

【国民经济】

公共转移支付与老年人的多维贫困

解 垚

(山东大学经济学院, 山东 济南 250199)

[摘要] 本文基于中国家庭动态跟踪调查(CFPS)2010年和2012年的个体面板调查数据,利用A-F多维贫困测量方法估计老年人在消费、健康、未来信心三个维度的多维贫困,并使用倾向值匹配方法(PSM)检验最低生活保障金,包括新农保养老金、城镇居民养老金、城乡居民养老金在内的居民养老金对老年人贫困的影响。结果显示:城乡老年人消费维度剥夺状况均有所改善,健康维度则呈现小幅度的恶化,在信心维度上,城市老年人剥夺状况改善,而农村老年人的剥夺状况持续恶化;农村老年人消费贫困、健康贫困、信心贫困比城市老年人严重;虽然城乡老年人的多维贫困呈现下降态势,但在2012年仍有约35%的老年人存在三个维度中任意一个维度的贫困;健康和未来信心是多维贫困的重要组成部分;最低生活保障及居民养老金这些公共转移支付对老年人贫困的影响表现出了城乡异质性。最低生活保障、居民养老保险对城市老年人贫困影响微弱;最低生活保障没有降低农村老年人的贫困,反而使农村老年人的贫困增加,居民养老保险显著地降低了农村老年人的多维贫困。

[关键词] 老年人; 最低生活保障; 居民养老金; 多维贫困

[中图分类号]F810.45 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)11-0032-15

一、引言

21世纪以来,中国人口老龄化趋势日益明显。据全国老龄工作委员会办公室预测,到2050年,中国老年人口总量将超过4亿,老龄化水平推进到30%以上。与此同时,北京大学国家发展研究院2013年6月发布的《中国健康与养老追踪调查》数据显示,全国有22.9%的60岁以上老年人的消费水平位于贫困线以下。当然,如果再考虑到老年人的健康贫困、未来信心贫困等多维贫困问题,那么老年人的福利状况可能会更加低下。近年来,政府在建立覆盖城乡居民社会保障体系方面进行了较大的改革,比如,实行城乡居民最低生活保障(以下简称低保)等社会救助制度;国务院2014年2月又把新型农村养老保险和城市居民养老保险合并,并期待用这个制度覆盖所有老年人,实现“老有所养”的社会保障目标。那么,低保、居民养老保险等这些公共转移支付的绩效如何?老年人的福利是否会因此得以改善?公共转移支付对老年人消费贫困、健康贫困、未来信心贫困等多维贫困的影

[收稿日期] 2015-09-23

[基金项目] 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”(批准号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”(批准号15YJA790027);山东省自然科学基金项目“公共转移支付的减贫效应与效率”(批准号ZR2014GM001)。

[作者简介] 解垚(1971—),男,山东临清人,山东大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士。电子邮箱:sdcyxe@sina.com。

响是否存在城乡差异?

按照阿玛蒂亚·森的理论,可行能力是衡量个体福利或贫困程度的核心指标。从动态发展的角度看,个体的福利并不能仅仅从消费或收入一个维度进行测量,而需要从可行能力和自由的多个维度进行考察^[1]。因为个体达到合意目标的可行能力在不同的生命期会有所不同,福利的构成一般随年龄变化而变化,老年福利与适应性概念或称处理老龄挑战的能力相关联。比如,Brandstadter and Greve^[2]把老年福利定义为“同化平衡、适应环境、免除策略(自选择过滤)以达到切实的自我感这样的动态平衡过程”。George and Bearon^[3]认为老年人的福利有四个维度:一般健康和机能状况、社会经济状况、生活满意程度、自尊。Lawton^[4]提出了一个比较流行的生命质量定义,据此定义老年福利由以下几个方面构成:行为技能(以健康和社会行为的认知维度衡量)、感知的生命质量、心理福利(包括心理健康及生活满意的个体判断)、客观环境(包括住房、经济指数)。

基于阿玛蒂亚·森的可行能力剥夺理论,即个人发展中的可行能力是衡量个体贫困程度的核心指标,从发展的角度看,人的贫困并不能仅仅采用收入进行衡量,而需要从评价功能性活动大小的可行能力和自由的多个维度进行考察,诸如政治自由、社会机会、经济工具等,Alkire and James^[5,6]提出了A-F多维贫困测度方法。据此方法国内外学者对多维贫困进行了如下几个方面的研究。①多维贫困指数方法的稳健性探讨^[7-10]。②多维贫困的测度与分解。Alkire and Emma^[11]采用健康、教育、生活水平等三个维度的贫困对100多个发展中国家的多维贫困进行了分解研究,结果分析还表明多维贫困指数并不随着临界值、权重的变化而变化。对中国多维贫困的研究大多基于中国家庭健康调查(CHNS)微观调查数据库来进行分解^[12-14]。③特定减贫项目的多维贫困瞄准研究。Virginia and Stephen^[15]利用孟加拉国2002—2005年的面板数据分析了针对赤贫家庭的公共项目对多维贫困的影响,结果表明公共项目显著地减少了初始期被剥夺维度较多家庭的多维贫困。

基于中国家庭动态跟踪调查(CFPS)2010年和2012年的个体面板调查数据,本文进行以下分析:①利用A-F多维贫困测量方法估计老年人在消费、健康、未来信心三个维度的多维贫困,并对比分析了农村老年人和城市老年人多维贫困的发展状况。②使用倾向值匹配方法(PSM)检验最低生活保障金、居民养老金(包括新农保养老金、城镇居民养老金、城乡居民养老金)这些公共转移支付对老年人单维贫困和多维贫困的影响。

二、方法与数据

1. A-F方法

A-F方法利用“双界线”法来识别贫困。第一步设定多维贫困的维度,第二步设定判断样本为贫困的维度界限值即双重界限,第一层界限为识别样本在各维度是否被剥夺,第二层界限通过样本被剥夺的维度数识别样本是否为多维贫困。

各维度取值:令 $M^{n \times d}$ 代表 $n \times d$ 维矩阵,令矩阵元素 $y \in M^{n \times d}$ 代表 n 个人在 d 个不同维度上所取得的值, y 中的任一元素 y_{ij} 表示个体 i 在维度 j 上的取值, $i=1,2,\dots,n;j=1,2,\dots,d$ 。行向量 $y_i=(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{id})$ 包括了个体 i 在所有维度上的取值。同理,列向量 $y_j=(y_{1j}, y_{2j}, \dots, y_{nj})'$ 代表 j 维度上不同个体的取值分布。

剥夺矩阵:令 $z=(z_1, z_2, \dots, z_d)$ 为剥夺临界值矩阵,用 $z_j(z_j > 0)$ 表示个体在第 j 个维度被剥夺的临界值($j=1,2,\dots,d$)。权重:令 $w=(w_1, w_2, \dots, w_d)$ 为权重矩阵, w_j 表示维度 j 在多维贫困测度中所占的权重,这个权重代表了各个维度的相对重要程度($j=1,2,\dots,d$)。一般A-F方法运用过程中采用的是等权重法^[16]。若设定各维度为等权重,则将 d 个维度所有指标的权重加起来,其和为1。等权重法又

分为指标等权重和维度等权重。当采用指标等权重时,多维贫困测度中共设定 d 个维度 p 个指标,则每个指标的权重为 $1/p$ 。若采用维度等权重法,则每个维度的权重均为 $1/d$,设其中 j 维度有 p 个指标,则 j 维度中每个指标的权重为 $1/(d \times p)$ 。指标等权重法通常测度出来的多维贫困发生率较维度等权重法测度出来的值偏大^[13,17]。

剥夺计数:令 $c_i=(c_1, c_2, \dots, c_n)'$ 表示剥夺计数。它反映个体的被剥夺的广度。 $c_i(i=1, 2, \dots, n)$ 表示个体 i 所经受的被剥夺的维度个数。

贫困临界值:令贫困临界值为 k 。

贫困识别:经过上述实施步骤,并且判定在给定剥夺临界值 z 、权重 w 和贫困临界值 k 时,个体是否为贫困,个体为贫困时,那么贫困识别取值为 1, 否则为 0。

A-F 多维贫困指数 MPI 和平均被剥夺份额计算公式分别为:

$$MPI = \sum_{i=1}^n c_i(b)/nd \quad (1)$$

$$A = \sum_{i=1}^n c_i(b)/qd \quad (2)$$

其中, n 表示个体数量, q 表示在维度贫困线为 b 时的多维贫困人数。 $c_i(b)$ 表示维度贫困线为 b 时 c_i 的取值。贫困发生率 $H=q/n$, A 表示平均被剥夺份额。结合式(1)和式(2)不难发现 $MPI=H \times A$, 即给定维度临界线下,多维贫困指数由贫困发生率和平均被剥夺程度决定。此外,多维贫困指数可以按照维度、地区等不同的组进行分解。多维贫困指数从维度上的分解如下:

$$MPI(d_j; b) = \sum_{j=1}^d \left(\sum_{i=1}^n g_{ij}/nd \right) \quad (3)$$

其中, $\sum_{i=1}^n g_{ij}/nd$ 表示为维度 j 下的贫困指数。

2. 数据来源及指标权重

(1)数据来源。本文使用数据全部来自于北京大学中国社会科学调查中心执行的“中国家庭动态跟踪调查”(CFPS)中 2010 年和 2012 年的面板调查数据。CFPS 是一项全国性的综合社会跟踪调查项目,它通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国在社会、经济、人口、教育和健康方面的变迁,从而为学术研究和公共政策分析提供数据基础。该项目于 2007 年开始准备,2010 年在全国 25 个省份进行基线调查,确定永久跟踪调查对象,并在 2011 年、2012 年顺利进行了全国性跟踪调查。2011 年的调查规模相对较小。本文样本选取为 2010 年、2012 年两次调查中个体年龄大于等于 60 岁的面板数据,删除关键变量缺失后的样本数量为 7350。

CFPS 的抽样设计关注初访调查样本的代表性,采用了内隐分层的、多阶段的、多层次与人口规模成比例的概率抽样方式(PPS)。样本覆盖了除中国的香港、澳门、台湾地区、新疆、青海、内蒙古、宁夏、海南和西藏之外的 25 个省份。CFPS 的问卷分为三个层级:个体、个体生活的紧密环境即家庭、家庭的紧密环境即村居,因此形成了三种问卷:个人问卷、家庭问卷、村居问卷,其中根据年龄特征把个人问卷分为成人问卷和少儿问卷。

(2)指标权重。本文选取消费、健康和未来信心三个维度考察老年人的多维贫困状况,采取大部分文献都采用的维度等权重方法,各维度权重赋值均为 $1/3$ (具体维度及指标见表 1)。在上述三个单维度贫困基础上,结合 Alkire and Emma^[11]的研究,本文把多维贫困的截断点定义为 33%^①。

① 本文定义的多维贫困截断点与 Alkire and Emma^[11]把截断点定义为 30%稍有不同,因为本文的多维贫困包括了消费、健康、信心三个维度,用 33%来定义截断点更适当、直观。

表 1 维度、指标、临界值及权重选取与设定

维度	指标	临界值	权重
消费	家庭人均消费	消费贫困线为 1.25 美元/人天	1/3
健康	身高体重	BMI 值小于 18.50 为健康维度贫困	1/3
信心	对自己未来信心程度	赋分为 3.00 分以下(不包括 3.00 分)为信心维度贫困	1/3

注:①CFPS 调查中的消费数据是调查年份前一年的数据,即面板数据中的消费是 2009、2011 年的实际消费数额,所以本文使用世界银行国际比较项目数据库私人消费购买力平价进行贫困线换算时,使用 2009 和 2011 年的 PPP。②BMI 值=体重(kg)÷身高²(m²),亚洲 BMI 的正常值范围一般为 18.5—22.9kg/m²之间,低于 18.5 为体重过轻^{18、19}。③CFPS 调查中的选项“您对自己的前途(未来)有多大信心”打分中,1 表示根本没有信心,5 表示非常有信心。

资料来源:作者整理。

变量选择:公共转移支付是不以取得劳务和商品为报偿的政府支出,所以,本研究的公共转移支付变量选了两类。第一类为是否收到最低生活保障。因为 2012 年既能确定是否收到最低生活保障又能确定个体收到最低生活保障金数额,而 2010 年个体仅能确定其是否收到了最低生活保障金,为此下文实证中以是否收到最低生活保障作为公共转移支付的代理变量。第二类为是否收到新农养老金、城镇居民养老金、城乡居民养老金^①,这三种养老金本文简称为“居民养老金”。另外,需要指出的是,居民养老金只是 2012 年的截面变量。国务院于 2009 年 9 月召开全国新型农村社会养老保险试点工作会议部署新农保制度,从 2011 年起城镇居民社会养老保险(简称城镇居民养老保险)开展试点,而 CFPS 的 2010 年基线调查中并没有涉及居民养老保险的调查项目。本文使用的其他控制变量还包括个体和家庭的其他特征变量(见表 2)。

从表 2 中可以看出,领取最低生活保障金的比例为 12.97%。在有无低保的比较中,除性别差异的影响不显著外,家庭人口、年龄、婚姻、受教育程度、居住地区、收入均有显著差异。在全部样本中,领取居民养老金的比例为 37.93%。在有无居民养老金的比较中,控制变量不显著的个数相比于低保而言在增加,比如,婚姻状态、性别、居住东部或西部对是否领取居民养老金的影响不显著,而家庭人口较多、年龄较长、收入较低家庭的老年人更倾向于领取到居民养老金,有无领取养老金在各个教育程度间、中部地区间的差异也比较显著。

三、多维贫困测度

1. 单维贫困

本文计算了全部样本、城市样本、农村样本^②在三个维度的贫困状况。从消费维度看,农村消费贫困发生率下降的幅度较大,从 2010 年的 16.36%下降到 2012 年的 8.5%。而城市消费贫困的变化并不是太大,2010 年和 2012 年城市消费贫困率分别为 1.6%和 1%。城乡全部样本消费贫困发生率由于农村的拉动作用呈现较大幅度的下降,从 2010 年的 11%下降到 2012 年的 6%。

① Lustig²⁰认为缴费型的养老保险系统中的养老金(比如中国的职工基本养老保险),是从储蓄中得到的收入,不能把这种养老金作为公共转移支付的组成部分。而针对不符合职工基本养老保险参保条件的城镇非从业居民实施的养老保险项目即城镇居民养老保险,新型农村养老保险(简称新农保)以及城镇居民养老保险与农村养老保险相衔接整合的城乡居民养老保险,这些养老保险的筹资主体是各级政府,所以,本文把领取城镇居民养老金、新农保养老金、城乡居民养老金作为公共转移支付的代理变量。

② 城乡划分以户口为分组标志,因为现实中公共转移支付主要还是以户口作为标准。尽管如此,即使以统计局划分的城乡标准,公共转移支付对贫困的效果基本上没有改变。

表 2 变量均值描述

	全部样本	低保			领取居民养老金		
		无	有	t 检验	无	有	t 检验
领取低保 (%)	12.9700						
领取居民养老金 (%)	37.9300						
家庭人口	3.7676	3.7271	4.0387	***	3.7318	3.9203	***
年龄	68.3447	68.2212	69.1729	***	68.2501	68.7489	***
年龄平方	4708.6090	4691.5200	4823.1620	***	4696.6850	4759.5600	**
在婚	0.7995	0.8144	0.7002	***	0.8017	0.7905	
受教育小学毕业及以下	0.5225	0.4984	0.6844	***	0.5005	0.6169	***
受教育初中毕业	0.1423	0.1502	0.0890	***	0.1482	0.1160	***
受教育高中毕业及以上	0.3351	0.3513	0.2264	***	0.3512	0.2661	***
性别为男性	0.5428	0.5453	0.5262		0.5455	0.5315	
居住东部地区	0.4552	0.4801	0.2882	***	0.4590	0.4390	
居住中部地区	0.2903	0.2834	0.3364	***	0.2832	0.3206	***
居住西部地区	0.2544	0.2363	0.3752	***	0.2577	0.2403	
家庭人均纯收入	9918.9560	10776.5000	4295.1700	***	10562.4800	7003.5600	***

注:***表示 1%水平下显著,**表示 5%水平下显著,*表示 10%水平下显著。家庭人均纯收入价格调整为 2010 年。

资料来源:作者计算整理。

从健康维度看,无论城市、农村还是全部样本,健康维度贫困发生率均呈现小幅度的上扬,比如,城市健康维度贫困发生率从 2010 年的 6%上升到 7%,农村则从 20.9%上升到 21.2%,全部样本健康维度贫困发生率维持在 16%,这可能反映了老年人追踪数据的健康特点,老年人的体质水平随着时间的推移而下降。

从信心维度看,城乡老年人的信心维度贫困发生率呈现出截然不同的趋势,农村老年人的信心维度贫困发生率从 2010 年的 21.5%上升到 2012 年的 25.4%,增长了近 4 个百分点,城市老年人的信心维度贫困发生率从 2010 年的 16.5%下降到 2012 年的 13.7%,下降了近 3 个百分点。城乡全部样本信心维度贫困发生率从 2010 年的 20%上升到 2012 年的 21%。

综合上述分析,无论是城市老年人还是农村老年人,消费维度剥夺状况均有所改善,然而健康维度却呈现小幅度的恶化。在信心维度上,城市老年人剥夺状况改善,而农村老年人的剥夺状况持续恶化。无论处于期初还是期末,农村老年人的消费、健康、信心贫困相较于城市老年人严重,这些结果的出现可能与城乡统筹失调有关,也可能与城市公共转移支付强度、私人转移支付强度(即子女给父辈的时间和金钱帮助)高于农村有关。为进一步比较城乡之间的变化和相对重要性,本文将测度多维贫困发生率,并对多维贫困进行分解。

2. 多维贫困

采用 CFPS 调查 2010 年、2012 年的面板数据,按照 A-F 多维贫困测量方法,测度出中国老年人多维贫困指数(见表 3)。

从表 3 的结果可以看出,当只有一个维度被考察时,2010 年的全国老年人贫困发生率为 0.3826,这意味着 38.26%的老年人存在三个维度中的任意一个维度的贫困,平均剥夺份额 A 为 0.4113,多维贫困指数 MPI 为 0.1574。2012 年相比于 2010 年,全国老年人贫困发生率只下降了

表 3 中国老年人多维贫困指数

		年份	$b=1$	$b=2$	$b=3$
全部样本	H	2010	0.3826	0.0792	0.0103
		2012	0.3556	0.0686	0.0052
	A	2010	0.4113	0.7102	1.0000
		2012	0.4024	0.6918	1.0000
	MPI	2010	0.1574	0.0562	0.0103
		2012	0.1431	0.0474	0.0052
城市样本	H	2010	0.2266	0.0184	0.0008
		2012	0.2022	0.0164	0.0000
	A	2010	0.3616	0.6812	1.0000
		2012	0.3603	0.6667	1.0000
	MPI	2010	0.0819	0.0125	0.0008
		2012	0.0729	0.0109	0.0000
农村样本	H	2010	0.4629	0.1105	0.0153
		2012	0.4422	0.0987	0.0082
	A	2010	0.4239	0.7127	1.0000
		2012	0.4135	0.6942	1.0000
	MPI	2010	0.1962	0.0787	0.0153
		2012	0.1837	0.0685	0.0082

资料来源:作者计算整理。

不到3%,平均剥夺份额下降的幅度更小,只有1%左右。多维贫困指数下降1.4%。城市老年人和农村老年人2012年的贫困发生率、平均剥夺份额以及多维贫困指数均比2010年有所下降。但是无论期初还是期末,农村老年人的贫困发生率、平均剥夺份额以及多维贫困指数均高于城市老年人,2010年农村老年人多维贫困指数比城市高11%左右,这个差距到2012年并没有发生变动,贫困发生率、平均剥夺份额城乡差距在期初和期末之间也基本没有发生变动。当有两个维度被考察时,城市老年人和农村老年人2012年的贫困发生率、平均剥夺份额以及多维贫困指数均比2010年有所下降,但是无论处于期初还是期末,农村老年人的贫困发生率、平均剥夺份额以及多维贫困指数仍高于城市老年人。当有三个维度被考察时,城乡老年人期初期末的平均剥夺份额均为1,城市老年人的贫困发生率从2010年的0.08%下降到2012年的0,多维贫困指数也从2010年的0.08%下降到2012年的0。农村老年人的贫困发生率从2010年的1.53%下降到2012年的0.82%,其多维贫困指数到期末时不足1%。总的来说,当考虑的维度相同时,由于贫困发生率 H 和平均剥夺份额 A 都在不断下降,使得多维贫困指数 MPI 也呈现下降态势。

从截面上看,以2012年为例, $b=2$ 时,全国老年人贫困发生率6.86%,平均剥夺份额为0.6918,多维贫困指数为0.0474,而 $b=3$ 时,全国老年人贫困发生率0.52%,平均剥夺份额为1,多维贫困指数为0.0052。也就是说,同一年份中,随着维度的不断增加,平均剥夺份额在不断上涨,贫困发生率却在不断降低,最终使得多维贫困指数 MPI 是逐渐降低的,这是因为贫困发生率的下降幅度要远远大于平均剥夺份额的上涨幅度,城乡分组样本均表现出这样的特点。多维贫困能够从多维贫困发生率看城乡老年人多个维度贫困的整体变化,要进一步分析造成这种变化的具体维度,还需要对多维贫困进行分解,分解结果参见表4。

样本	维度	2010			2012		
		消费	健康	未来信心	消费	健康	未来信心
全部样本	一维贫困贡献率	24.0411	33.9540	42.0242	13.4377	37.4487	49.1164
	二维贫困贡献率	29.2222	36.4536	34.3790	18.3399	39.9823	41.6687
城市样本	一维贫困贡献率	6.50945	26.4039	67.0880	4.75782	32.6643	62.5837
	二维贫困贡献率	21.2596	36.1413	42.5191	6.7250	43.1012	50.1318
农村样本	一维贫困贡献率	27.7937	35.5745	36.6278	15.4245	38.5430	46.0193
	二维贫困贡献率	29.8487	36.4958	33.7015	19.4086	39.6440	40.9088

资料来源:作者计算整理。

截至 2012 年,全部样本及城乡样本几乎不存在三个维度的贫困,因此本文多维贫困贡献率分解只进行到二维贫困。表 4 的结果显示:2010 年和 2012 年,全部老年人、城市老年人、农村老年人的消费维度是多维贫困贡献率最小的部分。随着时间的推移,消费维度贡献率下降,健康维度贡献率上升,尽管城市一维贫困贡献率中未来信心数值出现下降,但未来信心维度仍是一维贫困贡献率最大的部分。2010 年,农村老年人健康维度是二维贫困贡献率最大部分,对于城市老年人二维贫困贡献率最大部分则是未来信心维度。而全部样本中健康因素是二维贫困贡献率中最大的部分,当然健康和未来信心在二维贫困中贡献率的差别仅在 2%左右。2012 年,未来信心维度是多维贫困贡献率最大的部分。在城市老年人中健康和未来信心维度二者总贡献率一直很高,在多维贫困中贡献率之和为 90%以上。对农村老年人的多维贫困贡献率之和也一直在 80%以上。这说明健康和未来信心维度一直占有重要的地位。

由上述分析,本文发现农村老年人和城市老年人消费维度贫困改善、健康维度贫困轻微恶化的同时,消费维度在多维贫困中的贡献率在减少、健康维度在多维贫困中的贡献率却在上升。农村老年人未来信心维度的贫困在恶化,在多维贫困中的贡献率在上升。公共转移支付政策对多维贫困的这种变化会起到何种作用?使用何种工具来评估公共转移支付政策的减贫效果?文章接下来的部分将对该问题进行探讨。

四、公共转移支付对多维贫困影响的实证分析

因为诸如低保性质的公共转移支付瞄准对象是非随机样本,本文评估策略采用倾向值匹配方法(PSM)来最小化选择性偏误^①。ATT 效应估计是接受公共转移支付的个体假设其如果没有收到公共转移支付对单维贫困、多维贫困变化之影响,即存在下式:

$$ATT = E(Y_{i,1}|T_i=1) - E(Y_{i,0}|T_i=1) \quad (4)$$

其中, $Y_{i,1}, Y_{i,0}$ 表示接受处理的个体 i 的潜在结果变量, $T_i=1$ 代表收到公共转移支付。因为不能直接观测到 $E(Y_{i,0}|T_i=1)$,需要构造适当的反事实。倾向值匹配方法由两个阶段来完成,①基于接受公共转移支付个体的可观测变量计算出倾向值(预测概率),②利用多种匹配技术对倾向值进行匹配得到公共转移支付的 ATT 效应。在第一阶段的倾向值计算中本文使用了如表 2 所示家庭特征、个人特征等变量的 Logit 技术,在第二阶段本文使用 neighbor、kernel^②匹配方法计算公共转移支付对

① 本文即使使用面板数据、PSM 方法对内生性问题加以控制,内生性问题可能依然存在,这也构成了本文的不足之一。

② 其他匹配技术的计算结果大体相同,篇幅所限,不再列示。

多维贫困及单维贫困的 ATT 效应。

表 5 汇报了 2010 年和 2012 年面板数据消费、健康和未来信心单维度贫困及前文所述以 33% 作为截断点表示的多维贫困情况,即如果三个单维贫困中存在任何一维及一维以上的剥夺为多维贫困。

表 5 面板数据单维、多维贫困指数

	全部 样本	低保						领取居民养老金					
		城市			农村			城市			农村		
		无	有	t 检验	无	有	t 检验	无	有	t 检验	无	有	t 检验
消费维度	0.0856	0.0100	0.0300	**	0.1100	0.1600	***	0.0100	0.0090		0.1300	0.0800	***
健康维度	0.1605	0.0600	0.1300	***	0.1900	0.2800	***	0.0600	0.0700		0.2100	0.1800	**
信心维度	0.2046	0.1400	0.2000	**	0.2100	0.3000	***	0.1500	0.1400		0.2300	0.2400	
多维	0.3691	0.2000	0.3300	***	0.4200	0.5700	***	0.2100	0.2200		0.4600	0.4100	***

注:***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:作者计算整理,城乡老年人领取低保比没有领取低保的健康维度贫困高。

2010 年和 2012 年全部样本消费维度贫困为 8%左右,城市有无低保以及农村有无低保之间消费维度贫困的差异统计显著,城乡老年人领取低保比没有领取低保的消费维度贫困高;农村有无领取居民养老金之间的消费维度贫困差异在 1%的水平上统计显著,领取居民养老金的农村老年人消费贫困显著低于没有领取居民养老金的老年人。全部样本健康维度贫困为 16%左右,与消费维度相同,分组样本中,城乡老年人领取低保比没有领取低保的健康维度贫困高;农村有无领取居民养老金之间健康维度贫困的差异统计显著,领取养老金比没有领取养老金的健康维度贫困低。全部样本信心维度贫困为 20%左右,城市有无低保以及农村有无低保之间信心维度贫困的差异统计显著,城乡老年人领取低保比没有领取低保的信心维度贫困高;城市老年人领取居民养老金比没有领取居民养老金的信心维度贫困低 1%左右,农村老年人领取居民养老金比没有领取居民养老金的信心维度贫困高 1%左右,但均没有表现出统计显著性。全部样本多维贫困为 37%,城市有无低保以及农村有无低保之间多维贫困的差异统计显著,城乡老年人领取低保比没有领取低保的多维贫困高;农村有无领取居民养老金之间的多维贫困差异在 1%的水平上统计显著,领取居民养老金的农村老年人多维贫困显著低于没有领取居民养老金的老年人。比较有趣的是,城市居民有无领取居民养老金的单维贫困以及多维贫困之间的差异均没有表现出统计显著性。

仅仅以是否收到公共转移支付为基础比较计算出贫困均值可能会受到选择性偏差的影响,因为公共转移支付在人群中的分配并非随机。实际上,本文不能假定公共转移支付瞄准的强制严格标准,那么只是通过估计接受公共转移支付和没有接受公共转移支付之间的贫困差异来评估公共转移支付对贫困的影响就会存在不足,因为贫困的差异可能是仅由公共转移支付接受者是被有意识挑选出来所致。为正确评估公共转移支付的贫困效应,本文需要考虑到在不存在公共转移支付时结果变量会是什么即反事实状况是什么。表 6 是 PSM 方法第一阶段倾向值计算的 Logit 回归结果,控制变量主要包括家庭人口、年龄、婚姻状况、教育程度、居住东中西部及收入^①等变量。

家庭人口越多,对全部样本而言,领取低保的可能性越低。在农村样本中与此表现相同,这可能是由于人口较多对应生产资料(譬如耕地)也相应较多,这使得农业收入维持在贫困线以上进而排除在低保之外但统计不显著。而城市样本中家庭人口变量则显示出与全部样本不同的特征,人口越

① 消除数据偏态后收入取对数的回归结果基本相同。

表 6 第一阶段 Logit 回归

	低保			领取居民养老金		
	全部	城市	农村	全部	城市	农村
家庭人口	-0.0073***	0.0824**	-0.0282	0.0288*	-0.0288	0.0094
年龄	0.2785**	-0.0231	0.3419***	0.6447***	0.3667	0.7066***
年龄平方	-0.0018**	0.0001	-0.0022**	-0.0044***	-0.0026	-0.0047***
在婚	-0.4425***	-0.4882**	-0.4133***	0.0473	0.0419	0.1086
受教育初中毕业	-0.3319**	-0.7429***	-0.1928	-0.2984***	-0.4950**	0.0443
受教育高中毕业及以上	-0.3530***	-0.4911**	-0.3325***	-0.3770***	-0.3830**	-0.2293***
性别为男性	0.0310	-0.3462**	0.1167	0.0231	-0.1628	0.0233
居住中部地区	0.4376***	0.1848	0.5059***	0.0224	-0.9774***	0.2893***
居住西部地区	0.5301***	0.2716	0.6212***	-0.3174***	-0.1358	-0.3421***
家庭人均纯收入	-0.0001***	-0.0001***	-0.0001***	-0.0000***	-0.0000***	-0.0000
常数项	-11.4196***	0.1337	-13.9191***	-24.2922***	-13.9574	-27.1141***

注:教育对照组为小学毕业及以下,居住地东部地区为对照组。***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:作者计算整理。

多,领取低保的可能性越大;年龄越长,领取低保的概率越高,但这种现象只发生在农村老年人中;在婚者比不在婚者领取低保的概率低;受教育程度越高,领取低保的概率则越低;性别变量只对城市老年人是否领取低保有影响;居住地为中、西部老年人比东部地区领取低保的概率高,当然这种现象只发生在农村老年人中;家庭人均纯收入越高,城乡老年人领到低保的概率越低,这与城乡低保的原则性条款之家庭成员人均收入低于当地城市(农村)居民最低生活保障标准才能获得救助资格相符合。

哪些老年人参加了带有非强制性质的居民养老保险并领取了养老金呢?表 6 右半部分显示,家庭人口变量对是否领取养老金影响较弱(全部样本中该变量系数只在 10%的统计水平上显著,城乡分组样本均没有表现出统计显著性)。农村老年人年龄对是否领取养老金的影响是凹性的,随着老年人年龄的增加,加入居民养老保险领取养老金的概率增加,而后随着年龄的增加再减少,农村转折点约为 75 岁,即在此年龄之后缴费参加居民养老保险的概率下降,这可能是老年人的存活周期预期所致,城市老年人年龄对是否加入、领取养老金的效应没有表现出显著性。随着受教育程度提高,加入居民养老保险领取养老金的概率下降,这可能反映了受教育程度高的个体对新制度的引入更持有一种观望态度而非践行之。与居住地区为东部老年人相比,居住西部老年人加入居民养老保险领取养老金的概率下降(只在农村表现出统计显著性)。家庭人均收入越高,城市老年人加入居民养老保险领取养老金的概率越低,农村老年人加入居民养老保险领取养老金的概率也越低(但是没有统计显著性)。在婚状况、性别对是否加入居民养老保险领取养老金的概率没有任何影响。

表 7 汇报了领取低保、居民养老金对单维、多维贫困的 ATT 影响结果,低保除了在 neighbor 方法中对城市老年人的消费维度贫困有一些不显著的降低作用外,其对单维、多维贫困基本上表现出了正向的推动作用,当然,这种正向的推动作用大多统计上不显著,或者只是在 10%的统计水平上显著,比如在 kernel 方法中,低保使得城市老年人的健康维度贫困增加 4.54%(只在 10%的统计水平上显著),使得城市老年人多维贫困增加 7%左右(也只在 10%的统计水平上显著)。低保的领取

使得农村老年人的单维、多维贫困均呈现增加态势(除在 neighbor 方法中对信心维度的影响统计不显著外),低保使得农村老年人的多维贫困增加 8%左右,而且在 1%的统计水平上显著,其对消费维度、健康维度及信心维度的单维贫困也有正向推动作用。

表 7 公共转移支付与单维、多维贫困

		低保					
		城市			农村		
匹配方法	结果变量	ATT	S.E.	t	ATT	S.E.	t
neighbor	消费维度	-0.0050	0.0192	-0.2800	0.0422	0.0182	2.3200***
	健康维度	0.0217	0.0345	0.6300	0.0383	0.0225	1.7000*
	信心维度	0.0054	0.0425	0.1300	0.0369	0.0233	1.5900
	多维	0.0271	0.0488	0.5600	0.0779	0.0255	3.0500***
kernel	消费维度	0.0020	0.0137	0.1500	0.0256	0.0148	1.7200*
	健康维度	0.0454	0.0270	1.6800*	0.0421	0.0179	2.3500**
	信心维度	0.0347	0.0332	1.0500	0.0566	0.0184	3.0700***
	多维	0.0707	0.0383	1.8400*	0.0837	0.0201	4.1500***
		领取居民养老金					
		城市			农村		
匹配方法	结果变量	ATT	S.E.	t	ATT	S.E.	t
neighbor	消费维度	-0.0144	0.0126	-1.1400	-0.0732	0.0139	-5.2600***
	健康维度	-0.0048	0.0265	-0.1800	-0.0575	0.0174	-3.2900***
	信心维度	-0.0673	0.0374	-1.8000*	0.0092	0.0182	0.5100
	多维	-0.0721	0.0428	-1.6800*	-0.0788	0.0213	-3.6900***
kernel	消费维度	-0.0044	0.0072	-0.6200	-0.0601	0.0104	-5.7500***
	健康维度	0.0114	0.0193	0.5900	-0.0447	0.0138	-3.2300***
	信心维度	-0.0127	0.0256	-0.5000	0.0033	0.0150	0.2200
	多维	0.0021	0.0302	0.0700	-0.0619	0.0174	-3.5500***

注:***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:作者计算整理。

低保为什么会出这种作用呢?其中的原因可能是由以下两个因素所驱使:①供给方因素。低保系统缺乏透明性使得低保受益者的选择机制被扭曲,低保瞄准失效,低保瞄准了非贫困人口,会对非贫困人口劳动供给行为激励产生负向效应,进而使得非贫困人口丧失了获取其他收入的机会。如果不重构低保的瞄准机制,这个问题可能将随着低保数量的增加而变得愈加严重。②需求方因素。低保受益方的自选择机制存在,为了继续留在低保系统中,个体有意识地选择符合低保救助条件的活动,养成福利依赖的习惯。譬如,以 2012 年领取低保者为例,虽然城乡低保领取数额均低于贫困线,但是城市、农村人均低保领取数额分别占领取低保家庭人均收入的 28%和 30%,对贫困家庭而言这些数值不菲的公共转移收入诱使个体更加依赖政府救助。③其他因素。低保监督机制在农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,留守的老弱儿童对低保的监督乏力,即使村社区把不应该享受低保资格的个体公示出来,由于农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。贫困家庭还缺少社会资本,这会阻止社区负责人对其的关注程度,而社区负责人的喜恶往往决定着低保的流向。县乡(镇)级对村社区低保申请授予全过程的监督由于工作人数、信息化等原因也受到限制。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,但有些地方政府财力缺口较

大,难免出现“因财政状况实施低保”的现象,低保水平的提高受困。上述这些因素使得低保对贫困或者没有作用,或者通过置换效应(低保领受者在没有低保的情况下会做得更好)对贫困产生正向推动^①。

居民养老金会对贫困产生何种影响呢?城市 neighbor 匹配方法显示,领取居民养老金对消费维度、健康维度、信心维度的单维贫困及多维贫困均有负向作用,其中,居民养老金对信心维度的贫困和多维贫困的降低作用还在 10%的统计水平上显著。当然,kernel 匹配方法显示,居民养老保险对单维和多维贫困的影响并没有表现出统计显著性。这种现象的出现可能与城市居民养老保险的覆盖面较低和保障水平较低有关,城市老年人参加城镇居民养老保险和城乡居民养老保险的比例仅为 13%左右,每月领取养老保险仅为 154 元,在城市价格水平较高的情况下,杯水车薪的居民养老金对城市老年人单维、多维贫困的作用微乎其微。本文把职工基本养老保险归为公共转移支付后的分析结果显示,其对多维贫困、单维贫困的影响均为显著的负值,这也从另一个侧面说明居民养老保险参保待遇较低可能导致其减贫作用微弱。

居民养老金显著地降低了农村老年人的多维贫困,在 neighbor 匹配方法、kernel 匹配方法中居民养老金分别使得农村老年人的多维贫困降低 7.88%、6.19%,并且均在 1%的统计水平上显著。居民养老金对农村老年人单维贫困中的消费、健康维度贫困也有显著的降低作用,居民养老金使得农村老年人消费贫困下降 6%—7%左右,居民养老金使得农村老年人健康贫困下降 4%—6%左右。虽然农村老年人的居民养老金年均领取额为 1140 元低于城市老年人的领取额,但农村价格水平较低,并且与农村低保资格每年的收入审查核实不同,这种与年龄挂钩的预期稳定且对农村老年人而言数额并不算太低的公共转移收入仍对农村老年人消费、健康维度的贫困起到了降低作用。比较有趣的是,居民养老金对农村老年人的信心维度贫困并没有显著影响,通过面板数据随机效应 Probit 模型分析发现,农村老年人信心维度贫困除了与家庭人口(大家庭型态信心维度贫困降低)、婚姻状况(在婚老年人信心维度贫困降低)、收入状况(收入上升信心维度贫困下降)这些因素有关以外,还与子女给予父母经济帮助、子女给予父母料理家务等私人转移支付有关,换言之,农村老年人的信心维度贫困更多是与家庭内部因素有关,这也说明,在增加农村老年人未来信心方面,农村家庭养老的角色依然不可或缺。

五、敏感性分析

上述倾向值匹配方法(PSM)假设给定一组可观测特征情况下,个体被选中进入处理组与潜在结果独立,然而,不可观察的因素仍然引致“隐藏偏误”问题^[21]。为评估本文结果的稳健性,本文使用 Rosenbaum^[22]提出的界限方法(Bounding Approach)进行敏感性分析^②。表 8 和表 9 分别汇报了公共转移支付对多维贫困、单维贫困中消费^③的 Mantel and Haenszel^[23]处理效应统计检验结果,本文先从没有隐藏偏误($\Gamma=1$)开始,隐藏偏误增加量步长为 0.05 一直到 $\Gamma=1.5$ 。

Mantel-Haenszel 检验方法的基本思想是测度不可观测因素的隐藏偏差,这种隐藏偏差可能对处理组的处理效应产生反向影响。因为在 neighbor 方法中低保对城乡老年人的多维贫困的效应为正号、居民养老保险对城乡老年人的多维贫困为负号,为此,在低保效应检验和居民养老保险效应检验中,本文分别主要关注高估低保的真实效应(Q_{mh+})及相应的显著性水平(p_{mh+})、低估居民

① 领取低保的城乡老人是否把这笔资金用来增加生产性资产、房产、储蓄或现金等金融资产? PSM 结果分析显示,低保对这些资产为负向影响。篇幅所限,分析过程省略。

② 本文使用 Stata 软件中的 mhbounds 对二元哑变量进行敏感性分析。

③ 单维贫困中的健康、信心维度贫困的敏感性分析过程与消费贫困的敏感性分析过程类似,不再赘述。

表 8 Mantel-Haenszel 多维贫困稳健性检验

Gamma(Γ)	低保							
	城市				农村			
	Q_{mh+}	Q_{mh-}	p_{mh+}	p_{mh-}	Q_{mh+}	Q_{mh-}	p_{mh+}	p_{mh-}
$\Gamma=1.00$	0.4452	0.4452	0.3281	0.3281	2.9897	2.9897	0.0013	0.0013
$\Gamma=1.05$	0.2269	0.6647	0.4102	0.2531	2.5177	3.4640	0.0059	0.0002
$\Gamma=1.10$	0.0183	0.8736	0.4927	0.1912	2.0672	3.9158	0.0193	0.0000
$\Gamma=1.15$	-0.0420	1.0734	0.5167	0.1416	1.6370	4.3480	0.0508	0.0000
$\Gamma=1.20$	0.1488	1.2648	0.4409	0.1030	1.2252	4.7624	0.1102	0.0000
$\Gamma=1.25$	0.3318	1.4486	0.3700	0.0737	0.8304	5.1603	0.2031	0.0000
$\Gamma=1.30$	0.5077	1.6254	0.3058	0.0520	0.4512	5.5432	0.3259	0.0000
$\Gamma=1.35$	0.6770	1.7957	0.2492	0.0363	0.0863	5.9121	0.4655	0.0000
$\Gamma=1.40$	0.8402	1.9600	0.2004	0.0250	0.1618	6.2681	0.4357	0.0000
$\Gamma=1.45$	0.9977	2.1188	0.1592	0.0171	0.5009	6.6121	0.3082	0.0000
$\Gamma=1.50$	1.1501	2.2724	0.1251	0.0115	0.8287	6.9449	0.2036	0.0000
Gamma(Γ)	领取居民养老金							
	城市				农村			
	Q_{mh+}	Q_{mh-}	p_{mh+}	p_{mh-}	Q_{mh+}	Q_{mh-}	p_{mh+}	p_{mh-}
$\Gamma=1.00$	1.5685	1.5685	0.0584	0.0584	3.6314	3.6314	0.0001	0.0001
$\Gamma=1.05$	1.7881	1.3531	0.0369	0.0880	4.1967	3.0684	0.0000	0.0010
$\Gamma=1.10$	1.9961	1.1462	0.0230	0.1259	4.7355	2.5311	0.0000	0.0056
$\Gamma=1.15$	2.1952	0.9488	0.0141	0.1714	5.2509	2.0181	0.0000	0.0217
$\Gamma=1.20$	2.3864	0.7600	0.0085	0.2236	5.7451	1.5272	0.0000	0.0633
$\Gamma=1.25$	2.5701	0.5790	0.0051	0.2813	6.2196	1.0565	0.0000	0.1453
$\Gamma=1.30$	2.7471	0.4052	0.0030	0.3427	6.6762	0.6043	0.0000	0.2728
$\Gamma=1.35$	2.9178	0.2381	0.0018	0.4059	7.1162	0.1693	0.0000	0.4327
$\Gamma=1.40$	3.0828	0.0770	0.0010	0.4693	7.5408	0.1631	0.0000	0.4352
$\Gamma=1.45$	3.2424	-0.0780	0.0006	0.5312	7.9511	0.5675	0.0000	0.2851
$\Gamma=1.50$	3.3969	0.0022	0.0003	0.4991	8.3480	0.9583	0.0000	0.1689

注:neighbor 方法匹配。Gamma(Γ)代表由于不可观测因素的比率不同分配, Q_{mh+} 代表 Mantel-Haenszel 统计量(原假设处理效应过度识别), Q_{mh-} 代表 Mantel-Haenszel 统计量(原假设处理效应识别不足), p_{mh+} 代表显著性水平(原假设处理效应过度识别), p_{mh-} 代表显著性水平(原假设处理效应识别不足)。

资料来源:作者计算整理。

养老保险的真实效应(Q_{mh-})及相应的显著性水平(p_{mh-})下的界限问题。低保对城市老年人的多维贫困在没有隐藏偏误的假设下($\Gamma=1$)并没有表现出统计显著性而对农村老年人的多维贫困则表现出了很强的统计显著性,但是低保对农村老年人的多维贫困在较低的 Gamma 值($\Gamma=1.2$)水平上失去了统计显著性,这个临界值说明处理效应对偏误的敏感程度,即具有相同协变量的个体在参与率上差异因子为 20%。居民养老保险对城乡老年人的多维贫困在没有隐藏偏误的假设下($\Gamma=1$)表现出了统计显著性,只不过城市是在 $\Gamma=1.1$ 水平上,农村是在 $\Gamma=1.25$ 水平上失去了统计显著性。

对单维贫困而言,低保对城市老年人的消费贫困在没有隐藏偏误的假设下($\Gamma=1$)没有表现出统计显著性,而对农村老年人的消费贫困则表现出了较强的统计显著性,但在较低的 Gamma 值($\Gamma=1.2$)水平上失去了统计显著性。居民养老保险对城市老年人的消费贫困在没有隐藏偏误的假设下

表 9 Mantel-Haenszel 单维贫困稳健性检验:消费维

Gamma(Γ)	低保							
	城市				农村			
	Q_{mh+}	Q_{mh-}	p_{mh+}	p_{mh-}	Q_{mh+}	Q_{mh-}	p_{mh+}	p_{mh-}
$\Gamma=1.00$	0.0000	0.0000	0.5000	0.5000	2.2432	2.2432	0.0124	0.0124
$\Gamma=1.05$	0.0864	-0.0860	0.4656	0.5344	1.9073	2.5814	0.0282	0.0049
$\Gamma=1.10$	0.1688	-0.1690	0.4330	0.5670	1.5870	2.9040	0.0562	0.0018
$\Gamma=1.15$	0.2477	-0.2480	0.4022	0.5978	1.2814	3.2132	0.1000	0.0006
$\Gamma=1.20$	0.3232	-0.2440	0.3733	0.5962	0.9892	3.5102	0.1612	0.0002
$\Gamma=1.25$	0.3958	-0.1720	0.3461	0.5683	0.7092	3.7960	0.2390	0.0000
$\Gamma=1.30$	0.4658	-0.1030	0.3207	0.5412	0.4404	4.0715	0.3298	0.0000
$\Gamma=1.35$	0.5332	-0.0370	0.2970	0.5149	0.1818	4.3375	0.4278	0.0000
$\Gamma=1.40$	0.5983	0.0263	0.2748	0.4895	-0.0670	4.5948	0.5268	0.0000
$\Gamma=1.45$	0.6613	0.0878	0.2542	0.4650	0.1614	4.8440	0.4358	0.0000
$\Gamma=1.50$	0.7224	0.1471	0.2350	0.4415	0.3934	5.0856	0.3470	0.0000
	领取居民养老金							
	城市				农村			
Gamma(Γ)	Q_{mh+}	Q_{mh-}	p_{mh+}	p_{mh-}	Q_{mh+}	Q_{mh-}	p_{mh+}	p_{mh-}
$\Gamma=1.00$	0.7615	0.7615	0.2232	0.2232	5.1658	5.1658	0.0000	0.0000
$\Gamma=1.05$	0.8266	0.6986	0.2042	0.2424	5.5363	4.7997	0.0000	0.0000
$\Gamma=1.10$	0.8883	0.6381	0.1872	0.2617	5.8906	4.4514	0.0000	0.0000
$\Gamma=1.15$	0.9476	0.5807	0.1717	0.2807	6.2311	4.1201	0.0000	0.0000
$\Gamma=1.20$	1.0049	0.5259	0.1575	0.2995	6.5591	3.8042	0.0000	0.0000
$\Gamma=1.25$	1.0602	0.4736	0.1445	0.3179	6.8756	3.5023	0.0000	0.0002
$\Gamma=1.30$	1.1137	0.4235	0.1327	0.3360	7.1816	3.2132	0.0000	0.0006
$\Gamma=1.35$	1.1656	0.3755	0.1219	0.3536	7.4778	2.9358	0.0000	0.0016
$\Gamma=1.40$	1.2160	0.3293	0.1120	0.3710	7.7650	2.6692	0.0000	0.0038
$\Gamma=1.45$	1.2650	0.2849	0.1029	0.3879	8.0438	2.4125	0.0000	0.0079
$\Gamma=1.50$	1.3126	0.2420	0.0947	0.4044	8.3148	2.1651	0.0000	0.0151

注:neighbor 方法匹配。Gamma(Γ)代表由于不可观测因素的比率不同分配, Q_{mh+} 代表 Mantel-Haenszel 统计量(原假设处理效应过度识别), Q_{mh-} 代表 Mantel-Haenszel 统计量(原假设处理效应识别不足), p_{mh+} 代表显著性水平(原假设处理效应过度识别), p_{mh-} 代表显著性水平(原假设处理效应识别不足)。

资料来源:作者计算整理。

依然没有表现出统计显著性,居民养老保险对农村老年人消费贫困的没有隐藏偏误假设的处理效应一直成立,直到 Gamma 值达到 1.5,处理效应仍在 5%的统计水平上显著。总之,敏感性分析表明不可观测的异质性不是本文结果的主因,公共转移支付对贫困的敏感性分析强化了前述结论。

六、结论

论文基于中国家庭动态跟踪调查(CFPS)2010年和2012年的个体面板调查数据,利用A-F多维贫困测量方法估计老年人在消费、健康、未来信心三个维度的多维贫困,比较分析了农村老年人和城市老年人多维贫困的状况。并利用倾向值匹配方法(PSM)研究了最低生活保障金、居民养老

金(包括新农养老金、城镇居民养老金、城乡居民养老金)对老年人贫困的影响,结果显示:城乡老年人消费维度剥夺状况均有所改善,健康维度则呈现小幅度的恶化,在信心维度上,城市老年人剥夺状况改善,而农村老年人的剥夺状况持续恶化。无论处于期初还是期末,农村老年人消费、健康、信心贫困相较于城市老年人严重;虽然城乡老年人的多维贫困呈现下降态势,但在2012年仍有约35%的老年人存在三个维度中任意一个维度的贫困;健康和未来信心是多维贫困的重要组成部分,而且这两个维度的贡献率呈上升趋势;最低生活保障及居民养老金这些公共转移支付对老年人贫困的影响表现出城乡异质性,最低生活保障、居民养老保险对城市老年人贫困影响微弱,最低生活保障非但没有降低农村老年人的贫困,反而使农村老年人的贫困增加,居民养老保险则显著降低了农村老年人的多维贫困。

为了提高公共转移支付的减贫效率,政府应注重面向家庭和个人的公共转移支付制度的顶层设计。在低保方面:①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,村委会只辅助参与家庭经济状况调查,在确定低保对象时,需要村民代表参与民主评议并规范民主评议的程序和方式。②科学界定低保标准。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,这样既绕开收入测量的难题,也便于实施分类救助,并且还可以把边缘人群纳入其中。③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。④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。在更长的时间内,还需要考虑农村低保与城镇低保的衔接问题。在居民养老保险方面,公共财政应该增加居民养老保险基础养老金,建立养老金调整机制,为老年人提供切实的反贫困安全保障。

[参考文献]

- [1]Sen, A. Development as Freedom[M]. New York: Alfred A. Knopf, Inc., 1999.
- [2]Brandstadter, J., and W. Greve. The Aging Self: Stabilizing and Protective Processes[J]. Developmental Review, 1994, (14):52-80.
- [3]George, L. K., and L. B. Bearon. Quality of Life in Older Persons: Meaning and Measurement [M]. New York: Human Sciences Press, 1980.
- [4]Lawton, M. P. Competence, Environmental Press, and the Adaptation of Older People [A]. Lawton, M. P., P. G. Windley, T. O. Byerts. Aging and the Environment: Theoretical Approaches[C]. New York: Springer, 1982.
- [5]Alkire, Sabina, and Foster, James. Counting and Multidimensional Poverty Measurement [R]. Working Paper, 2007.
- [6]Alkire, Sabina, and Foster, James. Counting and Multidimensional Poverty Measurement [J]. Journal of Public Economics, 2011, 95(7):476-487.
- [7]Ferreira, F. Poverty is Multidimensional, But What Are We Going to Do about It [J]. Journal of Economic Inequality, 2011, 9(3):493-495.
- [8]Ravallion, M. On Multidimensional Indices of Poverty[J]. Journal of Economic Inequality, 2011, 9(2):235-248.
- [9]Thorbecke, E. A Comment on Multidimensional Poverty Indices[J]. Journal of Economic Inequality, 2011, 9(3): 45-87.
- [10]Ramya, M., Vijaya, Rahul Lahoti, and Hema, Swaminathan. Moving from the Household to the Individual:

- Multidimensional Poverty Analysis[J]. *World Development*, 2014,(59):70-81.
- [11]Alkire, Sabina, and S. M. Emma. Acute Multidimensional Poverty: A New Index for Developing Countries[J]. *World Development*, 2014,(59):251-274.
- [12]张全红,周强. 中国多维贫困的测度及分解:1989—2009年[J]. *数量经济技术经济研究*, 2014,(6):88-101.
- [13]邹薇,方迎风. 关于中国贫困的动态多维度研究[J]. *中国人口科学*, 2011,(3):49-59.
- [14]王小林, Sabina, Alkire.中国多维贫困测量:估计和政策含义[J]. *中国农村经济*, 2009,(12):4-10.
- [15]Virginia, Robano, and C. S. Stephen. Multidimensional Targeting and Evaluation:A General Framework with an Application to a Poverty Program in Bangladesh[R]. Working Paper, 2013.
- [16]Alkire, Sabina, and Seth, Suman. Multidimensional Poverty Reduction in India between 1999 and 2006: Where and How[R]. Working Paper, 2013.
- [17]Foster, J., M., McGilivray and S. Seth. Rank Robustness of Composite Indices[R]. Working Paper, 2009.
- [18]Zhou, B. China's Adult BMI and Waist Circumference and Their Value in Predicting the Risks of Related Diseases[J]. *Chinese Journal of Epidemiology*, 2002,23(1):5-10.
- [19]Zhang, Y. Q., S. Li, and Y. Zhou. The Impacts of Economic Development on Nutrition Intake and Nutrition Status of Adults in China[J]. *Journal of Chinese Physician*, 2005,(8):1053-1055.
- [20]Lustig, N. Fiscal Policy and Income Redistribution in Latin America: Challenging the Conventional Wisdom[R]. Working Paper, 2011.
- [21]Caliendo, M., H. Reinhard and S. L. Thomsen. The Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany: A Microeconomic Evaluation[R]. Working Paper, 2005.
- [22]Rosenbaum, P. R. *Observational Studies*[M]. New York:Springer, 2002.
- [23]Mantel, N., and W. Haenszel. Statistical Aspects of the Analysis of Data from Retrospective Studies of Disease [J]. *Journal of the National Cancer Institute*, 1959,(22):719-478.

Public Transfers and Multidimensional Poverty of Older People

XIE E

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

Abstract: This paper, using the panel data of CFPS in 2010 and 2012, explores the multidimensional poverty of older people, which is consumption, health, confidence in China. We evaluate the effect of minimum living security assistance and residents' pension including New Rural Social Pension Insurance program and urban residents' pension on poverty using the matching techniques. The results show that the deprivation of consumption has declined for both urban and rural older people, while the deprivation of health has increased. The deprivation of confidence has declined for urban older people, but increased for rural ones. Rural older peoples' multidimensional poverty is more serious than that of urban ones. The proportion of households deprived in one indicators is up to 35% in 2012, although multidimensional poverty declines over time. The largest contributors to the multidimensional poverty are the confidence and health dimensions. The effect of minimum living security and residents' pension on poverty have features of heterogeneity for urban and rural older people. Minimum living security and residents' pension have not effect on urban older peoples' poverty. Minimum living security has a positive effect on rural older peoples' poverty. Residents' pension reduces rural older peoples' multidimensional poverty significantly.

Key Words: older people; minimum living security assistance; residents' pension; multidimensional poverty

JEL Classification: I32 I38 O12

[责任编辑:王燕梅]