

自贸区片区对城市经济的作用评估： 基于地级市层面的多期双重差分法研究

贾彩彦 华怡然

（华东政法大学，上海 201620）

摘要：本文基于 266 个中国地级市 2007~2017 年度面板数据，以人均 GDP 为测度指标，利用多期双重差分法分析自贸区政策对城市经济产生的影响，并采用 PSM-DID、安慰剂检验、反事实检验和细化实验组从不同角度进行稳健性检验。结果发现：自贸区能够有效推动城市经济正向发展；自贸区政策对城市经济发展存在行政级别和区位的异质性差异，在行政级别低的城市、中西部城市以及“一城多片区”模式下作用效果更明显；自贸区片区通过进出口贸易、技术创新、金融流通、外商直接投资 4 个动力机制促进城市经济增长，但不同区位的自贸区的动力机制也存在差异。

关键词：自贸区片区；城市差异；经济发展

中图分类号：F720

文献标识码：A

文章编号：1006-1894（2022）06-0094-11

中国的自由贸易试验区（简称“自贸区”）政策继承并发展了传统的经济特区政策，又与国家级新区、国家高新区等区域政策不同。自贸区片区不只是局部性的区域开放，也不是中央优惠政策输出的洼地，而是通过制度创新试点形成可复制、可推广的经验，进而服务于国家更高层次的开放（刘杨等，2021），并共同担负政府职能转变、投资领域创新、贸易便利化自由化和金融改革创新的任务（李墨丝和沈玉良，2015）。同时，各自贸区的发展也存在明显的区域导向（袁波和李光辉，2015），根据不同的功能划分，各片区进行独具区域特色的创新探索。但在政策落地执行过程中，政策优势是否会受到地区经济水平差异、要素驱动增长乏力等因素的限制甚至背离初衷，目前仍存在争议。因此，量化评估自贸区政策对总结政策优势、推广先进经验具有重要意义。

一、文献综述与机制分析

（一）文献综述

实证分析文献大多以单个自贸区为研究对象，如谭娜等（2015）发现上海自贸区成立显著推动了上海经济增长；王利辉和刘志红（2017）发现，上海自贸区成立后，上海的实际人均 GDP、固定资产投资及进出口总额得到明显增长；汪文姣等（2019）

作者简介：贾彩彦，华东政法大学商学院教授，博士，研究方向：城市经济、国际贸易学；华怡然（通信作者），华东政法大学商学院硕士研究生，研究方向：国际贸易学。

发现,从长期看广东自贸区促进了粤港之间的经济联系强度。近年来,学者们开始对不同自贸区之间的经济效应做差异化分析,如左思明(2018)研究证明自贸区政策能够显著增强外资流入沪闽粤津;刘秉镰和吕程(2018)得出不同自贸区的经济影响具有差异性的结论;冯锐等(2020)发现,自贸区建设主要通过创新驱动效应、资源配置效应、产业集聚效应等途径高效促进产业结构高度化;汤蕴懿(2016)讨论了上海自贸区区域通关一体化的制度创新问题;彭羽和杨作云(2020)认为,自贸区对区域经济的辐射作用主要体现在质量效益指标上。

上述文献研究了自贸区对经济增长、产业结构、投资、贸易、辐射效应等方面的影响,但以下问题同样值得探讨与分析:现有文献大多聚焦前两批自贸区(沪闽粤津),而第3批自贸区覆盖了东中西部地区,自贸区政策是否会由于区域因素而表现出明显差异?目前鲜有文献对此做详细讨论;自贸区政策以自贸区片区为单元,除上海自贸区外,每个自贸区都涵盖3个片区,分散于各地级市中,总面积在120平方公里左右,现有文献大多使用省级层面数据而未使用更细致的地级市样本,利用省级样本做实验组会产生较大误差;以往文献大多从定性分析的角度阐述自贸区对地区经济的作用机制,鲜有文章对影响机制做实证检验。

本文可能的边际贡献主要有:在数据使用上,利用2007~2017年地级市的年度面板数据测度自贸区政策的城市经济发展影响,扩大了样本容量,有效避免了“回浪效应”对实证结果的干扰;在识别方法上,根据自贸区逐批次设立的特点,采用多期双重差分法进行分析,同时考虑到双重差分法可能存在的内生性问题,从不同角度进行稳健性检验,力求结论的可靠性和稳健性;在效应分析上,从贸易、金融、创新和投资角度就自贸区对城市经济的影响机制做实证分析,并针对自贸区的区位展开异质性分析。

(二) 机制分析

多数文献认为,外商直接投资对经济高质量增长有显著正向作用(随洪光,2013),能够改善本土资产质量,提高资本利用率(王爱俭等,2020),并且要使FDI成为推动国民经济高质量发展的动力,则需要进一步优化营商环境,扩大市场准入,构建外商直接投资的政策体制保障体系(桑百川和张彩云,2018);在进出口贸易方面,进口产品会加速本国企业改革,淘汰落后经营模式,促进企业创新(Halpern et al, 2015),出口专业化能带动经济正向增长(岑丽君,2018);在技术创新方面,技术升级会持续驱动经济高质量发展(Almeida and Kogut, 1999),技术创新可以推动地区产业升级,扩大市场容量;金融流通对经济高质量增长的贡献在于金融资源在市场中的有效配置能够持续向实体经济输出动力(Wurgler, 2001),放松融资约束,促进有效投资。

笔者认为,自贸区对城市经济发展的影响机制主要来源于进出口贸易、金融流通、外商直接投资和技术创新4个方面。在进出口贸易方面,自贸区对海关特殊监管区域和口岸通关贸易采取大量的制度优化措施(彭羽和陈争辉,2014);自贸区之间

积极寻求建立统一开放的商贸体系，在破除地方行政壁垒和干预的同时，加强了区域经济一体化建设，实现公开透明的市场准入制度，促进要素在自贸区间高效流动，提升了进出口物流效率（盛斌，2017）；逐步降低关税水平和进出口成本（王鹏和郑靖宇，2017）；打破国际的产业保护壁垒，通过改变贸易结构和扩大市场容量促进进出口专业化程度，进而推动进出口贸易水平（陈爱贞和刘志彪，2014）。在金融流通方面，自贸区在跨境融资方面进行制度优化，降低融资成本，加速金融资本流动（Yao and Whalley, 2016）；放宽利率管制，发挥杠杆作用，提高企业直接融资比例，实现金融领域和实体经济之间资金流的无缝传导（陈一鼎等，2015），为实体经济繁荣提供动力；使国内金融资本直接向海外投资，实现金融资源的全球配置（魏蓉蓉和李天德，2020），并倒逼金融系统改革升级，拉动人民币国际化进程（徐明棋，2016）。在外商直接投资方面，自贸区通过准入前国民待遇及负面清单制度降低外商投资准入门槛，提高外商投资便利度；自贸区“管、放、服”的新型高效的行政管理为外商提供透明规范的投资氛围，逐步完善的法律制度体系和精简的行政管理手续也提高了外商投资的积极性。在技术创新方面，在国际贸易效应下，自贸区有利于各国资源与技术互补，促进专业化分工，进而拉动区域内产业集聚及技术创新；在竞争效应下，自贸区内良性竞争氛围会倒逼本土企业通过技术创新获取市场份额（刘秉镰和王钺，2018）；在溢出效应方面，自贸区人才流动机制完善，高素质劳动力保障了知识和技术的溢出和扩散。

同时，自贸区片区所在城市的区位和行政级别不同，也会对自贸区政策的施行产生影响。各自贸区结合所在城市的发展特色，因地制宜地布局优势产业，例如，广东、辽宁、浙江等东部沿海自贸区突出港航物流优势，以大宗商品贸易便利化为发力点，提高进出口贸易效率；河南、湖北等中部自贸区更重视技术创新，在智能制造、新材料等方面寻求突破。另外，行政级别较高的城市在要素禀赋、经济自主性、立法权（郑磊和贾圣真，2016）、政策倾斜等方面具备优势，可能会更高效地推进自贸区政策的实施和配套政策的落地（刘瑞明和赵仁杰，2015）；但也可能因多方面政策倾向导致资源配置失衡（赵吉，2020），从而削弱自贸区政策优势。

基于上述文献综述及机制分析，本文提出如下假说：

假说 1：自贸区片区对城市经济有明显的正向促进作用。

假说 2：自贸区政策对城市经济发展存在行政级别和区位的异质性差异。

假说 3：自贸区片区通过进出口贸易、技术创新、金融流通、外商直接投资 4 个动力机制促进城市经济增长，但不同区位的自贸区的动力机制也存在差异。

二、数据构建与模型选择

（一）模型选择

由于自贸区政策是一个持续性政策，不断有新的自贸区获批成立，所以本文借鉴 Beck 等（2010）的做法，采用多期双重差分法进行评估。在数据样本中，拥

有自贸区片区的地级市被列入“实验组”，没有自贸区片区的地级市被列入“控制组”。各自贸区获批年份存在差异，所以设置变量 ftz ：某城市在拥有自贸区片区前 $ftz=0$ ；之后 $ftz=1$ 。因此，采用双向固定效应计量模型满足双重差分，具体公式为：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 ftz_{it} + \alpha X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， Y_{it} 是被解释变量，下标 i 和 t 分别代表第 i 个地级市和第 t 年， γ_t 表示时间固定效应， μ_i 表示各地级市的个体固定效应， X_{it} 为其他控制变量。 β_1 的估计值表示自贸区片区对地级市经济发展的净效应， β_1 为正表明自贸区片区确实提高了地区经济水平。

（二）变量处理

选用人均 GDP 作为被解释变量以测度自贸区片区对城市经济的作用效果，并取对数处理。核心解释变量为自贸区片区虚拟变量（ ftz ），如果某城市在当年获批或者已经获批自贸区片区，则赋值为 1，否则赋值为 0。之所以用获批年份而不是正式挂牌成立的年份来检验自贸区片区政策效应，是因为获批自贸区片区时，该地区已具备相应的发展条件和基础，并且已陆续享受对口的政策红利，从而表现出与以往不同的经济发展轨迹（陈臻和张平淡，2020）。据此，本文的政策作用时间点为 2014 年和 2016 年。参照以往文献的普遍做法，本文涉及的控制变量包括：城市开放度、产业结构、城市化水平、国内贸易、人力资本、ln 人口密度、固定资产投资水平、政府潜力、科技发展潜力。另外，选择进口水平、出口水平、创新水平、金融水平、投资水平作为中介变量。

（三）数据说明

兼顾数据的可得性与可靠性，选取 2007~2017 年 266 个地级市的年度面板数据。考虑到直辖市超然的政策倾斜和特殊的发展路径，剔除直辖市的数据样本。数据主要来源为 CEIC 经济数据库、中经网统计数据库，部分缺失数据通过《中国城市统计年鉴》、算术平均法以及各城市年度统计公报补齐。具体计算方法见表 1。

表 1 描述性统计

类别	变量名称	计算方法	均值	最小值	最大值
被解释变量	ln 人均 GDP	人均 GDP 取对数	4.52	3.64	5.33
核心解释变量	自贸区片区（ ftz ）	虚拟变量（0,1）	0.02	0	1
控制变量	城市开放度	外商直接投资额 / 地区 GDP	0.01	0	0.13
	产业结构	市辖区第三产业产值 / 市辖区第二产业产值	4.11	0.14	0.84
	城市化水平	市辖区常住人口 / 地区总人口	1	0.04	0.55
	国内贸易	地区社会消费品零售总额 / 地区 GDP	0.77	0.11	0.4
	人力资本	普通高等院校在校学生数 / 地区常住人口	0.11	0	0.04
	ln 人口密度	地区人口密度取对数	3.77	1	2.87
	固定资产投资水平	固定资产投资总额 / 地区 GDP	2.17	0.08	0.67
	政府潜力	政府财政预算收入 / 政府财政预算支出	1.17	0.06	0.67
中介变量	科技发展潜力	科技财政支出 / 政府财政预算支出	0.13	0	0.02
	进口水平	进口额取对数	2.55	-2	5.36
	出口水平	出口额取对数	2.93	-0.96	5.49
	创新水平	专利申请量取对数	2.92	0	5.15
	金融水平	年末金融机构贷款余额取对数	4.94	3.81	6.67
	外商投资水平	外商直接投资额取对数	2.29	-1.52	4.16

三、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

表 2 模型 (1) 只加入自贸区片区虚拟变量 ftz_{it} ，模型 (2) 同时控制了时间固定效应和城市固定效应，模型 (3) 进一步加入其他控制变量。回归结果表明，自贸区片区系数在 1% 与 5% 的水平上显著为正。综合表 2 模型 (1)~模型 (3)，说明自贸区片区对所在城市的经济增长有显著的正向促进作用。观察控制变量发现，城市化水平、人力资本、固定资产投资水平、科技发展潜力与人均 GDP 显著正相关。

(二) 平行趋势检验

双重差分法建立在趋同假设的前提下。本文采用事件分析法测度自贸区政策对城市经济发展的动态效应，所用公式如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-7}^{k=3} \alpha_k \times D_{i,t+k} + \alpha X_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $D_{i,t+k}$ 是自贸区片区政策的核心解释变量， k 表示自贸区片区政策决定设立的第 k 年。本文数据包括了自贸区政策决定设立的前 7 年与后 3 年。 α_k 表示决定在某城市设立自贸区片区的第 k 年时实验组与控制组之间的经济发展差异。如果

α_k 在 $k < 0$ (2007~2013 年) 的趋势平缓，证明符合平行趋势假设。如图 1 所示，实线表示估计系数 α_k 的逐年变化情况，上下虚线表示估计系数 90% 的置信区间。从结果看，2007~2013 年 α_k 变动趋势平缓，实验组与控制组之间无显著差异；从 2014 年起， α_k 估计值显著升高，说明自贸区片区显著提高了所在城市的经济水平。

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

双重差分法适用性的另一个挑战是其他不可观测的城市变量或政策对估计结果的影响。本文采用间接性的安慰剂检验来解决该问题 (Chetty et al, 2009; La Ferrara et al, 2011)。原理是：随机分配实验组与控制组，并随机指定政策作用时点产生错误的估计系数 $\hat{\beta}_{random}$ ，将这个过程重复 500 次，产生 500 个 $\hat{\beta}_{random}$ ，然后观察其分布情况。由于随机性，所以如果发现 $\hat{\beta}_{random}=0$ ，说明错误的估计系数对结果不产生影响，间接说明即使存在某些不可观测的因素，基准估计结果也仍然有效。

表 2 基准回归结果

解释变量	ln 人均 GDP		
	(1)	(2)	(3)
ftz_{it}	0.258*** (0.016)	0.142*** (0.021)	0.052** (0.025)
城市开放度			-0.949*** (0.272)
产业结构			0.002 (0.031)
城市化水平			0.222*** (0.040)
国内贸易			0.163** (0.076)
人力资本			7.585*** (1.232)
ln 人口密度			-0.298* (0.160)
固定资产投资水平			0.301*** (0.021)
政府潜力			-0.030 (0.054)
科技发展潜力			5.128*** (0.616)
R^2	0.0205	0.5619	0.7599
-cons	4.486*** (0.014)	4.424*** (0.003)	4.695*** (0.405)
N	2,926	2,926	2,926
地区效应	否	是	是
时间效应	否	是	是

注：括号内为以城市为聚类变量的聚类稳健标准误；*、**和***分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%。下表同。

如图2所示, $\hat{\beta}_{random}$ 分布在0附近, 服从正态分布, 并且明显不同于真实估计值, 由此间接说明自贸区政策对所在城市经济的推动作用真实存在。

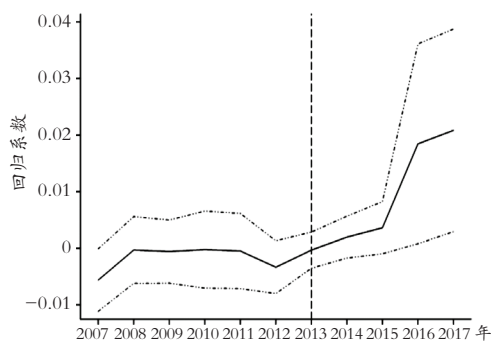


图1 平行趋势检验

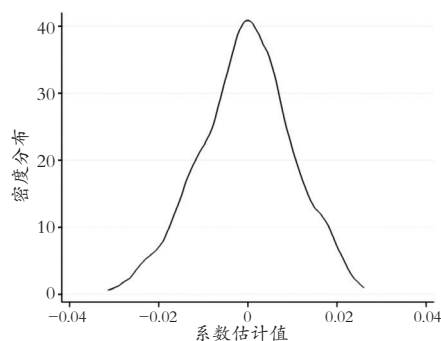


图2 安慰剂检验

2. 反事实检验

通过改变自贸区片区获批时间(范子英和田彬彬, 2013; 张军等, 2018)进行反事实检验。假设将自贸区片区获批时间整体提前1~5年, 如果发现自贸区片区政策变量始终在同显著水平上显著为正, 说明城市经济发展很可能还受到其他政策或随机性因素的干扰; 如果发现自贸区片区变量的系数并不显著, 则表明自贸区片区政策确实对经济产生明显作用, 回归估计结果可信, 具体回归结果见表3列(1)~列(5)。由表3列(1)可知, 将自贸区片区虚拟变量提前1年, 该虚拟变量系数下降, 且仅在10%的水平上显著。又将决定设立自贸区片区的时间提前2~5年, 回归结果见表3列(2)~列(5), 自贸区片区虚拟变量系数不再显著, 并呈现出逐年减小的趋势。

表3 反事实检验

变量	反事实				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$fitz_{it}$	0.0412* (0.0213)	0.0305 (0.0221)	0.0279 (0.0224)	0.0307 (0.0221)	0.0363 (0.0229)
控制变量	是	是	是	是	是
R^2	0.7597	0.7594	0.7596	0.7595	0.7596
N	2,926	2,926	2,926	2,926	2,926
$_{-cons}$	4.6903*** (0.4057)	4.6889*** (0.4066)	4.6947*** (0.4089)	4.7057*** (0.4112)	4.7191*** (0.4129)
地区效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是

3. PSM-DID 检验

采用逐年匹配的方法为每年的实验组找到匹配的控制组。在进行PSM-DID检验前要进行适用性检验。具体来说, 要检验实验组和控制组的控制变量均值在匹配后是否存在显著差异, 如果没有显著差异, 则说明适用PSM-DID方法。适用性检验结果见表4, 匹配变量的标准误差绝对值绝大部分小于10%, 并且 p 值不显著, 说明实验组与控制组没有显著差异, 选用PSM-DID方法合理。

表5列(1)~列(3)分别展现了不加入固定效应和控制变量、不加入控制变量、加入控制变量的3种PSM-DID估计情况, 估计系数均为正, 且均在1%的水平上显著, 再次证明本文的估计结果稳健可靠。

4. 细化实验组和控制组

自贸区片区往往优先落在配套设施齐全、制度体系完善的城市, 这些城市通常

表 4 PSM-DID 方法适用性检验

变量	匹配前后	均值		标准偏差 (%)	标准偏差 减小幅度 (%)	t-test	
		处理组	对照组			t	p > t
城市开放度	匹配前	0.0295	0.0267	12	8.9	1.07	0.287
	匹配后	0.0296	0.027	11		0.99	0.323
产业结构	匹配前	0.9077	0.8776	8.1	97.6	0.73	0.469
	匹配后	0.8989	0.8997	-0.2		-0.02	0.987
城市化水平	匹配前	0.4724	0.4501	8.9	10.6	0.80	0.427
	匹配后	0.4703	0.4503	7.9		0.72	0.475
国内贸易	匹配前	0.3957	0.3912	4.8	29.5	0.43	0.669
	匹配后	0.3962	0.3931	3.4		0.31	0.760
人力资本	匹配前	0.0298	0.0289	2.9	-169.6	0.26	0.797
	匹配后	0.0297	0.0274	7.7		0.72	0.471
ln 人口密度	匹配前	2.7580	2.7556	0.9	-100.5	0.08	0.937
	匹配后	2.7490	2.7439	1.8		0.16	0.869
固定资产投资水平	匹配前	0.7158	0.7054	3.9	-39	0.35	0.729
	匹配后	0.7217	0.7361	-5.4		-0.47	0.638
政府潜力	匹配前	0.6129	0.5956	7.5	-15.5	0.67	0.502
	匹配后	0.6093	0.5894	8.7		0.78	0.435
科技发展潜力	匹配前	0.0199	0.0186	9.5	71.8	0.85	0.398
	匹配后	0.0194	0.019	2.7		0.25	0.802

行政级别较高。所以，是自贸区片区政策促进了城市经济发展，还是这些城市具有良好的发展优势，从而显著影响了被解释变量，并随时间推移加剧了与其他城市的经济差距呢？为检验该问题，细化实验组和控制组：将设立自贸区片区的“广义较大的市”作为实验组，将没有设立自贸区片区的“广义较大的市”作为控制组，^①回归结果见表 5 列（4）。可以看出，

表 5 PSM-DID 与细化实验组和控制组

变量	PSM-DID			细化实验组 与控制组
	(1)	(2)	(3)	(4)
$fitz_{it}$	0.2523*** (0.0261)	0.2181*** (0.0418)	0.1170*** (0.0310)	0.0435* (0.0254)
控制变量	否	否	是	是
R^2	0.5925	0.6587	0.8593	0.8404
N	2,926	2,926	2,926	528
-cons	4.5322*** (0.0274)	4.5026*** (0.0312)	2.3086*** (0.9198)	2.9984*** (0.6762)
地区效应	否	是	是	是
时间效应	否	是	是	是

在细化实验组和控制组后，自贸区片区变量仍在 10% 的水平上显著为正，说明该政策依然能够显著拉动地区经济，进一步验证了回归结果的稳健性。

四、机制检验与异质性分析

（一）机制检验

根据前文的机制分析，通过构建中介效应模型进行机制检验，基本公式如下：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 f_{tz_{it}} + \alpha X_{it} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$INTER_{it} = \beta_0 + \beta_1 f_{tz_{it}} + \beta X_{it} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

① “广义较大的市”分为省会城市、经济特区以及国务院批准的18个地级市。其中拥有自贸区片区的“广义较大的市”包括：福州、广州、厦门、深圳、珠海、成都、洛阳、沈阳、武汉、西安、大连和郑州。

$$Y_{it}=h_0+h_1f_{itz_{it}}+h_2INTER_{it}+CX_{it}+\gamma_i+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

$INTER_{it}$ 代表中介变量, 包括进口、出口、创新、金融和外商直接投资。如果式(3)中 α_1 显著, 说明自贸区对城市经济发展有影响。如果 h_1 和 h_2 显著, 同时 $h_1 < \alpha_1$, 说明存在部分中介效应; 如果 h_2 显著但 h_1 不显著, 则说明存在完全中介效应。对不同的中介变量分别进行中介效应检验, 具体回归结果如表6和表7所示, 可以看出, α_1 、 β_1 、 h_1 和 h_2 均在1%的水平上显著, 且 $h_1 < \alpha_1$, 说明自贸区设立产生的进出口效应、创新效应、金融效应、外商直接投资效应显著促进了城市经济增长, 并存在部分中介效应。

表6 公式(3)与(4)的机制检验结果

机制检验						
变量	公式(3)	金融	出口	进口	创新	外商直接投资
ftz_{it}	0.1887*** (0.0279)	0.3183*** (0.0423)	0.3172*** (0.0802)	0.2994*** (0.1102)	0.1874*** (0.0721)	0.2939*** (0.0628)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R^2	0.6038	0.7013	0.6270	0.7529	0.6371	0.6913
N	2,926	2,926	2,926	2,926	2,926	2,926
$_{-cons}$	4.1219*** (0.0290)	3.3000*** (0.0440)	0.4702*** (0.0834)	4.1667*** (0.0229)	0.1889*** (0.0750)	0.3343*** (0.0654)
地区效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是

不同中介变量的中介效应占总效应的比重见表8列(1)。考虑到不同区位的自贸区片区推动所在城市经济增长时可能存在异质性, 将自贸区片区划分为东部、中部和西部, 实证结果见表8列(2)~列(4)。另外, 考虑到沿海城市经济发展的典型性优

表7 公式(5)的机制检验结果

机制检验					
变量	金融	出口	进口	创新	外商直接投资
中介变量	0.3996*** (0.0093)	0.1202*** (0.0058)	0.0909*** (0.0042)	0.2371*** (0.0054)	0.2179*** (0.0069)
ftz_{it}	0.0616*** (0.0223)	0.1506*** (0.0262)	0.1616*** (0.0260)	0.1443*** (0.0220)	0.1248*** (0.0243)
控制变量	是	是	是	是	是
R^2	0.7495	0.6512	0.6550	0.7529	0.6993
N	2,926	2,926	2,926	2,926	2,926
$_{-cons}$	2.8031*** (0.0384)	4.0653 (0.0273)	4.1096 (0.0271)	4.1666 (0.0229)	4.0504*** (0.0254)
地区效应	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是

势, 又考察了沿海型自贸区片区的动力机制, 实证结果见表8列(5)。

表8 中介效应占总效应的比重

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
金融	67.4%	69.6%	42.3%	不显著	66.5%
出口	20.2%	26.8%	不显著	不显著	29.5%
进口	14.4%	24.7%	不显著	不显著	25.1%
创新	23.5%	18.1%	23.5%	61.4%	20.8%
外商直接投资	33.9%	30.8%	44.5%	19.3%	29.7%

结果发现, 创新水平与投资水平在不同区位的自贸区片区中均显著, 说明自贸区政策通过技术创新促进了专业化分工, 保障了智力资源的活力, 为城市经济发展提供重要保障; 通过外商直接投资吸收了高质量资本, 有效促进本土经济增长; 金融效应占总效应比重较高, 说明自贸区金融市场开放、深化外汇改革等一系列措施为企业融资提供便利, 加速资本良性流动, 促进城市经济高质量发展。

（二）异质性分析

根据城市等级、地理区域、片区布局的差异，本文进行了异质性检验。具体来说，在城市等级上，以自贸区片区所在的地级市是否为“广义较大的市”为标准，将实验组分为两组。表9列（1）为设立在“广义较大的市”的自贸区片区的回归结果，列（2）为设立在非“广义较大的市”的自贸区片区的回归结果。将实验组城市按地域分成东部、中部和西部，回归结果依次见表9列（3）~列（5）。自贸区片区的不同空间布局会导致资源配置和政策响应方面的差异，进而影响经济发展效率。有些实验组城市拥有多个自贸区片区，有些城市只有1个自贸区片区，表9列（6）为“一城多片区”的回归结果，列（7）为“一城单片区”的回归结果。

表9 自贸区片区对城市经济作用的异质性分析

异质性分析							
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ftz_{it}	0.0218* (0.0125)	0.1095*** (0.0188)	0.0171*** (0.0197)	0.0880*** (0.0306)	0.0875*** (0.0173)	0.0870*** (0.0156)	0.0405** (0.0302)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.7591	0.7603	0.7561	0.7597	0.7595	0.7596	0.7594
N	2,926	2,926	2,926	2,926	2,926	2,926	2,926
$-cons$	4.6667*** (0.4040)	4.6530*** (0.4010)	4.6598*** (0.4039)	4.6750*** (0.4023)	4.6449*** (0.4015)	4.6564*** (0.4016)	4.6807*** (0.4051)
地区效应	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是

由表9列（1）和列（2）的回归结果可以看出，设立在非“广义较大的市”的自贸区片区的政策效果更显著，这说明相对于高行政级别城市，低行政级别城市设立自贸区片区能更有效地提高地区经济发展水平。由表9列（3）~列（5）可以看出，中部地区的自贸区片区对地区经济促进作用最明显；东部城市的自贸区片区对地区经济发展作用逊于中西部城市。这说明，在符合自贸区申报条件的中西部城市批复自贸区片区将更有利于推动经济进步，缩小发展差距，实现区域协调。另外，“一城多片区”在1%的水平上显著提升地方经济水平，明显优于“一城单片区”模式。

五、研究结论与政策建议

（一）研究结论

本文基于2007~2017年中国266个地级市的年度面板数据，采用多期双重差分法评估了自贸区片区设立对地区经济的影响。研究发现：自贸区能够有效推动城市经济发展；自贸区政策对城市经济发展存在行政级别和区位的异质性差异，在行政级别低的城市、中西部城市以及“一城多片区”模式下作用效果更明显；通过中介效应检验发现，自贸区片区通过进出口贸易、技术创新、金融流通、外商直接投资4个动力机制促进城市经济增长，但不同区位的自贸区的动力机制也存在差异。

(二) 政策建议

中国自贸区政策能够明显提升城市经济水平,说明自贸区片区可以成为中国经济稳定发展的有效载体,应不遗余力地推进自贸区片区建设。同时,作为一项持续性经济政策,要充分考虑政策立项、选址等一系列时间滞后性,打好提前量。(1) 优化自贸区片区空间布局。在符合自贸区片区审批条件的前提下,将片区福利政策向中西部城市、行政级别低的普通城市倾斜。对于经济辐射性强的城市,可多设片区,发挥网络节点作用,在更大范围内带动地区经济发展。(2) 赋予自贸区片区更大的改革创新自主权,根据驱动机制差异,因地制宜地探索各自贸区片区的不同发展模式。例如,位于西部的自贸区应加大科技创新力度,打造特色创新产业集群,为新旧动能转换和产业转型升级做试点探索;位于中东部的自贸区可利用优质外资,逐步淘汰落后资产,在优化营商环境的同时激发本区域产业活力。(3) 充分重视金融开放创新。一方面,加大融资力度,缓解小微企业信贷压力,保障民营企业良性发展;另一方面,在探索金融自由化路径的同时,维护金融体系稳定,提高金融对实体经济的促进作用。另外,对互联网金融、科技金融等新型金融形式做更多尝试,简化外汇管理流程,扩大金融机构跨境双向投融资。

参考文献:

- [1] 岑丽君. 出口专业化能否驱动经济增长?——基于长三角两省一市的实证分析[J]. 经济与管理研究, 2018,39(7).
- [2] 陈爱贞, 刘志彪. 自贸区: 中国开放型经济“第二季”[J]. 学术月刊, 2014,46(1).
- [3] 陈一鼎等. 上海自贸区内金融机构发展态势剖析与问题透视[J]. 上海经济研究, 2015,(9).
- [4] 范子英, 田彬彬. 税收竞争、税收执法与企业避税[J]. 经济研究, 2013,48(9).
- [5] 冯锐等. 自贸区建设对产业结构高度化的影响效应研究[J]. 经济问题探索, 2020,(9).
- [6] 李墨丝, 沈玉良. 从中美 BIT 谈判看自由贸易试验区负面清单管理制度的完善[J]. 国际贸易问题, 2015,(11).
- [7] 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,(3).
- [8] 刘秉镰, 王钺. 自贸区对区域创新能力的影响效应研究——来自上海自由贸易试验区准实验的证据[J]. 经济与管理研究, 2018,39(9).
- [9] 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).
- [10] 刘杨等. 中国自由贸易试验区的政策效应评估[J]. 国际贸易问题, 2021,(4).
- [11] 彭羽, 陈争辉. 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[J]. 国际经贸探索, 2014,30(10).
- [12] 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).
- [13] 桑百川, 张彩云. 利用外商直接投资推动中国经济高质量发展[J]. 新视野, 2018,(4).
- [14] 盛斌. 中国自由贸易试验区的评估与展望[J]. 国际贸易, 2017,(6).
- [15] 随洪光. 外商直接投资与中国经济增长质量提升——基于省际动态面板模型的经验分析[J]. 世界经济研究, 2013,(7).
- [16] 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).
- [17] 汤蕴懿. 长三角通关一体化制度建设问题[J]. 上海经济研究, 2016,(4).
- [18] 汪文姣等. 广东自贸区对粤港澳经济联系强度的影响效应评估——基于反事实分析法的研究[J]. 国际经贸探索, 2019,35(11).

- [19] 王爱俭等. 中国自由贸易试验区建设与区域经济增长：传导路径与动力机制比较 [J]. 财贸经济, 2020, 41(8).
- [20] 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, (2).
- [21] 王鹏, 郑靖宇. 科技服务效率对产业结构转型升级的影响及其空间外溢效应 [J]. 研究与发展管理, 2018, 30(2).
- [22] 魏蓉蓉, 李天德. 自贸区设立与经济高质量发展——基于 FTA 建设的准自然实验证据 [J]. 商业经济与管理, 2020, (5).
- [23] 徐明棋. 上海自由贸易试验区金融改革开放与人民币国际化 [J]. 世界经济研究, 2016, (5).
- [24] 袁波, 李光辉. 新时期自由贸易试验区建设的重要作用与对策研究 [J]. 国际贸易, 2015, (10).
- [25] 张军等. 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).
- [26] 张平淡, 陈臻. 国家级新区创设驱动绿色发展的效应检验 [J]. 北京理工大学学报 (社会科学版), 2020, 22(4).
- [27] 赵吉. 权力重塑与政策叠加：中国国家级新区发展机制研究 [J]. 中南大学学报 (社会科学版), 2020, 26(2).
- [28] 郑磊, 贾圣真. 从“较大的市”到“设区的市”：地方立法主体的扩容与宪法发展 [J]. 华东政法大学学报, 2016, 19(4).
- [29] 左思明. 自贸区建设对外商直接投资的影响——基于倾向得分匹配和双重差分法 [J]. 制度经济学研究, 2018, (2).
- [30] Almeida, P., Kogut, B. Localization of Knowledge and the Mobility of Engineers in Regional Networks [J]. Management Science, 1999, 45(7).
- [31] Beck, T., et al. A Big Bad Bank? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5).
- [32] Chetty, R., Looney, A., Kroft, K. Salience and Taxation: Theory and Evidence [J]. Social Science Electronic Publishing, 2009, 99(4).
- [33] Ferrara, E. L., et al. Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil [R]. IDB Publications (Working Papers), 2011.
- [34] László, Halpern, Koren, M., Szeidl, A. Imported Inputs and Productivity [J]. American Economic Review, 2015, 105(12).
- [35] Wurgler, J. Financial Markets and the Allocation of Capital [J]. Journal of Financial Economics, 2001, 58(1).
- [36] Yao, D., Whalley, J. The China (Shanghai) Pilot Free Trade Zone: Background, Developments and Preliminary Assessment of Initial Impacts [J]. The World Economy, 2016, 39(1).

Evaluation of the Effect of Free Trade Zones on Urban Economy: Based on Differences-in-differences Method at Prefecture-level Cities

JIA Caiyan HUA Yiran

Abstract: Based on the 2007~2017 panel data of 266 prefecture level cities in China, taking the per capita GDP as the measurement index, this paper uses the multi period double difference method to analyze the impact of the FTZ policy on the urban economy, and uses PSM-DID, placebo test, counterfactual test and detailed experimental group to test the robustness from different angles. The results show that FTZ can effectively promote the positive development of urban economy. The effects of FTZ policy on urban economic development are different from administrative level and location, and the effect is more obvious in cities with low administrative level and central and western cities. The FTZ promotes urban economic growth through four dynamic mechanisms: import and export trade, technological innovation, financial circulation and foreign direct investment, but the dynamic mechanisms of free trade zones in different locations are also different.

Keywords: free trade zone area; urban differences; economic development

(责任编辑：金孝柏)