

自贸区设立的经济效应： 基于要素流动和经济增长的分析

陈万灵 胡 耀

(广东外语外贸大学, 广东 广州 510006)

摘 要: 中国自由贸易试验区是扩大开放的重要载体, 承担着制度创新的重任。基于此, 本文从要素流动和经济增长视角实证探究自由贸易试验区制度创新引起的经济效应。研究发现: 自由贸易试验区对所在地 GDP 增长率、传统要素及创新要素的流动水平具有显著促进作用, 且该结论经过一系列稳健性检验后仍然成立。具体来看, 上海、广东和福建的自贸区都显著提高了所在地的 GDP 增长率, 广东、福建和天津的自贸区对传统要素和创新要素的流动都起到显著促进作用; 福建自贸区对经济增长的促进效应随时间增长呈现倒 U 型态势, 天津自贸区对 GDP 增长率的作用并不明显, 上海自贸区仅促进了创新要素流动, 对传统要素流动促进作用不明显。

关键词: 自由贸易试验区; 要素流动; 经济效益; 反事实分析

中图分类号: F741.2

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2023) 01-0070-17

自由贸易试验区(简称“自贸区”)建设是新时代国家构建开放型经济新格局的重要战略。截至 2020 年底, 中国共有 21 个自贸区, 已形成“1+3+7+1+6+3”的开放新格局。设立自贸区的实质是通过制度创新促进要素自由流动, 通过一定集聚带动区域经济发展。面对国际、国内的复杂形势和百年变局, 中央更加注重对外开放和要素流动, 通过国内需求对要素的有效吸引以及科技创新水平的提升, 培育新形势下中国参与国际经贸竞争与合作的新优势(余森杰, 2020)。现阶段, 自贸区促进要素流动也是加速要素市场化配置改革的重要推力, 有利于构建国内外双循环的发展新格局。

国家通过一系列政策举措推进体制机制创新吸引生产要素集聚, 使自贸区成为地区经济发展的增长极。因此, 不论是从理论还是从政策意图看, 自贸区设立的经济效应不仅指自贸区设立对经济增长的促进作用, 也应该将是否促进要素自由流动这一重要指标纳入其中。考察自贸区设立的经济效应不能仅仅以 GDP 作为测量指标考察其对经济增长的效应, 在“双循环”新发展格局下, 考察自贸区设立对要素流动的影响同样重要。

作者简介: 陈万灵, 广东外语外贸大学国际经济贸易研究中心教授, 博士生导师, 研究方向: 国际贸易理论与政策; 胡耀(通信作者), 广东外语外贸大学硕士研究生, 研究方向: 区域经济学。

基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“培育我国国际竞争新优势, 建设贸易强国的战略路径研究”(项目编号: 16JZD018)。

一、相关文献综述

自贸区的研究文献主要聚焦 3 个方面：（1）评估自贸区对经济增长的综合效应。不少文献从自贸区整体出发探究其经济效应。有研究发现，自贸区对其依托区域的经济增长具有显著正向影响或者促进作用（陈林等，2019；邢孝兵和雷颖飞，2019；白仲林等，2020）。郎丽华和冯雪（2020）发现自贸区能够减小经济增长波动。彭羽和杨作云（2020）的研究表明，自贸区对区域的辐射带动作用主要体现在利润率和财政收入增长率上。部分文献关注某个自贸区的经济效应，如上海自贸区（谭娜等，2015）、辽宁自贸区（张颖和逮宇铎，2019）和天津自贸区（方云龙和王博，2020）都促进了所在地的经济增长。显然，这些研究关注自贸区促进经济发展的结果，对自贸区是否促进要素流动并不关注。（2）探讨自贸区经济效应的动态差异和空间差异。随着自贸区的运行和各项政策的落实，自贸区经济效应出现比较大的差异。张军等（2018）的研究结果表明，随着自贸区数量的逐步增加，其经济增长效应呈现先降后升的 U 型态势。叶修群（2018）认为，自贸区的经济增长促进效应存在典型的倒 U 形特征，同时其经济增长效应存在滞后性。从空间看，自贸区的经济效应存在一定地区差异。应望江和范波文（2018）、叶霖莉（2020）的研究表明，沪津闽粤自贸区对地区经济增长具有显著推动作用。也有文献探讨自贸区经济效应的差异性。叶修群（2018）的研究发现，上海和广东的自贸区对第三产业促进效应明显，天津和福建的自贸区对第二产业促进效应明显。刘秉镰和吕程（2018）的研究表明，上海和广东的自贸区建设对区域进口产生促进作用；天津自贸区对出口和工业增加值有一定促进作用。这些研究初步揭示了自贸区经济效应在时间和空间方面的差异，将其原因归结为产业发展差异，没有揭示其本质原因。（3）自贸区引致经济效应的动力机制分析。陈琪和刘卫（2018）的研究表明，自贸区能够通过放松管制的方式实现政府职能转变，激发市场活力，有效配置资源，发挥制度红利效应。有研究表明，自贸区能够推动进出口贸易和投资，投资和贸易是自贸区促进区域经济增长的重要动力因素（邢孝兵和雷颖飞，2019；王爱俭等，2020）。陈林等（2019）的研究表明，自贸区对投资的影响不显著。屈韬等（2018）的研究表明，自贸区通过消费拉动效应对外商直接投资的影响显著为正。方云龙和王博（2020）的研究发现，天津自贸区的贸易、固定资产投资以及外商直接投资等驱动力处于失灵状态。叶霖莉（2020）研究发现，自贸区主要通过吸引外商投资和扩大开放的路径促进经济增长。这些研究说明自贸区引致经济效应的途径是通过投资、贸易、消费等实现。

综上所述，这些文献忽视了自贸区设立的主要目的是通过扩大对外开放、大力推进贸易和投资的便利化（主要是对外资实施“准入负面清单”制度和监管程序简化），推动要素更快流动，实现外商直接投资与国内优势要素的集聚，进而促进区域经济发展。本文可能的贡献在于：从要素流动的视角出发，考察自贸区设立对所在地经济效应的影响，研究视角相对新颖；创造性地将要素流动分为传统要素流动和创新要素流动，并进一步研究不同自贸区对这两类要素影响的异质性，有利于深入剖析不同自贸

区经济效应的具体实现路径，为以后不同区域自贸区设立的目标定位提供一定的参考；从要素流动视角考察自贸区设立的经济效应对促进中国经济“内循环”及要素市场化也具有现实意义，有利于推动“双循环”新发展格局的全面形成。

二、机理分析和研究假说

新经济地理学认为，无论外生性差异是否存在，经济空间演化分异是必然的结果，这种空间演化分异就是部分区域的经济集聚。经济集聚是向心力与离心力相互作用达到区域均衡的结果。向心力是需求关联效应和成本关联效应的循环累积因果，离心力是要素市场拥挤效应和产品市场拥挤效应的共同效应，经济效应循环累积驱动劳动力向规模较大的区域集聚（Krugman,1991）。当贸易自由度大于特定的临界值时，向心力开始大于离心力，劳动力开始向其中一个区域流动，直到工业生产活动全部集中到这个区域，于是形成中心—外围（Core Periphery Pattern）均衡格局。自贸区在空间演化分异的过程中成为劳动力要素集聚的载体，区内来自同一行业或者不同行业的企业集聚力量，吸引越来越多的工人，发挥劳动力的蓄水池效应，随着蓄水池扩大产生规模效应。自贸区的设立正好为产业集聚提供了充足的向心力，贸易自由度冲破临界值，进而吸引劳动力在自贸区所在地集聚。

Hirschman（1958）的城市空间增长极理论提出，特殊经济区对所在经济体可以带来扩散效应。自贸区内企业通过经济活动能够与所依托的区域经济产生关联，带动地区商品贸易的发展。在此基础上，自贸区的经济活动产生劳动力需求，为依托区域提供就业机会，从而吸引劳动力向自贸区所在地集聚。要素在区域间的流动倾向于从边际效益较低的地区向边际效益较高的地区转移，自贸区凭借政策优势、制度优势和基础设施优势营造良好的投资环境，吸引更多的外资集聚，资本要素流入能够为生产活动提供支持，增强自贸区所在地的经济实力，资本要素流入效应因此又得到进一步强化，即自贸区借助投资自由和金融自由的优势，联结国际和国内市场，通过优化资源配置，成为促进国内国际大循环的重要推动力。由此提出本文的假说1：自贸区的建立能够促进依托区域传统生产要素的流动。

自贸区对创新要素流动可能通过以下渠道发挥促进作用：（1）基于比较优势理论，自贸区内贸易自由化与投资便利化促进形成资源和创新技术互补，从而促进自贸区依托之地形成创新技术集聚。从区域之间竞争效应的角度看，设立自贸区作为国家层面的战略性政策具有制度优势，吸引大量企业进入，随着自贸区内企业数量的增加，各类企业之间的竞争加剧，对新进企业形成进入限制，只有具有一定创新技术水平企业才能进入自贸区，从而间接促进创新技术向自贸区集聚。（2）自贸区在推动人才流动以及知识产权制度建设方面进行积极的尝试，为企业创新提供保障，激发企业创新的积极性（Bilir and Kamran, 2014）。企业创新积极性提高，竞相申请国家创新基金，又由于自贸区存在融资渠道优势，因此会形成自贸区内创新资金集聚的现象。（3）自贸区成为科研机构、高校与企业开展合作的重要平台，其设立吸引大量创

新人才流入,加强创新人才资源的自由流动。自贸区通过逐步破除制约创新人才、资金、技术等创新要素的体制机制障碍进而推动创新要素流动。由此提出本文的假说2:自贸区的建立能够促进依托区域创新生产要素的流动。

是否促进经济发展是评估某一政策有效性的重要指标。改革开放以来,从经济技术开发区到高新技术产业开发区,从以保税区、出口加工区为代表的海关特殊监管区到目前的自贸区,展现了渐进式的制度创新过程。一方面,自贸区依托的区域凭借其政策优势与其他地区形成势差,率先发展成为区域经济增长极,通过吸引要素集聚、改善资源配置推动经济增长;另一方面,自贸区的建立改善了之前服务及监管效率低下的现状,通过提升市场运行效率进而促进经济增长。首先,自贸区通过实施国际贸易“一线放开、二线管住”改革和“单一窗口”制度,为监管部门和企业提供统一平台,能够及时反馈和处理标准化的单证和电子信息,提高监管部门办事效率,简化企业通关手续。其次,自贸区通过实行准入前国民待遇加负面清单的管理模式削弱外商投资进入壁垒,优化外商投资环境,降低外商投资风险,并支持区内企业以各种形式“走出去”,积极进行境外投资,投资管理机制创新促进投资水平提升,进而扩大了投资规模。最后,自贸区内管理模式创新有助于加快政府职能转变,提升政府服务效率和服务质量,降低区内企业办事成本,从而实现资源优化配置,提高市场效率,推动地区经济增长。由此提出本文的假说3:自贸区的建立能够促进依托区域的经济增长。

由于区位条件、经济基础以及政策的差异性,自贸区在发展目标和重点产业上也存在差异。2013年,上海自贸区成立,之后自贸区持续扩容,2014年福建、广东和天津自贸区设立,2017年分别在浙江、四川、湖北、陕西、重庆、河南和辽宁设立自贸区。自贸区由沿海向内陆逐步推进,为新时期形成全面开放的新格局夯实基础。自贸区主要针对各个区域的产业特点进行开放试验。上海自贸区进行比较全面的先行先试,在产业投资领域进行大幅度开放,重点是金融业开放,推动了资本流动。上海自贸区的重要任务之一就是助力上海建设国际金融中心。广东自贸区进行服务业试验,重点是针对港澳地区扩大服务业开放,并把《内地与香港关于建立更紧密经贸关系的安排》(CEPA)的试验内容纳入广东自贸区,推进粤港澳一体化进程。福建自贸区重点在创新海峡两岸合作机制,推动货物、服务、资金、人员等各类要素自由流动,增强闽台经贸关系。天津自贸区主要服务于京津冀协同发展,对接“一带一路”,推动“外循环”和“内循环”经济协调发展。因此,不同自贸区对经济增长、传统要素和创新要素流动的作用可能有差异。由此提出本文的假说4:不同自贸区对经济增长、传统要素以及创新要素流动的作用具有差异性。

三、研究设计

(一) 计量模型设定

为了检验自贸区对所在地要素流动的影响,评估自贸区的经济增长效应,借鉴

刘瑞明和赵仁杰（2015）的研究，设定多期双重差分模型。将设立自贸区看作一项准自然实验，将第一、二、三批设立自贸区的地区视为干预组，将样本期间尚未设立自贸区的地区视为控制组。^①

依据自贸区的设立年份，设置自贸区虚拟变量，某地在自贸区设立之前赋值为0，设立当年以及之后赋值为1，设置如下双固定效应模型对面板数据进行估计：

$$Z_{it} = \alpha + \lambda ftZ_{it} + \eta X_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， Z_{it} 为被解释变量，包括经济增长速度、传统要素流动和创新要素流动指标。 X_{it} 是控制变量合集，包括资本增长率、劳动增长率、外商投资水平、基础设施、人力资本水平和高新技术企业密度。 i 和 t 分别代表地区和时间， ε_{it} 代表随机误差项， ν_i 和 μ_t 分别表示地区和时间固定效应。模型关注的重点是 λ 系数，如果系数显著为正，说明自贸区的设立产生了正向影响。

（二）反事实分析法

自贸区作为一项政策试验，在不同地区实施带来的政策效果具有差异性。为了准确比较自贸区引致经济效应的异质性，以上海、天津、福建和广东的自贸区为例，^② 采用 Abadie 和 Gardeazabal（2003）提出的合成控制法对经济效应异质性进行评估。依据合成控制法的要求对样本进行分组——单独对某个自贸区的经济效应进行评估时，需要剔除其他干预组的影响，剔除后剩下1个干预组。

合成控制法的基本思路是：尽管控制组中的任何个体与干预组个体都不相似，但是通过对每个控制组的个体赋予权重，再通过加权平均构造一个合成控制组，合成控制组事后的结果可视为干预组的反事实结果，政策干预的影响即为干预组的真实值与反事实结果之差。

合成控制法的基本设定是：假设共有 $n+1$ 个地区，地区1在 t_0 时期设立了自贸区，其余的 n 个地区尚未设立自贸区。 y_{1it} 表示地区 i 在 t 时期实施自贸区政策的潜在结果， y_{0it} 表示地区 i 在 t 时期未受到自贸区政策干预的潜在结果，地区政策干预的因果效应结果是： $\xi_{it} = y_{1it} - y_{0it}$ ， $i=1, \dots, n+1$ ； $t=1, \dots, T$ 。 D_{it} 代表地区 i 在 t 时期的干预状态，如果地区 i 在 t 时期受到政策干预，则取值为1，否则为0。地区 i 在 t 时期的观测结果是：

$$y_{it} = D_{it}y_{1it} + (1-D_{it})y_{0it} = y_{0it} + \xi_{it}D_{it} \quad (2)$$

假设地区1在 t_0 （ $1 \leq t_0 < T$ ）期后受到政策干预，而其他 n 个地区所有时期均未受到政策影响，则当 $i=1, t > T_0$ 时， $D_{it}=1$ ；否则为0。估计政策影响（ $\xi_{t_0+1}, \dots, \xi_{1T}$ ），对于 $t > T_0$ ， $\xi_{it} = y_{11t} - y_{01t} = y_{1t} - y_{0t}$ 。地区1受到自贸区政策干预，因此，在 $t > t_0$ 时期，仅可观测实际结果 y_{11t} ，但其未受到政策干预的潜在结果 y_{01t} 却无法观测。因而构建地区1在 t_0 时期后的反事实结果 y_{01t} ，将其表示为 $y_{0it} = \delta_i + \theta q_i + \lambda_i \mu_i + \varepsilon_{it}$ ， $i=1, \dots$ ，

① 基于数据可得性，选取的干预组为：上海、广东、天津、福建、浙江、四川、湖北、陕西、河南和辽宁。控制组为：北京、河北、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、江苏、安徽、江西、山东、湖南、广西、海南、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏和新疆。

② 由于第三批自贸区设立时间较晚，仅以第一、二批沪津闽粤4个自贸区为例进行反事实分析。

$n+1; t=1, \dots, t$ 。其中, δ_t 是未知的公共因子, q_i 是协变量向量, μ_i 是系数向量, ε_{it} 是未观测的暂时性冲击。假定在地区层面满足均值为 0, 设定权重向量 w_j 非负, 用控制组的凸组合对控制组进行合成。因此, 在 $t>T_0$ 时期, 地区 1 的反事实结果近似可以用合成控制组标示, 即 $y_{01t} = \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* y_{jt}$, 从而得到政策效果的估计值: $\xi_{1t} = y_{1t} - \sum_{j=2}^{N+1} w_j^* y_{jt}, t \in [t_{0+1}, \dots, T]$ 。

(三) 变量的选取与数据说明

基于数据的可得性和完整性, 选择 2002~2017 年中国大陆 29 个省份的年度数据为研究样本, 对自贸区的整体经济效应进行检验。除非特别说明, 数据来源均为各地统计年鉴。

1. 被解释变量

(1) 地区生产总值生产率 ($rgdp$) 能够动态反映地区的经济增长速度和潜力 (Dunning, 1996), 而且有助于评估自贸区对地区经济增长的长期效应 (殷华和高维和, 2017)。 $rgdp$ 以各地实际 GDP 的增长速度测度。以 2002 年为基期, 首先将名义 GDP 通过地区生产总值指数进行处理得到实际 GDP, 使其具有可比性, 再通过增长率公式进行计算。

(2) 传统要素流动 ($fcon$) 用劳动力流动水平和资本流动水平合成。劳动力流动水平用第二产业和第三产业就业人员数占地区总就业人员数测算, 资本流动水平用地区固定资本的增加值度量。在此基础上, 利用熵值法对二者进行加权计算, 得到最终得分, 以此表征传统要素流动水平。

(3) 创新要素流动 ($ftec$)。参考张旭和冯南平 (2015) 的研究, 本文将创新人才、创新资金以及创新技术作为 3 类核心创新要素并作进一步改进, 用熵值法对三者进行加权计算, 最终得到的综合得分衡量创新要素流动水平。3 个指标的具体测算方法是: 借鉴 Fujita 等 (2003) 的研究, 创新人才用各地区研发人员全时当量的变动量与相应地区研发人员全时当量的自然增长率之比表征, 计算地区创新人才净流量; 创新资金流动情况用各地区研发经费占全国研发经费支出的比重表征; 创新技术流动情况用专利申请授权量增长率进行测算。

2. 核心解释变量

根据国家发展改革委员会、国土资源部、住房和城乡建设部整理的《中国开发区审核公告目录 (2018 年版)》公布的自贸区名单以及设立时间等信息, 如果某年某地区设立自贸区, 那么这一年及其之后核心解释变量自贸区政策虚拟变量 (ftz) 均赋值为 1; 如果未设立自贸区, 则赋值为 0。

3. 控制变量

为控制其他因素的影响, 选择以下变量作为控制变量:

(1) 资本增长率 (rk)。具体的测算方法是: 在采用 Goldsmith (1951) 提出的永续盘存法的基础上, 参考张军等 (2004) 的方法计算省际资本存量, 然后用增长率公式得到资本增长率。永续盘存法的公式为:

$$K_{i,t}=K_{i,t-1} \times (1-\delta_{it})+I_{it}/P_{it} \tag{3}$$

其中， $K_{i,t}$ 和 $K_{i,t-1}$ 分别代表 t 期和上一期的省际资本存量，固定资本形成总额数据来自《中国国内生产总值核算历史资料 1952~1992》，缺失值借鉴张军等（2004）的测算结果进行补充； δ_{it} 代表折旧率，取值为 9.6%； I_{it} 代表投资总额，用固定资本形成总额度量，数据来自各地相应年份的统计年鉴； P_{it} 代表价格指数，用固定资产投资价格指数度量，数据来自相应年份《中国统计年鉴》。

（2）劳动增长率（ rl ）。用各地年末就业人数增长率表征。原始数据来自各地统计年鉴。

（3）人力资本（ hc ）。采用教育年限法进行测算，公式为：

$$hc=illiteracy \times 1.5+primary \times 7.5+junior \times 10.5+senior \times 13.5+higher \times 17 \tag{4}$$

其中， $illiteracy$ 、 $primary$ 、 $junior$ 、 $senior$ 和 $higher$ 分别代表未上过学、接受小学、初中、高中以及高等教育（包括本科、专科和研究生）的就业人口比重。原始数据来自各地统计年鉴。为降低异方差，对人力资本（ hc ）进行对数化处理。

（4）基础设施（ inf ）。参考刘秉镰和刘玉海（2011）的研究，以每平方公里交通网络密度度量，计算公式为：（铁路里程数 + 公路里程数 + 内河航道里程数）/ 各地地理面积。

（5）外商直接投资（ fdi ）。用各地外商直接投资额占 GDP 的比重表征。原始数据来自各地统计年鉴，按照当年汇率转化为人民币的基础上计算其占 GDP 比重。

（6）高新技术企业密度（ mg ）。用各地高新技术企业数占全国企业总数的比重表征。

表 1 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$rgdp$	464	0.2708	0.1096	-0.2434	0.8877
$fcon$	464	0.4119	0.2145	0.0299	0.9495
$ftec$	464	0.1678	0.1492	0.0002	0.8085
rk	464	0.1653	0.1285	-0.3196	0.7084
rl	464	0.0171	0.0402	-0.5317	0.3265
$lnhc$	464	2.3668	0.1112	2.0366	2.7094
inf	464	0.3255	0.4051	0.0167	1.7991
fdi	464	12.7033	4.5074	3.900	25.8200
mg	464	0.0597	0.0375	0.0089	0.2602

四、实证结果分析

（一）自贸区对要素流动及经济增长的效应分析

纳入控制变量前后，自贸区设立对传统要素和创新要素流动的影响都显著为正（表 2）。自贸区的设立促进了要素流动，对要素市场化改革有一定助力，这与自贸区产生的集聚效应密不可分。

表 2 展示了基本回归结果。模型 1 和模型 2 的结果表明，被解释变量是 GDP 增长率时，纳入控制变量前后，虚拟变量自贸区政策（ ftz ）的系数显著为正，对经济增长的净效应分别是 0.0289 和 0.0362，说明自贸区的设立对所在地的经济增长起到促进作用。自贸区是综合性的功能区，也是新一轮开放的重要载体，承担着制度创新的重任，并依靠优势成为地区经济的增长极，成为依托地区经济发展的重要力量。故假说 1 得以验证。进一步对模型 2 中的控制变量进行分析，资本增长率和劳动增长率在 1% 的水平上显著为正，说明资本积累和劳动力增长是推动经济增长的重要动

表 2 基本回归结果

	<i>rgdp</i>		<i>fcon</i>		<i>ftec</i>	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
<i>ftz</i>	0.0289* (1.67)	0.0362** (2.21)	0.0829*** (3.19)	0.0920*** (3.34)	0.0275** (1.98)	0.0316* (2.15)
<i>rl</i>		0.2056*** (2.73)		-0.1242 (-1.02)		0.0612 (0.94)
<i>rk</i>		0.2087*** (2.69)		0.1238** (2.45)		0.0267 (0.99)
<i>lnhc</i>		0.2840** (2.48)		0.0926 (2.45)		0.0293 (0.30)
<i>inf</i>		0.0008 (0.52)		0.0028 (1.12)		0.0034** (2.58)
<i>fdi</i>		1.0373*** (3.76)		0.5280 (1.19)		-0.5725** (-2.41)
<i>mg</i>		0.2743 (1.08)		1.2599*** (3.08)		0.3032 (1.39)
常数项	0.2208*** (18.31)	-0.5213** (-1.98)	0.3201*** (17.67)	-0.0242 (-0.06)	0.1836*** (18.97)	0.1278 (0.63)
地区效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.6234	0.5394	0.1321	0.2158	0.0315	0.0912
样本量	464	464	464	464	464	464

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内是*T*统计量，下表同。

力；人力资本在5%的水平上显著为正，说明提升人力资本能够提高劳动者素质，从而对经济增长产生正向推动作用；外商直接投资在1%的水平上显著为正，说明外商直接投资对经济增长起到促进作用。

模型3和模型4的结果表明，被解释变量是传统要素流动时，纳入控制变量前后，自贸区政策的回归系数分别是0.0829和0.0920，且都在1%的水平上显著为正，说明实施自贸区政策能够显著促进地区传统生产要素流动。自贸区凭借政策优势发挥扩散效应，提高依托区域的边际收益，从而吸引生产要素集聚，有利于发挥规模效应，进一步强化其对要素的吸引力，由此验证假说2。从控制变量的情况看，资本增长率和高新技术企业密度的提高均对传统要素流动起到正向作用。

模型5和模型6的结果表明，被解释变量是创新要素流动时，纳入控制变量前后，自贸区政策的回归系数均显著为正，对创新要素流动的净效应分别是0.0275和0.0316，说明实施自贸区政策有利于地区创新要素流动，假说3得以验证。可能的原因是：具有创新能力的企业群体在自贸区集聚，其生产活动产生前向和后向关联，发挥集聚效应。在这一过程中，企业通过相互交流、学习和借鉴，自身实力得以增强，进一步对创新要素产生吸引力。从控制变量的情况看，外商直接投资对创新要素流动的影响显著为负，可能的原因是，外商投资增加可能使本土企业依赖外商带来的技术，一定程度上削弱企业进行创新的积极性，减慢创新要素积累。基础设施建设和高新技术企业密度对创新要素流动的影响显著为正。

(二) DID 估计有效性分析

1. 平行趋势检验

使用双重差分方法必须满足以下条件：如果自贸区政策不存在，干预组和控制组在发展趋势上一致，并且这种趋势不随时间变化而改变；要满足平行趋势检验；国家实施自贸区政策是无偏向性的选择。

为验证自贸区政策实施地区的随机性和发展趋势是否一致，选择样本干预组和控制组在自贸区政策实施之前（2013 年之前）的地区生产总值增长率均值进行判断。如图 1 所示，在自贸区政策实施之前，干预组和控制组的地区生产总值增长率（*rgdp*）差异很小，基本保持相同的趋势。同时，因果推断的基础要求是试验的随机性，具体是指干预组中的个体受干预的情况并非个体的选择结果，而是随机分配的。从自贸区政策实施地区看，自贸区不仅在东部设立，中西部也有分布，说明国家选择自贸区设立地区时并不会刻意挑选基础设施和经济发展水平高或低的地区。

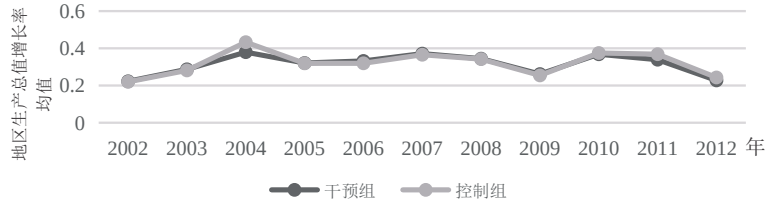


图 1 干预组与控制组 *rgdp* 均值（2002~2012 年）

为进一步证明自贸区的选择符合平行趋势假定，借鉴 Jacobson（2002）提出的事件研究法对其进行检验。建立如下回归模型：

$$Z_{it} = \alpha + \sum_{j=-M}^N \delta_j ftz_{i,t-j} + \gamma X_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， Z_{it} 是传统要素流动水平、创新要素流动水平以及地区生产总值增长率。 $ftz_{i,t-j}$ 是一个虚拟变量，如果地区 i 在 $t-j$ 时期实行了自贸区政策，那么该变量取值为 1，否则取值为 0， M 和 N 分别表示政策实施前后的期数。也就是说，当 $j=-3$ 时， $ftz_{i,t+3}$ 即为地区 i 在 $t+3$ 时期实施了自贸区政策，代表地区 i 在自贸区设立前 3 年的效应。将实施自贸区政策的前 1 年作为基准组。

由表 3 可知，解释变量分别是 *rgdp*、*fcon* 和 *ftec*，当 $j=-4$ 、 -3 、 -2 和 -1 时，无论是否纳入控制变量，系数 δ 都不显著，说明在自贸区政策实施的前 4 年，干预组和控制组的情况一致，进一步验证平行趋势的前提假定成立。

2. 安慰剂检验

为进一步验证自贸区政策实施之后干预组和控制组的趋势变化是自贸区政策实施的效果，而非受到其他政策或者随机性因素的影响，借鉴任胜钢等（2019）采用安慰剂检验的方法对双重差分结果进行验证，以确保结论的稳健性。通过随机分配政策实施地区进行安慰剂测试。具体来说，从 29 个省份中随机选取 10 个省份为干预组，假设这 10 个省份实施了自贸区政策，其他省份是控制组。随机抽样保证虚拟变量（*ftz*）对经济增长无影响。进行 400 次随机抽样，按照基准回归模型进行回归。

表 3 平行趋势检验

解释变量	<i>rgdp</i>		<i>fcon</i>		<i>ftec</i>	
	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
实施前 4 年	0.0333 (1.40)	0.0117 (0.52)	0.0053 (0.15)	-0.0122 (-0.34)	0.0201 (1.06)	0.0144 (0.63)
实施前 3 年	0.0178 (0.56)	0.0078 (0.26)	-0.0252 (-0.53)	-0.0258 (-0.55)	0.0020 (0.08)	0.0012 (0.10)
实施前 2 年	0.0132 (0.41)	0.0074 (0.26)	-0.0113 (-0.24)	-0.0023 (-0.05)	0.0162 (0.64)	0.0114 (0.63)
实施当年	0.0508 (1.59)	0.0325 (1.10)	0.0168 (0.36)	0.0158 (0.34)	0.0259 (1.01)	0.0243 (1.45)
实施后 1 年	0.0553 (1.32)	0.0585 (1.10)	0.0951 (1.54)	0.1176*** (1.91)	0.0524** (1.57)	0.0590** (2.67)
实施后 2 年	0.0642 (1.62)	0.0707* (1.90)	0.1537*** (2.62)	0.1727*** (2.92)	0.0530* (1.66)	0.0541*** (2.98)
实施后 3 年	0.0440 (1.07)	0.0365 (0.95)	0.1291** (2.12)	0.1254** (2.05)	0.0644* (1.95)	0.0582** (2.88)
实施后 4 年	0.0557 (0.77)	0.0423 (0.62)	0.3576*** (3.33)	0.3561*** (3.31)	0.0615 (1.06)	0.0698*** (2.88)
常数项	0.2094 (14.31)	-0.5257** (-1.98)	0.3182*** (14.70)	-0.1051 (-0.25)	0.1767*** (15.07)	0.0771 (0.23)
控制变量	否	是	否	是	否	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.6041	0.5276	0.1408	0.2078	0.1128	0.1711
样本量	464	464	464	464	464	464

图 2 展示了 400 次随机分配后估计系数的均值，并进一步绘制 400 个估计系数的分布以及相关 p 值。以被解释变量 *rgdp* 为例进行说明：400 个估计系数的分布均在 0 值附近；观察 p 值的分布发现大多数估计的 p 值均大于 0.1；图 2 中的 3 条虚线在横轴所处位置分别代表本文实证回归得到的真实处理效应，其显著异于 400 次伪回归系数集聚的 0 值。以上结果表明，本文估计结果不太可能是由于地区一年份中不可观察因素的影响。当被解释变量是 *fcon* 和 *ftec* 时，理由同上，在此不再赘述。

3. 稳健性检验

由于在样本区间（2002~2017 年），上海自贸区 2015 年存在扩区政策。为避免该政策对实证结果的干扰，将上海自贸区设立时间由 2013 年推移至 2015 年，其他冲击时点保持不变，以 *rgdp* 为例探究上海自贸区扩区对实证结果的影响。表 4 模型 13~ 模型 19 报告了将上海自贸区设立时点改为扩区时点，依次加入控制变量后自贸区设立对经济增长的影响。结果显示：不论是否加入控制变量，自贸区设立仍然显著促进了区域经济增长。该结论说明，上海自贸区扩区政策没有改变自贸区设立能显著促进区域经济增长的结论，实证结论具有稳健性。此外，通过对比上海自贸区设立时点更改前后自贸区设立的经济增长效应变化（由 0.0362 增加到 0.052），根据双重差分定义，上海自贸区更改设立时点增加的效应（0.0158）就是上海自贸区的扩区效应，说明上海自贸区扩区进一步促进了区域经济增长。当被解释变量为 *fcon*

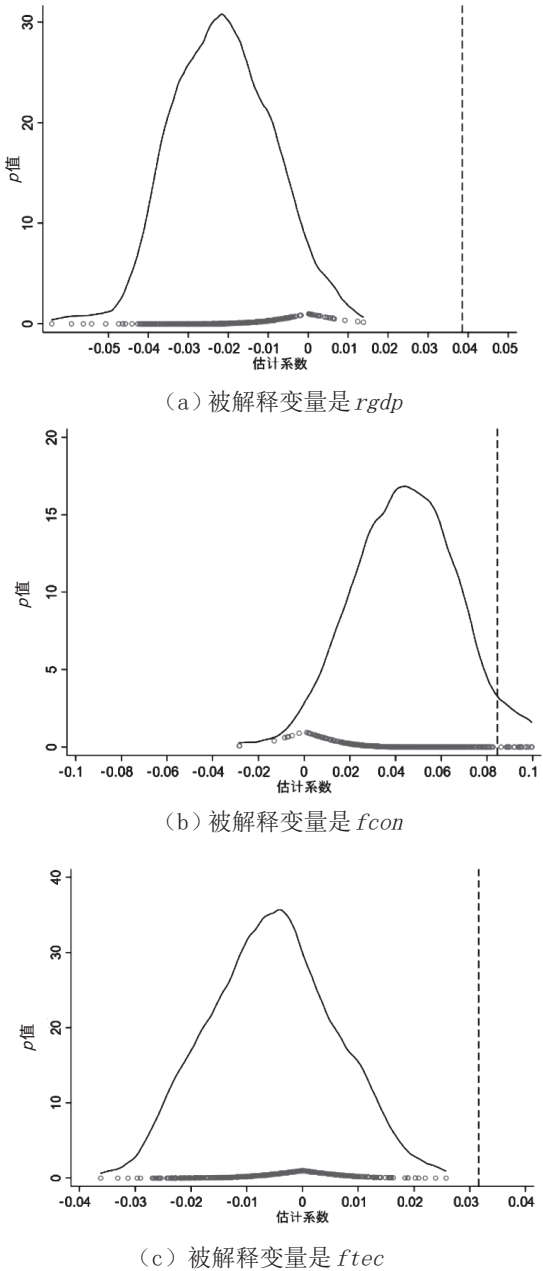
和 $ftec$ 时，分析方法与上文类似，此处不再赘述。

（三）自贸区经济效应的地区异质性

1. 异质性结果分析

由于不同的自贸区在区位条件、发展基础以及发展目标方面存在差异，因此经济效应可能具有异质性。为进一步探究假说 4，下面采用反事实分析法，以第一批和第二批设立的 4 个自贸区（上海、天津、福建和广东自贸区）为例，对其经济效应的地区异质性进一步分析，以期合理认识效应的差异性，为下一步自贸区在全国范围内的复制和推广以及因地制宜制定发展规划提供参考。

从上海自贸区的情况看，自贸区设立之前（2013 年以前），经济增长、传统要素流动和创新要素流动的真实值与反事实值在变化趋势上基本一致（图 3），说明合成控制取得较好的效果。表 5 展示了上海自贸区的设立对上海经济增长、传统要素流动和创新要素流动的处理效应，结果显示：上海自贸区设立期间，上海 GDP 增长率真实值的均值是 0.1605，反事实值的均值是 0.1371，平均处理效应是 0.0234，说明上海自贸区的设立促进了经济增长。上海自贸区的设立对传统要素流动的平均处理效应为负，可能的原因是：（1）自贸区对资本流动的作用主要体现在对外投资方面，吸引外资的作用弱（项后军和何康，2018）；（2）自贸区通过放松外汇管制，缓解资金跨境流动的限制，国内企业进行境外投资的便利化程度提升，促使国内企业“走出去”，进而分散了固定投资成本（Grossman and Helpman，1991）。从创新要素流动的角度看，上海自贸区



注：X 轴表示 400 个随机分配的 ftz 的估计系数。曲线是估计的核密度分布，点是相关的 p 值。垂直虚线表示表 2 回归结果中纳入控制变量后 ftz 的真实估计值。

图 2 安慰剂检验

表 4 稳健性检验

解释变量	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18	模型 19
	<i>rgdp</i>						
<i>ftz</i>	0.035** -1.97	0.040** -2.28	0.031* -1.85	0.033** -1.99	0.043** -2.57	0.050*** -2.99	0.052*** -3.11
<i>rl</i>		0.269*** -3.33	0.241*** -3.15	0.240*** -3.15	0.228*** -3.02	0.221*** -2.96	0.217*** -2.93
<i>rk</i>			0.221*** -7.11	0.213*** -6.8	0.215*** -6.92	0.209*** -6.78	0.211*** -6.93
<i>lnhc</i>				0.237** -2.08	0.218* -1.93	0.264** -2.33	0.237** -2.11
<i>mg</i>					0.003*** -2.89	0.002* -1.88	0.001 -1.58
<i>fdi</i>						0.853*** -3.07	0.690** -2.47
<i>inf</i>							0.245*** -3.25
常数项	0.221*** -18.33	0.216*** -18.07	0.182*** -14.7	-0.357 (-1.38)	-0.321 (-1.25)	-0.450* (-1.74)	-0.473* (-1.85)
控制变量	否	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.664	0.672	0.708	0.711	0.716	0.723	0.73
样本量	464	464	464	464	464	464	464

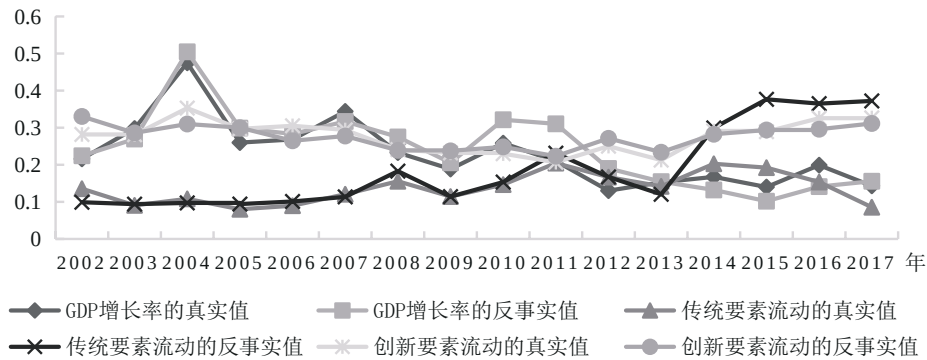


图 3 上海自贸区经济增长和要素流动的真实值与反事实值（2002~2017 年）

设立期间，创新要素流动真实值的均值是 0.2891，反事实值的均值是 0.2835，平均处理效应是 0.0056，说明上海自贸区的设立加速了创新要素流动。

参考上文的估计方法，对广东、天津和福建的自贸区进行相同的估计。根据图 4~ 图 6 可知，在自贸区设立（2014 年）以前，各地经济增长、传统要素以及创新要素流动水平的变化趋势基本一致，说明合成效果较好。进一步结合表 6 的结果分析，从 GDP 增长率的情况看，广东和福建自贸区的设立都对经济增长产生促进作用；天津自贸区的设立对经济增长的平均处理效应为负，可能的原因是：天津的产业结构呈现第二产业比重大、第三产业比重小的特点，在经济转型升级的背景下，第二产业带动经济增长逐渐乏力。从时间趋势上看，广东自贸区成立初期，经济增长促进效应不明显，成立后效应逐步扩大；福建自贸区在建设之初，经济增长效应呈现先

表 5 上海自贸区对经济增长和要素流动的效应分析（2013~2017 年）

年份	GDP 增长率			传统要素流动			创新要素流动		
	真实值	反事实值	处理效应	真实值	反事实值	处理效应	真实值	反事实值	处理效应
2013	0.1528	0.1546	-0.0018	0.1418	0.1204	0.0214	0.2126	0.2339	-0.0213
2014	0.1674	0.1322	0.0352	0.2027	0.2994	-0.0967	0.2913	0.2823	0.0089
2015	0.1400	0.1018	0.0382	0.1923	0.3766	-0.1843	0.2894	0.2939	-0.0045
2016	0.1990	0.1412	0.0578	0.1535	0.3649	-0.2114	0.3256	0.2959	0.0297
2017	0.1432	0.1556	-0.0125	0.0855	0.3722	-0.2867	0.3264	0.3114	0.0150
平均值	0.1605	0.1371	0.0234	0.1552	0.3067	-0.1515	0.2891	0.2835	0.0056

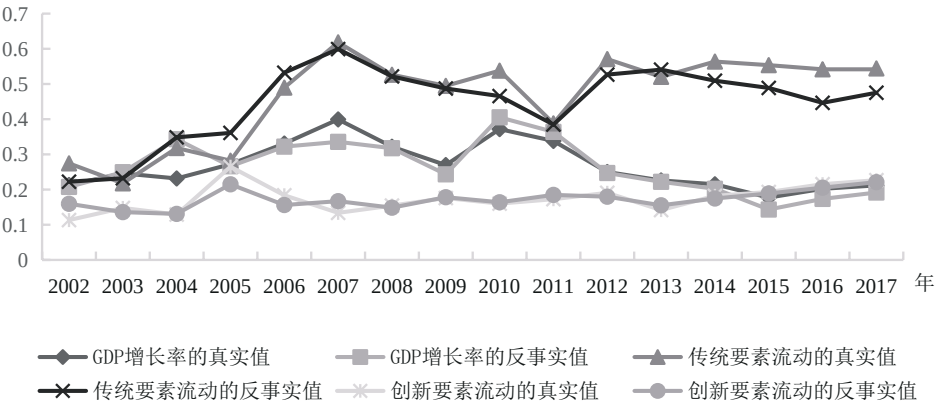
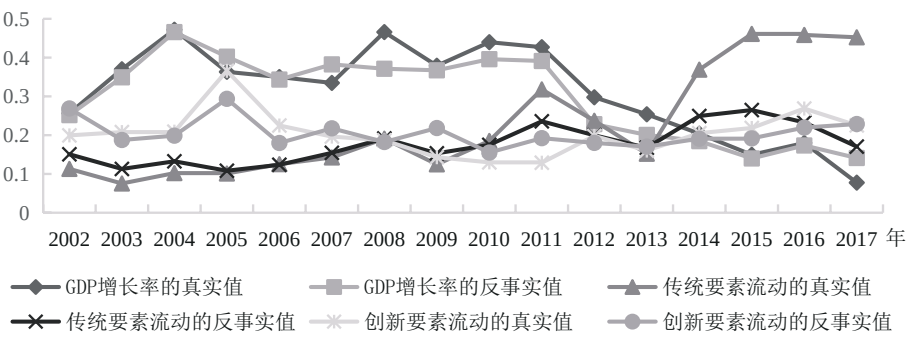
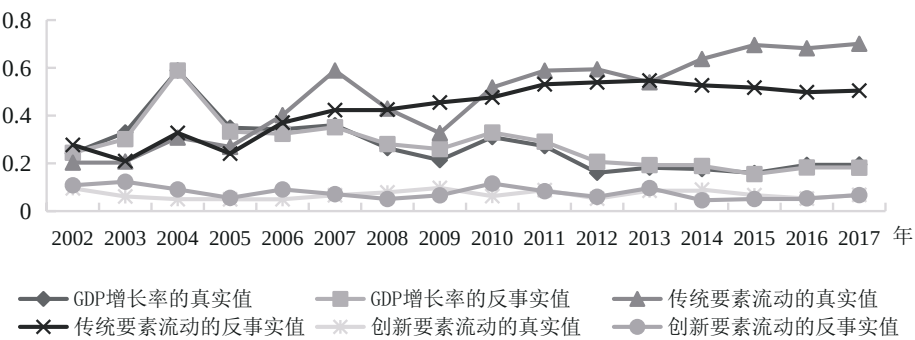


表 6 广东、天津和福建自贸区对经济增长和要素流动的效应分析（2014~2017 年）

年份	广东自贸区效应			天津自贸区效应			福建自贸区效应		
	GDP 增长率处理效应	传统要素流动处理效应	创新要素流动处理效应	GDP 增长率处理效应	传统要素流动处理效应	创新要素流动处理效应	GDP 增长率处理效应	传统要素流动处理效应	创新要素流动处理效应
2014	-0.0131	0.1103	0.0446	0.0193	0.1195	0.0142	0.0127	0.0544	0.0075
2015	0.0045	0.1784	0.0161	0.0094	0.1963	0.0268	0.0339	0.0648	0.0042
2016	0.0110	0.1839	-0.0009	0.0064	0.2256	0.0491	0.0286	0.0953	0.0099
2017	0.0137	0.1962	0.0008	-0.0636	0.2818	-0.0035	0.0203	0.0691	0.0056
平均值	0.0040	0.1672	0.0152	-0.0071	0.2058	0.0217	0.0239	0.0709	0.0068

增后降的倒 U 型态势。

从传统要素流动的情况看，广东、天津和福建自贸区的设立都对其产生正向影响。自贸区对传统要素流动的促进作用路径主要表现为：大量企业设立在自贸区内，企业开展经济活动对劳动力产生大量需求，因此促进劳动力要素流入；自贸区通过优化营商环境，促进贸易和投资便利化，增强国内外企业融资能力，进而提高资本要素流动水平。从时间趋势看，广东和天津自贸区对传统要素流动的促进效应呈现上升态势；福建自贸区对传统要素流动的促进效应呈现倒 U 型态势。

从创新要素流动的情况看，广东、福建和天津自贸区的设立对其平均处理效应均为正值，说明广东、福建和天津自贸区的设立能够促进地区创新要素流动。自贸区一方面为创新要素集聚提供了载体基础，另一方面通过逐步破除制约创新要素流动的体制机制障碍，加速其流动进程。

2. 合成控制安慰剂检验

借鉴 Abadie 等（2010）的安慰剂检验方法（placebo test）进一步检验上文合成控制法处理效应的稳健性，类似于虚假实验的检验方法（falsification test），基本思路如下：选择 4 个在样本期间没有设立自贸区的城市，同 4 个自贸区一样进行分析，如果发现该城市在政策冲击前的合成效果以及政策冲击后的处理效应与 4 个自贸区相同，说明合成控制法得到的结果并不可靠，否则说明合成控制的结果稳健。进一步参考刘友金和曾小明（2018）的研究，选择在合成过程中权重最大的省市作为虚拟处理组与 4 个自贸区进行对比。根据 4 个自贸区合成控制的权重大小，最终选取北京（对应上海自贸区）、内蒙古（对应天津自贸区）、云南（对应福建自贸区）、江苏（对应广东自贸区）。需要说明的是：权重较大但同为自贸区则选择权重次之的省市，以提高检验结果的可信度。以上 4 个省市的合成控制效应如图 7~图 10 所示。

根据上文的异质性分析图表所示，4 个自贸区在相应政策发生之前真实值与反事实值在变化趋势上高度一致，且在政策冲击之后均有效促进区域经济增长。但是，图 7~图 10 显示，北京、内蒙古、云南和江苏等 4 个省市在虚拟政策冲击之前真实值与反事实值的拟合效果较差，且在虚拟政策冲击之后对经济增长的处理效应均不明显，甚至出现真实值大于反事实值的情况。这一检验充分证明经济增长效应确实是由自贸区政策所致，换言之，上文合成控制法的处理效应稳健。此处同样仅以 $rgdp$ 为

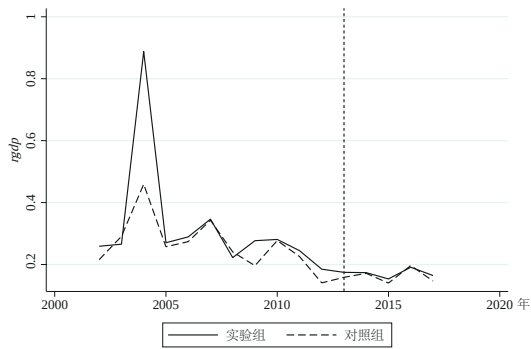


图7 假设北京设立自贸区的合成控制效果

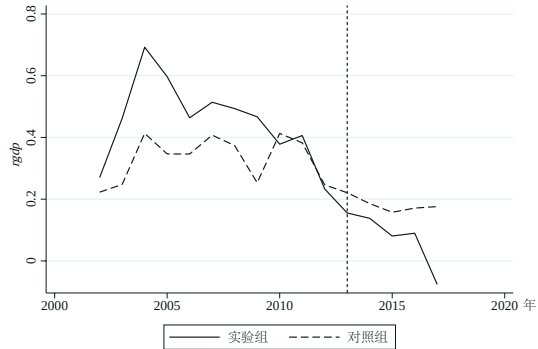


图8 假设内蒙古设立自贸区的合成控制效果

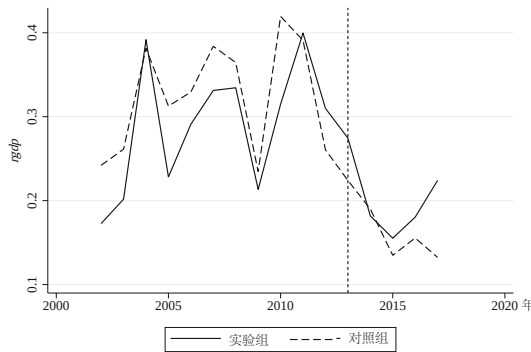


图9 假设云南设立自贸区的合成控制效果

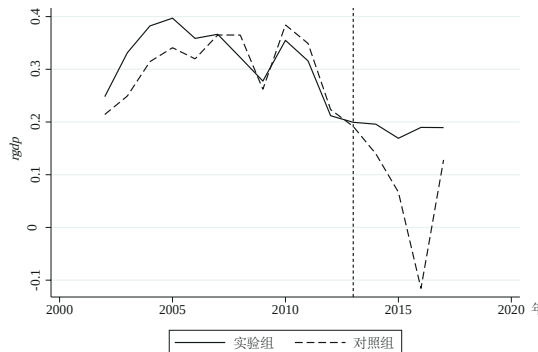


图10 假设江苏设立自贸区的合成控制效果

被解释变量进行分析，当被解释变量为 $fcon$ 和 $ftec$ 时，检验方法同上。

五、结论与启示

现阶段，构建全面开放新格局是经济“双循环”发展背景下的重点任务，本文以扩大开放的“排头兵”自贸区作为研究对象，将其设立视为一项准自然实验，利用2002~2017年的省级面板数据，选择双重差分法和反事实分析法，考察自贸区的要素流动和经济增长效应。研究发现：从整体上看，自贸区的设立对所在地GDP增长率、传统要素和创新要素的流动水平具有显著促进作用，这一结论在经过平衡趋势检验和安慰剂检验后依然有效。

进一步用反事实分析法对自贸区引致经济效应的地区异质性进行研究，结果显示：从经济增长的角度看，上海、广东和福建自贸区的设立都显著提高了所在地的GDP增长率；天津自贸区的设立对GDP增长率的作用不明显；福建自贸区对经济增长的促进效应随时间呈现倒U型态势；广东自贸区成立初期促进效应不明显，之后经济增长效应逐步扩大。

从要素流动的角度看，上海自贸区设立未提高传统要素流动水平，对创新要素流动产生显著影响；广东、福建和天津自贸区的设立都对传统要素和创新要素流动水平产生正向影响。从时间趋势看，广东和天津自贸区的传统要素流动效应呈上升态势；

福建自贸区对传统要素流动水平的促进效应呈倒 U 型态势。

上述结论对中国新一轮自贸区建设可能有以下启示：

(1) 坚持推进自贸区政策, 充分发挥自贸区对地区经济增长的促进作用, 使自贸区成为促进经济增长的引擎, 助力经济高质量发展。因此, 自贸区应提高自身实力, 同时应将制度创新作为建设手段, 通过推进投资和贸易便利化, 改善营商环境, 使制度创新带来的红利成为经济增长驱动力, 并在全国复制和推广制度创新的成功经验。

(2) 在“双循环”背景下, 要求进一步推进要素市场化, 不仅包括传统的资本、劳动等要素, 也包括创新要素等新兴要素。因此, 中国在自贸区建设过程中应进一步消除制度机制障碍, 优化要素流动的外部环境。通过对标国际标准, 实施负面清单, 放宽市场准入限制, 进一步扩大开放的广度和深度, 保障外商投资企业权益, 在促进传统资本、劳动要素流入的同时, 应驱动创新要素流入, 使自贸区成为创新驱动经济增长战略的践行者。

(3) 不同自贸区的发展重心应该各有侧重, 其功能定位应该考虑所在地的发展基础和优势, 探索差别化的发展模式, 以期更好地发挥自贸区的作用和潜力。上海自贸区要进一步加快金融体制改革的步伐, 同时要促进跨境资本的双向流动。福建自贸区可利用其对创新要素的吸引力, 进一步提高技术创新能力, 通过科技创新助力形成国内大循环。广东自贸区应把握好现有优势, 继续扩大开放, 积极引进优质要素资源, 发挥其辐射作用。天津自贸区应致力于制造业和服务业协同发展。

参考文献:

- [1] 白仲林等. 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,(8).
- [2] 陈林等. 中国自由贸易试验区建设的政策红利 [J]. 经济学家, 2019,(12).
- [3] 陈琪, 刘卫. 建立中国(上海)自由贸易试验区动因及其经济效应分析 [J]. 科学发展, 2014,(2).
- [4] 方云龙, 王博. 天津自由贸易试验区经济增长效应: 机制检验与政策应对 [J]. 商业研究, 2020,(5).
- [5] 郎丽华, 冯雪. 自贸试验区促进了地区经济的平稳增长吗?——基于数据包络分析和双重差分法的验证 [J]. 经济问题探索, 2020,(4).
- [6] 刘秉镰, 刘玉海. 交通基础设施建设与中国制造业企业库存成本降低 [J]. 中国工业经济, 2011,(5).
- [7] 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).
- [8] 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).
- [9] 刘友金, 曾小明. 房产税对产业转移的影响: 来自重庆和上海的经验证据 [J]. 中国工业经济, 2018,(11).
- [10] 彭羽, 杨作云. 自贸试验区建设带来区域辐射效应了吗?——基于长三角、珠三角和京津冀地区的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2020,(9).
- [11] 屈韬等. 中国自由贸易试验区的外资引致效应及其影响路径研究 [J]. 国际经贸探索, 2018,34(9).
- [12] 任胜钢等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据 [J]. 中国工业经济, 2019,(5).
- [13] 谭娜等. 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] 王爱俭等. 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,(8).
- [15] 项后军, 何康. 自贸区的影响与资本流动——以上海为例的自然实验研究 [J]. 国际贸易问题, 2016,(8).
- [16] 邢孝兵, 雷颖飞. 自由贸易区的地区经济增长效应: 开放还是改革? [J]. 国际商务研究, 2019,(4).
- [17] 叶霖莉. 中国自贸区的经济增长效应评估——基于沪津闽粤自贸区的实证研究 [J]. 国际商务研究, 2020,(3).

- [18] 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).
- [19] 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,(2).
- [20] 应望江, 范博文. 自由贸易试验区促进了区域经济增长吗?——基于沪津闽粤四大自贸区的实证研究[J]. 华东经济管理, 2018,(11).
- [21] 余森杰. “大变局”与中国经济“双循环”发展新格局[J]. 上海对外经贸大学学报, 2020,(6).
- [22] 张军等. 中国省际物质资本存量估算:1952~2000[J]. 经济研究, 2004,(10).
- [23] 张军等. 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).
- [24] 张旭, 冯南平. 创新要素流动对产业转移影响的实证分析[A]. 中国管理现代化研究会、复旦管理学奖励基金会. 第十届(2015)中国管理学年会, 2015.
- [25] 张颖, 逮宇铎. 自贸区建设对区域经济增长及创新能力影响研究——以辽宁自贸区为例[J]. 价格理论与实践, 2019,(3).
- [26] Abadie, A., Gardeazabal, J. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country[J]. American Economic Review, 2003, 93(1).
- [27] Bilir, L. K. Patent Laws, Product Life-cycle Lengths, and Multinational Activity[J]. American Economic Review, 2014, 104(7).
- [28] Dunning, J. H. Explaining Foreign Direct Investment in Japan: Some Theoretical Insights[J]. Foreign Direct Investment in Japan, 1996.
- [29] Fujita, M., Thisse, J. F. Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth? And Who Gains and Loses from It?[J]. The Japanese Economic Review, 2003,(2).
- [30] Goldsmith, R. W. A Perpetual Inventory of National Wealth[R]. NBER Working Paper, 1951, No. 9716.
- [31] Grossman, G. M., Helpman, E. Innovation and Growth in the Global Economy[M]. Cambridge: MIT Press, 1993.
- [32] Hirschman, A. O. The Strategy of Economic Development[M]. New Haven, Conn: Yale University Press, 1958.
- [33] Jacobson, M. Z. Atmospheric Pollution: History, Science, and Regulation[M]. New York: Cambridge University Press, 2002.
- [34] Krugman, P. Geography and Trade[M]. Cambridge: MIT Press, 1991.

The Economic Effects of the Establishment of Pilot Free Trade Zones: An Analysis Based on Factor Flow and Economic Growth

CHEN Wanling HU Yao

Abstract: The China's Pilot Free Trade Zones (FTZS) are important carriers of greater openness and bear the burden of institutional innovation. Based on this, this paper empirically explores the economic effects caused by institutional innovation in pilot free trade zones from the perspective of factor flow and economic growth. It is found that the establishment of free trade zones has a significant promoting effect on the local GDP growth rate, the flow level of traditional factors and the flow level of innovative factors, and this conclusion is still valid after a series of robustness tests. Specifically, on the one hand, free trade zones in Shanghai, Guangdong and Fujian all significantly increased the local GDP growth rates, free trade zones in Guangdong, Fujian and Tianjin has significantly promoted the flow of traditional factors and innovative factors; on the other hand, the promoting effect of Fujian free trade zones on economic growth showed an inverted U-shaped trend over time, Tianjin Free Trade Zone on the GDP growth rate is not obvious, Shanghai Free Trade Zone only promoted the flow of innovative factors, but had no obvious effect on the flow of traditional factors.

Keywords: pilot free trade zone; factor flow; economic effects; counterfactual analysis

(责任编辑: 金孝柏)