

# 中国式分权、转移支付与居民收入不平等

储德银, 迟淑娴, 纪 凡

(安徽财经大学财政与公共管理学院, 安徽 蚌埠 233030)

**摘 要:** 本文首先采用基尼系数对我国城乡、城镇和农村居民收入不平等程度进行重新测度, 然后以政府转移支付为门限变量建立面板门限回归模型, 对财政收支分权与居民收入不平等之间关系进行实证检验, 结果发现: 一是财政收入分权与收入不平等显著负相关, 财政支出分权与收入不平等显著正相关; 二是财政收支分权对不同类型收入不平等的作用效果存在较大差异。其中, 无论是财政收入分权抑或支出分权对收入不平等的政策效应大小依次是城镇居民 > 农村居民 > 总体居民; 三是政府转移支付在不同区制对居民收入不平等的影响呈现显著地非线性特征。即从相对较低的第一区制跨入较高的第二区制时, 转移支付对居民收入不平等的影响由负转变为正。本文以上研究结论不仅对于全面构建央地新型政府间财政关系, 还可以为促进公平收入分配提供理论依据与决策参考。

**关键词:** 中国式分权; 居民收入不平等; 转移支付; 面板门限回归模型

**中图分类号:** F812.2      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1004-4892(2017)06-0029-12

## 一、引 言

世界经济论坛 2014 年发布的《2014 年全球风险报告》中指出, 收入不平等状况的恶化已成为全球经济面临的首要风险, 收入与财富分配不均对家庭、社会以及国家政治的影响越来越大。伴随我国经济的持续较快发展与人均收入水平的不断提高, 收入分配不公问题近来受到了社会各界的高度关切。根据国家统计局的最新数据显示, 全国居民收入基尼系数从 2012 年 0.474 下降到 2015 年的 0.462, 但 2016 年全国居民收入基尼系数为 0.465, 较 2015 年又增加了 0.003, 虽然国内居民贫富差距从总体上有缩小的态势, 但遗憾的是, 我国居民收入基尼系数仍远远超过国际公认警戒线 0.4 的水平。因此深化财政体制改革, 重构收入分配调节机制和渠道(高培勇, 2010)<sup>[1]</sup>, 缩小城乡间、区域间居民收入差距, 实现全面建成小康社会的政策愿景是我国政府和学术界亟待解决的重要问题之一。

理论上, 不同国家运用不同的货币政策工具和财政政策工具在减少收入、财富以及机会不平等中发挥作用, 其中通过财政分权体制对于收入不平等的调节存在多种渠道。一是财政分权可以通过优化公共支出结构进而影响收入不平等。财政分权理论认为, 相对于中央政府而言, 地方政府能直

收稿日期: 2016-10-26

基金项目: 国家社科基金重点项目(16AJY022); 安徽省自然科学基金面上项目(1508085MG139); 安徽财经大学研究生科研创新基金项目(ACY2015004)

作者简介: 储德银(1976-), 男, 安徽岳西人, 安徽财经大学财政与公共管理学院教授, 博士; 迟淑娴(1992-), 女, 山东日照人, 安徽财经大学财政与公共管理学院硕士生; 纪凡(1993-), 女, 安徽合肥人, 安徽财经大学财政与公共管理学院硕士生。

接面对辖区内居民的偏好与需求,具有无法比拟的信息优势。地方政府一方面可以实施一系列的“益贫式”公共支出再分配计划,譬如提高对穷人的现金补助标准,直接增加其可支配收入,进而缩减收入差距;另一方面,通过加大具有长期扶贫效应的支出计划,如增加对教育科技和医疗卫生等方面的投入,最终也能达到有助于改善收入不平等的目的。二是财政分权还可以通过影响地方政府的税收政策作用于收入不平等。由于理论上地方政府的支出责任分权应与支出需求相一致,而在实际中,支出需求很容易超出下放到地方政府的财政能力,即地方政府财力不足以满足其应负的支出责任,这种不对称的财政分权将会在政府间产生垂直失衡。虽然地方政府可以通过相应的税收政策获得收入以及由此校正垂直失衡,但对于收入不平等究竟产生何种影响取决于地方政府的税收政策。三是财政分权下地方政府实施的公共就业政策也会影响收入不平等。地方政府通过实施一系列改善民生促进就业的政策,不仅可以直接增加劳动要素提供者的收入水平,还利于提高经济长期增长与发展。总体而言,财政分权可以通过直接与间接两种渠道影响收入不平等。一方面,财政分权通过影响要素跨区域流动性、改变税收制度的累进性或者调整公共支出结构直接作用于收入不平等;另一方面,财政分权通过社会经济因素(譬如经济增长与稳定、政府干预经济的程度和制度建设等)间接影响收入不平。Rodriguez et al. (2010)<sup>[2]</sup>认为除了财政分权质量与手段之外,地方政府的有效自治程度及其在国民经济中的相对重要性有可能在分权与收入不平等之间扮演重要角色 (Stegarescu, 2005)<sup>[3]</sup>。

虽然 Proud (1995) 和 Peterson (1995) 认为财政分权可以显著降低不平等<sup>[4]</sup>, 但一些学者认为降低或减少不平等并非政府提高财政分权的直接动因 (Panizza, 1999<sup>[5]</sup>; Letelier, 2005<sup>[6]</sup>; Bodman and Hodge, 2010<sup>[7]</sup>)。传统分权理论基于效率方面的考虑,在谈及地方政府实施再分配政策时持有怀疑态度,认为中央政府应发挥收入分配的宏观调控职责 (Oates, 1972)<sup>[8]</sup>。然而与之相对,以 McKinnon (1995)<sup>[9]</sup> 和 Weingast & Qian (1997)<sup>[10]</sup> 等为代表的第二代财政分权理论却认为由全面分权所导致的辖区竞争,其在减少收入不平等方面的作用效果相对要优于中央统一制定的再分配政策,即财政分权相当于一个承诺机制发挥功效,分权后地方政府公共政策取得的效果很有可能与传统分权理论相悖 (Bahl et al., 2002; Gil et al., 2004)<sup>[11][12]</sup>。辖区居民的异质性偏好会促使地方政府更加支持分权 (Oates, 1972)<sup>[8]</sup>, 而且地区经济发展水平的异化反过来也会提升地区自治水平以及财政分权产生更高的需求 (Bolton and Roland, 1997)<sup>[13]</sup>。

近年来,国内学者针对财政分权与收入不平等间关系也展开了诸多有益探讨,但存在两种迥然不同的实证结论。一是财政分权降低了收入不平等。随着地方财政自主权增加,地方政府减少对上级转移支付依赖度从而有利于缩小城乡居民收入差距 (陶然、刘明兴, 2007)<sup>[14]</sup> 但作用效果存在区域差异 (高锦涛, 2014)<sup>[15]</sup>。同样结论在储德银等 (2016) 研究中得以证实,即在不同分权区制下财政分权与收入不平等之间存在显著非线性负相关关系。二是财政分权导致收入不平等进一步加剧<sup>[16]</sup>。马光荣 (2010)<sup>[17]</sup>、赖小琼、黄智淋 (2011)<sup>[18]</sup>、陈工、洪礼阳 (2012)<sup>[19]</sup>、贺俊、吴照龚 (2013)<sup>[20]</sup>、迟诚、马万里 (2015)<sup>[21]</sup>、陈工、何鹏飞 (2016)<sup>[22]</sup> 等认为财政分权会进一步拉大城乡收入差距,原因是分权体制下的地方政府在以 GDP 和税收收入作为垂直考核指标的晋升竞标赛下,会将有限资源的绝大部分用于能快速增加 GDP 的城市,这种财政支出的城市倾向将会促使城乡收入差距会进一步拉大。

迄今为止,财政分权与收入不平等之间关系仍未形成共识,还需要进一步的深入研究。而与已有研究相比,本文可能存在的创新之处体现在以下两点:一是借鉴国内学者田为民 (2012)<sup>[23]</sup> 的研究方法,重新测算最新的城镇居民、农村居民和总体居民收入三种基尼系数,并代入实证模型进行研究;二是将政府转移支付作为门限变量,建立面板门限回归模型实证检验中国式分权与居民收入不平等关系之间究竟是线性抑或非线性。

## 二、核心变量的计算方法与结果分析

### (一)被解释变量——收入不平等的测度

基尼系数是国际上综合考察居民收入分配差异状况的重要分析指标之一，它能够较为直观和客观地描述居民收入不平等状况。从理论上说，基尼系数可以从城镇居民、农村居民和总体居民三个方面描述居民收入不平等，但因数据缺失或计算难度较高等原因，国内学者采用城乡收入差距描述收入不平等问题的居多(吕炜、储德银，2011)<sup>[24]</sup>。本文为了全面测度我国居民收入不平等以及由此增强随后实证分析结论的可信性，借鉴田卫民(2012)和储德银、张婷(2016)的方法进一步测算反映不平等程度的城乡居民收入基尼系数<sup>①</sup>，因天津、内蒙古和湖南等地区居民收入基础数据的缺失，我们仅测算出北京、安徽、浙江和上海等24个地区的城乡居民收入基尼系数(*Gini*)，测算结果具体如图1~3所示。

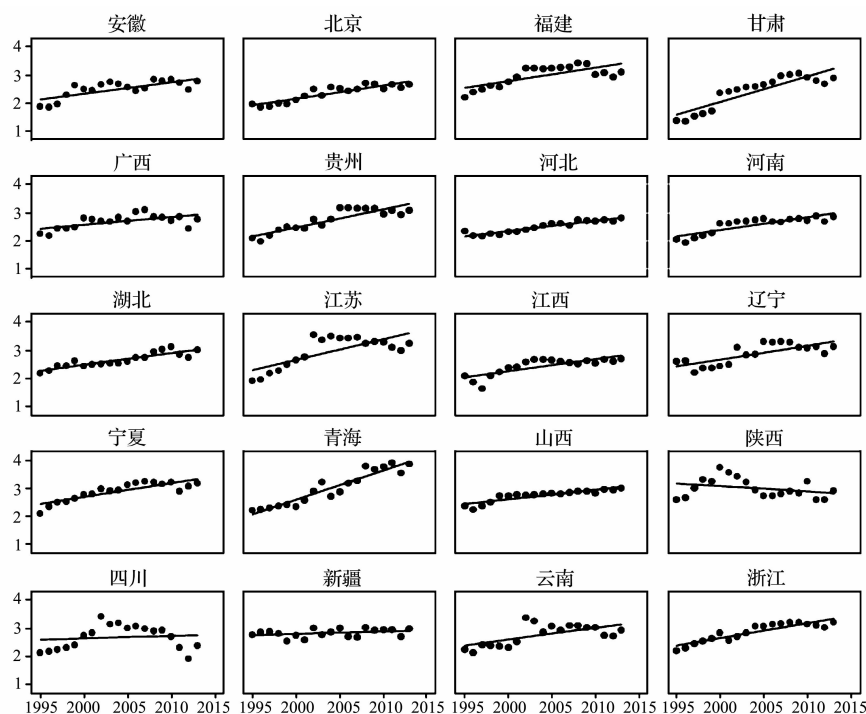


图1 我国24个省份1995~2013年城镇居民收入基尼系数

根据图1~3的测度结果，我们得到以下四点结论：一是城镇居民与农村居民的收入不平等状况相近，但总体居民收入不平等显著地高于城镇居民和农村居民。二是在测算的时间跨度内，多数省份的城镇居民和农村居民的收入基尼系数在低于国际公认的警戒线0.4，但总体居民收入基尼系数在同一时期却超过了0.4，这说明城乡之间的收入不平等程度要高于我国城镇居民和农村居民的内部。三是近年来我国城镇居民、农村居民和全体居民的收入基尼系数总体上都呈现缓慢下降趋势，这一下降态势在2010年前后表现较为明显。四是我国居民收入不平等呈现较为明显的地区差异，比如经济发达的上海、北京与浙江等东部地区，三种居民收入基尼系数均要小于同一时期的西

<sup>①</sup> 鉴于篇幅的限制，具体测算方法和过程请参阅田卫民(2012)和储德银、张婷(2016)。

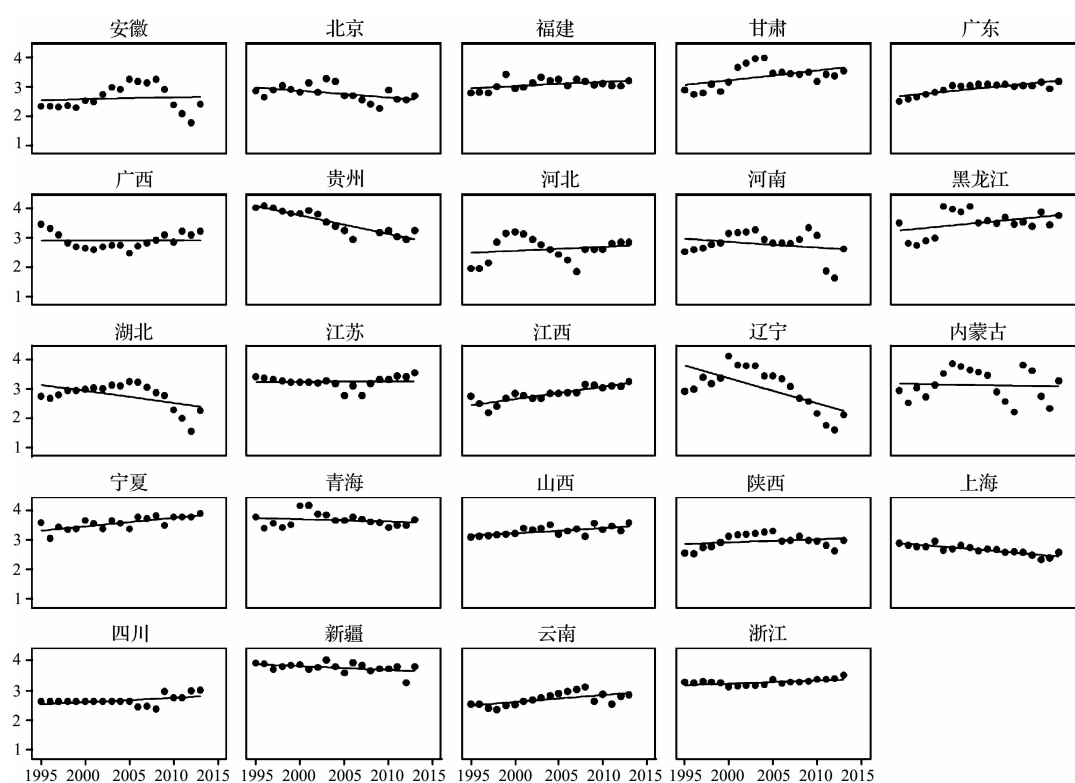


图2 我国24个省份1995~2013年农村居民收入基尼系数

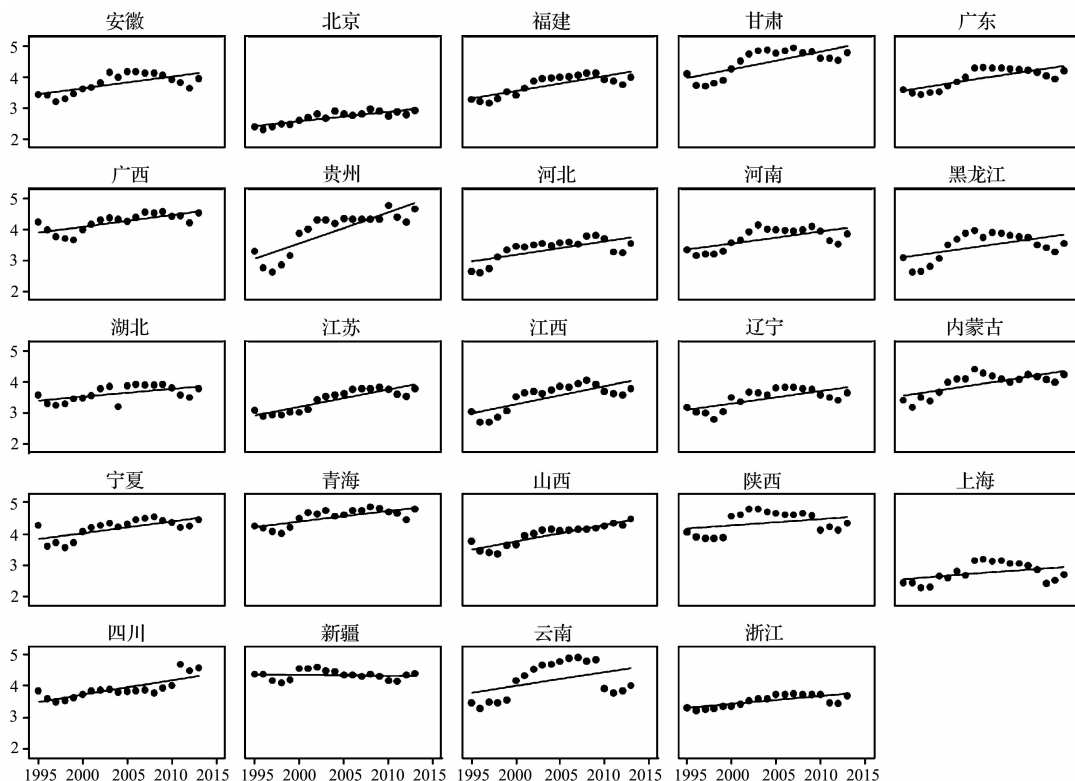


图3 我国24个省份1995~2013年总体居民收入基尼系数

部落后地区。如图 4 所示,我国总体居民收入基尼系数在 1995~2013 年间依次是东部地区 < 中部地区 < 西部地区<sup>①</sup>。

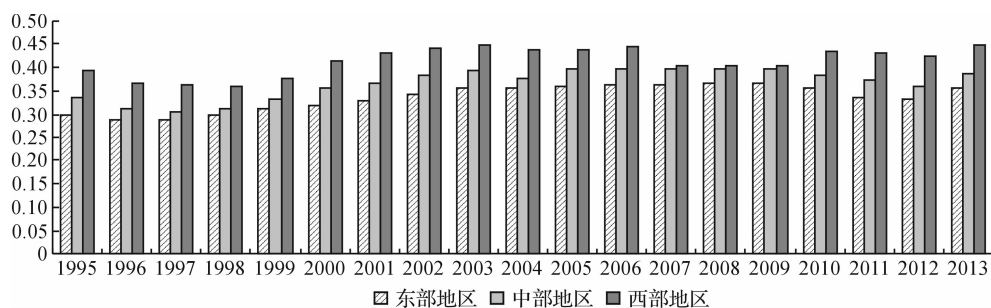


图 4 我国东部、中部与西部地区总体居民收入基尼系数的平均水平

## (二) 核心解释变量——中国式分权水平的测度

财政分权是指将财政支出与收入的权利从中央政府下放至各级地方政府的过程,通过赋予地方政府一定的财政自主权,使得地方政府能够更为有效地满足和提供辖区居民所偏好和需求的公共产品与服务。有鉴国内学者在研究财政分权的实证文献中,针对财政分权指标的选择与构建尚未达成一致,本文基于全面考察中国式非对称性分权对收入不平等全面影响的考量,选取财政支出分权( $Fq_{e,i}$ )和财政收入分权( $Fq_{r,i}$ )两个分权代理指标,同时借鉴龚锋和雷欣(2010)<sup>[25]</sup>提出的指标构建方法,并由以下公式(1)~(1)计算得出:

$$Fq_{e,i} = \left[ \frac{BE_i/POP_i}{(BE_i/POP_i) + (BE_c/POP_N)} \right] \times [1 - (gdp_i/gdp_N)] \quad (1)$$

$$Fq_{r,i} = \left[ \frac{BR_i/POP_i}{(BR_i/POP_i) + (BR_c/POP_N)} \right] \times [1 - (gdp_i/gdp_N)] \quad (2)$$

其中, $BE_i$ 和 $BR_i$ 是第*i*省本级预算支出和预算收入; $BE_c$ 和 $BR_c$ 是中央本级预算支出和预算内收入; $POP_i$ 和 $POP_N$ 分别是第*i*省人口规模和全国人口规模; $gdp_i$ 和 $gdp_N$ 分别是第*i*省国内生产总值和全国国内生产总值。由于地方政府的税基规模和支出需求通常与辖区内人口和经济规模呈正向关系,所以为了测量真实的地方政府财政收支的分权程度,必须消除人口与经济规模对地方财政收支的影响。为此,本文在公式(1)和(2)中的中一律采用地方政府和中央政府的人均财政支出和财政收入,再利用缩减因子 $(1 - (gdp_i/gdp_N))$ 对地方预算内财政收支进行平减以消除经济规模对真实财政分权度的影响。

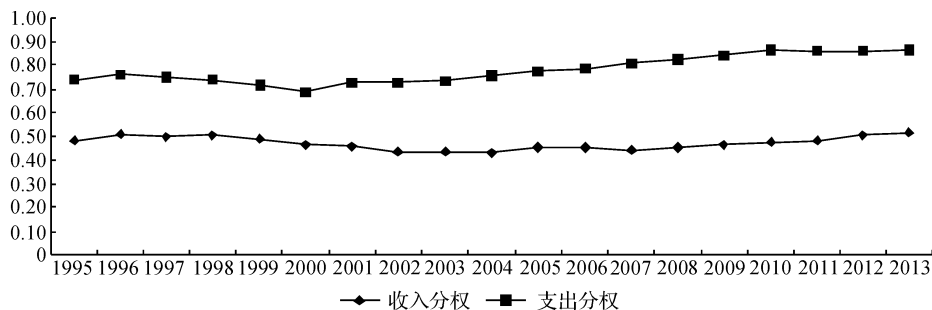


图 5 我国 1995~2013 年财政收入与支出分权的平均变动趋势

<sup>①</sup> 东部包括北京、辽宁、上海、江苏、河北、浙江、福建和广东,中部包括安徽、江西、河南、黑龙江、山西和湖北,西部包括四川、云南、内蒙古、广西、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

如上图5所示,我国财政收入与支出分权在1995~2013年间呈现非常明显的非对称性。一是财政支出分权水平较高,且呈现稳步上升态势。我国31省份的平均财政支出分权在1995~2000年间呈现冲高式下降,平均支出分权从1995年的0.7369下降至2000年的0.6865,但在这之后,财政支出分权呈现稳步上升态势,从2000年的0.6865上升到2013年的0.8601,年均提高1.26个百分点。二是财政收入分权虽然在反复中呈现上升趋势,但是增长缓慢。我国31个省份的平均财政收入分权从1995年的0.4822增加到2013年的0.5165,年均仅仅增加0.18个百分点。三是财政支出分权不仅显著高于同一时期的收入分权,而且二者间差距还呈现不断扩大态势,中国式非对称性分权特征非常明显。在1995~2013年间,财政支出和收入分权的平均水平分别为0.4693和0.7772,其中支出比收入分权平均高出0.3079。

众所周知,1994年分税财政体制改革是中央与地方政府间财权划分的制度安排,这一改革在制度层面上对我国的多级财政体制产生了正面效应,其中税收作为财政收入的主要来源,被划分为中央税、地方税和中央地方共享税,这在某种程度上刺激地方政府投身经济建设的积极性,创造了让世界瞩目的“中国奇迹”。但是从税制结构来看,中央税或共享税主要是税源稳定、税基规模较大的主体税种,而将税源零星分散且收入规模偏小的小税种划归地方,比如车船税、契税等,这就虽然使得中央政府具有充分的税收优势,但却造成我国两个比重不断攀升并处于较高水平。中央政府在将财权上移的同时,却将事权与支出责任层层下解,最终经由财权上移与事权下解的逆向运动形成了中国式分权的一种典型特征,即非对称性财政分权。此外,地方政府税收立法权、开征权等的缺失使得其进一步处于被动地位,而曾经作为地方主体税种的营业税伴随着“营改增”的全面推广已经消失,是否重新确立新的主体税种成为亟待解决的问题。也正因如此,我国财政收入的分权水平一直较低并且提升缓慢。

### (三) 门限变量的选择——政府转移支付

虽然经济与政治双重分权是西方财政分权体制的基本特征之一,但我国的经济体制分权是在行政体制高度集权下一种特有的制度安排(姚洋、张牧扬,2013)<sup>[26]</sup>。在我国,政治高度集权决定了中国式财政分权势必不同于传统分权的“自下而上”,而是“自上而下”的展开、进行与完善。这种“自上而下”的中国式分权改革的目的在于确保中央政府宏观调控能力使其在资源配置中起主导地位。尤其1994年分税制财政体制改革是政府在财政收支严重不足与政府宏观调控能力明显弱化的背景下展开,这一中国式分权改革的目标显得尤为突出与重要。也正因如此,我国税收的立法权、开征权与豁免权完全由中央政府掌控,地方政府税权的全面缺失不仅是我国收入分权程度较低的制度根源,而且由此形成了支出高度分权与收入分权水平较低并存的中国式非对称性分权。

为了让地方政府在中国式非对称分权体制下拥有与其事权相匹配的财力,同时还可以“自上而下”强化对地方政府的行政控制,政府转移支付在中国式财政分权体制中扮演着非常重要的角色。虽然政府转移支付有助于实现政府间财力均衡目标,而且适度的政府转移支付会对地方政府行为产生正向激励,提高地方政府公共政策运行效率,然而如果政府转移支付规模过大,就会导致地方政府对其过分依赖而丧失主动能动性,从而不利于达到公共政策的运行效果。国内学者刘穷志(2010)指出,我国转移支付制度不仅没有让穷人脱贫,反而让他们深陷贫困当中<sup>[27]</sup>。储德银、赵飞(2013)的实证结果发现政府转移支付对我国农村贫困存在非线性门槛效应,当政府支付转移比例高于门限值0.6965时,转移支付对农村贫困的影响就会由正转变为负<sup>[28]</sup>。本文鉴于政府转移支付不仅在理论上可能会通过影响地方政府公共政策的执行效果对收入不平等产生非线性效应,而且考虑政府转移支付在中国式非对称分权体制中的重要性,我们在构建财政分权对收入不平等影响效应的实证模型时,选择政府转移支付作为门限变量,且政府转移支付等于各省份获得的中央转移支

付资金除以其预算内收入和中央转移支付资金之和。其中, 门限值越大说明该省份对中央转移支付的依赖程度越高, 反之则相反。

### 三、实证模型、数据来源与变量统计特征

虽然从理论上, 财政分权可以通过收入分权和支出分权两个维度影响收入不平等, 然而中国式财政收支分权的非对称性导致地方政府存在巨大的财政缺口, 需要借助转移支付机制以解决政府间财力不均问题。因此, 本文认为政府转移支付作为影响地方政府收支运行效率的重要变量, 对地方政府运行效率以及收入分配存在“门槛效应”。因此, 本文建立以政府转移支付为门限变量的面板门限回归模型, 通过实证考察分析中国式财政分权对收入不平等的效应。

#### (一) 面板门限回归模型的构建

本文借鉴 Hansen(1999)<sup>[29]</sup>和 Caner & Hansen(2004)<sup>[30]</sup>的思路建立面板门限回归模型<sup>①</sup>, 将政府转移支付作为门限变量, 实证考察中国式财政分权对收入不平等的影响。因此, 本文考虑以下形式的面板门限回归模型:

$$G_{it} = \partial_0 + \beta_1 Fq_{it}(Transfer \leq \gamma) + \beta_2 Fq_{it}(Transfer > \gamma) + \partial_1 Fq_{e,it} + \partial_2 Fq_{r,it} + \partial_3 Lngdp_{it} + \partial_4 XM_{it} + \partial_5 Urban_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $i = 1, \dots, N$  表示地区,  $t = 1, \dots, T$  表示时间, 政府转移支付( $Transfer$ )的门限值用  $\gamma$  表示。因为我国各省份存在差异性特征, 用  $u_i$  表示个体固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项, 且符合  $E(\varepsilon_{it}) = 0$ ,  $E(u_i \varepsilon_{it}) = 0$ ,  $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}) = 0 (\forall i, t, s, t \neq s)$  等条件。被解释变量为收入不平等  $G_{it}$ , 具体由城镇居民、农村居民和总体居民的三种基尼系数描述, 分别用  $G_e$ 、 $G_r$  和  $G_g$  表示。核心解释变量为财政支出分权( $Fq_{e,i}$ )和财政收入分权( $Fq_{r,i}$ )。此外, 为了防止缺少重要的解释变量而使得模型实证结果不完善, 本文借鉴龚锋、卢洪友(2013)<sup>[31]</sup>、储德银、韩一多、张同斌(2015)<sup>[32]</sup>的具体做法, 引入经济发展水平、对外开放程度和城镇化率作为控制变量, 具体分析中国式财政分权对收入不平等的影响。鉴于部分省份数据缺失, 本文最终仅测算出包括北京、上海和安徽等 24 个地区的三种居民收入的基尼系数, 所以实证样本个数最终确定为 24 个省份, 时期跨度为 1995 ~ 2013 年, 即  $N = 24$ ,  $T = 19$ 。

#### (二) 数据来源说明与变量统计特征

由于本文已详细地说明了代表收入不平等的三种居民收入基尼系数、财政收入和支出分权以及门限变量政府转移支付的口径定义与计算方法, 因而在此仅对外生变量进行说明: (1) 经济发展水平( $Lngdp$ ), 首先从各省份统计年鉴中提取人均 GDP 数据, 再以对应年份的人均 GDP 指数(2004 = 100)进行平减以剔除价格波动因素, 最后对人均 GDP 取对数化处理; (2) 对外开放程度( $XM$ )。由于在《中国统计年鉴 1996 ~ 2014》中仅能得到各省份在 1995 ~ 2013 年间, 且用美元作为计量单位的进出口总额, 所以采用历年平均汇率换算成以人民币为单位的进出口总额, 再取与各地区 GDP 的比重; (3) 城镇化率( $Urban$ ), 采用各省份城镇常住人口与总人口的占比。以上所有变量的原始数据均来源于中经网统计数据库、《中国统计年鉴 1996 ~ 2014》和各省份的历年统计年鉴, 有关变量的统计特征如表 1 所示。

<sup>①</sup> Hansen(1999)和 Caner and Hansen(2004)建立面板门限回归模型是以“残差平方和最小化”为原则确定最优门限值, 同时检验门限值的显著性, 从而保证门限值的可靠性。

表1 变量数值特征

变量名称	平均值	标准误	最大值	最小值
城镇居民收入基尼系数	0.2739	0.0410	0.3894	0.1352
农村居民收入基尼系数	0.3053	0.0477	0.4147	0.1543
总体居民收入基尼系数	0.3790	0.0586	0.4907	0.2275
财政支出分权	0.7528	0.0973	0.9386	0.5188
财政收入分权	0.4600	0.1478	0.8816	0.2553
政府转移支付	8.7618	0.6444	10.5944	6.0817
经济发展水平	0.4619	0.1820	0.8517	0.0491
对外开放度	0.3179	0.4214	2.0513	0.0320
城镇化率	0.4390	0.1663	0.8960	0.1632

#### 四、财政分权对收入不平等影响的实证分析

##### (一) 门限个数及门限值的检验

本文采用 Stata11.0 软件, 将政府转移支付 *Transfer* 作为门限变量, 对门限效应进行检验, 有关结果如下表 2、表 3 所示: 由表 2 可知, 城镇居民、农村居民和总体居民的收入基尼系数均在 5% 的置信水平下拒绝了零个门限的假设, 而接受了单个门限的假设, 说明三种基尼系数均是有且仅有 1 个门限值, 而具体的门限估计值分别为 0.6173、0.6076 和 0.5240。

表2 门限效应检验

原假设	F 统计量与 5% 显著性下的临界值	因变量: 收入不平等 ( <i>G</i> )		
		城镇居民收入基尼系数 ( $G_{c,it}$ )	农村居民收入基尼系数 ( $G_{r,it}$ )	总体居民收入基尼系数 ( $G_{g,it}$ )
零个门限	F0	33.3316	23.0154	22.2267
	5% 临界值	3.0123	4.5366	4.4894
单个门限	F1	2.0391	3.6986	2.9568
	5% 临界值	4.3199	4.0527	3.9020

表3 门限估计值

门限变量	门限估计值	因变量: 收入不平等 ( <i>G</i> )		
		城镇居民收入基尼系数 ( $G_{c,it}$ )	农村居民收入基尼系数 ( $G_{r,it}$ )	总体居民收入基尼系数 ( $G_{g,it}$ )
转移支付 ( <i>Transfer</i> )	$\gamma$	0.6173	0.6076	0.5240

##### (二) 面板门槛模型的估计结果及分析

##### 1. 财政分权对收入不平等影响的实证估计结果

将上文得到的门槛估计值代入实证模型 (5), 具体考察财政收支分权对不同类型居民收入基尼系数的影响, 估计结果如表 4 所示。

表4 面板门槛模型的估计结果 (门限变量是 *Transfer*)

自变量	因变量: 收入不平等 ( <i>G</i> )		
	城镇居民收入基尼系数 ( $G_{c,it}$ )	农村居民收入基尼系数 ( $G_{r,it}$ )	总体居民收入基尼系数 ( $G_{g,it}$ )
财政收入分权 ( $Fq_r$ )	-0.3534 *** (-6.0940)	-0.3438 *** (-5.8218)	-0.2608 *** (-6.0182)
财政支出分权 ( $Fq_e$ )	0.2250 *** (4.5767)	0.1732 *** (3.9155)	0.1489 *** (4.0367)



续表

自变量	因变量:收入不平等( $G$ )		
	城镇居民收入	农村居民收入	总体居民收入
	基尼系数( $G_{c,i}$ )	基尼系数( $G_{r,i}$ )	基尼系数( $G_{g,i}$ )
政府转移 区制1: $Transfer \leq \gamma$	-0.0029 **(-2.0809)	-0.0042 **(-2.1723)	-0.0125 **(-2.0306)
支付( $Transfer$ ) 区制2: $Transfer > \gamma$	0.0659 *(1.7398)	0.0521 ***(-4.8455)	0.0328 **(-1.9983)
经济发展水平( $LnGdp$ )	-0.0008 **(-2.3614)	-0.0028 **(-2.0951)	-0.0002 **(-2.0878)
对外开放度( $XM$ )	0.0691 **(-4.5340)	0.0423 ***(-2.8964)	0.0545 **(-3.9619)
城镇化率( $Urban$ )	-0.0624 ***(-3.8517)	-0.0232 ***(-2.3479)	-0.0444 **(-3.6182)

注:括号内为  $t$  值; \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在10%、5%和1%显著性水平下显著。

## 2. 财政分权对收入不平等影响实证估计结果的分析

首先,财政收入与财政支出分权对我国居民收入不平等均存在显著影响,但影响效应的方向却非一致。如表4所示,财政收入和财政支出分权的回归系数估计值都在1%的置信水平下通过了  $t$  检验。其中,财政收入分权的回归系数估计值显著为负,表明财政收入分权与收入不平等之间呈负向关系。这说明我国政府提高财政收入分权水平,赋予地方政府更多财力或更大财政自主权将有利于缓解收入分配不公的状况。当财政收入分权水平每提高1%时,城镇居民、农村居民和总体居民收入不平等程度平均分别下降0.3534、0.3438和0.2608个百分点。本文认为,1994年的分税制改革通过将一定的财政自主权,尤其是财政收支的预算管理权下解至地方政府,在一定程度上调动了地方政府积极性以及释放分权体制的激励效应。然而受制于中国式非对称性财政分权,收入分权与支出分权不均衡程度不容小觑,譬如2013年全国平均收入分权仅为0.5165,而平均支出分权则高达0.8601,所以进一步提高收入分权,尝试赋予地方政府一些零星税种的立法权或开征权,推动地方税收体系的完善与构建新型中央地方政府间财政关系是未来我国分权体制改革的方向之一。

与之相对,财政支出分权的回归系数估计值显著为正,说明财政支出分权与收入不平等显著正相关,这也意味着财政支出分权水平的提升反而不利于降低收入不平等。当财政支出分权水平每提高1%,城镇居民、农村居民和总体居民收入不平等程度反而分别平均上升0.2250、0.1732和0.1489个百分点。究其原因,一方面,虽然支出分权在某种程度上会不断激励地方政府,但根据边际效用递减规律,财政分权的激励效果会不断降低,甚至发生方向性改变;另一方面,在当前各地“经济锦标赛”和“自上而下”的政治标尺竞争中,降低收入不平等是一项投资巨大但经济效益和社会效益非常缓慢的社会民生事业,因此地方政府更热衷于追求简单经济增长,尤其是当经过长期的治理与努力,辖区内居民收入不平等仍处于一个较高水平时,地方政府对降低收入不平等的工作就会丧失信心而有所懈怠,进而也会使缓解收入不平等的公共政策力度与效果出现下降。因此,进一步加大惠及低收入群体的民生性支出,提高其收入水平逐步缩小贫富差距,实行有针对性地改革以及对不同类型支出项目采取差异化的分权策略是今后我国支出分权改革的方向之一。

其次,不同类型居民的收入不平等对财政收支分权的反应效果存在差异化特征。具体来说,两种收支分权的政策效果均为城镇居民 > 农村居民 > 总体居民。因为对政府而言,降低单一居民类型的收入不平等的难度要低一点,但总体居民的收入不平等是城镇居民内部、农村居民内部和城乡居民之间三个维度的收入不平等的集合体,所以造成政策效应递减的效果。例如1995年—2013年,我国城镇居民和农村居民内部的平均基尼系数相去无几,但同一时期的总体居民基尼系数要显著高于其他两类居民的基尼系数,尤其是在2007年之后更为显著,这侧面体现出我国收入不平等主要是城乡居民之间收入分配不公平所导致。以2013年为例,城镇居民基尼系数和农村居民基尼系数分别为0.2995和0.3116,远远低于国际公认的警戒线0.4,而同时期的总体居民基尼系数为0.4016,就明显高于国际公认的警戒线0.4。因此,通过大力推进包括新型城镇化在内的城乡一体

化发展战略是未来降低收入不平等的政策导向之一。

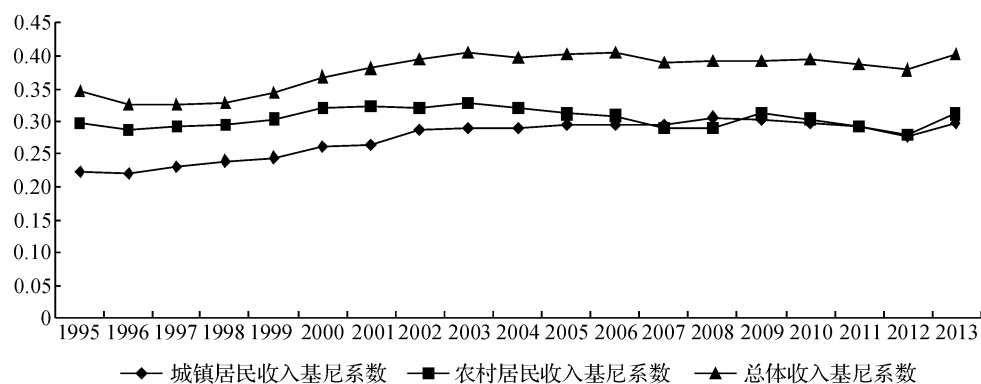


图6 我国1995~2013年居民收入基尼系数的平均变动趋势

第三，门限变量政府转移支付对收入不平等的影响在不同区制内存在显著的非线性特征。其中，当政府转移支付位于门限值以下的第一区制内，政府转移支付与收入不平等显著负相关，即政府增加转移支付会提高收入分配政策运行效果以及由此降低收入不平等。然而当政府转移支付从相对较低的第一区制跨入到相对较高的第二区制时，政府转移支付与收入不平等之间关系由显著为负转变为正，此时政府增加转移支付反而不利于公平收入分配，会导致收入不平等程度的增加。这是因为政府转移支付是一把“双刃剑”，当政府转移支付水平较低时，转移支付在很大程度上可以弥补地方政府财力缺口以及使其拥有的财力与支出责任相适应，从而调动地方政府积极性和增强各项公共政策的运行效果；但是当政府转移支付达到一个相对较高水平时，这时政府转移支付的负面效应就会不断显现，尤其是地方政府对中央政府转移支付的依赖性会不断增强，而且这部分资金多数还是不劳而获或者说是低成本的，地方政府就会懈怠以及工作积极性下降。如表4所示，当政府转移支付比例分别达到0.6173、0.6076和0.5240，政府转移支付的增加反而会到城镇居民、农村居民和总体居民收入基尼系数的上升，即收入不平等程度增加。

最后，控制变量对居民收入不平等的影响也存在一定差异。具体而言，经济发展水平和城镇化率的提高有利于缩小收入不平等，而提高对外开放程度不利于降低收入不平等。这是因为经济发展水平的提高可以增加居民收入与改善人民生活水平，城镇化率的提升表明城乡一体化进程的推进可以为农村居民提供更优质的工作和生活环境，从而在不同维度降低居民收入不平等。然而对外开放程度的提高不利于降低收入不平等，这意味着在经济发展的同时，我国政府应注重处理好公平与效率的关系，让改革开放的成果惠及全体国民，进一步融入经济全球化进程。

## 五、结论与政策建议

首先，在我国当下正在积极推进的新一轮财税体制改革中，为了构建新型中央与地方政府间财政关系，应以提升收入分权水平作为分权体制改革重点，具体可以通过尝试将一些对地区资源配置影响较大、税基相对稳定的税种划归地方政府，赋予地方更多的财政自主权，从而有效发挥财政分权对地方政府及其经济增长的激励效应；与此同时，支出分权应结合不同支出类型采取差异化分权策略，将医疗、养老、义务教育等民生性支出责任适当上移，通过收入与支出两个维度的分权改革使地方政府事权与支出责任相适应。另外在协调各地区经济发展均衡的同时，将转移支付规模控制在合理的范围之内，通过改变政府考核机制等促进地方政府转变职能与提升工作效率，积极投身于

公平收入分配等社会民生事业，让全体国民共享改革开放的成果红利。

其次，依据本文对三种居民收入基尼系数测度结果可知，收入不平等在我国更多体现在城乡居民之间，而城镇居民内部与农村居民内部相对较低。因此，分权改革后的地方政府通过收入再分配政策促进公平收入分配时，要将相关政策重点置于城乡居民之间收入不平等。一是构建城乡协调发展体系，逐步改革与转变城市化偏向的财政支出结构，保证城乡民生性支出协调稳步推进；二是加大财政支农资金投入，在遵循市场化机制基础上持续扶持发展现代农业，进一步提高农民福利水平，从根本上缩小城乡居民收入差距；三是政府牵头组织加强对农民的知识技能培训和文化素质教育，为现代农业发展和承接周边地区产业转型升级提供良好的劳动力资源。

最后，地方政府应积极发展地区经济和大力推进“以人为本”的新型城镇化战略。提高地区经济发展水平的同时，实现城乡公共服务均等化，农村基础设施建设和文化教育向城市看齐；优化城市产业布局，通过培育发展第二、第三产业，提高城市对农村的辐射带动能力和剩余劳动资源吸纳能力，促进劳动力资源合理流动；并结合地区产业特色不断融入对外开放的战略格局，从而为地方政府致力于公平收入分配打造好的外部环境。

#### 参考文献：

- [1] 高培勇. 解决收入分配问题重在建机制增渠道 [N]. 人民日报, 2010-10-13.
- [2] Rodriguez-Pose A., Tijmstra, S. A. R., Bwire A. Fiscal Decentralization, Efficiency, and Growth [J]. Environment and Planning, 2009, 41(2): 2041-2062.
- [3] Stegarescu D. Public Sector Decentralization: Measurement Concepts and Recent International Trends [J]. Fiscal Studies, 2005, 26(3): 301-333.
- [4] Prud homme R. The Dangers of Decentralization [J]. The World Bank Research Observer, 1995, 10(2): 201-220.
- [5] Panizza Ugo. On the Determinants of Fiscal Centralization: Theory and Evidence [J]. Journal of Public Economics, 1999, 74(1): 97-139.
- [6] Leonardo Letelier S. Explaining Fiscal Decentralization [J]. Public Finance Review, 2005, 33(2): 155-183.
- [7] Philip Bodman, Andrew Hodge. What Drives Fiscal Decentralization? Further Assessing the Role of Income [J]. Fiscal Studies, 2010, 31(3): 373-404.
- [8] Oates, W. E. Fiscal Federalism [M]. New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1972.
- [9] McKinnon, R. Market-Preserving Fiscal Federalism in the American Monetary Union [J]. Macroeconomic Dimensions of Public Finance: Essays in Honour of Vito Tanzi. London: Routledge, 1997, 73-93.
- [10] Qian, Y., Weingast, B. R. Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives [J]. Journal of Economics Perspectives, 1997, 11(4): 83-92.
- [11] Bahl, R., Martinez-Vazquez, J., Wallace, S. State and Local Government Choices in Fiscal Redistribution [J]. National Tax Journal, 2002, (4): 723-742.
- [12] Gil C., Pascual P., Rapun M. Regional Economic Disparities and Decentralization [J]. Urban Studies, 2004, 41(4): 71-94.
- [13] Patrick Bolton, Gerard Roland. The Breakup of Nation: A Political Economy Analysis [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(4): 1057-1090.
- [14] 陶然, 刘明兴. 中国城乡收入差距, 地方政府开支及财政自主 [J]. 世界经济文汇, 2007, (2): 1-21.
- [15] 高锦涛. 财政分权与城乡居民收入差距 [J]. 山东财政学院学报, 2014, (3): 67-72.
- [16] 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, (1): 12-24.
- [17] 马光荣. 中国式分权、城市倾向的经济政策与城乡收入差距 [J]. 制度经济研究, 2010, (1): 10-24.
- [18] 赖小琼, 黄智淋. 财政分权、通货膨胀与城乡收入差距关系研究 [J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2011, (1): 22-29.
- [19] 陈工, 洪礼阳. 财政分权对城乡收入差距的影响研究 [J]. 财政研究, 2012, (8): 45-49.
- [20] 贺俊, 吴照葵. 财政分权、经济增长与城乡收入差距 [J]. 当代财经, 2013, (5): 27-38.
- [21] 迟诚, 马万里. 财政分权对城乡收入差距的影响机理与传导机制 [J]. 经济与管理研究, 2015, (9): 19-27.
- [22] 陈工, 何鹏飞. 民生财政支出分权与中国城乡收入差距 [J]. 财贸研究, 2016, (2): 95-103.
- [23] 田卫民. 省域居民收入基尼系数测算及其变动趋势分析 [J]. 经济科学, 2012, (2): 48-59.

- [24] 吕炜, 储德银. 城乡居民收入差距与经济增长研究 [J]. 经济学动态, 2011, (12): 30-36.
- [25] 龚锋, 雷欣. 中国式财政分权的数量测度 [J]. 统计研究, 2010, (10): 47-55.
- [26] 姚洋, 张牧扬. 官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据 [J]. 经济研究, 2013, (1): 137-149.
- [27] 刘穷志. 转移支付激励与贫困减少——基于PSM技术的分析 [J]. 中国软科学, 2010, (9): 8-15.
- [28] 储德银, 赵飞. 财政分权、政府转移支付与农村贫困 [J]. 财经研究, 2013, (9): 4-18.
- [29] Bruce E. Hansen. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [30] Mehmet Caner, Bruce E. Hansen Instrumental Variable Estimation Of A Threshold Model [J]. Econometric Theory, 2004, (5): 813-843.
- [31] 龚锋, 卢洪友. 财政分权与地方公共服务配置效率 [J]. 经济评论, 2013, (1): 42-51.
- [32] 储德银, 韩一多, 张同斌. 财政分权、公共部门效率与医疗卫生服务供给 [J]. 财经研究, 2015, (5): 28-41.

## Chinese Decentralization, Transfer Payments and Residents' Income Inequality

CHU Deyin, CHI Shuxian, JI Fan

(School of Finance and Public Management, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China)

**Abstract:** This paper first re-measures the degree of income inequality among urban residents, rural residents and the overall residents by using the Gini coefficient, and then chooses the intergovernmental fiscal transfer payment as the threshold variable to construct a panel threshold regressive model for the empirical research of the impact of the Chinese-style fiscal decentralization on residents' income inequality. The results are as follows. Firstly, the relationship between fiscal revenue decentralization and the income inequality is always negative while the relationship between fiscal expenditure decentralization and the income inequality is significantly positive. Secondly, there is a great difference with regard to the impacts of fiscal decentralization on various kinds of income inequality. Moreover, be it fiscal revenue decentralization or fiscal expenditure decentralization, the policy effects on income inequality demonstrate a descending order of urban residents, rural residents and the overall residents. Last but not least, the effect of government transfer payment on income inequality shows a nonlinear feature in different regimes. The impact on residents' income inequality significantly alters from negative effect into positive effect when government transfer payment switches to the second regime from the first regime. This paper not only helps to construct a new fiscal relation between central and local governments, but also provides a theoretical basis and policy-making reference for a fairer income redistribution.

**Key words:** Chinese Decentralization; Residents' Income Inequality; Transfer Payments; Panel Threshold Regressive Model

(责任编辑: 风 云)