

地区间财力差异、 中央转移支付与社会救助均等化

任斌¹, 林义², 周宇轩¹

(1.西南财经大学公共管理学院, 四川成都 611130; 2.西南财经大学老龄化与社会保障研究中心, 四川成都 611130)

[摘要] 基于财政分权体制下的收入激励视角, 使用我国187个城市2017—2020的面板数据, 考察地区间财力差异、中央转移支付对社会救助均等化的影响。结论表明: 地区间财力差异对社会救助均等化起着抑制效应, 且这种效应在农村地区强于城镇地区; 中央转移支付规模和结构虽然能够在整体上促进社会救助均等化, 但在边际上强化了地区间财力差异的负效应, 表明转移支付会从地方财政收入激励效应上抑制社会救助均等化; 社会救助专项转移支付对均等化的影响存在以救助标准为门槛的门槛效应, 只有低于门槛值时转移支付促进均等化的效应才能被捕捉到。

[关键词] 社会救助; 地区间财力差异; 基本公共服务均等化; 转移支付; 财政分权

[中图分类号] F812.2

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2023)08-0047-11

Interregional Fiscal Disparity, Central Transfer Payments and Social Assistance Equalization

REN Bin¹, LIN Yi², ZHOU Yu-xuan¹

(1.School of Public Administration, Southwest University of Finance and Economics, Chengdu 610030; 2.Aging and Social Security Research Center, Southwest University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: Based on the perspective of income incentive under the fiscal decentralization system, this paper used the panel data of 187 Chinese cities from 2017 to 2020 to investigate the impact of interregional fiscal disparity and central transfer payments on social assistance equalization. The results were as follows. Firstly, interregional fiscal disparity had an inhibiting effect on social assistance equalization, and this effect was more significant in rural areas than that in urban areas. Secondly, although the scale and structure of central transfer payments could promote the social assistance equalization on the whole, it also strengthened the negative effect of interregional fiscal disparity at the margin. The phenomenon revealed that, transfer payments had an inhibiting effect on social assistance equalization through the income incentive effect of local finance. Meanwhile, there was a threshold effect of the special transfer payments of social assistance on equalization setting assistance standards as the threshold. Therefore, only being lower than the threshold value, transfer payments could had a promoting effect on equalization.

Key Words: social assistance; interregional fiscal disparity; basic public services equalization; transfer payments; fiscal decentralization

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目(23ZDA099);西南财经大学2023双一流重点建设项目“国家治理现代化与现代化经济体系构建——财政与金融协同机制研究”;中央高校基本科研业务费研究生科研项目(JBK2307025)

[作者简介] 任斌(1988—),男,四川南充人,西南财经大学公共管理学院博士研究生,主要研究方向是社会保障和社会治理;林义(1960—),男,四川成都人,西南财经大学老龄化与社会保障研究中心教授,经济学博士,博士生导师,主要研究方向是社会保障理论与政策;周宇轩(1996—),女,安徽淮北人,西南财经大学公共管理学院博士研究生,主要研究方向是社会保障。

一、引言

财政分权改革与配置公共资源、改善国家治理水平的关系越来越紧密(Gadenne and Singhal, 2014)^[1]。在我国,财政是推动基本公共服务均等化的硬约束,随着近年来一系列政策推动和规划实践,中央与地方政府间关于基本公共服务的财政关系总体上得到了规范,但如何进一步优化地区之间财政的横向关系,仍然是深化均等化改革的一项重要任务。在中国式财政分权(马万里, 2014)^[2]的背景下,我国财政体制嵌入在多层级的行政治理体系中,中央与地方政府之间逐步形成了一种类似于“委托—代理”的激励和考核关系(张威和吴能全, 2008)^[3]。其中,财政收入作为这种激励关系的核心,一旦地方政府之间受到的激励存在失衡或扭曲,将直接影响到基本公共服务供给策略,进而影响到基本公共服务均等化的实现进程。因此,考察地区之间财政收入关系对基本公共服务均等化的影响无疑是一项非常重要的研究任务。

通常,地方财政收入是地方财力的核心组成部分,它主要包括本级财政收入、转移支付及非税收入等。其中,前两者是构成地方财政收入的主要成分,也是连接地区间财政激励关系的关键。本文以社会救助为考察对象,以地方政府财政收入刻画政府财力,在理论上基于财政收入的激励视角,分析认为我国地区间财力差异对社会救助均等化起着抑制效应。这种抑制效应源于以下三个方面:一是我国财政分权体制下的“纵向失衡”导致地方政府财政收入努力度降低;二是转移支付体制机制尚未理顺导致对地方政府激励作用扭曲,并且还强化了社会救助的地域专属性;三是地方政府选择性的税收偏好扭曲作用。另外,在我国标准化促进均等化的实践路径中,社会救助标准是中央社会救助专项转移支付影响其均等化的重要因素。进一步地,为证实上述理论观点,文章基于全国187个城市2017—2020年的均衡面板数据开展了相关实证检验。

本文在已有文献基础上,在两个方面做出了边际贡献。一是理论研究上,与既往从财政支出结构及转移支付收入效应视角考察其对公共服务供给或均等化影响的文献不同(宋小宁等, 2012; 李永友和张子楠, 2017; 吉富星和鲍曙光, 2019; 乔俊峰和陈荣汾, 2019)^[4-7],本文尝试从财政收入的激励视角来理解我国财政分权对基本公共服务均等化的影响。在中国式财政分权的制度背景下,将地方财政收入、中央转移支付与地方政府税收偏好纳入一个财政激励的分析框架内,梳理了在这些因素共同作用下地区间财

力差异对社会救助均等化的影响逻辑。二是实证研究上,本文比较分析了地区间财力差异对城市之间、农村之间社会救助均等化的影响差异,为优化我国城乡之间的公共服务资源配置提供了经验启示。同时,本文还检验了转移支付与社会救助均等化可能存在的非线性关系,这对优化我国均等化改革策略具有重要的政策性启示。

二、文献综述

(一) 地方财政对基本公共服务均等化的影响

本文的主要任务之一是考察地区间财力差异对社会救助均等化的影响,而前者很大程度上受到税收分成、中央转移支付及政府税收偏好等因素的影响。首先,地方本级财政收入实际上是税收分成体制下的税收收入,所以税收分成机制设计将影响地方基本公共服务供给。谢贞发等(2021)^[8]、宋丽颖等(2022)^[9]研究认为,扩大市县级政府分成比例将有助于增加基层政府财政收入,从而有利于提高基本公共服务供给水平,并促进居民消费(耿申, 2020)^[10]。其次,郝春虹等(2021)^[11]认为,我国转移支付制度对均衡地方财力表现不佳,这在一定程度上制约了其对基本公共服务均等化的效能发挥。王瑞民和陶然(2017)^[12]、吉富星和鲍曙光(2019)^[6]实证研究表明,转移支付对基本公共服务均等化整体上起着促进作用,但仍然存在结构失衡、效果不彰等问题。^①最后,地方政府税收能力和偏好也会影响公共服务供给水平。亓寿伟和王丽蓉(2013)^[13]、Han和Kung(2015)^[14]、李兴文等(2021)^[15]实证检验表明,地方政府税收偏好会损失公共服务供给效率。

(二) 社会救助均等化改革治理路径与实践绩效评价

关于社会救助均等化的研究,既往文献主要聚焦在三个方面。其一,各级政府对社会救助的财政支出结构和责任分担。在我国,陈文美和李春根(2021)^[16]研究认为,我国社会救助支出划分应与财力相匹配,实现政府间的激励相容,巩固中央支出责任的主导地位。白晨和顾昕(2020)^[17]研究认为,适度增加省级政府支出责任将有利于提升社会救助均等化水平。其二,城乡之间社会救助服务供给差异。丁建文和刘飞(2014)^[18]研究认为行政管理体制、财政支出机制、社会参与机制等因素制约了我国城乡社会救助的统筹发展,周海文和周海川(2017)^[19]评估了城乡社会救助差异及均等化路径。其三,还有些学者评估了我国社会救助服务供给在公平性、有效性方面的实践绩效(姚建平, 2017;

Wang et al., 2021)^[20,21]。另外,汪湖泉(2016)^[22]对社会救助行政管理体制、资金供给法制建设、社会救助标准化等开展了研究。

(三) 简要评述

综上可知,既往文献关于地方财政对基本公共服务均等化的影响、社会救助均等化的改革治理与绩效评价等方面展开了丰富研究,为推动我国基本公共服务均等化提供了重要的理论基础,但这些研究仍然存在一些不足之处。一方面,既往研究更多是从财政支出结构及转移支付收入效应视角考察其对基本公共服务供给或均等化的影响,鲜有研究从财政的激励视角来理解我国财政分权对基本公共服务均等化的影响。另一方面,既往学者主要从财政纵向关系视角来考察地方政府财政行为对基本公共服务均等化的影响,忽视了对地区之间财政横向关系的考察。鉴于此,本文从财政分权的激励视角梳理了地区间财力差异对社会救助均等化的作用机制,以丰富相关研究文献。另外,在研究对象上,既往学者更多地以教育、医疗为考察对象,对社会救助的研究常常被忽视,但不同于教育、医疗等其他基本公共服务,社会救助服务可能表现出更强的地域专属性。因此,本文以社会救助为对象进行实证检验,得出的经验结论对社会救助均等化具有更直接的启示。

三、假说提出

(一) 地区之间财力横向差异的作用

通常,对于地区间财力差异影响社会救助均等化的最直接解释是,财政收入作为支出的约束,不同地区的收入水平直接决定其能够为社会救助提供的筹资水平。但是,在中国式财政分权的背景下,我国逐步形成了上级与下级政府之间的激励和考核的“委托—代理”关系(张威和吴能全,2008)^[3],其中,财政收入作为财政激励的核心,直接关系到下级政府受到的来自上级政府的财政激励和约束。当前,我国存在地方财政自主度与中央财政控制权同方向增强的现象(董学智,2017)^[23],本质上反映的是财政分权的纵向失衡关系,而这种失衡在我国“一体多元”(熊文钊,2012)^[24]的财政体制下,不仅加剧了地方政府间的财力差异,^②还增强了财政激励扭曲效应。面对日益扩张的支出,财政纵向失衡必然会使理性的地方政府选择通过转移支付这一“公共池”将压力转嫁给中央和其他地方政府(Rodden, 2002)^[25],从而降低本地财政收入的努力程度。但是,这种努力程度的下降在很大程度上割裂了其提供公共服务的成本收益链,即在地区间财力存在差异的情况下,地方政府既

可以降低收入努力程度为本地基本公共服务筹资,又可以通过中央转移支付来满足基本公共服务供给的财力需求,这就导致了地区间财力差距加大和地方基本公共服务供给越来越依赖于中央转移支付并存的“困境”始终无法得到解决,从而抑制了均等化进程。

(二) 中央转移支付激励扭曲效应的作用

在我国“一体多元”的财政分权体制下,由于地区间的税基交叠和流动性,转移支付若仅着眼于补偿地方财力,反而会弱化甚至扭曲地方政府的基本公共服务供给激励(李永友和张子楠,2017;Ivanyna, 2010)^[5,26]。通常,转移支付平衡地区间财力的途径至少有两个,一是直接通过中央财政补助弥补地方财力不足(Boadway and Shah, 2007)^[27],二是通过转移支付对地方政府产生高边际财政激励效应来矫正其财政收支行为。但是,一方面,中央转移支付主要通过财政预算缺口的方式来补助地方政府财力,^③这就会诱导那些经济相对欠发达、少数民族较多或地处西部地区的地方政府降低地方财税努力和盲目扩大支出规模(范子英,2011)^[28],进而扭曲转移支付的财政激励效应;另一方面,在信息不对称和转移支付规则不完善的约束下,兼顾激励与均等化的具体模式还不明晰,上级政府对转移支付的截留(杨良松和余莎,2018)^[29]削弱了下级政府的财力保障。所以,我国转移支付的激励扭曲效应也极有可能抑制基本公共服务均等化的实现。

此外,转移支付一定程度上强化了社会救助的地域专属性,也会抑制社会救助均等化。一方面,社会救助由于以下事实,使其具有突出的地域专属性:一是我国户籍制度对辖区居民自由流动性具有约束;二是社会救助对象为困难和低收入脆弱群体,其流动能力相对较弱;三是我国社会救助统筹责任大多在市县一级政府,地区间互通互联的协同治理机制尚未形成。这些因素在很大程度上制约了受助者通过自由迁徙实现地区间社会救助均等化的可能性。另一方面,中央通过专项转移支付支持地方社会救助,虽然有助于提高地方政府社会救助供给的激励效应,但违背了分权改革的要求(李永友和张子楠,2017)^[5]。例如,我国专项转移支付难以压缩的一个重要原因是中央部门之间利益的博弈(倪红日和张亮,2012)^[30],这种部门利益格局延伸到地方,表现为中央部门通过专项转移支付对地方职能部门“事无巨细”的决策指导,制约了地区间通过自由竞争来实现财政资源的优化配置,这在一定程度上也表征了社会救助的地域专属性。

(三) 地方政府税收偏好扭曲效应的作用

我国地方政府对那些充实自身财力贡献较大的财政收入(特别是税收)仍然具有较强的偏好(李言和雷红,2021)^[31]。长期以来,增值税(包括“营改增”前的营业税)和所得税是决定地方财力的重要税种,^④但由于不同地区的经济规模和产业结构存在差异,以及这些税收的税基流动性特征,地方政府之间必然会形成财力竞争的局面。例如,增值税本质上是对企业资本和劳动力要素征税,而所得税又具有累进性特征,所以为规避对本地企业发展带来更多的税赋压力,地方政府往往会避免这类税收的快速增长,但这对财政收入带来的扭曲激励效应实际上可以等同于地方政府财政收入努力程度的降低,也会对公共服务均等化产生不良影响。虽然“营改增”在一定程度上调整了地方税收,但这并不代表矫正了地方政府的偏好。^⑤例如,在营业税时期地方政府就偏好于将更多财力投入到能够创造更多营业税的产业领域(Han and Kung,2015)^[4],这不仅加剧了地区间财力失衡,还挤占了为基本公共服务筹资的财政投入。至此,本文提出第一个有待检验的假说。

假说1:从财政的激励视角来看,我国地区间财力差异对社会救助均等化会产生抑制效应,且中央转移支付和地方政府的税收偏好会在边际上强化这一效应。

(四) 社会救助专项转移支付的门槛效应

在我国标准化促进均等化的实践路径中,社会救助服务标准或水平可能是决定转移支付影响社会救助均等化的重要因素。一方面,标准化不仅是一项动态提供机制和实现机制,也是对基本公共服务的不同维度给出的一个量纲值(郁建兴和秦上人,2015)^[32]。因此,对于地方政府来说,在其面临社会救助标准约束和社会救助转移支付的财政激励时,只要地方的社会救助标准水平较低,则转移支付对地方政府提高社会救助服务标准或水平的激励效能就为正;相反,当一个地区社会救助标准水平较高时,转移支付激励的边际效应也会减弱,直至这个边际激励效应消失。另一方面,社会救助实际上是对困难群众的基本生活救助,遵循的是“底线”约束而非“上线”竞争的制度安排,所以,地方政府也没有更多动力去推动社会救助标准水平提升,特别是在我国地方政府公共政策的策略互动关系下,地方政府会就此形成一种“默契”。综上所述,本文进一步提出第二个有待检验的假说。

假说2:社会救助专项转移支付对社会救助均

等化的促进作用存在以各地救助标准水平为门槛的门槛效应。

四、变量与数据说明

(一) 变量定义

被解释变量:社会救助支出偏离程度指数。在既往相关研究中,学者们对我国基本公共服务均等化的变量选取归纳起来有两类,一是各地区基本公共服务供给数量(尹向飞,2021;罗富政和贺小龙,2022)^[33,34],二是基本公共服务财政支出(贾晓俊等,2015;吉富星和鲍曙光,2019)^[35,6]。考虑到社会救助均等化问题在一定程度上可以反映为关于社会救助支出的差异,所以本文选用第二种测度方法。当然,由于受到数据可得性约束,这里主要使用各城市的人均最低生活保障支出数据,即各市城市(或农村)最低生活保障支出与最低生活保障对象人数的比值来测度。进一步地,借鉴吉富星和鲍曙光(2019)^[6]的方法,采用偏离程度指数来刻画各地区社会救助支出水平,其公式为:(各市人均社会救助支出-全国平均值)/全国平均值。当偏离程度指数为正时,表明高于全国平均水平;当偏离程度指数为负时,则表明低于全国平均水平。

核心解释变量:各地财力水平。通常,地区财力可以理解为地方政府实际享有的财政收入,包括本级政府收入、非税收入及转移支付等。本文遵循既往文献的研究策略,使用各城市人均地方一般公共预算收入(包括税收收入和非税收入)来测度地区财力。进一步地,刻画地区之间财力差异则仍然借助偏离程度指数,但与人均社会救助支出偏离程度指数构造不同,本文将构建一个加权系数矩阵,测算出历年全国各城市的财政收入加权均值,然后用本地数值减去这个均值从而得到该城市与其他城市的财力差异。具体来说,采用各地区历年人均GDP的平均数来构建这个加权系数矩阵 W ,第 i 行 j 列元素为 ω_{ij} ,公式为:

$$\omega_{ij} = \frac{1/\tilde{\omega}_{ij}}{\sum_j (1/\tilde{\omega}_{ij})} \quad (1)$$

其中, i 和 j 分别代表不同的两个城市。 $\tilde{\omega}_{ij}$ 为虚拟变量,当 $i \neq j$ 时,表示城市 i 和城市 j 的人均GDP差异;当 $i=j$ 时, ω_{ij} 为0。两个城市经济发展水平差异越大,则权重越小,反之越大。进一步地,城市 i 与其他地区的财力差异则由 $FCL_{it} - \sum_{i \neq j} \omega_{ij} FCL_{jt}$ 得到,其中, FCL_{it} 为 t 时期城市 i 的人均财政收入, $\sum_{i \neq j} \omega_{ij} FCL_{jt}$ 为其他地区在 t 时期加权平均后的人均财政收入。在回归估计中,如果地区间财力差异变量

的估计系数为正,则表明一个城市与其他城市的财力差异越大,那么它的社会救助支出偏离程度指数也会越高,也就预示着我国地区间财力差异会扩大社会救助支出差距。相反,假若估计系数为负,则说明一个城市与其他城市的财力差异越大,社会救助偏离程度指数会越小,也就预示着地区间财力差异会抑制社会救助支出差距扩张。

核心解释变量:转移支付与地方政府税收偏好。转移支付作为调节地区间财力差异和激励地方政府行为的重要制度,本文将从转移支付规模(*TRF*)、转移支付结构(*TPS*)及社会救助专项转移支付(*STP*)三个方面来考察。其中:变量 *TRF* 采用一个地区所获得转移支付总量与地区常住人口比值来测度;变量 *TPS* 则采用转移支付中的一般转移支付比例来测度;变量 *STP* 由于受到地级市层面数据可得性的约束,本文匹配了各城市所在的省级层面数据,采用特殊教育补助经费、就业补助资金、困难群众基本生活救助补助、医疗救助补助资金、困难群众救助补助金等五项内容之和与低保人数之比来测度。关于地方政府税收偏好对社会救助均等化的影响,本文选择所得税^⑥和增值税分别占税收收入的比值来考察。

相关控制变量。(1)最低生活保障标准,采用各城市历年公布的城市(农村)最低生活保障标准数据来测度。(2)经济发展水平,采用人均GDP来刻画,

主要控制经济发展水平对社会救助均等化的影响。(3)人均受教育年限,计算方法为:(小学总人数×6+初中总人数×9+高中总人数×12+大专及以上总人数×16)/6岁及以上总人口数,控制地区人力资源要素对社会救助均等化的影响。(4)地区内部竞争强度,由于地区内部的财政纵向关系也是影响基本公共服务均等化的重要因素,所以本文借鉴 Hatfield 和 Kosec(2003)^[30]的方法,采用各地区城市数量与区县数量的比值来衡量。(5)城镇化率,采用各城市城镇常住人口占总人口的比值来测度。

(二)数据来源

本文经验数据采用的是187个地级市层面的均衡面板数据。其中,各城市城乡居民最低生活保障支出及人数数据来源于各城市相应年份的统计年鉴,各地区的社会救助专项转移支付数据来源于财政部中央对地方转移支付管理平台,转移支付和税收分类数据来源于Wind数据库,其他控制变量数据则来源于CEIC经济数据库。需要说明的是,本文之所以选择的样本区间为2017—2020年,主要是因为2013年起全国各地陆续推进“营改增”试点,直至2017年全面取消营业税,征收增值税,而在2013—2016年期间由于各地区试点进程不一致,可能会导致财政税收数据中极有可能存在难以识别的政策干扰效应。最终,所有变量基础数据的描述性统计结果汇报在表1中。

表1 变量的描述性统计

变量	符号	均值	标准误	最小值	最大值	观测值
城镇人均社会救助支出(元)	<i>SAIC</i>	5942	2125	1092	17495	748
农村人均社会救助支出(元)	<i>SAIF</i>	4023	2277	711	14234	692
城市财力(元)	<i>FDP</i>	4979	26561	884	3912	748
人均转移支付(元)	<i>TRF</i>	52.0	24.54	12.12	181.8	748
转移支付结构	<i>TPS</i>	0.588	0.150	0.043	0.947	748
社会救助专项转移支付(元)	<i>STP</i>	56.13	30.38	12.27	174.91	748
增值税占税收收入比重	<i>AVT</i>	0.367	0.077	0.119	0.631	748
所得税占税收收入比重	<i>INT</i>	0.155	0.058	0.015	0.404	748
城市低保标准(元/年)	<i>UAS</i>	6791	2006	3657	14880	748
农村低保标准(元/年)	<i>RAS</i>	4918	2571	1824	14880	748
人均GDP(元)	<i>PGDP</i>	64614	31754	16507	180872	748
城镇化率	<i>CIT</i>	0.609	0.164	0.140	0.956	748
人均受教育年限(年)	<i>PED</i>	9.240	0.886	7.514	12.55	748
地区内部竞争强度	<i>IIC</i>	0.118	0.040	0.026	0.227	748

五、实证检验

(一) 基础回归

首先,本文考察我国地区间财力差异、中央转移支付及地方政府税收偏好对社会救助均等化的影响,构建以社会救助支出偏离程度指数(SAI)为被解释变量、各城市财力水平(FDP)为核心解释变量的基准面板模型。

$$SAI_{it} = \beta_0 + \beta_1 FDP_{it} + \gamma X_{it} + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, i 和 t 分别代表 i 城市和 t 年, τ_i 为个体固定效应, X_{it} 为控制变量矩阵, γ 为控制变量估计系数矩阵, ε_{it} 为随机扰动项。进一步地,为了考察转移支付和地方政府税收偏好对社会救助均等化的影响,以及它们对地区间财力差异影响社会救助均等化效应的边际作用,本文在基准估计模型之上构建了如下方程:

$$SAI_{it} = \beta_0 + \beta_1 FDP_{it} + \beta_2 \delta_{it} + \beta_3 FDP_{it} \times \delta_{it} + \gamma X_{it} + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, δ_{it} 表征本文将依次考察的人均转移支付(TRF)、转移支付结构(TPS)、社会救助专项转

移支付(STP),以及测度地方政府税收偏好的增值税(AVT)和所得税(INT)变量。

本文采用OLS法对上述方程依次进行回归,估计结果汇报在表2中。首先,从地区间财力差异来看,列(1)和列(6)显示,变量FDP的估计系数均显著为正,表明地区间的财力差异总体上扩大了社会救助差距,并且相较于城市而言,农村地区的效应更强,大致是城市的1.99倍。该结论表明,我国地区间财力差异给地方政府所带来的财政激励扭曲效应对社会救助均等化产生了抑制作用。我国地区间财力差异较大已然是一个不争的事实,且近年来以人口规模为权重的地区间财力差异呈发散趋势,结合表2估计结果可以在一定程度上解释我国当前社会救助均等化进程缓慢的原因。此外,地区间财力差异对农村社会救助均等化的抑制效应表现得更为明显,这种地区之间的非均等与城乡之间的非均等交错相织,加剧了财力差异抑制社会救助均等化的复杂性。

表2 地区间财力差异对社会救助均等化的影响(OLS估计)

变量	城市(镇)					农村				
	方程2	方程3	方程3	方程3	方程3	方程2	方程3	方程3	方程3	方程3
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	地区财力差异(FDP)	人均转移支付(TRF)	转移支付结构(TPS)	增值税(AVT)	所得税(INT)	地区财力差异(FDP)	人均转移支付(TRF)	转移支付结构(TPS)	增值税(AVT)	所得税(INT)
	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(11)	(12)
FDP	0.131*** (0.005)	-0.022 (0.016)	0.041*** (0.016)	0.034* (0.019)	0.062*** (0.021)	0.261*** (0.009)	0.110** (0.055)	0.033** (0.016)	0.044*** (0.02)	0.065*** (0.022)
δ		-0.094*** (0.030)	-0.194*** (0.044)	-0.033** (0.017)	-0.029 (0.023)		-0.109*** (0.045)	-0.114*** (0.051)	-0.067** (0.027)	-0.045*** (0.013)
FDP $\times\delta$		-0.008 (0.022)	0.068* (0.034)	0.012 (0.009)	0.028*** (0.011)		0.779** (0.389)	0.055*** (0.011)	0.011 (0.019)	0.066*** (0.030)
PED	0.021** (0.009)	0.013 (0.010)	0.004 (0.010)	0.022*** (0.008)	0.024*** (0.008)	0.044*** (0.011)	0.078*** (0.029)	0.108 (0.098)	0.134*** (0.066)	0.044*** (0.012)
CIT	-0.082*** (0.004)	-0.109** (0.048)	-0.077*** (0.033)	-0.098 (0.045)	-0.077 (0.044)	-0.077* (0.038)	-0.077*** (0.035)	-0.089*** (0.041)	-0.101 (0.059)	-0.098*** (0.023)
PGDP	-0.142*** (0.036)	-0.118*** (0.033)	-0.158*** (0.027)	-0.083** (0.034)	-0.134*** (0.042)	-0.199*** (0.044)	-0.211* (0.123)	-0.099*** (0.027)	-0.077*** (0.022)	-0.100*** (0.029)
IIC	-0.144*** (0.017)	-0.059 (0.148)	-0.244* (0.142)	-0.181 (0.153)	-0.373** (0.183)	-0.344*** (0.044)	-0.322*** (0.018)	-0.232* (0.109)	-0.171 (0.156)	-0.272 (0.161)
常数项	0.716*** (0.172)	1.027*** (0.203)	0.857*** (0.214)	0.492*** (0.144)	0.683*** (0.160)	0.876*** (0.179)	0.555*** (0.188)	0.899*** (0.320)	0.511*** (0.244)	0.700*** (0.209)
组间R ²	0.7282	0.7620	0.7953	0.8013	0.7519	0.8678	0.7766	0.6542	0.7001	0.7254
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	748	748	748	748	748	692	692	692	692	692

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为稳健标准误,变量 δ 是回归过程中依次表征的变量。

其次,从转移支付来看,列(2)和列(3)汇报了城镇样本组估计结果,列(7)和列(8)汇报了农村样本组估计结果。其一,变量 *TRF* 和变量 *TPS* 的估计系数均显著为正,表明无论是城镇还是农村,当前各地区人均转移支付和转移支付结构在一定程度确实缩小了地区之间的社会救助支出差异。其二,从边际效应来看,交叉项的估计系数显著为正,表明转移支付在边际上增强了地区间财力差异对社会救助均等化的抑制效应。其三,从城乡比较来看,这些效应在农村地区仍然表现得更加明显。总体上,从转移支付效应来看,本文的估计结果表明中央转移支付对社会救助均等化起着促进作用,这一结论与吉富星和鲍曙光(2019)^[6]、乔俊峰和陈荣汾(2019)^[7]等学者的经验结论一致。但是,转移支付却在边际上增强了地区间财力差异的抑制作用,这一结论表明从转移支付激励效应来看,它仍然在一定程度上会加大地区之间的社会救助支出差距。

最后,从地方政府税收偏好来看,在列(4)和列(5)的城镇样本、列(9)和列(10)的农村样本估计结果中,变量 *AVT* 和 *INT* 的估计系数均显著为负,表明地方增值税和所得税的增加在一定程度上能够缩小地区间社会救助支出差距。显然,这是符合理论预期的,因为增值税和所得税作为地方两大税源,对于充实地方政府财力具有非常重要的作用,其收入占比越高表明地方财源基础越扎实,从而地方政府愿意将更多的财政资源安排到基本公共服务领域。但是进一步看到,交叉项的估计系数均显著为正,这表明地方政府的税收偏好仍然会在边际上增强地方财力差异对社会救助均等化的抑制效应。本文认为,虽然地方政府努力增加税收的行

为对社会救助均等化起着积极作用,这主要是基于财力提升的视角,但从税收偏好角度来看,过度强调特定税收的增长而带来的税收偏好,在一定程度上会抑制均等化的实现。综上所述,上述结论充分表明假说 1 是成立的。

(二)稳健性检验

1. 逆向因果检验。内生性问题可能源于逆向因果关系,如果没有处理则极有可能带来 OLS 的估计偏误。鉴于此,本文借鉴 Barro(2000)^[37]的处理方法,将 2017—2020 年的 4 期数据划分为每连续两年为一组数据,共计 2 组。被解释变量为每一组数据的两期平均值,核心解释变量采用每一组数据的期初值,控制变量和被解释变量的处理方法一致,最终重新获得 374 个城市样本观测值和 346 个农村样本观测值。这样处理的原因是,利用发生在后面的经济行为(被解释变量)去解释前面的经济行为(核心解释变量)是缺乏经济逻辑的,所以能够有效控制变量之间的逆向因果关系。具体估计方程如下:

$$SAI_{i,t+T} = \beta_0 + \beta_1 FDP_{i,t+T}' + \gamma X_{i,t+T} + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$SAI_{i,t+T} = \beta_0 + \beta_1 FDP_{i,t+T}' + \beta_2 \delta_{i,t+T}' + \beta_3 FDP_{i,t+T}' \times \delta_{i,t+T}' + \gamma X_{i,t+T} + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $SAI_{i,t+T}$ 为第 i 城市在时间区间 t 到 T 期的平均社会救助支出偏离程度, $FDP_{i,t+T}'$ 为对应城市在此时间内的财力期初水平,同样, $\delta_{i,t+T}'$ 为对应地区在此时间内的转移支付及地方政府税收偏好的期初值, $X_{i,t+T}$ 为各地区的控制变量在此期间的平均值,其余符号定义与前文一致。估计结果汇报在表 3 中,观察可知核心解释变量及交叉项的估计系数基本与前文 OLS 估计结果一致。综上所述,本文核心解释变量并非回归方程中的内生性解释变量。

表 3 降低逆向因果关系的估计结果(OLS 估计)

变量	城市(镇)					农村				
	方程 4	方程 5	方程 5	方程 5	方程 5	方程 4	方程 5	方程 5	方程 5	方程 5
	地区间财力差异(FDP)	人均转移支付(TRF)	转移支付结构(TPS)	增值税(STP)	所得税(INT)	地区间财力差异(FDP)	人均转移支付(TRF)	转移支付结构(TPS)	增值税(STP)	所得税(INT)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>FDP</i>	0.015*** (0.005)	0.037* (0.019)	0.008 (0.026)	0.073*** (0.034)	0.044** (0.021)	0.042*** (0.009)	0.104** (0.033)	0.041** (0.015)	0.021*** (0.002)	0.057*** (0.022)
δ		-0.109*** (0.031)	-0.206*** (0.047)	0.022 (0.032)	-0.082*** (0.024)		-0.089*** (0.035)	-0.098* (0.050)	-0.044*** (0.018)	-0.095*** (0.013)
<i>FDP</i> × δ		-0.010 (0.024)	0.049** (0.025)	0.066** (0.030)	0.024** (0.010)		0.069*** (0.029)	0.048*** (0.022)	0.079 (0.059)	0.056*** (0.021)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

表 3(续)

变量	城市(镇)					农村				
	方程 4	方程 5	方程 5	方程 5	方程 5	方程 4	方程 5	方程 5	方程 5	方程 5
	地区间 财力差异 (FDP)	人均 转移支付 (TRF)	转移 支付结构 (TPS)	增值税 (STP)	所得税 (INT)	地区间 财力差异 (FDP)	人均 转移支付 (TRF)	转移 支付结构 (TPS)	增值税 (STP)	所得税 (INT)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	
常数项	0.546*** (0.164)	0.899*** (0.216)	0.888*** (0.220)	0.867*** (0.270)	0.383** (0.192)	0.345*** (0.110)	0.468*** (0.201)	0.898*** (0.201)	0.576* (0.331)	0.202*** (0.010)
组间 R ²	0.8006	0.8110	0.8492	0.7387	0.8369	0.7689	0.8791	0.8809	0.7001	0.6781
地区效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	374	374	374	374	374	346	346	346	346	346

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著,括号内为稳健标准误。

2.外部冲击性检验。在本文所考察的期间内,2019年发生的全球新冠疫情冲击对我国经济社会秩序产生了深刻影响,特别是各级政府增加了民生保障支出,而社会救助无疑是民生保障的重要政策安排,极有可能会影响到地区间财力差异对社会救助均等化的作用效应。鉴于此,本文以2019年为断点,设置了外部冲击哑变量 COVID-19,其中2019年及之前年份赋值为0,2020年赋值为1,并将其作为控制变量纳入方程(2)和方程(3),重新采用OLS进行估计。表4中的估计结果显示,变量 COVID-19的估计系数均显著为负,表明新冠疫情

冲击一定程度上缩小了我国地区间的社会救助差距。这是因为新冠疫情冲击下暴露了我国社会救助等社会保障制度的缺陷(鲁全,2020)^[38],倒逼政府在政策层面加强了社会救助法律法规、标准水平等方面的统筹规范,在实践层面也强化了以均等化为目标的体制机制完善。所以,新冠疫情冲击缩小了社会救助差距是符合我国具体实践的。进一步地,在纳入控制变量 COVID-19后,核心解释变量及交叉项的估计系数与前文 OLS 估计相比较,其大小略有变化,但系数符号和显著性均保持一致,表明前文估计结果是稳健的。

表 4 外部冲击性检验(OLS估计)

变量	城市(镇)					农村				
	地区间 财力差异 (FDP)	人均 转移支付 (TRF)	转移 支付结构 (TPS)	增值税 (STP)	所得税 (INT)	地区间 财力差异 (FDP)	人均 转移支付 (TRF)	转移 支付结构 (TPS)	增值税 (STP)	所得税 (INT)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
COVID-19	-0.045*** (0.003)	-0.027*** (0.005)	-0.023*** (0.006)	-0.028*** (0.010)	-0.030*** (0.012)	-0.052*** (0.008)	-0.028*** (0.009)	-0.031*** (0.012)	-0.059*** (0.010)	-0.046*** (0.018)
FDP	0.119*** (0.006)	-0.021 (0.016)	0.038*** (0.015)	0.034*** (0.011)	0.060*** (0.019)	0.225*** (0.008)	0.109*** (0.045)	0.031*** (0.012)	0.040*** (0.018)	0.063*** (0.022)
δ		-0.093*** (0.030)	-0.188*** (0.044)	-0.029** (0.017)	-0.022 (0.023)		-0.101*** (0.044)	-0.109** (0.051)	-0.064** (0.023)	-0.040*** (0.011)
FDP $\times\delta$		-0.008 (0.022)	0.066** (0.032)	0.018 (0.010)	0.027*** (0.009)		0.776** (0.389)	0.108 (0.082)	0.010 (0.018)	0.063*** (0.028)
控制变量	YES									
常数项	0.664*** (0.210)	0.964*** (0.153)	0.817*** (0.183)	0.490*** (0.107)	0.658** (0.126)	0.855*** (0.212)	0.545** (0.136)	0.898*** (0.192)	0.501*** (0.132)	0.659*** (0.167)
组间 R ²	0.7383	0.7630	0.8002	0.8023	0.7524	0.8689	0.7877	0.6589	0.7222	0.7431
地区效应	YES									
观测值	748	748	748	748	748	692	692	692	692	692

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著,括号内为稳健标准误。

(三) 门槛估计检验

在理论分析部分,本文提出社会救助专项转移支付对地区之间社会救助均等化的影响效应可能并非是一致的线性关系。为了验证这一点,本文借助门槛估计方法,以各城市的社会救助标准水平为门槛变量,社会救助专项转移支付作为核心变量,考察专项转移支付究竟能在什么水平上提高地方社会救助指数。需要说明的是,由于受到样本量的限制,本文只考虑1个门槛的情

形。同时,估计过程中设置修整比例为0.01,网格数为400,Bootstrap重复次数设置为300。设置方程如下:

$$SAI_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} \cdot I(\mu \leq \gamma) + \beta_2 x_{it} \cdot I(\mu > \gamma) + \beta_3 \gamma X_{it} + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中: β 为变量估计系数; x_{it} 为选取的门槛变量,分别表征城市社会救助标准(UAS)和农村社会救助标准(RAS); γ 为方程中的门槛值; μ 表示门槛变量的门槛值;其他符号与前文定义一致。

表5 门槛效应估计

变量	城市社会救助标准	农村社会救助标准
门槛值	0.588	0.378
95%置信区间	[0.581, 0.597]	[0.3745, 0.386]
F	17.14**	10.1*
10%、5%、1%临界值	13.8104, 16.7987, 20.8745	13.0903, 15.2985, 21.1326
门槛值前后样本量	616(0.331)/132(0.758)	244(0.281)/448(0.605)
观测值	748	692

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,门槛值前后样本量的括号汇报的数据是均值。

表5中,城市社会救助标准水平作为门槛变量时,估计F值在5%的水平上显著,门槛值为0.588。此时,小于门槛的样本量为616个,占全样本量的85%;大于门槛的样本量为132个,占全样本量的15%。同样,农村社会救助标准水平也通过了门槛效应的显著性检验,且门槛值前后样本量分布合理。表6汇报了门槛模型参数估计结果,无论是以城市社会救助标准还是农村社会救助标准为门槛变量,小于门槛值的估计系数均显著为正。由此判断,

社会救助专项转移支付对地方社会救助支出偏离程度指数的正向影响确实存在关于社会救助标准的门槛效应,即当一个地区的城市或农村社会救助标准小于门槛值时,社会救助转移支付对其社会救助支出偏离程度指数会起到促进作用,从而缩小与其他城市的差距,但大于门槛值后,这种促进效应可能会消失。显然,该结论为我们提供了一个新线索,即社会救助标准极有可能是决定社会救助专项转移支付政策效能的重要因素。

表6 门槛模型参数估计

变量	城镇社会救助标准	农村社会救助标准
小于门槛值	0.037** (0.016)	0.034** (0.015)
大于门槛值	0.026 (0.016)	-0.002 (0.018)
控制变量	YES	YES
地区效应	YES	YES
组内	0.5091	0.5554
观测值	748	692

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为稳健标准误。

六、结论与启示

(一) 研究结论

本文在中国式财政分权制度背景下,主要考察两个问题,一是我国地区间财力差异、中央转移支付及地方税收偏好对社会救助均等化的影响效应,二是社会救助专项转移支付对社会救助均等化是否存

在非线性的效应。基于2017—2020年全国187个城市的均衡面板数据,实证检验得出了三点结论。其一,地区间财力差异对社会救助均等化起着抑制效应,且该效应在农村地区强于城镇地区,前者大致是后者的1.99倍。这种地区之间的非均等与城乡之间的非均等交错交织,无疑会加剧地区间财力差异抑制

社会救助均等化的复杂性。其二,转移支付规模和结构虽然能够在整体上促进社会救助均等化,但却在边际上强化了地区间财力差异的负效应。该结论表明,从转移支付的收入激励效应来看,它仍然在一定程度上加大了地区之间的社会救助支出差距。其三,社会救助专项转移支付对社会救助均等化的影响存在以救助标准为门槛的门限效应,即只有低于门槛值时转移支付促进均等化的效应才能被捕捉到。

(二) 对策建议

第一,推动我国基本公共服务均等化不应该仅着眼于财政事权事项支出端的责任分配优化,还需要关注财政分权背景下地方政府财政收入端的激励效应机制,特别是缩小地区之间财力差异是有序推动我国基本公共服务均等化的一个重要着力点。这也是完善我国社会保障制度和拓展基本公共服务改革治理边界的必然要求,以推进财税体制和社会保障制度改革的高效协同(林义,2022)^[39]。另外,相较于城镇地区,要更加关注财力横向差异对农村地区之间社会救助均等化产生的负面影响。第二,地方政府的税收偏好作为影响基本公共服务均等化的重要因素,在我国新一轮财税体制改革中要予以足够重视,这也需要更多学者对该问题进行审慎和充分的研究考察。第三,社会救助专项转移支付存在以救助标准为门槛的门

限效应,这提示政策制定者在标准化促进均等化的实践中,基本公共服务均等化进程不能盲目冒进,要科学厘清不同标准水平阶段的均等化程度,同时要细化不同基本公共服务项目的转移支付机制安排,不应简单地实施“一刀切”政策。

(三) 不足与展望

本文提供了我国地区间财力差异抑制社会救助均等化的经验性结论,并且发现了社会救助专项转移支付对社会救助均等化可能存在的以救助标准为门槛的门限效应,这对于完善我国社会救助均等化的政策设计具有非常重要的意义,但仍然有一些有待改进和完善的地方。如前所述,由于受到数据可得性的约束,在测度社会救助均等化变量时,主要采用的基础数据是各地区的最低生活保障支出水平。然而,我国社会救助项目除了最低生活保障救助之外,还包括住房救助、医疗救助、临时救助等。如果说住房救助、医疗救助等与最低生活保障救助属于专项救助内容,一定程度上本文结论也适用于这些救助内容的均等化治理,但临时救助这类急难救助内容,如因自然灾害引发的救助需求,在地区之间发生的可能性本身就存在差异。因此,本文研究结论是否也适用于解释和理解这类项目的均等化问题,还需要在未来的研究中,从数据和指标方面进行扩张和完善。

注释:

① 国际上,Blöchliger和Charbit(2008)、Aristy-Escuder等(2016)、Gachet等(2019)也考察了转移支付对区域间、群体间公共服务供给公平公正性的影响效应。

② 从第一代财政理论所关注的中央与地方之间的财政关系视角,布坎南、奥茨等学者研究发现,二者由于税收成本差异、税源分配不均等带来的“纵向失衡”会直接影响到地方公共财政的筹资能力,从而不可避免地会导致不同资源禀赋(如税基)的地区之间存在财力差异(Boadway,2004)。

③ 例如,一般性转移支付是中央根据地方标准财政收支差额,调整转移支付系数来确定的具体数额,其中转移支付系数参照当年一般转移支付总额、各地区标准支出大于标准收入的收支差额以及各地区财政困难程度来确定。

④ 张克中等(2021)以2014年为例,测算得出在地方税收收入中,营业税和增值税占地方税收收入的比重接近50%,而营业税和增值税、企业所得税和个人所得税对省际财政收入不平等的贡献度之和达到49.8%。

⑤ 还有一例就是地方预算外收入,虽然2011年中央将地方预算外收入纳入预算内统一、规范管理,但只要中央和地方及地区之间财政收入失衡问题存在,各地政府仍然会有很强烈动机去获得更多能够充实自身财力的收入,所以预算外收入问题难以根除。例如,地方投融资债务收入作为预算外收入仍然存在。

⑥ 个人所得税和企业所得税之和。

[参考文献]

- [1] Gadenne L, Singhal M. Decentralization in Developing Economies[J]. Annu. Rev. Econ., 2014, 6(1): 581-604.
- [2] 马万里. 经济社会非均衡发展: 中国式财政分权下的“集体行动困境”及其破解[J]. 经济学家, 2014(11): 37-47.
- [3] 张 威, 吴能全. 政绩考核与增长之痛: 中国式分权的过去与未来[J]. 制度经济学研究, 2008(4): 87-106.

- [4] 宋小宁,陈 斌,梁若冰.一般性转移支付:能否促进基本公共服务供给[J].数量经济技术经济研究,2012,29(7):33-43+133.
- [5] 李永友,张子楠.转移支付提高了政府社会性公共品供给激励吗[J].经济研究,2017(1):119-133.
- [6] 吉富星,鲍曙光.中国式财政分权、转移支付体系与基本公共服务均等化[J].中国软科学,2019(12):170-177.
- [7] 乔俊峰,陈荣汾.转移支付结构对基本公共服务均等化的影响:基于国家级贫困县划分的断点分析[J].经济学家,2019(10):84-92.
- [8] 谢贞发,朱凯容,李 培.税收分成、财政激励与城市土地配置[J].经济研究,2021(10):57-73.
- [9] 宋丽颖,张安钦,温 军.税收分成与经济发展方式转变:机制分析和经验证据[J].财政研究,2022(7):3-15.
- [10] 耿 申.财政分权、政府公共支出与居民消费[J].统计学报,2020,1(3):14-27.
- [11] 郝春虹,王英家,贾晓俊,等.分好“财政蛋糕”:对转移支付财力均等化效应和效率的考察[J].中国工业经济,2021(12):31-49.
- [12] 王瑞民,陶 然.中国财政转移支付的均等化效应:基于县级数据的评估[J].世界经济,2017,40(12):119-140.
- [13] 亓寿伟,王丽蓉.横向税收竞争与政府公共支出[J].税务研究,2013(12):74-76.
- [14] Han L, Kung J K S. Fiscal Incentives and Policy Choices of Local Governments: Evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2015, 116: 89-104.
- [15] 李兴文,杨修博,梁向东.财政纵向失衡、收支偏好与地方政府公共服务供给[J].江汉论坛,2021(12):5-14.
- [16] 陈文美,李春根.我国社会救助财政支出责任划分及调整优化研究[J].江西财经大学学报,2021(3):56-68.
- [17] 白 晨,顾 昕.找回“中间层”:省级支出责任与医疗救助均等化[J].中国行政管理,2020(1):121-127.
- [18] 丁建文,刘 飞.我国城乡社会救助一体化发展的体制障碍[J].山西农业大学学报(社会科学版),2014,13(1):12-17.
- [19] 周海文,周海川.中国城乡社会救助绩效评价[J].山西财经大学学报,2017,39(12):15-28.
- [20] 姚建平.中国社会救助绩效评价指标体系构建研究:以城市居民最低生活保障制度为例[J].中国公共政策评论,2017,12(1):17-33.
- [21] Wang Jiawei, Ye Shilin, Qi Xinhua. Regional Equity and Influencing Factor of Social Assistance in China [J]. 中国地理科学(英文版)2021,31(4):18.
- [22] 汪湖泉.论社会救助的精准实施:以《社会救助暂行办法》的执行机制创新为视角[J].求实,2016(8):50-56.
- [23] 董学智.分权困境中的地方财政自主权:失衡局限与平衡再造[J].时代法学,2017(4):20-29.
- [24] 熊文钊.大国地方:中央与地方关系法治化研究[M].北京:中国政法大学出版社,2012.
- [25] Rodden J. The Dilemma of Fiscal Federalism: Grants and Fiscal Performance around the World [J]. American Journal of Political Science, 2002, 46(3): 670-687.
- [26] Ivanyina M. Theory of Efficiency-enhancing Interjurisdictional Transfers [R]. University Regensburg Working Paper Series, 2010.
- [27] Boadway Robin, Shah Anwar. Intergovernmental Fiscal Transfers: Principles and Practices [M]. Washington, DC: World Bank Publications, 2007.
- [28] 范子英.中国的财政转移支付制度:目标、效果及遗留问题[J].南方经济,2011(6):67-80.
- [29] 杨良松,余 莎.地方上级政府对转移支付的截留研究[J].公共管理学报,2018(2):14-27.
- [30] 倪红日,张 亮.基本公共服务均等化与财政管理提质改革研究[J].管理世界,2012(9):7-19.
- [31] 李 言,雷 红.中国地方政府税收努力的区域差异及收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,2021(4):63-8.
- [32] 郁建兴,秦上人.论基本公共服务的标准化[J].中国行政管理,2015(4):47-51.
- [33] 尹向飞.中国基本公共服务不均等测算与分解[J].数量经济技术经济研究,2021(1):3-22.
- [34] 罗富政,贺小龙.公共图书馆事业发展、文化资本与区域经济协调发展[J].统计学报,2022,3(4):14-28.
- [35] 贾晓俊,岳希明,王怡璞.分类拨款、地方政府支出与基本公共服务均等化:兼谈我国转移支付制度改革[J].财贸经济,2015(4):5-16+133.
- [36] Hatfield John William, Kosec Katrina. Federal Competition and Economic Growth [J]. Journal of Public Theory, 2003, 97: 144-159.
- [37] Barro R J. Inequality and Growth in a Panel of Countries [J]. Journal of Economic Growth, 2000, 5(1): 5-32.
- [38] 鲁 全.重大突发公共卫生事件应对与社会保障治理能力现代化:“抗击新冠肺炎疫情与社会保障研讨会”观点综述[J].社会保障评论,2020,4(2):3-6.
- [39] 林 义.我国多层次养老保障体系优化与服务拓展[J].社会保障评论,2022,6(5):56-65.

[责任编辑:李 莉]