

自贸试验区设立与区域经济增长： 基于动力机制与空间带动效应的研究

崔日明 陈永胜 李丹

摘要：自贸试验区作为国家制度型开放试验田，对于中国建设更高水平开放型经济新体制具有高度战略地位。本文运用2003—2018年274个城市的面板数据，运用双重差分法评估自贸试验区设立的经济增长效应并对影响机制进行实证检验。研究发现：（1）自贸试验区设立显著拉动了所在城市经济增长，并且经过工具变量法、安慰剂检验、PSM-DID检验、剔除国家级新区政策、变换被解释变量和变换样本与离群值等一系列检验之后，该结论仍然成立。（2）空间带动效应发现，自贸试验区设立除了能够影响所在城市经济增长，对其周围城市经济增长亦能产生影响。（3）动力机制检验发现，自贸试验区设立可通过制度变迁和创新驱动促进所在城市经济增长。（4）异质性分析发现，批次异质性表现出随着批次往后，经济增长带动效应逐渐递减的特征。内陆与沿海异质性表现为沿海自贸试验区显著拉动城市经济增长，而内陆自贸试验区不显著。本文为充分发挥自贸试验区政策效应、全力提升制度变迁和创新驱动经济增长的促进作用提供了经验证据和政策建议。

关键词：自贸试验区；经济增长；制度变迁；创新驱动；空间带动效应

[中图分类号] F720 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 11-0001-20

引言

“十四五”规划提出建设更高水平开放型经济新体制，明确了从传统政策激励性开放向建设创新性体制转型的改革开放新目标（张幼文，2016）^[1]。改革开放以来，中国经济走向高速发展，创造了世界奇迹，成功的关键因素就是渐进式改革和制度变迁（杨汝岱，2008）^[2]。自贸试验区以制度变迁为核心，致力于成为“制度高地”，一方面形成一批可复制可推广的制度性公共产品，为中国全面深化改革和扩大开放探索新路径、新模式，另一方面产生“制度红利”，促进新一轮经济增

[收稿日期] 2021-06-16

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“建设面向东北亚开放合作高地与推进新时代东北振兴研究”（20&ZD097）；国家社会科学基金项目“全球价值链数字化对中国制造业高质量发展的影响机制与推进策略研究”（21BJL070）

[作者信息] 崔日明：辽宁大学研究生院院长，教授；陈永胜：辽宁大学经济学院博士研究生；李丹（通讯作者）：辽宁大学经济学院教授，电子邮箱 lidanlu@163.com

长。已有大量文献对自贸试验区（以下简称自贸区）经济增长效应进行研究，然而在国家众多宏观经济政策中，自贸区设立是否属于经济增长不可忽略的因素，却少有文献进行检验。因此，本文关注的第一个问题是，自贸区设立是否确实拉动所在城市经济增长？

根据增长极理论，自贸区所在城市与其周围城市所处经济地位不同，自贸区所在城市处于主导地位，对其周围城市产生扩散或回流效应（柯善咨，2009）^[3]。新经济地理学也发现了中心城市对周围城市产生虹吸或溢出的空间经济影响，内在机制是中心城市的经济集聚能够对周围城市产生向心力和离心力（黄振宇和吴立春，2020）^[4]。那么，自贸区设立所产生的知识溢出、规模报酬递增等正外部性是否会对其周围城市产生影响？多数文献仅关注自贸区设立对所在城市经济增长效应，但未关注自贸区设立对其周围城市经济增长的影响。因此，本文关注的第二个问题是，自贸区设立对其周围城市的经济增长是否具有影响？

自贸区的制度变迁在宏观上打破市场分割、消除贸易壁垒，推动投资和贸易便利化，使市场机制对资源配置起决定性作用；在微观层面上通过政府职能转变、准入前国民待遇加负面清单制度影响外资企业行为，促进外资和贸易扩大，势必引起区域技术冲击，有助于区域创新能力提升（刘秉镰和王铖，2018）^[5]。制度变迁与创新驱动是推动经济持续增长的重要因素（王军等，2013^[6]；苏治和徐淑丹，2015^[7]），如果自贸区设立拉动所在城市经济增长，那么，一个重要机制是自贸区的制度变迁不仅推动投资和贸易便利化、降低企业固定成本，而且可以驱动区域自主创新水平提升，促进生产技术进步，从而拉动经济增长。已有大量文献对自贸区的制度红利和创新驱动进行理论分析，但尚未有文献对自贸区经济增长的制度变迁和创新驱动机制进行系统分析和实证检验。因此，本文关注的第三个问题是，自贸区设立影响经济增长的传导机制是什么？制度变迁和创新驱动是否是拉动经济增长的机制？

本文可能的边际贡献主要体现在：（1）以往自贸区经济增长效应评估多数运用上海样本或省级面板数据，但以上海自贸区为研究样本不具有普遍性，以省级面板数据又扩大了自贸区空间辐射范围。因此，本文使用全国地级及以上城市面板数据，细分自贸区片区所在城市，并运用工具变量法、剔除国家级新区政策等一系列方法检验双重差分估计结果，提高了研究结论的可靠性。（2）根据新经济地理学，首先从理论层面分析自贸区所在城市由于区位导向政策产生经济集聚，使得自贸区所在城市成为中心城市，并对其周围城市经济增长产生影响的机制，然后通过实证方法检验自贸区对其周围城市经济增长的带动效应。（3）从制度变迁和创新驱动角度分析自贸区设立拉动经济增长的动力机制，并且通过实证方法进行严格检验，为构建开放型经济新体制，进一步推动经济高质量发展提供经验依据。

一、文献综述与机制分析

（一）文献综述

1. 自贸区经济效应研究

关于自贸区经济效应的国内外文献主要分为两类：第一类文献是从定性角度分

析自贸区发展现状、战略目标和理论意义 (Yao and Whalley, 2016^[8]; 张幼文, 2016), 主要聚焦于自贸区的制度型开放、开放型经济新体制建设及其功能定位、发展目标和后续政策。第二类文献是从实证角度定量考察自贸区经济效应 (Feils and Rahman, 2008)^[9], 多数研究都发现自贸区设立能够带动地区经济增长 (谭娜等, 2015^[10]; 王利辉和刘志红, 2017^[11])。也有文献发现自贸区设立能够通过企业竞争、技术溢出和国际贸易提升区域创新水平 (刘秉镰和王铖, 2018)。另一些研究关注自贸区设立对产业结构 (冯锐等, 2020)^[12]、贸易发展 (项后军等, 2016)^[13]等方面的影响。但多数研究均通过理论分析自贸区设立产生的制度红利, 然后运用实证定量评估经济绩效, 缺乏对影响机制的检验。

2. 制度变迁与经济增长效应研究

自贸区试验的核心任务是深化政府体制机制改革, 积极探索一套与国际规则接轨的新制度体系 (张幼文, 2016)。因此, 制度变迁是自贸区推进改革的核心。国内外关于制度变迁与经济增长的研究主要分为两类: 第一类是通过理论定性分析制度变迁对经济增长的宏观影响。以 North (1994)^[14]为代表的新制度经济学派认为, 决定一国或一地区经济持续增长的核心条件是制度质量。第二类是通过实证定量分析制度变迁对经济增长的影响。多数实证结果均发现制度变迁能够正向促进经济增长, 且在控制制度质量因素之后, 地理环境、市场环境对经济增长的作用变得非常有限 (Acemoglu et al., 2002)^[15]。对于中国制度变迁的经济增长效应研究, 实证结果也均发现制度变迁是中国实现快速增长的重要因素 (王军等, 2013; 文东伟, 2013^[16])。

(二) 作用机制与理论假说

自贸区的主要任务是为国家深化改革与扩大开放探索新路径和新模式, 核心思想是以制度变迁为突破口, 致力于成为“制度高地”, 推动政府职能和增长方式转变, 促进产业结构升级和贸易便利化, 形成在全国范围内可复制、可推广的制度型开放经验, 提升国家整体竞争力。自贸区的制度变迁主要表现在以下三个方面:

1. 政府深化改革

政府职能从事前审批转变为事中事后监管 (张幼文, 2016), 简化了审批程序。政府以综合监管和法制管理提供公开透明的规则体系和高效便利的服务职能, 让市场在资源配置过程中充分发挥作用, 实现高效的市场化宏观调控, 紧抓市场与政府的最优边界。政府行政管理体制改革推动经济增长的途径包括: (1) 精简行政和法制化建设使企业行政成本、“寻租活动”和交易费用减少, 通过公平、透明和可预期的法治环境提升企业的经济效率; (2) 放松准入、创新监管和优化服务的政府职能降低了外资准入的不确定性, 为外商经营活动提供了制度保障, 进而增加了外资流入 (司春晓等, 2021)^[17], 有利于区域资本积累和技术溢出; (3) 以市场化为主导, 利用价格机制实现资源优化配置, 生产效率得以提升, 推动经济增长。

2. 准入前国民待遇加负面清单制度建设开放型经济新体制

准入前国民待遇加负面清单制度是构建开放型经济新体制的一大亮点,集中体现了更高水平和更深层次的开放度与透明度(张幼文,2016)。准入前国民待遇通过将传统投资建立之后给予外商的待遇延伸至投资建立之前,其核心是扩大投资自由化和给予外资准入权(庞明川等,2014)^[18]。负面清单明确列出企业禁止和限制投资的领域和行业,相当于投资领域的“敏感区”(裴长洪等,2014)^[19]。负面清单之外的行业和领域,市场上各类企业或个体均可以依法平等进入,以此降低准入门槛、减少准入管理程序、增加竞争公平性和透明度。准入前国民待遇与负面清单制度匹配管理模式扩大了投资开放领域,推动了投资和贸易便利化,营造了更自由的贸易投资环境,以此提升经济效率,推动经济增长。

3. 以创新驱动经济增长方式转型升级

创新驱动是我国经济高质量发展、产业结构转型、国际价值链分工升级的主导力量(王玉民等,2016)^[20]。自贸区通过制度创新提供良好的制度环境,积极培育科技、知识和商业模式创新,以此提升产业、行业以及企业的国际竞争优势。自贸区创新驱动经济发展方式主要有:(1)以金融服务业开放创新推动产业结构转型升级,实现经济增长。自贸区在金融市场、监管、服务、产品、投资和机构等六方面实行创新发展(程翔等,2019)^[21],积极构建国际金融市场,以人民币跨境使用扩大金融服务开放,培育新的商业模式发展。(2)取消外资传统特殊的超国民待遇,实现内外资企业公平竞争,以企业间激烈的竞争效应使得企业加大创新投入,带动区域自主创新能力提升,与此同时,劳动力自发地增加人力资本投资,劳动力生产效率提高。(3)通过国际贸易积极融入全球价值链分工,自发地向全球价值链上游攀升使得企业、行业主动提升自主创新能力,带动整体经济增长方式转型。鉴于此,本文提出:

假说1:自贸区设立可通过制度变迁、创新驱动两种途径拉动所在城市经济增长。

现有研究表明,中国的经济发展具有明显的空间溢出效应(Brun et al., 2002)^[22]。根据新经济地理学,由于规模报酬递增的存在,经济集聚是区域经济增长的关键因素(Krugman, 1991)^[23],同时,经济集聚产生的虹吸效应和溢出效应也对周围城市产生影响。地理学第一定律指出,世界万事万物均相关,但是距离较近事物相比较远事物具有更高的相关性,因此,区域间经济发展表现出强烈的空间相关性(伍骏骞等,2017)^[24]。自贸区设立由于区位导向政策的实施扩大了本地市场规模,促进市场一体化,从而提高了要素生产率和降低贸易成本,导致生产要素从周围城市向设立自贸区的城市集聚,对周围城市产生虹吸效应。而当自贸区所在城市集聚规模足够大时,自贸区所在城市人均资本存量远高于周围城市。根据新古典经济学理论和资本边际报酬递减规律,自贸区所在城市的资本回报率低于周围城市(马光荣等,2020)^[25],使得自贸区所在城市对周围城市产生溢出效应,带动周围城市经济增长。因此,自贸区对所在城市产生的政策效应最强,带动经济增长效

果最大；而紧邻自贸区的城市由于受到自贸区虹吸效应产生阴影区，不利于其经济增长（Cuberes et al., 2019^[26]；曹清峰，2020^[27]）；当超出特定距离、摆脱虹吸效应阴影后，自贸区通过溢出效应带动周围城市经济增长；随着与自贸区距离进一步增加，自贸区的空间效应逐渐减小。鉴于此，本文提出：

假说2：自贸区设立对周围城市经济增长的影响随着与自贸区距离增加表现出先变小、再变大、再变小的趋势。

二、研究设计

（一）模型设定

本文根据国务院公布的自贸区设立的相关文件，以自贸区设立为一项准自然试验，采用双重差分法（DID）评估自贸区设立对所在城市经济增长的政策效果。本文运用2003—2018年274个地级及以上城市为研究样本，以自贸区片区所涉及的地级及以上城市（共24个^①）为处理组，其余250个地级及以上城市为控制组。由于自贸区是分批设立的，并非同一年统一规划，因此本文采用多期DID方法，其中 $treat$ 为城市分组变量，将处理组中的24个地级及以上城市赋值为1，而控制组中的250个地级及以上城市赋值为0； $post$ 为时间分组变量，在城市设立自贸区当年及以后年份赋值为1，否则为0。据此直接生成设立自贸区的虚拟变量 $treat \times post$ 。同时借鉴刘瑞明和赵仁杰（2015）^[28]、袁航和朱承亮（2018）^[29]的方法，利用自贸区虚拟变量 $treat \times post$ 构造个体和时间固定效应模型进行双重差分估计，检验自贸区设立对所在城市经济增长的净效应。具体模型设定如下：

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{it} \times post_{it} + \xi X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式（1）中， y_{it} 为被解释变量，表示第 i 个城市第 t 年的经济增长率（ $gdpr$ ），用全市GDP实际增长率来衡量（曹清峰，2020）。 X_{it} 为控制变量组， v_i 为城市固定效应， u_t 为年份固定效应。在式（1）中， α_1 是核心估计参数，表示自贸区设立对所在城市经济增长的净效应。如果 α_1 显著为正，说明自贸区设立显著拉动所在城市经济增长，反之，存在抑制作用。

根据新经济地理学，区位导向政策实施能够通过虹吸效应和溢出效应对周围城市产生经济影响，为检验自贸区设立对周围城市经济增长的带动效应，本文参考曹清峰（2020）的方法，设定式（2）进行检验：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_{it} \times post_{it} + \sum_{s=50}^{400} \gamma_s N_{it}^s + \xi X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式（2）在式（1）的基础上引入了一组新的虚拟变量 N_{it}^s ，表示城市 i 在一定距离内是否有自贸区，其中， s 表示城市之间地理距离（单位为千米）。具体来说，

^①按自贸区成立时间顺序的处理组城市分别是：上海市、天津市、重庆市、广州市、深圳市、珠海市、福州市、厦门市、大连市、沈阳市、营口市、舟山市、郑州市、开封市、洛阳市、武汉市、襄阳市、宜昌市、成都市、泸州市、西安市、咸阳市、海口市和三亚市。

如果在 t 年城市 i 的空间范围 $(s-50, s]$ 内有自贸区,那么 $N_{it}^s=1$,如果没有,那么 $N_{it}^s=0$ 。例如, $N_{it}^{100}=1$ 表示 t 年城市 i 的50至100千米内有自贸区,而 $N_{it}^{100}=0$ 表示没有。在式(2)回归过程中,本文以50千米为单位,分别报告了当 $s=50, 100, \dots, 400$ 时系数 γ_s 的回归结果,并通过比较 γ_s 的统计显著性来检验自贸区设立对周围城市经济增长的空间带动效应。

(二) 数据来源与变量描述

本文所涉及的夜间灯光数据来自美国国家海洋和大气管理局(NOAA)^①,降雨量数据来自于中国气象网^②,城市专利授权总量数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库^③,中国区域创新创业指数数据来源于北京大学企业大数据研究中心^④。其余城市GDP实际增长率等表示城市特征变量数据均来源于历年《中国城市统计年鉴》、《中国区域统计年鉴》和各省统计年鉴。缺失数据用插值法补齐。

本文选取的控制变量主要包括:(1)投资(inv),用各城市每年固定资产投资额占GDP的比重衡量;(2)产业升级($indup$),用第三产业增加值与第二产业增加值比值衡量;(3)城镇化(urb),用城镇人口或非农人口占城市总人口比值衡量;(4)人均消费($lnpercon$),用城镇人均消费对数值衡量;(5)实际利用外资(fdi),用城市实际利用外资占GDP比重衡量;(6)出口额($export$),用城市出口总额占GDP比重衡量;(7)教育支出(edu),用政府教育支出占GDP比重衡量;(8)服务业就业($serpro$),用服务业就业人数占全部就业人数比重衡量;(9)工资水平($wage$),用平均工资增长率衡量。

三、实证结果及分析

(一) 平行趋势检验

参考曹清峰(2020)和陶锋等(2021)^[30]的方法,以政策实施前一年为基准年,将政策实施前8年和政策实施后5年的虚拟变量共同进行同主回归一致的OLS-DID回归(图1),回归结果显示,经济增长率在自贸区设立前8年 $treat \times post$ 系数均不显著,且回归系数均在0值附近,表明自贸区设立之前设立自贸区的城市与没有设立自贸区的城市不存在显著差异,满足平行趋势假定。在设立自贸区之后,经济增长率迅速上升且由自贸区设立前的负系数徘徊态势迅速转为显著正系数,表明自贸区设立对经济增长具有显著促进作用。

(二) 平均效应和动态效应

为了验证自贸区设立对经济增长的政策效应,本文使用双重差分法对其进行实

①<http://www.noaa.gov/>。

②<http://data.cma.cn>。

③www.cnrds.com。

④www.cer.pku.edu.cn。

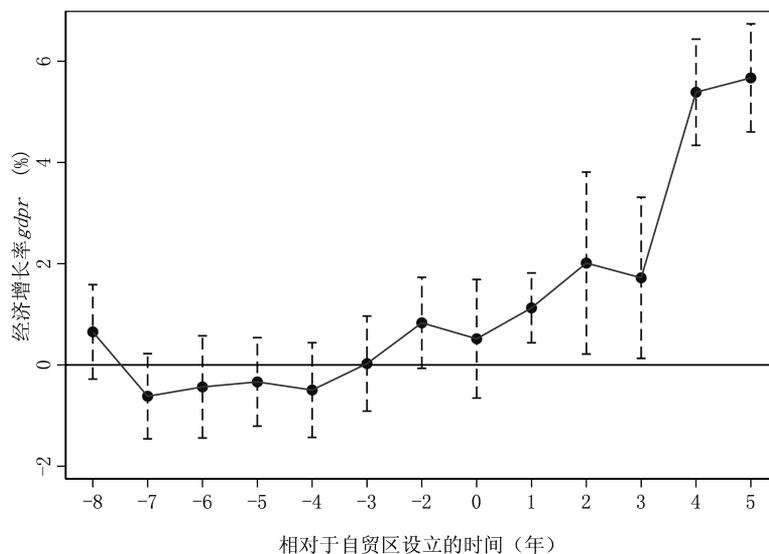


图1 平行趋势检验

证检验。通过比较自贸区设立前和设立后的平均处理效应分析自贸区设立对城市经济增长的政策效果，并且引入自贸区设立后年份的动态效应，以此分析自贸区设立对城市经济增长的历年冲击。根据表1，控制了城市固定效应、年份固定效应和一系列控制变量后，从平均处理效应来看，变量 $treat \times post$ 的系数为 1.1%，且在 5% 的统计水平上显著，这表明自贸区设立后会促进所在城市年均 GDP 增长率提升约 1.1 个百分点，显著带动所在城市经济增长。从动态效应来看，自贸区设立后拉动

表1 DID模型回归结果

变量	平均处理效应	动态效应
	<i>gdp</i>	<i>gdp</i>
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.011 ** (0.005)	
<i>after</i> 1		0.011 *** (0.004)
<i>after</i> 2		0.020 * (0.011)
<i>after</i> 3		0.017 * (0.009)
<i>after</i> 4		0.053 *** (0.005)
<i>after</i> 5		0.056 *** (0.005)
<i>Control</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	4 384	4 384
<i>R</i> ²	0.616	0.616

注：括号内的数值为标准误，***、**和*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。*Control*包括控制变量、城市固定效应和年份固定效应，以下各表同。

经济增长的政策效应呈现显著的逐年增长趋势，并且可能尚未达到峰值。因此，印证了假说1，即自贸区设立对所在城市经济增长具有显著带动作用。

(三) 工具变量法

为了排除自贸区选址可能受到其他潜在因素的影响干扰估计结果，本文采用工具变量法做进一步检验，选择各城市滞后一期的夜间灯光总辐射像元值 (*iv1*)、平均辐射像元值 (*iv2*) 和当期的降雨量 (*iv3*) 作为城市是否纳入设立自贸区试点的工具变量，原因有：(1) 中央政府在选择自贸区试点时，可能存在着“靓女先嫁”问题，即中央政府可能偏向选择发达地区作为自贸区试点，而夜间灯光亮度与GDP具有高度相关性，变化趋势基本一致(徐康宁等, 2015)^[31]，因此滞后一期的夜间灯光数据与当期GDP具有高度相关性，从而可能与是否纳入自贸区试点相关，符合工具变量相关性假设。同时当期的经济增长率对前一期的夜间灯光亮度没有影响，符合工具变量外生性假设。(2) 由于自贸区致力于打造制度型开放高地，中央政府在选择自贸区试点过程中，可能会考虑到城市贸易开放水平，而贸易开放度高的城市一般距离海岸、港口或者河流较近，因此降雨量较多，符合工具变量相关性假设。同时降雨量作为严格外生性变量，由气候和地理条件所决定，经济增长率对降雨量没有影响，符合工具变量外生性假设。

通过工具变量运用两阶段最小二乘法，估计结果如表2所示，第一阶段回归中，*iv1*、*iv2* 和 *iv3* 与时间变量交互项系数均在1%的统计水平上显著，说明 *iv1*、*iv2* 和 *iv3* 与城市是否纳入自贸区试点显著相关，并且 *F* 统计量为 9378.3，远大于 10，表明不存在弱工具变量问题。第二阶段回归中，*treat*×*post* 系数为 0.017，且在1%的统计水平上显著，与基准模型回归结果基本一致，并且 *Sargen* 检验的卡方统计值为 3.106，对应 *P* 值为 0.212，表明接受原假设，所有工具变量都是外生的。结果表明消除自贸区试点选择的内生性问题之后，自贸区设立仍然显著促进所在城市经济增长，表明 DID 模型的回归结果不是由样本选择偏差所导致的。

表2 工具变量回归结果

变量	第一阶段	第二阶段
	<i>treat</i> × <i>post</i>	<i>gdp</i>
<i>iv1</i> × <i>post</i>	1.55e-06*** (3.95e-08)	
<i>iv2</i> × <i>post</i>	0.0020*** (0.0004)	
<i>iv3</i> × <i>post</i>	0.0005*** (8.65e-06)	
<i>treat</i> × <i>post</i>		0.017*** (0.004)
<i>Control</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	4 384	
<i>F</i> -statistics	9 378.300	
<i>Sargan statistics</i>	3.106	
χ^2 <i>P</i> -Value	0.212	

(四) 空间带动效应检验

为了检验自贸区政策对其周围城市经济增长的带动作用,本文根据式(2)估计结果绘制了虚拟变量 N^* 系数随空间距离的变化趋势图(图2),其中横轴表示与自贸区城市的距离,纵轴表示经济增长率。根据图2可以发现,在距离自贸区50千米以内的城市因为受到自贸区虹吸效应影响,处于自贸区集聚阴影下,城市经济增长受到抑制;对于距离自贸区50—100千米的城市,由于摆脱了自贸区虹吸效应阴影,自贸区溢出效应发挥作用,显著带动其经济增长;当与自贸区距离超过100千米之后,由于距离较远,自贸区空间效应较弱,带动作用变得不显著。曹清峰(2020)在研究国家级新区对邻近城市经济增长带动效应时,亦得出类似结论。这也验证了假说2,即自贸区设立对周围城市经济增长的影响随着与自贸区距离增加表现出先变小、再变大、再变小的趋势。

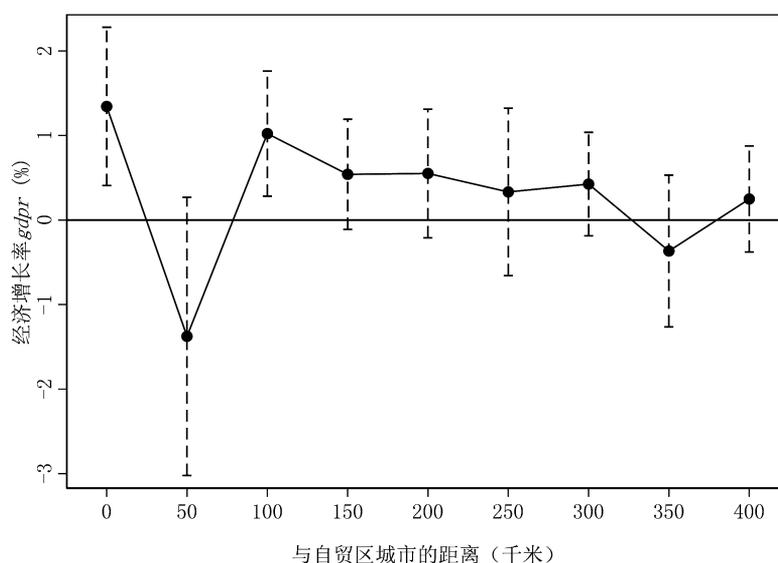


图2 自贸区政策带动效应

(五) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

为了确保本文所得结论,即自贸区设立有效拉动所在城市经济增长具有稳健性,排除其他未知因素对试点城市和试点时间选择的影响,本文参考曹清峰(2020)的方法从以下两个方面进行安慰剂检验:(1)随机化处理组且政策时间不变,即在所有样本中随机选取与原处理组所含城市个数相同的城市作为虚拟处理组,同时自贸区设立的时间不变。具体而言,如果在 t 年有 n 个城市设立了自贸区,那么就所有样本中随机选取 n 个城市作为新的处理组,在此基础上重新估计式(1),将此过程重复进行1000次,得到1000个 $treat \times post$ 估计系数的 t 值和 P 值。估计结果的核密度分布图显示(图3), $treat \times post$ 估计系数的 t 值的均值为0.045,在区间 $[-2, 2]$ 内, P 值的均值为0.487,大于0.1,说明随机化处理组之后,自贸区设立在这1000次的随机抽样中均没有显著效果。(2)随机提前自贸

区设立时间且处理组不变，即在原处理组样本中，随机提前自贸区设立时间，同时处理组、控制组城市不变。具体而言，如果城市 i 在 t 年设立了自贸区，那么就 2003 年至 $t-1$ 年随机抽取 1 年作为城市 i 设立自贸区的时间，以此估计式 (1)，并以城市 i 为不同样本，有放回地重复 1000 次，得到 1000 个 $treat \times post$ 估计系数的 t 值和 P 值。估计结果的核密度分布图显示 (图 4)， $treat \times post$ 估计系数的 t 值的均值为 1.227，在区间 $[-2, 2]$ 内， P 值的均值为 0.317，大于 0.1，说明随机提前自贸区设立时间之后，自贸区设立在这 1000 次的随机抽样中均没有显著效果。综上，在分别随机化处理组和政策时间之后，结果均显示自贸区设立不会拉动城市经济增长，从事实的角度证实了自贸区设立后确实拉动了所在城市经济增长。

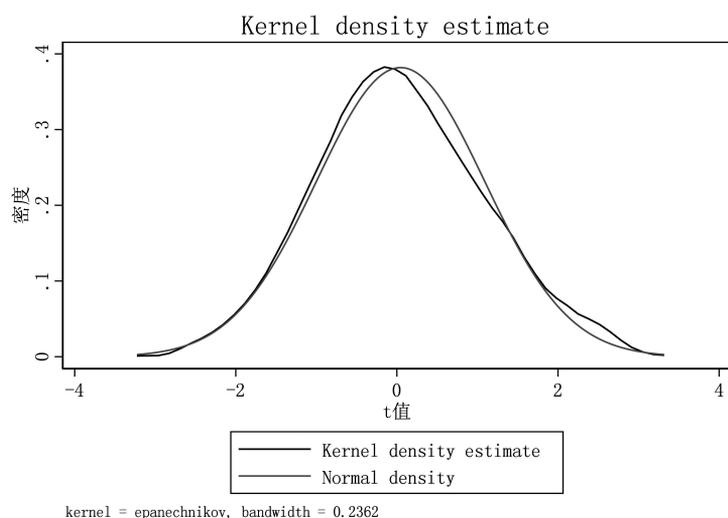


图 3 t 值核密度图 (处理组随机, 政策时间不变)

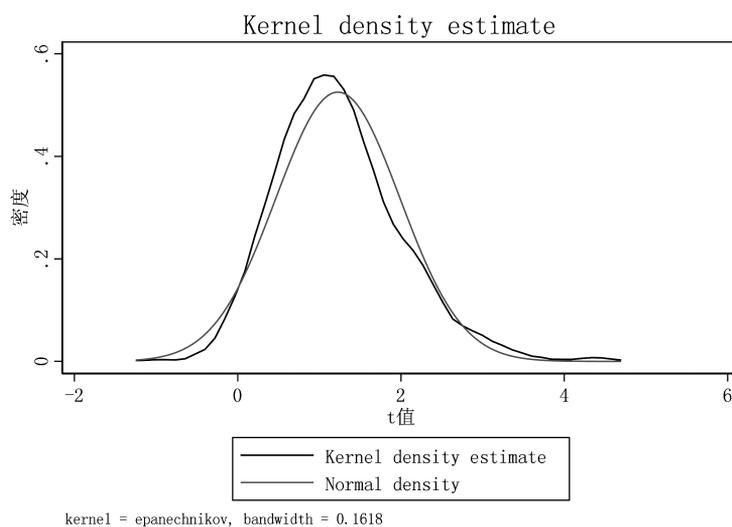


图 4 t 值核密度图 (处理组不变, 政策时间随机)

表3 协变量平衡检验结果

Logit 回归结果		平衡检验						
变量	系数	样本	均值		%标准 偏差	%标准偏差 降低程度	T 检验	
			处理组	控制组			T 统计量	伴随概率
<i>inv</i>	0.521 ** (0.217)	匹配前	0.629	0.673	-14.3	47.5	-2.57	0.010
		匹配后	0.629	0.606	7.5		0.84	0.399
<i>indup</i>	1.085 *** (0.125)	匹配前	1.131	0.856	50.8	90.2	11.86	0.000
		匹配后	1.129	1.102	5.0		0.57	0.572
<i>urb</i>	0.274 (0.506)	匹配前	0.604	0.466	75.6	90.6	15.33	0.000
		匹配后	0.605	0.592	7.1		0.96	0.337
<i>lnpercon</i>	0.662 *** (0.156)	匹配前	9.645	9.386	50.9	83.3	9.59	0.000
		匹配后	9.647	9.604	8.5		1.15	0.250
<i>fdi</i>	16.45 *** (2.385)	匹配前	0.039	0.018	74.4	99.0	18.35	0.000
		匹配后	0.038	0.038	-0.7		-0.10	0.924
<i>export</i>	1.403 *** (0.254)	匹配前	0.301	0.103	65.2	92.1	18.56	0.000
		匹配后	0.301	0.286	5.2		0.59	0.555
<i>edu</i>	-72.78 *** (8.338)	匹配前	0.021	0.030	-71.6	88.4	-10.78	0.000
		匹配后	0.021	0.020	8.3		1.85	0.065
<i>serpro</i>	2.080 *** (0.530)	匹配前	0.460	0.448	10.5	38.8	1.86	0.063
		匹配后	0.460	0.468	-6.4		-0.84	0.401
<i>wage</i>	0.206 (0.747)	匹配前	0.119	0.130	-12.8	29.9	-2.45	0.014
		匹配后	0.119	0.112	9.0		1.15	0.251

2. PSM-DID 估计修正样本选择偏差。DID 估计要求政策冲击是外生的，即处理组与控制组在政策实行前具有相似的个体特征。然而，自贸区作为国家制度型开放试验田，具有很高的战略地位，自贸区所在城市与未设立自贸区的城市之间地理位置、经济发展和产业结构可能存在差异性。因此，本文参考 Wang (2013)^[32] 和司春晓等 (2021) 的方法，利用倾向得分匹配法 (PSM) 对处理组与控制组进行匹配，即以控制变量为协变量在未设立自贸区的控制组中找到与设立自贸区的处理组尽可能相似的城市组，降低处理组与控制组的原始差距。以控制变量为协变量的平衡检验结果显示 (表3)，与匹配前相比，匹配后各控制变量的标准偏差明显降低，处理组与控制组之间基本没有显著差异，增加了处理组与控制组的可比性。匹配之后，对样本进行 DID 回归，结果如表4模型 (1) 显示， $treat \times post$ 系数仍然在5%的统计水平上显著为正，说明自贸区设立拉动所在城市经济增长的结论具有稳健性。

3. 剔除国家级新区政策干扰。自贸区作为国家制度创新试验田，在政策实施的同时，中央政府也在许多发达城市实施其他国家层面区位导向性政策，例如国家级新区。本文样本期内共24个城市设立自贸区，其中有10个城市同时也建立了国家级新区。为了排除国家级新区的影响，剔除设立国家级新区的样本，估计结果如表4模型 (2)， $treat \times post$ 系数仍然在10%的统计水平上显著为正，说明

自贸区设立拉动所在城市经济增长确实是由自贸区政策导致的，假说1具有可靠性。

表4 PSM-DID、剔除国家级新区和变换被解释变量检验

变量	PSM-DID	剔除国家级 新区干扰	lngdp	夜间灯光总 辐射像元值	夜间灯光平均 辐射像元值
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.011 ** (0.006)	0.011 * (0.006)	0.116 *** (0.033)	15 813.8 * (8 089.1)	2.262 *** (0.705)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	4 136	4 016	4 384	4 384	4 384
<i>R</i> ²	0.629	0.622	0.963	0.575	0.606

4. 变换被解释变量检验。对于经济增长的衡量指标，除了运用GDP实际增长率以外，部分学者运用实际GDP对数值、夜间灯光数据等指标衡量地区经济增长（徐婧和孟娟，2015^[33]；王贤彬和黄亮雄，2018^[34]），并且多数研究指出由于官方统计GDP存在一定客观和主观的误差，而夜间灯光是反映人类活动监测的良好指标，且与官方统计的GDP数据存在高度相关性，因此夜间灯光也在一定程度上反映了地区真实GDP（王贤彬和黄亮雄，2018）。本文参考已有研究，分别运用全市实际GDP对数值、夜间灯光总辐射像元值和平均辐射像元值衡量经济增长，以此进行稳健性检验，检验结果如表4模型（3）—（5）显示，*treat*×*post*系数均显著为正。

5. 变换样本与离群值检验。表5按如下方法分别进行检验：（1）删除2018年设立的海南自贸区样本；（2）删除4个直辖市样本；（3）修正实际GDP增长率的离群值，将GDP增长率最大与最小1%的样本进行缩尾处理（曹清峰，2020）；（4）控制省份固定效应。检验结果显示，*treat*×*post*系数均具有统计显著性。

表5 变换样本与离群值检验结果

变量	删除海南 自贸区样本	删除4个 直辖市样本	修正GDP增长 率离群值	控制省份 固定效应
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.011 * (0.006)	0.010 ** (0.005)	0.010 * (0.005)	0.011 ** (0.005)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Province</i>	No	No	No	Yes
<i>N</i>	4 352	4 320	4 384	4 384
<i>R</i> ²	0.619	0.618	0.652	0.647

注：*Province*表示省份固定效应。

四、影响机制检验

(一) 制度变迁机制检验

1. 制度变迁的量化测度。本文参考孙宁华和曾磊 (2013)^[35]的方法, 从非国有化 (*NNR*)、市场化 (*MARK*)、政府干预 (*GL*) 和对外开放 (*OL*) 四个维度运用较为客观的主成分分析方法构建制度变迁综合指标体系, 并测算得各指标权重 (表6)。其中, 权重表示每个指标在其相同维度体系的权重, 例如劳动力市场下, 就业分配与工资分配的权重均为 0.7071, 通过加权求和后得到劳动力市场指标, 然后由投资市场和劳动力市场加权求和后得到市场化程度指标, 再由 *NNR*、*MARK*、*GL* 和 *OL* 进行加权处理得制度变迁指标 (*system*), 公式为:

$$system = 0.4181 \times NNR + 0.5969 \times MARK + 0.4879 \times GL + 0.4805 \times OL \quad (3)$$

表6 制度指标体系

因子	指标	权重
1 非国有化 (<i>NNR</i>)	1- (规模以上的国有工业企业产值/ 规模以上工业企业总产值)	0.418 1
2 市场化 (<i>MARK</i>)		0.596 9
2.1 投资市场	1- (国有经济固定资产投资/ 全社会固定资产投资)	0.707 1
2.2 劳动力市场		0.707 1
2.2.1 就业分配	1- (国有企业职工人数/ 总职工人数)	0.707 1
2.2.2 工资分配	1- (国有职工工资总额/ 全部职工工资总额)	0.707 1
3 政府干预 (<i>GL</i>)	财政收入/GDP	0.487 9
4 对外开放 (<i>OL</i>)	进出口总额/GDP	0.480 5

数据来源: 各省市 2003—2019 年统计年鉴。

2. 模型构建。参考王桂军和卢潇潇 (2019)^[36]、史丹和李少林 (2020)^[37]的做法, 将影响城市经济增长的制度变迁变量嵌入到式 (1) 中, 检验制度变迁对自贸区经济增长效应的影响机制, 模型设定为:

$$y_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 treat_{it} \times post_{it} + \varphi_2 Moderator_{it} + \varphi_3 treat_{it} \times post_{it} \times Moderator_{it} + \xi X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式 (4) 中, *Moderator* 表示制度变迁 (*system*), 主要关注交互项 $treat \times post \times Moderator$ 系数的统计显著性, 其他变量定义与式 (1) 一致。表 7 列出了制度变迁及其四个维度指标分别对自贸区拉动城市经济增长的影响机制验证结果。可以发现, 制度变迁方面, 自贸区拉动城市经济增长效果受到制度变迁的显著正向影响; 四个维度方面, 除非国有化外, 市场化、政府干预和对外开放均可以显著提升自贸

区对城市经济增长的拉动效应，非国有化不显著的原因可能是由于自贸区所在城市民营经济规模已经远超过国有经济，非国有化率很高，使得其影响效果较小。总体来说，该结论印证了中国改革开放以来实施的渐进式改革和制度变迁是我国经济高速增长的核心源泉的理论（林毅夫，1994）^[38]。已有研究也为该结论提供了证据，李志强和陈泽坤（2015）^[39]研究制度变迁、技术进步对经济增长的影响时发现，制度变迁与技术进步均能显著促进经济增长，但是在长期中，技术进步对经济增长的影响比制度变迁的影响衰减得更快。因此，假说1自贸区设立可通过制度变迁拉动所在城市经济增长得到验证。

表7 制度变迁机制

变量	制度变迁	非国有化率	市场化程度	政府干预程度	对外开放程度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.049** (0.020)	0.033 (0.031)	-0.072** (0.037)	-0.023** (0.011)	-0.003 (0.005)
<i>Moderator</i>	0.023*** (0.008)	0.027*** (0.007)	0.009 (0.007)	0.099* (0.057)	-0.010 (0.008)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>Moderator</i>	0.043*** (0.015)	-0.028 (0.037)	0.067** (0.030)	0.305*** (0.088)	0.027*** (0.010)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	4 384	4 384	4 384	4 384	4 384
<i>R</i> ²	0.619	0.620	0.617	0.618	0.617

（二）创新驱动机制检验

根据本文第一部分理论分析，自贸区设立为城市营造良好的创新环境，有利于提升区域自主创新能力，以创新驱动城市经济增长。为了验证这一机制，本文利用式（4），将 *Moderator* 表示城市创新水平，以此反映创新驱动对自贸区经济增长效应的影响机制。其中创新水平用城市专利授权总量对数值和每万人专利授权量对数值衡量，并且用城市创新创业指数对数值对回归结果进行检验。由于创新创业指数数据不包括4个直辖市样本，因此在估计过程中剔除。验证结果如表8所示，可以发现，无论是以专利授权量还是以创新创业指数衡量创新水平，*treat* × *post* × *Moderator* 系数均显著为正，说明自贸区设立对城市经济增长的拉动效应受到创新驱动的显著影响，即创新驱动能够提升自贸区对城市经济增长的拉动效果。该结论证实了中国为谋求新发展必须大力实施创新驱动发展战略的观点（苏治和徐淑丹，2015）。因此假说1，即自贸区设立可通过创新驱动城市经济增长得到验证。针对中国其他类型导向性政策的研究也得出了类似结论，李贲和吴利华（2018）^[40]在开发区设立对企业成长的研究中发现，开发区通过集聚效应产生创新活动并形成新的生产力，以此促进区内企业成长。

表8 创新驱动机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	专利授权 总量对数值	每万人专利授 权量对数值	创新创业指数 总分对数值	创新创业指数 人均得分对数值	创新创业指数单位 面积得分对数值
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.057 ** (0.027)	-0.017 ** (0.008)	-0.204 *** (0.076)	-0.157 *** (0.049)	-0.240 *** (0.051)
<i>Moderator</i>	0.004 * (0.002)	0.003 * (0.002)	0.005 *** (0.002)	0.004 ** (0.002)	0.025 *** (0.006)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>Moderator</i>	0.007 ** (0.003)	0.009 *** (0.003)	0.049 *** (0.017)	0.038 *** (0.011)	0.057 *** (0.012)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	4 384	4 384	4 320	4 320	4 320
<i>R</i> ²	0.618	0.617	0.620	0.620	0.625

五、异质性检验

由于自贸区通过分批次进行设立，具有很强的阶段性特征，并且不同自贸区的功能定位和政策导向不同，使得不同自贸区的政策效果存在异质性。鉴于此，本文按不同批次自贸区对经济增长影响进行考察，探索自贸区经济增长效应批次变化趋势；按区域检验自贸区经济增长效应的内陆与沿海异质性，探索自贸区的区位条件、资源禀赋是否会对自贸区经济增长效应产生差异。

(一) 批次异质性

参考李贲等（2018）的方法，在式（1）的基础上设定式（5），以考察不同批次自贸区对所在城市经济增长的影响：

$$y_{it} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^3 \gamma_j \text{treat}_{it} \times \text{post}_{it} \times \text{batch}_{jit} + \xi X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式（5）中， batch_{jit} 为表示自贸区批次的虚拟变量，我国在2003至2018年共批复四批自贸区，剔除2018年批复的海南自贸区样本之后，样本中共有三批自贸区，即 $j=1, 2, 3$ 。如果城市 i 为第一批自贸区涉及城市，则 batch_{1it} 为1，否则为0，以此类推，得虚拟变量 batch_{2it} 、 batch_{3it} 。通过比较式（5）中参数 γ_j 的统计显著性检验不同批次自贸区经济效应的异质性。回归结果见表9模型（1），可以发现，第一批次和第二批次自贸区均显著拉动所在城市经济增长，第三批次自贸区不显著，并且第一批次自贸区拉动所在城市经济增长效应大于第二批次，呈现出随着批次往后，经济增长带动效应递减的趋势。可能原因如下：（1）第一批次自贸区在2013年9月设立，相比于后批自贸区具有较充裕的时间进行基础设施建设和相关配套设施供给，随着管理模式创新和旧行政体制破除，自贸区的经济增长带动效力逐渐充分发挥；（2）第一批自贸区仅有上海自贸区一家，并且上海除了享有自贸区优惠政策以外，还被赋予了国家级新区、经济特区等诸多功能性政策，这是后批自贸区难以比拟和复制的特殊政策优势。因此第一批自贸区对经济增长拉动效力

远大于后批自贸区。(3) 第三批自贸区呈现不显著的原因可能是第三批自贸区设立时限较短, 基础设施尚不完善, 新旧行政体制交割没有结束, 自贸区政策效应产生时滞, 拉动效应还未充分发挥。

表 9 异质性检验

变量	(1)	(2)
	批次异质性	内陆与沿海异质性
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>batch1</i>	0.057*** (0.005)	
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>batch2</i>	0.021*** (0.007)	
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>batch3</i>	-0.002 (0.005)	
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>inland</i>		-0.001 (0.005)
<i>treat</i> × <i>post</i> × <i>coastal</i>		0.020** (0.008)
<i>Control</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	4 352	4 384
<i>R</i> ²	0.621	0.616

(二) 内陆与沿海异质性

参考王爱俭等 (2020)^[41]的方法, 将自贸区分为内陆和沿海自贸区, 设定式 (6) 来检验其异质性:

$$y_{it} = \delta_0 + \delta_1 treat_{it} \times post_{it} \times inland_{it} + \delta_2 treat_{it} \times post_{it} \times coastal_{it} + \xi X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式 (6) 中, *inland_{it}* 代表内陆自贸区的虚拟变量, 如果城市 *i* 是内陆自贸区涉及城市, 则 *inland_{it}* = 1, 否则为 0; *coastal_{it}* 代表沿海自贸区的虚拟变量, 如果城市 *i* 是沿海自贸区涉及城市, 则 *coastal_{it}* = 1, 否则为 0。通过比较式 (6) 中参数 δ_1 与 δ_2 的统计显著性来检验内陆与沿海自贸区经济增长效应的异质性。回归结果见表 9 模型 (2), 可以看出, 沿海自贸区显著拉动所在城市经济增长, 而内陆自贸区不显著。可能的原因是: (1) 内陆自贸区多为第三批设立, 设立时间较晚, 效果不明显 (王爱俭等, 2020); (2) 沿海自贸区处于发达地区, 经济基础、资源禀赋和投资贸易便利化均优于内陆自贸区, 使得沿海自贸区设立初期便能迅速抓住便利投资贸易这一核心目标, 通过体制机制改革创新增强自贸区对外资和外贸的向心力。而内陆自贸区受区位条件限制, 即没有港口又不与周边国家相邻, 外资和外贸发展基础薄弱, 较高的政策成本使其政策效果可能存在时滞。因此, 内陆自贸区的巨大潜能有待发掘, 需积极与“一带一路”战略对接, 优化沿海与内陆自贸区的空间格局, 根据经济基础、资源禀赋差异, 实施不同自贸区政策导向战略。

六、结论与政策建议

(一) 结论

本文将自贸区设立作为一项准自然实验,以2003年—2018年274个地级及以上城市为研究样本,运用双重差分法评估自贸区设立的经济增长效应并对影响机制进行实证检验。主要结论如下:

1. 自贸区设立显著拉动所在城市经济增长,并且经过平均效应、动态效应、工具变量法、安慰剂检验、PSM-DID、剔除国家级新区政策、变换被解释变量和变换样本与离群值等一系列检验之后,该结论仍然成立。

2. 自贸区设立除了能够影响所在城市经济增长,对周围城市经济增长亦能产生影响。具体表现为,距离自贸区50千米以内的城市受到自贸区负向虹吸效应影响,周围城市经济增长受到抑制作用;距离自贸区50—100千米的城市,由于摆脱了自贸区负向虹吸效应阴影,自贸区正向溢出效应发挥主导作用,显著带动其经济增长;距离自贸区超过100千米的城市,由于距离较远,超出自贸区辐射范围,自贸区空间效应衰弱,带动作用变得不显著。

3. 对制度变迁和创新驱动影响自贸区经济增长效应进行了计量验证,其中制度变迁由非国有化、市场化、政府干预和对外开放四个维度通过运用主成分分析法测量,创新水平运用专利授权量和创新创业指数衡量,研究发现自贸区设立可通过制度变迁和创新驱动显著促进所在城市经济增长,并且制度变迁包含的市场化、政府干预和对外开放均能显著正向影响自贸区的经济增长效应。

4. 通过异质性分析发现,在批次异质性方面,第一批次和第二批次自贸区均显著拉动所在城市经济增长,第三批次自贸区不显著,并且第一批次自贸区拉动所在城市经济增长效应大于第二批次,呈现出随着批次往后,经济增长带动效应递减。内陆与沿海异质性方面,沿海自贸区显著拉动城市经济增长,而内陆自贸区不显著。

(二) 政策建议

本文对自贸区设立的经济增长效应进行了细致深入分析,并对制度变迁和创新驱动的内在影响机制、自贸区空间带动效应和自贸区批次、内陆与沿海异质性进行了挖掘与讨论,为自贸区发展、制度型开放和建设开放型经济新体制提供了针对性的实证依据与政策建议:

1. 加大政府改革力度,充分利用准入前国民待遇加负面清单制度,进一步完善负面清单管理模式,以此不断提升自贸区内制度创新,快速打造出“制度创新高地”。首先,政府改革应减少或取消审批,大力推进贸易和投资便利化,让市场在资源配置中发挥决定性作用,让政府履行事中事后监管和服务职能。其次,在扩大投资与贸易的同时,加速在国际价值链分工中的升级转型,将自贸区发展致力于培育新业态、新功能,建立国际商品大市场,以此提升国家国际分工地位。最后,大胆探索贸易、投资、资本、技术与人才自由流动的措施和规则体系,形成可复制

可推广的制度性公共产品,为中国进一步扩大开放积累可行性经验。

2. 自贸区应进一步积极提升区域创新能力提升,深入贯彻和实施创新驱动发展战略。首先,优化金融结构体系,构建互联网+金融创新生态。借助互联网技术、人工智能和数字金融等现代科学技术,打造新的金融业务和发展模式,促进传统金融便捷化、电子化和现代化,以此增强金融服务科技创新、产业融合和经济增长效率。其次,营造公平竞争的市场环境,完善市场导向与政府调节机制。建立统一透明、有序规范的市场环境,通过市场力量培育和支持一批具有核心创新能力的领军企业,引导和提升整个区域创新和发展。最后,依托自贸区平台,构建“引进来”和“走出去”的双向互动区域价值链。促进研发设计、数字经济、现代物流、跨境外包等生产性服务业向专业化和价值链高端延伸。

3. 自贸区对于不同批次、内陆与沿海之间具有明显异质性。为充分发挥自贸区之间的协调发展,应该推动自贸区梯度联动发展。首先,根据自贸区设立时限不同,前批自贸区基本完善,并形成一批制度性经验,后批自贸区应根据自身特征,积极吸取并实施与自身符合的制度规则,产生制度创新。其次,内陆与沿海自贸区应根据自身资源禀赋差异,推动自贸区差异化发展战略,完善不同自贸区配套制度的顶层设计,充分发挥自贸区的直接效应和空间带动效应。

[参考文献]

- [1] 张幼文. 自贸区试验的战略内涵与理论意义 [J]. 世界经济研究, 2016 (7): 3-12+50+135.
- [2] 杨汝岱. 制度与发展: 中国的实践 [J]. 管理世界, 2008 (7): 151-159.
- [3] 柯善咨. 中国城市与区域经济增长的扩散回流与市场区效应 [J]. 经济研究, 2009, 44 (8): 85-98.
- [4] 黄振宇, 吴立春. 京沪高铁对沿线城市经济的影响——基于空间经济学理论的实证分析 [J]. 宏观经济研究, 2020 (2): 165-175.
- [5] 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): 65-74.
- [6] 王军, 邹广平, 石先进. 制度变迁对中国经济增长的影响——基于 VAR 模型的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2013 (6): 70-82.
- [7] 苏治, 徐淑丹. 中国技术进步与经济增长收敛性测度——基于创新与效率的视角 [J]. 中国社会科学, 2015 (7): 4-25+205.
- [8] 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): 2-15.
- [9] FEELS D J, RAHMAN M. Regional Economic Integration and Foreign Direct Investment: The Case of NAFTA [J]. Management International Review, 2008, 48 (2), 147-163.
- [10] 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.
- [11] 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.
- [12] 冯锐, 陈蕾, 刘传明. 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): 26-42.
- [13] 项后军, 何康, 于洋. 自贸区设立、贸易发展与资本流动——基于上海自贸区的研究 [J]. 金融研究, 2016 (10): 48-63.

- [14] NORTH D C. Economic Performance Through Time [J]. *American Economic Review*, 1994, 3 (84): 359-368.
- [15] ACEMOGLU D, JOHNSON S, ROBINSON J A. Reversal of Fortune: Geography and Development in the Making of The Modern World Income Distribution [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117 (4): 1231-1294.
- [16] 文东伟. 贸易、制度变迁与中国的经济增长 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2013, 30 (7): 51-65.
- [17] 司春晓, 孙诗怡, 罗长远. 自贸区的外资创造和外资转移效应: 基于倾向得分匹配-双重差分法 (PSM-DID) 的研究 [J]. *世界经济研究*, 2021 (5): 9-23+134.
- [18] 庞明川, 朱华, 刘婧. 基于准入前国民待遇加负面清单管理的中国外资准入制度改革研究 [J]. *宏观经济研究*, 2014 (12): 12-18+41.
- [19] 裴长洪, 杨志远, 刘洪愧. 负面清单管理模式对服务业全球价值链影响的分析 [J]. *财贸经济*, 2014 (12): 5-16+63.
- [20] 王玉民, 刘海波, 靳宗振, 等. 创新驱动发展战略的实施策略研究 [J]. *中国软科学*, 2016 (4): 1-12.
- [21] 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.
- [22] BRUN J F, COMBES J L, RENARD M F. Are There Spillover Effects Between the Coastal and Noncoastal Regions in China? [J]. *China Economic Review*, 2002, 13: 161-169.
- [23] KRUGMAN P. Increasing Returns and Economic Geography [J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99 (3): 483-499.
- [24] 伍骏骞, 阮建青, 徐广彤. 经济集聚、经济距离与农民增收: 直接影响与空间溢出效应 [J]. *经济学 (季刊)*, 2017, 16 (1): 297-320.
- [25] 马光荣, 程小萌, 杨恩艳. 交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究 [J]. *中国工业经济*, 2020 (6): 5-23.
- [26] CUBERES D, DESMET K, RAPPAPORT J. Urban Growth Shadows [R]. Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper, 2019.
- [27] 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.
- [28] 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.
- [29] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗 [J]. *中国工业经济*, 2018 (8): 60-77.
- [30] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据 [J]. *中国工业经济*, 2021 (2): 136-154.
- [31] 徐康宁, 陈丰龙, 刘修岩. 中国经济增长的真实性的真实性: 基于全球夜间灯光数据的检验 [J]. *经济研究*, 2015, 50 (9): 17-29+57.
- [32] WANG J. The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities [J]. *Journal of Development Economics*, 2013, 101: 133-147.
- [33] 徐婧, 孟娟. 贸易开放、经济增长与人力资本——基于面板门槛模型的研究 [J]. *世界经济研究*, 2015 (6): 84-91+128.
- [34] 王贤彬, 黄亮雄. 夜间灯光数据及其在经济学研究中的应用 [J]. *经济动态*, 2018 (10): 75-87.
- [35] 孙宁华, 曾磊. 间歇式制度创新与中国经济波动: 校准模型与动态分析 [J]. *管理世界*, 2013 (12): 22-31+187.
- [36] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级 [J]. *中国工业经济*, 2019, (3): 43-61.
- [37] 史丹, 李少林. 排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证 [J]. *中国工业经济*, 2020 (9): 5-23.

- [38] 林毅夫. 中国的奇迹 [M]. 上海: 上海人民出版社, 1994.
- [39] 李志强, 陈泽坤. 制度变迁与技术进步对中国经济增长的影响 [J]. 经济与管理研究, 2015, 36 (12): 11-18.
- [40] 李贲, 吴利华. 开发区设立与企业成长: 异质性与机制研究 [J]. 中国工业经济, 2018 (4): 79-97.
- [41] 王爱俭, 方云龙, 于博. 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): 127-144.

(责任编辑 白光)

Establishment of Pilot Free Trade Zone and Regional Economic Growth: A Study Based on Dynamic Mechanism and Spatial Impetus Effect

CUI Riming CHEN Yongsheng LI Dan

Abstract: As an experimental plot for institutional opening, the pilot free trade zone has a highly strategic position in China as to build a new system for a higher level of open economy. Based on panel data of 274 cities from 2003 to 2018, this paper used DID method to evaluate the economic growth effect of the pilot free trade zone and conducts an empirical test of the impact mechanism. The results show that : (1) Pilot free trade zones have significantly stimulated economic growth of the cities where they locate, and this conclusion still holds after a series of tests, such as IV method, placebo test, PSM-DID test, elimination of the national new district policy, transformation of the explained variables, samples and outliers. (2) The spatial impetus effect shows that pilot free trade zones affect the economic growth of the cities they locate, as well as the cities they neighbor. (3) The test of the dynamic mechanism demonstrates that pilot free trade zones promote the economic growth through institutional change and innovation driven. (4) The heterogeneity test of batches shows the effect of economic growth is gradually reduced as batches over time. The heterogeneity of areas demonstrates the coastal-type pilot free trade zone significantly promotes urban economic growth, while inland-type is not significant. This paper provides empirical evidence and policy suggestions to the full play of pilot free trade zones in their policy effects, institutional change and innovation driven economic growth.

Keywords: Free Trade Zone (FTZ); Economic Growth; Institutional Change; Innovation Driven; Spatial Impetus Effect