

中国自由贸易试验区的政策效应评估

刘 杨 曲如晓 曾燕萍

摘要：自由贸易试验区（以下简称自贸区）是中国政府应对国际经济新格局的全局性战略举措，是新形势下深化开放、先行先试的“改革试验田”。本文使用2009—2017年间中国151个城市的面板数据，利用渐进式双重差分方法估计了自贸区的设立对外商直接投资、出口、要素价格水平的影响。研究表明：自贸区的设立提高了城市利用外商直接投资的整体水平，这是一种净福利的增长而非来自于其他城市向自贸区的转移；优惠便利政策赋予了自贸区城市“灯塔效应”，推动了劳动力要素和资产要素价格水平的上涨；由于自贸区城市原有保税区的存在，政策红利已经在前期得到了释放，因此自贸区政策对所在城市出口贸易的短期影响并不显著，长期影响有待进一步观察；自贸区政策对当地固定资产投资并未产生“挤进”或“挤出”效应。

关键词：自由贸易试验区；政策评估；渐进式双重差分方法

[中图分类号] F720 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 04-0001-16

一、引言及文献综述

改革开放四十多年来，中国对外开放的重点逐步从商品要素的流动型开放转向以规则为核心的制度型开放，不断以制度创新推进政策创新，以开放红利激发改革红利，这也是在世界经济处于深度调整期以及逆全球化趋势下的必然选择。中国政府自2013年开始以渐进方式在多个省市实施自由贸易试验区政策，顺应国际贸易投资新规则的变化与挑战。自中国（上海）自由贸易试验区挂牌起，迄今已形成了“1+3+7+1+6+3”以及海南省全面开展自由贸易港建设的整体布局，其目标在于构建全球开放层次最高的特殊区域，成为展示中国特色社会主义制度优越性的窗口。

中国自由贸易试验区政策广义上可以视为是一种经济特区政策^①，但又有着鲜明的中国特色。设立综合性经济特区以及国家级经济技术开发区是中国经济改革的

[收稿日期] 2020-09-02

[基金项目] 国家自然科学基金地区科学基金项目“贸易开放与中国文化多样性变迁：理论、测度与文化地图”（71863032）；国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’背景下中国文化海外传播对中国企业国际化的影响研究”（19ZDA068）

[作者信息] 刘杨：浙江海洋大学经济与管理学院教授；曲如晓（通讯作者）：北京师范大学经济与工商管理学院教授，电子信箱 quruxiao@126.com；曾燕萍：国际关系学院经济金融学院讲师

①经济特区从更广泛意义上不仅囊括了深圳、珠海、厦门、汕头等综合性特区，还包括经济技术开发区、高新技术开发区、出口加工区以及自由贸易园区。

重要举措,是地区经济发展和城市经济圈形成的有效驱动力(Wang, 2013^[1]; Lu et al., 2019^[2])。从国家战略层面上看,自由贸易试验区是有别于传统经济特区的,它不再是局部性的开放措施,也不是中央优惠政策输出的洼地,而是通过制度创新试点形成可复制、可推广的经验,进而服务于国家更高层次的开放。通常而言,基于地域而设定的经济政策的推出必然会对地方经济产生一些潜在影响,如工资水平、就业、行业结构等(Kline and Moretti, 2014)^[3],而地区性经济政策的落实往往会受到非市场因素以及传统体制惯性的约束,实施效果也许并不如人意,因此一些经济学家始终对此类政策的有效性表示怀疑(Glaeser and Gottlieb, 2008^[4]; Glaeser et al., 2010^[5])。以国家高新技术开发区为例,尽管其是推动中国经济高质量增长的重要载体,但部分研究结果表明高新技术开发区并未有效促进中国产业结构转型升级(袁航和朱承亮, 2018)^[6],并且普遍存在着投入规模不经济、要素驱动增长乏力的问题(程郁和陈雪, 2013)^[7],在面临“三次创业”新形势时存在阶段转换的界面障碍(吕政和张克俊, 2006)^[8]。事实上,包括中国在内的大多数发展中经济体普遍运用的地区性经济政策是否有效一直都存在着较大争议,需要更加审慎地评估其政策效应。对于自由贸易试验区而言,实施贸易投资促进政策,促进外商直接投资(FDI)与对外贸易便利化是核心目标之一,然而,地方政府的双重考核压力、市场化水平不高、违背地区比较优势等因素都会极大弱化政策的积极影响。因此,政策的现实效果是否大打折扣甚至与初衷相背离值得进一步探究并进行准确的量化评估,这对于自由贸易试验区的复制与推广具有重要意义。

现有文献中,对自由贸易试验区政策量化分析的研究相对少见。受自由贸易试验区政策实施时长所限,文献主要集中于对上海自由贸易试验区的评估(谭娜等, 2015^[9]; 项后军和何康, 2016^[10]; 王利辉和刘志红, 2017^[11]; 殷华和高维和, 2017^[12]; 刘秉镰和吕程, 2018^[13]; 应望江和范波文, 2018^[14]),个别文献简要涉及到了沪津闽粤四省市(黎绍凯和李露一, 2019)^[15],学者们主要关注了GDP、固定资产投资、进出口额、工业增加值、产业结构、资本流动等因素受到的影响。上述研究涵盖了自由贸易试验区可能产生的诸多政策效应,但仍然存在几个值得探讨之处:第一,上海市是国务院批复确定的中国国际经济、金融、贸易、航运、科技创新中心,也是中国高层次对外开放的桥头堡,故而针对上海单个样本的政策评估很难有效剔除竞争性假说的影响,存在着高估自由贸易试验区政策效应的可能;第二,已有文献均使用省级层面数据而未使用更为细致的地级市样本,考虑到自由贸易试验区的范围只是局限于本市或本市一定地理区域之内,面积也仅为120平方公里左右,利用省级样本的估计结果显然会产生较大的偏误,若自由贸易试验区政策存在“回浪效应”^①,则已有研究会高估其净效应;第三,由于大部分研究只选择了上海一个处理组个体,在技术选择上均采用合成控制法,考虑到控制组省份加权合成为“合成上海”的过程中,合成指标的选择具有一定的主观性,使得相同目标、相似方法的不同文献中

①缪尔达尔的“回浪效应”指的是指资本、人才、技术等要素在收益差异的吸引下由不发达地区流向发达地区的现象。

“合成控制组”组内成员及每个成员权重各不相同，研究结论的稳健性不足。

本文的边际贡献主要有三个方面：第一，首次利用2009—2017年中国地级市面板数据评估自由贸易试验区政策的影响，减少了省级数据估计存在的偏误，样本容量的扩大也使得结论更为稳健；第二，自由贸易试验区的设立并非随机决策，而是建立在若干综合考量因素之上，而这些因素可能又会影响到所在城市的经济发展的表现，因此，本文利用渐进式双重差分方法尽可能克服评估过程中的潜在内生性问题，识别了自由贸易试验区设立与政策效应之间的因果关系；第三，考虑到经济增长与产业结构升级并非自由贸易试验区政策的核心目标，故本文将政策效应与促进投资贸易便利化联系起来，实证评估了自由贸易试验区的设立对FDI、出口贸易、固定资产投资以及要素价格变动的影响，并对FDI的增长是来自于新的创造活动还是地区间的转移结果加以识别。

二、中国自由贸易试验区：对外开放的新试验场

（一）政策背景与发展历程

中国自贸区本质上属于《京都公约》规定的“一国的部分领土，在这部分领土内运入的任何货物就进口税及其他个税而言，被视为在关境以外，免于实施惯常的海关监管制度”，即国际海关组织定义的自由贸易园区类型（Free Trade Zone）（王孝松等，2014）^[16]，但从政策设计以及规划定位来看，其功能却又远远超出了简单的货物加工与商品流转。首先，自贸区承担着制度创新和压力测试的改革任务，是高水平开放新政策和中国所倡导的国际经贸规则的“试验田”；其次，自贸区覆盖范围更为广泛，有综合保税区、高新技术园区、商务区（总部经济）、交通枢纽、金融、高端制造业、旅游、农业等片区，还有海南全岛，是实际意义上的综合改革试验区；再次，空间布局更具经济意义，能够服务于国家长期战略发展，如“一带一路”倡议、粤港澳合作、拓展边境地区友好往来和贸易、推进中西部地区开放、南海开发与保护等。因此，自贸区政策的推出，是推动国家改革和提高开放型经济水平的全局性战略安排。

中国从1978年开始以渐进方式逐步推行改革开放政策，在可控的范围内探索经济体制领域的市场化改革。由于无法预期改革的结果，中央政府没有在全国范围全面开放，而是选择用“特区”模式进行探索，检验以市场为导向的新的发展模式的效果。经过40多年的快速增长，无论是自贸区还是自贸港，目标都是打造全球开放层次最高的特殊区域，构建更具国际市场影响力和竞争力的经济功能区。区别于传统意义的出口加工区（EPZ），自贸区在承担国际转口转运拆拼箱业务、打造特殊综合保税区、落地“境内关外”的同时，还要形成全球高技术制造和服务功能的集群集聚，对于沿边内陆地区的自贸区而言，还赋予了做强内需市场、推动供给侧结构性改革和技术进步的深层意义。作为一种特殊的“经济特区”，自贸区政策突显了中央进一步实施自由贸易发展战略的导向，促使国内贸易投资体制与国际规则在更高层面上接轨。

自2013年上海自贸区设立至2020年6月海南全岛推动自由贸易港建设，全国范围已有五个批次18个省、直辖市获批建设自贸区，涉及39个城市及海南全岛。表1从实施时间、依托城市、占地规模以及发展定位等方面对自贸区进行了梳理。从中可以看

到，自贸区的先行先试任务是全面深化改革顶层设计的具体表现：区位分布并非局限于沿海沿边，也涵盖了中部和内陆地区；改革领域涉及投资自由化、贸易便利化、金融开放创新、事中事后监管、完善营商环境、科技创新和服务国家战略七大方面。

表 1 中国自由贸易试验区（2013—2020 年）

省份	实施时间	依托城市/占地规模	政策定位
上海市	2013 年	上海市/120.72 平方公里	开放度最高的投资贸易便利、货币兑换自由、监管高效便捷、法制环境规范的自由贸易园区
广东省	2015 年	广州市、深圳市、珠海市/共计 116.2 平方公里	21 世纪海上丝绸之路重要枢纽和全国新一轮改革开放先行地
天津市	2015 年	天津市/119.9 平方公里	京津冀协同发展高水平对外开放平台、全国改革开放先行区和制度创新试验田、面向世界的高水平自由贸易园区
福建省	2015 年	福州市、厦门市/共计 118.04 平方公里	建设 21 世纪海上丝绸之路核心区，打造面向 21 世纪海上丝绸之路沿线国家和地区开放合作的新高地
辽宁省	2017 年	沈阳市、大连市、营口市/共计 119.89 平方公里	提升东北老工业基地发展整体竞争力和对外开放水平的新引擎
浙江省	2017 年	舟山市/119.95 平方公里	东部地区重要海上开放门户示范区、国际大宗商品贸易自由化先导区和具有国际影响力的资源配置基地
河南省	2017 年	郑州市、开封市、洛阳市/共计 119.77 平方公里	服务于“一带一路”倡议的现代综合交通枢纽、全面改革开放试验田和内陆开放型经济示范区
湖北省	2017 年	武汉市、襄阳市、宜昌市/共计 119.96 平方公里	中部有序承接产业转移示范区、战略性新兴产业和高技术产业集聚区、全面改革开放试验田和内陆对外开放新高地
重庆市	2017 年	重庆市/119.98 平方公里	“一带一路”和长江经济带互联互通重要枢纽、西部大开发战略重要支点
四川省	2017 年	成都市/119.99 平方公里	国际开放通道枢纽区、内陆开放型经济新高地、内陆与沿海沿边沿江协同开放示范区
陕西省	2017 年	西安市、杨凌市/共计 119.95 平方公里	内陆型改革开放新高地、“一带一路”经济合作和人文交流重要支点
海南省	2018 年	海南全岛/3.54 万平方公里	面向太平洋和印度洋的重要对外开放门户
山东省	2019 年	济南市、青岛市、烟台市/共计 119.98 平方公里	贸易投资便利、金融服务完善、监管安全高效、辐射带动作用突出的高标准高质量自由贸易园区
江苏省	2019 年	南京市、苏州市、连云港市/共计 119.97 平方公里	贸易投资便利、高端产业集聚、金融服务完善、监管安全高效、辐射带动作用突出的高标准高质量自由贸易园区
广西壮族自治区	2019 年	南宁市、钦州市、崇左市/共计 119.99 平方公里	贸易投资便利、金融服务完善、监管安全高效、辐射带动作用突出、引领中国—东盟开放合作的高标准高质量自由贸易园区
河北省	2019 年	保定市、石家庄市、唐山市/共计 119.97 平方公里	贸易投资自由便利、高端高新产业集聚、金融服务开放创新、政府治理包容审慎、区域发展高度协同的高标准高质量自由贸易园区
云南省	2019 年	昆明市、德宏市、红河州/共计 119.86 平方公里	贸易投资便利、交通物流通达、要素流动自由、金融服务创新完善、监管安全高效、生态环境质量一流、辐射带动作用突出的高标准高质量自由贸易园区
黑龙江省	2019 年	哈尔滨市、黑河市、绥芬河市/共计 119.85 平方公里	营商环境优良、贸易投资便利、高端产业集聚、服务体系完善、监管安全高效的高标准高质量自由贸易园区

资料来源：本文根据《国务院关于印发中国（上海）自由贸易试验区总体方案的通知》《国务院关于印发中国（广东）自由贸易试验区总体方案的通知》等各自贸区相关文件整理而得。

（二）政策影响的理论假说

在回顾梳理自贸区发展背景的基础上，结合已有的理论研究，概括本文的主要假说。

第一，自贸区是新一轮制度创新的“试验田”，这项重大改革涵盖了投资、贸易、金融、法制、政府职能等诸多领域（王孝松等，2014）。为了落实好“促进贸易投资便利化”的政策核心目标，自贸区不断推进以准入前国民待遇和负面清单为核心的国际投资管理模式改革，降低FDI准入门槛，促进制度创新。以国家发展和改革委员会与商务部制定的负面清单为例，历年自贸区外商投资准入负面清单特别管理措施数目由2013年之初的190项减至2020年的30项，在国民经济全行业内覆盖率仅为2.8%，也就是说，外资在自贸区内投资国民经济全部行业中的1039个产业小类的准入壁垒变小，仅需在相关部门备案即可，大大便利了外国投资者投资策略的制定，提高了投资效率。在上海自贸区落地两年后的2015年，自贸区内新增外商投资企业3326户，合同利用外资额达到了396.3亿美元^①。因此，本文提出理论假说1。

假说1：自贸区政策落地实施能够推动当地利用外资水平的提升。

第二，自贸区的设立优化了贸易环境，透明度更高的贸易监管制度加快了通关便利化程度，提高了自贸区内的对外开放和市场化水平。然而值得引起注意的是，第一、二批自贸区均是建立在当地原有保税（港）区的基础之上，这些运作成熟的保税（港）区构成了7个自贸区的重要组成部分，而保税区的一个重要作用便是利用优惠政策和便利措施促进贸易自由化。例如，上海自贸区就是在外高桥保税区、外高桥保税物流园区、洋山保税港区、上海浦东机场综合保税区组成的上海综合保税区的基础上整合建立的。在自贸区设立前的2012年，上海保税区综合完成进出口总额已经达到1131亿元^②，占上海全市进出口额的25.9%。在自贸区落地后的2015年，自贸区外贸进出口总额占比为26.42%^③，并未出现明显的增长。可见，前期保税区的存在已经释放了贸易促进政策的红利。基于此，本文提出理论假说2。

假说2：由于保税区是构成自贸区的重要基础且先于自贸区设立，因此自贸区政策对出口贸易的影响并不显著。

第三，金融改革是自贸区的重要切入点之一，制度创新带来的便利化安排使得资本要素的流动性大幅提升。多个自贸区在可控风险前提下，在人民币资本项目兑换、人民币跨境使用和多种对冲手段的提供等金融市场改革方面进行了先行先试，并在外汇管制方面进行宽松处理，基本解除了资金跨境流动的限制（刘秉镰和吕程，2018），国内企业对外投资便利度与水平得到大幅提升。以2015年上海市为例，全年备案和核准对外直接投资项目1338项，比2013年增长2.86倍；中方对外直接投资额398.97亿美元，比2013年增长8.26倍^④。同时，自贸区对促进对外投资的效果要

①数据来源于《2015年上海市国民经济和社会发展统计公报》。

②数据来源于《上海口岸年鉴（2012）》。

③数据来源于《上海社会经济发展统计年鉴2016》。

④数据来源于《2013年上海市国民经济和社会发展统计公报》《2015年上海市国民经济和社会发展统计公报》。

远高于吸引外资的效果（项后军和何康，2016）。2015年上海中方对外直接投资高于外商实际投资214.38亿元，而在2013年，中方对外直接投资仅为外商实际投资的一半^①。因此，短期内自贸区内资本累积的速度可能放缓。据此，本文提出理论假说3。

假说3：自贸区的设立对当地固定资产投资无显著影响。

第四，自贸区推行的由核准制、审批制转向备案制的行政体制创新，构建了事中事后综合监管体系框架，降低了市场交易费用，并通过共用政府配套基础设施和形成规模效应降低了关联企业间的交易成本，为重点领域产业和关联产业提供了集聚载体。同时，自贸区被赋予的特殊政策待遇形成了“灯塔效应”，特别是税收、土地、信贷、人才引进方面享受的优惠政策尤为明显，促成了企业向园区的集聚以及人力资源的流动。随着企业在自贸区内短时间的快速集聚，必然推动以生产性资本为主的资产要素价格水平上涨。同时，为了吸引人力资源流入，自贸区普遍实施了各级各类人才政策，提高技能工人待遇水平，导致劳动力要素价格水平上涨。因此，本文提出理论假说4。

假说4：自贸区的设立将不断推动劳动力要素与资产要素价格的上涨。

伴随着改革开放的深入，沿海其他城市和内陆地区招商引资力度不断加大，上海、天津、广州、深圳、珠海、厦门和福州七个先行对外开放城市的实际利用外资比重不断下降，但自2013年开始自贸区政策在上述城市陆续实施，这一比值呈现出明显的提升趋势。图1描述了第一、二批自贸区城市与其他城市实际利用外资额均值之间的比较关系。在2013年之后，两组城市的实际利用外资额增长水平在自贸区政策落地实施后表现出显著的差异性，自贸区城市的成长趋势明显强于其他城市。图1作为一种体现相关关系的事前检验，可以从侧面说明两组城市之间利用外资额的趋势差异与自贸区政策的实施存在着相关性，这也为本文使用双重差分方法提供了先验判断。

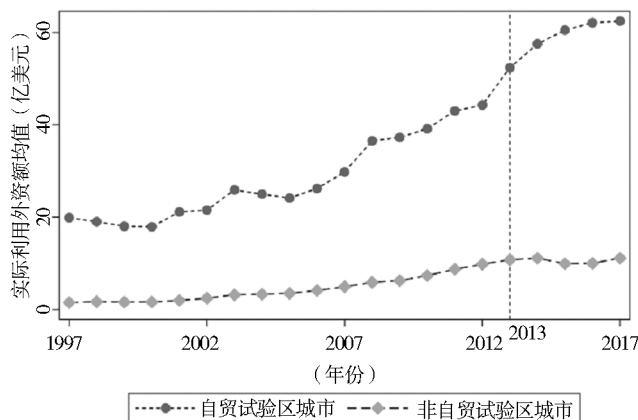


图1 实际利用外资额均值变化趋势

^①数据来源于《2013年上海市国民经济和社会发展统计公报》、《2015年上海市国民经济和社会发展统计公报》。

三、识别策略与模型选择

(一) 识别策略

如果自贸区选址设立是一种随机决策,那么可以直观地比较自贸区设立之后与自贸区设立之前的差异,或者比较自贸区与非自贸区城市之间的差异来进行因果识别。然而,那些优先设立为自贸区的城市无疑在经济水平、营商环境、贸易发展与政府效率上具有优势,且有着重要而独特的经济地位,上述因素既决定了自贸区的选址,也影响着自贸区城市的投资与贸易发展。为了尽可能地控制自贸区选址的非随机性带来的影响,本文采用渐进式双重差分方法对政策效果进行评估。

近年来,双重差分估计在公共政策评估领域得到了广泛使用,其基于反事实框架的分析思路能够在一定程度上克服估计中存在的内生性问题。截至目前,中国已在39个城市及海南全岛设立了自贸区,这为本文的估计提供了一个良好的“准自然实验”。受限于城市统计数据更新问题,本文以第一、二批中国自贸区为处理组,包括了上海、天津、广州、深圳、珠海、福州、厦门七个城市,其余可完整获取数据的144个城市构成控制组。

对自贸区及其政策红利之间的因果识别主要受到三个方面的挑战:其一,该方法依赖的重要识别假设——平行趋势假设是否成立,也就是说处理组城市未经干预的变动趋势与控制组城市的变动趋势是一致的,即在趋势意义上是否成为自贸区是随机分组事件。尽管识别假设在本质上是无法检验的,但本文通过以下分析来增强对估计的信心:首先,自贸区的设立更多是国家对长期战略的考量,如服务“一带一路”倡议、粤港澳合作、拓展边境地区友好往来、推进中西部地区开放、南海开发与保护等等,而并非直接依据FDI与贸易发展水平决定;其次,本文通过对政策干预的效果在时间维度上的动态趋势进行分析,观察政策实施前后时间效应的显著性变化来进行平行趋势检验(Beck and Levkov, 2010)^[17];再次,利用与第一批、二批自贸区城市高度相似的其他城市作为假的处理组进行稳健性检验,判断政策的实施是否依然会产生影响。

其二,自贸区选址的内生性问题带来的估计偏差,这一偏差的存在可能会高估政策影响。对此,本文首先将控制变量基年值与各年份固定效应交互项引入回归模型,使得无法把握的事后潜在趋势尽可能平行,以缓解选址内生性造成的偏误;然后,本文在稳健性分析中将控制组个体替换为第三批及以后批次的自贸区城市,通过判断同为自贸区城市的处理组与控制组之间的处理效应差异,来分析由选址内生性所造成的后果是否足够严重。

其三,国家或省级实施的其他竞争性政策以及时变的不可观测因素产生的影响。本文没有引入传统的时间固定效应,而是利用省份固定效应与时间固定效应交互来控制省级层面的政策冲击,从而尽可能排除竞争性假说对估计的威胁。同时,通过让自贸区政策对特定城市的冲击随机化(由计算机生成政策时间)以进行安慰剂检验(La Ferrara et al., 2012)^[18],从而判断估计结果在多大程度上受到不可观测因素和遗漏变量的影响。

(二) 模型选择及变量描述性统计

基于上述分析, 本文设定渐进式双重差分估计模型如下:

$$Y_{ipt} = \alpha_i + \beta_1 FTZ_{ipt} + \gamma_{pt} + (X_1 \times \eta_t)\beta_2 + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

其中, 下标 i 、 p 、 t 分别为城市、省份、年份标识; α_i 为城市固定效应; γ_{pt} 为省份×时间的虚拟变量, 用来控制因省份而异的时间效应; X_1 为控制变量基期值; η_t 为时间固定效应; 模型的核心解释变量为 FTZ_{ipt} , 第一、二批自贸区城市获批建设前取值为 0, 获批建设后取值为 1; 控制组城市均取值为 0。

Y_{ipt} 为一系列反应投资、贸易、要素价格水平变动的因变量。其中, 选取人均实际利用外资额度量外商投资, 因为该指标是与外商签订合同后实际到达的外资款项, 真正体现了利用外资水平。地区固定资产投资额是经济增长的重要驱动力, 本文也检验了这一投资因素的变化。选取出口值度量贸易水平, 没有考虑进口值是因为 FDI 与进口贸易之间可能存在着替代关系 (Mundell, 1957)^[19]。对于要素价格水平, 本文选取工资变动率以及固定资产投资价格指数作为度量指标 (Wang, 2013)。X 为其他控制变量, 以 Mankiw 等 (1992)^[20] 的经典经济增长文献为基础, 本文用一般性财政支出占 GDP 之比表示政府对经济的干预, 用制造业人口占就业人口之比来反映制造业发展水平, 用中等学校在校学生数占总人口之比反映人力资本投资情况。由于城市固定效应的存在, 不再引入机场、港口、地理资源等不随时间变动的因素。

本文所用样本为可以完整获取的中国 151 个城市 2009—2017 年的面板数据, 没有纳入 2018 年数据, 主要考虑到第三批自贸区城市获批于 2017 年, 政策效果在短期内难以得到充分体现, 且 1 年数据所提供的变异性有限, 会降低整个模型的估计效率。具体指标数据来源如下: 人均实际利用外资额来源于各省市商务厅及商务委员会, 出口额来源于《中国城市统计年鉴》和各地市国民经济和社会发展统计公报, 制造业人口数和就业人口数来自于《中国城市年鉴》, 其余指标均取自《中国城市统计年鉴》和各地市统计年鉴。表 2 为变量的构造和描述性统计。

表 2 样本描述性统计

变量	第一批自贸区城市		第二批自贸区城市		其他城市	
	2009—2012 年	2013—2017 年	2009—2014 年	2015—2017 年	2009—2017 年	
被解释变量均值及标准差						
Ln <i>PFDI</i>	人均 FDI 对数值	6.763 (0.155)	7.115 (0.046)	6.716 (0.762)	6.929 (0.762)	4.695 (1.368)
Ln (<i>Exp</i> + 1)	(出口额+1) 对数值	12.115 (0.181)	12.194 (0.052)	10.747 (0.862)	10.912 (0.822)	7.597 (1.773)
Ln <i>Fixinv</i>	固定资产投资额对数值	8.562 (0.021)	8.761 (0.097)	7.745 (0.838)	8.309 (0.712)	7.236 (0.799)
<i>Wagerate</i>	职工平均工资增长率	0.074 (0.039)	0.092 (0.057)	0.104 (0.057)	0.075 (0.029)	0.099 (0.053)
<i>Index</i>	固定资产投资指数	101.675 (4.275)	100.804 (3.580)	101.425 (2.669)	101.377 (2.823)	101.479 (3.248)

续表

变量	第一批自贸区城市		第二批自贸区城市		其他城市	
	2009—2012年	2013—2017年	2009—2014年	2015—2017年	2009—2017年	
控制变量均值及标准差						
<i>Stu</i>	中学在校生/总人口	0.042 (0.001)	0.040 (0.001)	0.074 (0.027)	0.065 (0.022)	0.051 (0.014)
<i>Manu</i>	制造业从业人口/ 就业人口	0.374 (0.015)	0.296 (0.027)	0.444 (0.111)	0.365 (0.117)	0.283 (0.141)
<i>Finance</i>	财政支出/GDP	0.201 (0.007)	0.231 (0.020)	0.130 (0.030)	0.168 (0.041)	0.153 (0.065)
观测值		4	5	36	18	1 296

四、实证结果

(一) 平行趋势检验

双重差分方法估计的一个重要前提是平行趋势条件能够得到满足，即处理组未经政策干预的变动趋势和控制组是一致的。对此，本文借鉴 Beck 和 Levkov (2010) 的做法，对自贸区的政策效应在年度之间的动态趋势进行分解，估计模型如下：

$$Y_{ipt} = \alpha_i + \sum_{k \geq -6, k \neq 1}^4 D_{ipt}^k \delta_k + \gamma_{pt} + \varepsilon_{ipt} \quad (2)$$

其中，下标 i 、 p 、 t 分别为城市、省份、年份标识； α_i 为城市固定效应； γ_{pt} 为省份×时间固定效应。虚拟变量 D_{ipt}^k 表示自贸区政策实施前后各年度的固定效应，具体而言，若 si 表示城市 i 成为自贸区的时间，当 $t - si = k$ 时， D_{ipt}^k 取值为 1，否则为 0。 k 取值范围为 $[-6, 4]$ ，并在估计过程中剔除掉 $k = -1$ 即政策发生前一年，以避免虚拟变量陷阱问题^①。表 3 报告了估计结果。

从表 3 可以看到，各组回归中，自贸区政策实施前一系列时间效应在整体上并不显著，这增强了本文使用双重差分方法进行估计的信心。进一步，本文通过图形的方式直观呈现自贸区政策实施前后不同年份之间动态经济效应的变化^②，如图 2 所示，自贸区政策实施前时间效应的影响始终在 0 附近波动，而政策实施后当年或其几年开始影响显著，由此可知，自贸区政策落地实施前处理组与控制组在趋势意义上的差异并不明显，是具有可比性的，满足平行趋势的前提条件。

(二) 中国自贸区的政策效应：基准回归结果

在平行趋势检验的基础上，本文对式 (1) 进行估计，结果见表 4。针对不同的因变量，本文分别报告了未加入与加入控制变量影响的结果，为了使无法观测的事后潜在趋势尽可能平行，同时也避免产生“坏控制变量”问题 (Angrist and Pischke, 2009)^[21]，本文并没有简单地加入控制变量当年值，而是控制了控制变量的

①对于 2013 年实施自贸区政策的第一批城市而言， k 取值范围为 $[-4, 4]$ ；对于 2015 年实施自贸区政策的第二批城市而言， k 取值范围为 $[-6, 2]$ 。

②限于篇幅，本文只报告因变量为人均 FDI 值和工资对数值的图形，其余三者相似。

基年值与时间固定效应的交互项。相较于未控制该效应的回归列而言，表4第(2)、(3)、(6)、(8)、(10)列的整体解释力有所增强，且估计结果及显著性保持一致。具体来看，在自贸区政策实施后，设立为自贸区的城市与其他城市相比，吸引FDI的能力显著增强，要素价格水平明显提高。平均而言，自贸区政策的实施使得处理组城市比控制组城市对FDI的吸引能力提高了23.6%，同时，也推动工资增长率与固定资产投资价格指数分别上涨了28.8%与46.2%。可见，自贸区的设立确实促进了外商直接投资水平提升，其“灯塔效应”的集聚特征不断推动劳动力要素与资产要素价格的上涨。至此，假说1和假说4得到了验证。

表3 平行趋势检验

政策实施时间	LnPFDI	Ln(Exp + 1)	LnFixinv	LnWage	Index
政策实施前6年	0.037 (0.224)	0.145* (0.076)	0.142 (0.168)	0.0233 (0.097)	-0.558 (0.522)
政策实施前5年	0.097 (0.178)	0.110 (0.071)	0.115 (0.135)	-0.022 (0.085)	-1.230*** (0.331)
政策实施前4年	0.071 (0.130)	0.132 (0.085)	0.096 (0.097)	-0.016 (0.066)	-1.047** (0.451)
政策实施前3年	0.026 (0.090)	0.046 (0.066)	0.058 (0.074)	-0.040 (0.067)	-0.185 (0.263)
政策实施前2年	0.008 (0.031)	0.032 (0.043)	0.000 (0.035)	0.065** (0.032)	0.022 (0.243)
政策实施当年	0.129 (0.092)	0.016 (0.037)	-0.017 (0.031)	-0.013 (0.009)	0.613** (0.279)
政策实施1年后	0.377*** (0.132)	0.006 (0.055)	-0.024 (0.061)	-0.020 (0.013)	0.251 (0.243)
政策实施2年后	0.450*** (0.151)	-0.001 (0.066)	-0.014 (0.091)	0.004 (0.019)	0.914** (0.357)
政策实施3年后	0.600*** (0.130)	0.389*** (0.085)	0.344*** (0.097)	0.624*** (0.0664)	0.391* (0.219)
政策实施4年后	0.511*** (0.130)	0.446*** (0.085)	0.414*** (0.097)	0.706*** (0.067)	1.147*** (0.252)
城市固定效应	是	是	是	是	是
省份×年份效应	是	是	是	是	是
观测值	1 359	1 359	1 359	1 350	1 359
adjR ²	0.916	0.969	0.978	0.971	0.921

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著；括号中为稳健标准误；所有估计均在城市层面进行稳健标准误聚类；为避免零贸易问题，出口值在水平值基础上加1处理。

另一方面，本文发现自贸区政策对于自贸区所在城市出口贸易的影响并不显著。可能的原因在于，第一、二批自贸区布局建设的一个重要前期基础是原有的保税区，如上海的外高桥保税区、洋山保税港区、浦东机场综合保税区，天津的天津港保税区、滨海新区综合保税区，厦门的象屿保税区、海沧保税港区等。自贸区政策是在保税区基础上做了政策加法，因此短期政策红利已经得到释放，而长期的影响则有待进一步观察。为了考察这一效应，本文在第(4)列加入了7个自贸区城市第一次设立保税区的虚拟变量，可以发现，在控制了保税区影响出口贸易的机制后，自贸区政策的影响依然不显著，而保税区设立的政策效应却突显出来。同时，自贸区政策对于固定资产投资的作用并不显著，表明政策的实施并未有效促进国内

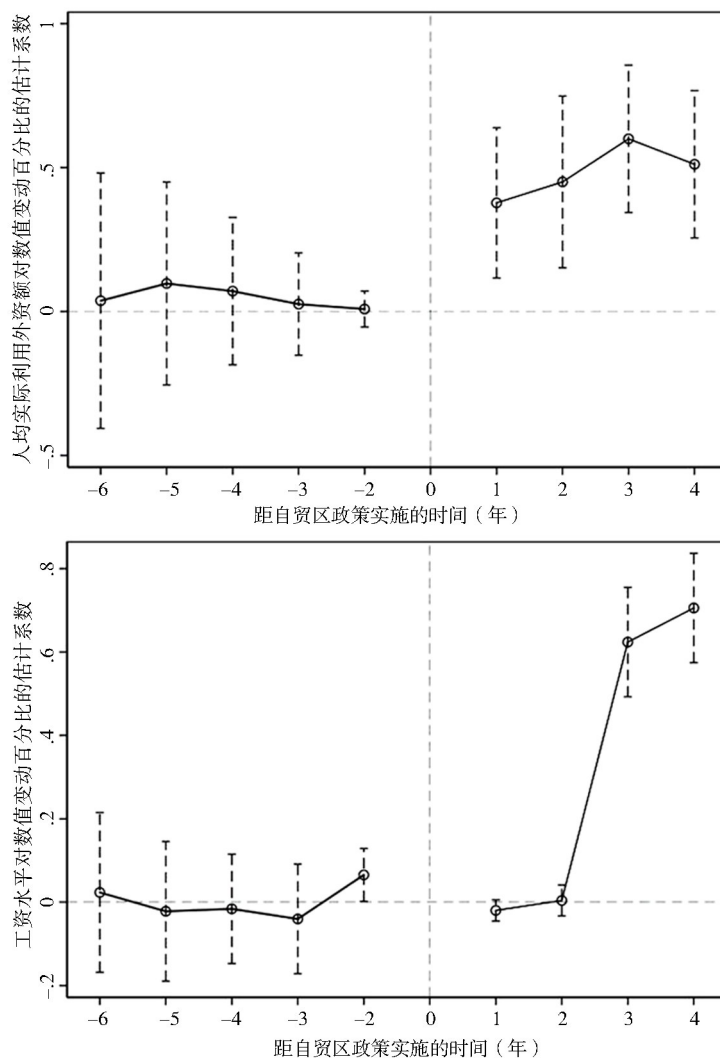


图2 平行趋势检验图示

固定资产投资的增加，也没有因为外资的进入而产生挤出效应。相似的结论也出现在 Wang (2013) 对于经济特区的研究中。至此，假说 2 和假说 3 得到了支持。

(三) 安慰剂检验

尽管本文在模型中控制了丰富的地区特征变量以及多个维度的固定效应以减少遗漏变量问题，但仍然可能存在着某些无法观测的随时间和地区变动的竞争性因素，如自贸区地方政府实施的动态调整的经济产业政策，进而引致估计偏误。对此，本文利用安慰剂检验对类似不可观测因素是否会影响基准估计进行间接检验。在式 (1) 中， β_1 的估计可表示为：

$$\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \lambda \frac{Cov(FTZ_{ipt}, \varepsilon_{ipt} | controls)}{Var(FTZ_{ipt} | controls)} \quad (3)$$

式(3)为考虑所有控制变量的一个条件函数。 $\hat{\beta}_1$ 是否为无偏估计取决于 λ 取值与0的关系,但显然 $\lambda = 0$ 这个假设无法直接进行检验。因此,本文让自贸区政策对第一、二批城市的冲击时间随机化(由计算机随机生成,在本文中随机过程为200次),这种随机化设定的政策干预时间必然外生于FDI、贸易与要素价格的变动,即 β_1 在概率上趋近于0值,如果此时还能估计出 $\hat{\beta}_1 \rightarrow 0$,则可以反推 $\lambda \rightarrow 0$ 。这种安慰剂检验的思路近年来在双重差分估计中得到了广泛应用(La Ferrara et al., 2012; 周茂等, 2018^[22])。安慰剂检验结果显示,随机化政策冲击时间后的估计值集中分布于0值附近,因此反推 $\lambda \rightarrow 0$,这表明无法观测的其他因素对基准估计结果不会产生实质性影响,前文结论是稳健的。

表4 基准回归结果

变量	LnPFDI		Ln(Exp + 1)		LnFixinv		Wagerate		Index	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
FTZ _{ipt}	0.279** (0.129)	0.236* (0.133)	-0.084 (0.070)	-0.083 (0.071)	-0.087 (0.092)	-0.078 (0.098)	0.286 (0.194)	0.288* (0.164)	0.499*** (0.056)	0.462*** (0.101)
X ₁ × η _t	否	是	是	是	否	是	否	是	否	是
保税区	—	—	—	1.808*** (0.551)	—	—	—	—	—	—
城市固定效应	是	是	是	否	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	否	否	否	否	否	否	否	是	是
省份×时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是	否	否
观测值	1 359	1 359	1 353	1 353	1 359	1 359	1 171	1 171	1 359	1 359
adjR ²	0.535	0.538	0.567	0.646	0.922	0.923	0.253	0.261	0.928	0.932

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号中为稳健标准误;所有估计均在城市层面进行稳健标准误聚类;为避免零贸易问题,出口值在水平值基础上加1处理;由于固定资产价格指数为省级层面数据,因此第(9)、(10)两列估计中不再控制省份×时间固定效应,只控制时间固定效应;第(4)列估计中为确保保税区的影响不被城市固定效应所“吸收”,将不再控制城市固定效应。

(四) 稳健性分析

为了保证估计结果的可靠,并从侧面增强对前文研究满足平行趋势的假设、减少选址内生性偏误、排除竞争性假说的信心,本文从如下三个角度进行稳健性检验。

第一,利用虚假的处理组城市。第一、二批自贸区城市不仅包括了两个直辖市,还包括有着重要战略地位的省会城市和新兴城市。在中国独特的政治制度和行政体系下,城市行政级别是引致城市集聚效应的重要因素,高级别城市会获得资金、人力资本、优惠政策的优先分配(江艇等, 2018)^[23],假如城市级别同时也影响到自贸区选址决策,那么基准估计则存在高估的可能。为此,本文将7个原始处理组城市替换为与之行政级别、经济体量相类似的城市,如北京市、重庆市、沈阳市、长沙市、合肥市、长春市、东莞市^①,重新对式(1)进行估计,结果见表5

①选择替换为其他类似城市组合的试验,结论保持一致。

第1部分。可以看到,更换虚假的处理组后,自贸区政策对于FDI、要素价格水平的影响不再显著,表明前文的估计是稳健的。事实上,从后几批自贸区城市设点可以看到,开封市、襄阳市、保定市、红河自治州等普通地级市的存在,恰好说明中央对于自贸区的布局是一种全局性安排,综合考虑了国家战略目标以及地区间均衡发展所需,而并非依赖于城市行政级别等因素。

表5 稳健性分析结果

变量	LnPFDI	Ln(Exp + 1)	LnFixinv	Wagerate	Index
第1部分:更换假的处理组城市					
FTZ_{ipt}	0.162 (0.120)	-0.035 (0.162)	-0.157* (0.092)	0.045 (0.080)	-0.046 (0.169)
观测值	1359	1353	1359	1171	1359
adjR ²	0.537	0.567	0.923	0.259	0.932
第2部分:更换假的控制组城市					
FTZ_{ipt}	0.225 (0.626)	-0.469 (0.820)	0.117 (0.276)	2.621 (1.676)	0.617*** (0.154)
观测值	315	315	315	269	315
adjR ²	0.605	0.554	0.946	0.382	0.941
第3部分:更换FDI取值为2000—2008年					
FTZ_{ipt}	0.155 (0.186)				
观测值	1168				
adjR ²	0.662				
上述回归其他控制因素					
$X_1 \times \eta_i$	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	否	否	否	是
省份×时间效应	是	是	是	是	否
第4部分:是否存在FDI的转移效应检验					
$FTZ_{ipt} \times Other_{pt}$	0.219 (0.135)				
观测值	1359				
adjR ²	0.131				
城市固定效应	是				
时间固定效应	是				

注:***、*分别表示在1%、10%的水平上显著;括号中为稳健标准误;所有估计均在城市层面进行稳健标准误聚类。

第二,利用虚假的控制组城市。同样的思路,本文利用假的控制组重新进行估计,在同为自贸区城市的样本内进行研究,将其后批次的自贸区城市作为第一、二批城市的“假的反事实”,同时也考察了自贸区城市固有特征是否会产生显著影响。结果见表5第2部分,可以看到,本文的基准回归是可靠的。

第三,利用虚假的FDI作为因变量。相较于其他因变量,FDI与对外开放政策之间可能存在着互为因果的内生性关系。为缓解这一担忧,本文将样本期内的FDI数据替换为2000—2008年9年的数据,重新对式(1)进行估计,结果见表5第3部分。此时,自贸区政策对FDI作用的显著性消失了,表明潜在的担忧并未对估计产生实质性影响。

(五) 进一步分析：是否存在地区间 FDI 的转移效应

自贸区的投资管理体制改革有效降低了 FDI 准入门槛，促进了 FDI 向自贸区所在城市的集聚，基准估计结果也证实了这一论断。但是，必须厘清的一点是，自贸区政策带来的 FDI 增加是否只是一种 FDI 的缪尔达尔“回浪效应”，即 FDI 由落后地区向发达地区流动的现象。如果这种效应是存在并显著的，那么自贸区政策显然没有带来整个净福利的增加，只会引致地区间不平衡的进一步加剧。对此，本文假定 FDI 的转移效应主要发生在同省份不同城市之间，通过估计如下模型来进行检验：

$$Y_{ipt} = \alpha_i + \beta_1 Other_{pt} + \beta_2 FTZ_{ipt} \times Other_{pt} + \varphi_t + (X_1 \times \eta_t)\beta_3 + \varepsilon_{ipt} \quad (4)$$

在式 (1) 的基础上，本文引入了虚拟变量 $Other_{pt}$ 以及其与自贸区政策干预的交互项 $FTZ_{ipt} \times Other_{pt}$ 。对于省份 p 而言，若在 t 年该省份存在自贸区城市， $Other_{pt} = 1$ ，否则为 0。由于包含省份信息的虚拟变量 $Other_{pt}$ 存在，式 (4) 只控制时间固定效应而不再控制省份×时间固定效应，那么则有：

$$\begin{cases} Y_{ipt} = \alpha_i + \beta_1 + \beta_2 + \varphi_t + (X_1 \times \eta_t)\beta_3 + \varepsilon_{ipt} & \text{if } FTZ_{ipt} = 1, Other_{pt} = 1 \quad (5) \\ Y_{ipt} = \alpha_i + \beta_1 + \varphi_t + (X_1 \times \eta_t)\beta_3 + \varepsilon_{ipt} & \text{if } FTZ_{ipt} = 0, Other_{pt} = 1 \quad (6) \end{cases}$$

式 (5) 含义为城市 i 为自贸区城市的效应，式 (6) 含义为城市 i 并非自贸区城市但该省份存在自贸区城市的效应。那么， $\beta_2 = (5) - (6)$ 则反映了某省份内部 FDI 在非自贸区城市与自贸区城市之间的转移效应。若 β_2 显著为正，则本文所担心的“回浪效应”是存在的。估计结果见表 5 第 4 部分，可以看到，系数 β_2 的估计并不显著，自贸区政策实施的确带来整个地区净福利的增加。

五、结论

自由贸易试验区的建设，是中国政府进一步提高开放型经济发展水平和推进国家深层次改革的重要战略安排。本文利用城市层面面板数据，采用渐进式双重差分方法对这一问题进行了验证。研究表明：第一，自贸区的设立提高了城市吸引 FDI 的整体水平，并且 FDI 增加并非来自于其他城市的转移效应而是政策带来的净增长；第二，优惠政策和便利措施的实施形成了“灯塔效应”，推动了劳动力要素和资产要素价格水平的上涨；第三，由于自贸区城市原有保税区已经实施贸易便利化、通关便利化等措施，政策红利在前期得到了释放，因此自贸区政策对所在城市出口贸易的短期影响并不显著，长期影响有待进一步观察；第四，自贸区政策的实施对当地固定资产投资并未产生“挤进”或“挤出”效应。上述结论在安慰剂检验和多角度的稳健性检验后依然成立。

由于当前可用于研究的自贸区样本城市有限且受政策实施时长制约，因此在政策效果的估计方面尚有改进的空间，而本文提供的因果识别事实反映了自贸区政策对地区经济影响的重要特征，为后续研究的开展打下了基础。基于本文的研究，可以得到以下启示与展望：首先，尽管自贸区依城市而建，但区域覆盖范围毕竟有限，除海南自贸港外每个自贸区范围均在 120 平方公里左右，其主要功能仍然是作

为“改革的试验田”进行先行先试，因此，对待自贸区的政策效果应该持有更加审慎的态度；其次，自贸区总体方案中重要的一点是“风险可控”，意味着既要从创新中得到溢价，也要避免系统性风险，这就要求管理者在促进政策红利释放的同时又要避免负面冲击，这对政策制定过程提出了更高的要求；最后，由于地理环境、自然禀赋、产业基础的特点各异，不同自贸区应该推进差异化的制度创新，深挖政府赋予的建设内涵，对于不同发展水平、处于不同地域的自贸区要明确自身定位，不宜冒进效仿，要正确面对经济政策的时间成本和协调成本。

[参考文献]

- [1] WANG J. The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities [J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 101 (1): 133-147.
- [2] LU Y, WANG J, ZHU L. Place-Based Policies, Creation and Agglomeration Economies: Evidence from China's Economic Zone Program [J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019, 11 (3): 325-360.
- [3] KLINE P, MORETTI E. People, Places and Public Policy: Some Simple Welfare Economics of Local Economic Development Policies [J]. *Annual Review of Economics*, 2014, 6 (1): 629-662.
- [4] GLAESER E L, GOTTLIEB J D. The Economics of Place-Making Policies [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008, 38 (1): 155-253.
- [5] GLAESER E L, ROSENTHAL S S, STRANGE W C. Urban Economics and Entrepreneurship [J]. *Journal of Urban Economics*, 2010, 67 (1): 1-14.
- [6] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗 [J]. *中国工业经济*, 2018 (8): 60-77.
- [7] 程郁, 陈雪. 创新驱动的经济增长——高新区全要素生产率增长的分解 [J]. *中国软科学*, 2013 (11): 26-39.
- [8] 吕政, 张克俊. 国家高新区阶段转换的界面障碍及破解思路 [J]. *中国工业经济*, 2006 (2): 5-12.
- [9] 谭娜, 周先波, 林建浩. 上海自贸区的经济增长效应研究——基于面板数据下的反事实分析方法 [J]. *国际贸易问题*, 2015 (10): 14-24.
- [10] 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.
- [11] 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.
- [12] 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, 43 (2): 48-59.
- [13] 刘秉镰, 吕程. 自贸区对地区经济影响的差异性分析——基于合成控制法的比较研究 [J]. *国际贸易问题*, 2018 (3): 51-66.
- [14] 应望江, 范波文. 自由贸易试验区促进了区域经济增长吗——基于沪津闽粤四大自贸区的实证研究 [J]. *华东经济管理*, 2018, 32 (11): 5-13.
- [15] 黎绍凯, 李露一. 自贸区对产业结构升级的政策效应研究——基于上海自由贸易试验区的准自然实验 [J]. *经济经纬*, 2019 (5): 79-86.
- [16] 王孝松, 张国旺, 周爱农. 上海自贸区的运行基础、比较分析与发展前景 [J]. *经济与管理研究*, 2014 (7): 52-64.
- [17] BECK T, LEVKOV R L. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in The United States [J]. *Journal of Finance*, 2010, 65 (5): 1637-1667.
- [18] LA FERRARA E, CHONG A, DURYEY S. Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2012, 4 (4): 1-31.

- [19] MUNDELL R A. International Trade and Factor Mobility [J]. American Economic Review, 1957, 47 (3): 321-335.
- [20] MANKIW N G, DAVID R, WEIL D N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 1992 (107): 407-437.
- [21] ANGRIST J D, PISCHKE J S. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion [M]. Princeton University Press, 2009.
- [22] 周茂, 陆毅, 杜艳等. 开发区设立与地区制造业升级 [J]. 中国工业经济, 2018 (3): 62-79.
- [23] 江艇, 孙鲲鹏, 聂辉华. 城市级别、全要素生产率和资源错配 [J]. 管理世界, 2018 (3): 38-50.

(责任编辑 王 瀛)

Evaluation of Policy Effects in China Pilot Free Trade Zone

LIU Yang QU Ruxiao ZENG Yanping

Abstract: The Pilot Free Trade Zone (FTZ) is a strategic initiative undertaken by the Chinese government in response to the new international economic order. It is unprecedented and is used as a “reform test field” to deepen the flows of international trade and investment. However, the policy effects surrounding this initiative need to be quantified objectively. This paper used panel data of 151 cities in China between 2009 and 2017, and the staggered DID (Difference in Difference) method to estimate the policy's impact on foreign direct investment (FDI), exports, and factor prices. The results show that the cities have improved their efficiency in their deployment of foreign capital in the FTZs. That means a net welfare gain rather than a transfer gain as a result of a transfer from other cities to the FTZs. At the same time, preferential and convenient policies have brought a “beacon effect” for cities that set up the FTZs, and also promoted the rise in the price levels of labour and asset factors. On the other hand, cities have already a bonded zone prior to the establishment of FTZs. As a result, the policy dividends are derived in the early stage. Therefore, the short-term impact of the FTZs on the export trade of the cities is not significant. However, its long-term impact needs to be further observed. Moreover, the FTZ has not produced a “crowding in” or “crowding out” effect on local fixed-asset investments. The conclusions of this paper are still valid after the placebo test and multi-angle robust analysis.

Keywords: Pilot Free Trade Zone; Policy Evaluation; Staggered DID