

自由贸易试验区设立对城市 就业结构的影响^{*}

陈永胜 崔日明 李 丹

【摘 要】文章从就业结构角度探讨自由贸易试验区设立的政策效应,基于2003~2019年中国233个城市的面板数据,将自贸区设立视为一项准自然试验,利用多期双重差分模型实证检验自贸区设立对制造业就业和服务业就业的影响。研究发现,自贸区设立显著增加了所在城市的服务业就业比重,并降低了制造业就业比重,由此促进了就业结构升级。机制分析表明,自贸区设立能够通过劳动力流动、产业升级和金融发展改变所在城市的就业结构。自贸区设立显著增加生产性服务业就业比重,降低非高技术制造业就业比重,但对非生产性服务业和高技术制造业的就业影响不显著。同时,沿海城市设立自贸区能显著增加服务业就业比重并降低制造业就业比重,而内陆城市设立自贸区的就业效应不显著。空间效应分析表明,自贸区设立会显著减少邻近城市服务业就业比重,产生虹吸效应。文章结论对构建更高水平对外开放、充分发挥开放型经济新体制对区域就业的引导性作用具有一定的参考价值。

【关键词】自由贸易试验区 就业结构 劳动力流动 产业升级 金融发展

【作 者】陈永胜 辽宁大学金融与贸易学院,博士研究生;崔日明 辽宁大学金融与贸易学院,教授;李 丹(通讯作者) 辽宁大学金融与贸易学院,教授。

一、引 言

自由贸易试验区(以下简称“自贸区”)设立,作为从传统商品和要素流动型开放向制度型开放转变的顶层设计,其本质是建设开放型经济新体制,通过制度改革加快构建更高水平对外开放新格局,实现中国深化改革开放质的飞跃。根据国际贸易理论,贸易开放不仅会影响产业结构转型,而且会引致劳动力技能需求调整和跨区域迁移,进而推

^{*} 本文为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”(编号:20&ZD097)的阶段性成果。

动经济发展和就业结构变迁(赵春明等,2021)。党的二十大报告提出,要“强化就业优先政策,健全就业促进机制,促进高质量充分就业”。就业结构反映了劳动者就业的现状,就业结构升级是实现更加充分和更高质量就业的重要体现。自贸区承载着扩大开放的建设任务,将如何影响就业结构调整,其背后的作用机制是什么?这些问题有待深入研究。

近年来,已有一系列研究对自贸区的政策效应进行评估,主要聚焦于经济增长(崔日明等,2021)、产业结构(黎绍凯、李露一,2019)、外资和外贸(项后军等,2016)、创新创业(崔日明、陈永胜,2022)等方面;也有少数文献关注自贸区设立对就业水平的影响(曹翔等,2020)。不过,相关文献均未评估自贸区设立对就业结构的影响。就业结构是指国民经济各部门所拥有的劳动力数量、比例及其相互关系,由于制造业和服务业是城镇单位就业分布中最重要的两个部门,其就业份额变化能够较为有效地反映中国就业结构的变动。因此,本文将自贸区设立视为外生冲击,使用双重差分模型评估自贸区设立对制造业就业和服务业就业的影响,以考察自贸区设立的就业结构效应,并挖掘行业和区域异质性,以及政策的空间效应。这对完善自贸区开放发展战略、实现更高质量就业、推动经济高质量发展具有重要的理论价值和现实意义。

本文可能的边际贡献体现在三个方面。第一,本文评估了自贸区的就业结构效应及其异质影响,丰富了对自贸区政策效应的认识,也为发挥区域就业引导性作用提供了决策依据。第二,本文考察了自贸区影响就业结构的作用机制,有望为深入推进自贸区战略、加速构建高水平对外开放新格局提供理论基础。第三,本文检验了自贸区影响就业结构的虹吸效应和溢出效应,对于准确评估自贸区设立的空间外部性具有一定启示意义。

二、理论分析与研究假设

(一) 自贸区设立对就业结构的潜在影响

作为中国深化改革开放的创新试验田,自贸区的制度创新打破了原有经济秩序下的分工与要素配置模式,使劳动力在产业间重新配置,进而促进就业结构调整。首先,自贸区的一系列改革措施降低了市场准入限制,使大量中间品进入,争夺本地中间品制造商的市场份额。市场竞争的加剧会挤出园区内外生产率低下的制造企业,进而减少制造业就业。其次,自贸区基于准入前国民待遇和负面清单制度扩大服务业开放程度,一方面通过政策引导生产要素流向服务业部门,扩张服务业规模,另一方面通过高标准贸易投资规则推动传统的商品贸易向服务贸易模式转型,驱动传统制造环节向生产性服务环节延伸,从而促进现代服务业发展,增加服务业就业需求。最后,高度开放的自贸区加速了区域信息、知识和技术的传递,产生技术溢出效应(崔日明、陈永胜,2022)。根据创新对就业的替代效应与创造效应,技术进步会增加技术密集型部门的劳动需求,降低劳动密集型部门的劳动需求,从而促进服务业就业增长,降低制造业就业份额。由此,本文提出

研究假设 1: 自贸区设立有利于增加所在城市的服务业就业、减少制造业就业, 促进就业结构升级。

(二) 自贸区设立影响就业结构的机制分析

1. 劳动力流动

自贸区的制度创新与相关配套设施建设有利于增强区位优势, 吸引周围城市生产要素流入, 加速区域间劳动力流动。从异质性劳动力分流的视角来看, 自贸区的主要目标是推动中国经济从传统工业化增长向现代服务业增长转型(张幼文, 2016), 由于服务业(特别是生产性服务业)往往对专业化程度高、人力资本积累丰富的高技能劳动力需求更多, 因此自贸区建设对劳动力质量提出新要求, 通过制定差异化就业服务、补贴及落户政策等, 吸引高技能人才流入, 促进服务业就业增长。同时, 由于市场竞争、地租增长等外部影响, 劳动密集型行业在自贸区处于相对劣势, 相应的低技能劳动力存在挤出压力。从劳动力空间配置的视角来看, 劳动要素具有明显的趋优性特征, 会根据自身属性自发地选择最优流向地。这种趋优性特征有利于推动劳动要素在区域和行业间重新配置, 进而促进就业结构升级。据此, 本文提出研究假设 2: 自贸区设立能够通过劳动力流动影响就业结构。

2. 产业升级

已有研究发现, 自贸区通过贸易开放、投资自由、制度变革等途径促进产业结构升级(黎绍凯、李露一, 2019), 而产业结构与就业结构紧密相关。一方面, 随着自贸区负面清单管理模式的优化, 服务业开放程度不断扩大, 服务业增值势必带动产业结构与就业结构的偏离, 增加服务业就业吸纳力, 促进就业结构转型。黎绍凯和李露一(2019)认为自贸区有助于打破贸易壁垒, 从传统的产品开放向要素与服务开放转变, 推进制造业全球化转向服务业全球化。因此, 产业结构升级可能增加自贸区对服务业就业需求并降低制造业就业需求。另一方面, 考虑到中国就业结构升级滞后于产业结构升级(王阳、赵海珠, 2022), 自贸区设立通过政策扶持服务业发展, 从而加快劳动力向服务业集聚, 抑制制造业的要素需求扩张。因此, 本文提出研究假设 3: 自贸区设立能够通过产业升级影响就业结构。

3. 金融发展

金融改革在自贸区制度创新中一直处于重要地位。截至 2019 年底, 上海、天津、广东和福建四大自贸区分批发布金融创新案例超过 400 个, 金融创新发展覆盖了银行、证券和保险三大领域, 涉及多个服务行业, 直接促进金融从业人员的增长。同时, 自贸区采用负面清单管理模式, 其金融发展与服务业开放相匹配, 一方面吸引资本向服务业注入, 另一方面通过金融支持降低资本壁垒, 扩张服务业规模。相比于制造业, 服务业就业弹性更高, 具有一定就业虹吸作用, 自贸区金融创新发展为服务业就业扩张创造了新空间。

同时,随着大量资本向服务业倾斜,制造业资金和创新投入可能受到挤压,企业利润空间收紧,制造业用工需求减少。因此,本文提出研究假设 4:自贸区设立能够通过金融发展渠道影响就业结构。

(三) 自贸区设立影响就业结构的空间效应

自贸区设立可能通过虹吸效应和溢出效应对周围城市就业产生影响。根据投标租金模型,制造业与服务业对地租和商务成本的反应存在差异。在大中城市产生拥挤效应时,相比制造业,服务业的劳动力利用率更集约、附加值更高,能够承受较高的地租和交易成本,进而形成劳动力分流。自贸区以发展现代服务业为主要目标(张幼文,2016),相关政策能够在一定程度上影响资本和劳动的空间流动方向,因而自贸区设立可能对周围城市的服务业要素产生虹吸效应,扩大自贸区所在城市服务业就业。同时,自贸区设立造成所在城市企业集聚,土地租金和商务成本增加,市场竞争压力加剧,这可能推动附加值较低、生产周期较长的劳动密集型制造业在利润最大化目标下自发向自贸区周围城市转移,形成溢出效应。因此,本文提出研究假设 5:自贸区设立对周围城市服务业就业具有虹吸效应,对制造业就业具有溢出效应。

三、研究设计

(一) 模型设定

1. 基准模型

本文主要关注自贸区设立对所在城市就业结构的影响。参考崔日明等(2021)的研究,本文将自贸区设立视为一项准自然试验,构建多期双重差分(DID)模型,对比试点城市与非试点城市的就业结构,估计政策的处理效应。模型具体形式如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + \sum_{m=1} \lambda_m Z_{mit} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中 Y_{it} 为被解释变量,包括制造业就业比重和服务业就业比重; $Treat_{it}$ 为自贸区设立的虚拟变量,若城市 i 在 t 年设立自贸区,则在 t 年及以后年份赋值为 1,否则赋值为 0。 Z_{mit} 为一系列控制变量,具体包括是否为国家级新区、经济增长水平、城镇化水平、城市投资水平、政府财政支出水平、实际利用外资水平、净出口率、工资增长率和经济集聚程度; v_i 为城市固定效应, u_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

在机制分析中,本文参考史丹和李少林(2020)的研究思路,在式(1)的基础上加入机制变量,以及自贸区设立与机制变量的交互项,考察劳动力流动、产业升级或金融发展的影响。本文通过拟合交互项的系数,衡量相对于未设立自贸区的城市,自贸区所在城市的机制变量变化对制造业就业比重和服务业就业比重的边际影响。

2. 空间杜宾双重差分模型

考虑到自贸区政策可能具有空间外部效应,为考察自贸区设立对周围城市就业结构

的影响,本文参考夏海波等(2021)的方法,使用空间杜宾双重差分(SDID)模型进行分析,具体设定如下:

$$Y_{it}=\gamma_0+\rho WY_{it}+\gamma_1Treat_{it}+\sum_{m=1}\lambda_mZ_{mit}+\gamma_2WTreat_{it}+\sum_{m=1}\eta_mWZ_{mit}+v_i+u_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, W 为空间权重矩阵。本文构建 3 种空间权重矩阵:一是空间地理距离矩阵 $W_{ij}^1=1/d_{ij}$, d_{ij} 表示城市 i 与城市 j 之间的欧式距离;二是产业关联度矩阵^①,产业关联度是影响产业结构转型和劳动产出的重要因素,产业关联度越高,区域间产业互动越密切,自贸区设立的空间溢出作用可能更强,本文借鉴葛顺奇等(2021)的方法,构建产业关联度矩阵 W_{ij}^2 ;三是空间产业关联距离矩阵,考虑到以任何一种距离标准单独衡量区域间空间相关性都可能存在偏误,本文参考邵帅等(2022)的研究,将空间地理距离矩阵与产业关联度矩阵结合起来,构建空间地理与产业关联嵌套矩阵,即 $W_{ij}^3=\delta W_{ij}^1+(1-\delta)W_{ij}^2$,其中 δ 为权重,取值为 0.5。 ρ 为空间自回归系数; γ_2 是核心解释变量空间交互项系数,表示自贸区设立对就业结构的空间效应。其余变量与式(1)一致。

(二) 变量定义

本文被解释变量城市制造业就业比重和服务业就业比重的测量参考马光明和刘春生(2016)的研究,制造业就业比重采用城镇制造业就业人员占城镇总就业人员的比重衡量;服务业就业比重采用服务业就业人员占城镇总就业人员的比重衡量。在分析过程中,本文按照同类文章的常见做法,将交通运输、仓储及邮政业,信息传输、计算机服务和软件业等 14 个行业归为服务业。

为控制其他因素对就业结构的影响,本文结合夏海波等(2021)、杨伟国和吴邦正(2022)等研究的发现,控制了以下变量:(1)国家级新区虚拟变量,如果城市 i 在 t 年设立了国家级新区,则在 t 年及以后年份赋值为 1,否则赋值为 0;(2)经济增长水平,用城市当年实际 GDP 的对数值衡量;(3)城镇化水平,用城市当年城镇人口占总人口的比重衡量;(4)城市投资水平,用城市当年固定资产投资额占 GDP 的比重衡量;(5)政府财政支出水平,用城市当年财政总支出占 GDP 的比重衡量;(6)实际利用外资水平,用城市当年实际利用外资占 GDP 的比重衡量;(7)净出口率,用城市当年出口总额与进口总额的比值衡量(曹清峰,2020);(8)工资增长率,用当年城镇在岗工人平均工资增长率衡量;(9)经济集聚程度,用当年城市市辖区 GDP 占全市 GDP 的比重衡量。

(三) 样本选择与数据来源

DID 模型需要满足“单位处理变量值稳定假设”(SUTVA),即政策干预只影响处理

① 限于数据可得性,本文根据各省份 2012 年、2015 年和 2017 年投入产出表测度得到各年省际产业关联度,并取平均值作为区域间产业关联度水平。由于本文使用城市面板数据,省域内各城市间产业关联度采用省份与其他省份产业关联度最大值作为代理指标,原因在于受地理邻近和行政审批限制,同一省域内城市间产业关联度一般高于与其他省域城市的产业关联度。

组、不会对控制组产生交互影响,而自贸区政策有可能具有空间外溢效应。为了避免政策空间外溢干扰 DID 估计结果,本文借鉴 Lu 等(2019)的方法,从控制组中剔除可能受到政策外溢影响的样本。根据崔日明等(2021)的研究,自贸区设立显著促进距离其 50 公里至 100 公里范围内的城市经济增长,因此本文将距离自贸区 100 公里范围内的城市从控制组中剔除^①。同时,由于 2019 年设立的第 5 批自贸区在样本期内政策实施时期仅 1 年,政策持续时间较短,为了满足双重差分法对样本时间跨度要求,本文剔除了 2019 年新增的自贸区城市。最终,本文以 233 个城市为研究样本,其中处理组城市 24 个,控制组城市 209 个,样本覆盖 2003 年至 2019 年,共计 3 961 个观测值。

本文所用数据为 2003~2019 年中国城市面板数据,城市特征数据均来源于相应年份的《中国城市统计年鉴》和各省市统计年鉴,部分缺失的数据利用插值法补齐。实证研究中涉及的夜间灯光数据来自美国国家海洋和大气管理局。变量的描述性统计如表 1 所示。本文总样本中制造业就业比重和服务业就业比重的均值分别为 0.233 和 0.544,与夏海波等(2021)的样本统计结果基本一致。这两个变量在处理组样本中均

表 1 主要变量描述性统计(N=3961)

| 变 量 | 均值(标准差) | 最小值 | 最大值 |
|-----------------------------|--------------|--------|--------|
| 制造业就业比重 | 0.233(0.121) | 0.006 | 0.757 |
| 服务业就业比重 | 0.544(0.127) | 0.099 | 0.949 |
| 自贸区(已经设立 =1) | 0.022 | 0 | 1 |
| 国家级新区(已经设立 =1) | 0.031 | 0 | 1 |
| 经济增长水平(实际 GDP 对数值) | 8.868(1.038) | 5.515 | 12.419 |
| 城镇化水平(城镇人口占总人口比重) | 0.475(0.173) | 0.096 | 1.000 |
| 城市投资水平(固定资产投资额占 GDP 比重) | 0.691(0.340) | 0.068 | 5.832 |
| 政府财政支出水平(财政总支出占 GDP 比重) | 0.171(0.092) | 0.040 | 1.027 |
| 实际利用外资水平(实际利用外资占 GDP 比重) | 0.018(0.021) | 0.000 | 0.375 |
| 净出口率(每年出口总额与进口总额之比) | 0.017(0.267) | 0.000 | 15.852 |
| 工资增长率 | 0.127(0.075) | -0.371 | 0.707 |
| 经济集聚程度(市辖区 GDP 占全市 GDP 的比重) | 0.470(0.236) | 0.043 | 1.000 |

值分别为 0.299、0.534,在控制组样本中分别为 0.226、0.546,表明处理组与控制组之间的就业结构存在一定差距。其余变量描述性统计结果则与相关研究基本一致,具有一定代表性和可比性。

四、实证结果及分析

(一) DID 模型回归结果

表 2 报告了式(1)的估计结果。模型 1 的结果表明,设立自贸区使所在城市的制造业就业比重降低了 0.037,约等于在平均水平上下降了 15.9%(=0.037/0.233),相关系数在 5%的水平上显著;模型 2 的结果显示,自贸区设立使所在城市服务业就业比重上升了

① 为避免空间外溢效应被低估,在 SDID 模型中使用包括自贸区 100 公里范围内城市的样本进行估计。

0.028,约等于在平均水平上增长了 5.1%(=0.028/0.544),同样在 5%的水平上显著。综合来看,在逆全球化现象凸显、经济增速放缓与就业压力加剧的背景下,设立自贸区对就业结构升级具有一定推动作用,由此验证了研究假设 1。

从控制变量的分析结果来看,国家级新区设立显著降低了所在城市制造业就业比重并增加服务业就业比重。经济增长水平、城镇化水平、净出口率和经济集聚程度均显著增加制造业就业比重并减少服务业就业比重,这与农村剩余劳动力主要流入相对低端的制造业部门(杨伟国、吴邦正,2022)、货物出口刺激产出规模扩大(毛日昇,2009)的研究发现相一致。政府财政支出促进服务业就业比重,对制造业就业不显著,工资增长率提升有利于增加服务业就业比重并减少制造业就业比重,说明劳动价格上升会促进就业结构升级。城市投资水平和实际利用外资水平对制造业就业与服务业就业影响均不显著,说明投资对就业结构的作用尚未显现,这一结果与戚聿东等(2020)的研究发现一致。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

使用 DID 模型需要满足平行趋势假设,即试点城市与非试点城市在自贸区设立之前制造业就业比重和服务业就业比重在趋势上没有呈现出显著差异。本文参考曹清峰(2020)的研究,采用事件分析法进行平行趋势检验,具体模型设定如下:

$$Y_{it}=\alpha_0+\sum_{k\geq-9,k\neq-1}^5\alpha_kTreat_{i,t+k}+\sum_{m=1}^5\lambda_mZ_{mit}+v_i+u_t+\varepsilon_{it}\tag{3}$$

其中, k 值表示自贸区设立第 k 年,取值为 -9 至 5 。其中 α_k 表示自贸区设立 k 年时,处理组与控制组之间就业比重的差异。本文以自贸区设立前一年为基期。其他变量与式(1)一致。

从图可以看出,在自贸区设立之前,处理组和对照组的制造业就业比重和服务业就业比重均没有呈现出差异化的趋势,满足平行趋势假设。在自贸区设立之后,制造业就

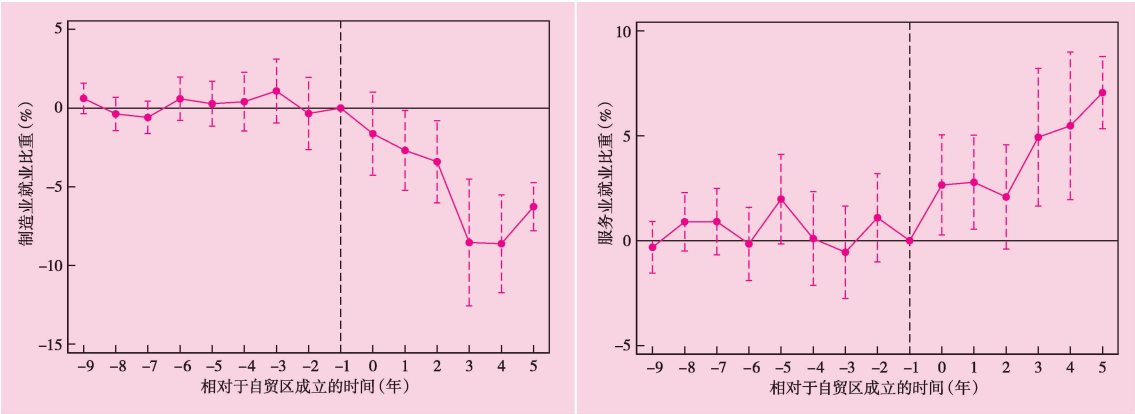


图 平行趋势检验结果

表 2 基准回归结果(N=3961)

| 变 量 | 制造业就业比重(模型 1) | 服务业就业比重(模型 2) |
|-------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| 设立自贸区 | -0.037 ^{***} (0.015) | 0.028 ^{***} (0.013) |
| 国家级新区 | -0.040 ^{***} (0.014) | 0.038 ^{***} (0.014) |
| 经济增长水平 | 0.085 ^{***} (0.026) | -0.091 ^{***} (0.029) |
| 城镇化水平 | 0.070 ^{**} (0.032) | -0.153 ^{***} (0.042) |
| 城市投资水平 | -0.007(0.005) | -0.004(0.009) |
| 政府财政支出水平 | 0.020(0.042) | 0.163 ^{***} (0.051) |
| 实际利用外资水平 | 0.133(0.151) | 0.002(0.207) |
| 净出口率 | 0.001 [*] (0.001) | -0.005 [*] (0.003) |
| 工资增长率 | -0.019 [*] (0.011) | 0.029 ^{**} (0.013) |
| 经济集聚程度 | 0.079 ^{**} (0.036) | -0.173 ^{***} (0.033) |
| 调整 R ² | 0.138 | 0.223 |

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%与 1%的水平上显著，所有回归均控制了城市和年份固定效应。括号内为异方差稳健标准误。如无其他说明，下表同。

口最近距离的倒数(IV2)作为城市是否纳入自贸区试点的工具变量。由于历史与地理数据均不随时间变化，借鉴黄玖立和李坤望(2006)的方法，将 IV1、IV2 分别与人民币对美元的名义汇率相乘。其背后的逻辑在于，中央政府在选择自贸区试点时，可能会偏向选择发达地区作为试点城市，而夜间灯光亮度与 GDP 具有高度相关性，变化趋势基本一致(崔日明等，2021)。因此，IV1 可能与城市是否纳入自贸区试点正相关，符合相关性假设。同时，1996 年前的夜间灯光亮度属于历史，是既定事实，不受样本当期经济变化影响，符合外生性假设。对 IV2 而言，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度和海外市场可达性，而贸易开放度和海外市场可达性高的城市一般具有贸易港口或者距离港口较近，因此 IV2 可能与城市是否纳入自贸区试点正相关，符合工具变量相关性假设。同时，地理距离由地理特征决定，不受经济活动影响，符合外生性假设。

表 3 报告了工具变量估计结果，模型 3 为第一阶段回归分析，模型 4 和模型 5 分别是以制造业就业比重和服务业就业比重为被解释变量的第二阶段回归分析。从模型 3 的结果可以看出，IV1、IV2 均显著增大了设立自贸区的概率，相关系数均在 1%的水平上显著，这与理论分析结果一致。一阶段 F 值为 1872.53，远大于 10，说明不存在弱工具变量问题。模型 4 和模型 5 的结果表明，对于制造业就业比重和服务业就业比重，设立自贸区的系数分别为 -0.049、0.041，且均在 1%的水平上显著，与基准回归结果在量级上相似，且绝对值略大，说明基准回归的结果具有稳健性。考虑到基准回归的估计结果较为保守，后文分析时继续使用基准回归的模型设定。

业比重下降、服务业就业比重上升的趋势逐渐显现，验证了基准模型的稳健性。

2. 工具变量法

如果自贸区选址存在非随机性问题，可能干扰 DID 模型估计结果。为此，本文采用工具变量法进行稳健性检验。参考陈敏等(2007)的研究，从历史和地理两个角度分别选取各城市 1992~1996 年夜间灯光平均辐射像元值的平均值(IV1)和各城市与国内各港口最近距离的倒数(IV2)作为城市是否纳入自贸区试点的工具变量。

3. Bacon 分解与异质性—稳健估计量

由于自贸区是分批次设立的,适用于交错 DID 模型。交错 DID 模型在使用双向固定效应进行因果推断时,会因个体接受处理的时点不同使样本产生多个组别,其固定效应估计量是不同组别处理效应的加权平均值。Goodman-Bacon(2021)指出,以从未处理和后处理的组为对照组是好的对照组,而以先处理的组为对照组属于坏的对照组,其事前趋势已经因政策实施而发生变化。为避免对照组选取不合理造成估计结果出现偏误,本文参考 Goodman-Bacon(2021)的研究,将基准回归得到的平均处理效应进行分解。表 4 的结果表明,以从未处理和后处理的组为对照组所得平均处理效应占总效应的 99.6%,而以先处理的组为对照组所得平均处理效应仅占总效应的 0.4%,对加权平均处理效应的干扰非常小。

进一步地,本文借鉴 De Chaisemartin 等(2020)、Sun 等(2021)、Gardner(2021)提出的异质性—稳健估计量,估计考虑处理异质性后的结果。如表 5 所示,制造业就业比重和服务业就业比重对应的估计系数与基准回归结果相似,说明基准回归模型具有稳健性。

4. 安慰剂检验

为避免因随机效应造成本文的估计结果,本文参考曹清峰(2020)的方法进行了安慰剂检验。具体方法为,将处理组的政策实施时间随机提前,且控制组不变;如果城市 i 在 t 年设立自贸区,那么在 t 年之前随机抽取一年作为城市 i 设立自贸区的年份,在此基础上重新估计式(1),并将此过程重复 10 000 次。核密度图显示,制造业就业比重和服务业就业比重对应估计系数的 t 值均值分别为

表 3 工具变量估计结果(N=3961)

| 变 量 | 第一阶段 | 第二阶段 | |
|---------|------------------|-------------------|------------------|
| | 设立自贸区 | 制造业就业比重 | 服务业就业比重 |
| | (模型 3) | (模型 4) | (模型 5) |
| IV1 | 0.006*** (0.000) | | |
| IV2 | 2.190*** (0.165) | | |
| 设立自贸区 | | -0.049*** (0.009) | 0.041*** (0.010) |
| 一阶段 F 值 | 1872.53 | | |

注:一阶段 F 值汇报的是 Cragg-Donald Wald F 统计量。

表 4 Bacon 分解结果(N=3961)

| 2×2 DID 对照组类型 | 制造业就业比重 | | 服务业就业比重 | |
|----------------|---------|--------|---------|--------|
| | 权重 | 平均处理效应 | 权重 | 平均处理效应 |
| 以“后处理组”为对照组 | 0.016 | -0.066 | 0.016 | 0.034 |
| 以“先处理组”为对照组 | 0.004 | 0.019 | 0.004 | -0.004 |
| 以“从未接受处理组”为对照组 | 0.980 | -0.045 | 0.980 | 0.031 |

表 5 “异质性—稳健”估计量结果(N=3961)

| 估计方法 | 制造业就业比重 | | 服务业就业比重 | |
|-------------------------|-----------|-------|----------|-------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| De Chaisemartin 等(2021) | -0.008** | 0.004 | 0.014** | 0.006 |
| Sun 等(2021) | -0.037*** | 0.011 | 0.090*** | 0.014 |
| Gardner(2021) | -0.009*** | 0.004 | 0.006** | 0.003 |

注:Sun 等(2021)的方法报告的是各期的政策效应;限于篇幅,此处仅汇报政策最后一期考虑处理异质性的政策效应,其余政策效应的估计结果与前文平行趋势检验的估计结果基本一致。

-1.138、1.421,绝大多数抽样估计系数的 t 值在区间 $[-2, 2]$ 之内(受限于篇幅,此处未展示)。这些结果表明,随机提前自贸区设立时间后,虚拟的自贸区设立事件对所在城市制造业就业和服务业就业的影响均不显著,因此基准模型结果具有可靠性。

为确保本文结论的可靠性,本文还从无预期效应、PSM-DID、修正离群值、滞后控制变量、变换样本等角度进行检验。检验结果均支持了基准回归结果的可靠性。

(三) 异质性分析

1. 行业异质性

制造业和服务业内部都有多个行业,其劳动、资本和技能密集程度不同,对劳动力的数量与技能需求可能存在差异。本文参考郭东杰等(2022)的研究,按照《中国高技术产业统计年鉴》的标准,将制造业分为高技术制造业与非高技术制造业,前者主要包括医药制造业,航空、航天器及设备制造业,电子及通信设备制造业,计算机及办公设备制造业,医疗仪器设备及仪器仪表制造业等行业,后者为其余制造业。由于《中国高技术产业统计年鉴》仅统计到省份层面的高技术制造业就业人数,因此本文将各城市工业增加值占所在省份工业增加值的比重作为权重,分别乘以省级高技术制造业的就业比重与非高技术制造业的就业比重。同时,借鉴袁志刚和高虹(2015)的研究,将服务业分为生产性服务业与非生产性服务业,前者包括交通运输仓储邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,金融业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务和地质勘查业,后者为其他服务业,相关变量分别采用各城市生产性服务业就业人数占总就业人数的比重和非生产性服务业就业人数占总就业人数的比重。

从表 6 的模型 7 和模型 8 可以看出,自贸区设立显著降低了非高技术制造业就业比重,对高技术制造业就业的影响不显著;模型 9 和模型 10 的结果表明,自贸区设立提高了生产性服务业就业比重,对非生产性服务业就业影响不显著。这些结果表明,自贸区设立对服务业就业的创造效应主要体现在技术含量较高的生产性服务业部门,对制造业就业的挤出效应主要体现在技术含量较低的非高技术制造业部门。总体而言,自贸区设立有助于推动劳动力由低技术部门向高技术部门转移,促进就业结构转型升级。这一发现与欧美国家就业结构变化特征形成鲜明对比:随着产业升级、智能化发展,欧美多个国家出现高、低技能行业的就业增加,而中等技能行业的就业减少,呈现两极分化现象(Nikolaos 等,2021)。这种差异可能源于中国设立自贸区的特殊性:自贸区的主要任务是为经济结构转型升级探索新路径,重点聚焦现代服务业发展,积极培育新科技、新业态、新产品和新商业模式,大力发展和建设战略性新兴产业与高技术产业集聚区,因而有助于扩大技术含量较高的生产性服务业就业需求,降低非高技术制造业就业需求,推动了就业结构升级,而未呈现出两极分化现象。

表 6 行业与区域异质性(N=3961)

| 变 量 | 高技术制造业 就业比重(模型 7) | 非高技术制造业 就业比重(模型 8) | 生产性服务业 比重(模型 9) | 非生产性服务业 比重(模型 10) | 制造业就业 比重(模型 11) | 服务业就业 比重(模型 12) |
|---------------|----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| 设立自贸区 | -0.004 (0.003) | -0.009* (0.005) | 0.026*** (0.006) | -0.001 (0.009) | | |
| 内陆城市设立 自贸区 | | | | | -0.003 (0.012) | -0.001 (0.017) |
| 沿海城市设立 自贸区 | | | | | -0.062*** (0.019) | 0.047*** (0.015) |

2. 区域异质性

考虑到不同自贸区的设立目标、成立时间和经济基础存在一定差异,本文参考崔日明等(2021)的方法,按自贸区所属区域不同,将其分为内陆与沿海自贸区。表 6 模型 11 和模型 12 的结果显示,沿海自贸区显著降低所在城市制造业就业的比重、增加所在城市服务业就业的比重,而内陆自贸区相应效应并不显著。从政策目标来看,沿海设立自贸区的目标主要为金融创新、海内外深度合作、扩大开放等,其功能定位在发展外向型经济,因而政策效果可能明显;内陆设立自贸区的目标主要为建设内陆开放新高地,承接沿海产业向内陆转移等,其主要业务仍为国内投资与贸易,并且前期政策成本也较高,因而现阶段内陆自贸区对就业结构的政策效果较弱。从设立时限来看,沿海自贸区多在第一、二批设立,而内陆自贸区均在第三批设立,设立时限较短,可能存在政策时滞,因而政策效果还有待后续观察。从经济基础来看,沿海自贸区初始资源禀赋、人口结构、基础设施等方面具有优势,自贸区设立后,能够快速优化所在城市经济结构;而内陆自贸区由于城市载体相对落后,部分内陆自贸区既不沿海也不沿边,自贸区驱动力和吸引力不足,功能尚未完全发挥。因此,沿海与内陆设立自贸区,产生了不同的就业效应。

五、影响机制检验

基于前文的理论假设,本文进一步考察劳动力流动、产业升级和金融发展 3 个影响自贸区就业效应的中介作用机制。

(一) 劳动力流动

为检验劳动力流动机制,本文借鉴白俊红等(2017)的方法,采用引力模型测算劳动力在区域间的流动,并以工资和房价作为劳动力流动的主要影响因素。具体公式如下:

$$Lflow_{ij}=\ln L_i\times \ln (wage_j-wage_i)\times \ln (house_i-house_j)\times D_{ij}^{-2}\tag{4}$$

$$Lflow_i=\sum_{j=1}^n Lflow_{ij}\tag{5}$$

其中, $Lflow_{ij}$ 为劳动力从城市 i 向城市 j 流动的数量, $Lflow_i$ 为城市 i 一年中劳动力

流出总量。 L_i 为城市 i 的劳动力数量, $wage_i$ 、 $wage_j$ 分别表示城市 i 、 j 的平均工资水平, $house_i$ 、 $house_j$ 分别表示城市 i 、 j 的住宅平均销售价格, 利用城市的商品房销售额与销售面积之比来衡量。 D_{ij} 为城市 i 与城市 j 的球面距离。从表 7 模型 13 可见, 设立自贸区与劳动力流动的交互项对制造业就业比重的影响系数显著为负, 而从模型 14 可见, 设立自贸区与劳动力流动的交互项对服务业就业比重的影响系数显著为正, 这表明劳动力流动有利于自贸区发挥增加服务业就业、减少制造业就业的作用。换言之, 劳动力流动作为引致部门间劳动力配置结构转换的重要因素, 在自贸区设立促进所在城市就业结构升级的过程中起到了一定的传导作用, 由此验证了研究假设 2。

(二) 产业升级

在检验产业升级机制时, 本文借鉴袁航和朱承亮(2018)的方法, 对第一、二、三产业增加值的比重按照所处层次由低到高依次赋权, 并通过加权平均来构建产业升级指数。从表 7 模型 15 和模型 16 的结果可以看出, 设立自贸区与产业升级存在影响制造业就业和服务业就业的交互效应, 产业升级能够扩大自贸区对所在城市服务业就业的增加效应, 并加速对所在城市制造业就业的挤出效应。这些结果表明, 在自贸区政策导向下, 产业结构转型驱动劳动力向更高层次部门转移, 扩大服务业就业并抑制制造业就业, 促进城市的就业结构升级, 由此验证了研究假设 3。

(三) 金融发展

为检验金融发展的中介机制, 本文参考李建军和李俊成(2020)的研究, 使用每万人拥有的金融机构数量衡量金融发展水平。表 7 模型 17 和模型 18 报告了金融发展机制检

表 7 劳动力流动、产业升级与金融发展的机制分析(N=3961)

| 变 量 | 制造业就业比重 (模型 13) | 服务业就业比重 (模型 14) | 制造业就业比重 (模型 15) | 服务业就业比重 (模型 16) | 制造业就业比重 (模型 17) | 服务业就业比重 (模型 18) |
|------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| 设立自贸区 | -0.025 (0.015) | 0.010 (0.014) | -0.008 (0.018) | -0.034* (0.017) | -0.005 (0.015) | 0.003 (0.017) |
| 设立自贸区 × 劳动力流动 | -0.030** (0.014) | 0.048*** (0.014) | | | | |
| 设立自贸区 × 产业升级 | | | -0.120* (0.071) | 0.255*** (0.062) | | |
| 设立自贸区 × 金融发展 | | | | | -0.058** (0.026) | 0.041** (0.018) |
| 劳动力流动 | 0.036* (0.020) | -0.078** (0.031) | | | | |
| 产业升级 | | | -0.001 (0.023) | -0.037 (0.033) | | |
| 金融发展 | | | | | -0.012 (0.008) | -0.004 (0.008) |

验结果。结果显示,自贸区设立增加所在城市服务业就业和减少所在城市制造业就业的效果受到金融发展的影响,金融发展水平提升能够扩大自贸区对所在城市服务业就业的增加效应,并强化制造业就业抑制效应。这说明自贸区金融发展确实有利于促进所在城市就业结构升级,由此验证了研究假设 4。

六、自贸区设立对就业结构的空間影响

前文分析显示,自贸区设立对所在城市会产生服务业就业创造和制造业就业挤出效应,由此促进所在城市的就业结构升级。然而,自贸区作为区位导向性政策,考虑其实施效果的一个关键问题在于,政策效应是来自转移效应引致的存量资源再配置,还是来自创造效应带来的存量增长。本文参考夏海波等(2021)的研究思路,对自贸区设立的空间外部效应进行估计。在进行参数估计前,本文采用 Moran's I 指数检验 2003~2019 年中国城市制造业就业比重和服务业就业比重的空间相关性,结果显示在 3 种空间权重矩阵下, Moran's I 指数均大于 0,且均在 1%的水平上拒绝无空间相关性的原假设,说明城市间制造业就业和服务业就业存在正向空间自相关,适合使用 SDID 模型(限于篇幅, Moran's I 指数检验结果未列出)。

表 8 报告了 SDID 模型的估计结果。在使用 3 种空间权重矩阵进行回归后发现,设立自贸区对制造业就业比重均存在负向影响、对服务业就业比重均存在正向影响,与基准回归结果基本一致,说明在控制变量的空间相关性后,自贸区设立显著抑制所在城市制造业就业比重和增加服务业就业比重的结论仍然成立。

从空间交互项回归系数来看,对于制造业就业比重,在空间地理距离矩阵下,设立自贸区 $\times W$ 的系数显著为正,而产业关联度和空间产业关联距离矩阵下,设立自贸区 \times

表 8 空间杜宾双重差分模型结果(N=4369)

| 变 量 | 制造业就业比重 | | | 服务业就业比重 | | |
|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 空间地理距离 (模型 19) | 产业关联距离 (模型 20) | 空间产业关联距离 (模型 21) | 空间地理距离 (模型 22) | 产业关联距离 (模型 23) | 空间产业关联距离 (模型 24) |
| 设立自贸区 | -0.049*** (0.015) | -0.046*** (0.016) | -0.044*** (0.015) | 0.040*** (0.013) | 0.033** (0.013) | 0.034*** (0.013) |
| 设立自贸区 $\times W$ | 0.631* (0.360) | -0.575 (0.621) | 0.651 (0.735) | -0.722** (0.334) | -1.624*** (0.624) | -1.580** (0.624) |
| 直接效应 | -0.035** (0.016) | -0.045*** (0.016) | -0.044*** (0.016) | 0.032** (0.013) | 0.033** (0.013) | 0.032** (0.013) |
| 间接效应 | 3.448 (2.257) | -0.311 (0.423) | 0.706 (0.872) | -2.187* (1.223) | -1.567** (0.752) | -2.168** (0.963) |
| 总效应 | 3.413 (2.263) | -0.356 (0.420) | 0.662 (0.870) | -2.155* (1.225) | -1.534** (0.752) | -2.137** (0.962) |

W 的系数不显著。通过求偏微分方法将总效应分解成直接效应和间接效应,结果显示间接效应均不显著。总体来说,没有证据表明自贸区设立会对周围城市制造业就业产生显著影响。

对于服务业就业比重,在 3 种空间权重矩阵下,设立自贸区 $\times W$ 的系数均显著为负,并且间接效应均显著为负,说明自贸区设立促进所在城市服务业就业比重提升的同时,会显著减少邻近城市服务业就业比重。可能的原因在于,自贸区设立之后,自贸区所在城市因其区位导向性政策而获得更多财政资源和相关配套政策扶持,吸引周围城市用于服务业发展的生产要素进入自贸区城市,从而对周围城市产生虹吸效应(王恕立、吴楚豪,2021)。已有研究也为自贸区虹吸效应提供了类似证据。例如,王明益和姚清仿(2022)发现自贸区设立改善了所在城市资源配置效率,但同时降低了邻近地区资源配置效率。由此,本文关于空间影响的分析,部分验证了研究假设 5,即自贸区设立对周围城市服务业就业产生虹吸效应,不利于周围城市的就业结构升级。

七、结论与政策启示

就业是民生之本,就业结构升级是实现充分就业和高质量就业的重要内容。本文基于 2003~2019 年中国 233 个城市面板数据,利用多期 DID 模型,从就业结构角度深入探讨了自贸区设立的政策效应。本文主要有四方面的研究发现。第一,自贸区设立显著增加了所在城市服务业就业比重并降低了制造业就业比重,促进了就业结构升级。第二,自贸区设立能够通过劳动力流动、产业升级和金融发展增加所在城市服务业就业并挤出制造业就业。第三,自贸区设立显著增加所在城市的生产性服务业就业并抑制非高技术制造业就业,对非生产性服务业就业和高技术制造业就业影响则不显著。因此,自贸区有助于推动劳动力由低技术部门向高技术部门转移,促进就业结构转型升级;但相应效应主要集中在沿海自贸区,内陆自贸区则不显著。第四,作为区位导向性政策,自贸区设立可能减少邻近城市服务业就业,具有虹吸效应。

根据上述发现,本文提出如下两方面的政策建议。第一,应持续推进自贸区建设,采用创新管理模式,扩大开放领域,带动就业结构转型。具体而言,自贸区应建设适宜的环境,制定开放的劳动力和人才政策,促进要素流动,推动就业结构升级。同时,依托自贸区的科技创新中心,发挥技术溢出效应,带动产业结构与就业结构协同转型;支持自贸区的金融创新,推动现代服务业发展,优化就业结构。第二,应加强顶层设计,加快服务贸易自由化,带动知识密集型服务贸易发展和人力资本跨地区配置。在不同地区的自贸区实施差异化的发展政策,沿海自贸区应侧重提升贸易产品质量和实施“腾笼换鸟”策略,内陆自贸区则应侧重承接产业转移,引导产业扩散,精准采取产业与就业结构相协

调的转型措施,发挥自贸区的增长极作用。通过明确自贸区与周边城市的功能定位和分工,增强区域发展协调,推动经济高质量发展,实现更高质量的充分就业。

参考文献:

1. 白俊红等(2017):《研发要素流动、空间知识溢出与经济增长》,《经济研究》,第7期。
2. 曹清峰(2020):《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》,《中国工业经济》,第7期。
3. 曹翔等(2020):《自贸试验区的就业效应:虹吸还是辐射》,《当代财经》,第11期。
4. 陈敏等(2007):《中国经济增长如何持续发挥规模效应?——经济开放与国内商品市场分割的实证研究》,《经济学(季刊)》,第1期。
5. 崔日明、陈永胜(2022):《自贸区设立、经济集聚与城市创新》,《经济理论与经济管理》,第11期。
6. 崔日明等(2021):《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》,《国际贸易问题》,第11期。
7. 葛顺奇等(2021):《外资退出与中国价值链关联:基于外资来源地的研究》,《世界经济》,第8期。
8. 郭东杰等(2022):《数字经济对产业升级与就业调整的影响》,《中国人口科学》,第3期。
9. 黄玖立、李坤望(2006):《出口开放、地区市场规模和经济增长》,《经济研究》,第6期。
10. 李建军、李俊成(2020):《普惠金融与创业:“授人以鱼”还是“授人以渔”?》,《金融研究》,第1期。
11. 黎绍凯、李露一(2019):《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》,《经济经纬》,第5期。
12. 马光明、刘春生(2016):《中国贸易方式转型与制造业就业结构关联性研究》,《财经研究》,第3期。
13. 毛日昇(2009):《出口、外商直接投资与中国制造业就业》,《经济研究》,第11期。
14. 戚聿东等(2020):《数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升》,《经济学动态》,第11期。
15. 邵帅等(2022):《经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察》,《管理世界》,第2期。
16. 史丹、李少林(2020):《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》,《中国工业经济》,第9期。
17. 王明益、姚清仿(2022):《自由贸易试验区建设如何影响城市资源配置效率》,《国际贸易问题》,第6期。
18. 王恕立、吴楚豪(2021):《自贸试验区建设推动了区域经济协同发展吗》,《国际贸易问题》,第6期。
19. 王阳、赵海珠(2022):《就业结构与产业结构失衡问题研究》,《中国人口科学》,第2期。
20. 夏海波等(2021):《网络基础设施建设对劳动力就业的影响——基于“本地—邻地”的视角》,《中国人口科学》,第6期。
21. 项后军等(2016):《自贸区设立、贸易发展与资本流动——基于上海自贸区的研究》,《金融研究》,第10期。
22. 杨伟国、吴邦正(2022):《平台经济对就业结构的影响》,《中国人口科学》,第4期。
23. 袁航、朱承亮(2018):《国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗》,《中国工业经济》,第8期。
24. 袁志刚、高虹(2015):《中国城市制造业就业对服务业就业的乘数效应》,《经济研究》,第7期。
25. 张幼文(2016):《自贸区试验的战略内涵与理论意义》,《世界经济研究》,第7期。

26. 赵春明等(2021):《中国出口增速放缓与区域劳动力市场就业调整》,《财经研究》,第1期。
27. De Chaisemartin, C.D., D'Haultfoeuille X.(2020), Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects. *American Economic Review*. 110(9):2964-2996.
28. Gardner J.(2021), Two-Stage Differences in Differences. NBER Working Paper.
29. Goodman-Bacon A.(2021), Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing. *Journal of Econometrics*. 225(2):254-277.
30. Lu Y., Wang J., Zhu L.(2019), Place-Based Policies, Creation, and Agglomeration Economies: Evidence from China's Economic Zone Program. *American Economic Journal: Economic Policy*. 11(3):325-360.
31. Nikolaos T., Raquel O.(2021), Employment Polarization in Regional Labor Markets: Evidence from the Netherlands. *Journal of Regional Science*. 61(5):971-1001.
32. Sun L., Abraham S.(2021), Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects. *Journal of Econometrics*. 225(2):175-199.

The Impact of the Establishment of Free Trade Zones on Urban Employment Structure

Chen Yongsheng Cui Riming Li Dan

Abstract: Using the panel data of 233 cities in China from 2003 to 2019, we build a DID model to evaluate the impact of the FTZ establishment on the employments in manufacturing and service industries, and examine its impact on the employment structure. Our main results show that the establishment of FTZs in a city increases the employment in service industry and reduces the employment in manufacturing industry, thereby promoting the upgrading of local industrial employment structure. These results remain valid in a series of robustness tests. The establishment of FTZs in a city affects its employment structure mainly through labor flows, industrial upgrading, and financial development. The spatial effect shows that the establishment of FTZs in a city will significantly reduce the employment in service industry in the adjacent cities. The effects are heterogeneous in that the establishment of FTZs significantly increases employments in productive service industries and also in coastal areas, and it suppresses the employment in non high-tech manufacturing industries and also mainly in coastal areas.

Keywords: FTZs; Employment Structure; Labor Flow; Industrial Structure; Financial Development

(责任编辑:许 多)