

# 自由贸易试验区建设如何影响 城市资源配置效率

王明益 姚清仿

**摘要：**自由贸易试验区建设通过制度创新，实现人才、资本等要素的自由流动，对于提升其所在城市的资源配置效率具有重要意义。本文基于2009—2018年中国290个城市的面板数据，运用倾向得分匹配法和双重差分法系统考察了自由贸易试验区建设对城市资源配置效率的影响和作用机制。研究发现，自由贸易试验区的设立总体上促进了实施片区所在城市资源配置效率的提升，在使用多种方法进行稳健性分析之后该结论仍然成立。机制分析表明，自由贸易试验区的设立能够通过吸引技能劳动力和高质量外商直接投资提升城市的资源配置效率，但它同时也会通过吸纳非技能劳动力和低质量外商直接投资降低资源配置效率。进一步的分析表明，自由贸易试验区的设立并未显著改善周边城市的资源配置效率。本文研究结论为更高效地发挥自贸区的“试验田”功能并提升城市资源配置效率提供理论依据。

**关键词：**自由贸易试验区；资源配置效率；倾向得分匹配；双重差分法

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 6-0038-17

## 引言

随着中国经济步入高质量发展阶段，社会主义市场经济逐步完善，人民生活水平进一步提高，但经济结构分化及生产要素使用不充分的问题依然存在（李青原和章尹赛楠，2021）<sup>[1]</sup>。党的十九届五中全会提出，“十四五”时期经济社会发展要以推动高质量发展为主题<sup>①</sup>，而经济的高质量发展需要进一步促进资源的有序流动，优化资源配置，提高资源配置效率（刘昱洋，2021）<sup>[2]</sup>，其中资源的优化配置对于矫正要素市场扭曲，改善供给侧结构性矛盾从而助推经济高质量发展具有重要意义（徐晔和赵金凤，2021）<sup>[3]</sup>。

自由贸易试验区（以下简称“自贸区”）作为当前我国高水平对外开放的重

[收稿日期] 2021-11-23

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“‘逆全球化’的政治经济学分析与中国的应对方案研究”（18AGJ001）；国家社会科学基金一般项目“数字普惠金融对企业孵化器的创新驱动效应及优化路径研究”（21BGL075）

[作者信息] 王明益（通讯作者）：山东财经大学国际经贸学院教授、博士生导师，电子邮箱 wangmingyi2005@sina.com；姚清仿：山东财经大学国际经贸学院博士研究生

①[http://www.cac.gov.cn/2020-11/19/c\\_1607350875269759.htm](http://www.cac.gov.cn/2020-11/19/c_1607350875269759.htm)。

要“试验田”，旨在通过制度创新，促进人才、资本、技术等要素向片区集聚，从而提高要素的配置效率、助力创新式发展。中国自贸区建设起步较晚，目前仍处于起步探索阶段（武剑和谢伟，2019）<sup>[4]</sup>，由此引发的问题是：中国的自贸区建设对资源配置效率产生怎样的影响？自贸区建设主要通过哪些渠道影响资源配置效率？自贸区建设是否存在显著的空间溢出效应？回答上述问题对于经济高质量发展时期我国资源配置效率的进一步提高和如何发挥我国自贸区的“试验田”功能具有重要的政策参考价值。

## 一、文献综述

随着2013年上海自贸区的设立，有学者分别从微观和宏观两个层面对中国自贸区设立的政策效应进行评估。其中，微观层面的研究相对较少并且主要集中在自贸区设立对企业创新及外资进入两个层面。方云龙和刘佳鑫（2021）<sup>[5]</sup>基于2009—2017年340家上市公司的面板数据，发现自贸区设立会通过“内源性创新+外延式创新”实现企业创新水平的提升。曹翔等（2021a）<sup>[6]</sup>基于A股上市公司的数据考察了自贸区对外资进入的影响，发现自贸区设立主要通过降低融资成本和制度性交易成本两个渠道吸引外资进入。宏观层面的文献可划分为基于单个自贸区的研究和基于多个自贸区的研究两类。其中，王鹏和郑靖宇（2017）<sup>[7]</sup>以广东自贸区设立为对象，发现自贸区的设立提升了一般贸易方式的比重，同时降低了加工贸易的份额。李世杰和赵婷茹（2019）<sup>[8]</sup>、黎绍凯和李露一（2019）<sup>[9]</sup>均以上海自贸区为研究对象，发现自贸区的设立促进了片区所在城市产业结构的高级化。随着中国多个地区逐步成立自贸区，学者们的研究也逐渐从一个自贸区向多个自贸区转移。叶修群（2018）<sup>[10]</sup>、武剑和谢伟（2019）基于前两批设立的4个自贸区考察了自贸区设立的经济增长效应，均发现自贸区的经济增长效应存在时间上的滞后性。随着自贸区设立批次的不断增加，学术界对自贸区政策效应的研究视角也越来越多维。如曹翔等（2021b）<sup>[11]</sup>和刘杨等（2021）<sup>[12]</sup>以前三批设立的11个自贸区为对象，研究发现自贸区的设立能有效降低环境污染程度，增加外商直接投资规模。更进一步地，蒋灵多等（2021）<sup>[13]</sup>、司春晓等（2021）<sup>[14]</sup>分别考察了自贸区设立对毗邻城市贸易出口、外资引进的影响，研究表明自贸区设立对毗邻城市的出口影响不显著，但却对毗邻城市的外资引进存在“虹吸”效应。

从现有文献来看，我国自贸区政策效应评估的相关研究已经比较丰富，但鲜有学者探讨自贸区设立对资源配置效率的影响。与本文研究主题相关的文献主要有两篇：王良虎和王钊（2021）<sup>[15]</sup>考察了中国自贸区设立对资本及劳动力要素错配的影响，发现自贸区的设立显著缓解了片区内资源错配的问题；王亚飞等（2021）<sup>[16]</sup>考察了自贸区设立对资本要素错配的影响，发现自贸区在总体上加剧了片区的资本错配。这两篇文章均以资源错配为研究对象，并且侧重考察自贸区对资本要素错配的影响，但并未基于劳动力技能进行细化研究，且均未直接考察自贸区设立对资源配置效率的影响。对此，在已有研究的基础上，本文在以下三个方面做出边际贡献：第一，在研究内容层面，本文首次系统地评估了自贸区的要素配置效应，拓展了关于自贸区政策实施效果的评估范畴，同时也为提升城市资源配置效率提供了

新的思路。第二，在机制层面，本文从不同技能人才集聚和异质性外商直接投资两个角度探讨了自贸区设立对城市资源配置效率的影响渠道，发现自贸区的设立不仅会通过吸引技能劳动力和高质量外资提升自贸区所在城市的资源配置效率，同时也会通过吸纳非技能劳动力和低质量外资降低自贸区所在城市的资源配置效率，但总体上自贸区的设立对要素配置的促进效应要大于抑制效应，因而促进了地区要素配置效率的提升。第三，本文还使用空间杜宾模型（SDM）进一步考察了自贸区的空间溢出效应，发现自贸区的设立存在“虹吸”效应，即吸引周边地区要素向自贸区所属城市集聚，降低了周边地区的资源配置效率。

## 二、理论分析和研究假说

自贸区的设立通过制度创新，大幅减少甚至取消大部分商品和生产要素的贸易壁垒和准入限制，促进人才、资本等要素的自由流动，从而影响自贸区所在城市的资源配置效率。考虑到自贸区设立后，将会通过大量制度红利的释放吸引外资和劳动力等各类要素的聚集。因此，本文侧重从“国际资本流动效应”和“劳动力流动效应”两个维度探讨自贸区设立对地区资源配置效率的影响。

资源配置效率是指在其他条件不变的情形下，通过调整和优化各类生产要素的投入比例以实现产出最大化；从动态视角来看，它还可以通过投入要素质量的不断提升得到改善。自贸区作为中国搭建全面开放新平台、引领高质量发展的一项重要战略举措，对所属地区要素配置效率的影响主要表现在以下几个方面：第一，自贸区内推行的一系列市场化改革有助于打破生产要素在自贸区所属城市各部门及各地区区间的流动障碍（Chauffour and Maur, 2011）<sup>[17]</sup>，增强生产要素在各部门、各地区之间的流动性，从而有助于提升资源的配置效率。第二，自贸区内通过优惠政策的不间断释放，大规模吸引先进技术、高质量外资、技术类人才及海外先进的经营管理经验等进入片区，并在很大程度上缓解了高质量生产要素的供求缺口及匹配不充分的问题，从而促进了地区要素配置效率的提升。第三，自贸区通过设置极度宽松且规范统一的市场竞争环境，有助于强化市场微观主体之间的水平（或垂直）溢出效应和竞争效应，使企业产生了对高质量生产要素的持续大量需求，从而吸纳大量高级生产要素的进入；同时，区内公平、自由的市场竞争环境便于各要素之间进行组合优化，从而促进自贸区所在城市资源配置效率的不断提升（Varela, 2017）<sup>[18]</sup>。此外，在自贸区内探索“竞争中立”的市场规则，地方政府会对国有企业和民营企业等同等对待，并建立对违反公平竞争行为予以监督和矫正的机制（唐宜红和姚曦，2013）<sup>[19]</sup>。这一规则将强化市场在配置资源过程中的决定性作用，有助于减少政府行为不当引起的政策性扭曲所造成的资源配置效率下降的问题。综合上述分析，本文提出理论假说1：

假说1：自贸区的设立能够促进其所在城市资源配置效率的提升。

自贸区作为新一轮制度创新的“试验田”，政策实施的核心目标之一是促进投资贸易便利化。为此，自贸区不断推进以准入前国民待遇和负面清单为核心的国际投资管理模式改革，吸引外资大量进入（刘杨等，2021）。同时，自贸区实施资本

项目可兑换和金融业开放为导向的金融制度创新,通过降低资本管制,最大限度地吸引外商直接投资。但考虑到不同来源地外资在自身技术水平、研发实力等层面存在较大的差异性,而且要素配置效率的提升不仅需要各投入要素的合理配置,各投入要素的质量水平也是影响其配置效率高低的因素。因此,外资进入并不必然带来自贸区所在城市资源配置效率的提升。

不同质量外资在技术水平、研发能力、信息决策及市场竞争力等方面具有较为明显的差异性(Kumar, 2002)<sup>[20]</sup>,从而导致外资因质量不同而对资源配置效率产生异质性影响。具体而言:第一,高质量外资能够通过技术溢出效应,在提升当地企业技术水平的同时,还可以优化要素之间的投入组合,改善地区的资源配置效率;而低质量外资不仅难以产生技术溢出效应,还会与本地资本形成恶性竞争,对本地资本产生“挤出效应”,从而在一定程度上加剧了资本的错配,降低当地的资源配置效率。第二,高质量外资通过研发投入的增加提升自身的技术创新水平,且前后向技术溢出效应的存在也会刺激上下游关联产业技术水平的提升,进而通过投入更高质量的要素和更优的配置组合,促进资源配置效率的提升;而低质量的外资只能侧重于依赖低端要素的大量投入来组织产品的生产,对地区资源配置效率难以起到优化作用。第三,高质量外资往往在信息获取和科学决策等方面具有优势,通过获取标的企业更加全面的“软信息”,选择与自己相匹配的目标企业(才国伟和杨豪, 2019)<sup>[21]</sup>,从而优化要素之间的投入组合,进而提升资源配置效率;而低质量外资在获取标的企业信息等方面存在劣势,很难选择相匹配的标的企业,往往会选择对本地的大企业进行投资,使得本地中小企业的融资约束问题更加严重,从而恶化资源配置效率(Berger et al., 2005)<sup>[22]</sup>。第四,高质量外资可以充分利用自己在技术水平等方面的优势,充分调动、配置各地区、各部门的要素投入,寻找最优的要素投入比例,在很大程度上刺激了地区资源配置效率的提升;而低质量外资侧重于与当地廉价的劳动力及其他初级要素进行组合,因而它的进入只会加剧本地初级要素的恶性竞争,加剧要素错配程度,进而降低资源配置效率。

据此,本文提出理论假说2:

假说2:自贸区的设立,不仅会通过吸纳高质量外商直接投资提升所在城市的资源配置效率,还会通过吸纳低质量外商直接投资降低资源配置效率。

自贸区的设立,会通过各种制度红利和优惠政策的释放,加快各类劳动力要素向片区内及周边地区的集聚。一方面,自贸区以制度创新为核心内容的创新体系所释放的制度红利会吸引大量的高技能人才汇集到区内,而片区所属城市的高质量外资也需要与高技能劳动力进行匹配,从而增加了自贸区对技能劳动力的大量需求(黄先海等, 2021)<sup>[23]</sup>。另一方面,自贸区的设立消除了阻碍劳动力自由流动的各种体制机制障碍,创造了大量的就业机会,从而吸引大量的非技能劳动力进入片区所在城市。由于非技能劳动力属于低质量生产要素,该类要素的大量进入会降低资源配置效率。据此,本文提出理论假说3:

假说3:自贸区的设立,不仅会通过吸纳技能劳动力提升片区所在城市的资源配置效率,也会通过吸纳非技能劳动力抑制片区所在城市资源配置效率的提升。

### 三、模型、变量和数据来源

#### (一) 模型设定

##### 1. 基准模型

我国各自贸区的选址可能会综合考虑地区经济发展状况及区位条件等多个因素(刘杨等, 2021), 因此如果直接使用 DID 方法评估该政策效应, 可能不满足平行趋势假设。鉴于此, 本文首先使用 PSM 选取与自贸区城市发展趋势类似的控制组, 从而尽可能消除样本选择非随机问题。结合已有文献的做法(李启航等, 2021)<sup>[24]</sup>, 选取人均国内生产总值、劳动力、固定资产投资、人口密度、金融发展水平、“一带一路”倡议及政府公共预算支出作为协变量进行 PSM 匹配, 构建渐进 DID 模型:

$$Allo_{ct} = \beta_0 + \beta_1 FTZ_{ct} + Control_{ct} + \alpha_c + \alpha_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中,  $Allo_{ct}$  表示城市  $c$  在第  $t$  年的资源配置效率,  $\beta_1$  是待估系数。 $FTZ_{ct}$  表示城市  $c$  在第  $t$  年是否设立了自贸区,  $\alpha_c$ 、 $\alpha_t$  分别表示城市和年份固定效应,  $\varepsilon_{ct}$  为误差项。 $Control_{ct}$  表示影响城市资源配置效率的一系列控制变量, 具体含义见表 1。此外, 模型 (1) 在城市层面进行标准误的聚类调整。

##### 2. 中介效应模型

借鉴 Zhao 等 (2010)<sup>[25]</sup> 的做法, 构建如下中介效应模型:

$$Mediate_{ct} = \beta_0 + \beta_1 FTZ_{ct} + Control_{ct} + \alpha_c + \alpha_t + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

$$Allo_{ct} = \beta_0 + \beta_1 FTZ_{ct} + \beta_2 Mediate_{ct} + Control_{ct} + \alpha_c + \alpha_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

其中,  $Mediate_{ct}$  为中介变量, 分别指外商直接投资、技能劳动力和非技能劳动力三个变量。借鉴孙巍和徐邵军 (2021)<sup>[26]</sup> 的做法, 使用研发 (R&D) 人员数量表示技能劳动力投入, 使用去除 R&D 人员之后的就业人数表示非技能劳动力。借鉴司春晓等 (2021) 的做法, 使用外资实际投资额表示外商直接投资规模。借鉴余泳泽 (2015)<sup>[27]</sup>, 使用第二产业占 GDP 的比重和人均 GDP 分别表示产业结构和经济发展水平。本文还加入固定资产投资水平、政府规模、人口密度、“一带一路”分别控制基础设施、政府因素、人口聚集及重大政策冲击对被解释变量的影响。

##### 3. 空间溢出效应模型

为了考察自贸区对资源配置效率的空间溢出效应, 建立如下空间杜宾模型:

$$Allo_{ct} = \beta_0 + \rho(W \times Allo_{ct}) + \beta_1 FTZ_{ct} + \beta_2(W \times FTZ_{ct}) + \beta_3 Control_{ct} + \beta_4(W \times Control_{ct}) + \alpha_c + \alpha_t + \varepsilon_{ct} \quad (4)$$

其中,  $\rho$  表示空间自回归系数,  $W$  为空间权重矩阵, 其他变量含义与模型 (1) 一致。 $\beta_2$  和  $\beta_4$  分别表示自变量和控制变量的空间相关系数。

#### (二) 变量构造

##### 1. 资源配置效率

本文首先利用随机前沿法 (SFA) 和超越对数生产函数测度城市全要素生产率 (TFP), 然后对 TFP 进行分解得到资源配置效率。需要指出的是, 虽然使用 SFA 和 DEA 方法都可以测度和分解 TFP, 但在随机环境下, 只有 SFA 为代表的参数分

析法才可以对 TFP 进行有效测算 (王德祥和薛桂芝, 2016)<sup>[28]</sup>。

参照 Kumbhakar 和 Lovell (2000)<sup>[29]</sup> 的做法, 将 TFP 增长率分解为:

$$\dot{TFP} = \sum_n \left( \frac{\varepsilon_j}{\varepsilon} - S_j \right) \dot{x}_j + (\varepsilon - 1) \sum_j \left( \frac{\varepsilon_j}{\varepsilon} \right) \dot{x}_j + \frac{\partial \ln y}{\partial t} - \frac{\partial u}{\partial t} \quad (5)$$

式 (5) 中,  $\dot{TFP}$  表示 TFP 增长率,  $\varepsilon_j$  为要素投入  $j$  的产出弹性,  $\varepsilon = \sum_j \varepsilon_j$  为规模弹性。  $S_j = w_j x_j / e$  为要素投入  $x_j$  的支出份额,  $w_j$  为要素  $j$  的价格,  $e$  为总支出,  $\dot{x}_j$  为投入要素  $x_j$  的增长率,  $y$  表示产出增长率,  $\frac{\partial u}{\partial t}$  表示技术非效率项对时间  $t$  的求导。

$\sum_n \left( \frac{\varepsilon_j}{\varepsilon} - S_j \right) \dot{x}_j$  为资源配置效率, 指的是在既定条件下, 通过优化各生产要素的投入比例增加产出的程度, 该值越大表明资源配置效率越高。在测算时, 先将 2009 年为基期对各经济变量进行平减, 得到不变价格条件下的经济指标。其中, 劳动力投入  $L$  用城镇单位在岗职工平均人数表示, 资本投入  $K$  通过永续盘存法计算得出。劳动力价格采用城市辖区城镇单位在岗职工平均工资表示, 资本价格采用 3—5 年期的贷款利率衡量, 实际产出  $Y$  由城市辖区 GDP 除以消费价格指数得到。

## 2. 自由贸易试验区

根据刘杨等 (2021) 关于国务院自贸区相关文件整理的数据库, 本文获取了截至 2018 年中国设立自贸区的城市 and 具体时间。据此, 与上文已测度全要素生产率的城市按照城市名称对应匹配, 得到本文研究所涉及的 290 个城市样本。其中, 非自贸区城市 270 个, 自贸区城市 20 个。自贸区变量用  $FTZ$  表示: 如果城市在  $t$  年被批准设立自贸区, 则  $FTZ$  在  $t+1$  年及其以后的年份取值为 1, 否则取值为 0。

本文实证分析涉及的控制变量测度方法在表 1 中进行报告。

表 1 变量符号、变量名称与测算方法

变量符号	变量名称	测算方法
<i>alloc</i>	资源配置效率	使用 SFA 方法对 TFP 进行分解得出
<i>FTZ</i>	自贸区	虚拟变量, 取值为 0 或 1
<i>lnfdi</i>	外商直接投资	实际利用外商直接投资额的对数值
<i>lnskill</i>	技能劳动力总量	R&D 人员取对数
<i>lnunskill</i>	非技能劳动力总量	就业人数 (不包含 R&D 人员) 取对数
<i>lnL</i>	劳动力投入	就业人数取对数
<i>lnK</i>	资本投入	固定资本形成总额取对数
<i>inds2</i>	产业结构	第二产业增加值占 GDP 比重
<i>financ</i>	金融发展水平	年末金融机构存款余额取对数
<i>lngov</i>	政府规模	政府公共预算支出取对数
<i>lninvest</i>	固定资产投资	固定投资水平取对数
<i>popdensity</i>	人口密度	年末总人口与地区面积的比值取对数
<i>road</i>	“一带一路”倡议	虚拟变量, 取值为 0 或 1

## (三) 数据来源与处理

考虑到数据的可得性, 本文样本的时间范围为 2009—2018 年。其中, 290 个城市的经济指标数据来源于《中国城市统计年鉴》和国家统计局官方网站。在测

算资源配置效率时, 贷款利率数据来源于和讯网<sup>①</sup>, 工业品出厂价格指数、固定资产投资价格指数及居民消费价格指数来源于国家统计局。在进行中介效应分析时, 实际外商直接投资额所用汇率数据来自于国家外汇管理局。在使用空间杜宾模型考察自贸区设立的空间溢出效应之前, 需要基于城市中心的坐标位置生成邻接矩阵、空间距离矩阵和经济距离矩阵, 本文中与空间位置相关的空间数据开放格式文件(shp文件)来自于人道主义交换数据库(HDX数据库)。此外, 本文还删除了样本观测期间内不连续的观测值, 构造与之对应的平衡面板, 从而便于考察自贸区对资源配置效率的空间溢出效应。

## 四、实证结果分析

### (一) PSM 变量平衡性检验

本文按照1:4近邻匹配的方式对样本进行倾向得分匹配。结果发现<sup>②</sup>, 各协变量在匹配之后的偏差有了大幅度的下降, 表明本文使用PSM对样本进行处理是很有必要的。此外, 各协变量匹配之后的均值在处理组和对照组之间均不存在显著差异, 这在很大程度上缓解了模型设定所存在的选择性偏误和内生性问题。

### (二) 基准回归结果

表2报告了基准回归结果。其中, 列(1)只对自贸区变量FTZ进行回归, 发现系数为正且在10%的水平上显著。列(2)是在列(1)的基础上加入了控制变量后的回归结果, 此时自贸区系数仍为正并且系数变大。列(3)进一步控制了城市固定效应, 此时自贸区系数在1%的水平上高度显著。考虑到共同时间冲击因素对估计结果的干扰, 列(4)在列(3)的基础上又加入了时间固定效应, 此时自贸区系数仍显著为正。上述回归结果表明, 自贸区设立显著提升了其所在城市的资源配置效率, 验证了本文的理论假说1。

在各控制变量中, 劳动力投入系数显著为正, 表明劳动力的进入促进了资源配置效率的提升。产业结构和金融发展水平的系数均显著为正, 表明产业结构和金融发展水平促进了资源配置效率的提升。“一带一路”变量的回归系数为负, 表明“一带一路”倡议还未提升所经城市的资源配置效率。

### (三) DID 估计的有效性检验

#### 1. 平行趋势检验

共同趋势假设是使用双重差分法进行政策评估的必要前提(Angrist and Pischke, 2009)<sup>[30]</sup>。本文基于PSM处理结果共同趋势检验结果如图1(a)所示。容易发现, 在自贸区设立以前, 处理组和控制组城市的资源配置效率变化的置信区间在各年份中均包含0值, 这意味着在设立自贸区之前, 处理组和控制组的资源配置效率变化趋势并不存在显著的差异。

<sup>①</sup><http://data.bank.hexun.com/ll/dkll.aspx>。

<sup>②</sup>为节省篇幅, 文中并未报告PSM协变量平衡性检验结果, 读者可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

表2 基准回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FTZ</i>	0.027* (0.014)	0.028 (0.030)	0.111*** (0.034)	0.066** (0.033)
<i>lnL</i>		-0.000 (0.000)	0.026*** (0.003)	0.032*** (0.005)
<i>lnK</i>		0.029*** (0.006)	0.239*** (0.064)	0.138 (0.122)
<i>inds2</i>		0.001* (0.001)	0.005* (0.003)	0.006* (0.003)
<i>road</i>		-0.017 (0.026)	-0.047 (0.032)	-0.044 (0.034)
<i>financ</i>		-0.011 (0.011)	0.212*** (0.077)	0.202*** (0.067)
<i>pergdp</i>		-0.012*** (0.003)	-0.027*** (0.010)	-0.026** (0.011)
<i>popdensity</i>		-0.154 (0.215)	0.974* (0.564)	1.007* (0.555)
常数项	-0.001 (0.006)	-0.189*** (0.049)	-1.907*** (0.443)	-1.186 (0.806)
城市固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	否	是
R <sup>2</sup>	0.001	0.012	0.033	0.068
观测值	1 800	1 681	1 681	1 681

注：括号内为各变量在城市层面进行聚类调整的稳健标准误，\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的水平上显著。下表同。

## 2. 安慰剂检验<sup>①</sup>

为了验证自贸区所在城市资源配置效率的改善是来自于自贸区设立而不是由其他政策冲击因素导致的，此处采用 Bootstrap 方法进行安慰剂检验。通过随机设置自贸区城市重新构造处理组，进行 500 次重复抽样，检验结果见图 1 (b)。容易发现，随机过程系数大都分布在 0 附近，表明自贸区设立对城市资源配置效率的影响并未受到不可观测的政策冲击的影响，从而证明了本文结果的稳健性。

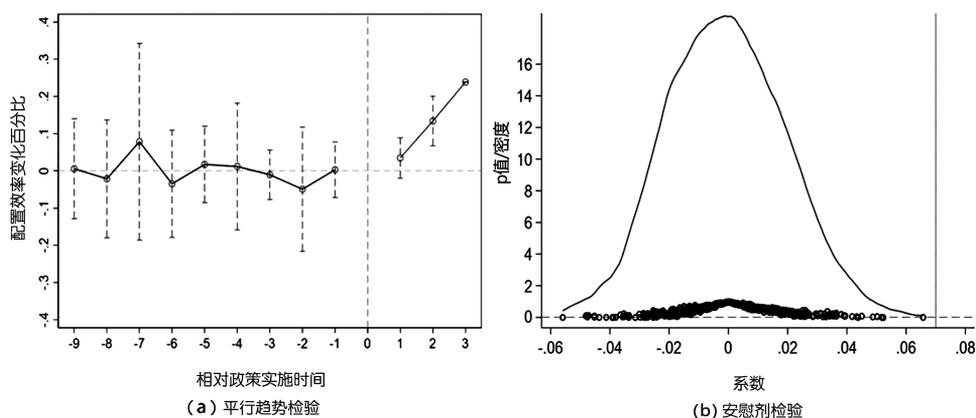


图1 平行趋势检验和安慰剂检验

<sup>①</sup>本文还使用第二种方法进行安慰剂检验，即将自贸区设立时间分别提前1年、2年、3年、4年，重新考察自贸区设立对资源配置效率的影响，结果均通过了安慰剂检验。但受限于篇幅，上述结果并未在文中进行汇报，感兴趣者可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

(四) 稳健性分析<sup>①</sup>

## 1. 调整被解释变量的测算方法

本文还使用其他方法重新测算城市层面的资源配置效率。第一种方法是使用城镇单位就业人员替换城镇单位职工平均人数衡量劳动力投入,用基于生产者价格指数平减的产出替换基于消费者价格指数平减的产出,重新测度城市层面的资源配置效率并重新对(1)式进行回归,具体回归结果见表3第(1)列。第二种方法与王大鹏和朱迎春(2009)<sup>[31]</sup>一致,借鉴Fare等(1994)<sup>[32]</sup>的DEA-Malmquist指数重新测度城市资源配置效率,其中劳动投入用城镇单位在岗职工平均人数表示,资本投入与前文SFA方法中的资本投入一致,产出用生产价格指数平减后的实际产出表示,具体回归结果见表3第(2)列。我们发现,列(1)和列(2)中的自贸区变量 $FTZ$ 的系数显著性和符号均与表2的基准回归结果保持一致,表明上文关于自贸区设立对资源配置效率的影响结论与资源配置效率测算方法无关,理论假说1得以验证。

## 2. 调整样本时间范围

考虑到研究结果可能会受到不同时间区间样本选择的干扰,本文基于各自贸区成立时间分别选取2009—2014年、2015—2018年两个时间段对(1)式重新进行回归。为了便于比较组间回归系数,本文在模型中加入时间虚拟变量 $DI$ ,当样本时间为2009—2014年时, $DI$ 取值为0;样本时间为2015—2018年时, $DI$ 取值为1。表3第(3)列上述交互项的系数并不显著,这意味着自贸区的设立对资源配置效率的影响不存在样本时间段选取的显著性差异。

表3 稳健性检验

项目	(1)	(2)	(3)
$FTZ$	0.029** (0.012)	0.062** (0.019)	0.047* (0.059)
$DI \times FTZ$			0.028 (0.396)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
$R^2$	0.145	0.137	0.078

## 3. 改变PSM匹配方法

在上文采用1:4近邻匹配基础上,此处分别采用以下几种匹配方式:(1)不匹配;(2)1:3近邻匹配;(3)卡尺0.1基础上的1:4近邻匹配;(4)距离为0.05的半径匹配;(5)宽带为0.06,二次核的核匹配;(6)1:1近邻匹配。回归

<sup>①</sup>除了文中展示的稳健性分析,作者还考察了异常值、特殊样本、其他政策干扰时的情形,回归结果表明本文的核心结论仍然稳健。但受限于文章篇幅,上述结果并未在文中进行汇报,感兴趣者可登陆对外经济贸易大学学术刊物网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

结果表明<sup>①</sup>，在上述各种匹配方式下，自贸区变量 *FTZ* 系数均为正值且在 1% 的水平上显著。这表明本文的基本结论不受特定匹配方法的干扰，自贸区的设立对其所属城市资源配置效率提升的促进作用是稳健的。

#### (五) 机制检验

##### 1. 外商直接投资

表 4 第 (1) 列为外商直接投资对自贸区变量 *FTZ* 的回归结果。*FTZ* 的回归系数显著为正，表明自贸区的设立吸引了外商直接投资流向自贸区所在城市，本研究结论与武剑和谢伟 (2019) 一致。第 (2) 列为资源配置效率对中介变量的回归结果，外商直接投资的系数显著为负值，表明外商直接投资的大量进入抑制了自贸区所在城市资源配置效率的提升，即外商直接投资对自贸区的要素配置效应存在“遮掩效应”，间接效应大小为 -0.005，贡献占比为 6.29%<sup>②</sup>。

表 4 机制检验结果

项目	lnfdi		lnskill		lnunskill		alloc
	lnfdi	alloc	lnskill	alloc	lnunskill	alloc	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
lnfdi		-0.025 ** (0.012)					-0.027 ** (0.012)
lnskill				0.060 * (0.031)			0.072 ** (0.031)
lnunskill						-0.062 *** (0.018)	-0.067 *** (0.023)
<i>FTZ</i>	0.204 * (0.106)	0.081 ** (0.037)	0.178 *** (0.066)	0.074 ** (0.036)	0.059 * (0.032)	0.069 ** (0.034)	0.075 ** (0.037)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.068	0.077	0.179	0.083	0.119	0.077	0.092

考虑到外商直接投资质量层面的异质性，此处尝试从外资质量异质性视角分析其对自贸区所在城市资源配置效率的影响。借鉴刘明和宋彦玲 (2021)<sup>[33]</sup> 的研究，从 FDI 规模、FDI 本地化、FDI 业绩、FDI 盈利能力四个维度刻画 FDI 的质量水平，再使用主成分分析法测算得出衡量 FDI 质量的指标  $Quality_{fdi}$ ，该值越大表明外资的质量水平越高。进一步地，通过构建核心解释变量 *FTZ* 与外资质量  $Quality_{fdi}$  的交互项 ( $FTZ \times Quality_{fdi}$ ) 考察外资质量对自贸区要素配置效率的调节作用，具体回归结果见表 5。本文发现，无论是否纳入控制变量、是否控制固定效应，各列

<sup>①</sup>受篇幅所限，基于不同匹配方法的回归结果未在文中进行汇报，读者可登陆对外经济贸易大学学术刊物网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

<sup>②</sup>遮掩效应贡献占比计算公式为  $|ab/c|$ ，*a* 指的是式 (2) 中 *FTZ* 的估计系数，*b* 指的是式 (3) 中 *Mediate* 的估计系数，*ab* 为遮掩效应，*c* 表示直接效应，即式 (3) 中 *FTZ* 的估计系数。

中的交互项  $FTZ \times Quality_{jdi}$  系数符号均显著为正, 这表明外资质量越高, 越会强化自贸区对配置效率的促进作用; 外资质量越低, 则越会弱化自贸区对配置效率的促进作用。该结论意味着, 自贸区能够通过吸引高质量外资提升其资源配置效率, 也会通过吸纳低质量外资抑制其配置效率的提升, 验证了本文的第二个假说。前文的机制分析表明, 外资在整体上降低了自贸区所在城市的资源配置效率。对此, 本文认为可能的解释为: 自贸区内优惠政策对低质量外资的吸引力大于其对高质量外资的吸引力, 主要体现在低质量外资在自贸区吸引外资总数量中的占比大于高质量外资的占比<sup>①</sup>, 导致低质量外资对要素配置效率的抑制作用大于高质量外资对资源配置效率的促进作用, 使得外资整体上抑制了自贸区资源配置效率的提升。

## 2. 技能劳动力和非技能劳动力

表4中的第(3)列为技能劳动力对自贸区  $FTZ$  的回归结果, 自贸区变量  $FTZ$  系数显著为正, 表明自贸区的设立能够吸引技能劳动力向片区所在城市集聚。进一步地, 把技能劳动力进行控制后进行回归发现其系数显著为正, 如表4第(4)列所示, 这意味着技能劳动力的增加对提升资源配置效率存在显著促进作用。这两列的回归结果表明, 自贸区设立通过吸引技能劳动力的大量集聚促进了所在城市的资源配置效率的提升。我们还注意到, 列(4)中  $FTZ$  的系数仍然显著, 这意味着技能劳动力在自贸区的资源配置效应中表现为部分中介效应, 其贡献占比为12.61%<sup>②</sup>。本表第(5)列  $FTZ$  系数显著为正, 表明自贸区设立也能够增加非技能劳动力向自贸区所在城市的集聚。把非技能劳动力进行控制后进行回归, 发现系数为-0.062且高度显著, 如表4第(6)列所示, 表明非技能劳动力的增加抑制了所在城市资源配置效率的提高, 该回归结果意味着非技能劳动力在自贸区的资源配置效应中表现为“遮掩效应”。上述回归结果验证了本文的假说3。

以上估计结果表明, 自贸区通过吸引外商直接投资和非技能劳动力的进入, 拉低了片区所属城市的资源配置效率(其间接效应分别为-0.005、-0.004, 表现为“遮掩效应”), 但上述两个“遮掩效应”绝对值之和小于自贸区通过吸纳技能劳动力的集聚对资源配置效率的提升作用(效应大小为0.011), 因此自贸区设立对资源配置效率的间接效应之和为正。此外, 根据上文的回归结果, 在剔除各中介变量的间接效应之后, 自贸区设立对资源配置效率的直接效应大小分别为0.081、0.074、0.069, 三者之和为0.224。因此, 在考虑了外资、技能劳动力和非技能劳动力的影响之后, 自贸区对配置效率的总影响为正, 即自贸区设立总体上促进了其所在城市资源配置效率的提升, 即本文的机制考察结果与上文基准回归得到的结论一致。

<sup>①</sup>在考察样本期内, 本文以外资质量中位数将样本划分为高质量外资组和低质量外资组, 发现高质量外资数量占比为47.5%, 明显低于低质量外资数量占比。

<sup>②</sup>中介效应贡献占比测算公式为  $ab/(c+ab)$ , 其中  $a$  为式(2)中  $FTZ$  的估计系数,  $b$  为式(3)中  $Mediate$  的估计系数,  $ab$  为间接效应,  $c$  为直接效应, 即式(3)中  $FTZ$  的估计系数。

表5 外资质量的调节效应

项目	(1)	(2)	(3)
<i>FTZ</i>	0.077 ** (0.032)	0.050 * (0.027)	0.081 *** (0.030)
<i>Quality<sub>fdi</sub></i>	0.002 (0.019)	0.003 (0.015)	0.100 ** (0.044)
<i>FTZ</i> × <i>Quality<sub>fdi</sub></i>	0.108 * (0.063)	0.135 ** (0.060)	0.116 * (0.064)
控制变量	否	是	是
城市固定效应	是	否	是
时间固定效应	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.042	0.034	0.053

### (六) 异质性分析

#### 1. 基于自贸区所属地区进行划分

参照国家统计局对我国经济区域的划分标准，将本文的样本城市分为东部城市和中西部城市两类，并且以“秦岭—淮河”一线为界，将城市划分为北方地区和南方地区两组分别进行考察。此外，考虑到各自贸区功能定位和所属区域资源禀赋的差异性，本文将样本城市划分为沿海城市与内陆城市，并对二者在资源配置效率方面的差异性进行了考察<sup>①</sup>。为了便于组间系数进行比较，本文在模型中分别纳入虚拟变量 *D1*、*D2*、*D3*：当样本城市属于我国东部地区时，*D1* 取值为 0，其他地区取值 1；当样本城市属于南方地区时，*D2* 取值为 0，北方时取值为 1；当样本城市属于我国沿海城市时，*D3* 取值为 0，否则取值为 1，回归结果报告在表 6 中。其中，列 (1)、列 (2) 分别表示把样本城市按照所属地区划分为东部和中西部、北方和南方情况下对应的回归结果，列 (3) 表示按照城市是否是沿海城市所对应的回归结果。

表6 异质性检验 1

项目	(1)	(2)	(3)
<i>FTZ</i>	0.058 ** (0.025)	0.069 ** (0.030)	0.056 ** (0.027)
<i>D1</i> × <i>FTZ</i>	0.002 (0.000)		
<i>D2</i> × <i>FTZ</i>		-0.040 (0.047)	
<i>D3</i> × <i>FTZ</i>			0.108 * (0.056)
控制变量	是	是	
城市固定效应	是	是	
时间固定效应	是	是	
R <sup>2</sup>	0.081	0.081	0.053

<sup>①</sup>感谢匿名审稿专家的建议。

我们发现,在列(1)、列(2)中,自贸区与地区分组变量的交互项  $D1 \times FTZ$ 、 $D2 \times FTZ$  系数虽为正值但不显著,表明自贸区设立对我国东部地区与中西部地区、南方与北方地区所在城市的资源配置效率的影响不存在显著差异。在列(3)中,自贸区与地区分组变量交互项  $D3 \times FTZ$  的系数为正且在 10% 的水平上显著,意味着相较于沿海城市,内陆城市不具有运输成本和要素流动方面的优势,因此自贸区设立对内陆城市资源配置效率的改善反而会更加显著。

## 2. 基于自贸区所属城市类型进行划分

本文还基于自贸区所在城市是否是省会城市、直辖市进行了分样本检验。同样地,为了保证各分样本回归系数的可比性,本文在模型中分别加入了虚拟变量  $D4$ 、 $D5$ : 当样本城市是省会城市时,  $D4$  取值为 0, 非省会城市时取值为 1; 当样本城市是直辖市时,  $D5$  取值为 0, 非直辖市时取值为 1, 表 7 报告了回归结果。其中,列(1)、列(2)分别表示样本城市按照所属类型划分为省会和非省会、直辖市和非直辖市情况下的回归结果。我们发现,在列(1)中,自贸区与分组变量交互项  $D4 \times FTZ$  系数为负且在 1% 水平上显著,表明自贸区设立在省会城市时对资源配置效率的提升作用显著大于自贸区设立在非省会城市时的情形,意味着自贸区的设立更有利于省会城市资源配置效率的提升。在列(2)中,自贸区与分组变量交互项  $D5 \times FTZ$  系数为负且通过了 5% 水平的显著性检验,表明自贸区设立在直辖市对其所在城市资源配置效率的提升幅度显著大于自贸区设立在非直辖市时的情形。

表 7 异质性检验 2

项目	(1)	(2)
$FTZ$	0.103*** (0.019)	0.114*** (0.022)
$D4 \times FTZ$	-0.099*** (0.034)	
$D5 \times FTZ$		-0.079** (0.034)
控制变量	是	是
城市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
$R^2$	0.081	0.081

## 五、进一步分析：自贸区设立的空间溢出效应<sup>①</sup>

在空间计量模型的选择上,参照 Ellhorst (2014)<sup>[34]</sup> 的做法,本文依次进行 Wald 检验、LM 检验及稳健的 LM 检验,检验结果均拒绝了使用空间滞后模型和空间误差模型的原假设,因此本文选择使用空间杜宾模型考察自贸区的空间溢出效

<sup>①</sup>为节省篇幅,文中并未报告空间自相关检验结果,感兴趣者可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

应。本文在构建时空双重固定效应下的SDM模型基础上,分别选择邻接矩阵、地理距离矩阵及经济距离矩阵对式(4)进行模型估计,对应的回归结果报告在表8中。其中,第(1)—(3)列分别汇报了使用邻接矩阵、地理距离矩阵及经济距离地理矩阵的回归结果,第(4)—(6)分别表示基于SAR模型对邻接矩阵、地理距离矩阵及经济距离矩阵的回归结果。回归结果表明,在使用SAR模型和SDM模型的回归结果中各变量的符号基本保持一致,但SDM模型中各变量的显著性有了明显的提高,这表明本文选取SDM模型是合理的。

基于SDM模型的估计结果容易发现,使用邻接矩阵、地理距离矩阵对应的FTZ的空间相关系数( $W \times FTZ$ )均显著为负,而使用经济距离地理矩阵对应的FTZ的空间相关系数虽为正但不显著,这表明自贸区的设立抑制了自贸区周边城市资源配置效率的提升,从而意味着自贸区的设立存在“虹吸效应”,即自贸区建设通过吸收周边城市的生产要素改善了片区所属城市的资源配置效率,却同时降低了邻近地区的资源配置效率。自贸区设立的直接效应显著为正,与前文分析结果保持一致,但是其间接效应数值较小且不显著。结合FTZ的空间相关系数,这意味着目前自贸区的设立还未充分发挥它对周边区域资源配置效率的辐射作用。

表8 自贸区空间溢出效应回归结果

项目	SDM 模型			SAR 模型		
	邻接	地理距离	经济距离	邻接	地理距离	经济距离
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FTZ	0.143* (0.085)	0.126 (0.085)	0.122 (0.086)	0.119 (0.091)	0.108 (0.090)	0.109 (0.090)
lnfdi	-0.028*** (0.010)	-0.028*** (0.010)	-0.031*** (0.010)	-0.030*** (0.011)	-0.030*** (0.011)	-0.031*** (0.011)
lnskill	0.063** (0.026)	0.059** (0.026)**	0.063** (0.026)	0.059** (0.027)	0.061** (0.027)	0.061** (0.027)
lnlabor	-0.248*** (0.035)	-0.244*** (0.035)	-0.253*** (0.036)	-0.250*** (0.038)	-0.249*** (0.038)	-0.248*** (0.037)
inds2	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)
$W \times FTZ$	-0.059*** (0.020)	-0.148*** (0.048)	0.026 (0.029)			
直接效应	0.143* (0.011)	0.126* (0.078)	0.123 (0.081)	0.120 (0.087)	0.108 (0.087)	0.110 (0.093)
间接效应	0.001 (0.001)	-0.003 (0.003)	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.001)
总效应	0.144* (0.083)	0.123* (0.076)	0.125 (0.082)	0.123 (0.088)	0.107 (0.087)	0.112 (0.094)
$\rho$	0.004 (0.006)	-0.019 (0.013)	0.022*** (0.006)	0.007 (0.005)	-0.013 (0.011)	0.022*** (0.006)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
空间固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.216	0.221	0.221	0.207	0.210	0.220

## 六、结论与政策启示

本文基于2009—2018年中国290个城市的面板数据,运用PSM-DID准自然实验方法,系统评估了自贸区对地区资源配置效率的影响。研究发现,自贸区的设立总体上促进了片区所在城市资源配置效率的提升;自贸区的设立能够通过释放制度红利吸引外商直接投资和不同技能劳动力的大量进入,高质量外资和技能劳动力的集聚显著提升了自贸区所在城市的资源配置效率,但低质量外商直接投资与非技能劳动力的进入降低了自贸区所在城市的资源配置效率;自贸区的设立,并未带动周边地区资源配置效率的显著提升。

从上述研究结论中能够得到的政策启示有:首先,为了充分发挥技能人才的创新功能,自贸区需要持续释放技能人才的制度红利,打通人才流动的各种体制机制障碍,充分吸引具有中高技能人才的集聚,优化片区所在城市的资源配置效率;考虑到自贸区也会吸引大量非技能劳动力向片区所在的城市集聚,应该加强对非技能劳动力的技能培训并提高进入门槛,通过优化自贸区所在城市的劳动力技能结构提高本地区的资源配置效率。其次,应注重对吸引外商直接投资相关政策的优化与合理引导。自贸区虽然增加了外商直接投资规模,但没能通过外商投资直接改善资源配置效率。这意味着自贸区在吸引外资时,应当加强对外资的科学引导与质量审核,并基于片区所在城市实际发展需要有针对性地引进,着眼长远,注重外商直接投资的质量,从而加强外资与技能人才的充分组合,提高地区资源配置效率。再次,需要增强对自贸区要素配置的宏观调控和管理能力。只有具备较强的要素管理能力,才能充分发挥各要素的职能并平衡各种生产要素之间的配置比例,提升资源配置效率。最后,还要加强自贸区所在城市与周边城市的融合发展,打通相邻城市之间的要素流动渠道,激活自贸区所在城市对周边城市在资源配置效率方面的辐射作用。

### [参考文献]

- [1] 李青原,章尹赛楠.金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据[J].中国工业经济,2021(5):95-113.
- [2] 刘昱洋.中国五大要素市场化配置的制约因素及完善策略[J].区域经济评论,2021(6):32-39.
- [3] 徐晔,赵金凤.中国创新要素配置与经济高质量耦合发展的测度[J].数量经济技术经济研究,2021,38(10):46-64.
- [4] 武剑,谢伟.中国自由贸易试验区政策的经济效应评估——基于HCW法对上海、广东、福建和天津自由贸易试验区的比较分析[J].经济学家,2019(8):75-89.
- [5] 方云龙,刘佳鑫.自由贸易试验区设立能促进企业创新吗?——来自创业板上市公司的经验证据[J].国际金融研究,2021(9):25-33.
- [6] 曹翔,马莉,余升国.自由贸易试验区的外资吸引效应——来自微观企业的证据[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2021a(5):31-45.
- [7] 王鹏,郑靖宇.自由贸易试验区的设立如何影响贸易方式转型——基于广东自由贸易试验区的实证研究[J].国际贸易问题,2017(6):71-82.

- [8] 李世杰, 赵婷茹. 自贸试验区促进产业结构升级了吗? ——基于中国(上海)自贸试验区的实证分析[J]. 中央财经大学学报, 2019(8): 118-128.
- [9] 黎绍凯, 李露一. 自贸区对产业结构升级的政策效应研究——基于上海自由贸易试验区的准自然实验[J]. 经济经纬, 2019(5): 79-86.
- [10] 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.
- [11] 曹翔, 马莉, 董保民. 自由贸易试验区的环境效应及其作用机制[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2021b(3): 105-112.
- [12] 刘杨, 曲如晓, 曾燕萍. 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): 1-16.
- [13] 蒋灵多, 陆毅, 张国峰. 自由贸易试验区建设与中国出口行为[J]. 中国工业经济, 2021(8): 75-93.
- [14] 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.
- [15] 王良虎, 王钊. 中国自由贸易试验区设立能否降低资源错配?[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2021(5): 91-101.
- [16] 王亚飞, 廖蕊, 陶文清. 自由贸易试验区设立能矫正资本错配吗? ——兼论产业集聚的调节效应[J]. 中国管理科学, 2021(2): 1-13.
- [17] CHAUFFOUR J P, MAUR J C. Preferential Trade Agreement Policies for Development: A Handbook [J]. World Bank Publications, 2011, 99(5): 662-687.
- [18] VARELA L. Reallocation, Competition, and Productivity: Evidence from a Financial Liberalization Episode [J]. The Review of Economic Studies, 2017, 85(2): 1279-1313.
- [19] 唐宜红, 姚曦. 竞争中立: 国际市场新规则[J]. 国际贸易, 2013(3): 54-59.
- [20] KUMAR, N. Globalization and the Quality of Foreign Direct Investment [M]. Oxford University Press. 2002: 1-127.
- [21] 才国伟, 杨豪. 外商直接投资能否改善中国要素市场扭曲[J]. 中国工业经济, 2019(10): 42-60.
- [22] BERGER A N, MILLER N H, PETERSEN M A, et al. Does Function Follow Organizational Form? Evidence from the Lending Practices of Large and Small Banks [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 76(2): 237-269.
- [23] 黄先海, 喻盼, 宋学印. 中国自由贸易试验区建设与高级劳动力要素流动——基于自贸区边界内外上市公司数据的微观实证[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2021, 43(6): 23-32.
- [24] 李启航, 黄璐, 张少辉. 国家高新区设立能够提升城市全要素生产率吗? ——基于261个地级市TFP分解数据的路径分析[J]. 南方经济, 2021(3): 54-72.
- [25] ZHAO, XINSHU, LYNCH, et al. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis [J]. Journal of Consumer Research, 2010, 37(2): 197-206.
- [26] 孙巍, 徐邵军. 技术进步路径转换、异质性劳动力流动与地区经济差距演化[J]. 经济评论, 2021(5): 65-85.
- [27] 余泳泽. 中国省际全要素生产率动态空间收敛性研究[J]. 世界经济, 2015, 38(10): 30-55.
- [28] 王德祥, 薛桂芝. 中国城市全要素生产率的测算与分解(1998—2013) ——基于参数型生产前沿法[J]. 财经科学, 2016(9): 42-52.
- [29] KUMBHAKAR S, LOVELL K. Stochastic Frontier Analysis [M], Cambridge: Cambridge University Press. 2000: 10-55.
- [30] ANGRIST J, PISCHKE J-S. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion [M]. Princeton University Press, 2009: 171-172.
- [31] 王大鹏, 朱迎春. 改善资本配置效率的Malmquist指数分解方法[J]. 数量经济技术经济研究, 2009, 26(1): 99-108

- [32] FARE R, GROSSKOPF S, NORRIS M, et al. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries [J]. *American Economic Review*, 1994, 84 (1): 66-83.
- [33] 刘明, 宋彦玲. 中西部地区 FDI 是否促进了承接东部制造业转移——基于 FDI 质量视角 [J]. *国际贸易问题*, 2021 (9): 88-104.
- [34] ELHORST J P. Matlab Software for Spatial Panels [J]. *International Regional Science Review*, 2014, 37 (3): 389-405.

## How Does the Construction of Pilot Free Trade Affect the Efficiency of Urban Resource Allocation

WANG Mingyi YAO Qingfang

**Abstract:** The construction of pilot free trade zone takes an important role in improving urban resource allocation efficiency by bringing institutional innovation and element free flow like talent and capital. Based on the methods of propensity score matching, difference-in-differences, and panel data analysis of 290 cities in China from 2009 to 2018, this paper investigates the economic effect of pilot free trade zones on urban resource allocation efficiency. Benchmark regression shows that the establishment of the zone promotes urban resource allocation efficiency on whole, then the result is verified by several robustness tests. Mechanism analysis finds that the improvement is realised through attracting skilled labors and high-quality foreign direct investment, but meanwhile, the allocation efficiency is deteriorated by the establishment through absorbing unskilled labors and low-quality foreign direct investment. Our further investigation finds that the construction of pilot free trade zone has not significantly improved the allocation efficiency in surrounding cities. The conclusions above provide a theoretical basis for this topic.

**Keywords:** Pilot Free Trade Zone; Resource Allocation Efficiency; Propensity Score Matching; Difference-in-Differences

(责任编辑 白光)