

doi: 10.12085/j.issn.1009-6116.2022.06.003

引用格式: 李小帆, 孟克, 石晓婧. 自由贸易试验区设立能否促进外资利用结构优化——基于在华绿地投资的实证检验[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2022, 37(6): 22-34.

LI Xiaofan, MENG Ke, SHI Xiaojing. Can pilot free trade zones facilitate the optimization of the FDI utilization structure? An empirical analysis based on the greenfield investment in China[J]. Journal of Beijing Technology and Business University (Social Sciences), 2022, 37(6): 22-34.

# 自由贸易试验区设立能否促进外资利用结构优化

## ——基于在华绿地投资的实证检验

李小帆, 孟克, 石晓婧

(对外经济贸易大学 中国世界贸易组织研究院, 北京 100029)



**摘要:** 通过提升高技术行业外资利用占比来优化外资利用结构是中国经济高质量发展的重要支撑。基于2009—2019年中国地级市行业层面绿地投资数据,通过三重差分模型分析了自由贸易试验区设立对于外资利用结构的影响。研究表明,自由贸易试验区设立能够显著提升所在城市高技术行业外资利用的相对规模,从而提升外资利用结构中高技术行业的占比,优化外资利用结构。进一步分析表明,自由贸易试验区更多地吸引了来自知识产权保护水平较高母国的跨国投资,同时自由贸易试验区设立对于外资利用结构的影响在政策不确定性较大的地区表现更为明显。此外,对于中西部地区和经济规模较小的城市,自由贸易试验区设立对外资利用结构优化的促进效应更强。因此,中国应继续鼓励自由贸易试验区的发展,总结和推广自由贸易试验区的先进经验,通过打造高标准投资环境实现外资利用结构的优化升级。

**关键词:** 自由贸易试验区; 外资利用结构; 高技术行业; 绿地投资; 知识产权保护水平; 政策不确定性; 三重差分模型

中图分类号: F741

文献标志码: A

文章编号: 1009-6116(2022)06-0022-13

### 一、研究背景与问题的提出

随着中国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段,外资引进规模增长趋缓,外资利用结构的重要性不断凸显。通过增加外资企业在国内高新技术产业的投资来提升中国外资利用结构中高新技术产业的占比,是优化外资利用结构的重要方面。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出,要支持外资加大在中高端制造、高新技术、传统制造转型升级、现代服务等领域的投资。2021年商务部发布的《“十四五”利用外资发展规划》更是在

2025年预期性量化指标中对总体利用外资中高技术行业的占比提出了明确要求。那么,如何增加高技术行业的外商投资呢?从《区域全面经济伙伴关系协定》(RCEP)和《全面和进步跨太平洋伙伴关系协定》(CPTPP)等大型自由贸易协定来看,高标准的投资环境成为当下国际投资的主要关注点。从国内吸引外资的政策来看,中国已从主要依靠政策优惠转向主要依靠高标准的投资环境。作为中国新时代改革开放的新高地,自由贸易试验区(以下简称“自贸试验区”)通过积极对标国际先进规则、完善制度型开放、全面落实外商

收稿日期: 2022-05-17

作者简介: 李小帆(1990—),男,四川内江人,对外经济贸易大学中国世界贸易组织研究院助理研究员,博士,研究方向为国际贸易、新经济地理、城市经济;

孟克(1997—),男,天津人,对外经济贸易大学中国世界贸易组织研究院博士研究生,研究方向为世界经济;本文通信作者;

石晓婧(1995—),女,山西长治人,对外经济贸易大学中国世界贸易组织研究院博士研究生,研究方向为世界经济。

投资准入前国民待遇加负面清单管理制度、大力推行投资便利化改革等一系列举措,有效促进了国际化、法治化、市场化营商环境建设。基于此,本文拟探讨设立自贸试验区是否能够增加外资利用结构中高技术行业的占比,进而促进外资利用结构的优化升级。

已有文献主要从贸易的角度考察了自贸试验区的作用。例如:王鹏、郑靖宇<sup>[1]</sup>发现,广东自贸试验区的设立能够促进当地加工贸易向一般贸易转型;康继军、郑维伟<sup>[2]</sup>发现,内陆型自贸试验区能够提高内陆地区的对外开放程度,改善其贸易结构;蒋灵多等<sup>[3]</sup>认为,自贸试验区能够促进其所在城市的产品出口;谢申祥等<sup>[4]</sup>则指出,自贸试验区能够提升企业出口产品的质量。也有少量文献分析了自贸试验区的其他效应,认为自贸试验区能够促进产业结构优化升级<sup>[5-6]</sup>、增加地区固定资产投资<sup>[7]</sup>,具有经济增长促进效应<sup>[8-9]</sup>和税收效应<sup>[10]</sup>。相比之下,关于自贸试验区如何影响外资利用情况的讨论较少,且主要聚焦于自贸试验区对于外资利用规模的影响,包括显著增强自贸试验区所在地区对于外商投资的吸引力<sup>[11]</sup>,增加境外资本的流入<sup>[12-13]</sup>和外商投资总额<sup>[14]</sup>。此外,大量文献分析了中国外资利用规模的影响因素。例如:Cai et al.<sup>[15]</sup>基于“两控区”政策的实施发现,严格的环境规制会抑制外商投资规模的增长;王兵、肖文伟<sup>[16]</sup>基于数据包络分析发现,中国环境规制成本呈现整体上升的态势,环境规制成本的上升又显著缩小了中国的外资利用规模;林梦瑶、张中元<sup>[17]</sup>发现,区域贸易协定中竞争政策合作水平深度的提升能够提高双边的外商投资流量;马亚明等<sup>[18]</sup>则指出,负面清单模式的国际投资协定能促进外商投资。

总体而言,已有关中国利用外资的文献主要讨论了外资利用规模,对外资利用结构的讨论较为缺乏;而关注自贸试验区的文献,则主要讨论了其贸易效应或对于外资利用规模的影响,且多为从省份层面进行的分析,缺乏基于更精确数据的研究。有鉴于此,本文主要利用三重差分模型研究了自贸试验区对于外资利用规模的影响,发现相较于其他低技术行业,自贸试验区设立能够相对扩大所在城市高技术行业的外资利用规模。本文可能存在以下三个方面的边际贡献:首先,优

化外资利用结构、提升高技术行业外资利用比重是《“十四五”利用外资发展规划》提出的重要目标,本文从高技术行业占比视角分析了外资利用结构的优化问题,拓展了利用外资的相关研究;其次,本文重点关注了自贸试验区对于外资利用结构的影响,丰富了自贸试验区积极作用的相关研究;最后,本文利用英国《金融时报》的全球绿地投资数据库(FDI Markets),从地级市—行业层面考察了利用外资的影响因素,为自贸试验区设立能够促进外资利用结构优化的结论提供了更为精确的经验证据。

## 二、理论分析

通过营造高标准投资环境、提升投资便利化水平,自贸试验区能够增强中国对于外资的总体吸引力。如前所述,这在已有文献中已得到验证,但是本文预期,相较于其他低技术行业,自贸试验区对于高技术行业利用外资的促进效应更强。其主要影响机制如下。

第一,东道国知识产权保护水平是高技术行业中跨国企业投资布局的重要考虑因素,自贸试验区能够有效提高对外资企业的知识产权保护水平。对于高技术行业而言,产品和技术的研发创新是最重要的竞争力来源,因此东道国的知识产权保护水平也就成为跨国企业高技术行业投资的重要影响因素。近年来,中国知识产权保护法律体系逐步完善,知识产权保护水平大幅提高。根据中国欧盟商会与罗兰贝格管理咨询公司联合发布的《2021—2022年商业信心调查》,近年来外资企业对中国知识产权保护的满意度显著上升。自贸试验区积极推动了知识产权法庭的设立,如上海浦东新区设立了自贸试验区知识产权法庭临港新片区审判站,深圳前海蛇口片区设立了知识产权法庭,山东青岛片区设立了知识产权巡回法庭和仲裁院等。另外,还出台了多个针对外国投资者知识产权保护的政策文件,如《中国(广西)自由贸易试验区钦州港片区深化鼓励外商投资若干支持措施》提出要加大对外资企业知识产权的保护力度,健全对外国投资者和外资企业的知识产权保护体系。这一系列举措有效提升了自贸试验区的知识产权保护水平以及外资企业对于中国知识产权保护的信心,进而能够显著扩大中国高技术行业外资利用规模,优化外资利用结构。

第二,自贸试验区能够有效降低外资企业在华投资的不确定性,而投资不确定性是影响高技术行业跨国企业投资布局的重要因素。投资具有不可逆(irreversibility)的属性,因此不确定性对于跨国公司的投资布局具有重要影响<sup>[19]</sup>。同时,相较于低技术行业而言,投资不确定性对于高技术行业投资布局的影响更为显著。这是因为高技术行业如医疗设备、半导体、工业专用设备等行业,往往需要较大的前期投入,前期投资一旦发生就很难撤回。自2013年上海自贸试验区推出中国首份外资准入负面清单以来,国家发改委、商务部多次对外资准入负面清单进行修订和压缩。2013—2020年,自贸试验区特别管理措施从190项减少至30项,减幅超过了84%。通过积极推行外资准入前国民待遇加负面清单管理模式,主动优化负面清单,细化特别管理措施内容,提高负面清单的透明度,切实执行“非禁即入”的原则,自贸试验区能够降低外资企业在华投资的不确定性,进而进一步清除外资企业进入障碍。

第三,自贸试验区将发展高端制造业和现代服务业作为主要目标之一,出台了大量以高技术行业为导向的产业政策,为高技术行业的发展提供了良好的政策支持。自贸试验区作为中国全面深化改革的试验田,肩负着推动产业优化升级的重要使命。重庆、湖北、辽宁、河南、陕西、四川等多个自贸试验区建设的总体方案均明确要求在自贸试验区内着力打造高端产业与高端要素集聚区,加快推进先进制造业和战略新兴产业发展。其中还列举了部分重点发展产业,如重庆自贸试验区提出要重点发展高端装备、电子核心部件、生物医药等新兴产业以及专业服务等现代服务业;湖北自贸试验区提出要重点发展新一代信息技术、生命健康、智能制造等战略性新兴产业以及信息服务、专业服务等现代服务业。在扩大金融领域开放方面,北京、上海、湖南、安徽等自贸试验区建设的总体方案均专门强调金融要为实体经济服务,特别是要为高端制造业、先进制造业服务。同时,自贸试验区还有针对性地降低了部分高端产业的市场准入条件,如北京自贸试验区鼓励发展航空维修和航材租赁等航空服务业以及前沿医疗技术研究等。在具体实践中,各自贸试验区也推出了大量有利于高技术行业发展的举措,如湖南

自贸试验区针对高技术行业发布了100条惠企“政策包”。基于以上针对高新技术行业的产业政策支持政策,自贸试验区能够相对更多地扩大高技术行业外资利用规模,优化外资利用结构。

第四,自贸试验区针对高技术行业发展提供了大量的配套服务。具体而言,各自贸试验区针对高技术行业的投资贸易、监管、融资等方面推出了众多改革措施和配套服务。如上海自贸试验区进行生物医药特殊物品入境监管便利化改革试点,建立了生物医药特殊物品联合监管平台,为医药行业发展提供了高效便捷的监管环境,并在人民币资本项目可兑换、利率市场化、人民币跨境使用等方面为高技术行业创造了优先且便利的条件,使得企业能够获得畅通的融资渠道。此外,多个自贸试验区还持续优化人才服务,试点外国人才薪酬购汇便利化政策、外国人才单独参加医保政策,实行外国高端人才工作许可即时审批等。这些配套服务为高技术行业的发展提供了更为便利的条件,从而相对增加了外资企业在华高技术行业的投资。

第五,自贸试验区的制度优势能够推动高端生产要素的集聚,而高端生产要素投入是高技术行业的跨国企业进行投资布局的重要考虑因素。在基于全球价值链的分工合作中,各个经济主体倾向于在良好的制度环境中配置资源,从而实现自身利益的最大化。中国自贸试验区以制度创新为核心,从要素开放上升到国际贸易投资规则的开放,是新时期中国在投资、贸易、金融、外商投资服务和管理等方面不断进行制度创新和扩大开放的高地。自贸试验区所具有的制度优势能够整合全球要素,形成人才、管理、技术、资本、服务等全球高端要素集聚优势<sup>[20]</sup>。这些高端生产要素的集聚可以为高技术行业的发展创造有利的生产条件,进而扩大高技术行业外资利用的相对规模,优化外资利用结构。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选取与数据来源

本文研究样本为2009—2019年中国284个地级市,并将设有自贸试验区的城市作为实验组,其余城市作为对照组。具体地,2013年上海设立自贸试验区,2015年广州、深圳、珠海、天津、厦门、福州设立自贸试验区,2017年重庆、成都、大

连等 15 个城市设立自贸试验区,2018 年海南设立自贸试验区。海南自贸试验区设立时间较短,因此本文在样本中予以剔除。考虑到外商投资在不同年份的波动性以及各自贸试验区的设立时间,本文基于数据结构将样本划分为 5 个时期,即 2009—2010 年、2011—2012 年、2013—2014 年、2015—2016 年以及 2017—2019 年。本文的外商直接投资数据来自全球绿地投资数据库。该数据库统计了全球所有国家和地区的绿地投资项目,其数据是目前可以获得的较为全面和真实的企业层面全球绿地投资数据,已经成为多个国际组织如 UNCTAD(联合国贸易和发展会议)、the World Bank(世界银行)和大型咨询公司以及超过 100 个国家(地区)政府部门的主要绿地投资数据来源<sup>[21-22]</sup>。需要指出的是,外资并购在中国吸引的外商直接投资中所占比重较小<sup>①</sup>,因此绿地投资数据能够较好地反映中国实际利用外资的情况。城市层面国内生产总值(GDP)、人均 GDP 数据均来自《中国城市统计年鉴》,城市出口强度、各行业劳动密集度数据根据 2012 年中国投入产出表的相关数据计算得到。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文的被解释变量为外资利用结构( $y$ ),可以通过以下两种方式进行衡量。第一,以外资利用金额反映各城市不同行业的外资利用规模,在此基础上检验自贸试验区对于高技术行业外资利用规模的影响是否大于低技术行业,以考察自贸试验区的外资利用结构。这一做法与 Han et al.<sup>[23]</sup>类似。该文也是通过三重交互项考察加入世界贸易组织对于不同地区不同类型劳动者工资水平的影响差异,以反映全球化对于工资差距的

影响。为了充分利用样本中个体的信息,其回归模型中被解释变量并不是直接度量工资差距的指数,而是个体工资水平。第二,考虑到部分城市部分行业在某些时期的外资利用规模为零,本文同时利用虚拟变量“外资进入”来衡量高技术行业与低技术行业利用外资的差异。

需要特别说明的是,本文并没有直接使用高技术行业外资占比作为被解释变量,主要有两方面的原因。其一,如果直接以城市高技术行业外资占比作为被解释变量,回归的数据维度就会从“城市—行业—时间”坍塌为“城市—时间”,这样将损失行业维度的大量信息,导致样本量大幅减少。其二,样本中部分城市部分行业外资利用规模为零,在这种情况下无法通过作商的方式定义高低技术行业利用外资之比。因此,本文通过比较自贸试验区对于高技术行业与低技术行业外资利用规模的影响差异来反映其对于外资利用结构的影响。

2. 解释变量

本文的解释变量为设立自贸试验区与高技术行业的交互项( $Treat \times HighTech$ )。其中, $Treat$ 表示设立自贸试验区,在设立自贸试验区之后的年份赋值为 1,否则为 0; $HighTech$ 表示高技术行业,高技术行业赋值为 1,否则为 0。

关于高技术行业与低技术行业的划分,本文主要参考了国家统计局的分类方法。国家统计局将研发投入强度相对较高的行业定义为高技术制造业,将采用高技术手段提供服务活动的行业定义为高技术服务业<sup>②</sup>。借鉴该方法,同时考虑到制造业和服务业可能存在的差异,本文将《全球绿地投资数据库》中涉及的行业划分为高技术制造业、高技术服务业、低技术制造业和低技术服务业 4 类。划分结果如表 1 所示。

表 1 高技术行业 and 低技术行业分类

行业	高技术行业	低技术行业
制造业	医疗设备、发动机和涡轮机、汽车部件、化学品、药品、可再生能源、电子元件、半导体、消费电子产品(如家电等)、商业机器和设备、工业专用设备	食品和饮料、纺织、纸张印刷和包装、陶瓷与玻璃、煤炭、石油和天然气、塑料、金属、橡胶、建筑材料、木制品、矿物、其他消费商品(如饰品等)
服务业	通信服务、生物技术、软件和信息技术服务	非汽车运输代工、交通运输和仓储、金融服务、其他商业服务、房地产、酒店与旅游、休闲娱乐

## 3. 控制变量

本文控制了城市初始特征(自贸试验区成立以前的特征),包括2012年城市的经济规模、经济发展水平、出口强度和制造业劳动密集度。其中,关于城市制造业劳动密集度的构造,本文先通过城市制造业不同行业劳动报酬与制造业总产值之

比计算制造业不同行业的劳动密集度,再以各行业就业人员占制造业就业人员的比重为权重进行加权平均。考虑到城市出口强度和城市制造业劳动密集度的离散程度较大,为了避免极端值的影响,本文将这两个变量做取对数处理。本文变量定义如表2所示。

表2 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	外资利用金额	<i>FDI_value</i>	Ln(城市—行业层面外资利用金额)
	外资进入	<i>FDI_entry</i>	城市—行业层面外资利用金额大于0取值为1,否则为0
解释变量	设立自贸试验区	<i>Treat</i>	在设立自贸试验区之后的年份取值为1,否则为0
	高技术行业	<i>HighTech</i>	高技术行业取值为1,否则为0
控制变量	经济规模	<i>GDP</i>	Ln(2012年城市GDP)
	经济发展水平	<i>pGDP</i>	Ln(2012年城市人均GDP)
	出口强度	<i>Exp_intens</i>	Ln(2012年城市出口总额与总产值之比)
	制造业劳动密集度	<i>Labor_intens</i>	Ln(2012年城市制造业加权平均劳动密集度)

## (三) 模型构建

本文利用时间、城市和行业三个维度的变化构建三重差分模型以实证考察自贸试验区建设对于中国外资利用结构的影响。首先,将时间维度作为第一重差分,比较自贸试验区设立前后外资利用情况的变化;其次,将城市维度作为第二重差分,比较自贸试验区的实施片区所在城市和其他城市外资利用情况的差异;最后,将高技术行业 and 低技术行业之间的差异作为第三重差分。构建具体的三重差分模型如下:

$$y_{cit} = \alpha + \beta Treat_{cit} \times HighTech_i + Treat_{cit} + W_c \times t + \gamma_t + \gamma_{ci} + \varepsilon_{cit} \quad (1)$$

其中, $c$ 、 $i$ 和 $t$ 分别代表城市、行业和时间。 $\gamma_t$ 为时间固定效应,用以控制各城市在不同时期可能受到的普遍冲击; $\gamma_{ci}$ 为城市—行业固定效应,用以控制城市—行业层面所有不随时间变化的特征; $\varepsilon$ 为残差项。虽然本文已经通过一系列固定效应尽可能地控制了可能导致内生性问题的影响因素,但是在时间趋势上,一些城市层面的特征对外资利用可能产生的影响也会导致本文的估计出现偏误。为控制这些冲击前的系统性差异随着时间变化可能产生的影响,本文参考Lu et al.<sup>[24]</sup>的做法,在回归中进一步加入自贸试验区

成立以前城市层面特征的向量 $W$ 与连续时间变量 $t$ 的交互项,以尽可能剔除自贸试验区设立不随机产生的影响,从而提高估计的准确性<sup>[25]</sup>。具体地, $W$ 包括前文所述的4个控制变量。

式(1)中,系数 $\beta$ 为本文核心解释变量的系数,反映了自贸试验区对于高技术行业 and 低技术行业外资利用规模的影响差异。系数 $\beta$ 的估计值为正,表明相较于低技术行业,自贸试验区设立能够更多地扩大高技术行业外资利用规模。在自贸试验区的影响下,高技术行业外资利用规模增长大于低技术行业,因此总体利用外资中高技术行业占比就随之提高,外资利用结构得以优化。

## 四、实证结果与分析

## (一) 描述性统计分析

表3汇报了本文变量的描述性统计结果。本文样本期间内,共有21个城市设立了自贸试验区,约占样本中所有城市的7.4%。根据描述性统计结果可知,样本中各城市的经济规模、经济发展水平、外资利用情况等均存在较大差异。这为本文的实证检验提供了有利条件。

## (二) 平行趋势检验

本文三重差分模型能够得到可靠估计结果的前提是,在自贸试验区成立之前,没有自贸试验区

表 3 变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>FDI_value</i>	5 676	1. 829	3. 882	0. 000	14. 060
<i>FDI_entry</i>	5 676	0. 187	0. 390	0	1
<i>Treat</i>	5 676	0. 020	0. 141	0	1
<i>HighTech</i>	5 676	0. 500	0. 500	0	1
<i>GDP</i>	5 676	15. 747	0. 908	13. 530	18. 731
<i>pGDP</i>	5 676	9. 918	0. 634	8. 251	11. 580
<i>Exp_intens</i>	5 676	-2. 352	0. 660	-4. 249	-1. 092
<i>Labor_intens</i>	5 676	-2. 264	0. 187	-2. 767	-1. 538

的城市(实验组)与未设立自贸试验区的城市(对照组)在高技术行业、低技术行业的外资利用规模相对没有显著差异。为此,本文利用事件分析法进行平行趋势检验。具体地,将式(1)中的

$\beta Treat_{ct} \times HighTech_i$  替换为  $\sum_{k=-3}^2 (\alpha_k \eta_{ctk} \times HighTech_i)$  进行回归。不同城市设立自贸试验区的年份存在差异,因此将前文设置的 5 个时期进行标准化处理,并定义  $k$  为标准化之后的时期。若城市  $c$  在  $t$  时期设立自贸试验区,则  $k$  赋值为“0”;设立后第  $k$  期则  $k$  赋值为“ $k$ ”;设立前第  $k$  期则  $k$  赋值为“- $k$ ”。 $\eta_{ctk}$  为经过上述标准化处理后生成的时间虚拟变量,例如  $\eta_{ct2} = 1$  表示  $t$  时期是  $c$  城市设立自贸试验区后的第 2 期。

在平行趋势检验中,本文关注交互项  $\eta_{ctk} \times HighTech_i$  的系数  $\alpha_k$ 。该系数反映的是自贸试验区设立前后实验组与对照组的高技术行业、低技术行业利用外资的相对规模差异。 $\alpha_k$  在事件发生之前数值较小且在统计上不显著,表明在设立自贸试验区之前,实验组和对照组在利用外资的行业构成上没有显著差异,亦即符合平行趋势的假定。

表 4 汇报了平行趋势检验结果。如表 4 所示,列(1)、列(2)的回归结果中自贸试验区设立之前  $\alpha_k$  的估计值均不显著,且除设立前第 3 期系数( $\eta_{-3} \times HighTech$ ) 相对较大外,其余系数均较小;但是在自贸试验区设立之后, $\alpha_k$  的估计值明显增大,且基本在 1% 的水平下显著为正。由此表明,相较于对照组,实验组在自贸试验区设立之后显著扩大了高技术行业的外资利用规模。此外,表 4 的结果还表明,在设立之后的第 1 期和第

2 期共 6 年的时间里,自贸试验区设立对于高技术行业利用外资的促进效应基本保持了稳定。

表 4 平行趋势检验结果

	<i>FDI_value</i> (1)	<i>FDI_entry</i> (2)
$\eta_{-3} \times HighTech$	1. 251 (1. 037)	0. 129 (0. 108)
$\eta_{-2} \times HighTech$	0. 554 (0. 950)	0. 067 (0. 107)
$\eta_{-1} \times HighTech$	0. 681 (0. 564)	0. 068 (0. 059)
$\eta_1 \times HighTech$	1. 853*** (0. 543)	0. 182*** (0. 061)
$\eta_2 \times HighTech$	1. 686*** (0. 581)	0. 152* (0. 079)
$W \times t$	是	是
城市—行业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	5 676	5 676
调整后 $R^2$	0. 630	0. 558

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著;括号内为异方差稳健标准误,并在城市层面进行了聚类调整。

### (三) 基准回归结果分析

在进行了平行趋势检验的基础上,本文对式(1)所示的基准模型进行回归,回归结果见表 5。其中,列(1)中核心解释变量  $Treat \times HighTech$  的回归系数为 1. 286,且在 1% 的水平下显著。就经济意义上的系数大小而言,该结果表明在其他条件相同的情况下,自贸试验区设立能够使所在城市的高技术行业利用外资规模相较于低

技术行业扩大了约 2.6 ( $\exp(1.286) - 1$ ) 倍。本文的平行趋势检验结果表明,在自贸试验区设立前第 3 期,实验组和对照组高技术行业利用外资相对规模差异出现了较大波动,因此本文在表 5 的列(2)中剔除自贸试验区设立前第 3

期的样本进行了回归,以考察列(1)结果的稳健性。列(2)中核心解释变量的回归系数为 1.410,且同样在 1% 的水平下显著,表明平行趋势检验中自贸试验区成立前第 3 期的波动对本文基准回归结果的影响不大。

表 5 自贸试验区设立影响外资利用结构的回归结果

	<i>FDI_value</i>		<i>FDI_entry</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i> × <i>HighTech</i>	1.286 <sup>***</sup> (0.439)	1.410 <sup>***</sup> (0.451)	0.119 <sup>**</sup> (0.048)	0.131 <sup>***</sup> (0.047)
<i>GDP</i> × <i>t</i>	-0.036 (0.038)	-0.077 (0.059)	-0.001 (0.004)	-0.005 (0.006)
<i>pGDP</i> × <i>t</i>	-0.033 (0.040)	0.085 (0.061)	-0.003 (0.004)	0.008 (0.006)
<i>Exp_intens</i> × <i>t</i>	0.057 (0.044)	0.074 (0.067)	0.005 (0.004)	0.006 (0.007)
<i>Labor_intens</i> × <i>t</i>	-0.040 (0.115)	0.066 (0.169)	-0.009 (0.013)	0.003 (0.018)
城市—行业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	5 676	5 616	5 676	5 616
调整后 R <sup>2</sup>	0.630	0.624	0.558	0.552

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著;括号内为异方差稳健标准误,并在城市层面进行了聚类调整;列(2)、列(4)的回归中剔除了自贸试验区设立前第 3 期的样本。

与列(1)、列(2)类似,列(3)为全样本回归结果,列(4)在列(3)的基础上剔除了自贸试验区设立前第 3 期的样本,其核心解释变量 *Treat* × *HighTech* 的回归系数分别为 0.119 和 0.131,且分别在 5% 和 1% 的水平下显著。这表明在其他条件相同的情况下,自贸试验区设立能够使所在城市高技术行业外资利用的概率相较于低技术行业提升 11.9%。总体而言,表 5 中列(1)、列(2)的结果可以理解为自贸试验区设立对外资利用扩展边际的影响,列(3)、列(4)的结果为对外资利用集约边际的影响。可见,无论扩展边际还是集约边际,自贸试验区设立都极大地促进了高技术行业的外资进入,且对其扩展边际的影响更大。

#### (四) 稳健性检验

##### 1. 改变样本的稳健性检验

本文从三个方面对基准回归结果进行稳健性检验,结果如表 6 所示。其一,外资中包含零售环

节的投资。基准回归中,本文剔除了零售环节(如直营店、专卖店等)的外资,以尽可能准确地反映生产环节的投资布局。表 6 的列(1)、列(2)为包括零售环节和生产环节的所有外资的回归结果。可见,两列回归系数分别在 1% 和 10% 的水平下显著为正,且大小与表 5 的列(1)、列(2)十分相近,表明加入零售环节的外资对本文基准回归结果的系数大小影响不大。其二,剔除无外资进入的样本。外资进入的城市大多比较集中,样本期内有一大部分城市的部分行业从未有外资进入,即外资利用金额在样本期内始终为 0。因此,本文在稳健性检验中剔除样本期内外资利用金额始终为 0 的城市,回归结果如表 6 的列(3)、列(4)所示。可以看出,其样本量减少了一大半。但是从核心解释变量的回归结果来看,列(3)的回归系数为 1.636,且在 1% 的水平下显著;列(4)的回归系数为 0.149,且在 5% 的水平下显

表 6 改变样本的稳健性检验结果

	外资中包含零售环节的投资		剔除无外资进入的样本		加入海南自贸试验区的样本	
	<i>FDI_value</i>	<i>FDI_entry</i>	<i>FDI_value</i>	<i>FDI_entry</i>	<i>FDI_value</i>	<i>FDI_entry</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat</i> × <i>HighTech</i>	1.070 <sup>***</sup> (0.410)	0.094 <sup>*</sup> (0.050)	1.636 <sup>***</sup> (0.604)	0.149 <sup>**</sup> (0.065)	1.067 <sup>**</sup> (0.462)	0.098 <sup>**</sup> (0.050)
<i>W</i> × <i>t</i>	是	是	是	是	是	是
城市—行业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	5 676	5 676	2 066	2 066	5 716	5 716
调整后 R <sup>2</sup>	0.631	0.545	0.416	0.262	0.628	0.556

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著; 括号内为异方差稳健标准误, 并在城市层面进行了聚类调整。

著。由此表明, 在剔除了无外资进入的样本之后, 回归结果依然稳健。其三, 加入海南自贸试验区的样本。列(5)和列(6)中, 本文在回归样本中加入受海南自贸试验区影响的 4 个城市(海口和三亚), 因此样本中增加了这两个城市 4 个行业 5 期的数据, 样本量增加了 40。海南自贸试验区设立的时间是 2018 年 10 月, 而本文样本的最后一个时期为 2017—2019 年, 因此, 本文将属于海南的城市在最后一个时期的变量赋值为 0.3, 以此反映最后一期中海南自贸试验区产生影响的时间只占 1/3 左右。列(5)、列(6)中核心解释变量的回归系数分别为 1.067 和 0.098, 与表 5 基准回归结果的系数大小十分接近, 同时两者均在 5% 的水平下显著。由此表明, 加入海南自贸试验区的样本并不影响本文的实证结果。

### 2. 安慰剂检验

本文参考 Li et al. [26] 的做法, 对式(1)的三重差分模型的回归结果进行安慰剂检验。这一方法的原理是, 如果在相同样本下随机选择实验组和对照组以及实验时间, 理论上  $\beta$  的估计值应该十分接近 0。如果  $\beta$  的估计值不为 0, 则表明本文的回归模型设置有误。具体地, 在本文的样本期内, 2013 年、2015 年和 2017 年分别有 1 个、6 个和 15 个城市设立了自贸试验区, 因此, 本文在对应的时间点上从样本中随机选择 1 个、6 个和 15 个城市为各年“错误”的实验组城市, 然后按照式(1)所示的回归模型进行估计。本文将这个随机过程重复了 500 次, 并产生了 500 个核心解释变量的回归系数。

图 1 呈现了分别以外资利用金额和外资进入两个指标为被解释变量时, 500 次回归中核心解释变量 *Treat* × *HighTech* 回归系数的密度分布。其中, 垂直虚线为基准回归结果中的系数估计值。如图 1 所示, 500 次“错误”回归的系数估计值均集中分布在 0 值附近, 且接近正态分布。更为具体地, 在分别以外资利用金额、外资进入两个指标为被解释变量进行的 500 次检验中, 仅有 0.6% 和 1.6% 的回归系数大于基准回归结果的回归系数, 且均在 95% 的水平下显著。这表明本文的基准回归结果较好地通过了安慰剂检验, 保证了其可靠性。

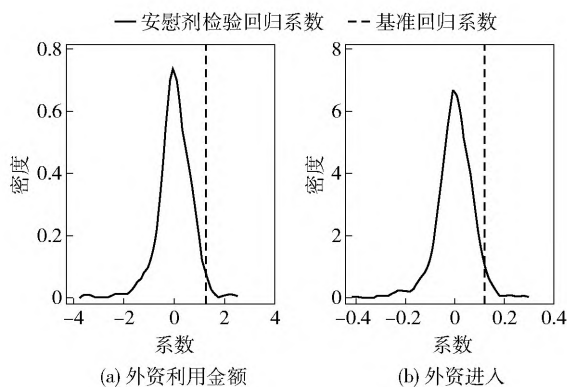


图 1 安慰剂检验结果

### (五) 进一步分析

#### 1. 外资所属母国知识产权保护水平的影响分析

东道国的知识产权保护水平是高技术行业跨国投资布局的重要考虑因素, 更高的知识产权保



护水平是自贸试验区能够吸引更多高技术行业外资的主要原因之一。因此,本文预期自贸试验区设立对于来自知识产权保护水平更高母国的外资影响更大。对此,本文利用每笔外资的母国信息进行验证,具体考察自贸试验区设立能否相对增加来自知识产权保护水平较高母国的跨国投资。

本文将两种反映外资母国构成的指标分别作为被解释变量进行回归,表7报告了相应的回归结果。第一种指标为各城市利用的外资中来自知识产权保护水平较高母国的外资占比。其中,依据知识产权保护水平是否高于中位数的标准将母国分为知识产权保护水平较高和较低两组。该指标数值越大,表示对应的城市—行业层面利用的外资中来自知识产权保护水平较高母国的外资占比越高。第二种指标为各城市利用的外资所属母国的知识产权保护平均水平。参考魏浩、李晓庆<sup>[27]</sup>的做法,本文采用加拿大雷泽研究所公布的2011—2013年的各国知识产权保护指数表示。该指数介于0~10,数值越大,表示对应的城市—行业层面所吸引的外资所属母国的知识产权保护平均水平越高。具体地,以来自不同母国的外资占比为权重,将不同母国的知识产权保护水平平均到对应的城市—行业层面。

表7 外资所属母国知识产权保护水平影响的回归结果

	母国知识产权保护水平较高的外资占比	外资所属母国知识产权保护平均水平
	(1)	(2)
$Treat \times HighTech$	0.091** (0.048)	0.597*** (0.222)
$W \times t$	是	是
城市—行业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	5 676	5 676
调整后 $R^2$	0.501	0.544

注:\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在1%、5%和10%的水平下显著;括号内为异方差稳健标准误,并在城市层面进行了聚类调整。

如表7所示,无论以知识产权保护水平较高的母国外资占比还是以外资所属母国知识产权保

护平均水平为被解释变量,核心解释变量的回归系数均为正,且分别在5%和1%的水平下显著。该结果表明,自贸试验区设立更多地吸引了来自知识产权保护水平较高母国的跨国投资。这与本文的预期一致。

## 2. 地方政策不确定性的影响分析

正如前文的理论分析所述,高技术行业前期投入巨大,因此通常会选择政策不确定性较小的区域进行投资布局。自贸试验区的设立能够有效降低外资企业来华投资面临的政策不确定性,进而扩大自贸试验区所在城市高技术行业外资利用的相对规模。因此,本文预期地方政策不确定性越大的城市,自贸试验区设立对于其外资利用结构优化的促进效应越强。

为了验证该预期,本文在式(1)放入  $Treat \times HighTech$  的基础上,进一步放入其与地方政策不确定性(LPU)的三重交互项( $Treat \times HighTech \times LPU$ )进行回归。LPU数值越大,表示地方政策不确定性越大。若  $Treat \times HighTech \times LPU$  的回归系数为正,则表明对于政策不确定性越大的城市,自贸试验区的设立对其高技术行业外资利用的促进效应越强。

为了保证结果的稳健性,本文采用两种方式对LPU进行度量。一是采用连续变量,即于文超、梁平汉<sup>[28]</sup>构建的地方政策不确定性指数进行度量。二是采用离散变量进行度量。即根据上述指数将城市分为两组:地方政策不确定性较大(指数大于所有城市的均值)的城市,赋值为1;地方政策不确定性较小(指数小于所有城市的均值)的城市,赋值为0。回归结果如表8所示,无论采用连续形式的地方政策不确定性指数还是采用离散形式的地方政策不确定性哑变量,三重交互项  $Treat \times HighTech \times LPU$  的回归系数均大于0,且分别在10%和5%的水平下显著。该结果表明,自贸试验区设立对于高技术行业外资利用的促进效应在地方政策不确定性越大的城市越明显。

## 3. 异质性分析

考虑到不同城市由于地理位置与经济规模不同,自贸试验区设立对其高技术行业利用外资的促进效应可能存在差异。本文在式(1)的基础上进一步引入核心解释变量  $Treat \times HighTech$  与

表 8 地方政策不确定性影响的回归结果

	地方政策 不确定性 (连续变量)	地方政策 不确定性 (离散变量)
	(1)	(2)
$Treat \times HighTech \times LPU$	1.153* (0.691)	1.398** (0.622)
$W \times t$	是	是
城市—行业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	2 736	2 736
调整后 R <sup>2</sup>	0.826	0.826

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著; 括号内为异方差稳健标准误, 并在城市层面进行了聚类调整; 因部分城市的 LPU 数据缺失, 此处样本量有所减少。

东部地区 (East) 的三重交互项 ( $Treat \times HighTech \times East$ ) 及其与初始经济规模 ( $GDP\_ini$ ) 的三重交互项 ( $Treat \times HighTech \times GDP\_ini$ ) 进行回归。对于东部地区变量, 本文将北京、天津、河北等 11 个东部地区省份<sup>③</sup> 的城市赋值为 1, 否则为 0; 对于初始经济规模变量, 本文以样本初期 2009—2010 年城市 GDP 均值的对数进行衡量。

表 9 的列 (1)、列 (2) 考察了自贸试验区设立对于高技术行业外资利用结构优化促进效应的地

区异质性。其中, 核心解释变量  $Treat \times HighTech$  的回归系数均在 1% 的水平下显著为正, 同时三重交互项  $Treat \times HighTech \times East$  的回归系数显著为负, 表明自贸试验区设立对外资利用结构优化的促进效应在中西部地区相对更强。

由于地理位置的限制, 无论对外贸易还是利用外资, 中西部地区的对外开放水平都显著低于东部地区。同时, 由于卷入全球化程度较深, 且长期以来就是中国吸引外资最重要的区域, 无论外资利用的历史基础还是制度开放水平, 东部地区都拥有显著优于中西部地区的外资利用条件。从这个意义上说, 通过积极探索贸易监管、外商投资管理、金融服务等一系列规则和制度建设, 自贸试验区设立能够有效帮助中西部地区对标东部地区先进的规则和制度, 推进制度型开放, 从而缩小中西部地区与东部地区在外资利用水平上的差距。因此, 自贸试验区设立能够促进高技术行业外资进入中西部地区, 从而推动外资利用区域分布的均衡化发展。

表 9 的列 (3)、列 (4) 考察了初始经济规模的异质性。其中,  $Treat \times HighTech$  的回归系数均在 1% 的水平下显著为正, 同时三重交互项  $Treat \times HighTech \times GDP\_ini$  的回归系数均在 1% 的水平下显著为负。由此可以得出与列 (1)、列 (2) 相近的结论, 即在经济规模较小的城市, 自贸试验区设

表 9 异质性回归结果

	地区异质性		初始经济规模异质性	
	FDI_value (1)	FDI_entry (2)	FDI_value (3)	FDI_entry (4)
$Treat \times HighTech$	2.182*** (0.632)	0.227*** (0.079)	14.996*** (5.353)	1.580*** (0.583)
$Treat \times HighTech \times East$	-1.586* (0.818)	-0.192** (0.092)		
$Treat \times HighTech \times GDP\_ini$			-0.809*** (0.300)	-0.086*** (0.033)
$W \times t$	是	是	是	是
城市—行业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本量	5 676	5 676	5 676	5 676
调整后 R <sup>2</sup>	0.631	0.559	0.698	0.641

注: \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著; 括号内为异方差稳健标准误, 并在城市层面进行了聚类调整。

立对于其外资利用结构优化的促进效应更强。这是因为经济规模较大的城市往往具有更为完善和先进的规则、制度,因此其自贸试验区设立更能够促进其他经济规模较小的城市对标其完善和先进的规则、制度,从而缩小城市间外资利用的差距。区域经济发展差距较大是当前中国经济发展不平衡的一个重要表现,外资区域布局则是影响区域经济发展差距的重要因素。表9的异质性分析结果表明,自贸试验区设立能够有效推动开放较为滞后的中西部地区和经济规模较小的城市吸引高技术行业外资,改变高技术行业外资过度集中在东部地区或少数大城市的现状,从而能够缩小区域经济发展差距,促进区域经济均衡发展。

#### 4. “邻城”空间溢出效应检验

本文进一步探讨了自贸试验区设立对外资利用结构优化的促进效应是否会在相邻城市之间溢出。如果存在溢出效应,即实验组对于对照组有外溢作用,那么本文的三重差分模型回归结果就会存在偏差。为了保证基准回归结果的稳健性,本文构建了虚拟变量“邻城”(Neighbour),用以识别相邻城市设立自贸试验区的情况。关于“邻城”的界定,本文以中国所有城市之间双边地理距离的5%分位数为界,将双边地理距离小于该数值的两个城市界定为“邻城”。具体地,若在 $t$ 时期,与城市 $c$ 相邻的其他城市设立了自贸试验区,则将 $Neighbour_{ct}$ 赋值为1,否则为0。例如,根据上述界定办法,北京和天津算作“邻城”,因此,虽然在本文考察的样本期内北京没有设立自贸试验区,但是由于天津在2015年设立了自贸试验区,对于北京而言,2015年之后 $Neighbour$ 的赋值即为1。

与核心解释变量构建方法类似,本文构建了“邻城”与高技术行业的交互项( $Neighbour \times HighTech$ )。其系数反映了自贸试验区设立是否会对相邻城市的外资利用结构产生影响。本文同时将城市自身设立自贸试验区与高技术行业的交互项( $Treat \times HighTech$ )以及相邻城市设立自贸试验区(“邻城”)与高技术行业的交互项( $Neighbour \times HighTech$ )放入模型进行回归。如表10的回归结果所示,无论被解释变量是外资利用金额还是外资进入, $Neighbour \times HighTech$ 的回归系数均不显著,但是核心解释变量 $Treat \times HighTech$ 的回归系

数分别在1%和5%的水平下显著为正。同时,从系数大小看, $Neighbour \times HighTech$ 的系数仅为 $Treat \times HighTech$ 系数的1/10左右。这表明自贸试验区设立对相邻城市外资利用结构不存在溢出效应,保证了本文实证结果的可靠性。

表10 “邻城”空间溢出效应检验结果

	<i>FDI_value</i>	<i>FDI_entry</i>
	(1)	(2)
$Treat \times HighTech$	1.286 <sup>***</sup> (0.439)	0.119 <sup>**</sup> (0.048)
$Neighbour \times HighTech$	0.162 (0.373)	0.011 (0.043)
$W \times t$	是	是
城市—行业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
样本量	5 676	5 676
调整后 $R^2$	0.630	0.558

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著;括号内为异方差稳健标准误,并在城市层面进行了聚类调整。

#### 五、结论与政策建议

中国自2013年以来先后设立了21个自贸试验区,在经济高质量发展阶段,自贸试验区为中国高技术行业利用外资发挥了积极作用。本文指出,通过提升所在地区知识产权保护水平,降低政策不确定性,出台有利于高技术行业吸引外资的支持政策和相关便利配套政策,以及促进高端生产要素集聚,自贸试验区能够显著扩大所在地区高技术行业外资利用的相对规模,优化所在地区的外资利用结构。

为证实检验此观点,本文以自贸试验区的设立为自然实验,通过三重差分模型估计了自贸试验区设立对于其所在城市外资利用结构的影响。通过比较自贸试验区设立前后试点城市与其他城市之间高技术行业与低技术行业利用外资的相对变化,本文发现,自贸试验区设立显著扩大了试点城市高技术行业的外资利用规模。相较于其他城市,试点城市在自贸试验区设立之后高技术行业外资利用规模相较于低技术行业增加了近2.6倍,显著优化了外资利用结构。

事件分析研究表明,在自贸试验区设立之前,实验组与对照组在高技术行业外资利用相对规模的时间趋势上并没有显著差异,但是在自贸试验区设立之后,实验组高技术行业外资利用的相对规模则相较于其他城市出现了明显的增长。因此,本文的三重差分模型回归结果较好地通过了平行趋势检验。此外,本文提供了一定的经验证据,支持了知识产权保护水平的提高与政策不确定性的降低是自贸试验区设立促进高技术行业外资利用的中间机制。异质性分析表明,自贸试验区设立对于中西部地区以及经济规模较小城市的外资利用结构优化的积极影响更大。东部地区以及经济规模较大的城市往往在吸引高技术行业外资方面更具优势,因此本文异质性分析的结果表明,自贸试验区在国内的空间布局能够缩小区域间高技术行业外资利用水平的差距,从而有利于促进区域经济均衡发展。

外资利用水平显著提高是中国2035年远景目标的重要内容,而依靠高标准的投资环境促进跨国企业扩大在中国高技术行业的投资规模、优化外资利用结构,是中国经济高质量发展的重要支撑;同时,自贸试验区是中国制度创新、推进高水平开放的高地。因此,基于本文的研究结论,中国应继续鼓励自贸试验区的探索和发展,总结和推广自贸试验区实践的先进经验,依托自贸试验区建设打造高标准投资环境,进而增加对高技术行业外资的吸引力,提升高技术行业外资利用水平,优化外资利用结构。

#### 注 释:

①根据刘建丽(2019) 外资并购在中国吸引的外商直接投资中占比较小。2010年以前,该比重未超过10%,大部分年份甚至在5%以下;2010—2017年,外资并购比重有所上升,但相对仍较低;2018年,外资并购比重初次小幅超过20%。详见刘建丽《新中国利用外资70年:历程、效应与主要经验》,《管理世界》2019年第11期。

②高技术制造业和高技术服务业划分依据均来自国家统计局网站,网址分别为<http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjbz/201310/P020131021347576415205.pdf>和[http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjbz/201805/t20180509\\_1598315.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjbz/201805/t20180509_1598315.html)。

③根据行政区划,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东以及海南。

#### 参考文献:

- [1]王鹏,郑靖宇. 自由贸易试验区的设立如何影响贸易方式转型——基于广东自由贸易试验区的实证研究[J]. 国际贸易问题,2017(6): 71-82.
- [2]康继军,郑维伟. 中国内陆型自贸区的贸易创造效应:扩大进口还是刺激出口[J]. 国际贸易问题,2021(2): 16-31.
- [3]蒋灵多,陆毅,张国峰. 自由贸易试验区建设与中国出口行为[J]. 中国工业经济,2021(8): 75-93.
- [4]谢申祥,王晖,范鹏飞. 自由贸易试验区与企业出口产品质量——基于上海自由贸易试验区的经验分析[J]. 中南财经政法大学学报,2022(2): 121-134.
- [5]李世杰,赵婷茹. 自由贸易试验区促进产业结构升级了吗?——基于中国(上海)自由贸易试验区的实证分析[J]. 中央财经大学学报,2019(8): 118-128.
- [6]聂飞. 自贸区建设促进了制造业结构升级吗?[J]. 中南财经政法大学学报,2019(5): 145-156.
- [7]殷华,高维和. 自由贸易试验区产生了“制度红利”效应吗?——来自上海自贸区的证据[J]. 财经研究,2017(2): 48-59.
- [8]王利辉,刘志红. 上海自贸区对地区经济的影响效应研究——基于“反事实”思维视角[J]. 国际贸易问题,2017(2): 3-15.
- [9]叶修群. 自由贸易试验区与经济增长——基于准自然实验的实证研究[J]. 经济评论,2018(4): 18-30.
- [10]王智烜,王雪,邓力平. 自由贸易试验区税收效应评析——以福建为例[J]. 税务研究,2017(9): 58-63.
- [11]黄启才. 自由贸易试验区设立促进外商直接投资增加了吗——基于合成控制法的研究[J]. 宏观经济研究,2018(4): 85-96.
- [12]项后军,何康. 自贸区的影响与资本流动——以上海为例的自然实验研究[J]. 国际贸易问题,2016(8): 3-15.
- [13]韩瑞栋,薄凡. 自由贸易试验区对资本流动的影响效应研究——基于准自然实验的视角[J]. 国际金融研究,2019(7): 36-45.
- [14]李蕊,敖译雯,李智轩. 自由贸易区设立对外商直接投资影响的准自然实验研究[J]. 世界经济研究,2021(8): 91-106.
- [15]CAI X Q, LU Y, WU M Q, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123(11): 73-85.

- [16]王兵,肖文伟. 环境规制与中国外商直接投资变化——基于DEA多重分解的实证研究[J]. 金融研究, 2019(2): 59-77.
- [17]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.
- [18]马亚明,陆建明,李磊. 负面清单模式国际投资协定的信号效应及其对国际直接投资的影响[J]. 经济研究, 2021(11): 155-172.
- [19]JULIO B, YOOK Y. Policy uncertainty, irreversibility, and cross-border flows of capital[J]. Journal of International Economics, 2016, 103(8): 13-26.
- [20]裴长洪,刘斌. 中国对外贸易的动能转换与国际竞争新优势的形成[J]. 经济研究, 2019(5): 4-15.
- [21]DESBORDES R, WEI S J. The effects of financial development on foreign direct investment[J]. Journal of Development Economics, 2017, 127(7): 153-168.
- [22]吕越,陆毅,吴嵩博,等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究, 2019(9): 187-202.
- [23]HAN J, LIU R J, ZHANG J S. Globalization and wage inequality: evidence from urban China[J]. Journal of International Economics, 2012, 87(2): 288-297.
- [24]LU Y, TAO Z G, ZHU L M. Identifying FDI spillovers[J]. Journal of International Economics, 2017, 107(10): 75-90.
- [25]ANGRIST J D, PISCHKE J S. Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion[M]. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [26]LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123(11): 18-37.
- [27]魏浩,李晓庆. 知识产权保护与中国企业进口产品质量[J]. 世界经济, 2019(6): 143-168.
- [28]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.

## Can Pilot Free Trade Zones Facilitate the Optimization of the FDI Utilization Structure?

An Empirical Analysis Based on the Greenfield Investment in China

LI Xiaofan, MENG Ke & SHI Xiaojing

(China Institute for WTO Studies, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China)

**Abstract:** It is a vital support for the high-quality development of China's economy to optimize the structure of foreign direct investment (FDI) utilization by increasing the proportion of FDI in high-tech industries. Based on the industry-level data of greenfield investment at the prefecture city in China from 2009 to 2019, this paper analyzes the impact of the establishment of pilot free trade zones (FTZs) on the FDI utilization structure through the difference in difference in differences (DDD) model. The result shows that the establishment of FTZs can significantly increase the relative scale of FDI utilization in high-tech industries in cities where they are located, thus increasing the proportion of high-tech industries in FDI utilization structure and optimizing the FDI utilization structure. Further analysis indicates that FTZs attract more investments from countries exercising better intellectual property protection, and the impact of FTZs on FDI utilization structure is stronger for cities suffering from higher policy uncertainty. Meanwhile, the effect is stronger for cities located in China's central and western regions and cities with a smaller economic scale. According to this paper, China should continue to spur the development of FTZs, summarize and promote the advanced experience of FTZs, and create high-standard investment environment to optimize and upgrade the FDI utilization structure.

**Key Words:** pilot free trade zones; structure of foreign investment utilization; high-tech industry; greenfield investment; intellectual property protection level; policy uncertainty; DDD model

(本文责编 邓艳)