

税收逐顶竞争与税负粘性

——基于多元绩效考核的视角

刘金东^{1,2}, 徐文君¹, 王佳慧¹

(1. 山东财经大学 财政税务学院, 山东 济南 250014; 2. 山东财经大学 经济研究中心,
山东 济南 250014)

摘要:传统的税收竞争理论聚焦经济资源的争夺,将税收竞争界定为单一的逐底竞争行为,而忽视了中国情境下逐顶竞争的可能性。文章通过构建数理模型论证了在多元绩效考核的视角下,完全对称的纯策略纳什均衡博弈将促使地方政府税收征管同时存在逐底竞争和逐顶竞争两种动机,尤其是逐顶竞争会造成税负易升难降的税负粘性现象,从而影响减税降费政策的实效性。基于269个城市2005—2018年面板数据构建非对称反应模型,并进行了税收竞争效应的空间计量分析,回归结果验证了逐顶竞争和逐底竞争并存,且以逐顶竞争效应为主。进一步嵌套上市公司数据的回归分析显示,一省之内经济发展水平相近城市的税收逐顶竞争会显著推高税负粘性,特别是在非国有企业和制造业企业中尤为突出。可见,税收竞争是造成税负粘性现象的重要原因,这为未来加强税收征管、优化绩效考核指明了改进方向。

关键词: 税收竞争; 逐顶竞争; 税负粘性; 多元绩效考核

中图分类号: F015 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2023)05-0032-14

一、引言

近年来,税负粘性的问题已经引起了国内研究者的普遍关注。企业应纳税额随着营业收入的上升而上升,却不易随营业收入的下降而下降,表现出税收负担率“上山容易下山难”的非对称特征(丛屹和周怡君, 2017; 程宏伟和吴晓娟, 2018; 干胜道等, 2019; 胡洪曙和武懿芪, 2020)。在三重压力叠加疫情影响下,营业收入的下降已经成为市场普遍现象,当应纳税额无法随营业收入的下降而有效下降,势必损害减税降费政策的实效性,从而无法做到“应减尽减”。与会计领域被广为研究的成本费用粘性概念不同,成本费用最终是用于企业,但税收负担则代表了国家通过强制形式参与价值分配,企业的获得感相对较弱。故而,税负粘性不仅会影响政府减税降费承诺的公信力,还会增大市场微观主体的税负痛感(魏志华和卢沛, 2022)。税负粘性的成因有多重因素,其中最为研究者所公认的是政府征管因素,地方政府通过操纵税收征管力度让税负易涨难跌是形成税负粘性现象的重要原因(胡洪曙和武懿芪, 2020; 魏志华和卢沛, 2021)。

收稿日期: 2023-02-15

基金项目: 山东财政改革发展研究院年度项目“减税降费对企业创新力的影响分析”(CGY202205)。

作者简介: 刘金东(1986—),男,山东济宁人,山东财经大学财政税务学院副教授、博士;

徐文君(2000—),女,山东淄博人,山东财经大学财政税务学院硕士研究生;

王佳慧(1998—),女,山东日照人,山东财经大学财政税务学院硕士研究生。

尤其是在当前财政紧平衡常态化的背景下,这种行为动机变得更为突出。

我国虽然税收立法权集中在中央层面,各税种的名义税率都由中央政府制定,但地方政府可以通过违规税收优惠、自由裁定空间等手段来控制实际税率(郭杰和李涛,2009;谢贞发和范子英,2015),以实现自身的利益最大化。特别是我国税法制定过程中坚持了“宽打窄用”的原则,名义征税框架较大,实际征税范围有限(高培勇,2006),这也为地方政府通过灵活调整征税范围展开税收竞争创造了制度性空间。通过操控税收征管力度来展开横向税收竞争,不仅违背了税收法定主义原则,而且给企业经营前景造成了极大的税收不确定性,恶化了税收营商环境。国家税务总局于2016年印发了《关于深化行政审批制度改革切实加强事中事后管理的指导意见》,明确将“增强税收政策的确定性”,“建立税收政策确定性管理制度”。2021年,中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于进一步深化税收征管改革的意见》再次强调了“增强政策落实的确定性”,要求“不断完善税务执法制度和机制”,“坚决防止落实税费优惠政策不到位、征收过头税费及对税收工作进行不当行政干预等行为”。

税收竞争是地方政府操纵征管力度的内在动机,税负粘性是地方政府操纵征管力度的结果,那么一个显而易见的问题是:税收竞争特别是税收逐顶竞争(race to the top)是造成税负粘性的重要原因吗?已有的税收竞争研究往往停留在传统的逐底竞争(race to the bottom)层面,即使有少数文献如钱金保和才国伟(2017)、许敬轩等(2019)探及地方政府逐顶竞争的税收竞争高倾向,也往往是单一论证逐顶竞争行为,两类文献均忽视了二者共存的可能性。官员绩效考核是引发地方政府横向竞争行为的重要制度诱因,而经济增长和财政增收是目前研究中最为聚焦的两类绩效考核。在经济增长绩效考核导向下,地方政府倾向于降低税收征管力度,违规给予税收优惠以利于招商引资,以提高本地区经济产出水平,这就导致了税收的逐底竞争(周黎安,2017)。与之不同,在财政增收绩效考核导向下,地方政府则倾向于加大税收征管力度,从而导致了税收的逐顶竞争,现实中被广为探讨的税收指令性增长就是税收逐顶竞争的重要表现(白云霞等,2019;许敬轩等,2019;尹振东和吕冰洋,2022)。在多元绩效考核同时并存的情况下,地方政府税收竞争可能同时存在逐底竞争和逐顶竞争倾向。已有的税负粘性研究(胡洪曙和武锶芪,2020;魏志华和卢沛,2021)虽然探及了税收征管因素带来的影响,但主要是从传统的逐底竞争层面展开论证,而没有深入税收竞争的不同倾向上来,未考虑税收逐顶竞争为税负粘性带来的影响。

相较于已有文献,本文将研究视角拓展到经济产出和财政增收的多元绩效考核框架下,通过构建数理模型论证了税收逐顶竞争和逐底竞争同时存在的可能性,并分析了税收逐顶竞争是造成税收负担率易升难跌的粘性成因。基于非对称反应模型的空间分解精准验证了两类竞争同时并存的事实,并指出了逐顶竞争是国内税收竞争的主要表现形式,进一步嵌套上市公司数据的实证回归发现,经济发展水平相近城市之间的税收逐顶竞争显著推高了所在地区的企业税负粘性程度。相较于已有研究,本文可能的创新贡献有如下三点:一是从研究视角上,在多元绩效考核框架下推导了税收逐顶竞争的可能性,也通过实证分析方法进行了准确验证,在已有的少量税收逐顶竞争相关文献基础上进一步提升了研究深度;二是从计量方法上,克服了传统空间计量方法只能考察空间正相关、无法准确区分逐顶竞争和逐底竞争的不足,通过非对称反应模型做了精确的空间分解,为验证逐顶竞争提供了一种可行的创新工具;三是在国内首次全面探讨了两类税收竞争倾向与税负粘性的因果关系,在利用个体系数检验法精确测算企业微观税负粘性的前提下检验了税收逐顶竞争是造成税负粘性的重要成因,对税负粘性研究形成了重要补充。

二、理论分析与研究假设

梳理已有的研究可知, 税收竞争的理论起源于20世纪50年代的财政联邦主义研究。Tiebout (1956)、Oates (1969)等丰富发展的“用脚投票”理论形成了第一代财政联邦主义观点, 他们秉承“存在即合理”的原则, 探讨了资源的跨地区自由流动和自发配置, 此时税收竞争的概念尚未成型, 而只是既定税率差异下的资源溢出。第二代财政联邦主义则更加重视地方政府行为的探讨, 认为地方政府并非完美组织, 而是追求利益最大化的独立经济人 (Qian和Weingast, 1997; Qian和Roland, 1998)。在这种情况下, 地方政府会主动而为地调整本地税率以达到争夺经济资源的目的, 从而形成了最早的税收竞争理论。传统的税收竞争单纯强调竞相降低税率以吸引流动性税源来本地落户的逐底竞争行为模式, 因为吸引投资者落户、为本地居民营造良好的营商环境是西方财政联邦主义最重要的考量, 外地投资者“用脚投票”和本地选民“用手投票”联合作用下的税收竞争必然是单一的逐底竞争。这种单一的经济考量是否适用于中国政治集权、财政不完全分权的模式仍然存在一定的争议。我国政府绩效考核目标呈现出多元化趋势, 赋予了地方政府多方面的任务, 财政增收也是其中的重要任务之一, 财政体制也体现出层层下达、层层分解的自上而下目标激励模式 (白云霞等, 2019; 许敬轩等, 2019; 张少辉等, 2021; 尹振东和吕冰洋, 2022)。降低税率虽然能够吸引投资, 但一方面地方政府征管的操纵空间是有下限的, 另一方面降低税率也将影响财政增收等其他维度的考核完成度, 故而税收征管不仅有逐底竞争的动机, 也存在逐项竞争的潜在动机 (钱金保和才国伟, 2017; 许敬轩等, 2019)。

在周黎安 (2017) 的晋升锦标赛模式下, 由于上级政府考核指标涉及多个维度, 使得下一级地方政府之间的横向竞争是一个多元竞争。税收征管在其中涉及多方面的资源竞争: 一是在传统的税收竞争范式下, 地方政府竞相降低税率以吸引投资者来本地投资, 表现出竞低趋势; 二是在晋升锦标赛模式下, 税收收入多寡也将是一个伴随经济竞争而存在的考核维度, 特别是政府自上而下经常给定税收征管任务指标, 该指标往往以当年经济增长率为参照 (高培勇, 2006; 白云霞等, 2019), 所以经济增长的竞争又内生蕴含了税收收入的竞高动机。在税源自由流动、“用脚投票”的假定下, 税收负担率越高, 会驱使税源外流, 从而影响经济产出水平, 故而地方政府之间的横向竞争实质上是一个权衡经济产出和财政收入、迎合上级政府多元绩效考核的过程。我们参考Cai和Treisman (2005)、许敬轩等 (2019) 构建一个兼顾经济产出和税收收入双重绩效考核的横向竞争模型。

首先, 假设上级政府的绩效考核方程如下:

$$E_i = Y_i + \lambda T_i \quad (1)$$

其中, Y_i 表示第 i 个地方政府的经济产出水平, T_i 表示第 i 个地方政府的税收收入规模, λ 表示上级政府绩效考核对税收收入规模的重视程度。假定税率为 t_i 的话, 经济产出水平 Y_i 和税收收入规模 T_i 之间有如下关系:

$$T_i = t_i Y_i \quad (2)$$

最终该地方政府官员能否获得晋升, 将取决于其自身绩效考核指标的完成程度 E_i , 和其他同级地方政府官员绩效考核指标的完成程度 E_{-i} , 故而参考Revelli (2005) 的声望方程 (popularity equation), 晋升概率可以表示如下:

$$P_i = P_i(E_i, E_{-i}) \quad (3)$$

对于被考核的地方政府而言, 官员效用函数为:

$$U_i = Y_i + \gamma T_i \quad (4)$$

该效用函数下官员的经济产出偏好可以和税收收入偏好以 γ 为比例线性替代, γ 也衡量了

官员对当年本地创造的经济价值的分配偏好, Y_i 代表私人部门获得的分配,用于本地区居民私人品消费,而 T_i 则代表公共部门以税收形式获得的分配,用于给本地居民提供公共品消费。假定官员晋升收益的贴现价值是固定的 V ,由于只有晋升才能获得,会给官员带来晋升动机,故其个体的最优化决策就是通过制定最佳的税率 t_i ,使得自己的期望收益最大化。表示如下:

$$\text{Max}(t_i) \quad P_i(E_i, E_{-i}) \times V + U_i \quad (5)$$

由于资本可以在各地之间自由流动,且为税率 t_i 的减函数,即税率越高,则会驱使更多的资本从本地流出到其他地区,从而可知本地经济产出水平 Y_i 是税率的减函数,有 $\frac{dY_i}{dt_i} < 0$ 。与此同时,税率越高,在既定的经济产出水平下会有更多的税收收入,从而可能带来晋升概率 P_i 和个人效用函数 U_i 的边际提升。因此,税率提升对个体期望收益的影响存在一正一负两种方向。各个地方政府官员之间进行完全对称的纯策略纳什均衡博弈,故而在均衡状态下,各地区均衡税率将保持一致,且式(5)对税率求偏导,将满足如下—阶条件:

$$\frac{\partial P_i^*}{\partial E_i^*} \frac{dE_i^*}{dt_i^*} V + \frac{dU_i^*}{dt_i^*} = 0 \quad (6)$$

将式(1)、式(2)、式(4)代入式(6),将有:

$$\frac{\partial P_i^*}{\partial E_i^*} \left[\frac{dY_i^*}{dt_i^*} + \lambda \left(Y_i^* + t_i^* \frac{dY_i^*}{dt_i^*} \right) \right] V + \frac{dY_i^*}{dt_i^*} + \gamma \left(Y_i^* + t_i^* \frac{dY_i^*}{dt_i^*} \right) = 0 \quad (7)$$

已知 $\frac{\partial P_i^*}{\partial E_i^*} > 0$, $\frac{dY_i^*}{dt_i^*} < 0$, 要维持上式均衡,必然有 $Y_i^* + t_i^* \frac{dY_i^*}{dt_i^*} > 0$, 将式(7)移项,可得:

$$\left(\frac{\partial P_i^*}{\partial E_i^*} V + 1 \right) \left[\frac{dY_i^*}{dt_i^*} + \lambda \left(Y_i^* + t_i^* \frac{dY_i^*}{dt_i^*} \right) \right] = (\lambda - \gamma) \left(Y_i^* + t_i^* \frac{dY_i^*}{dt_i^*} \right) \quad (8)$$

将 $\frac{dE_i^*}{dt_i^*} = \frac{dY_i^*}{dt_i^*} + \lambda \left(Y_i^* + t_i^* \frac{dY_i^*}{dt_i^*} \right)$ 代入变形,式(8)简化为:

$$\frac{dE_i^*}{dt_i^*} / (\lambda - \gamma) = \left(Y_i^* + t_i^* \frac{dY_i^*}{dt_i^*} \right) / \left(\frac{\partial P_i^*}{\partial E_i^*} V + 1 \right) > 0 \quad (9)$$

因此, $\frac{dE_i^*}{dt_i^*}$ 必然与 $\lambda - \gamma$ 同号。当 $\gamma > \lambda$ 时, $\frac{dE_i^*}{dt_i^*} < 0$, 意味着当地方政府官员对公共品的偏好程度高出上级政府对财政绩效考核的重视程度时,进一步提高税率将是不明智的选择,只有降低税率才能提升未来的晋升概率。反之,当 $\gamma < \lambda$ 时, $\frac{dE_i^*}{dt_i^*} > 0$, 意味着当地方政府官员对公共品的偏好程度低于上级政府对财政绩效考核的重视程度时,进一步降低税率将是不明智的选择,只有提高税率才能提升未来的晋升概率。对地方政府官员而言, λ 指明了税收竞争的方向。但在现实中,上级政府重视程度是一个相对模糊的概念,上级政府并没有明确的数字参数可供地方政府作为参照标准,地方政府之间的“多任务竞争”中蕴含了很多不确定的模糊任务。无论是提高税率还是降低税率,提高晋升概率的潜在收益和失去晋升机会的潜在风险同时存在,税负过高可能给上级政府一个“经济发展不给力”的印象,而税负过低又可能会给上级政府一个“税收征管不努力”的印象。在信息不能足够对称的情况下,地方政府最优策略就是相互追随模仿,互为参考标准(Lieberman和Asaba, 2006)。即使从上级政府视角来看,也很难制订出一个明确而客观的考核权重标准去考核每个地方政府,较为理想的选择就是让地方政府自行努力竞争,然后通过对比竞争结果挑选优胜者,从而形成自上而下的标尺竞争考核模式(Shleifer, 1985)。基于此,提出待验证的第一个研究假设:

假设1: 在多元绩效考核的模糊任务下,标尺竞争是地方政府控制税收征管的最优选择,将同时存在税收的逐顶竞争和逐底竞争现象。

地方政府通过控制征管力度调节本地区实际税收负担率 t_i 的高低,假设本地代表性企业

的营业收入为 Y_{ij} , 应纳税额为 T_{ij} , 则其对应的实际税收负担率 $t_{ij} = \frac{T_{ij}}{Y_{ij}}$ 。一般情况下企业应纳税额 T_{ij} 与营业收入 Y_{ij} 保持同步增长的状态, 即实际税收负担率 t_{ij} 保持相对稳定。逐顶竞争下地方政府要提高本地实际税收负担率, 则须让作为分子的应纳税额 T_{ij} 增速比作为分母的营业收入 Y_{ij} 快, 跌幅比营业收入 Y_{ij} 小, 这样才能让实际税收负担率 t_{ij} 实现跨期上调。即要满足下式:

$$t_{ij,t+1} - t_{ij,t} = \frac{T_{ij,t+1}}{Y_{ij,t+1}} - \frac{T_{ij,t}}{Y_{ij,t}} = \frac{T_{ij,t}}{Y_{ij,t+1}} \left(\frac{T_{ij,t+1}}{T_{ij,t}} - \frac{Y_{ij,t+1}}{Y_{ij,t}} \right) > 0 \quad (10)$$

必然有:

$$\frac{T_{ij,t+1}}{T_{ij,t}} - \frac{Y_{ij,t+1}}{Y_{ij,t}} > 0 \quad (11)$$

这意味着, 当营业收入上涨, 即 $\frac{Y_{ij,t+1}}{Y_{ij,t}} > 1$ 时, 则有:

$$\left(\frac{T_{ij,t+1}}{T_{ij,t}} - 1 \right) - \left(\frac{Y_{ij,t+1}}{Y_{ij,t}} - 1 \right) > 0 \quad (12)$$

此时, 应纳税额涨幅高于营业收入涨幅。

反之, 当营业收入下降, 即 $\frac{Y_{ij,t+1}}{Y_{ij,t}} < 1$ 时, 则有:

$$\left(1 - \frac{T_{ij,t+1}}{T_{ij,t}} \right) - \left(1 - \frac{Y_{ij,t+1}}{Y_{ij,t}} \right) < 0 \quad (13)$$

此时, 应纳税额跌幅低于营业收入跌幅。

由此可见, 本地政府对实际税收负担率的上调, 将迫使企业应纳税额随营业收入的变化呈现易升难跌的非对称特征, 即出现了税负粘性的问题。由此可见, 税收逐顶竞争是产生税负粘性的重要动因, 基于此, 提出待检验的第二个研究假设:

假设2: 税收逐顶竞争将促使本地企业应纳税额与营业收入脱节, 出现税负粘性的现象。

三、非对称反应模型的构建与分解

税收竞争重点考察邻近地区之间税收征管力度的空间影响, 故而最为理想的研究工具是通过空间计量方法检验个体之间的空间溢出效应。关键的被解释变量是各地税收负担率, 核心解释变量则是通过空间权重矩阵加权平均得到的邻近地区税收负担率。考虑到国地税合并的征管改革扰动和2018年以后城市统计数据缺失严重, 我们选择的时间跨度涵盖2005—2018年的14年。与已有税收竞争研究主要基于省级面板数据不同, 本文采用了相对更优的城市面板数据。正如周黎安(2017)指出的那样, 绩效考核的重要程度随着行政层级的下降而增大, 市县层面官员围绕经济产出和财政增收的晋升竞争更为激烈, 反而是省级层面要考量的因素较为多元化, 不仅仅是绩效考核的结果。基于此, 向下放低到城市层面对税收横向竞争的研究更具有现实意义。考虑到直辖市行政级别过高, 与其他城市没有可比性, 删除四大直辖市样本。同时, 西藏样本缺失, 海南省只有海口市、新疆维吾尔自治区只有乌鲁木齐市, 样本过于单一, 后续处理权重矩阵会带来较大干扰, 我们也同时删除了这三个省份, 最后只保留了以上省份和港澳台地区以外的24个省份共计269个城市, 3766个城市—年份样本值。

(一) 权重设定

1. 经济距离矩阵。一省之内城市之间的竞争主要体现为经济发展水平相近城市的竞争, 经济发展水平相近也预示着两个城市的经济发展排序很容易发生改变, 从而在“晋升锦标赛”中创造出“后来者居上”的晋升机会。基于此, 我们重点关注经济发展水平上非常接近的地区, 在经济发展作为重点考核绩效的情况下, 与经济发展水平相近地区之间的竞争将变得更加凸显,

谁在经济排名上有更突出的表现谁就可能在未来的晋升锦标赛中占得先机。此处,我们以2005—2018年间城市两两之间人均生产总值绝对均值差的倒数来构建经济距离矩阵,人均生产总值越接近的城市该权重越大,能够有效衡量城市经济发展水平的相近程度,当然,我们在计算均值差倒数后还对每行进行了归一化处理。

2. 二元邻接矩阵。由于历史继承和地理相通的原因,地理相邻城市之间在社会、文化等各方面比较接近,相互之间的人员流动、经济交往也比较频繁,近年来为服务区域一体化发展,税务部门也在不断推进区域间税务执法标准统一,实现执法信息互通、执法结果互认,以更好地服务于国家区域协调发展战略。多种因素交织下,税收征管在相邻地区之间也可能会表现出空间相关性特征。此处,我们加入了二元邻接矩阵的考量。当两城市地理上接壤,即赋值为1,否则为0,然后对矩阵元素按照接壤城市数目每行做归一化处理。

3. 地理距离矩阵。考虑到简单的0-1二元邻接矩阵只是考虑了地理接壤城市,很多城市虽然不接壤,但距离也很近,同样产生了很重要的影响,故而我们基于城市中心球面距离的倒数构建了地理距离矩阵,该矩阵的优点是在地理空间上考虑的城市范围更加全面,在权重设置上认为距离近的城市影响更大,距离远的城市影响随地理距离衰减,但不至于完全没有影响。

需要说明的是,与传统空间计量分析不同,我们对上述空间权重矩阵进行了逐省改造。正如我们在数理分析中所述,城市行政主官的提拔主要是由省一级政府决定,故而其晋升激励将主要着眼于“同一官场”的省内竞争(周黎安,2017),税收竞争的参照物均为省内其他城市,省外城市没有影响。因此,我们对每一个权重矩阵元素进行了改造,将对省外城市的元素全部清零,只保留省内两两城市之间对应的权重,在改造后进行了矩阵每一行的归一化处理。空间权重矩阵在改造后,形成了沿着对角线串联起来24个省份内部权重矩阵的如下区块形式:

$$\begin{bmatrix} W_1 & \cdots & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & \cdots & W_{24} \end{bmatrix} \quad (14)$$

(二) 非对称反应模型构建

我们首先基于LR统计检验发现,选用包含空间自回归以及空间误差的空间杜宾模型(SDM)更加稳健。构建空间杜宾模型(SDM)如下:

$$t = c + \phi Wt + \alpha X + \beta WX + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

被解释变量 t 为各个城市对应年份的税收负担率(即实际税率),表征本地的税收征管力度, W 为空间权重矩阵, Wt 为空间滞后项,即经过空间权重矩阵加权过的其他城市税收征管力度平均值,作为“邻居们”的对照征管力度而存在。SDM模型的原理是通过回归检验空间滞后项系数 ϕ 是否显著来判断是否存在税收征管力度的空间相关性,即相邻城市之间是否有相互参照模仿的税收竞争行为:若不显著,则不存在税收竞争;若显著为正,则存在正向税收竞争;若显著为负,则存在差异化税收竞争。一般情况下,即使得到显著为正的结果,也只能表明相邻地区之间呈现正向的空间溢出,但到底是“你高我就高”的竞高行为(即逐顶竞争),还是“你低我就低”的竞低行为(即逐底竞争),是没有办法区分的,这是传统空间计量方法的固有缺陷。大多数基于传统空间计量方法的空间溢出检验往往会根据总体变化趋势来主观判断是竞高还是竞低,这一主观判断方法也暗含了逐顶竞争和逐底竞争不能共存的潜在假设,武断地否定了二者并存的可能性,从而带来更大的技术性偏误。

基于此,我们采用Fredriksson和Millimet(2002)提出的非对称反应模型将传统SDM模型中的空间滞后项进一步分解为“逐顶竞争”和“逐底竞争”,经过空间分解后,能够更加准确地得出税收竞争的表现形态。非对称反应模型的空间分解表达式如下:

$$t = c + \phi_1 DWt + \phi_2 (1 - D)Wt + \alpha X + \beta WX + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

D 为0-1虚拟形式的示性变量,当 $\sum_{j \neq i} w_{jt-1} t_{j,t-1} > \sum_{j \neq i} w_{jt} t_{j,t}$ 时,其对应元素为1,反之为0。式(16)将原来的空间滞后项进一步分解为 DWt 和 $(1-D)Wt$,前者衡量邻居地区平均税收征管力度下行时的变化幅度,系数 ϕ_1 衡量的是本地税收征管力度对邻居地区平均税收征管力度下行的反应敏感度,如果显著为正,则意味着“你低我就低”,故而反映的是税收逐底竞争。后者衡量邻居地区平均税收征管力度上行时的变化幅度,系数 ϕ_2 衡量的是本地税收征管力度对邻居地区平均税收征管力度上行的反应敏感度,如果显著为正,则意味着“你高我就高”,故而反映的是税收逐项竞争。当两个系数同时显著且为正时,意味着税收逐底竞争和逐项竞争同时存在,此时可通过比较系数大小判断哪种效应占优。当 $\phi_1 > \phi_2$ 时,意味着城市间逐底竞争要大于逐项竞争,整体呈现“你低我就低”的正向空间溢出净效应;反之,当 $\phi_1 < \phi_2$ 时,则意味着城市间逐项竞争要大于逐底竞争,整体呈现“你高我就高”的正向空间溢出净效应。这一空间分解也克服了传统空间计量模型下逐项竞争和逐底竞争不能共存的固有缺陷。此外,非对称反应模型还有两点不可比拟的优势:一是在空间滞后项以外还能考虑时间滞后项,即上一期税收负担率带来的惯性滞后影响;二是回归技术脱离传统空间计量的固定效应和随机效应模型范畴,能够基于广义矩估计(GMM)方法回归,利用各自的滞后项作为工具变量,从而克服内生估计偏误。

μ_i 和 ν_t 分别为城市和年份固定效应。控制变量集合中,加入了如下可能影响税收负担率的变量:人均生产总值($pgdp$),以万元为单位计量;经济增长率($rgdp$),以地区生产总值同比增长率表示;人口密度($pdensity$),以辖区总人口除以城市总面积来衡量;土地出让规模($land$),以土地出让金收入占地区生产总值比重衡量;城镇化率(urb),考虑到城镇户籍人口数据严重缺失,以非农就业人口占城市常住人口比重来衡量;财政支出规模(fe),以财政支出占地区生产总值比重衡量;财政自给率($auto$),以一般公共预算收入占财政支出比重衡量;晋升压力($progress$),参考余泳泽和杨晓章(2017)研究,以时任市委书记是否年满57岁来设定虚拟变量,市委书记高于57岁时已经基本失去了晋升可能性,此时晋升压力较弱,取值为1,否则为0。以上数据整理自《中国城市统计年鉴》和CEIC统计数据库,市委书记年龄数据手工整理自历年官员简历信息。税收收入、一般公共预算收入、土地出让金、非农就业人口等指标均存在缺失值,通过查询政府官网信息和年度工作报告补值,无法弥补的缺失值按照线性插值法插值。考虑到插值和统计偏误因素容易造成极端值,对晋升压力以外的所有连续变量进行了双端1%的缩尾处理。处理后,全部变量的描述性统计如表1所示。需要说明的是,基于传统SDM回归结果显示,三种不同权重下除了 $rgdp$ 、 fe 、 $auto$ 三个变量以外,其他变量均不同程度地存在Durbin效应,故而我们手工构建了其他五个控制变量的WX并将其加入到非对称反应模型的控制变量集合中。

表1 变量描述性统计

变量	含义	单位	均值	标准差	最小值	最大值
t	税收负担率	%	5.0241	2.2027	1.0604	15.0085
$pgdp$	人均生产总值	万元/人	3.8551	2.9120	0.3163	19.9017
$rgdp$	经济增长率	%	10.8962	4.4327	-10.6700	29.1000
$pdensity$	人口密度	十万人/平方公里	0.0042	0.0029	0.0002	0.0144
urb	城镇化率	%	36.8847	19.1798	9.9484	99.8300
$land$	土地出让规模	%	9.3930	6.0134	0.7187	35.3515
fe	财政支出规模	%	16.8492	8.6215	4.9957	62.4617
$auto$	财政自给率	%	47.4737	22.4434	6.1350	110.4547
$progress$	晋升压力	0-1虚拟变量	0.1352	0.3419	0	1

四、税收竞争行为的实证检验

(一) 非对称反应模型回归结果

我们基于非对称反应模型对两种效应进行空间分解。稳健起见,我们同时考虑了双向固定效应模型(FE)和差分广义矩估计(GMM)两种回归方法,表2为FE估计结果,表3为GMM估计结果。GMM的Arellano-Bond自相关检验和Sargan过度识别检验均通过,表明模型的设置是合理的。回归结果显示,无论哪种权重矩阵之下,逐顶竞争 $(1-D)W_t$ 和逐底竞争 DW_t 的系数估计值均显著为正,这证实了我们提出的研究假设1,表明在无法摸清上级政府权重偏好的模糊任务考核下,下一级政府最优的选择就是抱团行动,互相追随模仿,既保证了在正向收益上不掉队,也保证了在负面惩罚时不凸显。进一步对比FE和GMM估计结果可知,GMM控制内生性估计偏误后并没有颠覆原有的显著结果,两类竞争的系数估计值均有所提高,这意味着原有的内生性问题让系数值产生了低估效应。相对而言,对逐顶竞争系数的低估效应更严重一些,故而在控制内生性偏误之后,逐顶竞争系数开始高于逐底竞争系数,表现出以竞高为主的税收竞争形式,这与我们观察到的税收负担率不断上涨的总体趋势相一致。之所以对逐顶竞争的低估更多,可能是因为外在的政策环境对税收负担率存在向下的拉力,比如减税降费政策以及伴随着大量税收优惠的低税GDP不断攀升的经济结构调整都将压制税收负担率升高的趋势,故而遗漏变量的负向作用容易吸收到核心解释变量的影响之中,抵消其边际影响程度。

(二) 稳健性检验^①

1. 剔除“营改增”干扰。考虑到样本期内从2012年开始的“营改增”可能会对地方税收收益权和征管权产生影响,“营改增”不仅会造成地方财力不足的问题,还将地税局负责征收的营业税改革为国税局负责征收的增值税,从而改变了征管格局,对本文结论产生干扰。基于此,我们进一步筛选了2005—2011年未受到“营改增”影响的年份单独进行非对称反应模型回归,结果显示结论并未发生改变,表现出一定的稳健性。

2. 剔除城市有效样本偏少省份。考虑到部分省份城市数据缺失严重,会影响空间权重矩阵的科学合理性,我们进一步删除了城市数未超过5个的贵州、宁夏,重复进行了非对称反应模型估计,结果与基准回归保持一致。

五、税收逐顶竞争对企业税负粘性的影响检验

上文证实城市之间的税收竞争以逐顶竞争为主,从而让税收实际负担率在总体上表现出

表2 非对称反应模型的FE回归结果

权重类型	经济距离矩阵	二元邻接矩阵	地理距离矩阵
DW_t	0.582*** (29.32)	0.711*** (33.96)	0.794*** (35.69)
$(1-D)W_t$	0.591*** (33.00)	0.680*** (35.80)	0.789*** (38.97)
R-squared	0.655	0.671	0.692
Observations	3 766	3 766	3 766

注:括弧内为t或z统计值;篇幅所限,控制变量估计结果留存备索;控制变量、城市和年份固定效应均已控制。下同。

表3 非对称反应模型的GMM回归结果

权重类型	经济距离矩阵	二元邻接矩阵	地理距离矩阵
DW_t	0.595*** (51.10)	0.772*** (69.16)	0.776*** (61.09)
$(1-D)W_t$	0.624*** (56.65)	0.804*** (77.32)	0.807*** (65.80)
AR(1)检验p值	0.002	0.006	0.003
AR(2)检验p值	0.114	0.307	0.249
Sargan检验p值	0.301	0.526	0.441
Observations	2 959	2 959	2 959

注:GMM涉及工具变量回归,估计结果无 R^2 ,下同。

①篇幅所限,稳健性检验结果未列示,备索。

不断上涨的态势,这也是造成我国税收收入自1996年以来持续超GDP增长的重要因素。这里将基于第一部分实证分析构建税收逐项竞争指标,进一步嵌套上市公司微观数据检验税收逐项竞争是否是造成企业税负粘性的重要成因。

(一) 样本选取和数据来源

考虑到我国在2006年实施了企业会计准则改革,故而本文以2007—2018年中国沪深两市A股上市公司为研究对象。上市公司样本均来自CSMAR数据库,并进行了如下筛选:(1)剔除ST、PT等样本;(2)剔除财务指标特殊的金融业;(3)剔除杠杆率、前十大股东持股比例超过100%的部分极端值样本;(4)为避免异常值对回归结果的干扰,本文对除企业年龄(*age*)、企业年龄的平方(*age*²)、所有制类型(*ownership*)之外的所有连续变量进行分年度上下1%缩尾处理。

(二) 模型设定

为了考察税收逐项竞争对税负粘性的影响,本文构建如下的面板固定效应模型:

$$sticky_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times racet_{i,t} + \beta_2 \times \Theta_{i,t} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

其中,下标*i,t*分别表示企业和年份。*sticky_{i,t}*为企业税负粘性,核心解释变量*racet_{i,t}*为税收逐项竞争程度,两个变量的构造方式将在下文详细交代。 $\Theta_{i,t}$ 为其他可能影响企业税负粘性的控制变量集合。 β_1 为本文的核心待估参数,表示本地税收逐项竞争对企业税负粘性的影响。为减轻遗漏变量偏误的影响,进一步控制了企业个体固定效应 μ_i 和年份固定效应 v_t , $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

(三) 变量定义

1. 被解释变量:企业税负粘性指标。参考魏志华和卢沛(2022),以个体系数检验法代替传统的总体系数检验法,其方案是以过去8年的季度数据时间序列回归估计税负粘性,本文考虑到企业对税负粘性的认知往往发生在短期视野之内,此处以每个企业过去4年共计16个季度数据构建如下时间序列模型,以求解其税负粘性水平*sticky_{i,t}*:

$$\ln(taxratio_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(reveratio_t) + \beta_2 D \ln(reveratio_t) + \varepsilon_t \quad (18)$$

第一步,定义当期支付的各项税费与上一期支付各项税费的比值*taxratio_t*为企业税收支出在前后两期的变化情况,以当期营业收入与上一期营业收入的比值*reveratio_t*测度企业经营状况的波动情况。前后两期营业收入的增减方向定义为虚拟变量*D_t*。若相对于上一期,本期的营业收入下降,即当*reveratio_t*<1时,虚拟变量*D_t*取值为1,反之取值为0。对*taxratio_t*、*reveratio_t*取对数,并构造虚拟变量*D_t*与*ln(reveratio)*的交乘项。模型(18)的回归系数 $\beta_1 + \beta_2$ 表示每当*reveratio_t*变化1%时税收支出变化的百分比,系数 β_2 显示了企业税负粘性水平。第二步,为消除极端异常值对回归结果造成偏误,对连续变量按季度前后1%分位数缩尾处理。第三步,运用模型(18)对企业季度财务数据进行时间跨16个季度(4年期)的滚动回归,利用生成的系数估计值和标准差构造*t*统计量来判断统计显著性。第四步,剔除上市状态为非“正常上市”的样本、季度利润总额为负的样本、当期及滞后一期税收支出和营业收入非正的样本、关键变量缺失的样本后,取该年度最后一个季度的滚动回归结果作为企业的税负粘性指标,剔除*ln(reveratio)*的回归系数估计值 β_1 显著为负的极端值样本。当 β_2 不显著时,意味着不存在税负粘性,*sticky*取值为0;当回归系数 β_2 显著为负时,表示企业存在正向的税负粘性, β_2 的绝对值度量了税负粘性的大小;与魏志华和卢沛(2022)提出的方案即直接将 β_2 显著为正情形赋值为零粘性不同,我们认为, β_2 显著为正体现了税收的累进性特征,意味着企业税收支出“反粘性”,此时取 β_2 的相反数表示税收支出“反粘性”的程度。最终得到的四年期税负粘性样本总数为14336个。表4统计了税负粘性系数的不同状态,显示绝大多数企业均不存在显著的税负粘性现象,存在正向税负粘性特征的只有21.34%的企业样本,这意味着之前王百强等(2018)、干胜道等(2019)、胡洪曙和武锶芪(2020)

基于总体系数检验法的研究结论受限于回归方法,很容易因为统计意义上的平均主义而出现结论的高估偏差,并不能代表全部企业的真实情况。

表4 税负粘性指标统计

	β_1 正向显著	β_1 正向不显著	β_1 负向不显著	合计	占比
β_2 负向显著(正向税负粘性)	2 389	605	66	3 060	21.34%
β_2 正向显著(反向税负粘性)	98	148	485	731	5.10%
β_2 不显著(不存在税负粘性)	2 292	4 909	3 344	10 545	73.56%
合计	4 779	5 662	3 895	14 336	100%

2. 核心解释变量: 税收逐顶竞争程度。参考傅勇和张晏(2007),在第一部分非对称反应模型基础上,构建如下税收逐顶竞争指标:

$$racet = (1 - D_{ii}) \frac{\sum_{j \neq i} w_{jt} t_{jt}}{t_{it}} \quad (19)$$

即以其他地区空间加权的税收负担率均值与本地区税收负担率之比,再乘以其他地区空间加权税收负担率均值是否上行的0-1虚拟变量。这一指标越高,意味着其他相邻地区的平均税负率不仅在上升状态,而且还比本地区税负率更高,从而加大了本地区税收竞高的行为倾向。

3. 控制变量: 借鉴张成思和郑宁(2018),控制了企业规模(*lsize*)、盈利水平(*profit*)、融资成本(*cost*)、融资约束水平(*constr*)、财务杠杆率(*lev*)、股权集中度(*lead10*)、企业年龄(*age*)、企业年龄的平方(age^2)、所有制类型(*ownership*)、托宾Q值(*tobinq*)、成长性(*rgrowth*)共计11个公司层面的变量。具体定义方法如表5所示。

表5 控制变量名称及定义

变量名	定义	计算公式
<i>lsize</i>	企业规模	$\ln(\text{总资产})$
<i>profit</i>	盈利水平	利润总额/营业收入
<i>cost</i>	融资成本	财务费用/营业收入
<i>constr</i>	融资约束水平	经营性现金净流量/总资产
<i>lev</i>	财务杠杆率	总负债/总资产
<i>lead10</i>	股权集中度	前十大股东持股比例
<i>age</i>	企业年龄	当前年份+1-成立年份
age^2	企业年龄的平方	(当前年份+1-成立年份)的二次方
<i>ownership</i>	所有制类型	国有,等于1;非国有,等于0
<i>tobinq</i>	托宾Q值	总市值/总资产
<i>rgrowth</i>	成长性	企业营业收入同比增长率

(四) 实证结果分析

1. 基准回归结果。表6报告了基准回归结果,第(1)-(3)列分别呈现了三种不同的空间权重矩阵下税收逐顶竞争对企业税负粘性水平的影响。结果显示,经济距离矩阵下的税收逐顶竞争(*racet*)在5%水平上显著提高了企业税负粘性,而二元邻接矩阵和地理距离矩阵下的税收逐顶竞争*racet2*和*racet3*没有对企业税负粘性产生显著影响。正如前文所述,一省之内主要的竞争对象是

表6 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>racet</i>	0.127** (1.96)			0.180** (2.13)
<i>racet2</i>		0.004 (0.06)		-0.061 (-0.69)
<i>racet3</i>			0.039 (0.57)	-0.040 (-0.38)
<i>R-squared</i>	0.011	0.010	0.010	0.011
<i>Observations</i>	7 174	7 174	7 174	7 174

经济发展水平相近城市,而地理邻近城市之间的税收竞争更多的是由于社会文化相近和经济交往频繁所致,历史继承因素居多,主观意识的互相竞争居于其次,故而税收竞高带来的影响也主要是基于经济相邻因素。考虑到不同相邻因素可能同时发挥作用,我们也在第(4)列同时加入三种不同权重矩阵下的税收逐顶竞争指标,显示经济距离矩阵下的税收逐顶竞争系数估

计值仍然显著为正,而其他两种权重矩阵下的税收逐顶竞争系数估计值依然均不显著。

2. 稳健性检验。本文的被解释变量税负粘性来自于微观企业层面,核心解释变量税收逐顶竞争为城市宏观数据,二者不容易产生因果倒置问题,我们进一步探讨遗漏变量可能带来的内生性偏误。虽然本文的基准回归运用了面板双向固定效应模型,在一定程度上缓解了不随时间而变但随个体而异、不随个体而变但随时间而异的遗漏变量问题,但税收逐顶竞争和税负粘性仍可能受到其他层面共同因素的干扰,遗漏这些变量会导致内生性估计偏误。为此本文参考马双和赵文博(2019)的做法,采用估计量 $\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta)$ 获得基准模型真实系数的一致估计,消除不可观测的遗漏变量可能带来的内生性问题。该估计方法需要提前设定两个关键参数:选择比例系数 δ 和回归模型的最大拟合优度 R_{max} 。前者衡量可观测变量与结果的相关程度相较于不可观测变量与结果的相关程度的强弱,后者衡量回归方程在所有因素均能被度量情况下的最大拟合优度。结合现有文献的定义,通过计算处理效应 β 和选择比例系数 δ 进行稳健性检验的方法及判别依据如下:(1) δ 取1, R_{max} 取1.3倍当前拟合优度,如果 $\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta)$ 落在估计参数的95%置信区间内,且真实 β 的取值范围不包含0值,说明回归方程的系数估计值通过稳健性检验。(2) β 取0, R_{max} 取1.3倍当前拟合优度,目的在于检验当不可观测变量相对于可观测变量的重要性为多大时才会产生零处理效果,若 $\delta \geq 1$,则通过稳健性检验。此外, Satyanath等(2017)证明,若 $\delta < 0$,则偏差调整后的估计效应大于原估计效应,因此结果依然是稳健的。表7结果显示,本文的基准回归通过了稳健性检验,排除了因遗漏变量而出现估计偏误的可能性。

表7 考虑遗漏变量的内生性检验

检验方法	判断标准	实际计算结果	是否通过
(1)	$\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta) \in [0.000, 0.255]$	$\beta^*(R_{max}, \delta) = 0.193$	是
(2)	$\delta \geq 1$ 或 $\delta < 0$	$\delta = -2.369$	是

考虑到企业个体可能在时间上存在自相关,为保证估计结果的稳健性,克服自相关和异方差对统计推断的影响,本文分别采用企业层面和城市—年份层面的聚类稳健标准误重新估计基准模型,回归结果如表8第(1)、(2)列所示,经济距离矩阵下税收逐顶竞争的系数估计值基本没有实质性变化。年份固定效应虽然考虑了时间维度上的同质性经济冲击,但现实经济中往往存在多维度冲击,不同个体对冲击的反应程度存在异质性(Bai, 2009)。为控制不可观测的异质性冲击因素,本文在控制个体固定效应

和时间固定效应的基础上,加入行业—年份、省份—年份、行业—省份的高维联合固定效应,从而减少结论的偏误。表8第(3)列的估计结果显示,前文的研究结论依然成立。

3. 异质性分析。表9进一步报告了经济距离矩阵下税收逐顶竞争对企业税负粘性的异质性影响。其中,表9前两列回归结果显示,在非国有企业样本中税收逐顶竞争的回归系数在1%水平上显著为正,且系数估计值的绝对值大于基准回归,而在国有企业样本中,税收逐顶竞争对企业税负粘性没有显著影响。该结果表明税收逐顶竞争对税负粘性的影响随所有制类型的不同而存在明显差异,这种影响在非国有企业中尤为突出,而以中小企业为主的民营企业本身就

表8 考虑聚类标准误和高维固定效应的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
<i>racet</i>	0.127** (2.17)	0.127** (2.65)	0.170* (1.63)
企业聚类稳健标准误	YES	NO	NO
城市—年份聚类稳健标准误	NO	YES	NO
行业—年份固定效应	NO	NO	YES
省份—年份固定效应	NO	NO	YES
行业—省份固定效应	NO	NO	YES
<i>R-squared</i>	0.011	0.010	0.527
<i>Observations</i>	7 174	7 174	6 858

是这一轮减税降费、纾困扶持的重要对象,表明了当前税收竞争以及由此带来的税负粘性现象都对减税降费政策实效性形成了实质性阻碍。税收逐顶竞争对企业税负粘性的影响可能存在行业间异质性,表9后两列的回归结果显示,在制造业样本中税收逐顶竞争的回归系数显著为正,

表9 异质性分析

	是否国有企业		是否制造业企业	
	国有企业	非国有企业	制造业企业	非制造业企业
<i>racet</i>	-0.005 (-0.05)	0.303*** (3.23)	0.155* (1.95)	0.093 (0.81)
<i>R-squared</i>	0.008	0.022	0.015	0.018
<i>Observations</i>	3 678	3 496	4 688	2 486

而在非制造业样本中税收逐顶竞争对税负粘性没有显著影响。制造业是实体经济的根基,是国民经济的重要组成部分,2017年,习近平总书记在讲话中指出:“必须始终高度重视发展壮大实体经济,抓实体经济一定要抓好制造业。”该结果说明作为实体经济核心部门的制造业反而容易受到税收征管操纵,也更容易遭受税收逐顶竞争及其带来的税负粘性的影响,这可能与制造业是传统高税行业有关(方红生和张军,2013),通过对高税行业加强征管所能带来的边际税收收益更高,但这也势必会对实体经济发展产生釜底抽薪的反噬效应,从而不利于经济的长期高质量发展。魏志华和卢沛(2021)将税收竞争单纯看做是传统的逐底竞争,故而对税收竞争指标的构建实际上是逐底竞争的体现,他们基于传统税收竞争指标对税负粘性的回归显示,地方政府横向税收竞争倾向将降低征税努力,进而降低税负粘性,特别是非国有企业和制造业企业的税负粘性受到的影响最为明显。这和本文研究结论形成了有趣的对比,既从反向角度验证了本文结论的稳健性,也显示出正视我国税收逐顶竞争对当前研究的重要性。

六、结论与政策建议

本文在多元绩效考核视角下研究了我国税收竞争与税负粘性的关系,结合数理模型和空间计量的分析显示,一省之内的城市之间均同时存在税收逐顶竞争和逐底竞争,且逐顶竞争普遍高于逐底竞争。基于上市公司嵌套数据的回归显示,经济发展水平相近城市之间的税收逐顶竞争会显著推高企业税负粘性,这一问题在作为减税纾困重点对象的非国有企业和作为实体经济核心部门的制造业尤为突出。

基于本文的研究结论,提出如下三点政策启示:(1)要在征管机制上进一步压缩地方政府干预征管力度的空间。国地税虽然已经合并,但征管权向中央的集中进程仍有不足,合并后的新税务局办公经费仍然有部分由地方政府提供,纪检监察和党群关系也都归于地方政府的“块块”管理,这些都给地方政府干预税收征管力度预留了空间。即使已经实现了税收征管的中央集权,本文对税收收入的探讨仍然具有一定的拓展意义,相当规模的非税收入目前仍由地方政府职能部门负责征管,如果将其看作是广义的税收收入,则其征管力度依然易于受到地方政府的操纵。因此,未来不仅要尽可能减少地方政府对新税务部门的干预空间,还要努力将非税收入尽可能从地方政府职能部门手中划归新税务部门的征管范围之内。(2)要从绩效考核上进一步降低地方政府税收逐顶竞争的动机。税收逐顶竞争不仅加大了纳税人对税收负担的不确定性预期和税负痛感,还在收入分配中加大了政府占有份额,削弱了市场在资源配置中的基础性作用。需要进一步优化政府绩效考核体系,把高质量发展理念融入绩效考核体系中,让地方招商引资更关注优质行业而非高税行业。与此同时,还需要弱化税收征管的计划指令特征,取消地方政府层层下达、层层加码的征收任务,强调依法依规征税,不征过头税,也不给予违规优惠,强化税收征管中的税收法定主义原则,从而降低地方政府操纵征管力度的动机,也进一步优化税收营商环境。(3)要重视税负粘性现象并实现高效精准治理。税负粘性降低了减税降费政策的实效性,既让企业税负痛感增加,也损害了政府公信力。从本文的研究来看,制造业企

业、非国有企业税负粘性等问题更为突出,受到税收竞争的影响最为显著,未来我们要实现政策的高效精准治理。一方面,通过大数据治税,精准捕捉税负粘性较为突出的企业群体,精准输送税收优惠政策上门,辅导其“应享尽享”“应减尽减”,减轻企业面临的税收不确定性空间;另一方面,要加强对营收下行压力偏大企业的政策纾困力度,从财政支持、税收优惠等方面帮助企业尽快摆脱营业收入持续下降的局面,抵冲税负粘性的不利冲击。

主要参考文献:

- [1] 白云霞,唐伟正,刘刚. 税收计划与企业税负[J]. 经济研究,2019,(5).
- [2] 程宏伟,吴晓娟. 税制结构、股权性质及企业税负粘性[J]. 中南大学学报(社会科学版),2018,(4).
- [3] 丛屹,周怡君. 当前我国税制的“税负刚性”特征、效应及政策建议——基于2013-2016年制造业上市公司数据的实证分析[J]. 南方经济,2017,(6).
- [4] 方红生,张军. 攫取之手、援助之手与中国税收超GDP增长[J]. 经济研究,2013,(3).
- [5] 傅勇,张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价[J]. 管理世界,2007,(3).
- [6] 干胜道,杨微,王虹. 产权性质、政治关联与税费粘性[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2019,(2).
- [7] 高培勇. 中国税收持续高速增长之谜[J]. 经济研究,2006,(12).
- [8] 郭杰,李涛. 中国地方政府间税收竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据[J]. 管理世界,2009,(11).
- [9] 胡洪曙,武德芪. 企业所得税税负粘性的成因及其对地方产业结构升级的影响[J]. 财政研究,2020,(7).
- [10] 马双,赵文博. 方言多样性与流动人口收入——基于CHFS的实证研究[J]. 经济学(季刊),2019,(1).
- [11] 钱金保,才国伟. 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[J]. 经济学(季刊),2017,(3).
- [12] 王百强,孙昌玲,伍利娜,等. 企业纳税支出粘性研究:基于政府税收征管的视角[J]. 会计研究,2018,(5).
- [13] 魏志华,卢沛. 税收竞争、征税努力与企业税负粘性[J]. 经济学动态,2021,(6).
- [14] 魏志华,卢沛. 经济政策不确定性与税负粘性:基于税盾视角的解释[J]. 财贸经济,2022,(4).
- [15] 谢贞发,范子英. 中国式分税制、中央税收征管权集中与税收竞争[J]. 经济研究,2015,(4).
- [16] 许敬轩,王小龙,何振. 多维绩效考核、中国式政府竞争与地方税收征管[J]. 经济研究,2019,(4).
- [17] 尹振东,吕冰洋. 纵向产业结构与最优减税策略:结构性减税的理论基础[J]. 中国工业经济,2022,(11).
- [18] 余泳泽,杨晓章. 官员任期、官员特征与经济增长目标制定——来自230个地级市的经验证据[J]. 经济学动态,2017,(2).
- [19] 张成思,郑宁. 中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究[J]. 世界经济,2018,(12).
- [20] 张少辉,李经,余泳泽. 地方财政收入目标制定对企业劳动收入份额的影响[J]. 经济学动态,2021,(6).
- [21] 周黎安. 转型中的地方政府:官员激励与治理[M]. 上海:格致出版社,2017.
- [22] Bai J S. Panel data models with interactive fixed effects[J]. *Econometrica*, 2009, 77(4): 1229-1279.
- [23] Cai H B, Treisman D. Does competition for capital discipline governments? Decentralization, globalization, and public policy[J]. *American Economic Review*, 2005, 95(3): 817-830.
- [24] Fredriksson P G, Millimet D L. Strategic interaction and the determination of environmental policy across U. S. States[J]. *Journal of Urban Economics*, 2002, 51(1): 101-122.
- [25] Lieberman M B, Asaba S. Why do firms imitate each other[J]. *Academy of Management Review*, 2006, 31(2): 366-385.
- [26] Oates W E. The effects of property taxes and local public spending on property values: An empirical study of tax capitalization and the Tiebout hypothesis[J]. *Journal of Political Economy*, 1969, 77(6): 957-971.
- [27] Qian Y Y, Roland G. Federalism and the soft budget constraint[J]. *American Economic Review*, 1998, 88(5): 1143-1162.
- [28] Qian Y Y, Weingast B R. Federalism as a commitment to preserving market incentives[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11(4): 83-92.
- [29] Revelli F. On spatial public finance empirics[J]. *International Tax and Public Finance*, 2005, 12(4): 475-492.
- [30] Satyanath S, Voigtländer N, Voth H J. Bowling for fascism: Social capital and the rise of the Nazi Party[J]. *Journal of Political Economy*, 2017, 125(2): 478-526.

[31] Shleifer A. A theory of yardstick competition[J]. *Rand Journal of Economics*, 1985, 16(3): 319–327.

[32] Tiebout C M. A pure theory of local expenditures[J]. *Journal of Political Economy*, 1956, 64(5): 416–424.

Tax Competition and Tax Stickiness: From the Perspective of Multiple Performance Appraisal

Liu Jindong^{1,2}, Xu Wenjun¹, Wang Jiahui¹

(1. School of Public Finance and Taxation, Shandong University of Finance and Economics, Shandong Jinan 250014, China; 2. Economic Research Center, Shandong University of Finance and Economics, Shandong Jinan 250014, China)

Summary: Although the legislative power of tax collection in China belongs to the central government, the tax system feature of “a larger framework with fewer applications” has reserved a large space for local tax collection and management. The actual tax rate can be manipulated by the local government, so as to carry out horizontal tax competition. Traditional tax competition theory focuses on the competition for economic resources, and defines tax competition as a single race-to-the-bottom behavior. This paper constructs a mathematical model to demonstrate that under the perspective of multiple performance appraisal, a completely symmetric pure strategy Nash equilibrium game will promote the local government tax collection and management to have both race-to-the-bottom and race-to-the-top motivations. Especially, the race-to-the-top motivation will cause tax stickiness, which makes tax burden easy to rise but difficult to reduce, and thus affects the effectiveness of tax reduction. To verify the above inference, the traditional spatial weight matrix is further improved, and an asymmetric response model is constructed to decompose the spatial effect of tax competition. Based on the panel data of 269 cities from 2005 to 2018, the estimation result shows that tax competition has both the race-to-the-bottom effect and the race-to-the-top effect, and the latter effect dominates. Furthermore, the tax stickiness of listed companies is calculated with the modified individual coefficient test method, and it is found that the incidence of tax stickiness is about 20%, and some companies also exhibit anti-stickiness. Regression analysis shows that tax competition racing to the top will push up tax stickiness. This phenomenon is most evident among cities with similar economic levels within a province, but not among cities with close geographical distances, confirming that the promotion championship mechanism serves as an important driving force for tax competition. Heterogeneity analysis shows that the impact of tax competition on tax stickiness is particularly prominent among non-state-owned enterprises and manufacturing enterprises, highlighting the urgent need to alleviate tax competition tendencies and increase tax-reduction efforts. This paper expands the scope of tax competition research from the perspective of multiple performance appraisal, reveals that tax competition is an important reason for the stickiness of tax burden, and points out the direction for improvement in strengthening tax collection and management and optimizing performance appraisal in the future.

Key words: tax competition; race to the top; tax stickiness; multiple performance appraisal

(责任编辑: 王西民)