

内陆自贸区促进地区经济增长的宏观效应

——基于合成控制法的四川实证

孙海波 陈健生¹

【摘要】本文运用合成控制法，基于 2011 年第一季度至 2019 年第二季度省域平衡面板数据，构造处理组的“反事实”状态，评估了内陆自由贸易试验区的设立对四川地区经济增长的带动效应；并进一步利用 2011 年 1 月—2019 年 6 月共 102 个月的省域样本数据，考察了四川自贸区的设立对四川地区的对外贸易经济指标的影响效应。研究发现：合成控制法能够很好地拟合在自贸区设立前的四川地区经济增长路径；四川自贸区设立显著带动了地区的经济增长，使四川地区的实际 GDP 平均每季度增加 129.42 亿元，季均溢出效应达到 1.36%；通过安慰剂检验和排序检验发现，四川自贸区设立对四川地区的经济增长具有正向效应；进一步考察发现，四川自贸区设立对进出口总额月均提升效应达 30.3%，且均通过了稳健性检验。为此，内陆自贸区建设应持续深化“放管服”改革，激发市场发展活力，提高对外开放广度与深度，促进要素自由流动，降低制度成本，优化营商环境，形成引领西部地区开放发展的经济集聚体。

【关键词】内陆自贸区 四川经济增长 合成控制法

【中图分类号】:F061.5 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1000-8306(2021)08-0119-14

一、引言

党的十九届五中全会提出，“实行高水平对外开放，开拓合作共赢新局面”。自由贸易试验区（下文简称自贸区）的发展历程正是我国全面提高对外开放水平、主动参与全球经济治理体系改革的一个缩影。2013 年 7 月，我国首个自贸区——中国（上海）自由贸易区获批，树立起了我国进一步扩大改革开放的一面旗帜；2015 年 4 月，广东、福建、天津正式获批，成为第二批自贸区。在布局沿海以发展外向型经济为导向自贸区的同时，自贸区开始向内陆拓展，在发展外向型经济的同时，开始承担起沿边沿江协同开放和区域经济合作的功能。2017 年 3 月以后自贸区设立提速，陆续设立了辽宁、浙江、河南、四川、陕西、重庆、湖北、海南、山东、江苏、广西、河北、云南、黑龙江、北京、湖南、安徽等一系列自贸区，基本上覆盖了我国主要经济板块，形成了从沿海到内陆，从东南到西北的自贸区发展新格局。与前两批自贸区建设相比，我国第三批自贸区在建设面积、影响范围、功能定位、对接国家战略、差异化改革等方面，已经从传统的、以对外贸易为重点的综合保税区，转变为开放和创新融为一体的综合改革试验区，自贸区之间的协同性、兼容性与超越性体现了新阶段开放型经济体制建设的道路、目标与意义，^[1]标志着我国自贸区建设进入了试点探索的新里程和区域发展的新阶段。

在继续深化改革开放的过程中，内陆型“自由贸易经济带”建设将我国不沿边、不沿海的内陆地区推向改革开放的前沿，开放型经济发展新模式在内陆地区的探索推进，将成为我国未来促进区域经济均衡协调发展行之有效的路径。^[2]四川作为第三批自贸区内陆试点地区，被赋予了落实国家关于加大西部地区门户城市开放力度、建设内陆开放战略支撑带的特色要求以及实现内陆与沿海沿边沿江协同开放的试验任务。要完成国家赋予四川省自贸区的试验任务，意味着自贸区将成为实现四川省经济高质量发展的战略平台之一。^[3]并且，由于我国东部、中部、西部发展不平衡，设立内陆自贸区的目的是，以开放促进改革，释放政

¹作者简介：孙海波（1987-），西南财经大学经济学院，博士生。电子邮箱：w5288mm@126.com。
陈健生（1964-），西南财经大学经济学院，教授。电子邮箱：chen.js@swufe.edu.cn。

策红利，激发经济发展活力，以改革驱动发展，以科技和创新驱动型增长模式取代要素和投资驱动型经济增长模式，从而提高全要素生产率，不断缩小地区发展差距。鉴于此，客观、科学地评估当前实施的自贸区战略在我国全面深化改革的大背景下，尤其是在新型开放经济体制构建进程中的作用极其重要。^[4]已有研究基于区域比较，沿海自贸区对经济增长的正向促进效应小于内陆自贸区。^[5]那么，对于内陆自贸区，从宏观层面考量对政策试点地区经济发展促进效应如何？这是值得探究的课题。鉴于此，本文以内陆（四川）自贸区为研究对象，采用 Abadie 和 Gardeazabal（2003）提出的合成控制法（Synthetic Control Method, SCM），^[6]通过对比自贸区设立后四川的真实经济与合成四川的反事实经济，进而估计出四川自贸区产生的“溢出效应”，以克服传统实证分析方法中选择控制组的主观性、随意性以及政策内生性问题，更加客观地评估四川内陆自贸区对地区经济增长的宏观效应水平。

二、文献综述与研究假说

（一）文献综述

国内学者对自贸区设立以来的整体政策效应进行了系统性评估。目前，对政策效应经性评估的主流方法分为两类：一类是传统比较案例研究法，如双重差分法（DID）或倾向匹配得分法（PSM）等。苏振东和赵文涛（2016）在异质型企业贸易理论框架下，采用 PSM-DID 方法发现，在内地与香港关于更紧密经贸关系的安排（CEPA）实施后，CEPA 显著提高了粤港贸易额的增长率，大幅增加了粤投资次数及投资强度，同时，港对粤 FDI 的进入持续显著促进了港对粤的出口。^[7]又如叶修群（2018）运用 DID 法，利用季度省级面板数据，实证了自贸区的设立对上海、广东、天津及福建四个地区经济增长的影响，发现自贸区的设立显著提高了当地的 GDP 增长率，但促进作用存在滞后效应。^[8]

另一类是学术界近年来利用“反事实”分析方法——HCW 法和合成控制法进行相关政策评估。^[9]谭娜等（2015）运用 HCW 法对 2013 年 9 月—2014 年 12 月上海工业增加值和进出口总额进行了实证，指出上海自贸区设立对上海地区工业增加值和进出口总额产生了显著正效应。^[10]殷华（2017）基于 HCW 方法构造上海的反事实，发现上海自贸区建设显著促进了上海市生产总值、投资、进口和出口的增长，且扩区后对上海市经济的促进效应更加显著。^[11]近来又有学者如武剑和谢伟（2019）利用 HCW 法，多指标横向比较了上海、广东、福建、天津四个沿海自贸区政策的经济效应，指出当前四个沿海自贸区政策效应释放不充分，四地自贸区政策优化设计亟待进行。^[12]苏治、胡迪（2015）运用合成控制法对通胀目标控制成效进行了分析；^[13]刘乃全和吴友（2017）运用合成控制法检验并比较了中国 2010 年长三角城市群扩容对整体城市、原位城市和新进城市经济增长的影响；^[14]刘秉镰和吕程（2018）运用合成控制法，对上海、天津、广东、福建四个自贸区设立的经济影响进行了评估，发现四大沿海地区实施自贸区政策均对地区经济发展产生不同程度显著正效应，且不同地区经济效应呈现显著差异化。^[15]

比较来看，DID 法要求控制单元和处理单元具备共同趋势假设，反之存在政策内生性问题，同时，该方法也无法避免在控制组选择上的主观性和随意性；倾向匹配方法要求在控制协变量的情况下处理单元的选择具备随机性，从而拟合随机试验来评估政策实施的影响效应，同时，该方法对样本量限定大样本，并且仅能评估政策干预带来的平均效应（ATE）。相较而言，由 Abadie 和 Gardeazabal（2003）提出的合成控制法，在构造控制组时具有透明性且由数据驱动（Data Driven）进而选取线性组合最优权重，解决了政策内生性问题以及控制组选取的主观随意性，同时，权重选择限制为非负且所有权重之和等于 1，避免了过分外推判断。^[6]鉴于此，本文借鉴 Abadie 和 Gardeazabal（2003）的合成控制法，^[6]基于季度省域面板数据，评估内陆（四川）地区实施自贸区政策对四川地区经济增长的影响效应。

本文在理论分析与假设的基础上，拟通过运用合成控制法，基于 2011 年第一季度至 2019 年第二季度 20 个省市的省域平衡面板数据，分析 2017 年第二季度以来四川实施自贸区这一政策对经济增长的影响，并试图进一步探索四川实施自贸区政策对四川地区对外贸易经济指标的影响，为今后各自贸区的建设提供直接的经验证据。本文的边际贡献体现在以下几个方面：（1）在研究内容上，以往的研究主要集中在第一批、第二批次设立的沿海自贸区，对内陆自贸区研究颇少，缺乏系统性及全面性。本文将以内陆自贸区为研究对象，以得出一些有意义的研究结论。（2）在研究方法上，本文采用政策效果评价领域最新发展

的合成控制法。该方法允许那些随时间变化且不能够被观测到影响因素的存在，采用数据驱动，能够克服以往实证分析方法中可能出现的控制组样本选择偏误及现实不可观测因素导致的内生性问题。（3）在影响机制分析上，基于集聚扩散理论和实现特定区域贸易自由的帕累托“次优”选择的关税同盟理论，分析了四川自贸区对地区贸易的影响效应。

（二）研究假说

1. 基于集聚扩散理论的自贸区运行机制分析。自贸区是开放型经济的一个高水平开放制度机制，可以看成是一个累积着各种开放发展要素的“开放块状经济体”，即其自身是一种开放经济集聚体。制度是这个开放经济集聚体的核心。并且，这个开放集聚经济体还具有向周边扩散溢出的带动效应，能够促进自贸区邻近区域通过共享制度红利实现共同发展。同时，这种扩散溢出机制具有一般性。史叶本（2019）的研究认为，改革开放 40 多年来，我国经济之所以能够实现稳步增长，最重要的经验之一就是采取由点到面、由边缘向纵深的“试验一推广”，自贸区的建设便是如此。^[16]正如赖庆晟和郭晓合（2015）利用制度变迁辐射模型进行实证研究，结果表明上海自贸区制度变迁辐射的能力不足，分析指出上海自贸区扩容势在必行，且在扩容后，于“一带一路”沿线的重要区位节点新设广东、天津、福建三个自贸区，促使制度变迁辐射半径延展，覆盖我国沿海地区及东部各省，形成从南到北沿“21 世纪海上丝绸之路”多点布局的自贸区制度变迁扇形辐射网络，发挥“一带一路”沿线的辐射带动作用，以扩大开放促进我国经济转型。^[17]目前的自贸区布局形成了由沿海到内陆进而覆盖全国的格局与“点-线-面”渐进式的制度变迁路径，并最终将促使我国开放型经济新体制的形成，进而促使国内开放经济趋同发展。此外，极化效应产生聚集经济，扩散效应产生辐射效应，二者从不同的侧面带动整个区域经济的增长。以制度创新为核心自贸区具备作为“开放集聚经济”的先天特征，自贸区的设立将会对周边地区优质资源产生巨大的“虹吸效应”和经济“溢出效应”，使其周边区域共享自贸区扩散溢出效应的制度红利。基于此，本文提出假设 1。

假说 1：四川自贸区的设立能够促进四川地区经济增长，并产生显著的经济溢出效应。

2. 基于“关税同盟”理论的自贸区贸易效应分析。自贸区“境内关外”属性实质上相当于国家或地区层次意义上的贸易主体之间，在推进贸易自由化便利化与消除贸易障碍过程中达成的一种合约。经济一体化带来的关税减让将会在同盟成员国之间创造新的贸易，而非关税同盟成员国将面临贸易被转移到成员国的情形。这种自由贸易与保护贸易并存的现象导致了“贸易创造效应”（Trade-creation）和“贸易转移效应”（Trade-diversion）两种静态效应。贸易创造效应促使社会整体福利增加，对关税同盟参与国产生正效应，而贸易转移效应致使社会整体福利减少，对非关税同盟成员国产生负效应。关税同盟成员国的福利增减取决于两种效应的比较。

在关税同盟理论的基础上，自贸区发展理论基于关税同盟的不同特征发展而来，因此，自贸区同样存在贸易创造效应和贸易转移效应特征。不同的是自贸区没有一致对外的关税。对于区外产品，各成员国保持原有的关税政策，并且为使自贸区优惠措施仅限于自贸区参与国，区内实施严格的原产地原则。但贸易偏转现象仍不可避免，贸易偏转将导致自贸区关税较低的参与国进口区外非参与国产品，转而向区内高关税成员国出口。相较于贸易转移效应带来的贸易和福利的损失，贸易偏转反而带来自贸区贸易的增加，其净福利高于关税同盟。基于此，本文提出假设 2。

假说 2：从贸易角度，内陆自贸区的发展必将增加中西部地区的进出口贸易。因此，四川实施自贸区政策能够对四川地区的对外贸易增长产生正向效应。

三、计量模型构建与数据描述

（一）模型构建

依据本文研究的目的，假设可以观测到 $J+1$ 个地区在 $t \in [1, T]$ 期内的经济增长情况，记 y_{it} 为地区 i 在 t 期实际观测到的

结果变量，且 $i \in [1, J+1]$ 、 $t \in [1, T]$ 。其中， y_{it}^I 表示第 $i \in [1, J+1]$ 个地区在时点 t 上如果不设立自贸区的结果变量， y_{it}^N 表示第 i 个地区在时点 t 上设立自贸区的结果变量。假定第 i 个地区在时点 $t=T_0$ 实施设立自贸区，则有 $[1, T_0]$ 期内每个地区结果变量 y_{it} 不受设立自贸区政策的冲击，即 $y_{it}^I = y_{it}^N$ ；设立自贸区后，即在 $[T_0+1, T]$ 期内，第 i 个地区在时间 t 内导致的结果变量 y_{it} 的变化可以表示为 $a_{it} = y_{it}^I - y_{it}^N$ 。对于实际设立自贸区的地区，结果变量 y_{it}^N 可以实际观测到，假设未设立自贸区结果变量 y_{it}^I 无法观测到，需估计 y_{it}^N 进而得到处理效应 a_{it} 。本文引入 Abadie 等人（2010）提出的因子模型对 y_{it}^N 进行估计：^[18]

$$y_{it}^N = \delta_t + \theta_t z_i + \lambda_t \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式（1）中，等式右边 δ_t 代表影响所有地区的结果变量因素的时间固定效应； z_i 为可观测到 $(r \times 1)$ 维列向量，代表不受设立自贸区影响且不随时间变化的预测变量； θ_t 为 $(1 \times r)$ 维未知参数向量； λ_t 为 $(1 \times F)$ 维不可观测的共同因子向量，即不同地区所面临的共同冲击； μ_i 为 $(F \times 1)$ 维不可观测的个体固定效应，即对于共同的冲击 λ_t 各地区的反应并不相同；误差项 ε_{it} 为无法观测短期冲击，在地区水平上均值为 0。

假设第 1 个地区 ($i=1$) 设立自贸区，而其余 J 个地区 $i=2, \dots, J+1$ 均未实施设立自贸区政策。为此，考虑一个 $(J \times 1)$ 维权重列向量 $W=(w_2, \dots, w_{J+1})'$ ，满足对任意 j ， $w_j \geq 0$ ， $j=2, \dots, J+1$ 且 $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ 。每个向量 W 的特定取值表示一个潜在的合成控制，即对控制组内所有地区的特定加权平均值。对于每一个控制组地区的结果变量，用 W 作为权重加权后得到：

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j z_j + \lambda_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

假定存在一个向量组 $w^*=(w_2^*, \dots, w_{J+1}^*)$ 满足下式：

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* y_{j1} = y_{11}, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* y_{j2} = y_{12}, \dots, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* y_{jT_0} = y_{1T_0} \text{ 且 } \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* z_j = z_1 \quad (3)$$

假设能够证明 $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t' \lambda_t$ 非奇异 (nonsingular)，则：

$$y_{it}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* y_{jt} = \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_s (\sum_{n=1}^{T_0} \lambda_n' \lambda_n)^{-1} \lambda_s' (\varepsilon_{js} - \varepsilon_{1s}) - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{1t}) \quad (4)$$

Abadie 等人（2010）证明，在一般条件下，如果政策干预前期数 (T_0) 相对于实施自贸区政策时期范围较长，那么（4）式

右边均值将趋近于 0。^[18] 因此，在 $t \in [T_0+1, T]$ 时，我们可以用 $\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* y_{jt}$ 作为 y_{it}^N 的无偏估计，进而得到政策效果的估计值：

$$\hat{a}_{it} = y_{it} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j y_{jt}, t \in [T_0 + 1, T] \quad (5)$$

具体求解思路为：在处理组未实施自贸区政策时期，假设影响经济增长的不同预测变量的平均值为向量 $X_1 (K \times 1)$ 维列向量，下标 1 表示“treated group”，相应将其他地区组成的控制组，在政策冲击之前能够影响经济增长的相应预测变量的平均值记为矩阵 $X_0 (K \times J)$ 维矩阵，下标 0 表示“control group”，合成控制地区的经济特征应尽量接近处理地区，即使 $X_0 * W$ 尽可能地趋

近于 X_1 。通过最小化 $X_0 * W$ 与 X_1 的距离 $\|X_1 - X_0 * W\|$ 来确定最有权重 w^* ，且满足对任意 $j, w_j \geq 0, j=2, \dots, J+1$ 且 $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ 。

此外，我们采用 $\|X_1 - X_0 * W\|_V = \sqrt{(X_1 - X_0 * W)' V (X_1 - X_0 * W)}$ 来度量此距离，^[18] 其中 V 代表一个 $(K \times K)$ 维的半正定对称矩阵，且 V 的选择将对估计值的均方误差产生影响。借鉴 Abadie 和 Gardeazabal (2003) 的做法，选择最优半正定对称矩阵 V ，^[6] 最小化自贸区政策干预前经济增长估计的均方预测误差，进而促使在设立自贸区之前，合成控制地区人均 GDP 与真实设立自贸区的地区尽可能地接近。

（二）数据描述

1. 样本选择及数据说明。本文将 2017 年 4 月以后四川作为处理组。潜在的比较组为在处理组以外的其他地区。由于 2017 年 4 月以前上海、广东、福建、天津、湖北、浙江、陕西、重庆、河南、辽宁 10 地均设立了自贸区，2018 年 10 月国务院批准的海南自贸区，需排除在控制组之外；考虑港、澳、台三个地区的特殊性，排除在控制组外。因此，本文最终确定北京、河北、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、江苏、安徽、江西、山东、湖南、广西、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏、新疆 19 省（自治区、直辖市）作为控制组。

由于政策试验期较短，为增加样本数量，本文使用数据为 2011 年第一季度至 2019 年第二季度共 34 个季度的全国（不包括样本之外的其他 20 个省、自治区和直辖市）的平衡面板数据，其中，2011 年第一季度至 2017 年第一季度为本文拟合预测变量时间段。本文所使用经济数据来自国家统计局网站、EPS 数据平台、Wind 经济数据库和各省统计局及海关。

本文选取季度省际真实生产总值作为合成控制法模型中的被解释变量，借鉴刘金全和张小宇（2012）处理 GDP 的方法计算真实生产总值，即利用官方公布的现价核算季度累积 GDP 和可比价计算的累积 DP 季度增长率数据计算实际季度生产总值，并采用 T/S 法进行季节性调整并取对数，记为 $\ln gdp$ 。^[19] 根据已有研究，选取第二产业增加值占地区生产总值比重、第三产业增加值占地区生产总值比重、全社会固定资产投资额占地区生产总值比重、社会消费品零售总额占地区生产总值比重、教育经费占地方财政预算支出比重、人口密度、外商直接投资占地区生产总值比重、进出口总额占地区生产总值比重、工业增加值占地区生产总值比重作为预测变量。其中，产业结构对经济增长的具有明显影响，选取第二产业增加值占地区生产总值比重、第三产业增加值占地区生产总值比重来测算对地区经济增长的影响；地区固定资产投资、消费、人力资本构成了经济增长的重要驱动力，选取全社会固定资产投资占地区生产总值比重、社会消费品零售总额占地区生产总值比重、教育经费占地区财政预算支出来度量对地区经济增长的影响；人口密度对经济增长的集聚水平和增长速度产生了影响，选取每平方公里人口数来度量；通过提高对外开放度能够推动地区经济增长，选取外商直接投资占地区生产总值比重、进出口总额占地区生产总值比重来衡量；工业化进程促进了地区经济增长，选取工业增加值占地区生产总值比重度量。缺失数据采取线性插值法计算。

四、实证分析

将四川省作为处理组，其余 19 个省（自治区、直辖市）作为控制组，来考察内陆自贸区设立对四川经济增长的影响。相关预测变量在四川自贸区政策干预前的均值对比见表 1，其中，真实值指可观测到的四川省的现实数据，合成值由合成控制法计算

得到的数据。

表 1 预测变量真实值与合成值对比

预测变量	四川省	
	真实值	合成值
第二产业增加值占地区生产总值比重(%)	54.2808	51.4013
第三产业增加值占地区生产总值比重(%)	33.2664	37.9865
社会消费品零售总额占地区生产总值比重(%)	40.8864	37.6306
全社会固定资产投资占地区生产总值比重(%)	77.0736	77.8194
教育经费占地方财政预算支出比重(%)	16.2008	17.5462
进出口总额占地区生产总值比重(%)	120.4024	168.8643
工业增加值占地区生产总值比重(%)	42.3372	41.9955
外商直接投资占地区生产总值比重(%)	2.3336	1.6973
人口密度(人/平方公里)	5.1224	5.4323
2011 年第一季度生产总值(对数)	8.52	8.53
2017 年第一季度生产总值(对数)	9.06	9.06
RMSPE	0.0051	

运用合成控制法,本文得到构成四川省合成值的权重向量。表 2 为控制组对象的权重构成。可以看出,处理组的反事实由 6 个控制组对象合成。在 6 个控制组对象中,山东所占权重最大(0.37),其余依次为湖南(0.256)、云南(0.217)、内蒙古(0.126)、吉林(0.029)、安徽(0.002)。从表 1 可以看出,四川省预测变量与合成预测变量差距较小,且均方根的预测误差仅为 0.0051。这说明,合成控制法产生的权重很好地拟合了内陆自贸区政策干预之前的地区经济特征,表明合成控制法可以适用于评估自贸区政策影响地区经济增长的效应。

表 2 控制组对象权重

省(市)	权重	省(市)	权重
山东	0.37	湖南	0.256
云南	0.217	内蒙古	0.126
黑龙江	0.029	安徽	0.002

根据表 2 中控制组对象权重，本文构造四川省在没有设立自贸区时的发展态势。同时，通过比较真实政策干预前后对象与合成对象结果变量的差异，我们能够直观地看出内陆自贸区的设立对四川经济的影响是正向或负向，以及影响程度如何。

图 1 描绘了 2011 年第一季度至 2019 年第二季度四川省真实地区生产总值与利用合成控制法得到的四川省合成地区生产总值的变化路径。实线代表现实可观测到的四川的真实地区生产总值，虚线代表了现实不可观测到的四川的合成地区生产总值（反事实变量），垂直虚线左侧代表没有设立自贸区的时期，右侧代表设立自贸区的时期。在内陆自贸区设立之前，合成四川经济增长路径很好地拟合了真实四川的增长路径，差距较小，拟合较好，可以判断出自贸区设立之后结果变量之间的差异，应主要归因于自贸区设立的影响，因此，根据合成控制法的思想，二者之间的差额就是内陆自贸区设立所产生的政策效应。图 1 显示，自四川设立自贸区以来，四川的真实生产总值（实线）始终在其合成的地区生产总值（虚线）之上，并且差距越来越大表明内陆自贸区设立对处在试点当中的四川经济增长一直具有正向效应。

图 2 显示了内陆自贸区在四川设立，给四川经济增长带来的影响效应，即真实地区生产总值与合成地区生产总值之差。可以看出，自贸区的设立，使得四川省的经济规模显著增加。合成控制法的运算结果显示，自贸区在四川设立，使得四川省的实际地区生产总值平均每季度增加 129.42 亿元，季均溢出效应达到 1.36%。表 3 显示了自贸区设立后带来的政策效应。

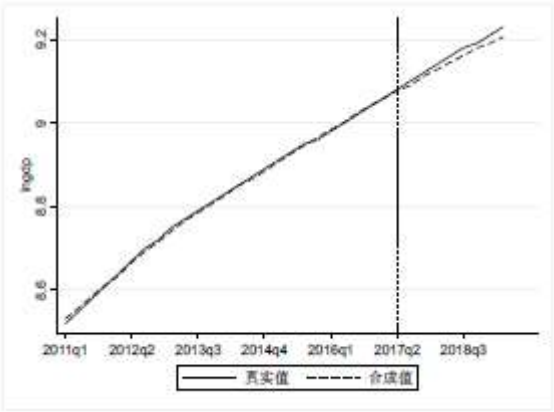


图 1 四川省地区生产总值真实值与合成值对比



图 2 内陆自贸区设立对四川省经济发展的促进效应

表 3 内陆自贸区设立的政策效应（单位：亿元）

政策试点	真实值	合成值	溢出效应
2017 年第二季度	8777.97	8755.00	22.97
2017 年第三季度	8955.29	8860.16	95.13
2017 年第四季度	9136.20	9068.12	68.08
2018 年第一季度	9320.77	9202.13	118.64
2018 年第二季度	9509.06	9370.95	138.10
2018 年第三季度	9701.15	9521.24	179.92
2018 年第四季度	9798.65	9692.91	105.74
2019 年第一季度	9996.60	9803.26	193.34
2019 年第二季度	10198.54	9955.69	242.85
均值	9488.25	9358.83	129.42

五、稳健性检验

尽管发现四川实际地区生产总值与合成四川地区生产总值存在显著差异，但这种差异是不是由自贸区的设立造成的，或者是不是一种偶然？即由四川实施其他政策试点等因素导致的。为此，本文将通过“安慰剂检验”（Placebo test）和“排序检验”（Permutation test）来排除其他政策因素的干扰和偶然性。

（一）安慰剂检验

为检验模型实证结果的稳健性，本文采用 Abadie 和 Gardeazabal (2003) 对其他地区进行安慰剂检验的做法。^[6]其检验思路如下：对于没有在 2017 年第二季度设立自贸区的控制组中的某一地区，假设该地区设立了自贸区而非四川地区，然后，同样利用合成控制法构造其合成版本地区，考察 2017 年第二季度之后该地区与合成版本地区之间的经济增长差异，该差异是否类似四川与合成四川出现显著差异。如果该差异和处理组（四川）结果类似，表明合成控制法不能提供有力证据表明四川自贸区的设立对四川地区经济增长产生影响。安慰剂对象的一个合理选择是处理组合成版本中权重占比最大地区。^①

图 3 显示了对权重占比最大山东安慰剂检验的结果。可以看出，山东省地区生产总值真实值（对数）与合成值（对数）变动趋势基本一致，二者几乎无差距。说明合成山东生产总值对数值非常较好地复制了真实山东地区生产总值的对数值，也说明了合成控制法较好地拟合了两者的经济增长路径，且在自贸区设立前后其拟合情况没有发生显著变化。这一检验结果再次证明自贸区的设立在样本期内一定程度上影响了四川省的经济增长，而非其他共同的偶然因素。

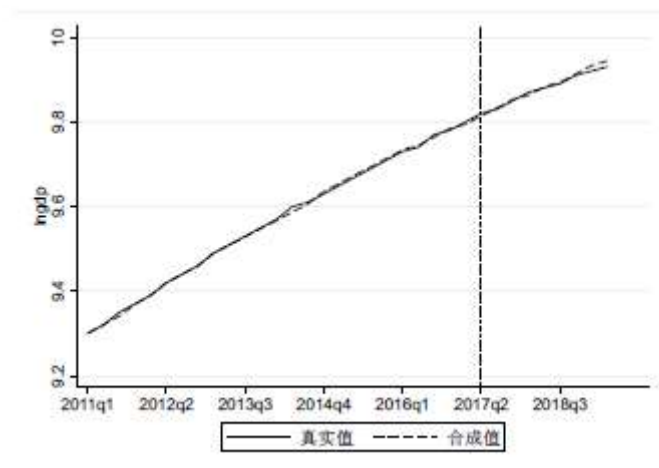


图 3 山东省地区生产总真实值与合成值对比

（二）排序检验

为了检验所估计的政策效应在统计上是否具有显著性，本文借鉴 Abadie 等（2010）提出的一种类似于统计中秩检验的排序检验方法。^[18]其基本检验思路如下：首先在选取的控制组中随机抽取一个样本地区，我们假定该样本地区在 2017 年第二季度实施自贸区政策，进而运用合成控制法构造该样本地区合成版本，估计其在假设状态下的实施自贸区政策带来的影响。最后，对比假设样本地区作为处理组产生的政策效应与本文选定处理组实际产生的政策效应，如果二者所产生政策效应呈现显著差异，表明自贸区的设立对四川地区经济增长的影响显著。

基于上述检验思路，对本文选取控制组中的 19 个样本地区进行安慰剂检验，估计每个样本地区生产总值（对数）与合成版本地区生产总值（对数）的差距，记为随机选取的样本地区实施自贸区政策带来的政策效应分布。对比四川内陆自贸区政策效应与这个差距分布是否存在显著差异，如果存在显著差异，则表明四川实施自贸区政策带来的经济效应是显著的。此外，由于合成地区是基于近似 2017 年第二季度之前的相关经济增长决定因素进行拟合而成的，假如随机选取的某样本地区在 2017 年第二季度之前的平均预测标准差[实际季度国内生产总值（对数）和预测季度国内生产总值（对数）差距的平方的平均值的平方根]较大，说明模型对该样本地区的近似程度较差。那么，继续使用该样本地区 2017 年第二季度之后的差距对照的作用自然较弱。前文测算了 2017 年第二季度之前的四川地区平均预测标准差（RMSPE）为 0.0051。图 4 显示了控制组中 18 个地区（因经济特殊性，无法通过合成控制法拟合，故剔除江苏和西藏样本）的预测误差分布情况。

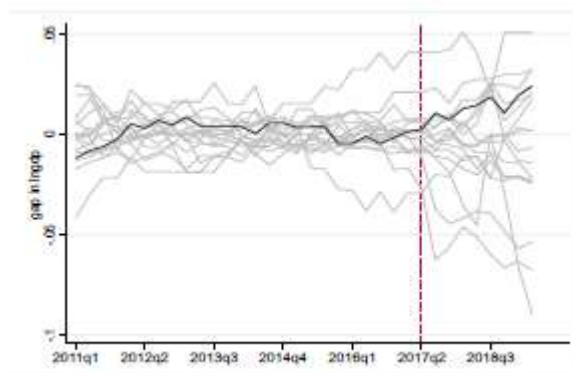


图 4 四川省和其他地区预测误差分布图

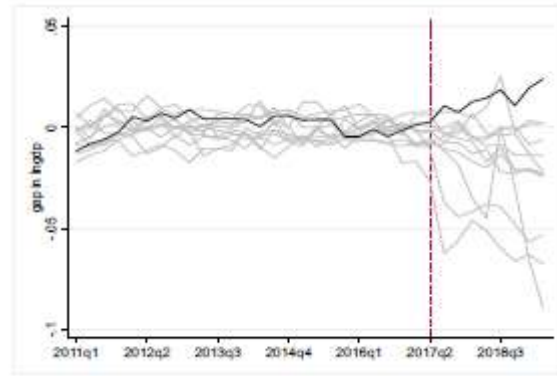


图 5 四川省和其他地区预测误差分布图

注：图 4 为未去掉平均预测标准差 1.5 倍于四川地区后的误差分布；图 5 为去掉平均预测标准差 1.5 倍于四川地区后的误差分布。

如果一个地区 2017 年第二季度前的拟合效果不理想，即平均预测标准差（RMSPE）比较大，即使政策后期得到的较大的预测变量差距也不能够反映设立自贸区的政策效应。因此，当一个地区的合成控制对象在自贸区设立前的拟合效果不好时，就不再分析这个地区的排序检验情况。因为如果合成控制对象没能拟合好设立自贸区前的预测变量值，最后得到的预测变量差距很可能是拟合效果不好所导致的，与设立自贸区的政策无关。图 5 显示了剔除控制组中平均预测标准差大于四川 1.5 倍的样本地区预测误差分布情况，这些地区数量为 12 个。可以看出，2017 年第二季度之前四川与其他地区的实际和合成的季度地区生产总值变动差距并不大，但是在 2017 年第二季度后，四川与其他地区的实际和合成的季度地区生产总值变动差距则开始拉大，其差距分布位于其他地区之外。这表明自贸区的设立提高了四川的地区生产总值，也表明只有 1/12 即 8.33% 的概率在四川与合成四川季度地区生产总值（对数）之间出现较大差距，类似于统计推断中的显著性水平。基于上述推断，能够认为四川省地区季度生产总值的增加在 10% 的水平上是显著的。经过上述一系列的稳健性检验我们可以认为，四川地区实施自贸区政策对四川地区经济增长产生了正效应，具有一定的显著性，进而证明了假说 1。

六、进一步分析

本文选取进出口贸易经济指标，运用合成控制法进一步考察分析自贸区的设立对四川地区进出口贸易经济指标的影响，以期在实践层面为四川自贸区的建设与下一步发展提供有益的借鉴和思考。

1. 数据描述及变量说明。本文选取进出口总额、进口额、出口额、净出口额、工业增加值同比增长率、固定资产投资完成额 6 个宏观经济测度变量指标，来进一步评估四川实施自贸区政策对四川地区经济增长带来的经济效应。其中，进口额、出口额、进出口额、净出口额代表描述四川地区货物进出口贸易的代理变量，工业增加值同比增长率代表描述地区经济增长的代理变量，固定资产投资完成额代表投资的代理变量。数据来自国家统计局网站、EPS 数据平台、Wind 经济数据库和各省统计局及海关。仍以上文处理组和控制组为研究对象，数据时间范围选取 2011 年 1 月—2019 年 6 月共 102 个月的月度数据。其中，2011 年 1 月—2017 年 3 月为四川自贸区的事前窗口期。处于提升数据可比性、降低异方差目的，对进出口额、进口额、出口额进行对数化处理；为保证数据的平稳性、降低季节性因素影响，根据固定资产投资完成额的月度数据计算其同比增长率。

2. 实证结果与分析。自贸区设立的根本目的是运用诸如外商投资领域负面清单制度等一系列制度创新以及与之相配套的体

制机制改革措施来降低交易成本、提升贸易领域便利化水平。接下来，本文将考察在四川自贸区设立前后四川地区货物贸易进出口总额的变化情况。表 4 列示运用合成控制法构造合成四川的各控制对象的权重，安徽权重最大，吉林权重最小。

表 4 控制组对象权重

省（市）	权重	省（市）	权重
北京	0.123	内蒙古	0.198
吉林	0.065	江苏	0.244
安徽	0.276	西藏	0.095

图 6 展示了 2011 年 1 月—2019 年 6 月四川省进出口总额的真实值与合成四川版本合成值的拟合情况及变化趋势。可以看出，在四川设立自贸区之前，四川与合成四川的进出口总额变化趋势基本一致，表明合成四川较好地复制了四川实施自贸区政策之前四川地区货物贸易进出口情况。2017 年 4 月四川自贸区正式挂牌成立之后，四川地区进出口总额的真实值开始明显高于其合成值。容易看出，两条曲线开始呈现出不同的变动趋势，且差距逐渐拉开，真实值曲线始终处于合成值曲线上方。

图 7 进一步展示了自贸区的设立对四川货物贸易进出口总额的影响。在自贸区设立之前，二者之间的差距围绕 0 上下波动，始终处于-0.341~0.223，波动范围较小，且无明显变动趋势；四川自贸区正式挂牌成立之后，二者差距突破先前变动区间，变动趋势明显逐步向上增加，于 2018 年 8 月达到 0.514，意味着四川自贸区的设立使四川地区的进出口总额提升了 51.4%。也可以看出，自贸区设立当月该差值为负，自次月开始，该差距也即“处理效应”均为正值。综上所述，四川实施自贸区政策总体上有效促进四川地区货物贸易进出口水平的提升，且平均处理效应达到 0.303。

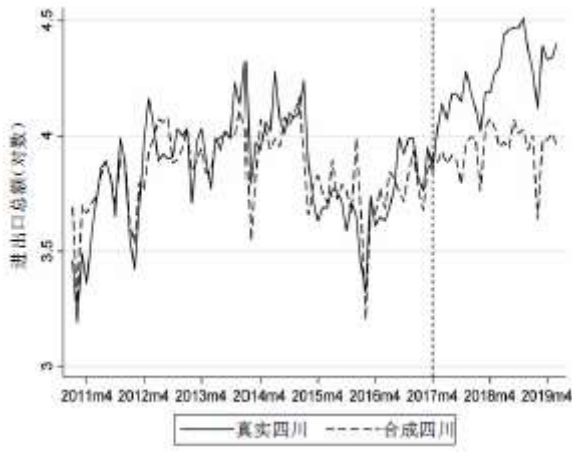


图 6 四川和合成四川的进出口总额对比分布图

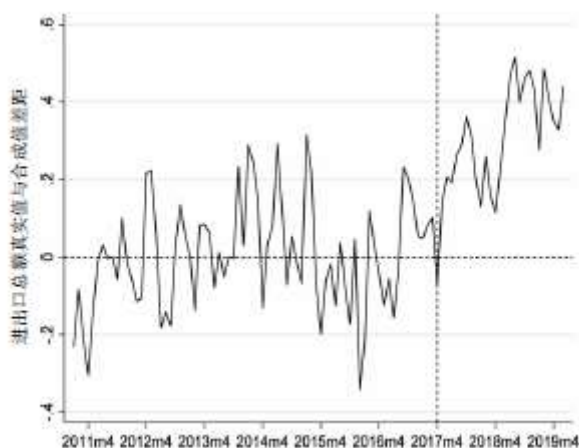


图 7 四川和合成四川进出口总额差距分布图

七、结论与政策建议

本文运用合成控制法，基于 2011 年第一季度至 2019 年第二季度省域平衡面板数据，构造处理组的“反事实”状态，评估了四川地区实施自贸区政策对四川地区经济增长的带动效应。研究发现：（1）合成控制法能够很好地拟合四川自贸区设立前四川地区的经济增长路径，四川自贸区设立显著带动了四川地区经济增长，使四川地区实际地区生产总值平均每季度增加 129.42 亿元，季均溢出效应达到 1.36%。同时，通过安慰剂和排序检验，发现四川实施自贸区政策对四川地区的经济增长具有正向效应，且在统计上具有显著性特征。（2）进一步考察其对对外贸易的影响发现，四川自贸区设立对进出口总额月均提升效应达 30.3%，且均通过了稳健性检验。

基于上述分析，本文提出下列政策建议：

1. 当前应持续深化“放管服”改革，推动政府职能转变激发经济发展活力。向自贸区下放省级管理权限，对于增强自贸区的经济发展活力，改善投资营商环境，有着十分重要的意义。要做到简政放权，把政府不该管的和不必管的权力下放；要探索改革市场监管方式，更加注重加强事中、事后监管，实行单一窗口管理，降低市场主体的制度交易成本，激发市场主体活力，积极为市场主体提供各类有效的公共服务。

2. 以制度创新为核心，形成四川“试验田”新经验。在四川自贸区建设过程中，既要积极学习外地成功经验，也要克服简单复制倾向，形成自身特色经验。要根据国家定位和自身不沿边不靠海的内陆特点，以开放倒逼改革，而不是简单地盲目复制其他自贸区经验；要立足于破解本地区在对外开放中的难题，着眼于功能拓展而非简单的资源组合；要突出自身优势，依托完整的产业体系、雄厚的产业基础、成熟的内陆口岸体系及广阔的市场腹地等条件，在扩大对外开放、促进要素自由流动、降低制度成本、激发市场活力、优化营商环境等方面持续探索，为构建开放型经济新体制注入新动力。

3. 构建四川自贸区与沿海沿边沿江协同发展形成引领西部地区经济发展新的开放经济集聚体。一是探索四川自贸区与周边地区产业分工合作的新路径，发挥辐射带动作用，促进区域产业整合协同、优势互补与错位发展；二是探索四川自贸区与其他自贸区协同开放和合作机制，实现成果共享、监管互认、业务互通；三是以“一带一路”沿线国家、长江经济带沿线地区为依托，不断形成与完善自贸区网络架构和组织体系，不断提升区域互联互通水平，为经济发展提供新动力和保障。

注释：

①四川的“反事实”状态山东、湖南、云南、内蒙古、黑龙江、安徽 6 个控制组对象合成，山东所占权重最大，为 0.37。

参考文献:

- [1]张幼文. 自贸区试验与开放型经济体制建设[J]. 学术月刊, 2014(1):11-19.
- [2]刘贺. 从自贸区扩容看我国区域经济均衡发展路径[J]. 经济问题探索, 2018(2):67-74.
- [3]张幼文. 自贸区试验的创新功能与中国发展战略的转型升级[J]. 江海学刊, 2017(1):69-76.
- [4]盛斌. 中国自由贸易试验区的评估与展望[J]. 国际贸易, 2017(6):7-13.
- [5]张军, 闫东升, 冯宗宪, 等. 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, 2019(7):71-77.
- [6]Abadie A, Gardeazabal J. The Economic Costs of Conflict:A Case Study of the Basque Country[J]. American Economic Review, 2003, 93(1):112-132.
- [7]苏振东, 赵文涛. CEPA:粤港贸易投资自由化“预实验”效应研究——兼论构建开放型经济背景下对广东自贸区建设的实证启示[J]. 世界经济研究, 2016(9):118-134.
- [8]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.
- [9]Hsiao C, Ching H S, Wan S K. A Panel Data Approach Evaluation:Measuring the Benefits of Political and Economic Integration of Hong Kong with Mainland China[J]. Journal of Applied Econometrics, 2012, 27(5):705-740.
- [10]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[J]. 国际贸易问题, 2015(10):14-24.
- [11]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):48-59.
- [12]武剑, 谢伟. 中国自由贸易试验区政策的经济效应评估——基于 HCW 法对上海、广东、福建和天津自由贸易试验区的比较分析[J]. 经济学家, 2019(8):75-89.
- [13]苏治, 胡迪. 通货膨胀目标制是否有效? ——来自合成控制法的新证据[J]. 经济研究, 2015(6):74-88.
- [14]刘乃全, 吴友. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J]. 中国工业经济, 2017(6):79-97.
- [15]刘秉镰, 吕程. 自贸区对地区经济影响的差异性分析[J]. 国际贸易问题, 2018(3):51-66.
- [16]史本叶, 王晓娟. 探索建设中国特色自由贸易港——理论解析、经验借鉴与制度体系构建[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2019(4):149-158.

[17]赖庆晟,郭晓合.上海自贸区扩容强化制度变迁辐射能力研究[J].技术经济与管理研究,2015(12):127-131.

[18]Abadie A,Diamond A,Hainmueller J.Synthetic Control Methods for Comparative case studies:Estimating the Effect of California' s Tobacco Contral Program[J].Journal of the American Statistical Association,2010,105(490):493-505.

[19]刘金全,张小宇.时变参数“泰勒规则”在我国货币政策操作中的实证研究[J].管理世界,2012(7):20-28.