

DOI: 10.19361/j.er.2018.04.02

自由贸易试验区与经济增长

——基于准自然实验的实证研究

叶修群*

摘要：作为深化改革和扩大开放战略中的核心环节，自由贸易试验区（自贸区）对经济增长的重要性不言而喻。本文基于 2003 年第 1 季度至 2016 年第 1 季度省级面板数据，利用双重差分法实证检验了自贸区对地区经济增长的影响。研究发现设立自贸区显著提高了地区 GDP 增长率，自贸区的经济增长促进效应存在明显滞后。利用反事实分析法进一步检验自贸区经济增长效应的地区异质性，发现上海和广东自贸区的经济增长促进效应明显，表现为对第三产业的促进效应；天津和福建自贸区的经济增长促进效应不明显，但对第二产业的促进效应明显；自贸区的经济增长促进效应都具有明显的滞后性，这一点在对第二产业和第三产业的促进效应上都有体现。

关键词：自由贸易试验区；经济增长；双重差分法；反事实分析

一、引言

2013 年 9 月，依托外高桥保税区、外高桥保税物流园区、洋山保税港区和浦东机场综合保税区，上海自由贸易试验区（PFTZ，简称自贸区）正式挂牌成立。2014 年 12 月，国务院批准了上海自贸区的扩区方案，其面积从 28.78 平方公里扩展至 120.72 平方公里，包含了金桥开发片区、张江高科技片区、陆家嘴金融贸易区和世博开发园区。同年，天津、广东和福建 3 个自贸区方案获批，于 2015 年 4 月统一挂牌成立。2016 年 8 月，辽宁、浙江、河南、湖北、重庆、四川和陕西 7 个自贸区方案获批，于 2017 年 4 月统一正式挂牌成立。

自贸区作为我国深化体制改革和扩大对外开放的核心环节，在开放型经济体制建设中发挥着重要作用。新一轮的改革和开放试点工作将依托自贸区展开，通过先试先行制度创新与扩大开放，积极探索、累积可复制推广的制度创新经验，实现开放红利从人口红利、政策红利向制度红利转变，从顶层设计层面打造全新的开放型经济体制（张幼文，2014；江若尘、陆煊，2014；Wan et al., 2014；Yao and Whalley, 2015）。从现有的 11 个自贸区的空间布局来看，呈由东部沿海向中西部内陆地区梯度递进态势，与之前保税区和出口加工区的空间布局演化趋势相似（叶修群，2016）。可见，新一轮改革和开放的重点是将在自贸区内试验形成可复制推广的制度创新经验向其他自贸区复制推广，形成由点向轴开发、由轴向面开发的渐进式扩散，实现从边境开放向境内体制性开放过渡，进而构建各有侧重的区域性全面开放经济

* 叶修群，江西师范大学商学院，邮政编码：330022，电子信箱：yexiuqun1218@163.com。

非常感谢匿名审稿人及编辑部提出的宝贵意见，当然文责自负。

体制(夏善晨,2013;裴长洪,2013;李鲁、张学良,2015)。同时,自贸区也是振兴地方经济的一项重要举措。深入分析自贸区对地区经济增长的影响,科学总结自贸区发展经验,对新一轮的自贸区建设具有重要的指导意义。

二、相关文献综述

后危机时代,全球经济持续低迷、贸易保护主义抬头,欧美主导的双边投资协定(BIT)、跨太平洋伙伴关系协定(TPP)、跨大西洋贸易与投资伙伴协议(TTIP)、多边服务贸易协定(TISA)等自由贸易协定将重构国际贸易与投资规则,在这些谈判中,我国被边缘化,面临着二次入世的风险。为了积极应对新一轮的经济全球化浪潮,自贸区应运而生,这不仅是促进全球贸易与投资自由化的制度设计,也是振兴地方经济的重大举措(叶静,2014;陈爱贞、刘志彪,2014)。然而,自贸区成立以来,大量研究定性讨论了自贸区的制度创新、国际经验借鉴和功能定位等问题(余颖丰,2013;张幼文,2014;Ji et al., 2015;盛斌,2015)。余颖丰(2013)认为上海自贸区试行的准入前国民待遇加负面清单管理模式将改变传统的金融监管模式,由事前审批转变为事中、事后监管,明确政府职能边界,释放制度红利。裴长洪(2013)指出,上海自贸区核心任务在于加快转变政府职能、扩大投资领域开放、推进贸易发展方式转变、深化金融领域的开放创新以及营造相应的监管和税收制度环境。孙元欣(2014)认为借鉴国外外资准入负面清单管理模式将消除投资行业中的灰色领域,外资准入管理由核准制向备案制加核准制转变,形成透明规范的投资管理体系,进一步简政放权,强化市场机制对经济活动的调节作用。张幼文(2014)认为,自贸区的核心功能为利用对外开放倒逼和促进国内改革,加快政府职能转变,形成一系列可复制推广的制度创新经验。

前述研究指出自贸区作为制度创新的试验田,探索与国际接轨的新管理体制,转变政府职能,释放制度红利,为经济增长提供新的驱动力,然而,如何客观定量评价自贸区的经济效应一直都是研究难点。项后军和何康(2016)将设立上海自贸区看作一项“自然实验”,基于2010Q1-2015Q2数据,利用双重差分法分析了上海自贸区对资本流动的影响。项后军等(2016)基于2010M1-2015M6数据,运用模糊断点回归和非线性双重差分法分析了上海自贸区的设立对资本流动的影响,发现上海自贸区对资本流动的正向影响明显,其对对外投资的影响程度远大于实际利用外资。然而,利用双重差分法评估政策效果时要求实验组和控制组的选择是随机的,这一点在现实中很难满足。再者,运用双重差分法评估政策效果时,其计量模型设定上可能存在遗漏变量和内生性问题,而Hsiao等(2012)提出的反事实分析法评估政策效果时不要求实验组和控制组选择的随机性,也不需要设定计量模型,因此,反事实分析法是一项强有力的政策效果评估工具。谭娜等(2015)基于2005M1-2014M12省级面板数据,运用反事实分析法评估了上海自贸区的经济效应,发现上海自贸区的成立对经济增长的促进作用显著,其中,工业增加值和进出口总额月同比增长率分别提高了2.69%和6.73%。王利辉和刘志红(2017)选取2006Q1-2015Q1省级面板数据,评估了设立上海自贸区对地区经济的影响,发现其对地区人均GDP、固定资产投资与进出口额均产生了正效应。殷华和高维和(2017)分析了上海自贸区的制度红利效应,发现上海自贸区对GDP、投资、进口和出口的增长的促进效应明显,扩区则进一步扩大了其制度红利效应。

从已有研究来看,主要存在以下两处不足:第一,大量现有研究定性分析了自贸区的制度创新、功能定位和经济效应等问题,而与之对应的实证研究则相对匮乏;第二,少量的实证

研究仅分析了上海自贸区的经济效应,然而,天津、福建和广东 3 个自贸区成立三年多,对于这 3 个自贸区的实证研究却鲜有报道。鉴于此,本文将基于 2003Q1-2016Q1 省级季度面板数据,利用双重差分法实证分析自贸区对经济增长的影响,并进一步运用反事实分析法分析其地区异质性,以期各级政府如何利用新一轮自由贸易试验区促进地方经济增长提供实证依据。

三、机制分析

新制度经济学认为经济增长的关键是制度创新(North, 1990)。改革开放以来,我国经济快速增长的根本动力来源于渐进式制度创新(Perkins, 2012; Gao and Long, 2014; Chan et al., 2015),但随着改革开放进入攻坚期和深水区,改革呈现出低效率的路径依赖状态,例如,收入分配体制改革、要素价格改革、垄断行业改革、民营企业和中小企业发展等举步维艰,因此,亟需引入外部力量来推进国内体制改革(陈爱贞、刘志彪, 2014; 江若尘、陆煊, 2014; 张幼文, 2014)。设立自贸区的核心任务为通过先试先行,积极探索与国际接轨的高标准管理体制,形成一系列可复制推广的制度创新经验,为经济增长提供新的驱动力。

第一,长期以来形成的以政府行政审批来管理市场的体制,存在着监管效率低下、错位缺位等问题,一定程度上制约了经济发展(李墨丝等, 2013)。自贸区推行的政府职能由事先审批转变为事中、事后监管,重新界定了政府的边界,实现一口受理、综合审批和高效运作的服务模式取代多部门分头管理的管理模式(张幼文, 2014),提升政府办事效率。通过放松政府管制和提高办事效率,降低交易费用和生产成本,提升产出效率,形成制度红利,从而促进经济增长。

第二,传统外商投资管理采用《外商投资产业指导目录》方式,包含了鼓励、限制和禁止类,但同时也存在一些无明确规定的灰色领域(孙元欣, 2014)。相关部门还推出了鼓励外商投资产业,以期通过政策红利促进产业发展,但这些产业并不是市场自由选择的结果,往往不具备自主能力,进而造成社会资源配置效率的损失(刘辉群, 2014)。自贸区试行的准入前国民待遇加负面清单管理模式降低了外商投资进入壁垒以及消除了外商投资的灰色领域,这会降低外资企业的交易费用和生产成本,强化市场机制对社会资源的配置能力,进而促进地区经济增长。

第三,提升贸易便利化水平将会降低贸易成本,进而促进贸易增长和总体福利水平的改善(彭羽、陈争辉, 2014)。推动贸易便利化进程是设立自贸区的一项基本任务,以制度建设为核心,提高贸易自由度,建立高效的货物进出管理制度。例如,国际贸易“单一窗口”制度,简化了海关操作环节,企业和监管部门在同一平台上处理标准化的单证和电子信息,大幅降低了企业的通关成本,提高企业通关和监管部门办事的效率,据测算,进出口平均通关时间分别减少了 41.3%和 36.8%(金泽虎、李青青, 2016)。另外,自贸区的一项重要任务就是扩大服务业对外开放,包括金融、航运、商贸、专业、文化和社会服务领域(杨志远等, 2013)。由于我国服务业发展水平不够高,通过扩大对外开放吸引国外服务业优质资本、知识和人力资本,促进我国服务业的发展,进而推动地区经济增长。

四、研究设计

(一) 模型设定

本文的重点在于检验自贸区对地区经济增长的作用,2003 年第 1 季度至 2016 年第 1 季

度期间,仅有上海、天津、福建和广东4个省市设立了自贸区,其中,上海自贸区成立于2013年9月,天津、福建和广东自贸区成立于2015年4月。本文将设立自贸区视为一项准自然实验,其中,上海、天津、福建和广东作为实验组,未设立自贸区的26个省份作为对照组。借鉴刘瑞明和赵仁杰(2015)的研究,运用双重差分法进行估计。根据自贸区的设立时点,设置FTZ变量,某地区设立自贸区之前赋值为0,之后赋值为1。这样本文构造如下双向固定效应计量模型来检验自贸区的经济增长促进效应:

$$\ln g_{it} = \alpha + \beta FTZ_{it} + \eta X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (1)$$

(1)式中: $\ln g_{it}$ 为被解释变量,本文选择GDP增长率的自然对数表示^①,下标*i*和*t*分别表示地区和时间; δ_i 表示地区固定效应, γ_t 表示时间固定效应; μ_{it} 为随机误差项; X_{it} 为控制变量的集合,包括固定资产投资水平、贸易依存度、政府规模、社会消费水平、第二产业发展水平以及第三产业发展水平。模型中的系数 β 是我们的关注重点,如果系数 β 显著为正,则说明设立自贸区确实促进了经济增长。

(二)反事实分析法

设立自贸区是中央政府在地方进行的一项政策实验,利用双重差分法评估这一政策的实际经济效果,其前提是实验组和控制组的选择是随机的,但从现实来看,自贸区设立于上海、天津、福建和广东4省份并不是随机的,受到经济、政治和地理等诸多因素的综合影响;另外,利用双重差分法评估政策效果时,在计量模型设定上可能存在遗漏变量和内生性问题。鉴于此,本文运用Hsiao等(2012)、Hsiao和Wan(2014)提出的基于面板数据的反事实分析法来评价自贸区对经济增长影响的地区异质性。

假定经济效果评估变量为 y_{it} ($i=1,2,\dots,N; t=1,2,\dots,T$),其中, y_{it} 表示设立自贸区的观测值(实验组), y_{jt} ($j=2,3,\dots,N$)表示未设立自贸区的观测值(控制组),假定 $\hat{y}_{it}$ 表示未设立自贸区的反事实值、 k 为自贸区的设立时点,可知, $\hat{y}_{it}=y_{it}$ ($t < k$)已知,而 $\hat{y}_{it}$ ($t \geq k$)未知。

利用控制组 y_{jt} ($j=2,3,\dots,N; t < k$)来构造反事实值 $\hat{y}_{it}$ ($t < k$),构建模型为 $\hat{y}_{it} = \alpha + \beta y_{jt} + \varepsilon_t$,其中, α 为常数项, ε_t 为残差项, β 为系数向量。利用逐步回归法,依据 R^2 最大原则,选择系数向量 β 来构造反事实值 $\hat{y}_{it}$ ($t \geq k$)。

实际值与反事实值之差即为处理效应(Δ_{it}): $\Delta_{it} = y_{it} - \hat{y}_{it}$ ($t \geq k$)。

(三)数据说明

基于数据的可得性,本文选择2003Q1-2016Q1的中国大陆30个省份(不包括西藏)的季度数据为研究样本^②,除特别说明外,各原始数据均来源于中国经济社会发展统计数据库。

1.被解释变量。在地区经济增长度量指标的选择上,本文选择GDP同比增长率(q),主要基于以下两点考虑:第一,不需要进行季节调整;第二,有利于评价自贸区对地区经济增长的长期效应(殷华、高维和,2017)。

2.核心解释变量。自贸区虚拟变量(FTZ),样本的时间跨度为2003Q1-2016Q1,根据中国开发区网站提供的自由贸易试验区名单,并确定自贸区挂牌成立的时点。如果某一地区

^①考虑到负数无法取对数,因此,进行如下处理: $\ln g = \ln(1+g)$ 。

^②由于西藏统计资料缺失严重,本文的研究样本不包括西藏。

在当季开始设立或已经设立了自贸区,则赋值 1,否则为 0。

3.控制变量。选择控制变量的目的在于控制其他因素对地区经济增长的影响。政府对市场活动的过度干预会导致社会资源的扭曲配置与无效配置,进而抑制经济增长(杨子晖,2011),本文以地方财政预算收入与 GDP 之比表示政府规模(gov);固定资产投资构成了经济增长的重要驱动力,固定资产投资能够实现基础设施的完善与生产规模的扩大,从而推动经济增长,采用固定资产投资总额与 GDP 之比表征固定资产投资水平(fi);对外贸易不仅可以通过融入全球分工体系,参与国际竞争,促进生产效率的提升,还会形成先进技术、知识和人力资本向本国扩散,推动经济增长,利用进出口总额与 GDP 之比表示贸易依存度($open$);社会消费水平的提升将刺激社会生产规模的扩大,从而促进经济的持续增长,采用社会消费品零售总额与 GDP 之比表征社会消费水平(com);随着工业化和城市化的不断深入,生产要素和经济资源由农业部门逐步向生产效率更高的第二产业部门和第三产业部门流动,进而有利于经济增长,本文选用第二产业产值与 GDP 之比表征第二产业发展水平(sec),第三产业产值与 GDP 之比表示第三产业发展水平(thi)。为了消除季节性因素的影响,降低异方差,增加可比性,所有变量均是运用 X-12 方法季节调整后的对数值。本文涉及的主要变量的描述性统计特征如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln g$	1 590	0.1012	0.0762	-0.2904	0.6144
$\ln gov$	1 590	-2.3692	0.3193	-3.1457	-0.5049
$\ln fi$	1 590	-0.3003	0.5435	-1.7305	0.9779
$\ln open$	1 590	-1.2922	1.0042	-3.6798	1.0071
$\ln com$	1 590	-1.0482	0.1628	-1.5629	-0.5409
$\ln sec$	1 590	-0.7593	0.2071	-1.6917	-0.3546
$\ln thi$	1 590	-0.9077	0.2077	-5.0440	0.1407
FTZ	1 590	0.0145	0.1194	0	1

五、实证结果分析

(一) 基本结果分析

本文首先考察自贸区对经济增长的直接影响,将设立自贸区视为一项“准自然实验”,选择双重差分法来分析自贸区对经济增长的影响,结果报告于表 2 中,其中,第(1)列和第(2)列分别为加入控制变量前后的回归结果。无论是否加入控制变量,自贸区变量(FTZ)的回归系数均显著为正,这说明自贸区促进了地区经济增长。

进一步分析控制变量系数发现,固定资产投资水平($\ln fi$)和贸易依存度($\ln open$)的系数显著为正,说明增加固定资产投资和发展国际贸易是经济增长的重要驱动力;政府规模($\ln gov$)的系数显著为负,说明政府对市场活动的过度干预降低了市场机制对资源配置的效率,从而抑制经济增长;社会消费水平($\ln com$)系数显著为负,说明社会消费水平与经济增长之间存在显著的负向关系,这可能是由于国内市场分割加剧,阻碍了国内市场一体化,导致经济资源的国内配置扭曲(沈坤荣、李剑,2003);第二产业发展水平($\ln sec$)系数显著为负,而

第三产业发展水平($\ln thi$)系数不显著,这说明我国经济正处于从工业化向城市化转型的“结构性减速”时期,第二产业不是经济增长的持续推动力,而第三产业水平不高导致其对经济增长的促进作用尚不显著(吕健,2012)。

表 2 基本估计结果

	(1)	(2)
FTZ	0.0296 * (1.942)	0.0271 * (1.899)
$\ln gov$		-0.0806 *** (-5.3161)
$\ln fi$		0.0430 *** (4.3201)
$\ln open$		0.0110 * (1.7692)
$\ln com$		-0.3337 *** (-15.9763)
$\ln sec$		-0.0595 *** (-3.0574)
$\ln thi$		0.0114 (0.8562)
常数项	0.1008 *** (62.052)	-0.4477 *** (-10.0332)
地区效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
R^2	0.3275	0.4421
样本量	1 590	1 590

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平;括号内为 T 统计量。下表同。

(二) 稳健性检验

前述分析结果表明设立自贸区对经济增长具有显著的促进作用,但这一结论并不稳健,主要基于以下考虑:在设立自贸区过程中,中央政府会综合考虑地区经济、地理和政治等诸多因素,所以,中央政府在批准设立自贸区的决策过程中可能存在挑选赢家的行为。换言之,相比未设立自贸区的地区,设立自贸区的地区在设立自贸区之前可能已经具有更高的经济增长速度,这会导致自贸区对经济增长的促进效应被高估。然而,前文中利用双重差分法分析自贸区对经济增长的影响的前提假设为实验组和控制组的趋势是一致的,且不随时间发生系统性变化。因此,我们从以下两个方面进行稳健性检验。

第一,变更控制组。前文以除西藏、上海、天津、福建和广东外的 26 省份为控制组,2016 年 8 月,辽宁、浙江、河南、湖北、重庆、四川和陕西 7 省份自贸区方案获批,接下来,我们将这 7 个省份作为控制组,上海、天津、福建和广东作为实验组,利用双重差分法重新进行估计。表 3 中第(1)列和第(2)列分析结果显示,加入控制变量前后,自贸区变量系数符号和大小均与前文中的估计结果基本一致,可见,估计结果不会因为控制组样本选择标准的改变而产生明显变化。

第二,反事实检验。改变自贸区的设立时间进行反事实检验,将设立时间提前 2 年或 3 年。如果自贸区变量系数显著为正,意味着经济增长很有可能由其他政策引起,设立自贸区

促进经济增长这一结论很可能不成立。反之,则说明经济增长来源于自贸区的设立。表3中第(3)列和第(4)列分析结果显示,将自贸区的设立时间分别提前2年或3年,自贸区变量系数都不显著,这说明经济增长来源于自贸区的设立,而不是由其他政策引起的。

表3 稳健性检验结果

	变更控制组		反事实检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)
L2.FTZ			0.0167 (1.6297)	
L3.FTZ				0.0139 (1.4553)
FTZ	0.0259* (1.6885)	0.0278* (1.8011)		
lngov		-0.0669*** (-2.613)	-0.0799*** (-5.2708)	-0.0794*** (-5.2417)
lnfi		0.0148 (0.9582)	0.0429*** (4.2923)	0.0427*** (4.2651)
lnopen		0.0060 (0.6568)	0.0116* (1.8471)	0.0115* (1.8326)
lncom		-0.3289*** (-9.0164)	-0.3352*** (-16.0375)	-0.3356*** (-16.0464)
lnsec		-0.0020 (-0.0486)	-0.0600*** (-3.0823)	-0.0601*** (-3.0857)
lnthi		-0.0592 (-1.2549)	0.0112 (0.8394)	0.0110 (0.8247)
常数项	0.0991*** (40.0344)	-0.4264*** (-4.5265)	-0.4475*** (-10.0252)	-0.4472*** (-10.0182)
地区效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.3475	0.4683	0.4418	0.4416
样本量	583	583	1 590	1 590

(三) 动态性检验

为了进一步检验设立自贸区对经济增长影响的动态性,本文借鉴 Chen 等(2017)的研究,设定如下计量模型:

$$\ln g_{it} = \alpha + \sum_{n=-3}^3 \beta_n I_{in} + \eta X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (2)$$

(2)式中,借鉴 Kudamatsu(2012)、陈钊和熊瑞祥(2015)的做法,当 $t - birthyear_i = 0$, I_{in} 取值为1,否则为0。 $birthyear_i$ 表示 i 地区设立自贸区的时间,研究样本的时间跨度为2003Q1-2016Q1,自贸区的设立时点为2013Q3和2015Q2,所以,将 n 的取值范围设定为-3,-2,-1,0,1,2,3,并以设立前4个季度和更早作为基准组。如表4所示,无论是否加入控制变量,当 $n = -3, -2, -1$ 时,系数 β 不显著为正,说明在设立自贸区前的3个季度里,基准组和处理组的经济增长趋势是一致的,进一步验证了共同趋势假设。如表4中第(2)列所示,加入控制变量后,当 $n = 0, 1$ 时,系数 β 不显著,说明在自贸区设立的初期,其经济增长效应并未凸显;当 $n = 2, 3$ 时,系数 β 显著为正,说明自贸区对经济增长促进作用存在滞后,在设立后的第2个季度以后开始逐步凸显,这也在一定程度上验证了自贸区的试验属性,自贸区对经济增长的影响主要通过制度红利,而不是优惠政策来实现。

表 4 动态性检验结果

	(1)	(2)
成立前第 3 季度	-0.0326 *** (-3.2597)	-0.0153 ** (-2.1186)
成立前第 2 季度	-0.0037 (-0.368)	0.0077 (1.0640)
成立前第 1 季度	-0.0094 (-0.9444)	0.0075 (1.0448)
成立当季	-0.0255 ** (-2.5500)	-0.0034 (-0.4669)
成立后第 1 季度	-0.0465 *** (-4.6553)	-0.0099 (-1.3597)
成立后第 2 季度	0.0115 (1.1477)	0.0168 ** (2.3198)
成立后第 3 季度	0.0148 (1.2600)	0.0216 ** (2.2264)
常数项	0.1015 *** (55.7345)	-0.4566 *** (-23.4629)
控制变量	否	控制
地区效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
R^2	0.2332	0.5238
样本量	1 590	1 590

六、进一步讨论：地区异质性

前文对设立自贸区的经济增长效应进行了系统分析,然而,现有的四个自贸区的功能定位存在明显差异,其中,上海自贸区服务于国际金融中心建设、天津自贸区旨在促进京津冀协同发展、福建自贸区立足于对台经贸合作、广东自贸区着重于粤港澳一体化。因此,分析设立自贸区对经济增长促进效应的地区异质性对制度创新经验的复制和推广具有一定的现实意义。本文借鉴殷华和高维和(2017)的研究,利用基于面板数据的反事实法分析上海自贸区对经济增长的影响。如图 1 所示,实线代表真实值,虚线代表假设未设立自贸区的反事实值,垂直线为自贸区的设立时点。可以看出,自贸区设立以后,GDP 增长率和第三产业产值增长率的实线总体位于虚线上方,第二产业产值增长率的实线与虚线总体上不存在明显差异。这说明,上海 GDP 增长率和第三产业产值增长率的真实值高于反事实值、第二产业产值增长率的真实值与反事实值不存在明显差异。由此可见,设立上海自贸区对经济增长的促进效应明显,主要表现为对第三产业发展的促进效应。这是由于上海自贸区服务于国际金融中心建设,积极试验服务业的全面开放,对第二产业的促进效应不明显。如表 5 所示,2013Q2-2016Q1 期间,上海 GDP 增长率的反事实值为 1.36%,低于真实值 5.46%,说明设立自贸区促进了上海地区经济增长,平均增长率提高了 4.1%;第三产业产值增长率的真实值为 10.35%,高于反事实值 7.52%,平均增长率提高了 2.83%。从时间趋势上看,上海自贸区的经济增长促进效应存在明显滞后特征,在设立初期,其经济增长促进效应逐步增大,但从 2015Q1 开始呈明显降低态势,存在典型的倒 U 形特征,这一点在第三产业的促进效应上有所表现。

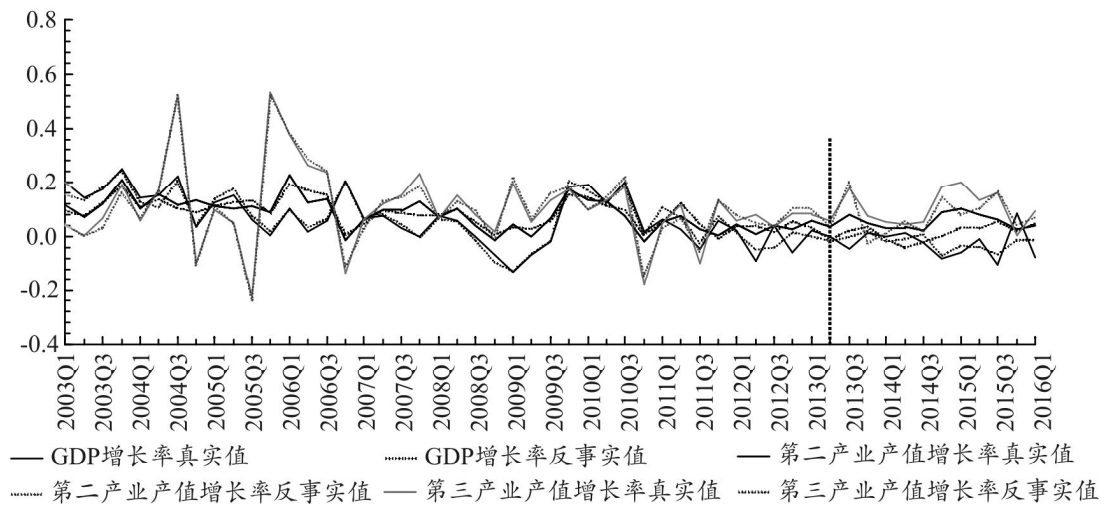


图 1 上海经济增长的实际值与反事实值 (2003Q1-2016Q1)

表 5 上海自贸区对经济增长的促进效应 (2013Q2-2016Q1)

时间	GDP 增长率			第二产业产值增长率			第三产业产值增长率		
	真实值	反事实值	促进效应	真实值	反事实值	促进效应	真实值	反事实值	促进效应
2013Q2	0.0363	-0.0108	0.0471	-0.0010	-0.0162	0.0152	0.0589	0.0337	0.0253
2013Q3	0.0808	0.0209	0.0599	-0.0440	-0.0029	-0.0410	0.1771	0.2028	-0.0257
2013Q4	0.0510	0.0358	0.0152	0.0132	0.0195	-0.0063	0.0741	-0.0242	0.0984
2014Q1	0.0320	-0.0100	0.0419	-0.0010	-0.0186	0.0176	0.0542	0.0120	0.0422
2014Q2	0.0339	-0.0404	0.0743	0.0147	-0.0088	0.0235	0.0450	0.0545	-0.0095
2014Q3	0.0221	-0.0202	0.0423	-0.0247	0.0077	-0.0324	0.0514	0.0187	0.0327
2014Q4	0.0882	0.0026	0.0857	-0.0807	-0.0701	-0.0106	0.1848	0.1436	0.0412
2015Q1	0.1006	0.0320	0.0686	-0.0604	-0.0340	-0.0264	0.2014	0.0804	0.1210
2015Q2	0.0824	0.0309	0.0515	-0.0099	-0.0391	0.0293	0.1354	0.1028	0.0326
2015Q3	0.0632	0.0546	0.0086	-0.1045	-0.0644	-0.0401	0.1618	0.1657	-0.0039
2015Q4	0.0264	0.0184	0.0080	0.0858	-0.0133	0.0991	0.0025	0.0424	-0.0399
2016Q1	0.0387	0.0494	-0.0108	-0.0760	-0.0095	-0.0665	0.0950	0.0696	0.0255
平均值	0.0546	0.0136	0.0410	-0.0240	-0.0208	-0.0032	0.1035	0.0752	0.0283

参考上文中上海自贸区经济增长效应的估计方法,分别估计天津、福建和广东自贸区的经济增长效应,结果如图 2-4 所示,实线代表真实值,虚线代表假设未设立自贸区的反事实值。由图可知,广东自贸区对 GDP 增长率的促进效应明显,其中,对第二产业产值增长率的促进效应不明显,但对第三产业产值增长率的促进效应明显,这与前文中上海自贸区的分析结论是一致的。这可能是由于广东自贸区定位粤港澳经济一体化,其主体位于深圳和广州,这些城市第三产业发达,通过自贸区与第三产业发达的港澳地区进行深度融合来促进第三产业的发展,进而驱动地区经济增长。天津和福建自贸区对 GDP 增长率的促进效应不明显,其中,对第二产业产值增长率的促进效应明显,但对第三产业产值增长率的促进效应却不明显。这可能是由于与上海和广东相比,天津和福建的产业结构的主要特点是第二产业比重大、第三产业比重小,设立自贸区的确促进了地区占优的第二产业的发展,而第二产业并不是经济增长的主要驱动力,这与前文中的分析结论是一致的。如表 6 所示,2015Q2-2016Q1 期间,天津自贸区的经济增长负效应逐渐减小,而福建和广东自贸区的经济增长促进效应从其设立后的第 2 个季度开始基本为正,说明自贸区对经济增长的促进效应存在明显的滞后,这一点在第二产业和第三产业的促进效应上都有所反映。

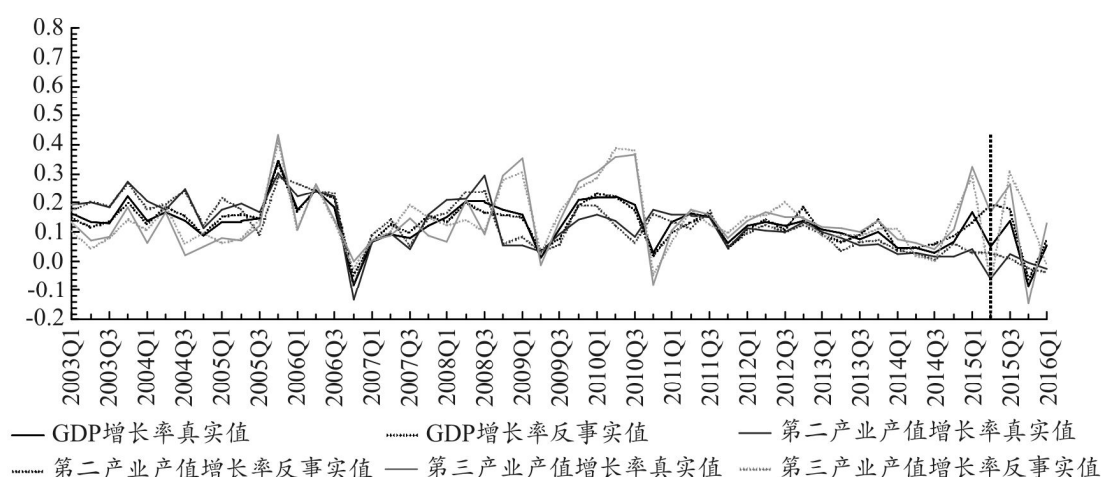


图2 天津经济增长的真实值与反事实值(2003Q1-2016Q1)

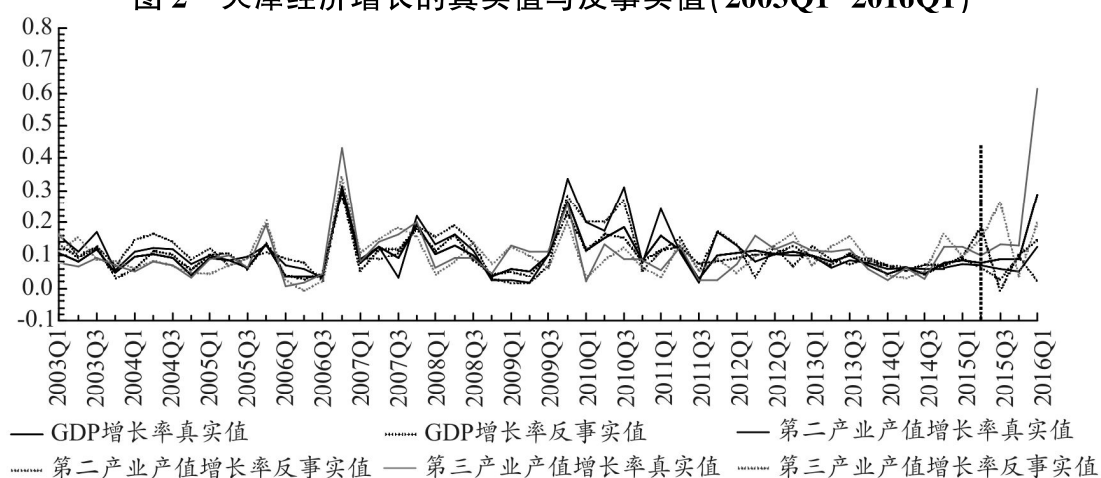


图3 福建经济增长的真实值与反事实值(2003Q1-2016Q1)

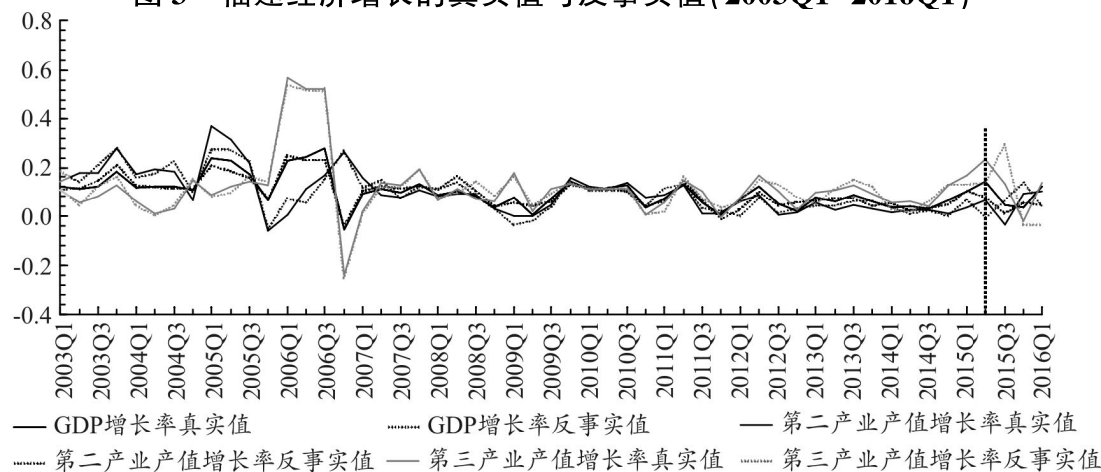


图4 广东经济增长的真实值与反事实值(2003Q1-2016Q1)

表6 天津、福建和广东自贸区对经济增长的促进效应(2015Q2-2016Q1)

时间	GDP 增长率	第二产业产值增长率	第三产业产值增长率
天津			
2015Q2	-0.1450	-0.0877	0.2389
2015Q3	-0.0400	0.0141	-0.0430
2015Q4	-0.0224	0.0186	-0.3045
2016Q1	-0.0177	0.0122	0.1473
平均值	-0.0563	-0.0107	0.0097

续表 6 天津、福建和广东自贸区对经济增长的促进效应(2015Q2-2016Q1)

时间	GDP 增长率	第二产业产值增长率	第三产业产值增长率
福建			
2015Q2	-0.1075	0.0069	-0.0482
2015Q3	0.0955	0.0307	-0.1304
2015Q4	-0.0137	-0.0442	0.0929
2016Q1	0.1417	0.1070	0.4102
平均值	0.0290	0.0251	0.0811
广东			
2015Q2	0.0634	0.0714	0.0938
2015Q3	0.0360	-0.1004	-0.1642
2015Q4	-0.0193	-0.0458	0.0172
2016Q1	0.0735	0.0632	0.1667
平均值	0.0384	-0.0029	0.0283

七、结论与启示

设立自贸区作为深化改革和扩大开放的重要举措之一,其经济效果尚未被证实。本文将设立自贸区视作一项准自然实验,基于 2003Q1-2016Q1 省级面板数据,利用双重差分法分析了自贸区对经济增长的影响。研究发现,设立自贸区显著提高了地区 GDP 增长率,这一结论经过多项稳健性检验后依然成立;自贸区对经济增长的促进作用存在明显滞后性,在自贸区成立初期,其经济增长促进效应不明显,随后其经济增长促进效应逐步凸显。进一步利用反事实分析法检验了自贸区对经济增长影响的地区异质性。研究发现,上海和广东自贸区的经济增长促进效应明显,表现为对第三产业的促进效应;天津和福建自贸区的经济增长促进效应总体不明显,但对第二产业的促进效应明显;自贸区的经济增长促进效应总体上存在明显滞后性,这一点在第二产业和第三产业的促进效应上都有所反映。

上述重要结论对我国新一轮自贸区建设具有以下几点启示:第一,设立自贸区不应以短期经济增长为目标,应致力于通过制度创新促进体制改革,推动行政精简化、金融国际化、投资自由化和贸易便利化进程的深化,利用制度创新红利带动地方经济的长期发展;第二,新一轮自贸区的建设应依托保税区、出口加工区、经济开发区、高新区等经济园区展开,基于现有经济园区特有的管理体制,由易到难逐步开展制度创新试验,积极促进制度创新经验沿着由自贸区向经济园区、再向腹地的路径逐步复制推广,为地方经济发展提供有效的制度供给;第三,不同地区自贸区的产业功能选择应因地制宜,其产业功能应定位于引领地方产业结构升级,避免产业低端锁定,实现自贸区的经济效应。例如,在上海、天津、福建和广东等经济较发达地区,自贸区应重点发展以金融、互联网和研发等为主体的第三产业,促进地方经济发展与转型;而在经济欠发达地区,自贸区应重点发展先进制造业作为主导产业,积极引进国外优质资本、先进科学技术与生产管理理念来带动地方经济发展。

参考文献:

1. 陈爱贞、刘志彪,2014:《自贸区:中国开放型经济“第二季”》,《学术月刊》第 1 期。
2. 陈钊、熊瑞祥,2015:《比较优势与产业政策效果——来自出口加工区准实验的证据》,《管理世界》第 8 期。
3. 江若尘、陆煊,2014:《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》,《外国经济与管理》第 10 期。
4. 金泽虎、李青青,2016:《上海自贸区经验对促进长江经济带贸易便利化的启示》,《国际贸易》第 4 期。

- 5.李鲁、张学良,2015:《上海自贸试验区制度推广的“梯度对接”战略探讨》,《外国经济与管理》第2期。
- 6.李墨丝、彭羽、沈玉良,2013:《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》,《国际贸易》第12期。
- 7.刘辉群,2014:《中国(上海)自由贸易试验区的外资市场准入研究》,《经济体制改革》第5期。
- 8.刘瑞明、赵仁杰,2015:《国家高新区推动了地区经济发展吗?——基于双重差分方法的验证》,《管理世界》第8期。
- 9.吕健,2012:《产业结构调整、结构性减速与经济增长分化》,《中国工业经济》第9期。
- 10.裴长洪,2013:《全球治理视野的新一轮开放尺度:自上海自贸区观察》,《改革》第12期。
- 11.彭羽、陈争辉,2014:《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》,《国际经贸探索》第10期。
- 12.沈坤荣、李剑,2003:《中国贸易发展与经济增长影响机制的经验研究》,《经济研究》第5期。
- 13.盛斌,2015:《天津自贸区:制度创新的综合试验田》,《国际贸易》第1期。
- 14.孙元欣,2014:《外资负面清单管理的国际镜鉴:上海自贸区例证》,《改革》第10期。
- 15.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》,《国际贸易问题》第10期。
- 16.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》,《国际贸易问题》第2期。
- 17.夏善晨,2013:《中国(上海)自由贸易区:理念和功能定位》,《国际经济合作》第7期。
- 18.项后军、何康、于洋,2016:《自贸区设立、贸易发展与资本流动——基于上海自贸区的研究》,《金融研究》第10期。
- 19.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》,《国际贸易问题》第8期。
- 20.杨志远、谭文君、张廷海,2013:《中国(上海)自由贸易试验区服务业开放研究》,《经济学动态》第11期。
- 21.杨子晖,2011:《政府规模、政府支出增长与经济增长关系的非线性研究》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 22.叶静,2014:《分散性权威与政策跨国扩散——自由贸易区在中国的设立》,《世界政治与经济》第7期。
- 23.叶修群,2016:《自由贸易园区(FITZ)的区位选择——基于中国省级面板数据的实证研究》,《当代经济科学》第2期。
- 24.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》,《财经研究》第2期。
- 25.余颖丰,2013:《化解改革瓶颈:关于上海自贸试验区金融改革思考及政策建议》,《经济学动态》第11期。
- 26.张幼文,2014:《自贸区试验与开放型经济体制建设》,《学术月刊》第1期。
- 27.Chan, K.S., X.X.Xu, and Y.H.Gao. 2015. “The China Growth Miracle: The Role of the Formal and the Informal Institutions.” *World Economy* 38(1): 63-90.
- 28.Chen, Z., S.Poncet, and R.Xiong. 2017. “Inter-industry Relatedness and Industrial-policy Efficiency: Evidence from China's Export Processing Zones.” *Journal of Comparative Economics* 45(4): 1-18.
- 29.Gao, X., and C. X. Long. 2014. “Cultural Border, Administrative Border, and Regional Economic Development: Evidence from Chinese Cities.” *China Economic Review* 31(4): 247-264.
- 30.Hsiao, C., H.S.Ching, and S.K.Wan. 2012. “A Panel Data Approach for Program Evaluation: Measuring the Benefits of Political and Economic Integration of Hong Kong with Mainland China.” *Journal of Applied Econometrics* 27(5): 705-740.
- 31.Hsiao, C., and S.K.Wan. 2014. “Is There an Optimal Forecast Combination?” *Journal of Econometrics* 178(2): 294-309.
- 32.Ji, M., M.Li, and B.King. 2015. “The Impacts of China's New Free-trade Zones on Hong Kong Tourism.” *Journal of Destination Marketing & Management* 4(4): 203-205.
- 33.Kudamatsu, M. 2012. “Has Democratization Reduced Infant Mortality in Sub-saharan Africa? Evidence from Micro Data.” *Journal of the European Economic Association* 10(6): 1294-1317.
- 34.North, D.C. 1990. *Institutions, Institutional Change, and Economic Performance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- 35.Perkins, D. H. 2012. “Rapid Growth and Changing Economic Structure: The Expenditure Side Story and Its Implications for China.” *China Economic Review* 23(3): 501-511.
- 36.Wan, Z., Y. Zhang, X. Wang, and J. Chen. 2014. “Policy and Politics behind Shanghai's Free Trade Zone Program.” *Journal of Transport Geography* 34(1): 1-6.
- 37.Yao, D., and J. Whalley. 2015. “The Yuan and Shanghai Pilot Free Trade Zone.” *Journal of Economic Integration* 30(4): 591-615.

Pilot Free Trade Zones and Economic Growth: An Empirical Research Based on Quasi-Natural Experiment

Ye Xiuqun

(School of Business, Jiangxi Normal University)

Abstract: As a core step of deepening reform and expanding opening-up strategy, the importance of the Pilot Free Trade Zones (PFTZs) to economic growth is self-evident. Based on the provincial panel data from 2003Q1 to 2016Q1, this paper validates the influence of PFTZs on regional economic growth by DID method. The empirical results show that the establishment of PFTZs has significantly increased the regional GDP growth rate and the economic growth promotion effects of PFTZs are significant time-lag. Using counterfactual analysis to further test the regional heterogeneity of the economic growth promotion effects and the results show that the economic growth promotion effects of Shanghai and Guangdong PFTZs are significant, which reflected on the promotion effects on tertiary industry. The economic growth promotion effects of Tianjin and Fujian PFTZs are not significant but the promotion effects on secondary industry are significant. The economic growth promotion effects of all the PFTZs are significant time-lag, which reflected on the promotion effect on both secondary and tertiary industry.

Keywords: Pilot Free Trade Zone, Economic Growth, DID, Counterfactual Analysis

JEL Classification: F43, O11, P31

(责任编辑: 彭爽)

(上接第 17 页)

A Study on the Growth Effect of Tax Reduction

Li Rong¹, Zhang Kaiqiang² and Lv Bingyang¹

(1: School of Finance, Renmin University of China;

2: National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: Both the supply school and the Keynesian school give the explanation that the tax reduction will promote the economic development, and the effect of tax reduction policy on improving the economic growth has also achieved certain results. Based on the county-level data of China, this paper discusses the relationship between tax rates and economic growth, and uses the studies of Lee and Gordon (2005) to construct the instrumental variable (IV) to solve the endogeneity of variables. The empirical results show that the rate of corporate income tax and value-added tax in the county-level areas are increased by 1%, and the economic growth rate in the region will be reduced by 0.24% and 0.45%, respectively. In the extended analysis, the empirical results show that the reduction of the corporate tax rate at the county level will increase the investment level of enterprises and expand the output. However, it will also reduce the fiscal revenue at the county level and local government still faces severe financial pressures. The above conclusions provide references and suggestions for the adjustment and perfection of China's tax system.

Keywords: Tax Reduction, Regional Tax Rate, Economic Growth

JEL Classification: H00, H71, O12

(责任编辑: 彭爽)