列(3)、列(5)采用固定效应模型进行估计,可以看出,核心解释变量的系数均在1%的水平上显著为正,初步说明电子商务示范城市建设有利于推动电商发展、促进科技创新和扩大市场需求。为控制可能存在的内生性问题的影响,本文进一步采用两阶段最小二乘法对模型(3)进行了检验。列(2)、列(4)、列(6)结果显示<sup>①</sup>,核心解释变量的系数仍然在1%的水平上显著为正,从而进一步验证了电子商务示范城市建设有利于提高示范城市的电商发展水平和科技创新水平,并扩大示范城市的市场需求,进而推动共同富裕。电商发展效应、科技创新效应、市场需求效应三个机制得以验证。

表7 作用机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Ec$	0.592*** (0.069)	2.145*** (0.313)	0.170*** (0.017)	1.146*** (0.111)	0.030*** (0.010)	0.123*** (0.030)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市、年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	2 430	2 196	2 430	2 196	2 430	2 196
$R^2$	0.326	0.603	0.538	0.860	0.817	0.996

注:列(1)、列(2)分别是电商发展的固定效应模型和两阶段最小二乘法回归结果;列(3)、列(4)分别是科技创新的固定效应模型和两阶段最小二乘法回归结果;列(5)、列(6)分别是市场需求的固定效应模型和两阶段最小二乘法回归结果。

## (二) 异质性分析

本文分别从城市规模、城市行政级别、城市营商环境以及城市数字金融发展四个方面进行异质性分析。

第一,城市规模异质性。以城市人口中位数为界限对研究样本进行划分,据此构建城市规模虚拟变量  $Scale$ ,规模较大的城市取值为1,规模较小的城市取值为0,并在基准模型的基础上纳入核心解释变量与城市规模虚拟变量的交互项进行估计,结果如表8列(1)所示。可以看出,交互项  $Ec \times Scale$  的估计系数在10%的水平上显著为正,说明电子商务示范城市建设对规模较大城市共同富裕水平的促进作用更强。

① 限于篇幅,此处略去了第一阶段的回归结果,备案。

这可能是由于, 规模较大的城市通常具有更大的市场潜力, 对知识、人才等创新资源的集聚能力相对更强, 从而更加有利于发挥电子商务示范城市建设的共同富裕效应。

第二, 城市行政级别异质性。将直辖市、省会城市、副省级城市以及较大的市定义为行政级别较高城市, 其余城市定义为行政级别较低城市, 据此构建城市行政级别虚拟变量 *Level*, 行政级别较高城市取值为 1, 行政级别较低城市取值为 0, 并在基准模型的基础上纳入核心解释变量与城市行政级别虚拟变量的交互项进行估计, 结果见表 8 列 (2)。可以看出, 交互项  $Ec \times Level$  的估计系数在 10% 的水平上显著为正, 说明电子商务示范城市建设对行政级别较高城市共同富裕水平的提升作用更大。这可能是由于, 行政级别的高低决定了地方政府资源配置能力的强弱, 在电子商务示范城市建设过程中, 行政级别较高的城市能够更好地保证政策的实施和执行, 从而有利于政策红利的充分释放。

第三, 城市营商环境异质性。采用市场化指数作为城市营商环境的代理变量, 以营商环境中位数为界限对研究样本进行划分, 据此构建城市营商环境虚拟变量 *Market*, 市场化指数较大的城市取值为 1, 市场化指数较小的城市取值为 0, 并在基准模型的基础上纳入核心解释变量与城市营商环境虚拟变量的交互项进行估计, 结果见表 8 列 (3)。可以看出, 交互项  $Ec \times Market$  的估计系数在 1% 的水平上显著为正, 说明电子商务示范城市建设对营商环境较好的城市共同富裕水平的促进作用更强。这可能是由于, 良好的营商环境是电子商务等数字经济新业态发展壮大的沃土, 更能充分发挥电子商务示范城市建设的共同富裕效应。

第四, 城市数字金融发展水平异质性。以北京大学编制的数字金融指数为界限对研究样本进行划分, 据此构建城市数字金融虚拟变量 *Digfin*, 数字金融指数较高的城市取值为 1, 数字金融指数较低的城市取值为 0, 并在基准模型的基础上纳入核心解释变量与城市数字金融虚拟变量的交互项进行估计, 结果如表 8 列 (4) 所示。可以看出, 交互项  $Ec \times Digfin$  的估计系数在 10% 的水平上显著为正, 说明电子商务示范城市建设对数字金融发展水平较高城市共同富裕水平的推动作用更大。这可能是由于, 数字金融的快速发展能够为电子商务发展提供助力和支撑, 从而更能发挥电子商务示范城市建设对共同富裕的积极促进作用。

表 8 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Ec</i>	0.005 (0.028)	0.023 (0.021)	0.002 (0.023)	0.011 (0.024)
$Ec \times Scale$	0.058* (0.032)			
$Ec \times Level$		0.052* (0.030)		
$Ec \times Market$			0.067*** (0.026)	
$Ec \times Digfin$				0.043* (0.022)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市、年份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2 430	2 430	2 430	2 430
$R^2$	0.806	0.806	0.807	0.806

## 六、结论与政策建议

当前,新一轮科技革命和产业变革正加速兴起,以电子商务为代表的数字经济对经济社会发展的影响不断增强。在此背景下,本文以电子商务示范城市建设这一外生冲击构建准自然实验,选取2011—2019年270个城市的面板数据,运用双重差分模型实证检验了电子商务示范城市建设的共同富裕效应。首先,基准回归结果表明,电子商务示范城市建设能够有效赋能共同富裕、促进示范城市共同富裕水平的提升,这一结论经过平行趋势检验、安慰剂检验、其他一系列稳健性检验以及工具变量估计之后,仍然成立。其次,电子商务示范城市建设对共同富裕的两个分维度指数均具有显著的正向促进作用,能够实现做大做强“蛋糕”和切好分好“蛋糕”的兼得。再次,机制分析显示,电子商务示范城市建设主要通过电商发展效应、科技创新效应以及市场需求效应三条途径,进而提升示范城市的共同富裕水平。最后,异质性分析发现,电子商务示范城市建设的共同富裕效应在规模较大城市、行政级别较高城市、营商环境较优城市以及数字金融发展较好城市中更为显著。

本文的研究结论为进一步深入实施电子商务示范城市建设政策和有效利用数字技术赋能共同富裕提供了如下政策启示:第一,电子商务示范城市建设政策作为一项城市层面的电子商务政策,允许不同示范城市结合自身的发展阶段和禀赋结构自行制定电子商务示范城市建设的实施方案。本文从宏观城市层面证实了该政策能够有效赋能共同富裕的作用。因此,政府部门应尽快提炼、总结政策实施过程中的优秀案例和典型经验,有序增加政策辐射面、持续扩大示范城市范围,为进一步统筹推进电子商务发展工作提供经验借鉴,为扎实推动共同富裕提供重要的源动力。第二,电子商务示范城市建设政策的共同富裕效应得以有效发挥的内在原因在于,该政策提高了示范城市的电商发展水平和科技创新水平,并扩大了示范城市的市场需求。因此,在新阶段新征程中,应充分利用电子商务示范城市建设的契机,贯通电子商务有效推动共同富裕的多维途径,打好共同富裕“组合拳”。具体来说,应通过进一步完善电子商务基础设施、打造有利于电子商务发展的政策环境、加大对电子商务相关人才的引进和培养等政策措施,加快电商发展、促进科技创新、扩大市场需求。第三,电子商务示范城市建设政策对不同城市共同富裕的影响存在差异,因而在推进电子商务发展工作过程中,不能简单地实行“一刀切”方案,要对那些要素禀赋相对较差、政策效应难以充分发挥的城市(如规模较小城市、行政级别较低城市、营商环境较差城市以及数字金融发展程度较低城市)予以更多的关注和支持,使得电子商务示范城市建设政策的共同富裕效应能够更为充分有效地释放。

### 参考文献:

- [1] BUKHT R, HEEKS R. Defining, conceptualising and measuring the digital economy[J]. *International Organisations Research Journal*, 2018, 13(2): 143-172.
- [2] 周泽红,郭劲廷. 数字经济发展促进共同富裕的理路探析[J]. *上海经济研究*, 2022(6): 5-16.
- [3] 蒋永穆,亢勇杰. 数字经济发展促进共同富裕:内在机理、风险研判与实践要求[J]. *经济纵横*, 2022(5): 21-30, 135.
- [4] 张勋,万广华,张佳佳,等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. *经济研究*, 2019, 54(8): 71-86.
- [5] 向云,陆倩,李芷萱. 数字经济发展赋能共同富裕:影响效应与作用机制[J]. *证券市场导报*, 2022(5): 2-13.
- [6] 张金林,董小凡,李健. 数字普惠金融能否推进共同富裕?——基于微观家庭数据的经验研究[J]. *财经研究*, 2022, 48(7): 4-17, 123.
- [7] 韩亮亮,彭伊,孟庆娜. 数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕——基于我国省际面板数据的经验研究[J]. *软科学*, 2023, 37(3): 18-24.
- [8] 邱子迅,周亚虹. 电子商务对农村家庭增收作用的机制分析——基于需求与供给有效对接的微观检验[J]. *中国农村经济*, 2021(4): 36-52.
- [9] 秦芳,王剑程,胥芹. 数字经济如何促进农户增收?——来自农村电商发展的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2022, 22(2): 591-612.
- [10] COUTURE V, FABER B, GU Y Z, et al. Connecting the countryside via e-commerce: evidence from China[J]. *American Economic Review: Insights*, 2021, 3(1): 35-50.

- [11] QIN Y, FANG Y F. The effects of e-commerce on regional poverty reduction: evidence from China's rural e-commerce demonstration county program[J]. *China & World Economy*, 2022, 30(3): 161-186.
- [12] 王奇, 牛耕, 赵国昌. 电子商务发展与乡村振兴: 中国经验[J]. *世界经济*, 2021, 44(12): 55-75.
- [13] MEI Y, MAO D L, LU Y H, et al. Effects and mechanisms of rural e-commerce clusters on households' entrepreneurship behavior in China[J]. *Growth and Change*, 2020, 51(4): 1588-1610.
- [14] LI L L, ZENG Y W, YE Z, et al. E-commerce development and urban-rural income gap: evidence from Zhejiang Province, China[J]. *Papers in Regional Science*, 2021, 100(2): 475-494.
- [15] 吴一平, 杨芳, 周彩. 电子商务与财政能力: 来自中国淘宝村的证据[J]. *世界经济*, 2022, 45(3): 82-105.
- [16] 周绍东, 刘健. 数字技术如何促进共同富裕? ——以“湖北淘宝第一村”下营村为例[J]. *理论月刊*, 2022(9): 60-70.
- [17] 刘乃全, 邓敏, 曹希广. 城市的电商化转型推动了绿色高质量发展吗? ——基于国家电子商务示范城市建设的准自然实验[J]. *财经研究*, 2021, 47(4): 49-63.
- [18] 谢文栋. 城市电商化发展能否实现稳就业? [J]. *财经研究*, 2023, 49(1): 139-153.
- [19] 程锐. 企业家精神与区域内收入差距: 效应与影响机制分析[J]. *经济管理*, 2019, 41(6): 91-108.
- [20] 温涛, 向栩. 实现共同富裕的一个路径探索: 人力资本的增长与平衡效应检验[J/OL]. *改革*, 2023[2023-03-06]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/50.1012.F.20230228.1701.002.html>.
- [21] 李连梦, 吴青, 聂秀华. 电子商务能缩小城乡居民消费差距吗? [J]. *技术经济*, 2020, 39(2): 125-133.
- [22] 陈宇虹. 我国农村电商发展与农村居民增收关系实证分析——基于长江经济带 11 省市的面板数据[J]. *商业经济研究*, 2020(4): 125-128.
- [23] 曾亿武, 郭红东, 金松青. 电子商务有益于农民增收吗? ——来自江苏沭阳的证据[J]. *中国农村经济*, 2018(2): 49-64.
- [24] 刘培林, 钱滔, 黄先海, 等. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. *管理世界*, 2021, 37(8): 117-129.
- [25] 李实. 共同富裕的目标和实现路径选择[J]. *经济研究*, 2021, 56(11): 4-13.
- [26] 李金昌, 余卫. 共同富裕统计监测评价探讨[J]. *统计研究*, 2022, 39(2): 3-17.
- [27] 冯苑, 聂长飞. 中国共同富裕的时空演进、区域差异及收敛性研究[J]. *经济与管理研究*, 2022, 43(12): 65-84.
- [28] 孙学涛, 于婷, 于法稳. 新型城镇化对共同富裕的影响及其作用机制——基于中国 281 个城市的分析[J]. *广东财经大学学报*, 2022, 37(2): 71-87.
- [29] 张晓晶. 金融发展与共同富裕: 一个研究框架[J]. *经济学动态*, 2021(12): 25-39.
- [30] 刘兴华. 外商投资与城乡收入差距——基于空间效应视角的分析[J]. *江西财经大学学报*, 2021(1): 16-28.
- [31] 金殿臣, 刘帅, 陈昕. 数字经济与共同富裕——基于 276 个地级市的实证检验[J]. *新疆师范大学学报(哲学社会科学版)*, 2023, 44(3): 127-136.
- [32] 聂长飞, 冯苑, 张东. 知识产权保护与经济增长质量[J]. *统计研究*, 2023, 40(2): 73-88.
- [33] 冯苑, 聂长飞, 张东. 宽带基础设施建设对城市创新能力的影响[J]. *科学学研究*, 2021, 39(11): 2089-2100.
- [34] 张乾, 葛国庆, 薛健. 数字经济促进了企业避税吗——基于电子商务示范城市创建的准自然实验[J]. *会计研究*, 2022(4): 71-88.
- [35] 钱霖亮. 电商经济中的差序格局: 产业集聚、空间想象与数字消费不平等[J]. *浙江学刊*, 2023(1): 106-116.
- [36] 周科选, 余林徽. 城市电商化转型对 FDI 的影响及机制研究——来自国家电子商务示范城市试点的经验证据[J]. *学习与实践*, 2021(12): 82-92.
- [37] 张志新, 孙振亚, 路航. 国家电子商务示范城市建设与城市创新: “本地-邻地”效应[J]. *南京财经大学学报*, 2022(3): 87-97.
- [38] 柳思维, 陈薇, 唐红涛. 电子商务发展与国内统一市场: 整合还是分割——基于双边随机前沿模型[J]. *湖南大学学报(社会科学版)*, 2022, 36(4): 56-67.
- [39] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022(5): 100-120.
- [40] 聂长飞, 冯苑, 张东. 创新型城市建设提高中国经济增长质量了吗[J]. *山西财经大学学报*, 2021, 43(10): 1-14.

# Research on the Mechanism and Heterogeneity of Digital Economy Promoting Common Prosperity —Evidence from E-commerce Demonstration City Construction

FENG Yuan<sup>1</sup>, NIE Changfei<sup>2</sup>

(1. Jiangxi Normal University, Nanchang 330022;

2. Nanchang University, Nanchang 330031)

**Abstract:** This paper focuses on the key words of common prosperity, namely prosperity and common, and constructs a common prosperity evaluation index system consisting of 2 primary indicators, 4 secondary indicators and 16 tertiary indicators. Then, the entropy method is used to measure the common prosperity index of 270 cities in China from 2011 to 2019. On this basis, this paper constructs a quasi-natural experiment with the exogenous shock of e-commerce demonstration city construction, and uses the difference-in-differences model to test the impact of e-commerce demonstration city construction on common prosperity and its mechanism.

First, the benchmark regression results show that the construction of e-commerce demonstration cities can effectively empower common prosperity and promote the improvement of common prosperity level in these cities. This finding still holds after parallel trend tests, placebo tests, robustness tests, and instrumental variable estimation. Second, the construction of e-commerce demonstration cities plays a significant positive role in promoting the two sub-dimensional indexes of common prosperity, which can achieve both making the cake bigger and better and cutting the cake fairer and better. Third, the mechanism analysis shows that the construction can improve the level of common prosperity of demonstration cities in three ways: the e-commerce development effect, the scientific and technological innovation effect, and the market demand effect. Specifically, the construction can improve the level of e-commerce development and scientific and technological innovation of demonstration cities, and increase their market demand, thereby promoting common prosperity. Finally, the heterogeneity analysis reveals that the common prosperity effect of e-commerce demonstration city construction is more significant in larger cities, cities with higher administrative levels, cities with better business environment and cities with better digital financial development.

This paper enriches the research on the impact effect of e-commerce development in the digital economy. Compared with the existing studies, the main marginal contributions of this paper are as follows. First, in terms of research topics, this paper identifies the causal relationship between the construction of e-commerce demonstration cities and common prosperity, and further examines its intrinsic mechanisms, which provides a new perspective to comprehensively understand the relationship between digital economy development and common prosperity. Second, in terms of empirical data, different from most of the existing literature measuring the common prosperity index at the provincial level, this paper measures the level of common prosperity at the city level, which broadens the quantitative study of common prosperity to a certain extent. Third, in terms of practical significance, this paper provides the latest empirical evidence on positive externalities of the e-commerce demonstration city construction policy from the perspective of promoting common prosperity, which can provide references for solidly promoting common prosperity.

**Keywords:** e-commerce demonstration city; common prosperity; digital empowerment; e-commerce development; scientific and technological innovation

(责任编辑:周斌)