

财贸研究 2016.2

# 民生财政支出分权与中国城乡收入差距

陈 工 何鹏飞

(厦门大学 经济学院 福建 厦门 361005)

**摘 要:** 利用中国 27 个省 2007—2012 年省级面板数据构建动态面板模型,估计民生财政支出及其内部各支出事项的分权对城乡收入差距的影响。结果表明:民生财政支出的分权会缩小城乡收入差距,而民生财政内各支出事项的分权对城乡收入差距的影响并不一致:医疗卫生、社会保障的分权可以缩小城乡收入差距,教育的分权反而会扩大城乡收入差距。

**关键词:** 民生财政; 支出分权; 城乡收入差距

**中图分类号:** F812.2    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1001-6260(2016)02-0095-09

## 一、引言和文献综述

改革开放以来,中国经济快速发展,GDP 增长率<sup>①</sup>高达 15.20%,但与此同时,中国的城乡收入差距也在不断扩大,并呈现出区域性差异(吕炜等,2011)。城乡收入差距的扩大不仅会影响经济增长(钞小静等,2014),还将导致社会福利水平的整体下降,已然成为制约中国经济社会和谐发展的重要因素。随着要求政府将决策关注点从经济增长转向社会福利的呼声越来越高(严成樑等,2012),财政作为国家治理的基础和重要支柱,其职能和工作重心逐渐转移到了服务民生上来,长期占据主导地位的“建设财政”正逐渐向“民生财政”转变。

民生财政是以服务民生为直接目的的财政运作模式,是政府执政理念从“以经济建设为中心”转到“为民执政”在财政上的体现和结果(张馨,2009)。一般来说,民生财政支出主要指教育、医疗、社会保障与就业等与人民生活息息相关的、能够在一定程度上增进社会福利水平等的支出,相对于其他支出项目而言具有明显的再分配功能,因而是政府调节城乡收入差距的关键所在(洪源等,2014)。

自“加快推进以改善民生为重点的社会建设”提出以来,中央和地方政府大幅提高民生财政支出。从总量上看,目前民生财政支出占财政总支出的份额已达 1/3,未来还有继续增长的态势。在现行的财政分权体制下,中央与地方政府共同承担民生财政的支出责任。为了衡量地方政府承担民生财政支出责任的大小,引入“民生财政支出分权度”这一指标,具体计算公式为:地方政府的民生财政支出/中央与地方政府的民生财政支出总和。经测算,2007—2012 年间,中国省级政府的民生财政支出分权度在 11%~58% 之间,其中:教育支出的分权度在 8%~58% 之间,医疗卫生支出的分权度在 25%~87% 之间,社会保障和就业支出的分权度在 7%~57% 之间。由此可见,目前中国省级政府的民生财政支出分权度存

收稿日期:2015-10-17

作者简介:陈 工(1958—),男,广东澄海人,厦门大学经济学院教授,博士生导师。

何鹏飞(1989—),男,安徽安庆人,厦门大学经济学院博士生。

基金项目:国家自然科学基金项目“公共服务均等化、逆向财政机制与收入差距”(71373220)、“交通设施的空间网络特征及其异质性产业集聚效应研究”(71573218);国家社会科学基金重大项目“健全公共财政体系研究”(10ZD&036)。

\* 感谢匿名评审人和胡文骏博士生为本文的修改提出的建设性意见,当然文责自负。

① GDP 增长率是指国家统计局公布的名义 GDP 1978—2012 年的几何平均增长率。

在较大的差异,这种支出责任划分上的差异必将影响民生财政支出对城乡收入差距的调节能力。因此,研究民生财政支出的分权对城乡收入差距的影响无疑具有现实意义。具体而言,民生财政支出的分权主要通过效率传导机制和城镇偏向机制来影响城乡收入差距。

关于效率传导机制。传统的财政分权理论认为,由于相较于中央政府而言更加接近辖区内的居民,因而地方政府更容易获取居民的效用函数及其对公共服务的需求偏好信息,这种信息成本方面的优势令地方政府的公共品供给相对于中央政府而言更有效率。在财政分权体制下,由地方财政承担教育、医疗、社会保障等公共服务的核心支出责任将有助于提高民生财政支出的资金使用效率,进而提升公民对公共服务的满意度(高琳 2012)。由于民生财政支出能够影响人力资本积累、增进社会公平,因此,其分权程度越高,对城乡收入差距的调节作用也就越强。总的来看,通过效率传导机制,民生财政支出的分权将有效调节城乡收入差距。

关于城镇偏向机制。在 GDP 导向发展观的长期影响下,中国经济增长的动力主要来源于城镇部门,因此,地方政府存在着优先发展城镇、更多考虑城镇利益的内在激励(王永钦等 2007)。在财政分权的制度背景下,中国的财政支出存在明显的“城镇偏向”,即政府在财政支出决策时更多地将资金分配给 GDP 增长见效快的城镇部门,其结果是城乡收入差距的不断扩大(程开明等 2007;曾国安等, 2009;雷根强等 2012)。由于农村人口对政府财政支出决策的影响能力要远远弱于城镇人口,因此,在财政支出决策时,不仅用于建设的生产性支出具有城镇偏向,用于改善民生、维持社会公平、增进社会福利的民生财政支出也同样具有城镇偏向,并且这一偏向在短期内很难改变(陈钊等 2004;傅勇 2005;汤玉刚等 2007;陈斌开等 2013)。因此,民生财政支出的城镇偏向是长期存在的,当分权度上升时,地方政府将会更多地照顾城镇人口的利益,这会拉大城乡收入差距。总的来看,通过城镇偏向机制,民生财政支出的分权将扩大城乡收入差距。

然而,随着民生财政的不断发展,中国的财政运行目标正逐渐由“经济增长最大化”向“社会福利最大化”转变,这意味着中国政府在今后的财政支出决策中将更多地考虑能够增进社会福利的民生性财政支出。已有研究表明,民生性财政支出能有效促进农村居民消费(刘志忠等 2014),由于农村居民具有较高的边际消费倾向,民生财政支出对农村居民的影响程度要明显高于城镇居民(储德银等 2010;蓝相洁等 2015;李兴文等 2015)。同时,长期以来,中国对农村地区的教育、医疗、社保等方面的财政投入严重不足,因而每一单位投入到农村部门的民生财政支出所带来的社会福利的提高将远大于城镇部门(洪源等 2014)。因此,当政府的财政支出决策更偏好于改善民生、增进社会公平、提高社会福利时,民生财政支出将更偏向于农村部门,这种政府支出偏好的改变所带来的“农村偏向”将在一定程度上缩小城乡收入差距。

需要注意的是,民生财政支出中的各项分类支出的经济影响存在差异(刘志忠等 2014),因此,需要分别考虑不同类别的民生财政支出的分权对城乡收入差距的影响。随着新农合、新农保的全覆盖,民生财政用于农村部门的支出不仅显著增长,而且在改善民生方面成效显著,有效缓解了社会矛盾、增进了社会福利(王震 2010;李时宇等 2014)。由于教育不公平是导致中国城乡收入差距的一个根深蒂固的原因(陈斌开等 2010),虽然近年来中国政府不断增加用于农村的教育支出,并相继实施了将义务教育全面纳入公共财政保障体系、提高农村中小学公用经费年生均基准定额等政策,教育支出的不公平在短期内依然存在。所以,在民生财政支出分权的框架下,虽然医疗卫生和社会保障与就业支出能够有效缩小城乡收入差距,但是教育支出对城乡收入差距的影响很可能仍然是负面的。

总的来看,地方政府更能有效获取居民偏好信息,因而,民生财政支出的分权能够提高政府提供民生性公共品的效率,从而缩小城乡收入差距。但是,长期以来,地方政府习惯于将资金配置到经济增长见效快的城镇部门,民生财政的分权有可能扩大城乡收入差距。不过,随着地方政府逐渐重视社会公平和社会福利最大化,民生财政支出的配置将更多地向农村倾斜。因此,虽然不同类别的民生财政支出对城乡收入差距的影响各有差异,但是,从整体上看,民生财政支出的分权很有可能会缩小城乡收入差距。

在已有研究中,有的分析了财政支出对城乡收入差距的影响(陈工等,2012;贺俊等,2013;马万里等,2014;郭亮等,2015),有的分析了民生财政支出对城乡收入差距的影响(杨春玲等,2012;洪源等,2014;徐超,2015),但是尚未有聚焦民生财政支出的分权对城乡收入差距的影响。此外,民生财政支出内部各支出事项所要解决的问题也各有差异,因此,进一步分析民生财政支出内部各支出事项的分权对城乡收入差距的影响就显得颇具价值。

## 二、城乡收入差距的测算

目前,用于衡量城乡收入差距的指标主要有城乡收入比、城乡基尼系数和城乡泰尔指数。然而,城乡收入比过于简单,没有考虑城乡内部收入差距和人口因素,与中国的国情不相符;基尼系数只有在城乡居民收入分布不重叠时才能准确测度收入差距(Cowell,2000),但是中国的收入分布重叠程度较高,因此,基尼系数并不能准确衡量城乡收入差距(李实,2002)。相比之下,泰尔指数具有在组间和组内完全分解的优势(王少平,2007;苑林娅,2008),因而能够准确衡量城乡收入差距。基于此,本文选取城乡泰尔指数作为衡量城乡收入差距的指标,其计算公式为:

$$T = \sum_j \sum_i \left( \frac{Y_{ij}}{Y} \right) \ln \left( \frac{Y_{ij}/N_{ij}}{Y/N} \right) \quad (1)$$

公式(1)进行了两次分组,第一次分组为城镇和农村,第二次在农村和城镇下又分为城市等若干群组。 $Y$ 、 $N$ 为总收入和总人口, $Y_i$ 、 $N_i$ 为第*i*单元(农村、城镇)的总收入和总人口, $Y_{ij}$ 、 $N_{ij}$ 为*i*单元中各个城市*j*的收入和人口。泰尔指数测算所需要的数据来自于2008—2013年《中国区域经济统计年鉴》、各省统计年鉴和统计局网站,以及《中华人民共和国全国分县市人口统计资料》。其中,部分年份城镇人口和农村人口缺失,故用非农人口和农业人口进行替代。由于直辖市所辖区数据的大量缺失,故本文测算了2007—2012年除直辖市以外的27个省份的城乡泰尔指数。

此外,为了有可比性,本文还测算了城乡收入比和城乡基尼系数指标。其中,城乡收入比直接用人均可支配收入除以人均纯收入测算,而基尼系数则是利用田卫民(2012)的计算公式进行测算。基尼系数的计算公式为:

$$G = 1 - \frac{1}{PW} \sum_{i=1}^n (W_{i-1} + W_i) \times P_i \quad (2)$$

其中, $P$ 为总人口, $W$ 为总收入, $W_i$ 为累计到*i*组的收入。利用式(2)可以计算出各省城镇、农村居民收入的基尼系数,再采用Sumdrum(1990)的“分组加权法”计算城乡基尼系数gini,其计算公式为:

$$gini = P_c^2 \frac{u_c}{u} G_c + P_r^2 \frac{u_r}{u} G_r + P_c P_r \frac{u_c - u_r}{u} \quad (3)$$

其中, $G_c$ 、 $G_r$ 分别是城镇、农村居民收入差距的基尼系数, $P_c$ 、 $P_r$ 分别代表城镇、农村人口比重, $u_c$ 、 $u_r$ 分别代表城镇、农村人均收入, $u$ 代表全省的人均收入。本文利用式(2)、(3)测算了2011年、2012年各省的基尼系数,而2007—2010年的基尼系数直接取自田卫民(2012)的测算数据。基尼系数和城乡收入比所使用的原始数据均来自于2008—2013年各省的统计年鉴。

为了验证城乡泰尔指数是否能够反映城乡收入差距,本文做了城乡泰尔指数、城乡收入比和城乡基尼系数这三者之间的皮尔逊相关性检验,如表1所示。

	城乡泰尔指数	城乡收入比	城乡基尼系数
城乡泰尔指数	1.00000		
城乡收入比	0.8937***	1.0000	
城乡基尼系数	0.7627***	0.8607****	1.0000

由表1可知,城乡泰尔指数与城乡收入比、基尼系数高度相关,均超过0.75。因此,城乡泰尔指数能够更好地测度城乡收入差距,具体的城乡泰尔指数的测算结果见表2。

从表2可知,2007—2012年,中国省级城乡收入差距差异明显,收入分配最平均的是浙江,差距最

大的是云南。可以简单地将收入差距进行归类:浙江、新疆、辽宁、黑龙江、吉林、江苏、福建收入差距较小,至2012年底,城乡泰尔指数在0.1左右波动;安徽、广东、海南、河北、河南、湖北、江西、山东、山西、四川城乡收入差距比较适中,至2012年底,城乡泰尔指数仍未达到0.15;甘肃、广西、贵州、湖南、内蒙古、宁夏、青海、陕西、云南城乡收入差距较大,大部分年份收入差距均超过0.15,部分省份甚至超过0.2,如甘肃、贵州、陕西、云南。

为了更好地说明省级城乡收入泰尔指数的动态变化特征,本文利用非参数法中的核估计方法估计泰尔指数的核密度,其核函数为高斯核函数。为了更加清晰地说明收入差距的变化特征,本文选取2007年、2011年和2012年三个关键年份进行估计。<sup>①</sup>

图1为27个省份的城乡收入泰尔指数密度函数的估计结果。从中可知,2007—2012年,密度函数的峰值不断变大,其区间变化不大且密度函数的中心连续向左移动。2007年,城乡泰尔指数的密度函数的峰值不大,变化区间较大,具有明显的发散特征。2012年与2007年相比,具有明显的单峰收敛特征,峰值变大且密度函数的中心连续左移,这说明密度函数逐渐向均值收敛且均值不断变小。因此,2007—2012年中国城乡收入差距逐渐改善,且各省份间收入差距不断趋同。

表2 城乡泰尔指数

省份	2007	2008	2009	2010	2011	2012
安徽	0.1577	0.1415	0.1343	0.1542	0.1505	0.1447
福建	0.1267	0.1247	0.1250	0.1199	0.1144	0.1097
甘肃	0.2723	0.2599	0.2520	0.2392	0.2343	0.2274
广东	0.2106	0.1736	0.1683	0.1573	0.1474	0.1395
广西	0.1862	0.1963	0.2003	0.1916	0.1759	0.1661
贵州	0.2703	0.2434	0.2412	0.2241	0.2023	0.1927
海南	0.1305	0.1314	0.1347	0.1326	0.1235	0.1175
河北	0.1426	0.1540	0.1485	0.1497	0.1348	0.1301
河南	0.1371	0.1362	0.1360	0.1246	0.1210	0.1165
黑龙江	0.1320	0.1123	0.0822	0.0688	0.0613	0.0713
湖北	0.1775	0.1750	0.1757	0.1523	0.1379	0.1368
湖南	0.1846	0.1729	0.1733	0.1742	0.1646	0.1546
吉林	0.1401	0.1308	0.1366	0.1181	0.1050	0.1050
江苏	0.1184	0.1174	0.1122	0.1005	0.0922	0.0901
江西	0.1391	0.1420	0.1443	0.1350	0.1273	0.1276
辽宁	0.0947	0.0906	0.0907	0.0839	0.0763	0.0757
内蒙古	0.1681	0.1699	0.1701	0.1854	0.1516	0.1631
宁夏	0.2034	0.2013	0.2015	0.1834	0.1816	0.1529
青海	0.2139	0.2096	0.1909	0.1659	0.1753	0.1614
山东	0.1435	0.1453	0.1469	0.1375	0.1274	0.1244
山西	0.1601	0.1675	0.1648	0.1592	0.1509	0.1355
陕西	0.2239	0.2281	0.2352	0.2196	0.1961	0.1896
四川	0.1588	0.1487	0.1557	0.1523	0.1408	0.1395
新疆	0.0996	0.0950	0.0907	0.1498	0.0797	0.0770
云南	0.2894	0.2700	0.2589	0.2541	0.2318	0.2214
浙江	0.0588	0.0848	0.0976	0.0954	0.0834	0.0816

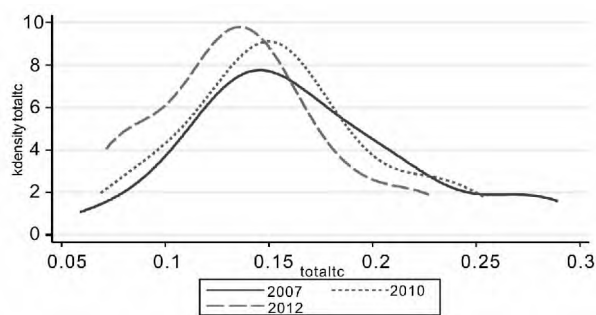


图1 城乡泰尔指数密度函数

### 三、计量模型、变量与数据

#### (一) 计量模型

本文利用2007—2012年省级面板数据,对民生财政支出的分权,以及民生财政内部各项支出的分权与城乡收入差距之间的关系进行实证分析。首先,本文构建:

$$TC_{it} = \alpha + \beta_1 TC_{it-1} + \beta_2 rc_{it} + \sum \beta_j Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

由于本期的城乡收入差距是一个缓慢调整的过程,会受到上期的影响,因而,在自变量中加入  $t-1$

<sup>①</sup> 本文估计了2007—2012年的核密度函数,其中2010年为转折点,2007—2010年与2010—2012年的趋势并没有发生变化。

期的城乡收入差距进行控制。在式(4)中,被解释变量  $TC_{it}$  代表  $i$  省  $t$  年的城乡收入差距。在解释变量中,  $TC_{it-1}$  代表  $i$  省  $t-1$  年的城乡收入差距,而核心解释变量  $rc_{it}$  则为  $i$  省  $t$  年的民生财政支出分权。参考已有研究成果(陆铭等 2004;陶然等 2007;雷根强等 2012;洪源等 2014),在模型中引入控制变量  $Z_{it}$ 。 $Z_{it}$  可以代表的变量有民生财政支出占比( $ms_{it}$ )、国有企业比重( $state_{it}$ )、政府对经济的干预程度( $size_{it}$ )、城镇化( $ubratio_{it}$ )、转移支付( $tran_{it}$ )、金融发展程度( $saving_{it}$ )、经济发展水平( $pgdp_{it}$ )和开放程度( $open_{it}$ )。

其次,为了进一步验证民生财政中各项支出分权对城乡收入差距的影响,本文构建:

$$TC_{it} = \alpha + \beta_1 TC_{it-1} + \beta_2 edu_{it} + \beta_3 h_{it} + \beta_4 shbz_{it} + \sum \beta_j Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,核心解释变量  $edu_{it}$ 、 $h_{it}$ 、 $shbz_{it}$  分别为  $i$  省  $t$  年的教育支出、医疗卫生和社会保障与就业支出的分权。式(5)中其他指标的定义与式(4)一致。与此同时,为了检验估计结果的稳健性,本文还用城乡收入比( $urgap_{it}$ )和城乡基尼系数( $gini_{it}$ )衡量城乡收入差距,并对式(4)、(5)进行估计。

式(4)、式(5)解释变量中均含有因变量的滞后项,因此本文采用动态面板模型进行估计。这种模型的特点是因变量的滞后项与随机误差项中的个体效应相关,会使 OLS 估计结果因内生性出现不一致问题。为了克服内生性,Arellano et al.(1991)提出广义矩估计方法,即先作一阶差分消去个体效应,再使用所有可能的滞后变量作为工具变量,进行 GMM 估计。这就是“Arellano - Bond 估计量”,也被称为“差分 GMM”,但该方法存在缺陷,容易产生弱工具变量问题。为了克服这一问题,Arellano et al.(1995)和 Blundell et al.(1998)将差分 GMM 和水平 GMM 结合在一起,在一个方程系统中同时考虑差分方程和水平方程的信息并进行 GMM 估计,称为“系统 GMM”。因此,本文主要采用系统 GMM 的方法对式(4)、(5)进行估计。

## (二) 变量定义

(1) 城乡收入差距。常用三种指标衡量城乡收入差距,分别是城乡泰尔指数(TC)、城乡基尼系数( $gini$ )和城乡收入比( $urgap$ )。相对基尼系数和收入比而言,泰尔指数能够更加准确地衡量收入差距,因此本文主要采用城乡泰尔指数来衡量城乡收入差距。

(2) 民生财政支出及其内部各支出分权。民生财政支出的分权( $rc$ ),以“省级民生财政支出/(中央的民生财政支出 + 省级民生财政支出)”来衡量,主要反映地方政府对民生资金配置的自主权。而教育、医疗卫生支出及社会保障和就业支出的分权度( $edu$ 、 $h$ 、 $shbz$ ),主要反映地方政府对教育、医疗卫生、社会保障和就业资金配置的自主权。根据前文分析,民生财政支出、医疗卫生及社会保障和就业支出的分权会通过效率和“农村偏向”传导机制缩小城乡收入差距,而教育支出分权对城乡收入差距的影响则取决于效率和“城镇偏向”传导机制的强弱。

(3) 国有企业比重。中国经济改革中的一个重要变化就是经济的非国有化,借鉴陆铭等(2004)和陈斌开等(2013)的做法,本文引入国有企业比重变量,考察其对城乡收入差距的影响。经济的非国有化主要是由农村地区乡镇企业发展和城镇地区国有企业的非国有化造成的。乡镇企业的发展有效吸纳了农村剩余劳动力,提高了农村居民的收入。城镇地区国有企业的非国有化,一方面,造成了大量国有企业员工失去工作,增加了就业市场上的劳动供给,降低了劳动工资,可以缩小城乡收入差距;另一方面,非国有企业员工劳动的边际报酬会高于国有企业,工资上升,扩大了城乡收入差距。因此,国有企业的比重对城乡收入差距的净影响无法直接判定,需要通过实证结果来估计。本文用国有单位就业职工人数占职工总人数的比重( $state$ )来度量国有企业的比重。

(4) 政府对经济的干预程度。为了考察政府行为对城乡收入差距的影响,借鉴陆铭等(2004)的做法,本文引入政府对经济的干预程度,用财政支出占 GDP 的比重( $size$ )度量。陆铭等(2004)认为,在“GDP”为王的政绩考核体系下,地方政府为增长而竞争,其支出具有城镇化偏向,会扩大城乡收入差距。而政府对经济干预程度的增加,意味着财政支出的增多,这又会进一步恶化城乡收入差距状况。

(5) 城镇化。陆铭等(2004)认为,城镇化对城乡收入差距有两方面的影响:一方面,在中国城乡二

元分割的经济中,存在着城乡期望收入差距,农村劳动力向城镇流动导致要素报酬均等化,能够缩小城乡收入差距;另一方面,城镇化进程中,往往是农村中较富裕的居民更可能转为城镇居民,会扩大城乡收入差距。因此,城镇化对城乡收入差距的净影响从理论上无从判断,需要依赖于具体的实证结果。本文用非农人口占户籍人口的比重来度量城镇化(ubratio)。

(6) 金融发展状况。金融资源城乡分布不对称,具有城镇化偏向,因而,城镇居民能够享受更优质的金融服务并积累更多的资本。这会导致城镇居民劳动生产率增加,在一定程度上拉大了城乡收入差距。本文用各省城乡居民人民币储蓄存款年底余额占国内生产总值的比重来衡量金融发展状况(saving)。

此外,本文的控制变量还包括民生财政支出(ms)、转移支付(tran)、经济发展水平(pgdp)和开放程度(open)变量,以控制民生财政支出、上级转移支付、经济发展水平和对外开放水平对城乡收入差距的影响。这些变量分别用民生财政支出占财政总支出的比重、转移支付占财政总支出的比重、人均国内生产总值及进出口贸易额占国内生产总值的比重来衡量。

### (三) 数据来源和变量统计

表3 变量的定义及描述性统计

变量	定义	样本个数	均值	标准差	最小值	最大值
TC	城乡泰尔指数( / )	156	0.1538	0.0489	0.0588	0.2894
urgap	城乡收入比( / )	156	3.1325	0.5354	2.1570	4.4980
gini	城乡基尼系数( / )	138	0.4069	0.0392	0.3235	0.4907
rc	民生财政支出的分权( / )	156	0.383	0.1199	0.0984	0.5977
ms	民生财政支出占比( / )	156	0.3639	0.3136	0.2702	0.4323
edu	教育分权( / )	156	0.3433	0.1215	0.0810	0.5930
h	医疗卫生分权( / )	156	0.6602	0.1403	0.2502	0.8718
shbz	社会保障与就业分权( / )	156	0.3639	0.1187	0.0693	0.5772
tran	转移支付( / )	156	0.5311	0.1642	0.1788	0.8574
size	政府的干预程度( / )	156	0.2131	0.0951	0.0871	0.6121
state	国有化程度( / )	156	0.0975	0.0401	0.0507	0.2235
saving	储蓄率( / )	156	0.6634	0.1248	0.3777	1.1007
ubratio	城镇化率( / )	156	0.2203	0.1024	0.0874	0.6304
open	开放程度( / )	156	0.2301	0.0847	0.0856	0.4543
pgdp	经济发展水平(万元)	156	2.8301	1.2820	0.7878	6.8347

本文所用的数据主要来自于《中国统计年鉴》、《中国财政年鉴》、《中华人民共和国全国分县市人口统计资料》;城乡泰尔指数、城乡收入比<sup>①</sup>由笔者自行测算得到;2007—2010年的城乡基尼系数来自于田卫民(2012),2011年、2012年的基尼系数是笔者根据田卫民(2012)测算得到。但由于数据的可获得性,测算结果中缺失了海南、吉林、山东三省的数据。上述变量的描述性统计结果见表3。

## 四、实证结果

本文主要基于系统GMM方法对模型进行估计,所得结果如表4、表5所示。

表4、表5的结果显示:包括差分GMM和系统GMM在内的动态面板模型都通过了Sargan检验,说明所选取的工具变量是有效的。同时,AR(2)表明一阶差分后的残差不存在二阶自相关,这说明本文的估计结果是可信的。此外,城乡收入比和城乡收入基尼系数的系统GMM和差分GMM估计结果也与城乡收入泰尔指数一致,这表明本文的研究结论是稳健的。

民生财政支出及其内部各支出事项的分权对城乡收入差距的影响并不一致。从总量上看,民生财政支出分权(rc)的系数在5%的水平上显著为负,这表明地方政府对民生财政资金的支配权越大,城乡收入差距越小。此结果与前文的理论分析在逻辑上是一致的:在效率传导机制和逐渐显现的“农村偏向”的影响下,民生财政支出的分权缩小了城乡收入差距,促进了社会公平,增进了居民福利。从分类上看,教育支出分权(edu)的系数显著为正,扩大了城乡收入差距。这主要是因为教育支出属于人力资本投资,可以提高劳动者的生产效率和社会阶层的流动性,因而,城镇居民不会轻易放弃有利于子女发展的“城镇偏向”的教育政策。这在现实生活中也有证可循,如农村学子在重点大学中的比例持续下滑,

① 城乡收入比为城镇人均可支配收入与农村人均纯收入的比值。

以致政府不得不决定“进一步提高重点高校招收农村学生比例”,以期实现教育资源的均等化。虽然地方政府提供教育公共品的效率高于中央政府,可以缩小城乡收入差距,但其影响不足以抵消“城镇偏向”的教育经费投入政策所带来的负面影响。与陈斌开等(2010)和吕炜等(2015)的结论是一致的。医疗卫生支出的分权(h)、社会保障和就业支出的分权(shbz)的系数显著为负,能够有效调节城乡收入差距。究其原因主要有以下两点:一是效率传导机制,地方政府可以更有效地提供医疗、社会保障和就业等基本公共品,进而缩小城乡收入

表4 民生财政支出分权的估计结果

	城乡泰尔指数		城乡收入比		城乡基尼系数	
	差分 GMM	系统 GMM	差分 GMM	系统 GMM	差分 GMM	系统 GMM
L. Y	0.2111*** (0.0664)	0.6999*** (0.0693)	0.2439*** (0.0816)	0.8069*** (0.0538)	0.3594** (0.1811)	0.5082*** (0.1760)
rc	-0.3267 <sup>†</sup> (0.1823)	-0.0757** (0.0366)	-1.1594** (0.5423)	-0.9379*** (0.2838)	-0.5475 <sup>†</sup> (0.2868)	-0.2801 <sup>†</sup> (0.1539)
ms	0.1862 <sup>†</sup> (0.1041)	0.0855 (0.0563)	1.0706** (0.5105)	2.9258*** (0.3621)	0.3154*** (0.1194)	0.1527*** (0.0548)
tran	-0.0675 (0.0521)	-0.0333 (0.0272)	0.6309*** (0.1098)	-0.4429** (0.1946)	0.0815 (0.0954)	-0.0772 <sup>†</sup> (0.0451)
size	0.1432 (0.2736)	0.2531** (0.1141)	-4.9759*** (1.6426)	0.3587 (1.0777)	-0.0188 (0.2489)	0.0599 (0.2045)
ubratio	-0.2685 (0.2654)	-0.2813*** (0.1063)	3.9312** (1.5465)	-0.0099 (0.9928)	0.1386 (0.2780)	-0.0271 (0.1811)
state	-0.6270*** (0.1152)	-0.1880** (0.0738)	-2.5688*** (0.9055)	-0.1169 (0.6471)	0.0478 (0.1734)	-0.2489 (0.2106)
saving	0.0526*** (0.0162)	0.0096 (0.0189)	0.8177*** (0.1142)	0.5080*** (0.0963)	-0.0320 (0.0295)	0.0054 (0.0167)
open	0.1215 (0.1048)	-0.0408 (0.0541)	0.2788 (0.8260)	0.1096 (0.6415)	0.0385 (0.1535)	0.0731 (0.0985)
pgdp	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000 <sup>†</sup> (0.0000)	-0.0000** (0.0000)	-0.0000** (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)
AR(2)	0.5764	0.3246	0.2003	0.9522	0.4993	0.7400
Sargan	0.1194	0.0792	0.4079	0.9995	0.3587	0.9999

差距;二是此类支出正逐渐具备“农村偏向”,相当部分支出直接针对农村和弱势群体,能够提高农民的纯收入。

表5 教育、医疗卫生、社会保障与就业支出分权的估计结果

TC<sub>(t-1)</sub>的系数显著为正,说明城乡收入差距会受到上期正向的影响,存在着一个自我增强的过程。政府对经济的干预程度(size)系数的符号为正,扩大了城乡收入差距。城镇化率(ubratio)的符号为负,说明城镇化过程缩小了城乡收入差距。经济发展水平(pgdp)的符号为正,表明经济发展水平越高,城乡收入差距越小。此外,可以看到国有化程度(state)与城乡收入差距负相关、储蓄率(saving)与城乡收入差距正相关,且这两者的符号都比较稳定。

	城乡泰尔指数		城乡收入比		城乡基尼系数	
	差分 GMM	系统 GMM	差分 GMM	系统 GMM	差分 GMM	系统 GMM
L. Y	0.2710** (0.1147)	0.6817*** (0.0638)	0.4447*** (0.1539)	0.7870*** (0.1574)	0.2334 (0.1744)	0.8768*** (0.0645)
edu	0.0458 (0.0851)	0.0818 <sup>†</sup> (0.0418)	-0.5648 (0.5201)	1.0065** (0.4894)	-0.4116*** (0.1505)	0.1517*** (0.0489)
h	-0.1262*** (0.0446)	-0.0771** (0.0306)	-0.2736 (0.3125)	-0.0042 (0.6004)	-0.1415** (0.0592)	-0.0632 <sup>†</sup> (0.0365)
shbz	-0.1333** (0.0629)	-0.0109 (0.0329)	-1.8230*** (0.5327)	-1.3416** (0.6159)	-0.4845*** (0.1736)	-0.0287 (0.0286)
tran	-0.0038 (0.0370)	0.0472 (0.0309)	1.9479*** (0.5943)	0.6123 (0.8035)	0.4648** (0.1865)	0.0015 (0.0512)
ms	0.0096 (0.1045)	0.0589 (0.0531)	0.3130 (0.2321)	0.6048 (0.4335)	0.0729 (0.0555)	0.0226 (0.0437)
size	0.3922** (0.1676)	0.1769** (0.0897)	-3.3767 (2.1860)	-3.3241 (2.4429)	-0.3854 (0.5602)	0.0909 (0.1180)
ubratio	-0.4497*** (0.1576)	-0.1948** (0.0818)	3.3510 (2.3466)	2.5987 (2.2130)	0.6722 (0.5084)	-0.0944 (0.1092)
state	-0.4362 (0.2666)	-0.2060*** (0.0616)	-1.4676 (2.4403)	0.8430 (0.7922)	1.0426** (0.4957)	0.0589 (0.1037)
saving	-0.0129 (0.0378)	-0.0063 (0.0219)	0.3619 <sup>†</sup> (0.2186)	0.5829*** (0.2141)	-0.1052 <sup>†</sup> (0.0599)	-0.0151 (0.0180)
open	0.0793 (0.1472)	-0.0820 (0.0690)	-0.6232 (1.0795)	-0.1292 (0.7175)	0.1216 (0.1756)	-0.0450 (0.0736)
pgdp	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)
AR(2)	0.1935	0.2511	0.4296	0.1504	0.1815	0.1059
Sargn	0.1472	0.5360	0.6420	1.0000	1.0000	0.8839

## 五、结论与政策建议

本文根据泰尔指数公式完整地测算了 2007—2012 年间中国 27 个省份的城乡泰尔指数,然后在省级泰尔指数的基础上构建了动态面板模型,并运用系统广义矩和差分广义矩的方法分别考察民生财政支出的分权以及教育、医疗卫生、社会保障和就业支出的分权对城乡收入差距的影响。为了验证城乡泰尔指数估计结果的可信性,本文用城乡收入比和城乡基尼系数替代城乡泰尔指数重新进行估计。结果表明,城乡泰尔指数的估计结果是可信的,且实证结果均显示民生财政支出的分权能够有效地调节城乡收入差距,但民生财政内部各支出事项的分权对城乡收入差距的影响并不一致。研究发现,教育支出的分权扩大了城乡收入差距,医疗卫生、社会保障和就业支出的分权缩小了城乡收入差距。与此同时,本文也证实了政府对经济的干预、储蓄率、转移支付的确是扩大城乡收入差距的重要因素,而国有化程度、城镇化程度、经济发展水平均可以有效地调节城乡收入差距。

根据实证结果,本文提出如下政策建议:

第一,应进一步下放部分医疗卫生、社会保障和就业相关的资金支配权。当前中央和地方的民生财政支出职责划分不明确,共同管理医疗卫生、社会保障和就业等事项。但是此类事项涉及的信息很复杂,相对地方而言,中央处理效率较低。这些事项交由地方会缩小城乡收入差距,有利于增进社会公平。

第二,应严格监督地方政府对教育资金的配置。研究表明,教育支出的分权越高,城乡收入差距越大。因此,应将教育经费的支配权上收,减少教育支出的分权度。但根据信息不对称原则,若由中央政府来承担教育的支出责任,必然会造成效率的损失。因此,实际操作中仍应将教育资金的配置权留给地方政府,但需要督促其采取措施提高地方的教育均等化水平。

第三,健全现代政府预算制度,强化预算的法治性。实证结果表明,政府对经济的干预程度越大,城乡收入差距越大。传统的观点认为城乡收入差距是城镇化偏向的经济政策所导致的,但实际上还与地方政府在执行预算的过程中擅自挪用、滥用农村的财政资金有关,二者共同导致城乡收入差距的扩大。基于此,应建立现代政府预算制度,加快推进预算的法治化进程,严格按照法律执行预算计划,使得应该用于农村的每一笔财政资金都真正用在农村。

第四,改革城乡分割的户籍制度,加快人口城镇化进程。实证结果表明人口城镇化可以抑制城乡收入差距,其主要原因是城镇中制造业和服务业有更多的就业机会且其平均工资比农村要高(陶然等, 2007)。但是目前中国城乡分割的户籍制度使得 2 亿左右农民工因为没有城镇户口(万广华, 2011, 2013)而不能享受与城镇居民同等水平的公共服务,因此,应改革城乡分割的户籍制度,以加速推进人口城镇化进程,进而缩小城乡收入差距。

### 参考文献:

- 钞小静,沈坤荣. 2014. 城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J]. 经济研究(6): 30-43.
- 陈斌开,林毅夫. 2013. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学(4): 81-102.
- 陈斌开,张鹏飞,杨汝岱. 2010. 政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距[J]. 管理世界(1): 36-43.
- 陈工,洪礼阳. 2012. 财政分权对城乡收入差距的影响研究:基于省级面板数据的分析[J]. 财政研究(8): 45-49.
- 程开明,李金昌. 2007. 城镇偏向、城市化与城乡收入差距的作用机制及动态分析[J]. 数量经济技术经济研究(7): 116-125.
- 储德银,闫伟. 2010. 财政支出的民生化进程与城乡居民消费:基于 1995—2007 年省级面板数据的经验分析[J]. 山西财经大学学报(1): 10-16.
- 傅勇. 2005. 城乡差距、数量悖论与政策偏向[J]. 经济社会体制比较(4): 22-27.
- 高琳. 2012. 分权与民生:财政自主权影响公共服务满意度的经验研究[J]. 经济研究(7): 86-98.
- 郭亮,陈乐一. 2015. 财政分权、房价与城乡收入差距:基于中国省际面板数据的实证分析[J]. 财经论丛(4): 28-36.
- 贺俊,吴照龚. 2013. 财政分权、经济增长与城乡收入差距:基于省际面板数据的分析[J]. 当代财经(5): 27-38.
- 洪源,杨司键,秦玉奇. 2014. 民生财政能否有效缩小城乡居民收入差距? [J]. 数量经济技术经济研究(7): 3-20.
- 蓝相洁,陈永成. 2015. 民生性财政支出与城乡居民消费差距:理论阐释与效应检验[J]. 财政研究(3): 2-5.



- 雷根强,蔡翔. 2012. 初次分配扭曲、财政支出城镇偏向与城乡收入差距:来自中国省级面板数据的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究(3):26-89.
- 李实. 2002. 对基尼系数估算与分解的进一步说明:对陈宗胜教授评论的再答复[J]. 经济研究(5):84-87.
- 李时宇,冯俊新. 2014. 城乡居民社会养老保险制度的经济效应:基于多阶段世代交叠模型的模拟分析[J]. 经济评论(3):3-15.
- 李兴文,邢斯达,郑晓璐. 2015. 基于省级面板数据的民生性财政支出与城乡居民消费分析[J]. 商业研究(4):72-78.
- 刘志忠,吴飞. 2014. 地方政府财政支出的民生化进程与农村居民消费:基于总量和分类支出视角下的理论分析与实证检验[J]. 财经理论与实践(1):75-80.
- 陆铭,陈钊. 2004. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究(6):50-58.
- 吕炜,储德银. 2011. 城乡居民收入差距与经济增长研究[J]. 经济学动态(12):30-36.
- 吕炜,杨沫,王岩. 2015. 城乡收入差距、城乡教育不平等与政府教育投入[J]. 经济社会体制比较(3):20-33.
- 马万里,戎姝霖. 2014. 中国式财政分权与城乡收入差距:分析框架及实证检验[J]. 经济体制改革(6):10-14.
- 汤玉刚,赵大平. 2007. 论政府供给偏好的短期决定:政治均衡与经济效率[J]. 经济研究(1):29-40.
- 陶然,刘明兴. 2007. 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(2):1-21.
- 田卫民. 2012. 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(2):48-59.
- 万广华. 2011. 2030:中国城镇化率达到80% [J]. 国际经济评论(6):99-111.
- 万广华. 2013. 城镇化与不均等:分析方法和中国案例[J]. 经济研究(5):73-86.
- 王少平,欧阳志刚. 2007. 我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应[J]. 经济研究(10):44-55.
- 王永钦,张晏,章元,等. 2007. 中国的大国发展道路:论分权式改革的得失[J]. 经济研究(1):4-16.
- 王震. 2010. 新农村建设的收入再分配效应[J]. 经济研究(6):17-27.
- 徐超. 2015. 民生支出与收入差距是否呈倒U型关系:省级面板数据的实证检验[J]. 现代财经(1):12-21.
- 严成樑,龚六堂. 2012. 最优财政政策选择:从增长极大化到福利极大化[J]. 财政研究(10):16-19.
- 杨春玲,陈炜雅. 2012. 民生支出对缩小城乡居民收入差距的效应分析:以浙江为例[J]. 财经论丛(3):38-43.
- 苑林娅. 2008. 中国收入差距不平等状况的泰尔指数分析[J]. 云南财经大学学报(1):30-37.
- 张馨. 2009. 论民生财政[J]. 财政研究(1):7-10.
- 曾国安,胡晶晶. 2009. 论中国城镇偏向的财政制度与城乡居民收入差距[J]. 财政研究(2):36-39.
- ARELLANO M, BOND S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations [J]. Review of Economic Studies, 58(2):277-297.
- ARELLANO M, BOVER O. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-component models [J]. Journal of Econometrics, 68(1):29-51.
- BLUNDELL R, BOND S. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. Journal of Econometrics, 87(1):115-143.
- COWELL F A. 2000. Measurement of inequality [M]// ATKINSON A B, BOURGUIGNON F. Handbook of income distribution. Amsterdam: North-Holland.
- SUMDRUM R M. 1990. Income distribution in less development countries [M]. London: Routledge.

## Decentralization of People's Livelihood Spending and Income Gap between Urban and Rural Areas in China

CHEN Gong      HE PengFei

( School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005)

**Abstract:** This paper establishes a dynamic panel model to estimate the decentralization of people's livelihood spending and each spending items on the income gap between urban and rural areas with China's 27 provincial panel data from 2007 to 2012. The result shows that the people's livelihood spending narrows the income gap, while the decentralization of different items within the people's livelihood spending on the income gap is not consistent: the decentralization of education will expand the gap, but the decentralization of medical and health care will narrow the income gap between the urban and rural areas.

**Keywords:** people's livelihood finance; decentralization of spending; income gap between urban and rural areas

(责任编辑 刘志炜)