

# 经济集聚对地方政府间财政支出竞争的影响

## ——基于城市群数据的实证分析

张益豪 郭晓辉

(中国财政科学研究院,北京 100142)

**内容提要:** 本文利用 2008 年-2019 年我国 283 个地级及以上城市的面板数据,构建空间杜宾模型(SDM),通过城市群考察经济集聚对我国城市间财政支出竞争的影响。研究发现,我国城市间财政支出的竞争效应在不同空间权重矩阵下均显著为正,说明各城市间存在财政支出竞争,且城市间财政支出竞争表现出策略互补特征;而实施城市群政策后显著降低城市间的财政支出竞争水平,表明经济集聚可以抑制城市间财政支出竞争。进一步的机制检验发现,由于城市群产生的经济集聚为生产要素带来正外部效应,使得城市群城市即使降低财政支出水平,也能吸引相较于非城市群城市更多的生产要素流入。

**关键词:** 财政支出 地方政府 财政支出竞争 城市群

**中图分类号:** F812.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-9544(2023)04-0063-12

### 一、引言

财政竞争是财政问题研究的经典话题,学术界普遍认为我国地方政府在收支两端都存在竞争行为,尤其是财政收入端表现得更为明显。然而,伴随近年来国家对不规范税收优惠政策的清理力度不断加大,以及国地税部门合并、税收立法等工作的逐步推进,地方政府开展税收竞争的空间与政策环境被压缩,这促使地方政府的竞争策略由收入端向支出端转变。<sup>[1]</sup>因此,关注地方政府间的财政支出竞

争问题更显必要。大量研究指出,财政支出竞争广泛存在于我国各级政府之间<sup>[2-4]</sup>,地方政府会通过增加支出规模和调整支出结构等方式提高公共服务水平,吸引流动性生产要素<sup>[5-6]</sup>,这虽然能够带来推动经济高速增长的结果,但同时也伴随重复建设、结构扭曲等负面效应<sup>[7]</sup>,从长期看,可能不利于经济高质量发展。然而,生产要素在选择区位开展生产时所考虑的不仅仅是地区公共产品供给水平,地区市场规模、要素禀赋条件等同样重要。与财政支出竞争相比,经济集聚在吸引流动性生产要素的机制

[收稿日期]2022-10-10

[作者简介]张益豪,博士研究生,研究方向为财政理论与政策;郭晓辉,博士,助理研究员,研究方向为财政理论与政策。

及效果有明显不同。一方面,经济集聚地区的交通网络发达、上下游产业及产品销售地更接近,企业的运输、交易以及销售等成本降低<sup>[8]</sup>。另一方面,知识和技术的溢出效应以及信息不对称程度降低等提高了资源配置效率和生产要素的使用效率。<sup>[9-10]</sup>经济集聚地区企业能够受到更多经济集聚产生的正外部效应影响,提高企业收益率,降低企业对公共产品供给水平变化的敏感性。因此,经济集聚程度高的地区即便降低财政支出竞争强度也能够对生产要素保持较高的吸引力,一定程度上说明经济集聚能够弱化地方政府参与财政支出竞争的激励。

近年来,越来越多的城市集群化、一体化,尤其是大量的城市群建设,大力推动了经济集聚的形成。根据统计数据,我国现阶段规划和已批准建设的城市群数量达到19个,城市群土地面积占全国总面积的1/4,1982-2020年间常住人口总数从7.1亿增长至9.92亿,2020年城市群的人口数量占全国人口的比重超过70%,GDP总量达到81.8万亿,占全国的81.4%。可见,我国城市群的规模日益扩大,城市群展现了强大的经济集聚能力。这为本文考察经济集聚与财政支出竞争之间的关系提供了良好契机和基础。

本文以城市群为研究对象,检验经济集聚对我国财政支出竞争产生的影响以及具体机制。研究这一问题可以为缓解地区间过度财政支出竞争、促进区域协调发展提供一定参考。本文余下部分的结构安排为:第二部分为文献综述,第三部分构建模型,选取相应的变量并说明数据来源,第四部分为实证分析,第五部分为结论及相应的政策建议。

## 二、文献综述

### (一)地方政府间财政支出竞争的影响因素

影响政府财政支出的因素有很多,总的来说

主要包含以下三个方面:一是经济因素,地方政府为发展本地区经济,会选择不同的税收与公共支出水平组合,以期望吸引生产要素流入本地区,更高的经济发展水平能为本地区政府带来更多的财政收入并可以提供更优质的公共产品。<sup>[11]</sup>二是政治因素,以经济发展水平为主的官员绩效考核机制使得地方政府官员重视经济建设,王文剑(2010)研究发现,在我国的财政分权体制下,地方政府会由于官员晋升和绩效考核的压力而更加积极地开展财政支出竞争,导致地方政府规模不断扩张。<sup>[12]</sup>三是社会因素,教育、医疗和社会保障等支出同样对地方财政支出产生重要影响。此外,也有学者研究发现中央转移支付对地方政府财政支出竞争行为也会产生影响,贾俊雪、郭庆旺、高立(2010)的研究发现税收返还对省份间财政总支出和各类支出竞争均具有显著的强化作用,而财力性和专项转移支付对省份间财政总支出、经济性和维持性支出竞争则具有显著的弱化作用。<sup>[13]</sup>李一花、沈海顺、孙爱华(2014)研究了“省直管县”政策对财政支出竞争的影响,实证结果表明“省直管县”政策虽然在一定程度上对各县之间的财政支出空间互动程度产生影响,但并未能改变策略互补的财政支出竞争关系。<sup>[14]</sup>

### (二)经济集聚与财政竞争

国内外学者对经济集聚如何影响财政竞争这一问题,集中于考察经济集聚对政府间税收竞争的影响,而忽略了经济集聚对地方政府间财政支出竞争的影响。Charlot和Paty(2007)通过使用法国2002年地方营业税的截面数据和空间计量模型,研究了经济集聚对各地方政府间税收行为的影响,实证结果显示在人口或经济密度更高的地区,税收竞争程度更低,此外还验证了在经济集聚

地区“集聚租金”的存在性。Fréret 和 Maguain (2017)<sup>[16]</sup>使用法国 1995 年至 2007 年地方政府的商业税数据,通过建立两区制空间面板模型进行实证分析,研究发现经济集聚地区的地方政府对集聚租金征税,且地方政府间的税收行为具有相互模仿的特征。Jofre Monseny (2013)<sup>[17]</sup>考察了城市化对其营业税率的影响,结果发现高度城市化地区的营业税率更高,说明高度城市化地区的税收竞争程度更低。

梳理已有研究发现,不同学者从不同角度对财政支出竞争的影响因素做出分析,但缺乏从我国城市群化发展带来经济集聚背景下分析财政支出竞争问题的理论与实证研究。相较于现有研究,本文可能的边际贡献在于:通过城市群发展政策考察了经济集聚对财政支出竞争的影响。已有的研究集中于将城市群政策作为经济集聚的替代指标并研究其与税收竞争之间关系或直接使用经济集聚指标研究经济集聚与税收竞争之间的关系,作为政府财政竞争的一个重要途径,研究财政支出竞争与经济集聚之间的文献极少。作为政府开展财政竞争的重要途径,特别是目前在追求经济高质量发展和大力推进城市群化发展的现阶段,讨论经济集聚条件下的地方政府间财政支出竞争不仅具有学术价值,更具有现实意义。

### 三、模型构建、变量选取与数据来源

#### (一)模型构建

##### 1.空间自相关度量

为检验各地区之间财政支出是否存在空间相

关关系,需要通过空间相关系数检验,常见的空间系数检验有莫兰指数(Moran's I)检验和吉尔里指数(Geary's C)检验,本文选取莫兰指数检验进行空间自相关检验。莫兰指数(Moran's I)的计算方法如下:

$$\text{Moran's I} = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (1)$$

$$Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i \quad (2)$$

式中  $n$  代表样本个数,  $W_{ij}$  是空间权重矩阵,  $Y_i$  代表样本  $i$  的观测值,莫兰指数(Moran's I)的取值介于-1 到 1 之间,当莫兰指数 (Moran's I) 大于 0 时,表示各样本之间存在正的空间相关关系,即高财政支出地区被高财政支出地区包围(高-高型)或低财政支出地区被低财政支出地区包围(低-低型),当莫兰指数(Moran's I)小于 0 时,表示各样本之间存在负的空间相关关系,即高财政支出地区被低财政支出地区包围(高-低型)或低财政支出地区被高财政支出地区包围(低-高型),而当莫兰指数 (Moran's I) 为 0 时,表示的是各样本之间不存在空间相关关系,此时不适合使用空间计量模型。

#### 2.空间计量模型

##### (1)模型设定

当莫兰指数(Moran's I)显著时,可选择构建空间计量模型,参照 Lesage<sup>①</sup>与 Elhors<sup>②</sup>等学者的研究,建立空间杜宾模型并检验是否可以退化为 SAR、SEM 或经典 OLS 回归。本文按照这一顺序进行模型选择,首先构建空间杜宾模型作为本文的基准回归模型:

$$Y_i = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_j + \beta X_i + \theta \sum_{j=1}^N w_{ij} X_j + \sigma_i + \tau_i + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon_i = \mu \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_j + \mu_i \quad (i, j=1, \dots, N) \quad (3)$$

其中,  $Y_i$  是被解释变量,  $X_i$  表示解释变量,  $w_{ij}$  表示  $N \times N$  阶非负的空间权重矩阵,  $w_{ij} Y_j$  与  $w_{ij} X_j$  分

①Lesage JP, Pace RK. Introduction to spatial econometrics. 2009.

②Elhorst JP. Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels. 2014.

别表示在解释变量与被解释变量中加入空间相关因素,  $\rho$ 、 $\beta$  与  $\theta$  是  $w_{ij}Y_{ji}$ 、 $X_{ji}$  和  $w_{ij}X_{ji}$  的回归系数, 其中解释变量的空间交互项表示被解释变量与相邻地区的解释变量存在相关关系。

当  $\rho \neq 0$ 、 $\theta=0$  且  $\mu=0$  时, 即空间杜宾模型中不存在解释变量间和误差项间的空间相关关系时, 空间杜宾模型退化为空间自回归(SAR)模型, 即:

$$Y_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (i, j=1, \dots, N) \quad (4)$$

当不考虑解释变量的空间相关性, 也不考虑被解释变量的空间相关性, 而只考虑误差项的空间相关性时, 空间杜宾(SDM)模型退化为空间误差(SEM)模型, 即:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \mu \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it} \quad (i, j=1, \dots, N) \end{aligned} \quad (5)$$

空间误差模型(SEM)主要适用于地区之间相互作用因所处的相对位置不同而存在差异的情况, 此外模型的误设定和遗漏变量也会造成空间误差效应。

当  $\rho=0$ 、 $\theta=0$  且  $\mu=0$  时, 表示不存在空间相关关系, 此时莫兰指数(Moran's I)为 0, 模型退化为一般 OLS 回归, 即:

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

由于以上空间计量模型右侧出现了被解释变量的空间滞后项, 违背了普通最小二乘法的基本假设, OLS 估计结果有偏。可以选择采用工具变量(IV)处理内生性, 但工具变量估计可能导致所关注的被解释变量空间滞后项与解释变量的交互项参数估计值落到参数空间之外<sup>[18]</sup>, 所以本文使用极大似然法(MLE)进行估计。

## (2)空间权重选择

在计算莫兰指数(Moran's I)以及空间计量模型时, 选取合适的空间权重矩阵是十分重要的一步。

结合本文的研究目标, 借鉴已有的关于空间计量模型的研究, 构建了地理距离矩阵 W1 和地理与经济距离嵌套的空间权重矩阵 W2。

地理学第一定理认为任何事物都是与其他事物相关的, 而这种相关程度往往取决于两者之间的距离远近, 距离越近, 相关程度越高, 而距离越远, 则可以认为其相关程度越低。借鉴 Andrew.D.Cliff 和 J.Keith.Ord(1982)的研究中设定空间权重矩阵的方法<sup>[19]</sup>, 构建本文所需的地理距离权重矩阵 W1, W1 中的元素  $w_{ij}$  表示  $i$  城市与  $j$  城市之间直线距离的倒数, 即  $w_{ij}=1/d_{ij}$ , 两城市间的直线距离使用经纬度数据计算得出。

考虑到区域间的财政支出竞争与经济发展水平间可能存在的空间相关关系, 单纯地使用地理距离作为元素的空间权重矩阵存在局限性, 参考邵帅<sup>[20]</sup>等(2016)的做法构建了一种地理与经济距离嵌套的空间权重矩阵 W2, 地理与经济距离嵌套的空间权重矩阵的定义为  $W2=\gamma W1+(1-\gamma)W3$ , 其中  $\gamma \in (0, 1)$ , 表示的是地理距离空间权重矩阵所占的比重。W1 为地理距离空间权重矩阵。W3 是经济距离空间权重矩阵, 其元素  $w_{ij}$  等于城市  $i$  与城市  $j$  之间平均 GDP 差额绝对值的倒数, 借鉴卢洪友的做法, 经济距离空间权重矩阵各元素采用的是样本期内各地区人均 GDP 的平均值。借鉴学者已有的研究(邵帅等, 2016; 张征宇等, 2010)<sup>[20-21]</sup>, 同时考虑计算的简便性, 本文  $\gamma$  的赋值为 1/2。

本文并未选择常见的邻接矩阵, 即若两个地区间存在共有边界时, 则赋值为 1, 否则赋值为 0, 其原因有两方面: 一方面, 若选择使用邻接矩阵, 则意味着空间影响全部来自存在共同边界的地区, 若两个地区不存在共同边界, 则没有空间上的相关关系, 这显然与客观事实并不相符合; 另一方面, 本文

所研究的对象为我国地级及以上城市,但由于数据缺失(特别是西部地区)和行政等级变更(如毕节、铜仁、巢湖等地区)等原因,本文最终保留其中的283个城市,这就导致部分城市如西宁、乌鲁木齐、克拉玛依等城市不论是从地理边界或是行政区划来看,与其他任何城市不存在共同边界。海口市和三亚市属于海南省,这两个城市之间不存在共同边界,同时与其他任何城市间也不存在共同边界。若选择邻接矩阵,无疑会对估计结果产生影响,因此本文选择地理距离矩阵和地理与经济距离嵌套的空间权重矩阵。

(二)变量选取与数据来源

被解释变量是人均财政支出,计算方法为地区财政支出总额与该地区年末常住人口数的比值。

解释变量主要包括:(1)人口密度,各城市人口密度的计算采用城市人口数除以其总面积;(2)产业结构,参考郭杰和李涛(2009)<sup>[22]</sup>的做法,选取第一

产业占地区生产总值的比重来表示产业结构;(3)经济发展水平,使用人均GDP来代表经济发展水平;(4)在岗职工人均工资水平;(5)财政压力,参考孙开、张磊(2019)测量财政压力的方法度量我国地级及以上城市财政压力<sup>①</sup>,即采用地方政府财政支出减去地方政府财政收入的差额与地区生产总值的比值来表示财政压力。

由于2020年开始的新冠疫情对我国的财政支出的规模和结构产生较大程度的冲击,为避免这一事件的影响,保证回归结果的稳健,本文在实证分析中选择使用2008年-2019年我国地级及以上城市的面板数据。考虑数据的可得性,最终保留全国除香港、澳门、台湾和西藏以外30个省份共计283个地级及以上城市12年的面板数据,数据来源于历年《中国城市统计年鉴》、各省历年的统计年鉴、CEIC数据库及相关政府网站。变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量名称、含义及描述性统计

变量	变量含义	单位	均值	标准差	最小值	最大值
fp	人均财政支出	万元/人	0.8090	0.7022	0.0945	10.9378
city	是否是城市群城市	—	0.2280	0.4195	0	1
pd	人口密度	千人/平方公里	0.4423	0.3837	0.0021	3.8293
is	产业结构	%	0.4716	0.1084	0.1139	0.9097
gdp	经济发展水平	万元/人	5.0277	4.9789	0.3902	53.7292
wage	在岗职工平均工资	万元/人	4.8448	1.9476	0.0272	17.3205
pre	财政压力	%	0.1177	0.1037	-0.0104	0.9710

四、城市间财政支出竞争检验

(一)空间相关性检验

本文采用全局莫兰指数(Moran's I)和两种空间

权重矩阵分别对人均财政支出进行空间相关检验,限于篇幅,本文仅列出历年人均财政支出全局莫兰指数(Moran's I)检验结果,莫兰检验结果如表2所示。表2中的第(1)列是在地理距离空间权重矩阵W1条件下的人均财政支出的莫兰指数(Moran's I)

<sup>①</sup>孙开,张磊.分权程度省际差异、财政压力与基本公共服务支出偏向——以地方政府间权责安排为视角[J].财贸经济,2019,40(8):18-32。

计算结果,第(2)列是在地理和经济距离嵌套的空间权重矩阵 W2 条件下的人均财政支出的莫兰指数 (Moran's I)计算结果。

从表 2 可以看出,在本文采用两种空间权重矩阵条件下,人均财政支出的莫兰指数 (Moran's I) 均显著为正,这表明我国各地级及以上城市间的人均财政支出存在显著的正向空间关联性。本文

还绘制了 2008 年-2019 年各年人均财政支出的莫兰散点图<sup>①</sup>,结果显示,在本文研究时间段内的任意年份,不论是在地理距离空间权重矩阵条件下还是在地理与经济距离嵌套的空间权重矩阵条件下,莫兰散点图中大部分城市分布于第一象限和第三象限,即呈现出高-高集聚和低-低集聚的特点。

表 2 人均财政支出的莫兰指数 (Moran's I) 检验

年份	地理距离矩阵 (W1)	地理与经济距离嵌套矩阵 (W2)
	(1)	(2)
2008	0.0437(0.0000)	0.0487(0.0000)
2009	0.0430(0.0000)	0.0478(0.0000)
2010	0.0385(0.0000)	0.0426(0.0000)
2011	0.0464(0.0000)	0.0511(0.0000)
2012	0.0500(0.0000)	0.0543(0.0000)
2013	0.0510(0.0000)	0.0563(0.0000)
2014	0.0302(0.0000)	0.0329(0.0000)
2015	0.0475(0.0000)	0.0465(0.0000)
2016	0.0454(0.0000)	0.0504(0.0000)
2017	0.0514(0.0000)	0.0557(0.0000)
2018	0.0509(0.0000)	0.0557(0.0000)
2019	0.0620(0.0000)	0.0671(0.0000)

注:表中所列为莫兰指数 (Moran's I),圆括号中为 p 值。

(二)空间效应检验与基准回归实证结果

莫兰指数 (Moran's I) 只能表明各项财政支出之间存在空间相关关系,而若是设定空间杜宾模型 (SDM),还需对空间杜宾模型 (SDM) 是否会退化为空间自回归模型 (SAR) 或是空间误差模型 (SEM) 进行 LR 检验或 Wald 检验才能确定。表 3 的 LR 检验和 Wald 检验的结果显示,无论是在地理距离空间权重矩阵或是地理与经济距离嵌套的空间权重矩

阵条件下,LR 检验和 Wald 检验都显著拒绝原假设,即本文所设定的基准空间杜宾模型无法简化为空间误差模型或空间自回归模型。使用 Hausman 检验来判别应该采用固定效应还是随机效应,结果显著拒绝原假设,基准回归模型应使用固定效应模型。进一步检验应采用时间固定效应、空间固定效应还是双向固定效应模型,检验结果均拒绝原假设,表明应使用双向固定的空间杜宾模型进行分析。

表 3 是方程 (3) 的极大似然估计结果。其中第

<sup>①</sup>限于篇幅并未在文中列出。

(1)列是在地理距离矩阵条件下的估计结果,第(2)列是在地理与经济距离嵌套矩阵条件下的估计结果,lag1 表示被解释变量的时间滞后项,W\_lag1 则表示被解释变量的空间滞后项。

表 3 不同空间权重矩阵下的空间杜宾模型(SDM)回归结果

变量	地理距离矩阵(W1)	地理与经济距离嵌套矩阵(W2)
	(1)	(2)
$\rho$	0.7715*** (0.0621)	0.7169*** (0.0692)
lag1	0.2113*** (0.0111)	0.2142*** (0.0110)
W_lag1	-0.0533 (0.1118)	-0.0500 (0.1022)
解释变量	YES	YES
W*解释变量	YES	YES
$R^2$	0.7627	0.7550
Log_L	-2027.4510	-4722.5927
LR_SAR	241.00***	210.86***
LR_SEM	57.75***	37.89***
Wald-SAR	260.83***	618.14***
Wald-SEM	59.18***	50.35***
样本量	3113	3113

注:圆括号中的值为标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。若无特殊说明,后续表中相同。

由表3可知,地理距离矩阵(W1)下,当其他地区的人均财政支出增加1单位,会使本地区的人均财政支出增加0.7715单位,各城市的人均财政支出在当期存在显著的策略互补特征。实证结果同时显示,在地理距离空间权重矩阵条件下,我国各城市人均财政支出存在显著的时间路径依赖特征,本城市上一年的人均财政支出增加(减少)1单位时,会导致当年本城市人均财政支出增加(减少)0.2113单位,可能的原因在于:虽然我国预算在编制过程中会有一些调整,但总的来说还是以年度预算为基础,而年度预算在编制过程中主要依据时上一年

的预算执行情况、上级政府的有关要求和本年度的经济形势三方面,这就造成本年度预算对上一年预算执行情况的依赖。<sup>①</sup>人均财政支出也显示出了跨期策略替代特征,但回归结果并不显著。地理与经济距离嵌套的空间权重矩阵W2条件下的结果与地理距离空间权重矩阵W1条件下基本类似。虽然系数的大小存在差异,但表现出的策略互补特征与策略替代特征关系一致。

## 五、城市群政策对财政支出竞争的影响分析

### (一)考虑城市群政策的实证结果

考虑城市群政策对城市间财政支出竞争的影

<sup>①</sup>李涛,周业安.中国地方政府间支出竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据.管理世界,2009(2).

响是本文分析的重点,为检验城市群政策对财政支出竞争的影响,本文借鉴 Charlot 和 Paty(2010)<sup>[15]</sup>检验经济集聚与税收竞争关系时的方法,在方程(3)的基础上构建如下空间计量模型:

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt} + \rho_u \sum_{j=1}^N w_{ij} Y_{jt} * city_{it} + \beta X_{it} + \theta \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

截止到 2022 年,我国获国务院批准的城市群共有 11 个,本文考虑到数据的可得性以及对城市群政策进行有效的评估,选取京津冀城市群、长三角城市群、粤港澳大湾区城市群、成渝城市群、长江中游城市群、中原城市群和哈长城市群等七个城市群共 129 个城市作为研究对象,城市群设立时间按照国务院批复时间处理。其中  $city_{it}$  是一个二元变量,当城市  $i$  在第  $t$  年成为城市群城市时取值 1,否则取 0。由于存在一个城市同时出现在多个城市群规划中的情况,本文参照丁任重(2021)的做法<sup>[23]</sup>,将其归入成立时间更早的城市群规划中。而对于粤港澳大湾区城市群城市,由于涉及不同的基本经济制

度,所以,本文使用珠三角城市群代替粤港澳大湾区城市群,相应的城市群设立时间也与珠三角城市群保持一致。如果城市群政策对财政支出竞争有影响,那么  $\rho_u$  应该显著的异于 0,同方程(3)一致,  $x_{it}$  表示一系列解释变量,采取与基准回归一致的空间权重矩阵。

与方程(3)相同,方程(7)也采用双向固定效应进行估计。估计结果如表 4 所示。在地理距离空间权重矩阵 W1 条件下,人均财政支出的系数  $\rho$  为 0.7630,且通过 1% 的显著性水平检验,表明除本城市以外的其他城市人均财政支出增加 1 单位,将会导致本地区人均财政支出增加 0.7630 单位,而考虑了城市群政策的二元变量与被解释变量的空间交互项的系数  $\rho_u$  为 -0.0713,通过了 1% 显著性水平检验,说明城市群政策显著降低城市群城市的人均财政支出竞争水平。地理与经济距离嵌套的空间权重矩阵 W2 条件下的结果与地理距离空间权重矩阵 W1 条件下的结果类似。

表 4 考虑城市群政策的模型估计结果

变量	地理距离矩阵(W1)	地理与经济距离嵌套矩(W2)
	(1)	(2)
$\rho$	0.7630*** (0.0591)	0.7252*** (0.0637)
$\rho_u$	-0.0713*** (0.0257)	-0.1327*** (0.0477)
解释变量	YES	YES
W* 解释变量	YES	YES
空间固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
$R^2$	0.7150	0.7074
Log_L	1097.5411	1097.6222
样本量	3396	3396

(二)稳健性检验

1.更换空间权重矩阵

为排除空间权重矩阵的选择对本文估计结果产生的影响,本文考虑选择经济距离空间权重矩阵 W3 和地理经济距离空间权重矩阵 W4 进行稳健性检验。一般认为两地区之间的经济发展水平差异越小,两地对流动性生产要素的竞争就越激烈。本文设定经济距离空间权重矩阵 W3 的元素表示  $i$  城市与  $j$  城市之间人均 GDP 年均值差额绝对值的倒数,即  $w_{ij}=1/|GDP_i-GDP_j|$ ,GDP 年均值时间范围为本文

的研究样本期的时间范围。参考邵帅等的做法,本文还构建了地理经济距离空间权重矩阵 W4,该矩阵的元素  $w_{ij}$  表示  $i$  城市与  $j$  城市之间直线距离的倒数与  $i$  城市样本期内年人均 GDP 均值占总样本年人均 GDP 均值比重的乘积。

表 5 的第(1)(2)两列显示了更换空间权重矩阵后的估计结果,可以看出不论是在地理距离矩阵 W3 条件下还是地理经济距离矩阵 W4 条件下,都不会改变基准回归的估计结果,即城市群政策弱化了城市间的财政支出竞争强度。

表 5 稳健性检验结果

变量	经济距离矩阵 (W3)	地理经济距离矩阵 (W4)	地理距离矩阵 (W1)	地理与经济距离嵌套矩阵 (W2)
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\rho$	0.1415*** (0.0387)	0.1421*** (0.0387)	0.7529*** (0.0611)	0.7030*** (0.0671)
$\rho_u$	-0.4354*** (0.1425)	-0.5624*** (0.1740)	-0.0708*** (0.0262)	-0.1396*** (0.0488)
解释变量	YES	YES	YES	YES
W* 解释变量	YES	YES	YES	YES
空间固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
$R^2$	0.8130	0.8130	0.7132	0.7198
Log_L	1020.9798	1021.5273	1064.1017	1058.7392
样本量	3396	3396	3372	3372

2.剔除不同城市群中的重复城市

本文选择的七个城市群中存在城市重叠,如邯郸、邢台与安阳等城市同时出现在京津冀城市群规划和中原城市群规划中,本文之前对重复城市的处理方法是按照其更早的城市群规划进行归类,即邯郸和邢台在京津冀城市群规划中出现的时间要早于中原城市群规划,所以将其在中原城市群中删去。这样处理存在的问题是忽视了一个城市同时受

到两个城市群政策的影响,为避免重复城市对估计结果产生的影响,在稳健性检验中,本文删去重复城市。排除重复城市影响后的估计结果如表 5 中的(3)(4)列所示,回归结果均在 1%的显著性水平上显著,说明本文基准回归结果稳健。

(三)机制检验

方程(3)的实证结果表明城市群政策可以有效降低城市间的财政支出竞争水平。原因在于相比于

非城市群城市,城市群城市的经济集聚程度更高,经济集聚为流动性生产要素带来更低的运输成本和更高的知识与技术外溢水平等诸多正外部性,即使城市群城市降低财政支出水平,城市群城市的经济集聚使得生产收益增加要高于财政支出降低带来的效用减少,流动性生产要素还是会选择流入城市群城市。为检验这一机制,本文首先构建多期双重差分模型(8),检验城市群政策对城市财政支出的影响。其次,资本作为地区间财政支出竞争的主要争夺对象,通过构建多期双重差分模型(9),选取城市固定资产投资检验城市群政策对地区资本流入的影响。

$$expen_{it}=\alpha+\theta_0policy_{it}+\beta X_{it}+\mu_i+\varphi_t+\varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$inv_{it}=\alpha+\theta_1policy_{it}+\beta X_{it}+\mu_i+\varphi_t+\varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中  $expen_{it}$  表示第  $i$  个城市第  $t$  年的人均财政支出水平,  $inv_{it}$  表示第  $i$  个城市第  $t$  年的固定资产投资,对其作取对数处理,  $\alpha$  表示截距项,  $\mu_i$ 、 $\varphi_t$  和  $\varepsilon_{it}$  分别表示个体固定效应、时间固定效应以及误差项,  $policy_{it}$  是国家级城市群二元虚拟变量,若第  $i$  个城市在第  $t$  年成为国家级城市群城市,则其在之后均取值为 1,否则取 0,城市群政策时点选取的国务院批复城市群发展规划的时间。若(8)式和(9)式中的  $\theta_0$  均  $\theta_1$  显著,且当  $\theta_0 < 0$  同时  $\theta_1 > 0$ ,则可以说明城市群政策降低了城市间财政支出竞争水平的同时仍能吸引投资流入。

表 6 双重差分回归结果

变量	expen	inv
policy	-0.0631*** (0.0150)	0.5013*** (0.0546)
解释变量	YES	YES
个体固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
$R^2$	0.9339	0.8416
样本量	3396	3396

表 6 第一列显示了模型(8)的回归结果,  $policy_{it}$  的估计系数  $\theta_0$  为负,且在 1%的显著性水平下显著,说明城市群政策使得城市间的财政支出竞争下降,第二列是模型(9)的回归结果,  $policy_{it}$  的估计系数  $\theta_1$  为正,同样也在 1%的显著性水平下显著,说明在城市群政策的影响下,相较于非城市群城市,城市群城市有更多的固定资产投资流入。由此间接可以证明城市群城市无须通过过度的财政支出竞争吸引流动性生产要素,由于城市群政策产生的经济集聚的存在,城市群城市能吸引更多固定资产投资流入。

双重差分法必须要进行平行趋势检验,图 1 显示了模型(8)和模型(9)的平行趋势检验结果,其中 pre 表示政策前,post 表示政策后,数字表示之前或之后期数,current 表示政策当期,本文将国家批复时间作为政策发生时点。左图是模型(8)的平行趋势检验结果,从检验结果来看,城市群政策实施以前,城市群城市与非城市群城市的人均财政支出水平并不存在显著差异,而在城市群政策实施后的系数显著为负,说明城市群政策使得城市群城市的财政支出竞争水平下降。右图是模型(9)的平行趋势

检验。从模型的估计结果可以看出,从国家级城市群批复后,城市群城市与非城市群城市之间的固定

资产投资差异显著且逐年加大。

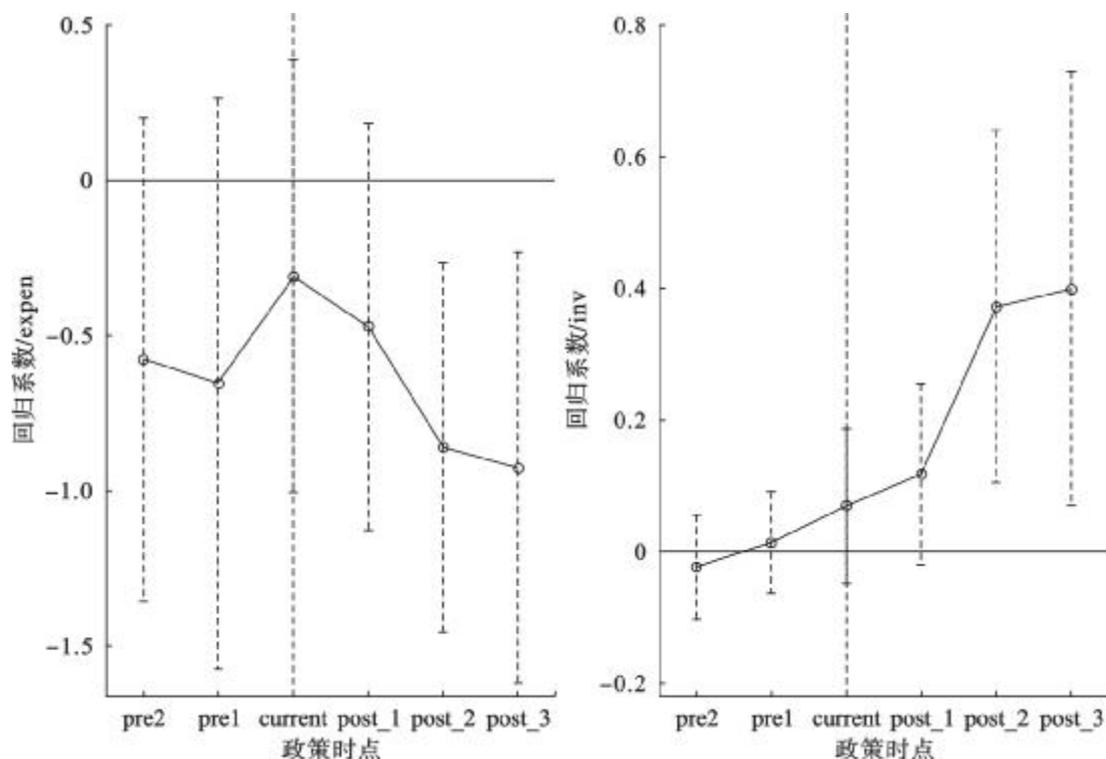


图1 平行趋势检验结果

## 六、结论与启示

本文通过建立空间杜宾模型,首先对我国283个地级及以上城市间的财政支出竞争的存在性与类型进行分析,然后在此基础上研究了城市群政策对城市间财政支出竞争的影响。研究发现:我国城市间人均财政支出存在显著的财政支出竞争行为,各城市财政支出表现出显著的策略互补型财政支出竞争;城市群政策能显著降低城市群城市间的财政支出竞争;机制检验发现,相较于非城市群城市,城市群城市有更多的固定资产投资流入,说明城市群政策带来的正外部效应要大于公共产品供给减少带来的负效应,城市群城市可以选择降低财政支出竞争力度而不用担心流动性生产要素由于公共

产品供给的减少而流出。

近年来,我国持续加大“减税降费”政策施行力度,地方政府财政压力增加,财政支出的过度竞争将使地方财政压力进一步加大,而经济集聚能够降低地方政府参与财政支出竞争的激励。基于现实背景和研究结论,本文提出如下启示:

第一,以体制机制调整引导地方政府竞争行为。地方政府财政竞争具有深刻的体制机制逻辑,在特定时期发挥过积极作用,在现阶段,作用也不容小觑。因此,一方面,需要进一步优化政绩考核体系,加大对高质量发展、服务民生等领域的考核力度,以此引导地方政府逐步转变观念,促进其为高质量发展、为搞好民生而竞争;另一方面,要进一步深化财政体制改革,尤其是推进事权与支出责任改

革有更大进展,在合理划分各级政府财政事权和清晰界定各级政府支出责任的基础上按照税种属性划分收入,规范收入分享方式,不断完善转移支付制度,建立健全权责配置更为合理、收入划分更加规范、财力分布相对均衡、基层保障更加有力的财政体制。

第二,进一步推进城市集群化与区域一体化。应该着重构建和创新有利于城市间合作的顶层制度设计,引导城市开展更深入的分工,促进地区之间的协调合作和生产要素合理布局,扩大经济集聚发展的优势,释放集聚发展产生的经济潜力。同时,应该充分预见城市集群化、区域一体化对地方政府行为逻辑带来的影响。

## 参考文献:

[1] 贾俊雪,梁焯.地方政府财政收支竞争策略与居民收入分配[J].中国工业经济,2020(11):5-23.

[2] 陈凯,肖鹏.财政分权、地方政府竞争与技术创新——基于277个地级市的空间计量分析[J].中国科技论坛,2021(2):69-79.

[3] 李涛,刘思玥.分权体制下辖区竞争、策略性财政政策对雾霾污染治理的影响[J].中国人口·资源与环境,2018,28(6):120-129.

[4] 郭庆旺,贾俊雪.地方政府间策略互动行为、财政支出竞争与地区经济增长[J].管理世界,2009(10):17-27+187.

[5] 郭根龙,席世浩.地方政府民生财政支出竞争的演化博弈分析[J].地方财政研究,2020(9):92-99+112.

[6] 肖叶,邱磊,刘小兵.地方政府竞争、财政支出偏向与区域技术创新[J].经济管理,2019,41(7):20-35.

[7] 孙开,张磊.政府竞争、财政压力及其调节作用研究——以地方政府财政支出偏向为视角[J].经济理论与经济管理,2020(5):22-34.

[8] Fan C C.Industrial Agglomeration and Development:A Survey of Spatial Economic Issues in East Asia and a Statistical Analysis of Chinese Regions [J].Economic Geography,2003,79(3):295-319.

[9] 林伯强,谭睿鹏.中国经济集聚与绿色经济效率[J].经济

研究,2019,54(2):119-132.

[10] 邵帅,张可,豆建民.经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J].管理世界,2019,35(1):36-60+226.

[11] 丁哲澜,陈东,樊杰,陈小良.我国县级政府贫困现状与空间特征[J].地域研究与开发,2013,32(6).

[12] 王文剑.中国的财政分权与地方政府规模及其结构——基于经验的假说与解释[J].世界经济文汇,2010(5):105-119.

[13] 贾俊雪,郭庆旺,高立.中央财政转移支付、激励效应与地区间财政支出竞争[J].财贸经济,2010(11):52-57.

[14] 李一花,沈海顺,孙爱华.“省直管县”视角下的县级财政支出竞争研究[J].经济与管理评论,2014,30(2):116-120+129.

[15] Charlot S,Paty S.Do Agglomeration Forces Strengthen Tax Interactions?[J].Urban Studies,2010.

[16] Freret S,D Maguain.The effects of agglomeration on tax competition:evidence from a two-regime spatial panel model on French data [J].International Tax & Public Finance,2017,24(6):1-41.

[17] Jofre-Monseny Jordi,Marín-López Raquel,Viladecans-Marsal Elisabet.The Determinants of Localization and Urbanization Economies:Evidence from the Location of New Firms in Spain [J].Journal of Regional Science,2013,54(2):313-337.

[18] 张文彬,张理芄,张可云.中国环境规制强度省际竞争形态及其演变——基于两区制空间 Durbin 固定效应模型的分析[J].管理世界,2010(12):34-44.

[19] Cliff A D,Ord J K.Spatial Processes:Models & Applications[J].Quarterly Review of Biology,1982.

[20] 邵帅,李欣,曹建华,杨莉莉.中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J].经济研究,2016,51(9):73-88.

[21] 张征宇,朱平芳.地方环境支出的实证研究[J].经济研究,2010,45(5).

[22] 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,2009,194(11):54-64+73.

[23] 丁任重,许渤胤,张航.城市群能带动区域经济增长吗?——基于7个国家级城市群的实证分析[J].经济地理,2021,41(5):37-45.

【责任编辑:张经纬】