

中国农村最低生活保障:瞄准效率及消费效应*

解 垚

(山东大学经济学院,山东 济南 250199)

内容提要:基于2011—2012年中国健康与养老追踪基线调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)数据,本文考察了中国农村最低生活保障(即农村低保)的瞄准效率,使用断点回归方法评估农村低保的消费效应。结果显示,农村低保补助金水平较低,反贫困的作用有限,减贫的幅度只有1%左右;农村低保瞄准失效,低保流向非贫困家庭的漏损率为10%,把贫困家庭排除在外的排斥率高达84%;低保对农户的食品消费、非食品消费及总消费均无显著影响。倾向值匹配(PSM)方法稳健性检验同样支持该结论。

关键词:农村低保;瞄准效率;消费;断点回归

中图分类号:F062.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2016)09—0173—13

一、引言

近年来,为消弭城乡间的收入差距,促进公共服务均等化,中国政府在农村社会保障领域实施了诸多改革,出台了一系列新的社会保障政策,比如建立新型农村合作医疗、新型农村养老保险等制度,农村最低生活保障制度(下文简称“农村低保”)也是其中的改革内容之一。城市居民最低生活保障制度于20世纪90年代中期建立,对其绩效评估的文献较多(Lu, 2012; Gustafsson & Deng, 2011),而研究农村低保的文献则相对缺乏,即使存在一些相关研究,其主要特征也是定性地探讨农村低保的某个侧面问题,采用大样本微观数据对农村低保绩效进行定量分析的文献较为罕见。本文采用2011年28个省份的农户微观数据,对农村低保的瞄准效率及消费效应进行评估。

其实,中国对农村低保制度的探索比城市还早,只不过受传统农村集体福利思维定势的束缚和农村税费改革的影响,此项制度建设一直进展缓慢。2004年以前,仅有北京、天津、上海、浙江、广东五个省市全面建立了农村低保制度。2007年7月,

国务院下发了《关于在全国建立农村最低生活保障制度的通知》(简称“通知”),这标志着农村最低生活保障制度框架在全国范围内正式建立。此后,该制度的覆盖人群稳步增长,到2014年2月,共有2925.3万户农村家庭接受到了低保救助。农村低保政策的筹资主体为中央政府,2012年各级财政共支出农村低保资金718.0亿元,其中,中央政府支出占总支出的60.1%,村级社区不承担筹资责任。

通知规定了两个农村低保制度的救助资格标准:一是“家庭年人均纯收入低于当地最低生活保障标准的农村居民”;二是要求将“因病残、年老体弱、丧失劳动能力以及生存条件恶劣等原因造成生活常年困难的农村居民作为主要对象”。第一个标准强调收入测量,而第二个标准则是按照支出或需要来确定低保资格。通知还要求,符合低保资格的农民首先向村社区(或乡镇政府)提出申请,然后,乡(镇)政府对其资格进行审核,最后,由县级民政部门进行审批。由于转移支付配额数量固定,村社区的低保人数往往会受到指标限制,因此,一些贫困家庭可能就得不到这种救助,进而影响了农村低

收稿日期:2016-05-24

* 基金项目:全国优秀博士学位论文作者专项资金资助项目“代际间私人转移支付、财政转移支付与中国贫困及不平等等问题研究”(201202);教育部新世纪优秀人才支持计划项目“贫困脆弱性分解研究”(NCET-13-0343);教育部人文社会科学研究规划基金项目“公共转移支付减少农村老人贫困的效应与效率研究”(15YJA790027)。

作者简介:(1971-)男,山东临清人,教授,博士,研究方向是公共经济,E-mail:sdcyxe@sina.com。

保瞄准效率(Lena & Stephan, 2013)。在每一审批年度,农村低保申领名单需要在村社区公示以接受社区村民监督;申领过程结束以后,中央政府要求基层政府进行定期或不定期的动态检查,及时按程序办理停发、减发最低生活保障金的手续,以避免“养懒汉”“骗保”等现象的发生。另外,中央政府对农村低保的规制只是框架性的,地方政府被赋予了较大的自主权,这固然保证了灵活性,但也可能出现收入评估、低保监督和瞄准的异质性混乱,进而影响整个低保转移支付系统的减贫效果。

本文主要关注以下问题:农村低保是否具有亲贫困的特征;农村低保的瞄准效率如何;农村低保接受者的食品消费、非食品消费及总消费这些福利指标数值是否有所增进。

二、农村低保瞄准效率

本文使用的数据为2011年中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)的基线调查数据,该数据集收集了中国28个省份45岁及以上中老年人家庭和个人的微观数据,覆盖150个县级单位、450个村级单位,约1万户家庭中的1.7万人。CHARLS采用了多阶段抽样,在县/区和村居抽样阶段均采取PPS抽样方法。CHARLS问卷内容包括:个人基本信息,家庭结构和经济支持,健康状况,体格测量,医疗服务利用和医疗保险,工作、退休和养老金,收入,消费,资产,以及社区基本情况等。本文删除了城市家庭及

关键变量缺失的样本,最后,得到了7128户农村家庭样本。另外,家庭得到低保前的收入包括如下种类:家庭农业收入(家庭生产的农林产品(包括所有卖出去的和家庭消费的)减去种子、化肥、农药等投入)、家庭畜牧和水产品收入(家庭畜牧和水产品总收入减去相应投入)、家庭个体经营和私营企业净收入、私人转移支付收入(包括不是家户成员的父母、岳父母(公公婆婆)、子女、孙子女、亲戚、非亲戚给的现金及实物)、其他非低保性质的公共转移支付收入、家庭工资性收入、利息收入、社会捐助收入、房租收入、出租土地和其他家庭资产得到的收入、征地和拆迁补偿、养老金收入、离婚后的赡养费和子女抚养老费等其他收入。

表1的数据显示农村低保的一些特征:保障水平偏低,保障标准差异较大。其中,低保线为调查县(市)的农村最低生活保障线^①,全部样本的低保线为年人均845元,其中,东部地区低保线最高年均均为971元,中部地区最低年均仅为746元。全部样本的低保覆盖率为11%,其中,西部地区最高,为13%,东部地区最低,为8%。农村低保家庭得到的低保金额为945元/年,即每天仅为2.6元,其中,东部地区最高,为1152元/年,中部与西部相差不多都在900元/年左右,这些数据对比反映了地区间财力及经济发展的差异。无论是全部样本还是分地区样本,得到农村低保金额的最大与最小值之间的差距非常巨大,比如最大值为8400元/年,而最小值仅为25元/年。

表1 农村低保特征描述

地区	家庭户数	农村低保覆盖率 (%)	农村低保家庭得到低保的金额(元/年)			农村低保线 (元/年)
			均值	最小值	最大值	
全部样本	7128	11.13	944.84	25	8400	844.56
东部	1852	7.61	1151.17	55	8400	970.99
中部	1007	9.83	896.16	62.5	5000	746.35
西部	4269	12.95	900.95	25	8000	812.88

资料来源:本文整理

农村低保制度是否具有亲贫困特征,是否使得接受者摆脱了贫困,回答这些问题需要引入贫困

线。贫困线的选取有诸多争议,有的学者采用世界银行的每天1&PPP、1.25&PPP或2&PPP等标准,有

^①该数据取自民政部网站 <http://cws.mca.gov.cn/>。

的学者则提出应该采用热量/能量标准。结合调查数据,本文主要使用各调查地区的农村低保线作为贫困线标准。表2是收到农村低保前后农村家庭贫困率的变动情况。

表2 收到低保前后的贫困率 (%)

地区	收到低保前农村家庭贫困率	收到低保后农村家庭贫困率
全部样本	16.74	15.91
东部	14.79	14.03
中部	19.66	18.96
西部	16.88	15.99

注:以各调查地区(县/市)农村低保线作为贫困线

资料来源:本文整理

从表2中可以看出,当使用各调查县(市)低保线作为贫困线标准时,收到低保前的农村家庭贫困率为16.74%,其中,东部地区的贫困率最低,但仍然达到14.79%,中部地区最高,为19.66%,西部地区的贫困率居中。收到低保后,全部样本、东中西部地区农村家庭贫困率均有所降低,但是,降低的幅度都很低,降低的百分点数均为1%以下。在理想状态下,使用低保线作为贫困线,得到低保金后家庭的贫困率应该为0,而实际情况却是,得到低保金后,贫困率下降幅度极低,可能的原因在于平均补助金水平较低或者是低保瞄准出现了问题。

图1显示了农村低保在收入分位中分布情形,虽然第一、第二收入分位上的农村家庭(最穷)得到的低保的占比最高,但第十收入分位上的农村家庭(最富)也得到了低保份额的3%,而且,图形显示,40%的农村低保流向了收入较高的那一半农村家

庭。农村低保的瞄准失效从低保在收入分位的分布中可以找到一些证据,这会严重影响政府降低贫困及不平等的能力。

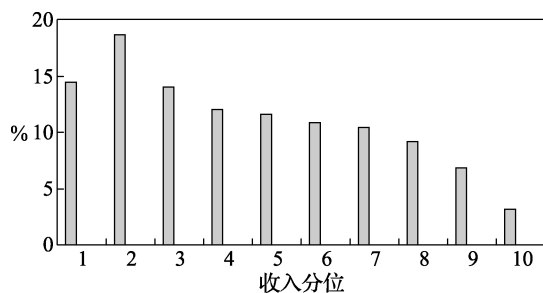


图1 低保在收入分位中分布

资料来源:本文绘制

另外,社会救助瞄准失效还可以从两个方面来测度:一是漏损,即社会救助流向了非贫困家庭;二是排斥,即社会救助把贫困家庭排除在外。表3揭示了农村低保排除和漏损的程度。从漏损的视角看,无论是全部样本还是分地区样本,均有漏损现象发生。全部样本中,农村低保流向非贫困家庭的漏损率为10%,西部地区更是高达12%,东部地区最低也在7%左右。排斥的程度更加惊人。在全部1193户贫困家庭样本中,没有得到低保的家庭为1008户,比例为84%。东部地区和中部地区的排斥程度均在88%左右,只有西部地区的排斥程度较低,但也达到82%。这说明,农村低保瞄准效率偏低,有很大一部分真实贫困的农村家庭没能领取到最低生活保障金。较高的排斥率表明,在低保的申请及授予过程中存在严重问题。为确保低保覆盖贫困群体,在事前事后的监督和授予过程中收集更广泛的信息是不可或缺的。

表3 农村低保瞄准效率

地区	类别	贫困		非贫困		合计	
		数量(户)	比例(%)	数量(户)	比例(%)	数量(户)	比例(%)
全部样本	没得到低保	1008(排斥)	84.49	5327	89.76	6335	88.87
	得到低保	185	15.51	608(漏损)	10.24	793	11.13
	合计	1193	100	5935	100	7128	100
东部样本	没得到低保	242(排斥)	88.32	1469	93.09	1711	92.39
	得到低保	32	11.68	109(漏损)	6.91	141	7.61
	合计	274	100	1578	100	1852	100
中部样本	没得到低保	173(排斥)	87.37	735	90.85	908	90.17
	得到低保	25	12.63	74(漏损)	9.15	99	9.83
	合计	198(%)	100	809(%)	100	1007	100

地区	类别	贫困		非贫困		合计	
		数量(户)	比例(%)	数量(户)	比例(%)	数量(户)	比例(%)
西部样本	没得到低保	593(排斥)	82.25	3123	88.02	3716	87.05
	得到低保	128	17.75	425(漏损)	11.98	553	12.95
	合计	721	100	3548	100	4269	100

资料来源:本文整理

三、农村低保消费效应评估策略

本文使用断点回归方法(RD, regression discontinuity)估计农村低保对贫困家庭消费的影响。断点回归能在断点处无偏地把实验效应估计出来,具体到低保制度而言,在低保线附近存在一个较窄的带宽,比如低保线为800元,理想的带宽可能在790~810元之间,较窄带宽下低保线(截断线)就能把样本随机地分为两个子样本,当人均家庭收入(不含低保)很接近低保线时,即使超过低保线的程度不大,也不具有领取低保的资格,但该家庭其实是贫困家庭。两个子样本中,一组是家庭人均收入超过低保线的家庭,称之为控制组,该组不具有领取低保的资格;另一组为实验组,即家庭人均收入低于低保线,具有领取低保的资格。因为不同调查地区的低保线标准不同,本文首先把不同地区的收入进行标准化处理,利用各地低保线作为工具变量把收入标准化,标准化后的变量命名为得分,得分即家庭人均收入减去低保线后的分数,如果家庭人均收入等于低保线,该家庭的得分定义为0,得分大于0为非贫困,得分小于0则为贫困家庭,籍此就可以比较低保在截断线上下对消费的效应。断点回归方法认为,个体特征在断点两侧几乎是相同的,即个体特征在分配变量(或称强制变量,比如本文中的人均收入减去低保线后的得分变量)上的变化是连续变化的,实验组和控制组在断点附近差异的唯一来源为是否接受了实验,即是否领取低保金。断点回归利用个体接近截断点方法来进行政策评估,具有实验设计的一些特征。

断点回归对实验选择主要依据一个连续变量 S (本文即指得分变量),这种依据或者是概率性的,或者是确定性的。当实验选择是确定性地依赖于 S 或 S 的函数时,即在断点 \bar{S} 处产生非连续变化,这种实验称为尖锐断点回归;而当实验选择是概率性变化时,即实验变化的概率在断点处产生非连续变化,这种实验称为模糊断点回归。本文中,家庭人

均消费 Y 表示为实验 D (本文中的农村低保)和控制变量 X 的函数, $Y = \alpha D + \beta X$, α 就是在断点附近的农村低保对消费的效应。这种回归其实是一种局部回归,因为它只利用了在家家庭人均收入减去低保线后分数为0这种断点附近的实验组和控制组个体信息。

根据中国农村最低生活保障制度“应保尽保”的原则,这就暗示着加入农村低保的概率应该在断点处(家庭人均收入减去低保线后的分数)会发生不连续的变化,这个门槛值决定了有资格和没资格领取低保这两种类型家庭的边界范围,图2揭示了利用局部回归估计出的农村低保参加率与收入断点之间的联系。

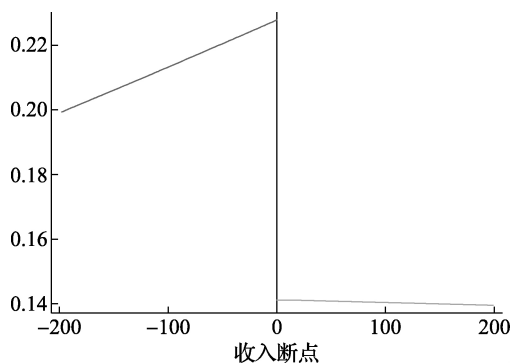
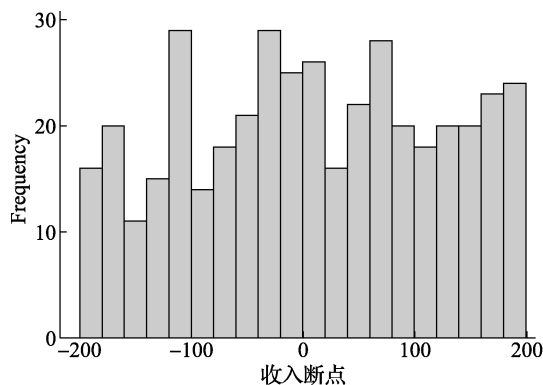


图2 低保参加率
资料来源:本文绘制

图2中的垂线是农村家庭人均收入与低保线相等时的得分。本文把带宽设定为收入断点左右各200元,从图2可以看出,参加农村低保的概率在收入断点处存在非连续变化,得分小于0的农村家庭低保参加率远远高于得分大于0的农村家庭。参加率概率的非连续性从一个侧面佐证了本文使用断点回归的有效性。

断点回归的有效性还要求个体不能策略性地操纵得分来影响他们参加农村低保的概率,数据操纵可能会采用策略性的应答、应答时采用欺骗对策、其他形式等手段。实际上,本文使用的调查数

据主要关注的是老年人的健康或养老问题,个体没有理由来策略性地填报家庭收入以获得农村低保资格;再者,这种数据调查是非官方的,被调查者可能也知道即使操纵收入数据也难以达到获得农村



低保资格的目的。即使这样,本文仍对 \bar{S} 附近个体的频数分布、密度进行检测。数据操纵检查结果如图 3 所示。

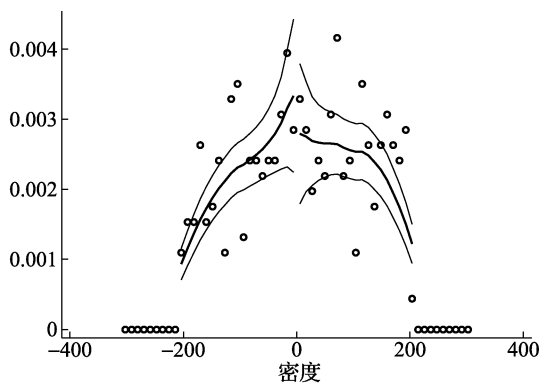


图 3 数据操纵检查

资料来源:本文绘制

图 3 左边的频数分布表明,在收入断点带宽为 200 元时,左右两边均出现了锥凸起,这说明,调查家庭并没有系统性操纵收入数据使其收入进入断点以下。McCrary (2008) 提出,用两步法模型检测分配变量(本文指得分变量)的密度是否在断点处存在非连续。图 3 右边的密度函数表明,收入断点或收入断点附近观测值密度并没有出现较为明显的非连续^①。图 3 说明,本文并没有发现数据操纵

的证据。

另外,断点回归使用的有效性还要求个体的可观测特征在断点左右两侧是“局部”平衡的,即要求其他协变量不能在断点处出现非连续变化。本文选取的其他协变量包括农村家庭中的儿童数量、户主^②教育程度、户主年龄等,图 4 分别绘制了这些变量的连续性。

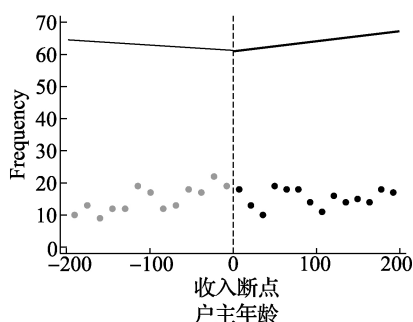
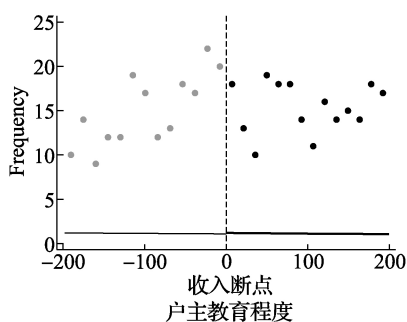
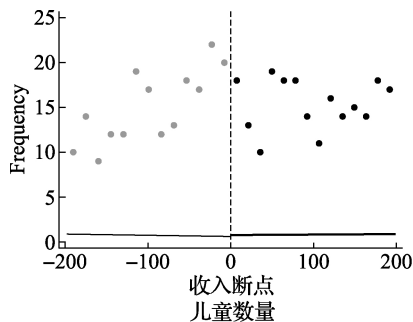


图 4 平衡性检查

资料来源:本文绘制

如果农村家庭中的儿童数量、户主教育程度、户主年龄这些协变量在断点处表现出非连续的特征,说

明“局部”随机样本规则被打破。从图 4 可以看出,这些变量在断点处并没有呈现非连续的特征。

^① 该图使用 McCrary 提出的 Dcdensity 绘出, t 值检验也拒绝了在门槛值附近的收入密度函数非连续的假设。http://emlab.berkeley.edu/~jmccrary/DCdensity/。

^② 值得指出的是,CHARLS 调查没有涉及户主方面的信息,本文定义了一个虚拟的“户主”(Buly & Roger, 2009),即把家庭中的主要受访者视为户主。

基于上述图形,本文预期断点回归方法能正确地识别出农村低保对消费的影响效应。为识别农村低保对家庭人均消费 Y 的影响,即 α 值,首先使用 Wald 断点方法(Hahn 等,2001;Van,2002;Imbens & Lemieux,2008),估计以下比率:

$$\hat{\alpha} = \frac{\lim_{s \rightarrow \bar{S}^+} E[Y|S = \bar{S}] - \lim_{s \rightarrow \bar{S}^-} E[Y|S = \bar{S}]}{\lim_{s \rightarrow \bar{S}^+} E[DIBAO|S = \bar{S}] - \lim_{s \rightarrow \bar{S}^-} E[DIBAO|S = \bar{S}]} \quad (1)$$

式(1)中, $\lim_{s \rightarrow \bar{S}^+} E[Y|S = \bar{S}]$ 是断点 \bar{S} 右边(\bar{S} 右上角的减号代表左边)的消费 Y 的期望值; $\lim_{s \rightarrow \bar{S}^-} E[DIBAO|S = \bar{S}]$ 是断点 \bar{S} 右边(\bar{S} 右上角的减号代表左边)的加入农村低保 $DIBAO$ 的概率。另外,基于前文分析,本文还使用模糊断点参数回归的 2SLS 方法(Van,2002),这需要估计以下方程:

$$Y = \alpha \cdot E(DIBAO|S) + \beta X + K(S) + \varepsilon \quad (2)$$

式(2)中, Y 仍代表家庭人均消费; X 代表控制变量; $DIBAO$ 是二元哑变量,表示是否接受了低保; S 代表得分; $K(S)$ 代表 S 的多项式,下文如无特殊说明, $K(S)$ 一般设定为 $\sum_3 \beta_j S^j$ 。式(2)中的期望可

以采用第一阶段估计方法得出:

$$DIBAO = \beta X + f(S) + \gamma \cdot 1[S \leq \bar{S}] + \omega \quad (3)$$

式(3)中, $f(S) = \sum_0^3 \theta_{0k} S^k + \sum_1^3 \theta_{1k} (S - \bar{S})^k$ 。 $1[S \leq \bar{S}]$, $1[S > \bar{S}]$ 是指示函数即当括号中为真时,取值为 1,否则为 0。其实, $1[S \leq \bar{S}]$ 就是 $DIBAO$ 的一个工具变量。 $\gamma \neq 0$ 的系数的显著性保证了在断点处加入农村低保概率的非连续性。

四、农村低保消费效应评估结果

1. 实证结果

依据前述定义方程,Wald 断点与模糊断点回归估计结果如表 4 所示。其中,因变量分别为家庭人均食品消费对数、家庭人均非食品消费对数、家庭人均总消费对数^①。Wald 断点方法中,分别取了得分断点左右各 50 元、100 元和 200 元的带宽。式(1)中的分子和分母分别用 *numer* 和 *denom* 表示,二者的比率即 *lwald* 是本文关注的焦点变量。对模糊断点回归而言,采用的带宽也分别为 50 元、100 元和 200 元,控制变量主要选取了家庭中的儿童数量、户主教育程度、户主年龄等。

表 4 农村低保效应的断点估计:调查点农村低保线

估计方法	带宽	变量	食品消费对数		非食品消费对数		总消费对数	
			Coef	z	Coef	z	Coef	z
Wald Estimates	100	<i>numer</i>	0.146	0.51	-0.017	-0.05	-0.01	-0.04
		<i>denom</i>	-0.028	-0.23	0.035	0.3	0.022	0.18
		<i>lwald</i>	-5.253	-0.2	-0.485	-0.05	-0.487	-0.03
	50	<i>numer</i>	-0.109	-0.33	-0.317	-0.63	-0.27	-0.65
		<i>denom</i>	-0.131	-0.78	-0.063	-0.37	-0.059	-0.35
		<i>lwald</i>	0.838	0.33	5.041	0.33	4.569	0.31
	200	<i>numer</i>	0.231	0.84	0.061	0.2	0.09	0.34
		<i>denom</i>	-0.012	-0.15	0.049	0.44	0.033	0.3
		<i>lwald</i>	-13.553	-0.15	1.256	0.18	2.757	0.24
Regression Estimates (2SLS)	100	A	-11.601	-0.19	1.918	0.27	4.21	0.27
		B	-15.706	-0.22	4.623	0.38	9.115	0.26
	50	A	1.024	0.14	81.114	0.02	12.041	0.09
		B	-8.581	-0.33	-20.14	-0.13	-11.74	-0.19
	200	A	-15.806	-0.07	-0.74	-0.16	-2.114	-0.29
		B	-10.166	-0.12	0.506	0.11	-0.679	-0.11

注:A 表示没有控制变量只有 S 的多项式,B 表示加入控制变量及 S 的多项式;*** 表示 1% 水平下显著,** 表示 5% 水平下显著,* 表示 10% 水平下显著

资料来源:本文绘制

^①CHARLS 调查中的家庭消费种类较多,为简单计,本文只分成了食品、非食品及总消费三类。实证显示,农村低保对任何分类的消费比如 CHARLS 调查中比较细分的包括交通、教育培训、外出就餐、日用品、衣着消费的影响结论基本没有大的改变。

Wald 断点方法估计结果显示,无论带宽定义为多少,分母的系数均与 0 无差异,并且分子与分母比值的系数也与 0 无差异。所以,本文得到的结论

是,农村低保对农村家庭人均食品消费对数、非食品消费对数及总消费对数均没有显著影响。

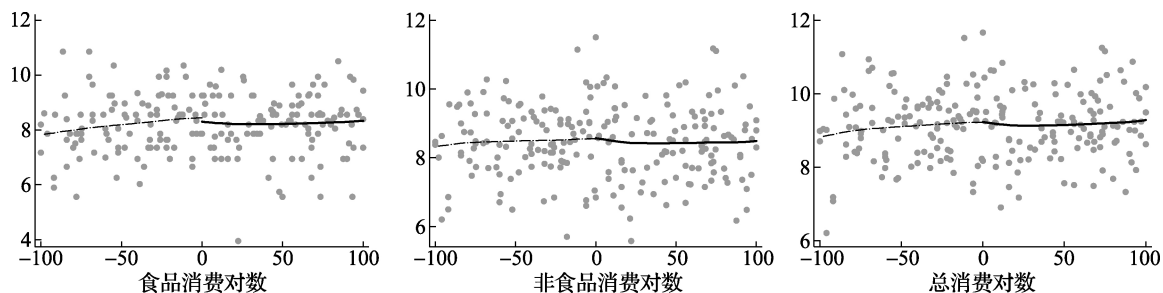


图 5 农村低保消费效应的断点回归

资料来源:本文绘制

图 5 描绘了带宽为 100 元时,农村低保消费效应的断点回归情况。从图 5 中可以看出,农村家庭人均食品消费对数、非食品消费对数及总消费对数在断点处均没有发生显著的非连续性变化。表 4 下半部分的模糊断点回归估计也发现了没有非连

续性的证据。

把样本进行分组研究,以农村家庭人均收入减去调查点农村低保线后的得分作为分配(强制)变量后,东部和中西部对比的估计结果如表 5 所示。

表 5 分地区农村低保的断点估计:调查点农村低保线

东部								
估计方法	带宽	变量	食品对数		非食品对数		总消费对数	
			Coef	z	Coef	z	Coef	z
Wald Estimates	100	numer	0.26	0.64	0.552	0.8	0.353	0.7
		denom	-0.213	-0.77	-0.112	-0.4	-0.158	-0.57
		hwald	-1.222	-0.41	-4.921	-0.32	-2.235	-0.37
	50	numer	0.596	1.16	0.166	0.19	0.385	0.6
		denom	-0.229	-0.62	-0.299	-0.83	-0.269	-0.74
		hwald	-2.606	-0.44	-0.554	-0.17	-1.43	-0.39
	200	numer	0.301	0.73	0.689	1.09	0.398	0.84
		denom	-0.183	-0.74	-0.032	-0.12	-0.084	-0.33
		hwald	-1.648	-0.44	-21.732	-0.12	-4.706	-0.28
Regression Estimates (2SLS)	100	A	-1.483	-0.51	-30.6	-0.1	-4.9	-0.32
		B	-2.491	-0.71	-19.73	-0.23	-5.82	-0.47
	50	A	-0.58	-0.25	-2.29	-0.49	-1.03	-0.4
		B	-27.41	-0.09	46.4	0.11	-101.4	-0.03
	200	A	-6.119	-0.48	9.169	0.36	30.42	0.08
		B	-6.68	-0.53	11.607	0.36	58.08	0.05
中西部								
估计方法	带宽	变量	食品对数		非食品对数		总消费对数	
			Coef	z	Coef	z	Coef	z
Wald Estimates	100	numer	0.06	0.17	-0.246	-0.61	-0.174	-0.5
		denom	0.035	0.26	0.083	0.65	0.084	0.65
		hwald	1.749	0.16	-2.951	-0.42	-2.088	-0.37

中西部

估计方法	带宽	变量	食品对数		非食品对数		总消费对数	
			Coef	z	Coef	z	Coef	z
Wald Estimates	100	numer	-0.349	-0.85	-0.509	-0.86	-0.496	-0.99
		denom	-0.095	-0.54	0.01	0.06	0.0103	0.06
		lwald	3.657	0.52	-49.34	-0.06	-48.104	-0.06
		numer	0.167	0.5	-0.172	-0.48	-0.056	-0.18
		denom	0.034	0.27	0.076	0.64	0.076	0.64
		lwald	4.944	0.25	-2.246	-0.36	-0.736	-0.17
Regression Estimates (2SLS)	100	A	6.704	0.25	-1.754	-0.31	0.036	0.01
		B	7.573	0.24	-1.145	-0.24	0.645	0.19
	50	A	-5.616	-0.15	-5.957	-0.39	-4.378	-0.38
		B	473	0	-1.883	-0.13	-0.105	-0.01
	200	A	-3.683	-0.12	-4.474	-0.37	-5.327	-0.41
		B	-11.77	-0.08	-4.585	-0.3	-5.912	-0.33

注:A表示没有控制变量只有S的多项式,B表示加入控制变量及S的多项式;***表示1%水平下显著,**表示5%水平下显著,*表示10%水平下显著

资料来源:本文整理

表5的结果表明,无论采用哪种估计方法和估计带宽,农村低保对东中西部农村家庭人均食品消费对数、非食品消费对数及总消费对数均没有显著影响。

前述分配(强制)变量定义为农村家庭人均收入减去调查点农村低保线后的得分,如果把强制变

量定义为农村家庭人均收入减去全国农村统一贫困线(国家统计局标准为1274元)后的得分,结论又会有什么改变呢?地区间是否出现异质性?全部样本和分地区样本的Wald断点与模糊断点回归结果分别如表6和表7所示。

表6 低保效应的断点估计(全国农村统一贫困线:1274元)

估计方法	带宽	变量	食品对数		非食品对数		总消费对数	
			Coef	z	Coef	z	Coef	z
Wald Estimates	100	numer	-0.066	-0.21	-0.573*	-1.69	-0.558**	-1.99
		denom	-0.069	-0.76	-0.076	-0.85	-0.069	-0.8
		lwald	0.944	0.2	7.498	0.75	8.075	0.72
	50	numer	0.001	0	-0.918**	-2.14	-0.806**	-1.97
		denom	-0.046	-0.65	-0.056	-0.85	-0.052	-0.8
		lwald	-0.021	0	16.269	0.76	15.513	0.72
	200	numer	0.03	0.1	-0.392	1.17	-0.372	-1.37
		denom	-0.115	-1.26	-0.129	1.48	-0.123	-1.44
		lwald	-0.265	-0.1	3.025	0.91	3.019	0.97
Regression Estimates (2SLS)	100	A	-0.942	-0.39	2.075	0.81	1.879	0.84
		B	-2.325	-0.93	0.06	0.03	-0.116	-0.07
	50	A	10.318	0.14	-21.59	-0.35	-18.329	-0.43
		B	-1.035	-0.2	6.5	0.31	12.471	0.28
	200	A	1.278	0.36	4.1	1.08	2.661	0.94
		B	-1.454	-0.48	1.108	0.53	-0.02	-0.01

注:A表示没有控制变量只有S的多项式,B表示加入控制变量及S的多项式;***表示1%水平下显著,**表示5%水平下显著,*表示10%水平下显著

资料来源:本文整理

表6全部样本的Wald断点方法结果表明,农村低保对食品消费对数没有显著影响。在非食品

消费对数回归方程中,当带宽为100元时,分子项的系数在10%的统计水平上显著为负,但是,分母项

的系数不显著,即在断点处加入低保的概率不显著,导致分子和分母的比率系数不显著。总消费对数的回归方程也表现出了同样的态势,分子项的系数在5%的统计水平上显著为负,但是,分母项的系数不显著,表明断点处加入低保的概率不显著,导致分子和分母的比率系数也不显著。当把带宽缩小为断点左右各50元时,非食品消费对数和总消费对数的分子均在5%的统计水平上显著为负,但

分子和分母比率的系数仍然不显著。当带宽增加到断点处左右各200元时,分子项、分母项及二者比率项的系数均不显著。模糊断点回归的结果也表明,农村低保对食品消费对数、非食品消费对数及总消费对数没有显著影响。当本文把强制变量定义为家庭人均收入减去全国农村统一贫困线(国家统计局标准为1274元)时,全部样本回归得到的结论基本没有改变。

表7 分地区低保效应的断点估计(全国农村统一贫困线:1274元)

东部								
估计方法	带宽	变量	食品消费对数		非食品消费对数		总消费对数	
			Coef	z	Coef	z	Coef	z
Wald Estimates	100	numer	-0.253	-0.65	-0.895	-1.05	-0.602	-1.11
		denom	-0.066	-0.37	-0.079	-0.47	-0.07	-0.42
		lwald	3.829	0.29	11.318	0.42	8.569	0.38
	50	numer	-0.551*	-1.8	-3.115***	-3.94	-1.866***	-2.99
		denom	0.016	0.12	0.015	0.13	0.015	0.13
		lwald	-34.792	-0.12	-201.338	-0.13	-120.6	-0.13
	200	numer	-0.081	-0.21	-0.599	-0.71	-0.422	-0.81
		denom	-0.053	-0.29	-0.065	-0.4	-0.061	-0.38
		lwald	1.549	0.16	9.097	0.35	6.856	0.33
Regression Estimates (2SLS)	100	A	-0.271	-0.03	8.4	0.31	6.05	0.3
		B	-5.84	-0.2	2.19	0.12	2.94	0.23
	50	A	96.4	0.1	-142.28	-0.12	-88.68	-0.12
		B	4.48	0.64	4.31	0.52	3.54	0.53
	200	A	-3.41	-0.72	-12.47	-0.76	-8.79	-0.75
		B	-2.03	-0.31	-13.32	-0.51	-9.51	-0.46
中西部								
估计方法	带宽	变量	食品消费对数		非食品消费对数		总消费对数	
			Coef	z	Coef	z	Coef	z
Wald Estimates	100	numer	0.005	0.01	-0.438	-1.3	-0.529	-1.6
		denom	-0.078	-0.74	-0.09	-0.87	-0.081	-0.81
		lwald	-0.064	-0.01	4.829	0.71	6.515	0.72
	50	numer	0.123	0.25	-0.543	-1.28	-0.627	-1.4
		denom	-0.068	-0.84	-0.084	-1.06	-0.077	-1
		lwald	-1.812	-0.25	6.449	0.78	8.119	0.78
	200	numer	0.083	0.22	-0.302	-0.92	-0.342	-1.07
		denom	-0.138	-1.33	-0.162	-1.57	-0.152	-1.52
		lwald	-0.603	-0.22	1.862	0.79	2.242	0.87
Regression Estimates (2SLS)	100	A	-1.01	-0.4	1.108	0.6	1.228	0.64
		B	-2.45	-0.98	-0.512	-0.36	-0.681	-0.47
	50	A	0.679	0.05	-23.53	-0.18	-21.57	-0.27
		B	-2.506	-0.43	-1.099	-0.2	5.328	0.43
	200	A	-0.064	-0.03	0.873	0.58	0.48	0.33
		B	-1.479	-0.67	-0.605	-0.46	-0.998	-0.74

注:A表示没有控制变量只有S的多项式,B表示加入控制变量及S的多项式;***表示1%水平下显著,**表示5%水平下显著,*表示10%水平下显著

资料来源:本文整理

表7分地区样本的Wald方法结果表明,农村低保除只对带宽为50元时东部地区的非食品消费对数和总消费对数的分子项系数产生显著负向影响外,对分母项系数、分子分母比率项系数均没有显著影响;当东部地区带宽增加到100元和200元时,农村低保对东部地区的消费效应与0无差异。中西部地区Wald方法断点方法、模糊断点回归的结果及东部地区的模糊断点回归的结果都表明,农村低保对消费没有显著影响。另外,本文还使用了其他不同的设定方式,比如S的多项式变动,食品消费、非食品消费及总消费不使用对数形式而使用水平形式,不使用家庭人均消费形式而使用家庭总消费形式等方式,这些不同的设定方法得到的结论基本没有大的改变。

前述Wald断点方法的研究结果表明,无论采用国家统计局贫困线还是各调查地区贫困线,也无论带宽在断点左右设置的宽窄如何,分母项的系数均不显著,即在断点处加入低保的概率不显著,这种“应保未保”局面的出现或者说瞄准失效的原因可能由以下几个方面所致:一是农户方面的原因。农村低保制度的渐进性推进使得当时一些贫困家庭可能不知道有这种制度存在,或者即使知道存在这种制度,但对其申领过程却知之甚少;而数量不多的低保金又不能抵偿领取这种救助的耻辱感,贫困家庭担心被标上社区网络所排斥的“无能”标签。二是农村社区(村委会)方面的原因。在某些地区,农村低保实行“指标化”管理,乡镇政府把低保指标分配到村社区,村社区负责人在村社区中分配这些指标时往往会出现异化行为。现实中,有些地区的村社区负责人并非按村民家庭的实际生活状况分配指标,而是基于村社区负责人利益实施非规范分配,如按宗族、社会关系亲疏指派低保对象,“关系低保”“人情低保”盛行;村社区负责人还可能不按户发放低保金,而是按超过一定年龄标准,把低保金以“撒胡椒面”方式普惠到这些村民人头上(这就

出现了前述低保金最小值每年为25元情形),以换取村民配合其开展其他方面的工作;有些村社区负责人甚至把农村低保金当作退休村社区干部的养老金,藉此为自己退职后获得收益而制定一个“前有车后有辙”供后来在职者遵守的不成文法则。三是双方的原因。农村低保监督机制在村社区中或者缺失或者流于形式,随着年轻劳动力大规模进城务工,留守村社区的老弱儿童对农村低保发放监督乏力,即使村社区把不应该享受低保资格的个体公示出来,由于村社区关系网络的复杂性和紧密性,为避免落下“世仇”或者碍于“抬头不见低头见”的邻里“熟人”社会关系,群众监督成为虚设。再则,农村贫困家庭普遍缺少社会资本,这会降低村社区负责人对其关注程度,而村社区负责人的喜恶往往决定着农村低保的流向。县乡(镇)级对村社区低保申请授予全过程的监督往往由于工作人数、信息化等原因也受到限制。此外,虽然中央政府和地方政府都相应地承担了一部分低保筹资责任,但有些地方财力缺口较大,难免出现“因财政状况实施低保”的现象,农村低保水平提高受困。总之,农村低保瞄准失效及较低的保障水平可能促成了低保对消费没有影响的局面。

2. 稳健性检验:PSM方法

倾向值匹配(PSM)的关键是具有相同观测变量的个体被随机分配到实验组和控制组。为与断点回归相对照,在PSM中选取的观测变量仍为农村家庭中的儿童数量、户主教育程度、户主年龄等变量。本文首先选取断点左边较小的一个带宽,然后,继续增加断点左边的带宽,最后,再分析全部样本。在断点左边进行的PSM分析都是针对农村贫困家庭进行的分析,实验组为接受低保的农村贫困家庭,控制组则是没有收到低保的农村贫困家庭。采用PSM方法测算的农村低保项目平均实验效应(ATT)如表8所示^①。

^①为节省篇幅,这里只给出了一对一匹配下的结果,其他匹配方法结论基本相同。

表 8 PSM 方法的低保效应

	试验组	控制组	差异	se	t
人均收入减各地低保线后小于零大于负 200 元样本					
食品消费对数(ATT)	8.242	8.262	-0.02	0.321	-0.06
非食品消费对数(ATT)	8.517	8.211	0.306	0.264	1.16
总消费对数(ATT)	9.125	8.878	0.247	0.271	0.91
人均收入减各地低保线后小于等于 0 样本					
食品消费对数(ATT)	8.09	8.243	-0.15	0.125	-1.23
非食品消费对数(ATT)	8.321	8.379	-0.06	0.121	-0.48
总消费对数(ATT)	8.973	9.086	-0.11	0.109	-1.03
全部样本					
食品消费对数(ATT)	8.331	8.418	-0.09	0.057	-1.53
非食品消费对数(ATT)	8.588	8.683	-0.1	0.061	-1.56
总消费对数(ATT)	9.26	9.354	-0.09	0.053	-1.76

资料来源:本文整理

从表 8 可以看出,在断点左边带宽为 200 元时,虽然农村低保使得非食品消费对数、总消费对数有增加趋势,但均没有在 10% 的统计水平上表现出显著性。农村低保对食品消费对数的效应也同样没有表现出统计显著性。如果本文把断点左边的带宽继续增加,带宽设置为断点左边的所有样本,结果仍显示,农村低保对食品消费对数、非食品消费对数及总消费对数仍没有显著影响。当使用全部样本时,农村低保对三种消费对数的影响的符号与断点左边的所有样本的符号相同,均为负号,但并没有表现较强的统计显著性。综上所述,PSM 方法得到的结论与断点回归方法得到的结论基本相同。这表明,本文结论具有稳健性特点。

五、结论与讨论

作为亲贫困的一种制度安排,中国于 2007 年在农村实施了最低生活保障政策。由于时滞及微观数据缺失等原因,现有文献对较早建立的城市最低生活保障制度研究较多,研究农村低保的文献较少,而农村当前面临的一项主要任务就是农村人口脱贫问题,所以,亟需对亲贫困的农村低保政策绩效进行全面系统的评估。本文基于 2011—2012 年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,考察了

农村低保的瞄准效率,使用 Wald 断点及模糊断点 2SLS 参数回归方法评估农村低保的消费效应,结果显示,农村低保补助金水平较低,降低贫困的作用有限,其降低贫困率的幅度只有 1% 左右;低保瞄准效率较差,低保流向非贫困家庭的漏损率为 10%,把贫困家庭排除在外的排斥率高达 84%;低保对农村家庭的食品消费、非食品消费及总消费均无显著影响。倾向值匹配(PSM)方法的稳健性检验同样支持该结论。

本文结论相应的政策含义如下:如果只是简单地降低或提高地区贫困线,而不是提高瞄准效率,农村低保的反贫困效果会打折扣,所以,完善农村低保政策,首要考虑的因素是如何同时降低农村低保的漏损率和排斥率,这就必然要求对低保资格评估、分配及监督各环节功能失调的原因进行研究,避免瞄准失效。只有识别出真正贫困的农村家庭并相应地提高低保补助水平,才能使低保惠及到农村贫困家庭,进而提高其经济福利水平。农村低保(或称贫困)识别机制可统筹以下几个因素来设计:

第一,上移低保瞄准的决策权。由县乡两级民政部门直接接受村民的低保申请并组织核查程序,村社区委会只辅助参与家庭经济状况调查。在确定农村低保对象时,需要村(社区)民代表参与民主

评议并规范民主评议的程序和方式。

第二,科学界定农村低保标准。这可通过借鉴拉美国家社会项目受益人选择系统指数法来界定,比如通过县级(或更大范围)农村统计调查,基于家庭人口学特征、家庭成员教育特征、家庭资产等指标,利用统计模型构造指数得分,因地制宜以得分范围确定救助资格和救助标准。这样,既避开收入测量的难题,也便于实施分类救助,并且还可以把边缘人群纳入其中。

第三,财政支出责任上移。中央政府应该在社会救助领域发挥更积极的作用,减少乃至取消地方政府的低保支出责任,增加中央财政转移支付的平衡作用,使农村贫困家庭获得救助的资格和救助水平不因地方财力的制约而受到影响。

第四,建立动态绩效评估系统。评估主要在两个层次上进行:在微观层次,需要对低保农户的“进入”“退出”进行动态监测评估,既要避免产生低保的福利依赖,也要采取反贫困的事前救助的预防措施;在宏观层次,通过绩效评价,促使地方政府关注财政资金的使用效益。

第五,整合农村低保、农村社会保障及扶贫开发制度。比如,提高农村老年群体的养老金,老年

贫困率下降将可能使农村低保群体发生变动。同理,新农合补偿标准的提高也将会影响到农户的贫困脆弱性。五保户补助继续与农村低保并轨还是整合为一也需规范。农村低保与扶贫开发都密切相关关系农村民生,相关性很强,但两项制度分属不同部门实施(其实,农村社会保障和社会救助工作也分属不同的政府部门负责),为提高工作效率、节约行政成本,应当使两项制度在一定程度上融为一体。当然,从长期来看,还需要考虑农村低保与城镇低保的衔接问题。此外,如何加快信息化建设、强化县乡两级的低保管理能力及完善农村低保立法,也是应该考虑的问题。

本文的不足之处在于:囿于数据限制,本文只在截面上对农村低保的瞄准及效应进行了考察,得出的结论可能只反映了低保的静态结果,使用面板数据后,结论是否会有所改变,这值得进一步研究。此外,由于农村劳动力市场中就业定义比较模糊,而非严格意义上的劳动力市场,为此,本文没有考察农村低保对劳动力市场的影响效应,但低保与劳动投入之间的关联研究却是不容忽视的问题。这些都需要在未来数据可得时进行完善。

参考文献:

- [1] Buly A. Cardak, Roger Wilkins. The Determinants of Household Risky Asset Holdings: Australian Evidence on Background Risk and other Factors[J]. Journal of Banking & Finance, 2009, (33): 850 - 860.
- [2] Gustafsson, Björn, Deng, Quheng. Di Bao Receipt and its Importance for Combating Poverty in Urban China[J]. Poverty and Public Policy, 2011, 3, (1): 116 - 147.
- [3] Imbens, G. W. , Lemieux, T. Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice[J]. Journal of Econometrics, 2008, (142): 615 - 635.
- [4] Hahn, J. , Todd P. , Van der Klaauw W. Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression Discontinuity Design[J]. Econometrica, 2001, 69, (1): 201 - 209.
- [5] Lena Kuhn, Stephan Brosig. Social Assistance in Rural China Identifying and Supporting the Needy [R]. Working Paper, 2013.
- [6] Lu, Yang. Urban Dibao Program: Targeting and its Effect[R]. Working Paper, 2012.
- [7] McCrary, J. Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: a Density Test[J]. Journal of Econometrics, 2008, 142, (2): 698 - 714.
- [8] Van der Klaauw, W. Estimating the Effect of Financial Aid Offers on College Enrollment: A Regression-Discontinuity Approach[J]. International Economic Review, 2002, 43, (4): 1249 - 1287.

The Rural Minimum Living Standard System: Targeting and its Consumption Effects

XIE E

(School of Economics, Shandong University, Jinan, Shandong, 250199, China)

Abstract: The “Minimum Livelihood Guarantee Scheme”—popularly known as Dibao (DB)—has been the Government of China’s main response to the challenges of social protection in its rapidly changing economy. In 1999, the Dibao program was established in China. According to the regulations of this program, people whose per capita household income falls below a locally determined minimum living standard can enjoy this assistance whether or not he or she receives a basic living subsidy, unemployment insurance or any other insurance. Local governments determine their own minimum living standard by reference to the basic living costs. According to national regulations, rural Dibao especially targets residents with bad livelihood due to handicaps, being old and weak and/or lacking ability to work. The main eligibility criterion is that the average annual net income of adult household members falls below a locally defined poverty line.

It is necessary to shed light on some aspects of the programs in question: After a hesitant launch in the late 90s, the rural Dibao program was introduced nationwide in 2007 (State Council 2007). Since that time, the system’s total coverage has been steadily increasing. In the first quarter of 2013, nearly 28.2 million households were receiving transfers (Ministry of Civil Affairs 2013). The program is mainly funded by the central government, currently bearing close to two thirds of the total expenses (60.1% in 2011), whereas the village level is exempt from any financial responsibilities (Wang 2012:155; Ministry of Civil Affairs 2013).

It is necessary to implement some social policies to construct an income redistribution mechanism of economic development. When economic development can increase the income of most laborers, limited economic resources for assistance can be used for those groups who really need it. So it is very important to identify the people who really need assistance. Targeting of an assistance program is not an easy task. Sometimes undercoverage and leakage occur at the same time, which makes the program less effective and less efficient. Based on the analysis presented here, the targeting efficiency of this program is still very low. The most urgent problem for the dibao program is the improvement of the efficiency of targeting. There are two basic targeting methods: administrative targeting and market-based targeting. Geographic targeting and household individual targeting are commonly used in administrative targeting.

China’s dibao program adopts the method of administrative targeting and household targeting. The community in which a household lives is very familiar with the income of each family and targeting should be community-level based. This is the method that the Chinese Government is now adopting. However, because some households underreport their income or even bribe the local community officials to get dibao, there will be quite a lot of work for community officials in identifying the really poor and non-poor households and ensuring that dibao assistance is provided for those households that really need it. Based on data of 2011—2012 of China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS), this paper firstly analyze the targeting efficiency of the rural minimum living standard system, then this paper estimates effects of dibao on consumption using a Regression Discontinuity design. The results show that Dibao fall short of its objective of lifting poor households above the poverty line due to the low value of average grants. Dibao just alleviate 1% poor households to get out of poverty. We find considerable amount of mistargeting of Dibao transfers. We measured both types of mistargeting, namely leakage (Dibao transferred to non-poor households) and exclusion (the exemption of poor from the program), The occurrence of leakage and exclusion is 10% and 84% respectively. Dibao has no effects on household food consumption and non-food consumption and total consumption. The robust test of Propensity Score Matching (PSM) get same results.

Key Words: dibao; targeting efficiency; consumption; regression discontinuity

(责任编辑:弘毅)