

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2026.01.010

# 制度型开放与服务业高质量发展

## ——基于服务业扩大开放综合试点的准自然实验

张仁贵<sup>1</sup>, 陈宪<sup>2</sup>

(1. 上海社会科学院 应用经济研究所, 上海 200003;

2. 上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200030)

**摘要:**服务业扩大开放综合试点通过制度型开放改善营商环境、扩大外商投资、提升创业活跃度和创新水平,进而推动服务业高质量发展。采用我国186个城市2010—2024年的数据,从规模、结构、效率、就业4个维度评估服务业高质量发展水平,分析发现:服务业扩大开放综合试点显著促进了试点城市服务业高质量发展,并能够通过优化营商环境、吸引外商投资、激发创业活力、促进创新发展4条路径协同发力;服务业扩大开放综合试点显著推动了非自贸区城市、非港口城市、智慧城市试点城市服务业高质量发展,但对自贸区城市、港口城市、非智慧城市试点城市的影响不显著,且对南方城市的推动作用比北方城市更强,表明制度型开放能够在开放基础和地理禀赋方面产生“制度补偿”效应,并具有“数字化赋能”和“市场化赋能”特征。因此,应加快提炼和推广制度型开放的“政策工具箱”,构建“制度-主体-创新”三位一体的服务业发展生态,“外引内育”双轮驱动服务业高质量发展。

**关键词:**营商环境;外商投资;创业活力;创新发展;制度补偿;数字化赋能;市场化赋能

**中图分类号:**F125.1;F719 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2026)01-0126-17

**引用格式:**张仁贵,陈宪.制度型开放与服务业高质量发展——基于服务业扩大开放综合试点的准自然实验[J].西部论坛,2026,36(1):126-142.

ZHANG Rengui, CHEN Xian. Institutional openness and high-quality development of the service industry: A quasi-natural experiment based on the comprehensive pilot of expanding openness in the service industry[J]. West Forum, 2026, 36(1): 126-142.

\* 收稿日期:2025-09-05;修回日期:2026-12-29

**作者简介:**张仁贵(1995),男,通信作者,河南信阳人;博士研究生,主要从事服务业经济研究;E-mail:969153642@qq.com。陈宪(1954),男,上海人;教授,博士,主要从事产业经济、城市经济研究;E-mail:chenxian@sjtu.edu.cn。

## 一、引言

改革开放以来,我国服务业发展迅猛,其增加值占 GDP 比重从 1978 年的 24.6% 升至 2024 年的 56.7%,就业比重从 12.2% 升至 48.1%,对 GDP 增长贡献率由 28.4% 升至 57.5%,成为经济增长主引擎和吸纳就业主行业。然而,我国服务业高质量发展仍面临多重挑战。一方面,服务业增加值占比仍明显低于同等收入水平国家的平均水平(钟粤俊等,2020)<sup>[1]</sup>,且生产性服务业比重偏低,与发达经济体存在显著差距(潘珊等,2025;夏杰长等,2025)<sup>[2-3]</sup>。另一方面,服务业劳动生产率整体偏低,尤其是在数字经济、科技服务等新兴领域与高收入国家差距明显(郭凯明等,2023)<sup>[4]</sup>。当前,对外开放不足、国际化滞后是制约我国服务业高质量发展的重要因素(李俊等,2023)<sup>[5]</sup>。在此背景下,扩大高水平对外开放,特别是推进规则、规制、管理、标准等制度型开放,成为破解服务业高质量发展瓶颈的重要突破口。

党的十八大以来,我国对外开放逐步从商品和要素流动型开放向制度型开放深化。制度型开放通过国内规则与国际高标准经贸规则对标,推动“边境后”的规则、规制、管理、标准等系统性制度变革(裴长洪等,2025)<sup>[6]</sup>,能够产生提高经济效率、促进技术创新、推动新质生产力发展等多方面的积极作用(聂正彦等,2023;刘灿雷等,2025;蔡冬青等,2025)<sup>[7-9]</sup>。2015 年,国务院批复设立北京市服务业扩大开放综合试点;截至 2024 年底,试点范围已扩展至全国 10 个城市和 1 个省份。服务业扩大开放综合试点旨在通过放宽市场准入、对接国际规则、优化营商环境等制度创新,构建与国际高标准经贸规则相衔接的服务业开放体系,是推动服务业高水平开放的关键制度试验。随着服务业扩大开放综合试点的持续推进,其试点效果成为学术界关注的重点研究议题之一。相关实证研究发现,服务业扩大开放综合试点通过优化营商环境和提高全要素生产率促进了外商直接投资流入(王立勇等,2020;傅联英等,2025)<sup>[10-11]</sup>,并能产生显著的产业结构高级化(邢华等,2024)<sup>[12]</sup>和长期的经济增长效应(王佃凯,2020)<sup>[13]</sup>。然而,对于服务业扩大开放综合试点是否有效促进了服务业高质量发展,还缺乏经验证据。

尽管现有文献对服务业开放的经济社会效应进行了多方面的探究,包括:生产性服务业双向开放显著提高了服务业整体生产率(陈明等,2018)<sup>[14]</sup>;服务业开放通过增强技术创新能力提升服务业效率(付鑫等,2022;张鹏杨等,2025)<sup>[15-16]</sup>,通过技术溢出、竞争效应等机制推动产业结构升级和产业高端化发展(陈明等,2016;姚战琪,2019)<sup>[17-18]</sup>,并能对制造业的产业链攀升与创新效率提升产生跨部门溢出效应(杜运苏等,2023;李芳芳等,2023)<sup>[19-20]</sup>。但对于服务业开放对服务业发展的影响,已有实证分析大多聚焦于服务业发展的某一维度,缺乏针对服务业高质量发展这一多维目标的系统性分析,而且鲜有文献从制度型开放的角度进行深入阐释。有鉴于此,本文深入探究制度型开放对服务业高质量发展的影响及其作用机制,并以服务业扩大开放综合试点为准自然实验,采用 2010—2024 年我国 186 个城市的数据进行实证检验。

本文的边际贡献主要包括:第一,从制度型开放角度拓展了服务业高质量发展的影响因素研究,并为服务业扩大开放综合试点推动服务业高质量发展提供了新的经验证据;第二,探讨了服务业扩大开放综合试点通过优化营商环境、吸引外商投资、激发创业活力、促进创新发展 4 条路径推动服务业高质量发展的传导机制,有助于深入认识制度型开放促进高质量发展的内在逻辑;第三,从规模增长、结构优化、效率提升、就业扩容 4 个维度构建服务业高质量发展水平评价指标体系,为相关研究提供了方法借鉴;第四,进一步通过开放基础、地理禀赋、数字化基础、市场化水平等多维度的异质性分析,印证了制度型开放具有“数字化赋能”与“市场化赋能”特征,并对城市开放基础和地理禀赋具有“制度补偿”效应,为制定差异化、精准化的开放政策提供了科学依据。

## 二、政策背景与理论假说

### 1. 政策背景

服务业扩大开放综合试点是推动制度型开放的生动实践。2015年5月,国务院印发《关于北京市服务业扩大开放综合试点总体方案的批复》,北京市成为全国首个服务业扩大开放综合试点城市,其试点方案具有鲜明的制度型开放特点,强调和国家全面深化改革各项政策和国际经贸规则相衔接,建立健全服务业扩大开放的体制机制。为进一步提高服务业开放水平,积累更多开放经验,服务业扩大开放综合试点不断扩容。2021年4月,国务院印发《关于同意在天津市、上海市、海南省、重庆市开展服务业扩大开放综合试点的批复》;2023年12月,国务院发布《关于同意在沈阳等6个城市开展服务业扩大开放综合试点的批复》。服务业扩大开放综合试点以对标国际高标准经贸规则为路径,以实现规则、规制、管理、标准现代化为目标,集中体现了制度型开放的典型特征。试点地区主动对接《全面与进步跨太平洋伙伴关系协定》《数字经济伙伴关系协定》《促进发展的投资便利化协定》等多双边规则,致力于构建完善的投资与贸易便利化管理体系、服务贸易行业标准、社会信用体系及主体权益保护标准,包括:在市场准入方面,大幅缩减负面清单,并放宽电信、医疗等关键领域外资限制;在监管模式方面,实现从“事前审批”向“告知承诺制”的转变,并建立跨区域协同监管机制;在要素流动方面,着力突破数据跨境、人才资格互认等长期存在的瓶颈;等等。

党的二十大报告强调“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”,并提出“推动经济实现质的有效提升和量的合理增长”。党的二十届四中全会把推动高质量发展确定为“十五五”时期经济社会发展的主题,并在“建设现代化产业体系,巩固壮大实体经济根基”部分强调“促进服务业优质高效发展”,在“加大保障和改善民生力度,扎实推进全体人民共同富裕”部分强调“促进高质量充分就业”。基于此,本文将服务业高质量发展概括为规模增长、结构优化、效率提升、就业扩容四个维度。一方面,规模增长体现“量的合理增长”,为服务业高质量发展提供总量基础与规模效应。另一方面,结构优化、效率提升、就业扩容构成“质的有效提升”;结构优化是重点,结构优化是服务业优质高效发展“优质”的重要体现,即发展现代服务业态,向高附加值、知识密集型升级;效率提升是核心要求,服务业优质高效发展的“高效”表现为通过技术创新、数字化转型等提升生产效率;就业扩容是重要目标,服务业是“促进高质量充分就业”的主阵地,应创造多元化岗位,实现就业数量与质量的同步提升。

### 2. 理论分析与研究假说

服务业扩大开放综合试点地区积极推进制度型开放,通过深化市场准入、规则对接与标准协调等“边境后”改革,显著降低制度性交易成本与要素流动壁垒,不仅通过拓展国际市场显著扩大了服务业总体规模,还对服务业的结构、效率、就业等产生了多维度积极影响:在结构优化方面,试点地区致力于促进资本、劳动、技术等要素在行业间和区域间的高效流动,通过放宽准入限制、强化标准对标与规则互认等引导资源向研发设计、商务服务、数字经济等高附加值服务业集聚,推动服务业内部结构高端化、专业化演进,进而实现服务业结构的动态升级(邢华等,2024)<sup>[12]</sup>。在效率提升方面,试点地区通过降低市场歧视、提升监管透明度、加强产权保护等制度安排吸引外资进入,增强市场竞争,从而提升服务业资源配置效率(张鹏扬等,2025)<sup>[16]</sup>;同时,外资企业与本土企业在合作交流与联合研发中形成知识溢出效应,加速技术扩散与管理经验传播,推动服务业技术创新与全要素生产率提升(王如雪等,2025)<sup>[21]</sup>。在就

业扩容方面,国际高端服务资源的引入催生大量服务业岗位,推动劳动力从传统制造业向现代服务业转移,显著提升服务业就业比重(陈永胜等,2023;吴昊等,2025)<sup>[22-23]</sup>;同时,试点地区营商环境的优化将激发市场活力,促进服务领域的创新创业,进一步扩大服务业就业规模、丰富就业形态(马国旺等,2023;程中海等,2024)<sup>[24-25]</sup>。总之,服务业扩大开放综合试点通过制度型开放重塑服务业发展环境,有效推动了试点地区服务业高质量发展。进一步来看,服务业扩大开放综合试点能够通过以下路径促进试点地区服务业高质量发展:

第一,优化营商环境路径。服务业具有交易无形、契约复杂、信息不对称等特征,其高质量发展不仅需要基础设施等“硬件”支撑,还高度依赖于法治保障、政府监管与人文环境等制度“软件”环境。与制造业相比,服务业对制度环境的变化更为敏感,尤其在专业服务、金融和数字经济等领域,市场主体对政策稳定性、监管透明度和产权保护等具有更高要求。因此,构建市场化、法治化、国际化的营商环境是推动服务业高质量发展的关键前提(邵传林,2021;周泽将等,2022)<sup>[26-27]</sup>。服务业扩大开放综合试点显著改善了试点地区的优化营商环境,进而促进了试点地区服务业高质量发展,具体包括:加强知识产权保护、对接国际高标准规则,营造法治化、国际化的环境,显著降低高附加值服务业的制度性交易成本,引导生产要素向知识技术密集型服务业集聚,优化服务业内部结构;通过“一业一证”“告知承诺制”等改革举措简化审批流程、减少制度性摩擦、促进公平竞争,助力企业提升管理与技术水平,推动服务业资源配置和生产效率提升;降低创业门槛与运营成本,激发中小微企业和个体工商户创业活力,扩大就业规模,并催生新就业形态,推动就业结构优化与人力资本积累。

第二,吸引外商投资路径。外商投资是推动服务业高质量发展的重要外部引擎,尤其在高端服务业领域,外资企业不仅是重要的资本形成来源,更是集成先进技术、管理经验、国际网络与服务模式的载体。高质量外商投资的引入有助于弥补高端服务供给短板,并通过技术溢出、竞争强化与产业链协同等推动服务业向高技术含量与高附加值方向演进(李志远等,2024)<sup>[28]</sup>。服务业扩大开放综合试点通过制度型开放吸引外商投资,从而推动试点地区服务业高质量发展,具体表现为:以负面清单管理为核心,放宽金融、专业服务等高附加值领域的外资准入,引导外商投资弥补高端服务供给短板,并通过产业关联效应带动知识技术密集型等现代服务业发展;外商投资的进入带来先进技术、管理经验与国际服务模式,通过竞争效应与技术溢出推动本土企业提升创新能力和运营水平;通过对接国际规则降低外资合规成本,营造公平透明环境,进一步强化知识外溢;外商投资不仅会直接创造大量高技能服务岗位,而且能够通过产业链关联带动上下游服务业发展,在扩大就业规模的同时改善就业结构。

第三,激发创业活力路径。服务业具有高度依赖创新、差异化竞争和新兴业态驱动等特征,其高质量发展不仅体现为规模扩张,更在于结构优化、效率提升与新动能培育,在此过程中,创业活动扮演着关键角色。新创企业往往携带新商业模式、新技术应用和新服务供给进入市场,会打破既有市场格局,产生“鲶鱼效应”,推动服务业高质量发展。服务业扩大开放综合试点通过制度创新激发创业活力(程中海等,2024)<sup>[25]</sup>,为试点地区服务业高质量发展注入内生动力。具体来讲:通过对接《全面与进步跨太平洋伙伴关系协定》《数字经济伙伴关系协定》等国际高标准经贸规则,强化知识产权保护与监管透明度,构建“可信承诺”环境,降低技术驱动型创业的制度成本,引导创业资源向软件信息、研发设计、专业服务等高附加值领域集聚,推动服务业结构向知识密集型方向升级;新创企业通过引入新商业模式与技术创新冲击原有市场格局,形成竞争倒逼机制,促使在位企业提升管理水平和运营效率;创业活动能直接拓宽就业渠道,扩大服务业的整体就业规模,并催生多元灵活的就业新形态,进而推动就业结构优化升级。

第四,促进创新发展路径。创新是推动服务业高质量发展的核心动力。服务业扩大开放综合试点

通过制度型开放对接国际规则、强化知识产权保护、促进创新要素跨境流动,营造开放、透明、可预期的制度环境,从而改善地区创新生态,有效促进试点地区的创新发展(宁静波等,2025)<sup>[29]</sup>。具体来讲:“负面清单+国民待遇”等制度型开放举措为云计算、大数据、人工智能等新兴服务业态提供容错空间,降低技术创新风险,引导要素向知识和技术密集型等现代服务业领域流动;开放竞争环境倒逼企业加大研发投入,以技术创新塑造和保持竞争优势,而技术创新能够直接促进服务业效率提升;技术创新不断催生高技能岗位,技术迭代与应用场景拓展带动数据分析、人工智能运维等新兴职业群体兴起,不仅扩大就业容量,而且显著提升就业质量。此外,高质量外资带来的先进技术和管理经验等通过知识溢出效应降低技术创新成本,推动形成“制度引资-技术溢出-本土创新-产业升级”的良性循环(邵朝对等,2021)<sup>[30]</sup>。

基于上述分析,本文提出以下研究假设:

H1:服务业扩大开放综合试点显著推动了试点地区服务业高质量发展。

H2:服务业扩大开放综合试点能够通过改善营商环境、吸引外商投资、激发创业活力、促进创新发展4条路径推动试点地区服务业高质量发展。

### 三、实证研究设计

#### 1. 基准模型设定

为检验制度型开放对服务业高质量发展的影响,本文将“分批试点、逐步推广”的服务业扩大开放综合试点作为准自然实验,构建多时点双重差分模型如式(1)所示:

$$HQD_{it} = \alpha + \beta Open_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*分别代表城市和年份,被解释变量*HQD*为服务业高质量发展指数,核心解释变量*Open*为服务业扩大开放综合试点政策虚拟变量,*X*表示控制变量集合, $\mu_i$ 代表城市固定效应, $\theta_t$ 代表年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

(1)被解释变量的测度。目前,学术界对服务业高质量发展水平尚未形成统一的测度标准,本文基于前文理论分析,并遵循指标体系应反映内涵、注重可行性(数据可得性)和简洁性的原则(张军扩等,2019)<sup>[31]</sup>,从高质量发展要求量的合理增长与质的有效提升两个维度构建城市服务业高质量发展水平评价指标体系如表1所示,从而测算样本城市的服务业高质量发展指数(*HQD*)。

表1 城市服务业高质量发展水平评价指标体系

| 维度     | 一级指标 | 二级指标           | 单位                | 属性 | 权重    |
|--------|------|----------------|-------------------|----|-------|
| 量的合理增长 | 规模增长 | 服务业增加值占GDP比重   | -                 | 正  | 0.299 |
|        |      | 结构优化           | 现代服务业增加值占服务业增加值比重 | -  | 正     |
|        |      | 服务业劳动生产率       | 元/人               | 正  | 0.141 |
| 质的有效提升 | 效率提升 | 服务业相对全员劳动生产率   | -                 | 正  | 0.133 |
|        |      | 服务业相对第二产业劳动生产率 | -                 | 正  | 0.113 |
|        | 就业扩容 | 服务业就业人数比重      | -                 | 正  | 0.132 |

注:依照国家统计局统计规定,本文服务业的统计口径对应第三产业统计口径;第二产业统计口径包括“采矿业”“制造业”“电力、热力、燃气及水生产和供应业”“建筑业”,现代服务业增加值采用服务业增加值减去“批发和零售业”“住宿和餐饮业”和“房地产业”增加值衡量。

(2)核心解释变量的赋值。服务业扩大开放综合试点政策变量(*Open*),根据样本城市是否为服务业扩大开放综合试点城市进行赋值,成为试点城市当年及之后年份取值为1,否则为0。

(3)控制变量的选取。好的控制变量同时影响处理变量和结果变量,能够保证条件独立假设(conditional independence assumption, CIA)成立(黄炜等,2022)<sup>[32]</sup>,而坏控制变量可能导致CIA不成立,包括对撞变量、中介变量等(张子尧等,2025)<sup>[33]</sup>。具体到本文使用的多时点双重差分法,好的控制变量能够保证比CIA更弱的假设即条件平行趋势假设成立。因此,遵循张子尧和黄炜(2025)<sup>[33]</sup>建议,选取如下城市层面的控制变量:一是经济规模(*ln gdp*),用城市GDP(亿元)的自然对数值衡量;二是经济水平(*ln pgdp*),用城市人均GDP(元)的自然对数值衡量;三是人力资本(*ln enroll*),用普通高等学校在校生数(万人)的自然对数值衡量;四是互联网发展水平(*ln internet*),用宽带接入用户数(万户)的自然对数值衡量;五是基础设施(*ln mile*),用公路线路里程(公里)的自然对数值衡量;六是财政自给率(*fiscal*),用一般公共预算收入与一般公共预算支出之比衡量。以上变量均有可能同时影响处理变量和结果变量,但受结果变量和处理变量的影响较小,能够缓解遗漏变量偏差,避免过度控制问题,符合好的控制变量要求。

## 2. 样本选择与数据处理

本文使用2010—2024年地级及以上城市样本,由于部分城市数据不可得,剔除关键变量数据缺失严重的城市样本,最终使用186个地级及以上城市2010—2024年非平衡面板数据。本文所有变量数据均来自中经网数据库。表2为主要变量描述性统计结果。

表2 主要变量描述性统计结果

| 变量名称       | 变量符号               | 均值     | 标准差   | 最大值    | 中位数    | 最小值    | 观测值   |
|------------|--------------------|--------|-------|--------|--------|--------|-------|
| 服务业高质量发展指数 | <i>HQD</i>         | 0.277  | 0.096 | 0.819  | 0.263  | 0.097  | 2 025 |
| 经济规模       | <i>ln gdp</i>      | 7.703  | 0.989 | 10.85  | 7.588  | 4.827  | 2 025 |
| 经济水平       | <i>ln pgdp</i>     | 10.880 | 0.558 | 12.49  | 10.870 | 9.359  | 2 025 |
| 人力资本       | <i>ln enroll</i>   | 1.710  | 1.285 | 5.003  | 1.596  | -3.912 | 2 025 |
| 互联网发展水平    | <i>ln internet</i> | 5.367  | 2.823 | 15.740 | 4.673  | 1.440  | 2 025 |
| 基础设施       | <i>ln mile</i>     | 9.335  | 0.720 | 12.140 | 9.448  | 6.573  | 2 025 |
| 财政自给率      | <i>fiscal</i>      | 0.500  | 0.224 | 1.107  | 0.472  | 0.071  | 2 025 |

## 四、实证结果分析

### 1. 基准回归

基准回归结果见表3,列(1)未添加控制变量,列(2)添加时变控制变量。时变控制变量的引入施加了强外生性假设,可能并不符合现实(赵西亮等,2025)<sup>[34]</sup>。例如,处理时点后的控制变量可能受政策冲击或结果变量影响,会引发“坏控制变量”问题与选择性偏误(张子尧等,2025)<sup>[33]</sup>;即便处理变量对控制变量无影响,若控制变量对结果变量的影响随时间变化,固定效应估计结果也会出现偏差(张征宇等,2024)<sup>[35]</sup>。对此,采纳黄炜等(2022)<sup>[32]</sup>建议,将时变控制变量替换为控制变量基期值(2010年)的时间趋势项(一阶、二阶、三阶)及其和年份虚拟变量的交互项,重新进行估计,结果见列(3)至列(6)。上

述检验中,核心解释变量 *Open* 的估计系数至少在 10%的水平上显著为正,表明服务业扩大开放综合试点显著提升了试点地区的服务业高质量发展水平,本文提出的假说 H1 成立。

表 3 基准回归结果

| 变量                    | (1)                 | (2)                 | (3)                | (4)                | (5)                | (6)               |
|-----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|
|                       | <i>HQD</i>          | <i>HQD</i>          | <i>HQD</i>         | <i>HQD</i>         | <i>HQD</i>         | <i>HQD</i>        |
| <i>Open</i>           | 0.058***<br>(0.020) | 0.058***<br>(0.018) | 0.042**<br>(0.017) | 0.037**<br>(0.017) | 0.034**<br>(0.016) | 0.022*<br>(0.013) |
| 时变控制变量                |                     | 控制                  |                    |                    |                    |                   |
| 基期控制变量的一阶时间趋势         |                     |                     | 控制                 |                    |                    |                   |
| 基期控制变量的二阶时间趋势         |                     |                     |                    | 控制                 |                    |                   |
| 基期控制变量的三阶时间趋势         |                     |                     |                    |                    | 控制                 |                   |
| 基期控制变量×年份虚拟变量         |                     |                     |                    |                    |                    | 控制                |
| 城市和年份固定效应             | 控制                  | 控制                  | 控制                 | 控制                 | 控制                 | 控制                |
| <i>N</i>              | 2 025               | 2 025               | 2 025              | 2 025              | 2 025              | 2 025             |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.862               | 0.867               | 0.866              | 0.867              | 0.868              | 0.875             |

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%的显著性水平,括号内为城市聚类稳健标准误,限于篇幅,控制变量和常数项估计结果略,下表同。

## 2. 事前平行趋势检验与异质性处理效应估计

利用双重差分法进行因果识别应满足平行趋势假设,然而,由于无法同时观测处理组的“处理”状态和“未处理”状态,平行趋势假设无法被直接检验。不过,若事前平行趋势假设通过可以增强平行趋势假设成立的信心。因此,借鉴 Beck 等(2010)<sup>[36]</sup>的方法进行事前平行趋势检验,构建模型如式(2)所示:

$$HQD_{it} = \alpha + \sum_{k=-10}^8 \beta_k D_{it_0+k} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,*D*为系列虚拟变量,代表试点前后年份(包括试点前 10 年和试点后 8 年,*t*<sub>0</sub>为试点当年), $\beta_k$ 反映试点城市与非试点城市在 *k* 年的服务业高质量发展指数是否存在显著差异。检验结果见图 1,试点前,两类城市服务业高质量发展指数无显著差异(90%的置信区间),支持事前平行趋势假设;试点后,试点城市的服务业高质量发展指数显著高于非试点城市,表明服务业扩大开放综合试点对试点地区服务业高质量发展的推动作用具有长期持续性。

当存在异质性处理效应(如处理效应随时间或受处理个体而变)时,在平行趋势假定下,使用双向固定效应(TWFE)方法估计多时点双重差分模型可能会导致估计偏差。为增强研究结果的可靠性,采用 Callaway 和 Sant'Anna(2020)<sup>[37]</sup>提出的异质性稳健估计量,计算得到处理组平均处理效应(Average Treatment Effect on the Treated, ATET)为 0.022(在 5%水平上显著),进一步验证了本文结论的稳健性。图 2 呈现了服务业扩大开放综合试点对服务业高质量发展的动态处理效应:试点前(时间点 0 左侧),ATET 在零值附近小幅波动且置信区间包含零,满足事前平行趋势假设;试点后的最初一至两年内,ATET 并不显著,从试点后第三年开始,ATET 呈现显著的上升趋势,表明试点不仅产生了积极影响,还具有显著的长期累积效应,即服务业扩大开放综合试点对服务业高质量发展产生了持续且逐步深化的促进作用。

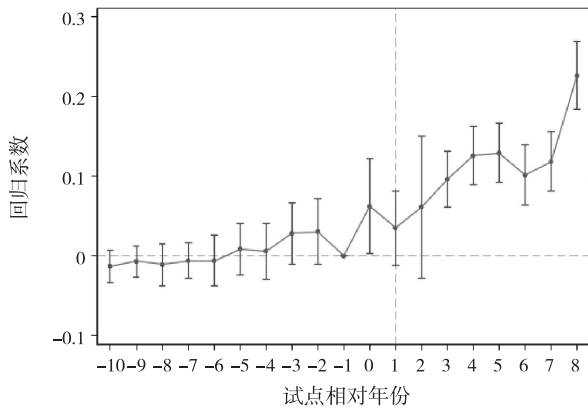


图1 平行趋势检验结果

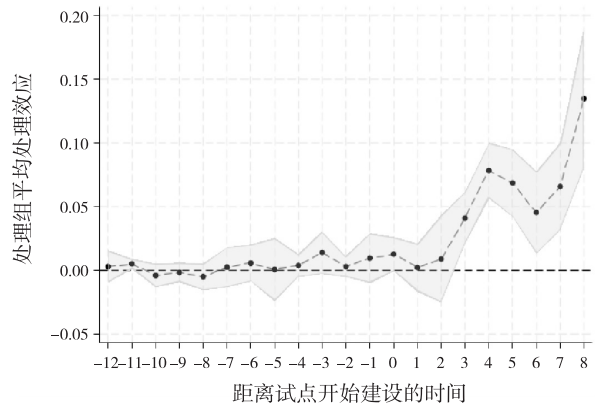


图2 服务业扩大开放综合试点的动态处理效应

### 3. 内生性处理与稳健性检验

(1)工具变量法。为缓解基准模型存在的内生性问题,选用2010年城市职工基本养老保险参保人数与时间趋势项的交互项(工具变量1)和2010年城市职工医疗保险参保人数与时间趋势项的交互项(工具变量2)作为工具变量进行2SLS估计。一方面,2010年社保参保规模可反映城市服务业的历史基础和正规就业水平,与试点城市的选择相关,满足相关性要求;另一方面,远早于政策实施时间的2010年的历史数据可以避免反向因果问题,且不能直接影响结果变量,满足外生性要求。分别采用工具变量1和工具变量2以及同时采用两个工具变量的检验结果见表4;Kleibergen-Paap rk LM statistic 在5%的水平上显著,Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 远大于 Stock Yogo 弱工具变量10%水平的临界值,表明工具变量通过了不可识别检验和弱工具变量检验;Hansen J statistic 为1.970,对应P值远大于0.1,说明工具变量通过了过度识别检验;第一阶段的回归结果显示,工具变量的估计系数显著为正;第二阶段的回归结果显示,工具变量拟合的  $Open'$  估计系数显著为正。上述结果表明,在缓解模型内生性问题后,服务业扩大开放综合试点推动了试点地区服务业高质量发展的结论依然成立。

表4 工具变量法检验结果

| 变量                      | 第一阶段                | 第二阶段                | 第一阶段                | 第二阶段                | 第一阶段                | 第二阶段                |
|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                         | $Open$              | $HQD$               | $Open$              | $HQD$               | $Open$              | $HQD$               |
| 工具变量1                   | 0.085***<br>(0.013) |                     |                     |                     | 0.072***<br>(0.018) |                     |
| 工具变量2                   |                     |                     | 0.074***<br>(0.016) |                     | 0.182***<br>(0.018) |                     |
| $Open'$                 |                     | 0.150***<br>(0.042) |                     | 0.176***<br>(0.043) |                     | 0.153***<br>(0.041) |
| K-P rk LM statistic     |                     | 4.357               |                     | 4.383               |                     | 6.035               |
| K-P rk Wald F statistic | 40.742              |                     | 20.728              |                     | 202.655             |                     |
| Hansen J statistic      |                     |                     |                     |                     |                     | 1.897               |
| N                       | 1143                | 1143                | 796                 | 796                 | 441                 | 441                 |

注:所有模型均控制了时变控制变量以及城市和年份固定效应,下表同。

(2)安慰剂检验。参考陈强等(2025)<sup>[38]</sup>的研究,在保持处理时间与组群结构不变的情况下,随机置换个体的组群归属后重新进行双向固定效应检验,并重复1 000次。分别进行空间安慰剂以及无约束和有约束混合安慰剂检验,结果见表5。其中,双边和右边 $P$ 值显著,拒绝“处理效应为0”的原假设。图3展示了有约束混合安慰剂检验的核密度图与直方图,处理效应估计值(0.058)位于安慰剂效应分布的右侧尾部,结合表4的估计结果,若处理效应为0,则因偶然因素而观测到“处理效应估计值大于或等于0.058”的概率仅为2.4%。

表5 空间及混合安慰剂检验结果

|          | 空间安慰剂       | 无约束混合安慰剂    | 有约束混合安慰剂    |
|----------|-------------|-------------|-------------|
| 处理变量     | <i>Open</i> | <i>Open</i> | <i>Open</i> |
| 处理效应     | 0.058       | 0.058       | 0.058       |
| 双边 $P$ 值 | 0.034       | 0.001       | 0.001       |
| 左边 $P$ 值 | 0.976       | 1.000       | 1.000       |
| 右边 $P$ 值 | 0.024       | 0.000       | 0.000       |

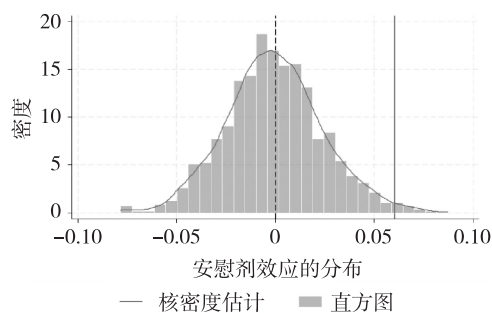


图3 有约束混合安慰剂效应的分布

(3)PSM-DID模型检验。由于服务业扩大开放综合试点城市的选择并非随机的,可能存在选择性偏差问题。因此,采用PSM进行样本匹配以缓解样本选择偏差,具体做法为:将控制变量基期值的三阶时间趋势项作为匹配变量,进行截面匹配和逐年匹配;在截面匹配中,以卡尺为0.05进行一对二近邻匹配,为试点城市寻找满足共同支撑的对照组,剔除非共同支撑样本,构成新的数据集;在逐年匹配中,使用上述匹配方法进行逐年匹配,然后将逐年匹配后的截面数据合并至新的面板数据集中。对匹配数据进行平衡性检验,结果表明匹配后协变量的标准化偏差低于10%,且组间差异的 $t$ 检验均不显著,说明匹配后的样本满足平衡性假设。PSM-DID模型检验结果见表6的列(1)和列(2)。

(4)更换被解释变量。为更全面地反映服务业高质量发展,将城市数字经济专利申请与授权量(创新发展)纳入指标体系重新测度服务业高质量发展指数( $HQD1$ ),进一步将空气质量优良率(绿色发展)纳入指标体系计算得到 $HQD2$ ,分别以其为被解释变量的回归结果见表6的列(3)和列(4)。

(5)删除被解释变量极端值。为缓解极端值对估计结果的潜在影响,对被解释变量进行双侧1%缩尾和截尾处理,回归结果见表6的列(5)和列(6)。

(6)控制前定被解释变量。考虑到服务业高质量发展受前期发展水平的影响,为了缓解这种遗漏变量偏差,分别将样本初期服务业高质量发展指数( $HQD_{2010}$ )与年份虚拟变量( $year$ )的交互项、一阶时间趋势项纳入模型,回归结果见表6的列(7)和列(8)。

(7)控制相关政策影响。在考察期内,相关政策的实施可能导致政策效应混淆。将相关政策变量纳入模型重新进行检验,回归结果见表7,其中,政策变量从左至右分别为国家高新区建设、国家知识产权强市建设试点、国家智慧城市试点、自贸试验区建设、“宽带中国”示范城市建设、跨境电子商务综合试验区建设。

(8)控制交互固定效应。为控制不可观测混杂因素的影响,并反映不同类别城市的异质性冲击,在回归模型中控制城市类别虚拟变量与年份虚拟变量的交互固定效应。基于城市特征差异,设5个城市类别变量:经济规模( $scale$ )、大城市( $bigcity$ )、二级财政城市( $sf$ )、港口城市( $port$ )、侨乡城市( $qx$ )。其中,2024年地区生产总值超1万亿元的城市 $scale$ 取值为1,城区常住人口超过500万(根据第七次全国人口普查数据)的城市 $bigcity$ 取值为1。控制交互固定效应的回归结果见表8。

表 6 稳健性检验结果

| 变量                                       | 截面匹配                | 逐年匹配                | 更换被解释变量            |                    | 1%缩尾                 | 1%截尾                 | 控制前定被解释变量            |                      |
|--|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|  | (1)                 | (2)                 | (3)                | (4)                | (5)                  | (6)                  | (7)                  | (8)                  |
|  | <i>HQD</i>          | <i>HQD</i>          | <i>HQD1</i>        | <i>HQD2</i>        | <i>HQD</i>           | <i>HQD</i>           | <i>HQD</i>           | <i>HQD</i>           |
| <i>Open</i>                              | 0.033 **<br>(0.015) | 0.041 **<br>(0.016) | 0.016 *<br>(0.009) | 0.014 *<br>(0.008) | 0.040 ***<br>(0.011) | 0.031 ***<br>(0.010) | 0.061 ***<br>(0.018) | 0.069 ***<br>(0.019) |
| <i>HQD</i> <sub>2010</sub> × <i>year</i> |                     |                     |                    |                    |                      |                      | 控制                   |                      |
| <i>HQD</i> <sub>2010</sub> 一阶时间趋势        |                     |                     |                    |                    |                      |                      |                      | 控制                   |
| <i>N</i>                                 | 857                 | 923                 | 1 977              | 1 305              | 2 025                | 1 985                | 2 025                | 2 025                |
| <i>R</i> <sup>2</sup>                    | 0.900               | 0.894               | 0.979              | 0.982              | 0.861                | 0.841                | 0.873                | 0.869                |

表 7 稳健性检验结果:控制相关政策影响

| 变量                    | <i>HQD</i>           | <i>HQD</i>           | <i>HQD</i>           | <i>HQD</i>           | <i>HQD</i>           | <i>HQD</i>           |
|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Open</i>           | 0.058 ***<br>(0.018) | 0.053 ***<br>(0.017) | 0.058 ***<br>(0.018) | 0.051 ***<br>(0.019) | 0.053 ***<br>(0.017) | 0.058 ***<br>(0.018) |
| 相关政策变量                | 0.013<br>(0.014)     | 0.018 **<br>(0.008)  | 0.002<br>(0.006)     | 0.021 **<br>(0.010)  | 0.025 **<br>(0.010)  | 0.004<br>(0.007)     |
| <i>N</i>              | 2 025                | 2 025                | 2 025                | 2 025                | 2 025                | 2 025                |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.867                | 0.867                | 0.867                | 0.868                | 0.868                | 0.867                |

表 8 稳健性检验结果:控制交互固定效应

| 变量                           | <i>HQD</i>          | <i>HQD</i>          | <i>HQD</i>           | <i>HQD</i>           | <i>HQD</i>           | <i>HQD</i>           |
|------------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Open</i>                  | 0.032 **<br>(0.015) | 0.034 **<br>(0.015) | 0.047 ***<br>(0.017) | 0.049 ***<br>(0.017) | 0.054 ***<br>(0.016) | 0.031 ***<br>(0.011) |
| <i>scale</i> × <i>year</i>   | 控制                  |                     |                      |                      |                      | 控制                   |
| <i>bigcity</i> × <i>year</i> |                     |                     |                      |                      |                      | 控制                   |
| <i>sf</i> × <i>year</i>      |                     |                     |                      | 控制                   |                      |                      |
| <i>port</i> × <i>year</i>    |                     |                     |                      |                      | 控制                   | 控制                   |
| <i>qx</i> × <i>year</i>      |                     |                     |                      |                      |                      | 控制                   |
| <i>N</i>                     | 2 025               | 2 025               | 2 025                | 2 025                | 2 025                | 2 025                |
| <i>R</i> <sup>2</sup>        | 0.873               | 0.869               | 0.874                | 0.868                | 0.872                | 0.878                |

上述稳健性检验结果均表明,服务业扩大开放综合试点显著提升了试点地区的服务业高质量发展水平,本文的分析结果具有良好的稳健性。

#### 4. 机制检验

营商环境改善、外商投资增加、创业增长、创新发展均能推动服务业高质量发展,因此,本文的机制检验主要考察服务业扩大开放综合试点对试点地区营商环境、外商投资、创业活力、创新水平的影响。构建机制检验模型如式(3)所示(*M*代表机制变量):

$$M_{it} = \alpha + \beta Open_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(1)优化营商环境路径。样本城市的城市营商环境数据来自北京大学开放研究数据平台发布的《中国城市营商环境数据库 2025》,并进一步采用其中的 2 个一级指标(“法治”“人文”)和 3 个二级指标(“竞争公平”“产权保护”“社会信用”)进行分析,回归结果见表 9。核心解释变量  $Open$  的回归系数均显著为正,表明服务业扩大开放综合试点显著改善了试点地区的营商环境,从而能够推动试点地区服务业高质量发展。

表 9 机制检验:优化营商环境路径

| 变量     | 营商环境<br>综合得分        | 一级指标                |                     | 二级指标               |                     |                      |
|--------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|----------------------|
|        |                     | 法治                  | 人文                  | 竞争公平               | 产权保护                | 社会信用                 |
| $Open$ | 2.413 **<br>(1.154) | 6.170 **<br>(2.632) | 3.536 **<br>(1.684) | 7.351 *<br>(3.831) | 4.854 **<br>(2.273) | 4.614 ***<br>(1.549) |
| $N$    | 1 718               | 1 718               | 1 718               | 1 718              | 1 718               | 1 718                |
| $R^2$  | 0.927               | 0.247               | 0.661               | 0.927              | 0.247               | 0.661                |

(2)吸引外商投资路径。采用外商直接投资( $FDI$ )和实际使用外资金额( $FCU$ )的自然对数值衡量外商投资规模,同时采用样本城市的外商投资新注册企业数量( $Total$ )衡量外商投资活跃度。外商投资企业新注册数据来自中国工商企业数据库,将中外合资经营企业、中外合作经营企业、外商独资企业、外商投资股份有限公司认定为外商投资企业,并进行分行业的统计,得到各城市第二产业( $Second$ )、第三产业( $Third$ )、生活性服务业( $Life$ )、生产性服务业( $Ps$ )的外商投资新注册企业数量。以上述变量为被解释变量的检验结果见表 10,服务业扩大开放综合试点显著扩大了试点城市的外商投资规模,并促进了外商投资企业数量增长。而且服务业扩大开放综合试点带来的外商投资企业数量增长主要集中在服务业(第三产业,包括生活性服务业和生产性服务业)<sup>①</sup>,而对第二产业外商投资新注册企业数量的影响不显著。可见,服务业扩大开放综合试点显著增加了试点地区服务业领域的外商投资,从而能够促进试点地区服务业高质量发展。

表 10 机制检验:吸引外商投资路径

| 变量     | 外商投资规模               |                      | 外商投资活跃度             |                  |                     |                    |                    |
|--------|----------------------|----------------------|---------------------|------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
|        | $\ln FDI$            | $\ln FCU$            | $Total$             | $Second$         | $Third$             | $Life$             | $Ps$               |
| $Open$ | 0.797 ***<br>(0.272) | 0.738 ***<br>(0.250) | 0.461 **<br>(0.219) | 0.011<br>(0.011) | 0.449 **<br>(0.208) | 0.264 *<br>(0.135) | 0.185 *<br>(0.095) |
| $N$    | 1 891                | 1 939                | 1 926               | 1 926            | 1 926               | 1 926              | 1 926              |
| $R^2$  | 0.814                | 0.813                | 0.838               | 0.849            | 0.827               | 0.783              | 0.828              |

(3)激发创业活力路径。本文采用新注册企业数量( $Total1$ )衡量样本城市的创业活跃度,新注册企

<sup>①</sup> 本文还进一步将生产性服务业分为“交通运输、仓储和邮政业”“信息传输、软件和信息技术服务业”“科学研究和技术服务业”“租赁和商务服务业”“金融业”5 个行业进行了分析,检验结果显示,服务业扩大开放综合试点显著提高了“信息传输、软件和信息技术服务业”“科学研究和技术服务业”“租赁和商务服务业”3 个行业的外商投资新注册企业数量,而这 3 个知识技术密集型行业正是推动服务业高质量发展的核心行业。

业数据来源于中国工商注册企业数据库,并分别统计第二产业(*Second1*)、第三产业(*Third1*)、生活性服务业(*Life1*)、生产性服务业(*Ps1*)的新注册企业数量。以上述变量为被解释变量的检验结果见表 11,服务业扩大开放综合试点显著提升了试点城市的创业活跃度,而且主要是提升了服务业,尤其是生产性服务业的创业活跃度<sup>①</sup>。因此,服务业扩大开放综合试点能够有效激发试点地区服务业领域的创业活力,从而提升试点地区服务业高质量发展水平。

表 11 机制检验:激发创业活力路径

| 变量                    | <i>Total1</i>      | <i>Second1</i>   | <i>Third1</i>      | <i>Life1</i>     | <i>Ps1</i>          |
|-----------------------|--------------------|------------------|--------------------|------------------|---------------------|
| <i>Open</i>           | 12.688*<br>(7.580) | 0.137<br>(0.087) | 12.553*<br>(7.539) | 8.002<br>(6.736) | 4.551***<br>(1.211) |
| <i>N</i>              | 1 977              | 1 977            | 1 977              | 1 977            | 1 977               |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.731              | 0.866            | 0.717              | 0.652            | 0.737               |

(4) 促进创新发展路径。借鉴寇宗来和刘学悦(2017)<sup>[39]</sup>的研究,采用《中国城市和产业创新指数(2001—2021)》中的城市创新指数衡量样本城市的创新水平(*Inn*),并采用“城市-产业”创新指数衡量样本城市“信息传输、软件和信息技术服务业”创新水平(*Inn1*)和“他服务业”创新水平(*Inn2*);同时,基于中国研究数据服务平台(CNRDS)的专利法律状态与分类信息,计算各城市数字经济专利申请量(*Patent1*)和授权量(*Patent2*)。以上述变量为被解释变量的估计结果见表 12,核心解释变量 *Open* 的回归系数均显著为正,表明服务业扩大开放综合试点显著促进了试点地区创新发展,进而推动试点地区服务业高质量发展。

综上所述,本文提出的假说 H2 得到验证。

表 12 机制检验:促进技术创新路径

| 变量                    | <i>Inn</i>         | <i>Inn1</i>       | <i>Inn2</i>       | <i>Patent1</i>    | <i>Patent2</i>     |
|-----------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| <i>Open</i>           | 5.551**<br>(2.695) | 0.664*<br>(0.368) | 0.240*<br>(0.128) | 1.452*<br>(0.751) | 0.907**<br>(0.401) |
| <i>N</i>              | 1 740              | 1 740             | 1 740             | 1 977             | 1 977              |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.777              | 0.739             | 0.731             | 0.845             | 0.802              |

## 5. 进一步讨论:异质性分析

(1) 城市开放基础异质性。本文以是否设立自贸区作为城市开放水平高低的表征,将样本划分为自贸区城市和非自贸区城市两组,以考察城市开放基础差异的影响。分组检验结果见表 13 的列(1)和列(2),服务业扩大开放综合试点显著促进了非自贸区城市的服务业高质量发展,而对自贸区城市服务业高质量发展的影响不显著,体现了试点政策的“制度补偿”效应。究其原因,开放基础较弱的城市在“边境后”规则方面存在短板,服务业扩大开放综合试点通过系统性制度创新构建高标准规则体系,能够快

<sup>①</sup> 对生产性服务业分行业(行业划分同上)的分析结果表明,服务业扩大开放综合试点显著提高了“科学研究和技术服务业”和“租赁和商务服务业”的创业活跃度。

速提升其制度环境质量,同时,放宽准入和对接国际规则也显著降低了外资进入门槛。这些“规则红利”为开放基础较为薄弱的城市创造了前所未有的发展条件,凸显了制度型开放弥补初始劣势的有效性。

(2)城市数字化基础异质性。随着数字技术日益成为服务业发展的核心驱动力,服务业扩大开放政策的效果可能因城市数字化基础的不同而呈现出异质性。本文以智慧城市试点作为城市数字化基础改善的表征,将样本划分为智慧城市试点城市和非智慧城市试点城市两组,分组检验结果见表13的列(3)和列(4)。服务业扩大开放综合试点显著促进了智慧城市试点城市的服务业高质量发展,而对非智慧城市试点城市服务业高质量发展的影响不显著,体现了制度型开放的“数字化赋能”特征。这表明,在数字基础较好的城市,高水平开放规则能够与其数字治理体系产生较强的协同效应,更高效地优化营商环境,从而放大政策效果。

(3)城市地理禀赋异质性。拥有港口的城市通常具备更低的国际贸易运输成本、更便捷的国际市场接入条件,以及更完善的国际物流基础设施。本文根据是否拥有港口(包括沿海与沿江港口)将样本划分为港口城市和非港口城市两组,分组检验结果见表13的列(5)和列(6)。服务业扩大开放综合试点显著促进了非港口城市的服务业高质量发展,而对港口城市服务业高质量发展的影响不显著。这表明,制度型开放政策能在一定程度上弥补自然禀赋的不足,为缺乏自然禀赋优势的地区带来显著的“制度补偿”效应。

(4)城市市场化水平异质性。在市场经济体制下,地区市场化水平的差异会导致政策实施效果的不同。我国南方地区的市场化水平整体上显著高于北方地区(卢现祥等,2021;丛胜美等,2022)<sup>[40-41]</sup>,本文以“秦岭-淮河”分界将样本划分为南方城市和北方城市两组,分组检验结果见表13的列(7)和列(8)。服务业扩大开放综合试点对南方城市和北方城市服务业高质量发展均产生了显著的促进作用,而且对南方城市的促进作用更强,体现了制度型开放的“市场化赋能”特征。这表明,较高的市场化水平有助于制度型开放政策更好地通过市场机制影响微观经济主体行为,进而通过畅通政策作用发挥渠道放大政策效能。

表13 异质性分析结果

| 变量                    | 是否设立自贸区             |                  | 是否进行智慧城市试点       |                     | 是否拥有港口              |                  | 是否属于南方地区           |                     |  |
|-----------------------|---------------------|------------------|------------------|---------------------|---------------------|------------------|--------------------|---------------------|--|
|                       | 否                   | 是                | 否                | 是                   | 否                   | 是                | 是                  | 否                   |  |
| <i>Open</i>           | 0.177***<br>(0.010) | 0.013<br>(0.018) | 0.004<br>(0.020) | 0.058***<br>(0.019) | 0.060***<br>(0.012) | 0.027<br>(0.026) | 0.081**<br>(0.033) | 0.032***<br>(0.011) |  |
| <i>N</i>              | 1 673               | 352              | 1 034            | 991                 | 1 518               | 507              | 1 202              | 823                 |  |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.836               | 0.901            | 0.845            | 0.887               | 0.855               | 0.890            | 0.833              | 0.908               |  |
| 经验 <i>P</i> 值         |                     |                  |                  |                     |                     |                  |                    | 0.066               |  |

注:经验 *P* 值通过自抽样(Bootstrap)1 000次得到。

## 五、结论与启示

高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,而制度型开放是推动高质量发展的重要路径。服务业扩大开放综合试点致力于服务业的制度型开放,能够改善营商环境、扩大外商投资、提升创业活跃度、促进创新发展,进而对服务业的规模增长、结构优化、效率提升、就业扩容产生积极影响,推

动服务业高质量发展。本文将服务业扩大开放综合试点作为准自然实验,采用我国186个地级及以上城市2010—2024年的数据,基于规模、结构、效率、就业4个维度评估城市服务业高质量发展水平,研究发现:第一,服务业扩大开放综合试点显著促进了试点城市服务业高质量发展,该结论在经过一系列稳健性检验和内生性处理后依然成立;第二,服务业扩大开放综合试点能够通过优化营商环境、吸引外商投资、激发创业活力、促进创新发展4条路径推动试点城市服务业高质量发展;第三,服务业扩大开放综合试点显著推动了非自贸区城市、非港口城市的服务业高质量发展,但对自贸区城市、港口城市服务业高质量发展的影响不显著,表明制度型开放能够一定程度上弥补城市在开放基础和地理禀赋方面的不足,产生“制度补偿”效应;第四,服务业扩大开放综合试点显著推动了智慧城市试点城市的服务业高质量发展,但对非智慧城市试点城市服务业高质量发展的影响不显著,对南方城市服务业高质量发展的推动作用比北方城市更强,表明制度型开放具有“数字化赋能”和“市场化赋能”特征,城市数字化基础和市场化水平的提升能够强化其政策实施效果。

基于上述研究发现,本文得到以下启示:第一,加快提炼和推广制度型开放的“政策工具箱”。建议国家发展改革委、商务部牵头,联合试点城市建立制度创新成果评估与推广机制,推动自贸试验区建设、服务业扩大开放综合试点等制度型开放经验的标准化、模块化。梳理北京、上海等城市在放宽外资准入、优化监管模式、推动数据跨境流动等方面的成熟做法,在具备条件的地区复制推广,实现从“试点探索”到“制度供给”的跃升,加快构建全国统一的高水平开放制度体系。第二,构建“制度-主体-创新”三位一体的服务业发展生态,激活“外引内育”双轮驱动机制。在制度环境上,深化“放管服”改革,推广“证照分离”“告知承诺制”等有效措施,强化知识产权“快保护”机制,建立公平竞争审查常态化机制,降低制度性交易成本。在市场主体方面,设立服务业创新创业引导基金,支持初创企业与平台经济发展,鼓励地方政府建设服务业众创空间与孵化器,提供一站式服务。在开放与创新联动上,制定《重点服务业外资鼓励目录》,给予相关领域外资税收优惠与人才配套支持,推动建立中外企业创新联合体,支持外资研发中心与本土高校和企业开展技术合作,促进知识溢出与成果转化。第三,实施“分类指导、精准施策”的差异化开放战略,提升政策适配性与实施效能。建议国家出台《服务业扩大开放分类推进指导意见》,实施差异化支持策略:对无地理禀赋优势、开放基础薄弱的城市,重点支持“制度补偿型”改革,如简化审批流程、建设外商投资“一站式”服务中心等,以制度创新弥补区位优势,实现错位竞争;对数字化和市场化水平较高的城市,鼓励在数据跨境流动安全管理、数字服务贸易规则对接、人工智能服务应用等领域开展压力测试与先行先试。

#### 参考文献:

- [1] 钟粤俊,陆铭,奚锡灿.集聚与服务业发展——基于人口空间分布的视角[J].管理世界,2020,36(11):35-49.
- [2] 潘珊,李剑培,顾乃华.人工智能、产业融合与产业结构转型升级[J].中国工业经济,2025(2):23-41.
- [3] 夏杰长,田野.迈向“十五五”的生产性服务业:趋势预测、战略定位与发展策略[J].改革,2025(7):41-57.
- [4] 郭凯明,罗章权,杭静.中国劳动生产率的国际比较与远景展望(1992—2035)[J].经济学(季刊),2023,23(6):2194-2212.
- [5] 李俊,付鑫,张威.中国服务业开放与服务贸易协同发展:成效、问题与对策[J].国际经济合作,2023(1):4-13.
- [6] 裴长洪,赵静.在扩大制度型开放中建设更高水平开放型经济新体制[J].国际贸易问题,2025(1):1-18.
- [7] 聂正彦,秦文宇,陈凯达.制度型开放对城市经济效率的影响研究——基于自由贸易试验区设立的经验[J].经济纵横,2023(10):75-88.
- [8] 刘灿雷,姜瑞雪,冯敬宇,等.制度型开放与关键技术创新:基于技术创新网络的新视角[J].经济学动态,2025(4):

- 68-86.
- [9] 蔡冬青,席中铨.制度型开放赋能新质生产力——来自跨境电商综试区的经验证据[J].现代财经(天津财经大学学报),2025,45(4):3-21.
- [10] 王立勇,常清.服务业开放政策效果评估:来自准自然实验的经验证据[J].数量经济研究,2020,11(3):14-31.
- [11] 傅联英,牛怡苏,魏莉莉.服务业扩大开放稳定外商直接投资的内在机理及政策效能[J].经济纵横,2025(2):49-61.
- [12] 邢华,闫新宇.服务业扩大开放政策对产业结构升级的影响——基于北京市服务业扩大开放综合试点的准自然实验[J].北京社会科学,2024(6):77-89.
- [13] 王佃凯.扩大服务业对外开放能产生“制度红利”吗?——以北京市为例[J].首都经济贸易大学学报,2020,22(1):60-68.
- [14] 陈明,魏作磊.生产性服务业开放对中国服务业生产率的影响[J].数量经济技术经济研究,2018,35(5):95-111.
- [15] 付鑫,张威,李俊.中国服务开放与服务效率——基于中国地级及以上城市的实证检验[J].经济体制改革,2022(2):107-113.
- [16] 张鹏杨,邢静莹,叶田,等.服务业开放与中国“鲍莫尔病”陷阱跨越[J].国际贸易问题,2025(4):91-107.
- [17] 陈明,魏作磊.中国服务业开放对产业结构升级的影响[J].经济学家,2016(4):24-32.
- [18] 姚战琪.服务业对外开放对我国产业结构升级的影响[J].改革,2019(1):54-63.
- [19] 杜运苏,刘艳平.服务业开放、资源错配与价值链升级——基于中国制造业企业的经验研究[J].国际贸易问题,2023(6):34-51.
- [20] 李芳芳,冯帆.我国服务业开放对制造业创新效率的影响——基于省级层面数据的实证研究[J].南方经济,2023(6):86-103.
- [21] 王如雪,于津平.制度型开放赋能全要素生产率的效应评估[J].国际经贸探索,2025,41(4):75-90.
- [22] 陈永胜,崔日明,李丹.自由贸易试验区设立对城市就业结构的影响[J].中国人口科学,2023,37(3):35-50.
- [23] 吴昊,陈默.高水平制度型开放的就业效应研究——基于自由贸易试验区设立的准自然实验[J].社会科学战线,2025(3):102-109.
- [24] 马国旺,杨洋.高水平对外开放对非正规就业影响的实证检验——基于上海自贸区设立的准自然实验[J].华中科技大学学报(社会科学版),2023,37(1):128-140.
- [25] 程中海,乔智宏.服务贸易是“稳就业”的新引擎吗?——来自服务贸易创新发展试点的证据[J].经济经纬,2024,41(4):80-93.
- [26] 邵传林.地区营商环境与民营企业高质量发展:来自中国的经验证据[J].经济与管理研究,2021,42(9):42-61.
- [27] 周泽将,雷玲,伞子瑶.营商环境与企业高质量发展——基于公司治理视角的机制分析[J].财政研究,2022(5):111-129.
- [28] 李志远,赵永晗.外商直接投资与中国产业结构升级——基于比较优势跃迁的视角[J].经济学(季刊),2024,24(5):1428-1443.
- [29] 宁静波,苏振坤.制度型开放对区域创新质量的影响——基于自由贸易试验区的准自然实验[J].经济与管理评论,2025,41(2):18-33.
- [30] 邵朝对,苏丹妮,王晨.服务业开放、外资管制与企业创新:理论和中国的经验[J].经济学(季刊),2021,21(4):1411-1432.
- [31] 张军扩,侯永志,刘培林,等.高质量发展的目标要求和战略路径[J].管理世界,2019,35(7):1-7.
- [32] 黄炜,张子尧,刘安然.从双重差分法到事件研究法[J].产业经济评论,2022(2):17-36.
- [33] 张子尧,黄炜.实证研究中的控制变量选择:原理与原则[J].管理世界,2025,41(10):210-234.
- [34] 赵西亮,刘勍成,康卿.双重差分设计及其最新发展[J].经济学动态,2025(10):193-208.
- [35] 张征宇,林丽花,曹思力,等.双重差分设计下固定效应估计量何时可信?——若干有用的建议[J].管理世界,140

- 2024,40(1):196-222.
- [36] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5):1637-1667.
- [37] CALLAWAY B, SANT' ANNA P H C. Difference-in-Differences with multiple time periods[J]. *Journal of Econometrics*, 2020, 225(2):200-230.
- [38] 陈强, 齐霖, 颜冠鹏. 双重差分法的安慰剂检验: 一个实践的指南[J]. *管理世界*, 2025, 41(2):181-220.
- [39] 寇宗来, 刘学悦. 中国城市和产业创新力报告[R]. 上海: 复旦大学产业发展研究中心, 2017:8-15.
- [40] 卢现祥, 王素素. 中国要素市场化配置水平的南北差异及形成机理[J]. *数量经济技术经济研究*, 2021, 38((11)):21-42.
- [41] 丛胜美, 耿鹏鹏, 罗必良. 市场化、南北差距及其根源——基于作物性质的政治经济学考察[J]. *南方经济*, 2022(1):1-18.

# Institutional Openness and High-Quality Development of the Service Industry: A Quasi-Natural Experiment Based on the Comprehensive Pilot of Expanding Openness in the Service Industry

ZHANG Rengui<sup>1</sup>, CHEN Xian<sup>2</sup>

(1. *Institute of Applied Economics, Shanghai Academy of Social Sciences, Shanghai 200003, China;*

2. *Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiaotong University, Shanghai 200030, China*)

**Summary:** Since the 18th National Congress of the Communist Party of China, China's opening-up strategy has gradually deepened from commodity and factor flow opening to institutional openness. The report of the 20th National Congress of the Communist Party of China clearly stated "urging efforts to steadily advance institutional opening-up with respect to rules, regulations, management, and standards". The Fourth Plenary Session of the 20th Central Committee of the Communist Party of China further stressed the need to "steadily expand the institutional opening-up" and "adhere to opening-up to promote reform and development". High-quality development is the primary task of building a modern socialist country in an all-round way. Given that high-quality development has become the primary task of building a modern socialist country in an all-round way, the service industry, as a crucial pillar of the national economy, urgently needs to improve its development quality. However, there remains a lack of systematic research in the existing literature on the causal effects, mechanisms, and heterogeneous characteristics of institutional openness on the high-quality development of the service industry.

This study constructs an evaluation system for high-quality development of the service industry, covering four dimensions: scale expansion, structural optimization, efficiency improvement, and employment growth, based on panel data from 186 prefecture-level and above cities in the China Economic Net database from 2010 to 2024. The entropy weight method is employed to measure the high-quality development index of the service industry at the city level. By treating the phased implementation of the Comprehensive Pilot Program for expanding service industry opening-up as a quasi-natural experiment, this study employs a multi-period difference-in-differences approach to identify the causal effects of institutional openness on the high-quality

development of the service industry. The findings reveal that the pilot policy significantly promotes the high-quality development of the service industry, and the results remain robust under various robustness tests. Mechanism analysis indicates that the policy operates through multiple pathways, including optimizing the business environment, attracting foreign investment, stimulating entrepreneurial vitality, and enhancing innovation levels. Heterogeneity analysis further shows that the policy effects are more pronounced in cities that have weaker foundations for openness, lack geographical advantages such as ports, possess higher digital technology levels, or are located in southern China, reflecting the triple effects of “institutional compensation”, “digital empowerment”, and “institutional reinforcement”.

Compared with existing studies, the marginal contributions of this paper are threefold: First, it constructs a multidimensional indicator system at the city level to measure the high-quality development of the service industry and provides empirical support for “promoting development through opening-up” from the perspective of institutional openness. Second, it systematically explains and verifies the mechanisms of the policy, offering a theoretical basis for the precise design of the opening-up measures for the service industry. Third, it reveals the heterogeneity of policy effects across dimensions such as openness foundations, digitalization levels, geographical conditions, and regional characteristics, so as to provide scientific references for implementing differentiated and targeted opening-up strategies.

This study unveils the intrinsic logic of how pilot programs drive the high-quality development of the service industry. It helps practitioners get rid of the single and fragmented policy thinking and turn to the reform strategy focusing on system integration. A coordinated approach encompassing business environment optimization, foreign investment guidance, entrepreneurial support, and innovation-driven development is essential to fully harness the benefits of institutional opening-up and effectively steer the service industry toward high-quality development. Simultaneously, implementing a differentiated opening-up strategy characterized by “categorized guidance and precise policy implementation” will contribute to achieving greater success in institutional openness.

**Keywords:** business environment; foreign investment; entrepreneurial vitality; innovative development; institutional compensation; digitalization empowerment; marketization empowerment

**CLC number:** F125.1; F719

**Document code:** A

**Article ID:** 1674-8131(2026)01-0126-17

(编辑:刘仁芳;朱 艳)