

# 开发区政策对企业出口的影响

○夏永祥 于舒盈

**摘要:** 基于中国海关贸易数据库与工业企业数据库,以我国出口企业作为研究样本,采用倾向得分匹配与双重差分方法,考察了开发区政策对我国企业出口的影响及影响机制。研究发现,开发区政策显著提升了企业出口。相比于东部地区,开发区政策在我国中部地区与西部地区对企业出口的促进作用更大。开发区政策对企业出口的影响机制检验表明,总体上我国开发区政策对企业出口的影响通过技术效应实现,但存在地区差异性,在东部地区与中部地区为技术效应,西部地区为价格效应。

**关键词:** 开发区政策; 企业出口; 倾向得分匹配; 双重差分

**作者简介:** 夏永祥,苏州大学东吴智库研究员/东吴商学院教授,博士生导师,主要研究方向:区域经济学(E-mail: xiayongxiang@suda.edu.cn; 江苏苏州215021)。于舒盈,苏州大学东吴商学院博士研究生,主要研究方向:区域经济与国际贸易。

**基金项目:** 国家社会科学基金项目“价值链视角下本土市场、创新资源投入与出口企业技术创新研究”(17BJL107)

中图分类号: F752.62 文献标识码: A 文章编号: 1006-1398(2022)02-0057-13

DOI:10.16067/j.cnki.35-1049/c.2022.02.003

开发区作为我国最为重要的对外开放窗口,是我国实现贸易强国建设的重要区域经济政策,在我国经济尤其对外贸易发展过程中扮演着举足轻重的角色。建立开发区是我国改革开放和现代化建设的重大创举。1984年,我国正式开放大连、秦皇岛、天津、烟台、青岛等14个沿海港口城市,并在这些城市设立首批国家级经济技术开发区。开发区成立之初,国务院为其确定了“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产业”的发展方针。经过三十多年的发展,作为改革开放的“排头兵”和“窗口”,各类开发区已经初步形成了参与国际分工的开放型经济体系,成为我国对外贸易的重要基地。根据2018年最新公布的《中国开发区审核公告目录》,我国经国务院批准设立的国家级开发区552家,各省人民政府批准设立的开发区1991家,开发区在我国经济发展中的重要作用可见一斑。

那么,作为我国对外贸易发展的重要窗口,开发区政策是否有效促进了企业的出口?开发区政策对企业出口的影响机制,是通过降低成本所带来的价格效应亦或是提高生产管理技术所带来的技术效应?对于这些问题的研究,具有相当的理论与现实意义。

## 一 研究综述

开发区政策,本身具有极强的政策导向性,对促进企业出口贸易的发展具有重要作用。一部分学者认为,开发区政策对企业出口有积极影响作用。吴敏等认为开发区显著促进了区内企业的

收稿日期: 2021-09-10

出口贸易,其中对出口广度的影响更加明显<sup>①</sup>。卞泽阳等探讨了国家级开发区的设立对城市企业出口参与的影响,发现国家级开发区的设立能够提高城市出口企业的参与度<sup>②</sup>。刘经东认为开发区的政策激励效应、集聚配套效应和技术溢出效应有效促进了企业出口增加值水平的提升,推动了企业的转型升级,但在东中西地区存在明显的区域差异<sup>③</sup>。胡浩然发现,开发区政策可以促进地区企业出口,但在地区间以及各企业类型之间表现并不相同<sup>④</sup>。

另有一些研究认为,随着各级各类开发区在全国遍地开花,特殊的优惠政策逐渐褪去,地区间制度环境逐渐趋同,开发区对区内企业出口的政策优势并没有那么明显。沈鸿等研究发现我国开发区的设立可以显著提升企业的出口规模,但未能提高企业的出口参与度,并且只有当地区经济发展达到一定水平时,开发区的产业政策才能扩大企业出口的规模<sup>⑤</sup>。包群等认为开发区建设非但没有如预期般带动周边地区企业成长,还会在一定程度上对企业生产率、存活期限、出口表现、销售收入等多种绩效产生挤出效应,开发区之间的过度竞争行为反而导致对周边地区企业发展产生抑制作用<sup>⑥</sup>。唐诗等发现,高新区显著提高了出口技术复杂度较高产品的出口概率,但却抑制了其出口规模<sup>⑦</sup>。胡浩然发现,开发区政策可以通过集聚效应提高企业出口水平,但开发区土地政策带来的挤出效应,降低了企业出口水平<sup>⑧</sup>。

综上可知,从现有研究来看,对于开发区政策对企业出口贸易作用的效果,学者们仍然存在争议,并且较少涉及对影响机制以及异质性方面的研究。1999年西部大开发战略启动之后,开发区的设立开始由沿海地区向内陆地区快速发展,2006年达到新设开发区的高峰期,当年新设省级开发区达663个,此后,在国务院对开发区的清理整顿工作下,新设开发区的数量大大减少,因此,2000—2007年为我国新设开发区的快速爆发期,为我们检验开发区政策效应提供了较好的准自然实验环境。本文以2000—2007年我国出口企业为研究对象,利用海关贸易数据库与工业企业数据库匹配后所获得的企业微观数据,构造多期双重差分模型,研究开发区政策对企业出口的影响及其影响机制,并进一步做了异质性分析,以期能为我国开发区的建设升级提供些许启示与借鉴,也为我国出口企业的发展转型提供些许思路。

## 二 理论机制分析

开发区的设立具有极强的政策导向性,试验性地实施各类开放投资和贸易的政策,同时给予企业在财政税收和要素利用上的价格优惠,对促进企业的出口贸易发展具有重要作用,总的来看,作用的机制路径可分为价格效应与技术效应两种。

- 
- ① 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》,《南方经济》2012年第7期,第87—102页。
- ② 卞泽阳、强永昌、李志远 《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》,《国际贸易问题》2019年第11期,第116—132页。
- ③ 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》,《世界经济与政治论坛》2018年第2期,第45—67页。
- ④ 胡浩然 《产业政策如何影响出口企业绩效——基于出口加工区企业样本的准自然实验》,《国际贸易问题》2018年第12期,第27—38页。
- ⑤ 沈鸿、顾乃华、陈丽娴 《开发区设立、产业政策与企业出口——基于二元边际与地区差异视角的实证研究》,《财贸研究》2017年第12期,第1—14页。
- ⑥ 包群、唐诗 《开发区建设与周边地区的企业成长:窗口辐射还是挤出效应》,《产业经济研究》2016年第5期,第26—33、99页。
- ⑦ 唐诗、包群 《高新技术产业开发区提升了出口技术复杂度吗》,《首都经济贸易大学学报》2017年第6期,第45—54页。
- ⑧ 胡浩然 《土地政策如何影响企业的出口水平?基于开发区案例的经验研究》,《世界经济研究》2019年第7期,第118—133、136页。

### （一）价格效应

开发区享有特殊的优惠政策与政府的重点支持，为企业带来成本上的优势，进而降低企业出口产品价格，形成价格效应。

在税收方面，开发区企业往往会获得企业所得税的减免；在土地政策方面，根据用途以及区位的不同，开发区的土地可以在基准地价的基础上享受不同比例的优惠；在体制方面，通常拥有较为灵活简化的管理体制及宽松的市场环境，可以自行审批、变更外商投资项目，对于外资的吸引力度极大；此外，在贸易方面，开发区企业能够享受出口退税、出口加工特惠等等。这些政策带来的种种优惠，能够降低企业生产成本，加之开发区为区内企业提供的地理位置临近这一天然的区位优势，区内所有企业可以共享信息资源、基础设施、人力资源，从而降低企业的生产成本与交易成本。

### （二）技术效应

开发区一旦设立，会快速地成为区域内经济活动高度集中的“增长极”，带来产业的集聚，通过学习效应、共享效应、专业化效应与竞争效应，提高区内企业的生产技术水平从而促进其出口贸易发展，形成技术效应。

开发区的设立，能够迅速扩大地区产业规模，吸引企业在开发区内集聚，共享信息资源、基础设施、人力资源，促进经验、技术和信息等知识的传播和创新，降低企业的研发成本，激励企业的创新与技术进步，大量外资的引进也可以为区内企业带来先进的生产技术与管理技术。随着开发区内产业内分工越来越细，企业的专业化生产能力不断提高，资源配置更加高效，区域内企业之间的竞争加剧，促使各企业努力控制生产成本，提高生产技术。

综上所述，我们可以提出如下假设：开发区政策对企业的出口具有显著的正向影响作用，这种影响主要通过价格效应或技术效应来实现。

## 三 研究设计

### （一）样本选择与数据来源

本文数据来自 2000—2007 年中国海关贸易数据库与中国工业企业数据库，中国海关贸易数据库提供了企业的每一条出口交易记录，包含了企业微观层面的各项进出口指标，中国工业企业数据库则包含了企业主要特征指标以及企业财务指标。本文在剔除了数据库中主要变量信息缺失及信息矛盾的样本之后，借鉴田巍和余淼杰的方法将两套数据进行了匹配合并<sup>①</sup>。匹配过程分为两步，第一步，按照年份与企业名称这两个指标进行匹配（即同一年中，如若两个数据库中两家企业的名称完全相同，我们可以将其视为同一企业），第二步，将第一步中未能成功匹配的数据按照年份、地区代码以及电话号码后 7 位进行第二次匹配（即同一年中，如若两个数据库中的两家企业位于同一个地区并且电话号码相同，那么我们可以认为这两个企业是同一企业）。将两次匹配到的数据加总，得到本文所需的最终数据。

本研究相关企业是否为开发区企业，我们根据海关贸易数据库中的企业代码这一指标进行识别。企业代码共 10 位数，其中第 5 位数字代表了企业所在区域类型（1 是经济特区，2 是经济技术开发区，3 是高新技术产业开发区，4 是保税区，5 是出口加工区，6 是保税港区，7 是保税物流园区，9 是其他地区）。我们将企业代码第 5 位数字为 2、3、4、5、6、7 的企业识别为开发区

<sup>①</sup> 田巍、余淼杰 《企业出口强度与进口中间品贸易自由化：来自中国企业的实证研究》，《管理世界》第 2013 年第 1 期，第 28—44 页。

企业,其余地区为非开发区企业。

## (二) 模型设计

考察开发区政策对企业出口的影响,也就是需要考察2000—2007年中,如若一个企业由非开发区企业成为开发区企业,开发区政策对该企业的出口产生了怎样的影响?为此,我们需要对比该企业成为开发区企业与未能成为开发区企业两种情况下的出口状况。然而现实中,一个企业只能处于一种情况,要么成为了开发区企业,要么未能成为开发区企业,我们无法进行直接的对比。双重差分法作为目前评估政策实施效果最常用的方法,可以通过对比处理组与对照组,来观测政策的实施效应。考虑到开发区的设立并不完全是随机的,各企业之间也存在着异质性,这都会影响最终检验结果的准确性,因此,我们首先采用倾向得分匹配法(PSM)来消除样本偏差问题,再用双重差分法来检验开发区对企业出口的政策效果。

### 1. PSM 倾向得分匹配

我们将全部样本分为两组,将开发区企业作为处理组,非开发区企业作为对照组,政策发生的时点为2001年至2007年,因此,我们对2000—2006年这两组样本进行分年倾向得分匹配,目的在于为每一个处理组个体找到在前一年特征与之相似的对照组个体,以便我们之后通过双重差分法来对比两组个体在政策发生后出口贸易变化趋势的差异即政策的处理效应。根据现有文献,我们选取了企业的全要素生产率  $\ln t f p$ 、企业规模(企业就业人数)  $\ln s i z e$ 、平均工资  $\ln p j g z$ 、企业年龄  $\ln a g e$ 、资产收益率  $z c s y l$ 、杠杆率  $g g l$ 、企业融资约束  $q y r z y s$ 、国有企业虚拟变量  $S O E$  以及全市职工平均工资  $\ln w a g e$  作为匹配变量,除资产收益率、杠杆率、企业融资约束、国有企业虚拟变量外,其余变量均为对数形式,采用  $k$  近邻匹配( $k=4$ )的方法,对2000—2006年的样本进行了逐年匹配,表1为2000—2006年逐年倾向得分匹配的平衡性检验,包含了每一年匹配前后标准化偏差( $\% b i a s$ )与  $t$  检验( $p > t$ )的结果。从匹配结果来看,匹配后全部年份所有变量的标准化偏差绝对值均小于10%,90%以上的变量标准化偏差绝对值小于5%, $t$  检验显示90%以上的变量匹配后不再有显著差异,总体匹配结果较好。

表1 2000—2006年逐年倾向得分匹配平衡性检验

变量	匹配前U 匹配后M	2000年		2001年		2002年		2003年		2004年		2005年		2006年	
		% bias	p > t												
zcsyl	U	20.9	0.000	11.4	0.001	2.4	0.561	9.3	0.008	9.6	0.000	2.0	0.436	-6.2	0.011
	M	-5.4	0.431	-0.5	0.920	1.2	0.445	-0.8	0.907	-3.4	0.349	2.8	0.303	4.4	0.079
ggl	U	-0.8	0.869	-5.2	0.000	-4.0	0.350	1.4	0.650	-2.4	0.018	-2.1	0.475	-3.1	0.297
	M	1.9	0.809	-4.3	0.348	-0.4	0.739	-0.1	0.980	-1.9	0.501	-1.7	0.549	-1.0	0.532
qyrzys	U	-2.1	0.675	-8.7	0.013	0.3	0.950	-12.2	0.002	-9.2	0.000	-13.1	0.000	-13.5	0.000
	M	1.1	0.092	-2.1	0.586	-0.8	0.054	1.0	0.840	-4.4	0.029	-4.4	0.074	-2.8	0.167
lnsize	U	-27.8	0.000	-26.3	0.000	-21.0	0.000	-11.2	0.000	-11.1	0.000	-13.6	0.000	-2.5	0.221
	M	5.6	0.253	6.2	0.171	2.8	0.521	4.8	0.255	6.2	0.032	3.2	0.299	1.8	0.544
ln t f p	U	-6.2	0.068	-15.1	0.000	-7.9	0.004	-14.4	0.000	-11.3	0.000	-12.7	0.000	-15.4	0.000
	M	-2.4	0.657	3.2	0.538	1.5	0.750	-2.0	0.678	-1.1	0.732	-0.1	0.975	1.5	0.664
ln p j g z	U	79.5	0.000	74.1	0.000	79.2	0.000	69.7	0.000	71.2	0.000	73.8	0.000	71.4	0.000
	M	3.3	0.522	3.4	0.481	1.5	0.734	0.8	0.860	-0.5	0.871	-0.6	0.856	-0.9	0.783
lnage	U	-22.3	0.000	-16.5	0.000	-11.7	0.001	-2.7	0.412	-4.6	0.034	-2.2	0.331	1.2	0.596
	M	2.4	0.591	5.9	0.154	3.4	0.397	0.1	0.979	3	0.272	-0.4	0.898	-0.4	0.892
lnwage	U	58.2	0.000	48.4	0.000	46.3	0.000	47.7	0.000	48	0.000	50.7	0.000	57.5	0.000
	M	-3.5	0.461	5.0	0.243	-2.8	0.489	-3.4	0.380	0.2	0.933	-1.0	0.715	1.0	0.730
SOE	U	-21.4	0.000	-17	0.000	-8.3	0.013	1.7	0.584	7.8	0.000	19.5	0.000	19.8	0.000
	M	1.5	0.704	0.8	0.840	1.3	0.733	2.0	0.634	-1.2	0.680	-0.1	0.963	1.0	0.761

## 2. 对照组与处理组平行趋势检验

进行双重差分估计的重要假设前提是对照组与处理组的所有样本在政策发生前具有平行趋势，各方面特征尽可能相似<sup>①</sup>，本文的政策发生时点有7个，分别为2001—2007年，根据分年倾向得分匹配的结果，本文对比了对照组与处理组企业在政策发生前后的平均出口贸易额（见图1），图1中的虚线代表政策发生的时间，从图中可以看出2001年至2007年每一年政策发生之前，对照组与处理组样本企业平均出口贸易额的发展趋势基本保持一致，在政策发生后处理组普遍表现出了更加快速、明显的增长态势，因此，符合平行趋势的假设。

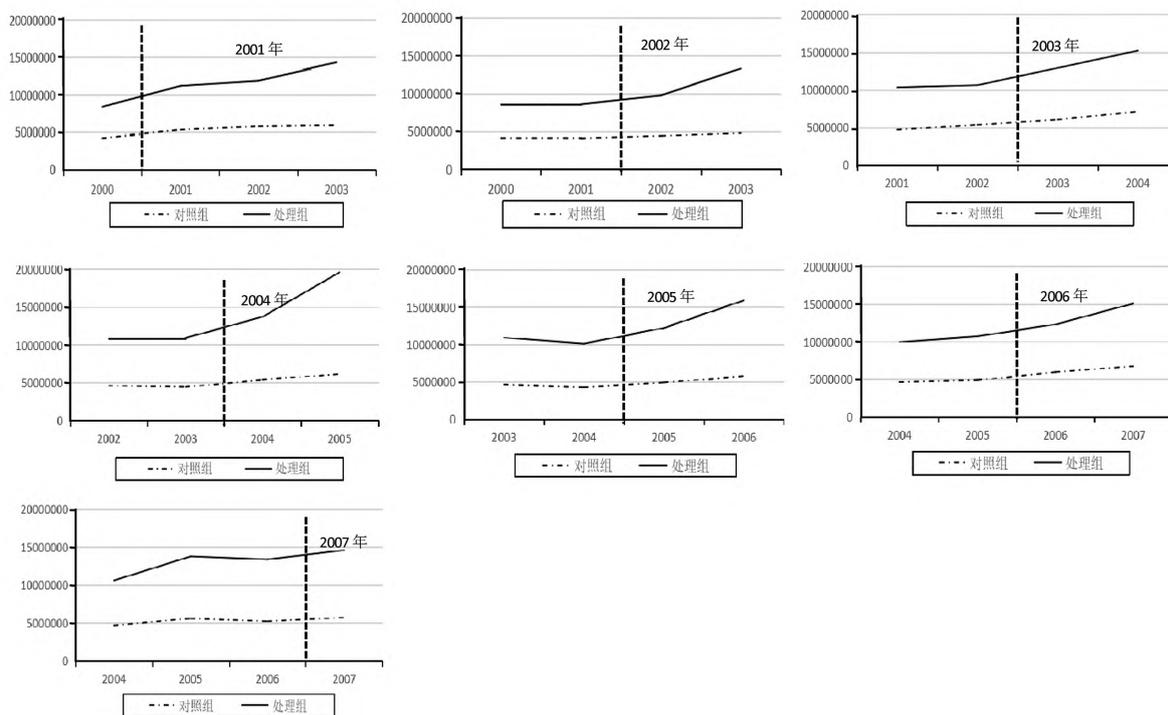


图1 平行趋势检验

## 3. 构建模型

倾向得分匹配后，我们可以构建双重差分模型，定义虚拟变量  $kfq = \{0, 1\}$  为处理变量，如若企业为处理组，即为开发区企业，则  $kfq = 1$ ，若企业为对照组，即始终为非开发区企业时， $kfq = 0$ ；定义虚拟变量  $time = \{0, 1\}$  为处理期变量，政策处理之前  $time = 0$ ，政策处理后  $time = 1$ 。不同于一般的两期双重差分模型式（1），开发区政策发生在不同的年份，因此我们构建如下多期双重差分模型式（2）：

$$lnvalue_{it} = \beta_0 + \beta_1 kfq_{it} + \beta_2 time_{it} + \beta_3 kfq_{it} \times time_{it} + \beta_4 Z_{it} + v_{it} + \gamma_{it} + \sigma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$lnvalue_{it} = \beta_0 + \beta_1 kfq_{it} \times time_{it} + \beta_2 Z_{it} + v_{it} + \gamma_{it} + \sigma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $lnvalue_{it}$ 表示企业出口贸易额， $Z_{it}$ 为其他控制变量， $v_{it}$ 为时间固定效应， $\gamma_{it}$ 为地区固定效应， $\sigma_{it}$ 为行业固定效应，处理变量与处理期变量的交互项  $kfq_{it} \times time_{it}$ 则可以刻画出开发区为企业出口带来的政策处理效应。

关于机制检验，价格效应方面我们采用价格平减处理后的企业出口价格作为衡量指标，技术

<sup>①</sup> 吴贵华、张晓娟、李勇泉 《高铁对城市旅游经济发展的作用机制——基于PSM-DID方法的实证》，《华侨大学学报（哲学社会科学版）》2020年第5期，第53—64页。

效应方面选择了企业出口质量与企业出口多样化水平进行衡量。本文借鉴 Baron and Kenny 的方法进行机制验证<sup>①</sup>。过程共分为三步: 第一步, 将交互项与企业出口贸易额进行回归, 如果系数显著, 表示开发区政策影响了企业出口; 第二步, 将交互项与价格效应(或技术效应)进行回归, 如果系数显著为负(若为技术效应, 则系数显著为正), 表示开发区政策产生了价格效应(或技术效应); 第三步, 将交互项与价格效应(或技术效应)一起对企业出口进行回归, 如果交互项变为不显著或仍旧显著但系数绝对值变小, 则表明开发区政策是通过价格效应(或技术效应)对企业的出口产生影响。

由此, 本文构建如下机制检验模型:

第一步, 根据式(2)检验开发区政策对企业出口的影响。

第二步, 检验开发区政策对价格效应的影响:

$$\lnvalperunit_{it} = \beta_0 + \beta_1 kfq_{it} \times time_{it} + \beta_2 Z_{it} + v_{it} + \gamma_{it} + \sigma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

检验开发区政策对技术效应的影响:

$$\lnquality_{it} = \beta_0 + \beta_1 kfq_{it} \times time_{it} + \beta_2 Z_{it} + v_{it} + \gamma_{it} + \sigma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\lnnumber_{it} = \beta_0 + \beta_1 kfq_{it} \times time_{it} + \beta_2 Z_{it} + v_{it} + \gamma_{it} + \sigma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

第三步, 检验开发区政策是否通过价格效应对企业出口产生影响:

$$\lnvalue_{it} = \beta_0 + \beta_1 \lnvalperunit_{it} + \beta_2 kfq_{it} \times time_{it} + \beta_3 Z_{it} + v_{it} + \gamma_{it} + \sigma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

检验开发区政策是否通过技术效应对企业出口产生影响:

$$\lnvalue_{it} = \beta_0 + \beta_1 \lnquality_{it} + \beta_2 kfq_{it} \times time_{it} + \beta_3 Z_{it} + v_{it} + \gamma_{it} + \sigma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\lnvalue_{it} = \beta_0 + \beta_1 \lnnumber_{it} + \beta_2 kfq_{it} \times time_{it} + \beta_3 Z_{it} + v_{it} + \gamma_{it} + \sigma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中,  $\lnvalperunit_{it}$  表示企业出口价格,  $\lnquality_{it}$  表示企业出口质量,  $\lnnumber_{it}$  表示企业出口多样化水平, 其余变量定义与式(2)一样。

### (三) 变量选择与度量

#### 1. 被解释变量

企业出口贸易额  $\lnvalue$ , 为企业出口贸易总额(对数形式)。

企业出口价格  $\lnvalperunit$  为企业所出口的各产品价格的加权重值(对数形式), 我们对企业出口产品价格首先进行了价格平减处理, 然后将海关贸易数据库中各 HS 产品的出口价格按照式(9)进行标准化处理, 再通过式(10)加总得出各企业的出口价格。

$$r_{-valperunit} = \frac{valperunit_{hs} - valperunit_{hs\_min}}{valperunit_{hs\_max} - valperunit_{hs\_min}} \quad (9)$$

$$valperunit = \sum_{rmt \in \Omega} \frac{value_{rmt}}{\sum_{rmt \in \Omega} value_{rmt}} \times r_{-valperunit} \quad (10)$$

企业出口质量  $\lnquality$  为企业所出口的各产品质量的加权重值(对数形式), 由于出口产品质量无法直接观测计算, 我们参考 Khandelwal 等与樊海潮等的研究, 通过式(11)的回归方程, 对中国海关贸易数据库中的每一个 HS 产品进行回归, 回归所得残差项可以推出产品的质量<sup>②③</sup>。

$$\lnq_{rmt} + \sigma \lnp_{rmt} = \varphi_{\omega} + \varphi_{mt} + \varepsilon_{rmt} \quad (11)$$

① Baron R M, Kenny D A. The moderator - mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality*, 1986, 51 (6), pp. 1 173 - 1 182.

② Khandelwal A K, Schott P K, Wei S J. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters. *The American Economic Review*, 2013, (6), pp. 2 169 - 2 195.

③ 樊海潮、李亚波、张丽娜 《进口产品种类、质量与企业出口产品价格》, 《世界经济》2020年第5期, 第97—121页。

对于一个八分位 HS 产品来说,  $q_{rmt}$  表示  $r$  企业在  $t$  年出口到  $m$  国的数量,  $p_{rmt}$  表示  $r$  企业在  $t$  年出口到  $m$  国的产品价格,  $\sigma$  为产品替代弹性,  $\varphi_{\omega}$  为产品固定效应, 可以控制不同类别产品之间价格与数量上的差异,  $\varphi_{mt}$  为国家一年份固定效应, 包含出口国价格指数与收入, 残差项  $\varepsilon_{rmt}$  则包含了产品质量, 产品质量为  $quality_{hs} = \hat{\varepsilon}_{rmt} / (\sigma - 1)$ , 为了将式 (11) 测算出的各产品出口质量加总为企业出口质量, 我们按照式 (12) 对产品出口质量进行标准化处理, 再按照式 (13) 计算得出企业的出口质量。为保证出口产品质量测算的准确性, 本文对海关贸易数据库中的数据做了如下处理: (1) 排除信息存在缺失的样本; (2) 剔除单笔贸易额小于 50 美元, 单笔贸易数量小于 1 的样本; (3) 保留同种产品下最大数量单位样本; (4) 考虑到中间商对产品价格的调整, 剔除企业名字中包含“贸易”“进出口”及“商贸”的企业样本; (5) 剔除总样本量小于 100 的样本。最终本文对 2000—2007 年共 4 513 种出口产品进行了质量测算。

$$r\_quality = \frac{quality_{hs} - quality_{hs\_min}}{quality_{hs\_max} - quality_{hs\_min}} \tag{12}$$

$$quality = \sum_{rmt \in \Omega} \frac{value_{rmt}}{\sum value_{rmt}} \times r\_quality \tag{13}$$

企业出口多样化水平  $lnnumber_{it}$ , 为企业出口产品的种类数量。

## 2. 控制变量

本文在企业层面选取控制变量。企业全要素生产率  $ln tfp$ , 目前的估算方法主要有 OP 法、LP 法、系统 GMM 法等, 考虑到系统 GMM 方法不仅可以解决“同步偏误”和“选择偏误”问题, 还可以避免生产率估计过程中的序列相关问题, 因此本文采用系统 GMM 的方法对企业全要素生产率进行估算。企业年龄  $lnage$ , 为观测年份与企业成立年份差值的对数形式。企业规模  $lnsize$ , 参考李贲等使用企业就业人数作为度量指标<sup>①</sup>。外资企业虚拟变量  $foreign$ , 度量企业是否为外资企业, 是则取值为 1, 否则取值为 0<sup>②</sup>。资产收益率  $zcsyl$  为企业利润总额与资产总计的比值。除资产收益率  $zcsyl$  与外资企业虚拟变量  $foreign$  外, 其余控制变量为消除系统性误差均采用对数形式。

### (四) 描述性统计

各变量的基本统计量如表 2 所示。

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$lnvalue$	84 035	13.936	1.989	3.666	22.226
$lnvalperunit$	84 035	-8.177	3.096	-19.520	0.000
$lnquality$	84 035	-0.440	0.159	-1.770	0.000
$lnnumber$	84 035	1.140	0.940	0.000	5.464
$kfq$	84 035	0.254	0.435	0.000	1.000
$time$	84 035	0.493	0.500	0.000	1.000
$ln tfp$	84 035	1.850	0.699	-8.318	3.056
$lnage$	84 035	2.057	0.649	0.000	5.081
$lnsize$	84 035	5.276	1.128	0.000	10.862
$foreign$	84 035	0.617	0.486	0.000	1.000
$zcsyl$	84 035	0.068	0.170	-3.726	15.592

① 李贲、吴利华 《开发区设立与企业成长: 异质性与机制研究》, 《中国工业经济》2018 年第 4 期, 第 79—97 页。

② 李贲、吴利华 《开发区设立与企业成长: 异质性与机制研究》, 第 79—97 页。

## 四 实证结果与分析

### (一) 基准回归

表3为开发区政策对企业出口影响的全样本回归结果,模型(1)控制了年份固定效应与地区固定效应,模型(2)控制了年份固定效应与行业固定效应,模型(3)控制了地区固定效应与行业固定效应,模型(4)则同时控制了年份固定效应、地区固定效应与行业固定效应。从回归结果来看,在模型(1)~(4)中,核心解释变量 $kfq_{it} \times time_{it}$ 的回归系数始终为正,并且全部在1%的水平下通过了显著性检验,表明开发区政策显著促进了企业出口的提升。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$kfq \times time$	0.369*** (0.0216)	0.347*** (0.0207)	0.384*** (0.0205)	0.339*** (0.0211)
$ln t f p$	-0.0114 (0.00891)	0.557*** (0.0195)	0.581*** (0.0196)	0.565*** (0.0195)
$ln age$	-0.154*** (0.0102)	-0.124*** (0.00991)	-0.141*** (0.00994)	-0.129*** (0.00995)
$ln size$	0.755*** (0.00576)	0.733*** (0.00578)	0.741*** (0.00585)	0.747*** (0.00584)
$foreign$	0.468*** (0.0145)	0.523*** (0.0137)	0.401*** (0.0132)	0.494*** (0.0142)
$zcsyl$	0.382*** (0.0365)	0.233*** (0.0358)	0.222*** (0.0359)	0.217*** (0.0358)
Constant	9.861*** (0.0388)	8.853*** (0.0482)	8.853*** (0.0483)	8.796*** (0.0485)
年份固定效应	是	是	否	是
地区固定效应	是	否	是	是
行业固定效应	否	是	是	是
Observations	84 035	84 035	84 035	84 035
R-squared	0.195	0.245	0.248	0.253

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5%, 1% 的显著性水平上显著。

### (二) 机制检验

#### 1. 价格效应检验

表4报告了开发区政策对企业出口的价格效应检验结果,模型(1)为价格效应检验第一步式(2),回归结果表明开发区政策显著促进了企业出口,模型(2)为价格效应检验第二步式(3),回归结果显示交互项系数显著为正,表明开发区政策显著提升了企业的出口价格,未形成价格效应,因此,虽然模型(3)即价格效应检验第三步式(6)的系数降低了,但根据前两步的检验结果,我们可以得出,开发区政策并未给企业带来价格效应。究其原因,产品价格不止是由成本这一单一因素决定,还会受到产品品质、品牌效应等因素的影响,企业的出口价格一方面会随着生产、交易以及贸易成本的减少而降低,另一方面也会随着产品品质的优化、品牌效应的加强而增长,因此尽管进入开发区可以降低企业成本,但企业进入开发区之后,其产品的质量、附加值以及品牌效应等都可能有所提升,出口产品的定价也会相对更高,导致最终未表现出价格效应。

表4 价格效应检验结果

变量	(1) <i>lnvalue</i>	(2) <i>lnvalperunit</i>	(3) <i>lnvalue</i>
<i>lnvalperunit</i>			0.0522*** (0.00218)
<i>kfq</i> × <i>time</i>	0.339*** (0.0211)	0.228*** (0.0332)	0.327*** (0.0210)
<i>ln<sub>tfp</sub></i>	0.565*** (0.0195)	0.726*** (0.0307)	0.527*** (0.0195)
<i>ln<sub>age</sub></i>	-0.129*** (0.00995)	0.0181 (0.0157)	-0.130*** (0.00991)
<i>ln<sub>size</sub></i>	0.747*** (0.00584)	0.218*** (0.00920)	0.735*** (0.00584)
<i>foreign</i>	0.494*** (0.0142)	0.00708 (0.0223)	0.494*** (0.0141)
<i>zcsyl</i>	0.217*** (0.0358)	0.0772 (0.0564)	0.213*** (0.0357)
<i>Constant</i>	8.796*** (0.0485)	-10.78*** (0.0765)	9.358*** (0.0538)
年份固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
<i>Observations</i>	84 035	84 035	84 035
<i>R-squared</i>	0.253	0.235	0.258

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5%, 1% 的显著性水平上显著。

## 2. 技术效应检验

表5 报告了开发区政策对企业出口的技术效应检验结果。模型(1)一(3) 是以企业出口质量作为衡量指标的技术效应检验, 第一步式(2), 模型(1) 的回归结果表明开发区政策显著促进了企业出口; 第二步式(4), 模型(2) 的回归结果显示交互项系数显著为正, 表明开发区政策显著提升了企业的出口质量; 第三步式(7), 模型(3) 的回归结果中交互项的系数虽然依旧显著, 但相比于第一步模型(1) 降低了0.08。模型(1)、(4)、(5) 是以企业出口多样化水平作为衡量指标的技术效应检验, 模型(1)、(2) 的回归结果表明开发区政策显著促进了企业出口, 并且显著提升了企业出口的多样化水平, 模型(3) 的回归结果中交互项的系数仍旧显著, 但相比于模型(1) 降低了0.061。由此可以说明, 无论从企业出口质量的角度或是企业出口多样化水平的角度来看, 开发区政策都通过技术效应对企业出口产生了显著的正向影响。综合价格效应检验结果可知, 开发区政策整体上是通过技术效应而非价格效应来推动企业出口贸易的增长, 这就意味着, 开发区政策对于企业出口贸易的提升, 并不是通过低价竞争实现的, 而是通过提高企业的产品技术水平来提升企业的出口竞争力, 进而扩大出口。

### (三) 异质性分析

由于我国区域经济发展极不均衡, 地区间经济发展水平参差不齐、差距较大, 为考察在各个不同经济发展水平的地区, 开发区政策对企业出口的影响是否存在差异, 我们按照东部、中部和西部地区将总样本分为三组, 分别按式(2) 进行回归估计, 回归结果如表6 所示。根据回归结果, 我们可以发现总体来看, 无论在东部地区、中部地区还是西部地区, 开发区政策对于企业的出口都起到了显著的正向影响作用, 从回归系数值的大小来看, 中部地区最高, 西部地区高于东

表5 技术效应检验结果

变量	(1) lnvalue	(2) lnquality	(3) lnvalue	(4) lnnumber	(5) lnvalue
lnquality			3.732*** (0.0394)		
lnnumber					0.791*** (0.00667)
kfq × time	0.339*** (0.0211)	0.0215*** (0.00176)	0.259*** (0.0201)	0.0767*** (0.0101)	0.278*** (0.0195)
lnlfp	0.565*** (0.0195)	0.0430*** (0.00163)	0.404*** (0.0186)	0.139*** (0.00935)	0.455*** (0.0181)
lnage	-0.129*** (0.00995)	-0.00325*** (0.000829)	-0.117*** (0.00945)	-0.00005 (0.00476)	-0.129*** (0.00920)
lnsize	0.747*** (0.00584)	0.0210*** (0.000487)	0.668*** (0.00561)	0.225*** (0.00280)	0.569*** (0.00561)
foreign	0.494*** (0.0142)	0.0222*** (0.00118)	0.411*** (0.0135)	0.0836*** (0.00678)	0.428*** (0.0131)
zcsyl	0.217*** (0.0358)	0.0202*** (0.00299)	0.142*** (0.0341)	0.0463*** (0.0172)	0.180*** (0.0332)
Constant	8.796*** (0.0485)	-0.645*** (0.00405)	11.20*** (0.0526)	-0.380*** (0.0232)	9.097*** (0.0450)
年份固定效应	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
Observations	84 035	84 035	84 035	84 035	84 035
R-squared	0.253	0.186	0.325	0.234	0.360

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5%, 1% 的显著性水平上显著。

表6 开发区政策对企业出口影响的地区异质性回归结果

变量	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区
kfq × time	0.330*** (0.0216)	0.536*** (0.125)	0.420*** (0.151)
lnlfp	0.572*** (0.0199)	0.512*** (0.144)	0.521*** (0.135)
lnage	-0.116*** (0.0103)	-0.117*** (0.0529)	-0.226*** (0.0636)
lnsize	0.764*** (0.00599)	0.475*** (0.0346)	0.464*** (0.0431)
foreign	0.480*** (0.0145)	0.610*** (0.0823)	0.611*** (0.107)
zcsyl	0.207*** (0.0364)	0.396* (0.204)	1.473*** (0.435)
Constant	8.713*** (0.0496)	9.688*** (0.325)	9.916*** (0.355)
年份固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
Observations	79 622	2 498	1 901
R-squared	0.259	0.331	0.317

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5%, 1% 的显著性水平上显著。

部地区，说明开发区对企业出口的政策影响，在中部地区是最大的，西部地区其次，在东部地区的影响相对较小。东部地区整体经济发展水平最高，工业基础最好，但随着劳动力成本的上升、资源超负荷承载，出口贸易的发展也相对比较饱和，能够提升的空间有限；中部地区虽然在区位条件以及要素禀赋方面相比于东部地区稍显薄弱，但总体基础良好，开发区设立后，在政策的倾斜与扶持下，能够快速有效地整合各生产要素，对于企业出口贸易的发展能够起到显著的促进作用；西部地区在基础设施、交通设施、人力资本等方面相比于中部地区都更劣势，因此，开发区政策对西部地区企业出口贸易的促进作用也会小于中部地区。

进一步地，本文对价格效应与技术效应的地区异质性进行了探讨，表7为价格效应的地区异质性检验结果，表8与表9分别为企业出口质量与企业出口多样化水平视角下技术效应的地区异质性检验结果。

表7 价格效应的地区异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalperunit</i> 东部地区	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalperunit</i> 中部地区	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalperunit</i> 西部地区	<i>lnvalue</i>
<i>lnvalperunit</i>			0.0536*** (0.00224)			0.0359*** (0.0128)			0.0680*** (0.0166)
<i>lfg × time</i>	0.330*** (0.0216)	0.219*** (0.0340)	0.318*** (0.0215)	0.536*** (0.125)	0.921*** (0.202)	0.503*** (0.125)	0.420*** (0.151)	-0.378* (0.217)	0.418*** (0.151)
<i>lnlfp</i>	0.572*** (0.0199)	0.730*** (0.0313)	0.533*** (0.0199)	0.512*** (0.144)	0.675*** (0.232)	0.488*** (0.144)	0.521*** (0.135)	0.210 (0.194)	0.506*** (0.135)
<i>lnage</i>	-0.116*** (0.0103)	0.0260 (0.0162)	-0.118*** (0.0103)	-0.117** (0.0529)	-0.144* (0.0857)	-0.112** (0.0529)	-0.226*** (0.0636)	-0.226** (0.0911)	-0.211*** (0.0634)
<i>lnsize</i>	0.764*** (0.00599)	0.206*** (0.00945)	0.753*** (0.00599)	0.475*** (0.0346)	0.471*** (0.0560)	0.458*** (0.0351)	0.464*** (0.0431)	0.290*** (0.0618)	0.444*** (0.0432)
<i>foreign</i>	0.480*** (0.0145)	0.0143 (0.0228)	0.479*** (0.0144)	0.610*** (0.0823)	-0.191 (0.133)	0.617*** (0.0822)	0.611*** (0.107)	-0.0916 (0.153)	0.618*** (0.106)
<i>zcsyl</i>	0.207*** (0.0364)	0.0867 (0.0573)	0.202*** (0.0362)	0.396* (0.204)	-0.420 (0.330)	0.411** (0.204)	1.473*** (0.435)	0.278 (0.624)	1.454*** (0.433)
<i>Constant</i>	8.713*** (0.0496)	-10.78*** (0.0782)	9.290*** (0.0550)	9.688*** (0.325)	-11.57*** (0.526)	10.10*** (0.356)	9.916*** (0.355)	-8.505*** (0.509)	10.49*** (0.380)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	79 622	79 622	79 622	2 498	2 498	2 498	1 901	1 901	1 901
<i>R-squared</i>	0.259	0.235	0.264	0.331	0.406	0.334	0.317	0.393	0.324

注：\*，\*\*，\*\*\*分别表示在10%，5%，1%的显著性水平上显著。

对于价格效应的地区异质性检验，本文在东部、中部、西部三组样本中，分别按照式(2)、式(3)、式(6)进行三步检验。表7中的模型(1)——(3)、模型(4)——(6)、模型(7)——(9)分别为东部、中部、西部地区的价格效应检验结果。

从检验结果来看，在东部地区与中部地区，开发区政策显著促进了企业的出口，但开发区政策显著提升了企业的出口价格，并未给企业带来价格效应。在西部地区，开发区政策对企业出口的影响系数显著为正，对企业出口价格的影响系数显著为负，当代表开发区政策的交互项与企业出口价格一同放入模型对企业出口进行回归后，模型(9)中的交互项系数虽显著但数值相比模型(7)降低，表明在西部地区，开发区政策通过价格效应对企业的出口产生了正向影响。

类似地，本文分别按照式(2)、式(4)、式(7)以及式(2)、式(5)、式(8)，对东部、中部、西部三组样本，进行企业出口质量与企业出口多样化水平视角的技术效应三步检验。

表8 出口质量视角下技术效应地区异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>lnvalue</i>	东部地区 <i>lnquality</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	中部地区 <i>lnquality</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	西部地区 <i>lnquality</i>	<i>lnvalue</i>
<i>lnquality</i>			3.731*** (0.0405)			3.737*** (0.227)			4.027*** (0.260)
<i>kfq</i> × <i>time</i>	0.330*** (0.0216)	0.0199*** (0.00180)	0.256*** (0.0205)	0.536*** (0.125)	0.0531*** (0.0107)	0.338*** (0.119)	0.420*** (0.151)	0.0161 (0.0130)	0.355** (0.142)
<i>ln<sub>tfp</sub></i>	0.572*** (0.0199)	0.0430*** (0.00165)	0.411*** (0.0190)	0.512*** (0.144)	0.0600*** (0.0124)	0.288** (0.137)	0.521*** (0.135)	0.0112 (0.0116)	0.476*** (0.127)
<i>lnage</i>	-0.116*** (0.0103)	-0.00297*** (0.000856)	-0.105*** (0.00978)	-0.117** (0.0529)	-0.00280 (0.00456)	-0.106** (0.0501)	-0.226*** (0.0636)	-0.00683 (0.00548)	-0.199*** (0.0597)
<i>lnsize</i>	0.764*** (0.00599)	0.0214*** (0.000499)	0.684*** (0.00576)	0.475*** (0.0346)	0.0183*** (0.00298)	0.407*** (0.0330)	0.464*** (0.0431)	0.0162*** (0.00371)	0.399*** (0.0407)
<i>foreign</i>	0.480*** (0.0145)	0.0227*** (0.00121)	0.395*** (0.0138)	0.610*** (0.0823)	0.0161** (0.00710)	0.550*** (0.0780)	0.611*** (0.107)	0.000662 (0.00920)	0.609*** (0.100)
<i>zcysl</i>	0.207*** (0.0364)	0.0192*** (0.00303)	0.135*** (0.0346)	0.396* (0.204)	0.0299* (0.0176)	0.285 (0.193)	1.473*** (0.435)	0.138*** (0.0375)	0.918** (0.410)
<i>Constant</i>	8.713*** (0.0496)	-0.647*** (0.00413)	11.13*** (0.0540)	9.688*** (0.325)	-0.684*** (0.0280)	12.24*** (0.345)	9.916*** (0.355)	-0.541*** (0.0306)	12.09*** (0.361)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	79 622	79 622	79 622	2 498	2 498	2 498	1 901	1 901	1 901
<i>R-squared</i>	0.259	0.189	0.330	0.331	0.343	0.401	0.317	0.333	0.400

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5%, 1% 的显著性水平上显著。

表9 出口多样化水平视角下技术效应地区异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	<i>lnvalue</i>	东部地区 <i>lnlnnumber</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	中部地区 <i>lnlnnumber</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	西部地区 <i>lnlnnumber</i>	<i>lnvalue</i>
<i>lnnumber</i>			0.782*** (0.00679)			0.943*** (0.0475)			0.987*** (0.0523)
<i>kfq</i> × <i>time</i>	0.330*** (0.0216)	0.0688*** (0.0104)	0.276*** (0.0200)	0.536*** (0.125)	0.320*** (0.0502)	0.234** (0.116)	0.420*** (0.151)	0.0445 (0.0628)	0.376*** (0.138)
<i>ln<sub>tfp</sub></i>	0.572*** (0.0199)	0.140*** (0.00960)	0.463*** (0.0184)	0.512*** (0.144)	0.0933 (0.0579)	0.424*** (0.133)	0.521*** (0.135)	0.0965* (0.0562)	0.425*** (0.123)
<i>lnage</i>	-0.116*** (0.0103)	0.00434 (0.00497)	-0.120*** (0.00952)	-0.117** (0.0529)	-0.0622*** (0.0213)	-0.0581 (0.0491)	-0.226*** (0.0636)	-0.0488* (0.0264)	-0.178*** (0.0580)
<i>lnsize</i>	0.764*** (0.00599)	0.231*** (0.00290)	0.583*** (0.00577)	0.475*** (0.0346)	0.164*** (0.0139)	0.320*** (0.0329)	0.464*** (0.0431)	0.102*** (0.0179)	0.364*** (0.0397)
<i>foreign</i>	0.480*** (0.0145)	0.0835*** (0.00700)	0.414*** (0.0134)	0.610*** (0.0823)	0.0110 (0.0332)	0.600*** (0.0762)	0.611*** (0.107)	0.0115 (0.0444)	0.600*** (0.0974)
<i>zcysl</i>	0.207*** (0.0364)	0.0415** (0.0176)	0.174*** (0.0337)	0.396* (0.204)	0.0915 (0.0821)	0.310 (0.189)	1.473*** (0.435)	0.329* (0.181)	1.148*** (0.397)
<i>Constant</i>	8.713*** (0.0496)	-0.397*** (0.0240)	9.024*** (0.0460)	9.688*** (0.325)	-0.213 (0.131)	9.889*** (0.301)	9.916*** (0.355)	0.107 (0.148)	9.810*** (0.324)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Observations</i>	79 622	79 622	79 622	2 498	2 498	2 498	1 901	1 901	1 901
<i>R-squared</i>	0.259	0.234	0.365	0.331	0.356	0.428	0.317	0.274	0.432

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5%, 1% 的显著性水平上显著。

表8中的模型(1)一(3)、模型(4)一(6)、模型(7)一(9)分别为东部、中部、西部地区企业出口质量视角的技术效应检验结果。表9中的模型(1)一(3)、模型(4)一(6)、模型(7)一(9)分别为东部、中部、西部地区企业出口多样化水平视角的技术效应检验结果。

从检验结果来看,与价格效应检验结果刚好相反,在东部地区与中部地区,开发区政策显著提升了企业的出口质量与出口多样化水平,给企业带来了技术效应,以此推动了企业的出口贸易增长。表8与表9中的模型(8)表明,在西部地区,开发区政策对企业的技术效应都不显著。由此可见,在东部地区与中部地区,开发区政策主要是通过技术效应来提升企业的出口,而在西部地区,则是通过价格效应来促进企业出口。

## 五 结论与启示

本文以2000—2007年我国出口企业为研究对象,用倾向得分匹配法和双重差分法,探讨了开发区政策对企业出口的影响,检验了该影响的作用机制为价格效应还是技术效应,并进一步做了地区异质性分析。研究发现,1. 开发区政策显著促进了我国企业的出口贸易,并且总体上是通过技术效应而非价格效应实现。因此,从短期来看,开发区设立后提供的一系列优惠政策与制度红利能够对企业出口的快速发展提供强大的动力;然而放眼长期,企业的出口能否维持住稳定快速的增长往往取决于企业是否通过开发区政策红利实现了生产技术的提升。2. 在我国的东部、中部和西部地区,开发区政策对我国企业出口的影响存在差异。对于中部地区企业出口贸易的影响是最大的,西部地区其次,对东部地区企业出口贸易的提升最小,这与我国实现区域间平衡发展的战略目标相一致。3. 在东部和中部地区,开发区政策对企业出口贸易的提升主要来自于技术效应也就是企业出口产品技术水平的提高,西部地区则完全不同,开发区政策通过价格效应也就是降低企业出口产品的价格来实现企业出口贸易的增长。由于西部地区区位条件最为劣势,经济基础最为薄弱,因此,开发区建设时在土地政策、金融政策以及政府补贴等方面也给予了更加优惠的待遇,但恰恰是因为格外的优惠政策,反而降低了西部开发区企业提高生产效率和改良生产技术的可能,因为过早地给予西部地区过多的土地资源、金融优惠等政策,企业土地和资本要素的成本大大地降低了,从控制生产成本的角度考虑,企业会倾向于更多地使用这些低成本的要素,导致资源利用率以及边际生产率的下降。并且,产业集聚带来的共享效应、学习效应和资源的高效匹配,往往随着城市规模的增大而增加,也就是说在规模更大的城市中,产业集聚带来的优势也更加显著<sup>①</sup>。相比于东部和中部地区,西部地区的城市规模总体上更小,这就导致了开发区产业集聚的各种优势与效应在西部地区并没有取得显著的成效,没有对企业生产技术的提升产生明显的作用,最终只是通过价格效应提升企业的出口贸易。

据此,我们可以得出如下启示:我国开发区政策总体上有效促进了企业出口贸易发展,但由于存在明显的区域异质性,因此在实施开发区政策时需要结合当地的经济水平、基础产业状况与资源禀赋特点,更加科学合理地调整具体的政策内容与目标,有针对性地进行开发区建设。中部地区与西部地区,虽然产业基础与各类生产要素供给相比于东部地区薄弱,然而土地、劳动力成本较低,企业的生产提升空间更大,应当不断完善基础设施、提升政府行政效率、加强人才吸引力,以便最大化地发挥开发区政策效应。由于单纯依靠政策优惠所带来的出口优势并不能够长久维持,鉴于西部地区的开发区只是依靠价格效应来提升企业出口,在西部(下转第82页)

<sup>①</sup> 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》,《财经研究》2015年第4期,第4—17页。

的冲击。此外,新兴市场应更多地关注实体经济本身,宏观经济指标的良好运行对国内物价的稳定有重要意义。

## Nonlinear Transmission Effect of Exchange Rate on CPI Based on the Data from Emerging Markets and Developed Markets

WANG Xiao-yong , ZHANG Xu-feng

**Abstract:** Taking BRIC and G7 countries as research objects , the STAR model is used to examine non-linear transmission effect of nominal exchange rate on CPI from January 2001 to August 2020. It is found that due to the different regulations of exchange rate , the impact of nominal exchange rate on CPI in emerging market countries does not have obvious direct transmission effect , but the impact of import channels on CPI has nonlinear characteristics. On the contrary , the situation in developed markets shows that the fluctuation of nominal exchange rate compared with emerging markets will directly lead to the reverse adjustment of domestic CPI , so as to smooth out the substitution effect of changes in nominal exchange rate on imported goods and domestic homogeneous goods. The channels of exchange rate transmission in emerging markets are more complicated , and the impact of the nominal exchange rate on domestic CPI has a nonlinear transmission effect through the import channel. During the two-way floating exchange rate period , the transmission process of inflation risk caused by exchange rate fluctuation is more complicated , and the authorities of emerging market countries have certain time to stabilize the macro economy.

**Keywords:** nominal exchange rate; CPI; nonlinear transmission effect; emerging markets; developed markets

【责任编辑:吴应望】

(上接第69页)地区开发区建设中,招商引资需要重点关注产业发展的可持续性与技术溢出,促进开发区内产业集聚的形成,提高企业的生产技术水平,以国际化标准作为要求,不断提升产品与服务品质,利用技术创新以及智能化转变来提高生产效率、改善生产工艺、优化产品品质,从价值链的中低端向中高端迈进,实现产业的转型升级,增强企业的国际竞争力,从而形成良性的长效发展机制。

## Research on the Influence of Development Zone Policy on Enterprise Export

XIA Yong-xiang , YU Shu-ying

**Abstract:** Based on the database of customs trade and the database of industries and enterprises in China , taking China's export enterprises as research samples , using propensity score matching and double difference method , this paper investigates the influence of development zone policy on China's enterprise export and its influence mechanism. It is found that the development zone policy has significantly improved the export of enterprises. Compared with the eastern region , the development zone policy plays a greater role in promoting the export of enterprises in the central and western regions of China. The test of the impact mechanism of development zone policy on enterprise export shows that the overall impact of China's development zone policy on enterprise exports is realized through technical effects , but there are regional differences. In the eastern region and the central region , it is technical effect , and in the western region , it is price effect.

**Keywords:** development zone policy; enterprise export; propensity score matching; double difference

【责任编辑:吴应望】