

社会性支出与城市居民收入不平等关系研究

周业安 韩奕 郑新业 董丽霞

(中国人民大学经济学院 100872)(清华大学经济管理学院 100084)

报告摘要

过去的研究普遍认为,我国改革开放以来财政支出在结构上不尽合理,一个重要表现就是建设性支出比重相对较高,出现了所谓“支出偏向”现象。那么一个顺其自然的推测就是应该加强社会性支出比重,以矫正这种偏向。问题在于,但从社会性支出看,是否就合理呢?本报告从社会性支出的本质入手,从理论上说,社会性支出属于公共支出范畴,其目的之一就是为了解决平等问题。假如一个地区社会性支出增加,有理由认为该地区的平等程度会增强。鉴于平等的定义很宽泛,本报告选取基尼系数作为平等的一个度量指标,尽管这指标存在很多不足,但从量化角度不失为一个近似度量,并且基尼系数也是经济学家最常用的度量平等的指标。本报告按照标准的基尼系数计算方法,基于公开统计数据,计算了各省市的基尼系数,并且按照我国的财政统计口径,把社会性支出定义为教育支出、医疗卫生支出和社会保障支出。

运用面板数据方法和空间计量经济学方法,本报告的研究结果显示,单纯的从社会性支出和基尼系数之关系看,教育支出和社会保障支出规模与基尼系数显著正相关,而医疗卫生支出和社会性支出和基尼系数的关系不显著,这可以解释为在教育支出和社会保障支出较高的地区,基尼系数反而较高。也就是说,社会性支出增强了一个地区内的不平等!社会性支出的公平导向功能失灵了!我们进一步计算了人均社会性支出的情况,结果发现,实际医疗支出可能会降低不平等,但影响不显著;而人均教育支出较高、社会保障支出较高的地区,基尼系数反而也高。即人均社会性支出同样没有起到促进平等的作用。

本报告进一步测试了地方政府围绕社会性支出展开竞争以及地区财政自主程度对社会性支出平等效应的影响,结果发现,当考虑到这两个因素时,社会性支出和基尼系数之关系表现出某种程度的非线性。首先,当考虑到地方政府围绕社会性支出展开竞争时,邻区社会性支出水平会影响本地区社会性支出和基尼系数的关系。当邻区社会性支出水平较低时,本地区社会性支出会促进不平等;而只有当其他地区社会性支出超过一定规模时,本地区相应社会性支出规模的进一步扩大才会降低基尼系数。其次,当考虑到本地财政自主程度时,如果本地财政自主程度较低,那么本地的社会性支出会促进不平等;反之,只有当本地财政自主度高到一定程度时,本地社会性支出增加才会降低不平等程度。

本报告的政策建议如下:

1、改革开放以来,我国各地区的社会性支出及其分类支出基本上没有起到促进地区内平等的作用,恰恰相反,在一定程度上这些社会性支出反而增强了不平等。究其原因,并不是社会性支出过多过少的问题,而是社会性支出并没有真正按照促进平等的目标来进行合理设计。因此,我们建议在社会性支出的预算制定时,必须首先要确定可行的平等目标,然后按此目标设计社会性支出的具体计划。

2、从本报告的研究结论看,各地区教育支出、社会保障支出实际上在增强

不平等；而医疗支出在一定程度上促进了平等。因此，在进一步加强医疗的地区公平性投入的同时，必须调整教育支出和社会保障支出的结构，一是教育支出要做到义务教育全国范围均等化；社会保障支出地区内均等化；教育支出和社会保障支出需要和城市化相配套，做到城市化过程中流动人口在教育和社会保障上的公平待遇。

社会性支出与城市居民收入不平等关系研究

周业安 韩奕 郑新业 董丽霞

(中国人民大学经济学院 100872) (清华大学经济管理学院 100084)

一、研究背景

改革开放 30 多年来，我国经济取得了举世瞩目的成就，从 1978 到 2010 年，年均经济增长率接近 10%。但是，经济增长的成果并没有普遍惠及大多数人，收入差距持续扩大。根据亚洲开发银行的研究，从 1993 到 2004 年，中国基尼系数上升了 5% 以上，在亚洲国家中位居第二 (ADB, 2007)。根据程永宏 (2007) 的研究，1981 年中国基尼系数仅为 0.29，到了 2004 年，中国基尼系数升高到 0.44。而最近几年中国的基尼系数更是在 0.5 左右徘徊，已接近拉美国家的水平。在居民收入分配相对差距扩大的同时，绝对差距也在扩大。1993 到 2004 年，中国 20% 的最低收入者收入仅增加了 3.4%，而 20% 的最高收入者收入增加了 7.1%。收入不平等不仅会阻碍未来经济增长，更会导致社会矛盾加剧，影响社会稳定，因此调整收入分配已经成为我国现阶段经济发展方式转型的重要问题。

除了区域收入差异和要素分配不公会造成收入分配不平等外，个体间能力、技能以、以及城乡差异也是收入分配不公的重要来源。本文研究的对象主要是后一类收入分配的不平等及其背后的原因城乡收入差距 (李实, 2003; 陆铭和陈钊 2004; 万广华等 2005)。除了家庭因素外，社会因素是阻碍个体收入分配差异缩小的重要因素，其中最主要的社会因素是机会在个体之间的机会不平等，包括受教育的机会、享受高质量医疗服务和各类社会保障的机会等。从机会公平的角度来理解我国近些年来收入分配差异不断拉大的事实与我国近些年提倡的包容性增长或包容性发展理念一致。包容性增长强调“参与”和“共享”，“参与”意味

着经济发展过程中个体要有平等的机会，“共享”意味着所有个体都能够利用机会共享经济发展的成果（Ali 和 Zhuang 2007）。因此，收入不平等问题的治理不能局限于“切蛋糕”，而更应该注重在增加经济总量的过程中增强弱势群体分享经济增长成果的能力，因此利用公共支出手段提高低收入者参与经济活动的能力不失为一种有效手段。

为了剔除区域收入差异的影响，本文以省内基尼系数的变化为对象，利用省级面板数据研究财政支出在一个地区内收入分配中的作用。同时，考虑到不同类型的支出可能会对收入分配有不同的影响，我们侧重于社会性支出的作用。本文第二部分是一个文献回顾，第三部分描述事实，提出问题。第四部分是实证分析部分，利用空间分析、工具变量方法和系统 GMM 方法研究社会性财政支出与 gini 系数之间的关系；最后一部分是结论。

二、国内外研究现状和趋势

已有文献中，对收入分配的研究非常丰富。这些文献对收入分配的测算、影响因素、地区差异、城乡差异以及与经济增长之间的关系等方面都有涉及。基于政策方面的考虑，财政支出与居民收入分配的关系也受到很多学者的关注。一类文献研究收入不平等对财政支出结构和规模的影响，这常见于公共财政、公共选择和新政治经济学文献中，这超出了本课题的研究范围；另一类文献研究研究财政支出规模及结构对居民收入分配的影响，这是本课题关注的问题。如莫亚琳和张志超（2011）基于城乡面板数据分析了公共财政支出对收入分配的影响，结果显示财政支出的增加提高了基尼系数。邓旋（2011）认为，由于地方政府财政支出有着“城市偏向”，因而财政支出的增加拉大了城乡收入差距。贾俊雪和宁静（2011）利用微观数据考察地方政府支出结构对居民收入分配的影响，发现财政支出规模总体上恶化了收入分配。

上述结论显然与财政支出对收入分配影响的传统看法不一致，传统观点将财政支出视为收入再分配的手段，更重视教育支出、医疗卫生、利救济和抚恤支出、养老保险、医疗保险、失业保险以及政策性补贴等支出类型对收入分配的影响。这类支出都被称为“社会性支出”^①。如 Jones（2007）的研究表明，社会性支出的增加能够显著减少收入不平等。对社会保障的研究表明，社会保障支出会显著

^①此外，有的学者还将住房支出（比如廉租房的补贴）纳入社会性支出的范畴（中国经济增长与宏观稳定课题组，2006），但是鉴于各省住房支出中社会性支出数据较少，我们不考虑这类支出的作用。

降低收入不平等（何立新，2007；何立新和佐藤宏，2008；齐良书，2011）。其中对收入分配有重要影响的是教育支出、医疗卫生支出、农业支出等。文献研究表明，这类支出对收入分配的影响并不明确。如刘穷志（2008）的研究表明，支农支出与支援不发达地区支出对贫穷地区的收入不平等有较好的抑制作用，但是会增加总体的不平等程度；Henriet 和 Rochet（2006）认为教育支出和医疗支出如果通过收入税融资，就具有收入再分配的性质，会降低收入不平等；否则可能会恶化收入分配。由于教育、医疗卫生等支出本身提高了低收入者的人力资本水平，因此从这个角度来讲，政府在教育 and 医疗卫生方面的支出有利于缓解收入分配的不均（Eckstein 和 Zilcha，1994；金双华，2006；陈安平，2009）。Sylwester（2002）发现在高收入国家，公共教育支出对不平等的负向影响更大。但是，如果同时考虑到教育支出与社会保障支出，公共教育支出也可能对收入不平等具有正向影响（Glomm 和 Kaganovich 2003，2008）。邱伟华（2009）的研究发现，公共教育能够有效地缩小家庭教育投资差距，从而降低收入差异；社会保障则通过减少低收入家庭的劳动供给、增加其有效家庭教育时间来降低收入差异。数值模拟结果显示，在同样的支出水平下公共教育调节收入差异的能力比社会保障更强。并且当存在财政预算约束时，从降低收入差异的角度来看，若财政预算规模较低则应当将资金优先用于公共教育；若财政预算规模较高则应当在公共教育与社会保障之间保持平衡。

与经常性支出相对应的支出是资本性支出，或称经济性支出，如基本建设支出。Ferranti 等（2004）、Calderon 和 Serven（2004）的经验分析发现，在公路、大坝和电信上的公共投资缓解了拉美等国的收入不平等。Ramos 和 Roca-Sagates（2007）对英国的研究则表明，与经常性支出一样，资本性支出也会降低收入不平等，虽然它的作用低于经常性支出。Muinelo 和 Sagales（2011）利用 43 个中高收入和高收入国家的非平衡面板数据证明，公共投资既能促进经济增长，也会削减收入不平等。但 Brakeman 等（2002）却认为政府在基础设施上的投资增加了欧洲的不平等，Banerjee（2004）、Banerjee 和 Somanathan（2007）也得出了类似的结论。对中国的研究支持有一种发现，贾俊雪和宁静（2011）利用微观数据考察地方政府支出结构对居民收入分配的影响，发现资本性支出对收入分配有不利影响；从上述研究我们可以发现，资本性支出对收入分配的影响并不明确。

三、财政分权、社会性支出与收入分配不平等

1. 社会性支出与财政分权

本文将社会性支出定义为教育支出、医疗卫生支出和社会保障支出。根据《中国财政年鉴》的统计口径，教育支出一般包括教育事业费和教育基建支出，但是后者比重较小，因此我们用教育事业费来代表教育支出；医疗支出是指卫生经费支出，主要是卫生事业费；社会保障支出主要包括抚恤和社会福利支出、社会保障补助支出。《中国财政年鉴》中，2006 年以前社会性支出分别给出教育事业费、卫生经费、抚恤和社会福利救济、社会保障补助支出等四项，2007-2010 年给出教育、医疗卫生、社会保障和就业、住房保障支出等四项，其中教育支出包括教育事业费，也包括教育基建支出；社会保障支出包括抚恤和社会福利支出和社会保障补助支出。由于 2007 前后的统计口径有差异，因此教育支出和社会保障支出数据不具有完全可比性。为了统一口径，我们用教育事业费来表示教育支出、将 2007 年前的抚恤和社会福利支出与社会保障补助支出合并，作为社会保障支出，这个数据与 2007 年后的社会保障与就业数据的可比性增强。

图 1 显示了 1998 年以来全国教育支出占全部财政支出的百分比、社会保障支出在财政总支出中的百分比以及医疗卫生支出在财政支出中的百分比。从全国范围来看，教育支出和医疗卫生支出比重都比较高，社会保障比例相对较低。由于统计口径的变化，图中显示教育、医疗和社会保障支出的比重都有所升高。但是，总体上来说，社会性支出结构没有发生太大的变化。但是，21 世纪医疗，我国社会性支出的规模不断增加。图 2 显示从 2000 年到 2009 年人均教育支出、人均医疗支出和人均社会保障支出规模的变化趋势。无论 2007 年前，还是此后，我国社会性支出规模都持续增长。

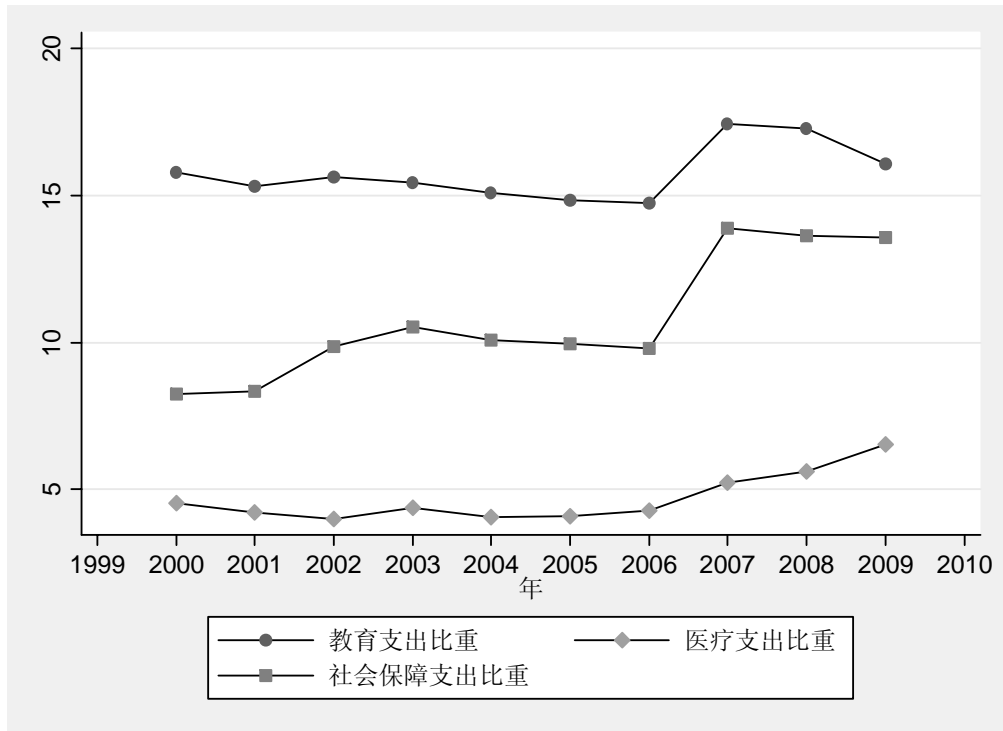


图1 地方政府社会性支出百分比的变化

来源：中国财政年鉴

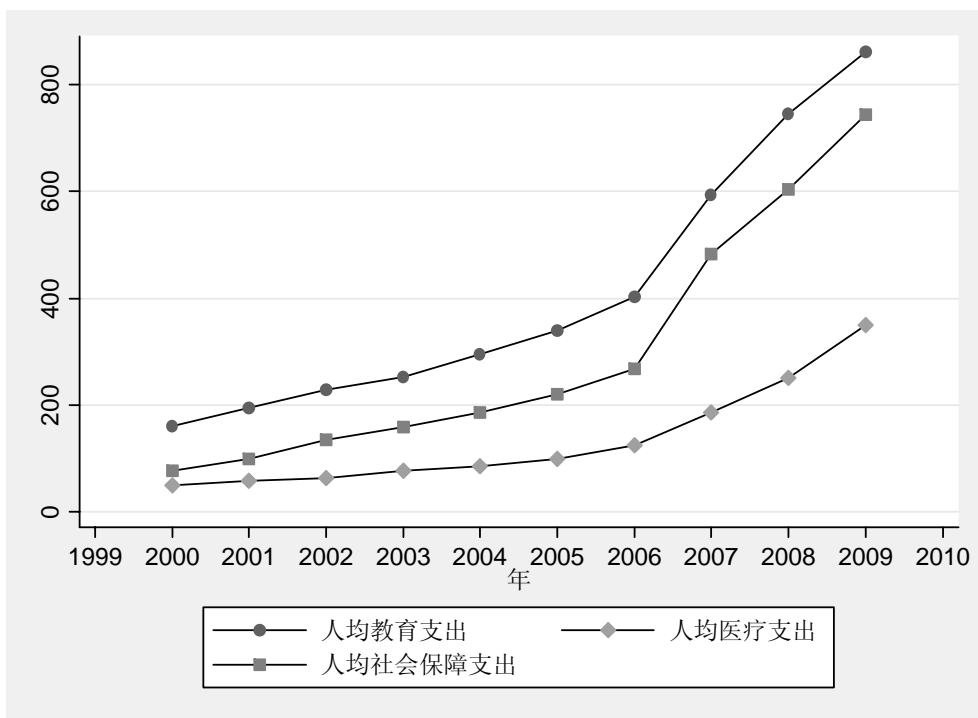


图2 地方政府社会性支出规模

来源：中国财政年鉴

根据财政联邦主义理论，财政支出的规模与财政分权有关。从以往文

献来看，衡量财政分权的指标主要有以下六种：

财政分权指标

指标 1 (fd1)：各地区财政收入/全国财政收入的百分比

指标 2 (fd2)：各地区人均财政收入/全国人均财政收入的百分比

指标 3 (fd3)：各地区人均财政收入占本地 GDP 的比重/全国人均财政收入与 GDP 的比重

指标 4 (fd4)：各地区财政支出/全国财政支出的百分比

指标 5 (fd5)：各地区人均财政支出/全国人均财政支出的百分比

指标 6 (fd6)：各地区人均财政支出占本地 GDP 的比重/全国人均财政支出与 GDP 的比重。

我们将上述六种指标用图 3-5 分分别进行描述，从收入和支出指标的对比来看，虽然指标 1 和指标 4 比较一致，但是地区财政收入规模和支出规模更多与该地区经济发展程度有关，因此与其它它们是财政分权程度，不如说是事后的结果。而指标 2 与指标 5 是省级人均财政收入和人均财政支出衡量的财政分权程度，虽然北京、天津和上海三个直辖市的支出分权和收入分权程度比较相似，但是对于其他地区来说差异较大，东部发达地区的收入分权程度较高，支出分权程度较低；相反，西部发达地区的支出分权程度较高，收入分权程度较低。指标 3 和指标 6 也存在同样的问题。鉴于上述指标衡量的财政分权程度有较大的差异，在分析时可能存在矛盾的结果。

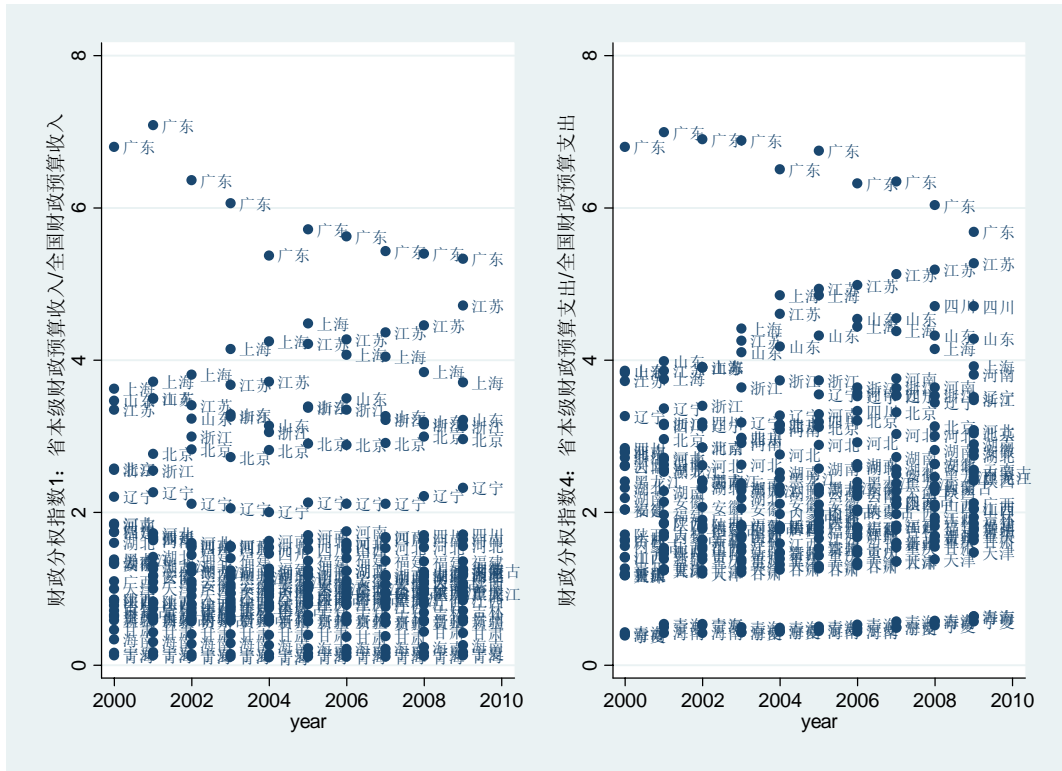


图3 财政分权指标 fd1 和 fd4 的比较

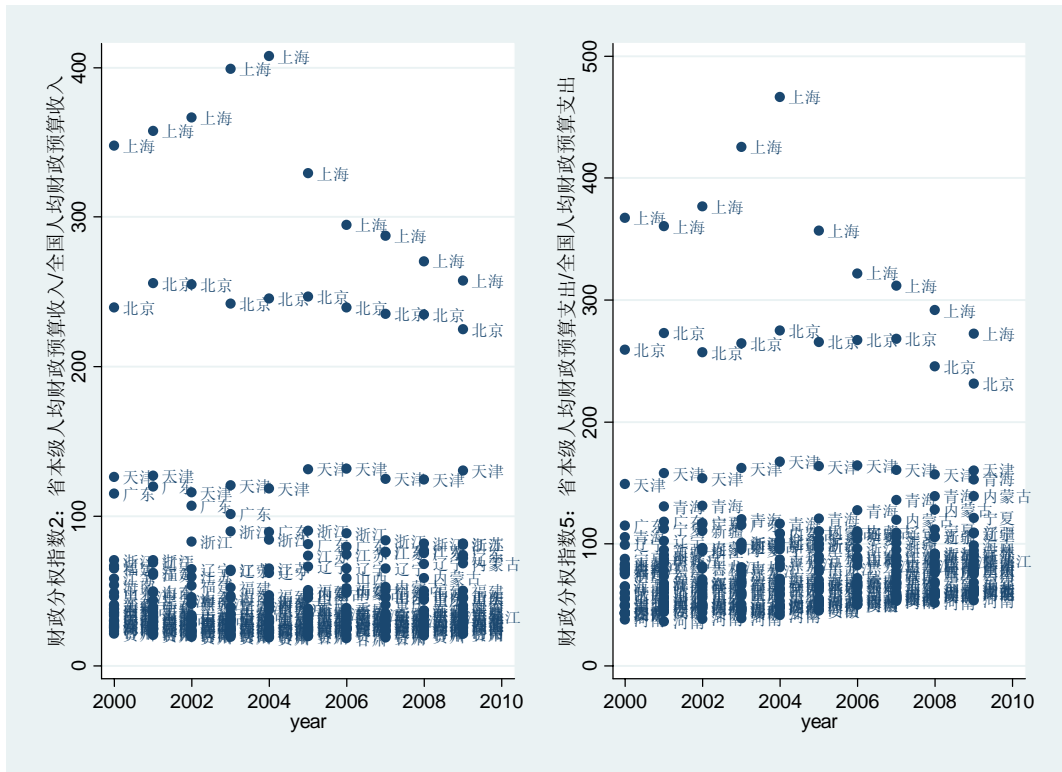


图4 财政分权指标 fd2 和 fd5 的比较

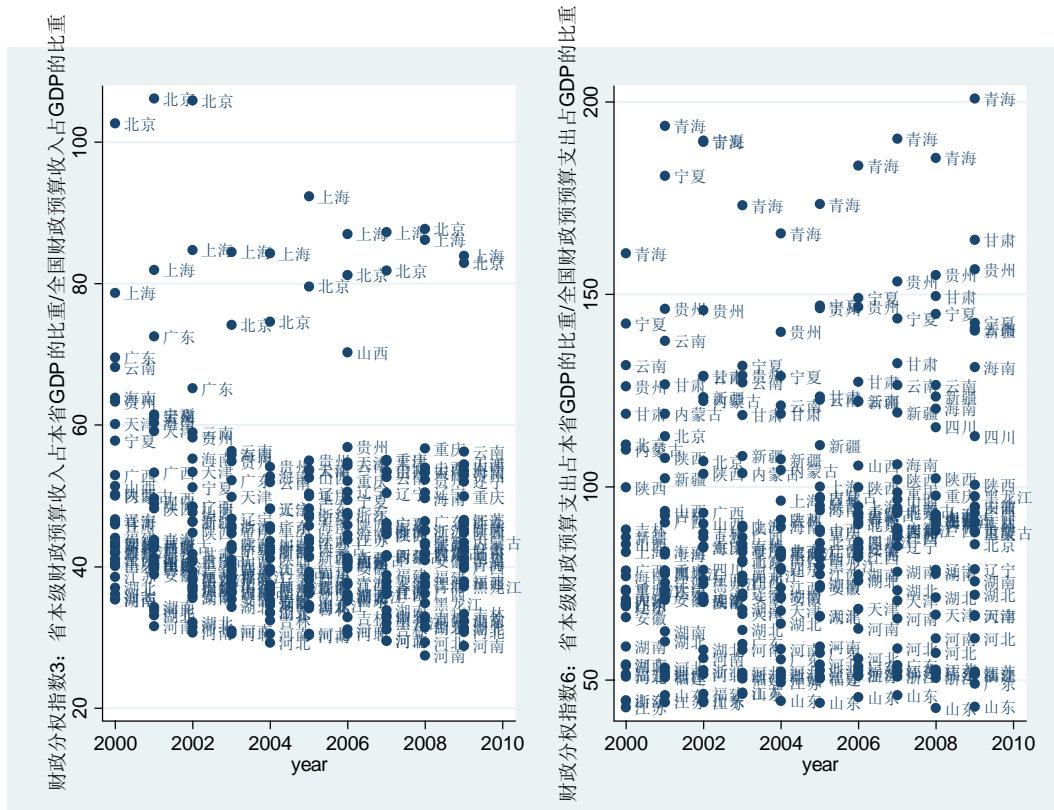


图 5 财政分权指标 fd3 和 fd6 的比较

除了上述六个指标,也有其他的指标来衡量财政分权,如 Lin 和 Liu(2000)^②用各地财政收入边际留存率作为衡量地方财政自主程度,但是该指标仅适用于分税制之前的财政包干制,分税制改革后,该指标无法得到,因此财政自主度适用范围较窄。此外,还有一些学者用预算外收入和支出衡量财政分权程度,但是一般来说,省内预算外收入和支出比重较小,并且预算外收入和支出基本平衡,因此加入预算外收入和支出可能对前六种财政分权程度恐怕没有多大的影响。

最近,陈硕和高琳(2012)^③提出运用省级预算内收入占省本级预算内财政总收入(或总支出,总支出和总支出必相等)的比重度量该地区财政自主度。我们将该指标定义为 fd7。该指标的好处是它既体现了分权随时间变化的特征,也体现了分权的空间和地区差异。

^② Lin, J.Y. and Z., Liu, 2000, "Fiscal Decentralization and Economic Growth in China", *Economic Development and Cultural Change*, Vol.49, pp.1~22.

^③ 陈硕,高琳,2012,央地关系:财政分权度量及作用机制再评估,《管理世界》2012年第6期

$$\text{指标7}(fd7) = \frac{\text{省本级预算内财政收入}}{\text{省预算内财政总支出}}$$

但是，该指标的分母中省预算内财政总支出中并不都是当地政府购买公共物品和公共服务的支出，其中包括省级政府对中央政府的上解支出，这部分支出实际反映了原来地方政府财政负担的支出转移到中央财政负担，因此需要将一部分财政收入转移给中央政府。为了更准确刻画地方政府的支出负担，我们将分母减去当年地方政府上解中央政府支出的部分。得到财政分权的指标 8（fd8）。显然，fd8 要比 fd7 高。

$$\text{指标7}(fd8) = \frac{\text{省本级预算内财政收入}}{\text{省预算内财政总支出-上解中央支出}}$$

从图 6 和图 7 可以看出，两个指标反映的财政分权程度从空间区域差异上来说是一致的，相对于 fd7，fd8 略高。两个指标既具有时间变化趋势的异质性，也具有地区差异的异质性。因此用本文认为指标 7 和指标 8 是刻画中国财政分权程度的较好指标。

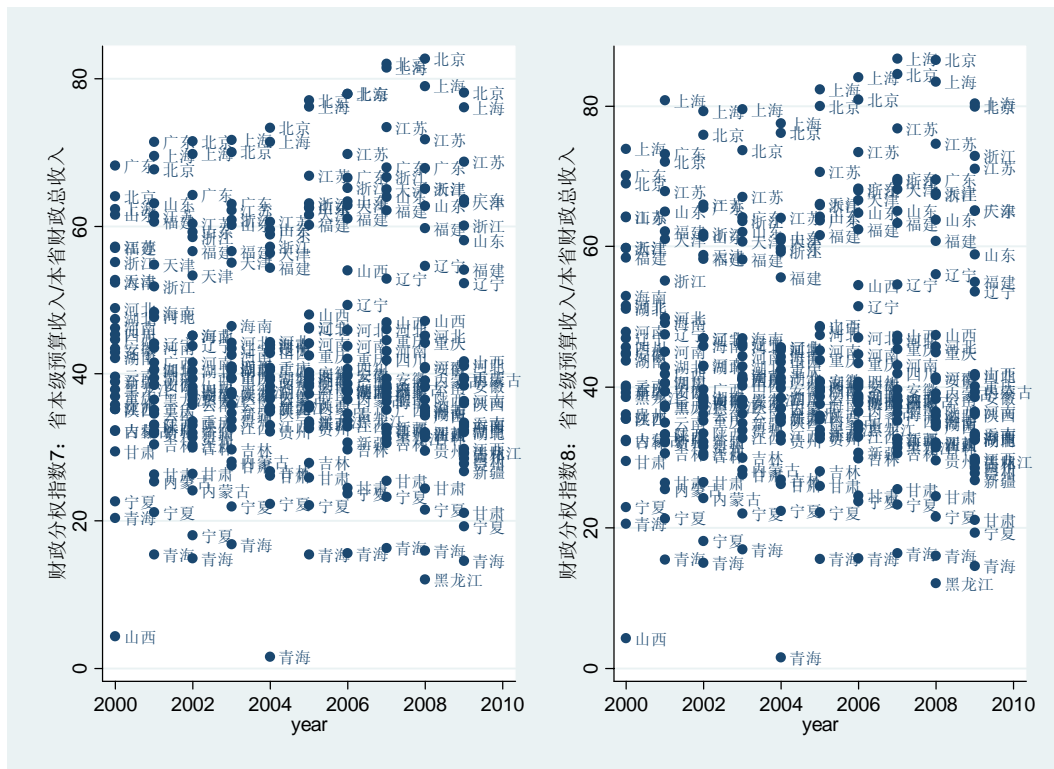


图 6 财政分权指标 fd7 和 fd8 的比较

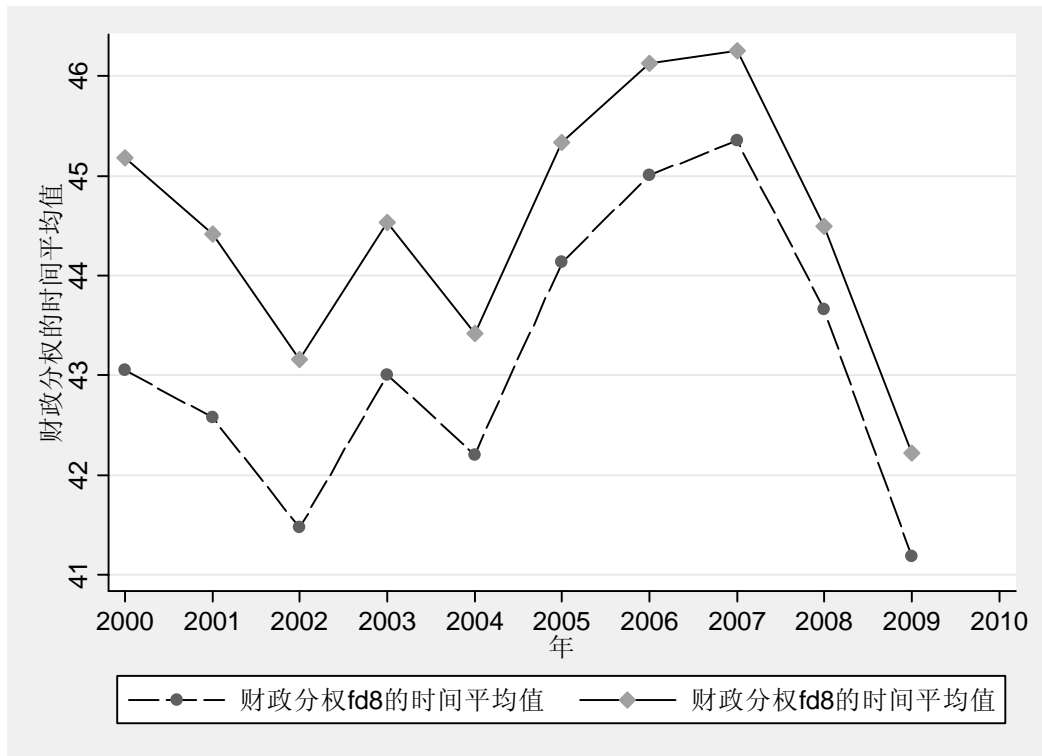


图 7 财政分权 fd7 和 fd8 的时间变化趋势

根据财政分权理论，财政分权程度与地方政府的支出规模有密切关系。如上文定义，社会性支出包括教育、医疗和社会保障支出。本文分别用 $\ln reduper$ 、 $\ln rmedper$ 、 $\ln rssp$ 和 $\ln rpubper$ 表示人均实际教育支出自然对数、人均实际医疗支出自然对数、人均实际社会保障支出自然对数与人均实际社会性支出自然对数，图 8 和图 9 分别显示了这些支出规模与财政分权 fd7 和 fd8 之间的散点图以及二次拟合曲线。我们发现，财政分权与教育支出规模、医疗卫生支出规模、社会保障支出规模和社会性支出规模都呈 U 型。这意味着，当财政分权程度较低时，地方政府财政自主度的升高会导致人均实际社会支出规模下降；只有当财政分权程度超过 40% 后，财政自主度的提高才会进一步增加政府对社会性支出的投入。从图 6 的财政分权地区差异来看，发达地区的分权程度更高，这意味着这些地区财政自主程度的提高会使得社会性支出规模进一步增加；低收入地区正好相反，财政自主程度的提高反而会使得社会性支出规模进一步下降。这可能是由于低收入地区的政府更倾向于利用增强的财力进行生产性投资，以在短期内促进经济增长。

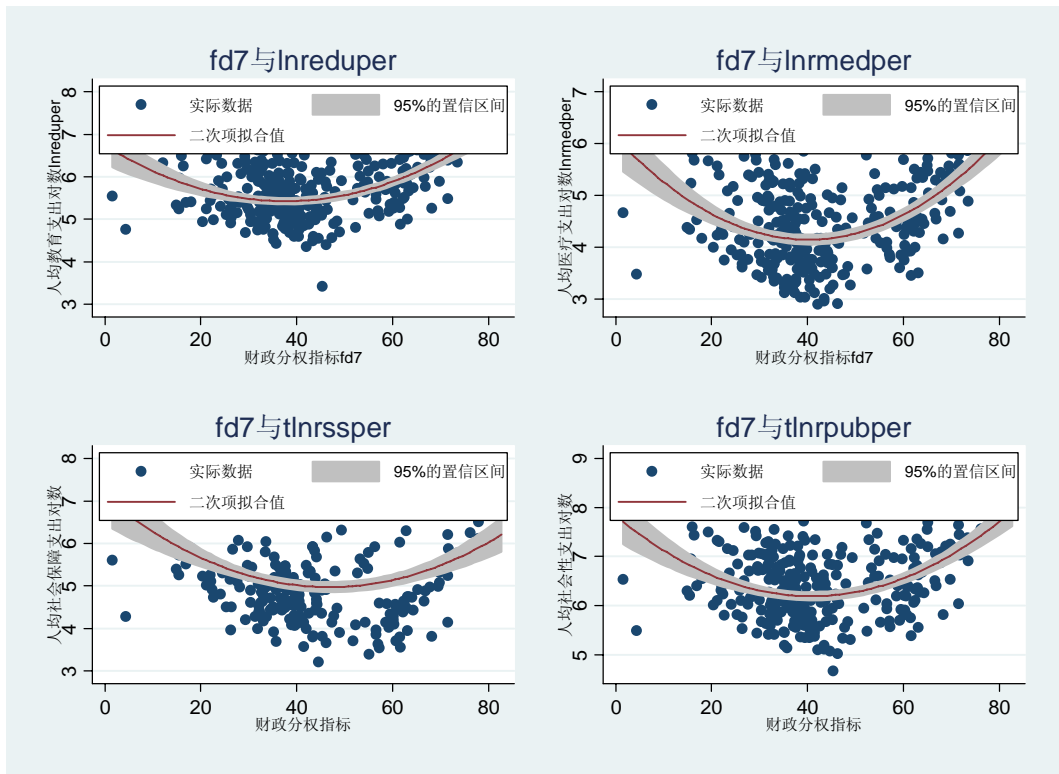


图 8 财政分权 fd7 与社会性支出规模

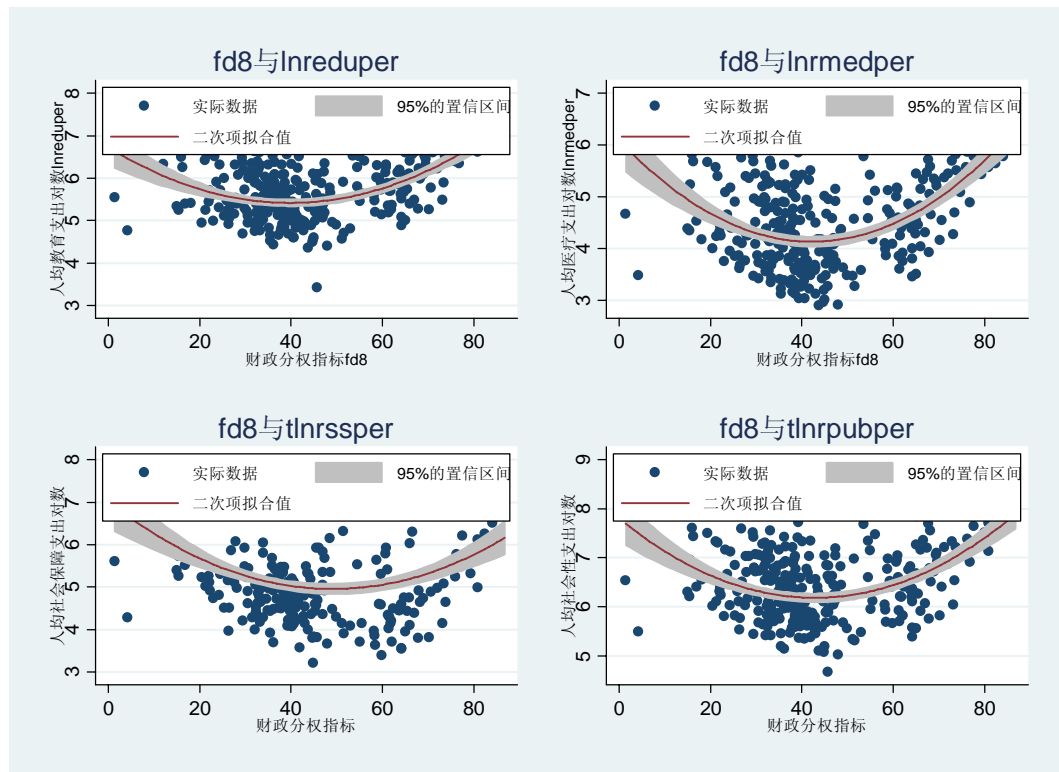


图 9 财政分权 fd8 与社会性支出规模

2. 不平等程度的度量

长期以来，对于我国居民收入分配不平等的研究都是基于全国数据展开。图 1 显示了历年全国基尼系数的变化趋势。我们发现，从 1998 年，全国总的的不平等程度不断升高，到 2010 年，甚至高达 0.5，接近拉美国家的水平。但是这个数字并没有考虑到地区间不平等程度，由于我国幅员辽阔，地区差异很大。区域差异更多与该地区的环境和发展战略选择等因素有关，而省内差异更可能与本地政府公共政策选择有关，因此研究财政政策对收入分配的影响最好是利用省级数据进行研究。

为了进一步研究社会性支出对不平等的影响，我们按照基尼系数的计算原因，基于公开统计数据计算了各省市的省级 gini 系数，以衡量省内不平等程度（具体计算和数据来源参见附录一和二）。由图 10 可以看出，2000 年以来，省内 gini 系数在 2000-2002 年显著升高，随后 2002-2004 年连续两年下降，此后都保持了比较平稳的状态，甚至在 2008 年后有下降的趋势。尽管如此，省级的收入差距程度远低于全国水平，前文已经阐述了理由。

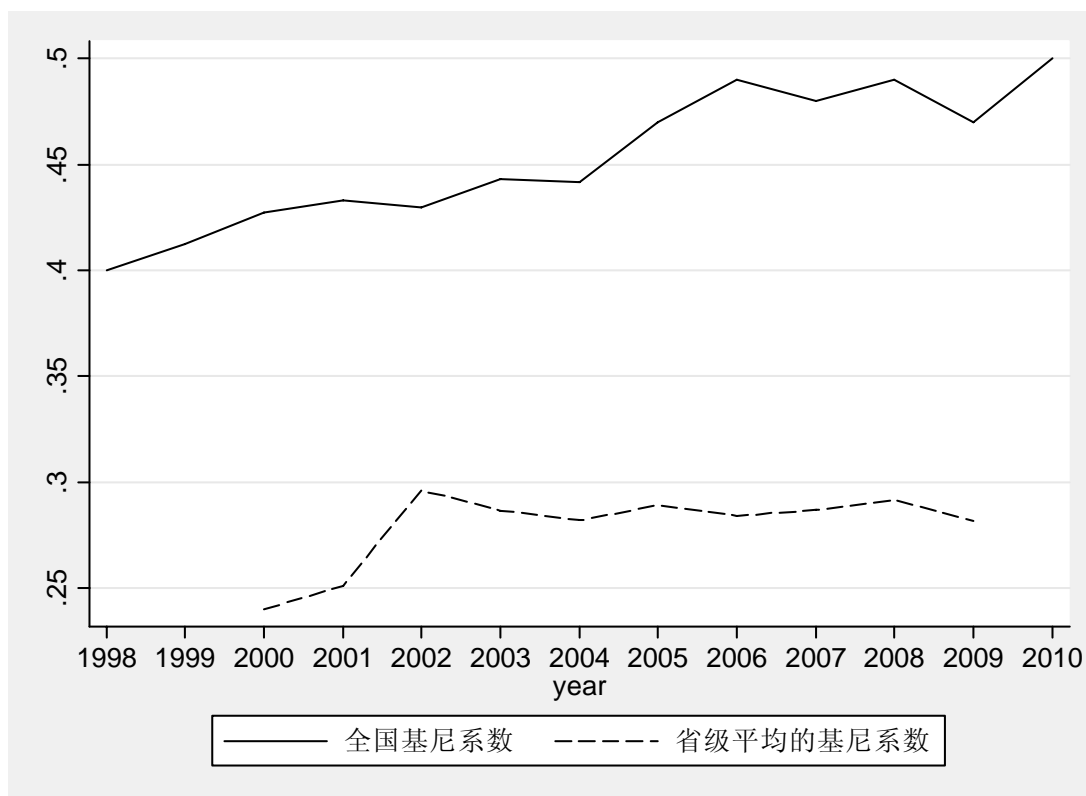


图 10 全国和省级基尼系数

来源：全国基尼系数根据程永红（2007）和网络资源整理，因此只是估计数

由于社会性支出在培育人力资本、增强劳动参与能力、平滑代际消费等方面的作用，这些支出会作用于该地区的收入分配状况。因此，本文认为，教育支出、医疗卫生支出、社会保障支出以及三者之和会影响本地区的收入不平等程度。但是，社会性支出影响收入分配不只与支出规模有关，也与社会性支出的分布有关。支出分布在不同群体间分布的不平等，不但不会降低不平等程度，反而会加剧不平等程度。

四、实证分析

为了检验社会性支出如何影响不平等程度，本文首先构建一个简单的回归方程 (1)。其中因变量是各省的基尼系数。解释变量包括：各类人均社会性支出 g 、人均实际 GDP 自然对数 y ，投资占 GDP 的百分比 i 、各地外商直接投资占 GDP 的比重 fdi 、贷款占 GDP 的比重 cr ，初中教育以上人口占 6 岁以上人口的比重 h ，城市化率 ur 、国有企业工业产值占工业总产值的比重 $stata$ 、15-64 岁人口比例 lab ，通货膨胀率 π 以及地区的固定效应 μ 。

$$gini_{it} = f(g_{it}, y_{it}, i_{it}, fdi_{it}, cr_{it}, h_{it}, ur_{it}, stata_{it}, lab_{it}, \pi_{it}, \mu_i) \quad (1)$$

如上文所述，社会性支出包括教育支出，医疗卫生支出、社会保障支出以及三项之和，本文用各类社会性支出的人均实际值自然对数来和占 GDP 的比重表示支出规模。计算人均支出实际值时，我们设定基期为 2000 年，用各地总的实际支出额除以当地常住人口数量得到人均实际支出值，并取对数。人均实际 GDP 也是以 2000 年基期来计算，并去对数，该变量用来控制地区的收入水平。投资占 GDP 比重反映物质资本的投资率，刻画投资对收入分配的影响。一方面投资可能会导致收益项资本所有者聚集，加剧收入分配不平等；另一方面也可能导致资本收益率下降，劳动生产率升高，反而降低收入不平等，因此它的符号并不确定。外商直接投资 FDI 占比反映政府竞争水平，政府竞争水平越高，资源配置的扭曲程度可能越强，因而会恶化收入分配。贷款占比反映本地金融发展程度，由于我国的金融资源配置扭曲，因而它会加剧不平等状况。6 岁以上人口拥有初中以上教育水平的人口占比反映社会人力资本状况，人力资本水平的提高会降

低不平等。城市化水平用各地城镇人口占总人口的比例来衡量，考虑的城乡差异，城市化水平越高，不平等程度会下降。国有企业工业产值比重反映该地区国有经济部门的控制力，相对市场部门，国有经济部门内收入分配交平等，因而国有企业产值比重升高会促进平等。社会中劳动力占比主要用来控制人口结构对收入分配的代际影响，因而他会降低不平等。通货膨胀反映经济波动对收入分配的影响，对收入分配的影响不确定。上述解释变量中，除了财政支出 g 外，收入水平 y 、通货膨胀率 π 是经济条件的控制变量，投资率 i 、外省直接投资比例 fdi 、贷款比重 cr 是政府的政策变量，国有经济部门产值比重 $state$ 、人力资本水平 h 、城市化水平 ur 、劳动力比重 lab 是表示社会经济变量。简单回归结果如表 1 所示。

表 1 模型 (1) 的简单回归结果

| 因变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 自变量 | $gini$ | $gini$ | $gini$ | $gini$ |
| g | 2.478*** (0.815) | -1.111 (0.775) | 1.576*** (0.460) | 0.971 (0.888) |
| y | 0.766 (1.187) | 5.865*** (1.266) | 1.466 (0.964) | 3.264** (1.425) |
| i | -0.0616*** (0.0176) | -0.0631*** (0.0242) | -0.0628*** (0.0173) | -0.0825*** (0.0221) |
| fdi | 0.116 (0.112) | 0.203 (0.137) | 0.130 (0.112) | 0.210 (0.137) |
| cr | 0.0158* (0.00836) | 0.0377*** (0.0104) | 0.0166** (0.00832) | 0.0354*** (0.0105) |
| $state$ | -0.0262 (0.0202) | -0.0329 (0.0269) | -0.0325 (0.0205) | -0.0323 (0.0270) |
| h | -0.0490** (0.0222) | -0.0473** (0.0235) | -0.0542** (0.0222) | -0.0548** (0.0237) |
| ur | -0.0913*** (0.0181) | -0.0696*** (0.0192) | -0.0774*** (0.0186) | -0.0721*** (0.0192) |
| lab | 0.0782 (0.105) | 0.178 (0.122) | 0.0101 (0.104) | 0.149 (0.123) |
| π | 0.0492 (0.0649) | 0.0532 (0.0657) | 0.0537 (0.0640) | 0.0518 (0.0659) |
| 常数项 | 10.17 (7.856) | -29.19** (11.88) | 14.21* (8.260) | -12.11 (11.99) |
| 估计方法 | re | fe | re | fe |

| | | | | |
|-------------|-----------|-----------|-----------|------------|
| 观察值个数 | 291 | 291 | 291 | 291 |
| 个体数量 | 30 | 30 | 30 | 30 |
| | | 0.287 | | 0.284 |
| 变量 g 的具体表达式 | lnredpper | lnrmedper | tlnrssper | tlnrpubper |

注：(1) 括号中的数值是稳健的标准误差统计量

(2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(3) fe 为固定效应模型估计方法、re 为随机效应估计方法，根据豪斯曼检验判断一般来说，基尼系数的变化是一个长期的过程，回归中的各项系数与其说是反映社会经济特征、经济状况以至于政府政策的变化对基尼系数变化的影响，不如说是在特定的社会经济条件下和政策下，基尼系数的特征。从结果中我们发现，教育支出和社会保障支出规模的系数显著为正，而医疗卫生支出和社会性支出的系数都不显著，这可以解释为在教育支出和社会保障支出较高的地区，基尼系数反而较高。其他解释变量中，较高收入的地区有较高的基尼系数，投资率较高的地区基尼系数较低、信贷比例较高的地区基尼系数较高、人力资本水平 h 和城市化率 ur 较高的地区基尼系数显著较低。其他变量， fdi 、 $state$ 、 lab 和 π 的系数都不显著。表 2 中对社会性支出比重进行回归，发现财政支出比重的系数都不显著。

表 2 支出比重的回归

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------|------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| 因变量 | gini | gini | gini | gini |
| 自变量 | | | | |
| g | 0.321 (0.312) | -0.537 (0.642) | 0.140 (0.232) | 0.0692 (0.123) |
| 估计方法 | fe | fe | fe | fe |
| Observations | 291 | 291 | 291 | 291 |
| Number of id | 30 | 30 | 30 | 30 |
| R-squared | 0.284 | 0.283 | 0.282 | 0.282 |
| 支出 g 的具体变量 | edu_gdp | med_gdp | tss_edu | tpub_gdp |

简单回归忽略了政策变量，尤其是财政政策的内生性问题。在新政治经济学文献中，收入分配不平等状况可能会刺激政府进行社会性支出，因此社会性支出与基尼系数之间的关系不是正向的，而是反向的，即基尼系数影响社会性支出。为了解决内生性问题，我们用工具变量法进行回归。基本方程仍未 (1)，但是假设变量 g 是内生的，它的工具变量是该地区的财政

分权程度和空间相关地区的社会性支出规模。

本文基于省级行政区 i 的省会城市和省级行政区 j 的省会城市间的地表距离 d_{ij} 构造距离加权空间变量。当 $d_{ij} \leq 1624$ km 时, $w_{ij} = 1/d_{ij}^2$; 当 $d_{ij} > 1624$ 时, $w_{ij} = 0$ 。其中, w_{ij} 是矩阵 w 中的第 i 行第 j 列的元素。在本文中, 由于时间 $T=10$, 地区个数 $N=30$, 因此面板数据的空间矩阵是一个 $NT \times NT$ 的矩阵 W , 它反映的是研究所关心的在每个年度 T 内 N 个地区的空间关系, 具体形式如下:

$$W = \begin{bmatrix} w_{2000} & \cdots & 0 \\ 0 & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & w_{2009} \end{bmatrix}$$

其中, $w_{2000}, \dots, w_{2010}$ 分别表示 2000-2010 年 30 个省级行政区的空间权重矩阵 w 。鉴于本文所采用的基于地表距离的空间关系不会随时间而变化, 因此 $w_{2000} = \dots = w_{2010} = w$ 。根据空间加权矩阵, 我们计算出社会性支出占 GDP 比重与人均实际社会性支出的 Moran I 指数 (表 3)。由此可知, 财政支出都存在空间相关性。

表 3: Moran I 指数

| 变量 | I | E(I) | sd(I) | z | p-value* |
|------------|-------|--------|-------|--------|----------|
| edu_gdp | 0.556 | -0.003 | 0.035 | 15.829 | 0.000 |
| med_gdp | 0.445 | -0.003 | 0.035 | 12.733 | 0.000 |
| tss_gdp | 0.469 | -0.003 | 0.035 | 13.418 | 0.000 |
| tpub_gdp | 0.501 | -0.003 | 0.035 | 14.291 | 0.000 |
| lnreduper | 0.27 | -0.003 | 0.035 | 7.704 | 0.000 |
| lnrmedper | 0.291 | -0.003 | 0.036 | 8.28 | 0.000 |
| tlnrssper | 0.309 | -0.003 | 0.036 | 8.8 | 0.000 |
| tlnrpubper | 0.26 | -0.003 | 0.036 | 7.411 | 0.000 |

将 $wlnreduper$ 、 $wlnrmedper$ 、 $wtlnrssper$ 和 $wtlnrpubper$ 分别定义为人均实际教育支出、人均实际医疗支出、人均实际社会保障支出和人均实际社会性支出的距离加权的空间变量; 将 $wedu_gdp$ 、 $wmed_gdp$ 、 $wtss_gdp$ 和 $wtpub_gdp$ 分别定义为教育支出比重、医疗卫生支出比重、社会保障支出比重与社会性支出比重的距离加权空间变量。人均实际支出对基尼系数的回归结果以及第一阶段的结果见表 4。工具变量的非识别检验、弱识别检验以及过度识别检验显示模型设计是合理的。最终回归结果发现, 虽然人

均实际医疗支出可能会降低不平等，但影响不显著，人均教育支出较高、社会保障支出较高的地区，基尼系数反而也高。并且，相对于简单回归方程，通货膨胀系数显著为负，说明经济波动增加反而降低不平等程度。

表 4： 人均社会性支出的工具变量回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 因变量 | gini | gini | gini | gini | gini | gini | gini | gini |
| g | 2.900** (1.457) | 3.161** (1.491) | -0.729 (0.814) | -0.676 (0.819) | 3.566*** (1.063) | 3.566*** (1.063) | 4.867*** (1.495) | 4.850*** (1.495) |
| y | 0.917 (1.841) | 0.693 (1.856) | 5.405*** (1.218) | 5.306*** (1.214) | -0.743 (1.798) | -0.743 (1.798) | -1.329 (1.986) | -1.313 (1.987) |
| i | -0.0803*** (0.0235) | -0.0843*** (0.0240) | -0.0688** (0.0278) | -0.0693** (0.0281) | -0.0576** (0.0291) | -0.0576** (0.0291) | -0.0711** (0.0280) | -0.0706** (0.0280) |
| state | -0.0248 (0.0272) | -0.0265 (0.0274) | -0.0338 (0.0266) | -0.0349 (0.0267) | -0.0462 (0.0285) | -0.0462 (0.0285) | -0.0452 (0.0286) | -0.0450 (0.0285) |
| fdi | 0.148 (0.161) | 0.162 (0.163) | 0.214 (0.155) | 0.226 (0.157) | 0.148 (0.121) | 0.148 (0.121) | 0.123 (0.116) | 0.123 (0.116) |
| cr | 0.0278*** (0.00999) | 0.0294*** (0.0102) | 0.0380*** (0.0100) | 0.0387*** (0.0102) | 0.0315*** (0.0108) | 0.0315*** (0.0108) | 0.0338*** (0.0108) | 0.0339*** (0.0108) |
| h | -0.0553*** (0.0152) | -0.0563*** (0.0151) | -0.0495*** (0.0177) | -0.0516*** (0.0177) | -0.0820*** (0.00974) | -0.0820*** (0.00974) | -0.0778*** (0.00894) | -0.0778*** (0.00894) |
| ur | -0.0731*** (0.0187) | -0.0747*** (0.0188) | -0.0708*** (0.0182) | -0.0713*** (0.0182) | -0.0353* (0.0211) | -0.0353* (0.0211) | -0.0525*** (0.0190) | -0.0527*** (0.0190) |
| lab | 0.137 (0.130) | 0.136 (0.130) | 0.176 (0.126) | 0.179 (0.126) | 0.211 (0.128) | 0.211 (0.128) | 0.295** (0.127) | 0.296** (0.127) |
| π | 0.0368 (0.0733) | 0.0308 (0.0737) | 0.0540 (0.0719) | 0.0551 (0.0719) | -0.357*** (0.109) | -0.357*** (0.109) | -0.374*** (0.106) | -0.374*** (0.106) |
| g 表示的 lnreduper 变量 | | | | | | | | |
| 工具变量非识别检验 | 55.063*** | 53.24*** | 83.804*** | 82.63*** | 50.71*** | 50.734*** | 59.051*** | 59.196*** |
| 弱识别检验 | 86.499 | 80.778*** | 203.502*** | 202.146*** | 52.293*** | 52.321*** | 172.549*** | 173.733*** |
| 所有工具变量过度识别检验 | 2.35 | 1.565 | 0.043 | 0.437 | 0.027 | 0.039 | 0.463 | 0.401 |
| 观察值个数 | 291 | 291 | 291 | 291 | 233 | 233 | 233 | 233 |

| 个体数量 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 | 30 |
|---------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| R-square | 0.283 | 0.281 | 0.286 | 0.286 | 0.210 | 0.210 | 0.257 | 0.257 |
| d | | | | | | | | |
| iv | wlnreduper 和 fd7 | wlnredupe 和 fd8 | wlnrmedper 和 fd7 | wlnrmedpe 和 fd8 | wlnrssper 和 fd7 | wlnrssper 和 fd8 | wlnrpubper 和 fd7 | wlnrpubper 和 fd8 |
| 第一阶段回归 | | | | | | | | |
| wg | 0.599*** (0.0774) | 0.6032*** (0.079) | 0.7274*** (0.0413) | 0.7341*** (0.041) | 0.8671*** (0.0849) | 0.8655*** (0.0847) | 0.8216*** (0.0444) | 0.8202*** (0.0442) |
| fd7 | -0.0063** (0.0029) | | -0.0044** (0.0021) | | 0.001 (0.0039) | | -0.0019 (0.0018) | |
| fd8 | | -0.0056** (0.0027) | | -0.0036* (0.002) | | 0.0001 (0.0039) | | -0.002 (0.0019) |

注: (1) 非识别检验(Underidentification test)的统计量是 Kleibergen-Paap rk LM 统计量
(2) 弱识别检验 (Weak identification test) 的统计量是 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量
(3) 工具变量的过度识别检验是 Hansen J 统计量
(4) 括号中的数值是稳健的标准误差统计量
(5) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

将人均实际社会性支出换成社会性支出占 GDP 的比重作为解释变量重新进行回归, 得到与上述相似的结论。为节省空间, 本文不再完全列出该表, 只给出各类社会性支出的系数, 我们发现, 医疗卫生公共支出较高的地区有较低的收入不平等程度。因此, 综合表 4 和表 5 的结果来看, 教育支出规模、社会保障支出规模较高的地区不平等程度反而较高, 医疗卫生支出较高的地区, 不平等程度较低, 但是医疗支出在影响收入分配方面作用不强, 因而总的社会性支出规模较高的地区不平等程度较高。

表 5 社会性支出比重的工具变量回归结构

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|-----|-------------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 因变量 | gini | gini | gini | gini | gini | gini | gini | gini |
| g | 0.0196 (0.487) | 0.0940 (0.488) | -1.857** (0.793) | -1.805** (0.792) | 2.113*** (0.723) | 2.106*** (0.723) | 0.713*** (0.258) | 0.715*** (0.258) |
| iv | wedu_gdp 和 fd7 | wedu_gdp 和 fd8 | wmed_gdp 和 fd7 | wmed_gdp 和 fd8 | wtss_gdp 和 fd7 | Wtss_gdpr 和 fd8 | wtpub_gdp 和 fd7 | wtpub_gd p 和 fd8 |

注: (1) 括号中的数值是稳健的标准误差统计量
(2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

我们进一步讨论工具变量的含义。财政分权与各类财政支出负相关, 意味着

当地方政府财政自主权增强时，社会性支出规模反而会下降；与本省距离较近地区的社会性支出规模具有显著的溢出效应，当相近省份的社会性支出升高时，本地区的社会性支出规模也会升高。这实际上意味着，本地社会性支出对收入分配影响的程度反映了财政分权和空间财政竞争的作用，但是这种方法并没有直接反映本地区社会性支出对收入分配的影响。为了考察本地政府社会性支出的直接影响，并且考虑到财政分权与空间财政竞争对本地社会性支出的影响，我们构建以下两个模型：

$$gini_{it} = f(g_{it}, wg_{it}, g_{it} \times wg_{it}, y_{it}, i_{it}, state_{it}, fdi_{it}, cr_{it}, h_{it}, ur_{it}, l_{it}, \pi_{it}, \mu_i) \quad (2)$$

$$gini_{it} = f(g_{it}, fd_{it}, fd_{it} \times g_{it}, y_{it}, i_{it}, state_{it}, fdi_{it}, cr_{it}, h_{it}, ur_{it}, l_{it}, \pi_{it}, \mu_i) \quad (3)$$

两个模型中，社会性支出的距离加权空间变量用 wg 表示， fd 依然分别用 $fd7$ 和 $fd8$ 来衡量。方程 (2) 考察了空间财政竞争对本地区收入不平等的影响，方程 (3) 考察了财政自主度与本地社会性支出交互作用对本地区收入分配的影响。考虑到本地财政支出的内生性，我们用系统 GMM 对方程 (2) 和方程 (3) 分别进行回归，结果如表 6 和表 7 所示。从回归结果中来看，所有社会性支出规模对不平等程度的影响都是正的，即社会性支出规模越高的地区收入不平等程度反而越强，较近距离地区的社会性支出和财政自主度提高都会恶化本地区的收入分配状况。但是，这些并没有考虑财政分权和距离加权的空间财政支出与本地区社会性支出之间的相互作用， fd 与 g 的交叉项、 wg 与 g 交叉项系数都是负的，并且除了教育支出与 fd 只在 10% 的水平上显著外，其他系数都在 1% 的置信水平上显著。这个结果意味着本地社会性支出对收入分配的影响与财政分权程度和其他地区社会性支出的规模有关。通过计算，我们发现，只有当其他地区社会性支出超过一定规模时，本地区相应社会性支出规模的进一步扩大才会降低基尼系数，这是因为在较低的社会性支出水平上，地方政府对社会性支出的配置更有可能扭曲，因而本地社会性支出的增加反而恶化本地收入分配。与此相似，只有当本地财政自主度高到一定程度的时候，本地社会性支出增加才会降低不平等程度。这也意味着，在较低的财政自主度下，社会性支出不利于降低收入不平等程度，因为这会造成地方政府扭曲财政支出结构，产生不利于低收入者的财政支出安排。

表 6 方程 (2) 的系统 GMM 回归

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| 因变量 | gini | gini | gini | gini |
| 自变量 | | | | |
| g | 17.82*** (3.775) | 6.244*** (1.882) | 6.745*** (2.073) | 19.13*** (3.194) |
| wg | 9.959** (3.673) | 3.693* (2.146) | 6.891* (3.429) | 12.91*** (3.555) |
| g×wg | -2.064*** (0.405) | -0.920*** (0.258) | -0.959*** (0.267) | -2.086*** (0.329) |
| y | -0.559 (1.768) | 2.322 (2.201) | 0.212 (2.156) | -1.421 (2.218) |
| i | -0.0707** (0.0314) | -0.0703** (0.0321) | -0.125** (0.0494) | -0.127*** (0.0449) |
| state | -0.00271 (0.0330) | 0.00384 (0.0302) | -0.0354 (0.0235) | -0.0308 (0.0297) |
| fdi | 0.602* (0.307) | 0.185 (0.357) | 0.185 (0.301) | 0.236 (0.279) |
| cr | -0.00511 (0.00592) | -0.000683 (0.00948) | 0.00537 (0.00710) | -0.00886 (0.00604) |
| h | -0.0276 (0.0184) | -0.0105 (0.0147) | -0.0462** (0.0179) | -0.0364* (0.0185) |
| ur | -0.167*** (0.0468) | -0.136*** (0.0453) | -0.0768 (0.0574) | -0.119** (0.0492) |
| lab | 0.134 (0.144) | -0.0121 (0.202) | -0.0187 (0.218) | 0.147 (0.184) |
| π | -0.0303 (0.0373) | 0.0169 (0.0508) | -0.193*** (0.0689) | -0.183*** (0.0557) |
| 常数项 | -55.42*** (17.74) | -9.308 (13.83) | -4.073 (12.73) | -72.55*** (19.69) |
| AR(1) | -3.93*** | -4.18*** | -3.28*** | -3.85*** |
| AR(2) | 0.22 | -1.17 | -0.2 | 0.21 |
| Hansen test | 25.49 | 25.91 | 25.01 | 25.11 |
| Diff-in-Hansen 检验 | 外生 | 外生 | 外生 | 外生 |
| g 表示的变量 | lnreduper | lnrmedper | tlnrssper | tlnrpubper |
| Observations | 291 | 291 | 233 | 233 |
| Number of id | 30 | 30 | 30 | 30 |

注：(1) 工具变量的过度识别检验是 Hansen J 统计量，拒绝零假设表示不存在过度识别问题

(2) Diff-in-Hansen 的 Chi-sq 统计量用于检验工具变量是外生的，不拒绝表示工具变量外生

(2) 括号中的数值是稳健的标准误差统计量

(3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 7 方程 (3) 的系统 GMM 回归

| 变量 | (1) gini | (2) gini | (3) gini | (4) gini | (5) gini | (6) gini | (7) gini | (8) gini |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| g | 4.096*** (1.087) | 4.082** (1.528) | 1.485* (0.761) | 2.177** (1.002) | 5.923*** (0.911) | 6.109*** (1.542) | 6.930*** (1.040) | 7.363*** (1.600) |
| fd | 0.124 (0.118) | 0.0323 (0.132) | 0.112 (0.0720) | 0.118* (0.0695) | 0.285*** (0.0614) | 0.248** (0.106) | 0.332*** (0.0885) | 0.326*** (0.0938) |
| fd*g | -0.0297* (0.0147) | -0.0223 (0.0231) | -0.0368*** (0.0110) | -0.0463*** (0.0128) | -0.0653*** (0.00884) | -0.0669*** (0.0185) | -0.0635*** (0.0127) | -0.0630*** (0.0124) |
| y | 1.794 (2.021) | 1.474 (1.933) | 4.113*** (0.846) | 5.063*** (1.708) | 2.091 (1.430) | 3.853** (1.760) | 0.610 (1.332) | 0.970 (1.813) |
| i | -0.0725 (0.0718) | -0.119*** (0.0358) | -0.0442 (0.0604) | -0.100 (0.0789) | -0.143*** (0.0209) | -0.199*** (0.0669) | -0.134*** (0.0241) | -0.122 (0.0786) |
| state | 0.00536 (0.0381) | -0.0440 (0.0325) | -0.00402 (0.0216) | 0.0102 (0.0173) | -0.0599*** (0.0136) | -0.0556** (0.0248) | -0.0692*** (0.0185) | -0.0549* (0.0291) |
| fdi | 0.619 (0.402) | 0.216 (0.255) | 0.211 (0.259) | 0.349** (0.160) | 0.0633 (0.0955) | 0.137 (0.337) | 0.0553 (0.0812) | 0.262 (0.249) |
| cr | 0.0148 (0.0133) | 0.0249 (0.0160) | 0.0118 (0.00778) | 0.00972 (0.00815) | 0.0205*** (0.00520) | 0.0263** (0.0106) | 0.0181*** (0.00496) | 0.0218** (0.00859) |
| h | -0.0320 (0.0223) | -0.0159 (0.0167) | 0.00126 (0.0219) | -0.0136 (0.0148) | -0.0391*** (0.0121) | -0.0625*** (0.0200) | -0.0224*** (0.00764) | -0.0401* (0.0221) |
| ur | -0.155*** (0.0375) | -0.107*** (0.0277) | -0.104*** (0.0197) | -0.104*** (0.0248) | -0.0925*** (0.0209) | -0.101*** (0.0340) | -0.0946*** (0.0224) | -0.101*** (0.0303) |
| lab | 0.0888 (0.150) | -0.0869 (0.206) | -0.151 (0.134) | -0.107 (0.145) | -0.164* (0.0810) | -0.237 (0.151) | -0.0687 (0.0856) | -0.0727 (0.170) |
| π | 0.0470 (0.0723) | 0.0745 (0.0718) | 0.0838** (0.0341) | 0.0262 (0.0408) | -0.263*** (0.0544) | -0.284*** (0.0798) | -0.310*** (0.0569) | -0.312*** (0.0950) |
| 常数项 | -8.017 (18.06) | 11.47 (12.12) | 0.790 (12.39) | -10.07 (10.38) | 6.464 (9.521) | -0.317 (9.385) | 0.674 (11.92) | -6.052 (10.32) |
| iv | fd7 | fd8 | fd7 | fd8 | fd7 | fd8 | fd7 | fd8 |
| AR(1) | -3.60*** | -4.06*** | -4.26*** | -4.32*** | -3.22*** | -2.73*** | -3.24*** | -3.28*** |
| AR(2) | -0.74 | -1.48 | -1.57 | -1.42 | -0.81 | -0.86 | -0.38 | -0.08 |
| Hansen test | 26.64 | 26.45 | 24.27 | 19.43 | 24.56 | 26.27 | 24.80 | 27.04 |
| Diff-in-Hansen 检验 Chi(2) | 外生 | 外生 | 外生 | 外生 | 外生 | 外生 | 外生 | 外生 |
| g 表示的变量 | lnreduper | | lnrmedper | | tlnrssper | | tlnrpubper | |
| Observations | 291 | 291 | 291 | 291 | 233 | 233 | 233 | 233 |

注：(1) 工具变量的过度识别检验是 Hansen J 统计量，拒绝零假设表示不存在过度识别问题
 (2) Diff-in-Hansen 的 Chi-sq 统计量用于检验工具变量是外生的，不拒绝表示工具变量外生
 (2) 括号中的数值是稳健的标准误差统计量
 (3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

五、结论

本文利用中国省级数据研究了地方政府的教育、医疗和社会保障三类社会性财政支出对收入分配的影响。利用工具变量法和系统 GMM 分析发现，社会性支出对收入分配的影响不是线性的，只有在本地较高的财政自主度和其他地区较高的社会性支出时才会降低不平等。这主要是因为在本财政自主度和其他地方教育、医疗和社会保障支出较低时，地方政府倾向于将教育、医疗和社会保障资源投放在少数人身上，由此造成机会不平等，从而进一步恶化收入分配。

因此，未来要更好地发挥社会性财政支出在促进收入平等上的作用，不但需要进一步扩大地方政府财政自主度，还需要进行机制设计，促进教育、医疗和社会保障等公共资源配置的合理性。

参考文献

- ADB, 亚洲的分配不均等：关键指标 2007 专题章节，亚洲开发银行报告
- Ali, I., and J. Zhuang. 2007. Inclusive Growth toward a Prosperous Asia: Policy Implications. ERD Working Paper No. 97. ADB. Manila.
- Banerjee, A. (2004), "Who is getting the public goods in India? some evidence and some speculation," in Basu, K. (ed.), *India's Emerging Economy: Performance and Prospects in the 1990's and Beyond*. Cambridge: MIT Press.
- Banerjee, A., and R. Somanathan, R. (2007), "The political economy of public goods: Some evidence from India." *Journal of Development Economics* 82, 287-314.
- Brakman, S., Garretsen, H. and van Marrewijk, C. (2002), "Locational competition and agglomeration: The role of government spending," CESifo Working Paper 775.
- Calderon, C., L. and Servén (2004), "The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution." World Bank Policy Research Paper No. 3400.
- Dominique Henriët and Jean-Charles Rochet, 2006, "Is Public Health Insurance as Appropriate Instrument for Redistribution?", *Annals of Economics and Statistics / Annales d'Économie et de Statistique*, No. 83/84, Health, Insurance, Equity, pp. 61-88

Eckstein, Z. and Zilcha, I. 1994, "The effects of compulsory schooling on growth, income distribution and welfare", *Journal of Public Economics*, 54 (2) : 339 - 359

Ferranti, D., G. Perry, F. Ferreira, and M. Walton (2004), *Inequality in Latin America: breaking with history?* Washington, DC: The World Bank.

Glomm, Gerhard and Michael Kaganovich, 2003, "Distributional Effects of Public Education in an Economy with Public Pensions", *International Economic Review*, Vol. 44, No. 3: pp. 917-937

Jones, R. S. 2007, "Income Inequality, Poverty and Social Spending in Japan", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 556, OECD publishing, © OECD. doi:10.1787/177754708811

Muñelo, Leonel, Oriol Roca-Sagalés, 2011, "Economic Growth and Inequality: The Role of Fiscal Policies", *Departament d'Economia Aplicada*, working paper,

Ramos, Xavier and Oriol Roca-Sagales, 2007, "Long Term Effects of Fiscal Policy on Size and the Distribution of the Pie in the UK", *EUI Working Papers RSCAS 2007/39*

Sylwester, Kevin, 2002, "Can education expenditures reduce income inequality?" *Economics of Education Review* 21: 43-52

陈安平, "财政分权、城乡收入差距与经济增长", 《财经科学》2009年第10期

邓旋, "财政支出规模、结构与城乡收入不平等——基于中国省级面板数据的实证分析", 《经济评论》2011年第4期

何立新, "中国城镇养老保险制度改革的收入分配效应", 《经济研究》2007年第3期。

何立新、封进和佐藤宏, "养老保险改革对家庭储蓄率的影响:中国的经验证据", 《经济研究》2008年第10期

贾俊雪, 宁静, "地方政府支出规模与结构的居民收入分配效应及制度根源", 《经济理论与经济管理》2011年第8期

金双华, "财政支出与社会公平关系分析", 《统计研究》2006年第3期

李实, "中国个人收入分配研究回顾与展望", 《经济学季刊》2003年第2卷第2期

刘穷志, "增长、不平等与贫困: 政府支出均衡激励路径", 《财贸经济》2008年第12期

陆铭、陈钊, "城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距", 《经济研究》, 2004年第6期

莫亚琳, 张志超, "城市化进程、公共财政支出与社会收入分配——基于城乡二元结构模型与面板数据计量的分析", 《数量经济技术经济研究》2011年第3期

齐良书, "新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究", 《数量经济技术经济研究》2011年第8期。

邱伟华, "公共教育、社会保障与收入分布", 《财经科学》2009年第10期

万广华、陆铭、陈钊, "全球化与地区间收入差距:来自中国的证据", 《中国社会科学》, 2005年第3期

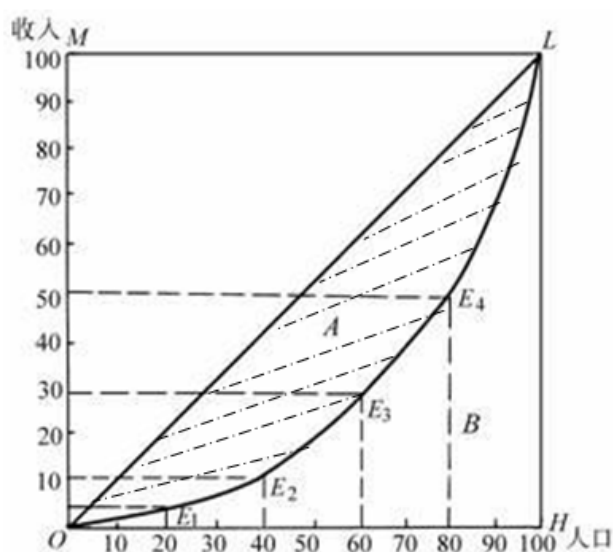
中国经济增长与宏观稳定课题组, "增长失衡与政府责任——基于社会性支出角度的分析", 《经济研究》2006年第10期

附录一:

各省市 GINI 系数的计算及结果

1. 洛伦兹(Lorenz)曲线

洛伦兹曲线的定义如下：做一坐标图，图的纵坐标衡量社会总财富的百分比，将之分为五等份，每一等份为 20% 的社会总财富。在图的横坐标上，将所有家庭从最贫者到最富者从左向右排列，也分为 5 等分，第一个等份代表收入最低的家庭。在这个图中，将每一百分的家庭所有拥有的财富的百分比累计起来，并将相应的点画在图中，得到的这条曲线就是洛伦兹曲线。洛伦兹曲线的弯曲程度反映了收入分配的不平等程度。弯曲程度越大，收入分配程度越不平等。



2. 计算 Gini 系数

根据洛伦兹曲线，我们定义 Gini 系数 = A 的面积 / (A 的面积 + B 的面积)。

下面以北京市 2009 年统计数据为例来给出计算 Gini 系数的计算步骤。

表 1 2009 年北京市城镇居民家庭人均可支配收入资料

| 2009 年北京市城镇居民家庭人均可支配收入资料 | | | |
|--------------------------|-----------|------------|-----------|
| 收入水平分组 | 人口百分比 (%) | 收入数百分比 (%) | 人口百分比 (%) |
| 低收入 | 21.99% | 9.91% | 21.99% |
| 中等收入户 | 21.28% | 25.04% | 43.26% |
| 中等偏上收入户 | 19.86% | 42.95% | 63.12% |
| 高收入户 | 19.15% | 65.38% | 82.27% |
| 最高收入户 | 17.73% | 100.00% | 100.00% |

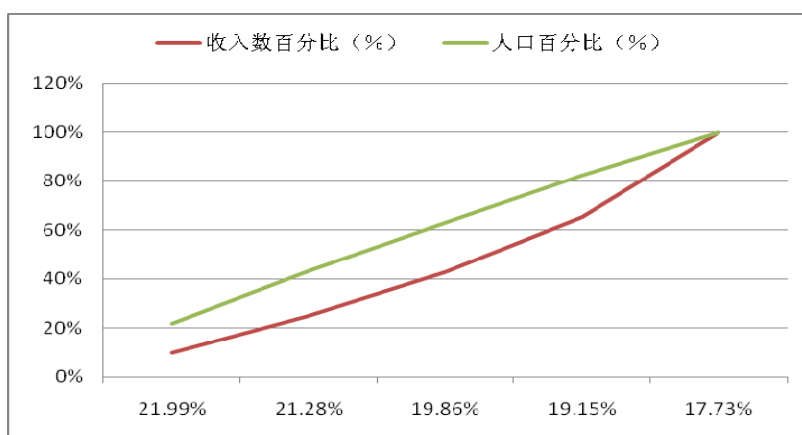
数据来源：根据北京市 2010 统计年鉴计算而得。具体说明见附录。

表 2 2009 年北京市（城镇居民）Gini 系数

| |
|------------------------|
| 2009 年北京市（城镇居民）Gini 系数 |
|------------------------|

| | | |
|---------------|---------------------------------|-----------------|
| A 的面积 + B 的面积 | $100\%*100\%/2$ | 0.50 |
| 面积 1 | $21.99\%*9.91\%/2 =$ | 1.09% |
| 面积 2 | $21.28\%*(9.91\%+25.04\%)/2 =$ | 3.72% |
| 面积 3 | $19.86\%*(25.04\%+42.95\%)/2 =$ | 6.75% |
| 面积 4 | $19.15\%*(42.95\%+65.38\%)/2 =$ | 10.37% |
| 面积 5 | $17.73\%*(65.38\%+100\%)/2 =$ | 14.66% |
| B 的面积 | | 0.37 |
| A 的面积 | | 0.13 |
| Gini 系数 | 0.13/0.50 | 0.2682 或 26.82% |

图 1 2009 年北京市（城镇居民）洛伦兹曲线



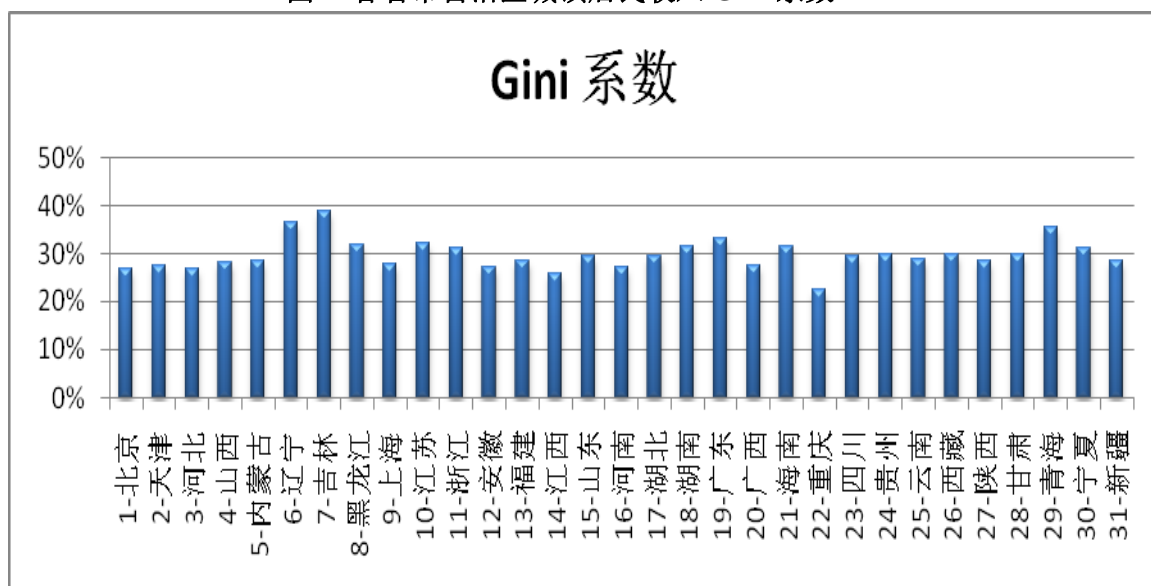
根据公式，我们得出 2009 年各省市自治区城镇居民收入 Gini 系数值，平均值为 29.68%，最小值 22.29%（重庆市），最大值为 38.84%（吉林省）。具体见表 3 及图 2。

表 3 各省市自治区城镇居民收入 Gini 系数及排名

| 省 | Gini 系数 | 排名（值越大代表越不平等） |
|-------|---------|---------------|
| 1-北京 | 26.82% | 28 |
| 2-天津 | 27.37% | 25 |
| 3-河北 | 26.71% | 29 |
| 4-山西 | 28.14% | 22 |
| 5-内蒙古 | 28.47% | 19 |
| 6-辽宁 | 36.57% | 2 |
| 7-吉林 | 38.84% | 1 |
| 8-黑龙江 | 31.76% | 6 |
| 9-上海 | 27.75% | 23 |
| 10-江苏 | 32.04% | 5 |
| 11-浙江 | 30.96% | 10 |
| 12-安徽 | 27.19% | 26 |
| 13-福建 | 28.42% | 20 |

| | | |
|-------|--------|----|
| 14-江西 | 25.62% | 30 |
| 15-山东 | 29.36% | 16 |
| 16-河南 | 27.19% | 27 |
| 17-湖北 | 29.55% | 14 |
| 18-湖南 | 31.58% | 7 |
| 19-广东 | 33.17% | 4 |
| 20-广西 | 27.55% | 24 |
| 21-海南 | 31.36% | 8 |
| 22-重庆 | 22.29% | 31 |
| 23-四川 | 29.38% | 15 |
| 24-贵州 | 29.78% | 12 |
| 25-云南 | 28.92% | 17 |
| 26-西藏 | 29.89% | 11 |
| 27-陕西 | 28.30% | 21 |
| 28-甘肃 | 29.75% | 13 |
| 29-青海 | 35.61% | 3 |
| 30-宁夏 | 31.17% | 9 |
| 31-新疆 | 28.49% | 18 |

图 2 各省市自治区城镇居民收入 Gini 系数



附录二：

各省（市）基尼系数计算数据来源

一、各省数据来源及说明：

1. 数据来源于 2010 年统计年鉴的省市有：北京、天津、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、广东、广西、重庆、四川、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、新疆。
2. 数据来源于 2009 年统计年鉴的省市有：宁夏、贵州、海南、河北（因为无法获得 2010 年的年鉴所以用 2009 年的年鉴替代）。
3. 数据来源于 2006 年统计年鉴的省市有：湖南（2006 年之后的湖南统计年鉴中不含有城镇居民按收入分组之后的相关具体数据，因此在这里采用 2006 年的统计年鉴数据）

二、关于城镇居民收入分组：

一般说来有两种收入分组的方式，一种是分为七组，分别是：1.最低收入户 2.低收入户 3.中等偏下收入户 4.中等收入户 5.中等偏上收入户 6.高收入户 7.最高收入户；另外一种是为分为五组，分别是 1. 低收入组 2.中低收入组 3.中等收入组 4.中高收入组 5.高收入组

1. 按照七等分分组的省市有：天津、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、广东、广西、重庆、云南、西藏、甘肃、青海、新疆、宁夏、贵州、海南、河北、湖南。
2. 按照五等分分组的省市有：北京、上海、四川、陕西

三、关于农村居民收入分组

上面关于城镇各个收入组的相关计算方法同样适用于农村的各个收入组，但是由于只有个别省份如北京等对农村居民有根据不同收入的分组，大部分省市都缺少农村居民的分组数据，或者是按照收入的具体数额进行分组，因此暂时无法对各个省市的农村居民进行相关的分析。

如何计算出城镇各个收入组占城镇人口的比例：

1. 收入组占城镇人口的比例=（该收入组调查户数占总调查户数的比例 x 该收入组平均每户家庭人口）/ 所有收入组调查户数占总调查户数的比例与收入组平均每户家庭人口的加权和。

例如：以七等分分组为例，设收入组调查户数占总调查户数的比例=错误！未找到引用源。，收入组每个家庭的平均人口数=错误！未找到引用源。，则收入组占城镇人口的比例 =错误！未找到引用源。

2. 需要说明的是，个别省份如甘肃、陕西、西藏、云南、贵州、四川、重庆、广东、山东、江苏、辽宁，由于缺少平均每户家庭人口的数据，因此为了计算出相关数据，我们假设了各个收入组的平均每户家庭人口是相等的。

