

自由贸易区的地区经济增长效应： 开放还是改革？

邢孝兵 雷颖飞

（安徽财经大学国际经济贸易学院，安徽 蚌埠 233030）

摘要：设立自由贸易试验区是新形势下我国全面深化改革和扩大开放的战略举措。选取我国 20 个省市季度数据，以上海、天津、广东和福建 4 个自贸区为例，采用反事实分析法，通过对比自贸区政策实施前后地区经济反事实值与真实值差异，评估实施效果。结果发现，上海、广东、福建和天津自贸区的设立通过进出口以及投资等途径促进了各个省市 GDP 的增长，且其结果具有相当的稳健性。这表明自贸区的设立促进了制度红利的释放，并且改革效应大于开放效应。

关键词：自贸区；经济增长效应；反事实分析法；开放；改革

中图分类号：F740

文献标识码：A

文章编号：1006-1894（2019）04-0055-11

从 2013 年 8 月上海自贸区成立到 2017 年 5 月辽宁、浙江等 7 个自贸区成立，我国自贸区开启了“1+3+7”全新格局。这 11 个自贸区的成立成为我国进一步扩大开放、全面推进经济体制改革的重要载体。上海、天津、广东和福建 4 个自贸区自成立以来产生的经济效应决定着它们的发展经验能否成功复制。本文以上海、广东、福建、天津等 4 个自贸区为例，利用 Hsiao 等（2012）创立的反事实分析法，构建实施自贸区政策的经济绩效反事实值，实证检验自贸区的设立对地区经济增长的影响，并从投资、进出口角度分析自贸区的设立对经济增长影响的途径，从而进一步明确自贸区的开放效应和改革效应。

一、文献综述与理论分析

（一）文献综述

在自贸区成立初期，国内学者围绕自贸区成立的政策、目的、功能等方面进行理论分析。王冠凤等（2014）对比了上海自贸区与国外自贸区在贸易便利化方面的政

作者简介：邢孝兵，安徽财经大学国际经济贸易学院教授，研究方向：贸易与经济增长；雷颖飞，安徽财经大学国际经济贸易学院硕士研究生，研究方向：国际贸易与技术创新。

基金项目：2018 年度安徽省学科（专业）拔尖人才学术资助项目（项目编号：gxbjZD19）；安徽省社科规划办项目“国际贸易对技术创新‘中心—外围’关系影响的理论与政策研究”（项目编号：AHSKY2018D89）。

策措施，指出在贸易便利化方面应简化进出口手续，提高通关效率。Yao 和 Whalley（2015）发现上海自贸区的建立弱化了中国的资本管制。周汉民（2015）认为，我国设立自贸区对外是为了应对全球经济贸易新规则，对内是加快经济结构调整升级。自贸区的成立是释放改革红利、促进经济发展的一项重要制度创新。葛立祥等（2015）认为应根据广东自贸区的发展对其功能进行细化和调整。

随着自贸区的进一步发展，一些学者开始关注自贸区所产生的经济效应。一般认为，自贸区的建立能有效促进出口及吸引跨国公司投资，可使区内贸易种类多样化、贸易量增加，从而带来规模经济效应，投资的扩大也可以促进各类资本有效配置，从而促进地区经济增长。富景窃（2011）认为，区内制度创新有利于发挥既有要素禀赋优势，提升产品竞争力，促进对外贸易，带动出口，为实现其经济发展发挥了至关重要的作用。张波（2015）认为，自贸区建设所产生的直接效应就是贸易的扩大和投资的增加，二者结合提高了生产制造层次，拉动地区经济快速增长。自贸区投资等方面的制度设计不仅提升了区内对外资吸引能力，而且对自贸区邻近地区也产生了正向的溢出效应。

一些学者定性分析了特定自贸区的经济效应。侯佳（2010）、伊馨（2015）及林晓伟等（2015）研究发现福建自贸区的成立降低了企业的直接成本和投资成本，减少了企业生产流通的中间环节，同时自贸区的制度创新也加快了融资速度，扩大了企业的对外投资和贸易量，增加了我国货物和服务贸易的收入。盛斌（2015）认为，天津自贸区的设立为京津冀协同发展创建一个高水平的对外开放平台，打造了一个制度创新高地，使得京津冀三地在金融、贸易、投资便利化和自由化方面相互促进，互利共赢。韦颜秋等（2015）认为，自贸区的设立有助于推动贸易转型升级、扩大投资开放和深化金融领域开放创新，进而通过辐射效应带动母城产业和经济发展。苏振东等（2016）认为，天津自贸区促进了相关地区出口企业集约边际的提升，有力地推动了京津冀地区对外贸易的增长。王树春等（2010）认为，权利分配的倾斜会导致生产要素和资本更多地流向上海自贸区，增加了投资的机会。陈琪等（2014）从理论层面分析了上海自贸区的经济效应，认为自贸区政策实施所带来的制度创新可产生制度红利效应，可复制可推广的经验可产生示范效应。

另一些学者实证研究自贸区的地区经济增长效应。谭娜等（2015）和王利辉等（2017）研究发现上海自贸区的设立对地方经济的影响效应为正。殷华等（2017）实证研究发现上海自贸区建设对上海市 GDP、投资、进口和出口的增长有显著的促进作用。张静（2014）基于上海自贸区的实证分析表明，区域开放程度与经济增长能力成正比，提高对外开放不仅能促进区内的经济增长，而且能够对区域经济发展产生重要的辐射作用，达到明显的外部经济效果。综上所述，国内学者对自贸区发展和经济效应已展开卓有成效的讨论，但文献多从定性角度或者只是定量研究单个自贸

区的经济增长效应。为使分析结果更具一般性和参考价值,本文运用 Hsiao 等(2012)的反事实分析方法研究上海、天津、福建和广东 4 个自贸区的地区经济增长效应。

(二) 自贸区促进经济增长的机制分析

诺思(North, 1990)提出制度在社会中起着更为根本性的作用,它是决定长期经济绩效的基本因素。科斯(Coase, 1999)认为,制度设计可有效降低交易成本,使得产出效率大幅上升,即所谓的制度红利。从我国已有关于自贸区设置的政府文件来看,11 个自贸区都坚持扩大开放与深化改革相结合,目的是通过贸易、投资、金融等领域改革产生制度外溢,促进地区经济增长。从理论上来说,自贸区的设置可以通过降低交易成本、消除生产要素和商品流动的壁垒,从而达到提升资源配置效率和促进经济增长的目的。

首先,自贸区贸易监管服务体制的变革有利于推进贸易便利化和贸易发展方式的转型升级。在自贸区内,通过海关特殊监管区实施“一线放开、二线安全、高效管住”的通关监管模式、国际贸易“单一窗口”建设、货物状态分类监管试点等措施,有利于营造自由、高效、透明的监管服务环境,促进货物、服务和各类要素的自由流动,进而扩大贸易量。

其次,自贸区投资管理机制创新有利于营造各类投资者平等准入的市场环境,促进经济结构调整和产业结构升级。外国投资者在自贸区负面清单之外的领域投资,按照内外资一致的原则,逐步形成了与国际接轨的外商投资管理制度。管理方式上采取准入前国民待遇,即由核准制管理改为备案制管理,提高了区内中外企业境内外投融资便利化程度,降低企业投资运营风险,稳定市场预期,支持了试验区内各类投资主体开展多种形式的境外投资。投资管理模式的创新提升了对内对外投资水平,从而增加投资规模。

最后,审批限制型体制向监管服务型体制转变推进了政府职能的转变,优化了政府与市场的关系。“负面清单管理,政府职能转型”有利于降低试验区内市场运行的交易成本,从而可以优化资源配置,提高市场效率,推动地区经济发展。

综上所述,自贸区的设立可以从 3 个方面促进地区经济增长。一是贸易便利化措施通过扩大贸易规模促进地区经济增长,称之为开放效应。二是投资便利化措施通过扩大投资规模促进经济增长,投资规模的扩大既有外资也有内资。自贸区对外资的吸引称为开放效应,对内资的吸引称为改革效应。从现有数据看,自贸区新设立的企业中内资企业占绝大部分,因此在投资规模的扩大中改革效应大于开放效应。三是政府与市场关系的优化可以通过提高资源配置效率来促进地区经济增长。政府的行政干预会导致企业运营成本增加,降低企业投资回报率。政府职能的转变能够减少政府对企业的行政干预,增加企业的投资回报率,从而间接地促进企业投资规模的扩大。这是自贸区制度创新带来的最重要的改革效应。

二、模型设定与数据说明

（一）模型设定

1. 模型构建

Hsiao 等（2012）建立的反事实分析法是通过构建无政策影响下的反事实值，进而对比自贸区设立后真实经济绩效与反事实绩效差异，以此评估自贸区政策对地区经济发展的影响效应。相较于传统的双重差分（DID）法，反事实分析法放松了 DID 样本选择随机性的假设条件。谭娜等（2015）认为，此方法可克服宏观政策评价中存在的因果关系不明确、理论建模复杂等困难，一定程度上可降低变量选择与估计方法对实证结果稳健性的干扰。本文以 y_{it} 表示第 i 个地区在 t 时的经济指标，其中 $y_{it}(i=1,2,3,4)$ 分别表示上海、广东、福建和天津 4 个自贸区的经济指标， $y_{it}(i=5,\dots,N)$ 表示其他省市的经济指标。 y_{it}^0 表示第 i 个地区在 t 时不受政策影响的观测值， y_{it}^1 表示第 i 个地区在 t 时受政策影响的观测值。引入虚拟变量 d_{it} ，当 $d_{it}=0$ 时，表示第 i 个地区在 t 时不受政策影响，当 $d_{it}=1$ 时，表示第 i 个地区在 t 时受政策影响。假设在 T_1 时期自贸区的成立对其他省市的经济指标无影响，则 i 地在 t 时的值为：

$$y_{it} = \begin{cases} y_{it}^0 & t=1,\dots,T_1 & i=1,2,\dots,N \\ y_{it}^1 & t=1,\dots,T_1 & i=1,2,\dots,N \end{cases} \quad y_{it} = d_{it}y_{it}^1 + (1-d_{it})y_{it}^0 = \begin{cases} = y_{it}^0 & d_{it} = 0 \\ = y_{it}^1 & d_{it} = 1 \end{cases}$$

成立自贸区对地区经济影响的处理效应为 $\Delta_{it}=y_{it}^1-y_{it}^0(t=T_1+1,\dots,T_i=1,2,3,4)$ 。 $y_{it}^1(i=1,2,3,4)$ 是 4 个自贸区的真实变化值，而 $y_{it}^0(i=1,2,3,4)$ 是未成立自贸区的结果变量，二者无法同时观测到。为计算 $y_{it}^0(i=1,2,3,4)$ ，我们利用 Hsiao 等（2012）提出的面板数据政策评估法，建立 y_{it} 的因子模型：

$$y_{it} = b_i'f_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T \quad (1)$$

f_t 是 $K \times 1$ 维随时间变化的共同因子变量， b_i' 是 $1 \times K$ 维因地区差异而有所不同的系数变量，而共同因子对各省市的影响不同，即允许 $b_i \neq b_j$ ， α_i 是地区的固定效应， ε_{it} 是干扰项，且 y_{it} 的因子模型满足 $E(\varepsilon_{it})=0$ 。

本文研究自贸区的设立如何影响地区经济发展，需对上述理论模型进行改写。地区经济发展可通过 GDP、投资和进出口额这 3 项指标体现，因此，本文以上海、广东、福建和天津的 GDP、固定资产、进出口额同比增长率作为因变量 y ，探究自贸区成立对三者的影响。对式（1）的改写如下：

$$y_{it}^0 = \alpha + \beta_5 y_{5t}^0 + \beta_6 y_{6t}^0 + \dots + \beta_N y_{Nt}^0 \quad t=1,2,\dots,T_1 \quad i=1,2,3,4 \quad (2)$$

y_{it}^0 的估计量形式为：

$$\hat{y}_{it}^0 = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_5 \hat{y}_{5t}^0 + \hat{\beta}_6 \hat{y}_{6t}^0 + \dots + \hat{\beta}_N \hat{y}_{Nt}^0 \quad t=T_1+1,\dots,T \quad i=1,2,3,4 \quad (3)$$

其矩阵形式为：

$$y_{it}^0 = \vec{\alpha} + \vec{\beta}_i \vec{Y}_i + \varepsilon_{it} \quad t=1,2,\dots,T_1 \quad (4)$$

$\vec{\beta}_i$ 表示 $N-4$ 个省市构成的控制组系数向量, $\vec{Y}_i$ 表示 $N-4$ 个省市构成的控制组向量。通过各省市的季度数据可以估计出 $\vec{\beta}_i$ 的值, 将其代入式 (3) 对 y_{1t}^0 、 y_{2t}^0 、 y_{3t}^0 、 y_{4t}^0 进行样本外预测, 得到反事实值 $\hat{y}_{1t}^0, \hat{y}_{2t}^0, \hat{y}_{3t}^0, \hat{y}_{4t}^0$, 进而得出处理效应 $\hat{\Delta}_{it} = y_{it}^1 - \hat{y}_{it}^0 (i=1,2,3,4)$ 。若 $\hat{\Delta}_{it}$ 是平稳的, 则长期的处理效应 Δ_i 为:

$$\hat{\Delta}_i = \frac{1}{T-T_1} \sum_{t=T_1+1}^T \hat{\Delta}_{it} \quad i=1,2,3,4 \quad (5)$$

2. 最优控制组的选取方法

为估计 $\Delta_{it} (i=1,2,3,4)$, 我们选取不受上海、广东、福建、天津 4 个自贸区成立影响的其他省份在 $T_1+1, \dots, T$ 时的指标作为控制组来预测 4 个自贸区的反事实值。反事实方法构建的基础依赖于横截面单位之间的相关关系, 而这些单位之间受某些共同因素影响, 这些共同因素可以是人口、资本、技术等, 它们对每个横截面单元的影响可能是不同的。最优控制组的选取可使用 Hsiao 等 (2012) 的方法。首先, 在 $N-1$ 个省市中任意选取 $j (j=1,2,\dots,N-4)$ 个地区进行排列组合, 共有 C_{N-4}^j 种控制组, 将每种组合根据式 (3) 进行回归, 选取 R^2 最大的组合记为 $M(j)^*$, 这一过程需要不断重复地进行估计, 以选取最优控制组, 根据赤池信息量准则 (AIC) 或 AICC 准则从 $M(1)^*, M(2)^*, \dots, M(N-4)^*$ 中选择拟合效果最好的控制组 $M(m)^*$ 。其次, 利用最优控制组 $M(m)^*$ 并根据式 (3) 对 4 个自贸区进行样本外分析, 得出 y_{1t}^0 、 y_{2t}^0 、 y_{3t}^0 、 y_{4t}^0 的预测估计值。最后, 根据 $\hat{\Delta}_{it} = y_{it}^1 - \hat{y}_{it}^0 (t \geq T_1+1, i=1,2,3,4)$ 即可得到设立自贸区对地区经济发展带来的影响。其中:

$$AIC(p) = T_1 \ln\left(\frac{e'e}{T_1}\right) + 2(p+2) \quad AICC(p) = T_1 \ln\left(\frac{e'e}{T_1}\right) + 2(p+2) + \frac{2(p+2)(p+3)}{T_1 - (p+2) - 2}$$

(二) 数据说明

参考王利辉等 (2017) 的方法, 采用 GDP 增长率、固定资产投资、进出口代表地区经济增长、投资、进出口 3 个经济指标。根据 Hsiao 等 (2012) 的假设, 控制组省份经济运行应外生于上海、广东、福建、天津是否设立自贸区, 即自贸区成立后的经济运行对其他省市经济发展没有影响。因此需将第三批 7 个自贸区排除在样本外, 所以, 控制组选取黑龙江、河北等 20 个省市 (港澳台除外), 实验组为上海、广东、福建和天津。选取 2006 年第一季度至 2017 年第四季度共 48 个季度的数据。上海自贸区于 2013 年 8 月 22 日批准设立, 因此将 2006 年第一季度至 2013 年第三季度作为政策实施前的时间段, 2013 年第四季度至 2017 年第一季度作为政策实施后的时间段。广东、天津、福建自贸区同理。为消除季节因素影响, 准确反映数据变动趋势, 对数据进行季度调整处理, 并采用 3 个经济指标的同比增长率, 有助于分析自贸区设立对经济带来的长期效应。处理组及控制组共 24 个省市数据来源于国家统计局和

中经网统计数据库。

三、实证结果分析

首先，我们根据最优控制组的选择方法，以 GDP、固定资产投资、进出口额同比增长作为被解释变量，在 20 个省市随机排列组合中，筛选拟合效果最好的控制组。即对实验期的样本数据进行逐步回归，通过比较 AIC 值以及 R^2 值，得出权重系数。

（一）设立自贸区对 GDP 增长率的影响

如表 1 所示，其中第（2）、（5）、（8）、（11）列分别为上海、广东、福建和天津的 GDP 增长率控制组的权重系数。上海自贸区的最优控制组包含 5 个省份，AIC 值为 -114.0224，拟合优度 R^2 值为 0.8178，拟合程度较好。广东自贸区的最优控制组包含 12 个省份，AIC 值为 -156.3861，拟合优度值为 0.9264，说明该控制组能解释自贸区政策实施前广东省 GDP 增长率的 93%。福建自贸区的最优控制组包含 14 个省份，AIC 值为 -153.4790，拟合优度值为 0.9107。天津自贸区的最优控制组包含 12 个省份，AIC 值为 -163.6757，拟合优度值为 0.9559，拟合程度较高。由此可知，最优控制组对政策实施前的预测趋势与现实趋势较为贴近，能够提供准确的拟合。

表 1 GDP 同比增长率最优控制组回归方程

控制组	上海			广东			福建			天津		
	系数	标准误	t 值	系数	标准误	t 值	系数	标准误	t 值	系数	标准误	t 值
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
山西	0.2838	0.0994	2.8500	-0.1114	0.1240	-0.9000	-0.1652	0.1378	-1.2000	0.3995	0.1011	3.9500
内蒙古				0.0351	0.1012	0.3500	0.0968	0.1163	0.8300			
北京	0.1876	0.0529	3.5500	0.3152	0.0711	4.4400	-0.0654	0.0747	-0.8800			
吉林				0.0273	0.1685	0.1600	0.1809	0.1962	0.9200	-0.4071	0.1920	-2.1200
黑龙江				-0.0551	0.0858	-0.6400	0.0772	0.0995	0.7800			
河北				0.2522	0.1792	1.4100	0.2862	0.2058	1.3900			
江苏				0.1751	0.2621	0.6700	-0.2704	0.2586	-1.0500	0.7431	0.2009	3.7000
安徽				-0.2189	0.1259	-1.7400	0.2047	0.1552	1.3200			
江西				0.0492	0.1291	0.3800	0.1379	0.1488	0.9300	-0.0420	0.1113	-0.3800
山东	0.4548	0.2068	2.2000	0.2522	0.2660	1.0700	0.2890	0.2450	1.1800	-0.1189	0.1940	-0.6100
湖南				0.1687	0.1589	1.0600	0.0709	0.1715	0.4100			
广西	-0.1927	0.1206	-1.6000							-0.2435	0.1382	-1.7600
新疆	-0.0094	0.0346	-0.2700	0.0482	0.0484	1.0000						
海南										-0.3205	0.0988	-3.2400
贵州							0.1348	0.1934	1.4400			
云南										0.3372	0.0974	3.4600
西藏										-0.1199	0.0720	-1.6700
甘肃										-0.1736	0.0916	-1.8900
青海							0.3862	0.1566	2.4700	0.1899	0.1169	1.6200
宁夏							-0.3734	0.1397	-2.6700	0.4158	0.0790	5.2600
AIC 值	-114.0224			-156.3861			-153.4790			-163.6757		
R^2	0.8178			0.9264			0.9107			0.9559		

接下来，我们利用表 1 中的系数估计值，进行样本外预测反事实值，再计算实施政策的处理效应，如表 2 所示。需要说明的是，所使用的系数估计值只表明控制

组省份中由共同因素所决定的经济发展相关性,无因果意义。表2比较了设立自贸区情况下真实的GDP增长率和没有设立自贸区情况下的反事实GDP增长率,二者的差即为自贸区设立的处理效应。由表2可知,在自贸区设立后,上海自贸区真实GDP增长率为8.63%,反事实GDP增长率为4.71%,处理效应均值为3.91%,处理效应为正,说明自贸区建设促进了上海市的经济增长。广东自贸区处理效应均值为2.36%,福建自贸区处理效应均值为5.74%,天津自贸区处理效应均值为3.21%。由此可见,自贸区的成立总体上推动了地区经济发展。

表2 自贸区成立的GDP增长率处理效应

时间	上海			广东			福建			天津		
	真实增长率	反事实增长率	处理效应	真实增长率	反事实增长率	处理效应	真实增长率	反事实增长率	处理效应	真实增长率	反事实增长率	处理效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
2013: S4	0.0700	0.0527	0.0173	—	—	—	—	—	—	—	—	—
2014: S1	0.0761	0.0372	0.0389	—	—	—	—	—	—	—	—	—
2014: S2	0.0781	0.0359	0.0422	—	—	—	—	—	—	—	—	—
2014: S3	0.0657	0.0337	0.0321	—	—	—	—	—	—	—	—	—
2014: S4	0.1348	0.0593	0.0755	—	—	—	—	—	—	—	—	—
2015: S1	0.0946	0.0318	0.0628	—	—	—	—	—	—	—	—	—
2015: S2	0.0765	0.0000	0.0765	0.1355	0.0765	0.0589	0.0731	0.0059	0.0672	0.0450	0.0133	0.0317
2015: S3	0.0574	0.0603	-0.0029	0.0432	0.0556	-0.0124	0.0823	0.0335	0.0489	0.1331	0.0838	0.0492
2015: S4	0.0208	0.0271	-0.0063	0.032	0.0373	-0.0054	0.0835	0.0569	0.0266	-0.0874	-0.1653	0.0779
2016: S1	0.0704	0.0664	0.0041	0.1554	0.1591	-0.0037	0.328	0.1158	0.2122	0.0891	0.0177	0.0714
2016: S2	0.1088	-0.0097	0.1185	0.0259	-0.0081	0.034	-0.0134	0.0466	-0.0600	0.0686	0.0022	0.0664
2016: S3	0.0993	0.0315	0.0678	0.0949	0.0849	0.0100	0.0913	0.0898	0.0014	0.0905	0.0510	0.0395
2016: S4	0.1180	0.0397	0.0783	0.1065	0.0764	0.0301	0.0679	0.0437	0.0243	0.0780	0.0752	0.0028
2017: S1	0.1120	0.0875	0.0245	0.1254	0.0917	0.0337	0.1297	0.1425	-0.0127	0.1554	0.1376	0.0178
2017: S2	0.0378	0.078	-0.0403	0.1212	0.0966	0.0246	0.1200	0.0867	0.0334	0.0579	0.1083	-0.0504
2017: S3	0.1729	0.1437	0.0292	0.1601	0.1487	0.0113	0.1412	0.0829	0.0583	0.1604	0.1261	0.0342
2017: S4	0.0731	0.0261	0.0469	0.1164	0.0383	0.0781	0.136	-0.0957	0.2316	0.1320	0.1192	0.0128
平均值	0.0863	0.0471	0.0391	0.1015	0.0779	0.0236	0.1127	0.0553	0.0574	0.0839	0.0517	0.0321

注: S1、S2、S3、S4 分别表示第一、二、三、四季度。

如图1左侧所示,实线表示样本内未设立自贸区的GDP增长率真实值变化趋势,虚线表示由最优控制组方程经回归得到的预测的变化趋势。从中可以看到,最优控制组的数据与真实值数据的拟合程度较好,这说明最优控制组与处理组的平衡趋势假设是满足的。图1右侧中的实线表示样本外(自贸区设立后)GDP增长率真实值的变化趋势,虚线表示自贸区反事实值变化趋势。上海自贸区在样本外预测中除2015年第三季度、第四季度和2017年第二季度,广东自贸区除2015年第三季度、第四季度和2016年第一季度,福建自贸区除2016年第二季度、2017年第一季度,天津自贸区除2017年第二季度外,其余季度GDP增长率真实值均高于反事实值预测值,即自贸区政策产生了正效应,促进了地区经济增长。

(二) 设立自贸区对进出口、固定资产投资增长率的影响

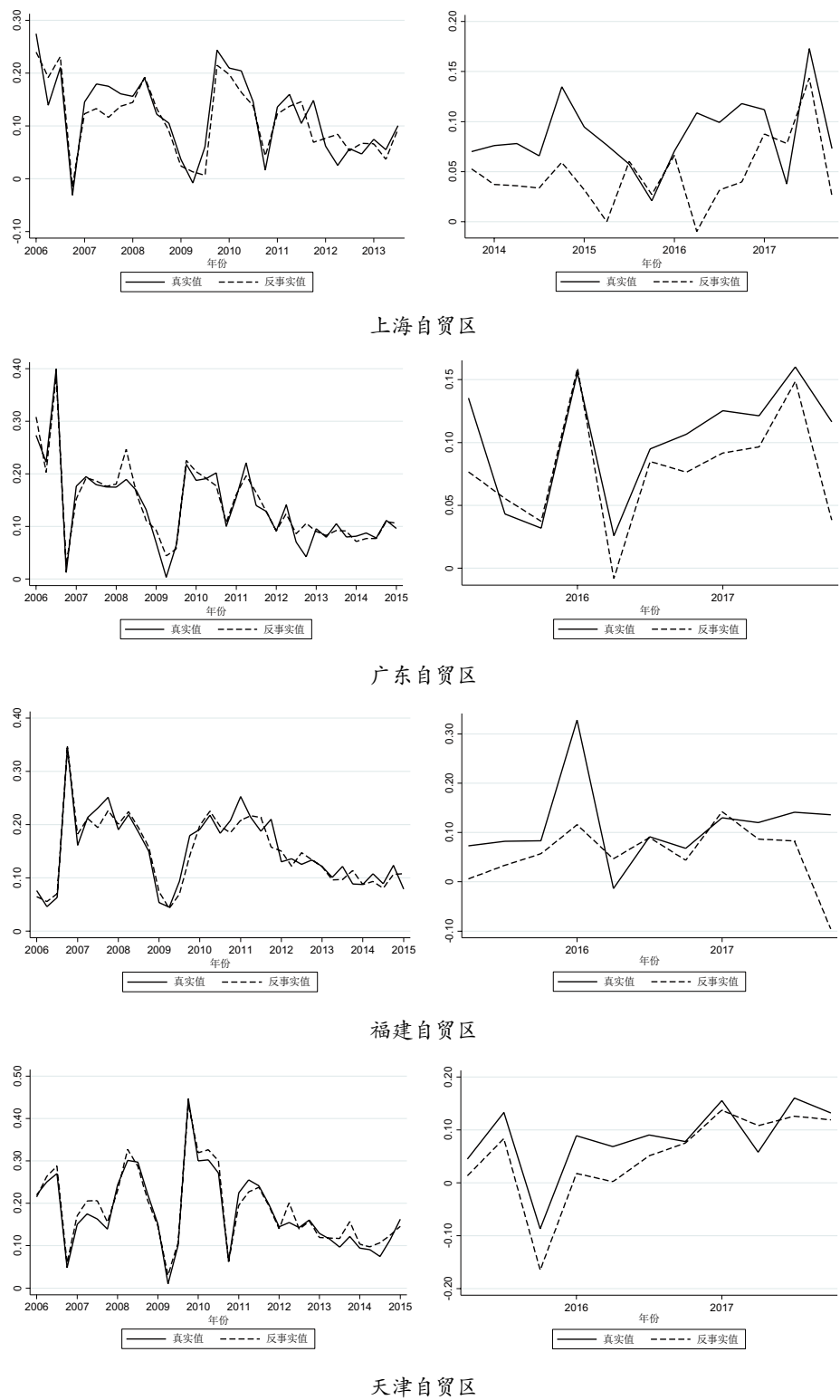


图1 自贸区成立前后 GDP 增长率真实值与反事实值比较

为进一步研究上海、广东、福建和天津 4 个自贸区对地区经济增长的影响途径，采用相同的步骤对进出口、固定资产投资进行分析，其处理效应如表 3 所示。由表 3 可知，自贸区的成立对地区

表 3 自贸区的设立对地区经济影响处理效应（单位：%）

自贸区	GDP 增长率	进出口增长率	固定资产投资增长率
上海	0.0391	0.0230	0.0585
广东	0.0236	0.0131	0.0688
福建	0.0574	0.0330	0.0799
天津	0.0321	0.0210	0.0007

资料来源：作者计算。

进出口和固定资产投资都具有显著的正效应。上海自贸区进出口增长率处理效应为 0.0230，即上海自贸区成立导致进出口贸易增长 2.3%，固定资产投资增长率处理效应为 0.0585，即固定资产投资增长 5.85%。广东和福建两个自贸区成立对固定资产投资影响较大，其次为地区生产总值和进出口。天津自贸区的进出口、固定资产投资与 GDP 效应相比较低，其原因可能与 2015 年 8 月天津滨海新区爆炸事故有关。由于反事实分析法在预测政策实施后的路径中并未将突发事件考虑在内，因此其处理效应实际为自贸区与突发事件叠加的政策效应。

上述结果表明，自贸区的设立可以通过开放效应和改革效应促进地区经济增长，并且改革效应要大于开放效应。从各个自贸区的实践来看，上海、天津、福建和广东 4 个自贸区在贸易投资便利化方面都出台了大量的便利措施。在地方政府职能转变方面，各自贸区陆续出台和完善了自贸区管理条例，自贸区管理机构逐步简政放权，完善事中事后管理机制，提升监管透明度，为自贸区的运行提供了良好的营商环境，为建立更高水平的地方政府治理体系搭起了基本框架。政府管理体制变革带来的制度红利成为促进地区经济增长最重要的力量。

（三）稳健性检验

为了探究自贸区真实值与反事实值之间差异的原因是否由自贸区政策造成，本文借鉴谭娜等（2015）的安慰剂检验法（Placebo Test）对相关结论进行稳健性检验。随机选取自贸区成立前的某个时间点，如果在随机选取的时间点上自贸区 GDP 增长率显著高于反事实增长率，则表明本文的分析不足以为自贸区的地区经济增长效应提供充足的支持。以福建自贸区对 GDP 增长率的处理效应为例进行安慰剂检验，根据最优控制组选择标准即 AIC 准则，得出福建自贸区 GDP 增长率反事实控制组为山西、吉林、河北、江西、贵州、青海、宁夏等 7 个省份。在随机设置的政策时间点处，控制组省份所估计的反事实值与真实值间的拟合效果仍然较好（ $R^2=0.9007$ ）。为了直观地观察结果，图 2 右侧展示了福建自贸区以 2013 年第二季度作为政策节点的真实值与反事实值对比，图中 2013 年第二季度至 2015 年第一季度真实值与反事实值交替出现，自贸区处理效应为 -0.0122。2015 年第二季度至 2017 年第四季度中除 2016 年第二季度、第三季度外，真实值均高于反事实值，自贸区处理效应为 0.0478，说明自贸区在真实成立时间点后对地区经济发展起到促进作用。对其他处

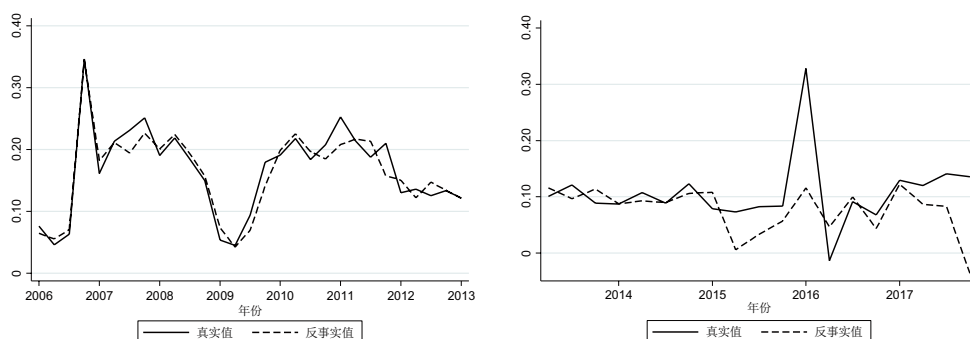


图2 福建自贸区成立前后 GDP 增长率真实值与反事实值比较——提前两年

理效应进行相同的检验，检验结果表明4个自贸区对各个经济变量的处理效应都是稳健的。

四、结语

设立自贸区是我国推动经济体制改革、促进经济增长方式转型和升级的重要战略决策，其意义并不局限于推动某个地区的政府职能转变和经济发展，而是要通过先行先试的方式探索在全国范围内可行的经验，因此在统一的框架下分析各个自贸区的经济增长效应很有必要。本文以上海、广东、福建和天津4个自贸区为例，基于Hsiao等（2012）的反事实分析方法，采用24个省市的GDP、固定资产投资和进出口同比增长率的季度数据，得到自贸区挂牌以来的处理效应。

研究表明，自贸区的成立通过促进贸易和投资规模的扩大推动了地区经济发展。通过对比设立自贸区对进出口、固定资产投资增长率的影响程度差异，我们发现，上海、广东、福建、天津等4个自贸区的设立对固定资产投资增长率的影响都大于对进出口增长率的影响。在自贸区新设的企业中内资企业数量远远大于外资企业数量的情况下，这意味着自贸区的改革效应大于开放效应。也就是说，自贸区对于地区经济发展的推动作用主要是通过改革释放的制度红利实现的，虽然开放也起到很大作用。我国的贸易开放度已经达到很高的水平。同时，我国实际利用外资的规模也已经居于世界前列，我国通过扩大开放推动经济增长的政策空间已经很有限了。因此，我国在进一步扩大开放的同时，工作重点应该逐步转移到深化改革上来。因此，各地政府要加快推动政府职能转变，推进负面清单管理，约束政府的权力边界，真正发挥市场机制在资源配置中的主导作用，激发企业活力以充分释放制度红利，稳定经济增长并加快经济增长方式转型。

参考文献：

- [1] 曹广伟，宋利朝．全面深化经济体制改革的“试验田”——中国（上海）自由贸易试验区的制度创新[J]．

- 中国特色社会主义研究, 2013, (6).
- [2] 陈琪, 刘卫. 建立中国(上海)自由贸易试验区动因及其经济效应分析[J]. 科学发展, 2014, (63).
 - [3] 道格拉斯·诺思. 制度、制度变迁与经济绩效[M]. 上海: 上海人民出版社, 2008.
 - [4] 富景窃. 日本自贸区政策的演变: 基于利益集团动态博弈的视角[J]. 国际经济评论, 2011, (4).
 - [5] 葛立祥, 刘品安. 广东自贸区功能选择若干建议[J]. 开放导报, 2015, (3).
 - [6] 侯佳. 建立厦门自由贸易试验区的经济效应分析[J]. 战略研究, 2015, (25).
 - [7] 李光辉. 自由贸易试验区——中国新一轮改革开放的试验田[J]. 中国经贸, 2017, (6).
 - [8] 林晓伟, 李非. 福建自贸区建设现状及战略思考[J]. 中国经贸, 2015, (1).
 - [9] 盛斌. 天津自贸区: 制度创新的综合试验田[J]. 国际贸易, 2015, (1).
 - [10] 苏振东, 尚瑜. 京津冀经济一体化背景下的天津“出海口”效应研究——兼论天津自贸区对京津冀协同发展的推动作用[J]. 国际贸易问题, 2016, (10).
 - [11] 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).
 - [12] 王冠凤, 郭羽诞. 上海自贸区贸易便利化和贸易自由化研究[J]. 现代经济探讨, 2014, (2).
 - [13] 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).
 - [14] 王树春, 王俊. 权力分配与区域经济发展战略的再选择——兼论上海自由贸易试验区的区域经济效应[J]. 江苏师范大学学报, 2014, (3).
 - [15] 韦颜秋, 邱立成. 自贸区建设对母城及区域发展的辐射效应——以天津自贸区为例[J]. 城市发展研究, 2015, (9).
 - [16] 伊馨. 福建自贸区贸易便利化的制度创新[J]. 开放导报, 2017, (4).
 - [17] 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).
 - [18] 张波. 自由贸易试验区建设对浦东经济的影响分析[J]. 政府经济管理, 2015, (8).
 - [19] 张静. 中国(上海)自由贸易试验区核心功能创新及其经济效应的研究[D]. 天津财经大学, 2014.
 - [20] 周汉民. 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, 2015, (4).
 - [21] Coase, R. H. The Task of the Society[R]. International Society for New Institutional Economics Newsletter, 1999.
 - [22] Hsiao, C., et al. A Panel Data Approach for Program Evaluation: Measuring the Benefits of Political and Economic Integration of Hong Kong with Mainland China[J]. Journal of Applied Econometrics, 2012, (27).
 - [23] North, D. Institutions, Institutional Change and Economic Performance[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
 - [24] Yao, D., Whalley, J. An Evaluation of the Impact of the China (Shanghai) Pilot Free Trade Zone[R]. NBER Working Paper, 2015.

The Regional Economic Growth Effect of Free Trade Zones: Opening or Reform?

XING Xiaobing LEI Yingfei

Abstract: The establishment of the pilot free trade zones is a strategic measure to comprehensively deepen reform and expand opening-up under the new situation. Taking Shanghai, Tianjin, Guangdong and Fujian as examples, this paper uses counterfactual analysis to compare the difference between the economic real and counterfactual value before and after the establishment of the free trade zones to evaluate their effect on the regional economic growth. The results show that the establishment of the Shanghai, Guangdong, Fujian and Tianjin free trade zones promote the growth of GDP by expanding the trade and investment volume. That means the establishment of the free trade zones releases “institutional dividend”, and the reform effect is greater than the opening effect.

Keywords: free trade zone; economic growth effect; counterfactual analysis; opening; reform

(责任编辑: 金孝柏)