

DOI: 10.13872/j.1000-0275.2016.0054

王晓兵, 蔡亚庆, 侯玲玲, 杨军. 我国贫困问题的动态性——基于生存模型的新证据[J]. 农业现代化研究, 2016, 37(4): 740-746.

Wang X B, Cai Y Q, Hou L L, Yang J. The dynamics of poverty: Evidences from hazard analysis[J]. Research of Agricultural Modernization, 2016, 37(4): 740-746.



## 我国贫困问题的动态性 ——基于生存模型的新证据

王晓兵<sup>1,2</sup>, 蔡亚庆<sup>3</sup>, 侯玲玲<sup>1,2</sup>, 杨军<sup>4\*</sup>

(1. 北京大学现代农学院, 北京 100871; 2. 中国科学院地理科学与资源研究所农业政策研究中心, 北京 100101; 3. 社会资源研究所, 北京 100164; 4. 对外经济贸易大学国际经济贸易学院, 北京 100029)

**摘要:** 理解贫困的本质、短期性、长期性特征, 以及贫困动态性的决定因素依旧是我国精准扶贫问题的关键。基于浙江、湖北、云南三省的微观调研面板数据, 运用马尔可夫转移矩阵分析了农户在贫困和非贫困的转变概率; 利用危害分析方法研究农户脱离贫困线、进入贫困线以及重新进入贫困线的概率及主要影响因素。结果表明, 基于相对贫困线划分, 农户脱离贫困线以及进入贫困线的概率与贫困时间成反比; 非工作的家庭成员个数、受教育年限、家庭生产经营类型以及村级特征变量, 均对农户脱离贫困线、进入贫困线以及重新进入贫困线的概率有重要影响; 在贫困问题的动态性方面, 三个省份具有明显的跨时空特征。因此, 建立健全保险制度、提高农产品市场透明度、促进农业部门整合等一些旨在减少收入差距的短期调控性政策, 对农户脱离贫困状态以及避免农户重新进入贫困状态具有重要作用。

**关键词:** 贫困; 相对贫困线; 动态性; 马尔可夫转移矩阵; 危害分析

中图分类号: F304.8

文献标识码: A

文章编号: 1000-0275 (2016) 04-0740-07

### The dynamics of poverty: Evidences from hazard analysis

WANG Xiao-bing<sup>1,2</sup>, CAI Ya-qing<sup>3</sup>, HOU Ling-ling<sup>1,2</sup>, YANG Jun<sup>4</sup>

(1. China's Center for Agricultural Policy, School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University, Beijing 100871, China; 2. Center for Chinese Agricultural Policy, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources, China Academy of Sciences, Beijing 100101, China; 3. Social Resources Institute, Beijing 100164, China; 4. University of International Business and Economics, International Economic and Trade Institute, Beijing 100029, China)

**Abstract:** Poverty alleviation has been always the important issue in the policy strategy. To better under the nature of poverty, especially its persistence and the determinants of out of poverty and re-enter into poverty are key for poverty alleviation. Using rural household panel data from three Chinese provinces, we first use the relative poverty line among the provinces to describe the status of being in the poverty, out of poverty and re-entry into poverty. Secondly, we use Markov transition matrix to analyze the probability of shifting between poverty and non-poverty. Finally, we use hazard analysis framework to identify the probability of out of poverty and re-enter into poverty. And we examine the duration dependence of households' chance of exiting and re-entering poverty. Results suggest that, in general, poverty seems to be mainly a transitory phenomenon irrespective of the underlying poverty line. The number of non-working family members, education, and several village characteristics seem to be the most important covariates. The analysis reveals significant differences between the provinces in our sample. However, the nature of duration dependence differs considerably across provinces and poverty concepts. Therefore, policies that aim to reduce income variability via insurance systems, raising transparency in agricultural markets or fostering agricultural sector's integration seem to be the most appropriate to facilitate exit from poverty and reducing re-entry.

**Key words:** poverty; relative poverty line; dynamics; Markov transition matrix; hazard analysis

不同扶贫措施的有效性在很大程度上取决于贫困的性质: 如果贫困是短期性的, 那么旨在稳定短

期收入波动的政策则是值得推介的; 如果贫穷是长期性的, 那么改善劳动力市场以及完善社会救助体

基金项目: 国家自然科学基金项目 (71373255, 71303226)。

作者简介: 王晓兵 (1973-), 女, 河北冀州人, 博士, 副教授, 主要从事劳动力市场和贫困研究, E-mail: xbwang.ccap@pku.edu.cn; 通讯作者: 杨军 (1972-), 男, 河南南阳人, 博士, 教授, 主要研究方向为农产品贸易, E-mail: yangjunuibe@163.com。

收稿日期: 2016-03-27, 接受日期: 2016-05-04

Foundation item: National Natural Science Foundation of China (71373255, 71303266).

Corresponding author: YANG Jun, E-mail: yangjunuibe@163.com.

Received 27 March, 2016; Accepted 4 May, 2016

系的政策则是应当着重完善的。2016年我国两会的相关决议一再重申，要把脱贫攻坚作为“十三五”时期的头等大事来抓。深入实施精准扶贫、精准脱贫，项目安排和资金使用都要提高精准度，扶到点上、根上，让贫困群众真正得到实惠。因此，要解决好“扶持谁”的问题，必须确保识别真正的贫困人口，明确贫困的短期和长期状态、贫困程度、贫困的动态性及其致贫原因等问题，才能做到因户施策、因人施策。

目前针对有关贫困问题的讨论多是静态层面的，忽视了贫困问题的动态性，也鲜有研究将贫困问题视为动态过程进行分析。已有分析贫困动态过程的方法主要有以下三种。第一，将动态计量经济模型用于估计收入、消费等经济变量。如有研究用中国家庭数据，通过广义矩估计的方法来构造消费支出增长模型<sup>[1]</sup>。第二，研究者关注在一个固定的时间段内进入或脱离贫困的频率，使用一阶马尔可夫模型来解释家庭收入的持久性<sup>[2]</sup>。第三，利用危害分析方法（hazard analysis），使用贫困持续时间和脱离贫困概率来构建模型。该方法的优点是控制了家庭处于贫困的持续时间对家庭增加收入脱离贫困线概率的影响，而且对家庭是否处于贫困及其协变量之间没有线性限制<sup>[3]</sup>。基于1995-2004年浙江、湖北、云南三省1362户农户的微观调研面板数据，虽然前期的研究分析农户贫困持续性及其决定因素<sup>[4]</sup>，但该研究没有从长期、动态的视角考察。有研究指出脱贫或致贫过程愈发地体现结构性因素的巨大作用<sup>[5]</sup>，因此对农户进入贫困以及脱离贫困状态，甚至是脱贫一再返贫动态过程作进一步考察，在政策层面上具有重要意义<sup>[6-10]</sup>。

伴随着经济的快速增长和国家对扶贫开发的大力推进，我国农村绝对贫困人口大幅度减少<sup>[11]</sup>。在2003年的世界银行报告中，按照每天收入1美元的贫困线标准，我国农村绝对贫困人口从1978年2.6亿下降到1999年的9700万。在过去二十多年间，中国减少的贫困人口就占到了所有发展中国家的75%以上。然而，这些差异很大程度上取决于度量标准（即：设定的贫困线）的不同。以日常开支低于每天1美元作为标准，估计出1999年中国农村贫困人口数量为2.35亿，是国家统计局按照国家贫困线公布的农村贫困人口数量的两倍<sup>[12]</sup>。这也表明按照国家的贫困线，我国的贫困人口被严重低估。按照纯收入计算，2008年我国贫困线以下人口约有4000万。然而，我国减贫形势依然非常严峻，还有相当数量的贫困人口属于长期贫困，且逐渐呈现

出脆弱性、区域分化等新特征<sup>[13]</sup>。我国约有4000万-6500万人处于持续贫困中，约占全国绝对贫困人口20%-25%。长期贫困者有可能会成为置于经济发展福利之外的新一代贫困阶层。

本文将从贫困性质的描述性统计入手，着重分析决定我国农户贫困动态变化的因素。基于1995-2004年浙江、湖北、云南省进行的微观调研面板数据，运用马尔可夫转移矩阵分析了农户在贫困和非贫困的转变概率，此外危害研究方法根据贫困状态的时间长短分析了增加或减少农户留在贫困状态的风险，即估计农户随时间推移摆脱贫困状态的概率。本文将在三个方面对中国农村贫困问题的研究做出贡献：使用相对贫困的贫困线测度方法，考察贫困的短期和长期性；利用三省微观调研数据，将危害分析的方法运用到农户贫困问题的实证分析之中；比较分析三个经济发展水平不同的省份在贫困问题上的相似性及差异性。

## 1 研究方法

### 1.1 数据来源

本文使用的基础数据库来自农业部大样本农户调研数据，该数据运用了科学的抽样方案以确保代表性<sup>[14]</sup>。目前该数据库已被广泛的用于农业生产力、要素市场发展等方面的研究。根据合作协议，我们获取了1995-2004年间来自浙江、湖北和云南三个省的31个村庄和每年1362户农户的数据。该数据的面板磨损相对较低，有68%的家庭每年都报告数据。家庭层面的数据涵盖以下方面的详细信息——家庭基本情况、农业生产的特征以及劳动力农业和非农劳动时间分配。本文使用官方的全国消费者价格指数（CPI）将收入、消费、资产和转移支付等货币变量转换成2000年价格。乡村调查数据则提供了有关资源禀赋、就业、生产以及福利和社会指标的信息。

本文对家庭财富的衡量基于家庭全部净收入变量。该变量定义为总收入减去农业生产要素的成本、自营工商业的经营费用和税收支出等。在支出核算中，自身所有的住房和自给自足型消费的估算值不包括在内。

### 1.2 计量模型

本文使用非比例风险（non-proportional hazard approach）计量经济分析方法评估贫困持续时间对脱离贫困线的概率的影响。定义 $T$ 为衡量处于或脱离贫困持续时间的变量，并定义 $T$ 的连续概率密度为 $f(t)$ （该方法更详细的说明，请参考Greene<sup>[15]</sup>），

相应的累积分布函数为：

$$F(t) = \int_0^t f(s) ds = \Pr(T \leq t) \quad (1)$$

$T$  的分布可等价表达为：

$$S(t) = 1 - F(t) = \Pr(T > t) \quad (2)$$

上述为生存方程及其表达，表示一个家庭至少到时间  $t$  脱离贫困的概率。最后将风险方程定义为：

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (3)$$

风险函数表示在存活到时间  $t$  的条件下，在  $T=t$  的时间点上，离开或者重新进入贫困的风险。根据定义， $\lambda_0(t)/\lambda(t) < 0$  表示，在  $t$  时间点，存在负的持续时间依赖性和递减的脱离贫困的风险。即脱离贫困的概率随着家庭处于贫困状态年份的增加而降低。

本文应用的非比例风险率模型从最常用的比例风险模型开始进一步放宽了相关假定。风险比例模型假设解释变量对基准风险方程  $\lambda_0(t)$  有乘数效应，其中  $\lambda_0(t)$  表示家庭在标准条件下的风险。基准风险模型假定风险只取决于持续时间  $t$ ，因而忽略不同家庭间存在的异质性特征。然而，个体之间的行为非均质性可能会改变个体的风险，其中部分变化可以通过控制家庭中观察到的个体特征  $x$  来获得解释。借鉴 Jenkins<sup>[16]</sup> 方法，公式 (3) 可改写为：

$$\lambda(t) = 1 - \exp\{-\exp(\lambda_0(t) + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k)\} \quad (4)$$

关于基准风险  $\lambda_0(\cdot)$  的非参数模型，已有研究使用过不同分布进行估计。本文使用离散时间风险模型进行估计，并使用互补的 log-log 基准风险（基础数据以区间删失的方式报告家庭的贫困状态，相应的连续和离散持续期模型提供类似的结果和影响）。家庭的非均质性包括两方面：一个是以时间衡量的可观察的协变量  $x_k$ ，另一个是不可观察的差异  $\varepsilon$ 。 $x_k$  说明一个家庭处于或脱离贫困的时间分布， $\varepsilon$  被证明对改变表示贫困状态变化的基准风险率具有潜在乘数效应，被称作脆弱参数<sup>[17-18]</sup>。由于本文的样本包括三个省份的数据，且本文关注在不同省份之间，家庭处于或脱离贫困的时间对脱离或者进入贫困的风险影响是否有异质性，故放松成比例的假设条件。非比例风险率模型包括虚拟省份和基准风险之间的相互影响。

最后，可以估计方程 (4)，其中  $x$  表示住户、农场和村特性， $\beta$  是待估计参数向量。本分析指包括所谓的外部时变协变量，反映了关于对时变协变量处理的讨论。这些变量是可独立观察的贫困状态。因此，采用标准的渐进估计技术，可提供对相对风

险参数  $\beta$  可行的估计方法。本文使用分组数据处理方法<sup>[19]</sup>。

显然，在调查中的第一年或者最后一年，家庭有可能已经处于贫困状态。因此，处于贫困状态（poverty spell）的总长度不能确定，从而被称为截尾。在本文的分析中，未被观测到初始或未被观测到结束的贫困状态，被同等对待。

### 1.3 贫困的度量

本研究采用相对贫困线定义来分析贫困持续性的决定因素，对于国家贫困线的定义进行了详细的讨论和说明，有人认为相关社区是在村庄或省级形成的，因此本文使用各省特定的相对贫穷线（相对贫困线指与社会正常生活水平仍有较大差距的收入水平线，即社会中某一成员生活水平远低于社会中大部分成员的生活水平）。针对经济发展达成的普遍共识认为：所有的社会成员应从经济发展中受益，任何个人应该能够充分参与社会生活，而这些要求超过了生存线的简单标准。基于对贫困普遍共识，大部分西方国家采用相对贫困线的概念。然而，相对贫穷线的局限性是该贫困线随时间推移而变化，而且与福利措施发展呈高度相关性。而绝对贫穷线是与福利措施彼此独立的关于贫困分布的估计，它需要不断更新以表现出最低生活标准的实际成本。此外，绝对贫困线测度的一个缺点是其可能引入测量误差，例如，当引入最低食物摄入量这一概念来考量一篮子食物组成时产生的省际差异，以及物价水平变动的省际差异等。在最低热量要求、食品束组成、计划价格、使用非食品支出的估值等偏差的约束下，我国在 2011 年底将国家贫困线调整至日常开支不低于每天 1 美元的标准。

最后需要注意的是福利指标的选择问题。已有研究主要使用的是基于收入或消费开支的贫困线。这两种计算方式的主要差别是每年的消费期望是平滑的，因此其变异性要低于基于收入的贫困线。相关文献对于二者的优点和缺点进行详细的讨论<sup>[20]</sup>。基于资产的贫穷线，涉及到一大部分的非线性计算<sup>[21]</sup>。本文使用的数据关于消费支出变量的定义中已经排除了对自己再生产的消费，因此将家庭的净收入用作福利的测算。

总的说来，本文将各省人均纯收入的中位数定为相对贫困线（相对贫困概念意味依赖个人效用。此外，为了避免讨论关于适当等价规模，所有家庭成员采用同样的权重）。样本基于平衡面板农户（balanced panel data），以避免同一家庭成员中存在的等效收入之间的依赖关系<sup>[22]</sup>。各省相对贫穷线是

基于样本计算的，以避免一省收入增长造成的对其他省份的影响（有人认为相关社区是在村庄或省级形成的，因此本文使用各省特定的相对贫穷线）。

## 2 结果与分析

### 2.1 贫困率和收入分配

1995-2004年以相对贫困线计算的平均贫困率是19.4%（表1）。这也表明与其他研究使用较低的国家贫穷线，使得我国的贫困率严重低估——1998年为3.2%-5.3%<sup>[23]</sup>。各省之间的贫困率存在显著的差异。浙江受访家庭的平均收入几乎是湖北的3倍，并比云南省的4倍还要多。受到高收入分布群体的影响，以相对贫困线衡量的话，浙江省和云南省的

贫穷率相对较高。这表明我国在制定精准扶贫战略时，要着眼于相对贫困问题以及贫困的区域特征。

我们的研究结果验证了相当大一部分家庭的贫困状态是一种短期现象<sup>[24]</sup>。但同时，我们发现，基于不同的贫穷线标准，贫困状态的动态性存在显著的省际差异。以相对贫穷线衡量，样本中的41%的浙江农户和60%的湖北农户从未处于贫困状态。如果将处于贫困超过5年的家庭定义为长期贫穷的话，少于10%的家庭属于此范畴。浙江省用不同贫困线衡量时差异较大，以相对贫困线计算其长期贫困家庭为9%。形成鲜明对比的是，云南省基于相对计算的长期贫困家庭分别为19%。处于贫困状态超过5年的长期贫困家庭有98%生活在云南。

表1 人均收入和贫困程度的趋势分布  
Table 1 Trend of income per capita (yuan/capita) and poverty rate (%)

年份	人均收入中位数（元/人）				贫困人口比率（%）			
	浙江	湖北	云南	三省	浙江	湖北	云南	三省
1995	4 702	1 779	1 132	1 964	13.51	11.12	18.04	19.01
1996	4 658	1 650	1 214	1 864	16.47	11.36	19.20	19.22
1997	4 903	1 642	1 292	1 941	19.27	10.64	17.80	18.88
1998	5 259	1 709	1 290	1 993	18.97	13.03	21.14	20.11
1999	5 151	1 665	1 268	2 000	15.07	11.46	20.80	19.37
2000	5 602	1 732	1 254	2 033	17.34	10.36	20.80	18.96
2001	5 147	1 806	1 374	2 071	12.22	10.47	21.84	18.30
2002	6 153	1 859	1 524	2 263	14.52	10.03	23.29	19.15
2003	7 000	2 052	1 499	2 453	14.43	10.22	22.78	19.84
2004	7 689	2 491	1 681	2 738	12.53	8.56	21.44	17.69

### 2.2 非参数法分析贫穷问题的动态性分析

表2列出三个省的马尔科夫转移矩阵（Markov transition matrices）和两条贫穷线。计算的转变概率表示从当年到下一年脱离贫穷或者仍然处于贫穷状态的概率。然而，我们没办法考察到家庭的异质性和年内贫穷的动态变化。对三个省份的转移矩阵进行科克伦检验（Cochran test），检验结果不能拒绝贫穷转变概率存在省际差异的假说。用每年的转移

概率表示贫穷的持久性，云南的转移概率是最高的。由于进入贫穷的概率比脱离贫穷概率小得多，暗示我国农户面临的不对称的进入和脱离贫穷问题。

在介绍危害分析的结果之前，应该先更周密的考虑一下贫穷的持续性。很显然云南省有4.42%的农户持续5年都在国家贫穷线以下，显著高于浙江（0.69%）和湖北（0.42%）（表3）。有趣的是，不同省份之间长期贫穷占有所有贫穷的比例大不相同。依

表2 贫穷和非贫穷转变概率——马尔科夫转移矩阵  
Table 2 Transition probability between poverty and non-poverty based on Markov transition matrix

区域	状态	非贫穷		贫穷	
		概率	标准差	概率	标准差
浙江	非贫穷	0.94	0.004	0.67	0.007
	贫穷	0.06	0.013	0.33	0.025
湖北	非贫穷	0.93	0.003	0.58	0.006
	贫穷	0.07	0.009	0.42	0.017
云南	非贫穷	0.93	0.004	0.38	0.008
	贫穷	0.07	0.010	0.62	0.020
三省	非贫穷	0.93	0.002	0.54	0.012
	贫穷	0.07	0.002	0.46	0.012

据在相对贫困线的三个省的贫困时间的长度, 显然几乎所有的家庭都只有一小段时间是贫困中度过。这个大致观察和其他发展中国家是一致的<sup>[25]</sup>。

表 3 农户贫困的持续性 (%)

持续性 (年)	浙江	湖北	云南	三省
0	84.48	89.30	79.61	85.49
1	9.88	6.89	8.28	8.02
2	2.83	2.23	3.72	2.78
3	1.38	0.81	2.25	1.34
4	0.75	0.35	1.73	0.82
5	0.40	0.17	1.31	0.53
6	0.21	0.11	1.17	0.42
7	0.08	0.09	0.78	0.27
8	-	0.03	0.62	0.18
9	-	0.02	0.54	0.15

### 2.3 脱贫的决定因素分析

本文用了一系列协变量来控制作为脱贫和重新陷入贫困的决定性因素和在基准危险之上的家庭、生产经营和空间特征的影响。其中, 家庭特征包括家庭人口数、户主的年龄、受教育程度、非工作人口的比例和参与地方行政的程度 (是否是村干部); 生产经营特征包括土地、每个家庭成员的生产权利和作为风险分散机制的家庭经营活动的多样化等。此外, 采用一系列协变量控制当地特征, 例如外来人的比例、人口密度、失业率和当地主要经济活动。最终, 为了检验跨越三个省的时间对结果的可能影响, 本文也考虑了浙江省和云南省的二元变量和时间 (取对数) 的交互影响。解释变量的具体描述性统计详见依据该数据的有关贫困的静态分析<sup>[4]</sup>。

我们采用参数生存模型, 分析贫穷中或贫穷外所处时间的影响。除了常数以外的所有系数都为零的虚拟假设被似然比检验清晰的拒绝了 (表 4)。持续时间 (的对数的) 估计系数都是负的, 而且具有统计学上的显著性。这意味着 hazard functions 风险均数是向下倾斜的, 显示与持续时间的负的相关性, 即在贫困 (非贫困) 的年度越长, 脱贫 (再流入贫困) 的概率越小。与此同时, 时间变量和省份的二元变量的交互影响揭示了湖北、云南、浙江这三个省份脱贫或重新进入贫困的概率的显著差异。

脱贫估计基准生存方程呈现了一个下降的概率。在贫困状态中每增加 1 年, 脱贫的概率会降低 39% (表 4)。根据交互影响显示出云南省脱离贫困的概率比其他两个省份都低。浙江省脱离贫困的机会与总体样本的估计生存基准线没有显著差异。参数分析法的结果与非参数法的结果相一致, 在转型

几率方面, 云南省从一年到下一年的贫困持续性是最高的。在贫困的第一年, 提高农户收入到相对贫困线以上的可能性接近 60%。在前三年, 前一个可能性降低了一半。

此外, 解释农户脱离相对贫困的有显著贡献的协变量稍微多一些。家庭人数 (hhsiz)、户主的年龄 (age)、(正式) 非劳动力的家庭成员人数 (depend) 降低了脱离贫困的概率。每增加 1 个额外的非劳动力家庭成员几乎和每处于贫困状态增加 1 年有同样的影响, 它降低了在相对贫困线以下提高收入的生存概率的 42% (基础数据无法分离孩子和退休家庭成员的影响)。脱离相对贫困的概率随着农户所受教育的提高而提高。家庭中受基础教育 (elem) 和中等教育 (sec) 的人口比例上升对脱离相对贫困都有显著正效应。考虑到处于危险中的人口的描述性统计可能可以解释这个不同。在两个样本中接受基础教育的家庭成员的比例非常相同。农户中有村干部 (cadre) 的家庭有更低的脱离相对贫困的 hazard 机会, 可能他们缺少方法来参与或者犹豫着是否该参与到能产生更快增长收入的活动。

至于生产经营的特征, 则揭示出那些只依赖于农作物生产 (dcrop) 的农户, 人均耕地 (land) 越多, 而农户脱离贫困的概率越低。更多的生产性资产 (asset) 会增加脱离贫困的机会。在当地特征中, 人口密度 (popdensity) 和是不是山区的二元变量 (dmountain) 是结束贫困陷阱的主要驱动力。令人惊讶的是, 和有序概率分析的结果一致, 村落的平均财富 (avincome) 充当了脱离相对贫困的阻力。描述性统计显示, 收入分布在更加富裕的村镇分布更广。村镇水平上的家庭收入的方差和平均人均收入为正相关 (0.66), 并且呈统计学显著。此外, 在以农业生产为主地区 (dagric) 的处于贫困中的家庭面临脱贫的概率更低 (被调查乡村根据主要经济活动被分为 5 个不同的经济区。它们是农业、林业、渔业、畜牧业和其他)。在该区域明显的相对缓慢增长的家庭纯收入映像了这一结果 (在农业区, 农户人均收入年均增长大约 4.4%, 而其他区是 7.7% 的年均收入增长)。

### 2.4 重新进入贫穷的决定因素分析

针对重新陷入贫困的情况, 我国农户面临着相对较低的风险, 而且随着时间增长, 重新陷入贫困的几率降低。同时, 回归结果中云南省与其他两省份又有不同。估计系数表明一个向上移动的生存基准线。重新进入贫困概率揭示出之前非常穷的农户再次陷入贫困的概率高于其他农户 (表 4, 最后 1 行),

表 4 生存模型的实证结果  
Table 4 Empirical results based on hazard analysis

变量类型	变量	脱贫		重新返贫	
		系数	标准差	系数	标准差
贫困持续时间	ln(duration)	-0.375***	0.098	-0.768***	0.145
	ln(duration)*Zhejiang	-0.050	0.152	0.246	0.221
	ln(duration)*Yunnan	-0.441***	0.139	0.411**	0.194
	constant	2.082***	0.506	-3.072***	0.986
家庭特征	hhsiz	-0.014	0.023	-0.034	0.048
	age	-0.075**	0.031	0.025	0.059
	depend	-0.595***	0.155	0.584**	0.285
	elem	0.213*	0.119	-0.272	0.205
	sec	0.063	0.136	-0.539**	0.251
	high	0.193	0.214	-1.014**	0.473
	cader	-0.333*	0.194	0.578	0.375
生产经营特征	land	-0.054**	0.024	-0.001	0.035
	asset	0.008	0.006	-0.016	0.013
	dcrop	-0.294**	0.142	0.050	0.263
	hhi	0.199	0.195	-0.227	0.352
村庄特征	unemp	-0.001***	0.0003	-0.0001	0.0004
	migration	0.692	1.177	1.723**	0.810
	popdensity	0.450***	0.064	-0.448***	0.125
	suburb	-0.056	0.136	-0.224	0.276
	dplain	-0.120	0.103	0.362*	0.194
	dmountain	0.534***	0.139	-0.525**	0.258
	dagric	-0.334**	0.145	0.239	0.349
	dfi	-0.127	0.190	0.692*	0.398
	avincome	-0.013***	0.003	-0.011**	0.005
	模式诊断	Statistic	p-value	Statistic	p-value
H <sub>0</sub> : Variance of frailty = 0	-0.0004	1.000	No convergence achieved		
H <sub>0</sub> : all parameters except const = 0	486.896	<0.001	179.187	<0.001	
AIC	1.198		0.657		
No. of spell/ No. of exits	2401 / 1111		2765 / 312		

注：\*\*\*，\*\*，\* 分别表示在 1%，5% 和 10% 水平显著。

这表明扶贫政策要有持续性，尤其要关注贫困中脱贫一再返贫的这一特征。在 1 362 户曾经处于相对贫困线以下的农户中，只有 11% 的农户再一次陷入贫困。

重新陷入贫困受农户的社会经济特征影响，其再次陷入贫困的概率随着家庭成员中非劳动力 (depend) 的数量而显著地增长。但是，受到更好教育的家庭面临重新陷入贫困的风险要小一些。在不同的教育水平中，中等教育 (sec) 和高等教育 (high) 似乎只对再次掉到相对贫困线以下的风险有最重要的影响。

在人口越密集的地方 (popdensity) 农户重新陷入贫困的可能性越低，可能的解释是因为有更多的经济活动和机会。从乡村来的流动人口的比例在生存基线上有增加的影响，并在统计上显著。两个重要的地域性特征增加了重陷贫困的概率。处于平原

和以渔业为主的地区的农户面临重新降低到相对贫困线以下的风险较高，分别为 36% 到 70%。令人惊异的是，处于山区 (dmount) 的农户面临的重新进入贫困的危险要低些。和预料中一致的，在更加富有的乡村 (avincome)，农户面临两次进入贫困的风险要低些。所以，结果证明之前贫穷的家庭也从乡村的整体经济增长中受益。

### 3 结论及政策建议

研究表明，依据生存方程估算的脱贫和再进入贫困存在显著的省际差异。云南省贫困更加普遍、持续时间更长。关于农户相关的协变量，户主的年龄、家庭成员中非劳动力成员的比例和村干部的地位似乎都会增加贫困的持续性。另一方面，有工作的家庭成员在不同水平上的受教育会降低再次进入贫困的几率、增加脱离贫困的可能性。土地禀赋和

对把种植农作物作为单一家庭收入来源的依赖会增加贫困的持续性。至于控制地理条件的协变量, 贫困的持续性在人口密度更高的地方要更低些, 令人惊异的, 山区也是这样。乡村水平的人均收入扮演着一种不明确的角色。它减少跨越到相对贫困线以上的概率, 同时减少再次下降贫困线以下的风险。

分析表明, 贫困是暂时的现象。所以政策手段应该集中在收入稳定和保险机制, 建立健全保险制度、提高农产品市场透明度、提高支农资金使用效率、促进农业部门整合等。农村地区人们受教育似乎是使得农户处理贫困的最有希望的出发点, 加强农村基础教育和职业培训, 提高贫困人口的素质, 推动农村劳动力转移, 建立农村社会保障, 是反贫困战略的重要方向<sup>[26]</sup>。此外, 帮助农民建立除了种植业生产之外附加的家庭生产经营活动可能也会减少中国农村地区的贫困。

#### 参考文献:

- [1] Jalan J, Ravallion M. Geographic poverty traps? A micro model of consumption growth in rural China[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2002, 17(4): 329-346.
- [2] Cappellari L, Jenkins S P. Who stays poor? Who becomes poor? Evidence from the British household panel survey[J]. *The Economic Journal*, 2002, 112(478): C60-C67.
- [3] Bane M J, Ellwood D T. Slipping into and out of poverty: The dynamics of spells[J]. *Journal of Human Resources*, 1983, 21(1): 1-23.
- [4] 蔡亚庆, 王晓兵, 杨军, 等. 我国农户贫困持续性及其决定因素分析——基于相对和绝对贫困线的再审视[J]. *农业现代化研究*, 2016, 37(1): 9-16.  
Cai Y Q, Wang X B, Yang J, et al. The persistence of poverty and its determinants: Evidence under the absolute and relative poverty line[J]. *Research of Agricultural Modernization*, 2016, 37(1): 9-16.
- [5] 万广华, 刘飞, 章元. 资产视角下的贫困脆弱性分解: 基于中国农户面板数据的经验分析[J]. *中国农村经济*, 2014(4): 4-19.  
Wan G H, Liu F, Zhang Y. Vulnerability to poverty exploded assets perspective: Based on the experience of Chinese farmers panel data analysis[J]. *Chinese Rural Economy*, 2014(4): 4-19.
- [6] 万光华, 张茵. 收入增长与不平等对中国贫困的影响[J]. *经济研究*, 2006(6): 112-123.  
Wan G H, Zhang Y. Effect of income inequality on growth and poverty in China[J]. *Economic Research Journal*, 2006(6): 112-123.
- [7] 张立冬, 李岳云, 潘辉. 收入流动性与贫困的动态发展: 基于中国农村的经验分析[J]. *农业经济问题*, 2009(6): 73-80.  
Zhang L D, Li Y Y, Pan H. Dynamic development of income mobility and poverty: Empirical Analysis of Rural China[J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2009(6): 73-80.
- [8] 罗楚亮. 农村贫困的动态变化[J]. *经济研究*, 2010(5): 123-137.  
Luo C L. Dynamic changes of rural poverty[J]. *Economic Research Journal*, 2010(5): 123-137.
- [9] 王朝明, 姚毅. 中国城乡贫困动态演化的实证研究: 1990-2005年[J]. *数量经济技术经济研究*, 2010(3): 3-15.  
Wang C M, Yao Y. Chinese urban and rural poor dynamic evolution of empirical research: 1990-2005[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2010(3): 3-15.
- [10] 巩前文, 穆向丽, 谷树忠. 扶贫产业开发新思路: 打造跨区域扶贫产业区[J]. *农业现代化研究*, 2015, 26(5): 736-740.  
Gong Q W, Mu X L, Gu S Z. Creating inter-regional poverty reduction industrial zone: A new way to alleviation poverty[J]. *Research of Agricultural Modernization*, 2015, 26(5): 736-740.
- [11] World Bank. China: Promoting growth with equity[R]. World Bank Country Study, Report No. 24169-CHA, 2003.
- [12] 国家统计局. 中国统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2009.  
National Bureau of Statistics. *China Statistical Yearbook*[M]. Beijing: China Statistics Press, 2009.
- [13] 郭劲光. 我国贫困人口的脆弱度与贫困动态[J]. *统计研究*, 2011, 28(9): 42-48.  
Guo J G. Vulnerability of the poor and poverty dynamics[J]. *Statistical Research*, 2011, 28(9): 42-48.
- [14] Benjamin D, Brandt L, Giles J. The evolution of income inequality in rural China[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2005, 53(4): 769-824.
- [15] Greene W H. *Econometric Analysis*[M]. Pearson Education India, 2003.
- [16] Jenkins S P. Easy estimation methods for discrete - time duration models[J]. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 1995, 57(1): 129-136.
- [17] Meitzen M E. Differences in male and female job-quitting behavior[J]. *Journal of Labor Economics*, 1986, 4(2): 151-167.
- [18] Blau D M, Riphahn R T. Labor force transitions of older married couples in Germany[J]. *Labour Economics*, 1999, 6(2): 229-252.
- [19] Kalbfleisch J D, Prentice R L. *The Statistical Analysis of Failure Time Data*[M]. John Wiley & Sons, 2011.
- [20] Park A, Wang S. China's poverty statistics[J]. *China Economic Review*, 2001, 12(4): 384-398.
- [21] Barrett C B, Carter M R. *Risk Asset Management in the Presence of Poverty Traps: Implications for Growth and Social Protection*[M]. Cornell University, 2005.
- [22] Biewen M, Jenkins S P. A framework for the decomposition of poverty differences with an application to poverty differences between countries[J]. *Empirical Economics*, 2005, 30(2): 331-358.
- [23] 姚书杰. 当代中国经济增长、收入分配和减贫[M]. 劳特利奇出版社, 2004.  
Yao S J. *Economic Growth, Income Distribution and Poverty Reduction in Contemporary China*[M]. Routledge, 2004.
- [24] Jalan J, Ravallion M. Is transient poverty different? Evidence for rural China[J]. *The Journal of Development Studies*, 2000, 36(6): 82-99.
- [25] Bigsten A, Shimeles A. Poverty transition and persistence in Ethiopia: 1994-2004[J]. *World Development*, 2008, 36(9): 1559-1584.
- [26] 王荣党. 农村区域性反贫困度量指标体系的设计与实证——以云南为例[J]. *中国农村经济*, 2006(12): 69-76.  
Wang R D. Design and demonstration — Regional poverty metric system in the countryside with a case study[J]. *Chinese Rural Economy*, 2006(12): 69-76.

(责任编辑: 董成立)