doi:10.3969/j.issn.1003-5559.2022.08.004

自由贸易区的设立对城市外商直接投资的影响研究

■ 黄清仪 华东政法大学商学院

摘 要：中国自由贸易试验区是我国全面深化改革和对外开放中的重要环节，自2013年以来，我国已先后建立了21个自贸区。本文采用2007-2019年269个城市的面板数据，运用多期双重差分法评估自贸区的设立对城市外商直接投资的影响，并进行了一系列稳健性检验确保了结论的可靠性，研究表明自贸区的设立对城市外商直接投资有正向的促进作用。通过异质性分析发现自贸区的设立对沿海城市外商直接投资水平的拉动作用略高于内陆城市；对非省会城市和省会城市的外资利用水平的提高显著，对直辖市的外资利用水平存在不明显的抑制作用，可能存在政策倾轧现象。自贸区的设立通过提升对外开放水平，促进绿色创新的中介效应以及受到人民币国际化的调节作用，进而影响外商直接投资。

关键词：自贸区；外商直接投资；多期双重差分法；中介效应

改革开放以来，中国经济的发展速度一直走在世界前列，渐进式改革和制度创新是其成功的关键。中国政府为了顺应国际贸易投资新规则，在2013年9月开始在全国多个地区开展自由贸易试验区政策，截止2021年，我国已形成了“1+3+7+1+6+3”共21个具有中国特色的自由贸易试验区，不同角度展现了中国制度的特色。

新冠疫情的暴发，使全球经济贸易投资的环境遭受了严重的冲击，2020年全球的外商直接投资总规模下降了6410亿美元，较2019年下降了24%。在全球外商投资整体都下降的情况下，中国2020年吸引外资却不降反升，中国总共利用的外资为9999.8亿元人民币，占全球外商直接投资总量的19%。这既反应了中国抗击疫情政策的有效性，又展现了国际社会对中国处理紧急情况的认可，同时也体现出中国自由贸易试验区等一系列高水平开放政策对外国投资者具有强大的吸引力。因此研究中国自由贸易试验区与外商直接投资的关系对检验自贸区政策的成果以及未来自贸区该如何复制、推广、深化都具有重要意义，同时也有助于我国全面深化改革，更好地促进经济发展。

一、文献综述

自2013年9月中国第一个自由贸易试验区在上海成立以来，中国分批设立了21个自由贸易试验区，越来越多的研究者开始关注研究自贸区政策，且运用实证模型作为理论分析依据更好地说明了自贸区设立的影响效应。前人研究主要集中于自贸区的设立对经济的影响效应。我国设立的第一个自贸区——上海自贸区受到了广泛关注，学者们运用“反事实研究”的框架指出上海自贸区的设立对当地经济具有显著的正向拉动作用（谭娜等，2015；王利辉和刘志红，2017；殷华和高维和，2017）。随着自贸区在其他省份的设置，上海自贸区是中国对外开放的“探路者”，由于其历史因素和地理位置，具有其他省份无法复制的特殊性，其研究结果不具有普遍性，于是学者们运用多期双重差分模型研究多批次自贸区设立的经济对当地的增长效应（叶修群，2018），且发现内陆自贸区的经济增长效应显著高于沿海型自贸区（张军等，2018）。除了多期双重差分模型，也有学者使用合成控制法、广义合成控制法研究自贸区对当地经济的影响，研究结果表明自贸区的设立均拉动了当地经济的运行且存在明显的功能定位差异化特征（刘秉镰和吕程，2018；彭羽和杨作云，2020）。但合成控制法在合成指标选取时具有一定的主观性，且不同文献中合成权重也有所不同，因此结论存在稳健性不足的问题。除了研究自贸区的设立和发展对经济方面的影响，学者们也聚焦于自贸区设立对货物贸易、金融自由化、要素价格水平、外商直接投资等方面的影响。研究指出自贸区的设立对货物贸易进

[作者简介]黄清仪（1999—），女，华东政法大学商学院硕士研究生；研究方向：国际贸易。

口有促进作用，但对货物贸易出口的作用不显著（何康和于洋，2016），能够促进金融自由化（Yao和Whalley，2016），能够促进外商直接投资的使用（李蕊等，2021）且自贸区对OFDI的促进作用大于FDI（韩瑞栋和薄凡，2019）。可以看到现有针对自贸区设立对外商直接投资方面研究的文献还是较少，且该方面研究多数集中于省级层面数据或上海单个自贸区，省级层面数据扩大了自贸区的空间辐射范围，且上海较为特殊，政策效应无法广泛应用于其他省市，结果可能存在偏差。

本文可能的边际贡献主要体现在：（1）本文运用269个可获得的市级面板数据评估了自贸区的设立对城市外商直接投资的影响，市级层面样本量扩大减少了省级层面数据的偏误，通过了一系列检验，确保了结果的稳健性。（2）本文聚焦于外商直接投资视角，分区域研究了自贸区对城市外商直接投资的影响，考虑了不同自贸区的区域异质性，补充了有关自贸区与外商直接投资方面的研究。（3）考虑到对外开放水平和绿色创新对外商直接投资的影响，本文将进出口贸易额和绿色发明专利申请量作为中介变量，同时考虑到人民币国际化的调节作用，将汇率作为调节变量，研究自贸区如何影响城市外商直接投资。

二、理论分析

近年来，区域经济一体化发展迅猛，以自由贸易区为主要形式的区域贸易安排不断涌现。自2013年上海自贸区成立以来，到2021年为止我国已成立21个国家级自贸试验区，按地理位置划分，可以分为10个沿海自贸试验区和11个内陆自贸试验区，形成全方位、有梯度的战略开放格局。我国分六批设置的自贸区不是简单的赋值经验，从选址区域到发展模式和功能划分都不尽相同。

自贸区设立之后吸引了一大批外国投资者，外商投资规模、企业数、合同数的增长时间点与自贸区设立契合。在全国外商直接投资总规模急剧下降时，中国外商投资规模持续稳定增长。左思明（2018）通过倾向得分匹配和双重差分肯定了自贸区建设在促进外商直接投资中所起到的关键作用，刘杨，曲如晓，曾燕萍（2021）研究了自贸区的设立对外商直接投资影响，指出自贸区的设立提高了城市利用外商直接投资的整体水平。自贸区通过降低准入门槛、提升金融服务能力、加大税收优惠力度和积极发展信息智能等具体功能建设，优化了外资的营商环境，使自贸区成为外商投资的最佳聚集地。以负面清单为例，自贸区外商投资准入负面清单特别管理措施数目在2013年为190项，在2020年为30项，减少了六分之五，投资者仅需要在相关部门备案即可，便利了外国投资者，提高了投资效率。李蕊，敖译雯，李智轩（2021）发现自贸区通过营商环境磁吸效应、降低准入便利效应和产业集聚沉淀效应的调节作用，显著正向促进了外商直接投资的利用水平。基于此提出了本文的理论假说1。

假说1：自贸区的设立对城市外商直接投资具有正向的拉动作用。

我国不断建设高水平开放型经济新体制，以开放促发展，是我们持续吸引外资的关键。对外开放程度越高，吸引外商投资越多，相较于对外开放程度低的国家，投资者更愿意在开放程度高的国家进行投资来保证他们的投资回报率。对外开放程度常用进出口贸易额来表示，谢娟，杜攀（2010）通过实证分析得出对外贸易与FDI之间存在相互补充相互促进的关系。邱国荣（2020）通过实证对出口、进口、FDI三个指标进行分析，检验结果表明在长期情况下三者相互促进。

自贸区可以通过税收优惠政策降低关税，打破非关税壁垒，降低进出口的成本，优化贸易环境进而刺激我国与其他国家进行贸易。为了应对美国提出的TPP和TTIP两个排他性自贸区，我国主动出击，积极对外开放，建设高质量自贸区，我国逐步实施的《优化营商环境条例》和《外商投资法》为各类投资者建立了公平稳定透明的环境。孙海波和陈建生（2021）指出四川自贸区设立显著带动了地区的经济增长，促进了进出口贸易，提高对外开放的广度与深度。同时一国的“购买力”是一个国家经济实力的体现，进口贸易额的增加反映了我国对外开放程度高，相应法律法规完善，税收制度合理，贸易环境良好。何康，于洋（2016）指出上海自贸区的设立对货物贸易进口有促进作用，对货物贸易出口的作用不显著。基于此提出了本文的理论假说2。

假说2：自贸区的设立通过提高我国对外开放

水平促进外商直接投资，且主要通过扩大进口贸易额以促进外资流入。

近年来，生态优先、绿色发展已经成为我国政府工作的核心，创新和绿色是新发展理念的重要内容，自贸区作为“试验田”在这一方面也起着带头作用。自贸区的设立能够促进经济的发展，同时也对知识产权保护和管理提出了更高的要求，2017年首批知识产权保护中心在上海浦东成立，成功落户自贸区，为专利等优质要素资源提供了绿色通道，更多创新企业可以更快地推出新型产品上市，从而吸引外商直接投资。绿色低碳创新，是吸引国际投资者的另一大热点，2019年发布的《鼓励外商投资产业目录》中绿色制造和节能环保都是中国吸收和利用外资的重点领域。若一个国家的绿色专利越多，外国投资者更愿意在该国进行投资，中国加强知识产权保护力度，既有利于保护创新，也有利于吸引外国投资进入中国。中国欧盟商会发布的《2019商业信心调查报告》显示，接受采访的585家在华欧盟企业有百分之六十的认为中国知识产权行政与司法保护力度明显加大，研发环境的吸引力与日俱增。宋燕，胡飞(2017)指出中国绿色创新将通过自主创新能力、技术水平、环境规制水平、人力资本水平等渠道影响FDI的流入，吸引更多的优质外资流入我国。郭瑞，文雁兵(2019)指出在东部城市高技术产业绿色创新效率对FDI具有正向拉动作用。基于此本文提出理论假说3。

假说3：自贸区的设立通过提高我国绿色创新从而促进外商直接投资。

近年来人民币跨境使用的范围不断扩大，覆盖从跨境贸易、外汇储备到基础设施建设清算等多个领域。人民币跨境结算是人民币国际化的起点，自贸区发挥“双循环”纽带的作用，促进了人民币国际化。人民币国际化程度的提高，外商企业在投资时资金调配、汇兑结算受到的限制大大降低，提高了资金使用率，降低了融资成本，进而促进了外商直接投资。罗煜，陈艺仁，于家梁(2021)指出自贸区通过扩大资本账户开放，提升利率和汇率自由浮动空间来加强人民币市场化体系的构建，进而促进人民币国际化。在人民币国际化进程中，汇率变化是个很重要的因素，汇率越高，外汇越值钱，相同金额的外币投资可以获得更多的中国商品和服务，此时有利于外资的流入。李艳丽，周值光(2020)通过实证分析得出人民币汇率升值预期对多数行业的双向FDI均具有促进作用的结论。康继军，郑维伟(2021)指出自贸区通过实施浮动汇率与资本自由化政策吸引大量外商投资，加快了国际资本流动。基于此本文提出理论假说4。

假说4：自贸区的设立能促进外商直接投资，其中人民币国际化起到调节作用。

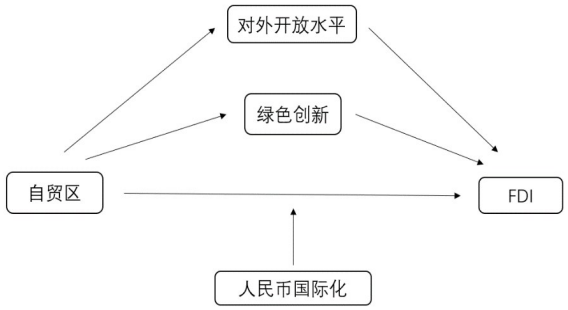

图1 自贸区对外商直接投资的机制分析图

三、研究设计

(一)模型设定

为了检验自贸区政策的设立对我国城市的外商直接投资的意义和作用，我们可以通过比较倡议提出前后城市的外商直接投资实际利用额数值的变化这一简单方法来判断影响，但这样，无法排除其他影响外商直接投资的相关因素，对国家政策效果的评估是不完善的，所以本文根据前人的理论，在理论及现有现象的基础上，运用多期双重差分法(Difference-in-Differences Method，DID)，通过实证评估中国自由贸易区的设立对城市外商直接投资的影响效应。

双重差分法的基本思想是构建一个基于事实的自然实验来进行检验，即把自贸区政策看作一个准自然实验使用DID进行分析。本文将前三批设立自贸区的城市作为“处理组”，没有设立自贸区的城市以及第三批之后设立自贸区的城市作为“控制组”，利用双重差分模型对分组样本从时间和政策两个方面做两次差分，即研究自贸区政策提出前后和是否受到自贸区政策的影响，通过对比自贸区设立之后处理组城市与控制组城市外商直接投资实际利用额的数值变化，二者的“差”即反映了设立自由贸

易试验区这项政策对外商投资水平的影响效应。

本文借鉴Beck(2010)和李蕊，敖译雯，李智轩(2021)的做法，构建的DID模型如下：

$$\ln FDI=\beta_0+\beta_1 treat_i*time_t+\beta_2 Z_{it}+\mu_{it}+v_{it}+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，$time_i$ 表示自贸区政策在实施前或实施后的时间虚拟变量，政策实施前变量取值为0，政策实施后变量取值为1；$treat_t$ 代表了处理组和控制组的虚拟变量，处理组样本城市取值为1，控制组样本城市取值为0。本文采用多期双重差分的方法，于是不再单独设置时间和政策的虚拟变量，而是将两者相乘得到交互项 $treat_i*time_i$ 作为解释变量。Z_{it} 是控制变量，即其他对外商直接投资有影响的因素，μ_{it} 为时间固定效应，v_{it} 为城市固定效应，ε_{it} 为随机扰动项，i表示样本城市，t表示年份。

（二）样本选择与数据来源

本文参考国务院公布的有关自贸区的相关文件，将自贸区设立视作一项准自然试验，自2013年9月27日，国务院批复成立中国（上海）自由贸易试验区以来，自由贸易试验区在祖国大地遍地开花。2015年4月，在扩展中国（上海）自由贸易试验区实施范围的同时，广东、天津和福建三省市由国务院批复设立自由贸易试验区；2017年3月，国务院批复辽宁、浙江、河南、湖北、重庆、四川和陕西设立自由贸易试验区。2018年10月，海南自由贸易试验区由国务院批复设立。2019年8月，国务院批复同意设立山东、江苏、广西、河北、云南和黑龙江自由贸易试验区。2020年9月，国务院批复同意设立北京、湖南和安徽自由贸易区并同时扩展浙江自由贸易试验区。考虑自贸区设置的时间和政策实施所需的时间，以及数据的可获得性和完整性，本文将2007-2019年13年作为样本区间，去掉港澳台、西藏等地区，选取了我国269个地级市为研究样本。绿色发明专利申请量通过国家知识产权数据库和世界知识产权组织的国际专利分类绿色清单进行匹配得到，汇率水平来自CSMAR数据库，本文其余数据均来自于各年的《中国城市统计年鉴》和各地统计年鉴。

（三）变量定义

1.被解释变量。$\ln FDI$ 为城市年度的外商直接投资实际使用额的自然对数，用其作为被解释变量来表示外商直接投资水平。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为交互项：$treat_i*time_t$，是度量自贸区政策实施效果的估计量。

$treat_i$ 为政策虚拟变量，其中实施自贸区政策的城市为处理组，即其取值为1，未设置自贸区的城市，其取值为0；本文采用的是2007-2019年的数据，综合考虑自贸区设立的时间以及政策发挥作用的时效，本文将第一批、第二批、第三批设置有自贸区的城市作为处理组，即上海、广州、深圳、珠海、天津、福州、厦门、沈阳、大连、营口、舟山、郑州、开封、洛阳、武汉、襄阳、宜昌、重庆、成都、西安、咸阳等21个城市取值为1，其他的城市取值为0。

$time_i$ 为时间虚拟变量，即在自贸区成立之前取值为0，自贸区成立之后取值为1，即上海市在2013年之前取0，2013年及以后取值为1；广州、深圳、珠海、天津、福州、厦门第二批设置自贸区的六个城市在2015年之前取0，2015年及以后取值为1；大连、营口、舟山、郑州、开封、洛阳、武汉、襄阳、宜昌、重庆、成都、西安、咸阳第三批设置自贸区的十四个城市在2017年之前取0，2017年之后取1。

3.控制变量。参考相关研究以及前人所得，一个城市的外商直接投资还会受到该城市经济发展水平、产业结构、市场消费潜力、地区投资水平、政府财政支出水平、交通基础设施建设、制造业发展水平、城市化水平等的影响，因此本文引入的控制变量：经济发展水平（lnPGDP），用人均国内生产总值取对数来衡量；产业结构（third），用第三产业产值与第二产业产值的比重来衡量；市场消费潜力（consume），用消费品零售额占GDP的比重来衡量；地区投资水平（invest），用固定资产投资额占GDP的比重来衡量；市场化水平（lngov），用政府财政支出取对数来衡量；交通基础设施建设（lntraffic），用城市道路面积取对数来表示；制造业发展水平（manufacture），用制造业从业人口占从业总人口的比重来衡量；城市化水平（urbanization），用城市建设用地面积占城市行政区域土地面积来衡量；劳动力成本（lnwage），用职工平均薪酬的对数来衡量。

4.其他变量。为了保证实证结果的准确性，本文选择了地级市每年的外商直接投资项目数取对数lnfdi1作为稳健性检验中替代被解释变量的新被解释变量；在分析不同城市之间自贸区对外商直

接投资的效应是否有区别，加入了是否为沿海城市和是否为省会城市两个虚拟变量。本文选取进出口总额作为对外开放水平的代理变量，绿色发明专利申请量作为绿色创新的代理变量，汇率水平作为人民币国际化的代理变量。表1为变量的描述性统计。

表1 变量描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
lnFDI	3497	9.946	1.803	1.099	14.700
lnPGDP	3497	10.490	0.642	8.377	12.280
third	3497	0.944	0.506	0.139	5.234
consume	3497	0.375	0.106	0.114	0.878
invest	3497	0.729	0.277	0.083	2.257
lngov	3497	9.991	0.868	7.443	13.640
lgtraffic	3497	1.104	0.388	0.210	2.491
manufacture	3497	0.198	0.118	0.009	0.702
urbanization	3497	0.019	0.045	0.000	0.497
lnwage	3497	10.640	0.447	9.161	12.060
lnfdi1	3497	3.131	1.601	0	9.605

四、实证结果

（一）基准回归

自贸区的设立对城市外商直接投资影响的基准回归结果如表2所示，表2中的第一列表示没有控制固定效应且没有加入控制变量的对（1）式进行回归的结果，第二列表示没有控制固定效应加入控制变量后的回归结果，第三列表示控制了城市和时间效应但没有加入控制变量的回归结果，第四列表示控制了城市固定效应且加入了控制变量的结果。我们可以看出，无论是否有固定效应、是否加入控制变量，核心解释变量treat*time的系数均为正且显著，表明自贸区的设立对城市的外商直接投资有正向促进的作用。而且没加入控制变量之前，在10%的显著性水平下显著，系数为0.276，在加入控制变量之后，通过了显著性水平为1%的检验，系数为0.441。对比第（1）列和第（4）列，随着控制变量和固定效应的加入，核心解释变量的系数增大，且拟合优度也增大了，说明控制变量和固定效应的加入使得回归结果更具有可靠性和准确性。同时我们可以看到，经济发展水平、产业结构、地区投资水平和市场化水平在1%的显著性水平下显著，制造业发展水平在10%的显著性水平下显著，经济发展水平、市场消费潜力、地区投资水平、市场化水平、交通基础设施建设、制造业发展水平与外商投资水平呈现正向相关的关系，产业结构、城市化水平和劳动力成本与外商直接投资水平呈现反向相关的关系。总体而言，相比于没有设立自贸区的城市以及第四批以后的自贸区城市而言，前三批设立自贸区的城市实际利用外商直接投资的水平提高了44%，说明外商直接投资与自贸区的设立有正相关关系，自贸区的设立提高了城市吸引外资的能力。

表2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
treat*time	0.394***	0.239**	0.276*	0.441***
	(0.116)	(0.110)	(0.145)	(0.110)
lnPGDP		1.253***		1.412***
		(0.102)		(0.238)
third		-0.0129		-0.275***
		(0.0492)		(0.0895)
consume		-0.0165		0.914
		(0.270)		(0.576)
invest		0.501***		0.535***
		(0.0796)		(0.175)
lngov		0.828***		0.837***
		(0.0788)		(0.208)
lntraffic		0.355***		0.0743
		(0.0595)		(0.121)
manufacture		1.270***		1.005*
		(0.275)		(0.588)
urbanization		-0.135		-0.463
		(0.798)		(0.620)
lnwage		-2.041***		-0.166
		(0.124)		(0.263)
Constant	9.937***	8.737***	9.342***	-10.81***
	(0.0912)	(0.578)	(0.0463)	(3.281)
样本数	3,497	3,497	3,497	3,497
拟合优度	0.002	0.159	0.119	0.209
控制变量	否	是	否	是
城市固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	是	是

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

（二）平行趋势检验

运用双重差分方法分析时，一个重要前提是政策的实施只会对处理组有影响，对控制组没有影响，即满足平行趋势检验。本文将政策实施前一年即2012年作为基准期，将基准回归中的时间虚拟变量换成样本期间内各年的虚拟变量来进行平行趋势检验，图2报告了平行趋势检验的直观图。其中

每年的虚线代表的是90%置信区间，我们可以看出在2013年以前，自贸区的政策动态效应都在0附近波动，说明在政策实施之前是不显著的，在2013年政策实施后开始有上升的波动，并在2017年开始完全显著。之所以在2017年之后才完全显著，是因为本文将前三批自贸区作为处理组，在2013年时，第二批第三批自贸区还未设立，处理组包含了还未设立自贸区的城市，因此在图2中呈现了上升但不完全显著，直至2017年本文选取的处理组均已设立了自贸区，图2中的结果完全显著，与基准回归一致。这说明了自贸区政策的实施通过了平行趋势检验。

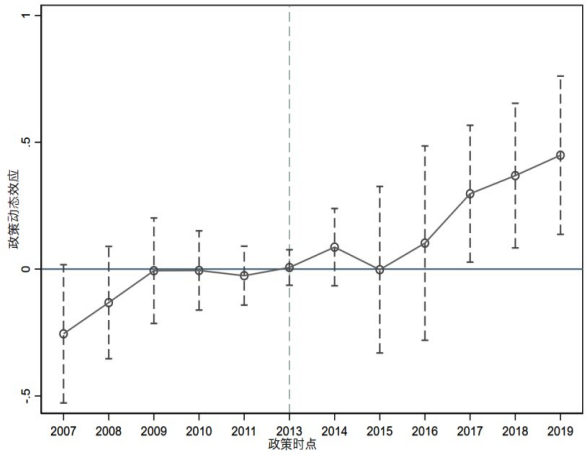

图2　平行趋势检验直观图

（三）稳健性分析

1. 更换被解释变量。为了提高实证结果的稳健性，降低测量误差，本文首先采用更换被解释变量的方式，将被解释变量更换为一个也能反应外商直接投资水平的变量进行回归，若更换了被解释变量之后的回归结果与没更换被解释变量的回归结果一致的话，即依旧显著且系数没有很大变化，则可以证明原回归的结果是正确的；若更换了被解释变量之后，交互项系数由显著变为了不显著，则说明原回归的结果不具有可靠性。

本文将被解释变量从外商直接投资实际利用额变换为外商直接投资的实际项目数。表3中的第一列列示了更换了被解释变量之后的回归结果，我们可以看到，更换了被解释变量之后的交互项的系数依然通过了显著性水平为1%的显著性检验，方程总体也依旧显著。而且原回归的交互项系数为0.441，更换了被解释变量之后的交互项系数为0.542，可能是因为外商投资的实际项目数多的城市其实际利用外商投资的金额不多，或者存在外商直接投资实际项目数多但每个项目的金额不多。总体上而言，更换的被解释变量能反映外商直接投资水平，也说明了自贸区的设立对城市外商投资水平具有正向促进作用，即前文的结论是具有可靠性的。

2. 更换政策实施时间。为了提高实证结果的稳

表3　稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量名称	lnfdi1	提前一期	提前两期	滞后一期	滞后两期
treat*time	0.542***	0.365***	0.270**	0.385***	0.287**
	(0.137)	(0.124)	(0.131)	(0.111)	(0.118)
lnPGDP	-0.0515	1.401***	1.394***	1.400***	1.392***
	(0.173)	(0.237)	(0.238)	(0.238)	(0.238)
third	0.0534	-0.278***	-0.275***	-0.275***	-0.270***
	(0.0623)	(0.0890)	(0.0892)	(0.0891)	(0.0893)
consume	-1.144***	0.912	0.903	0.923	0.914
	(0.321)	(0.575)	(0.576)	(0.577)	(0.580)
invest	0.0987	0.542***	0.534***	0.530***	0.518***
	(0.101)	(0.175)	(0.174)	(0.174)	(0.174)
lngov	0.407***	0.876***	0.887***	0.876***	0.888***
	(0.147)	(0.208)	(0.209)	(0.208)	(0.208)
lntraffic	0.0122	0.0728	0.0738	0.0777	0.0787
	(0.0966)	(0.121)	(0.121)	(0.121)	(0.121)
manufacture	-0.122	0.981*	0.931	0.943	0.899
	(0.327)	(0.587)	(0.586)	(0.587)	(0.588)

续上表

urbanization	1.180**	-0.437	-0.322	-0.336	-0.221
	(0.597)	(0.623)	(0.611)	(0.586)	(0.575)
lnwage	0.0502	-0.186	-0.194	-0.192	-0.209
	(0.222)	(0.263)	(0.264)	(0.263)	(0.264)
Constant	0.199	-10.83***	-10.77***	-10.77***	-10.63***
	(2.594)	(3.280)	(3.284)	(3.285)	(3.290)
样本数	3,497	3,496	3,496	3,496	3,496
拟合优度	0.144	0.209	0.207	0.208	0.206
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是

健性，本文通过改变自贸区的设立时间来检验前文结论是否可靠。如果在自贸区政策实施的同时，一些地方性政策或者一些国家的其他政策同时实施，而且这些政策也导致了城市外商直接投资水平的变化，那么自贸区设立对城市外商直接投资影响的结果并不能直接通过回归准确地表示出来，那么前文的结论就不具有可靠性。本文将自贸区设立时间分别提前一期、提前两期、滞后一期和滞后两期，排除其他因素的影响，若更换了政策实施时间之后，交互项系数依旧显著或没有很大变化，则说明自贸区的设立对城市外商直接投资没有直接的影响；若更换了政策实施时间之后，交互项系数由显著变为不显著或者系数变小了，则说明前文的结论是正确的。

表3中的第(2)、(3)列分别表示了政策实施时间提前一期和提前两期。我们可以看到，在自贸区设立时间提前一期时，交互项系数由原来的0.441变为了0.365，虽然依旧在1%的水平下显著，但系数变小了；在自贸区设立时间提前两期时，交互项系数变为了0.270，相较于0.441明显变小了，且从通过1%的显著性检验变为了通过5%的显著性检验。同理，表3中的第(4)、(5)列分别表示了政策实施时间滞后一期和滞后两期，我们可以看到核心解释变量的系数分别变为0.385和0.287，并且显著性在滞后两期时也下降了。由此可以说明，自贸区的设立对城市外商投资水平具有正向促进作用，即前文的结论是具有可靠性的。

3.安慰剂检验。为了提高实证结果的稳健性，即自贸区的设立能够对城市外商直接投资有正向的作用，排除其他未知因素对试点城市的影响，本文还采用了随机生成处理组的安慰剂检验：排除由其他随机因素造成的经济后果，以得到更加可信的因果识别效应。本文通过在所有样本中随机生成与原处理组所含个数相同的城市作为虚拟的处理组，即随机生成21个处理组，同时自贸区设立的时间不变，重复1000次安慰剂检验，提取安慰剂检验结果的交互项系数和p值，然后将其绘制在图中，并观察其与真实政策的效应。当真实的政策效应与安慰剂检验结果显著不同时，可排除其他随机因素对结果的干扰。

图3为随机生成安慰剂，从图中我们可以看出treat*time的系数没有显著偏离原点，且绝大部分p值大于10%。同时在图3中，原回归的交互项系数在安慰剂检验中属于异常值。由此可见，基准回归通过了安慰剂检验，自贸区的设立能够对城市外商直接投资有正向的作用，即前文的结论是具有可靠性的。

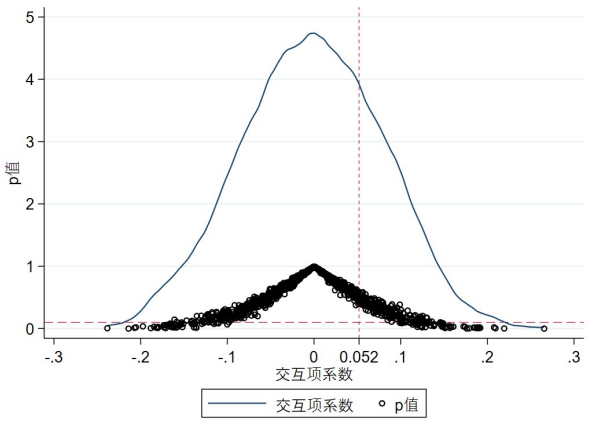

图3　安慰剂检验

（四）异质性分析

1.沿海内陆异质性。本文参考王爱俭(2020)和崔日明(2021)的方法，将城市划分为沿海城市和内陆城市，在(1)式的基础上设定了(2)式，用(2)式来

考察沿海城市与内陆城市的异质性。若城市为沿海城市，则 $coastal_{it}$ 取1，$inland_{it}$ 为0，若城市为内陆城市，则 $inland_{it}$ 取1，$coastal_{it}$ 为0。

$$\ln FDI=\beta_0+\alpha_1 treat_i*time_t*coastal_{it}+\alpha_2 treat_i*time_t*inland_{it}+\beta_2 Z_{it}+\mu_{it}+v_{it}+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

通过比较参数 α_1 和 α_2 的显著性即可看出自贸区的设立对沿海城市和内陆城市的外商直接投资影响的异质性。表4的(1)、(2)列分别列示了沿海城市和内陆城市的回归结果。我们可以看到，沿海城市的交互项系数是0.437，通过了显著性水平为5%的检验，内陆城市的交互项系数是0.400，通过了显著性水平为1%的检验，即自贸区的设立对沿海城市和内陆城市的外商直接投资都有正向促进的作用。原因可能是沿海城市一般本身的经济基础较好、资源较丰富、交通更便利，使得沿海城市的自贸区设立对其外商直接投资水平影响较大，但也因为良好的自身条件，使得自贸区对其的直接效应低于内陆城市；内陆城市近年来，在先进地区的帮助下，实现了资源的再分配，与沿海城市的差距逐步缩小，交通逐渐便利，投资环境逐步改善，随着自贸区的设立，越来越多的优惠政策吸引着外商到内陆城市进行投资。

2.是否为省会城市异质性。本文将城市划分成三组，若城市为非省会城市，则 $noncapital_{it}$ 取1，$capital_{it}$ 为0，$municipality_{it}$ 取0；若城市为省会城市，则 $noncapital_{it}$ 取0，$capital_{it}$ 为1，$municipality_{it}$ 取0；若城市为直辖市，则 $noncapital_{it}$ 取0，$capital_{it}$ 为0，$municipality_{it}$ 取1。

$$\ln FDI=\beta_0+\alpha_3 treat_i*time_t*noncapital_{it}+\alpha_4 treat_i*time_t*capital_{it}+\alpha_4 treat_i*time_t*municipality_{it}+\beta_2 Z_{it}+\mu_{it}+v_{it}+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

通过比较参数 α_3，α_4 和 α_5 的显著性即可看出自贸区的设立对非省会城市、省会城市和直辖市的外商直接投资影响的异质性。表4的(3)、(4)、(5)列分别列示了非省会城市、省会城市和直辖市的回归结果，我们可以看到非省会城市的交互项系数为0.433，通过显著性水平为1%的检验，省会城市的交互项系数为0.599，通过了显著性水平为10%的检验，直辖市的交互项系数为-0.0884，没有通过显著性检验，说明自贸区设立对非省会城市和省会城市的外商直接投资有拉动作用，而直辖市自贸区的设立对其外商直接投资有些许的抑制作用。其原因可能是相比与省会城市，非省会城市相关的政策相对较少，能够更好地吸收自贸区政策带来的福利，省会城市有关外商直接投资的政策相对较多，加上本身省会城市的外商投资基础优于非省会城市，所以省会城市的系数大于非省会城市，但显著性不如非省会城市。相比较而言，直辖市的其他相关政策更多，存在政策倾轧的现象，导致一些政策抑制了自贸区政策的效果，同时其更容易受到来自不同方面的冲击，加上其他城市吸引了部分外商投资，所以导致直辖市自贸区的设立对其外商直接投资存在不明显的抑制作用。

表4　异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	沿海城市	内陆城市	非省会城市	省会城市	直辖市
post	0.437**	0.400***	0.433***	0.599*	-0.0884
	(0.189)	(0.146)	(0.119)	(0.316)	(0.184)
lnPGDP	0.721	1.402***	1.440***	1.443	1.210
	(0.452)	(0.271)	(0.247)	(0.873)	(0.704)
third	0.00781	-0.283***	-0.293***	-0.525	1.045
	(0.273)	(0.0984)	(0.0910)	(0.612)	(1.366)
consume	-0.913	1.251*	0.868	2.510	0.223
	(1.068)	(0.676)	(0.590)	(1.978)	(1.661)
invest	1.564***	0.373**	0.577***	0.337	-1.094
	(0.485)	(0.183)	(0.181)	(0.648)	(0.589)
lngov	0.697*	0.930***	0.864***	0.372	1.767*
	(0.396)	(0.229)	(0.220)	(0.621)	(0.701)
lntraffic	-0.431**	0.184	0.0945	-0.208	-1.298*
	(0.183)	(0.137)	(0.125)	(0.459)	(0.461)
manufacture	-1.416	1.151	1.110*	1.301	-4.702
	(0.934)	(0.713)	(0.621)	(1.412)	(2.198)
urbanization	0.326	0.0947	-0.470	-1.453	1.382
	(0.688)	(2.208)	(0.637)	(5.885)	(1.440)
lnwage	-1.347***	-0.0870	-0.295	2.741*	-0.115
	(0.482)	(0.295)	(0.271)	(1.355)	(0.651)
Constant	11.45	-12.68***	-10.06***	-35.69**	-13.05
	(7.264)	(3.641)	(3.403)	(15.82)	(6.544)
观测值	689	2,808	3,107	338	52
拟合优度	0.305	0.216	0.219	0.179	0.867
时间固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是

五、机制分析

为了进一步探究自贸区的设立是如何影响城市外商直接投资的，本文结合理论机制的分析，采用中介效应模型和调节效应模型，考察对外开放水平、绿色创新和人民币国际化水平等渠道对城市外商直接投资的作用路径。

本文采用温忠麟(2014)的逐步法进行中介效应检验，具体步骤如下：

$$\ln FDI = \beta_0 + \beta_1 \operatorname{tr}eat_i * time_t + \beta_2 Z_{it} + \mu_{it} + v_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$M = \delta_0 + \delta_1 \operatorname{tr}eat_i * time_t + \delta_2 Z_{it} + \mu_{it} + v_{it} + \theta_{it} \quad (4)$$

$$\ln FDI = \gamma_0 + \gamma_1 \operatorname{tr}eat_i * time_t + \gamma_2 M + \gamma_3 Z_{it} + \mu_{it} + v_{it} + \lambda_{it} \quad (5)$$

其中M代表中介变量。首先我们对(1)式进行回归，β_1 代表自贸区对外商直接投资的总效应，若 β_1 显著，则对(4)式进行回归，若 δ_1 显著，则对(5)式进行回归，我们需要关注系数 γ_1 和 γ_2，若这两者都显著，且 γ_1 小于 β_1 则代表存在中介效应。

自贸区可以通过税收优惠政策降低关税，打破非关税壁垒，降低进出口的成本，刺激我国与其他国家进行贸易进而吸引外商直接投资，因此本文采用进出口总额作为对外开放水平的代理变量，并作为自贸区影响城市外商直接投资的中介变量。表5为对外开放程度中介效应的分析。从(1)、(3)、(5)列可以看出自贸区的设立可以对进出口总额、出口额、进口额均有显著的正向拉动作用，(1)、(2)列为进出口总额的中介效应，0.406小于基准回归的0.441，中介效应占总效应的7.94%，说明自贸区能够促进对外开放程度的提升进而促进外商直接投资的提高。(3)-(6)列分别分析了出口额和进口额的中介效应，0.423和0.407均小于基准回归中的总效应0.441，且均通过了显著性水平为1%的检验，出口额的中介效应不显著，进口额的中介效应占总效应的7.710%，说明自贸区主要是通过扩大进口来提高我国对外开放程度，进而促进外资的流入。假说2得到验证。

创新和绿色是国家新发展理念的重要内容，自贸区作为发展的试验田对专利等优质要素资源提供了绿色通道，外商直接投资者也越来越注重绿色低碳创新，自贸区加强知识产权保护力度，既有利于保护创新，也有利于吸引外国投资落地自贸区，因此本文选取绿色发明专利申请量作为绿色创新的代理变量，并作为自贸区影响城市外商直接投资的中介变量。表6的(1)、(2)列为绿色创新的中介效应。自贸区的设立对绿色创新具有显著的促进作用，且加入中介变量后核心解释变量系数为0.292，通过了显著性水平为1%的检验，且小于基准回归的0.441，说明绿色创新具有中介效应，且中介效应占总效应的33.79%，表明自贸区的设立有助于绿色创新的发展，绿色高效的创新是吸引外来投资者的重要因素，绿色创新水平越高，外商直接投资

表5　对外开放水平中介效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	进出口总额	lnFDI	出口额	lnFDI	进口额	lnFDI
treat*time	1.097***	0.406***	0.436***	0.423***	0.649**	0.407***
	(0.389)	(0.106)	(0.135)	(0.105)	(0.310)	(0.108)
进出口总额		0.0325**				
		(0.0136)				
出口额				0.0429		
				(0.0549)		
进口额						0.0533***
						(0.0162)
样本量	3,497	3,497	3,497	3,497	3,497	3,497
拟合优度	0.152	0.209	0.252	0.209	0.116	0.209
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

越高。假说3得到验证。

人民币跨境结算是人民币国际化的起点，自贸区发挥“双循环”纽带的作用，促进了人民币国际化。人民币国际化程度的提高，降低了外商企业在投资结算受到的限制，提高了资金使用率，促进了外商直接投资。本文参照康继军，郑维伟（2021）的做法，将汇率作为人民币国际化的代理变量，并作为自贸区影响城市外商直接投资的调节变量。具体模型为：

$$\ln FDI = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 \, treat_i * time_t * 汇率 + \varepsilon_2 Z_{it} + \mu_{it} + v_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

表6的（3）列为人民币国际化的调节效应，ε_1系数为正且通过了显著性水平为1%的检验，说明汇率越高，外币越值钱，外国投资者更愿意在中国进行投资，因为相同数额的外币可以在汇率较高时获得更多的中国服务和商品。也就是说，汇率水平的升高有利于人民币国际化，能够更好地吸引外资，假说4得到验证。

表6　绿色创新效应与人民币国际化效应

	(1)	(2)	(3)
	绿色创新	lnFDI	lnFDI
treat*time	1.529***	0.292***	
	(0.443)	(0.103)	
绿色创新		0.0974***	
		(0.0175)	
treat*time*汇率			0.0659***
			(0.0166)
样本量	3,497	3,497	3,497
拟合优度	0.229	0.215	0.209
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

六、结论

本文利用2007-2019年城市层面面板数据，通过理论分析，自贸区的设立能够拉动城市外商直接投资，并采用多期双重差分的方法，以前三批设立的自贸区所在城市为处理组，其他城市为控制组，以外商直接投资的实际利用额为被解释变量，加入经济发展水平、产业结构、市场消费潜力、地区投资水平、市场化水平、交通基础设施建设、制造业发展水平、城市化水平、劳动力成本等控制变量进行回归，得出自贸区的设立对城市外商直接投资有正向的促进作用，相比与没有设立自贸区的城市，设立了自贸区的城市外商直接投资水平增长了44%。随后进行了稳健性检验，通过了平行趋势检验、安慰剂检验、更换被解释变量、更换政策实施时间等检验，增强了基准回归结果的可靠性。通过异质性分析，我们发现自贸区的设立，对沿海城市和内陆城市的外商直接投资水平均有显著的拉动作用，且沿海城市略高于内陆城市；自贸区对非省会城市和省会城市的外资利用水平的提高显著，对直辖市的外资利用水平存在不明显的抑制作用，可能存在政策倾轧现象。通过机制分析，自贸区的设立通过提升对外开放水平，促进绿色创新等渠道，受到人民币国际化等因素的调节，进而影响外商直接投资。

从负面清单、准入前国民待遇等政策到2020年1月出台的新《外商投资法》的法律保障，自贸区已经实现从点到线，由线及面的演进过程。未来自贸区的设立需注意：第一，加大政府改革力度，促进产业升级，在扩大贸易与投资的同时，不断促进自贸区制度创新；第二，降低外商投资门槛，减少不必要的市场干预，为引进国际资本和人才提供良好的环境；第三，由于地理环境、资源禀赋等差异，不同自贸区具有明显异质性，结合自身特点，充分发挥自贸区的带头作用。借鉴现有自贸区的经验，总结心得吸取教训，审慎监管，不盲目跟风，因地制宜的建设具有本土特色的自由贸易试验区，实现全方位落实高水平对外开放。第四，利用自贸区的优势，提高对外开放水平，关注环境规制，大力发展绿色创新，制定科学的引资政策，合理使用外商直接投资。▲

注释：

①UNCTAD. Investment Trends Monitor. Issue 38, January, 2021.

②中华人民共和国商务部新闻办公室.

③中华人民共和国商务部新闻办公室.

④毕马威中国-新冠疫情对外商直接投资的影响，https://home.kpmg/cn/zh/home/social/2020/04/covid-19-influence-on-foreign-investment.html.

参考文献：

[1]Beck, Torsten, Ross Levine, Alexey Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J].The Journal of Finance, 2010, 65 (5): 1637-1667.

[2]Yao, Daqing, John Whalley. An Evaluation of the Impact of the China (Shanghai) Pilot Free Trade Zone (SPFTZ). NBER Working Paper No. 20901, 2015.

[3]MUNDELL R A. International Trade and Factor Mobility [J]The American Economic ReviewVolume 47, Issue 3. 1957. PP 321-335.

[4]MOHEBI M,MIRSHOJAEE F. Microdata Analysis of the Consequences of Free Trade Port Policy: The Case of Iran Free Zones [J] Applied Economics Volume 52, Issue 21. 2020. PP 2250-2260.

[5]JENKINS G P,KUO C. Taxing mobile capital in free trade zones to the detriment of workers [J]Asia-Pacific Journal of Accounting & EconomicsVolume 26, Issue 3. 2019. PP 207-222.

[6]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+86.

[7]项后军,何康,于洋.自贸区设立、贸易发展与资本流动——基于上海自贸区的研究[J].金融研究,2016(10):48-63.

[8]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.

[9]张军,闫东升,冯宗宪,李诚.自贸区设立能够有效促进经济增长吗?——基于双重差分方法的动态视角研究[J].经济问题探索,2018(11):125-133.

[10]孙海波,陈健生.内陆自贸区促进地区经济增长的宏观效应——基于合成控制法的四川实证[J].财经科学,2021(8):119-132.

[11]刘杨,曲如晓,曾燕萍.中国自由贸易试验区的政策效应评估[J].国际贸易问题,2021(4):1-16.

[12]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+137.

[13]崔日明,陈永胜,李丹.自贸试验区设立与区域经济增长:基于动力机制与空间带动效应的研究[J].国际贸易问题,2021(11):1-20.

[14]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.

[15]左思明.自贸区建设对外商直接投资的影响——基于倾向得分匹配和双重差分法[J].制度经济学研究,2018(2):215-228.

[16]张涵,杨晓昕."一带一路"倡议如何影响城市创新集聚方向——来自我国地级市的经验证据[J].国际贸易问题,2021(5):127-142.

[17]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.

[18]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.

[19]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.

[20]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.

[21]盛斌.中国自由贸易试验区的评估与展望[J].国际贸易,2017(6):7-13.

[22]彭羽,杨作云.自贸试验区建设带来区域辐射效应了吗——基于长三角、珠三角和京津冀地区的实证研究[J].国际贸易问题,2020(9):65-80.

[23]谢涓,杜攀.FDI与对外贸易的实证检验(1990-2008)[J].求索,2010(4):39-41.

[24]邱国荣.FDI与进出口贸易的分析——基于深圳市的相关数据[J].农村经济与科技,2020(12):70-71.

[25]宋燕,胡飞.新常态下FDI与绿色创新效率的关系分析[J].企业管理,2017(6):120-121.

[26]郭瑞,文雁兵.高新技术产业绿色创新研究:效率测算与FDI区位选择[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2019(5):224-239.

[27]罗煜,陈艺仁,于家梁.发挥自贸区"双循环"纽带作用促进人民币国际化[J].国际金融,2021(8):25-30.

[28]李艳丽,周值光.汇率对中国双向FDI影响的比较研究[J].亚太经济,2020(05):77-85+151.

[29]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.

[30]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.

[31]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.

[32]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.

[33]左思明.自贸区建设对外商直接投资的影响——基于倾向得分匹配和双重差分法[J].制度经济学研究,2018(2):215-228.