

开发区政策有利于促进当地 企业出口参与吗

——基于双重差分方法的验证

卞泽阳 强永昌 李志远

摘要：本文探讨了国家级开发区（包括经济技术开发区和高新技术产业开发区）的设立对城市企业出口参与的影响，基于Melitz（2003）模型，将企业出口固定成本内生化的结论。同时利用2000—2014年204个地级市层面的面板数据，采用双重差分方法对政策导向型的开发区集聚经济是否促进当地企业出口参与的效果进行了实证检验，研究表明：在控制了城市的经济变量、时间效应和地区效应后，国家级开发区的设立能够使城市每年出口企业数量的增长率显著增加15.7%；进一步考察这种政策效果的时效性，发现国家级开发区在促进企业出口参与上的政策效力随时间呈倒U型趋势，并在实施后的第3年达到最大，开发区政策对企业出口参与的推动作用至少持续3至4年；基于倾向得分匹配（PSM）法的变换处理组检验结果证明开发区政策显著促进了企业的出口参与，且这种因果关系的安慰剂检验结果在不同的估计方法和估计步骤下均保持稳健。

关键词：开发区政策；集聚经济；出口参与

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2019) 11-0116-17

引言

改革开放以来，“经济特区”建设取得了巨大成就，国家级经济技术开发区（经开区）和高新技术产业开发区（高新区）成为了引导地区产业集聚和产业升级、促进地区经济发展和出口增长的重要推动力，是我国改革开放在更深层次、更高水平上的伟大实践。国家发改委公布的《中国开发区审核公告目录》（2018年

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“生产全球化与传统产成品贸易对中美劳动力市场的影响”（71773020）；教育部人文社会科学研究规划基金项目“降低贸易政策不确定性对我国出口及整体经济的影响”（17YJA790053）。

[作者信息] 卞泽阳：上海理工大学管理学院讲师；强永昌：复旦大学经济学院教授、博士生导师；李志远（通讯作者）：复旦大学经济学院，上海国际金融与经济研究院，复旦平安宏观经济研究中心教授、博士生导师 200433 电子信箱 zhyli@fudan.edu.cn。

版)显示,我国现有国家级开发区共552个,其中国家级经济技术开发区219个,国家级高新技术产业开发区156个。贸易增长贡献方面,2017年,我国219个国家级经开区的出口总额达3.2万亿元,占全国出口总额的20.87%;156个国家级高新区出口总额达到3.45万亿元,占全国出口总额的22.50%,国家级经开区和高新区的出口总额约占全国出口总额的一半。不少文献认为,出口广延边际(Extensive Margins)相比集约边际(Intensive Margins)对出口增长的贡献更大(Eaton et al., 2004^[1]; Hummels and Klenow, 2005^[2]; Pham and Martin, 2007^[3]; Kanacs, 2007^[4]; Bernard et al., 2009^[5])。而本文基于Melitz(2003)^[6]研究,就集聚经济是否能促进当地企业出口参与(广延边际)进行了理论论证,并对政策导向型的开发区集聚经济是否促进当地企业出口参与进行实证检验,讨论了保障我国出口贸易可持续发展的相关产业政策的制定思路。

一、文献综述

现有文献针对开发区促进企业经营和出口绩效方面到底是集聚效应还是政策效应发挥更大作用一直存在争议,如陈钊和熊瑞祥(2015)^[7]认为国家级出口加工区对于出口鼓励的政策效应是促进相关企业出口的主要原因;吴敏和黄玖立(2012)^[8]认为开发区的“一揽子”政策优惠对地区出口二元边际均有显著促进作用;张国峰等(2016)^[9]则认为除了“政策租金”为企业带来短期增长效应外,开发区不断增强的集聚效应对企业的长期增长具有促进作用。本文认为,开发区政策发挥的集聚效应有利于降低出口固定成本从而促进企业出口参与,并进行了理论论证和实证检验。

从企业出口成本的角度,将现有文献按开发区政策有利于降低企业出口可变成本和固定成本这两个维度分别综述。根据Melitz(2003)的异质性企业出口模型设定,企业出口可变成本可以表示成企业生产率的倒数($1/\varphi$),开发区政策可以通过提高企业生产率降低出口可变成本。王永进和张国峰(2016)^[10]认为在开发区成立初期集聚效应对企业生产率提升的贡献更大,在成立后期企业生产率优势则更多是源于选择效应。Duranton和Puga(2004)^[11]基于马歇尔提出产业集聚的三个外部性(共享、匹配和学习)对每一种外部性进行建模,分析后认为产业集聚能够通过知识和技术的溢出(学习效应)提高企业生产率。Andersson和Loof(2011)^[12]基于瑞典制造业数据的实证研究同样得出集聚经济的学习效应有利于提高企业生产率的结论。Combes等(2012)^[13]认为大城市的选择效应和集聚效应是大城市企业生产率较高的原因。余壮雄和杨扬(2014)^[14]基于中国工业企业数据的研究认为中国大城市的生产率优势主要源于集聚效应,选择效应几乎不存在。范剑勇等(2014)^[15]区分了产业集聚的两种主要形式对企业全要素生产率(TFP)的影响,认为专业化集聚能够显著提升企业的TFP。

此外,开发区政策带来的集聚经济还可以通过出口市场知识溢出等路径降低企业出口固定成本从而促进企业出口参与。Cainelli等(2014)^[16]研究发现位于集聚地区的企业能够从已出口企业获得海外市场、客户和竞争对手等信息并将学习到的

企业国际化经验知识内生，从而降低了企业出口的固定成本。刘经东（2018）^[17]基于 Heckman 两步法研究发现国家级开发区建设有利于促进企业出口自选择行为，认为其作用机制在于企业可从开发区政策中获得政府补贴。Sharma（2001）^[18]认为产业集聚通过出口市场知识溢出效应和中间投入共享效应能够有效地帮助企业降低出口固定成本，这样的效应在美国企业出口至非 GATT 国家上体现得尤为明显。Cassey 和 Schmeiser（2013）^[19]认为出口目的地导向的集聚经济通过一种“how-to-export”型知识溢出效应降低了企业出口固定成本，使得企业更容易进入海外市场。此外，还有很多研究均表明在发达国家中出口目的地导向的产业集聚带来的知识溢出有利于企业做出出口决策（Koenig, 2009^[20]；Koenig et al., 2010^[21]；Choquette and Meinen, 2015^[22]）。郑江淮等（2008）^[23]发现开发区外的关联企业与开发区内企业之间的信息交流对企业技术升级产生积极影响，认为开发区的外部经济会扩散至整个地区。

基于以上研究，本文将研究对象拓宽至城市内所有出口企业，因此开发区政策的内涵更多是产业集聚的外部性。当然这些企业也包含位于开发区内的企业，因而也包含政策租金的诱导，但本文考察的政策效应是企业的出口参与，企业进入出口市场需要克服出口固定成本，而开发区政策在对企业出口固定成本上的补贴相对有限，对企业出口的政策优惠主要在于免征出口关税和提高出口退税上，因此本文讨论的开发区政策带来的集聚效应要强于政策效应。国家级经开区和高新区是我国制造业最重要的产业集聚区和出口贡献区，因此本文选取设立国家级经开区或高新区的地级市作为政策对象^①，排除了出口加工区、保税区、保税港区、保税物流园区、边境/跨境经济合作区等政策内生、数量较少、非集聚导向或非制造业定位的国家级开发区，借助《中国开发区审核公告目录》与中国海关出口数据，使用双重差分法对城市设立开发区能否促进企业出口参与这一问题展开理论分析和实证检验。

二、理论模型和机制分析

（一）理论模型

假定世界由两个完全对称的国家构成，企业在立足于本国市场的同时也会寻求出口至外国市场，本国和外国的总人口均外生确定为 L ，工资水平为 w 且标准化为 1。本文设定企业出口固定成本 f_x 是内生确定的， f_x 为出口企业数量 M_x 的函数，即 $f_x(M_x)$ ，这意味着当出口企业数量越多时，集聚经济带来的出口市场知识溢出效应有利于帮助周边本土企业降低出口固定成本从而促进出口参与。进一步，本文假定出口固定成本 f_x 满足以下的函数形式：

$$f_x(M_x) = \bar{f}_x M_x^{-\theta} \quad (1)$$

^①经开区和高新区的区别主要在于上级主管部门的不同，二者在园区规划、政策优惠和管理体制上并无本质上的差别，因而就经开区和高新区对企业出口影响展开分类研究的意义并不大（刘经东，2018）。

在这样的设定下满足 $f_x'(M_x) < 0$ ，而参数 $\theta > 0$ 代表出口固定成本对出口企业数量的弹性大小， θ 值越高，出口企业数量上升引起出口固定成本下降的程度也越大，即参数 θ 值越高，集聚经济在降低出口固定成本上的效应越强。当 $\theta = 0$ 时， $f_x = \bar{f}_x$ ，此时回到 Melitz (2003) 经典模型的设定。同时，方程 (1) 的设定假定出口固定成本为单调递减的凸函数，随着出口企业数量的上升出口固定成本单调下降且呈现边际效应递减。

在不考虑集聚效应 θ 的情况下（出口固定成本 f_x 外生确定），一个稳态的均衡包含企业在本国市场和出口市场的生产率临界值 $\{\bar{\varphi}, \bar{\varphi}^*\}$ 、全部企业数量和出口企业数量 $\{M, M_x\}$ 、加总价格指数 $\{P\}$ 这 5 个内生变量，其均衡解可以由以下 5 个约束条件决定：

$$\bar{\varphi} = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \sigma^{\frac{1}{\sigma-1}} L^{-\frac{1}{\sigma-1}} P^{-1} f_x^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (2)$$

$$\bar{\varphi}^* = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \sigma^{\frac{1}{\sigma-1}} L^{-\frac{1}{\sigma-1}} P^{-1} \tau f_x^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (3)$$

$$\frac{1}{\sigma} \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right)^{-(\sigma-1)} \frac{\gamma}{\gamma - (\sigma - 1)} P^{\sigma-1} L [(\bar{\varphi})^{-(\gamma-(\sigma-1))} + \tau^{-(\sigma-1)} (\bar{\varphi}^*)^{-(\gamma-(\sigma-1))}] - f \bar{\varphi}^{-\gamma} - f_x \bar{\varphi}^{*-\gamma} = \frac{\delta f_e}{m\gamma} \quad (4)$$

$$\left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right)^{-\sigma} \frac{\gamma}{\gamma - (\sigma - 1)} P^{\sigma-1} L [M (\bar{\varphi})^{\sigma-1} + \tau^{-(\sigma-1)} M_x (\bar{\varphi}^*)^{\sigma-1}] + Mf + M_x f_x + M \frac{\delta f_e}{m\gamma} (\bar{\varphi})^\gamma = L \quad (5)$$

$$P^{-(\sigma-1)} = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right)^{-(\sigma-1)} \frac{\gamma}{\gamma - (\sigma - 1)} [M (\bar{\varphi})^{\sigma-1} + \tau^{-(\sigma-1)} M_x (\bar{\varphi}^*)^{\sigma-1}] \quad (6)$$

其中，每个约束条件的具体含义为：

- 企业在本国市场生产销售的生产率临界值条件 (2)；
- 企业在外国市场出口销售的生产率临界值条件 (3)；
- 企业的进入退出条件 (4)；
- 劳动力市场出清条件 (5)；
- 加总价格指数 (6)。

经济达到均衡状态时，内生变量 $\{\bar{\varphi}, \bar{\varphi}^*, M, M_x, P\}$ 均有唯一解析解。

然而在考虑集聚效应 θ 的情况下，经济系统解不出解析解，但是本文的目标只是讨论集聚经济效力 θ 的增加是否对企业的出口行为产生影响，因此可以通过观察变化集聚经济效力 θ 值的大小所引起的企业出口概率 P_x 对集聚经济 M_x 的弹性大小的变化来实现。

根据方程 (1)、(2)、(3)，以及累积分布函数 $F(\varphi) = 1 - \left(\frac{m}{\varphi}\right)^\gamma$ ，可以得到

在本国市场销售的企业进入出口市场的概率 P_x 的表达式为：

$$P_x = \frac{1 - F(\bar{\varphi}^*)}{1 - F(\bar{\varphi})} = \left(\frac{\bar{\varphi}}{\bar{\varphi}^*} \right)^\gamma = f^{\frac{\gamma}{\sigma-1}} \tau^{-\gamma} \bar{f}_x^{-\frac{\gamma}{\sigma-1}} M_x^{\frac{\theta\gamma}{\sigma-1}} \quad (7)$$

企业出口概率 P_x 对集聚经济 M_x 的弹性表达式：

$$\frac{d \ln P_x}{d \ln M_x} = \frac{\theta\gamma}{\sigma - 1} > 0 \quad (8)$$

式(8)表明在均衡状态下, $\theta > 0$ 时, 随着本国出口企业数量增多, 企业出口概率 P_x 对出口企业数量 M_x 的弹性就会变大。此时, 贸易福利表现为出口企业集聚的外部经济有利于促进本国企业的出口参与。

(二) 机制分析

基于理论模型推导的结论, 本文提出了“出口企业集聚的外部经济有利于降低出口固定成本从而促进周边本土企业的出口参与”的命题, 然而作为这一命题的假设条件——集聚经济能够降低出口固定成本是通过何种机制实现的呢? 在理论模型的设定中, 将一个地区出口企业数量 M_x 设定为集聚经济的代理变量, 而出口企业数量 M_x 越大也意味着该地区总的企业数量 M 也越大, 而马歇尔三大外部性(共享中间投入、劳动力蓄水池效应和知识溢出效应)都有可能成为集聚经济降低企业出口固定成本的作用机制。

共享中间投入这一机制强调集聚区域内具有上下游关联企业之间彼此临近, 供应链下游企业在空间上越临近上游中间品供应商, 那么企业在中间品的投入上越能节约运输成本和损耗成本, 还可以享受由于上游供应商群之间的竞争带来的中间品多样化选择福利以及更低廉的中间品价格福利。劳动力蓄水池效应这一机制强调劳动力需求和供给在空间上的同时汇集, 使企业在面临市场风险或经营风险时劳动力成本更加可控, 同时劳动力供需的空间集聚有利于降低企业对期望劳动力的搜寻和匹配成本。以上两种机制与本文的理论模型设定无论是在研究对象上(企业出口参与)还是研究角度上(出口固定成本)均存在较大偏离。

考虑到本文在理论模型部分对集聚经济最直接的设定 M_x , 即在单位区域内出口企业数量越多越能够促进该地区本土企业的出口参与, 本文认为(出口市场)知识溢出效应可能是对集聚经济降低企业出口固定成本最有力的机制解释。单位区域内出口企业数量越多意味着该地区本土企业与出口企业之间的平均距离越短, 空间上的临近有利于本土企业从出口企业获得出口市场知识(如海外的消费者偏好、法律法规、营销渠道和竞争对手等信息)的溢出效应, 从而该地区的本土企业进入出口市场所需花费的出口固定成本。

综上, 集聚经济有利于促进当地企业出口参与这一命题既得到了数理模型的理论支持又得到了知识溢出机制的识别论证, 以下便可以采用计量方法结合现实的案例和数据对这一命题展开实证检验。

三、研究设计

(一) 多期双重差分法

政策评估研究中,根据政策实施过程可以将政策分为三类:“先行先试”政策、“一刀切”政策和“一次性推开”政策(范子英,2018)^[24]。顾名思义,“先行先试”的特点在于政策往往是多期而非一次性的,先有试点再逐步推广,即控制组逐步变为实验组,本文所讨论的城市设立国家级开发区就属于“先行先试”的政策类型。

双重差分(Difference-In-Difference, DID)是政策评估类研究中常用的方法。首先,双重差分法的理论基础建立在随机实验之上,其特点在于实验样本选择的随机性。很显然,现实的政策实施难以满足随机性假定,政府为了稳妥谨慎往往先挑选一些个体进行试点,观察政策效果理想后再逐步推开,我国改革开放后实施的经济特区和国家级开发区政策就是很好的例子。经济学领域研究讨论的政治经济体制改革往往只是构成“准实验”而非随机实验,准实验无法完全随机地选择实验对象,实验组样本的选择只能接近随机。其次,双重差分法虽不要求受到政策影响的实验组和没有受到政策影响的控制组的事前特征完全一致,但是要求二者的先天差异不随时间变化,所以还需进行平行趋势检验。忽略双重差分法的理论基础和前提条件将会使政策效果的估计产生严重偏误。不同于传统的两期双重差分法,本文所研究的各地级市是逐年分批次获批设立国家级开发区的,即部分控制组会逐步变成实验组,此时就需要运用多期双重差分法来进行政策评估。

(二) 双重差分法适用性检验

1. 政策外生性检验

《国务院关于批准国家高新技术产业开发区和有关政策规定的通知》《国家级经济技术开发区扩建审批原则和审批程序》等政策文件均在国家级经开区或高新区的设立条件中对城市年度进出口额的最低门槛提出了明确要求。因此,本文猜想,城市获批设立国家级开发区的政策冲击可能内生于城市的出口企业数量,即政府可能会参考各城市的出口企业数量来挑选开发区政策的实验城市。因此,开发区政策在对企业出口参与的影响上可能本身并不能构成一次准实验。为了验证其是否能构成一次准实验,本文参考郑新业等(2011)^[25]的方法并结合数据特征后决定采用面板形式的Logit模型(回归结果见表1),以检验中央政府在选取开发区的实验城市上是否构成一次接近随机的准实验。

表1显示,控制了城市第一产业占GDP比重、外商直接投资和金融发展水平后,地方(人均)财政收入和(人均)GDP的系数在1%水平上显著为正,而地方出口企业数量的系数则不显著。这表明财政收入和GDP水平越高的城市获批设立国家级开发区的概率越大,而城市出口企业数量的多寡并不纳入中央政府对开发区审批的考量。由此可以确认城市获批设立国家级开发区是一次实验样本选择接近随机的准实验,开发区政策通过外生性检验。

表1 二元选择模型回归结果

被解释变量 解释变量	城市是否获批设立国家级开发区				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
财政收入	0.201*** (3.84)				
GDP		53.996*** (3.96)			
人均财政收入			9.911*** (4.00)		
人均GDP				46.147*** (4.91)	
城市出口企业数量					0.515 (1.06)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1208	1208	1208	1208	1207
PseudoR ²	0.933	0.989	0.931	0.984	0.821

注：括号中为t统计量；***代表1%的显著性水平；所有回归均控制了城市第一产业占GDP比重、金融发展水平和外商直接投资；所有回归均采用了以城市为聚类变量的聚类稳健标准误。

2. 平行趋势检验

双重差分法本质上是用控制组作为实验组的反事实参照，若实验组和控制组在实验前的增长趋势存在显著差异，那么使用双重差分法就一定会高估或低估政策效果。虽然双重差分法允许实验组和控制组在实验前存在差异，但城市出口企业数量的基数水平不同可能意味着平行增长趋势难以满足。为了初步观察平行趋势，本文以2010年55个地级市获批设立国家级开发区的实验为例，通过折线图的形式将2010年（实验年）前后实验组和控制组城市的出口企业数量变化趋势绘制在图1中，同时将控制组出口企业数量曲线上移430个单位以方便视觉上可以更直观地进行对照。图1清晰地反映出除了在2007年实验组城市出口企业数量的下降幅度略微大于控制组外，在整个实验前阶段实验组和控制组城市的出口企业数量变化趋势具有高度的相似性；同时观察到在实验后阶段实验组城市出口企业数量的年增幅明显高于控制组的年增幅，通过对图1的初步观察，使用DID方法具有合理性与可行性。

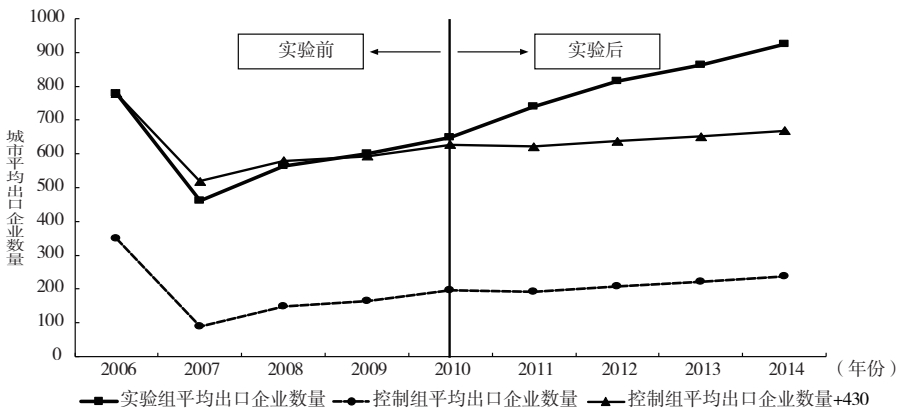


图1 实验组和控制组城市在实验前后的出口企业数量变化趋势（以2010年为实验年为例）

资料来源：中国海关进出口数据库。

不同于常见的两期的政策研究 ($t=0$ 表示实验前, $t=1$ 表示实验后), 这里各地级市是逐年分批次获批设立国家级开发区的, 即部分控制组逐步变成实验组, 此时平行趋势检验参照 Autor (2003)^[26] 的方法设立如下回归模型:

$$y_{it} = \sum_{t=1}^5 \beta_{-t} D_{i, -t} + \sum_{t=1}^5 \beta_t D_{i, t} + z_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, $D_{i, -5} \dots D_{i, 5}$ 为实验虚拟变量和时间的交乘项, 即 $D_{i, -5}$ 表示实验组城市是否处于实验前第 5 年, $D_{i, -4}$ 表示实验组城市是否处于实验前第 4 年, 以此类推, \dots , $D_{i, 4}$ 表示实验组城市是否处于实验后第 4 年, $D_{i, 5}$ 表示实验组城市是否处于实验后第 5 年; z_{it} 为控制变量, λ_i 和 δ_t 分别代表个体和时间固定效应。

采用模型式 (9) 进行平行趋势检验的原理是: 引入实验前的年份虚拟变量与实验虚拟变量的交乘项, 即观察实验组城市在获批设立国家级开发区之前的年份里是否比控制组城市拥有先天的出口企业高增长率, 若 $D_{i, -5}, \dots, D_{i, -1}$ 的系数估计值显著为正 (负), 说明在实验前实验组城市的出口企业增长率就已经显著高 (低) 于控制组城市, 因此平行趋势假设不被满足; 反之, 若 $D_{i, -5}, \dots, D_{i, -1}$ 的系数估计值不显著则平行趋势假设成立。式 (9) 中最核心的解释变量 $D_{i, -t}$ 的系数估计结果呈现在表 2 中, 可以看到 $D_{i, -5}, \dots, D_{i, -1}$

表 2 平行趋势检验估计结果

被解释变量	出口企业数量(自然对数)
实验前第五年	-0.047 (-0.72)
实验前第四年	-0.010 (-0.15)
实验前第三年	0.014 (0.24)
实验前第二年	0.051 (0.85)
实验前第一年	0.082 (1.38)
控制变量	控制
时间效应	控制
地区效应	控制
样本量	2 061
R ²	0.385

注: 括号中为 t 统计量。

的系数估计值在统计意义上均不显著, 表明实验组城市的出口企业增长率在其获批设立国家级开发区之前的 5 年里并没有显著高于或低于控制组城市, 即平行趋势假设成立。式 (9) 从另一角度理解也可作为 DID 分析的稳健性检验, 即对于实验组城市而言, 若 $D_{i, -5}, \dots, D_{i, -1}$ 显著为正, 则说明出口企业增长率上升并非由于开发区政策, 而是由其他因素引起的 (刘瑞明和赵仁杰, 2015)^[27]。此时 $D_{i, -5}, \dots, D_{i, -1}$ 的系数均不显著, 则反过来证明实验组城市出口企业数量的增长确是源自国家级开发区的政策效果。

(三) 基本计量模型设定

本文双重差分模型的具体设定如下: 构造 2001—2014 年 (陆续) 设立了国家级经开区或高新区的地级市作为实验组以及其他没有设立国家级开发区的地级市作为控制组, 控制其他因素后检验实验组和控制组城市之间的出口企业增长差异是否显著, 得出国家级开发区促进城市内企业出口参与的政策效果评价。

y 为城市的出口企业数量 (自然对数形式), $x=0$ 或 1 表示城市获批设立国家级开发区前后, 假定 y 和 x 之间为线性关系, 城市 i 在第 t 期的经济行为设定如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + z_{it} \gamma T + \mu_i + \omega_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, x_{it} 表示城市 i 在第 t 期设立国家级开发区与否的虚拟变量, z_{it} 为影响 y 的其他解释变量向量组, μ_t 和 ω_i 分别代表时间和个体固定效应。

定义 $\theta_{it} = \omega_i + \varepsilon_{it}$, 若各地级市获批设立国家级开发区是独立于城市个体不随时间变化的特征而完全由中央政府随机决定, 即 $E(\theta_{it} | x, z) = 0$ 的话, OLS 方法可以给出 β_1 的一致估计, 此时 β_1 的一致估计量 $\hat{\beta}_1$ 称为单差分估计量。而本文只关注实验虚拟变量 x_{it} 的系数 β_1 的显著性, 即只为得到 β_1 的一致估计而忽略其他解释变量系数的估计效果, 因而在实际的估计过程中常常放松 $E(\theta_{it} | x, z) = 0$ 的条件, 只需要 $E(\theta_{it} | x) = 0$ 的条件满足, 即保证实验对象的选择是随机的, 那么 OLS 法对 β_1 的估计仍然是一致的 (尽管 γT 不是一致估计)。

此外, 本文发现省会城市、副省级城市、计划单列市和工业基础良好的地级市往往优先于其他地级市获批设立国家级开发区; 东部沿海省份的地级市往往优先于中西部内陆省份的地级市获批设立。因此可以认为地级市获批设立国家级开发区可能与城市的行政级别、工业基础和地理区位等不随时间变化的特征存在一定的相关关系。反映到计量模型中, 这里, $E(\theta_{it} | x, z) = 0$ 的条件不被满足, 但是若能满足 $E(\varepsilon_{it} | x, z) = 0$ 或者 $E(\varepsilon_{it} | x) = 0$, 即实验对象的选择与影响 y 的随机扰动项 ε_{it} 不相关的话, 此时采用面板数据固定效应模型设定仍可以得到 β_1 的一致估计, 在估计过程中通过组内差分的形式消去了和政策虚拟变量 x_{it} 相关的个体效应 ω_i , 此时得到的 β_1 的一致估计量 $\hat{\beta}_1$ 就称为双重差分估计量。

四、实证分析

(一) 数据、变量和描述性统计

本文整理了中国 212 个地级市初次获批设立国家级经开区或高新区的时间 (截至 2018 年), 考虑到本文可得的中国海关进出口数据库的数据年份为 2000—2014 年, 删去缺失值后, 得到 2001—2014 年设立国家级经开区或高新区的 124 个地级市 (含自治州) 样本^①。考虑到地级市一级的控制变量的可得性和数据质量, 进一步删去了诸如“巴音郭楞蒙古自治州”等 9 个自治州城市样本, 最终得到 115 个拟作为本文的实验组城市。其中, 删去 2000 年 (含) 以前成立国家级开发区的地级市样本的原因在于, 2000 年以前设立国家级开发区的城市往往是我国资源要素禀赋最为充裕的一批城市 (如北京、天津、上海、广州、深圳、青岛、厦门、苏州等), 这些城市往往具备独有的政治、经济、地理等优势, 这些先天优势很大程度上构成了中央政府率先批准这些城市设立国家级开发区的政策内生性, 同时这些特殊城市也难以匹配到合适的控制组城市来拟合其“反事实”结果, 删去这些城市样本有利于满足政策外生性假设和匹配合适的控制组城市。另选取没有设立国

^①其中, 陕西省咸阳市在 1997 年设立了“杨凌农业高新技术产业示范区”, 在 2012 年又设立了“咸阳高新技术产业开发区”, 二者均属于国家级高新技术产业开发区, 前者属于农业高新区, 不在本文的制造业出口研究范畴, 在这里认为咸阳市于 2012 年获批设立国家级高新区。

家级经开区和高新区的89个地级市作为控制组^①，共组成2000—2014年204个地级市层面的平衡面板数据作为本文的研究样本。

本文设定被解释变量为城市出口企业数量（自然对数形式），核心解释变量为城市是否设有国家级开发区的政策虚拟变量，控制变量为城市的其他经济变量（GDP水平、固定资产投资、金融发展水平和外商直接投资）。城市出口企业数量来源于中国海关进出口数据库，城市设立国家级开发区虚拟变量来源于国家发改委公布的《中国开发区审核公告目录》（2018年版），而其他控制变量均来自《中国城市统计年鉴》。各变量统计特征描述见表3。

表3 主要变量统计特征描述

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
城市出口企业数量（家）	3 060	329.7	915.3	0	16 312
国家级开发区设立（虚拟变量）	3 060	0.15	0.36	0	1
城市GDP总量（亿元）	2 975	673.9	712.4	17.93	6 225
城市固定资产投资总额（亿元）	2 976	402	467	5	4 146
城市年末金融机构贷款余额（亿元）	2 226	538	673	28	8 953
城市外商直接投资额（亿美元）	2 820	1.93	3.53	0	45.29
时间效应（年份）*	3 060	2 007	4.32	2 000	2014

注：*在实证过程中时间效应的控制是通过引入年份虚拟变量的方法来实现，这里是对样本期的具体年份做统计描述。

（二）基本结果

表4展示了模型（10）的回归结果。在控制了城市的经济变量、时间效应和地区效应后，第（2）列的DID估计结果显示国家级开发区设立可以使城市出口企业数量的年增长率显著增加15.7%，而在第（1）列的OLS估计下为28%。这样的结果暗示使用单差法（OLS）由于未剔除城市自然的出口贸易发展因而会高估开发区在促进企业出口参与上的政策效果，在通过准实验检验和平行趋势检验后使用双重差分方法（DID）能得到对开发区政策变量的一致估计。值得一提的是，若各地级市获批设立国家级开发区是独立于城市个体不随时间变化的特征而完全由中央政府随机决定的话，使用单差法（OLS）也可得到政策变量系数 β_1 的一致估计，然而现实中这样的前提假设可能过强，即中央政府在决定开发区的审批时会考虑城市个体因素，此时需放松 $E(\theta_{it} | x) = 0$ 的假设，而只需满足 $E(\varepsilon_{it} | x) = 0$ 时，使用双重差分法（DID）可以有效克服 $E(\omega_i | x) \neq 0$ 的问题而得出政策变量系数 β_1 的一致估计。第（1）、第（2）列显示开发区政策变量的OLS和DID估计结果存在差异，表明中央政府在决定各城市设立国家级开发区的审批时确实考虑了城

^①在控制组城市的选取中，删去了三沙市、海东市这两个于2012年和2013年设立的地级市，以及巢湖市这一于2011年撤销地级市建制的地级市，保留剩下的89个没有设立国家级经开区和高新区的地级市。

市的个体因素。

本文在表4第(3)、(4)列分别引入了开发区设立当年和开发区设立后第1至5年的虚拟变量,来观察开发区政策效果的时效性。在第(3)列仅将城市在国家级开发区获批当年视为进行了实验,开发区政策的估计系数在统计上显著为正但其绝对值仅为第(2)列系数的一半,可以认为在国家级开发区获批当年城市内出口企业数量已经出现了明显增长,然而潜在外贸经营者新设立出口企业的动因更多是来自开发区的政策红利和城市基建配套的吸引,而非产业集聚带来的外部经济。第(4)列将城市在开发区设立后的第1年至5年的政策效果均进行了估计,开发区在促进企业出口参与上的政策效力随时间呈先升后降的倒U型趋势,政策效力在实验后的第3年达到最大且至少持续3年。对此,本文认为位于开发区内的企业享受的政策红利和集聚经济共同推动了整个城市出口企业数量逐年快速增长,越来越多的潜在外贸经营者了解并受到政策激励而从事外贸经营,既有企业也受益于城市集聚经济带来的出口知识溢出而相继进入出口市场。

表4 基准回归结果

被解释变量	城市出口企业数量(自然对数)			
	单差法	双重差分法	双重差分法	双重差分法
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
国家级开发区设立	0.280*** (3.65)	0.157*** (2.93)		
开发区设立当年			0.078*** (3.16)	
开发区设立后第1年				0.120** (2.60)
开发区设立后第2年				0.106** (1.98)
开发区设立后第3年				0.187** (2.54)
开发区设立后第4年				0.130 (1.63)
开发区设立后第5年				0.073 (0.81)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制
样本量	2 061	2 061	2 061	2 061
R ²	0.767	0.386	0.381	0.385

注:括号中为t统计量,**、***分别代表5%和1%的显著性水平,所有回归均采用了以城市为聚类变量的聚类稳健标准误。

(三) 稳健性检验

1. 排除2004年我国取消外贸经营权审批制的干扰

我国于2004年颁布《对外贸易法》取消了外贸经营权的审批制度,这一事件对我国企业出口参与具有重大影响且与本文样本时间重叠。本文绘制出样本时间内

不同年份的国家级开发区设立数量分布图，如果2004年前后的分布比较均匀，则取消外贸经营权审批制度的影响可能较小，否则该法案可能会对本文讨论的开发区政策促进企业出口参与的因果关系形成一定的干扰。

首先，根据不同年份的国家级开发区设立数量分布，可以发现在2000—2010年之间国家级开发区设立数量在2004年前后分布比较均匀，在2010—2014年分布突然增多是因为到了2010年又是一个新的10年伊始，国家会大批量地批复开发区申报（同样的规律见1990—1994年）。本文还发现，2004年以前设立国家级开发区的城市非常少，绝大部分城市都是在2004年取消外贸经营权的审批制度以后才设立国家级开发区，这意味着本文绝大部分样本的实验组与控制组都受到了2004年取消外贸经营权审批制度的影响，因此理论上可以基本排除2004年取消外贸经营权审批制度的干扰。实证上，具体做法是：删除2004年以前的样本，再次进行多期双重差分法检验来观察开发区政策对当地企业出口参与的因果关系影响，若DID系数仍然显著则证明该因果关系由于排除了2004年我国取消外贸经营权审批制度的影响而更加可信。

表5汇报了检验结果，其中第（1）列报告了全样本下的估计结果，第（2）列报告了只考虑2004年以后样本下的估计结果，考虑到2004年取消外贸经营权审批制度可能的滞后影响，本文在第（3）、（4）列还分别报告了只考虑2005年和2006年以后样本下的估计结果，可以发现第（2）—第（4）列的DID估计系数仍然非常显著，因此可以认为2004年取消外贸经营权审批制度这一事件对本文讨论的开发区政策促进企业出口参与的因果关系并不构成干扰，本文的基准回归结论具有稳健性。

表5 排除2004年我国取消外贸经营权审批制影响的检验结果

被解释变量 解释变量	城市出口企业数量（自然对数）			
	全样本 (1)	2004年以后的样本 (2)	2005年以后的样本 (3)	2006年以后的样本 (4)
国家级开发区设立	0.157*** (2.93)	0.133*** (2.92)	0.119*** (3.09)	0.106*** (3.42)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制
样本量	2 061	1 874	1 689	1 501
R ²	0.386	0.437	0.480	0.530

注：括号中为t统计量，***代表1%的显著性水平，所有回归均采用了以城市为聚类变量的聚类稳健标准误。

2. 将当年申请未被批准而之后被批准的城市设为对照组

同一时期内申请批复国家级开发区的城市具有更多的相似性，如果在相同年份申请国家级开发区而又没有获批的城市作为对照组，其“反事实”结果将更加令人信服。然而，这只是最理想的对照组，在实际操作中难以从各地政府部门的官方网站或统计年鉴等公开渠道获知相关信息，因此只能转换思路利用现有数据来尝试达到近似效果。

假定当年申请开发区但未被批准的城市在1年、2年、3年或4年后的再次申

请中获得了批准,这样就可将实验组城市在获批当年之后的第1年、第2年、第3年或第4年才获得批准的其他城市依次作为对照组城市再分别做4次DID检验来观察开发区政策对城市企业出口参与的因果效应,若DID系数仍显著则证明该因果关系由于使用了更接近的城市作为对照组而更可信。本文认为这样的设定具有合理性,因为即使能找到相同年份申请国家级开发区而又未被批准的城市作为对照组,但这样的对照组城市由于本身就基本符合申请条件而很可能在一两年后的再次申请中获批而成为实验组城市,而若在一两年后即获批,这样的对照组城市真正可作对照组的时间也只是一两年,考虑到开发区的前期建设和招商引资可能需要一定的时间而几年后才能发挥出集聚经济的政策效力,只用这一两年的时间跨度来观察开发区政策对企业出口参与的影响很可能因政策效力还未发挥出来而得出错误结论,因此本文把时间跨度设定为1年、2年、3年和4年。

表6第(1)列报告了将当年申请国家级开发区未被批准但之后被批准的所有城市设定为对照组的DID估计结果,第(2)–(5)列依次报告了将当年申请国家级开发区未被批准而在1年、2年、3年或4年后被批准的城市设定为对照组的DID估计结果。同预期相符,当年未批准而1年或2年后批准的城市作为对照组的估计系数的显著性相对较弱,而当年没有批准但在3年或4年后批准的城市作为对照组的估计系数显著性则更强。第(1)–(5)列整体的开发区政策系数估计值在0.07左右,较基准回归模型的0.157有一定下降,但显著性水平仍然良好,反映出用更相似的城市作为对照组可得到开发区对企业出口促进作用更真实的估计。

表6 将当年申请国家级开发区没有被批准而之后被批准的城市设定为对照组的检验结果

被解释变量	城市出口企业数量(自然对数)				
	所有被批准	一年后批准	两年后批准	三年后批准	四年后批准
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
国家级开发区设立	0.074 *** (2.62)	0.082 * (1.98)	0.068 * (1.78)	0.067 ** (2.37)	0.075 *** (2.66)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	556	302	422	520	530
R ²	0.436	0.500	0.410	0.435	0.433

注:括号中为t统计量;*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平;所有回归均采用了以城市为聚类变量的聚类稳健标准误。

3. 剔除开发区内的企业而只考虑开发区外的企业

开发区政策对当地企业最直接的影响是对区内企业在土地、资金、税收和补贴等方面提供政策优惠,即政策效应;随着时间的累积这种政策效应吸引了大量优质(出口)企业在开发区内形成空间上的高度集聚,根据马歇尔的三个外部性可认为这种集聚能为当地开发区外的企业带来出口知识溢出等外部性,即集聚效应。本文希望研究集聚效应是否利于促进当地企业的出口参与,通过将样本设定为城市内所有的出口企业而非局限于开发区内的出口企业,但是这样的实验样本也包含了开发

区内的出口企业，因而基准回归得到的因果关系同时包含了集聚效应和政策效应。本文剔除位于开发区内的出口企业而只考虑位于开发区外的企业作为研究样本进行稳健性检验（结果见表7），即可识别出是集聚效应（溢出效应）而非政策效应促进了当地企业出口参与。

表7第（4）列的DID结果显示开发区的设立使该城市开发区外的出口企业数量的年增长率显著增加17.5%，相比城市内所有企业的全样本估计结果系数绝对值高出1.8个百分点。结果显示：第一，开发区政策对该城市开发区外企业出口参与的推动作用非常显著，这样的推动作用只来自于集聚效应而非政策效应；第二，开发区政策对开发区外企业出口参与的推动作用强于开发区内企业，即开发区政策在促进当地企业出口参与上发挥的集聚效应强于政策效应。从本文提出的理论机制——出口知识溢出这一角度，可解释为由于公路、汽车等交通基础设施的发展，开发区政策引导的集聚经济的出口知识溢出效应在整个地级市范围内（包括下属区、县）普遍存在，由于开发区内的土地面积比区外广阔的土地要小得多，开发区的企业数量承载力相应就比区外小得多，因此开发区集聚经济的溢出效应对区外企业出口参与的促进作用在边际效应和提升空间上都比区内企业强。

表7 剔除开发区内的企业而只考虑开发区外企业的检验结果

被解释变量	城市出口企业数量（自然对数）			
	单差法		双重差分法	
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
国家级开发区设立	0.765*** (5.80)	0.309*** (3.87)	0.126** (2.57)	0.175*** (3.29)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
时间效应	未控制	控制	未控制	控制
地区效应	未控制	控制	未控制	控制
样本量	2 999	2 057	2 999	2 057
R ²	0.031	0.767	0.005	0.396

注释：括号中为t统计量，**、***分别代表5%、1%的显著性水平，所有回归均采用了以城市为聚类变量的聚类稳健标准误。

4. 变换处理组城市的安慰剂检验

参考刘甲炎和范子英（2013）^[28]的安慰剂检验方法——变换处理组检验，其思路同模型（9）的平行趋势检验类似，不同在于这里直接将部分未设立开发区的控制组城市“视为”处理组城市进行虚拟实验，若虚拟开发区政策变量的估计系数依然显著，则认为没有足够证据证明是开发区政策促进了企业的出口参与，在实验年份里还有其他未考虑的推动企业出口参与的因素。实际操作中，先将原样本中所有实验组城市剔除，得到2000—2014年89个未设立国家级开发区的控制组城市数据，进而在这些控制组中选取部分城市“视为”处理组进行一次虚拟实验，具体选取原则是尽可能与当年实际设立开发区的城市的经济特征相似，为此本文采用倾向得分匹配（PSM）方法来实现。

通过 PSM 方法进行 1:1 匹配得到与各年度实际处理组城市倾向得分最接近的延安市等 41 个控制组城市作为虚拟处理组城市,同时将剩下的丽江市等 48 个地级市继续作为控制组城市进行单差法和双重差分法的虚拟实验,结果如表 8。表 8 第 (1)、(2) 列分别反映了未控制和控制其他变量和因素的情形下单差法的估计结果,第 (3)、(4) 列分别反映了未控制和控制其他变量和因素的情形下双重差分法的估计结果,发现第 (1) — (4) 列中虚拟开发区政策估计系数统计上均不显著,表明在开发区设立之年,与实际处理组城市具有相近概率获批设立开发区的控制组城市在实验前后没有其他因素能够显著促进企业的出口参与,验证了正是开发区政策显著促进了企业的出口参与,且安慰剂检验结果在两种估计方法、是否控制其他变量和因素的情形下保持稳健。

表 8 变换处理组城市的安慰剂检验结果

被解释变量	城市出口企业数量 (自然对数)			
	单差法		双重差分法	
	(1)	(2)	(3)	(4)
解释变量				
国家级开发区设立 (虚拟实验)	0.172 (0.75)	-0.047 (-0.34)	-0.037 (-0.26)	0.048 (0.43)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
时间效应	未控制	控制	未控制	控制
地区效应	未控制	控制	未控制	控制
样本量	1 285	841	1 285	841
R ²	0.002	0.688	0.242	0.367

注:括号中为 t 统计量,所有回归均采用了以城市为聚类变量的聚类稳健标准误。

五、结论和政策启示

本文基于 Melitz (2003) 的模型将企业出口固定成本内生化的,得出在均衡状态下,产业集聚的外部经济会降低出口固定成本从而提高企业进入出口市场的概率,且当集聚经济降低出口固定成本的效应 θ 越大时,企业出口概率对集聚经济的弹性也越大。在理论上,本文利用 2000—2014 年 204 个地级市层面的平衡面板数据,通过准实验检验和平行趋势检验后采用双重差分法对国家级开发区政策是否促进了当地企业出口参与进行实证检验,结论如下:第一,控制城市经济变量、时间效应和地区效应后,国家级开发区的设立使城市出口企业数量的年增长率显著增加 15.7%;第二,国家级开发区促进企业出口参与的效力随时间呈先升后降的倒 U 型,且在实验后第 3 年达到最大,开发区政策对企业出口参与的推动作用至少持续三至四年;第三,基于倾向得分匹配法的变换处理组检验证明正是开发区政策显著促进了企业出口参与,且因果关系的安慰剂检验在不同估计方法和步骤下保持稳健。

改革开放以来,尤其是中国入世后,广阔的海外需求扩大了外贸企业出口集约边际,对外开放政策的实施极大释放了我国既有出口企业的出口潜能。而入世带来

的海外需求冲击逐渐减弱并稳定,如何在政治经济环境高度不确定的后金融危机时代推动我国出口新一轮快速增长——以开发区为代表的产业政策给出了较好答案。在我国出口集约边际增长减缓的情况下,中央及地方政府应大力推进开发区政策,通过集聚经济的溢出效应来降低出口固定成本,以扩大我国出口广延边际。尤为重要,开发区政策应适当提高出口企业引进比例,同时注重出口国家的多元化以充分发挥集聚经济带来的(出口市场)知识溢出效应,以此推动更多的本土企业以更低的固定成本进入多元海外市场,从而实现出口广延边际扩张带动集约边际增长以保障我国出口贸易的可持续发展。

[参考文献]

- [1] EATON J, KORTUM S, KRAMARZ F. Dissecting Trade: Firms, Industries, and Export Destinations[J]. *American Economic Review*, 2004, 94(2): 150-154.
- [2] HUMMELSD, KLEINOW P J. The Variety and Quality of a Nation's Exports[J]. *American Economic Review*, 2005, 95(3): 704-723.
- [3] PHAM C, MARTIN W. Extensive and Intensive Margin Growth and Developing Country Exports[J]. World Bank, Washington, DC, 2007.
- [4] KANCSDA. Trade Growth in a Heterogeneous Firm Model: Evidence from South Eastern Europe[J]. *The World Economy*, 2007, 30(7): 1139-1169.
- [5] BERNARD A B, JENSEN J B, REDDING S J, et al. The Margins of US Trade[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(2): 487-493.
- [6] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [7] 陈钊,熊瑞祥. 比较优势与产业政策效果——来自出口加工区准实验的证据[J]. *管理世界*, 2015(8): 67-80.
- [8] 吴敏,黄玖立. “一揽子”政策优惠与地区出口——开发区与区外地区的比较[J]. *南方经济*, 2012(7): 87-102.
- [9] 张国峰,王永进,李坤望. 开发区与企业动态成长机制——基于企业进入、退出和增长的研究[J]. *财经研究*, 2016, 42(12): 49-60.
- [10] 王永进,张国峰. 开发区生产率优势的来源:集聚效应还是选择效应[J]. *经济研究*, 2016, 51(7): 58-71.
- [11] DURANTON G, PUGA D. Chapter 48 - Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies[M]. Henderson J V, Thisse J. *Handbook of Regional and Urban Economics*. Elsevier, 2004: 2063-2117.
- [12] ANDERSSON M, LOOF H. Agglomeration and Productivity: Evidence from Firm-Level Data[J]. *Annals of Regional Science*, 2011, 46(3): 601-620.
- [13] COMBES P, DURANTON G, GOBILLON L, et al. The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection[J]. *Econometrica*, 2012, 80(6): 2543-2594.
- [14] 余壮雄,杨扬. 大城市的生产率优势:集聚与选择[J]. *世界经济*, 2014, 37(10): 31-51.
- [15] 范剑勇,冯猛,李方文. 产业集聚与企业全要素生产率[J]. *世界经济*, 2014, 37(5): 51-73.
- [16] CAINELLI G, DiMARIA E, GANAU R. An Explanation of Firms' Internationalisation Modes, Blending Firm Heterogeneity and Spatial Agglomeration: Microevidence from Italy[J]. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 2014, 46(4): 943-962.
- [17] 刘经东. 开发区建设与企业出口行为——兼议中国开发区建设的转型升级[J]. *世界经济与政治论坛*, 2018(2): 45-67.
- [18] SHARMA S. Three Essays on the Economics of Agglomeration[J]. *Economics-Dissertations*, 2001, 51.

- [19] CASSEY A J, SCHMEISER K N. The Agglomeration of Exporters by Destination[J]. *Annals of Regional Science*, 2013, 51(2):495-513.
- [20] KOENIG P. Agglomeration and the Export Decisions of French Firms[J]. *Journal of Urban Economics*, 2009, 66(3):186-195.
- [21] KOENIG P, MAYNERIS F, PONCET S. Local Export Spillovers in France[J]. *European Economic Review*, 2010, 54(4):622-641.
- [22] CHOQUETTE E, MEINEN P. Export Spillovers: Opening the Black Box[J]. *The World Economy*, 2015, 38(12):1912-1946.
- [23] 郑江淮, 高彦彦, 胡小文. 企业“扎堆”、技术升级与经济绩效——开发区集聚效应的实证分析[J]. *经济研究*, 2008(5):33-46.
- [24] 范子英. 如何科学评估经济政策的效应[J]. *财经智库*, 2018, 3(3):42-64.
- [25] 郑新业, 王晗, 赵益卓. “省直管县”能促进经济增长吗——双重差分方法[J]. *管理世界*, 2011(8):34-44.
- [26] AUTOR D H. Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing[J]. *Journal of Labor Economics*, 2003, 21(1):1-42.
- [27] 刘瑞明, 赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗——基于双重差分方法的验证[J]. *管理世界*, 2015(8):30-38.
- [28] 刘甲炎, 范子英. 中国房产税试点的效果评估:基于合成控制法的研究[J]. *世界经济*, 2013, 36(11):117-135.

(责任编辑 蒋荣兵)

Does Development Zone Policy Promote Local Firm's Export Participation — Based on the Difference-In-Difference Method Test

BIAN Zeyang QIANG Yongchang LI Zhiyuan

Abstract: This paper is focused on the promotion impact of the establishment of National-level Development Zone (Economic and Technological Development Zone and High-Tech Industrial Development Zone) on city-level firm's export participation. In the theoretical part, we introduced endogenous thought of firm's fixed export cost on the basis of Melitz (2003) model, deducing that agglomeration economies reduced fixed export cost and increased the probability of firm's entering export market. Then, we used DID method to conduct the empirical test towards the above questions by referring to a balanced panel data of 204 prefecture-level cities in 2000-2014 after passing the quasi-experiment test and parallel trend test. The results show that: The establishment of National-level Development Zone significantly raises the city-level annual growth rate of the mass of exporters by 15.7%; Considering the timeliness of the policy, the National-level Development Zone has seized an inverted U-shape impact over time on prompting firm's export participation which reaches the peak in the third year after the experiment, and this promotion effect can last for at least three to four years; The "Switching Treatment Group Test" based on PSM method proves that just the development zone policy has significantly prompted firm's export participation, and the result of this causality "Placebo Test" is robust regardless of different estimation methods and procedures.

Keywords: Development Zone; Agglomeration Economy; Export Participation