

# 开发区设立与企业出口国内附加值

孙伟 戴桂林

(中国海洋大学经济学院, 山东 青岛 266100)

**摘要:** 开发区作为我国出口企业的空间集聚地,能否有效提高企业出口国内附加值(DVAR)对于企业出口获利、建设贸易强国具有重要意义。在理论机制分析的基础上,以我国开发区设立之初制定的主导产业扶持政策构建准自然实验,基于2000—2007年企业层面数据,使用渐进式双重差分法实证检验开发区主导产业扶持政策对企业出口DVAR的影响及其作用机制。结果表明:开发区主导产业扶持政策显著地提高了企业出口DVAR,这一结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。异质性分析发现:开发区主导产业扶持政策对民营企业、一般贸易企业、技术密集型行业内企业、东部地区企业出口DVAR的促进作用更大;当开发区制定的主导产业符合其所在城市比较优势时,政策效果更显著;与省级开发区相比,国家级开发区对企业出口DVAR的促进作用更显著。基于中介效应模型的影响机制检验结果表明,开发区主导产业扶持政策通过优惠政策效应和集聚经济效应提高企业成本加成率和进口中间品相对价格,进而提高企业出口DVAR。

**关键词:** 开发区; 主导产业扶持政策; 出口国内附加值; 双重差分法; 异质性; 影响机制

**中图分类号:** F062.9    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1671-9301(2020)05-0001-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.05.001

## 一、引言

我国长期以来依靠劳动力和资源优势,以加工贸易的方式嵌入到全球价值链(Global Value Chain, GVC)中。在这种低端嵌入模式下,企业出口国内附加值(Domestic Value Added Ratio, DVAR)较低,且极易受到跨国公司的俘获,进而被长期锁定在DVAR的低端环节。因此,探索提高企业出口DVAR,实现企业由加工、装配等DVAR下游环节向设计、研发等DVAR上游环节攀升的路径就显得格外重要。

作为我国市场经济的重要参与者,各级政府一直致力于制定相关产业政策来推动经济发展和出口扩张,而这其中持续时间最长、覆盖面最广、政策影响力最大的政策就是开发区政策。从改革开放之初设立的经济特区到加入WTO后各种类型的开发区,再到新时代为实现全面对外开放而设立自由贸易试验区(港)等,开发区政策贯穿于我国改革开放实践的全过程。开发区设立之初一般会确定主导产业并通过制定一系列的优惠政策来吸引相关企业入驻园区,企业在园区内的大量集聚有助于产生集聚经济。已有研究发现,开发区有助于提高企业就业规模和产出水平,推动产业结构升级,促进地区经济发展<sup>[1-5]</sup>。基于上述讨论,我们很自然地想到一些问题:开发区政策对企业出口有何种影响?进一步地,开发区政策能否同提高企业就业规模和产出水平一样,通过优惠政策和集聚经济

收稿日期:2020-06-30; 修回日期:2020-09-01

作者简介:孙伟(1989—),男,山东泰安人,中国海洋大学经济学院博士研究生,研究方向为区域创新与国际经济合作;戴桂林(1964—),男,山东青岛人,中国海洋大学经济学院教授、博士生导师,研究方向为区域创新与国际经济合作、海洋经济。

基金项目:国家社会科学基金青年项目(14CGL053);教育部新世纪优秀人才支持计划项目(NCET-07-0777)

效应来提高企业出口 DVAR? 对上述问题的回答,有助于我国出口企业突破价值链“低端锁定”,增强企业出口获利能力。遗憾的是,现有研究鲜有涉及。鉴于此,本文在理论机制分析的基础上,以我国开发区设立之初制定的主导产业扶持政策构建准自然实验,检验开发区主导产业扶持政策对企业出口 DVAR 的影响,并构建中介效应模型对影响机制进行检验。

## 二、文献综述

作为我国一项重要的产业政策,开发区政策受到了国内外学者的广泛关注。Wang<sup>[1]</sup>研究发现,开发区优惠政策对城市外商直接投资和生产效率存在显著的正向影响。Alder *et al.*<sup>[2]</sup>、刘瑞明和赵仁杰<sup>[4]</sup>的研究表明,开发区政策的实施提高了城市 GDP 水平。李力行和申广军<sup>[5]</sup>检验了开发区主导产业政策对城市产业结构的影响,发现该政策有助于推动城市产业结构转型升级。除了聚焦于城市、行业层面之外,也有一些学者将研究视角转向企业层面。Lu *et al.*<sup>[6]</sup>研究发现,开发区政策提高了企业就业规模、产出和资本水平,且该政策对资本密集型行业内企业的促进作用更显著。李贲和吴利华<sup>[3]</sup>认为,开发区政策的实施有助于扩大企业规模,而且国家级开发区的政策效应更显著。关于开发区政策影响机制,现有文献主要聚焦于优惠政策和集聚经济两个方面:一方面,开发区通过制定补贴、信贷、税收等优惠政策吸引相关企业入驻园区,有助于缓解企业面临的融资约束问题,节约生产成本,并为开发区集聚经济的产生创造条件<sup>[1-2,7-8]</sup>;另一方面,集聚经济通过释放马歇尔外部性和融资外部性,激发企业研发创新,提高企业生产效率。两者之间如此循环往复,持续增强企业竞争力<sup>[3,9-10]</sup>。

尽管开发区政策受到广泛关注,但对于我国开发区政策如何影响企业出口的研究却非常少,且仅有的一些研究也并未达成一致结论。陈钊和熊瑞祥<sup>[11]</sup>研究发现,当出口加工区制定的主导产业与其所在城市优势行业一致时,出口加工区政策有助于扩大企业出口规模。沈鸿和顾乃华<sup>[12]</sup>同时分析了开发区政策、产业集聚对企业贸易方式升级的影响,结果发现产业集聚抑制了出口企业由加工贸易向一般贸易方式升级,且开发区政策的实施会进一步加剧产业集聚对出口企业贸易方式升级的抑制作用。张鹏杨等<sup>[13]</sup>研究了出口加工区主导产业扶持政策对出口企业全球价值链地位的影响,发现开发区主导产业政策违背了比较优势原则并造成资源错配,抑制了企业全球价值链地位的提升。

现阶段,关于出口 DVAR 的相关研究主要集中在出口 DVAR 测算方法的改进及其影响因素两方面。就出口 DVAR 测算方法而言,Dean *et al.*<sup>[14]</sup>、Koopman *et al.*<sup>[15]</sup>从行业层面测算了我国出口 DVAR,但行业层面的测算方法不能反映行业内部企业的异质性,难以深入研究出口 DVAR 的决定因素和变化机制。此后,Upward *et al.*<sup>[16]</sup>、张杰等<sup>[17]</sup>、Kee and Tang<sup>[18]</sup>从微观企业层面测算了我国企业出口 DVAR。虽然相关研究在数据和测算方法上存在差异,但都得出了我国出口 DVAR 呈现上升趋势的结论。就出口 DVAR 影响因素而言,Rodríguez-López<sup>[19]</sup>、Kee and Tang<sup>[18]</sup>从理论上证明了成本加成率和进口中间品相对价格是出口 DVAR 的决定因素。此后,国内外学者分别从中间品进口自由化<sup>[20]</sup>、FDI<sup>[21]</sup>、人民币汇率波动<sup>[22]</sup>、产业集聚<sup>[23-24]</sup>等方面,考察这些因素如何通过影响企业成本加成率和进口中间品相对价格,进而影响企业出口 DVAR。虽然上述文献中产业集聚和开发区政策存在一定的联系,但关于企业出口 DVAR 影响因素的研究中仍缺乏对开发区政策的考察评估。

基于现有研究成果,本文将开发区政策和企业出口 DVAR 置于统一的研究框架中,系统地论述了开发区政策如何通过优惠政策和集聚经济效应影响企业出口加成率和进口中间品相对价格,进而影响企业出口 DVAR 的理论机制。进一步地,以开发区设立之初制定的主导产业扶持政策构建准自然实验,通过构建相应的指标并使用渐进式双重差分法(Difference in Difference, DID)实证检验了开发区主导产业扶持政策对企业出口 DVAR 的影响及异质性表现,最后构建了中介效应模型对理论机制进行检验。

与现有研究相比,本文可能的边际贡献体现在以下三点:第一,在研究视角上,本文研究开发区主导产业扶持政策对于企业出口 DVAR 的影响,既丰富了现有关于开发区政策效果评估的研究,又为探索如何提高企业出口 DVAR 提供了新的研究思路;第二,在研究方法上,本文以开发区主导产业扶持政策构建准自然实验,可以有效地避免内生性问题,提高估计结果的准确性;第三,本文构建了开发区政策影响企业出口 DVAR 的一个理论机制框架,并进行实证检验,这不仅有助于加深对两者间关系的理解,也为今后相关研究的展开提供了值得借鉴的研究框架。

本文剩余研究内容安排如下:第三章为理论机制分析;第四章为研究设计;第五章是实证检验;第六章是影响机制检验;第七章为结论和启示。

### 三、理论机制分析

#### (一) 理论模型设定

本文基于 Rodríguez-López<sup>[19]</sup>、Kee and Tang<sup>[18]</sup>提出的理论分析框架并参考余淼杰和崔晓敏<sup>[22]</sup>的改进方法,推导企业出口 DVAR 的决定因素,并将这些决定因素作为中介变量。企业出口 DVAR 的决定因素可以表示为:

$$DVAR_{it} = 1 - \frac{p_t^{IM} m_{it}^I}{p_{it} y_{it}} = 1 - \frac{\alpha_m}{(1 + \mu_{it})} \frac{1}{1 + \left(\frac{p_t^{IM}}{p_t^{DM}}\right)^\sigma} \quad (1)$$

其中  $i, t$  分别表示企业和年份,  $DVAR_{it}$  表示企业出口附加值。  $p_t^{IM}$ 、 $p_t^{DM}$ 、 $p_{it}$  分别表示进口中间品、国内中间品和消费产品的价格。  $\mu_{it}$  表示企业的成本加成率,加成率与企业产品价格呈正相关,而与企业边际成本呈负相关。  $m_{it}^I$  表示进口中间产品规模。  $\alpha_m$  表示中间品的产出弹性。  $\sigma$  表示国内中间品和进口中间品的替代弹性  $\sigma > 1$ 。  $\frac{p_t^{IM}}{p_t^{DM}}$  表示进口中间品的相对价格。将  $DVAR_{it}$  分别对  $\mu_{it}$  和  $\frac{p_t^{IM}}{p_t^{DM}}$  取一阶偏导可得:

$$\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial \mu_{it}} = \frac{\alpha_m}{\mu_{it}^2} \frac{1}{1 + \left(\frac{p_t^{IM}}{p_{it}^{DM}}\right)^{\sigma-1}} > 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial \left(\frac{p_t^{IM}}{p_t^{DM}}\right)} = \frac{\alpha_m}{\mu_{it}} \frac{\left(\frac{p_t^{IM}}{p_{it}^{DM}}\right)^{\sigma-1}}{\left[1 + \left(\frac{p_t^{IM}}{p_{it}^{DM}}\right)^{\sigma-1}\right]^2} > 0 \quad (3)$$

由式(2)、式(3)可知,企业成本加成率和进口中间品相对价格决定企业出口 DVAR。成本加成率越高,意味着企业利润水平越高,相应的出口 DVAR 也会提高;进口中间品相对价格越高,则意味着企业会减少进口中间品投入,更多地使用国内中间品,进而提高企业出口 DVAR。基于此,本文将详细阐述开发区主导产业扶持政策如何通过优惠政策效应和集聚经济效应影响企业成本加成率和进口中间品相对价格,进而影响企业出口 DVAR 的理论机制。

#### (二) 优惠政策效应

开发区对主导产业内企业的优惠政策主要体现在政府补贴、信贷支持、税收减免和土地使用价格优惠等方面。对企业的补贴缓解了企业面临的融资约束问题,分担了企业研发创新的风险,进而激励企业研发创新,提高企业生产效率<sup>[1]</sup>;对企业机器设备升级改造的补贴有助于延长其使用寿命,提高其运行效率,进而降低使用该机器设备进行研发创新活动的固定投入成本,提高研发投入效率<sup>[25]</sup>。此外,开发区对企业进行补贴的举动还向市场投资者释放积极信号,有利于吸引更多资本投入到企业研发创新和设备升级中,进一步节约企业的融资成本,提高企业的融资效率<sup>[26]</sup>。就信贷支

持而言,开发区为企业提供贷款担保,同时对已经获得银行贷款的企业给予贴息补助,还支持符合要求的企业上市融资,通过信贷支持政策节约企业融资成本,提高企业的融资效率。而更充裕的资金支持有利于企业研发创新,提高生产效率<sup>[1]</sup>。除了补贴和信贷支持之外,开发区还为园区内企业提供税收减免和优惠的土地使用价格:国家级开发区企业一般享受所得税“两免三减半”优惠;出口加工区内企业在购买中间品时享受增值税减免优惠;省级开发区内企业虽然不能享受所得税减免政策,但也能享受一定的地税返还<sup>[4,11]</sup>;进入园区的企业可按照工业用地基准价格享受一定幅度的优惠,且企业投资规模越大,享受的优惠幅度越高。税收减免能够降低企业的可变成本,提高企业收益比重,激励企业不断提高生产效率以获得更高收益,而土地使用上的优惠又能节约企业固定成本。

一系列优惠政策有效地缓解了园区主导产业内企业的融资约束问题,节约了企业生产成本,有助于激励企业进行研发创新,提高企业生产效率和产品质量。更高的生产效率意味着企业边际成本降低,而更高的产品质量意味着企业可以制定更高的价格,获取更高的出口利润。根据公式(2),两者共同提高企业成本加成率,进而提高企业出口DVAR。

### (三) 集聚经济效应

企业在园区内大规模集聚有助于产生集聚经济<sup>[7]</sup>。Marshall<sup>[9]</sup>最早提出集聚经济包含劳动力蓄水池、中间品共享以及知识、信息溢出效应。就劳动力蓄水池和中间品共享效应而言,企业集聚增加了劳动力和中间品需求,有助于劳动力和中间品市场形成规模经济。进一步地,劳动力供给的增加降低了工资水平,提高了企业成本加成率,中间品供给的增加有利于企业更多地使用国内中间产品,提高进口中间品相对价格。此外,劳动力市场的规模经济有助于提高企业与劳动力间的匹配效率,提高劳动生产效率;中间品市场的规模经济会提高中间品供给质量,进而提高企业自身产品质量和定价水平<sup>[27-28]</sup>。就知识、信息溢出效应而言,开发区内企业的集聚会增加企业间科研合作、人才交流的机会,加速知识的传播和溢出,进而提高企业的生产效率<sup>[6]</sup>,而信息的交流有助于企业了解当前国际市场的动态,及时改进生产工艺以满足国际需求,提高企业信息搜寻效率,降低企业出口成本<sup>[29]</sup>,最终提高企业成本加成率。集聚经济除了具有规模经济和知识、信息溢出效应之外,还可以通过集群商业信用缓解企业融资约束,即存在融资外部性效应<sup>[10]</sup>。特别是在我国金融市场发展相对滞后,金融抑制现象比较明显,企业尤其是民营企业很难从银行等正规渠道获得融资的背景下,集群商业信用已经成为我国民营企业重要的外部融资渠道<sup>[10]</sup>。融资约束的缓解,有助于企业研发创新,提高生产效率。

综上所述,集聚经济提高了企业成本加成率和进口中间品相对价格,根据式(2)、式(3)可知,企业成本加成率和进口中间品相对价格的提高又进一步提高了企业出口DVAR。

## 四、研究设计

### (一) 计量模型设定

本文以2001—2006年国家和省级开发区设立之初制定的主导产业扶持政策构建准自然实验,并匹配2000—2007年企业层面数据,使用渐进式双重差分法,实证检验开发区主导产业扶持政策实施前后开发区主导产业内企业(处理组)与非主导产业内企业(控制组)间出口DVAR的差异,进而识别出开发区主导产业扶持政策与企业出口DVAR的因果关系。与现有研究中以出口加工区设立之初制定的主导产业扶持政策构建准自然实验不同<sup>[11,13]</sup>,本文将开发区的范围扩展到国家和省级开发区。该做法主要出于以下两方面的考虑:第一,各级别开发区都将扩大出口作为发展目标,在实践中它们已经发展成为我国出口企业主要的空间集聚地,所以,研究开发区政策的出口DVAR问题应该将研究范围扩展到各级别开发区;第二,出口加工区内企业主要从事加工贸易,“两头在外”特征明显,企业出口DVAR水平更多受到国外市场的影响,开发区政策的效果可能并不显著。在确定了样本窗口期和研究范围后,本文将计量模型设定如下:

$$\ln DVAR_{ijct} = \alpha_0 + \alpha_1 SEZ_{jc} + \alpha_2 Post_t + \alpha_3 SEZ_{jc} \times Post_t + \theta \bar{X} + \tau_t + \vartheta_c + \mu_j + \varepsilon_{ijct} \quad (4)$$

其中  $i, j, c, t$  分别表示企业、三位数行业、城市、年份。 $\ln DVAR_{ijct}$  采用企业出口国内附加值加 1 再取对数来表示。 $SEZ_{jc}$  表示开发区主导产业虚拟变量, 当城市某产业属于该城市开发区设立之初确定的主导产业时取 1, 否则取 0。关于开发区企业的识别, 参考李贲和吴利华<sup>[3]</sup>的方法, 如果企业地址中包含开发区、加工区、产业园、工业园等字样, 则将该企业确定为开发区企业, 否则为非开发区企业。进一步地, 如果开发区企业所属三位码行业与该企业所在城市设立的开发区某一主导产业一致时, 则将该企业确定为开发区主导产业内企业。此外, 考虑到在样本期内一些城市有多个开发区成立的事实, 本文选择该城市最早设立的开发区主导产业内企业作为处理组企业, 只有当该城市新设立的开发区主导产业与之前不同时才将新主导产业内的企业作为处理组企业。 $Post_t$  表示时间虚拟变量, 开发区设立当年及之后年份取 1, 否则取 0。 $SEZ_{jc} \times Post_t$  是本文考察的核心变量, 表示政策实施前后处理组企业与控制组企业间出口 DVAR 的平均差异, 如果其估计系数  $\alpha_3 > 0$ , 意味着开发区主导产业扶持政策有助于提高企业出口 DVAR。 $\vec{X}$  表示控制变量组。 $\tau_t, \vartheta_c, \mu_j$  分别表示年份、城市、行业固定效应,  $\varepsilon_{ijct}$  表示随机误差项。

## (二) 变量选取

1. 企业出口 DVAR。本文基于 Upward *et al.*<sup>[16]</sup>、张杰等<sup>[17]</sup>、Kee and Tang<sup>[18]</sup>的方法测算企业出口 DVAR, 具体公式如下:

$$DVAR_{ijct}^O = 1 - \frac{IM_{ijct}^{O, adj} |_{BEC} + CAP_{ijct}^O + IM_{ijct}^F}{Y_{ijct}^O} \quad (5)$$

$$DVAR_{ijct}^P = 1 - \frac{IM_{ijct}^{P, adj} |_{BEC} + CAP_{ijct}^P + IM_{ijct}^F}{Y_{ijct}^P} \quad (6)$$

$$DVAR_{ijct}^{mix} = \omega^O \left( 1 - \frac{IM_{ijct}^{O, adj} |_{BEC} + CAP_{ijct}^O + IM_{ijct}^F}{Y_{ijct}^O} \right) + \omega^P \left( 1 - \frac{IM_{ijct}^{P, adj} |_{BEC} + CAP_{ijct}^P + IM_{ijct}^F}{Y_{ijct}^P} \right) \quad (7)$$

其中  $i, j, c, t$  的定义与公式(4)中相同。 $O, P$  和  $mix$  分别表示一般贸易、加工贸易和混合贸易方式。 $IM_{ijct}^{O, adj} |_{BEC}$  和  $IM_{ijct}^{P, adj} |_{BEC}$  分别表示经过 BEC 分类标准调整后, 企业在一般贸易和加工贸易方式下的实际中间品进口额。 $CAP_{ijct}^O$  和  $CAP_{ijct}^P$  分别表示企业一般贸易和加工贸易资本品进口额, 并根据张杰等<sup>[17]</sup>的方法按 10.96% 的折旧率计提折旧。 $IM_{ijct}^F$  为根据 Koopman *et al.*<sup>[15]</sup>的方法, 按照 10% 的比例测算的企业间接进口额, 即企业使用的国内中间品中所包含的国外成分。 $Y_{ijct}^O$  和  $Y_{ijct}^P$  分别表示企业一般贸易和加工贸易总产出(加工贸易出口额)。 $\omega^O$  和  $\omega^P$  分别表示混合贸易企业的出口中一般贸易和加工贸易比重。

2. 控制变量。(1) 企业层面的控制变量面主要包括: ①企业规模( $\ln size_{it}$ ), 用企业固定资产净值取对数表示。规模越大的企业在技术水平上越有明显优势, 有助于提高企业出口 DVAR。②企业年龄( $\ln age_{it}$ ), 用企业所处年份减去企业成立年份加 1 后取对数来表示。相较于新企业, 成立较久的企业在管理、研发等方面更成熟, 出口渠道更宽, 更了解国际市场动态, 出口 DVAR 更高。③企业资本密集度( $\ln kratio_{it}$ ), 用企业固定资产存量除以所雇佣劳动力再取对数表示。在样本期内, 我国出口比较优势主要体现在廉价劳动力上, 过高的资本水平可能意味着企业加工贸易比重较高, 不利于增加企业出口 DVAR。④民营企业虚拟变量( $poe$ ), 当企业民营资本占实收资本比重大于 50% 时取 1。⑤外资企业虚拟变量( $foe$ ), 当企业外资占实收资本比重大于 50% 时取 1。⑥加工贸易虚拟变量( $pt$ ), 当企业加工贸易出口额占总出口额比重高于 50% 时取 1。我国民营企业和加工贸易企业在 GVC 分工中主要赚取低廉的加工费用, 处于 GVC 的下游环节, 在华外资企业主要利用国内廉价劳动力, 而其先进生产技术主要依靠国外母公司, 因此我们预期这三类企业的参数估计值为负。(2) 城市—行业层面的控制变量为三位数行业层面赫芬达尔指数( $HHI_{jct}$ )。  $HHI_{jct}$  越大说明行业垄断程度越高, 越小说明行业内企业竞争程度越高, 一般来说企业间的良性竞争有助于激发企业进行研

发创新,提高生产效率,进而提高企业出口 DVAR。(3) 行业层面的控制变量为中间品进口关税税率 ( $\ln tariff_{jt}$ )。参考 Amiti and Davis<sup>[30]</sup>的方法,  $tariff_{jt} = \sum_{g \in G} \alpha_{gjt} \times \chi_{gt}$  其中  $\chi_{gt}$  为产品  $g$  的简单平均关税税率,  $\alpha_{gjt}$  为产品  $g$  在产业  $j$  中的投入比重,实证分析中加 1 取对数。 $\ln tariff_{jt}$  越小,意味着市场开放程度越高,有助于企业引进先进技术、生产设备和高质量中间品,通过进口技术溢出提高企业研发水平和生产效率,进而提高企业出口 DVAR。(4) 城市层面的控制变量包括:①城市出口规模 ( $\ln iv_{ct}$ ),采用企业出口额加总到城市层面再取对数表示。②开发区累积面积 ( $\ln square_{ct}$ ),采用城市所处年份已设立的所有开发区的规划面积之和加 1 再取对数来表示。一般来说,城市出口规模越大,城市开发区面积越大,出口企业的集聚经济效应越明显,企业出口 DVAR 也越高。

(三) 数据来源与匹配说明

本文在实证分析中主要使用中国工业企业数据来测算企业层面的控制变量以及赫芬达尔指数,用海关进出口数据来测算企业出口  $\ln DVAR_{ijct}$ ,用 WITS 数据库数据来测算行业层面中间品进口关税,利用《中国开发区审核公告目录》(2006 年版)中的数据来测算本文的核心解释变量和开发区累积面积。此外,在稳健性检验中本文还使用 WIOD 数据库数据测算我国行业层面出口返回增加值作为企业出口返回增加值的近似,并重新测算企业出口  $\ln DVAR_{ijct}$ 。在将不同数据进行匹配之前,需要对数据进行初步筛选并删除不符合要求的数据。首先,对于中国工业企业数据,参考 Brandt *et al.*<sup>[31]</sup>的方法,根据《国民经济行业分类》(GB/T 4754 - 2002)对样本期内的行业分类进行调整,并按照 2008 年制定的行政区划代码调整样本期内的城市行政区划代码。其次,根据 Brandt *et al.*<sup>[31]</sup>的方法,删除中国工业企业数据库中不符合要求的样本。

基于此,进行数据匹配。第一步,参考 Yu<sup>[32]</sup>的方法,将筛选后的中国工业企业数据和海关进出口库数据、WITS 数据库数据、WIOD 数据库数据进行匹配。第二步,参考陈钊和熊瑞祥<sup>[11]</sup>的方法,将《中国开发区审核公告目录》(2006 年版)中开发区主导产业分别与《国民经济行业分类》(GB/T 4754 - 2002)中的二、三位数行业进行匹配,删除在开发区主导产业中存在但在《国民经济行业分类》中不存在的行业。第三步,根据第二步的行业匹配结果将开发区数据与第一步匹配得到的数据再次匹配,得到最终匹配数据,共 54 017 家企业 200 374 个样本观测值。各变量的基本统计量见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$\ln DVAR_{ijct}$	200 374	0.69	0.022	0.67	0.69	0.80
$SEZ_{jc}$	200 374	0.11	0.310	0.00	0.00	1.00
$Post_t$	200 374	0.39	0.488	0.00	0.00	1.00
$SEZ_{jc} \times Post_t$	200 374	0.09	0.289	0.00	0.00	1.00
$\ln size_{it}$	200 374	15.61	0.014	15.28	15.61	16.41
$\ln age_{it}$	200 374	2.03	0.674	0.00	2.08	7.60
$\ln kratio_{it}$	200 374	6.84	0.702	1.10	6.74	13.09
$poe$	200 374	0.22	0.414	0.00	0.00	1.00
$foe$	200 374	0.67	0.470	0.00	1.00	1.00
$pt$	200 374	0.74	0.439	0.00	1.00	1.00
$HHI_{jct}$	200 374	0.20	0.001	0.20	0.20	0.23
$\ln tariff_{jt}$	200 374	0.10	0.077	0.00	0.16	0.22
$\ln iv_{ct}$	200 374	17.73	2.002	2.77	18.07	22.74
$\ln square_{ct}$	200 374	0.48	0.404	0.00	0.70	0.95

五、实证分析

(一) 基准估计结果

表 2 报告了基于式 (4) 的基准估计结果,其中第 (1) 列为仅考虑核心解释变量的估计结果,第 (2) 列进一步控制年份、城市和行业固定效应,第 (3) 列是加入控制变量但并没有控制固定效应的估计结果,第 (4) 列至第 (6) 列在第 (3) 列的基础上逐步控制年份、城市和行业固定效应。表 2 中,  $SEZ \times Post$  的参数估计值始终显著为正,虽然在引入控制变量并控制城市、年份、行业固定效应后其估计值的大小和显著性水平有所下降,但仍显著为正。接下来,以第 (6) 列完整的估计结果为例进行分析,  $SEZ \times Post$  的估计值在 5% 的水平上显著为正,开发区主导产业扶持政策的实施使处理组企业相较于控制组企业出口 DVAR 平均提高了约 0.001 7,初步验证了该政策的实施有助于提高企业出口 DVAR。  $SEZ$  的估计值

为负,但并不显著,说明政策的分组效应不明显,即政策实施前,处理组和控制组企业间出口 DVAR 并不存在显著差异。*Post* 的估计值显著为负,说明政策实施后非主导产业企业出口 DVAR 出现下降。就控制变量而言,规模越大、经营时间越长的企业获利能力越强,而过高的资本劳动比意味着企业处在 GVC 下游环节,出口 DVAR 较低。贸易自由化通过技术溢出等效应提高了企业出口 DVAR,而民营企业、外资企业、加工贸易企业出口 DVAR 较低,也与我国现实情况相符。此外,行业内竞争程度、地区出口规模、开发区累积面积的增加,都有助于提高企业出口 DVAR。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。基准估计结果初步验证了开发区主导产业扶持政策的实施有助于提高企业出口 DVAR,但双重差分法估计结果的有效性取决于其是否满足平行趋势假设。就本文而言,满足平行趋势假设意味着政策实施前处理组和控制组企业间出口 DVAR 不存在显著差异。虽然基准估计结果中 *SEZ* 的参数估计值并不显著,但这并不能完全确定平行趋势假设得到了满足。鉴于此,本文借鉴 Alder *et al.* [21] 的做法,构建如下模型进行平行趋势检验。

$$\ln DVAR_{ijct} = \beta_0 + \sum_{n=-6}^6 (\varphi_n I_{ct}^{t-birtheart=n}) + \sum_{n=-6}^6 (\rho_n SEZ_{jc} \times I_{ct}^{t-birtheart=n}) + \theta \vec{X} + \vartheta_c + \mu_j + \tau_t + \varepsilon_{ijct} \quad (8)$$

其中, *t* 为年份, *birtheart* 为开发区设立年份,  $I_{ct}^{t-birtheart}$  为开发区设立前 ( $n < 0$ )、设立当年 ( $n = 0$ )、设立后 ( $n > 0$ ) 的时间虚拟变量,当  $t - birtheart = n$  时取 1,否则取 0。本文以 2001—2006 年开发区设立时制定的主导产业扶持政策构建准自然实验,而样本窗口期为 2000—2007 年,因此 *n* 的取值范围为  $[-6, 6]$ 。当  $n < 0$  时,  $SEZ_{jc} \times I_{ct}^{t-birtheart=n}$  表示开发区设立前的第 *n* 年处理组与控制组企业间出口 DVAR 的差异,其参数估计值  $\rho_n$  是我们重点考察的对象。根据表 3 第 (1) 列和图 1 可知,  $\rho_n$  的估计值均不显著,可以确定在政策实施前处理

表 2 基准估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SEZ</i>	-0.004 0*** (-5.41)	-0.001 1 (-1.41)	-0.005 5*** (-8.33)	-0.002 8*** (-4.31)	-0.000 3 (-0.42)	-0.001 1 (-1.54)
<i>Post</i>	0.000 2 (0.56)	-0.001 4*** (-3.93)	-0.001 2*** (-4.62)	-0.002 8*** (-9.84)	-0.002 0*** (-6.01)	-0.001 7*** (-5.24)
<i>SEZ × Post</i>	0.006 9*** (8.94)	0.001 5* (1.93)	0.007 6*** (11.14)	0.005 1*** (7.52)	0.002 8*** (4.05)	0.001 7** (2.48)
<i>lnsize</i>			0.708 4*** (24.02)	0.701 8*** (23.95)	0.701 6*** (23.91)	0.683 6*** (23.61)
<i>lnage</i>			0.008 5*** (45.74)	0.008 0*** (42.35)	0.007 5*** (39.73)	0.007 4*** (40.23)
<i>lnkratio</i>			-0.001 6*** (-7.85)	-0.001 7*** (-7.99)	-0.001 7*** (-8.17)	-0.001 5*** (-7.47)
<i>poec</i>			-0.014 6*** (-28.99)	-0.016 8*** (-32.70)	-0.016 6*** (-32.87)	-0.015 8*** (-32.47)
<i>foec</i>			-0.009 2*** (-18.24)	-0.010 3*** (-20.18)	-0.010 9*** (-21.71)	-0.009 9*** (-20.53)
<i>pt</i>			-0.005 6*** (-20.08)	-0.006 3*** (-22.59)	-0.004 2*** (-14.01)	-0.003 1*** (-10.58)
<i>HIII</i>			-0.657 2** (-2.09)	-0.603 7* (-1.94)	-0.504 2 (-1.63)	-0.882 8*** (-2.75)
<i>lntriff</i>			-0.011 5*** (-7.55)	-0.014 0*** (-9.04)	-0.013 4*** (-8.61)	-0.011 2*** (-7.37)
<i>lniv</i>			0.001 0*** (16.10)	0.000 8*** (11.60)	0.000 7*** (9.09)	0.000 4*** (4.54)
<i>lnsquare</i>			0.001 1*** (3.30)	0.002 9*** (8.64)	0.002 1*** (5.10)	0.002 0*** (4.87)
<i>cons_</i>	4.240 4*** (23 887.66)	4.241 2*** (21 403.99)	-6.695 6*** (-13.56)	-6.596 1*** (-13.44)	-6.611 2*** (-13.45)	-6.251 4*** (-12.86)
年份		是		是		是
城市		是		是		是
行业		是		是		是
Adj. R-sq	0.001	0.107	0.184	0.194	0.221	0.256
N	200 374	200 373	200 374	200 374	200 374	200 373

注: 括号内数值为使用企业层面的聚类稳健标准误计算得到的 *t* 值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

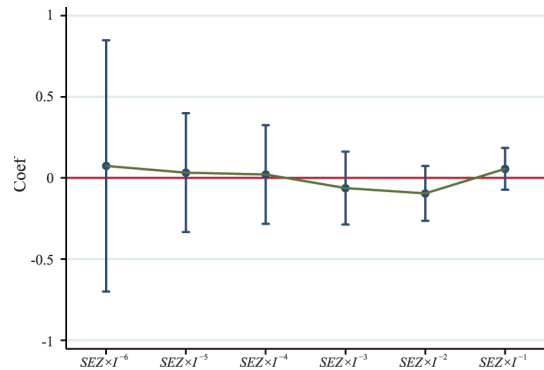


图 1 平行趋势检验

组与控制组企业间出口  $DVAR$  不存在显著差异,即满足平行趋势条件。

2. 安慰剂效应检验。本文通过改变政策实施时间的方式进行安慰剂效应检验,将政策实施的时间提前两年,重新估计式(4)。根据表3第(2)列可知,  $SEZ \times Post$  的参数估计值并不显著,这不仅说明了企业出口  $DVAR$  并不受样本期内其他政策或者随机因素的影响,也验证了开发区主导产业扶持政策有助于提高企业出口  $DVAR$  这一结论的稳健性。

3. 考虑出口返回增加值。参考 Wang *et al.* [33] 的出口增加值分解方法,本文测算了我国行业层面出口返回增加值比例,并将这个比例近似表示企业层面出口返回增加值比例引入公式(5)至公式(7),重新测算企业出口  $DVAR$ 。根据表3第(3)列可知,替换被解

释变量后  $SEZ \times Post$  的参数估计值在 5% 的水平上显著为正,进一步说明了估计结果的可靠性。

4. 选择不同的行业分类标准。除了从三位数行业层面考察开发区主导产业扶持政策的效果外,本文还将开发区主导产业与《国民经济行业分类》中的二位数行业进行匹配。根据表3第(4)列可知,在二位数行业层面,  $SEZ \times Post$  的参数估计值在 10% 的水平上显著为正,进一步验证了核心结论的稳健性。

5. 动态趋势检验。根据式(8),当  $n > 0$  时,  $SEZ_{jt} \times I_{ct}^{t-birthyear=n}$  表示开发区设立后的第  $n$  年处理组与控制组企业间出口  $DVAR$  的差异,通过估计  $\rho_n$ ,我们可以考察开发区主导产业扶持政策对企业出口  $DVAR$  的动态影响。根据表3第(5)列和图2可知,  $\rho_0$  和  $\rho_1$  的估计值不显著,说明从政策实施到产生效果存在一定时滞。随着时间推进,  $\rho_n$  的参数估计值大小和显著性水平都显著增加,说明随着政策实施的逐步深入,扶持政策对企业出口  $DVAR$  的促进作用越来越大。

6. PSM-DID 检验。为有效克服政府在选择何种企业入驻园区时可能存在的非随机问题,本文使用 PSM-DID 方法重新估计式(4)。具体思路如下:首先,以  $SEZ$  为被解释变量,选择基准估计中企业层面的控制变量为解释变量进行 Logit 估计,测算每个样本的倾向分值。其次,从控制组中选取与处理

表3 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$SEZ$		0.000 4 (0.82)	-0.000 9 (-1.51)	0.000 1 (0.13)		-0.001 5* (-1.83)
$Post$		0.001 3*** (3.39)	-0.001 4*** (-5.24)	-0.001 7*** (-4.87)		-0.002 2*** (-3.84)
$SEZ \times Post$		-0.001 2 (-1.45)	0.001 4** (2.46)	0.001 2* (1.89)		0.001 7** (2.17)
$SEZ \times I^0$					0.000 6 (0.92)	
$SEZ \times I^{-1}(I^1)$	0.000 6 (0.85)				0.000 6 (1.03)	
$SEZ \times I^{-2}(I^2)$	-0.001 0 (-1.10)				0.001 0* (1.88)	
$SEZ \times I^{-3}(I^3)$	-0.000 6 (-0.54)				0.001 3** (2.35)	
$SEZ \times I^{-4}(I^4)$	0.000 2 (0.14)				0.001 8*** (3.26)	
$SEZ \times I^{-5}(I^5)$	0.000 3 (0.17)				0.002 4*** (3.63)	
$SEZ \times I^{-6}(I^6)$	0.000 7 (0.19)				0.001 6* (1.71)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
$cons_{-}$	-6.252 5*** (-12.86)	-6.249 2*** (-12.86)	-7.992 7*** (-19.66)	-6.489 7*** (-13.20)	-6.251 5*** (-12.85)	-6.579 3*** (-9.50)
Adj. R-sq	0.256	0.256	0.257	0.237	0.256	0.264
N	200 373	200 373	200 373	200 374	200 373	74 357

注:括号内数值为使用企业层面的聚类稳健标准误计算得到的  $t$  值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;所有的估计均控制了年份、城市和行业固定效应;表中未报告  $I_{ct}^{t-birthyear=n}$  和控制变量的估计结果,如有需要可向作者索取。

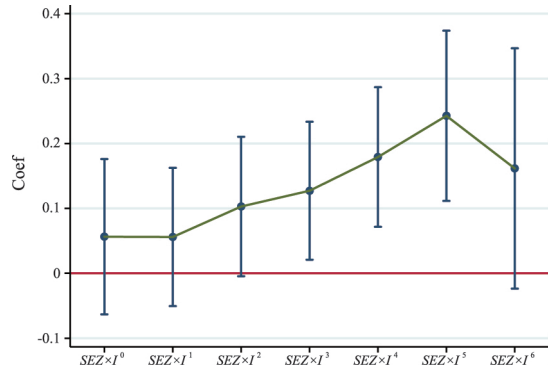


图2 动态趋势检验



组企业得分值最接近的控制组企业作为新的控制组企业,并按照 1:3 比例进行有放回的邻近匹配。最后,使用匹配后的数据重新估计式(4)。根据表 3 第(6)列可以发现,当使用 PSM-DID 方法估计时, $SEZ \times Post$  的参数估计值仍然在 5% 的水平上显著为正,再次验证了核心结论的稳健性。

### (三) 异质性检验

前文主要考察了开发区主导产业扶持政策对企业出口 DVAR 的平均效应,并进行了稳健性检验。接下来,我们将使用分样本估计的方法,从企业、行业、地区、开发区级别等六个方面进一步考察该政策的实施对企业出口 DVAR 的异质性影响。

1. 企业异质性。企业层面的异质性主要包括贸易方式和所有制结构两方面。就贸易方式而言,本文将企业分为加工贸易和一般贸易企业。根据表 4 第(1)列和第(2)列可知,在一般贸易企业子样本中  $SEZ \times Post$  的参数估计值显著为正,且估计值高于全样本估计结果,而在加工贸易企业子样本中  $SEZ \times Post$  的参数估计值不显著,

表 4 异质性检验结果 I

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	加工贸易	一般贸易	国有企业	民营企业	外资企业
$SEZ$	-0.000 8 (-0.93)	-0.001 7 (-1.40)	0.001 1 (0.44)	-0.003 3** (-1.99)	-0.000 3 (-0.43)
$Post$	-0.000 7* (-1.89)	-0.002 5*** (-3.94)	0.000 0 (0.04)	-0.001 1 (-1.47)	-0.002 0*** (-5.46)
$SEZ \times Post$	0.000 8 (1.04)	0.002 8** (2.27)	0.000 9 (0.35)	0.004 9*** (3.03)	0.000 4 (0.54)
控制变量	是	是	是	是	是
$cons\_$	-5.894 9*** (-11.23)	-8.010 8*** (-9.45)	-3.798 3*** (-6.03)	-8.794 6*** (-7.87)	-7.018 6*** (-9.96)
Adj. R-sq	0.278	0.222	0.359	0.279	0.224
N	148 320	52 027	22 259	43 917	134 179

注:括号内数值为使用企业层面的聚类稳健标准误计算得到的  $t$  值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;所有的估计均控制了年份、城市和行业固定效应;表中未报告控制变量的估计结果,如有需要可向作者索取。

这说明开发区主导产业扶持政策对一般贸易企业出口 DVAR 的促进作用大。加工贸易企业“两头在外”特征明显,其出口 DVAR 更多受国外进口中间品的影响,这可能导致开发区政策对加工贸易企业出口 DVAR 的影响不显著。就企业所有制而言,本文将企业分为国有、民营和外资企业三个子样本,根据表 4 第(3)列至第(5)列可知, $SEZ \times Post$  的参数估计值在民营企业子样本中显著为正,且估计值的大小和显著性水平高于全样本估计结果,而在国有企业和外资企业子样本中  $SEZ \times Post$  的估计值并不显著,这说明开发区主导产业扶持政策显著地提高了民营企业的出口 DVAR。国有企业可能有政府信用做背书,即使不在开发区内也能以较低的成本获得各种生产要素,企业获利能力较强。外资企业在华主要从事加工贸易<sup>[34]</sup>,而根据前文所述,加工贸易企业“两头在外”的特征明显。因此,开发区政策对国有、外资企业出口 DVAR 的影响不显著。

2. 行业异质性。行业层面的异质性主要包括开发区主导产业是否符合开发区所在城市比较优势,以及行业要素密集度不同两方面。在比较优势方面,本文参考陈钊和熊瑞祥<sup>[11]</sup>的方法,以开发区所在城市三位数行业区位熵指数( $Q_{jet}$ )衡量行业是否具有比较优势,并借此将样本分为有比较优势和无比较优势两个子样本。根据

表 5 异质性检验结果 II

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	有比较优势	无比较优势	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
$SEZ$	-0.002 2*** (-2.87)	-0.001 7 (-1.15)	0.000 0 (0.04)	-0.001 0 (-0.58)	-0.001 2 (-0.94)
$Post$	-0.002 4*** (-6.04)	-0.000 5 (-1.02)	-0.001 9*** (-4.01)	-0.001 0 (-1.60)	-0.002 1*** (-3.37)
$SEZ \times Post$	0.002 4*** (3.21)	-0.000 6 (-0.41)	0.000 6 (0.68)	0.001 7 (1.08)	0.003 1** (2.40)
控制变量	是	是	是	是	是
$cons\_$	-6.239 2*** (-11.68)	-4.827 2*** (-5.32)	-6.959 8*** (-5.67)	-5.264 8*** (-7.48)	-6.446 6*** (-8.60)
Adj. R-sq	0.279	0.238	0.224	0.296	0.275
N	146 509	53 845	85 217	49 083	66 073

注:括号内数值为使用企业层面的聚类稳健标准误计算得到的  $t$  值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;所有的估计均控制了年份、城市和行业固定效应;表中未报告控制变量的估计结果,如有需要可向作者索取。

表5第(1)列和第(2)列可知,  $SEZ \times Post$  的参数估计值在有比较优势子样本中显著为正, 且估计值的大小和显著性水平高于全样本估计结果, 而在无比较优势子样本中,  $SEZ \times Post$  的参数估计值不显著。林毅夫<sup>[35]</sup>认为, 一国产业政策有效性取决于该政策是否遵循比较优势原则。在行业要素密集度方面, 本文将样本分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型行业三个子样本。根据表5第(3)列至第(5)列可知,  $SEZ \times Post$  的参数估计值仅在技术密集型行业子样本中显著为正, 且估计值高于全样本估计结果, 这说明扶持政策显著地提高了主导产业中技术密集型行业企业出口 DVAR, 而对劳动密集型和资本密集型行业企业出口 DVAR 的作用不显著。开发区在主导产业选择上具有一定的前瞻性, 一般选择高新技术产业或者战略性新兴产业等技术密集度较高的行业为主导产业并给予扶持。因此, 开发区政策更有利于促进技术密集型企业提高出口 DVAR。

3. 地区和开发区级别异质性。在地区异质性方面, 本文按企业所属区域的不同将样本分为东部、中部和西部地区企业。根据表6第(1)列至第(3)列可知,  $SEZ \times Post$  的参数估计值仅在东部地区子样本中显著为正, 而在中部和西部地区子样本中不显著, 这说明扶持政策仅有助于提高东部地区开发区主导产业内企业出口 DVAR, 而对于中西部地区企业出口 DVAR 而言, 政策效果并不显著。我国东部地区在地理位置、经济发展水平、基础设施、人力资本、制度

表6 异质性检验结果 III

	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 国家级	(5) 省级
SEZ	-0.0013* (-1.90)	0.0108 (1.32)	0.0024 (0.29)	-0.0006 (-0.63)	-0.0004 (-0.32)
Post	-0.0019*** (-5.89)	0.0035 (1.13)	-0.0039 (-0.96)	-0.0003 (-0.83)	-0.0048*** (-4.43)
SEZ × Post	0.0017** (2.50)	-0.0072 (-1.05)	0.0081 (1.21)	0.0019** (2.07)	0.0010 (0.92)
控制变量	是	是	是	是	是
cons_	-6.5075*** (-12.85)	-3.5622** (-2.01)	-4.0132* (-1.92)	-5.4655*** (-6.05)	-6.8727*** (-7.74)
Adj. R-sq	0.247	0.414	0.428	0.261	0.246
N	188 820	6 629	4 924	55 124	41 517

注: 括号内数值为使用企业层面的聚类稳健标准误计算得到的  $t$  值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著; 所有的估计均控制了年份、城市和行业固定效应; 表中未报告控制变量的估计结果, 如有需要可向作者索取。

建设等方面与中西部地区相比有明显优势, 出口企业也主要集聚在东部地区<sup>[36]</sup>。开发区主导产业扶持政策在东部地区实施可以更好地释放正向优惠政策和集聚经济效应, 提高企业出口 DVAR。在开发区级别异质性方面, 本文将开发区企业样本分为国家级、省级开发区企业两个子样本分别进行估计。根据表6第(4)列和第(5)列可知,  $SEZ \times Post$  的参数估计值仅在国家级开发区子样本中显著为正, 且估计值高于全样本估计结果, 而  $SEZ \times Post$  的参数估计值在省级开发区子样本中并不显著, 这说明主导产业扶持政策仅对国家级开发区主导产业内企业出口 DVAR 有促进作用。相较于省级开发区, 国家级开发区凭借其更具吸引力的优惠政策可以吸引更多、更大规模的企业入驻, 而更多、更大规模企业的入驻又决定了国家级开发区集聚经济的水平要高于省级开发区<sup>[37]</sup>。因此, 国家级开发区主导产业扶持政策更有利于提高企业出口 DVAR。

六、影响机制检验

根据前文理论机制部分的结论, 本文以企业成本加成率和进口中间品相对价格为中介变量, 构建中介效应模型来对开发区主导产业扶持政策影响企业出口 DVAR 的机制进行检验, 中介效应模型设定如下:

$$\ln DVAR_{ijct} = \alpha_0 + \alpha_1 SEZ_{jc} + \alpha_2 Post_t + \alpha_3 SEZ_{jc} \times Post_t + \theta \vec{X} + \vartheta_c + \mu_j + \tau_t + \varepsilon_{ijct} \quad (9)$$

$$\mu_{ijct} = \beta_0 + \beta_1 SEZ_{jc} + \beta_2 Post_t + \beta_3 SEZ_{jc} \times Post_t + \theta \vec{X} + \vartheta_c + \mu_j + \tau_t + \varepsilon_{ijct} \quad (10)$$

$$P_{ijct}^{IM} / P_{ijct}^{DM} = \gamma_0 + \gamma_1 SEZ_{jc} + \gamma_2 Post_t + \gamma_3 SEZ_{jc} \times Post_t + \theta \vec{X} + \vartheta_c + \mu_j + \tau_t + \varepsilon_{ijct} \quad (11)$$

$$\ln DVAR_{ijct} = \chi_0 + \chi_1 SEZ_{jc} + \chi_2 Post_t + \chi_3 SEZ_{jc} \times Post_t + \chi_4 \mu_{ijct} + \chi_5 P_{ijct}^{IM} / P_{ijct}^{DM} + \theta \vec{X} + \vartheta_c + \mu_j + \tau_t + \varepsilon_{ijct} \quad (12)$$

其中  $\mu_{ijct}$  和  $P_{ijct}^{IM}/P_{ijct}^{DM}$  分别表示企业成本加成率和进口中间品相对价格。公式(9)至公式(12)中其他变量的含义与公式(4)中的定义相同。本文参考 De Loecker and Warzynski<sup>[37]</sup>的方法测算企业成本加成率,具体方法如下:

$$\mu_{ijct} = \omega_{ijct}^{VAR} (\chi_{ijct}^{VAR})^{-1} \quad (13)$$

其中  $\omega_{ijct}^{VAR}$  表示可变要素的产出弹性(本文选取企业中间品投入),采用 Levinsohn and Petrin<sup>[38]</sup>的半参数法对生产函数进行估计得到。 $\chi_{ijct}^{VAR}$  表示企业中间投入支出占总销售额的比重。

囿于缺乏国内中间品价格数据,目前的相关研究均无法直接测算企业进口中间品相对价格指标。受李胜旗和毛其淋<sup>[39]</sup>研究的启发,本文以企业研发创新强度作为替代指标。开发区政策促进企业研发创新,而研发创新意味着企业会生产更多种类的国内中间品,国内中间品供给增加会降低其价格,进而提高进口中间品相对价格。企业研发创新与进口中间品相对价格存在显著的正向关系。具体的测算方法上,本文以企业新产品销售额占企业总销售额比重作为企业研发强度指标。

表7报告了基于中介效应模型的影响机制检验结果。其中,第(1)列为基于公式(9)的估计结果,与表2第(6)列的估计结果一致。第(2)列和第(3)列分别为基于公式(10)和公式(11)的估计结果,即企业成本加成率和研发创新分别对开发区主导产业扶持政策的估计,结果显示  $SEZ \times Post$  的参数估计值均显著为正,说明开发区主导产业扶持政策有助于提高企业的成本加成率和研发创新强度。通过比较发现,第(3)列中  $SEZ \times Post$  估计值的大小和显著性明显高于第(2)列中  $SEZ \times Post$  的估计值,说明开发区主导产业扶

表7 影响机制性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnDVAR	$\mu$	$P^{IM}/P^{DM}$	lnDVAR	lnDVAR	lnDVAR
SEZ	-0.001 1 (-1.54)	-0.008 9*** (-3.76)	-0.003 8 (-1.60)	-0.000 8 (-1.14)	-0.001 0 (-1.45)	-0.000 7 (-1.06)
Post	-0.001 7*** (-5.24)	-0.001 6 (-1.19)	0.006 9*** (5.93)	-0.001 6*** (-5.12)	-0.001 8*** (-5.64)	-0.001 7*** (-5.48)
SEZ × Post	0.001 7** (2.48)	0.004 6** (2.03)	0.007 5*** (3.11)	0.001 5** (2.28)	0.001 6** (2.31)	0.001 4** (2.12)
$\mu$				0.032 7*** (27.47)		0.032 1*** (27.06)
$P^{IM}/P^{DM}$					0.017 1*** (15.37)	0.015 8*** (14.31)
控制变量	是	是	是	是	是	是
cons_	-6.251 4*** (-12.86)	-0.970 0* (-1.72)	-0.284 6 (-0.55)	-6.219 7*** (-12.89)	-6.246 6*** (-12.85)	-6.215 8*** (-12.89)
Adj. R-sq	0.256	0.627	0.121	0.267	0.259	0.269
N	200 373	200 373	200 373	200 373	200 373	200 373

注:括号内数值为使用企业层面的聚类稳健标准误计算得到的  $t$  值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;所有的估计均控制了年份、城市和行业固定效应;表中未报告控制变量的估计结果,如有需要可向作者索取。

持政策更多地通过激发企业研发创新来提高出口 DVAR。第(4)列至第(6)列是基于公式(13)的估计结果,即企业出口 DVAR 对核心解释变量和中介变量的估计结果,可见  $\mu$  和  $P^{IM}/P^{DM}$  的参数估计值都在 1% 的水平上显著为正,说明更高的成本加成率和研发强度有助于提高企业出口 DVAR。而在第(4)列和第(5)列分别引入  $\mu$  和  $P^{IM}/P^{DM}$  两个中介变量后,  $SEZ \times Post$  的参数估计值较第(1)列估计值出现一定程度下降,第(6)列将  $\mu$  和  $P^{IM}/P^{DM}$  同时引入模型发现,  $SEZ \times Post$  的参数估计值又进一步下降,且  $\mu$  和  $P^{IM}/P^{DM}$  的参数估计值仍在 1% 的水平上显著为正。这说明企业成本加成率和研发强度是开发区主导产业政策影响企业出口 DVAR 的重要渠道。

## 七、结论与启示

本文以开发区设立之初制定的主导产业扶持政策为切入点,考察了该政策对企业出口的影响及其作用机制。研究发现:第一,开发区主导产业扶持政策显著地提高了企业出口 DVAR,这一结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。第二,开发区主导产业扶持政策对民营企业、一般贸易企业、技术密集型行业内企业、东部地区企业出口 DVAR 的促进作用更大;当开发区制定的主导产业符合其

所在城市比较优势时,政策效果更显著;与省级开发区相比,国家级开发区的政策效果更显著。第三,开发区主导产业扶持政策通过提高企业成本加成率和进口中间品相对价格来提高企业出口DVAR。

本文的研究结论对于探索提高企业出口DVAR,培育企业出口竞争新优势,打造贸易强国,实现经济高质量发展具有重要的政策意义。为此,未来要继续贯彻执行开发区政策,疏通开发区政策提高企业DVAR的渠道,要从补贴、信贷、税收等各方面加大对企业研发创新的支持力度,加强知识产权保护,简政放权,提高企业研发创新活力,使创新成为驱动企业发展的第一动力。其次,在开发区建设过程中要明确功能定位,坚持因地制宜、分类指导的原则。各地的开发区在制定主导产业时,要充分考虑本地区的比较优势,追求差异化发展;要加大对民营企业、一般贸易企业和技术密集型企业的扶持力度,调动这些企业进行研发创新的积极性以提高产品质量;推动东部地区开发区内优势企业“走出去”,参与境外经贸合作区建设,完善中西部地区开发区基础设施和产业链,提高这些开发区承接产业转移的能力;支持符合条件的国家级开发区设立综合保税区、外贸转型升级基地和外贸公共服务平台,提高对外贸易质量;鼓励省级开发区依靠地区比较优势,进一步提高自身产业集聚水平。

#### 注释:

- ①本文主要选取国家级经济技术开发区、国家级高新技术产业开发区、出口加工区和省级经济技术开发区四种类型的开发区作为研究样本。
- ②例如,在样本期内沈阳市分别设立了沈阳出口加工区、沈阳(张士)出口加工区,苏州市分别设立了苏州、吴中、吴江、常熟出口加工区等。
- ③ $Q_{jct} = \frac{(L_{jct} - L_{ijct}) / L_{jct}}{L_j / L_t}$ 。其中  $j, j, c, t$  与前文定义一致,  $L$  表示就业人数,当  $Q_{jct} > 1$  时,认为城市  $c$  中  $j$  行业具有比较优势,  $Q_{jct}$  越大,比较优势越大。

#### 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(1): 133-147.
- [2] 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.
- [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): 86-104.
- [4] 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): 38-46.
- [5] 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.
- [6] LU Y, WANG J, ZHU L. Do place-based policies work? Micro-level evidence from China's economic zone program [R]. SSRN working paper, 2015.
- [7] COMBES P, DURANTON G, GOBILLON L. The identification of agglomeration economies [J]. Journal of economic geography, 2011, 11(2): 253-266.
- [8] 白东北, 王珏, 唐青青. 产业集聚与中国企业出口决策——基于制度质量的视角 [J]. 产业经济研究, 2019(2): 50-63.
- [9] MARSHALL A. The principles of economics [M]. London: MacMillan, 1920.
- [10] LONG C, ZHANG X. Cluster-based industrialization in China: financing and performance [J]. Journal of international economics, 2011, 84(1): 112-123.
- [11] 陈钊, 熊瑞祥. 比较优势与产业政策效果——来自出口加工区准实验的证据 [J]. 管理世界, 2015(8): 67-80.
- [12] 沈鸿, 顾乃华. 产业政策、集聚经济与异质性企业贸易方式升级 [J]. 国际贸易问题, 2017(3): 120-130.

- [13]张鹏杨,徐佳君,刘会政.产业政策促进全球价值链升级的有效性研究——基于出口加工区的准自然实验[J].金融研究,2019(5):76-95.
- [14]DEAN J M,FUNG K C,WANG Z. Measuring vertical specialization: the case of China [J]. Review of international economics 2011,19(4):609-625.
- [15]KOOPMAN R,WANG Z,WEI S J. Estimating domestic content in exports when processing trade is pervasive [J]. Journal of development economics 2012,99(1):178-189.
- [16]UPWARD R,WANG Z,ZHENG J. Weighing China's export basket: the domestic content and technology intensity of Chinese exports [J]. Journal of comparative economics 2013,41(2):527-543.
- [17]张杰,陈志远,刘元春.中国出口国内附加值的测算与变化机制[J].经济研究,2013(10):124-137.
- [18]KEE H L,TANG H. Domestic value added in exports: theory and firm evidence from China [J]. American economic review 2016,106:1402-1436.
- [19]RODRÍGUEZ-LÓPEZ J A. Prices and exchange rates: a theory of disconnect [J]. The review of economic studies 2011,78(3):1135-1177.
- [20]毛其淋,许家云.贸易自由化与中国企业出口的国内附加值[J].世界经济,2019(1):3-25.
- [21]毛其淋,许家云.外资进入如何影响了本土企业出口国内附加值? [J].经济学(季刊),2018(4):1453-1488.
- [22]余森杰,崔晓敏.人民币汇率和加工出口的国内附加值:理论及实证研究[J].经济学(季刊),2018(3):1207-1234.
- [23]闫志俊,于津平.出口企业的空间集聚如何影响出口国内附加值[J].世界经济,2019(5):74-98.
- [24]邵朝对.产业集聚与企业出口国内附加值:GVC升级的本地化路径[J].管理世界(8):9-29.
- [25]MONTMARTIN B,HERRERA M. Internal and external effects of R&D subsidies and fiscal incentives: empirical evidence using spatial dynamic panel models [J]. Research policy 2015,44(5):1065-1079.
- [26]MEULEMAN M,DE MAESENEIRE W. Do R&D subsidies affect SMEs' access to external financing? [J]. Research policy 2012,41(3):580-591.
- [27]DURANTON G,PUGA D. Micro-foundations of urban agglomeration economies [J]. Handbook of regional and urban economics 2004,4:2063-2117.
- [28]ELLISON G,GLAESER E L,KERR W R. What causes industry agglomeration? Evidence from coagglomeration patterns [J]. American economic review 2010,100(3):1195-1213.
- [29]FERNANDES A P,TANG H. Learning to export from neighbors [R]. Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute working paper No. 185,2014.
- [30]AMITI M,DAVIS D R. Trade, firms and wages: theory and evidence [J]. Review of economic studies 2012,79(1):1-36.
- [31]BRANDT L,BIESEBROECK J V,ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics 2012,97(2):339-351.
- [32]YU M J. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: evidence from Chinese firms [J]. Economic journal, 2015,125(585):943-988.
- [33]WANG Z,WEI S J,ZHU K. Quantifying international production sharing at the bilateral and sector levels [R]. NBER working paper, No. 19677,2013.
- [34]胡浩然,李坤望.企业出口国内附加值的政策效应:来自加工贸易的证据[J].世界经济,2019(7):145-170.
- [35]林毅夫.新结构经济学——重构发展经济学的框架[J].经济学(季刊),2011(1):1-32.
- [36]邱洋冬.开发区设立、区域偏向与企业创新提质[J].产业经济研究,2020(4):61-73.
- [37]DE LOECKER J,WARZYNSKI F. Markups and firm-level export status [J]. American economic review 2012,102(6):2437-2471.
- [38]LEVINSOHN J A,PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. Review of economic studies 2003,70(2):317-341.
- [39]李胜旗,毛其淋.制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据[J].中国工业经济,2017(3):101-119.

(责任编辑:枫 远)

(下转第29页)

significant, and special economic zone competition in high-level cities promotes the improvement of enterprises' export product quality. A mechanism test shows that the excessive competition between the special economic zones restrains the production efficiency of enterprises, and then has a negative impact on export product quality. Further research finds that: after the national implementation of the clean-up and rectification of the special economic zones, the role of special economic zone competition in promoting the export product quality of enterprises has gradually appeared over 2007—2011; throughout the sample from 2000 to 2011, there is a significant inverted U-shaped relationship between special economic zone competition and the export product quality of enterprises. In addition, special economic zone competition plays a significant role in promoting the export volume of enterprises before the clean-up and rectification of the special economic zones, while after that, special economic zone competition shows a restraining effect on export volumes. Generally speaking, before and after the clean-up and rectification of the special economic zones, the impact of special economic zone competition on the export products of enterprises has changed from "quantity" to "quality". The conclusion provides an important decision-making reference for promoting the high-quality development of China's trade with the special economic zone as the carrier.

**Key words:** special economic zone competition; export product quality; production efficiency; excessive competition; the clean-up and rectification of the special economic zones

(上接第 13 页)

## Special economic zones and firms' export domestic value added ratio

SUN Wei, DAI Guilin

(School of Economics, Ocean University of China, Qingdao 266100, China)

**Abstract:** As a spatial gathering place for China's export firms, whether special economic zones (SEZs) can effectively increase the domestic value added ratio (DVAR) of firms' export is of great significance to the profitability of firms' exports and the construction of a strong trade country. On the basis of theoretical mechanism analysis, this paper builds a quasi-natural experiment with the leading industry support policies formulated at the beginning of the establishment of China's special economic zones. Based on firm-level data from 2000 to 2007, the progressive difference-in-difference method is used to empirically test the effects and mechanisms of SEZs' leading industry support policies on Chinese firms' export domestic value added ratio. The results find that the supportive policies for leading industries in the SEZs significantly improve the export DVAR of firms. This conclusion is still established after a series of robustness tests. Heterogeneity analysis finds that the support policies have greater positive effects on private firms, general trading firms, technology-intensive firms, and those in the eastern regions, and on industries that SEZs support as they meet the comparative advantages of the city. The policy effect is more significant in national SEZs than in provincial SEZs. The test results of the influence mechanism based on the intermediary effect model show that the supporting policies for leading industries in the SEZs increase the cost markup rate of firms and the relative price of imported intermediate goods through preferential policy effects and agglomeration economic effects, thereby increasing firms' export DVAR.

**Key words:** special economic zones; leading industry support policies; export domestic value added ratio; difference-in-difference method; heterogeneity; influence mechanism