

人员跨境流动便利化与外资企业进入

——基于72/144小时过境免签的准自然实验

李建桐 蔡思嘉

摘要：过境免签作为制度型开放的关键举措，能否通过人员跨境后的面对面交流促进外商在华投资，是亟待验证的重要问题。本文利用2009—2019年城市—行业—年份层面的外资企业工商注册数据，以72/144小时过境免签政策的交错推出为准自然实验，采用多期双重差分法识别了人员跨境流动便利化对外资企业进入的影响。研究发现：人员跨境流动便利化对外资企业进入有显著的促进作用。随着外籍人员停留时间的延长与活动范围的扩大，处理组城市的新设外资企业数均有所增加。这一引资效应在民间外交广泛的城市以及在服务业和外商独资企业中更为显著。机制分析表明，人员跨境流动便利化通过提升入境人员规模、降低交易成本和缓解政策不确定性，激发了外资企业来华积极性。进一步分析表明，人员跨境流动便利化对外资企业在中国市场的生存情况也具有显著的优化作用。在配合“硬信息”传播、交通基础设施建设以及其他制度型开放举措后，上述引资效应会进一步增强。本文研究揭示了人员跨境流动便利化对外资进入的区位决策的影响，并为充分释放过境免签政策红利，助力中国实现稳外资目标提供了可参考的政策方向。

关键词：人员跨境流动； 过境免签； 外资企业进入

[中图分类号]F125.1 [文献标识码]A [文章编号]1002-4670(2026)02-0115-17

DOI:10.13510/j.cnki.jit.2026.02.006

一、引言与文献综述

自加入世界贸易组织(WTO)以来，中国逐步放宽外资准入限制，外资企业加速涌入国内市场。外资企业作为资金、技术与管理经验等生产要素的载体，通过生产率提升(Aitken and Harrison, 1999)^[1]、产品质量升级(张杰等, 2014)^[2]与就业增加(Rong et al., 2020^[3]; 陈勇兵等, 2024^[4])等溢出效应，持续驱动中国经济增长。但近年来，随着全球地缘政治冲突加剧，发达国家开始鼓励产业回流，倡导“近岸”或者“友岸”外包(李磊和马欢, 2023)^[5]，外资企业进入中国的势头有所减

[收稿日期] 2025-06-04

[基金项目] 教育部人文社会科学研究青年基金项目“数字技术对企业供应链空间分布的影响研究”(22YJC790054); 国家社会科学基金重大项目“新一轮技术革命与中国对外贸易高质量发展问题研究”(20&ZD069)

[作者信息] 李建桐：对外经济贸易大学中国世界贸易组织研究院副研究员；蔡思嘉(通讯作者)：对外经济贸易大学国际经济贸易学院博士研究生，电子邮箱 caisjuibe@163.com

缓。同时，美国等西方国家为了遏制中国崛起，不断渲染“中国威胁论”“外资撤离论”，在一定程度上干扰了外国投资者对中国制度质量的评估，削弱了国际资本对中国经济的预期，进而对外资流入产生了负面影响。在现阶段，中国需积极应对上述挑战，吸引更多外资企业来华扎根厚植，对于进一步推进高水平对外开放、实现中国式现代化具有重要意义。

党的二十大报告提出，要“推进高水平对外开放”“稳步扩大规则、规制、管理、标准等制度型开放”。积极扩大制度型开放或成为稳外资的突破口。其中，人员跨境流动便利化是扩大制度型开放中的关键一环。2023年8月，《国务院关于进一步优化外商投资环境加大吸引外商投资力度的意见》出台，针对吸引外资“促稳提质”提出了相关措施。商务部、国家发展改革委《2025年稳外资行动方案》中明确指出，“优化口岸签证、过境免签、区域性入境免签政策，促进人员跨境流动”。因此，本文将研究视角聚焦于人员跨境流动便利化，探究人员跨境流动便利化是否会通过增加不同国家或地区外籍人员对中国的直接接触，提高投资经营便利化水平，稳定外资信心，进而推动外资企业进入中国。

2013年起中国各地陆续实施的72/144小时过境免签政策，为本文识别人员跨境流动便利化与外资企业进入之间的因果关系提供了契机。2013年1月1日，北京和上海率先实行72小时过境免签，适用对象为45个国家，覆盖了中国外资主要来源地中的前15个^①。此后，政策的不断迭代升级彰显了中国对外开放的决心，传递出中国欢迎外资的积极态度和友好包容的国际形象。《中华人民共和国2024年国民经济和社会发展统计公报》显示，通过免签入境的外国人达到2 012万人次，同比增长112.3%。同年，全国新设立外商投资企业5 9080家，同比增长9.9%^②。

本文研究主要与以下三类文献相关：第一类文献聚焦于人员跨境流动的经济效应，包括但不限于促进贸易创造(Rauch and Trindade, 2002^[6]；Söderlund, 2023^[7])、提升研发创新(Kang and Eklund, 2025)^[8]、推进FTA缔结(铁瑛和蒙英华, 2020)^[9]、增加知识的跨国溢出(Boberg-Fazlić and Sharp, 2024)^[10]，等等。其中，与本文联系最密切的是人员跨境流动与国际投资的文献。已有研究表明，移民、侨民等作为人员长期跨境流动的主要形式，对于外商直接投资(Foreign Direct Investment, FDI)具有显著的推动作用，其核心机制在于移民在母国和迁入国之间形成了稳定的跨国信任纽带(Javorcik et al., 2011)^[11]和信息渠道(Burchardi et al., 2019)^[12]。本文与上述文献的区别在于：本文的关注点是过境免签政策所引起的人员短期跨境流动，这与移民、侨民等人口空间分布的长期变化存在本质区别(施炳

^①外商投资来源地分布情况来自商务部《中国外资统计公报2024》，并剔除英属维尔京群岛、开曼群岛和萨摩亚等避税地，http://wzs.mofcom.gov.cn/ztxx/art/2024/art_92aefa1ab5cc46f9870133bdac06ab1a.html (访问时间：2025-02-15)。

^②数据来源于商务部官网，<https://data.mofcom.gov.cn/article/zxtj/202502/62673.html> (访问时间：2025-02-15)。

展等, 2023)^[13]。移民、侨民往往受到各国(地区)严格的制度管控, 同时也涉及个人及家庭的重大决策, 因此其规模和由此产生的宏观影响远小于人员短期跨境流动。

第二类文献关注东道国制度环境对 FDI 区位选择的影响。Dunning 和 Lundan (2008)^[14]在国际生产折衷理论中嵌入制度变量, 指出制度环境已成为 FDI 进行区位决策的关键因素。现有研究沿着两条制度创新路径展开。一是内部制度创新。已有研究考察了开发区设立(吴敏等, 2023)^[15]、企业结对帮扶(周欣雨等, 2023)^[16]、高校扩招(林涛等, 2024)^[17]、行政审批集成化改革(黄友星等, 2024)^[18]等对吸引外资的作用。二是制度型开放这一制度改革的新范式。已有文献评估了自由贸易协定(林梦瑶和张中元, 2019)^[19]、“一带一路”倡议(赵红军等, 2022)^[20]、自由贸易试验区(李竹兵等, 2024)^[21]等一系列制度型开放举措的引资效应, 但鲜有研究关注过境外免签作为制度型开放的重要政策工具对外资企业进入中国有何影响。

第三类文献直接研究了签证对国际经济活动的影响。签证是国家主权机关对人员短期跨境流动的制度性许可工具。现有文献发现, 签证措施的收紧或放松, 包括但不限于改变签证费用和签证审批时间等, 对跨境旅行(Neiman and Swagel, 2009^[22]; Rosselló and Santana-Gallego, 2024^[23])、货物贸易流量(Umana-Dajud, 2019^[24]; 施炳展和熊治, 2023^[25])、出口产品质量(Ariu, 2022)^[26]等均有显著影响。其中, 签证制度的变化对国际投资影响的研究与本文最为相关。Neumayer (2011)^[27]使用经典的引力模型, 发现签证限制明显抑制了双边 FDI 存量; Czaika 和 Neumayer (2017)^[28]在 Neumayer (2011) 的基础上, 研究了签证引入与签证豁免对 FDI 产生的不对称影响, 以及签证限制的投资转移效应。但上述文献并未阐明签证制度影响外资的中间机制, 也未采用严谨的因果推断方法。

基于以上讨论, 本文借助 72/144 小时过境免签制度在时间和地点上逐步推广的特征, 采用 2009—2019 年外资企业工商注册数据, 构建多期双重差分模型, 实证检验了人员跨境流动便利化如何影响中国城市—行业—年份层面的外资企业进入。本文可能的边际贡献如下。一是既有研究多聚焦于人员长期跨境流动对国际投资的影响, 关于人员短期跨境流动如何影响国际投资的讨论不多, 本文对此进行了补充, 从入境人员规模、交易成本和政策不确定性入手, 厘清了人员跨境流动便利化对外资进入的影响机理, 探讨了过境免签与国内其他政策的协同效应, 为现阶段如何“稳外资”提供了新的经验证据。二是首次从人员跨境流动的视角对制度型开放如何影响外资的区位选择展开研究。过境免签是中国制度型开放的典型案例, 从这个视角出发不仅在理论上完善了制度型开放对 FDI 区位决策的影响研究, 更在现实中为各级政府优化签证政策和吸引外资流入提供了政策参考。三是以中国颁布的过境免签政策为准自然实验, 较为准确地识别了人员跨境流动便利化与外资企业进入之间的因果关系, 因而在方法层面推进了现有研究。

二、政策背景与理论分析

(一) 政策背景

过境签证是“准予持证人在规定的期限内，由对外开放或指定的口岸经过该国国境前往第三国的签证”^①。按照国际惯例，过境人员停留时长不超过24小时一般可免办签证。宽松的签证制度是世界各国吸引外籍人员入境的通用法则，被视为东道国“亲商助企”的体现。在全球化的浪潮中，中国也进行了一系列过境签证政策调整，有效降低了跨境商务门槛，极大地便利了外籍人员来华，成为了稳外资、促开放的关键工具。追溯其发展历程，大致分为三个阶段：一是72小时试点阶段。经国务院批复同意，自2013年起，北京、上海、广州、杭州、南京、天津、沈阳、大连、青岛、重庆、昆明、成都、西安、厦门、武汉、长沙、哈尔滨、桂林18个城市率先试点72小时过境免签，允许特定国家人员凭联程机票免签停留。72小时过境免签的停留活动区域仅限于单一城市或邻近区域，只有杭州、南京、青岛、广州、长沙将免签期间的活动范围扩大至全省行政区域，且尚未开放跨省流动。二是144小时拓展阶段。自2016年起，除长沙、哈尔滨、桂林外，其余15个72小时过境免签试点城市均将停留时间延长至144小时。新增石家庄、秦皇岛、宁波、深圳和揭阳五个城市入境口岸，实现海、陆、空口岸联运互动。此外，从北京、天津、石家庄、秦皇岛或上海、南京、杭州、宁波口岸入境的外籍人员允许在京津冀或长三角区域内跨省市停留。三是240小时优化阶段。2024年12月，国家移民管理局宣布将过境免签停留时长统一延长至240小时，新增合肥、太原、贵阳等中西部城市口岸，政策适用口岸增至60个，覆盖省份扩展至24个。240小时过境免签允许外籍人员跨省市自由流动，即从60个口岸中任一口岸入境后，可在24个省份规定区域跨省域停留活动。

由于240小时过境免签距今实施时间较短，难以识别其政策效果，本文采用72/144小时过境免签作为政策冲击。

(二) 理论分析

从政策的直接效果看，过境免签政策实施后，简化了外籍人员入境手续，节省了原先签证申请和审批所需的时间，有利于提升外籍人员入境规模。而过境免签政策带来的外籍人员入境规模的扩大，一方面有助于降低外资企业面临的交易成本，另一方面也能缓解外资企业面临的政策不确定性，这些都有利于吸引外资企业进入。本文的概念模型如图1所示。具体分析如下。

1. 降低外资企业面临的交易成本

交易成本理论指出，交易成本是企业市场交易中产生的所有费用，涵盖客户匹配、价格协商、质量监控、物流协调及交付保障等环节(Williamson, 1975)^[29]。由于存在信息不对称问题，交易成本在跨国交易中尤为突出(Anderson and Gatignon, 1986)^[30]。签证限制了外籍人员跨境流动，阻碍了信息的有效扩散(Orazbayev,

^①过境签证的定义来源于中国领事服务网，https://cs.mfa.gov.cn/zggmcg/cgqz/cgqzjj_660464/ (访问时间：2024-10-20)。

2017)^[31]。而过境免签政策的实施使外籍人员能够以更简洁的手续、更低的时间成本进入中国,显著推动“软信息”在中外合作网络中的扩散。与数字形式的“硬信息”不同,“软信息”是依赖人与人之间面对面交流所精准传递的隐性知识。尽管获取难度较高,但“软信息”具有更高决策价值(Liberti and Petersen, 2019)^[32],例如Coscia等(2020)^[33]强调,远程通信手段难以达到国际商务旅行即面对面交流所承载的隐性知识传递效果。

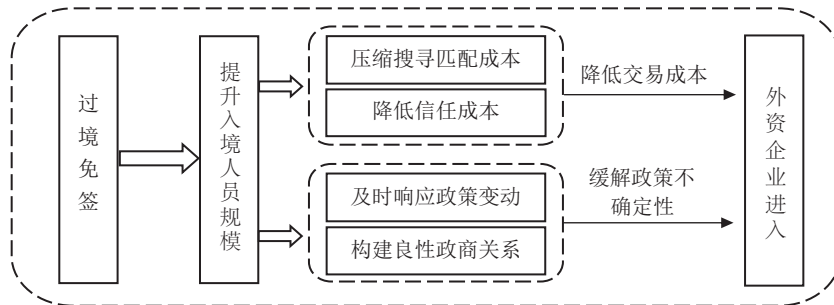


图1 概念模型

过境免签带来的“软信息”扩散可以通过两种途径降低企业跨国经营所面临的交易成本:第一,借助实地考察,外资企业可以快速全面了解城市投资环境、本地消费者偏好等信息,这有助于压缩跨国投资中的搜寻匹配成本。第二,通过面对面交流,外资企业能够深入研判本地供应商和客户的经营状况、隐性风险和商业信誉等非结构化信息,有效减少合作过程中的猜疑,降低因沟通隔阂产生的信任成本。过境免签带来的上述交易成本的降低,将会进一步促进外资企业进入。

2. 缓解外资企业面临的政策不确定性

除交易成本外,东道国政策的不确定性也会影响外资企业的投资决策。当企业面临较高的外部环境不确定性时,往往会采取更加谨慎的投资策略(Bloom et al., 2007)^[34],甚至缩减投资规模(Julio and Yook, 2012^[35]; Choi et al., 2021^[36])。例如,部分基础设施建设及制造业项目,通常需要5年以上投资回报周期。政策的频繁调整可能导致其供应链布局紊乱、成本核算失效以及市场需求预测偏差。已有文献指出,国内地方政策的不确定性,具体表现为政策走向不明朗、政策执行力度不可知、政策承诺能否兑现不确定等(于文超和梁平汉, 2019)^[37]。

而过境免签可以通过两个渠道帮助外资企业应对上述政策不确定性:一方面,借助过境免签,外资企业能够低成本获取地方政府税收政策、产业扶持政策等一手信息,及时化解误判风险并响应政策变动,调整投资策略,从而缓解政策不确定性的影响。另一方面,过境免签政策有助于提升外资企业与地方政府之间互动的频次,增强政商关系透明度,建立深度合作关系。这种深度合作关系有助于推动地方政府在制定政策时更有效地对接和满足外资企业的实际需求,从而在制度层面进一步降低外商投资所面临的政策不确定性,有效促进外资企业进入。

基于上述分析,本文提出如下研究假说。

假说 1：人员跨境流动便利化会显著促进外资企业进入。

假说 2：人员跨境流动便利化会通过提升外籍人员入境规模促进外资企业进入。

假说 3：人员跨境流动便利化会通过降低交易成本促进外资企业进入。

假说 4：人员跨境流动便利化会通过缓解政策不确定性促进外资企业进入。

三、研究设计

(一) 计量模型设定

考虑到 72/144 小时过境免签为分地区分批次实施，本文采用多期双重差分法识别其对外资企业进入的影响，计量模型设定如下：

$$enterfirm_{cit} = \alpha + \beta visafree_{ct} + \gamma controls_{ct} + \lambda_{ci} + \mu_{it} + \varepsilon_{cit} \quad (1)$$

其中， c 表示城市， i 表示行业， t 表示时间，行业以《国民经济行业分类》(GB/T 4754-2017)2 位码进行划分。被解释变量 $enterfirm_{cit}$ 表示 c 城市 i 行业在 t 年新设立的外资企业数量。核心解释变量 $visafree_{ct}$ 表示城市 c 在 t 年是否为实行 72/144 小时过境免签的口岸城市及停留城市，若是则赋值为 1，否则赋值为 0。 $controls_{ct}$ 为影响外资企业进入的城市—年份层面控制变量。 λ_{ci} 为城市—行业固定效应， μ_{it} 为行业—年份固定效应，分别控制不随时间变化的城市—行业特征和随时间变化的行业特征。 ε_{cit} 为随机扰动项。 β 是本文关注的核心系数，反映了 72/144 小时过境免签这一政策冲击对中国城市—行业—年份层面外资企业进入的平均处理效应。本文将标准误差聚类在城市层面。为了避免 2008 年世界性金融危机和 2020 年及之后延续几年的公共卫生事件的干扰，本文将样本区间设置为 2009—2019 年。

(二) 变量说明与数据来源

被解释变量。城市—行业—年份层面新注册的外资企业数量，数据来自国家企业信用信息公示系统^①。参考李磊和马欢(2023)的做法，本文剔除了所在城市、所属行业、成立年份等关键信息缺失的样本。

核心解释变量。城市—年份层面实施 72/144 小时过境免签政策的虚拟变量，对给定年份及之后实施过境免签政策的口岸城市及停留城市赋值为 1，其余情况下取值为 0。

控制变量。为了缓解遗漏变量问题，结合既有文献(李磊和马欢，2023；施炳展和熊治，2023)，本文选取一组城市层面的控制变量，数据来源于历年《中国城市统计年鉴》^②，具体包括：经济发展水平($\ln pgdp$)，用城市人均地区生产总值的自然对数衡量；对外开放度($open$)，用城市进出口总额与地区生产总值的比值衡量；产业结构($industry$)，用城市第三产业和第二产业增加值的比值衡量；产业集聚($\ln agg$)，用城市工业企业数的自然对数衡量；政府干预程度($intervention$)，用城市政府财政一般支出与地区生产总值的比值衡量；人力资本水平($human$)，用城市普通

^①国家企业信用信息公示系统网址，<https://www.gsxt.gov.cn/index.htm> (访问时间：2024-11-09)。

^②历年《中国城市统计年鉴》网址，<https://inds.cnki.net/knavi/yearbook/Detail/GOBY/YZGCA?NO=N2022040095> (访问时间：2024-11-20)。

高等学校在校学生数占总人口的比重衡量；通信水平(*mobile*)，用城市移动电话用户数与总人口的比值衡量；金融发展水平(*finance*)，用城市年末金融机构贷款余额与地区生产总值的比值衡量；城镇化率(*urban*)，用城镇人口所占比重衡量^①。

四、基本实证结果及分析

(一) 基准回归

表 1 的回归结果量化了过境免签对外资企业进入的影响。其中，第(1)列仅加入城市—行业固定效应和行业—年份固定效应，第(2)—(4)列则逐步加入反映城市特征的控制变量。结果显示，表 1 各列核心解释变量对应的估计系数始终显著为正，表明过境免签政策的实施能够显著促进外资企业的进入，假说 1 得到初步证实。进一步从经济意义上分析，随着各类控制变量和固定效应的加入，核心解释变量的系数逐渐稳定在 0.5 附近。这表明相比于没有实施过境免签的地区，实施过境免签的地区平均每个行业将额外有大约 0.5 家外资企业进入。

表 1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>visafree</i>	0.632*** (0.240)	0.503** (0.199)	0.495*** (0.189)	0.476*** (0.160)
<i>lnpgdp</i>		0.338 (0.340)	0.418 (0.348)	0.452 (0.452)
<i>open</i>		-2.640* (1.517)	-2.433 (1.502)	-2.207 (1.413)
<i>industry</i>		0.523 (0.502)	0.599 (0.483)	0.731 (0.556)
<i>human</i>			-35.882 (22.523)	-32.029 (21.089)
<i>mobile</i>			0.031 (0.792)	0.000 (0.797)
<i>intervention</i>				-0.902 (1.103)
<i>finance</i>				-0.611 (0.546)
<i>lnagg</i>				-0.261 (0.289)
<i>urban</i>				-3.819** (1.818)
城市—行业固定效应	是	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是	是
控制变量	否	是	是	是
样本量	283 410	275 670	270 000	267 480
调整的 R ² 值	0.728	0.728	0.728	0.729

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的统计显著性，括号内的值为聚类在城市层面的稳健标准误。下表同。

^①因篇幅所限，主要变量的描述性统计结果未列出，可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

(二) 估计的有效性检验

1. 事前平行趋势检验

在 72/144 小时过境免签政策实施前，处理组和对照组的新进入外资企业数量具有相似的变化趋势，是多期双重差分法进行因果识别的前提。对此，本文采用事件研究法，构建如下双向固定效应 DID(TWFE-DID) 模型，对事前平行趋势是否满足进行实证检验：

$$enterfirm_{cit} = \alpha + \beta_j \sum_{\substack{j=4^+ \\ j=-5^+ \\ j \neq -1}} visafree_{c, t+j} + \gamma controls_{ct} + \lambda_{ci} + \mu_{it} + \varepsilon_{cit} \quad (2)$$

其中，下标的 j 表示城市自 t 年实施过境免签后到第 $t+j$ 年之间的年份间隔，其他下标和变量的含义与基准模型一致。

图 2 为事前平行趋势检验结果。在过境免签政策发生前，处理组和对照组新设立的外资企业数量不存在显著差异，未拒绝事前平行趋势的假设。在政策实施之后，过境免签对外资企业进入的平均处理效应呈递增趋势，说明过境免签推动外资企业进入的作用具有渐进性和长期性。

2. 异质性处理效应检验

由于过境免签在不同城市实施的时间并不一致，为了避免“坏的控制组”，本文使用 Sun 和 Abraham(2021)^[38]、Borusyak 等(2024)^[39] 提出的异质性稳健 DID 估计纠正传统交错 DID 模型存在的潜在偏误。根据上述两类异质性稳健 DID 估计量的回归结果^①可以看出，核心解释变量的系数在政策实施前均不显著，在政策实施后逐渐显著为正，表明在考虑异质性处理效应后，过境免签的引资效应依然稳健。

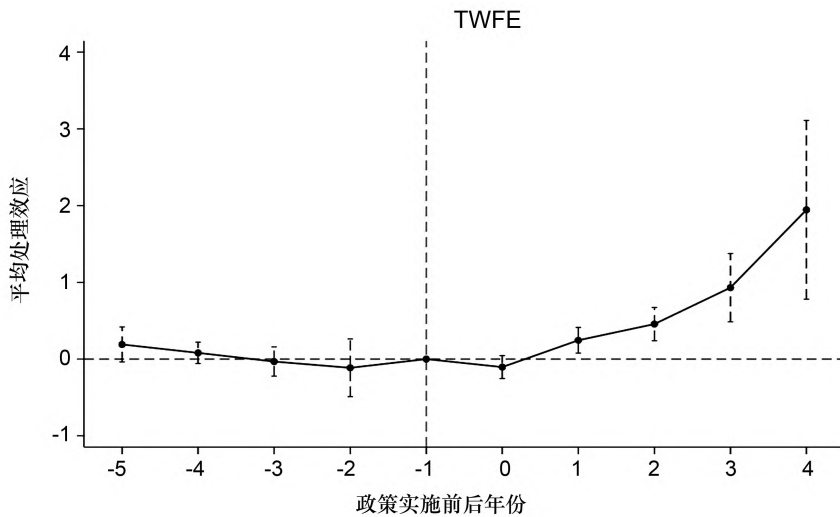


图 2 平行趋势检验

^①因篇幅所限，异质性处理效应检验结果未列出，查阅同前。

(三) 内生性检验

本文的内生性可能源于人员跨境流动便利化与外资企业进入之间的双向因果关系。对此,本文使用城市年平均风速(*wind*)作为过境免签(*visafree*)的工具变量。从相关性角度看,城市风力过强会降低航班起降效率,极端情况下甚至可能会引发机场临时关闭或航线取消。这种天气导致的不确定性增加了航班延误风险,降低了当地实施过境免签政策的概率。从外生性角度看,外商直接投资的区位选择更多受到经济发展水平的影响,风速不是外资企业进行投资决策的主要影响因素。

本文使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性检验,结果如表2所示,过境免签的估计系数显著为正,且不存在弱工具变量问题。这说明在修正内生性问题后,本文的核心结论仍然成立。

表2 内生性检验

变量	<i>visafree</i>	<i>enterfirm</i>
	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)
<i>wind</i>	-0.231*** (0.045)	
<i>visafree</i>		1.860** (0.867)
城市—行业固定效应	是	是
行业—年份固定效应	是	是
控制变量	是	是
Kleibergen-Paap rk Wald F	25.849	
样本量	267 480	

(四) 稳健性检验

本文采用其他方法进一步检验了基准回归结果的稳健性^①。(1)更换估计方法,采用零膨胀负二项模型克服被解释变量“零值堆积”问题。(2)加入省份—年份固定效应。(3)标准误聚类至行业。(4)将样本期延长至2022年。(5)排除同时期“一带一路”倡议、国家知识产权示范城市政策的混杂效应。(6)通过随机设定过境免签的发生城市及年份进行安慰剂检验。在上述情形下本文核心结论保持不变,说明基准回归结果较为稳健。

五、机制分析

(一) 提升入境人员规模

为了验证过境免签政策的出台是否确实起到了提升入境人员规模的作用,本文将模型(1)中的被解释变量替换为城市层面入境旅客人数进行回归,数据来源于

^①因篇幅所限,稳健性检验结果未列出,查阅同前。

CEIC 数据库^①。表3第(1)列结果显著为正,表明过境免签能够提升入境中国的外籍旅客数量。过境免签这一人员跨境流动便利化措施与外资企业进入中国之间因果关系成立的前提条件得到验证,假说2成立。

(二)降低交易成本

本文选择行业资本密集度和地区社会信任水平作为度量交易成本的机制变量(统一用 *mech* 表示,下同)。交易成本经济学(Williamson, 1975)指出,资产专用性是交易成本的关键决定因素。资本密集行业因需大量专用性投入,导致此类行业的外资企业在东道国投资时面临更高的“套牢”风险和“敲竹杠”风险(施炳展和李建桐, 2020)^[40],不得不付出更高的交易成本。社会信任在规范交易行为中起到重要作用。当地区社会信任度高时,市场主体无需过度防备违约,交易成本通常较低(王艳和李善民, 2017)^[41]。因此,行业资本密集度和地区社会信任水平可以度量外资企业面临的交易成本。

对于行业资本密集度,参照 Acemoglu 和 Guerrieri (2008)^[42]、田巍和余淼杰 (2012)^[43]的做法,以行业总资产与行业从业人员数的比值计算得出,并进行对数化处理,数据来源于 2008 年全国第二次经济普查。对于地区社会信任度,本文利用 2011 年中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)数据进行测算^②,将社会信任度高于中位数的省份赋值为 1,低于中位数的省份赋值为 0。将上述两个机制变量与核心解释变量相交乘引入基准模型。表3第(2)、(3)列结果显示,核心解释变量与行业资本密集度的交互项显著为正,与地区社会信任度的交互项显著为负,即过境免签更多地促进了外资企业进入原先交易成本较高的行业以及地区,这一结果表明过境免签确实有利于降低外资企业面临的交易成本,假说3成立。

(三)缓解政策不确定性

本文从两个角度来衡量外资企业所面临的政策不确定性。其一,使用 Yu 等 (2021)^[44]编制的 2011 年中国省级经济政策不确定性指数,将高于中位数的省份赋值为 1,低于中位数的省份赋值为 0。其二,参考黄友星等(2024)的做法,使用中国人民大学国家发展与战略研究院发布的《中国城市政商关系排行榜(2018)》报告中的政府廉洁指数,构建城市层面政府廉洁性的虚拟变量,对政府廉洁指数高于中位数的城市取值为 1,否则取值为 0^③。政府廉洁性较高时,寻租风险较低,企业面临的政策不确定性也较低。

将上述两个机制变量与核心解释变量的交互项加入模型式(1)进行回归。表3第(4)、(5)列结果显示,核心解释变量与地区经济政策不确定性指标的交互项系数显著为正,与政府廉洁性指标的交互项系数显著为负,即过境免签更多地促进了

^①该数据库中的旅游入境人数统计了报告期内来中国观光游览、度假、探亲访友、就医疗养、购物、参加会议或从事经济、文化、体育、宗教活动的外国人等入境旅客。

^②具体测算方法为:取 CGSS 中 a33 问题(总的来说,您同不同意在这个社会上,绝大多数人都是可以信任的?)回复“非常同意”和“比较同意”的人数占该省回复人数总数的比重。

^③由于该报告自 2018 年起开始发布,且政商关系在地区间的排名相对稳定,故本文选取 2018 年的政府廉洁指数衡量城市政府廉洁性。

外资企业进入原本政策不确定性较高的地区。这一结果表明过境免签确实能够缓解外资企业所面临的政策不确定性，假说 4 成立。

表 3 机制检验

变量	入境人员规模	交易成本		政策不确定性	
	入境旅客人数	资本密集度	社会信任	经济政策不确定性	政府廉洁性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>visafree</i>	0.059* (0.032)	0.508*** (0.169)	0.701** (0.271)	-0.239* (0.133)	0.916** (0.372)
<i>visafree</i> × <i>mech</i>		0.337** (0.134)	-0.560* (0.315)	1.115*** (0.387)	-0.854* (0.463)
城市固定效应	是	否	否	否	否
年份固定效应	是	否	否	否	否
城市—行业固定效应	否	是	是	是	是
行业—年份固定效应	否	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
样本量	246 960	252 620	267 480	267 480	267 480
调整 R ² 值	0.971	0.729	0.729	0.729	0.729

注：机制变量 *mech* 本身被城市—行业固定效应或行业—年份固定效应吸收，其余同表 1。

六、异质性分析

(一) 政策力度

过境免签政策的实施力度在不同的处理组城市存在明显差异，一方面表现为停留时长的不同(72 小时或 144 小时)，另一方面则表现为活动范围的差异(能够直接进入的口岸城市和只能通过口岸城市间接入境的停留城市)。这会对外资企业的进入决策产生异质性影响

本文首先从整体上分别验证 72 小时过境免签和 144 小时过境免签的引资效应。政策力度的异质性检验结果显示^①，两组过境免签政策的引资效应均显著为正，且 144 小时过境免签通过赋予商务人士进行深度考察的机会，具有更强的引资效应。

进一步地，本文将处理组城市分为四类，分别为实施 72 小时过境免签的口岸城市、实施 144 小时过境免签的口岸城市、实施 72 小时过境免签的停留城市和实施 144 小时过境免签的停留城市，并将上述四类城市分别和基准回归中的对照组城市样本合并后进行多期双重差分估计。根据政策力度的异质性检验结果可知，在活动范围相同的情况下，设定更长停留时间的城市能够吸引更多的外资企业进入。而在停留时长相同的情况下，活动范围更大、限制更少的口岸城市相比于活动范围更小、限制更多的停留城市可以吸引更多的外资企业进入。

^①因篇幅所限，政策力度的异质性检验结果未列出，查阅同前。

(二) 区域特征

地区层面所开展的民间外交,作为一项非正式制度安排,能够通过提升投资双方的信息透明度(杨连星等,2016)^[45]和“优先待遇”的信号效应缓解因国家外交关系紧张所产生的投资不确定性,进而促进外资流入。本文使用城市层面过境免签政策实施前的国际友好城市数量,构建反映城市民间外交广泛程度的虚拟变量,将国际友好城市数量排名高于中位数的城市赋值为1,其余为0,原始数据来自中国人民对外友好协会。然后,将其与核心解释变量的交互项代入模型式(1)中进行估计。异质性检验结果显示^①,一个城市的国际友好城市越多,即民间外交越广泛,就越能够为外资企业进入当地创造开放包容的投资环境,从而推动过境免签政策发挥更大作用。

(三) 行业特征

相比于货物,大多数服务的生产和消费过程难以分离,需要面对面交付,在此过程中通常涉及更多隐性知识的传递。因此,本文预期过境免签更有利于服务业外资企业进入。为了验证上述猜想,本文构建服务业虚拟变量,对服务业取值为1,非服务业取值为0,将其与核心解释变量的交互项加入模型式(1)进行回归。结果显示,过境免签对服务业行业的外资企业进入中国市场的作用更大,符合预期。

(四) 企业特征

本文重新计算了城市—行业—年份层面区分外资企业进入模式(外商独资和中外合资)的新增外资企业数量,并分别作为被解释变量代入模型式(1)中进行回归。异质性检验结果显示,过境免签对于外商独资企业进入的促进作用更大。这印证了前文的机制分析结果:由于人员跨境流动便利化有助于降低外资企业进入中国市场的交易成本,并能够有效地缓解政策不确定性,外资企业在中国投资时会更愿意采取风险较高的独资经营模式。

七、进一步分析

(一) 外资企业的生存情况

1. 外资企业的生存率和生存时间

为了进一步探究过境免签是否会影响到外资企业进入中国后的生存情况,本文首先参考陈强远等(2021)^[46]的研究,定义城市—行业—年份层面的外资企业生存率,该指标等于城市*c*的*i*行业在第*t*年期末存活的外资企业占上一年期末的外资企业总数量的比重。具体计算公式为:

$$Survival_{ci} = \frac{Sum_{ci,t} - New_{ci,t}}{Sum_{ci,t-1}} \quad (3)$$

其中, $Survival_{ci}$ 为*c*城市*i*行业第*t*年的外资企业生存率, $Sum_{ci,t}$ 和 $Sum_{ci,t-1}$ 分别表示*c*城市*i*行业在第*t*年期末和第*t-1*年期末存活的外资企业数量, $New_{ci,t}$ 表示

^①因篇幅所限,区域、行业、企业特征的异质性检验结果未列出,查阅同前。

c 城市 i 行业在第 t 年新设立的外资企业数量。除生存率以外, 本文还计算了外资企业的生存时间, 并在城市—行业—年份层面取均值。

将基准回归模型中的被解释变量分别替换为外资企业生存率和生存时间, 重新进行回归。由表 4 前两列回归结果可知, 过境免签可以显著提升外资企业的生存率和生存时间。外资企业的存活离不开大量的国际交流, 而过境免签带来的人员跨境流动便利化可以减少外资企业进行国际交流的成本和门槛, 进而有利于提升外资企业的生存概率和生存时间。

2. 外资企业的退出数量

本文还从外资企业退出的视角来刻画外资企业的生存情况。将模型式(1)的被解释变量替换为 c 城市 i 行业在 t 年的外资企业的退出数量, 重新进行回归。表 4 第(3)列结果显示, 过境免签并未导致外资企业的退出数量显著上升。

表 4 外资企业的生存情况

变量	外资企业生存率	外资企业生存时间	外资企业退出数量
	(1)	(2)	(3)
<i>visafree</i>	0.179*** (0.067)	0.176*** (0.055)	-0.002 (0.072)
城市—行业固定效应	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是
控制变量	是	是	是
样本量	267 480	267 480	267 480
调整的 R ² 值	0.184	0.282	0.499

(二) 政策协同效应

1. 公共数据开放和“宽带中国”战略

以公共数据开放和“宽带中国”战略为代表的通信基础设施的发展有利于“硬信息”的传播。公共数据开放和“宽带中国”战略会与助力“软信息”传播的过境免签政策形成合力, 共同推动外资企业进入。表 5 前两列分别加入了核心解释变量与上述两组政策虚拟变量(*ggsj* 和 *kdzg*)的交互项进行回归, 结果显示交互项系数均显著为正, 符合预期。

2. 高铁开通

高铁网络可进一步压缩国内区域间的时空距离。本文预期这可以和过境免签形成协同效应: 外资企业人员通过过境免签入境后, 可利用高铁快速对接上下游企业, 形成产业链协同效应, 扩大辐射半径。表 5 第(3)列加入了核心解释变量与高铁开通虚拟变量(*gtkt*)的交互项, 回归结果显示对应系数显著为正, 符合预期。

3. 自由贸易试验区外资准入负面清单制度

自由贸易试验区(以下简称“自贸区”)实行的外资准入负面清单制度可以降低外资企业进入中国市场的制度性门槛。外资企业可借力过境免签政策先行探路快速了解中国市场, 进而依托自贸区外资准入负面清单这一政策红利“扎根深耕”。表 5

最后一列加入了核心解释变量与上述政策虚拟变量(*fmqd*)的交互项进行回归,结果显示交互项系数显著为正,表明此政策能够与过境免签形成优势互补。

表5 政策协同效应

变量	公共数据开放	宽带中国	高铁开通	自贸区外资准入负面清单
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>visafree</i>	0.201** (0.096)	-0.098 (0.104)	-0.171 (0.110)	-0.048 (0.086)
<i>visafree</i> × <i>ggsj</i>	1.661** (0.669)			
<i>visafree</i> × <i>kdzg</i>		1.927*** (0.691)		
<i>visafree</i> × <i>gtkt</i>			0.811*** (0.263)	
<i>visafree</i> × <i>fmqd</i>				1.199*** (0.405)
城市—行业固定效应	是	是	是	是
行业—年份固定效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
样本量	267 480	267 480	267 480	267 480
调整的 R ² 值	0.729	0.729	0.729	0.729

注:构成交互项的所有变量均已控制,受篇幅限制未进行展示。其余同表1。

八、结论与政策启示

本文对过境免签这一人员跨境流动便利化措施如何影响外资企业进入进行了深入考察。研究发现:人员跨境流动便利化通过提升入境人员规模、降低交易成本和缓解政策不确定性,显著促进了外资企业的进入。这一结论在更换估计方法、加入更多固定效应、排除同时期其他政策影响等一系列稳健性检验后依然成立。过境免签政策设置的停留时长越长、活动范围越广,对外资企业进入的推动作用越强。当城市民间外交较为广泛时,过境免签对外资企业进入的促进作用更为明显。过境免签对服务业外资企业进入的积极影响更大,并更多地促进外资企业以独资方式进入中国。人员跨境流动便利化还提升了外资企业的生存率和生存时间,优化了外资企业进入中国市场后的生存情况。过境免签可以和“硬信息”传播(公共数据开放和“宽带中国”战略)、交通基础设施完善(高铁开通)以及其他制度型开放举措(自贸区外资准入负面清单制度)形成政策协同,共同促进外资企业进入中国市场。本文的政策含义如下:

第一,加大过境免签政策实施力度,强化其“时空压缩”带来的引资效应。可以考虑继续延长过境人员停留时间,特别是对于服务业或者涉及更多隐性知识传递的技术密集型行业外资企业,以保证外资企业服务和技术研发活动的便利性和持续

性。在延长停留时限的基础上,同步拓展免签区域覆盖范围,放宽跨区域通行,带动地区之间资源共享,为外资企业开拓新市场、布局新业务提供更为广阔的空间。

第二,激活民间外交动能,打造城市国际响亮名片,促进外资项目转化落地。要进一步活跃民间交往,通过商会、侨团等组织深化与主要外资来源国的互动。逐步拓展与主要外资来源国的友好城市网络,不断扩大免签“朋友圈”。搭建友好城市投资转化平台,提供外商服务中心、双语投资指南等配套措施,进而将短期旅客流量沉淀为长期投资增量。

第三,强化过境免签与其他政策的协同效应,进一步释放制度型开放的政策红利。“稳外资”是一项系统工程,各级政府要将过境免签与数据开放、数字基建、交通网络拓展以及自贸区外资准入等其他政策等有机结合,以期形成“1+1>2”的政策效果。

[参考文献]

- [1] AITKEN B J, HARRISON A E. Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela [J]. *American Economic Review*, 1999, 89 (3): 605-618.
- [2] 张杰, 郑文平, 翟福昕. 中国出口产品质量得到提升了么? [J]. *经济研究*, 2014, 49 (10): 46-59.
- [3] RONG S, LIU K, HUANG S, et al. FDI, Labor Market Flexibility and Employment in China [J]. *China Economic Review*, 2020, 61: 101449.
- [4] 陈勇兵, 胡佳雯, 杜雨蕊, 等. 外资进入促进了就业净增长——来自中国外资准入限制放宽的证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2024, 24 (3): 793-809.
- [5] 李磊, 马欢. 从“生产回岸”谈“稳外资”——基于发达国家机器人使用驱动的分析 [J]. *管理世界*, 2023, 39 (10): 41-59.
- [6] RAUCH J E, TRINDADE V. Ethnic Chinese Networks in International Trade [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2002, 84 (1): 116-130.
- [7] SÖDERLUND B. The Importance of Business Travel for Trade: Evidence from the Liberalization of the Soviet Airspace [J]. *Journal of International Economics*, 2023, 145: 103812.
- [8] KANG H, EKLUND J C. Fast Friends: The Impact of Short-Term Visits on Firms' Invention Outcomes [J]. *Organization Science*, 2025, 36 (3): 1154-1176.
- [9] 铁瑛, 蒙英华. 移民网络、国际贸易与区域贸易协定 [J]. *经济研究*, 2020, 55 (2): 165-180.
- [10] BOBERG-FAZLIĆ N, SHARP P. Immigrant Communities and Knowledge Spillovers: Danish Americans and the Development of the Dairy Industry in the United States [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2024, 16 (1): 102-146.
- [11] JAVORCIK B S, ÖZDEN Ç, SPATAREANU M, et al. Migrant Networks and Foreign Direct Investment [J]. *Journal of Development Economics*, 2011, 94 (2): 231-241.
- [12] BURCHARDI K B, CHANEY T, HASSAN T A. Migrants, Ancestors, and Foreign Investments [J]. *The Review of Economic Studies*, 2019, 86 (4): 1448-1486.
- [13] 施炳展, 熊治, 廖秋娟. 境外人员流入与出口质量——缓解贸易“柠檬市场” [J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40 (11): 51-72.
- [14] DUNNING J H, LUNDAN S M. *Multinational Enterprises and the Global Economy* [M]. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2008.
- [15] 吴敏, 黄玖立, 丁思琪. 制度质量如何影响外资企业进入模式——来自中国设立开发区的经验证据 [J]. *经济科学*, 2023 (2): 145-162.

- [16] 周欣雨, 张学志, 周梓洵, 等. 企业结对帮扶与县域利用外资 [J]. 世界经济, 2023, 46 (2): 108-133.
- [17] 林涛, 冼国明, 黄玖立, 等. 人力资本扩张与外资进入 [J]. 国际贸易问题, 2024 (11): 159-175.
- [18] 黄友星, 营计德, 赵艳平. 行政审批集成化改革与外商直接投资 [J]. 世界经济文汇, 2024 (6): 62-82.
- [19] 林梦瑶, 张中元. 区域贸易协定中竞争政策对外商直接投资的影响 [J]. 中国工业经济, 2019 (8): 99-117.
- [20] 赵红军, 高恒宇, 黄丹煌. “走出去”与“引进来”——“一带一路”倡议与外商直接投资的区位调整 [J]. 财经研究, 2022, 48 (3): 19-32+63.
- [21] 李竹兵, 陆建明, 甄诚, 等. 中国自由贸易试验区影响外资进入模式的机制与效果研究 [J]. 南开经济研究, 2024 (12): 125-147.
- [22] NEIMAN B, SWAGEL P. The Impact of Post-9/11 Visa Policies on Travel to the United States [J]. Journal of International Economics, 2009, 78 (1): 86-99.
- [23] ROSSELLÓ J, SANTANA-GALLEGO M. The Effect of Visa Types on International Tourism [J]. Economic Modelling, 2024, 137: 106757.
- [24] UMANA-DAJUD C. Do Visas Hinder International Trade in Goods? [J]. Journal of Development Economics, 2019, 140: 106-126.
- [25] 施炳展, 熊治. 人员跨境流动、“软信息”与国际贸易 [J]. 世界经济, 2023, 46 (2): 56-84.
- [26] ARIU A. Foreign Workers, Product Quality, and Trade: Evidence from a Natural Experiment [J]. Journal of International Economics, 2022, 139: 103686.
- [27] NEUMAYER E. On the Detrimental Impact of Visa Restrictions on Bilateral Trade and Foreign Direct Investment [J]. Applied Geography, 2011, 31 (3): 901-907.
- [28] CZAİKA M, NEUMAYER E. Visa Restrictions and Economic Globalisation [J]. Applied Geography, 2017, 84: 75-82.
- [29] WILLIAMSON O E. Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications [M]. New York: The Free Press, 1975.
- [30] ANDERSON E, GATIGNON H. Modes of Foreign Entry: A Transaction Cost Analysis and Propositions [J]. Journal of International Business Studies, 1986, 17 (3): 1-26.
- [31] ORAZBAYEV S. International Knowledge Flows and the Administrative Barriers to Mobility [J]. Research Policy, 2017, 46 (9): 1655-1665.
- [32] LIBERTI J M, PETERSEN M A. Information: Hard and Soft [J]. Review of Corporate Finance Studies, 2019, 8 (1): 1-41.
- [33] COSCIA M, NEFFKE F M H, HAUSMANN R. Knowledge Diffusion in the Network of International Business Travel [J]. Nature Human Behaviour, 2020, 4 (10): 1011-1020.
- [34] BLOOM N, BOND S, VAN REENEN J. Uncertainty and Investment Dynamics [J]. The Review of Economic Studies, 2007, 74 (2): 391-415.
- [35] JULIO B, YOON Y. Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles [J]. The Journal of Finance, 2012, 67 (1): 45-83.
- [36] CHOI S, FURCERI D, YOON C. Policy Uncertainty and Foreign Direct Investment [J]. Review of International Economics, 2021, 29 (2): 195-227.
- [37] 于文超, 梁平汉. 不确定性、营商环境与民营企业经营活力 [J]. 中国工业经济, 2019 (11): 136-154.
- [38] SUN L, ABRAHAM S. Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects [J]. Journal of Econometrics, 2021, 225 (2): 175-199.
- [39] BORUSYAK K, JARAVEL X, SPIESS J. Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation [J]. Review of Economic Studies, 2024, 91 (6): 3253-3285.

- [40] 施炳展, 李建桐. 互联网是否促进了分工: 来自中国制造业企业的证据 [J]. 管理世界, 2020, 36 (4): 130-149.
- [41] 王艳, 李善民. 社会信任是否会提升企业并购绩效? [J]. 管理世界, 2017 (12): 125-140.
- [42] ACEMOGLU D, GUERRIERI V. Capital Deepening and Nonbalanced Economic Growth [J]. Journal of Political Economy, 2008, 116 (3): 467-498.
- [43] 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, 11 (2): 383-408.
- [44] YU J, SHI X, GUO D, YANG L. Economic Policy Uncertainty (EPU) and Firm Carbon Emissions: Evidence Using a China Provincial EPU Index [J]. Energy Economics, 2021, 94: 105071.
- [45] 杨连星, 刘晓光, 张杰. 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 [J]. 中国工业经济, 2016 (11): 56-72.
- [46] 陈强远, 钱则一, 陈羽, 等. FDI对东道国企业的生存促进效应——兼议产业安全与外资市场准入 [J]. 中国工业经济, 2021 (7): 137-155.

Facilitation of Cross-border Travel and Foreign Enterprise Entry —A Quasi-natural Experiment Based on 72/144-hour Visa-free Transit

LI Jiantong CAI Sijia

Abstract: Visa-free transit, a pivotal measure of China's institutional opening-up, raises an important empirical question: Can face-to-face interactions enabled by cross-border travel promote foreign enterprises' entry into China? Using city-industry-year data on foreign enterprise registrations from 2009 to 2019 and exploiting the staggered rollout of China's 72/144-hour visa-free transit policy as a quasi-natural experiment, this paper identifies the causal impact of cross-border travel facilitation on foreign enterprise entry through a multi-period difference-in-differences framework. The results show that facilitation of cross-border mobility significantly increases the number of newly established foreign enterprises in treated cities. The effect becomes stronger when the permitted transit duration is extended and when the geographic scope of permissible activities is broadened. The promotion effect is more pronounced in cities with extensive people-to-people exchange networks, in service-oriented industries, and among wholly foreign-owned firms. The mechanism analysis indicates that visa-free transit encourages foreign enterprise entry by enlarging inbound traveler flows, reducing transaction costs, and alleviating policy uncertainty. Further evidence shows that cross-border travel facilitation also improves foreign firms' survival in the Chinese market. Moreover, its investment attraction effect is reinforced when combined with "hard information" dissemination, better transportation infrastructure, and complementary institutional reforms. Overall, this study reveals how visa-free transit policy affects the location decisions of foreign enterprises. It also provides an actionable policy direction for fully realizing the potential benefits of the policy and supporting China's strategic goal of stabilizing foreign investment.

Keywords: Cross-border Travel; Visa-free Transit; Foreign Enterprise Entry

(责任编辑 武 齐)