

城镇低保政策的再分配效应^{*}

——基于中国家庭收入调查的实证分析

陈宗胜 文雯 任重

内容提要:本文利用中国家庭收入调查2002和2007两次微观调查数据,对我国城镇低保政策的再分配效果进行了一次全面的分析和检验。2002年,经低保救助后,我国居民收入差别的基尼系数下降了0.35%,2007年下降了0.82%,表明当前我国城镇低保的再分配效应有改善的趋势,但力度仍然较弱;城镇低保再分配效应的分解结果显示,低保补贴的发放导致了水平不公平问题,部分低收入家庭的相对贫富关系因低保补贴发生改变;在低保再分配效应的分类测算中,我们发现单人户、女性户主、户主残疾、户主无业家庭是低保的主要救助群体。“十三五”时期,要消除贫困,最大限度地实现“底线公平”,必须加大低保投入,同时进一步做好城市低保对象的识别与认定工作,力推“精准救助”和“靶向扶贫”。

关键词:最低生活保障制度 再分配效应 泰尔L指数 分解

一、引言:城镇低保政策再分配效应的研究背景

我国于1993年开始着手在城市建立最低生活保障制度,即通常简称的“低保政策”。在低保建立之初,该项制度只是一项与国企改革相配套的临时性措施,主要面向下岗失业人员,通过发放生活补贴缓和经济转型造成的社会冲击,优先满足社会成员温饱等“基础性需求”,确保“底线公平”,达到维护社会稳定的目的。^①经过十多年的发展,该项制度已初具规模,其中,城市低保总支出从1999年的13.8亿增加到2014年的721.7亿,16年间增长了51倍;低保标准从1999年的149元/月增长到2014年的411元/月,人均低保支出水平从44.8元/月增长到286元/月,增长幅度分别达到1.8倍和5.4倍。^②但是该项制度是否有效维护了“底线公平”,它究竟在多大程度上缩小了居民之间的收入差别,仍有待进一步深入研究。

总体上看,由于制度尚待完善和数据资料缺乏,国内对于包括城市低保在内的社会救助政策多采用定性分析(洪大用,2004;王卫平,2007;杨立雄,2008;张浩森,2010),而且主要是从理论上阐述该项制度对于缓解贫困、维护社会稳定以及贫困者劳动就业的影响,与国外比较丰富的效果测度研究相比,^③我国专门研究低保政策及全部社会救助政策的收入再分配效应的文献,只是最近几年才开始出现。

比如,夏庆杰等(2007)利用中国家庭收入调查(CHIP1988、1995、1999和2002)的数据,评估了工作单位发放的生活救助、失业津贴和低保补贴对收入差别的影响,发现这三种社会福利使收入差别的下降幅度均不超过1%。陈建东等(2010、2011)采用宏观分组数据测度了城镇低保的收入再分配效应,也发现该项政策平均可使基尼系数降低1%。总之,国内对城市低保等社会救助政策的收入再分配效果的研究,主要特点是少、散、浅,还没有跨时期

^{*} 陈宗胜,南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子邮箱:zschen@nankai.edu.cn;文雯,复旦大学中国经济研究中心,邮政编码:200433,电子邮箱:yongshunjiewen@126.com;任重,天津农商银行,电子邮箱:renzhongxy@sina.com。本文是国家社会科学基金重大项目“深化收入分配制度改革与增加城乡居民收入研究”(07&ZD045)的阶段性成果,同时感谢教育部人文社会科学研究青年基金项目(15YJC7901)和中国博士后科学基金项目(2015M571461)的资助。

的比较研究。

本文利用中国家庭收入调查 2002 和 2007 两次微观调查数据,对我国城市低保政策的再分配效果进行分析和测度,可以弥补之前研究的疏忽和遗漏,并为下一阶段我国建立更加成熟完善的低保救助政策,应对社会转型与经济发展对分配公平造成的冲击,提供有针对性的依据。

二、城镇低保再分配效应的测度指标、方法及资料说明

1. 城镇低保再分配效应的测度指标。测度收入再分配效应,必须首先选择描述收入差别程度的指标。为了能够从多个角度比较全面地评估我国城镇低保政策对收入分配差别的影响,本文主要使用基尼系数以及泰尔指数、变异系数、高/低收入份额之比等常用的收入差别指标。^④其中基尼系数主要用于反映总体收入分配状况,满足匿名性、齐次性、人口无关性、转移性和强洛伦兹一致性等五个准则。^⑤但其可分解性较差,因此需要辅以从广义熵指数族派生出来的泰尔指数,该指标满足可分解性,可将总体收入差别分解为组内差别与组间差别之和,且不含有余项。其中,泰尔 T 指数对上层收入水平的变动很敏感,泰尔 L 指数和 V 指数对底层收入水平的变动较敏感。此外,变异系数主要用于反映样本观测值与均值之间的离散程度。收入份额比的优点在于可以直接利用样本信息,直观反映某些重要的收入分布特征,如库兹涅茨指数和阿鲁瓦里亚指数可

以直接考察收入最高 20%、最低 40% 人口组的收入份额。当然这几个指标不能全面地反映总体收入分配状况,也不可分解,这些缺陷只能由前面的指标来弥补。总之,各个指标都有优劣和各自的适用范围,本文选取了以基尼系数为主的多个指标以保证结果的稳健性。

2. 城镇低保再分配效应的分解方法。在确定了收入差别指标为基尼系数等的基础上,测度收入再分配效应,实际上就是比较城镇低保政策实施前后,基尼系数的变动程度。具体的比较方法也有几种,主要有 RE_{RS} (Reynolds & Smolensky, 1977)、 RE_{MT} (Musgrave & Thin, 1948) 和 RE_{PO} (Pechman & Okner, 1974), 以及 Fellman et al (1999) 提出的“最优尺度”方法,其中使用了 Yitzhaki (1983) 提出的广义基尼系数 $G(v)$ ^⑥。还有更早些时间 Atkinson (1970) 提出的阿特金森指数,其基础是对收入差别的厌恶程度进行选择,以此形成的测度方法有 RE_{BD} (Blackorb & Donaldson, 1984) 和 RE_{KI} (Kiefer, 1984)。各种方法的公式及特点见表 1。

在这几种方法中, RE_{RS} 和 RE_{KI} 未经标准化处理,结果缺乏可比性; RE_{BD} 需要对收入差别的厌恶程度进行选择,带有一定的主观性。其他几种方法中应用最广泛、含义最明确的是 RE_{PO} 。考虑到比较的方便性及普遍性,本文采用了 Pechman & Okner (1974) 的方法,如(1)式所示。

$$RE = \frac{G_X - G_N}{G_X} \quad (1)$$

表 1 收入再分配效应的若干个测度方法

公式	来源	特征
$RE_{RS} = G_X - G_N$	Reynolds & Smolensky (1977)	未标准化处理
$RE_{MT} = \frac{1 - G_N}{1 - G_X}$	Musgrave & Thin (1948)	标准化处理
$RE_{PO} = \frac{G_X - G_N}{G_X}$	Pechman & Okner (1974)	标准化处理
$RE_{F(v)} = \frac{G_X(v) - G_N(v)}{G_X(v) - G_O(v)}$	Fellman et al (1999)	标准化处理
$RE_{BD} = \frac{I_x(\alpha) - I_N(\alpha)}{1 - I_x(\alpha)}$	Blackorb & Donaldson (1984)	标准化处理
$RE_{KI} = I_x(\alpha) - I_N(\alpha)$	Kiefer (1984)	未标准化处理

其中, RE 表示低保政策实施前后基尼系数的相对变化率, G_X 为补贴前收入的基尼系数, G_N 为补贴后收入的基尼系数。

在计算出城镇低保政策实施前后收入分配基尼系数的差异后,进一步的问题是分析这个差异的构成,以解析差异产生的原因。所谓再分配差别及其变动,从

另外的角度看,就是低保补贴收入的分配如何影响了人们之间的公平程度。Feldstein(1976)认为分配公平需要保证在政策作用前拥有相同福利水平的个体在政策作用后也享有相同的福利。分配公平可进一步细分为垂直公平和水平公平。所谓垂直公平是指允许收入本身发生变化,但是政策作用前后收入的排序不能发生改变,水平公平则要求收入相同的个体受到同等待遇。

考察某项政策的实施是否满足垂直公平和水平公平,需要对其再分配效应进行分解。有三种分解方法可以选择,分别是 APK 分解、AJL 分解和 UL 分解。^②研究表明,AJL 分解和 UL 分解主要用于测度水平效应,其主要目的是测度处于相同福利状况的个体是否获得了同等对待,而城镇低保政策采取的是差额补助方式,只有在获得城镇低保救助前收入完全相同的个体才会获得相同的补贴。在进行测度前,首先要划分相当数量的等收入组才能区分个体间的水平差别,但是划分过程不能使用近似等收入组进行替代。所以,以水平效应分解为目的的分解方式,不适用于城镇低保政策再分配效应的测度。相比较而言,APK 方法可以分解出垂直效应和再排序效应,而后者内在包含了水平效应,可以避免划分等收入组的繁复问题,更加适用于城镇低保救助再分配效应的分解。APK 分解由 Atkinson (1980)、Plotnick (1981) 和 Kakwani (1984) 利用 Kakwani 指数,首先在税收领域提出,用于研究税收的再分配效应。补贴和税收是从相反方向调节收入,可以把补贴作为反向税收来看,因此 APK 分解同样适用于低保补贴对收入再分配效应的研究。

APK 方法将城镇低保的再分配效应分解为垂直效应与水平效应之差,用公式表示为:

$$RE^{APK} = V^K - R^{APK} \quad (2)$$

V^K 表示垂直效应, R^{APK} 表示再排序效应。对 V^K 做进一步分解,得到:

$$V^K = \frac{t}{1-t}K \quad (3)$$

V^K 是 t 和 K 的增函数。 t 是低保补贴总额与低保补贴前收入总额之比,即低保补贴率,用于衡量国家对低收入群体的救助力度; K 是 Kakwani 累进性指数,等于低保补贴的集中系数 G_T 与低保补贴前收入的基尼系数 G_X 之差:

$$K = G_T - G_X \quad (4)$$

这里,由于越是低(高)收入者获得的老保补贴越多(少),所以低保补贴的集中系数 G_T 小于 0; K 也小于 0,意味着低保补贴具有累进性, K 的绝对值越大,累进性越高。

R^{APK} 表示再分配政策造成的收入排序变化,等于低保补贴后收入的基尼系数 G_N 和按低保补贴前收入排序计算的低保补贴后的收入集中系数 C_N 之差:

$$R^{APK} = G_N - C_N \quad (5)$$

如果收入相同的居民得到不同的低保补贴,甚至有的无法享受低保,导致低保实施前后收入排序发生改变,就会出现水平不公平。 R^{APK} 大于 0 意味着再分配效应的损失。

3. 数据来源及说明。本文使用的数据是 2002 年和 2007 年中国家庭收入调查(CHIP)中的城镇部分。该样本是通过分层抽样从国家统计局的大样本中抽取出来的。CHIP(2002)提供了东部(北京、辽宁、江苏、广东),中部(陕西、安徽、河南、湖北),西部(重庆、四川、云南、甘肃),12 个省市的人口特征、收入和支出信息,有效样本包括 6823 个家户和 20573 个个体;CHIP(2007)提供了东部(上海、江苏、浙江、广东),中部(安徽、河南、湖北)、西部(重庆、四川)等 9 个省市的人口特征、收入和支出信息,有效样本包括 4999 个家户和 14673 个个体。鉴于调查问卷中“最低生活保障金”一项被严重低报,本文参照 Gustafsson & Deng(2007)和 Gao et al(2009)的做法,将 CHIP(2002,2007)中的“社会救济收入”视为“最低生活保障金”进行相关分析。

表 2 2002 年和 2007 年接受城镇低保救助政策家庭的样本统计

地区	2002			地区	2007		
	未接受 低保救助	接受 低保救助	救助比例 (%)		未接受 低保救助	接受 低保救助	救助比例 (%)
北京	476	3	0.63	上海	470	30	6.00
山西	606	32	5.02	江苏	577	23	3.83
辽宁	666	31	4.45	浙江	582	18	3.00

地区	2002			地区	2007		
	未接受 低保救助	接受 低保救助	救助比例 (%)		未接受 低保救助	接受 低保救助	救助比例 (%)
江苏	715	11	1.52	安徽	498	52	9.45
安徽	465	27	5.49	河南	619	29	4.48
河南	665	14	2.06	湖北	383	18	4.49
湖北	653	20	2.97	广东	691	9	1.29
广东	530	14	2.57	重庆	379	21	5.25
重庆	258	21	7.53	四川	567	33	5.50
四川	569	16	2.74	全国	4766	233	4.66
云南	608	28	4.40				
甘肃	373	22	5.57				
全国	6584	239	3.50				

资料来源：以上数据是作者整理 CHIP2002 和 2007 的相关数据得到的。

从表 2 来看,2002 年接受城市低保救助政策的家庭占全部样本家庭的比例为 3.5%;重庆的救助比例为 7.53%,是所有样本省市中的最大值;其次是山西、安徽和甘肃,其救助比例也都达到 5%以上,救助比例最低的是北京,还不足 1%。2007 年,全国整体的城市低保救助比例从 3.5% 提高到 4.66%;安徽的低保救助比例高达 9.45%;上海、重庆和四川的救助比例都在 5%以上;救助比例最低的是广东,只有 1.29%;在两次调查同时出现的省份中,除广东和重庆以外,其他省份的救助比例都比 2002 年有显著提升。

三、城镇低保政策的再分配效应测度

本部分将利用中国家庭收入调查(CHIP)2002 和 2007 年的城镇部分资料,测度我国城镇低保政策的实施对不同省区内部、省区之间、各种类型农户内部的收入再分配效应。

(一)全国及不同省区城镇低保政策再分配效应的测度

1. 城镇低保政策实施的再分配效应整体可测且呈改善趋势,但程度较弱。表 3、表 4 考察的是 2002、2007 年以基尼系数为指标测度的城镇低保政策的收入再分配效应。从表 3、表 4 看,全国层面,2002 年实施城镇低保后,基尼系数下降 0.0011,再分配率为 0.35%,再分配效应很小但可测。2007 年实施城镇低保后,基尼系数下降 0.003,再分配率达到 0.82%,再分配效应明显增强。省级层面,2002

年仅重庆在城镇低保政策实施后收入差别的下降幅度超过 1%,而到了 2007 年,安徽、河南、湖北、重庆、四川等 5 个省低保的收入再分配率都超过 1%。另外,从省级层面的情况看,东部地区如北京、江苏、广东等省市,低保的再分配效应相对中西部地区较弱,一个重要原因是东部地区收入水平高,低保收入占总体收入的比重小,低保对收入差别的调节作用相对较弱。

除了使用基尼系数之外,本文还分别利用变异系数和收入份额比来测度城市低保的收入再分配效应(见图 1、图 2、图 3)。结果与使用基尼系数的情况基本相似,即与 2002 年相比,2007 年低保救助政策在缩小收入差别方面的作用明显增强。而且,基于变异系数和收入份额比的测度,更为敏感地反映出东西部省市在低保再分配效应上的差异,即河南、安徽、湖北、重庆、四川等中西部省市的低保再分配效应高于广东、北京等东部省市。以 2007 年为例,经低保救助后湖北省、河南省的最低 10% 收入组与最高 10% 收入组的收入份额比指标分别上升 19.87% 和 10.29%,远高于 6.58% 的全国平均水平。湖北和河南两个省份的收入变异系数下降幅度分别为 1.29% 和 0.94%,也远高于 0.49% 的全国平均水平。

2. 低保救助政策指向基本准确,且不断改善。按补贴前的收入排序,城镇低保收入的集中系数为负,表明该项转移支付主要针对低收入者,集中系数的绝对值越大,表明人均收入越低的家庭得到的低

保补贴越多。2002年,全国低保收入集中系数的绝对值为0.6145。从各省区数据来看,除河南以外,各省市低保收入集中系数的绝对值基本都在0.5以

上,其中超过0.7的四个省市分别是湖北、广东、四川和重庆。这说明城镇低保救助政策针对穷人的政策指向是基本准确的和可实现的。

表3 2002年以基尼系数测度城镇低保救助政策的收入再分配效应

地区	G_X	G_N	G_T	$G_X - G_N$	RE	V^K	R^{APK}
全国	0.3163	0.3152	-0.6145	0.0011	0.35	0.0011	0.0000
江苏	0.3151	0.3148	-0.5016	0.0003	0.10	0.0003	0.0000
安徽	0.2955	0.2940	-0.5880	0.0015	0.51	0.0015	0.0000
河南	0.3151	0.3144	-0.3829	0.0007	0.22	0.0008	0.0001
湖北	0.2506	0.2494	-0.7905	0.0012	0.48	0.0012	0.0000
广东	0.3426	0.3419	-0.7859	0.0007	0.20	0.0007	0.0000
重庆	0.2932	0.2897	-0.7183	0.0035	1.19	0.0036	0.0001
四川	0.3376	0.3370	-0.7706	0.0006	0.18	0.0006	0.0000
山西	0.3058	0.3041	-0.6412	0.0017	0.56	0.0018	0.0001
辽宁	0.2731	0.2718	-0.6346	0.0013	0.48	0.0013	0.0000
云南	0.2607	0.2595	-0.5005	0.0012	0.46	0.0013	0.0001
甘肃	0.2835	0.2807	-0.6518	0.0028	0.99	0.0030	0.0002
北京	0.2563	0.2558	-0.5947	0.0005	0.20	0.0006	0.0001

注: G_X 为低保补贴前收入的基尼系数; G_N 为低保补贴后收入的基尼系数; G_T 为低保补贴收入的集中系数; $G_X - G_N$ 为低保补贴前后收入基尼系数的绝对变化; RE 等于 $(G_X - G_N)/G_X \times 100\%$,是低保补贴前后收入基尼系数的相对变化率; V^K 表示垂直效应; R^{APK} 表示再排序效应。下同。

表4 2007年以基尼系数测度城镇低保救助政策的收入再分配效应

地区	G_X	G_N	G_T	$G_X - G_N$	RE	V^K	R^{APK}
全国	0.3669	0.3639	-0.6696	0.0030	0.82	0.0032	0.0002
江苏	0.3314	0.3297	-0.5228	0.0017	0.51	0.0018	0.0001
安徽	0.3629	0.3590	-0.4354	0.0040	1.07	0.0043	0.0003
河南	0.3253	0.3196	-0.7927	0.0057	1.75	0.0063	0.0006
湖北	0.3686	0.3622	-0.8769	0.0064	1.74	0.0066	0.0002
广东	0.2842	0.2835	-0.6947	0.0007	0.25	0.0007	0.0000
重庆	0.4061	0.4002	-0.7958	0.0059	1.45	0.0063	0.0004
四川	0.3479	0.3429	-0.8401	0.0050	1.44	0.0061	0.0011
浙江	0.3269	0.3254	-0.4768	0.0015	0.46	0.0016	0.0001
上海	0.3200	0.3184	-0.5752	0.0016	0.50	0.0017	0.0001

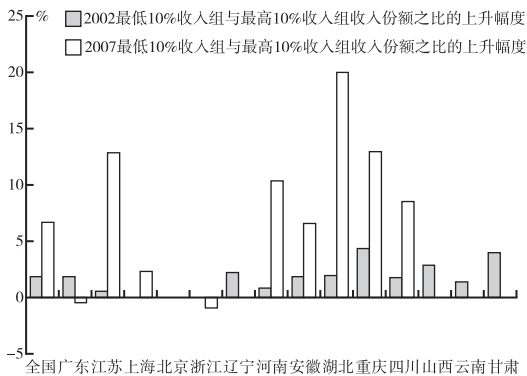


图1 按收入份额比对城镇低保救助政策收入再分配效应的测度情况

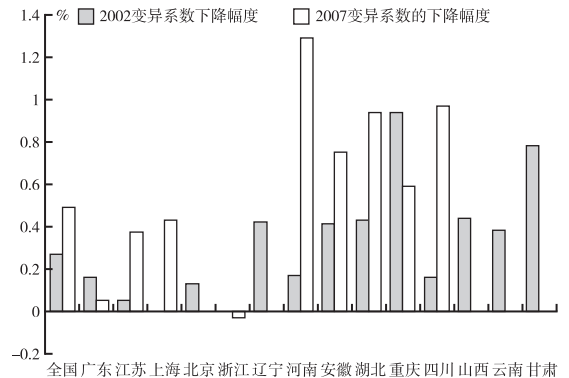


图2 按变异系数对城镇低保救助政策收入再分配效应的测度情况

2007年,全国低保收入集中系数的绝对值为0.6696,比2002年提高9%。在分省数据中,除了安徽和广东有所下降以外,其余省份集中系数的绝对值都有所提高。这表明中国城镇低保政策的针对性有了明显改善,同2002年相比,城镇低保救助政策施惠穷人的政策指向更准确地实现了。

3. 城镇低保再分配效应以垂直公平为主,但水平不公平现象有扩大迹象。对2002年城镇低保再分配效应进行APK分解,结果表明城镇低保再分配效应主要体现为垂直公平。从全国范围来看,2002年垂直公平效应指标为0.0011,占再分配效应的100%,2007年垂直公平效应指标为0.0032,占再分配效应的93.75%,各省市的情况也大体如此。这一结果表明,不同收入水平的低保家庭获得了相应的低保补贴,在一定程度上实现了“底线公平”。同时也表明,水平不公平现象不太明显,再排序效应较小,政策实施前后人们的相对穷富关系没有出现明显改变,无论是在全国范围还是各省范围,实施城镇低保救助政策导致的收入再分配并没有引起明显的收入排序变化,意味着没有出现大的收入分配效应损失。只有少数省区发生了再排序,即北京、山西、河南、重庆、云南和甘肃6个省市,在实施城镇低保救助政策的过程中改变了之前的收入排序,且再排序效应的绝对值最高只有0.0002,说明水平不公平程度较低。

同样,通过对2007年低保再分配效应进行APK分解可以发现,在实施城镇低保救助政策后,水平不公平有扩大的迹象。发生水平不公平的省份明显增多,2002年所有样本省份中只有50%(6个省市)在城镇低保救助政策中产生了再排序效应,但是2007年除了广东省没有发生再排序效应以外,其余省份都存在不同程度的再排序效应,占全部省份的90%。而且,再排序效应的绝对值明显提高,最大值达到0.0011。水平不公平的产生,既可能是由于低保标准的多样性,部分收入水平在低保线以下

的家庭未纳入低保范围,也可能是受信息不对称等因素的影响,在差额补贴计算和发放方面存在较大的难度,导致获得低保补助的家庭经补贴后的收入水平要高于部分因收入在低保线以上而未获得低保补助的家庭,改变了原有的相对贫富关系。总的看,在城镇低保救助越来越向低收入群体集中的同时,因各种原因导致的再排序在一定程度上造成了收入再分配效应的损失,削弱了通过低保救助缩小收入差别的效果。

(二)省区之间城镇低保政策的再分配效应测度

城市低保虽然直接影响微观层面的收入分布,但是由于各地采取了不同的保障标准,而且在实际执行中又存在一定的地区差别,因此该项政策可能间接影响宏观层面的收入差别。从理论上说,假设各地采取相同的保障标准,执行相同的操作程序,由于低收入地区享受城镇低保的人口多于高收入地区,而且低收入地区贫困人口的城镇低保收入占人均收入的比重大于高收入地区,因此城市低保政策的实施会在一定程度上缩小地区之间的收入差别;但是,若高收入地区的保障标准过高,或者城镇低保在执行过程中存在较大的瞄准误差,就有可能造成地区之间收入差别的扩大。

对城镇低保政策实施前后省际之间的收入差别进行了泰尔L指数[®]分解,以检验城市低保对地区收入差别的影响。从表5来看,2002年城镇低保政策实施后,各省内部的收入差别减小到0.1468,下降幅度为1.54%;省际之间的收入差别减小到0.0209,下降幅度为0.48%。2007年各省内部的收入差别减小到0.1917,下降幅度为1.54%,与2002年持平;省际之间的收入差别减小到0.0343,下降幅度为1.15%,比2002年提高0.67个百分点。由此可见,城市低保政策起到了缩小收入差别的作用,在缩小省内收入差别方面的作用较为明显且稳定。另外,与2002年相比,2007年在缩小省际收入差别方面的作用有所增强。

表5 2002年和2007年城镇低保政策实施前后收入差别的泰尔L指数分解

收入差别	2002			2007		
	政策实施前	政策实施后	下降幅度(%)	政策实施前	政策实施后	下降幅度(%)
省内收入差别	0.1491	0.1468	1.54	0.1947	0.1917	1.54
省际收入差别	0.0210	0.0209	0.48	0.0347	0.0343	1.15

(三) 城镇低保政策对不同类型家庭的再分配效应测度

本文按照家庭的人口规模、户主的性别、年龄、身体状况和就业状况对家庭进行分类,测度不同类型的家庭在接受城镇低保救助后收入差别的变动情况。由于使用基尼系数、变异系数、收入份额比等指标测度城镇低保的收入再分配效应,得出的结论基本一致,这里只提供以基尼系数为指标的测度结果,见表6、表7。主要分析结果为:(1)按家庭规模分,从2002年、2007年的测度结果看,低保对缩小多人口家庭收

入差别的作用较大,2007年对单人户的作用明显增强,在一定程度上说明,能否获得低保救助对于鳏寡孤独者具有重要意义;(2)按户主性别分,相对于男性户主家庭,低保对于女性户主家庭缩小收入差别的作用更大;(3)按户主年龄分,2007年与2002年相比,相对于青年户主家庭,低保对于中老年户主家庭缩小收入差别的作用更大;(4)按户主健康状况分,户主残疾家庭经过城镇低保救助政策后,收入差别的下降幅度较大;(5)按户主就业状况分,通过低保救助,户主失业家庭收入差别的下降幅度较大。

表6 2002年城市低保对不同类型家庭的收入再分配效应

家庭类型	G_X	G_N	$G_X - G_N$	RE	V^K	R^{APK}
家庭规模:单人户	0.3027	0.3024	0.0003	0.10	0.0003	0.0000
双人户	0.3022	0.3013	0.0009	0.30	0.0009	0.0000
三人户	0.3023	0.3012	0.0011	0.36	0.0011	0.0000
多人户	0.2980	0.2965	0.0015	0.50	0.0016	0.0001
户主性别:女性户主	0.3076	0.3064	0.0012	0.39	0.0013	0.0001
男性户主	0.3187	0.3176	0.0011	0.35	0.0011	0.0000
户主年龄:老年户	0.3028	0.3018	0.0011	0.36	0.0011	0.0000
中年户	0.3212	0.3200	0.0012	0.37	0.0013	0.0001
青年户	0.3066	0.3055	0.0011	0.36	0.0011	0.0000
户主健康:户主残疾	0.3381	0.3361	0.0020	0.59	0.0021	0.0001
户主非残疾	0.3132	0.3122	0.0010	0.32	0.0010	0.0000
按户主就业:户主失业	0.3140	0.3122	0.0018	0.57	0.0019	0.0001
户主就业	0.3171	0.3163	0.0008	0.25	0.0008	0.0000

表7 2007年城市低保对不同类型家庭的收入再分配效应

家庭类型	G_X	G_N	$G_X - G_N$	RE	V^K	R^{APK}
家庭规模:单人户	0.3558	0.3477	0.0081	2.28	0.0083	0.0002
双人户	0.3704	0.3677	0.0027	0.73	0.0028	0.0001
三人户	0.3599	0.3574	0.0025	0.69	0.0027	0.0002
多人户	0.3557	0.3521	0.0036	1.01	0.0039	0.0003
户主性别:女性户主	0.3628	0.3596	0.0033	0.91	0.0034	0.0001
男性户主	0.3690	0.3662	0.0028	0.76	0.003	0.0002
户主年龄:老年户	0.3122	0.3082	0.0040	1.28	0.0046	0.0006
中年户	0.3717	0.3679	0.0038	1.02	0.0040	0.0002
青年户	0.3757	0.3746	0.0011	0.29	0.0011	0.0000
户主健康:户主残疾	0.2992	0.2694	0.0298	9.96	0.0336	0.0038
户主非残疾	0.3665	0.3637	0.0028	0.76	0.0030	0.0002
按户主就业:户主失业	0.3459	0.3401	0.0058	1.68	0.0064	0.0006
户主就业	0.3689	0.3673	0.0016	0.43	0.0017	0.0001

四、结论与政策建议

综合上述分析,本文提出以下结论及政策建议:

1. 当前我国城镇低保政策与政策的再分配效应整体可测,且有改善趋势,但力度仍然较弱。2002年经低保救助后收入差别基尼系数仅下降0.0011,2007年实施低保救助政策后基尼系数下降幅度有所扩大,但也仅为0.003。根据我国“十三五”规划纲要的要求,要消除贫困、全面实现小康社会,就必须加大低保投入。建议在防止出现“福利依赖”的前提条件下,适度提高低保救助补贴标准,扩大低保覆盖面,使更广泛的人群获得更有力的低保救助,进而缩小收入差别,最大限度地实现“底线公平”。

2. 当前低保救助的水平差别有扩大迹象。这说明部分低收入人群目前还排除在低保救助范围之外,应引起有关部门足够的重视;城市低保政策的救助对象,除了应该包括家庭人均收入低于保障标准的贫困人口、老年人、儿童、丧失劳动能力者等传统意义上的困难群体之外,还应该包括因教育、医疗等刚性支出导致收支失衡、入不敷出的贫困家庭以及外来人口构成的城市新贫困群体。只有不断扩大城市低保的覆盖范围,才能真正实现“应保尽保”。

3. 中国城镇低保救助政策改革和政策改善的空间仍然较大。水平差别的扩大,表明可能还存在对低保对象识别不准确,差额发放执行不到位的现象,导致部分低收入家庭的相对贫富关系因低保补助而发生改变,尤其是改变了那些收入水平接近但又分别位于低保线上线下的家庭的相对贫富关系,形成了新的水平差别。应进一步做好城市低保对象的识别与认定。随着就业形式的多样化和家庭收入的多元化,非正规就业和隐性收入增加了城镇低保对象的识别难度。为了解决上述问题,首先在家庭经济状况调查中,应该综合利用个人申报法、入户调查法、邻里走访法、信函求证法、部门联动法、跟踪了解法以及居民代表评议法等,客观、全面地对贫困家庭的经济状况进行评估。其次,在隐性就业和隐性收入可能存在而政府尚未探索出有效的审核办法之前,应该完善城镇低保公示制度,保证公示内容能够及时准确地反映保障对象和保障标准的动态信息。

此外,在基本确保低保救助水平及发放标准与

当地经济发展水平相一致的同时,有关部门应当通过顶层设计,加强城镇低保政策的省际联动和协调,使低保救助政策在缩小省际收入差别方面发挥更大作用。这是一个应当日益强化的趋向。

同时,力推“精准救助”和“靶向扶贫”,继续强化对单人户、女性户主、户主残疾、户主无业等各类易于致贫家庭的低保救助力度,以进一步缩小收入差别。

注:

①自20世纪90年代后期下岗失业潮消退后,城市低保救助对象中的在职人员比重明显下降,除了失业人员以外,老年人、灵活就业人员、在校生等城镇贫困群体成为城市低保的重点救助对象。

②数据来源:《2014年社会服务发展统计公报》。

③国外这方面的效果测度研究比较丰富,其中包括 Immer-voll(2009), Barrientos(2011), Gouveia & Rodrigues(1999), Hölsch & Kraus(2006), Avram(2009), Armstrong & Burger(2009), Nelson(2009), Skoufias, Lindert & Shapiro(2010), Huang & Ku(2011), Wang & Caminada(2011), Clavet, Duclos & Lacroix(2013)等。限于篇幅,相关综述未列出。

④关于收入差别指标的特征和选择研究,是一个专门的问题,可参见陈宗胜(1991,2000)。按照所属的类型,可以将其分为:(1)离差类指标,如极差(Range)、平均离差(Mean Deviation)、标准差(Standard Deviation)、变异系数(Coefficient of Variance)等;(2)份额指标,如分位数比率(Percentile Ratios)、库兹涅茨指数(Kuznets Index)、阿鲁瓦里亚指数(Ahluwalia Index)、收入不良指数(Oshima Index)等;(3)基尼系数(Gini Coefficient);(4)广义熵指数族(Generalized Entropy Index)。按照是否含有量纲可以分为绝对指标和相对指标,方差、标准差属于绝对指标;库兹涅茨指数、阿鲁瓦里亚指数、收入不良指数、变异系数、广义熵指数族、基尼系数属于相对指标。按照是否考虑“福利”评价因素,也可以进行区分。绝大多数收入差别指标都不包含福利评价,如库兹涅茨指数、阿鲁瓦里亚指数、基尼系数、变异系数等;考虑福利评价的主要包括达尔顿指数(Dalton Index)、阿特金森指数(Atkinson Index)、森指数(Sen Index)和卡可瓦尼指数(Kakwani Index),这几个指标是从功利主义出发,认为边际效用递减且人际间效用可比、可加总。从整体上看,绝对类型的指标随着变量的计量单位发生变动,缺乏统一的标准;包含福利评价的指标存在与之对应的社会福利函数,背后都暗含着一个厌恶不平等的参数,而进行参数选择时,难免带有主观性。总之各种指标都有长短特点,本文选用分为主次的多种指标。

⑤一个好的收入不平等指标应该满足以下几个性质:(1)匿名性:收入不平等指标只与收入有关、与个体的身份、地位

无关,将收入分布中两个人的位置调换,不平等指标应该保持不变;(2)齐次性:所有收入按同一比例变化,不平等指标保持不变;(3)人口无关性:将样本数量复制k倍,不平等指标保持不变;(4)转移性原则:将收入从穷人向富人转移时,不平等指标应该增大;(5)可分解性:总体不平等指标可以按照地域、人口构成和收入来源等进行分解;(6)强洛伦兹一致性:收入不平等指标应该与洛伦兹曲线相对应,指标值较大意味着洛伦兹曲线更向右下方倾斜。详见万广华(2004)和刘志伟(2003)。

⑥在原公式中, $G_X(\nu)$ 和 $G_N(\nu)$ 分别表示税前和税后收入的广义基尼系数。 ν 是大于1的参数, $\nu=2$ 是标准基尼系数。将税前收入高于某个门槛值的个体税收增长一倍,得到“反事实”的税后收入,其基尼系数是 $G_0(\nu)$ 。本文把补贴作为反向的税收看待,并应用于此公式。

⑦国外研究税收和转移支付的再分配效应分解的文献较多,对方法的讨论也较为全面(Duclos et al,2003;Lambert et al,2010;Wang & Caminada,2011)。国内由于数据资料的限制,对此类问题的研究较少,彭海艳(2008)对我国中部地区某市工薪所得税的再分配效应进行AJL分解;王震(2010)利用Urban & Lambert(2008)提出的UL分解,评估了税费减免、种粮直补、新农合参合补贴在内的收入再分配政策对农村居民收入分配的影响。

⑧由于泰尔L指数对底层收入水平的变动比较敏感,而泰尔T指数对上层收入水平的变动比较敏感,所以本文选择泰尔L指数对收入差距进行分解。

参考文献:

陈建东 马骁 秦芹,2010:《最低生活保障制度是否缩小了居民收入差别》,《财政研究》第4期。
 陈建东 杨雯 冯瑛,2011:《最低生活保障与个人所得税的收入分配效应实证研究》,《经济体制改革》第1期。
 陈宗胜,1994:《经济发展中的收入分配》,上海三联书店。
 陈宗胜,1999:《改革、发展与收入分配》,复旦大学出版社。
 陈宗胜 周云波,2001:《非法非正常收入对居民收入差别的影响及其经济学解释》,《经济研究》第4期。
 陈宗胜 周云波,2002:《城镇居民收入差别及制约其变动的某些因素——就天津市城镇居民家户特征的影响进行的一些讨论》,《经济学(季刊)》第2期。
 陈宗胜 李清彬,2011:《再分配倾向决定框架模型及经验验证》,《经济社会体制比较》第4期。
 彭海艳,2010:《国外税收累进性及再分配效应研究综述》,《南京社会科学》第3期。
 王震,2010:《新农村建设的收入再分配效应》,《经济研究》第6期。
 夏庆杰 宋丽娜 Simon Appleton,2007:《中国城镇贫困的变化趋势和模式:1988—2002》,《经济研究》第9期。
 Armstrong, P. & C. Burger(2009),“Poverty, inequality and the role of social grants: An analysis using decomposition

techniques”, Stellenbosch Economic Working Papers No. 15.
 Aronson, J. R. & P. J. Lambert(1994),“Decomposing the Gini coefficient to reveal the vertical, horizontal, and reranking effects of income taxation”,*National Tax Journal* 47(2):273—294.

Aronson, J. R., P. Johnson & P. J. Lambert(1994),“Redistributive effect and unequal income tax treatment”,*Economic Journal* 104(423):262—270.

Aronson, J. R., P. J. Lambert & D. R. Trippeer(1999),“Estimates of the changing equity characteristics of the U. S. income tax with international conjectures”,*Public Finance Review* 27(2):138—159.

Atkinson, A. B. (1980),*Horizontal Equity and the Distribution of the Tax Burden*, Brookings Institution.

Avram, S. (2009),“Social assistance in central and east European countries: A trap or a springboard? Evidence from the 2005 and 2006 waves of the EU-SILC”, Institutions, Behavior and the Escape from Persistent Poverty Conference, Cornell University.

Barrientos, A. (2011),“Social protection and poverty”,*International Journal of Social Welfare*, 20(3), 240—249.

Blackorby, C. & D. Donaldson(1984),“Ethical social index numbers and the measurement of effective tax-benefit progressivity”,*Canadian Journal of Economics* 17(4):683—694.

Brunori, P., M. C. Chiuri & V. Peragine(2009),“The economic effects of a local minimum income support program”, Serious Working Paper No. 29.

Caminada, K. & K. Goudswaard(1999),“Social policy and income distribution: An empirical analysis for the Netherlands”, Department of Economics Research Memorandum No. 99.

Chen, S., M. Ravallion & Y. Wang(2006),“DiBao: A guaranteed minimum income in China's cities?”, World Bank Policy Research Working Paper 3805.

Chen, S., R. Mu & M. Ravallion(2009),“Are there lasting impacts of aid to poor areas?”,*Journal of Public Economics* 93(3):512—528.

Chen, W. & K. Caminada(2011),“Disentangling income inequality and the redistributive effect of social transfers and taxes in 36 LIS countries”, MPRA Paper No. 32861.

Clavet, N. J., J. Y. Duclos & G. Lacroix(2013),“Fighting Poverty: Assessing the Effect of Guaranteed Minimum Income Proposals in Quebec”,*Canadian Public Policy*, 39(4):491—516.

Feldstein, M. (1976),“On the theory of tax reform”,*Journal of Public Economics* 6(1—2):77—104.

- Fellman M. , Jantti & P. J. Lambert (1999), “Optimal tax-transfer systems and redistributive policy”, *Scandinavian Journal of Economics*, 101(1): 115—126.
- Gao Q. , I. Garfinkel and F. Zhai (2009), “Anti-poverty effectiveness of the minimum living standard assistance policy in urban China”, *Review of Income and Wealth*, 55(1): 630—655.
- Gouveia, M. & C. F. Rodrigues (1999), “The impact of a minimum guaranteed income program in Portugal”, Department of Economics at the School of Economics and Management (ISEG), Technical University of Lisbon Working Papers, No. 3.
- Gustafsson B. and Q. H. Deng (2007), “Social Assistance Receipt and its Importance for Combating Poverty in Urban China”, IZA Discussion Paper No. 2758.
- Hölsch, K. & M. Kraus (2006), “European schemes of social assistance: An empirical analysis of set-ups and distributive Impacts”, *International Journal of Social Welfare* 15(1): 50—62.
- Huang, C. C. & Y. W. Ku (2011), “Effectiveness of social welfare programmers in East Asia: A case study of Taiwan”, *Social Policy & Administration* 45(7): 733—751.
- Immervoll, H. & L. Richardson (2011), “Redistribution policy and inequality reduction in OECD countries: What has changed in two decades?”, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 122.
- Kakwani, N. C. (1984), “On the measurement of tax progressivity and redistributive effect of taxes with applications to horizontal and vertical equity”, *Advances in Econometrics* 3: 149—168.
- Kakwani, N. C. (1977), “Measurement of tax progressivity: An international comparison”, *Economic Journal* 87(345): 71—80.
- Kiefer, D. W. (1984), “Distributional tax progressivity indexes”, *National Tax Journal* 37(4): 497—513.
- Lambert, P. J. , R. Nesbakken & T. O. Thoresen (2010), “On the meaning and measurement of redistribution in cross-country comparisons”, Luxembourg Income Study Working Paper, No. 532.
- Musgrave, R. A. & T. Thin (1948), “Income tax progression, 1929—1948”, *Journal of Political Economy* 56(6): 498—514.
- Nelson, K. (2009), “Minimum income protection and low-income standards: Is social assistance enough for poverty alleviation?”, Scandinavian Working Papers in Economics, No. 9.
- Pechman, J. A. & B. A. Okner (1974), *Who Bears the Tax Burden?* Brookings Institution.
- Plotnick, R. A. (1981), “Measure of horizontal inequity”, *Review of Economics and Statistics* 63(2): 283—288.
- Reynolds, M. O. & E. Smolensky (1977), *Public Expenditures, Taxes and the Distribution of Income*, Academic Press.
- Saraceno, C. (2002), *Social Assistance Dynamics in Europe: National and Local Poverty Regimes*, The Policy Press.
- Skoufias, E. , K. Lindert & J. Shapiro (2010), “Globalization and the role of public transfers in redistributing income in Latin America and the Caribbean”, *World Development* 38(6): 895—907.
- Urban, I. & P. J. Lambert (2008), “Redistribution, horizontal inequity and reranking: How to measure them properly”, *Public Finance Review* 36(5): 563—587.
- Yitzhaki, S. (1983), “On an extension of the Gini inequality index”, *International Economic Review*, 24: 617—628.

(责任编辑:钟培华)