

中国自贸试验区建设吸引了外商直接投资流入吗？

——来自216个地级市的面板数据考察

王倩, 谢玲玲

(上海海洋大学 经济管理学院, 上海 201306)

摘要: 自由贸易试验区作为中国深化改革与开放的一项政策实验, 尝试通过制度创新实现贸易投资自由化、便利化, 其政策效果究竟如何? 研究基于2000—2019年216个地级市面板数据, 运用广义合成控制法实证检验了我国自贸试验区对外商直接投资的影响。研究发现, 自贸试验区在一定程度上吸引了外商直接投资流入, 且随着时间推进, 其对外商直接投资的正向促进作用愈发明显; 控制其他政策因素的多期双重差分法结果进一步验证了上述结论的可靠性。研究进一步发现: 自贸试验区吸引外商直接投资的政策效果存在差异性。从时间趋势看, 不同批次自贸试验区的政策导向不同, 对外商直接投资的影响力度不同; 从区域层面看, 自贸试验区建设中, 东部地区对外商直接投资的促进作用更强, 中部地区的政策效应存在滞后性, 西部地区吸引外商直接投资力度有下降趋势; 从城市规模看, 自贸试验区建设对一线城市外商直接投资的吸引力度更明显, 级别越低的地区可塑性越强, 吸引外商直接投资流入效果越显著。从不同发展梯度看, 沿海自贸试验区对外商直接投资的正向影响程度高于内陆自贸试验区, 而沿海自贸试验区并未发挥出对外商直接投资的吸引作用。

关键词: 自贸试验区; 外商直接投资; 广义合成控制法; 政策评估

中图分类号: F832.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)7—0093—13

一、引言

自2013年中国第一个自由贸易试验区(以下称“自贸试验区”)——上海自贸试验区成立以来, 我国目前已经批准设立六批共21个自贸试验区, 在全国范围内形成由东至西、由南至北、由点及面的发展新格局。自贸试验区作为国家推动改革与开放的极为重要的政策实验, 旨在通过制度创新提高我国贸易、投资的自由化、便利化。自贸试验区自建设以来, 涌现出多项制度成果, 取得显著成效, 未来中国将以更大力度推进自贸试验区的高质量发展, 有效发挥自贸试验区引领作用。而当前, 新冠疫情的持续蔓延严重冲击全球经济, 中国成为2020年唯一实现经济正增长的主要经济体。同时, 中美贸易摩擦呈现出常态化与持久化趋势, 未来还存在众多不确定性(姜鸿和刘玥, 2021)。加之俄乌冲突引发世界百年未有之大变局进入加速演变期, 我国的国际贸易和投资面临诸多挑战。自贸试验区战略实施以来肩负重任, 其中之一旨在通过制度创新, 成为利用外资的重要引擎。在经济运行中, 我国自贸试验区建设是否吸引外商直接投资流入、真正发挥政策效果? 这种效应是否因经济发展程度、资源禀赋、区位等的不同而存在差异性? 为此, 本文研究考察自贸试验区建设吸引外商直接投资的政策效果, 以期促进政府管理体制创新, 同时有助于自贸试验区在双循环发展格局下重新定位、充分释放政策红利, 进而推动经济高质量增长。

二、文献回顾

目前世界上的“自贸区”类型有两种, 一种是广义的自贸区, 称为自由贸易区(free trade area, FTA), 指两个及两个以上的国家或地区相互签订双边、多边的自由贸易协定; 另一种是狭义的自贸区, 称为自由贸易园区(free trade zone, FTZ), 指在一国或地区内部设立的自由贸易区。因此, 从上文针对自贸区相关概念的界定论述来看, 我国设立的自贸区是依据党中央、国务院授权在国内建立的区域性自由贸易园区, 属于FTZ涵盖的范畴中。本文将研究的重点侧重于第二种涵义的自由贸易园区。

对自贸试验区的相关研究主要聚焦于自贸试验区的经济效应。相关学者通过“反事实”分析最早设立的

收稿日期: 2022-03-22

基金项目: 2020年上海市哲学社会科学规划项目“上海自贸区临港新片区国际离岸金融中心建设研究”(2020BGJ004)

作者简介: 王倩, 博士, 上海海洋大学经济管理学院副教授, 研究方向: 国际金融、世界经济; 谢玲玲, 上海海洋大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向: 世界经济。

上海自贸试验区对上海经济有促进作用(谭娜等,2015;殷华和高维和,2017;王利辉和刘志红,2017),推动了企业出口产品质量提升(谢申祥等,2022)。随着第二批自贸试验区(天津、广东、福建)的设立,部分学者开始评估四大自贸试验区的经济影响,其研究成果一致认为自贸试验区的设立对地区经济增长具有不同程度的积极影响(应望江和范博文,2018;邢孝兵和雷颖飞,2019),且自贸试验区设立时间越久对经济增长的推动作用越强(叶霖莉,2020),但存在地区异质性(刘秉镰和吕程,2018),这一政策红利在经济发展质量较低的地区尤为明显(李子联和刘丹,2021)。随着自贸试验区在更多省市复制,学者们研究发现我国自贸试验区的政策效应存在区域差异性,且所得结论并不一致。张军等(2019)基于双重差分空间自回归模型对我国11个自贸试验区的研究表明,沿海自贸试验区的经济促进效应小于内陆型自贸试验区;而方云龙和王博(2020)对自由贸易试验区异质性问题的实证结果表明,沿海型自贸试验区的政策效果明显好于内陆型。此外,一些学者还考虑到自贸试验区对周边地区的经济影响。韩振国和朱洪宇(2022)的研究表明第二、三批自贸实验区的建立显著地提高了试点地区的经济发展水平,但并未实现辐射效应,反而因虹吸效应降低了周边地区的经济发展水平;而以湖北自贸试验区为代表的内陆型自贸试验区对腹地城市的经济发展兼具辐射效应和虹吸效应(胡艺等,2022)。自贸试验区的定量分析主要借助双重差分法和合成控制法对早期成立的几个自贸试验区进行研究,那么从全国范围看,这种政策效应是否具有普遍性有待进一步探索,而且自贸试验区的不断成立导致政策干预期不同,这种定量的研究方法是否具有普遍的可靠性也需要进一步分析。

部分文献关注自贸试验区对资本流动的影响,与本文的选题紧密相关。相关学术成果基于双重差分法或合成控制法对省级面板数据进行研究的结论基本认为,自贸试验区的建立对外资流入起到显著的促进作用(司春晓等,2021),同时其显著平抑外资波动性(何树全和吴佳,2020),而且自贸试验区明显推动国际资本双向流动(韩瑞栋和薄凡,2019),表现为对实际利用外资(FDI)的促进作用远小于对外投资(ODI)(项后军和何康,2016)。以往研究为本文提供了非常重要的启示和借鉴,事实上,资本流动并不等同于外商直接投资,有部分学者也关注到自贸试验区对外商直接投资的影响,但相关研究并不多,主要结论为自贸试验区设立促进了外商直接投资增加(左思明,2018;黄启才,2018;李蕊等,2021),这是一种净福利的增长而非来自于其他城市向自贸试验区的转移(刘杨等,2021),其促进作用随城市等级的升高而逐级递减(罗舟和胡尊国,2021)。现有研究成果中,鲜有从外商直接投资视角对自贸试验区的政策效应进行分析研究,且这种政策影响的具体表现效果究竟几何尚无具体和翔实的答案;另外,相关研究更多的集中于上海自贸试验区,由于上海是国际金融、经济中心,对外开放程度高,故而针对单个样本的政策评估难以有效剔除选择性偏倚,存在着高估自贸试验区政策的可能。

通过文献研究发现,评估自贸试验区政策有效性最常用的因果推理方法是双重差分法(DID),然而它的使用需要遵循共同趋势假设。由于决策者的决策不是随机的,不同地区的情况受地理、文化、经济、政治等因素的影响不同。因此这一假设条件在现实中很可能不成立。为提高政策评估的准确性,Abadie et al(2010)重点对DID方法进行了扩展和改进,提出了合成控制法(SCM)。这一方法是一种经验上更可行的方法,因为它不假设存在平行趋势,并通过调整控制组的权重来构造一个“合成控制组”作为反事实的处理单元,得到广泛运用。但合成控制法也有其局限性,譬如合成控制法要寻找每个实验组的匹配控制组,如果实验组较多,对其进行拟合分析时将会产生巨大的工作量,不利于比较分析。因此为更准确地评估自贸试验区建设是否吸引外商直接投资流入,需要更为合理、可靠的研究方法弥补传统方法在实证研究中的不足。

为了更全面地评价自贸试验区的政策效应,准确、科学地探讨自贸试验区建设是否吸引外商直接投资流入,以2000—2019年设立的自贸试验区为样本进行实证检验。可能的边际贡献如下:其一,在研究方法上,运用Xu(2017)提出的广义合成控制法(GSCM)对具有多个处理个体和非同期干预的自贸试验区政策进行分析,克服传统因果推断方法的一些缺陷。其二,在数据使用上,国内学者对自贸试验区的定量研究都是基于省级层面,这就导致自贸试验区的范围被人为地扩大,从而高估自贸试验区对外商直接投资的影响效应,而且现有文献的研究对象多为单例,如上海自贸试验区,只有少数文献对天津、广州、福建自贸试验区进行研究,对2017年以后设立的自贸试验区进行研究的相关文献较少,本文拟从地级市层面研究2019年及以前建立的自贸试验区进而更准确的评估其政策效应。其三,在效应跟踪上,综合评估了自贸试验区建设对外商直接投资的政策效应,并从时间趋势、区域层面、城市规模、发展梯度等方面的差异性进行了比较研究。

三、理论分析与研究假设

制度导向的区位选择理论认为,资本流入国或地区的政府宏观发展规划、政府运行机制、金融制度及对外商投资的政策态度等方面是一国吸引外商投资最为关键的影响因素。这意味着东道国实施的外资优惠政策很大程度上影响投资国是否在该国进行投资。作为一项政策实验,我国自贸试验区内具有明显的区内政策效应。自贸试验区在投资管理、贸易监管、金融服务和政府管理等方面进行的一系列政策创新促使营商环境发生巨大变革,改变企业参与经济活动的规则,使得区内的个人、企业、政府等主体之间形成良好协同,破除投资障碍,同时吸引人力、技术等生产要素向区内聚集,极大地提升了外商直接投资领域的便利性、自由性,创造了良好的投资环境。其作用机理主要表现在:第一,自贸试验区通过外商投资准入特别管理措施(负面清单)吸引外商直接投资。从2013—2022年,负面清单不断缩减,目前已压减至27条,充分开放外资进入范围,外资企业设立由核准制改为备案制,简化了外资准入程序,从而降低了外资企业的准入门槛。第二,自贸试验区通过改善制度环境吸引外商直接投资。自贸试验区政府加强行政审批制度改革,通过网络受理企业成立手续,缩减办事流程,压缩企业设立的时间成本,提升对市场主体的服务意识;同时,推进法治环境建设,完善企业生产经营等全部环节的法律法规制度,努力破除企业间的不平等待遇,保证市场环境规范、公正,从而降低了外资进入的不确定性。第三,自贸试验区通过产业集聚效应吸引外商直接投资。产业集聚形成过程中会促进技术、人才等各生产要素的相互融合,行业实力不断增强,进而加速企业间的协同创新,产生规模报酬递增,从而有效提升自贸试验区的外资吸引力。第四,自贸试验区通过金融开放创新吸引外商直接投资。自贸试验区内通过设立自由贸易账户,推进人民币资本项目可兑换先行先试,降低金融机构准入门槛,扩大金融服务业开放领域等诸多金融开放创新措施深化了贸易自由化、便利化从而助力外商直接投资在区内落地,同时为其可持续发展提供可靠的金融支持。同时,相关法律、法规及金融等扶持政策的逐步完善可能对自贸试验区吸引外商直接投资流入产生时滞效应(Yao 和 Whalley, 2015)。

基于此,提出假设1:

自贸试验区设立有助于吸引外商直接投资流入,且最近建立自贸试验区的政策效应更弱,甚至可能在统计上不重要。

邓宁的国际生产折衷理论提出,在影响跨国公司进行对外直接投资决定的三个因素——企业所有权优势、内部化优势和区位优势中,区位优势尤为重要,影响外商直接投资的区位选择因素有:制度因素、市场因素、成本因素、地理因素等。内部化理论中的区位选择思想认为企业进行对外直接投资时会倾向于对外开放程度高、资源廉价丰富及技术转让宽松的国家。再次,相对优势理论的区位选择思想认为,发达国家的企业倾向于对具有成本比较优势,同时国内产业发展水平与层次较低的经济欠发达地区进行直接投资。市场导向的区位选择理论认为发达国家企业进行对外直接投资会考虑资本输入国的市场需求规模、潜在的市场增长水平、市场相似度等因素,其中,市场需求越大,潜在市场增长水平越高。随着中国经济的发展,制度环境成为外商直接投资进行区位选择时考虑的首要因素(郭舒文, 2015)。依据以上理论,各自贸试验区的政策设计和战略目标存在差异,会导致政策实施效果不同,而且各地区经济发展程度、资源禀赋、地理位置等差异也会导致自贸试验区政策对外商直接投资产生差异化影响。

基于此,提出假设2:

自贸试验区吸引外商直接投资的政策效果存在差异性。

为验证上述假设,采用Xu(2017)提出的广义合成控制法对2013—2019年间设立的18个自贸试验区是否吸引外商直接投资流入、其政策效果是否存在差异性进行实证检验。

四、研究设计

(一)模型设定与估计

假设 Y_{it} 是 i 城市在第 t 期的外商直接投资水平, T 和 C 分别表示设立了自贸试验区和未设立自贸试验区的城市集合,即处理组和控制组,城市总数 $N = N_{tr} + N_{co}$,其中, N_{tr} 和 N_{co} 分别表示处理组城市数量和控制组城市数量,所有城市均有 T 期观测值, T_{oi} 为处理组城市 i 实施自贸试验区政策前的期数,即预处理期,该城市在 $(T_{oi} + 1)$ 期开始受自贸试验区政策干预,且受政策干预的观测期为 $q_i = T - T_{oi}$,控制组在观测期内不受政策影响。为简便表述,假设所有处理组城市同时实施自贸试验区政策,即 $T_{oi} = T_0$, $q_i = q$ 。首先假设 Y_{it} 由线

性因子模型给定,函数形式为

$$Y_{it} = \delta_{it} D_{it} + X_{it}^T \beta + \lambda_i^T f_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: D_{it} 表示各市设立自贸试验区政策的虚拟变量,若城市 i 在第 t 期设立自贸试验区,则 $D_{it} = 1$,否则等于0; δ_{it} 表示城市 i 在第 t 期的异质性政策处理效应; X_{it} 是 $(k \times 1)$ 维可观测协变量; $\beta = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k]^T$ 为 k 维待估系数向量; $\lambda_i = [\lambda_{i1}, \lambda_{i2}, \dots, \lambda_{ir}]^T$ 为城市 i 的 r 维未知因子载荷向量; $f_t = [f_{t1}, f_{t2}, \dots, f_{tr}]^T$ 是影响不同城市外商直接投资水平的 r 维不可观测时变共同因子向量; ε_{it} 为城市 i 在第 t 期的不可观测冲击,其均值为0。

将每个个体的数据生成过程用向量形式可表示为

$$Y_i = D_i \circ \delta_i + X_i \beta + F \lambda_i + \varepsilon_i, \quad i \in 1, 2, \dots, N_{co}, N_{co} + 1, \dots, N \quad (2)$$

其中: $Y_i = [Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iT}]^T$; $D_i = [D_{i1}, D_{i2}, \dots, D_{iT}]^T$; $X_i = [X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT}]^T$; $\delta_i = [\delta_{i1}, \delta_{i2}, \dots, \delta_{iT}]^T$; $\varepsilon_i = [\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iT}]^T$ (符号“ $\circ$ ”表示逐点计算); $F = [f_1, f_2, \dots, f_T]^T$ 。

那么控制组的数据生成过程用向量形式可表示为

$$Y_i = X_i \beta + F \lambda_i + \varepsilon_i, \quad i \in 1, 2, \dots, N_{co} \quad (3)$$

式(3)用矩阵形式表示为

$$Y_{co} = X_{co} \beta + F \Lambda_{co}^T + \varepsilon_{co} \quad (4)$$

其中: $Y_{co} = [Y_1, Y_2, \dots, Y_{N_{co}}]$ 与 $\varepsilon_{co} = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_{N_{co}}]$ 是 $T \times N_{co}$ 矩形, X_{co} 是 $T \times N_{co} \times P$ 矩阵, $\Lambda_{co} = [\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{N_{co}}]^T$ 。

令 $Y_{it}(1)$ 和 $Y_{it}(0)$ 分别表示城市 i 在第 t 期如果设立自贸试验区($D_{it} = 1$)和未设立自贸试验区($D_{it} = 0$)的潜在结果,即有

$$Y_{it}(0) = X_{it}^T \beta + \lambda_i^T f_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Y_{it}(1) = \delta_{it} + X_{it}^T \beta + \lambda_i^T f_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

于是,处理组城市 i 在第 t 期的个体处理效应为 $\delta_{it} = Y_{it}(1) - Y_{it}(0)$,自贸试验区政策在 $t(t > T_0)$ 期对外商直接投资的平均处理效应为

$$ATT_{t > T_0} = (1/N_{tr}) \sum_{i \in T} [Y_{it}(1) - Y_{it}(0)] = (1/N_{tr}) \delta_{it} \quad (7)$$

基于交互固定效应模型的广义合成控制法对处理城市 i 在第 t 期的处理结果的估计量由实际值与其估计的反事实值之差给出: $\delta_{it} = Y_{it}(1) - \hat{Y}_{it}(0)$,其中, $\hat{Y}_{it}(0)$ 的模型估计过程如下:

首先假定因子个数 r 是已知的^①,先根据控制组的样本 $\{Y_i, X_i\}_{i \in C}$,利用主成分法估计式(4),得到估计值 $(\hat{\beta}, \hat{F}, \Lambda_{co})$ 。

$$(\hat{\beta}, \hat{F}, \Lambda_{co}) = \underset{(\beta, F, \Lambda_{co})}{\operatorname{argmin}} \sum_{i \in C} (Y_i - X_i \tilde{\beta} - \tilde{F} \tilde{\lambda}_i)^T (Y_i - X_i \tilde{\beta} - \tilde{F} \tilde{\lambda}_i), \quad \text{s.t. } \tilde{F}^T \tilde{F} / T = I_r, \Lambda_{co}^T \tilde{\Lambda}_{co} = D \quad (8)$$

其中: D 为对角矩阵。

其次,利用处理组接受处理前的样本并基于 $(\hat{\beta}, \hat{F})$,可以得到处理组的因子负荷 $\hat{\lambda}$ 。

$$\hat{\lambda}_i = \arg \min_{\lambda_i} (Y_i^0 - X_i^0 \hat{\beta} - \hat{F}^0 \tilde{\lambda}_i)^T (Y_i^0 - X_i^0 \hat{\beta} - \hat{F}^0 \tilde{\lambda}_i) \quad (9)$$

最后,基于 $(\hat{\beta}, \hat{F}, \hat{\lambda}_i)$ 估计得到设立自贸试验区城市结果变量的反事实结果。

$$\hat{Y}_{it}(0) = X_{it}^T \hat{\beta} + \hat{\lambda}_i^T \hat{f}_t, \quad i \in T, t > T_0 \quad (10)$$

从而,设立自贸试验区的城市在第 t 期的平均处理效应估计为

$$\widehat{ATT}_t = \left(\frac{1}{N_{tr}} \right) \sum_{i \in T} [Y_{it}(1) - \hat{Y}_{it}(0)], \quad t > T_0 \quad (11)$$

$\widehat{ATT}_t$ 意味着在政策实施后,自贸试验区城市实际外商直接投资与合成的外商直接投资额之间的差异,就是政策实施的效果。

(二)数据来源与变量说明

1. 数据来源

选取我国216个地级市(不包含台湾省和2个特别行政区)的年度面板数据,考虑到自贸试验区的设立时

① 假定因子个数 r 已知的,而真实的因子个数未知,可通过交叉验证得到。具体细节见Xu(2017)。

间和数据可得性,研究的时间跨度为2000—2019年,选取2013年到2019年设立自贸试验区的38个城市为处理组(鉴于数据可得性和完整性,删除了2019年成立自贸试验区的4个州、市:崇左、廊坊、红河州和德宏州,同时海南自贸试验区只将海口和三亚市列入处理组),其他未设立自贸试验区的178个地级市为控制组(由于2020年设立的自贸试验区不在研究时间区间内,因此均列入控制组)。数据来源于中国城市统计年鉴、中国区域经济统计年鉴及各省、市统计年鉴和统计公报各期。

2. 变量说明

(1)被解释变量。 Y_{it} 用实际外商直接投资额(FDI)衡量外商直接投资水平。

(2)控制变量。为控制其他影响外商直接投资的因素,借鉴已有研究,选取的控制变量包括:经济发展水平(GDP),用地区生产总值衡量;产业结构($tgdp$),用第三产业增加值占GDP的比重衡量;政府干预水平(gov),用一般公共预算支出衡量;劳动力成本($wage$),用在岗职工年平均工资衡量;基础设施建设水平($trans$),用公路货运量衡量;地区贸易开放度($open$),用进出口总额占GDP的比重衡量。其中 $trans$ 和 $open$ 存在的小部分缺失数据,用Python进行向前插值法和向后插值法补全。各变量的描述性统计见表1。

表1 变量描述性统计

变量	观测个数	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln FDI$	4320	9.819208	1.820097	2.388763	14.94127
$\ln GDP$	4320	6.900458	1.118689	3.51244	10.54942
$\ln tgdp$	4320	3.641735	0.2368164	2.140066	4.424847
$\ln gov$	4320	4.687114	1.459118	0.1906204	9.030201
$\ln wage$	4320	10.21022	0.7389537	8.445912	12.67803
$\ln trans$	4320	8.714247	0.9411659	4.077538	12.51165
$open$	4320	23.81258	40.88093	0.02	380.54

数据来源:作者整理。

五、实证结果分析

利用广义合成控制法,运用RStudio的`gsynth`包研究了我国自贸试验区政策对外商直接投资的影响效应。

(一)基本结果

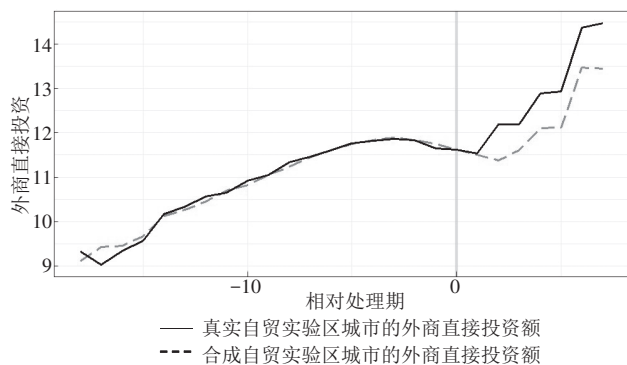
表2给出了模型估计结果,(1)栏中不包含任何控制变量,(2)栏是加入所有控制变量的估计结果。根据估计结果,观测期内外商直接投资额平均增长了0.46%,这意味着自贸试验区设立在一定程度上促进了外商直接投资的增加。

设立自贸试验区的城市与合成自贸试验区城市外商直接投资的指标变化结果如图1所示,其中,实线表示所有设立自贸试验区城市真实的外商直接投资曲线,虚线表示合成自贸试验区城市的外商直接投资曲线。从图1中可以发现在自贸试验区设立之前的时期,实际外商直接投资与合成城市外商直接投资的变化曲线几乎重合,说明二者在政策实施前达到了较高的拟合程度。在自贸试验区政策实施后,真实值与合成值之间的距离逐渐拉大,且自贸试验区设立初期对外商直接投资的影响较小,但随着自贸试验区政策的继续推进,其对外商直接投资的积极影响愈发明显,验证了假设1。图2表示设立自贸试验区对外

表2 自贸试验区对外商直接投资的影响

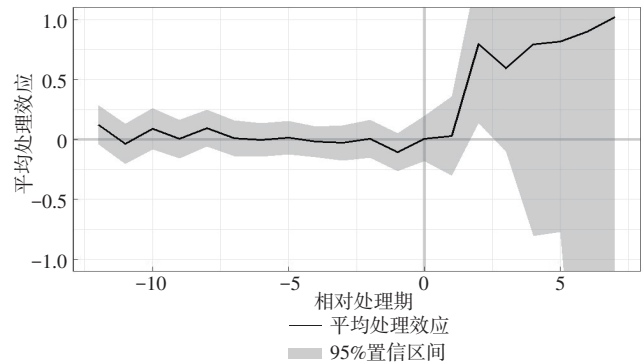
$\ln FDI$	(1)	(2)
ATT	0.4738(0.2819)	0.4608(0.2784)
$\ln GDP$	-	1.0173(0.3740)
$\ln tgdp$	-	0.3518(0.3278)
$\ln gov$	-	0.2263(0.0870)
$\ln wage$	-	0.1665(0.1995)
$\ln trans$	-	0.0184(0.0609)
$open$	-	0.0024(0.0022)
样本量	4320	4320
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
处理组城市数	38	38
控制组城市数	178	178

注:括号内为标准误。



0期对应的是自贸试验区设立的时间点;0期左边为自贸试验区设立前;0期右边为自贸试验区设立后

图1 自贸实验区城市真实与合成外商直接投资结果



0期对应的是自贸试验区设立的时间点;0期左边为自贸试验区设立前;0期右边为自贸试验区设立后

图2 自贸实验区设立政策的平均处理效应

商直接投资产生的平均处理效应,即图1中实线值与虚线值之差,表3汇总了历期处理效应。从图2和表3可以更直观地看出,在自贸试验区政策实施之前,二者的差距始终在0左右小幅波动,自贸试验区设立后,二者之间的差异持续为正(始终位于0轴之上),且有逐渐扩大的趋势,通过计算,其平均处理效应为0.46077。

表3 根据处理时点重新排列后实际结果与合成结果汇总表

相对处理时期	实际	反事实	历期处理效应	平均处理效应	相对处理时期	实际	合成	历期处理效应	平均处理效应
-12	10.57077	10.45020	0.12057	0.46077	-2	11.83853	11.83258	0.00594	0.46077
-11	10.65413	10.69040	-0.03627		-1	11.64654	11.75384	-0.10729	
-10	10.91965	10.82936	0.09029		0	11.62391	11.61618	0.00772	
-9	11.04944	11.04564	0.00380		1	11.53736	11.50885	0.02851	
-8	11.33614	11.24187	0.09427		2	12.18414	11.38485	0.79929	
-7	11.45914	11.44854	0.01061		3	12.19457	11.59991	0.59466	
-6	11.60094	11.60461	-0.00367		4	12.89288	12.09846	0.79442	
-5	11.76818	11.75381	0.01437		5	12.92968	12.11320	0.81648	
-4	11.81949	11.83965	-0.02016		6	14.36363	13.46355	0.90008	
-3	11.86496	11.89230	-0.02734		7	14.45989	13.43596	1.02393	

(二)稳健性检验

1. 多期双重差分法

以往相关文献中,通常采用双重差分法评估政策效果,本文考虑到处理组存在不同期的情况,参考 Beck et al(2010)的多期双重差分法进行稳健性检验,设定模型为

$$\ln fdi_{it} = \alpha + \beta ftz_{it} + X'_{it}\varphi + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中: i 为城市; t 为年份; fdi_{it} 是被解释变量,即与前文提及的 FDI 是同一变量,表示城市 i 在 t 年的实际外商直接投资额; ftz_{it} 为解释变量,若城市 i 在 t 年设立自贸试验区,其取值为1,否则为0;系数 β 反映自贸试验区政策对外商直接投资影响的净效应,值为正且数值越大时表示正向效应越明显,否则相反; X'_{it} 为控制变量;系数 φ 为控制变量对外商直接投资的影响; η_i 为时间固定效应; γ_t 为个体固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

表4列示了基本回归结果。(1)栏和(2)栏分别为不加入控制变量和加入控制变量的结果,加入控制变量后, R^2 扩大为原来的3倍,系数为0.6432,表明模型的拟合程度较高。根据表4,不加入控制变量时, ftz 的回归系数在1%的水平上显著为正,系数值为1.91;加入控制变量后, ftz 的回归系数在10%的水平上显著为正,系数值0.23。无论是否加入控制变量,虚拟解释变量 ftz 的回归系数均显著为正,说明自贸试验区吸引了外商直接投资流入,与前文的研究结果一致。在影响因素方面,经济发展水平、产业结构、地区贸易开放度均在1%的水平上显著为正,表明这些因素有利于吸引外商直接投资。

2. 对叠加政策的考察

在积极促进经济发展的向好政策环境下,设立自贸试验区的城市中,外商直接投资水平的高低不排除可能受到其他政策的影响,如经济特区、沿海开放政策、国家级新区、一带一路战略等,因而自贸试验区吸引外商直接投资的效果上,可能会受到这些经济政策中惠及外商直接投资举措的叠加影响。为此,引入这些政策的虚拟变量,包括沿海开放($YHKF$)、国家新区($GJXQ$)、经济特区($JJTQ$)、一带一路($YDYL$),它们的取值与 ftz 类似^②。

表4 多期DID回归检验结果

变量	(1)	(2)
ftz	1.9141*** (0.1750)	0.2316* (0.1200)
$\ln gdp$	—	1.2222*** (0.0445)
$\ln tgd p$	—	0.3242*** (0.0877)
$\ln gov$	—	-0.0139 (0.0493)
$\ln wage$	—	0.3939 (0.0937)
$\ln trans$	—	-0.0489 (0.0302)
$open$	—	0.0073*** (0.0004)
时间效应	是	是
地区效应	是	是
N	4320	4320
R^2	0.2051	0.6432

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平显著;括号内为标准误。

② 沿海开放城市包括大连、秦皇岛、天津、烟台、青岛、连云港、南通、上海、宁波、温州、福州、广州、湛江、北海;国家新区城市包括上海、天津、重庆、舟山、兰州、广州、西安、贵阳、安顺、青岛、大连、成都、长沙、南京、福州、昆明、哈尔滨、长春、赣江、保定;经济特区城市包括深圳、珠海、汕头、厦门、海口、三亚;“一带一路”节点城市包括西安、兰州、西宁、重庆、成都、郑州、武汉、长沙、南昌、合肥、上海、天津、宁波、舟山、广州、深圳、湛江、汕头、青岛、大连、烟台、厦门、泉州、海口、三亚。

引入其他政策的估计结果见表5。(1)栏是仅包含政策变量的回归结果,(2)栏是再加入其他控制变量的结果。可以发现,当只加入政策变量的时候, $fitz$ 和其他政策变量的系数均在1%的水平上显著为正, $fitz$ 的系数为0.6119;在加入其他控制变量后, $fitz$ 的系数仍显著为正,与基准回归结果一致,这表明自贸试验区对外商直接投资的影响并不是由其他政策因素引起的。无论是否加入其他控制变量,沿海开放和经济特区政策的系数一直显著为正,说明这两类政策同样有利于外商直接投资的引入。

表5 引入其他政策的回归结果

变量	(1)	(2)
$fitz$	0. 6119*** (0. 1848)	0. 2172* (0. 1312)
$YHKF$	1. 6194*** (0. 1003)	0. 2971*** (. 0744)
$GJXQ$	1. 2857*** (0. 1488)	-0. 0098 (0. 1181)
$JJTQ$	1. 2857*** (0. 1488)	0. 2954** (0. 1224)
$YDYL$	0.2379 (0.1478)	-0.1409 (0.1061)
其他控制变量	否	是
时间效应	是	是
地区效应	是	是
N	4320	4320
R^2	0.2872	0.6448

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平显著;括号内为标准误。

六、自贸试验区设立对外商直接投资影响的差异性分析

为验证研究假设2,分别按不同批次、不同区域、不同城市级别、不同发展梯度自贸试验区等特征细化自贸试验区政策对外商直接投资的影响效应。

(一)不同批次自贸试验区的政策效应分析

截至2020年底,我国一共设立了六批自贸试验区,第一批自贸试验区于2013年设立,第二批于2015年设立,第三批于2017年设立,第四批于2018年设立,第五批于2019年设立,第六批于2020年设立,基于数据可得性及对政策观测期的考虑,只研究了2019年及其以前设立的共五批自贸试验区,暂未对2020年设立的第六批自贸试验区进行分析。表6汇总了不同批次自贸试验区对外商直接投资的影响强度。

表6 不同批次自贸试验区对外商直接投资的影响

平均处理效应	第一批	第二批	第三批	第四批	第五批
ATT	0.6850	0.8549	0.3832	1.3522	-0.4527

从时间趋势上看,随着自贸试验区分批设立,其对外商直接投资的影响强度存在一定的差异性。除第五批自贸试验区的ATT结果是负值外,其他四批自贸试验区的平均政策处理效应均为正,说明其对外商直接投资产生正向促进作用,而正向促进强度具有一定的差异性。这主要是由于国家批准设立的自贸试验区都有自己的定位目标,政策导向不同,受到的影响不同。

具体地,上海自贸试验区作为中国首批设立的自贸试验区,是中国深化改革开放的“试验田”也是自贸试验区探索的出发地,在投资、贸易、金融、监管等领域先行先试,各项政策支持力度大、创新能力强,对外商直接投资的促进作用比较明显。第二批自贸试验区的定位是在第一批自贸试验区经验的基础上加以借鉴与改进,同时注重与区域性策略结合,例如天津自贸试验区意图发挥融资租赁潜力、承担京津冀一体化发展,而福建自贸试验区旨在扩大服务贸易开放、推动两岸经济合作,广东自贸试验区则定位于构建更开放便利的国际投资贸易规则、助力粤港澳深度融合等(周汉民,2015)。第二批自贸试验区充分发挥自身区位优势,在政策叠加后吸引外商直接投资成效更加明显。不同于前两批自贸试验区的示范龙头作用,第三批自贸试验区更注重发挥对欠发达地区的发展带动作用,带动东北、中西部各区域建设开放型经济新体制和打造新的产业发展高地,承接国家多个重大战略。自贸试验区战略定位各有侧重,更加成熟化和差异化,如辽宁自贸试验区着力提升东北老工业基地发展整体竞争力、河南自贸试验区定位是服务于“一带一路”现代综合交通枢纽建设、湖北自贸试验区致力于建设高技术产业基地。各自贸试验区战略定位差异化并不仅仅聚焦于利用投资,因而吸引外商直接投资流入力度不及前两批自贸试验区。

根据表6,第四批自贸试验区比早期设立的第一、二批自贸试验区的政策效应更明显,造成这一结果的原因有两个:一是海南自贸试验区的战略新定位,海南省本身作为环海岛屿有助于发挥海南全岛的整体优势,各种开放政策和最新的制度创新成果可以在全岛试点推行和检验,相对于其他自贸试验区,海南自贸试验区更加“积极主动、大胆尝试”,加之多重政策倾斜,具有后发优势、地理优势和政策优势的海南自贸试验区更有利于吸引外商直接投资;二是由于整个海南省都划为自贸试验区,而海南省一直以来都为地级市的只有海口和三亚市,其他为县和县级市,三沙市和儋州市分别在2012年和2015年才划为地级市,考虑到城市地位不同,只将海口和三亚纳入处理组。对于第五批自贸试验区政策效应出现的反向结果,其主要原因是:在吸引外商直接投资方面,需要完善相关法律法规及扶持政策的落地,然而这一过程可能对自贸试验区政策产生一定的时滞效应,同时第五批自贸试验区的设立时间相对较短,加之观测期只有一期,自贸试验区的作用暂时未能展现,验证了假设1。

(二) 自贸试验区政策的区域差异性

我国不同区域的经济发展水平不同,早期自贸试验区建设集中于东部沿海地区,随后向中西部地区扩围以期获得更多的改革红利。东部地区设立自贸试验区的城市有 22 个,中部地区 9 个,西部地区 7 个^③。相对而言,东部地区设立自贸试验区的城市要多于中西部地区,且设立时间更早。

为考察不同区域自贸试验区对外商直接投资的影响,对东部、中部、西部地区的自贸试验区政策效应进行评估,结果见表 7。根据估计结果,自贸试验区政策对东部和西部地区外商直接投资的增加均产生正向促进作用,尤其对东部地区的影响效应更强。

表 7 不同区域的自贸试验区政策效应

平均处理效应	东部地区	中部地区	西部地区
ATT	0.7903	-0.3011	0.1651

图 3 分别列示了东、中、西部地区自贸试验区政策对外商直接投资的反事实结果和平均处理效应。可以发现,对于东部地区,自贸试验区设立对外商直接投资的增加即刻产生正向促进作用,之后下降而后再次上

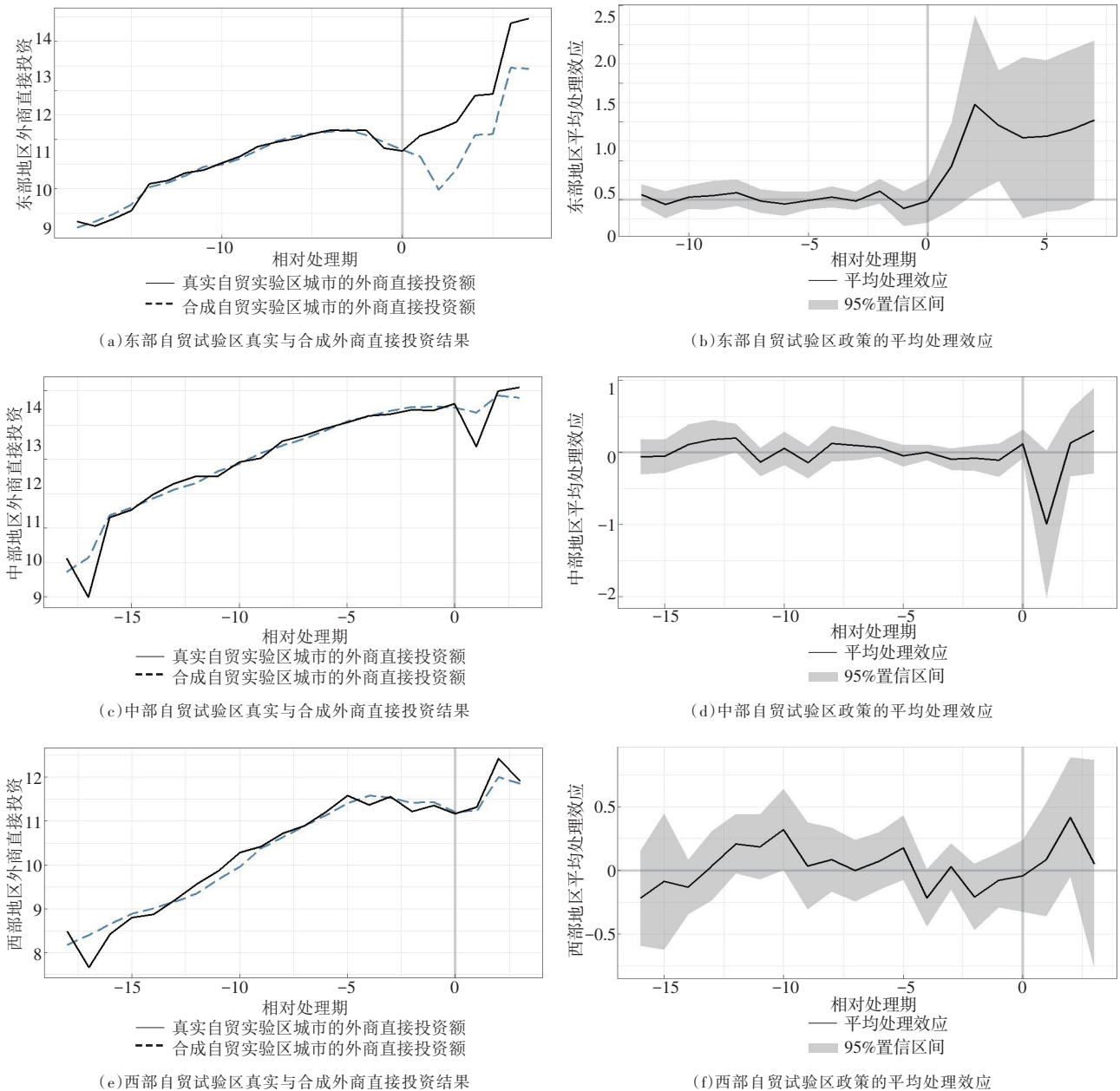


图 3 东、中、西部地区自贸试验区外商直接投资的真实与合成结果(左图)和平均处理效应(右图)

③ 东部地区自贸试验区包括上海、天津、广东、福建、辽宁、浙江、海南、山东、江苏、河北;中部地区包括河南、湖北、黑龙江;西部地区包括重庆、四川、陕西、广西、云南。

升,这是由于东部地区具有天然的自然资源优势 and 深厚的社会经济基础,外向型发展优势明显,自贸试验区建立初期对创新制度落地的良好预期使得东部地区外商直接投资的引入效应较为明显,但自贸试验区政策的出台和落地需要不断磨合才能在中长期充分发挥政策驱动效果。中部地区自贸试验区的设立对吸引外商直接投资流入的作用缓慢体现,在第1期,实际值是低于合成值的,到2期实际值开始大于合成值,并逐渐拉开距离,即在第2期后政策处理效应才持续为正,但整个观测期内的政策平均处理效应为负,政策效应存在滞后性。究其原因,全国区域经济板块发展呈现轮动格局,改革开放伊始东部沿海地区率先开放经济迅速发展、随后西部地区借大开发战略经济展露头角,中部地区虽未有全区域性的经济战略支撑但是凭借地区承东启西,在东部产业转移和“一带一路”建设的背景下近几年经济开始发力,中部自贸试验区发挥对外商直接投资的驱动作用也是逐渐展现。对于西部地区,实际值始终高于合成值,只是初期的政策效应不明显,但二者的差距始终位于0轴之上,不过政策效应有弱化现象,持续推动力不足,这是由于西部地区金融配套、基础设施不完善等因素导致不能为外商持续提供良好的投资环境,自贸试验区政策尚不能和自身发展很好地兼容,因而未能持续强化其作用。

(三)不同规模城市的自贸试验区政策效应分析

根据第一财经·新一线城市研究所发布的《2020城市商业魅力排行榜》将城市划分为不同级别,在38个处理组城市中,一线城市有3个,新一线城市10个,二线城市11个,三线城市8个,四线城市3个,五线城市3个^④。表8汇总了不同级别城市的自贸试验区对外商直接投资的影响效应。

表8 不同规模城市的自贸试验区政策效应

平均处理效应	一线	新一线	二线	三线	四线	五线
ATT	1.1291	0.1792	0.3605	0.4874	1.1422	-2.2548

自贸试验区政策对不同级别城市外商直接投资产生不同强度的影响。根据表8发现,自贸试验区对一线至四线城市外商直接投资的平均处理效应呈哑铃型,即两头城市的自贸试验区政策效应更明显,中间的政策效应相对偏弱。其中,一线城市本身发展基础好,营商环境优渥,具有投资优势,自贸试验区政策对一线城市外商直接投资的正向影响强度较高,政策平均处理效应为1.129;四线城市的自贸试验区政策效应明显高于其他线城市,这是由于四线自贸试验区城市(营口、开封、泸州)将自贸试验区的定位与其地区发展优势相融合较好地吸引了外资:营口自贸试验区依托在东北地区沿海优势,主动对接海南自贸港,围绕日本和韩国等东亚国家、面向太平洋扩大开放;泸州自贸试验区依托长江经济带对接南丝绸之路,打开了泸州对外开放的通道;开封自贸试验区旨在对接“一带一路”。除五线城市的结果为负外,自贸试验区政策均对新一线、二线、三线、四线城市外商直接投资产生不同程度的正向效应,且效应越来越明显,其对四线城市外商直接投资的影响程度远大于新一线城市,说明城市级别越低,自贸试验区政策带来的正向冲击越显著。规模小的城市以往因其经济体量小,吸引外商直接投资的动力有限,但自贸试验区设立这个巨大的红利给当地带来了更大的发展机遇,可塑性、发展后劲更强,经济增长前景更为明朗,自贸试验区对其外商直接投资的正向促进作用明确体现。而对五线城市出现的结果而言,貌似并不能支持上述结论,其原因是:五线城市均是在2019年才成立自贸试验区,其政策观测期只有一期,自贸试验区政策效应存在一定的滞后性,其正向促进作用未能显现,进一步验证假设1。

(四)不同发展梯度的自贸试验区政策效应分析

18个自贸试验区按地理位置可划分为沿海、内陆、沿边自贸试验区,形成了全方位、有梯度的开放格局。其中,沿海地区设立自贸试验区的城市有16个,内陆地区有16个,沿边地区有6个^⑤。表9汇总了不同发展梯度的自贸试验区对外商直接投资影响的平均处理效应。

根据表9的ATT结果发现,沿海和内陆自贸试验区对外商直接投资具有正向促进作用,且沿海自贸试验区的正向影响程度更高,而沿边自贸试验区并没有展现出对外商直接投资的促进作用。

表9 不同发展梯度的自贸试验区政策效应

平均处理效应	沿海城市	内陆城市	沿边城市
ATT	0.8679	0.1534	-1.2620

图4分别列示了沿海、内陆和沿边自贸试验区对

④ 一线城市自贸试验区包括上海、广州、深圳;新一线城市包括天津、沈阳、郑州、重庆、成都、西安、武汉、青岛、苏州、南京;二线城市包括福州、厦门、珠海、大连、济南、烟台、南宁、石家庄、保定、昆明、哈尔滨;三线城市包括洛阳、襄阳、宜昌、舟山、海口、三亚、连云港、唐山;四线城市包括营口、开封、泸州;五线城市包括钦州、黑河、牡丹江。

⑤ 沿海自贸试验区包括上海、广州、深圳、珠海、天津、福州、厦门、大连、营口、舟山、海口、三亚、青岛、烟台、连云港、唐山;内陆自贸试验区包括沈阳、郑州、开封、洛阳、武汉、襄阳、宜昌、重庆、成都、泸州、西安、济南、南京、苏州、石家庄、保定;沿边自贸试验区包括昆明、南宁、钦州、哈尔滨、黑河、牡丹江。

外商直接投资的真实与合成结果和平均处理效应。对于沿海自贸试验区,其政策的真实与合成结果图和平均处理效应图与前文东部自贸试验区的结果类似,这是因为沿海城市均位于东部地区,在此不做赘述;同时可以发现,沿海自贸试验区的ATT高于东部地区,这是因为沿海城市不包含2019年设立自贸试验区的东部地区城市,而2019年设立自贸试验区城市的政策效应存在滞后性。因此沿海自贸试验区对外商直接投资的影响程度更高。内陆自贸试验区对外商直接投资的作用在第1期不明显,但外商直接投资实际值是大于合成值的,第2期后正向促进作用开始显现,内陆自贸试验区虽不如沿海自贸试验区有向海的区位和经济优势,但其凭借内陆市场优势承担中国经济内循环的节点功能,承接了来自沿海自贸试验区的产业转移,并积极对接“一带一路”。沿边自贸试验区的外商直接投资的平均处理效应为负,外商直接投资实际值始终低于合成值,并未显现出对外商直接投资的正向吸引作用。造成这一结果的原因有两个:一是政策观测期短,其正向作用暂未显现;二是沿边自贸试验区的开放有赖于邻国的配合与合作,边境的自我保护导致跨境经济难以形成一个体系,如果只是单边开放将很难收到实际效果,加之沿边自贸试验区自身的经济发展落后,人才流失严重,缺乏科技、金融资源要素等,投资环境较差。

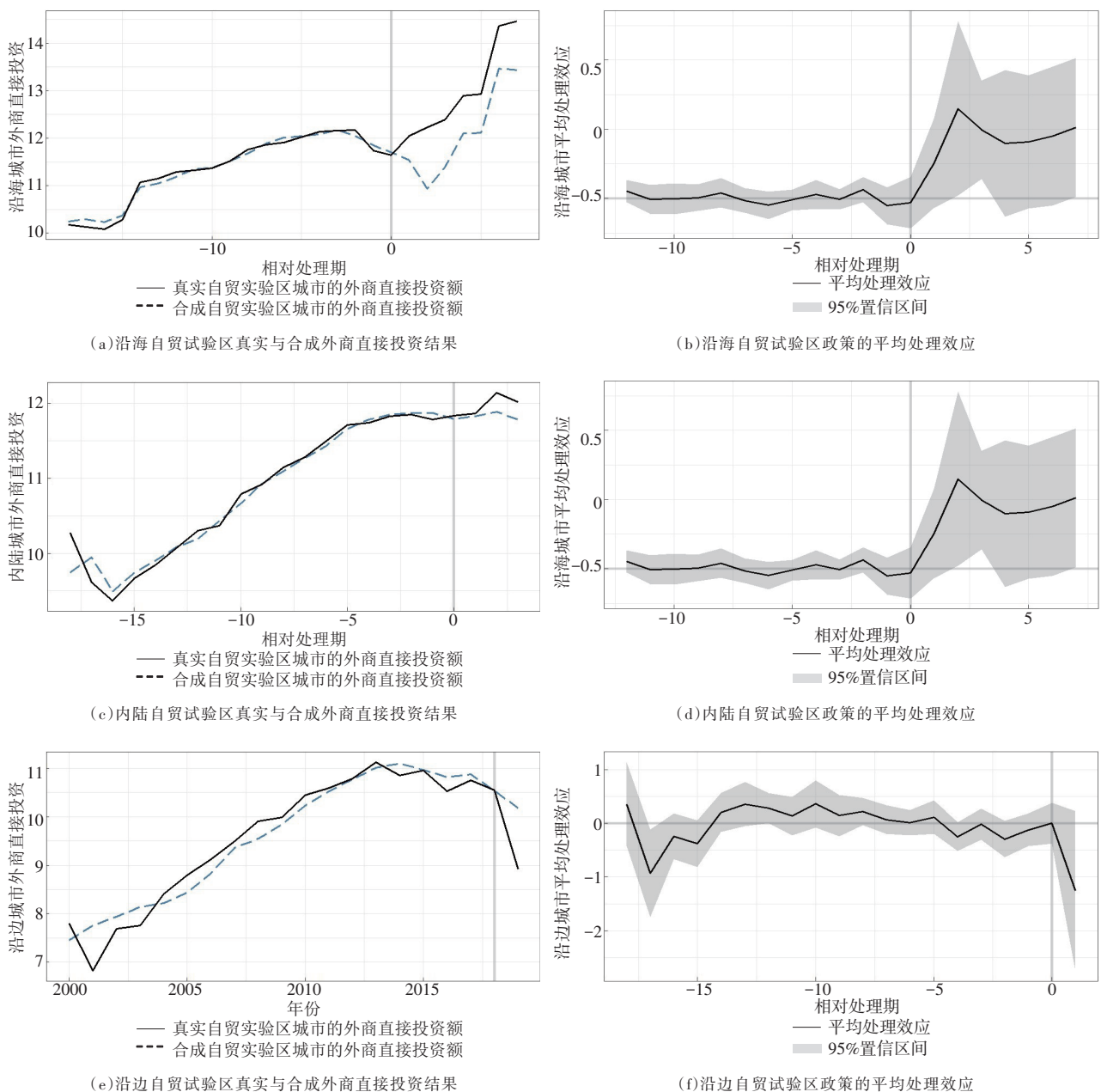


图4 沿海、内陆、沿边自贸试验区外商直接投资的真实与合成结果(左图)和平均处理效应(右图)

七、结论与启示

本文运用广义合成控制法,就我国自贸试验区建设是否吸引外商直接投资流入进行实证检验,结果表明:第一,从整体来看,自贸试验区在一定程度上吸引了外商直接投资的流入,设立当期的正向影响强度较弱,但随着自贸试验区政策的继续推进,吸引外商直接投资的能力越来越强。多期双重差分法的结果进一步验证了自贸试验区对外商直接投资具有正向影响,同时在控制其他经济政策的叠加影响后,检验结果依旧稳健。第二,自贸试验区吸引外商直接投资流入存在差异性。从时间趋势看,不同批次成立的自贸试验区政策导向不同,对外商直接投资的影响强度也不同,最近设立自贸试验区的政策效应存在一定的时滞性。从区域层面看,东部地区设立自贸试验区初期对外商直接投资的吸引作用更明显,之后呈现出先下降后上升的特征;中部地区设立自贸试验区初期存在一定滞后效应,第2期后自贸试验区对外商直接投资的正向促进作用才逐渐显现;西部地区设立自贸试验区初期吸引了外商直接投资流入,不过后期政策效果有所弱化。从城市规模看,自贸试验区对不同级别城市外商直接投资的正向促进作用呈哑铃型,一线城市更能吸引外商直接投资,级别越低的城市可塑性越强,自贸试验区设立对外商直接投资的正向促进作用越显著。从不同发展梯度看,沿海自贸试验区对外商直接投资的正向影响程度高于内陆自贸试验区,而沿边自贸试验区并未发挥出对外商直接投资的吸引作用。

本文研究对充分发挥自贸试验区吸引外商直接投资流入具有一定的启示意义。第一,对标高水平贸易投资规则,优化外商投资环境。贸易开放度的提升有助于外商直接投资流入(黄弢和陈薇,2021),自贸试验区应注重推动全方位、高水平对外开放,积极对标国际一流自贸区的负面清单管理模式,进一步缩减负面清单,降低外商投资准入门槛;赋予自贸试验区更大的改革自主权和试错免责权,规范行政审批改革,利用科技手段简化投资手续,降低外商投资交易成本,创新自贸试验区的融资工具和方式,为投资提供更开放的营商环境。第二,各自贸试验区应因地制宜,充分发挥自身区位优势。东部沿海自贸试验区应依靠港口优势努力向自由贸易港迈进,实现投资自由。内陆自贸试验区应当结合本地资源禀赋和特色,一方面要主动服务于国家重大战略,与“一带一路”建设、西部大开发等战略充分联动;另一方面要借助交通枢纽构建内河港型、铁路港型自贸试验区,探索符合自身特色的投资便利化措施。沿边自贸试验区不必照搬内陆与沿海自贸试验区的发展模式,应当面向周边国家市场需求,争取毗邻国家的配合与合作,探索由两国境内自建的方式向跨境共建的方式转变,实现投资自由的开放政策。第三,加强自贸试验区内的“软实力”建设。外商直接投资的持续、稳定增长更需要自贸试验区内部的“软实力”吸引,短期内自贸试验区这个政策红利确实吸引了外商直接投资流入,但从长远计,外商直接投资的流入还需要相关的基础设施保障才具有持久性。因此应逐步完善中、西部自贸试验区城市金融配套、基础设施建设,探索人才配套服务、信息服务等体制创新,从而提高自身经济发展实力以提供良好的投资环境。第四,自贸试验区建设亦可更多辐射于非一二线的城市。一些三、四线城市发展潜力大、可塑性强。因此在未来选择试点时,可更多关注这一级别城市中特别是对外开放前景乐观的城市。向这些国际经济交往密切的三、四线城市实施投资优惠政策倾斜,充分挖掘三、四线城市的发展潜能和发展空间,进而持续、有效地发挥自贸试验区的政策效果。

参考文献

- [1] 方云龙,王博,2020.天津自由贸易试验区经济增长效应:机制检验与政策应对[J].商业研究,(5):34-43.
- [2] 郭苏文,2015.基于制度质量视角的中国内向FDI区域发展不平衡解释[J].技术经济,34(6):63-68.
- [3] 韩瑞栋,薄凡,2019.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,(7):36-45.
- [4] 韩振国,朱洪宇,2022.自由贸易试验区:制度优势或政策陷阱——基于夜间灯光数据的时空分析[J].经济学家,(4):89-98.
- [5] 何树全,吴佳,2020.贸易自由化对资本要素流动的影响——来自上海自贸试验区的经验证据[J].现代经济探讨,(9):46-53.
- [6] 胡艺,张义坤,刘凯,2022.内陆型自贸区的经济外部性:“辐射效应”还是“虹吸效应”?[J].世界经济研究,(2):54-72,135.
- [7] 黄启才,2018.自贸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,(4):85-96.

- [8] 黄翌, 陈薇, 2021. 知识产权保护与贸易开放度对外资引进的影响[J]. 技术经济, 40(1): 82-90.
- [9] 姜鸿, 刘玥, 2021. 新冠肺炎疫情爆发前后中美贸易摩擦的经济效应比较[J]. 世界经济与政治论坛, (3): 54-77.
- [10] 李蕊, 敖译雯, 李智轩, 2021. 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, (8): 91-106, 137.
- [11] 李子联, 刘丹, 2021. 中国自由贸易试验区建设的“质量效应”研究[J]. 经济学家, (9): 58-68.
- [12] 刘秉镰, 吕程, 2018. 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, (3): 51-66.
- [13] 刘杨, 曲如晓, 曾燕萍, 2021. 中国自由贸易试验区的政策效应评估[J]. 国际贸易问题, (4): 1-16.
- [14] 罗舟, 胡尊国, 2021. 中国自贸试验区政策试点对地区外商直接投资的影响——基于双重差分法的验证[J]. 财经理论与实践, 42(2): 67-72.
- [15] 司春晓, 孙诗怡, 罗长远, 2021. 自贸区的外资创造和外资转移效应: 基于倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)的研究[J]. 世界经济研究, (5): 9-23, 134.
- [16] 谭娜, 周先波, 林建浩, 2015. 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, (10): 14-24, 86.
- [17] 王利辉, 刘志红, 2017. 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, (2): 3-15.
- [18] 项后军, 何康, 2016. 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, (8): 3-15.
- [19] 谢申祥, 王晖, 范鹏飞, 2022. 自由贸易试验区与企业出口产品质量——基于上海自贸试验区的经验分析[J]. 中南财经政法大学学报, (2): 121-134.
- [20] 邢孝兵, 雷颖飞, 2019. 自由贸易区的地区经济增长效应: 开放还是改革?[J]. 国际商务研究, 40(4): 55-65.
- [21] 叶霖莉, 2020. 中国自贸区的经济增长效应评估——基于沪津闽粤自贸区的实证研究[J]. 国际商务研究, 41(3): 97-108.
- [22] 殷华, 高维和, 2017. 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, 43(2): 48-59.
- [23] 应望江, 范博文, 2018. 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, 32(11): 5-13.
- [24] 张军, 闫东升, 冯宗宪, 等, 2019. 自由贸易区的经济增长效应研究——基于双重差分空间自回归模型的动态分析[J]. 经济经纬, 36(4): 71-77.
- [25] 周汉民, 2015. 我国四大自贸区的共性分析、战略定位和政策建议[J]. 国际商务研究, 36(4): 36-46.
- [26] 左思明, 2018. 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]. 制度经济研究, (2): 215-228.
- [27] ABADIE A, DIAMOND A, HAINMUELLER J, 2010. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program[J]. Publications of the American Statistical Association, 105(490): 493-505.
- [28] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A, 2010. Big and banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. Journal of Finance, 65(5): 1637-1667.
- [29] XU Y, 2017. Generalized synthetic control method: Causal inference with interactive fixed effects models[J]. Political Analysis, 25(1): 57-76.
- [30] YAO D, WHALLEY J, 2015. The Yuan and Shanghai Pilot Free Trade Zone[J]. Journal of Economic Integration, 30(4): 591-615.

Has China's Pilot Free Trade Zone Attracted Foreign Direct Investment? Panel Data from 216 Prefecture-level Cities

Wang Qian, Xie Lingling

(College of Economics and Management, Shanghai Ocean University, Shanghai 201306, China)

Abstract: As a policy experiment of China's deepening reform and opening up, the pilot free trade zone attempts to realize the liberalization and facilitation of trade and investment through institutional innovation. What is the policy effect? Based on the panel data of 216 prefecture-level cities from 2000 to 2019, the influence of China's pilot free trade zone on foreign direct investment was tested by generalized synthetic control method. It is found that: the pilot free trade zone has attracted foreign direct investment to a certain extent, and its positive role in promoting foreign direct investment has become increasingly obvious over time. The results of multi-period difference in difference method for controlling other policy factors further verify the reliability of the above conclusions. Further research finds that there are differences in the policy effects of the pilot free trade zone to foreign direct investment. From the time trend, the policy orientation of different batches of the pilot free trade zone is different, and the impact on foreign direct investment is different. From the regional perspective, in the construction of the pilot free trade zone, the eastern region has a stronger role in promoting foreign direct investment, the policy effect in the central region has a lag, and the western region has a downward trend in attracting foreign direct investment. From the perspective of city size, the attraction of the pilot free trade zone to foreign direct investment in first-tier cities is more obvious. The lower the city level is, the stronger the plasticity of cities is, and the more significant the effect of attracting foreign direct investment is. From different development gradients, the positive impact of the coastal pilot free trade zone on foreign direct investment is higher than that of the inland pilot free trade zone, while the border pilot free trade zone does not show the attraction to foreign direct investment.

Keywords: pilot free trade zone; foreign direct investment; generalized synthetic control method; policy evaluation