

西部内陆自贸区的经济增长效应研究： 基于合成控制法

何杰 唐亮

(泸州职业技术学院, 四川 泸州 646000)

摘要: 本文基于 2014 年第 1 季度~2019 年第 2 季度的省级季度面板数据, 采用合成控制法研究西部内陆自贸区的经济增长效应, 并采用安慰剂检验和双重差分法对实证结果进行稳健性检验。研究发现: 西部自贸区对地区经济增长具有显著的正效应, 影响效应呈现先增强后减弱的趋势; 经济增长效应存在地区差异性, 四川和陕西的自贸区表现出显著的经济增长正效应, 重庆自贸区的经济增长效应不明显。建议西部内陆自贸区采取多种举措进一步提升经济增长效应, 同时结合各地的资源禀赋和区域特色, 充分发挥试验田效应, 扩大自贸区的溢出效应。

关键词: 自贸区; 经济增长; 合成控制法; 双重差分法

中图分类号: F741.2

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2023) 01-0101-10

自由贸易试验区(简称“自贸区”)是指在某一国或地区境内建立的实行某种特殊政策或试验政策的区域(王耀中等, 2021)。迄今为止, 我国共有 20 个自贸区和 1 个自贸港, 但只有四川、重庆、陕西等 3 个内陆型自贸区位于西部地区。从 3 个自贸区挂牌 4 周年的成果看, 3 个自贸区在新增企业、吸引外商投资、进出口贸易等方面成效显著, 均会直接或间接影响当地经济发展。基于此, 本文拟采用合成控制法(SCM)实证检验西部内陆自贸区的经济增长效应, 提出对策建议。

一、文献回顾

一些学者专门研究了我国自贸区驱动经济增长的作用机制, 认为我国自贸区主要通过贸易红利、福利效应、投资效应、规模效应、企业竞争、技术进步、产业结构、市场化改革等方面的作用驱动地区经济增长(赵亮和陈淑梅, 2016; 叶霖莉, 2020; 张阿城和于业芹, 2020)。

自贸区政策效应的评估方法主要有参数估计法和非参数估计法(Hsiao et al, 2012)。参数估计法从理论上分析评估变量的影响因素, 构建以政策变量为核心解

作者简介: 何杰, 泸州职业技术学院数字经济学院研究员, 研究方向: 自贸区发展; 唐亮(通信作者), 泸州职业技术学院数字经济学院副教授, 博士, 研究方向: 区域经济发展。

基金项目: 四川省社会科学重点研究基地四川县域经济发展研究中心项目“县域经济高质量发展的影响因素及路径选择”(项目编号: xy2021015)。

释变量的函数并进行实证分析。此方法虽然可以同时处理可观测变量和不可观测变量的选择，但对数据量要求较大，且结果的有效性取决于构建函数的正确性，通常采用工具变量法解决其内生性问题（刘志红，2018）。蔡玲和杨月涛（2021）采用此方法评估了自贸区政策对城市经济增长的影响。非参数估计法减少对数据量的要求，但对样本选择有特定要求。常用的非参数估计法有断点回归法（RDD）、倾向得分匹配法（PSM）、双重差分法（DID）、双重差分倾向得分匹配法（PSM-DID）、合成控制法（SCM）、Hsiao 面板数据政策效应评估法（舒海兵等，2007；刘志红，2018）。叶霖莉（2020）采用双重差分法评估了上海、天津、广东和福建自贸区的经济增长效应，张阿城和于业芹（2020）采用双重差分倾向得分匹配法评估了 7 个地级市自贸片区的经济增长效应，谭娜等（2015）、刘一鸣等（2020）采用 Hsiao 面板数据政策效应评估法评估了上海自贸区的经济增长效应。

学界对我国自贸区能否促进地区经济增长进行了实证检验。多数研究结论证实自贸区能够促进地区经济增长，谭娜等（2015）评估了上海自贸区的经济增长效应，发现上海自贸区对上海经济增长具有显著的正效应，工业增加值和进出口总额同比分别提升 2.69% 和 6.73%；应望江和范波文（2018）评估了上海、天津、广东和福建 4 个自贸区的经济增长效应，发现自贸区成立对当地经济增长具有积极作用，使上海、天津、福建和广东的季度 GDP 分别增长 2.27%、3.55%、0.7% 和 1.18%；张阿城和于业芹（2020）评估了 7 个地级市自贸区的经济增长效应，发现自贸区成立对地级市的经济增长具有显著正效应，使人均 GDP 增加 0.849%；王耀中等（2021）评估了 22 个地级市自贸片区的经济增长效应，发现自贸区试点显著促进地区经济增长，但对经济增长的促进作用呈现边际效用递减；蔡玲和杨月涛（2021）评估了城市经济增长，认为自贸区政策可以显著促进城市经济增长，且对邻近城市具有正向溢出效应。也有学者得出了不同结论。叶修群（2018）评估了上海、天津、广东和福建 4 个自贸区的经济增长效应，发现上海和广东自贸区显著促进地区经济增长，但天津和福建自贸区没有显著效应；叶霖莉（2020）评估了上海、天津、广东和福建 4 个自贸区的经济增长效应，发现上海、广东和福建自贸区显著促进地区经济增长，但天津自贸区没有显著效应；张军等（2019）评估了第一、二、三批自贸区的经济增长效应，发现内陆型自贸区的经济增长效应显著高于沿海型自贸区；白仲林等（2020）评估了东、中、西部地区自贸区的经济增长效应，发现自贸区的经济增长效应具有显著的区域差异性，中部地区自贸区的经济增长效应显著为负，东部和西部地区自贸区的经济增长效应显著为正，但东部自贸区的经济增长效应强于西部地区。

可以看出，理论上，自贸区能够促进地区经济增长，主要通过贸易红利、福利效应、投资效应、规模效应、企业竞争、技术进步、产业结构、市场化改革等方面的作用实现。由于自贸区的影响机制非常复杂，加之数据收集难度大，对自贸区经济增长效应的评估多数采用非参数估计法。实证方面，多数研究结论证实自贸区的经济增长效应显

著为正,但区域之间具有显著差异性,少数自贸区没有表现出正效应。从研究区域看,学界主要研究了东、中部地区的自贸区,尚无文献专门研究西部内陆自贸区的经济增长效应。西部地区在经济发展上长期落后于东、中部地区,是全国实现共同富裕最困难的地区,若能通过自贸区建设实现地区经济快速增长,对于实现我国第二个百年奋斗目标具有重大意义。因此,有必要专门研究西部内陆自贸区的经济增长效应。

二、实证方法、模型及数据说明

(一) 实证方法与模型

合成控制法(Synthetic Control Method)由Abadie和Gardeazabal(2003)提出,其基本思想是,由于控制组中的所有个体与处理组中的所有个体都不可能完全相似,但可通过对每个控制组的个体赋予一个权重,通过加权平均后构造一个合成控制组。利用权重使合成控制组的行为与处理组在政策之前的行为相似,然后假设事后处理组未受到政策干预,且其行为与合成控制组相似,此时合成控制组的事后结果可以作为处理组受政策后的“反事实”结果,两个结果之间的差异即为政策实施的效应。该方法的优点是可以克服在选取控制组时出现的样本选择偏差以及政策的内生性问题(赵西亮,2017)。

本文将自贸区成立对地区经济产生的效应作为一项自然实验,将四川、重庆和陕西作为试点地区,分别作为处理组,其他未挂牌自贸区的省份作为控制组,通过对比分析处理组和控制组之间的差异,从而估计西部内陆自贸区的经济增长效应。采用此方法,有3个前提假设。

假设1:假设共有 $K+1$ 个观测地区,其中仅第1个地区受到自贸区挂牌的影响,即该地区为处理组,其余 K 个地区为控制组。

假设2:假设处理组与控制组 T 期的经济增长情况可被观测,用 T_0 表示自贸区挂牌之前的季度,即 $1 \leq T_0 < T$ 。用 Y_{it}^N 表示地区 i 在 t 时未受到自贸区影响的经济增长情况,用 Y_{it}^I 表示地区 i 在 t 时受到自贸区影响的经济增长情况,即 $a_{it}=Y_{it}^I-Y_{it}^N$ 表示自贸区带来的经济效应,其中, $i=1,\cdots,K+1$; $t=1,\cdots,T$ 。

假设3:自贸区对挂牌之前的经济增长无影响,即当 $t \leq T_0$ 时,所有地区都有 $Y_{it}^I=Y_{it}^N$;当 $T_0 < t \leq T$ 时,所有地区都有 $a_{it}=Y_{it}^I-Y_{it}^N$ 。

此外,还需要引入是否受自贸区影响的虚拟变量 D_{it} ,如果地区 i 在 t 时已挂牌自贸区,则该虚拟变量为1,否则为0。那么,在 t 时观测到地区 i 的结果为 $Y_{it}=D_{it}Y_{it}^I+(1-D_{it})Y_{it}^N$,即 $Y_{it}=Y_{it}^N+a_{it}D_{it}$ 。由于在 T_0 之后仅有第1个地区会受到自贸区挂牌的影响,所以只需估计 a_{it} 即可。当 $t > T_0$ 时,

$$a_{1t}=Y_{1t}^I-Y_{1t}^N=Y_{1t}-Y_{1t}^N \quad (1)$$

式(1)中, Y_{1t} 为处理组的实际值,是可观测的; Y_{1t}^N 为处理组的合成值,是不

可观测的。因此，需要通过构造“反事实”来预测 Y_{it}^N 。

令 Y_{it}^N 由以下模型决定：

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_i Z_i + \lambda_i \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中， δ_t 表示时间趋势，是一个 $1 \times r$ 维的无法观测的共同因子； θ_i 是一个 $1 \times r$ 维的未知参数； Z_i 是一个 $r \times 1$ 维的控制变量，其不受自贸区挂牌的影响； λ_i 是一个 $1 \times F$ 维的无法观测的共同因子； μ_i 表示地区固定效应，是 $F \times 1$ 维且不可观测； ε_{it} 为标准误差，均值为0。

显然， Y_{it}^N 可通过控制组的合成进行预测。为此，需要考虑一个 $K \times 1$ 维的权重向量 $W = (w_2, \dots, w_{K+1})^T$ ，对于 $k=2, \dots, K+1$ ，有 $w_k \geq 0$ 且 $w_2 + \dots + w_{K+1} = 1$ 。向量 W 表示控制组内所有地区的加权平均， w_K 表示对处理组可行的合成控制。

$$Y_{it}^N = \sum_{k=2}^{K+1} w_k Y_{kt} = \delta_t + \theta_t \sum_{k=2}^{K+1} w_k Z_k + \lambda_t \sum_{k=2}^{K+1} w_k \mu_k + \sum_{k=2}^{K+1} w_k \varepsilon_{kt} \quad (3)$$

若想估算出式(3)的结果，则必须确定向量 $W^* = (w_2^*, \dots, w_{K+1}^*)^T$ 。Abadie等(2010、2012)已证明可以用 $\sum_{k=2}^{K+1} w_k^* Y_{kt}$ 作为 Y_{it}^N 的无偏估计，进而可得到 $\hat{a}_{it}$ ，即 $\hat{a}_{it} = Y_{it} - \sum_{k=2}^{K+1} w_k^* Y_{kt}$ 作为 a_{it} 的估计。

(二) 数据说明

本文选用季度数据进行研究，结合数据实际情况，以地区季度生产总值指数($GDPI$)作为评估指标，选用人均可支配收入指数($PCDII$)、人均可支配支出指数($PCDEI$)和固定资产投资价格指数($FASPI$)作为控制变量(预测变量)。

考虑新冠疫情对经济增长的强大冲击，加之2019年8月第5批6个自贸区(江苏、河北、黑龙江、广西、山东、云南)挂牌成立，为使控制组样本尽可能多，本文数据的时间段为2014年第1季度~2019年第2季度。在样本期间，除了四川、重庆和陕西3个自贸区外，还挂牌成立了8个自贸区和1个自贸港，这些省份予以剔除；此外，由于西藏部分数据缺失，也予以剔除。剔除后，处理组样本分别为四川、重庆和陕西，控制组样本为北京、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、甘肃、青海、宁夏和新疆18个省市区。采用的数据均来源于国家统计局官方网站分省季度数据。

三、实证结果分析

(一) 权重表

表1显示，合成四川的经济行为由18个省份加权平均合成，权重从大到小排名前4的省份分别是湖南(22.9%)、广西(7.8%)、云南(7.4%)和贵州(5.7%)，共占43.8%的权重；合成重庆的经济行为由18个省份加权平均合成，权重从大到小排名前4的省份分别是新疆(24.9%)、甘肃(19%)、江苏(11.3%)和贵州(9.6%)，

共占 64.8% 的权重；合成陕西的经济行为由 4 个省份加权平均合成，权重从大到小分别是湖南（41.3%）、黑龙江（37.1%）、新疆（21.5%）和北京（0.1%）。

表 1 合成控制权重表

省份	权重（%）			省份	权重（%）		
	四川	重庆	陕西		四川	重庆	陕西
北京	3.8	3	0.1	山东	3.8	2.4	0
河北	5	2.2	0	湖南	22.9	1.8	41.3
山西	5.5	1.2	0	广西	7.8	1.9	0
内蒙古	3.3	4.4	0	贵州	5.7	9.6	0
吉林	2.9	1.4	0	云南	7.4	2.5	0
黑龙江	4.5	1	37.1	甘肃	2.7	19	0
江苏	3	11.3	0	青海	5.4	3.9	0
安徽	3.6	3	0	宁夏	4	2.1	0
江西	4.1	4.6	0	新疆	4.6	24.9	21.5

（二）平衡性检验

为检验合成结果的可靠性，表 2 显示了预测变量的平衡性检验结果。从表 2 列 4、列 7 和列 10 可以看出，人均可支配收入指数、人均可支配支出指数和固定资产投资价格指数 3 个预测变量的真实值与合成值非常接近。从表 2 的均方根预测误差（*RMSPE*）看，合成四川和合成陕西的效果较好，而合成重庆的效果不理想（其值分别是四川的 3.48 倍和陕西的 2.84 倍）。平衡性检验结果表明，合成四川和合成陕西可以很好地复制四川和陕西的经济行为，但合成重庆不能很好地复制重庆的经济行为。

表 2 合成控制平衡性检验结果

变量	四川			重庆			陕西		
	真实值均值	合成值均值	差分	真实值均值	合成值均值	差分	真实值均值	合成值均值	差分
<i>PCDII</i>	108.992	108.696	0.296	109.182	109.399	-0.217	108.782	108.437	0.345
<i>PCDEI</i>	110.628	109.133	1.495	109.115	109.335	-0.220	107.469	107.929	-0.460
<i>FASPI</i>	99.984	99.985	-0.001	99.492	99.692	-0.200	100.215	100.214	0.001
<i>RMSPE</i>	2.394			8.360			2.944		

（三）合成控制分析

图 1 中的竖实线标记位置为 2017 年第 2 季度（即自贸区挂牌时间）。从图 1a 可以看出，四川未成立自贸区之前，合成四川的季度生产总值指数与真实四川几乎如影随形，表明合成四川可以很好地作为四川未成立自贸区的“反事实”结果；四川在成立自贸区之后，真实四川与合成四川的季度生产总值指数差距扩大，仅 2018 年第 3 季度合成四川值高于真实四川值，其余季度合成四川值均低于真实四川值。从图 1b 可以看出，重庆未成立自贸区之前，合成重庆与真实重庆差距较大，不能很好地作为重庆未成立自贸区的“反事实”结果，与表 2 重庆的 *RMSPE* 结果一致；重庆在成立自贸区之后，合成重庆的季度生产总值指数与真实重庆更加紧密，多数季度的合成重庆值高于真实重庆值。从图 1c 可以看出，陕西未成立自贸区之前，合成陕西的季度生产总

值指数与真实陕西几乎“形影不离”，尤其是2014年第4季度以后，表明合成陕西可以很好地作为陕西未成立自贸区的“反事实”结果；陕西在成立自贸区之后，真实陕西与合成陕西的季度生产总值指数差距扩大，仅2019年第2季度合成陕西值高于真实陕西值，其余季度合成陕西值均低于真实陕西值。合成控制图的结果表明，四川和陕西自贸区的成立表现出了显著的经济增长正效应，而重庆自贸区的成立未表现出经济增长效应。

（四）处理效应分析

表3显示了四川、重庆和陕西的季度生产总值指数的影响效应。从四川的影响效应看，仅2018年第3季度为负效应，其余季度均为正效应，2018年第4季度达到顶峰，挂牌之后9个季度的平均影响效应为5.98，表明四川自贸区的成立表现出显著的经济增长正效应；挂牌当年第2~4季度的平均效应为3.33，挂牌第2年第1~4季度的平均效应为10.11，挂牌第3年第1~2季度的平均效应为1.71，表明四川自贸区的经济增长效应先增强后减弱。从重庆的影响效应看，影响效应不显著，且影响效应为负值，意味着重庆自贸区未表现出经济增长效应。从陕西的影响效应看，仅2019年第2季度为负效应，其余季度均为正效应，2018年第3季度达到顶峰，挂牌之后9个季度的平均影响效应为7.50，表明陕西自贸区的成立表现出显著的经济增长正效应；挂牌当年第2~4季度的平均效应为7.80，挂牌第2年第1~4季度的平均效应为10.60，挂牌第3年第1~2季度的平均效应为0.86，表明陕西自贸区的经济增长效应先增强后减弱。由此可知，四川和陕西自贸区的成立表现出显著的经济增长正效应，而重庆自贸区的成立未表现出经济增长效应；四川和陕西自贸区的经济增长效应均为先增强后减弱，且在挂牌第2年达到顶峰。

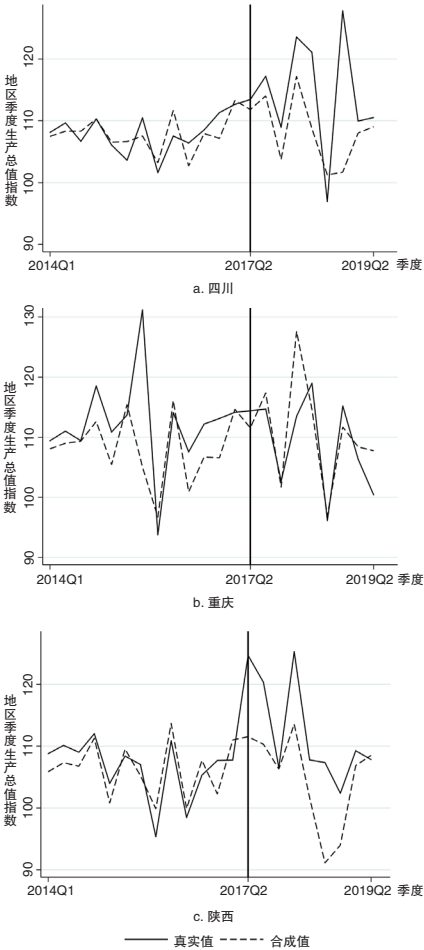


图1 地区季度生产总值指数的真实值与合成值对比（2014~2019年）

四、稳健性检验

（一）安慰剂检验

为了检验合成控制结果是否具有统计上的显著，Abadie等（2010）提出安慰剂

表 3 地区季度生产总值指数的影响效应

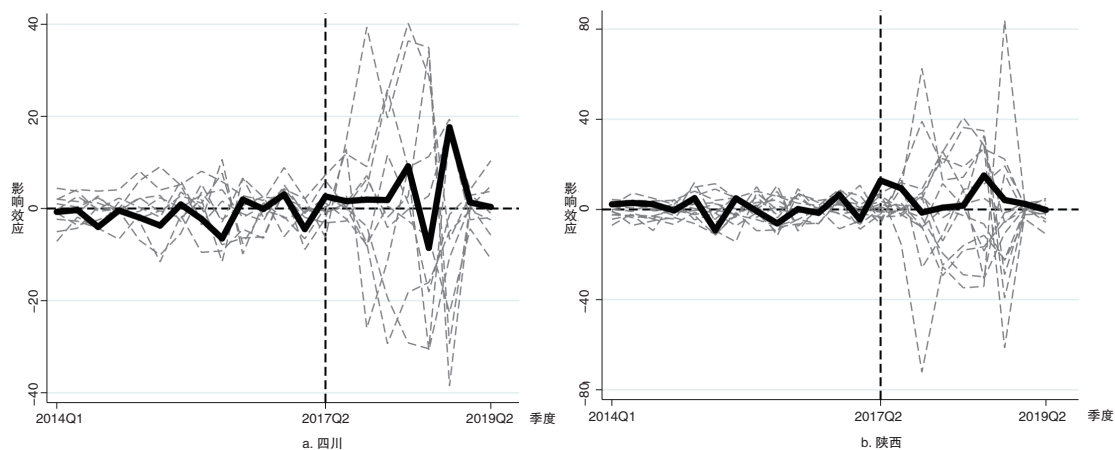
季度	四川			重庆			陕西		
	真实值	合成值	影响效应	真实值	合成值	影响效应	真实值	合成值	影响效应
2017Q2	113.43	111.82	1.61	114.40	111.56	2.84	124.67	111.53	13.14
2017Q3	117.19	114.02	3.17	114.68	117.39	-2.71	120.31	110.30	10.01
2017Q4	108.96	103.75	5.21	102.72	101.67	1.05	106.54	106.30	0.24
2018Q1	123.55	117.19	6.36	113.47	127.63	-14.16	125.27	113.56	11.71
2018Q2	121.07	108.76	12.31	118.99	114.61	4.38	107.77	101.67	6.10
2018Q3	96.93	101.25	-4.32	96.14	96.90	-0.76	107.35	91.13	16.22
2018Q4	127.78	101.69	26.09	115.20	111.69	3.51	102.38	94.00	8.38
2019Q1	109.95	108.02	1.93	106.31	108.38	-2.07	109.26	106.87	2.39
2019Q2	110.52	109.04	1.48	100.40	107.76	-7.36	107.83	108.51	-0.68
平均影响效应	5.98			-1.70			7.50		

检验。其基本思想是，在控制组中随机选择一个样本个体，利用合成控制法构造其合成样本，估计其“反事实”状态下的政策效应，再将结果与实验组的政策效应进行对比，看两者是否存在显著差异，如果存在显著差异，则实验组的政策效应并非偶然事件，其政策效应是显著的，反之亦然。

根据此方法，本文进行了安慰剂检验。当 *RMSPE* 值比较大时，表明该样本个体合成控制效果不理想，其预测变量差值很难反映其政策效应（刘友金和曾小明，2018）。由于重庆未表现出显著的经济增长效应，安慰剂检验时未考虑重庆。图 2a 保留了 *RMSPE* 值低于四川 2 倍的省份，剔除了 8 个省份，控制组的数量为 10 个；图 2b 保留了 *RMSPE* 值低于陕西 2 倍的省份，剔除了 3 个省份，控制组的数量为 15 个。由图 2 可知，2014 年第 1 季度~2017 年第 1 季度，四川和陕西的季度生产总值指数的真实值与合成值差距的变化程度与其他省份的差距并不大，但 2017 年第 2 季度后，四川和陕西与其他省份的差距逐渐变大，四川和陕西围绕 10 上下浮动，而其他省份上下浮动极大。这意味着有 9.09% 的概率会出现四川与合成样本之间这么大的变动程度，有 6.25% 的概率会出现陕西与合成样本之间这么大的变动程度，类似于统计推断中的显著性检验。图 2 结果表明，四川和陕西自贸区的设立对地区经济增长在 10% 的置信水平上显著。

（二）双重差分法检验

为进一步检验合成控制结果的稳健性，本文运用双重差分法分别估计四川、重庆和陕西自贸区的经济增长效应。表 4 显示，四川和陕西在自贸区成立前，两省的季度生产总值指数的处理组与控制组差分均在 10% 的置信水平上不显著，即地区季度生产总值指数的处理组与控制组在自贸区成立前没有显著差异，满足双重差分法使用的前提条件；自贸区成立后，四川和陕西的季度生产总值指数的处理组与控制组差分均在 10% 的置信水平上显著，且差分均为正值，表明四川和陕西自贸区的成立表现出显著的经济增长正效应；两省在整个样本期间的平均处理效应均在 10% 的



注：粗实线表示处理组，虚线表示控制组；a 图中虚线表示 *RMSPE* 值低于四川 2 倍的省份，b 图中虚线表示 *RMSPE* 值低于陕西 2 倍的省份。

图 2 安慰剂检验结果

置信水平上显著，且差分均为正值，再次表明四川和陕西自贸区的成立表现出显著的经济增长正效应，这与前面的结论一致。重庆在自贸区成立前具有显著差异，在自贸区成立后没有显著差异，且平均处理效应也没有显著差异，表明重庆自贸区未表现出显著的经济增长效应，这与前面的结论一致。

表 4 双重差分法检验结果

<i>GDPI</i>	自贸区成立前（2014Q1~2017Q1）			自贸区成立后（2017Q2~2019Q2）			平均处理效应
	处理组	控制组	处理组与控制组差分	处理组	控制组	处理组与控制组差分	
四川	-28.394	-28.513	0.119 (0.13)	-27.085	-32.593	5.508* (1.82)	5.389* (1.72)
重庆	-20.146	-15.544	4.602** (2.06)	-23.082	-23.966	0.883 (0.31)	-3.719 (1.03)
陕西	-29.139	-27.754	-1.385 (-1.00)	-27.822	-31.773	3.951* (1.76)	5.336* (1.77)

注：括号内为 *t* 检验值，*、** 分别表示在 10%、5% 的置信水平上显著。

为了确保表 4 结果的稳健性，本文进一步检验了各变量在基期（2014Q1~2017Q1）时处理组与控制组的均值是否相等。表 5 显示，四川和陕西的 4 个变量在基期均没有显著差异，满足双重差分法使用的前提条件，与表 2 的平衡性检验结果一致；重庆的 3 个控制变量在基期均没有显著差异，但地区季度生产总值指数具有显著差异，这与表 4 结果一致。表 4 结果表明，双重差分法的检验结果具有稳健性。

五、结论与建议

本文基于 2014 年第 1 季度~2019 年第 2 季度全国省级季度面板数据，采用合成控制法研究西部内陆自贸区的经济增长效应，并采用安慰剂检验和双重差分法对实证结果进行稳健性检验。研究发现：自贸区对地区经济增长具有显著的正效应，其

表 5 变量基期均值检验结果

变量名称	四川			重庆			陕西		
	处理组 均值	控制组 均值	差分	处理组 均值	控制组 均值	差分	处理组 均值	控制组 均值	差分
<i>GDPI</i>	107.920	107.346	0.739 (0.33)	112.232	107.346	4.885*** (2.74)	106.522	107.346	-0.825 (0.48)
<i>PCDII</i>	108.992	108.592	0.400 (0.48)	109.182	108.592	0.590 (0.71)	108.782	108.592	0.193 (0.23)
<i>PCDEI</i>	110.628	108.900	1.728 (1.50)	109.115	108.900	0.215 (0.19)	107.469	108.900	-1.421 (1.24)
<i>FASPI</i>	99.985	99.636	0.348 (0.60)	99.492	99.636	-0.144 (0.26)	100.215	99.636	0.579 (1.03)

注：括号内为 *t* 检验值，*** 表示在 1% 的置信水平上显著。

影响效应呈现“先增强后减弱”的趋势；西部内陆自贸区的经济增长效应存在地区差异性，四川和陕西自贸区表现出显著的经济增长正效应，其平均影响效应分别为 5.98 和 7.50，但重庆自贸区的经济增长效应不明显。

基于上述分析，建议西部内陆自贸区采取多种举措进一步提升自贸区的经济增长效应：主动服务和融入“一带一路”、新一轮西部大开发、乡村振兴、长江经济带、成渝地区双城经济圈、黄河流域生态保护和高质量发展等国家重大战略，加快推进西部内陆地区的开放力度，扩大自贸区的贸易红利和投资效应；加快开放通道建设，抢抓西部陆海新通道建设机遇，充分依托中欧班列、国际航空枢纽、铁路枢纽、高速公路港、水港等，构建功能完备的立体综合开放通道体系，打造西部内陆开放新高地；坚持制度创新，更大力度深化“放管服”改革，持续优化营商环境，大力推动投资和贸易便利化，强化金融管理与服务创新，让市场主体释放更大活力，最大限度发挥好自贸区的政策红利；加快复制推广，释放更多政策红利和福利效应，不仅要复制推广其他自贸区的制度创新成果，还要将本地自贸区的制度创新成果在本地其他地区进行推广实施，让自贸区对地区经济的增长效应持续下去。与此同时，西部内陆自贸区还应结合各地的资源禀赋和区域特色，充分发挥试验田效应，扩大自贸区的溢出效应。四川自贸区应利用新增企业数量名列前茅的优势，不断提升营商环境的含金量，让新增企业真正落地生根，通过投资效应、规模效应、企业竞争、技术进步等促进四川经济增长。陕西自贸区应充分发挥产业集聚效应，不断做大做强临空经济、文化旅游、健康医疗、会展服务、现代农业等特色产业，形成产业集聚洼地，通过产业结构调整、市场化改革等促进陕西经济增长。重庆自贸区应加快制度创新，充分利用好自贸区政策红利，走深走实西部陆海新通道，不断提升通道的互联互通水平，做大做强进出口贸易，保障内外资项目落地生效，通过贸易红利、福利效应、投资效应等推动重庆经济增长，促使重庆自贸区表现出显著的经济增长正效应。

参考文献：

[1] 白仲林等. 自贸区设立政策的经济效应评价和区位选择研究 [J]. 国际经贸探索, 2020, 36(8).

- [2] 蔡玲,杨月涛.自贸区政策与经济增长[J].现代经济探讨,2021,(6).
- [3] 刘一鸣等.自贸试验区的增长与外溢效应——基于改进的政策效应评估方法[J].山东大学学报(哲学社会科学版),2020,(5).
- [4] 刘友金,曾小明.房产税对产业转移的影响:来自重庆和上海的经验证据[J].中国工业经济,2018,(11).
- [5] 刘志红.微观计量方法在公共政策效应评估中的应用研究[M].北京:中国财政经济出版社,2018.
- [6] 舒海兵等.非实验数据政策效应评估理论与实证研究方法[J].中国管理科学,2007,(6).
- [7] 谭娜等.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).
- [8] 叶霖莉.中国自贸区的经济增长效应评估——基于沪津闽粤自贸区的实证研究[J].国际商务研究,2020,41(3).
- [9] 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).
- [10] 应望江,范波文.自由贸易试验区促进了区域经济增长吗?——基于沪津闽粤四大自贸区的实证研究[J].华东经济管理,2018,32(11).
- [11] 张阿城,于业芹.自贸区与城市经济增长:资本、技术与市场化——基于PSM-DID的拟自然实验研究[J].经济问题探索,2020,(10).
- [12] 张军等.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,2019,36(4).
- [13] 赵亮,陈淑梅.自贸区驱动经济增长:思想演进及作用机制探究[J].贵州社会科学,2016,(9).
- [14] 赵西亮.基本有用的计量经济学[M].北京:北京大学出版社,2017.
- [15] Abadie,A.,et al.Comparative Politics and the Synthetic Control Method[J].American Journal of Political Science,2012,59(2).
- [16] Abadie,A.,et al.Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies:Estimating the Effect of Californias Tobacco Control Program[J].Journal of the American Statistical Association,2010, 105(490).
- [17] Abadie,A.,Gardeazabal,J.The Economic Costs of Conflict:A Case Study of the Basque Country[J].American Economic Review,2003,93(1).
- [18] 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(5).

A Study on the Economic Growth Effect of the Western Inland Pilot Free Trade Zones: Based on Synthetic Control Method

HE Jie TANG Liang

Abstract: Based on the provincial quarterly panel data from the first quarter of 2014 to the second quarter of 2019, this paper uses the Synthetic Control Method to study the economic growth effect of the western inland pilot free trade zones, and uses the placebo test and Difference-in-difference to test the robustness of the empirical results. The results show that: the Pilot Free Trade Zones have a significant positive effect on regional economic growth, and the impact shows a trend of “strengthening first and then weakening”. There are regional differences in the economic growth effect of the western inland pilot free trade zones. Sichuan and Shanxi Pilot Free Trade Zones show significant positive economic growth effects, but the economic growth effect of the Chongqing Pilot Free Trade Zone is not obvious. It is suggested that the western inland pilot free trade zones should take multiple measures to further improve their economic growth effect, and at the same time, combine the resource endowments and regional characteristics of each region to give full play to the experimental field effect and expand their spillover effect.

Keywords: free trade zones; economic growth; synthetic control method; difference-in-difference

(责任编辑:金孝柏)