

自贸试验区建设推动了区域经济协同发展吗

王恕立 吴楚豪

摘要：本文使用2002—2019年中国30个省份的面板数据，对自贸试验区建设引致的区域经济效应进行了实证分析。结果表明：自贸试验区建设显著降低了属地省份与其他省份的经济周期同步性，产生经济效应的影响范围介于1000~2000公里，在同板块（梯队）间产生的负向作用要大于不同板块（梯队）间产生的负向作用。进一步分析发现，自贸试验区属地省份与非自贸试验区属地省份间均存在转移效应，同为自贸试验区属地省份间的转移效应更为突出；在考虑了双边经贸合作的情况下，自贸试验区建设显著降低了其他省份的实际GDP增长率，中部和西部等内陆自贸试验区的负向影响更为突出。

关键词：自贸试验区；经济周期同步性；区域协同发展；空间差分模型

[中图分类号] F727 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 06-0017-15

引言

自由贸易试验区（简称自贸试验区）是新时代我国对接国际高水平、高要求经贸规则和承接国家区域发展战略意志的重大举措，其承担着辐射带动区域经济增长的战略任务。国内学者普遍认为自贸试验区建设促进了属地省份的经济增长（叶修群，2018^[1]；殷华和高维和，2017^[2]）。自贸试验区建设依靠政策导向和资源集聚推动了属地省份的经济快速增长，多数省份都为自贸试验区配备了较高的行政级别，以助力自贸试验区建设有效推进和制度创新。现有研究主要从属地省份GDP增长来解释自贸试验区的区域经济效应，但是简单地将GDP增速作为被解释变量的分析可能会得到背离“本真”的结论。事实上，如果自贸试验区属地省份的GDP增速远快于其他省份的GDP增速，实则表明自贸试验区建设可能对其他省份的经济增长有一定挤出作用。而将双边经济关系纳入自贸试验区政策的研究依然空缺，停留在属地省份GDP增速的分析可能会对区域政策效果的有效评估造成干

[收稿日期] 2020-08-20

[基金项目] 中央高校基本科研业务费资助项目“自贸试验区推动了地级市间的经济周期协同吗”（2020-YB-040）

[作者信息] 王恕立：武汉理工大学经济学院教授；吴楚豪（通讯作者）：武汉理工大学经济学院博士研究生，电子信箱 236763235@qq.com

扰,因此双边经济周期波动一致性可以更为准确反映双边省份间的经济关系,从而为制定准确的政策规制提供更为精准的事实依据。

目前,有关自贸试验区对区域经济增长影响的研究存在以下几个问题:①自贸试验区作为国家顶层设计的宏伟蓝图之一,将赋有更多的行政管理权限、政策红利,随之产生的虹吸效应是否对其他地区的经济增长产生影响,是当前迫切需要回答的问题。②现有研究表明,自贸试验区建设作为一项特殊政策会导致空间资源的再配(Ossa, 2015)^[3],其产生的经济溢出效应具有典型的区域特征,那么其政策产生的作用是否存在合理的空间布局范围?③自贸试验区建设的空间分布具有典型的区域特征,不同经济发展水平、分工地位和地理位置都会影响自贸试验区在区域经济增长的作用水平。④自贸试验区建设会加速区域间经贸合作水平,目前将省区区间贸易纳入政策评估的研究仍然有待补充。本文将解决以上问题。

本文的主要创新在于:第一,首次考察了自贸试验区建设对区域经济增长同步性的影响,弥补了自贸试验区建设在区域经济增长研究的空缺,拓展了功能特区相关研究的视角。第二,首次考察了自贸试验区属地省份与非自贸试验区属地省份间的溢出(转移)效应,发现自贸试验区属地省份间存在更为激烈的资源竞争。第三,借鉴吴楚豪和王恕立(2019)^[4]的方法,首次将省际间经贸关系纳入自贸试验区政策实施的经济效应分析中,并通过SDM-SDID模型对各自贸试验区属地省份产生的个体效应进行逐一分析,从而为自贸试验区建设的有效推进提供可靠的事实依据。

一、文献综述与研究假说

(一) 自贸试验区的区域经济效应

自贸试验区建设作为区域内部的率先试点,会加速区域内部的资源流动。那么,自贸试验区建设会对区域经济增长产生何种影响呢?Myrdal(1957)^[5]认为区域经济增长极可能会形成扩散效应和极化效应。扩散效应是指区域中心城市依托其优势地位,加速区域内部的资源整合,在更好地促进自身发展的同时,辐射周边城市相应产业的发展,实现双边协同发展的可循环局面。极化效应是指区域中心城市依靠其比较优势地位,不断挤占其他周边城市的相应资源,加速区域内部产业、人才和资本集聚等,使得中心城市发展更加迅速,而落后城市发展更加边缘化,导致中心城市与落后城市发展差距进一步拉大。

一般而言,批准设立自贸试验区的省份较其他省份拥有更为完备的政策规制、良好的营商环境和经济基础,自贸试验区建设会加速区域间的资源整合,依托其较为完备的生产供应链和物流体系推动区域间的资本、人口等要素快速流转,助推区域经济发展。但是短期来看,自贸试验区建设形成的经济增长极会消耗大量的人力和财力,通过挤占其他省份的资源获得本省的优先发展。只有当自贸试验区试点省份形成了完备的生产供应链体系才能产生正向溢出效应,辐射周边其他省份,实现

经济联动发展。裴长洪等(2019)^[6]发现自贸试验区建设产生的经济虹吸效应要大于经济扩散效应,非自贸试验区属地省份不断被迫接受低端要素转移、高端要素不断涌向自贸试验区属地省份。事实上,自贸试验区属地省份依托其区位优势,通过加速对周边资源、产业布局的竞争优势实现自身的优势发展,在形成一定规模和拥有完备的生产配套体系后才能辐射区域经济增长,短期可能会降低双边经济周期同步性。总体来看,第一和第二批设立的自贸试验区起步早、政策环境较为宽松、经济发展水平普遍较高以及配套体系更为完备,而第三批设立的自贸试验区整体起步较晚、分工特征靠近生产链上游端,且多位于内陆地区省份,面临更多的资源竞争。

假说1:自贸试验区建设短期会降低双边经济周期同步性,第三批自贸试验区的负向经济效应更为突出。

(二) 空间衰减与区域异质性

根据现有理论研究,空间布局的区域导向性政策的实施效果具有显著的异质性。Briant等(2015)^[7]发现,区位政策实施效果在邻近地区的反应更为明显,而对地理距离较远地区的影响可以忽略不计。曹清峰(2020)^[8]发现国家级新区对区域经济增长的影响会随距离增加呈现出“先变小、后变大、再变小”的波浪状趋势。由于空间外溢性受到距离因素的影响,功能特区属地省份获得空间集聚正外部性最强,对其经济增长的溢出效应最为显著。但是对于区域外地区,功能特区对其经济影响情形会变得更为复杂,功能特区中心省份会对周边地区产生虹吸效应,从而形成集聚阴影区(Cuberes et al., 2021)^[9]。中心省份会加速对其他非功能特区省份的资源挤占以及和同为中心省份的资源争夺,形成虹吸效应,不利于周边其他区域的经济增长。而且随着距离的逐步增加,这种负向转移效应会随之减少直到不产生显著的影响(Zheng and Slaper, 2016)^[10]。

中国各省地理分布跨度较大,经济发展水平严重不均,区域发展呈现典型的板块、梯队特征,主要表现为东强西弱、南高北低。不同地理分布、经济发展水平区域设立的自贸试验区产生的经济效应存在较大差异(张军等,2018)^[11],因此自贸试验区建设产生的经济效应同样存在区域特征。根据空间经济学理论,同一区域内部由于邻近的地理距离会形成区域内部更多的资源竞争,所以同一区域内部的自贸试验区属地省份间会形成更多的竞争关系,经济周期同步性显著降低。此外,根据价值链分工理论,中国各区域省份参与国内价值链分工存在生产特征差异,同一梯队内部省份由于相似的分工特征存在更多的分工替代关系,而自贸试验区建设会推动国内资源的流转,从而强化同梯队省份间的分工竞争关系,进而降低双边经济周期同步性。

假说2:自贸试验区建设会对其他区域产生虹吸效应,并随着距离的逐渐增加而逐渐减小,直到不产生显著影响。

假说3:自贸试验区建设在同区域(梯队)间的负向经济效应要大于不同区域(梯队)间的负向经济效应。

(三) 分割区域经济效益的政策主体

现有文献对自贸试验区政策产生经济效益的研究集中在对本省的影响(谭娜等, 2015)^[12], 彭羽和杨作云(2020)^[13]已经开始关注自贸试验区建设在区域的经济辐射效应, 但是这类研究实质仍然是通过合成控制法考察其对本区域经济效益的影响, 很难直接分割自贸试验区政策引起的经济效应。Yang 和 Martinez-Zarzoso (2014)^[14]从双边关系出发, 可以更好识别自贸试验区建设经济效益的转移机制。双边研究由政策引起的经济效应包括两部分, 第一部分为同为自贸试验区属地省份引起的经济效应, 第二部分为仅有一个为自贸试验区属地省份引起的经济效应。由于资源的稀缺性、有限性, 同为自贸试验区属地省份会加速对周边资源的竞争, 各自贸试验区属地省份会通过不断调整补贴政策加入到对周边区域的产业布局竞争中, 所以同为自贸试验区属地省份的竞争效应更为明显。

假说4: 同为自贸试验区属地省份的负向经济转移效应要更为突出。

(四) 区域间贸易的经济效应

自贸试验区建设依托其区域经济增长极地位, 通过不断集中资本密集度, 进而提高该区域的生产率(Ciccone and Hall, 1996)^[15], 同时推动国内区域分工的基础设施建设和提升各流通环节的生产效率, 产业集聚和中心省份的正外部性逐渐形成。自贸试验区建设可以推动周边物流网络和基础设施的建设, 降低运输成本, 助推区域间贸易的发展。反过来, 随着区域间贸易规模的不断扩大和分工环节的细化, 区域间贸易也会对自贸试验区建设引致的经济效应产生影响。许多研究表明, 中国各区域间的市场呈现一体化趋势, 各地区间的政策和贸易壁垒基本消失, 要素可以在区域间实现高效的流转和配置, 区域间的经济周期同步性与日俱增(潘文卿, 2012)^[16]。由此可知, 区域间贸易强化了地区间的经济周期同步性, 而自贸试验区建设会推动区域间贸易的发展, 所以区域间贸易会放大自贸试验区建设产生的经济效应。

假说5: 区域间贸易会显著放大自贸试验区建设产生的经济效应。

二、计量模型

(一) 模型设定

本文的基本分析是在双边经济周期协同关系下展开的, 如果自贸试验区建设显著提高了双边经济周期同步性, 那么自贸试验区属地省份与其他省份间存在正向经济溢出关系; 反之, 如果自贸试验区建设显著降低了双边经济周期同步性, 那么自贸试验区建设会加速属地省份对其他省份的经济资源挤占。因此, 可以构造差分模型, 本文构建的核心解释变量为两个省份间是否存在自贸试验区 ($FTZ - Exist_{ij}$, D1)、自贸试验区政策实施后是否存在自贸试验区 ($FTZP - Exist_{ij,t}$, D2)。分别定义省份间是否为自贸试验区实施地区代理变量衡量方式如下:

$$FTZ - Exist_{ij} = 1[(FTZ_i = 1 \cap FTZ_j = 0) \cup (FTZ_i = 0 \cap FTZ_j = 1) \cup (FTZ_i = 1 \cap FTZ_j = 1)] \quad (1)$$

$$FTZP - Exist_{ij,t} = 1[(FTZP_{it} = 1 \cap FTZP_{jt} = 0) \cup I(FTZP_{it} = 0 \cap FTZP_{jt} = 1) \cup (FTZP_{it} = 1 \cap FTZP_{jt} = 1)] \quad (2)$$

其中, FTZ_i 表示省份 i 是否为自贸试验区政策实施所在地区的省份, 取值为“1”, 否则取值为“0”。 $FTZP_{it}$ 为省份 i 年份 t 是否为自贸试验区政策实施后所在地区的省份, 取值为“1”, 否则取值“0”。 $I[\cdot]$ 为指示函数, 如果括号满足条件, $I[\cdot] = 1$, 否则 $I[\cdot] = 0$ 。

自2013年中国上海自贸试验区成立以来, 2014年和2016年国务院分别批准设立第二批和第三批自贸试验区试点省份, 这一外生政策冲击改变了城市经济发展走势, 形成了自然实验。由于各省份无法预测是否被选为自贸试验区试点地区, 也无法影响中央政府的决策, 可以将自贸试验区政策视为一次外生的信息化冲击, 这为本文运用双重差分模型识别自贸试验区政策效应提供了支撑。由于本文考察的是自贸试验区政策实施后被列为自贸试验区试点省份与其他非被列为自贸试验区试点省份间的经济周期同步性的关系, 设立基准计量模型如下^①:

$$QCORR_{ij,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D1 \times D2 + \alpha_2 Control_{ij,t} + u_i + v_j + \varepsilon_{ij,t} \quad (3)$$

其中, $QCORR_{ij,t}$ 为省份 i 和省份 j 年份 t 的双边经济周期同步性, $Control$ 为控制变量合集, u 为时间固定效应, v 为个体固定效应, ε 为随机干扰项, α_0 为常数项。

借鉴现有区域经济学的相关研究, 对本文使用的核心被解释变量和控制变量进行如下说明:

(1) 经济周期同步性 ($QCORR$)。采用 Duval 等 (2016)^[17] 的研究方法, 计算当期 GDP 增长率的波动水平, 可以将双边经济周期同步性表示为: $QCORR_{ij,t} = \frac{(g_{it} - g_i^*)(g_{jt} - g_j^*)}{\sigma_i^g \sigma_j^g}$ 。其中, g_{it} 表示省份 i 年份 t 的产出增长率, g_i^* 和 σ_i^g 分别表示省份 i 在样本期的产出增长率的均值和标准差 (本文的样本期为 2002—2019 年), 这里产出增长率采用实际 GDP (以 2001 年为基期) 的对数差分形式来度量。

(2) 控制变量。国内外有关区域经济影响因素的研究大致从以下五个角度展开: 第一, 从政府行为和制度结构角度 (吴楚豪和王恕立, 2020)^[18], 选用财政自主权 (FD) 度量制度因素, 用财政预算内收入与财政预算内支出的比重表示。第二, 从资本结构和教育投入角度 (吴楚豪和王恕立, 2019), 选用外商投资 (FDI) 和教育科技投入 ($Education$), 分别用固定资产外资占比和教育科技投入的对数形式表示。第三, 从基础创新和收入水平角度 (Dong et al., 2018)^[19], 选用科技投入 (RD) 和平均工资 ($Wage$), 分别用科技投入内部支出的对数形式和全省职工平均工资的对数形式表示。第四, 从产业结构角度 (Duval et al., 2016), 选用产业结构相似度 (SIS)。参照 Duval 等 (2016) 的做法, 省份间的产业结构相似度可以表示为: $SIS_{ij} = - \sum_{h=1}^N |S_{it}^h - S_{jt}^h|$, S_{it}^h 表示省份 i 年份 t 行业 h 增加值占该省份

^①本文考察的区域经济效应包含了同为自贸试验区省份间、自贸试验区试点省份与非自贸试验区试点省份两类样本的共同作用水平。

GDP 的比重。此外，由于本文的被解释变量为双边经济周期同步性，所以本文使用的财政自主权 (FD)、外商投资 (FDI)、教育科技投入 ($Education$)、科技投入 (RD) 和平均工资 ($Wage$) 变量均用省份间差的绝对值乘以负数表示。第五，由于自贸试验区政策实施具有滞后性，本文将各批次自贸试验区滞后一期作为实证分析政策效应发生的首次年份，例如上海自贸试验区于 2013 年批准设立，本文将 2014 年作为政策效应发生的首次年份。

(二) 数据说明

本文使用的主要数据包括 2001—2020 年《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国财政年鉴》《中国固定资产年鉴》和 2002 年、2007 年和 2010 年《中国 30 省区区域间投入产出数据》。2013 年、2014 年和 2016 年经国务院决定分别批准上海、天津、广东、福建、辽宁、浙江、河南、湖北、重庆、四川和陕西设立共 11 个自贸试验区。这样，11 个批准设立自贸试验区的省份成为了实验组，而未批准设立自贸试验区的 19 个省份则成为了控制组。由于本文研究的是双边关系，所以本文最终的观测值为 7830 ($30 \times 29 / 2 \times 18$)。描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计

变量	算法	平均值	最小值	最大值	观测值
$QCORR$	参照 Duval 等 (2016)	0.74056	-1.32931	4.79431	7830
$D1 \times D2$	参照式 (1)、(2)	0.13295	0	1	7830
FD	$- FD_{it} - FD_{jt} $	-0.21464	-0.76946	-0.00003	7830
FDI	$- FDI_{it} - FDI_{jt} $	-0.02682	-0.12845	-3.91e-06	7830
RD	$- LnRD_{it} - LnRD_{jt} $	-1.51099	-5.47872	-0.00057	7830
$Wage$	$- LnWage_{it} - LnWage_{jt} $	-0.22233	-0.99086	0	7830
$Education$	$- LnEducation_{it} - LnEducation_{jt} $	-0.70212	-3.11871	-0.00023	7830
SIS	$- \sum_{h=1}^N S_{it}^h - S_{jt}^h $	-0.21753	-0.93	-0.00325	7830

三、实证结果分析

(一) 基本计量结果

观察表 2，OLS (1.1) 和 OLS (1.2) 为 OLS 模型的回归结果，可以发现本文的核心解释变量 $D1 \times D2$ 与经济周期同步性显著负相关。根据 Hausman 检验的结果选择使用固定效应模型展开分析，固定效应 (1.4) 在固定效应 (1.3) 的基础上添加了控制变量的回归结果，核心解释变量 $D1 \times D2$ 与经济周期同步性依然显著负相关，表明自贸试验区建设显著降低了属地省份与其他省份间的经济周期同步性，自贸试验区建设对区域经济协同发展存在一定挤出效应。以上分析虽然得出了本文的主要结论，但依然需要对该结果的稳健性和经济效应的异质性进行更为细致的论证。

表2 基本计量结果

变量	OLS (1.1)	OLS (1.2)	固定效应 (1.3)	固定效应 (1.4)
$D1 \times D2$	-0.1047*** (0.0330)	-0.0996*** (0.0338)	-0.1047*** (0.0321)	-0.0996*** (0.0329)
Hausman 检验 (P 值)	119.75 (0.0000)			
控制变量	否	是	否	是
时间	是	是	是	是
个体	是	是	是	是
R ²	0.6521	0.6544	0.6256	0.6060
观测值	7 830	7 830	7 830	7 830

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为稳健性标准误。下表 3 至表 7 同。

(二) 平行趋势

为了进一步检验结果的稳健性，需要改变政策的实施时间进行反事实检验。根据平行趋势的前提条件，需要识别由自贸试验区政策冲击引起变化部分产生的影响，所以本文在双边研究主体的平行趋势检验中排除了只有一个自贸试验区试点省份样本引起其他因素干扰的可能，仅考虑同为自贸试验区试点省份间的影响，这样得出的研究结论可以准确反映完全由自贸试验区政策改变引致的经济效应变化。参照刘瑞明和赵仁杰（2015）^[20]的做法，以提前 1 期作为基期，对其进行反事实检验。表 3 显示：自贸试验区政策提前并没有对省际间经济周期同步性产生明显影响。系数在“0”上下浮动，说明平行性较好，表明自贸试验区建设产生的经济效应是成立的。

表3 反事实检验

变量	固定效应	固定效应
提前 6 期以上	0.0705 (0.0458)	0.0661 (0.0468)
提前 5 期	-0.0400 (0.0459)	-0.0379 (0.0470)
提前 4 期	0.0437 (0.0557)	0.0453 (0.0569)
提前 3 期	-0.0339 (0.0582)	-0.0270 (0.0577)
提前 2 期	0.0207 (0.0628)	0.0177 (0.0619)
控制变量	否	是
时间	是	是
个体	是	是
R ²	0.6247	0.6070
观测值	7 830	7 830

(三) 稳健性及内生性检验

稳健性及内生性检验结果见表 4。首先，采用国内外学者普遍使用的 HP 滤波方法剔除时间序列的经济趋势成分，再重新计算 Duval 等（2016）定义的经济周期同步性指标作为稳健性分析，HP 滤波（2.1）通过去除时间趋势的影响，重新进

行回归分析发现本文的基本结论依然成立。其次，剔除非自贸试验区(2.2)只考虑了存在批准设立自贸试验区样本的影响，核心解释变量 $D1 \times D2$ 依然显著负相关。接着，由于省份发展水平的系统差异，双边缩尾(2.3)进行了双边1%缩尾以排除省份特征因素差异造成估计结果偏差，主要结论依然不变。然后，本文使用广义精确匹配(Coarsened Exact Matching, CEM)方法对其进行稳健性检验，CEM-DID(2.4)表明主要结论依然成立。此外，为了最大程度减少被解释变量系统差异造成 DID 估计结果的偏差，与 PSM 倾向匹配目标一致，借鉴 Hainmueller (2012)^[21]提出的熵平衡匹配法以消除实验组与控制组在各协变量上的异方差。熵平衡(Entropy Balancing, EB)匹配是以约束条件下最优化解为思路，为控制组的每个观测值赋予一个连续性的权重。EB-DID(2.5)在使用 EB-DID 方法后，核心解释变量 $D1 \times D2$ 与经济周期同步性高度负相关，与前文得出的结论一致。最后，考虑模型可能存在内生性问题，使用两阶段最小二乘法(2SLS)来解决这一问题， $D3 \times D5$ 、 $D4 \times D6$ 与核心解释变量 $D1 \times D2$ 相关但与误差项不相关，因此可以认为其是外生的。本文选取 $D3 \times D5$ 、 $D4 \times D6$ 和其滞后一期作为工具变量，Cragg-Donald Wald F 检验大于 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值，拒绝了弱工具变量的原假设，Anderson LM 检验拒绝了工具变量识别不足的原假设，Sargan 检验则接受了不存在工具变量过度识别的原假设，说明工具变量的选取是合理的，2SLS(2.6)表明本文得出的结论是稳健的^①。

表4 稳健性检验

变量	HP 滤波 (2.1)	剔除非自贸试验区 (2.2)	双边缩尾 (2.3)	CEM-DID (2.4)	EB-DID (2.5)	2SLS (2.6)
$D1 \times D2$	-0.0847** (0.0327)	-0.1239** (0.0541)	-0.1005*** (0.0348)	-0.1545** (0.0709)	-0.0664** (0.0272)	-0.1160*** (0.0274)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间	是	是	是	是	是	是
个体	是	是	是	是	是	是
LM 检验						6 001.537 (0.0000)
CDWF 检验						1.1e+04 {24.58}
Sargan						0.1591
R ²	0.1844	0.5918	0.6063	0.7506	0.6467	0.6300
观测值	7 830	4 752	7 003	1 616	7 830	7 395

注：CDWF (Cragg-Donald Wald F) 检验统计量中的大括号为 Stock-Yogo 检验在 10%水平以上的临界值。

(四) 空间衰减和区域异质性的检验

1. 空间布局的影响区间

自贸试验区建设会加速区域内的产业、资源集聚，其政策影响效果也表现在

^①由于本文无法控制所有省份间特征因素的影响，参照 La Ferrara 等 (2012)^[22]的做法对其进行安慰剂检验，结果表明无法观测的省份间的特征因素不会影响结论的稳健性。

集聚过程中由正外部性和负外部性的权衡过程,所以自贸试验区建设产生的经济溢出作用也存在一个合理区间。本文研究样本的省份间最小距离为96公里、最大为3462公里,本文以500公里为基本分类单位,观察不同距离范围的自贸试验区建设政策效果的变化。观察表5可知,当省际距离小于1000公里时,自贸试验区建设产生负向挤出效应并不显著;而当省际距离大于1000并小于2000公里时,该范围内自贸试验区建设产生了显著的负向效应,并呈增加趋势;而当省际距离大于2000公里时,自贸试验区建设产生的负向效应又变得不再显著。

表5 空间布局的影响区间

变量	500公里 (3.1)	1000公里 (3.2)	1500公里 (3.3)	2000公里 (3.4)	2500公里 (3.5)	3000公里 (3.6)	3500公里 (3.7)
$D1 \times D2$	-0.0073 (0.1087)	0.0273 (0.0623)	-0.1379** (0.0606)	-0.1966*** (0.0693)	-0.0230 (0.1309)	-0.3677 (0.2419)	-0.0414 (0.0846)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
时间	是	是	是	是	是	是	是
个体	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.5113	0.5984	0.5954	0.5940	0.6767	0.6156	0.7306
观测值	828	1998	2340	1440	630	378	216

2. 区域发展政策

中国将区域划分为四大板块,协调区域发展政策的有效实施,本文试图分析不同板块间自贸试验区建设产生的经济效应是否存在差异。此外,根据价值链分工理论,处于不同经济发展水平省份间的相互作用水平同样存在差异,参照吴楚豪和王恕立(2019)的做法对本文的样本进行分梯队讨论。观察表6中不同板块(4.1)和同板块间(4.2)可知,同板块间自贸试验区建设产生的负向挤出效应要大于不同板块间的负向挤出效应,说明当前四大板块的宏观政策还未发挥其区域协调发展的政策红利,导致负向效应更大。观察表6不同梯队(4.3)和同梯队间(4.4)可知,同梯队间自贸试验区建设产生的负向挤出效应要大于不同梯队间的负向挤出效应,说明具有相似生产分工特征、经济发展水平的省份间存在更为激烈的竞争。

表6 异质性检验

变量	不同板块 (4.1)	同板块间 (4.2)	不同梯队 (4.3)	同梯队间 (4.4)
$D1 \times D2$	-0.0975*** (0.0368)	-0.1165* (0.0677)	-0.0872** (0.0380)	-0.1613** (0.0648)
控制变量	是	是	是	是
时间	是	是	是	是
个体	是	是	是	是
R^2	0.6164	0.5534	0.6113	0.5850
观测值	5706	2124	5274	2556

四、进一步分析：分割区域经济效应的政策主体

自贸试验区建设产生的负向挤出效应是否只在自贸试验区省份间抑或是只对非自贸试验区省份发生？为了探究自贸试验区建设负向挤出效应的构成，本部分通过构造多重差分模型来解决这一问题。主要的核心研究变量有两个省份间皆为自贸试验区试点省份（ $FTZ - Both_{ij}$ ，D3）、两个省份间仅有一个为自贸试验区试点省份（ $FTZ - Nboth_{ij}$ ，D4）、自贸试验区政策实施后两个省份间皆为自贸试验区试点省份（ $FTZP - Both_{ij,t}$ ，D5）和自贸试验区政策实施后两个省份间仅有一个为自贸试验区试点省份（ $FTZP - Nboth_{ij,t}$ ，D6）。分别定义省份间是否同为自贸试验区试点省份代理变量衡量方式如下：

$$FTZ - Both_{ij} = I[(FTZ_i = 1 \cap FTZ_j = 1)] \quad (4)$$

$$FTZ - Nboth_{ij} = I[(FTZ_i = 1 \cap FTZ_j = 0) \cup I(FTZ_i = 0 \cap FTZ_j = 1)] \quad (5)$$

$$FTZP - Both_{ij,t} = I[(FTZP_{it} = 1 \cap FTZP_{jt} = 1)] \quad (6)$$

$$FTZP - Nboth_{ij,t} = I[(FTZP_{it} = 1 \cap FTZP_{jt} = 0) \cup I(FTZP_{it} = 0 \cap FTZP_{jt} = 1)] \quad (7)$$

其中， FTZ_i 和 $FTZP_{it}$ 的定义与式（1）和式（2）一致，如果满足指示函数的定义条件则赋值为“1”，否则取值为“0”。

为了捕捉自贸试验区建设产生的负向挤出效应的构成，参照 Yang 和 Martinez-Zarzoso（2014）的做法构建模型如下：

$$QCORR_{ij,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D3 \times D5 + \alpha_2 D4 \times D6 + \alpha_3 Control_{ij,t} + u_t + v_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \quad (8)$$

这里， $D3 \times D5$ 和 $D4 \times D6$ 分别表示自贸试验区政策实施以来，同为自贸试验区试点省份和仅有一个为自贸试验区试点省份。其余变量的含义与式（3）一致。核心差分项 $D3 \times D5$ 和 $D4 \times D6$ 分割了自贸试验区政策实施产生的经济效应，揭示了自贸试验区政策产生的创造效应和转移效应。如果 $\alpha_1 < 0$ 、 $\alpha_2 < 0$ ，则表明自贸试验区建设产生了净转移效应；如果 $\alpha_1 < 0$ 、 $\alpha_2 > 0$ ，则表明自贸试验区试点省份间产生了转移效应，而自贸试验区试点省份对非自贸试验区试点省份产生了创造效应，如果 $|\alpha_1| - |\alpha_2| < 0$ ，则存在净效应（Yang and Martinez-Zarzoso, 2014）。其中，净效应值为 $\alpha_1 + \alpha_2$ ；如果 $D3 \times D5$ 和 $D4 \times D6$ 的回归系数皆小于零，则表明自贸试验区建设在分割了不同政策对象后的经济效应皆为负，存在净转移效应。

虽然前文通过一系列的稳健性检验，验证了自贸试验区建设与经济周期同步性的负向关系，但是其包含了同为自贸试验区试点省份和仅有一个自贸试验区试点省份两类样本的共同作用水平。因此，本部分将对其各自分割产生的经济效应进行分析。根据表 7，选择固定效应模型展开分析，固定效应（5.4）表明核心解释变量 $D3 \times D5$ 和 $D4 \times D6$ 均在 5% 水平上与经济周期同步性显著负相关，说明自贸试验区建设存在净转移效应。 $D3 \times D5$ 的回归系数小于 $D4 \times D6$ ，说明同为自贸试验区试点省份间的转移效应较仅有一个自贸试验区试点省份的负向作用更大，相互间的竞争替代关系更为明显。

表7 创造效应还是转移效应

变量	OLS (5.1)	OLS (5.2)	固定效应 (5.3)	固定效应 (5.4)
$D3 \times D5$	-0.1774 ** (0.0755)	-0.1732 ** (0.0772)	-0.1774 ** (0.0734)	-0.1732 ** (0.0750)
$D4 \times D6$	-0.1009 *** (0.0359)	-0.0969 *** (0.0363)	-0.1009 *** (0.0348)	-0.0969 *** (0.0353)
Hausman 检验 (P 值)		117.44 (0.0000)		
控制变量	否	是	否	是
时间	是	是	是	是
个体	是	是	是	是
R ²	0.6524	0.6547	0.6258	0.6057
观测值	7 830	7 830	7 830	7 830

五、拓展分析：自贸试验区建设推动了其他省份的经济增长吗

自贸试验区建设作为承载国家区域发展的重大举措，需要将空间溢出效应纳入到其政策效果的评估中。国内价值链贸易是影响国内地区间经济效应的重要因素，由于当前缺乏准确衡量省区间贸易关系的方法和指标，有关省区区际贸易在空间计量经济学的应用依然有待补充。本文参照吴楚豪和王恕立（2020）的方法引入双边经济融合矩阵，试图将双边经贸合作水平的空间因素纳入到自贸试验区的政策评估中。

运用投入产出技术，本文已经可以较为准确衡量双边经济的经贸关系并将其运用到区域经济的空间计量分析中。本部分使用另一种方法来衡量地区间的经济协同发展水平，现实中普遍使用同辈均值法来解决这一问题。简单来说，用当期其他省份经济发展水平的均值来表示本省与其他省份的经济协同发展水平，可以表示为：

$$GDP_{it} = \frac{\sum_{j \neq i} GDP_{jt}}{n-1}。这里，GDP 增长率使用实际 GDP 增长率表示。$$

参照 Kolak 和 Anselin（2020）^[23]的方法，双重差分空间杜宾（SDM-SDID）模型的一般设定形式为：

$$y = \rho TWy + u + v + X\beta + TWX\theta + D(\cdot) + TWD(\cdot)\pi + \mu \quad (9)$$

$$D(\cdot) = D_1\eta_1 + D_2\eta_2 + D_1D_2\eta_3 \quad (10)$$

y 为被解释变量用同辈均值法测算的 GDP 增长率表示， X 为解释变量， u 和 v 为双重固定效应， μ 为误差项， D_1 为时期虚拟变量， D_2 为事件虚拟变量。 TW 为内生时空权重矩阵（范巧和 Hudson，2018）^[24]，并参照吴楚豪和王恕立（2020）的方法将价值链贸易纳入空间差分模型的分析中， $TW = \zeta' \otimes W$ ，其中， \otimes 为克罗内积符号。在实证处理的过程中需要对交互项进行约束处理为： $D(\cdot) = (D_1 - \overline{D_1}) \odot (D_2 - \overline{D_2}) \eta$ ，其中， $\overline{D_1}$ 和 $\overline{D_2}$ 分别为数据组 D_1 和 D_2 的平均值。

本文选择使用双重差分空间杜宾模型来展开分析（见表8）。空间系数 ρ 显著正相关，说明引入双边经济融合内生时空权重矩阵是合理的，地区间的经济协同发

展受双边经贸合作关系的影响。双重差分项 $SDID$ 显著为负,说明自贸试验区建设对区域经济协同发展有一定阻碍作用。 $TW \times SDID$ 显著为负,且负向作用较 $SDID$ 项更为突出,说明地区间贸易、资源的自由流动显著影响了自贸试验区产生的经济效应,所以将省际间的经贸合作关系纳入到自贸试验区政策评估的分析中具有合理性。接着,基于 $SDM-SDID$ 模型,可以实现各自贸试验区政策冲击个体效应的分解。

表8 双重差分空间杜宾模型的结果

模型	控制变量	$SDID$	$TW \times SDID$	ρ	R^2	似然值
SDM-SDID	是	-0.0116 *** (-3.5820)	-0.6297 *** (-4.1464)	0.9763 *** (165.9883)	0.8302	1684.7681

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为 t 统计值。

这里,首先对 $SDM-SDID$ 模型的通用型 $GNSM-SDID$ 模型进行 DGP (Data Generation Process) 处理,可以表示为:

$$y = A(u + v + X\beta + TWX\theta) + A[D(\cdot) + TWD(\cdot)\pi] + AB\varepsilon \quad (11)$$

$$A = (I_{NT} - \rho TW)^{-1}, B = (I_{NT} - \lambda TW)^{-1} \quad (12)$$

在 Matlab 编程中 $D(\cdot)$ 参数约束为: $D(\cdot) = D^r\xi_1 + D^{-r}\xi_2$ 。其中, $D^r = (D_1^r - \bar{D}_1) \odot (D_2^r - \bar{D}_2)$, $D^{-r} = (D_1 - \bar{D}_1) \odot (D_2 - \bar{D}_2) - D^r$, D_1^r 和 D_2^r 分别表示地区 r 的政策事件和时期事件。 $TWD(\cdot)$ 的参数约束为: $TWD(\cdot) = TWD^r\xi_1 + TWD^{-r}\xi_2$, 此时有 $\eta_3 = \eta$, $\pi_3 = \pi$ 。那么,处理组在冲击事件或政策前后的对比可以表示为: $ME_1 = E(y | X, D_1 = 1, D_2 = 1) - E(y | X, D_1 = 1, D_2 = 0) = \widehat{A}(\eta_2 + \eta_3 + \pi_2 + \pi_3)$ 。同理,对照组在冲击事件或政策前后的对比可以表示为: $ME_2 = E(y | X, D_1 = 0, D_2 = 1) - E(y | X, D_1 = 0, D_2 = 0) = \widehat{A}(\eta_2 + \pi_2)$ 。冲击性事件或政策的局部影响效应矩阵为:

$ME_L = ME_1 - ME_2 = \widehat{A}(\widehat{\eta} + \widehat{\pi})$ 。冲击性事件或政策的全局影响效应矩阵可转化为: $\widetilde{ME}_L = \widehat{A}(\widehat{\xi}_1 + \widehat{\zeta}_1)$ 。冲击事件或政策的局部地区直接效应、间接效应、平均间接效应与总效应分别表示为:

$$\overline{ME}_{L, direct} = \frac{1}{NT} trace(\widetilde{ME}_L), \overline{ME}_{L, indirect} = \overline{ME}_{L, total} - \overline{ME}_{L, direct},$$

$$\overline{ME}_{L, indirect, m} = \overline{ME}_{L, indirect} / (N - 1), \overline{ME}_{L, total} = \frac{1}{NT * T} \iota'_{NT} (\widetilde{ME}_L) \iota_{NT}。$$

观察表9,自贸试验区属地省份对其他省份经济增长率的影响主要呈负向作用。短期来看,自贸试验区短期引起的虹吸效应要大于扩散效应,只有当自贸试验区建设达到一定规模和生产网络供应链搭建较为完善才能产生正向溢出效应。第一和第二批自贸试验区,除上海外均对其他省区的经济增长产生一定挤出效应,说明沿海发达地区省份作为对外开放的前沿高地还未完全发挥其辐射区域经济协同发展的作用。第三批设立的自贸试验区(除河南外)对其他省份的经济增长水平均有一定负向挤出效应,尤其中部和西部地区设立的自贸试验区负向挤出效应更大。最

后，中部和西部地区设立的自贸试验区的负向作用更为明显，也表明当前中部和西部地区设立的自贸试验区依托其区域经济增长极地位对周边省区产生了更为明显的虹吸效应。

表9 局部个体效应的分解

地区	局部直接效应	平均间接效应	总和的间接效应	总效应
上海自贸区	0.126043	0.123663	3.586233	3.712276
河南自贸区	-0.008245	0.002932	0.085019	0.076775
辽宁自贸区	-0.048376	-0.018980	-0.550430	-0.598806
浙江自贸区	-0.037547	-0.020217	-0.586296	-0.623843
广东自贸区	-0.080004	-0.059374	-1.721850	-1.801854
福建自贸区	-0.101293	-0.072254	-2.095362	-2.196655
四川自贸区	-0.103720	-0.088033	-2.552943	-2.656662
湖北自贸区	-0.107715	-0.089898	-2.607029	-2.714744
重庆自贸区	-0.120970	-0.096475	-2.797776	-2.918747
天津自贸区	-0.191148	-0.157142	-4.557106	-4.748254
陕西自贸区	-0.213693	-0.174016	-5.046461	-5.260154

六、结论与政策建议

本文考察了自贸试验区建设的区域经济效益。研究发现：第一，使用多种方法证实了自贸试验区建设对区域经济协同发展存在负向影响。第二，自贸试验区建设具有时空异质性，其空间溢出范围介于1000~2000公里之间，并且在不同板块（梯队）间的经济效应存在差异。第三，自贸试验区建设对区域经济协同发展的负向影响在同为自贸试验区属地省份间表现更为突出。第四，自贸试验区建设对其他省份的GDP增长有一定负向抑制作用，中部和西部等内陆自贸试验区的负向影响更为突出。

基于以上结论，本文提出以下政策建议：第一，对于宏观政策的制定者，需要建立合理的宏观管理机制，推进基础配套设施建设，减少制度创新引起沉没成本的影响，通过搭建完备的生产网络体系发挥自贸试验区在区域经济增长极的辐射带动作用，推动其他省份的协同发展。第二，推进自贸试验区形成多网络中心节点的空间布局，稀释自贸试验区建设产生的挤出效应，同时更好发挥各区域增长极的经济辐射带动作用，实现区域经济协同发展。第三，各省级政府需要立足本身区位条件，找准自身战略定位，发挥自身比较优势，依托自贸试验区建设更好实现本省在国内（国际）分工的参与水平。

[参考文献]

- [1] 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.
- [2] 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.
- [3] OSSA R. A Quantitative Analysis of Subsidy Competition in the US [R]. NBER, Working Paper No. 20975, 2015.
- [4] 吴楚豪, 王恕立. 省际经济融合、省际产品出口技术复杂度与区域协调发展 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019 (11): 121-139.
- [5] MYRDAL G. Economic Theory and Underdeveloped Regions [M]. London: London Harper Press, 1957.
- [6] 裴长洪, 刘斌, 李越. 中国特色自由贸易港发展模式探索 [J]. 国际商务 (对外经济贸易大学学报), 2019 (1): 1-10.
- [7] BRIANT A, LAFOURCADE M, SCHMUTZ B. Can Tax Breaks Beat Geography? Lessons from the French Enterprise Zone Experience [J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2015, 7 (2): 88-124.
- [8] 曹清峰. 国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据 [J]. 中国工业经济, 2020 (7): 43-60.
- [9] CUBERES D, DESMET K, RAPPAPORT J. Urban Growth Shadows [R]. NBER, Working Paper No. 28476, 2021.
- [10] ZHENG P, SLAPER T. University Knowledge Spillovers, Geographic Proximity and Innovation: An Analysis of Patent Filings Across U. S. Counties [R]. Kelley School of Business Research Paper, 2016.
- [11] 张军, 闫东升, 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.
- [12] 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.
- [13] 彭羽, 杨作云. 自贸试验区建设带来区域辐射效应了吗——基于长三角、珠三角和京津冀地区的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2020 (9): 65-80.
- [14] YANG S, MARTINEZ-ZARZOSO I. A Panel Data Analysis of Trade Creation and Trade Diversion Effects: The Case of ASEAN-China Free Trade Area [J]. China Economic Review, 2014, 29 (4): 138-151.
- [15] CICCONE A, HALL R E. Productivity and the Density of Economic Activity [J]. American Economic Review, 1996, 86 (1): 54-70.
- [16] 潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应 [J]. 经济研究, 2012 (1): 54-65.
- [17] DUVAL R, Li N, SARAF R, SENEVIRATNE D. Value-added Trade and Business Cycle Synchronization [J]. Journal of International Economics, 2016, 99 (3): 251-262.
- [18] 吴楚豪, 王恕立. 中国省级 GDP 构成与南北经济分化 [J]. 经济评论, 2020 (6): 44-59.
- [19] DONG X, ZHENG S, KAHN M E. The Role of Transportation Speed in Facilitating High Skilled Teamwork [R]. NBER, Working Paper No. 24539, 2018.
- [20] 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 (8): 30-38.
- [21] HAINMUELLER J. Entropy Balancing: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies [J]. Political Analysis, 2012, 20 (1): 25-46.
- [22] LA FERRARA E, CHONG A, DURYEA S. Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2012, 4 (4): 1-31.
- [23] KOLAK M, ANSELIN L. A Spatial Perspective on the Econometrics of Program Evaluation [J]. International Regional Science Review, 2020, 43 (1-2): 128-153.
- [24] 范巧, HUDSON DARREN. 一种新的包含可变时间效应的内生时空权重矩阵构建方法 [J]. 数量经济技术经济研究, 2018 (1): 131-149.

(责任编辑 刘建昌)

Does the Construction of Pilot Free Trade Zones Facilitate Coordinated Regional Economic Development

WANG Shuli WU Chuhao

Abstract: This paper investigated the panel data of 30 provinces in China from 2002–2019 to analyze the regional economic effects caused by the construction of pilot FTZs. The results show that the construction of pilot FTZs significantly lowers economic cycle synchronization between the FTZ region and other province. The economic creation effects of pilot FTZs are limited within a scope of 1000–2000 kilometers and that the negative effects of constructing pilot FTZs in the same region (phase) greater than those of constructing pilot FTZs in different region (phases). Further analysis reveals that diversion effects between the provinces where the pilot FTZs are located and those where the pilot FTZs are not located, and that the provinces where pilot FTZs are located exhibit more pronounced crowding out effects. Considering the bilateral economic and trade cooperation relations, the construction of pilot FTZs significantly lowers the GDP growth of other provinces, where the pilot FTZs of inland China (i. e., central and western China) exhibit stronger negative crowding out effects.

Keywords: Pilot Free Trade Zone; Economic Cycle Synchronization; Coordinated Regional Development; Spatial Difference-in-Differences Models