

# 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

魏蓉蓉<sup>1,2</sup>, 李天德<sup>3</sup>

(1. 南京大学经济学院, 江苏南京 210093; 2. 无锡环境科学与工程研究中心 一带一路商务研究所, 江苏无锡 214153; 3. 四川大学经济学院, 四川成都 610065)

**摘要:**以不同地区相继实施的自贸区战略为准自然实验,运用多期双重差分法考察了自贸区政策对经济高质量发展的影响。实证结果表明:自贸区建设能够显著提高地区经济高质量发展水平。基于金融资源配置效率和股东属性的分组检验显示:与国有企业相比,自贸区战略对非国有企业所在区域的经济高质量发展作用相对更大;与金融资源配置效率较低的地区相比,自贸区设立对金融资源配置效率较高地区的经济高质量发展影响相对更明显。中介效应模型进一步显示自贸区提升经济高质量发展水平主要通过提高地区的直接投资比重、企业的专利申请量和资本配置效率三个机制共同实现。基于金融资源配置效率视角对作用机制的检验结果表明,自贸区战略对金融资源配置效率较高地区的经济高质量发展的积极作用更显著。

**关键词:**经济高质量发展;自由贸易区;双重差分

**中图分类号:**F72 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-2154(2020)05-0077-11

**DOI:**10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2020.05.006

## Establishment of Free Trade Areas and High-quality Economic Development

### ——Quasi-Natural Experiment Based on FTA

WEI Rongrong<sup>1,2</sup>, LI Tiande<sup>3</sup>

(1. School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China; 2. Business institute of one belt and one road, Wuxi Environmental Science and Engineering Research Center, Wuxi 214153, China; 3. School of Economics, Sichuan University, Chengdu 610065, China)

**Abstract:** Taking the free-trade-zone strategy implemented successively in different regions as the quasi-natural experiment, we used the multi-period double difference method to analyze the impact of the free-trade-zone policy on high-quality economic development. The results show that: free trade area can significantly improve high-quality economic development. The grouping test based on the efficiency of financial resource allocation and shareholders' attributes shows that compared with state-owned enterprises, FTA strategy has a greater effect on the region where non-state-owned enterprises are located. Compared with regions with low financial resource allocation efficiency, free trade zone has a more obvious impact on regions with high financial resource allocation efficiency. The mediation effect model shows that the improvement of high-quality economic development in free trade zone is realized through three mechanisms to increase the number of patent applications, the proportion of direct investment and the efficiency of enterprise capital allocation.

**Key words:** high-quality economic development; free trade area; differences-in-differences

**收稿日期:**2020-01-20

**基金项目:**国家社会科学基金重点项目“集中连片特困民族地区乡村振兴战略研究”(18AMZ012);江苏省高校哲学社会科学研究项目“金融供给侧结构性改革对江苏经济高质量发展的影响机理研究”(20195JA0857);江苏省博士后科学资助计划项目“金融资源配置对江苏省经济与质量发展作用机制和传导研究”

**作者简介:**魏蓉蓉,女,副教授,博士后,主要从事金融经济学研究;李天德,男,教授,博士生导师,主要从事宏观经济和金融理论研究。

## 一、问题的提出

2019年8月26日国务院印发6个新设自由贸易试验区总体方案,山东、江苏、广西、河北、云南、黑龙江加入自贸试验区行列,自贸试验区迎第五次扩容。至此,全国自贸区数量达到18个,全国形成了“1+3+7+1+6”的基本格局,形成东西南北中协调、陆海统筹的开放态势。金融创新是自贸区内制度创新与建设的重点,开展先行先试,将自贸区金融改革创新在全国复制推广,有利于推动全国金融市场化改革进程,增强金融业风险防范水平,提升金融服务实体经济的效率。那么,自贸区设立是否真的有助于经济高质量发展?这种效应是否存在金融资源配置方面的异质性?其作用机制又如何?考察自贸区设立对经济高质量发展的效应,有助于优化金融资源配置,推动自贸区更高质量发展,为新的自贸区设立提供有益借鉴和参考。

自由贸易试验区的建设和发展不仅有利于促进贸易便利化和政府管理体制创新,同时有助于推进金融的自由开放以及实现国民经济提质增效。自上海自由贸易试验区挂牌成立以来,大量文献从经济增长影响、金融改革开放等不同角度分析了其设立的影响。部分学者通过政策评估方法对自贸区的经济效应进行实证分析,王利辉和刘志红(2017)<sup>[1]</sup>、刘秉镰和吕程(2018)<sup>[2]</sup>通过合成控制法得出自贸区建设显著提高了经济增长率。以下学者对此效应进行了更加具体的分析:叶修群(2018)指出自贸区对经济增长的促进作用具有滞后性,且这种正向效应存在区域异质性,即上海和广东自贸区表现为对第三产业的推动作用,天津和福建自贸区则是对第二产业的正向影响明显<sup>[3]</sup>。张军等(2018)发现自贸区对中西部内陆地区的经济增长效应大于东南沿海地区,自贸区的经济增长效应具有先增强后减弱的动态特征<sup>[4]</sup>。冯帆等(2019)采用 *DID* 分析上海和浙江自贸区三角经济增长的影响,结果得出上海和浙江自贸区战略对经济增长有长期积极的影响,对临近地区的经济增长具有不同溢出效应<sup>[5]</sup>。

还有一组文献对自贸区的金融创新展开了多方面研究。Giovanni 和 Adam(2014)提出上海自贸区的人民币跨境使用、海外融资、外汇管理等金融部门和服务自由化有助于推动结构性经济改革,应对中国经济中出现的不平衡问题<sup>[6]</sup>。Wei 和 Matthias(2015)认为自由贸易区是中国新领导层经济改革的试验场,尤其是金融业改革创新,会对中国资本账户开放和金融自由化产生实质性的影响<sup>[7]</sup>。徐明棋(2016)分析了上海自由贸易区的利率市场化和汇率机制改革以及银证保的进一步开放试验等各项金融改革开放措施对人民币国际化的影响,认为上海自由贸易区将国内金融市场与离岸人民币市场直接联系起来,推动了人民币国际化进程<sup>[8]</sup>。陈亮等(2017)对深圳前海自贸区与上海自贸区从金融机构开拓创新、人民币跨境使用创新、金融交易平台创新、金融业务操作创新、金融科技融合创新以及金融政策机制创新六个方面进行比较<sup>[9]</sup>。程翔等(2019)对上海、天津、广东、福建四大自贸区近年来的金融领域创新案例进行了整理分析,指出现有自贸区金融创新存在激励和约束机制不完善、可复制推广的经验不足等问题<sup>[10]</sup>。

以上研究对自贸区展开了卓有成效的讨论,自贸区作为开放型经济新体制的试验田,通过制度创新、打破贸易壁垒、加速要素自由流动,激发经济增长活力,有效促进经济增长。金融创新是自贸区改革创新的重大的举措,引领着我国金融体系的深刻变革,彰显了自贸区金融改革创新的广阔前景。但鲜有从金融资源配置的角度来分析自贸区的经济影响,本文将自贸区、金融资源配置和经济高质量发展联系起来,利用省级宏观层面和企业微观层面匹配的数据为研究样本,从理论和实证两个角度运用多期 *DID* 论证自贸区设立如何在不同金融资源配置效率水平下推动经济高质量发展。具体的结构如下:第二部分是自贸区影响经济高质量发展的理论机制;第三部分是研究设计,包括模型设定、变量选取以及数据来源和处理;第四部分是自贸区设立对经济高质量发展的影响;第五部分是自贸区设立对经济高质量发展影响的作用机制检验;第六部分是研究结论和政策建议。

## 二、理论机制

### (一) 自贸区设立、创新驱动与经济高质量发展

自贸区设立可以有效地推进人民币自由兑换和利率市场化,通过不断发挥市场的调节机制,减少政府干预,实现市场定价,增强金融市场创新活力,拓宽融资渠道,降低融资成本,缓解科创型企业融资难题,促进企业创新增加,提高市场配置资源的决定性作用,让区内资源得以高效配置和流动,从而增强自贸区对微观企业创新效能的支持。

同时自贸区内优良的制度环境可以为金融机构和市场创新、金融产品和服务创新、金融投资和监管创新等提供有效保障,从而有利于打破资本流动壁垒,加速资金流动(Yao和Whalley,2016)<sup>[11]</sup>。同时,自贸区内的制度红利会吸引大量企业入驻,行业竞争必然会更加激烈(Calantone等,2002)<sup>[12]</sup>,为了获得生存空间并占领市场份额,企业需要加速创新以提高生产率和核心竞争力。进而推动创新型国家建设和经济高质量发展(刘秉镰和王钺,2018)<sup>[13]</sup>。

### (二) 自贸区设立、直接投资与经济高质量发展

自贸区设立的核心目标之一就是实现投资和贸易自由化,通过设立自贸区可以使国内资本由自贸区向海外直接投资,这有助于实现金融资源的全球配置,从而促进金融市场自由和全球化进程,提升中国开放型经济发展水平。同时,自贸区实行的资本项目限额兑换政策。有助于区内机构在限额内自主开展直接投资等跨境的资本项目交易,这将逐步提升人民币对外直接投资能力。此外,Gladie(2014)指出银行等金融机构以低于市场的借款利率贷款给国有企业,会加剧民营企业的外部融资约束,扭曲资本配置,阻碍更有效的投资<sup>[14]</sup>。而自贸区的设立可以通过推进利率市场化改革,放宽利率管制,顺应金融脱媒趋势,发挥利率杠杆的作用,扩大企业直接融资比重,使金融领域资金能够顺畅传导至实体经济,从而推动项目直接投资,进而增强直接投资对经济高质量发展的影响(陈一鼎等,2015)<sup>[15]</sup>。

### (三) 自贸区设立、资本配置与经济高质量发展

自贸区设立可以通过推进资本市场进一步开放,优化资本配置效率,进而推动经济高质量发展。首先,自贸区设立通过扩大人民币跨境使用,使区内企业和个人更加灵活地使用本币进行跨境交易,提高资本使用效率;其次,自贸区设立通过推进利率市场化改革,建立由市场供求决定的利率形成机制,提高资本价格的敏感性,进一步让市场在资本配置中起决定作用;再次,自贸区设立通过深化外汇管理改革,进一步拓宽了企业境内外融资渠道,鼓励企业充分利用境内外两种资源、两个市场,提高资本配置效率;最后,自贸区设立通过探索投融资汇兑便利机制,推动资本市场的双向开放,提升资本配置与再配置效率。

部分学者指出提高资本配置能力有助于金融资源在市场机制作用下得以有效配置,为实体经济发展提供新动力(Wurgler,2000;Beck和Levine,2002)<sup>[16-17]</sup>。自贸区设立正是通过促进金融创新和发展来提升企业资本配置效率,从而优化金融资源配置,进而推动实体经济高质量发展(李青原等,2013;张庆君和李萌,2018)<sup>[18-19]</sup>(具体作用机理如图1所示)。

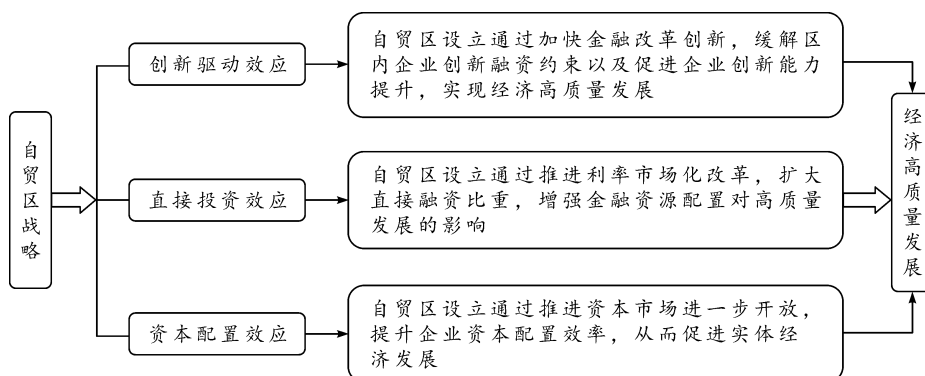


图1 自贸区设立影响经济高质量发展的理论机制

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定

本文运用多期 DID 考察自贸区设立如何影响经济高质量发展,设置分组变量  $FTA$  和时间变量  $post$ ,如果该省市属于自贸区内的,该变量取值为1,否则取0,2013年上海加入自贸区,2015年天津、福建和广东加入自贸区,2017年辽宁、浙江、河南、湖北、重庆、四川、陕西加入自贸区,处理组共11个地区,将余下的19个地区设定为控制组。<sup>①</sup>同时,根据自贸区设立时间设置时间变量  $post$ ,当样本观测值加入自贸区后,该变量取值为1,否则取0,如天津于2015年加入自贸区,则天津在2015年及之后  $FTA$  取值为1,2015年之前  $FTA$  取值为0,而19个地区在样本期内一直未设立自贸区, $FTA$  始终赋值为0。设定的基于双向固定效应的多期 DID 回归模型如下:

$$\ln Hed_{dy} = \partial_0 + \partial_1 FTA_d * post_y + \partial_2 FTA_d + \partial_3 post_y + \partial_4 D_{dy} + \tau_d + \nu_y + \omega_{dy} \quad (1)$$

其中, $d$ 和 $y$ 分别表示地区和年份, $\ln Hed$ 是各地区经济高质量发展水平, $FTA$ 是分组虚拟变量, $post$ 为政策时间虚拟变量, $D$ 为地区层面的控制变量集合, $\tau_d$ 是个体效应, $\nu_y$ 是时间效应, $\omega_{dy}$ 为随机干扰项。

#### (二) 变量选取

本文主要的被解释变量为经济高质量发展水平  $\ln Hed$ ,其是结合新时代我国经济高质量发展的指导思想和理念,基于绿色、创新、协调、共享以及开放发展五大新发展理念,通过17个三级指标得到的反映经济高质量发展的全面客观指标(魏蓉蓉,2019)<sup>[20]</sup>。

解释变量:分组虚拟变量  $FTA$  和政策时间虚拟变量  $post$ ,本文最关注的是两者交互项  $FTA_d * post_y$  的系数  $\partial_1$ ,其反映了自贸区设立这一政策实施对经济高质量发展的净效应。

中介变量:直接融资比重  $direct$ ,用各地区的股票市值与  $GDP$  之比表示;创新  $apply$ ,用企业专利申请数来作为创新产出的代理变量,因为专利授权具有滞后性,专利申请数相对于专利授权数更能体现当时的创新能力(齐绍洲等,2017)<sup>[21]</sup>;资本配置效率  $roa$ ,用总资产报酬率表示,企业内部资本配置效率是金融市场配置效率的微观基础(陈学胜和罗润东,2017)<sup>[22]</sup>。

控制变量:地区层面的控制变量主要有物质资本积累( $Pc$ )、人力资本积累( $Hc$ )、固定资产投资占  $GDP$  比重( $Fixed$ )、城镇化率( $Urb$ )、财政支出占  $GDP$  比重( $Gov$ )。企业层面的控制变量主要包括资产负债率  $lev$ 、大股东持股比例  $tops$ 、企业自由现金流量  $fcaff$ 、总资产  $size$ 、上市年龄  $age$  以及股东属性  $contrshr$ ,其中股东属性为虚拟变量, $contrshr = 0$ 表示上市公司为国有, $contrshr = 1$ 即上市公司为非国有。

表1 变量说明

类别	变量	具体形式及含义	
被解释变量	$\ln Hed$	经济高质量发展水平取对数	
主要解释变量	$FTA$	属于自贸区取1,否则为0	
	$post$	加入自贸区之后取1,否则为0	
中介变量	$direct$	直接融资 = 股票市值/ $GDP$	
	$apply$	专利申请数	
	$roa$	总资产报酬率	
控制变量	地区层面	$\ln Pc$	第三产业占 $GDP$ 比重取对数
		$\ln Hc$	外商直接投资和 $GDP$ 之比取对数
		$\ln Gov$	金融发展水平 = 存贷和/ $GDP$ 取对数
		$\ln Urb$	固定资产投资与 $GDP$ 的比值取对数
		$\ln fixed$	人均公路里程取对数
	企业层面	$lev$	资产负债率
		$tops$	大股东持股比例
		$fcaff$	企业自由现金流量
		$size$	总资产
		$age$	上市年龄

① 本文的样本区间为2010—2017年,样本范围为全国30个省市自治区,数据来源和处理中有详细介绍。

### (三) 数据来源和处理

本文的微观数据以沪深两市A股2010—2017年(由于WIND中的部分相关数据从2010年开始,以及CSMAR中的部分数据截止到2017年)上市的公司为研究样本,剔除金融类企业、ST和ST\*类以及主要变量缺失的上市公司,最后的企业样本为1399家制造业上市公司,企业层面数据主要来源于WIND资讯和国泰安CSMAR数据服务中心。

考虑到港澳台及西藏地区部分相关数据缺失,本文的宏观数据范围仅为中国大陆30个省、自治区和直辖市2010—2017年的相关数据,省级层面的数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》以及《中国科技统计年鉴》等。

同时,本文将各地区数据和上市公司数据进行融合,形成新的数据集,在此基础上进行实证分析;对所有连续型变量进行1%水平的Winsorize缩尾处理,对相对数数据乘以100以使数据之间具有可比性,并对部分变量取对数以消除异方差,如表2所示<sup>[23]</sup>。

表2 描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev	Min	Max
<i>lnHed</i>	7,039	-0.9110	1.3529	-6.3072	0.8336
<i>fe</i>	11,149	1.0504	1.4212	0.1063	33.96161
<i>apply</i>	11,149	28.2243	205.6916	0.0000	3075.0000
<i>direct</i>	11,149	0.5097	0.5833	0.0904	5.4153
<i>roa</i>	11,149	7.1840	33.3309	-659.901	2078.5500
<i>lnPc</i>	11,149	10.8944	0.6374	8.0633	11.9073
<i>lnHc</i>	11,149	2.2839	0.0769	2.109	2.5412
<i>lnGov</i>	11,149	-2.8229	0.4217	-3.5659	-1.3365
<i>lnUrb</i>	11,149	-0.4982	0.2110	-1.0844	-0.1098
<i>lnfixed</i>	11,149	-0.4688	0.3936	-1.5638	0.6475
<i>tops</i>	10,879	34.7539	14.6854	3.3900	99.0000
<i>lev</i>	11,149	42.1532	53.1375	0.7080	2945.4000
<i>feff</i>	11,149	-0.2969	17.5240	-316.561	437.1360
<i>size</i>	11,149	85.5828	234.5155	0.2461	7235.3300
<i>age</i>	11,149	14.5775	6.3499	6.0000	29.0000

## 四、自贸区设立对经济高质量发展的影响

### (一) 自贸区设立对经济高质量发展的影响:双重差分回归结果

表3中模型(1)是FE估计的结果,同时考虑了地区和时间效应;模型(2)在模型(1)的基础上进一步加入了地区控制变量。模型(1)结果显示,在不加入任何控制变量的情况下,*FTA \* post*系数在1%水平下显著为正;模型(2)结果表明,在控制了其他可能影响地区经济高质量发展水平的因素后,*FTA \* post*仍然显著为正。这些结果表明,自贸区战略显著提高了地区经济高质量发展水平。

### (二) 自贸区设立对经济高质量发展的影响:异质性检验

自贸区设立对经济高质量发展存在地区异质性特征,尤其投资自由化作为自贸设立的核心目标之一,其直接受到地区金融资源配置效率的影响。因此本文用直接融资和间接融资比来反映金融资源配置效率*fe*,其中直接融资为各省股票市值,间接融资为各省金融机构贷款余额,并用50分位数将样本分成金融资源配置效率高和金融资源配置效率低的地区,并在此基础上和股东属性一起进行异质性检验(熊虎,2019)<sup>[24]</sup>。

表3 自贸区设立对经济高质量发展的影响: DID 检验

	(1)	(2)
<i>FTA * post</i>	0.2336*** (0.0220)	0.0368* (0.0235)
<i>lnPc</i>		0.9230*** (0.1299)
<i>lnHc</i>		2.5250*** (0.5071)
<i>lnGov</i>		-0.0163 (0.1148)
<i>lnUrb</i>		-7.1077*** (0.4140)
<i>lnfixed</i>		0.4731*** (0.0646)
常数项	-0.8253*** (0.0158)	-19.2121*** (1.8904)
地区控制变量		控制
时间效应/地区效应	yes	yes
观测值	7,039	7,039
组内R <sup>2</sup>	0.1762	0.2385

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%、10%的水平显著,括号内为标准误

表4 自贸区设立对经济高质量发展的影响:分组回归结果

经济高质量发展( <i>lny</i> )	(1)	(2)	(3)	(4)
	按金融资源配置效率高低分组		按股东属性分类分组	
	金融资源配置效率高	金融资源配置效率低	非国有	国有
<i>FTA * after</i>	0.1692*** (0.0287)	-0.0300 (0.0480)	0.0433* (0.0281)	0.0494 (0.0440)
常数项	6.2475 (12.9603)	9.9919*** (3.3652)	-14.8460*** (2.1847)	-12.6209*** (3.9289)
地区控制变量	控制	控制	控制	控制
企业控制变量			控制	控制
时间效应/地区效应	yes	yes	yes	yes
观测值	4,046	2,993	4,711	2,124
组内 R <sup>2</sup>	0.6918	0.1932	0.2934	0.3177

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%、10%的水平显著,括号内为标准误

从金融资源配置效率的视角来看:表4的模型(1)结果显示,*FTA \* post*系数在1%的显著水平下为正,模型(2)中的*FTA \* post*系数不显著为负,这说明和对照组地区相比,自贸区设立的政策冲击引起了实验组地区经济高质量发展水平的显著提高,且这一正向推动效应仅在金融资源配置效率较高的地区存在,可能的解释是在金融市场资源配置能力高的地区,自贸区更容易深化金融改革,提高金融体系的适配性,为实体经济服务,促进经济实现高质量发展。

从股东属性的视角来看:表4的模型(3)的*FTA \* post*系数显著为正,而模型(4)中的*FTA \* post*系数虽为正但不显著,这反映出相对于国有企业,非国有企业所在区域内的经济高质量发展水平对自贸区政策冲击的反映更为明显,因为自贸区的制度创新有助于优化营商环境、破解融资难题、提高走出去水平,激发民营企业发展潜力和活力,促进民营企业发展壮大,助推经济高质量发展。

### (三) 稳健性检验

1. 共同趋势检验和随机性检验。共同趋势(*Common Trend*)假定是*DID*最为重要和关键的前提条件,即处理组和对照组在政策实施之前必须具有相同的发展趋势。从图2可见,在2013年自贸区设立之前,实验组经济高质量发展水平的均值和对照组经济高质量发展水平的均值保持着基本平行的时间趋势,尽管两者存在差异,但每年的差异是固定的,不随时间而发生变化,且处理组经济高质量发展水平的均值高于对照组经济高质量发展水平的均值,满足双重差分的平行趋势假定。

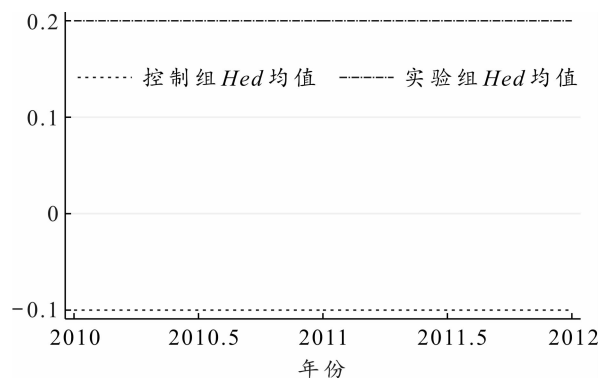


图2 自贸区设立前实验组和对照组经济高质量发展水平的均值

如果自贸区的设立都是在经济发达地区,那么自贸区设立不是准自然实验。事实上,目前已有的18个自贸区,既有分布在东南沿海经济较发达地区,也有中西部内陆经济较落后地区,已经呈现出全国遍地开花的自贸试验区新格局,所以满足基于自然实验的双重差分的随机分组假设(陈林和伍海军,2015)<sup>[25]</sup>。

## 2. 反事实检验。

表5 自贸区设立提前1-3年

<i>lnHed</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	提前1年		提前2年		提前3年	
<i>FTA * post</i>	0.2557 *** (0.0277)	0.0635 ** (0.0300)	0.2549 *** (0.0245)	0.0615 ** (0.0262)	0.2336 *** (0.0220)	0.0368 (0.0235)
常数项	-0.7520 *** (0.0175)	-20.7199 *** (2.5334)	-0.8166 *** (0.0163)	-21.1523 *** (2.2525)	-0.8253 *** (0.0158)	-19.2121 *** (1.8904)
地区控制变量		控制		控制		控制
时间/地区效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
观测值	5,279	5,279	6,181	6,181	7,039	7,039
组内 R <sup>2</sup>	0.1746	0.2306	0.1788	0.2385	0.1762	0.2385

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%、10%的水平显著,括号内为标准误

从表5不难看出,设立自贸区时间提前1-3年,对应的自贸区建设的动态净效应分别为0.2557、0.2549、0.2336,逐渐减小,加入控制变量后也基本一致,这说明自贸区设立是各地经济高质量发展的主要推动因素(张军等,2018)<sup>[4]</sup>。

3. 替换核心被解释变量。此处以各地人均GDP占全国人均GDP之比 *lnyp* 来替代核心被解释变量经济高质量发展水平,结果如表6所示,无论是否引入地区控制变量, *FTA \* post* 系数都在1%水平下显著为正,仍然可以得出与前面一样的结论,即自贸区战略对实验组地区的经济高质量发展水平具有显著的正影响。

表6 变更被解释变量的稳健性检验

<i>lnyp</i>	(1)	(2)
<i>FTA * post</i>	0.0168 ** (0.0074)	0.0419 *** (0.0078)
常数项	-3.7374 *** (0.0052)	-1.0133 *** (0.3802)
地区控制变量		控制
时间效应/地区效应	yes	yes
观测值	11,149	11,149
组内 R <sup>2</sup>	0.6124	0.6183

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%、10%的水平显著,括号内为标准误

## 五、自贸区设立影响经济高质量发展的作用机制检验

### (一) 自贸区设立对经济高质量发展的作用机制检验

前文的研究表明,自贸区战略对经济高质量发展有明显的助推作用,此处通过构建中介效应模型<sup>[26]</sup>,来进一步探索这种影响的内在原因和作用机理。

$$\ln Hed_{dy} = \partial_0 + \partial_1 FTA_d * post_y + \partial D_{dy} + \tau_d + \nu_y + \omega_{dy} \quad (2)$$

式(2)是交叉项对经济高质量发展进行回归,考察不存在中介变量的情况下自贸区设立对经济高质量发展的影响,是中介效应检验的第一步。如果回归系数  $\partial_1$  显著,说明自贸区战略对经济高质量发展有影响,可以进行第二步。

$$apply_{dey} = \beta_0 + \beta_1 FTA_d * post_y + \beta D_{dy} + \beta_e E_{dey} + \tau_d + \nu_y + \omega_{dey} \quad (3)$$

$$direct_{dy} = \beta_0 + \beta_1 FTA_d * post_y + \beta D_{dy} + \tau_d + \nu_y + \omega_{dy} \quad (4)$$

$$roa_{dey} = \beta_0 + \beta_1 FTA_d * post_y + \beta_d D_{dy} + \beta_e E_{dey} + \tau_d + \nu_y + \omega_{dey} \quad (5)$$

在模型(5)中, $e$ 表示上市公司, $E$ 为企业层面的控制变量集合, $\omega_{dey}$ 为误差项。模型(3)~(5)是交叉项对中介变量进行回归,检验自贸区设立是否影响中介变量,为中介效应检验的第二步,用于检验自贸区设立对创新、直接投资以及资本配置等中介变量的作用效果。如果回归系数 $\beta_1$ 显著,表明自贸区设立对中介变量产生了影响,可以进行下一步。

$$\ln Hed_{dy} = \gamma_0 + \gamma_1 FTA_d * post_y + \gamma_2 apply_{dey} + \gamma_d D_{dy} + \gamma_e E_{dey} + \tau_d + \nu_y + \omega_{dey} \quad (6)$$

$$\ln Hed_{dy} = \gamma_0 + \gamma_1 FTA_d * post_y + \gamma_2 direct_{dy} + \gamma_d D_{dy} + \tau_d + \nu_y + \omega_{dey} \quad (7)$$

$$\ln Hed_{dy} = \gamma_0 + \gamma_1 FTA_d * post_y + \gamma_2 roa_{dey} + \gamma_d D_{dy} + \gamma_e E_{dey} + \tau_d + \nu_y + \omega_{dey} \quad (8)$$

模型(6)~(8)加入中介变量后,交叉项再对经济高质量发展进行回归,为中介效应检验的第三步。中介变量系数 $\gamma_2$ 显著的基础上,如果 $\gamma_1$ 比 $\beta_1$ 的数值减小,则说明存在中介效应,自贸区设立对经济高质量发展的影响部分来自中介变量,如果 $\gamma_1$ 不显著,则表明自贸区设立对经济高质量发展的影响全部由中介变量来解释。

如表7所示,从创新效应的回归结果看,模型(2)中的 $\beta_1$ 、模型(3)中的 $\beta_1$ 以及模型(6)中的 $\gamma_2$ 均在1%的显著性水平下为正( $\beta_1 = 0.0767, \beta_1 = 0.7696, \gamma_2 = 0.0822$ ),且模型(6)中的 $\gamma_1$ 比模型(2)中的 $\beta_1$ 小, $\gamma_1 = 0.0618 < 0.0767$ ,这反映出自贸区设立对经济高质量发展的创新效应显著存在,一方面,自贸区设立通过加剧企业间的竞争、缓解外部融资约束来提高企业创新能力来带动经济高质量发展,另一方面,自贸区金融改革创新效应带动了区域创新能力以及经济高质量发展水平的提升。

从直接投资效应的回归结果看,模型(2)中的 $\beta_1$ 、模型(4)中的 $\beta_1$ 以及模型(7)中的 $\gamma_2$ 均在1%的显著性水平下为正( $\beta_1 = 0.0767, \beta_1 = 0.1567, \gamma_2 = 0.1019$ ),且模型(7)中的 $\gamma_1$ 比模型(2)中的 $\beta_1$ 小, $\gamma_1 = 0.0740 < 0.0767$ ,这表明自贸区设立对经济高质量发展的直接投资效应显著存在,即自贸区设立通过推进利率市场化改革,扩大直接融资比重,优化金融资源配置,促进经济高质量发展。

从资本配置效应的回归结果看,模型(2)中的 $\beta_1$ 、模型(5)中的 $\beta_1$ 以及模型(8)中的 $\gamma_2$ 均在1%的显著性水平下为正( $\beta_1 = 0.0767, \beta_1 = 0.2981, \gamma_2 = 0.0190$ ),且模型(8)中的 $\gamma_1$ 比模型(2)中的 $\beta_1$ 小, $\gamma_1 = 0.0745 < 0.0767$ ,这说明自贸区设立对经济高质量发展的资本配置效应显著存在,即自贸区通过推进资本市场进一步开放,提高资本资源配置效率,降低配置成本,促进经济发展质量的提高,存在明显的中介效应(齐绍洲等,2017)<sup>[21]</sup>。

## (二) 自贸区设立影响经济高质量发展作用机制的异质性检验

通过自贸区设立影响经济高质量发展作用机制的异质性进行检验,可发现(详见表8):对于金融资源配置效率较高的地区而言, $FTA * after$ 系数均显著为正,这意味着自贸区设立通过创新、直接投资、资本配置显著提高了金融资源配置效率较高地区的经济高质量发展水平,中介效应依然存在;而对于金融资源配

表7 自贸区设立对经济高质量发展的作用机制

经济高质量发展 $\ln Hed$	创新驱动效应	直接投资效应	资本配置效应
(2)	$fe$	$fe$	$fe$
$FTA * after(\beta_1)$	0.0767*** (0.0227)	0.0767*** (0.0227)	0.0767*** (0.0227)
(3)~(5)	$apply$	$direct$	$roa$
$FTA * after(\beta_1)$	0.7696*** (0.0612)	0.1567*** (0.0090)	0.2981* (0.1915)
(6)~(8)	$fe$	$fe$	$fe$
$FTA * after(\gamma_1)$	0.0618*** (0.0219)	0.0740*** (0.0264)	0.0745*** (0.0232)
$M(\gamma_2)$	0.0822*** (0.0039)	0.1019*** (0.0245)	0.0190* (0.0121)
常数项	-2.9910* (1.8371)	-6.4841*** (1.1140)	-6.8023*** (1.2046)
地区控制变量	控制	控制	控制
企业控制变量	控制		控制
地区效应/时间效应	yes	yes	yes
观测值	7,039	7039	6,835
组内 $R^2$	0.3460	0.1888	0.2025
中介效应	存在	存在	存在

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%、10%的水平显著,括号内为标准误



置效率低的地区来说,创新和资本配置的中介效应不存在,同时自贸区设立对地区经济高质量发展水平也未通过直接投资效应来实现,即对于金融资源配置效率低的地区来说,自贸区设立促进经济高质量发展水平提升的微观作用机制无法发挥作用。

表8 自贸区设立影响经济高质量发展的异质性检验

	创新驱动效应		直接投资效应		资本配置效应	
	金融资源配置效率高	金融资源配置效率低	金融资源配置效率高	金融资源配置效率低	金融资源配置效率高	金融资源配置效率低
(2)	<i>fe</i>	<i>fe</i>	<i>fe</i>	<i>fe</i>	<i>fe</i>	<i>fe</i>
$FTA * after(\partial_1)$	0.4122 *** (0.0297)	0.0237 (0.0425)	0.4122 *** (0.0297)	0.0237 (0.0425)	0.4122 *** (0.0297)	0.0237 (0.0425)
(3)	<i>apply</i>	<i>apply</i>	<i>direct</i>	<i>direct</i>	<i>roa</i>	<i>roa</i>
$FTA * after(\beta_1)$	1.2849 *** (0.0857)	0.1434 (0.1304)	0.2346 *** (0.0149)	0.0237 *** (0.0028)	1.4088 *** (0.2495)	0.1932 (0.3353)
(4)~(6)	<i>fe</i>	<i>fe</i>	<i>fe</i>	<i>fe</i>	<i>fe</i>	<i>fe</i>
$FTA * after(\gamma_1)$	0.3147 *** (0.0280)	0.0257 (0.0424)	0.3592 *** (0.0333)	0.1251 ** (0.0552)	0.0484 (0.0323)	-0.0109 (0.0463)
$M(\gamma_2)$	0.1120 *** (0.0051)	-0.0081 * 0.0043	0.1795 *** (0.0514)	1.5590 * (0.1718)	0.0202 * (0.0118)	-0.0011 (0.0018)
常数项	-7.7196 *** (1.8129)	8.4801 *** (2.1214) ***	-32.4660 *** (2.0411)	23.7335 *** (2.0254)	-135.2709 *** (19.5469)	7.1848 *** (2.5670)
地区控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应/时间效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
观测值	4,046	2,993	4,046	2,993	3,971	2,864
组内 R <sup>2</sup>	0.4474	0.0837	0.2434	0.1714	0.6706	0.0875
中介效应	存在	不存在	存在	存在	存在	不存在

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%、10%的水平显著,括号内为标准误

这表明与金融资源配置效率较低的地区相比,自贸区设立对金融资源配置效率较高的地区经济高质量发展水平的作用机制相对更明显。自贸区有助于优化金融生态环境,支持中小微企业创新创业,直接投资比重和资本配置效率高本身就是金融资源配置效率高的表现,而金融资源的优化配置显著提升企业技术创新能力,所以对金融资源配置效率高的地区而言,自贸区设立更容易通过提高地区企业直接融资比重、资本配置效率和创新来实现经济高质量发展,这进一步论证了前述的自贸区设立经济高质量发展的理论机制。

## 六、结论与建议

### (一) 研究结论

本文收集了2010—2017年的省级数据以及1399个上市公司的微观数据,以相继实施的自贸区战略为准自然实验,运用多期 DID 深入研究了自贸区设立对经济高质量发展的助推作用是否存在、自贸区设立对经济高质量发展影响的异质性以及自贸区设立对经济高质量发展的作用机制及异质性影响。本文实证

结果发现:第一,双重差分检验结果显示,与对照组相比,自贸区设立对实验组地区经济高质量发展水平有积极影响;第二,自贸区设立对地区经济高质量发展水平的正面效应具有异质性:一方面,自贸区设立对非国有企业所在区域的经济高质量发展水平的支持作用更强;另一方面,与金融资源配置效率低的地区相比,金融资源配置效率较高区域的经济高质量发展受自贸区政策的影响相对更明显;第三,自贸区政策对经济高质量发展的积极作用主要通过创新、直接投资和资本配置来表现。通过中介效应模型发现,自贸区设立主要通过提高地区企业的直接融资比重、专利申请量和资本配置效率三个变量来带动地区经济高质量发展水平;第四,自贸区设立对经济高质量发展的影响机制会受到金融资源配置效率的影响,与金融资源配置效率较低的地区相比,自贸区战略对金融资源配置效率较高的地区的经济高质量发展水平的提升作用相对更明显,进一步增强前述异质性和作用机制的稳健性。

## (二) 政策建议

第一,深化科技和金融创新体制机制改革,实现创新驱动经济发展模式转变。一方面,利用金融创新破解制约科技创新的资金瓶颈,鼓励企业增加研发,提高投入产出比,促进科技创新成果产业化,有效发挥自贸区金融创新对科技创新产出的驱动作用;加大科技领域国际合作,整合国际优质资源,提升自主创新能力,引导企业进行价值链转型升级。另一方面,自贸区应将政策优势切实转化为创新优势,打造产业创新集群,提高吸纳和配置全球技术、人才和资金等创新资源的能力,加速要素自由流动,激发创新活力,并根据自身资源禀赋和产业优势,结合区域内外创新资源进行自贸区创新驱动发展,推动创新能力的提升和金融资源优化配置,发挥创新驱动对转型升级的引领作用。

第二,扩大直接融资比重,建立多层次资本市场,提高市场资源配置效率。改变金融发展模式,由粗放型扩张模式向集约型模式转变,为自贸区内客户提供多元化的融资方式和资金支持,丰富金融机构和金融产品体系,深化金融供给侧结构性改革。推动债券市场发展,建立健全债券违约风险分担机制,拓宽直接融资渠道,优化融资结构,提高金融服务实体经济效率;加大股权类融资力度,解决好中小企业、民营企业融资难融资贵问题,弱化银企之间的信息不对称,缓解信贷收益难以覆盖风险的压力,降低金融系统性风险。

第三,提升资本配置效率,促进金融资源在市场机制的作用下得到有效配置,改善经济发展质量。随着自贸区的设立,国际资本流动规模不断扩大,资金配置过程要求利率应该更为市场化,自贸区要进一步通过利率市场化等要素市场的改革,提升资本配置效率,将更多信贷资源向小微和民营企业配置,减少资源配置失灵以及空心化现象,维护金融体系整体稳定,增强金融业对实体经济的推动作用,促进经济向高质量发展。同时,前文指出相对于国有企业,自贸区设立提高企业资本配置效率在非国有企业表现更突出,因此在未来自贸区的规划和建设中,推进国有企业混合所有制改革,加快僵尸企业清理退出,进一步支持企业兼并重组,通过硬化预算约束规范地方政府和国有企业行为模式,提高对民营企业和小微企业的税收优惠力度,保证民营经济快速健康发展;民营企业要不断优化公司治理结构,提高运行效率。

## 参考文献:

- [1]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):3-15.
- [2]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):51-66.
- [3]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.
- [4]张军,闫东升,冯宗宪,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):125-133.
- [5]冯帆,许亚云,韩剑.自由贸易试验区对长三角经济增长外溢影响的实证研究[J].世界经济与政治论坛,2019(5):118-138.
- [6]GIOVANNI P, ADAM H. Structural economic reform in China; the role of the Shanghai Free Trade Zone[J]. Trade Insights,

- 2014(3):1-13.
- [7] WEI S, MATTHIA V. Where is the alchemy? The experiment of the Shanghai Free Trade Zone in freeing the foreign investment regime in China[J]. *European Business Organization Law Review*, 2015, 16(6):321-352.
- [8] 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):3-10, 134.
- [9] 陈亮, 王溪若, 周睿. 前海自贸区与上海自贸区金融创新比较研究[J]. *上海金融*, 2017(9):83-86, 78.
- [10] 程翔, 杨宜, 张峰. 中国自贸区金融改革与创新的实践研究——基于四大自贸区的金融创新案例[J]. *经济体制改革*, 2019(3):12-17.
- [11] YAO Q, WHALLEY J. The China(Shanghai) Pilot Free Trade Zone: background, developments and preliminary assessment of initial impacts[J]. *The World Economy*, 2016, 39(1):2-15.
- [12] CALANTONE R J, CAVUSGIL S T, ZHAO Y. Learning orientation, firm innovation capability, and firm performance[J]. *Industrial Marketing Management*, 2002, 31(6):515-524.
- [13] 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(9):65-74.
- [14] GLADIE L. Shanghai Pilot Free Trade Zone: shaping of China's future foreign investment environment[J]. *International Tax Journal*, 2014, 40(1):31-35.
- [15] 陈一鼎, 张怀洋, 乔桂明. 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):95-102.
- [16] WULGLER J. Financial markets and the allocation of capital[J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(5):187-214.
- [17] BECK T, LEVINE R. Industry growth and capital allocation: does having a market-or bank-based system matter[J]. *Journal of Financial Economics*, 2002, 64(2):147-180.
- [18] 李青原, 李江冰, 江春, 等. 金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2013(2):527-548.
- [19] 张庆君, 李萌. 金融发展、信贷错配与企业资本配置效率[J]. *金融经济学研究*, 2018(4):3-13.
- [20] 魏蓉蓉. 金融资源配置对经济高质量发展的作用机理及空间溢出效应研究[J]. *西南民族大学学报(人文社科版)*, 2019(7):116-123.
- [21] 齐绍洲, 张倩, 王班班. 新能源企业创新的市场化激励——基于风险投资和企业专利数据的研究[J]. *中国工业经济*, 2017(12):95-112.
- [22] 陈学胜, 罗润东. 利率市场化改革进程下企业贷款成本与资本配置效率研究[J]. *经济管理*, 2017(3):162-174.
- [23] 钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. *中国工业经济*, 2018(8):42-59.
- [24] 熊虎, 沈坤荣. 地方政府债务对创新的挤出效应研究[J]. *经济科学*, 2019(4):5-17.
- [25] 陈林, 伍海军. 国内双重差分法的研究现状与潜在问题[J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, 32(7):133-148.
- [26] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6):1173-1182.



(责任编辑 周法法)