

# 美国政府补贴与企业绿地投资

夏蓀瑶，张雯倩，全 玥

(上海财经大学 商学院, 上海 200433)

**摘要:**在逆全球化趋势加剧的背景下,美国政府补贴如何影响美国企业国际化行为,是一个值得深入探究的议题。文章基于2011—2021年间美国上市公司数据,实证考察了美国政府补贴对美国企业绿地投资决策的影响。研究发现,美国政府补贴显著促进了美国企业的绿地投资行为。机制分析表明,美国政府补贴能够通过缓解美国企业融资约束、降低企业经营风险推动其进行绿地投资。企业异质性分析表明,补贴对绿地投资的促进效应仅在生产率高、所在行业竞争更激烈的企业中显著,同时在关键与新兴技术产业中显著高于其他产业。目的国异质性分析表明,美国企业在获得补贴后开展绿地投资的核心动机是追求经济利益最大化,具体表现为获取劳动力、开拓市场和寻求创新资源,这显著驱动了对中国的投资偏好;相比之下,补贴推动的绿地投资与东道国是否属于美国近岸国或友岸国等因素无显著关联。文章加深了对美国政府补贴与美国企业国际化决策之间关系的理解,也为中国应对美国产业政策以及优化补贴政策设计提供了政策启示。

**关键词:**美国政府补贴；绿地投资；对外直接投资；融资约束

**中图分类号:**F272;F740    **文献标识码:**A    **文章编号:**1009-0150(2026)01-0097-16

## 一、引言

在逆全球化加剧和全球产业链重构背景下,政府补贴已成为世界主要经济体引导企业资源配置、塑造国家竞争优势的重要政策工具。2008年国际金融危机后,为应对日益凸显的制造业空心化挑战,美国作为实施补贴的主要国家,持续通过对本国企业的财政支持来降低本国生产投资成本,以重振制造业。在此背景下,美国政府补贴的核心目标通常指向促进本国经济增长、产业发展和就业改善,其授予往往附带“在本地投资”或“创造本地就业”等要求,具有明显的内顾倾向。与中国长期设立外经贸发展专项资金等进行补贴以引导企业境外投资不同,美国政府补贴中有关促进企业对外直接投资的补贴较为有限。尽管如此,由于企业的境内外投资决策往往在统一的战略与财务规划下作出,内顾倾向较强的美国政府补贴仍可能对企业的对外直接投资产生溢出效应。鉴于美国在全球补贴政策与直接投资输出中的主导地位,厘清美国政府补贴如何影响美国企业对外直接投资,对我国有效应对美国产业补贴政策、优化本国补贴政策,并在全球价值链重构中争取更有利地位至关重要。

当前,关于“内顾倾向较强的美国政府补贴如何影响美国企业对外直接投资决策”这一问题,尚缺乏系统研究,结论仍不明确。一方面,政府补贴能够直接补充企业内部资金,同时通过

收稿日期:2025-09-08

作者简介:夏蓀瑶(1999—),女,江西丰城人,上海财经大学商学院博士研究生(通信作者);

张雯倩(2000—),女,山东滕州人,上海财经大学商学院博士研究生;

全 瑥(2000—),女,江苏扬州人,上海财经大学商学院硕士研究生。

信号效应帮助其获取更多的外源融资 (Kleer, 2010; 杨洋等, 2015)。二者共同增强了企业的资金实力和国际竞争力, 助推其在全球范围内扩张以整合资源, 进而实现利润最大化。另一方面, 收到美国政府补贴之后, 为满足补贴常常附带的本地投资与雇佣等要求, 企业需将更多的资源投入本土, 这在资源有限的情况下会挤占其用于海外扩张的资金, 从而抑制美国企业对外直接投资行为。那么, 美国政府补贴对美国企业海外直接投资的影响, 究竟是促进作用还是抑制作用? 在获得政府补贴之后, 哪些类型的美国企业更倾向于调整其对外直接投资行为? 在这一过程中, 哪些东道国受影响更大? 系统研究上述问题, 不仅能从微观视角拓展关于美国政府补贴国际溢出效应的理论研究, 还有助于厘清美国政府补贴影响美国企业全球资源配置的深层逻辑和传导机制。

为了回答上述问题, 本文匹配了 fDi Markets 全球企业绿地投资数据、Subsidy Tracker 美国政府补贴数据、美国上市公司企业特征数据以及全球主要国家特征数据, 并在此基础上实证分析了 2011—2021 年间美国政府补贴如何影响美国上市公司绿地投资行为。<sup>①</sup> 企业对外直接投资主要包括绿地投资和跨境并购两种模式。绿地投资是指企业在国外新建企业或生产设施, 而跨境并购则是指其直接收购或兼并东道国既有企业的行为 (蒋冠宏和蒋殿春, 2017)。本文在考察美国政府补贴对企业对外直接投资影响时, 聚焦于其对绿地投资的影响, 主要原因如下: 第一, 相较于跨境并购, 近年来绿地投资是美国企业对外直接投资流动的主要形式。就对外直接投资金额而言, 根据联合国贸易与发展会议 (UNCTAD) 的数据, 2013—2023 年间, 美国绿地投资流出额为跨境并购净流出额的 1.13 倍; 就对外直接投资新增项目数而言, 据本文统计, 2004—2021 年间, 美国对外绿地投资项目数为跨境并购的 2.53 倍, 其中美国对中国的绿地投资项目数为跨境并购的 6.24 倍。第二, 与跨境并购相比, 绿地投资更能够直接影响东道国的实物资本存量与生产能力, 与其经济增长和就业水平的联系更为紧密, 因此备受东道国政策制定者的关注 (UNCTAD, 2021; 田毕飞等, 2023)。

本文的边际贡献主要在于: 第一, 结合美国微观企业数据, 本文首次实证验证了美国政府补贴对美国企业绿地投资的促进作用。与此前相关研究仅探讨美国政府补贴对企业出口的作用不同 (Bernard 和 Jensen, 2004), 本文从对外直接投资的角度拓展了美国政府补贴国际效应的研究边界。第二, 本文从企业融资约束、经营风险、生产率和行业特征多个维度, 系统分析了美国政府补贴影响企业绿地投资的作用机制, 并探讨了该影响在不同企业间的异质性, 有助于深化关于政府补贴如何影响企业对外直接投资决策的理论认知。第三, 本文识别了美国企业在获得政府补贴后的绿地投资选址偏好, 系统揭示了资源禀赋、宏观经济环境以及双边政治经济关系等要素在这一投资布局中的异质性作用。总体而言, 本研究不仅有助于我国深化对美国产业补贴国际效应的理解并制定应对策略, 也为中国在大国博弈中通过产业补贴有针对性地引导优质企业“走出去”提供有价值的政策启示。

## 二、文献综述

### (一) 有关政府补贴经济后果的研究

已有大量文献探讨了政府补贴的经济影响, 但关于其政策成效, 学界迄今仍存在较大争

<sup>①</sup> 本文样本截至 2021 年, 未涵盖 2022 年《芯片与科学法案》等相关补贴。上述法案相关补贴与本文所研究的补贴差异显著: 前者出于地缘政治考量, 对受补贴企业的对外直接投资行为施加了诸多限制, 如《芯片与科学法案》明确限制受援实体在中国等受关注国家的产能扩张; 相比之下, 本文研究的补贴对企业海外投资一般未加限制。本文的独特价值在于揭示: 若补贴未限制企业海外投资行为, 即便附带本地投资等条件, 美国企业仍会遵循市场逻辑对中国等增加绿地投资。而上述新政的核心目的恰是阻断该自发市场行为, 这既从反面验证了本文结论, 也凸显了限制性补贴与企业自发行为的根本矛盾。最后, 《芯片与科学法案》等新政为研究限制性补贴提供了宝贵的自然实验, 待数据完备后, 探索其效果与本文结论的异同将是未来有价值的研究方向。

议。一部分研究认为政府补贴的正向效应明显,有助于改善市场失灵(Liu, 2019),促进科技创新(杨洋等, 2015)以及提升企业生产率(Aghion等, 2015)等。另一部分研究却对政府补贴的经济效应持消极态度,认为政府补贴在一定程度上造成了地方产能过剩(王文甫等, 2014),导致企业经济绩效下降(余明桂等, 2010)以及阻碍企业生产率的提高(Bernini和Pellegrini, 2011)等。与本文最相关的是针对美国政府补贴经济后果的研究。美国补贴政策主要致力于本国经济增长、产业发展和就业改善(王开和靳玉英, 2019)<sup>①</sup>,具有鲜明的内顾导向。已有大量研究从多个角度探讨了美国政府补贴的国内影响,部分学者对美国政府补贴的正向效应予以认同,指出其能够带来直接的就业增长(Slattery和Zidar, 2020),以及促进企业信息披露(Huang, 2022)等。另一部分学者则认为,美国政府补贴对非农就业参与具有负向影响(Ahearn等, 2006),将导致企业投资下降(Cohen等, 2011)等。目前考察美国政府补贴对美国企业国际化行为影响的文献十分有限,Bernard和Jensen(2004)的研究表明,美国州政府的出口补贴并未对企业出口活动产生显著影响,这一发现可能与研究样本限于大型制造业工厂有关。

### (二)有关企业对外直接投资影响因素的研究

影响企业对外直接投资决策的因素主要可归纳为四类:企业自身特征、母国特征、东道国特征以及母国与东道国的距离。在企业特征方面,生产率水平(Helpman等, 2004; 田巍和余森杰, 2012)、融资约束(刘莉亚等, 2015)以及出口经验(Conconi等, 2016)等是影响企业对外直接投资行为的重要因素。在母国特征方面,当母国制度约束较多或政治风险较大时,企业通过对外直接投资寻求更优发展的动机较强(Witt和Lewin, 2007; 宗芳宇等, 2012);与之相对,母国的政策激励、产业组织优势和行业优势等有助于增强企业国际竞争力,从而促进企业对外直接投资(Lu等, 2011; 裴长洪和郑文, 2011)。在东道国特征方面,一国的自然资源、市场规模、基础设施、腐败程度、政治稳定性、法律体系可靠性以及人力资本等均是企业进行对外直接投资区位选择时的重要考量因素(Asiedu, 2006; 方慧和宋玉洁, 2019)。在母国与东道国距离方面,地理距离和文化距离等因素往往会影响企业对外直接投资决策(綦建红和杨丽, 2012)。

### (三)有关政府补贴对企业对外直接投资影响的研究

为数不多的文献实证探讨了政府补贴与企业对外直接投资行为之间的关系,主要聚焦于中国政府补贴。常露露和薛军(2022)针对中国上市公司的研究表明,中国政府补贴与企业对外直接投资之间存在倒U形关系;当规模较小时,补贴有利于促进企业对外直接投资;然而,过高规模的补贴将抑制企业的对外直接投资行为,以上影响主要存在于绿地投资中,在跨境并购中并不显著。Li和Sun(2024)同样考察了中国政府补贴对企业对外直接投资行为的影响,结果表明政府补贴可以通过提高上市公司的生产效率、创新能力和社会绩效促进其对外直接投资,但他们并未发现公司在这一过程中对绿地投资的明显偏好。此外,Liu等(2024)也发现,中国政府补贴能够通过缓解融资约束推动民营企业“走出去”以开展直接投资。

总体而言,现有关于政府补贴对企业对外直接投资影响的研究仍十分有限,主要存在两方面的研究空白:其一,相关文献主要关注中国政府补贴对企业对外直接投资的影响,这类补贴虽目的广泛,但其中相当一部分都具有鼓励企业“走出去”投资的政策意图。相比之下,对于内顾倾向更强的政府补贴(如美国政府补贴)是否会对企业海外投资行为产生外溢效应,相关研究尚未给予足够关注。其二,已有研究大多聚焦于补贴对对外直接投资总量的影响,鲜少涉及

<sup>①</sup>美国政府补贴的“政策初衷”主要在于改善本土经济和就业,而本文所揭示的其对企业绿地投资的促进作用是该政策产生的国际溢出效应。本研究聚焦于论证后一种现象的存在性与机制,至于补贴是否真正实现了其本土目标,以及企业获得补贴后如何在本土与海外投资间进行权衡和排序,并非本文的实证分析范围,留待后续研究探讨。

企业获得补贴后的海外投资选址偏好,而这是理解补贴对企业国际化行为影响的重要视角。本文通过实证考察美国政府补贴对美国企业绿地投资行为的影响和作用机制,并系统分析企业异质性和东道国因素在其中的作用,为理解美国政府补贴如何影响美国企业跨国投资提供了新的微观经验证据。

### 三、理论分析与研究假说

#### (一) 美国政府补贴与企业海外绿地投资

对外直接投资在美国跨国企业的战略体系中占据着重要地位。一方面,通过垂直对外直接投资,美国企业将成本敏感的生产环节转移至更具比较优势的国家或地区(如劳动力丰富的发展中国家),以降低生产成本(Hanson等,2005);另一方面,通过水平对外直接投资,企业能够贴近更广阔的海外市场,以规避贸易壁垒和降低运输成本(Helpman等,2004),从而最大化整体利润。然而,执行这一全球战略,尤其是通过从零建立运营实体的绿地投资方式,对企业的财务实力和风险承担能力提出了较高要求。许多具备潜在高回报的海外绿地投资项目,常因企业面临融资约束或经营风险而被迫延迟或搁置。此时,美国政府提供的补贴,即便其主要目标是促进本土投资与就业(Huang,2022),也可能在实质上为企业注入关键资源,缓解其融资压力和经营风险,从而促进企业绿地投资行为。与《芯片与科学法案》下补贴设有“护栏条款”<sup>①</sup>等多重限制不同,本文所研究的美国政府补贴更加关注企业最终是否达成国内投资与就业创造等既定目标(Pérez-Amuedo等,2025),通常未对受补贴企业对外投资行为进行严格限制,这为企业调配资金支持其绿地投资战略提供了重要空间。

进一步地,美国企业获得补贴之后开展海外绿地投资,并不必然与补贴政策的国内目标相冲突;相反,此类投资可成为企业达成本土雇佣与投资要求的重要驱动力量。Desai等(2005,2009)的研究表明,美国企业的海外投资与国内投资之间存在显著互补关系。具体而言,海外子公司的运营不仅有助于美国母公司获得低成本的中间投入品,也会对母公司有形资产和无形资产产生购买需求,从而刺激母公司在本国本土的投资和雇佣。综上所述,美国政府补贴通过缓解企业融资约束和经营风险,可能会直接推动企业执行那些被压抑的高回报海外投资战略;而从动态视角看,企业亦能前瞻性地预见到:这些绿地投资能够通过成本节约和需求反哺两种渠道,促进母公司在本国本土的业务扩张,从而助力企业达成补贴所附加的国内考核要求。基于此,本文提出假说1。

H1: 美国政府补贴能够促进美国企业海外绿地投资。

#### (二) 缓解融资约束的机制作用

企业在东道国开展绿地投资时,通常需要在项目前期投入大量资金用于获取土地、建设厂房以及雇佣当地劳动力等,这对企业的资金实力与融资能力提出较高要求。一般而言,企业内部资金相对有限,绿地投资项目需要外部资金支持。然而,企业为绿地投资项目寻求外部融资时通常面临障碍。一方面,由于投资活动位于境外,投资者与企业之间存在严重信息不对称,外部融资提供方(如银行)难以准确评估项目真实风险与抵押品价值;另一方面,绿地投资具有高沉没成本和强不可逆性,这些特性与外部资本普遍追求的流动性和风险可控性相悖。上述因素导致外部资金提供者要求更高的风险溢价,甚至拒绝提供资金。因此,许多有前景的海外投资项目因企业面临融资约束而被迫推迟或搁置(Buch等,2014;刘莉亚等,2015)。

<sup>①</sup>“护栏条款”是指《芯片与科学法案》限制获得美国政府补贴的企业在中国等受关注国家扩大特定半导体设施的产能或进行相关技术合作。

美国政府补贴能够通过缓解企业的内源和外源融资约束,促进企业绿地投资。在缓解内源融资约束方面,补贴能够在短期内直接改善企业的利润水平和现金流状况(毛其淋和许家云,2015),为企业将更多的自有资金配置于高风险、高回报的绿地投资创造条件。在缓解外源融资约束方面,政府补贴可通过信号传递机制帮助企业获得更多的外部融资机会。在大多数情况下,政府补贴能够产生“光环效应”,向市场传递企业获得政府认可的信号(Kleer, 2010; 杨洋等, 2015)。这一信号有助于降低投资者与企业之间的信息不对称,增强其对企业前景的信心,从而提高企业获得银行贷款的可能性,拓宽其股权、债券融资渠道,为绿地投资提供关键的外部资金支持。据此,本文提出假说2。

H2: 美国政府补贴通过缓解企业融资约束,促进其海外绿地投资。

### (三)降低经营风险的机制作用

海外绿地投资不仅关乎资本配置,更是一项高风险、高不可逆性的长期战略承诺。美国企业需在陌生的制度与文化环境中构建完整运营体系,面临显著的不确定性与运营失败风险。在此情况下,企业自身的整体经营风险水平成为影响其投资决策的关键因素。根据实物期权理论,投资具有“等待价值”。当企业经营风险较高时(如面临剧烈的市场需求波动或行业竞争),管理层若将有限资源投入高风险的海外绿地投资项目,可能冲击企业整体财务稳定。相反,经营风险较低的企业拥有更充裕的财务缓冲与更高的风险承受能力,在应对海外不确定性时更为从容。因此,为保持财务灵活性与战略选择权,理性管理层在经营风险较高时倾向于推迟或放弃海外绿地投资,直至内部环境趋于稳定(Conconi等, 2016; 杨志强和李增泉, 2018; 聂辉华等, 2020)。

美国政府补贴通过降低企业整体经营风险,能够提升其承担海外投资风险并进行绿地投资的能力。具体而言,补贴直接缓解了企业的流动性压力,增强其在面临海外项目成本超支或工期延误等不确定因素时的抗风险能力。同时,部分具有导向性的补贴(如研发补贴)能够强化企业国内核心业务,助其构建更具韧性的本土运营基础。随着国内业务基本盘的稳固,企业整体风险结构得到优化,从而更有信心推进高风险、高回报的海外绿地投资。综上所述,美国政府补贴通过改善企业流动性状况与增强本土业务韧性,降低其整体经营风险与财务脆弱性,进而提高了管理层对海外绿地投资的风险承担意愿与执行能力。据此,本文提出假说3。

H3: 美国政府补贴通过降低企业经营风险,促进其海外绿地投资。

## 四、研究设计

### (一)模型设定

为考察美国政府补贴对企业绿地投资行为的影响,本文构建如下计量模型进行实证检验:

$$Greenofdi_{i,t} = \alpha + \beta Subsidy_{i,t-1} + Controls_{i,t-1} + \gamma_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*分别表示企业和年份。被解释变量为企业绿地投资行为(*Greenofdi<sub>it</sub>*),解释变量为企业受补贴情况(*Subsidy<sub>i,t-1</sub>*),*Controls<sub>i,t-1</sub>*为企业层面随时间变化的控制变量。 $\gamma_i$ 为企业固定效应, $\varphi_t$ 为年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。为缓解反向因果等内生性问题和考虑补贴效果的时滞性,解释变量和控制变量均滞后一期。此外,本文采用了企业层面的聚类稳健标准误。

### (二)变量定义

1. 被解释变量:美国企业绿地投资行为(*Greenofdi*)。本文借鉴常露露和薛军(2022)的做法,将企业每年新增绿地投资项目的总资本进行加总,并将其做对数化处理之后作为被解释变量,以衡量企业的年度绿地投资规模。

2. 解释变量: 美国企业受补贴情况 (*Subsidy*)。本文参考Huang (2022) 的方法, 构造虚拟变量来衡量企业收到美国政府补贴的情况: 若企业在上一年获得美国政府补贴, 则该变量赋值为1, 否则为0。<sup>①</sup>

3. 控制变量。参考常露露和薛军 (2022)、王琦凯等 (2023) 的研究, 选取一系列可能影响企业绿地投资行为的企业特征变量作为控制变量。具体如下: 企业规模 (*Size*), 由企业总资产对数表示; 总资产收益率 (*Roa*), 为净利润与总资产的比值; 杠杆率 (*Lev*), 为负债与总资产的比值; 固定资产比 (*Fixassetr*), 为固定资产净值与总资产的比值; 托宾Q值 (*Tobinq*), 由公司总市值与资产重置成本的比值计算, 其中总市值为股票市值和债务市值的和, 资产重置成本用总资产估算; 账面市值比 (*Bmr*), 由股东权益账面价值与市值的比值表示; 现金持有比 (*Cashr*), 为现金及现金等价物余额与总资产的比值; 员工数 (*Employee*), 由员工总数的对数表示; 全要素生产率 (*TFP*), 参考杨汝岱 (2015) 及Ackerberg等 (2015) 的研究, 采用经ACF方法修正的LP法计算得到。

### (三) 数据来源与说明

美国企业绿地投资数据来源于fDi Markets数据库。该数据库收集了全球范围内各国或地区的绿地投资项目情况, 包含项目时间、投资企业及其母公司名称、企业来源地、投资目的地、项目投资资本等变量, 被广泛用于对外直接投资领域研究。美国政府对本土企业补贴数据来源于Subsidy Tracker数据库。该数据库通过美国政府公开信息和主流新闻媒体报道收集政府对企业补贴相关数据, 包含补贴项目名称、受补贴企业及其母公司名称、补贴时间、补贴金额等信息, 是当前可得的最优质的美国政府补贴数据库 (Huang, 2022)。美国上市公司财务数据来源于沃顿研究数据平台 (WRDS) 中的Compustat-Capital IQ数据库。本文从中挑选总部位于美国的上市企业, 剔除金融行业企业、已退市企业、重要财务指标和员工人数异常企业, 并删除企业上市当年样本、重要财务指标和员工人数缺失样本。

本文首先基于美国上市公司Ticker代码, 匹配Subsidy Tracker数据库和Compustat-Capital IQ数据库, 形成包含财务与补贴信息的美国上市公司初始库。接着, 由于fDi Markets数据库中没有可以唯一识别的企业代码, 本文参考已有文献对企业母公司名称进行标准化处理(如剔除“Corp”“Company”等企业名称中无实际识别意义的通用词)后, 采用模糊匹配算法将其与初始库链接。最后, 通过人工核查互联网信息以确保匹配准确性, 从而得到最终的实证分析数据集。为排除2008年国际金融危机的影响<sup>②</sup>, 并考虑到数据可得性, 本文将样本时间区间设定在2011—2021年。此外, 本文对连续变量进行1%的双向缩尾处理, 以避免异常值的影响。

## 五、实证结果分析

### (一) 描述性统计

回归分析中主要变量的描述性统计结果如表1所示。样本中 *Subsidy* 的均值为0.326, 表明有32.6%的样本获得政府补贴。其他变量的描述性统计特征均在合理范围内, 无显著异常。

<sup>①</sup>若将补贴变量由虚拟变量替换为连续变量(补贴金额对数), 全文实证结果与其为虚拟变量时一致。限于篇幅, 文中未列示相关结果, 留存备索。

<sup>②</sup>受2008年国际金融危机影响, 美国政府向企业提供了巨量补贴(以贷款和贷款担保为主)。根据本文基于Subsidy Tracker数据库的统计, 2008年美国政府对美国上市公司的补贴总额约为101.5万亿美元, 2009年约为39.7万亿美元, 两年间补贴总额约为2000—2022年间其他年度总和的34倍。

表1 描述性统计

	Mean	SD	Min	Median	Max	Obs
<i>Greenofdi</i>	2.470	6.062	0.000	0.000	20.086	12315
<i>Subsidy</i>	0.326	0.469	0.000	0.000	1.000	12315
<i>Size</i>	20.778	2.167	15.838	20.866	25.623	12315
<i>Roa</i>	-0.005	0.196	-1.091	0.041	0.281	12315
<i>Lev</i>	0.473	0.209	0.044	0.487	0.907	12315
<i>Fixassetr</i>	0.254	0.235	0.001	0.173	0.891	12315
<i>Tobinq</i>	2.120	1.646	0.619	1.580	10.600	12315
<i>Bmr</i>	0.578	0.472	0.033	0.454	2.830	12315
<i>Cashr</i>	0.142	0.162	0.001	0.091	0.909	12315
<i>Employee</i>	7.799	2.256	1.946	8.071	12.401	12315
<i>TFP</i>	8.344	0.808	5.547	8.350	10.562	12315

## (二) 基准回归

考察美国政府补贴对企业绿地投资行为影响的基准回归结果如表2所示。在列(1)的基础上,列(2)进一步纳入了企业层面控制变量。结果显示,补贴变量的系数为0.556,并在1%的水平上显著,表明美国企业如果获得政府补贴,其绿地投资金额将平均增加约74.4%。因此,假说1得证,即美国政府补贴促进了企业的海外绿地投资行为。此外,控制变量的系数显示,企业总资产和托宾Q值与企业绿地投资规模显著正相关,而账面市值比则与其显著负相关,说明具有更大规模、更多投资机会、更高成长性的企业往往具有更强的动机和实力进行绿地投资。

## (三) 稳健性检验

为进一步验证美国政府补贴对企业绿地投资的促进作用,本文进行了以下一系列稳健性检验,结果表明该结论具有较强的可靠性。

1. 替换被解释变量。首先,本文将被解释变量更换为表示企业是否有绿地投资行为的虚拟变量(*Invest*)以及绿地投资项目数量(*Investnum*)<sup>①</sup>重新进行回归。回归结果见表3列(1)和列(2),显示美国政府补贴的系数均显著为正,表明基准回归结果依然稳健。其次,本文剔除了位于开曼群岛、百慕大群岛、所罗门群岛、特克斯和凯科斯群岛、中国香港、新加坡以及卢森堡等“避税天堂”的投资项目,重新计算美国企业绿地投资金额对数(*Investcap*)并进行回归分析,以排除企业出于避税动机而进行的虚假投资对本文主要结论的干扰,回归结果见表3列(3)。结果显示,美国政府补贴对绿地投资金额的促进作用在排除避税天堂样本后依然显著存在。

表2 基准回归结果

	(1) <i>Greenofdi</i>	(2) <i>Greenofdi</i>
<i>Subsidy</i>	0.556*** (0.164)	0.556*** (0.173)
<i>Size</i>		0.670*** (0.158)
<i>Roa</i>		-0.204 (0.273)
<i>Lev</i>		-0.654 (0.445)
<i>Fixassetr</i>		0.402 (0.626)
<i>Tobinq</i>		0.083* (0.046)
<i>Bmr</i>		-0.313*** (0.120)
<i>Cashr</i>		0.104 (0.422)
<i>Employee</i>		-0.062 (0.134)
<i>TFP</i>		0.095 (0.109)
<i>cons</i>	2.356*** (0.054)	-11.752*** (2.953)
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
<i>N</i>	13329	12315
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0.489	0.487

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。括号内为企业层面聚类稳健标准误。如未特别说明,下同。

<sup>①</sup>考虑到绿地投资项目数量(*Investnum*)为计数数据,本文采用高维固定效应面板泊松伪最大似然估计法研究美国政府补贴对企业绿地投资项目数量的影响。值得注意的是,表3第(2)列样本量相较于其他列有所缩减,这主要是源于历年绿地投资项目数均为零的企业观测值在回归时被自动剔除。

2. 调整模型设定。已有文献表明, 政府补贴可能对企业绿地投资产生抑制作用。本文首先通过在回归模型中添加补贴变量的更多滞后项和当期项, 检验美国政府补贴对企业绿地投资的促进作用是否会随时间变化转为抑制作用。[表4](#)第(1)列结果显示, 补贴对企业绿地投资的促进作用不会随时间推移转为抑制作用。其次, 本文在补贴为连续变量的基准回归模型中添加了补贴规模对数的平方, 以检验补贴对绿地投资的抑制作用是否会随补贴规模的变化而产生。回归结果展示在[表4](#)第(2)列, 其中平方项系数并不显著, 表明补贴规模和企业绿地投资之间并不存在U形或倒U形关系, 同样未发现补贴对绿地投资存在抑制作用。

3. 工具变量法。为缓解潜在的内生性问题, 本文已对解释变量进行滞后处理, 并控制了企业和年份固定效应。然而, 可能的遗漏变量(如企业扩张潜力等)及反向因果问题(如企业为筹集t年绿地投资资金而提前游说并申请补贴)仍可能导致估计偏误。因此, 本文借鉴Cheng等([2024](#))的做法, 将年度同行业(具有相同SIC四位代码)受补贴企业数量作为工具变量进行实证分析, 以应对可能存在的内生性问题。该行业层面的变量与企业受补贴情况高度相关, 但与企业的绿地投资决策无直接关系。具体而言, 一方面, 当年同行业内收到补贴的企业数量越多, 本企业获得政府补贴的概率越大, 因此该变量满足工具变量选择的相关性要求。另一方面, 除影响企业获得补贴的机会外, 该变量不会直接或通过其他途径影响企业绿地投资行为; 同时其作为行业层面的变量, 也避免了被企业微观投资决策反向影响的可能性, 符合工具变量选择的排他性要求。

工具变量回归结果如[表5](#)所示。其中, 第(1)列为第一阶段回归结果, 表明工具变量与补贴变量显著正相关; 第(2)列为第二阶段回归结果, 显示采用工具变量的结果与基准结果一致。同时, Kleibergen-Paap rk LM统计量在1%水平上显著, 强烈拒绝不可识别的原假设; Kleibergen-

表3 稳健性检验: 替换被解释变量

	(1) <i>Invest</i>	(2) <i>Investnum</i>	(3) <i>Investcap</i>
<i>Subsidy</i>	0.034*** (0.010)	0.236*** (0.082)	0.489*** (0.170)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	12315	4727	12315
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0.455		0.489
<i>Pseudo R</i> <sup>2</sup>		0.500	

表4 稳健性检验: 调整模型设定

	(1) <i>Greenofdi</i>	(2) <i>Greenofdi</i>
<i>Subsidy_lag3</i>	-0.068 (0.197)	
<i>Subsidy_lag2</i>	0.430** (0.211)	
<i>Subsidy_lag1</i>	0.511** (0.201)	0.106* (0.062)
<i>Subsidy_lag0</i>	-0.271 (0.206)	
<i>Subsidy_lag1_square</i>		-0.005 (0.004)
<i>Controls</i>	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
<i>N</i>	9394	12315
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0.507	0.487

注: 列(1)补贴相关变量为虚拟变量, 列(2)补贴相关变量为连续变量。*Subsidy\_lag3*、*Subsidy\_lag2*、*Subsidy\_lag1*、*Subsidy\_lag0*分别为滞后3期、滞后2期、滞后1期和当期的补贴变量, *Subsidy\_lag1\_square*为滞后1期补贴金额对数的平方。

表5 稳健性检验: 工具变量法

	(1) <i>Subsidy</i>	(2) <i>Greenofdi</i>
<i>IV</i>	0.072*** (0.004)	
<i>Subsidy</i>		1.367** (0.644)
<i>Controls</i>	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
<i>N</i>	12315	12315
Kleibergen-Paap rk LM统计量P值		0.000
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量		272.160
Stock-Yogo临界值		16.38

Paap rk Wald F统计量远高于临界值16.38, 验证了该工具变量不存在弱工具变量问题。

4. 其他稳健性检验。本文还进行了其他若干稳健性分析, 包括删除新冠疫情后(2020年和2021年)的样本, 采用面板随机效应Tobit模型处理绿地投资金额是以0为下限的截堵问题, 以及更换聚类层级(分别在企业所属行业层面和所在州层面进行聚类), 回归结果均表明本文的基本结论具有稳健性。<sup>①</sup>

## 六、进一步分析

通过上文分析, 本文已经验证了美国政府补贴对企业绿地投资活动的显著正向影响, 本部分进一步对其作用机制与异质性展开分析。首先, 参考江艇(2022)的方法, 检验补贴是否通过缓解企业融资约束与降低其经营风险来促进其绿地投资。随后, 分别从企业生产率水平、企业所在行业特征、投资目的国主要经济特征以及其与美国近岸、友岸关系多个维度考察补贴对企业绿地投资影响的异质性表现。

### (一) 机制检验

1. 缓解融资约束机制。本文首先构造3个指标分别衡量企业的整体融资约束水平、内源融资约束水平和外源融资约束水平。具体而言, 借鉴Kaplan和Zingales(1997)、魏浩和张宇鹏(2020)的做法, 基于企业经营性净现金流与上期总资产比值、现金股利与上期总资产比值、现金及现金等价物余额与上期总资产比值、资产负债率、托宾Q值这5个指标与同行业(具有相同SIC二位代码)同年度各指标中位数的关系构造KZ指数(*FC*)<sup>②</sup>, 以衡量企业的整体融资约束情况; 参考张同斌和刘文龙(2024)等的研究, 采用(1-现金及现金等价物余额与期末总资产比值) $\times 100$ (*InternalFC*)来衡量企业内源融资约束程度; 采用(1-企业流动资产减流动负债差额与期末总资产比值) $\times 100$ (*ExternalFC*)来衡量企业外源融资约束程度。上述3个指标值越高, 表明企业面临的融资约束越严重。接着, 本文以上述融资约束指标为被解释变量, 补贴变量为解释变量进行回归, 控制变量和模型设定均与基准回归一致。回归结果显示(见表6前三列), 补贴的系数均显著为负, 表明美国政府补贴能够有效缓解企业面临的融资约束。已有文献也表明, 企业融资约束的缓解能够推动企业进行绿地投资, 由此可见, 缓解融资约束是美国政府补贴促进企业绿地投资的重要机制, 假说2得证。

2. 降低经营风险机制。本文首先采用以下2个指标来衡量企业所面临的经营风险: 第一, 参考朱菲菲等(2025)的研究, 计算补贴发放当年和上年企业总资产收益率的标准差, 并乘以100(*Roasd1*); 第二, 将补贴发放当年四个季度的企业总资产收益率剔除季度效应, 然后计算标准差并乘以100(*Roasd2*)。上述两个指标均以企业盈利能力的波动性来衡量其经营风险, 指标值越大, 表明风险越高。接着, 将企业经营风险变量对补贴变量进行回归, 结果显示(见表6

表6 机制检验结果

	缓解融资约束			降低经营风险	
	(1) <i>FC</i>	(2) <i>InternalFC</i>	(3) <i>ExternalFC</i>	(4) <i>Roasd1</i>	(5) <i>Roasd2</i>
<i>Subsidy</i>	-0.038** (0.015)	-0.674*** (0.197)	-0.907*** (0.276)	-0.434** (0.179)	-0.129* (0.075)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	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
<i>N</i>	12150	12315	12017	12315	11816
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0.676	0.772	0.840	0.429	0.609

①限于篇幅, 文中未列示其他稳健性检验结果, 备索。

②具体而言, 若企业经营性净现金流与上期总资产比值、现金股利与上期总资产比值、现金及现金等价物余额与上期总资产比值低于其行业-年度中位数, 或资产负债率、托宾Q值高于行业-年度中位数, 则对应二元变量赋值为1, 否则为0。将此5个二元变量加总后, 以其为因变量、以上述5个财务指标为自变量, 采用有序Logit模型进行回归, 所得的预测值即为最终的KZ指数。

后两列), 补贴变量的系数均显著为负, 表明美国政府补贴能够降低企业经营风险。根据本文的理论分析, 企业经营风险的降低能够促进其进行绿地投资。由此可见, 降低企业经营风险是美国政府补贴促进企业绿地投资的重要机制, 假说3得证。

## (二) 异质性分析

1. 生产率水平异质性。现有文献指出: 只有超过某一生产率门槛值的企业才能承担对外直接投资所需的高额固定成本, 从而实现正的利润回报; 生产率越高的企业, 开展对外直接投资的概率越大, 投资额也越高 (Helpman等, 2004; 田巍和余森杰, 2012)。基于前文经ACF方法修正的LP法计算的全要素生产率  $TFP$ , 本文按年度将企业分为生产率高、低两组, 并进行分组回归。**表7**回归结果显示, 只有在生产率高的样本中, 补贴变量的系数才显著为正, 这表明政府补贴并未改变绿地投资对企业能力的高要求。

2. 行业类型异质性。其一, 考察美国政府补贴对企业绿地投资的影响是否因行业竞争程度而异。基于当年行业内(由SIC三位代码定义)企业销售额占行业总销售额比值平方的总和, 本文计算赫芬达尔指数以衡量企业所在行业的竞争程度, 其值越低, 表示竞争越激烈。基于该指标, 本文将企业划分为行业竞争程度高、低两组进行回归。**表8**前两列结果显示, 补贴系数仅在行业竞争大的企业中显著为正, 表明只有所在行业竞争激烈的企业在收到补贴后才会进行绿

地投资。在国内市场陷入高强度竞争(如价格战与市场份额争夺)时, 企业为规避过度竞争导致的边际收益递减和生存空间挤压, 可能倾向于通过绿地投资进入竞争更为缓和的海外市场。

其二, 检验政府补贴对绿地投资的影响在关键与新兴技术行业和其他行业之间是否存在显著差异。本文基于2020年美国国务院发布的《关键与新兴技术国家战略》中20项关键与新兴技术清单<sup>①</sup>, 依据NAICS行业代码<sup>②</sup>将样本企业划分为关键与新兴技术产业内企业和其他产业企业两组。**表8**的列(3)和列(4)回归结果显示, 美国政府补贴对企业绿地投资的促进作用在关键与新兴产业中不仅显著为正, 而且效应显著高于其他产业。产生这一结果的原因可能在于: 这些产业中的企业竞争力高度依赖对全球关键要素和前沿技术的整合。在补贴缓解了企业融资约束和经营风险后, 这些产业内的企业更有动力通过绿地投资嵌入海外先进技术的关键要素供应链, 从而在复杂的国际环境中构建竞争优势。

3. 投资目的国异质性。在收到政府补贴之后, 美国企业倾向于对哪些国家进行投资? 为了

<sup>①</sup>这20项技术分别为: 高级计算, 先进常规武器技术, 高级工程材料, 先进制造, 高级传感, 航空发动机技术, 农业技术, 人工智能, 自主系统, 生物技术, 化学、生物、放射和核减缓技术, 通信和网络技术, 数据科学与存储, 分布式分类技术, 能源技术, 人机界面, 医疗和公共卫生技术, 量子信息科学, 半导体和微电子学, 空间技术。

<sup>②</sup>NAICS代码相对于SIC代码分类更为细致, 更有助于本文从中挑选出关键与新兴技术产业相关的行业。

表7 异质性分析: 企业生产率水平

	(1)	(2)
	<i>Green of fdi</i>	
	生产率高	生产率低
<i>Subsidy</i>	0.834*** (0.257)	0.227 (0.237)
<i>Controls</i>	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
<i>N</i>	6115	6005
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0.461	0.525

表8 异质性分析: 行业类型

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Green of fdi</i>			
	行业竞争大	行业竞争小	关键与新兴技术产业	其他产业
<i>Subsidy</i>	0.644*** (0.190)	0.203 (0.423)	0.904** (0.386)	0.422** (0.186)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9903	2355	4054	8261
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0.477	0.538	0.447	0.508
组间差异P值			0.087	

回答这一问题,本文挑选66个主要发达国家和发展中国家<sup>①</sup>,分析补贴对绿地投资促进效应的目的国异质性,回归模型如下:

$$Greenofdi_{ict} = \tau + \eta Subsidy_{i,t-1} + \rho Subsidy_{i,t-1} \times Z_{c,t-1} + Controls_{i,t-1} + Z_{c,t-1} + \zeta_{ic} + \theta_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其中,  $Greenofdi_{ict}$ 为企业*i*在*t*年对*c*国的绿地投资,由绿地投资项目总资本的对数表示。与公式(1)相同,  $Subsidy_{i,t-1}$ 为虚拟变量,同时  $Controls_{i,t-1}$ 为一系列企业特征变量。此外,本文参考Asiedu(2006)、宗芳宇等(2012)的研究,在回归模型中添加一系列随时间变化的目的国特征变量  $Z_{c,t-1}$ ,具体如下:矿石和金属资源丰富度(*Mine*),以矿石和金属出口额与商品出口总额的比值表示;燃料资源丰富度(*Fuel*),以燃料出口额与商品出口总额的比值表示;国内生产总值(*Lngdp*),以2015年不变价美元衡量的GDP的对数表示;人口规模(*Lnpop*),以人口总数的对数表示;劳动力供给水平(*Lpratio*),以15—64岁人口数与总人口数的比值表示;政府治理水平,包含公众话语权和问责水平(*Vae*)、政治稳定性(*Pve*)、政府效率(*Gee*)、监管质量(*Rqe*)、法制水平(*Rle*)和腐败约束程度(*Cce*)6个变量,其值越高,代表政府治理水平越好。以上变量数据均来源于世界银行。此外,控制企业-目的国高维固定效应( $\zeta_{ic}$ )和年份固定效应( $\theta_t$ ),并将标准误差聚类到企业层面。 $\varepsilon_{ict}$ 为随机误差项。本文对除  $Greenofdi_{ict}$ 之外的其他连续变量进行1%的双向缩尾处理<sup>②</sup>,以降低异常值的影响。

本文首先系统考察目的国主要经济特征如何影响美国政府补贴对企业对外绿地投资的促进效应。表9回归结果显示,补贴的促进效应在劳动力资源更丰富(前两列)、市场规模更大(第3列)、创新水平<sup>③</sup>更高(第4列)以及美国对其贸易依赖度<sup>④</sup>更强(第5列)的国家中显著更强。上述结果表明,获得补贴之后,美国企业的绿地投资存在获取劳动力资源、拓展市场、寻求创新资源以及利用既有贸易网络等多重动机。鉴于中国在劳动力资源、市场规模、创新水平、美国对其贸易依赖度等各方面综合表现较优,本文还通过在回归模型中加入中国大陆虚拟变量及其与补贴的交互项,实证检验促进效应在中国大陆和其他经济体之间是否存在显著不同。表9第(6)列中交互项系数显著为正,表明在获得美国政府补贴后,美国企业在中国大陆开展的绿地投资规模显著高于其他经济体。该计量发现与基于fDi Markets数据的经验事实相一致:2003—2021年间中国是美国最大的绿地投资目的国。

接着,本文检验了2011—2021年间美国与绿地投资目的国之间的近岸、友岸关系是否会对补贴的绿地投资促进效应产生影响。首先构造相关变量:一方面,以两国主要城市间地理距离的对数<sup>⑤</sup>与共同语言虚拟变量<sup>⑥</sup>衡量美国与企业绿地投资目的国之间的地理与文化邻近性;另一方面,采用表示当年该经济体与美国是否为政治同盟国的虚拟变量<sup>⑦</sup>、当年与美外交立场

<sup>①</sup>包含丹麦、以色列、加拿大、奥地利、希腊、德国、意大利、挪威、新西兰、日本、比利时、法国、澳大利亚、爱尔兰、瑞典、瑞士、芬兰、英国、荷兰、葡萄牙、西班牙和韩国22个发达国家,以及中国、乌克兰、乌干达、俄罗斯、保加利亚、克罗地亚、加纳、匈牙利、南非、印度、印度尼西亚、哈萨克斯坦、哥伦比亚、土耳其、坦桑尼亚、墨西哥、多米尼加共和国、孟加拉国、尼日利亚、巴基斯坦、巴林、巴西、拉脱维亚、捷克、摩洛哥、斯洛文尼亚、斯里兰卡、智利、沙特阿拉伯、波兰、泰国、爱沙尼亚、科威特、秘鲁、立陶宛、肯尼亚、菲律宾、赞比亚、越南、阿拉伯联合酋长国、阿曼、阿根廷、马来西亚和黎巴嫩44个发展中国家。

<sup>②</sup>如果对被解释变量进行1%的双向缩尾,就会导致被解释变量全部取值为0,因此此处并未对被解释变量进行缩尾。

<sup>③</sup>以世界银行公布的各经济体居民申请专利总数的对数(*Lnpatent*)衡量一国创新水平。

<sup>④</sup>以美国对目的国的进出口额与美国当年进出口总额的比值(*Tradedep*)衡量,数据来源于CEIC。

<sup>⑤</sup>数据来源于Mayer和Zignago(2011)计算的各国人口最多的城市间的地理距离,本文对其取对数,记为*Lndist*。

<sup>⑥</sup>即Melitz和Toubal(2014)构造的表示两地是否有9%或以上的人口讲同一种语言的虚拟变量,本文将其记为*Lans*。

<sup>⑦</sup>美国的政治同盟伙伴包含北大西洋公约组织成员和美国国会授权总统指定的非北约同盟伙伴。若一国属于该范畴内,则虚拟变量 *Union* 取1,否则为0。

表9 异质性分析:目的国主要经济特征

	(1) <i>Greenofdi</i>	(2) <i>Greenofdi</i>	(3) <i>Greenofdi</i>	(4) <i>Greenofdi</i>	(5) <i>Greenofdi</i>	(6) <i>Greenofdi</i>
<i>Subsidy</i> × <i>Lpop</i>	0.015*** (0.004)					
<i>Subsidy</i> × <i>Lpratio</i>		0.170** (0.077)				
<i>Subsidy</i> × <i>Lngdp</i>			0.016*** (0.005)			
<i>Subsidy</i> × <i>Lnpatent</i>				0.008*** (0.003)		
<i>Subsidy</i> × <i>Tradedep</i>					0.760*** (0.288)	
<i>Subsidy</i> × <i>China</i>						0.269*** (0.082)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业×目的国固定效应	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
<i>N</i>	796 106	796 106	796 106	727 909	796 106	796 106
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0.146	0.146	0.146	0.142	0.146	0.146

注:每个交互项对应的单独项均纳入控制变量中,限于篇幅,表格中不展示其系数和标准误。如未特别说明,下表同。

距离<sup>①</sup>、当年是否为美国自贸协定伙伴国的虚拟变量<sup>②</sup>衡量该国是否为美国的友岸国家。然后将上述变量与补贴的交互项加入回归,表10回归结果表明,样本期内获得补贴的美国企业并未表现出向近岸或友岸国家系统性倾斜的投资偏好。

以上有关东道国异质性的研究总体表明,美国企业在收到政府补贴之后的绿地投资区位选择,主要出于获取劳动力资源、创新资源和东道国市场等经济利益的考量,这与Liu等(2023)的研究结论一致;对该国是否为美国近岸或友岸国家并无特别关注。

表10 异质性分析:目的国与美国近岸、友岸关系

	(1) <i>Greenofdi</i>	(2) <i>Greenofdi</i>	(3) <i>Greenofdi</i>	(4) <i>Greenofdi</i>	(5) <i>Greenofdi</i>
<i>Subsidy</i> × <i>Lndist</i>	0.003 (0.011)				
<i>Subsidy</i> × <i>Lans</i>		0.016 (0.010)			
<i>Subsidy</i> × <i>Union</i>			-0.008 (0.009)		
<i>Subsidy</i> × <i>Ideap</i>				0.003 (0.006)	
<i>Subsidy</i> × <i>FTA</i>					-0.004 (0.012)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
企业×目的国固定效应	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
<i>N</i>	796 106	796 106	796 106	796 106	796 106
<i>Adj. R</i> <sup>2</sup>	0.146	0.146	0.146	0.146	0.146

## 七、结论与政策启示

美国既是全球主要的补贴实施国,也是最大的绿地投资输出国,其补贴政策具有显著的国际外部性,而绿地投资行为本身亦深刻影响着全球经济格局。因此,系统研究美国政府补贴如

①Bailey等(2017)根据联合国大会表决数据计算了各国外交立场的理想点数值,值越高表明其与美国倡导的自由主义秩序越接近。因此,本文以一国理想点数值与美国理想点数值之差的绝对值衡量其与美国的外交距离,记为*Ideap*。

②美国自贸协定伙伴国由本文根据美国商务部下属的国际贸易管理局网站信息整理确定,若一国当年为美国自贸协定伙伴国,FTA取值为1,否则为0。

何影响企业绿地投资行为具有重要的理论和现实意义。本文利用Subsidy Tracker美国政府补贴数据和fDi Markets企业绿地投资数据,考察了2011—2021年间美国政府补贴如何影响美国企业绿地投资行为。主要研究结论如下:美国政府补贴显著推动了美国企业的绿地投资,获得补贴使企业的绿地投资金额平均增加约74.4%,其中缓解融资约束、降低经营风险是关键的传导机制。在企业层面,补贴对绿地投资的正向影响仅在生产率高、所在行业竞争更激烈的企业中显著,同时在关键与新兴技术产业中的强度显著高于其他产业。在目的国选择方面,美国企业在获得补贴后,更倾向于将绿地投资投向市场潜力大、劳动力资源丰富、创新能力强、美国对其贸易依赖度高的国家;中国在上述维度表现突出,因此吸引了更多的美国企业绿地投资;相对而言,本文未观察到样本期间美国企业对近岸国家和友岸国家的明显偏好。

本文的研究发现具有一定的政策启示:第一,本研究揭示在未对海外投资设限的美国政府补贴体系下,即便补贴以提振本土投资和就业为主要目标,其仍然能产生促进企业进行绿地投资的溢出效应,尤其是在高生产率和关键新兴技术产业企业中,这种效应更为明显;与此同时,受补贴企业往往基于寻求劳动力、创新资源以及获得更大规模市场等进行海外布局。当前,《芯片与科学法案》等新政通过“护栏条款”明确限制受补贴企业对中国等国的投资,此举与上述企业自发的市场化行为逻辑相背离,在实施中可能遭遇企业规避等阻力。基于此,面对外部政策压力,中国应保持战略定力,化挑战为机遇,坚定推进高水平对外开放,强化创新驱动发展战略,持续优化营商环境、降低政策不确定性,继续增强对包括美资在内的跨国企业的吸引力。通过促进优质外资在华长期投资、深化产业融合,助力加快构建更高水平的开放型经济新体制。第二,政府补贴可有效推动企业开展绿地投资,但应实现“激励”与“防控”的平衡。中国可在WTO规则框架内,更好发挥财政资金的引导作用,缓解企业出海过程中面临的融资约束和经营风险,提升其国际竞争力。然而,政府也应避免过度补贴扭曲市场,警惕由产业链外迁引发的“制造业空心化”问题。建议建立“投入—回报”追踪机制,在鼓励企业出海的同时,推动核心技术和利润有效回流,促进国内产业链升级与对外拓展的良性联动,推动国内国际双循环相互促进、协调发展。第三,生产率高、关键和新兴技术领域企业的绿地投资对补贴反应更积极,也更具规模效应和战略价值。建议政府重点扶持关键新兴产业与具有全球竞争力的龙头企业出海,通过海外建厂、设立研发中心等方式,提升对供应链、产业链关键环节及核心资源的控制力,从而在国际博弈中赢得更大的主动权,以构建自主可控、韧性更强的全球供应链体系。

#### 主要参考文献:

- [1] 常露露,薛军.政府补助与企业对外直接投资——来自中国上市企业的经验证据[J].南开学报(哲学社会科学版),2022,(4).
- [2] 方慧,宋玉洁.东道国风险与中国对外直接投资——基于“一带一路”沿线43国的考察[J].上海财经大学学报,2019,(5).
- [3] 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[J].世界经济,2017,(7).
- [4] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022,(5).
- [5] 刘莉亚,何彦林,王照飞,等.融资约束会影响中国企业对外直接投资吗?——基于微观视角的理论和实证分析[J].金融研究,2015,(8).
- [6] 毛其淋,许家云.政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角[J].中国工业经济,2015,(6).
- [7] 聂辉华,阮睿,沈吉.企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J].世界经济,2020,(6).
- [8] 裴长洪,郑文.国家特定优势:国际投资理论的补充解释[J].经济研究,2011,(11).
- [9] 蔡建红,杨丽.中国OFDI的区位决定因素——基于地理距离与文化距离的检验[J].经济地理,2012,(12).

- [10] 田毕飞,赵洁,肖文正.中国绿地投资对东道国创业的影响:抑制还是促进[J].*财贸经济*,2023,(6).
- [11] 田巍,余森杰.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)*,2012,(2).
- [12] 王开,靳玉英.美国产业补贴政策主要特征、对我国的影响及应对措施[J].*国际贸易*,2019,(8).
- [13] 王琦凯,靳玉英,彭珮.美国产业补贴对美中供应链关系的影响研究[J].*国际贸易问题*,2023,(3).
- [14] 王文甫,明媚,岳超云.企业规模、地方政府干预与产能过剩[J].*管理世界*,2014,(10).
- [15] 魏浩,张宇鹏.融资约束与中国企业出口产品结构调整[J].*世界经济*,2020,(6).
- [16] 杨汝岱.中国制造业企业全要素生产率研究[J].*经济研究*,2015,(2).
- [17] 杨洋,魏江,罗来军.谁在利用政府补贴进行创新?——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J].*管理世界*,2015,(1).
- [18] 杨志强,李增泉.混合所有制、环境不确定性与投资效率——基于产权专业化视角[J].*上海财经大学学报*,2018,(2).
- [19] 余明桂,回雅甫,潘红波.政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性[J].*经济研究*,2010,(3).
- [20] 张同斌,刘文龙.留抵退税改革、融资约束与企业产业链关联[J].*管理世界*,2024,(3).
- [21] 朱菲菲,张怡宁,谭小芬.房地产企业美元债融资:动机与企业风险[J].*中国工业经济*,2025,(2).
- [22] 宗芳宇,路江涌,武常岐.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*,2012,(5).
- [23] Ackerberg D A, Caves K, Frazer G. Identification properties of recent production function estimators [J]. *Econometrica*, 2015, 83(6): 2411–2451.
- [24] Aghion P, Cai J, Dewatripont M, et al. Industrial policy and competition [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7(4): 1–32.
- [25] Ahearn M C, El-Osta H, Dewbre J. The impact of coupled and decoupled government subsidies on off-farm labor participation of U.S. farm operators [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2006, 88(2): 393–408.
- [26] Asiedu E. Foreign direct investment in Africa: The role of natural resources, market size, government policy, institutions and political instability [J]. *The World Economy*, 2006, 29(1): 63–77.
- [27] Bailey M A, Strezhnev A, Voeten E. Estimating dynamic state preferences from United Nations voting data [J]. *Journal of Conflict Resolution*, 2017, 61(2): 430–456.
- [28] Bernard A B, Jensen J B. Why some firms export [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2004, 86(2): 561–569.
- [29] Bernini C, Pellegrini G. How are growth and productivity in private firms affected by public subsidy? Evidence from a regional policy [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2011, 41(3): 253–265.
- [30] Buch C M, Kesternich I, Lippner A, et al. Financial constraints and foreign direct investment: Firm-level evidence [J]. *Review of World Economics*, 2014, 150(2): 393–420.
- [31] Cheng M P S, Tang C, Lo C K Y, et al. Return to the United States: Impact of reshoring announcements and reshoring risks on market valuation [J]. *Management Science*, 2024, 71(4): 3253–3282.
- [32] Cohen L, Coval J, Malloy C. Do powerful politicians cause corporate downsizing? [J]. *Journal of Political Economy*, 2011, 119(6): 1015–1060.
- [33] Conconi P, Sapir A, Zanardi M. The internationalization process of firms: From exports to FDI [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 99: 16–30.
- [34] Desai M A, Foley C F, Hines Jr J R. Foreign direct investment and the domestic capital stock [J]. *The American Economic Review*, 2005, 95(2): 33–38.
- [35] Desai M A, Foley C F, Hines Jr J R. Domestic effects of the foreign activities of US multinationals [J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2009, 1(1): 181–203.
- [36] Hanson G H, Mataloni Jr R J, Slaughter M J. Vertical production networks in multinational firms [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2005, 87(4): 664–678.
- [37] Helpman E, Melitz M J, Yeaple S R. Export versus FDI with heterogeneous firms [J]. *American Economic Review*, 2004, 94(1): 300–316.
- [38] Huang Y. Government subsidies and corporate disclosure [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2022,

- 74(1): 101480.
- [39] Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169–215.
- [40] Kleer R. Government R&D subsidies as a signal for private investors [J]. *Research Policy*, 2010, 39(10): 1361–1374.
- [41] Li S Q, Sun M D. Spillover effects of government subsidies on outward foreign direct investment: Evidence from China [J]. *Review of International Economics*, 2024, 32(4): 1521–1566.
- [42] Liu E. Industrial policies in production networks [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(4): 1883–1948.
- [43] Liu Y D, Tang T F, Li H Y, et al. How do government subsidies affect OFDI of private enterprises? Evidence from China [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2024, 90: 241–251.
- [44] Liu Y F, Li X, Zhu X N, et al. The theoretical systems of OFDI location determinants in global north and global south economies [J]. *Humanities and Social Sciences Communications*, 2023, 10(1): 130.
- [45] Lu J Y, Liu X H, Wang H L. Motives for outward FDI of Chinese private firms Firm resources, industry dynamics, and government policies [J]. *Management and Organization Review*, 2011, 7(2): 223–248.
- [46] Mayer T, Zignago S. Notes on CEPPII's distances measures: The GeoDist database[R]. CEPPII Working Paper, No. 2011-25, 2011.
- [47] Melitz J, Toubal F. Native language, spoken language, translation and trade [J]. *Journal of International Economics*, 2014, 93(2): 351–363.
- [48] Pérez-Amuedo J A, Hassan M K, Houston R. The ripple effect: How subsidies transform firm behavior [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2025, 95: 102880.
- [49] Slattery C, Zidar O. Evaluating state and local business incentives [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2020, 34(2): 90–118.
- [50] UNCTAD. World investment report 2021[M]. Geneva: United Nations, 2021.
- [51] Witt M A, Lewin A Y. Outward foreign direct investment as escape response to home country institutional constraints [J]. *Journal of International Business Studies*, 2007, 38(4): 579–594.

## U.S. Government Subsidies and Corporate Greenfield Investment

Xia Sunyao, Zhang Wenqian, Quan Yue

(College of Business, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Summary:** Since the 2008 global financial crisis, the U.S. government has intensified the use of fiscal subsidies to lower domestic production and investment costs in an effort to counter manufacturing hollowing-out and revive the manufacturing sector. These subsidies are primarily aimed at promoting local investment and employment, giving them a generally inward-oriented character. Meanwhile, given that firms' domestic and overseas investment decisions are often made under a unified strategic and financial framework, U.S. government subsidies, characterized by a strong inward-looking tendency, may generate spillover effects on OFDI.

Against this backdrop, this paper matches global greenfield investment data from fDi Markets, subsidy data from Subsidy Tracker, U.S. publicly listed firms' information, and major host-country characteristics to empirically examine how U.S. government subsidies affect the greenfield investment behavior of U.S. listed companies from 2011 to 2021. The study finds that government

subsidies increase the value of greenfield investment by U.S. firms by approximately 74.4% on average, indicating that U.S. government subsidies significantly promote greenfield investment by U.S. firms. Mechanism testing indicates that subsidies can stimulate greenfield investment by alleviating firms' internal and external financing constraints and reducing their operating risks. Heterogeneity analysis of enterprises shows that this promotion effect is only significant for enterprises with high productivity and fierce industry competition, and is significantly higher in key and emerging technology industries than in other industries. Heterogeneity analysis of host countries shows that, after receiving subsidies, U.S. firms' greenfield investment decisions are shaped predominantly by economic considerations, including access to labor, market expansion opportunities, and innovation resources. These factors significantly strengthen their investment propensity toward China. In contrast, the subsidy-induced greenfield investment shows no significant association with whether the host country is classified as a near-shoring or friend-shoring destination for the United States.

This paper deepens the understanding of the relationship between U.S. government subsidies and firms' internationalization decisions, and offers policy insights for China in responding to U.S. industrial policies and optimizing subsidy policy design.

**Key words:** U.S. government subsidies; greenfield investment; OFDI; financial constraints

(责任编辑: 王西民)

(上接第65页)

asymmetric adjustment of upstream diversification and downstream concentration is significantly amplified when supply-demand coordination costs are higher, relationship-specific investments are lower, or relative bargaining power is weaker. Heterogeneity analysis reveals that characteristics at the regional, industrial, and firm levels—such as the stickiness of collaborative relationships and supply chain information friction—also differentially affect firms' supply chain adjustment strategies. From the micro perspective of firms' subjective perceptions, this paper provides new evidence for understanding the impact of trade uncertainty on corporate behavior, systematically revealing the asymmetry of supply chain configurations and its underlying mechanisms. The conclusions not only offer practical guidance for firms in building resilient and flexible supply chain systems, but also provide an important reference for governments in formulating differentiated support policies to enhance the security of industrial and supply chains.

**Key words:** trade policy uncertainty; supply chain configurations; asymmetric effect; supply-demand coordination costs; collaborative relationship stickiness

(责任编辑: 王西民)