

中国自贸试验区政策试点对 地区外商直接投资的影响 ——基于双重差分法的验证

罗舟 胡尊国¹

(长沙理工大学 经济与管理学院, 湖南 长沙 410076)

【摘要】 基于 2007–2017 年中国城市面板数据, 利用双重差分法(DID)研究中国自贸试验区政策试点对地区外商直接投资(FDI)的影响, 并对多期 DID 的适用性和稳健性进行检验。结果显示: 自贸试验区的设立能够显著地促进地区 FDI 的增长, 并对地区 FDI 增长的促进作用随着城市等级的升高呈现出“边际效应递减”的规律; 相比于沿海试点城市, 自贸区政策对地区 FDI 增长的促进作用在内陆试点城市更明显。

【关键词】 自贸试验区 外商直接投资 边际效应递减

【中图分类号】: F832.6; F752.8 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1003-7217(2021)02-0067-06

一、引言

建设自由贸易试验区是我国在新形势下全面深化改革和扩大开放的战略举措。自 2013 年 9 月中国(上海)自贸试验区正式挂牌成立以来, 截至 2019 年 7 月, 中国已有 12 个自贸试验区被分成 4 批陆续设立, 形成了“1+3+7+1”的整体布局。中国的改革开放是一个循序渐进的制度创新过程^[1], 而自贸试验区作为中国改革开放的“政策试验田”, 其在我国全面深化改革的过程中, 不仅有助于构建新型开放经济体制^[2]、有效化解“逆全球化”倾向的挑战, 同时, 也为其他领域全面深化改革提供了可复制、可推广的制度性经验^[3]。从国家层面来看, 自贸区的政策试点与制度创新不仅与我国“一带一路”等重大战略以及长江经济带、珠江三角洲等经济区域的发展深度融合^[4], 还能够加强不同层级政府之间持续的互动学习^[5], 推进我国中央治理与地方治理的创新与现代化^[6], 进而不断加深我国改革开放进程, 推进我国经济高质量发展。随着中国自贸试验区在政府职能转变、金融制度、外资管理制度以及税收政策等领域的深化改革与扩大开放, 对外商投资的吸引力也在不断增强。上海自贸区作为中国第一个自贸试验区, 其改革时间最久, 改革成效也最具代表性。有学者分别利用合成控制法^[7]和反事实分析法^[8]对上海自贸区的政策效应进行评估研究, 发现上海自贸区的设立显著地促进了当地外商直接投资(foreign direct investment, FDI)的增长, 并且具有显著的长期经济效应。那么, 从全国范围来看, 自贸区政策试点是否有效促进了地区 FDI 的增加, 对这个问题的准确评估对以后自贸区制度的完善、复制与推广有着重要意义。因此, 本文基于 2007–2017 年中国城市面板数据, 利用双重差分法(difference in differences, DID)研究中国自贸试验区政策试点对地区 FDI 的影响。其中, 所有原始数据均来自各年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》、各省份历年统计年鉴、各市历年统计年鉴, 并根据研究内容对多期 DID 的适用性和稳健性进行检验, 以期能够科学地评估自贸区制度改革在吸引外资方面的成效, 以期能为自贸区建设的完善、复制与推广提出合理的建议。

作者简介: 罗舟(1991–), 男, 湖南安化人, 长沙理工大学经济与管理学院博士研究生, 研究方向: 政策创新与扩散。

基金项目: 国家社会科学基金青年项目(18CJL032)

二、自贸区建设对地区 FDI 的作用机理分析

自贸试验区是国家在境内设立的实行税收优惠和特殊监管政策的特定片区。我国自贸试验区均是以省级行政区为单位设立的，在各试验区中，又会针对不同片区的区位特点、地理优势以及战略目标进行功能划分。自贸试验区的核心在于制度创新，而创新的重点在于对政府职能转变、金融制度、贸易服务、外资管理和税收政策的改革。其中，对外资的影响主要有：第一，作为政府推动地区产业升级和经济转型的重要手段，自贸区所享受的特殊政策待遇是形成地区现代服务业和高新技术产业集聚园区的重要条件，也是提高地区外资吸引力的重要原因。为了鼓励自贸试验区的发展，国家和各级政府陆续出台的相应法规确立了自贸区享有的政策待遇。其中，税收、金融信贷和人才引进方面的政策优惠尤为明显。第二，自贸区的制度改革重点在于构建开放公平、安全高效的市场准入管理制度系统，构建以简政放权、放管结合、优化服务为重心的政府职能转变制度创新体系，以及建立市场化、法治化、国际化营商环境相适应的法制保障制度^[9]。这些制度创新不仅放宽了外资准入门槛，降低了投资成本，提升了贸易便利化与货币兑换自由化，也提供了强有力的司法保障。第三，自贸区产业集聚的“外部效应”也是境外投资者所青睐的重要因素^[10]。一方面，成熟的行业能够在行业内产生规模报酬递增的优势；另一方面，各行业间“知识外溢”与交流合作能够促进企业间的协同创新与互惠互利，从而有效提升地区的外资吸引力。据此，提出研究假设 1。

H1 自贸区政策试点能够促进地区 FDI 增长。

我国不同城市之间的发展水平与开放程度可能存在很大的差距，而这些差距都和城市等级存在紧密的联系。对城市等级由高到低分类，可以分为：副省级城市、省会城市和地级市。不同行政级别的城市在科技人才、产业结构、经济发展水平上都存在很大差异，而投资者在选择投资区位时也会对各城市的市场潜力、政策待遇等方面进行综合考虑。一般行政级别越高的城市，其开放程度与经济发展水平越高，离自贸区建设的目标也更近，根据“边际效应递减原理”，其进一步扩大开放和发展提速的空间有限，因此，在同样的政策优惠下，等级较低的城市反而会有更好的政策效果。同理，相对于内陆城市来说，沿海城市开放程度更高，经济发展更快，其进一步开放与发展的空间也相对更小。因此，自贸区政策试点对外资的吸引作用在行政等级较低的城市和内陆城市相对更高。鉴于此，提出研究假设 2 和 3。

H2 自贸区政策对试点城市 FDI 增长的促进作用会随着其城市等级升高而逐级递减。

H3 相比于沿海试点城市，自贸区政策的外资吸引作用在内陆试点城市更加明显。

三、研究设计

（一）研究方法

研究自贸试验区的制度改革对 FDI 的影响，可以观察自贸区设立前后的 FDI 变化情况，看是否出现了明显的增长。但这样的对比并不能剔除其他因素对 FDI 的影响，比如货币政策、汇率政策等。因此，为了能够合理地估计政策效应，有效剔除其他因素的干扰，通常会使用 DID 来进行研究。DID 的具体思路是将政策实施看作一个“准自然实验”：首先，将政策实施地区作为实验组，将政策未实施地区作为控制组，并假设分组是随机的且两组样本的数据指标变化趋势是一致的；然后，通过计算在政策实施后两组样本的数据指标变化趋势所产生的差异来估计政策冲击的影响。DID 在政策效应分析中的应用比较广泛，比如，在对美国 1986 年的税制改革对于单身有子女妇女的劳动参与率的影响研究^[11]、新泽西和宾夕法尼亚的最低工资提高对于快餐行业的就业率的影响^[12]研究中，所有样本均在同一时期进入政策实验，而我国自贸区政策试点是以省级行政区为单位，逐年增加的，因此，并不适用于同期 DID 的模型设定。对于 DID 在长期实验的政策效应分析中的应用有：中国高新区的设立对地区经济发展的影响^[13]、管制放松政策对银行的影响研究^[14]。借鉴这些学者的研究，构建模型如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} \times post_{it} + \gamma X_{it} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,令 $did_{it}=treat_{it} \times post_{it}$ 为模型主要解释变量,下标 i 和 t 分别表示第 i 个城市和第 t 年;被解释变量 Y_{it} 表示地区 FDI 水平,用地区实际利用外资的对数函数($\ln fdi$)衡量。实验组虚拟变量 $treat_{it}$ 取值为 1 时,代表第 i 个城市为政策试点城市。实验期虚拟变量 $post_{it}$ 取值为 1 时,表示在第 t 年第 i 个城市所在省级行政区已经设立自贸区。因此,主要解释变量 did_{it} 取值为 1 时,表示第 i 个城市在第 t 年已经成为自贸区试点城市,其系数 β_1 代表自贸区政策试点对地区 FDI 的净影响。 X_{it} 为协变量组, α_i 为地区固定效应, δ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为扰动项。

(二)模型设定

为了更准确地对政策效应进行估计,还需对其他影响 FDI 的因素加以控制。其中,地区产业集聚效应、劳动力成本以及政府的支持力度都是影响外商投资区位选择的重要因素^[15],因此,利用固定资产投资总额占 GDP 比重(asset)、在岗职工工资总额占 GDP 比重(wage)以及政府预算内支出占 GDP 比重(gov)来控制产业集聚效应、劳动力成本和政府支持作用对地区 FDI 的影响。地区城镇化水平与产业结构也会对地区外商投资的吸引力产生重要影响^[16],因此,利用第二产业增加值占 GDP 比重(sec)与“非农业就业人数/总就业人数”(urban)来控制产业结构与地区城镇化水平对 FDI 的影响;消费倾向能够显著地促进地区投资的增加^[17],因此,利用“社会消费品零售总额/在岗职工工资总额”(apc)控制消费倾向对 FDI 的影响。此外,利用“高校在校人数/年末户籍总人口”(edu)和年末户籍总人口的对数函数(pop)控制教育水平和人口规模对 FDI 的影响。

(三)样本、数据与 DID 适用性检验

利用双重差分法进行政策评价需要满足两个重要的假设前提:第一,实验组选择是随机的。第二,实验组和控制组的 FDI 变化是同趋势的,即如果没有政策冲击,实验组和控制组的 FDI 变化趋势是一致的。因此,如何选取合适的样本控制组至关重要,如果不能有效地满足这两点假设前提,会导致估计结果产生偏差^[18]。

截至 2019 年 7 月,我国已设立的 12 个自贸试验区所规划的片分别坐落在我国 22 个城市中,这些城市均属于我国主要江河港、海港、陆空港所在城市,其中沿海港口城市 12 个,占比 54.5%;江河港口城市 6 个,占比 27.3%;重要陆空港所在城市 4 个,占比 18.2%。为了满足样本的分组随机性和变化同趋势性,需要将这些特征作为筛选条件对样本进行筛选。鉴于此,对样本控制组选择过程如下:(1)选择我国除自贸区试点城市外的其他主要江河港、海港、陆空港所在城市作为样本控制组,这些城市与自贸区试点城市具有相似的特征。(2)剔除外商直接投资年平均增长率为负的城市,因为这些城市的 FDI 变化趋势明显偏离自贸区试点城市。(3)剔除统计数据存在严重缺失的城市。最后确定我国的 52 个城市作为样本,其中实验组 22 个,占比 42.3%;控制组 30 个,占比 57.7%。由于部分地级市 2018 年的数据存在未披露或者披露不全的情况,因此,选择时间跨度为 2007-2017 年的样本面板数据作为实证主要数据。所有原始数据均来源于各年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》、各省份历年统计年鉴、各市历年统计年鉴。各变量描述性统计见表 1。

1. DID 假设前提一:自贸区试点城市选择是否随机。

在政府出台的文件中,并没有明确说明对自贸区试点城市的选择标准。而对于实验分组的要求是,在控制其他影响因素后,FDI 的高低与自贸区试点城市的选择是无关的。因此,借鉴郑新业等^[18]的研究对分组随机性的检验采用 Logit 模型,选取样本城市 2007-2012 年的数据(即第一批自贸区成立前 6 年的数据),以 $treat_{it}$ 为被解释变量,检验 FDI、地区生产总值、GDP 实际增长率以及财政收入等因素是否会影响自贸区试点城市的选择。若 FDI 与自贸区试点城市的选择显著相关,则违背模型分组随机性假设,同时,模型也会存在不容忽视并且难以处理的内生性问题。在所有回归中,均以年末户籍总人口、第二产业增加值比重

作为控制变量，回归结果见表 2。

表 1 描述性统计

变量	计算方法	平均值	最大值	最小值
lnfdi	FDI(单位：万元)的对数函数值	13.2	16.731	8.35
did	虚拟变量[0,1]	0.068	1	0
gov	(政府一般预算内支出/GDP)×100	12.21	33.96	1.633
asset	(固定资产投资总额/GDP)×100	64.67	140.124	16.982
urban	(非农业就业人数/总就业人数)×100	98.205	99.992	44.29
pop	(年末户籍总人数(单位：万人)的对数函数)×100	5.326	7.804	3.782
edu	(高校在校人数/年末户籍总人口)×100	7.131	25.486	0.376
apc	社会消费品零售总额/在岗职工工资总额	3.472	10.759	1.115
wage	(在岗职工工资总额/GDP)×100	11.529	27.422	2.187
sec	(第二产业增加值/GDP)×100	49.012	75.18	22.32

表 2 二元选择模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
fdi	0.00351			
	[0.002769]			
地区生产总值		-0.0000606		
		[0.000164]		
GDP 实际增长率			0.0667 [0.071999]	
财政收入				0.00111
				[0.001238]
_cons	1.019	0.689	0.0282	0.742
	[2.019459]	[2.028955]	[2.201837]	[1.990860]
N	312	312	312	312

Pseudo R^2	0.2004	0.1875	0.1918	0.1917
--------------	--------	--------	--------	--------

从回归结果来看，FDI、地区生产总值、GDP 实际增长率以及财政收入均对自贸区试点城市的选择没有显著影响，说明自贸区政策试点城市的选择与这些指标的高低均没有直接关系，从而验证了样本的分组随机性假设。

2. DID 假设前提二：实验组和控制组的 FDI 变化是否同趋势。

对于同趋势假定的检验一般是根据实验组和控制组的数据绘制出趋势图来对比两组数据是否有明显的趋势差异^[19,20]。同趋势假设允许控制组 and 实验组的 FDI 存在系统性差异，但只要两组 FDI 数据在实验期前的变化趋势是一致的，即可认为被选择的控制组是合适的。图 1 是实验组与控制组 2007-2017 的 FDI 趋势图。因为第一批自贸区在 2013 年成立，因此，标注 2012 年末作为实验期分界线。

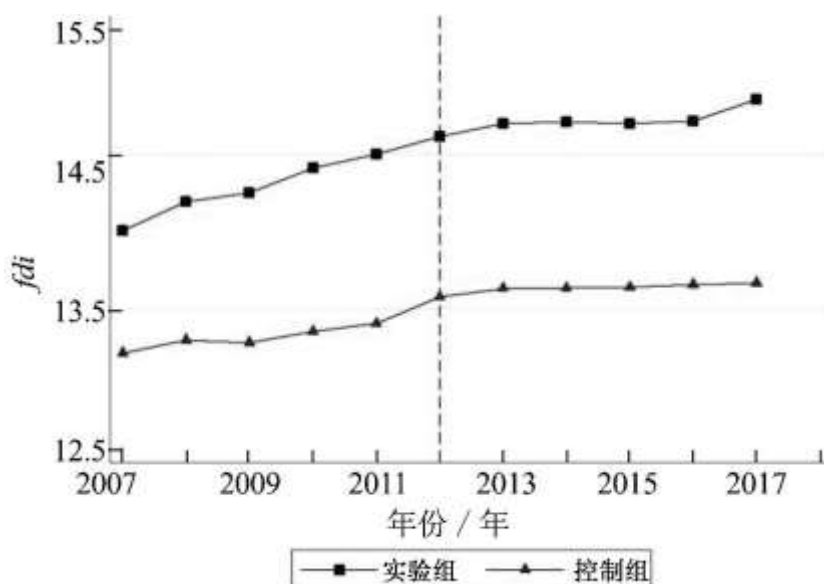


图 1 实验组与控制组 FDI 变化趋势

通过趋势图对比的方法虽然比较直观，但是对于是否符合同趋势的界定缺乏一个临界标准。因此，进一步用定量的方法来加强检验结果的有效性和稳健性。具体思路如下：以模型(1)被解释变量的差分 $\Delta \ln fdi_{it}$ 作为被解释变量，并以实验组虚拟变量 $treat_i$ 为主要解释变量进行回归，考察实验组与控制组的 FDI 变化趋势是否存在系统性差异。若 $treat_i$ 与 $\Delta \ln fdi_{it}$ 显著相关，则说明实验组和控制组 FDI 增长趋势存在显著的差异。因为 $treat_i$ 属于地区固定效应，所以，如果使用固定效应模型进行回归，则会产生多重共线性的问题，因此，使用混合回归进行估计与检验。主要回归结果见表 3。

从回归结果可以看出， $treat_i$ 与 $\Delta \ln fdi_{it}$ 没有显著的相关性，并且在加入控制变量后结果仍然稳健。表示实验期开始前，实验组和控制组的 FDI 增长趋势没有明显差异，符合同趋势假定，因此，支持了自贸区政策实验的外生性。

四、实证分析

(一) 自贸试验区与外商直接投资：基本结果

利用双重差分法估计自贸区政策试点对地区 FDI 的直接影响结果见表 4。其中，回归 (1) 为没有加入控制变量的结果，回归 (2) 为加入了控制变量的结果。可以看出，无论是否加入控制变量，主要解释变量 did_{it} 的估计系数均显著为正，说明自贸区政策试点能够显著地促进地区 FDI 的增长，从而验证了假设 1。

表 3 同趋势检验结果

变量	(1) $\Delta \ln fdi$	(2) $\Delta \ln fdi$
treat	0.0608	0.0576
	[0.0461]	[0.0446]
人口增长率		-0.0397
		[0.1006]
GDP 增长率		0.00859
		[0.0134]
地区效应	No	No
时间效应	Yes	Yes
_cons	0.205***	0.0896
	[0.0480]	[0.1897]
N	260	260
R ²	0.0281	0.0241

表 4 DID 回归结果

变量	(1) $\ln fdi$	(2) $\ln fdi$
did	0.217**	0.328***
	[0.1044]	[0.0923]
gov		0.0144
		[0.0115]
asset		0.0157***
		[0.0026]

urban		-0.0336**
		[0.0158]
pop		0.713***
		[0.1851]
edu		0.0224
		[0.0147]
apc		-0.00042
		[0.0314]
wage		-0.0185
		[0.0165]
sec		-0.00368
		[0.0079]
时间效应	15.43***	13.61***
地区效应	Yes	Yes
_cons	15.42***	13.31***
	[0.0840]	[2.0126]
N	572	572
R ²	0.9197	0.9365

(二) 稳健性检验：反事实检验

为了更进一步验证实证结果的稳健性，借鉴已有研究^[21,22]，使用改变政策时间的反事实检验进行稳健性分析。由于除了自贸区试点会给地区 FDI 带来政策冲击外，还可能其他随机因素对地区 FDI 变化趋势产生影响。因此，假设政策实施期提前两年或三年。若 did_{it} 的估计系数仍显著，说明除了自贸区政策试点外，还可能存在其他因素影响了地区 FDI 的变化趋势。回归主要结果见表 5。可以看出，不管是假设政策试点提前两年还是三年， did_{it} 的估计系数均不显著，因此，可以说明没有明显影响 FDI 增长趋势的其他因素，这也进一步说明实验组和控制组 FDI 增长趋势产生的差异来自自贸区政策试点的影响。

表 5 稳健性检验结果

变量	(1) lnfdi	(2) lnfdi
F2.did	-0.0142	

	[0.1034]	
F3.did		0.0381
		[0.0818]
控制变量	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes
地区效应	Yes	Yes
_cons	14.63***	17.13***
	[2.1841]	[2.2487]
N	468	416
R ²	0.9462	0.958

(三)进一步验证：自贸区政策试点对外资吸引作用的区位差异

根据行政等级将样本城市分为副省级城市、省会城市和地级市，并根据地理位置将样本城市分为沿海城市与内陆城市，建立模型(2)和模型(3)。

$$Y_x = \beta_0 + \beta_1 level_i \times did_x + \gamma X_x + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_x \tag{2}$$

$$Y_x = \beta_0 + \beta_1 location_i \times did_x + \gamma X_x + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_x \tag{3}$$

其中，虚拟变量 level 表示城市的行政等级，在三个回归方程中分别表示副省级城市(fushengji)、省会城市(shenghui)和地级市(diji)。虚拟变量 location 表示城市的地理位置，分别在两个回归方程中表示沿海城市(coast)和内陆城市(land)。其他符号的含义与模型(1)相同。而各方程对应的 β_1 表示自贸区政策试点在该类城市的对地区 FDI 的净影响。表 6 为回归主要结果。

从回归(1)(2)(3)的结果可以看出，随着城市等级的升高， β_1 估计结果的大小与显著性都逐级递减，说明自贸区政策试点对 FDI 的吸引作用随着城市行政等级的升高而逐级递减，呈现出了“边际效应递减”的规律，从而验证了假设 2。根据回归(4)(5)的结果可以看出，不管是从 β_1 估计结果大小还是显著性来看，自贸区试点在内陆城市的政策效果都比沿海城市更好，因此验证了假设 3。

表 6 进一步验证结果

变量	(1) lnfdi	(2) lnfdi	(3) lnfdi	(4) lnfdi	(5) lnfdi

fushengji×did	0.141				
	[0.1154]				
shenghui×did		0.258*			
		[0.1404]			
diji×did			0.272**		
			[0.1293]		
coast×did				0.205*	
				[0.1074]	
land×did					0.383***
					[0.1276]
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	14.63***	14.76***	13.92***	13.97***	14.52***
	[2.0270]	[2.0354]	[2.0344]	[2.0340]	[2.0003]
N	572	572	572	572	572
R ²	0.9347	0.9349	0.9352	0.935	0.9356

五、结论与建议

以上研究结果显示：自贸试验区的设立能够显著地促进地区 FDI 的增加，并对地区 FDI 增长的促进作用随着其城市等级的升高而逐级递减，呈现出“边际效应递减”的规律；相比于沿海试点城市，自贸区政策对地区 FDI 增长的促进作用在内陆试点城市更明显。

从中国的现实状况来看，虽然在改革开放的政策下取得了阶段性的发展成果，但是部分地区仍处于产业结构落后、投资增长不足的境况，从而进一步加剧了地区间的发展差距。而自贸区建设作为新形势下全面深化改革和扩大开放的战略举措，也给这些难题带来了新的解决方案。一方面，鉴于自贸区政策试点能够显著促进地区 FDI 的增长，因此，国家和政府应深入推进国家自贸区建设，促进地区经济结构调整升级，推动发展方式根本转变，进而带动地区的整体发展。另一方面，根据自贸区政策试点对 FDI 影响的区位差异规律，在选择试点地区时，可以聚焦于初始经济条件较差、开放程度较低的城市和地区，因为这些地区进一步开放和发展的空间更大，政策效果也更明显。总而言之，国家应该从整体发展战略出发，把握自贸区建设过程中的经验规律，合理规划自贸区试点以及其他相关政策实验的布局，这将有利于在提升整体投资水平的同时缩小地区间的投资水平差距，进而带动地区间的平衡发展。

参考文献:

- [1]林毅夫, 蔡昉, 李周. 论中国经济改革的渐进式道路[J]. 经济研究, 1993, 40(9):3-11.
- [2]高鹏飞, 辛灵, 孙文莉. 新中国 70 年对外直接投资: 发展历程、理论逻辑与政策体系[J]. 财经理论与实践, 2019(5):3-9.
- [3]吴昊, 张怡. 政策环境、政策课题与政策试验方式选择——以中国自由贸易试验区为例[J]. 中国行政管理, 2016(10):105-110.
- [4]谢谦, 刘洪愧. “一带一路”与自贸试验区融合发展的理论辨析和实践探索[J]. 学习与探索, 2019, 282(1):84-91.
- [5]杨宏山, 李娉. 政策创新争先模式的府际学习机制[J]. 公共管理学报, 2019(2):1-14.
- [6]何增科. 地方治理创新与地方治理现代化——以广东省为例[J]. 公共管理学报, 2017(2):1-13.
- [7]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(4):85-96.
- [8]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, 43(2):48-59.
- [9]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.
- [10]胡凯, 漆圣桥. 经开区招商引资政策对企业投资的影响[J]. 财经理论与实践, 2019, 40(4):67-71, 136.
- [11]Eissa N, Liebman J B. Labor supply response to the earned income tax credit[J]. Quarterly Journal of Economics, 1996, 111(2):605-637.
- [12]Card D, Krueger A B. Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania[R]. Nber Working Papers, 2000, 90(5):1362-1396.
- [13]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.
- [14]Beck T, Levine R, Levkov A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. Journal of Finance, 2010, 65(5):1637-1667.
- [15]刘荣添, 林峰. 我国东、中、西部外商直接投资(FDI)区位差异因素的 PanelData 分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2005, 22(7):25-34.
- [16]王小鲁, 樊纲. 中国地区差距的变动趋势和影响因素[J]. 经济研究, 2004(1):33-44.
- [17]王开明. 关于消费倾向和投资拉动经济的分析与思考[J]. 管理世界, 1999(5):99-111.
- [18]郑新业, 王晗, 赵益卓. “省直管县”能促进经济增长吗?——双重差分方法[J]. 管理世界, 2011(8):34-44.

[19]余明桂, 范蕊, 钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2016(12):5-22.

[20]Cai X, Lu Y, Wu M, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123:73-85.

[21]陈刚. 法官异地交流与司法效率——来自高院院长的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(4):1171-1192.

[22]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(9):99-111.