地方政府税收竞争助推了经济发展不平衡吗？

——基于劳动力流动的视角\*[[1]](#footnote-0)

储德银 迟淑娴 刘俸奇

摘要：立足新时代中国社会主要矛盾的根本转变和经济转向高质量发展这一新目标，科学厘清地方政府税收竞争与地区经济发展不平衡之间关系，不仅有利于通过规范地方政府间税收竞争加快推进现代财政制度基本框架的确立，还可以促使地方政府以新发展理念为指引切实推动经济高质量发展。本文首先从理论层面系统诠释地方政府税收竞争与经济发展不平衡之间关系及其影响机制，然后构建包含双重固定效应的空间杜宾模型实证考察地方政府税收竞争对经济发展不平衡的影响效应，结果发现：（1）地方政府之间不仅存在策略互动的税收竞争行为，而且对于地区经济发展不均衡具有正向影响，即地区间税收竞争越激烈，经济发展不平衡程度越高；（2）异质性检验显示，地方政府税收竞争的核心主要源于对营业税和所得税税基的争夺，而且在人口规模较大的城市中效应更为明显；（3）机制分析表明，地方政府税收竞争主要通过改变劳动要素的数量和质量对地区经济发展不平衡产生影响。以上研究结论，本文通过改变空间权重矩阵与核心变量的测度方法等进行稳健性检验发现依然成立。

关键词：地方政府税收竞争 经济发展不平衡 劳动力流动 空间杜宾模型

中图分类号F812.2

**Does Local Government Tax Competition exacerbate Imbalance**

**of Economic Development？**

**——A Perspective Based on Labour Mobility**

CHU deyin1 CHI shuxian2 LIU fengqi3

（1. Anhui University of Finance and Economics, Bengbu, China; 2. Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, China; 3. Nankai University, Tianjin, China）

**Abstract:** Based on the fundamental change of the main contradiction of Chinese society in the new era and the new goal of shifting the economy to high-quality development, a scientific clarification of the relationship between local government tax competition and regional economic development imbalance is not only conducive to accelerating the establishment of the basic framework of a modern fiscal system, but also can prompt local governments to promote high-quality economic development with the new development concept as the guide. This paper firstly systematically interprets the relationship between local government tax competition and economic development imbalance and its influence mechanism from the theoretical level. Then it constructs a spatial Durbin model containing double fixed effects to empirically examine the effect of local government tax competition on economic development imbalance, and finds that: (1) there is not only strategic interaction between local governments in tax competition behavior, but also has a positive effect on regional economic development imbalance, i.e., the more intense the inter-regional tax competition is, the higher the degree of economic development imbalance is; (2) the test of heterogeneity shows that core of local governments' tax competition mainly stems from the competition for business tax and income tax base, and the effect is more obvious in cities with larger population sizes; (3) Mechanism analysis shows that local governments' tax competition mainly affects the imbalance of regional economic development by changing the quantity and quality of labor factors. The above findings are still found to be valid by changing the spatial weight matrix and the core variables' measures.

**Keywords**: Local Government Tax Competition; Economic Development Imbalance; Labor Mobility; Spatial Durbin Model

# 一、引言

伴随中国经济社会发展进入民生新时代，一方面，社会主要矛盾业已转变为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾；另一方面，高质量发展成为各级政府致力追求的新目标和未来中国经济运行的新特征。党的十九届五中全会立足新发展阶段，从战略高度提出新时代必须贯彻新发展理念和构建新发展格局，各级政府要将发展质量问题摆在更为突出的位置。科学的财税体制不仅是国家治理的基础和重要支柱，而且在多级政府治理框架下更是促使地方政府高效运行与推动经济高质量发展的制度激励基石（吕炜等，2019）。中国式财政分权体制通过“经济锦标赛”和“晋升锦标赛”双重激励机制，促使中国地方政府热衷于以税收优惠、租费减免和先征后返等多种形式开展税收竞争以及进而形成殊途同归的“税收洼地”。虽然地方政府税收竞争自1994年分税制改革以来在推动地方经济快速增长中发挥着至关重要的作用，但也在一定程度影响了税收公平与市场统一。因而立足新时代中国社会主要矛盾的根本转变和经济转向高质量发展这一新目标，本文尝试从理论与实证两个维度科学厘清与系统诠释地方政府税收竞争对地区经济发展不平衡的影响及其作用机制，这不仅有利于通过规范地方政府间税收竞争加快推动现代财政制度基本框架的基本确立，还可以引导地方政府以新发展理念为指引促进区域经济协调与高质量发展。

从以美国为代表的西方财政联邦主义到中国式财政分权，如何激励地方政府更加高效地履职尽责始终是财税体制改革的核心问题之一。尤其是在国家治理体系现代化进程不断纵深推进中，多级政府治理架构不仅能充分调动地方政府的积极性和主动性，还能从整体上提升政府部门运行效率，从而为地方政府间税收竞争提供可能。虽然从表面来看，财政分权理论下的地方政府为争夺稀缺的流动性资源而采取竞争机制是不可避免的，但实际中，政府税收竞争的有效性是依政府结构层级、中央财政补助以及税率变动等对要素流动的影响程度作为前提。传统税收竞争理论基于理性经济人“用脚投票”这一自由流动机制，认为降低税率抑或提高补贴均会吸引流动性较强的要素流入，政府间税收竞争和激励机制有利于提升政府行政效率、避免机构繁冗、增进人民福祉、提高辖区内公共服务规模和数量，从而增强各地区的竞争优势（Buchanan,1980）。然而针对转型时期的中国经济而言，政府间良性竞争机制很好地调动了地方政府积极性，无论是带有市场契约特征的承包制，还是实现中央地方激励一致性的分税制改革，政府间横向与纵向税收竞争都为中国经济持续高速增长发挥着不可替代的积极作用（沈坤荣、付文林，2006；吕冰洋、郭庆旺，2011）。

然而大量经验研究表明，缺乏较强政治约束的税收竞争未必能带来效率的改进，即“无效竞争”不仅意味着财政自由度的松弛，还预示着地方政府行为的扭曲或异化（Oates,1972; Boadway,2001; Sennoga et al,2007)。因为当地方政府获得不同程度的自由裁量权时，无论是为谋取发展而竞争，抑或为获得中央政府补助而竞争，地方政府税收竞争在强烈的利益机制驱动下也给经济高质量发展带来巨大成本。一方面，政府税收竞争产生的“逐底竞次”侵蚀了中央与地方政府的税收收入；另一方面，税基重叠导致的“公地悲剧”给下级政府带来了治理困境（谢贞发、范子英，2015）。地方政府源于竞争的短视行为会放松征管约束，向资本让渡居民利益。特别是在官员晋升激励机制的作用下，竞争机制最终可能带来地方政府公共职能的异化、粗放式的经济增长以及不平衡不充分的经济发展后果（傅勇、张晏，2007；尹恒、朱虹，2011）。除此之外，地方政府税收竞争导致的重复建设、市场分割以及投资过热不但能通过改变地区间的生产要素配置而导致宏观经济波动加剧，还强化了地区间经济发展的不平衡（赵文哲等，2010；陈晓光，2016）。尤其是在集聚效应与贸易成本的条件下，无论是策略替代性抑或策略互补性的政府间税收竞争，均会促使地区经济发展差距进一步扩大（汪冲，2011；Parchet,2019）。根据国家统计局公布的官方数据显示，中国省际人均GDP差距（最高与最低省份人均GDP之比）自1998年之后呈现出先升后降再反弹这一发展态势。其中，这一比值在2004年达到峰值13.12:1，且在1996-2006年间连续10年都大于10。虽然这一比值随后持续下降至2014年的3.98:1，即意味着“先富带动后富”的涓滴效应显现，地区经济发展不平衡程度逐渐缩小，但中国地区经济发展差距又从2015年再次缓慢攀升至2019年的4.98。与之相伴，这一时期的全国居民收入基尼系数从整体上也同样呈现倒“U”型变化趋势，且始终高于国际警戒线0.4水平，地区间收入差距过大与经济发展不平衡的严峻性不言自明（贾俊雪、梁煊，2020）。对此，党的十九大报告不仅强调要“实施区域协调发展战略”，还明确提出新时代中国社会主要矛盾业已转变为“人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》（简称《建议》）指出在“十四五”期间，要进一步改善和提高人民生活水平，不断缩小城乡、区域和居民收入差距，推动区域经济均衡发展。由此可见，本文立足新时代中国社会主要矛盾业已转变这一新特征，从地方政府税收竞争视域深入探究其对地区经济发展不平衡的影响效应及其作用机制，进而为致力解决地区经济发展不平衡这一问题提供决策参考与思路借鉴，这不仅是系统诠释中国地方政府实现经济高质量发展的应有之义，也对深入贯彻新发展理论与构建新发展格局具有非常重要的现实意义。

# 二、文献综述

在传统财政分权理论中，Zodrow & Mieszkowski(1986)认为广义的税收竞争是指不同地区政府通过降低税率或优化公共服务等为争夺经济性资源或经济活动而展开的一切减少企业实际税负的竞争行为。在非对称辖区规模和要素不完全流动的条件下，基于相对独立的利益需求和执政能力，地方政府为了增进本辖区的经济实力与提高居民社会福利，通过非合作的税收优惠和支出政策，调整与其他地区的相对税率，在利于或损害相邻地区的情况下改变税基规模，从而吸引资本、人口与技术等要素流入（Tiebout,1956）。然而无论是横向或纵向税收外部性的互动影响，抑或直接与间接的税收竞争手段，税收政策的变化在多大程度上影响流动性税基和政府收入分配职能的发挥是判断税收竞争有效性的关键（Wilson,1986；汪冲，2011）。现有文献中，政府间税收竞争对地方经济发展的影响及其机制的研究主要从以下三个方面展开。

地方政府税收竞争可以通过调整资本税率改变资本的流动性和回报率对其经济发展产生影响。基于仁慈型政府这一假设前提，实施税收竞争策略的地方政府通过竞相降低有效税率来提高资本边际收益率，实现对本辖区内资本要素的固化作用和对辖区外要素的吸引，从而改变地区间生产要素配置、企业区位选择与产业结构调整，最终对地方经济均衡发展产生影响（Zodrow & Mieszkowski, 1986; Hoyt,1991）。即在地方政府税收博弈过程中，“逐底竞争”对流动性要素产生的强大吸引作用会使得“税收低洼”地区获得竞争优势（李涛等，2011）。辅以优惠的税收政策和放松的税收监管，在资本完全自由流动条件下，劣势地区的资本接连向优势地区输出，一方面提高博弈占优地区的税收竞争能力以及获得超额利润，从而为本地区基础建设投资提供资金支持、加快产业转型升级与增进社会福利；另一方面，横向税收竞争产生的外部性致使税收价格与社会边际成本背离，基于投资渴望、发展冲动以及突破经济增长“瓶颈”需求，地方政府“无效竞争”不仅会恶化劣势地区的投资环境，降低辖区内的公共服务供给和社会福利水平，而且由此产生的“跷跷板”效应也会对区域间均衡发展带来不利影响（Cai & Treisman,2005; Hindriks et al,2008; Chirinko & Wilson,2017）。

地方政府税收竞争可以通过改变公共品支出水平和效率对其经济发展产生影响。基于“利维坦”政府这一假设前提，税收竞争对政府浪费性开支的约束作用可以有效地规避权力的滥用，居民“用脚投票”机制促使地方政府在较低的税率下提供较好的公共品，从而在既定预算约束条件下实现帕累托改进（Wildasin,1989; Keen & Marchand,1997）。而这一观点也得到[Rauscher](https://xueshu.baidu.com/s?wd=author%3A%28M%20Rauscher%29%20&tn=SE_baiduxueshu_c1gjeupa&ie=utf-8&sc_f_para=sc_hilight%3Dperson" \t "_blank)(1998)研究的经验支持，即伴随公共品支出水平的提高，公共品的正外部性可以有效地激励企业生产积极性和创造性发挥，提高经济效益以及由此实现规模经济。然而上述有效论是基于完全竞争市场以及政府能够充分履行再分配职能的预设前提下，但实际上由于区域的非同质性和不完全竞争市场，税收竞争产生的负外部性不仅降低均衡税率，导致税收收入锐减，而且盲目的税收竞争反而会加剧政府寻租行为，此时效率的损失使得公共品供给不足，造成整个经济体的福利水平下降（Janeba,1998; Wilson, 1999）。

地方政府税收竞争依据“用脚投票”理论促进人口流动和劳动力资源优化配置，进而对地方经济发展产生影响。人口迁移作为工业化和城市化进程的特征之一，是实现个体福利最大化和资源优化配置的重要手段。人口的流动与聚集不仅影响地区公共品的提供与消费，而且还作用于税基对地方税收收入产生影响（Wilson,1986; Keen & Marchand,1997）。为吸引并留住优质的税基，地方政府通过降低税率的方式吸引具有高禀赋的人口迁移是地区间税收竞争的重要形式，并且通过设置流动成本阻止人口的跨区套利，以实现区域利益最大化。然而已有研究多以假设要素完全流动，相对忽略了现实中要素流动的成本约束以及存量调节的成本，即短期内税收竞争对固化劳动力要素有利，但在长期中却未必如此（Wildasin,2003），因为流动要素的需求弹性越高，税率就会越低。此外，在采取降低税率等税收竞争方式吸引劳动力要素流入的过程中，不仅会产生税收歧视，而且地方政府的高福利政策通常伴随高税负，而低税负则意味着低保障。因而实际中，政府为了兼顾税负公平和福利水平，往往以牺牲财政赤字为代价来换取要素的流入，这不仅会让地方政府陷入财政危机的窘境，而且还会导致公共服务的供给难以为继。长此以往，公共服务的短缺就会逐渐成为劳动力流入的制度障碍，无法形成有效的劳动力共同市场，从而导致资源错配，社会福利水平和经济运行效率下降，进而不利于激发经济发展潜力。

然而，以政治单一制为前提的中国式财政分权体制有别于西方国家的财政联邦主义，地方政府税收竞争对地区均衡发展的影响机制显然不能直接套用国外研究结论。中国式分权体制之下的地方政府缺乏独立的税收立法权和司法权，无法通过调整法定税率和税种进行税收竞争（朱军、许志伟，2018）。尽管如此，中国式财政分权体制赋予了地方政府税收竞争的特殊性，一是游离于制度外的收入为地区间税收竞争提供了可能。譬如为了招商引资，地方政府利用优惠的土地价格来吸引外来资金而进行土地收入的竞争（付敏杰等，2017）。此外，不同类型的税收优惠政策和财政补贴政策通过不同程度地改变本辖区的税负水平，由此而进行税收竞争的现象屡见不鲜。二是伴随大城市和大都市圈的兴起，人力资本和人口的空间布局发生了巨大变化，不同地区因资源禀赋差异可分成劳动力流入或流出地。相对劳动力流入地而言，其发展制造业和服务业通常具有一定比较优势，地区间的税收博弈形成差别化的优惠政策，使得人口、资本和经济活动的快速集聚，经形成的规模经济不仅能提高劳动生产效率，还能实现居民可支配收入的增长。而相对劳动力流出地而言，虽然通常以农林牧渔业为主，但伴随人口流出，人均资源占有量却有所提升，此时如若配合中央政府转移支付等协调政策实施，引导地方政府进行良性税收竞争可以充分发挥地区比较优势，带动人口流出地经济总量的提升，从而实现有效率的经济增长和均衡的发展路径。由此可见，在集聚均衡状态下，地区间税收协调机制可以有效改善恶性税收竞争带来的“囚徒困境”。此外，大规模劳动力迁移已成为地区人力资本积累的支撑力量，辅之以交通运输成本和部分地方落户政策门槛的降低，人口流动在市场机制作用下有利于实现资源的有效配置。譬如，高技能劳动者流入带来的人力资本外部性在强化空间集聚趋势的过程中，也给低技能劳动者提供了工作机遇，从而达到人均意义上的“平衡”（夏怡然、陆铭，2019）。

尽管国内学者关于政府间税收竞争及其经济效应展开了深入探讨，但针对地方政府税收竞争与经济发展不平衡之间关系并未进行深入研究，仅有少数学者基于征税体制、劳动力流动与投资环境等视角对二者之间关系予以探讨。譬如，刘雅南、邵宜航（2009）在中央政府协调机制框架下探讨税收竞争对区域经济差异的影响，研究认为上级政府可以通过各种行政、法律和政策手段协调和约束下级政府行为，从而减少税收竞争带来的效率损失，因而适当的财税政策设计能够兼顾效率与公平，有效缓解税收竞争对区域经济发展带来的不利影响。陆军、杨志勇（2010）基于异质性偏好劳动力的空间流动决策，深入分析劳动力流动性对税收竞争的一般均衡影响，结果发现在“罗尔斯主义”地方政府的对称均衡下，税收竞争导致的低税负和高支出将激励技术型劳动力流入，使得社会再分配水平下降。刘穷志（2017）认为投资环境的改善可以在较高的税负水平下吸引资本的流入，劳动力依附资本而获得的报酬可以有效缓解收入不平等，但投资环境的恶化会导致资本外逃严重，进而促使地区间经济发展差异进一步扩大。

与已有研究相比，本文可能存在的创新之处主要在于以下两个方面：一是基于空间视角系统考察了地方政府横向税收竞争对于地区经济发展不平衡的影响机制和溢出效应，为研究税收竞争的效率损失提供了新的视角和经验证据。二是聚焦于劳动力流动视角，探究税收竞争对地区经济发展不平衡的作用机制，为研究中国地区经济高质量均衡发展提供了新的思路。现有文献对于税收竞争的分析研究主要集中在资本要素的流动，而忽视劳动力要素流动及其空间配置对于地区经济发展不均衡的影响，本文不仅通过理论分析阐述了劳动力流动在税收竞争与地区经济发展不均衡过程中的作用机制，而且在实证估计中从直接机制和微观机制两个方面税收竞争对劳动力流动的影响效应。本文为规范地方政府税收竞争行为，促进劳动力合理流动，实现区域均衡发展提供了有益思路。

本文随后部分的结构安排如下：第三部分为理论模型；第四部分为变量定义、数据来源与统计特征；第五部分为实证估计；第六部分为稳健性检验；第七部分为进一步分析；最后是本文的研究结论与政策建议。

# 三、理论模型

本文构建了包含代表性地区和代表性企业、居民和地方政府的一般均衡模型，深入研究地方政府税收竞争对地区经济发展不平衡的影响效应和作用机制。具体而言：本文假设存在一个包含多个地区的封闭经济体，为了引入地区异质性，本文假定存在两个禀赋条件不同的代表性地区，分别为发达地区和欠发达地区，每个地区的代表性企业通过雇佣劳动实现利润最大化。同时，经济中存在一定数量的居民，通过劳动收入实现效用最大化，其可以自由选择在发达地区或欠发达地区工作。地方政府的效用来自政府支出和本地区相对于其他地区的产出规模。每个地方政府对地区内代表性企业进行征税以满足日常支出，同时在中国特有的“晋升锦标赛”制度下地方政府也关注本地相对于其他地区的经济产出（周黎安，2007）。地方政府征税一方面能够增加支出规模，另一方面也会降低居民工资水平，导致劳动外流和产出降低。因此，每个地区的地方政府通过选择最优税率实现效用最大化。同时，本文在地方政府部门设定了体现地方政府税收竞争的参数，以分析税收竞争对经济发展不平衡的作用机制和影响效应，具体模型设定如下所示：

（一）理论模型设定

1.代表性地区和代表性企业。为了体现地区经济发展不平衡，本文引入地区异质性，即假定经济中存在两个代表性地区*i*（），分别为代表性欠发达地区和代表性发达地区。其中，每个地区存在代表性企业，欠发达地区和发达地区代表性企业分别用下标1和2表示，两地区企业的生产函数如式（1）所示。

 （1）

其中，为欠发达地区和发达地区的产出水平；为两地区的劳动水平；代表两地区全要素生产率，本文假定发达地区全要素生产率大于欠发达地区；此外，代表劳动的产出弹性。由于生产函数中没有体现资本和土地等其它生产要素，本文假定。

代表性企业通过选择劳动需求，实现利润最大化，如式（2）所示。

 （2）

其中，为不同地区地方政府对当地代表性企业生产活动征税税率；代表每单位劳动的工资水平。本文假设劳动能够在不同地区自由流动，因此每个地区的要素价格相同。本文得到企业利润最大化条件下劳动的需求函数，如式（3）所示。

 （3）

将式（3）代入到生产函数式（1）可以得到代表性企业的最优产出：

 （4）

由于经济中存在多个地区和地方政府，单个地方政府行为不能影响劳动要素价格。因此根据式（4），地方政府的征收税率决定了本地企业的最优产出，即地方政府征税税率越高，地区的产出就越低，即。

2.居民。本文假定经济中存在数量为的同质性个体，每个个体自由选择在欠发达地区或发达地区工作，当个体在地区*i*工作，其为地区*i*的居民。具体而言，每个居民的效用为

 （5）

其中，为每个居民的消费水平。居民的预算约束方程式为

 （6）

在均衡状态下，欠发达地区和发达地区的居民不发生人口流动，即居民选择在发达地区和欠发达地区生活的效用相同（）。虽然发达地区技术水平更高，但是受要素边际报酬递减规律制约，人口不会全部流向发达地区。

3.地方政府和税收竞争。地方政府的效用来源于地方政府支出水平和本地区相对其它地区的产出，本文参考Cai & Treisman（2005）的设定，将地方政府效用函数*ug*,*i*设置为线性形式，如式（7）所示。

 （7）

其中，为除了地区之外其它地区的平均产出，刻画了本地区相对其它地区的产出水平；反映了地方政府对相对产出的偏好；表示地区地方政府的支出水平，其收入来源为地方政府对本地代表性企业的税收，因此地方政府的预算约束为

 （8）

基于上述地方政府的相关设定，地区地方政府通过选择最优税率实现效用最大化，约束条件为地区内企业最优产出（4）和地方政府预算约束（8）。最终，本文得到地方政府效用最大化一阶条件，如式（9）所示。

 （9）

根据式（9），本文定义了地方政府税收竞争强度：地区地方政府对相对产出的偏好可以反映税收竞争强度。由于单个地方政府行为不能够影响社会平均产出，根据上式可以求得，即取值越大，地方政府越有动力降低税率。这是因为，越大代表地方政府更加偏好当地经济发展水平，其会通过降低税率的方式实现劳动力流入，促进当地产出。因此，本文假设所有地区具有相同的产出偏好参数（），将作为地方政府税收竞争强度。

4.市场出清条件。由于代表性发达地区和欠发达地区分别存在和个居民，经济中劳动力市场出清条件为

 （10）

经济中产品市场出清条件为

 （11）

（二）地方政府税收竞争对经济发展不平衡的定性分析

基于理论模型设定，本文研究地方政府税收竞争对经济发展不平衡的影响效果和作用机制。为了便于表述，本文定义税率不平等指数，即发达地区相对于欠发达地区税率越低，地区间税率不平等程度越大；定义劳动力不平等指数，即发达地区相对于欠发达地区劳动力数量越多，劳动力不平等程度越大；定义经济发展不平衡指数，即发达地区产出越多，经济发展不平衡程度增大。为了证明地方政府税收竞争对经济发展不平等的扩大效应，本文首先引入引理1和引理2。具体而言：

引理1：地方政府税收竞争导致地区税率不平等，即。

证明：根据地方政府最优税率决定方程式（9），本文得到。因为发达地区的产出水平大于欠发达地区（），所以两个地区地方政府税收竞争程度增加相同单位，发达地区税率降低的幅度相对较大（），最终导致税率不平等。

产生上述现象的原因是，发达地区具备禀赋优势，当地企业生产能力突出，导致发达地区税基较大。发达地区地方政府能够在较低的税率水平下就能满足公共支出需要，因此在地方政府税收竞争过程中，虽然不同地区的地方政府都进行了减税，但是发达地区的减税幅度更大，最终导致了税率不平等。

引理2：税率不平等能够引起劳动不平等，即。

证明：根据式（1）和式（3）可以得到

 （12）

因此，根据上式求导可得。

地方政府税收竞争导致发达地区具有更低的税率，相对于欠发达地区，用脚投票的劳动要素会流向发达地区。根据式（1）本文能够得到经济发展不平衡指数和，结合引理1和引理2可以得到以下命题：

命题：地方政府税收竞争能够通过引起劳动力流动导致地区间经济发展不平衡。

相对于欠发达地区，地方政府税收竞争导致发达地区具有更低的税率，用脚投票的劳动要素会流向发达地区，从而导致经济发展不平衡。上述命题是本文实证检验的主要内容，本文首先验证税收竞争能够导致经济发展不平衡，然后检验劳动力流动传导机制是否成立。

# 四、变量定义、数据来源与统计特征

（一）变量定义

1.被解释变量：地区经济发展不平衡（*Imbalance*）。如何测算地区间经济发展水平差异是认识不平衡现状的关键，为此国内外学者依据不同理论和采取不同方法对地区经济发展差异进行具体测度，迄今衡量地区经济发展不平衡的主流方法有绝对差异、相对差异以及指数测度等方法。不同测度方法在衡量区域整体差异变化时有不同的侧重点，比如相对差异法可以较好捕捉个体之间的绝对差异程度，基尼系数法和泰尔系数法适用于机制分析时的因子剖析和不同空间尺度的分析（刘晓明等，2020）。根据以往文献，诸多研究大多采取国际上通用指标基尼系数（Gini）进行实证分析，主要做法是基于GDP、人均收入和消费能力等关键经济指标，以省份为单位计算地区间经济发展不平衡程度（白雪梅，2004）。然而这些数据大多基于传统的统计手段获得，测算的结果一方面存在较强的滞后性，另一方面囿于省级面板的样本量较少，在此基数上进行实证分析结果的往往波动性较大且可靠性不强。其次，即便采用城市层面数据进行测度，基于人均GDP衡量地区间经济发展不平衡也存在一定问题。原因在于GDP总量指标会受到地区人口和经济规模影响较大，难以准确衡量地区真实的经济发展水平。另外，不同地区的GDP指标在统计过程中会存在口径上的误差，或者人为地瞒报或者误报等问题。

有鉴于此，有学者提出使用夜间灯光遥感数据替代收入数据来计算基尼系数（Elvidge et al, 2012）。由于夜间灯光与地区的经济活动密切相关，且不受地区行政边界限制以及人为因素干扰，能够较好的成为地区经济水平和公共服务的代理变量（Chen & Nordhaus，2011；王贤彬等，2017；刘泠岑等，2023）。因此，为了能够更为准确、客观地反映中国地区之间经济发展不平衡程度，本文借鉴Chen et al（2021）的经验研究，采用校准的NPP-VIIRS-like夜间灯光数据计算2003—2019年273个地级市夜间灯光基尼系数。如果地区的夜间灯光基尼系数越大，则意味着地区的经济发展不平衡程度越高。

2.核心解释变量：地方政府税收竞争（*Taxcom*）。中国地方政府税收竞争主要集中于第二、第三产业，相对较少涉及零税负或低税负的第一产业。因此，本文主要借鉴唐飞鹏（2017）的经验研究，选取与地区要素流动密切相关的增值税、营业税、企业所得税和个人所得税的税收收入之和占第二、三产业增加值的比重来衡量地区间税收竞争的程度，具体计算过程如公式（13）所示：

 （13）

其中，*VATit*、*BTit*、*CITit*、*PITit*分别表示第*i*个城市*t*年增值税收入、营业税收入、企业所得税收入和个人所得税收入，*Y2it*表示第*i*个城市*t*年第二产业增加值，*Y3it*表示第*i*个城市*t*年第三产业增加值。*Taxcom*数值越大，意味着地方税收竞争程度越激烈。

3.其他控制变量。为了避免遗漏变量导致模型估计结果存在偏误，本文在模型中进一步控制了反映地区经济社会特征的变量。地区经济发展方式、产业结构以及规模是影响地区经济发展水平的关键因素，也是造成地区之间经济发展不平衡的重要原因，如果遗漏相关变量将会导致估计结果不可靠。因此，模型中控制与地区经济发展水平相关变量包括经济发展水平（*GDP*）、产业结构（*industry*）、市场化水平（*market*）、金融发展水平（*finance*）、政府规模（*gov*）、人力资本水平（*edu*）、对外开放程度（*open*）、固定资产投资强度（*asset*）。此外，模型还控制了城市层面的相关变量包括地区的人口密度（*density*）、医疗水平（*Med*）、信息化水平（*NET*）以及基础交通（*traffic*）。相关变量的具体说明参看表1。

表1 控制变量指标说明

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量符号 | 变量名称 | 变量含义 |
| *GDP* | 经济发展水平 | 地区生产总值增长率 |
| *industry* | 产业结构 | 第二产业和第三产业占地区GDP的比重 |
| *market* | 市场化水平 | 城镇私营和个体从业人员人数占年末单位从业人员人数比重 |
| *finance* | 金融发展水平 | 年末金融机构各项贷款和存款余额占地区GDP的比重 |
| *gov* | 政府规模 | 地方财政一般预算内支出占地区GDP的比重 |
| *edu* | 人力资本水平 | 地区高等教育在校生数占总人口比重 |
| *open* | 对外开放程度 | 当年实际使用外资金额占地区GDP的比重 |
| *asset* | 固定资产投资水平 | 地区社会固定资产投资总额占GDP的比重 |
| *density* | 人口密度 | 辖区总人口除以城市总面积来衡量 |
| *Med* | 医疗水平 | 每万人拥有医院卫生院床位数 |
| *NET* | 信息化水平 | 城市互联网用户数占总人口数的比重 |
| *traffic* | 交通水平 | 城区内客运总量取对数 |

（二）数据来源与统计特征

本文以上所有变量计算涉及的原始数据主要来自历年《中国城市统计年鉴》、《中国税务年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》、EPS数据库、CEIC数据库、国泰安数据和各地区统计年鉴等。考虑到数据的可得性和连续性，本文剔除了数据严重缺失以及在样本期存在行政区划变更调整的城市。对于个别年份相关指标存在缺失的情况，通过手工收集和查询各地区统计公报数据或者进行插值法进行补齐，最终保留了2003—2019年273个地级市的数据。考虑到价格波动带来影响，文中涉及价格的绝对数指标以2003年为基期进行价格平减，涉及实际利用外资额以当年汇率由美元换算为人民币数额。为了消除可能存在异方差问题，文中涉及数量和规模的绝对数指标进行对数化处理。此外，为了避免插值法和统计偏误产生的极端值，本文对所有连续变量进行了1%双边缩尾处理。各变量的具体统计特征如表2所示。

表2 各变量的数值统计特征

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量符号 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| *Imbalance* | 0.5842 | 0.207 | 0.0840 | 0.9114 |
| *Taxcom* | 0.7649 | 0.114 | 0.2701 | 0.9346 |
| *GDP* | 11.1319 | 4.121 | -0.0900 | 22.1000 |
| *industry* | 0.8646 | 0.086 | 0.6105 | 0.9948 |
| *market* | 1.0037 | 0.627 | 0.1904 | 3.3802 |
| *finance* | 2.1768 | 1.033 | 0.8629 | 6.2579 |
| *gov* | 0.1607 | 0.080 | 0.0559 | 0.4680 |
| *edu* | 0.0166 | 0.022 | 0.0001 | 0.1155 |
| *open* | 0.0028 | 0.003 | 0.0000 | 0.0133 |
| *asset* | 0.6751 | 0.310 | 0.0073 | 1.7570 |
| *density* | 0.0429 | 0.029 | 0.0025 | 0.1355 |
| *Med* | 0.0317 | 0.015 | 0.0106 | 0.0880 |
| *NET* | 0.1544 | 0.160 | 0.0057 | 0.8593 |
| *traffic* | 8.6384 | 0.903 | 6.1399 | 11.1571 |

# 五、实证估计

（一）空间计量模型设定

为实证检验地方政府税收竞争对地区经济发展不平衡的具体影响，本文拟构建如下公式（14）的经济计量模型：

 （14）

其中，被解释变量*Imbalancei,t*表示地区*i*在*t*年的经济发展不平衡指数，如若*Imbalancei,t*取值越大则意味着地区间经济发展的不平衡程度越高。核心解释变量*Taxcomi,t*表示地区*i*在*t*年的税收竞争程度，*Controlsi,t*表示控制变量，*λi*为地区固定效应，*ηt*为时间固定效应，以捕捉地区个体不随时间变化的固定特征和不同年份里的宏观因素对于回归结果带来的影响偏误，*εi,t*为随机误差项。

鉴于地方政府间的策略互动使得本地区与邻近地区之间的税收竞争存在“你追我赶”的态势，即存在空间依赖和空间交互效应，因而地方政府税收竞争导致地区经济发展不平衡的作用机制可以通过地区间空间关联对邻近地区产生影响。正因如此，本文通过在公式（14）中引入包含被解释变量和解释变量的空间交互项，并将其扩展为以下空间计量模型公式（15）。其中，公式（15）中*ρ*为空间自回归系数，*ωij*表示空间权重矩阵，*θ1-θ12*表示所有解释变量空间交互项的弹性系数，*μi*、*νt*、*εi,t*分别表示地区效应、时间效应和随机扰动项。

（15）

（二）空间计量模型估计

空间权重矩阵的构建是进行空间计量分析的前提条件，空间单元之间的关联强弱与其距离紧密相关。即空间距离越近，地区间的空间影响则越强。因此，构建合适的空间权重矩阵不仅能够反映地区间的邻接关系，而且还能充分刻画空间单元之间的邻近程度，所以本文选取城市间地理距离矩阵作为空间权重矩阵，具体定义如公式（16）。其中，*dij*是利用地级市之间经纬度数据计算的直线空间距离，空间距离的倒数则能反映出地区间经济关联随着地理距离的增加而减弱的空间影响。

 （16）

在这之后，本文进一步采用*Moran*指数检验样本数据在统计上是否存在空间集聚现象，即考察地区间经济发展不平衡和税收竞争在整体分布上的空间相关性。*Moran’s I*指数的计算以及相关检验方法如下公式（17）：

****  （17）

其中，公式（17）中*n*为观察值总数；*Xi*为位置*i*的观察值；*Wij*为空间权重矩阵。*Moran’s I*指数取值范围为[-1,1]，若*Moran’s I*指数为正，表示观测变量在空间上显著集聚；若*Moran’s I*指数为负，则表明邻近地区经济发展和税收竞争程度存在差异，即相近地区在空间上呈分散分布。通常对*Moran’s I*指数进行*Z*检验，如果其伴随概率*p*值显著为正时，表明存在正的空间自相关，伴随概率*p*值显著为负时，表明存在负的空间自相关，具体检验结果见以下表3。

由表3的检验结果可知，各地区经济发展不平衡（*Imbalance*）和税收竞争（*Taxcom*）的*Moran’s I* 值分别为0.054、0.018，并且在1%的显著性水平下通过检验，即表示地区间经济发展不平衡和税收竞争存在显著的正向空间相关性。因而如果在实证模型中忽视这种空间关联性，可能会导致回归估计结果有偏且不一致，从而对研究结论的可靠性造成影响。为此，依据以上空间相关性的检验结果，考虑到各个地区经济社会活动普遍存在空间关联性，本文随后将建立空间计量模型从空间关联视角实证考察地方政府税收竞争对地区经济发展不平衡的影响效应。

表3 空间计量检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 检验内容 | | | 空间地理矩阵 | |
| 统计值 | 伴随概率(*p*值) |
| *Moran*检验 | *Imbalance* | | 0.054 | 0.0000 |
| *Taxcom* | | 0.018 | 0.0000 |
| 空间效应  检验 | *LM-lag* | | 109.633 | 0.0000 |
| *R-LM-lag* | | 21.169 | 0.0000 |
| *LM-err* | | 5686.495 | 0.0000 |
| *R-LM-err* | | 5598.031 | 0.0000 |
| *Hausman*检验 | *SDM* | | 153.29 | 0.0000 |
| *SDM*模型的  弱化检验 | *Wald* | *sar nested in sdm* | 88.21 | 0.0000 |
| *sem nested in sdm* | 110.96 | 0.0000 |
| *LR* | | 111.49 | 0.0000 |

鉴于在空间计量模型的实际应用中，正确设定空间计量模型形式是实证结果真实可靠的前提，因而本文需要先测算没有考虑空间相关性因素的*OLS*模型，然后根据*LM*检验来判断模型的空间相关性以及采取何种形式的空间面板计量模型。依据现代经济计量理论，对于空间自回归模型（*SAR*）和空间误差模型（*SEM*）的选择主要取决于是否存在滞后效应抑或误差效应。从表3可知，本文关于空间效应检验的估计结果表明：（1）*LM-lag*、*R-LM-lag*、*LM-err*、*R-LM-err*值均在1%的置信水平下通过了检验，即模型的选择既不能忽视滞后效应也不能忽视误差效应，因此选择可以同时度量这两种效应的空间杜宾模型（*SDM*）；（2）进行*Hausman*检验对*SDM*模型的固定效应和随机效应进行选择，结果显示拒绝使用随机效应的原假设，故选择时空双重固定效应模型；（3）为保证选择的模型为最优，本文通过*Wald*检验与*LR*检验判断空间杜宾模型（*SDM*）是否可以简化成*SAR*模型和*SEM*模型，检验结果表明拒绝原假设，即空间杜宾模型（*SDM*）不可简化。因此，本文最终选择包含时空双重固定效应的空间杜宾模型（*SDM*）进行实证估计，同时为比较和保证各参数估计结果的稳健性，本文还分别汇报了包含时空双重固定效应的OLS、SYS-GMM、SAR、SEM的估计结果，具体估计结果如表4所示。

表4 地方政府税收竞争对经济发展不平衡影响的基准回归结果

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| OLS | SYS-GMM | SAR | SEM | SDM |
| *L.gini* |  | 0.4731\*\*\*  (0.0127) |  |  |  |
| *Taxcom* | 0.3612\*\*  (0.1465) | 2.5676\*\*\*  (0.3469) | 0.3008\*\*\*  (0.0866) | 0.2923\*\*\*  (0.0884) | 0.2339\*\*\*  (0.0886) |
| *GDP* | -0.0012\*  (0.0006) | 0.0036\*\*\*  (0.0005) | -0.0010\*\*\*  (0.0004) | -0.0010\*\*  (0.0004) | -0.0008\*\*  (0.0004) |
| *industry* | -0.3783\*\*\*  (0.0856) | -1.2075\*\*\*  (0.1077) | -0.3401\*\*\*  (0.0438) | -0.3467\*\*\*  (0.0445) | -0.3375\*\*\*  (0.0450) |
| *market* | -0.0003  (0.0041) | -0.0296\*\*\*  (0.0054) | -0.0011  (0.0023) | -0.0015  (0.0023) | -0.0015  (0.0023) |
| *finance* | -0.0015  (0.0062) | -0.0509\*\*\*  (0.0074) | -0.0022  (0.0030) | -0.0019  (0.0030) | -0.0026  (0.0030) |
| *gov* | -0.2048\*\*\*  (0.0724) | -0.5399\*\*\*  (0.0882) | -0.1576\*\*\*  (0.0361) | -0.1748\*\*\*  (0.0380) | -0.1037\*\*  (0.0416) |
| *edu* | 0.0466  (0.2528) | 0.7449\*  (0.4094) | -0.0121  (0.1647) | -0.0021  (0.1663) | -0.0625  (0.1660) |
| *open* | -0.2366  (0.9395) | 1.0681  (1.2489) | -0.2217  (0.5672) | -0.3033  (0.5747) | -0.1921  (0.5724) |
| *asset* | -0.0169  (0.0131) | 0.0008  (0.0128) | -0.0152\*\*\*  (0.0055) | -0.0177\*\*\*  (0.0055) | -0.0145\*\*\*  (0.0056) |
| *density* | 1.9654\*\*\*  (0.7368) | -4.3718\*\*\*  (0.5698) | 1.8102\*\*\*  (0.3636) | 1.7317\*\*\*  (0.3695) | 1.6063\*\*\*  (0.3682) |
| *Med* | 0.2224  (0.3431) | -6.8789\*\*\*  (0.4420) | 0.1884  (0.1887) | 0.3055  (0.1913) | 0.1276  (0.1934) |
| *NET* | -0.0136  (0.0243) | -0.2843\*\*\*  (0.0365) | -0.0137  (0.0128) | -0.0082  (0.0129) | -0.0142  (0.0129) |
| *traffic* | -0.0155\*\*\*  (0.0043) | 0.0121\*\*\*  (0.0039) | -0.0128\*\*\*  (0.0023) | -0.0115\*\*\*  (0.0023) | -0.0100\*\*\*  (0.0023) |
| *ρ* |  |  | 0.2993\*\*\*  (0.0222) |  | 0.2688\*\*\*  (0.0231) |
| *W×Control* |  |  | Yes | Yes | Yes |
| *Sargan test* |  | 26.0727  (0.8945) |  |  |  |
| *AR（2）* |  | 1.2756  (0.4938) |  |  |  |
| *R2* | 0.9014 |  | 0.3220 | 0.3051 | 0.4934 |
| 城市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 时间固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 4641 | 4368 | 4641 | 4641 | 4641 |

注：各变量括号内采用城市层面聚类稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著。

由以上表4可知，尽管空间计量模型和最小二乘估计在部分解释变量的估计结果中存在细微差别，但从总体来看，地方政府进行税收竞争在很大程度上不利于地区间经济均衡发展已是不争事实。具体而言，第（1）列为考察地方政府税收竞争对经济发展不平衡的OLS估计结果，在控制个体和时间双重固定效应后可以看出，地方政府税收竞争加剧会导致地区经济发展不平衡程度加深，而且这一效果在5%的置信水平下成立。然而尽管固定效应能够吸收不可观测性遗漏变量可能对回归结果造成的实质性影响，但如果解释变量和误差项的严格外生假定得不到满足，固定效应方法估计值将是有偏的。因此，为消除模型可能存在的内生性问题，第（2）列本文采用系统GMM对模型进行估计，选择解释变量的滞后项作为工具变量，结果表明地方政府税收竞争与地区经济发展不平衡之间依旧呈现显著的正相关关系；随后，第（3）－（5）列为基于式（15）进行空间计量估计，结果表明空间自回归系数*ρ*均在1%置信水平上显著，这意味着模型中不仅存在解释变量的外生交互效应，而且存在被解释变量的内生交互效应。在三种模型设定下，地区之间税收竞争程度每提高1%，会引致经济发展不平衡程度提高0.30%、0.29%、0.23%，且上述回归结果均在1%的统计水平上显著。回归结果表明，地方政府之间不仅存在策略互动的税收竞争行为，而且对于地区经济发展不均衡具有正向影响。

（三）空间计量模型结果分析

由于利用简单的点估计结果无法有效分析地区间的空间溢出效应和各变量的边际影响，因此，本文借鉴Lesage & Pace（2008）的方法，对解释变量进行偏微分处理将其对地区经济发展不平衡的影响分解为直接效应和间接效应，即通过直接效应来解释本地自变量对该地区因变量的影响效果，通过间接效应来解释本地自变量对于相邻地区因变量的空间溢出效应，具体分解后的回归结果见表5所示。

表5 地方政府税收竞争对地区经济发展不平衡的直接效应和间接效应

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 直接效应 | | 间接效应 | |
| 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| *Taxcom* | 0.2641\*\*\* | 0.0913 | 0.8465\*\*\* | 0.3165 |
| *GDP* | -0.0010\*\* | 0.0004 | -0.0044\*\*\* | 0.0013 |
| *industry* | -0.3430\*\*\* | 0.0432 | -0.3137\*\* | 0.1453 |
| *market* | -0.0009 | 0.0022 | 0.0191\*\* | 0.0083 |
| *finance* | -0.0026 | 0.0029 | 0.0004 | 0.0108 |
| *gov* | -0.1116\*\*\* | 0.0406 | -0.3201\*\*\* | 0.1217 |
| *edu* | -0.0374 | 0.1708 | 0.8111 | 0.61 |
| *open* | -0.1904 | 0.5559 | 0.7014 | 1.8106 |
| *asset* | -0.0130\*\* | 0.0055 | 0.0334\* | 0.0183 |
| *density* | 1.7276\*\*\* | 0.3716 | 3.3230\*\*\* | 1.2561 |
| *Med* | 0.0748 | 0.1917 | -1.7277\*\*\* | 0.6043 |
| *NET* | -0.0159 | 0.0136 | -0.0816\* | 0.0492 |
| *traffic* | -0.0118\*\*\* | 0.0022 | -0.0541\*\*\* | 0.0075 |

注：各变量括号内采用城市层面聚类稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著。

地方政府税收竞争（*taxcom*）对地区经济发展不平衡（*Imbalance*）的直接效应显著为正，即地方政府开展的税收竞争越激烈，地区经济发展不平衡程度越高。这意味着地区间税收竞争通过降低本地区的相对税率水平吸引要素流入，进而改变地区间要素配置效率和企业的区位选择，使得低税率地区获得竞争优势，从而在“经济锦标赛”中脱颖而出。然而相对税率较高的地区因税基和要素的流失导致其产出水平下降，且随地区间产出差异的不断扩大，逐渐加剧地区经济发展的不平衡。地方政府税收竞争对地区经济发展不平衡的空间溢出效应为正，且在1%的置信水平下成立，说明本地区税收竞争在一定程度上能够加剧与邻近地区间经济发展差异。究其原因，随着地区经济联系日益紧密，处于竞争优势的地区对地区经济发展具有锚点作用，相关税收政策安排的溢出效应也会更加明显，税收竞争的发展经验容易通过学习效应进行空间传导。但如果这些学习和模仿机制仅仅是被动的重复和照搬，不仅会进一步加剧了锚点地区与政策溢出对象之间税收竞争程度，而且将会拉大地区之间经济发展差距。

其余控制变量的实证结果基本符合预期。经济发展水平的提高、产业结构的优化、政府支出水平的提高以及交通运输的便利化无论在直接效应，还是间接效应方面都能有效地缩小地区之间的发展差距，实现经济均衡发展。固定资产投资水平的直接效应在5%的置信水平下显著为负，表明固定资产投资水平的提升有利于缩小本地区与其他地区之间经济发展差距，其可能的原因在于固定资产投资作为国民经济发展的重要手段，对经济增长具有促进作用。而其间接效应在10%的置信水平下显著为正，表明固定资产投资存在正向空间溢出效应，加剧了邻近地区的经济发展不平衡程度。人口密度无论在直接效应还是间接效应方面，都存在显著的正向影响，人口密度的提高不仅意味着劳动力不断集聚，而且为地区的经济发展带来了人口红利，在成为地区经济持续增长有效推动力的同时，也拉大了与其他地区的经济发展差距，导致经济发展不平衡程度加深。

# 六、稳健性检验

虽然以上实证结果充分表明地方政府税收竞争对地区经济发展不平衡存在显著影响，但为了进一步验证本文实证结果是否具有可信性，本文将通过改变空间权重和替换核心变量等方式对基准回归进行稳健性检验。

（一）基于不同空间权重矩阵的稳健性估计

为进一步检验本文所构建的空间杜宾模型（*SDM*）的计量估计结果是否具有稳健性，分别采用地理邻接矩阵*W1*、经济地理矩阵*W2*和经济地理嵌套矩阵*W3*作为新的空间权重矩阵对其重新进行实证估计。其中，空间权重矩阵*W1*、*W2*和 *W3*的构建方法具体如下：

一是地理邻接矩阵*W1*，具体根据地理区域之间是否相邻设定。

 （18）

二是经济地理矩阵*W2*，具体根据区域间经济发展水平设定。通过梳理已有文献发现，国内学者一般采取各地区人均GDP水平差距的倒数衡量经济空间权重矩阵。其中，公式（19）中的表示*i*地区2003-2019年人均GDP。如若地区间发展水平差距越小，则对应的权重就越大，反之则相反（林光平等，2006；张学良，2012）。

 （19）

三是经济地理嵌套矩阵*W3*，由于地区的经济属性不仅与地区之间的地理距离相关，而且也会受到地区之间的经济活动影响，城市之间的要素流动和贸易往来越频繁，其溢出效应越大（邵帅等，2022）。因此，为了捕捉地理位置和经济发展产生的综合性空间影响效应，本文将经济距离矩阵和地理距离矩阵相结合，构建两者嵌套矩阵如下：

 （20）

 （21）

 （22）

其中，*ωd*为地理距离矩阵，*diag*(…)为对角矩阵，*Yi*为样本期内*i*地区实际人均GDP，表示样本期所有城市实际人均GDP的均值。另外，采取上述空间权重矩阵*W1*、*W2* 和*W3*的空间杜宾模型（*SDM*）的回归估计结果如表6所示。

表6 不同空间权重矩阵下地方政府税收竞争对经济发展不平衡的影响效应

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 地理邻接矩阵*W1* | 经济地理矩阵*W2* | 经济地理嵌套矩阵 *W3* |
| （1） | （2） | （3） |
| *Taxcom* | 0.1577\*  (0.0882) | 0.2339\*\*\*  (0.0886) | 0.2794\*\*\*  (0.0883) |
| *ρ* | 0.4100\*\*\*  (0.0175) | 0.2688\*\*\*  (0.0231) | 0.1317\*\*\*  (0.0241) |
| 直接效应  *Taxcom* | 0.2086\*\*  (0.0914) | 0.2641\*\*\*  (0.0913) | 0.2932\*\*\*  (0.0912) |
| 间接效应  *Taxcom* | 0.7012\*\*\*  (0.1998) | 0.8465\*\*\*  (0.3165) | 0.6021\*\*  (0.2789) |
| *Control* | Yes | Yes | Yes |
| *W×Control* | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 时间固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| N | 4641 | 4641 | 4641 |

注：各变量括号内采用城市层面聚类稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显

由表6可知，无论是采取地理邻接矩阵*W1*、经济地理矩阵*W2*抑或经济地理嵌套矩阵*W3*进行空间计量分析，地方政府税收竞争对经济发展不平衡的影响效应依然显著为正，即使采取不同方法度量个体之间的空间关联度对本文的实证回归结果并无影响，这充分说明本文实证模型设定和回归估计结果具有较好的稳健性和可信性。其次，控制变量的估计结果与本文之前表5中的基准回归结果基本保持一致，在此因受篇幅限制不做展示与赘述。

（二）替换核心变量的稳健性估计

为进一步检验本文所构建的空间杜宾模型（*SDM*）的计量估计结果是否具有稳健性，本文通过对核心变量经济发展不平等和税收竞争采取不同指标进行测度和替代。

一是替换地区经济发展不平衡指标，在稳健性检验中，本文采用泰尔指数分析地区经济发展不平衡程度，具体公式如（23）式。

 （23）

式（23）中*Yi*和*Ni*分别代表*i*地区的人均GDP和人口数，*Y*和*N*分别代表全国人均GDP和全国总人口数，*n*表示城市总个数，这里*n*=273。泰尔指数值越小，意味着各区域间经济发展差异越小，均衡状况越好。

二是替换税收竞争指标，目前学术界关于税收竞争的指标大多采用税收负担进行衡量，主要分为广义税收负担和狭义税收负担：其中广义税收负担（*Taxcom1*）采用财政收入占GDP的比重进行测度（沈坤荣、付文林，2006；龚锋等，2021），这里需说明的是，*Taxcom1*为逆向指标，即地区税收竞争程度越高，*Taxcom1*值越低；狭义税收负担（*Taxcom2*）采用地区实际税率与全国平均税率之比进行测度（傅勇、张晏，2007；郭杰、李涛，2009）。在稳健性检验中，本文分别采用两种测度方法衡量税收竞争程度，回归结果见表7。

表7 基于不同测算指标的稳健性检验结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | Theil | Gini | |
| （1） | （2） | （3） |
| 直接效应 | | | |
| *Taxcom* | 0.2521\*\*\*  (0.0179) |  |  |
| *Taxcom1* |  | -0.2123\*\*  (0.0909) |  |
| *Taxcom2* |  |  | 0.0762\*\*\*  (0.0199) |
| 间接效应 | | | |
| *Taxcom* | 0.1035  (0.2431) |  |  |
| *Taxcom1* |  | -1.4711\*\*  (0.6746) |  |
| *Taxcom2* |  |  | 0.0924\*  (0.0512) |
| *Control* | Yes | Yes | Yes |
| *W×Control* | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| 时间固定效应 | Yes | Yes | Yes |
| N | 4641 | 4641 | 4641 |

注：各变量括号内采用城市层面聚类稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显

表7第（1）列是替换核心被解释变量经济发展不平等的实证结果，税收竞争与经济发展不平衡的直接效应为正，说明税收竞争加剧了地区之间经济发展不平衡程度，这一结论与前文高度一致。间接效应虽然不具有统计显著性，但是系数符号基本符合预期。第（2）、（3）列为替换核心解释变量税收竞争的回归结果，所得结论与之前结论基本一致。

（三）基于空间自变量滞后模型（SLX）的内生性检验

尽管，本文根据相关理论控制了有关变量并采取多种方法衡量税收竞争和经济发展不平衡程度，希望尽可能地排除因遗漏变量和测量误差导致的内生性问题，但仍无法有效地规避残差项含有难以抽离的影响因素，另外，地区之间经济发展不平衡本身就是导致地区间为了争取税源和稀缺要素而展开税收竞争的重要原因之一，两者之间潜在的双向因果关系值得重视。因此，为了解决由于解释变量与随机误差项相关导致的内生性问题以及解释变量与被解释变量之间可能存在的互为因果问题，本文借鉴Vega & Elhorst（2015）的SLX模型，将税收竞争（*Taxcom（-1）*）及其空间滞后项的滞后一期（*W×Taxcom（-1）*）作为工具变量采用两阶段最小二乘估计方法（2SLS）进行稳健性检验。

估计结果如表8所示，在工具变量的检验方面，F检验结果表明所选的工具变量与内生解释变量高度相关，*Cragg-Donald Wald F*值严格大于10，证明所选工具变量合理且不存在弱工具变量问题。基于2SLS的SLX模型估计结果表明，地区税收竞争不仅加剧了地区经济发展不平衡程度，而且对邻近地区具有正向的空间溢出效应，与表5的参数估计结果基本保持一致，进一步验证了本文回归结果的稳健性。

表8 地方政府税收竞争对经济发展不平衡的SLX实证结果

|  |  |
| --- | --- |
| 变量 | Imbalance |
| *Taxcom* | 1.0661\*\*\*  (0.2102) |
| *W×taxcom* | 0.1038\*  (0.0578) |
| 其他控制变量 | Yes |
| F检验：工具变量*Taxcom（-1）* | 2021.86  0.0000 |
| F检验：工具变量*W×Taxcom（-1）* | 2036.62  0.0000 |
| *R2* | 0.9079 |
| *Cragg-Donald Wald F* | 2108.651  (0.0000) |

注：各变量括号内采用城市层面聚类稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著。

# 七、进一步分析

（一）异质性分析

1.分税种考察。鉴于地方政府行为偏好、地区间税基的流动性以及实际税率之间的异质性，地方政府为获得税收竞争优势，通常会在不同税种采用差异化的竞争策略与博弈行为。因而为进一步考察地方政府针对不同税种进行的税收竞争对地区经济发展不平衡是否存在显著的结构效应，本文分别用增值税竞争（*Taxcom\_VAT*）、营业税竞争（*Taxcom\_BT*）、企业所得税竞争（*Taxcom\_CIT*）和个人所得税竞争（*Taxcom\_PIT*）替代地方政府税收竞争（*Taxcom*），对*SDM*模型进行回归估计，并基于回归结果对解释变量进行偏微分处理将各税种竞争对地区经济发展不平衡的影响分解为直接效应和间接效应，具体分解后的回归结果如表9所示。

表9 分税种考察地方政府税收竞争对经济发展不平衡的直接和间接效应

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 核心解释变量  *Taxcom* | 增值税 | 营业税 | 企业所得税 | 个人所得税 |
| （1） | （2） | （3） | （4） |
| 直接效应 | 0.3145  (0.2523) | 0.3551\*  (0.2044) | 1.3797\*\*\*  (0.4926) | 3.3552\*\*\*  (1.1919) |
| 间接效应 | -2.9128  (1.9412) | 2.0971\*  (1.2486) | -4.5254  (5.9602) | 46.6218\*\*  (19.0379) |
| 总效应 | -2.5983  (1.9806) | 2.4522\*  (1.3088) | -3.1457  (5.9722) | 49.9770\*\*\*  (19.0896) |
| *Control* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *W×Control* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 时间固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 4641 | 2457 | 4641 | 4641 |

注：各变量括号内采用城市层面聚类稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著。

增值税竞争（*Taxcom\_VAT*）对地区经济发展不平衡的影响无论在直接效应还是间接效应方面都不具备统计显著性。即表明在整体上，地区间增值税税收竞争对本地区经济发展不平衡的影响效果甚微。因为与西方联邦制国家的地方政府拥有独立税权不同，中国地方政府无法“因地制宜”地通过开征新税种和调整税率等进行税收竞争。而增值税作为中国第一大流转税种，理论上认为中性的税收原则、税率的统一和央地共享的税收分成机制在提高征税效率的同时，可以有效地避免地区间通过税收竞争来争夺税源和税基。

营业税竞争（*Taxcom\_BT*）对地区经济发展不平衡的直接效应和间接效应均在10%的置信水平上成立，且显著为正，这表明地方政府针对营业税的竞争在加剧了本地区经济发展不平衡程度的同时，对邻近地区经济发展不平衡具有正向的溢出效应。究其原因，一方面在“营改增”政策之前，对于地级市政府而言，营业税的分成比例不仅明显高于其他三个税种，而且在税收收入构成中独占鳌头。另一方面，营业税的征管完全归为地方税务局，地方政府凭借直接的行政管辖权，围绕营业税竞争动机更为激励（钱金保、才国伟，2017）。因此，营业税作为单纯的地方税种，具有较强的区位粘性，无疑成为地方政府攫取资金的重要来源（方红生、张军，2014）。尤其是在官员任期交流制度下，地方政府围绕营业税展开税收竞争的情况愈演愈烈。税收减免权的滥用以及盲目的税收竞争成为地区企业间竞争失范和寻租的始末缘由，最终导致辖区整体社会福利增进效果不尽人意。

企业所得税竞争（*Taxcom\_CIT*）对地区经济发展不平衡的直接效应显著为正，且在1%的显著性水平下成立，这表明企业所得税竞争不利于地区经济的均衡发展。间接效应表明尽管企业所得税竞争存在负向空间溢出效应，能过缓解地区经济发展差距，但结果并不显著。地方政府进行税收竞争最为根本的利益动机是对稀缺资源和流动要素的争夺，通过降低企业税负争夺流动税基是地区之间进行企业所得税竞争的主要手段。在地区之间的横向竞争中，地方政府为了限制本地资本要素的流出和吸引稀缺要素的流入，通常会采取“逐底竞争”策略实现对本地生产要素的固化作用。除此之外，地方政府在政治晋升激励下通常会通过“先征后返”的税收优惠和财政补贴等吸引要素流入推动本地经济发展，这种“无效竞争”尽管在短期内能够促进地区经济增长，但从长期不利于地方经济的可持续均衡发展。

个人所得税竞争（*Taxcom\_PIT*）对地区经济发展不平衡的直接效应、间接效应和总效应均显著为正，这表明个人所得税竞争不仅加剧了本地区经济发展不平衡程度，而且对邻近地区经济发展不均衡产生正向溢出作用。累进的个人所得作为政府调节收入的重要政策工具，通过作用于再分配环节发挥着重要作用（Bird & Zolt,2005）。尤其在中国个税改革的前期，伴随居民可支配收入的增长，尽管个人所得税累进性逐渐下降，但是随着平均税率的大幅攀升，个人所得税的收入分配效应仍发挥作用（岳希明等，2012）。随后为减轻纳税人的税负，个税改革的呼声越发强烈。在免征额和税率结构的调整过程中，形形色色的税收优惠不仅降低了平均有效税率，也增加了高收入群体避税的概率，从而使得个税的收入再分配效应差强人意（徐建炜等，2013），从而导致收入水平差距不断拉大。另外，以调节收入差距为出发点的个税优惠政策，无形中也成为各地之间进行人才争夺的砝码。在“用脚投票”机制下，个税有效税率的降低促使大量劳动力流入本地，各地区纷纷效仿出台的税收补贴和奖励机制成为人才引进的有力抓手。失范的税收竞争不仅抑制了个税再分配效应的正常发挥，而且还拉大了地区之间发展差距，从而加剧了地区经济发展的不平衡程度。

2.分地区考察。根据理论模型分析与经济发展不平衡指数测度结果可知，地方政府税收竞争对地区经济均衡发展的影响效果存在显著差异。因资源的区域分配和居民流动性，经济发展水平相对落后地区要想实现与发达地区相竞争的公共支出水平往往需要付出更多的财政努力。正因如此，欠发达地区政府在既有预算硬约束下缺乏充足动力，采取降低税率等竞争手段促进产出水平上升，即无法通过形成竞争优势来吸引要素流入，而且桎梏于资源禀赋、区位条件与市场规模等各种因素，经济发展水平愈发落后，最终形成恶性循环。与之相反，经济发达地区不仅无需承担过多刺激经济增长的压力，而且相对完善的软硬件设施使其拥有更具策略性降低税率的竞争优势，较高的产出水平和良好的营商环境一方面有利于吸引要素流入；另一方面，促使地方政府能够在较低的税率水平下满足公共支出需求。即在正反两种循环作用下，发达地区与欠发达地区之间的产出差异不断扩大，最终促使地区经济发展不平衡程度加剧上升。因此，为捕捉地区异质性影响，本文依据2014年国务院颁布的《关于调整城市规模划分标准的通知》，对城市规模进行划分。具体为按照常住人口数将人口300万人及以上划分为I型及以上大城市，人口在100万人至300万人区间划分为II型大城市，人口在50万人至100万人区间划分为中等城市，人口在50万人及以下划分为小城市，进一步考察地方政府税收竞争对地区经济发展不平衡的影响效应是否具有地区异质性，具体回归结果见表10所示。

表10 不同城市规模等级下税收竞争对于城市发展不平衡的直接和间接影响效应

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | I型及以上大城市 | II型大城市 | 中等城市 | 小城市 |
| （1） | （2） | （3） | （4） |
| *taxcomp* | 0.6826\*\*\*  (0.1898) | 1.7134\*  (0.9169) | 1.3132\*\*  (0.5102) | 10.8866  (10.4650) |
| 直接效应 | 0.6348\*\*\*  (0.1906) | 0.5862\*\*\*  (0.1483) | 0.0415  (0.2460) | 2.5892  (5.1556) |
| 间接效应 | -8.9157  (9.7720) | 2.1840\*\*  (1.0696) | 1.0211\*\*  (0.4310) | 8.5993  (8.1857) |
| *Control* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *W×Control* | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 时间固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| N | 2822 | 1649 | 119 | 51 |

注：各变量括号内采用城市层面聚类稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著。

由以上表10的实证结果可知，地方政府税收竞争对经济发展不平衡的影响效应在地区间差异较为悬殊。针对直接效应而言，I型及以上的大城市和II型大城市的地方政府税收竞争对经济发展不平衡的影响效应在1%水平上显著为正，然而在中等城市中，这种影响甚微且在统计特征上并不显著。结果说明，大城市的地区政府通过降低税率进行税收竞争会加剧地区经济发展不平衡，而小城市等地区采取“逐底竞争”的动机并不明显。究其原因，正如本文前述第三部分的理论模型所论证，由于大城市依托于良好的基础设施和制度环境，更具有降低税率进行税收竞争的激励效应及其进而吸引要素流入，而资本和劳动力要素的集聚不仅能给发达地区提供更为强劲的经济增长动力，也对地方公共服务水平提出了更高的诉求，从而进一步加快当地基础设施建设、产业结构调整以及专业化分工等进程，进而通过技术优势实现生产优势，最终提升产出效率。然而经济较为发达的大城市产出水平的不断提升在实现其经济快速增长的同时，也拉大了与经济较为落后小地区之间的发展差距，从而导致地区间经济发展不平衡程度不断加剧。针对间接效应而言，I型及以上大城市的回归结果尽管不具备统计显著性，但是存在一定程度负向空间溢出效应，即税收竞争可能会缓解地区之间经济发展不平衡程度。其中可能的解释是这些城市往往处于经济集聚区域，而经济集聚会对互相模仿的税收竞争产生缓解作用（Charlot & Paty，2010；Jofre-Monseny，2013）。II型大城市和中等城市则存在较为显著的空间溢出效应，某一地区的税收竞争程度提高会加剧邻近地区的经济发展不平衡程度。而针对小城市而言，无论是直接效应还是间接效应，税收竞争对地区经济发展不平衡的影响甚微。

（二）影响机制分析

经由本文第三部分的理论模型可知，地方政府开展地方税收竞争能够改变劳动力要素在地区间的流动性，这一机制发挥作用的关键在于税收竞争一方面可以直接影响劳动力的收入水平，另一方面，地方政府之间的横向税收竞争不仅在宏观层面对于地方的财政收入带来冲击，进而影响辖区内的财政支出规模和结构，而且在微观层面对企业区位选择带来影响，从而改变企业在辖区内劳动力雇佣状况和流动情况。由此可见，劳动力要素流动无论采取何种渠道实现，都是政府间税收竞争的直接对象。而劳动力流动不仅牵涉其收入水平和地区产出水平，同时也深刻影响着地区间收入分配格局。为此，本文将依据第三部分的理论模型与劳动力流动这一假设前提，探究劳动力要素流动在地方政府税收竞争与地区经济发展不平衡之间作用机制。

从理论上，本文认为地方政府税收竞争作用于地区经济发展水平最为直接的影响机制是改变要素在地区间的流动性，而要素流动是决定产出水平的核心内容。地方政府税收竞争形成的差别化税负和征管水平，可以从供给和需求两方面引导流动性要素在地区间流动。其中，地方政府税收竞争对劳动力流动的影响机制主要体现在以下三个方面。一是地方政府税收竞争会对辖区劳动力数量产生影响。在城市化进程中，人口的空间分布在城乡和跨区域间始终处于动态变化之中，人口向低税地区的聚集可以为该辖区劳动密集型产业提供要素基础，从而降低单位产出的生产成本与提高劳动生产效率。此时当地企业借助人口集聚优势，将更加容易形成规模经济（Fujita et al,1999）。另外，地方政府因税收竞争实施的税收优惠政策通过降低所得税负也增进居民福利与吸引人口流入。在虹吸效应的催化下，劳动力迁移在改变整个经济体人力资本存量的同时，也扩大了迁出地和迁入地的经济发展差距。二是地方政府税收竞争会对辖区劳动力质量产生影响。税收竞争促使人口的跨地区迁移和空间集聚形成较大规模的劳动力市场，有利于改善技术人才与岗位需求之间的匹配度。此时即使是在不完全的信息条件下，企业也能更加容易寻得所需人才，而拥有特定技能的劳动者也更加容易找到相匹配的职业，即劳资双方可以有效避免因信息不对称产生的效率损失和对经济周期的冲击，从而提高经济社会运行效率（Helsley & Strange,1990）。然而值得注意的是，异质性的人力资本集聚在短期内有利于社会专业化效率的提升，但长期中却会进一步加剧地区之间的经济差距（胡尊国等，2023）。三是税收优惠和财政补贴政策加快了高素质人才在地区间的交流频率，不仅能直接增加劳动者的工资水平以及提高其可支配收入，而且人才“涓流”的汇集还会进一步促进地区产业集聚、提升生产效率，进而推动地区经济快速增长与增进辖区居民福利水平。尽管在此过程中，随着劳动力供给数量扩大和竞争程度的提升导致工资水平的降低，但从整体上而言，地方政府税收竞争一直以来对地区间劳动力流动发挥着重要作用。为深入验证地方政府税收竞争对劳动力流动可能存在的影响机制，本文将从宏观直接机制和微观机制两个视角分析地方政府税收竞争如何影响劳动力的决策行为。

1.直接机制。劳动力流动是机制检验中的核心变量，其指标测度学术界主要采取客观数量和主观意愿两种方法，客观数量法主要是基于宏观统计数据对劳动力流动的数量和方向性进行估计，现有文献大多采取劳动力净流入比例的方法进行衡量，即地区年末常住人口与户籍人口的比值，如果指标大于1则表示该地区为劳动力的净流入地，指标小于1表示该地区为劳动力的净流出地；主观意愿法侧重基于微观数据对于劳动力迁移的可能性或者概率进行评估。因此，在机制检验部分，本文采取两种方法分别对劳动力流量进行测算。

在直接机制检验中劳动力流动的测度，本文参考白俊红等（2017）和吕海萍（2019）的方法采用引力模型衡量地区间劳动力迁移程度。其基本原理是，经济主体之间的距离越近，两者之间发生相互作用的可能性越大，随着经济规模的逐渐扩大，其吸引要素流入的数量会随之增多。随着引力模型在空间相互作用和地理距离半衰效应的研究广泛应用，要素流动问题在引力模型的经验研究和实证分析中得以较好的解释（Evenett et al, 2002；王钺等，2016）。另外，引力模型能够避免简单数值计算方法产生的难以解释的问题，将劳动力的流入地、流出地的经济特征和两地区之间的地理距离联系起来，综合考察了影响劳动力流动的重要因素（Helpmen & Krugman, 1985; 白俊红、蒋伏心，2015）。具体而言，引力模型的基本设定形式如（24）式。

（*i≠j，i=*1,2*,…,n; j=*1,2*,…,m*） （24）

其中*Gij*为*i*地区对于*j*地区的吸引力，*Kij*为*i*地区对于*j*地区之间的引力系数，一般取值为1，*Mi*、*Mj*为*i*地区对于*j*地区社会经济相关要素的测度，*αi、αj*为*i*地区对于*j*地区的引力参数，*Dbij*为*i*地区对于*j*地区之间的地理距离，*b*为距离衰减参数，*n*为区域个数。由于传统的引力模型在一定程度上能够反映要素在地区间的流动能力，但无法判断要素流动的方向，因此需要对引力模型进行改进。驱动劳动力要素流动的原因不仅包括实现自我发展、收入水平等个体内部因素，也受到社会、经济、文化、环境等综合外部因素（Grossmann et al，2013；Czaika et al，2017）。根据现有文献研究，工资水平和地区的房价水平能够显著地影响劳动力流动情况（王森，2007；Arntz，2010；安虎森等，2011；Gibson et al，2012）。基于此，本文选取地区间的工资水平和房价水平作为劳动力流动的引力变量，构建产出约束引力模型来衡量劳动力流动程度和方向，具体见式（25）。

 （25）

其中，*LabFlowij*为*i*地区劳动力迁移到*j*地区的流量，*Labi*、*Labj*为*i*地区对于*j*地区常住人口数，*Wagei*、*Wagej*为*i*地区和*j*地区的城镇单位就业人员平均工资水平，*Housei*、*Housej*为*i*地区对于*j*地区的住宅平均销售价格。*b*为距离衰减系数[[2]](#footnote-1)，取值越大表示两个地区之间劳动力流量随着距离衰减的速度越快，本文取值2。此外，*i*地区在样本期内劳动力流动总量为*LabFlowi*，计算方法如式（26）所示。

 （26）

通过以上分析可知，税收竞争程度越高，地区之间的经济发展不平衡程度越深。主流文献大多将其中的作用机制研究聚焦在资本要素流动上，而忽视了劳动力流动在其中发挥着重要作用。为了进一步验证劳动力流动机制是否成立，本文在表11中进行实证检验。

表11 地方政府税收竞争对劳动力流动的直接影响机制检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 被解释变量  *LabFlow* | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 全样本 | 劳动力流入地 | 劳动力流出地 | 城市群集聚 |
| *Panel A* 总税收竞争 | | | | |
| *Taxcom* | 19.4725\*  (10.3990) | 45.7574\*  (24.4185) | 0.4362  (0.2754) | 67.1959\*\*  (31.6156) |
| *R2* | 0.6634 | 0.6571 | 0.8927 | 0.7107 |
| *Panel B* 分税种竞争 | | | | |
| *Taxcom VAT* | 0.0116  (0.0216) | 0.0416  (0.0294) | 0.0004  (0.0015) | 0.0860\*\*  (0.0427) |
| *R2* | 0.6629 | 0.6548 | 0.8924 | 0.7094 |
| *Taxcom BT* | 1.4099\*\*  (0.5637) | 2.8616\*\*\*  (0.8388) | 0.0232\*  (0.0140) | 2.7441\*\*\*  (0.6551) |
| *R2* | 0.6650 | 0.6588 | 0.8926 | 0.7120 |
| *Taxcom CIT* | 2.5569\*\*\*  (0.8435) | 2.9121\*\*  (1.4381) | 0.2425\*\*\*  (0.0850) | 3.3279\*\*  (1.5139) |
| *R2* | 0.8800 | 0.8909 | 0.8942 | 0.9477 |
| *Taxcom PT* | 1.5530\*\*\*  (0.5914) | 1.6361\*  (0.9299) | 0.1103  (0.1023) | 0.6436  (0.7094) |
| *R2* | 0.8796 | 0.8905 | 0.8930 | 0.9468 |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 时间固定效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| *N* | 4641 | 1777 | 2767 | 1241 |

注：各变量括号内采用城市层面聚类稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著。

在*Panel A*中，本文首先在第（1）列中考察了税收竞争对于劳动力流动的整体影响，在控制了一系列城市特征和时空固定效应的基础上，税收竞争系数在10%的置信区间内显著为正，说明随着地区间税收竞争程度提高能显著促进劳动力的跨区域流动。随后在第（2）和（3）列进一步检验税收竞争对于劳动力流入地和流出地的差异化作用，结果表明，税收竞争强化了劳动力流入地的流动程度，在劳动力流出地的作用效果不显著，而劳动力流入地往往是税收优惠政策力度和减税幅度较大的发达地区。为了在竞争中“脱颖而出”，这些地区通过制度税收优惠、财政返还等措施实现对投资的有效刺激，而这些的投资类型不仅包括企业的入驻，还吸引私人投资的增加，资本的流入进一步带来的是劳动力的流动。随着投资项目的落地，相关工作人员、技术人员、管理人员等不同技能的劳动力都会流入该地区。此外，劳动力密集型产业的入驻同样会带动廉价劳动力的流入。然而事实上，采取减税激励措施的税收竞争可能并不会带来实际税收收入的减少，反而要素的流入进一步汇集了税源和税基，更能有效地扩大经济产出。与此同时，税收竞争对于地区经济发展不平衡的作用机制除了通过劳动力流动改变要素配置情况，还通过集聚效应产生影响。根据新经济地理税收竞争理论，随着经济一体化过程的发展，城市群的出现使得要素在空间上产生明显的集聚效应，由此产生的“集聚租金”可以有效地降低税收竞争带来的效率损失（Andersson & Forslid，2003；蒲艳萍、成肖，2017；龚锋等，2021）。因此，处于“城市群”的地区税收政策更为宽松、税源更广，这些地区政府可以根据本地区的就业水平和人力资源需求情况出台更具有针对性的财税政策，通过运用税收杠杆来降低个人实际税负、提供税收优惠条件等，直接作用于劳动力要素，成为引导劳动力流动的重要手段。为了验证这一机制，在第（4）列中本文考察了城市群集聚效应下，税收竞争对于劳动力流动的作用机制，本文界定的城市群为长三角、珠三角、京津冀和成渝城市群。回归结果表明，在集聚效应下，税收竞争对于劳动力流动的作用效果显著提升。

在*Panel B*中，本文进一步考察不同税种进行的税收竞争对劳动力流动是否存在显著的结构效应，结果表明营业税、企业所得税和个人所得税的税收竞争对于劳动力流动具有显著的正向作用，增值税的税收竞争并不会带来劳动力要素的流动。对此可能的解释是，个人所得税是直接作用于劳动力，正如第三部分理论分析，个人所得税的税收竞争可以有效地降低劳动力的税收负担，提高劳动者的消费能力，吸引更多的劳动力要素流入；营业税和企业所得税则是通过企业间接作用于劳动力，而税收竞争带来企业的集聚，尤其是劳动密集型企业的流入会直接带动劳动力要素的汇集。增值税作为共享税，由国税系统征收，因此地方政府参与增值税的税收竞争空间较小，其对劳动力流动的影响机制不明显（谢欣、李建军，2011）。

2.微观机制。关于税收竞争影响劳动力流动的微观机制检验，本文采用2017年全国流动人口动态监测调查数据（CMDS）[[3]](#footnote-2)与各地区城市面板数据进行匹配，为了反映地方政府税收竞争和劳动力流动之间关系，本文进一步构建如下经济计量方程，具体如公式（27）:

 （27）

其中，被解释变量*Labort*表示劳动力是否进行跨区流动，跨省流动和省内跨市流动为1，否则为0，以衡量不同地区因地方税收竞争产生的政策差异对劳动力要素的吸引力；*Taxcom*表示地方政府税收竞争程度；*Xi*是个体特征控制变量，包括劳动力年龄（*age*）、性别（*gender，*男性=1）、婚姻状况（*married*，已婚=1）、政治面貌（*political*，党员=1）、健康状况（*health，*健康和基本健康=1）以及户口性质（*hukou*，非农业=1）；*Yi*是城市层面的控制变量，*εi*为残差项。因被解释变量*Labor*为0-1变量，本文采用Logit模型进行估计，具体回归估计结果见以下表12。

表12 地方政府税收竞争对劳动力流动的微观影响机制检验（1）

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | Logit | Probit | 剔除社会因素 | 劳动力质量 | | 劳动力从事的行业类型 | | |
| 优质 | 普通 | 制造业 | 服务业 | 科技教育 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| *Taxcomp* | 0.6810\*\*\*  (0.0572) | 0.7429\*\*\*  (0.0567) | 0.6035\*\*\*  (0.1532) | 0.7281\*\*\*  (0.1309) | 0.6743\*\*\*  (0.0637) | 1.1140\*\*\*  (0.0922) | 0.5181\*\*\*  (0.0988) | 0.8937\*\*\*  (0.3279) |
| *Age* | 0.0006\*\*\*  (0.0001) | 0.0005\*\*\*  (0.0001) | 0.0002  (0.0002) | -0.0004  (0.0003) | 0.0007\*\*\*  (0.0001) | 0.0007\*\*\*  (0.0002) | 0.0005\*\*\*  (0.0002) | -0.0003  (0.0006) |
| *Gender* | 0.0149\*\*\*  (0.0018) | 0.0143\*\*\*  (0.0018) | -0.0029  (0.0060) | 0.0214\*\*\*  (0.0040) | 0.0138\*\*\*  (0.0020) | 0.0139\*\*\*  (0.0028) | 0.0017  (0.0031) | 0.0134  (0.0109) |
| *Married* | -0.0106\*\*\*  (0.0024) | -0.0109\*\*\*  (0.0023) | -0.0243\*\*\*  (0.0062) | -0.0086\*  (0.0046) | -0.0116\*\*\*  (0.0027) | -0.0066\*  (0.0037) | -0.0178\*\*\*  (0.0041) | 0.0066  (0.0123) |
| *Political* | -0.0107\*\*\*  (0.0041) | -0.0115\*\*\*  (0.0041) | 0.0061  (0.0111) | 0.0053  (0.0055) | -0.0245\*\*\*  (0.0060) | -0.0172\*\*  (0.0076) | -0.0017  (0.0065) | 0.0241\*  (0.0135) |
| *Health* | 0.0166\*\*\*  (0.0052) | 0.0164\*\*\*  (0.0053) | 0.0060  (0.0099) | 0.0293  (0.0258) | 0.0175\*\*\*  (0.0054) | 0.0138  (0.0109) | 0.0228\*  (0.0125) | -0.0952\*  (0.0547) |
| *Hukou* | -0.0100\*\*\*  (0.0021) | -0.0101\*\*\*  (0.0021) | 0.0033  (0.0057) | 0.0232\*\*\*  (0.0041) | -0.0213\*\*\*  (0.0026) | -0.0102\*\*\*  (0.0035) | -0.0153\*\*\*  (0.0035) | -0.0165  (0.0106) |
| 城市控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 样本量 | 148632 | 148632 | 23652 | 27336 | 121296 | 64262 | 40836 | 4928 |
| *R2* | 0.2118 | 0.2155 | 0.2028 | 0.2450 | 0.2072 | 0.2007 | 0.2363 | 0.2797 |

注：各变量括号内采用城市层面聚类稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著。

根据表12估计结果可知，表12的第（1）列给出了地方政府税收竞争对劳动力跨区流动影响的实证结果，回归结果表明，一是从劳动力流动程度来看，地方政府税收竞争对吸引劳动力要素流动具有显著的正向促进作用。其中，当税收竞争程度每提高1个单位，劳动力跨区流动的概率平均提高0.68%，这意味着通过降低税率等形式开展的地区税收竞争程度越高，不仅劳动力跨地区流动的动机越强，而且集聚效应也越明显，这一实证结果验证了本文第三部分理论模型部分所提出的，即地方政府税收竞争的核心主要体现在“用脚投票”的生产要素竞争。进一步，在第（2）列本文采用Probit模型进行回归结果依然显著为正。二是从劳动力流动因素来看，可以分为经济因素和社会因素。因此，本文根据问卷调查中流动因素将“务工、经商”归为经济因素，将“家属随迁、婚姻嫁娶、拆迁搬家、异地养老”等归为社会因素。在表12第（3）列中剔除了社会因素的潜在影响后，回归结果并没有发生明显变化，可以基本认定劳动力流动的主要驱动因素是经济因素（郝淑玲等，2023）。三是从劳动力质量方面，地方政府税收竞争对不同层次人力资本流动具有显著的结构效应。因考虑到不同劳动力素质受地方政府税收竞争的影响存在一定差异，即理论上认为具有竞争优势的地区往往借助优惠的财税补贴政策、健全的社会保障制度、良好的教育与医疗资源成为高端人力资本的集聚地，譬如近年来各地区开展的“抢人大战”便是最为深刻的写照。低门槛的落户条件、高额的购房补贴以及优质的创业环境是地方政府进行人才竞争的主要政策工具，而劳动力结构中高学历、高素质人口形成的“人力资本红利”不仅能够提高城市整体素质与降低社会管理成本，而且高、低技能劳动者之间的互补性也有利于促进劳动生产效率的提升（张同斌，2016）。因此，为捕捉地方政府税收竞争对不同层次人力资本流动的影响，本文将学历在大专、本科以及上的流动人口定义为优质劳动力，将学历在高中、中专及以下的流动人口定义为普通劳动力。具体由表12的第（4）、（5）列给出了劳动力质量的分样本回归结果。其中，当税收竞争程度提高1个单位，优质劳动力跨区流动的概率平均提高0.72%，而普通劳动力跨区流动的概率平均提高0.67%。相比于普通劳动力，地方政府税收竞争对优质劳动力跨区流动的吸引作用相对高出7.46%。四是从劳动力行业类型方面，劳动力所从事的职业和行业受到税收竞争的影响程度不同，对劳动力的迁移和流动决策影响也会存在差异（韩润霖等，2023）。因此，在第（6）—（8）列中将劳动力从事的行业类型进行分组回归，结果显示从事生产、制造、建筑、运输等劳动密集型行业的劳动力流动受税收竞争影响最大，税收竞争程度每提高1%，劳动力流动的概率平均提高1.114%。而从事科研技术、教育行业的劳动力也受地区间税收竞争的影响，政府实施的税收抵免以及高端人才补贴等优惠政策对优质劳动力的流入产生正向激励，合理、有序的税收竞争能够营造良好的经济发展环境，从而带动地区要素生产效率的提升（Fulvio et al，2015）。由此可见，地方政府税收竞争通过影响劳动力流动数量和质量改变地区间的要素流动性，进而对地区经济发展不平衡产生显著影响，以上这一研究结论与前述理论分析完全一致。

另外，税收竞争影响劳动力流动的微观机制还包括“福利效应”和“挤出效应”。桎梏于户籍制度，流动人口无法同本地居民一样享受当地政府提供的教育、医疗以及养老等公共服务，而住房问题更是成为劳动力进行跨区流动需要解决的首要问题，劳动力进行跨区流动后往往需要付出较高的安置成本才能融入当地的社会生活之中，表现为对劳动力的“挤出效应” （张熠等，2021）。因此，正如理论分析所言，劳动力流动成本越大，人口流动的阻力就会越大，从而抑制了生产要素的“用脚投票”现象。与之相对，本文在公式（27）中加入地方政府税收竞争与劳动力流动障碍的交互项来捕捉劳动力迁移成本对地方政府税收竞争的影响，具体估计结果如表13的第（1）列所示。其中，劳动力流动障碍采用问卷中被访问者在本地平均每月住房支出（仅房租/房贷）占每月总收入之比进行衡量。由表13第（1）列的估计结果可知，地方政府税收竞争与劳动力流动障碍的交乘项的回归系数估计值显著为负，即表明劳动力流动成本越高，迁移阻力就会越强，地方政府税收竞争带来的正外部性对劳动力要素的吸引能力就越被削弱，“挤出效应”越明显。

有效的地方政府税收竞争能够促使地方政府致力于获取与本地居民偏好更为匹配的支出决策，以达到公共品与税收的帕累托有效，从而增进地区社会福祉和提高居民满意度，表现为对劳动力的“福利效应”（Tiebout，1956；马恩涛，2008；杨晓军，2017）。有鉴于此，本文采用问卷中“您是否同意我喜欢我现在居住的城市/地方这个说法”作为衡量当地公共服务质量的代理变量，其中回答“完全同意”赋值为4，“基本同意”赋值为3，“不同意”赋值为2，“完全不同意”赋值为1，且数值越高代表当地公共服务与居民需求的匹配度越高。在表13中，第（2）列反映地方政府税收竞争、公共服务质量以及两者交互项对劳动力跨区流动的影响。根据表13第（2）列的回归结果显示，地方政府税收竞争与公共服务质量交互项的回归系数估计值显著为正，则意味着地方政府支出偏好越契合居民需求，地方政府提供的公共服务质量就会越高，地方政府税收竞争对劳动力要素的吸引能力就会越强，“福利效应”越显著，以上研究结论与前述理论分析完全一致。

表13 地方政府税收竞争对劳动力流动的微观影响机制检验（2）

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 被解释变量 | 劳动力跨区流动 | |
| (1) | (2) |
| *Taxcom* | 0.4765\*\*\*  (0.0630) | 0.5059\*\*  (0.2289) |
| 劳动力流动障碍 | -0.2674\*\*\*  (0.0331) |  |
| *Taxcom*×劳动力流动障碍 | 2.8647\*\*\*  (0.3703) |  |
| 公共服务质量 |  | -0.0418\*\*\*  (0.0055) |
| *Taxcom*×公共服务质量 |  | 0.3524\*\*\*  (0.0650) |
| 其他控制变量 | Yes | Yes |
| *N* | 148632 | 148632 |
| *R2* | 0.2124 | 0.2126 |

注：各变量括号内采用城市层面聚类稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著。

# 八、研究结论与政策建议

立足新时代中国社会主要矛盾的转变和经济转向高质量发展这一新目标，科学厘清地方政府税收竞争与地区经济发展不平衡之间关系及其影响机制具有非常重要的理论与实践意义。本文首先从理论层面系统诠释地方政府税收竞争与经济发展不平衡之间关系及其影响机制，然后构建包含双重固定效应的空间杜宾模型实证考察地方政府税收竞争对经济发展不平衡的影响效应，结果发现：（1）地方政府之间不仅存在策略互动的税收竞争行为，而且对于地区经济发展不均衡具有正向影响，即地区间税收竞争越激烈，经济发展不平衡程度越高；（2）异质性检验显示，地方政府税收竞争的核心主要源于对营业税和所得税税基的争夺，而且在人口规模较大的城市中效应更为明显；（3）机制分析表明，地方政府税收竞争主要通过改变劳动要素的数量和质量对地区经济发展不平衡产生影响。本文以上研究结论不仅有利于通过规范地方政府间税收竞争加快推进现代财政制度基本框架的基本确立，还可以促使地方政府以新发展理念为指引切实推动经济高质量发展。

首先，通过规范地方政府税收竞争促进区域经济协调高质量发展。考虑各地区经济发展战略的定位各有不同，地方政府进行税收竞争的目标通常是多元化和多层次的，因而由此对地区之间经济发展动力极化现象日益突出。为此应以区域经济协调高质量发展为目标，不断引导与规范地方政府间税收竞争，通过促进地区经济发展收敛来不断化解人民日益增长的美好生活需求与不平衡不充分之间的基本矛盾，从而实现以人民为中心与不断增强人民福祉。

其次，通过规范政府间税收竞争加快推进现代财政制度基本框架的基本确立。国家治理体系现代化与治理能力提升这一全面深化改革目标，要求建立与之相匹配的现代财政制度基本框架。央地政府间以及地方政府间构建权责清晰、财力协调、区域均衡的新型政府间财政关系是现代财政制度构建的三大核心内容之一。因此，规范地方政府税收竞争不仅可以避免“无效竞争”与“有害竞争”，还有利于构建激励与约束并存的新型地方政府间横向财政关系，从而激励地方政府不断实现区域经济均衡高质量发展。

然后，通过规范地方政府税收竞争吸引高质量资本和人才流入。依据本文研究结论，地方政府税收竞争对劳动力数量与质量都具有显著影响，而劳动力作为最为重要的人力资本是推动地区经济高质量发展最为重要的生产要素。因此，新时代中国地方政府需要立足经济高质量发展这一新目标，不断规范与引导地方政府有序开展税收竞争，即地方政府税收竞争应该充分考虑地方要素的需求结构及其要素使用效率，从而在推动国家治理现代化的过程中正确把握地方税收竞争的形式和程度，一方面，能够确保需要的高质量要素不断流入；另一方面，还能从长期不断促进区域经济协调与高质量发展。

最后，通过规范地方政府税收竞争不断提高对人才流入的吸引力。因盲目与低效率的税收竞争很容易导致劳动力市场中人才结构的扭曲，而这种人才结构的失衡往往与当地的财税政策、工资水平、就业市场和福利保障等制度因素密切相关。为此，如何在地方政府税收竞争中保障劳动力生产要素的供给和质量以满足经济高质量发展诉求，是地方政府开展税收竞争需要考虑的重要问题。按照因势利导原则以及结合地区产业结构特征，实行有针对性和差异化的地方税收竞争策略，不仅能够推动地方产业结构优化升级，长期还有利于实现区域经济协调高质量发展。

参考文献

安虎森 颜银根 朴银哲,2011:《城市高房价和户籍制度:促进或抑制城乡收入差距扩大?——中国劳动力流动和收入差距扩大悖论的一个解释》,《世界经济文汇》第4期。

白俊红 蒋伏心,2015:《协同创新、空间关联与区域创新绩效》,《经济研究》第7期。

白俊红等,2017:《研发要素流动、空间知识溢出与经济增长》,《经济研究》第7期。

白雪梅,2004:《教育与收入不平等:中国的经验研究》,《管理世界》第6期。

陈晓光,2016:《财政压力、税收征管与地区不平等》,《中国社会科学》第4期。

方红生 张军,2014:《财政集权的激励效应再评估:攫取之手还是援助之手?》,《管理世界》第2期。

付敏杰 张平 袁富华,2017:《工业化和城市化进程中的财税体制演进:事实、逻辑和政策选择》,《经济研究》第12期。

傅勇 张晏,2007:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》第3期。

龚锋 陶鹏 潘星宇,2021:《城市群对地方税收竞争的影响——来自两区制面板空间杜宾模型的证据》,《财政研究》第4期。

韩润霖 吴立元 张航宇,2023:《低技能劳动力流入与中国城市经济发展》,《世界经济》第10期。

郝淑玲 范建平 米子川,2023:《流动人口收入差距的统计测度与比较》,《统计与决策》第14期。

胡尊国 王耀中 尹国君,2015:《劳动力流动、协同集聚与城市结构匹配》,《财经研究》第12期。

贾俊雪 梁煊,2020:《地方政府财政收支竞争策略与居民收入分配》,《中国工业经济》第11期。

李涛 黄纯纯 周业安,2011:《税收、税收竞争与中国经济增长》,《世界经济》第4期。

林光平 龙志和 吴梅,2006:《中国地区经济σ-收敛的空间计量实证分析》,《数量经济技术经济研究》第4期。

刘泠岑等,2023:《基于夜间灯光数据的中国县域发展活力与均衡性动态研究》,《地理学报》第4期。

刘穷志,2017:《税收竞争、资本外流与投资环境改善——经济增长与收入公平分配并行路径研究》，《经济研究》第3期。

刘晓明 谭建立 刘小勇,2020:《转移支付、政府竞争与区域经济协调——基于省级空间面板数据的实证研究》,《经济问题》第9期。

刘雅南 邵宜航,2009:《政府竞争与区域经济差异》,《经济学(季刊)》第4期。

陆军 杨志勇,2010:《中国地方财税竞争与异质偏好劳动力的空间流动——以京津冀大都市区为例》,《财经研究》第9期。

吕冰洋 郭庆旺,2011:《中国税收高速增长的源泉:税收能力和税收努力框架下的解释》,《 中国社会科学》第2期。

吕炜 张妍彦 周佳音,2019:《财政在中国改革发展中的贡献——探寻中国财政改革的实践逻辑》,《经济研究》第9期。

马恩涛,2008:《财政竞争及其结构福利效应研究》,《当代财经》第8期。

蒲艳萍 成肖,2017:《经济集聚、市场一体化与地方政府税收竞争》,《财贸经济》第10期。

钱金保 才国伟,2017:《地方政府的税收竞争和标杆竞争——基于地市级数据的实证研究》,《经济学(季刊)》第3期。

邵帅 范美婷 杨莉莉,2022:《经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察》,《管理世界》第2期。,

沈坤荣 付文林,2005:《中国的财政分权制度与地区经济增长》,《管理世界》第1期。

唐飞鹏,2017:《地方税收竞争、企业利润与门槛效应》,《中国工业经济》第7期。

汪冲,2012:《资本集聚、税收互动与纵向税收竞争》,《经济学(季刊)》第1期。

王贤彬等,2017:《中国地区经济差距动态趋势重估——基于卫星灯光数据的考察》,《经济学(季刊)》第3期。

夏怡然 陆铭,2019:《跨越世纪的城市人力资本足迹——历史遗产、政策冲击和劳动力流动》，《经济研究》第1期。

谢欣 李建军,2011:《地方税收竞争与经济增长关系实证研究》,《财政研究》第1期。

谢贞发 范子英,2015:《中国式分税制、中央税收征管权集中与税收竞争》,《经济研究》第4期。

徐建炜 马光荣 李实,2013:《个人所得税改善中国收入分配了吗——基于对1997—2011年微观数据的动态评估》,《中国社会科学》第6期。

尹恒 朱虹,2011:《县级财政生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》第1期。

岳希明等,2012:《2011年个人所得税改革的收入再分配效应》,《经济研究》第9期。

张同斌,2016:《从数量型“人口红利”到质量型“人力资本红利”——兼论中国经济增长的动力转换机制》,《经济科学》第5期。

张学良,2012:《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应》,《中国社会科学》第3期。

张熠 陶旭辉 宗庆庆,2021:《去留之间：流动人口储蓄和劳动决策的分析》,《财经研究》第5期。

赵文哲 杨其静 周业安,2010:《不平等厌恶性、财政竞争和地方政府财政赤字膨胀关系研究》,《管理世界》第1期。

周黎安,2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。

朱军 许志伟,2018:《财政分权、地区间竞争与中国经济波动》,《经济研究》第1期。

Boadway, R.(2001), “Inter-governmental fiscal relations: the facilitator of fiscal decentralization”, *Constitutional Political Economy*12(2):93-121.

Brennan, G. R. & J. M. Buchanan(1980), “The power to tax: analytical foundations of a fiscal constitution”, *Southern Economic Journal*, 48(2).

Cai, & Hongbin(2005), “Does competition for capital discipline governments? decentralization, globalization, and public policy”, American Economic Review.

Chirinko, R. S. & D. J. Wilson (2017), “Tax competition among u.s. states: racing to the bottom or riding on a seesaw?”, *Journal of Public Economics* 36(11):589-609.

Czaika, M. & A. Di Lillo (2017), “The geography of anti-immigrant attitudes across europe, 2002–2014”, *Journal of Ethnic & Migration Studies*:1-27.

Elvidge, C. D. et al(2012), “ The night light development index : a spatially explicit measure of human development from satellite data”, *Social Geography & Discussions* 7(1): 23-35.

Helsley, R. W. & W. C.Strange (1990), “Matching and agglomeration economies in a system of cities”, *Regional Science & Urban Economics* 20(2):189-212.

Hindriks, J. et al(2008), “Competing in taxes and investment under fiscal equalization”, *Journal of Public Economics* 92(12):2392-2402.

Hoyt, W. H.(1991), “Property taxation, nash equilibrium, and market power”, *Journal of Urban Economics* 30(1):123-131.

Janeba, E.(1998), “Tax competition in imperfectly competitive markets”, *Journal of International Economics* 44(1):135-153.

John, D. & Wilson(1986), “ A theory of interregional tax competition”, *Journal of Urban Economics.*

Michael et al(1997), “Fiscal competition and the pattern of public spending”, *Journal of Public Economics* 66(1):33-53.

Mieszkowski, Z. P. (1986), “Pigou, Tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods”, *Journal of Urban Economics* 19(3):356-370.

Nordhaus, C. W. D. (2011), “Using luminosity data as a proxy for economic statistics”, *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 108(21):8589-8594.

Oates, W. E. & R. M. Schwab(2006), “Economic competition among jurisdictions: efficiency enhancing or distortion inducing?”, *Journal of Public Economics* 35(3):333-354.

Parchet, R.(2019), “Are local tax rates strategic complements or strategic substitutes”, *American Economic Journal: Microeconomics* 11(2):189-224.

Rauscher, M.(1998), “Leviathan and competition among jurisdictions: the case of benefit taxation”, *Journal of Urban Economics* 44(1):59-67.

Richard, M., Bird et al(2005), “The limited role of the personal income tax in developing countries”, *Journal of Asian Economics*16(6):928-946.

Tiebout & M. Charles (1956), “A pure theory of local expenditures”, *Journal of Political Economy* 64(5):416-424.

Vega, S. H. & J. P. Elhorst (2015), “The slx model”. *Journal of Regional Science* 55(3):339-363.

Wildasin, D.(2001), “Fiscal competition in space and time”, *Public Economics* 87(11):2571-2588.

1. \*储德银，安徽财经大学财政与公共管理学院，邮政编码：233030，电子邮箱：anhuicdy@163.com；迟淑娴，上海财经大学公共经济与管理学院，邮政编码：200433，电子邮箱：rshxchst@163.com；刘俸奇（通讯作者），南开大学经济学院、南开大学经济行为与政策模拟实验室，邮政编码：300071，电子邮箱：fengqiliucr@163.com。基金项目：国家社会科学基金重大招标项目“促进经济高质量发展的税制结构优化与改革研究”（21&ZD096）；国家社科基金项目“优化财政转移支付制度与实现地方经济高质量发展研究”（22VRC095）；国家自然科学基金青年项目“财政支出消息的宏观经济效应研究：测度方法、传导机制与政策优化”（72303120）；和[安徽省高校自然科学基金重大项目“减税降费与经济高质量发展：作用机制、效应评价与政策优化”（2022AH040087）](https://kns.cnki.net/kcms2/fund/detail?v=6ybcPoTwXqfo9eNQKscK5qWdhOqCPdNBsGwoBa0cnex2kVhb7_QkqOA0IktENKEJ5TVoHW3X5_MTWXXdbyuKBlYcHR2jiIkhx39M_uEerX3m5xyTTpeslDKVM4vv4nEnC1daaCXygUrPlQH0h3MMUmHW549h3GxZe0I9wam_uC_vbKDRkganuM6qXbjlXg_-JcnQ8eeDRky_98VCz0f4KAsA2zVsgO5u0N7uhs3VEuHZHI54L5k4G7ct5chuKBo75f5DZQs8-1qcvNOYWRqSlzTMZV3hzWgVMKlfYwEcRach1oGXICr5CSl9vBKl-n6KLz65O5o6O19nMuiUnAq3c5a_bqfykS7-3gLwDGUPAJGiJ2thy9O5FzOBEV0t36_a_g8-elw1RVmhdwo4TP9jzTV02wKO6-yOfDpcR6NlrmCHSAeDBH17aQV66L6y1f-d5tgFsumThR_po7wAM5iHPmAvsrIUb-xmffxr3RNBKzFxp1MSj4ssAal4g82ifTBfL237ooWSjqfCsV19XeMhdbFrSRkq7FFfeXFqhLzH_9YIjKEdXNjef6y_1g7We22q472eCgoWg8FNHzIZy9tLM4mM4_rAyu13ZYk0gfjRxBjL-i4efdhUb8zAtezLeT91&uniplatform=NZKPT" \t "https://kns.cnki.net/kcms2/article/_blank)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。 [↑](#footnote-ref-0)
2. 距离衰减指数一般取值1或2，根据国内外学者进行的仿真实验发现，b取值为1可以近似表示为国家尺度内的空间相互作用结构，取值为2可以近似表示省区尺度内的空间相互作用结构。 [↑](#footnote-ref-1)
3. 为确保实证结果具有外推性，本文采用2010-2016年的全国流动人口动态监测调查数据匹配各地区省级层面数据进行截面数据回归。 [↑](#footnote-ref-2)