

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

彭羽 杨作云

摘要：本文基于交互固定效应模型的广义合成控制法，以上海、广东、天津自贸试验区和对应的长三角、珠三角、京津冀三大区域经济圈为例，采用2009—2017年的季度数据就自贸试验区运行对区域经济总量和质量提升的辐射效应进行了实证分析，同时运用双重差分法检验了广义合成控制法结果的稳健性。实证分析结果表明：自贸试验区对区域经济发展的辐射促进作用主要体现在质量效益指标上而非总量扩张指标上，这表明自贸试验区建设总体上遵循了制度创新的路径，通过制度创新传导推动区域经济高质量发展；自贸试验区建设对周边辐射区域的发展不存在投资挤出效应，这表明自贸试验区的制度创新避免了开发区模式下“政策洼地”所引致的引资竞争效应，更多体现为投资增量，而非存量转移；以上海自贸试验区为例，其扩区前后对长三角区域经济的辐射效应存在显著差异，反映了制度创新措施需要与之相匹配的试点空间和载体，进而产生更强的外溢效应。

关键词：自贸试验区；区域辐射效应；交互固定效应模型；广义合成控制法；双重差分法

[中图分类号] F727 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 09-0065-16

引言

自由贸易试验区（以下简称自贸试验区）建设是新形势下我国全面深化改革和扩大开放、深度融入经济全球化和打造中国经济升级的重要载体，是国家的战略需要。自2013年9月上海自贸试验区作为国内第一个自贸试验区设立以来，到目前为止，国家层面先后批准设立五批共18个自贸试验区。其中，2015年4月，国务院批准在广东、天津和福建三地设立自贸试验区，同时批准上海自贸试验区扩区运行；2017年4月，辽宁、浙江、河南、湖北、重庆、四川、陕西等地作为国内第三批自贸试验区正式运行；2018年5月，海南自贸试验区正式启动运行；2019年8月，山东、江苏、广西、河北、云南、黑龙江等地作为第五批自贸试验区正式设立，同时批准设立了上海自贸试验区临

[收稿日期] 2019-08-18

[作者信息] 彭羽：上海社会科学院世界经济研究所副研究员、硕士生导师 200020 电子信箱 pengyu@sass.org.cn；杨作云：上海对外经贸大学国际经贸学院硕士研究生

港新片区^①。至此，在全国范围内形成了“1+3+7+1+6”覆盖东西南北中联动发展的新格局。

从战略目标和发展定位上看，国家层面设立自贸试验区的初衷与其他各种类型的开发区（如经济技术开发区、高新技术区等）有很大差异，这种差异集中体现在以下两个方面：一方面，自贸试验区建设强调制度创新探索（李墨丝等，2013^[1]；张幼文，2014^[2]），即不只是关注引进外资、进出口和经济增长等总量指标所表征的规模扩张，而更加注重通过制度创新所产生的经济效益提升，从而实现高质量发展；另一方面，国家层面关于各地自贸试验区的发展定位存在明显的区域导向（袁波和李光辉，2015^[3]；范霄文和朱维芝，2015^[4]），如天津自贸试验区服务于京津冀协同发展，广东自贸试验区服务于粤港澳深度合作发展，福建自贸试验区服务于两岸经济合作发展，上海自贸试验区促进长三角一体化等，因而自贸试验区的建设不应只关注设立自贸试验区所在地区的发展，而应同时关注其设立运行对重点辐射区域产生的经济效应。

从以上背景出发，基于自贸试验区的运行建设是否对区域经济（而不仅是设立所在地）的联动发展产生辐射效应，以及自贸试验区建设是否有助于经济质量提升（而不仅是经济总量扩张）二者进行深入分析，有助于科学评价自贸试验区建设作为一项重要的国家战略，是否在实践中通过制度创新、可复制推广和由点及面的战略设计带动了区域的高质量发展，同时也对后续我国自贸试验区网络体系的持续完善有重要的指导意义。

一、文献回顾

在自贸试验区政策效果评估领域，基于自然实验的双重差分法（DID）是最常用的因果推断分析方法之一，DID方法将自贸试验区视为一种“准自然试验”，因而在政策效应评估应用上具有一定的优越性。张军等（2018）^[5]选取我国2009—2017年省级面板数据，运用双重差分法，分析了自贸试验区政策实施的经济增长净效应及动态效应，发现自贸试验区政策实施总体上对地区经济增长存在显著的正向促进作用。叶修群（2018）^[6]基于季度层面的省级面板数据，运用双重差分法研究了我国四大自贸试验区政策对所在地区GDP增长率的影响。研究进一步区分了不同产业对经济增长的促进效应，发现上海和广东自贸试验区的经济增长效应主要来自于第三产业，而天津和福建自贸试验区的经济增长效应更多来源于第二产业。当然，DID方法在政策评估的实际应用中也可能存在局限性，一方面，由于存在随时间变化的不可观测因素，从而使得处理组和控制组在政策实施前后很难满足平行趋势假设；另一方面，某些政策在选择实施对象和时间上并非随机，从而产生政策内生性问题（陈林和伍海军，2015）^[7]，这使得双重差分法的假设条件不一定成立。

政策效应评估领域，与DID方法相对应的是合成控制法。Abadie等（2003^[8]；2010^[9]）首次提出和应用合成控制法进行政策分析，这一方法依据潜在结果和预

^①2019年8月6日，国务院印发《中国（上海）自由贸易试验区临港新片区总体方案》，标志着上海自贸试验区临港新片区正式启动，先行启动面积为119.5平方公里。

处理期控制变量对控制组单元给予总权重为1的非负加权,合成一个与处理组单元变化趋势相一致的最优控制组,通过对比政策实施前后处理组与反事实合成组估计值之差来研究政策效果。与双重差分法相比,合成控制法依据处理组单元的权重大小来选择构成最优控制组的单元,从而避免了主观选择和政策的内生性等问题(范子英,2013)^[10],降低了估计偏误。

鉴于此,合成控制法在自贸试验区政策效应评估领域中也得以应用,王利辉和刘志红(2017)^[11]对比真实上海地区与合成上海地区实际人均GDP、固定资产投资和进出口总额在政策实施前后的差异,发现上海自贸试验区对地方经济的影响效应显著为正。刘秉镰(2018)^[12]采用合成控制法,选取工业增加值、固定资产投资完成额和进出口总额等指标分析了我国四大自贸试验区政策对设立地区的经济增长效应,并根据不同自贸试验区的不同功能定位,比较了自贸试验区政策对设立地区经济效应的差异化影响。

本文的研究创新在于:第一,在现有文献主要研究自贸试验区设立对所在地区经济效应评估的基础上,拓展到了区域辐射层面,该研究视角更贴近于国家对各地自贸试验区建设的区域化特色定位;第二,研究方法上,首次将基于交互固定效应模型(IFE)的广义合成控制法(Xu,2017)^[13]引入自贸试验区政策效应分析,从而满足自贸试验区政策对区域经济辐射效应的多个处理组单元需求,克服了传统合成控制法(Abadie et al.,2010)仅适用于分析单个处理组单元的缺陷;第三,经济效应评价指标选取方面,在考虑反映经济增长总量指标的基础上,还纳入了工业企业利润率、财政收入增长率等反映经济发展质量的指标,从而可以更好地评价自贸试验区制度创新是否促进了区域的高质量发展;第四,以成立时间最长的上海自贸试验区为例,分析2015年扩区前后1.0版和2.0版的制度创新措施对区域经济辐射效应的变化,可以反映不同阶段制度创新推进效果的差异。

二、自贸试验区对区域辐射效应的影响机制

从国务院对各地自贸试验区的总体方案来看,自贸试验区的制度创新一般分为投资制度创新、贸易监管制度创新、金融制度创新和事中事后监管制度创新等四大领域(李墨丝和沈玉良,2015)^[14]。自贸试验区对区域的辐射效应主要通过以上领域的制度创新措施进行微观传导,再传导至产业和宏观经济发展层面,最终促进区域经济发展的总量和质量提升。

第一,投资领域。自贸试验区在国内率先进行了外商投资负面清单管理制度试点^①,推行“不列入即开放”的管理理念,提高了外商投资项目的可预见性(李墨丝和沈玉良,2015)。由于我国目前在服务业领域对外资开放的程度较低,因此负面清单目录缩减的重点是服务业,而且各地自贸试验区也将扩大开放服务业作为重点内容之一。由于高端服务业主要在中心城市集聚,因而通过自贸试验区所在中心城市的投资开放措施,可以在提升中心城市高端服务功能的同时,通过产业链上下

^①截止到目前,自贸试验区共出台了6个版本的外商投资负面清单,其中2013年、2014年版本为上海自贸试验区版负面清单,2015—2018年的4个版本为全国自贸试验区版负面清单。

游传导机制发挥总部—制造基地联动效应（赵弘，2012）^[15]，带动非中心城市的制造业发展，最终提升整个区域的产业规模和竞争力。

第二，贸易领域。自贸试验区在海关特殊监管区域和口岸通关贸易便利化方面进行了一系列制度创新试点，并有多项贸易便利化措施实现了在国内其他地区的复制推广（彭羽和陈争辉，2014）^[16]。同时，各地自贸试验区也进行了区域通关一体化制度创新（汤蕴懿，2016）^[17]，如长三角通关一体化、泛珠三角通关一体化等，区域通关一体化措施的试点和实施，打破了进出口货物在各地海关通关环节中的壁垒和障碍，有利于降低企业在涉及多个地区海关通关中的贸易成本（江若尘和陆焯，2014）^[18]，最终提升区域供应链中的货物流转效率。

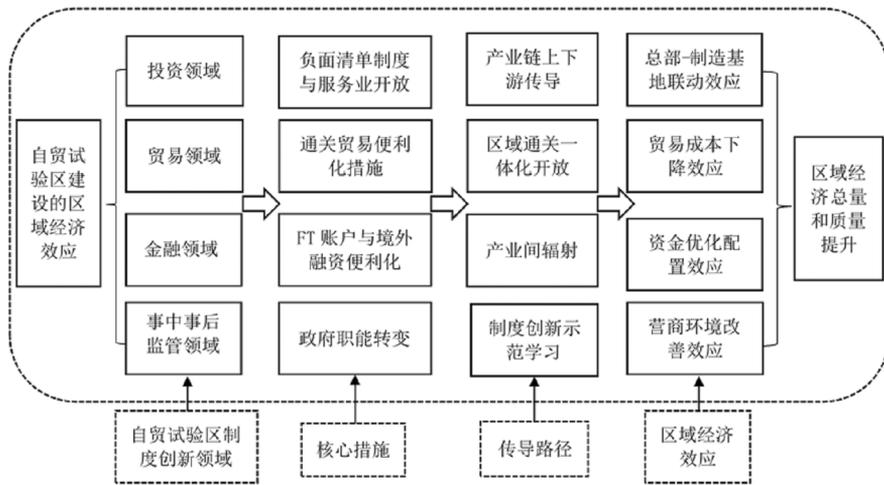


图1 自贸试验区对区域经济发展辐射的影响路径

第三，金融领域。自贸试验区在自由贸易帐户（Free Trade, FT）体系、跨境融资便利化等方面进行了制度创新。跨境融资的自由化和便利化，可以帮助实业投资类企业获取利率更低的境外资金，降低其融资成本，促进金融资源的优化配置（Yao and Whalley，2015）^[19]。由于这些制度创新的总体导向是服务于实体经济，企业只要注册于自贸试验区即可以享受其金融制度创新措施，加之自贸试验区的企业开业成本较低，因而吸引了大量周边地区的企业入驻，从而较好地发挥了金融创新服务于周边地区制造业企业的产业间辐射效应。

第四，事中事后监管领域。自贸试验区以转变政府职能为核心，在行政审批制度改革、建立部门间协同监管制度、鼓励社会力量参与市场监管等方面进行了试点。这些制度创新措施可以提高政府监管的透明度，优化政府监管流程，降低监管成本，促进营商环境的改善和优化。从区域传导机制上看体现为制度创新示范学习效应，这不仅指自贸试验区政府职能相关制度创新措施在其他区域复制推广的被动学习效应（黄先海和陈航宇，2013）^[20]，还包括因自贸试验区制度创新带来的其他区域内各政府的主动改革效应（王庆五，2015）^[21]。

三、基于 IFE 模型的广义合成控制法的实证分析

(一) 实证模型构建和数据来源

1. 模型构建

假设 Y_{it} 为单位 i 在时刻 t 的经济效益指标, 令 τ 和 c 分别表示处理组和控制组的单元集合。总单元数为 $N = N_{\tau} + N_{co}$, 其中 N_{τ} 和 N_{co} 分别为处理单元数和控制单元数, 并且所有的集合均可在 T 期内观测到。令 $T_{0,i}$ 表示单元 i 第一次在时刻 $(T_{0,i} + 1)$ 接受处理的预处理期数, 并在 $q_i = T - T_{0,i}$ 期间内持续被观测到。在观测的时间跨度内, 控制组受政策的直接持续影响较小或不明显^①。为便于说明, 本文假设所有的处理组首次同时受到政策的影响, 即 $T_{0,i} = T_0$, $q_i = q$, 设定模型如下:

$$Y_{it} = \xi_t + \delta_{it} D_{it} + x'_{it} \beta + \lambda'_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 若单元 i 在时刻 t 受到政策干预, $D_{it} = 1$, 否则 $D_{it} = 0$, 即当 $i \in \tau$ 且 $t > T_0$ 时, $D_{it} = 1$, 否则 $D_{it} = 0$ 。 ξ_t 是影响所有地区的经济变量的时间固定效应; δ_{it} 是单元 i 在时刻 t 的异质性处理效应; x_{it} 是一个 $(k \times 1)$ 维的可观测到的协变量, 代表一组不受自贸试验区是否设立影响的控制变量, $\beta = [\beta_1, \dots, \beta_k]'$ 是一个 $(k \times 1)$ 的不可观测的系数向量, $f_t = [f_{1t}, \dots, f_{rt}]'$ 是一个 $(r \times 1)$ 的不可观测的共同因子向量, $\lambda_i = [\lambda_{i1}, \dots, \lambda_{ir}]'$ 是一个 $(r \times 1)$ 的不可观测因子载荷向量, 代表不可观测的地区固定效应, ε_{it} 代表未观测到的单元 i 在时刻 t 的冲击, 其均值在地区水平上为零。设 $Y_{it}(1)$ 和 $Y_{it}(0)$ 分别为单元 i 在时刻 t 当 $D_{it} = 1$ 和 $D_{it} = 0$ 时的潜在结果, 即 $Y_{it}(1) = \xi_t + \delta_{it} + x'_{it} \beta + \lambda'_i f_t + \varepsilon_{it}$ 和 $Y_{it}(0) = \xi_t + x'_{it} \beta + \lambda'_i f_t + \varepsilon_{it}$ 。其中, $Y_{it}(1)$ 表示第 i 个地区在时刻 t 内设立自贸区或受到自贸区影响的经济变化, $Y_{it}(0)$ 表示第 i 个地区在时刻 t 内没有设立自贸区或未受到自贸区影响的经济变化。

基于交互固定效应模型的广义合成控制法 (GSC) 对处理单元 i 在时刻 t 的处理效果的估计量由真实结果与其估计的反事实估计值之差给出: $\hat{\delta}_{it} = Y_{it}(1) - \hat{Y}_{it}(0)$, 其中, $\hat{Y}_{it}(0)$ 由以下步骤得到。

一是假设控制组由交互固定效应模型给出:

$$Y_{co} = \Theta + X_{co} \beta + F \Lambda'_{co} + \varepsilon_{co} \quad (2)$$

其中, $Y_{co} = [Y_1, Y_2, \dots, Y_{N_{co}}]$ 和 $\varepsilon_{co} = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_{N_{co}}]$ 是 $(T \times N_{co})$ 的矩阵; $\Theta = [\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_T]$ 是一个 $(T \times 1)$ 的矩阵; X_{co} 是 $(T \times N_{co} \times p)$ 的矩阵; $\Lambda_{co} = [\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{N_{co}}]$ 是 $(N_{co} \times r)$ 的矩阵。仅使用自贸试验区区域外的控制组数据进行有约束的 OLS 估计, 得到外生协变量估计系数 $\hat{\beta}$ 、共同因子 \hat{F} 、控制组的因子载荷 $\hat{\Lambda}_{co}$ 及 $\hat{\Theta}$:

^①控制组包括辐射区域以外的地区, 自贸试验区政策对辐射区域以外的直接持续影响较小或不明显 (现有国内关于自贸试验区的政策效应评估文献均以此假设为前提)。

$$(\hat{\beta}, \hat{F}, \hat{\Theta}, \hat{\Lambda}_{co}) = \underset{\substack{\hat{\beta}, \hat{F}, \hat{\Theta}, \hat{\Lambda}_{co}}}{\operatorname{argmin}} \sum_{i \in c} \tilde{e}_i' \tilde{e}_i = \underset{\substack{\hat{\beta}, \hat{F}, \hat{\Theta}, \hat{\Lambda}_{co}}}{\operatorname{argmin}} \sum_{i \in c} (Y_i - \hat{\Theta} - X_i \hat{\beta} - \hat{F} \hat{\lambda}_i)' (Y_i - \hat{\Theta} - X_i \hat{\beta} - \hat{F} \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

$$\hat{F}' \hat{F} / T = I_r \text{ and } \hat{\Lambda}'_{co} \hat{\Lambda}_{co} = \text{diagonal}$$

二是仅使用处理组（自贸试验区区域内的地区）接受处理前样本进行无约束 OLS 估计，得到每个处理个体的因子载荷 $\hat{\lambda}_i$ 和 $\hat{\xi}_i$ ：

$$\begin{aligned} \hat{\lambda}_i &= \underset{\hat{\lambda}_i}{\operatorname{argmin}} (Y_i^0 - \hat{\xi}_i^0 - X_i^0 \hat{\beta} - \hat{F}^0 \hat{\lambda}_i)' (Y_i^0 - \hat{\xi}_i^0 - X_i^0 \hat{\beta} - \hat{F}^0 \hat{\lambda}_i) \\ &= (\hat{F}^{0'} \hat{F}^0)^{-1} \hat{F}^{0'} (Y_i^0 - \hat{\Theta}^0 - X_i^0 \hat{\beta}), \quad i \in \tau \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $\hat{\beta}$ 和 \hat{F}^0 从第一步得到，“0”表示接受自贸试验区政策处理之前。

三是基于以上估计系数，计算处理组（自贸试验区区域内的地区）接受政策处理后的“反事实”对照组：

$$\hat{Y}_{it}(0) = x'_{it} \hat{\beta} + \hat{\lambda}'_{it} \hat{f}_i + \hat{\xi}_i, \quad i \in \tau \quad (5)$$

最后可得受自贸试验区政策影响的处理组地区平均处理效应 ATT 估计量为：

$$\widehat{ATT}_t = \left(\frac{1}{N_{tr}} \right) \sum_{i \in \tau} [Y_{it}(1) - \hat{Y}_{it}(0)], \quad i \in \tau \text{ 且 } t > T_0 \quad (6)$$

借鉴 Xu (2017) 的方法，本文利用未受到自贸试验区政策影响的控制组地区数据 $\{Y_i, X_i\}$ 估计交互固定效应模型，采用交叉验证的方法来确定最小化均方预测偏误 $MSPE(r) = \sum_{s=1}^{T_0} \sum_{i \in T} e_{is}^2 / T_0$ 的共同因子的个数 r^* ，其中， T_0 表示所有的自贸试验区政策预处理阶段， $s \in \{1, \dots, T_0\}$ ，预测偏误 $e_{is} = Y(0)_{is} - \hat{Y}(0)_{is}$ 。以及通过 Parametric Bootstrap 的方法得到不确定估计 \widehat{ATT} 的方差 $Var(\widehat{ATT} | D, X, \Lambda, F) = \frac{1}{B} \sum_{k=1}^B (\widehat{ATT}_t^{(k)} - \frac{1}{B} \sum_{j=1}^B \widehat{ATT}_t^{(j)})^2$ ，其中 B 表示 Bootstrap 的次数， $j, k \in \{1, \dots, B\}$ 。

2. 数据来源及说明

本文选取 31 个省、直辖市、自治区 2009Q1—2017Q4 的季度数据，从自贸试验区政策对区域经济辐射影响的视角，研究自贸试验区政策产生的经济总量效应和经济质量提升效应。其中，自贸试验区主要选取上海自贸试验区、天津自贸试验区和广东自贸试验区，对应的辐射区域分别为长三角（上海市、浙江省、江苏省和安徽省）、京津冀（天津市、北京市和河北省）、珠三角（广东省）地区。

基于数据的可获得性及完整性，本文选取地区生产总值同比增长率（GDP）、固定资产投资完成额同比增长率（fi）、进出口总额同比增长率（iep）、进口总额同比增长率（imp）和出口总额同比增长率（exp）作为描述自贸试验区经济增长

总量效应的指标。其中，地区生产总值同比增长率作为描述地区经济增长的代理变量，固定资产投资完成额同比增长率作为描述地区投资的代理变量，进出口总额同比增长率、进口总额同比增长率和出口总额同比增长率作为描述地区货物进出口贸易的代理变量。本文选取规模以上工业企业利润率作为描述自贸试验区经济增长质量效应的指标。其中，规模以上工业企业利润率 (*prf*) 作为描述企业经济增长质量的微观层面代理变量，政府财政收入同比增长率 (*gov*) 作为描述地区经济增长质量的宏观代理变量。

本文选取自贸试验区建设虚拟变量 (D_{it}) 作为核心解释变量，若受到自贸试验区政策影响则 $D_{it} = 1$ ，否则， $D_{it} = 0$ 。

为控制其他影响地区经济增长总量和质量的因素，本文参考叶修群 (2018) 的方法，选取的控制变量包括：社会消费水平 (*com*)、贸易依存度 (*umi*)、第二产业发展水平 (*sec*) 和第三产业发展水平 (*thd*)。在经济发展中，社会生产规模的变化与社会消费水平紧密相关，社会生产规模又影响地区经济发展水平，故用社会消费品零售总额占 GDP 比重表示社会消费水平，从而反映地区社会生产规模的变化对经济增长总量和质量的影响；用进出口总额占 GDP 比重来表示贸易依存度，反映对外贸易对地区经济增长总量和质量的影响；用第二产业 GDP 占 GDP 比重表示第二产业发展水平，反映工业化和城市化水平对经济增长总量和质量的影响；用第三产业 GDP 占 GDP 比重表示第三产业发展水平，反映产业转型升级对地区经济增长总量和质量的影响。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GDP</i>	0.118	0.105	-0.707	1.891
<i>fi</i>	0.192	0.185	-0.733	2.979
<i>iep</i>	0.470	1.586	-0.900	9.099
<i>imp</i>	0.510	1.853	-0.932	20.31
<i>exp</i>	0.523	1.827	-0.950	15.65
<i>prf</i>	0.0627	0.0334	-0.235	0.353
<i>gov</i>	0.158	0.172	-0.562	2.117
<i>lnsec</i>	-0.806	0.232	-1.686	-0.332
<i>lnthd</i>	-0.839	0.204	-1.925	0.286
<i>lnumi</i>	-2.028	1.127	-6.128	0.450
<i>lncom</i>	-1.017	0.184	-1.540	0.453

本文选取 2009Q1—2017Q4 的季度数据对自贸试验区建设的经济效应进行分析。其中，2009Q1—2013Q3 为上海自贸试验区建设的预处理时期，2013Q4—2017Q4 为上海自贸试验区建设的处理时期；2009Q1—2015Q1 为天津自贸试验区和广东自贸试验区建设的预处理时期，2015Q2—2017Q4 为天津自贸试验区和广东自贸试验区建设的处理时期。

为消除季节因素的影响，降低可能存在的异方差，增强可对比性，本文对除同比增长率以外的数据进行季节调整并做对数处理。以上所有数据均来源于 Wind 数据库、中经网统计数据库和各省、直辖市、自治区统计局网站。

(二) 实证分析结果

为了分析自贸试验区建设对定位区域的经济增长总量和质量的影响,本文采用基于交互固定效应模型的广义合成控制法,按照自贸试验区建设总体设计方案将长三角看作上海自贸试验区政策处理组,将京津冀看作天津自贸试验区政策处理组,由于广东自贸试验区定位面向粤港澳深度合作发展,其中香港特别行政区和澳门特别行政区由于数据口径的原因未纳入本文研究之中,故单独把珠三角(广东省)作为广东自贸试验区政策研究的处理组。

1. 自贸试验区建设对区域经济增长总量的影响

关于区域经济总量指标,本文选择GDP增长率、固定资产投资增长率、进出口总额增长率、进口总额增长率、出口总额增长率共5个指标进行分析。限于篇幅,仅重点汇报GDP增长率这个总量指标,其他4个指标通过表2汇总集中反映。

如图2所示,在自贸试验区政策实施之前自贸试验区定位区域GDP同比增长率与合成区域GDP同比增长率的变化趋势基本一致,说明二者在政策实施前达到了较高的拟合程度。

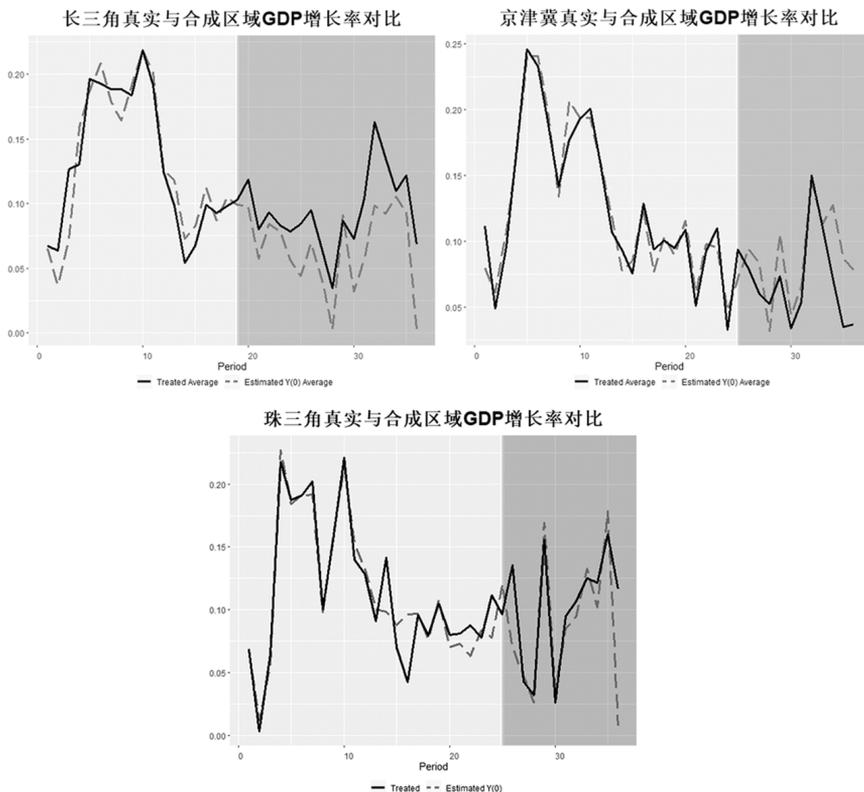


图2 自贸试验区辐射下真实区域与合成区域GDP增长率指标变化

注:各图中深色区域表示自贸试验区设立后,浅色区域为自贸试验区设立前;横轴数字表示分季度期数。

上海自贸试验区定位区域在政策实施之后,其真实值与合成值之差逐渐扩大,且其差异始终位于0轴之上,通过计算,其平均处理效应为0.029,说明上海自贸

试验区政策的实施给其定位区域的 GDP 增长率带来了正向影响；天津自贸试验区对其定位区域的 GDP 增长率的影响不显著，真实值与合成值整体没有太大差异，其平均处理效应约为-0.008，说明天津自贸试验区政策实施以后，其定位区域京津冀的 GDP 增长受天津自贸试验区建设的影响较小；珠三角区域 GDP 增长率的真实值和合成值在广东自贸试验区政策实施之后，其差异整体大于0值，即处理效应整体位于0轴上半部分，其平均处理效应为0.037，综合说明珠三角区域 GDP 增长率在广东自贸试验区制度创新的推动下显著提高。

2. 自贸试验区建设对区域经济发展质量的影响

本文主要采用微观层面的工业企业销售利润率指标和宏观层面的财政收入增长率指标来分析自贸试验区建设对区域经济增长质量的影响^①。

本文考察了自贸试验区建设对辐射区域规模以上工业企业利润率的影响情况（见图3）。观察自贸试验区政策实施前的差异变化可知，真实区域与合成区域的企业利润率的变化趋势整体保持一致，且真实值与合成值的差异较小，说明二者的拟合程度较好。

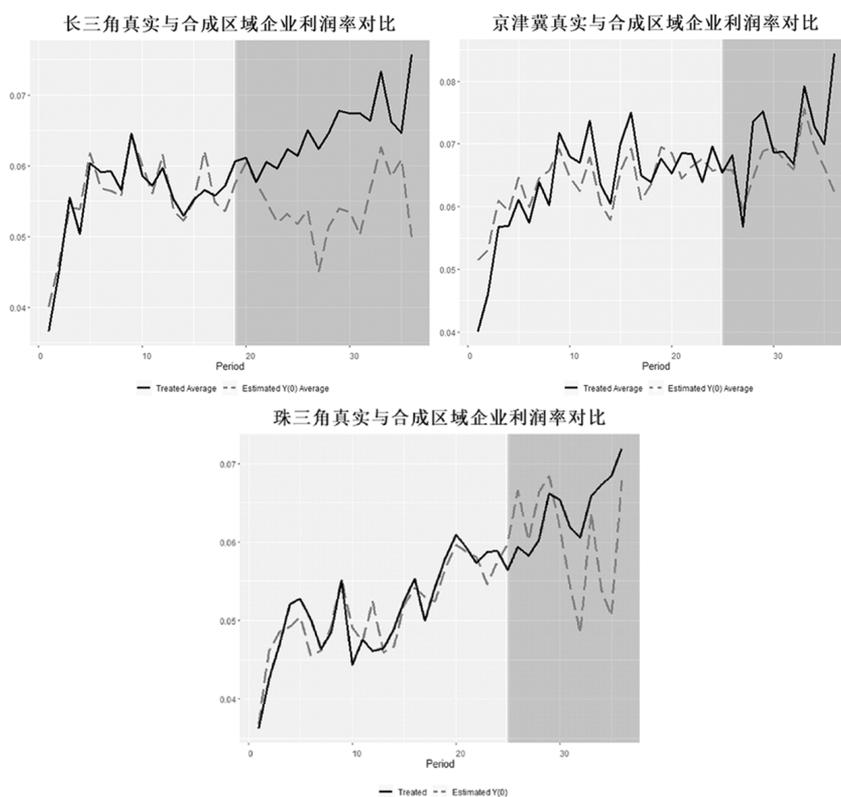


图3 自贸试验区辐射区域与合成区域工业企业销售利润率指标变化

注：各图中深色区域表示自贸试验区设立后，浅色部分为自贸试验区设立前；横轴数字表示分季度期数。

^①限于篇幅，以下仅汇报工业企业销售利润率指标的影响变化。

自上海自贸试验区政策实施之后，真实长三角区域与合成长三角区域企业利润率的差异逐渐明显，在样本中后期真实值整体位于合成值上部且二者差异较大，平均处理效应为 0.0104，说明长三角区域企业利润率在上海自贸试验区建设初期所受影响较小，但随着上海自贸试验区制度创新政策实施的全面深入，其正向影响越来越明显；天津自贸试验区政策实施后京津冀地区企业利润率的平均处理效应为 0.005，说明天津自贸试验区政策实施后，京津冀区域的企业利润率相比政策实施之前平均上升了 0.5%，结合真实区域和合成区域的企业利润率拟合图来看，京津冀区域企业利润率整体受到天津自贸试验区政策的正向显著影响；广东自贸试验区政策实施后，珠三角区域企业利润率整体呈现正向增长趋势，真实珠三角区域企业利润率绝大部分位于合成区域以上，其平均处理效应为 0.002，综合说明广东自贸试验区政策对珠三角区域企业利润率的生长有正向影响。

3. 对辐射区域经济增长总量和质量指标影响结果的汇总比较

表 2 显示了上海自贸试验区、天津自贸试验区和广东自贸试验区对其各自辐射区域的经济增长总量和质量影响的平均处理效应。在 GDP 增长率方面，自贸试验区对长三角区域和珠三角区域的平均处理效应分别为 0.029、0.037，上海自贸试验区和广东自贸试验区对长三角区域与珠三角区域产生了积极的促进作用，其中上海自贸试验区建设对长三角区域 GDP 增长的促进作用最为显著，GDP 增长率相对上海自贸试验区平均提升了 2.9%。相比之下，在观察期内天津自贸试验区建设对京津冀地区 GDP 增长的贡献较小。

固定资产投资增长率方面，上海自贸试验区建设对长三角区域的固定资产投资营造了良好的投资环境，在上海自贸试验区政策实施以后，长三角地区固定资产投资额增长率平均上涨了 6.7%。天津自贸试验区和广东自贸试验区对区域固定资产投资未产生显著的促进作用。

表 2 三大自贸试验区对辐射区域经济效应的平均处理效应

	指标	长三角 ATT	京津冀 ATT	珠三角 ATT
总量指标	GDP 增长率	0.029 *	-0.008	0.037 *
	固定资产增长率	0.067 *	-0.023	0.083
	进出口总额增长率	0.078 *	0.049 *	-0.015
	进口总额增长率	-0.029	0.016	-0.009
	出口总额增长率	0.153 *	0.098 *	0.001
质量指标	企业利润率	0.0104 *	0.005 *	0.002 *
	财政收入增长率	0.073 *	-0.036	0.081 *

注：用 * 注释的数字表示对应指标的真实值与合成值之间有明显的趋势性差异；未用 * 注释的数字表示对应指标的真实值与合成值之间无趋势性差异。

在货物进出口增长率方面，上海自贸试验区和天津自贸试验区对定位地区的进出口总额增长产生了显著的正向影响，政策实施后长三角区域进出口总额增长率平均上升了 7.8%；京津冀区域在天津自贸试验区成立后进出口总额增长率平均上升了 4.9%；而广

东自贸试验区在观测期内对珠三角区域的进出口总额整体未产生显著正向影响。在货物出口贸易方面,上海自贸试验区政策实施后,长三角区域出口总额增长率平均上升了15.3%。京津冀区域的出口总额在天津自贸试验区政策实施以后平均上升了9.8%。

在自贸试验区建设对区域经济增长质量的影响方面,上海自贸试验区建设对长三角区域规模以上工业企业利润率产生了显著正向影响,长三角区域企业利润率在上海自贸试验区政策实施之后平均提高1.04%;京津冀区域的企业利润率相比天津自贸试验区政策实施之前平均上升了0.5%;广东自贸试验区政策实施后,珠三角区域企业利润率整体呈现正向增长趋势,真实珠三角区域企业利润率绝大部分位于合成区域以上,说明广东自贸试验区政策对珠三角区域企业利润率的的增长有正向影响。在政府财政收入增长方面,上海自贸试验区和广东自贸试验区都对各自定位区域产生了显著的促进作用,长三角区域政府财政收入增长率在上海自贸试验区政策实施以后平均上涨了7.3%,珠三角区域平均上涨了8.1%。相比较而言,天津自贸试验区政策实施之后,京津冀区域政府财政收入增长没有发生显著变化。

4. 稳健性检验

为了进一步验证自贸试验区建设对辐射区域的经济效应系来自于自贸试验区政策的实施而非其他外在因素的影响,本文采用双重差分法进行稳健性检验。由于基于交互固定效应模型的广义合成控制法(Xu, 2017)直接通过Parametric Bootstrap构建了平均处理效应的不确定性估计,因而本文没有选择Abadie(2010)所采用的安慰剂检验(Placebo Tests)方法来说明处理组的平均处理效应的显著性。

受篇幅限制,在正文中本文以经济增长总量指标中GDP增长率、进出口总额增长率与质量指标中规模以上工业企业利润率、政府财政收入增长率作为双重差分法模型的被解释变量,分析长三角区域、京津冀区域和珠三角区域在自贸试验区建设前后的经济增长总量和质量的差异。为此,本文构建双重差分法模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 du_i \times dt_t + \gamma X_{it} + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, Y_{it} 表示各省、直辖市、自治区的经济水平指标,包括GDP增长率、进出口总额增长率、固定资产投资增长率、规模以上工业企业利润率和政府财政收入增长率; du_i 为地区虚拟变量,若 $du_i = 1$ 为处理组,若 $du_i = 0$ 为控制组; dt_t 为时间虚拟变量,若 $dt_t = 1$ 为自贸试验区政策实施之后, $dt_t = 0$ 为自贸试验区政策实施之前; $du_i \times dt_t$ 为地区虚拟变量与时间虚拟变量的交叉项,其系数即为自贸试验区政策对其设立地区与定位地区企业利润率的净效应; X_{it} 为控制变量,包括贸易依存度、社会消费水平、第二产业规模和第三产业规模; φ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为未观测到的单元*i*在时刻*t*的冲击。

表3为自贸试验区政策对其定位区域经济增长总量和质量效应的双重差分核心系数汇总表,结合表2自贸试验区建设对定位区域经济指标平均处理效应来看,基本上与广义合成控制法的结果一致,整体说明基于交互固定效应模型的广义合成控制法在政策评估领域具有可行性。其中个别指标的双重差分法结果的估计系数显著性与广义合成控制法不一致,可能是由于双重差分法在政策评估中的偏误要大于广义合成控制法,从而引致二者估计结果不一致(Xu, 2017)。

表3 自贸试验区建设对辐射区域经济效应的双重差分法结果汇总表

变量	长三角区域	京津冀区域	珠三角区域
区域生产总值增长率	0.0328 **	-0.0319 ***	0.0262
固定资产投资完成额增长率	0.0508 *	-0.00799	0.0700
进出口总额增长率	0.105 *	0.0538	0.0791
进口总额增长率	0.0214	-0.149	-0.141
出口总额增长率	0.0979	0.153	0.135
企业利润率	0.0221 ***	0.0133 ***	0.0170 *
财政收入增长率	0.0730 ***	0.0213	0.0985 **

注：***、**和*表示分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

四、拓展分析：扩区效应和投资挤出效应

自贸试验区战略已实施近6年时间，作为最早启动运行的上海自贸试验区，前后历经了一次扩区（2015年）和一次新设片区（2019年），试点载体和内容的变化是否对区域经济发展带来了差异性影响需要进一步研究。同时，由于前述实证研究表明自贸试验区对辐射区域投资总量的促进作用总体不明显^①，因而需要进一步分析自贸试验区是否因光环效应而引致对周边辐射区域产生投资挤出效应，进而影响后者的可持续发展。

（一）扩区效应：以上海自贸试验区为例

由于上海自贸试验区是国内第一个设立的自贸试验区，且在制度创新措施上具有较强的政策延续性和递进性，因而本文以上海自贸试验区为例，分析其设立后的试点载体和内容的变化对区域经济发展影响的差异性。

2013年9月，国务院发布《中国（上海）自由贸易试验区总体方案》（1.0版），明确试点的地理范围限于上海综合保税区的28.78平方公里；2015年4月，国务院发布《进一步深化中国（上海）自由贸易试验区改革开放方案》（2.0版），将地理面积拓展到120.72平方公里，涵盖范围除上海综合保税区外，还扩大到陆家嘴金融片区、金桥开发片区和张江高科技片区，试点地理范围的扩大和试点内容的深化，意味着自贸试验区的投资、金融、贸易等制度创新措施具有更多和更优的试点载体基础。

本文以上海自贸试验区2.0版（2015年4月扩区）为界点，分析上海自贸试验区政策导向变化的效应差异，在计算上海地区和长三角区域在上海自贸试验区扩区前后经济增长总量和质量影响的平均处理效应的基础上，通过对比扩区前与扩区后平均处理效应的大小，来判断上海自贸试验区在扩区前后的效应差异。

表4汇报了上海自贸试验区扩区前后上海地区和长三角区域经济指标的平均处理效应，本文将上海自贸试验区扩区前（2013Q4—2015Q2）定义为自贸试验区1.0版本，2015Q3—2017Q4定义为自贸试验区2.0版本。通过对比可以发现，上

^①前述研究中，粤、津自贸试验区对珠三角和京津冀区域固定资产投资的影响不显著，只有上海自贸试验区对长三角（苏浙沪皖）的影响是显著促进的，但之前区域辐射效应的样本中包含了上海，故在拓展分析中需要剔除上海后，看自贸试验区是否挤出了苏、浙、皖三省的投资。

海自贸试验区 2.0 版本的平均处理效应整体高于自贸试验区 1.0 版本的平均处理效应,比如 GDP 增长率,上海地区和长三角区域在上海自贸试验区扩区后的平均处理效应均高于扩区前的平均处理效应;同样,上海自贸试验区扩区后的企业利润率的平均处理效应分别为 0.037 和 0.013,均高于扩区前的 0.018 和 0.005。结合前文中的广义合成控制法结果,一方面说明上海自贸试验区政策在实施初始阶段并未完全发挥出来,对上海地区和长三角区域经济增长的影响甚微;另一方面也说明上海自贸试验区在 2015 年 4 月实施扩区之后,因试点范围的拓展使其产生的区域辐射效应有显著提升。

表 4 上海自贸试验区建设扩区前后的经济效应比较

变量	上海地区		长三角区域(苏浙沪皖)	
	扩区前(自贸试验区 1.0 版本)	扩区后(自贸试验区 2.0 版本)	扩区前(自贸试验区 1.0 版本)	扩区后(自贸试验区 2.0 版本)
GDP 增长率	0.032	0.036	0.0199	0.034
固定资产投资增长率	0.021	0.196	0.024	0.089
进出口总额增长率	0.117	0.111	0.039	0.099
进口总额增长率	-0.059	0.059	0.0043	-0.047
出口总额增长率	0.013	-0.148	0.1227	0.169
企业利润率	0.018	0.037	0.005	0.013
财政收入增长率	0.002	0.085	0.041	0.090

注:此处的时间动态经济效应为上海自贸试验区不同版本时期内的平均处理效应。

(二) 投资挤出效应:以上海、天津自贸试验区为例

本文以上海自贸试验区和天津自贸试验区为例分析其是否存在投资的挤出效应,此处选择固定资产投资完成额同比增长率作为投资的代理变量。在 Xu (2017) 提出的基于交互固定效应模型的广义合成控制法的基础之上,选取与上海经济联系最为紧密的安徽、浙江、江苏等地作为上海自贸试验区政策的处理组单元,选取河北、北京等地作为天津自贸试验区政策的处理组单元。

为了清晰地观察上海自贸试验区和天津自贸试验区对除设立地区以外的周边区域投资的挤出效应,本文在广义合成控制法的基础之上计算了真实区域与合成区域的投资差异,图 4 为两大自贸试验区建设前后的处理效应。其中,黑色实线为处理效应随时间变化的趋势,白色水平线为 0 轴,白色垂直线为自贸试验区政策实施的分割线,灰色阴影部分为 95% 的置信区间。从图 4 可以看出,在自贸试验区政策实施之前,真实区域与合成区域固定资产投资增长率的差值始终围绕 0 轴上下波动,整体没有明显的趋势变化,说明真实区域与合成区域达到了较高的拟合程度。在自贸试验区政策实施之后,真实区域与合成区域的差值仍未展现出明显的扩大趋势,且在观测期内处理效应多次在 0 值附近波动,上海自贸试验区和天津自贸试验区政策实施后的平均处理效应分别为 0.032 和 -0.007,虽然天津自贸试验区在样本观测后期的处理效应逐渐变大,但整体未产生显著影响。这表明自贸试验区政策的实施对周边区域的投资未产生明显的投资挤出效应。

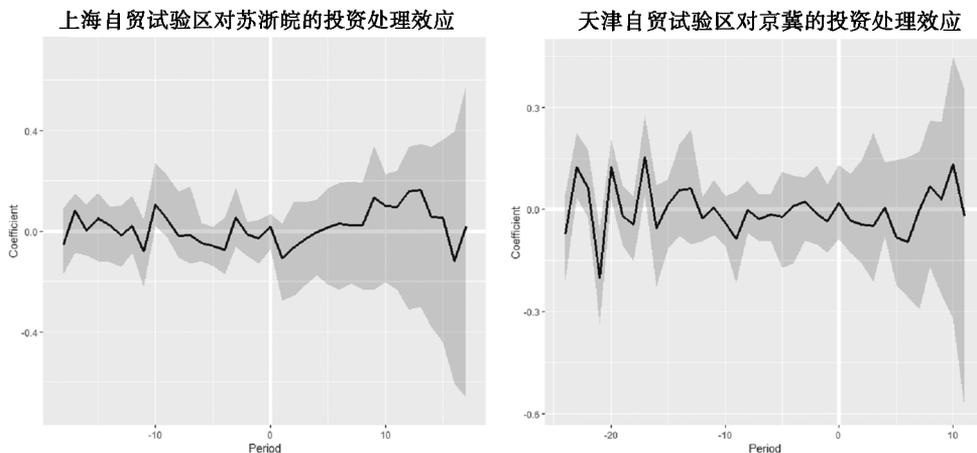


图4 上海和天津自贸试验区固定资产投资增长率处理效应

注：图中0期对应的是自贸试验区设立的时间点，0期左边为设立前，0期右边为设立后。

五、结论与建议

本文采用基于交互固定效应模型的广义合成控制法，就自贸试验区对区域经济总量和质量提升的辐射效应进行实证分析，同时运用双重差分法进行稳健性检验，实证结果总体稳健，实证分析结论如下。

第一，自贸试验区建设对区域经济总量的促进作用总体不太明显。自贸试验区对三大区域经济圈总量的辐射效应中，只有上海自贸试验区对长三角区域的经济总量指标有明显促进作用；天津自贸试验区对京津冀地区经济总量的促进作用只体现在出口和进出口这两个贸易指标上，而对GDP增长、固定资产投资增长没有产生趋势性影响；广东自贸试验区对珠三角地区经济总量的影响只体现在GDP增长上，在固定资产投资、进出口等指标上无趋势性影响。

第二，与总量指标相比，自贸试验区建设对区域经济质量提升的促进作用明显。在反映宏观层面经济效益的财政收入增长率指标上，上海自贸试验区和广东自贸试验区分别对长三角地区和珠三角地区产生正向影响，天津自贸试验区该指标的区域辐射作用不明显。在反映微观层面经济效益的工业企业利润率指标上，上海自贸试验区、天津自贸试验区和广东自贸试验区分别对长三角地区、京津冀地区和珠三角地区的工业企业利润率产生正向促进作用。这表明自贸试验区制度创新对区域经济的高质量发展产生了重要作用，至少从区域辐射层面上看，自贸试验区建设总体符合国家对其发展的定位。

第三，上海自贸试验区扩区前后对长三角区域经济的辐射效应存在显著差异，反映了自贸试验区的制度创新措施需要与之相匹配的试点空间和载体，进而产生更强的经济外溢效应。不管是从经济总量指标（GDP和固定资产投资），还是经济发展效益指标（企业利润率和财政收入增长率）上看，2015年4月扩区后的上海自贸试验区对长三角区域的辐射效应都明显高于扩区之前。自贸试验区扩区行为本身

反映了制度改革探索具有渐进性、“干中学”和主动改革的特征。

第四,自贸试验区对周边辐射区域的发展不存在投资挤出效应。对固定资产增长率指标进行的广义合成控制法分析表明,上海自贸试验区和天津自贸试验区政策的实施对周边区域(分别对应苏浙皖和京冀地区)的投资未产生明显的投资挤出效应,这可以解释为自贸试验区总体上遵循了制度创新路径,避免了开发区模式下“政策洼地”引致的引资竞争效应,因而在投资上更多体现为增量,而非存量转移。

鉴于以上结论,本文提出以下政策建议:首先,应将自贸试验区的建设与区域一体化协同发展结合起来,最大限度地发挥自贸试验区的辐射带动效应,通过自贸试验区所在城市辐射周边区域的发展,形成全国自贸试验区建设的网络效应;其次,下一步的自贸试验区建设应继续遵循和强调制度创新的路径,通过制度创新的复制推广推动我国总体经济产业结构转型;最后,当前的自贸试验区建设在制度创新的力度方面存在瓶颈,亟需国家层面在确保安全监管的前提下,因地制宜地制定各地自贸试验区制度创新的自主改革权限清单,释放各地改革创新的积极性。

[参考文献]

- [1] 李墨丝,彭羽,沈玉良.中国(上海)自由贸易试验区:实现国家战略的可复制和可推广[J].国际贸易,2013(12):4-11.
- [2] 张幼文.自贸区试验与开放型经济体制建设[J].学术月刊,2014,46(1):11-19.
- [3] 袁波,李光辉.新时期自由贸易试验区建设的重要作用与对策研究[J].国际贸易,2015(10):15-18.
- [4] 范霄文,朱维芝.中国自由贸易试验区发展报告[C].中国经济特区发展报告(2015),深圳大学中国经济特区研究中心,2015:380-397.
- [5] 张军,闫东升,冯宗宪,等.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.
- [6] 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.
- [7] 陈林,伍海军.国内双重差分法的研究现状与潜在问题[J].数量经济技术经济研究,2015,32(7):133-148.
- [8] ABADIE A, GARDEAZABAL J. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country [J]. American Economic Review, 2003, 93(1): 113-132.
- [9] ABADIE A, DIAMOND A, HAINMUELLER J. Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program [J]. Journal of the American Statistical Association, 2010, 105(490): 493-505.
- [10] 刘甲炎,范子英.中国房产税试点的效果评估:基于合成控制法的研究[J].世界经济,2013,36(11):117-135.
- [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] 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.
- [13] XU Y. Generalized Synthetic Control Method: Causal Inference with Interactive Fixed Effects Models [J]. Political Analysis, 2017, 25(1): 57-76.
- [14] 李墨丝,沈玉良.从中美BIT谈判看自由贸易试验区负面清单管理制度的完善[J].国际贸易问题,2015(11):73-82.
- [15] 赵弘,张静华.以总部经济模式推动沿海地区制造业转型升级研究[J].宁波大学学报(人文科学版),2012,25(1):71-75.
- [16] 彭羽,陈争辉.中国(上海)自由贸易试验区投资贸易便利化评价指标体系研究[J].国际经贸探索,

2014 (10): 63-75.

- [17] 汤蕴懿. 长三角通关一体化制度建设问题 [J]. 上海经济研究, 2016 (4): 108-116.
- [18] 江若尘, 陆焯. 中国 (上海) 自由贸易试验区的制度创新及其评估——基于全球比较的视角 [J]. 外国经济与管理, 2014, 36 (10): 71-81.
- [19] YAO D, WHALLEY J. An Evaluation of the Impact of the China (Shanghai) Pilot Free TradeZone (SPFTZ) [R]. NBER Working Papers, 2015.
- [20] 黄先海, 陈航宇. 上海自贸区: 战略意义及浙江的机遇 [J]. 浙江经济, 2013 (20): 31-33.
- [21] 王庆五. 2015年新常态下深化一体化的长三角 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2015: 93-108.

(责任编辑 王 瀛)

Does the Construction of the Pilot Free Trade Zones Bring Regional Radiation Effects

— Empirical Research Based on the Yangtze River Delta, Pearl River Delta, and Beijing-Tianjin-Hebei Regions

PENG Yu YANG Zuoyun

Abstract: Based on the generalized synthetic control method of the interactive fixed effects model (IFE), this paper took the Shanghai, Tianjin and Guangdong Pilot Free Trade Zones and the corresponding three major regional economic circles (Yangtze River Delta, Pearl River Delta and Beijing-Tianjin-Hebei Regions) as examples, and used China quarterly data of 2009-2017 to empirically analyze the radiation effects of the Pilot Free Trade Zones on regional economic aggregates and quality improvements. Moreover, this paper also applied difference-in-differences method to test the robustness of the results. The results of empirical analysis show that: The radiation promotion effect of the Pilot Free Trade Zones on regional economic development is mainly reflected in the “quality and efficiency” indicator rather than the “total expansion” indicator, showing that the constructions of the Pilot Free Trade Zones generally follow the path of “institutional innovation”, and promote the high-quality development of the regional economy through institutional innovation; There is no investment “crowding-out” effect of the constructions of the Pilot Free Trade Zones on the development of the surrounding radiation areas, indicating that the “institutional innovation” in Pilot Free Trade Zones avoids the competitive effect of attracting investment caused by “policy depression” under the development zone model. It is reflected in the investment “incremental” rather than the “stock” transfer; Taking Shanghai PFTZ as an example, the radiation effect on the Yangtze River Delta economy before and after its expansion is significantly different, reflecting that the measures of institutional innovation need matching spaces and carriers, thus produces stronger spillover effects.

Keywords: Pilot Free Trade Zones; Regional Radiation Effects; Interactive Fixed Effects Model (IFE); Generalized Synthetic Control Method (GSC); Difference-in-Differences (DID)