

开发区与中国企业“走出去”^{*}

——基于企业对外直接投资的研究

张国峰¹ 陈俊汝² 李贺³

摘要 本文采用1998—2007年中国工业企业数据和境外投资企业名录,系统考察了开发区对企业对外直接投资的影响和作用机制。研究发现:开发区对企业对外直接投资存在显著的促进作用。经过一系列稳健性检验,结果依然成立。作用机制发现,开发区的设立促进了企业生产率的提高和融资约束的缓解,为企业的对外直接投资活动提供了良好的先决条件。此外,本文从开发区类型、企业类型、FDI类型进行异质性讨论。

关键词 开发区;对外直接投资;生产率

0 引言

2018年以来全球经济增速明显放缓,各国政府和国际机构一再下调经济增长预期。与此同时,贸易保护主义抬头。美国实施的“全球收缩,美国优先”战略对中美贸易关系和经济全球化进程造成不利影响。2020年,席卷全球的新冠疫情为世界经济蒙上阴影。我国对外投资合作和全球产业布局面临严峻考验。在全球对外直接投资疲软的大环境下,我国坚持对外开放和企业“走出去”战略,全球投资影响力不断提升。2018年全球对外直接投资流量同比下降28.9%,中国对外直接投资流量1430.4亿元,尽管同比下降9.6%,但全球占比创历史新高,位列全球第二^①。面对错综复杂的新形势,我国对外直接投资企业面临众多风险和考验,迫切需要国家相关政策扶持。

国内外关于企业对外直接投资的研究汗牛充栋,从研究视角上可以分为两类。一是研究影响企业对外直接投资的因素,现有文献从汇率(田巍和余森杰,2017),东道国特征及双边投资协定签订(宗芳宇等,2012;杨宏恩等,2016),融资约束(王碧珺等,2015)、技术进步(Anwar and Sun,2014)等方面进行了考察。二是研究企业对外直接投资的经济影响。李磊等(2016)发现中国企业对外直接投资可以显著促进中国的就业。还有一些文献

^{*} 本研究受北京市社会科学基金一般项目“数字化赋能北京市制造业企业价值链攀升”(项目号:21JJB015)的资助。

1 张国峰,对外经济贸易大学国际经济贸易学院教授,E-mail:zhangguofeng@uibe.edu.cn。

2 陈俊汝(通信作者),对外经济贸易大学国际经济贸易学院博士研究生,E-mail:chenjunru0409@163.com。

3 李贺,北京国有资本运营管理有限公司博士后科研工作站、清华大学社会科学学院博士后流动站联合培养博士后,E-mail:lihe@bscomc.com。

① 数据来源于商务部发布的《中国对外投资发展报告2019》。

证明企业对外直接投资会对母国产生技术溢出效应(Vahter and Masso, 2006; Branstetter, 2006)。然而,尚未有研究考察开发区政策对企业“走出去”的影响,从而无法分析开发区是否可以作为企业“走出去”的重要政策保障。

开发区是我国改革开放的伟大创举。自1984年第一家开发区——大连经济技术开发区设立以来,经30余年的发展,截至2018年3月,已有2543家开发区登记在册,其中包括552家国家级开发区和1991家省级开发区^①。它们对我国宏观经济增长、人力资本积累和全要素生产率提高等方面均产生了正面影响(Alder et al., 2016)。还有大量学者从企业微观角度进行分析,发现经济开发区可以为企业提供更低的税收环境,从而提高企业生产率(Lu et al., 2015; 张国峰等, 2016)。现有研究为探究开发区影响企业对外直接投资的作用机制提供了重要理论依据。

本文的贡献主要体现在两方面:第一,既有文献主要关注开发区对企业生产率、企业就业与产出、经济增长等的影响,鲜有文献考察开发区对企业对外直接投资行为的作用。本文采用1998—2007年中国工业企业微观数据,对这一问题进行系统研究,为开发区政策评估提供新的分析视角。第二,在机制识别上,本文主要检验了开发区的生产率机制和融资约束机制,分析开发区作用发挥的渠道。这对政策效果评价至关重要,也能为企业“走出去”决策提供一定的理论指导。

文章其余部分安排如下:第1部分为理论机制;第2部分为实证模型;第3部分为数据说明与描述统计分析;第4部分为回归结果及分析;最后为主要结论及启示。

1 理论机制

1.1 企业的生产率机制

开发区建设是我国改革开放的成功实践。根据其建设功能,开发区可划分为不同类型。其中,经济技术开发区的直接目标是增加地区内经济总量,并以发展知识和技术密集型产业为主。高新技术产业开发区指在一些智力和技术密集、有众多科研机构和知名大学的大中城市建立的专门发展高新技术产业的开发区(余森杰等, 2017)。

大量文献已经证实该政策可以带来企业生产率的提高。王永进和张国峰(2016)基于异质性企业模型考察了开发区政策对企业生产率的两种作用机制——集聚效应与选择效应,并以此论证了开发区企业生产率优势的来源,发现这两种效应都显著提高了企业的生产率水平。林毅夫等(2018)同样发现经济开发区对企业生产率有显著的促进作用。

那么,高生产率企业是否更倾向于进行对外直接投资? Helpman et al. (2004)得出效率最高的企业会进行对外直接投资,效率其次的企业通过出口进入国际市场,效率较低的企业只在本国市场销售。他们同时发现海外投资企业比非海外投资企业具有更高的生产率。Head and Ries(2003)的研究发现同时进行投资和出口活动的企业比只出口的企业具有更高的生产率。田巍和余森杰(2012)也得出相似结论,即具有生产率优势的企业往往有更高的对外直接投资倾向。基于上述分析,提出假说:

^① 数据来源于《中国开发区审核公告目录》(2018年版)。

假设 1: 开发区带来的生产率优势会促进企业进行对外直接投资。

1.2 企业的融资约束机制

开发区的设立为企业带来众多政策福利,其中企业的融资约束是重点关注的问题。开发区相关政策有效解决了企业的融资问题。

(1) 促进国家级开发区与金融机构合作。《国家级经济技术开发区经济社会发展“十一五”规划纲要》提出建立股权式投资实体,建立推进市场化金融合作模式;争取国家政策性银行对国家级开发区基础设施和重点产业的贷款;探索新的投融资方式,在有效规避汇率风险的前提下,通过项目融资、企业股权转让等形式,进入境外资本市场,争取境外资金。

(2) 加大财政金融扶持。《国家级经济技术开发区经济社会发展“十一五”规划纲要》指出,积极争取政府贷款、国际组织援助资金投向中西部和东北地区等老工业基地国家级开发区建设;通过市场化运作,建立国家级开发区投资基金,支持发展高新技术产业和现代制造业和服务业。

(3) 税收优惠政策。开发区内的中外合资、外商独资等生产企业,按照 15% 的税率缴纳所得税。另外,具有 10 年以上经营期的企业获税务机关批准后,可享税收优惠待遇。即以企业起始获利年度为基期,前两年无须缴纳所得税,第三至第五年减半征收。区内企业进口自用的设备无须缴纳进口税。

许多文献已经证实融资约束限制了企业发展,不利于其进行对外直接投资活动。Buch et al. (2008) 通过合并 Dafne 数据库^①和 Midi 数据库^②进行实证分析,发现融资约束会抑制企业进行对外直接投资;且融资约束对生产率较高的企业影响更为明显(Buch et al., 2014)。王碧珺等(2015)发现在融资约束下,民营企业的对外直接投资活动会受到负面影响。由此,提出假说:

假设 2: 开发区政策通过缓解企业融资约束促进企业对外直接投资。

综上所述,开发区对企业对外直接投资的作用机制可表示为图 1,即开发区政策可通过提升企业生产率与减缓融资约束推动企业“走出去”。

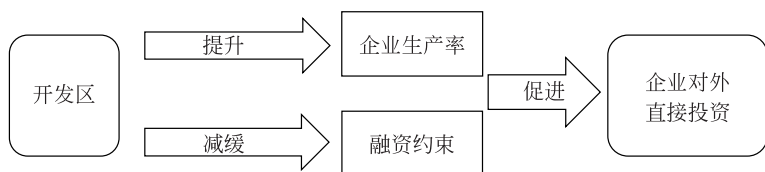


图 1 开发区与对外直接投资间的作用机制

2 实证模型设定

2.1 估计模型设定

本文的核心问题是探究开发区对企业对外直接投资的影响,主要从两方面展开,即开

① Buch et al. (2008) 从该数据库中整理得到 2001—2006 年间德国企业层面的数据。

② Buch et al. (2008) 从该数据库中得到了微观企业的对外直接投资数据。

发区与企业是否进行对外直接投资、开发区与企业对外直接投资的东道国数目。第一个问题的被解释变量为企业是否有对外直接投资行为,属于虚拟变量,故该模型需采用非线性模型估计,特征方程如下:

$$\text{invest}_{ipt} = \alpha_1 + \beta_1 \text{sez}_{pt} + \gamma' X_{ipt} + \lambda_i + \lambda_t + u_{ipt} \quad (1)$$

其中,下标 i 代表企业, p 代表区域, t 代表年份。 invest_{ipt} 为企业对外直接投资虚拟变量,取 1 说明位于区域 p 的企业 i 在 t 年进行了对外直接投资活动,并且之后的年份均取值为 1。 sez_{pt} 代表开发区企业虚拟变量,若企业为开发区企业则取值为 1,通过企业名称(sez)识别。 λ_i 代表企业固定效应, λ_t 代表时间固定效应, X_{ipt} 是企业、区域层面控制变量合集。

针对开发区与企业对外直接投资东道国数目的研究问题,被解释变量为离散变量,采用双重差分方法估计,估计方程如下:

$$\text{investnum}_{ipt} = \alpha_2 + \beta_2 \text{treat}_p \times \text{post}_{pt} + \gamma' X_{ipt} + \lambda_i + \lambda_t + u_{ipt} \quad (2)$$

本文采用的是 1998—2007 年中国工业企业数据库。剔除样本起始期开发区变量为 1 的样本后,政策冲击从 1999 年开始。方程(2)中下标含义同方程(1)。 investnum_{ipt} 为企业对外直接投资的东道国数目。 treat_p 代表实验组虚拟变量,取值为 1,代表该企业在样本期内存在一段时间位于开发区;取值为 0 的企业为对照组,自始至终为非开发区企业。 post_{pt} 为开发区冲击变量,当企业进入开发区后,该变量取值为 1。通过企业名称(sez)识别开发区企业。其余变量同方程(1)。需注意的是,探究开发区对企业对外直接投资东道国数量的研究中,只选取样本期内进行过对外直接投资活动的企业。

2.2 结合稀有事件偏差的估计方法

二值非线性模型的参数估计通常采用 logit 和 probit 等方法,但涉及稀有事件问题时,传统方法会出现系统性偏差, $\text{invest}=1$ 的概率会被低估。如图 2 所示,灰色虚线刻画了 $\{x | \text{invest}=0\}$ 的概率密度函数,灰色实线刻画了 $\{x | \text{invest}=1\}$ 的概率密度函数。由于样本中存在大量 $\text{invest}=0$ 的观察值,很容易估计出左侧的概率密度函数; $\text{invest}=1$ 为稀有事件,精确估计 $\{x | \text{invest}=1\}$ 的概率密度函数是相当困难的。图 2 中的五条竖线代表 $\text{invest}=1$ 的五个样本点(假设样本中仅有五个 $\text{invest}=1$ 的样本点)。logit 和 probit 模型需估计出 x 的阈值(当 $x >$ 阈值时, invest 预测值为 1;反之, invest 预测值为 0),在估计阈值时,为减少犯错,把 $\text{invest}=0$ 算作在右侧曲线中或者把 $\text{invest}=1$ 算作在左侧曲线中,

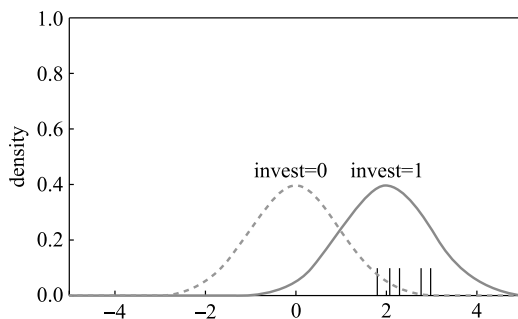


图 2 稀有事件偏差示意图

系统宁可选择犯后一种错误($\text{invest}=1$ 的观察值很少),所以阈值很可能落在五条竖线之间,造成 $\text{invest}=1$ 概率的低估。

解决这个问题有两种常用思路,一是对 logit 模型的估计系数 $\hat{\beta}$ 进行修正,估计由稀有事件造成的偏差 $\text{bias}(\hat{\beta})$,得到“偏差修正估计”,即 $[\hat{\beta} - \text{bias}(\hat{\beta})]$ 。但修正后的 logit 模型不能控制固定效应。另一种方法是使用“补对数-对数”(Cloglog)模型,该方法基于 logit 模型的概率密度函数进行修正,构建具有“极值分布左偏”特性的概率密度函数,该概率密度函数在形态上更符合稀有事件的特征,具体表达式为:

$$P = P(y = 1 | x) = F(x, \beta) = 1 - \exp\{-e^{x'\beta}\} \quad (3)$$

$$\text{且有 } x'\beta = \ln[-\ln(1 - P)] \quad (4)$$

图3为“补对数-对数”、probit、logit 方法的累积分布函数示意图。可以发现“补对数-对数”的累积分布函数具有极值分布左偏的特性,即事件发生概率趋向1的速度快于趋向0的速度,正好对应稀有事件偏差的情形,可以有效提高估计准确度。本文采用“补对数-对数”方法解决稀有事件偏差,保证估计的一致性。该方法可以通过加入虚拟变量的方式控制固定效应,但 Greene(2002)证实了在非线性回归中通过加入虚拟变量的方式控制固定效应会带来样本量的缺失和估计值的偏差。所以本文在进行参数估计时需权衡固定效应和样本量两者的得失。

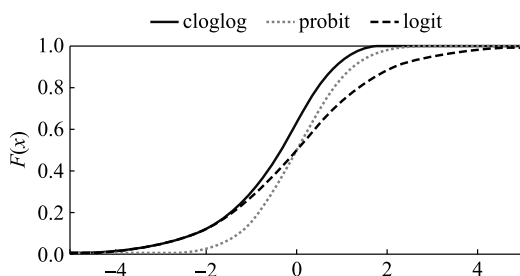


图3 累积分布函数示意图

3 数据说明与描述统计分析

3.1 数据说明

本文涉及的数据主要有三个来源,即1998—2007年中国工业企业数据库、《中国开发区审核公告目录(2006年版)》和中国境外投资企业名录。参照向宽虎和陆铭(2015)的做法,利用企业名称、地址识别开发区企业,如果企业名称或地址信息中出现“开发”“工业园(区)”“园区”等字样,则认定该企业为开发区企业。值得注意的是,有些开发区企业的地址和名称并未包含开发区信息,这种方法可能会低估开发区企业数目。因此本文稳健性检验部分参照王永进和张国峰(2016)的做法,根据《中国开发区审核公告目录(2006年版)》,查询开发区管委会的所在地得到开发区所在区县的行政代码,将该区县内的所有企业识别为开发区企业(sez_code)。但这种方式会高估开发区企业数目,使其包含了开发区的溢出效应。

本文参照田巍和余森杰(2017)的做法,基于中国境外投资企业名录识别对外直接投资企业,该数据涵盖了 1983—2014 年有过对外直接投资活动的企业信息。

入选开发区企业,对企业的生产经营情况、企业规模等都有限制,因此选取企业总利润(totalprofit)、总产出(totaloutput)、劳动投入(l)和总资产(totalasset)作为企业层面的控制变量。以上指标均来源于 1998—2007 年中国工业企业数据。中国工业企业数据包含所有国有企业及主营业务收入超 500 万元的非国有企业数据,本文删除了产出、销售额、总资产为负以及总资产小于固定资产、实收资本等于 0 或者小于 0 的样本。

区域层面选取城市生产总值(GDP)、城市实际利用外资额(FDI)、居民消费水平指数(cindex)和固定资产投资价格指数(faindex)作为控制变量,将区域的发展水平、开放水平以及消费水平和企业面临的成本纳入模型。以上数据来源于 EPS 数据库。

本文稳健性检验部分涉及开发区是否会促进企业选择东道国进行投资的分析,需将东道国的特征变量纳入回归模型。两国的国际关系、地区的经济发展情况与开放度等都会对企业投资区位选择产生影响。基于此,本文选取双边投资协定(BIT)、东道国 GDP 及东道国 FDI 作为控制变量。BIT 衡量两国间的友好关系,双方签订双边贸易协定,会促进两国贸易经济的交流与发展,吸引本国企业投资。BIT 数据来自中国商务部条约法律司公布的文件,根据文件披露的我国与其他国家签订双边投资协定的时间来定义该虚拟变量。东道国 GDP 衡量该国发达程度,一般而言,一国越发达,对外资的吸引力越高;该指标来源于 IMF 数据库。东道国 FDI 衡量开放程度,一国越开放,对外资的限制越低,对国外企业的吸引力越高;该指标来源于 UNCTAD 贸易数据库。

3.2 指标测算

3.2.1 测算企业全要素生产率

在考察开发区影响企业对外直接投资的生产率机制时,本文以全要素生产率作为企业生产率的度量指标。假定企业的生产函数满足:

$$y_{ft} = \beta_k k_{ft} + \beta_l l_{ft} + \omega_{ft} + \epsilon_{ft} \quad (5)$$

其中, f 为企业, t 为时间, y_{ft} 、 k_{ft} 和 l_{ft} 分别为企业的实际产出对数、实际资本对数和劳动投入对数, ω_{ft} 为企业全要素生产率, ϵ_{ft} 为随机误差项。其中,实际产出是根据产出平减指数对企业产出进行平减后的实际变量;实际资本采用永续盘存法估计;劳动投入即为企业的就业规模。通过 OLS 方法估计出残差部分的全要素生产率。然而,此做法存在内生性问题,全要素生产率高的企业可能进行更多的要素投入。在估计方程中引入实际中间投入 m_{ft} 作为生产率的代理变量,得

$$y_{ft} = \beta_k k_{ft} + \beta_l l_{ft} + \beta_m m_{ft} + \omega_{ft} + \epsilon_{ft} \quad (6)$$

实际中间投入由企业的中间投入名义变量根据投资平减指数进行平减而得。通过 LP 法对式(6)估计得到 tfp_lp。

3.2.2 衡量企业的融资约束。

准确客观地衡量企业面临的融资约束是十分关键的。主流方法包括投资-现金流敏

感性指标、KZ指数、WW指数等。财务费用是企业为筹集生产经营所需资金而发生的费用,可以较好地反映企业的融资成本。本文选取财务费用和总利润的比值(finance)作为衡量企业融资约束的指标。

3.3 描述统计分析

删除重复值后,中国境外投资企业名录1983—2014年间共包含2343家企业,3060条投资信息。为将投资数据与1998—2007年工业企业数据进行匹配,本文筛选出1998—2007年间的投资数据,包含780家企业,903条投资信息。根据宗芳宇等(2012)的做法,删除在“避税地”投资的企业。因工业企业数据里包含港澳台企业,我们删除投资目录中目标经济体为“中国澳门”“中国香港”“中国台湾”的信息。按照企业名称将对外直接投资数据库与工业企业数据库进行匹配,构建企业-时间二维面板数据。具体地,样本内企业总数目为119155个,其中,353家企业曾进行对外直接投资,占比0.3%。具体到观测值,进行对外直接投资的样本量为376,总样本量为453033,占比0.08%。基于这376条投资信息测算,1998—2007年间,这些企业对外投资的目的国数量在1~4,均值约为1;对外直接投资年数在1~3年,均值约为1.12年。总体来看,样本期内有对外投资行为的企业数目很少,导致回归结果可能会受到偶然因素的影响。为此,考虑稀有事件偏差,采用“补对数-对数”模型进行回归。

表1是数据的描述性统计分析。其中,企业开发区变量sez的均值为0.091,即样本中通过企业名称识别的开发区企业占比为9.1%;企业开发区变量sez_code的均值为0.849,即通过县区代码识别的开发区企业比例达84.9%。

表1 变量描述性统计分析表

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
invest	453033	0.0008	0.028	0	1
investnum	1692	0.2654	0.511	0	4
sez	453033	0.091	0.288	0	1
sez_code	453033	0.849	0.358	0	1
lntotalprofit	453033	6.759	1.940	0	16.72
lntotaloutput	453033	10.392	1.236	0	18.59
lnl	453033	4.893	1.086	2.08	11.99
lntotalasset	453033	9.901	1.391	0	18.85
lncity_GDP	453033	7.518	0.832	4.294	9.41
lncity_FDI	453033	11.494	1.337	3.526	13.58
cindex	453033	101.875	1.652	96.7	106.09
faindex	453033	102.445	2.136	98.7	110.12
tfp	447712	0.775	0.263	-0.05	1.777
finance	453033	0.527	1.303	-0.805	5.033

表2是非开发区企业与开发区企业对外直接投资的定量对比。两种识别方法都呈现了开发区企业对外直接投资显著高于非开发区企业的结果。利用县区行政代码识别的非

开发区企业(sez_code)不包含投资信息,即对外直接投资企业均处在开发区县区内,这样的数据特征不满足 logit、probit 非线性模型要求,故 sez_code 变量无法用于本文中的非线性模型估计。

表 2 非开发区企业与开发区企业对外直接投资的均值比较分析

变量	开发区识别	开发区企业	样本量	均值	标准差	均值差异
invest	企业名称和地址	否	411673	4.91e-04	3.45e-05	-3.72×10^{-3} ***
		是	41360	4.21e-03	3.18e-04	(1.48×10^{-4})
invest	开发区县区代码	否	68460	0	0	-9.78×10^{-4} ***
		是	384573	9.78e-04	5.04e-05	(1.12×10^{-4})

注:均值差异为非开发区对外直接投资企业比例与开发区对外直接投资企业比例之差;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

4 回归结果及分析

本节主要包括三部分,即基本估计结果、路径检验和异质性分析。基本估计首先考察了开发区对企业“是否进行对外直接投资”的作用;然后进一步探讨开发区对企业对外直接投资东道国数目的影响。路径检验部分从企业生产率和融资约束入手,验证开发区政策的具体作用渠道。异质性分析部分考虑了不同开发区类型、不同类型企业以及企业走出去的不同类型的作用差异。

4.1 基本估计结果

4.1.1 开发区与企业“是否进行对外直接投资”

表3中模型(1)~(4)是开发区对企业“是否进行对外直接投资”影响的估计结果。模型(1)和(2)采用“补对数-对数”方法,模型(2)中加入了控制变量。开发区变量的系数显著为正,表明政策推动了区内企业进行对外直接投资活动。

表 3 开发区与企业对外直接投资

	cloglog	cloglog	did	did	did	did
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	invest	invest	invest	invest	investnum	investnum
sez	2.1076 *** (0.1259)	2.0876 *** (0.1265)	0.0029 ** (0.0014)	0.0029 ** (0.0014)	0.1418 *** (0.0548)	0.1274 *** (0.0483)
controls	否	是	否	是	否	是
firm	是	是	是	是	是	是
year	是	是	是	是	是	是
N	453033	453033	453033	453033	1665	1665

注:括号内为回归系数聚类到县区层面的标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;回归中控制了企业、区域层面控制变量,以及企业、时间固定效应。

估计结果显示,开发区政策对区内企业对外直接投资概率的影响系数为2.0876,参照

卞元超和白俊红(2021)的做法,将估计系数指数化($e^{2.0876}=8.066$)。在控制其他影响因素的情况下,开发区政策将使区内企业对外直接投资的概率提升 8.066 倍。模型(3)~(4)为采用 DID 模型的回归结果,核心解释变量的系数为 0.0029,即开发区政策使得区内企业对外直接投资概率提升 0.29%。两种模型得出的估计结果均显著为正,但系数大小呈现较大差异。这种差异的原因主要在于被解释变量(invest)为二值虚拟变量,且样本中对外直接投资企业占比较低,观测值中存在大量 0 值。直接利用常规的线性模型估计可能会导致系数存在偏误,cloglog 回归充分考虑了被解释变量取值大量为 0 的情形,通过特定的对数变换建模二元选择概率,更适合需要处理极端概率的情况,因此比 DID 回归的结果更有效。但是,DID 模型可通过平行趋势检验等条件判断估计结果的可靠性,能够作为 cloglog 回归的补充。考虑到偶然事件对估计结果准确性的影响,cloglog 在极端概率下的估计更稳定有效,因而采用 cloglog 模型的估计系数进行解释更为合理,即开发区企业在政策影响下,选择对外直接投资的概率将提升 8 倍。

4.1.2 开发区与企业对外直接投资东道国数目

(1) 基准回归结果

基于以上结论,本文进一步考察了开发区对企业对外直接投资东道国数目的作用。表 3 模型(5)~(6)为相应估计结果,模型(6)加入了企业、区域层面控制变量。开发区变量(sez)的系数显著为正,表明开发区的设立促进了企业向更多的国家进行对外直接投资活动。具体来讲,政策的实行促使区内企业的投资东道国数量提升 12.7%。

(2) 平行趋势检验

双重差分模型的重要前提是平行趋势检验,控制其他变量后,冲击发生前实验组和对照组的时间趋势需保持一致。本文采用系数回归法检验实验组与对照组在冲击前是否满足平行趋势,估计模型如下:

$$\text{investnum}_{ipt} = \alpha_4 + \sum_{j=-5}^5 \beta_j \text{treat}_p \cdot I(\text{event_time}_p = j) + \gamma' X_{ipt} + \lambda_i + \lambda_t + u_{ipt} \quad (7)$$

其中, $I(\text{event_time}_p = j)$ 为相对时间指示变量, $j = (-5, -4, -3, -2, -1, 0, +1, +2, +3, +4, +5)$ 为相对时间期数, $j = 0$ 表示冲击发生当期, $j = -1$ 表示冲击发生前 1 期, $j = 1$ 表示冲击发生后第 1 期。当相对时间期数小于 -5 时,将其识别为 -5;大于 +5 时,将其识别为 +5。其余和方程(2)相同。

图 4 和图 5 分别为开发区对实验组和对照组企业是否选择对外直接投资以及对外直接投资东道国数目的平行趋势图。政策实施前,对外直接投资概率以及对外直接投资东道国数量均不存在明显差异。企业进入开发区后,实验组无论是在投资概率还是东道国数目方面均显著高于对照组。

4.2 稳健性检验

4.2.1 替换解释变量

本文采用了两种方法识别开发区变量,一种是通过企业名称、地址识别;一种是通过企业县区代码识别。基准估计中采用的是第一种方法,该方法会低估开发区企业数目。

为保证结果的稳健性换用县区代码识别开发区变量进行分析。该方法会高估开发区企业数目,包含了溢出效应,与第一种方法互为补充。

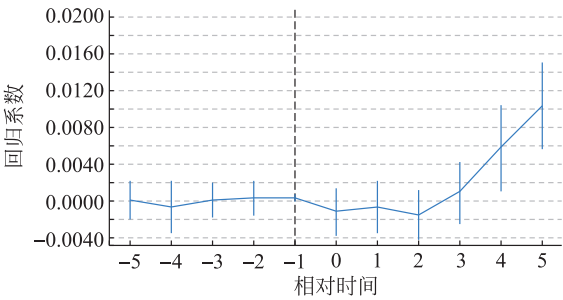


图 4 企业是否对外直接投资的平行趋势检验

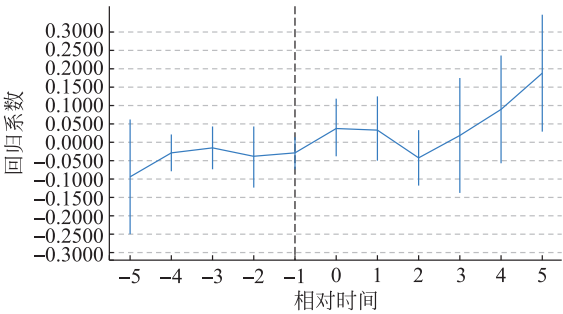


图 5 企业对外直接投资东道国数目的平行趋势检验

另外,由于 `sez_code` 识别的非开发区企业都没有进行对外直接投资活动,数据特征不满足 `cloglog` 等非线性模型的要求,故本部分只利用 DID 模型进行检验。表 4 中(1)~(2)为相应估计结果。换用县区代码识别后开发区变量系数仍显著为正,保证了估计结果的稳健性。

表 4 开发区与企业对外直接投资东道国数目:稳健性检验

	did (1)	did (2)	cloglog (3)	did (4)	did (5)
	替换解释变量 invest_new	替换解释变量 investnum	剔除周边区域企业 invest	剔除周边区域企业 invest	剔除周边区域企业 investnum
sez_code	0.0009*** (0.0001)	0.0971** (0.0474)			
sez			4.1120*** (0.9987)	0.0041*** (0.0006)	0.1249** (0.0547)
controls	是	是	是	是	是
firm	是	是	是	是	是
year	是	是	是	是	是
N	453033	1665	54274	54274	1218

续表

	did (6) 替换被解释变量 invest_new	PPML (7) 替换计量模型 invest	did (8) 内生性 investnum	did (9) 内生性 investnum	did (10) 内生性 investnum
sez_code	0.0019*** (0.0005)				
sez		2.0790*** (0.1255)	0.1274*** (0.0483)		0.1443* (0.0850)
sez_before				-0.1182 (0.0901)	0.0196 (0.1389)
controls	是	是	是	是	是
city	是	否	否	否	否
firm	否	是	是	是	是
year	是	是	是	是	是
N	155881	453033	1665	1665	1665

注：括号内为回归系数聚类到县区层面的标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；模型6控制了区域、东道国层面的控制变量与区域、时间固定效应；其余模型控制了区域、企业层面的控制变量与企业、时间固定效应。

4.2.2 剔除周边区域企业

为排除开发区的溢出效应，将开发区周边区域企业予以剔除。具体操作为，将与利用企业名称、地址进行识别的开发区企业处于同一县区的其余企业从样本中删除。表4第(3)~(5)列为相应结果。剔除周边区域企业后，开发区变量的系数仍显著为正，表明了估计结果的稳健性。

4.2.3 替换被解释变量

本部分把被解释变量替换为企业的投资区位，研究开发区是否会促进企业选择新的东道国进行投资。采用区域 p 在时期 t 向国家 j 投资的企业数量来测度企业对外直接投资的区位选择，利用所有企业样本计算得到新的被解释变量 $invest_new_{pjt}$ 进行回归分析。结果如表4(6)列所示：开发区政策对企业选择新东道国投资的影响显著为正，与基准结果一致。

4.2.4 替换计量模型

依据原始数据被解释变量 $invest_{it}$ 存在大量0值的特征，以PPML模型替换基准回归模型再次进行实证检验。结果如表4第(7)列所示：替换计量模型后，估计系数未发生明显变化。

4.2.5 内生性问题

倘若设立开发区时，具有对外直接投资活动的企业更多地被划入区内，可能会引发严重的自选择问题，无法辨别是否为开发区自身的作用。本文采用安慰剂检验对内生性问题进行讨论，还参考林毅夫等(2018)的做法把企业进入开发区前一年的变量(sez_before)纳入回归式。倘若该变量对企业对外直接投资无显著影响，可以说明开发区的设立并没

有选择对外直接投资企业较多的地区。若某企业在第 t 年进入开发区, sez_before 在 $t-1$ 年取值为 1, 其他年份为 0。

表 4(8)~(10)为相应估计结果。表 4(9)列和(10)列中 sez_before 变量均不显著, 且表 4(10)列开发区变量(sez)显著为正, 表明开发区在设立时并未特意挑选对外直接投资东道国数目多的企业。

4.3 路径检验

基本估计部分验证了开发区对企业对外直接投资的促进作用, 接下来本文将从企业全要素生产率和融资约束两个角度进行机制分析。本文运用两步法进行机制检验。第一步, 检验开发区对机制变量的影响; 第二步, 以企业对外直接投资概率和东道国数目为被解释变量, 将机制变量与开发区变量的交互项作为核心解释变量进行回归。

表 5 为相应估计结果。模型(2)与(7)中开发区的系数显著为正, 表明开发区对企业生产率存在促进作用。模型(3)与(8)将企业生产率变量与开发区变量的交互项纳入回归, 交互项系数显著为正, 说明企业生产率是开发区作用于企业对外直接投资的路径变量。模型(4)与(9)中开发区变量系数显著为负, 表明开发区可以缓解企业的融资约束。模型(5)与(10)将融资约束变量与开发区变量的交互项纳入回归, 交互项系数显著为负, 说明开发区政策能够缓解企业面临的融资约束, 从而推动企业“走出去”。

表 5 开发区与企业对外直接投资: 路径检验

	cloglog	OLS	cloglog	OLS	cloglog
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	invest	tfp	invest	fin	invest
sez	2.0876 *** (0.1265)	0.0140 *** (0.0044)	2.7108 *** (0.3315)	-0.5076 ** (0.2079)	2.0986 *** (0.1283)
sez_tfp			1.1537 * (0.6974)		
tfp			0.5069 ** (0.2564)		
sez_fin					-0.0015 ** (0.0006)
fin					-0.0008 *** (0.0001)
controls	是	是	是	是	是
firm	是	是	是	是	是
year	是	是	是	是	是
N	453033	447712	447712	453033	453033
	did	OLS	did	OLS	did
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	investnum	tfp	investnum	fin	investnum
sez	0.1274 *** (0.0483)	0.0136 * (0.0074)	-0.0403 (0.0517)	-0.9637 * (0.5163)	0.1616 ** (0.0694)

续表

	did	OLS	did	OLS	did
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	investnum	tfp	investnum	fin	investnum
sez_tfp			0.2339*** (0.0789)		
tfp			0.0801* (0.0450)		
sez_fin					-0.0465* (0.0258)
fin					0.0121*** (0.0029)
controls	是	是	是	是	是
firm	是	是	是	是	是
year	是	是	是	是	是
N	1665	1676	1676	1665	1663

注：括号内为回归系数聚类到县区层面的标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；回归中控制了企业、区域层面控制变量，以及企业、时间固定效应。

4.4 异质性检验

本部分从开发区类型、企业类型和企业“走出去”类型进行异质性分析，考察开发区对企业对外直接投资作用的影响差异。表6为分析结果。国家级开发区由国务院批准设立，省级开发区由省、自治区、直辖市人民政府批准。本文构造虚拟变量 *sez_state*，若企业位于国家级开发区^①，则该变量取值为1，否则为0。模型(1)与(2)为不同类型开发区对企业对外直接投资作用差异的结果。国家级开发区变量 *sez_state* 的系数显著为正，说明国家级开发区对企业对外直接投资的促进作用更强。其次，从功能上，开发区可分为经济技术开发区、高新技术产业开发区、保税区、边境经济合作区、出口加工区^②等。本文将前两种划分为技术型开发区 *sez_tech*，将保税区、边境经济合作区、出口加工区定义为贸易型开发区。技术型开发区变量 *sez_tech* 为虚拟变量，属于技术型开发区的该变量取值为1，否则为0。模型(3)与(4)对这两类开发区作用进行比较，技术型开发区变量 *sez_tech* 的系数显著为负，表明贸易型开发区的作用更明显。

本文采用普查年份减去企业成立年份计算企业年龄。模型(5)与(6)中开发区与企业年龄的交叉项系数显著为正，说明开发区对老企业的促进作用更明显。与国内生产相比，对外直接投资风险更大，周期更长，老企业在资金链、生产规模等方面相对更有优势，能够更好地利用开发区的优惠条件。

① 根据《中国开发区审核公告目录(2006年版)》所公布的国家级开发区名录识别国家级开发区。根据企业名称、地址方法无法识别国家级、省级开发区。此处采用县区代码的方法识别国家级开发区和省级开发区。

② 通过企业名称、地址的方法无法识别开发区功能类型，此处按照开发区审核公告目录，通过县区代码的方法进行识别。

表 6 开发区与企业对外直接投资:开发区和企业异质性

	cloglog	did	cloglog	did	cloglog	did	cloglog	did
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	invest	investnum	invest	investnum	invest	investnum	invest	investnum
sez	1.5713*** (0.1882)	0.1961*** (0.0451)	2.1120*** (0.1267)	0.2286*** (0.0601)	1.6540*** (0.0976)	-0.0512 (0.0734)	0.8002*** (0.1397)	-0.1541** (0.0715)
sez_state	4.6876*** (0.2520)	0.9123*** (0.0165)						
sez_tech			-0.4793* (0.2584)	-0.3645*** (0.1110)				
sez×age					0.2518*** (0.0333)	0.0042* (0.0025)		
age					-0.2160*** (0.0358)	-0.0004 (0.0015)		
sez×k_l							1.0550*** (0.0358)	0.0289* (0.0172)
k_l							-0.4134*** (0.0625)	-0.0082 (0.0145)
controls	是	是	是	是	是	是	是	是
firm	是	是	是	是	是	是	是	是
year	是	是	是	是	是	是	是	是
N	453033	1665	429325	1586	452963	1660	452141	1593

注:括号内为回归系数聚类到县区层面的标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;回归中控制了企业、区域层面控制变量,以及企业、时间固定效应。

葛顺奇和罗伟(2013)验证了资本密集度越高的企业,其进行对外直接投资的倾向越强。本文用企业总资产除以总从业人数衡量资本密集度,从而考察开发区对资本密集型企业与劳动密集型企业作用的差异。模型(7)与(8)中开发区与企业资本密集度的交叉项系数显著为正,说明开发区对资本密集型企业的促进作用更明显,与文献结论一致。

企业进行对外直接投资活动,包括销售、研发及生产“走出去”。根据境外投资企业的经营范围进行分类,对不同类型的对外直接投资有两种定义,即多元经营和单一经营。多元经营的企业对外直接投资类型涉及销售、研发和生产等多种经营活动,单一经营的企业对外直接投资只包括其中一种。具体方法为文本识别,倘若企业经营范围中出现了销售、研发、生产中的两个或三个,则将企业认定为多元经营的对外直接投资。表7模型(1)~(2)为相应结果,经营多元化企业的对外直接投资在开发区政策影响下得到了提升。此外,本文识别了单一经营的对外直接投资变量。倘若经营范围中出现销售字样,而不存在研发和生产字样,则认定为单一经营中的销售型投资。同理识别出研发型投资和生产型投资。模型(3)~(8)为相应估计结果,开发区变量的系数都显著为正,表明开发区对各种类型的对外直接投资都存在促进作用。

表 7 开发区与企业对外直接投资：企业走出去异质性

	Dinvest_sale		Uinvest_sale		Uinvest_rd		Uinvest_pro	
	cloglog	did	cloglog	did	cloglog	did	cloglog	did
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	invest	investnum	invest	investnum	invest	investnum	invest	investnum
sez	1.9669*** (0.3316)	0.0396* (0.0225)	2.1815*** (0.1450)	0.1685*** (0.0550)	2.5878*** (0.2758)	0.0183* (0.0108)	2.0059*** (0.1444)	0.1815* (0.0987)
controls	是	是	是	是	是	是	是	是
firm	是	是	是	是	是	是	是	是
year	是	是	是	是	是	是	是	是
N	453033	1254	453033	1665	453033	1692	453033	1665

注：括号内为回归系数聚类到县区层面的标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；回归中控制了企业、区域层面控制变量，以及企业、时间固定效应。

5 主要结论及启示

企业是国家经济发展的重要推动力量，如何推动我国企业有计划地走向国际市场，扩大国际影响力，是关乎新时代发展全局的关键任务。

本文采用 1998—2007 年中国工业企业微观数据，对开发区如何影响企业对外直接投资的问题进行了系统考察。企业是否选择对外直接投资受到多重因素影响。一般来讲，面临复杂激烈的国际竞争环境，唯有具备国际竞争优势的企业才会选择对外投资并顺利进入海外市场。本文探究在开发区政策下，企业的对外投资可能性与对外直接投资范围如何变化，并从生产率和融资约束两方面解释企业如何利用开发区政策获得竞争优势，为企业的国际化发展提供参考依据。

研究发现以下三点。

(1) 开发区政策可以提高非对外直接投资企业进行投资的概率并推动拓宽对外直接投资范围。

(2) 机制分析发现开发区政策对区内企业对外直接投资的促进作用可通过提高企业全要素生产率和减缓企业的融资约束实现。

(3) 政策效果因开发区和企业的类型有所区别。国家级和贸易型开发区的作用效果更明显；开发区对老企业的作用强于新企业，对资本密集型企业的作用强于劳动密集型企业；且其有效推动了销售、研发以及生产“走出去”。

本文的结论有以下两点启示：第一，开发区是推动企业“走出去”、提高对外开放水平的“灵丹妙药”。因此，有必要进一步贯彻落实开发区政策，提高企业的国际化程度。第二，落实开发区政策时注重推动企业生产率的提高和解决企业的融资问题。要鼓励企业创新，注重知识产权的保护，为企业提高生产率提供良好的政策环境；要创新融资方式，建立融资平台，最大程度上缓解企业融资压力。双管齐下，才能最大化开发区的政策红利。除此之外，政府需着力推动企业转型升级、加大科研投入，强化对新企业的扶持与保护，以助力我国企业更好地融入国际市场。

参考文献

- 卞元超, 白俊红. 2021. 市场分割与中国企业的生存困境[J]. 财贸经济, 42(1): 120-135.
- Bian Y C, Bai J H. 2021. Market segmentation and survival dilemma of Chinese enterprises[J]. *Finance & Trade Economics*, 42(1): 120-135. (in Chinese)
- 葛顺奇, 罗伟. 2013. 中国制造业企业对外直接投资和母公司竞争优势[J]. 管理世界, (6): 28-42.
- Ge S Q, Luo W. 2013. Outward foreign direct investment of Chinese manufacturing enterprises and the competitive advantages of parent companies[J]. *Journal of Management World*, (6): 28-42. (in Chinese)
- 李磊, 白道欢, 冼国明. 2016. 对外直接投资如何影响了母国就业? 基于中国微观企业数据的研究[J]. 经济研究, 51(8): 144-158.
- Li L, Bai D H, Xian G M. 2016. How does outward foreign direct investment affect home-country employment: Based on China's micro-level enterprises database[J]. *Economic Research Journal*, 51(8): 144-158. (in Chinese)
- 林毅夫, 向为, 余森杰. 2018. 区域型产业政策与企业生产率[J]. 经济学(季刊), 17(2): 781-800.
- Lin Y F, Xiang W, Yu M J. 2018. Place-based industrial policy and firm productivity[J]. *China Economic Quarterly*, 17(2): 781-800. (in Chinese)
- 田巍, 余森杰. 2012. 企业生产率和企业‘走出去’对外直接投资: 基于企业层面数据的实证研究[J]. 经济学(季刊), 11(2): 383-408.
- Tian W, Yu M J. 2012. Firm productivity and outbound foreign direct investment: A firm-level empirical investigation of China[J]. *China Economic Quarterly*, 11(2): 383-408. (in Chinese)
- 田巍, 余森杰. 2017. 汇率变化、贸易服务与中国企业对外直接投资[J]. 世界经济, 40(11): 23-46.
- Tian W, Yu M J. 2017. Exchange rate, trade service and outward foreign direct investment of China[J]. *The Journal of World Economy*, 40(11): 23-46. (in Chinese)
- 王碧瑶, 谭语嫣, 余森杰, 等. 2015. 融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资[J]. 世界经济, 38(12): 54-78.
- Wang B J, Tan Y Y, Yu M J, et al. 2015. Do financing constraints inhibit the outward foreign direct investment of Chinese private enterprises? [J]. *The Journal of World Economy*, 38(12): 54-78. (in Chinese)
- 王永进, 张国峰. 2016. 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, 51(7): 58-71.
- Wang Y J, Zhang G F. 2016. Sources of productivity advantages of special economic zones: Agglomeration effect or selection effect? [J]. *Economic Research Journal*, 51(7): 58-71. (in Chinese)
- 向宽虎, 陆铭. 2015. 发展速度与质量的冲突——为什么开发区政策的区域分散倾向是不可持续的? [J]. 财经研究, 41(4): 4-17.
- Xiang K H, Lu M. 2015. Speed versus quality: Why regional dispersion tendency of development zone policy is not sustainable? [J]. *Journal of Finance and Economics*, 41(4): 4-17. (in Chinese)
- 杨宏恩, 孟庆强, 王晶, 等. 2016. 双边投资协定对中国对外直接投资的影响: 基于投资协定异质性的视角[J]. 管理世界, (4): 24-36.
- Yang H E, Meng Q Q, Wang J, et al. 2016. The impact of bilateral investment treaties on China's outward foreign direct investment: A perspective based on the heterogeneity of investment treaties[J]. *Journal of Management World*, (4): 24-36. (in Chinese)
- 余森杰, 卢德月, 向为. 2017. 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(1): 100-117.
- Yu M J, Hu D Y, Xiang W. 2017. The impact of economic development zones on firm productivity: Evidence from Chinese firms[J]. *Area Studies and Global Development*, (1): 100-117. (in Chinese)
- 张国峰, 王永进, 李坤望. 2016. 开发区与企业动态成长机制——基于企业进入、退出和增长的研究[J]. 财经研究, 42(12): 49-60.
- Zhang G F, Wang Y J, Li K W. 2016. Special economic development zones and firm dynamic growth: Research based on firm entry, exit and growth[J]. *Journal of Finance and Economics*, 42(12): 49-60. (in Chinese)
- 宗芳宇, 路江涌, 武常岐. 2012. 双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择[J]. 经济研究, 47(5): 71-

- 82, 146.
- Zong F Y, Lu J Y, Wu C Q. 2012. Bilateral investment treaties, institutional environment and outward FDI location choices of firms—An empirical study of Chinese listed firms[J]. *Economic Research Journal*, 47(5): 71-82, 146. (in Chinese)
- Alder S, Shao L, Zilibotti F. 2016. Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities[J]. *Journal of Economic Growth*, 21(4): 305-349.
- Anwar S, Sun S Z. 2014. Heterogeneity and curvilinearity of FDI-related productivity spillovers in China's manufacturing sector[J]. *Economic Modelling*, 41: 23-32.
- Branstetter L. 2006. Is foreign direct investment a channel of knowledge spillovers? Evidence from Japan's FDI in the United States[J]. *Journal of International Economics*, 68(2): 325-344.
- Buch C M, Kesternich I, Lipponer A, et al. 2008. Real versus financial barriers to multinational activity[R]. Mimeo, University of Teubingen.
- Buch C M, Kesternich I, Lipponer A, et al. 2014. Financial constraints and foreign direct investment: Firm-level evidence[J]. *Review of World Economics*, 150(2): 393-420.
- Greene W. 2002. The bias of the fixed effects estimator in nonlinear models[J]. *Unpublished Manuscript*, Stern School of Business, NYU.
- Head K, Ries J. 2003. Heterogeneity and the FDI versus export decision of Japanese manufacturers[J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 17(4): 448-467.
- Helpman E, Melitz M J, Yeaple S R. 2004. Export versus FDI with heterogeneous firms[J]. *American Economic Review*, 94(1): 300-316.
- Lu Y, Wang J, Zhu L M. 2019. Place-based policies, creation, and agglomeration economies: Evidence from China's economic zone program[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(3): 325-60.
- Vahter P, Masso J. 2006. Home versus host country effects of FDI: Searching for new evidence of productivity spillovers[J]. *William Davidson Institute Working Paper*.

Economic Zones and Firms' outward FDI: Evidence from China

Guofeng Zhang¹ Junru Chen¹ He Li^{2,3}

- (1. School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics;
2. Postdoctoral Research Workstation of Beijing State-owned Capital Operation and Management Company Limited;
3.)

Abstract This paper contributes to the literature by identifying the casual effect of economic zones on firms' outward FDI. Using the data of *Annual Survey of Industrial Firms* (ASIF) merged with *List of Chinese Firms' FDI*, empirical results present the promoting effect of economic zones on firms' FDI and the mechanism of firms' productivity and financing constraints. After the robustness test, the results remain valid. Finally, this paper documents some heterogeneity of the effects across the types of economic zones, firms and FDI.

JEL Classification F21, R11, R58