

中国绿地投资对东道国创业的影响： 抑制还是促进^{*}

田毕飞 赵 洁 肖文正

内容提要：本文基于 FDI 溢出理论和创业知识溢出理论，对职业选择模型进行拓展，构建了绿地投资影响东道国创业的数理模型。在此基础上，本文匹配 60 个国家 2003—2018 年的 GEM 数据库、FDI Markets 数据库等构成跨层面数据，使用 IVProbit 模型实证分析了中国绿地投资对东道国个体创业的影响。结果表明，在短期，中国绿地投资增加了东道国就业，从而抑制了东道国创业；在长期，中国绿地投资通过提升潜在创业者的创业机会感知、创业知识与技能、社会网络，进而促进了东道国创业。中国绿地投资对东道国创业的影响因东道国个体创业阶段、绿地投资行业性质及东道国经济发展水平等而存在差异。本文的研究为中国企业如何通过“走出去”助力构建“人类命运共同体”提供了理论基础和政策启示。

关键词：中国绿地投资 东道国创业 FDI 溢出 创业知识溢出 职业选择模型

作者简介：田毕飞，中南财经政法大学工商管理学院教授、博士生导师，430073；

赵 洁，中南财经政法大学工商管理学院硕士研究生，430073；

肖文正，中南财经政法大学工商管理学院硕士研究生，430073。

中图分类号：F74 **文献标识码：**A **文章编号：**1002-8102(2023)06-0143-20

一、引言

《全球创业观察报告 2019/2020》指出，创业是社会财富的驱动力，是经济增长的引擎。近年来，创业受到全球各国的广泛关注。中国政府自 2014 年以来持续推进“大众创业、万众创新”战略，因为创业不仅可以带来大量就业岗位、推动经济增长，而且能够有效解决贫困和社会不平等问题（张勋等，2019）。与此同时，自改革开放特别是 21 世纪以来，越来越多的中国企业持续开拓国际市场，中国企业对外直接投资（Outward Foreign Direct Investment, OFDI）迅猛增长，遍布全球近 200 个经济体。联合国贸易和发展会议（UNCTAD）发布的《2021 世界投资报告》显示，在新冠疫情肆虐的 2020 年，全球 OFDI 规模大幅萎缩，但中国 OFDI 逆势增长，规模达 1329.4 亿美元，排名全

^{*} 基金项目：国家社会科学基金一般项目“制度环境视角下中国对外直接投资对东道国创业的影响研究”（19BJY015）；国家社会科学基金重点项目“新发展格局下中国制造业企业高端嵌入全球价值链研究”（22AZD126）。感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。田毕飞电子邮箱：tianbifei@foxmail.com。

球第一。尽管如此,国外特别是西方国家对中国 OFDI 的质疑从未停止,严重损害了中国的国际形象,不利于中国企业“走出去”战略的顺利推进。中国企业在很多国家仍然面临歧视性待遇,但中国企业开展跨国经营的热情始终不减。商务部、国家统计局、国家外汇管理局联合发布的《2021 年度中国对外直接投资统计公报》显示,截至 2021 年,中国在投资所在国家(地区)累计缴纳各种税金 3682 亿美元,年均解决超过 200 万个就业岗位。党的二十大报告提出,要“推进高水平对外开放”,“推动构建人类命运共同体”。如果中国 OFDI 除了给当地带来就业和税收,还能促进当地的创业,则无疑有助于改变西方国家对中国 OFDI 的敌视态度,合力共筑人类命运共同体。

作为外商直接投资(Foreign Direct Investment, FDI)的两种方式,跨国并购和绿地投资在影响经济活动的过程中发挥着不同作用。相较于跨国并购,绿地投资直接影响实物资本存量和生产能力,其与经济趋势的联系更加紧密,因此对发展中国家来说尤为重要(UNCTAD, 2021)。然而,现有研究大多局限于 FDI,很少细分到绿地投资。在经济全球化背景下,世界各国大多对外资持开放态度,外资流入深刻影响着各国包括创业在内的经济活动。国内外学者虽然对创业现象愈加关注,但研究视角各不相同,且尚未将中国作为投资母国研究 OFDI 对东道国创业的影响,更未研究中国企业绿地投资对东道国创业的影响。从直觉上看,中国企业前往东道国进行绿地投资,一方面,为东道国增加了就业岗位,使得潜在企业家暂时放弃了创业想法,从而抑制了东道国创业;另一方面,雇用当地员工,激励其主动学习中国公司的先进技术和管理经验,从而促进了东道国创业。中国企业绿地投资到底是促进还是抑制了东道国创业?其影响机制是什么?中国企业绿地投资对不同发展程度的东道国的影响是否存在差异?对这些问题的回答不仅关系到创业理论的构建和 FDI 理论的拓展,而且影响到中国企业“走出去”的价值判断和各国对华商务政策的制定,因而具有重要的理论和现实意义。

本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,基于 FDI 溢出理论和创业知识溢出理论,拓展了职业选择模型,构建了绿地投资影响东道国创业的数理模型;第二,从中国作为投资母国视角,首次实证研究了绿地投资对东道国创业的影响,深化了外资影响东道国创业的研究;第三,与单一层面的研究不同,本文跨层面研究了绿地投资这一宏观因素对东道国个体创业这一微观活动的影响,深入挖掘了中国绿地投资影响东道国创业的内在机制和异质性。

二、文献综述

(一)有关中国企业绿地投资的研究

中国企业绿地投资作为独立的研究对象,学者们主要关注两个方面:一是影响中国企业绿地投资的因素,如金融发展水平(吕越等,2019a)等、“一带一路”倡议的实施(吕越等,2019b)等;二是中国企业绿地投资对母国或母公司的影响,如就业创造效应(薛军等,2019)、提升中国企业产能利用率(薛军、苏二豆,2019)、促进本土企业创新(薛军等,2021)等。更多学者在研究中国企业绿地投资时将其与跨国并购进行对比。从企业特征视角来看,生产率更高、资本更雄厚、研发密度更大以及流动资产占比更高的企业倾向于选择跨国并购的方式(蒋冠宏、蒋殿春,2017);选择绿地投资的企业往往出口较多(蒋冠宏、蒋殿春,2017)、面临的融资约束较大(蒋冠宏、曾靓,2020)。外部宏观因素也会导致中国企业跨国经营模式选择的不同。中国与东道国的文化差异越小,中国企业越倾向于选择绿地投资,反之则选择跨国并购(尹华、谢庆,2020)。在关系型的东道国市场,中国企业更倾向于绿地投资;在规则型的东道国市场,中国企业则更倾向于跨国并购(Alon 等,2020)。

(二)有关创业影响因素的研究

创业的影响因素包括微观、中观和宏观三个层面。微观层面的影响因素主要是创业者的性别、年龄、受教育程度和信仰等个人特征(阮荣平等,2014;郑馨等,2017;许和连、梁亚芬,2019)。中观层面的影响因素主要包括家庭观念、家庭结构和社会关系等(蔡栋梁等,2018)。宏观层面的影响因素有:经济因素,如金融(张金林等,2022)、贸易开放程度(孙楚仁等,2020)和经济发展水平(Albulescu 和 Tămășilă,2016);制度环境,如政府管制(陈刚,2015)、行政审批(张龙鹏等,2016)和创业政策(曾婧婧、温永林,2021);社会因素,如社会规范(郑馨等,2017)和社会失信(徐子尧、马俊峰,2022)。

(三)有关外资与创业关系的研究

现有文献主要考察了外商直接投资流入(Inward Foreign Direct Investment, IFDI)、OFDI 与创业的关系,且以 IFDI 对创业的影响为主,鲜有关于绿地投资与创业两者关系的研究。

大多数研究认为,IFDI 对东道国的创业活动具有促进作用。Kim 和 Li(2012)指出,IFDI 的示范效应、人员流动效应以及关联效应等溢出效应催生了东道国的创业活动。Albulescu 和 Tămășilă(2016)研究发现,IFDI 促进了东道国的机会型创业。田毕飞和陈紫若(2017)进一步区分了 IFDI 的短期和长期影响,发现 IFDI 的挤入效应在短期内更大且更显著。Kim(2019)发现 IFDI 对韩国的创业率有正向影响,产业内、产业间联盟均增强了绿地投资对创业的正向效应,而产业间联盟则削弱了跨国并购对创业的正向效应。许和连和梁亚芬(2019)基于 GEM 数据库研究发现,行业层面的 IFDI 通过企业家技能、机会感知和企业家文化正向影响了东道国个体的企业家精神。

也有学者指出,IFDI 抑制了东道国的创业活动。Ayyagari 和 Kosová(2010)认为,跨国公司的竞争效应挤出了效率较低的在位企业,跨国公司凭借技术优势进入市场后,提高了市场进入的技术壁垒,阻止了新企业的诞生。Goel(2018)研究发现,IFDI 对东道国创业具有挤出效应;与女性创业的子样本相比,总样本的挤出效应更强。Eren 等(2019)对美国 1996—2008 年各州的创业数据进行研究后发现,IFDI 对出台工作权利(Right-to-Work)法案的州的创业无影响,但对没有出台该法案的州的创业有负向影响。

另有部分学者认为,IFDI 对东道国创业的挤入效应和挤出效应同时存在。Backer 和 Sleuwaegen(2003)通过对比利时制造业的数据研究发现,IFDI 对东道国企业家精神存在挤出效应,但在长期可以通过示范效应、网络效应以及关联效应对东道国企业家精神产生积极影响。刘鹏程等(2013)使用 GEM 数据库研究发现,IFDI 对东道国企业家精神存在短期抑制和长期促进影响。张开迪等(2018)发现,IFDI 对中国“大众创业”的挤入效应和挤出效应均存在,其方向、强弱与企业类型、创业类型、产品市场结构以及行业结构有关。

还有学者认为,IFDI 与东道国创业存在非线性关系。Lee 等(2012)强调倒 U 型的挤入效应减去 U 型的挤出效应形成了 IFDI 与东道国创业的倒 U 型关系。李政和佟鑫(2013)基于面板门槛模型研究 IFDI 与中国不同地区企业家精神的关系后发现,IFDI 对东部和中部地区企业家精神的促进作用是递减的。田毕飞和陈紫若(2016)研究发现,中国省份内 IFDI 的直接效应、省份间 IFDI 的间接效应以及两者的总效应与省份内创业均为倒 U 型的关系。

少数学者考察了 OFDI 与母国创业的关系。田毕飞和吴小康(2014)实证发现 OFDI 对母国创业的溢出效应并不显著。Albulescu 和 Tămășilă(2016)指出,OFDI 对母国的生存型创业有正向影响,但对机会型创业有抑制作用。刘娟等(2020)研究发现,中国 OFDI 与母国创业之间存在显著的 U 型关系,且人力资本存量 and 市场化程度正向调节了 OFDI 与母国创业的 U 型关系,而就业对 OFDI 影响母国创业起中介作用。

(四) 文献评价

现有文献对中国企业跨国经营选择绿地投资还是跨国并购模式的研究较为深入,对创业影响因素的研究也较为全面。在研究外资与创业的关系时,现有文献主要从 FDI 流入国和 FDI 流出国的角度出发,尽管其结论不尽相同,但基本说明 FDI 对创业存在挤出效应和挤入效应,这为本研究的开展奠定了坚实基础。然而,现有文献存在以下几点不足。一是研究对象局限于 FDI,而未将其细化,绿地投资与经济发展关系更加紧密,理应得到更多关注。二是研究视角较为单一,没有关注中国等新兴经济体作为投资母国对东道国创业的影响。中国作为世界第二大经济体,其 OFDI 对他国创业的影响在全球范围内具有举足轻重的作用。三是研究数据多局限于宏观数据,而个体才是发现机遇并决定是否创业的直接行为人,将个体等微观数据纳入研究无疑将得出更为精确的结论。鉴于此,本文拓展了职业选择模型,深入研究中国绿地投资与东道国创业的关系,并使用跨层面数据实证检验其影响和渠道,充实了现有关于 FDI 影响创业的理论,并为中国推进高水平对外开放提供了依据。

三、理论基础与机制分析

(一) 理论基础

1. FDI 溢出理论

FDI 是国际知识溢出最重要的途径之一。从传导方向来看,FDI 通过水平溢出效应和垂直溢出效应对东道国企业、行业等产生影响(刘宇飞、王征,2017),垂直溢出又细分为前向关联和后向关联(Javorcik,2015)。从传导渠道来看,FDI 溢出效应主要表现为示范效应、人员流动效应以及竞争效应。生产率高的企业在东道国设立跨国公司会吸引本土企业模仿、学习(Albulescu 和 Tămășilă,2016)。跨国公司雇用本地员工并组织培训,使其掌握相关的生产技术和重要技能,一旦雇员从跨国公司离职进入本土企业或者开办新企业,这些知识和经验都将使东道国受益。同时,跨国公司还会对东道国的产品市场和要素市场产生竞争效应(刘鹏程等,2013)。

2. 创业知识溢出理论

在创业领域,创业机会的由来一直是研究的核心问题。以熊彼特为代表的创新理论学派强调企业家才能对创新的作用,而对于企业家如何发现或者创造机会并未予以解释。奥地利职业套利理论学派代表人 Kirzner(1979)认为,创业者利用市场的不完全性掌握了大量信息,其将获取的信息加以利用便产生了创业行为,并认为创业机会是外生的。Audretsch 和 Keilbach(2008)在内生增长模型的基础上将知识溢出拓展到创业领域,提出了创业知识溢出理论(Knowledge Spillover Theory of Entrepreneurship),诠释了创业机会的内生性。企业拥有的知识与商业化的知识差异越大,越容易激发在位企业的员工通过人才流动的形式创办新企业,以便将知识商业化。

(二) 机制分析

职业选择模型(Jovanovic,1994;Backer 和 Sleuwaegen,2003;张开迪等,2018)假定个人有两种职业选择——企业家和雇员,当创业带来的收益大于工资时,个人会选择成为企业家。Jovanovic(1994)考虑个体间存在企业家能力与工人能力的差异,发现最有潜力的创业者最终可能成为工人,但该结论是在封闭经济中得出的,未考虑国际环境因素的影响。Backer 和 Sleuwaegen(2003)将职业选择模型拓展到有外资流入的开放经济中,但他们只考虑了外资流入对劳动力市场的影响,没有考虑其对产品市场的影响。本文沿用开放经济中的职业选择模型,并将外资细化到绿地投资,分析绿地投资对创业的短期和长期影响。

假定在完全竞争的开放经济体中只生产一种产品,投入两种同质要素——资本(K)和劳动力(L),且 K 和 L 的替代弹性小于 1。个人选择创业而非成为雇员需要满足:

$$\pi = xF(k, l) - rk - wl \geq w \quad (1)$$

其中, π 是个人成为创业者所获得的创业收益。 x 是企业家才能, $x \in (0, 1)$ 。 $F(k, l)$ 是企业产出函数,该函数二阶可微且是递增的严格凹函数。 r 是资本价格, w 是单位劳动工资, k 和 l 分别是单个企业投入的资本和劳动力。其中, $k = K/m$, $l = (L - m)/m$, m 是企业家数量。

1. 短期机制分析

以绿地投资模式进入东道国的跨国公司增加了对东道国劳动力市场的需求(Javorcik, 2015),而高工资效应和良好的工作环境增加了东道国劳动力市场对跨国公司的供给(张开迪等, 2018)。由于一国的劳动力市场在短期内的供给总量基本稳定,当东道国为跨国公司供给的劳动力增加时,对本土企业的劳动力供给就会减少^①(Backer 和 Sleuwaegen, 2003),即:

$$\frac{dL}{dGre} < 0 \quad (2)$$

其中, Gre 代表流入东道国的绿地投资。

根据企业利润最大化和要素市场出清条件,需满足 $F_k(k, l) = r/x$ 和 $F_l(k, l) = w/x$ 。其中, $F_k(k, l)$ 和 $F_l(k, l)$ 是产出函数 $F(k, l)$ 分别对 k 、 l 求一阶偏导。

当个体的创业收益等于工资时,式(1)的等号成立,即 $xF(k, l) - rk - wl = w$ 。于是有:

$$F\left(\frac{K}{m}, \frac{L - m}{m}\right) - \frac{K}{m} F_k\left(\frac{K}{m}, \frac{L - m}{m}\right) - \frac{L}{m} F_l\left(\frac{K}{m}, \frac{L - m}{m}\right) = 0 \quad (3)$$

对式(3)分别求 m 对 K 和 L 的偏导,化简后得到:

$$\frac{dm}{dK} = \frac{m(K F_{kk} + L F_{kl})}{K^2 F_{kk} + 2KL F_{kl} + L^2 F_{ll}} \quad (4)$$

$$\frac{dm}{dL} = \frac{m(K F_{kl} + L F_{ll})}{K^2 F_{kk} + 2KL F_{kl} + L^2 F_{ll}} \quad (5)$$

其中, F_{kk} 是产出函数 $F(k, l)$ 对 k 求二阶偏导, F_{kl} 是产出函数 $F(k, l)$ 先后对 k 、 l 求偏导, F_{ll} 是产出函数 $F(k, l)$ 对 l 求二阶偏导。根据 Lucas(1978) 和 Jovanovic(1994) 的结论, $\frac{dm}{dK} < 0$ 且 $K^2 F_{kk} + 2KL F_{kl} + L^2 F_{ll} > 0$, 则可求得:

$$\frac{dm}{dL} = \frac{m(K F_{kl} + L F_{ll})}{K^2 F_{kk} + 2KL F_{kl} + L^2 F_{ll}} > 0 \quad (6)$$

式(6)表明企业家的数量随着劳动力供给的增加而增加。由于:

$$\frac{dm}{dGre} = \frac{dm}{dL} \cdot \frac{dL}{dGre} \quad (7)$$

① Backer 和 Sleuwaegen(2003) 忽略了跨国公司对企业家才能的影响。本文认为企业家才能在短期内较为稳定,不易受绿地投资的影响,因此只考虑绿地投资对东道国本土企业劳动力供给的影响。

将式(2)和式(6)代入式(7)中,可知 $\frac{dm}{dGre} < 0$ 。

式(7)小于0,意味着绿地投资导致东道国本土企业家数量减少。在短期内,跨国公司通过改变东道国本土企业的劳动力供给,吸引人们成为雇员而不是企业家,进而抑制东道国的创业。

2. 长期机制分析

跨国公司在短期内雇用当地员工创建新企业,待企业步入正轨后,其对劳动力的需求趋于稳定。这意味着,在长期,跨国公司对东道国本土企业的劳动力供给不会产生较大影响。与劳动力供给不同,企业家才能在长期容易受到跨国公司的影响(Backer 和 Sleuwaegen, 2003),而在短期不易受其影响。这是因为 FDI 的各种溢出效应需要东道国耗费一定的时间进行消化、吸收,FDI 对潜在创业者能力的影响在短期内并不明显,在长期才逐渐显露出来。

跨国公司绿地投资模式进入东道国市场,在初始阶段,建造新厂房或扩大现有厂房均会对东道国的配套产业产生特定需求。跨国公司通过关联效应与东道国本土企业建立联系(Kim 和 Li, 2012),增加中间投入品的供给和需求,对上下游企业产生溢出效应;本地市场上下游企业的进入又会进一步产生集聚效应,为东道国创造新市场。创业的本质是企业家对机会的发掘和利用(Asante 和 Affum-Osei, 2019),潜在创业者通过大量的信息收集,识别和利用创业机会。在开放经济环境下,这些机会主要来源于三个方面:一是跨国公司建设阶段创造的需求;二是跨国公司通过延长产业链、拓宽供应链所创造的广阔市场;三是潜藏的市场机会,这些机会尚未被跨国公司或者东道国在位企业所发现(Albulescu 和 Tămășilă, 2016)。

与跨国并购不同,跨国公司绿地投资模式进入东道国会尽可能保留、复制母公司的技术优势和先进管理经验(蒋冠宏、蒋殿春, 2017),这意味着绿地投资更可能对东道国产生正向溢出效应。以绿地投资模式进入东道国的跨国公司面临全新的市场,需要建立新的管理团队并大量雇用员工。一方面,为了提高生产效率,跨国公司会为这些雇员提供各种形式的培训(Javorcik, 2015; 田毕飞等, 2018),从而提高了东道国的人力资源质量;另一方面,开拓新市场面临许多不确定性,跨国公司不断试错,有利于降低东道国本土企业以及潜在创业者创新的风险、成本以及失败的概率,形成示范效应(刘宇飞、王征, 2017)。此外,跨国公司还可以通过技术转让或者与东道国在位企业进行交流、合作,促进在位企业及其管理者的模仿和学习(Albulescu 和 Tămășilă, 2016)。潜在创业者在跨国公司内积累的大量创业知识与技能成为他们离开在位企业并创业的推力(Munemo, 2018)。

创业者在创业准备阶段常常面临市场和政策的不确定性,信息不对称增加了创业的风险和信息收集成本,使其容易错失创业机会。拥有良好社会网络的群体可以利用关系网络调动更多的社会资源(王泽宇、严子淳, 2019),突破由信息不对称造成的困境。跨国公司对当地潜在创业者社会网络的影响主要表现在个人网络和商业网络两个方面。跨国公司更高的工资吸引东道国的熟练劳动力,并为其提供比本土企业更好的工作和培训机会(Javorcik, 2015),有利于潜在创业者构建高质量的个人网络。跨国公司通过水平溢出效应和垂直溢出效应延长产业链,与东道国本土企业开展商业合作,有助于潜在创业者构建商业网络。

根据以上分析,绿地投资有助于提升东道国潜在创业者的能力和信心,具体表现为提升创业机会感知、创业知识与技能、社会网络等,即 $\frac{dx}{dGre} > 0$ 。

在式(1)中,创业收益 π 是创业者才能的增函数,即 $\frac{d\pi}{dx} > 0$ 。因此,绿地投资对创业收益的影

响为：

$$\frac{d\pi}{dGre} = \frac{d\pi}{dx} \times \frac{dx}{dGre} > 0 \quad (8)$$

式(8)表明,在长期,跨国公司的绿地投资通过各种溢出效应提升东道国潜在创业者的企业家才能,增加了创业收益,从而促进了东道国创业。

根据理论基础和机制分析,本文提出以下假设。

假设 1: 中国企业绿地投资在短期抑制东道国创业。

假设 2: 中国企业绿地投资在短期通过增加东道国就业进而抑制东道国创业。

假设 3: 中国企业绿地投资在长期促进东道国创业。

假设 4: 中国企业绿地投资在长期通过提升东道国潜在创业者的创业机会感知、创业知识与技能、社会网络等促进东道国创业。

四、模型设定、变量选取与数据来源

(一) 模型设定

基于前文的数理模型,并借鉴许和连和梁亚芬(2019)的实证模型,本文构建如下基准回归模型:

$$y_{i,j,t} = \alpha + \beta_1 x_{i,t} + \beta_2 Z_{i,t} + \beta_3 Z'_{i,j,t} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (9)$$

其中,下标 i 代表东道国, j 代表东道国个体, t 代表年份。 $y_{i,j,t}$ 表示东道国 i 的个体 j 在 t 年是否开展了创业活动。 α 为常数项, $x_{i,t}$ 表示 t 年中国对东道国 i 进行的绿地投资, $Z_{i,t}$ 表示 t 年影响东道国 i 的个体创业的国家层面控制变量, $Z'_{i,j,t}$ 表示 t 年影响东道国 i 的个体 j 创业的个人层面控制变量, μ_i 表示国家固定效应, σ_t 表示年份固定效应, $\varepsilon_{i,j,t}$ 是误差项。

(二) 变量选取

第一,被解释变量(早期创业活动)。作为 GEM 成年人口调查(Adults Population Suvey, APS)数据库(GEM-APS)的核心指标之一,早期创业活动(Total Early-Stage Entrepreneurship Activity, TEA)通常用来表示一国的创业活跃度,该指标指企业家是否管理或经营一家企业不超过 42 个月,1 代表是,0 代表否。本文在基准回归中使用 TEA 来判定东道国个体是否开展了创业活动。

第二,核心解释变量(中国企业对东道国的绿地投资)。在基准回归中,参考田毕飞和吴小康(2014)的做法,本文使用中国对东道国绿地投资流量与东道国固定资产形成总额的比值作为衡量中国企业绿地投资的短期指标,使用中国对东道国绿地投资存量与东道国固定资产形成总额的比值作为衡量中国企业绿地投资的长期指标。在稳健性检验中,本文使用中国对东道国绿地投资流量(存量)与东道国 GDP 的比值作为衡量中国企业绿地投资的另一短期(长期)指标(田毕飞等,2018)。

第三,国家层面的控制变量。一是经济发展水平。较高的经济发展水平、较大的市场规模将提供较多的创业途径与机会(田毕飞、陈紫若,2017)。本文使用人均 GDP 来衡量一国的经济发展水平,采用对数形式,并加入一次项和平方项(郑馨等,2017)。二是东道国吸纳的其他 FDI。FDI 是影响东道国创业的重要因素(Munemo,2018)。一方面,考虑到他国对东道国的国际投资行为会对中国绿地投资在东道国的效应产生影响,两者存在较大的相关性;另一方面,东道国吸纳的其他 FDI 可以反映该国的经济开放程度。因此,需要对其进行控制。与中国绿地投资的测算方法类似,本文采用东道国吸纳的 FDI 存量与东道国固定资产形成总额的比值进行测算。三是创办企业时

间。创办企业时间能够反映一国的市场管制和营商环境(田毕飞、陈紫若,2017),创办企业所需的时间越长,潜在创业者的创业意愿就越低。为了减小异方差,本文采用了对数形式。四是税率水平。东道国的税率水平会影响政府公共支出和个体的创业成本,进而对个体创业决策产生影响(余泳泽等,2017)。本文采用世界银行公布的各国总税率水平测度该变量,以控制税率水平在创业活动中所起的作用。五是社会文化环境。宽容的创业文化可以促进创业者对机会的识别和利用,提高创业的可能性(郑馨等,2017)。在 GEM 数据库中,社会文化环境的得分范围为 1~10,数值越大代表该国的社会文化对创业活动越认可、越宽容。六是贸易开放程度。贸易开放程度反映了东道国的市场开放程度,会给东道国带来一定的知识溢出效应,推动制度环境改善(孙楚仁等,2020),同时也会形成竞争效应,挤占东道国创业机会并降低创业利润预期(朱彤等,2015),进而对创业造成影响。故本文将贸易开放程度加入回归模型以控制其对东道国个体创业的影响。

第四,个人层面的控制变量。一是年龄。GEM 年度报告多次指出,在大多数国家,TEA 与年龄呈倒 U 型关系。参考张勋等(2019)的做法,本文将创业者的年龄以及年龄的平方项引入回归模型。二是性别。性别是创业者的重要特征(郑馨等,2017;Goel,2018)。《全球创业观察报告 2020/2021》数据显示,男性比女性更愿意进行创业活动。该变量是二值变量,1 代表女性,0 代表男性。三是受教育程度。受教育程度是创业者人力资本的重要指征,会影响创业者从事创业的数量与质量。本文的受教育程度变量是一个离散变量,1 代表小学及以下学历,2 代表中学学历,3 代表本科学历,4 代表研究生及以上学历。参考张玲玲(2017)的思路,本文同时将个体受教育程度及其平方项加入回归模型。四是收入。《全球创业观察报告 2020/2021》数据显示,收入更高的个体通常有更多的机会,也能更好地获取抓住这些机会的资源,故本文将个体收入变量引入模型中。1 代表低收入,2 代表中等收入,3 代表高收入。

第五,机制变量。一是就业岗位数。绿地投资最大的特征就是在东道国新建工厂或办公场所,为东道国提供大量的就业岗位。参考刘娟等(2020)的做法,本文使用绿地投资创造的就业岗位数的对数作为机制变量,并使用世界银行发布的各国就业率进行稳健性检验。二是创业机会感知。在 GEM-APS 中,有一个问项为“创业者是否认为在未来 6 个月他所居住的地方有良好的创业机会”。代表该问项的变量是二值变量,即“1 = 是,0 = 否”,本文使用该变量表征创业机会感知,并使用 GEM 数据库中的感知创业机会率进行稳健性检验。三是创业知识与技能。在 GEM-APS 中,创业知识与技能是指创业者是否拥有创业所需具备的知识、技能和经验,是二值变量,即“1 = 是,0 = 否”,本文以此作为机制变量并使用 GEM 数据库中的感知创业知识与技能率进行稳健性检验。四是社会网络。在 GEM-APS 中,会询问“创业者是否认识在两年内创办企业的人”。本文使用个体对该问项的回答来测度创业者的社会网络。该变量是二值变量,即“1 = 是,0 = 否”。同时,本文参考 Zhao 和 Kim(2011)的做法,以各国居民为一系列社会组织^①的活跃成员率作为社会网络的代理变量进行稳健性检验,数据来源于世界价值观调查数据库。

第六,工具变量。本文引入调整后的能源储量作为主工具变量,以解决实证部分各个环节的内生性问题,并引入东道国总人口和总劳动力两个工具变量进行再检验,以验证本文回归结果的准确性和稳健性。一方面,不论是调整后的能源储量还是总人口或总劳动力,都属于自然或者历史赋予东道国的资源禀赋,与扰动项并不相关(顾雪松等,2016),从而满足外生性要求;另一方面,

① 一系列社会组织包括艺术、音乐、教育组织,慈善/人道主义组织,职业组织,环境组织,体育或娱乐组织,教会或宗教组织,政党组织,工会组织和其他组织 9 个类别。

这三个变量也是企业选择投资区位时要考虑的重要因素(徐国祥、张正,2020),满足相关性要求。

(三)数据来源

本文关注全球的创业情况,并且是微观层面的创业活动,因而使用了 GEM 数据库。APS 和 NES(National Expert Survey)作为 GEM 的两大子数据库,分别包含个人层面和国家层面的数据,为跨国的创业研究提供了较为丰富、翔实的数据。本文的东道国个体创业决策、创业机会感知、感知创业机会率、创业知识与技能、感知创业知识与技能率、社会网络、年龄、性别、受教育程度、收入等数据均来源于个人层面的 APS 数据库,社会文化环境数据来源于国家层面的 NES 数据库。本文的中国绿地投资和就业岗位数等数据均来自 FDI Markets 数据库,该数据库是目前记录全球对外绿地投资最为权威和翔实的数据库,公布了 2003 年以来全球绿地投资的数据,包括母公司名称、海外子公司名称、东道国名称、投资金额、投资所处行业、投资日期以及提供的就业岗位数等信息。东道国吸纳的其他 FDI 数据来自联合国贸发会议数据库,东道国固定资产形成额、GDP、人均 GDP、创办企业时间、东道国税率水平、贸易开放程度、新注册企业数、就业率、总人口、总劳动力和调整后的能源储量数据均来自世界银行数据库,社会组织活跃成员率数据来源于世界价值观调查数据库。本文将各大大数据库进行合并,最终使用 2003—2018 年的数据,得到包含 60 个国家^①的跨层面的混合截面数据。各变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
早期创业活动	2098144	0.0873	0.2823	0	1
初创企业	2098144	0.0490	0.2159	0	1
年轻企业	2098144	0.0404	0.1969	0	1
中国绿地投资流量(比值)	1744994	0.0046	0.0211	0.0000	0.4510
中国绿地投资存量(比值)	1958706	0.0213	0.0557	0.0000	0.5892
东道国吸纳的其他 FDI(比值)	2092232	2.2240	1.8306	0.0772	19.2984
经济发展水平(对数)	2098144	9.9680	0.9059	6.1465	11.7254
税率水平	1771636	44.6703	16.3703	14.3000	137.6000
创办企业时间(对数)	1964727	2.7543	0.8580	0.4055	4.9273
社会文化环境	1937302	4.6809	0.7712	2.7000	7.6500
贸易开放程度	2098144	75.7048	50.6216	21.3261	425.3634
年龄	2055798	42.6970	14.9119	14.0000	96.0000
性别	2098144	0.5197	0.4996	0	1
受教育程度	2049091	2.1966	0.9617	1	4
收入	1515987	1.9899	0.8198	1	3
新注册企业数(对数)	1516506	10.9125	1.3945	6.9565	13.4075
就业岗位数(对数)	1744994	5.8496	2.0178	0.0000	10.7743

① 这 60 个国家包括阿根廷、埃塞俄比亚、爱尔兰、爱沙尼亚、安哥拉、奥地利、澳大利亚、巴西、保加利亚、比利时、波兰、丹麦、德国、俄罗斯、法国、菲律宾、芬兰、哥伦比亚、格鲁吉亚、哈萨克斯坦、荷兰、加拿大、喀麦隆、克罗地亚、拉脱维亚、黎巴嫩、立陶宛、卢森堡、罗马尼亚、马来西亚、美国、秘鲁、摩洛哥、墨西哥、纳米比亚、南非、挪威、葡萄牙、日本、瑞典、瑞士、塞内加尔、沙特阿拉伯、斯洛文尼亚、泰国、土耳其、乌拉圭、西班牙、希腊、新加坡、匈牙利、牙买加、以色列、意大利、印度、印度尼西亚、英国、约旦、赞比亚、智利。

续表 1

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
就业率	1980036	37. 9488	13. 445	11. 11	68. 72
创业机会感知	1567887	0. 3844	0. 4865	0	1
感知创业机会率	2088497	38. 3527	15. 6271	2. 85	81. 56
创业知识与技能	1802405	0. 4832	0. 4997	0	1
感知创业知识与技能率	2088497	47. 7479	11. 4343	8. 65	89. 05
社会网络	1842386	0. 3565	0. 4790	0	1
社会组织活跃成员率	194949	0. 0732	0. 042	0. 0112	0. 187
调整后的能源储量(对数)	1811372	20. 6444	3. 0500	8. 5639	25. 9064
总人口(对数)	2098144	17. 2416	1. 3138	13. 2055	21. 0253
总劳动力(对数)	2098144	16. 5143	1. 3034	12. 4994	19. 9755

五、实证检验

(一)基准回归结果

本文的基准回归结果见表 2。表 2 模型(1)中仅加入了国家层面和个人层面的控制变量,没有加入核心解释变量。表 2 模型(2)至模型(5)则展示了中国绿地投资对东道国 TEA 的短期和长期影响。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		短期(Probit)	短期(IVProbit)	长期(Probit)	长期(IVProbit)
中国绿地投资流量		- 0. 3603 *** (0. 0828)	- 54. 0774 *** (5. 2277)		
中国绿地投资存量				0. 2412 *** (0. 0262)	2. 9975 *** (0. 4832)
经济发展水平	0. 3013 *** (0. 0248)	0. 5649 *** (0. 0280)	- 7. 1381 *** (0. 5954)	0. 3541 *** (0. 0250)	- 2. 0473 *** (0. 1778)
经济发展水平的平方项	- 0. 0292 *** (0. 0013)	- 0. 0429 *** (0. 0015)	0. 3263 *** (0. 0269)	- 0. 0316 *** (0. 0013)	0. 1085 *** (0. 0097)
东道国吸纳的其他 FDI	0. 0729 *** (0. 0012)	0. 0722 *** (0. 0014)	0. 0328 *** (0. 0038)	0. 0734 *** (0. 0012)	0. 0122 *** (0. 0036)
社会文化环境	0. 1144 *** (0. 0022)	0. 1309 *** (0. 0026)	- 0. 0225 *** (0. 0070)	0. 1133 *** (0. 0023)	0. 0381 *** (0. 0055)
创办企业时间	- 0. 0492 *** (0. 0021)	- 0. 0420 *** (0. 0023)	0. 2614 *** (0. 0181)	- 0. 0498 *** (0. 0021)	- 0. 0253 ** (0. 0110)
税率水平	0. 0008 *** (0. 0001)	0. 0009 *** (0. 0001)	0. 0052 *** (0. 0005)	0. 0011 *** (0. 0001)	0. 0007 (0. 0005)
贸易开放程度	- 0. 0022 *** (0. 0000)	- 0. 0021 *** (0. 0001)	- 0. 0159 *** (0. 0017)	- 0. 0022 *** (0. 0000)	0. 0025 *** (0. 0006)

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		短期 (Probit)	短期 (IVProbit)	长期 (Probit)	长期 (IVProbit)
年龄	0.0453 *** (0.0007)	0.0445 *** (0.0008)	0.0418 *** (0.0025)	0.0448 *** (0.0008)	0.0522 *** (0.0008)
年龄的平方项	-0.0007 *** (0.0000)	-0.0006 *** (0.0000)	-0.0006 *** (0.0000)	-0.0006 *** (0.0000)	-0.0007 *** (0.0000)
受教育程度	0.0168 (0.0084)	0.0317 *** (0.0093)	0.0122 (0.0087)	0.0103 (0.0086)	0.0098 (0.0096)
受教育程度的平方项	0.0094 *** (0.0017)	0.0080 *** (0.0019)	0.0090 *** (0.0019)	0.0111 *** (0.0018)	0.0121 *** (0.0020)
性别	-0.2028 *** (0.0031)	-0.1903 *** (0.0034)	-0.1611 *** (0.0094)	-0.1993 *** (0.0032)	-0.2049 *** (0.0035)
收入	0.1018 *** (0.0020)	0.0903 *** (0.0022)	0.0824 *** (0.0040)	0.1021 *** (0.0021)	0.0923 *** (0.0023)
常数项	-2.7199 *** (0.1194)	-4.0987 *** (0.1345)	35.6552 *** (3.2427)	-3.0031 *** (0.1205)	7.4783 *** (0.7949)
工具变量			-0.0005 *** (0.0000)		0.0091 *** (0.0001)
Wald 检验			56.06 ***		44.09 ***
AR 检验			47.12 ***		37.93 ***
年份固定效应	否	否	是	否	是
国家固定效应	否	否	是	否	是
观测值	1311261	1102200	999737	1253768	1103735

注:括号内报告的是稳健标准误,AR 检验需满足同方差假设,故本文在进行 AR 检验时未使用稳健标准误,其结果与稳健标准误基本一致,不再另行汇报。***、**和* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。为了保持表格的简洁性,各年份的回归结果未显示,备索。下同。

由表 2 模型(1)可知,东道国的经济发展水平与 TEA 呈现倒 U 型关系,在达到一定的经济发展水平前,经济发展水平越高,个体开展 TEA 的可能性越大;在达到一定的经济发展水平后,个体开展 TEA 的可能性下降。这一结果与郑馨等(2017)的结论一致。东道国吸纳的其他 FDI 与 TEA 正相关,说明 FDI 对东道国创业有显著的促进作用。同时,社会文化环境的系数为正,表明社会文化环境越宽容,企业家越倾向于通过创业实现自我价值和社会价值。创办企业时间与 TEA 负相关,意味着创办企业的周期越长,越不利于创业活动的开展。东道国的税率水平与 TEA 正相关,说明政府通过税收增加的公共支出和教育支出对创业的促进作用大于税率提高导致的创业成本增加对创业的抑制作用,这与余泳泽等(2017)的结论类似。贸易开放程度的系数显著为负,说明贸易开放产生的竞争效应大于知识溢出效应,从而降低了东道国的创业意愿,这与朱彤等(2015)的结论类似。此外,表 2 模型(1)还显示,开展 TEA 的可能性与年龄呈倒 U 型关系,即达到一定年龄前,个体开展创业活动的意愿随着年龄的增长而增强;当超过某一临界年龄时,则随着年龄的增长而下降。受教育程度的一次项和平方项系数均为正,说明创业者的受教育程度越高,越有利于 TEA 的开展。性别的系数显著为负,说明女性比男性开展 TEA 的概率更低,这主要是因为女性在资源、社会认可等方面存在劣势。收入变量的回归结果显示,收入正向影响个体做出创业决策,可能的原因是通常高收入个体的社会网络规模更大,面临的融资约束更小,从而创业概率更高。

表2 模型(2)至模型(5)的结果表明,中国绿地投资显著影响了东道国的 TEA。模型(2)与模型(4)使用 Probit 模型进行回归,模型(3)与模型(5)则使用 IVProbit 模型进行回归。本文使用宏观数据对微观数据进行回归,在一定程度上避免了反向因果问题产生的内生性,但仍存在其他原因导致的内生性问题。一是遗漏变量。创业活动是一项错综复杂的决策行为,往往受到多种因素的共同影响。计量模型不可避免地存在遗漏变量问题,若遗漏变量与解释变量相关,则会产生内生性问题,从而导致估计结果有误。二是测量误差。本文的回归模型中较多变量的数据来源于问卷调查,如一系列个人层面的控制变量。问卷调查数据的测量误差也会导致内生性,从而使得本文回归结果存在偏误。故本文在实证过程中使用双向固定效应模型,并以东道国调整后的能源储量为工具变量,参考郑馨等(2017)的思路,使用 IVProbit 模型作为基准回归模型,即本文重点关注模型(3)与模型(5)。在模型(2)与模型(3)中,中国绿地投资流量的系数显著为负,说明在短期中国绿地投资抑制了东道国个体的创业活动,假设1 得到证实。在模型(4)与模型(5)中,中国绿地投资存量的系数显著为正,说明在长期中国绿地投资促进了东道国创业,假设3 得到验证。Wald 检验结果均在1%的水平下显著,表明本文的回归模型存在内生性问题,工具变量系数和 AR 检验结果说明本文选取的工具变量是有效的,从而印证了本文基准回归模型选择的合理性。

(二)工具变量再检验

本文的基准回归已使用东道国调整后的能源储量处理计量模型中的内生性问题,为进一步验证结果的稳健性,本文将工具变量替换为东道国总人口和总劳动力再次检验中国绿地投资对东道国创业的影响。表3 展示了相应的回归结果,与基准回归结果保持一致。

表 3 工具变量再检验				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	工具变量:总人口		工具变量:总劳动力	
中国绿地投资流量	- 69. 6220 *** (1. 5916)		- 23. 6832 *** (3. 1253)	
中国绿地投资存量		3. 3113 *** (0. 8130)		2. 8630 *** (0. 6288)
常数项	34. 8796 *** (0. 7022)	7. 9806 *** (0. 9048)	15. 2570 *** (1. 5563)	7. 5554 *** (0. 7859)
工具变量	- 0. 0040 *** (0. 0009)	0. 1135 *** (0. 0016)	- 0. 0190 *** (0. 0004)	0. 0951 *** (0. 0011)
Wald 检验	55. 04 ***	22. 05 ***	47. 67 ***	28. 97 ***
AR 检验	54. 28 ***	15. 93 ***	46. 03 ***	20. 18 ***
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	1102200	1253768	1102200	1253768

注:为了保持表格的简洁性,各控制变量的回归结果未显示,备索,下同。

(三)稳健性检验^①

为进一步说明回归结果是稳健的,本文采取滞后效应检验、替换关键变量测度方式、改变回归

^① 受篇幅所限,稳健性检验结果未展示,详情备索。

方法以及双重差分 (DID) 检验四种方式进行稳健性检验。

1. 滞后效应检验

为验证中国绿地投资对东道国长期影响的稳健性, 本文将中国绿地投资流量 (存量) 的滞后值加入回归模型进行滞后效应检验。根据 AIC-SC 信息准则, 中国绿地投资流量的最佳滞后期是 1 期, 中国绿地投资存量的最佳滞后期是 2 期。中国绿地投资流量 (存量) 滞后值的回归系数均为正, 说明中国绿地投资在长期对东道国创业产生促进作用, 这与基准回归结果保持一致。

2. 替换关键变量测度方式

本文进一步将被解释变量替换为宏观层面的新注册企业数, 同时将核心解释变量更换为中国绿地投资流量 (存量) 与东道国 GDP 的比值, 结果显示中国绿地投资流量的系数显著为负, 中国绿地投资存量的系数显著为正, 这与表 2 的回归结果基本一致, 表明被解释变量与核心解释变量的测度方式并不影响本文的回归结果。

3. 改变回归方法

被解释变量东道国个体创业决策为二值变量, 对二值变量回归的模型通常有 Probit 和 Logit 两种, 故本文使用 Logit 模型重新进行回归。由于 Logit 模型无法直接进行工具变量两阶段最小二乘法 (2SLS) 回归, 本文首先使用东道国调整后的能源储量和模型中其他变量计算中国绿地投资流量 (存量) 的拟合值, 其次将拟合值纳入 Logit 模型进行回归, 结果与表 2 基本一致, 这说明改变回归方法并不影响本文结果的稳健性。

4. 双重差分检验

吕越等 (2019b) 研究发现“一带一路”倡议的实施显著促进了中国企业绿地投资的增长。本文以“一带一路”倡议的提出作为外生冲击进行 DID 检验, 以进一步缓解内生性问题。本文将式 (9) 中的 $x_{i,t}$ 替换为 $treat_i \times post_t$ 进行回归。其中, $treat_i$ 为国家虚拟变量, 共建“一带一路”国家赋值为 1, 否则赋值为 0; $post_t$ 为年份虚拟变量, “一带一路”倡议提出年份 (2013 年) 及之后赋值为 1, 否则赋值为 0。回归模型中交互项的系数显著为正^①, 说明“一带一路”倡议的提出显著增强了东道国的个体创业意愿。曾经接受过中国绿地投资的经济体对于中国企业来说拥有更低的固定成本和经营风险, “一带一路”倡议主要带动了这类已有投资基础的经济体的绿地投资增长 (吕越等, 2019b), 即“一带一路”倡议对东道国的绿地投资增长主要通过先前投资的长期效应来实现, 因此“一带一路”倡议对东道国个体创业意愿的正向影响是中国企业绿地投资长期效应的体现, 这与本文的基准回归结果一致。

(四) 机制检验

前文论述了中国绿地投资在东道国的创业效应, 但其中的影响机制尚未明确。本文参考江艇 (2022) 的思路, 设立如下机制检验模型:

$$m_{i,j,t} = \alpha' + \beta_1' x_{i,t} + \beta_2' Z_{i,t} + \beta_3' Z'_{i,j,t} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (10)$$

其中, $m_{i,j,t}$ 表示引入的机制变量, 其余变量与前文含义相同。考虑到机制模型同样存在内生性问题, 本文依然使用基准回归中东道国调整后的能源储量这一工具变量进行回归。式 (10) 的回归结果见表 4。

① 该结果通过了平行趋势检验, 说明双重差分检验是有效的, 详情备索。

表 4 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	就业岗位数	就业率	创业机会感知	感知创业机会率	创业知识与技能	感知创业知识与技能率	社会网络	社会组织活跃成员率
中国绿地投资流量	884. 5027 *** (40. 5600)	286. 2747 *** (9. 1261)						
中国绿地投资存量			0. 8451 ** (0. 3843)	64. 5351 *** (1. 4830)	4. 2094 *** (0. 3599)	160. 8936 *** (1. 0709)	3. 8743 *** (0. 3678)	0. 1773 *** (0. 0000)
常数项	-512. 9870 *** (26. 6498)	-444. 7995 *** (8. 7106)	0. 4424 *** (0. 6596)	181. 2054 *** (3. 4788)	6. 4554 *** (0. 6386)	339. 5223 *** (3. 0618)	8. 4961 *** (0. 6337)	-8. 6517 *** (0. 0000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	999737	1234417	878162	1416816	993555	1416816	1012825	140253

表 4 模型(1)和模型(2)展示了中国绿地投资的短期影响机制。结果显示,中国绿地投资流量在 1% 的显著性水平下促进了东道国就业岗位数的增加和就业率的上升。这说明,在短期,中国对东道国进行绿地投资创造了大量工作岗位,吸引了东道国个体就业,从而抑制了其创业意愿,假设 2 得到证实。

表 4 模型(3)至模型(8)展示了中国绿地投资的长期影响机制。模型(3)和模型(4)结果显示,在微观层面,中国绿地投资存量显著提高了东道国个体的创业机会感知;在宏观层面,中国绿地投资存量显著提升了东道国的感知创业机会率。这说明中国绿地投资在东道国起步阶段所创造的需求以及通过延长和拓展产业链所创造的新市场提供了广阔的创业空间,从而使东道国个体感知到了创业机会。模型(5)和模型(6)从微观和宏观两个层面表明中国绿地投资存量显著提升了东道国创业者的创业知识与技能,即中国绿地投资在东道国的溢出效应与示范效应产生的知识与技能被东道国个体有效吸收,从而提高了创业的概率。模型(7)和模型(8)结果显示,无论是在微观层面还是在宏观层面,中国绿地投资存量都有效提升了东道国居民的社会网络强度,说明中国绿地投资通过工资和溢出效应有效地帮助东道国个体构建了更高质量的社会网络。结合前文的理论分析,模型(3)至模型(8)表明,中国绿地投资通过创造创业机会、提升创业知识与技能、扩充社会网络增强了东道国潜在创业者的能力和信心,进而促进了东道国创业,假设 4 得到验证。

(五)异质性分析

1. 不同的创业阶段

GEM 数据库按照创业的不同阶段将 TEA 细分为初创企业和年轻企业,初创企业表示处于创业过程中且创业者尚未支付工资的企业,年轻企业表示创业者已支付工资但不足 42 个月的企业。表 5 展示了中国绿地投资对东道国初创企业和年轻企业的影响。由表 5 模型(1)和模型(2)可知,对于东道国初创企业而言,中国绿地投资在短期具有显著的抑制作用,在长期则具有显著的促进作用,这与本文的基准回归结果一致。在创业的早期,企业处于筹备阶段,尚未步入正轨,绿地投资提供的就业机会容易动摇潜在创业者的创业决心,使其放弃创业;绿地投资在长期对创业者产

生了示范效应,有利于创业者增强信心,从而促进其创业。由表 5 模型(3)和模型(4)可知,不论是长期还是短期,中国绿地投资均未对东道国年轻企业产生显著影响。一个可能的解释是,在短期,中国绿地投资尽管对东道国就业产生了影响,但年轻企业凭借其自创建以来的发展积累了一定的优势,拥有一定的劳动力供给保障,从而受到的冲击较小。在长期,一方面,中国企业可能成为年轻企业的竞争对手,对其生存产生不利影响;另一方面,中国绿地投资产生的溢出效应和示范效应又会对年轻企业的生存产生促进作用。在这两种作用下,中国绿地投资对东道国年轻企业所产生的影响不显著。

表 5

创业阶段异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	初创企业	初创企业	年轻企业	年轻企业
中国绿地投资流量	- 66. 6322 *** (3. 7821)		- 13. 4090 (12. 2237)	
中国绿地投资存量		4. 4358 *** (0. 5671)		- 0. 0042 (0. 6109)
常数项	41. 3003 *** (2. 5152)	6. 1071 *** (0. 9451)	11. 7302 (7. 6227)	5. 2570 *** (0. 9860)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	999737	1103735	999737	1103735

2. 不同的绿地投资行业性质

本文参考薛军等(2021)的做法,根据国家知识产权局发布的《专利密集型产业目录(2016)》(试行)将中国绿地投资划分为专利密集型行业和非专利密集型行业。为使核心解释变量的系数具有可比性,本文对所有解释变量进行中心化处理,①并保留同一年份均存在专利密集型行业和非专利密集型行业绿地投资的国家进行回归,结果见表 6。表 6 模型(1)和模型(3)表明,专利密集型行业和非专利密集型行业的绿地投资在短期均抑制东道国个体进行创业,且专利密集型行业的抑制作用更强。可能的原因是,专利密集型行业对技术型人才的需求更大,而技术型人才是一种稀缺资源,专利密集型行业可能通过高福利待遇吸引技术型人才,从而对东道国创业产生更大的冲击。表 6 模型(2)和模型(4)表明,专利密集型行业和非专利密集型行业的绿地投资在长期均促进东道国个体进行创业,且专利密集型行业的促进作用更强。可能的解释是,相较于非专利密集型行业,专利密集型行业拥有更大的技术优势和先进的管理经验,对东道国会产生更强的溢出效应和示范效应,从而对东道国创业起到更大的促进作用。

① 对所有解释变量进行中心化处理后,由式(9)可得,变量 Q_i 的边际效应为 $\frac{\partial P(Y=1|Q_i)}{\partial Q_i} = \beta_i \times \Phi[\alpha + \sum \beta_i(Q_i - a_i)]$ 。其中, Φ 为标准正态分布密度函数, Q_i 表示解释变量, β_i 表示解释变量的系数, a_i 表示解释变量的均值。当所有解释变量取均值时,系数 β_i 反映了变量 Q_i 的平均边际效应。

表 6 绿地投资行业异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	专利密集型行业	专利密集型行业	非专利密集型行业	非专利密集型行业
中国绿地投资流量	- 142. 6261 *** (1. 5555)		- 18. 3085 *** (6. 7025)	
中国绿地投资存量		8. 1140 *** (2. 6609)		1. 6891 *** (0. 5294)
常数项	- 1. 4399 *** (0. 0305)	- 0. 4766 *** (0. 0529)	- 1. 0007 *** (0. 2308)	- 0. 5354 *** (0. 0515)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	650293	956692	650293	956692

3. 东道国的经济发展水平

考虑到东道国的经济发展水平可能会影响中国绿地投资在东道国的创业效应,本文进一步对国家类型进行异质性分析。借鉴田毕飞和陈紫若(2017)的做法,本文计算了样本国家每年的人均 GDP 均值并生成国家类型虚拟变量 D 。若东道国的人均 GDP 高于均值,记为发达国家, D 赋值为 1;反之则记为发展中国家, D 赋值为 0。本文同时还区分样本是否为 OECD 国家作为异质性分析的稳健性检验,OECD 国家赋值为 1,非 OECD 国家赋值为 0。表 7 展示了相应的回归结果。

表 7 国家经济发展水平异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	发达程度异质性	发达程度异质性	OECD 异质性	OECD 异质性
中国绿地投资流量	- 52. 2519 *** (5. 3260)		- 87. 4111 *** (1. 3170)	
中国绿地投资存量		3. 1062 *** (0. 5042)		3. 1977 *** (0. 4915)
中国绿地投资 \times 国家类型	13. 8744 *** (1. 7758)	4. 6411 *** (0. 6599)	71. 7526 *** (0. 8850)	2. 4715 *** (0. 3983)
常数项	40. 1221 *** (3. 5662)	7. 6783 *** (0. 7121)	52. 4335 *** (1. 0938)	7. 4165 *** (0. 7950)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
国家固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	999737	1103735	999737	1103735

表 7 模型(1)中交互项的系数显著为正,说明在短期中国绿地投资对发达国家创业的抑制作用更弱;模型(2)中交互项的系数显著为正,说明在长期中国绿地投资对发达国家创业的促进作用

更强。可能的原因是,发达国家通常拥有较好的工资待遇和较完善的社会福利制度,短期内中国绿地投资对发达国家就业市场的影响小于对发展中国家就业市场的影响,从而对发达国家创业的抑制作用小于对发展中国家创业的抑制作用。而在长期,一方面,发达国家在创业生态环境上更具优势;另一方面,发展中国家的吸收能力相对较弱,未能充分吸收中国绿地投资的溢出效应。因此,中国绿地投资对发达国家创业的促进作用更强。表 7 模型(3)和模型(4)的结果与模型(1)和模型(2)的结果基本一致,这在一定程度上说明该结论的稳健性。

六、结论与启示

(一)研究结论

基于 FDI 溢出理论和创业知识溢出理论,本文拓展了职业选择模型,构建了绿地投资影响东道国创业的数理模型。使用匹配后 60 个国家 2003—2018 年的 GEM 数据库、FDI Markets 数据库等构成的跨层面混合截面数据,本文实证检验了中国绿地投资对东道国创业的影响。研究发现,中国绿地投资在短期抑制了东道国个体的创业活动,在长期则促进了东道国个体的创业活动。机制检验发现,在短期,中国绿地投资通过为东道国提供大量的就业岗位,吸纳潜在创业者就业,使其暂时放弃了创业想法,从而抑制了东道国创业;在长期,中国绿地投资的溢出效应逐步显现出来,通过提升潜在创业者的创业机会感知、创业知识与技能、社会网络等促进了东道国创业。

本文从东道国个体的创业阶段、中国绿地投资的行业性质及东道国的经济发展水平三个方面进行了异质性分析。研究表明,从个体的不同创业阶段来看,中国绿地投资在短期抑制了东道国初创企业的发展,在长期则促进了初创企业的发展,但并未对年轻企业的发展产生明显的影响。从绿地投资行业性质来看,专利密集型行业和非专利密集型行业在短期均对东道国创业产生抑制作用,而在长期则均产生促进作用,且专利密集型行业的抑制作用与促进作用均比非专利密集型行业更大。从东道国的经济发展水平来看,在短期,中国绿地投资对发展中国家创业的抑制作用更大;在长期,中国绿地投资对发达国家创业的促进作用更大。

(二)政策启示

(1)加强政府间的政策磋商。中国绿地投资对东道国创业的短期抑制效应实际上是就业创造效应,这是绿地投资对东道国最直接的溢出效应。在长期,中国绿地投资能够对东道国个体的创业产生促进作用。有鉴于此,中国政府应进一步深化改革,提高对外开放水平,在推动中国国内产业结构升级的同时,促进东道国的就业和创业。由于东道国的税收政策是影响中国绿地投资和东道国创业的重要因素,中国政府可以通过加强与重要伙伴国的沟通,早日商签双边或多边投资协定以及避免双重征税的协定等,共同为中国企业“走出去”创造良好的国际环境,推动构建“人类命运共同体”。(2)注重“走出去”的政策引导。由于专利密集型行业的短期就业创造效应和长期创业促进效应比非专利密集型行业更为明显,中国政府应以“一带一路”倡议为契机,积极发挥亚洲基础设施投资银行及丝路基金的担保与融资功能,鼓励更多专利密集型行业的企业“走出去”,提升中国绿地投资的数量与质量。同时,中国政府应引导企业在进行绿地投资时考虑东道国的劳动力市场特征和经济发展需求,充分发挥就业促进或创业促进作用,以实现最大限度的互利共赢。(3)发挥中国投资的溢出效应。中国绿地投资促进东道国创业的机制是提升东道国个体的创业机会感知、创业知识与技能、社会网络。这意味着,中国企业必须具备技术或管理等方面的优势才能发挥投资的创业促进效应。为此,首先,中国企业应加大研发投入,扩大企业间、产业间、国家间的

合作,增强自主创新能力。其次,由于人员流动是知识溢出的有效途径,中国企业应加大对东道国雇员的培养和技能培训力度,提升雇员的创业机会感知和创业知识与技能。最后,中国企业应加强与东道国本土企业的前后向联系,丰富潜在创业者的社会网络,增强潜在创业者的创业信心。

参考文献:

1. 蔡栋梁、邱黎源、孟晓雨、马双:《流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于 CHFS 数据的实证研究》,《管理世界》2018 年第 9 期。
2. 陈刚:《管制与创业——来自中国的微观证据》,《管理世界》2015 年第 5 期。
3. 顾雪松、韩立岩、周伊敏:《产业结构差异与对外直接投资的出口效应——“中国—东道国”视角的理论与实证》,《经济研究》2016 年第 4 期。
4. 江艇:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》2022 年第 5 期。
5. 蒋冠宏、蒋殿春:《绿地投资还是跨国并购:中国企业对外直接投资方式的选择》,《世界经济》2017 年第 7 期。
6. 蒋冠宏、曾靓:《融资约束与中国企业对外直接投资模式:跨国并购还是绿地投资》,《财贸经济》2020 年第 2 期。
7. 李政、佟鑫:《FDI 是否抑制了中国企业家精神的形成——基于面板门槛模型的分析》,《社会科学研究》2013 年第 2 期。
8. 刘娟、陈敏、曹杰:《OFDI 如何影响母国创业:抑制剂还是助推器?》,《世界经济研究》2020 年第 7 期。
9. 刘鹏程、李磊、王小洁、刘斌:《FDI 对东道国企业家精神的动态影响》,《当代经济科学》2013 年第 4 期。
10. 刘宇飞、王征:《基于外商直接投资渠道的国际技术溢出文献综述》,《科学决策》2017 年第 2 期。
11. 吕越、娄承蓉、吕云龙、王勇:《金融发展与“一带一路”沿线国家绿地投资——基于母国和目标市场特征的异质性分析》,《世界经济文汇》2019a 年第 2 期。
12. 吕越、陆毅、吴嵩博、王勇:《“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》2019b 年第 9 期。
13. 阮荣平、郑风田、刘力:《信仰的力量:宗教有利于创业吗?》,《经济研究》2014 年第 3 期。
14. 孙楚仁、王松、江慧:《贸易自由化会促进个体创业吗?》,《财贸经济》2020 年第 6 期。
15. 田毕飞、陈紫若:《FDI 对中国创业的空间外溢效应》,《中国工业经济》2016 年第 8 期。
16. 田毕飞、陈紫若:《FDI、制度环境与创业活动:挤出效应与补偿机制》,《统计研究》2017 年第 8 期。
17. 田毕飞、梅小芳、杜雍、王波浪:《外商直接投资对东道国国际创业的影响:制度环境视角》,《中国工业经济》2018 年第 5 期。
18. 田毕飞、吴小康:《FDI 对国际创业的溢出效应——基于 GEM 面板数据的实证研究》,《财经论丛》2014 年第 8 期。
19. 王泽宇、严子淳:《社会网络强弱关系对互联网创业融资绩效影响研究》,《管理学报》2019 年第 4 期。
20. 徐国祥、张正:《我国对外直接投资如何影响出口增加值——基于我国—东道国(地区)产业结构差异的视角》,《统计研究》2020 年第 10 期。
21. 许和连、梁亚芬:《外商直接投资与企业家精神》,《财贸研究》2019 年第 11 期。
22. 徐子尧、马俊峰:《社会信用环境如何影响家庭创业》,《财经科学》2022 年第 6 期。
23. 薛军、常露露、李磊:《中国企业对外绿地投资与企业创新》,《国际贸易问题》2021 年第 5 期。
24. 薛军、苏二豆:《对外绿地投资与中国企业产能利用率研究——基于中国 A 股上市企业的实证分析》,《亚太经济》2019 年第 3 期。
25. 薛军、苏二豆、王自锋:《对外绿地投资对母国的就业效应细分研究》,《产经评论》2019 年第 2 期。
26. 尹华、谢庆:《“一带一路”倡议、文化差异与中国装备制造企业对外直接投资模式选择》,《当代财经》2020 年第 11 期。
27. 余泳泽、张少辉、杨晓章:《税收负担与“大众创业、万众创新”——来自跨国的经验证据》,《经济管理》2017 年第 6 期。
28. 曾婧婧、温永林:《政府创业政策对城市创业的影响及其作用机制——基于国家创业型城市的准自然实验》,《经济管理》2021 年第 4 期。
29. 张金林、董小凡、李健:《数字普惠金融能否推进共同富裕?——基于微观家庭数据的经验研究》,《财经研究》2022 年第 7 期。
30. 张开迪、吴群锋、高建、李纪珍:《外商直接投资对大众创业的影响》,《中国工业经济》2018 年第 12 期。
31. 张玲玲:《城镇居民基本医疗保险对家庭创业决策的影响》,《当代经济管理》2017 年第 1 期。
32. 张龙鹏、蒋为、周立群:《行政审批对创业的影响研究——基于企业家才能的视角》,《中国工业经济》2016 年第 4 期。
33. 张勋、万广华、张佳佳、何宗斌:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》2019 年第 8 期。

34. 郑馨、周先波、张麟:《社会规范与创业——基于 62 个国家创业数据的分析》,《经济研究》2017 年第 11 期。
35. 朱彤、刘鹏程、王小洁:《贸易开放对发展中国家企业家精神的影响》,《南开经济研究》2015 年第 5 期。
36. Albulescu, C. T., & Tămășilă, M., Exploring the Role of FDI in Enhancing the Entrepreneurial Activity in Europe: A Panel Data Analysis. *International Entrepreneurship and Management Journal*, Vol. 12, No. 3, 2016, pp. 629 – 657.
37. Alon, I., Elia, S., & Li, S., Greenfield or M&A? An Institutional and Learning Perspective on the Establishment Mode Choice of Chinese Outward Investments. *Journal of International Management*, Vol. 26, No. 3, 2020, 100758.
38. Asante, E., & Affum-Osei, E., Entrepreneurship as a Career Choice: The Impact of Locus on Aspiring Entrepreneurs' Opportunity Recognition. *Journal of Business Research*, Vol. 98, 2019, pp. 227 – 235.
39. Audretsch, D. B., & Keilbach, M., Resolving the Knowledge Paradox: Knowledge-Spillover Entrepreneurship and Economic Growth. *Research Policy*, Vol. 37, No. 10, 2008, pp. 1697 – 1705.
40. Ayyagari, M., & Kosová, R., Does FDI Facilitate Domestic Entry? Evidence from the Czech Republic. *Review of International Economics*, Vol. 18, No. 1, 2010, pp. 14 – 29.
41. Backer, K. D., & Sleuwaegen, L., Does Foreign Direct Investment Crowd Out Domestic Entrepreneurship?. *Review of Industrial Organization*, Vol. 22, No. 1, 2003, pp. 67 – 84.
42. Eren, O., Onda, M., & Unel, B., Effects of FDI on Entrepreneurship: Evidence from Right-to-Work and Non-Right-to-Work States. *Labor Economics*, Vol. 58, 2019, pp. 98 – 109.
43. Goel, R. K., Foreign Direct Investment and Entrepreneurship: Gender Differences across International Economic Freedom and Taxation. *Small Business Economics*, Vol. 50, No. 4, 2018, pp. 887 – 897.
44. Javorcik, B. S., Does FDI Bring Good Jobs to Host Countries?. *The World Bank Research Observer*, Vol. 30, No. 1, 2015, pp. 74 – 94.
45. Jovanovic, B., Firm Formation with Heterogeneous Management and Labor Skills. *Small Business Economics*, Vol. 6, No. 3, 1994, pp. 185 – 191.
46. Kim, J., Does Foreign Direct Investment Matter to Domestic Entrepreneurship?. The Mediating Role of Strategic Alliances. *Global Economic Review*, Vol. 48, No. 3, 2019, pp. 303 – 319.
47. Kim, P. H., & Li, M., Injecting Demand through Spillovers: Foreign Direct Investment, Domestic Socio-Political Conditions, and Host-Country Entrepreneurial Activity. *Journal of Business Venturing*, Vol. 29, No. 2, 2012, pp. 210 – 231.
48. Kirzner, I. M., *Perception, Opportunity, and Profit: Studies in Theory of Entrepreneurship*. Chicago: University of Chicago Press, 1979.
49. Lee, I. H., Hong, E., & Sun, L., Inward Foreign Direct Investment and Domestic Entrepreneurship: A Regional Analysis of New Firm Creation in Korea. *Regional Studies*, Vol. 48, No. 5, 2012, pp. 910 – 922.
50. Lucas, J. R. E., On the Size Distribution of Business Firms. *The Bell Journal of Economics*, Vol. 9, No. 2, 1978, pp. 508 – 523.
51. Munemo, J., Entrepreneurial Success in Africa: How Relevant Are Foreign Direct Investment and Financial Development?. *African Development Review*, Vol. 30, No. 4, 2018, pp. 372 – 385.
52. UNCTAD, World Investment Report 2021. New York, 2021.
53. Zhao, H., & Kim, S. H., An Exploratory Examination of the Social Capital and FDI Linkage and the Moderating Role of Regulatory Quality: A Cross-country Study. *Thunderbird International Business Review*, Vol. 53, No. 5, 2011, pp. 629 – 646.

Does China's Greenfield Investment Inhibit or Promote Host Countries' Entrepreneurship?

TIAN Bifei, ZHAO Jie, XIAO Wenzheng

(Zhongnan University of Economics and Law, 430073)

Summary: GEM 2019/2020 Global Report points out that entrepreneurship serves as the primary driver of social wealth creation and the engine of economic growth. In recent years, entrepreneurship has gained widespread attention around the world. Cross-border mergers and acquisitions (M&A) and greenfield investment, two types of FDI, play different roles in influencing economic activities. Compared with cross-

border M&A, greenfield investment directly affects physical capital stock and production capacity, and is more closely correlated with economic trends. According to the statistical bulletin released by the Ministry of Commerce, as of 2021, China had contributed a total of 3,682 billion US dollars in various taxes in the countries (regions) it invested in, in addition to creating over 2 million job opportunities annually. If China's greenfield investment not only brings tax revenue and employment opportunities to the host countries but also promotes local entrepreneurship, it will undoubtedly help change the western hostile attitude toward China's OFDI and contribute to the vision of building a community with a shared future for mankind.

Relevant extant literature mainly focuses on three aspects: antecedents of China's greenfield investment and their effects on the homeland or parent companies, determinants of entrepreneurship, and relationship between FDI and entrepreneurship. Few studies used data of individuals to analyze the relationship between China's greenfield investment and entrepreneurship in host countries. This paper aims to investigate this relationship and its underlying mechanism, utilizing matching data from the GEM database, FDI Markets database, UNCTAD database, World Bank database, and World Values Survey database. This study will not only advance research on the entrepreneurship theory and FDI theory but also facilitate the implementation of China's Go Global Strategy. In this sense, this paper bears both theoretical and practical significance.

The results show that China's greenfield investment inhibits host countries' entrepreneurship in the short term by promoting local employment, while in the long term, it will promote host countries' entrepreneurship by enhancing locals' perception of entrepreneurial opportunities, entrepreneurial knowledge and skills as well as social network. The results also reveal heterogeneity in these effects depending on the development stage of startups in the host countries, which industry the greenfield investment is made in and host countries' economic development level. The research conclusions have the following policy implications. Firstly, China should strengthen policy coordination with host countries, and negotiate bilateral or multilateral investment agreements and agreements for the avoidance of double taxation at an early date. Second, China should take the Belt and Road Initiative as an opportunity and give full play to the guarantee and financing functions of Asian Infrastructure Investment Bank and Silk Road Fund, encouraging more enterprises in patent-intensive industries to go global. Third, China should encourage enterprises to strengthen skills training for employees in host countries in order to enrich their social network and enhance their ability to spot and seize entrepreneurial opportunities and to gain entrepreneurial skills.

This paper regresses the summed macroscopic greenfield investment on entrepreneurship in host countries. Future research can specify the greenfield investment with the geographic location and influence range of greenfield investment, and then collect data on individual entrepreneurship within the influence range to conduct "point-to-point" analysis. This approach will help reduce empirical errors and produce more accurate results.

Keywords: China's Greenfield Investment, Host Countries' Entrepreneurship, FDI Spillover, Entrepreneurial Knowledge Spillover, Occupational Choice Model

JEL: F21, I26, O43

责任编辑: 非同