

# 自贸区政策对地方财力的影响研究\*

## ——基于双重差分法和合成控制法的分析<sup>1</sup>

宋丽颖<sup>1</sup>，郭敏<sup>1,2</sup>

(1. 西安交通大学经济与金融学院，西安 710061；2. 西安外事学院商学院，西安 710077)

**【摘要】**：自贸区作为一项先行先试、深化改革、扩大开放的国家战略，其设立是否可以释放增长红利，是政策制定者和学界共同关注的重大问题。本文利用 2009—2016 年全国 31 个省直辖市的面板数据，基于自贸区这一准自然实验，采用双重差分法和合成控制法检验了自由贸易试验区设立对地方财力的影响。研究发现：自贸区设立对地方财力增长呈现出 6.43%~9.09% 的促进作用，且这种促进效应具有两年左右的滞后期。基于检验结果，本文提出：扩大试验范围，拓展经济增长空间；优化制度设计，缩短政策效应的滞后期；扩大对外开放，提高外商投资利用质量三方面的对策建议。

**【关键词】**：自贸区；地方财力；双重差分；合成控制

**【中图分类号】**：F741.2   **【文献标识码】**：A   **【文章编号】**：1006-2912 (2019) 11 -0014 -11

地方财力指地方政府依托公共权力筹集的一切资金的总和。其充裕状况在很大程度上决定着该地方政府在其辖区内履行公共服务职能，支持地方经济建设和各项事业发展的能力，是关乎地方政府“五位一体”协调可持续发展的财力保障。自 2008 年全球金融危机以后，世界经济陷入低迷，经济全球化遭遇重创，使得贸易保护主义升温。受全球金融危机的影响，我国外贸出口大幅回落，对国内经济造成严重冲击，致使经济进入“新常态”，地方财力增速放缓(任保平，2017)<sup>[1]</sup>。因此，中国经济迫切需要一个“助推器”得以复苏，以应对全球贸易规则和格局的新变化，打造我国在全球经济新秩序中的主导地位。在此背景下，我国国务院于 2013 年 8 月 23 日正式批准设立中国(上海)自贸区。2013 年 9 月 29 日，中国(上海)自贸区正式挂牌成立。这可谓是全国开放新格局中的先行试点。自贸区的设立，旨在通过深化改革和扩大开放，以拓展经济增长的新空间，打造中国经济“升级版”，形成可复制、可推广的经验，服务全国经济的发展，为世界经济发展作出应有贡献。那么，上海自贸区设立后对当地财力有何影响？相关联的经济指标有何变化？也是值得我们深思的问题。针对以上问题，本文采用双重差分法和合成控制法，从地区人均财政一般预算收入角度考察自贸区对地方财力的影响，以期分析自贸区的财力效应提供一些有益的借鉴和参考。

<sup>1</sup>作者简介：宋丽颖(1963-)，女，北京人，西安交通大学经济与金融学院教授、博士生导师，研究方向：财政税收理论与政策；郭敏(1978-)，女，陕西西安人，西安交通大学经济与金融学院博士研究生，西安外事学院商学院副教授，研究方向：财税政策与实务。

\* 基金项目：陕西省社会科学基金项目“自贸区背景下陕西门户经济发展路径研究”(2018D49)主持人：张慧文；教育部科技发展中心产学研创新基金课题“服务“一带一路”的财税人才综合培养实训平台建设”(2018A06009)主持人：潘君；西安外事学院博士 科研启动基金项目“绿化税制改革影响经济可持续发展的机理及效果研究”(XAIU2018070108)主持人：王赞杰。

## 一、文献综述

与本文紧密相关的文献主要有两个方面：一是关于“自贸区的经济影响”研究。从2013年8月22日，党中央、国务院决定设立中国（上海）自贸区以来，关于“自贸区的经济影响”研究也随之有了一个井喷式发展。纵观近年来的众多研究发现，按其经济政策效应可以分为以下两个层面：第一，设立自贸区对宏观经济产生了较明显的正向影响。如谭娜等（2015）通过合成反事实方法研究发现上海自贸区成立对上海经济增长有显著的正向推动作用<sup>[2]</sup>；黄启才（2017）运用合成控制法评估福建自贸区的经济效应，发现其效应显著为正<sup>[3]</sup>。刘秉镰，吕程（2018）认为上海、天津、广东、福建四大自贸区设立均对地区经济运行产生了不同程度的显著正向影响<sup>[4]</sup>。从驱动机制来看，自贸区在制度引领作用下，主要通过优化营商环境、扩大要素市场开放度和促进外贸进出口等方面有效推动经济增长。从优化营商环境来看，自贸区通过转变政府职能，以负面清单替代正面清单，变审核制为备案制，降低和消除“寻租成本”，提高政府办事效率，兼具经济效应与政治效应，经济效应实现我国经济的深度发展、区域合作的新“风向标”，政治效应实现政府简政放权、促进体制优化，经济效应关联政治效应有助于培育国际化、市场化、法制化的营商环境（杨向东，2014）<sup>[5]</sup>，推动中国服务贸易自由化进程，为世界各国投资者提供便利（A Pak and F Majd, 2011）<sup>[6]</sup>，从而促进该区域经济快速可持续发展。从扩大要素市场开放角度看，自贸区设立能够打破市场分割（Chauf-four and Maur, 2011）<sup>[7]</sup>、加速外资准入壁垒制度改革（陈林等，2014）<sup>[8]</sup>，推行投资上的负面清单和资本账户的开放（林毅夫，2016）<sup>[9]</sup>，促进金融自由化，发展离岸金融（Yao and Whalley, 2016）<sup>[10]</sup>，促进上海及周边地区的资金、人才等要素自由流动，有效激活市场主体活力（贾康，2015）<sup>[11]</sup>，从而提高经济增长速度。从促进外贸进出口来看，自贸区作为吸引外资、促进出口、提升外汇的重要手段（Ravi-kumar Sunkara, 2016）<sup>[12]</sup>，其挂牌设立以来，推出一系列服务创新制度，对地区吸引外资具有正向溢出效应（黄启才，2018）<sup>[13]</sup>，使上海市人均GDP、固定资产投资及进出口总额均具有显著增涨（王利辉等2017）<sup>[14]</sup>，对上海市对外投资的影响力度远大于实际利用外资（项后军，何康2016）<sup>[15]</sup>，可以有效吸引外商投资、扩大进出口贸易总量，从而实现经济繁荣。第二，自贸区的设立对区域经济的影响。自贸区的设立能够有效促进地区经济增长，且内陆型自贸区的经济增长效应显著高于沿海型自贸区（张军等，2018）<sup>[16]</sup>；有助于优化产业结构，提升产业发展质量（姜悦等，2017）<sup>[17]</sup>；Pedro Gilberto Aloise & Janaina Macke（2017）认为自贸区具有明显的创新驱动<sup>[18]</sup>。丁俊发（2014）认为上海自贸区的设立带来了物流量的增加，区内管理创新、制度创新的环境有利于物流企业转型发展<sup>[19]</sup>；Zheng Wan等（2014）认为其加速了上海金融业和航运业的发展，提升了相关产业在全球价值链中的地位<sup>[20]</sup>。

与本文相关的另一组文献是关于地方财力的研究。财力，指民财与民力。语出《管子·君臣下》：“财力之贡于上，必由中央之人。”可见，财力是一种实际的经济能力。地方财力可指通过财权所得到的自有财力，也可指自有财力加上通过转移支付得到的总财力，是地方政府用于经济社会发展的财政资金。本文定义的地方财力侧重于表现地方自有财力，主要是指地方本级财政收入。关于其影响因素研究：贾康等（2008）认为财政收入主要的增收收入并不是来自增加税负，当增收部分主要用于民生支出等方面时，财政收支的挤出效应也不会被强化，反而有利于宏观经济运行<sup>[21]</sup>。曹海娟等（2011）发现经济增长拉动方式转变和产业结构调整是影响上海财政收入变化的主要因素<sup>[22]</sup>。王江宏（2013）认为地方经济发展与财政收入增长具有长期协整关系<sup>[23]</sup>。唐文进等（2016）认为财政收入是财政支出的前提。财政分配是收入与支出的统一过程，财政支出是财政收人的目的，财政收入则是财政支出的前提和保证，在一般情况下，收人的数量决定着财政支出的规模，收入多才能支出多<sup>[24]</sup>。李建军等（2012）的研究表明：贸易开放度的提高整体上也引起地方财政总收入的增加；投资开放的提升总体上对地方财政收入有负效应，因此，经济开放对地方各项财政收入规模及其相对结构的影响具有复杂和非一致性<sup>[25]</sup>。

综上所述，学术界对于自贸区的经济影响和地方财力两方面的众多成果对本研究均有一定的参考价值。然而，现有文献仍有一些可拓展之处：第一，从研究视角上看，以往关于自贸区政策效应研究中多从地区经济、对外开放度、对外直接投资、对外贸易等方面展开，目前并未发现从地方财力增长视角关注其政策效应。第二，从研究方法上看，当前研究多局限于从定性角度分析自贸区成立对于地区经济的影响，采用实证方法分析自贸区经济效应的文章相对较少。第三，从研究内容上看，已有研究鲜有将二者结合起来，提及自贸区设立对地方财力影响的研究。基于此，本文意图采用较早成立的上海、广东省、天津、福建自贸区 and 我国27个省市的面板数据，运用双重差分法(difference - in - differences, 简称 DID)、合成控制法对自贸区的地方财力提升效应展开研究。本文可能的边际贡献主要体现在以下三方面：第一，本文从地方财力增长视角考察上海自贸区设

立的政策效应，既是上海、广东省、天津、福建省设立自贸区对地方财政贡献效果的个体认识，也对我国当前推行的自贸区试点政策做出了及时回应。第二，本文选取自贸区试点改革作为研究的切入点，并采用双重差分法和合成控制法进行实证研究，克服了以往研究中不能有效开展量化研究存在的一些估计偏差，可以更准确地识别出自贸区对地方财力提升的净效应。第三，本文将自贸区的地方财力提升效应作为研究内容，以期对自贸区和地方财力相关研究形成一定的补充。

## 二、研究设计

### (一) 模型设定

截止到 2013 年底，我国仅设立了一个自贸区，即上海自贸区。其设立可以被看做是一项“准自然实验”，本文参照 Card 和 Krueger (1994)<sup>[26]</sup>等的做法，运用 DID 方法评价该项政策的效果。选择上海作为处理组，我国其他（除广东、天津、福建外）未设立自贸区的 27 个省及直辖市作为控制组。同时，通过设立  $df$  和  $dt$  两个虚拟变量可将 2009—2016 年中国 28 个省及直辖市划分为 4 个子样本， $df = 1$  代表设立了自贸区的上海市， $df=0$  代表未设立自贸区的其他省及直辖市， $dt=0$  代表设立自贸区之前的年份， $dt=1$  代表设立自贸区之后的年份。基于此，我们可以构造以下计量模型来实现双重差分，检验上海自贸区对地方财力的净效应：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 df_{it} + \beta_2 dt_{it} + \beta_3 df_{it} dt_{it} + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $Y_{it}$  为被解释变量，该变量用来度量地方财力增长情况，本文具体选取了人均地方财政一般公共预算收入额  $\lnpergbr$  这个指标，来衡量上海自贸区设立对地方财力的影响，下标  $i$  和  $t$  分别表示第  $i$  个省市和第  $t$  年， $X_{it}$  为控制变量， $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项，代表其他不可预知的无法控制的因素。

### (二) 变量、数据及描述性统计

1. 变量的选取。本文主要围绕自贸区的设立对地方财力的影响进行详细分析。从自贸区设立的决策过程表面来看，是由国务院外生批准设立的，但，国务院在正式批准时，是经过充分调研，综合考虑了地方政府的经济、文化、地域等实际情况。所以说，自贸区的设立可能存在非随机性，从而可能导致处理组的内生性问题。另一方面，为了避免变量过多而导致的多重共线性，本文仅引入一些主要控制变量。变量的设置详见下表 1。

表 1 主要变量及其计算方法

变量性质	变量名称	变量含义	计算方法
被解释变量	$\lnpergbr$	地方财力	人均地方财政一般公共预算收入取自然对数
解释变量	$dfdt$	自由贸易区	虚拟变量(0, 1)
控制变量	$\lnpergdp$	经济发展水平	人均地区 GDP 取自然对数
	$\lnperfex$	政府支出规模	人均地方财政一般公共预算支出取自然对数
	$ts$	产业结构	地区第三产业 GDP/地区第二产业 GDP
	$open$	对外开放度	地区货物进出口总额/地区 GDP
	$fdi$	外商直接投资水平	地区实际利用外商直接投资额/地区 GDP
	$fai$	固定资产投资水平	地区当年固定资产投资额/地区 GDP
	$sc$	社会消费水平	社会消费品零售总额/地区 GDP

	ln tec	科技创新水平	地区当年国内专利申请授权量取自然对数
--	--------	--------	--------------------

(1) 被解释变量。为了度量地方财力，参考以往文献中的普遍做法和相关理论，本文选取人均地区一般公共预算收入额  $\ln\text{pergbr}$  作为被解释变量，来衡量自贸区设立对地方财力的影响，以刻画地方财力。

(2) 解释变量。自贸区虚拟变量 ( $\text{dfdt}$ )，是本文的解释变量，也是本文的核心指标。在本文研究的样本范围内，以我国 2009 年—2016 年国务院宣布设立自贸区的时间，界定该地区本年设立了自贸区，赋值为 1；反之，赋值为 0。

(3) 控制变量。为了控制其他因素对地方财力的影响，借鉴刘瑞明 (2015)<sup>[27]</sup>、王健等 (2017)<sup>[28]</sup> 前期相关研究，在模型中引入地区经济发展水平 ( $\ln\text{pergdp}$ )、政府支出规模 ( $\ln\text{perfex}$ )、产业结构 ( $\text{ts}$ )、对外开放度 ( $\text{open}$ )、外商直接投资水平 ( $\text{fdi}$ )、固定资产投资水平 ( $\text{fai}$ )、社会消费水平 ( $\text{sc}$ )；和科技创新水平 ( $\ln\text{tec}$ ) 等。其具体计算方法如表 1 所示。

2. 数据及描述性统计。本文以 2009—2016 年为样本区间，选取我国 31 个省及直辖市作为初始样本，使用该样本所形成的面板数据来评估自贸区设立对地方财力的影响。数据来自于历年的《中国统计年鉴》及各省份的统计年鉴。之所以将文章的样本区间确定为 2009—2016 年，主要基于以下两个原因：第一，2008 年爆发了全球性的金融危机，该事件对我国各地方财力产生的影响已被大量文献证实。为了更加准确地评估自贸区设立对地方财力的影响，本文将样本期间选择为 2009—2016 年，以便于较好地削减因金融危机而造成的估计误差。第二，上海自贸区设立于 2013 年 9 月，广东、天津、福建是在 2015 年，因此，本文认定该事项发生于 2013 年和 2015 年，为了客观评估自贸区设立对地方财力的滞后影响，应将研究时间区间尽量延长，限于数据的可获得性，将研究区间延后至 2016 年。原始数据除参照各年《中国统计年鉴》外，还从各省份历年统计年鉴、国民经济和社会发展统计公报获取了部分数据加以补充，各变量的描述性统计结果见表 2：

表 2 主要变量的描述性统计

变量名称	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln\text{pergbr}$	248	8.340803	0.678838	6.9245	10.1838
$\text{dfdt}$	248	0.016129	0.126227	0	1
$\ln\text{pergdp}$	248	10.57234	0.480653	9.3113	11.6795
$\ln\text{penex}$	248	1.029031	0.568367	0.5462	4.1653
$\text{ts}$	248	9.183853	0.619438	8.0271	11.4593
$\text{open}$	248	0.269426	0.301873	0.0134	1.4683
$\text{fdi}$	248	0.021884	0.017114	0.0004	0.082
$\text{fai}$	248	0.769247	0.230994	0.2398	1.3862
$\text{sc}$	248	0.370602	0.058913	0.2452	0.603
$\ln\text{tec}$	248	9.517945	1.713674	4.7958	13.1469

数据来源：根据 2009—2016 年《中国统计年鉴》、各省份历年统计年鉴和国民经济和社会发展统计公报数据整理，下同。

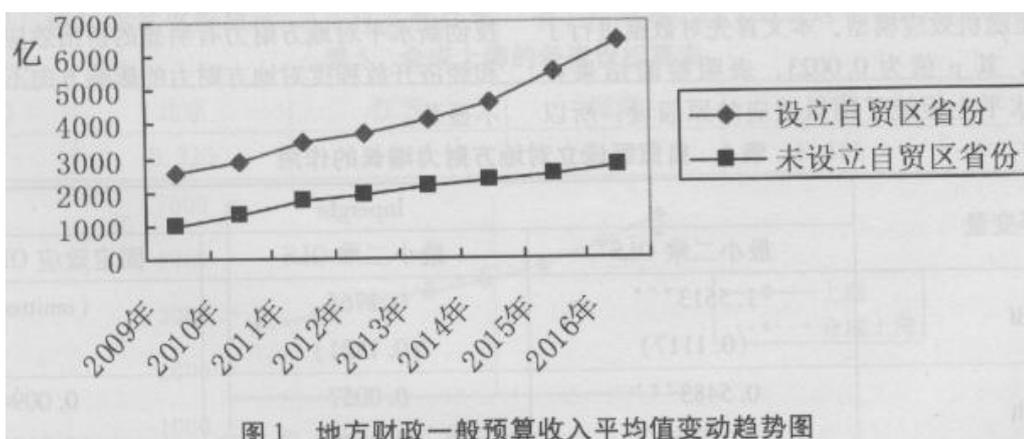
### 三、实证结果分析

为了检验自贸区设立对地方财力增长的促进效应，本文首先运用双重差分模型和合成控制模型对其政策效应进行了分析，然后开展政策效应的稳健性检验，最后探究了政策的滞后效应以及影响机制。

(一) 双重差分检验

由于 DID 方法是基于“自然实验”思想设计的，其结果的准确性有赖于一个前提条件，因此，在做政策效应检验前，必须先检验其适用的基本前提是否成立。

1. DID 方法基本前提检验。DID 方法的结果是否准确，有赖于处理组与控制组是否满足共同趋势假设。即处理组与控制组必须满足同质性假设。为了直观地考察处理组与控制组是否满足 DID 模型所要求的共同趋势假设条件，首先选取自贸区设立前的 2009—2012 年作为样本期间，绘制出 2013 年设立自贸区和未设立自贸区省份地方财政一般公共预算收入平均值的变动趋势图，如图 1 所示，设立自贸区前，设立省份和未设立省份地方财政一般公共预算收入平均值大致保持了相同的变化趋势；自贸区设立后，设立省份的地方财政一般公共预算收入平均值相对于未设立省份而言都呈现出明显的增长趋势。



在定性分析的同时，还运用“反事实检验”的方法，选取未设立自贸区的 2010—2012 年的全部样本，分别假定自贸区设立于 2010 年、2011 年和 2012 年构造“反事实”，并在式 (1) 基础上构建如下回归模型：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 df_{it} + \alpha_j \sum_{j=2010}^{2012} dt_j + \alpha_k df_{it} \cdot \sum_{k=2010}^{2012} dt_k + \alpha_l X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

对式 (2) 进行回归分析。其回归结果如表 3 所示。

表 3 共同趋势假设检验结果

被解释变量	lnpergbr	
	(1) OLS	(2) OLS + FE
dfdt2010	-0.0464 (0.0299)	-0.0239 (0.0257)
dfdt2011	-0.0130 (0.0341)	0.0111 (0.0265)
dfdt2012	0.0028 (0.0251)	0.0167 (0.0217)
控制变量	YES	YES

_cons	-5.4064 *** (0.9107)	-5.2641 *** (1.0465)
N	224	224
R - sq : overall	0.8602	0.7291

注：\*、\*\*与\*\*\* 分别表示 10%、5%与 1%的显著性水平，括号内为省、直辖市层面聚类的稳健标准误。

由表 3 可以看出，自贸区 6 个交叉项的系数都是不显著的，这说明了，自贸区设立前处理组与控制组的地方财力满足共同趋势假设。

2. DID 基本回归分析。根据式 (1) 采用最小二乘法 (OLS) 与固定效应模型 (FE) 进行双重差分检验。回归结果如表 4 所示，其中，第 (1) 列为没有加入控制变量的 OLS 回归结果，我们重点关注的交叉项  $dfdt$  的系数在 1% 的水平上显著为负，其可决系数仅为 0.3391，说明该回归模型对观测值的拟合程度较低；第 (2) 列为加入控制变量的 OLS 回归结果，显著性虽然有所降低，但其系数变为正值，且在 5% 的水平上显著，其可决系数为 0.8349，说明该回归模型对观测值的拟合程度较高；为了确定究竟使用固定效应还是随机效应模型，本文首先对数据进行了豪斯曼检验，其  $p$  值为 0.0023，表明检验结果在 0.01 的显著水平上拒绝了随机效应的原假设，所以应该使用固定效应模型。第 (3) 列为加入控制变量和固定效应的回归结果，交叉项  $dfdt$  的系数比未加入固定效应前稍有增加，仍在 5% 的水平上显著为正，其可决系数为 0.9682，说明该模型对观测值的拟合程度更高了。综合以上回归结果表明，自贸区设立对地方财力增长有显著的正向促进作用，从交叉项的系数值来看，其促进率在 6.43% ~ 9.09% 之间。

控制变量的回归结果表明，地区经济发展水平、政府支出水平、外商直接投资水平和固定资产投资水平至少在 5% 的水平上显著为正，这说明以上四个因素对地方财力增长都有非常明显的推动作用。社会消费水平、科技创新水平对地方财力的影响分别在 5% 和 1% 的水平上显著为负，这说明社会消费水平、科技创新水平对地方财力有明显的挤出效应。产业结构和经济开放程度对地方财力的影响方向不确定，效果不显著。

表 4 自贸区设立对地方财力增长的作用

解释变量	lnpergbr		
	最小二乘 OLS	最小二乘 OLS	固定效应 OLS + FE
df	1.5513 *** (0.1117)	0.1765 (0.1821)	(omitted)
dt	0.5483 *** (0.0390)	0.0057 (0.0224)	0.0094 (0.0181)
dfdt	-0.1045 *** (0.0390)	0.0909 ** (0.0363)	0.0643 ** (0.0313)
lnpergdp		1.0478 *** (0.2368)	0.8862 *** (0.2919)
ts		0.0112 (0.0566)	-0.0189 (0.0622)
inperfex		0.3666 ** (0.1706)	0.5363 ** (0.2329)
open		0.0758 (0.1390)	-0.0312 (0.1189)

fdi		8. 6593 *** (1. 1810)	8. 0742 *** (0. 9919)
fai		0. 3056 *** (0. 0649)	0. 3284 *** (0. 0634)
sc		-1. 0252** (0. 4039)	-1. 1155** (0. 4660)
lntec		- 0. 0658 *** (0. 0224)	- 0. 0899 *** (0. 0217)
_cons	7. 9573 *** (0. 1117)	-5. 5282*** (0. 9985)	-5. 0592*** (1. 0977)
个体固定效应	NO	NO	YES
时间固定效应	NO	NO	YES
N	224	224	224
R - sq : overall	0. 3391	0. 8349	0. 6925
豪斯曼检验			27. 37 ***

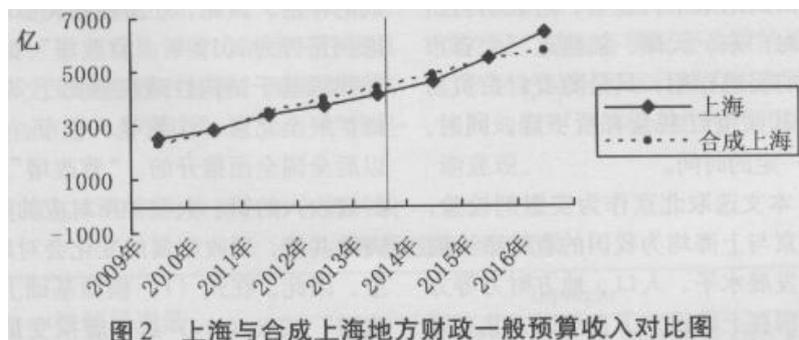
注：\*、\*\*与\*\*\* 分别表示 10%、5%与 1%的显著性水平，括号内为省、直辖市层面聚类的稳健标准误。

## （二）合成控制检验

为了避免在选择控制组时可能存在的样本选择偏误和政策内生性问题，使得结论更加可靠，我们借鉴 Abadie (2003)提出的合成控制法<sup>[29]</sup>，对上海自贸区对地方财力的政策效应进行估计。表 5 列出了构造合成上海各省市的权重，主要选取了 5 个省(市)，其中北京市的权重最大，以后依次是江苏省、海南省、广东省、辽宁省，这 5 个省的权重之和为 1。

表 5 合成上海的各省份权重表

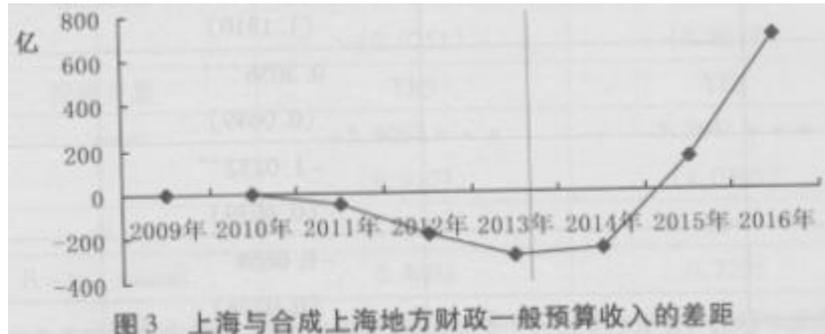
省(市)	北京	江苏	海南	广东	辽宁
权重	0. 320	0. 212	0. 195	0. 161	0. 112



利用表 5 中的权重与各省(市)实际地方财政一般公共预算收入额加权即可得到反事实变量——合成上海，用以反映上海如果没有设立自贸区其地方财政一般公共预算收入的发展趋势，如图 2 中虚线所示；图 2 中实线则代表真实上海地方财政一般公共预算收入的发展趋势；垂直实线是试点政策实施前后的分界线，其左侧反映自贸区试点政策实施前的时段，其右侧反映自贸区试点政策

实施后的时段。从图 2 可以看出，自贸区设立前，上海与合成上海的变动趋势基本一致，表明合成上海基本能够作为控制组分析自贸区设立的政策效应。自贸区设立后，2013 年到 2014 年，政策效应并不明显，从 2015 年开始，两条曲线呈现出非常明显的轨迹差异，且上海一直明显高于合成上海，说明自贸区设立明显促进了地方财力的增长。

为了更清楚地考察自贸区设立对上海地方财力的影响，我们计算了上海与合成上海地方财政一般公共预算收入的差距，其变动趋势如图 3 所示，自贸区设立前，上海与合成上海地方财政一般公共预算收入的差距分布在 0 轴上下较小范围内；2013 年自贸区设立后到 2014 年，上海与合成上海地方财政一般公共预算收入的差距并没有显著变化，到了 2015 年其差距远远超过政策干预前的平均水平。这表明，自贸区的设立对上海地方财力有明显的促进作用，且该效应具有一年多近两年的滞后期。



### (三) 稳健性检验

为了使研究结论更加严谨，本文从以下四个角度进行了稳健性检验。

1. 改变控制组与处理组。本文选取初始回归样本时，主要考虑到广东、天津、福建是在 2015 年 3 月设立的自贸区，处于样本区间的中间阶段，不能被准确地界定为处理组或控制组，所以将它们剔除。考虑到数据处理的便利性，将实验期认定为 2013 年。为了进一步检验初始回归结果的稳健性，本文对处理组与控制组进行了两次再划分：第一，将广东、天津、福建这三个省份加入控制组；第二，将广东、天津、福建这三个省市加入处理组，并将实验期延后至 2015 年；分别依据式 (1) 进行回归，其结果分别见表 6 第 1 行和第 2 行。第 1 行的回归结果显示，将广东、天津、福建这三个省份加入控制组后，交叉项的系数和显著性变化不大；从第 2 行的回归结果来看，其系数值虽然变化不大，但显著性变化较大，尤其是在加入固定效应后，回归结果不再显著，这表明自由贸易试验区的设立，对广东、天津、福建这三个省市的地方财力也有一定的促进作用，只是随着自由贸易试验区数量的增加，其制度红利会有所下降，同时，复制上海经验也需要一定的时间。

2. 安慰剂检验。本文选取北京作为安慰剂检验，其主要原因在于，北京与上海均为我国的直辖市，两地的经济规模、经济发展水平、人口、地方财力等方面均相差不大，但我国在上海设立了自贸区，北京则没有设立，这便形成两地之间的重要差别。根据式 (1) 进行双重差分检验，其结果见表 6 第 3 行，交叉项的系数在 10% 的水平下并不显著，这说明了自贸区设立对北京的地方财力没有形成显著影响，从而也反证了本文基本回归的结论。

3. 替换被解释变量。由于地方财政一般公共预算收入主要由地方财政税收收入和财政收入中非税收入两部分组成，所以说，地方财力水平也跟地方财政税收收入和地方财政非税收入有密切的关系，因此，本文选择人均地方财政税收收入和人均地方财政非税收入作为地方财力的代理变量，来替换人均地方财政一般公共预算收入。依据式 (1) 进行回归，表 6 第 4、5 行的结果显示，自贸区对人均地方财政税收收入至少在 5% 的水平影响显著，对人均地方财政非税收入影响不显著。这说明自贸区对地方财力的影响主要体现在地方财政税收收入部分，当然其二者系数中和之后基本可以得到表 5 的回归系数。

4. 控制相似政策冲击。由于中国正处于全面深化改革的特殊时期，许多改革和政策通常并行或交叉进行。在自贸区逐步设立的同时，多项试点性政策也正在实施，所以当  $df_{it} = 1$  时，可能也有其他政策形成的冲击，因此，还需控制类似政策的影响。一要考虑是否为 2012 年“营改增”试点省市。“营改增”是我国基于结构性减税意图于 2012 年 1 月 1 日从上海扩展至北京、江苏等八省市，至 2016 年 5 月 1 日以后全国全面推开的。“营改增”意味着地方预算内财政收入的第一大税种所对应的财源由地方独享变为央地共享，税收归属的变化会对地方财力产生减收效应，因此，在式 (1) 模型基础上加入了是否为“营改增”试点 ( $b_{tv}$ ) 这一虚拟变量；二要考虑是否为“一带一路”沿线省份。“一带一路”建设从 2013 年开始实施，对沿线 18 个省份的发展有着重要的意义，因此，本文在式 (1) 模型基础上加入了是否为“一带一路”沿线 ( $o_{bor}$ ) 省市这一虚拟变量，进行双重差分检验。表 6 第 6、7 行给出了控制相似政策冲击后的估计结果，交叉项的系数与表 5 相比几乎没有变化，且均在 5% 的水平上显著，说明相似政策并没有对前文的结论形成冲击。

表 6 稳健性检验结果

检验方法			Inpergbr	
			最小二乘 OLS	固定效应 OLS + FE
(1)	改变控制组与处理组	改变控制组	0.0828 *** (0.0293)	0.0633 ** (0.0293)
		改变处理组	0.110 ** (0.0563)	0.0620 (0.0526)
(2)	安慰剂检验		-0.0273 (0.0563)	-0.0289 (0.0478)
(3)	替换被解释变量	人均地方财政税收收入 $lnpertr$	0.1084 ** (0.0438)	0.0858 ** (0.0416)
		人均地方财政非税收入 $lnperftr$	0.0802 (0.1179)	0.0553 (0.1134)
(4)	控制相似政策冲击	2012 年营改增试点省份 $b_{tv}$	0.0847 ** (0.0362)	0.0643 ** (0.0313)
		“一带一路”沿线省份 $o_{bor}$	0.0896* * (0.0372)	0.0643 ** (0.0313)

注：\*、\*\*与\*\*\* 分别表示 10%、5%与 1%的显著性水平，括号内为省、直辖市层面聚类的稳健标准误。

总之，从统计意义上讲，基本回归的结论是稳健的，我们不能拒绝原假说，所以，自贸区的设立会显著促进地方财力的增长。

#### (四) 滞后效应检验

为了验证上海自贸区设立对地方财力的增长作用是否具有时滞性，本文通过考察地方政府地方财力在设立“自贸区”后  $j$  年 ( $t+j$ ) 的数据，在式 (1) 基础上构建以下模型：

$$Y_{it} = \rho_0 + \rho_1 df_{it+j} + \rho_2 dt_{it+j} + \rho_3 df_{it+j} \cdot dt_{it+j} + \rho_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

并根据式 (3) 进行回归, 如果交叉项系数显著, 则说明上海自贸区设立对地方财力的增长作用具有  $j$  年的时滞; 如果交叉项系数不显著, 则需要考察地方政府地方财力在设立“自贸区”后  $j + 1$  年后是否发生了明显变化。

根据式 (3) 运用基本回归的数据, 对自贸区设立促进地方财力增长的滞后效应估计结果如表 7 所示, 我们重点关注的交互项系数, 在自贸区设立一年多以后, 即 2013、2014 年系数均比较小, 甚至为负, 且影响效果不显著; 在自贸区设立两年多后, 即 2015 年, 交互项的系数均大于 2014 年且变为正数, 但影响效果并不确定; 2016 年不管是 OLS 还是 FE 估计, 其交互项的系数均有大幅增加, 且至少在 5% 的水平上显著为正, 这说明自贸区设立对地方财力的促进效应具有两年的滞后期, 这与合成控制法的检验结论一致。总的来讲, 交互项的系数随着自贸区的平稳运营逐步增大, 出现这种现象的原因可能是: 自贸区设立后, 随着各项配套政策的逐步完善, 地方政府对自贸区的认识和运行能力也在逐步加强, 所以, 自贸区对地方财力的促进作用很可能随着时间的推移而逐渐显现。

表 7 滞后效应检验结果

被解释变量	Inpergbr	
	最小二乘 OLS	固定效应 OLS + FE
dfdt2013	-0.0223 (0.0145)	-0.0120 (0.0167)
dfdt2014	-0.0115 (0.0174)	-0.0075 (0.0175)
dfdt2015	0.0582* (0.0303)	0.0285 (0.0253)
dfdt2016	0.1610*** (0.0456)	0.1298*** (0.0387)
其他控制变量	YES	YES
_cons	-5.4543*** (0.8962)	-5.1472*** (0.9662)
N	224	224
R-sq: overall	0.8602	0.7291

注: \*、\*\*与\*\*\*分别表示 10%、5%与 1%的显著性水平, 括号内为省、直辖市层面聚类的稳健标准误。

#### (五) 自贸区设立促进地方财力增长的机制检验

上文中各项检验结果表明: 自贸区设立会促进地方财力增长, 而且该效应有两年多的滞后期。那么, 该结果的背后到底掩盖了哪些具体的驱动因素呢? 基于此, 本文借鉴了中介效应模型的分析思路, 参考刘瑞明等 (2015)<sup>[30]</sup>的做法, 依次将地区经济发展水平 (lnpergdp)、财政支出规模 (hiperfex)、产业结构 (ts)、对外开放度 (open)、外商直接投资水平 (fdi)、固定资产投资水平 (fai)、社会消费水平 (sc) 和科技创新水平 (lntec) 作为被解释变量进行回归, 结果中的交互项 (dfdt) 是我们重点关注的对象, 其值显示了自贸区设立对于地方财力各驱动因素的净影响, 回归结果如表 8 所示。

设立自贸区对 lnpergdp 的影响系数在 10% 的水平上显著为正, 对 ts、fdi 的影响系数为正, 但其效果不显著, 对于 open、fai 和 lntec 的影响系数显著为负, 对于 lntec、sc 有一定的负向影响, 但其作用不显著。由此可见, 设立自贸区除了能够显著提升地区经济发展水平外, 对于其他各个地方财力驱动因素的作用要么不显著, 要么产生了明显的挤出效应。可见, 设立自贸区的“政策红利”并未得以充分发挥, 这有可能是, 该项政策的红利存在较长的释放期, 也从侧面说明了自贸区的相关保

障制度还有待于进一步完善。

表 8 自贸区设立促进地方财力增长的机制检验

解释变量	lnpergdp	lnperfex	ts	open	fdi	fai	sc	Intec
dfdt	0.0554 <sup>*</sup> (0.0303)	-0.0552 (0.0411)	0.1496 (0.1157)	-0.1920 <sup>***</sup> (0.0176)	0.0105 (0.0070)	-0.2269 <sup>***</sup> (0.0524)	-0.0119 (0.0210)	-0.3535 <sup>*</sup> (0.2112)
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
_cons	4.5978 <sup>***</sup> (0.3231)	-2.8770 <sup>***</sup> (0.7012)	1.0078 (0.7426)	-0.5489 <sup>*</sup> (0.3074)	1.5092 (0.4956)	0.0431 <sup>***</sup> (0.0293)	0.6349 <sup>***</sup> (0.1476)	-15.3506 <sup>***</sup> (1.7760)
N	224	224	224	224	224	224	224	224
R <sup>2</sup> -sq: overall	0.7131	0.4892	0.0428	0.6140	0.2539	0.7119	0.2727	0.5938

注：\*、\*\*与\*\*\*分别表示 10%、5%与 1%的显著性水平，括号内为省、直辖市层面聚类的稳健标准误。

#### 四、结论与政策建议

本文利用 2009—2016 年全国 31 个省直辖市的面板数据，基于自贸区这一准自然实验，采用 DID 方法和合成控制法检验了自贸区设立对地方财力的影响。主要研究结论如下：

第一，自贸区设立前处理组与控制组的地方财力满足共同趋势假设，自贸区的设立显著促进了地方财力的增长。但其对地方财力不同组成部分促进效应不同。其中，自贸区对地方财政税收收入促进效应显著，影响力度大于地方财政一般预算收入；自贸区对地方财政非税收收入促进效应不显著，影响力度也小于地方财政一般预算收入。二者中和之后，显示自贸区设立显著促进了地方财力的增长。

第二，自贸区设立初期对地方财力的促进作用并不显著，甚至还形成负面影响，随着时间的推移，逐渐转变为正向影响，到两年后变得非常显著。这说明自贸区设立后，随着各项配套政策的逐步完善和地方政府对自贸区认识和运行能力的逐步加强，自贸区对地方财力的促进作用才逐渐显现的，该效应应具有两年的滞后期。

第三，机制检验结果表明，自贸区设立显著提升了地区经济发展水平，对产业结构、外商直接投资水平均具有一定的正向影响作用，对财政支出规模具有一定的抑制作用，但其效应并不明显，对固定资产投资水平、科技创新水平和对外开放度有显著的“挤出效应”，对社会消费水平具有一定的负向影响作用。这些因素综合之后，自贸区设立对地方财力增长呈现出 6.43% ~ 9.09%的促进作用，这说明中国自贸区试点是比较成功的。

当然，我们更应该认识到，中国设立自贸区还处于试点阶段，其政策的优越性尚未充分释放，因此，为了激发自贸区的“政策红利”，本文基于以上结论，提出如下政策建议：

第一，扩大试验范围，优化地方财力结构。鉴于自由贸易试验区对地方财力增长的显著促进作用，我国应当充分利用这一“政策试验田”和经济“助推器”，一方面深入推进现有自由贸易试验区的建设，另一方面还应不遗余力地扩大其试验范围，拓展我国经济的成长空间，为经济由“新常态”阶段向“高质量发展”阶段转型提供更加充裕的财力支撑。与此同时，中央政府应考虑增加共享税的地方分成比例，地方政府应在现有地方税制基础上加大税收征管力度，提高税收征收率，减少税收流失，以提高地方财政税收收入在地方财力中的比重，从而更有效地激发自贸区对地方财力的促进效应。

---

第二，优化制度设计，缩短政策效应的滞后期。在后续的自贸区试点推广过程中，应分析和总结“上海”经验，结合地方的资源禀赋和经济发展实际情况，进行制度设计，变“摸着石头过河”为“顶层设计+摸着石头过河”，尽量形成更加完善更加有效地的自贸区实施制度，以缩短其政策效应的滞后期。

第三，扩大对外开放，提高外商投资利用质量。针对机制检验结果，应进一步提高对外开放水平，逐步放宽外资准入限制，修订《外商投资产业指导目录》及相关政策法规，放宽行业外资准入限制，以扩大利用外商投资规模。与此同时，更应注重提高利用外商投资质量，有选择地引进外商直接投资。鼓励外商投资于基础产业和科技创新产业，提升固定资产投资水平，助推科技创新与技术变革，促进经济增长方式的转变和产业结构的升级，更有效的提高经济对外开放度，从而抑制该政策实施的负面影响。

#### 参考文献:

- [1]任保平, 李梦欣. 进入新常态后我国地方经济增长分化的理论解释[J]. 经济学家, 2017(10):31 -41.
- [2]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.
- [3]黄启才. 自贸区政策溢出效应的个案研究[J]. 经济纵横, 2017(05) : 92-98.
- [4]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(03) :51-66.
- [5]杨向东. 中国(上海)自贸区的经济与政治效应关系初探——以国民待遇为视角[J]. 上海财经大学学报, 2014, 16(06) : 97 — 104.
- [6] A Pak, F Maid. Integrated coastal management plan in free trade zones, a case study [J]. Ocean & Coastal-Management, 2011, 54(2) :129 - 136.
- [7]Chauffour J P, Maur J C. Preferential Trade Agreement Policies for Development : A Handbook [M]. World Bank Publications, 2011.
- [8]陈林, 罗莉娅. 中国外资准入壁垒的政策效应研究——兼议上海自由贸易区改革的政策红利[J]. 经济研究, 2014, 49(04) :104-115.
- [9]林毅夫. “一带一路”与自贸区: 我国改革开放的新举措[J]. 新经济, 2016(34) : 5-9.
- [10]Yao, D. Q., and Whalley, J. The China (Shanghai) Pilot Free Trade Zone : Background, Developments and Preliminary Assessment of Initial Impacts [J] . The World Economy, 2016, 39(1) :2 - 15.
- [11]贾康, 于长革, 梁季, 许文, 施文泼, 景婉博, 苏京春, 于雯杰. 中国(上海)自贸区财税难点和对策研究[J]. 科学发展, 2015(05):53 -58.
- [12]Ravikumar S. The Study of Free Trade Zone Policy in India: A make in India Initiative[J]. International

- [13]黄启才. 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, 2018(04) : 85 -96.
- [14]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(02) : 3-15.
- [15]项后军, 何康. 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, 2016(08) : 3-15.
- [16]张军, 闰东升, 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.
- [17]姜悦, 黄繁华. 中瑞和中澳自贸区经济效应及比较[J]. 世界经济与政治论坛, 2017(04) :145 -158.
- [18]Pedro GA , Janaina M. Eco - innovations in De-veloping Countries : The case of Manaus tree TradeZone(Brazil ) [J]. Journal of Cleaner Production, 2017, (168). 30 -38.
- [19]丁俊发. 上海自贸区给物流业发展带来的机遇与挑战[J]. 中国流通经济, 2014, 28(11 ) :4-7.
- [20]Zheng W, YANG Z, WANG X. Policy and Poli-tics behind Shanghai, s Free Trade Zone Program [J]. Journal of Transport Geography , 2014, (34) :1-6.
- [21]贾康, 苏明, 阎坤, 于树一. 我国财政收入高速增长的原因分析[J]. 经济纵横, 2008(06) : 3 -9.
- [22]曹海娟, 胡怡建, 冯苏苇. 城市转型期影响上海财政收入增长因素的实证分析[J]. 上海财经大学学报, 2011, 13(01) :90 - 97.
- [23]王江宏. 我国地方经济发展与财政收入增长的实证分析[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2013, 33(06) :21 -26.
- [24]唐文进, 应斌, 高楠, 龚强. 财政收支与中国可持续增长——财政支出、收入分配与中国经济新常态学术会议综述[J]. 管理世界, 2016(05) :164 - 167.
- [25]李建军, 肖育才. 经济开放对地方财政收入规模及结构的影响实证分析[J]. 公共管理学报, 2011, 8(03) : 53-63, 125.
- [26]CardD. Alan B. Krueger. 1994, Minimum Wages and Employment. A Case Study of the Fast - Food Indus-try in New Jersey and Pennsylvania [ J ]. American Eco-nomic Review, 84(4) ,772 -793.
- [27]刘瑞明, 赵仁杰. 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[J]. 管理世界, 2015(08) : 30 -38.
- [28]王健, 吴群, 彭山桂, 李永乐. “营改增”是否影响了地方政府土地财政收入[J]. 财贸研究, 2017, 28(12) : 82 -94.
- [29]刘瑞明, 赵仁杰. 西部大开发: 增长驱动还是政策陷阱——基于 PSM - DID 方法的研究[J]. 中国工业经济, 2015(06) :32 -43.

---

[30]Abadie, Alberto, Lrrardeazabal, Javier. The Eco-nomic Costs of conflict : A Case Study of the Basque Country [J]. American Economic Review, 2003, 93 ( 1 ):113-132.