



2019年第 1-2 期 / 总第 175 期

主办单位：中国人民大学中国财政金融政策研究中心

Public Economic Review | 郭庆旺/主编

公共经济评论

China Financial Policy Research Center Renmin University of China

www.frc.com.cn

分税与地方财政支出结构

马光荣 张凯强 吕冰洋

政府补贴的收入再分配效应

徐静 蔡萌 岳希明

分税与地方财政支出结构

马光荣

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

张凯强

(中国社会科学院财经战略研究院)

吕冰洋

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

摘要: 本文研究了税收分成对地方财政支出结构的影响。理论分析发现, 在地方政府的财政支出结构竞争中, 税收分成比例的提高将直接使得地方政府增加生产性公共支出, 发挥生产性支出的产出外部性, 提高产出水平和自身税收收入水平, 实现福利最大化。一系列经验分析也显著地验证上述结论, 即当地级市政府的税收分成率提高 10%, 该地区生产性支出占比将提高 1.39%。本文的分析和结论有助于发有助于解释中国地方财政支出结构变动的原由, 也有助于为政府间税收分配改革提供有效的政策建议。

关键词: 财政分权; 税收分成; 生产性支出

JEL code: H00, H72, O40

一、引言

财政支出是政府调节资源配置、收入分配和宏观经济的重要举措。凯恩斯倡导的主要宏观经济调控手段之一即为财政支出政策, 通过影响消费者的需求进而影响产出; 进一步, Arrow和Kruz (1970) 将财政支出分为生产性和消费性支出, 探讨财政支出结构对经济增长和居民福利的影响, 进而引导了大量文献从理论和实证角度对于财政支出结构的分析 (Barro, 1990; Turnovsky和Fisher, 1995、2000; 严成樑和龚六堂, 2009; 张曙霄和戴永安, 2012)。

在我国财政支出当中, 地方财政支出所占比例远高于中央财政支出, 而且地方财政支出占比近年来还在不断上升。地方政府财政支出占全国的比重在1994年为69.71%, 到2015年已经上升为85.13%。但我国地方财政支出结构长期以来的一个突出特点是, 地方政府偏好生产性财政支出 (如各类基础设施建设、对企业的生产性补贴等), 而轻视非生产性财政支出 (如教育、医疗、社会保障、环保等), 对此, 学界从各个角度解释此现象。

作者简介: 马光荣, 经济学博士, 中国人民大学财政金融学院、中国人民大学中国财政金融政策研究中心, Email: grma@ruc.edu.cn。

张凯强 (通讯作者), 经济学博士, 中国社会科学院财经战略研究院, Email: zkq@ruc.edu.cn。

吕冰洋, 经济学博士, 中国人民大学财政金融学院, Email: lby@ruc.edu.cn。

马光荣感谢国家自然科学基金 (批准号: 71533006 和 71773125) 的资助。吕冰洋感谢国家自然科学基金项目 (批准号: 71673278) 的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

在研究文献中,一般将地方政府偏好生产性支出的主要动因主要来自两方面。一方面是税收动因,地方政府通过加大生产性支出,吸引生产要素流入该地区,扩大该地区的经济产出,进而提升该地区的税收收入(Qian和Weingast, 1997; 张军等, 2007; 王永钦等, 2007; 张军, 2008); 另一方面是政治晋升动因,生产性支出在短期内对经济的拉动作用要比非生产性支出明显,在以GDP为主的政绩考核制度下,地方官员在较短任期内为了提升凸显政绩效果,从而偏好生产性支出(周黎安, 2004; Li和Zhou, 2005; 尹恒和朱虹, 2011)。

但上述文献在研究地方财政支出结构时,都忽视了税收分成率这一重要因素。地方政府的财政支出,从资金上来源于地方政府自有税收收入和上级给予的转移支付,地方政府自有税收收入很大程度上取决于上下级政府间的税收分成率。税收收入在上下级政府之间如何划分,将很大程度上影响地方政府的支出决策。由于地方财政支出结构与地方经济发展、税源培植密切相关,因此税收分成率的改变无疑会改变地方政府的支出行为。

从分税制设计看,税收收入划分是政府间财政体制的核心,而不合理的税收分享方式会对地方政府行为产生重要影响。建国以来不同历史时期,我国财政管理体制大都是以税收收入划分形式来命名的,例如统收统支、分灶吃饭、大包干、分税制等。1994年的分税制改革将增值税作为中央与地方共享税,2002年后又将企业所得税和个人所得税作为共享税。即使是作为地方政府主体税种的营业税,它在省以下政府间也广泛采取分享的办法。长期以来,增值税、企业所得税和营业税在国家财政收入和地方政府财政收入占有举足轻重的地位,不论是在全国财政收入中,还是地方财政收入中,它们的收入规模均排在前三位。这种税收分享方式所导致的后果,正像前财政部长楼继伟(2013)所说:“不利于有效遏制地方追求数量型经济增长的冲动。”根据包含政府支出的内生增长理论(Barro,1990),政府支出结构会影响私人资本的投资规模和方向,因而直观推论是,地方政府会因为税收分成改变而调整财政支出结构。

本文通过理论与实证来研究税收分成对地方财政支出结构的影响。在理论方面,我们在地方政府竞争模型框架内引入税收分成因素,税收分成率的提高将直接使得地方政府增加生产性公共支出,发挥生产性支出的产出外部性,提高产出水平和自身税收收入水平,实现福利最大化。。在实证方面,我们利用1996-2006年的地级市数据,实证分析税收分成对地方财政支出结构的影响,发现地方面临的税收分成率提高,地方财政支出将更加偏向生产性财政支出。根据这一结论,1994年分税制改革后地方税收分成比例的下降,会减少地方政府的生产性支出结构偏向;但在一个省内,如果市政府的税收分成率提高,仍会提高市政府的生产性支出比例。

既有一些文献也考察过财政分权对地方财政支出结构的影响(傅勇和张晏, 2007; 傅勇, 2010; 郑磊, 2008; 龚锋和卢洪友, 2009; 王文剑, 2010; 马光荣和杨恩艳, 2011; 张宇, 2013)。与以往文献相比,本文是使用税收分成这一指标进行分权度量的文章。以往的度量指标主要考虑中央与省之间的财政分权,而本文考察的是地市级的财政分权。而且,以往文献大都使用本省人均财政收入(或支出)与中央人均财政收入(或支出)来构建财政分权指标,各省份在这一指标上分母相同,因此一个省份的分子——人均财政收入更高,这一指标就高。也就是说,这一分权指标更多地反映了各省份的人均财政收入高低。而且,从中央与省之间的财政收入分权上看,1994年分税制改革后,中央与各省的在各税种上划分都是统一的,不存在变异。我国地区间税收分成具有很强差异性,这为研究税收分成与地方财政支出结构提供了绝佳样本。尽管分税制所确定央地间税收分享比例是统一的,但对于各个省而言,

省本级政府与市、县政府之间，税收分成比例因地而异^①。各省份内税收分成比例的差异，将对地方财政支出结构产生影响，这种差异为我们从实证上识别税收分成对地方财政支出结构的影响提供了便利。既有关于省以下税收分成的文章已经有周黎安和吴敏（2015）、吕冰洋等（2016）、席鹏辉等（2017），这些文章考虑了省以下税收分成对地方税收努力、对产能过剩的影响，但是尚没有考察对地方财政支出结构的影响。

本文的主要贡献在于从税收分成的角度，分析我国地方政府偏向生产性支出的影响。从中国财政分权实践看，实际上自1980年代的“财政包干”到1994年后的“分税制”，财政分权几乎主要围绕政府间税收划分而展开，因此税收分成可以代表中国财政分权的一个关键向量。本文构建的理论模型有助于发现税收分成对地方政府行为的作用机理，所进行的实证分析有助于解释中国地方财政支出结构变动的的原因，也有助于为中国营改增改革之后，下一步央地间税收分配改革提供有效的政策建议。

本文以下部分的结构安排如下：第二部分构建理论模型阐明税收分成对财政支出结构的影响机制；第三部分是计量模型设计和数据说明；第四部分为实证结果分析；第五部分为总结和政策建议。

二、理论模型

借鉴 Cai 和 Treisman（2005）的地方政府竞争模型，在此基础上引入中央对地方政府的税收分成，考察它对地方政府财政支出结构的影响机制。

（一）基本假定

1. 企业生产函数假设

假设一国之内存在 N 个地方政府 (N 的数量很大)，整个经济体共有 K 单位的私人资本，私人资本可以跨地区自由流动。假设在每个地区存在一个代表性企业，生产函数采用 Cai 和 Treisman（2005）假设，有：

$$F_i = A_i K_i^\alpha P_i^\beta \quad (1)$$

其中 F_i 是产出， K_i 是私人资本存量， P_i 是政府的生产性支出， A_i 是每个地区自身的禀赋，如技术水平，禀赋差异会影响当地企业的生产率。产出弹性 α 和 β 满足 $\alpha > 0$ 、 $\beta > 0$ 、 $\alpha + \beta < 1$ 。其中， $\alpha + \beta < 1$ 表明资本投入和公共品投入存在规模报酬递减，这是因为在生产过程中还有土地或劳动力等固定投入。

根据 Cai 和 Treisman（2005）的假设，在资本可自由流动背景下，各地区之间的经济竞争会使资本净回报率相同^②，因而满足如下均衡条件：

$$(1 - \tau) \frac{\partial F_i}{\partial K_i} = r \quad (2)$$

r 是税后资本回报率。

^① 张立承（2011）利用各省、自治区的有关财政体制文件，列举了大多数省份 2006 年关于增值税和企业所得税分成比例的规定，可以发现各省税收分成比例的差异非常大，例如吉林和内蒙古的省级分成比例分别为 12.5% 和 5%，山东和广东等省份的省级分成比例为 0。

^② 相对于整个经济体而言，每个地区的辖区范围都较小，因此可将资本回报率 r 视为给定。现实当中，投资回报率受很多因素的影响，不仅在地区间有差异，在同一地区内不同企业间也存在差异。当资本跨地区流动存在摩擦时，就出现投资回报率存在地区间差异。作为一个理论模型，我们无法考虑现实中的全部影响因素，仅给出当资本可自由流动时，地方政府间竞争所引起的结果。

2. 地方政府偏好假设

借鉴 Cai 和 Treisman (2005) 关于地方政府效用函数的假设, 并结合中国地方政府行为特点, 可以将地方政府的目標设为两个: 一是辖区总产出最大化; 一是关心民生的改善以及政府的消费 (如行政管理支出等), 它来自地方政府的非生产性支出 (或者为消费性支出)。为避免不同目标因函数线性形式干扰, 我们将第二个目标的效用设置为对数形式^①。因而, 地方政府效用函数可设定为^②:

$$U = \lambda_1 F + \lambda_2 \ln E \quad (3)$$

其中 F 是总经济产出, E 是政府的非生产性支出; λ_i , $i = 1, 2$ 依次反映了地方政府对产出、政府非生产性支出的重视程度, 其取值范围为 $\lambda_i \in (0, +\infty)$ 。

3. 影响政府间行为的税收分成设置

模型设置税收为收入税, 税率为 τ 。假定地方政府享有的税收分成比例为 s , 则上级政府持有比例为 $1-s$ 。税率 τ 和税收分成比例 s 完全由中央政府确定。于是, 地方政府税收收入为:

$$Tax = s\tau F(K, P) \quad (4)$$

其中, Tax 为地方政府的总收入, 则地方政府预算约束方程为:

$$P + E = s\tau F \quad (5)$$

4. 地方政府的选择

当中央政府外生地改变税收分成时, 地方政府将在生产性和消费性支出之间进行选择。生产性公共支出可以增加社会总产出, 进而增加居民私人消费, 进而提升居民福利。消费性公共支出可以直接提高居民福利。令 ϕ 表示政府支出中用于生产性支出的比例, 则生产性公共支出可表示为:

$$P = \phi s\tau F \quad (6)$$

(二) 均衡分析

首先, 结合 (1) 式和 (2) 式, 可知当第 i 个地区的政府决定生产性支出 P_i 时, 消去所能吸引到的私人投资 K_i 为:

$$F_i(P_i, r, A_i) = A_i \left[r^{-1}(1-\tau)A_i\alpha P_i^\beta \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \cdot P_i^\beta \quad (7)$$

将 (5)、(6) 带入地方政府的预算约束, 即

$$U = \lambda_1 F + \lambda_2 \ln(1-\phi)s\tau F \quad (3')$$

联立 (6)、(7) 式有, 可直接将生产函数表示为:

$$F^{1-\alpha-\beta}(\phi, s, r, A_i) = r^{-\alpha}(1-\tau)^\alpha A_i\alpha^\alpha (\phi s\tau)^\beta \quad (8)$$

考虑中央政府给定税收分成 s 时, 地方政府选择 ϕ 使得效用最大化, 即

$$\frac{\partial U}{\partial \phi} = \lambda_1 \frac{\beta}{(1-\alpha-\beta)} \frac{F}{\phi} + \lambda_2 \frac{\beta}{(1-\alpha-\beta)} \frac{1}{\phi} - \frac{\lambda_2}{1-\phi} = 0 \quad (9)$$

上式转化为多项式为,

^① Cai 和 Treisman (2005) 在基准和扩展模型中, 依次设置消费性支出的效用为线性和拟线性形式。

^② 此刻及后文着重于对某一地方政府 i 的行为分析, 如果不需特别指出将统一省略该地区的下标 i 。

$$G = (1 - \phi)(\lambda_1 \beta F + \lambda_2 \beta) - \lambda_2 (1 - \alpha - \beta) \phi = 0 \quad (9')$$

$$\frac{d\phi}{ds} = -\frac{dG/ds}{dG/d\phi} = \frac{(1 - \phi) \cdot \lambda_1 \beta \cdot \frac{\beta}{(1 - \alpha - \beta)} \frac{F}{s}}{(\lambda_1 \beta F + \lambda_2 \beta) - (1 - \phi) \lambda_1 \beta \cdot \frac{\beta}{(1 - \alpha - \beta)} \frac{F}{\phi} + \lambda_2 (1 - \alpha - \beta)} \quad (10)$$

上式即体现了税收分成对地方政府支出结构的影响。其中，上式中分子为正，我们主要考虑分母的符号变化情形，将分母合并简化有：

$$Q = -\lambda_1 \beta [-(1 - \alpha) \phi + \beta] F + \lambda_2 (1 - \alpha) (1 - \alpha - \beta) \phi \quad (10')$$

首先，根据式（9），化简有

$$\phi = \frac{1}{\frac{\lambda_2 (1 - \alpha - \beta)}{\lambda_1 \beta F + \lambda_2 \beta} + 1} \quad (9'')$$

其中， $0 < s < 1$ 且 $0 < \phi < 1$ ，因此根据（8）式，可得： $0 < F < D$ ，其中

$D = [r^{-\alpha} (1 - \tau)^\alpha A_i \alpha^\alpha \tau^\beta]^{-\frac{1}{1 - \alpha - \beta}}$ 。将 F 的约束条件带入（9''）式，进一步可得，

$\frac{\beta}{1 - \alpha} < \phi < \frac{(\lambda_1 D + \lambda_2) \beta}{\lambda_2 (1 - \alpha) + \lambda_1 D \beta}$ 。同时，联接 ϕ 本身的约束条件 $0 < \phi < 1$ ，即有

$$\frac{\beta}{1 - \alpha} < \phi < \min\left\{\frac{(\lambda_1 D + \lambda_2) \beta}{\lambda_2 (1 - \alpha) + \lambda_1 D \beta}, 1\right\} \quad (11)$$

其次，将该结论带入（10'）式，则有 $Q > 0$ ，则（10）式的分子分母均大于 0，即有 $\frac{d\phi}{ds} > 0$ 。

也就是说，当地方政府税收分成提高时，地方政府将偏向生产性支出。当政府间的税收分成变化时，对地方政府行为的影响主要表现为生产性公共支出的激励效应，当税收分成率提高时，地方政府提高生产性支出时，基于产出的外部性使得产出增加更快，所分得的税收收入会更多，由此激励地方政府增加生产性支出占比^①。

三、计量模型与数据说明

（一）计量模型

为了从实证上检验税收分成对地方政府支出行为的影响，本节采取的计量策略是，采用地级市层面的数据，以地级市政府的税收分成作为核心解释变量，以地级市生产性财政支出占财政总支出的比重为被解释变量。该模型在实证分析上可以较好地避免计量检验中易出现的内生性问题，因为税收分成规则一般由上级政府决定，而财政支出结构由下级政府决定，前者能够影响后者，反过来，后者难以对前者产生影响，这在实证分析中具有较强的识别度。

具体来说，我们建立如下双向固定效应模型：

^① 本文理论模型强调的是，税收分成比例通过激励效应，提高了地方政府的生产性支出占比。但除此之外，还可能存在收入效应。税收分成比例提高后，地方政府有更多的收入，地方政府会将更高比例的财政支出用于非生产性支出，这使得 ϕ 下降。为便于得到显示解，（3）式中设定的地方政府效用函数为拟线性形式（quasi-linear），本文的理论推导结果显示，在这种函数形式设定下，激励效应占据主导地位，税收分成比例对生产性支出占比的影响是正向的。

$$prodr_{ipt} = \alpha + \beta share_{pt} + \gamma \cdot Z_{ipt} + u_i + v_t + \varepsilon_{ipt} \quad (12)$$

在(12)式中,被解释变量 $prodr_{ipt}$ 是在 p 省份地级市 i 在 t 年的生产性支出的比重。参考已有文献的做法,本文采用两种统计口径来衡量^①。一是基准口径:

$$\text{生产性支出比重} = \frac{\text{基本建设支出} + \text{农林水气支出}}{\text{财政支出}}$$

二是仅使用基本建设支出的小口径来衡量:

$$\text{生产性支出比重} = \frac{\text{基本建设}}{\text{财政支出}}$$

本文中财政支出均指一般预算财政支出。地级市的财政支出包括地级市本级和下属县的财政支出。

解释变量为 $share_{pt}$ 为地级市 i 所在的 p 省份在 t 年,地级市合计所获得税收分成比重,具体计算公式为:

$$Share_{pt} = \frac{\text{该省的地级市一般预算财政收入总和}}{\text{税务部门从该省组织的全部税收收入} + \text{该省产生的全部非税收入}} \quad (13)$$

在(13)式计算的地级市税收分成,实际是包含税收收入与非税收入的合计分成。如果不计入非税收入的话,该式将变为 $\frac{\text{该省的地级市税收收入总和}}{\text{税务部门从该省组织的全部税收收入}}$ 。由于《地市县财政统计资料》当中仅提供了地级市的财政收入,但没有提供地级市的税收收入合计(仅提供了增值税、营业税等若干大的税种),因此无法计算该指标。为了进一步检验结果的稳健性,我们还考虑分别考察增值税分成率、营业税分成率对生产性支出比重的影响^②。增值税分成率和营业税分成率的计算公式如下:

$$\text{某省的地级市增值税分成比重} = \frac{\text{该省的地级市增值税收入总和}}{\text{税务部门从该省组织的全部增值税收入}}$$

$$\text{某省的地级市营业税分成比重} = \frac{\text{该省的地级市营业税收入总和}}{\text{税务部门从该省组织的全部营业税收入}}$$

我们将关注系数 β 的符号,根据理论分析,税收分成提高将增加地方政府的生产性支出,则推测可知 $\beta > 0$,该论断借助于实证分析进一步进行讨论。

税收分成的计算是建立在我国政府间“弹性税收分成”的想法基础上。一个地方产生的所有财政收入,归属于中央、省本级、地级市本级、县级四级政府,从地市县角度看,税收分成比例会同时受到中央与省级政府的影响,因此不同省份的税收分成比例也不同。本文将地级市本级和下属县的县级加总起来,来计算地级市的税收分成比重。(13)式分子的市县政府财政收入是地级市政府与县级政府财政收入之和,分母是该省产生的全部税收收入与非税

^① 本文基准口径定义与尹恒和朱虹(2011)、范庆泉等(2015)相同;本文小口径指标定义与傅勇和张晏(2007)和张学良(2012)相同。

^② 此处基于数据的可得性,采用增值税和营业税指标。

收入^①。(13) 式计算出的, 实际是该省地级市所获得平均的税收分成比例。由于数据限制, 我们无法计算出该省各地级市的具体分成比例。吕冰洋等 (2017) 发现, 同一省份内各地级市的分成比例差异很小, 因此我们近似地, 假设省级与各地级市的税收分成比例是统一的^②。测算各地市税收分成比例所需的数据资料来源较多, 其中涉及不少数据校准 (如考虑出口退税) 问题, 工作量较大, 在吕冰洋等 (2017) 论文中, 已详细测算各个口径的政府间税收分成数据, 本文直接引用其结果。

回归方程中, 控制变量 Z_{it} 包括: 经济发展水平 ($\ln gdp_{pc}$), 我们使用人均实际国内生产总值的自然对数来反映; 财政自有收入水平 ($fiscal_{auto}$), 即财政收入与财政支出的比值; 城镇化水平 ($urban$), 即城镇人口占总人口的比重; 第二产业占比 ($industry$), 使用第二产业增加值占地区生产总值的比重; 地区人口密度 ($\ln pop_{int}$), 即总人口与行政面积的比值取自然对数; 财政供养人口比重 ($\ln fiscal_{pop}$), 即财政供养人员与总人口的比值; 实际利用外资比重 (for_{rate}), 即实际利用外资占 GDP 比重; 人口增长率 (nir_p)。此外, 我们还加入了地级市固定效应 (u_i) 和年份固定效应 (v_t); ε_{it} 是随机扰动项。我们将标准误群类 ($cluster$) 设在地级市层面。

(二) 数据说明

实证分析的数据采用 1996~2006 年的地级市面板数据, 主要来源于《全国地市县财政统计资料》、《中国统计年鉴》、《中国税务年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》。由于 2007 年财政支出分类改革后, 财政支出类别的统计扣将发生了较大变化^③, 因此我们回归无法利用 2007 年后的数据。

地级市的财政支出、基本建设支出、农林水气支出数据来源于《全国地市县财政统计资料》。控制变量的指标来自《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《全国地市县财政统计资料》。《中国城市统计年鉴》缺少民族自治州和地区 (未改地级市) 的数据。实际利用外资比重 (for_{rate}) (即实际利用外资) 缺少 1998 年的数据, 取前后两年的平均值替代。财政自给程度 ($fiscal_{auto}$)、财政供养人口的对数 ($\ln fiscal_{pop}$)、工业化水平 ($industry$) 存在异常值, 我们进行 1% 的尾部剔除。在计算实际 GDP 时, 我们以 1990 年不变价进行衡量。由于四个直辖市不存在地级市, 我们剔除了四个直辖市的数据。此外, 由于数据缺失, 我们也删去了西藏的数据。数据描述性统计分析见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	变量说明	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量: 生产性支出比重						
prodr	基准口径 (基本建设支出+农林水气支出/支出合计)	2937	0.133	0.059	0.034	0.597
prodr1	小口径 (基本建设支出/支出合计)	2937	0.054	0.056	0.000	0.549

^① 该省产生的全部税收收入为税务部门在该省组织的全部税收收入, 该省产生的全部非税收入包括地方非税收入与中央在该省获得的非税收入。中央在该省获得的非税收入数据不可得, 我们假设该数额与各省 GDP 成固定比例, 因此可以将中央政府全部非税收入, 按照各省 GDP 占全国 GDP 的份额, 分解到各个省份。由于中央非税收入的总额较低 (仅为地方非税收入的 28.7%), 因此这一估算产生的总误差不会太大。我们也尝试将中央全部非税收入, 按照各省的人口份额来进行分配, 本文基本结果保持不变。

^② 分子分母中的财政收入、税收收入和非税收入, 均指纳入一般公共预算的收入。

^③ 在 2007 年后, 财政支出分类采用国际通用做法, 即采用职能分类和经济分类; 2007 年之前, 主要按支出用途和费用类别进行分类。(参见财预[2006]13 号, 《财政部关于印发政府收支分类改革方案的通知》)。

核心解释变量：税收分成						
share	地级市税收分成	2937	0.430	0.079	0.264	0.667
subprov_share	省以下的地级市税收分成	2937	0.803	0.081	0.591	0.985
vatshare	地级市增值税税收分成	2937	0.197	0.051	0.093	0.412
busshare	地级市营业税税收分成	2937	0.745	0.149	0.248	0.999
地区控制变量						
lngdppc	实际人均 GDP 对数	2233	3.099	0.639	0.602	7.006
fiscalauto	财政自给率（财政收入/财政支出）	2867	0.501	0.207	0.098	1.038
urban	城镇化水平	2254	0.317	0.172	0.074	1.000
industry	第二产业占比	2854	0.432	0.213	0.000	0.937
lnpopinten	人口密度对数（每平方公里内人数的对数）	2261	5.694	0.866	1.548	9.356
lnfiscalpop	财政供养人口比重的对数（每万人中供养人数的对数）	2229	5.748	0.304	5.219	8.201
forrate	实际利用外资占 GDP 比重（万美元/万元）	2158	0.004	0.007	0.000	0.109
nir_p	人口增长率	2260	0.055	0.033	-0.034	0.493

（三）描述性统计分析

1. 生产性支出比重的省份差异

样本中基准口径下的生产性支出比重均值为 13.3%，小口径指标下的生产性支出比重均值为 5.4%^①。图 1 显示，基准口径的生产性支出比重的平均值随时间没有较大变化，西部地区的比重略高于东部和中部地区。

2. 税收分成率的省份差异

图 2 描述了税收分成指标分地区均值变化图。2002 年税收分成出现了较为明显的下降，原因是 2002 年实施的所得税分享改革。同时，我们还可以看到，中部地区的税收分成比例普遍高于东部和西部的比例。

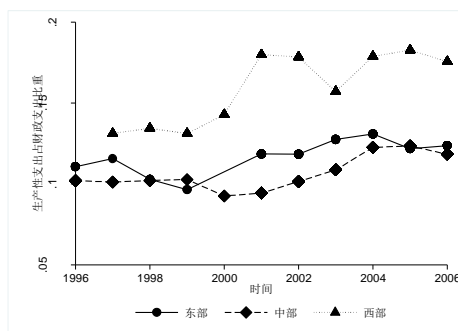


图 1 生产性支出比重

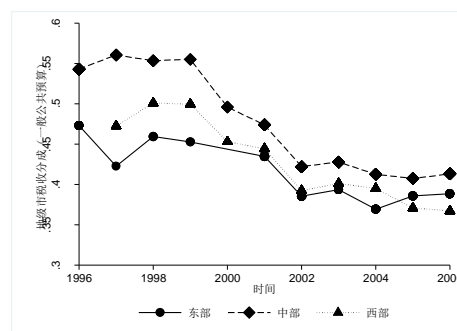


图 2 地级市税收分成比例

注：（1）数据来源详参数据描述部分；（2）图形中均列出分地区东、中、西的均值示意图。

图 3、4 为我国地级市分地区的增值税和营业税的分成比例示意图，两税在各地区的发

^①我们使用的指标是预算内财政的生产性支出比重。现实当中，地方政府的一些生产性支出是通过预算外财政。尤其是 2008 年后，地方政府大量设立地方融资平台，由融资平台以国有企业投资的形式来进行生产性支出。因此，文中所用指标确实存在这一不足之处，但我们难以获取样本期间（1996-2006）年间的地方政府预算外生产性财政支出的数据。由于样本期是 1996-2006 年，这期间地方融资平台规模还较小，因此偏差幅度相对于 2008 年后要相对小一些。

展趋势相似,其中增值税、营业税的税收分成均值依次是0.197、0.745(表1)。由于营业税属于地方税,增值税是中央地方共享税,营业税完全属于地方税,因此地级市政府获得营业税分成比例远高于增值税分成比例。对于大多数地级市政府而言,营业税是其第一大税收来源。

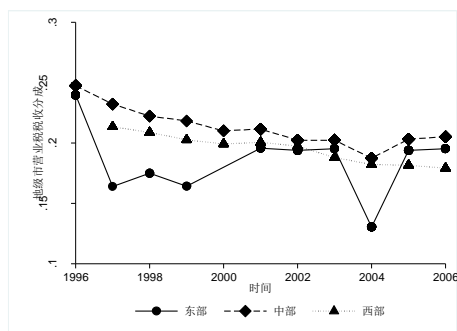


图3 增值税税收分成比例

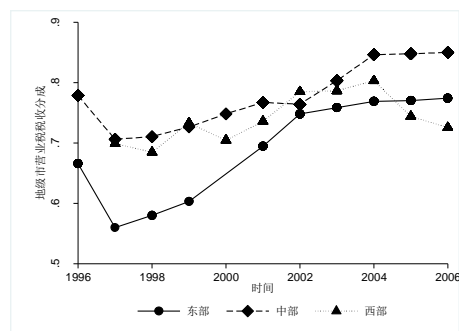


图4 营业税税收分成比例

注:(1)数据来源详参照数据描述部分;(2)图形中均列出分地区东、中、西的均值示意图。

四、实证结果

(一) 基准回归结果

表2 税收分成对生产性支出比例(基准口径)的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Prodr(生产性支出比重)			
share (税收分成)	0.210*** (0.0490)	0.0642 (0.0401)	0.130** (0.0522)	0.139*** (0.0462)
lngdppc (实际人均GDP对数)	0.0288*** (0.00540)	0.0134*** (0.00303)	0.0113*** (0.00289)	0.0123*** (0.00304)
fiscalauto (财政自给率)	-0.0955*** (0.0213)	-0.135*** (0.0222)	-0.107*** (0.0271)	-0.124*** (0.0224)
urban (城镇化水平)	-0.00451 (0.0231)	0.0471* (0.0273)	-0.00524 (0.0182)	0.0173 (0.0278)
industry (第二产业占比)	0.0124 (0.0172)	-0.00253 (0.00420)	0.00136 (0.0127)	-0.00246 (0.0129)
lnpopintn (人口密度对数)	-0.0172*** (0.00385)	0.00205 (0.00905)		0.00525 (0.00869)
lnfiscalpop (财政供养人口比重的对数)	-0.00690 (0.00795)	0.00151 (0.00634)		0.00251 (0.00650)
fornate (实际利用外资占GDP比重)	0.873 (0.589)	0.156 (0.292)		0.122 (0.302)
nir_p (人口增长率)	0.189*** (0.0680)	-0.0543 (0.0353)		-0.0511 (0.0377)
时间虚拟变量	Y		Y	Y
城市虚拟变量		Y	Y	Y
N	2032	2032	2125	2032
r2	0.212	0.130	0.144	0.150

注:***、**和*分别是1%、5%和10%的显著性水平,括号内是标准误,标准误均聚类(cluster)在地级市层面。

表 2 是使用 OLS 方法和面板模型固定效应 (FE) 估计方法对 (12) 式进行估计的结果。其中, 第 1 列为 OLS 方法, 第 2 为单向 FE 方法 (不控制年份虚拟变量), 二者均包含所有控制变量, OLS 方法含有年份虚拟变量; 第 3-4 列依次添加控制变量的双向 FE 模型。回归结果显示, 在各种模型设定下, 税收分成率对地级市生产性支出占比均有显著为正的影响。第 4 列的回归系数表明, 地级市政府的税收分成率提高 10 个百分点, 该地区生产性支出占财政支出的比例将提高 1.39 个百分点, 相当于 0.24 个样本标准差。数据显示, 地方政府在上级政府设置的分成体制下, 将选择提高生产性支出的比重来促进产出提高和分成后税收收入规模的扩大; 即分成率提高时, 充分发挥生产性支出的产出外部性, 地方政府将提高生产性支出份额。

在控制变量方面, 经济发展水平显著地提高该地区的生产性支出比重, 财政自给率显著减低生产性支出比重; 人口因素的变化回归结果不显著。第二产业占比 (industry)、城镇化水平 (urban)、以及财政供养人员比例 (Infiscalpop) 等人口因素变量等对地方政府的选择行为的影响较小。

(二) 更换小口径的被解释变量

表 3 税收分成对生产性支出比例 (小口径) 的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	prodr1 (生产性支出比重)			
Share	0.263***	0.0639	0.137***	0.142***
(税收分成)	(0.0433)	(0.0401)	(0.0496)	(0.0442)
时间虚拟变量	Y		Y	Y
城市虚拟变量		Y	Y	Y
N	2032	2032	2125	2032
r2	0.235	0.148	0.190	0.182

注: (1) ***, **和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平, 括号内是标准误, 标准误均聚类(cluster)在地级市层面。

表 2 基准回归当中被解释变量生产性支出是指基本建设支出与农林水支出之和。表 3 更换被解释变量, 采用小口径的生产性支出比重 (仅包括基本建设支出) 的回归结果。同表 2 类似, 我们逐渐增加控制变量、年份虚拟变量与城市虚拟变量。由于篇幅限制, 我们没有报告了控制变量的估计系数。回归结果显示, 当采用小口径的生产性支出比重时, 税收分成变量的估计系数在统计上显著为正, 在系数大小上与表 2 很接近。以 4 列系数为例, 如果市县税收分成率提高 10 个百分点, 将会使生产性支出的比重提高 1.42 个百分点, 相当于 0.53 个样本标准差。

(三) 省以下税收分成率的影响

上文计算的地级市税收分成率, 用的是省 i 地级市的财政收入与省 i 产生的财政收入来衡量。这一指标的 variation 来自于两个方面: 一是中央与各省的税收分成, 二是省与地级市之间的税收分成。中央与各省的税收分成规则, 在各省之间是统一的。在时间维度上, 所得税分享改革对分成率产生了影响。省与地级市的税收分成规则, 是由各省自主制定, 在省与省之间存在较大差异。为此, 我们还用了省 i 的地级市财政收入与省 i 的地方财政来衡量, 该指标实际衡量的是省级与省以下财政收入的度量指标, 我们将该指标成为“省以下税收分成率”, 该指标的样本均值为 0.803, 远高于基准模型中地级市税收分成 0.430。

回归结果报告在了表 4 当中。从中可见, 省以下税收分成率对基准口径和小口径都存在

显著正向影响。这意味着，即使我们仅仅利用省和地级市之间分成率的 variation，结果仍然稳健地成立。

表 4 省以下税收分成率对生产性支出比例的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	prodr (基准口径)		prodr1 (小口径)	
Subprov_share (省以下税收分成)	0.0765** (0.0301)	0.0936*** (0.0313)	0.0613** (0.0279)	0.0810*** (0.0290)
时间虚拟变量		Y		Y
城市虚拟变量	Y	Y	Y	Y
N	2033	2033	2033	2033
r2	0.137	0.151	0.153	0.180

注：(1) **、**和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内是标准误，标准误均聚类(cluster)在地级市层面。

(四) 增值税和营业税税收分成的回归结果

表 5 增值税税收分成对生产性支出比例（基准口径）的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	prodr (生产性支出比重)			
vatshare (增值税税收分成)	0.115*** (0.0362)	0.209*** (0.0408)		
busshare (营业税税收分成)			0.0538*** (0.0111)	0.0604*** (0.0134)
时间虚拟变量		Y		Y
城市虚拟变量	Y	Y	Y	Y
N	2032	2032	2032	2032
r2	0.133	0.158	0.144	0.155

注：(1) **、**和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内是稳健标准差，标准误均聚类(cluster)在地级市层面；(2) 列 1、3 为单向 FE 方法，第 2、4 列为双向 FE 模型，主要以第 2、4 列结果进行分析。

表 3 和表 4 回归结果中，关键解释变量税收分成是用省 i 的市县一般预算财政收入与省 i 的产生所有财政收入来衡量，我们可以将之称为“财政收入分成”。该指标为综合指标，实际上各个税种的税收分成率是不同的。在地方财政收入结构中，增值税和营业税占了较大比重（分别为 17.4%和 27.1%^①）。因此，我们还分别计算了地级市增值税分成率和地级市营业税分成率，分别考察增值税分成和营业税分成对地方生产性支出比重的影响。回归结果报告在了表 5 当中。

回归结果显示，增值税和营业税分成率的系数均在统计上显著为正。系数大小表明，当增值税、营业税的税收分成比例提高 10%时，生产性支出比重将分别提到 2.09%、0.60%。增值税分成率的系数大于营业税分成率系数。由于一个地区产生的增值税总额通常远大于营业税总额（全国 2006 年增值税收入是营业税收入的 2.6 倍），这意味着增值税与营业税的分成率同等提高 10%，市县获得增值税增加额是营业税收入增加额的 2.6 倍。因此，这可以部分解释，增值税分成率提升对地方财政支出结构的影响力度要大于营业税分成率的提升。

(五) 分地区回归结果

^① 此为 2006 年数据。

税收分成率的影响对不同地区可能存在差异。表 6 是分地区的回归结果。

回归结果显示,在东和中西部地区,当税收分成提高时,地方政府将提高生产性支出占财政支出的比重,其中东部地区显著高于中西部。其中无论选择基准口径还是小口径的生产性支出比重来衡量,二者的回归系数相似;当税收分成提高 10% 时,生产性支出占财政支出比重,在东部将提高 2.7% 左右,中西部地区为 0.8%,而总体的回归结果为 1.4%。此回归结果表明,相比于西部地区,当税收分成提高时东部地区存在更大的激励程度来提高生产性支出比重来促进地区增长;该结果与王麒麟(2011)、范庆泉等(2015)对我国的生产性财政支出对经济增长的分析结果一致,东部地区的生产性支出占比对经济增长的影响远远高于中西部地区。这也与 Cai and Treisman (2005)的理论模型发现是一致的:他们发现先天禀赋差的地区,地方政府在地区间竞争中,更倾向选择“破罐子破摔”。

表 6 分地区的回归结果

	(1) 东部	(2) 中西部	(3) 东部	(4) 中西部
	prodr (基准口径)		prodr1 (小口径)	
share (税收分成)	0.268*** (0.0531)	0.0843** (0.0334)	0.241*** (0.0478)	0.0790** (0.0319)
时间虚拟变量	Y	Y	Y	Y
城市虚拟变量	Y	Y	Y	Y
N	895	1137	895	1137
r2	0.167	0.174	0.236	0.185

注:***、**和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内是稳健标准差。

(六) GMM 回归结果

上文的实证分析中,均没有考虑变量间的内生性问题,但是财政支出结构会影响地区经济增长,这又会影响地方政府的财政收入,进而影响中央政府调整税收分成比例。故考虑到核心变量地方政府生产性支出占比与税收分成的内生性,本文使用采用差分广义矩估计方法(Difference-GMM)、系统广义矩估计方法(System-GMM)对(12)式进行回归分析,且均采用 two-step 进行估计。内生变量为被解释变量 prodr 的滞后变量,以及分成比例 share。外生变量则为时间虚拟变量以及地级市层面的其它控制变量。实证结果见表 7。根据 Hansen 检验值(接受原假设)和残差序列相关的检验结果(AR(1)检验拒绝原假设、AR(2)检验接受原假设),可知我们设置的系统广义矩估计方程是合理的。

GMM 回归结果显示,与基准模型结论相同,当地方政府具有较高的税收分成比例时,将增加该地区的生产性支出。表 7 显示,如果某一城市的税收分成率提高 10 个百分点,将会使得该地区的生产性支出的比重提高 2.4-6.9 个百分点。此外,被解释变量生产性支出占比滞后项的回归结果显示,地方政府的财政支出行为表现出较强的“惯性”。

表 7 GMM 的回归结果

	prodr (基准口径)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Difference-GMM		System-GMM	
L.prodr (基准口径滞后一期)	0.396** (0.173)	0.399** (0.173)	0.341*** (0.0560)	0.339*** (0.0559)
share (税收分成)	0.692*** (0.249)	0.689*** (0.250)	0.240*** (0.0914)	0.290*** (0.105)

L.share		0.0145		-0.0568
(税收分成滞后一期)		(0.0519)		(0.0495)
时间虚拟变量	Y	Y	Y	Y
AR(1)检验	0.002	0.002	0.000	0.000
AR(2)检验	0.553	0.523	0.791	0.873
Hansen 检验 p 值	0.241	0.230	0.226	0.274
N	1329	1329	1786	1786

注：（1）***、**和*分别是 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内是稳健标准差；（2）我们在 GMM 模型的基础上添加解释变量税收分成的滞后一期，见列 2、列 4；（3）我们省略地级市控制变量的回归结果。

总体而言，实证检验结果证实了理论分析的结论，即下级政府将随着上级政府提高税收分成比例，显著地调高生产性支出占比，充分发挥生产性支出的产出外部性，保证经济增长和提高居民福利。

五、总结与政策建议

本文结合理论与实证分析，研究了上下级政府的税收分成比例改变对下级政府财政支出结构的影响，结论可归纳为：

理论分析发现，在地方政府的财政支出结构竞争中，税收分成率的提高将直接使得地方政府增加生产性公共支出，发挥生产性支出的产出外部性，提高产出水平和自身税收收入水平，实现福利最大化。在经验分析中，也显著地验证上述结论，即当地级市政府的税收分成率提高 10%，该地区生产性支出占比将提高 1.39%；经验分析也在不同上下级政府间，不同税种的分成比例，不同地区等方面均符合理论模型的结论。

本文的结果意味着，1994 年分税制改革后地方税收分成比例的下降，会减少地方政府的生产性支出结构偏向；但在一个省内，如果市政府的税收分成率提高，仍会提高市政府的生产性支出比例。

本文研究具有很强的政策指向意义。我们知道，中国自 2016 年实行全面营改增改革后，作为地方政府主体税种的营业税已不存在，中央政府从弥补地方财力紧缺和调动地方政府积极性出发，将地方政府增值税分享比例由 25% 上升到 50%。根据本文推论，这将进一步激励地方政府将财政支出结构向生产性支出方向倾斜，由此可能引起民生支出规模减少、不利于经济增长方式向集约型转变等问题。可能正是因为意识到这方面问题，中央政府将增值税分享方案暂定为 2-3 年^①。从时间节点看，过渡期很快将要结束，即将进行的财税体制改革需要中央政府合理考虑政府间重要税种的分配方法，至少不能进一步扩大地方政府在增值税和企业所得税上的分配比例，而需将税基流动弱、地方政府能够有效掌握信息的税种归为地方税。

^①据 2016 年《国务院关于印发全面推开营改增试点后调整中央与地方增值税收入划分过渡方案的通知》（国发〔2016〕26 号）：“本方案与全面推开营改增试点同步实施，即自 2016 年 5 月 1 日起执行。过渡期暂定 2-3 年，届时根据中央与地方事权和支出责任划分、地方税体系建设等改革进展情况，研究是否适当调整。”

参考文献

- [1]范庆泉、周县华和潘文卿, 2015,《从生产性财政支出效率看规模优化: 基于经济增长的视角》,《南开经济研究》第8期, 第24~39页。
- [2]傅勇, 2010,《财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给》,《经济研究》第8期, 第4~15页。
- [3]傅勇和张晏, 2007,《中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价》,《管理世界》第3期, 第4~12页。
- [4]龚锋和卢洪友, 2009,《公共支出结构, 偏好匹配与财政分权》,《管理世界》第1期, 第10~21页。
- [5]吕冰洋、马光荣和胡深, 2017,《蛋糕如何分: 政府间财政收入分级分配的规律》, 工作论文。
- 楼继伟, 2013,《中国政府间财政关系再思考》, 中国财政经济出版社。
- [6]马光荣和杨恩艳, 2010,《中国式分权, 城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《制度学经济研究》第1期, 第10~24页。
- [7]王麒麟, 2011,《生产性公共支出、最优税收与经济增长》,《数量经济技术经济研究》第5期, 第21~36页。
- [8]王文剑, 2010,《中国的财政分权与地方政府规模及其结构》,《世界经济文汇》第5期, 第105~119页。
- [9]王永钦、张晏和章元等, 2007,《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》,《经济研究》第1期, 第4~16页。
- [10]席鹏辉、梁若冰、谢贞发和苏国灿, 2017,《财政压力、产能过剩与供给侧改革》,《经济研究》第9期, 第88~104页。
- [11]严成樑和龚六堂, 2009,《财政支出、税收与长期经济增长》,《经济研究》第6期, 第4~15页。
- [12]尹恒和朱虹, 2011,《县级财政生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》第1期, 第88~101页。
- [13]张立承, 2011,《省对下财政体制研究》, 经济科学出版社。
- [14]张军, 2008,《分权与增长: 中国的故事》,《经济学季刊》第1期, 第21~52页。
- [15]张军、高远和傅勇等, 2007,《中国为什么拥有了良好的基础设施?》,《经济研究》第3期, 第4~19页。
- [16]张曙霄和戴永安, 2012,《异质性、财政分权与城市经济增长——基于面板分位数回归模型的研究》,《金融研究》第1期, 第103~115页。
- [17]张学良, 2012,《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应》,《中国社会科学》第3期, 第60~77页。
- [18]张宇, 2013,《财政分权与政府财政支出结构偏离——中国政府为何偏好生产性支出》,《南开经济研究》第3期, 第35~50页。
- [19]郑磊, 2008,《财政分权, 政府竞争与公共支出结构——政府教育支出比重的影响因素分析》,《经济科学》第1期, 第28~40页。
- [20]周黎安, 2004,《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》第6期, 第33~40页。
- [21]周黎安和吴敏, 2015,《省以下多级政府间的税收分成: 特征事实与解释》,《金融研究》

第10期, 第64~80页。

- [22]Arrow, K. J., and M. Kruz, 1970, *Public Investment, the Rate of Return and Optimal Fiscal Policy*, Johns Hopkins University Press.
- [23]Barro, R. J., 1990, "Government spending in a simple model of endogeneous growth", *Journal of Political Economy*, 98(5), pp.103~125.
- [24]Cai, H., and D. Treisman, 2005, "Does competition for capital discipline governments? Decentralization, globalization, and public policy.", *The American Economic Review*, 95(3), pp.817~830.
- [25]Li, H., and L. Zhou, 2005, "Political turnover and economic performance, pp.the incentive role of personnel control in China", *Journal of Public Economics*, 89(9), pp.1743~1762.
- [26]Qian, Y., and B. R. Weingast, 1997, "Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives", *Journal of Economic Perspectives*, 11(11), pp.83~92.
- [27]Turnovsky, S. J., and W. H. Fisher, 1995, "The composition of government expenditure and its consequences for macroeconomic performance", *Journal of Economic Dynamics & Control*, 19(4), pp.747~786.

Tax Sharing and Local Fiscal Expenditure Structure

Ma Guangrong

(School of Finance, Renmin University of China)

Zhang Kaiqiang

(National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences)

Lv Bingyang

(School of Finance, Renmin University of China)

Fiscal expenditure is an important measure for the government to adjust resource allocation, income distribution and macroeconomics. One of the main macroeconomic regulation and control methods advocated by Keynes is the fiscal expenditure policy, which affects the output by affecting aggregate demand. Furthermore, Arrow and Kruz (1970) divided fiscal expenditure into productive and consumer expenditures, explored the impact of fiscal expenditure structure on economic growth and residents' welfare, and led a large amount of literature analyzing fiscal expenditure structure from both theoretical and empirical perspectives.

Among China's fiscal expenditures, the proportion of local fiscal expenditure is much higher than that of central government expenditure, and the proportion of local fiscal expenditure is still rising in recent years. The proportion of local government fiscal expenditure to central government expenditure was 69.71% in 1994 and has risen to 85.13% in 2015. However, a prominent feature of China's local fiscal expenditure structure for a long time is that local governments prefer productive fiscal expenditures (such as various infrastructure construction, productive subsidies to enterprises, etc.), while ignoring non-productive fiscal expenditures (such as education, medical care, social security, environmental protection, etc.). However, the existing literature ignores the importance of tax sharing rate as a factor of the structure of local fiscal expenditure. The local government's fiscal expenditure is derived from the local government's own tax revenue and the transfer payment given by the superior. The local government's own tax revenue depends largely on the tax sharing rate between the lower and upper levels of government. How tax revenues are divided between lower and upper levels of government will largely affect local government spending decisions. Since the local fiscal expenditure structure is closely related to local economic development and tax increase, the change in tax sharing rate will undoubtedly

change the local government's spending behaviors.

From the perspective of tax distribution system design, tax revenue division is the core of the intergovernmental fiscal system, and unreasonable tax sharing methods will have an important impact on local government behavior. Since the founding of the People's Republic of China, most of the fiscal management systems in China have been named after the tax revenue division, for example, unified fiscal system, fiscal contracting system, tax-sharing system. After the tax-sharing reform in 1994, VAT revenue has been shared by central and local governments. After 2002, corporate income tax and personal income tax has also been shared by central and local governments. Even for business tax, one main tax of the local government, it is widely shared among the governments below the provincial level. For a long time, value-added tax, corporate income tax and business tax have played a pivotal role in national fiscal revenue and local government fiscal revenue. Whether in the national fiscal revenue or local fiscal revenue, their income scale ranks in the top three. The consequences of this tax-sharing approach, just as former Finance Minister Lou (2013) said: "It is not conducive to effectively curbing the local urge to pursue quantitative economic growth." According to the endogenous growth theory of government expenditure (Barro, 1990), the structure of government expenditure will affect the scale and direction of investment in private capital. Therefore, it is intuitively inferred that local governments will adjust the structure of fiscal expenditure because of changes in tax revenue.

This paper studies the impact of tax sharing on the structure of local fiscal expenditure through theoretical and empirical research. In theory, we introduce tax sharing factors within the framework of local government competition model. The increase of tax sharing rate will directly cause local governments to increase productive public expenditures, exploit the output externalities of productive expenditures, increase output levels and tax revenues, and further maximizes social welfare. On the empirical side, we use the prefecture-level city data from 1996 to 2006 to analyze the impact of tax revenue on the structure of local fiscal expenditure. There is a strong difference in tax sharing between regions in China, which provides an excellent sample for

studying the relationship between tax revenue sharing and local fiscal expenditure structure.

Although the tax sharing rule between the central and local governments is uniform, the tax sharing rule between the provincial, municipal and county governments varies across difference provinces. Empirical studies have found that as the tax sharing rate faced by municipal governments increases, municipal fiscal expenditures will be more biased towards productive fiscal expenditures.

The main contribution of this paper is to analyze the impact of local government's preference for productive expenditure from the perspective of tax sharing. From the perspective of China's fiscal decentralization practice, in fact, from the "financial contracting" in the 1980s to the "tax-sharing system" after 1994, tax revenue division has been the center of fiscal decentralization system. Therefore, the tax sharing rule can represent a key vector of China's fiscal decentralization. The theoretical model constructed in this paper helps to discover the mechanism of tax sharing on local government behaviors. The empirical analysis is helpful to explain the reasons for the changes in China's local fiscal expenditure structure. It also helps to provide effective policy advice for future tax distribution reform between the central and local governments.

Key words: Fiscal Decentralization; Tax Sharing; Productive Fiscal Expenditure

JEL code: H00; H72; O40

财政支出是政府调节资源配置、收入分配和宏观经济的重要举措。凯恩斯倡导的主要宏观经济调控手段之一即为财政支出政策，通过影响消费者的需求进而影响产出；进一步，Arrow和Kruz（1970）将财政支出分为生产性和消费性支出，探讨财政支出结构对经济增长和居民福利的影响，进而引导了大量文献从理论和实证角度对于财政支出结构的分析。

在我国财政支出当中，地方财政支出所占比例远高于中央财政支出，而且地方财政支出占比近年来还在不断上升。地方政府财政支出占全国的比重在1994年为69.71%，到2015年已经上升为85.13%。但我国地方财政支出结构长期以来的一个突出特点是，地方政府偏好生产性财政支出（如各类基础设施建设、对企业的生产性补贴等），而轻视非生产性财政支出（如教育、医疗、社会保障、环保等）。但既有文献在研究地方财政支出结构时，都忽视了税收分成率这一重要因素。地方政府的财政支出，从资金上来源于地方政府自有税收收入和上级给予的转移支付，地方政府自有税收收入很大程度上取决于上下级政府间的税收分成

率。税收收入在上下级政府之间如何划分,将很大程度上影响地方政府的支出决策。由于地方财政支出结构与地方经济发展、税源培植密切相关,因此税收分成率的改变无疑会改变地方政府的支出行为。

从分税制设计看,税收收入划分是政府间财政体制的核心,而不合理的税收分享方式会对地方政府行为产生重要影响。建国以来不同历史时期,我国财政管理体制大都是以税收收入划分形式来命名的,例如统收统支、分灶吃饭、大包干、分税制等。1994年的分税制改革将增值税作为中央与地方共享税,2002年后又将企业所得税和个人所得税作为共享税。即使是作为地方政府主体税种的营业税,它在省以下政府间也广泛采取分享的办法。长期以来,增值税、企业所得税和营业税在国家财政收入和地方政府财政收入占有举足轻重的地位,不论是在全国财政收入中,还是地方财政收入中,它们的收入规模均排在前三位。这种税收分享方式所导致的后果,正像前财政部长楼继伟(2013)所说:“不利于有效遏制地方追求数量型经济增长的冲动。”根据包含政府支出的内生增长理论(Barro,1990),政府支出结构会影响私人资本的投资规模和方向,因而直观推论是,地方政府会因为税收分成改变而调整财政支出结构。

本文通过理论与实证来研究税收分成对地方财政支出结构的影响。在理论方面,我们在地方政府竞争模型框架内引入税收分成因素,税收分成率的提高将直接使得地方政府增加生产性公共支出,发挥生产性支出的产出外部性,提高产出水平和自身税收收入水平,实现福利最大化。在实证方面,我们利用1996-2006年的地级市数据,实证分析税收分成对地方财政支出结构的影响。我国地区间税收分成具有很强差异性,这为研究税收分成与地方财政支出结构提供了绝佳样本。尽管分税制所确定央地间税收分享比例是统一的,但对于各个省而言,省本级政府与市、县政府之间,税收分成比例因地制宜。实证研究发现地方面临的税收分成率提高,地方财政支出将更加偏向生产性财政支出。

本文的主要贡献在于从税收分成的角度,分析我国地方政府偏向生产性支出的影响。从中国财政分权实践看,实际上自1980年代的“财政包干”到1994年后的“分税制”,财政分权几乎主要围绕政府间税收划分而展开,因此税收分成可以代表中国财政分权的一个关键向量。本文构建的理论模型有助于发现税收分成对地方政府行为的作用机理,所进行的实证分析有助于解释中国地方财政支出结构变动的原因,也有助于为中国营改增改革之后,下一步央地间税收分配改革提供有效的政策建议。

政府补贴的收入再分配效应

徐静

(上海财经大学)

蔡萌

(中央民族大学)

岳希明

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

摘要: 用总收入基尼系数随补贴增加而形成的路径曲线, 同时配合最小基尼系数曲线, 可以全面地考察政府收入再分配政策效应, 衡量补贴的收入再分配效率, 弥补以往用 MT 指数法和基尼系数分解法存在的缺陷。运用新测算方法的结果显示, 中国社会保障支出能够缩小收入差距, 但其再分配效率不足, 且已经超过基尼系数路径曲线的转折点, 出现了对部分人“分配过度”的现象。通过调整其分布, 可进一步降低居民总收入的基尼系数。

关键词: 再分配政策动态集中度基尼系数路径曲线 最小基尼系数曲线

以社会保障和个人所得税为代表的政府收入再分配政策, 在缩小收入差距上的作用为人所共知。一些研究把以人均可支配收入基尼系数衡量的一国收入差距, 分解为由市场因素决定和由收入再分配政策决定的两部分, 由此考察收入再分配政策的相对重要性。结果表明, 发展中国家(包括中国)的收入差距之所以大于发达国家, 主要原因在于前者收入再分配政策的调节力度不足, 而在由市场因素决定的收入差距上, 二者之间并没有太大差距。也就是说, 由市场因素决定的收入差距与经济发展阶段并没有显著的相关关系。随着经济发展水平的提高, 政府在调节收入不平等上的力度不断加强, 于是出现了人均可支配收入(考虑了政府收入再分配政策之后的)差距随经济发展水平提高而缩小的现象。这些研究同时发现, 由向低收入人口转移收入和向高收入人口征收个人所得税组成的两种收入再分配政策工具中, 前者在收入再分配政策效应中占比为 80% 左右——缩小收入差距的作用远远强于后者。^①由此可见, 一国缩小收入差距的主要途径为政府加大收入再分配政策的调节力度, 尤其是通过

^① 参见 A. S. Kristjánsson, “Income Redistribution in Iceland: Development and European Comparisons,” *European Journal of Social Security*, vol. 13, no. 4, 2011, pp. 392-423; 蔡萌、岳希明: 《我国居民收入不平等的原因——市场因素和政府政策哪个更重要?》, 《财经研究》2016 年第 4 期。

社会保障支出向低收入人口转移收入。

政府收入再分配政策作用既然如此重要,那么研究测量收入再分配政策效应的重要性自不必说。在测量收入再分配政策效应时,目前使用最多的是 Musgrave 和 Thin 提出的指数——政策前收入的基尼系数减去政策后收入的基尼系数,即通常所说的 MT 指数。^①若该指数取值为正,说明收入差距经过政策调节之后变小了,因此该政策具有缩小收入差距的作用,否则具有扩大收入差距的效应。除 MT 指数之外,基尼系数按收入构成分解在测量收入再分配政策效应时也常被使用。来自政府的转移性收入以及个人所得税是收入再分配手段的体现,与工资收入与财产收入一样,是居民总收入的构成部分(个人所得税作为负收入处理)。把人均总收入按收入构成分解,即可考察各项收入构成对总收入不平等的贡献度,以及总收入不平等对各分项收入构成的弹性,政府收入再分配政策效应也可得到分析。

在评价收入再分配政策效应上,以上两种方法提供的信息有所不同。简言之,MT 指数提供了关于收入再分配政策总体效应或总体效果的信息。以政府补贴为例,MT 指数测量的是,与补贴之前的收入差距相比,补贴之后的收入差距缩小了多少。与此不同,(总收入)基尼系数按收入构成分解法(以下简称为基尼系数分解),提供的是边际效应信息。即政府补贴的微小变化,使基尼系数如何变化以及变化多少。

对于税收的再分配效应,国内一些学者对既有理论进行了扩展分析。^②对于增加低收入人口收入的社会保障支出,多数研究为以上两种方法的应用。^③本文的分析重点在于社会保障支出的收入再分配效应,个人所得税不予讨论。从政府的角度而言,社会保障支出为支出,但从住户的角度而言,社会保障支出为来自政府的转移性收入,是其收入构成的一部分。本文中的社会保障支出、来自政府的转移性收入、政府补贴或者补贴等用语,其含义完全相同,均指政府对住户的转移收入,是居民总收入的一部分。

MT 指数法和基尼系数分解,提供了评价收入再分配政策效应所需的最基本、最重要的信息。尽管如此,有关收入再分配效应的以往研究仍然存在明显不足,许多重要的问题尚未得到回答,公众和决策者对收入再分配政策效果的理解十分有限,这不可避免地影响政府收入再分配政策效应的充分发挥。

以往文献的不足,部分来源于研究者对现有方法的理解不足,其根源在于方法论研究本身的不足。从某种意义上讲,MT 指数仅就收入再分配政策的收入分配效应提供了一个不言而喻的结果。因为在一般情况下,政府社会保障支出多倾向低收入人口,显然具有缩小收入差距的功能,几乎无需计算,尽管依 MT 指数值,可衡量收入再分配政策效应的强弱,但孤立的 MT 指数值所能提供的信息量毕竟有限。比如,当 MT 指数取正数时,并不意味着进一步增加补贴,一定有利于缩小收入差距,有时正好相反。即进一步增加补贴,将使补贴后收

^①R. A. Musgrave and T. Thin, "Income Tax Progression 1929-48," *Journal of Political Economy*, vol. 56, no. 6, 1948, pp. 498-514.

^②参见岳希明等:《2011 年个人所得税改革的收入再分配效应》,《经济研究》2012 年第 9 期;徐静、岳希明:《税收不公正如何影响收入分配效应》,《经济学动态》2014 年第 6 期;田志伟、胡怡建、宫映华:《免征额与个人所得税的收入再分配效应》,《经济学动态》2017 年第 10 期。

^③王延中等:《中国社会保障支出再分配效应研究——以社会保险为例》,《经济研究》2016 年第 2 期;蔡萌、岳希明:《中国社会保障支出的收入分配效应研究》,《经济社会体制比较》2018 年第 1 期。

入的基尼系数上升。目前我国整体社会保障支出就处于这种状态。与 MT 指数不同,基于基尼系数分解计算的边际效应,提供了进一步增加补贴对总收入基尼系数变化的信息。但与 MT 指数相反,它仅仅给出了边际效应,并未给出再分配的整体效应。即当边际效应大于 0 或小于 0 时,无法知道从整体上看,补贴是否扩大或缩小了收入差距。另外,无论是 MT 指数还是基尼系数分解,都未能提供关于给定的政府补贴是否最大限度地缩小了收入差距,以及如何能做到这一点的信息。这些问题均为本文的研究内容。

MT 指数和基尼系数分解法从不同角度测量政府补贴的收入分配效应,前者为总体效应,后者为边际效应,两种方法的结果是互补的,而非替代的。将二者搭配使用,或可认为就能全面评价政府补贴的收入再分配效应,其实不然。迄今为止,在方法论或指数理论上,MT 指数和基尼系数分解之间的联系尚未建立,二者一直被孤立地使用。由此产生的对收入再分配政策效应的评价也是片面的。其政策含义并不可靠,有误导。两种方法估计结果之间的矛盾,常常令作者和读者无所适从,当前我国社会保障支出即出现了这种情况。根据本文计算结果,一方面,政府补贴的 MT 指数为正数,说明政府补贴有缩小收入差距的作用。另一方面,根据基尼系数分解的分析结果,政府补贴是扩大居民收入差距的因素,政府补贴后的收入基尼系数反而变大。为何出现这样的结果,为进一步缩小居民收入差距,政策上应当如何改进等等,以往的分析尤其是相关理论和方法论的研究未能回答这些问题,方法论研究的不足是导致收入再分配效应实证研究中存在误导性结论的主要原因。

为了克服现有相关方法的局限性,改善对政府收入再分配效应的评价,在仔细讨论 MT 指数与基尼系数按收入构成分解两种方法之间关系的基础之上,本文提出两个新方法——基尼系数路径曲线和最小基尼系数曲线,由此全面、准确地评价政府补贴的收入再分配效应。

本文以下由两部分构成。第一部分探讨和介绍其方法论。在充分讨论传统的 MT 指数法和基尼系数分解法二者关系的基础之上,介绍基尼系数路径曲线和最小基尼系数曲线两个新的分析工具。第二部分分析将新方法应用于我国社会保障支出的居民收入分配效应,显示新方法的应用性及其相对传统方法的优越性。

一、MT 指数法和基尼系数分解法

首先,简单介绍传统 MT 指数法和基尼系数分解法。

(一) MT 指数

如上所述,文献中的 MT 指数是 Musgrave 和 Thin 在测量税收的收入分配效应时所使用指数的简称,本文将主要阐述它在分析政府补贴的收入再分配效应时的应用,公式表示如下:

$$MT = G_X - G_Y \quad (1)$$

其中, G_X 和 G_Y 分别为补贴前收入和补贴后收入的基尼系数。当 $MT > 0$ 时, 说明补贴后收入基尼系数小于补贴前收入基尼系数, 补贴缩小了收入差距。相反, 若 $MT < 0$, 表明补贴扩大收入差距。若 $MT = 0$, 表明补贴对收入差距没有影响。

国外学者对 MT 指数进行了拓展研究, 方向之一是对其进行分解。Kakwani 将用 MT 指数衡量的税收的收入再分配效应, 分解为横向公平和纵向公平两项, 由此建立再分配效应与累进性之间的联系。^①将 Kakwani 分解中的税收转换为补贴后, 分解公式为:

$$MT = G_X - G_Y = (C_Y^X - G_Y) - \frac{r}{1+r} \cdot (C_S^X - G_X) = H + V \quad (2)$$

其中, 横向公平为 $H = C_Y^X - G_Y$ 。 C_Y^X 表示补贴后收入 Y 按照补贴前收入 X 排序的集中度, G_Y 是以 Y 本身排序计算的 Y 的基尼系数。^② C_Y^X 和 G_Y 的计算方法完全相同, 只有排序变量的差异, 因此, 二者之间的差值衡量了 X 与 Y 排序的差异。Plotnick 的研究显示, H 始终取零值或负值。若补贴不改变人们的收入排序, 则 H 为零; 若补贴改变收入排序, 则 H 取负值, 并且再排序程度越大, H 的绝对值越大。^③

纵向公平为 $V = -t/(1+t) \cdot (C_S^X - G_X)$ 。其中, t 表示平均补贴率, 即人均补贴额与人均补贴前收入的比值; C_S^X 为以补贴前收入排序计算的补贴集中度, 表示补贴在不同人群组之间的分布。^④公式中 $P = C_S^X - G_X$ 是 Kakwani 定义的税收累进性指数。^⑤当表示补贴时, 累进性指标的符号与涵义与税收时正好相反。若 $P > 0$, 说明补贴更多集中于高收入人群, 故为累退性补贴; 反之, 若 $P < 0$, 说明补贴相对集中于低收入人群, 此为累进补贴; $P = 0$, 说明补贴既非累进又非累退, 比例补贴即属此类。

(二) 基尼系数按收入构成分解

基尼系数分解法, 通常被用来从收入构成的角度分析收入差距的成因。如果个人或家庭

^① N. Kakwani, "On the Measurement of Tax Progressivity and Redistribution Effect of Taxes with Applications to Horizontal and Vertical Equity," *Advances in Econometrics*, vol. 42, no. 3, 1984, pp. 149-168.

^②后文中 G 表示基尼系数, C 表示集中度, 下角标表示计算基尼系数或集中度的目标变量, 上角标表示计算集中度时使用的排序变量。

^③ R. Plotnick, "A Measure of Horizontal Equity," *Review of Economics and Statistics*, vol. 63, no. 2, 1981, pp. 283-288.

^④此时的“不同人群组”是依补贴前收入衡量的。

^⑤参见 N. Kakwani, "Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison," *Economic Journal*, vol. 87, no. 345, 1977, pp. 71-80.

的总收入 Y 可表示为 K 项收入之和的形式, 即 $Y = \sum_{k=1}^K y_k$, Lerman 和 Yitzhaki 指出,^① 总收入的基尼系数 G_Y 可分解为:

$$G_Y = \sum_{k=1}^K S_k G_k R_k \quad (3)$$

其中, S_k 表示分项收入 k 在总收入中所占份额, G_k 代表分项收入 k 的基尼系数, R_k 为分项收入 k 与总收入 Y 的基尼相关系数 (Gini correlation), 等于以总收入 Y 为排序变量的分项收入 k 的集中度与 Y 的基尼系数的比值, 即 $R_k = C_k^Y / G_k$ 。根据此公式, 第 k 项收入对总收入基尼系数的贡献度可表示为 $S_k G_k R_k / G_Y$ 。

基尼系数按收入构成分解法, 通常被用于计算某项收入对基尼系数的贡献度, 但是 Podder 和 Chatterjee 指出, “按要素构成分解不平等指数……可能是收入分配研究文献中被滥用和误解最多的概念”。^② Kimhi 也表明, “不同的分解规则会得到不同的结果……常常得出毫无意义的结论。但是, 收入来源的边际效应很容易计算且易于理解, 应该用来衡量某项收入来源是否具有均等化效应”。^③ 此处所称“边际效应”, 指在其他收入来源不变的情况下, 某项收入来源的微小变化 (即所有样本在该项收入来源上等比例变化) 对整体收入不平等的影响, 根据 Lerman 和 Yitzhaki 的公式,^④ 补贴的边际效应为:

$$E = \frac{S_s}{G_Y} (C_s^Y - G_Y) \quad (4)$$

其中, E 表示补贴对基尼系数的边际效应, 或者说基尼系数对补贴的弹性。从该公式不难看出, 所有人的补贴微小增加后, 总收入基尼系数上升还是下降, 完全取决于补贴以总收入为排序的集中度与总收入基尼系数的相对大小。若前者大于后者 (即 $C_s^Y > G_Y$), 说明补贴相对集中在高收入人群 (注意: 此时收入的高低是按包括补贴的总收入衡量的), 或者说在补贴占总收入的比重上, 高收入人群高于低收入人群, 因此增加补贴后总收入的基尼系数会上升。相反, 若前者小于后者时, 基尼系数下降; 二者相等时则保持不变。

(三) 两种集中度

以上两种方法的分解公式中, 存在着补贴的两种集中度, 即 C_s^X 和 C_s^Y 。二者同为补贴的

^①R. Lerman and S. Yitzhaki, “Income Inequality Effects by Income,” *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, no. 1, 1985, pp. 151-156.

^②N. Podder and S. Chatterjee, “Sharing the National Cake in Post Reform New Zealand: Income Inequality Trends in Terms of Income Sources,” *Journal of Public Economics*, vol. 86, no. 1, 2002, pp. 1-27.

^③A. Kimhi, “Comment: On the Interpretation (and Misinterpretation) of Inequality Decompositions by Income Sources,” *World Development*, vol. 39, no. 10, 2011, pp. 1888-1890.

^④R. Lerman and S. Yitzhaki, “Income Inequality Effects by Income,” *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, no. 1, 1985, pp. 151-156.

集中度，区别在于排序收入。 C_S^X 的排序收入为不含补贴的收入，即补贴前收入，或称初始收入，由此得到的补贴集中度，我们称之为补贴的初始集中度，它表示补贴与初始收入在分布上的相关关系，若给定补贴相对初始收入的分布，补贴的初始集中度与补贴的规模无关，始终保持不变。与此不同， C_S^Y 的排序收入为补贴后收入，或称为包含补贴的总收入。很显然，含补贴在内的总收入随补贴的变化而变化，以此排序计算的补贴集中度，亦随补贴规模的变化而异，为此我们称之为补贴的动态集中度，以区别于补贴的初始集中度。相应地，我们可以把根据初始集中度与初始基尼系数的差值计算的累进性（ $C_S^X - G_X$ ）称为补贴的初始累进性（即前文纵向公平公式中的 P ，后文简称为累进性），而将动态集中度与补贴后基尼系数的差值（ $C_S^Y - G_Y$ ）定义为补贴的动态累进性（即基尼系数边际效应中决定边际效应符号的分项）。当补贴规模给定时，补贴的动态集中度和动态累进性都取固定的数值，尽管如此，我们想通过“动态”这一表述，来捕捉（按补贴后收入衡量时）补贴分布的动态特征。如后文所述，补贴的这种动态分布特征，是决定补贴的收入分配效应的重要因素。根据公式可知，补贴的初始累进性决定了 MT 指数中的纵向公平的符号，而动态累进性则决定了边际效应的符号。

二、补贴的累进性、规模和收入再分配效应测度方法

如本文序中所述， MT 指数和基尼系数按收入构成分解两个指标，虽然提供了评价政府收入再分配政策效应所需的最基本信息，但存在明显的局限性，需要对方法论进一步探索和完善，这也是本节的主要内容。首先从考察 MT 指数和基尼系数按收入构成分解二者之间的联系开始。

补贴的规模及其变化，在理解和建立 MT 指数与基尼系数分解之间联系上起着关键性作用。假如政府实施一项累进性补贴（按补贴的初始集中度衡量），当补贴率较低时，无论按补贴前收入衡量，还是依据包括补贴在内的收入计算，接受补贴的人均为低收入人口，此时初始集中度和动态集中度均为负数，因此补贴后收入的基尼系数随补贴的增加而下降（边际效应）， MT 指数（总体效应）也随之上升。但是，随着补贴规模的不断（等比率）扩大，最终一定会达到一点，即若按包括补贴在内的收入衡量，接收补贴的家庭将成为相对高收入群体，此时若继续（等比率）扩大补贴规模，补贴后收入基尼系数将会上升， MT 指数也由上升转为下降，甚至有可能最终变为负值。

以上通俗、直观地解释了补贴规模的变化，对补贴的收入再分配效应的作用机制。为了使讨论一般化和理论化，下面通过描绘补贴后收入基尼系数随补贴规模变化的路径曲线，并结合不同补贴规模下的最小基尼系数曲线，对补贴政策的再分配效应机制进行全面考察。

(一) 基尼系数路径曲线

本文所说的基尼系数路径曲线,系指在补贴的初始分布给定的前提下,补贴后收入基尼系数随补贴规模的增加而形成的路径。以补贴率作为补贴规模的代理变量,定义为人均补贴额与人均初始收入之比。基尼系数路径以初始收入的基尼系数为起点,描述补贴后收入基尼系数随着补贴率的上升而发生的变化。

不难想象,在基尼系数路径曲线上,总体效应和边际效应的信息一目了然。对于给定的补贴率,可以在路径曲线上找到与之对应的补贴后收入基尼系数,此点与路径曲线起点的相对高低,即为 MT 指数(或整体效应),而此点处曲线切线的斜率,即为补贴的边际效应。因此通过绘制基尼系数路径曲线,可将 MT 指数和基尼系数分解提供的主要信息进行巧妙的结合。

(1) 基尼系数路径曲线的形状分析

既然基尼系数路径曲线,包含了政府补贴收入再分配效应的所有信息,那么考察基尼系数路径曲线的形状就十分重要。

路径曲线的形状取决于两个因素,^①一是补贴的初始累进性,二是样本按补贴排序和按初始收入排序之间的一致性,以下简称排序一致性。补贴的初始累进性(即 $P = C_S^X - G_X$),反映补贴在不同收入人群之间的分布,此时的收入为不含补贴在内的初始收入,即补贴前收入。排序一致性显示了补贴能否改变居民收入排序。对于给定的补贴分布,若样本按补贴的排序与按初始收入的排序相同,即谓排序一致,则无论补贴规模大小,补贴前后收入的排序将始终不变。相反,若样本按补贴的排序与按初始收入的排序不同,即谓排序不一致,则在补贴规模较小时,样本按补贴后收入的排序与补贴前相同,但当补贴规模超过某一值时,排序开始发生改变,随着补贴规模不断扩大,补贴后收入的排序,无限接近补贴的排序,直至完全一致。

根据补贴初始累进性和排序一致性的组合,可识别出基尼系数路径的六种情况,图 1 给出了六种路径曲线的基本信息。^②图中第 1 行显示该种路径曲线的累进性和排序一致性信息,第 2 行是该类补贴特征的简单描述,第 3 行图示相应补贴的集中度曲线和补贴前收入的洛伦茨曲线,第 4 行为相应的路径曲线。以下就六种路径曲线给出解释。

当补贴累退时,补贴的集中度曲线位于补贴前收入洛伦茨曲线的下方,无论补贴排序是否一致,补贴后收入基尼系数随补贴率的提高而单调增加。也就是说,如果补贴的分布倾向初始收入较高的人口,补贴规模越大,收入差距也会越大。这即是补贴 1 的路径曲线。

当补贴既非累退又非累进时($P=0$),路径曲线因排序是否一致而异。如果排序一致(补

^①基尼系数路径曲线形状的证明过程见附录,由于附录中的 C_S^X 的经济含义不够直观,后文主要以累进性和排序一致性,作为基尼系数路径曲线形状的分类标准。

^②对于累退性补贴,排序是否一致不影响其基尼系数路径曲线的形状,此处将其合并为 1 类。对于累进性补贴,当 $C_S^X < 0$ 时,低收入者收到的补贴绝对数额更多,排序一定不一致,由于大多数政府补贴属于此种情况,本文将将其单列为一个类型,即后文的补贴 6,实际上它只是补贴 5 的一个子集。

贴 2)，为比例补贴，路径曲线为一条直线，即补贴不影响收入差距。如果排序不一致（补贴 3），随着补贴规模的扩大，基尼系数起初保持不变，当达到一定规模后开始上升，上升的幅度取决于补贴的排序与初始排序的差异，差异越大，上升的幅度越大。

对于累进且排序一致的补贴（补贴 4），初始收入高的人口获得的补贴数额也较高（或相等），但补贴率较低，基尼系数路径曲线单调下降。补贴集中度曲线与 45 度线重合时（即等额补贴）也属于此情况。对于累进且排序不一致的补贴（补贴 5），基尼系数路径呈先下降后上升的 U 型，大多数的政府补贴属于此类别。其中，对于一些倾向于低收入人口的补

贴来说（例如最低生活保障等），则不仅是低收入者获得更高的补贴率（即补贴集中度曲线位于洛伦茨曲线的上方），而且低收入者获得更高的补贴数额（即补贴集中度曲线位于 45 度线的上方），此时补贴的排序与初始排序一定不一致，基尼系数路径曲线一定为先下降后上升的 U 型（补贴 6）。也就是说，补贴 6 仅是补贴 5 的一个子集，但由于其展示了大多数政府补贴的情况，本文将其单独列出。

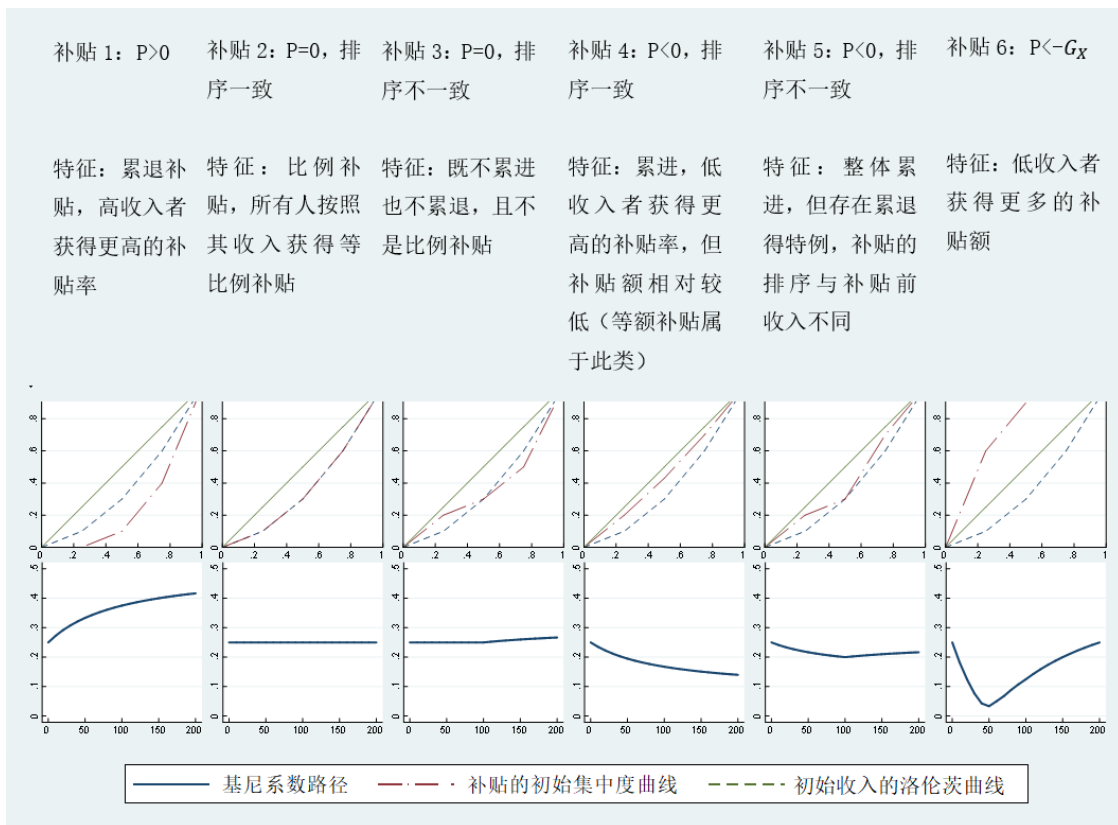


图 1 基尼系数路径曲线分类及特征

以上简单介绍了基尼系数路径曲线的主要类型。可见，基尼系数随补贴规模扩大所经历的轨迹，依赖于补贴的累进性和排序一致性。不同的轨迹和路径，代表补贴对收入不平等作用的不同模式，根据补贴的特征（累进性和排序情况），可预测补贴对收入差距的作用路径。

明确基尼系数路径的主要类型之后，各种路径的形成机制或成因是必须探讨的内容，否

则就难以理解政府增加补贴之后，收入差距反而扩大的“奇怪”现象。

(2) 基尼系数路径曲线的成因——基于横向公平和纵向公平的解释

根据上述 MT 指数分解公式 (2)，可以得到补贴后的基尼系数公式：

$$G_Y(r) = G_X - MT(r) = G_X - [H(r) + V(r)] \quad (5)$$

其中，补贴前收入的初始基尼系数 G_X 为定数，因此， G_Y 随补贴规模 r 的变化趋势与 MT 指数的变化趋势完全负相关，并依赖于横向公平 H 和纵向公平 V 随 r 的变化趋势。其中横向公平 H 的变化趋势取决于排序是否一致。排序一致时，横向公平 H 始终为零；排序不一致时，补贴在达到一定规模时开始改变排序，故横向公平最初保持不变（等于 0），然后变为负值。纵向公平 V 随 r 的变化趋势取决于累进性。 $V(r) = -r/(1+r)P$ ， V 对 r 的一阶导数为 $V' = -P/(1+r)^2$ ，若 $P > 0$ （累退补贴），则 $V' < 0$ ， $V(r)$ 单调递减；若 $P < 0$ ，则 $V(r)$ 单调递增；若 $P = 0$ ，则 V 恒等于 0。

累进性及排序情况的不同组合，决定横向公平和纵向公平随补贴率上升的变化趋势，而总收入基尼系数 G_Y 的变化方向，则与 $H+V$ 变化方向相反。图 2 列出了六种补贴的横向公平、纵向公平和基尼系数路径曲线。其中文字部分简单介绍横向公平和纵向公平影响基尼系数路径的机制。

如图 2 所示，补贴 1 为累退性补贴，纵向公平单调递减，由于横向公平只能为零或递减，补贴后收入的基尼系数呈单调递增。

补贴 2 和补贴 3 同为既非累进又非累退的补贴，纵向公平均为零。不同的是，补贴 2 满足排序一致，故横向公平也为零，基尼系数路径为直线；而补贴 3 不满足排序一致性，横向公平最初为零，即保持水平，然后转为负值，即递减，由此基尼系数路径呈先水平后递增的形状。

作为累进性补贴，补贴 4—6 的纵向公平均呈单调递增，但补贴 4 满足排序一致性，故横向公平保持水平不变，基尼系数单调递减。与此不同，补贴 5 和补贴 6 因排序不一致，横向公平先维持水平后递减，最终横向公平的递减趋势超过纵向公平的递增趋势，补贴后基尼系数整体呈先降后增的形状。

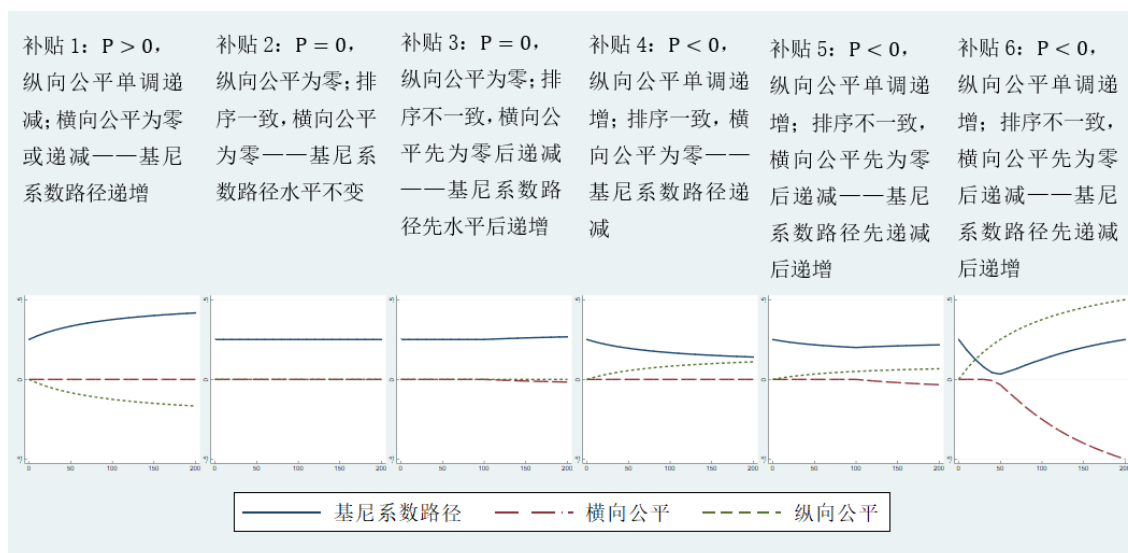


图 2 横向公平、纵向公平与基尼系数路径曲线

(3) 基尼系数路径曲线的成因——基于补贴动态集中度的解释

除了以上横向公平和纵向公平的相对变化之外, 补贴动态集中度和基尼系数路径之间关系, 是理解基尼系数路径曲线成因的又一途径。理解二者关系的线索在于补贴的边际效应公式, 即式(4)。该公式显示, 当补贴动态集中度大于(补贴后)总收入基尼系数时 ($C_S^Y > G_Y$), 基尼系数随补贴的增加而上升, 否则将下降 ($C_S^Y < G_Y$) 或保持不变 ($C_S^Y = G_Y$)。由此可见, 动态集中度与补贴后收入基尼系数的相对大小及其变化, 对基尼系数路径走向至关重要。

补贴动态集中度 C_S^Y 随补贴规模而变化, 以补贴的初始集中度 C_S^X 为起点, 并具有非递减性。非递减性的含义是, 按补贴后收入排序计算的补贴集中度, 随补贴规模的增加或保持不变, 或单调增加, 但不会递减。^①

与补贴动态集中率的非递减性相呼应, 补贴后收入的基尼系数 G_Y 以初始收入基尼系数 G_X 为起点, 并具有不能转变为递减的性质。即其初始变化方向可为递减, 但一旦开始递增, 就不会再转为递减。^②此性质表明基尼系数路径类型的有限性。基尼系数路径的转折点最多只有一个——由递减转为递增。

基于动态集中度的非递减性和基尼系数不能转变为递减的性质, 可根据动态集中度的变化, 解释图 1 显示的 6 种基尼系数路径。图 3 给出不同类别补贴的动态集中度和基尼系数路径曲线。

补贴 1 中, $P = C_S^X - G_X > 0$, 动态集中度的起点 C_S^X 大于基尼系数路径的起点 G_X , 即在起

^①相关证明见本文附录。
^②相关证明见本文附录。

点处基尼系数路径单调增加，根据基尼系数不能转变为递减的性质，基尼系数路径将保持单调递增。

当 $C_S^X = G_X$ 时，动态集中度和基尼系数路径的起点相同，若排序一致（补贴 2）， C_S^Y 始终不变，补贴的边际效应始终为零，基尼系数路径为水平直线。若排序不一致（补贴 3），在补贴规模较小、尚未能改变收入排序时， C_S^Y 保持不变，但当补贴规模大到足以改变收入排序时， C_S^Y 开始上升，边际效应大于零，基尼系数随之上升。

当 $C_S^X < G_X$ 时，若补贴排序一致（补贴 4），动态集中度 C_S^Y 曲线为水平直线，且在起点处 $G_Y > C_S^Y$ ，基尼系数路径递减。多数情况下二者不相交，基尼系数路径在终点处无限趋近动态集中度曲线。极少数情况下二者相交，此后边际效应为零，基尼系数曲线开始转为水平直线。若排序不一致（补贴 5 和补贴 6）， C_S^Y 曲线最初位于基尼系数曲线的下方，基尼系数随补贴增加而下降，但非递减的补贴集中度最终要超过补贴后收入的基尼系数，基尼系数由下降转为上升，逐渐接近动态集中度曲线。

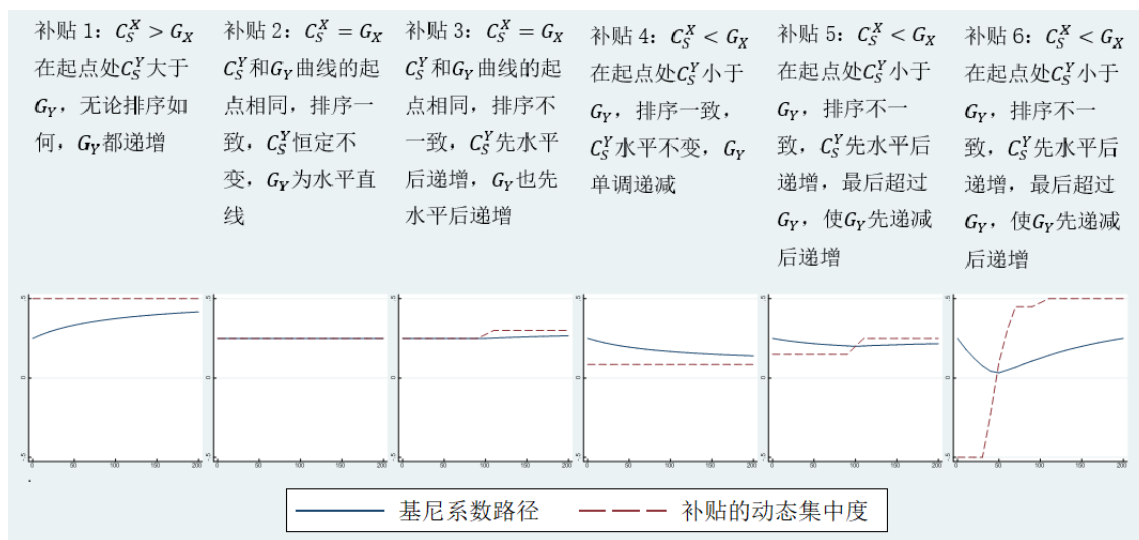


图 3 补贴的动态集中度与基尼系数路径曲线

（二）最小基尼系数曲线

上述基尼系数路径曲线考察的是，在补贴分布给定的情况下，调整补贴规模后基尼系数的变化。与之相反，以下的考察对象是，给定补贴规模能够实现的（补贴后收入）基尼系数

最小值，即一定的补贴能够多大程度地缩小收入差距。^①

(1) 基尼系数最小值

根据公式 (2)，补贴后收入基尼系数取决于横向公平和纵向公平，为使 G_Y 达到最小值，需使横向公平和纵向公平分别达到最大。在补贴率 r 给定的条件下，横向公平最大值的条件是不改变收入排序，即取零值，而纵向公平最大值的条件是累进性最强，即将补贴尽可能地分配给最低收入者。

令基尼系数最小的补贴，可形象地用“补短板”例子解释。首先把补贴发放给初始收入由低到高排序的一个人，即最低收入者，使其收入等于排序中的第二个人，即次低收入者，接下去同时补贴最低收入的两个人，使其收入等于排序中第三个人的收入水平，如此反复直到用尽所有补贴。

补贴能实现的最小基尼系数取决于两个因素。一是初始收入分布的均等程度。初始收入分布越均等，一定规模的补贴所实现的基尼系数最小值也越小。二是补贴率。补贴率越高，在给定初始收入分布的情况下，能够实现的最小基尼系数越小。当补贴规模超过某一特定值（能够实现所有人的收入“补齐”的规模）后，最小基尼系数将为零值。^②

(2) 最小基尼系数曲线的特征及其应用

将任意补贴规模下的最小基尼系数连成线，可得到最小基尼系数曲线。最小基尼系数曲线以初始基尼系数为起点单调递减，达到零值后保持不变。曲线的形状特征完全取决于初始的收入分配差距。初始收入的基尼系数决定曲线的起点，初始最高收入与人均收入的商，决定曲线达到零值的点。^③给定任意初始收入分布，都能得到一条最小基尼系数曲线。图 4 中的实线为，使用与上述图相同数据计算，并描绘的最小基尼系数曲线。

最小基尼系数曲线的含义是，在任意补贴规模下，基尼系数所能达到的最低值，曲线以上部分为给定补贴可以实现的基尼系数（通过调整补贴的初始分布），曲线以下部分为不可能区域。最小基尼系数曲线可以用来评价某种收入再分配政策工具，在缩小收入差距上的效率。以下进行讨论。

首先，最小基尼系数曲线最直观的应用是判断再分配政策的潜力。给定任意补贴率，例如图 4 中的 40%，可得出补贴的最大再分配潜力是实现 A 点的基尼系数。

其次，最小基尼系数曲线可用来判断某具体补贴的再分配效率。依然在图 4 中 40% 的补贴率之下，实际的补贴后基尼系数可能为 OA 线段上的任意点，假设为 B 点，则可用 OB

^①变化范围包括基尼系数能够实现的最小值和最大值，但由于再分配政策的目标是缩小基尼系数，本文将不讨论基尼系数最大值的情况。

^②基尼系数首次达到零值的条件是，所有人补贴后收入均等于初始收入的最大值。即补贴后全社会总收入=（初始收入最大值×人数），由于补贴前全社会总收入=（初始人均收入×人数），此时的补贴率=（初始最高收入 / 初始人均收入 - 1）×100%。

^③在分析微观数据时，为避免个别高收入者对整体的影响，可以考虑用收入最高 10% 人群在收入总额中所占的比重，粗略估计最小基尼系数接近于 0 的补贴率。假设初始收入中该占比为 P_{10} ，当补贴率 = $(P_{10} \times 10 - 1) \times 100(\%)$ 时，最小基尼系数曲线达到一个接近于 0 的值。

向量与 OA 向量的商表示补贴的再分配效率。其值为负表示逆向再分配，接近或等于零表示再分配无效率，接近或等于 1 表示再分配效率较高。大多数再分配政策的效率都介于 0 和 1 之间。^①

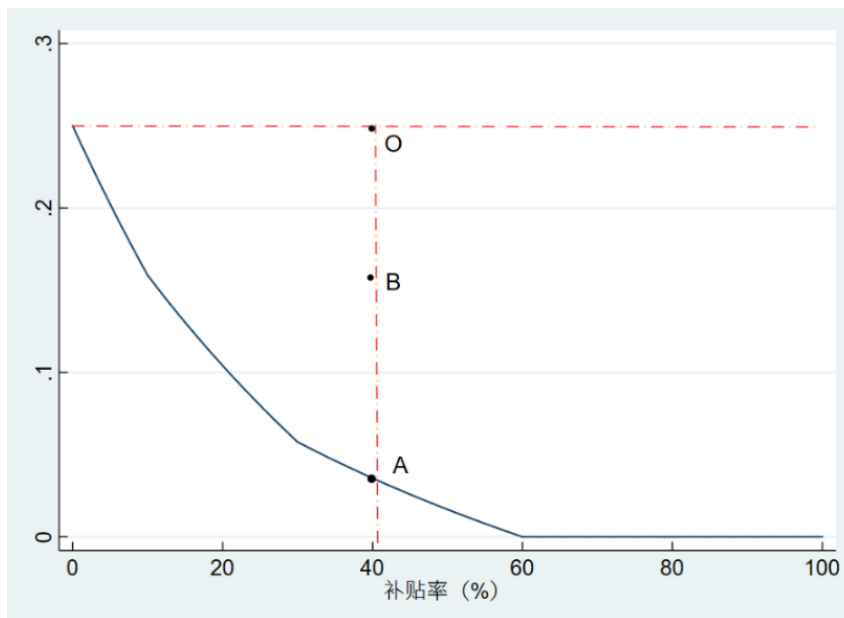


图 4 最小基尼系数曲线

三、方法的应用：社会保障支出的居民收入分配效应

基尼系数路径和最小基尼系数曲线具有广泛的应用性。原则上来说，它们可以在任何情况下，用于考察某项收入构成对总收入不平等的影响。本文考察我国社会保障支出的收入分配效应，展示基尼系数路径曲线和最小基尼系数曲线的应用性和优越性。其他的应用例子包括考察住户折算租金的收入分配效应，评价政府间转移支付对地方间财力均等化的影响等。

（一）数据来源

测量社会保障支出收入分配效应，最合适的数据是住户数据。以下使用的住户数据来自 2013 年中国家庭收入项目 (CHIP2013)，样本户数为 18128 户，样本人数为 62603 人，包括农村住户、城镇住户以及流动人口住户。其中，农村 10551 户、39421 人；城镇 6866 户、20339 人；流动人口 711 户、2843 人。计算使用全国分城乡（农村、城镇和流动人口三组人

^①例如，根据美国国会预算办公室公布的 2013 年家庭收入分配报告中五等分组人口的人均市场收入、转移支付后的收入等信息 (<https://www.cbo.gov/publication/51361>, Table 1)，可简单估算美国 2013 年市场收入的基尼系数为 0.4815，在当年美国的政府转移支付规模下能达到的最小基尼系数为 0.3309，而实际转移支付后的基尼系数为 0.4189，可初步估算美国政府转移支付制度的再分配效率为 0.4158。但是用分组数据计算的结果，忽视了组内差距及其变化，因此并不准确。

群)、分地区(东、中、西三大地区)人口数对样本人数的加权,以使估计值具有全国代表性。^①

CHIP2013 住户收入信息包括工资收入、经营收入、财产收入和转移收入。转移收入分为来自政府与非政府的转移收入两类。来自政府的转移收入包括离退休金、城镇居民社会养老金、农村居民养老金、最低生活保障(低保)、报销医疗费、惠农补贴以及其他来自政府的转移收入。^②为简便起见,将这些转移收入统称为补贴,测量和评价这些补贴的居民收入分配效应。

(二) 基于 MT 指数法和基尼系数分解法的分析

表 1 给出补贴的累进性指数、MT 指数和边际效应,据此可得到对当前我国社会保障支出收入分配效应的评价。首先,补贴的初始累进性指数为负数,说明补贴为累进的。以补贴前收入为衡量标准,补贴的分配明显倾向于低收入人口,这在全国以及分城乡均成立。其次,按 MT 指数衡量,社会保障支出起到了缩小了居民收入差距的作用,无论全国层面还是分城乡,无一例外。就程度而言,社会保障支出令全国居民收入基尼系数降低了 0.0235,农村、城镇和流动人口分别为 0.0137、0.0740 以及 0.0037。社会保障支出在城镇的再分配作用最大,原因在于其投入力度最强。最后,边际效应的计算结果显示,就全国而言,补贴的边际效应为正。也就是说,若不改变补贴的分布而同比率增加政府补贴,将扩大居民收入不平等(以补贴后收入衡量)。分城乡看,补贴的边际效应均为负,表明增加补贴将缩小农村和城镇各自的居民收入差距。对流动人口而言,补贴的边际效应为正。

表 1 MT 指数与基尼系数分解对政府补贴收入分配效应的评价结果

人口分组	补贴的初始集中度 a	补贴前收入的基尼系数 b	补贴后收入的基尼系数 c	初始累进性指数 d(=b-a)	MT 指数 e(=b-c)	边际效应 f
全国	-0.1185	0.4603	0.4368	-0.5788	0.0235	2.85
农村	0.0031	0.4099	0.3962	-0.4068	0.0137	-1.09
城镇	-0.3159	0.4257	0.3516	-0.7416	0.0740	-1.49
流动人口	-0.1800	0.3545	0.3508	-0.5345	0.0037	0.39

(三) 基于基尼系数路径曲线的分析

^①有关 CHIP2013 数据的详细解释和讨论,参见李实等:《中国收入分配格局的最新变化——中国居民收入分配研究 V》,北京:中国财政经济出版社,2017 年。

^②其他来自政府的转移收入包括国家或地方政府给予城镇无保障老人的养老金,因工致伤离退休人员的护理费,退休人员异地安家补助费、取暖补贴、医疗费、旅游补贴、书报费、困难补助等其他养老金、低保以外的社会救济金、政策性生活补贴、从政府和组织得到的实物产品和服务折价。

图 5 给出社会保障支出的基尼系数路径曲线以及其他相关曲线,此处的补贴为各项补贴的合计。图 5.1 为补贴前收入的洛伦茨曲线和补贴的集中度曲线,它们分别是图形化的基尼系数和集中度。可以看出,补贴不仅是累进的,而且补贴的集中度曲线位于 45 度线的上方,符合上述补贴 6 的情形。图 5.2 为补贴收入基尼系数的路径,形状为 U 型。即补贴的最初增加能够缩小收入差距,但到了一定规模后,补贴的增加反而扩大了收入差距。图中与横轴垂直的虚线表示实际补贴率,即 2013 年政府补贴占补贴前收入的比重(单位为%)。从该图可以得到 MT 指数和基尼系数分解所能提供的全部信息。即虚线与基尼系数路径的交点为补贴后收入的基尼系数,其值明显小于路径曲线的起点(补贴前收入的基尼系数),说明与无补贴时相比,补贴后收入差距显著降低。交点处基尼系数路径切线的斜率为正数,说明增加补贴非但不能缩小收入差距,反而会扩大收入差距;相反,缩小补贴规模能改善收入不平等。更重要的是,基尼系数路径曲线清晰地显示了基尼系数随补贴规模的变化趋势,可以看出,在补贴率等于 12% 左右时,总收入基尼系数已达最低点,其后随着补贴率的增加,补贴后收入基尼系数逐渐扩大,现行补贴率(16%)下的总收入基尼系数,约与补贴率等于 8% 时相等。从再分配的角度看,补贴率从 8% 增加到 16% 的过程,对缩小收入差距是无效果的。

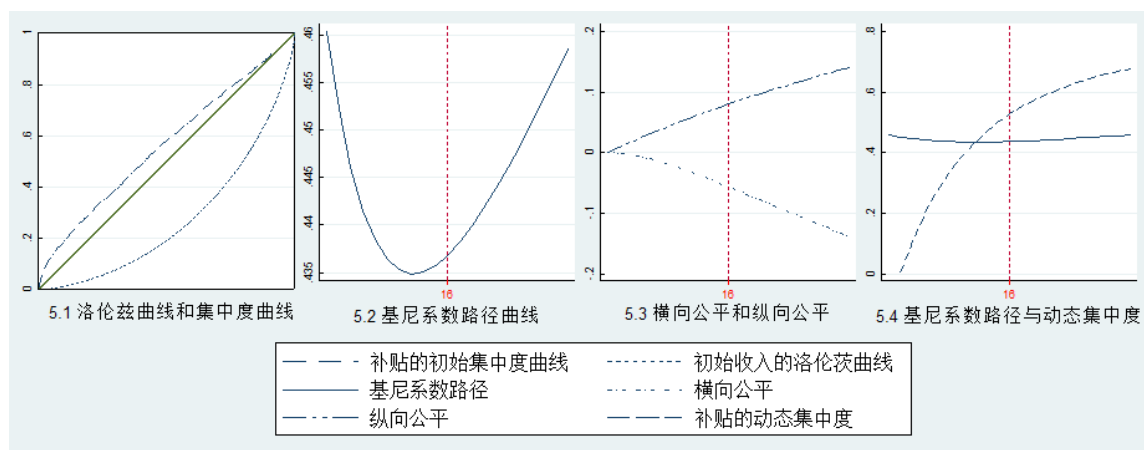


图 5 我国政府补贴的基尼系数路径曲线

图 5.3 为补贴横向公平和纵向公平效应随补贴的变化趋势。可以看出,在给定补贴初始分布的条件下,随着补贴率的提高,纵向公平效应逐渐上升,缩小收入差距的力量不断增强。但与此同时,随着补贴率的提高,因补贴改变收入排序导致的、对横向公平的破坏不断加重。横向公平和纵向公平两种效应相互作用的结果,令补贴后基尼系数由下降转为上升,呈现 U 型。

图 5.4 为补贴的动态集中度和基尼系数路径,该图显示,随补贴率上升,补贴的动态集中度(按补贴后收入排序计算的补贴集中度)由负到正逐渐递增。^①这意味着,补贴的分布最初显著倾向于低收入人群,但随着补贴的增加,低收入人口的相对收入逐步上升,补贴对

^① 这由补贴的初始分布决定,详见前文关于方法论的讨论。

低收入人口的倾斜程度逐渐减弱。当补贴的动态集中度超过补贴后收入基尼系数时，接受补贴的住户已为相对高收入户，进一步增加补贴非但不能缩小收入差距，还会起相反作用。目前我国补贴率已经超过了这一关键点，若不改变补贴的分布而单纯地提高补贴的总体水平，其结果将加剧收入不平等。

MT 指数法和基尼系数分解法也可用于评价分项政府补贴的收入分配效应，但限于篇幅，以下仅考察基尼系数路径曲线。图 6 中分项补贴的基尼系数路径曲线均为 U 型，但部分补贴的补贴率较低，距离 U 型的转折点较远，因此图中并未显示完整的 U 字形。从该图可以得出以下结论：首先，与横轴垂直的补贴率线与基尼系数路径的交点（补贴后收入基尼系数），均低于基尼系数路径的起点（补贴前收入基尼系数），说明每种补贴均有缩小差距的作用；其次，在各项补贴中，离退休金、报销医疗费以及城镇居民养老保险的规模，已经超过了 U 型最低点的补贴率（离退休金尤其如此），进一步增加这些补贴将使基尼系数上升，扩大收入差距。相反，低保、农村居民养老金、惠农补贴等的补贴率处于 U 型最低点的左端，增加这些补贴将使（补贴后收入）基尼系数进一步下降、缓解收入不平等。

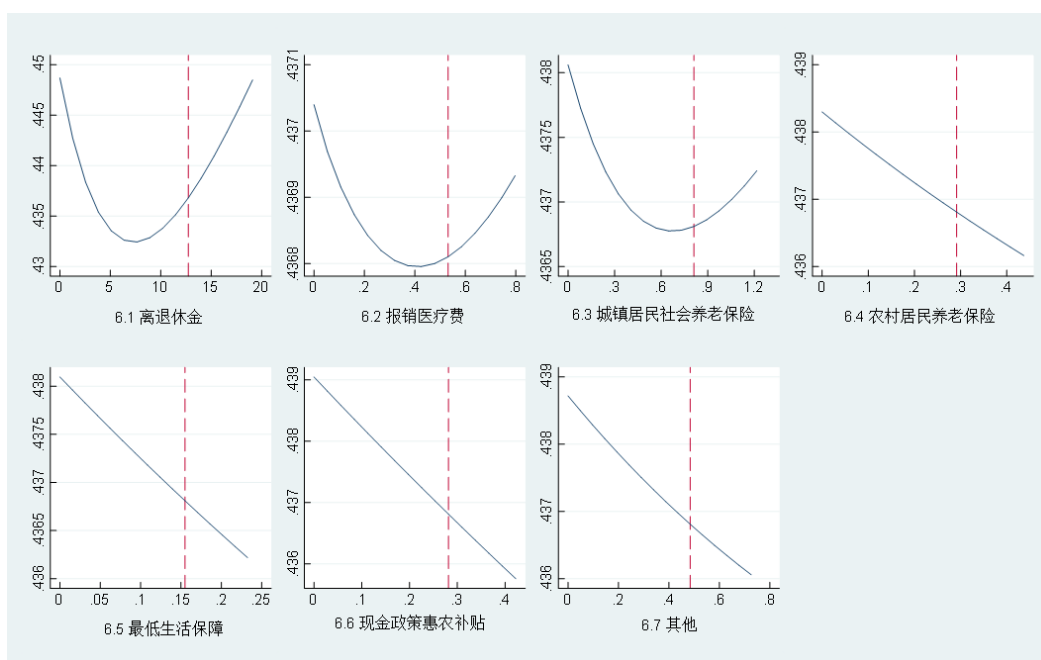


图 6 分补贴类型的基尼系数路径曲线

(四) 基于最小基尼系数曲线的分析

结合基尼系数路径曲线和最小基尼系数曲线，以下考察我国社会保障支出在缩小收入差距上的效率，相关计算结果显示在图 7 中。

根据图中基尼系数路径曲线与最小基尼系数曲线的距离较远可知，我国现行社会保障的分配方式在调节收入差距方面非常缺乏效率。现有社会保障规模约占市场收入的 16%，若

以调节收入差距为唯一目标，现有的补贴最多能使基尼系数下降到 0.304，再分配效应的最大值为图中 AC 的长度，为 0.1563。实际上，补贴后收入基尼系数为 0.4368，其再分配效应以 AB 的长度表示，为 0.0235。也就是说，再分配效率仅为 $AB/AC=15\%$ 。若要提高再分配效率，使 B 点向 C 点移动，须改变分配方式，向理想的“补短板”的分配方式靠近。首先提高补贴对低收入人口的瞄准精度，尤其对其中农村人口的补贴。其次保证补贴适度，避免出现部分人补贴后收入过高的现象，主要是控制高额离退休金的增长速度。

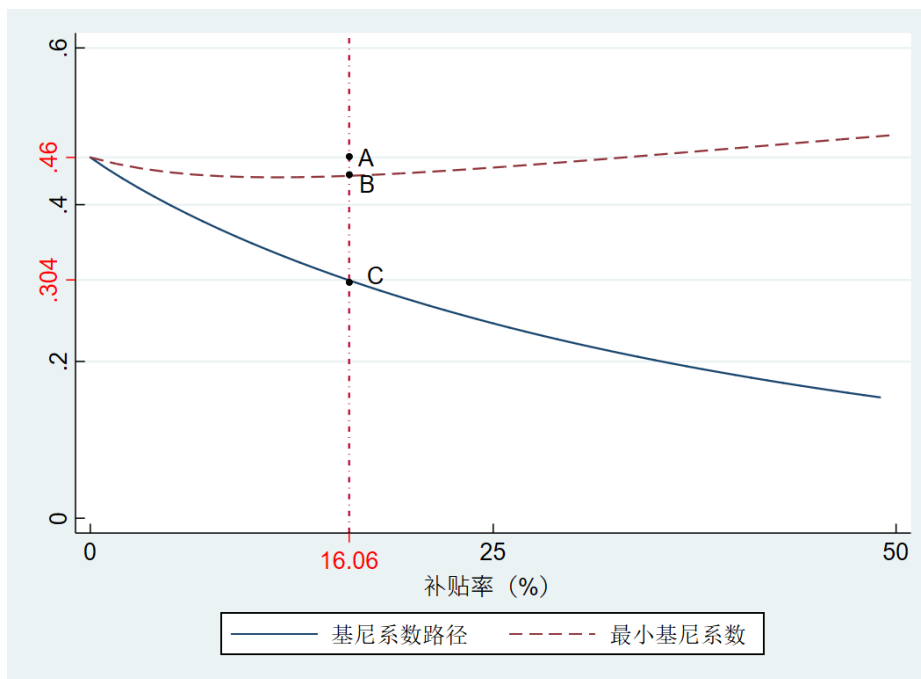


图7 我国社会保障支出的基尼系数路径曲线和最小基尼系数曲线

结论

政府对居民的转移性支出是缩小居民收入差距的重要手段，准确衡量这种补贴的收入再分配效应十分重要。然而常用的研究方法存在显著不足，通常给出孤立、片面甚至相互矛盾的信息，未能对政府收入再分配政策进行全面准确的衡量。由于补贴政策的再分配效应主要取决于补贴的分布和规模两个因素，本文提出使用基尼系数路径曲线，结合最小基尼系数曲线，分析和评价补贴政策的收入再分配效应。

本文包括方法论讨论和应用例展示两个部分。在方法论方面，首次提出并探讨了基尼系数路径曲线和最小基尼系数曲线的概念、形状及成因。结果发现，根据初始累进性和排序一致性的不同组合，补贴的基尼系数路径曲线可呈单调递增、水平不变、水平不变转递增、单调递减、递减转水平以及先递减后递增等形状，不同的形状代表收入再分配效应的不同模式。现实中大多数政府补贴的基尼系数路径曲线，呈先递减后递增的 U 型趋势。最小基尼系数

曲线为一条先单调递减、达到零值后保持不变的曲线。基尼系数路径曲线和最小基尼系数曲线之间的距离，可用来衡量补贴的收入再分配效应的效率。

以我国社会保障支出的收入再分配效应为例，考察这两种曲线的应用性。研究表明，我国的社会保障支出规模已经超过了使基尼系数路径曲线达到 U 型最低点的补贴规模，出现了对部分人“分配过度”的现象，若简单增加补贴规模，会扩大居民收入差距。另外，我国社会保障支出再分配效应的效率较低，仅为最大值的 15%。这表明，目前我国社保支出的收入再分配效应具有很大的改善潜力，具体做法是，增加农村居民养老保险、最低生活保障、退耕还林还草、粮食直补等惠农政策性补贴，同时降低对城镇人口的政策性补贴，或至少维持不变。

附录：基尼系数路径曲线的形状分析以及相关证明

基尼系数路径曲线系指当给定补贴的分布时，补贴后总收入的基尼系数随着补贴率变化的曲线 $G_Y(r)$ 。基尼系数路径曲线具有如下特征。

(1) $G_Y(r)$ 曲线以 G_X 为起点，以 G_S 为终点。即当补贴率等于 0 时，总收入基尼系数等于初始收入的基尼系数；当补贴率接近无穷大时，总收入基尼系数接近于补贴本身的基尼系数。

(2) $G_Y(r)$ 曲线的斜率取决于 $C_S^Y - G_Y$ 的符号。根据公式 (4) 可知，当 $C_S^Y - G_Y > 0$ 时曲线递增，当 $C_S^Y - G_Y < 0$ 时曲线递减，当 $C_S^Y - G_Y = 0$ 时曲线斜率为 0。

(3) $G_Y(r)$ 曲线不可能由递增或水平不变转为递减，故曲线至多只能存在一个转折点，即由递减转为递增。证明过程如下。

首先， C_S^Y 具有非递减性。 C_S^Y 表示以 Y 为排序变量的 S 的集中度，Y 的排序与 S 本身的排序越接近，则 C_S^Y 越接近其最大值 G_S ；Y 的排序与 S 越背离，则 C_S^Y 越接近其最小值 $-G_S$ 。当补贴率 r 增加时，Y 的排序一定会更加接近于 S 的排序，因此 C_S^Y 具有非递减属性，逐渐增加直至等于 G_S 。

其次，若基尼系数路径曲线存在由递增或水平不变转为递减的点，则在转折点处斜率为 0， $C_S^Y - G_Y = 0$ ，转折点右边 G_Y 递减，斜率小于零， $C_S^Y - G_Y < 0$ ，而由于 C_S^Y 非递减以及 G_Y 递减，

在转折点的右边, $C_S^Y - G_Y$ 的值一定大于 0, 与前文相违背, 因此不可能存在这样的转折点。

根据以上特征, 可根据基尼系数路径曲线的起点 ($r=0$) 和终点 ($r \rightarrow \infty$ 时) 的变化方向, 推断基尼系数路径的种类。

在起点处 $X=Y$, 因此 $C_S^Y - G_Y = C_S^X - G_X = P$ 。基尼系数路径的变化方向取决于累进性 P 的符号。当 $P>0$, 基尼系数随着补贴的增加而上升; 当 $P<0$, 基尼系数随着补贴的增加而降低; 当 $P=0$, 基尼系数保持不变。

根据 $G_Y = \frac{X}{Y} \cdot C_X^Y + \frac{S}{Y} \cdot C_S^Y$, 可以得到 $C_S^Y - G_Y = \frac{X}{S} (G_Y - C_X^Y)$, 由于 $\lim_{S \rightarrow \infty} G_Y = G_S$, $\lim_{S \rightarrow \infty} C_X^Y = C_X^S$, 因此, 基尼系数路径曲线在终点处的斜率取决于 $G_S - C_X^S$ 的符号。当 $G_S > C_X^S$ 时, 基尼系数递增; 当 $G_S < C_X^S$ 时, 基尼系数递减; 当 $G_S = C_X^S$ 时, 基尼系数曲线水平不变。

综上所述, G_X 和 C_S^X 的相对大小关系 (即 P 指数) 决定了曲线起点的走向, G_S 和 C_X^S 的相对大小关系决定了曲线终点的走向。

由于一个数列的集中度一定小于或等于该数列的基尼系数, 因此有 $C_X^S \leq G_X$, $C_S^X \leq G_S$, 进而有 $C_S^X - G_X \leq G_S - G_X \leq G_S - C_X^S$ 。结合前文的特征 (3) 可知:

(a) 当 $C_S^X - G_X > 0$ 时, $G_S - C_X^S$ 一定大于 0; 即若基尼系数路径在起点处递增 ($P>0$, 累退), 则在终点处依然递增, 基尼系数路径为单调递增。

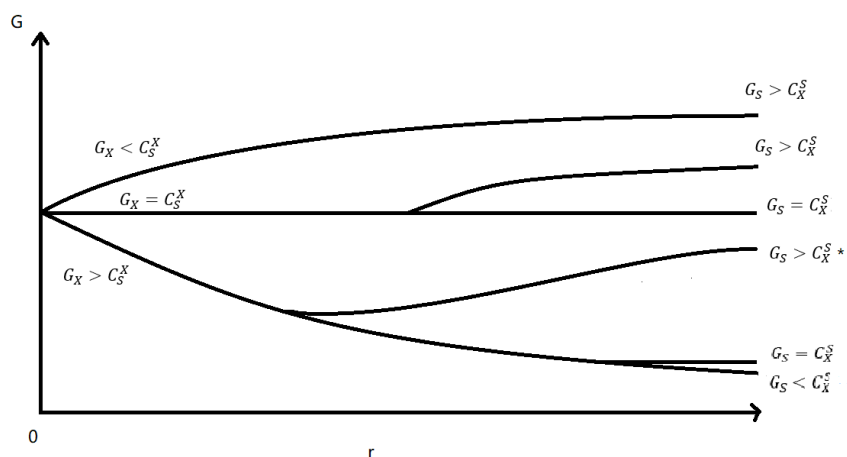
(b) 当 $C_S^X - G_X = 0$ 时, $G_S - C_X^S \geq 0$ 。即基尼系数路径曲线若在起点处水平不变 ($P=0$, 既不累进也不累退), 存在两种情况。第一种为终点处依然水平不变 ($G_S - C_X^S = 0$, S 与 X 的排序一致, 比例补贴), 第二种为终点处递增 ($G_S - C_X^S > 0$, S 与 X 的排序不一致), 基尼系数路径先水平后递增。

(c) 当 $C_S^X - G_X < 0$ 时, G_S 与 C_X^S 的关系不确定。即基尼系数路径曲线若在起点处递减 ($P<0$, 累进), 则在终点处可能存在递减、递增和水平不变三种情形。

根据 G_X 和 C_S^X 、 G_S 和 C_X^S 这四个指数之间的关系, 可显示基尼系数路径曲线的全部情况, 相关结果如附表 A1 和附图 A1 所示。

附表 A1 基尼系数路径曲线分类

	$G_S - C_X^S > 0$	$G_S - C_X^S = 0$	$G_S - C_X^S < 0$
$C_S^X - G_X > 0$	单调递增	——	——



$C_S^X - G_X = 0$	先水平后递增	水平不变	——
$C_S^X - G_X < 0$	先递减后递增	先递减后水平	先递减后递增

附图 A1 基尼系数路径曲线的形状

注：*表示此曲线的终点可能会高于 G_X ，也可能会低于 G_X 。