



北京大学新结构经济学研究院
Institute of New Structural Economics

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

No.C2018005

2018-1-31

区域产业政策与企业生产率¹

林毅夫²，向为³，余淼杰⁴，

摘 要

使用 2000-2005 年中国规模以上工业企业数据库与国家级经济开发区数据，本文发现，平均而言，国家级经济开发区对企业全要素生产率存在积极影响。经济开发区内企业的“生产率溢价”并非由政府挑选高生产率企业所致。经济开发区主要通过提供更好的政策环境（更低税收）提升企业生产率。基于企业生产率视角，经济开发区内的集聚效应并不明显。经济开发区对企业资本积累亦存在正向作用。此外，我们还发现经济开发区存在正向溢出效应。

关键词 产业政策，经济开发区，企业生产率

JEL 分类： L5， 01， 02

¹ 本研究报告于“庆祝林毅夫教授回国任教 30 周年学术研讨会”，感谢研讨会参与者对本文的宝贵建议。

² 林毅夫，新结构经济学研究中心，南南合作与发展学院，国家发展研究院，北京大学，颐和园路 5 号，100871。电话：+86-10-6275-7375。邮箱：justinlin@nsd.pku.edu.cn。

³ 向为，北京大学国家发展研究院，邮政编码：100871，电子邮箱：xiangwei@pku.edu.cn。

⁴ 余淼杰，通讯作者，北京大学国家发展研究院，邮政编码：100871，电子邮箱：mjyu@nsd.pku.edu.cn。

一、引言

自上世纪八十年代以来,中国企业生产率迅猛提升,经济增速耀眼。大量文献记述产业政策促进企业优异表现,提振中国经济(Wei, 1993; Wang, 2013; Aghion et al., 2015; Alder et al., 2016)。众多产业政策中,经济开发区作为一种典型的区域产业政策,在区域经济发展过程中扮演举足轻重的角色。诸如深圳特区与浦东新区等经济开发区在过去三十年极大推动地方经济增长(Alder et al., 2016)。然而,经济开发区的反对者指出,这一产业政策可能造成开发区内资源与经济活动集中,开发区外资源缺失,从而使得开发区外经济活动与表现遭受负面影响,催生“以邻为壑”效应。换言之,在给定地域内,经济开发区对开发区内经济影响积极,对开发区外经济活动造成消极影响。因此,经济开发区对于地方经济增长的总体影响究竟更积极亦或更消极成为一个有待实证检验的问题。与以往文献关注地区宏观加总变量不同,本文基于企业生产率视角,研究国家级经济开发区与企业生产率的关联,对理解经济开发区对经济发展的影响做出贡献。通过估计经济开发区对于企业生产率的影响,本文亦为国内空前激烈的产业政策辩论提供新证据。

经济开发区是一个国家或地区为促进当地经济发展在交通便利之处设立的一片区域,在经济开发区内,政策环境与行政手段与其它区域不同。早期中国缺乏生产经营和管理经验,设立经济开发区,一方面吸引国外投资,一方面引入先进管理制度。经济开发区内企业享受多重优惠政策,主要包括税收政策,土地使用优惠和私有产权保护等等。其中,最直接的莫过于税收优惠政策。在经济开发区内的外商投资企业在最初两年享受税收豁免,此后三年所得税率仅为 7.5%,之后享受 15%企业所得税率。与此同时,经济开发区外外资企业所得税率为 33%,国有企业税率更是高达 55%。若以行政级别划分,中国经济开发区包含国家级和省级两类。余淼杰等(2017)指出,国家级经济开发区和省级经济开发区差别显著。首先,对部分省级开发区,区内外政策无明显差异,且区内企业稀少。其次,国家级经济开发区适用优惠政策相似,不同省级经济开发区之间政策参差。Alder et al. (2016)发现省级经济开发区对地方经济发展几无影响。由于省级经济开发区间可比性较低,质量差异较大,因此本文以国家级经济开发区作为区域产业政策的抓手,研究其对企业生产表现的影响。

使用 2000-2005 年中国规模以上工业企业数据库与国家级经济开发区地理信息,本文识别企业是否位于经济开发区中,并估计企业全要素生产率。估计企业全要素生产率的传统方法是计算“索洛残差”,然而 Olley and Pakes (1996)指出,唯有生产率较高的企业才会继续生产经营,而生产率较低的企业将退出市场,故而可观测样本的选择并非随机,因此这一传统估计方法存在选择偏误。同时,由于企业通常同时决定企业投入与产出,因此通过计算“索洛残差”估计企业生产率还会带来选择偏误。为克服同步偏误与选择偏误,我们遵循 Brandt et al. (2012)和 Yu (2015)的做法,使用扩展的 Olley-Pakes (OP)方法估计企业生产率。然而,使用扩展的 OP 方法估计企业生产率也有其局限性。该估计方法假设资本投入比劳动投入对于生产率冲击的影响更敏感,但这与中国的实际情形不符(Yu, 2015)。为解决这一问题,我们使用系统 GMM (System GMM)方法(Blundell and Bond, 1998)和 Levinsohn-Petrin (2003) (LP)方法估计企业生产率,并以此作为可供替代 OP 生产率的被解释变量。在使用系统 GMM 估计企业全要素生产率时,我们控制企业税金以克服由于经济开发区内外税收不同造成的企业生产率估算结果差异。Fernandes (2007)指出,系统 GMM 所估计的企业生产率除解决了同步偏误与选择偏误外,还可以克服企业生产率估计过程中的序列相关性,我们以此作为实证研究的主要被解释变量。最后,我们使用扩展的 OP 方法和 LP 方法所估计的企业生产率进行稳健性检验。

在本文实证部分中,我们首先检验经济开发区对企业生产率的平均影响,并排除政府主

动挑选高生产率企业进入经济开发区这一可能。其次，为克服内生性问题，我们使用工具变量回归研究经济开发区对企业生产率的影响。第三，我们探究经济开发区对企业生产率的影响机制，讨论政策环境是否能够解释经济开发区内企业生产率溢价，并探究经济开发区是否存在集聚效应。此外，我们还研究经济开发区是否对企业资本积累存在促进作用。最后，我们检验经济开发区是否对其周边企业存在溢出效应。

为估计经济开发区对企业生产率的影响，在控制一系列企业特征与时变异质性后，我们将企业生产率对经济开发区哑变量（企业位于经开区内则哑变量取值为1）回归。由于国家级经济开发区的设立既属于产业政策又属于区域政策，为区分其它产业政策和区域政策与经济开发区对企业生产率的影响，我们控制行业-年份⁵固定效应与城市-年份固定效应，从而排除其它产业政策与区域政策的干扰。我们发现，平均而言，国家级经济开发区对企业全要素生产率存在提升作用。一个自然的疑问是，经济开发区内的生产率溢价是否是由政府挑选高生产率企业进入经济开发区所致？为排除这一可能，我们对企业进入经济开发区前的年份施加“伪冲击”以进行安慰剂检验。实证结果显示，经济开发区内企业的生产率溢价并非由政府挑选高生产率企业所致。进一步，我们发现，经济开发区主要通过提供更好的政策环境（更低税收）提升企业生产率。我们分两步说明政策环境对于企业生产率的提升作用。首先，我们证明税金越低，企业全要素生产率越高。其次，我们证明经济开发区中企业平均税金低于区外企业。为进一步检验这一结论，并使企业税金与企业位置对企业生产率的影响具有可比性，我们将企业生产率对数对经济开发区哑变量，企业税金和两者交叉项做工具变量回归。所得结论与“两步法”所得一致。

一些文献指出，设立经济开发区的一个目的是催生企业集聚效应（Kline and Moretti, 2013; Combes and Gobillon, 2015）。然而，Martin et al. (待出版) 考察法国企业并指出，若企业间可形成集聚效应，那么企业会自发形成集群，在人为形成的集群中则未必会存集聚效应。本文实证结果表明，从企业生产率的视角出发，经济开发区内的集聚效应在统计与数值意义上均不显著，这与 Martin et al. (待出版) 的发现一致。⁶溢出效应是经济开发区研究的重点，既有文献表明经济开发区的设立可能产生“以邻为壑”效应，也即对经济开发区的周边企业产生消极影响（相关综述见 Neumark and Simpson, 2015），也可能对周边地区无影响（Neumark and Kolko, 2010）。本文实证结果发现经济开发区对周边企业生产率有积极作用，也即经济开发区存在正向溢出效应，这与 Alder et al. (2016) 的发现一致。

由于经济开发区的选址与设立可能存在一定内生性问题，比如国家级经济开发区通常设立在经济基础较好的地区，率先兴起于沿海城市，这些地区的企业生产效率可能本就高于其它地区企业。这一内生性问题是既有文献中悬而未决的一大挑战。文献通常的处理方法是选取内陆地区子样本进行回归，检验实证结果稳健性（Wang, 2013; Alder et al., 2016）。Lu et al. (2015) 试图采用断点回归解决内生性问题，然而这使得其研究只能考察经济开发区边界附近的企业。本文另辟蹊径，使用经济开发区内（以及地级市或直辖市行政区内经济开发区外）企业到高速公路的对数距离倒数的最小值作为经济开发区哑变量的工具变量，以解决内生性问题。选择该工具变量的合理性在于，政府通常选择在交通基础设施附近建立经济开发区，而企业所在区域到高速公路的对数距离倒数的最小值对该区域内企业生产率没有系统影响。

本文与区域产业政策的宏观与微观影响这一类研究相关但有所区别。首先，既往文献大多关注区域产业政策对地区经济宏观指标的影响。选取地区宏观指标作为研究对象，常常引入加总偏误。与以往研究聚焦地区加总层面变量不同，本文聚焦企业生产率，使用微观数据避免引入加总偏误。着眼于企业，还可以更为细致地检验政策对微观决策单元的影响。已有

⁵ 行业为国民经济行业分类（CIC）4 位码行业。

⁶ 王永进和张国峰（2016）发现集聚效应只在经济开发区成立初期显现，在后期较弱。

丰富文献发现经济开发区对地区层面就业率,投资,企业市场进入和工资等存在积极影响 (Criscuolo et al. 2012; Busso et al. 2013; Kline and Moretti, 2013; Martin et al. 2011)。然而,由于政策对实施地区的积极影响被政策对周边区域的“以邻为壑”效应抵消,区域产业政策对于加总层面生产率的影响众说纷纭。本文使用微观数据,更为直接地研究区域产业政策是否对企业生产率存在影响以及影响机制。此外,既有文献发现经济开发区对周边地区存在溢出效应 (Criscuolo et al. 2012; Neumark and Kolko, 2010; Martin et al. 2011; Kline and Moretti, 2013; Greenstone et al., 2012; Briant et al., 2015; Devereux et al. 2007)。同样地,与这些着眼于宏观加总变量的文献不同,本研究从企业生产率视角出发,探究经济开发区对周边微观个体的溢出效应。本研究还与对中国经济开发区评估的研究相关 (Wei, 1993; Head and Ries, 1996; Cheng and Kwan, 2000; Demurger et al., 2002; Jones et al. 2003; Wang, 2013; Lu et al., 2015), 相关文献同样大多考察中国经济开发区对宏观变量的影响。⁷

综上所述,本文贡献有三。第一,据我们所知,本文是第一篇使用微观数据与严格计量方法探究区域产业政策对企业生产率影响及其影响机制的论文。基于企业全要素生产率视角,本研究丰富细化对于区域产业政策效应的理解。第二,着眼于企业这一微观决策单元的表现,本文为评估中国国家级经济开发区效果提供全新思路。最后,本文对解决关于经济开发区区实证研究中历来存在的内生性问题做出一定贡献。

本文后续安排如下,第二部分介绍研究所使用数据,第三部分描述实证策略并报告实证结果,第四部分总结全文。

二、数据

本文采用中国规模以上工业企业数据库和《中国开发区审核公告目录(2006年版)》两套数据。

(一) 企业层面数据

规模以上工业企业数据库为中国国家统计局的调查数据,本文所用样本时间跨度为2000年至2005年。该数据库包含我国所有国有企业和年主营业务收入超过500万元的非国有工业企业的年度信息,涵盖29个国民经济行业分类⁸制造业行业。该数据包括企业财务报表,企业所有制,销售,邮编和地址等详细信息。

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和进行实证研究前需清理异常值。依照Cai and Liu (2009)和Yu (2015),我们根据以下原则清理数据。首先,我们删去缺失关键变量(出口交货值,从业人数,企业投资和所在省份)的数据。其次,我们按照Brandt et al. (2012)的做法,将员工数小于8的企业从数据库中剔除。依照Feenstra et al. (2014),我们遵循一般公认会计原则(Generally Accepted Accounting Principles),剔除出现以下情况的样本:流动资产大于总资产;固定总资产大于总资产;固定资产净值大于总资产;企业编号缺失;或企业建立时间无效(如开业月份早于1月或晚于12月)。

(二) 经济开发区数据

国家级经济开发区数据来自国家发展和改革委员会、国土资源部和建设部联合发布的

⁷ 余淼杰等(2017)是一个例外。然而,研究只着眼于出口企业,结论有失一般性。此外,研究也没有探讨经济开发区对企业生产率的影响机制。

⁸ CIC2位码。

《中国开发区审核公告目录（2006年版）》。该数据记录官方认可的国家级开发区信息，其中包括开发区名称，类型，批准机关，批准时间以及核准面积等信息。这一公告目录是关于中国开发区的权威官方文件，既往相关研究大多以此作为重要数据来源。⁹

由于本文重点关注国家级经济开发区对于企业生产率的影响，因此我们使用公告目录计算 2000-2005 年，各个地级市和直辖市的行政区内国家级经济开发区的数量。此外，为匹配中国规模以上工业企业数据库与中国开发区审核公告目录，我们还搜集整理开发区邮政编码，地址以及开发区所在地级市或直辖市行政区的身份证号前六位等信息。

（三）开发区企业识别

为计算 2000-2005 年期间，企业所在城市的国家级开发区数量，并识别企业是否位于经济开发区内，我们使用企业所在地身份证号前四位码与企业所在地级市匹配，对于位于直辖市的企业，使用身份证号前六位码确定企业所在行政区。部分开发区面积较大，对应多个邮政编码，若企业的邮政编码与其中一个邮政编码对应，则认为该企业位于开发区内。由此，我们用身份证号信息确定企业所在地级市或直辖市行政区内国家级经济开发区的数量，用邮政编码识别企业是否位于经济开发区内。

（四）关键变量

关键变量描述性统计见表 1。

1. 企业全要素生产率

遵循文献标准做法，我们使用扩展的 Olley and Pakes (1996) 方法估计企业全要素生产率 (Amiti and Konings, 2007; Yu, 2015)。传统方法使用“索洛残差”估计全要素生产率，然而使用这一方法估计企业全要素生产率会引入“选择偏误”与“同步偏误”。低生产率企业在竞争中被市场淘汰，唯有生产率较高的企业继续经营生产，因此用于计算“索洛残差”的样本不具有随机性，从而使得企业生产率估计有偏。此外，当面临可见的生产率冲击，企业会相应调整投入决策，并决定产出水平，因此使企业全要素生产率对企业投入决策存在反向因果影响，故而使用索洛残差估计企业全要素生产率无法避免同步偏误。为解决这些问题，Olley and Pakes (1996) 提出一种半参估计方法，后续研究在此方法基础上做出修正和扩展以估计不同条件下的企业全要素生产率 (De Loecker, 2011, 2013; De Loecker et al., 2016)。在本文中，我们使用 Yu (2015) 提供的适用于中国企业的扩展的 OP 方法，计算企业全要素生产率。首先，考虑到同一行业中加工与非加工企业的技术选择可能不同，我们在估计生产率过程中对两种企业加以区分。其次，为剔除价格因素对生产率估计的影响，我们遵循既往文献的做法，采用行业层面出厂价格计算企业产量水平。第三，2003 年中国加入 WTO 这一事件对企业而言是重要冲击，由于研究所用样本时期为 2000-2005 年，因此，我们在企业投资决策方程中加入 WTO 哑变量。最后，我们根据永续盘存法计算企业固定资产与固定资产投资，使用工业企业数据库的实际折旧额而非主观设定折旧率作为企业固定资产折旧。

扩展的 OP 方法有效解决了传统“索洛残差法”存在的两种偏误。然而，这一方法假设资本投入比劳动投入对于生产率冲击的影响更敏感，与中国的实际情形不符。由于中国是劳动力丰富型国家，企业面对生产冲击更可能调整期劳动投入而非资本投入 (Yu, 2015)。为了刻画其它投入要素的动态变化，我们使用 Blundell and Bond (1998) 提出的系统 GMM (system GMM) 方法估计企业生产率。该方法认为全要素生产率受当期和过去投入的影响，劳动力和中间品与资本投入一样都是内生决定，因此能避免生产率估计过程中的序列相关问题。由于用系统 GMM 方法除在解决“同步偏误”和“选择偏误”问题外，还可避免生产率估计过程中的序列相关问题，我们以这一估计方法估算的企业全要素生产率作为主要被解释变

⁹ 如 Wang (2013)。

量。此外，在使用系统 GMM 估计企业全要素生产率时，我们控制企业税金以克服由于经济开发区内外税收不同造成的企业生产率估算结果差异。同时，我们以使用扩展的 OP 方法和 LP 方法所估算的企业生产率作为被解释变量进行稳健性检验。

2. 企业是否位于经济开发区

我们通过匹配企业邮政编码和开发区的邮政编码识别企业是否位于经济开发区内。具体而言，企业在经济开发区内为一哑变量（下称经济开发区哑变量），若企业位于经济开发区内，则哑变量取值为 1，否则取值为 0。

3. 企业税金

为探究经济开发区对企业生产率的影响机制，我们考察经济开发区内外企业所面临的政策环境。我们使用规模以上工业企业数据库中提供的企业税金数据度量企业所面临的政策环境。结合企业是否位于经济开发区内，我们检验企业所面临的政策环境对企业生产率的影响。具体而言，我们使用企业税金加 1 的自然对数作为回归变量。

4. 经济开发区内企业数量

为检验国家级经济开发区内是否存在集聚效应，我们计算经济开发区内企业数量，并考察经济开发区内企业数量是否对企业生产率存在影响以及存在何种影响。

5. 企业周边经济开发区数量

本文还研究经济开发区对区外企业是否存在溢出效应。为此，我们根据《中国开发区审核公告目录（2006 版）》提供的信息，通过匹配企业所在地与企业所在地级市身份证号前四位码获得地级市所拥有的国家级经济开发区的数量。对于位于直辖市行政区的企业，通过匹配其所在地与直辖市行政区身份证前六位码获得行政区内国家级经济开发区的总数。若企业不在经济开发区中，企业周边经济开发区的数量等于其所在地级市或直辖市行政区内经济开发区的数量。若企业位于经济开发区内，则其周边经济开发区数量为其所在地级市或直辖市行政区内经济开发区总数减 1。通过研究企业生产率与企业周边经济开发区数量的关系，我们可以了解经济开发区是否存在以及存在何种溢出效应。

6. 其它控制变量

Yu(2015)指出，纯出口企业和纯内销企业采用不同技术，企业规模和所有制也对企业技术选择存在影响。因此，研究主要涉及的控制变量包括企业是否为纯出口企业哑变量，企业是否为纯内销企业哑变量，企业规模（用企业销售额度量），企业是否为国有企业哑变量和企业是否为外商投资企业哑变量。

7. 工具变量

我们根据 Liu, Sheng and Yu (2017)的做法，计算企业到距离其最近高速公路距离对数的倒数，以经济开发区内（以及地级市或直辖市行政区内经济开发区外）企业到高速公路的对数距离倒数的最小值作为经济开发区哑变量的工具变量来解决内生性问题。

表 1 描述性统计

	2000			2001			2002		
	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差
ln 企业生产率 (GMM)	25,159	-0.112	0.282	24,884	-0.104	0.272	32,116	-0.0982	0.268
经开区内 (是=1)	25,159	0.0768	0.266	24,884	0.0795	0.271	32,116	0.0756	0.264
经开区内企业数量	25,159	1.408	7.057	24,884	1.397	7.314	32,116	1.603	8.726
企业周围经开区数量	25,159	1.448	1.857	24,884	1.481	1.875	32,116	1.535	1.94
1/ln 企业距高速公路距离	24,172	-2.389	1.441	24,150	-2.486	1.468	31,474	-2.369	1.478
ln (1+企业税金)	25,142	2.260	2.380	24,870	2.424	2.330	32,099	2.368	2.300
	2003			2004			2005		
	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差

ln 企业生产率 (GMM)	65,752	-0.089	0.345	72,503	-0.0579	0.346	128,628	-0.0122	0.34
经开区内 (是=1)	65,752	0.0783	0.269	72,503	0.0845	0.278	128,628	0.0823	0.275
经开区内企业数量	65,752	3.518	17.86	72,503	4.271	21.36	128,628	5.867	28.83
企业周围经开区数量	65,752	1.654	2.038	72,503	1.791	2.242	128,628	2.124	2.702
1/ln 企业距高速公路距离	64,122	-2.361	1.501	72,015	-2.237	1.477	127,846	-1.826	1.38
ln (1+企业税金)	65,739	2.387	2.279	72,646	2.758	2.171	128,605	2.618	2.216

数据来源：使用中国规模以上工业企业数据库 2000-2005 年与《中国开发区审核公告目录（2006 年版）》，经过作者计算得到。

三、实证模型与估计结果

本节首先考察国家级经济开发区对企业生产率的平均影响，其次探究国家级经济开发区对企业生产率的影响机制，最后检验国家级经济开发区是否存在溢出效应。

（一）基准回归

为研究国家级经济开发区对企业生产率的影响，我们设定如下基准回归方程：

$$\ln TFP_{ijct} = \alpha + \beta \times SEZ_{it} + X_{it}\theta + \tau_i + \lambda_t + \gamma_{jt} + \phi_{ct} + \epsilon_{it},$$

其中， TFP_{ijct} 表示位于城市 c 属于行业 j 的企业 i 在 t 年的全要素生产率； SEZ_{it} 表示企业 i 在 t 年是否位于经济开发区内哑变量（经济开发区哑变量），若企业位于经济开发区内则取值为 1，否则取值为 0； τ_i 代表企业固定效应； λ_t 代表年份固定效应； X_{it} 表示一系列控制表变量，包括企业是否为纯出口企业哑变量，企业是否为纯内销企业哑变量，企业规模，企业是否为外商投资企业哑变量，企业是否为国有企业哑变量等； ϵ_{it} 为服从标准正态分布的随机误差项。

由于国家级经济开发区既属于产业政策，也属于区域政策，为了避免遗漏变量偏误，区分同类产业和区域政策对企业生产率的影响，我们还控制了行业-年份固定效应 γ_{jt} 和城市-年份固定效应 ϕ_{ct} 。

基准回归方程的结果在表 2 中报告。表 2 中的被解释变量为企业全要素生产率¹⁰，第（1）至（3）列报告未控制企业和年份固定效应的基础回归结果，第（4）至（6）列进一步控制企业和年份固定效应。第（1）列中，我们直接将企业全要素生产率对经济开发区哑变量做回归，回归结果表明，国家级经济开发区对企业全要素生产率存在正向显著影响。第（2）列中，为排除随时间变化的产业政策和地方政策对企业生产率的影响，我们进一步控制行业固定效应，城市固定效应，行业-年份固定效应和城市-年份固定效应，正向影响依然存在且显著。Yu（2015）指出，纯出口和纯内销企业可能采取不同的生产技术，因此，在第（3）列中，我们控制纯出口企业哑变量和纯内销企业哑变量，回归结果显示经济开发区对企业生产率的正向显著影响依然稳健。若回归中遗漏企业层面不随时间变化的变量，估计结果将出现偏误，因此第（4）至（6）列中我们进一步控制企业固定效应和年份固定效应。第（4）列中，在控制企业和年份固定效应后，国家级经济开发区对企业全要素生产率的影响依然为正且显著，影响大小相比基础回归略有减小。第（5）列控制行业-年份固定效应和城市-年份固定效应以排除时变产业和地方政府的影响，正向影响依然显著，且大小与第（4）列报告结果相近。第（6）列在第（5）列基础上进一步控制纯出口企业哑变量和纯内销企业哑变量，估计结果仍然稳健。

表 2 基准回归

¹⁰ 若无特殊说明，回归中的企业生产率指使用系统 GMM 方法所估计的企业全要素生产率的对数。

因变量：企业生产率	简单最小二乘			更多固定效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
经开区内（是=1）	0.044*** (17.03)	0.038*** (12.92)	0.040*** (13.75)	0.019* (1.79)	0.021** (2.07)	0.021** (2.05)
纯出口哑变量	否	否	是	否	否	是
纯内销哑变量	否	否	是	否	否	是
企业固定效应	否	否	否	是	是	是
年份固定效应	否	否	否	是	是	是
行业固定效应	否	是	是	否	-	-
城市固定效应	否	是	是	否	-	-
行业-年份固定效应	否	是	是	否	是	是
城市-年份固定效应	否	是	是	否	是	是
样本量	349,042	349,042	349,042	349,042	349,042	349,042
R 平方	0.001	0.261	0.263	0.000	0.081	0.082

注：被解释变量为使用系统 GMM 估计的企业全要素生产率对数。第（1）至（3）列未控制企业和年份固定效应，第（4）至（6）列控制企业和年份固定效应。标准误聚类于企业层面，标准误聚类于企业层面，括号中显示稳健 t 统计量。显著程度为*** 1%，** 5%和 * 10%。

（二）稳健性

由于企业特性对企业生产率亦可能存在一定影响，如规模较大的企业生产率更高，国有企业生产率较低（Chen et al., 2017）等，因此我们需要进一步控制企业特性，考察回归结果稳健性。为此，我们加入更多企业层面控制变量。稳健性检验的回归结果在表 3 中报告。表 3 中被解释变量为使用系统 GMM 估计的企业全要素生产率对数。第（1）列中，在控制企业和年份双向固定效应，行业-年份和城市-年份固定效应，纯出口企业哑变量和纯内销企业哑变量基础上，进一步控制企业规模（企业销售对数）。与表 2 第（6）列相比，加入这一控制变量几乎未改变经济开发区对企业生产率影响的大小及显著性。在第（2）和第（3）列中，我们又控制了外商投资企业哑变量和国有企业哑变量，主要回归结果几乎没有变化，经济开发区对企业生产率的影响十分稳健。

表 3 稳健性检验

因变量：企业生产率	(1)	(2)	(3)
经开区内（是=1）	0.021** (2.06)	0.021** (2.06)	0.021** (2.07)
ln 销售	0.021*** (9.47)	0.021*** (9.47)	0.021*** (9.47)
外资企业（是=1）		-0.002 (-0.24)	-0.002 (-0.23)
国有企业（是=1）			0.009 (1.58)
纯出口哑变量	是	是	是
纯内销哑变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是

样本量	349,005	349,005	349,005
R 平方	0.083	0.083	0.083

注：被解释变量为使用系统 GMM 估计的企业全要素生产率的对数。标准误聚类于企业层面，括号中显示稳健 t 统计量。显著程度为*** 1%，** 5%和 * 10%。

（三）安慰剂检验

稳健的回归结果表明，国家级经济开发区对企业全要素生产率存在显著正向影响，然而，一个潜在的挑战是，这一正向影响是否仅仅反映生产率更高的企业被选入经济开发区内，而非国家级经济开发区使企业全要素生产率提升？为了排除这一可能性，我们进行与 Alder et al. (2016) 类似的安慰剂检验。具体而言，我们构建企业进入经济开发区企业前一年，企业进入经济开发区当年，和企业进入经济开发区之后年份三个哑变量。若生产率更高的企业被有选择性地挑入经济开发区，那么若以企业全要素生产率为被解释变量，企业进入经济开发区前一年这一哑变量的系数应该显著为正，否则，企业进入经济开发区之后年份的哑变量应显著为正，而其余两个年份哑变量系数应不显著。此外，我们需要剔除在样本时间范围内自始至终都位于经济开发区内的企业。安慰剂检验的结果在表 4 中呈现。表 4 中的被解释变量为企业生产率。表 4 第（1）列中，在控制年份固定效应，纯出口企业和纯内销企业哑变量后，企业进入经开区前一年和企业进入经开区当年这两个哑变量的系数在统计意义上均不显著，这说明，国家级经济开发区设立过程中并没有主动将生产率较高的企业挑选进区内。更重要的是，在第（1）列中，企业进入经济开发区以后的年份哑变量的系数显著为正，这说明国家级经济开发区确实存在对企业生产率的促进作用。在第（2）列中，我们在第（1）列的基础上又控制了企业规模，第（3）列在第（2）列基础上控制了外商投资企业哑变量，第（4）列进一步控制国有企业哑变量，企业进入经济开发区以后的年份哑变量系数均显著为正且大小接近，回归结果稳健显示国家级经济开发区对企业生产率的显著提升作用。

表 4 安慰剂检验

因变量：企业生产率	(1)	(2)	(3)	(4)
进入经开区前一年（是=1）	-0.004 (-0.17)	-0.008 (-0.31)	-0.008 (-0.32)	-0.008 (-0.32)
进入经开区年份（是=1）	0.023 (0.96)	0.017 (0.70)	0.016 (0.68)	0.016 (0.68)
进入经开区以后年份（是=1）	0.046** (2.16)	0.039* (1.85)	0.039* (1.83)	0.039* (1.83)
ln 销售		0.029*** (14.73)	0.029*** (14.70)	0.029*** (14.69)
外资企业（是=1）			0.011 (1.51)	0.011 (1.51)
国有企业（是=1）				0.003 (0.43)
纯出口哑变量	是	是	是	是
纯内销哑变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	348,191	348,154	348,154	348,154
R 平方	0.001	0.002	0.002	0.002

注：被解释变量为使用系统 GMM 估计的企业全要素生产率对数。标准误聚类于企业层面，括号中显示稳健 t 统计量。显著程度为*** 1%，** 5%和 * 10%。

(四) 内生性问题

如前文所述,国家级经济开发区率先在沿海经济发展基础较好的城市兴起,而这些地方的企业可能本就生产率较高,或者这些地方营商环境改善态势较好,有利于企业生产经营。虽然前一部分的安慰剂检验已经排除了高生产率企业被选入经济开发区的可能,然而依然不能完全克服国家级经济开发区选址内生性所带来的估计偏误。为解决这一内生性问题,我们使用经济开发区内(以及地级市或直辖市行政区内经济开发区外)的企业到高速公路的对数距离倒数的最小值作为经济开发区哑变量的工具变量。选择该工具变量的合理性在于,政府通常选择在交通基础设施附近建立经济开发区,而企业所在区域到高速公路距离最小值对企业生产率没有系统影响。

表 5 报告了工具变量回归的结果。在表 5 中,所有列均控制了企业规模,企业固定效应,年份固定效应,纯出口企业哑变量和纯内销企业哑变量。在所有列中,Kleibergen-Paap Wald 统计量和 Kleibergen-Paap LM 统计量均接近 500,说明在第一阶段回归中,工具变量与原变量具有较高相关性,不存在弱工具变量问题,且工具变量不存在过度识别问题。在加入一系列控制变量和固定效应后,第(1)列的第二阶段回归结果表明国家级经济开发区对企业生产率影响显著为正。与基准回归相比,关键变量系数大小变大,这说明,总体而言,企业生产率与经济开发区哑变量之间不存在相互促进反向因果问题,否则关键变量系数绝对值应下降。这与安慰剂检验所得出的结论一致。由此可知,包括遗漏变量偏误在内的其它偏误是造成内生性的主要原因。若不克服内生性问题,则经济开发区对企业生产率的正贡献将被低估。第(2)至(4)列控制更多企业层面控制变量,国家级经济开发区对企业全要素生产率的正向影响始终存在。

表 5 工具变量回归

因变量: 企业生产率	(1)	(2)	(3)	(4)
经开区内 (是=1)	0.191** (2.17)	0.192** (2.19)	0.192** (2.18)	0.192** (2.18)
ln 销售		0.013*** (6.36)	0.013*** (6.35)	0.013*** (6.35)
外资企业 (是=1)			0.004 (0.58)	0.004 (0.59)
国有企业 (是=1)				0.015** (2.57)
纯出口哑变量	是	是	是	是
纯内销哑变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Kleibergen-Paap Wald 统计量	493	493	492.8	492.8
Kleibergen-Paap LM 统计量	465.5	465.5	465.3	465.4
样本量	261,597	261,597	261,597	261,597

注:被解释变量为使用系统 GMM 估计的企业全要素生产率对数。标准误聚类于企业层面,括号中显示稳健 z 统计量。显著程度为*** 1%,** 5%和 * 10%。

为检验经济开发区对企业生产率积极影响的稳健性,我们使用扩展的 OP 方法与 LP 方法估算的企业生产率作为被解释变量。此外,我们使用经济开发区内(以及地级市或直辖市行政区内经济开发区外)企业到高速公路的最小距离和距离中位数作为经济开发区内哑变量的工具变量,重新进行回归分析。最后,我们使用 2000-2005 年的平衡面板进行工具变量回归。实证结果均稳健。对工具变量回归的稳健性检验结果报告于表 6 中。

表 6 中，第（1）列被解释变量为扩展的 OP 方法估计的企业生产率，第（2）列被解释变量为 LP 方法估计的企业生产率，第（3）至（5）列以系统 GMM 估计的企业全要素生产率作为被解释变量。被解释变量均做对数化处理。第（3）列和第（4）列分别以经济开发区内（以及地级市或直辖市行政区内经济开发区外）企业到高速公路的对数距离最大值和中位数作为企业是否位于经济开发区内哑变量的工具变量。第（5）列使用 2000-2005 年的平衡面板数据。所有列中，Kleibergen-Paap Wald 统计量和 Kleibergen-Paap LM 统计量均超过 100，说明第一阶段回归不存在弱工具变量和过度识别的问题，在控制企业固定效应和年份固定效应，并加入其它控制变量后，经济开发区哑变量的系数均显著为正，稳健显示国家级经济开发区对企业全要素生产率的促进作用。

表 6 工具变量回归稳健性检验

因变量：企业生产率	TFP OP	TFP LP	TFP GMM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
经开区内（是=1）	0.588*** (6.72)	0.405** (2.45)	0.256* (1.74)	0.442* (1.72)	0.250* (1.94)
ln 销售	0.084*** (47.78)	0.868*** (296.00)	0.013*** (6.35)	0.013*** (6.37)	-0.015*** (-2.98)
外资企业（是=1）	-0.005 (-0.84)	0.009 (0.76)	0.004 (0.56)	0.003 (0.45)	-0.002 (-0.16)
国有企业（是=1）	-0.022*** (-3.25)	-0.006 (-0.44)	0.015*** (2.59)	0.015*** (2.62)	0.024*** (3.03)
纯出口哑变量	是	是	是	是	是
纯内销哑变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap Wald 统计量	618.1	393	188.7	111.7	127.9
Kleibergen-Paap LM 统计量	584.5	375.3	187.3	111.6	117.8
样本量	413,842	320,911	261,600	261,600	39,262

注：被解释变量为企业全要素生产率对数。第（1）列被解释变量为扩展的 OP 方法估计的企业生产率，第（2）列被解释变量为 LP 方法估计的企业生产率，第（3）至（5）列以系统 GMM 估计的企业全要素生产率对数作为被解释变量。第（3）列和第（4）列分别以经济开发区内（以及地级市或直辖市行政区内经济开发区外）企业到高速公路的最小距离和距离中位数作为企业是否位于经济开发区内哑变量的工具变量。第（5）列使用 2000-2005 年的平衡面板数据。标准误聚类于企业层面，括号中显示稳健 z 统计量。显著程度为*** 1%，** 5% 和 * 10%。

（五）机制分析

前文实证结果稳健地展示了国家级经济开发区对企业生产率的积极影响，在这一部分，我们探究经济开发区对企业生产率的影响机制。如前文所述，一方面，经济开发区税收优惠力度较大，为企业提供了更优的政策环境，企业受益于“政策效应”。另一方面，经济开发区内的企业可能受益于集聚效应。

1. 政策效应

我们首先检验国家级经济开发区是否存在提升企业全要素生产率的政策效应。我们分两步证明国家级经济开发区通过政策效应提升企业全要素生产率。首先，我们展示国家级经济开发区内的企业税金低于经济开发区外的企业。其次，我们的回归结果显示企业税金对企业

全要素生产率的负向影响。

在表 7 中，我们将企业税金对数对经济开发区哑变量做二阶段回归。在所有列中，我们控制纯出口企业和纯内销企业哑变量，企业和年份固定效应。在第（1）列中，关键变量前的系数为负且在统计意义上显著，说明经济开发区内企业的税金确实更低。在第（2）列中我们控制企业规模，第（3）列进一步控制外商投资企业哑变量，第（4）列又在第（3）列基础上加入国有企业哑变量，关键变量系数始终显著为负。

表 7 经济开发区内企业的税金更低

因变量：ln(1+企业税金)	(1)	(2)	(3)	(4)
经开区内（是=1）	-1.570*** (-3.53)	-1.531*** (-3.46)	-1.531*** (-3.46)	-1.533*** (-3.46)
ln 销售		0.422*** (38.16)	0.422*** (38.16)	0.422*** (38.17)
外资企业（是=1）			0.003 (0.08)	0.004 (0.11)
国有企业（是=1）				0.155*** (3.58)
纯出口哑变量	是	是	是	是
纯内销哑变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Kleibergen-Paap Wald 统计量	493.7	493	492.7	492.8
Kleibergen-Paap LM 统计量	466.1	465.4	465.2	465.2
样本量	261,978	261,937	261,937	261,937

注：被解释变量为使用系统 GMM 估计的企业全要素生产率对数。标准误聚类于企业层面，括号中显示稳健 z 统计量。显著程度为*** 1%，** 5%和 * 10%。

若要证明国家级经济开发区通过改善政策环境促进企业全要素生产率，那么我们还需要证明企业税金对企业生产率存在抑制作用，我们在表 8 中报告相关回归结果。

企业税金对企业全要素生产率影响的回归结果呈现在表 8 中。表 8 的被解释变量为企业全要素生产率对数，所有列均控制企业和年份固定效应，行业-年份固定效应，城市-年份固定效应，纯出口和纯内销企业哑变量以及经济开发区哑变量。第二行为经济开发区哑变量的系数估计值，它们均大于零且在统计意义上显著，与上文回归结果一致。第一行记录企业全要素生产率对数对企业税金对数的回归系数，我们不难发现，所有列中回归系数均小于零，在控制企业规模后，企业税金对企业全要素生产率的影响显著为负，且大小接近。由此，我们发现，企业生产率与企业税金存在负相关关系。

表 8 企业税金对企业全要素生产率的影响

因变量：企业生产率	(1)	(2)	(3)	(4)
ln（1+企业税金）	-0.002*** (-4.81)	-0.002*** (-6.00)	-0.002*** (-6.00)	-0.002*** (-6.01)
经开区内（是=1）	0.021** (2.03)	0.021** (2.04)	0.021** (2.04)	0.021** (2.04)
ln 销售		0.022*** (9.83)	0.022*** (9.83)	0.022*** (9.83)
外资企业（是=1）			-0.002 (-0.25)	-0.002 (-0.24)

国有企业（是=1）				0.009 (1.57)
纯出口哑变量	是	是	是	是
纯内销哑变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是	是
样本量	348,955	348,918	348,918	348,918
R 平方	0.082	0.083	0.083	0.083

注：被解释变量为使用系统 GMM 估计的企业全要素生产率对数。标准误聚类于企业层面，括号中显示稳健 t 统计量。显著程度为*** 1%，** 5%和 * 10%。

综合表 7 和表 8 的回归结果，我们发现，平均而言，企业税金越低，企业全要素生产率越高，而国家级经济开发区内企业的平均税金更低，企业全要素生产率更高。因此，国家级经济开发区的设立改善企业生产经营环境进而促进企业生产率提高。

为进一步检验这一结论，并使企业税金与企业位置对企业生产率的影响具有可比性，我们将企业生产率对数对经济开发区哑变量，企业税金和两者交叉项做工具变量回归。我们以经济开发区内（以及地级市或直辖市行政区内经济开发区外）企业到高速公路的对数距离倒数的最小值作为经济开发区哑变量的工具变量，并以该距离与企业税金交叉项作为原交叉项工具变量，结果如表 9 所示。在所有列中 Kleibergen-Paap Wald 统计量均接近 250，Kleibergen-Paap LM 统计量均接近 470，这说明第一阶段回归中，不存在弱工具变量和过度识别问题。第（1）列中，在控制企业纯出口哑变量，企业纯内销哑变量，企业固定效应和年份固定效应后，经济开发区哑变量的系数显著为正，这与之前的发现一致，也即经济开发区对企业生产率存在促进作用。更重要的是，经济开发区哑变量与企业税金构成的交互项前的系数显著小于零，说明在经济开发区内的企业，随着企业税金下降，企业生产率上升。第（2）列至第（4）列分别在前一列基础上进一步控制企业规模，外资企业哑变量和国有企业哑变量，估计结果与第（1）列十分接近。此外，除第（1）列外，企业税金的系数均小于零。表 9 中呈现的结果进一步验证税收优惠是经济开发区对企业生产率提升的重要渠道。

表 9 经济开发区与企业税金对企业生产率的影响

因变量：企业生产率	(1)	(2)	(3)	(4)
经开区内（是=1）	0.273*** (2.76)	0.273*** (2.76)	0.273*** (2.75)	0.273*** (2.76)
ln(1+企业税金)*经开区内（是=1）	-0.035*** (-3.87)	-0.035*** (-3.91)	-0.035*** (-3.91)	-0.035*** (-3.94)
ln(1+企业税金)	0.000 (0.42)	-0.000 (-0.08)	-0.000 (-0.08)	-0.000 (-0.07)
ln 销售		0.015*** (6.78)	0.015*** (6.78)	0.015*** (6.78)
外资企业（是=1）			0.004 (0.54)	0.004 (0.55)
国有企业（是=1）				0.017*** (2.92)

纯出口哑变量	是	是	是	是
纯内销哑变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Kleibergen-Paap Wald 统计量	249.2	248.7	248.6	248.7
Kleibergen-Paap LM 统计量	470	469.2	469	469.1
样本量	261,978	261,937	261,937	261,937

注：被解释变量为使用系统 GMM 估计的企业全要素生产率对数。标准误聚类于企业层面，括号中显示稳健 z 统计量。显著程度为*** 1%，** 5%和 * 10%。

2. 集聚效应

国家级经济开发区内是否存在集聚效应？为回答这一问题，我们着眼于经济开发区内的企业，并设定如下回归方程：

$$\ln TFP_{ijct} = \alpha + \beta_1 \times ZFN_{it} + X_{it}\theta + \tau_i + \lambda_t + \gamma_{jt} + \phi_{ct} + \epsilon_{it},$$

其中， ZFN_{it} 表示企业 i 在 t 年所在经济开发区的企业数量。 τ_i 为企业固定效应， λ_t 代表年份固定效应， γ_{jt} 和 ϕ_{ct} 分别表示行业-年份与城市-年份固定效应。 X_{it} 为企业层面控制变量。若集聚效应存在，我们应该观察到 β_1 显著为正。集聚效应回归结果报告于表 10 中。

如表 10 所示，第一行表示经济开发区内企业个数 ZFN_{it} 的估计系数。在第（1）列至第（4）列中，我们控制企业纯出口哑变量，企业纯内销哑变量，行业-年份和城市-年份固定效应，企业固定效应和年份固定效应。从第（2）列起，每一列在前一列基础上分别进一步控制企业规模，外资企业哑变量和国有企业哑变量。然而，在所有列中，经济开发区内企业系数在统计意义不显著，且大小均接近于零，可以忽略，这说明经济开发区内不存在明显的集聚效应。这与 Martin et al. (2016)的结论一致，也即若集聚效应存在，则企业自发形成集聚，在非自发形成的企业群中，未必出现集聚效应。

表 10 经济开发区内不存在集聚效应

因变量：企业生产率	(1)	(2)	(3)	(4)
经开区企业个数	0.000 (0.77)	0.000 (0.79)	0.000 (0.83)	0.000 (0.84)
ln 销售		0.016 (1.23)	0.016 (1.21)	0.016 (1.21)
外资企业（是=1）			0.045 (1.20)	0.045 (1.21)
国有企业（是=1）				0.021 (0.65)
纯出口哑变量	是	是	是	是
纯内销哑变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是	是
样本量	28,206	28,196	28,196	28,196
R 平方	0.075	0.075	0.075	0.075

注：被解释变量为使用系统 GMM 估计的企业全要素生产率对数。标准误聚类于企业层面，括号中显示稳健 t 统计量。显著程度为*** 1%，** 5%和 * 10%。

3. 更多机制检验

Alder et al. (2016)指出，国家级经济开发区通过促进资本积累提高区域人均产出。受此启发，我们使用企业层面数据，检验这一机制。我们以企业资本劳动比对数，资本产出比对数和资本存量对数作为因变量，考察国家级经济开发区是否影响企业资本积累，实证结果在表 11 中呈现。

在表 11 中，第（1）至（3）列分别以企业资本劳动比对数，资本产出比对数和资本存量对数作为因变量。在第（1）列中，控制外资企业和国有企业哑变量，纯出口和纯内销哑变量，年份和企业固定效应后，经济开发区对企业资本劳动比有正向显著作用。在第（2）列中，经济开发区对企业资本产出比存在提升作用。第（3）列在前两列控制变量基础上进一步控制企业规模，回归结果表明经济开发区对企业资本存量提升有积极作用。至此，我们发现经济开发区对企业资本积累具有显著提升作用。与 Alder et al. (2016)在区域加总层面的发现类似，经济开发区可能通过促进企业资本积累提升企业生产率。

表 11 经济开发区促进企业资本积累

因变量：	ln(k/l)	ln(k/y)	ln(k)
	(1)	(2)	(3)
经开区内（是=1）	0.722*** (6.05)	0.570*** (4.57)	0.724*** (7.06)
ln 销售			0.256*** (92.78)
外资企业（是=1）	-0.041*** (-4.35)	-0.020** (-2.11)	-0.016** (-2.07)
国有企业（是=1）	-0.009 (-0.78)	0.104*** (8.05)	0.112*** (10.96)
纯出口哑变量	是	是	是
纯内销哑变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
Kleibergen-Paap Wald 统计量	635	635	635
Kleibergen-Paap LM 统计量	600.4	600.4	600.4
样本量	424,132	424,132	424,132

注：第（1）至（3）列被解释变量分别为对数化处理后的企业资本劳动比，资本产出比和资本存量。标准误聚类于企业层面，括号中显示稳健 t 统计量。显著程度为*** 1%，** 5%和 * 10%。

（六）溢出效应

与既往文献相似，本文亦关心经济开发区是否存在对经济开发区外企业的溢出效应。为探究这一问题，我们设定与集聚效应类似的回归方程：

$$\ln TFP_{ijct} = \alpha + \beta_1 \times ZN_{it} + \beta_2 \times ZN_{it} \times SEZ_{it} + \beta_3 \times ZN_{it} \times SEZ_{it} + X_{it}\theta + \tau_i + \lambda_t + \gamma_{jt} + \phi_{ct} + \epsilon_{it},$$

其中， ZN_{it} 表示企业 i 在 t 年周围国家级经济开发区的数量。 τ_i 为企业固定效应， λ_t 代表年份固定效应， γ_{jt} 和 ϕ_{ct} 分别表示行业-年份与城市-年份固定效应。 X_{it} 为企业层面控制变量。我们通过考察系数 β_1 来探究经济开发区的溢出效应。若存在正向溢出效应，我们应该观察到 $\beta_1 + \beta_2 \times \overline{SEZ_{it}}$ 显著为正，其中 $\overline{SEZ_{it}}$ 表示 SEZ_{it} 哑变量的平均值。相关回归结果在表 12 中呈现。

表 12 第（1）列中，在控制企业纯出口哑变量，企业纯内销哑变量，企业固定效应和年

份固定效应后，企业周围经济开发区个数的系数显著为正，交叉项系数显著为负。这说明，经济开发区对企业存在正向溢出效应，并且，经济开发区对非经济开发区内企业的溢出效应更大。由于经济开发区哑变量平均值低于 0.1，不难发现 $\beta_1 + \beta_2 \times \overline{SEZ_{it}}$ 大于 0，因此，平均而言，国家级经济开发区存在正向溢出效应。此外，交互项系数虽小于零，但由于企业周围经济开发区个数平均值小于 2，因此经济开发区对企业生产率的影响依然为正。第（2）至第（4）列中，相较于前一系列分别进一步控制企业规模，外资企业和国有企业哑变量，依然发现经济开发区溢出效应显著为正。

表 12 经济开发区存在正向溢出效应

因变量：企业生产率	(1)	(2)	(3)	(4)
企业附近经开区个数	0.024*** (4.08)	0.025*** (4.20)	0.025*** (4.19)	0.025*** (4.18)
企业附近经开区个数*经开区内（是=1）	-0.169*** (-4.91)	-0.173*** (-5.02)	-0.173*** (-5.03)	-0.172*** (-5.02)
经开区内（是=1）	0.633*** (4.01)	0.642*** (4.07)	0.642*** (4.07)	0.641*** (4.06)
ln 销售		0.014*** (6.41)	0.014*** (6.40)	0.014*** (6.41)
外资企业（是=1）			0.005 (0.76)	0.005 (0.77)
国有企业（是=1）				0.016*** (2.69)
纯出口哑变量	是	是	是	是
纯内销哑变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
Kleibergen-Paap Wald 统计量	202.5	202.8	202.8	202.9
Kleibergen-Paap LM 统计量	393.4	394	394	394.1
样本量	262,056	262,015	262,015	262,015

注：被解释变量为使用系统 GMM 估计的企业全要素生产率对数。标准误聚类于企业层面，括号中显示稳健 z 统计量。显著程度为*** 1%，** 5%和 * 10%。

四、结论

使用 2000–2005 年中国规模以上工业企业数据库与国家级经济开发区地理信息，本文发现，平均而言，国家级经济开发区对企业全要素生产率存在积极影响。我们检验经济开发区对企业生产率影响的四种机制，发现经济开发区内企业的“生产率溢价”并非由政府挑选高生产率企业所致，经济开发区主要通过提供更好的政策环境（更低税收）提升企业生产率。从企业生产率视角出发，经济开发区内的集聚效应并不明显。经济开发区对企业资本积累亦存在促进作用。为克服经济开发区选址的内生性问题，我们使用经济开发区内（以及地级市或直辖市行政区内经济开发区外）企业到高速公路的对数距离倒数的最小值作为经济开发区哑变量的工具变量进行回归，主要结论保持不变。此外，我们还发现经济开发区存在正向溢出效应。

据我们所知,本文是第一篇使用微观数据与严格计量方法探究区域产业政策对企业生产率影响的论文。基于企业全要素生产率视角,本研究丰富细化对于区域产业政策效应的理解。着眼于企业这一微观决策单元的表现,本文为评估中国国家级经济开发区效果提供全新思路。本文对政策实践的意义在于,政府应为企业提供更好的政策环境(如更低税收)从而促使企业全要素生产率提高。在经济开发区内的产业布局方面,应考虑如何有效促进形成企业间集聚效应。此外,如何有效利用经济开发区的正向溢出效应亦是政策制订者应纳入考量范畴的问题。

参考文献

- [1] Aghion P, Cai J, Dewatripont M, et al. Industrial Policy and Competition[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7(4): 1-32.
- [2] Alder S, Shao L, Zilibotti F. Economic Reforms and Industrial Policy in a Panel of Chinese Cities[J]. *Journal of Economic Growth*, 2016, 4(21): 305-349.
- [3] Amiti M, Konings J. Trade liberalization, intermediate inputs, and productivity: Evidence from Indonesia[J]. *The American Economic Review*, 2007, 97(5): 1611-1638.
- [4] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. *Journal of econometrics*, 1998, 87(1): 115-143.
- [5] Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of development economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [6] Briant A, Lafourcade M, Schmutz B. Can tax breaks beat geography? Lessons from the French enterprise zone experience[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2015, 7(2): 88-124.
- [7] 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.
- [8] Cai H, Liu Q. Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms[J]. *The Economic Journal*, 2009, 119(537): 764-795.
- [9] Chen C, Tian W, Yu M. Outward FDI and Domestic Input Distortions: Evidence from Chinese Firms[J]. *CCER working paper*, 2017.
- [10] Cheng L K, Kwan Y K. What are the determinants of the location of foreign direct investment? The Chinese experience[J]. *Journal of international economics*, 2000, 51(2): 379-400.
- [11] Combes, Pierre-Philippe and Laurent Gobillon. "The Empirics of Agglomeration Economies." In *Handbook of Urban and Regional Economics*, vol.5, G.Duranton, V. Henderson and W. Strange (eds.), Elsevier-North Holland, Amsterdam.
- [12] Criscuolo C, Martin R, Overman H, et al. The causal effects of an industrial policy[R]. *NBER Working Paper No. 17842*, 2012.
- [13] De Loecker J. Product differentiation, multiproduct firms, and estimating the impact of trade liberalization on productivity[J]. *Econometrica*, 2011, 79(5): 1407-1451.
- [14] De Loecker J. Detecting learning by exporting[J]. *American Economic Journal: Microeconomics*, 2013, 5(3): 1-21.
- [15] De Loecker J, Goldberg P K, Khandelwal A K, et al. Prices, markups, and trade reform[J]. *Econometrica*, 2016, 84(2): 445-510.
- [16] Demurger S, D SACHS J, Woo W T, et al. The relative contributions of location and preferential policies in China's regional development: being in the right place and having the right incentives[J]. *China Economic Review*, 2002, 13(4): 444-465.

- [17] Devereux M P, Griffith R, Simpson H. Firm location decisions, regional grants and agglomeration externalities[J]. *Journal of Public Economics*, 2007, 91(3): 413-435.
- [18] Feenstra R C, Li Z, Yu M. Exports and credit constraints under incomplete information: Theory and evidence from China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(4): 729-744.
- [19] Greenstone M, Hornbeck R, Moretti E. Identifying agglomeration spillovers: Evidence from winners and losers of large plant openings[J]. *Journal of Political Economy*, 2010, 118(3): 536-598.
- [20] Liu D, Sheng L, Yu M. Highway and Economic Growth. working paper. 2017.
- [21] Lu Y, Wang J, Zhu L. Do place-based policies work? Micro-Level evidence from China's economic zone program[J] Paper SSRN. 2015.
- [22] Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [23] Head K, Ries J. Inter-city competition for foreign investment: static and dynamic effects of China's incentive areas[J]. *Journal of Urban Economics*, 1996, 40(1): 38-60.
- [24] Jones D C, Cheng L. Growth and regional inequality in China during the reform era[J]. *China Economic Review*, 2003, 14(2): 186-200.
- [25] Kline P, Moretti E. Local economic development, agglomeration economies, and the big push: 100 years of evidence from the Tennessee Valley Authority[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2013, 129(1): 275-331.
- [26] Martin P, Mayer T, Mayneris F. Public support to clusters: A firm level study of French “Local Productive Systems”[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2011, 41(2): 108-123.
- [27] Martin P, Mayer T, Mayneris F. Are clusters more resilient in crises? Evidence from French Exporters in 2008-2009, with Thierry Mayer and Florian Mayneris, 2016, in *Factory-Free Economy*, ed. L. Fontagné and A. Harrison, forthcoming Oxford University Press.
- [28] Neumark D, Kolko J. Do enterprise zones create jobs? Evidence from California's enterprise zone program[J]. *Journal of Urban Economics*, 2010, 68(1): 1-19.
- [29] Neumark, D., Simpson, H. Place-based policies. In *Handbook of Urban and Regional Economics*, vol. 5, G. Duranton, V. Henderson and W. Strange (eds.), Elsevier-North Holland, Amsterdam.
- [30] Olly G S, Pakes A. The Dynamics of Productivity on the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [31] Wang J. The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities[J]. *Journal of development economics*, 2013, 101: 133-147.
- [32] 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.
- [33] Wei S J. Open Door Policy and China's Rapid Growth: Evidence from City-level Data[R]. NBER working paper No. 4602, 1993.
- [34] Yu M. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: evidence from Chinese firms[J]. *The Economic Journal*, 2015, 125(585): 943-988.
- [35] 余淼杰, 卢德月, 向为, “国家级开发区对企业生产率的影响: 来自中国企业层面的经验实证”[J]. *区域与全球发展*, 2017(1): 100-117.

Place-based Industrial Policy and Firm Productivity

Justin Yifu Lin, Wei Xiang, and Miaojie Yu

Abstract

With Chinese firm-level data from 2000 to 2005 and the geographical information of the state-level special economic zones, we find that in general, SEZs do improve firm TFP. The results survive a rich set of econometric specifications. Implementing the placebo test, we demonstrate that the TFP premium of SEZ firms is not due to the "winner-picking" effect. The surge of TFP can be attributed to the better policy environment (lower taxes) in the SEZs. In addition, we find that agglomeration effect on the TFP of SEZ firms is insignificant qualitatively and quantitatively. SEZs also foster firm capital accumulation. Furthermore, we provide some evidence to show that SEZs do not generate "beggar-thy-neighbor" effect.

Key words Industrial Policy, Special Economic Zone, Firm Productivity

JEL code: L5, O1, O2