

# 参与合资有利于促进企业对外直接投资吗？

杨志浩<sup>1</sup> 商辉<sup>2</sup> 孙乾坤<sup>3</sup>

(1. 中国社会科学院工业经济研究所, 北京 100006; 2. 浙江工商大学现代商贸研究中心/经济学院, 浙江杭州 310018; 3. 北京第二外国语学院经济学院, 北京 100024)

**摘要:** 本文利用外商投资审批(备案)数据库识别了企业参与合资的行为, 进而研究了参与合资对企业对外直接投资的影响。事实分析表明: 2004—2013年近14%的企业在对外直接投资之前, 与外国投资商共同出资设立了在华合资企业, 即参与了合资; 参与合资的企业更多投资到信息不对称的远距离地区和生产率门槛较高的发达经济体。计量分析发现: 参与合资显著促进了企业对外直接投资, 在进行一系列稳健性检验并缓解内生性问题后, 该结论仍然成立。机制分析表明, 参与合资通过信息传递和技术溢出机制发挥作用。在与发达经济体投资商共同投资、投资长期运营的合资企业和控股合资企业等情境下, 参与合资对企业对外直接投资的促进效应更大。本文拓展了国际化进程理论相关研究, 为中国实现高水平对外开放提供了有益借鉴。

**关键词:** 对外直接投资; 参与合资; 信息传递; 技术溢出

**中图分类号:** F830.59 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-5230(2024)01-0109-12

## 一、引言

党的二十大报告指出, 要推进高水平对外开放。近年来, 大量企业通过对外直接投资的方式融入全球分工体系, 成为联通国内国际双循环的坚韧纽带。国际化进程理论指出, 企业在充分积累国际市场信息和生产技术优势后, 方才选择对外直接投资<sup>[1][2]</sup>。已有研究表明, 出口贸易和中间品进口贸易能够引致信息和技术溢出, 提高企业的生产率, 进而促进其对外直接投资<sup>[3][4]</sup>。然而, 对外贸易并非企业积累市场信息、获取技术优势的唯一方式。在开放型经济中, 一些企业与外国投资商共同出资设立在华合资企业, 即参与了合资。参与合资可能会促进企业对外直接投资吗? 从理论逻辑来看, 企业

**收稿日期:** 2023-09-11

**基金项目:** 国家自然科学基金青年项目“国内市场规模、‘共轭环流’嵌入选择及二元升级路径模式: 理论与识别”(72003174); 浙江省自然科学基金探索项目“后疫情时期中国制造业的国际分工嵌入选择与升级模式研究——基于国内市场诱致的视角”(LQ21G030006); 中国社会科学院登峰战略优势学科(产业经济学)项目

**作者简介:** 杨志浩(1994—), 男, 山东烟台人, 中国社会科学院工业经济研究所助理研究员;

商辉(1989—), 女, 山东聊城人, 浙江工商大学现代商贸研究中心/经济学院特聘副研究员, 本文通讯作者;

孙乾坤(1987—), 男, 河南周口人, 北京第二外国语学院经济学院副教授。

通过参与合资的方式嵌入外国投资商的关系网络,获取信息和技术溢出<sup>[5][6]</sup>,有助于促进其对外直接投资。从笔者统计的特征事实来看,2004—2013年近14%的对外直接投资企业在“走出去”之前参与了合资,参与合资的企业更多投资到信息不对称的远距离地区和生产率门槛较高的发达经济体,这意味着参与合资可能是企业“走出去”的重要推手。因此,本文旨在探究参与合资对企业对外直接投资的影响,进而从国内外资本协作视角,为经济高质量发展阶段政府更好利用外资以及促进对外直接投资提供政策启示。

为了揭示问题答案,本文探究参与合资对企业对外直接投资的影响:首先,基于信息传递和技术溢出双重视角,推理参与合资影响企业对外直接投资的理论逻辑;其次,利用商务部外商投资审批(备案)数据库(以下简称“外资审批库”)识别企业是否参与合资,并进行计量检验;最后,解析参与合资影响对外直接投资的机制,以及不同情境下参与合资对企业对外直接投资的异质性作用。

本文的研究主要与两支文献存在密切关联。第一支文献探讨了引进外资如何影响对外直接投资。基于国家或地区视角的研究表明,引进外资促进了对外直接投资<sup>[7][8]</sup>。在经济发达地区和出口贸易强度较高的地区,引进外资对对外直接投资的促进效应更大<sup>[9]</sup>。基于企业异质性视角的研究发现,外资进入通过横向和纵向溢出效应促进了企业对外直接投资<sup>[10][11][12]</sup>;企业的股权结构(外资或国资占比)影响其对外直接投资<sup>[13]</sup>。第二支文献关注了中外合资的经济效应。其中,部分文献以合资企业转为本土企业为研究对象,考察了合资经历对企业绩效的影响<sup>[14]</sup>。另有文献以企业与外国投资商共同投资设立在华合资企业为研究对象,考察了参与合资如何影响企业创新<sup>[5][15]</sup>、出口贸易规模<sup>[16]</sup>、全球资源配置权<sup>[17]</sup>以及污染排放强度<sup>[18]</sup>。

本文可能的边际贡献如下。第一,研究对象方面。与部分文献以合资企业转为本土企业为研究对象有所不同,本文的研究对象是企业参与合资的行为。此外,尽管已有文献从创新、出口、资源配置及污染排放等视角考察了参与合资的经济效应,但尚无文献探讨参与合资是否影响企业对外直接投资,本文拓展了引进外资与对外投资领域的研究边界。第二,机制识别方面。基于微观视角识别信息传递机制较为困难<sup>[19]</sup>。与非贸易中间商相比,贸易中间商在商业网络中占据信息优势。本文据此识别信息传递机制,为学界识别信息传递机制提供新视角。第三,异质性分析方面。本文借助丰富的外国投资商及在华合资企业信息,从合资伙伴来源国、合资关系的预期持续时间及其中的控股行为等视角开展异质性分析,以更深入地挖掘合资效应产生的条件。

## 二、理论分析

在语言、文化、法律和制度等多重壁垒的分割下,一国企业和外国投资商的关系网络表现出一定的独立性,双方在信息和技术传递时存在障碍。作为中国企业与外国投资商合资的产物,在华合资企业将原本不存在利益关联的企业联结为利益共同体,并在其中掌握资源调配权<sup>[16]</sup>。进一步地,经由在华合资企业的联结效应,外国投资商与中国企业之间产生信息传递和技术溢出。

首先,合资企业能够从外国投资商处获得信息和技术输入。实现投资利益最大化是外国投资商投资设立在华合资企业的核心激励,出于在华合资企业正常生产经营需要,外国投资商通常会为合资企业的职工和管理者提供技能培训<sup>[20]</sup>,甚至直接转移生产技术、加工工艺和商业信息<sup>[21][22]</sup>。不仅如此,在商业体系中信任对信息共享和知识传递至关重要<sup>[23]</sup>。作为外国投资商的在华子公司,合资企业与外国投资商具备商业互信的基础。大量研究证实,双边信任通过降低代理成本<sup>[24]</sup>、提高对研发失败的容忍度<sup>[23]</sup>、鼓励协作创新<sup>[25]</sup>、打破委托—代理困境<sup>[26]</sup>,促进了企业信息交流和技术创新。因此,在华合资企业能够从外国投资商处获得信息和技术输入。

其次,合资企业能够对国内投资方形成信息和技术输出。合资企业与国内投资方之间存在协作互动机制<sup>[14]</sup>,双方之间的信息传递效率较高,复杂技术和隐性知识的传递能力较强<sup>[27][28]</sup>。外商投资领域的经典文献证实,在学习效应、模仿效应和竞争效应等作用下,合资企业能够向其他企业输出信息及技术<sup>[5][29]</sup>。不仅如此,掌握前沿技术和管理经验的职员和高管在从合资企业流入其他企业的过

程中,同样实现了信息传递和技术溢出<sup>[30]</sup>。受资本关联的影响,国内投资方能够获得比非投资方更多的信息和技术溢出,因此,参与合资有助于企业获取来自外国投资商的信息及技术。

信息和技术溢出是促进对外直接投资的核心要素。国际化进程理论强调,企业通过接触国际市场的经济主体,获取、整合、分析和吸收外部市场信息及国际前沿技术,在具备国际市场进入条件后,开展对外直接投资<sup>[1][2]</sup>。异质性企业理论沿袭了这一思想,进一步将对外直接投资的渐进过程模型化,并指出由于企业与国际市场之间存在信息不对称,企业难以获知对外直接投资的临界生产率,盲目投资面临资产损失风险。因此,企业在对外直接投资之前,倾向于通过其他经济活动接触国际市场,获取国际市场信息并积累国际前沿技术,进而开展对外直接投资<sup>[3][4]</sup>。如上所述,参与合资促使企业更加方便高效地获取来自外国投资商的信息及技术。因此,参与合资可能通过信息和技术溢出机制,促进企业对外直接投资。

### 三、实证设计与数据说明

#### (一)实证设计

1. 模型构造。本文拟实证检验参与合资如何作用于企业对外直接投资。然而,企业是否参与合资并非随机性事件。对此,本文使用倾向得分匹配法构造一组接近“反事实”情景的样本(即“对照组”)。进一步地,本文借助双重差分思想比较处理组和对照组在参与合资前后的对外直接投资差异。在匹配样本时,借鉴 Jiang(2020)、杨志浩(2023)等的研究选取企业年龄、企业规模、出口规模、利润率、劳动生产率和所有制性质(是否为国有企业)等影响企业投资的因素作为协变量<sup>[5][17]</sup>,采用 1:5 最近邻匹配分年份进行,协变量的构造方法与杨志浩(2023)的研究一致<sup>[17]</sup>。

根据上述匹配后的样本,本文使用线性概率模型检验参与合资对企业对外直接投资的影响:

$$OFDI_{it} = \alpha + \beta_1 IJV_{i,t \geq \tau} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,t代表年份,f代表企业。OFDI<sub>it</sub>代表企业是否对外直接投资,如果企业开展对外直接投资取值为 1,否则为 0。IJV<sub>i,t ≥ τ</sub>识别企业是否参与合资,τ代表企业参与合资的年份,当年份 t 大于等于 τ 时,IJV<sub>i,t ≥ τ</sub>取值为 1,否则为 0。X<sub>it</sub>是控制变量集,μ<sub>i</sub>、μ<sub>t</sub>和 ε<sub>it</sub>分别是企业、年份固定效应以及随机扰动项。

进一步地,设置模型探究参与合资对企业对外直接投资的动态影响:

$$OFDI_{it} = \alpha + \sum_{k=-7}^7 \delta_k IJV_{i,t+k} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \mu_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,k指代参与合资后的第 k 年,k的取值范围为[-7,7]。需要说明的是,本文样本区间为 2004—2013 年,当 k 大于 7 或 k 小于 -7 时,变量 IJV<sub>i,t+k</sub>的观察值极少,难以实现有效估计,因此将 k 大于 7 和 k 小于 -7 时的 IJV<sub>i,t+k</sub>值分别归并至 IJV<sub>i,t+7</sub>和 IJV<sub>i,t-7</sub>。若样本所处年份为参与合资后的第 k 年,IJV<sub>i,t+k</sub>取值为 1,否则为 0。以参与合资前的第 7 年为基准期,将 IJV<sub>i,t-7</sub>从式(2)中剔除。

2. 控制变量选取。借鉴余淼杰和高恺琳(2021)的研究,本文采用企业年龄、资本密集度、资产负债率和出口规模等变量刻画企业特征<sup>[3]</sup>,并采用企业面临的国际市场需求冲击和供给冲击表征国际市场状况。企业年龄为企业存续年份的对数,资本密集度为固定资产与职工人数比值的对数,资产负债率使用总负债与总资产的比值衡量,出口规模使用出口额的对数衡量。此外,本文借鉴洪俊杰等(2021)的设计思路测算国际市场需求冲击和供给冲击指标<sup>[31]</sup>。具体地,根据各国双边中间品进口数据,测算各国各商品的进口贸易额变动率。变动率为正,意味着该商品在国际市场出现需求扩张。进一步地,测算中国企业对各国各商品的出口依赖度,并将其与各国各商品的进口贸易额变动率进行加权平均,进而得到该企业面临的国际市场需求冲击。国际市场需求冲击越大,意味着企业面临的国际市场需求越紧缩。同理,可测算出国际市场供给冲击。国际市场供给冲击指标越大,代表企业面临的国际市场中间品供给越紧缩。

#### (二)数据说明

1. 数据来源。本文使用的数据主要包括外资审批库、工业企业数据库、境外投资企业(机构)名

录、专利数据库和海关数据库等,数据时间跨度为2004—2013年。外资审批库由商务部提供,记录了全部在华合资企业的基本信息及其投资者信息,其中,投资者名称、国籍、投资年份和投资额等信息为本文识别企业参与合资的行为及外国投资商情况奠定了基础。工业企业数据库来自国家统计局,提供了企业基本信息和财务信息。境外投资企业(机构)名录由商务部提供,记载了历年中国企业对外直接投资的日期和目的地等信息。专利数据库由国家知识产权局提供,记录了中国全部创新主体的专利申请信息。海关数据库来自海关总署,记录了企业—商品层面的商品编码、企业名称、贸易对象国和贸易额等。

2. 数据处理。本文基于如下步骤匹配各大数据库。首先,借助外资审批库提供的在华合资企业的投资者名称及其投资年份等,识别中国投资商参与合资的情况。进一步地,借鉴洪俊杰等(2021)的研究使用企业名称将上述企业参与合资情况与工业企业数据库匹配,得到规模以上工业企业参与合资的年份<sup>[31]</sup>。其次,使用企业名称匹配工业企业数据库和境外投资企业(机构)名录<sup>[3]</sup>,使用企业名称和地址等匹配工业企业数据库和专利数据库<sup>[31]</sup>,使用企业名称、电话号码和邮政编码等匹配工业企业数据库和海关数据库。最后,将上述两两匹配的数据库合并,清洗数据库中的异常值,例如,剔除职工人数少于8人、样本所处年份小于企业成立年份和其他不符合会计准则的样本,由此得到时间跨度为2004—2013年的数据集。需要说明的是,由于2010年中国工业企业数据库存在严重质量问题,本文未予使用。

### (三)特征事实

企业在对外直接投资之前存在参与合资行为,是参与合资影响对外直接投资的前提。本文统计了2004—2013年对外直接投资企业(以下简称“OFDI企业”)数量、存在合资关系的OFDI企业数量及其占比。结果表明,2004—2013年存在合资关系的OFDI企业数量占OFDI企业总量的比重基本维持在11%~20%,年均值约为14%。

如上文所述,参与合资可能通过信息传递和技术溢出双重渠道,影响对外直接投资。表1汇报了存在合资关系的OFDI企业的投资距离及投资目的国信息,结果发现:随着对外直接投资距离增加,存在合资关系的OFDI企业数量占相同投资距离区间内的OFDI企业总量的比重明显提升;“对发达经济体投资”的OFDI企业集合中,存在合资关系的企业占比明显高于“对发展中经济体投资”的OFDI企业集合。这一结果具有重要意义:一方面,地理距离是导致信息不对称的重要原因<sup>[18]</sup>,参与合资可能通过信息溢出机制缓解了信息不对称,进而使得对外直接投资距离更远;另一方面,发达经济体比发展中经济体具有更高的市场准入标准和更激烈的市场竞争环境,企业对发达经济体投资时面临的生产率门槛更高<sup>[32]</sup>,参与合资可能通过技术溢出机制提升了企业生产效率,进而使得更多企业投资到发达经济体。由此,参与合资存在促进企业对外直接投资的事实基础。

表1 存在合资关系的OFDI企业的投资距离及目的国特征

投资距离	存在合资关系的OFDI企业占比	投资目的国	存在合资关系的OFDI企业占比
6000公里以下	10.6%	发展中经济体	10.2%
6000~12000公里	11.2%		
12000公里以上	13.5%	发达经济体	12.2%

注:作者根据2004—2013年商务部外资审批库和境外投资企业(机构)名录计算得到。

## 四、实证结果分析

### (一)基准回归分析

表2的第(1)列展示了仅控制企业固定效应时,参与合资对企业对外直接投资(OFDI)的影响,第(2)列引入年份固定效应,第(3)列进一步控制企业特征变量,第(4)列增加国际市场需求冲击和供给冲击变量。在各列中,参与合资的系数均显著为正,表明参与合资显著促进了企业对外直接投资。第(4)列的结果表明:在其他因素不变的条件下,参与合资使得企业对外直接投资的概率提升了3.45%。

根据外资审批库,2004—2013 年全国参与合资的企业数量约为 7.65 万家。结合第(4)列的回归结果,平均而言,参与合资可能引致的 OFDI 企业数量约为 0.26(7.65×3.45%)万家。由此可见,参与合资是促进对外直接投资的重要因素。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OFDI	OFDI	OFDI	OFDI
参与合资	0.0620 *** (0.0067)	0.0347 *** (0.0067)	0.0346 *** (0.0067)	0.0345 *** (0.0067)
企业年龄			-0.0018 (0.0017)	-0.0018 (0.0017)
资本密集度			0.0178 *** (0.0041)	0.0178 *** (0.0041)
资产负债率			-0.0308 (0.0564)	-0.0291 (0.0565)
出口规模			0.0006 *** (0.0002)	0.0006 *** (0.0002)
国际市场需求冲击				-0.0032 (0.0020)
国际市场供给冲击				-0.0050 ** (0.0022)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	不控制	控制	控制	控制
常数项	0.0032 *** (0.0012)	-0.0162 *** (0.0020)	-0.0180 *** (0.0035)	-0.0178 *** (0.0035)
观察值	225667	225667	225224	225224
R <sup>2</sup>	0.0047	0.0340	0.0353	0.0354

注:\*\*\*、\*\*和\*分别代表在1%、5%和10%水平上显著,括号内是企业维度的聚类稳健标准误。下表同。

## (二)稳健性检验

1. 动态效果分析。在估计式(2)的基础上,图1展示了参与合资对企业对外直接投资的动态影响。结果表明,参与合资之前的回归系数 $\delta_k$ 不显著且数值趋近于零,这意味着处理组企业与对照组企业的对外直接投资概率不存在显著差异。从参与合资之后的第3年开始,处理组企业的对外直接投资概率逐渐超过对照组企业,影响效应表现出一定的时滞性。

2. 安慰剂检验。不可观测的随机因素可能导致处理组企业和对照组企业的对外直接投资在某些时点出现系统性差异,致使上文实证发现的“参与合资促进企业对外直接投资”为偶然现象。对此,本文随机抽取300次虚假的处理组企业及其参与合资时间,进行安慰剂检验。图2展示了虚假回归结果的系数值和p值,显然,虚假回归中,参与合资的变量系数值聚集在零附近。此外,基准回归系数值(0.0345)在虚假回归系数值集合中属于异常值。据此可推断,本文基准结论稳健。

3. 排除返程投资。部分参与合资的企业存在来自避税天堂的合资伙伴,但来自避税天堂的外国资本有相当一部分属于返程投资,其背后的实际经济主体可能为中国本土投资商,而非外国投资商。本文借鉴杨志浩(2023)的研究将英属维尔京群岛等低税率国家或地区界定为避税天堂<sup>[17]</sup>,不再将来自避税天堂的投资视为跨国投资,并据此重新识别企业是否参与合资。表3中的第(1)列回归结果表明,考虑上述问题后,参与合资仍然显著提高了企业的对外直接投资概率。

4. 变换匹配方法。基准回归中使用1:5最近邻匹配法为处理组匹配对照组,本部分使用1:3最近邻匹配法和1:7最近邻匹配法重新匹配样本并重复基准回归。表3中第(2)列和第(3)列的结果均证实了回归结论的稳健性。

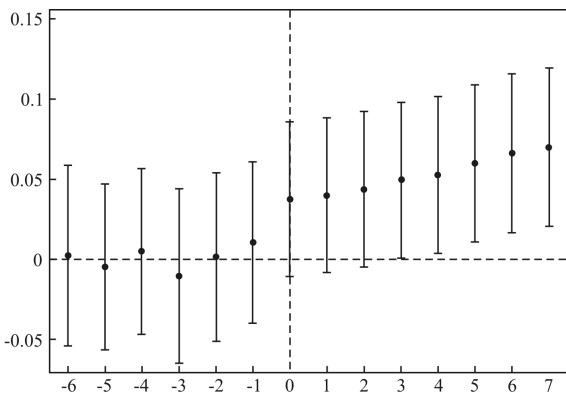


图1 参与合资影响企业 OFDI 的动态效果

注:图中的竖线代表 95%置信区间,实心点为系数值  $\delta_k$ 。

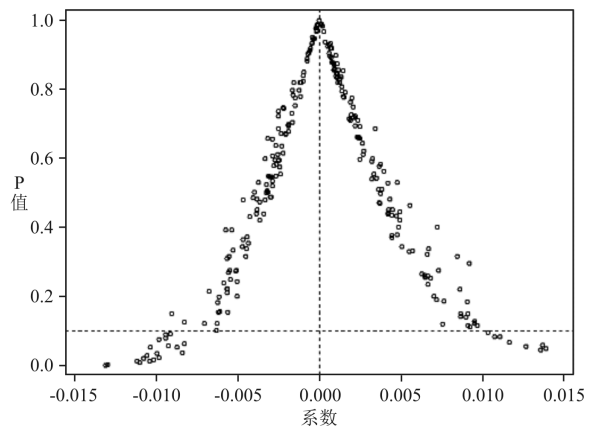


图2 安慰剂检验

表3 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
	排除返程投资	使用 1:3 最近邻匹配	使用 1:7 最近邻匹配
	OFDI	OFDI	OFDI
参与合资	0.0351 *** (0.0099)	0.0398 *** (0.0087)	0.0368 *** (0.0062)
控制变量	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
常数项	-0.0158 *** (0.0035)	-0.0225 *** (0.0048)	-0.0145 *** (0.0028)
观察值	225224	154994	273418
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.0347	0.0403	0.0345

5. 考察处理效应的异质性。根据模型设计部分的式(1),企业参与合资(进入处理组)的时点并不完全相同,先期进入处理组的企业被处理为后期进入处理组的企业对照组,进而导致处理效应存在异质性,这可能使得研究结论有偏。对此,本文使用插补估计法构造“反事实”结果进行估计。这一方法仅使用对照组样本进行固定效应回归,由此获得处理组的“反事实”结果。进一步地,使用该“反事实”结果和处理组样本,计算处理效应。图3展示了基于插补估计法解决处理效应异质性后的估计结果,参与合资之前处理组和对照组的对外直接投资概率不存在显著差异,但在参与合资之后,二者差异显著。这意味着,参与合资显著促进了企业对外直接投资。

### (三)内生性分析

1. 混淆变量的影响阈值检验。本文通过计算混淆变量的影响阈值(ITCV),评估基准回归是否存在严重的遗漏变量偏误。表4的结果表明,ITCV的绝对值高于所有控制变量的Impact的绝对值。这意味着相较于本文基准回归选取的控制变量,潜在的混淆变量若要推翻基准回归结果,则必须与“参与合资”变量和“对外直接投资”变量具有更强的相关性。本文的控制变量是

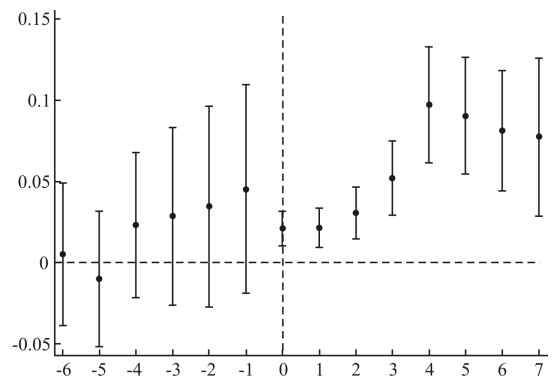


图3 插补估计法下的动态分析图

在现有文献基础上选取的重要变量,其他潜在混淆变量的影响超过本文控制变量的可能性很低,因此本文存在严重遗漏变量偏误的可能性较小。

表 4 混淆变量的影响阈值检验

变量	系数值	标准误	t 值	ITCV	Impact
参与合资	0.0344	0.0066	5.15	0.0113	
企业年龄	-0.0017	0.0017	-1.02		0.0004
资本密集度	0.0178	0.0040	4.38		0.0010
资产负债率	-0.0291	0.0564	-0.52		0.0003
出口规模	0.0006	0.0002	2.92		0.0015
国际市场需求冲击	-0.0031	0.0019	-1.60		0
国际市场供给冲击	-0.0050	0.0021	-2.31		0

注:Impact 为“被解释变量与控制变量之间的偏相关系数”和“核心解释变量与控制变量之间的偏相关系数”的乘积。当 Impact 绝对值大于 ITCV 时,遗漏变量引致的内生性偏误可能造成回归结论不准确;否则,认为不存在严重的遗漏变量问题。

2. 工具变量法。明代驿站是中国明朝时期建造的信息传递和货物运输中转站,借鉴杨志浩(2023)的研究,本文使用明代驿站作为企业参与合资的工具变量<sup>[17]</sup>。一方面,明代驿站修建于中国境内,主要运用于境内信息传输,并不涉及跨境设施建设和跨境业务交流。不仅如此,明代驿站主要运用于军事信息传输,而非经济信息传输,不直接影响当前的企业对外直接投资,符合工具变量的排他性要求。另一方面,无论是明代驿站还是当今的境内交通运输网络,在选址时均会考虑海拔与地形,二者具有相关性。与此同时,当今的境内交通运输网络是企业获取合资信息,进而参与合资的重要基础。因此,明代驿站与企业参与合资具有相关性,使用明代驿站作为工具变量,符合工具变量的相关性要求。本文将含有明代驿站的县级行政区赋值为 1,否则为 0。鉴于明代驿站变量是截面数据,本文使用外生的全国层面的参与合资企业数量增长率与明代驿站变量相乘并进行实证回归。K-P Wald F 统计量为 19.8,超过临界值 10,无明显的弱工具变量问题。表 5 第(1)列结果表明,明代驿站与企业参与合资存在显著的正相关关系。第(2)列结果表明,在工具变量估计下,参与合资显著促进了企业对外直接投资。

表 5 使用工具变量的回归结果

	(1)	(2)
	参与合资	OFDI
	第一阶段	第二阶段
明代驿站	0.0023 *** (0.0005)	
参与合资		0.7205 *** (0.2190)
控制变量	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观察值	2018491	2018491

注:工具变量估计的 R<sup>2</sup>不具有实际意义,未予汇报。工具变量估计需使用匹配前的全样本,因此表中样本量多于基准回归估计的样本量。

#### (四)影响机制分析

1. 信息传递机制。贸易中间商旨在依托自身的信息优势,为生产性企业提供货物交易服务。相较于外国投资者中的非贸易中间商(以下简称“非贸易中间商”),外国投资者中的贸易中间商(以下简称“贸易中间商”)掌握更多的国际市场信息。基于这一事实,若与贸易中间商合资所产生的对外直接投资促进效应,超过与非贸易中间商合资,则能够印证参与合资的信息溢出机制。本文使用企业名称

识别贸易中间商并检验发现(见表6第(1)列),“与贸易中间商合资”变量的系数值远大于“与非贸易中间商合资”变量的系数值。因此,与贸易中间商合资对企业对外直接投资的促进效应,的确大于与非贸易中间商合资。信息是推动企业“走出去”的重要因素<sup>[33]</sup>,因此,参与合资通过信息传递机制,促进了企业对外直接投资。不仅如此,地理距离是导致信息不对称的重要因素,参与合资引致的信息传递效应,有助于企业打破地理壁垒引致的信息不对称困境,扩大企业的对外直接投资距离。据此,本文使用北京与各国首都之间的距离,测算企业的平均对外直接投资距离。进一步地,将基准回归模型中的被解释变量修改为企业的平均对外直接投资距离,并进行回归分析。表6的第(2)列结果表明,参与合资显著扩大了企业的平均对外直接投资距离,这一结果再次验证了参与合资通过信息传递机制,促进了企业对外直接投资。

2. 技术溢出机制。本文使用专利(或发明专利)申请量的对数,识别技术溢出水平。首先,考察参与合资是否会引致创新。表6的第(3)列和第(4)列结果表明,参与合资显著提高了企业专利创新及发明专利创新水平。其次,考察参与合资引致创新后,是否进一步促进了对外直接投资。为了检验这一问题,第(5)列和第(6)列分别引入参与合资与专利创新或发明专利创新的交互项,交互项系数显著为正。这意味着,参与合资通过技术溢出机制,促进了企业对外直接投资。不仅如此,在经济发展程度越高的地区,市场主体的竞争力越强,外国企业对其投资时面临的生产率门槛越高<sup>[32]</sup>。如果参与合资提升了企业对经济发展程度较高地区的投资力度,那么有理由相信参与合资提升了企业的技术创新水平。本文将 OECD 成员国界定为发达经济体,将基准回归模型中的被解释变量替换为“是否投资发达经济体”,并重新估计基准回归模型。表6的第(7)列结果表明,参与合资的确提高了企业对发达经济体的投资概率,这一结果再次验证了参与合资通过技术溢出机制,促进了企业对外直接投资。

表 6 机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OFDI	平均 OFDI 距离	专利创新	发明专利创新	OFDI	OFDI	是否投资发达经济体
参与合资		0.1899 *** (0.0471)	0.0990 *** (0.0244)	0.0885 *** (0.0172)	0.0275 *** (0.0065)	0.0286 *** (0.0066)	0.0075 ** (0.0034)
与贸易中间商合资	0.1210 *** (0.0433)						
与非贸易中间商合资	0.0308 *** (0.0067)						
参与合资×专利创新					0.0093 *** (0.0027)		
参与合资×发明专利创新						0.0121 ** (0.0050)	
专利创新/发明专利创新					0.0067 *** (0.0014)	0.0172 *** (0.0026)	
控制变量	控制	控制	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	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.0174 *** (0.0035)	-0.0940 *** (0.0252)	-1.1205 *** (0.0614)	-0.6362 *** (0.0417)	-0.1044 *** (0.0141)	-0.1025 *** (0.0141)	-0.0414 *** (0.0091)
观察值	225224	225224	225224	225224	225224	225224	225224
R <sup>2</sup>	0.0362	0.0232	0.0685	0.0521	0.0412	0.0434	0.0124

注:第(1)列和第(2)列的基准组均为未参与合资的样本。



## 五、拓展分析

### (一) 合资伙伴来源国特征

相较于未参与合资的企业,与发展中经济体投资商合资的企业能获得信息和技术溢出,进而有助于促进企业对外直接投资。进一步地,由于来自发达经济体的投资商通常比来自发展中经济体的投资商具备更高的技术水平,技术溢出效应更强。因此,与发达经济体投资商合资对企业对外直接投资的促进效应可能更大。为了检验这一理论逻辑,表7的第(1)列通过设置外资来源国特征虚拟变量,考察了与发达经济体投资商合资、与发展中经济体投资商合资两种情境下,企业对外直接投资状况的差异。结果发现,与发达经济体投资商合资对企业对外直接投资的促进效应,明显大于与发展中经济体投资商合资。

### (二) 合资关系的预期持续时间

中外合资企业的注册登记营业期限在一定程度上刻画了国内外投资商对双方合资关系持续时间的预期。更长的合资关系预期持续时间有助于企业和外国投资商形成长期合作关系,建立更为充分的商业互信,进而有助于促进信息溢出和技术溢出。借鉴杨志浩(2023)的研究,本文将合资企业营业期限超过25年的情形定义为长期运营关系,否则定义为短期运营关系,并设置相应的虚拟变量<sup>[17]</sup>。表7的第(2)列结果发现,企业投资长期运营的在华合资企业能够显著促进其对外直接投资,但投资短期运营的在华合资企业,无法促进其对外直接投资。

表7 拓展分析结果

	(1)	(2)	(3)
	来源国差异	预期持续时间	控股行为
	OFDI	OFDI	OFDI
与发达经济体投资商合资	0.0616 *** (0.0100)		
与发展中经济体投资商合资	0.0180 ** (0.0080)		
投资长期运营的在华合资企业		0.0485 *** (0.0100)	
投资短期运营的在华合资企业		0.0034 (0.0138)	
控股在华合资企业			0.0862 *** (0.0159)
不控股在华合资企业			0.0436 *** (0.0069)
控制变量	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
常数项	-0.0186 *** (0.0035)	-0.0194 *** (0.0035)	-0.0192 *** (0.0035)
观察值	225224	225224	225224
R <sup>2</sup>	0.0368	0.0373	0.0398

注:各列回归模型的基准组是未参与合资的样本。

### (三) 合资关系中的控股行为

在合资关系中,企业掌握在华合资企业控股权使得其有充分的能力从合资企业获取商业信息和科学技术,提升自身的生产率优势,从而促进其对外直接投资。然而,对于外国投资商而言,不拥有在华合资企业的控股权意味着其转移至在华合资企业的商业信息和前沿技术存在泄露风险,进而抑制

外国投资商向在华合资企业转移资源,抑制信息和技术溢出。因此,合资关系中的控股行为可能影响参与合资对企业对外直接投资的促进效应大小。于是设置“控股在华合资企业”和“不控股在华合资企业”虚拟变量,表7的第(3)列回归结果表明,企业控股在华合资企业时,参与合资对其对外直接投资的促进效应,明显超过企业不控股在华合资企业的情境。

## 六、结论与启示

对外直接投资是促进国内国际双循环的联通枢纽,进一步揭示对外直接投资的驱动因素对于鼓励企业“走出去”、实现新发展格局下国内国际双循环意义重大。事实分析显示:2004—2013年近14%的企业在对外直接投资之前与外国投资商共同出资设立了在华合资企业,即参与了合资;参与合资的企业更多投资到信息不对称的远距离地区和生产率门槛较高的发达经济体。理论推理表明,参与合资可能是推动企业对外直接投资的重要因素,信息传递和技术溢出是潜在的影响机制。对此,本文使用2004—2013年中国工业企业数据库、境外投资企业(机构)名录、外资审批库和专利数据库等微观数据,借助倾向得分匹配法、双重差分法、混淆变量影响阈值检验和工具变量估计等因果推断方法,考察了参与合资对企业对外直接投资的影响。本文得到的结果如下。第一,参与合资显著促进了企业对外直接投资。本文从参与合资的动态影响、安慰剂检验、排除返程投资、变换多种匹配方法、考察处理效应的异质性等方面开展了稳健性检验,并使用混淆变量的影响阈值检验和工具变量缓解潜在的内生性问题,结论依然稳健。第二,参与合资通过信息传递和技术溢出双重渠道,促进了企业对外直接投资。第三,在与发达经济体投资商合资、投资长期运营的在华合资企业、企业控股在华合资企业三种情境下,参与合资对企业对外直接投资的促进效应更大。

本文的研究具有如下政策启示。第一,政府应积极探索鼓励中外企业联合投资协作的新机制。对外开放初期,强制合资是政府引进外资的重要考量。随着对外开放持续深入,政府逐渐放宽了在诸多领域的强制合资要求。在此背景下,政府应继续重视中外合资的经济效应,探索强制合资之外的中外企业联合投资协作新机制,以此钩织起坚韧稳定的经济网络,更好地助力中国企业“走出去”。第二,鉴于信息传递和技术溢出发挥重要的传导作用,政府应积极推动国内市场一体化建设,依托数字中国建设打造联通全球的数字信息传输网络,为信息和技术要素流通创造良好的外部市场环境。与此同时,政府应积极提升国内劳动力的技术素养,布局未来人才的培育方向,为提高企业技术吸收能力提供人力资源保障。第三,企业在参与合资过程中应有针对性地选择合作伙伴,优先考虑并寻求与来自发达经济体的投资商进行联合投资;锚定具备长期发展潜能的中外合资项目,避免以短期套利为目的,盲目投资发展潜能差的“炒作”项目。此外,企业应通过股权投资加强对中外合资项目的控制能力,尽可能掌握更多的资源配置主动权。

### 参考文献:

- [1] Johanson, J., Vahlne, J. The Internationalization Process of the Firm: A Model of Knowledge Development and Increasing Foreign Market Commitments[J]. *Journal of International Business Studies*, 1977(8): 23—32.
- [2] Costa, E., Soares, A. L., Sousa, J. P. Information, Knowledge and Collaboration Management in the Internationalisation of SMEs: A Systematic Literature Review[J]. *International Journal of Information Management*, 2016, 36(4): 557—569.
- [3] 余淼杰,高恺琳.进口中间品和企业对外直接投资概率——来自中国企业的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2021(4): 1369—1390.
- [4] Conconi, P., Sapir, A., Zanardi, M. The Internationalization Process of Firms: From Exports to FDI[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 99(1): 16—30.
- [5] Jiang, K., Keller, W., Qiu, L. D., Ridley, W. International Joint Ventures and Internal vs. External Technology Transfer: Evidence from China[Z]. NBER Working Paper, 2020, No. 24455.
- [6] Helpman, E., Melitz, M. J., Yeaple, S. R. Exports versus FDI with Heterogeneous Firms[J]. *American E-*

- [7] 潘文卿,陈晓,陈涛涛,等.吸引外资影响对外投资吗?——基于全球层面数据的研究[J].经济学报, 2015(3):18—40.
- [8] Yao, S. J., Wang, P., Zhang, J., Ou, J. H. Dynamic Relationship between China's Inward and Outward Foreign Direct Investments[J]. China Economic Review, 2016(40): 54—70.
- [9] Chen, J. X., Zhan, W., Tong, Z. D., Kumar, V. The Effect of Inward FDI on Outward FDI over Time in China: A Contingent and Dynamic Perspective[J]. International Business Review, 2020, 29(5): 101734.
- [10] 李磊,冼国明,包群.“引进来”是否促进了“走出去”?——外商投资对中国企业对外直接投资的影响[J].经济研究,2018(3):142—156.
- [11] Imbruno, M., Kneller, R., Pittiglio, R., Reganati, F. Outward FDI Spillovers from Inward FDI: Evidence from Italian Firms[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2022(61): 434—443.
- [12] Gao, R. F. Inward FDI Spillovers and Emerging Multinationals' Outward FDI in Two Directions[J]. Asia Pacific Journal of Management, 2023, 40(1): 265—293.
- [13] Tang, R. W., Shu, C. L., Zhou, K. Z. State Ownership of Chinese Firms and Their Outward Foreign Direct Investment: Political and Economic Contingencies[J]. Asia Pacific Journal of Management, 2022, 39(3): 1097—1123.
- [14] 包群,王靖楠,梁贺.合资经历重要吗[J].财贸经济,2020(8):110—126.
- [15] 聿斐斐,倪超军,于安琪.参与合资企业能促进本土企业创新吗? [J].中南财经政法大学学报,2021(1): 125—137.
- [16] 杨志浩.跨国资本“联姻”促进了本土企业出口吗[J].国际经贸探索,2022(10):21—36.
- [17] 杨志浩.跨国资本“联姻”提升了中国企业的全球资源配置权吗?——中间品贸易网络视角[J].经济管理, 2023(7):38—55.
- [18] Yang, Z. H., Hong, J. J., Wang, X. Environmental Spillovers in International Joint Ventures: Evidence from Chinese Industrial Firms[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 185: 122071.
- [19] 铁瑛,刘逸群.贸易中介、信息不对称与不稳定出口关系[J].中国工业经济, 2021(12):107—126.
- [20] Muller, T., Schnitzer, M. Technology Transfer and Spillovers in International Joint Ventures[J]. Journal of International Economics, 2006, 68(2): 456—468.
- [21] Hsu, P. H., Huang, P., Humphery-Jenne, R. M., Powell, R. Cross-border Mergers and Acquisitions for Innovation[J]. Journal of International Money and Finance, 2021, 112: 102320.
- [22] Pauluzzo, R., Cagnina, M. R. A Passage to India: Cultural Distance Issues in IJVs' Knowledge Management [J]. Knowledge Management Research & Practice, 2019, 17(2):192—202.
- [23] Xie, F., Zhang, B. H., Zhang, W. R. Trust, Incomplete Contracting, and Corporate Innovation[J]. Management Science, 2021, 68(5): 3175—3973.
- [24] Guiso, L., Sapienza, P., Zingales, L. Corporate Culture, Societal Culture, and Institutions[J]. American Economic Review, 2015, 105(5): 336—339.
- [25] 裴瑛,彭飞,杨国豪.南稻北麦、群体信任与协作创新[J].科研管理,2021(12):185—194.
- [26] Kong, D. M., Zhao, Y., Liu, S. S. Trust and Innovation: Evidence from CEOs' Early-life Experience[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 69: 101984.
- [27] Shu, C. L., Liu, C. J., Gao, S. X., Shanley, M. The Knowledge Spillover Theory of Entrepreneurship in Alliances[J]. Entrepreneurship Theory and Practice, 2014, 38(4): 913—940.
- [28] Banal-Estanol, A., Duso, T., Seldeslachts, J., Szucs, F. R&D Spillovers through RJV Cooperation[J]. Research Policy, 2022, 51(4): 104465.
- [29] Nakamura, M. Joint Venture Instability, Learning and the Relative Bargaining Power of the Parent Firms [J]. International Business Review, 2005, 14(4): 465—493.
- [30] Bishop, B. Why did China Benefit from a Joint Venture Policy? A Case Study of Shanghai[J]. China & World Economy, 2007, 15(2): 89—103.
- [31] 洪俊杰,杨志浩,商辉.国际供应链供给冲击与中国“稳外资”目标——外商资本追加视角[J].经济科学,2021(6):5—20.

[32] Waldkirch, A. Comparative Advantage FDI? A Host Country Perspective[J]. *Review of World Economics*, 2011, 147(3): 485—505.

[33] 李小帆, 孟克. 对外承包工程促进了装备制造业出口吗? [J]. *中南财经政法大学学报*, 2022(3): 126—138.

## **Is Participating in Joint Ventures Beneficial for Promoting Enterprises' Outward Foreign Direct Investment**

YANG Zhihao<sup>1</sup> SHANG Hui<sup>2</sup> SUN Qiankun<sup>3</sup>

(1. *Institute of Industrial Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006, China;*

2. *Modern Business Research Center/School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;*

3. *School of Economics, Beijing International Studies University, Beijing 100024, China)*

**Abstract:** This article utilizes the foreign investment approval(recordation) database to identify the participation of domestic investors in joint ventures, and then studies the impact of participating in joint ventures on enterprises' outward foreign direct investment. Fact analysis shows that nearly 14% of domestic investors during the year from 2004 to 2013 jointly invested with foreign investors to establish joint ventures in China, before outward foreign direct investment; Enterprises participating in joint ventures invest more in distant areas with information asymmetry and developed economies with high productivity barriers. Econometric analysis finds that participating in joint ventures significantly promotes domestic investors' outward foreign direct investment. After conducting a series of robustness tests and alleviating endogeneity issues, this conclusion still holds. Mechanism analysis indicates that participating in joint ventures affects domestic investors' outward foreign direct investment through information transmission and technology spillover mechanisms. In the context of co-investing with investors from developed economies, investing in long-term joint ventures, controlling joint ventures, participating in joint ventures has a greater promoting effect on enterprises' outward foreign direct investment. This article expands the theoretical research on the process of internationalization and provides useful references for China to achieve high-level opening-up to the world.

**Key words:** Outward Foreign Direct Investment; Participating in Joint Ventures; Information Spillover; Technology Spillover

(责任编辑:易会文)