

DOI: 10.19361/j.er.2024.02.06

出口经验与企业对外直接投资

李卓派 彭 杰 黄新飞*

摘要: 本文从微观角度探究企业出口经验如何影响对外直接投资。理论模型表明,企业利用出口经验减少信息摩擦从而降低对外直接投资门槛。利用 2000—2017 年中国上市公司出口贸易与对外直接投资数据,实证发现:出口经验整体上提升了企业在东道国直接投资的概率,且在企业更加需要市场信息的场景中起作用;出口经验不仅能促进贸易型投资、研发型投资以及绿地投资,还能促进民营企业的投资行为;在排除了企业运输成本以及贸易风险规避的替代性假说后,可以认为出口经验通过缓解信息摩擦促进对外直接投资。本文为运用我国出口优势,降低企业对外直接投资风险,提高对外开放韧性提供了启示。

关键词: 出口经验;对外直接投资;市场进入;信息效应

中图分类号: F742

一、引言

建设以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局是我国进入新发展阶段的重要战略。然而,世界经济增速放缓、国际供应链不稳定和贸易保护主义盛行等因素增加了国际环境的不确定性。鲁晓东和刘京军(2017)、杨永聪和李正辉(2018)指出不确定性和外部冲击会对中国出口和对外直接投资产生负面影响。如何在复杂多变的外部市场环境中减少企业受到海外市场风险的负面冲击,提高对外开放韧性,实现高质量发展,是亟待解决的现实问题。在此背景下,本文从微观企业的视角出发,研究出口经验对于企业对外直接投资选择的影响,探寻利用现有出口优势带动对外直接投资发展的可行路径。

在国际经济循环中,出口贸易与对外直接投资是企业国际化的两种重要形式,有较丰富的文献研究两者之间的关系。Helpman 等(2004)认为企业出口与对外投资是相互替代的,生产率是影响企业选择出口或投资的重要因素,其中对外投资企业相较于仅出口的企业拥有更高的生产率,有能力支付更高的固定成本,在海外市场获取利润。但是,在现实中许多企业既进行出口贸易,又存在海外子公司,出口与投资之间并不是简单的替代关系。蒋冠宏和蒋殿春(2014)发现两者之间存在互补关系,指出商贸服务类投资降低了企业出口成本,扩大出口规模。在研究两者的互动关系时应该注意到,投资比出口贸易往往需要更高的固定

* 李卓派,复旦大学管理学院,邮政编码:200433,电子邮箱:zpli20@fudan.edu.cn;彭杰(通讯作者),中山大学国际金融学院,邮政编码:510275,电子邮箱:pj919931360@163.com;黄新飞,中山大学国际金融学院,邮政编码:510275,电子邮箱:huangxf3@mail.sysu.edu.cn。

本文得到国家社会科学基金重大项目“中国 IFDI 与 OFDI 互动发展的内在机制与经济学解释”(批准号:16ZDA042)的资助。感谢匿名审稿专家提出的建设性修改意见,作者文责自负。

成本,因此企业倾向于先通过出口进入东道国市场。那么出口行为将如何影响企业对外直接投资决策?

有学者指出,出口贸易产生的“学习效应”有助于企业对外投资。Aw 等(2011)研究了出口对企业生产率的提升作用,生产率的上升带来新一轮的研发投资与出口,形成循环促进效应。张先锋等(2016)则发现企业通过出口“干中学”形成技术优势,提升对外直接投资能力。值得注意的是,在海外市场经营的企业面临着大量来自政治、经济和文化等方面的不确定性,缺乏市场信息将给企业经营带来巨大挑战。因此,需要考虑到企业出口贸易不仅提升了生产率等“硬实力”,也可能在出口过程中积累了与东道国市场相关的信息,降低了市场进入风险。尤其是企业在东道国持续出口的过程中,随着对东道国市场逐渐了解,其掌握的市场信息会降低经营不确定性,减少不必要的试错成本。Albornoz 等(2016)研究了持续出口的效应,发现由于企业的经营利润在不同时期是紧密相关的,企业进入市场后可以得到未来利润的准确预期。Conconi 等(2016)认为,企业通过在海外市场的少量出口的利润反馈,决定是否在当地进行直接投资。那么,出口经验能够在多大程度上提高企业在东道国进行对外直接投资的概率?出口经验通过何种机制发挥作用?对上述问题的回答,有助于发挥我国出口优势,对于推动我国开放型经济向更高层次发展具有重要意义。

为了探究出口经验的影响机制,本文首先建立包含信息不对称和企业预期的异质性企业模型来解释出口经验的作用。企业未进入市场前,无法准确估计海外市场需求,使得一部分超过生产率门槛的企业选择不进入市场。理论推导表明,如果企业采取先出口后投资的渐进国际化方式,东道国的出口经验有利于提高企业预期的市场平均收益,从而降低对外直接投资的门槛,出口经验带来的额外收益来自降低信息摩擦。实证检验部分,本文匹配企业层面的出口贸易与对外直接投资数据,验证了理论推导的结论,即出口经验显著提高了企业在东道国后续直接投资的概率。除此以外,本文发现出口经验在企业更加需要市场信息的场景中更为有效,具体来说,出口经验促进了企业贸易型与研发型投资,促进企业绿地投资而非跨国并购。此外,出口经验在制造业、高新技术行业以及在经济发达程度较高的东道国、非“一带一路”东道国表现出更显著的影响。进一步地,通过排除运输成本以及贸易风险规避的替代性假设,本文间接验证了出口经验通过减少信息摩擦,提高对外直接投资概率这一影响渠道。

本文创新点包括如下几点:第一,现有文献较多地讨论出口经验对企业出口行为的影响,如出口产品质量(陈晓华、沈成燕,2015)、出口市场开拓(陈勇兵等,2014)等,较少文献分析出口经验在对外直接投资上的效应,本文从理论和实证上进行了补充,指出出口经验带来的市场信息也有助于企业进行对外直接投资,这对于如何发挥我国现有出口优势具有重要理论与现实意义。第二,本文回答了企业如何由出口转型为对外直接投资的问题,且提供了新的解释:不同于以往文献提出的“学习效应”影响机制(Aw et al., 2011; Wei et al., 2014; 张先锋等, 2016),本文发现企业出口行为本身就具有降低信息不对称的效果,有助于在东道国形成新投资,为企业应对海外经营风险提供启示。第三,本文通过手工整理对外直接投资类型与投资方式的数据,能够区分企业的不同投资决策。实证结果发现,企业面临不同的市场信息需求时采取不同的投资路径。现有文献较多强调东道国因素在企业对外直接投资选择中的作用(黄丽丽、綦建红,2018; 蒋冠宏,2019),本文则从企业不同投资决策的角度补充了经验证据,有助于加深对企业投资行为的理解。

文章后续结构安排如下:第二部分为理论模型的构建;第三部分介绍本文采用的数据以及实证策略;第四部分报告了实证结果并展开分析;第五部分讨论内生性问题和工具变量回归结果,报告稳健性检验结果和替代性假说的检验;第六部分为总结、讨论与政策建议。

二、理论模型

理论模型合理化了企业先出口后投资的渐进式国际化路径。在 Melitz (2003) 与 Helpman 等(2004)的基础上,本文将信息不对称与企业预期纳入模型考虑,深入研究跨国企业的市场进入决策。企业是否进入海外市场取决于对利润的预期,预期利润大于零则进入,小于零则退出。利润预期来源于对市场的需求估计。信息摩擦表现在需求估计存在偏差,当企业首次进入东道国后,在实际的经营活动中逐渐熟悉市场,信息摩擦程度下降,保持其他因素不变,市场进入的临界生产率(进入门槛)下降,从而提升了对外直接投资发生的概率。模型具体设定如下:

(一) 基本设定

企业 i 在国家 k 经营异质性产品,面临需求曲线 $q_i = a^k p_i^{-\sigma}$ ($\sigma > 1$), 其中 q 为产品消费量, p 为价格, a^k 是国家 k 的需求系数, σ 为常弹性系数。在此需求函数下异质性产品的定价加成率为 $\rho^{-1} \equiv \sigma/\sigma - 1 > 1$ 。假设企业的要素投入以劳动力 l 衡量,生产函数为 $q_i = A_i l_i$ 。 A_i 表示企业全要素生产率。在标准化工资率条件下,企业的边际成本为 A_i^{-1} , 异质性产品定价为 $A_i \rho^{-1}$ 。企业经营面临进入市场的固定成本 f 。其中进入海外市场的成本为 f_E , 即无论是采取出口或是投资的方式进入,都要支付固定成本 f_E , 如果投资,还需额外支付 f_I 。由此得到企业的收入为 $r_i = p_i q_i = a^k (A_i \rho)^{\sigma-1}$, 利润为 $\pi_i = (1-\rho)r_i - f$ 。本文只讨论企业的国际贸易,因此设定贸易企业产品在海外市场的价格为 $p_i = \tau (A_i \rho)^{-1}$, $\tau > 1$ 代表贸易企业冰川成本。

(二) 企业市场进入决策

此部分描述企业与海外市场的信息不对称如何限制企业“走出去”,信息不对称使得部分有能力跨国经营的企业由于损失厌恶选择留在国内。

由于企业存在与海外市场之间的信息不对称,在进行出口或投资决策时面临未来利润的不确定性,企业不清楚东道国的市场需求,因而不清楚在东道国的利润。设定企业预期的需求曲线为: $\theta q_i = \theta a^k p_i^{-\sigma}$, 其中随机变量 θ 为企业进入市场前对市场规模的估计偏差, θ 服从均值为 1, 标准差为 1 的对数正态分布。 θ 取值非负,若 θ 为 1, 则估计完全准确。在此设定下,企业的错估程度对称分布,即: $Pr(1 < \theta < T) = Pr(T^{-1} < \theta < 1) \forall T > 1$, 其中 $[T^{-1}, T]$ 是错估程度 θ 的取值区间^①。

出口企业进入市场前的预期利润为:

$$E(\pi_i^{Export}) = \int_0^1 \theta p(\theta) (1-\rho) a^k \left(\frac{A_i \rho}{\tau} \right)^{\sigma-1} d\theta + \int_1^\infty \theta p(\theta) (1-\rho) a^k \left(\frac{A_i \rho}{\tau} \right)^{\sigma-1} d\theta - f_E \quad (1)$$

(1)式中:随机变量 θ 的概率密度函数为 $p(\theta)$ 。根据 Kahneman 和 Tversky (1979) 提出的前景理论以及 Rosenboim 等(2008)在企业对外直接投资选择的激励上的拓展工作,企业更倾向于规避潜在的损失,因此,对于因高估东道国市场需求造成的损失更为敏感,即损失厌恶

①即将市场需求高估为真实值的 T 倍,或低估为真实值的 $1/T$ 。感谢孙寅瑞博士对此处错估程度的分布函数的选择以及其对称性质证明上的贡献。

现象。根据此理论,将企业的期望效用 $V(\pi_i^{Export})$ 修正为:

$$V(\pi_i^{Export}) < E(\pi_i^{Export}) = b^k \left(\frac{A_i}{\tau} \right)^{\sigma-1} - f_E \quad (2)$$

(2) 式中: $b^k = (1-\rho)a^k\rho^{\sigma-1}$ 。设 $V(\pi_i^{Export}) = \eta b^k \left(\frac{A_i}{\tau} \right)^{\sigma-1} - f_E$ ($0 < \eta < 1$) 表示企业进入市场的期望效用。 η 刻画了信息不对称对预期效用的影响程度: 由于存在信息不对称, 当潜在的损失给企业期望效用 V 带来的负向影响越大时, η 取值越小, 即期望效用 V 更加偏离理性预期利润 E 。

企业在零利润的临界点决定是否进入市场, 若 $V(\pi_i^{Export}) \geq 0$ 则进入, 预期临界生产率为: $V(A_i^{Export}) = \tau \left(\frac{f_E}{\eta b^k} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}}$, 实际上的零利润临界点为: $A_i^{Export} = \tau \left(\frac{f_E}{b^k} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} < V(A_i^{Export})$, 这意味着部分有能力获取利润的企业没有进入海外市场。

定义 $\lambda \equiv Prob[A_i < V(A_i^{Export}) | A_i \geq A_i^{Export}]$ 表示企业因为低估市场需求, 放弃选择进入市场的概率, 易得 $0 < \lambda < 1$ 且 $\lambda \propto 1/\eta$ 。说明在实际能进入海外市场的企业中, λ 比例的企业因为损失厌恶选择不进入市场。对海外市场需求的错估程度越大, 放弃进入市场的概率越高。使用同样的方式分析企业海外投资时会得到相似形式的结果。

(三) 跨国企业进入模式

此部分分别比较“直接投资进入市场”与“先出口再投资”两种模式给企业带来的平均收益。

1. 企业直接通过对外直接投资进入海外市场

本文把研究范围限定在有能力和对外直接投资的企业中, 根据企业的预期, λ 比例的企业如果进入海外市场, 会因为无法获得正的经济利润而退出, 剩下 $1-\lambda$ 比例的企业可以持续经营。综合以上两种情况, 得到企业进入海外市场的平均收益为:

$$V_i^{OFDI} = \underbrace{\lambda \times [-(f_E + f_I)]}_{\text{进入市场后亏损退出}} + \underbrace{(1-\lambda) \times (b^k A_i^{\sigma-1} - f_E - f_I)}_{\text{进入市场后盈利}} = (1-\lambda) b^k A_i^{\sigma-1} - f_E - f_I \quad (3)$$

2. 企业先进行出口, 再通过对外直接投资进入海外市场

出口经验为企业带来的信息效应已在现有文献得到充分讨论 (Albornoz et al., 2016; Conconi et al., 2016; Chaney, 2014), 基于此, 本模型有以下设定。第一, 如果企业已经通过出口贸易进入某一特定海外市场, 则当在同一地点再次进行对外直接投资时, 不需要重复支付市场进入成本, 即进入成本内部化效应。第二, 如果企业已经通过出口贸易进入某一特定海外市场, 那么对东道国市场的错估水平降低, 影响企业投资的预期利润。

假定一种极端情况, 即只要企业事先通过出口进入海外市场, 即可完全消除信息不对称, 后续企业投资时, 基于完全准确的市场估计, 企业退出市场的概率为 0, 即 $\lambda = 0$, 可以得到渐进式国际化的平均收益:

$$V_i^{Export_OFDI} = \underbrace{\lambda \times (-f_E)}_{\text{亏损退出}} + \underbrace{(1-\lambda) \times \left[\left(b^k \left(\frac{A_i}{\tau} \right)^{\sigma-1} - f_E \right) + (b^k A_i^{\sigma-1} - f_I) \right]}_{\substack{\text{出口并盈利, 获取信息} \\ \text{投资并盈利}}} \quad (4)$$

进一步地, 比较两种市场进入方式的收益差:

$$V_i^{Export_OFDI} - V_i^{OFDI} = \underbrace{(1-\lambda) \times \left[b^k \left(\frac{A_i}{\tau} \right)^{\sigma-1} - f_E \right]}_{\text{出口额外收益}} + \underbrace{(1-\lambda) f_E + \lambda f_I}_{\substack{\text{进入成本内部化} \\ \text{信息效应}}} > 0 \quad (5)$$

(5)式说明,企业选择决策先出口再投资的模式获得的平均收益更高,因此解得的临界生产率越低,意味着企业更容易采取该决策进入海外市场。根据(5)式,可以将两种市场进入方式的收益差距分解为三部分,分别是出口带来的额外收益、进入成本内部化以及信息效应。

放松关于进入成本内部化的假定,保留对外直接投资的市场进入成本 f_E ,得到:

$$V_i^{Export_OFDI} = \underbrace{\lambda \times (-f_E)}_{\text{亏损退出}} + (1-\lambda) \times \left[\underbrace{\left(b^k \left(\frac{A_i}{\tau} \right)^{\sigma-1} - f_E \right)}_{\text{出口并盈利,获取信息}} + \underbrace{(b^k A_i^{\sigma-1} - f_i - f_E)}_{\text{投资并盈利}} \right] \quad (6)$$

比较两种市场进入方式的收益差:

$$V_i^{Export_OFDI} - V_i^{OFDI} = (1-\lambda) \times \left[\underbrace{b^k \left(\frac{A_i}{\tau} \right)^{\sigma-1} - f_E}_{\text{出口额外收益}} + \underbrace{\lambda f_i}_{\text{信息效应}} \right] > 0 \quad (7)$$

两种市场进入方式的收益差距可以分解为两部分,分别为出口额外收益与信息效应,模型结果稳健,企业先出口后投资的模式带来更高的平均收益,这使得进入市场的临界企业生产率降低。在给定生产率分布的情况下,意味着更多的企业进行对外直接投资。因此得到实证假说1:

假说1:企业在海外市场的出口经验将提升后续在当地对外直接投资的概率。

放宽模型的假设,企业仅通过一次出口无法获得完全的市场信息,但是企业在海外市场进入的时间越长,越能降低信息不对称的程度,因此模型中的参数 λ^{Exp} 是出口经验的减函数,即 $\frac{\partial \lambda^{Exp}}{\partial Exp} < 0$ 。用 λ^{Exp} 表示此假设下的企业退出概率。将参数 λ^{Exp} 重新加入企业的OFDI决策中,得到:

$$\hat{V}_i^{Export_OFDI} = (1-\lambda) b^k \left(\frac{A_i}{\tau} \right)^{\sigma-1} - f_E + (1-\lambda) [(1-\lambda^{Exp}) b^k A_i^{\sigma-1} - f_i] \quad (8)$$

(8)式中: $\hat{V}_i^{Export_OFDI}$ 表示此假设下的收益情况,得到企业先出口后投资的收益。

进一步地,比较两种市场进入方式的收益差:

$$\hat{V}_i^{Export_OFDI} - V_i^{OFDI} = (1-\lambda) b^k \left(\frac{A_i}{\tau} \right)^{\sigma-1} + (1-\lambda) (-\lambda^{Exp}) b^k A_i^{\sigma-1} + \lambda f_i \quad (9)$$

为了判断出口经验的边际效应,对企业出口经验求一阶条件,根据链式法则,得到:

$$\frac{\partial (\hat{V}_i^{Export_OFDI} - V_i^{OFDI})}{\partial Exp} = \frac{\partial (\hat{V}_i^{Export_OFDI} - V_i^{OFDI})}{\partial \lambda^{Exp}} \frac{\partial \lambda^{Exp}}{\partial Exp} = [(\lambda-1) b^k A_i^{\sigma-1}] \frac{\partial \lambda^{Exp}}{\partial Exp} > 0 \quad (10)$$

(10)式表明,两种进入模式的收益差,将随着出口经验的增加而增加,这说明随着出口经验的累积,企业先出口后投资的进入模式平均收益更高。通过零利润的边际条件,推导出企业进入市场的临界生产率更低,也即企业对外直接投资的概率进一步提升。^①因此得到实证假说2:

假说2:企业在海外市场的出口经验越丰富,后续对外直接投资的概率会提高。

三、数据说明与实证模型

(一) 数据说明

①篇幅所限,推导过程备索。

本文微观数据来源为中国海关数据库与 CSMAR 海外直接投资数据库。中国海关数据库提供了企业出口信息,包括出口时间、出口目的国、经营单位名称等,时间跨度为 2000—2016 年。CSMAR 海外直接投资数据库提供了企业层面的对外直接投资信息,跨度为 2000—2017 年^①。数据库收集了沪深两市上市公司财务报告中披露的海外子公司情况,包括时间、地点、方式、经营范围等信息。本文对数据库进行了手动修正:

第一,本文通过巨潮信息网^②提供的上市公司年报数据补充了企业在东道国首次对外直接投资的信息。第二,通过查阅年报,对海外子公司“经营范围”进行分类,包括:(1) 制造型投资,企业在海外设立工厂进行生产销售或工程建设。(2) 资源型投资,企业依托当地的水资源、矿物资源、电力资源等,取得特许资格后进行资源的开采销售。(3) 研发型投资,企业在海外进行研发与应用或进行产品设计与创新。(4) 贸易型投资,企业在海外的子公司主营业务为商品贸易。(5) 服务型投资,企业从事海外服务业投资,主营业务一般是提供物流、租赁、旅游等服务。(6) 其他类型投资,企业在海外设立的无实际经营内容的子公司。

根据企业名称、国家三位代码,本文匹配得到“企业-国家-年份”的面板数据。在基准回归中,本文选定对外直接投资存量在当年位列前二十的东道国投资样本,并在后续的稳健性检验中逐步放宽样本限制。国家控制变量来源于世界银行 WDI (World Development Indicators) 数据库,包括东道国 GDP 总量、东道国 FDI 占 GDP 比重、东道国通货膨胀率、东道国外贸依存度;企业的控制变量来源于 CSMAR 数据库,包括企业总资产、企业资产收益率、企业全要素生产率等。

企业的出口经验是核心解释变量。参考 Conconi 等(2016),以企业 i 在国家 j 第 $t-3$ 年至 $t-1$ 年的出口总数作为出口经验的衡量方式。表 1 展示了在东道国进行直接投资的企业 (OFDI 企业) 与在东道国未进行直接投资的企业 (非 OFDI 企业) 在东道国的出口经验统计。随着企业出口经验的增加,企业进行对外直接投资的概率逐步上升,表现为 OFDI 企业与非 OFDI 企业占比的差值扩大。

表 1 出口经验与对外直接投资统计

出口经验(年)	OFDI 企业占比	非 OFDI 企业占比	差值(OFDI 企业-非 OFDI 企业)
1	20.3%	30.0%	-9.7%
2	19.2%	21.8%	-2.6%
3	60.5%	48.2%	11.8%

说明:数据来自本文整理的上市公司对外直接投资数据库,出口经验统计了某企业在某个国家连续出口的次数,未列出企业既未进行过对外直接投资也未出口的样本。表中有出口经验的 OFDI 企业占总样本比例为 44.3%。

(二) 基准实证模型

1. 二值选择模型

实证模型的目的是探究出口经验与企业对外直接投资选择之间的关系,企业是否进行对外直接投资为二值变量(取值为 0 或 1),因此使用 Logit 模型进行回归,模型设计如下:

$$\text{Logit} (OFDI_{ijt} = 1 | X) = \exp_{ijt,t-3 \sim t-1} + \sum X_{it}^{firm} + \sum X_{jt}^{country} + \varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

①出口经验滞后于投资,中国海关数据库更新至 2016 年,则对外直接投资的数据库可以匹配到 2017 年。

②巨潮信息网 (<http://www.cninfo.com.cn/new/index>) 是中国证监会指定的上市公司信息披露网站。

(11)式中:被解释变量 $OFDI_{ijt}$ 表示中国上市公司 i 对国家 j 在第 t 年是否进行首次对外直接投资,是则为 1,否则为 0。核心解释变量出口经验 $exp_{ij,t-3\sim t-1}$ 指中国上市公司 i 对国家 j 在 $t-3$ 年至 $t-1$ 年的出口次数,如果某一年企业有过出口,则计一次,变量的取值范围为 $[0, 3]$ 且为整数,备选的衡量方法为企业在东道国是否出口的哑变量 exp_Dummy ,即如果企业在 $t-3$ 年至 $t-1$ 年间在东道国进行过出口,则值为 1,否则为 0。

$\sum X_{it}^{firm}$ 为一系列企业层面的控制变量。控制变量选取参考蒋冠宏(2019)。包括企业资产收益率(ROA);企业规模($size$),由企业总资产的对数值衡量;企业全要素生产率(TFP)。 $\sum X_{jt}^{country}$ 为国家层面的控制变量,使用东道国通货膨胀率($inflation$)控制市场稳定性,东道国外贸依存度($open$)控制开放程度,东道国 FDI 占 GDP 比重(FDI)衡量东道国接收 FDI 的程度,东道国 GDP 总量的对数值(GDP)控制市场规模。

非线性模型回归时仅使用控制变量而不加入固定效应,原因如下:(1)非线性的面板数据回归无法使用组内估计量或一阶差分消去固定效应。即使使用虚拟变量最小二乘法,也无法得到一致估计^①。(2)如果采用条件似然估计(Conditional MLE),需要满足 $y_{ji,t-1} + y_{ji} = 1$,才可构建条件似然函数。本文只考虑了企业在东道国首次对外直接投资,因此在每个企业投资于每个东道国的样本中,最多仅有两个观测值是具备估计效力的,这将会大大损失样本信息,无法获得有效估计。

2.固定效应面板模型

由于非线性模型存在局限,本文还采用多重固定效应的线性面板回归模型。模型如下:

$$OFDI_{ijt} = exp_{ij,t-3\sim t-1} + \sum X_{it}^{firm} + \sum X_{jt}^{country} + \mu_i + v_j + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \tag{12}$$

(12)式中:被解释变量 $OFDI_{ijt}$ 、解释变量 $exp_{ij,t-3\sim t-1}$ 、控制变量的含义与上文相同。本文选用企业、国家、年份三个维度的固定效应,分别控制不可观测且不随时间变化的企业特征、不可观测且不随时间变化的东道国特征以及不同年份的宏观冲击。变量描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

变量含义	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
是否进行首次对外直接投资	$OFDI$	8 339	0.129	0.336	0	1
$t-3\sim t-1$ 年出口经验	exp	8 339	1.060	1.320	0	3
$t-3\sim t-1$ 年是否出口	exp_Dummy	8 339	0.431	0.495	0	1
企业资产收益率(%)	ROA	8 339	10.423	8.591	-13.854	37.813
企业总资产(元)	$size$	8 339	5.65e+08	2.43e+09	1.34e+05	8.66e+10
企业全要素生产率	TFP	8 339	5.367	0.610	3.868	7.039
东道国通货膨胀率(%)	$inflation$	8 339	2.650	3.582	-8.705	39.178
东道国外贸依存度(%)	$open$	8 339	95.996	110.484	22.106	367.042
东道国 FDI 占 GDP 比重(%)	FDI	8 339	5.396	8.808	-10.619	73.533
东道国 GDP(美元)	GDP	8 339	6.26e+12	6.74e+12	3.41e+09	1.95e+13

注:变量 $size$ 、 GDP 在回归中取自然对数,变量 ROA 、 TFP 、 $inflation$ 、 FDI 、 $open$ 在 0.01 水平上缩尾。

①针对 N 远大于 T 的面板数据,使用虚拟变量最小二乘法估计固定效应将产生大量待估参数(伴生参数)。待估参数的估计依赖于时间 T 维度的观测值变化,当 N 远大于 T 时,伴生参数无法收敛,且进一步导致核心解释变量的参数估计不一致。

四、实证检验分析

(一) 基准回归结果分析

基准回归结果如表 3 所示。其中(1)、(2)列报告了 Logit 模型的结果,列(1)的核心解释变量 *exp* 回归系数显著为正,说明在东道国出口经验越多的企业,后续在当地进行对外直接投资的概率越高。列(2)的核心解释变量 *exp_Dummy* 回归系数显著为正,说明企业在曾经出口的国家后续对外直接投资的概率更高。列(3)、(4)使用 Probit 回归,结果稳健。列(5)、(6)报告了固定效应线性面板模型回归结果。在控制企业、东道国与年份层面的固定效应,加入企业与国家层面的控制变量后,出口经验的系数为正且显著。基准回归结果验证了理论模型中的假说 1 与假说 2。

表 3 基准回归结果

	OFDI					
	Logit		Probit		OLS+FE	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>exp</i>	0.228 *** (0.026)		0.125 *** (0.014)		1.474 *** (0.487)	
<i>exp_Dummy</i>		0.607 *** (0.071)		0.330 *** (0.038)		2.953 ** (1.160)
<i>size</i>	0.665 *** (0.031)	0.668 *** (0.031)	0.380 *** (0.017)	0.381 *** (0.017)	4.246 *** (0.683)	4.276 *** (0.684)
<i>ROA</i>	-0.014 *** (0.005)	-0.014 *** (0.005)	-0.006 ** (0.003)	-0.006 ** (0.003)	-0.187 *** (0.057)	-0.191 *** (0.057)
<i>TFP</i>	-0.456 *** (0.064)	-0.452 *** (0.064)	-0.256 *** (0.035)	-0.254 *** (0.035)	-0.010 (1.233)	0.005 (1.234)
<i>inflation</i>	-0.062 *** (0.014)	-0.061 *** (0.014)	-0.030 *** (0.007)	-0.030 *** (0.007)	0.169 (0.148)	0.168 (0.147)
<i>open</i>	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.009 (0.059)	0.008 (0.059)
<i>FDI</i>	0.016 *** (0.006)	0.017 *** (0.006)	0.009 *** (0.003)	0.009 *** (0.003)	0.033 (0.070)	0.034 (0.070)
<i>GDP</i>	0.068 ** (0.034)	0.074 ** (0.034)	0.039 ** (0.018)	0.042 ** (0.018)	-5.139 * (2.839)	-5.224 * (2.838)
企业固定效应	否	否	否	否	是	是
国家固定效应	否	否	否	否	是	是
年份固定效应	否	否	否	否	是	是
观测值	8 339	8 339	8 339	8 339	8 315	8 315

注：*、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内数值为稳健标准误。如无说明,下表同。

(二) 出口经验的异质性作用:基于信息效应的视角

1. 对外直接投资类型:按经营范围区分

邓宁的投资发展路径理论指出,企业对外直接投资的三大动机为:市场寻求、资源寻求与效率寻求。中国企业由于本国生产存在竞争力,少有效率寻求型对外投资,因而常出现在海外设立贸易公司,生产厂家仍然留在国内的现象(黄益平,2013)。本文将对外直接投资按照经营范围区分了不同的投资类型,列示如表 4。占比前两位的是贸易型投资与制造型投资,分别占比 46.75% 和 28.90%。

表 4 企业 OFDI 类型分布

投资类型	次数(次)	占比(%)
制造型	312	28.90
贸易型	504	46.75
研发型	162	15.03
资源型	50	4.64
服务型	123	11.41
其他类型	125	11.60

注:各项占比总和超过 100%,因为部分投资经营范围囊括多种类型。

分不同投资类型的回归结果如表 5 所示。表 5(1)、(2)列表明,出口经验显著提高了贸易型投资的概率。贸易型对外直接投资往往扮演了出口平台的作用,其业务模式与出口贸易接近,出口经验积累的市场信息可以较直接地继承到贸易型对外直接投资中。列(3)、(4)的结果显示,没有足够的证据表明出口经验促进了制造型对外直接投资。制造型对外直接投资并不受出口经验的影响,说明从出口贸易转移到东道国当地生产的情况较少,有两个可能的原因:第一,中国长期作为“世界工厂”,本土生产优于将制造基地转移到国外,从出口贸易转移到海外生产的情况较少;第二,劳动密集型制造业逐渐转移向更具成本优势的东南亚等国家,这种转移主要考虑的是成本节约,出口经验难以对该类投资提供足够的信息。列(5)、(6)对其他类型的对外直接投资进行检验,该类型 OFDI 一般为无实际经营内容的海外控股子公司投资,没有发现出口经验显著影响该类投资的证据。列(7)、(8)说明研发型对外直接投资受到出口经验的显著正向影响,有两种可能的影响机制。第一,研发型投资属于技术寻求型投资,当企业出口相关产品到东道国时,将面临本土先进产品的竞争,企业意识到东道国的技术优势,推动了在当地的研发型投资。第二,由于研发存在高度的不确定性,因此仅有当企业充分了解东道国竞争者拥有的技术时,才会在当地进行投资,在这个过程中出口贸易带来的市场信息缓解了投资的不确定性。列(9)、(10)的实证结果说明出口经验与服务型对外直接投资之间不存在稳健的正相关性,服务型对外直接投资与出口(产品)贸易的商业模式有所不同,从出口经验中获得的信息较少。列(11)、(12)报告了资源型对外直接投资的分样本回归结果。企业在东道国投资于资源开发领域,往往需要取得特许经营权,并在合同期满收回投资或将项目移交给公共部门,因此资源开发型投资与出口关系不大。

表 5 出口经验对不同类型 OFDI 影响的回归结果

	OFDI											
	贸易型		制造型		其他类型		研发型		服务型		资源型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
exp	2.093*** (0.429)		0.101 (0.298)		-0.165 (0.208)	0.551** (0.266)	-0.262 (0.175)			-0.196* (0.117)		
exp_Dummy		3.970*** (0.998)		0.155 (0.740)		-0.264 (0.482)		1.951*** (0.644)		-0.822** (0.377)		-0.386 (0.345)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	8 315	8 315	8 315	8 315	8 315	8 315	8 315	8 315	8 315	8 315	8 315	8 315

2. 对外直接投资方式：跨国并购与绿地投资

按照企业对外直接投资方式的不同,可以分为跨国并购与绿地投资两类。企业以跨国并购的方式进入市场,可以直接利用被并购企业的销售网络等本地资源,不必通过出口了解海外市场信息;而企业在绿地投资时缺乏对当地市场的了解,此时出口经验将提供市场信息。基于此,出口经验对不同投资方式的作用应该存在差异。表 6 结果表明,没有证据说明出口经验与跨国并购的相关性,而出口经验显著提高了绿地投资的概率。

表 6 出口经验对跨国并购和绿地投资影响的回归结果

	OFDI			
	跨国并购		绿地投资	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>exp</i>	0.079 (0.297)		1.350 *** (0.446)	
<i>exp_Dummy</i>		-0.396 (0.681)		2.942 *** (1.058)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	8 315	8 315	8 315	8 315

(三) 企业异质性分析

赵勇和初晓(2021)指出,在海外市场进入的过程中,国有企业的对外直接投资提高了民营企业海外市场进入的可能性,揭示了不同所有权企业在投资时的相互作用。图 1 描述了国有企业和民营企业对外直接投资的发展趋势以及对外直接投资之前含出口经验的比例。民营企业对外投资前的出口经验在 2008 年前处于较低水平,2008 年后提升至 50% 以上。国有企业对外直接投资前的出口经验占比略低于民营企业。

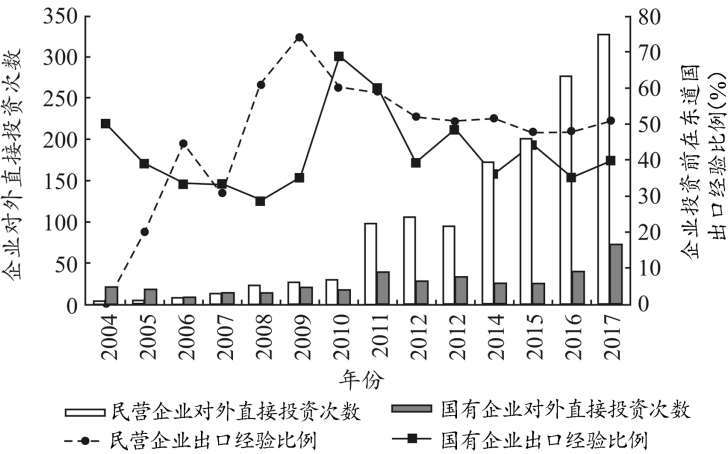


图 1 国有企业与民营企业对外直接投资前的出口经验占比

表 7 报告了企业所有制的分样本回归结果。民营企业样本中出口经验有显著正向作用,而国有企业样本中出口经验没有显著影响。本文得到的实证结果补充了赵勇和初晓(2021)的研究结果。国有企业不依赖出口经验就直接以投资的方式进入东道国,体现出较强的抗风险能力,以及投资选择的战略意义。民营企业则依赖出口经验来降低对外直接投资风险。

表 7 企业异质性分析结果

	OFDI	
	(1)	(2)
	民营企业	国有企业
<i>exp</i>	1.770* (0.904)	1.699 (1.234)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
国家固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	4 095	1 587

(四) 行业与东道国异质性分析

1. 行业异质性

行业之间的异质性可能会影响出口经验的作用机制。按照上市公司所在行业分为制造业、服务业和其他行业三组,分别检验出口经验的效应,回归结果见表 8。

表 8 行业与东道国异质性分析结果

	OFDI								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	制造业	服务业	其他行业	高新技术行业	非高新技术行业	东道国发展水平较高	东道国发展水平较低	一带一路国家	非一带一路国家
<i>exp</i>	1.927*** (0.659)	-5.081 (6.094)	2.913 (3.184)	4.487*** (1.291)	0.565 (0.550)	2.394*** (0.888)	0.592 (0.660)	0.709 (0.926)	1.720*** (0.368)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	4 958	759	651	2 131	6 133	4 154	4 095	1 964	13 832

如表 8 列(1)—(3)所示,只有制造业分样本中出口经验具有显著正向影响,其他分样本中出口经验无显著影响,这表明制造业行业更倾向于采取“先出口后投资”的模式。

高新技术行业是科技创新密集发生的行业,高新技术行业的对外直接投资往往表现为技术寻求型投资,以期获取逆向技术溢出(王恕立、向姣姣,2014),考虑到出口企业参与东道国市场竞争时有助于了解东道国市场上的成熟技术,出口经验可能在高新技术行业中表现出异质性作用。根据权小锋等(2020),本文将医药制造业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,软件和信息技术服务业,化学纤维制造业,化学原料及化学制品制造业,仪器仪表制造业,计算机、通信和其地电子设备制造业归为高新技术行业,把全样本分为高新技术行业与非高新技术行业两组。回归结果如表 8 列(4)、(5)所示,高新技术行业样本中出口经验显著提高了 OFDI 概率,在非高新技术行业分样本中出口经验则无显著影响。这表明在高新技术行业中企业倾向于在拥有出口经验的东道国进行对外直接投资。

2. 东道国异质性

本文将全样本按照东道国人均 GDP 水平是否在中位数以上区分为发展水平较高和发展水平较低两组。如表 8 列(6)、(7)所示,出口经验仅在发展水平较高的一组表现出显著正向影响,说明企业在发展水平较高的国家采取渐进式投资模式,在发展水平较低的国家则

倾向于直接对外投资。

自“一带一路”倡议提出后,中国加强与倡议国的经贸合作,表 8 列(8)、(9)展示了“一带一路”国家与非“一带一路”国家的分样本检验结果^①,其中非“一带一路”国家样本中企业出口经验显著提升了企业对外直接投资的概率,在“一带一路”国家样本中则无此关系。这可能是由于“一带一路”倡议为企业提供了国家背书,降低了投资风险。该结论也与“一带一路”倡议如何影响企业投资的研究相呼应(吕越等,2019)。

五、稳健性检验与替代性假说

(一) 内生性问题与工具变量回归

本文使用补齐样本的方式缓解潜在的样本选择偏误。除此以外,是否存在出口经验很可能是企业自选择导致的,为了缓解这一偏误,使用 PSM-DID 方法重新检验基准回归结果。

企业出口贸易与企业对外投资是存在双向因果效应的一对变量。在前文主回归结果中通过核心解释变量的选取来缓解此问题,即在衡量企业出口经验时选用滞后指标,使得出口与投资之间存在明显的时间先后顺序。选取的滞后指标是滞后三期到一期的总和,拉长衡量出口经验的时间段,增加变量的稳健性。

为了控制遗漏变量带来的估计偏误,本文加入了企业、国家层面的控制变量以及企业、国家与年份固定效应,并且在稳健性检验的部分补充更高维度的固定效应,以避免企业-年份以及国家-年份层面的遗漏变量问题。本文还采用工具变量回归来缓解潜在的内生性问题(见表 9)。

表 9 工具变量回归

	(1)	(2)	(3)
	<i>OFDI</i>	<i>exp</i>	<i>OFDI</i>
	OLS 估计	2SLS 第一阶段	2SLS 第二阶段
<i>exp_history</i>	0.723 ** (0.362)	0.249 *** (0.009)	
<i>exp</i>			2.905 ** (1.455)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
第一阶段 <i>F</i> 统计量		805.27	
Kleibergen-Paap rk LM 统计量		556.91	
Kleibergen-Paap Wald rk <i>F</i> 统计量		805.27	
观测值	6 372	6 372	6 372

本文选用企业投资之前在东道国的出口历史 (*exp_history*) 作为出口经验的工具变量。该指标计算了样本当期与“企业首次在当地出口”两个时间点之间的间隔,出口历史越长代表该东道国是企业长期的出口方向,企业越有可能拥有更丰富的出口经验,满足工具变量的

^①由于企业在“一带一路”国家的投资多为新增投资,在表 8 列(8)、(9)的回归中将限定“投资存量前 20 国家”这一样本范围放松。

相关性。该指标的外生性来源于:第一,作为一个长期指标,出口历史不容易受到短期宏观冲击的影响,这就排除了短期同时影响企业出口与投资的内生性因素;第二,由于该指标统计的出口历史发生在企业对外投资之前,出口历史只能通过影响短期的出口经验,进而影响企业的投资概率,不存在长期的出口历史通过其他与投资相关的渠道影响企业的投资行为。表 9 列(1)报告了工具变量的 OLS 回归结果,系数显著为正;列(2)、(3)报告了两阶段回归结果。第一阶段 F 统计量大于 10,满足一般的经验规则。第二阶段的回归系数显著为正,说明出口经验仍然对企业对外直接投资概率有提升作用。

(二) 稳健性检验

1. 扩大样本范围

表 10 的列(1)、(2)中将样本范围扩大以避免样本选择偏误,样本包含所有当年存在新增投资的东道国。样本量扩大到 15 797 后结果保持稳健。

2. 基于 PSM-DID 的检验

企业是否在东道国拥有出口经验很可能是自我选择的行为,本文进一步使用 PSM-DID 模型来缓解自选择带来的估计偏误。现有文献大致有两种匹配思路:第一是将面板数据视为截面数据进行匹配;第二是分别对每年的样本进行匹配,再将各年度数据合并(白俊红等, 2022)。本文使用 1 : 2 最近邻匹配,表 10 列(3)、(4)分别报告了截面 PSM 和逐年 PSM 的结果,结论稳健。

3. 更换变量衡量

通过更换衡量出口经验的时间范围,排除因为时间范围选择带来的特殊性, $exp(t-2\sim t-1)$ 指的是企业 $t-2$ 年至 $t-1$ 年的出口经验, $exp(t-4\sim t-1)$ 指的是企业 $t-4$ 年至 $t-1$ 年的出口经验,表 10 列(5)、(6)中结果稳健。

4. 更换高维固定效应

在表 10 的列(7)、(8)中另外加入企业×年份与国家×年份两个高维固定效应,目的是进一步控制企业与国家不可观测的、随时间变化的因素。核心解释变量系数显著为正,结果稳健。

表 10 稳健性检验结果

	OFDI							
	补充样本		截面 PSM	逐年 PSM	替换变量		高维固定效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
exp	1.519*** (0.332)						1.582*** (0.576)	
exp_Dummy		3.767*** (0.799)	2.661** (1.332)	3.015** (1.334)				2.862** (1.284)
$exp(t-2\sim t-1)$					1.751*** (0.659)			
$exp(t-4\sim t-1)$						1.108*** (0.406)		
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业×年份固定效应	否	否	否	否	否	否	是	是
国家×年份固定效应	否	否	否	否	否	否	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	15 797	15 797	6 868	7 316	8 315	7 985	8 315	8 315

(三) 替代性假说

1. 替代性假说: 运输成本

企业对外出口过程中, 运输成本是影响企业利润的重要因素。地理距离每增长一倍, 运输成本将导致企业出口产品价格提升 8.7% (孙一平等, 2017)。出口经验丰富的企业为了节省运输成本, 可能倾向于在东道国投资建厂, 表现出出口经验与对外直接投资的正相关性。为了排除这一替代性假说, 本文根据企业与对外出口东道国地理距离的中位数将样本划分为两个子样本, 如果运输成本这一替代性假说成立, 应观察到高运输成本 (地理距离长) 的一组中, 出口经验回归系数显著大于另一组样本。具体实证结果如表 11 列 (1)、(2) 所示, 从回归结果来看, 低、高运输成本两个子样本的回归系数分别为 1.579 与 1.160, 并且高运输成本分组系数不显著, 说明出口经验与企业对外直接投资之间的关系并不是由于运输成本导致。

2. 替代性假说: 风险规避

近年来全球化趋势有所放缓, 国家之间的贸易摩擦频发, 企业为了规避贸易风险开始有选择地转向对外直接投资 (杨连星、刘晓光, 2017; 杨荣静、卢进勇, 2022), 这一过程可能产生出口经验与对外直接投资之间的相关性。为了排除这一替代性假说, 根据中国贸易救济信息网 (<http://cacs.mofcom.gov.cn/>) 统计的贸易救济数据, 计算中国与东道国之间是否发生贸易摩擦, 将全样本分为有贸易摩擦和无贸易摩擦两组, 表 11 的列 (3)、(4) 结果显示, 无论是在哪一组, 出口经验都表现出正向显著作用, 这说明即使两国之间不存在贸易摩擦, 出口经验仍然能促进企业在东道国投资。

另外, 国家之间政治关系的恶化将阻碍企业海外市场的长期布局与计划, 给企业海外经营造成不确定性风险。由于政治关系不确定性同时作用于贸易与投资 (杨攻研、刘洪钟, 2015; 杜映昕, 2015; 杨连星等, 2016; 刘晓光、杨连星, 2016), 可能是潜在的遗漏变量, 表 11 的列 (5) 加入了领导人互访数据构建的控制变量, 结果保持稳健。

表 11 替代性假说检验

	OFDI				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	低运输成本	高运输成本	有贸易摩擦	无贸易摩擦	控制政治风险
<i>exp</i>	1.579** (0.728)	1.160 (0.795)	1.213* (0.690)	1.406* (0.752)	1.476*** (0.487)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	4 157	4 135	4 593	3 675	8 315

六、结论与政策建议

本文构建了包含需求不确定性的异质性企业模型, 发现在企业国际化的过程中, 出口经验传递了东道国市场需求等信息, 降低了后续在当地投资的风险。在此基础上, 本文使用企业层面数据验证了假说, 发现出口经验提升了企业在东道国直接投资的概率, 且出口经验越多, 企业在东道国的投资概率越高。出口经验在更加需要本地市场信息的场景中更为有效。

具体地,出口经验促进了企业进行贸易型与研发型投资,促进绿地投资而非跨国并购。从出口经验的异质性效应上看,出口经验显著促进了民营企业对外直接投资,在制造业行业、高新技术行业中效应更加显著,且出口经验主要作用于经济发展水平较高的东道国与非“一带一路”国家。本文还发现规避运输成本和规避贸易风险都不是出口经验产生作用的原因,突出了出口经验传递市场信息这一机制的作用。

根据以上结论,本文提出相应的政策建议:第一,要巩固出口大国的地位,优化出口国际市场布局,充分发挥已有出口经验在拓展新兴市场中的作用;第二,政府可以打造出口企业的综合性交流平台,组织本地企业之间交流和沟通,实现市场信息共享,使得未出口企业也能够获得后发优势,直接进行对外直接投资决策。

本文仍存在一定的局限性:首先,尽管本文已经从理论上解释出口经验的作用机制,并使用企业层面的微观证据进行实证检验,但仍然难以详细阐明出口经验以何种方式在企业内部产生影响,若将来能够获得企业层面更加丰富的数据,可以针对出口经验的信息效应进行更深入的探讨。其次,本文围绕企业在单个东道国的出口经验展开讨论,忽略了企业自身的贸易网络、企业与企业之间的贸易网络以及其他企业贸易与投资溢出效应给投资决策带来的影响,未来可以从这些角度切入,揭示企业渐进式国际化的发展路径,丰富企业投资决策的研究。

参考文献:

1.白俊红、张艺璇、卞元超,2022:《创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据》,《中国工业经济》第6期。

2.陈晓华、沈成燕,2015:《出口持续时间对出口产品质量的影响研究》,《国际贸易问题》第1期。

3.陈勇兵、王晓伟、谭桑,2014:《出口持续时间会促进新市场开拓吗——来自中国微观产品层面的证据》,《财贸经济》第6期。

4.杜映昕,2015:《国家间政治冲突对贸易的影响——文献综述及基于中国与大国关系的实证研究》,《经济学报》第1期。

5.黄丽丽、綦建红,2018:《中国企业从出口到 OFDI 的渐进国际化——基于不确定性的视角》,《南方经济》第1期。

6.黄益平,2013:《对外直接投资的“中国故事”》,《国际经济评论》第1期。

7.蒋冠宏、蒋殿春,2014:《中国企业对外直接投资的“出口效应”》,《经济研究》第5期。

8.蒋冠宏,2019:《不确定性、企业出口与直接投资的选择:来自中国企业的理论和证据》,《世界经济研究》第4期。

9.刘晓光、杨连星,2016:《双边政治关系、东道国制度环境与对外直接投资》,《金融研究》第12期。

10.鲁晓东、刘京军,2017:《不确定性与中国出口增长》,《经济研究》第9期。

11.吕越、陆毅、吴嵩博、王勇,2019:《“一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于 2005—2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验》,《经济研究》第9期。

12.权小锋、刘佳伟、孙雅倩,2020:《设立企业博士后工作站促进技术创新吗——基于中国上市公司的经验证据》,《中国工业经济》第9期。

13.孙一平、徐阳、徐小聪,2017:《地理距离、离岸出口价格与运输成本:新的福利来源》,《当代财经》第12期。

14.王恕立、向姣姣,2014:《对外直接投资逆向技术溢出与全要素生产率:基于不同投资动机的经验分析》,《国际贸易问题》第9期。

15.杨连星、刘晓光,2017:《反倾销如何影响了对外直接投资的二元边际》,《金融研究》第12期。

16.杨连星、刘晓光、张杰,2016:《双边政治关系如何影响对外直接投资——基于二元边际和投资成败视角》,《中国工业经济》第11期。

17. 杨攻研、刘洪钟, 2015:《政治关系、经济权力与贸易往来:来自东亚的证据》,《世界经济与政治》第 12 期。
18. 杨荣静、卢进勇, 2022:《贸易摩擦感知与企业海外直接投资行为》,《世界经济研究》第 11 期。
19. 杨永聪、李正辉, 2018:《经济政策不确定性驱动了中国 OFDI 的增长吗——基于动态面板数据的系统 GMM 估计》,《国际贸易问题》第 3 期。
20. 张先锋、张杰、刘晓斐, 2016:《出口学习效应促进 OFDI:理论机制与经验证据》,《国际贸易问题》第 4 期。
21. 赵勇、初晓, 2021:《“国进民进”:国有企业在对外直接投资中的作用》,《世界经济》第 5 期。
22. Aw, B. Y., M. J. Roberts, and D. Y. Xu. 2011. “R&D Investment, Exporting, and Productivity Dynamics.” *American Economic Review* 101(4): 1312–1344.
23. Albornoz, F., S. Fanelli, and J. C. Hallak. 2016. “Survival in Export Markets.” *Journal of International Economics* 102: 262–281.
24. Chaney, T. 2014. “The Network Structure of International Trade.” *American Economic Review* 104(11): 3600–3634.
25. Conconi, P., A. Sapir, and M. Zanardi. 2016. “The Internationalization Process of Firms: From Exports to FDI.” *Journal of International Economics* 99: 16–30.
26. Helpman, E., M. J. Melitz, and S. R. Yeaple. 2004. “Export Versus FDI with Heterogeneous Firms.” *American Economic Review* 94(1): 300–316.
27. Kahneman, D., and A. Tversky. 1979. “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk.” *Econometrica* 47(2): 263–292.
28. Melitz, M. J. 2003. “The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity.” *Econometrica* 71(6): 1695–1725.
29. Rosenboim, M., I. Luski, and T. Shavit. 2008. “Behavioral Approaches to Optimal FDI Incentives.” *Managerial & Decision Economics* 29(7): 601–607.
30. Wei, Y., N. Zheng, X. Liu, and J. Lu. 2014. “Expanding to Outward Foreign Direct Investment or Not? A Multi-Dimensional Analysis of Entry Mode Transformation of Chinese Private Exporting Firms.” *International Business Review* 23(2): 356–370.

Export Experience and Firms' OFDI

Li Zhuopai¹, Peng Jie² and Huang Xinfei²

(1: School of Management, Fudan University;

2: International School of Business & Finance, Sun Yat-sen University)

Abstract: This paper examines how export experience affects firms' OFDI decisions from the microscopic perspective. The theoretical model shows that enterprises use export experience to reduce information friction and thus lower the OFDI threshold. This paper matches export trade and OFDI data of Chinese listed firms from 2000 to 2017, and the empirical evidence shows that: export experience improves the probability of firms' direct investment in host countries; export experience is more effective in the situation where firms need more market information; export experience can not only promote trade-type, R&D-type and greenfield investment but also has a significant effect on private firms; after excluding the alternative motivations of transportation cost and trade risk avoidance, the information effect can be demonstrated as the mechanism. This paper provides inspiration for utilizing China's export advantages to reduce the risk of firms' OFDI and improve their resilience to internationalization.

Keywords: Export Experience, Outward Foreign Direct Investment, Market Entry, Information Effect

JEL Classification: F12, F21

(责任编辑:彭爽)