

产业政策与企业对外直接投资

——基于文本分析方法的经验证据

杨超¹, 张宸妍²

(1. 中国社会科学院 亚太与全球战略研究院, 北京 100007; 2. 首都经济贸易大学 经济学院, 北京 100070)

摘要: 本文借助文本分析方法构建产业政策支持力度指标, 利用2004—2013年中国工业企业数据库和商务部境外投资企业名录数据, 研究了产业政策对企业对外直接投资的影响。研究表明, 产业政策有助于促进企业对外直接投资, 并能够促进已投资企业向海外再投资。进一步分析发现, 产业政策提高了企业对外直接投资的区域多元化程度, 相比于其他类型的产业政策, 金融财税政策对企业对外直接投资的促进作用更为明显。从影响机制看, 产业政策对企业对外直接投资的具体作用受到企业特征的影响, 生产率越高, 产业政策的促进作用越强; 相比于国有企业, 产业政策对非国有企业对外直接投资的促进作用更强; 产业政策提高了企业的组织管理能力, 进而促进了企业的对外直接投资。

关键词: 产业政策; 对外直接投资; 文本分析

中图分类号: F125.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2023)4-0137-10

一、引言

对外直接投资是打造“以我为主”全球价值链的重要方式。2001—2020年, 我国对外直接投资从68.8亿美元上升至1329.4亿美元, 为我国企业利用国内国际两个市场、两种资源发挥了重要作用。从“入世”之初的发展现实看, 我国的跨国公司作为后发企业, 国际化经验有限, 在国际市场中缺乏显著的竞争优势, 为了克服市场失灵, 各级政府的产业政策在对外直接投资过程中发挥了关键作用。随着中国步入新发展阶段, 进一步推动我国高水平对外开放依赖于总结过去的成功经验。本文从产业政策的典型事实出发, 深入分析其影响企业对外直接投资的微观机制, 对于理解我国政府和市场的关系, 讲好中国对外开放故事具有重要意义。

已有文献突出了宏观政策对企业对外直接投资的影响。裴长洪和樊瑛(2010)指出, 企业的对外直接投资行为受政府政策优势、公共服务优势等组成的“国家特定优势”的驱动。Luo等(2010)提出政策能够在制度层面抵消中国企业的国际竞争劣势, 有助于满足国家利益和企业经济效率的需要。张铮等(2022)发现我国政治能力和市场能力越强的企业, 向高政治风险区位投资的可能性也越大。姜广省和李维安(2016)则认为政府依据审批政策严格把握企业是否已经具备足够的能力对外投资, 会降低企业投资的积极性。卜伟等(2018)发现1989年的《境外投资外汇管理办法》、1992年的《关于编制、审批境外投资项目的项目建议书和可行性研究报告的规定》以及2004年的《境外投资项目核准暂行管理办法》均显著促进了中国对外直接投资总额的增长。曾守桢和余官胜(2020)选取2003—2014年中国省级数据, 发现随着政府核准权限的下放, 地区对外直接投资水平提高。另一类文献从政策不确定性的角度探究企业对外直接投资的影响因素, 宫汝凯(2019)运用政策不确定性指数, 发现在经济转型过程中, 区域内经济政策不确定性越高, 该地区对外直接投资总额越大。陈胤默等(2019)运用该不确定指数在企业层面进行研究, 得出了相反的结论。通过梳理文献可以发现, 既有研究主要集中于宏观层面, 在微观层面探讨产业政策如何影响企业对外直接投资, 则鲜有研究。本文以2004—2013年中国工业企业作为研究样本, 探讨了产业政策影响企业对外直接投资以及再投资的事实依据, 并对影响机制进行了深入分析。

与现有研究相比, 本文可能的边际贡献在于: 第一, 丰富了产业政策和微观企业对外直接投资的研究。中国政府在决定对外投资的方向和数量方面具有重要作用(Cui and Jiang, 2012), 有学者关注产业政策对企

收稿日期: 2023-01-09

基金项目: 首都经济贸易大学新入职青年教师科研启动基金项目“产业政策与中国企业对外直接投资: 机制、方法及应用研究”(XRZ2022047)

作者简介: 杨超, 经济学博士, 中国社会科学院亚太与全球战略研究院助理研究员, 研究方向: 世界经济; (通讯作者)张宸妍, 经济学博士, 首都经济贸易大学经济学院讲师, 研究方向: 国际贸易理论与政策。

业对外直接投资的影响,从政府的宏观政策或者单一的对外投资审批核准政策(曾守桢和余官胜,2020)的角度进行了探讨。而本文整理了对外投资领域的产业政策组合数据,不仅探究了产业政策与企业对外直接投资之间的关系,还挖掘了便利化政策、方向指导政策、金融财税政策等不同类型的产业政策对企业对外直接投资决策的影响。第二,首次考虑了产业政策对企业追加对外直接投资的影响。既有文献对于产业政策影响企业对外直接投资的研究主要聚焦在企业是否进行投资,部分研究关注国家层面和地区层面的对外直接投资的增长,缺乏对企业后续投资表现的研究,而本文探讨了产业政策与企业再投资决策之间的关系,为产业政策组合影响企业对外直接投资的整体发展和动态决策提供了相关证据。第三,扩展了产业政策影响企业对外直接投资决策的微观机制的研究。现有文献探讨了政策能够通过降低对外直接投资临界生产率(洪俊杰和张宸妍,2020)、增加企业研发投入(严兵和郭少宇,2021)等渠道影响企业的投资决策,但并不是所有企业都有意愿和能力进行对外直接投资,制度和组织的协调交互关系驱动着企业的战略决策,本文首次从企业生产率、所有权、组织管理水平的视角,分析产业政策影响企业对外直接投资的渠道以及作用效果的差异。

二、典型事实与理论假设

(一)产业政策与企业对外直接投资决策

新兴市场国家经济和技术发展相对滞后,资源相对匮乏,母国政府推出的政策可以弥补新兴经济体跨国公司国际竞争中的不利因素,确保关键资源的安全。因此,对于新兴经济体企业的对外直接投资,政府的支持是一个关键的驱动因素。为了帮助企业进行对外直接投资,中国政府出台了一系列政策。首先,商务部、国家发展与改革委员会将对外投资的审批权限逐步下放给省级政府,允许投资者对其项目的可行性进行评估,并减少审批的申请材料和时间。国家外汇管理局发布政策,取消汇回利润保证金、降低对外汇资金来源的审查限制,提升对外直接投资的便利化程度。东道国的经济环境、制度质量等宏观环境因素会影响企业对外直接投资的决策及收益,但企业收集东道国投资环境信息的能力有限。对此,商务部搭建企业境外投资意向信息库、印发《国别投资经营障碍报告制度》,降低企业对外直接投资的信息成本,帮助企业有效规避潜在风险。这些便利化政策有助于降低对外直接投资的门槛,使对外投资的申请更加容易,因而促进了企业的对外直接投资。

第二,政府制定针对特定行业和东道国的政策,为企业对外直接投资提供了方向指导。例如,1990年以来,立足于要素禀赋特点和比较优势,政府鼓励劳动密集型行业加工贸易发展的同时加大监管力度,出台一系列政策引导和推动国内加工贸易的转型升级。借助加工贸易,企业初步获得先进技术和国际竞争力,积累了一定的产业优势,结合东道国的产业结构和中国的发展阶段,政府发布新的产业政策以强化对企业对外直接投资的产业引导。《对外投资国别产业导向目录》列出了政策支持的东道国和行业,符合目录的对外投资项目可以享受资本、税收等优惠待遇。针对满足《境外投资产业指导政策》的对外直接投资项目,政府会提供境外融资、投资咨询、风险评估、风险控制和投资保险等方面的优先服务。通过方向指导政策,政府及时调整重点鼓励的行业,通过较为全面的支持增强对外直接投资的综合优势,从而促进行业内企业的对外直接投资。

第三,财政部、国家税务总局等出台政策,为不同企业的对外直接投资提供直接的金融财税支持。例如,2011年发布的《关于我国石油企业在境外从事油(气)资源开采所得税收抵免有关问题的通知》和《关于高新技术企业境外所得适用税率及税收抵免问题的通知》,分别对石油企业、高新技术企业提供了一系列减税和免税措施。此外,中国进出口银行和其他国有商业银行提供了低贷款利率、快速审批程序、以及灵活的项目条款。企业还可以向中国出口信用保险公司申请对外直接投资保险,获得投资咨询、风险评估、风险控制等境外投资风险保障服务。以此为代表的金融财税政策有助于解决企业投资资金不足的问题,从而促进对外直接投资。

企业是否通过对外直接投资进入东道国市场取决于其期望利润是否超过进入所需支付的固定成本。一旦进入东道国市场,企业也总是以实现利润最大化的产量进行生产。产业政策支持通过降低企业对外直接投资的门槛、风险和资金障碍,增加了对外直接投资的期望利润,企业预期利润提升使得存活企业数量增加,可消费产品种类随之增多。国内产品种类增多引致的竞争效应会促使本国企业生产效率的提高(徐茗丽等,2016),进一步增强了企业的优势,提升了对外直接投资的可能性。企业通过对外直接投资开发和利用先进技术、综合知识和品牌声誉等资源,其在国内积累的资源可以在国外多个市场中进行配置,协助实现规

模经济,最大限度地发挥能力,满足知识吸收和资产寻求的目的。企业一旦进入东道国市场,仍然根据利润最大化原则及上一次对外直接投资的期望回报净现值来决定是否进行再投资,因此,产业政策支持将进一步促进企业在全球市场布局新的对外直接投资。

根据以上事实和理论分析,本文提出假设1:

产业政策支持会提升企业对外直接投资的概率,促进企业的再投资(H1)。

(二)产业政策影响企业对外直接投资的机制

企业的对外直接投资受产业政策以及企业特征的影响,产业政策支持直接作用于企业,能够促进企业的对外直接投资,但并非所有企业都能从产业政策中同等获益,具体影响大小与企业自身特征有关。

1. 生产率与产业政策效应

生产率反映了企业管理政策资源以实现对外直接投资目标的能力。生产率越高的企业,产出效率、资源分配能力及其整体效率越高,能够充分发挥规模经济的优势,以更有效的方式获取国外战略资产、吸收国外先进技术(Kafouros et al, 2018),从而进一步提高对外直接投资的意愿和能力。面对对外直接投资过程中的风险和不确定性,生产率高的企业能够主动遵从产业政策的指导。相比之下,生产率较低的企业难以完全遵从政策的安排、充分利用政策的支持,面临的国际化风险和挑战也会更高,参与对外直接投资的意愿和能力较低。因此,企业生产率越高,产业政策对其对外直接投资的促进作用越强。

由此,本文提出假设2:

生产率在产业政策影响企业对外直接投资过程中发挥了调节作用(H2)。

2. 所有权与产业政策效应

所有权差异意味着企业对外直接投资决策的出发点不同。所有权结构不同的企业会以不同方式应对外部制度的变化,非国有企业在国内市场面临激烈的竞争,有较强的动机利用产业政策的支持开拓海外市场。国有企业在很大程度上依赖政府获取重要资源,由于政策中的政治目标和经济目标并存,国有企业的对外直接投资决策往往根据政策目标而不仅是自身能力。与之相比,非国有企业拥有更多的决策自主权,在对外直接投资方面灵活性较强。因此,所有权对产业政策的调节作用影响企业对外直接投资的意愿和能力,相比于国有企业,产业政策支持力度的增强对非国有企业对外直接投资的影响更大。

根据上述分析,本文提出假设3:

所有权在产业政策影响企业对外直接投资过程中发挥了调节作用(H3)。

3. 组织管理能力与产业政策效应

组织管理能力是支持企业国际化战略实现的一系列综合特征的体现,包括企业的经营能力、生产活动组织能力、资源整合能力。组织管理能力强的企业具有先进的管理理念和高效的管理流程,能够根据外部环境的变动和内部资源的变化及时调整,做出最利于企业发展的决策,这将对企业的国际化战略产生影响。组织管理能力作为一种高级生产要素,是企业的独特竞争优势,对外直接投资可以对其进行充分利用,通过逆向溢出效应,进一步吸收先进知识、技术和管理经验等高级要素,获得可持续性优势。产业政策的支持在一定程度上起到了降低企业管理成本、财务成本的功能(Zhang et al, 2022),简化的核准程序、配套的投资服务等构成了企业提高组织管理能力的渠道,有助于企业获得更多资源降低组织管理成本,保护现有能力,进而促进企业进行对外直接投资。

由此,本文提出假设4。

产业政策支持力度增强能提高企业的组织管理能力,进而促进企业对外直接投资(H4)。

三、计量模型设定

(一)模型构建

为检验理论假设,准确刻画产业政策对企业对外直接投资决策的影响,设定如下回归模型:

$$\Pr(OFDI_{ijt} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Policies_{ijt} + \beta_2 Productivity_{ijt} + \beta_3 Ownership_{ijt} + \beta X_{ijt} + \lambda_j + r_t + \varepsilon_{ijt}) \quad (1)$$

$$\Pr(OFDI_{follow}_{ijt} = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Policies_{ijt} + \beta_2 Productivity_{ijt} + \beta_3 Ownership_{ijt} + \beta X_{ijt} + \lambda_j + r_t + \varepsilon_{ijt}) \quad (2)$$

其中:被解释变量 $OFDI_{ijt}$ 和 $OFDI_{follow}_{ijt}$ 分别为企业是否进行对外直接投资和是否有新增对外直接投资;

$Policies_{ijt}$ 为产业政策; $Productivity_{ijt}$ 为企业生产率; $Ownership_{ijt}$ 为企业所有权性质; X_{ijt} 为控制变量, 下标 i 为企业; j 为行业; t 为时间; 控制变量包括企业规模、企业年龄、资本密集度、净资产收益率、负债利息率以及是否出口; λ_j 、 r_t 分别为行业和时间的虚拟变量; ε_{ijt} 为随机扰动项; $\Phi(\cdot)$ 为标准正态累积分布函数, 采用 Probit 模型进行估计; $\Pr(\cdot)$ 为概率函数; β_0 为常数项; β_1 、 β_2 、 β_3 及 β 均为待估参数。

(二) 数据来源及说明

本文使用 2004—2013 年中国对外直接投资数据和工业企业数据库。对外直接投资数据来自商务部境外投资企业名录, 包含母公司名称、国外子公司名称、项目批准时间、东道国和经营范围等信息, 工业企业数据库来源于国家统计局, 包含行业代码、员工数量、所有制结构、销售、出口额、企业所在省份和地址等详细信息。根据 Li 等 (2017), 删除总资产、总产出、固定资产总额和销售额这些主要财务变量缺失和非正的观测值; 删除雇佣人数少于 8 的观测值。根据公认会计原则 (GAAP), 剔除不符合以下标准的观测值: 总资产高于流动资产; 累计折旧高于流动折旧; 统计年度早于企业成立年份。根据工业企业数据库中的企业样本均为规模以上这一特征, 删除年销售额低于 500 万元 (2012 年后为 2000 万元) 的观测值。剔除异常值后, 根据企业名称匹配工业企业数据库和境外投资企业名录。对外投资产业政策数据来自商务部、国家发展与改革委员会、国家外汇管理局等政府部门官方网站, 并结合北大法宝数据库进行补充。根据政策的实施日期、失效日期, 将 2004—2013 年内的有效政策按照行业、东道国、企业所有权、省份、有效时间^①, 匹配微观企业数据, 最终得到本文计量分析使用的数据。

(三) 变量选择

1. 被解释变量

被解释变量为 $OFDI_{ijt}$ 和 $OFDI_{follow_{ijt}}$, 当企业在 t 期或 t 期之前进行过对外直接投资, 则 $OFDI_{ijt}$ 取值为 1, 否则取值为 0。当企业在 t 期之前进行了对外直接投资, 在 t 期又进行了新的对外直接投资时, $OFDI_{follow_{ijt}}$ 取值为 1, 否则取值为 0。

2. 核心解释变量

借鉴 Zhang 等 (2022) 的研究, 使用文本分析方法来衡量产业政策支持力度 ($Policies$), 首先构建一个包含 50 个积极词和 35 个消极词的词典, 积极词反映了政策鼓励对外直接投资的倾向, 消极词则传递出政府仍在掌控或限制企业活动的信号。由于公众是根据政策来判断政府的态度, 积极词和消极词对于反映国家支持对外直接投资的力度很重要。例如, “支持”“协调”等词强调政府相关部门之间要更好地协调职能, 减少企业申请境外投资项目的行政程序; “服务”和“做得好”则传递政府希望为企业对外直接投资提供信息和指导的意愿; “补贴”“优惠”等表达了政府提供有针对性的金融财税支持以减轻企业对外直接投资的融资压力。与之相反, 消极词的被动语调传递出政府限制企业对外直接投资的信号。具体来说, “控制”“禁止”“制止”等绝对负面信号的表达会降低企业对外直接投资的意愿; “限额”意为政府允许不超过上限的对外直接投资金额; “严格”“审批”等传递出对外直接投资将受到更多约束、经历更复杂的审批程序。整体来看, 政策实施的时间距今越近, 积极词的使用频率越高。

除了词表外, 术语权重方案对于将文本信息转换成数据也很重要。本文使用 Loughran 和 McDonald (2011) 词频-逆文本频率指数 (TF-IDF), 该指数基于文档长度进行修正, 根据式 (3) 依次计算所有政策文本中每个词语的权重:

$$\omega_{ij} = \frac{1 + \ln tf_{ij}}{1 + \ln a} \ln \frac{N}{df_i} \quad (3)$$

其中: N 为政策文本的总数; df_i 为单词 i 至少在其中出现一次的政策文本数量; tf_{ij} 为单词 i 出现在文本 j 中的次数; a 为文本的平均单词数。该方法包括两个主要部分, 即通过对数变换来减少词频之间的差异作用, 并根据文档中的共性来修正单词的影响。通过降低高频词语的权重、增大相对低频词的影响, 降低了词语错误分类的噪音, 减轻了主观偏见。

进一步, 对于每个政策文本, 分别加总积极词的权重、消极词的权重, 并将二者相减, 得到政策文本的“净

① 政策的实施日期在 6 月 30 日及之前的, 认为政策在该年即生效; 实施日期在 7 月 1 日及之后的, 认为政策在下一年度生效; 用相同的方法处理失效日期。

积极权重”,将该权重压缩至 $[0, 5]$ 的区间,最终得到每个政策文本的支持力度。对于单个企业来说,根据政策的适用范围(省市、行业、东道国、企业所有权等),使用企业每年所有有效政策的平均支持力度表示对外投资产业政策支持力度。

3. 控制变量

生产率足够高的企业能够克服对外直接投资初期的固定成本,进而在海外获得利润的可能性增加,因此企业生产率(*Productivity*)是影响企业对外直接投资决策的关键因素。在测算过程中,本文使用的工业企业数据样本中部分年份缺少关键变量(2007—2013年缺失中间投入变量,2008—2009年缺失固定资产原价变量),对此,借鉴余森杰等(2018)的研究对缺失值进行补充。再采用Akerberg等(2015)的方法估计企业全要素生产率,初步预期生产率正向影响企业对外直接投资。

关于其他控制变量,当企业的登记注册类型为非国有企业时,企业所有权(*Ownership*)取值为1,否则取值为0,预期企业的非国有性质负向影响对外直接投资。关于企业规模(*Size*)的衡量,采用企业从业人员数量的对数值,规模大的企业拥有更多的资源,需要进行国际化扩张充分利用国内外市场,预期该变量的回归系数为正。企业年龄(*Age*)根据企业成立的年数来衡量,由于成熟的公司可能积累有助于进行对外直接投资的知识资源(Wang et al, 2012),企业成立时间越长,经验越丰富,对该变量做对数处理。已有研究表明,资本密集度对企业的投资决策具有重要影响。资本密集度(*Capintensity*)使用企业总资产与从业人数的比值衡量,该比值越大则企业资本密集度越高。净资产收益率(*ROE*)采用净利润与股东权益的比值衡量,该比值越大则企业内源融资能力越强。^②负债利息率(*Debtinterest*)采用利息支出与债务的比值衡量,数值越大则企业筹资的利率风险越高。出口(*Export*)是企业积累国际化经验、获取国外市场信息的重要途径,在一定程度上会影响企业的对外直接投资决策,因此,需要加入企业是否出口哑变量,企业出口量为正则取值1,否则取值为0。表1是变量的描述性统计结果。

表1 描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>OFDI</i>	1913947	0.0041	0.0642	0	1
<i>OFDI</i> follow	1913947	0.0003	0.0172	0	1
<i>Policies</i>	1913947	38.1789	11.0711	17.4564	90.8749
<i>Productivity</i>	1913947	3.8296	1.3595	-11.8405	10.7703
<i>Ownership</i>	1913947	0.9454	0.2271	0	1
<i>Size</i>	1913947	4.8517	1.1117	0	12.2880
<i>Age</i>	1913947	1.8077	0.8689	0	6.0234
<i>Capintensity</i>	1913947	0.0485	1.4094	0	1029.694
<i>ROE</i>	1913947	0.0018	1.7014	-5.4759	2040.507
<i>Debtinterest</i>	1913947	0.0678	14.4724	-614	19024
<i>Export</i>	1913947	0.2363	0.4248	0	1

四、实证结果分析

(一)基本回归结果

表2报告了产业政策对企业对外直接投资和再投资影响的回归结果,其中(1)~(3)列是产业政策对企业对外直接投资的影响。(1)列只包含产业政策支持变量,(2)列加入控制变量,(3)列则进一步控制行业和时间虚拟变量。结果显示,产业政策支持力度的估计系数始终显著为正且系数绝对值有所上升,说明政策支持力度越大,企业对外直接投资的可能性越大;控制住基本影响因素之后,产业政策对企业对外直接投资的影响更为明显。(4)~(6)列的被解释变量为企业是否向海外追加投资,(4)列只考察产业政策的影响,(5)列加入控制变量,(6)列则进一步加入行业和时间虚拟变量。结果显示,产业政策支持力度的增强会促使企业进行再投资。因此,假设1得到证实。

其他各项控制变量估计系数的符号和预期基本一致。(2)列、(3)列和(5)列、(6)列中,生产率显著正向促进了企业的对外直接投资和再投资。企业的非国有性质对其对外直接投资的影响显著为负,说明国有企业在我国的对外直接投资中仍占据主体地位。企业规模的回归系数始终显著为正;企业成立时间越长,其对外直接投资的概率越大。资本密集度对企业对外直接投资有显著的正向影响,说明资本化的优势以及投资过度造成的产能过剩促进了企业的对外直接投资和再投资。净资产收益率的影响为负且对企业是否追加投资的影响显著,说明内源融资能力越强,企业追加投资的可能性越小。负债利息率的影响为负但总体来说并不显著,说明企业筹资的利率风险越高,对外直接投资的动力越弱。是否出口对企业的对外直接投资及其再投资的概率均有显著的正向影响。

② 该变量除以10000。

表 2 基本回归结果

变量	是否对外直接投资			是否新增对外直接投资		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Policies</i>	0.0644*** (0.0010)	0.0621*** (0.0010)	0.1952*** (0.0023)	0.1090*** (0.0035)	0.0993*** (0.0030)	0.1340*** (0.0025)
<i>Productivity</i>		0.1101*** (0.0049)	0.1411*** (0.0065)		0.1256*** (0.0195)	0.1241*** (0.0241)
<i>Ownership</i>		-0.1666*** (0.0213)	-0.0973*** (0.0257)		-0.3422*** (0.0631)	-0.2010*** (0.0710)
<i>Size</i>		0.2177*** (0.0045)	0.1922*** (0.0048)		0.2833*** (0.0158)	0.2128*** (0.0162)
<i>Age</i>		0.0534*** (0.0062)	0.0952*** (0.0063)		-0.0756*** (0.0233)	0.0212 (0.0242)
<i>Capintensity</i>		0.0062*** (0.0015)	0.0038*** (0.0013)		0.0022*** (0.0007)	0.0002 (0.0007)
<i>ROE</i>		-0.0058 (0.0044)	-0.0595 (0.0848)		-0.2153*** (0.0643)	-0.1896** (0.0756)
<i>Debtinterest</i>		-0.0037*** (0.0009)	-0.0019 (0.0012)		-0.0012 (0.0029)	-0.0003 (0.0003)
<i>Export</i>		0.5424*** (0.0099)	0.4615*** (0.0116)		0.5063*** (0.0392)	0.4121*** (0.0493)
行业虚拟变量	否	否	是	否	否	是
时间虚拟变量	否	否	是	否	否	是
观测值	1913947	1913947	1913947	1632158	1632158	1632158
Chi-square test	4354.78	10720.48	18560.73	958.71	2127.93	4539.63
Log likelihood	-42986.961	-37615.399	-31968.381	-3272.3605	-2717.6131	-2206.6097
Pseudo R ²	0.1628	0.2674	0.3774	0.3542	0.4637	0.5645

注:括号内为标准误差统计量;***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;Chi-square test 是卡方检验,Log likelihood 是对数似然值。

(二)稳健性检验

1. 改变政策支持力度的衡量方法

为验证基本回归结果的稳健性,使用数量的方法衡量产业政策支持力度,重新进行回归,结果见表 3 的(1)列、(2)列,产业政策支持力度的回归系数始终显著为正。此外,采用另一文本分析方法,即根据汉语语言的特点,对词表中的词语分别赋值-4、-3、-2、-1、1、2、3、4,其中积极词赋正值,消极词赋负值。在表达政策态度的关键词语外,总结修饰这些词语的程度词,列出程度词表。只要关键词前面出现程度词,关键词的作用扩大一倍。进一步计算政策文本中所有关键词分数的加权平均,将该值压缩在[0,5]区间内,作为产业政策的支持力度。使用这一方法衡量产业政策支持力度并进行回归,表 3 的(3)列、(4)列的结果显示,产业政策支持力度仍然显著正向影响企业的对外直接投资和再投资,表明本文结论较为稳健。

2. 使用 Logit 模型回归

本文还采用 Logit 模型进行回归分析,仍然使用 TF-IDF 方法衡量政策支持力度。表 3 的(5)列、(6)列的回归结果显示,使用 Logit 模型的回归结果中,核心解释变量(产业政策支持力度)的回归系数始终显著为正,表明产业政策促进了企业的对外直接投资和再投资,基本结论仍然成立。

表 3 稳健性检验回归结果

变量	政策数量		改变政策衡量的文本分析方法		Logit 模型回归结果	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	是否对外直接投资	是否新增对外直接投资	是否对外直接投资	是否新增对外直接投资	是否对外直接投资	是否新增对外直接投资
<i>policies</i>	0.4453*** (0.0051)	0.3284*** (0.0061)	0.1342*** (0.0014)	0.0862*** (0.0015)	0.4968*** (0.0061)	0.3018*** (0.0063)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观测值	1913947	1632158	1913947	1632158	1913947	1632158
Chi-square test	20048.72	4538.30	21957.53	4789.09	23497.18	4802.51
Log likelihood	-32286.535	-2232.7126	-31463.898	-2226.7775	-31271.276	-2426.3331
Pseudo R ²	0.3712	0.5594	0.3872	0.5605	0.3910	0.5212

注:括号内为标准误差统计量;***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

3. 内生性处理

(1)两阶段 IV-Probit 模型。考虑到政府可能依据企业对外直接投资实践来判断政策的效果,进而制定后续政策,解释变量和被解释变量之间因反向因果关系而产生的内生性问题会导致参数估计有偏或不一致,通常的改进是选取与内生变量高度相关且与被解释变量和其他解释变量、误差项不相关的工具变量进行两阶段最小二乘估计。本文选择产业政策支持力度滞后一期作为工具变量,进行两阶段估计,回归结果见表 4 的(1)列、(2)列所示,其中产业政策支持力度的系数仍然显著为正,Wald 检验的 p 值和弱工具变量检验的 p 值均为 0,通过了外生性检验且拒绝了弱工具变量的零假设,说明工具变量的选择是合理的。

(2)控制样本中对外直接投资的行业数量。如果产业政策变量和企业对外直接投资决策之间存在反向因果关系,即企业对外直接投资决策会影响政府的政策,则控制当期的对外直接投资数量后,可能无法观测到产业政策显著促进企业的对外直接投资和再投资。因此,引入企业所在行业当期的对外直接投资事件数(*OFDIindnum*)作为控制变量。表4的(3)列、(4)列回归结果中产业政策支持力度的系数仍正向显著,表明控制企业所在行业当期的对外直接投资事件数以缓和内生性问题后,产业政策支持力度仍然对企业的对外直接投资和再投资具有显著的正向影响,再次证明了本文估计结果的稳健性。

表4 内生性处理回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否对外直接投资	是否新增对外直接投资	是否对外直接投资	是否新增对外直接投资
<i>policies</i>	0.3694*** (0.0036)	0.2296*** (0.0060)	0.1958*** (0.0023)	0.1345*** (0.0025)
<i>OFDIindnum</i>			-0.0015*** (0.0003)	-0.0028** (0.0013)
控制变量	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是
观测值	1413885	1375061	1913947	1632158
R^2 (Pseudo R^2)	0.9680	0.9665	0.3776	0.5650
Chi-square test			18491.13	4541.14
Log likelihood			-31957.687	-2204.0283
第一阶段回归				
<i>L.Policies</i>	0.5185*** (0.0005)	0.5128*** (0.0006)		
Wald test	4061.63	334.79		
Wald test <i>p</i> -value	0.0000	0.0000		

注:括号内为标准误统计量;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

(三)进一步分析

1. 对外直接投资的区域多元化

本文的样本中部分企业对外直接投资的次数大于1,且东道国存在差异,产业政策对企业对外直接投资的区域多元化程度会带来一定的影响。产业政策的重要目标之一是实现资源的高效配置,企业通过向多个地区的对外直接投资,可以合理布局生产网络,促进生产要素的优化配置。产业政策带来的企业投资成本的降低,也有助于企业进一步拓展国际市场。由此可以预测,当政策支持力度增大时,企业对外直接投资的区域多元化程度提高。为此,根据Gaur等(2018),计算企业在六大洲(欧洲、北美洲、拉丁美洲、非洲、亚洲和大洋洲)对外直接投资事件数的累计数量,并通过熵测度解决子公司分布的权重问题:

$$OFDIplur = \sum_c \left(FS_c \times \ln \frac{1}{FS_c} \right) \quad (4)$$

其中: FS_c 为企业在区域*c*的对外直接投资事件数; $\ln(1/FS_c)$ 表示相应的权重;*OFDIplur*为对外直接投资的区域多元化程度。采用最小二乘方法估计,结果见表5,可以看出*Policies*的估计系数显著为正,产业政策支持能够提高企业对外直接投资的区域多元化程度。

2. 政策分类影响

典型事实与理论假设部分从政策的不同类型入手,分类阐述产业政策如何影响企业对外直接投资。接下来,分别考察便利化政策(*PolicyFacilit*)、方向指导政策(*PolicyInd*)、金融财税政策(*PoliciesFin*)的作用效果,回归结果报告在表6。首先考察三类政策对企业是否进行对外直接投资的影响,(1)~(3)列的回归结果显示,便利化政策、方向指导政策、金融财税政策支持力度的增强促进企业进行对外直接投资。其中,金融财税政策的促进作用最强,便利化政策的促进作用最弱。可能的原因是金融财税政策提供直接的资金支持和税收优惠,能够缓解企业在投资之前面临的资金约束,因此激励作用更强;而便利化政策主要是程序性的简化,政策作用相对间接,因此对企业对外直接投资的

表5 对外直接投资的区域多元化回归结果

变量	对外直接投资的区域多元化程度		
	(1)	(2)	(3)
<i>Policies</i>	0.00006*** (0.0000)	0.00004*** (0.0000)	0.00083*** (0.00003)
控制变量	是	是	是
行业虚拟变量	否	否	是
时间虚拟变量	否	否	是
观测值	1914013	1914013	1914013
R^2	0.0013	0.0035	0.0140
<i>F</i> 统计量	746.04	104.56	18.98

注:括号内为标准误统计量;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

激励效果有限。

表 6 的(4)~(6)列就三类政策对企业再投资的影响进行分析。便利化政策、方向指导政策、金融财税政策的回归系数均显著为正,其中,便利化政策和金融财税政策的促进作用较强,而方向指导政策的促进作用较弱。可能的原因是便利化政策具有时间上的持续性,能够有效激励企业再投资。金融财税政策的支持由于较为直接,所以激励作用始终较强。而方向指导政策会根据国内的经济发展和产业发展水平进行及时调整,且企业的行业属性往往固定,总体上对企业再投资的影响有限。

表 6 政策分类回归结果

变量	是否对外直接投资			是否新增对外直接投资		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>PolicyFacilit</i>	0.1575*** (0.0038)			0.2898*** (0.0141)		
<i>PolicyInd</i>		0.2983*** (0.0039)			0.1898*** (0.0037)	
<i>PoliciesFin</i>			0.4187*** (0.0049)			0.2996*** (0.0084)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观测值	1913947	1913947	1913947	1632158	1632158	1632158
Chi-square test	13676.89	17829.49	24524.29	2208.47	4824.57	3335.70
Log likelihood	-39947.012	-31891.73	0.3789	-3425.069	-2213.6399	-3249.4188
Pseudo R ²	0.2220	0.3789	0.2623	0.3241	0.5631	0.3587

注:括号内为标准误差统计量;***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

五、机制检验

(一)调节机制

前文理论分析表明,企业生产率、所有权会调节产业政策对企业对外直接投资决策的影响,为了考察上述机制,在实证模型中依次加入产业政策支持力度和企业生产率、产业政策支持力度和企业所有权性质的交互项,为减轻主要解释变量和交互项的多重共线性问题,对构成交互项的连续变量做中心化处理,回归结果报告在表 7 中。(1)列的估计结果显示,产业政策支持力度和企业生产率的交互项系数显著为正,表明企业的生产率越高,产业政策支持对其对外直接投资的促进作用越强。(2)列中,产业政策支持力度和非国有企业的交互项系数显著为正,表明产业政策支持对非国有企业对外直接投资的促进作用更强。当以企业是否再次进行投资为被解释变量进行回归时,(3)列的结果显示,产业政策支持力度和企业生产率的交互项系数显著为负,说明生产率弱化了产业政策对企业再投资决策的正向影响。可能的原因在于,生产率较高的企业,有相对充足的能力吸收自身已有对外直接投资的逆向溢出效应,相比之下,外部产业政策的作用有限。而(4)列的结果中,产业政策支持力度和非国有企业的交互项系数不显著,说明对于企业再投资的决策来说,产业政策的支持作用在国有企业和非国有企业之间不存在明显差异。

表 7 调节机制回归结果

变量	是否对外直接投资		是否新增对外直接投资	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Policies</i>	0.1945*** (0.0024)	0.1847*** (0.0027)	0.1364*** (0.0028)	0.1295*** (0.0049)
<i>Policies</i> × <i>Productivity</i>	0.0010* (0.0006)		-0.0023* (0.0013)	
<i>Policies</i> × <i>Ownership</i>		0.0117*** (0.0018)		0.0049 (0.0046)
<i>Productivity</i>	0.1364*** (0.0072)	0.1422*** (0.0065)	0.1506*** (0.0240)	0.1245*** (0.0241)
<i>Ownership</i>	-0.0966*** (0.0257)	-0.1282*** (0.0254)	-0.2024*** (0.0710)	-0.2456*** (0.0701)
控制变量	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是
观测值	1913947	1913947	1632158	1632158
Chi-square test	18691.57	18250.85	4568.37	4562.91
Log likelihood	-31966.64	-31953.667	-2205.1913	-2206.0884
Pseudo R ²	0.3775	0.3777	0.5648	0.5646

注:括号内为标准误差统计量;***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(二)中介机制

根据前文理论分析,本部分进一步探究产业政策是否通过组织管理水平渠道影响企业对外直接投资决策。企业组织生产经营活动的能力一定程度上决定了企业是否愿意进行对外直接投资,根据苏二豆和薛军(2022)的研究,采用管理费用、财务费用、销售费用的总和与总资产的比值表示组织管理能力(*Orgman*),当企业在组织管理方面的支出越高时,该指标越大,则企业的组织管理能力越弱。首先,将中介变量(组织管理能力)对核心解释变量(产业政策支持力度)进行回归;其次,将因变量(企业是否对外直接投资和企业是否再次投资)同时对中介变量和核心解释变量进行回归。结果报告见表 8,其中,(2)列、(5)列回归结果分别对应

表8 中介机制回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	组织管理能力	是否对外直接投资	是否对外直接投资	组织管理能力	是否新增对外直接投资	是否新增对外直接投资
<i>Policies</i>	-0.0029*** (0.0001)	0.1953*** (0.0023)	0.1949*** (0.0023)	-0.0030*** (0.0001)	0.1340*** (0.0025)	0.1338*** (0.0025)
<i>Orgman</i>			-0.4046*** (0.0710)			-0.2118 (0.1380)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业虚拟变量	是	是	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观测值	1912711	1912711	1912711	1631014	1631014	1631014
Chi-square test		18552.79	18523.77		4532.76	4526.12
Log likelihood		-31952.419	-31870.892		-2205.8358	-2204.6485
Pseudo R ²		0.3775	0.3791		0.5646	0.5649
R ²	0.0416			0.0453		
F	1013.80			997.75		

注：括号内为标准误统计量；***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

表2的基本回归结果中的(3)列、(6)列。^③

表8的(1)列、(4)列回归结果显示,产业政策支持力度提高能够降低企业组织管理成本,提高企业组织管理能力。(3)列中,组织管理能力的系数显著为负,说明组织管理能力越强,企业越有可能开展对外直接投资;产业政策支持力度变量的系数显著为正,而与(2)列相比,系数的绝对值变小但没有发生太大的改变,表明组织管理能力是产业政策影响企业对外直接投资的渠道但是中介作用较为有限。(6)列中组织管理能力的系数为负但统计上不显著,说明组织管理能力的作用没有体现在企业的再次投资决策中。可能的原因在于,企业的再投资行为表明其具备较强的国际化扩张主观意愿,且通过已有对外直接投资已经积累了充分优势,能够最大化整合资源。

六、结论与政策建议

本文采用2004—2013年中国工业企业数据库、商务部境外投资企业名录和对外投资产业政策数据库,构建产业政策支持力度指标,考察了产业政策对中国企业对外直接投资决策的影响。实证研究结果表明,产业政策提高了企业对外直接投资的概率、促进了企业向海外再投资,这一结论在改变政策支持力度的衡量方法、使用logit模型进行回归、考虑内生性问题之后依然稳健。

本文的研究发现有助于进一步理解产业政策影响企业对外直接投资的微观机制,为定量评估产业政策在对外投资领域的影响提供了新的证据。本文的政策意义明显,政府应充分认识到产业政策和企业对外直接投资以及再投资之间的密切关系,可加强对企业后续投资行为的关注。一方面,并非所有企业都能从政策中同等受益,这不仅要求政府及时关注企业对外直接投资动态并科学评估政策效果,还需要判断企业在国内的竞争优势,并制定行之有效的产业政策,最大限度地激发企业对外直接投资的意愿和能力。另一方面,产业政策有助于企业将对外直接投资辐射到更多地区,从而提升投资目的地的区域多元化水平,对此,政府可以通过分析已有对外投资的经验,挖掘中国企业深度参与国际竞争的优势及其可能面临的问题,探索推动企业对外直接投资在全球布局的路径,加快建设具有全球竞争力的世界一流企业。

参考文献

[1] 卜伟, 杨玉霞, 李洁琳, 2018. 中国对外直接投资政策对OFDI的影响研究[J]. 宏观经济研究, (7): 76-88.

[2] 陈胤默, 孙乾坤, 文雯, 等, 2019. 母国经济政策不确定性、融资约束与企业对外直接投资[J]. 国际贸易问题, (6): 133-144.

[3] 宫汝凯, 2019. 转型背景下的政策不确定性与中国对外直接投资[J]. 财经研究, 45(8): 98-111.

[4] 洪俊杰, 张宸妍, 2020. 产业政策影响对外直接投资的微观机制和福利效应[J]. 世界经济, 43(11): 28-51.

[5] 姜广省, 李维安, 2016. 政府干预是如何影响企业对外直接投资的? ——基于制度理论视角的研究[J]. 财经研究, 42(3): 122-133.

③ 与表2中的(3)列、(6)列相比,观测值数量有所减少,是因为衡量组织管理水平时部分观测值缺失,为了使得表8的(2)列、(3)列和(5)列、(6)列结果可以进行比较分析,采用相同观测值进行回归。

- [6] 裴长洪, 樊瑛, 2010. 中国企业对外直接投资的国家特定优势[J]. 中国工业经济, (7): 45-54.
- [7] 苏二豆, 薛军, 2022. 服务业开放、外资管制与企业对外直接投资模式[J]. 世界经济研究, (3): 109-122, 136.
- [8] 徐茗丽, 庞立让, 王砾, 等, 2016. 治理成本、市场竞争与企业生产率[J]. 中南财经政法大学学报, (2): 130-139, 160.
- [9] 严兵, 郭少宇, 2021. 产业政策与对外直接投资——来自中国上市公司的证据[J]. 国际贸易问题, (11): 124-139.
- [10] 余森杰, 金洋, 张睿, 2018. 工业企业产能利用率衡量与生产率估算[J]. 经济研究, 53(5): 56-71.
- [11] 曾守桢, 余官胜, 2020. 行政审批简化与我国对外直接投资增长——基于核准权下放试点的准自然实验实证研究[J]. 国际贸易问题, (4): 19-34.
- [12] 张铮, 杜晓君, 唐晨曦, 等, 2022. 中国企业进入“一带一路”国家的投资区位决策——基于非市场环境与市场环境的双元视角[J]. 技术经济, 41(8): 81-92.
- [13] ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G, 2015. Identification properties of recent production function estimators[J]. *Econometrica*, 83(6): 2411-2451.
- [14] CUI L, JIANG F, 2012. State ownership effect on firms' FDI ownership decisions under institutional pressure: A study of Chinese outward-investing firms[J]. *Journal of International Business Studies*, 43(3): 264-284.
- [15] GAUR A S, MA X, DING Z, 2018. Home country supportiveness/unfavorableness and outward foreign direct investment from China[J]. *Journal of International Business Studies*, 49(3): 324-345.
- [16] KAFOUROS M, WANG C, MAVROUDI E, et al, 2018. Geographic dispersion and co-location in global R&D portfolios: Consequences for firm performance[J]. *Research Policy*, 47(7): 1243-1255.
- [17] LI L, LIU X, YUAN D, et al, 2017. Does outward FDI generate higher productivity for emerging economy MNEs? Micro-level evidence from Chinese manufacturing firms[J]. *International Business Review*, 26(5): 839-854.
- [18] LOUGHRAN T, MCDONALD B, 2011. When is a liability not a liability? Textual analysis, dictionaries, and 10-Ks[J]. *The Journal of Finance*, 66(1): 35-65.
- [19] LUO Y, XUE Q, HAN B, 2010. How emerging market governments promote outward FDI: Experience from China[J]. *Journal of World Business*, 45(1): 68-79.
- [20] WANG C, HONG J, KAFOUROS M, et al, 2012. Exploring the role of government involvement in outward FDI from emerging economies[J]. *Journal of International Business Studies*, 43(7): 655-676.
- [21] ZHANG C, ZHENG W, HONG J, et al, 2022. The role of government policies in explaining the internationalization of Chinese firms[J]. *Journal of Business Research*, 141: 552-563.

Industrial Policy and Foreign Direct Investment of Enterprises: Empirical Evidence Based on Text Analysis

Yang Chao¹, Zhang Chenyan²

(1. National Institute of International Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100007, China;

2. School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: The index of industrial policy support through text analysis was constructed, and empirical tests by using Chinese Annual Report of Industrial Enterprise Statistics and outward foreign direct investment (OFDI) List from Ministry of Commerce were performed, to analyze how industrial policies influencing firm's OFDI. It is discussed that regional diversification of firm's OFDI and the effect of policies with different categories. The research results show that industrial policies promote the firms' OFDI significantly, and promote the OFDI by firms that have already invested abroad to conduct OFDI again. In further analysis, the results of industrial policy improving the regional diversification of firm's OFDI comparing with other types of industrial policies, the financial and taxation policies exerting stronger impact on the probability of firms' OFDI are found. As for the mechanism analysis, it is found that industrial policies exert stronger impact on OFDI of firms with higher productivity, and of firms with non-state ownership. Industrial policies enhance firm's ability of organization and management, thus promoting OFDI.

Keywords: industrial policies; outward foreign direct investment (OFDI); text analysis