

深入学习贯彻党的二十大精神

均衡性转移支付、税制结构与共同富裕

田时中，童梦梦

(安徽大学 经济学院,安徽 合肥 230601)

[摘要]新发展阶段,要加快实现共同富裕,就需要重视均衡性转移支付和税制结构的调节作用。基于极值熵值法测度的共同富裕综合指数构建面板 Tobit 模型、空间滞后模型和门槛模型,从均衡性转移支付和税制结构的不同视角,探究上述因素对共同富裕的多重影响,结果发现:从基准回归和空间滞后模型看,共同富裕存在显著的空间溢出效应,均衡性转移支付对共同富裕的直接和空间促进效应尚未体现,以直接税和间接税为主体的税制结构的直接和空间效应显著为正,且均衡性转移支付能够调节税制结构的直接和空间溢出效应。进一步分析发现,均衡性转移支付与共同富裕之间存在由“门槛效应”引起的非线性关系,合理的均衡性转移支付显著促进共同富裕,且随着均衡性转移支付的提升,其促进效应不断减弱。动态空间滞后模型显示,共同富裕滞后一期的直接和空间溢出效应均显著为正。以上研究结论对中国政府优化财税体制、推进共同富裕具有重要启示。

[关键词]均衡性转移支付;税制结构;共同富裕;空间滞后模型;门槛效应;收入分配;中国式现代化

[中图分类号]F812.2 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2023)05-0001-10

一、引言

共同富裕是新时代中国特色社会主义发展的本质要求,是中国式现代化的重要特征。目前我国正处于由全面小康迈向全体人民共同富裕的新阶段,需精准发挥财税体制的正向激励作用。党的十九届五中全会指出,“建立现代财税体制,是我国进入新发展阶段抓住新机遇、应对新挑战的必然要求”。因此,深化财税体制改革是实现共同富裕的题中之义。党的二十大报告再次强调:“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化,要加大税收、社会保障、转移支付等的调节力度,规范收入分配秩序”。转移支付、税制结构作为现代财税体制的重要组成部分,具有显著的调节收入分配的作用,直接影响共同富裕的进程。因此,完善转移支付制度、优化税制结构迫在眉睫。

当前扎实推进共同富裕已成为中国发展的中心议题。学术界对其内涵、指标体系以及测度等方面展开了深入的研究。新时代共同富裕是包括物质和精神在内的经济、政治、文化、社会、生态“五位一体”全面协调发展的高质量共同富裕^[1]。实现共同富裕是在权利平等、机会公平的前提下,人人参与共建并合理地、有差别地共享收入、财产以及公共服务过上富裕生活的过程^[2-3]。陈丽君等从发展性、共享性和可持续性三个方面构建共同富裕指标体系,并运用层次分析法得出各项指标的权重^[4]。邹克和倪青山从收入和平等两个维度构建共同富裕指标体系,运用耦合协调模型检验了共同富裕收入和平等子系统的耦合协调情况^[5]。

均衡性转移支付作为调节收入再分配的关键因素,能有效协调央地间政府关系,改善地方政府财权与事权不匹配的现状,平衡地区间财力差距,从而较好地发挥财政减贫效应^[6-7],致力于促进基本公共服务均等化^[8]。不过,均衡性转移支付规模的扩大及其制度的缺陷也加剧了地方政府对中央转移支付资金的依赖,进而引发地方政府预算软约束、放松财政努力以及支出规模膨胀等道德风险问题^[9-10],制

[收稿日期]2023-03-06

[基金项目]国家社会科学基金一般项目(18BJL025)

[作者简介]田时中(1984—),男,安徽岳西人,安徽大学经济学院副教授,博士生导师,博士,主要研究方向为区域经济、收入分配与绩效管理;童梦梦(1997—),女,安徽阜南人,安徽大学经济学院硕士生,主要研究方向为公共服务与财税政策,邮箱:3166649237@qq.com。

约了均衡性转移支付的减贫效应以及收入再分配效应,不利于缩小城乡收入差距和地区发展差距^[11],从而影响共同富裕的实现。还有部分学者研究了转移支付对政府税收努力的影响^[12-13]。

税制结构作为地方政府进行宏观调控的重要手段,深化税制结构改革能有效发挥税收的收入调节效应,使其与共同富裕的内在要求相契合,以达到提升效率、兼顾公平的目的,从而推动共同富裕^[13]。目前学界主要围绕促进共同富裕的财税政策展开理论分析,发挥好税收的收入分配调节效应有利于实现共同富裕^[14]。但我国直接税占比较低,限制了直接税的收入调节效应,提高直接税比重有利于促进社会公平以及国家治理现代化,而间接税的累退性不能有效调节收入分配^[15]。周克清和毛锐实证研究发现货劳税和所得税不利于调节收入差距,财产税和其他税能够促进收入分配^[16]。马海涛等实证研究发现减税能够刺激税制结构优化间接提升共享发展水平^[17]。

以往研究围绕共同富裕的内涵、指标体系以及测度方法进行了深入的探讨,为本文的研究奠定了基础。然而,以往对共同富裕测度指标和方法的研究尚不统一,还没有研究将均衡性转移支付和税制结构纳入统一分析框架,研究共同富裕问题。鉴于此,本文可能的边际贡献在于:(1)基于新发展理念,从富裕、共享、保障、持续四个维度构建共同富裕测度指标体系,并运用极值熵值法进行测度。(2)构建面板Tobit模型、空间滞后模型和门槛模型,实证检验均衡性转移支付、税制结构对共同富裕的多重影响效应,为中国政府深化财税体制改革,推进共同富裕,提供决策参考。

二、理论分析与研究假设

(一) 中央政府均衡性转移支付对共同富裕的作用机制

合理的均衡性转移支付能够调节由财政分权导致的地方政府财权和事权不匹配的现象,有效缓解地方财政收支缺口问题,平衡地区间财力差距,增强地方政府公共服务供给能力,从而调动地方政府积极性以及运行效率,同时,也为落后地区的民生性公共服务供给提供保障,促进基本公共服务均等化,有利于财政收入公平分配^[8]。此外,均衡性转移支付能够补偿存在外溢性领域的公共支出,从而完善地方公共服务供给体系,促进社会整体福利水平提升。但是,均衡性转移支付制度本身的缺陷会引发地方政府预算软约束、支出规模膨胀、支出结构扭曲以及经济发展逆向激励等负面影响。具体而言:

首先,中央转移支付制度的“财政幻觉”和“公共池”效应会引发地方政府预算软约束等一系列道德风险问题,地方政府为了获得更多的中央转移支付资金往往忽视财政纪律,通过风险型决策和超额支出计划等进行支出恶性竞争,从而导致地方政府支出结构扭曲和举债规模膨胀等负面影响^[9],不利于地方财政和经济可持续发展。中央转移支付资金的“粘蝇纸”效应和替代效应,导致地方政府支出结构偏离公共服务均等化目标^[18],影响转移支付资金的收入再分配效用^[19]。此外,均衡性转移支付导致经济落后地区对其产生过度依赖,降低了发展的积极性,产生逆向激励效应,从而进一步拉大地区经济发展差距^[11]。其次,由于均衡性转移支付没有规定特定用途,以及我国城乡二元经济结构的长期存在,地方政府更倾向于将转移支付投入反应更敏感的城镇地区,从而拉大了城乡居民收入差距。最后,转移支付尤其是均衡性转移支付容易被上级政府截留,在我国五级政府体系下,中央转移支付层层下拨的过程中,很容易出现由权力寻租等引起的转移支付资金截留和挪用现象^[20],使得国家对落后地区的财政补贴不能全部落到实处,不能有效促进落后地区的经济发展^[19],从而导致均衡性转移支付的政策效果不明显,进而影响共同富裕进程。

基于此,本文提出如下研究假设:

假设1:均衡性转移支付能够影响共同富裕,但这一影响存在正向和负向两种效应。

(二) 税制结构对共同富裕的作用机制

第一,直接税主要通过影响收入再分配、地区经济发展差距以及可持续发展能力来影响共同富裕。首先,直接税的累进性以及税负不易转嫁特性,可以有效发挥收入的再分配作用,促进各经济主体间利

益公平分配,缩小社会贫富差距,促进发展成果共享^[17]。其次,经济发达地区的个人所得税的税收负担较高,经济落后地区的个人所得税的税收负担较低,甚至大部分居民的收入未达到个税的起征点,这在一定程度上缩小了发达地区与落后地区的经济发展差距。最后,由于经济发达地区的企业规模和数量较大,企业所得税的税收负担较重,而经济落后地区为了促进经济发展会实行一系列税收优惠政策,从而刺激发达地区的企业转变战略投资方向,实现企业向具有税收洼地的落后地区转移,促进地区之间要素资源联动,形成高新技术创新外溢效应,带动落后地区经济发展,缩小地区经济差距^[20]。此外,征收企业所得税会刺激企业在利润最大化或成本最小化的利益驱动下,转变生产方式,优化要素资源配置,加快产品升级与技术创新,淘汰高能耗和高污染的产能^[21],以及政府对新能源企业的税收优惠政策,提高经济发展质量,增强可持续发展能力,从而夯实共同富裕物质基础。

第二,间接税不仅在初次分配中发挥重要作用,而且对特定货物和劳务的差别化税率使其在再分配中也发挥作用。首先,初次分配注重效率,间接税通过影响供需结构引导生产和消费决策,促进要素资源优化配置,提高生产效率。间接税的税负不能完全转嫁,一部分由生产者承担,反映在生产成本中,从而刺激生产者通过加快技术革新来降低生产成本,有利于提高生产要素的使用效率,促进产业转型升级;还有一部分税负转嫁给消费者,反映在产品价格中,影响人们的消费偏好以及市场消费结构,进而引导生产者改变生产决策以促使资源达到最优配置^[22],从而提高生产效率,促进经济总量的增长,夯实共同富裕的经济基础。其次,再分配注重公平,间接税的差别税率制度能够调节收入分配。增值税对部分生活必需品设置优惠税率,而营业税和消费税分别对服务业和部分奢侈品进行征税,在一定程度上增加了高收入者的额外税负,因此缩小了不同消费群体间的收入差距^[7],有利于实现共同富裕。

基于此,本文提出如下研究假设:

假设2:以直接税和间接税为主体的税制结构能促进共同富裕水平提升。

(三) 税制结构与均衡性转移支付对共同富裕的作用机制

均衡性转移支付主要通过收入效应、替代效应和税收竞争效应影响地方政府的征税努力以及当地税率进而间接影响共同富裕。首先,均衡性转移支付资金可以由地方政府自由支配,作为一笔无偿资金弱化了地方政府的征税成本,通过发挥其对税收收入的替代效应和收入效应,降低了地方政府对企业所得税、房产税的征税努力,减弱了税制结构对共同富裕的促进效应。其次,由于央地政府间信息不对称以及税收监管制度的不健全,地方政府为了获取更多的中央转移支付往往会扭曲征税行为,中央转移支付的“公共池”和“粘蝇纸”效应助推地方政府对企业实施优惠的所得税政策和财政补贴政策来寻求政企合谋,降低了企业所得税的税负,加剧了转移支付的替代效应^[12],进而弱化了税制结构调节收入分配的效应。此外,中央转移支付的“公共池”效应导致地方政府征税成本和财政收益脱节,进一步激发了地方政府进行税收“竞次”竞争的动机^[21],形成税收竞争扭曲的局面,不利于税收的收入分配调节效应的有效发挥。最后,中央转移支付的“经济发展逆向激励”原则会对地方经济发展产生负向激励,而地方政府对均衡性转移支付的过度依赖降低了其发展经济的积极性,不利于经济持续稳定发展,进而影响消费税、增值税、企业所得税等税收收入,弱化了税制结构对共同富裕促进效应。

基于此,本文提出如下研究假设:

假设3:均衡性转移支付通过收入效应、替代效应和税收竞争效应影响地方直接税和间接税的税收努力,弱化了税制结构对共同富裕的促进作用。

三、研究设计

(一) 变量界定

1. 被解释变量。共同富裕(*cow*)是全体人民参与共建共享的全面富裕,必须对富裕程度和共享程度同时加以度量^[3]。富裕体现全社会的经济发展水平,是共同富裕建设的基础条件^[4];共享体现以人

为本的发展理念,注重解决发展成果公平分配问题,是共同富裕建设的必然要求。中央财经委员会第十次会议指出,“优化社会保障制度,是扎实推进共同富裕发展的重要举措”。因此,推进共同富裕需要保持经济可持续发展与民生保障建设协同共进^[1]:保障水平反映了人们的生活水平和生活质量,是共同富裕建设的“稳定器”和“最后防线”;持续发展反映的是经济、社会与资源环境的长远发展潜力,是实现共同富裕的必由之路^[4]。鉴于此,本文将共同富裕总结归纳为富裕、共享、保障和持续的有机结合。基于共同富裕的理论内涵,结合前述指标体系构建经验和本次研究实际需要,本文从富裕、共享、保障和持续四个维度优选 40 项指标,构建共同富裕水平测度指标体系(如表 1 所示)。

表 1 共同富裕水平测度指标体系

| 目标层 | 准则层 | 指标层 | 单位 | 指标含义及说明 | 属性 |
|--------------|-------------------|--------------------------------|----------------|--------------------------------|----|
| 共同富裕水平测度指标体系 | 富裕 B ₁ | 人均收入弹性 C ₁ | % | 人均可支配收入/人均 GDP | + |
| | | 居民人均存款余额 C ₂ | 元 | 全年居民储蓄额/总人口 | + |
| | | 区域差距系数 C ₃ | % | 各省 GDP/最高省份 GDP | - |
| | | 城乡居民可支配收入比 C ₄ | % | 城乡居民人均可支配收入的比值 | - |
| | | 城乡居民消费支出系数 C ₅ | % | 城乡居民人均消费支出的比值 | - |
| | | 城镇化率 C ₆ | % | 城镇人口/常住人口 | + |
| | | 劳动报酬弹性 C ₇ | % | 劳动报酬/GDP | + |
| | | 恩格尔系数 C ₈ | % | 食物支出金额/总支出金额 | - |
| | | 人均社会消费品零售总额 C ₉ | 元 | 社会消费品零售总额/总人口 | + |
| | | 基尼系数 C ₁₀ | / | 不平均分配的收入/全部居民收入 | - |
| | | 教育水平 C ₁₁ | 年 | 人均受教育年限 | + |
| | | 医疗水平 C ₁₂ | 人 | 每千人拥有执业(助理)医师数 | + |
| | | 公共服务供给水平 C ₁₃ | 张 | 每千人医疗机构床位数 | + |
| | | 居民平均预期寿命 C ₁₄ | 岁 | 预期能继续生存的平均年数 | + |
| | 共享 B ₂ | 城镇人均住房面积 C ₁₅ | m ² | 住宅建筑面积/居住人口 | + |
| | | 万人拥有公共交通车辆数 C ₁₆ | 标台 | 城市拥有公共交通车辆/总人口 | + |
| | | 万人拥有公厕数 C ₁₇ | 座 | 城市拥有公厕数/总人口 | + |
| | | 森林覆盖率 C ₁₈ | % | 森林面积/土地总面积 | + |
| | 保障 B ₃ | 空气质量优良率 C ₁₉ | % | 空气质量二级以上的天数/一年总天数 | + |
| | | 城市污水处理率 C ₂₀ | % | 城市集中处理污水量/所产生污水量 | + |
| | | 互联网普及率 C ₂₁ | % | 全市互联网用户/城市常住人口 | + |
| | | A 人均公共藏书 C ₂₂ | 册 | 公共图书馆藏书/城市总人口 | + |
| | | 社会保障水平 C ₂₃ | 元 | 社会保障经费/人口数 | + |
| | | 卫生保健服务 C ₂₄ | 元 | 卫生经费/人口数 | + |
| | | 民生性支出占比 C ₂₅ | % | 民生支出/一般公共预算支出 | + |
| | | 医疗保障水平 C ₂₆ | % | 城镇基本医疗保险覆盖率 | + |
| | | 社会抚养比 C ₂₇ | % | 非劳动人口数/劳动力人口数 | - |
| | | 住房保障支出 C ₂₈ | 亿元 | 保障性住房支出数 | + |
| | | 最低生活保障水平 C ₂₉ | 人 | 城乡居民最低生活保障人数 | + |
| | | 经济增长率 C ₃₀ | % | (本年人均 GDP - 上年人均 GDP)/上年人均 GDP | + |
| | | 资本产出率 C ₃₁ | % | GDP/资本存量 | + |
| | | 最终消费率 C ₃₂ | % | 最终消费支出/GDP | + |
| | 持续 B ₄ | 金融结构 C ₃₃ | % | 存贷款余额/GDP | + |
| | | 产业结构 C ₃₄ | % | 第三产业增加值/GDP | + |
| | | 债务负担率 C ₃₅ | % | 年末政府债务余额/GDP | - |
| | | R&D 经费投入强度 C ₃₆ | % | R&D 经费支出占/GDP | + |
| | | 科技创新水平 C ₃₇ | 件 | 每万人拥有专利授权数 | + |
| | | 高新技术产业主营业务收入占比 C ₃₈ | % | 高新技术产业主营业务收入/规模以上工业主营业务收入 | + |
| | | 失业率 C ₃₉ | % | 城镇登记失业率 | - |
| | | 清洁能源消耗占比 C ₄₀ | % | 天然气消耗量/能源消耗总量 | + |

基于共同富裕测度指标体系,选取中国 31 个省级行政单元(不含港澳台)2008—2020 年的面板数

据为样本,运用极值熵值法测度中国共同富裕综合指数^[22]。

2. 核心解释变量。(1)均衡性转移支付(*transfer*)。中央政府转移支付包括一般性转移支付、专项转移支付和税收返还等^[12]。专项转移支付一般规定特定用途,资金使用的灵活度较低,税收返还在各省份之间存在显著的“马太效应”,因此,税收返还和专项转移支付平滑地方政府收支缺口的均衡性作用较小。相比而言,一般性转移支付资金可由地方政府自由支配,能够平衡地方政府的财政收支缺口^[18]。借鉴储德银等的相关研究^[18],本文采用一般性转移支付占转移支付总量的比重来衡量均衡性转移支付。(2)税制结构(*taxes*)。税制结构的划分尚未达成一致意见,以下三种较具有代表性^[23]:(1)宏观税制结构,按照税负转嫁标准将税种分为直接税与间接税;(2)中观税制结构,按照不同的课税对象性质将税种分为流转税类、所得税类、行为财产税类和资源税类;(3)微观税制结构,按照不同的征税对象将税种分为增值税、消费税、企业所得税和个人所得税等具体税种。因此,主体税种的选择决定了税制结构对共同富裕的影响效应,以商品税为主体的间接税有利于地方政府筹集财政资金以及促进经济发展效率提升。而以所得税为主体的直接税则侧重于对居民收入分配实现调节以及维持宏观经济的稳定。所以本文主要以直接税(*dtax*)和间接税(*itax*)的对数形式来衡量税制结构:直接税主要以所得税为主,辅以相关财产税,包括个人所得税、企业所得税、房产税、土地增值税、耕地占用税、契税、印花税以及车船税;间接税主要以商品税为主,包括增值税、营业税和消费税^[16,18]。

3. 控制变量。借鉴相关研究^[5,18],在模型中引入如下控制变量:一是财政能力(*fisg*),以地方一般财政预算收入占GDP的比重来衡量,财政能力越强的地区,有足够的资金支持民生性公共政策的实施,减贫效果越好,能推动共同富裕建设;二是政府竞争(*gove*),以实际外商直接投资占GDP的比重来衡量;三是财政透明度(*fist*),财政透明度较高的地区,能够促进社会公众积极参与政府治理,提高民生性公共政策实施的精确度,该数据来源于上海财经大学《中国财政透明度报告——省级财政信息公开状况评估》;四是人口密度(*pd*),反映了地区人口在地理空间上的集聚程度,采用单位行政区域面积内的人口数来衡量;五是创业水平(*enp*),以各地区私人控股企业法人单位数的对数形式来衡量^[5]。

(二) 数据来源

以中国31个省级行政单元(不含港澳台)2008—2020年的面板数据为样本进行实证分析,为了避免各变量之间相差较大影响分析结果,本文对财政透明度、人口密度进行对数处理,原始数据来源于《中国统计年鉴(2009—2021)》《中国环境统计年鉴(2009—2021)》《中国卫生统计年鉴(2009—2021)》,以及各省统计局官网、各省财政局公布的财政预决算报告、中经网统计数据库等,部分缺失数据通过插值法进行处理。

(三) 模型设定

由于极值熵值法测度的中国31个省级行政单元的共同富裕综合指数范围在0—1之间,该测量结果存在被切割的特点,使用符合受限因变量的面板Tobit回归模型比OLS模型更有效率,因此,依据上述均衡性转移支付与税制结构对共同富裕的作用机制及理论分析,构建面板Tobit模型揭示均衡性转移支付与税制结构对共同富裕的影响机理,具体模型如下:

$$cow_{it} = \gamma_0 + \delta_1 taxes_{it} + \delta_2 X_{it} + \varphi_{it} \quad (1)$$

$$cow_{it} = \lambda_0 + \theta_1 transfer_{it} + \theta_2 X_{it} + \varphi_{it} \quad (2)$$

$$cow_{it} = \alpha_0 + \beta_1 taxes_{it} + \beta_2 transfer_{it} + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

为了检验均衡性转移支付与税制结构之间是否存在相互依赖性,以及均衡性转移支付对税制结构与共同富裕的关系是否存在调节效应,引入均衡性转移支付与税制结构的交互项^[24]。具有模型如下:

$$cow_{it} = \rho_0 + \eta_1 taxes_{it} + \eta_2 transfer_{it} + \eta_3 taxes_{it} \times transfer_{it} + \eta_4 X_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

上述方程中, δ 、 θ 、 β 、 η 是待估参数, φ 、 ϕ 、 ε 、 μ 是随机扰动项,共同富裕、税制结构与均衡性转移支付分别为被解释变量和核心解释变量, X_{it} 为系列控制变量。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

经过 LR 检验选取随机效应的 Tobit 模型对模型(1)至模型(4)进行基准回归估计,回归结果见表 2。

表 2 均衡性转移支付和税制结构对共同富裕的影响回归结果

| | 直接税 | | | | 间接税 | | | |
|------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) |
| <i>taxs</i> | 0.028 *** (0.005) | | 0.030 *** (0.005) | 0.018 ** (0.008) | 0.045 *** (0.006) | | 0.047 *** (0.006) | 0.031 *** (0.009) |
| <i>transfer</i> | | -0.008 * (0.005) | -0.013 *** (0.005) | -0.034 *** (0.011) | | -0.008 * (0.005) | -0.013 *** (0.005) | -0.042 *** (0.013) |
| <i>taxs × transfer</i> | | | | 0.004 ** (0.002) | | | | 0.005 ** (0.002) |
| <i>fisg</i> | 0.140 (0.114) | 0.544 *** (0.098) | 0.127 (0.113) | 0.171 (0.114) | 0.002 (0.116) | 0.544 *** (0.098) | -0.008 (0.115) | 0.027 (0.115) |
| <i>govc</i> | 0.164 (0.107) | 0.097 (0.112) | 0.124 (0.107) | 0.116 (0.107) | 0.222 ** (0.105) | 0.097 (0.112) | 0.183 * (0.105) | 0.171 * (0.104) |
| <i>fist</i> | 0.014 ** (0.005) | 0.019 *** (0.006) | 0.014 *** (0.005) | 0.012 ** (0.005) | 0.014 *** (0.005) | 0.019 *** (0.006) | 0.015 *** (0.005) | 0.012 ** (0.005) |
| <i>pd</i> | -0.003 (0.008) | 0.001 (0.009) | -0.004 (0.008) | -0.001 (0.008) | -0.009 (0.008) | 0.001 (0.009) | -0.009 (0.008) | -0.006 (0.008) |
| <i>enp</i> | -0.013 *** (0.003) | 0.003 (0.003) | -0.010 *** (0.003) | -0.010 *** (0.003) | -0.013 *** (0.003) | 0.003 (0.003) | -0.009 *** (0.003) | -0.010 *** (0.003) |
| <i>cons</i> | 0.101 ** (0.046) | 0.124 ** (0.049) | 0.124 *** (0.046) | 0.201 *** (0.059) | 0.003 (0.047) | 0.124 ** (0.049) | 0.021 (0.047) | 0.128 ** (0.064) |

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

由表 2 可知,模型(2)显示,均衡性转移支付对共同富裕的影响系数为 -0.008,且在 10% 的水平上通过显著性检验,表明均衡性转移支付未能有效促进共同富裕,该结果支持了假设 1,这说明我国政府需要进一步完善均衡性转移支付制度,加强对转移支付资金的监管。模型(1)显示,直接税和间接税对共同富裕的影响系数分别为 0.028 和 0.045,且均在 1% 水平上通过显著性检验,表明随着税制改革的推进以及税制结构的不断完善,直接税和间接税能够同时兼顾效率与公平,两者相辅相成共同推进共同富裕,这支持了假设 2。模型(4)显示,直接税和间接税与均衡性转移支付的交互项对共同富裕的影响系数分别为 0.004 和 0.005,且均小于直接税和间接税对共同富裕的促进效应,说明均衡性转移支付弱化了税制结构的促进作用,这支持了假设 3。

(二) 稳健性检验

为进一步验证估计结果的稳健性,本文采用以下四种方法进行稳健性检验以及内生性检验。第一,共同富裕往往存在滞后影响,因此采用差分 GMM 模型替换 Tobit 模型进行稳健性检验。第二,剔除政府竞争变量之后重新估计。第三,为了克服可能由双向因果关系导致的内生性问题,分别用均衡性转移支付、税制结构及两者交互项的滞后一期替代当期的以上变量重新进行回归。第四,借鉴王彩和李晓慧的研究思路^[25],分别引入直接税和均衡性转移支付的滞后一期作为工具变量,构建对弱工具变量不敏感的有限信息最大似然法模型进行估计。以上稳健性检验结果均与基准回归结果保持一致,表明基准回归结果具备稳健性。受限于篇幅,稳健性检验结果未列示,留存备索。

五、进一步分析

(一) 空间效应检验

由于我国省份之间在宏观经济运行各方面通常存在紧密的经济联系,且共同富裕的推进需要发挥区域联动效应,即实施“先富带后富”的政策,因此,我国共同富裕发展可能因为空间关联地区之间的策略互动、示范-模仿以及区域联动等效应而表现出很强的空间相关性,即各省份间的共同富裕存在空间溢出效应^[26]。为此,本文引入空间因素,构建空间面板模型揭示三者之间的多重影响效应。

1. 空间相关性检验

在空间邻接权重矩阵(ZW)和经济空间权重矩阵(EW)下共同富裕的全局 Moran'I 指数显示(表3),2008—2020 年共同富裕的全局莫兰指数均为正数,且均通过了显著性检验,说明共同富裕在空间邻接权重矩阵和经济空间权重矩阵上存在显著的空间溢出效应,因此,引入空间面板模型是可行的。

表 3 2008—2020 年中国共同富裕莫兰指数 I 和吉尔里指数 C

| 统计量 | 年份 | | | | | | | | | | | | |
|-----|------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 2019 | |
| ZW | I | 0.165 * | 0.249 *** | 0.228 ** | 0.258 *** | 0.306 *** | 0.241 ** | 0.213 ** | 0.233 ** | 0.238 ** | 0.189 ** | 0.208 ** | 0.216 ** |
| | C | 0.692 ** | 0.619 ** | 0.646 ** | 0.657 ** | 0.621 *** | 0.686 ** | 0.707 ** | 0.690 ** | 0.674 ** | 0.747 * | 0.707 * | 0.696 ** |
| EW | I | 0.185 *** | 0.245 *** | 0.250 *** | 0.251 *** | 0.267 *** | 0.254 *** | 0.228 *** | 0.241 *** | 0.241 *** | 0.247 *** | 0.253 *** | 0.223 *** |
| | C | 0.601 *** | 0.538 *** | 0.522 *** | 0.549 *** | 0.543 *** | 0.558 *** | 0.589 *** | 0.577 *** | 0.564 *** | 0.559 *** | 0.561 *** | 0.601 *** |

2. 空间模型类型选择

本文通过 LM、LR 和 Wald 检验,检验结果均未强烈拒绝“空间杜宾模型可以简化为空间滞后模型”的原假设。然后,Hausman 检验结果显示 Hausman 统计量显著为负,因此本文基于空间邻接权重矩阵,选择随机效应空间面板滞后模型进行实证检验,回归结果如表 4 所示。

表 4 均衡性转移支付和税制结构对共同富裕的空间效应回归结果

| 变量 | 直接效应 | | | | 间接效应 | | | | 总效应 | | | |
|-----------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) |
| dtax | 0.023 *** (0.005) | | 0.025 *** (0.005) | 0.015 * (0.008) | 0.009 *** (0.003) | | 0.010 *** (0.003) | 0.005 * (0.003) | 0.032 *** (0.006) | | 0.035 *** (0.007) | 0.020 * (0.010) |
| transfer | | -0.010 ** (0.005) | -0.014 *** (0.005) | -0.032 *** (0.011) | | -0.005 * (0.003) | -0.006 ** (0.002) | -0.012 ** (0.005) | | -0.015 * (0.008) | -0.019 *** (0.007) | -0.044 *** (0.015) |
| dtax × transfer | | | | 0.003 * (0.002) | | | | 0.001 * (0.001) | | | | 0.004 * (0.002) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| itax | 0.039 *** (0.006) | | 0.041 *** (0.006) | 0.025 *** (0.009) | 0.013 *** (0.004) | | 0.015 *** (0.004) | 0.008 ** (0.004) | 0.052 *** (0.008) | | 0.055 *** (0.008) | 0.033 *** (0.012) |
| transfer | | -0.010 ** (0.005) | -0.014 *** (0.004) | -0.042 *** (0.012) | | -0.005 * (0.003) | -0.005 ** (0.002) | -0.015 ** (0.006) | | -0.015 * (0.008) | -0.019 *** (0.006) | -0.057 *** (0.017) |
| itax × transfer | | | | 0.005 ** (0.002) | | | | 0.002 ** (0.001) | | | | 0.007 ** (0.003) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

注:因篇幅所限,控制变量系数予以省略,结果备索,表 5 和表 6 同。

3. 回归结果分析

由表 4 可知,模型(2)显示均衡性转移支付的间接效应系数为 -0.005,且通过显著性检验,表明均衡性转移支付未能有效促进周边地区共同富裕。究其原因,本地的均衡性转移支付增加会刺激周边地区通过支出竞争来争夺均衡性转移支付资金,导致举债规模膨胀以及财政资金使用无效率,降低了均衡性转移支付资金的再分配以及减贫效应,进而影响周边地区共同富裕目标的实现。模型(1)显示,直接税和间接税对共同富裕的间接效应系数分别为 0.009 和 0.013,且均在 1% 水平上通过显著性检验,说明横向政府间存在财政政策的模仿行为,本地的税收决策会产生外溢性进而影响邻近地区。模型(4)显示,直接税和间接税与均衡性转移支付的交互项对共同富裕的间接效应系数分别为 0.001 和 0.002,均小于直接税和间接税的空间溢出效应,说明均衡性转移支付弱化了税制结构的空间溢出效应。究其原因,本地均衡性转移支付增加会刺激周边地区政府降低税收努力,导致征税行为扭曲,从而弱化了周边地区税收的收入调节效应。

由于共同富裕是一个动态连续的过程,前一期的共同富裕可能会对当期的共同富裕产生显著影响,因此,本文引入动态面板空间滞后系统 GMM 模型重新进行估计。结果显示,共同富裕滞后一期的直接效应以及空间效应均显著为正,共同富裕的滞后一期存在显著的正向动态递延特征,说明前期本地共同富裕为本期相邻地区促进共同富裕提供良好政策示范效应和经济溢出效应,存在良性循环现象,表明推动共同富裕需要地方政府持续关注与重视,限于篇幅,估计结果略,留存备索。

(二) 门槛效应检验

根据上文的实证结果分析,由于地区经济发展以及财政能力等方面的差异,税制结构、均衡性转移支付与共同富裕可能存在由“门槛效应”导致的非线性关系,为验证这个猜想,本文采用面板门槛模型进一步探讨税制结构、均衡性转移支付在不同门槛变量下对共同富裕的影响,模型设定如下:

$$cow_{it} = \chi_0 + \partial_1 dtax_{it} I(dtax_{it} \leq \mu) + \partial_2 dtax_{it} I(dtax_{it} > \mu) + \partial_3 X_{it} + \alpha_{it} \quad (5)$$

$$cow_{it} = \chi_0 + \partial_1 taxs_{it} I(transfer_{it} \leq v) + \partial_2 taxs_{it} I(transfer_{it} > v) + \partial_3 X_{it} + \omega_{it} \quad (6)$$

$$cow_{it} = \chi_0 + \partial_1 transfer_{it} I(transfer_{it} \leq \xi) + \partial_2 transfer_{it} I(transfer_{it} > \xi) + \partial_3 X_{it} + \eta_{it} \quad (7)$$

$$cow_{it} = \chi_0 + \partial_1 transfer_{it} I(fisg_{it} \leq \lambda) + \partial_2 transfer_{it} I(fisg_{it} > \lambda) + \partial_3 X_{it} + \beta_{it} \quad (8)$$

模型(5)至模型(8)中,门槛变量分别是直接税、均衡性转移支付和财政能力, μ 、 v 、 ξ 、 λ 为待估的门槛值, $I(\cdot)$ 为示性函数, X_{it} 为系列控制变量, α 、 ω 、 η 、 β 为随机扰动项。

首先,检验设定的模型是否存在面板门槛效应以及存在的门槛个数,在 bootstrap 次数为 300 次时,依次对模型(5)至模型(8)进行单一和双重门槛检验,结果显示均存在单一门槛,门槛值如表 5 所示。

表 5 门槛效应检验及门槛值估计结果

| 解释变量 | 门槛变量 | 门槛类型 | 门槛值 | 残差平方和 (RSS) | F 统计量 | P 值 | 检验结果 |
|---------|---------|------|-------|----------------|-------|-------|-------|
| 直接税 | 直接税 | 单一门槛 | 6.074 | 0.273 | 40.95 | 0.030 | 拒绝原假设 |
| | | 双重门槛 | 3.814 | 0.268 | 8.83 | 0.630 | 接受原假设 |
| 直接税 | 均衡性转移支付 | 单一门槛 | 1.780 | 0.274 | 39.48 | 0.007 | 拒绝原假设 |
| | | 双重门槛 | 2.773 | 0.270 | 5.87 | 0.727 | 接受原假设 |
| 间接税 | 均衡性转移支付 | 单一门槛 | 1.780 | 0.256 | 48.93 | 0.000 | 拒绝原假设 |
| | | 双重门槛 | 2.773 | 0.253 | 4.53 | 0.860 | 接受原假设 |
| 均衡性转移支付 | 均衡性转移支付 | 单一门槛 | 1.780 | 0.298 | 35.89 | 0.000 | 拒绝原假设 |
| | | 双重门槛 | 3.985 | 0.290 | 10.14 | 0.407 | 接受原假设 |
| 均衡性转移支付 | 财政能力 | 单一门槛 | 0.176 | 0.303 | 29.17 | 0.017 | 拒绝原假设 |
| | | 双重门槛 | 0.143 | 0.291 | 15.96 | 0.170 | 接受原假设 |

其次,运用面板门槛模型实证分析直接税、间接税和均衡性转移支付在不同视角下对共同富裕的单一门槛效应。回归结果如表 6 所示。

模型(5)显示,随着直接税大于门槛值 6.074,直接税对共同富裕的影响系数由 0.012 变为 0.017,且均通过了显著性检验,说明直接税对共同富裕促进效应随着直接税收入的增加而不断增强。由于我国直接税占比较小、个人所得税综合计征范围不全面以及财产税种的缺失等导致平均税率较低,限制了直接税的收入分配调节效应,因此直接税的收入分配效应存在可提升的空间。模型(6)显示,直接税和

表 6 面板门槛模型回归结果

| 模型 | 门槛变量 | 解释变量 | 系数 | 控制变量 |
|-------|---------|------------------------------------|-----------------------|------|
| 模型(5) | 直接税 | $dtax. I(dtax \leq 6.074)$ | 0.012 ** (0.005) | 是 |
| | | $dtax. I(dtax > 6.074)$ | 0.017 *** (0.005) | |
| 模型(6) | 均衡性转移支付 | $dtax. I(transfer \leq 1.780)$ | 0.046 *** (0.005) | 是 |
| | | $dtax. II(transfer > 1.780)$ | 0.025 ** (0.005) | |
| 模型(6) | 均衡性转移支付 | $itax. II(transfer \leq 1.780)$ | 0.064 *** (0.006) | 是 |
| | | $itax. II(transfer > 1.780)$ | 0.044 *** (0.006) | |
| 模型(7) | 均衡性转移支付 | $transfer. I(transfer \leq 1.780)$ | 0.103 *** (0.014) | 是 |
| | | $transfer. I(transfer > 1.780)$ | 0.003 (0.005) | |
| 模型(8) | 财政能力 | $transfer. I(fisg \leq 0.176)$ | 0.001 (0.005) | 是 |
| | | $transfer. I(fisg > 0.176)$ | -0.017 *** (0.005) | |

间接税对共同富裕的促进效应随着均衡性转移支付规模的扩大而不断减弱,和上述理论分析结果一致。模型(7)显示,合理的均衡性转移支付显著促进共同富裕,当均衡性转移支付规模大于1.780时,均衡性转移支付对共同富裕的促进作用不明显。模型(8)显示,随着财政能力超过门槛值0.176,均衡性转移支付对共同富裕的影响系数由0.001变为-0.017,说明地方政府财政能力较强时,增加均衡性转移支付可能产生“经济发展逆向激励”和放松财政努力等负面影响,从而不能有效促进共同富裕。

六、结论性评述

本文基于2008—2020年中国31个省级面板数据测度共同富裕指数,实证检验均衡性转移支付、税制结构对共同富裕的多重影响效应。研究结论如下:(1)在当前形势下,均衡性转移支付未能有效促进本地和相邻地区共同富裕,而税制结构及其与均衡性转移支付的交互项对共同富裕具有显著的直接促进效应和空间溢出效应,且共同富裕滞后一期的直接以及空间效应均显著为正。(2)门槛效应显示,合理的均衡性转移支付能够促进共同富裕,且随着财政能力的提升而不断减弱。税制结构对共同富裕的促进作用随着均衡性转移支付规模的扩大而不断减弱,直接税对共同富裕的促进作用随着直接税收入的增加而不断增强。

基于上述结论,本文提出如下政策建议:第一,完善均衡性转移支付制度,深化供给侧结构性改革。综合考量影响各地财政收支的决定因素,根据各地的主体功能区建设以及流动人口负担因地、因时制宜分配中央均衡性转移支付资金,并加强均衡性转移支付资金使用绩效管理,考虑将财政努力程度纳入转移支付资金绩效评价指标体系,制定客观、公开透明的绩效评价指标,将均衡性转移支付资金的分配与使用绩效挂钩,降低相关道德风险。第二,健全直接税体系的基础上,不断优化税制结构。加强网络直播、微商、游戏平台等新业态的涉税信息管理,严格将这些新型收入以及稳定的、经常性的财产性和资本性收入纳入个人所得税综合征税范围;相应提高娱乐等高净值行业的所得税税负,降低科技创新行业所得稅负,同时加快实施遗产税和赠与税征收制度。第三,以公平和效率为导向,推进间接税内部结构优化。进一步降低生活必需品的增值税税率,同时精简增值税税率结构,创新与数字经济等新业态发展相适应的增值税制;顺应时代发展不断更新消费税税目,将高档服务和高端娱乐的消费行为纳入消费税征收范围。第四,有效利用“互联网+”,加强税收征管的数字化和智能化服务,利用大数据、云计算等现代化信息技术加强各部门的涉税信息联动以及税收跨区征管合作,精准监控税收风险。

本文的研究还存在以下的不足之处:(1)本文在研究共同富裕时,从富裕、共享、保障和持续四个维度选取指标,但指标选取多采用省域内部系列指标,存在一定的局限性,后续研究中可以多选取省域间差距指标,如基尼系数、区域经济差距系数等。(2)转移支付分为纵向转移支付和横向转移支付,本文只探讨了纵向转移支付对共同富裕的影响,未来可围绕政府间横向转移支付对共同富裕的影响展开研究。

参考文献:

- [1]罗健.新时代实现共同富裕的实践进路[J].理论探索,2022(1):85-91.
- [2]李实,朱梦冰.推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现[J].管理世界,2022(1):52-61.
- [3]刘培林,钱滔,黄先海,等.共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J].管理世界,2021(8):117-129.
- [4]陈丽君,郁建兴,徐铱娜.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究,2021(4):5-16.
- [5]邹克,倪青山.普惠金融促进共同富裕:理论、测度与实证[J].金融经济学研究,2021(5):48-62.
- [6]李丹,裴育,陈欢.财政转移支付是“输血”还是“造血”——基于国定扶贫县的实证研究[J].财贸经济,2019(6):22-39.
- [7]解垩.公共转移支付对再分配及贫困的影响研究[J].经济研究,2017(9):103-116.
- [8]束磊,付文林.上级地方政府转移支付资金截留行为研究[J].当代财经,2019(10):25-35.
- [9]杜彤伟,张屹山,李天宇.财政竞争、预算软约束与地方财政可持续性[J].财经研究,2020(11):93-107.

- [10]储德银,赵飞.财政分权、政府转移支付与农村贫困——基于预算内外和收支双重维度的门槛效应分析[J].财经研究,2013(9):4-18.
- [11]雷根强,黄晓虹,席鹏辉.转移支付对城乡收入差距的影响——基于我国中西部县域数据的模糊断点回归分析[J].财贸经济,2015(12):35-48.
- [12]胡洪曜,梅思雨.转移支付对地方政府税收努力的影响研究——基于信息不对称的央地政府间博弈分析[J].财政研究,2021(11):102-116.
- [13]吕冰洋,张凯强.转移支付和税收努力:政府支出偏向的影响[J].世界经济,2018(7):98-121.
- [14]李本贵.推进共同富裕的调节收入分配税收理论思考[J].税务研究,2021(11):8-10.
- [15]吴俊培,陈曾,刘文璋.税制结构、参与式治理与国家治理现代化[J].税务研究,2021(9):5-10.
- [16]周克清,毛锐.税制结构对收入分配的影响机制研究[J].税务研究,2014(7):24-29.
- [17]马海涛,文雨辰,田影.以减税助推共享发展:机制分析与实际效果检验[J].税务研究,2022(2):5-13.
- [18]储德银,李悦,费冒盛.中央政府均衡性转移支付影响了地方政府支出结构吗? [J].财经研究,2020(8):94-107.
- [19]杨良松,余莎.地方上级政府对转移支付的截留研究——基于省级与地级数据的实证分析[J].公共管理学报,2018(2):14-27.
- [20]周明丽,冯海波.中国税制结构的区域经济协调发展效应研究:经济收敛的视角[J].经济问题探索,2020(5):14-25.
- [21]吕炜,邵娇.转移支付、税制结构与经济高质量发展——基于277个地级市数据的实证分析[J].经济学家,2020(11):5-18.
- [22]田时中,童梦梦,李晓悦.财政支出、政府竞争与医疗卫生服务水平——基于省级面板熵值tobit模型的实证分析[J].云南财经大学学报,2022(8):19-36.
- [23]高凤勤,薛一帆,徐震寰.纳税主体结构如何影响经济稳增长? [J].经济与管理评论,2020(3):118-126.
- [24]崔耕瑞.新时代下税制结构安排与经济高质量发展——来自中国分税制改革后的省际证据考察[J].经济体制改革,2021(4):187-194.
- [25]王彩,李晓慧.同行自愿披露对企业盈余管理的影响——来自自愿性业绩预告的证据[J].经济管理,2022(6):172-189.
- [26]邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022(2):46-69.

[责任编辑:高 婷]

Equalization Transfer Payment, Tax Structure and Common Prosperity

TIAN Shizhong, TONG Mengmeng

(School of Economics, Anhui University, Hefei 230601, China)

Abstract: In the new stage of development, to accelerate the realization of common prosperity, we need to pay attention to the equalization transfer payment and the adjustment of tax structure. Based on the comprehensive index of common prosperity measured by extreme entropy method, panel Tobit model, spatial lag model and threshold model are constructed to explore the multiple influences of the above factors on common prosperity from different perspectives of equalization transfer payment and tax structure. The results show that: From the baseline regression and spatial lag model, common prosperity has significant spatial spillover effect, and the direct and spatial promoting effect of equalization transfer payment on common prosperity has not been reflected. The direct and spatial effects of the tax structure dominated by direct tax and indirect tax are significantly positive, and the equalization transfer payment can adjust the direct and spatial spillover effects of the tax structure. From the point of view of threshold effect, reasonable equalization transfer payment can effectively promote common prosperity, and with the improvement of equalization transfer payment, the promoting effect is weakening. The dynamic spatial lag model shows that the direct and spatial spillover effects of common prosperity lag period are significantly positive. The above research conclusions have important implications for the Chinese government to optimize the fiscal and taxation system and promote common prosperity.

Key Words: equalization transfer payment; tax structure; common prosperity; spatial lag model; threshold effect; income distribution; Chinese path to modernization