

财政汲取能力影响公共服务供给吗?

——基于财政分权和城镇化调节作用的空间检验

魏丽华¹ 杨修博² 高新才¹¹

(1. 兰州大学 经济学院, 兰州 730000;

2. 西北师范大学 经济学院, 兰州 730070)

【摘要】 扩大优质公共服务供给对保障人民基本生活需求、满足人民对美好生活的向往具有重要意义。本文在财政分权制度约束和城镇化发展进程中探究财政汲取能力与公共服务供给的内在逻辑关系，并利用2007—2017年中国省级面板数据，构建空间计量模型进行实证检验，所得结果能够通过多种稳健性检验。结果表明，财政分权催生的经济增长竞争和快速城镇化过程中盲目的规模扩张对地方政府行为发挥了负向调节作用，导致财政汲取能力提高并不必然促进本地公共服务供给，且这种负面效应会向周边地区溢出；不同区域受财政分权和城镇化影响的程度存在显著差异，东、中部地区在消极影响下仍然具备足够的财政汲取能力推动区域内公共服务供给提质增效，而西部和东北地区财政汲取能力提高带来的收入增加被其他生产性投资挤占，未能投向公共服务领域。

【关键词】 财政汲取能力 调节效应 城镇化 空间杜宾模型

【中图分类号】 :F812.2;F812.7 **【文献标识码】** :A **【文章编号】** :1006—2912(2020)12—0016—16

一、引言

改革开放以来持续快速的经济增长为增进民生福祉奠定了坚实的物质基础，公共财政对民生和社会事业发展的支持力度不断加大，基本公共服务供给体系建设加快推进，公共服务供给水平显著提升。然而区域经济发展长期不均衡，导致公共服务供需依然不匹配，地区间差距较大、城乡间矛盾突出，百姓就医难、农民工子女就学难等问题尚未得到彻底解决，2020年初COVID-19新冠病毒肺炎疫情更暴露出公共卫生服务体系诸多短板，民生现实需求对公共服务供给提出了更高要求。虽然公共服务供给是地方政府的重要职能，但现实中政府责任的落实取决于财力保障和政府意愿^[1]。关于前者，财政汲取能力是政府获取收入的基础与支撑；关于后者，政府行为会受诸多因素影响，我国分权制度给予了地方政府更多经济自主权，但“自上而下”分权潜在的政治激励使地方政府更加偏好生产性投资以完成地区经济增长等考核指标^[2]，而城镇化进程中人口集聚带来的资源负荷加大了政府支出压力，同时，新型城镇化建设明确了基本公共服务均等化目标，促使地方政府加强公共服务建设规划。地方财政汲取能力强是否必然推动当地公共服务供给水平高？如若不然，财政分权和城镇化在其中发挥了怎样的作用？明晰这些关系对优化完善公

¹**作者简介：**魏丽华(1990-)，女，甘肃兰州人，兰州大学经济学院博士研究生，研究方向：中国区域经济关系；杨修博(1997-)，男，黑龙江鹤岗人，西北师范大学经济学院硕士研究生，研究方向：财税理论与实践；

高新才(1961-)，男，陕西大荔人，兰州大学经济学院教授、博士生导师，研究方向：理论经济学、区域经济学。

基金项目：国家社会科学基金项目“乡村振兴战略背景下青藏地区缩小城乡居民收入差距研究”(19BJY056)，项目负责人：殷颂葵；中央高校基本科研业务费专项资金重点研究基地建设项目“‘一带一路’建设中的重要理论问题研究”(16LZUJBWX006)，项目负责人：李菁。

共服务供给制度具有现实意义。

近年来，公共服务均等化作为实现区域协调发展的重要路径引起了众多学者的关注。其中，从政府行为逻辑出发，财政分权制度特性(傅勇, 2010)^[3]为理解我国公共服务供给不足和效率低下的状况提供了有益的思路，但分权水平对公共服务供给效率并非产生绝对的抑制作用，二者呈显著的非线性关系(Grisorio & Prota, 2015^[4]; 储德银等, 2018^[5])。伴随着不断增加的政府支出责任，政府收入对公共服务供给的约束同样不可忽视。辛方坤(2014)^[1]发现我国东、中、西部财政配置能力的差异造成了区域间公共服务供给水平的异质性。杨光(2015)^[6]指出省际公共服务水平差距较大，各地基本公共服务供给与地方财政能力正相关。随着城镇化进程持续推进，公共服务配套成为新型城镇化建设目标实现的关键。研究表明城市化水平对地区公共服务供给具有积极作用(王伟同, 2009)^[7]，城镇化建设促进了人口等要素集中，城市集聚效应和规模经济效应得以发挥，人均基本公共服务供给成本有效降低，从而对地区基本公共服务水平产生正效应(豆建民、刘欣, 2011)^[8]。但必须引起注意的是，部分地区受资源禀赋制约，过快的城镇化进程使政府提供公共服务的压力剧增(Barney & Cohen, 2006)^[9]，加之我国的城镇化具有一定“行政”推力，过高的城镇化水平易导致公共服务供给出现缺口，进而拉低了城镇化建设质量(蔡秀云等, 2012)^[10]。

既有研究成果为本文厘清地方政府行为动机及各因素对公共服务供给的作用机制奠定了理论基础，但大多文献仅聚焦单一视角进行分析，未考虑因素间的交互作用。此外，衡量公共服务供给时多从教育、文化等特定领域切入，无法排除政策引导下“偏向性”财政支出产生的影响，降低了对地区公共服务供给整体状况的解释效力。本文将地方财政汲取能力、财政分权、城镇化与公共服务供给纳入同一研究框架，探究内在逻辑关系，同时构建空间计量模型进行实证检验，以期结论能为相关研究提供一些新思路。

二、机制讨论与研究假设

财政汲取能力这一概念最早由美国政府间关系咨询委员会(ACIR)在阐释财政能力时提出，ACIR 将汲取财力视为财政能力的基本内容之一，但当时两者概念上的区分度不高。随着研究的深入，财政能力与财政汲取能力的边界逐渐清晰，财政汲取能力强调匹配支出需求的收入能力(Timothy 和 Torsten)^[11]、是财政能力的重要组成部分，此范畴界定获得了学术界的广泛认同。国内则由王绍光和胡鞍钢(1993)^[12]首次明确定义，他们认为财政汲取能力作为财政能力的核心，是国家汲取并运用社会经济资源的能力。结合政府汲取资源的根本目的和参与资源配置的主要形式，本文将其内涵具体表述为：政府为了提供公共产品和服务以满足社会发展需求，运用社会经济资源获取财政收入的能力。

从经济学视角来看，生产者投入要素进行生产是为了极大化己方利润，即在成本约束下实现产量最大化(市场价格既定时)，政府作为公共服务的供给方，虽然提供的是公共服务这种特殊“产品”，但支出决策也在很大程度上受成本制约。公共服务供给成本受地理位置、地区经济发展水平等因素影响，区域间存在较大差异，假如短期内各地公共服务供给成本不易快速变动，政府财政收入越充沛，成本约束力则越弱。理论上，财政汲取能力较高意味着政府能够取得的财政收入更多，可用于提供公共服务的资金就更充足，故公共服务供给的数量和质量更能得到保证。实践中，政府行为并非发生在假设完备的理论经济环境中，城镇化和财政分权会在一定程度上影响财政汲取能力对公共服务供给水平的促进效应。由于城镇化是经济社会发展的一个阶段，财政分权是一种制度，二者并不直接对地方公共服务供给发挥作用，而是作为调节变量，通过影响政府行为间接调节财政汲取能力保障公共服务供给的路径。

财政分权的调节机制。传统财政分权理论对分权的必要性给出了合理的解释。Hayek 阐明，相较于中央政府，地方政府更了解辖区内居民的真实需求与偏好，在提供公共服务时具有较强的信息优势，有利于优化资源配置，提升公共服务供给效率。此外，Tiebout 的地方政府模型证明，在要素被允许自由流动的情况下，居民以其他辖区作为参照评价本地政府，流动人口“以脚投票”会促使地方政府产生竞争意识，倒逼当地政府提高公共服务水平，最终实现社会福利最大化。但是新一代财政分权理论关注到政府行为协调的复杂性，提出在约束机制不完善时，官员很可能从政治决策中寻租以实现个人利益。我国财政分权体制下，政治权力和税收权力向中央政府集中，经济权力向地方政府分散，地方政府的事权与支出责任不匹配，财政收入和支出之

间存在的时滞和错位往往造成巨大的收支缺口，导致地方政府过于依赖土地财政，降低了财政汲取能力对公共服务供给支撑力的持续性。再加上“用脚投票”机制在我国没有实际约束力，地方政府取得的财政收入有时为追求经济增长目标投向基础设施建设或其他生产领域，反而“挤出”了公共服务支出。

城镇化的调节机制。城镇化表现为大量农村人口转变为城镇人口的过程，该进程中人口集聚带来的规模效应不仅驱动当地经济发展并增加地方政府财政收入，而且人口密度增大为公共服务边际成本降低和“正外部性”影响范围扩大提供了助益，有效提升了公共服务供给效率。然而，在我国城镇化发展中，一方面存在“口径城镇化”问题¹，一些地区盲目追求城镇规模扩张，却不重视人口城镇化过程中对公共服务的需求；另一方面，“被城镇化”现象严重，即大量流动人口由于户籍限制，享受公共服务的权利受阻。快速大规模的人口流入不仅要求公共服务增量供给，还挤占了有限的现有服务资源，导致地方政府财政负担过于沉重，公共服务供给动力不足。基于此，中央适时提出了“新型城镇化道路”的发展部署，新型城镇化强调“以人为本”，基本公共服务均等化是推进新型城镇化的应有之义与核心任务，明确的目标导向旨在促进地方政府加大投入以修正传统城镇化与配套公共服务长期脱节的问题。但新型城镇化建设自2014年试点开始，至今仍处于稳步深化阶段，对公共服务供给的促进效应还不足以抵消传统城镇化进程中种种问题造成负面影响。

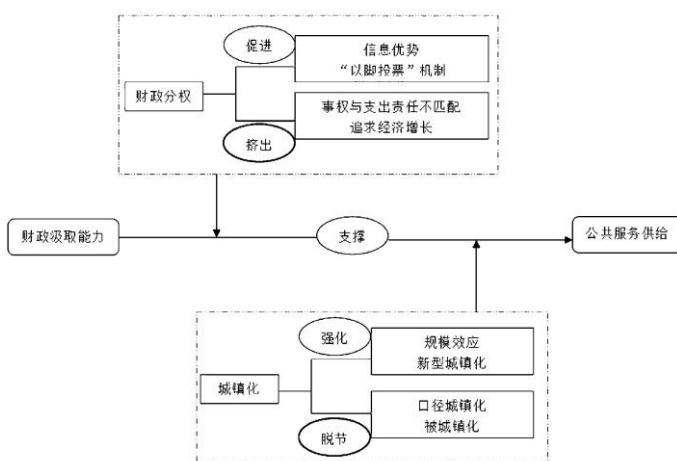


图1 逻辑框架

综合以上分析，本文提出以下假设：

H_1 : 财政分权负向调节地方财政汲取能力与公共服务供给的关系，即财政分权体制会抑制地方政府财政汲取能力对公共服务供给的支撑效应。

H_2 : 城镇化负向调节地方财政汲取能力与公共服务供给的关系，即城镇化建设缺乏合理规划，当地方政府财政汲取能力增强时，公共服务供给水平却并不随之提高。

三、研究设计

(一) 变量说明和数据来源

被解释变量：公共服务供给(Ces)。由于不同地区经济体量、人口规模存在差异，直接用公共服务供给总量反映地方公共服务供给水平并不可行，一些文献采用人均公共服务支出来判断区域内基本公共服务均等化状况，这种处理方法一方面对“均等

化”的理解存在偏差，混淆了其与“均等”的差异，“均等化”旨在促进公民享受基本公共服务的机会平等，而非公共服务或财政支出对每个人的绝对平均^[13]；另一方面没有全面把握区域间公共服务供给差距形成的原因，人均财力水平不等于公共服务水平，各地公共服务供给的边际成本不一，同样的支出水平却无法保证同样的服务水平。因此，采用公共服务供给效率衡量地方公共服务供给水平更为合理。

目前研究公共服务供给效率的常用方法有传统三阶段 DEA^[14]和 Bootstrapped-DEA^[15]，但上述方法所得结果中，常有不止一个 DMU(Decision making unit)被评价为有效的情况发生，尤其在投入和产出指标较多的时候，易出现多个效率值相同的有效 DMU，无法对这些有效 DMU 作进一步区分。因此本文采用超效率 SBM 模型^[16]对地方公共服务供给效率进行测量，该模型的最大优势在于非径向非角度，即投入和产出无量纲，不会对效率值的测算产生影响，同时效率值会随着投入和产出的松弛程度变化而递减，能够有效克服径向和角度选择导致的测量偏差。结合我国“十三五”时期对基本公共服务均等化的基本要求，本文从教育、医疗卫生、社会保障和就业、节能环保、基础设施和文化体育传媒六个方面综合测度地方基本公共服务供给效率，具体投入产出指标见下表 1：

表 1 地方基本公共服务供给效率评价指标

		一级指标	二级指标
投入指标	地方基本公共服务支出		人均教育支出（元）
			人均医疗卫生支出（元）
			人均社会保障和就业支出（元）
			人均节能环保支出（元）
			人均基础设施支出（元）
			人均文化体育与传媒支出（元）
产出指标	教育		小学升学率（%）
			初中升学率（%）
			文盲率（%）
	医疗卫生		每千人拥有的卫生机构床位（张/千人）
			每千人拥有的医生人数（人/千人）
			每千人福利机构床位数（张/千人）
	社会保障和就业		参与城镇基本养老保险人数（人）
			城镇登记失业率（%）
	节能环保		城区绿化覆盖面积（平方米）
	基础设施		人均生活用水量（吨）
			互联网覆盖率（%）
			人均城市道路里程（公里）
	文化、体育与传媒		有线电视覆盖率（%）
			人均拥有图书馆藏书量（册）
			广播人口覆盖率（%）

注：人均基础设施支出=(交通运输支出+农林水事务支出+城乡社区事务支出)/总人口。

解释变量:地方财政汲取能力(Fin)。对地方财政汲取能力的测度应摆脱以财政收入总量进行衡量的单一模式,在考虑财政汲取规模的同时还应注重对汲取质量和汲取努力程度的考量,用地方财政汲取能力指数综合反映,使评价结果更加全面、客观。本文借鉴并适度拓展贾智莲^[17]对财政汲取能力的评价框架,构建出地方财政汲取能力评价指标体系(见表2),其中,汲取规模不仅涵盖地方财政总收入、人均财政收入等绝对量指标,还加入了财政收入增长率、本级财政收入在地方和全国财政总收入中占比等相对量指标;汲取质量主要侧重于财政收入的来源结构,近年来,各地非税收入比重迅速提升,尤其是土地出让金对地方财政收入起到了不可忽视的补充作用,但从可持续性来看,税收仍然是财政收入的基石,此外,行政事业收费和罚没收入虽然也是地方财政收入的组成部分,却有损当地营商环境的改善,不利于政府职能转变与国家治理体系现代化,因此作为负向指标纳入;汲取努力程度意在考察财政收入获取过程中地方政府的主动性,一般情况下,越积极的政府,其财政汲取能力越高。在合成地方财政汲取能力指数时,为避免主观性和量纲问题的干扰,以熵值法确定指标权重。

表2 地方财政汲取能力评价指标及权重

	准则层	指标层	权重	指标方向
地方政府财政汲取能力	汲取规模	地方财政收入增长率(%)	0.0318	+
		本级人均财政收入(元)	0.1913	+
		地方财政总收入(亿元)	0.1240	+
		本级财政收入占全国财政收入的比重(%)	0.1250	+
		本级财政收入占地方财政总收入的比重(%)	0.1197	+
	汲取质量	税收收入占本级财政收入的比重(%)	0.0190	+
		土地出让收入占本级财政收入的比重(%)	0.1449	+
		营业税收入占本级财政收入的比重(%)	0.0449	+
		行政事业收费、罚没收入占本级财政收入比重(%)	0.0181	-
	汲取努力程度	实际财政收入值/财政收入估计值(%)	0.1813	+

注:财政收入预估值是以财政收入为因变量、GDP 为自变量,通过回归所得的拟合值。营业税收入占本级财政收入比重缺失值采用插值法补齐。

调节变量一:财政分权程度(Fiscal)。现有文献在描述财政分权程度时多用“收入指标”、“支出指标”和“自主度指标”,收入和支出指标以地方财政收入(支出)占国家财政收入(支出)的比重来表示,自主度主要衡量地方政府财政支出中自有收入的支撑强度,如果自有收入占比较高,则地方政府在支出规模和支出结构上将拥有更高的自主决策权。陈硕、黄琳(2012)^[18]指出,在度量单一国家内部央-地财政关系时,“自主度指标”准确性更高,由于所有省级政府面临着同一中央政府,在计算“收/支指标”时分母只包含时间跨度,易出现偏误,而“自主度指标”的分子和分母均表现出时间与区域的双重维度变化,才能反映出跨地区差异。因此,本文采用财政自给率衡量财政分权程度,具体计算方法为:省本级预算内财政收入/省本级预算内财政支出。

调节变量二:城镇化水平(Urban)。衡量城镇化水平的常用指标有户籍人口城镇化率和常住人口城镇化率,城乡二元结构体制的特殊性导致我国城镇化进程中这两项指标存在差距。改革开放以来,大量人户分离的流动人口不再从事农业生产,长期在城市就业、居住、消费,是城市经济增长与产业结构升级的重要源泉。因此,以常住人口城镇化率(城镇常住人口/总人口)反映的城镇化水平更贴合我国城镇化的客观实际。

控制变量:第一,根据瓦格纳法则,地区经济发展推动市场扩张与人均收入水平提升,市场参与主体间的关系更加复杂,公

众对公共服务的需求收入弹性大于 1, 体现政府职能的公共财政支出随之增长, 因此地区经济发展水平⁽¹⁾ ($lngdp$) 与公共服务供给密切相关。第二, 人口越密集的地方, 边际公共服务供给成本较低, 公共服务的供给效率通常越高^[19], 因此加入单位国土面积人口 (pop)⁽²⁾ 来控制公共服务供给的规模效应。第三, 转移支付具有平衡区域财政差距的作用, 分税制改革后, 中央向地方转移支付的规模不断加大, 欠发达地区的公共服务供给对转移支付的依赖程度较高, 因此选取人均中央转移支付 ($transfer$) 予以反映。第四, 产业结构升级 (ind) 对提升地方经济发展质量具有重要影响, 进而对公共服务供给水平发挥积极作用, 本文用二、三产业增加值占地区生产总值的比重来衡量产业结构升级程度。

本文研究样本为我国 30 个省级行政区(考虑数据的可获得性, 未包含西藏自治区和港澳台地区), 研究期间为 2007–2017 年, 所有数据来源于历年《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》、《中国城市年鉴》、《全国地市县财政统计资料》以及各省(市、区)统计年鉴。

表 3 变量描述性统计结果

变量	预期影响	均值	标准差	最大值	最小值
Ces		0.8924	0.2736	1.991	0.189
Fin	+	32.3451	10.2417	67.21	12.82
Fiscal	-	0.5317	0.2217	0.96	0.1327
Urban	-	0.5344	0.1246	0.901	0.2736
lngdp	+	9.4361	0.9233	11.23	6.5322
pop	+	471.22	710.24	4188.22	7.6667
transfer	+	8.1455	0.6561	10.5574	5.2711
ind	+	0.9011	0.5452	0.9966	0.70

(二) 空间特征分析

由描述性统计结果可以看出, 核心变量财政汲取能力的标准差比较大, 而公共服务供给相对较为均衡, 考虑到可能存在的空间依赖性和空间溢出效应, 为提升实证模型设定的合理性, 增强模型解释力度, 本文采用 Kernel 函数分析财政汲取能力与公共服务供给的空间异质性, 采用全局莫兰指数和局部莫兰指数散点图分析二者的空间相关性。

1. 空间异质性分析

Kernel 核密度估计法以数据分布曲线图的峰度、偏度和对称性反映指标的动态演变过程, 进而剖析数据的空间异质性特征。公共服务供给效率的动态演变过程如图 2 所示, 2007–2013 年我国各省(市、区)公共服务供给效率值众数不断减小, 核密度分布曲线波峰宽度收窄, 右拖尾态势更加明显, 表明期间公共服务供给效率的地域差异逐年扩大, 更多省(市、区)注重提升公共服务供给水平的同时, 那些不重视公共服务的地区供给效率愈发低下了;2015–2017 年曲线稍向右移, 峰尖略趋平缓, 各地公共服务供给效率普遍提升, 地区差异也略有缩小。

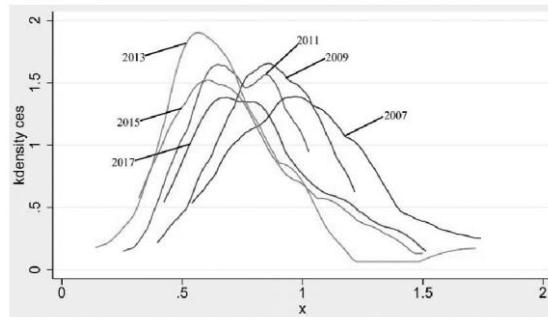


图 2 省际公共服务供给效率核密度分布曲线

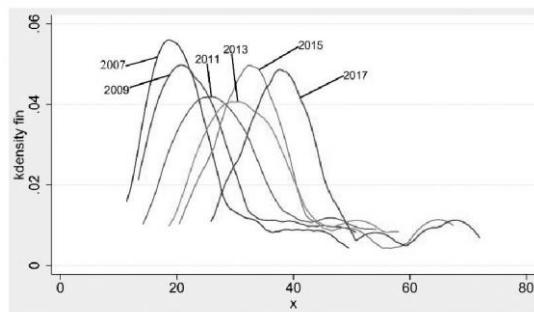


图 3 省际财政汲取能力核密度分布曲线

财政汲取能力的动态演变过程如图 3 所示, 其核密度曲线峰值点由左向右移动, 表明样本期间内, 我国省际财政汲取能力整体水平逐渐增强。但区域差距波动较为强烈, 波峰宽度呈窄-宽-窄变化趋势, 其中 2007-2013 年省际财政汲取能力差距略有缩小, 偏态分布由右偏逐渐对称化, 各省(市、区)财政汲取能力在空间上分布更加均匀;但 2013-2017 年省际财政汲取能力又快速极化, 右拖尾现象明显, 大多省(市、区)财政汲取能力普遍提升至同一水平, 但那些能力强劲的地区上升幅度更大, 区域不平衡性再次显现。

2. 空间相关性分析

莫兰指数 (Moran's I) 常用于描述一定范围内各空间单元间的平均关联程度, 全局莫兰指数的计算式为:

$$Moran's I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

其中, 样本均值 $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$, n 为空间单元总数, W_{ij} 为地理相邻空间权重矩阵。莫兰指数 I 的取值范围为 $[-1, 1]$, 若 I 大于 0, 表明各单元空间正相关, 若 I 小于 0, 则各单元空间负相关, 若 I=0, 表示空间单元之间要素随机分布; I 的绝对值越大, 空间相关性越强。2007-2017 年公共服务供给效率、财政汲取能力的全局莫兰指数均显著为正(见表 4), 表现出较强的空间正相关性。

表 4 2007-2017 年公共服务供给和财政汲取能力的全局莫兰指数

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Ces	0.336***	0.409***	0.347***	0.349***	0.514***	0.634***	0.510***	0.380***	0.230***	0.275***	0.273***
Fin	0.357***	0.347***	0.356***	0.382***	0.352***	0.372***	0.374***	0.380***	0.375***	0.186***	0.162***

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

通过 2017 年省际公共服务供给效率和财政汲取能力的局部莫兰指数散点图(图 4-图 5 所示), 可以直观看出散点主要分布在
一、三象限, 呈现出 HH 和 LL 集聚² 的特征, 表明存在较强的空间集聚现象。因此, 在研究财政汲取能力对公共服务供给的影
响时, 需要考虑地理因素和空间溢出效应, 应采用空间计量模型。

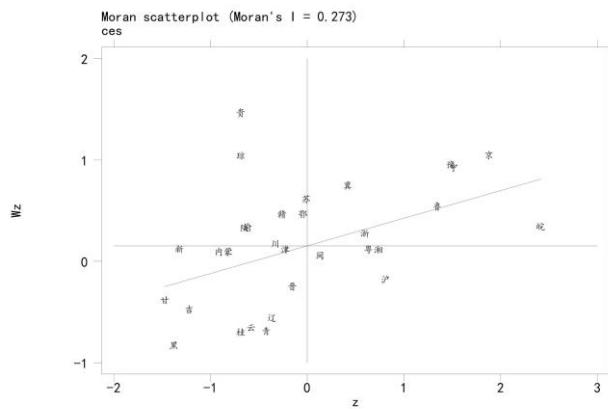


图 4 2017 年公共服务供给局部莫兰指数散点图

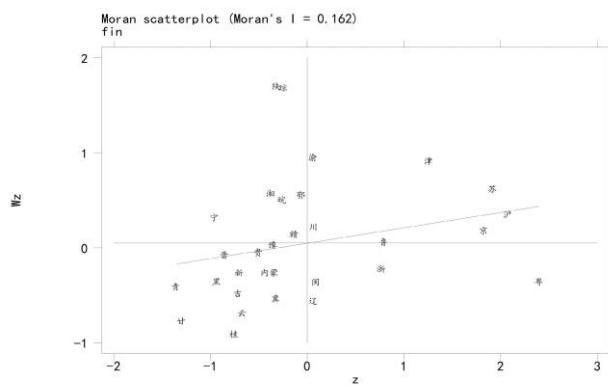


图 5 2017 年财政汲取能力局部莫兰指数散点图

(三) 模型设定

根据变量关系, 面板模型基本形式设定如下:

$$\begin{aligned}
Ce s_{it} = & \beta_1 Fi n_{it} + \beta_2 Fisca l_{it} + \beta_3 Urba n_{it} + \beta_4 Fi n_{it} \\
& \times Fisca l_{it} + \beta_5 Fi n_{it} \times Urba n_{it} + \alpha X_{control_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (2)
\end{aligned}$$

其中, Ces_{it} 、 Fin_{it} 、 $Fiscal_{it}$ 和 $Urban_{it}$ 分别表示 i 省(市、区)第 t 年的公共服务供给效率、财政汲取能力、财政分权程度和城镇化水平, 交乘项 $Fin_{it} \times Fiscal_{it}$ 和 $Fin_{it} \times Urban_{it}$ 分别反映财政分权制度与城镇化发展对财政汲取能力影响公共服务供给的调节作用, $X_{control_{it}}$ 包含影响公共服务供给的各控制变量($Ingdp$ 、 pop 、 $transfer$ 、 ind), ε_{it} 为随机扰动项。为反映存在的空间交互影响, 纳入空间效应构建空间计量模型, 不同模型中空间效应与变量结合的位置不相同, 空间滞后模型(SAR)以被解释变量的滞后形式表现内生交互效应;空间误差模型(SEM)反映误差项间的交互作用, 假设某种不可观测的空间扰动因素服从空间交互形式;空间杜宾模型(SDM)将被解释变量和解释变量的空间效应同时反映出来。

由 Hausman 检验确定选择固定效应, 利用 LM 检验和 Robust LM 检验对比空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)的优劣^[20], 检验结果(见表 5)显示空间误差模型比空间滞后模型效果更好。进一步利用 LR 统计量判断空间杜宾模型(SDM)可否简化为空间滞后模型(SAR)或空间误差模型(SEM), LR 检验结果拒绝原假设(见表 6)。通过以上分析, 本文最终选用时空固定的空间面板杜宾模型进行实证检验, 具体见下式(3):

$$\begin{aligned}
Ce s_{it} = & \alpha + \rho W Ces_{it} + \beta_1 Fi n_{it} + \beta_2 Fisca l_{it} + \beta_3 Urba \\
& n_{it} + \beta_4 Fi n_{it} \times Fisca l_{it} + \beta_5 Fi n_{it} \times Urba n_{it} + \alpha X_{control_{it}} + \\
& \gamma_1 WFi n_{it} + \gamma_2 WFisca l_{it} + \gamma_3 WUrba n_{it} + \gamma_4 WFi n_{it} \times \\
& Fisca l_{it} + \gamma_5 WFi n_{it} \times Urba n_{it} + \gamma_6 W X_{control_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (3)
\end{aligned}$$

其中, W 为地理相邻空间权重矩阵($n \times n$ 阶), 若两省拥有共同边界, 则 $w_{ij}=1$, 否则 $w_{ij}=0$, 主对角线元素 $w_{11}=\dots=w_{nn}=0$, 表示同一区域与自身距离为 0。

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix}$$

表 5 SAR 和 SEM 的 LM 统计量检验结果

SAR	空间固定	时间固定	时空固定
LM (no spatial lag)	0.176 (0.638)	0.455 (0.596)	0.419 (0.665)
Robust LM (no spatial lag)	0.061 (0.794)	0.039 (0.736)	0.073 (0.464)
LM (no spatial error)	2.66*** (0.000)	2.09*** (0.000)	2.255*** (0.000)
Robust LM (no spatial error)	5.955*** (0.000)	5.908*** (0.001)	5.979*** (0.000)
SEM	空间固定	时间固定	时空固定

LM (no spatial lag)	5. 2144*** (0. 000)	4. 5726*** (0. 000)	6. 6836*** (0. 000)
Robust LM (no spatial lag)	9. 5278*** (0. 000)	10. 4762** (0. 000)	10. 6838*** (0. 000)
LM (no spatial error)	82. 0821*** (0. 000)	47. 6134*** (0. 000)	99. 571** (0. 000)
Robust LM (no spatial error)	80. 9415*** (0. 000)	53. 275*** (0. 000)	111. 7157*** (0. 000)

表 6 SAR 和 SEM 的 LR 统计量检验结果

		统计量	P 值
LR (SAR)	空间固定	81. 17***	0. 000
	时间固定	172. 53***	0. 000
	时空固定	78. 69***	0. 000
LR (SEM)	空间固定	63. 72***	0. 000
	时间固定	143. 57***	0. 000
	时空固定	62. 72***	0. 000

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的置信水平上显著。

四、实证检验与结果分析

(一) 基准回归结果

表 7 空间杜宾模型回归结果

Ces	M1	M2	M3	M4
Fin	-0. 004** (-2. 81)	-0. 004* (-3. 41)	-0. 015** (-2. 2)	-0. 020** (-2. 55)
Fiscal	-0. 261*** (-3. 71)	-0. 034*** (-5. 08)	-0. 131* (-3. 33)	-1. 515** (-2. 26)
Urban	-0. 154** (-2. 24)	-0. 500* (-2. 73)	-0. 139** (-3. 21)	-1. 158*** (-1. 6)
Fin×Fiscal		-0. 009* (-2. 86)		-0. 056*** (-3. 13)
Fin×Urban			-0. 014*** (-5. 96)	-0. 079*** (-3. 15)
lngdp	0. 247** (4. 51)	0. 265 (1. 58)	0. 226* (2. 36)	0. 348** (2. 1)

pop	0.004 (0.55)	0.003 (0.38)	0.005 (0.69)	0.002 (0.32)
transfer	0.039* (2.1)	0.048 (1.33)	0.032 (0.89)	0.029*** (3.83)
ind	0.812 (0.86)	0.811 (0.86)	0.898** (3.95)	1.420 (1.52)
W*Fin	-0.025*** (-2.85)	-0.052** (-2.42)	-0.023 (-0.84)	-0.019* (-3.72)
W*Fiscal	-1.301** (-2.48)	-0.580*** (-4.58)	-1.379 (-1.53)	-1.630 (-1.2)
W*Urban	-0.622** (-3.5)	-1.649** (-2.17)	-0.288 (-0.22)	-2.317 (-1.55)
W*Fin×Fiscal		-0.031* (-3.36)		-0.109*** (-2.86)
W*Fin×Urban			-0.003** (-3.08)	-0.123** (-2.34)
W*lngdp	0.416 (1.21)	0.563 (1.56)	0.419** (3.2)	0.730** (2.05)
W*pop	-0.021 (-1.27)	-0.023* (-2.4)	-0.021 (-1.29)	-0.024 (-1.5)
W*transfer	0.249*** (2.96)	0.274*** (3.2)	0.239*** (2.78)	0.233*** (2.77)
W*ind	-2.507** (-2.1)	-2.033 (-0.88)	-2.552 (-1.08)	-3.313 (-1.44)
R-sq	0.5829	0.5845	0.5253	0.5114
LogL	178.8403	180.1273	179.3090	187.3835
Sigma ²	0.220*** (12.71)	0.178*** (12.81)	0.153*** (12.82)	0.169*** (12.73)
ρ	0.560** (3.77)	0.540** (3.51)	0.566*** (4.83)	0.514* (2.7)

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的置信水平上显著。

回归结果如表 7 所示, 模型 4 是本文设定的空间面板杜宾模型(式 3), 模型 1、2、3 分别为不加入交乘项及只加入一个交乘项的结果, 经对比, 各变量回归系数未发生太大改变, 但 M4 整体显著性更好, 证明财政分权和城镇化同时发挥调节作用, 两个交乘项同时纳入模型是合理的。解释变量财政汲取能力的回归系数始终显著为负, 在财政分权和城镇化的影响下, 地方财政汲取能力的提升未能促进区域内公共服务的有效供给增加。财政分权与城镇化的负向调节作用十分明显, 二者与财政汲取能力的交乘项系数均小于 0, 且显著性很强(假设 H_1 、 H_2 成立)。财政分权制度下, 经济增长目标导向对政府行为影响较深, 基础设施建设与其他生产性投资活动挤占了为辖区居民提供公共服务的财政资源; 城镇规模过快扩张使地方政府急需跟进相关基础设施建设, 更无暇顾及其他社会发展问题, 且传统城镇化进程中诸多问题造成的负面影响较为严重, 新型城镇化实施时间不长, 其

修正作用发挥有限。此外，财政汲取能力及两个交乘项的空间滞后系数也显著为负，说明这种负向调节效应还具有较强的空间溢出性，邻近地区由于地理位置毗连、语言文化相通、资源禀赋类似等原因，其空间联动性比较明显，同时，区域间“GDP”竞争也更加激烈，地方政府越容易忽视对公共服务的投入，而那些公共服务需求得不到满足的人口又倾向于流向临近地区寻求机会，进而加重相邻地区政府的供给压力，城镇化进程中各种问题的消极影响由此扩散。

控制变量方面，地区经济发展水平和人均中央转移支付的回归系数、空间滞后项系数均显著为正，单位国土面积人口和产业结构升级的系数不显著，也未表现出空间溢出效应。地区经济发展水平是地方公共服务供给的重要基础，经济发展强劲的地区更重视公共服务投入，且区域内经济发展对临近地区具有明显的辐射效应；中央政府转移支付有助于改善地方公共服务供给水平，“粘蝇纸”效应促使转移支付的财政资源更多被用于公共服务部门。四个模型中空间自相关系数 ρ 的估计值均为正且通过了显著性检验，进一步验证了空间因素的重要性，地区公共服务供给水平存在一定的空间依赖性，周边区域公共服务供给效率的提高会对本地区公共服务供给形成正面“示范”效应。

进一步将 M4 中各因素对公共服务供给的影响分解为直接效应、间接效应(即空间溢出效应)和总效应^[21]，分别表示某因素对本地区、本地区以外区域、所有地区公共服务供给的平均影响。Elhorst^[22]指出利用点估计来判断空间回归模型的空间溢出效应可能会存在误差，常用解决办法是对模型中的变量求偏微分，以得到空间溢出效应的数值。分解结果如表 8 所示，财政分权和城镇化的负向调节作用对本地和其他地区均造成了影响。

表 8 各因素影响效应分解结果

	直接效应	间接效应	总效应
Fin	-0.019** (-2.48)	-0.020 (-0.74)	-0.039* (-2.03)
Fiscal	-1.579** (-2.42)	-1.797** (-1.24)	-3.376** (-2.04)
Urban	-1.194* (-1.7)	-2.446* (-1.65)	-3.640** (-2.08)
Fin×Fiscal	-0.058*** (-3.23)	-0.113*** (-2.77)	-0.171*** (-3.76)
Fin×Urban	-0.081*** (-3.09)	-0.125** (-2.28)	-0.206*** (-3.3)
lndgdp	0.349** (2.15)	0.769** (2.17)	1.118*** (2.79)
pop	0.002 (0.27)	-0.025 (-1.45)	-0.023 (-1.17)
transfer	0.031 (0.95)	0.227** (2.55)	0.258** (2.59)
ind	1.489** (2.59)	-3.371 (-1.36)	-1.882* (-1.66)

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的置信水平上显著。

(二) 稳健性检验

1. 基于地理距离空间权重矩阵的稳健性检验

为确保实证结果的可信度, 本文利用各省(市、区)地理距离平方的倒数构建空间权重矩阵检验实证结果的稳健性, 地理距离空间权重矩阵的形式如下:

$$w_{ij} = \begin{cases} 0 & i = j \\ \frac{1}{d_{ij}^2} & i \neq j \end{cases} \quad (4)$$

式(4)中 d_{ij} 表示省会 i 和省会 j 之间的球面距离, 空间地理第一定律表明城市之间距离越近, 其联系越密切, 本文用地理距离空间权重矩阵替换地理相邻空间权重矩阵可以补充考察距离接近但不相邻的省会之间的关系。基于地理距离空间权重矩阵的固定效应空间杜宾模型估计, 在时空固定效应下, 除财政汲取能力的空间滞后项以及财政汲取能力与城镇化交乘项的空间滞后项失去显著性以外, 核心解释变量与调节变量均通过了显著性检验, 系数估计值总体方向未发生变化, 模型实证结果具有稳健性, 出现两项空间滞后项不再显著可能的解释是, 为寻求公共服务而向外地流动的人口主要倾向于选择相邻地区, 因此对距离较远的其他地区的溢出效应不明显。

2. 基于不同财政分权指标的稳健性检验

如前所述, 央-地层面的“收入指标”和“支出指标”不适用于测算同一国家内不同地区的财政分权水平, 如果将财政收支权责分配的视角从中央政府-地方政府移至省级政府-省级以下政府之间, 以省内分权程度来区分不同地区财政分权差异是可行的, 一方面, 省级以下政府是地方事务的实际执行者, 省内分权对财政汲取能力影响公共服务供给的调节作用与央-地分权的效果不相违背, 另一方面, 不同省份在固定年份的省域财政收支是不同的, 在计算“收/支指标”的过程中分子、分母均存在跨时间和跨地区的变化, 能够体现出截面差异。借鉴杨良松(2015)^[23]对中国省内财政分权的度量方法构建收入指标($fiscal_{rev}$)与支出指标($fiscal_{exp}$), 计算方法如下:

$fiscal_{rev}$ =地级及以下一般公共预算收入/全省一般公共预算收入

$fiscal_{exp}$ =地级及以下一般公共预算支出/全省一般公共预算支出

3. 分区域异质性检验

将样本分为东部、东北、中部和西部四大区域³进行区域异质性检验, 在财政分权和城镇化的负向调节下, 地方财政汲取能力对公共服务供给的效应表现出明显的区域特征。东、中部地区受财政分权和城镇化负面影响较小, 财政汲取能力提升足够推动区域内公共服务供给提质增效, 一方面, 我国东部和中部地区经济发展水平较高, 同时多元化的财政汲取模式提供了充足的财力保障, 地方政府财政负担相对较轻, 政府行为受其他因素影响较小, 在满足地方经济发展需要之余, 公共服务支出的能力较强, 财政汲取能力对公共服务供给的资金支撑作用得以释放;另一方面, 东、中部人口密度较高, 城镇化发展更为成熟, 规模效应已经形成, 能够有效降低公共服务供给成本, 政府公共服务支出的意愿更高, 因此更注重向公共服务领域投入资金以增强区域软实力。而西部和东北地区受经济发展水平和体制改革滞后限制, 财政收入渠道单一, 可支配财政收入有限, 政府依然倾向于优先拉动经济增长, 且在推进城镇化建设的过程中, 仍然过于追求空间城镇化带来的短时经济效益, 对社会效益的重视度不够, 使得城镇化建设质量大打折扣。此外, 分区域后东北和西部地区样本量过小, 可能对回归结果产生影响, 使得显著性受损, 但总体方向未与基准模型回归结果相违背。

五、结语

我国公共服务供给不足是否主要受制于地方财政收入,财政汲取能力高的地区公共服务水平一定高吗?财政分权和城镇化在财政汲取能力支撑公共服务供给的路径中发挥了怎样的作用?本文通过理论机制探讨和空间计量模型验证,得到以下结论。第一,中国“自上而下”的财政分权体制对地方政府行为产生了一定影响,潜在的政治激励使地方政府更重视经济增长指标,财政支出更偏向基础设施建设或其他生产性领域,对公共服务的投入相对匮乏,导致地方财政汲取能力提高却未能促进公共服务供给,这种消极影响还具有显著的空间溢出性。第二,各地在推动城镇化发展时过于追求城市空间规模扩张和城镇人口比重提升,配套公共服务供给跟不上城镇化进程,地方政府财政负担重、供给意愿不强,新型城镇化建设中基本公共服务均等化目标导向对这些负面问题的修正作用还未充分发挥出来,短期内大规模人口集聚不仅降低了本地区公共服务供给效率,其抑制性还向周边区域扩散。第三,财政分权和城镇化对财政汲取能力保障公共服务供给的影响程度具有区域异质性,经济发展水平较高的东、中部地区,其灵活的财政汲取模式能够为优化公共服务提供支撑,而西部和东北地区受经济基础薄弱和体制改革滞后的限制,财政汲取能力提高带来的收入增加却并未投入公共服务领域。

本文充分考虑变量间的作用关系和空间上的相关性与异质性,研究框架上,将财政分权和城镇化纳入地方财政汲取能力与公共服务供给的关系中;研究方法上,采用空间计量模型进行实证检验;研究过程中在全样本分析后,还划分区域检验了地区差异。此外,测度地方公共服务供给水平时采用超效率 SBM 模型,从教育、医疗卫生、社会保障和就业、节能环保、基础设施和文体传媒六个方面综合考量,衡量地方财政汲取能力时未选取财政收入规模单一指标,加入汲取质量和汲取努力程度扩充了地方财政汲取能力评价指标体系,使研究结果更加合理、准确,结论更具现实指导意义。未来,我国应坚持以人为核心推进新型城镇化,加快完善社会主义市场经济体制改革,科学设计地方政府绩效考核评价机制,深化政府职能转变,保证财政支出紧密对接民之所需,以高质量公共服务增进全体人民在共享发展中的获得感、幸福感和安全感。

参考文献:

- [1]辛方坤. 财政分权、财政能力与地方政府公共服务供给[J]. 宏观经济研究, 2014, (04):67-77.
- [2]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, (03):4-12, 22.
- [3]傅勇. 财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给[J]. 经济研究, 2010, 45(08):4-15.
- [4]Maria Jennifer Grisorio, Francesco Prota. The Impact of Fiscal Decentralization on the Composition of Public Expenditure:Panel Data Evidence from Italy[J]. Regional Studies, 2015, 49(12):1941-1956.
- [5]储德银, 韩一多, 张同斌. 中国式分权与公共服务供给效率:线性抑或倒“U”[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(03):1259-1288.
- [6]杨光. 省际间基本公共服务供给均等化绩效评价[J]. 财经问题研究, 2015, (01):111-116.
- [7]王伟同. 城市化进程与城乡基本公共服务均等化[J]. 财贸经济, 2009, (2):42-47.
- [8]豆建民, 刘欣. 中国区域基本公共服务水平的收敛性及其影响因素分析[J]. 财经研究, 2011, 37(10):37-47.
- [9]Barney, Cohen. Urbanization in developing countries:Current trends, future projections, and key challenges for sustainability[J]. Technology in Society, 2006, 28(01):63-80.

-
- [10]蔡秀云, 李雪, 汤寅昊. 公共服务与人口城市化发展关系研究[J]. 中国人口科学, 2012, (06):58-65.
- [11]Timothy Besley, Torsten Persson. Taxation and Development[J]. Handbook of Public Economics, 2013, 5(27): 329-390.
- [12]王绍光, 胡鞍钢. 中国国家能力报告[M]. 沈阳:辽宁人民出版社, 1993:6-13.
- [13]冷毅. 地方财政支出与基本公共服务供给:一个总体框架[J]. 改革, 2013, (11):65-70.
- [14]邓宗兵, 吴朝影, 封永刚, 王炬. 中国区域公共服务供给效率评价与差异性分析[J]. 经济地理, 2014, 34(05):28-33.
- [15]龚锋. 地方公共安全服务供给效率评估——基于四阶段 DEA 和 Bootstrapped DEA 的实证研究[J]. 管理世界, 2008, (04): 80-90.
- [16]Tone Kaoru. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis[J]. European Journal of Operational Research, 2002, 143(1):32-41.
- [17]贾智莲. 中国地方政府财政能力研究——理论与实证[D]. 武汉大学, 2010:90-91.
- [18]陈硕, 高琳. 央地关系:财政分权度量及作用机制再评估[J]. 管理世界, 2012, (06):43-59.
- [19]Ekaterina V. Zhuravskaya. Incentives to provide local public goods:fiscal federalism, Russian style[J]. Journal of Public Economics, 2000, 76(3):337-368.
- [20]Anselin Luc. Spatial Econometrics:Methods and Models[M]. Dordrecht:Kluwer Academic, 1988.
- [21]Le Sage James P., Pace R. Kelley. Introduction to Spatial Econometrics[M]. Boca Raton:Taylor&Francis, 2009.
- [22]Elhorst J. Paul. Matlab Software for Spatial Panels[J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3): 389-405.
- [23]杨良松. 测量中国的省内财政分权[J]. 复旦公共行政评论, 2015, (02):26-55.

注释:

1 由于就地变更, 部分农业人口户籍随之更换, 被纳入城镇人口计算, 但其他与城镇化相关的进步并未明显改变。

2 此处采用人均实际 GDP 值, 以 2007 年为基期利用 CPI 进行平减, 为消除量纲差异和解决潜在的异方差问题, 对平减后的数据作对数处理。

3 单位国土面积人口=本省当年人口总数/本省国土面积

4 集聚类型主要分为 4 种: (1) 高值区域和高值区域集聚(HH); (2) 低值区域和高值区域集聚(LH); (3) 低值区域和低值区域集聚

(LL) ; (4) 高值区域和低值区域集聚 (HL)。HH 和 LL 处于一、三象限, 表明空间正相关; LH 和 HL 处于二、四象限表明空间负相关。

5 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南;其余属于西部地区。