

城市电商化转型提高了创业活跃度吗？

——基于国家电子商务示范城市建设的准自然实验

张继武 吕丽娟

内容提要:电子商务成为全球经济下行趋势中逆势增长的新引擎,是实现双循环新发展、提升区域创业活跃度的重要支撑力量。本文以国家电子商务示范城市建设作为研究对象,利用多期双重差分模型考察城市电商化转型对创业活跃度的影响。研究发现,国家电子商务示范城市建设显著提升了城市创业活跃度,并且该政策效应在东部地区、高互联网发展水平、非资源依赖型、大规模的城市以及非生产性服务业表现更为明显。国家电子商务示范城市建设实现了国内国际两个市场的联合互动,通过扩大创业资源供给、激发市场需求潜力两条作用渠道提升城市创业活跃度。本文研究为充分发挥电子商务的创业效应,进而激发城市的经济活力提供了政策参考。

关键词:国家电子商务示范城市 电子商务 创业活跃度 城市活力 异质性处理效应

中图分类号:F724.6;F299.22

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)06-0095-17

一、问题提出

随着中国经济增速放缓,中美贸易摩擦升级,逆全球化思潮涌动,中国经济运行面临着创造就业、产业升级、结构转型等挑战,提升地区的创业水平或创业活跃度就成为解决以上挑战的重要途径^[1-2]。电子商务通过供给与需求的有效衔接,实现生产环节的规模效应^[3],通过缓解信息不对称,降低实体经济中的复制与搜寻成本,减少创业准入的限制,为创业活动开展提供了新引擎^[4-5]。尤其在新冠疫情后,电子商务所衍生出的新产业、新业态和新模式,在增强经济发展活力、促进中小企业发展和带动就业等方面发挥了重要作用。为了促进中国电子商务的发展,国家发展和改革委员会、商务部等部门在2009年联合开展了国家电子商务示范城市创建工作,旨在解决城市电子商务发展的突出问题,提升电子商务的辐射范围和影响力,以期充分发挥电子商务在经济与社会领域的战略性潜力。那么,在具体实践中,国家电子商务示范城市建设是否提高了城市创业活跃度?如果能提高,其具体内在机制是什么?政府未来应如何进一步深化国家电子商务示范城市建设来提升城市创业活跃度?在中国经济转型的关键时期,客观准确地评价国家电子商务示范城市建设对城市创业的实际影响,对于应对当前经济下行压力、解决就业难题并拉动经济增长具有重要的

收稿日期:2023-09-05;修回日期:2024-04-17

作者简介:张继武 山东大学经济研究院博士研究生,济南,250100;

吕丽娟 山东大学经济研究院博士研究生,通信作者。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

现实意义。

对创业的研究,一直是学界研究的焦点。现有文献强调较少的政府管制^[6]、良好的营商环境^[7]、税费减免^[8]、顺畅的融资渠道^[9]、创新驱动型政策^[10]、流动人口规模^[11]、创业者的个人能力与资源差异^[11]等是激励创业主体开展创业活动的重要因素。与本文相关的另一支文献是电子商务发展的经济效应。一些学者发现电子商务发展促进了地区经济增长^[12]和城市绿色高质量发展^[13],提升农民增收能力^[14]和地区就业水平^[2,15-16]。同时,伴随信息通信技术的运用与普及,数字经济对传统创业模式产生了深刻影响,使得创业相关资源更易于获取,进而增强了地区创业活力^[5,17-18]。

现有研究对于理解电子商务与城市创业活跃度之间的关系具有重要借鉴意义,但该领域研究还存在很大的拓展空间。首先,现有文献对电子商务的度量,更多的是采用单一指标或者综合指标,这会存在一定的主观性和测量误差,最终导致结论的内生性问题。国家电子商务示范城市建设作为促进电子商务发展的一项探索性政策,为电子商务发展研究提供了一个很好的准自然实验,能更好地识别电子商务发展的创业效果。其次,随着贸易伙伴国互联网的发展,电子商务可以弱化地理距离的限制,拓宽投资与贸易边界,实现国内国际两个市场的联合互动。以往文献主要从国内市场单一视角分析电子商务对创业主体的影响机理,忽视了电子商务在国内国际两个市场的拓展性作用。另外,以往文献在研究电子商务促进创业的机制中,更多侧重于供给端的创业资源拉动,而对需求端的消费扩张拉动作用涉及较少。所以,有必要进一步从国内国际两个市场、供给与需求的双向拉动来对电子商务发展影响创业活跃度的机制进行更深入的研究。

本文的边际贡献主要包含以下三个方面。首先,现有文献有关电子商务对城市创业活跃度的影响研究涉及较少,本文通过采用双重差分(DID)方法进行实证检验,探究城市电商化转型对创业活跃度的净效应,既拓宽了国家电子商务示范城市政策效果评估的范畴,也为提升城市的创业活跃度提供了新思路,并从城市电商化转型视角扩充了数字经济对城市创业影响的经验证据。其次,在理论层面上,基于电子商务在国内国际两个市场的拓展性作用,本文从供给端和需求端两大维度、内嵌于国内国际两大市场,系统地验证城市电商化转型的试点政策对创业活跃度影响的作用机理。最后,本文根据不同城市的特征进行异质性分析,并且检验了该项政策对于城市创业活跃度是否存在时间滞后性,加深了电子商务发展对城市创业活跃度的时间和空间认识,为进一步推进国家电子商务示范城市建设和助力城市创业活跃度提供相应的政策建议。

二、政策背景与研究假设

(一) 政策背景

国家电子商务示范城市建设是发展电子商务、增强经济发展活力的重大举措。2005年,《国务院办公厅关于加快电子商务发展的若干意见》指出,应充分认识到电子商务在中国经济和社会发展中的战略地位,推进电子商务的健康快速发展。2009年深圳市被选择为首个国家电子商务示范城市。随后2011年、2014年和2017年又陆续公布了第二批、第三批和第四批国家电子商务示范城市。截至2019年,全国范围内共计有70个城市纳入国家电子商务示范城市建设工程。自国家电子商务示范城市建设以来,各示范城市从本地区实际情况出发,多措并举、主动作为,通过建设电子商务基础设施和服务配套设施、健全电子商务支撑环境、建立适应电商发展的新机制,着力保障电子商务的健康快速发展。该项政策实施不仅为推动电子商务高质量发展提供了可复制、可推广的经验,而且成为缓解就业矛盾、提升区域创业活跃度的重要载体。

(二) 理论分析与研究假设

随着新制度经济学的兴起,制度作为一种激励和约束机制,成为影响经济增长的重要因素^[19]。演化经

经济学也指出制度创新是推动经济增长的重要力量^[20-21]。首先,国家电子商务示范城市建设能够通过规范经济活动和减少制度性交易成本等途径影响经济主体的创业积极性^[22]。从宏观层面看,示范城市建设可以提高市场经济运行质量和效率,使得资源要素通过市场选择机制顺利地流向更高效率的创新型企业,更好地实现市场对资源的基础性配置作用,激励更多实质性的创业活动^[23];从微观层面看,示范城市建设可以有效减少企业家从事非生产性活动,降低制度性交易成本,提升其从事创业活动的资源和精力,最终提升创业意愿以及创业成功的可能性^[24]。其次,国家电子商务示范城市建设具有制度演化属性,示范地区通过完善电子商务配套制度环境、深化电商应用场景、健全电商支撑体系、加强相应的交易保障设施与基础设施建设,推动产品与各种要素的自由流动,为地区创业活动开展提供更多的制度推力。然而,根据竞争理论可知,电子商务发展初期会对线下创业活动产生部分替代效应^[25-26]。伴随着电子商务发展,线上和线下可以实现优势互补和协调发展,通过双边资源的整合,最终可以实现线上带动线下、线下反哺线上的新商业形态^[5]。这种电子商务催生的线上线下融合将会进一步增强经济主体创业活力。基于上述分析,本文提出假设1。

假设1:国家电子商务示范城市建设有助于城市创业活跃度的提升。

党的二十大报告指出“以国内大循环吸引全球资源要素,增强国内国际两个市场两种资源联动效应”。这意味着利用好国内国际的两个消费市场和两种要素资源是推进高水平对外开放,盘活创新创业活力,助力高质量发展的关键。国家电子商务示范城市建设作为加速国民经济和社会信息化进程的制度实践基地,能够有效地支撑大量产业充分利用“两个市场两种资源”实现创新型发展。因此,从供给端和需求端两大维度入手,内嵌着国内国际两大市场来分析电子商务发展影响城市创业活跃度的作用机制将会更加全面。具体理论分析如下:

从供给视角来看,资金、技术等创业资源是影响个体开展创业活动的重要因素,国家电子商务示范城市建设通过扩大创业资源供给来提升城市的创业活跃度。首先,长期以来,由于市场风险和信息公开度不足,新创企业难以从传统金融机构获得所需的服务,缺乏创业资金不利于激发其创业活动^[5]。国家电子商务示范城市政策加快了数字金融等新型金融模式的兴起,通过发展在线信用服务、建立交易诚信档案等方式优化金融制度供给,实现项目风险的精确评估和精准放贷,为新创企业提供更多的创业资金。另外,根据信号传递理论^[27],国家电子商务示范城市作为一项促进电商发展的国家级制度实践,其政策利好信号会向风险投资者传递各种有利于创业的信息,进而增大区域风险投资力度^[10]。由此,风险投资的集聚拓宽了创业者的融资渠道,为新创企业提供更多融资支持。其次,国家电子商务示范城市会优化地区的营商环境,进而吸引更多外商投资,大量外资流入将对城市创业产生积极的溢出作用^[18]。一方面,外资的大量进入会增大产业链上下游企业的中间产品需求,这会给创业个体带来更多的创业渠道和创业机会。另一方面,外资的大量流入会带来先进的知识与技术,使创业者有更多交流与学习机会,方便创业者积累更多的创业知识,提升创业的成功率。因此,国家电子商务示范城市建设有利于实现国内国际两个市场创业资源的联动,扩大创业资源供给,弥补创业者的创业资源不足,进而提升城市的创业活跃度。基于上述分析,本文提出假设2。

假设2:国家电子商务示范城市建设通过扩大创业资源供给来提升城市的创业活跃度。

从需求视角来看,消费需求的多样化和个性化能催生出新的商业模式,激发消费市场需求潜力,增强个体的创业动机,国家电子商务示范城市建设通过激发市场需求潜力来增强城市的创业活跃度。首先,国家电子商务示范城市建设积极培育电商服务,大力支持和培育第三方电子商务服务与交易平台,协调解决网络交易与电子认证、物流配送、在线支付等环节的集成应用问题,由此催生出许多超大规模的平台型企业(例如淘宝、京东和拼多多等)。这类企业可以利用海量数据准确生产出满足消费者个性化与多样化需求的

产品^[18],从而挖掘出更大的国内市场需求,激发地区创业潜能,提升城市的创业活跃度。其次,受地理空间的限制,消费者的需求潜力无法充分释放,而国家电子商务示范城市建设更加主张发展集在线交易、物流配送、电子认证、结汇退税、在线支付、信用评价、代理报关、检验检疫于一体的全流程电子商务服务,可以突破空间限制,克服贸易成本阻碍,拓展贸易边界^[28-29],扩大地区外贸订单数量^[30]。更大的国外市场需求会优化市场消费结构,为本地区培育更多的创业机会,提升城市创业活力。因此,国家电子商务示范城市建设有利于实现国内国际两个市场内贸和外贸的联动,激发市场需求潜力,提升城市创业活跃度。基于上述分析,本文提出假设3。

假设3:国家电子商务示范城市建设通过激发市场需求潜力来提升城市的创业活跃度。

三、研究设计

(一) 模型设计

国家电子商务示范城市是在不同年份分批次授予的,因而本文采用多期 DID 模型估计城市电商化转型对城市创业活跃度的影响,模型具体设定如下:

$$Entrep_{it} = \alpha + \beta NECD_{it} + \sum \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $Entrep_{it}$ 为城市 i 在 t 年的创业活跃度;核心解释变量 $NECD_{it}$ 是国家电商示范城市政策实施的虚拟变量; X_{it} 为经济发展水平、金融深化程度、地方科技投入、人力资本水平等一系列的控制变量; μ_i 表示城市固定效应; λ_t 表示年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量:城市创业活跃度($Entrep$)

城市创业活跃度能够充分反映地区创业活动积极性,是被广泛采用的宏观层面创业变量指标^[7]。本文参考白俊红等(2022)^[10]的做法,以企查查数据库作为本文的数据采集平台,搜集和整理了各城市 2006—2019 年新建企业的数据信息。另外,为了克服人口规模的影响,本文采用城市年末总人口来做标准化处理,即以城市每百人中新建企业的数量来表示城市创业活跃度。

2. 核心解释变量:国家电子商务示范城市建设($NECD$)

本文核心解释变量的设置如下:如果城市 i 在 t 年被确定为国家电子商务示范城市,则该城市样本在 t 年及以后年份设为 1,否则设为 0。

3. 控制变量

参考谢文栋(2023)^[2]、白俊红等(2022)^[10]的研究,本文加入以下可能会影响城市创业活跃度的控制变量:(1) 经济发展水平($Pgdp$),采用各城市实际人均生产总值(GDP)衡量,并进行对数化处理;(2) 金融深化程度(Fd),采用各城市年末金融机构的存贷款余额与 GDP 的比重衡量;(3) 地方科技投入($Input$),采用科教支出占地方财政一般预算支出的比重表示;(4) 人力资本水平($Human$),采用城市高校在校学生数占城市总人口的比值衡量;(5) 基础设施建设($Internet$),采用城市互联网用户数与年末总人口数的比值表示;(6) 产业结构水平($Indust$),采用第三产业和第二产业增加值的比重表示。

(三) 数据来源与描述性统计

鉴于数据的连续性与可得性,本文选择 2006—2019 年中国 283 个城市为研究样本。新建企业数据来源

于企查查网站,该网站详细公布了企业的成立时间、地理位置和行业分类等。本文根据网站所公布的企业成立时间作为新建企业年份,并根据企业地理位置将数据整理匹配至城市层面。国家电子商务示范城市建设的认定数据来源于国家发展和改革委员会官网。城市层面的数据主要来源于《中国城市统计年鉴》。

主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
城市创业活跃度	<i>Entrep</i>	3 962	0.931	0.961	0.036	15.018
国家电子商务示范城市建设	<i>NECD</i>	3 962	0.091	0.288	0	1
经济发展水平	<i>Pgdp</i>	3 962	11.440	0.677	9.268	13.955
金融深化程度	<i>Fd</i>	3 962	0.891	0.575	0.075	9.622
地方科技投入	<i>Input</i>	3 962	0.014	0.015	0.000	0.212
人力资本水平	<i>Human</i>	3 962	0.014	0.021	0.000	0.129
基础设施建设	<i>Internet</i>	3 962	8.290	0.885	0.544	10.950
产业结构水平	<i>Indust</i>	3 962	0.917	0.504	0.094	5.168

四、实证分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了国家电子商务示范城市建设影响城市创业活跃度的基准回归结果。结果表明,*NECD* 的回归系数无论在何种情况下均为正,且在 1%水平上显著,并且由列(4)可知,*NECD* 的回归系数为 0.377。由此说明,相较于未被批准为国家电子商务示范城市的地区,国家电子商务示范城市的创业活跃度平均提升了 37.7%。这表明城市的电商化转型实现了国内国际两个市场的联合互动,扩大了创业资源供给,激发了市场需求潜力,进而有效地促进了城市创业活力,故假设 1 得以验证。

表 2 国家电子商务示范城市建设对城市创业活跃度的影响

变量	<i>Entrep</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NECD</i>	1.503 *** (5.690)	0.555 *** (5.329)	0.666 *** (3.438)	0.377 *** (3.856)
<i>Pgdp</i>			0.198 * (1.877)	0.114 * (1.898)
<i>Fd</i>			0.212 *** (2.688)	0.004 (0.184)
<i>Input</i>			19.347 *** (2.821)	5.414 *** (2.996)
<i>Human</i>			1.476 (0.368)	11.772 *** (3.599)
<i>Internet</i>			0.084 (1.343)	-0.111 *** (-3.511)
<i>Indust</i>			0.246 ** (2.444)	-0.065 (-0.970)

表2(续)

变量	Entrep			
	(1)	(2)	(3)	(4)
城市固定效应	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	未控制	控制
常数项	0.794 *** (30.037)	0.881 *** (92.808)	-2.796 *** (-3.434)	0.332 (0.505)
观测值	3 962	3 962	3 962	3 962
R ²	0.203	0.833	0.414	0.843

注:***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。括号内数值为城市层面聚类标准误对应的t值。如无特别说明,后表同。

(二) 平行趋势检验

双重差分(DID)方法进行政策评估的前提是满足平行趋势假定,因此,本文参考张继武和姜凯(2022)^[31]的做法,构建如下模型进行事件分析:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=-8}^8 \beta_k Did_{i,t_0+k} + \sum \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, t_0 表示政策实施当期。 Did_{i,t_0+k} 为政策虚拟变量,即国家电子商务示范城市建设实施前后的第 k 年时, Did 取值为 1, 否则为 0。 β_k 刻画了国家电子商务示范城市建设实施前后实验组与对照组的创业活跃度的差异。事件分析结果如图 1 所示,可以看出,在国家电子商务示范城市建设之前,实验组和对照组的创业活跃度没有显著差异,故满足平行趋势的假定;而在国家电商示范城市建设实施之后,实验组的创业活跃度相对对照组来说,呈现上升趋势,并且随着时间推移,该政策的作用效果逐渐增大。另外,本文还发现该项政策实施的当年、后一年和后两年的 β_k 系数不显著,这反映出国家电子商务示范城市建设的创业提升效应存在一定的时间滞后性。

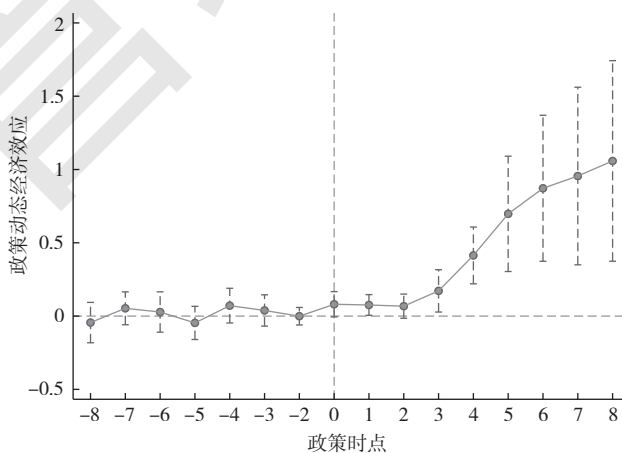


图 1 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

为缓解不可观测因素对本文结论的影响,本文借鉴郑兰祥等(2023)^[32]的做法,选择构建伪政策冲击来进行安慰剂检验。首先,从 283 个城市样本中随机抽取 68 个城市作为伪实验组,并为这 68 个城市随机设定伪国家电子商务示范城市的批准时间,进而生成伪政策虚拟变量 $NECD^p$ 。其次,用伪政策虚拟变量替换式(1)中的 $NECD$ 进行重新回归。最后,按照以上流程重复 500 次,并将伪政策虚拟变量系数 β^p 的概率分布和 P 值分布呈现在图 2 中。由图 2 所示,回归系数 β^p 多集中在 0 附近,且回归系数 β^p 的 P 值基本上都大于 10%。另外,前文真实回归系数为 0.377,与安慰剂检验的结果存在明显差异。这在一定程度上说明本文的基准回归结果并未受到不可观测因素的影响,国家电子商务示范城市建设能够提升城市创业活跃度的结论具有稳健性。

2. 预期效应检验

如果国家电子商务示范城市建设前期,处理组具有预期效应,则可能导致城市创业活跃度在政策实施前就产生了分化趋势,进而导致估计结果存在偏误。为此,本文借鉴陆和余(Lu & Yu, 2015)^[33]、曹翔和高瑀(2021)^[34]的做法,依次将该项政策提前2年、3年、4年和5年,生成政策预期变量E1、E2、E3、E4,并依次加入基准回归中,进行预期效应检验。表3为预期效应检验的回归结果,可以发现该项政策预期效应检验的回归系数均不显著,而NECD的系数仍然显著为正,这表明本文的核心结论并不受政策预期效应的影响。

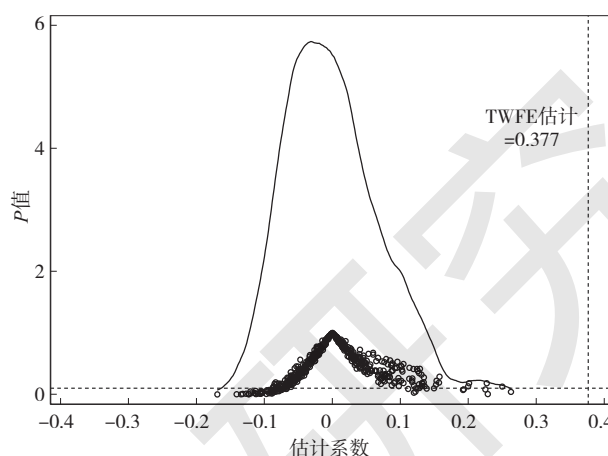


图2 安慰剂检验

表3 预期效应检验

变量	Entrep			
	(1)	(2)	(3)	(4)
NECD	0.390*** (3.328)	0.398*** (3.582)	0.394*** (3.780)	0.387*** (3.845)
E1	-0.016 (-0.232)			
E2		-0.044 (-0.653)		
E3			-0.049 (-0.835)	
E4				-0.034 (-0.624)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	0.699 (0.859)	0.705 (0.868)	0.709 (0.873)	0.702 (0.866)
观测值	3 962	3 962	3 962	3 962
R ²	0.843	0.843	0.843	0.843

3. 工具变量检验

鉴于国家电子商务示范城市与创业活跃度之间可能存在反向因果关系,这会使结果存在内生性问题。为此,本文选择使用工具变量估计来缓解模型可能存在的内生性。参考刘乃全等(2021)^[13]的做法,本文以明代驿站作为工具变量。需要强调的是,明代驿站数据为截面数据,不能用于面板分析,本文参考欧阳伊玲等(2024)^[35]的处理方法,引入一个随着时间变化的变量来构造国家电子商务示范城市建设的工具变量。具体地,本文选用各城市的明代驿站与上一年城市政府工作报告中数字经济词频的交互项作为工具变量(IV),进行两阶段最小二乘估计(2SLS)。为进一步验证本文的工具变量是否满足外生性和相关性的要求,

首先,本文将用基准回归模型式(1)的残差对工具变量(IV)进行回归,具体的回归结果见表4列(1),可以发现IV估计系数不显著,这表明工具变量并没有通过国家电子商务示范城市政策之外的途径影响城市创业活跃度,外生性条件得以满足。其次,为了验证工具变量的相关性,本文将该政策(NECD)对工具变量回归,结果如表4的列(2)所示。可以发现IV的系数显著为正,这表明工具变量与国家电子商务示范城市政策存在正相关关系,与前文分析一致。此外,第一阶段F值检验表明本文不存在弱工具变量问题。最后,表4列(3)为工具变量回归结果,可以发现回归系数显著为正,这表明工具变量结论与基准回归结论一致。

表4 工具变量检验

变量	(1)	(2)	(3)
IV	0.225 (1.214)	0.743*** (4.950)	
\widehat{NECD}			0.685*** (2.635)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	3 906	3 906	3 906
Kleibergen-Paap rk Wald F		24.498	

注:列(1)为普通最小二乘(OLS)的检验结果,列(2)和列(3)为2SLS的检验结果。

4. 排除其他政策干扰

国家电子商务示范城市建设的净效应还可能会受到其他政策的干扰。在考虑样本考察期和相关文献的基础上,本文在模型(1)控制变量基础上加入以下可能影响城市创业活动的其他政策的虚拟变量,例如智慧城市试点政策(SCP)^[36]、创新型城市试点政策(ICP)^[10]、“宽带中国”战略(BCS)^[35]、大数据综合改革试验区(BDP)^[37]、跨境电子商务试点区(CECD)^[38]、创业试点城市(EPC)^[10]。具体的回归结果如表5所示,列(1)—列(6)报告了以上单一政策影响的估计结果,列(7)是考虑所有其他政策变量后NECD对城市创业活跃度的估计结果。从回归结果中可知,无论是考虑单一政策影响还是同时考虑多项政策的影响,NECD的系数均为正,且在1%水平上显著,这说明在排除其他政策干扰后,本文的研究结论依然成立。

表5 排除其他政策干扰

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
NECD	0.387*** (3.882)	0.350*** (3.620)	0.347*** (3.831)	0.387*** (3.904)	0.349*** (3.744)	0.382*** (4.026)	0.275*** (3.225)
SCP	-0.088* (-1.836)						-0.082* (-1.683)
ICP		0.164*** (3.350)					0.153*** (3.062)
BCS			0.125* (1.707)				0.107 (1.489)
BDP				0.245** (2.387)			-0.247 (-1.141)
CECD					0.366*** (4.516)		0.540*** (3.077)

表5(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>EPC</i>						0.005	-0.023
						(0.068)	(-0.316)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.665	0.601	0.597	0.422	0.216	0.693	0.069
	(0.832)	(0.751)	(0.767)	(0.552)	(0.279)	(0.865)	(0.094)
观测值	3 962	3 962	3 962	3 962	3 962	3 962	3 962
<i>R</i> ²	0.843	0.843	0.843	0.845	0.848	0.843	0.850

5. 其他稳健性检验

首先,为了缓解可能存在的样本选择偏误。本文参考白俊红等(2022)^[10]的做法,采用面板逐年匹配和截面匹配两种方式,并运用近邻匹配法为所有国家电子商务示范城市寻找满足共同支撑假设的最优对照组。具体结果见表6列(1)和列(2),可以发现倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)稳健性检验结果与基准回归结论保持一致。其次,为了降低创业活跃度异常值所带来的估计偏误问题,本文对城市创业活跃度的样本数据进行1%缩尾处理。回归结果如表6列(3)所示,可以发现本文核心解释变量的回归系数仍然为正,且在1%水平上显著,证明本文结论是稳健的。再次,由于直辖市的经济发展基础好、创业体系完善,可能会对回归结论产生影响。因此,本文删除了直辖市样本数据,回归结果为表6列(4)。可以发现,核心解释变量的回归系数仍为正,且在1%水平上显著,这表明国家电子商务示范城市的创业效应在剔除直辖市样本后仍然显著。最后,本文参考胡宗义和李毅(2020)^[39]的做法,进一步控制了省份时间趋势,结果见表6列(5)。可以发现,国家电子商务示范城市建设的回归系数仍为正,且在1%水平上显著,再次验证了本文结论是可信的。

表6 其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>NECD</i>	0.340***	0.375***	0.249***	0.406***	0.371***
	(3.487)	(3.852)	(4.324)	(3.848)	(3.595)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份时间趋势	未控制	未控制	未控制	未控制	控制
常数项	-5.300*	-7.243	-0.150	0.550	0.110
	(-1.927)	(-1.638)	(-0.234)	(0.699)	(0.161)
观测值	3 426	3 917	3 962	3 906	3 962
<i>R</i> ²	0.821	0.830	0.875	0.843	0.859

注:列(1)—列(5)依次为逐年匹配、截面匹配、缩尾处理、删除直辖市样本、考虑省份时间趋势的检验结果。

(四) 异质性稳健估计

本文基准回归采用的是双向固定效应模型(TWFE),但古德曼-培根(Goodman-Bacon,2021)^[40]、贝克等(Baker et al.,2022)^[41]学者指出,当存在异质性处理效应时,传统的TWFE估计量具有潜在偏误,甚至可能会出现与实际结论相反的情况。针对这种可能的偏误,有学者给出了异质性处理效应的检验方法^[40,42],并且很多学者提出了基于异质处理效应的稳健估计量^[42-47]。为确保回归结果的可靠性,本文首先检验TWFE是否存在异质性处理效应。根据古德曼-培根(2021)^[40]的做法,本文将TWFE估计量进行分解,分解结果如表7所示。其中, *Timing_groups* 包含着以“已处理组”为控制组的情况,而且 *Timing_groups* 组系数为正,从而证明多期DID估计量不会受到异质性处理效应的影响。这在一定程度上说明本文基准回归估计量是稳健可信的。

表7 培根分解结果

组别	DID 估计系数	权重
<i>Timing_groups</i>	0.074	0.089
<i>Never_v_timing</i>	0.642	0.790
<i>Within</i>	-1.136	0.121

另外,德谢兹马丹和德奥尔特弗(de Chaisemartin & D’Haultfoeuille,2020)认为TWFE估计是个体处理效应的加权平均,当个体的处理效应存在负权重且负权重比例较大时,可能会导致TWFE估计得到相反的估计结果^[42]。因此,根据德谢兹马丹和德奥尔特弗(2020)^[42]的做法,本文共计得到361个个体处理效应,且仅有7个个体处理效应为负权重。负权重比例较小,这意味着TWFE估计存在较小的偏误,估计结果较为稳健。为了进一步验证回归结果的稳健性,本文在考虑异质性处理效应的基础上进行稳健性估计,回归结果如表8所示,从最后的估计系数来看,六种异质性稳健估计量都在10%水平上显著为正,进一步验证了本文基准回归结果具有稳健性。

表8 异质性稳健估计量

方法	异质性稳健估计量	方法	异质性稳健估计量
德谢兹马丹和德奥尔特弗(2020) ^[42]	1.115*** (6.356)	博鲁夏克等(Borusyak et al.,2022) ^[45]	0.518*** (6.155)
阿尔汉格尔斯基等(Arkhangelsky et al.,2021) ^[43]	0.387** (2.409)	加德纳(Gardner,2022) ^[46]	0.518*** (3.487)
卡拉韦和圣安娜(Callaway & Sant’Anna,2021) ^[44]	0.348* (1.743)	刘等人(Liu et al.,2024) ^[47]	0.393*** (4.397)

五、拓展性分析

(一) 异质性分析

1. 城市区位特征的异质性

中国各区域的经济基础、交通设施水平和制度环境等条件存在较大的差异。具体地讲,与中西部

地区相比,东部地区城市较早享受了改革开放政策红利,具有更优质的制度环境,同时具备更完善的基础设施和公共服务设施,这些区位优势将更加有利于城市的电商化转型和创业活动产生。为了检验城市区位特征在城市电商化转型促进创业活跃度方面是否存在差异化影响,本文首先将城市样本划分为东部地区城市和中西部地区城市两部分,当城市属于东部地区时,则定义 *East* 为 1,反之为 0。其次,本文在基准回归中加入区位特征的虚拟变量(*East*)与政策变量(*NECD*)的交互项进行重新回归。具体结果见表 9 的列(1),可以发现交互项系数为正,且在 5%水平上显著,这表明具有更高禀赋优势的东部地区,城市电商化转型的创业提升效应更加明显。

2. 城市互联网发展的异质性

互联网水平较高的地区能够发挥电商化转型的正外部性,带动更强的创业效应;而互联网发展水平较低地区的网络基础设施有待完善,这会影响到创业者信息搜寻效率,导致其创业难度增加,因而电商化转型对创业活跃度的提升效应在互联网发展水平较低的城市不明显。为此,本文以城市互联网用户数占城市人口总数的比重来测度城市互联网发展水平,并根据其均值构造互联网发展水平(*Internet*)的虚拟变量(如果城市互联网用户数高于所有城市互联网用户均值,则 *Internet* 为 1,否则 *Internet* 为 0)。在基准模型中进一步加入互联网发展水平(*Internet*)与政策变量(*NECD*)的交互项进行重新回归,结果如表 9 的列(2)所示。可以发现交互项的估计系数为正,且在 1%水平上显著,这意味着高互联网发展水平的城市,更有利于发挥数字基础设施的正外部性,从而能够带动更强的创业效应。

3. 城市资源禀赋的异质性

城市资源禀赋差异将会催生出城市不同的发展模式,影响城市资源配置效率,进而对城市创业活力产生影响。相较于资源型城市,非资源型城市的经济发展并未过度依赖资源禀赋,城市数字化转型和产业升级的局限相对较小,传统要素与数字要素的重新整合能力较强。因此,城市电商化转型对非资源型城市的影响应当更为显著。为了检验该异质性特征,本文将城市样本划分为资源型城市与非资源型城市,即当城市位于全国资源型城市名单时,定义 *Resource* 为 1,反之为 0。本文在基准模型中进一步加入城市资源禀赋(*Resource*)与政策变量(*NECD*)的交互项进行重新回归。回归结果如表 9 的列(3)所示,可以发现,交互项的估计系数为负,且在 1%水平上显著,这表明相较于资源型城市,非资源型城市电商化转型的创业活跃度更高。

4. 城市规模特征的异质性

不同规模城市所产生的需求潜力和要素集聚效果不同,这会对城市创业活跃度产生差异化的影响。从理论上讲,小规模城市受制于人口、产业等因素,不利于创业资源的流入和聚集,无法激发出创业者的创业活力,而大规模城市的市场需求潜力大,能够促进更多创业资源集聚,从而对城市创业活跃提升作用更加明显。因此,本文首先构建城市规模(*Scale*)的虚拟变量,即当城市常住人口大于 100 万时,定义为大规模型城市,*Scale* 为 1,反之为 0。其次,本文在基准模型中进一步加入城市规模变量(*Scale*)与政策变量(*NECD*)的交互项进行重新回归。具体结果见表 9 的列(4)。可以发现交互项系数为正,且在 1%水平上显著,这意味着国家电子商务示范城市建设对大规模型城市创业活跃度的影响效果更大。

表 9 异质性检验(一)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NECD</i>	0.095	-1.124	0.470***	-0.173**
	(0.966)	(-1.263)	(4.083)	(-2.573)

表9(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>East</i> × <i>NECD</i>	0.508*** (2.793)			
<i>Internet</i> × <i>NECD</i>		0.594*** (4.046)		
<i>Resource</i> × <i>NECD</i>			-0.532*** (-3.323)	
<i>Scale</i> × <i>NECD</i>				0.655*** (4.912)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	0.346 (0.464)	0.798 (1.193)	0.939 (1.131)	0.880 (1.079)
观测值	3 962	3 962	3 962	3 962
<i>R</i> ²	0.846	0.843	0.844	0.845

注:列(1)—列(4)依次为地理位置、互联网发展水平、资源禀赋、城市规模的检验结果。

5. 产业类型的异质性

创业在不同产业间所需条件存在差异,国家电子商务示范城市的创业效应可能具有产业类型的异质性。一般来说,制造业的创业活动开展需要较高的外在要求,对政策变化的适应度较低,而服务业特别是非生产性服务业的准入门槛相对较低,对政策变化的适应度较高。因此,国家电子商务示范城市建设将更有效地提升服务业的创业活跃度^[10]。鉴于此,本文参考白俊红等(2022)^[10]的做法,采用各城市制造业与服务业的创业活跃度作为被解释变量,回归结果见表10列(1)和列(2)。结果发现国家电子商务示范城市建设对服务业创业活跃度的影响为正,且在1%水平上显著,但是对制造业创业活跃度的影响不显著。另外,本文根据《生产性服务业统计分类(2019)》标准,将服务业进一步划分为生产性服务业与非生产性服务业两类,回归结果见表10列(3)和列(4)。结果发现国家电子商务示范城市建设对两类服务业均具有创业效应,但对非生产性服务业创业活跃度的影响作用更为明显。这意味着非生产性服务业的准入门槛更低,因而在政策利好的激励下更易于创业。

表10 异质性检验(二)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NECD</i>	0.008 (1.164)	0.351*** (3.918)	0.107*** (4.518)	0.244*** (3.396)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制

表10(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	0.134 **	0.621	0.142	0.479
	(2.262)	(0.842)	(0.633)	(0.832)
观测值	3 962	3 962	3 962	3 962
R^2	0.894	0.813	0.676	0.809

注:列(1)—列(4)依次为制造业、服务业、生产性服务业、非生产性服务业检验的结果。

(二) 机制分析

前文论证了国家电子商务示范城市建设存在正向的创业效应,接下来本文将进一步检验国家电子商务示范城市建设对城市创业活跃度提升的传导路径。本文借鉴林伟芬等(2023)^[48]的方法构建模型来验证其作用机制,其中,机制变量为扩大创业资源供给和激发市场需求潜力。

1. 扩大创业资源供给

资金、技术等创业资源是影响个体开展创业活动的重要因素,而国家电子商务示范城市建设能够通过扩大创业资源供给来影响城市的创业活跃度。因此,首先本文参考谢绚丽等(2018)^[49]的做法,以北京大学数字普惠金融指数作为国内的创业数字金融资源供给(IF)的代理变量。其次,本文参考孔令池和张智(2020)^[50]的做法,从清科集团私募通数据库中手动整理了本文283个城市的风险投资项目数,并将其除以城市年末人口作为国内的创业传统金融资源供给(VC)的代理变量。最后,本文以各城市人均外商实际投资金额作为国外的创业资源供给(FDI)的代理变量。表11报告了国家电子商务示范城市建设影响创业资源供给的回归结果。列(1)、列(3)、列(5)中 $NECD$ 系数为正,且在1%水平上显著,表明国家电子商务示范城市建设增加了城市数字金融的供给和风险投资的项目数量,同时也提升了外商实际投资金额。相较于模型(1)的基本回归结果,本文发现列(2)、列(4)和列(6)中 $NECD$ 系数大小有所降低,这表明数字金融供给、传统金融供给和国外创业资源供给均对创业活跃度产生了部分中介效应。另外,参考牛志伟等(2023)^[51]的研究,本文进行了索贝尔(Sobel)检验,结果发现 Z 值分别为3.390、5.259和5.656,且在1%水平上显著。由此可知,国家电子商务示范城市建设扩大了创业资源的供给,进而提升了地区的创业活跃度,这也与假设2相一致。

表11 机制分析:扩大创业资源供给

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$NECD$	0.028 ***	0.197 **	0.052 ***	0.217 ***	0.007 ***	0.357 ***
	(3.654)	(2.532)	(2.598)	(4.296)	(2.987)	(4.225)
IF		1.598 ***				
		(6.487)				
VC				2.664 *		
				(1.655)		
FDI						5.794
						(1.144)

表11(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2 547	2 547	2 547	2 547	3 200	3 200
R^2	0.995	0.883	0.719	0.883	0.753	0.872

注:列(1)、列(3)、列(5)的被解释变量分别为 IF 、 VC 、 FDI ,列(2)、列(4)、列(6)的被解释变量均为 $Entrep$ 。

2. 激发市场需求潜力

理论上讲,国家电子商务示范城市政策能够推动国内国际两个市场需求的增加,进而以需求来倒逼城市创业活跃度的提升。本文首先参考翟仁祥和宣昌勇(2022)^[9]的做法,以各城市人均社会零售消费总额(RSC)来表征国内市场需求潜力。其次,本文参考蔡海亚和徐盈之(2017)^[52]的做法,以各城市人均货物出口总额($Export$)来表征国外市场需求潜力。具体的回归结果如表12所示,可以发现列(1)和列(3)的核心解释变量系数为正,且在1%水平上显著,这表明国家电子商务示范城市建设能够促进国内国际两个市场的需求,实现内贸和外贸的联动,激发市场需求潜力。另外,相较于模型(1)的估计结果,列(2)和列(4)中 $NECD$ 系数大小有所降低,这表明国内国际两个市场需求的增加均对创业活跃度产生了部分中介效应。另外,本文也进行了索贝尔检验,发现 Z 值分别为3.240和6.033,且在1%水平上显著。这意味着城市的电商化转型能够激发市场需求潜力,为本地区培育出更多的创业机会,提升城市的创业活力,这与假设3相一致。

表12 机制分析:激发市场需求潜力

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$NECD$	0.834*** (7.404)	0.109* (1.779)	0.073** (2.013)	0.223*** (3.796)
RSC		0.332*** (6.151)		
$Export$				2.167*** (17.004)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	3 958	3 962	3 962	3 962
R^2	0.938	0.972	0.975	0.876

注:列(1)、列(3)的被解释变量分别为 RSC 、 $Export$,列(2)、列(4)的被解释变量均为 $Entrep$ 。

六、结论与政策建议

电子商务成为全球经济下行趋势中逆势增长的新引擎,是实现双循环新发展、提升城市创业活跃度的重要支撑力量。本文以国家电子商务示范城市试点政策为切入点,使用2006—2019年中国283个地级市及以上城市的面板数据,采用多期DID探讨城市的电商化转型能否提升城市的创业活跃度。研究发现,国家电子商务示范城市政策能够提升城市的创业活跃度。异质性分析表明,国家电子商务示范城市政策对于东

部地区城市、高互联网发展水平城市、非资源型城市以及大规模城市创业活跃度的提升作用更明显。另外,国家电子商务示范城市政策还受产业类型的影响,该政策对服务业尤其是非生产性服务业创业活跃度的影响更明显,而对制造业创业活跃度的影响不显著。最后,机制分析表明,国家电子商务示范城市政策能够发挥国内国际两个市场的拓展性作用,通过扩大创业资源供给和激发市场需求潜力两个渠道提升城市的创业活跃度。

基于以上结论,本文提出如下政策建议:(1)应继续推进国家电子商务示范城市建设,借助该项政策红利激发创业活力,以创业带动更多就业,缓解当下的就业压力。另外,有关部门应给予国家电子商务示范城市建设政策支持,树立示范标杆,对认真开展创建工作、产生示范效应的城市给予相应的奖励。(2)在复制和推广城市电商化转型的过程中,必须因地制宜,切勿实行“一刀切”政策,结合各城市的地理特征、人文环境、经济结构等特点,分类施策,探索适合城市的电商化转型之路。对于中西部地区、资源型、中小规模以及互联网发展程度较低的城市,政府应提高其对电商化转型重要性的认识,提升电商技术服务水平,实现区域创业协调发展。另外,政府需进一步完善制造业的相关政策和配套设施建设,促进制造业与服务业的有机结合,推动实体经济健康发展。(3)要充分发挥电子商务在国内国际两个市场的拓展性作用,以供给和需求双向拉动来激发地区创业活力。一方面,政府应该不断完善电子商务发展的激励政策,降低电子商务的创业门槛和运行成本,吸引更多国内外资本要素在示范地区集聚,形成示范地区电子商务的产业集群,激发地区的创业活力。另一方面,政府应该鼓励电子商务的创新式发展,不断探索解决新模式、新业态发展所产生的新秩序、新规范问题,并且简化出口申报流程,降低通关成本,提高通关效率,通过内贸与外贸联动,激发市场需求潜力,释放地区创业活力。

参考文献:

- [1] 叶文平,李新春,陈强远. 流动人口对城市创业活跃度的影响:机制与证据[J]. 经济研究,2018,53(6):157-170.
- [2] 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.
- [3] 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.
- [4] GOLDFARB A, TUCKER C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1): 3-43.
- [5] 秦芳,谢凯,王剑程. 电子商务发展的创业效应:来自微观家庭数据的证据[J]. 财贸经济,2023,44(2):154-168.
- [6] 陈刚. 管制与创业——来自中国的微观证据[J]. 管理世界,2015(5):89-99.
- [7] 杜运周,刘秋辰,程建青. 什么样的营商环境生态产生城市高创业活跃度? ——基于制度组态的分析[J]. 管理世界,2020,36(9):141-155.
- [8] 林嵩,姜彦福. 创业活动为何发生:创业倾向迁移的视角[J]. 中国工业经济,2012(6):94-106.
- [9] 翟仁祥,宜昌勇. 数字普惠金融提高了城市创业活跃度吗[J]. 现代经济探讨,2022(5):76-87.
- [10] 白俊红,张艺璇,卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济,2022(6):61-78.
- [11] 彭伟,殷悦,沈仪扬,等. 创业生态系统如何影响区域社会创业活跃度? ——基于模糊集的定性比较分析[J]. 外国经济与管理,2022,44(9):121-134.
- [12] 张俊英,郭凯歌,唐红涛. 电子商务发展、空间溢出与经济增长——基于中国地级市的经验证据[J]. 财经科学,2019(3):105-118.
- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] QI J Q, ZHENG X Y, GUO H D. The formation of Taobao villages in China[J]. China Economic Review, 2019, 53: 106-127.

- [16] XUE X X, WANG X H, LI L W. Employment absorption capacity of e-commerce service industry[J]. *Journal of Coastal Research*, 2019, 93(S): 879-882.
- [17] 王金杰, 牟韶红, 盛玉雪. 电子商务有益于农村居民创业吗? ——基于社会资本的视角[J]. *经济与管理研究*, 2019, 40(2): 95-110.
- [18] 赵晓阳, 衣长军. 数字经济发展提高了城市创业活跃度吗? [J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2022, 42(11): 19-31.
- [19] NORTH D C. *Institutions, institutional change and economic performance*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [20] HODGSON G M. Choice, habit and evolution[J]. *Journal of Evolutionary Economics*, 2010, 20(1): 1-18.
- [21] 黄凯南, 何青松, 程臻宇. 演化增长理论: 基于技术、制度与偏好的共同演化[J]. *东岳论丛*, 2014, 35(2): 26-38.
- [22] 赵富森, 李璐. 知识产权制度的创业效应研究——基于中国知识产权示范城市建设的经验证据[J]. *产业经济研究*, 2021(6): 44-57.
- [23] 刘刚, 梁哈. 外部性视角下营商环境的优化——基于企业需求导向的研究[J]. *中国行政管理*, 2019(11): 52-59.
- [24] 彭向刚, 周雪峰. 企业制度性交易成本: 概念谱系的分析[J]. *学术研究*, 2017(8): 37-42.
- [25] 寇宗来, 李三希. 线上线下厂商竞争: 理论和政策分析[J]. *世界经济*, 2018, 41(6): 173-192.
- [26] CHAVA S, OETTL A, SINGH M, et al. Creative destruction? Impact of e-commerce on the retail sector[Z]. NBER Working Paper No. 30077, 2022.
- [27] SPENCE M. Job market signaling[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1973, 87(3): 355-374.
- [28] 鞠雪楠, 赵宣凯, 孙宝文. 跨境电商平台克服了哪些贸易成本? ——来自“敦煌网”数据的经验证据[J]. *经济研究*, 2020, 55(2): 181-196.
- [29] 刘玉荣, 杨柳, 刘志彪. 跨境电子商务与生产性服务业集聚[J]. *世界经济*, 2023, 46(3): 63-93.
- [30] 马述忠, 郭继文. 制度创新如何影响我国跨境电商出口? ——来自综试区设立的经验证据[J]. *管理世界*, 2022, 38(8): 83-102.
- [31] 张继武, 姜凯. 知识产权示范城市的设立能否吸引更多的境外直接投资[J]. *国际贸易问题*, 2022(9): 88-105.
- [32] 郑兰祥, 郭娟, 郑飞鸿. 节能减排财政政策促进了绿色技术创新的“量质齐升”吗? [J]. *首都经济贸易大学学报*, 2023, 25(5): 3-19.
- [33] LU Y, YU L H. Trade liberalization and markup dispersion: evidence from China's WTO accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(4): 221-253.
- [34] 曹翔, 高瑀. 低碳城市试点政策推动了城市居民绿色生活方式形成吗? [J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(12): 93-103.
- [35] 欧阳伊玲, 王榆靖, 李平, 等. 数据要素与城投债定价: 基于公共数据开放的准自然实验[J]. *世界经济*, 2024(2): 174-203.
- [36] 谭伟杰, 胡润哲. “智”巢何以引凤: 智慧城市建设对地区创业活跃度的影响[J]. *经济与管理研究*, 2024, 45(1): 75-93.
- [37] 支宇鹏, 卢潇潇. 国家大数据综合试验区设立与城市创业活跃度——基于284个城市的经验证据[J]. *中国流通经济*, 2023, 37(3): 84-96.
- [38] 李震, 赵春明, 李宏兵. 贸易新业态与稳就业——来自跨境电商综合试验区的证据[J]. *经济科学*, 2023(4): 28-44.
- [39] 胡宗义, 李毅. 环境信息披露的污染减排效应评估[J]. *统计研究*, 2020, 37(4): 59-74.
- [40] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [41] BAKER A C, LARCKER D F, WANG C C Y. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2022, 144(2): 370-395.
- [42] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFÈUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *American Economic Review*, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [43] ARKHANGELSKY D, ATHEY S, HIRSHBERG D A, et al. Synthetic difference-in-differences[J]. *American Economic Review*, 2021, 111(12): 4088-4118.
- [44] CALLAWAY B, SANT'ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200-230.
- [45] BORUSYAK K, JARAVEL X, SPIESS J. Revisiting event study designs: robust and efficient estimation [Z]. Cemmap Working Paper No. CWP11/22, 2022.
- [46] GARDNE J. Two-stage differences in differences[EB/OL]. [2023-07-31]. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2207.05943>.
- [47] LIU L C, WANG Y, XU Y Q. A practical guide to counterfactual estimators for causal inference with time-series-cross-sectional data[J]. *American Journal of Political Science*, 2024, 68(1): 160-176.
- [48] 林伟芬, 胡耀, 何骏. 电子商务发展对城市创业活跃度的影响[J]. *中国人口科学*, 2023, 37(5): 82-96.
- [49] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2018, 17(4): 1557-1580.
- [50] 孔令池, 张智. 基础设施升级能够促进企业家精神成长吗? ——来自高铁开通和智慧城市建设的证据[J]. *外国经济与管理*, 2020, 42(10): 139-152.
- [51] 牛志伟, 许晨曦, 武琰. 营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率[J]. *管理世界*, 2023, 39(2): 83-100.
- [52] 蔡海亚, 徐盈之. 贸易开放是否影响了中国产业结构升级? [J]. *数量经济技术经济研究*, 2017, 34(10): 3-22.

Does E-commerce Transformation of Cities Increase Entrepreneurial Activity? —A Quasi-natural Experiment Based on National E-commerce Demonstration Cities Policy

ZHANG Jiwu, LYU Lijuan

(Shandong University, Jinan 250100)

Abstract: E-commerce, as one of the important manifestations of the digital economy, has emerged as a new engine of counter-cyclical growth amid the downward trend of the global economy, serving as a vital support for realizing the new development paradigm of dual circulation and increasing regional entrepreneurial activity. This paper employs the national e-commerce demonstration cities (NEDC) policy as a quasi-natural experiment, utilizing panel data from 283 prefecture-level cities in China from 2006 to 2019. Employing a multi-period difference-in-differences (DID) model, it investigates the impact of e-commerce on regional entrepreneurial activity.

The findings reveal that the NEDC policy increases the entrepreneurial activity of cities. The result holds even after a series of robustness tests, including the parallel trend test, heterogeneity treatment effect test, placebo test, and instrumental variable estimation. Furthermore, the entrepreneurial enhancement effect of the NEDC policy is more pronounced in the eastern region, cities with high levels of Internet development, non-resource-dependent cities, large-scale cities, and non-productive service industries. Mechanism analysis indicates that the NEDC policy facilitates the synergy between domestic and international markets, thereby enhancing entrepreneurial activity by expanding entrepreneurial resource supply and stimulating market demand potential.

Based on the above conclusions, this paper puts forward the following policy recommendations. First, it advocates for the continued promotion of NEDC to stimulate entrepreneurial activity, generate more employment, and alleviate the current employment pressure. Second, it suggests exploring the path of e-commerce-oriented transformation that suits the local conditions of cities. Third, it underscores the need to fully leverage the expanding role of e-commerce in both domestic and international markets, and to stimulate regional entrepreneurial vitality with the two-way pull of supply and demand.

The marginal contributions lie in three aspects. (1) This paper empirically tests the net effect of e-commerce development on regional entrepreneurial activity using the DID model, broadening the scope of effectiveness evaluation for the NEDC policy and providing new insights into enhancing entrepreneurial activity. (2) Based on the expansive role of e-commerce in domestic and international markets, it systematically verifies the theoretical mechanism of the impact of the NEDC policy on urban entrepreneurial activity from both the supply and demand sides, deepening understanding of the policy's influence on entrepreneurial activity. (3) It conducts heterogeneity analysis based on the characteristics of different cities and examines the time lag in the impact of this policy on entrepreneurial activity, deepening understanding of the temporal and spatial effects. The conclusions provide policy implications for fully leveraging the entrepreneurial effects of e-commerce and stimulating economic vitality.

Keywords: national e-commerce demonstration city; e-commerce; entrepreneurial activity; city vitality; heterogeneity treatment effect

责任编辑:宛恬伊;魏小奋