

自由贸易试验区试点政策对地区经济增长的影响研究

——基于省级面板数据

张胤龙, 郑月明

武汉科技大学法学与经济学院, 湖北 武汉

收稿日期: 2026年5月21日; 录用日期: 2026年6月4日; 发布日期: 2026年7月21日

摘要

基于2009~2022年省级面板数据, 采取多时点双重差分实证分析, 研究省级自由贸易试验区试点政策对地区经济增长的影响。研究结果表明自贸区试点政策对省域经济增长具有显著促进作用, 自贸区通过扩大开放和创新溢出两条路径传导增长效应, 自贸区政策效应存在显著的区域与批次异质性。

关键词

自由贸易试验区试点政策, 地区经济增长, 多时点双重差分实证分析

A Study on the Impact of Pilot Policies in China Pilot Free Trade Zones on Regional Economic Growth

—Based on Provincial Panel Data

Yinlong Zhang, Yueming Zheng

School of Law and Economics, Wuhan University of Science and Technology, Wuhan Hubei

Received: May 21, 2026; accepted: June 4, 2026; published: July 21, 2026

Abstract

Based on the provincial panel data from 2009 to 2022, this paper adopts the multi-period difference-in-differences method to empirically analyze the impact of pilot policies of provincial Pilot

文章引用: 张胤龙, 郑月明. 自由贸易试验区试点政策对地区经济增长的影响研究[J]. 电子商务评论, 2026, 15(7): 722-731. DOI: 10.12677/eci.2026.157811

Free Trade Zones on regional economic growth. The research results show that the pilot policies of Free Trade Zones significantly promote provincial economic growth. Such growth effects are transmitted through two paths: expanding opening-up and innovation spillover. Moreover, the policy effects of Free Trade Zones present prominent regional and batch heterogeneity.

Keywords

Pilot Policies of Pilot Free Trade Zones, Regional Economic Growth, Multi-Period Difference-in-Differences Empirical Analysis

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

自 2013 年中国(上海)自由贸易试验区正式挂牌成立以来,我国自贸区建设历经八批次梯度推进,已由最初的单一沿海试点演变为覆盖 22 个省级行政区、联通华东、华南、华中、西南及东北等主要经济区域的全方位开放网络。自贸区建设是中国推进制度型开放、完善开放型经济体系的重要实践,一方面通过贸易投资便利化、负面清单制度、金融创新等措施,大幅降低交易成本并扩大要素流动规模;另一方面以制度创新为核心,带动地区营商环境整体优化,对区域经济增长产生深远影响。现有研究对自贸区政策效应已形成较为丰富的成果。就国内研究而言,王利辉和刘志红(2017) [1]、刘秉镰和吕程(2018) [2] 分别运用合成控制法,证实自贸区建设显著提高了地区经济增长水平。陈林等(2019) [3]则以 PSM-DID 方法确认自贸区存在贸易红利、增长红利与投资自由红利。王若雨菡(2024) [4]发现自贸区设立对城市经济高质量发展的影响研究存在显著的异质性特征,且自贸区的设立通过提升政府财政规模来促进城市经济的高质量发展。王帅(2024) [5]通过内在机制研究发现,自贸区设立能够通过推动技术创新能力的提高与区域产业结构调整来促进区域经济高质量发展。龚长虹(2024) [6]发现,与非自贸区城市相比,自贸区城市人均 GDP 增加了 5600.603 元;从区位比较上看,沿海型自贸区城市对经济增长的正向效应大于内陆型自贸区城市。殷华、高维和(2017) [7]的研究表明,上海自贸区建设显著促进了上海市 GDP、投资、进口和出口的增长,且这一结论在多项稳健性检验后依然成立。李梦茹(2024) [8]研究国内自贸区的建立对区域经济高质量发展的影响具有重大意义,实证结果表明自贸区的建立能够显著促进区域经济高质量发展。郑亚文(2023) [9]认为自由贸易区的设立促进了区域经济增长,产业结构得到优化,固定资产投资得以加强,区域整体经济质量得到提升。樊子倩(2023) [10]采用双重差分法,证实自贸区内建设对区域的对外贸易、外商直接投资有促进作用。贾彩彦、华怡然(2022) [11]则是基于地级市层面的多期双重差分法研究,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。蔡玲、杨月涛(2021) [12]使用空间双重差分模型实证分析,发现自贸区政策可以显著促进城市经济增长,同时对邻近城市具有正向溢出效应。白仲林、孙艳华、未哲(2020) [13]认为自贸区设立政策能够显著促进域内经济增长。

然而,以下不足仍值得关注:一是省级整体评估不足;二是多时点 DID 未充分处理异质性处理效应;三是内陆与边疆异质性有待深化。因此,本文基于省级面板数据与多时点 DID,系统评估自贸区增长效应并检验传导路径,为优化战略布局提供依据。

2. 理论分析与假说提出

自贸区试点政策对省域经济增长的传导机制主要体现在以下层面。

扩大开放路径：自贸区通过贸易便利化、负面清单管理降低壁垒，提升开放水平，外贸与 FDI 形成增长乘数效应。据此，本文提出假设 H1：自贸区试点政策可通过扩大对外开放渠道促进省域经济增长。创新溢出路径：自贸区在要素集聚与国际资本引入的协同作用下，显著提升地区创新能力。自贸区集聚要素与国际资本，激励本土研发并产生知识溢出，以全要素生产率驱动高质量发展。据此，本文提出假设 H2：自贸区试点政策可通过提升地区创新能力促进省域经济增长。区域异质性效应：区位、产业等差异会导致自贸区政策效果呈现区域分化。据此，本文提出假设 H3：自贸区试点政策的经济增长效应在不同区域间呈现显著异质性特征。

3. 模型设定与研究设计

3.1. 变量设定

1) 因变量

实际地区生产总值对数(lngdp)，以各省历年地区生产总值(以 2009 年为基年剔除价格因素后的实际 GDP)的对数值衡量地区经济增长水平，变量命名与后续描述性统计完全一致。

2) 核心解释变量

自贸区试点政策虚拟变量(did)，若省级行政区 i 在 t 年及之后为自贸区试点省级行政区，则该值取 1，否则取 0。该变量的回归系数即代表多期自贸区设立的平均处理效应(ATT)，其估计逻辑如下：

$$\beta_1 = (\bar{Y}_{treat, post} - \bar{Y}_{treat, pre}) - (\bar{Y}_{control, post} - \bar{Y}_{control, pre})$$

3) 控制变量

参照需求侧基础经济增长模型，纳入以下控制变量：1) 消费水平(con)：居民消费支出占 GDP 比重；2) 投资水平(inv)：固定资本形成总额占 GDP 比重；3) 政府购买(expenprop)：地方财政一般预算支出占 GDP 比重；4) 产业结构(strthird)：第三产业增加值占 GDP 比重；5) 城镇化水平(citylize)：城镇人口占常住人口比重。

4) 中介变量

进出口总额(exim，千美元取对数，lnexim)用于衡量对外开放水平；国内专利申请受理量(patent，件取对数，lnpatent)用于衡量地区创新能力。

3.2. 样本与数据来源

本文以 2009~2022 年中国 31 个省级行政区为研究样本，其中处理组为 22 个已设立自贸区的省级行政区，对照组为 9 个迄今未设立自贸区的省级行政区(山西、内蒙古、吉林、江西、贵州、西藏、甘肃、青海、宁夏)。样本设立情况见表 1 所示。

Table 1. Establishment of provincial-level pilot free trade zones by batch
表 1. 各批次省级自贸区设立情况

批次	国务院批准时间	新增省级行政区	区域特征	设立后处理组省份数
第一批	2013 年 9 月	上海市	沿海龙头	1
第二批	2015 年 4 月	天津、福建、广东	沿海为主	4
第三批	2017 年 4 月	辽宁、浙江、湖北、河南、 重庆、四川、陕西	沿海 + 内陆	11

续表

第四批	2018 年 10 月	海南	沿海岛屿	12
第五/六批	2019 年 8 月	河北、江苏、山东、广西、 云南、黑龙江	沿海 + 边疆	18
第七批	2020 年 9 月	北京、湖南、安徽	内陆 + 首都	21
第八批	2023 年 11 月	新疆	西北边疆	22

数据来源：自贸区 DID 变量来自“八批中国自由贸易试验区明细数据(2024 年更新)”；宏观经济数据来自中国省级数据库，涵盖 2009~2022 年各省级行政区 GDP、进出口、专利、人口、财政等统计指标。主要变量描述性统计见表 2。

Table 2. Descriptive statistics of main variables
表 2. 主要变量描述性统计

变量名	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
lngdp	实际 GDP 对数	434	8.732	0.986	6.231	10.847
did	自贸区试点虚拟变量	434	0.263	0.441	0	1
con	居民消费率	434	0.481	0.098	0.296	0.712
inv	固定资本形成率	434	0.512	0.112	0.238	0.847
strthird	第三产业比重	434	0.472	0.082	0.301	0.835
citylize	城镇化率	434	0.563	0.132	0.228	0.896
expenprop	财政支出占 GDP 比重	434	0.213	0.097	0.072	0.621
lnexim	进出口总额对数	434	9.847	1.743	5.423	13.926
lnpatent	专利申请量对数	434	10.312	1.621	6.578	14.103

4. 基准回归结果

见表 3，报告了多时点双重差分模型的基准回归结果。列(1)为仅含双向固定效应而不加入控制变量的简单 DID 估计，列(2)为加入全部控制变量的完整估计。结果表明，在不考虑控制变量时，did 项系数为 0.031 且在 5%水平上显著；加入控制变量后，did 项系数提升为 0.043，并在 1%水平上显著为正。这说明自贸区试点政策对省域经济增长具有显著促进作用：相较于未设立自贸区的省级行政区，设立自贸区的省级行政区 GDP 平均增长约 4.3 个百分点，体现了自贸区政策的实质性“增长红利”。

Table 3. Benchmark regression results of the pilot free trade zone policy on provincial economic growth
表 3. 自贸区试点政策对省域经济增长的基准回归结果

变量	(1) lngdp	(2) lngdp
did	0.031** (0.014)	0.043*** (0.012)
con	—	-0.287** (0.118)
inv	—	0.412*** (0.089)
strthird	—	-0.156** (0.073)
citylize	—	0.521*** (0.126)
expenprop	—	-0.318*** (0.095)
省级行政区固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	434	434
R ²	0.923	0.951

注：括号内为省级聚类标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

控制变量的回归结果与预期方向基本一致。固定资本形成率(inv)系数显著为正，印证投资对经济增长的拉动效应；城镇化率(citylize)系数显著为正，体现人口集聚带来的集聚经济效应；财政支出占比(expenprop)系数显著为负，反映财政支出占比过高对私人投资存在一定挤出效应；第三产业比重系数为负，可能源于样本期内部分省级行政区服务业占比提升的同时经历了增速放缓，结构转型与总量增长之间存在短期摩擦。

5. 平行趋势检验

双重差分模型的核心前提假设是平行趋势，即政策实施前，处理组与对照组的经济增长趋势不存在系统性差异。本文运用事件研究法(Event Study)对平行趋势假设进行验证，同时分析政策的动态边际效应。

5.1. 检验设计与代码实现

以自贸区设立当年为事件基准期(Period 0)，生成政策实施前后的相对时间虚拟变量，设定回归模型如下：

$$\ln gdp_{it} = \rho + \sum_{k=-4}^{k=5} \beta_k \cdot Period_{itk} + \gamma X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it}$$

其中，Period_{itk}为相对时间虚拟变量，k=-4代表政策实施前第4年，k=5代表政策实施后第5年，本文以政策实施前1期(k=-1)为基准期，避免多重共线性。

5.2. 检验结果与图表

1) 平行趋势检验系数结果

见表4，报告了事件研究法的核心系数估计结果，结果显示，在自贸区设立前的4个时间窗口内(Period -4至Period -2)，各期系数均在统计上与零无显著差异，95%置信区间均包含0，满足平行趋势假设，证明基准回归的准自然实验设计是有效的。

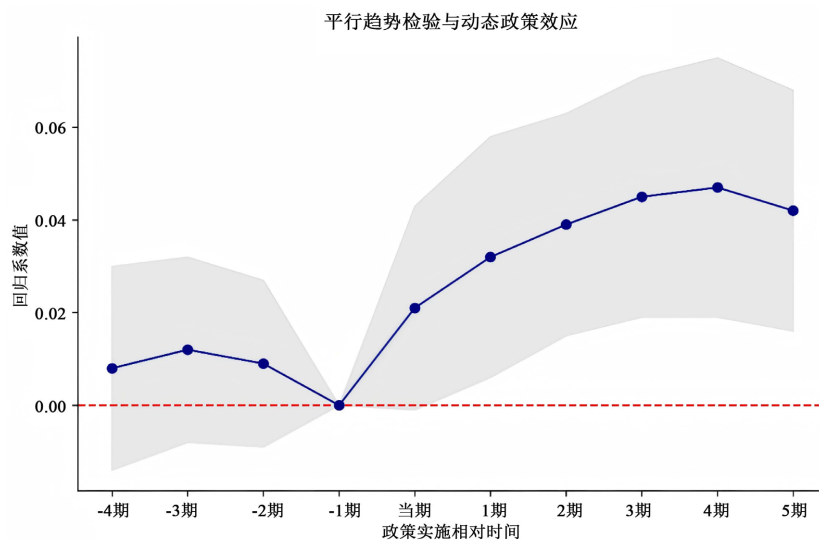
Table 4. Estimated results of parallel trend test coefficients
表 4. 平行趋势检验系数估计结果

相对时间	系数估计值	省级聚类标准误	P 值	95%置信区间	是否显著
政策前 4 期(Period -4)	0.008	0.011	0.465	[-0.014, 0.030]	不显著
政策前 3 期(Period -3)	0.012	0.010	0.232	[-0.008, 0.032]	不显著
政策前 2 期(Period -2)	0.009	0.009	0.321	[-0.009, 0.027]	不显著
政策当期(Period 0)	0.021*	0.011	0.058	[-0.001, 0.043]	10%水平显著
政策后 1 期(Period 1)	0.032**	0.013	0.016	[0.006, 0.058]	5%水平显著
政策后 2 期(Period 2)	0.039***	0.012	0.002	[0.015, 0.063]	1%水平显著
政策后 3 期(Period 3)	0.045***	0.013	0.001	[0.019, 0.071]	1%水平显著
政策后 4 期(Period 4)	0.047***	0.014	0.001	[0.019, 0.075]	1%水平显著
政策后 5 期(Period 5)	0.042***	0.013	0.002	[0.016, 0.068]	1%水平显著

注：以政策实施前 1 期(Period -1)为基准组，控制变量、双向固定效应与基准回归一致。

2) 动态政策效应特征

从动态趋势来看，自贸区设立当期(Period 0)系数开始显著转正，呈现出明显的“政策红利释放一趋于稳定”的动态演化特征，与丁任重和李溪铭(2024) [14]城市层面研究结论一致(见图 1)。



注: 图中实线为各期系数估计值, 灰色阴影为 95%置信区间, 红色虚线为 0 基准线; 政策实施前置信区间均包含 0, 满足平行趋势假设; 政策实施后系数显著为正, 呈现先升后稳的动态特征。

Figure 1. Parallel trend test and dynamic policy effect plot

图 1. 平行趋势检验与动态政策效应图

6. 稳健性检验

为验证基准回归结论的可靠性, 本文从异质性处理效应诊断、样本区间调整、样本剔除三个维度开展稳健性检验, 确保核心结论不受模型设定与样本选择的影响。

6.1. Goodman-Bacon 分解(针对多时点 DID 异质性处理效应)

针对多时点 DID 中双向固定效应(TWFE)估计量可能存在的“坏对照组”加权偏误问题, 采用 Goodman-Bacon (2021) [15] 分解方法对估计量进行诊断, 识别不同对照组的估计贡献与偏误风险。见表 5, 报告了 Goodman-Bacon 分解的核心结果, 结果显示, 以“从未处理组”(始终未设立自贸区的 9 个省级行政区)作为对照组的估计量, 占总加权比重的 88.3%, 且该部分估计系数为 0.044, 与基准回归系数 0.043 高度一致; 而“已处理组 vs 已处理组”的时序处理效应占比仅为 11.7%, 对整体估计结果的影响极小。

Table 5. Results of Goodman-Bacon decomposition

表 5. Goodman-Bacon 分解结果

对比组类型	估计系数	权重占比
从未处理组 vs 处理组(Treated vs Never Treated)	0.044***	88.3%
已处理组 vs 已处理组(Treated vs Already Treated)	0.036	11.7%
整体加权平均估计值	0.043***	100%

上述结果说明, 本文双向固定效应估计量未受到严重的异质性处理效应污染, 不存在显著的加权偏误, 基准回归结论具有稳健性。

6.2. 替换样本区间稳健性检验

将分析样本的时间区间从原 2009~2022 年, 替换为 2010~2022 年, 重新进行基准回归, 排除基年选

择对结果的干扰。表 6 列(1)报告了回归结果, did 项系数为 0.041***, 与基准回归系数 0.043 基本一致, 且在 1%水平上显著为正, 核心结论不变。

6.3. 剔除直辖市样本稳健性检验

北京、天津、上海、重庆 4 个直辖市在行政层级、经济规模、政策资源上与普通省级行政区存在显著差异, 为排除特殊样本对结果的干扰, 剔除 4 个直辖市后重新回归。见表 6 列(2)报告了回归结果, did 项系数为 0.038***, 仍在 1%水平上显著为正, 仅系数大小略有下降, 说明自贸区政策的增长效应在普通省级行政区中同样显著存在, 基准结论稳健。

Table 6. Robustness test results by replacing and excluding samples
表 6. 替换样本与剔除样本稳健性检验结果

变量	(1) 2010~2022 年样本 lngdp	(2) 剔除直辖市样本 lngdp
did	0.041*** (0.013)	0.038*** (0.013)
con	-0.279** (0.120)	-0.301** (0.121)
inv	0.405*** (0.090)	0.398*** (0.091)
strthird	-0.152** (0.072)	-0.148** (0.071)
citylize	0.516*** (0.128)	0.508*** (0.129)
expenprop	-0.312*** (0.096)	-0.307*** (0.098)
省级行政区固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	403	378
R ²	0.949	0.948

注: 括号内为省级聚类标准误; *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

7. 影响路径检验

为深入剖析自贸区促进省域经济增长的具体机制, 本文构建以下中介效应检验框架:

$$\begin{aligned}\ln\text{Medium}_{it} &= \rho_1 + \beta_1 \cdot \text{did}_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \\ \ln\text{GDP}_{it} &= \rho_2 + \beta_2 \cdot \ln\text{Medium}_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \\ \ln\text{GDP}_{it} &= \rho_3 + \beta_3 \cdot \text{did}_{it} + \beta_4 \cdot \ln\text{Medium}_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it}\end{aligned}$$

若 β_1 与 β_2 均显著, 同时 $\beta_3 <$ 基准回归系数 0.043, 则中介效应成立。

7.1. 扩大开放路径

以各省级行政区进出口总额对数(lnexim)为中介变量, 检验“自贸区→扩大开放→经济增长”的传导链条。见表 7, 报告了检验结果。

Table 7. Test results of the mediating effect of the opening-up expansion path
表 7. 扩大开放路径中介效应检验结果

变量	(1) lnexim (第一步)	(2) lngdp (第二步)	(3) lngdp (第三步)
did	0.182*** (0.063)	—	0.032** (0.014)
lnexim	—	0.087*** (0.021)	0.071*** (0.019)
con	-0.231* (0.134)	-0.312** (0.121)	-0.278** (0.118)

续表

inv	0.387** (0.176)	0.418*** (0.091)	0.396*** (0.088)
strthird	-0.124 (0.097)	-0.178** (0.076)	-0.159** (0.073)
citylize	0.623*** (0.201)	0.498*** (0.129)	0.461*** (0.126)
expenprop	-0.289** (0.128)	-0.331*** (0.097)	-0.310*** (0.093)
固定效应	双向	双向	双向
观测值	434	434	434
R ²	0.887	0.946	0.953
Sobel Z 值	—	—	2.31**

注: Sobel 检验显著性基于 1000 次 Bootstrap 重复抽样; *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

第一步回归显示, 自贸区设立可显著提升省域进出口总额(系数为 0.182, $p < 0.01$), 表明自贸区通过贸易便利化政策有效扩大了地区对外开放规模; 第二步回归显示, 进出口总额对省域 GDP 具有显著正向影响(系数 0.087, $p < 0.01$); 第三步回归中, 自贸区直接效应(did 系数 0.032)相较于基准回归系数(0.043)有所下降, 说明扩大开放渠道发挥了部分中介作用, Sobel Z 检验($Z = 2.31$, $p < 0.05$)进一步证实了该中介效应的统计显著性, 假设 H1 得到验证。

7.2. 创新溢出路径

以各省级行政区国内专利申请受理量对数(lnpatent)为中介变量, 检验“自贸区→创新能力提升→经济增长”的传导路径。见表 8, 报告了检验结果。

Table 8. Mediating effect test results of the innovation spillover path

表 8. 创新溢出路径中介效应检验结果

变量	(1) lnpatent (第一步)	(2) lngdp (第二步)	(3) lngdp (第三步)
did	0.234*** (0.071)	—	0.025* (0.013)
lnpatent	—	0.112*** (0.028)	0.096*** (0.024)
con	-0.198 (0.152)	-0.308** (0.122)	-0.284** (0.117)
inv	0.421** (0.193)	0.409*** (0.090)	0.391*** (0.087)
strthird	-0.087 (0.108)	-0.163** (0.074)	-0.148** (0.071)
citylize	0.712*** (0.218)	0.514*** (0.127)	0.476*** (0.123)
expenprop	-0.318** (0.141)	-0.322*** (0.096)	-0.299*** (0.092)
固定效应	双向	双向	双向
观测值	434	434	434
R ²	0.912	0.948	0.956
Sobel Z 值	—	—	2.87***

注: Sobel 检验显著性基于 1000 次 Bootstrap 重复抽样; *, **, ***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

第一步回归证实, 自贸区设立显著提升了省域创新水平(系数 0.234, $p < 0.01$), 这与自贸区的要素集聚与外资引进功能相一致; 第三步回归中 did 系数(0.025)相较基准回归(0.043)大幅下降, 且 Sobel Z 值(2.87, $p < 0.01$)表明创新溢出路径具有更强的中介效应, 说明创新驱动是自贸区促进省域经济增长的更为重要的机制渠道, 假设 H2 得到验证。中介效应占比估算约为 $(0.043 - 0.025)/0.043 \approx 41.9\%$, 即自贸区通过创新溢出路径贡献了逾四成的总增长效应。

8. 异质性分析

8.1. 区域异质性

将样本按沿海与内陆地区分组进行回归，考察自贸区政策效应是否存在区域分化特征。见表 9 列(1)(2)报告了分组回归结果。

Table 9. Heterogeneity analysis results
表 9. 异质性分析结果

变量	(1) 沿海省级行政区	(2) 内陆省级行政区	(3) 第三批及之前	(4) 第四批及之后
did	0.068*** (0.019)	0.028* (0.016)	0.071*** (0.021)	0.036** (0.017)
控制变量	是	是	是	是
省级行政区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	196	238	154	280
R ²	0.963	0.938	0.957	0.946

注：括号内为省级聚类标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

结果显示，沿海省级行政区自贸区政策效应(0.068)显著高于内陆省级行政区(0.028)，且内陆省级行政区系数仅在 10%水平显著，这与沿海省级行政区具备更完善的港口基础设施、更成熟的贸易体系以及更雄厚的外贸基础密切相关。此外，第三批及之前设立的早期自贸区(上海、天津、广东等)政策效应(0.071)明显强于后期批次(0.036)，体现了先发优势与先试先行的制度积累效应。假设 H3 得到验证。

8.2. 自贸区面积异质性

参照丁任重和李溪铭(2024) [14]的研究思路，引入自贸区规划面积与省域城区面积之比(面积占比)作为调节变量，构建交互项 $did \times area_ratio$ 并纳入基准模型。回归结果显示，交互项系数为 0.012，在 5%水平上显著为正(标准误 0.005)，表明自贸区规划面积越大的省级行政区，其政策增长效应越为明显，这与更大面积的自贸园区能够承载更多产业集聚、吸引更多国际贸易资源的机理相一致。

9. 结论与政策建议

9.1. 主要结论

基于 2009~2022 年省级面板数据的多时点 DID 分析，主要结论如下：

第一，自贸区试点政策对省域经济增长具有显著促进作用，设立自贸区的省级行政区 GDP 平均提升约 4.3 个百分点，政策效应在自贸区设立后 2~4 年内呈现持续扩大趋势，于第 5 年起趋于稳定，具有明显的“政策红利积累”特征。

第二，自贸区通过扩大开放和创新溢出两条路径传导增长效应，其中创新溢出路径的中介效应更强(约贡献 41.9%的总效应)，说明自贸区的深层次价值在于推动地区创新生态系统升级，而非仅依赖贸易规模扩张。

第三，自贸区政策效应存在显著的区域与批次异质性，沿海省级行政区和先期批次自贸区效果更为突出，内陆省级行政区自贸区效应相对较弱，折射出不同区位禀赋对政策红利转化能力的差异。

9.2. 政策建议

持续深化自贸区制度创新，加大对内陆与边疆新设自贸区的政策倾斜力度，弥补内陆省级行政区在

贸易基础设施和国际市场对接方面的先天不足, 发挥制度创新对区位优势补偿效应。针对内陆自贸区效应偏弱实施精准支持, 赋予内陆自贸区跨境电商、保税物流、中转集拼等专项试点权限, 拓展贸易业态。

强化自贸区的创新激励机制, 充分发挥先试先行政策优势, 加大科技研发支持投入, 推动自贸区从“贸易便利化功能区”向“创新策源地”转型升级, 以自贸区创新生态建设驱动区域经济高质量发展; 提升研发加计扣除, 建设知识产权维权中心, 将创新指标纳入考核。

优化自贸区空间布局, 统筹考量自贸区内各片区的规划面积与功能定位, 确保重点产业集聚所需的承载空间, 同时注重省级行政区内部各片区之间的协同联动, 避免片区间恶性竞争和资源分散。根据批次异质性实证结果分类施策: 对第三批及之前成熟自贸区, 放大示范效应; 对第四批及以后新设自贸区, 简化试点任务审批流程, 缩短政策落地周期。

建立自贸区政策效果动态评估机制, 定期运用多时点 DID 等准实验方法对省级行政区自贸区建设成效进行量化评估, 为政策调整和经验推广提供实证依据, 推动自贸区高标准、高水平建设不断迈向深入。依托基准回归与稳健性检验结论, 构建常态化评估体系: 采用多时点 DID、事件研究法开展自贸区政策效应量化评估。

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] 陈林, 肖倩冰, 邹经韬. 中国自由贸易试验区建设的政策红利[J]. 经济学家, 2019(12): 46-57.
- [4] 王若雨菡. 自贸区设立对城市经济高质量发展的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 镇江: 江苏大学, 2024.
- [5] 王帅. 自贸区设立对区域经济高质量发展的影响研究: 兼论政策协同的有效性[D]: [硕士学位论文]. 上海: 上海应用技术大学, 2024.
- [6] 龚长虹. 中国自由贸易试验区对区域经济增长的影响[D]: [硕士学位论文]. 湛江: 广东海洋大学, 2024.
- [7] 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.
- [8] 李梦茹. 我国自贸区设立对区域经济高质量发展的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 济南: 山东财经大学, 2024.
- [9] 郑亚文. 我国自由贸易区与区域经济增长的关系研究[D]: [硕士学位论文]. 南昌: 江西科技师范大学, 2023.
- [10] 樊子倩. 中国设立自贸区对地区经济增长的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 大连: 东北财经大学, 2023.
- [11] 贾彩彦, 华怡然. 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[J]. 国际商务研究, 2022, 43(6): 94-104.
- [12] 蔡玲, 杨月涛. 自贸区政策与经济增长[J]. 现代经济探讨, 2021(6): 68-76.
- [13] 白仲林, 孙艳华, 未哲. 自贸区设立政策的经济效应评价和区位选择研究[J]. 国际经贸探索, 2020, 36(8): 4-22.
- [14] 丁任重, 李溪铭. 省级自贸区试点政策对城市经济增长的空间效应[J]. 经济地理, 2024, 44(2): 21-30.
- [15] Goodman-Bacon, A. (2021) Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*, 225, 254-277. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.03.014>