

开发区设立与地区资源错配： 理论机制与经验辨识

白东北¹, 张莹莹², 唐青青²

(1. 安徽财经大学 经济学院, 安徽 蚌埠 233030; 2. 西北大学 经济管理学院, 陕西 西安 710127)

摘要: 文章基于2001—2009年中国工业企业数据, 从微观视角精准测度了地区资源错配程度, 并以开发区的设立作为准自然实验来评估其与资源错配之间的因果关系, 且对其内在机制进行了分析。研究发现, 开发区设立通过扭曲市场配置加剧了地区资源错配程度, 在考虑了识别假设条件和一系列其他可能干扰估计结果的因素后, 这一结论依然成立。进一步研究表明, 市场化水平和制度效率缓解了开发区设立对地区资源错配的政策冲击, 同时, “成熟型”开发区较“成长型”和“初创型”开发区对地区资源错配影响程度较小。影响机制检验表明, 开发区设立会通过加剧地方政府竞争、延缓低效率企业退出市场以及扭曲投资结构而影响地区资源错配程度。据此, 文章认为构建统一市场以减少投资结构扭曲、有效提高市场化水平、提升公共产品供给与公共服务质量是缓解开发区设立对地区资源错配的政策冲击和推进中国经济向高质量发展的有效路径。

关键词: 开发区设立; 市场配置扭曲; 生产率离散度; 双重差分方法

中图分类号: F426 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)07-0049-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2020.07.004

一、问题提出

在中国经济进入“新常态”的背景下, 经济增长由高速增长向高质量发展转变, 如何充分发挥市场配置资源的作用是决定中国未来经济增长质量的源头活水。开发区作为政府干预的手段之一, 其成立之初对于各级政府拉动地方经济增长、促进要素区域流动起到了独特的作用。但是, 以土地政策、财税优惠以及金融支持而吸纳大量商业投资的高负债和高增长的模式可能难以为继。这种以资源与经济活动的非市场行为的集聚是否催生了资源错配现象呢? 本文将系统阐述开发区的产业政策与地区资源错配的关系。

“资源错配”是相对于“有效配置”而言, 资源按照市场配置准则流向高生产率企业即为“有效配置”, 而流向生产率低的企业则视为“资源错配”。Hsieh 和 Klenow(2009)通过要素边际产出和价格的相对关系对资源配置进行了研究, 认为可以通过矫正“资源错配”来扩大企业生产总值。现有研究基于农业比较劳动生产率(蔡昉等, 2001), 劳动力市场摩擦系数(袁志刚和解栋栋,

收稿日期: 2019-08-15

基金项目: 国家社会科学基金项目(17BGL207); 教育部人文社科规划基金项目(18XJAGJW001); 陕西社科基金项目(2017D020); 西北大学国家社科基金孵化计划项目(20XNZX004)

作者简介: 白东北(1989—)(通讯作者), 男, 吉林长春人, 安徽财经大学经济学院讲师, 经济学博士;
张莹莹(1986—), 男, 山东菏泽人, 西北大学经济管理学院博士研究生;
唐青青(1989—), 女, 河南商丘人, 西北大学经济管理学院博士研究生。

2011),产品市场和要素市场的市场化指数差距(张杰等,2011),要素边际成本与边际产出缺口(杨振和陈甬军,2013),要素市场扭曲指数(林伯强和杜克锐,2013),要素边际产品价值与要素价格比例(王芄和武英涛,2014),二元经济结构中劳动力配置和人力资本配置(杨志才和柏培文,2017)等视角,从宏观层面研究了我国的资源错配问题。也有研究从企业生产率离散度(聂辉华和贾瑞雪,2011;毛日昇等,2017;江艇等,2018)等微观视角研究我国制造业要素的错配问题。针对产业政策的研究大多从宏观经济显著性角度或从中观产业结构角度进行研究,缺乏对微观视角资源错配的研究。本文则试图系统阐述开发区设立和地区资源错配程度的关系,以为高速增长向高质量经济发展转变建言献策。

开发区作为我国重要的产业政策,受到了学界的广泛关注,大量研究者从不同视角、不同层面对开发区设立进行了政策评估(郑江淮等,2008;韩亚欣等,2015;刘瑞明和赵仁杰,2015;李立行和申广军,2015),一致得出结论认为开发区设立具有显著经济效果(Wang,2013;Alder等,2016)。具体而言,开发区设立促进了地区产业结构升级(周茂等,2018;袁航和朱承亮,2018);国家级开发区能促进所有阶段、所有企业规模的成长(李贲和吴利华,2018);经济开发区对企业生产率溢价的影响并非由于政府选择高生产率企业进驻了开发区,开发区内企业生产率集聚效应不明显(林毅夫等,2018)。然而,开发区的设立对产业结构升级的量有显著影响,而对产业结构升级的质影响并不明显(袁航和朱承亮,2018)。进一步地,向宽虎和陆铭(2015)认为开发区建设短期效果缓解了东西部区域发展不平衡,但无异于饮鸩止渴。政府设立经济开发区等政策性区域,以及对企业进行直接补贴的产业政策有明显的地方保护主义倾向,使得低效率企业能够在市场中生存(杨汝岱和朱诗娥,2018)。同时,对于开发区的政策评估研究存在诸多争议,一部分文献探索了政策租金是否导致了开发区内部企业生产率差异,杨本建和黄海珊(2018)研究发现,人口密度较低时城区劳动力市场发展会吸引开发区的劳动力逆流,从而对开发区企业生产率产生负向影响。鉴于此,一个顺其自然的问题是,开发区设立超市场力量的资源集聚是否催生了“以邻为壑”效应?现有文献只有针对企业生产率的研究,并未涉足开发区对企业生产率离散度的研究。江艇等(2018)针对城市级别的探讨发现,行政级别越高的城市,制造业企业的资源错配程度越严重,这为本文研究提供了重要的理论基础。既然这种“运权利”的成本都能导致地区资源错配问题,那么“运物成本、运人成本、运资本成本”的开发区产业政策是否也可能会加剧地区的资源错配程度。

事实上,开发区的发展受到体制回归和路径依赖的束缚(Page,2006;Vergne和Durand,2010),已凸显出要素驱动的经济增长乏力(程郁和陈雪,2013)。地方政府追求短期的经济增长扭曲了产业政策的实施效果(孙早和席建成,2015),各地方重点产业政策加剧了土地资源错配(张莉等,2017;杨继东和罗路宝,2018)。而开发区作为一项地方制定(Place-based)的产业政策,其实施过程中产生的政策效果一直以来饱受争议(Busso等,2013)。设立开发区这种干预导致的地区资源错配的内在的机制是什么,这成为本文关注的重点问题。

综上所述,本文可能的边际贡献在于:①以中国大规模设立开发区的同时地区资源错配加剧、城投债激增、土地资源浪费严重等典型事实为基础,系统评估开发区设立对地区资源错配的影响,从微观层面测量地区资源错配,丰富了有关资源错配的研究;②由于产业政策内生性问题的存在,对其进行因果推断格外困难,而开发区的设立为分析产业政策与资源错配之间的因果关系提供了机会,采用双重差分方法将开发区设立作为拟自然实验,可以更严谨地研究开发区设立对地区资源错配的传导机制。③系统阐述了开发区的设立如何扭曲市场对资源的配置进而影响地区资源错配,深化了开发区产业政策与资源错配之间的研究。

二、政策背景与模型构建

(一) 开发区设立的政策背景

自从1984年设立大连经济技术开发区以来,经过三十多年的发展,开发区以多种形态并存,其中国家级开发区包括经开区、高新区技术产业开发区和出口加工区等六类,其中这三类占国家级开发区总量的87.6%,省级开发区涵盖经济技术开发区、高新技术产业园以及特色工业园区,省级开发区是最主要的类型,截至2017年7月省级开发区共有1165家,占到所有开发区总数的90%以上。开发区设立有两次高潮,第一次高峰期在1992年,当年分别新设立国家级开发区70个,省级开发区144个,经过2003年到2006年的开发区整改后,2006年成为开发区设立的第二次高潮,新设立省级开发区661家,新设立总数占到2001年到2009年省级开发区的91%。开发区设立的相对集中可以更好地排除时间因素干扰,这为开发区产业政策的量化评估提供了难得的拟自然实验。

开发区这种产业政策始终以经济增长作为首要任务。设立之初,优惠的产业政策和灵活的制度使其成为了继经济特区之后的又一重要空间发展策略。其以“三为主,一致力”^①为目标,而这种经济空间的构建却是以社会空间的完全塌陷为代价的,形成了“产业孤岛”,造成了土地资源浪费。为了解决一次创业的弊端,开发区进行了二次创业的诉求,从开发区“三为主、两致力、一促进”^②的生产策略来看,二次创业摒弃了“产业孤岛”的发展模式,寻求新的制度动力。然而,通过政策手段干预市场资源配置实现经济增长会造成经济效率的损失,尤其是地方的重速度轻质量的发展模式,难以实现经济持续增长。

(二) 模型构建

假设经济中有不同类型企业所形成的差异化行业 $i(1, 2, 3, \dots, j)$,每个企业用两种要素进行生产,即劳动要素 L 和资本要素 K ;且劳动要素价格为企业支付的工资 W ,资本要素价格是企业支付的利息 R 。为简化模型,在产品市场中,企业是价格的接受者,不同行业产品的价格设定为 P_i ,而在要素市场中,由于设立了开发区存在政府补贴 τ_{ki} ,因此其所对应的要素价格补贴即为 $(1 - \tau_{ki})R_i$ 且 $1 > \tau_{ki} > 0$ 。

由于同一行业内,企业的生产函数具有同质性的特征,假设行业 i 内企业的生产函数满足规模报酬不变的柯布道格拉斯生产函数,具体如下式所示:

$$Y_i = A_i K_i^{\alpha_i} L_i^{1-\alpha_i} \quad (1)$$

其中, Y_i 表示行业内企业的生产总量加总, α_i 衡量行业内资本对产出的边际贡献。企业利润等于企业总收入减去劳动力要素价格支付总值与资本要素价格支付总值之和,由于存在政府补贴 τ_{ki} 的显性要素价格补贴,假设其直接作用于资本要素。具体的行业 i 利润表达式如下所示:

$$\max \pi_i = P_i Y_i - W L_i - (1 - \tau_{ki}) R K_i \quad (2)$$

为了求出行业利润最大化,对(2)式进行求导,得到:

$$\partial \pi_i / \partial L_i = P_i A_i K_i^{\alpha_i} (1 - \alpha_i) L_i^{-\alpha_i} - W = 0 \quad (3)$$

$$\partial \pi_i / \partial K_i = P_i A_i \alpha_i K_i^{\alpha_i - 1} L_i^{1-\alpha_i} - (1 - \tau_{ki}) R = 0 \quad (4)$$

通过对式(3)和式(4)进行整理可推导出带有政府补贴的资本显性价格表达式(5),以及劳动

① 以发展工业为主,以利用外资为主,以出口创汇为主,致力于发展高新技术。

② 以提高外资质量为主,以发展现代服务业为主,以优化出口结构为主,致力于发展高新技术产业,致力于发展高附加值服务业,促进开发区向多功能综合性产业区发展。

力要素支付价格与总产出的表达式(6),具体如下:

$$\alpha_i P_i Y_i / K_i = (1 - \tau_{k_i}) R_i \quad (5)$$

$$(1 - \alpha_i) P_i Y_i / L_i = W \quad (6)$$

对整体行业的产出进行加总,作为中间产品投入纳入总的生产函数:

$$Y = Y(Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_i) = \prod_{i=1}^j Y_i^{\theta_i}, \sum_{i=1}^j \theta_i = 1 \quad (7)$$

产品市场和要素市场是完全出清的,通过对式(7)进行微分整理得到:

$$\partial Y / \partial Y_i = P_i \quad (8)$$

$$Y = \sum_i P_i Y_i \quad (9)$$

在存在资源约束时,假设总资本和劳动力供给是外生给定的,具体如下所示:

$$\sum_i K_i = K \quad (10)$$

$$\sum_i L_i = L \quad (11)$$

由以上式(5)、式(6)、式(8)、式(9)以及式(10)对资本要素进行处理,可以推导得出:

$$K_i = \frac{(1 - \tau_{k_i}) R_i K_i / (1 - \tau_{k_i}) R_i}{\sum_j (1 - \tau_{k_j}) R_j K_j / (1 - \tau_{k_j}) R_j} K = \frac{\alpha_i P_i Y_i / [(1 - \tau_{k_i}) R_i]}{\sum_j \alpha_j P_j Y_j / [(1 - \tau_{k_j}) R_j]} K = \frac{\sigma_i \alpha_i / (1 - \tau_{k_i})}{\sum_j \sigma_j \alpha_j / (1 - \tau_{k_j})} K \quad (12)$$

其中, σ_i 表示 $\sigma_i = P_i Y_i / Y$ 。同时将其代入式(12)则容易得到:

$$K_i = \sigma_i \alpha_i / \alpha \tilde{\lambda}_{k_i} K \quad (13)$$

其中, α 是利用各行业产出份额做加权平均得到的整体行业的资本产出弹性, $\tilde{\lambda}_{k_i}$ 则表示 i 行业相对于整体经济水平的资源错配程度。即相对资源错配:

$$\tilde{\lambda}_{k_i} = \lambda_{k_i} / \left(\sum_j \frac{\sigma_j \alpha_j}{\alpha} \lambda_{k_j} \right) \quad (14)$$

在式(14)中存在绝对资源错配程度,表达式为: $\lambda_{k_i} = 1 / (1 - \tau_{k_i})$ 。基于以上分析,本文采用政府补贴对相对资源错配与绝对资源错配求一阶导数,得到如下表达式:

$$\lambda' = 1 / (1 - \tau_{k_i})^2 > 0 \quad (15)$$

$$\frac{d\tilde{\lambda}_{k_i}}{d\tau_{k_i}} = \frac{d\tilde{\lambda}_{k_i}}{d\lambda_{k_i}} \lambda' = \left(1 / \sum_j \frac{\sigma_j \alpha_j}{\alpha} \right) \lambda' > 0 \quad (16)$$

由于本部分设置的政府补贴是按照资本价格的比例补贴,因此 τ_{k_i} 取值区间为 $[0, 1]$ 。无论是从绝对资源错配还是相对资源错配的角度来看,政府补贴都加剧了资源错配程度。

进一步讨论有无补贴对资源错配程度的影响,结合式(14)可进一步得到,若没有补贴时,资源的相对错配程度为 $\tilde{\lambda}_{k_i} = 1 / \sum_j \sigma_j \alpha_j / \alpha$, 小于有补贴时的相对资源错配程度 $\tilde{\lambda}_{k_i} = \lambda_{k_i} / \sum_j (\sigma_j \alpha_j / \alpha) \lambda_{k_j}$, 鉴于此,可得出,开发区设立引起的资本政策优惠补贴进一步加深了相对资源错配程度。^①为此,本文提出如下假说。

假说 1: 开发区的设立加剧了地区资源错配程度。

① 关于对劳动要素的推导备索。

与此同时,在开发区运行过程中,技术、资本以及劳动力要素等流动并非完全由市场来支配,政府“看得见的手”一直对资源配置起作用。地方政府依赖于土地出让、基建投资和生态投入等方式拉动经济,而因此所形成的“经济楔子”^①阻碍了要素的自由流动(曹玉书和楼东玮,2012)。中央政府以经济增长考核地方政府官员业绩,不同地方政府之间又形成锦标赛,进而又形成了阻碍市场配置资源的“经济楔子”。从开发区设立的情况来看,所谓的“开发区热”现象,其本质就是地方政府为了竞争大型企业入驻,形成了地方锦标赛,加剧了地区资源错配程度。基于以上分析,地方政府竞争与政府补贴存在递增的相关关系,即有如下式子所示: $\partial\tau/\partial dfzfjz > 0$ 。结合式(15)和式(16),可以推导出如下关系:

$$\frac{\partial\lambda}{\partial dfzfjz} = \frac{1}{(1-\tau li)^2} \frac{\partial\tau}{\partial dfzfjz} > 0 \quad (17)$$

式(17)充分说明,无论是绝对资源错配还是相对资源错配,地方政府竞争都加剧了地区资源错配程度。

在大多数在位企业中,每年约有20%的企业进入和退出市场;大约20%–40%的企业在进入市场的前两年内失败(Bartelsman等,2005)。企业的自我学习效应在市场配置过程中有重要作用,其推动了企业创新,进而增加了企业市场存活概率(Dosi等,2015)。企业规模、企业年龄、企业研发创新和区位地理等内部企业信息(Sutton,1997),以及市场竞争、市场需求、技术变化和制度因素等外部环境信息(Cefis和Marsili,2006)共同决定了企业能否在市场中生存下来。技术市场效率低下会引起企业退出(Tsionas和Papadogonas,2006),制度的无效率也会影响企业退出(Schnier和Felthoven,2013)。然而开发区的设立扭曲了市场配置,使得本该退出市场的企业却存活了下来。

尽管中国经济发展过程中专业化程度不断提高,市场一体化进程稳步推进,但是地区之间的投资结构扭曲程度依然严重(Bai等,2004; Fan和Wei,2006; 余泳泽等,2019)。政府设立经济开发区等政策区域和对企业进行直接补贴等产业政策有明显的地方保护主义(杨汝岱和朱诗娥,2018),而地方保护主义诱导投资结构扭曲,其所形成的阻碍市场配置的“经济楔子”严重扭曲了市场资源配置。市场对于产业发展的资源是有限的,设立开发区这一产业政策造成了开发区内资源与经济活动集中,开发区外资源缺失,进而严重阻碍市场对资源的配置,加剧了地区资源错配程度。鉴于以上分析,本文提出如下假说。

假说2: 开发区的设立扭曲了市场对资源的配置作用,通过地方政府竞争、延缓低效率企业退出市场以及扭曲地区投资结构的方式加剧了地区资源错配。

三、估计策略、变量与数据

(一)估计策略

采用双重差分方法在时间维度上进一步加入个体对照组,通过匹配能够克服开发区设立与地区资源错配的内生性问题。具体来说,本文借鉴周茂等(2018)的做法,选用2006年全国大规模设立省级开发区的情况作为拟自然实验。研究的窗口期设定在2001年到2009年,在窗口期内2006年新设立的省级开发区占到开发区总数的91%。在使用双重差分法时,对照组的选择是关键,本文把一直未有开发区的城市以及设立开发区以前的城市年份设置为对照组。具体实证模型如

^①指阻碍市场自由运行的各种因素,“楔子”的存在不仅会影响原有的市场资源配置方式,而且也会在改变经济原有运行方式的同时引起市场效率损失,导致社会总收益下降。

下所示:

$$Resmis_{ct} = \beta KFQ_{ct} + \theta Z_{ct} + u_c + u_t + \varepsilon_{ct} \quad (18)$$

式(18)中,下标 c 表示城市, t 表示时间, $Resmis_{ct}$ 表示第 t 年 c 城市的资源错配程度。核心解释变量为 KFQ_{ct} , 从 t 年开始设立开发区之后都为 1。 u_c 表示地区固定效应, u_t 表示时间固定效应, 剔除时间趋势的影响, ε_{ct} 代表随机误差项。^①此外,为了解决遗漏变量导致的内生性问题,本文寻找了以下控制变量,具体由 Z_{ct} 表示。人口密度采用地区总人口数与行政区域面积比值的对数衡量; 经济发展水平采用地区人均 gdp 的对数衡量; 政府预算支出采用地方财政内预算支出的对数衡量; 城市化进程采用非农业从业人口的对数衡量; 第二产业在总产值占比和全部工业总产值均采用对数形式。

(二)地区资源错配的衡量

本文借鉴聂辉华和贾瑞雪(2011)的研究,采用企业生产率离散程度衡量地区资源错配程度。具体通过 2001 年到 2009 年的中国全部规模以上制造业数据,采用半参数 LP 方法计算了各地区制造业企业全要素生产率。 LP 方法有效克服了以往计算企业生产率难以避免的联立方程问题,且以中间投入品作为企业生产率的工具变量,将其代入生产率模型进行测算。

在理论上,所有企业的生产率都应该趋于收敛,因为生产率高的企业或兼并或挤出市场中的低效率企业。因此,生产率文献中通常使用企业生产率离散度来刻画地区资源错配程度(Doms 和 Bartelsman, 2000)。鉴于此,本文衡量地区资源错配采用某地区 90% 分位企业的生产率与 10% 分位企业的生产率比值来刻画资源错配程度。同时,为了稳健性的考虑,也采用地区内企业生产率的标准差以及某地区 85% 分位企业的生产率与 15% 分位企业生产率比值作为衡量地区资源错配程度的指标。

(三)数据处理

本文的研究问题涉及的两个核心指标分别是开发区设立和资源错配。其中,开发区设立的数据来源于中国开发区网站,通过查找邮政编码匹配对应的城市。地区资源错配采用地区企业生产率离散度衡量,数据来源于 2001 年到 2009 年的中国工业企业数据库。并对中国规模以上工业企业数据进行了初步处理。剔除非营业状态的企业; 剔除与本文相关变量为负(企业总资产、固定资产净值、销售额、工业总产值、工业增加值)或缺失的观测值; 对样本进行首尾 1% 的 *Winsorize* 处理; 剔除企业年平均从业人员数少于 8 人的观测值,地区销售额 500 万元的非国有企业; 利润率低于 0.1% 或者高于 99% 的企业; 根据一般公认会计准则(*GAAP*),本文还剔除了以下企业观测值: 流动资产超过总资产的企业; 固定资产高于总资产的企业; 固定资产净值高于总资产的企业; 成立时间无效的企业; 累计折旧小于本年折旧的企业。中国工业企业数据库中,个别年份缺失工业增加值数据,采用工业增加值=工业总产值(现价)-中间品投入+应交增值税的办法将数据补齐。

四、估计结果与分析

(一)基准回归结果

在估计式(18)时,为了控制潜在的序列相关和异方差问题,本文采用以城市聚类的稳健标准误。具体回归结果见表 1,列(1)只控制了地区固定效应和时间固定效应,结果说明开发区设立

^① 与 *DID* 基本模型的设定不同,本文模型中并未包括时间和地区因素变量,这是因为在多期倍差法中个体固定效应和时间固定效应已经能够捕捉这两项的效应。

加剧了地区资源错配程度。列(2)加入控制变量,估计结果依然为正且在1%的显著水平上通过了检验,系数大小相比列(1)略有变大。上述回归结果基本证实本文研究假说1,设立开发区的城市资源错配要高出未设立开发区城市的10%左右。同时,我们剔除了2006年以前成立开发区的城市,以专注研究2006年大规模设立开发区之后对地区资源错配的影响,结果表明2006年大规模设立开发区严重扭曲了市场资源配置,影响了地区资源错配程度,研究假说1再次得到论证。

对于“一市多区”的渐进式变化是否同样也能证实开发区设立加剧了地区资源错配程度的问题,本文将进一步采用连续的 DID 进行实证检验,具体回归结果见表1。列(5)和列(6)检验结果表明,一个城市拥有开发区的个数越多,资源错配程度越严重。不论城市有无受到开发区政策的冲击或者地区所受到开发区政策施行的强度如何,拥有“一市一区”或“一市多区”的城市都加剧了资源错配程度。

表1 基准回归

	被解释变量: $Resmis$ (企业生产率离散度)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
KFQ	0.0752*** (0.0435)	0.1018*** (0.0448)	0.0838* (0.0609)	0.1267** (0.0692)		
$KFQnumber$					0.0014* (0.0051)	0.0027** (0.0050)
Ped		0.1080** (0.0627)		0.0662 (0.0739)		0.1065** (0.0496)
SIR		-0.3439*** (0.1203)		-0.3988** (0.1799)		-0.3432** (0.1376)
TIV		0.2819*** (0.0607)		0.2856** (0.1177)		0.2829*** (0.0782)
Gov		-0.0513* (0.0292)		-0.0474 (0.0494)		-0.0492 (0.0313)
$Urban$		-0.1185** (0.0534)		-0.1418 (0.0920)		-0.1217** (0.0569)
$Pergdp$		-0.0657 (0.1048)		0.0084 (0.2803)		-0.0730 (0.1269)
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.1278	0.1608	0.1031	0.1322	0.1268	0.1587
观测值	2555	2267	1339	1147	2553	2266

注:括号中是以城市聚类的稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著;下表同。

(二)异质性分析

由于中国存在区域发展不平衡,各个城市的发展水平也千差万别,尤其从市场化程度来讲,东部城市的市场化水平远远高于西部城市,而市场化水平对市场配置资源有重要影响。鉴于此,本文拟用市场化程度异质性来分析开发区设立产业政策对地区资源错配的差异作用。具体通过划分东部城市、中部城市以及西部城市来识别不同市场化程度的异质性。

本文通过以西部城市为基准,分别比较西部城市与东、中部城市的开发区设立对地区资源错配影响的差异。具体结果见表2。列(1)和列(2)是东部地区与西部地区的开发区设立对资源错配的异质性分析。估计结果显示,西部城市的开发区与东部城市的开发区都显著加剧了地区资源错配程度,并且相对于东部城市,西部城市的开发区设立对资源错配的影响程度更大。同时中部城市和西部城市开发区设立对地区资源错配影响结果证实,西部城市开发区设立对地区资源错配程度影响较大。通过列(4)和列(2)的比较可以得出,东部城市的开发区设立与西部城市开发区的设立对地区资源错配程度影响的差异较大,而中部城市与西部城市开发区设立对资源错配影响差距相对较小。这进一步说明了在市场化程度低的西部地区设立开发区对地区资源错配产生了更强的影响。

经济发展较好的一线城市提前摆脱了传统条框的束缚,大胆尝试了制度创新,较高的制度

效率对于充分发挥市场配置资源有重要影响作用,其可以提供优质的公共产品和公共服务,能弥补“市场失灵”和“政府失灵”。鉴于此,本文拟从制度效率异质性的视角来分析开发区设立对地区资源错配影响的差异性。具体通过一线城市、二线城市以及三线城市来识别城市的制度效率情况,一线城市率先进行制度创新,因此制度发展相对完善,而三线城市的发展具有先天劣势,制度效率相对低下。具体的回归结果参见表3。

表2 市场化程度异质性分析

因变量: <i>Resmis</i>	东部城市与西部城市对比		中部城市与西部城市对比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>KFQ</i> × <i>Market1</i>	0.0888 [*] (0.0730)	0.1455 ^{**} (0.0967)		
<i>KFQ</i> × <i>Market2</i>			0.0645 ^{**} (0.0742)	0.1266 ^{***} (0.0932)
控制变量	<i>N</i>	<i>Y</i>	<i>N</i>	<i>Y</i>
时间固定效应	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
地区固定效应	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
<i>R</i> ²	0.1938	0.2290	0.1459	0.1834
观测值	1659	1420	1646	1425

表3 制度效率异质性分析

因变量: <i>Resmis</i>	一线城市与三线城市对比		二线城市与三线城市对比	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>KFQ</i> × <i>Market1</i>	0.1089 ^{***} (0.0749)	0.1092 ^{***} (0.0761)		
<i>KFQ</i> × <i>Market2</i>			0.1001 ^{**} (0.0747)	0.0964 ^{***} (0.0772)
控制变量	<i>N</i>	<i>Y</i>	<i>N</i>	<i>Y</i>
时间固定效应	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
地区固定效应	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
<i>R</i> ²	0.1303	0.1627	0.1248	0.1573
观测值	2339	2059	2231	1953

本文以三线城市为基准,比较不同级别城市设立开发区对地区资源错配的异质性影响。三线城市的制度效率较低,其设立开发区对于地区资源错配的影响程度更大,而一线城市的制度改革走在前列,制度对要素流动的阻碍相对较少,从而其设立开发区对于地区资源错配影响程度相比三线城市更小,这一点从列(1)和列(2)可以看出来。进一步研究发现,相比二线城市,三线城市的开发区设立对地区资源错配的影响程度更大,说明开发区设立对资源错配的影响受到城市自身因素的制约。总之,开发区设立造成了地区资源错配,制度效率的提高在一定程度上可以缓解决开发区设立对地区资源错配的政策冲击。

从已有关于开发区的文献来看,从开发区成长周期异质性角度研究地区产业结构升级(袁航和朱承亮,2018)的结果表明,成熟型开发区对产业结构高度化的量产生了重要影响,成长型开发区对产业结构高度化的量和产业结构合理化并不产生影响;也有从开发区成长周期异质性角度来研究企业规模的(李贵和吴利华,2018),发现初创期和成长期的开发区对企业规模扩张有显著促进作用,而成熟期开发区对企业规模扩张的影响并不显著。那么,开发区成长阶段对地区资源错配有无异质性影响呢?鉴于此,本文从开发区成长阶段异质性视角来分析开发区设立对地区资源错配的差异性影响。

在研究样本窗口期,把开发区成长阶段分三个层次:2001年以前成立的开发区定义为“成熟

型”；因为 2003 年国家开始对开发区进行全国范围的整改，为此本文把 2001 年到 2004 年成立的开发区定义为“成长型”，2004 年以后成立的开发区定义为“初创型”。具体的回归结果参见表 4。

通过对成熟型开发区、成长型开发区以及初创型开发区系数的对比发现，成熟型开发区对地区资源错配影响程度较小，成长型开发区对地区资源错配程度影响次之，而初创型开发区对地区资源错配程度影响最大。可能的原因在于，成熟开发区由于设立较早，基础设施比较完备，减少了运输成本，能够缓解开发区设立对地区资源错配的冲击。更为重要的是，成熟型开发区逐渐建立了市场选择机制，并非所有类型的企业都可以进入开发区。同时，成熟开发区信息传递也相对完全，不会对企业经营者产生预期。因此，成熟的开发区更不可能产生企业在开发区设厂，进而导致生产的空城现象。

表 4 开发区成长阶段异质性分析

因变量: <i>Resmis</i>	<i>MatureType</i>		<i>GrowingType</i>		<i>Start-upType</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>KFQ</i>	0.0330*(0.0634)	0.0390**(0.0671)	0.0853**(0.0989)	0.1371***(0.0977)	0.0956***(0.0688)	0.1586***(0.0802)
控制变量	<i>N</i>	<i>Y</i>	<i>N</i>	<i>Y</i>	<i>N</i>	<i>Y</i>
时间固定效应	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
地区固定效应	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
R^2	0.1324	0.1574	0.1724	0.2089	0.1751	0.1950
观测值	1096	1011	444	389	799	675

(三)稳健性检验

为了确保估计结果的稳定性和可靠性，本文从双重差分的平行趋势检验、地区时间反事实、政策排除、测量误差以及省级与时间一次和二次交互等方面进行稳健性检验。

(1)平行趋势检验。双重差分方法虽然能够很好地解决政策评估过程中联立方程引起的内生性问题，但平行趋势检验是双重差分方法的重要假设前提。由于省级开发区在研究窗口期中，基本都是在 2006 年设立的，开发区的集中设立有利于排除时间因素干扰，这也为平行趋势检验提供了前提。平行趋势的实质是在政策冲击之前，实验组和对照组具有共同趋势。具体估计结果见表 5。其中 Pre_1 假设开发区集中设立在 2005 年， Pre_2 假设开发区集中设立在 2004 年， $Post_0$ 表示开发区成立当年， $Post_1$ 表示开发区成立一年以后，以此类推。从前两列结果可以看出，在 2006 年以前实验组和对照组开发区的设立对地区资源错配的影响并不显著，而 2006 年及以后几年开发区设立对资源错配影响显著，满足了平行趋势假定。同时为了进一步检验平行趋势的稳定性，本文剔除 2001 年以前成立开发区的城市，见列(3)和列(4)，从回归系数可以发现，2006 年以前开发区变量对地区资源错配的影响程度并不显著；本文进一步只保留 2006 年设立开发区城市的样本，根据列(5)和列(6)开发区估计系数可以看出，2006 年以前开发区的实验组和对照组具有共同趋势，平行趋势检验具有稳健性。

(2)地区时间反事实检验。基准回归结果表明，开发区设立加剧了地区资源错配程度，这可能受到其他相关产业政策和经济发展战略的影响。为了检验估计结果的可靠性，需要对开发区的资源错配净效应进行反事实检验。本文剔除 2006 年以前拥有开发区的城市，对 2006 年以后设立开发区的城市以及未成立开发区的城市进行随机抽样，2006 年以后的时间变量设置为 1，2006 年以前的时间变量设置为 0，构建开发区设立的交互项，具体结果见表 6。列(1)和列(2)结果表明设立交互项对地区资源错配程度影响并不显著，说明在开发区设立以前，确实不存在开发区设立影响地区资源错配，这意味着实验组和控制组不存在其他系统性误差。为了进一步检

验地区反事实的可靠性,本文进一步在一直没有开发区设立的城市进行随机抽样,从列(3)和列(4)可以看出,开发区交互项对地区资源错配程度影响并不显著,证实了地区反事实的稳健性。此外,本文还将集中设立开发区的年份提前1年和提前2年,具体估计结果见列(5)至列(8),开发区设立对地区资源错配的影响并不显著,说明在未设立开发区时, *KFQ* 变量确实未对资源错配带来任何影响,不存在系统性误差。鉴于此,基准回归结果开发区加剧了地区资源错配是可靠的。

表5 平行趋势检验

	被解释变量: <i>Resmis</i> (企业生产率离散度)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Pre</i> ₅	0.0841(0.0269)	0.1502(0.0525)	0.0815(0.0869)	0.0941(0.0926)	0.0961(0.1477)	0.0678(0.1871)
<i>Pre</i> ₄	-0.0041(0.0278)	0.0809(0.0484)	-0.0753(0.1071)	-0.0462(0.1128)	-0.0154(0.1878)	-0.0896(0.2373)
<i>Pre</i> ₃	-0.0291(0.0378)	0.1461(0.0513)	-0.0016(0.1114)	0.0099(0.1246)	0.1426(0.1944)	0.2065(0.2456)
<i>Pre</i> ₂	-0.1171(0.0256)	0.0291(0.0348)	-0.0191(0.1022)	-0.0145(0.1099)	-0.0282(0.1607)	0.0252(0.1956)
<i>Pre</i> ₁	0.1591(0.0237)	-0.0242(0.0239)	-0.1130(0.1004)	-0.0695(0.1126)	-0.2311(0.1587)	-0.2952(0.1958)
<i>Post</i> ₀	0.0945 ^{**} (0.0397)	0.0017 ^{***} (0.0511)	0.0892 [*] (0.0853)	0.1247 ^{**} (0.0981)	0.0792 [*] (0.1451)	0.1215 ^{**} (0.1862)
<i>Post</i> ₁	0.1782 ^{***} (0.0274)	0.0736 ^{***} (0.0271)	0.2043 ^{**} (0.0893)	0.2523 ^{***} (0.0936)	0.0329 ^{**} (0.1621)	0.0094 ^{***} (0.1814)
<i>Post</i> ₂	0.2716 ^{***} (0.0312)	0.4046 ^{***} (0.0406)	0.0751 ^{***} (0.1217)	0.1061 ^{***} (0.1231)	0.1107 ^{***} (0.1386)	0.1997 ^{***} (0.1657)
控制变量	<i>N</i>	<i>Y</i>	<i>N</i>	<i>Y</i>	<i>N</i>	<i>Y</i>
时间固定效应	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
地区固定效应	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
<i>R</i> ²	0.1326	0.1781	0.1388	0.1838	0.1863	0.1131
观测值	2555	2267	1459	1256	791	667

表6 地区时间反事实

	被解释变量: <i>Resmis</i> (企业生产率离散度)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>KFQ</i> × <i>First</i>	0.0145(0.037)	0.0111(0.038)						
<i>KFQ</i> × <i>Second</i>			-0.0047(0.054)	-0.0006(0.059)				
<i>KFQ</i> ×2005					0.0018(0.030)	0.0005(0.031)		
<i>KFQ</i> ×2004							-0.0093(0.026)	-0.0043(0.027)
控制变量	<i>N</i>	<i>Y</i>	<i>N</i>	<i>Y</i>	<i>N</i>	<i>Y</i>	<i>N</i>	<i>Y</i>
时间固定效应	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
地区固定效应	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
<i>R</i> ²	0.1019	0.1239	0.1018	0.1292	0.1018	0.1292	0.1018	0.1292
观测值	1339	1147	1339	1147	1339	1147	1339	1147

(3)政策排除的稳健性检验。本文是采用省级开发区作为研究对象的,那么其他国家级开发区是否对研究结果也会产生一定影响呢,本节拟对国家级开发区的影响进行剔除,进一步研究省级开发区对地区资源错配的影响程度。具体回归结果见表7,列(1)和列(2)是剔除拥有国家级经开区城市的估计结果,说明在剔除国家经开区之后,基准回归结果依然成立,验证了研究假说1。为了排除国家级开发区的干扰,本文同时还剔出了拥有国家级高新区的城市进行研究,从列(3)和列(4)估计结果来看,其开发区估计系数显著为正,说明开发区的设立对地区市场资源配置都产生了扭曲,导致了资源错配程度加剧,基准回归结果是可信的。

(4)观测偏误的稳健性检验。在前文的回归模型估计中,使用某地区90%分位的企业生产

率与 10% 分位的企业生产率比值衡量地区资源错配程度, 本节拟改变地区资源错配的衡量方法进行测量偏误的稳健性检验。具体使用某地区企业生产率标准差衡量地区资源错配, 并使用某地区 85% 分位的企业生产率与 15% 分位的企业生产率比值再次衡量地区资源错配程度。表 7 列(5)和列(6)估计结果表明, 开发区对地区资源错配的正向作用依然显著, 这充分说明本文核心结论不受自变量的观测偏误所影响, 基准回归结果是稳健的。

(5)不受非观测因素影响的省级与时间一次、二次交互稳健性检验。现实中可能存在某些随时间、地点变化的因素难以观测到, 例如不同地区的地方政府异质性行为可能影响地区资源错配程度, 从而导致估计结果存在偏误。为此, 本文进一步控制了省份时间的固定效应, 具体实证结果见表 7。列(7)和列(8)的估计结果表明, 在控制省份、时间趋势以及地区控制变量的前提下, 开发区仍显著加剧了地区资源错配程度, 再次证明基准回归估计结果是稳健的。

表 7 政策排除、指标替换以及省级与时间交互稳健性检验

	剔除国家级经开区城市		剔除国家高新区城市		指标替换		省时间一次交互	时间二次交互
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>KFQ</i>	0.071*(0.043)	0.098**(0.047)	0.071*(0.045)	0.101**(0.049)	0.007**(0.026)	0.013**(0.036)	0.081*(0.048)	0.082*(0.048)
控制变量	<i>N</i>	<i>Y</i>	<i>N</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
时间固定效应	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
地区固定效应	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>	<i>Y</i>
<i>R</i> ²	0.1280	0.1623	0.1382	0.1758	0.6352	0.1263	0.2312	0.2312
观测值	2456	2168	2182	1910	2555	2267	2267	2267

五、影响机制检验

为了对上述影响渠道进行计量检验, 与既有文献类似本文构建了中介效应模型进行计量检验, 具体模型设定如下:

$$kuisunge_{ct} = \beta_0 + \beta_1 KFQ_{ct} + \beta_2 Z_{ct} + u_c + u_t + \varepsilon_{ct} \quad (19)$$

$$Resmis_{ct} = \beta_0 + \beta_1 KFQ_{ct} + \beta_2 kuisunge_{ct} + \beta_3 Z_{ct} + u_c + u_t + \varepsilon_{ct} \quad (20)$$

$$dfzffjz_{ct} = \beta_0 + \beta_1 KFQ_{ct} + \beta_2 Z_{ct} + u_c + u_t + \varepsilon_{ct} \quad (21)$$

$$Resmis_{ct} = \beta_0 + \beta_1 KFQ_{ct} + \beta_2 dfzffjz_{ct} + \beta_3 Z_{ct} + u_c + u_t + \varepsilon_{ct} \quad (22)$$

其中, 式(19)和式(20)是对低效率企业存活引起市场配置扭曲的机制检验, 式(21)和式(22)是对地方政府竞争引致的市场配置扭曲的机制检验。与前文类似, 下标 *c* 和 *t* 分别表示城市和时间, *kuisunge_{ct}* 代表城市 *c* 在第 *t* 时间的企业亏损数量, *dfzffjz_{ct}* 表示城市 *c* 在第 *t* 时间的地方政府竞争, *Resmis_{ct}* 表示城市 *c* 在第 *t* 时间的资源错配程度, *Z_{ct}* 表示地区控制变量, *u_c*、*u_t* 分别表示地区固定效应和时间固定效应, ε_{ct} 表示随机误差项。

表 8 汇报了开发区设立对地区资源错配的影响机制检验结果, 其中列(1)是以地区亏损企业个数为因变量, 开发区设立为自变量的估计检验, 列(2)汇报了以地区亏损企业个数为自变量的回归结果。本文发现开发区的土地优惠、政策补贴以及税收减免等政策相当于对低效率企业进行了融资预算软约束, 并在产品价格上进行了优惠反补, 这使其能在市场中继续生存, 严重扭曲了市场对资源的配置。结合列(1)和列(2)可以得出: 开发区设立导致了市场配置扭曲引起了地区资源错配, 其中一条重要的机制是开发区设立使得低效率企业仍可以在市场中存活, 验证了本文的研究假说 2。

表 8 影响机制检验

	<i>Kuisunge</i>	<i>Resmis</i>	<i>dfzjz</i>	<i>Resmis</i>	<i>Resmis</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>KFQ</i>	0.4903*** (0.3928)	0.1015*** (0.0474)	0.0305** (0.0169)	0.0922** (0.0492)	0.0919* (0.0492)
<i>kuisunge</i>		0.0013*** (0.0675)			0.0004*** (0.0667)
<i>dfzjz</i>				0.0053*** (0.0594)	0.0049*** (0.0595)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.3417	0.1609	0.1161	0.1583	0.1583
观测值	2272	2267	2244	2240	2240

表 8 中列(3)是以地方政府竞争为因变量,开发区为自变量的估计检验,列(4)是把地方政府竞争纳入基准模型进行实证检验。根据列(3)和列(4)的实证估计结果,本文发现开发区设立显著加剧了地方政府竞争,无论是开发区的一次创业形成的“产业孤岛”还是二次创业摒弃“产业孤岛”以及开发区所谋求的三次创业,开发区的设立都促进了地方政府竞争。结合列(3)和列(4)估计结果,本文得出,开发区设立导致了市场配置扭曲,进而引起了地区资源错配,第二个重要的传导机制是开发区设立加剧了地方竞争,导致了地区资源错配,再次验证了本文研究假说 2。列(5)把 *kuisunge* 和 *dfzjz* 两个变量同时加入基准回归模型中,开发区变量与基准回归结果相比显著性有明显下降,这表明地方政府竞争与低效率企业存活于市场是开发区设立引致市场配置扭曲,进而加剧地区资源错配的两个可能渠道。

无论是低效率企业未退出市场还是地方政府竞争,都是地方保护主义的重要体现。那么显而易见,开发区设立是否扭曲了地区投资结构而进一步引致市场对资源的配置扭曲呢?本文接下来将重点讨论开发区设立通过投资结构这条机制影响地区资源错配程度。

开发区设立通过地方政府的补贴政策,土地出让优惠以及融资便利等,形成了地方保护主义。地方政府以过度投资拉动经济增长会对资本市场投资产生明显的挤占,进而引起地区资源错配。本文通过各地区的企业投资加总数据衡量地区的投资结构,以地区企业的平均生产率为界限,将低于平均生产率的企业投资进行加总,再与地区所有企业投资的总和进行比较,以此衡量地区投资结构扭曲程度。

具体实证结果见表 9,列(1)以地区投资结构扭曲为因变量,开发区为自变量进行估计的结果。开发区设立的估计系数在 1% 水平上显著为正,说明开发区设立加剧了地区投资结构的扭曲程度。列(2)把投资结构扭曲变量纳入基准回归模型,结果表明开发区设立扭曲了市场对资源的配置,加剧了地区资源错配程度,而投资结构扭曲变量系数为正,说明地区投资结构扭曲造成了市场资源错配,并影响了地区资源错配程度。

表 9 影响机制检验 II

	投资结构扭曲	<i>Resmis</i>
	(1)	(2)
<i>KFQ</i>	0.1124*** (0.0478)	0.0514** (0.0569)
投资结构扭曲		0.4483** (0.0652)
控制变量	Y	Y
时间固定效应	Y	Y
地区固定效应	Y	Y
R^2	0.5673	0.2654
观测值	2272	2267

六、结论与启示

进入中国特色社会主义新时代,我国经济发展阶段由高速数量增长转向高质量发展,十九大报告指出“必须坚持质量第一、效益优先,以供给侧结构性改革为主线,推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革”。在新时代,如何提升经济增长质量是一个重要命题,而经济质量发展的关键在于在质的层面上提高全要素生产率,生产率的全面提高落脚点就是让资源充分配置,避免经济效率损失。

本文从开发区设立的视角系统研究了开发区产业政策如何扭曲市场资源配置从而加剧了地区资源错配程度。研究发现:①作为一项重要政策,地方政府的经济短视行为使得开发区已经背离设立政策的初衷,严重扭曲了市场对资源的配置,加剧了地区资源错配程度。②市场化水平和制度效率的提高有利于缓解开发区设立对地区资源错配的影响,并且成熟开发区相对于成长型和初创型开发区对地区资源错配的影响程度更弱。③通过中介效应模型进行影响机制检验发现,低效率企业未退出市场与地方政府竞争是开发区设立扭曲市场资源配置、加剧地区资源错配程度的重要机制。此外,无论是低效率企业未退出市场还是地方政府竞争,都是地方保护主义的重要体现。本文还进一步针对地区投资结构扭曲进行了影响机制检验,估计结果发现,开发区设立通过扩大了地区投资结构扭曲而加剧了地区资源错配程度。

本文的研究结论具有重要的政策启示:

(1)建立统一市场,减少地区投资结构扭曲。本文研究表明,开发区设立通过扭曲地区投资结构影响了地区资源错配,投资结构失衡是当前制约全面深化供给侧结构性改革的关键。要加快完善社会主义市场经济机制,健全产权制度和要素市场化配置机制。一方面政府应该转变职能,减少过度干预资源配置,以充分发挥市场配置资源的作用;另一方面地方政府应该加强经济合作,整合国内投资结构,避免形成地区投资结构扭曲。

(2)继续提高各地区的市场化水平。在市场完全竞争的条件下,生产要素可以自由流动,低效率企业会自动退出市场,高效率企业可以获得足够要素资源以扩大生产。然而,我们目前还处于转型阶段,市场扭曲广泛存在。一方面,政府应该加快建立产权制度,规避市场交易过程中的寻租行为;另一方面,进一步完善城乡之间和地区之间的社会保障体系,减少要素流动壁垒。

(3)提升各地区的制度效率,提高公共产品供给和公共服务质量。中央政府和地方政府应该厘清政府、市场和社会三者之间的关系,并大胆尝试制度创新,进而为企业提供良好的市场和制度环境。政府应鼓励社会组织参与特殊公共品的供给,以降低职能型社会组织门槛,提升公共品供给的整体效率。同时,提升公共服务质量,完善企业审批程序,为企业发展提供良好的制度环境。

主要参考文献:

- [1]程郁,陈雪.创新驱动的经济增长——高新区全要素生产率增长的分解[J].中国软科学,2013,(11):26-39.
- [2]江艇,孙鲲鹏,聂辉华.城市级别、全要素生产率和资源错配[J].管理世界,2018,(3):38-50,77.
- [3]李贲,吴利华.开发区设立与企业成长:异质性与机制研究[J].中国工业经济,2018,(4):79-97.
- [4]李力行,申广军.经济开发区、地区比较优势与产业结构调整[J].经济学(季刊),2015,(3):885-910.
- [5]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,(2):781-800.
- [6]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):

- [7]聂辉华,贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. 世界经济,2011,(7): 27-42.
- [8]王芃,武英涛. 能源产业市场扭曲与全要素生产率[J]. 经济研究,2014,(6): 142-155.
- [9]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,(4): 4-17.
- [10]杨本建,黄海珊. 城区人口密度、厚劳动力市场与开发区企业生产率[J]. 中国工业经济,2018,(8): 78-96.
- [11]杨继东,罗路宝. 产业政策、地区竞争与资源空间配置扭曲[J]. 中国工业经济,2018,(12): 5-22.
- [12]杨汝岱,朱诗娥. 产业政策、企业退出与区域生产效率演变[J]. 学术月刊,2018,(4): 33-45.
- [13]余泳泽,刘大勇,龚宇. 过犹不及事缓则圆: 地方经济增长目标约束与全要素生产率[J]. 管理世界,2019,(7): 26-42.
- [14]袁航,朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济,2018,(8): 60-77.
- [15]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.
- [16]周茂,陆毅,杜艳,等. 开发区设立与地区制造业升级[J]. 中国工业经济,2018,(3): 62-79.
- [17]Alder S, Shao L, Zilibotti F. Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities[J]. *Journal of Economic Growth*, 2016, 21(4): 305-349.
- [18]Audretsch D B, Santarelli E, Vivarelli M. Start-up size and industrial dynamics: Some evidence from Italian manufacturing[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 1999, 17(7): 965-983.
- [19]Bai C E, Du Y J, Tao Z G, et al. Local protectionism and regional specialization: Evidence from China's industries[J]. *Journal of International Economics*, 2004, 63(2): 397-417.
- [20]Bartelsman E, Scarpetta S, Schivardi F. Comparative analysis of firm demographics and survival: Evidence from micro-level sources in OECD countries[J]. *Industrial and Corporate Change*, 2005, 14(3): 365-391.
- [21]Busso M, Gregory J, Kline P. Assessing the incidence and efficiency of a prominent place based policy[J]. *The American Economic Review*, 2013, 103(2): 897-947.
- [22]Cefis E, Marsili O. Survivor: The role of innovation in firms' survival[J]. *Research Policy*, 2006, 35(5): 626-641.
- [23]Doms M, Bartelsman E J. Understanding Productivity: Lessons from longitudinal microdata[J]. *Journal of Economic Literature*, 2000, 38(3): 569-594.
- [24]Dosi G, Moschella D, Pugliese E. Productivity, market selection, and corporate growth: Comparative evidence across US and Europe[J]. *Small Business Economics*, 2015, 45(3): 643-672.
- [25]Fan C S, Wei X D. The law of one price: Evidence from the transitional economy of China[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(4): 682-697.
- [26]Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [27]Page S E. Path dependence[J]. *Quarterly Journal of Political Science*, 2006, 1(1): 87-115.
- [28]Schnier K E, Felthoven R G. Production efficiency and exit in rights-based fisheries[J]. *Land Economics*, 2013, 89(3): 538-557.
- [29]Sutton J. Gibrat's legacy[J]. *Journal of Economic Literature*, 1997, 35(1): 40-59.
- [30]Tsonas E G, Papadogonas T A. Firm exit and technical inefficiency[J]. *Empirical Economics*, 2006, 31(2): 535-548.
- [31]Vergne J P, Durand R. The missing link between the theory and empirics of path dependence: Conceptual clarification, testability issue, and methodological implications[J]. *Journal of Management Studies*, 2010, 47(4): 736-759.
- [32]Wang J. The economic impact of special economic zones: Evidence from Chinese municipalities[J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 101: 133-147.

Establishment of Development Zones and Mismatch of Regional Resources: Theoretical Mechanism and Empirical Identification

Bai Dongbei¹, Zhang Yingying², Tang Qingqing²

(1. School of Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China;

2. School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China)

Summary: Socialism with Chinese characteristics has entered a “new era”. Economic development is not biasedly pursuing speed growth but transforming to the improvement of quality. How to give full play to the market allocation of resources is the core driving force that determines the quality of China’s future economic growth. As a government-led important industrial policy, the establishment of development zones will undoubtedly have an important role in promoting local economic growth, but will the implementation of this policy distort the market allocation of resources and lead to resource mismatch? Existing literature is rarely covered.

This paper accurately measures the degree of regional resource mismatch from the perspective of enterprise productivity dispersion, based on the data of Chinese industrial enterprises from 2001 to 2009. Specifically, the degree of resource mismatch is measured by the ratio of the productivity of 90% quantile companies in the region to the productivity of 10% quantile companies. While using the data of China Development Zone Website to match the corresponding city by looking up the zip code, this paper aims to establish development zones as a quasi-natural experiment to evaluate the causal relationship between industrial policy and resource mismatch, and analyze its internal mechanism. The research finds that the establishment of development zones exacerbates the degree of regional resource mismatch by distorting market allocation. This conclusion steadily passes the parallel trend test, regional counterfactual test, time counterfactual test, policy exclusion test, measurement error test, etc. In the research process, through the division of eastern cities, central cities and western cities, to identify the heterogeneity of different marketization degrees, the research concludes that the level of marketization eases the policy impact of development zones on regional resource mismatch. Further identifying the institutional efficiency of cities in first-tier cities, second-tier cities, and third-tier cities, it is found in empirical analysis that institutional efficiency slows the impact of the establishment of development zones on regional resource mismatch. At the same time, “mature” development zones have less impact on regional resource mismatch than “growth” and “primary” development zones, while “primary” development zones have the most serious impact on regional resource mismatch. The impact mechanism test shows that the industrial policy set up by development zones will affect the degree of regional resource mismatch through low-efficiency enterprises not leaving the market, intensifying local government competition and distorting the investment structure of the capital market. By establishing a long-term mechanism for market supervision to reduce investment structure distortion, effectively improve the level of marketization, and improve the quality of public goods supply and public services, it is a policy shock to alleviate the mismatch of regional resources in development zones, and promote the effective path of China’s economy to high quality development.

Key words: development zones; distortion of market allocation; productivity dispersion; DID method

(责任编辑 石头)