

单边开放与跨境供应链构建

——过境免签的政策效果

秦相慧 马野青 郭淞辰 耿媛媛*

摘要:在全球经贸不确定性上升、跨境供应链加速重构的背景下,国家(地区)间制度型开放对跨境供应链合作的影响日益受到关注。本文聚焦单边开放政策的经贸合作效应,利用中国2013年起分批实施的过境免签政策作为准自然实验,评估过境免签政策对跨境供应链合作的实际影响及其作用机制。研究表明,过境免签政策显著促进了免签城市与政策适用国家(地区)间的跨境供应链合作,该政策主要通过降低面对面交流成本、增进国家(地区)间信任以及改善中国境外形象,推动跨境供应链合作。此外,在发达国家(地区)、国内旅游资源更丰富的城市以及信息化发展水平更高的目标国(地区)中,该促进作用更为显著。本文还发现,公共外交政策的实施与过境免签政策形成了协同促进效应,免签停留时间的延长进一步增强了政策效果。本文研究为理解制度型开放背景下跨境供应链构建的理论逻辑提供了新的经验证据,也为进一步优化单边开放政策设计、深化高水平对外开放提供了政策启示。

关键词:单边开放 过境免签政策 跨境供应链

一、引言

当前,全球价值链正处于加速解构与重构的深度调整期,国际供应链合作的主导逻辑正由以成本效率为核心的比较优势导向,逐步转向兼顾安全与效率的制度

* 秦相慧,博士研究生,南京大学商学院,电子邮箱:xianghuiqin0816@163.com;马野青,教授,南京大学商学院、南京大学世界经济研究中心,电子邮箱:mayq@nju.edu.cn;郭淞辰(通讯作者),博士研究生,南京大学商学院,电子邮箱:guosongchen11@163.com;耿媛媛,博士研究生,南京大学商学院,电子邮箱:331679335@qq.com。本文获得教育部高校人文社会科学重点研究基地重大项目(22JJD790037)的资助。本文未使用AI。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

协同导向(Bonadio等,2021)。在这一背景下,建设以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,推行更加积极、灵活、可行的单边开放战略,已成为中国应对、融入和引领全球产业链体系重组的必然选择(刘志彪和李鑫,2025)。2025年中央经济工作会议明确提出“稳步推进制度型开放”,标志着中国对外开放正由以要素流动为主的“流动型开放”,转向以规则、规制与制度供给为核心的高水平制度型开放模式(王孝松和常远,2023)。在这一转型过程中,对外开放的重心由传统的“边境开放”延伸至更具制度含量的“边境后”措施(徐康宁,2019),制度安排本身开始成为塑造国际分工地位与跨境合作优势的关键变量。

在制度型开放的诸多维度中,人员要素流动规则构成连接制度环境与微观合作网络的重要渠道之一。相比关税减让、投资准入与负面清单等直接作用于价格与准入的制度工具(Chen等,2021;Zhang等,2024),签证制度直接塑造跨境接触机会与互动频率,其影响首先体现在人员流动,进而扩散至信息传递与合作匹配。过境免签政策是中国政府单方面实施,旨在为符合条件的境外公民提供在指定口岸城市短期停留便利的一项制度创新。自2013年在上海启动试点以来,该政策在适用城市范围、停留时限与适用国别(地区)三个维度持续扩展:一是覆盖从沿海枢纽到内陆门户的主要国际航空口岸。二是将免签停留时间由72小时逐步延长至144小时,并自2024年12月起统一延长至240小时。三是适用国家(地区)数量扩大至54个,使其逐步成为中国通过非关税渠道促进国际交流与经贸合作的重要制度工具。一方面,政策实施显著提升跨境游客数量(Lawson和Roychoudhury,2016),甚至能弥补城市自身旅游资源的不足(Chow等,2021);另一方面,签证便利化能够提升进入便利度并改善城市与国家形象(张应武和郑雪梅,2023),并通过增加跨境人员流动与国际关注度塑造国家品牌认知(Zhi等,2017),进而刺激城市外向型经济发展,深化双边价值链联系(Ma等,2024)。过境免签政策的演进使其逐渐成为非关税渠道下重构企业合作网络、促进跨境经贸合作的重要抓手。

跨境供应链合作作为国际经贸合作的重要组织形态,其形成不仅依赖关税水平与投资制度,更高度依赖信息传递效率、信任积累程度与制度环境质量(Albino等,2007;Rinehart等,2004)。一方面,制度差异与文化距离会放大交易不确定性并抬高合作进入门槛(Allen,2014);另一方面,跨境人员互动被视为缓解信息不对称、建立关系型信任的重要渠道(Campante和Yanagizawa-Drott,2018;Söderlund,2023)。交通基础设施改善与航线网络扩展已被证明能够显著加强国家(地区)与城市间的经贸联系(Fageda,2017;逯建等,2020),便利的商务人员互访亦有助于带动跨境投资与技术合作(魏浩和刘缘,2025)。与之相反,签证限制往往因增加出行成本与审批不确定性而抑制双边经贸联系(Czaika和Neumayer,2017)。然而,现有研究尚未深入探讨签证便利化制度对跨境供应链合作的深层影响,鲜有文献从非关税壁垒视角考察其对微观供应链构建的作用。本文基于理论和经验分析,系统考察过境

免签政策实施对中国跨境供应链合作的影响及其作用机制,并提出优化单边开放政策和跨境供应链合作的政策建议。

本文利用中国2013年起分批实施的过境免签政策作为准自然实验,探究其对跨境供应链构建的影响。具体而言,本文构建了2010~2019年中国跨境供应链合作关系的城市—国家(地区)层面面板数据集,将样本期内适用过境免签政策的城市—国家(地区)对设为处理组,其他城市—国家(地区)对设为控制组,运用多时点双重差分方法评估过境免签政策对跨境供应链合作的实际影响。研究结果显示,过境免签政策实施后,免签城市与适用国家(地区)间的新增跨境供应链合作数量显著增加,表明过境免签政策拓宽了中国跨境供应链合作的广度。这一结论在考虑一系列可能干扰估计结果的因素后依然成立。机制分析结果表明,过境免签的实施主要通过增强面对面交流便利性、提升国家(地区)间信任程度以及改善中国境外形象促进了跨境供应链合作。具体而言,过境免签政策的实施增加了跨境航班数量和人员流动,打破了国家(地区)间政治冲突与制度差异带来的信任壁垒,并在媒体报道和民众认知层面改善了合作方对中国的印象,进而推动了跨境供应链合作的建立。进一步分析表明,在发达国家(地区)、国内旅游资源丰富城市以及信息化水平较高的目标国(地区)中,过境免签政策对跨境供应链合作的促进作用更为显著;过境免签政策与孔子学院等公共外交政策形成了协同效应,免签时间的延长也放大了免签带来的跨境供应链构建作用。

与已有研究相比,本文的创新之处主要体现在以下三个方面。第一,拓宽了跨境供应链构建影响因素的研究视角。现有关于跨境供应链合作与构建的研究,多从贸易自由化、投资、关税减让或制度协同等经济政策角度展开,关注成本下降、制度摩擦缓解对供应链布局的影响(Che等,2015;Dajud,2019;范建亭和卢波,2021)。现有关于制度型开放的研究多从自由贸易试验区、跨境电商综试区或负面清单制度等制度载体入手,或通过综合指标考察其整体经济效应(王爱俭等,2020;Chen等,2021;张洪胜等,2023;Zhang等,2024),较少从人员要素流动规则这一“边境后”制度安排出发,探讨其对跨境经济联系的影响。本文将过境免签政策与跨境供应链构建联系起来,丰富了单边开放政策在跨境供应链构建领域的相关研究,为理解单边开放政策的经济效应提供了新的视角。

第二,深化了制度型开放促进跨境供应链合作的微观机制研究。既有制度型开放研究主要聚焦于降低制度性交易成本并探讨其在优化资源配置、促进技术创新、提升全要素生产率以及增强经济韧性方面的作用(Kogan等,2017;李平等,2023;卓乘风和毛艳华,2023;李瑞琴等,2024),而签证政策文献则多集中于国家(地区)形象与跨境旅游效应(Neumayer,2010;王亚辉等,2017;宋昌耀等,2018;张应武和郑雪梅,2023)。本文在此基础上进一步将面对面交流、信任积累与境外形象塑造纳入统一分析框架,揭示了过境免签政策如何通过缓解信息不对称、降低信

任成本并改善境外形象,进而推动跨境供应链合作,丰富了跨境供应链形成机制的理论内涵。

第三,城市—国家(地区)层面的实证研究。现有关于签证政策和人员流动的实证研究多聚焦贸易额、投资流量或城市总体经贸联系(Campante和Yanagizawa-drott, 2018; Fageda, 2017; Dajud, 2019),难以同时刻画城市差异与国别(地区)异质性对跨境供应链合作的影响。本文将研究对象聚焦至城市—国家(地区)层面,采用城市—国家(地区)层面跨境供应链合作数量作为被解释变量,突破了传统研究仅从单一国家(地区)或城市层面进行分析的局限。这一设计不仅能精准地识别过境免签政策冲击效应,还能有效捕捉政策效应的异质性,从而为差异化政策制定提供更具针对性的经验证据。

二、政策背景与理论分析

(一)政策背景

单边开放战略是中国主动扩大对外开放的核心策略之一,其核心在于不依赖对等互惠条件,主动降低门槛吸引国际要素流动。作为单边开放战略的重要组成部分,过境免签政策是指外籍人士从该过境国(地区)经转前往第三国家(地区)时,不必申请过境国(地区)签证即可过境,并可在过境国(地区)进行短暂停留的政策(张应武和郑雪梅, 2023)。这一政策的实施旨在促进国际人员流动,增强国家(地区)的国际竞争力,并推动经济、旅游和文化交流的发展,体现了中国进一步扩大对外开放的决心。

中国过境免签政策的发展历程共经历了三个主要发展阶段^①。2013年,中国首次在北京、上海和广州等一线城市以及成都和重庆等内陆城市开放了航空口岸试点,实施72小时过境免签政策,允许来自45个特定国家(地区)的公民在无须签证的情况下,即可在指定口岸城市(部分口岸的活动范围为全省行政区域,例如广东省)停留72小时。过境免签政策的首次实施显著提升了试点城市的国际旅客流量(张应武和郑雪梅, 2023),并为该政策的后续推广积累了经验。在先前试点成功的基础上,中国开始逐步扩大过境免签政策的适用范围,2014~2015年更多的城市被纳入过境免签政策试点名单。与此同时,政策覆盖的国家(地区)数量也从45个增加到53个。这一阶段开放城市和目标国家(地区)的扩展不仅促进了区域经济的均衡发展,也为中西部城市融入全球供应链体系创造了重要契机。2016年开始,城市试点与适用国家(地区)范围的扩张速度放缓,同时自部分口岸入境后的停留时间开始延长至144小时。截至2019年年底,国内共有122个城市对来自54个国家(地区)的公民实施过境免签政策,本文将基于此政策开展研究。2023年开始,中国进

^① 限于篇幅,中国过境免签政策发展整理历程详见附表1。本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站,下同。

进一步扩大过境免签的口岸范围并大幅延长免签停留时间,政策适用范围扩展至更多二、三线城市并全面放宽免签时间至240小时。过境免签政策作为中国单边开放的重要形式,其开放城市和适用国家(地区)范围的渐进调整,为本文使用多时点双重差分识别单边开放的跨境经贸合作促进作用及其内在机理提供了良好的外生政策冲击。

(二)理论分析

传统国际贸易与产业组织理论强调,在对等开放原则下,关税削减、投资准入等经济性政策是推动跨境贸易与投资的重要工具(Helpman等,2008)。然而,随着全球生产网络的模块化与精细化,跨境经济合作的形态与方式由一次性市场交易逐步向长期稳定的协作关系转型。在此背景下,仅凭关税与投资准入等经济性政策带来的成本优势已难以完全解释跨境合作网络的形成与演化。

一方面,跨境合作关系的建立不仅取决于价格与成本,更高度依赖制度环境、规则安排与合作预期(North,1990)。在全球价值链与跨境供应链日益网络化的背景下,这些制度性因素可能在跨境主体合作关系形成的早期阶段发挥关键作用(Albino等,2007)。与传统对等开放不同,单边开放政策作为国家(地区)主动降低制度壁垒的重要创新,通过制度信号改变跨境主体的合作预期(金观平,2025)。作为单边开放在人员流动领域的重要制度安排,过境免签政策通过单方面放松签证限制,显著降低跨境人员往来的制度性进入成本,并提高跨境出行的可预期性与灵活性,从而为跨境主体开展初始接触与探索性合作创造了有利条件。

另一方面,跨境供应链的构建并非单纯的贸易扩展,而是企业在全局范围内建立起稳定生产分工网络的过程。跨境供应链关系的形成高度依赖频繁的互动来传递难以标准化的隐性知识(Gereffi等,2005)。过境免签政策通过降低前期接触成本与制度摩擦,在非经济层面显著影响人员流动、信息传递与合作预期(Branstetter,2006),提高跨境主体进入中国市场开展探索性合作的概率,从而在合作关系形成阶段发挥放大效应。基于此,本文提出假说1。

假说1:过境免签政策的实施能够显著增加国内城市与目标国家(地区)间的供应链合作数量。

基于上述分析,过境免签政策作为一种典型的单边开放制度安排,其影响不仅体现在跨境出行成本的直接下降,更可能通过改变跨境主体的互动方式、信息结构与认知预期,在跨境供应链合作关系形成的早期阶段发挥关键作用。理论上,过境免签政策可以通过畅通跨境人员互动、缓解国家(地区)间信任缺失以及改善东道国(地区)国际形象三个渠道,系统性降低跨境合作中的信息成本、制度风险与心理防范成本,从而提高跨境供应链合作成功的概率。

1.降低面对面交流成本

新制度经济学指出,制度安排通过激励机制与约束框架影响经济主体的交易

成本结构(North, 1990)。信息经济学进一步表明,隐性知识与情境信息难以通过标准化文本或远程通信有效传递,必须依赖近距离互动与反复接触才能被准确获取(Liberti 和 Petersen, 2019)。

跨境供应链合作具有高度复杂性与长期性,其形成不仅依赖跨境商务活动的频率与成本,更取决于合作双方在谈判、协调与技术对接过程中的持续互动(Hummels 和 Schaur, 2013)。尽管数字化转型与远程通信在一定程度上缓解了搜寻成本(Shi 等, 2022),但对涉及复杂工艺标准、精密技术外溢及长期战略协同的供应链合作而言,面对面交流仍具有不可替代的重要价值。过境免签政策通过取消事前审批、缩短等待时间并降低出行不确定性,显著降低跨境商务出行的制度性门槛,提高企业开展探索性访问与短期洽谈的灵活性。在此基础上,企业更容易进行实地考察、样本验证与技术评估,从而扩大潜在合作匹配空间并提高合作对象识别精度(Kerr, 2018),增强企业间技术传递与经验外溢(Solaimani 和 van der Veen, 2021)。

此外,频繁的面对面互动不仅增加了潜在合作机会,还有助于降低合作双方在协商和决策过程中的隐性成本(Mejias 等, 1996),使供应链合作网络能够在短期内得以扩展(Söderlund, 2023)。在供应链网络形成的初期,企业往往需要通过多轮谈判与现场沟通反复调整分工边界,面对面交流有助于提升协调效率。与地理距离天然抑制贸易交流的效应相反(Cristea, 2011),免签政策的实施弱化了“距离惩罚”(施炳展和熊治, 2023)。随着信任与协作经验的积累,企业更容易将探索性的接触转化为稳定合作关系,从而推动供应链网络的持续扩展与维系(Ding 等, 2023)。因此,过境免签政策实施促进了面对面交流,为跨境供应链合作规模的扩大提供了动力。

2. 削减国家(地区)间信任成本

制度经济学认为,制度差异与规则不透明是跨境交易中信息不对称与信任缺失的重要根源。制度距离放大了对合作伙伴能力与意图的判断误差,也加剧了跨境合作的不确定性(Guiso 等, 2009)。政治关系紧张、行政壁垒与政策不确定性进一步加剧信任赤字,使企业在合作初期面临更高的进入风险。在此情形下,潜在合作者往往采取延迟进入或缩小合作规模的策略,从而阻碍了高度依赖信任基础的供应链网络形成(Albino 等, 2007)。

过境免签政策通过降低制度性准入门槛,为跨境主体提供更加便利的实地考察与业务接触条件,传递了公平、透明的营商信号,使企业能够获取高价值软信息并弥补制度差异与文化距离带来的信息缺口,从而提高对合作伙伴能力与信誉识别的准确度。随着信息透明度的提升,企业能够更准确地评估潜在风险并筛选合作对象,从而降低进入跨境供应链网络的筛选成本(Rinehart 等, 2004)。

更为重要的是,过境免签政策作为单边开放的代表性制度安排,向外界释放稳定、友好且可预期的政策信号。友好互信的政治环境有利于加强双边交流合作(鲍晓华和卢波, 2022),免签政策通过制度供给降低跨境交易的不确定性并改善合作

预期(North, 1990; Heilmann, 2016)。该政策有助于缓解因制度摩擦与政治不确定性引发的信任赤字,减少双边政治分歧对经贸合作的干扰(Che等, 2015)。随着合作主体对违约风险与政策突变风险的预期下降,制度风险溢价随之弱化,这有效遏制了因国家(地区)间政治关系不稳定导致的信任缺失,解决了信息不对称问题,从而为跨境供应链合作关系的建立创造更为有利的信任环境。

3. 提升中国境外形象

根据软实力理论,国家(地区)形象与制度声誉是影响跨境经济合作的重要无形资产。在高度不确定的国际环境中,企业在进入新市场或布局生产网络时,更依赖制度信号与舆论环境来对东道国(地区)的制度稳定性与合作友好度进行整体判断(Nye, 2005)。签证制度本身即构成国家(地区)对外开放程度与开放姿态的重要可观察信号(Neumayer, 2010),对境外主体的合作预期具有重要引导作用。

单边开放政策作为中国单方面主动对外的制度举措,向国际社会释放出主动开放与合作善意的信号,有助于塑造稳定、友好的国家形象并提升国际关注度(Zhi等, 2017)。签证便利化通过媒体报道与人员真实感知的交互影响,逐步构建中国开放包容、制度友好且高度国际化的国家形象,从而改善境外公众与企业对中国制度环境的整体认知(Czaika和Neumayer, 2017; 聂书江, 2024)。这种正面认知能够有效对冲地缘政治博弈带来的负面舆论,降低潜在合作方的心理防范成本。

当境外个体或企业通过免签便利实地感受到中国市场的活力与开放度时,基于个人经验形成的正面评价更容易转化为商业合作决策的信心。良好的国家(地区)形象不仅有助于弥补部分地区在旅游资源或国际品牌知名度方面的不足(Chow等, 2021),还可通过合作网络扩散机制持续扩大跨境供应链规模(Gereffi等, 2005)。国际舆论环境改善降低了潜在合作方的心理防范成本,增强了境外主体嵌入中国生产网络的意愿,从而推动更深层次、更广范围的跨境供应链合作。因此,过境免签政策实施能够改善中国境外形象,通过舆论与认知渠道推动跨境供应链合作。基于此,本文提出假说2。

假说2: 过境免签政策通过提升面对面交流便利性、打破跨境供应链中的信息壁垒,以及改善中国境外形象推动跨境供应链合作关系的建立。

三、模型构建与数据处理

(一) 识别策略

为具体探究过境免签政策实施对跨境供应链合作的影响,本文构建多时点双重差分(Difference-in-Differences, DID)模型进行分析,具体模型设定如下:

$$NewChain_{ijt} = \alpha_0 + \beta_1 Visafree_{ijt} + \gamma X_{ijt} + \mu_{ij} + \mu_{jt} + \mu_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, i 表示国内城市, j 表示国家(地区), t 表示年份,被解释变量 $NewChain_{ijt}$ 表

示国内城市 i 与目标国家(地区) j 在 t 年的新增供应链关系数量; $Visafree_{ijt}$ 为过境免签政策实施的虚拟变量。控制变量集合 X_{ijt} 包含了诸多反映国内城市、目标国家(地区)特征以及城市—国家(地区)关联程度的控制变量。 μ_{ijt} 表示国内城市—国家(地区)固定效应, μ_{jt} 表示国家(地区)—年份固定效应, μ_{it} 表示国内城市—年份固定效应, ε_{ijt} 表示随机误差项。

(二)数据来源与处理过程

1. 供应链关系数据

本文所使用的跨境供应链关系数据通过 FactSet Revere 数据库中的供应链关系子库获取。该数据库中的供应链关系数据来自其分析师对多渠道公开披露信息的监测与收集,如 SEC 10-K 年报、投资者报告、公司网站、新闻发布和新闻媒体等,这种持续且系统的收集方式能够有效降低供应链关系数据的样本自选择偏差(王琦凯等, 2023)。首先,本文保留了 FactSet Revere 数据库中供应链类型为“CUSTOMER”和“SUPPLIER”的供应链关系对,接着使用数据库中的公司信息子库对所有公司的所属国家(地区)和城市信息进行匹配,并通过上市企业的 ISIN 编码对未成功匹配国别(地区)和城市信息的上市企业进行补充匹配。在成功匹配国别(地区)信息后,本文剔除了 17 个避税天堂的供应链关系样本。考虑到过境免签政策的首次实施时间以及重大公共卫生事件因素对跨境人员流动的巨大影响,本文最终选择 2010~2019 年的跨境供应链数据进行实证分析。

2. 其他数据

本文基准回归中所使用的城市层面的控制变量数据均手动整理自历年《中国城市统计年鉴》;国家(地区)层面的控制变量数据来自 CEPII 引力数据库以及 BCAI 国际贸易数据库;城市—国家(地区)贸易数据整理自中国海关企业数据库与海关统计数据在线查询平台的贸易数据;城市—国家(地区)友好城市关系数据源自中国人民对外友好协会官方网站。

(三)主要变量说明

1. 被解释变量

本文基于 FactSet Revere 数据库中的全球供应链关系对数据,构建了城市—国家(地区)层面新增供应链数量指标 $NewChain_{ijt}$,具体构建方法如下:首先,本文将 FactSet Revere 数据库中相同起始日期、结束日期、双边企业和供应方向的供应链关系对识别为同一条供应链;其次,本文仅保留了国内企业作为供应商或客户的供应链关系对;最后,将各年份新开始的供应链关系对视作新增供应链,按照国内企业所属城市与境外企业所属国家(地区)进行年度汇总,得到年度—城市—国家(地区)层面的新增供应链数量指标 $NewChain_{ijt}$ 。

2. 过境免签政策变量

过境免签政策变量 $Visafree_{ijt}$ 为本文的核心解释变量,如果在 2010~2019 年城市 i

对国家(地区) j 在 t 年适用过境免签政策,则 $Visafree_{jt}$ 取值为1,否则为0。由于直辖市相对其他城市具有特殊性,本文剔除了直辖市样本,同时还将于2019年12月实施过境免签的10个地级市归入控制组以确保结果的准确性。经筛选后,最终的回归样本中包含177个国内城市与111个境外国家(地区),共计19647组城市—国家(地区)对。其中有3870组城市—国家(地区)对在样本期内存在过境免签关系,作为双重差分的处理组,其余未在样本期内适用过境免签政策的城市—国家(地区)对设定为控制组。

3. 控制变量

X_{jt} 表示控制变量合集。城市经济特征和国家(地区)间差异也会影响过境免签政策的实施及供应链合作的数量,因此本文汇集多个数据源,构建了包含城市层面和国家(地区)层面以及城市—国家(地区)层面特征变化的控制变量。城市层面控制变量包括:城市人口规模($Citypop$),用城市户籍人口数的对数值表示;城市发展水平($Citypergdp$),用城市人均地区生产总值的对数值来表示;城市开放水平($Cityexria$),用城市年出口总额与生产总值的比值来衡量。国家(地区)层面控制变量包括:国家(地区)人口规模($Countrypop$),用目标国家(地区)总人口的对数来衡量;国家(地区)发展水平($Countrypergdp$),用目标国家(地区)人均生产总值的对数值来表示;目标国家(地区)与中国贸易联系($Countrytrade$),用目标国家(地区)向中国出口总额的对数来表示。城市—国家(地区)层面控制变量包括:城市—国家(地区)政治联系($Twin-city$),用城市—国家(地区)当年友好城市总数量来表示;城市—国家(地区)贸易联系($City-countrytraderia$),用城市所属省份向目标国(地区)出口额占省份总出口额的比重来表示;国家(地区)—城市贸易联系($Country-citytraderia$),用目标国(地区)向城市所属省份的出口额占该国(地区)总出口额的比重来表示。

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

表1汇报了式(1)的估计结果,在同时控制国内城市、境外国家(地区)和年份固定效应的基础上,第(1)~(3)列分别为逐步纳入国内城市、境外国家(地区)和城市—国家(地区)层面控制变量后的回归结果,可以发现 $Visa-free$ 的估计系数均在1%水平上显著为正。第(4)~(6)列进一步引入了城市—国家(地区)、城市—年份和国家(地区)—年份交互固定效应,过境免签政策变量的估计系数依然显著为正且在1%水平上显著,表明在控制了多种交互固定效应后,过境免签政策的实施仍对跨境供应链的新增量有明显的提升作用。综合以上结果来看,过境免签政策实施后,国内城市与政策目标国家(地区)之间的供应链联系显著增强,以上结论验证了本文假说1。

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>NewChain</i>	<i>NewChain</i>	<i>NewChain</i>	<i>NewChain</i>	<i>NewChain</i>	<i>NewChain</i>
<i>Visa-free</i>	0.396** (0.053)	0.395** (0.055)	0.397** (0.055)	0.334** (0.043)	0.382** (0.051)	0.262** (0.037)
城市控制变量	是	是	是	是	否	否
国家(地区)控制变量	否	是	是	是	是	否
城市—国家(地区)控制变量	否	否	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	否	否	否
国家(地区)固定效应	是	是	是	否	否	否
年份固定效应	是	是	是	是	否	否
城市—国家(地区)固定效应	否	否	否	是	是	是
年份—城市固定效应	否	否	否	否	是	是
年份—国家(地区)固定效应	否	否	否	否	否	是
样本量	192363	187992	187992	187992	192045	196470
R ² 值	0.095	0.095	0.096	0.523	0.534	0.575

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著, 括号内为稳健标准误。

(二) 双重差分模型有效性检验

1. 平行趋势假设检验

使用多时点双重差分方法分析过境免签政策对跨境供应链构建效应的一项重要假设前提是, 过境免签政策实施前处理组和控制组之间跨境供应链构建规模的整体态势保持一致。附图 1 展示了平行趋势假设检验结果^①, 可以看出政策实施前各期估计系数的 95% 置信区间均包含 0 值, 政策实施当期及后续多期回归系数置信区间不再包含 0 值, 且随着时间的递增系数也随之增加。这说明政策实施前各期处理组与控制组之间跨境供应链构建趋势大致相同, 表明数据分析结果与平行趋势假设一致。

2. 异质性处理效应

本文采用多时点双重差分方法进行双向固定效应估计, 但 Goodman-Bacon (2021) 认为, 多时点 DID 模型估计的有效性还受到负权重所占比例的影响。基于此, 本文进行了偏误诊断。根据 Goodman-Bacon (2021) 的研究, 所有的 2×2-DID 估计值可以分为四类。其中后处理组 vs 先处理组被认为是导致 TWFE 估计量产生严重偏误的关键来源。本文使用 Goodman-Bacon (2021) 的诊断方法分解了基准估计

^① 限于篇幅, 双重差分模型有效性检验部分中的图表未在正文中展示, 详细结果请参见附录。

中的2×2DID估计量,附表2展示了分解后的结果。其中,处理组 vs 从未处理组的权重高达93.86%,而造成偏误的后处理组 vs 先处理组所占的权重仅占2.90%,这表明负权重对整体估计结果的干扰较小,本文使用多时点双重差分得到的估计结果是可靠的。

鉴于本文研究的过境免签政策具有典型的多期渐进式实施特征,为了更严谨地排除异质性处理效应可能带来的估计偏差,本文进一步采用两种不同的异质性稳健估计量对平行趋势假设进行再检验。首先是堆叠双重差分法(Stacked DID)。本文参考Cengiz等(2019)的做法,为每一个在特定时点首次接受政策干预的处理组一年份样本构建“干净”对照组,通过剔除将已处理组作为对照组时产生的错误反事实比较规避了负权重的干扰。其次是插补估计量法(Imputation Estimator)。参考Borusyak等(2024)的研究,基于潜在结果框架,利用未处理样本拟合模型以预测处理组的反事实结果。通过计算实际观测值与反事实预测值之差并加权平均,该方法不再依赖效应同质性假设,从而有效规避了负权重导致的估计偏误。

附图2展示了基于传统TWFE模型、堆叠DID以及插补法估算出的动态政策效应。结果显示,在使用异质性稳健估计量后,三种方法得出的动态系数高度重合,在过境免签政策生效前,估计系数均在0值附近波动且统计上不显著;在政策实施后,动态效应均正向显著且呈现逐年上升的趋势。上述结果表明,本文的核心研究结论并未受到多时点DID异质性处理效应的影响,基准回归的结论是稳健的。

3. 安慰剂检验

安慰剂检验是运用双重差分法检验政策效应的重要假设检验,为进一步考察是否存在因混杂时间遗漏引起估计的偏差,本文使用陈强等(2025)公开的命令进行时间—空间混合安慰剂检验。附图3为城市—国家(地区)新增跨境供应链关系为被解释变量的混合安慰剂检验结果,包含安慰剂效应的核密度分布图和直方图,以及处理效应估计值。结果表明,对过境免签政策在时间和空间混合层面进行500次随机抽样后,处理效应估计值位于安慰剂效应的最右侧,大部分随机安慰剂样本的系数估计值都集中在0附近且均小于处理效应估计值,并且从整体来看服从正态分布,与预期相符。以上结果表明,本文的基准回归结果并非由随机因素导致,过境免签政策的实施对国家(地区)—城市供应链合作关系数量的正向影响是真实有效的。

(三) 稳健性检验

为评估基准回归中系数估计结果的稳健性,本文分别从核心变量替换、零值问题处理、聚类层级变更、排除样本期内其他政策干扰、重大公共卫生事件影响与样本期延展和内生性问题等方面进行稳健性检验^①。

^① 限于篇幅,稳健性检验部分中的图表未在正文中展示,详细结果请参见附录。

1. 核心变量替换

第一,替换被解释变量。本文首先将各年度国家(地区)—城市供应链关系新增量替换为新增建立供应链关系的境外企业数量 *NewFirm*,从企业数量视角对本文的结论进行验证。其次,考虑到 FactSet Revere 数据库中包含大量未上市企业的单向供应链记录,为囊括数据库中尽可能多的非上市企业供应链关系样本,本文利用供应链关系的对称性,将所有供应链关系进行逆向处理后与原始数据合并,并按双边企业标识码、供应链关系类型和起止年月日进行重复项剔除,最终得到双边补充后的完整全球供应链关系数据,并根据前文的指标测算方法计算出囊括非上市企业样本的供应链关系新增量 *FullChain*。

第二,替换解释变量。考虑到过境免签政策效果显现的滞后性,本文还参考张克中等(2020)的做法,将过境免签政策生效于下半年的城市—国家(地区)对视为次年开始实施,并生成新的政策变量 *Visa-free_{t+1}*。附表3第(1)~(4)列展示了两种不同更换被解释变量方式后的估计结果,第(5)列和第(6)列报告了替换政策变量后的估计结果。结果显示,政策变量的估计系数仍显著为正,验证了更换重要变量测算方式后本文基准结果的稳健性。

2. 零值问题处理

城市—国家(地区)间供应链关系数量为离散型的计数数据,且存在一定比例的零值,统计上呈偏态分布,为进一步验证基准估计结果的准确性,本文参考施炳展和熊治(2023)的做法,采用泊松伪似然最大估计(Poisson Pseudo Maximum Likelihood, PPML)对基准模型进行稳健性检验。附表4第(1)~(3)列为控制不同层级固定效应时 PPML 估计的检验结果,可以看出,对零值问题进行处理后,过境免签政策变量估计系数仍至少在 5% 水平上正向显著,过境免签政策对跨境供应链构建具有促进作用的结论依然稳健。

3. 更换聚类层级

本文基准回归中采用城市—国家(地区)层面的聚类标准误以控制城市—国家(地区)层面的相关性带来的偏差,为验证其他层级的组内相关性是否也会对本文基准结论造成影响,本文分别将聚类层级调整至国内城市层面和目标国家(地区)层面并重新对式(1)进行估计。附表5第(1)~(4)列分别展示了聚类至国内城市和目标国家(地区)层级的标准误,过境免签政策变量的显著性在更严格的聚类层级下并未发生改变,验证了本文基准结论的稳健性。

4. 排除其他政策干扰

在过境免签政策逐步试点和推广的过程中,同期推出的经贸或外交政策也可能对城市—国家(地区)间供应链合作产生影响。

第一,早期单边免签政策。2003年开始,中国对新加坡、文莱、日本三国实行 15 天的单方面免签政策,该政策通过增加免签国家(地区)与中国的“软信息”交

流进而拓展了与中国的贸易边际(施炳展和熊治,2023)。为排除中国早期单边免签政策对基准结论的影响,本文剔除了上述三国的样本并重新进行回归。附表6第(1)列和第(2)列汇报了不含早期单边免签目标国(地区)样本的估计结果,可以看出剔除了相关样本后,过境免签政策仍显著提升了政策实施城市与目标国家(地区)的供应链关系数量。

第二,中外旅游年活动。中外旅游年是中国政府与合作国家(地区)在对方国家(地区)共同举办以促进旅游交流和宣传推广为目标的一系列活动(谢朝武等,2021)。旅游年活动有助于改善双边关系并促进两国(地区)经贸往来,因此也可能对本文基准结果产生干扰。为此,本文整理了样本期内所有与中国举办过旅游年的国家(地区),并在基准回归中加入旅游年政策虚拟变量 *TourismYear* 以控制旅游年活动的可能影响,如果一国(地区)在某一年与中国举办了旅游年活动,当年及之后年份该国(地区)的 *TourismYear* 取值为1,否则为0。附表6第(3)列和第(4)列汇报了控制旅游年活动后的估计结果,加入该控制变量后,核心解释变量仍在1%水平上显著为正。

第三,海底光缆开通。马述忠等(2024)研究发现,亚非欧1号海底光缆通过加强双边信息流动促进了企业的跨境经济活动,这意味着海底光缆的开通可能也会对跨境供应链关系构建产生影响。为排除这一干扰,本文构建了海底光缆开通虚拟变量 *AAE-1*,并将其纳入回归模型。附表6第(5)列和第(6)列的结果表明,加入海底光缆政策变量后过境免签变量的估计系数仍在1%水平上显著为正。以上结果表明,排除多个同期政策可能带来的干扰后,过境免签政策的实施仍显著地促进了国内城市与目标国家(地区)的供应链关系建立。

5. 重大公共卫生事件影响与样本期延展

为全面评估研究结论在不同阶段下的稳健性,本文从重大公共卫生事件影响与重大公共卫生事件后样本期延展两个维度,对过境免签政策的影响进行检验。第一,本文考察非常态时期政策作用的表现。重大公共卫生事件抑制了跨境人员流动,理论上使得过境免签政策所依赖的面对面交流渠道受到限制。基于此,本文将样本时间扩展为2010~2022年,并在基准模型中引入重大公共卫生事件时期虚拟变量 *covid*,并与过境免签政策变量构建交乘项。附表7第(1)列和第(2)列回归结果显示,交乘项系数显著为正。这表明,即便在重大公共卫生事件限制人员流动的背景下,过境免签政策依然发挥了积极作用。结合前文理论分析,这可能是因为该政策除了降低短期交流成本外,还通过长期的制度供给降低了国家(地区)间信任成本,并改善了中国的国际形象,从而在外部冲击下增强了跨境供应链关系的韧性与稳定性。

第二,考察政策放宽后的近期表现。过境免签政策在2024年末全面放宽,大量城市被列入过境免签活动范围,免签时长也统一延长至240小时,政策的民众关注

度大幅提升。为此,本文进一步将样本期延展至重大公共卫生事件后年份,使用近两年的月度和季度数据对基准结论进行再检验。本文基于2023年1月~2025年6月的跨境供应链关系数据,将重大公共卫生事件前已实施过境免签政策的城市—国家(地区)对进行了剔除,以新的样本期内适用过境免签政策的城市—国家(地区)对作为处理组,其他城市—国家(地区)对作为控制组。附表7第(3)~(6)列分别汇报了近期样本的月度和季度估计结果,可以发现过境免签政策变量的估计系数在符号方向与显著性水平上均与基准结果保持一致,表明本文结论并未因样本期延展或政策覆盖范围变化而发生改变。

6. 内生性问题

本文在基准回归中将过境免签的逐步推行过程视作准自然实验,采用多时点双重差分方法评估其政策实施效果,但实际上政策试点城市及适用国家(地区)的确定并非完全随机,仍可能存在一定的内生性风险。具体而言,在过境免签政策制定过程中可能综合考量了国内城市与境外国家(地区)之间既有的交通、经贸和政治联系与投资合作基础,这可能导致处理组在政策实施前已具备不同于对照组的潜在趋势。针对上述问题,本文从制度背景与计量设定两个层面对识别条件进行讨论。一方面,从制度背景看,过境免签政策并非单纯由地方对外经贸合作需求驱动,而是服务于国家(地区)层面的区域协调与对外开放布局。通过附表1所展示的过境免签政策推进历程可以发现,在政策早期的试点城市中,成都、西安、昆明、长沙等中西部内陆城市占据较大比重,这种基于宏观战略导向的城市选择在一定程度上降低了政策实施与单一城市经济特征之间的相关性,从制度层面缓解了潜在的内生性问题。另一方面,在计量设定上,本文在基准回归与后续的检验中引入了“城市×年份”和“国家(地区)×年份”的高维联合固定效应,从而控制了城市层面随时间变化的经济发展、基础设施改善等因素,以及贸易伙伴国(地区)宏观经济波动和对中国整体需求变化等单边冲击。在此设定下,仍可能影响政策识别准确性的内生性主要来自那些仅作用于特定城市—国家(地区)组合的双边非观测因素。

为进一步缓解城市—国家(地区)维度可能残留的选择性偏差,本文采用两种方法进行处理:第一,采用倾向得分匹配与双重差分相结合(PSM-DID)的方法,以城市—国家(地区)层面基准控制变量和地理距离作为协变量,逐年估计城市—国家(地区)对进入处理组的概率,并通过1:1近邻匹配构建可比样本。附表8第(1)列和第(2)列给出了匹配后样本的估计结果,政策系数的符号方向和显著性与基准回归保持一致。第二,本文参考Li等(2016)、叶永卫等(2025)的处理方式,在回归方程中引入城市—国家(地区)层面控制变量的事前5年均值与时间趋势的交乘项替换原有控制变量,旨在控制由初始经贸禀赋差异所引致的潜在长期趋势。附表8第(3)列的估计结果表明,在剥离上述趋势因素后,过境免签政策的估计效应依然显著稳健。

五、机制检验

前文探讨了过境免签政策实施对城市—国家(地区)间供应链合作关系的影响,并通过多种检验方法证实了基准结果的稳健性。为深入揭示其内在机理,本文将结合前文理论分析,从面对面交流便利化、国家(地区)间信任成本和境外形象三个维度逐一进行机制检验。

(一)面对面交流成本

跨境供应链合作的主要推动力之一是线下面对面交流的加强,不同国家(地区)或地区间人员的面对面接触,有助于软信息的传递(施炳展和熊治,2023);而沟通效率的提升有效降低了交易成本,从而推动企业间跨境合作关系的构建。过境免签政策的实施为国内城市与目标国(地区)人员的面对面交流提供了便利的条件。一方面,过境免签免除了目标国家(地区)境外人员办理中国签证的费用,直接降低了入境中国的成本(张应武和郑雪梅,2023);另一方面,过境免签政策实施后,目标国(地区)来华人员可直接在机场办理入境手续,流程的简化进一步节省了来华面对面交流的时间成本。为验证过境免签政策是否降低了面对面交流成本进而促进境外人员来华交流,本文使用来源于国际民航组织(ICAO)统计的国际航线数据,根据机场代码匹配其所属国家(地区)与国内城市,统计出各年份目标国家(地区)与国内城市每年开设直达航线的数量 *Airnum* 以及当年的总旅客数量 *Passenger* 作为被解释变量纳入基准模型中进行系数估计。表2第(1)~(4)列的结果表明,将被解释变量更换为航班数量和入境旅客人数后,过境免签政策变量的估计系数在5%水平上显著为正,这说明过境免签政策直接促进了目标国家(地区)和政策实施城市间的面对面人员交流。

表2 面对面交流机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	直达航班		来华旅客	
	<i>Airnum</i>	<i>Airnum</i>	<i>Passenger</i>	<i>Passenger</i>
<i>Visa-free</i>	0.031*** (0.009)	0.018** (0.008)	0.853*** (0.198)	0.465** (0.187)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	否
城市—国家(地区)固定效应	是	是	是	是
年份—城市固定效应	否	是	否	是
年份—国家(地区)固定效应	否	是	否	是
样本量	149340	157176	149340	157176
R ² 值	0.842	0.854	0.800	0.821

注:同表1。

(二)国家(地区)间信任成本

两国(地区)之间的信任成本直接对贸易和供应链合作产生影响(Heilmann, 2016),当政治冲突越严重、国家(地区)间制度差异越大时,企业在贸易中面临的信任成本越高。为检验降低国家(地区)间信任成本是否为过境免签政策推动跨境供应链构建的重要机制,本文参照施炳展和熊治(2023)的做法,分别构建了各国(地区)与中国在2005~2009年的平均政治关系变量和制度距离变量,并引入其与过境免签政策变量的交乘项进行回归。首先,本文使用各国(地区)联合国投票距离来指代国家(地区)间政治关系。国家(地区)间联合国投票距离来自CEPII引力模型数据库,该指标基于历年联合国大会国家(地区)投票数据,使用Bailey等(2017)的方法测算出各国(地区)政治立场的理想点(*Ideal Point*),并以各国(地区)理想点数值之差作为两国(地区)之间的国际政治倾向距离*vote-dist*。其次,制度距离的原始数据来自世界治理指数(WGI)数据库,具体包括公众话语权与问责制、政治稳定与杜绝暴力及恐怖主义、政府效率、监管质量、法治水平、腐败控制这六类制度性因素。参考Liu等(2020)的研究,本文对各国家(地区)与中国之间的各个指标做差后平方和再开根号的处理,分别求得各国(地区)与中国的制度距离*InsDist*。表3的估计结果表明,交乘项*Visa-free*×*vote-dist*与*Visa-free*×*InsDist*的估计系数均显著为正,表明过境免签政策的供应链构建效应在与中国投票距离和制度距离更远的国家(地区)中更为显著。这说明过境免签政策的实施更能有效地缓解各国(地区)对中国的信任危机,从而对跨境供应链合作产生更强的推动作用。

(三)境外形象改善

为验证单边开放的过境免签政策是否能通过改善境外对华舆论和认知,进而推动目标国家(地区)与中国的跨境供应链合作,本文分别基于媒体舆论和民众好感度视角构建了度量中国境外形象的指标。首先,本文使用全球最大的事件开放数据库——全球事件、语言和音调数据库(GDELT),该数据库对两国(地区)之间的事件进行高频率汇总更新,接着对各种事件进行自动归类并计算该事件的语调值。语调值用来衡量媒体在报道该事件时的语气和态度,取值在(-100, 100)区间,数值越大表示一国(地区)对他国(地区)的报道越正面、态度越积极。本文通过计算各国(地区)对华报道的年度平均语调值,得到各国(地区)对华平均语调值*M-opinion*。其次,本文使用皮尤研究中心(Pew Research Center)发布的全球民意调查数据。该调查针对各国(地区)18岁及以上普通民众对国际事务的看法进行问卷采集。本文整理了不同年份调查中各国(地区)对中国持正面态度的人数占比*P-opinion*来衡量各国(地区)民众对华态度。表4汇报的结果表明,境外形象与政策变量的交乘项系数显著为负,这说明在对华印象更差的国家(地区)中,过境免签政策对构建新的跨境供应链有更强的推动作用。由此表明,过境免签政策通过改善中国的境外形象进而推动跨境供应链关系构建。

表3 国家(地区)间信任成本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	投票理想点距离		制度距离	
	<i>NewChain</i>	<i>NewChain</i>	<i>NewChain</i>	<i>NewChain</i>
<i>Visa-free</i>	-0.234** (0.098)	-0.125* (0.073)	0.159*** (0.026)	0.152*** (0.024)
<i>Visa-free</i> × <i>vote-dist</i>	0.994*** (0.230)	0.666*** (0.176)		
<i>Visa-free</i> × <i>InsDist</i>			0.424*** (0.049)	0.282*** (0.037)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	否
城市—国家(地区)固定效应	是	是	是	是
年份—城市固定效应	否	是	否	是
年份—国家(地区)固定效应	否	是	否	是
样本量	185757	192930	186285	192930
R ² 值	0.533	0.578	0.525	0.576

注:同表1。

表4 境外形象改善

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	境外媒体舆论		境外公众认知	
	<i>NewChain</i>	<i>NewChain</i>	<i>NewChain</i>	<i>NewChain</i>
<i>Visa-free</i>	0.362*** (0.055)	0.299*** (0.048)	0.742*** (0.121)	0.653*** (0.118)
<i>Visa-free</i> × <i>M-opinion</i>	-0.188*** (0.029)	-0.167*** (0.031)		
<i>Visa-free</i> × <i>P-opinion</i>			-3.775*** (0.616)	-2.975*** (0.507)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	否
城市—国家(地区)固定效应	是	是	是	是
年份—城市固定效应	否	是	否	是
年份—国家(地区)固定效应	否	是	否	是
样本量	115583	120183	40877	42657
R ² 值	0.526	0.582	0.514	0.577

注:同表1。

综合以上结果发现,过境免签政策通过促进面对面交流、增强国家(地区)间信任度并改善中国境外形象,进而推动了开放城市与目标国家(地区)的跨境供应链合作构建,本文假说2得到验证。

六、进一步讨论

(一)异质性分析^①

1. 目标国家(地区)经济发展水平

各国(地区)经济发展程度以及人均收入水平的差距意味着国家(地区)境外供需规模以及跨境人员流动意愿的差异,因此国内过境免签政策实施后不同发展水平的国家(地区)与中国城市的供应链联系变动程度可能存在异质性。借鉴何欢浪等(2024)的研究,本文以样本期前五年国家(地区)人均GDP均值的对数值($pergdp$)以及国家(地区)在2010年是否为OECD成员的虚拟变量($OECD$)来衡量一国(地区)的发展水平,并将国家(地区)发展水平与政策变量的交乘项纳入式(1)进行估计。附表9的回归结果显示, $visa-free \times pergdp$ 以及 $visa-free \times OECD$ 的估计系数均在1%水平上显著为正,表明过境免签政策实施后发展水平更高的国家(地区)与国内城市新构建供应链关系的可能性更大。这说明过境免签政策在发达国家(地区)发挥了更大的经贸促进作用。

2. 国内旅游资源

国内不同城市间旅游资源丰裕度的差距直接影响着境外人员的入境目的地选择(秦晓楠等,2024),跨境游客来华时更倾向于选择景点数量众多、旅游设施便利的城市。因此,旅游资源更为丰裕的城市可能拥有更高的境外关注度,并在过境免签政策实施后吸引更多跨境人员,进而影响到跨境供应链关系的合作规模。为验证上述假说,本文整理了政策开始前(2010年)全国各城市的5A级景区数量($5A$)、景区游客接待量($tourist$)以及星级酒店的数量($hotel$)。附表10汇报了纳入国内旅游资源与政策变量交乘项后的估计结果,可以看出各交乘项的系数均显著为正,说明国内旅游资源更为丰富的城市在过境免签政策实施后新增了更多的境外供应链关系。这意味着,旅游资源的开发以及酒店等旅游便利性设施的完善有助于国内城市更高效地从单边开放中获益。

3. 目标国(地区)信息化水平

一方面,过境免签政策实施后,众多境外博主将过境免签来华的所见所闻制成图文和视频等内容发布在国际平台上,引起了大量关注。国际网络平台上客观真实的“中国行”内容颠覆了境外媒体长期构建的所谓“中国形象”(聂书江,2024)。中国境外形象的改善有助于国内企业获取境外企业的初步信任,增加跨

^① 限于篇幅,异质性分析小节中的部分图表未在正文中展示,详细结果请参见附录。

境供应链合作概率。另一方面,信息化程度较高的国家(地区)的企业利用线上视频会议等信息化工具,便于在过境免签政策触发的初步信任基础上,更快地推进与中国供应链协议的签订。因此,本文推断在信息化程度高的国家(地区),得益于其更高的社交媒体渗透率以及完善的数字基础设施,过境免签实施后中国城市正面形象的传播更迅速且覆盖面更广。本文分别以目标国家(地区)2010年的网络使用人数(*internet*)以及每百人宽带数量(*BN*)来衡量目标国家(地区)信息化水平,并将信息化水平与政策变量的交乘项纳入基准模型中进行重新估计。附表11中,交乘项 $Visa-free \times internet$ 与 $Visa-free \times BN$ 的估计系数均在1%水平上显著为正,这说明目标国(地区)信息化水平显著提升了过境免签政策的供应链构建效应。

(二)公共外交与单边开放的政策协同

2004年第一家孔子学院正式设立,20多年来越来越多的国家(地区)开设了孔子学院。作为境外国家(地区)认识中国的平台,孔子学院不仅向当地学生推广了汉语汉字,同时也向境外展示了中国形象,成为中国境外影响力和公共外交的重要载体。孔子学院的宗旨与过境免签政策相辅相成。一方面,孔子学院设立后推动了与当地的长期文化交流与互动,有助于在开设国(地区)塑造中国“可亲近”的国家形象(吴晓萍,2011),降低当地企业对中国的信任成本,通过放大信任成本降低机制提升其利用过境免签政策与中国开展跨境供应链协作的意愿。另一方面,孔子学院通过汉语教学和文化活动在当地培养一批汉语语言人才,可以在一定程度上降低开设地企业与国内企业洽谈合作时的语言障碍与文化隔阂,进一步放大过境免签政策的信息壁垒破除机制。

为验证孔子学院是否与过境免签产生了政策协同效应,本文进一步引入各国(地区)已开设的孔子学院数量(*CI*)以及孔子课堂数量(*CC*)作为中国境外文化传播与信任构建的代理变量,构建其与过境免签政策的交乘项^①。附表12的估计结果表明,拥有更多孔子学院和孔子课堂的国家(地区)在中国过境免签政策实施后与中国的供应链往来更为密切,这说明中国的公共外交政策与单边开放政策在跨境供应链合作领域形成了协同效应。

(三)过境免签政策升级与跨境供应链构建

观察前文政策背景部分的梳理可以发现,中国过境免签政策经历了阶梯式的免签时间升级过程。2016年开始,江浙沪将免签时间由72小时延长至144小时,之后越来越多的城市延长了免签时间。首先,免签时间的延长释放了中国进一步扩大单边开放的积极信号,有利于改善中国境外形象,赢得更多的境外信任。其次,免签时间的延长直接放大了过境免签政策的便利性,降低了境外人员入境的隐性

^① 限于篇幅,本部分中的图表未在正文中展示,详细结果请参见附录。

成本,进一步加深了来华境外人员对中国的了解,降低了信息不对称性。为检验过境免签政策的停留时间延长是否放大了其跨境供应链构建作用,本文采用以下两种方式进行分析^①。

第一,构建免签政策时间延长的三重差分项。为探究过境免签政策对跨境供应链构建的正向作用是否在过境免签时间更长的样本中更为明显,本文直接在基准回归中引入政策虚拟变量与是否实施144小时免签虚拟变量的交乘项 $Visa-free \times DDD$ 来识别过境免签时间对跨境供应链构建的影响。第二,重新构建准自然实验的控制组和处理组。本文将样本期内实施免签政策但尚未升级的城市—国家(地区)划分为控制组,将免签政策升级为144小时后的样本划分为处理组,以衡量免签时间延长对跨境供应链构建的影响。附表13汇报了考虑过境免签政策时间延长后的估计结果,结果显示当被解释变量为跨境供应链关系新增数量时, $Visa-free \times DDD$ 与 $Visa-update$ 的估计系数显著为正。这说明过境免签时间的延长进一步显著提升了过境免签政策对跨境供应链构建的促进作用。

七、结论及政策建议

单边开放是中国在复杂国际环境下主动塑造制度优势的战略选择,其本质是主动开放,只有争取到了“主动权”,才可能在未来国际竞争合作中占据“主导权”。过境免签政策作为单边开放战略的典型代表,正以制度供给的方式推动国内城市深度融入跨境供应链合作网络。本文基于中国实施的过境免签政策的准自然实验,采用多时点双重差分方法研究过境免签政策与城市—国家(地区)间跨境供应链构建的关系。实证结果表明,过境免签政策的实施显著增加了免签城市与政策适用国家(地区)间供应链合作关系数量。过境免签政策的实施通过提升面对面交流便利性、增强国家(地区)间信任程度以及改善中国境外形象,促进了跨境供应链合作。具体而言,过境免签政策增加了跨境航班数量和人员流动,打破了国家(地区)间政治冲突与制度差异带来的信任壁垒,并在媒体报道和民众认知层面改善了合作方对中国的印象,进而推动了跨境供应链关系的建立。进一步分析表明,在发达国家(地区)、国内旅游资源丰富城市以及信息化水平较高的目标国(地区)中,过境免签政策对跨境供应链合作的促进作用更为显著;过境免签政策与孔子学院等公共外交政策形成了协同效应,免签时间的延长也放大了免签带来的跨境供应链构建作用。

基于上述研究结果可以发现,过境免签政策对跨境供应链构建的影响并不局限于短期的人员往来便利,而是通过降低面对面交流成本、缓解国家(地区)间信任约束以及改善中国境外形象等多重渠道,多维度影响城市—国家(地区)层面的合

^① 限于篇幅,本部分中的图表未在正文中展示,详细结果请参见附录。

作关系形成。基于上述结论,本文提出以下政策建议。第一,将过境免签政策作为促进跨境经贸合作的单边制度型开放措施统筹推进。研究结果表明,过境免签政策的影响并不局限于短期内人员流动的增加,而是在更长尺度上与更高维度上,逐步降低了跨境经贸合作中的隐性成本。这说明过境免签政策在实际运行中已部分转化为较为稳定的长期制度预期,影响境外个人和企业对合作可行性和可持续性的判断。因此,在政策定位上有必要增强对过境免签政策的重视,将其作为服务高水平对外开放的重要制度工具,而非单纯的出入境管理工具。在此基础上,应通过保持过境免签政策的稳定性与透明度,向国际市场释放稳定的开放信号,降低跨境企业对合作环境的不确定性预期,增强企业对制度环境的信任。

第二,基于城市和国家(地区)的资源禀赋与功能定位,实施差异化的免签开放策略。实证分析表明,过境免签政策对跨境供应链构建的促进效应在不同城市 and 不同国家(地区)之间存在显著差异。鉴于政策效应在不同城市—国家(地区)组合中的异质性,该政策的进一步推广应避免均质化。本文建议结合各试点城市的产业基础以及各国(地区)在国际分工中的比较优势,制定针对性的免签开放政策。一方面,对于沿海枢纽及内陆中心节点城市,重点引导政策服务于高附加值产业链的构建;对于旅游资源丰富城市,则侧重发挥人员流动对服务贸易及相关产业合作的带动作用,实现制度供给与地方要素禀赋的匹配。另一方面,从国家(地区)层面看,应根据贸易伙伴国(地区)的发展水平与产业结构调整合作导向。针对发达国家(地区),重点利用便利化安排深化高端供应链分工;针对新兴市场国家(地区),则侧重培育基础经贸联系,力求进一步拓展对外贸易市场和产品种类。

第三,加强配套基础设施建设以提升政策转化效率。研究进一步发现,过境免签政策的实际效果高度依赖于交通可达性和信息环境等配套条件。直达航班的增加和目标国(地区)信息化水平的提升,均显著放大了免签政策对跨境供应链构建的促进作用。这一结果表明,单边的制度型开放只有与现实的基础设施建设相结合,才能有效地将制度安排转化为实际的经贸合作。如果缺乏必要的交通连接或信息基础设施支撑,企业仍可能在享有免签便利时因协调成本过高而放弃合作。因此,在推进过境免签政策的同时,应更加重视相关基础条件的协同建设。一方面,围绕免签政策重点覆盖的国家(地区),优化国际航线布局和航班密度,提升核心城市之间的直达连通水平。另一方面,利用数字基础设施合作等方式,改善跨境信息环境,通过降低沟通成本和不确定性,提高制度便利向实际合作关系转化的效率。

第四,着力推动过境免签政策与公共外交政策的协同发力。本文进一步分析表明,过境免签政策与孔子学院等公共外交举措之间存在显著协同效应,说明过境免签带来的制度便利与持续性的文化和教育交流在改善国家形象、缓解制度和文

异方面具有互补作用。基于这一结论,在政策实践中应统筹推进免签政策与人文交流、国家形象传播等公共外交战略,在免签政策重点覆盖的国家和地区,应有针对性地通过孔子学院、高校合作项目等渠道强化人文交流,这将有助于放大其长期影响,为跨境供应链合作提供更稳固的制度保障和信任基础。

参考文献

- [1]白俊红,张艺璇,卞元超.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,2022,(6):61~78.
- [2]鲍晓华,卢波.政治互信能否促进务实合作:基于全球价值链视角[J].财经研究,2022,(4):109~123.
- [3]陈强,齐霁,颜冠鹏.双重差分法的安慰剂检验:一个实践的指南[J].管理世界,2025,(2):181~220.
- [4]范建亭,卢波.中外领导人互访与双边贸易——基于月度数据的经验分析[J].财经研究,2021,(3):155~169.
- [5]何欢浪,耿若璇,毛健.社会信用体系建设是否促进了分工?——来自城市失信被执行人的经验证据[J].经济科学,2024,(6):100~121.
- [6]李平,乔友群,张静婷.制度型开放如何促进技术创新——来自中国省际面板的证据[J].南开经济研究,2023,(7):108~125.
- [7]李瑞琴,王超群,陈丽莉.以制度型开放助推新质生产力发展:理论机制与政策建议[J].国际贸易,2024,(3):5~14.
- [8]刘志彪,李奎溟.以独立、自主、单边开放战略应对全球产业链重构[J].亚太经济,2025,(3):1~16.
- [9]逯建,韦小铀,张维阳.国际航线、贸易产品结构与中国对外贸易的增长[J].财贸经济,2020,(7):147~161.
- [10]马述忠,吴鹏,房超.国际海底光缆、双边信息流与中国跨境并购[J].世界经济,2024,(4):3~30.
- [11]聂书江.免签政策背景下中华民族现代文明国际传播与认同新路径[J].中国出版,2024,(16):3~8.
- [12]秦晓楠,王悦,韩苗苗.“一带一路”倡议对中国沿线区域入境旅游发展的政策效应评价[J].地理科学,2024,(1):82~90.
- [13]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,(2):56~84.
- [14]宋昌耀,贾然,厉新建.过境免签政策与入境旅游增长——基于PSM-DID方法的分析[J].旅游导刊,2018,(6):33~46.
- [15]王爱俭,方云龙,于博.中国自由贸易试验区建设与区域经济增长:传导路径与动力机制比较[J].财贸经济,2020,(8):127~144.
- [16]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): 1~17.

[17]王孝松, 常远. 制度型开放与企业创新——来自中国工业企业数据的经验证据[J]. 学术研究, 2023, (1): 73~81.

[18]王亚辉, 全华, 尹玉芳. 国际友城的入境游效应——来自中国38个客源国的经验证据[J]. 经济管理, 2017, (3): 146~161.

[19]魏浩, 刘缘. 国际客运新航线开通与中国利用外资新优势——基于人员跨境流动成本视角的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, (10): 133~155.

[20]吴晓萍. 中国形象的提升: 来自孔子学院教学的启示——基于麻省大学波士顿分校和布莱恩特大学孔子学院问卷的实证分析[J]. 外交评论(外交学院学报), 2011, (1): 89~102.

[21]谢朝武, 赖菲菲, 黄锐. 中外旅游年对合作国家旅游经济的影响——双重差分模型的实证检验[J]. 华侨大学学报(哲学社会科学版), 2021, (4): 46~61.

[22]徐康宁. 扩大对外开放的新机遇、新理念与新方向——重要战略机遇期的文明互鉴与制度型开放[J]. 江海学刊, 2019, (1): 84~91+254.

[23]叶永卫, 余田田, 陶云清, 陈建兴. 政府数据要素共享的稳投资效应: 来自公共数据开放平台的证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, (1): 136~156.

[24]张洪胜, 谢月星, 杨高举. 制度型开放与消费者福利增进——来自跨境电商综试区的证据[J]. 经济研究, 2023, (8): 155~173.

[25]张克中, 欧阳洁, 李文健. 缘何“减税难降负”: 信息技术、征税能力与企业逃税[J]. 经济研究, 2020, (3): 116~132.

[26]张应武, 郑雪梅. 过境免签政策的入境旅游效应及其内在机制——以中国57个主要旅游城市为例[J]. 旅游学刊, 2023, (8): 134~147.

[27]卓乘风, 毛艳华. 制度型开放与城市经济韧性[J]. 国际贸易问题, 2023, (4): 1~17.

[28] Albino V., Carbonara N., Giannoccaro I., 2007, *Supply Chain Cooperation in Industrial Districts: A Simulation Analysis* [J], *European Journal of Operational Research*, 177(1), 261~280.

[29] Allen T., 2014, *Information Frictions in Trade* [J], *Econometrica*, 82(6), 2041~2083.

[30] Bailey M. A., Strezhnev A., Voeten E., 2017, *Estimating Dynamic State Preferences from United Nations Voting Data* [J], *Journal of Conflict Resolution*, 61(2), 430~456.

[31] Bonadio B., Huo Z., Levchenko A., Pandalai-Nayar N., 2021, *Global Supply Chains in the Pandemic* [J], *Journal of International Economics*, 133, 103534.

[32] Borusyak K., Jaravel X., Spiess J., 2024, *Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation* [J], *The Review of Economic Studies*, 91(6), 3253~3285.

[33] Branstetter L., 2006, *Is Foreign Direct Investment a Channel of Knowledge Spillovers? Evidence from Japan's FDI in the United States* [J], *Journal of International Economics*, 68(2), 325~344.

[34] Campante F., Yanagizawa-Drott D., 2018, *Long-range Growth: Economic Development in the Global Network of Air Links* [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3), 1395~1458.

[35] Cengiz D., Dube A., Lindner A., Zipperer B., 2019, *The Effect of Minimum Wages on Low-*

wage Jobs [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1405~1454.

[36] Che Y., Du J., Lu Y., Tao Z., 2015, *Once an Enemy, Forever an Enemy? The Long-run Impact of the Japanese Invasion of China from 1937 to 1945 on Trade and Investment* [J], *Journal of International Economics*, 96(1), 182~198.

[37] Chen H., Yuan B., Cui Q., 2021, *Does the Pilot Free Trade Zone Policy Attract the Entering of Foreign-invested Enterprise? The Evidence from China* [J], *Applied Economics Letters*, 28(14), 1162~1168.

[38] Chow C.K.W., Tsui W.H.K., Wu H., 2021, *Airport Subsidies and Domestic Inbound Tourism in China* [J], *Annals of Tourism Research*, 90, 103275.

[39] Cristea A. D., 2011, *Buyer-seller Relationships in International Trade: Evidence from US States' Exports and Business-class Travel* [J], *Journal of International Economics*, 84(2), 207~220.

[40] Czaika M., Neumayer E., 2017, *Visa Restrictions and Economic Globalisation* [J], *Applied Geography*, 84, 75~82.

[41] Dajud C. U., 2019, *Do Visas Hinder International Trade in Goods?* [J], *Journal of Development Economics*, 140, 106~126.

[42] Ding H., Hu Y., Jiang H., et al., 2023, *Social Embeddedness and Supply Chains: Doing Business with Friends versus Making Friends in Business* [J], *Production and Operations Management*, 32(7), 2154~2172.

[43] Fageda X., 2017, *International Air Travel and FDI Flows: Evidence from Barcelona* [J], *Journal of Regional Science*, 57(5), 858~883.

[44] Gereffi G., Humphrey J., Sturgeon T., 2005, *The Governance of Global Value Chains* [J], *Review of International Political Economy*, 12(1), 78~104.

[45] Goodman-Bacon A., 2021, *Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing* [J], *Journal of Econometrics*, 225(2), 254~277.

[46] Guiso L., Sapienza P., Zingales L., 2009, *Cultural Biases in Economic Exchange* [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3), 1095~1131.

[47] Heilmann K., 2016, *Does Political Conflict Hurt Trade? Evidence from Consumer Boycotts* [J], *Journal of International Economics*, 99, 179~191.

[48] Helpman E., Melitz M., Rubinstein Y., 2008, *Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes* [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 123(2), 441~487.

[49] Hummels D. L., Schaur G., 2013, *Time as a Trade Barrier* [J], *American Economic Review*, 103(7), 2935~2959.

[50] Kerr W.R., 2018, *The Gift of Global Talent: How Migration Shapes Business, Economy & Society* [M], Stanford, CA: Stanford University Press.

[51] Kogan L., Papanikolaou D., Seru A., Stoffman N., 2017, *Technological Innovation, Resource Allocation, and Growth* [J], *The Quarterly Journal of Economics*, 132(2), 665~712.

[52] Lawson R.A., Roychoudhury S., 2016, *Do Travel Visa Requirements Impede Tourist Travel?*

[J], *Journal of Economics and Finance*, 40(4), 817~828.

[53] Li P., Lu Y., Wang J., 2016, *Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China* [J], *Journal of Development Economics*, 123(C), 18~37.

[54] Liberti J. M., Petersen M. A., 2019, *Information: Hard and Soft* [J], *The Review of Corporate Finance Studies*, 8(1), 1~41.

[55] Liu A., Lu C., Wang Z., 2020, *The Roles of Cultural and Institutional Distance in International Trade: Evidence from China's Trade with the Belt and Road Countries* [J], *China Economic Review*, 61, 101234.

[56] Ma S., Ren F., Feng F., Feng K., 2024, *Cross-border Personnel Mobility and Bilateral Value Chain Linkages: Evidence from Visa Liberalization in China* [J], *Journal of Asian Economics*, 95, 101844.

[57] Mejias R. J., Shepherd M. M., Vogel D. R., Lazaneo L., 1996, *Consensus and Perceived Satisfaction Levels: A Cross-cultural Comparison of GSS and Non-GSS Outcomes within and between the United States and Mexico* [J], *Journal of Management Information Systems*, 13(3), 137~161.

[58] Neumayer E., 2010, *Visa Restrictions and Bilateral Travel* [J], *The Professional Geographer*, 62(2), 171~181.

[59] North D. C., 1990, *Institutions, Institutional Change and Economic Performance* [M], Cambridge: Cambridge University Press.

[60] Nye J. S. Jr., 2005, *Soft Power: The Means to Success in World Politics* [M], New York: PublicAffairs.

[61] Rinehart L. M., Eckert J. A., Handfield R. B., et al., 2004, *An Assessment of Supplier-customer Relationships* [J], *Journal of Business Logistics*, 25(1), 25~62.

[62] Shi Q., Wang Q., Guo Z., 2022, *Knowledge Sharing in the Construction Supply Chain: Collaborative Innovation Activities and BIM Application on Innovation Performance* [J], *Engineering, Construction and Architectural Management*, 29(9), 3439~3459.

[63] Söderlund B., 2023, *The Importance of Business Travel for Trade: Evidence from the Liberalization of the Soviet Airspace* [J], *Journal of International Economics*, 145, 103812.

[64] Solaimani S., van der Veen J., 2021, *Open Supply Chain Innovation: An Extended View on Supply Chain Collaboration* [J], *Supply Chain Management: An International Journal*, 27(5), 597~610.

[65] Zhang H., Li Y., Xiao C., Wang X., 2024, *Can the Deregulation of Market Access Reduce the Cost of Corporate Debt Financing: A Quasinatural Experiment Based on the "Negative List for Market Access" Pilot Project* [J], *International Review of Financial Analysis*, 93, 103017.

[66] Zhi Y., Bao D., Luo C., 2017, *Economic Value of Country Image: Evidence from International Trade and Implications for China* [J], *China and World Economy*, 25(3), 87~111.

Unilateral Opening-up and Cross-border Supply Chain Construction: The Effect of Visa-free Transit Policy

QIN Xianghui¹ MA Yeqing^{1,2} GUO Songchen¹ GENG Yuanyuan¹

(1.Business School, Nanjing University;

2.World Economic Research Center, Nanjing University)

Summary: In an era of global value chain reconfiguration, unilateral opening-up policies are a strategic tool for nations to dismantle institutional barriers and reshape international supply chain cooperation. This study investigates the impact of China's visa-free transit policy, a key unilateral measure, on the construction of cross-border supply chains. By treating the gradual implementation of this policy since 2013 as a quasi-natural experiment, we provide empirical evidence on its effectiveness and underlying mechanisms.

This study is based on a city-country (region) level panel dataset of cross-border supply chain relationships between China and its partner countries (regions) from 2010 to 2019. We employ a staggered difference-in-differences (DID) method, comparing city-country (region) pairs subject to the policy (treatment group) with those not affected (control group). The empirical results reveal that the policy significantly increases the number of newly established supply chain collaborations between visa-exempt Chinese cities and eligible foreign countries (regions). This demonstrates the policy's effectiveness in broadening the scope of China's international supply chain cooperation. These conclusions remain robust even after rigorous checks, including addressing the validity of the DID model, handling zero-value issues in the dataset, and ruling out other potential confounding factors such as earlier unilateral visa policies or tourism events.

The mechanism analysis reveals that the visa-free transit policy promotes cross-border supply chain cooperation through three key channels—reducing face-to-face communication costs, lowering trust costs between countries (regions), and improving China's international image. First, the policy substantially reduces the costs of face-to-face communication by facilitating short-term business travels and in-person interactions. Such interactions are essential for the exchange of tacit knowledge, the acquisition of “soft information”, and the coordination of complex production networks, all of which are critical for sustaining modern supply chains. Second, a notable finding is that the policy's impact is even stronger for countries (regions) with strained political relations or significant institutional differences with China. This implies that unilateral opening-up can

effectively bridge the trust gap between nations—an important finding that extends beyond traditional economic analysis. Finally, the study finds that the policy contributes to improving China’s international image. Its effect is more pronounced in countries (regions) with negative media and public perception toward China, indicating that people-to-people exchange can directly counter unfavorable narratives. We also identify a synergistic relationship between this unilateral policy and China’s public diplomacy initiatives, such as Confucius Institutes, which collectively promote supply chain cooperation. The study also demonstrates that extending the visa-free period further amplifies the policy’s positive effects, as seen with the shift from a 72-hour to a 144-hour, and now 240-hour, stay.

There are several contributions of this study. First, it fills a gap in the literature by linking a non-traditional policy measure—the visa-free transit policy—with cross-border supply chain cooperation, offering a new perspective on the economic effects of unilateral opening-up. Second, it goes beyond traditional economic measures to explore how non-economic factors such as face-to-face interaction, trust, and national image influence supply chain collaboration. Third, by focusing on a city-country (region) level analysis, the study provides a more granular understanding of policy effects, which can offer more precise and targeted recommendations for optimizing China’s unilateral opening-up strategy and fostering more resilient global supply chains.

Ultimately, our findings imply that in a world grappling with geopolitical tensions and fragmented supply chains, non-economic policies such as unilateral visa exemptions are not merely symbolic gestures but are powerful instruments that can directly foster economic ties and build trust. This study highlights the strategic importance of people-to-people exchanges as a core driver of modern economic cooperation, demonstrating how diplomatic and institutional innovations can unlock new avenues for international business and trade. This study provides new empirical evidence for understanding the theoretical logic of cross-border supply chain construction under institutional openness. It also offers crucial policy insights for further optimizing unilateral open policies and deepening high-level opening-up.

Keywords: Unilateral Openness; Visa-free Transit Policy; Cross-border Supply Chains

JEL Classification: F14; F15; F20

(责任编辑:焦云霞;数据编辑:礼 铂)