

## 农户因病致贫的动态变化及其影响因素分析

陈在余<sup>1</sup>, 王海旭<sup>1</sup>, 蒯旭光<sup>2</sup>

(1.中国药科大学 商学院, 江苏 南京 211198; 2 南京市发展改革委员会, 江苏 南京 210019)

**摘要:** 根据 2009 年和 2011 年中国营养与健康调查数据, 通过构建双变量 Biprobit 模型, 分析了中国农村家庭因病致贫的动态变化及其影响因素。结果表明: 农户因病致贫并非暂时性冲击, 而是对家庭未来贫困具有显著的动态影响, 因病致贫农户在未来两年内陷入贫困的概率至少是非贫困农户陷入贫困的 2.2 倍; 农户脱贫主要依赖农民收入的获取能力及家庭资源, 外出打工、家庭人均耕地面积、家庭男性劳动力比例对农户脱贫具有显著影响, 农户家庭规模越大越容易陷入贫困; 家庭成员的健康状况对农户贫困具有显著的正效应。

**关键词:** 农户; 因病致贫; 动态变化; 脱贫

中图分类号: F304.8

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2017)06-0060-07

### Analysis on dynamic changes and the affecting factors of poverty caused by illness in rural China

CHEN Zaiyu<sup>1</sup>, WANG Haixu<sup>1</sup>, KUAI Xuguang<sup>2</sup>

(1.Business School, China Pharmaceutical University, Nanjing 21198, China;

2.Development and Reform Commission of Nanjing, Nanjing 210019, China)

**Abstract:** we used data of China Health and Nutrition Survey (CHNS) from 2009 to 2011 and Biprobit model to analyze dynamic changes and the affecting factors of poverty caused by illness in rural China. The results showed that: Illness-induced poverty had significant, non-temporary dynamic influence on poverty in rural China, and the probability to fall into poverty was 2.2 times for household with illness-induced poverty of that of the non-poverty household; poverty alleviation mainly depended on the acquisition ability of farmers' income and family resources, working out, the per capita cultivated land area of the family and the proportion of family male labor force had a significant influence on the poverty reduction, while household with bigger size had more chance to fall into poverty than others; the health status of family members had a significant positive influence on poverty.

**Keywords:** peasant household; illness-induced poverty; dynamics; poverty alleviation

#### 一、问题的提出

长期以来, 中国政府一直高度重视贫困人口的脱贫工作, 2015 年 11 月, 在中央扶贫工作会议上明确提出 7 000 万脱贫目标, 努力在未来五年内使所有贫困地区和贫困人口全面进入小康社会, 实现整体脱贫。然而, 由于欠发达地区尤其是贫困地区农村居民收入水平较低, 自费医疗费用偏高, 居民生病有可能导致因病致贫、因病返贫。根据国务院

扶贫办调查数据显示, 截至 2013 年, 因病致贫、因病返贫贫困户有 1 256 万户, 占建档立卡贫困户总数的 42.4%。

因病致贫是指居民受到疾病冲击导致家庭年收入扣除医疗花费后人均家庭年净收入低于维持基本生活所必需的最低费用, 即居民医疗支出超过了家庭的经济负担能力, 或居民因病丧失劳动能力使人均家庭年收入处于贫困线以下的状态<sup>[1]</sup>。农户因病致贫通常是由于家庭成员遭受到大病冲击导致的。农民大病时不仅需要花费大额的医疗费用, 而且会影响其就业能力, 贫困与疾病的双重打击可能不仅仅使农户陷入当期困境, 甚至会导致长期难

收稿日期: 2017-09-08

基金项目: 教育部人文社会科学基金项目(13YJA790006)

作者简介: 陈在余(1968—), 江苏南京人, 博士、副教授, 主要研究方向为农村经济、卫生经济。

以摆脱贫困。因此,加强农户因病致贫的动态变化研究,对于认识疾病风险的危害与精准扶贫,实现农村全面脱贫目标具有重要的现实意义。

国内外学者对因病致贫问题的研究主要集中在以下三个方面:一是因病致贫的测度,主要通过测算居民因病致贫的发生率及发生强度<sup>[1-2]</sup>,即测算遭受疾病冲击的居民,扣除医疗花费后,家庭人均可支配收入低于一定的贫困线发生的概率和强度大小。二是因病致贫的影响因素。根据现有研究,医疗消费作为临时性冲击减少了居民收入水平,从而导致家庭贫困<sup>[3]</sup>。发展中国家多数是完全的自费医疗,农村居民普遍存在因病致贫问题<sup>[4]</sup>。Doorslaer 等对亚洲 14 个国家的研究发现,按照世界银行颁布的国际贫困线 1.08 美元每人每天的标准,中国医疗消费导致的因病致贫率大约为 2.7%<sup>[5]</sup>。汪辉平等认为,除了高额医疗费用之外,因病丧失劳动力也是农民因病致贫的重要原因,在农民的因病致贫户中,患有慢性病的比重最高,其次是危重病人<sup>[6]</sup>。三是如何缓解因病致贫。近年来随着中国大力发展新型农村合作医疗制度,学者们开始关注新农合对农民因病致贫的影响,但多数文献发现新农合政策减轻农民因病致贫的作用有限,中国农村居民仍存在大量因病致贫的现象<sup>[7-8]</sup>。由于新农合补偿水平不高,农民生病时可能会面临高额的医疗费用,民间借贷行为虽在一定程度上缓解了当时农民因病致贫的发生率,但增加了未来发生贫困的可能性<sup>[9]</sup>。

现有文献对家庭贫困的动态性研究还没有一致的结论,有学者认为家庭陷入贫困大都是外生冲击形成的,是一种暂时性而非持久性贫困<sup>[10-11]</sup>。而罗梦亮的研究表明农户贫困对未来贫困具有持续的动态影响<sup>[12]</sup>。外出务工对农户脱贫具有正向影响,家庭成员生病对农户贫困的影响不显著,认为疾病是暂时性的冲击,更多地影响家庭的支出水平,而非收入获取能力<sup>[12]</sup>。目前大多研究没有突出重大疾病对农户贫困动态的影响,有学者实证研究健康与居民未来收入能力之间的相关性<sup>[13-15]</sup>。高梦滔、姚洋研究表明,遭遇大病冲击可能使患者在较长的时期内部分或全部丧失劳动能力,导致农户未来的收入能力下降,对农户收入水平的动态影响可持续长达 15 年<sup>[16]</sup>。

已有文献充分研究了某一时点农户因病致贫

的发生率、影响因素及缓解因病致贫的政策效果,但鲜有文献分析农户因病致贫的动态变化。有些学者认为疾病对家庭贫困是暂时性冲击,不影响家庭的未来贫困,但这些研究忽视了居民的大病因素,对家庭贫困的动态性仍存在争议;有些学者认为大病冲击对农户未来收入能力具有影响,但此类研究没有进一步明确大病冲击是否会对家庭贫困产生动态影响。鉴于此,笔者拟利用中国营养与健康调查数据(CHNS)中 2009 年和 2011 年的数据对农户因病致贫的动态变化进行实证分析,探讨遭遇大病冲击是否会使农户未来更易陷入贫困,哪些因素又有利于因病致贫的农户脱贫。

## 二、模型与方法

### 1. 农户因病致贫的测定

在以往的文献中,因病致贫一般被理解为居民由于医疗费用导致人均家庭年净收入处于贫困线以下的状态<sup>[1,5]</sup>,对此,有学者持不同的观点。Joglekar 研究认为,在现实中如果居民收入水平较低,较小的疾病支出也可能导致居民因病致贫,而较小的疾病支出不会对居民未来的收入能力产生影响<sup>[17]</sup>。与此类似,本研究关注的是农户基于大病冲击的因病致贫,因此将农村家庭因大病支出导致的贫困称为因病致贫。具体而言,因病致贫定义为两类家庭:一是已经发生贫困并遭遇大病支出的家庭,这类家庭遭遇贫、病双重打击,疾病加剧了贫困;二是大病发生前人均收入高于贫困线而扣除大病支出后低于贫困线的家庭。

在因病致贫的定义中,还需要说明的是:1)关于贫困线,世界银行采用的国际贫困标准通常确定为 1.25 美元/(人·日)和 2 美元/(人·日),中国政府自 20 世纪 80 年代以来不断上调贫困线标准(人均年收入),如 2002 年中国设定的贫困线为 625 元,2011 年为 2 300 元,本研究采取的贫困线是 2011 年的国家标准。2)关于大病风险阈值的设定。本研究拟把灾难性医疗支出定义为大病风险,灾难性医疗支出会超过居民家庭支付能力,从而影响居民生活必需品的消费,学界通常设定某个阈值来表示支出边界。如医疗支出占居民人均年收入的 10~25%,或居民人均收入扣除食品支出后的 40%。多数学者认为高于这个标准的医疗支出将影响居民在生活必

需品方面的消费<sup>[1,18]</sup>。

## 2. 农户因病致贫的动态变化及其影响因素的计量模型

为了测算农户因病致贫的动态变化,本研究假定第  $t$  期农户的因病致贫与第  $t+n$  期农户的贫困是相关的,即第  $t+n$  年农户贫困受到第  $t$  年因病致贫的影响。因此,本研究利用两期的微观数据,使用双变量 Biprobit 模型估计农户因病致贫的动态变化及其影响因素。这一方法的优点在于对某年农户贫困进行估计时同时考虑过去的贫困状态,从而显示了两个时点贫困的动态变化<sup>[12]</sup>。具体的计量模型形式为:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(pov_{it}) &= \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \mu_{it} \text{Prob}(pov_{it+n}) \\ &= \beta_0 + \beta_2 X_{it+n} + \mu_{it+n} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,  $pov_{it}$  与  $pov_{it+n}$  分别表示农户第  $t$  与  $t+n$  期的贫困状态,并设置为 0、1 虚拟变量;  $X$  为解释变量,  $i$ 、 $t$ 、 $t+n$  分别表示家庭和时间,  $\mu$  为随机误差项。

误差项满足:  $E(\mu_{it} / X_{it}, X_{it+n}) = E(\mu_{it+n} / X_{it}, X_{it+n}) = 0$ ,  $\text{Var}(\mu_{it} / X_{it}, X_{it+n}) = \text{Var}(\mu_{it+n} / X_{it}, X_{it+n}) = 1$ ,  $\text{Cov}(\mu_{it}, \mu_{it+n} / X_{it}, X_{it+n}) = \rho$ , 其中,  $\rho$  表示第  $t$  与  $t+n$  两个年份发生贫困方程的残差项  $\mu_{it}$  和  $\mu_{it+n}$  的协方差。本研究主要观察残差项协方差  $\rho$  的显著性,如果  $\rho$  显著,则表明使用 Biprobit 模型是合理的,农户某年的因病致贫状态与农户未来发生贫困存在相关性,即因病致贫对农户未来贫困具有影响。

进一步,根据公式(1),给定第  $t$  年农户因病致贫的发生状态,可以对第  $t+n$  年农户发生贫困的条件概率进行预测,测算公式为:

$$\begin{aligned} Pr(Pov_{t+n} = 1 | Pov_t = 1, X_{it}, X_{it+n}) \\ = \frac{Pr(Pov_t = 1, Pov_{t+n} = 1 | X_{it}, X_{it+n})}{Pr(Pov_t = 1 | X_{it})} \end{aligned} \quad (2)$$

根据以往的研究,家庭的贫困状态主要受到家庭的收入能力与家庭成员的健康状况等变量的影响,据此,本研究的解释变量主要分为四组:一是户主特征,包括户主的年龄、教育水平、职业,户主是家庭的主要劳动者,户主的特征可能影响了家庭的收入水平;教育变量按最高受教育程度来计算,分别为小学、初中、高中及中专、大学及以上,分别设定为 6 年、9 年、12 年及 16 年;户主的职

业设定为户主为管理人员或村干部,设置为 0、1 虚拟变量。二是家庭特征,包括家庭规模、人均耕地面积、人均拥有的农业机械总值、男性劳动力比例、成员外出打工(设置为 0、1 虚拟变量),这些家庭特征体现了家庭所拥有的经济资源,反映了家庭收入的获取能力。三是家庭成员的健康状况,包括家庭成员有慢性病,如有中风、糖尿病、高血压、心肌梗死病人,这些变量均设置为 0、1 虚拟变量;农户过去遭遇过大病支出即发生灾难性医疗支出,设置为 0、1 虚拟变量。四是社区变量,社区人均家庭年收入,该变量是以社区为单位进行测算,用于反映一个地区的总体社会经济发展水平,这是一个综合性指标,该变量显然对农户收入及贫困状况有影响。根据调查结果,虚拟变量的赋值设定“是”为 1,“否”为 0。

在解释变量中,家庭成员外出打工与被解释变量家庭贫困可能存在内生性<sup>[12]</sup>,家庭贫困状况也可能影响家庭成员的外出打工行为,因此,本研究拟采用工具变量两阶段估计方法对家庭成员外出打工的内生性进行检验。工具变量是本社区平均外出打工人口的比例,显然该变量与单个家庭成员外出打工有关,但与单个家庭的贫困状态没有直接关系,满足工具变量的条件。如果存在内生性,在农户贫困的估计方程中,首先以家庭成员外出打工为因变量对简化式方程进行第一阶段估计,并估计出该变量的预测值,然后将此预测值替代外出打工变量对家庭贫困的决定方程进行估计。

## 三、数据来源及计量结果分析

### 1. 数据来源及描述性分析

本研究使用的数据来自北卡罗来那大学所做的中国家庭营养与健康调查(CNHS),该调查采用多阶段分层整群随机抽样的方法,样本覆盖了东中西部不同地区包括江苏、山东、辽宁、河南、湖北、湖南、广西和贵州 9 个省份的城市和农村居民,调查始于 1989 年,具有广泛的代表性,并包含了比较完整的个人健康信息。本研究采用了 2009 年及 2011 年的数据,以家庭为基本分析单位,剔除不完整的数据,2009 年样本 2 200 个,而 2011 年进行追踪调查的有 1 995 个,这样以 2011 年为标准共获得总样本量 3 990 个,这是一个平衡的面板数据。

表 1 显示了样本 2009 年人均家庭年收入、医疗费用及慢性病状况的比较，本研究中，对收入数据均按 2011 年的居民消费价格指数进行了平减。

表 1 2009 年农户家庭收入、医疗费用与慢性病比较

指标	因病致贫户	非因病贫困户	非贫困户
人均家庭年收入/元	3 152.956	1 324.080	11 551.860
人均医疗费用/元	4 572.260	15.410	97.400
慢性病发生率/%	46.000	20.090	22.380
样本量/户	50	229	1 716

从中可以看出：相对于农村居民收入水平，因病致贫农户的人均医疗费用较高，如 2009 年中国因病致贫农户的人均家庭年收入仅 3 152 元，不足非贫困户的 1/3，而因病致贫的家庭人均医疗费用

为 4 572 元，是人均家庭年收入的 1.5 倍；另一方面，46% 的因病致贫农户均有慢性病人，是其他农户的 2 倍左右。因此，对于因病致贫户来说，主要特征是人均家庭收入水平不高，通常有家庭成员患有慢性疾病，且遭遇大病冲击。表 2 显示了相关变量的描述性统计。在 2009 年的样本中，有 3% 的农户发生因病致贫，而 2011 年有 14% 的家庭陷入贫困；从农民的健康状况来看，农户两年遭遇大病冲击的比例相似，均为 3% 左右，但农户成员中有慢性病的比例略为增长 2009 年与 2011 年分别为 23% 和 26%。因此，从总体来看，中国农村居民慢性病仍呈增长趋势，但农户遭遇大病冲击的潜在威胁并没有明显下降。

表 2 变量的描述性统计

变量	2009 年		2011 年		
	均值	标准差	均值	标准差	
被解释变量	因病致贫	0.03			
	贫困		0.14	0.35	
户主特征	年龄	54.59	12.16	56.55	12.17
	教育水平(年)	7.68	2.14	7.53	2.07
	职业	0.02	0.13	0.02	0.13
家庭特征	家庭规模	3.63	1.68	3.58	1.71
	人均耕地面积(公顷)	0.37	0.89	0.34	0.78
	男性劳动力比例	0.68	0.41	0.71	0.45
	人均农业机械总值(元)	1 311.45	5 566.88	1 385.72	5 397.35
家庭成员健康状况	成员外出打工	0.38	0.49	0.43	0.50
	成员有慢性病	0.23	0.42	0.26	0.44
	遭遇过大病支出	0.03	0.17	0.03	0.18
社区变量	社区人均家庭年收入(元)	10 148.04	4 460.92	11 755.53	5 621.83
	社区外出平均打工比例	0.38	0.21	0.43	0.19

2. 实证估计结果

家庭成员外出打工变量的外生性检验如表 3 所示，两个模型采用的都是工具变量 Probit 估计，使用的工具变量是社区平均外出打工比例。2009 年模型因变量为农户因病致贫，2011 年模型因变量为农户贫困。Wald 外生检验结果表明，2009 年农户因病致贫模型 chi2 值不显著，2011 年农户贫困模型 chi2 值在 1% 的水平上具有显著性，因此，外出打工对农户贫困具有内生性影响，而对农户因病致贫具有外生性影响。可能的原因是：家庭成员外出打工与贫困可能存在相互影响关系，但发生大病对农户来说是外生冲击，家庭成员当年外出打工与发生大病并无直接的相关性。从 Ivprobit 模型估计结果

来看，家庭成员外出打工对农户因病致贫无显著性影响，而对农户贫困的影响在 1% 的水平上具有显著性。

表 3 家庭成员外出打工变量的外生性检验：Ivprobit 估计

	2009 年		2011 年	
	系数	标准差	系数	标准差
成员外出打工	-0.158	0.419	-0.931***	0.246
Wald chi2 检验	39.00***		342.89***	
Wald test of exogeneity 检验	chi2 = 0.15		chi2 = 20.07	
	Prob > chi2 = 0.698		Prob > chi2 = 0.000	

注：1)\*、\*\*、\*\*\*分别表示 Z 检验在 10%、5% 及 1% 的水平上显著；2)两个模型中的工具变量是社区平均外出打工比例，限于篇幅其余解释变量未给出，包括各年农户因病致贫与贫困决定方程(表 4)中的所有其他变量。

农户因病致贫动态变化及其影响因素的双变量 Biprobit 模型的估计结果如表 4 所示。2009 年和 2011 年的模型因变量分别是农户因病致贫和农户贫困。考虑到大病冲击变量本身是因病致贫的构成要素,因此该变量没有作为解释变量放入 2009 年的模型,而放入 2011 年的模型中;此外,考虑到家庭成员外出打工对农户贫困具有内生性,而对农户因病致贫具有外生性影响,在 2009 年模型中,家庭成员外出打工作为解释变量直接进入估计方程,而在 2011 年模型中采用的是工具变量法第一

阶段估计的该变量预测值。从本研究重点关注的两个年份回归方程的残差项协方差的显著性来看,残差项协方差  $\rho$  值的 Chi2 检验在 1% 的统计水平上显著,即 2009 年的农户因病致贫状态对 2011 年的农户贫困具有显著的动态影响。因此,2009 年农户因病致贫状态与 2011 年的农户贫困具有相关性,本研究构建的 Biprobit 双变量估计模型是合适的,因病致贫户遭受大病冲击,可能导致农户的收入能力下降,影响农村家庭未来的贫困状态。

表 4 因病致贫动态变化的双变量 biprobit 模型估计结果

变量	2009年(因病致贫)		2011年(贫困)	
	系数	标准误	系数	标准误
年龄	0.015***	0.006	0.003	0.004
教育	-0.057	0.037	-0.113***	0.025
职业	0.270	0.461	-0.434	0.434
家庭规模	-0.030	0.042	0.125***	0.043
人均耕地面积	0.050	0.066	-0.240**	0.102
人均农业机械总值对数	0.005	0.020	-0.053***	0.013
成员外出打工	0.014	0.151	-0.548***	0.302
男性劳动力比例	-0.426**	0.198	-0.197*	0.100
成员有慢性病	0.417***	0.136	0.125	0.093
遭遇大病冲击			0.596***	0.178
社区人均家庭收入对数	-0.469***	0.165	-1.128***	0.087
常数项	2.026	1.642	9.866***	0.945
Rho	0.215			
Rho 似然比检验 Chi2	chi2(1)=4.950**			
Wald chi2 检验	288.29***			

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示 Z 检验在 10%、5% 及 1% 的水平上显著;在 2011 年模型中,成员外出打工使用的是工具变量法第一阶段估计该变量的预测值,限于篇幅工具变量法第一阶段估计结果本研究没有列出。

从 2009 年的模型结果来看,户主年龄及家庭成员有慢性病在 1% 统计水平上显著,两者反映了农户家庭成员的健康状况,这构成了大病冲击的潜在威胁,从而显著影响农户因病致贫;此外,家庭男性劳动力比例及社区人均家庭收入对农户因病致贫具有负的显著性影响,这两个指标反映了农户收入获取能力,缓解了农户因病致贫的发生率。

2011 年的模型结果表明,外出打工对因病致贫农户具有显著的负效应,偏回归系数为 -0.548,即有家庭成员外出打工的农户陷入贫困的可能性将显著小于非外出打工户;此外,家庭人均耕地面积、人均农机总值、家庭男性劳动力比例及社区人均家庭收入这些反映家庭拥有资源及收入获取能力的指标对农户贫困均具有显著的负影响。家庭规模对

农户贫困有显著的正效应,即控制了其他变量之后,家庭规模越大,农户越容易陷入贫困。可能的解释是,规模越大的家庭,很可能有较多的家庭成员没有收入来源,如有较多需要赡养的老人和未成年孩子。

从 2011 年的模型中还可以看出,家庭遭遇大病冲击对农户贫困具有显著的正效应,而家庭成员有慢性病不显著,这是因为这两个变量可能具有共线性,为此,笔者删除大病冲击变量对方程进行重新估计,发现家庭成员有慢性病具有显著影响(限于篇幅,这里没有列出删除大病冲击变量时方程的估计结果)。但考虑到删除变量可能会带来模型的内生性问题,导致估计有偏,因此,笔者把这两个变量均放入了回归方程。2011 年的模型表明,成员患有

慢性病或遭受大病冲击对农户贫困均具有显著的正向影响。这一研究结果与罗楚亮<sup>[12]</sup>的研究结论不同。可能的原因是,本研究使用的是大病冲击,这不同于一般性疾病支出,大病支出对农户可能并非仅仅是暂时性冲击,农民遭遇大病风险对家庭收入获取能力有较大的影响,从而导致农户陷入贫困。

因此,本研究表明,家庭成员发生重大疾病不仅显著影响农户当年贫困,因病致贫对农户的未来贫困也具有动态影响,大病支出对农户并非是暂时性冲击,而农户脱贫主要依赖农民收入的获取能力及家庭资源。

根据 Biprobit 模型估计结果,给定 2009 年农户的因病致贫状态,笔者对 2011 年农户的贫困发生率进行了预测,结果如表 5 所示。从中可以看出,2009 年农户的因病致贫及 2011 年的贫困发生率分别为 2.5% 和 13.8%,预测结果与这两年的农户实际因病致贫与贫困发生率近似。如果假定 2009 年农户发生因病致贫,则 2011 年该农户陷入贫困的概率为 29.43%;如果 2009 年为非贫困,则该农户 2011 年陷入贫困的概率为 13.4%。2009 年的因病致贫农户,在未来两年陷入贫困的概率大致是非贫困户的 2.2 倍,该模拟结果与样本数据的实际结果也较为近似,因此,本研究的模型估计是稳健的,农户因病致贫影响了农户未来的贫困状态,如果某农户当年发生因病致贫,在未来该农户也更容易陷入贫困。

表 5 农户贫困发生率的动态影响预测结果 %

分类	预测概率
2009 年因病致贫户	2.50
2011 年贫困户	13.80
给定 2009 年贫困状态	
因病致贫户	29.43
非贫困户	13.40

#### 四、结论及政策含义

上述研究基于 2009 年和 2011 年的 CHNS 数据对中国农户因病致贫的动态变化及其影响因素进行了分析。结果显示:1) 2009 年农户因病致贫与 2011 年农户贫困显著相关,因病致贫对农户并非是暂时性冲击,而是至少在两年内对家庭贫困具有显著的动态影响。给定 2009 年农户的贫困状态,通过模型估计,预测发现,2009 年农民因病致贫户 2011 年有 29.43% 的概率陷入贫困,而非贫困户相

应的概率为 13.4%,因病致贫农户在未来两年内至少是非贫困农户陷入贫困的 2.2 倍。2) 农户脱贫主要依赖农户收入的获取能力及家庭资源,如外出打工、户主教育和家庭人均耕地面积、人均农机总值、男性劳动力比例等,而在不考虑其他因素的情况下,农户家庭规模越大越容易陷入贫困。3) 家庭成员的健康状况对农户贫困具有显著的正效应,如果家庭成员患有慢性病或遭遇大病冲击,农户具有较大的可能性陷入贫困。

当前中国政府正致力于解决全国贫困人口脱贫问题,从农民遭遇大病冲击的角度思考农户贫困提供了解决贫困的政策思路。根据上述结论,家庭成员发生重大疾病不仅显著影响农户当年贫困,而且因病致贫户未来也更容易发生家庭贫困。因此,对于因病致贫农户这一社会脆弱群体,政府应给予高度重视,不仅要对其生病的治疗费用给予补偿,而且还应关注农户未来的收入能力,以防止因病致贫对农户未来贫困的持续性影响。

#### 参考文献:

- [1] Wagstaff A, Doorslaer E. Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993-1998[J]. Health Economics, 2003, 12(11): 921-933.
- [2] O'Donnell O E, Doorslaer R, Rannan-Eliya A, et al. Explaining the Incidence of Catastrophic Expenditures on Health Care: comparative Evidence from Asia[R]. QUITAP Project Working Paper, 2005.
- [3] Cavagnero E, Carrin G, Xu K, et al. Rivera, Health Financing in Argentina: an Empirical Study of Health Care Expenditure and Utilization[R]. Working Paper Series in Innovations in Health Financing, Instituto Nacional de Salud Publica, Mexico, 2006.
- [4] Whitehead M, Dahlgren G, Evans T. Equity and health sector reforms: can low income countries escape the medical poverty trap?[J]. Lancet, 2001, 35(8): 833-836.
- [5] Doorslaer E V, O'donnell, Ravindra P, et al. Catastrophic payments for health care in Asia[J]. Health Economics, 2007, 16(11): 1159-1184.
- [6] 汪辉平, 王增涛, 马鹏程. 农村地区因病致贫情况分析思考[J]. 经济学家, 2016(10): 71-81.
- [7] Yip W, William C, Hsiao. Non-evidence-based policy: How effective is China's new cooperative medical scheme in reducing medical impoverishment? [J]. Social Science & Medicine, 2009, 68(2), 201-209.

- [8] 闫菊娥, 郝妮娜, 廖胜敏, 等. 新医改前后农村家庭灾难性卫生支出变化及影响因素——基于陕西省眉县的抽样调查[J]. 中国卫生政策研究, 2013(2): 30-33.
- [9] 许庆, 刘进, 杨青. 农村民间借贷的减贫效应研究——基于健康冲击的视角分析[J]. 中国人口科学, 2016(3): 34-42.
- [10] Duclos, Jean-Yves, Abdelkrim Araar, et al. Chronic and transient poverty: measurement and estimation, with evidence from China[J], Journal of Development Economics, 2010, 91(2), 266-277.
- [11] 岳希明, 李实, 王萍萍, 等. 透视中国农村贫困[M]. 经济科学出版社, 2007.
- [12] 罗楚亮. 农村贫困的动态变化[J]. 经济研究, 2010(5): 123-138.
- [13] Strauss J, Thomas D. Health, nutrition and economic development[J]. Journal of Economic Literature, 1998, 36(2): 766-817.
- [14] 张车伟. 营养、健康与效率[J]. 经济研究, 2003(1): 3-12.
- [15] 程名望, Jin Yanhong, 盖庆恩, 等. 农村减贫: 应该更关注教育还是健康——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证[J]. 经济研究, 2014(11): 130-144.
- [16] 高梦滔, 姚洋. 健康风险冲击对农户收入的影响[J]. 经济研究, 2005(12): 15-25.
- [17] Joglekar R. Can insurance reduce catastrophic out-of-pocket health expenditure? [R]. Working paper. India: Indira Gandhi Institute of Development Research, Mumbai, 2008.
- [18] Xu K, Ewans D B, Kadama P, et al. Understanding the impact of eliminating user fees: utilization and catastrophic health expenditures in Uganda[J]. Social Science & Medicine, 2006, 62(4): 866-876.

责任编辑: 李东辉

(上接第25页)

第三, 应不断加强农村清洁能源服务体系建设。太阳能热利用的扩散需要依靠农村地区相关服务体系的支持, 这不仅有利于太阳能热利用在农村地区的推广, 同样也有利于农村地区其他清洁能源的推广, 促进农村可持续发展。

参考文献:

- [1] 徐礼德, 仝允恒. 中国农村清洁能源发展分析及建议[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(7): 20-27.
- [2] Hosier R H. Energy ladder in developing nations[J]. Encyclopedia of Energy, 2004(2): 423-435.
- [3] Cai J, Jiang Z G. Changing of energy consumption patterns from rural households to urban households in China: an example from Shaanxi Province of China[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2008, 12(6): 1667-1680.
- [4] Defries R, Pandey D. Urbanization, the energy ladder and forest transitions in India's emerging economy[J]. Land Use Policy, 2010, 27(2): 130-138.
- [5] Overend R P. Biomass Energy Heat Provision for Cooking and Heating in Developing Countries[J]. Springer New York, 2013, 3(9): 1006-1032.
- [6] 史清华, 彭小辉, 张锐. 中国农村能源消费的田野调查——以晋黔浙三省2253个农户调查为例[J]. 管理世界, 2014(5): 80-92.
- [7] 王效华, 郝先荣, 金玲. 基于典型县入户调查的中国农村家庭能源消费研究[J]. 农业工程学报, 2014, 30(14): 206-212.
- [8] 朱建春, 李荣华, 张增强, 等. 陕西农村家庭能源结构与能源消费意愿研究[J]. 干旱地区农业研究, 2011, 29(5): 235-241.
- [9] 仇焕广, 严健标, 江颖, 等. 中国农村可再生能源消费现状及影响因素分析[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2015, 17(3): 10-15.
- [10] 王飞, 蔡亚庆, 仇焕广. 中国沼气发展的现状、驱动及制约因素分析[J]. 农业工程学报, 2012, 28(1): 184-189.
- [11] 蔡亚庆, 仇焕广, 王金霞, 等. 我国农村户用沼气使用效率及其影响因素研究——基于全国五省调研的实证分析[J]. 中国软科学, 2012(8): 58-64.
- [12] 邹晓霞, 万运帆, 李玉娥, 等. 我国农村太阳能资源利用节能减排效果研究[J]. 可再生能源, 2010, 28(3): 93-98.
- [13] 张磊, 蒋景肖, 高伟, 等. 低碳能源技术在我国农村地区扩散中的口碑效应研究——以太阳能热水器为例[J]. 中国软科学, 2012, 26(4): 39-43.
- [14] Han J Y, Mol A P, Lu Y L. Solar water heaters in china: a new day dawning[J]. Energy Policy, 2010(38): 383-391.
- [15] 达摩达尔·N·古扎拉蒂. 计量经济学基础(第四版)[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2005: 576.

责任编辑: 李东辉