

电子商务政策与企业家创业精神

曹希广 邓敏*

内容提要 本文在理论分析电子商务影响新企业进入内在机理的基础上,借助国家电子商务示范城市试点政策这一准自然实验,运用多期双重差分模型探讨了电子商务政策对企业家创业精神的影响。研究结果表明,电商示范城市试点政策能显著激发企业家创业精神,且该效应具有一定持续性。机制检验结果表明,电商示范城市试点政策主要通过融资便捷机制、市场准入扩大机制、多样化配套服务机制激发企业家创业精神,增加城市创业活动。异质性分析表明,电商示范城市的创业效应主要在南方地区、市场整合程度强、营商环境良好的城市样本中更为显著,且不同类型行业的政策效应程度不同。此外,电商示范城市试点政策促进创业活动增加主要依靠创造效应而非邻近城市的转移效应。本研究结论对政府相关电商政策推广和电商赋能产业发展提供了重要实践启示。

关键词 电子商务政策 企业家创业精神 城市创业活动

一 引言

创业精神是最基本、最突出的企业家精神(Knight, 1921; Djankov *et al.*, 2006)。学者们将这种精神称为企业家创业精神,其主要指建立新企业的行为(李宏彬等, 2009; Ghani *et al.*, 2014)。激发企业家创业精神是提升市场活力、带动就业、促进国内

* 曹希广:华东政法大学商学院 电子信箱:caoxg199001@sina.com; 邓敏(通讯作者):上海海关学院海关与公共管理学院 上海市浦东新区华夏西路5677号 201204 电子信箱:demi.dm@163.com。

作者感谢国家自然科学基金青年项目(42301202)、上海市哲学社会科学规划青年课题(2023EJB019)和广东省大学生创新创业项目(S202211846030)的资助,感谢上海海关学院林崇榆、广东外语外贸大学陈亲亲对本文的助研工作,感谢匿名审稿专家的宝贵建议。当然,文责自负。

国际双循环和经济高质量发展的重要引擎。熊彼特(Jospeh A. Shumpeter)认为企业家成群成批出现是经济繁荣的唯一原因。党的二十大报告强调“要弘扬企业家精神,加快建设世界一流企业”^①。然而创业并非易事,创业活动往往伴有较高风险性、不确定性以及资金约束(白俊红等,2022),使创业者望而生畏、顾虑重重。因此,如何有效激发企业家创业精神以促进市场竞争、产生“创造性破坏”以及保障充分就业,进而实现经济高质量发展和推进中国式现代化,是当前中国面临的重大研究课题之一。

已有研究表明,营造良好的创业环境、降低企业的创业成本是激发企业家创业精神的关键(Klapper *et al.*, 2006; 杜运周等, 2020)。而随着互联网和数字技术的发展与普及,包括电子商务在内的数字经济改变了创业环境,提升了创业资金的可获得性。商务部最新数据显示,中国数字化技术水平与应用能力不断提高,电子商务持续繁荣,2023年网上零售额达到15.42万亿元,比2022年同比增长11%,连续11年蝉联全球最大的网络零售市场^②。当前,电子商务赋能产业发展,实现触“网”蝶变成为经济高质量发展的重要途径。数字经济,尤其是电子商务,已逐渐成为创业活动的重要支撑。随着电子商务在各个领域的迅速渗透与深度应用,极大转变了人们的日常生活消费和企业生产经营方式(刘乃全等, 2021),一是打破交易的地域和时间限制,减少产品交易环节,扩大了市场规模;二是依托大数据赋能,应用新型工业互联网电子商务模式,合理制定生产经营计划,能快速响应市场多样化、个性化需求,实现柔性化生产;三是降低了银企间的信息不对称,增加资金可获取性,缓解融资约束。总而言之,电子商务发展带来的市场交易成本、信息与资金获取成本及信息不对称的降低,多样化市场需求的增加,市场规模的扩大以及企业经营管理效率的提升等优势为企业家提供了良好的创业环境和更低的生产经营成本。George *et al.* (2016)与秦芳等(2022)也认为电子商务的繁荣发展会使创业环境变得更加活跃,同时也带来了更多的创业机会。中国电子商务的迅速发展与政府相关政策的支持密不可分。为完善电子商务发展的环境与秩序,推动电商健康快速发展,自2009年起,国家发展改革委(后文简称发改委)、商务部等部委联合实施了“国家电子商务示范城市”创建工作,将深圳市作为第一个国家电子商务示范城市试点。2011年及以后电子商务示范城市政策试点开始逐步、逐批向其他的城市进行推广,该试点政策的实施范围持续扩大。2015年国务院发布的《关于大力发展电子商务加快培育经济新动力的意见》提出,要依托国家

① 资料来自 https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

② 资料来自 <http://www.mofcom.gov.cn/article/xwfb/xwsj/zr/202401/20240103467547.shtml>。

电子商务示范城市建设,激发电子商务创业活力,通过电子商务和其他实体经济的深度融合,形成促创业、稳就业和改善民生服务的关键平台。综上初步表明,电子商务政策带来的电子商务发展水平提升或许能提供更好的创业环境和更低的创业成本,激发企业家创业精神,促进创业活动的增加。

本文主要与以下文献相关:第一类聚焦电子商务发展的经济效应研究。这类文献主要讨论电子商务发展对居民消费(孙浦阳等,2017)、居民收入(邱子迅和周亚虹,2021)、地区经济增长(Lund and McGuire, 2005;张俊英等,2019)、贸易(Gessner and Snodgrass, 2015;李小平等,2023)、就业(Qi *et al.*, 2019;胡拥军和关乐宁,2022)、环境改善(Sivaraman *et al.*, 2007)以及企业生产经营(祁怀锦和于瑶,2021)的影响。少数与本文较为相关的文献探讨了电子商务发展对创业活动的影响,这些研究主要利用家庭微观调查数据经验检验了电子商务发展与创业(是否自我雇佣)之间的关系(王金杰等,2019;Mei *et al.*, 2020;秦芳等,2022)。但现有研究均未提供系统的理论分析框架,既有关注电子商务与创业关系的研究普遍存在一个量化识别难题,即二者之间存在较为严重的内生性问题,尤其是存在同时影响电子商务发展和创业活动的混杂因素,这使得难以识别二者之间的因果效应,这意味着已有文献提供的经验证据更多的是相关关系。第二类文献是对电子商务政策效应的评估。经验表明,电子商务扶持政策的实施与推广是促进中国电子商务蓬勃发展的重要手段,尤其是国家电子商务示范城市试点政策是中国电子商务扶持政策和促进数字经济与实体经济深度融合的重要探索。近年来,越来越多的学者开始关注电子商务政策的效应评估,相关评估研究主要集中在电子商务政策对乡村振兴(王奇等,2021)、地区就业(谢文栋,2023)、绿色发展(刘乃全等,2021)以及企业税负(张乾等,2022)的影响。然而,鲜有研究针对电子商务政策对企业家创业精神的影响进行系统的理论与经验研究。本文在以往研究基础上构建系统的理论分析框架,借助国家电子商务示范城市建设带来的政策冲击,采用多期双重差分(DID)模型识别电子商务政策对企业家创业精神的影响及背后的作用机制。国家电子商务示范城市试点分批次逐步推广的特点为本文利用多期DID方法识别电子商务政策与企业家创业精神的因果关系提供了宝贵的机会,使经验研究结果更加可信。通过理论分析和量化评估电子商务政策的创业效益对于实现经济高质量发展和推进中国式现代化兼具重要的学术价值与现实意义。

相比已有研究,本文的边际贡献主要体现在:第一,从城市电子商务扶持政策视角,对企业家创业精神的激发效应与作用机制进行了系统的理论分析和经验检验。

对该问题的探讨源于当前中国大力推进数字经济与实体经济深度融合以及经济高质量发展的新阶段背景。本研究扎根中国的电子商务政策的实践与事实,既有效补充了创业影响因素的研究文献,又丰富了电子商务政策经济效应评估的相关研究。第二,通过对 Cullen and Gordon(2007)的社会个体创业选择模型进行拓展,构建了包含电子商务发展的新企业进入模型,并着重拓展分析了在存在信贷约束情况下,电子商务发展对新企业进入的影响。在此基础上,以更好地阐述国家电子商务示范城市试点政策影响企业家创业精神的内在机理,从而提供了一个较为系统的理论分析框架。然后利用国家电子商务示范城市建设这一外生冲击,运用多期 DID、工具变量法和合成控制法等内生性分析法识别了电子商务政策与企业家创业精神的因果关系和影响机制。第三,创新性地通过对电子商务示范城市试点政策激发企业家创业精神是源自创造效应还是邻近城市的转移效应进行了检验,以识别该电子商务试点政策是否存在真实的创业增量。本研究结论也具有一定的政策含义。在党的二十大报告提出“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合”^①的背景下,本研究揭示了电子商务政策对激发企业家创业精神的重要作用,为政府和决策部门加强国家电商示范城市建设,以电子商务赋能产业发展、激发创业活力提供了有力的理论支撑和经验证据。

二 政策背景与理论分析

(一)政策背景

电子商务作为电子化、网络化和信息化的新型商业活动,逐渐成长为拉动经济的新增长点,推动着各地区经济的转型发展,越来越受到中国各级政府的重视。然而,随着中国电子商务应用的不断普及,业务规模迅速增长,服务范围不断扩大,也逐渐暴露出一些发展上的问题。如交易与信息的安全、电信体制的垄断、规范标准约束、物流体系不健全、专业人才保障以及制度环境较不完善等,一定程度上制约了电子商务的发展。在此背景下,中国政府层面为完善电子商务发展秩序,营造良好发展环境,推动电子商务的健康迅速发展,商务部和发改委等部门开展了国家电子商务示范城市的创建工作。2009年,深圳市被批准为中国第一个国家电子商务示范城市试点,随后其积极发挥自身作为特区的优势,以完善电子商务支撑体系为重点,积极开展示

^① 资料来源于 https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

范城市的相关创建工作,在优化电子商务市场和制度环境方面率先垂范、先行先试,电子商务在深圳得到了较快发展。在深圳市试点经验的基础上,商务部与发改委将示范城市试点进行了更大范围地推广。2011年3月,发改委和商务部等多部委共同出台了《关于开展国家电子商务示范城市创建工作的指导意见》(后文简称指导意见),确定了加快电子商务健康快速发展这一核心目标。同年,北京市、上海市、宁波市和青岛市等22个城市也被批为国家电商示范城市;之后,遵循“试点先行,逐步推广”的原则,分别在2014和2017年又分批次批复了若干电商示范城市,至此,共有70个城市成为国家电商示范城市。

国家电子商务示范城市试点创建的核心目标在于着力解决电子商务发展中的突出矛盾与问题,努力营造电子商务良好的发展环境,促进其健康快速发展,成为企业拓市场、降成本的新渠道,以及城市优化产业结构与经济转型升级的新手段。政府开展国家电子商务示范城市建设逻辑在于通过战略统筹、规划引导、法规制度体系建设与相关政策配套等举措,在部分城市建设有助于电子商务发展的良好环境,同时可以对相关政策、法规的有效性进行验证;经过局部地区的先行先试,取得示范城市的经验,并据此制定适应电子商务发展的法律法规与配套制度政策,然后在更大范围进行推广。

通过实施国家电商示范城市试点创建工作,一方面可以有效探索促进电子商务发展的改革实践经验,推动电子商务健康迅速发展并发挥电子商务在城市其他方面的引领带动作用;另一方面将建设电商示范城市作为驱动经济结构转型升级、培育经济增长的新动力、加快供给侧结构性改革以及现代市场和产业体系建设的重要抓手。国家电商示范城市试点政策的时间差异以及处理组城市与控制组城市间的差异为本文识别城市电子商务政策对企业家创业精神的净效应提供了准自然实验分析的条件。

(二)理论分析与研究假说

在理论分析部分,我们从3个维度对电子商务示范城市试点政策如何影响企业家创业精神的理论机制进行分析,即融资便捷机制、市场准入扩大机制及多样化配套服务机制。其中,融资便捷机制分析主要借鉴Cullen and Gordon(2007)的研究框架,构建了包含电子商务发展的企业家个体创业选择模型,进而揭示电子商务政策影响企业家创业精神的理论机制。

1. 基本模型设定。假设1个社会个体拥有的劳动总时间为 H ,资金总量为 A ,其创建新企业经营花费的时间为 H_p ,而作为劳动力从事其他工作的时间为 $H_0=H-H_p$,

单位时间的工资率为 w ^①, 所获收入为 wH_0 。该社会个体创业获得的利润可以表示为:

$$\pi(\tilde{\varepsilon}) = f(a(ec)wH_F, L, K; s)(1 + s\tilde{\varepsilon}) - w_m L - V_{ec} - \psi(K > A)r_{loan}(K - A) \quad (1)$$

其中, a 为个体的企业经营能力参数, 而 ec 为电子商务基础设施发展水平, 在生产函数 $f(\cdot)$ ^② 中引入电子商务发展用于反映其对企业家经营能力的提升作用, 从而促进企业生产(张小蒂和曾可昕, 2014); $a(ec)wH_F$ 表示了个体的企业经营能力与创业付出对生产力的影响。 L 为以工资率 w_m 雇佣的劳动力投入。 K 为投入创业活动的资本。随机变量 $\tilde{\varepsilon}$ 服从 $N(0, 1)$ 分布, s 表示该随机变量的标准差且直接进入生产函数(反映创业风险程度), 用以捕捉市场均衡中创业活动的风险, 风险越大收益越高。 V_{ec} 表示企业使用电子商务付出的费用^③。 $\psi(\cdot)$ 为示性函数, 当 $K \leq A$ 时, $\psi(\cdot) = 0$, 此时企业家将未投入创业活动的资金 $(A - K)$ 进行资产投资(如储蓄)获得利息收入 $r(A - K)$, r 为名义利率; 当 $K > A$ 时, $\psi(\cdot) = 1$, 此时企业家向银行机构借贷融资并且会受到一定的信贷约束^④, 所借贷的资金 $(K - A)$ 需要支付的贷款利率为 $r_{loan}(r_{loan} > r)$ 。

如果个体创业要进行借贷融资, 由于新建企业往往存在较高的风险, 假定银行机构会根据新建企业预期收入的一定比例($\varphi \in [0, 1]$) 设定贷款上限, 那么相应地, 创业企业面临的来自银行机构的借贷资金约束可以表示为:

$$K - A \leq \varphi(ec) [f(a(ec)wH_F, L, K) - w_m L - V_{ec}] / (1 + r_{loan}) \quad (2)$$

其中, $\varphi(ec)$ 越小说明新建企业面临的借贷资金限制越大, 同时满足 $\varphi_{ec} = d\varphi/d ec > 0$, 即电子商务发展越好, 银行机构对企业的贷款比例越高, 企业面临来自银行机构的借贷限制越小^⑤。银行机构还会根据企业风险程度大小制定相应的贷款利率。我们假定 $r_{loan} = r + \sigma(s)$ 和 $\sigma_s > 0$, 即企业的风险程度越大, 其借贷成本越高。

2. 效用最大化分析。创业个体在上述约束条件下, 通过选择 H_F 和 K 最大化预期效用, 为简化分析, 我们假定效用仅取决于收入的均值与方差, 即:

$$\max_{H_F, K} EU(\tilde{I}) = E(\tilde{I}) - \frac{1}{2} \left(\frac{\beta}{wH} \right) \text{var}(\tilde{I}) \quad (3)$$

① 反映了社会个体创业需投入劳动时间的边际机会成本。

② 生产函数 $f(\cdot)$ 需满足: $f_H > 0, f_{HH} < 0$; $f_L > 0, f_{LL} < 0$; $f_a > 0, f_{aa} < 0$; $a_{ec} = da/d ec > 0$ 。

③ 例如, 付出的电商平台费和会员费等(赵岳和谭之博, 2012)。

④ 包括银行提供贷款资金的限制和索取的贷款利率(借贷成本)。

⑤ 以电子商务为代表的数字技术应用, 减少了金融机构和市场主体间的信息不对称, 不再单纯依靠抵押物和担保发放贷款, 提高了贷款供给。

其中, β 为风险偏好参数^① ($\beta > 0$)。 $\tilde{I} = wH_o + [1 - \psi(K - A)]r(A - K) + \pi(\tilde{\varepsilon})$ 为创业个体的收入; $\text{var}(\tilde{I}) = E[(\tilde{I} - E(\tilde{I}))^2] = E[(\psi f(\cdot)\tilde{\varepsilon})^2]$ 表示收入的方差; E 为期望算子, $E(\tilde{I})$ 表示期望收入, $\frac{1}{2}\left(\frac{\beta}{wH}\right)\text{var}(\tilde{I})$ 用于表示风险溢价。然后我们进行最优问题的求解, 根据创业个体是否存在信贷约束, 分为两种情况:

当 $K \leq A$ 时,

$$w < a(ec)f_H w \left[1 - \beta \text{cov}\left(\frac{\tilde{I}}{wH}, s\tilde{\varepsilon}\right) \right] \quad (4)$$

$$r < f_k \left[1 - \beta \text{cov}\left(\frac{\tilde{I}}{wH}, s\tilde{\varepsilon}\right) \right] \quad (5)$$

当 $K > A$ 时,

$$w < a(ec)f_H w \left[1 - \beta \text{cov}\left(\frac{\tilde{I}}{wH}, s\tilde{\varepsilon}\right) + \frac{\lambda\varphi(ec)}{1 + r_{loan}} \right] \quad (6)$$

$$0 < f_k \left[1 - \beta \text{cov}\left(\frac{\tilde{I}}{wH}, s\tilde{\varepsilon}\right) + \frac{\lambda\varphi(ec)}{1 + r_{loan}} \right] - r_{loan} - \lambda \quad (7)$$

其中, 协方差可以反映对风险溢价的衡量。 λ 为信贷资金的影子价格^②。(4)和(6)式的左边式子衡量了社会个体从事其他工作(非创业活动)单位时间的收入, 而右边衡量了作为企业家从事创业活动单位时间收入的确定等值。显然, 右边式子的值越大, 意味着社会个体进行创业劳动时间的边际收益越大, 便越倾向于进行创业活动。(5)式的右边越大, 意味着利用自有资金从事创业活动获得的边际回报越高, 也越倾向于创业。(7)式意味着若社会个体使用自有资金和借贷资金从事创业活动获得的边际收益越大, 其越倾向于进行创业活动。

我们主要通过(4)-(7)式讨论电子商务发展对社会个体创业选择的影响。第一, 电子商务基础设施发展水平越高, 越利于提升企业家的经营能力 ($da/dec > 0$), 促进社会个体进行创业活动 ($a(ec)w f_H$ 反映了该影响), 激发企业家创业精神。第二, 当存在信贷约束 ($K > A$) 时, (6)和(7)式表明电子商务发展水平的提高可以促进银行机构放宽借贷资金限制 ($d\varphi/dec > 0$), 缓解企业的融资约束, 进而激发企业家创业精神 ($\lambda\varphi(ec)$ 反映该影响)。因此, 我们可以得出合理的推论是国家电子商务示范城市试点政策的

① 即指绝对风险厌恶系数。

② 由于信贷资金属于稀缺资源, 根据互补松弛定理条件, 影子价格必大于0, 即 $\lambda > 0$ 。

实施带来的电子商务发展水平提升会激发企业家创业精神,增加创业活动。第三,基于上述模型中关于银行机构参与的信贷约束机制分析,我们认为国家电商示范城市建设可以通过促进电子商务与数字化技术发展“赋能”传统的银行等金融机构,更高效地挖掘、集中化处理大量的信息数据,降低银行与企业之间的信息不对称(Lin *et al.*, 2013;宋敏等,2021),提高金融资源的有效配置,这无疑会提升企业尤其是中小微企业金融可及性,缓解企业在创业过程中的融资约束,促进创业活动的增加。综上,我们提出本文假说1和2。

假说1:国家电商示范城市试点政策可以激发企业家创业精神,增加城市创业活动。

假说2:国家电商示范城市试点政策可以通过降低银企间的信息不对称性,提高银行对企业的贷款供给与金融服务可及性、便捷性,缓解企业的融资约束,从而激发企业家创业精神,增加城市创业活动。

3. 风险投资进入的机制分析。为简化分析,假设当企业存在信贷约束($K > A$)时,为筹集创业资金引入风险投资弥补创业资金的短缺,而不是通过向银行机构借贷资金。这种情况下社会个体创建新创业所获得的利润为:

$$\pi(\tilde{\varepsilon}) = f(a(ec)wH_F, L, K; s)(1 + s\tilde{\varepsilon}) - w_m L - V_{ec} \quad (8)$$

假定创业个体在利润分配后的收入为:

$$\tilde{I}_R = wH_0 + \pi(\tilde{\varepsilon}) - \zeta\pi(\tilde{\varepsilon}) \quad (9)$$

其中, ζ 表示风险资本家与企业家通过订立契约规定的平均资本利得提成^①比例(利润分配比例)。同样的,企业家在上述约束条件下,通过选择 H_F 和 K 来最大化预期效用,即:

$$\max_{H_F, K} EU(\tilde{I}_R) = E(\tilde{I}_R) - \frac{1}{2} \left(\frac{\beta}{wH} \right) \text{var}(\tilde{I}_R) \quad (10)$$

然后进行最优化求解,可得:

$$w < a(ec)f_H w \left[1 - \hat{\zeta} - sE(\tilde{\varepsilon}\zeta) - \beta \text{cov} \left(\frac{\tilde{I}}{wH}, s\tilde{\varepsilon}(1 - \zeta) \right) \right] \quad (11)$$

$$0 < f_K \left[1 - \hat{\zeta} - sE(\tilde{\varepsilon}\zeta) - \beta \text{cov} \left(\frac{\tilde{I}}{wH}, s\tilde{\varepsilon}(1 - \zeta) \right) \right] - \lambda \quad (12)$$

其中,(11)和(12)式的右边式子值越大,意味着社会个体进行创业劳动时间和资金投

① 风险投资的回报便是资本利得提成(carried interest)。

人的边际收益越大,便越倾向进行创业活动。在(11)和(12)式中, $\hat{\zeta} = E\zeta - \beta\text{cov}\left(\zeta, \frac{\tilde{I}_R}{wH}\right)$

为风险溢价调整后的风险投资预期资本利得提成比例。 $sE(\tilde{\varepsilon}\zeta)$ 反映的是风险投资的风险补贴效应,尤其对于具有较高风险的初创企业,当出现随机收益 $\tilde{\varepsilon}$ 为负时,该项反映由于风险投资的存在,为企业提供了补贴,从而促进创业活动的发生。

$\beta\text{cov}\left(\frac{\tilde{I}}{wH}, s\tilde{\varepsilon}(1 - \zeta)\right)$ 刻画了对所需风险溢价的影响,由于企业家与风险资本家共同

分担风险,因此可以反映风险投资的风险分担效应,即企业家可以将部分风险分摊给风险资本家,自身承担的风险便可以下降,那么就可以承担风险更大的创业项目,激发企业家创业精神,促进创业活动发生。Samila and Sorenson(2011)也认为创业本身是一种投资较高风险较大且充满了不确定性的活动,风险投资的支持有助于创业项目的启动与开展。

此外,从上述模型可知,电子商务的发展可以通过提高企业家经营能力增加企业利润,而企业利润增加意味着风险投资的整体回报增加,因此电子商务发展好地方更有利于吸引风险投资进入企业。而且电子商务从诞生以来一直是风险投资热衷的投资对象,其迅猛发展的背后也离不开风险投资的贡献。故而,可以推知国家电商示范城市试点政策通过完善电子商务基础设施、交易保障设施和政策环境等支撑体系在促进城市电子商务发展同时,带来了较大的市场增值机遇,意味着高额的投资回报预期,从而吸引风险投资的进入与集聚。同样基于上述模型分析可知,风险投资引入会激发企业家的创业精神,促进创业活动的增加。基于以上分析,我们提出本文假说3。

假说3:国家电商示范城市试点政策可以通过促进风险投资进入与集聚缓解企业融资约束和提升风险承担能力,从而激发企业家创业精神,增加城市创业活动。

另外,国家电商示范城市试点政策除通过以上的融资便捷机制外,还会通过市场准入扩大机制与多样化配套服务机制激发企业家创业精神,增加城市的创业活动。

第一,市场准入扩大机制。电子商务可以通过信息技术打破空间壁垒,扩大市场可达性(Visser and Lanzendorf, 2004; Kiveu and Ofafa, 2013)。国家电商示范城市试点政策带来的电子商务发展会加速城市间的信息交流,降低搜寻成本和要素流通成本,提升市场可达性即市场准入。而市场准入的扩大有助于为企业在产业上下游中的采购、生产和销售等各个环节最大限度地节约交易成本(Davis and Weinstein, 2001),使企业获得更多市场信息、加强供应链参与者的联系以及创造与发展新的投资机会,进而增加城市创业活动(Kiveu and Ofafa, 2013; 倪鹏途和陆铭, 2016; Shelton and

Minniti, 2018)。基于以上分析,我们提出本文假说4。

假说4:国家电商示范城市试点政策可以通过扩大市场准入激发企业家创业精神,增加城市创业活动。

第二,多样化配套服务机制。电子商务的发展极大丰富了生产要素投入的种类和规模,尤其是信息、知识等投入要素的重要性不断提高。而生产性服务业作为制造业生产的中间投入(丁博等,2019),是制造业服务功能外包发展出来的产物,具备了信息、知识、技术和人力资本高密集性与产业关联性强的特点,其产品以无形的数字化信息和知识为主。因此,生产性服务业的发展也越来越依赖于电子商务的应用。国家电商示范城市试点政策带来的电子商务发展大大降低了地理空间距离的重要性,不同地区的市场需求能通过电子商务进行贸易得到满足。对生产性服务业而言,价值链的碎片化生产更容易在该产业部门中实现,使各类生产性服务业也更倾向于集聚在电商发展水平高的城市(Duranton and Puga, 2005)。而生产性服务业的多样化集聚会为初创企业提供多样化的配套服务,包括市场、知识以及管理信息等服务,既可以减少企业的交易成本与生产成本(Malone *et al.*, 1989;冯泰文,2009),又有助于催生新的想法与创业机会,从而增加城市的创业活动,激励企业家的创业精神(张萃, 2018;Tavassoli *et al.*, 2021)。基于以上分析,我们提出本文假说5。

假说5:国家电商示范城市试点政策可以通过提供多样化配套服务激发企业家创业精神,增加城市创业活动。

三 研究设计

(一)模型设定

为考察城市电子商务政策对企业家创业精神的影响,本文以国家电商示范城市试点获批为一项准自然实验,借鉴曹希广等(2022)的研究,采用多期DID模型识别电子商务政策与企业家创业精神的因果关系。基准回归模型设定如下:

$$CEA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NEDC_{it} + \gamma Control_{it} + \mu_i + v_t + \vartheta_{it} \quad (13)$$

其中, i 表示城市, t 表示年份;被解释变量 CEA 表示企业家创业精神; $NEDC$ 为本文关注的国家电商示范城市试点政策的代理变量; $Control$ 为一系列城市层面的控制变量,加入控制变量的目的在于弱化遗漏变量等内生性的干扰; μ_i 为城市固定效应, v_t 为年份固定效应; ϑ_{it} 为随机扰动项。本文主要关注系数 α_1 ,其捕捉了城市电商政策对企业家创业精神产生的因果效应。

(二)变量选取及数据说明

1. 变量的选取。本文被解释变量为企业家创业精神(CEA),参考毛文峰和陆军(2020)的方法,采用由北京大学国家发展研究院和龙信数据研究院联合编制的“朗润-龙信创新创业指数”^①体系中的新建企业数量指数衡量,该指标可以较好地反映企业家创业精神,因为企业家创业精神主要指创业者根据自己的新想法与努力工作建立新企业(例如新公司的成立)。本文还参考周小虎(2018)与叶文平等(2018)的做法,采用城市每万人中新建企业数量和每平方公里内新建企业数量作为替换指标进行稳健性检验。

核心解释变量为国家电子商务示范城市虚拟变量(NEDC),当某城市获批国家电商示范城市试点当年和以后年份取值为1,否则为0,它是城市分组虚拟变量与政策实施年份虚拟变量的交互项^②。

此外,对于控制变量,本文根据现有研究控制了其他影响企业家创业精神的城市特征,包括经济发展水平(pergdp)、产业结构(IS)、人口密度(pop_d)、外商直接投资(fdi)、城市化率(urbanr)、金融发展水平(finance)、人力资本(hum_cap)、政府财政支出(gov)、城市公共服务(pub_serv)、基础设施水平(infra)和“宽带中国”战略试点政策(broadband)。

2. 数据来源说明。本文以2005-2018年中国286个地级及以上城市样本为研究对象。目前为止共有70个城市获批为国家电子商务示范城市,各试点城市的获批时间和具体细节来自发改委、科技部网站以及各省(市、自治区)政府网站和媒体报道。城市创业数据主要来自《朗润龙信中国区域创新创业指数2019》,其中的新建企业数量指数基于全国工商注册企业信息数据计算得到,此数据来自企查查数据库,具体包括企业名称、成立时间、注册资本、法人代表、注册地址、经营范围、所属行业等企业信息。其他控制变量的数据来自《中国城市统计年鉴》、全球统计数据平台(EPS数据平台)及中国经济数据库(CEIC)等。

表1列出了本研究主要变量的描述性统计结果,其中Panel B对处理组城市与控制组城市两组样本的企业家创业精神进行了T值检验。结果显示,电商示范城市的企业家创业精神要显著强于非电商示范城市,初步表明电商示范城市的企业家创业精神相对更强。

^① 《朗润龙信中国区域创新创业指数2019》。

^② 由于国家电子商务示范城市是在2009-2017年期间分批次批复的,所以不同电商示范城市的时间虚拟变量不是完全一致的。

表 1 主要变量的描述性统计

Panel A 变量的描述性统计						
变量	变量定义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>CEA</i>	新建企业数量指数/100	3990	0.5257	0.2830	0.0205	1.0000
<i>NEDC</i>	国家电子商务示范城市虚拟变量, 试点城市批准当年及以后为1, 否则为0	4018	0.0911	0.2878	0	1.0000
<i>pergdp</i>	人均GDP的对数	4002	10.3059	0.7586	4.5951	13.0557
<i>IS</i>	产业结构升级指数	4002	2.2484	0.1433	1.8312	2.8059
<i>pop_d</i>	城市每平方公里人数的对数	4000	5.7262	0.9360	1.5475	9.9839
<i>urbanr</i>	城镇人口占总人口的比重	3934	0.5154	0.1551	0.1366	1.0000
<i>hum_cap</i>	普通本专科在校学生数占总人口的比重	3988	0.0169	0.0232	0.0001	0.3502
<i>gov</i>	地方政府财政支出与GDP的比值	3993	0.1744	0.1007	0.0353	1.0268
<i>fdi</i>	实际利用外资与GDP的比值	3786	0.0202	0.0209	0.00001	0.2100
<i>finance</i>	城市年末金融机构的存贷款余额与GDP的比值	4000	2.1778	1.1531	0.5081	14.8211
<i>pub_serv</i>	万人拥有医院床位数	3994	3.5628	0.4602	-0.0182	5.3097
<i>infra</i>	城市人均道路面积的对数	4002	0.9939	1.2873	-6.0393	5.9350
<i>broadband</i>	“宽带中国”战略试点政策的虚拟变量 ^① , 试点城市批准当年及以后为1, 否则为0	4018	0.1070	0.3092	0	1.0000

Panel B 电商示范城市和非电商示范城市的新建企业数量比较			
变量	国家电子商务示范城市 均值	非国家电子商务示范城市 均值	T值检验
<i>CEA</i>	0.8683	0.4474	0.4209***

说明: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。本文采用徐德云(2008)的产业结构升级指数来测度*IS*。

四 经验结果分析

(一) 基准回归结果与分析

为识别国家电商示范城市试点政策与企业家创业精神间的因果关系, 本文对基准模型(13)进行经验检验, 回归结果见表2。表2在控制城市与年份固定效应的同时纳入了其他控制变量, 第(1)列的标准误聚类在城市层面; 第(2)列的标准误聚类在城

① 作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵建议。

市-年份层面;第(3)列采用的是城市和年份双向聚类的稳健标准误;而第(4)列采用的是 Driscoll-Kraay 标准误 (Driscoll and Kraay, 1998)。结果显示, *NEDC* 的估计系数均显著为正,表明在其他条件不变的情况下,国家电商示范城市试点政策显著激发了企业家创业精神。以上结果初步验证了前文假说 1 成立。此外,根据控制变量回归结果可知,城市的经济发展水平、产业结构水平、城镇化水平、政府财政支出、金融发展水平以及公共服务水平和交通基础设施的提升对城市创业活动均存在显著促进作用,这与现有研究 (Ma *et al.*, 2021; 万海远, 2021) 的结论基本一致。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>NEDC</i>	0.0171** (0.0078)	0.0171*** (0.0044)	0.0171* (0.0091)	0.0171** (0.0071)
<i>pergdp</i>	0.0858*** (0.0181)	0.0858*** (0.0106)	0.0858*** (0.0286)	0.0858*** (0.0260)
<i>IS</i>	0.1912*** (0.0559)	0.1912*** (0.0357)	0.1912*** (0.0597)	0.1912*** (0.0361)
<i>pop_d</i>	0.0812*** (0.0180)	0.0812*** (0.0121)	0.0812*** (0.0182)	0.0812*** (0.0120)
<i>urbanr</i>	0.2687** (0.1186)	0.2687*** (0.0630)	0.2687* (0.1446)	0.2687** (0.1071)
<i>hum_cap</i>	0.0761 (0.1785)	0.0761 (0.1155)	0.0761 (0.1636)	0.0761 (0.0799)
<i>gov</i>	0.1930*** (0.0668)	0.1930*** (0.0501)	0.1930*** (0.0620)	0.1930*** (0.0378)
<i>fdi</i>	0.1357 (0.1347)	0.1357 (0.0903)	0.1357 (0.1882)	0.1357 (0.1779)
<i>finance</i>	-0.0048 (0.0050)	-0.0048 (0.0039)	-0.0048 (0.0054)	-0.0048 (0.0045)
<i>pub_serv</i>	0.0658*** (0.0159)	0.0658*** (0.0098)	0.0658*** (0.0146)	0.0658*** (0.0059)
<i>infra</i>	-0.0009 (0.0053)	-0.0009 (0.0037)	-0.0009 (0.0055)	-0.0009 (0.0035)
<i>broadband</i>	0.0104 (0.0082)	0.0104** (0.0049)	0.0104 (0.0082)	0.0104* (0.0051)
常数项	-1.6387*** (0.2957)	-1.6387*** (0.1554)	-1.6387*** (0.3454)	-1.4897*** (0.2216)
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
样本量	3699	3699	3699	3700
R ²	0.9432	0.9432	0.9432	—

说明: *、**、***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著,后表同。

(二)共同趋势检验与动态效应

本文运用DID方法对政策冲击进行有效评估的重要前提条件是在电子商务示范城市试点政策实施前,企业家创业精神的变化趋势在处理组和控制组之间没有显著差异,即满足共同趋势假设。本文采用事件研究法进行检验,设定如下回归模型:

$$CEA_{it} = \alpha_0 + \sum_{k \geq -6, k \neq -1}^{6+} \xi_k NEDC_{it}^k + \gamma Control_{it} + \mu_i + v_t + \vartheta_{it} \quad (14)$$

其中, $NEDC^k$ 为国家电商示范城市试点政策实施前后的虚拟变量。设 τ_i 为城市*i*获批国家电子商务示范城市的实际年份,令 $k = t - \tau_i$ 。当 $k = -6, -5, -4, \dots, 0, \dots, 4, 5, 6$ 时, $NEDC^k=1$,否则为0。在进行共同趋势与动态效应识别时,将试点政策前1年作为基期。本部分重点关注的是系数 ξ_k ,其刻画了电商示范城市试点政策实施第*k*年对企业家创业精神的影响大小。

为更加直观地呈现共同趋势假设与动态效应检验结果,本文将(14)式估计得到的 $NEDC^k$ 系数和置信区间绘制在图1中。由图1可知, $NEDC^{-6}$ 、 $NEDC^{-5}$ 、 $NEDC^{-4}$ 、 $NEDC^{-3}$ 和 $NEDC^{-2}$ 的系数均不显著,说明在获批示范城市之前,处理组和控制组企业家创业精神的变化趋势没有显著差异,满足共同趋势假设;动态检验的结果表明在政策实施当年及之后, $NEDC^k$ 的

估计系数 ξ_k 基本显著为正,表明试点政策实施后可以发挥激发企业家创业精神的政策效应,具体而言,试点政策实施当年和后1年短暂产生了政策效应但仍未稳定,该政策实施3年后,系数 ξ_k 显著为正且不断增大,说明电商示范城市试点政策对企业家创业精神的促进作用在长期中不断提升。

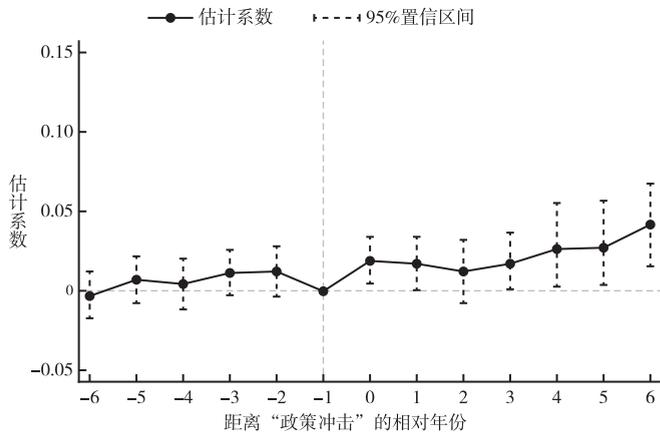


图1 共同趋势假设与动态检验

(三)工具变量估计

考虑到潜在的遗漏变量、逆向因果及测量偏误带来的内生性问题,我们还采用工具变量进行两阶段最小二乘(2SLS)方法回归检验作为解决内生性问题的办法。具体地,本文采用明朝驿站($iv1_mingyz$)与1984年各城市人均邮电业务量($iv2_1984post$)

为电商示范城市试点政策的工具变量。这两个工具变量是有效的:(1)就相关性而言,明朝时期的驿站是古代邮驿运输系统,其与现代的通讯基础设施存在相关性,历史上具有驿站的地区往往对应着当代信息基础设施水平良好,物流服务较发达及电子商务发展较好的地区,这样的地区或城市也更可能获批为电商示范城市试点。故而,满足相关性条件。邮电通信业务是传统商务交易活动的主要工具,而电子商务则是以网络通讯技术为手段,对传统商业活动进行电子化数据化的产物,邮电通信较多的地区往往也是电子商务发展较好的地区,也更可能成为政策试点。因此,将历史上的人均邮电业务量作为试点政策的工具变量也满足相关性条件。(2)就外生性而言,明朝的驿站与1984年人均邮电业务量作为历史数据,都难以对当前企业家创业精神产生影响。所以这两个变量均符合外生性条件。相对于电子商务发展和数字技术变革,明朝的驿站与邮电业务数量对于当前的城市创业(新建企业)活动已失去影响。因此,在控制住城市经济发展水平、产业结构、人口密度、城市化率以及基础设施等变量后,本文选取的两个工具变量在一定程度上是符合外生性条件的。此外,鉴于两个变量都是截面数据,不能直接当作工具变量应用于面板数据的固定效应模型中,参考Duflo and Pande(2007)与刘乃全等(2021)的做法,本文以两个变量分别与时间变量的交互项作为政策变量的工具变量。

表3报告了电商示范城市政策影响企业家创业精神的2SLS估计结果,第(1)列为工具变量回归第一阶段的估计结果,结果显示,无论纳入控制变量与否,两个工具变量*iv1_mingyz*和*iv2_1984post*与试点政策变量都是高度相关的,同时Kleibergen-Paap LM与Kleibergen-Paap Wald F检验也证明本文所选工具变量不存在识别不足与弱识别问

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段回归	第二阶段回归	排他性检验	
<i>iv1_mingyz</i>	0.0136*** (0.0022)		0.0020 (0.0013)	
<i>iv2_1984post</i>	0.0080*** (0.0016)			0.0008 (0.0013)
<i>NEDC</i>		0.1938*** (0.0476)	0.0148* (0.0078)	0.0151* (0.0083)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap LM	61.798***			
Kleibergen-Paap Wald F	31.703			
Hansen J 检验		0.2978		
样本量	3030	3030	3699	3030

说明:所有回归均控制了城市和年份固定效应,后表同。

题,检验结果表明工具变量是有效的。第(2)列为工具变量回归第二阶段的结果,从中可知, $NEDC$ 的系数为正且在1%水平下显著。为进一步证明我们选取的工具变量是满足外生性条件的,本文借鉴田鸽和张勋(2022)的方法,将电子示范城市试点政策与工具变量同时作为解释变量进行回归,结果见表3第(3)和(4)列。结果显示,电商示范城市试点政策的系数依然显著为正,而工具变量的系数不显著,表明工具变量只能通过影响电商示范城市试点政策进而影响企业家创业精神,满足外生性条件。以上工具变量估计结果说明,在克服潜在的内生性问题后,本文基准回归所得结论依然成立。

(四)稳健性检验

1. 安慰剂检验。为确保估计结果并非偶然因素导致,即政策效应是真实有效的,本文采用置换检验法对回归结果进行了安慰剂检验。具体地,我们从全部城市样本中随机抽取与国家电子商务示范城市相同的城市样本数目,得到随机的“伪”政策处理组,然后构建出“伪”政策变量 $NEDC^{placebo}$ 重新进行估计。本文利用蒙特卡洛模拟将以上随机试验重复进行500次,相应获得500个“伪”回归系数,这500个“伪”回归系数的核密度和P值分布见图2,如图可知,500次随机处理所得估计系数主要集中在0值附近,而真实政策效应的系数与随机处理所得估计系数结果存在明显差异,说明随机设置电子商务示范城市并没有政策效应产生,验证了电商示范城市试点政策对处理组的企业家创业精神的正向影响真实存在,本研究结论是稳健可靠的。

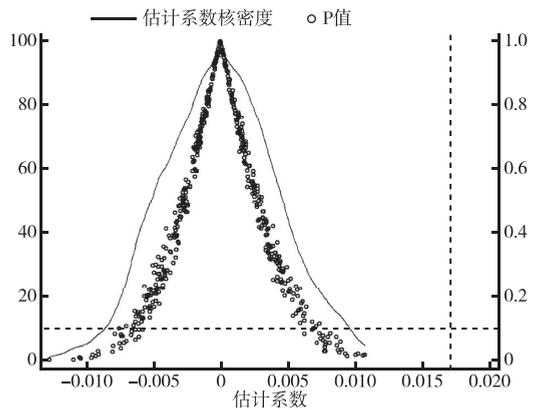


图2 安慰剂检验

2. 倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)估计。为避免由于样本选择偏差导致回归结果产生偏误,本文采用PSM-DID进行稳健性检验。我们先采用PSM法为处理组匹配更加合适的控制组样本,具体以前文基准模型中的控制变量预测城市成为试点城市的概率(Logit估计),同时利用核匹配、1:1近邻匹配和卡尺匹配方法为处理组样本匹配控制组,筛选并保留与处理组在政策实施前尽可能没有明显差异的最优控制组^①。然后,本文利用DID方法重新估计国家电商示范城市试点政策对企业家创业精

① 限于篇幅,未报告匹配平衡性检验结果,详见本刊网站(www.jweonline.cn)本文补充材料附录1。

神的因果效应,表4第(1)-(3)列汇报了3种匹配方法下的DID模型估计结果,其中NEDC系数均显著为正,这与基准估计结果的系数符号和显著水平一致,证实了本文研究结论的可靠性。

3. 合成双重差分估计。为验证本文估计结果的稳健性,我们还采用了Arkhangelsky *et al.* (2021)提出的合成双重差分(Synthetic Difference in Differences, SDID)模型估计电商示范城市试点政策的平均处理效应,结果报告在表5中。SDID模型估计量既能适用于DID的使用场景,又能适用于SCM的使用场景,而且与传统的SCM类似,该模型不需要满足共同趋势假设,通过引入

合适的个体与时间权重使得政策冲击之前控制组加权平均后的结果变量与处理组算术平均后的结果变量在时间趋势上基本平行,进而保证所估计的结果具有较好的稳健性。表5结果显示,SDID模型估计的平均处理效应显著为正,说明电商示范城市试点政策对企业家创业精神具有促进作用,与基准回归的结论一致。

4. 排除其他干扰性政策。考虑到电商示范城市政策实施期间还存在相似或相关的其他政策改革,可能产生一定的叠加政策效应,导致本文估计结果受这些干扰因素影响而无法识别出干净的因果效应。在本文样本期内除国家电商示范城市政策冲击外,还存在国家创业型城市建设(曾婧婧和温永林,2021)、“一带一路”倡议(王春超和尹蓉娟,2018)、高铁开通(Ma *et al.*, 2021)以及跨境电商综合试验区政策(马述忠和郭继文,2022),这些政策改革与基础设施完善也会对城市的企业家创业精神产生影响。为控制同期其他政策的影响,我们在(13)式中纳入了以上4个政策虚拟变量,回归结果报告在表6中。从中可知,在控制了其他政策冲击后,电商示范城市试点政策对企业家创业精神仍存在显著正向激励作用,表明其他相关政策冲击并未影响本文因果关系的识别。

表4 PSM-DID 的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	核密度匹配	1:1 近邻匹配	卡尺匹配
NEDC	0.0203** (0.0087)	0.0219** (0.0087)	0.0214** (0.0089)
常数项	-1.3109*** (0.3481)	-1.4056*** (0.3553)	-1.4249*** (0.3572)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	2130	2264	2229
R ²	0.9480	0.9472	0.9462

表5 SDID 估计的平均处理效应

变量	(1)	(2)
NEDC	0.0186* (0.0112)	0.0171* (0.0094)
控制变量	控制	控制
样本量	3668	3668

说明:第(1)列是基于Arkhangelsky 等(2021)方法的估计;第(2)列是基于Kranz(2022)方法的估计。

表 6 排除其他政策干扰

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>NEDC</i>	0.0176** (0.0078)	0.0213*** (0.0078)	0.0180** (0.0078)	0.0159** (0.0077)	0.0212*** (0.0079)
常数项	-1.6317*** (0.2943)	-1.4491*** (0.2833)	-1.6326*** (0.2965)	-1.6411*** (0.2957)	-1.4336*** (0.2823)
国家创业型城市政策	控制				控制
“一带一路”倡议	控制				控制
高铁开通	控制				控制
跨境电商综试区	控制				控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3699	3699	3699	3699	3699
R ²	0.9432	0.9439	0.9433	0.9433	0.9441

5. 其他稳健性检验。第一, 更换被解释变量。本文参考周小虎(2018)与叶文平等(2018)的做法, 采用城市每万人中新建企业数量的对数(*CEA1*)和每平方公里内新建企业数量的对数(*CEA2*)^①将基准回归模型中的被解释变量指标进行替换。第二, 控制城市行政级别的时间趋势项。考虑到电商示范城市当中有部分城市为省会城市与副省级城市, 因其行政等级的差异, 本身会获得更多资源与政策的倾斜, 随着时间推移, 对城市的经济社会发展也造成差异化的影响。为缓解估计的偏误, 本文在基准回归模型中控制了城市行政级别的虚拟变量^②与时间趋势项的交互项。第三, 剔除部分样本。为缓解可能存在的遗漏变量与选择性偏误, 我们剔除了北京、上海、广州与深圳4个城市的样本, 因为这些超一线城市在经济发展水平与享受优惠政策等方面与其他的城市有着明显的不同, 故而将其从城市样本中剔除后再重新回归。第四, 加入基期控制变量的趋势项。本文参考 Angrist and Pischke(2009) 与陈诗一等(2021)的做法, 在(13)式中分别引入基期控制变量与时间趋势二阶多项式的交互项和控制变量与年份虚拟变量的交互项, 前者用于缓解影响企业家创业精神的其他因素随时间变化而产生的估计偏误, 后者用于检验控制变量是否有设定偏误。上述回归结果显示, 本文基准结果是相当稳健的^③。

6. 合成控制法识别。相较于 DID 方法, 合成控制法可以对若干控制组进行适当的

① 数据来自全国工商注册企业信息数据库。

② 若某城市为省会城市或副省级城市时, 取值为1, 反之为0。

③ 限于篇幅, 具体结果未报告, 详见本刊网站本文补充材料附录2。

加权平均或线性组合,进而合成出一个更加合适的“反事实”控制组(Abadie and Gardeazabal, 2003),其相比于存在非随机选择的控制组而言更有利于避免处理组和控制组之间在政策冲击前本身存在的异质性问题,进而识别出政策冲击对处理组的真实影响。但合成控制法只能针对单个处理组个体的结果变量进行合成。因此,本文主要通过该方法确定电商示范城市政策是否对企业家创业精神存在真实的政策效果。我们选取了一线城市的上海市、新一线城市的成都市和长沙市、二线城市的济南市和合肥市、三线城市的芜湖市和赣州市^①,作为处理组城市的代表,然后针对每个分析单位分别利用从未获批电商示范城市试点的城市样本采用合成控制思路构造“反事实”控制组,控制变量与(13)式相同。合成控制法的估计结果显示^②,在政策实施之前,真实和合成的处理组城市新企业进入的变化路径基本重合,表明合成的城市较好地拟合了电商示范城市政策实施之前的真实城市新企业进入的变化路径。而在政策实施之后,真实的处理组城市相比于合成的城市,其城市创业活动明显提升,这与基准回归结果结论一致,即验证了电商示范城市试点政策确实显著激发了企业家创业精神。

7. 考虑多时点 DID 的处理效应异质性。De Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2020)与刘冲等(2022)研究发现多期 DID 模型有一个重要的潜在问题,即存在异质性处理效应,本文中主要表现在不同时点接受政策冲击的组别上存在差异,这使得该模型在识别政策效应时存在潜在估计偏误。因此,我们首先采用 De Chaisemartin and D'Haultfoeuille(2020)多期 DID 双向固定效应模型异质性处理效应稳健性的检验方法,如果所得异质性处理稳健性指标接近 0,那么说明结果不稳健。通过对基准回归检验,结果表明所有试点政策在各年的处理效应都为正且不存在负权重,异质性处理稳健性指标约为 0.1,这说明异质性处理效应并未使基准回归的估计结果产生显著偏误,验证了本文估计结果的稳健性。此外,我们还采用 Gardner(2021)的两阶段 DID 模型对(13)式重新进行估计,结果报告在表 7 中。表 7 第(1)和(2)列结果显示,在考虑了处理效应异质性后, *NEDC* 的估计系数仍显著为正,这也验证了本文估计结果是稳健可靠的。

表 7 考虑多时点 DID 处理效应的异质性

变量	(1)	(2)
	<i>CEA</i>	<i>CEA1</i>
<i>NEDC</i>	0.0208** (0.0089)	0.0778* (0.0404)
控制变量	控制	控制
样本量	3700	3672

① 依据第一财经新一线城市研究所发布的 2019 年《城市商业魅力排行榜》中的城市等级划分。

② 限于篇幅,具体检验结果未报告,详见本刊网站本文补充材料附录 3。

五 作用机制检验

(一) 融资便捷机制

为验证电商示范城市试点政策可以通过融资便捷性这一机制发挥创业效应,即本文假设2和3,我们仅需验证电商示范城市试点政策对融资便捷性的促进作用即可,关于信贷约束或融资约束影响创业活动的内在机理在前文中已进行了理论分析,而且相关研究已给出了较为丰富的理论和经验证据(Samila and Sorenson, 2011)。为验证假设2,我们主要通过验证电商示范城市试点政策降低银行和企业间的不对称性以及促进小微企业贷款量实现。本文先借鉴于蔚等(2012)与宋敏等(2021)的方法构建信息不对称程度的代理变量(*AsyInfor*),该指标的数值越大代表信息不对称程度越严重,计算该指标所需数据来自CSMAR数据库。需要说明的是,囿于数据的可得性,仅能通过2007-2018年沪深A股上市公司(包括创业板和中小板)数据构建该指标和回归,利用该数据可以在一定程度上验证电商示范城市试点政策对银企间信息不对称程度的影响。具体地,我们将信息不对称程度(*AsyInform*)作为解释变量,然后估计电商示范城市试点政策对其影响,结果报告在表8第(1)列。从中可知,试点政策*NDEC*的估计系数显著为负,表明在政策实施后,电商示范城市相对于非电商示范城市的银企间信息不对称程度得到了显著降低。然后,我们借鉴Acemoglu and Restrepo(2020)与姜付秀等(2019)的思路构造城市层面银行业金融机构给予小微企业的贷款供给量,计算公式为:

$$SMEs_loan_{it} = \sum_{g=1}^G \left(\frac{branch_{git}}{Tbranch_{gt}} \right) \times SMEs_loan_{gt} \quad (15)$$

其中, $branch_{git}$ 表示*t*年第*g*个银行在城市*i*的分支机构数量, $Tbranch_{gt}$ 表示*t*年第*g*个银行在所有城市的分支机构数量总和,即 $Tbranch_{gt} = \sum_i branch_{git}$ 。 $SMEs_loan_{gt}$ 表示*t*年第*g*个银行用于小微企业的贷款余额。采用小微企业贷款的指标数据^①反映融资约束的缓解和融资的便捷性是由于小微企业往往存在抗风险能力差、融资担保缺乏^②、经营状况和财务信息不透明、行为不够规范以及融资规模小等原因,其融资成本普遍高于大中型企业。因此,一个城市对于小微企业的贷款供给增加能在一定程度上说明该城市的融资成本在下降,融资更加便捷。计算该指标的数据一方面来自Wind数据

① 囿于数据可得性,该指标更多地反映的是城市层面小微贷款额的下限。

② 普遍缺乏足够品质的抵押品和难以向外寻求担保。

库中的各大银行历年的小微企业贷款余额数据(2011-2018年);另一方面来自中国银监会发布的全国金融机构的金融许可证信息数据库,该数据包括了1949年至今中国各大银行分支机构的名称、机构编码、所在地区和成立时间等信息。

我们将城市层面银行用于小微企业贷款额的对数作为被解释变量,然后估计电商示范

城市试点政策对其产生的影响,结果报告在表8第(2)列。从中可知,*NEDC*估计系数显著为正,表明电商示范城市试点政策显著促进了城市小微企业贷款额的提升,意味着企业创业经营的融资约束得到了一定缓解。

为验证本文假说3,我们将风险投资作为被解释变量,该指标数据来自《朗润龙信中国区域创新创业指数2019》中的风险投资指数,估计结果见表8第(3)列。从中可知,*NEDC*估计系数显著为正,表明在政策实施后,电商示范城市相对于非电商示范城市的风险投资水平得到了显著提升。为验证此处DID结果识别的有效性,我们还进行了共同趋势假设检验(见图3),结果显示在政策实施之前,处理组和控制组的信息不对称程度、小微企业贷款及风险投资水平的变化趋势都不存在显著差异,符合共同趋势假设,说明DID估计的因果效应是有效的,所得结果可靠。以上结果证实了电商示范城市试点政策有助于降低银企信息不对称、提高银行对企业的贷款供给以及风险投资进入实现融资便捷性机制。

(二)市场准入扩大机制

为验证电商示范城市试点政策还可以通过提升市场准入这一机制发挥创业效应,即本文假说4,同样基于理论分析与已有研究(Kiveu and Ofafa, 2013; Shelton and Minniti, 2018),我们仅需证实该试点政策对市场准入的促进作用即可。本文参考张

表8 融资便捷性机制

变量	(1)	(2)	(3)
	信息不对称程度 (<i>AsyInform</i>)	小微企业贷款 (<i>SMEs_loan</i>)	风险投资
<i>NEDC</i>	-0.0528** (0.0224)	0.0159** (0.0071)	0.0840** (0.0418)
常数项	5.1322*** (0.2495)	4.2766*** (0.2209)	3.0316* (1.5482)
控制变量	控制	控制	控制
城市和年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	—	—
样本量	20 997	2067	3643
R ²	0.1636	0.9971	0.4172

说明:第(1)列控制变量包括企业和城市层面的变量。企业层面的变量有企业规模、企业年龄、负债率、是否国有企业、董事长与总经理两职合一、独立董事人数在董事会中的占比、企业新增贷款、企业现金流量以及资产报酬率;城市层面的变量有城市人口密度、基础设施水平及外商投资占比。

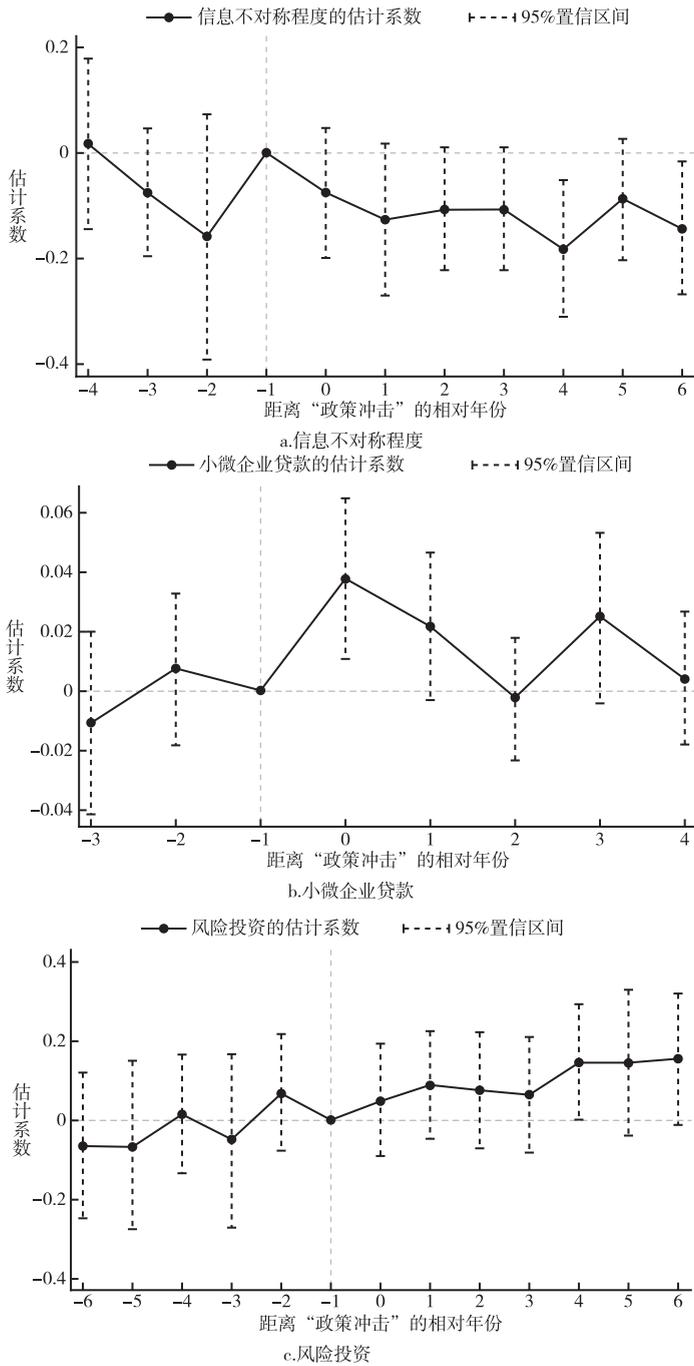


图3 融资便捷机制的共同趋势假设检验

梦婷等(2018)关于市场准入的测度思路,构建市场准入的测度指标,具体公式为:

$$MA_i = \sum_j \frac{GDP_j}{d_{ij}^\theta \cdot e^{-\sqrt{IT_i \cdot IT_j}}} \quad (16)$$

其中, MA_i 代表城市*i*的市场准入水平; d_{ij} 代表城市*i*与城市*j*间的铁路距离近似值,具体采用两城市间直线距离的1.2倍衡量(Zheng and Kahn, 2013),它是一个交通距离矩阵; θ 用以表征一个地区的生产率对其他地区的吸引产生的贸易流动,借鉴张梦婷等(2018)与Lin(2017)的研究,将其取值为3.6; GDP_j 为城市*j*的GDP,用以表征该城市的市场规模; IT_i 和 IT_j 分别表示城市*i*和城市*j*的互联网普及率,用以表征互联网应用水平,我们采用归一化方法对互联网普及率数据进行了标准化处理,而 $(IT_i \cdot IT_j)^{1/2}$ 为两城市互联网应用水平的几何平均数,表示两城市间互联网交互应用水平^①,它是随互联网应用水平变化而变化的矩阵。

表9第(1)列报告了城市市场准入机制的回归结果,从中可知,在控制其他变量不变的情况下,电商示范城市试点政策对城市市场准入水平具有显著促进作用,其估计系数在1%水平上显著为正,表明在电商示范城市政策实施后,提高了城市的市场准入水平。并且处理组和控制组的城市市场准入在政策冲击前符合共同趋势假设(见图4)。以上结果证实了市场准入扩大是电商示范城市

表9 市场准入机制和多样化配套服务机制检验

变量	(1) 市场准入	(2) <i>PSDA</i>	(3) <i>CEA</i>
<i>NEDC</i>	0.5873*** (0.1343)	0.0083** (0.0038)	0.0115 (0.0130)
<i>NEDC</i> × <i>ODIV</i>			0.0261** (0.0126)
常数项	4.5371* (2.6136)	-0.2640*** (0.0740)	-1.0920*** (0.3680)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	3622	3609	1998
R ²	0.9460	0.6163	0.9501

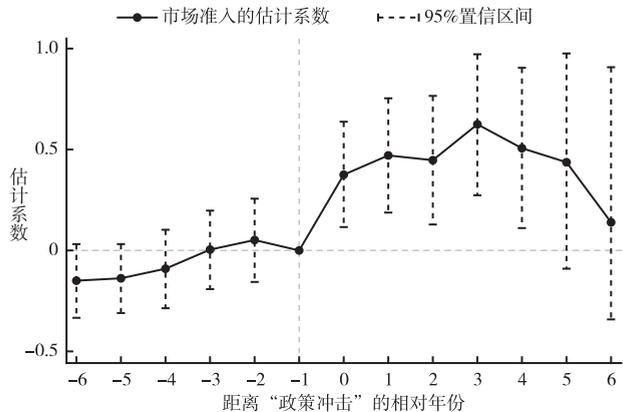


图4 市场准入的共同趋势假设检验

^① 城市之间的互联网交互应用水平越高,那么城市间的实际贸易距离要小于地理上的交通距离,从而带来更低的贸易成本和更高的市场准入水平。

政策激发企业家创业精神的机制之一。

(三) 多样化配套服务机制

为验证电商示范城市试点政策可以通过多样化配套服务机制发挥创业效应这一假说的成立,在理论分析和已有研究基础上(张萃,2018;Tavassoli *et al.*,2021),我们仅需证实该试点政策对多样化配套服务的促进作用即可。本文构建了城市生产性服务业多样化集聚指标,以该指标衡量城市的多样化配套服务,其数据来自历年《中国城市统计年鉴》,具体借鉴 Combes(2000)与韩峰等(2021)的方法,测算公式如下:

$$PSDA_i = \sum_{\rho} \frac{Q_{i\rho}}{Q_i} \left\{ \frac{1/\sum_{\eta} [Q_{i\eta}/(Q_i - Q_{i\rho})]^2}{1/\sum_{\eta} [Q_{\eta}/(Q - Q_{\rho})]^2} \right\} \quad (17)$$

其中, $Q_{i\rho}$ 和 Q_i 代表城市 i 生产性服务业 ρ 的从业人数和全部从业人数; $Q_{i\eta}$ 代表 i 城市生产性服务业 η 的从业人数, $\rho \neq \eta$; Q_{η} 代表全部样本城市生产性服务业 η 的从业人数; Q_{ρ} 为全部样本城市生产性服务业 ρ 的从业人数; Q 为全部样本城市的从业人数。

表9第(2)列报告了城市生产性服务业多样化集聚的回归结果。从中可知,在控制其他变量不变的情况下,电商示范城市试点政策在5%水平上显著促进了城市生产性服务业多样化集聚,表明政策实施后,电商示范城市相对于非电商示范城市的生产性服务业呈现更加多样化的集聚,可以为从事创业的企业家们提供更加多样化的配套服务。同时,处理组和控制组的城市生产性服务业多样化集聚在政策冲击前符合共同趋势假设(见图5)。

另外,我们还借鉴张传勇和蔡琪梦(2021)的方法测度了城市职业多样化指数^①,该指数也可以反映城市能提供的多样化配套服务水平,然后据此将城市样本分为职业多样化程度较低

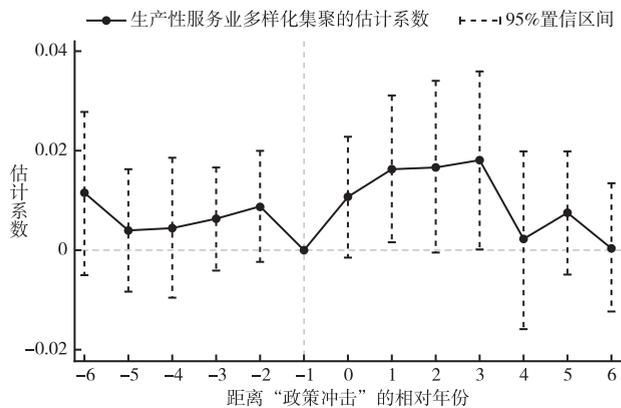


图5 生产性服务业多样化集聚的共同趋势假设检验

^① $ODIV_i = 1 - \sum_{o=1}^n T_{io}^2$,其中, $T_{io}(o=1 \cdots n)$ 为职业 o 在城市 i 所有职业中的份额,并且我们测算了该指数在各城市的年均值。

和较高的城市,我们对构造虚拟变量 $ODIV$,当属于职业多样化程度较高城市时, $ODIV$ 取值为1,否则为0。我们把交互项 $NEDC \times ODIV$ 引入(13)式中进行估计,结果见表9第(3)列。从中可知,电商示范城市试点政策对于企业家创业精神的激励作用在职业多样化程度较高的城市中表现出更强的影响效果。故而,上述结果验证了多样化配套服务机制的成立。

六 创造效应抑或转移效应的讨论

根据前文研究,我们得到了电商示范城市试点政策可以显著激发企业家创业精神的结论。而示范城市中创业活动是来自本地从无到有的新企业创造还是源自邻近城市的新企业迁移?若电商示范城市试点政策的创业效应来自本地城市的创造,那么该试点政策可以提升中国总体的企业家创业精神;倘若示范城市试点政策在促进本地创业活动增加的同时降低了临近城市的创业活动,那么该试点政策是否可以激励企业家创业精神将不再明确。为考察电商示范城市试点政策对创业的影响究竟是本地城市的创造效应还是邻近城市的转移效应,我们设定如下计量模型:

$$CEA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NEDC_{it} + \sum_{d=50}^{350} \delta_d NEDC_{it}^d + \gamma Control_{it} + \mu_i + v_t + \vartheta_{it} \quad (18)$$

其中, $NEDC_{it}^d$ 为城市*i*于*t*年在不同地理阈值范围内是否有电商示范城市,若有 $NEDC_{it}^d$ 取值为1,否则为0。例如 $NEDC_{it}^{50}$ 为1,就说明在某年距离某城市50km以内有电商示范城市。 $NEDC$ 为本地城市是否为电商示范城市,也即设地理距离为0km。其他变量设定与本文基准模型一致。

图6报告了不同地理阈值下(18)式中 $NEDC_{it}$ 和 $NEDC_{it}^d$ 的估计系数及95%的置信区间。由该图可知,电商示范城市试点政策仅对本地城市的企业家创业精神存在显著正向影响,而对邻近城市企业家创业精神不显著,这表明电商示范城市试点政策促进城市创业活动增加主要依靠创造效应而非邻近城市的转

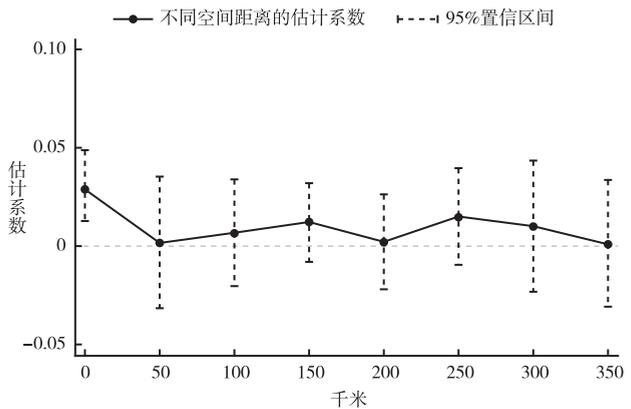


图6 国家电子商务示范城市的空间溢出效应检验

移效应,能有效地激发中国的企业家创业精神。

为进一步验证本地城市成为在电商示范城市后,相邻城市创业活动的转移效应是不存在的。我们剔除电商示范城市的样本,构造电子商务示范型城市相邻城市的虚拟变量 $NEDC_Adjacent$,当某城市的相邻城市(地理接壤)获批电商示范城市后 $NEDC_Adjacent$ 取值为 1,否则为 0,然后将该变量作为新的核心解释变量按照基准模型(13)式进行估计^①,结果报告在表 10 中。从中可知, $NEDC_Adjacent$ 的估计系数无论在经济意义还是统计意义上均不显著,说明当本地区是非电商示范城市时,相邻城市成为电商示范城市并不会减少本地区的创业活动,即不存在创业活动的转移效应。

变量	(1)	(2)	(3)
$NEDC_Adjacent$	0.0003 (0.0096)	0.0003 (0.0052)	0.0003 (0.0096)
常数项	-1.9326*** (0.3289)	-1.9326*** (0.1735)	-1.9326*** (0.3616)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	2967	2967	2967
R ²	0.9144	0.9144	0.9144

说明:第(1)列为聚类到城市层面的稳健标准误;第(2)列为聚类到城市-年份层面的稳健标准误;第(3)列为城市和年份层面双向聚类的稳健标准误。

七 异质性分析

由于城市经济社会环境、经济基础、行业类型等因素的差异性,可能会使基础回归结果外推有效性在不同类型的城市存在差异,为此本文从政策作用情景和行业类型两方面进行异质性检验。

(一)政策作用情景异质性

1. 城市地理位置异质性^②。为考察电商示范城市试点政策对企业家创业精神的影响在南方地区与北方地区是否具有异质性,本文根据中国南北地理分界线(秦岭淮河线)将秦岭-淮河以南,青藏高原以东的地区划定为南方地区,具体包括江苏南部、安徽中南部、浙江、上海、湖北、湖南、江西、福建、云南、贵州、四川、重庆、广西、广东、海南等部分地区,其他地区为北方地区,并以此来构造南北地区虚拟变量($SouthYN$),当样本城市属于南方城市时, $SouthYN$ 取值为 1,否则为 0。我们将交互项 $NEDC \times$

① 作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵建议。

② 限于篇幅,相关异质性选择的具体原因详见本刊网站本文补充材料附录 4。

SouthYN 加入(13)式中进行回归,结果汇报在表 11 第(1)列中。从中可知, $NEDC \times SouthYN$ 与 $NEDC$ 均显著为正,表明电商示范城市试点政策能同时促进南方和北方地区的企业家创业精神,但该政策效应在南方地区城市中更加显著,意味着该试点政策对南方城市的创业活动促进作用要优于北方城市。

2. 市场整合程度异质性。为考察电商示范城市试点政策对企业家创业精神的影响在不同市场整合程度的地区是否表现出差异性,本文首先借鉴陈敏等(2008)的相对价格法测算各地区的市场分割指数,可得到样本期内各地区市场分割指数的年度均值,该指数的对立面便反映的是市场整合程度。其次,我们根据该指数将城市分为高市场分割与低市场分割程度城市两种,并设置了市场分割虚拟变量 SEG ,当属于高市场分割程度城市时, SEG 取值为 1,否则为 0。最后,我们将交互项 $NEDC \times SEG$ 加入

(13)式中进行回归,估计结果汇报在表 11 第(2)列。从中可知, $NEDC \times SEG$ 的系数显著为负,而 $NEDC$ 系数显著为正,表明电商示范城市试点政策对市场分割程度较高或市场整合程度较低地区的企业家创业精神促进作用小于市场分割程度较低或市场整合程度较高的地区,说明地区的市场整合程度越高,该试点政策对企业家创业精神的激励作用越强,也侧面说明了中国构建统一大市场的重要意义。

变量	(1)	(2)	(3)
$NEDC$	0.0127** (0.0055)	0.0292*** (0.0052)	-0.0199*** (0.0071)
$NEDC \times SouthYN$	0.0109* (0.0064)		
$NEDC \times SEG$		-0.0264*** (0.0063)	
$NEDC \times CBE$			0.0590*** (0.0074)
常数项	-1.6267*** (0.1552)	-1.6365*** (0.1552)	-1.6509*** (0.1548)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	3699	3699	3699
R^2	0.9432	0.9433	0.9437

3. 城市营商环境异质性。为考察电商示范城市试点政策对企业家创业精神的影响在不同城市营商环境中是否表现出差异性,本文先根据在粤港澳大湾区研究院与 21 世纪经济研究院联合发布的《中国 296 个城市营商环境报告》中公布的各城市营商环境水平,将城市分为营商环境良好和营商环境较差两种类型,并构造了城市营商环境虚拟变量 CBE ,当属于营商环境良好的城市时, CBE 取值为 1,否则为 0。然后,我们将交互项 $NEDC \times CBE$ 加入(13)式中进行回归,结果汇报在表 11 第(3)列。从中可知,电商示范城市试点政策对营商环境良好城市的创业活动具有显著促进作用,而对营

商环境较差城市的企业家创业精神具有抑制作用,说明越是良好的城市营商环境越有利于发挥该试点政策对企业家创业精神的激励作用。

(二)行业异质性分析

我们将产业部门先分为制造业和服务业,服务业部门再细分为生产性服务业和生活性服务业^①,制造部门细分为高技术制造业^②和中低技术制造业,进而考察电商示范城市试点政策对企业家创业精神的激励作用是否在不同的行业中具有差异效果。

表12第(1)–(4)列分别报告了生产性服务业、生活性服务业、中低技术制造业以及高技术制造业的分组回归结果。从中可知,电商示范城市试点政策对企业家创业精神的激励作用在以上4种行业部门中均存在显著影响。从服务业的两细分行业部门看,电商示范城市试点政策对从事生产性服务业的企业家创业精神存在更强的激励作用,这再次验证了作用机制检验部分多样化配套服务机制的有效性。而对制造业部门而言,电商示范城市试点政策对中低技术制造业的企业家创业精神具有激励作用,而对高技术制造业的激励作用不明显,这可能是因为高技术制造业部门相较于中低技术制造业部门占比更小,且企业进入门槛更高。

表 12 行业异质性分析结果

变量	(1) 生产性服务业	(2) 生活性服务业	(3) 中低技术制造业	(4) 高技术制造业
<i>NEDC</i>	0.322*** (0.084)	0.315** (0.143)	0.483* (0.285)	0.016 (0.013)
常数项	7.200*** (2.459)	7.4439* (4.464)	0.154 (10.182)	0.037 (0.521)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份×时间趋势	控制	控制	控制	控制
样本量	3600	3600	3568	3151
R ²	0.8154	0.7869	0.6266	0.7707

说明:被解释变量为各行业部门每万人新建企业数量。

① 主要包括住宿和餐饮业、居民服务业、批发和零售业、文化、体育和娱乐业以及房地产业。

② 根据《高技术产业(制造业)分类(2017)》,高技术制造业主要包括化学原料和化学制品制造业、医药制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业、交通运输设备制造业、仪器仪表及文化、办公用机械制造业5个大类。

八 结论与政策启示

为考察国家电商示范城市试点政策实施如何影响企业家创业精神,本文在理论分析的基础上,利用国家电子商务示范城市试点政策这一准自然实验,将2005-2018年中国地级及以上城市面板数据为研究对象,采用新企业进入表征企业家创业精神,运用多期DID模型评估了国家电子商务示范城市试点政策对企业家创业精神的影响与作用机制。研究结果显示,电商示范城市试点政策能显著激发企业家的创业精神,且该政策效应具有一定持续性。为尽可能解决遗漏变量、选择性偏误等内生性问题,我们还通过工具变量法、安慰剂检验、PSM-DID、SDID、排除同期其他相关政策干扰、合成控制法、异质性处理效应等方法对基准结果进行了稳健性检验,结果表明本文所得结论稳健可靠。作用机制检验结果表明,该试点政策主要通过融资便捷机制、市场准入扩大机制、多样化配套服务机制激发的企业家创业精神。异质性分析结果表明,电商示范城市的创业效应在南方地区、市场整合程度较强以及营商环境良好的城市样本中更为显著,同时该创业效应在生产性服务业和中低技术制造业中更明显。本文还发现,电商示范城市试点政策激发企业家创业精神主要依靠自身创造效应而非邻近城市的转移效应。

本研究对数字经济发展战略背景下,电子商务政策的制定与实施具有重要现实意义。基于本文结论,我们能得到以下政策启示。

第一,要不断完善城市电子商务基础设施建设,以电商示范城市为先锋,积极完善线上线下协同的示范城市公共服务平台电子支付系统、物流配送网络以及云计算中心,建立高效便捷的电子商务公共服务体系,为企业生产经营提供坚实的电子商务平台基础。同时,要积极向企业和不同群体宣传推广与电子商务相关的各类数字技术,加强企业和个人对电子商务的了解与应用。

第二,本文机制分析表明,提高融资便捷性降低企业融资约束是电商试点政策产生创业效应的重要渠道。因此,一方面,应积极拓宽企业融资渠道,支持银行业金融机构加大对中小微企业的金融支持力度,例如逐步提升此类企业贷款占比、给予贷款利率优惠;引导金融机构加大创业担保贷款的投放,简化经办审批流程,提高审批放贷效率。另一方面,要建立健全有利于风险投资进入、退出的体制机制与平台,从而更好地发挥电子商务政策的风险投资集聚作用和风险分担机制;鼓励设立面向示范城市内初创企业的地方政府创业投资引导基金,带动社会

资金的投入。

第三,地方政府要不断推动城市中生产性服务业多样化集聚,促进产业生态系统各成员间的互动协作,同时积极吸引与培训大量多样化技能且高素质的人才,营造一个有利于激发企业家创业精神的多样化环境。

第四,异质性分析表明,由于电商示范城市试点政策激发企业家创业精神的作用还依赖于市场的整合与营商环境的改善,因此,需要努力提升市场整合程度,构建统一大市场,优化当地营商环境、创业环境,建立统一的市场竞争规制,营造公平有序的市场竞争环境,为企业开展公平竞争提供均等的机会,激发企业创业活力。要深化地区间的互联互通,促进电子商务政策向北方地区扩散和推广,避免因电子商务发展差异导致地区间资源、要素配置效率差距的扩大。

参考文献:

白俊红、张艺璇、卞元超(2022):《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》,《中国工业经济》第6期。

曹希广、邓敏、刘乃全(2022):《通往创新之路:国家创新型城市建设能否促进中国企业创新》,《世界经济》第6期。

曾婧婧、温永林(2021):《政府创业政策对城市创业的影响及其作用机制——基于国家创业型城市的准自然实验》,《经济管理》第4期。

陈敏、桂琦寒、陆铭等(2008):《中国经济增长如何持续发挥规模效应?——经济开放与国内商品市场分割的实证研究》,《经济学(季刊)》第1期。

陈诗一、张建鹏、刘朝良(2021):《环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据》,《金融研究》第9期。

丁博、曹希广、邓敏等(2019):《生产性服务业对制造业生产效率提升效应的实证分析——基于中国城市面板数据的空间计量分析》,《审计与经济研究》第2期。

杜运周、刘秋辰、程建青(2020):《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》,《管理世界》第9期。

冯泰文(2009):《生产性服务业的发展对制造业效率的影响——以交易成本和制造成本为中介变量》,《数量经济技术经济研究》第3期。

韩峰、严伟涛、王业强(2021):《生产性服务业集聚与城市环境质量升级——基于土地市场调节效应的研究》,《统计研究》第5期。

胡拥军、关乐宁(2022):《数字经济的就业创造效应与就业替代效应探究》,《改革》第4期。

姜付秀、蔡文婧、蔡欣妮等(2019):《银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据》,《经济研究》第6期。

李宏彬、李杏、姚先国等(2009):《企业家的创业与创新精神对中国经济增长的影响》,《经济研究》第10期。

李小平、余娟娟、余东升等(2023):《跨境电商与企业出口产品转换》,《经济研究》第1期。

刘冲、沙学康、张妍(2022):《交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择》,《数量经济技术经济研究》第9期。

刘乃全、邓敏、曹希广(2021):《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》,《财经研究》第4期。

马述忠、郭继文(2022):《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》,《管理世界》第8期。

毛文峰、陆军(2020):《土地要素错配如何影响中国的城市创新创业质量来自地级市城市层面的经验证据》,《产业经济研究》第3期。

倪鹏途、陆铭(2016):《市场准入与“大众创业”:基于微观数据的经验研究》,《世界经济》第4期。

祁怀锦、于瑶(2021):《电子商务发展对企业风险承担的影响——兼论差异化管理层激励方式的调节效应》,《改革》第10期。

秦芳、王剑程、胥芹(2022):《数字经济如何促进农户增收?——来自农村电商发展的证据》,《经济学(季刊)》第2期。

邱子迅、周亚虹(2021):《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》,《中国农村经济》第4期。

宋敏、周鹏、司海涛(2021):《金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角》,《中国工业经济》第4期。

孙浦阳、张靖佳、姜小雨(2017):《电子商务、搜寻成本与消费价格变化》,《经济研究》第7期。

田鸽、张勋(2022):《数字经济、非农就业与社会分工》,《管理世界》第5期。

万海远(2021):《城市社区基础设施投资的创业带动作用》,《经济研究》第9期。

王春超、尹蓉娟(2018):《创业文化环境与创业行为——以“一带一路”沿线主要国家为例》,《经济科学》第5期。

王金杰、牟韶红、盛玉雪(2019):《电子商务有益于农村居民创业吗?——基于社会资本的视角》,《经济与管理研究》第2期。

王奇、牛耕、赵国昌(2021):《电子商务发展与乡村振兴:中国经验》,《世界经济》第12期。

谢文栋(2023):《城市电商化发展能否实现稳就业?》,《财经研究》第1期。

徐德云(2008):《产业结构升级形态决定、测度的一个理论解释及验证》,《财政研究》第1期。

叶文平、李新春、陈强远(2018):《流动人口对城市创业活跃度的影响:机制与证据》,《经济研究》第6期。

于蔚、汪淼军、金祥荣(2012):《政治关联和融资约束:信息效应与资源效应》,《经济研究》第9期。

张传勇、蔡琪梦(2021):《中国城市职业多样性:事实、演进与政策含义》,《学术月刊》第8期。

张萃(2018):《什么使城市更有利于创业?》,《经济研究》第4期。

张俊英、郭凯歌、唐红涛(2019):《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》,《财经科学》第3期。

张梦婷、俞峰、钟昌标等(2018):《高铁网络、市场准入与企业生产率》,《中国工业经济》第5期。

张乾、葛国庆、薛健(2022):《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》,《会计研究》第4期。

张小蒂、曾可昕(2014):《中国电子商务发展的可持续性——以企业家才能内生提升为视角》,《学术月刊》第10期。

赵岳、谭之博(2012):《电子商务、银行信贷与中小企业融资——一个基于信息经济学的理论模型》,《经济研究》第7期。

周小虎(2018):《中国创业竞争力发展报告(2018)》,北京:经济管理出版社。

Abadie, A. and Gardeazabal, J. “The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country.” *The American Economic Review*, 2003, 93(1), pp.113–132.

Acemoglu, D. and Restrepo, P. “Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets.” *Journal of Political Economy*, 2020, 128(6), pp.2188–2244.

Angrist, J. D. and Pischke, J. S. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion*. Princeton: Princeton University Press, 2009.

Arkhangelsky, D.; Athey, S.; Hirshberg, D. A.; Imbens, G. W. and Wager, S. “Synthetic Difference-in-differences.” *The American Economic Review*, 2021, 111(12), pp.4088–4118.

Combes, P.P. “Economic Structure and Local Growth: France, 1984–1993.” *Journal of Urban Economics*, 2000, 47(3), pp.329–355.

Cullen, J.B. and Gordon, R. H. “Taxes and Entrepreneurial Risk-Taking: Theory and Evidence for the US.” *Journal of Public Economics*, 2007, 91(8), pp.1479–1505.

Davis, D. R. and Weinstein, D. E. “Market Size, Linkages, and Productivity: A Study of Japanese Regions.” *NBER Working Paper*, No.w8518, 2001.

De Chaisemartin, C. and D’Haultfoeuille, X. “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects.” *The American Economic Review*, 2020, 110(9), pp.2964–2996.

Djankov, S.; Qian, Y.; Roland, G. and Zhuravskaya E. “Who are China’s Entrepreneurs?” *The American Economic Review*, 2006, 96(2), pp.348–352.

Driscoll, J.C. and Kraay, A.C. “Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data.” *Review of Economics and Statistics*, 1998, 80(4), pp.549–560.

Duflo, E. and Pande, R. “Dams.” *Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(2), pp.601–646.

Duranton, G. and Puga, D. “From sectoral to functional urban specialization.” *Journal of Urban Economics*, 2005, 57(2), pp.343–370.

Gardner, J. “Two-Stage Differences in Differences.” 2021, Arxiv Preprint Arxiv:2207.05943.

George, N. M.; Parida, V.; Lahti, T. and Wincent, J. “A Systematic Literature Review of Entrepreneurial Opportunity Recognition: Insights on Influencing Factors.” *International Entrepreneurship and Management Journal*, 2016, 12(2), pp.309–350.

Gessner, G. H. and Snodgrass, C. R. “Designing E-Commerce Cross-Border Distribution Networks for Small and Medium-Size Enterprises Incorporating Canadian and US Trade Incentive Programs.” *Research in Transportation Business & Management*, 2015, 16, pp.84–94.

- Ghani, E.; Kerr, W. R. and O'connell, S. "Spatial Determinants of Entrepreneurship in India." *Regional Studies*, 2014, 48(6), pp.1071–1089.
- Klapper, L.; Laeven, L. and Rajan, R. "Entry Regulation as a Barrier to Entrepreneurship." *Journal of Financial Economics*, 2006, 82(3), pp.591–629.
- Kiveu, M. and Ofafa, G. "Enhancing Market Access in Kenyan SMEs Using ICT." *Global Business and Economics Research Journal*, 2013, 2(9), pp.29–46.
- Knight, F.H. *Risk, Uncertainty and Profit*. Houghton Mifflin, 1921.
- Kranz, S. "Synthetic Difference-in-Differences with Time-Varying Covariates." working paper, 2022, https://github.com/skranz/xsynthdid/blob/main/paper/synthdid_with_covariates.pdf.
- Lin, M.; Prabhala, N. R. and Viswanathan, S. "Judging Borrowers by the Company They Keep: Friendship Networks and Information Asymmetry in Online Peer-to-Peer Lending." *Management Science*, 2013, 59(1), pp.17–35.
- Lin, Y. "Travel Costs and Urban Specialization Patterns: Evidence from China's High Speed Railway System." *Journal of Urban Economics*, 2017(98), pp.98–123.
- Lund, M. J. F. and McGuire, S. "Institutions and Development: Electronic Commerce and Economic Growth." *Organization Studies*, 2005, 26(12), pp.1743–1763.
- Ma, L.; Niu, D. and Sun, W. "Transportation Infrastructure and Entrepreneurship: Evidence from High-Speed Railway in China." *China Economic Review*, 2021, 65(2), NO.101577.
- Malone, T. W.; Yates, J.A. and Benjamin, R.I. "The Logic of Electronic Markets." *Harvard Business Review*, 1989, 67(3), pp.166–172.
- Mei, Y.; Mao, D.; Lu, Y. and Chu, W. "Effects and Mechanisms of Rural E-Commerce Clusters on Households' Entrepreneurship Behavior in China." *Growth and Change*, 2020, 51(4), pp.1588–1610.
- Qi, J.; Zheng, X. and Guo, H. "The Formation of Taobao Villages in China." *China Economic Review*, 2019, 53, pp.106–127.
- Samila, S. and Sorenson, O. "Venture Capital, Entrepreneurship and Economic Growth." *Review of Economics and Statistics*, 2011, 93(1), pp.338–349.
- Shelton, L. M. and Minniti, M. "Enhancing Product Market Access: Minority Entrepreneurship, Status Leveraging, and Preferential Procurement Programs." *Small Business Economics*, 2018, 50, pp.481–498.
- Sivaraman, D.; Pacca, S.; Mueller, K. and Lin J. "Comparative Energy, Environmental, and Economic Analysis of Traditional and E-Commerce DVD Rental Networks." *Journal of Industrial Ecology*, 2007, 11(3), pp.77–91.
- Tavassoli, S.; Obschonka, M. and Audretsch, D.B. "Entrepreneurship in Cities." *Research Policy*, 2021, 50(7), 104255.
- Visser, E. J. and Lanzendorf, M. "Mobility and Accessibility Effects of B2C E-Commerce: A Literature Review." *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 2004, 95(2), pp.189–205.
- Zheng, S. and Kahn, M. E. "China's Bullet Trains Facilitate Market Integration and Mitigate the Cost of Megacity Growth." *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2013, 110(14), pp.1248–1253.

E-Commerce Policies and Entrepreneurship

Cao Xiguang; Deng Min

Abstract: Drawing on the theoretical analysis of the internal mechanism of e-commerce affecting the entry of new enterprises, this paper uses the quasi-natural experiment of national e-commerce demonstration city construction to explore the impact of urban e-commerce policies on entrepreneurship by using a multi-period difference-in-differences (DID) model. The results of the study indicate that the construction of e-commerce demonstration cities can significantly stimulate entrepreneurship, and the effect of this policy has a certain degree of sustainability. The mechanism test reveals that the construction of e-commerce demonstration cities mainly stimulates entrepreneurship among entrepreneurs and increases urban entrepreneurial activities through convenient financing mechanisms, market access expansion mechanisms and diversified supporting service mechanisms. The heterogeneity analysis indicates that the entrepreneurial effect of e-commerce demonstration cities is generally more significant in the sample of cities in the southern region, with strong market integration and a good business environment, and it exhibits different degrees of policy influence in different industries. The construction of e-commerce demonstration cities is also mainly based on the creative effect rather than the transfer effect of neighbouring cities to promote an increase in urban entrepreneurial activities. The paper's conclusion has clear policy implications and provides important practical insights for promoting government-related e-commerce policies and developing e-commerce that empowers industries.

Key words: e-commerce policies, entrepreneurship, urban entrepreneurial activities

JEL codes: L26, R23, D21

(截稿:2024年1月 责任编辑:王 徽)