

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2022.05.001

# 公共服务均等化与居民再分配偏好

陶东杰<sup>1,2</sup>, 陈政弘<sup>1</sup>

(1. 湖北经济学院 财政与公共管理学院, 武汉 430205; 2. 湖北地方税收研究中心, 武汉 430205)

**摘要:**政府获得财政收入并提供公共服务本质上是国家主导的再分配过程,因此公共服务的均等化能够缩小分配差距。本文从居民再分配偏好的角度研究公共服务均等化的再分配效应及其机制。基于理论模型推导和利用2015年中国综合社会调查数据进行的实证分析,研究发现:第一,地区内部公共服务不均等程度与居民再分配偏好之间呈现显著的正向关系;第二,在社会经济地位较低的群体中,公共服务均等化对居民再分配偏好的影响更加明显;第三,机制分析表明,公共服务均等化通过提升居民主观公平感进而降低再分配偏好;第四,拓展分析表明,公共服务均等化还能积极调节居民主观公平感和政府满意度对居民再分配偏好的影响。

**关键词:**公共服务均等化;再分配偏好;收入分配;不平等

**中图分类号:**F812

**文献标志码:**A

**文章编号:**1672-626X(2022)05-0005-14

## 一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求,再分配(二次分配)是推进共同富裕的核心制度之一。实施累进的税制是再分配的基本要义,通过向“富人”多征税,向“穷人”少征税调节收入差距。累进的税制当然能够从可支配收入上缩小贫富差距,但不能完全决定居民福利差距。事实上,居民享受的公共服务是广义的“收入”,政府通过税收筹集收入,然后通过公共支出给居民提供公共服务,是一条完整的再分配链条。如果公共服务均等化水平很低,即使实施累进程度很高的税制,也不能有效缩小广义收入差距。已有的研究和政策讨论焦点在于政府如何通过税收调节收入分配,一定程度上忽视了政府公共支出的再分配效应。从理论和实证上考察地区内部公共服务均等化水平的再分配效应,是本文的研究目标。不同于可支配收入差距的研究,公共服务不容易被直接货币化测度。同时,广义的收入再分配状况也不能被通常使用的收入调查数据所反映。居民再分配偏好也被称为居民再分配倾向,意思是居民对于“从富人那里多征税来补贴穷人”的支持程度,本质上反映的是居民对于收入分配现状的满意度。从居民主观再分配偏好的视角研究公共服务均等化的再分配效应,是满足科学性和可行性的合适选择。

基于理论模型推导和利用2015年中国综合社会调查数据进行实证分析,本文研究发现:第一,地区内部公共服务不均等程度与居民再分配偏好之间呈现显著的正向关系,从居民主观层面验证了公共服务均等化

收稿日期:2022-07-11

基金项目:国家自然科学基金青年项目(72103056);湖北经济学院旗舰培育项目(PYQJ202001)

作者简介:陶东杰(1986-),男,湖北钟祥人,湖北经济学院财政与公共管理学院副教授,研究方向为财政学;陈政弘(1980-),男,中国台湾人,湖北经济学院财政与公共管理学院讲师,研究方向为公共经济学。

对于收入分配的调节作用;第二,公共服务均等化对居民再分配偏好的影响效应在社会经济地位较低的群体中表现得更加明显;第三,机制分析表明,公共服务均等化通过提升居民主观公平感进而降低再分配偏好;第四,拓展分析表明,公共服务均等化还能积极地调节居民主观公平感和政府满意度对居民再分配偏好的影响。

本文可能的贡献主要体现在以下三个方面:第一,在理论方面搭建起公共服务均等化与居民再分配偏好两类文献的桥梁。前一类文献主要研究公共服务均等化的定义、测度、影响因素及对经济发展客观指标的影响<sup>[1-3]</sup>,对诸如再分配偏好等主观感知的关注相对较少<sup>[4]</sup>;而关于居民再分配偏好影响因素的理论和实证研究则止步于考察与居民收入相关的主观感受和客观因素<sup>[5]</sup>,鲜有将公共服务作为再分配过程来考察其对居民再分配偏好的影响。第二,与从收入角度对公共服务以及转移支付的再分配效应进行测算的文献不同<sup>[6-9]</sup>,本文从居民主观再分配偏好的角度研究公共服务的再分配效应,可以避免因收入调查的测量误差引起的估计偏差问题,与此同时,再分配偏好直接反映居民对于收入分配差距的感受和对收入再分配力度的需求,能够为政府制定再分配政策提供直观证据。第三,研究结论表明公共服务均等化能够有效降低居民再分配偏好,意味着公共服务均等化具有显著的收入再分配效应。研究结论对于从提高居民公共服务满意度和公共服务均等化的路径缓解我国当前贫富差距现实情况下的居民收入再分配需求提供了有益的政策启示。

## 二、文献综述

在收入分配的研究领域,再分配是应对收入不平等最直接的政策之一。那么,政府究竟应该实施多大程度的再分配才足以应对初次分配差距的扩大,满足居民的再分配需求?这是政府和学界长期关注的热点问题。回答这一问题的前提在于从理论和经验上厘清收入不平等对居民再分配偏好的影响机制,这也是本文的主旨所在。

再分配是从“富人”向“穷人”的转移,自然地,越富有的人,再分配偏好越低。总体而言,在这个前提条件下,整体的收入不平等程度越高,居民的再分配偏好是否越高?针对这一核心问题,Meltzer和Richard(1981)提出MR模型,也是最早的标志性研究<sup>[10]</sup>。MR模型基于政治经济学的“中位选民理论”分析表明,当总体的收入差距扩大时,收入分布右偏程度会加大,此时的中位数收入与平均收入的差距也会加大,而中位数收入背后的中间选民的再分配偏好会提升。MR模型首次为收入不平等与再分配偏好之间的关系作出理论解释。随后,Meltzer和Richard(1983)利用美国选民对再分配政策的投票数据进行实证研究,证实收入不平等水平提高居民的再分配偏好<sup>[11]</sup>。然而,后续基于不同国家和地区的实证研究并不总是得到一致的结果,即收入差距的扩大并不一定提高总体的居民再分配偏好。Kaufman(2009)将这种现象称为“再分配困境”<sup>[12]</sup>。

再分配困境在数据上的直观体现是,并非所有的低收入居民都有很强的再分配偏好,同样,高收入者也可能具有很高的再分配偏好。在经济理性人的前提下,居民的再分配偏好取决于再分配能否使得自身获益<sup>[13]</sup>。后续的研究在MR模型的基础上作出改进,试图解释再分配困境。基本思路的起点是讨论再分配是否一定使当下的“穷人”获益,自此延伸出两个理论分支。第一,居民除了考虑当下的收入水平,可能还会考虑未来的收入水平,有必要考虑收入流动性预期的影响。一些学者尝试将居民的收入流动性预期引入MR模型,从动态的视角研究居民的再分配偏好。Piketty(1995)将居民的社会流动性经历纳入居民再分配偏好分析框架,提出理性学习模型,发现居民的社会流动性经历显著影响居民的再分配偏好,同时基于欧洲和美国的数据验证了该理论模型<sup>[14]</sup>。Benabou和Ok(2001)直接将静态的MR模型拓展为动态的两期模型,提出著名的POUM(Prospects of Upward Mobility)假说<sup>[15]</sup>。POUM假说认为,即使居民的当前收入较低,但如果存在向上的收入流动预期,则不会有强烈的再分配偏好。基于全球多个国家和地区的实证研究给出支持POUM假说的

经验证据<sup>[16-19]</sup>,基于中国调查数据的实证研究也一致支持POUM假说<sup>[5,20]</sup>。

第二,客观的收入不平等与居民主观感受的不平等之间存在差异。这种差异来源于两个方面:一是由于微观调查数据的样本容量有限,无法在较小范围的地区内计算相对准确的收入不平等指标,而居民主观感受到的收入不平等则更可能来自居民所生活的小范围地区的实际情况;二是居民实际感受到的不平等不仅取决于客观的收入不平等水平,而且与收入不平等的来源紧密相关。因此,有学者使用居民主观不平等感知替代客观收入不平等指标进行研究,与此同时提出另一种可能的理论解释,即居民更在乎的不是收入不平等本身,而是收入不平等的来源是否公平<sup>[21]</sup>。Piketty(1995)的理性学习模型表明,居民可以评估个人的努力在成功中的重要性,进而影响其再分配偏好<sup>[14]</sup>。当收入不平等主要源于自身努力或能力时,居民的再分配偏好较弱;反之,当收入不平等主要来源于运气、出身等不可控因素时,居民的再分配偏好较强。国外文献基于不同国家和地区的数据从居民主观公平感的角度考察收入不平等对居民再分配偏好的影响,给出基本一致的经验证据<sup>[22-24]</sup>。国内的文献也证实居民主观不平等感知以及公平观念显著影响居民再分配偏好<sup>[25-27]</sup>。

从文献梳理可以看到,关于收入不平等对居民再分配偏好的影响,理论框架趋于成熟,但仍存在进一步完善的空间。一方面,国家或地区内实施的某种具体再分配政策的有效性,可能会影响居民的再分配偏好。具体而言,如果实施的再分配政策未能达到预期的再分配结果,居民的再分配偏好可能会增强。另一方面,已有理论模型并没有区分政府“收”和“支”两种再分配手段,实证研究所用的数据也大多指向居民对累进税收的支持意愿,忽视了政府公共支出环节在收入再分配过程中的功能。事实上,居民享受的公共服务是广义的“收入”,政府通过税收筹集收入,然后通过公共支出给居民提供公共服务,是一条完整的再分配链条。如果公共服务均等化水平很低,即使实施累进程度很高的税制,也不能有效缩小广义收入差距。因此,本文尝试从公共服务均等化的角度研究其对居民再分配偏好的影响,拓展已有研究的视野。与此同时,本文构建一个理论模型,将再分配环节中的税收和公共支出分开,纳入统一的理论框架,为居民再分配偏好的理论研究作出边际贡献。

### 三、理论模型与研究假说

本文将政府税收和提供的地区性公共服务作为再分配的两个环节,同时考察它们对居民再分配偏好的影响。假定某地区仅各有一名富人与穷人,分别拥有的外生所得为 $Y_H$ 和 $Y_L$ ,两人对应的所得税率分别为 $t_H$ 和 $t_L$ ,那么政府可以筹集的税收收入为:

$$T = t_H Y_H + t_L Y_L$$

政府将此收入用于提供地区性公共服务。假设此公共服务用在富人的比例比穷人高,富人得到的比例为 $1/2 + \varepsilon$ ,穷人得到的比例为 $1/2 - \varepsilon$ ,因此, $\varepsilon$ 可以用来表示地区性公共服务不均程度。根据以上设定,并简化设定个人的效用函数为税后所得与地区性公共服务的简单线性加总形式,可得本地区富人的效用为: $U_H = (Y_H - t_H Y_H) + (1/2 + \varepsilon)(t_H Y_H + t_L Y_L)$ ,所以,本地区的税制与公共服务为富人带来的净收益为:

$$\pi_H = (1/2 + \varepsilon)(t_H Y_H + t_L Y_L) - t_H Y_H \quad (1)$$

另一方面,本地区穷人的效用为: $U_L = (Y_L - t_L Y_L) + (1/2 - \varepsilon)(t_H Y_H + t_L Y_L)$ ,所以,本地区的税制与公共服务为穷人带来的净收益为:

$$\pi_L = (1/2 - \varepsilon)(t_H Y_H + t_L Y_L) - t_L Y_L \quad (2)$$

不论是富人或穷人,只有净收益为正时,才会支持本地区的税收与公共服务的组合,净收益越高,支持度也就越高。通过式(1),可以将富人支持本地区的税制与公共服务组合的条件表示为:

$$t_H \leq \frac{(1/2 + \varepsilon) Y_L}{(1/2 - \varepsilon) Y_H} t_L$$

同理,穷人支持本地区的税收与公共服务组合的条件可表示为:

$$t_L \leq \frac{(1/2 - \varepsilon) Y_H}{(1/2 + \varepsilon) Y_L} t_H$$

简单移项整理,可以将以上两式改写为以下形式。对富人而言,支持本地区的税制与公共服务组合的条件为:

$$\frac{t_H Y_H}{t_L Y_L} \leq \frac{(1/2 + \varepsilon)}{(1/2 - \varepsilon)}$$

与此相对的,穷人支持本地区的税制与公共服务的组合的条件为:

$$\frac{t_H Y_H}{t_L Y_L} \geq \frac{(1/2 + \varepsilon)}{(1/2 - \varepsilon)}$$

根据以上分析可知,如果要双方都支持政府的政策,在给定的两人的所得以及地区性公共服务的比例之下,富人与穷人所面对的税率组合必须满足:

$$\frac{t_H Y_H}{t_L Y_L} = \frac{(1/2 + \varepsilon)}{(1/2 - \varepsilon)} \quad (3)$$

事实上,上式是“受益原则”的一种体现,即双方在地区性公共服务的成本分担的比例,与其在地区性公共服务获得的比例相当。更进一步,上式还可以呈现为双方所面对的税率的比例,即:

$$\theta = \frac{t_H}{t_L} = \frac{(1/2 + \varepsilon) Y_L}{(1/2 - \varepsilon) Y_H} \quad (4)$$

该指标可以用来表示税率的累进程度。将税率累进程度 $\theta$ 对地区性公共服务不均程度 $\varepsilon$ 进行微分,可以得到:

$$\frac{\partial \theta}{\partial \varepsilon} = \frac{1}{(1/2 - \varepsilon)^2} \frac{Y_L}{Y_H} > 0 \quad (5)$$

表示当地区性公共服务不均程度越高,双方支持的税率的累进程度越高,换言之,人们越认同应由富人处征收更多的税,即再分配偏好越强。据此提出有待检验的理论假说1:在利己动机下,地区性公共服务不均程度越高会使得贫富双方的再分配偏好越强烈。

Fehr和Schmidt(1999)认为个人的效用水平并非仅基于个人所获得的税后所得与地区性公共服务,还与双方的相对水平有关<sup>[28]</sup>。因此,本文将其纳入居民效应函数进行扩展分析。此时,富人的效用水平可以表示为:

$$V_H = U_H - \beta_1 [(Y_H - t_H Y_H) - (Y_L - t_L Y_L)] - \beta_2 [(1/2 + \varepsilon)\Gamma - (1/2 - \varepsilon)\Gamma]$$

上式中的 $\beta_1$ 与 $\beta_2$ 分别表示富人对于穷人拥有较少的税后所得与地区性公共服务的“同情”程度。相对地,穷人的效用水平可以表示为:

$$V_L = U_L - \alpha_1 [(Y_H - t_H Y_H) - (Y_L - t_L Y_L)] - \alpha_2 [(1/2 + \varepsilon)\Gamma - (1/2 - \varepsilon)\Gamma]$$

上式中的 $\alpha_1$ 与 $\alpha_2$ 分别表示穷人对于富人拥有较多的税后所得与地区性公共服务的“嫉妒”程度。仿照前面的分析逻辑,得到本地区的税制与公共服务为富人以及穷人带来的净收益分别为:

$$\Pi_H = (1/2 + \varepsilon)\Gamma - t_H Y_H + \beta_1 [t_H Y_H - t_L Y_L] - \beta_2 (2\varepsilon\Gamma)$$

$$\Pi_L = (1/2 - \varepsilon)\Gamma - t_L Y_L + \alpha_1 [t_H Y_H - t_L Y_L] - \alpha_2 (2\varepsilon\Gamma)$$

由此可以得到富人愿意接受的税率最高累进程度为:

$$\theta_H = \frac{\hat{t}_H}{t_L} = \frac{(1/2 + \varepsilon) - \beta_1 - 2\beta_2 \varepsilon Y_L}{(1/2 - \varepsilon) - \beta_1 + 2\beta_2 \varepsilon Y_H} \quad (6)$$

将其对地区性公共服务不均程度  $\varepsilon$  进行微分,可以得到:

$$\frac{\partial \theta_H}{\partial \varepsilon} = \frac{(2\beta_1 - 1)(2\beta_2 - 1) Y_L}{[(1/2 - \varepsilon) - \beta_1 + 2\beta_2 \varepsilon]^2 Y_H} \geq 0 \quad (7)$$

式(7)的符号不确定,意味着即使地区性公共服务较为不均,富人愿意接受的税率最高累进程度未必会增加,即富人未必会提高其再分配的意愿。

同理,可以得到穷人愿意接受的税率最低累进程度为:

$$\theta_L = \frac{\tilde{t}_H}{t_L} = \frac{(1/2 + \varepsilon) + \alpha_1 + 2\alpha_2 \varepsilon Y_L}{(1/2 - \varepsilon) + \alpha_1 - 2\alpha_2 \varepsilon Y_H} \quad (8)$$

将其对地区性公共服务不均程度  $\varepsilon$  进行微分,可以得到:

$$\frac{\partial \theta_L}{\partial \varepsilon} = \frac{(1 + 2\alpha_1)(1 + 2\alpha_2) Y_L}{[(1/2 - \varepsilon) + \alpha_1 - 2\alpha_2 \varepsilon]^2 Y_H} > 0 \quad (9)$$

式(9)的符号为正,意味着如果地区性公共服务较为不均,必然带来穷人愿意接受的税率最低累进程度会增加,即穷人必然会提高其再分配的意愿。据此提出有待检验的理论假说2:在人们存在主观公平感的情况下,地区性公共服务不均程度会提高穷人的再分配偏好,但对于富人的影响则不确定。

## 四、实证研究设计

### (一)数据来源与变量定义

本文使用的居民个体层面的微观调查数据,来源于2015年中国综合社会调查(China General Social Survey, CGSS2015)。CGSS2015的问卷包含了本文研究所需要的居民再分配偏好和公共服务满意度的问题,这是最新一期数据CGSS2018所不具备的,在时效性上优于CGSS2013及更早的数据。在稳健性检验部分,本文基于CGSS2013与CGSS2015的混合截面数据进行了实证分析。CGSS2015覆盖了除新疆、西藏、海南、港澳台地区外的全国28个省级行政单位。尽管样本容量有限,但采用科学的分层随机抽样方法获得样本,具有良好的随机性和全国代表性,其统计结果具有可信性。

根据研究需要,对原始数据进行了如下处理工作:第一,剔除关键变量存在缺失值的样本,主要为被访者的答案是“不清楚/不知道/不适用”等情形,通常的原始赋值为负;第二,沿用文献的一般思路,对居民受教育水平、民族、宗教信仰、婚姻状况、就业状况等变量重新进行分类处理。表1列示了本文所使用的主要变量的定义及其对应的CGSS2015问卷的题目来源和处理方法。对于核心被解释变量“居民再分配偏好”,与国内使用CGSS数据研究居民再分配偏好的文献一致,本文也选用CGSS2015问卷中对“您是否同意应该从有钱人那里征收更多的税来帮助穷人”的回答作为测度指标。本文的核心解释变量是公共服务均等化水平,后文再作详细说明。

表2展示了本文实证分析所使用的变量描述性统计结果。可以看到,居民再分配偏好、公共服务不均程度以及其他控制变量均存在较大的变异,这有利于回归分析。未显示的统计结果表明,居民再分配偏好变量赋值为1-5的观测数占比分别是1.06%、12.43%、13.81%、53.52%和19.17%,可见2015年我国居民具有比较强烈的再分配偏好,但仍存在明显的变异,说明研究我国居民再分配偏好差异的来源仍具有重要现实意义。

表1 变量定义与来源

变量名称	变量定义	题号与备注
再分配偏好	是否同意“应该从有钱人那里征收更多的税来帮助穷人”1=非常不同意,2=不同意,3=无所谓,4=同意,5=非常同意	b131,用6减去原值
公共服务不均等度	公共服务满意度对个体和地区变量回归残差的方差,数值越大表示地区内部公共服务均等化水平越低	
公共服务满意度	居民对公共教育、医疗卫生、住房保障、社会管理、劳动就业、社会保障、社会救助、文化体育、基础设施等9个方面的满意度得分(0-100)的均值	b161~b169
年龄	调查年份减去出生年份	a301
性别	1=男,0=女	a2
民族	1=汉族,0=其他民族	a4
健康状况	自评健康,1=很不健康,2=比较不健康,3=一般,4=比较健康,5=很健康	a15
宗教信仰	1=有宗教信仰,0=无	a501
户籍状况	1=非农户口,居民户口,0=其他	a18
政治面貌	1=共产党员,0=其他	a10
婚姻状况	1=在婚,0=其他	a69
收入对数	个人去年全年收入的自然对数	a8a
受教育水平	1=初等教育及以下,2=中等教育,3=高等教育及以上	a7a
就业状况	目前从事非农或农业工作=1,目前没有工作=0	a58
阶层上升预期	十年后自评的社会阶层(1-10)相对于当前阶层(1-10)的预期变化	a433减 a431
主观社会公平	“总的来说,您认为当今社会公平不公平”,1=完全不公平,2=比较不公平,3=说不上公平但也不能说不公平,3=比较公平,4=完全公平	a35
主观收入公平	是否同意“现在有的挣钱多,有的人挣钱少,但这是公平的”,1=非常不同意,2=不同意,3=无所谓,4=同意,5=非常同意	b132
政府满意度(秉公办事)	“您对政府在秉公办事方面的表现是否满意呢?”1=非常满意,2=满意,3=一般,4=不满意,5=非常不满意	b157
政府满意度(维护社会公平)	“您对政府在帮助穷人,维护社会公平方面的表现是否满意呢?”1=非常满意,2=满意,3=一般,4=不满意,5=非常不满意	b159

## (二) 公共服务均等化指标测度

考虑到中国地域广阔,且存在资源禀赋、文化、地理、财力水平等多重差异,这些因素导致的地区间或城乡间的公共服务不均等问题的解决是一个长期过程。相对而言,在拥有比较接近的禀赋条件的情况下,地区内部公共服务的均等化水平更能够反映其制度性或政策性来源,而制度或政策因素导致的公共服务不均等对居民的公平感、获得感的影响更大也更直接。因此,针对公共服务均等化对居民再分配偏好的影响这一问题,本文选择从地区内部公共服务均等化的角度进行研究,而非从全国各地区间或城乡间的角度。

本文通过测算每个省份内部受访者公共服务满意度得分的变异程度作为地区内部公共服务均等化的度量。尽管对于公共服务均等化的内涵理解和评估视角有所不同,但已有的文献大多从公共服务的客观指标的差距测度公共服务均等化水平<sup>[1]</sup>。与已有文献做法不同,本文认为公共服务满意度的评分是居民对公共服务结果的主观判断,相对于地区间生活的人群,人们更加认为将其所获得的公共服务水平与同一地区

表2 变量描述性统计结果

变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
再分配偏好	10810	3.773	0.933	1	5
公共服务不均等度	10217	14.57	2.302	10.68	21.80
公共服务满意度	10800	68.72	15.37	0	100
年龄	10968	50.40	16.90	18	95
性别	10968	0.468	0.499	0	1
民族	10968	0.921	0.270	0	1
健康状况	10961	3.608	1.075	1	5
宗教信仰	10968	0.108	0.310	0	1
户籍状况	10968	0.435	0.496	0	1
政治面貌	10968	0.159	0.366	0	1
婚姻状况	10968	0.781	0.413	0	1
收入对数	10363	8.219	3.751	0	16.12
受教育水平	10968	1.508	0.761	1	3
就业状况	10968	0.572	0.495	0	1
阶层上升预期	10322	0.882	1.313	-6	9
主观社会公平	10904	3.197	1.005	1	5
主观收入公平	10813	3.493	1.039	1	5
政府满意度(秉公办事)	10628	3.214	0.922	1	5
政府满意度(维护社会公平)	10800	3.275	0.929	1	5

内的人群进行比较,对其再分配偏好有更直接的影响。近年来,新的研究开始重视人民的公共服务获得感和满意度在公共服务均等化评价中的使用<sup>[29-31]</sup>。具体地,沿用吕炜和张妍彦(2019)的做法,本文使用问卷中关于受访者对公共教育、医疗卫生、住房保障、社会管理、劳动就业、社会保障、社会救助、文化体育、基础设施等9个方面的公共服务满意度得分(0-100)的均值作为居民公共服务满意度的测度<sup>[29]</sup>。值得注意的是,如果直接使用公共服务满意度得分计算出方差代表公共服务均等化水平,则无法剔除个体特征、地区特征对公共服务满意度评价的影响,后者导致居民公共服务满意度得分不能直接比较的问题。因此,使用公共服务满意度得分对个体特征和省份虚拟变量进行回归,获取回归的残差,代表消除个体特征和地区特征对公共服务满意度评价影响之后的公共服务评价差异。回归方程如式(10)所示。

$$psc_i = \alpha + \beta X_i + \gamma_p + \varepsilon_i \quad (10)$$

其中,psc表示个体的公共服务满意度得分,X是个体特征控制变量集合, $\gamma$ 表示省份固定效应, $\varepsilon$ 是随机误差项。表3报告了公共服务满意度对个体特征和省份虚拟变量的OLS估计结果。在第(1)~(3)列依次加入更多控制变量的情况下,得到的拟合优度的变化不大。由于CGSS数据没有列出具体的城市名称,且样本容量有限,本文选择以省份为单位计算回归获得的残差的方差,作为地区内部公共服务均等化水平的测度。方差越大,表示公共服务均等化越低。为了让后续的回归结果符合正常的思维方式,将变量命名为“公共服务不均等度”,数值越大,表示公共服务不均等度越高。

分省份计算回归残差的方差所表示的地区内部公共服务均等化水平在排序上保持稳定。回归结果的

拟合优度表明,居民的公共服务满意度当中,仅有7.5%被个体特征和地区固定特征捕捉,剩下的92.5%是不可观测的其他因素所致,包含在残差中。该残差捕捉的是可观测的特征之外的其他因素导致的公共服务满意度的差异,更加准确地反映地区内部公共服务的差异。后续实证分析使用的公共服务不均等化指标来自表3第(3)列的回归结果中残差的方差。表2展示了公共服务不均等度的描述性统计结果,显示出各省份之间存在明显的差异。计算公共服务不均等度和公共服务满意度之间的相关系数为-0.149,表示公共服务均等化水平与满意度水平存在正相关关系。

表3 公共服务均等化指标测度回归结果

	(1)	(2)	(3)
	公共服务满意度	公共服务满意度	公共服务满意度
年龄	0.1016*** (0.0085)	0.1371*** (0.0094)	0.1238*** (0.0108)
性别	-0.4876* (0.2825)	-0.7445** (0.2990)	-0.6507** (0.3007)
民族	-1.9209*** (0.6365)	-1.7109*** (0.6520)	-1.7590*** (0.6520)
宗教信仰	-0.9064* (0.4893)	-0.6323 (0.5014)	-0.6698 (0.5015)
户籍状况	0.1034 (0.3182)	-0.4688 (0.3355)	-0.5269 (0.3634)
婚姻状况	-0.3449 (0.3438)	-0.1450 (0.3561)	-0.0577 (0.3599)
政治面貌		1.7186*** (0.4113)	1.7575*** (0.4334)
健康状况		1.2509*** (0.1490)	1.2688*** (0.1491)
收入对数		-0.0449 (0.0416)	0.0013 (0.0449)
受教育水平			-0.2319 (0.2504)
就业状况			-0.9275*** (0.3570)
常数项	62.6542*** (1.0851)	56.8369*** (1.3248)	57.9130*** (1.4514)
省份固定效应	Y	Y	Y
观测数	10805	10233	10233
R <sup>2</sup>	0.0673	0.0746	0.0754

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示估计系数在10%、5%和1%水平上显著;括号里是标准误,下表同。

### (三) 计量模型

本文构建式(11)所示的计量模型考察地区内部公共服务不均等度对居民再分配偏好的影响。式(11)中,RP表示居民的再分配偏好,CV表示地区内部公共服务不均等度,X是控制变量集,包括被访者的年龄、

性别、民族、健康状况、宗教信仰、户籍状况、政治面貌、婚姻状况、受教育水平、就业状况等变量。基于再分配偏好的经典理论中的“经济利己说”和“流动预期说”,个体收入水平和阶层流动预期两个重要变量被放入控制变量集中。 $\varepsilon$ 是随机误差项。

$$RP_i = \alpha + \beta CV_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

由于被解释变量RP是取值1-5的序数变量,计量模型可看作多元线性回归模型(Linear Model)或者非线性的有序概率模型(Ordered-probit Model),分别采用OLS和MLE进行估计。两者的估计结果中系数的符号和显著性基本相同,在考虑边际效应时,两者的差异也非常小,而非线性模型的运用在统计推断过程中要处理很多复杂问题<sup>[32]</sup>。同时考虑到本文在实证分析中大量使用交互项作异质性分析,这在非线性模型中难以解释。因此,本文的主要估计方法是OLS,也就是将RP看作取值为1-5的连续型数值变量。在基本结果中同时报告了非线性模型的估计结果以作对比。

## 五、实证结果分析

### (一)基本回归结果

表4报告了基本回归结果。前三列报告的是基于Ordered-probit模型极大似然估计的结果。其中,第(1)列仅将“公共服务不均等度”作为解释变量,第(2)列在第(1)列的基础上加入了系列控制变量,第(3)列考虑到异方差问题,使用聚类到省份的稳健标准误。结果显示,公共服务不均等度的估计系数都在1%或5%的水平显著为正。第(4)列使用多元线性模型OLS估计,在控制了系列变量和使用聚类到省份的稳健标准误的情况下,公共服务不均等度的估计系数同样在1%的水平显著为正。结果表明,地区的公共服务不均等度越高,地区内的居民再分配偏好越强烈,验证了理论假说1。部分控制变量的估计系数也具有统计显著性,反映的结论与已有文献一致。以第(4)列为例,收入水平、受教育水平的估计系数均为负,表明经济地位越高的人,再分配偏好越弱,符合MR模型的基本结论;阶层流动预期的估计系数显著为负,表明预期未来阶层向上流动程度越高的人,再分配偏好越低,这也符合POUM假说。

### (二)稳健性检验

基于横截面调查数据的研究,不可避免地面临潜在的内生性问题,导致结论的可信性存疑。在无法获得面板数据和准自然实验的情况下,从内生性问题的几个来源入手,尽可能地采取适当的策略以检验基本结论的稳健性。

首先,尝试改变被解释变量psc的测度方式。基本模型中,psc采用原始问卷的1-5的有序类别变量测度,那么基本回归结果反映的是公共服务不均等度对居民再分配偏好的平均效应,后者与被解释变量的取值设定紧密相关。稳健性检验的思路是,改变被解释变量的测度方式,减少有序类别的个数,检验回归结果是否发生根本性的变化。将psc的1-5的有序类别减少为3个类别,具体是将回答1和2的归为一类,赋值为1,4-5的归为一类,赋值为3,回答为3的保持不变。表5第(1)列报告了回归结果,公共服务不均等度的估计系数仍然在1%的水平显著为正,结论没有受到被解释变量测度方式改变的影响,保持了稳健。

其次,控制省级层面变量。使用省份内部被访者的公共服务满意度测算出省份内部的公共服务不均等度,可能与居民所在省份的其他经济特征相关,造成潜在的遗漏变量问题。在计量模型中新增省级层面的GDP对数、人均GDP对数、第二产业增加值占GDP比重、第三产业增加值占GDP比重、财政收入占GDP比重、非农人口占总人口比重等6个控制变量。表5第(2)列展示的回归结果显示,公共服务不均等度的估计系数仍在1%的水平显著为正,并且与表4第(4)列报告的估计系数大小非常接近,说明省级层面的潜在遗漏变量问题没有影响基本结论的可信性。

表4 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	再分配偏好	再分配偏好	再分配偏好	再分配偏好
	Ordered-probit Model/MLE	Ordered-probit Model/MLE	Ordered-probit Model/MLE	Linear Model/OLS
公共服务不均等度	0.0258*** (0.0048)	0.0303*** (0.0050)	0.0303** (0.0143)	0.0224*** (0.0043)
年龄		0.0051*** (0.0009)	0.0051*** (0.0011)	0.0046*** (0.0007)
收入对数		-0.0008 (0.0034)	-0.0008 (0.0036)	-0.0008 (0.0029)
性别		-0.0337 (0.0232)	-0.0337 (0.0216)	-0.0320 (0.0198)
民族		-0.0826* (0.0438)	-0.0826 (0.0721)	-0.0615* (0.0370)
健康状况		-0.0151 (0.0114)	-0.0151 (0.0172)	-0.0132 (0.0097)
宗教信仰		0.0401 (0.0377)	0.0401 (0.0419)	0.0201 (0.0320)
婚姻状况		-0.0202 (0.0277)	-0.0202 (0.0227)	-0.0152 (0.0237)
政治面貌		-0.0102 (0.0334)	-0.0102 (0.0416)	-0.0148 (0.0285)
户籍状况		-0.0311 (0.0268)	-0.0311 (0.0432)	-0.0256 (0.0228)
受教育水平		-0.1211*** (0.0189)	-0.1211*** (0.0204)	-0.1026*** (0.0162)
就业状况		0.0560** (0.0274)	0.0560** (0.0252)	0.0506** (0.0233)
阶层流动预期		-0.0121 (0.0091)	-0.0121 (0.0078)	-0.0157** (0.0077)
常数项				3.5059*** (0.1016)
聚类标准误	N	N	Y	Y
观测数	10116	9596	9596	9596
R <sup>2</sup>				0.0257

再次,使用公共服务满意度的基尼系数作为替代的解释变量。尽管本文采用的测度公共服务不均等度的方法具有科学性,但基于回归残差的方差计算出的指标必然会受到潜在的样本异常值、测量误差以及解释变量选择的干扰。本文尝试使用替代的测度方式获得估计结果,检验基本结论是否会发生变化,以此检验基本结论的稳健性。基尼系数通常被用于测度收入差距。本文测算各个省份的居民公共服务满意度的

基尼系数作为解释变量,同时加入上述省份控制变量。表5第(4)列显示,用基尼系数测度的公共服务不均等度的估计系数仍然在1%的水平显著为正,保持了稳健。

最后,扩大样本容量。基本回归结果使用的CGSS2015数据的样本容量约1万,在国内公开的随机分层抽样调查中,属于较大容量。然而,分布到各个省份之后,每个省的观测数只有几百个,相对于我国各地区人口总数而言,是十分微小的比例。CGSS有着科学严格的随机分层抽样设计,保证了样本随机性。尽管如此,本文仍尝试通过扩大样本容量,检验结论的稳健性。将CGSS2013与之合并,不仅能扩大样本容量,还能检验基本结论对于年份的敏感性。CGSS2013中对于居民再分配偏好的调查问题与CGSS2015相同,但答案是1-3的有序类别变量,其他变量测度方式均相同。统一采用表5第(1)列的被解释变量测度方式将其构建为1-3的有序类别变量,然后将两份数据合并得到样本容量更大的新样本。表5第(4)列展示的回归结果显示,在控制了省级控制变量和年份虚拟变量的情况下,公共服务不均等度的估计系数仍然在1%的水平显著为正,表明基本结论对于初始样本选择并不敏感,保持了相当的稳健。

表5 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	改变因变量测度方式	控制省级层面变量	使用基尼系数作为解释变量	扩大样本容量
	再分配偏好	再分配偏好	再分配偏好	再分配偏好
公共服务不均等度	0.0096*** (0.0033)	0.0211*** (0.0058)	3.0206*** (0.6321)	0.0151*** (0.0028)
个体控制变量	Y	Y	Y	Y
省级控制变量	N	Y	Y	Y
观测数	9596	9596	9584	14665
R <sup>2</sup>	0.0221	0.0263	0.0275	0.0218

注:四组回归均采用多元线性模型OLS估计,个体控制变量与表4的第(4)列相同。

### (三)异质性分析

接下来基于居民的经济社会地位高低进行异质性分析,目的不仅在于探讨更加丰富的结果,而且有助于进一步为理论机制提供证据,同时用于检验理论假说2。理论分析表明,公共服务和收入再分配两者都属于再分配,存在替代关系。值得注意的是,收入再分配清楚地指向不同收入水平的人均之间的差距,即“富人”和“穷人”的收入差距。但是,公共服务满意度的差距并没有清楚的指向。从表3的回归结果可以看到,居民的收入水平和经济地位与其公共服务满意度之间并没有显著的相关性,但居民的健康水平、政治面貌与公共服务满意度呈正相关。相对于“富人”而言,地区内部公共服务均等化水平越高,“穷人”的公共服务满意度越高。换言之,对于公共服务满意度、社会经济地位相对较低的居民,在公共服务均等化水平提升的再分配过程中受益较多。这也是理论模型设定过程中的关键假设。将居民的公共服务满意度、户籍状况、收入状况、受教育水平、就业状况、自评社会阶层等反映社会经济地位的变量与公共服务不均等度的交互项加入计量模型,考察交互项的估计系数反映的异质性,结果报告于表6。

结果显示,上述交互项的估计系数均显著为负,验证了理论假说2,即居民的公共服务满意度越高,公共服务不均等度对其再分配偏好的影响越小;非农户口、相对高收入、受教育水平越高、有工作和自评社会阶层越高的居民,公共服务不均等度对其再分配偏好的影响越小。

表6 异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	再分配偏好	再分配偏好	再分配偏好	再分配偏好	再分配偏好	再分配偏好
公共服务不均等度	0.0231*** (0.0043)	0.0280*** (0.0054)	0.0248*** (0.0044)	0.0493*** (0.0094)	0.0308*** (0.0064)	0.0288*** (0.0046)
公共服务不均等度× 公共服务满意度高	-0.0028** (0.0014)					
公共服务不均等度× 非农户口		-0.0145* (0.0087)				
公共服务不均等度× 高收入			-0.0046** (0.0018)			
公共服务不均等度× 受教育水平				-0.0188*** (0.0058)		
公共服务不均等度× 有工作					-0.0151* (0.0085)	
公共服务不均等度× 自评社会阶层						-0.0016*** (0.0004)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测数	9596	9596	9596	9596	9596	9596
R <sup>2</sup>	0.0262	0.0260	0.0264	0.0268	0.0261	0.0273

注:第(3)列中的高收入是按居民收入是否高于中位数构建的虚拟变量;六组回归均采用多元线性模型OLS估计;控制变量与表4的第(4)列相同。

#### (四)影响机制检验

在居民再分配偏好影响因素的理论框架中,经济自利、收入流动性预期和公平信念是影响居民再分配偏好的三个层次的因素。地区内部的公共服务均等化水平与居民收入、流动性预期之间不存在直接的关系,可以推测,公共服务均等化主要通过影响居民的公平感进而影响再分配偏好<sup>[24]</sup>。此外,在基本回归分析中,计量模型已经包含个体的经济地位因素、阶层流动性预期,相当于控制了这两个渠道。经典理论框架已经证实,在其他条件不变的情况下,居民的主观公平感越强,再分配偏好越低。因此,聚焦于考察公共服务不均等度对居民主观社会公平感和主观收入公平感的影响来验证该作用机制。表7第(1)(2)列展示了居民主观公平感对公共服务不均等度的回归结果,公共服务不均等度的估计系数在1%的水平显著为负,表明公共服务不均等度越高,居民的主观社会公平感和主观收入公平感都越低,符合理论预期。

表7 影响渠道检验

	(1)	(2)
	主观社会公平	主观收入公平
公共服务不均等度	-0.0145*** (0.0044)	-0.0201*** (0.0046)
控制变量	Y	Y
观测数	10184	10121
R <sup>2</sup>	0.0011	0.0019

注:四组回归均采用多元线性模型OLS估计;控制变量与表4的第(4)列相同。

#### (五)拓展性分析

进一步考察公共服务不均等度是否增强了其他关键因素对居民再分配偏好的作用。理论上,主观社会公平感和政府满意度对居民再分配偏好具有显著的影响<sup>[33-34]</sup>。将主观社会公平、主观收入公平、政府秉公办

事的满意度、政府维护社会公平的满意度等5个变量及其与公共服务不均等度的交互项加入计量模型中。表8报告的回归结果显示,交互项均显著为正,说明公共服务不均等度和居民的公平信念对再分配偏好的影响具有相互强化的作用,这进一步支撑了本文的观点。税收调节的收入分配和政府的公共支出两者构成了再分配的全过程,居民对于调节收入端再分配偏好的强弱与公共服务端再分配的均等化水平紧密相关。同时,两者都是政府的基本职能,因此,居民对政府在秉公办事和维护社会公平方面的满意度会强化居民的公平信念,进而影响居民再分配偏好。

表8 拓展性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	再分配偏好	再分配偏好	再分配偏好	再分配偏好
主观社会公平× 公共服务不均等度	0.0061*** (0.0013)			
主观收入公平× 公共服务不均等度		0.0048*** (0.0012)		
政府满意度(秉公办事)× 公共服务不均等度			0.0105** (0.0044)	
政府满意度(维护社会公平)× 公共服务不均等度				0.0074* (0.0044)
控制变量	Y	Y	Y	Y
观测数	9559	9533	9381	9488
R <sup>2</sup>	0.0283	0.0245	0.0245	0.0253

注:四组回归均采用多元线性模型OLS估计;控制变量与表4的第(4)列相同。

## 六、结论与政策启示

本文的研究结论可总结如下:公共服务均等化能够有效调节广义的收入分配差距,地区内部公共服务不均等程度越高,居民再分配偏好越强,尤其在社会经济地位较低的群体中表现更加明显。地区内部的公共服务均等化通过提升居民主观公平感进而弱化居民再分配偏好,并且对居民主观公平感和政府满意度对居民再分配偏好的积极影响起到正向调节作用。研究结论对于我国完善相关政策,完成共同富裕社会主义根本任务具有一定的启示。首先,推进公共服务均等化能够有效改善收入分配状况,降低居民的再分配偏好,进而有利于社会和谐,实现共同富裕。在当前地区间、城乡间基本公共服务均等化取得明显进展的基础上,下一阶段需要重视地区内部的公共服务均等化,这更多地要求公共服务供给方式的优化和公共服务效率的提升。其次,政策制定上要特别重视提高相对弱势群体的公共服务满意度。一方面,要在公共支出和公共服务数量上的均等化之外,重视以公共服务满意度为导向的公共服务均等化政策实施;另一方面,要给予在初次分配和公共服务获取上处于相对弱势的群体更多的关注。

### 参考文献:

- [1] 武力超,林子辰,关悦.我国地区公共服务均等化的测度及影响因素研究[J].数量经济技术经济研究,2014,31(8):72-86.
- [2] 杨晓军,陈浩.中国城乡基本公共服务均等化的区域差异及收敛性[J].数量经济技术经济研究,2020,37(12):127-145.
- [3] 李华,董艳玲.基本公共服务均等化是否缩小了经济增长质量的地区差距? [J].数量经济技术经济研究,2020,37(7):48-70.
- [4] 梅正午,孙玉栋,刘文章.公共服务均等化水平与公民社会公平感——基于CGSS 2013的分析[J].财贸研究,2020,31(4):63-74.
- [5] 李莹,吕光明.收入公平感、流动性预期与再分配偏好——来自CGSS 2013的经验证据[J].财贸经济,2019,40(4):35-49.

- [6] 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.
- [7] 李丹,裴育.城乡公共服务差距对城乡收入差距的影响研究[J].财经研究,2019,45(4):111-123+139.
- [8] 陈斌开,李银银.再分配政策对农村收入分配的影响——基于税费体制改革的经验研究[J].中国社会科学,2020(2):70-92+205-206.
- [9] 岳希明,周慧,徐静.政府对居民转移支付的再分配效率研究[J].经济研究,2021,56(9):4-20.
- [10] Meltzer, A. H., S. F. Richard. A Rational Theory of the Size of Government[J]. The Journal of Political Economy, 1981, 89(5): 914-927.
- [11] Meltzer, A. H., S. F. Richard. Tests of a Rational Theory of the Size of Government[J]. Public Choice, 1983, 41(3):403-418.
- [12] Kaufman, R. R. Inequality and Redistribution: Some Continuing Puzzles[J]. Political Science & Politics, 2009, 42(4):657-660.
- [13] Fong, C. Social Preferences, Self-interest, and the Demand for Redistribution[J]. Journal of Public Economics, 2001, 82(2): 225-246.
- [14] Piketty, T. Social Mobility and Redistributive Politics[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(5): 551-584.
- [15] Benabou, R., E. A. Ok. Social Mobility and the Demand for Redistribution: The POUM Hypothesis[J]. Quarterly Journal of Economics, 2001, 116(2):447-487.
- [16] Guillaud, E. Preferences for Redistribution: An Empirical Analysis over 33 Countries[J]. The Journal of Economic Inequality, 2013, 11(1):57-78.
- [17] Lee, S. Hopeless Future and the Desire for Welfare Expansion: Testing the Prospect of Upward Mobility Hypothesis in South Korea [J]. Social Science Journal, 2016, 53(4):545-554.
- [18] Sealey, A., R. Andersen. Income Inequality and Popular Support for Redistributive Policies in Canada 1993—2008[J]. Canadian Public Policy, 2015, 41(1):51-64.
- [19] Alesina, A., S. Stantcheva, E. Teso. Intergenerational Mobility and Preferences for Redistribution[J]. American Economic Review, 2018, 108(2):521-554.
- [20] 徐建斌.收入水平、社会流动与再分配偏好——对“POUM”假说的再检验[J].南方经济,2015(11):70-85.
- [21] Alesina, A., G. M. Angeletos. Fairness and Redistribution[J]. The American Economic Review, 2005, 95(4):960-980.
- [22] Alesina, A., E. L. Ferrara. Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities[J]. Journal of Public Economics, 2005, 89(5-6):897-931.
- [23] Alesina, A., P. Giuliano. Preferences for Redistribution[J]. Social Science Electronic Publishing, 2011(1):93-131.
- [24] Cruces, G., R. Perez-Truglia M. Tetaz. Biased Perceptions of Income Distribution and Preferences for Redistribution: Evidence from a Survey Experiment[J]. Social Science Electronic Publishing, 2015, 98(1):100-112.
- [25] 潘春阳,何立新.独善其身还是兼济天下?——中国居民再分配偏好的实证研究[J].经济评论,2011(5):20-29.
- [26] 刘华,徐建斌.转型背景下的居民主观收入不平等与再分配偏好——基于CGSS数据的经验分析[J].经济学动态,2014(3):48-59.
- [27] 汪良军,童波.收入不平等、公平偏好与再分配的实验研究[J].管理世界,2017(6):63-81.
- [28] Fehr E., K. M. Schmidt. A Theory of Fairness, Competition, and Cooperation[J]. Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(3): 817-868.
- [29] 吕炜,张妍彦.城市内部公共服务均等化及微观影响的实证测度[J].数量经济技术经济研究,2019,36(11):101-120.
- [30] 姜晓萍,康健.实现程度:基本公共服务均等化评价的新视角与指标构建[J].中国行政管理,2020(10):73-79.
- [31] 缪小林,张蓉,于洋航.基本公共服务均等化治理:从“缩小地区间财力差距”到“提升人民群众获得感”[J].中国行政管理,2020(2):67-71.
- [32] Angrist, J. D., J. S. Pischke. Mostly Harmless Econometrics[M]. Princeton University Press, 2009.
- [33] 徐建斌.政府信任与居民的再分配偏好——来自中国数据的经验分析[J].经济社会体制比较,2016(1):152-163.
- [34] 吕凯波,刘小兵.公众收入再分配偏好及其影响因素分析——基于世界价值调查的数据[J].财政研究,2017(1):49-63.

(责任编辑:彭晶晶)