

# 激励与均衡:税收分享对 城乡收入差距的非线性效应

康明 踪家峰

**摘要:**在推进共同富裕与城乡融合发展战略背景下,优化政府间税收分享已成为调节收入分配格局的关键政策切入点。本文通过构建理论模型系统阐释税收分享与城乡收入差距之间的内在关联,并选取2010—2022年地级及以上城市面板数据进行实证检验。结果显示,城乡收入差距与税收分享之间为U型非线性关系,即税收分享比例的增加会先缩小后扩大城乡收入差距,存在最优税收分享水平。内生性分析和稳健性检验结果表明,本文核心结论具有较好的可靠性。异质性分析结果显示,该影响效应存在一定的区域差异。在人力资本水平、市场化程度较高地区,税收分享的效应更为明显;而在人力资本水平、市场化程度较低地区,税收分享的效应相对有限。本文的政策启示在于,在推动共同富裕进程中,适度调整地方税收分享政策能够有效推动城乡收入差距收敛,同时政策调整应结合地区发展实际,因地制宜优化分享安排。

**关键词:**共同富裕 税收分享 城乡收入差距 人力资本 市场化

**中图分类号:**F812.42;F126.2

**文献标识码:**A

**文章编号:**1000-7636(2026)04-0003-14

## 一、问题提出

中国改革开放以来,在经济保持高速增长的同时,城乡收入分配格局也经历了深刻变迁。在改革持续推进与经济结构转型进程中,城乡收入差距一度持续扩大,成为收入分配矛盾的突出表现。尽管2008年以来,随着区域协调发展战略的实施与农村发展政策的加强,城乡收入差距整体呈现收敛态势,但绝对差距依然显著,深层次的结构性问题尚未得到根本化解<sup>[1]</sup>。这一问题不仅关乎社会公平正义,更直接影响内需潜力释放与社会和谐稳定,已成为高质量发展的瓶颈。当前,中国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾,而城乡收入差距正是这一矛盾在收入分配领域的集中体现。在此背景下,有效缩小城乡收入差距,不仅是推动经济高质量发展的内在要求,更是扎实推进共同富裕、解决社会主要矛盾的关键路径<sup>[2]</sup>。从实践来看,要从根本上破解城乡收入差距的结构难题,须依托科学合理的制度设计,其中财政制度的优化尤为关键。

1994年分税制改革后,中央与地方逐步确立以财权上收、事权下放为特征的财政分权框架。这一框架

收稿日期:2025-11-21;修回日期:2026-03-17

基金项目:国家社会科学基金一般项目“人工智能促进区域经济协调发展的机制研究”(22BJL062)

作者简介:康明 天津商业大学经济学院讲师,天津,300134;

踪家峰 南京大学长江产业发展研究院教授、博士生导师,南京,210093。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

不仅重塑了政府间的财力配置格局,更深刻影响着地方政府的行为导向与资源投入倾向。随着改革持续深入,调整政府间税收分配也成为调节城乡收入差距的重要途径。税收分享制度作为政府间财政激励的核心机制,在调节城乡收入分配方面具有不可替代的作用。合理的税收分享比例有助于强化税收的再分配功能,弥补市场机制在调节收入公平方面的局限,从而对优化城乡收入分配格局产生重要影响。因此,深入探究税收分享制度对城乡收入差距的作用效果,科学把握财政制度与共同富裕的内在关系,并据此提出合理的政策建议,对从制度上缩小城乡收入差距具有重要的理论与现实意义。基于此,本文以税收分享对城乡收入差距的影响为切入点,通过构建理论模型并结合实证检验,深入探寻财政因素对城乡收入差距的影响效应,为从财政视角促进城乡均衡发展提供政策参考。

本文的边际贡献主要体现在三个方面。在理论层面,构建刻画地方政府财政激励的理论模型,揭示税收分享与城乡收入差距之间的非线性关系,弥补既有研究对财政激励微观基础阐释的不足;在实证层面,基于理论预期设计非线性计量模型,运用工具变量法克服内生性偏误,清晰识别其非线性规律并测算税收分享阈值,为理解当前税收分享格局提供量化依据;在研究深度方面,深入考察制度发挥作用的边界条件,揭示政策效果对人力资本与市场化水平的依赖特征,为因地制宜优化政策设计提供经验参考。

## 二、文献综述

政府间财政关系的制度设计核心在于通过合理的财政分权实现效率与公平的平衡<sup>[3]</sup>。在这一框架下,税收分享作为财政分权的关键政策工具和量化载体,直接影响地方政府的边际财政收益,构成其经济行为的关键激励变量<sup>[4]</sup>。从政策实践角度看,探索最优税收分享规模从而有效促进区域协调与收入分配公平,已成为深化财税体制改革的重要议题。税收分享是财政分权在收入侧的直接制度安排,其政策效应内嵌于更广泛的财政分权框架中。因此,要系统解析税收分享对城乡收入差距的影响,首先需厘清财政分权与城乡收入差距之间的复杂关系。尽管直接探讨税收分享与城乡收入差距的研究相对有限,但围绕财政分权与城乡收入差距的讨论已形成三类代表性理论视角。

第一类研究强调增长激励可能引发的扭曲效应,其内在逻辑遵循“分权治理—增长激励—城市偏向—差距扩大”的传导路径。在现行制度框架下,地方政府官员面临强烈的政治晋升激励<sup>[5]</sup>。财政分权在赋予地方更大收支自主权的同时,也加剧地区间的经济增长竞争,促使地方政府将有限财力优先配置于资本回报率高、集聚效应显著的城市部门及基础设施建设<sup>[6]</sup>。这种政策偏向不仅直接削弱农村地区的发展基础与居民收入,还通过户籍、社会保障等制度性壁垒,使进城务工人员难以平等分享城市发展成果<sup>[7]</sup>。肖育才<sup>[8]</sup>、周靖和史乐来<sup>[9]</sup>的研究均支持这一判断。这一理论脉络为理解过高税收分享比例潜在的负面激励效应提供了理论参照。

第二类研究则关注分权体制的良性治理效应,其理论依据在于“分权治理—信息优势—效率提升—差距收敛”的作用链条。该观点强调,地方政府具有本地信息优势,能够准确把握区域实际需求与资源禀赋<sup>[10]</sup>。在此信息优势基础上,财政分权赋予的自主权使地方政府能因地制宜制定发展政策,包括引导农村劳动力流动、扶持地方特色产业以拓展就业机会等<sup>[11]</sup>。特别是在公共服务领域,财政分权能够激励地方政府增加教育财政投入,有效提升农村人力资本积累,对缩小城乡收入差距产生积极影响<sup>[12]</sup>。郭卫军和李光勤、苏春红和李真的研究也证实分权所增强的地方资源配置能力有助于推动城乡均衡发展<sup>[13-14]</sup>。这类研究为理解税收分享带来的积极作用提供了理论支撑。

第三类观点突破线性思维定式,提出具有重要理论价值的条件论。该观点强调财政分权的收入分配效应依赖于制度环境与发展阶段等条件,这一判断在多个维度得到验证。研究表明,分权程度本身构成关键

约束条件,随着分权水平提高,其收入收敛效应呈现递减趋势<sup>[15]</sup>,且预算内与预算外分权的影响效应存在系统性差异<sup>[16]</sup>。基于时间维度的研究也揭示出动态演变特征:在短期内,因增长竞争加剧,分权会扩大收入差距;而在长期中,因地方发展策略调整与治理机制完善,分权则有助于差距收敛<sup>[17]</sup>。此外,产业结构调整<sup>[18]</sup>、政府规模<sup>[19]</sup>、社会保障资源配置的城乡差异<sup>[20]</sup>等均会影响分权的作用效果。这些研究为探讨税收分享的非线性特征提供了重要分析基础。

综上,既有研究围绕财政分权与城乡收入差距的关系进行深入探讨,形成“扩大论”“缩小论”与“条件论”的理论对话,这为本文研究奠定了重要基础。然而,现有研究仍存在以下待完善之处:在理论建模上,缺乏构建严谨刻画税收分享与城乡收入差距之间内在作用机理的数理模型,对二者非线性关系的理论阐释仍显薄弱;在实证研究上,未能对税收分享与城乡收入差距之间的作用关系开展直接、系统的检验,缺乏对这一核心政策参数分配效应的精准识别与定量分析。基于此,本文将研究视角从宽泛的财政分权收敛至税收分享,旨在更清晰地透视地方政府收入分配决策的激励根源。

### 三、理论分析与研究假设

1994年实施的分税制改革明确了中央与地方政府之间的财政权责边界,为构建相对独立、分级管理的财政体系奠定了制度基础。分税制改革后,以税收分享为核心的分税成为中国各级政府间财政关系的典型特征。这一制度安排不仅内嵌于经济改革进程,为经济增长提供稳定的激励框架,更在调节收入分配方面发挥不可替代的作用。在此背景下,本文借鉴赫伦多夫等(Herrendorf et al.)<sup>[21]</sup>的研究方法,并结合中国制度实际,构建一个包含税收分享的理论模型。模型设定聚焦两类行为主体——企业与地方政府。其中,企业通过配置城镇劳动力、农村劳动力与私人资本进行生产。地方政府在平衡预算下,通过征税筹集财政收入,并将其用于经济发展与民生改善。地方政府用于发展经济的公共支出作为生产要素进入企业生产函数,影响企业产出。企业通过优化城镇劳动力、农村劳动力与私人资本的配置以实现利润最大化。本文旨在通过这一理论框架,系统考察政府间税收分享对城乡收入差距的影响。

#### (一) 企业行为

财政分权体制通过对地方政府的赋权与定责,形成了特定的行为激励。在明确的发展目标驱动下,地方政府普遍将大量财力投向经济建设,以加快经济增长。在此过程中,城镇和农村会体现出显著的二元经济特征<sup>[22]</sup>。基于此,本文构建一个包含城镇劳动力、农村劳动力、企业私人资本以及政府公共支出的企业生产函数。假定经济体中包含 $N$ 个地方政府,且每个地区均存在一个代表性企业,企业通过雇佣城镇劳动力、农村劳动力并投入私人资本用于企业生产。地方政府用于发展经济的公共支出进入企业生产函数,影响企业产出。在地区 $i$ 内部,企业生产函数由企业私人资本、政府公共支出以及劳动力决定,参考赫伦多夫等<sup>[21]</sup>的方法,生产函数采用常替代弹性形式,具体生产函数如下:

$$F_i = [a_i (G_i^{\delta_u} K_i^{\delta_s} L_{iu})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-a_i) (G_i^{\delta_s} K_i^{\delta_s} L_{is})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中, $F_i$ 表示地区 $i$ 的企业产出, $G_i$ 表示地方政府用于发展经济的公共支出, $K_i$ 表示企业投入的私人资本, $L_{iu}$ 和 $L_{is}$ 分别表示企业雇佣的城镇劳动力和农村劳动力。 $\sigma$ 表示城镇与农村劳动力之间的替代弹性,满足 $\sigma > 1$ ,参数 $a_i$ 为劳动力投入比例, $a_i \in (0, 1)$ 。 $\delta_u$ 和 $\delta_s$ 表示城市经济发展对城镇和农村劳动力的影响程度。

#### (二) 政府行为

1994年分税制改革后,税收收入逐步向上级政府集中,形成以上下级政府共享税收为主的财政分

配格局。税收分享制度蕴含着纵向政府间的利益分配机制,影响着地方的税收结余。假定地方政府以法定名义税率  $t$  对企业资本  $K_i$  进行征税后享有比例  $\gamma_i$  的税收,  $\gamma_i$  为政府间税收分享比例,则地方政府留存税收为:

$$T_i(\gamma_i, t, K_i) = \gamma_i t K_i \quad (2)$$

分税制改革在界定纵向政府间利益边界的同时,将经济利益引入到地方财政目标,从而激励地方政府在分税制框架内积极参与经济建设。从激励机制上看,税收分享制度本质上构成了上下级政府间的契约关系,上级政府通过设计税收分配机制影响地方可支配财力,进而引导其经济决策行为<sup>[4]</sup>。假设地方政府将税收收入用于发展地方经济和增进民生福祉,其可留存税收构成地方公共支出的基础性制约因素。因此,地区  $i$  地方政府的预算约束可表示为:

$$G_i + M_i = T_i(\gamma_i, t, K_i) \quad (3)$$

在式(3)中,  $G_i$  是用于发展经济的公共支出,  $M_i$  是用于增进民生福祉的公共支出。假设用于增进民生福祉的公共支出占总税收收入比重为  $\delta$ , 用于发展经济的公共支出占总税收收入比重为  $1-\delta$ , 则:

$$M_i = \delta T_i(\gamma_i, t, K_i) \quad (4)$$

$$G_i = (1 - \delta) T_i(\gamma_i, t, K_i) \quad (5)$$

### (三) 一般均衡

假设劳动力市场完全竞争,城镇劳动力工资为  $w_{iu}$ , 农村劳动力工资为  $w_{is}$ , 资本回报率为  $R$ , 企业利润为  $\Gamma_i$ , 为简化分析,将产品价格标准化为 1。在生产函数引导下,代表性企业行为是既定生产函数下的利润最大化:

$$\max \Gamma_i = F_i - w_{iu} L_{iu} - w_{is} L_{is} - R K_i \quad (6)$$

分税制改革后,地方政府在分税制框架下参与投资竞争,这在很大程度上激发了其发展经济的主观能动性<sup>[6]</sup>。本着发展经济的核心追求,地方政府更倾向将政府财力用于发展经济,这使得城市交通基础设施得以快速发展。随着城市交通网络的完善与城镇化进程的深化,农村劳动力的流动成本显著降低,城市对农村剩余劳动力的吸纳能力得以增强,从而提高农村劳动力的就业机会。在完全竞争的劳动力市场中,均衡时城镇劳动力和农村劳动力的工资水平由其边际产品价值决定,地区  $i$  的企业通过投入私人资本  $K_i$ 、雇佣城镇劳动力  $L_{iu}$  与农村劳动力  $L_{is}$  以最大化企业利润。对三者求解一阶条件,可得如下方程组:

$$\frac{\partial \Gamma_i}{\partial K_i} = \frac{\partial F_i}{\partial K_i} - R = 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial \Gamma_i}{\partial L_{iu}} = \frac{\partial F_i}{\partial L_{iu}} - w_{iu} = 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial \Gamma_i}{\partial L_{is}} = \frac{\partial F_i}{\partial L_{is}} - w_{is} = 0 \quad (9)$$

由式(7)一式(9)可以看出,企业最优的私人资本投入、城镇劳动力与农村劳动力雇佣水平均满足边际收益等于边际成本。对式(8)和式(9)进一步求解可以得到最优的城镇劳动力和农村劳动力工资水平,均衡时城镇劳动力与农村劳动力的工资水平分别为:

$$w_{iu} = F_i^{\frac{1}{\sigma}} a_i (G_i^{\delta_u} K_i^{\delta_u} L_{iu})^{\frac{-1}{\sigma}} G_i^{\delta_u} K_i^{\delta_u} \quad (10)$$

$$w_{is} = F_i^{\frac{1}{\sigma}} a_i (G_i^{\delta_s} K_i^{\delta_s} L_{is})^{\frac{-1}{\sigma}} G_i^{\delta_s} K_i^{\delta_s} \quad (11)$$

进一步求解模型,联立式(10)和式(11)可得:

$$\frac{w_{iu}}{w_{is}} = \frac{a_i(G_i^{\delta_u}K_i^{\delta_u}L_{iu})^{-\frac{1}{\sigma}}G_i^{\delta_u}K_i^{\delta_u}}{(1-a_i)(G_i^{\delta_s}K_i^{\delta_s}L_{is})^{-\frac{1}{\sigma}}G_i^{\delta_s}K_i^{\delta_s}} \quad (12)$$

进一步将式(12)对数化,得到城镇劳动力和农村劳动力的工资差距:

$$\ln \frac{w_{iu}}{w_{is}} = \ln \frac{a_i}{1-a_i} + \frac{\sigma-1}{\sigma} \ln \frac{G_i^{\delta_u}K_i^{\delta_u}}{G_i^{\delta_s}K_i^{\delta_s}} - \frac{1}{\sigma} \ln \frac{L_{iu}}{L_{is}} \quad (13)$$

由式(2)、式(5)以及式(13)可得:

$$\ln \frac{w_{iu}}{w_{is}} = \ln \frac{a_i}{1-a_i} + \frac{(\sigma-1)(\delta_u-\delta_s)}{\sigma} \ln \gamma_i + \frac{\sigma-1}{\sigma} \ln [(1-\delta) t K_i^2]^{\delta_u-\delta_s} - \frac{1}{\sigma} \ln \frac{L_{iu}}{L_{is}} \quad (14)$$

将式(14)对  $\ln \gamma_i$  求偏导可得:

$$\frac{\partial \ln \frac{w_{iu}}{w_{is}}}{\partial \ln \gamma_i} = \frac{(\sigma-1)(\delta_u-\delta_s)}{\sigma} \quad (15)$$

根据理论模型,企业对城镇劳动力和农村劳动力的需求为替代关系( $\sigma > 1$ ),因而税收分享对城乡收入差距的影响效果,取决于城市经济发展对两类劳动力影响程度的相对大小,即  $\delta_u$  与  $\delta_s$  的比较。具体而言,当  $\delta_u < \delta_s$  时,城乡收入差距对税收分享的偏导数为负,税收分享增加会缩小城乡收入差距。当  $\delta_u > \delta_s$  时,城乡收入差距对税收分享的偏导数为正,税收分享增加会扩大城乡收入差距。这一量化关系表明,税收分享的政策效果并非恒定,而是与经济发展阶段紧密相关。本着发展经济的核心追求,地方政府会优先将税收分享改善的政府财力投身于对经济拉动明显的基础设施建设,用以加快城市经济发展<sup>[4]</sup>。在经济发展初期,城市经济发展会加快城镇化进程并推动城市交通网络不断完善,能够有效降低农村劳动力的转移成本,提高其就业概率。此阶段,城市通过广泛吸纳农村剩余劳动力形成显著的集聚经济,对农村劳动力的收入带动效应超过对城镇劳动力的直接影响,即  $\delta_u < \delta_s$ 。然而,这一效应并非线性持续。随着经济持续发展与要素向城市进一步集聚,集聚不经济效应逐渐凸显。过度集聚引发拥挤效应,导致通勤成本以及居住成本增加<sup>[23]</sup>。在经济发展后期,拥挤效应以及农村空心化所带来的负外部性会削弱城市经济发展对农村劳动力的正向影响,甚至产生集聚阴影<sup>[24]</sup>,此时,城市经济增长收益更多地被城镇劳动力获取,对农村劳动力的带动作用减弱,即  $\delta_u > \delta_s$ 。当位于临界点时,城市经济发展对两类劳动力的影响达到均衡,此时  $\delta_u = \delta_s$ <sup>①</sup>。

基于上述分析,本文提出研究假设:城乡收入差距与税收分享之间为 U 型非线性关系,即税收分享比例的增加会先缩小后扩大城乡收入差距,存在最优税收分享水平。

## 四、实证设计

### (一) 样本选取与数据来源

本文选取 2010—2022 年 235 个地级及以上城市面板数据,实证考察税收分享对城乡收入差距的影响。研究涉及的原始数据主要来源于各省市统计年鉴、万得(Wind)数据库以及中国分省份市场化指数数据库。

① 集聚阴影是指,中心城市在形成过程中,通过虹吸作用对周边地区劳动力以及资本等要素的吸纳会形成一个不利于周边地区发展的阴影区,使得周边地区的经济发展相对滞后,经济活动受到主动排斥。

在剔除数据严重缺失的城市样本后,对部分变量进行对数化处理以缓解异方差问题,并对所有连续变量进行上下1%分位的缩尾处理,以控制极端值对估计结果的影响。

## (二) 模型设定

本文通过构建非线性计量模型识别税收分享与城乡收入差距之间的因果关系,并对研究假设进行实证检验。借鉴切切里塔-韦斯特法尔和罗特尔(Checherita-Westphal & Rother)<sup>[25]</sup>的研究方法,将模型设定为非线性关系中的二项式形式,具体模型如下:

$$Atkinson_{it} = \beta_0 + \beta_1 share_{it} + \beta_2 share_{it}^2 + X'_{it} \boldsymbol{\beta} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中, $i$ 代表城市, $t$ 代表年份。 $Atkinson_{it}$ 为城市 $i$ 在 $t$ 年的城乡收入差距, $share_{it}$ 为城市 $i$ 在 $t$ 年的税收分享, $X'_{it}$ 为控制变量向量, $\mu_i$ 为城市固定效应, $\lambda_t$ 为时间固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项,标准误差聚类到城市层面。

## (三) 变量说明

### 1. 被解释变量

考虑到中国城乡二元结构特征明显,城乡人口比重变化较大,为更准确捕捉城乡人口变动对收入分配的影响,本文借鉴刘修岩等<sup>[26]</sup>的方法,以阿特金森指数( $Atkinson$ )作为核心被解释变量。为增强研究结论的准确性,本文使用加权变异系数( $CV$ )和城乡收入比( $ratio$ )作为替代指标,用于后续稳健性检验。阿特金森指数的度量方式具体如下:

$$Atkinson_{it} = 1 - \prod_{j=1}^2 \left( \frac{Z_{ijt}}{Z_{it}} \right)^{\frac{P_{ijt}}{P_{it}}} \quad (17)$$

其中, $Z_{i1t}$ 和 $Z_{i2t}$ 分别表示地区 $i$ 在 $t$ 时期的城镇与农村人均收入, $Z_{it}$ 表示该地区同期人均收入; $P_{i1t}$ 和 $P_{i2t}$ 分别表示地区 $i$ 在 $t$ 时期的城镇与农村常住人口, $P_{it}$ 则为该地区同期常住人口<sup>①</sup>。如果收入分配趋近公平,阿特金森指数数值越小;如果收入分配两极分化,则数值就越大。

### 2. 解释变量

1994年实施的分税制改革构建了中央与地方间的税收共享制度框架。改革在明确央省两级财力划分规则的同时,基于区域发展差异的现实考量,未对省级以下政府间的税收分享规则作出统一规定,而是将相应规则制定权赋予省级政府,由此形成了中央统一规定央省分享办法、省级自主制定省以下分享规则的分级管理体制。在这一制度框架下,各省在参照中央体制设计的基础上,结合地方实际对省以下税收分享规则进行适应性调整,从而形成省际差异显著、省内高度同质的税收分享格局<sup>[27]</sup>。在此背景下,省以下税收分享安排不仅承担财力分配职能,更构成重要的财政激励工具——分享比例的高低直接影响地方政府从辖区经济增长中获得的边际财政收益,进而影响其财政资源配置逻辑与经济发展行为。为精准刻画这一制度特征并构建有效的因果识别策略,本文借鉴毛捷等<sup>[28]</sup>的弹性分享思想,采用省份内地级及以上城市税收收入总和与该省份实现的税收收入之比来构建税收分享指标,以有效捕捉政府间税收利益划分的实际特征。该度量方式通过利用省份内的同质性确保组内可比,并借助省际的差异获取组间变异,从而为因果推断构建了理想的识别基础。具体度量方式如下:

$$\text{税收分享} = \frac{\text{该省份地级及以上城市税收收入总和}}{\text{该省份实现的税收收入}} \quad (18)$$

① 由于统计口径原因,2013年前为城镇人均可支配收入与农村人均纯收入,2013年后为城镇人均可支配收入与农村人均可支配收入。

### 3. 控制变量

本文选择的控制变量包括:经济发展水平、产业结构、人口因素、城镇化进程、经济开放程度和政府经济活动参与度。其中,城市的经济发展水平影响城市的基础设施建设与劳动力需求,与城乡居民收入密切相关,用对数化的人均地区生产总值衡量城市的经济发展水平( $\ln pgdp$ )。城市的人口规模是决定劳动力供给与地方税收基础的关键因素,以自然增长率为指标反映城市的人口因素( $growth$ )。产业结构决定了劳动力在不同产业的分布,绝大多数低技能农村劳动力集中于低端密集型行业,从事低技能工作,用第二产业增加值占地区生产总值比重衡量各城市的产业结构( $industry$ )。城镇化进程反映城市经济结构的演变,其进程深刻影响地方经济发展以及农村劳动力的进城机会,用城镇常住人口/常住总人口表示城镇化率来反映城镇化进程( $urban$ )。经济开放程度反映地区融入全球经济的深度,国际贸易往来通过驱动资本流动与产业升级,重塑城市经济格局与劳动力市场需求,用进出口总额/地区生产总值来反映经济开放程度( $open$ )。作为地方公共财政的分配主体,地方政府的财政支出偏向是影响城乡经济发展与就业机显性因素,以公共财政支出/地区生产总值衡量政府经济活动参与度( $govpart$ )。

#### (四) 变量描述性统计

变量的描述性统计结果如表1所示。其中,阿特金森指数均值为0.0817,取值区间为[0.0089,0.2064],表明不同地区城乡收入差距存在明显分化,为本文研究提供充分的变异基础。税收分享均值为0.8054,标准差为0.1277,取值区间为[0.3814,0.9927],区域分布差异显著,变量特征与本文研究设定高度契合。此外,用于稳健性检验的加权变异系数、城乡收入比及其余控制变量均分布于合理区间,为后续实证分析奠定了良好的数据基础。

表1 描述性统计结果

变量类型	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>Atkinson</i>	2 896	0.081 7	0.037 6	0.008 9	0.206 4
	<i>CV</i>	2 900	0.383 9	0.107 0	0.119 7	0.733 3
	<i>ratio</i>	2 981	2.400 8	0.441 4	1.636 9	3.967 1
解释变量	<i>share</i>	3 002	0.805 4	0.127 7	0.381 4	0.992 7
控制变量	<i>pgdp</i>	2 988	5.037 8	2.891 9	1.046 9	15.942 8
	<i>urban</i>	2 691	0.547 6	0.132 5	0.273 5	0.936 5
	<i>industry</i>	2 965	0.462 6	0.087 4	0.216 4	0.714 5
	<i>growth</i>	2 983	0.064 2	0.048 9	-0.054 4	0.240 1
	<i>open</i>	2 920	0.177 6	0.253 9	0.002 4	1.725 4
	<i>govpart</i>	2 982	0.192 3	0.089 6	0.074 4	0.642 6
	<i>transfer</i>	3 009	0.414 2	0.129 1	0.088 3	0.781 2

## 五、实证结果与分析

### (一) 基准回归

表2报告了税收分享对城乡收入差距影响的基准回归结果。其中,列(1)未控制固定效应,列(2)进一步控制城市固定效应与时间固定效应。结果显示,税收分享一次项的回归系数均显著为负,二次项的

回归系数均显著为正。这表明城乡收入差距与税收分享之间呈 U 型非线性关系,即随着税收分享比例的增加,城乡收入差距先缩小后扩大。基准回归结果与理论模型的预期一致。列(2)税收分享一次项的回归系数为-0.266 1,二次项的回归系数为 0.185 6。基于该模型计算的 U 型曲线阈值约为 0.716 9。也就是说,税收分享比例低于 0.716 9 时,具有缩小城乡收入差距的积极作用,超过该阈值后则呈现扩大城乡收入差距的效应。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>share</i>	-0.174 0** (0.080 5)	-0.266 1*** (0.085 9)
<i>share</i> <sup>2</sup>	0.129 8** (0.052 8)	0.185 6*** (0.056 6)
<i>lnpgdp</i>	-0.030 8*** (0.003 1)	-0.012 8*** (0.004 3)
<i>urban</i>	-0.108 4*** (0.019 9)	-0.075 2** (0.037 6)
<i>industry</i>	0.018 1* (0.010 1)	-0.014 2 (0.011 8)
<i>growth</i>	-0.027 3*** (0.007 0)	-0.008 0 (0.007 8)
<i>open</i>	-0.008 7* (0.005 1)	-0.013 5** (0.006 3)
<i>govpart</i>	-0.055 7*** (0.017 1)	-0.051 5** (0.021 5)
常数项	0.245 0*** (0.033 2)	0.263 7*** (0.036 0)
城市固定效应	未控制	控制
时间固定效应	未控制	控制
样本量	2 405	2 405
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.696 1	0.721 3

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5% 及 10% 的显著性水平,括号内数值为聚类稳健标准误,后表同。

主导,边际成本超过边际收益,不利于缩小城乡收入差距。从现实情况看,样本中约 25.75% 的城市税收分享比例低于该阈值,意味着这些地区仍处于可通过适度增加税收分享比例来促进城乡协调发展的阶段,而 74.25% 的城市已超过该阈值,这些地区税收分享的边际收益已趋于减弱,进入集聚不经济效应开始显现并可能主导城乡收入差距的阶段。

政府间税收分享的制度安排既影响各级政府间的财力分配,也集中体现激励契约中的财政激励强度。税收分享比例增加直接增强了地方政府的财政能力,激励其加大经济建设投入,从而推动城市交通基础设施快速发展与城镇化进程加速。交通条件改善与城镇化深化,能够有效拉近农村劳动力与城市经济圈的距离,促进劳动力向城市集聚,并通过规模效应与涓滴效应带动农村居民收入增长。可以看出,适度增加税收分享比例有助于缩小城乡收入差距。然而,过高的税收分享比例也存在一定负面影响。随着税收分享比例的不断增加,城镇化进程与基础设施建设的超常规推进会推升交通成本与居住成本,使拥挤效应逐渐占据主导,形成集聚不经济<sup>[29]</sup>。此外,受要素资源配置和产业结构制约,资源过度集中也会引发虹吸效应,造成农业生产资源流失和农村空心化,抑制农民农业收入增长<sup>[30]</sup>。可以看出,人口过度向城市集中产生的负外部性会削弱收入效应产生的优势。从理论上讲,存在一个最优税收分享阈值,当位于该阈值时,因税收分享带来的边际收益等于边际成本,达到最优。在阈值左侧,边际收益大于边际成本,有助于缩小城乡收入差距,而在阈值右侧,集聚不经济占据

## (二) 内生性分析

中国自上而下的财政体制虽然赋予税收分享制度一定的外生特征,但仍可能存在由反向因果等因素引致的内生性问题,影响基准回归结果的准确性。为缓解这一偏误,本文采用工具变量法进行内生性分析。参考刘勇政等<sup>[31]</sup>的思路,选取除本省份外其他省份税收分享的加权平均值作为工具变量。该变量的合理性在于,各省份在制定税收分享政策时通常存在空间策略互动,因而本省份政策与其他省份政策具有一定相关性。同时,其他省份的税收分享政策不会直接干扰本省份内部的城乡收入差距,满足外生性要求。鉴于模型中的税收分享一次项与二次项均为内生变量,为有效识别其非线性影响,本文引入工具变量及其平方项,以确保非线性模型估计的一致性。

表3报告了工具变量法的回归结果。在工具变量有效性方面,第一阶段工具变量及其平方项的回归系数均在1%水平下显著,揭示了各省份在制定税收分享政策时存在空间策略互动,符合工具变量相关性条件。进一步的检验表明,Kleibergen-Paap rk LM 统计量在1%水平下拒绝不可识别原假设,且 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量大于10,说明不存在弱工具变量问题。第二阶段结果显示,税收分享一次项的回归系数显著为负,二次项的回归系数显著为正,与基准回归结果保持一致。综上可知,城乡收入差距与税收分享之间的U型关系未受内生性问题的干扰,本文结论依然成立。

表3 内生性分析回归结果

变量	第一阶段		第二阶段
	<i>share</i>	<i>share</i> <sup>2</sup>	
<i>IV</i>	-184.0864*** (18.9050)	-209.5684*** (29.6467)	
<i>IV</i> <sup>2</sup>	-31.6411*** (11.8079)	-100.7896*** (18.4131)	
<i>share</i>			-1.6100*** (0.0223)
<i>share</i> <sup>2</sup>			1.0399*** (0.0193)
控制变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM	0.0000		
Kleibergen-Paap rk Wald F	14.5150		
样本量	2438	2438	2405
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.9984	0.9980	0.9388

### (三) 稳健性检验<sup>①</sup>

基准回归结果表明,城乡收入差距与税收分享之间存在非线性关系。本文采用多种方式对基准回归结果进行稳健性检验,以验证核心结论的可靠性。

第一,更换被解释变量。为系统评估基准结果对变量测度的敏感性,本文分别采用两种方法重构被解释变量。其一,借鉴张益豪和郭晓辉<sup>[32]</sup>的方法,使用城乡收入比(*ratio*)作为被解释变量的替代指标。其二,借鉴马轶群和崔伦刚<sup>[33]</sup>的方法,使用加权变异系数(*CV*)作为被解释变量的替代指标,以增强对城乡收入分布动态变化的表征效力。

第二,排除转移支付的影响。转移支付制度作为中国分税制改革的重要补充,在协调区域经济和社会发展中发挥着重要作用。为排除省级转移支付可能造成的潜在干扰,本文借鉴贺颖<sup>[34]</sup>的思路,将转移支付强度(*transfer*)纳入基准模型,以验证结果的稳健性。

第三,剔除民族地区样本。民族地区在经济发展阶段及人力资本积累路径等方面与其他区域存在系统性差异,其样本特殊性可能对基准回归结果造成干扰。为此,本文参考刘勇政等<sup>[31]</sup>的做法,将样本中少数民族自治区和民族省份样本剔除后重新进行回归。

第四,聚类到省份。由于下一年的税收分享政策可能受到往年税收分享政策的影响,致使各省份在样本期内的随机扰动项可能存在相关性。考虑到标准误的聚类会对模型回归结果产生影响<sup>[35]</sup>,本文将标准误聚类到省级层面,对基准回归结果进行稳健性检验。

第五,随机选取城市样本。为验证基准回归结果未受城市样本选取因素的影响,本文借鉴蔡熙乾等(Cai et al.)<sup>[36]</sup>的做法,在基准回归样本中,每次随机抽取90%的城市构成子样本并进行回归,重复该过程1 000次,以此为基础考察税收分享二次项系数的估计分布。上述稳健性检验均表明,基准回归结果具有良好稳健性。

### (四) 异质性分析

本文继续系统考察税收分享对城乡收入差距的影响在不同人力资本水平和市场化程度地区的异质性表现,以期对两者关系的边界条件进行深入探讨。

#### 1. 人力资本水平

城市人力资本水平反映城市劳动力的供给质量与收入水平,作用于城市的经济发展<sup>[37]</sup>。理论上,较高的人力资本禀赋有助于提升要素配置效率与政策吸收能力,从而使税收分享对城乡收入差距的影响呈现区域分化。为检验这一异质性,本文使用在校大学生数与常住总人口之比作为城市人力资本的代理变量。该指标主要由长期教育投入、人口结构与产业基础决定,受短期政策冲击的影响相对较弱,具备较好的外生性,契合分组变量的核心要求。本文以该指标中位数为界,将样本划分为较高、较低两组,分组变量时间跨度与基准回归保持一致,确保样本期间的可比性。表4报告了基于人力资本水平异质性的回归结果。结果显示,在人力资本水平较高地区,税收分享一次项的回归系数为负,二次项的回归系数为正,均在1%水平下显著。在人力资本水平较低地区,税收分享的回归系数均不显著。组间系数差异检验表明,税收分享二次项的回归系数在两组间存在显著差异,证实了异质性特征的统计显著性。对比两组回归结果可知,税收分享的收入效应依赖于地区人力资本禀赋,这凸显出人力资本在财政政策传导中的关键作用。

人力资本作为城市经济增长的内生动力,影响城市的经济发展以及城市劳动力的供给质量与收入水

<sup>①</sup> 限于篇幅,具体稳健性检验结果备索。

平,对减少社会分配不平等发挥着重要作用。对个体而言,人力资本积累能够通过收入增长机制和收入差距减缓机制来降低居民收入不平等程度<sup>[38]</sup>。人力资本水平越高,生产力水平也相对越高,而这种生产力优势能够增加劳动力在市场上的收入回报,成为居民收入增长的重要动力。对城市而言,城市人力资本水平的提高加快了城市发展步伐,扩大了城市规模,这有助于通过推进产业结构调整引入更多的工作岗位,对吸纳低技能劳动力、改善城市劳动分工产生积极影响。与此同时,随着城市人力资本水平的提高,城市聚集优势资源的能力以及资源配置效率也会更高,对创造就业机会以及劳动力流动还会形成较强的马太效应,为缓解相对收入不平等的状况创造机会。可以看出,较高的城市人力资本水平为缩小城乡收入差距创造了良好的条件,有助于税收分享对缩小城乡收入差距作用效果的发挥。

## 2. 市场化程度

市场化进程作为经济要素流动的制度软环境,深刻影响着城市的资源配置效率与劳动力就业水平,对促进经济增长具有重要作用<sup>[39]</sup>。随着市场经济体制改革的推进,各地区市场化进程所处阶段存在明显差异,这种差异将导致市场化机制对劳动力的驱动效应有所不同,进而使税收分享对城乡收入差距的影响呈现出异质性特征。为检验这一特征,本文以样本期内市场化指数中位数作为分组依据,将样本划分为较高、较低两组,分组变量时间跨度与基准回归保持一致,确保样本期间的可比性。该指标演变具有长期性和宏观性,受短期财政政策直接冲击较小,因而适合作为异质性分析的分组变量。表4报告了基于市场化程度异质性的回归结果。由回归结果可知,在市场化程度较高地区,税收分享一次项的回归系数与二次项的回归系数均在1%水平下显著,而在市场化程度较低地区,税收分享一次项的回归系数和二次项的回归系数均不显著。组间系数差异检验表明,税收分享二次项的回归系数在两组间存在显著差异,统计上支持显著的异质性特征。可以看出,市场化程度是影响税收分享收入效应发挥的重要制度条件。

市场化进程作为经济要素流动的制度软环境,深刻影响着地区的资源配置效率与劳动力就业格局。在市场化程度较高地区,政府职能转变更有成效,价格机制更为完善,对经济运行干预相对有限,其成熟的市场体系可以更好地服务于城市经济发展产生的劳动力流动。同时,市场化程度较高地区凭借市场化导向与先发优势,步入了经济发展的快车道,其资源集聚能力和配置效率持续提升,这对地区劳动力结构优化以及产业结构调整形成明显的马太效应,为缩小城乡收入差距奠定基础。相对于市场化程度较高地区,市场化程度较低地区的制度体系完善程度较低,经济主体活力不足,市场在资源配置中的效率也相对受限。此外,市场化程度较低地区的要素配置结构与资源禀赋往往偏离比较优势,对劳动力在地区间的配置和流动产生较大影响,这都制约着市场化程度较低地区的劳动力就业以及人力资本的有效积累,致使税收分享对市场化程度较低地区城乡收入差距的作用受限。

表4 异质性分析回归结果

变量	人力资本水平		市场化程度	
	较高	较低	较高	较低
<i>share</i>	-0.433 2*** (0.141 1)	-0.121 4 (0.095 9)	-0.423 4*** (0.126 6)	0.056 5 (0.067 8)
<i>share</i> <sup>2</sup>	0.302 3*** (0.093 7)	0.086 0 (0.062 5)	0.284 6*** (0.088 5)	-0.017 3 (0.041 3)
控制变量	控制	控制	控制	控制

表4(续)

变量	人力资本水平		市场化程度	
	较高	较低	较高	较低
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1 204	1 201	1 205	1 200
$R^2$	0.668 3	0.776 2	0.752 9	0.702 8
组间系数检验 P 值	0.054 8		0.002 0	

## 六、结论与建议

政府作为国民收入再分配的调节者影响居民的收入分配,财政政策则是政府用来调节居民收入分配状况的重要手段。本文聚焦于城乡收入差距与税收分享之间的关系,通过构建理论模型阐释二者之间的理论联系,并在此基础上开展实证分析以识别其因果关系。研究发现:城乡收入差距与税收分享之间为 U 型非线性关系,存在最优税收分享水平。在最优值左侧,集聚经济使得税收分享带来的边际收益大于边际成本,有助于缩小城乡收入差距。在最优值右侧,人口过度集聚产生的集聚不经济占主导地位,使得边际成本超过边际收益,从而扩大城乡收入差距。异质性分析结果表明,税收分享的政策效应与城市的人力资本水平和市场化程度密切相关,呈现出一定的地区异质性特征。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,建立动态调整机制,平衡激励与均衡。依据各地城乡发展实际动态调整税收分享激励机制,实现税收分享与城乡发展的动态联动。在实施中,可采取小步快调、逐年优化的策略,兼顾政策连续性。同时,应充分考虑增值税、企业所得税等税种在税基流动性、收益周期与激励导向上的差异,设计分类联动的分享规则,推动财政激励更精准服务于共同富裕的长远目标。

第二,实施差异化分享机制,匹配区域禀赋。针对政策效果的区域异质性,实施精准分类。对高市场化、高人力资本地区,重在完善创新生态,推动税收分享与研发激励、人才政策协同,激发内生增长动力。对发展基础相对薄弱地区,则采用激励赋能与能力建设并重的策略,可适度提高分享比例提供财政支持,并将增量资金重点投入市场制度建设与基础教育,补齐发展短板,确保政策的可持续性。

第三,健全考核机制,校正资源配置逻辑。优化官员晋升考核体系,将城乡协调发展成效与官员晋升直接挂钩,推动形成重增长更重均衡、顾当前更谋长远的施政理念。同时,探索重大财政决策终身问责制,对因短期行为导致长期失衡的决策实施责任追溯。通过强化激励引导与责任约束的双重机制,推动形成增长与均衡并重、当前与长远兼顾的政策导向,加快城乡融合发展进程。

### 参考文献:

- [1]李实,朱梦冰.中国经济转型40年中居民收入差距的变动[J].管理世界,2018,34(12):19-28.
- [2]罗楚亮,李实,岳希明.中国居民收入差距变动分析(2013—2018)[J].中国社会科学,2021(1):33-54.
- [3]姚东旻,王子豪,王艺霏.“财政分权”概念的反思:理论溯源、含义演进与中国应用中的流变[J].财政研究,2025(4):111-128.
- [4]鲁玮骏.省以下税收分成、转移支付与县域经济增长[J].财贸研究,2024,35(6):59-75.

- [5] 罗党论, 余国满, 陈杰. 经济增长业绩与地方官员晋升的关联性再审视——新理论和基于地级市数据的新证据[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(3): 1145-1172.
- [6] 康明, 踪家峰. 省市税收分享影响全国统一大市场建设了吗? ——基于256个地级市的数据分析[J]. 南方经济, 2024(6): 39-56.
- [7] HAO R, WEI Z. Fundamental causes of inland-coastal income inequality in post-reform China[J]. The Annals of Regional Science, 2010, 45(1): 181-206.
- [8] 肖育才. 中国式分权、基本公共品供给偏向与城乡居民收入差距[J]. 四川大学学报(哲学社会科学版), 2017(4): 22-28.
- [9] 周靖, 史乐来. 纵向财政失衡、城镇化水平与城乡收入差距[J]. 统计与决策, 2021, 37(18): 137-140.
- [10] 宋凤轩, 张航, 宋宝琳. 财政分权对共同富裕的影响效应及作用机制研究[J]. 经济纵横, 2023(8): 117-128.
- [11] 许有款, 赵蜀蓉. 财政分权视角下新质生产力对城乡融合发展的影响研究——基于双重机器学习模型的实证检验[J]. 经济问题探索, 2025(6): 174-190.
- [12] CHU J, ZHENG X P. China's fiscal decentralization and regional economic growth[J]. The Japanese Economic Review, 2013, 64(4): 537-549.
- [13] 郭卫军, 李光勤. 财政分权如何影响共同富裕——兼论分权的适度区间[J]. 上海财经大学学报, 2023, 25(3): 3-17.
- [14] 苏春红, 李真. 财政分权、支出偏向与城乡融合发展[J]. 经济问题探索, 2022(6): 107-123.
- [15] 储德银, 张婷. 财政分权与收入不平等——基于面板门限回归模型的实证分析[J]. 山西财经大学学报, 2016, 38(1): 12-24.
- [16] 储德银, 韩一多, 张景华. 中国式分权与城乡居民收入不平等——基于预算内外双重维度的实证考察[J]. 财贸经济, 2017, 38(2): 109-125.
- [17] 王能, 李万明. 财政分权、城市化与城乡收入差距动态关系实证分析——基于向量自回归模型[J]. 农业经济问题, 2016, 37(9): 32-41.
- [18] 常远, 吴鹏. 财政分权、产业结构调整与城乡收入差距[J]. 广东财经大学学报, 2016, 31(5): 27-36.
- [19] SEPULVEDA C F, MARTINEZ-VAZQUEZ J. The consequences of fiscal decentralization on poverty and income equality[J]. Environment and Planning C: Government and Policy, 2011, 29(2): 321-343.
- [20] 杨林, 薛琪琪. 财政分权、社会保障资源配置与城乡收入差距——基于岭回归分析与调节效应方程[J]. 贵州社会科学, 2018(2): 110-118.
- [21] HERRENDORF B, ROGERSON R, VALENTINYI Á. Structural change in investment and consumption—a unified analysis[J]. The Review of Economic Studies, 2021, 88(3): 1311-1346.
- [22] 杜彤伟, 方毅. 省以下分权式改革对城乡收入差距的影响研究——基于区县分化的视角[J]. 财政研究, 2024(4): 85-100.
- [23] LEE C I. Agglomeration, search frictions and growth of cities in developing economies[J]. The Annals of Regional Science, 2015, 55(2/3): 421-451.
- [24] GLAESER E L, KAHN M E. Sprawl and urban growth[J]. Handbook of Regional and Urban Economics, 2004, 4: 2481-2527.
- [25] CHECHERITA-WESTPHAL C, ROTHER P. The impact of high government debt on economic growth and its channels: an empirical investigation for the euro area[J]. European Economic Review, 2012, 56(7): 1392-1405.
- [26] 刘修岩, 李松林, 陈子扬. 多中心空间发展模式与地区收入差距[J]. 中国工业经济, 2017(10): 25-43.
- [27] 康明, 踪家峰. 钱多一定改善民生吗——基于税收分享视角[J]. 山西财经大学学报, 2022, 44(5): 29-41.
- [28] 毛捷, 吕冰洋, 陈佩霞. 分税的事实: 度量中国县级财政分权的数据基础[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(2): 499-526.
- [29] 姜磊, 陈坚, 郭玉清. 二元经济转型与劳动收入份额: 理论与实证分析[J]. 经济社会体制比较, 2014(4): 46-58.
- [30] 伍骏骞, 阮建青, 徐广彤. 经济集聚、经济距离与农民增收: 直接影响与空间溢出效应[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(1): 297-320.
- [31] 刘勇政, 吕冰洋, 李岩. 中国高投资率之谜: 分税制的激励作用[J]. 经济研究, 2021, 56(3): 65-82.
- [32] 张益豪, 郭晓辉. 横向生态补偿能缩小城乡收入差距吗? [J]. 经济与管理研究, 2024, 45(6): 3-18.
- [33] 马轶群, 崔伦刚. 经济不确定性、收入差距与劳动力转移[J]. 江苏社会科学, 2018(6): 94-105.
- [34] 贺颖. 分税制下的市场整合路径: 基于省以下转移支付的效率视角[J]. 财贸研究, 2021, 32(7): 69-82.
- [35] ANGRIST J D, PISCHKE J S. Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion[M]. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2009.
- [36] CAI X Q, LU Y, WU M Q, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 73-85.
- [37] GLAESER E L, RESSEGER M G. The complementarity between cities and skills[J]. Journal of Regional Science, 2010, 50(1): 221-244.
- [38] 杨晶, 邓大松, 申云. 人力资本、社会保障与中国居民收入不平等——基于个体相对剥夺视角[J]. 保险研究, 2019(6): 111-124.
- [39] 张立栋, 马晓钰, 韩芳芳. 数字基建、虚拟集聚与共同富裕[J]. 首都经济贸易大学学报, 2025, 27(6): 3-15.

## Incentive and Equilibrium: Nonlinear Effects of Tax Sharing on Urban-Rural Income Gap

KANG Ming<sup>1</sup>, ZONG Jiafeng<sup>2</sup>

- (1. Tianjin University of Commerce, Tianjin 300134;
2. Nanjing University, Nanjing 210093)

**Abstract:** Against the background of promoting common prosperity and integrated development of urban and rural areas, optimizing the intergovernmental tax sharing mechanism has become a key policy lever for regulating the income distribution pattern. This paper develops a theoretical model to systematically elaborate on the intrinsic connection between tax sharing and the urban-rural income gap, and conducts an empirical study based on the panel data from cities at and above the prefecture level from 2010 to 2022.

The findings show that there is a U-shaped nonlinear relationship between tax sharing and the urban-rural income gap, with an optimal threshold. On the left side of this threshold, the marginal returns brought by tax sharing are greater than the marginal costs, which helps to narrow the urban-rural income gap. On the right side, however, the agglomeration diseconomies caused by excessive population concentration dominate, leading to the marginal costs exceeding the marginal returns, which is not conducive to narrowing the gap. At the threshold point, the system reaches a state of equilibrium.

From a practical perspective, about 25.75% of sample cities have a tax-sharing ratio below this threshold, indicating that these cities are still at a stage where they can promote coordinated urban-rural development by appropriately increasing their tax-sharing ratios. On the contrary, 74.25% of cities have exceeded this threshold, and the marginal returns of their tax sharing have tended to weaken, entering a stage in which the agglomeration diseconomy effect begins to appear and may dominate the urban-rural income gap.

To enhance the robustness of the conclusions, this paper adopts the instrumental variable method to alleviate potential endogeneity bias, and conducts various robustness tests, including replacing the measurement method of the explained variable, controlling for the impact of transfer payment intensity, excluding samples from autonomous regions, clustering standard errors at the provincial level, and re-estimating by selecting urban samples through random sampling. The results confirm the robustness of the core conclusions.

Further heterogeneity analysis indicates this effect exhibits regional variation. In regions with higher levels of human capital and marketization, the income-regulating effect of tax sharing is more pronounced. This finding highlights the dependence of the income-regulating effect of tax sharing on regional endowment, revealing the boundary conditions for policy effectiveness.

This paper provides empirical evidence for promoting the balanced development of urban and rural areas as follows. In the process of advancing common prosperity, appropriately adjusting local tax sharing policies can effectively promote the convergence of the urban-rural income gap. At the same time, policy adjustments should align with regional development, optimizing tax sharing mechanisms according to local conditions to facilitate the sustained narrowing of the urban-rural income gap.

**Keywords:** common prosperity; tax sharing; urban-rural income gap; human capital; marketization level

编校:周 斌