税收营商环境优化与稳就业目标实现
——基于宏观和微观一体化视角的经验证据

储德银[1], 程扬帆[1], 刘文龙[2]
（1. 安徽财经大学 财政与公共管理学院，安徽 蚌埠 233030；2. 东北财经大学 经济学院，辽宁 大连 116000）

摘　要：追求充分就业是经济高质量发展的重要内涵。税收营商环境优化不仅对地区稳就业发挥至关重要的作用，而且还能显著提高企业雇佣劳动力数量。文章利用税务系统“放管服”改革形成的外生冲击，基于 2010—2020 年区县级数据，并采用多时点双重差分方法检验税收营商环境优化在地区层面的稳就业效应。研究结果表明，税收营商环境优化能够显著增加地区就业水平，并且这一效应在市场化程度低、金融发展水平低以及中西部地区的区县中更为明显。机制检验结果表明，税收营商环境优化能够通过促进企业进入市场和增加企业固定资产投资来实现稳就业目标。另外，根据企业层面的研究结果，税收营商环境优化可以通过缓解企业融资约束、降低制度性交易成本与提升全要素生产率来扩大就业规模。文章从宏观和微观一体化视角研究表明，税收营商环境优化能够显著提升地区和企业就业水平。文章的结论能够为地方政府稳就业工作提供重要政策启示和决策参考。

关键词：稳就业；税收营商环境优化；税务系统“放管服”改革
中图分类号：F812　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1001-9952（2024）11-0140-15
DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20240615.403

一、引　言

就业作为民生之本，既是经济社会高质量发展的重要支撑，又对经济发展与社会和谐稳定有重要影响。2024 年《政府工作报告》提出，要多措并举稳就业促增收，解决好高校毕业生等青年就业问题，健全灵活就业劳动用工和社会保障政策。从财政政策自主抉择空间的角度来看，通过减税降费等常规方法来缓解就业压力比较困难（李永友和杨春飞，2023）。在此背景下，政府从传统的积极财政政策来稳就业转向通过发挥外部制度环境来稳定市场主体就业水平，这已成为促进高质量充分就业的重要政策转变。因此，应该深入研究税收营商环境优化对提高地区就业水平和企业劳动力雇佣的作用，这对于保障民生和维护经济社会稳定具有十分重要的现实意义。

与本文研究主题相近的文献主要有以下两个方面：一是就业的影响因素研究。从宏观视角分析，一个地区的就业水平依托于其所处经济空间的资源禀赋。对特定行业的政策扶持（许玲

收稿日期：2024-03-15
基金项目：国家社会科学基金重大项目 (21&ZD096)；国家社会科学基金项目 (22VRC095)；安徽省高校自然科学基金重大项目 (2022AH040087)
作者简介：储德银（1976－），男，安徽岳西人，安徽财经大学财政与公共管理学院教授，博士生导师；
程扬帆（1999－）（通讯作者），男，安徽宣城人，安徽财经大学财政与公共管理学院硕士研究生；
刘文龙（1992－），男，安徽蚌埠人，东北财经大学经济学院博士研究生。

玲等，2022）、适度的地方债务融资规模（余明桂和王空，2022）、较高的区域金融发展水平（Boustanifar，2014）、贸易自由化（毛其淋和许家云，2016）都能够促进就业，从而提升地区就业水平。从微观视角分析，融资约束和生产规模是影响企业就业的关键因素。从融资约束方面来看，劳动力成本对企业资金周转的影响是决定企业就业水平的重要因素（Kang 和 Shivdasani，1997）。当企业财务风险上升时，企业的劳动雇佣计划会趋于保守，并选择增持现金（Bacchetta 等，2019）。从生产规模方面来看，企业为了适应生产规模扩张，会相应调整劳动力雇佣规模，即企业生产规模扩张会对企业就业水平增长有直接作用（李磊等，2021）。

二是税收营商环境优化的经济效应研究。当前关注税收营商环境优化的经济效应研究相对较少。唐飞鹏和霍文希（2022）研究发现，税务系统“放管服”改革导致的税收营商环境优化使得企业增加创新投入，帮助企业提升创新质量。李建军和范源源（2023）考察了税收营商环境优化对上市企业纳税遵从的影响，从强制征管与道德成本机制阐述了企业纳税遵从行为。薛钢和董睿（2023）从微观层面考察了税收营商环境优化对就业的影响，对研究税收营商环境优化的稳就业效应进行了积极探索，而本文将该影响效应延伸至地区就业层面，从宏观和微观一体化视角进行了深入研究。

与已有文献相比，本文可能的边际贡献主要有以下三个方面：第一，在研究视角上，本文尝试从宏观和微观一体化视角，深入考察税收营商环境优化对地区就业水平的影响，这能够较好地丰富和拓展税收营商环境以及就业的相关文献。第二，在研究内容上，本文基于宏观与微观两个视角，考察了税收营商环境优化在不同层面的稳就业效应，实证检验税收营商环境优化对地区和企业就业的政策效果及作用机制。已有研究较多关注单一层面的稳就业效应，本文能更为深入地分析税收营商环境优化对宏观和微观稳就业的影响。第三，在研究结论上，本文的实证结果表明，税收营商环境优化对地区就业水平存在显著的促进作用，而这一积极的政策效果对于市场化程度低、金融发展水平低以及中西部地区的区县尤为明显。进一步分析结果表明，税收营商环境优化还能同时促进微观企业层面的就业增长。由此可见，本文得出的研究结论不仅能为评估税收营商环境优化的经济社会效应提供新的经验证据，还对当前我国地方政府稳就业工作提供了参考。

本文之后的内容安排如下：第二部分为理论分析与研究假说；第三部分为研究设计；第四部分为实证分析；第五部分为扩展分析；第六部分为研究结论与政策建议。

二、理论分析与研究假说

市场主体生存发展离不开良好的税收营商环境，税收营商环境优化为推动“有效市场”和“有为政府”更好结合，实现稳就业任务目标提供了有力支撑。税务系统“放管服”改革作为优化税收营商环境的重要举措。国家税务总局于 2017 年发布《关于进一步深化税务系统“放管服”改革优化税收环境的若干意见》，立足“简政放权”“放管结合”和“优化服务”三大总体要求，首批选取北京、上海、广州、深圳、江苏 5 省（市）开展税收营商环境优化试点工作，在试点地区税务系统全面推进一系列“放管服”改革。在 2018 年，将试点范围进一步扩大至浙江、江西、湖北、广西、海南、重庆、陕西等省、自治区、直辖市或计划单列市。税务系统通过“放管服”改革不仅有力改善和优化了税收营商环境的市场化、法治化和国际化，而且对提升地区就业水平有积极作用。税收营商环境优化从“增量”与“存量”两个层面对地区就业水平产生影响：一方面，税收营商环境优化吸引更多企业进入当地市场，进而创造更多就业岗位；另一方面，税收营商环境优化促使企业增加固定资产投资，进而创造更多的劳动需求。

1. 税收营商环境优化、企业进入市场与地区稳就业目标

良好的税收营商环境可以降低企业税收负担，提高企业经营效率和地区市场竞争力，从而吸引更多企业进入市场。在企业利润最大化分析框架下，税收营商环境优化与区域经济、制度和政策因素密切相关。从区域经济方面来看，税收营商环境优化能够缓解市场不完善导致的市场分割，增强地区经济发展韧性，提升区域经济的开放性和国际化水平，为区域经济提供健康有序的市场环境，提高区域经济整体竞争力，从而吸引企业进入市场（Cui 和 Li，2023）。从制度和政策方面来看，税收营商环境优化有效消除了限制市场主体活力的“行政壁垒”，直接影响企业进入市场的成本。例如，税务系统“放管服”改革精简税费业务，提升税务部门对企业的服务速度和优化跨部门协同治税效应，这有利于企业专注于核心业务，对企业进入市场起到显著促进作用（朱光顺等，2020）。

增加企业进入市场的数量能够直接和间接影响当地劳动力需求。具体来说，增加企业进入市场的数量不仅能够直接增加就业岗位，而且能够凭借产业链优势以及促进服务业发展来扩大就业形式（Ayres 和 Raveendranathan，2023），从而带动地区整体就业水平提升。每家新企业都会根据其业务规模和性质，创造一定数量的就业岗位。这不仅直接创造了较多工作岗位，而且还能够满足不同技能水平和职业偏好的求职者需求。当有多家企业同时进入市场时，这种稳就业效应会被放大，从而显著提升地区总就业水平（Scheuer，2014）。而新企业的进入往往能够吸引供应链上下游企业跟随迁移，进而形成产业集聚效应，由此产生的就业机会涵盖生产活动多个环节，这大大拓宽了就业的广度和深度。此外，由于企业员工数量增加，其对各类服务的需求也随之上升，服务业因此得到快速发展并创造大量第三产业就业岗位。这些伴随企业进入而产生的间接就业机会进一步扩大了就业市场的容量，形成就业扩张的乘数效应，实现地区层面的稳就业目标。

2. 税收营商环境优化、企业固定资产投资与地区稳就业目标

税收营商环境优化通过提供更加高效便捷的税收服务与规范公正的监管执法减轻企业税收负担，激发企业活力和投资意愿，进而推动企业固定资产投资增长。一方面，税务系统“放管服”改革能够落实税收优惠政策，这有助于激发市场主体活力，为固定资产投资扩张提供政策支持，最终促进地区固定资产投资增加。税务部门通过完善工作机制、优化税费服务、深化效应分析以及强化风险防控等多方面工作，确保税费优惠政策的实施，从而使得市场主体能够充分享受政策红利，激励企业进行固定资产投资，提升地区固定资产投资规模（Liu 和 Mao，2019）。另一方面，税收法治的完善和税收政策的稳定，增强了企业的投资信心。税务部门加强税收法治建设和规范税收执法程序，为构建法治化税收营商环境提供了坚实保障，这有助于企业进行包括固定资产投资在内的长期投资规划（于文超等，2020）。

企业固定资产投资的增加具有直接效应和持续效应。在短期内，固定资产投资的增加为当地劳动力市场带来显著的就业增长，从长期来讲，其也促进了地区就业机会的多元化，对提升地区就业水平具有深远影响。在固定资产投资项目建设初期，大量的工作岗位直接来源于建设过程本身以及原材料、设备上游供应商和相关服务行业的发展，这些岗位包括从项目设计、施工到安全管理的全过程，直接带动了原材料和设备供应商的业务增长，为各类技能层次的劳动力提供了广泛的就业机会（王贤彬和陈春秀，2023）。当固定资产投资项目完成并投入使用后，无论是新建工厂、商业设施还是基础设施都将进入持续运营阶段。这不仅需要大量的生产工人维持日常生产活动，还需要管理、销售、客户服务等多部门的专业人才（Albertus 等，2022），这为高技能和低技能劳动者都提供了广阔的就业空间。设施的运行、定期维护、故障修理和技术升级

都需要专业维护团队、技术服务公司和环境服务提供商，这为技术工人和专业服务人员提供了稳定的就业机会。综上所述，本文提出以下研究假说：

假说 1：税收营商环境优化有助于实现地区稳就业目标。

假说 2：税收营商环境优化通过促进企业进入市场来实现地区稳就业目标。

假说 3：税收营商环境优化通过促进企业固定资产投资来实现地区稳就业目标。

三、研究设计

（一）数据来源

由于税务系统“放管服”改革在地区和年份层面存在差异，本文将其作为外生冲击构建多期双重差分模型以识别税收营商环境优化对地区就业的影响。本文选取 2010—2020 年区县级数据作为初始研究样本。为避免极端异常值的干扰，本文剔除关键变量存在严重缺失的样本，并且对所有连续型变量进行 1% 的 Winsorize 缩尾处理，最终共获得 5 731 个区县和年度观测值。其中，城市层面数据来源于历年《中国城市统计年鉴》，区县层面数据来源于 2011 年至 2014 年的《中国区域经济统计年鉴》以及 2015 年至 2021 年的《中国县域统计年鉴》。

（二）模型设定、变量定义与描述性统计

为避免样本所选空间尺度较大对结论产生干扰，本文选取区县级面板数据进行研究，基准模型设定如下：

$$c_Employ_{cpt} = \alpha_0 + \alpha_1 Reform_{cpt} + \alpha_2 Controls_{cpt} + u_c + \eta_p + \lambda_t + \varepsilon_{cpt} \quad (1)$$

其中，下标 c 表示区县，p 表示城市，t 表示年份；被解释变量 c_Employ_{cpt} 代表地区就业水平，定义为区县 c 在 t 年年末第一产业、第二产业以及第三产业就业人数总和的自然对数值；核心解释变量 $Reform_{cpt}$ 表示税务系统“放管服”改革虚拟变量，如果区县 c 在第 t 年及之后年份开展税务系统“放管服”改革则赋值为 1，否则赋值为 0；$Controls_{cpt}$ 为控制变量集合；u_c 为区县固定效应，η_p 为城市固定效应，λ_t 为年份固定效应，ε_{cpt} 为随机扰动项；本文将标准误在区县层面进行聚类分析。

本文参考已有研究，在基准回归模型中加入区县和城市层面的相关控制变量。区县层面控制变量包括：区县经济发展水平 *c_gdp*，以人均区县生产总值的自然对数值表示；产业结构 *c_industry*，以第二产业增加值与区县生产总值的比值表示；财政分权度 *c_fiscal*，以区县财政一般预算内收入与一般预算内支出的比值表示；政府干预程度 *c_govern*，以人均区县财政一般预算支出的自然对数值表示；工资水平 *c_wag*，以区县城镇单位在岗职工平均工资的自然对数值表示。城市层面控制变量包括：城市经济发展水平 *p_gdp*，以人均城市生产总值的自然对数值表示；产业结构 *p_industry*，以第二产业增加值与城市生产总值的比值表示；财政分权度 *p_fiscal*，以城市财政一般预算内收入与一般预算内支出的比值表示；政府干预程度 *p_govern*，以人均城市财政一般预算支出的自然对数值表示；工资水平 *p_wag*，以城市城镇单位在岗职工平均工资的自然对数值表示。表 1 汇报了主要变量的描述性统计结果。

表 1　主要变量的描述性统计

中文名	英文名	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
区县就业水平	*c_Employ*	5 731	12.225	0.687	12.152	9.385	13.746
改革虚拟变量	*Reform*	5 731	0.115	0.319	0	0	1
区县经济发展水平	*c_gdp*	5 731	10.431	0.692	10.392	8.276	12.167
区县产业结构	*c_industry*	5 731	0.433	0.151	0.436	0.081	0.875
区县财政分权度	*c_fiscal*	5 731	0.422	0.333	0.309	0.037	1.863

续表 1　主要变量的描述性统计

中文名	英文名	观测值	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
区县政府干预程度	*c_govern*	5731	8.687	0.630	8.668	5.373	10.362
区县工资水平	*c_wage*	5731	10.759	0.487	10.754	8.632	12.095
城市经济发展水平	*p_gdp*	5731	10.680	0.563	10.641	8.836	11.888
城市产业结构	*p_industry*	5731	46.015	10.302	47.090	20.960	70.810
城市财政分权度	*p_fiscal*	5731	0.472	0.222	0.440	0.060	1.043
城市政府干预程度	*p_govern*	5731	8.975	0.448	9.013	7.437	10.264
城市工资水平	*p_wage*	5731	10.874	0.355	10.896	9.831	11.698

注：本文对所有连续型变量进行1%的Winsorize缩尾处理。

四、实证分析

（一）基准回归分析

表 2 报告了基准模型（1）中税收营商环境优化对地区就业水平的回归结果。其中，列（1）报告了控制城市固定效应、区县固定效应、年份固定效应的回归结果，*Reform* 的估计系数显著为正。列（2）加入了区县层面的控制变量，可以看出 *Reform* 的系数在 1% 的显著性水平上显著，说明税收营商环境优化显著提高了地区就业水平。列（3）在列（2）基础上进一步加入城市层面控制变量。根据回归结果，*Reform* 的估计系数通过了 1% 的显著性水平检验。以上回归结果表明，税收营商环境优化有助于提升地区就业水平，对实现稳就业目标发挥了积极作用。

表 2　税收营商环境优化对地区就业水平的基准回归结果

	地区就业水平（*c_Employ*）		
	（1）	（2）	（3）
Reform	0.048***	0.049***	0.039***
	（0.014）	（0.014）	（0.013）
区县控制变量		控制	控制
城市控制变量			控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	5731	5731	5731
R^2	0.966	0.967	0.967

注：*、**和***分别代表系数在10%、5%和1%的水平下显著；括号内为区县层面聚类稳健标准误，下表同。

为说明税收营商环境优化对地区不同产业就业水平的影响效应，本文构造如下变量：*c_Employ*1，以第一产业就业人数总和的自然对数值表示；*c_Employ*2，以第二产业就业人数总和的自然对数值表示；*c_Employ*3，以第三产业就业人数总和的自然对数值表示。表 3 汇报了税收营商环境优化分别对第一产业、第二产业和第三产业就业人数的影响，列（2）、列（3）核心解释变量估计系数均显著为正，而列（1）回归系数不显著，说明税收营商环境优化对地区就业水平的促进作用主要体现在第二产业以及第三产业。

表 3　税收营商环境优化对地区产业就业水平的基准回归结果

	（1）	（2）	（3）
	*c_Employ*1	*c_Employ*2	*c_Employ*3
Reform	−0.015	0.075**	0.086***
	（0.009）	（0.036）	（0.033）

续表 3　税收营商环境优化对地区产业就业水平的基准回归结果

	（1）	（2）	（3）
	*c_Employ*1	*c_Employ*2	*c_Employ*3
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	5 731	5 731	5 731
R^2	0.983	0.877	0.877

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验

本文借鉴 Dobkin 等（2018）的方法，利用事件研究法对平行趋势加以检验，模型构建如下：

$$c_Employ_{cpt} = \alpha + \sum_{k=-7}^{3} \alpha_k T_k + \alpha_4 Controls_{cpt} + u_c + \eta_p + \lambda_t + \varepsilon_{cpt} \tag{2}$$

式（2）以政策实施前一年作为基期，利用年份虚拟变量 T 代替 *Reform* 进行回归检验，其中，T_0 为政策实施当年，T_{0+k} 为年份虚拟变量，k 表示政策实施前后的相应年份，其余变量与模型（1）保持一致。图 1 为各年份回归系数，结果显示政策实施前年份的回归系数均不显著异于 0，政策实施之后年份的回归系数均显著为正，满足平行趋势假定。

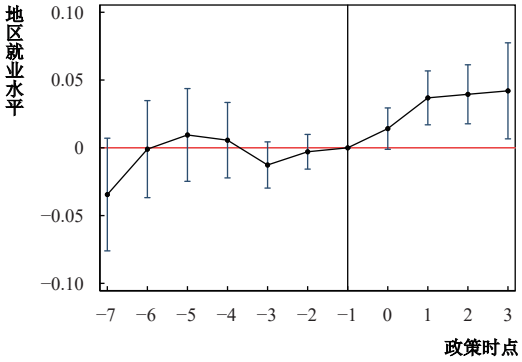

图 1　平行趋势检验

2. 安慰剂检验

本文进行如下安慰剂检验：随机生成处理组区县、控制组区县以及税务系统“放管服”改革年份，将随机得到的政策虚拟变量替换真实值重新进行回归。本文将该过程重复 500 次并绘制估计系数分布图。图 2 显示，*Reform* 的回归系数结果大致是以 0 为中心的正态分布，数值明显小于基准回归中 *Reform* 的真实回归系数。这表明随机生成的处理组区县并没有导致处理组区县和控制组区县就业水平产生显著差异，由此排除回归结论是由不可观测的随机因素导致的可能性。

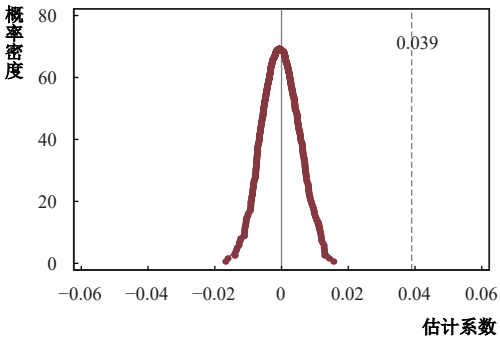

图 2　安慰剂检验

3. *PSM-DID*

本文使用倾向得分匹配方法，借助卡尺为 0.05 的 logit 模型对式（1）中的控制变量进行估计，按照 1 比 1 近邻匹配方法为每个处理组样本配比与之最相近的控制组样本，并使用匹配后的样本重新进行多期 *DID* 回归检验。回归结果如表 4 的列（1）所示，*Reform* 的回归系数仍显著为正，这表明在使用倾向得分匹配双重差分检验后，税收营商环境优化对地区就业水平仍然存在显著的正向影响。

4. 熵平衡

熵平衡法能够以更为宽松的假设对控制组区县数据进行加权处理，同时控制处理组区县与

控制组区县协变量在均值、方差和偏度三个时刻的平衡，使处理组区县与控制组区县的协变量矩保持一致并且不会损失观测值。本文选取式(1)中区县与城市层面控制变量作为协变量，对协变量的一阶、二阶和三阶矩进行调整，并利用调整后的数据对式(1)重新回归检验。表 4 列(2)汇报了经熵平衡调整后的回归结果。可以发现，*Reform* 的回归系数仍然显著为正，基准回归结论没有发生改变。

表 4　倾向得分匹配双重差分与熵平衡

	地区就业水平(*c_Employ*)	
	(1)	(2)
	PSM−DID	熵平衡
Reform	0.037***	0.018**
	(0.013)	(0.008)
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
观测值	5 666	5 731
R^2	0.967	0.995

5. Goodman-Bacon 分解

已有研究发现，双向固定效应(TWFE)设置下的多期双重差分模型中 *DID* 项的估计参数值可能存在一定偏误，导致同一改革对于不同区县个体的效果存在差异，即存在异质性处理效应(Roth，2022)。为检验样本数据处理效应异质性程度，本文借鉴 Goodman-Bacon(2021)的方法，把 TWFE 多期 *DID* 拆分为接受处理组与从未接受处理组、已被处理的先接受处理组与还未被处理的后接受处理组、已被处理的后接受处理组与先接受处理组三类(2×2*DID*)，分别估计其权重及平均处理效应。表 5 展示了对 2010—2020 年区县平衡面板数据的 Goodman-Bacon 分解结果。以先接受处理组为控制组(2×2*DID*)权重仅为 0.8%，即异质性处理效应所占比例较低，可以认为本文异质性处理效应问题较小，基准回归结果较为稳健。

表 5　Goodman−Bacon 分解

2×2*DID* 控制组	权重	平均处理效应
以先接受处理组为控制组	0.008	0.012
以后接受处理组为控制组	0.018	−0.056
以从未接受处理组为控制组	0.975	0.050

6. 排除其他政策干扰

第一，排除智慧城市试点影响。在基准回归样本期内智慧城市已在 277 个城市进行三批试点工作，智慧城市试点激发地区创业活动，吸收社会闲置劳动力，促进地区充分就业(湛泳和李珊，2022)。为了排除智慧城市试点对税收营商环境优化的稳就业效应的干扰，本文将智慧城市试点虚拟变量(*DID*1)作为控制变量加入基准回归模型，智慧城市试点获批当年及以后虚拟变量赋值为 1，获批之前赋值为 0。表 6 列(1)报告了控制智慧城市试点的回归结果。结果显示，在排除智慧城市试点的影响后，本文基准回归结论并未发生改变。

第二，排除自由贸易试验区试点影响。2013 年以来自由贸易试验区试点的实施能够通过制度创新优化区域资源配置效率，促进城市创业发展，从而对地区就业水平产生积极影响(Chen 等，2021)。为排除自由贸易试验区试点的干扰，本文将自由贸易试验区试点虚拟变量(*DID*2)作为控制变量加入基准回归模型重新进行回归。表 6 列(2)报告了回归结果，在控制自

由贸易试验区试点影响后，基准回归结果依然稳健。

第三，排除国家级大数据综合试验区试点影响。大数据综合试验区有助于提高劳动报酬，优化就业环境，进而影响地区就业水平（戚聿东等，2020）。因此，本文选择构造区县当年是否开展国家级大数据综合试验区试点的虚拟变量（*DID*3）加入基准回归模型，并重新进行回归。回归结果如表 6 列（3）所示，在考虑国家级大数据综合试验区试点影响后，税收营商环境优化对地区就业水平仍然具有显著促进作用。

表 6　排除其他政策干扰

	地区就业水平（*c_Employ*）		
	（1）	（2）	（3）
	智慧城市	自由贸易试验区	大数据综合试验区
Reform	0.039***	0.042***	0.026*
	（0.013）	（0.013）	（0.013）
*DID*1	−0.005		
	（0.015）		
*DID*2		−0.036**	
		（0.017）	
*DID*3			−0.091***
			（0.016）
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	5 731	5 731	5 731
R^2	0.967	0.967	0.968

（三）机制检验

本文构造以下机制检验模型用以检验税收营商环境优化对地区就业水平的影响：

$$c_Employ_{cpt} = \alpha_0 + \alpha_1 Reform_{cpt} \times M_{cpt} + \alpha_2 Reform_{cpt} + \alpha_3 M_{cpt} + \alpha_4 Controls_{cpt} + u_c + \eta_p + \lambda_t + \varepsilon_{cpt} \quad (3)$$

其中，M_{cpt} 为机制变量，其余变量与符号和基准回归模型一致。

1. 企业进入的机制检验

本文选择当年新增企业注册数目（*firm*1）和规模以上工业企业数目（*firm*2）作为企业进入的机制变量，新增企业注册数目数据来源于 CnOpenData 数据库，规模以上工业企业数目数据来源于《中国区域经济统计年鉴》和《中国县域统计年鉴》，最终回归结果如表 7 所示。[①]可以发现，当年新增企业注册数目、规模以上工业企业数目与改革的交互项系数均显著为正，说明增加企业进入市场的数量有利于增强税收营商环境优化在地区层面的稳就业效应。因此，税收营商环境优化能够通过吸引企业进入市场来提高地区就业水平。

表 7　机制检验：企业进入

	地区就业水平（*c_Employ*）	
	（1）	（2）
Reform	−0.425*	−0.056
	（0.225）	（0.052）
*firm*1	−0.013	
	（0.013）	

① 由于相关变量样本值存在一定缺失，因此样本量有所减少。

续表 7　机制检验：企业进入

	地区就业水平（*c_Employ*）	
	（1）	（2）
Reform×*firm*1	0.057**	
	（0.027）	
*firm*2		0.025
		（0.024）
Reform×*firm*2		0.026**
		（0.013）
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
观测值	4530	5141
R^2	0.951	0.960

2. 企业固定资产投资的机制检验

由于区县层面企业固定资产投资相关指标数据的可得性问题，本文采用城镇固定资产投资完成额的自然对数（*invest*1）以及规模以上工业总产值（*invest*2）[①]作为地区固定资产投资的机制变量。表 8 汇报了企业固定资产投资机制检验的结果。结果显示，城镇固定资产投资完成额、规模以上工业总产值与改革的交互项系数显著为正，即税收营商环境优化对企业固定资产投资越高的地区就业促进作用越大，验证了增加企业固定资产投资是税收营商环境优化促进地区就业水平的作用机制。

表 8　机制检验：企业固定资产投资

	地区就业水平（*c_Employ*）	
	（1）	（2）
Reform	−0.798*	−0.282*
	（0.446）	（0.150）
*invest*1	-4.169×10^{-4}	
	（0.010）	
Reform×*invest*1	0.060*	
	（0.032）	
*invest*2		0.035***
		（0.010）
Reform×*invest*2		0.022**
		（0.011）
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
观测值	4331	5141
R^2	0.948	0.962

（四）异质性分析

1. 市场化程度

市场化程度较低说明未能让市场机制在资源配置中发挥决定性作用，从而削弱资源再配置效应，抑制地区就业水平（Melitz 和 Polanec，2015）。因此，本文预期税收营商环境优化对市场化

① 城镇固定资产投资具体指的是城镇各种登记注册类型的企业、事业、行政单位和城镇个体户进行的计划总投资 500 万元及以上的建设项目投资和房地产开发投资。由于城镇固定资产投资完成额与规模以上工业总产值数据存在一定缺失，机制检验变量样本量比基准回归样本量有所减少。

程度较低地区就业水平的作用效果更明显。为检验这一异质性效应，本文依据《中国分省份市场化指数报告》所提供的各省份市场化程度指标，将样本分为市场化程度较低区县与市场化程度较高区县两组，分别进行回归检验。表 9 列（1）和列（2）报告了市场化程度较低地区与市场化程度较高地区的分样本回归结果。研究显示，税收营商环境优化使市场化程度较低地区就业水平提升了 4.3%，而对市场化程度较高地区就业水平未产生显著影响。上述结果表明，税收营商环境优化对市场化程度较低地区就业水平的提升效果更大。

表 9　异质性分析

	地区就业水平（*c_Employ*）					
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	市场化程度较低	市场化程度较高	金融发展水平较低	金融发展水平较高	中西部地区	东部地区
Reform	0.043*	0.006	0.061***	0.019	0.053***	0.008
	（0.023）	（0.016）	（0.022）	（0.015）	（0.018）	（0.015）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2898	2833	2844	2887	3817	1914
R^2	0.975	0.972	0.970	0.980	0.965	0.972
组间系数差异	*p*值=0.014**		*p*值=0.011**		*p*值=0.002***	

2. 金融发展水平

金融发展水平的提升增强了金融服务的可得性，这会对税收营商环境优化的稳就业效应产生影响（邓辛和彭嘉欣，2023）。为考察金融发展水平的异质性效应，本文根据地区金融机构存贷款余额与 *GDP* 比值的中位数将全体区县样本划分为金融发展水平较低和金融发展水平较高两组。其中，金融发展水平小于中位数的区县设定为金融发展水平较低地区，其余为金融发展水平较高地区。根据表 9 列（3）、列（4）的回归结果，税收营商环境优化对金融发展水平低地区的就业水平有显著正向影响，而对金融发展水平较高地区不存在显著影响，即税收营商环境优化对金融发展水平较低地区的就业促进效应较大。

3. 地区经济发展水平

本文根据区县所在地区经济发展水平的不同，将样本划分为中西部地区区县和东部地区区县两类，表 9 列（5）和列（6）分别报告了中西部地区区县和东部地区区县的估计结果。可以发现，税收营商环境优化对中西部地区区县的估计系数显著为正，但未对东部地区区县的就业水平产生显著影响。

五、进一步拓展分析：税收营商环境优化的微观就业效应

（一）税收营商环境优化与就业水平的实证检验

为更加全面地探究税收营商环境优化的稳就业效应，本文进一步从企业视角考察税收营商环境优化对就业水平的微观影响。本部分将研究视角聚焦于企业层面，检验税收营商环境优化对就业水平的影响。基准回归模型设定如下：

$$i_Employ_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 Reform_{ict} + \alpha_2 Controls_{ict} + u_i + \eta_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \tag{4}$$

其中，下标 i 表示企业，c 表示城市，t 表示年份；被解释变量 i_Employ_{ict} 代表企业就业水平，以企业就业人数的自然对数值表示；核心解释变量 $Reform_{ict}$ 表示改革试点虚拟变量，如果企业 i 所在城市 c 在当年及之后年份开展税务系统“放管服”改革试点则赋值为 1，否则赋值为 0；$Controls_{ict}$ 为企业和城市层面控制变量；u_i 为企业固定效应，η_c 为城市固定效应，λ_t 为年份固定效

应，ε_{ict} 为随机扰动项。本文对所有连续型变量进行 1% 的缩尾处理，采用在企业维度上聚类的稳健标准误，企业层面数据来源于国泰安（CSMAR）数据库，城市层面数据来源于历年《中国城市统计年鉴》。

本文选取如下控制变量：企业规模 *size*，以企业营业收入的自然对数值表示；企业年龄 *age*，以当年年份与企业成立年份之差的自然对数值表示；资产负债率 *lev*，以企业负债总计与资产总计的比值表示；总资产净利率 *roa*，以企业净利润与总资产的比值表示；企业成长性 *growth*，以总资产增长率表示；企业所有制 *soe*，以是否为国有企业表示；经济发展水平 *GDP*，以城市人均生产总值的自然对数值表示；产业结构 *industry*，以城市第三产业增加值与第二产业增加值的比值表示；金融发展水平 *finance*，以城市年末金融机构存贷款之和与生产总值的比值表示。①

表 10 汇报了税收营商环境优化对企业就业水平的回归结果。列（1）仅控制企业固定效应、城市固定效应、年份固定效应，结果显示 *Reform* 的估计系数显著为正。列（2）在列（1）基础上加入了企业层面控制变量，可以看出 *Reform* 的估计系数仍然显著为正。列（3）在列（2）基础上进一步加入城市层面控制变量的回归结果，*Reform* 的回归系数通过了 1% 的显著性水平检验，这表明税收营商环境优化在促进地区就业的同时能够显著提升微观企业就业水平。②

表 10　税收营商环境优化对就业水平的基准回归结果

	企业就业水平（*i_Employ*）		
	（1）	（2）	（3）
Reform	0.099***	0.059***	0.056***
	（0.022）	（0.016）	（0.016）
企业控制变量		控制	控制
城市控制变量			控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	27580	27580	27580
R^2	0.885	0.933	0.933

注：*、**和***分别代表系数在10%、5%和1%的水平下显著；括号内为企业层面聚类稳健标准误，下表同。

（二）税收营商环境优化影响企业就业水平的机制检验

为了说明税收营商环境优化影响就业水平的具体机制，本文从企业融资约束、企业制度性交易成本以及企业全要素生产率三方面检验税收营商环境优化的稳就业作用机制。

$$i_Employ_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 Reform_{ict} \times M_{ict} + \alpha_2 Reform_{ict} + \alpha_3 M_{ict} \\ \alpha_4 Controls_{ict} + u_i + \eta_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \tag{5}$$

其中，M_{ict} 为机制变量，其余变量与符号和式（4）一致。

1. 企业融资约束的机制检验

由于 *KZ*、*WW* 指数能够较好地反映企业融资约束程度，本文采用 *KZ*、*WW* 指数刻画企业融资约束程度，③ *KZ*、*WW* 指数越低，企业融资约束越宽松。表 11 结果显示 *KZ* 指数、*WW* 指数与改革的交互项均显著为负，说明对于 *KZ* 指数、*WW* 指数越低的企业来说，税收营商环境优化对其就业水平的促进作用更大，即税收营商环境对融资约束更宽松的企业就业水平提升作用更大。

① 其中，综合税率 *tax*=实际税率×（1− 税前折旧/税后剩余收入）。

② 此外，本文还对税收营商环境优化与微观企业就业的回归结果进行平行趋势检验、安慰剂检验、Goodman-Bacon 分解以及 *PSM-DID* 检验，限于篇幅，省略这部分内容，留存备索。

③ 由于 *KZ* 指数、*WW* 指数的数据可得性问题，样本总量有所减少。

表 11　机制检验：融资约束

	企业就业水平（*i_Employ*）	
	（1）	（2）
Reform	0.073***	−0.329*
	（0.016）	（0.186）
KZ	0.006*	
	（0.003）	
KZ × *Reform*	−0.008*	
	（0.004）	
WW		−0.293*
		（0.155）
WW × *Reform*		−0.377**
		（0.178）
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
观测值	23 864	23 168
R^2	0.937	0.933

2. 企业制度性交易成本的机制检验

本文参考黄勃等（2022）的方法，分别以销售费用与营业收入的比值（*cost*1）以及销售费用、管理费用与财务费用总和与营业收入的比值（*cost*2）来衡量企业交易成本。表 12 汇报了企业制度性交易成本的机制检验结果。结果显示，*cost*1、*cost*2 与改革的交互项估计系数均显著为负，即税收营商环境的就业促进效应在交易成本更低的企业更加明显，这意味着企业交易成本降低有利于增强税收营商环境优化的稳就业效应，表明税收营商环境优化能够通过降低企业制度性交易成本来提高企业劳动雇佣数量。

表 12　机制检验：制度性交易成本

	企业就业水平（*i_Employ*）	
	（1）	（2）
Reform	0.088***	0.099***
	（0.019）	（0.022）
*cost*1	1.360***	
	（0.187）	
*cost*1 ×*Reform*	−0.421***	
	（0.121）	
*cost*2		1.099***
		（0.092）
*cost*2 ×*Reform*		−0.248***
		（0.091）
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
观测值	27580	27580
R^2	0.934	0.935

3. 企业全要素生产率的机制检验

本文使用 *OP* 和 *LP* 两种方法计算企业全要素生产率 *TFP_LP*、*TFP_OP*，并将其作为机制变量进行检验。根据表 13 可知，全要素生产率与改革的交互项系数均显著为正。所以对于全要素生产率更高的企业来说，税收营商环境优化对其劳动力雇佣数量的促进作用更大，这表明税收营商环境优化通过促进企业全要素生产率来提升就业水平。

表 13　机制检验:全要素生产率

	企业就业水平(*i_Employ*)	
	(1)	(2)
Reform	−0.176**	−0.215**
	(0.070)	(0.101)
TFP_OP	−1.894***	
	(0.018)	
TFP_OP×Reform	0.022***	
	(0.009)	
TFP_LP		−1.258***
		(0.049)
TFP_LP×Reform		0.029***
		(0.011)
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
观测值	24078	24078
R^2	0.993	0.951

六、研究结论与政策建议

就业对经济发展与社会和谐稳定有重要影响。本文基于税务系统“放管服”改革与2010—2020年区县级数据,利用多期双重差分法研究税收营商环境优化对地区就业水平的影响。研究发现,税收营商环境优化能够显著增加地区就业水平,与控制组区县相比,税务系统“放管服”改革实施后,处理组区县的就业平均提高约3.9%。以上基准回归结论通过了一系列稳健性检验,证明了实证回归结论的可靠性。机制检验结果表明,税收营商环境优化主要通过促进企业进入和企业固定资产投资来实现地区稳就业目标。异质性分析发现,对于市场化程度较低、金融发展水平较低以及中西部地区的区县而言,税收营商环境优化对其就业水平的正向影响更大。本文利用企业层面的数据进一步对税收营商环境优化与企业就业水平的关系进行分析,研究发现税收营商环境优化显著促进了就业增长,并且这一促进作用主要通过缓解企业融资约束、降低制度性交易成本与提升全要素生产率来实现。本文研究结论不仅从宏观和微观两个层面深刻揭示税收营商环境优化与就业水平之间的关系,而且为地方政府稳就业工作提供了重要政策参考。本文提出以下政策建议:

第一,税收营商环境优化不仅对地区就业水平具有显著的正向促进作用,而且主要机制是促进企业进入市场和增加企业固定资产投资。因此,地方政府一方面需要推动税务系统“放管服”改革在各辖区的实施,不断优化辖区企业的税收营商环境;另一方面,要加快推进市场化改革与全国统一大市场建设,通过市场机制引导资源在地区间进一步优化配置,从而更好地发挥税收营商环境优化在地区层面的稳就业效应,进而提升地区层面的就业水平。第二,由于税收营商环境优化对企业劳动力雇佣数量具有显著的正向促进作用,当前需要以税务系统“放管服”改革来优化整体税收营商环境,不断优化企业的税收服务工作,激发市场主体活力,从而实现微观企业层面的稳就业效应。政府部门还应加强税收政策与金融政策等宏观政策的协同效应,进一步加大金融部门对企业的支持力度,积极解决企业“融资难”问题,通过提升企业融资能力来缓解企业经营压力,使得企业增加劳动力雇佣数量。第三,税务部门需要加强队伍建设,提高税务系统“放管服”改革的实施效果。本文发现,税务系统“放管服”改革对不同类型区县的就业促进效应存在异质性,税收营商环境优化对地区就业水平的促进效应在市场化程度较

低、金融发展水平较低以及中西部地区的区县中更大。因此，税务部门在推动税务系统“放管服”改革时需要提高实施效果，合理配置资源，从而发挥税收营商环境优化的稳就业效应。

主要参考文献：

[1]邓辛，彭嘉欣. 基于移动支付的数字金融服务能为非正规就业者带来红利吗?——来自码商的微观证据[J]. 管理世界，2023，(6)：16−33.

[2]黄勃，李海彤，江萍，等. 战略联盟、要素流动与企业全要素生产率提升[J]. 管理世界，2022，(10)：195−211.

[3]李建军，范源源. 优化税收营商环境能否激励企业创新?[J]. 科研管理，2023，(8)：100−108.

[4]李磊，王小霞，包群. 机器人的就业效应：机制与中国经验[J]. 管理世界，2021，(9)：104−118.

[5]李永友，杨春飞. 中国财政抉择弹性空间估计[J]. 经济研究，2023，(5)：23−40.

[6]毛其淋，许家云. 中间品贸易自由化与制造业就业变动——来自中国加入 WTO 的微观证据[J]. 经济研究，2016，(1)：69−83.

[7]戚聿东，刘翠花，丁述磊. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. 经济学动态，2020，(11)：17−35.

[8]唐飞鹏，霍文希. 税收营商环境优化与企业创新质量——基于税务系统“放管服”改革的经验证据[J]. 财政研究，2022，(12)：91−106.

[9]王贤彬，陈春秀. 重点产业政策与制造业就业[J]. 经济研究，2023，(10)：34−54.

[10]许玲玲，余明桂，钟慧洁. 高新技术企业认定与企业劳动雇佣[J]. 经济管理，2022，(1)：85−104.

[11]薛钢，董睿. 税收营商环境优化的稳就业效应——基于税收“放管服”改革的准自然实验[J]. 财政研究，2023，(6)：81−95.

[12]余明桂，王空. 地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣[J]. 经济研究，2022，(2)：58−72.

[13]于文超，梁平汉，高楠. 公开能带来效率吗?——政府信息公开影响企业投资效率的经验研究[J]. 经济学(季刊)，2020，(3)：1041−1058.

[14]湛泳，李珊. 智慧城市建设、创业活力与经济高质量发展——基于绿色全要素生产率视角的分析[J]. 财经研究，2022，(1)：4−18.

[15]朱光顺，张莉，徐现祥. 行政审批改革与经济发展质量[J]. 经济学(季刊)，2020，(3)：1059−1080.

[16]Albertus J F，Glover B，Levine O. Foreign investment of US multinationals：The effect of tax policy and agency conflicts[J]. Journal of Financial Economics，2022，144(1)：298−327.

[17]Ayres J，Raveendranathan G. Firm entry and exit during recessions[J]. Review of Economic Dynamics，2023，47：47−66.

[18]Bacchetta P，Benhima K，Poilly C. Corporate cash and employment[J]. American Economic Journal：Macroeconomics，2019，11(3)：30−66.

[19]Boustanifar H. Finance and employment：Evidence from U. S. banking reforms[J]. Journal of Banking & Finance，2014，46：343−354.

[20]Chen H，Yuan B，Cui Q. Does the pilot free trade zone policy attract the entering of foreign-invested enterprises? The evidence from China[J]. Applied Economics Letters，2021，28(14)：1162−1168.

[21]Dobkin C，Finkelstein A，Kluender R，et al. The economic consequences of hospital admissions[J]. American Economic Review，2018，108(2)：308−352.

[22]Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics，2021，225(2)：254−277.

[23]Kang J K, Shivdasani A. Corporate restructuring during performance declines in Japan[J]. Journal of Financial Economics, 1997, 46(1): 29–65.

[24]Liu Y Z, Mao J. How do tax incentives affect investment and productivity? Firm-level evidence from China[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2019, 11(3): 261–291.

[25]Melitz M J, Polanec S. Dynamic Olley-Pakes productivity decomposition with entry and exit[J]. The RAND Journal of Economics, 2015, 46(2): 362–375.

[26]Roth J. Pretest with caution: Event-study estimates after testing for parallel trends[J]. American Economic Review: Insights, 2022, 4(3): 305–322.

[27]Scheuer F. Entrepreneurial taxation with endogenous entry[J]. American Economic Journal: Economic Policy, 2014, 6(2): 126–163.

Optimization of the Taxation Business Environment and Realization of the Goal of Employment Stabilization: From the Perspective of Macro and Micro Integration

Chu Deyin[1], Cheng Yangfan[1], Liu Wenlong[2]

(1. *School of Finance and Public Administration*, *Anhui University of Finance and Economics*, *Bengbu* 233030, *China*; 2. *School of Economics*, *Dongbei University of Finance and Economics*, *Dalian* 116000, *China*)

Summary: In recent years, the Chinese government has set positive employment goals, signaling an increase in efforts to stabilize employment. Existing literature does not pay enough attention to the impact of taxation business environment optimization on regional employment. Based on the data of districts from 2010 to 2020 and the reform of tax-related government functions, this paper empirically tests the impact of taxation business environment optimization on regional employment by using the staggered DID method. The results show that the optimization of taxation business environment improves regional employment. Mechanism testing finds that the optimization of taxation business environment improves regional employment by promoting the entry of enterprises and increasing the investment in fixed assets of enterprises. Heterogeneity analysis shows that this effect is more pronounced in districts with a lower degree of marketization and a lower level of financial development, and the central and western regions. Further analysis verifies that the optimization of taxation business environment can expand the employment scale by alleviating financing constraints, reducing institutional transaction costs, and improving TFP.

The possible contributions of this paper are as follows: First, from the perspective of macro and micro integration, it systematically explores the impact of taxation business environment optimization on regional employment, enriching the relevant literature on the taxation business environment and employment. Second, it examines the employment stabilization effect of taxation business environment optimization at different levels based on macro and micro perspectives, deeply explaining the impact of taxation business environment optimization on macro and micro employment stabilization. Third, it not only provides new empirical evidence for evaluating the economic and social effects of taxation business environment optimization, but also contributes to the smooth progress of the current employment stabilization work of local governments in China.

Key words: employment stabilization; optimization of taxation business environment; reform of tax-related government functions

（责任编辑　顾　坚）