

税制改革与地区产业发展

——基于城市群“中心-外围”的视角

陶新宇 马光荣 杨曦 张志铭*

摘要: 本文基于城市群“中心-外围”视角,探讨了“营改增”这一税制改革对不同地区制造业和现代服务业发展的异质性影响。研究发现,“营改增”通过制造业减税和行业间投入产出关联显著促进制造业和现代服务业扩张,并且产业扩张在城市群内部呈现出现代服务业向中心集聚与制造业往外围扩散的空间区位差异。对应于地区间产业结构的差异化变动,“营改增”通过深化城市群内部的专业化分工,提升了制造业企业绩效,进而促进了区域协调发展。

关键词: 税制改革;地区产业发展;城市群“中心-外围”

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2026.04.05

一、引言

党的二十大和二十届三中全会在促进区域协调发展方面均强调指出,构建优势互补的区域经济布局和国土空间体系。新发展阶段下,中国的区域发展以城市群和经济带为主体空间形态,成为国内大循环的重要载体。如何促进城市群内部的地区产业分工协作、实现城市群内中心-外围县区间的产业优势互补,对于促进区域高质量和协调发展而言具有重要意义。从城市群空间范围看,区域经济协调发展突出表现为中心-外围县区间分工与合作的深化。同时,伴随着制造业与现代服务业的空间集聚和扩散,地区产业发展在城市群层面逐步形成中心-外围县区的差异化产业空间布局,即研发设计、技术服务、管理等现代服务业逐步集中在城市群中心地区(Kolko, 2010; Davis and Henderson, 2008),而制造业生产则逐步转移至城市群外围地区(Duranton and Puga, 2005;

* 陶新宇、杨曦,厦门大学经济学院;马光荣、张志铭,中国人民大学财政金融学院。通信作者及地址:杨曦,福建省厦门市思明区思明南路422号,361005;电话:0592-2186183;E-mail: yangxi@xmu.edu.cn。陶新宇感谢国家自然科学基金青年项目(72303191)和教育部人文社会科学研究青年基金项目(25YJC790139)的资助;杨曦感谢国家自然科学基金面上项目(72373124, 71873113)的资助。作者感谢中国人民大学郭庆旺教授的建设性意见;感谢厦门大学经济学院迟语寒工程师的支持。感谢期刊主编和匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

陆铭等,2023)。

针对地区产业发展的影响因素,现有文献主要从市场主导和政府主导两个方面展开研究。市场方面,现有研究以雁阵理论和新经济地理学等理论为依托,从比较优势、资源禀赋、技术进步、文化习俗等视角给出多种解释(徐巍等,2023)。政府方面,财政分权改革和晋升锦标赛给予地方政府的财政激励和政治激励,再伴随着经济管理权限逐步下放,使得地方政府既有动机也有手段去干预地区产业及经济发展,例如地方政府扶持特定产业(韩永辉等,2017)、地方政府补贴(王昀和孙晓华,2017)、开发区设置(李力行和申广军,2015)、司法地方化(袁淳等,2023)、地区贸易壁垒设置(白重恩等,2004)等。

然而,上述研究主要关注地方性政策如何作用于地区产业发展,忽视了中央层面的宏观政策设计对于产业空间配置的可能影响。促进产业合理布局和区域协调发展需要正确处理中央政府和地方政府的关系:不仅要充分发挥地方政府的积极性和创造性,也需要兼顾中央政府通过体制机制设计来协调各区域产业生产要素配置的作用(黄群慧,2018)。党的二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》(以下简称《决定》)提出“健全宏观经济治理体系”,并将深化财税体制改革和完善实施区域协调发展战略机制同时纳入宏观经济治理体系中加以阐述,强调了财税体制改革和区域协调发展的重要关联。作为我国1994年分税制以来最为重要的税制改革,“营改增”通过打通增值税抵扣链条所带来的减税效应,显著促进了制造业与服务业的发展和产业分工深化(范子英和彭飞,2017;李永友和严岑,2018;孙晓华等,2020;Xing et al., 2024)。但鲜有研究以“营改增”实施为对象,在城市群空间范围内研究这一税制改革与区域协调发展的联系。

本文从城市群“中心-外围”视角,探讨“营改增”对制造业与现代服务业产业发展的空间异质性影响。具体而言,本文首先从产业扩张角度,构建模型并结合实证检验说明“营改增”通过制造业减税及行业间投入产出关联机制对制造业和试点现代服务业扩张的促进作用。交错DID的稳健估计方法及机制检验的结果一致支持了上述结论。其次,制造业和现代服务业扩张在城市群内部存在中心-外围空间布局差异:中心地区较高的土地价格推动从事标准化生产的制造业在扩张后向外围扩散,而受益于共享、匹配、学习效应等集聚经济的现代服务业则在扩张后向中心集聚。因此,本文从产业区位角度,提出“营改增”实施后不同产业扩张在城市群内部呈现制造业向外围县区扩散、现代服务业向中心县区集聚的假说。实证上,从“营改增”后在位企业扩张和新企业进入的区位差异以及制造业异地投资等角度,对产业区位假说进行了验证。最后,对应于制造业和现代服务业扩张的空间分布,中心县区现代服务业相较于制造业的产值占比上升,外围县区制造业相较于现代服务业的产值占比上升。因

此,本文从产业结构角度,提出“营改增”促进城市群中心和外围县区产业结构差异化变动的假说。对应于“营改增”在中心和外围县区的异质性影响,实证结果表明,城市群内部的专业化分工促进了制造业(特别是外围县区制造业)的效益提升。

本文的研究贡献主要体现在以下三方面:

第一,基于城市群“中心-外围”视角丰富了“营改增”政策产业扩张效应的分析。现有研究主要从产业互联(范子英和彭飞,2017)、供求弹性(乔睿蕾和陈良华,2017)、技术水平(李永友和严岑,2018)、交易成本(汪殊逸等,2024)等角度,分析“营改增”通过打通二、三产业间抵扣链条所产生的减税和分工效应的差异,研究视角多集中于产业和企业层面。本文以“营改增”的产业扩张机制为核心,考察了这一产业扩张效应在城市群内部中心和外围县区的空间差异,深化了“营改增”影响地区间产业布局及分工的研究。

第二,从中央宏观税收政策视角补充了地区产业发展的影响因素研究。与现有研究主要从地方政府视角分析地区产业发展不同,本文表明“营改增”这一宏观税收政策也会通过制造业和现代服务业扩张的空间布局差异作用于地区产业发展。与地方性主导产业政策通过配套优惠措施带来地区内的产业间资源再配置不同,“营改增”直接作用于制造业和现代服务业企业,并通过其在城市群中心和外围县区的扩张差异影响地区发展。因此,本文基于“营改增”的分析揭示了宏观税收政策通过制造业和现代服务业在城市群中心-外围县区的空间再配置对地区产业发展的影响。

第三,围绕制造业和现代服务业空间分布特征拓展了财税政策的产业结构效应研究。现有文献大多侧重于宏观经济视角,探讨技术进步、要素禀赋和需求偏好等因素对产业结构的影响。围绕财税政策影响产业结构的研究主要从资本积累和居民消费结构调整等角度进行了机制分析(Dekle and Vandenbroucke, 2012; 严成樑, 2017; 郭凯明和龚六堂, 2023)。与上述研究主要从宏观和产业层面进行理论模型分析相比,本文利用“营改增”这一外生政策冲击,实证刻画了制造业和现代服务业的产业扩张效应及其在城市群内部的空间异质性,从而揭示了财税政策对于各地区产业结构变动的影响。

二、理论模型与研究假设

如图 1 所示,本文借鉴 Xing et al.(2024),首先从产业扩张角度,构建模型说明“营改增”通过制造业减税及行业间投入产出关联机制对制造业和试点现代服务业扩张的影响;其次,在城市群“中心-外围”视角下,围绕制造业和现代服务业扩张在空间布局上的选址差异,从产业区位角度,提出“营改增”实施后

城市群内部呈现制造业向外围县区扩散、现代服务业向中心县区集聚的假说；最后，引入需求端消费者偏好，结合“营改增”对企业生产和产业区位布局的影响，从产业结构角度，提出“营改增”促进城市群中心和外围县区产业结构差异化变动的假说。

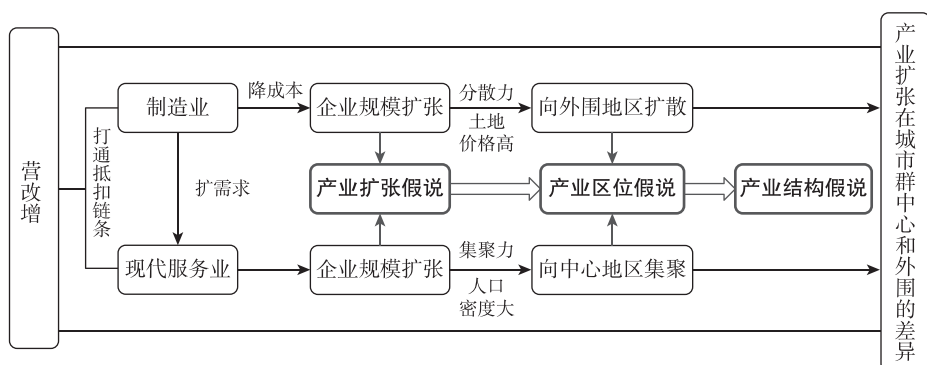


图1 逻辑框架

（一）产业扩张机制

1. 现代服务业

假设现代服务业完全竞争，由连续一单位的代表性企业 s 构成，其服务产出为 y^s ，生产函数如下：

$$y^s = A^s l^s, \quad (1)$$

其中， A^s 表示现代服务业企业的生产率。现代服务业企业只采用劳动力作为唯一投入，意味着当企业改征为增值税时也无法进行抵扣。企业的税后利润 π^s 表示为：

$$\pi^s = (1 - \tau^s) p^s A^s l^s - w l^s, \quad (2)$$

其中， τ^s 表示现代服务业企业税负。 p^s 为现代服务业企业产品的单位价格。企业选择 l^s 最大化自身利润的一阶条件可得：

$$p^s = \frac{1}{1 - \tau^s} \frac{w}{A^s}. \quad (3)$$

可见，现代服务业企业产品价格 p^s 与现代服务业企业税负 τ^s 正相关^①，与企业生产率 A^s 负相关。也就是说，在其他因素不变的情况下，现代服务业企业生产率越高，产品价格越低。

2. 制造业

考虑连续一单位的制造业代表性企业 m ，它使用现代服务业产品作为中间

^① 本文假设劳动力作为现代服务业企业的唯一投入，因此“营改增”后现代服务业企业税负应当无显著变化。Xing et al. (2024)也提供了税负无显著变化的经验证据。

投入生产最终消费品 y^m 。制造业企业获取中间服务投入的来源包括外购和自己生产两种方式,且采用 CES 形式的生产函数将两种中间服务投入综合,表示如下:

$$y^m = A^m \left[\sum_{k \in \{s, ms\}} \mu^k (q^k)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}}, \quad (4)$$

其中,制造业企业生产率为 A^m 。 q^s 为制造业企业外购现代服务业企业产品的中间服务投入数量, q^{ms} 为制造业企业自己生产的中间服务投入数量。 $0 \leq \mu^s, \mu^{ms} \leq 1$ 分别表示制造业企业对外购服务和自己生产的依赖程度,且满足 $\mu^s + \mu^{ms} = 1$ 。参数 $0 < \rho < 1$ 决定两种中间服务投入的替代弹性。^①

本文假设制造业企业自己生产中间服务投入的生产函数为 $y^{ms} = A^{ms} l^{ms}$ 。其中, A^{ms} 为企业生产率, l^{ms} 为劳动力投入。考虑到专业分工的优势,令 $A^{ms} < A^s$,即现代服务业企业生产率高于制造业自己生产。根据利润最大化的一阶条件可得制造业企业自己生产服务产品时的单位成本和价格为 $p^{ms} = \frac{\tau \omega}{A^{ms}}$ 。

由于制造业企业一直适用增值税,应缴增值税为增值税税率与其销售额的乘积 $\tau^{VAT} \cdot p^m \cdot y^m$,其中 p^m 为制造业的产品价格。当现代服务业企业适用增值税时,制造业企业外购其服务时可以利用进项税额对其销项税额抵扣;但当现代服务业企业适用营业税时,则无法完成抵扣。本文用指示函数 v^s 表示现代服务业企业所适用税制:若 $v^s = 1$,则表明适用增值税;若 $v^s = 0$,则表明适用营业税。据此可得制造业企业的税后利润如下:

$$\pi^m = (1 - \tau^{VAT}) p^m y^m - p^{ms} q^{ms} - p^s q^s + v^s \tau^{VAT} p^s q^s. \quad (5)$$

将式(4)代入式(5)且对企业求解利润最大化可得制造业企业外购和自己生产服务的相对份额为:

$$\frac{q^s}{q^{ms}} = \left(\frac{1 - v^s \tau^{VAT}}{1 - \tau^s} \frac{A^{ms}}{A^s} \right)^{-\sigma} \left(\frac{\mu^s}{\mu^{ms}} \right)^\sigma, \text{ 其中 } \sigma = \frac{1}{1 - \rho}. \quad (6)$$

对于式(6),当 v^s 从 0 变为 1 时, $1 - v^s \tau^{VAT}$ 从 1 减少到 $1 - \tau^{VAT}$,意味着“营改增”后现代服务业企业的价格 $(1 - v^s \tau^{VAT}) p^s$ 降低,这使得制造业企业的外购服务投入成本相比自己生产而言有所下降,因此制造业企业外购服务相比自己生产的份额 $\frac{q^s}{q^{ms}}$ 增加(给定其他因素不变)。

因此,“营改增”政策实施后,制造业企业购买现代服务业投入时由于可以抵扣而产生更多的外购需求,从而会促进现代服务业企业规模扩张。

此外,根据式(4)的生产函数,利用成本最小化可得不包含“营改增”指示变量的制造业企业成本函数为:

① 替代弹性为 $\sigma = \frac{1}{1 - \rho}$ 。

$$c^m = \frac{1}{A^m} [(\mu^{ms})^\sigma (p^{ms})^{1-\sigma} + (\mu^s)^\sigma (p^s)^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}}. \quad (7)$$

式(7)表示,制造业单位成本 c^m 既取决于自己生产的成本 p^{ms} ,也与外购中间服务产品价格 p^s 成正比。

本文接着引入税制改革指示变量 v^s 考虑“营改增”引致的增值税抵扣效应,将制造业成本函数表示为:

$$c^m = \frac{1}{A^m} [(\mu^{ms})^\sigma (p^{ms})^{1-\sigma} + (\mu^s)^\sigma ((1-v^s\tau^{VAT})p^s)^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}}. \quad (8)$$

式(8)表示, $1-v^s\tau^{VAT}$ 与制造业单位成本 c^m 成正比。因此,当 v^s 从0变为1时, $1-v^s\tau^{VAT}$ 从1减少到 $1-\tau^{VAT}$,意味着“营改增”后制造业外购现代服务成本 $(1-v^s\tau^{VAT})p^s$ 减少,因此单位成本 c^m 降低。在其他因素不变的情况下,更低的生产成本扩大了制造业企业的产出规模,因此“营改增”政策实施后制造业企业规模也扩张。据此,本文提出如下假说:

产业扩张假说 “营改增”通过打通增值税抵扣链条,对制造业企业产生减税效应,促进制造业企业规模扩张;同时制造业外购现代服务需求增加,促进现代服务业企业规模扩张。

(二) 产业扩张在城市群“中心-外围”的区位差异

根据新经济地理学相关理论,经济活动的空间布局同时受到集聚力和分散力的共同作用:一方面,产业扩张有助于通过规模经济促进中心县区的空间集聚;另一方面,中心县区的要素成本上升和拥挤效应又会成为分散力,推动产业外迁。

从行业层面看,制造业和现代服务业空间布局机制也有所不同。对于制造业而言,企业生产的土地要素密集度更高(席强敏和梅林,2019;Desmet and Rossi-Hansberg, 2014)。由于土地供给缺乏弹性且难以跨区域流动,中心县区的经济集聚会推高土地价格,更高的用地成本成为限制制造业在中心县区集聚的重要分散力,促使中心县区制造业外迁或异地投资到外围县区,制造业扩张对外围县区的影响相对更大。上述特征在中心-外围县区间交通基础设施改善、运输成本下降时更为明显(范剑勇和邵挺,2011)。

与制造业不同,现代服务业的空间布局受土地成本的影响相对较小。中心县区更高的人口密度不仅有助于形成知识外溢和学习效应,还可以提供多样化的熟练劳动力市场,使得不同偏好和技能的生产者和消费者实现更好的匹配(陆铭等,2019;钟粤俊等,2020)。同时,中心县区能够为现代服务业企业提供接近客户的优势,放大集聚外部性和比较优势在现代服务业选址决策中的作用。

因此,考虑到不同产业的空间布局差异,“营改增”带来的产业扩张效应会使得城市群内部呈现中心县区现代服务业集聚、外围县区制造业集聚的区位差异,从而推动了城市群内部的分工格局调整。据此,本文提出如下假说:

产业区位假说 “营改增”实施的产业扩张效应在城市群内部存在区位差异:现代服务业向中心县区集聚,而制造业向外围县区扩散。

(三) 城市群“中心-外围”产业结构变动差异

基于现代服务业向中心集聚、制造业向外围扩散的区位布局特征,本文认为,越靠近城市群中心的县区,其在“营改增”实施后的产业结构表现为现代服务业相对制造业的产值比重上升越多的特征。

本文引入消费者偏好,假设代表性消费者的效用函数为:

$$u = (c^m)^\beta (c^s)^{1-\beta}, \quad (9)$$

其中, c^m 表示制造业消费, c^s 表示现代服务业消费。消费者收入来源为工资 w ,其会花费工资收入的 β 比例用于制造业消费,剩下 $1-\beta$ 比例用于现代服务业消费。

制造业产品只由消费者消费,而现代服务业产品有两个用途(制造业中间投入和消费者最终需求)。制造业市场均衡条件为:

$$p^m c^m L = \beta w L = p^m y^m. \quad (10)$$

现代服务业市场均衡条件为:

$$p^s c^s L = (1-\beta) w L, \quad p^s y^s = p^s [c^s L + q^s] = (1-\beta) w L + p^s q^s. \quad (11)$$

根据制造业和现代服务业零利润条件可得:

$$(1-\tau^s) p^s y^s = w l^s, \quad (12)$$

$$\begin{aligned} (1-\tau^{\text{VAT}}) p^m y^m &= p^{ms} q^{ms} + (1-v^s \tau^{\text{VAT}}) p^s q^s \\ &= w l^{ms} \left[1 + \left(\frac{1-v^s \tau^{\text{VAT}}}{1-\tau^s} \frac{A^{ms}}{A^s} \right)^{1-\sigma} \left(\frac{\mu^s}{\mu^{ms}} \right)^\sigma \right]. \end{aligned} \quad (13)$$

另外,劳动力市场均衡等式为:

$$l^s + l^{ms} = L. \quad (14)$$

综合上述均衡条件,现代服务业相对于制造业的均衡产值份额 $\frac{p^s y^s}{p^m y^m}$ 表示为:

$$\frac{p^s y^s}{p^m y^m} = \frac{1}{(1-\tau^s) \beta} \cdot \frac{(1-\beta) + (1-v^s \tau^{\text{VAT}})^{-\sigma} \zeta}{\frac{1}{1-\tau^s} + (1-v^s \tau^{\text{VAT}})^{-\sigma} \zeta}, \quad (15)$$

其中, $\zeta = \left(\frac{1}{1-\tau^s} \frac{A^{ms}}{A^s} \right)^{1-\sigma} \left(\frac{\mu^s}{\mu^{ms}} \right)^\sigma$ 。“营改增”政策实施之后产业结构的变化为:

$$\frac{d\left(\frac{p^s y^s}{p^m y^m}\right)}{d(1-v^s \tau^{VAT})} = \frac{1}{(1-\tau^s)\beta} \cdot \frac{-\sigma \zeta (1-v^s \tau^{VAT})^{-\sigma-1}}{\left(\frac{1}{1-\tau^s} + (1-v^s \tau^{VAT})^{-\sigma} \zeta\right)^2} \left[\frac{1}{1-\tau^s} - (1-\beta)\right] < 0. \quad (16)$$

根据式(16)一阶导数结果可知^①，“营改增”实施之后，现代服务业相比制造业的产值份额上升。从地区间变动差异看，受益于集聚经济，现代服务业生产率可以表示为 $A^s = \bar{A}^s L^\gamma$, $\gamma > 0$ ，其中 L 表示地区总人口。总人口越多时，现代服务业企业生产率越高。对式(16)求二阶导数得到：

$$\frac{d^2\left(\frac{p^s y^s}{p^m y^m}\right)}{d(1-v^s \tau^{VAT})d\left(\frac{A^{ms}}{A^s}\right)} = \frac{d^2\left(\frac{p^s y^s}{p^m y^m}\right)}{d(1-v^s \tau^{VAT})d\zeta} > 0. \quad (17)$$

在满足一定条件下^②，二阶偏导数大于0。这表明“营改增”政策实施后，总人口越多 $\left(\frac{A^{ms}}{A^s} \text{ 越小}\right)$ 的地区，现代服务业产业结构份额上升的幅度越大。本文提出如下假说：

产业结构假说 “营改增”实施后，距离城市群中心更近的县区，其现代服务业与制造业的产值比值增加更多。

三、数据说明、模型设计和结果分析^③

(一) 数据说明与处理^④

确定城市群样本范围。本文参考张学良(2016)，确定全国17个城市群样本。主要包括：长江三角洲、长江中游、成渝城市群组成的长江经济带城市群^⑤，京津冀城市群，珠三角城市群，山东半岛城市群，海峡西岸城市群，北部湾城市群，辽中南城市群，哈长城市群，中原城市群，关中平原城市群，太原城市群，呼包鄂榆城市群，兰州-西宁城市群，宁夏沿黄城市群，天山北坡城市群。

① 这里不考虑地区间贸易情况，“营改增”会增加所有地区现代服务业占比。若考虑地区间贸易情形，给定外围地区制造业生产更具比较优势，则“营改增”可能会促进外围地区制造业占比的上升、带来外围地区现代服务业占比下降的结果。

② ζ 与 $\frac{A^{ms}}{A^s}$ 成正比，因此二阶偏导数可以划出等号。推导过程及相关满足条件请见附录 I。限于篇幅，附录未在正文列示，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

③ 限于篇幅，制度背景详见附录 II。

④ 其他数据来源描述以及变量描述性统计请见附录 III。

⑤ 长江经济带的三大城市群覆盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、贵州、云南等11个省市。

企业层面数据。①本文主要使用的企业层面数据来自 2009—2014 年全国税收调查数据库。该数据库由财政部和国家税务总局按照分层随机抽样方法选取企业填报,样本期间涵盖了全国 31 个省份、293 个地级市的各类企业,覆盖了全部大类行业和绝大部分四位数行业。全国税收调查数据库详细记录了企业基本信息、财务数据和税收缴纳等情况,为研究微观企业行为提供了丰富的数据资料。②本文在构造县区间异地投资指标时,采用工商注册数据库中股权投资数据。工商注册数据库中企业样本主要包括控股公司和被控股公司的企业名称、经营范围、注册时间、注册地址、行业分类以及前者对后者的认缴金额和实缴金额等详细信息。

(二) 产业扩张假说检验

1. 基准回归设计

对于产业扩张假说的实证检验,考虑到“营改增”政策实施在不同地区的时间有所不同,异质性处理效应可能造成双向固定效应(Two-Way Fixed Effects, TWFE)估计有偏误,因此本文采用 Sun and Abraham (2021)、Callaway and Sant'Anna (2021)以及 Borusyak et al. (2024)等稳健估计方法。对于制造业而言,由于上述稳健估计方法主要适用于二元处理变量,因此本文以制造业各行业与 6 个现代服务业的产业关联度强弱(中位数划分)区分处理组(产业关联度强的制造业企业)与对照组(产业关联度弱的制造业企业)①,估计方程如下②:

$$Scale_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \times Manufacture_{it} + \delta_i + \eta_t + \epsilon_{it}, \quad (18)$$

其中, $Scale_{it}$ 表示企业规模,采用主营业务收入(取对数)度量。若处理组企业 i 在年份 t 及之后受到政策影响,则 $Manufacture_{it}$ 取值为 1,其他为 0。③ 产业关联度指标则通过 2007 年中国投入产出表计算得到:制造业行业来自试点现代服务业作为中间投入的直接消耗系数加总,再与税收调查数据的制造业行业匹配得到。 δ_i 为企业固定效应,控制企业不随时间变化的因素。 η_t 为年份固定效应,控制样本期内影响所有企业的共同冲击。 ϵ_{it} 是随机扰动项。预期系数 $\beta_1 > 0$,表明“营改增”政策实施后,与试点现代服务业产业关联度强的制造业企业规模扩张更多。

对于现代服务业而言,本文同样构造二元处理变量,采用 6 个试点现代服

① 考虑到处理组和对照组的可比性,本文采用同是制造业企业作为对照组,区别在于不同细分行业制造业和试点现代服务业的产业关联度有强弱之分。从政策实施内容看,制造业购买现代服务业投入越多时,“营改增”政策实施的减税效应越大,故企业规模扩张更多。因此,本文利用产业关联度的中位数划分强弱,以产业关联度强的制造业企业作为处理组,以产业关联度弱的制造业企业作为对照组。

② 这里核心解释变量构造方式为 $Manufacture_{it} = Connect_i \times Post_{it}$,其中 $Connect_i$ 是按照产业关联度高低分区区分处理组和对照组得到的虚拟变量; $Post_{it}$ 表示企业 i 在 t 年及之后是否受到政策影响。

③ 若在上半年实施改革则从当年开始赋值为 1,而若在下半年实施改革则在改革的下一年起赋值为 1。

务业企业作为处理组,以及 2016 年才实施改革的建筑业、房地产业、金融业、生活服务业等 4 个非试点行业企业作为对照组,估计方程如下^①:

$$Scale_{it} = \alpha_2 + \beta_2 \times Service_{it} + \delta_i + \eta_t + \epsilon_{it},$$

(19)

其中, $Scale_{it}$ 表示企业规模,用销售额(取对数)度量。若处理组企业 i 在年份 t 及之后受到政策影响,则 $Service_{it}$ 取值为 1,其他为 0。固定效应设定同上。预期系数 $\beta_2 > 0$,表明“营改增”政策实施后,相比非试点服务业,试点现代服务业企业规模扩张。

2. 基准回归结果

对现代服务业和制造业的回归结果见表 1。对于 Panel A 的制造业而言,第(1)列采用 Sun and Abraham(2021)的稳健方法进行估计, $Manufacture_{it}$ 的回归系数显著为正(系数为 0.023,在 5%水平上显著),表明“营改增”政策实施后,相比与试点现代服务业产业关联度低的制造业企业,产业关联度高的制造业企业规模显著扩张。第(2)、(3)列分别采用 Callaway and Sant’Anna(2021)以及 Borusyak et al.(2024)的稳健方法进行估计,前者估计系数为 0.012(在 1%水平上显著),后者估计系数为 0.028(在 5%水平上显著),这表明核心结论是稳健的。

对于 Panel B 的现代服务业而言,第(1)列采用 Sun and Abraham(2021)的稳健方法进行估计, $Service_{it}$ 的回归系数显著为正(系数为 0.692,在 1%水平上显著),表明“营改增”政策实施后,试点现代服务业企业相比非试点服务业企业的规模显著扩张。第(2)、(3)列分别采用 Callaway and Sant’Anna(2021)以及 Borusyak et al.(2024)的稳健方法进行估计,前者估计系数为 0.588(在 1%水平上显著),后者估计系数为 0.791(在 1%水平上显著),这表明核心结论是稳健的。Panel A 和 Panel B 的共同结果验证了“营改增”政策对制造业和现代服务业的产业扩张效应。

表 1 制造业和现代服务业企业规模扩张的交错 DID 估计

Panel A:制造业	(1)	(2)	(3)
	被解释变量: ln(主营业务收入)		
	Sun and Abraham (2021)	Callaway and Sant’Anna (2021)	Borusyak et al. (2024)
$Manufacture_{it}$	0.023** (0.011)	0.012*** (0.004)	0.028** (0.011)
观测值	413 990	383 776	426 818

① 这里核心解释变量构造方式为 $Service_{it} = Service_i \times Post_{it}$,其中 $Service_i$ 为按照试点现代服务业和非试点行业区分处理组和对照组得到的虚拟变量; $Post_{it}$ 表示企业 i 在 t 年及之后是否受到政策影响。

(续表)			
Panel B: 现代服务业	(1)	(2)	(3)
被解释变量: ln(销售额)			
	Sun and Abraham (2021)	Callaway and Sant'Anna (2021)	Borusyak et al. (2024)
<i>Service_{it}</i>	0.692*** (0.152)	0.588*** (0.024)	0.791*** (0.066)
观测值	77 545	62 671	76 826

注:①Panel A 和 Panel B 中采用 Sun and Abraham(2021)的稳健方法估计总效应时,对第 0、1、2 期均按处理期观测值占比进行加权平均,防止因某期样本较少导致该期系数估计不准确从而影响总效应估计。②***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。③列(1)和列(3)报告在省份-行业(两位数)层面聚类的标准误,且回归中控制企业固定效应和年份固定效应;列(2)报告企业层面聚类的标准误。④样本限制为政策实施前后均有观测值的企业,样本范围下同。

3. 稳健性检验

本文进行了如下稳健性检验:①平行趋势假设评估。本文采用 Sun and Abraham(2021)的稳健估计方法分别评估“营改增”政策实施对制造业和试点现代服务业企业规模影响的动态效应。②更换被解释变量。对于制造业,本文将主营业务收入替换为销售额衡量企业规模;对于现代服务业,本文将销售额替换为主营业务收入衡量企业规模,重新采用上述 3 种异质性稳健 DID 方法进行估计。以上检验结果均保持稳健。①

4. 机制分析

根据理论分析可知,“营改增”实施后,制造业企业购买现代服务业产品作为中间投入时可以增值税抵扣,从而减轻了企业税负。因此本文参考赵仁杰和范子英(2021)的做法,以应缴增值税/营业收入表示企业税负,并将其作为因变量,利用 Sun and Abraham(2021)稳健方法进行估计,结果见表 2 第(1)列。结果表明,“营改增”后,相比与试点现代服务业产业关联度弱的制造业企业,产业关联度强的制造业企业税负显著减少(系数为-0.085,在 5%水平上显著)②,从而验证了制造业企业因减税效应而扩张的假说。

对于现代服务业而言,“营改增”后,制造业企业外购现代服务业产品的份额增加,而外购需求的增加则会促进现代服务业企业规模扩张。因此,本文采用外购服务与营业收入的比值表示制造业企业外购服务份额③,采用同样方法

① 稳健性检验部分的具体分析及结果详见附录 IV。
② 由于应缴增值税负的平均值为 0.036,因此政策实施后,处理组相对对照组企业税负显著减少了 2.2%。
③ 外购服务包括政策试点的 6 个现代服务业支出加总:外购研发和技术服务费用支出、外购信息技术服务支出、外购文化创意服务支出、外购物流辅助服务支出、外购鉴证咨询服务支出以及外购有形动产租赁服务支出。

进行估计,结果见表2第(2)列。结果表明, $Manufacture_{it}$ 的系数显著为正(0.072,在1%水平上显著),因此“营改增”政策实施后,相比与试点现代服务业产业关联度弱的制造业企业,关联度更强的制造业企业外购现代服务份额显著增加。^①本文还使用不包括有形动产租赁的5个行业中间服务投入加总计算比值作为因变量重新估计^②,结论依然稳健,从而验证了现代服务业企业因制造业企业外购需求增加而扩张的假说。

表2 制造业和现代服务业扩张的机制分析:税负减轻和外购服务增加

变量	Sun and Abraham(2021)估计		
	制造业扩张	现代服务业扩张	
	应缴增值税税负	制造业的6项外购服务需求	扣除有形动产租赁行业外购服务
	(1)	(2)	(3)
$Manufacture_{it}$	-0.085** (0.034)	0.072*** (0.014)	0.068*** (0.014)
观测值	415 210	415 210	415 210

注:①***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。括号内为在省份-行业(两位数)聚类的标准误。②应缴增值税=销项税额-进项税额+本年进项税转出额-年末留抵进项税额。③采用Sun and Abraham(2021)的稳健方法估计系数时控制企业固定效应和年份固定效应,且估计总效应时按处理期观测值占比进行加权平均。④为统一系数和标准误小数点后3位,本文将因变量都乘以100。这只是为显示方便,经济显著性仍按照原始数值计算分析。

(三) 产业区位假说检验

1. 产业扩张的区位差异:在位企业扩张和新企业进入

本文将从在位企业规模扩张的空间差异和新进入企业数量的空间差异两个方面,基于城市群的“中心-外围”视角阐释制造业和现代服务业产业扩张的区位异质性。本文采用各县区到所在城市群中心县区的距离远近^③,衡量城市

① 结果在统计(1%水平)和经济上都显著。对于后者,外购现代服务份额(6项)的平均值为0.0032,因此政策实施后,处理组相对对照组外购现代服务份额增加了21.9%。同理,本文通过计算5项外购现代服务份额的平均值,发现政策实施后,处理组相对对照组外购现代服务份额增加了22.6%。

② 这是因为:“营改增”后,有形动产租赁行业的增值税税率较高(17%),而其他5个行业的增值税税率相对较低(6%),因此制造业企业购买有形动产租赁行业产品作为中间服务投入的减税效应可能并不明显。

③ 距离计算过程:首先,本文根据张学良(2016)以及相关政府文件,确定各城市群的中心城市,例如长三角(上海)、京津冀(北京)、珠三角(广州和深圳)等。其次,本文参考和比较2010年中心城市内部各县区人口密度、历史发展情况等确定各城市群中心城市的中心县区,例如上海(黄浦区)、北京(西城区)、广州(越秀区)和深圳(福田区)等。最后,本文计算各县区到所在城市群中心县区的地理距离,其中各城市群中心县区到其自身距离为零。

群内部中心和外围地区。^①

“营改增”对城市群中心和外围县区不同产业发展的差异化影响估计结果见表 3。第(1)、(2)列对应在位企业扩张的区位差异:本文采用企业税收调查数据,被解释变量为企业主营业务收入,解释变量分别在式(18)和式(19)基础上引入企业所在县区到城市群中心县区距离与政策变量构成交互项进行估计。

对于制造业而言, $Manufacture_{it}$ 的系数不显著,但交互项 $Manufacture_{it} \times distance_c$ 的系数显著为正(系数 0.202,在 1%水平上显著)。这表明,“营改增”实施后,随着到所在城市群中心县区距离越远,该县区的制造业在位企业规模扩张越多。这反映出“营改增”促进制造业在位企业扩张的效应在城市群内外围县区相比中心县区更为明显。

对于现代服务业而言, $Service_{it}$ 的系数显著为正(系数 0.081,在 1%水平上显著),交互项 $Service_{it} \times distance_c$ 系数为负数(系数 -0.050,不显著)。这表明,“营改增”后中心县区的现代服务业在位企业规模扩张明显;而随着到中心县区距离越远,该县区的现代服务业在位企业规模扩张效应也在减弱(只是统计不显著)。可见,“营改增”政策促进现代服务业在位企业扩张的效应在城市群内中心县区和外围县区都显著,且前者略强于后者。总之,从在位企业扩张的角度看,政策促进制造业的扩张效应在城市群内部外围县区显著高于中心县区,而政策促进现代服务业的扩张效应在中心县区略强于外围县区。

表 3 产业扩张的区位差异:在位企业扩张和新企业进入

变量	在位企业扩张		新企业进入	
	制造业	现代服务业	制造业	现代服务业
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Manufacture_{i(c)t} (Service_{i(c)t})$	0.002 (0.015)	0.081*** (0.025)	-0.253*** (0.024)	0.124*** (0.020)
$distance_c$	1.843 (1.156)	-2.687*** (0.628)		
$Manufacture_{i(c)t} (Service_{i(c)t}) \times distance_c$	0.202*** (0.064)	-0.050 (0.130)	0.748*** (0.078)	-0.369*** (0.055)
县区控制变量	否	否	是	是

① 本文使用两类指标刻画城市群内部县区的中心-外围特征:一是根据 2010 年全国人口普查数据计算的县区人口密度,二是 2010 年工业用地价格。为检验这两类指标是否能够反映中心-外围梯度,本文分别计算人口密度、工业用地价格与县区到城市群中心地理距离的成对相关系数。结果显示,人口密度和工业用地价格均与地理距离显著负相关,即距离中心越远,县区人口密度和工业用地价格越低。因此,后文在描述城市群内部中心-外围县区时,将根据语境交替使用人口密度和工业用地价格这两类指标。相关性分析的描述性统计结果见附录 III 表 III 2。

变量	(续表)			
	在位企业扩张		新企业进入	
	制造业	现代服务业	制造业	现代服务业
	(1)	(2)	(3)	(4)
观测值	413 990	253 024	22 196	22 196
R ²	0.945	0.857	0.840	0.903
企业固定效应	是	是		
省份-年份固定效应	是	是		
城市群-年份固定效应	是	是		
县区固定效应			是	是
年份固定效应			是	是

注：①第(1)、(2)列为企业数据，被解释变量为企业主营业务收入(取对数)。②第(3)、(4)列为县区数据，被解释变量为县区新注册企业数量，参考汪殊逸等(2024)按照 $\ln(1+\text{新注册企业数量})$ 处理。③由于第(3)、(4)列控制了县区固定效应，因此 $distance_c$ 的系数被县区固定效应所吸收。④第(3)、(4)列县区控制变量包括人均GDP、人口规模(户籍人口表示)。⑤***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。第(1)、(2)列括号内为在省份-行业(两位数)聚类的标准误；第(3)、(4)列括号内为在县区层面聚类的标准误。⑥第(3)列临界点为 $distance = 338.7$ 公里；第(4)列临界点为 $distance = 335.9$ 公里。⑦为统一系数和标准误小数点后3位数，本文将 $distance$ 乘以1 000，对 $distance$ 的处理下同。

表3第(3)、(4)列从新进入企业的角度考察不同产业扩张的区位差异。关于被解释变量的计算，本文首先将工商注册数据库的新注册企业数量进行加总：对于制造业，按照产业关联度强弱(中位数划分)区分处理组和对照组，分别计算二者在县区-年份层面新注册企业数量；对于现代服务业，按照是否试点现代服务业区分处理组和对照组，分别计算二者在县区-年份层面新注册企业数量。解释变量的设定与列(1)、(2)相近，区别在于县区层面而非企业层面。^①

对于制造业而言， $Manufacture_{ct}$ 的估计系数为-0.253(在1%水平上显著)，其和地理距离的交互项系数为0.748(在1%水平上显著)。这表明，当地理距离为0(中心县区本身)时，“营改增”政策实施后制造业的新进入企业数量减少，但随着到中心县区距离越远，该县区制造业新进入企业数量减少的幅度越小。我们将 $Manufacture_{ct}$ 的系数和交互项系数相除得到平均临界距离338.7公里。^②当到城市群中心县区距离超过平均临界距离时，“营改增”政策实施后制造业的新进入企业数量反而增加。这说明，“营改增”对制造业新进入企业的影响在城市群内部出现了分化：中心县区新进入企业数量减少，而外围县区新进入企业数量增加。

① 关于主要变量设定的注释请见附录V。
② 计算过程为： $1000 \times 0.253 / 0.748 = 338.7$ (公里)。这大致相当于长三角内上海到浙江金华的距离。

对于现代服务业而言, $Service_{ct}$ 的估计系数为 0.124(在 1% 水平上显著), 其和地理距离的交互项系数为 -0.369(在 1% 水平上显著)。这表明, “营改增”政策实施后, 中心县区现代服务业新进入企业数量显著增加, 且随着到中心县区距离越远, 增加的幅度减小。当到城市群中心县区距离超过平均临界距离(335.9 公里)时, 现代服务业的新进入企业数量反而减少了。这说明, “营改增”对现代服务业新进入企业数量的影响在城市群内部同样出现了分化: 中心县区新进入企业数量增多, 而外围县区新进入企业数量减少。总之, 从新进入企业的角度看, 在城市群内部政策促进制造业扩张在外围县区要大于中心县区, 而促进现代服务业扩张在中心县区要大于外围县区。相比于汪殊逸等(2024)研究“营改增”增加了试点服务业和制造业的新进入企业数量, 本文在城市群“中心-外围”视角下, 考察了政策影响不同产业新进入企业数量的区位差异。

综上所述, 在位企业扩张和新企业进入的区位差异结果都表明了, “营改增”促进制造业扩张效应在外围县区要强于中心县区, 而现代服务业扩张效应在中心县区要强于外围县区, 这在一定程度上验证了产业区位假说。

2. 产业扩张的区位差异: 制造业异地投资

针对制造业异地投资, 本文参考马光荣等(2020)关于企业设立异地子公司的构造方式, 利用工商登记注册的股权投资信息, 本文将第 t 年县区 c 内所有控股公司, 对其在县区 c' 控股的被控股公司实际缴纳的出资额加总, 作为县区 c 流向县区 c' 的新增投资^①, 再按照县区加总得到 $capitalFlow_{cc't}$, 形成县区 c - 县区 c' - 年份 t 的新增投资数据用以反映地区间资本流动。由于 $capitalFlow_{cc't}$ 可能包含较多零值, 故本文采用泊松伪极大似然估计(Poisson Pseudo-Maximum Likelihood, PPML)方法进行估计。

$$capitalFlow_{cc't} = \alpha_3 + \beta_3 Post_{ct} \times \Delta LandPrice_{cc', 2010} + \delta_{cc'} + \lambda_{pt} + \varepsilon_{cc't}, \quad (20)$$

其中, $capitalFlow_{cc't}$ 表示县区 c 到县区 c' 的在 t 年的新增投资。 $Post_{ct}$ 表示控股公司所在县区 c 在第 t 年及之后是否实施“营改增”政策, $\Delta LandPrice_{cc', 2010}$ 表示政策实施前县区 c 与县区 c' 的工业用地出让价格差值, 选取 2010 年工业用地出让价格数据构造指标。^② $\delta_{cc'}$ 表示县区 c - 县区 c' 对固定效应, 控制县区对不随时间变化的影响因素, 因此 2010 年地价差 $\Delta LandPrice_{cc', 2010}$ 会被县区对固定

① 关于新增投资计算, 首先, 本文利用工商注册数据库中企业的股东累计实缴额数据, 按照年份保留最迟出资日期的累计实缴额, 得到企业-股东-年份的累计实缴额数据; 其次, 按照企业-股东-年份对累计实缴额计算差分得到新增投资。最后, 根据企业所在县区 c 以及股东所在县区 c' , 按照年份进行加总得到县区 c - 县区 c' - 年份 t 的新增投资指标。需要指出的是, 第一年的累计实缴额就是新增投资, 后续年份计算累计实缴额的差分得到新增投资数据。

② 2010 年地价计算: 首先, 本文利用中国土地市场网中工业用地出让地块的出让价格和面积信息, 按照县区加总计算各县区工业用地出让的平均价格; 其次, 计算控股公司所在县区与被控股公司所在县区的工业用地出让价格的差值。

效应吸收; λ_{pt} 表示异地投资出发县区所在省份 p -年份 t 固定效应,控制出发县区所在省份随时间变化的影响因素,因此 $Post_{ct}$ 会被省份-年份固定效应所吸收; $\epsilon_{cc't}$ 表示误差项。本文关注交互项系数 β_3 ,若 $\beta_3 > 0$ 则表明制造业会异地投资到地价低的外围地区,且地价差越大投资越多。估计结果见表4第(1)列。

表4 制造业企业异地投资

变量	新增投资	稳健性检验		
		替换被解释变量: 累计实缴额	替换交互项: 3年平均地价	控制地价差的 时间趋势项
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Post_{ct} \times \Delta LandPrice_{cc',2010}$	7.856*** (2.108)	7.868*** (1.989)	7.054*** (1.605)	18.496*** (4.692)
控制地价差×时间趋势项	否	否	否	是
县区控制变量	是	是	是	是
观测值	2 379	2 560	2 631	2 379
县区对固定效应	是	是	是	是
出发地省份-年份固定效应	是	是	是	是

注:①***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;县区控制变量包括人均GDP和人口规模(户籍人口);括号内为在县区对上聚类标准误。②第(3)列采用2009、2010、2011年3年平均地价计算地价差。③第(4)列控制期初(2009年)的地价差和时间趋势项(二次多项式)的交互项。④保留出发地县区地价大于目的地县区地价的样本。

表4第(1)列结果显示,交互项系数 β_3 为7.856(在1%水平上显著),表明政策实施显著促进处于地价较高县区的制造业企业到地价较低的县区进行异地投资,且县区间地价差越大,投资越多。第(2)、(3)列分别更换被解释变量以及替换交互项重新估计^①,保证结果的稳健性。此外,地价差可能会直接导致制造业企业从地价高的地区向地价低的地区异地投资。为了保证结论的稳健性,本文从理论和实证上说明“营改增”是加剧制造业外迁(即使控制地价差的直接影响后结论仍然成立)。理论上,“营改增”通过减税效应显著促进制造业扩张,由此带来更多土地需求,且在中心地区土地价格较高的约束下,加剧了制造业外迁动机。实证上,本文在第(4)列中加入地价差和时间趋势项的交互项且与第(1)列结果对比,发现交互项系数 β_3 不仅在1%水平上统计显著为正,而且其系数(18.496)比不加地价差和时间趋势项的交互项时系数(7.856)更大。这表明,尽管制造业企业本身因地价差存在外迁动机,但“营改增”依然通过地价差

① 前者采用累计实缴额替代新增投资,估计结果见第(2)列;后者采用政策实施前2009、2010、2011年的3年平均地价差替换2010年地价差,估计结果见第(3)列。可以看出,估计结果与第(1)列结果保持一致,说明“营改增”促进制造业企业异地投资的结论是稳健的。

显著影响制造业企业异地投资^①，可以认为政策会加剧制造业外迁的趋势，也保证了政策实施后制造业企业异地投资结论的稳健性。同时，制造业异地投资的经验证据也验证了产业区位假说。

四、进一步讨论

（一）城市群“中心-外围”产业结构变动差异

对应上文分析得出的产业扩张后现代服务业向中心集聚、制造业向外围扩散的区位布局结论，本文认为，越靠近城市群中心的县区，在“营改增”实施后的产业结构表现为现代服务业相对制造业的产值比重上升越多的特征。本文利用企业税收调查数据，将主营业务收入、营业收入、销售额按照现代服务业和制造业分别加总至县区-年份层面，再计算二者的比值作为被解释变量进行估计，估计结果见表 5。结果表明，“营改增”政策实施后，城市群中心县区现代服务业相比制造业的产值比重上升，且随着到中心县区距离越远，产值比重上升越少，从而验证了产业结构假说。

表 5 产业结构变动的区位差异

变量	主营业务收入加总	营业收入加总	销售额加总
	(1)	(2)	(3)
$Post_{ct}$	0.178** (0.075)	0.176** (0.072)	0.121*** (0.026)
$Post_{ct} \times distance_c$	-0.346*** (0.127)	-0.342*** (0.123)	-0.288*** (0.046)
观测值	9 799	9 803	9 796
R ²	0.613	0.615	0.514
县区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

注：①***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著；括号内为聚类到县区层面的标准误。② $distance_c$ 被县区固定效应吸收。③产业结构=现代服务业/制造业，计算过程是先将现代服务业和制造业企业规模加总至县区层面，再计算二者的比值得到。其中企业规模度量指标包括主营业务收入、营业收入和销售额。

进一步地，根据新经济地理学理论可知，产业集聚或扩散程度由“集聚力”

① 若制造业企业外迁主要是由地价差导致，那么加入地价差和时间趋势项的交互项后，制造业企业异地投资的变化应主要被交互项吸收，其系数 β_3 应该变得不显著；反之，若加入交互项后，系数 β_3 仍显著为正，则说明“营改增”政策促进制造业扩张带来的土地成本上升使其考虑从中心地区向外围地区异地投资的机制存在。

和“分散力”决定：当集聚力大于分散力时，产业集聚；反之产业扩散。集聚力和分散力的相对大小取决于贸易成本的大小，且贸易成本越小时产业集聚或扩散的程度更加显著。因此，相比贸易成本较大的城市群，要素流通更畅通的城市群现代服务业向中心地区集聚、制造业向外围扩散的区位布局应当更明显，使得城市群“中心-外围”的产业结构变动差异也更为显著。对此，本文区分长三角、京津冀、珠三角城市群与其他城市群，一般而言，前者要素流通更为畅通，由此预期前者产业结构变动的区位差异更为明显。估计结果见表 6，也验证了本文预期。

表 6 不同城市群间产业结构变动的差异

变量	主营业务收入加总		营业收入加总		销售额加总	
	长三角+ 京津冀+ 珠三角	其他 城市群	长三角+ 京津冀+ 珠三角	其他 城市群	长三角+ 京津冀+ 珠三角	其他 城市群
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Post_{ct}$	0.352** (0.160)	0.051 (0.055)	0.375** (0.160)	0.044 (0.052)	0.280*** (0.062)	0.053** (0.025)
$Post_{ct} \times distance_c$	-0.734* (0.420)	-0.271** (0.127)	-0.783* (0.415)	-0.254** (0.120)	-0.720*** (0.161)	-0.194*** (0.042)
观测值	2 663	7 136	2 664	7 139	2 664	7 132
R ²	0.649	0.590	0.646	0.597	0.570	0.480
县区固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著；括号内为聚类到县区层面的标准误。

（二）地区分工对企业的启示

对应上文中产业扩张后现代服务业向中心集聚、制造业向外围扩散的区位布局结论，本文猜想，“营改增”通过城市群内部“中心-外围”制造业和现代服务业的地区产业分工，提升了制造业企业效益，这一作用对于外围县区的制造业企业更为明显。本文采用劳动效率提升、资产周转率增加、总资产规模扩大表示制造业企业效益提升，并在式(18)的基础上增加了制造业企业所在县区到城市群中心县区距离与政策变量的交互项，估计结果见表 7。结果验证了本文猜想。

表 7 城市群“中心-外围”县区的制造业企业效益

变量	劳动效率 (1)	资产周转率 (2)	总资产 (3)
$Manufacture_{it}$	0.012** (0.006)	0.008 (0.008)	0.011** (0.005)
$distance_c$	1.130** (0.558)	0.238 (0.803)	0.526 (1.536)
$Manufacture_{it} \times distance_c$	0.044* (0.027)	0.099** (0.040)	0.039* (0.023)
观测值	345 398	343 812	343 836
R ²	0.881	0.795	0.971
企业固定效应	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是
城市群-年份固定效应	是	是	是

注：①***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内为聚类到企业层面的标准误。②劳动效率采用主营业务收入/职工人数，再取对数；资产周转率=营业收入/总资产；总资产取对数。③ $Manufacture_{it} = 1$ 表示处理组企业*i*在*t*年及之后受到政策影响，其他为0；处理组和对照组企业区分是根据产业关联度强弱（中位数划分）确定； $distance_c$ 表示企业*i*所在县区*c*到城市群中心县区的地理距离。

五、政策含义

本文研究结果对于财税改革促进区域协调发展具有重要政策含义。第一，党的二十届三中全会《决定》提出要健全宏观经济治理体系，因此有必要将深化财税体制改革与完善区域协调发展战略机制纳入同一研究框架。本文基于“营改增”这一税制改革，从制造业和现代服务业扩张与城市群产业空间布局的角度，说明了“营改增”对城市群中心与外围地区制造业和现代服务业发展的差异化影响。本文结论表明，中央政府可以通过税收等宏观政策设计，推动地区间产业布局的差异化，促进地区-产业间的专业化分工和经济关联，助推构建优势互补的区域经济格局。第二，党的二十大报告提出要构建全国统一大市场，深化要素市场化改革。城市群作为我国经济发展的重心所在，需要在这方面积极探索，为全面建设全国统一大市场发挥好引领示范作用。相比其他城市群，在要素流通更为畅通的长三角、京津冀、珠三角城市群内部，“营改增”实施后现代服务业相比制造业的产值占比变化呈现出空间差异更明显的特征。上述结论

表明,要素市场一体化改革有助于发挥财税改革在促进地区专业化分工、推动区域协调发展方面的政策影响。

参考文献

- [1] 白重恩、杜颖娟、陶志刚、仝月婷,“地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势”,《经济研究》,2004年第4期,第29—40页。
- [2] Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, “Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation”, *Review of Economic Studies*, 2024, 91(6), 3253-3285.
- [3] Callaway, B., and P. H. C. Sant’Anna, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 200-230.
- [4] 陈钊、王旸,“‘营改增’是否促进了分工:来自中国上市公司的证据”,《管理世界》,2016年第3期,第36—45+59页。
- [5] Davis, J. C., and J. V. Henderson, “The Agglomeration of Headquarters”, *Regional Science and Urban Economics*, 2008, 38(5), 445-460.
- [6] Dekle, R., and G. Vandenbroucke, “A Quantitative Analysis of China’s Structural Transformation”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2012, 36(1), 119-135.
- [7] Desmet, K., and E. Rossi-Hansberg, “Spatial Development”, *American Economic Review*, 2014, 104(4), 1211-1243.
- [8] Duranton, G., and D. Puga, “From Sectoral to Functional Urban Specialisation”, *Journal of Urban Economics*, 2005, 57(2), 343-370.
- [9] 范剑勇、邵挺,“房价水平、差异化产品区位分布与城市体系”,《经济研究》,2011年第2期,第87—99页。
- [10] 范子英、彭飞,“‘营改增’的减税效应和分工效应:基于产业互联的视角”,《经济研究》,2017年第2期,第82—95页。
- [11] 郭凯明、龚六堂,“减税降费与产业结构变迁”,《经济学》(季刊),2023年第5期,第1723—1740页。
- [12] 韩永辉、黄亮雄、王贤彬,“产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验”,《经济研究》,2017年第8期,第33—48页。
- [13] 黄群慧,“改革开放40年中国的产业发展与工业化进程”,《中国工业经济》,2018年第9期,第5—23页。
- [14] Kolko, J. “Urbanization, Agglomeration, and Coagglomeration of Service Industries”, In: Edward L. Glaeser(ed.), *Agglomeration Economics*. University of Chicago Press, 2010, 151-180.
- [15] 李力行、申广军,“经济开发区、地区比较优势与产业结构调整”,《经济学》(季刊),2015年第3期,第885—910页。
- [16] 李永友、严岑,“服务业‘营改增’能带动制造业升级吗?”,《经济研究》,2018年第4期,第18—31页。
- [17] 陆铭、李鹏飞、钟辉勇,“发展与平衡的新时代——新中国70年的空间政治经济学”,《管理世界》,2019年第10期,第11—23+63+219页。
- [18] 陆铭、向宽虎、李鹏飞、李杰伟、钟粤俊,“分工与协调:区域发展的新格局、新理论与新路径”,《中国工业经济》,2023年第8期,第5—22页。
- [19] 马光辉、程小萌、杨恩艳,“交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资

- 的研究”,《中国工业经济》,2020年第6期,第5—23页。
- [20] 乔睿蕾、陈良华,“税负转嫁能力对‘营改增’政策效应的影响——基于现金-现金流敏感性视角的检验”,《中国工业经济》,2017年第6期,第117—135页。
- [21] Sun, L., and S. Abraham, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 175-199.
- [22] 孙晓华、张竣楠、郑辉,“‘营改增’促进了制造业与服务业融合发展吗”,《中国工业经济》,2020年第8期,第5—23页。
- [23] 汪殊逸、袁从帅、刘志阔,“税制改革、营商环境与市场活力:兼论改革协同作用”,《世界经济》,2024年第1期,第3—29页。
- [24] 王昀、孙晓华,“政府补贴驱动工业转型升级的作用机理”,《中国工业经济》,2017年第10期,第99—117页。
- [25] 席强敏、梅林,“工业用地价格、选择效应与工业效率”,《经济研究》,2019年第2期,第102—118页。
- [26] Xing, J., K. Bilicka, X. Hou, and S. Raci, “How Distortive Are Turnover Taxes? Evidence from China,” *Journal of Development Economics*, 2024, 171, 103332.
- [27] 徐巍、陈冬华、刘磊、梁上坤,“地区产业结构调整中的经验借鉴:基于官员异地调任的证据”,《世界经济》,2023年第11期,第79—102页。
- [28] 严成樑,“结构转型中税收政策的社会福利成本:基于比较静态的分析”,《世界经济》,2017年第9期,第99—122页。
- [29] 袁淳、耿春晓、从圃匀、肖土盛,“地区司法水平与产业结构升级——来自巡回法庭设立的证据”,《经济研究》,2023年第9期,第171—189页。
- [30] 张学良,《2015年中国区域经济发展报告——中国城市群可持续发展》。北京:人民出版社,2016年。
- [31] 赵仁杰、范子英,“税费替代:增值税减税、非税收入征管与企业投资”,《金融研究》,2021年第1期,第71—90页。
- [32] 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”,《管理世界》,2020年第11期,第35—47页。

Tax Reform and Regional Industrial Development: A Core-Periphery Perspective within Urban Agglomerations

TAO Xinyu

(Xiamen University)

MA Guangrong

(Renmin University of China)

YANG Xi^{*}

(Xiamen University)

ZHANG Zhiming

(Renmin University of China)

Abstract: Adopting a core-periphery framework within urban agglomerations, we attempt to investigate the heterogeneous impacts of China's value added tax (VAT) reform ("replacing business tax with VAT") on the development of manufacturing and modern services across regions. We find that the reform significantly fosters expansion in both sectors through manufacturing tax reductions and tighter inter-industry input-output linkages. Spatially, modern services increasingly agglomerate in core cities, while manufacturing activity diffuses toward peripheral areas. Consistent with the resulting interregional shifts in industrial structure, the reform deepens intra-agglomeration specialization, enhances manufacturing firms' performance, and ultimately supports more balanced regional development.

Keywords: tax reform; regional industrial development; urban agglomerations' core-periphery structure

JEL Classification: H25, H32, R12

* Corresponding Author: YANG Xi, School of Economics, Xiamen University, No. 422 Siming South Road, Siming District, Xiamen, Fujian 361005, China; Tel: 86-592-2186183; E-mail: yangxi@xmu.edu.cn.