DOI: 10.13718/j.cnki.xdsk.2023.01.011

经济与管理

# 营商环境优化、技术进步与产业转型升级

——基于长江经济带的实证分析

刘新智1,2,黎佩雨1,张鹏飞1

(1. 西南大学 经济管理学院,重庆 400715;2. 中国西部非公经济发展与扶贫反哺协同创新中心,重庆 400715)

摘 要:产业是经济发展的载体,产业转型升级是促进经济高质量发展的重要路径。运用固定效应、中介效应与门槛效应实证检验长江经济带 108 个城市 2008—2020 年营商环境优化、技术进步对产业转型升级的影响。结果显示:营商环境优化、技术进步对产业转型升级均有显著促进作用,并且技术进步对营商环境优化推动产业转型升级存在部分中介效应;异质性分析发现,营商环境优化对产业转型升级的作用力度起强;进一步拓展分析发现,中小城市营商环境优化对产业转型升级的影响存在单门槛效应,门槛值为 0.237。为此,长江经济带各城市应加快推进新型基础设施建设,提升技术与产业的适配度,并结合自身条件,实施差异化发展战略。

关键词:营商环境优化;技术进步;产业转型升级;长江经济带

中图分类号:F121.3 文献标识码:A 文章编号:1673-9841(2023)01-0111-12

#### 一、引言

优化营商环境是减轻市场主体负担、助力市场主体发展、培育高端产业的重要举措<sup>①</sup>。党的二十大报告指出要"合理缩减外资准入负面清单,依法保护外商投资权益,营造市场化、法治化、国际化一流营商环境。推动共建'一带一路'高质量发展""推动绿色发展,促进人与自然和谐共生""建设现代化产业体系"。国务院印发的"关于复制推广营商环境创新试点改革举措"强调,优化营商环境是培育和激发市场主体活力、增强发展内生动力的关键之举。不难发现,营商环境优化已成为中央关注的重点话题。与之对应,产业是经济发展的载体,产业转型升级是实现经济高质量发展的关键所在,营商环境优化则是推动产业结构调整、产业绿色发展、产业质量提升的外部保障与内在动力。一方面,营商环境优化能打造更加自由的外部环境,有利于吸引国际资本流入,培育更高质量、更有竞争力的优质企业;另一方面,营商环境优化伴随着产权制度的完善,能激发市场主体创新动力,通过技术进步推动产业转型升级。因此,在新发展阶段,如何优化营商

① 《国务院办公厅关于进一步优化营商环境降低市场主体制度性交易成本的意见》,国办发〔2022〕30 号。

作者简介:刘新智,经济学博士,西南大学经济管理学院,教授,博士生导师。

基金项目:西南大学研究阐释党的二十大精神专项重大项目"城乡融合推动国内大循环增强内生动力和可靠性的实现路径与政策协同研究"(SWU2209015),项目负责人:刘新智;重庆市研究生科研创新项目"营商环境优化促进经济高质量发展的实现路径与政策协同研究"(CYS22159),项目负责人:黎佩雨。

环境、提升创新水平、推动产业转型升级,对于实现经济高质量发展显得尤为重要。

作为我国经济社会发展和重大战略实施力度最强的地区之一,长江经济带地理跨度大,囊括云南、湖北、上海等 11 个省(市),人口和地区生产总值占比均超过全国的 40%。为此,本文以长江经济带为研究对象,构建营商环境与产业转型升级的指标体系,探讨长江经济带 2008—2020 年营商环境优化对产业转型升级的直接作用与技术进步的中介效应。具体而言,提出如下研究问题:营商环境优化与技术进步能否推动产业转型升级? 技术进步对营商环境优化促进产业转型升级是否存在中介效应?营商环境优化、技术进步对产业转型升级的影响是否存在异质性?营商环境优化对产业转型升级的作用是否存在门槛效应?上述问题的回答能厘清营商环境的保障与引擎作用,推动产业转型升级与经济高质量发展,具有重要的现实价值与理论意义。

# 二、文献综述

营商环境在本质上是制度约束,其内涵界定具有广义与狭义之分。广义的营商环境是指企业在参与经济活动时遵循政策文件所产生的成本总和,包括时间成本和货币成本,是经济环境、行政环境等各种约束条件的集合[1],狭义的营商环境是指企业在经济生活中所面对的一系列制度约束,主要包括产权保护、税收力度等,并且政府在营商环境优化中具有重要作用[2]。此外,在营商环境的测度上,研究机构、相关学者构建的指标体系已较为健全。测评指标以综合性指标为主,同时也包含单一指标,单一指标测度营商环境主要通过市场化指数[3];综合性指标测度营商环境相对丰富,但总体上从基础设施完善、政府服务效率、社会服务水平、经济开放水平四个维度进行衡量[4]。进一步地,优化营商环境是城市经济高质量发展的重要保障,一方面,营商环境优化能营造良好市场环境,推动产业内部合理竞争,激发企业创新活力[5];另一方面,营商环境优化能降低企业的交易成本,促进生产要素的自由流动,推动生产要素的合理配置,进而提升要素产出效率[6]。

产业转型升级的本质是经济发展过程中不同产业发展效率变化所引致的产业质变的动态过程。产业转型升级是一个复杂的系统,其复杂程度首先体现在产业结构的高级化与合理化,现有研究通常基于协同二、三产业发展与带动就业能力进行测度<sup>[7]</sup>;其次是产业的空间聚集和跨区域转移,区域二元化发展与产业结构差异推动了产业转移,促进经济协同发展的同时带动了产业在空间上的合理布局<sup>[8]</sup>;再次是产业发展能耗与发展质量,其本质是通过产业迈向高端化、信息化、智能化,促进产业与技术交融,逐步降低单位产出能耗,提高发展质量<sup>[9]</sup>。在产业转型升级测度上,以往研究包括综合指标和单一指标。综合指标对产业转型升级的测度主要是基于其内涵进行拆分,进而通过结构优化、效率提升、污染治理等进行多维考察<sup>[10-11]</sup>,单一指标衡量产业转型升级主要考察生产效率是否得到提升,通常采用全要素生产率进行测度<sup>[12]</sup>。产业转型升级的影响因子研究主要基于宏观层面进行<sup>[13]</sup>,包括环境规制、要素流动等视角<sup>[14]</sup>。

上述文献对营商环境与产业转型升级进行了探讨,对本文有一定启发作用,但不难发现,营商环境优化对产业转型升级的作用路径研究仍有空缺。首先,以往文献主要基于劳动力流动、环境规制等传统角度,分析营商环境优化对产业转型升级的作用机制,但通过技术进步研究二者关系的文献较少;其次,受限于数据问题,现有研究主要基于省级层面,而中国目前着眼于城市群发展,缺乏围绕长江经济带等国家重要战略区域的实证研究。因此,本研究的边际贡献在于:基于城市层面,对营商环境与产业结构升级进行测度,从更加细致的角度探讨两者关系,能有效降低结论偏颇;以技术进步为中介变量,分析营商环境优化对产业转型升级的影响作用,拓展了机制路径,深化现有文献;基于异质性视角,考察不同区域、不同城市规模营商环境优化对产业转型升

级的作用,研究更加深入、具体,对应的政策建议更具参考价值。

# 三、机理分析与研究假设

#### (一)营商环境优化与产业转型升级

营商环境优化对产业转型升级的影响是多方面、多维度、全面性的[15]。产业转型升级是指通过技术进步,淘汰落后产能,改造传统行业,推动污染治理,发展"互联网十"、智能制造等高端产业。首先,营商环境优化能为企业创造良好的外部环境,包括政策偏向、融资渠道、服务效率等,这些因素是促进产业转型升级的重要动力[16];其次,营商环境优化能进一步提升市场的透明度,建立公平的竞争环境,推动企业间资本、技术、人才等生产要素的流动与高效匹配,提高要素产出效率,推动产业转型升级;最后,营商环境优化存在技术、资本偏向性,具体而言,营商环境优化可通过投资特定行业、特定技术,营造良好的创新氛围,为产业转型升级提供结构性动力[17]。据此,提出假说 1:

H1:营商环境优化对产业转型升级具有正向提升作用。

#### (二)技术进步与产业转型升级

技术进步偏向发掘了技术进步对产业转型升级的作用路径<sup>[18]</sup>。新古典经济增长理论认为技术进步是中性的,但实际上技术进步对要素边际产出效率的影响存在显著差异,当技术进步更能节约资本(劳动)要素时,技术进步会偏向于资本(劳动),进而提升要素产出效率,推动产业转型升级<sup>[19]</sup>。此外,也有学者通过内生增长理论研究二者关系<sup>[20]</sup>。一方面,技术进步会推动要素的产出效率出现差异,改变生产要素之间的代换关系,进而影响产业结构<sup>[21]</sup>;另一方面,技术进步会影响生产要素的投入强度,高质量发展背景下,行业技术进步会显著偏向于高素质劳动力,那么相应的高素质劳动力供给就会增加,进而促进产业转型升级,提升经济发展质量<sup>[22]</sup>。据此,提出假说 2:

H2:技术进步能有效推动产业转型升级。

#### (三)营商环境优化、技术进步与产业转型升级

营商环境优化将提供良好创新环境,鼓励企业进行创新活动,推动技术进步,促进产业转型升级。作为市场经济的微观主体,企业在维持市场经济平稳运行、激发市场活力、推动技术进步以及促进产业转型升级等方面有不可替代的作用。首先,营商环境优化能有效约束政府行为,提高审批效率,降低市场主体寻租意愿,企业更愿意通过技术进步获得竞争优势,淘汰落后产能,培育新兴产业,进而实现绿色发展和产业结构升级[23];其次,营商环境优化伴随着投资环境完善和服务水平提升,能有效吸引高新技术企业在区域内投资设厂,企业集聚使得交易成本下降,并且高新技术企业存在技术外溢、资金外溢效应,能带动行业创新氛围以及整个经济体转型升级[24];最后,营商环境优化注重制度软环境与基础设施硬环境建设,而产业转型升级强调产出效率与质量,二者在深层次内涵上存在差异,并且营商环境整体发展不平衡,其带来的极化效应可能进一步拉大区域发展差距,因而使得营商环境优化对产业转型升级的促进作用存在门槛效应。据此,提出假说3、假说4:

H3:技术进步对营商环境优化促进产业转型升级存在中介效应。

H4:营商环境优化对产业转型升级的推进作用具有门槛效应。

基于以上分析,绘制营商环境优化、技术进步对产业转型升级促进作用的逻辑图(图 1)。

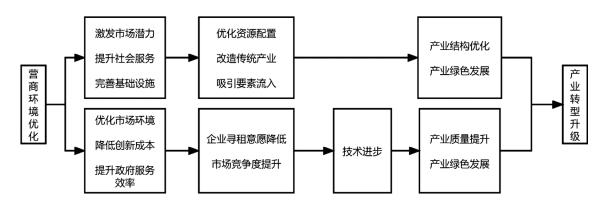


图 1 营商环境优化对产业转型升级的影响机制

## 四、研究设计

#### (一)计量模型设定

为验证上述假说,在借鉴杨继东和杨其静<sup>[15]</sup>的做法上进行改造,构建以下模型。首先,设定模型(1),检验营商环境对产业转型升级的直接影响。

$$up_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ env_{i,t} + \alpha_2 \ control_{i,t} + \mu_t + v_i + \varepsilon_{i,t}$$
 (1)

式(1)中,i 代表城市,t 代表年份,up 为产业转型升级,env 代表营商环境,control 是控制变量的集合,包括工业化发展水平(ind)、外商直接投资(fdi)、劳动力就业情况(lab)、公共交通情况( $com\ ser$ ), $\mu_t$  为时间效应, $v_i$  为个体效应, $\varepsilon$  为随机误差项。

其次,设定模型(2),检验技术进步对产业转型升级的作用, patent 代表技术进步,其余变量与式(1)相同。

$$up_{i,t} = \mu_0 + \mu_1 \ln patent_{i,t} + \mu_2 \cdot control_{i,t} + \mu_t + v_i + \varepsilon_{i,t}$$
 (2)

再次,为了验证营商环境通过技术进步间接作用于产业转型升级,设定模型(3),检验营商环境对技术进步的作用效果。

$$ln patent_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 env_{i,t} + \beta_2 control_{i,t} + \mu_t + v_i + \varepsilon_{i,t}$$
(3)

最后,同时考虑营商环境和技术进步对产业转型升级的影响,构建模型(4)。

$$up_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 env_{i,t} + \gamma_2 ln patent_{i,t} + \gamma_3 control_{i,t} + \mu_t + v_i + \varepsilon_{i,t}$$
(4)

参考温忠麟等<sup>[25]</sup>的做法,通过逐步回归法验证技术进步的中介效应,步骤如下:首先,检验模型(1)中 $\alpha_1$ 的显著性;其次,在模型(1)核心解释变量显著的基础上结合模型(3),检验营商环境对技术进步影响的显著性;最后,将营商环境、技术进步与产业转型升级纳入一个方程,即模型(4),检验模型中 $\gamma_2$ 的显著性。若上述条件均满足,则存在中介效应,中介效应占比为: $\gamma_2\beta_1/(\gamma_1+\gamma_2\beta_1)$ 。

#### (二)变量选取

# 1. 被解释变量

产业转型升级(up):产业转型升级是综合性指标,需要从多角度、全方位进行衡量。基于彭山贵等 $^{[26]}$ 与成鹏飞等 $^{[11]}$ 的研究成果,结合数据的可得性,从产业结构优化、产业绿色发展、产业质量提升 3 个层面包含 7 项指标(表 1),测度产业转型升级水平。

表 1 产业转型升级指标体系

| 目标层              | 准则层    | 指标层       | 计算方法                  | 方向 | 权重      |
|------------------|--------|-----------|-----------------------|----|---------|
|                  |        | 产业结构高级化   | 第三、二产业产值之比            |    | 0.123 4 |
|                  | 产业结构优化 | 产业结构合理化   | 泰尔指数                  |    | 0.126 6 |
| 产业               |        | 产业结构偏离度   | 产业产值比重与产业劳动力比重差异程度之和① | _  | 0.127 0 |
| 业<br>转<br>型<br>升 | 产业绿色发展 | 产业发展能耗    | 单位 GDP 电耗             |    | 0.127 3 |
| 型 11.            |        | )业及成能和    | 单位 GDP 工业废水排放量        | _  | 0.127 4 |
| 级                |        | 产业可持续发展能力 | 城市废物处理率②              | +  | 0.126 8 |
|                  | 产业质量提升 | 固定资产投资效果  | 地区生产总值增长量/上一年固定资产投资额  | +  | 0.123 1 |
|                  |        | 人均 GDP    | GDP/城市年末常住人口          | +  | 0.118 4 |

# 2. 核心解释变量

营商环境(env):营商环境是企业进行经济活动时所必须遵循的政策文件所需要花费的成本总和,包括税收强度、社会服务等多个层面<sup>[1]</sup>。基于刘新智和黎佩雨<sup>[4]</sup>与董志强等<sup>[2]</sup>的研究成果,结合数据的可得性,以投资便利度、市场潜力、基础设施、社会服务这四个维度作为营商环境评价主线(表 2),测度营商环境优化水平。采用离差法对产业转型升级与营商环境三级指标进行标准化,在此基础上结合熵值法对各指标进行赋权<sup>[27]</sup>,并计算得分。

| 目标层  | 准则层          | 指标层        | 计算方法          | 方向 | 权重      |
|------|--------------|------------|---------------|----|---------|
|      | 投资便利度        | 税负水平       | 财政收入/GDP      | _  | 0.074 7 |
|      | 仅页便利度        | 政府干预       | 财政支出/GDP      | _  | 0.075 7 |
|      |              | 人均固定资产投资   | 固定资产投资/常住人口   | +  | 0.066 0 |
|      |              | 外贸依存度      | 进出口总额/GDP     | +  | 0.066 0 |
|      | 市场潜力基础设施社会服务 | 人均社会消费品零售额 | 社会消费品零售额/常住人口 | +  | 0.064 4 |
| 盡    |              | 在岗职工平均工资   | 在岗职工平均工资      | +  | 0.078 5 |
| 营商环境 |              | GDP 增速     | GDP 增速        | +  | 0.069 3 |
| 环培   |              | 人均公路里程     | 等级公里总里程/常住人口  | +  | 0.065 4 |
| 児    |              | 城市化水平      | 常住人口城镇化率      | +  | 0.073 2 |
|      |              | 货运总量       | 货运总量          | +  | 0.067 9 |
|      |              | 供电能力       | 全社会用电量        | +  | 0.076 0 |
|      |              | 医疗服务       | 每万人卫生机构床位数    | +  | 0.074 7 |
|      |              | 教育服务       | 教育支出/GDP      | +  | 0.073 9 |
|      |              | 融资服务       | 金融机构贷款/GDP    | +  | 0.074 3 |

表 2 营商环境指标体系

#### 3. 机制变量

技术进步(patent):专利申请数是创新能力的直接反映,也是技术进步的必然结果[7],选取专利申请数作为技术进步指标。

# 4. 控制变量

参考李治国等<sup>[28]</sup>与陆小莉等<sup>[29]</sup>的成果,影响产业转型升级的控制变量主要包括:(1)工业化发展水平(*ind*)是产业转型升级的直接体现,采用规模以上工业企业数进行衡量;(2)外商直接投资(*fdi*)作为参与全球价值链的核心要素,逐步成为我国经济社会发展的重要推动力量,对我国产业转型升级有重要作用,采用外商直接投资进行测度;(3)劳动力(lab)作为基本生产要素,其数量和质量对产业转型升级有重要影响,采用城镇单位从业人员期末人数测度劳动力就业水平;

 $<sup>\</sup>square$  产业结构偏离度=  $\Sigma_{1=1}^{n} \sqrt{(8$ 产业产值比重  $-1)^2}$ 

② 城市废物处理率=(污水处理厂集中处理率+生活垃圾无害化处理率)/2

(4)公共交通情况(com\_ser)部分决定了生产要素的流动速率,引致了城市产业结构的更替,影响了城市产业转型升级,采用年末实有公共汽(电)车营运车与出租汽车营运车辆数之和测度。

#### (三)数据来源及描述性统计

鉴于数据的可得性,剔除行政区划改变和数据缺失城市,如毕节、铜仁等,选取长江经济带 108 个城市样本。数据取自 2009—2021 年《中国城市统计年鉴》、各省市年鉴以及相应统计公报。部分缺失数据采用插值法进行预测和估算。为避免异方差的出现,对机制变量和控制变量进行对数化处理。同时,为排除共线性问题,计算相关系数矩阵,由表 3 可知,各变量的相关系数整体较低,表明变量间不存在严重的共线性。此外,变量的描述性统计见表 4。

|              | ир        | env       | lnpatent  | lnlab     | lnlab     | lnfdi     | lncom_ser |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| ир           | 1         |           |           |           |           |           |           |
| env          | 0.498***  | 1         |           |           |           |           |           |
| lnpatent     | 0.530 *** | 0.633 *** | 1         |           |           |           |           |
| lnlab        | 0.432 *** | 0.551***  | 0.423 *** | 1         |           |           |           |
| lnind        | 0.378 *** | 0.462***  | 0.691 *** | 0.213 *** | 1         |           |           |
| lnfdi        | 0.466 *** | 0.470 *** | 0.683 *** | 0.231 *** | 0.770 *** | 1         |           |
| $lncom\_ser$ | 0.521 *** | 0.652***  | 0.611 *** | 0.262***  | 0.655 *** | 0.679 *** | 1         |

表 3 相关系数矩阵

注: \*、\* \*、\* \* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著,下表同

| 变量类型  | 变量简称         | 样本量   | 均值       | 标准差     | 最小值     | 最大值      |
|-------|--------------|-------|----------|---------|---------|----------|
| 被解释变量 | ир           | 1 404 | 0.586 3  | 0.076 4 | 0.262 3 | 0.852 3  |
| 解释变量  | env          | 1 404 | 0.250 8  | 0.051 8 | 0.130 2 | 0.578 3  |
| 机制变量  | lnpatent     | 1 404 | 2.725    | 1.191 7 | 0.001 3 | 5.572 2  |
|       | lnlab        | 1 404 | 10.832 2 | 1.912 6 | 2.080 1 | 14.819 2 |
| 控制变量  | lnind        | 1 404 | 8.435 2  | 2.536 6 | 1.959 6 | 16.643 1 |
| 控制发里  | lnfdi        | 1 404 | 7.014 6  | 1.231 7 | 4.029 8 | 10.233 1 |
|       | $lncom\_ser$ | 1 404 | 7.825 5  | 1.032 5 | 5.640 4 | 11.743 9 |

表 4 描述性统计

五、实证分析

#### (一)实证结果分析

根据 Hausman 检验结果,选择固定效应模型进行回归(表 5)。由列(1)可知,营商环境优化对产业转型升级的作用显著为正,反映了营商环境优化能吸引技术、人才等高端要素聚集,提升社会服务效率,打造透明市场环境,进而推动产业转型升级,假说 1 得到验证;由列(2)可知,技术进步对产业转型升级的促进作用显著,反映了技术进步能有效带动落后产能淘汰,提高要素产出效率,推动技术密集型、资金密集型产业发展,进而促进产业转型升级,假说 2 得到验证;列(1)、(3)、(4)核心解释变量系数均显著,说明技术进步对营商环境优化促进产业转型升级存在中介效应,结合列(3)、(4)回归系数,计算得中介效用占比为 30.47%,说明营商环境优化能通过提升政府服务效率、完善基础设施、降低交易成本等方式吸引企业投资,提高科技水平,带动产业与技术融合,进而实现产业转型升级,假说 3 得到验证;列(4)中,将营商环境、技术进步与产业转型升级放入一个方程,同时考察二者对产业转型升级的作用,结果显示二者均能促进产业转型升级,但作用力度存在明显差异……,营商环境优化对推动产业转型升级效果更强。分析控制变量,劳动力就业水平能促进产业转型升级,但对技术进步起阻碍作用,原因是我国目前劳动力整体素质偏低、雇佣价格便宜,企业可通过雇佣劳动力替代大部分技术需要,进而抑制创新活动;工业化水平

对产业转型升级的作用显著为正,且回归系数最大,原因是工业企业作为产业转型升级的重要参与者和主要载体,其本身的结构调整就代表了产业转型升级;公共交通情况对产业转型升级的作用显著为正;外商投资水平对产业转型升级的影响不显著,原因在于长江经济带地理跨度大,区域间的外商投资水平差异显著,对产业转型升级的促进作用存在区域异质性特征,进而使得回归系数不显著。

| 亦具        | (1)        | (2)         | (3)         | (4)        |  |
|-----------|------------|-------------|-------------|------------|--|
| 变量        | ир         | ир          | lnpatent    | ир         |  |
|           | 0.531 0*** |             | 7.283 3***  | 0.369 0*** |  |
| env       | (7.37)     |             | (11.70)     | (4.96)     |  |
| 1         |            | 0.027 1***  |             | 0.022 2*** |  |
| lnpatent  |            | (8.92)      |             | (7.03)     |  |
| 1 1 1     | 0.002 2*** | 0.002 5 *** | -0.142 8*** | 0.001 3*** |  |
| lnlab     | (4.99)     | (6.45)      | (-4.22)     | (2.76)     |  |
| 1 . 1     | 0.038 4*** | 0.040 2***  | -0.133 0**  | 0.041 4*** |  |
| lnind     | (6.06)     | (6.40)      | (-2.43)     | (6.64)     |  |
| 1 61:     | -0.0005    | -0.001 1    | 0.047 2***  | -0.0015    |  |
| lnfdi     | (-0.23)    | (-0.01)     | (2.77)      | (-0.77)    |  |
| 1         | 0.014 1**  | 0.015 6**   | 0.096 5*    | 0.011 9*   |  |
| lncom_ser | (2.27)     | (2.56)      | (1.80)      | (1.95)     |  |
|           | 0.065 6    | 0.097 5     | 0.070 7     | 0.064 0    |  |
| _cons     | (1.06)     | (1.59)      | (0.13)      | (1.05)     |  |
| 个体固定      | yes        | yes         | yes         | yes        |  |
| 时间固定      | yes        | yes         | yes         | yes        |  |
| Obs       | 1 404      | 1 404       | 1 404       | 1 404      |  |
| $R^{2}$   | 0.676 0    | 0.682 0     | 0.900 6     | 0.687 9    |  |

表 5 基准回归结果

注:括号内数值为相应系数的 t 统计量。若无特别说明,下表同

#### (二)异质性分析

#### 1. 城市规模异质性分析

作为经济发展水平的直接体现,城市规模对社会服务、创新活动、基础设施建设等具有重要影响,可能产生城市规模异质性。因此,以 2014 年国务院印发的城市规模为参考<sup>①</sup>,将测评对象划分为大城市与中小城市,分组进行分析。

由表 6 可知,整体而言,核心解释变量系数均显著为正,说明营商环境优化与技术进步对产业转型升级的推动效果明显,这再次验证了假说 1、2;分类讨论,比较列(5)和(7)、(6)和(8)可知,营商环境优化、技术进步对产业转型升级的促进作用存在城市规模异质性,大城市营商环境优化、技术进步对产业转型升级的作用力度均优于中小城市。从营商环境角度分析,中小城市营商环境优化力度不够,发展时间较短,在政府服务效率、基础设施建设、市场发展潜力上与大城市存在明显差距,并且其自身发展更多依靠传统行业,产业结构问题突出,因而营商环境优化对产业转型升级的作用力度较低;从技术进步角度分析,中小城市产业以第二产业为主,多为劳动力密集型产业,经济发展对技术依赖程度低,并且区域内科研机构少,创新环境差,因而导致技术进步对产业转型升级的影响效果较小。

① 国务院 2014 年印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》,考虑到符合小城市标准的样本过少,因此将中、小城市合并为一类进行回归分析。

表 6 城市规模异质性回归结果

| 亦具                          | 大块            | 成市      | 中小城市            |            |  |
|-----------------------------|---------------|---------|-----------------|------------|--|
| 变量                          | (5)           | (6)     | (7)             | (8)        |  |
|                             | 0.615 3***    |         | 0.482 1***      |            |  |
| env                         | (6.09)        |         | (4.86)          |            |  |
|                             | 0.032 5 ***   |         |                 | 0.024 7*** |  |
| lnpatent                    |               | (6.20)  |                 | (6.19)     |  |
|                             | 0.092 6       | 0.144 1 | 0.024 9         | 0.060 5    |  |
| _cons                       | (1.04)        | (1.62)  | (0.29)          | (0.71)     |  |
| control                     | yes           | yes     | yes             | yes        |  |
| 个体固定                        | yes yes       |         | yes             | yes<br>yes |  |
| 时间固定                        |               |         | yes             |            |  |
| Obs                         | 767           | 767     | 637             | 637        |  |
| $R^{ \scriptscriptstyle 2}$ | $R^2$ 0.677 6 |         | 0.678 2 0.668 1 |            |  |

#### 2. 区域异质性分析

长江经济带囊括九省两市,区域间产业结构、资源禀赋等方面存在较大差距,可能产生区域异质性。基于此,本部分将长江经济带划分为上、中、下游,分组进行回归<sup>①</sup>,探讨营商环境优化区域异质性。

由表 7 可知,总体而言,长江经济带各区域营商环境优化、技术进步对产业转型升级的作用均显著为正,并且营商环境系数均显著高于技术进步系数,这从侧面反映了长江经济带产业转型正处于初步阶段,产业转型升级对技术进步的依赖程度低。分区域讨论,由列(9)、(11)、(13)可知,营商环境优化作用力度呈现自东向西递减特征,下游至上游回归系数依次为 0.624 8、0.357 7、0.239 3,可能的原因是中上游城市营商环境发展较差,对产业转型升级作用较小;分析中上游内部差异,中游整体经济发展水平更高,并且区域内经济发展更为均衡,极化现象较弱,产业转型升级具备一定经济条件,营商环境优化更能带动产业转型升级。技术进步对产业转型升级的影响同样呈现区域异质性,具体而言,技术进步促进产业转型升级的影响力度呈现自东向西衰减特征,原因在于下游高等院校、科研院所密集,创新环境适宜,相应的科技水平更高,并且金融业、高新技术产业等第三产业发达,对技术进步依赖程度更高,使得技术进步对产业转型升级的作用力度大;相反,中上游除重庆和各省会城市外,其余地区经济基础较差,并且以传统第二产业为核心支柱,技术进步路径依赖程度低,使得中上游技术进步推动产业转型升级的效果与下游存在显著差异。

上游 中游 下游 变量 (10) (9) (11)(12)(13)(14)0.357 7 \*\*\* 0.624 8 \*\*\* 0.239.3 (1.77)(4.25)(5.49)0.014 7\*\*\* 0.017 2\*\*\* 0.043 5 \*\*\* lnbatent (3.51)(4.46)(7.98)0.523 5 \*\*\* 0.546 0\*\*\* -0.436 8\*\*\* -0.522 9\*\*\* -0.00310.131 0 cons (5.05)(-0.02)(1.02)(5.39)(-4.28)(-5.21)controlyes yes yes yes yes yes 个体固定 yes yes yes yes yes yes 时间固定 yes yes yes yes yes yes Obs403 403 468 468 533 533  $R^{2}$ 0.597 5 0.607 2 0.718 5 0.719 6 0.715 5 0.732 9

表 7 区域异质性回归结果

① 以 2014 年发布的《国务院关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》为划分标准,上游地区包括云贵川渝,中游地区包括湘赣鄂,下游地区包括苏浙皖沪。

#### (三)稳健性检验

#### 1. 内生性处理

考虑到模型可能存在遗漏变量所导致的内生性问题,以及营商环境优化与产业转型升级可能存在互为因果关系。借鉴连玉君等<sup>[30]</sup>的做法,使用营商环境的滞后项作为工具变量进行系统GMM估计。由表 8 列(15)可知,模型中 AR(1)显著,AR(2)检验的伴随概率大于 10%的显著性水平,即模型残差无自相关,Sargan 过度识别检验通过,说明工具变量的选择有效。并且各模型核心解释变量均通过显著性检验,说明营商环境优化对产业转型升级的促进作用显著,与上述分析一致,稳健性得到验证。

#### 2. 其他稳健性检验

第一,替换解释变量。参考梁琦等<sup>[3]</sup>的做法,将王小鲁等<sup>[31]</sup>编制的省级市场化指数匹配到地级市,作为营商环境替换指标;第二,删减样本。重庆和上海作为直辖市、营商环境创新试点城市<sup>①</sup>,在产业政策、经济基础、科技创新等方面与其他城市存在显著差异,选择删减后进行回归;第三,缩微处理。考虑到城市间营商环境优化程度并不平稳,极端值可能对模型估计结果产生影响,选择缩减营商环境前后 1%的极端值进行回归。由表 8 列(16)、(17)、(18)可知,以上稳健性检验均显著,再次证明回归结果稳健。

| 解释变量    | 系统 GMM     | 替换核心解释变量   | 删减样本       | 缩尾处理       |
|---------|------------|------------|------------|------------|
| 胜件文里    | (15)       | (16)       | (17)       | (18)       |
| 7       | 0.384 1*** |            |            |            |
| l.env   | (2.93)     |            |            |            |
|         |            | 0.162 8*** | 0.538 1*** | 0.536 8*** |
| env     |            | (11.65)    | (7.00)     | (7.27)     |
|         | 0.300 8*** | -0.0996    | 0.047 5    | 0.052 4    |
| _cons   | (9.60)     | (-1.59)    | (0.750     | (0.86)     |
| AR(1)   | 0.067      |            |            |            |
| AR(2)   | 0.270      |            |            |            |
| Sargan  | 0.241      |            |            |            |
| control | yes        | yes        | yes        | yes        |
| 个体固定    | yes        | yes        | yes        | yes        |
| 时间固定    | yes        | yes        | yes        | yes        |
| Obs     | 1 296      | 1 404      | 1 378      | 1 404      |
| $R^{2}$ |            | 0.694 5    | 0.657 7    | 0.677 9    |

表 8 稳健性检验

注:l表示滯后一期,AR和 Sargan为 p值,系统 GMM 列括号内为 z 统计量

#### (四)拓展分析

为检验营商环境优化对产业转型升级是否具有门槛效应,该部分使用 Hansen 门槛面板模型,对营商环境门槛效应进行分析。门槛模型设定如下:

 $up_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 env_{i,t}.I(\tau_{i,t} \leq \gamma) + \eta_2 env_{i,t}.I(\tau_{i,t} > \gamma) + \eta_3 control_{i,t} + u_t + v_i + \varepsilon_{i,t}$  (5) 上式中, $\tau_{i,t}$ 为门槛变量, $\gamma$  为待估计门槛值, $I(\bullet)$ 为示性函数,其他变量与(1)式相同。

由表 9、图 2 可知,长江经济带中小城市营商环境优化对产业转型升级存在单门槛效应,门槛值为 0.237。因此,按照门槛值将城市划分为 2 组,分组进行回归。

① 2021年11月,国务院印发《关于开展营商环境创新试点工作的意见》,部署在北京、上海、重庆、杭州、广州、深圳6个城市开展营商环境创新试点。

表 9 营商环境门槛效应检验

| 门槛变量 | BS 次数 | )   | 长江经济带 |       | 大城市   |       | 中小城市    |       |
|------|-------|-----|-------|-------|-------|-------|---------|-------|
| 门恤发里 |       | 门槛数 | 一门槛值  | P 值   | 门槛值   | P 值   | 门槛值     | P 值   |
| env  | 200   | 1   | 0.281 | 0.463 | 0.294 | 0.442 | 0.237** | 0.033 |
|      | 300   | 2   | 0.193 | 0.643 | 0.202 | 0.833 | 0.249   | 0.512 |

注:p 值和临界值均由抽样 300 次得到的结果。

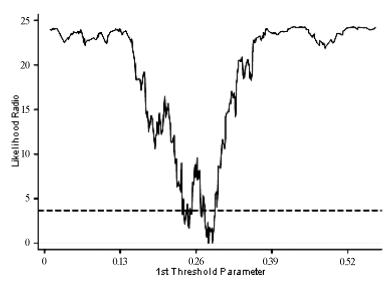


图 2 长江经济带中小城市营商环境单一门槛图

由表 10 可知,长江经济带中小城市营商环境单一门槛显著,假说 4 得到一定验证。分组讨论,当营商环境指数小于 0.237 时,营商环境优化对产业转型升级的作用力度较小,系数为 0.326 1;当营商环境指数大于等于 0.237 时,营商环境优化对产业转型升级的促进作用提升,系数上涨至 0.642 2,并且显著性也得到增强。究其原因,在营商环境优化较差城市,政府在资源配置中起主导作用,市场引导为辅,要素配置效率较低,因而使得营商环境对产业转型升级作用力度小,相反,营商环境优化较好城市,对应的基础设施、社会服务等条件完备,并且市场在要素配置中具有决定性作用,要素的高效配置能带动产出效率提升,经济结构优化,发展能耗降低,进而促进产业转型升级。

变量 全样本  $0.000 \leq env \leq 0.237$  $env \ge 0.237$ 0.642 2 \*\*\* 0.482 1 \*\*\* 0.326 1 env(4.86)(1.62)(3.87)0.024 9 0.052 3 -0.0784cons (0.29)(0.55)(-0.76)controlyes yes yes 个体固定 yes yes yes 时间固定 yes yes yes Obs637 234 403  $R^2$ 0.668 1 0.643 8 0.701 4

表 10 中小城市营商环境门槛效应回归结果

六、结论与建议

# (一)基本结论

以技术进步为中介变量,基于营商环境优化促进产业转型升级的理论支撑,对长江经济带 108 个城市营商环境优化与产业转型升级进行测度,运用固定效应、中介效应与门槛效应进行实证分析,得出如下结论:(1)2008-2020年,长江经济带营商环境优化、技术进步能显著推动产业

转型升级,并且营商环境优化对产业转型升级的作用部分通过技术进步的中介效应所体现,中介效用占比为30.47%;(2)异质性上,长江经济带营商环境优化对产业转型升级作用力度呈现自东向西递减特征,并且城市等级越高,营商环境优化对产业转型升级的促进作用越强;(3)长江经济带中小营商环境优化对产业转型升级具有单一门槛效应,即随着发展程度的提升,营商环境优化对产业转型升级的促进作用逐步增强,显著性也不断提升。

# (二)政策建议

第一,全面推进营商环境优化,促使营商环境优化成为引导产业转型升级的持续性动力。长江经济带各区域营商环境优化程度不均衡,进而导致对产业转型升级作用存在显著差异,针对中上游营商环境优化起步区域,首先应加强基础设施建设尤其是新型基建,包括 5G 基站、城市轨道交通等,通过改善城市硬环境,量化目标推进营商环境发展;下游等营商环境优化先行区域,营商环境发展已具备一定基础,应结合产业发展特点,出台有利于金融、半导体等高新产业营商环境发展规划,引领营商环境发展深化方向,协同营商环境推进速度与质量,通过提"质"跨越营商环境发展门槛。

第二,营造鼓励创新的市场环境,推动技术进步,并提升技术产业适配度。技术进步对产业转型升级发挥作用的前提是技术能广泛应用到经济生活中,因而不仅要提高技术水平,更要推动技术与产业融合。一方面,长江经济带各地区应根据自身产业结构,寻求适配的技术,推动技术进步与产业转型升级有机结合,如下游上海、浙江、江苏所辖城市,核心产业为金融、互联网、芯片制造,其技术进步的重点就在于互联网算法、光刻机制造等相关方面;另一方面,长江经济带各区域应加大科研投入,增强企业在创新活动、技术应用中的主体地位,提高企业科技创新能力,加强政策支持力度,夯实技术进步制度保障,创新营商环境优化与技术进步融合机制,共同塑造产业转型升级的新动能。

第三,因地制宜,实施差异化发展战略。根据长江经济带各区域条件,明确上、中、下游重点发展方向,针对性地制定发展政策。上游地区应充分利用政策优势,借助"东数西算"工程,引进东部高端生产要素,畅通要素流动渠道,打造区域增长极,并借助营商环境优化推动产业与技术有效结合,加快推进轨道交通、电商等新兴产业发展,优化经济结构;中游地区核心产业为传统制造业,应借助营商环境优化,吸引高端要素流入,并充分利用地理优势,承接东部高端产业梯度转型,包括生物医药、智能装备制造等,并借助东部的技术外溢,淘汰落后产能,发展技术密集型产业,实现产业转型升级;下游作为我国经济中心、科技创新高地,产业转型已出初见成效,未来发展应聚焦高精尖行业,打造有竞争力的营商环境,吸引国际、国内人才流入,重点关注核心技术突破,培育高新产业,以满足更高水平、更高层次的产业转型升级,实现经济发展质量提升。

#### 参考文献:

- [1] 宋林霖,何成祥.优化营商环境视阈下放管服改革的逻辑与推进路径——基于世界银行营商环境指标体系的分析[J].中国行政管理,2018(4):67-72.
- [2] 董志强,魏下海,汤灿晴.制度软环境与经济发展——基于 30 个大城市营商环境的经验研究[J]. 管理世界,2012(4):9-20.
- [3] 梁琦,肖素萍,李梦欣.数字经济发展、空间外溢与区域创新质量提升——兼论市场化的门槛效应[J]. 上海经济研究,2021(9);44-56.
- [4] 刘新智,黎佩雨. 营商环境优化与区域创新发展的耦合协调研究——基于长江经济带的实证分析[J]. 西南大学学报(自然科学版),2022(6):99-114.
- [5] 杜运周,刘秋辰,程建青.什么样的营商环境生态产生城市高创业活跃度?——基于制度组态的分析[J].管理世界,2020(9): 141-155.
- [6] Li Y A, Liao W, Zhao C C. Credit constraints and firm productivity: microeconomic evidence from China[J]. Research in international business and finance, 2018(45):134-149.
- [7] 沈琼,王少朋. 技术创新、制度创新与中部地区产业转型升级效率分析[J]. 中国软科学,2019(4):176-183.
- [8] 史恩义,王娜.金融发展、产业转移与中西部产业升级[1]。南开经济研究,2018(6):3-19.
- [9] 费洪平.当前我国产业转型升级的方向及路径[J].宏观经济研究,2017(2):3-8.
- [10] Costinot A. On the origins of comparative advantage[J]. Journal of international economics, 2009 (2):255-264.

- [11] 成鹏飞,刘念,王佳慧,等.区域创新与产业结构优化升级耦合协调机理及时空演化——以湖南省14个市州为例[J].中国科技论坛,2021(10):131-142.
- [12] BEVERELLI C, FIORINI M, HOEKMAN B. Services trade policy and manufacturing productivity: the role of institutions [J]. Journal of international economics, 2017 (104); 166-182.
- [13] 孟浩,张美莎.环境污染、技术创新强度与产业结构转型升级[J]. 当代经济科学,2021(4):65-76.
- [14] 曹芳芳,程杰,武拉平,等. 劳动力流动推进了中国产业升级吗? ——来自地级市的经验证据[门. 产业经济研究,2020(1);57-70.
- [15] 杨继东,杨其静.制度环境、投资结构与产业升级[J].世界经济,2020(11):52-77.
- [16] BAH E.FANG L. Impact of the business environment on output and productivity in Africa[J]. Journal of development economics, 2015(114):159-171.
- [17] 齐兰,徐云松.制度环境、区域金融化与产业结构升级——基于中国西部面板数据的动态关系研究[J].中央财经大学学报,2017(12):22-33.
- [18] 王林辉,袁礼.有偏型技术进步、产业结构变迁和中国要素收入分配格局[J]. 经济研究,2018(11):115-131.
- [19] HSIEH C T, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. The quarterly journal of economics, 2009(4):1403-1448.
- [20] STIGLITZ J E. Leaders and followers: Perspectives on the nordic model and the economics of innovation[J]. Journal of public economics, 2015(127); 3-16.
- [21] ANTONELLI C, QUATRARO F. The effects of biased technological change on total factor productivity: empirical evidence from a sample of OECD countries[J]. The journal of technology transfer, 2010(4):361-383.
- [22] ALVAREZ-CUADRADO F, VAN LONG N, POSCHKE M. Capital-labor substitution, structural change and the labor income share [J]. Journal of economic dynamics and control, 2018(87):206-231.
- [23] 陶长琪,周璇.要素集聚下技术创新与产业结构优化升级的非线性和溢出效应研究[J]. 当代财经,2016(1):83-94.
- [24] 赵锦春,谢建国. 收入分配不平等、有效需求与创新研发投入——基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 山西财经大学学报, 2013(11):1-12.
- [25] 温忠麟.张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.
- [26] 彭山桂,张苗,王健. 土地要素价格对城市产业转型升级的影响及其溢出效应——基于长江三角洲城市群的实证研究[J]. 中国土地科学,2021(12):44-53.
- [27] 刘新智,沈方.人力资本积累与产业结构升级的耦合协调研究——以长江经济带为例[J].西南大学学报(社会科学版),2021 (3):99-111.
- [28] 李治国,车帅,王杰.数字经济发展与产业结构转型升级——基于中国 275 个城市的异质性检验[J].广东财经大学学报,2021(5),27-40.
- [29] 陆小莉,刘强,徐生霞. 京津冀产业转型升级的空间联动效应研究[J]. 统计与信息论坛,2021(7):52-63.
- [30] 连玉君, 苏治, 丁志国. 现金-现金流敏感性能检验融资约束假说吗? [J]. 统计研究, 2008(10), 92-99.
- [31] 王小鲁,胡李鹏,樊纲.中国分省份市场化指数报告(2021)[M].北京:社会科学出版社,2021;223-237.

# Business Environment Optimization. Technological Progressand Industrial Transformation and Upgrading: An Empirical Analysis of the Yangtze River EconomicBelt

LIU Xinzhi<sup>1,2</sup>, LI Peiyu<sup>1</sup>, ZHANG Pengfei<sup>1</sup>

 College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China;
 Innovation Center of Non-public Economic Development and Anti-compensation for Poverty in West China, Chongqing 400715, China)

Abstract: Industry is the carrier of economic development, and industrial transformation and upgrading is an important way to promote high-quality development. The fixed-effect model, mediating effect and threshold effect are used to empirically test the impact of business environment optimization and technological progress on industrial transformation and upgrading in 108 cities of the Yangtze River Economic Belt from 2008 to 2020. The results show that both business environment optimization and technological progress have significant effects on industrial transformation and upgrading, and technological progress has some mediating effects on industrial transformation and upgrading promoted by business environment optimization. In terms of heterogeneity, the impact of business environment optimization on industrial transformation and upgrading decreases from east to west, and the bigger the city is, the stronger the impact of business environment optimization is. In terms of threshold effect, the optimization of business environment in big cities has a threshold effect on the improvement of industrial transformation and upgrading level, with a threshold value of 0. 237. To this end, cities along the Yangtze River Economic Belt should speed up the construction of new infrastructure, promote the optimization of the business environment, improve the compatibility of technological progress and industrial structure, and implement differentiated development strategies based on their own conditions.

**Key words:** business environment optimization; technological progress; industrial transformation and upgrading; the Yangtze River Economic Belt

责任编辑 张颖超址:http://xbbjb.swu.edu.cn