

开发区政策对企业高质量发展的影响研究

——来自中国工业企业的证据

梁巧玲¹,何文举²,罗炜杰²,张梅³

(1.上海工程技术大学 管理学院,上海 201620; 2.湖南工商大学 经济与贸易学院、理学院,湖南 长沙 410205;
3.贵州财经大学 大数据应用与经济学院,贵州 贵阳 550025)*

摘要:开发区政策作为一种典型的区位导向性政策,对企业高质量发展具有重要作用。基于中国工业企业数据,考察开发区政策对企业高质量发展的影响。结果显示:开发区政策能够显著促进企业高质量发展,并且在沿海地区和内陆地区更为显著。进一步研究表明,市场规模具有显著的调节效应,在国内市场规模和国外市场规模越大的地区,开发区的政策对企业高质量发展的效应更强。这一研究结果指出了大市场驱动下开发区政策对于带动企业高质量发展的重要意义,但由于空间异质性的影响,也需要持续深入推进全方位开放政策和刺激国内消费升级,扩大市场规模。

关键词: 开发区政策;高质量发展;全要素生产率

中图分类号: F124;F276;F127;F812.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-7217(2024)03-0146-08

一、引言

党的二十大报告指出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。企业作为微观经济活动的主体,是实现宏观经济高质量发展的关键因素。开发区政策是一种典型的区位导向性政策,对其政策的评估一直是学界多领域关注的热点,然而“区位导向性政策是否有效,能否带动企业高质量发展”这一问题仍存在较大争议。一方面,开发区凭借其区位优势、资源优势及政策优势,不仅在吸引外资、吸纳就业、刺激市场需求、带动区域经济发展等方面取得了显著成绩,而且对于提升企业全要素生产率有显著促进作用^[1-3];另一方面,由于开发区的选址不当、重复建设、产业同构和无序扩张等,其对所在城市经济增长贡献并不大。开发区的空间分布越来越均衡,但与此同时,城市间的经济差距仍然在不断拉大,主要原因在于开发区政策对经济欠发达地区的城市经济增长、全要素生产率提升等促进作用要明显小于对经济发达地区的影响^[4,5]。因此,研究开发区政策对企业全要素生产率的影响,有助于回答“开发区政策是否有效”,以及是否存在“空间错配”问题,有助于理解党中央关于高质量发展的深刻内涵,对于加快建设现代化经济体系,深化供给侧结构性改革,增强国内大

循环内生动力和可靠性有重要意义。

总结已有相关研究,大致有以下两种观点:第一种观点认为,开发区政策能够显著促进企业全要素生产率的提升^[6,7],而这主要来自开发区的“集聚效应”和“选择效应”;前者是指开发区内人才和企业高度聚集,企业和员工之间相互学习,促进了知识外溢和技术进步^[8,9];后者是指开发区政策导致竞争加剧形成的竞争机制,使得能够存活下来的企业一般具有较高的生产率^[10]。第二种观点认为,开发区政策不能显著提升企业全要素生产率,因为开发区在设立之初一般制定了多项财政政策和税收减免政策,为区内企业提供政策支撑和无形的政策租金^[10],但直接的财政补贴资源增加会提高企业成为“僵尸企业”的概率^[11]。国家级开发区内企业具有更显著的技术创新优势,但这种优势在短期内主要来源于政策性补贴,而集聚效应则是形成长期优势的关键因素^[12]。为此,本文参照《中国开发区审核目录公告》(2018年版),以出口导向型开发区为例,主要选取具有明确出口导向型政策的保税区、出口加工区、特殊海关监管区域和边境/跨境经济合作区作为政策评估对象展开研究,从而使研究具有较强的针对性。虽然已有研究剖析了开发区政策对企业全要素生产率的影响,但均未能较好地回答开发区

* 收稿日期: 2023-04-04; 修回日期: 2023-12-21

基金项目: 贵州省哲学社会科学规划课题青年项目(20GZQN04)

作者简介: 梁巧玲(1988—),女,福建福鼎人,博士,上海工程技术大学管理学院教师,研究方向:区域经济、空间经济、企业经济;通信作者:何文举(1969—),男,湖南汨罗人,博士,湖南工商大学经济与贸易学院教授,研究方向:数字经济、人口资源与环境。

政策能否有效发挥的问题。开发区是拉动地方经济增长的引擎,能够产生显著的消费驱动效应^[13]和生产活动溢出效应^[14]。但开发区建设必须要以接近大市场为前提,如果远离大市场,就会带来物流、通勤和人员交流的成本增加,不仅无法显著提升企业生产率,也不利于招商引资,还可能带来土地资源浪费^[15,16]。因此,进一步研究市场规模在开发区政策影响企业全要素生产率中的调节效应,能够较好地回答“开发区政策是否有效”这一问题,对于理解大市场驱动下开发区政策带动高质量发展的内涵具有重要意义。

二、理论分析

参照新经济地理学的本地溢出效应模型(LS模型),构建企业生产率的决定方程,并借助数值模拟解析开发区政策对企业全要素生产率的影响。

1. 企业生产率的决定方程。假设存在三部门(农业部门A、工业部门M和创新部门D)、三区域(国外0、非开发区2、开发区1,地区用下标*i*表示,即*i*=0,1,2),使用两种要素(资本K和劳动力L)。创新部门在完全竞争市场结构下,可以通过创造新资本来弥补资本折旧和资本积累以促进经济长期增长。新资本形成的成本函数为 $F_i = \omega_i a_i I_i$ 。其中, ω_i 表示劳动力工资; $a_i I_i$ 表示地区*i*创新部门I生产1单位新资本(物质资本和专利)的劳动需求,受学习曲线的约束,即创造单位资本所需的劳动量随着资本积累增加和生产效率提升而减少(学习效应); $a_i I_i = 1/(A_i K_w)$, A_i 表示*i*地区企业资本形成效率(企业生产率), A_i 越大,新资本形成的成本就越低; K_w 表示世界资本存量,世界资本存量等于两种资本存量之和,即 $K_w = K_0 + K_R$,本国资本 $K_R = K_1 + K_2$;那么,区域*i*的资本禀赋用 S_{K_i} 表示,即 $S_{K_i} = K_i / K_w$ 。

假设企业生产率 A_i 取决于本地区的资本禀赋条件(或称为本地原始资本积累情况)和技术溢出的难易程度(或接受新技术的能力),即资本积累越多,接受新技术能力越强,企业生产率越高。设定区域*i*企业生产率的表达式为:

$$A_i = S_{K_i} + \gamma(S_{K_j} + S_{K_f}) \quad (1)$$

其中, $i \neq j \neq f = 0, 1, 2$; γ 表示技术溢出的难易程度(或接受新技术的能力), γ 越大,技术溢出越容易;假设 γ 是个常数, $\gamma \in [0, 1]$, $\gamma = 1$ 表示技术完全自由传播, $\gamma = 0$ 表示技术不能传播。经整理可得地区资本禀赋的表达式为:

$$S_{K_i} = - \frac{(1 + \gamma)A_i - \gamma(A_j + A_f)}{(2\gamma + 1)(\gamma - 1)} \quad (2)$$

2. 消费短期均衡。假设各地区代表性消费者拥有相同的效用函数,均由C-D生产函数和不变替代弹性生产函数给出。消费者通过最优跨期决策以实现效用最大化,这里假设消费者跨期替代弹性为1。所以,代表性消费者的效用函数表达式为:

$$U = \int_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} \ln(C_M^\rho C_A^{1-\rho}) dt$$

$$C_M = \left[\int_{i=0}^{n^w} c_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (3)$$

其中, ρ 为消费者的时间偏好率(效用折现率), C_M 和 C_A 分别表示工业品的消费总量和农产品的消费总量。设定*t*期消费者预算的约束条件为:

$$\int_{i=0}^{n^w} p_i c_i di + p_A C_A = E(t) \quad (4)$$

其中, E 为消费者总支出, p_A 表示农产品价格, p_i 表示第*i*种差异化工工业品的价格。联立式(3)和式(4),可得消费者需求函数为:

$$c_i = \mu E \frac{p_i^{-\sigma}}{P_M^{1-\sigma}}, P_M = \left[\int_{i=0}^{n^w} p_i^{1-\sigma} di \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (5)$$

其中, P_M 为工业品综合价格指数。

3. 生产短期均衡。假设企业进行国内贸易和国际贸易存在运输成本 $t(t \geq 1)$ 和通关成本 $\tau(\tau \geq 1)$ 两种,均遵循冰山交易技术;运输成本受制于区际交通运输条件,通关成本与贸易便利化程度有关。由于出口导向型开发区一般设立在沿海、沿边等地区,因此,假设开发区内企业参与国际贸易的交易成本仅有通关成本,而非开发区内的企业参与国际贸易的交易成本由区际的运输成本和通关成本两个部分构成,等于运输成本 t 和通关成本 τ 的乘积,一般高于区内企业参与国际贸易的交易成本。

假设农业部门在完全竞争市场结构下生产和销售,规模报酬不变,劳动为唯一投入要素,且农产品贸易不存在交易成本。为了简化模型,假设均衡时农产品价格 $p_{A_1} = p_{A_2} = p_{A_0} = p_A = \omega_1 = \omega_2 = \omega_0 = 1$ 。假设工业部门是在垄断竞争市场结构下生产和销售,规模报酬递增,且每个工业企业只生产1种差异化工工业品;工业部门的产品生产函数为 $y = k + \omega a_m$, k 和 a_m 分别表示单位产出的资本投入和劳动投入;工业部门产品定价是根据交易成本实行差异化定价原则;假设均衡时不同地区企业生产的工业品的出产价格相等,即 $p_{11} = p_{22} = p_{00} = 1$,那么在其他市场售价则是根据交易成本进行差别定价,分别为 $p_{12} = p_{21} = t$, $p_{01} = p_{10} = \tau$, $p_{20} = p_{02} = t\tau$ 。

假设资本可以在开发区和非开发区间自由流动,且受制于资本回报率和经济长期增长率。企业

进入开发区进行生产和贸易会伴随着资本流动,并产生技术的溢出效应。短期均衡时,企业经营利润等于资本收益率,那么,地区*i*企业的资本收益率为:

$$\pi_i = b B_i \frac{E_W}{K_W} \quad (6)$$

其中, $b = \frac{\mu}{\sigma}$, $i = 0, 1, 2$; $B_1 = \frac{S_{E_1}}{\Delta_1} + \theta \frac{S_{E_2}}{\Delta_2} + \varphi \frac{S_{E_0}}{\Delta_0}$, $B_2 = \theta \frac{S_{E_1}}{\Delta_1} + \frac{S_{E_2}}{\Delta_2} + \theta \varphi \frac{S_{E_0}}{\Delta_0}$, $B_0 = \varphi \frac{S_{E_1}}{\Delta_1} + \theta \varphi \frac{S_{E_2}}{\Delta_2} + \frac{S_{E_0}}{\Delta_0}$; $\Delta_1 = S_{n_1} + \theta S_{n_2} + \varphi S_{n_0}$, $\Delta_2 = \theta S_{n_1} + S_{n_2} + \theta \varphi S_{n_0}$, $\Delta_0 = \varphi S_{n_1} + \theta \varphi S_{n_2} + S_{n_0}$; $\varphi = \tau^{1-\sigma}$, 表示国际贸易自由度; $\theta = t^{1-\sigma}$, 表示区际贸易自由度; $\theta, \varphi \in [0, 1]$; E_W 和 K_W 分别为世界总支出和世界资本总量。由于总支出等于要素总投入减去新资本支出,那地区*i*的总支出就表示为:

$$E_i = S_{L_i} L_W + S_{K_i} b B_i E_W - (g + \delta) \frac{S_{K_i}}{A_i} \quad (7)$$

其中,世界总支出等于三个地区总支出之和,即 $E_W = E_0 + E_1 + E_2$; g 表示资本增长率; δ 表示资本折旧率。

4. 相对市场规模与企业空间分布。企业进入开发区,意味着生产活动在空间上的转移,同时也伴随着资本流动。资本流动性强弱取决于地区间资本回报率差异,当投资回报率相等时,资本则不再流动。假设国内工业品总数 n_R 等于国内两地区工业品种类数量之和,即 $n_R = n_1 + n_2$; 同理,世界工业品总量 n_W 等于两国工业品总量之和,即 $n_W = n_0 + n_R$ 。那么,产业空间分布系数 S_{n_i} 就可以表示为 $\frac{n_i}{n_W}$ ($i = 0, 1, 2$)。长期产业空间分布方程为:

$$\dot{S}_{n_R} = (\pi_R - \pi_0) S_{n_R} (1 - S_{n_R}) \quad (8)$$

长期产业空间分布方程可能存在多重均衡,即当 $\pi_R = \pi_0$ 时,得到的内点解,以及 $S_{n_R} = 0$ 或 $S_{n_0} = 1$ 得到的两个解。由 $\pi_R = \pi_0$, $\pi_1 = \pi_2$ 可以求解得到国内两地区产业空间分布与相对市场规模之间关系的表达式为:

$$S_{n_1} = \frac{(1 + \varphi) + (\varphi - \theta) S_{E_2} - \varphi(1 - \theta)}{(1 - \varphi)(1 - \theta)} \quad (9)$$

$$S_{n_2} = \frac{\theta(1 + \varphi) S_{E_1} + (\varphi - 1) S_{E_2}}{(\varphi - 1)(\theta - 1)} \quad (10)$$

每个企业只生产1种差异化工品,而每单位工业品的生产需要1单位资本投入。资本存量的相对份额、新资本创造效率(企业生产率)会影响资本的空间分布。长期均衡时,每个地区的资本收益率相同,资本价值 V 等于资本创造成本 F ,它们之间的比率等

于托宾 q 值,此时托宾 q 值等于 $1 (q = V/F)$ 。其中,资本价值 $v_i = \frac{\pi_i}{\rho + \delta + g}$, 资本创造成本 $F_i = \frac{1}{A_i K_W}$ 。长期均衡时,资本收益率相等,即 $\pi_i = b \frac{E_W}{K_W}$ 。所以,长期均衡时各地区相对市场规模为:

$$S_{E_i} = \frac{\frac{L_W}{3} + \rho \frac{S_{K_i}}{A_i}}{L_W + \rho \sum \frac{S_{K_i}}{A_i}} \quad (11)$$

5. 开发区政策、相对市场规模与企业生产率。由式(1)和式(9)~式(11)可以得到含有开发区政策和相对市场规模的企业生产率表达式分别为:

$$A_0 = \gamma + \frac{(\gamma - 1)[2 S_{E_1} - (1 - \theta)(1 - S_{E_2})]}{(\varphi - 1)(\theta - 1)} - \frac{S_{E_1}(\gamma - 1)(\theta + 1)}{(\varphi - 1)(\theta - 1)} \quad (12)$$

$$A_1 = \frac{(1 - \gamma)(S_{E_1} + S_{E_2})}{\theta - 1} - \frac{(\gamma - 1)[2 S_{E_1} + (1 - \theta)(S_{E_2} - 1)]}{(\varphi - 1)(\theta - 1)} + 1 \quad (13)$$

$$A_2 = \gamma + \frac{(\gamma - 1)(S_{E_1} + S_{E_2})}{\theta - 1} + \frac{S_{E_1}(\gamma - 1)(\theta + 1)}{(\varphi - 1)(\theta - 1)} \quad (14)$$

进一步对式(13)进行数值模拟分析,讨论开发区政策对企业生产率的影响。由于区内企业一般具有较低的运输、通关成本,因此模拟分三步进行:首先,考察通关条件的影响,用国际贸易自由度衡量($\varphi = \tau^{1-\sigma}$);其次,考察交通条件的影响,用区际贸易自由度衡量($\theta = t^{1-\sigma}$);最后,考察相对市场规模的调节作用。模拟结果显示^①:(1)国际贸易自由度越高,通关成本越低,企业生产率越高;(2)区际贸易自由度越高,运输成本越低,企业生产率越高;(3)相对市场规模越大,开发区政策对企业生产率的提升越明显,表现为相互增强的“互补效应”;(4)在交通基础薄弱或国际贸易壁垒较高的欠发达地区(该地区相对市场规模较小, t 和 τ 取值很高,即贸易自由度很低)设立开发区,可能导致“效率损失”,也就是说,开发区政策并不能提升企业生产率。

综合数值模拟的结果,提出以下研究命题:

命题1 开发区政策能够提升企业生产率,带动企业高质量发展。

命题2 开发区政策对企业高质量发展的影响具有空间异质性。在相对市场规模较大的地区,开发区政策促进企业高质量发展;在相对市场规模较

小的地区,开发区政策对企业高质量发展的作用甚微,甚至为负。

命题3 开发区政策与相对市场规模之间存在互补效应,即相对市场规模越大,开发区政策对企业高质量发展的影响更显著。

三、研究设计与特征事实分析

(一)样本选择与数据来源

1. 开发区层面数据。参照《中国开发区审核目录公告》(2018年版),选取包括综合保税区、保税区、出口加工区、保税物流园区、保税港区在内的135个海关特殊监管区域和19个边境/跨境经济合作区作为研究样本,考察开发区政策对企业全要素生产率的影响。整理了开发区的名称、邮政编码、地区代码、批准成立时间、面积及主导产业等信息,用于匹配中国工业企业数据。

2. 企业层面数据。中国工业企业数据库为国家统计局每年对规模以上非国有工业企业和全部国有企业进行统计整理而得的调查数据,由于存在企业数据误报情况,使用该数据库估算企业全要素生产率并进行相关实证研究前需进行异常值处理。首先,去除总资产、雇员人数、工业总产值、销售额缺失的企业样本;其次,保留实收资本和职工人数大于0的企业样本;最后,遵循一般公认会计准则,剔除出现以下情况的样本:总资产小于流动资产、总资产小于固定资产净值、累计折旧小于当年折旧的企业样本。

3. 开发区企业的识别策略。首先,搜集整理开发区地区代码,将代码前六位与中国工业企业数据库中企业的地区代码进行匹配,初步得到位于开发区所在县级行政区的企业。其次,根据邮政编码进行匹配,由于部门开发区对应多个邮政编码,若企业的邮政编码与一个邮政编码对应,则认为该企业为开发区企业。再次,根据前两步得到的开发区企业的调查期年份,匹配开发区成立年份,将企业调查期年份大于开发区成立年份的企业识别为开发区企业。最后,生成一组开发区政策的哑变量(*Policy*),开发区企业标记为1,非开发区企业标记为0。经过匹配和处理,在样本期内(2001—2013年),进入开发区经营的企业样本有38212个,始终没有进入开发区经营的企业样本有207553个。

(二)计量模型设定

计量估计模型设定如下:

$$TFP_{ijkt} = \alpha + \beta Policy_{ijkt} + \gamma X_{ijkt} + \tau_j + \theta_k + \epsilon_{ijkt} \quad (15)$$

其中,下标*i*表示企业,*j*表示地区,*k*表示行业,*t*表示年份;*TFP_{ijkt}*表示企业全要素生产率,用以衡量

企业高质量发展;*Policy_{ijkt}*表示开发区政策的哑变量,若在*t*年企业在开发区内经营,则取值为1,否则取值为0;*X_{ijkt}*表示一系列控制变量集,包括外资参与程度(*FDI*)、人力资本水平(*HC*)、资本密集度(*CI*)、企业年龄(*Age*)、行业垄断程度(*HHI*)、国有企业哑变量(*SOE*)、创新型企业哑变量(*RD*)和出口企业哑变量(*EX*);此外,为了尽可能控制省份个体差异、行业个体差异以及全国宏观经济发展环境变化的影响,分别引入省份固定效应 τ_j 、年份固定效应 ϵ_t 和行业固定效应 θ_k ; ϵ_{ijkt} 表示服从正态分布的随机干扰项。

进一步将市场规模作为关键调节变量,并设定计量估计方程如下:

$$TFP_{ijkt} = \alpha + \beta_1 Policy_{ijkt} + \beta_2 MS_{ijkt} + \beta_3 Policy_{ijkt} \times MS_{ijkt} + \gamma X_{ijkt} + \tau_j + \theta_k + \epsilon_t + \epsilon_{ijkt} \quad (16)$$

其中,*MS_{ijkt}*表示市场规模,从国内市场规模(home market size, HMS)和国外市场规模(external market size, EMS)两个方面展开分析,分别用企业实际总产出和企业实际出口交货值占总产出的比值衡量。

(三)变量说明及定义

1. 被解释变量:企业高质量发展,用企业全要素生产率(*TFP*)衡量。企业全要素生产率指总产出中不能由要素投入解释的那部分剩余,用以反映投入-产出的总体效率。关于全要素生产率的测算方法有很多,传统OLS方法用“索洛残差”估计企业全要素生产率可能会产生同时性偏差和样本选择性偏差^[17],而FE法、OP法、LP法和GMM法均从不同角度提出了解决方案。本文以OP方法测量的*TFP*进行基准回归,并以LP方法和GMM方法测量的*TFP*进行稳健性检验。

2. 调节变量。市场规模是指在一定市场范围内的市场需求或市场容量,用以反映一个地区的平均购买力。一个地区的市场需求不仅来自国内地区的市场需求(国内市场规模HMS),还来自国外地区的市场需求(国外市场规模EMS)。进一步将HMS和EMS作为调节变量进行研究,分别用企业实际总产出和企业实际出口交货值占总产出的比重进行衡量。

3. 控制变量。选取可能影响开发区政策和企业全要素生产率的控制变量,包括外资与港澳台资本参与程度(*FDI*)、人力资本水平(*HC*)、资本密集度(*CI*)、企业年龄(*Age*)、行业垄断程度(*HHI*)、国有企业哑变量(*SOE*)、创新型企业哑变量(*RD*)和出口企业哑变量(*EX*)。

变量的定义及说明见表1,变量的描述性统计结果见表2。

表1 变量定义说明

变量	变量名称	变量定义
被解释变量	<i>TFP_OP</i>	采用 OP 方法估计所得企业全要素生产率
	<i>TFP_LP</i>	采用 LP 方法估计所得企业全要素生产率
	<i>TFP_GMM</i>	采用 GMM 方法估计所得企业全要素生产率
核心解释变量	<i>Policy</i>	企业 <i>i</i> 于 <i>t</i> 年在开发区内经营取 1, 否则取 0
调节变量	<i>HMS</i>	国内市场规模, 企业总产出, 取对数
	<i>EMS</i>	国外市场规模, 企业出口交货值 / 总产出
控制变量	<i>HHI</i>	行业垄断程度, 赫芬达尔-赫希曼指数 $HHI_k = \sum_{i=1}^N (y_{ik} / Y_k)^2$, y_{ik} 表示 <i>k</i> 行业 <i>i</i> 企业总产出, Y_k 表示 <i>k</i> 行业总产出, 取对数
	<i>HC</i>	职工工资总额/职工人数, 取对数
	<i>FDI</i>	企业外商资本与港澳台资本之和 / 实收资本, 取对数
	<i>CI</i>	企业固定资产合计 / 企业职工总人数, 取对数
	<i>Age</i>	企业年龄 = 当期年份 - 企业开业年份 + 1
	<i>RD</i>	若企业新产品产出 > 0, 取 1, 否则取 0
	<i>EX</i>	企业出口交货值 / 企业总产出 > 0.2, 取 1, 否则取 0
	<i>SOE</i>	若企业注册类型为国有、国有联营、国有与集体联营、国有独资四种, 则企业识别为国有企业, 取 1; 国有资本/实收资本 > 0.5 识别为国有企业, 取 1; 否则取 0

表2 变量的描述性统计结果

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>TFP_OP</i>	245765	9.027	1.099	-1.868	8.922	16.04
<i>TFP_LP</i>	245765	6.532	0.935	-4.427	6.485	12.19
<i>TFP_GMM</i>	245765	8.504	1.047	-2.185	8.408	15.83
<i>Policy</i>	245765	0.155	0.362	0	0	1
<i>HMS</i>	245765	11.23	1.362	0.646	11.07	19.19
<i>EMS</i>	245765	11.13	1.359	0.646	10.97	19.00
<i>HHI</i>	245765	0.132	0.223	0.00100	0.0440	1
<i>HC</i>	245765	2.589	0.883	0.176	2.646	4.735
<i>FDI</i>	245765	0.189	0.355	0	0	1
<i>CI</i>	245765	3.837	1.231	0.674	3.860	6.892
<i>Age</i>	245765	20.41	13.53	3	16	66
<i>RD</i>	245765	0.153	0.360	0	0	1
<i>EX</i>	245765	0.375	0.484	0	0	1
<i>SOE</i>	245765	0.0760	0.266	0	0	1

(四) 特征事实分析

1. 全要素生产率(*TFP*)的核密度分布图。用于估算工业企业全要素生产率的样本量均在 300 万以上, 并绘制相应的 *TFP* 值的核密度分布图^①以分析 *TFP* 的分布特征和动态变化。可以看出, 五种方法得到的 *TFP* 值均在偏度-峰度检验中拒绝了正态分布假设。虽然这五种方法估计得到的 *TFP* 核密度函数图形状相似, 但在统计量对比中仍存在一定差异: 首先, OP 法和 GMM 法估计的 *TFP* 核函数图的偏度均大于 0, 呈正偏态分布, 且偏度绝对值较小; 而其他估计的 *TFP* 值呈负偏分布, 偏度绝对值较大。其次, OLS 方法和 FE 法估计的 *TFP* 值的峰度值较大, 分布更为陡峭; 而 GMM 法、LP 法和 OP 法估计的 *TFP* 值的峰度值较小, 分布较为平缓, 其中 OP 法估计的 *TFP* 值分布最为平缓。因此, 以 OP 法估计的 *TFP* 值为基础进行基准回归, 并在稳健性检验中同时考虑

LP 法和 GMM 法估计的 *TFP* 值。

2. 开发区企业与非开发区企业的特征比较。开发区企业与非开发区企业的 *TFP_OP* 差异图^②显示, 开发区企业全要素生产率的均值要略大于非开发区企业, 初步认为开发区企业存在明显的生产率优势。由于进入开发区的企业会面对来自国际市场准则的压力, 一般会承担一些额外的沉没成本, 故这些企业自身可能具有一些规模和效率上的优势, 否则会在激烈的国际市场竞争中退出。

表 3 进一步比较了开发区企业和非开发区企业的特征差异。可见, 开发区内的企业平均水平要高于非开发区的企业平均水平, 比如开发区企业的平均市场规模、出口规模、外资参与程度、人力资本水平、资本密集度要明显高于非开发区企业; 但开发区内企业的平均年龄要小于非开发区企业。

表3 开发区企业和非开发区企业的特征差异

	<i>TFP_OP</i>	<i>TFP_LP</i>	<i>TFP_GMM</i>	<i>FDI</i>	<i>HC</i>	<i>CI</i>	<i>Age</i>	<i>Size_m</i>	<i>Size_e</i>
均值统计									
non-Policy	8.99	6.5	8.46	0.15	2.55	3.81	20.85	11.18	3.85
Policy	9.24	6.69	8.72	0.38	2.81	3.97	18.05	11.47	5.2
Total	9.03	6.53	8.5	0.19	2.59	3.84	20.41	11.23	4.06
中位数统计									
non-Policy	8.89	6.46	8.37	0	2.6	3.84	17	11.03	0
Policy	9.1	6.61	8.58	0	2.87	4	15	11.3	5.19
Total	8.92	6.49	8.41	0	2.65	3.86	16	11.07	0

四、实证结果分析

(一) 样本匹配情况:倾向得分匹配(PSM)

由于同一企业不可能同时选择进入开发区或不进入开发区。企业是否进入开发区,是一个自我选择的过程,正如上述分析的结果,开发区企业可能本身就具有一定的“生产率”优势。为了避免样本选择偏误,排除企业特征差异的影响,运用PSM方法为处理组找到控制组。

1. 确定开发区政策的“协变量”组。使用Logit模型确定可能影响企业是否选择进入开发区的“协变量”组。结果显示^①,外资参与程度越高、人力资本水平越高、资本密集度越大、企业年龄越小、行业垄断程度越低,越倾向于进入开发区;并且出口企业、国有企业、非创新型企业更倾向于进入开发区。

2. 平衡性检验。为了确保匹配结果的可靠性,使“协变量”在匹配后的处理组和控制组之间分布较为均匀。需要先进行共同取值检验和匹配平衡性检验。基于最近邻匹配原理,对处理组和控制组的企业样本进行匹配,并将匹配后的样本进行差异分析。结果显示^①,匹配后的协变量中行业垄断程度的标准化偏差超过5%,其他协变量的标准化偏差均小于5%,可以认为匹配后的处理组和控制组通过了平衡性检验。核密度函数分布图显示^①,匹配前处理组和控制组存在显著差异,而匹配后则趋于一致,所有企业均在共同取值范围内,匹配效果良好。匹配后两组样本变量的特征非常接近,已经很难通过协变量来区分企业是否倾向于进入开发区。匹配基本满足了平衡性检验,匹配后的样本可以近似认为是一种自然实验。最终获得处理组企业样本38212家和控制组企业样本207407家,样本共计245619家。

(二) 基准回归分析:双重差分(DID)

基于PSM匹配后,将得到的处理组和控制组样本运用双重差分进行实证研究。估计结果显示,Hausman检验的统计量为174.10,显著拒绝随机效应模型。同时,开发区政策(*Policy*)的变量系数显著为正,在1%的显著性水平上拒绝原假设,说明开发

区政策能够显著提升企业全要素生产率,验证了命题1,见表4的列(1)。开发区建设通过特殊的土地、财政、经济等优惠政策可以吸引企业入驻,在区内聚集的企业通过相互学习形成集聚效应,促进技术进步;并且区内企业具有较低的运营成本,从而使得企业有更多的资本投入到创新和改革中,用以提升企业全要素生产率。

(三) 稳健性分析

为了使估计结果更为稳健,分别用LP法和GMM法估计的*TFP*值作为被解释变量进行稳健性分析;LP法选择使用中间投入品作为生产率冲击的代理变量以解决OP法的局限性, GMM法是一种广义矩估计法,引入被解释变量的滞后值作为工具变量来解决模型的内生性问题。估计结果与基准回归分析结果基本一致,即开发区政策显著提升了企业全要素生产率,说明研究结果非常稳健,见表4的列(2)、列(3)。

五、拓展性讨论

考虑到地区差异是中国经济发展的现实特征,进一步探讨开发区政策效果的空间异质性,回答开发区政策是否存在“空间错配”问题;并从国内市场规模和国外市场规模两个方面讨论开发区政策的调节效应,研究开发区政策能否有效发挥的前提和基础。

(一) 异质性影响

为了验证开发区政策效果的空间异质性,进一步将全样本分为沿海地区、内陆地区和沿边地区三个区域进行分样本回归。结果显示,开发区政策对企业全要素生产率的效应确实存在空间异质性,见表4的列(4)~列(6)。在相对市场规模较大的沿海地区和内陆地区,开发区政策对企业全要素生产率的影响是显著的;而在相对市场规模较小的沿边地区,该效应并不显著,验证了命题2。

空间上趋向于均匀分布的开发区,似乎并没有导致企业全要素生产率的均等提升,在经济欠发达的沿边地区,开发区可能已经出现了“效率损失”。主要原因在于:第一,受当地市场规模的制约,起初部分企业

为了获得“政策租”而入驻开发区,但是这种“扎堆”形式的集聚无法形成长期的锁定效应,政策势能会逐渐开始递减。第二,配套产业和交通基础设施薄弱,导致企业盈利难。沿边地区开发区偏远,企业有“就地取材”的优势,但其他生产、物流、搜寻等成本过高,使得企业很难从贸易中盈利。第三,周边国家经济发展

滞后,外部市场规模小,加上周边贸易伙伴国的交通基础设施水平薄弱,很难打开国际市场,导致企业出口难。第四,沿边地区与周边国家之间存在较大的政治、经济、文化、语言等非制度性差异,导致企业进行贸易活动时还要承受高额的非生产性成本。

表4 开发区政策对企业全要素生产率的回归结果

变量	全样本			分样本		
	(1) <i>TFP_OP</i>	(2) <i>TFP_GMM</i>	(3) <i>TFP_LP</i>	(4) 沿海地区	(5) 内陆地区	(6) 沿边地区
<i>Policy</i>	0.031*** (0.006)	0.018*** (-0.006)	0.002 (-0.006)	0.027*** (0.006)	0.362*** (0.061)	-0.178 (0.136)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	245619	245619	245619	210792	27645	7182
R ²	0.244	0.261	0.195	0.241	0.277	0.320
Hausman 检验	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	随机效应

注:圆括号内为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;控制变量同前文;列(1)为基准回归估计结果;列(2)~列(3)为稳健性分析的估计结果;列(4)~列(6)为异质性影响的估计结果。

(二)调节效应分析

为了进一步研究市场规模的调节效应,将国内市场规模和国外市场规模作为调节变量展开研究。结果显示(表5),开发区政策与国内市场规模和国外市场规模的交互项均显著为正,说明大的国内市场规模和国外市场规模均能够强化开发区政策对企业全要素生产率的促进效应,验证了命题3。

考虑到市场规模的调节作用可能存在异质性,继

续进行分样本回归,估计结果^①表明,在沿海地区,国内市场规模和国外市场规模的调节效应是显著的,与全样本估计结果一致,为显著的互补效应;在内陆地区,外部市场规模的调节效应显著为正,但国内市场规模的调节效应不显著;而沿边地区的市场规模调节效应则均不显著。为了得到更为稳健的估计结果,还使用企业实际销售总额作为国内市场规模的替代变量进行估计,估计结果基本一致^①。

表5 开发区政策影响企业全要素生产率:调节效应估计结果

因变量	全样本		沿海地区		内陆地区		沿边地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>TFP_OP</i>								
<i>Policy</i>	-0.087*** (0.011)	-0.017** (0.008)	-0.074*** (0.011)	-0.030*** (0.008)	-0.066 (0.083)	0.280*** (0.068)	-0.294 (0.481)	-0.106 (0.466)
<i>HMS</i>	0.793*** (0.000)		0.795*** (0.000)		0.777*** (0.002)		0.791*** (0.006)	
<i>Policy</i> × <i>HMS</i>	0.005*** (0.001)		0.004*** (0.001)		0.005 (0.007)		-0.140 (0.135)	
<i>EMS</i>		0.076*** (0.001)		0.082*** (0.001)		0.050*** (0.003)		0.085*** (0.011)
<i>Policy</i> × <i>EMS</i>		0.005*** (0.001)		0.007*** (0.001)		0.032** (0.014)		-0.033 (0.123)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	245619	245619	210792	210792	27645	27645	7182	7182
R ²	0.962	0.297	0.962	0.305	0.963	0.294	0.965	0.378

注:圆括号内为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;控制变量同前文;上述均为固定效应模型的估计结果。

六、结论与政策建议

开发区作为地区经济增长的引擎,是实现经济

高质量发展的重要渠道。以上研究显示,开发区政策能够显著促进企业高质量发展;并且在沿海地区和内陆地区,该效应更为显著。进一步研究表明,市

场规模具有显著的调节效应,在国内市场规模和国外市场规模越大的地区,开发区的政策对企业高质量发展的效应更强,呈现相互增强的互补效应,尤其是在沿海地区;在沿边地区,市场规模的调节效应并不显著。由于趋于均等分布的开发区政策并没有均等提升不同地区企业全要素生产率,带动企业高质量发展,开发区政策可能存在一定的“空间错配”。

上述的研究结果指出了大市场驱动下开发区政策对于带动企业高质量发展的重要意义,但由于空间异质性的影响,也需要持续深入推进全方位开放政策和刺激国内消费升级,增强国内国外双循环的内生动力。首先,主动构建沿边地区经济增长级功能,刺激消费,进一步扩大对外开放程度,扩大外部市场规模,带动地区产业高质量发展。其次,对长期闲置的开发区,政府应根据当地比较优势,因地制宜,对其进行整合、重新布局。再次,政府应为企业提供更好的政策环境,完善交通基础设施,降低企业通关成本和运输成本,提升企业生产活力。最后,在招商引资方面,要更加重视非国有企业、创新型企业,这些类型的企业创新效率更高,更能够发挥开发区的政策效果。

注释:

① 限于篇幅,具体结果未作呈现,如有需要可联系作者。

参考文献:

[1] Wang J. The economic impact of special economic zones: Evidence

from Chinese municipalities[J]. *Journal of development economics*, 2013, 101: 133-147.

- [2] 冯伟. 本土市场规模与产业生产率:来自中国制造业的经验研究[J]. *财贸研究*, 2015, 26(5): 11-18.
- [3] Lu Y, Zhu L, Wang J. Do place-based policies work? Micro-level evidence from China's economic zone program[J]. *SSRN Electronic Journal*, 2015, 7: 32-37.
- [4] Chen B, Lu M, Timmins C, et al. Spatial misallocation: Evaluating place-based policies using a natural experiment in China[R]. NBER Working Papers, 2019.
- [5] 孙伟增,陈斌开. 开发区政策可以促进城市平衡发展吗? [J]. *经济学(季刊)*, 2023, 23(1): 74-90.
- [6] 林毅夫,向为,余森杰. 区域型产业政策与企业生产率[J]. *经济学(季刊)*, 2018, 17(2): 781-880.
- [7] 谭静,张建华. 开发区政策与企业生产率[J]. *经济学动态*, 2019(1): 45-61.
- [8] Gilbert B A, McDougall P P, Audretsch D B. Clusters, knowledge spillovers and new venture performance: An empirical examination[J]. *Journal of Business Venturing*, 2008, 23(4): 405-422.
- [9] Combes P P, Duranton G, Gobillon L. The identification of agglomeration economies[J]. *Journal of Economic Geography*, 2011, 11(2): 253-266.
- [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] 唐锦玥,罗守贵. 开发区与僵尸企业形成:促进还是抑制[J]. *科学学研究*, 2024, 42(3): 605-613.
- [12] 刘潇,刘廷华. 开发区内企业技术创新优势来源:补贴还是集聚? [J]. *现代经济探讨*, 2023(2): 64-76.
- [13] 孙伟增,吴建峰,郑思齐. 区位导向性产业政策的消费带动效应——以开发区政策为例的实证研究[J]. *中国社会科学*, 2018(12): 48-68, 200.
- [14] Zheng S, Sun W, Wu J, et al. The birth of edge cities in China: Measuring the effects of industrial parks policy[J]. *Journal of Urban Economics*, 2017, 100: 80-103.
- [15] 向宽虎,陆铭. 发展速度与质量的冲突——为什么开发区政策的区域分散倾向是不可持续的? [J]. *财经研究*, 2015, 41(4): 4-17.
- [16] 陆铭. 中国经济的症结是空间错配[J]. *深圳大学学报(人文社科版)*, 2019, 36(1): 77-85.
- [17] 鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. *经济学(季刊)*, 2012, 11(2): 541-558.

(责任编辑:允莹)

The Impact of Development Zone Policy on the High-Quality Development of Enterprises

——Evidence from China's Industrial Enterprises

LIANG Qiaoling¹, HE Wenju², LUO Wenjie², ZHENG Mei³

1. School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai 201620, China;
2. School of Science, School of Economics and Trade, Hunan University of Technology and Business, Changsha, Hunan 410205, China; 3. School of Big Data Applications and Economics, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang, Guizhou 550025, China)

Abstract: As a typical location-oriented policy, the development zone policy plays an important role in the high-quality development of enterprises. Based on the data of China's industrial enterprises, the paper examines the impact of development zone policies on the high-quality development of enterprises. It is found that the development zone policy can significantly promote the high-quality development of enterprises; Moreover, the effect is more pronounced in coastal and inland areas. Further research shows that the market size has a significant regulatory effect, the larger the domestic market size and the foreign market size, the stronger an effect the development zone policy has on the high-quality development of enterprises. The above research results point out that the development zone policy is of great significance to promote the high-quality development of enterprises driven by the large market size. However, due to the influence of spatial heterogeneity, it is also necessary to continue to further promote the all-round opening policy and stimulate the upgrading of domestic consumption to expand the market scale.

Key words: development zone policy; high-quality development; factor productivity