

中国农村的动态贫困:状态转化与持续

——基于中国健康与营养调查微观数据的生存分析

叶初升,赵 锐

(武汉大学 经济发展研究中心/经济与管理学院,湖北 武汉 430072)

摘要 利用 1989—2009 年中国健康与营养调查数据,通过生存分析研究农户贫困或非贫困状态的转变,以及转变发生前,初始状态的持续期限对这种转变的影响。结果表明:农户陷入贫困与脱离贫困的过程以非对称的比例同时存在,持续贫困或持续非贫困的时间长度对贫困状态转换的影响,因选择绝对贫困线或相对贫困线而呈现不同的变动趋势。而且,就贫困动态变化而言,尽管从绝对贫困理念看,贫困农户具有很大的向上流动的可能性,但从相对贫困的视角看时,却发现贫困表现出持续性特征,从而揭示了社会阶层的固化趋势。

关键词 贫困动态;生存分析;绝对贫困;相对贫困;农村贫困人口;农村扶贫

中图分类号:F 303 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2013)03-0042-11

20 世纪 80 年代中期以来,伴随着经济增长的“涓流效应”,中国有组织、有计划、大规模的扶贫开发事业取得了举世瞩目的成就。但是,我国减贫工作还存在许多不容忽视的问题,反贫困道路仍然漫长:一方面,尽管相当一部分贫困户逐步脱离贫困,但与此同时也有一部分农户陷入贫困,脱离贫困与陷入贫困这 2 种反向的动态过程同时并存^[1];另一方面,虽然贫困发生率有所下降,但那些尚未脱离贫困陷阱长期陷入其中的贫困人口生活异常艰辛,扶贫工作愈加困难^[2]。这种现实表明,贫困是动态的,贫困人口动态地分布在不同的生活状态;那些长期处于贫困陷阱中的人口以特殊的动态方式反映了社会向上流动的僵滞、社会分层的固化。

长期以来,贫困理论研究一直忽视了贫困人口的这种结构变化或动态分布。通常,贫困人口都是作为一个整体在某一特定时点进行测量,比较 2 个不同时段之间整体贫困人口的数量变化;贫困人口的分类研究比较注重横截面的分类,如根据贫困深度分类、致贫原因分类等,缺乏对贫困人口结构在时间序列上的变化或动态分布进行深入的分析。这种研究状态直到最近几年才有所改观,一些学者开始用动态的眼光去研究贫困问题。在贫困动态的研究中,学者们较多地集中在面对不确定冲击的贫困脆弱性,即在将来某个时期陷入贫困的可能性(概率),

忽略了贫困或非贫困的状态转化与持续问题。

本文将利用中国健康与营养调查多期的微观农户面板数据,致力于从农户经历贫困或非贫困状态的生命历程出发,描述并解释在中国农村,这种状态的持续对其贫困状态转换的影响,从而在微观层面上,进一步深化对贫困动态问题,以及这一问题背后所反映的社会分层固化程度的研究。

一、文献回顾

贫困问题研究在发展经济学中占有重要的地位,在早期的研究中,主要关注贫困的概念、测度和发生机制。近 10 多年来,对贫困问题的研究也上升到新的高度,从静态研究走向动态研究,因此,贫困动态问题也成为学界关注的热点。由于发展中国家普遍缺乏连续的追踪调查数据,对贫困动态的研究更多地借助于定性方法,如 Krishna 和 Davis 等分别使用“进展阶段方法”和基于生活史的定性分析方法对长期的贫困动态进行研究^[3-4]。“进展阶段方法”将马斯洛的需求层次理论与参与式方法相结合,强调贫困群体自身对贫困动态转换的认识。这一方法要求村民以社区为单位,集中讨论农户在脱贫的过程中,随着收入的不断增加,在不同阶段主要增加的消费项目有哪些?调查表明,在受访村民看来,食物、住房、欠债、衣着是需要依次满足的基本需求。

收稿日期:2013-03-10

基金项目:国家自然科学基金项目“农村扶贫政策绩效评价及其动态瞄准机制设计”(70873088)。

作者简介:叶初升(1963-),教授,博士;研究方向:发展经济学。E-mail.:yechsh@whu.edu.cn

因此,只有当家户跨过了这几个基本需求层次,才被公认为实现了脱贫。“基于生活史”的方法同样利用参与式方法通过对家户成员的访谈,回顾了该家户历年发生的重要事件,并通过树状图可视化地呈现出该家户过去所发生的各种重要事件及其发展轨迹,这些事件被用来解释贫困状态变化的原因。

而随着家户跟踪调查项目的实施,对微观面板数据的获取成为可能,也涌现出关于贫困状态转换和持续的定量文献,这些文献大都利用收入或消费指标来观测贫困的动态变化。Haddad等使用埃及347个家户的面板数据测量了1997—1999年的家户消费变化。结果表明,在2年的时期内,陷入贫困的家户数量是脱离贫困家户数量的2倍。并且在所有的贫困人口中,有一半持续处于贫困状态^[5]。Lawson等结合了定性研究方法和定量研究方法,来帮助理解贫困转换和持续的过程及其影响因素。他们认为尽管从2种研究中得到很多相似的结论,但是方法的结合能够为贫困状态转换提供更丰富的理解^[6]。Cater等结合消费贫困线和资产贫困线区分了结构性转换与随机性转换,他们把资产水平变化所导致的脱贫或陷贫称为结构性转换,而把由于某种积极的或消极的随机性事件导致的脱贫或陷贫称为随机性转换^[7]。基于这一划分,Radent等在对肯尼亚2000—2009年期间贫困状态转换的研究表明,在脱贫的家户中只有很少一部分是通过资产积累实现,大部分陷入贫困的家户都经历了随机性的贫困转变^[8]。

对贫困状态转换和持续的定量方法研究也被中国的学者广泛采用,这主要源于中国政府和研究机构各自组织了多项的追踪调查项目。张立冬等利用中国健康与营养调查的5轮农村家庭收入调查数据,对中国农村贫困的动态发展进行了实证分析^[9]。罗楚亮描述了中国农村在2007年和2008年之间贫困的变动状况,发现大部分贫困群体仅仅经历了1年的贫困,而且大多数贫困人口在这2年都经历了脱离贫困或陷入贫困的动态转换过程^[10]。王朝明等采用贫困指标束和转移矩阵的方法,分别考察了中国贫困的整体变动趋势及其动态演化特征^[11]。

上述研究主要是通过基本的统计分析来描述贫困的动态转换过程,而事实上,正如前面所讨论的,除了直观地关注家户在2个时期之间的贫困状态转换以外,家户此前持续处于贫困或非贫困状态的延续时间跨度也对贫困状态的转换产生重要的影响,

这也是动态贫困问题的一个关注焦点。当然,也有研究做了类似的努力。Bigsten等研究了埃塞俄比亚城市和农村在1994—2004年期间贫困的持续性。结果表明,这些家户频繁地陷入或脱离贫困,但是,如果贫困家户经历贫困的时间越长,他们脱贫的难度也就越大;如果家户处于非贫困状态的时间越长,他们陷入贫困的可能性就越小^[12]。这说明贫困作为一种状态,具有很强的惯性。Glauben等利用贫困转换矩阵描述了中国浙江、湖北、云南三省的农村家户在1995—2004年期间脱离贫困或者持续贫困的概率。在此基础上,他们利用生存分析方法研究了贫困持续时间对脱贫概率的重要影响^[13]。鉴于生存分析主要针对期限数据,并能够应对数据的截取问题,本文将借鉴这一方法,从长达20年的家户生命历程,通过生存分析同时考虑持续贫困人口脱离贫困和持续非贫困人口陷入贫困的问题。

动态贫困的状态转化与持续,从一个侧面展现了我国社会分层的固化程度。大多数研究利用相对收入流动性测度来反映收入分层的固化,同时,此类分析也间接地反映了贫困状态的变化。这些研究表明,农村的中低收入阶层收入地位缺乏变动^[14];最穷苦的10%的贫困人口中,没有实现收入向上流动的那部分人更是陷入了低收入陷阱而无法自拔^[15]。然而,收入流动性主要关注整个社会各阶层收入水平所处位置的相对变动,侧重于对不平等的考察。本研究重点关注的是,按照能否满足基本物质生活需求这一绝对贫困概念,农村底层居民打破原有的停滞状态,冲出贫困的情况;以及那些非贫困家户,陷入贫困可能。希望通过对贫困的动态变化和持续情况的研究,揭示农村中低层居民所处社会阶层的变动情况。

二、理论框架和研究方法

贫困动态问题研究家户或个人在不同时期之间贫困状态的转换。以任意2期的调查数据为例,包括贫困—非贫困(脱离贫困),贫困—贫困(持续贫困),非贫困—贫困(陷入贫困),非贫困—非贫困(持续非贫困)等4种动态过程。在家户追踪数据的基础上,可以通过贫困转移矩阵来描述不同时期之间上述变化的发生数目和概率。由 t 期到 $t+1$ 期的贫困转移矩阵如公式(1)所示:

$$P_{t,t+1} = \begin{bmatrix} p_{00} & p_{01} \\ p_{10} & p_{11} \end{bmatrix} \quad (1)$$

式(1)中,下角标“0”表示非贫困,“1”表示贫困,则矩阵中 p_{00} 表示 t 期的非贫困家庭中,在 $t+1$ 期仍然处于非贫困状态的概率; p_{01} 表示 t 期的非贫困家庭中,在 $t+1$ 期陷入贫困的概率; p_{10} 表示 t 期的贫困家庭中,在 $t+1$ 期脱离贫困的概率;而 p_{11} 表示 t 期的贫困家庭中,在 $t+1$ 期仍然处于贫困状态的概率。因此,则有 $p_{00} + p_{01} = 1$ 以及 $p_{10} + p_{11} = 1$ 。

研究动态贫困问题,除了关注 2 个时期贫困的动态变化,还应该考查贫困或非贫困状态的持续性,以及持续时间对贫困转换的影响。本文使用在医学统计学中广泛使用的生存分析方法对上述问题进行研究。生存分析被用来研究所关注的结果变量在某一关注事件发生前所持续的时间,它使用生存函数或风险函数来描述生存时间的分布特征,通常包括参数方法、半参数方法和非参数方法。这里分别使用参数方法和非参数方法来计算家庭在给定贫困或非贫困状态以及家庭的异质性特征后脱离贫困和陷入贫困的概率。

生存分析有助于应对观测数据的截取问题。在调研中,往往当一个家庭开始进入观测时,可能已经经历了一段时期的贫困或非贫困状态;而当最后一次观测结束并退出调查后,仍然可能持续保持原先的状态,但无法对连续观测时段前后的家庭状态进行跟踪和记录。将前者称为左截取,后者称为右截取。对于左截取问题,大多数研究倾向于忽略;而对于右截取的情况,包括样本流失和直到最后一期仍然没有发生状态转变的情况,在生存分析中都可以处理^[12]。

由于本文使用的数据为离散数据,取自间隔不同的 8 个年份,当把观测数据转化为期限时,忽略了调查间隔不一致的问题。此外,在调查数据中,贫困状态的转换发生在前后 2 次调查之间,如发生在第 $a-1$ 次调查和第 a 次调查的区间 $[t_{a-1}, t_a)$ 内,也就无法确定贫困状态转变发生的精确时点,因此,这里假设转换发生的概率在 2 次调查之间的区间内是相同的^[16]。

图 1 通过一个数轴显示了使用离散数据时,贫困持续和退出的时间。假设某一家户经历了 8 次调查,在初期,即 t_0 时刻进入调查, t_7 时刻为最后一次调查。若在前 4 次调查,即 t_0 至 t_3 时刻,处于贫困状态,而在后 4 次调查,即 t_4 至 t_7 时刻处于非贫困状态,则认为家庭在区间 $[t_0, t_3)$ 时刻经历贫困后,并在区间 $[t_3, t_4)$ 时刻脱离贫困。同时,在生存分析中,

以上例子只会对 t_0 至 t_4 时刻进行分析,而不再考虑贫困转换发生后的情况。

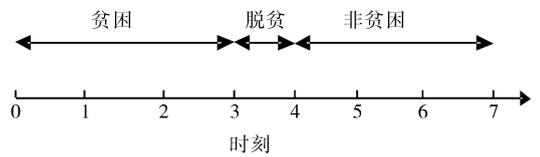


图 1 离散数据在生存分析中的使用——贫困的持续和退出

1. Kaplan-Meier 生存函数

本文首先使用非参数的 Kaplan-Meier 生存函数报告生存率^[17]。考虑在初始时刻处于贫困状态的情况,第 a 时刻的离散时间生存函数 (Discrete-Time survivor function) $S(t_a)$ 计算了在 $a-1$ 时刻之后家庭仍然处于贫困状态的概率,即:

$$S(t_a) = Pr(T \geq t_{a-1}) = \prod_{j|t_j \leq t_{a-1}} \frac{n_j - d_j}{n_j} \quad a=1, \dots, A \quad (2)$$

式(2)中, T 是贫困时间长度, n_j 是在第 j 期处于贫困状态的家庭数目, d_j 是在第 j 期脱离贫困的家庭数目。同时,也可以计算出 $S(t_a)$ 的标准误:

$$sd(S(t_a)) = S(t_a)^2 \sum_{j|t_j \leq t_{a-1}} \frac{d_j}{n_j(n_j - d_j)} \quad (3)$$

同理,以上定义和公式也可用于考虑初始时刻非贫困户随时间变化仍然维持非贫困状态的概率。

2. 风险函数

Kaplan-Meier 生存函数计算了家庭在某一时刻后仍然维持原先状态的概率,而风险率计算了初始时刻处于贫困状态,并在 $a-1$ 时刻仍然维持贫困状态的家庭,在时段 $[t_{a-1}, t_a)$ 之间脱离贫困的瞬时概率,或者在初始时刻处于非贫困状态,并在 $a-1$ 时刻仍然维持非贫困状态的家庭,在时段 $[t_{a-1}, t_a)$ 间陷入贫困的瞬时概率,即:

$$h_i(t_a) = pr(t_{a-1} \leq T_i < t_a | T_i \geq t_{a-1}) \quad (4)$$

式(4)中, T_i 是家庭 i 连续经历贫困的时间。风险率与生存函数之间存在如公式(5)所示的关系,即:

$$h(t_a) = \frac{S(t_{a-1}) - S(t_a)}{S(t_{a-1})} \quad (5)$$

3. 离散时间比例风险模型

风险率也可以采用参数模型来估计,这里采用离散时间比例风险模型来探寻影响这种状态转变的影响因素。这一方法有助于解决以下 2 方面的问题,一是考虑了家庭贫困或非贫困状态的持续时期对贫困状态变化的影响;二是考虑了相关家庭特征对贫困状态变化的影响,从而体现了家庭异质性特

征的影响。追随 Jenkins 的研究^[18],在公式(4)的基础上,假设风险函数采用互补重对数的形式,则有:

$$h(t_a | x) = Pr(t_{a-1} \leq T_i < t_a | T_i \geq t_{a-1}, x) = 1 - \exp[-\exp(\ln h_{0a} + x t'_{a-1} \beta)] \quad (6)$$

式(6)中, h_{0a} 是基准风险率,它可以是时变的也可以是固定的,并可以预先设定服从某一种分布。 x 是影响家户贫困转变的一系列特征变量,并且允许这些变量随时间的变化而变化。由于观测时点是离散的,贫困状态的转变发生在2次观测之间,因而这里主要关注 $a-1$ 时刻所观测的家户特征变量 x (t_{a-1})对区间 $[a-1, a]$ 中发生贫困状态变化的风险率 $h(t_a)$ 的影响。 β 为待估计参数,如果相应的自变量提高一个单位,风险率将是基准风险率的 e^β 倍。公式(6)也是后文实证分析中所采用的基本模型。

三、数据来源及样本统计

1. 数据来源

本文使用中国健康与营养调查的面板数据进行实证分析。该数据由美国北卡罗来纳大学教堂山分校卡罗来纳人口中心和中国疾病预防控制中心营养和食品安全所实施并提供,调查的省份包括辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州等9个省份。这一调查涵盖了上述省份城市和农村居民的收入来源及家户特征信息,使考察中国农村家户贫困情况成为可能。该调查截至目前已经发布了8轮(1989、1991、1993、1997、2000、2004、2006、2009年),其中辽宁省缺席了1997年的调查,并在该年由黑龙江省代替,自2000年开始,这2个省份都参加了调查。本文使用上述所有8年的农村家户数据来考察家户贫困的动态变化和持续性,鉴于本文的研究目的,这里仅保留连续参加2轮以上调查的农村家户

作为研究对象,最终,总计有2539户参加了14766次调查,平均每户参与调查的频率是5.8次。

2. 样本统计分析

表1显示了基于以上数据所计算的各年真实人均收入(2009年价格水平)、基尼系数以及贫困发生率,真实人均收入从1989年的2038元增加到2009年的9312元,而基尼系数则由1989年的0.4223上升到2009年的0.4729,这也反映了在收入水平大幅增加的同时,收入差距也逐渐增大。这里使用绝对贫困线(包括官方的贫困线 and 世界银行人均每天1.25美元的贫困线)和相对贫困线(人均收入的50%)来分别度量样本总体的贫困发生率^①。绝对贫困线和相对贫困线反映了定义贫困的2种思路,绝对贫困线以满足人们日常基本需求为出发点,而相对贫困线以社会平均收入水平作为参照。

按照官方的贫困线标准,贫困发生率总体上呈现下降的趋势,在个别年份由于国家贫困线较之上一年调查年份有较大的提升,也使贫困发生率有所反弹。具体来看,贫困发生率由1989年的20.95%下降到2006年的3.13%,但是由于2009年官方贫困线较大幅度地提升到1196元,使得贫困发生率又有所反弹,上升到8.07%^[19]。

世界银行的贫困线要比中国官方的贫困线要高得多,因而所计算的贫困发生率要远高于按照官方的贫困线标准计算的结果,但保持大幅下降的趋势。例如1989年的贫困发生率为54.03%,到2009年的贫困发生率下降为10.74%。尽管按照相对贫困线来统计样本总体的贫困水平并无多大意义,但是可以发现贫困发生率在最后2轮调查中要远高于之前的调查,这也说明尽管平均收入水平有着大幅提高,但是不平等程度却愈发剧烈,处于社会底层的家户比例有所增加。

表1 人均收入、基尼系数和贫困发生率

调查年份	1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006	2009
真实人均收入/元	2 038	2 237	2 445	3 332	4 044	4 980	5 871	9 312
基尼系数	0.422 3	0.387 0	0.414 9	0.404 8	0.416 7	0.427 7	0.472 2	0.472 9
国家贫困线/元	259	304	317	640	625	668	693	1 196
贫困发生率/%	20.95	17.15	12.18	12.93	11.13	7.97	3.13	8.07
世界银行贫困线/元	1 788	1 788	1 788	1 788	1 788	1 788	1 788	1 788
贫困发生率/%	54.03	48.83	46.48	30.83	27.45	21.84	19.86	10.74
相对贫困线/元	355	408	536	1 184	1 388	1 840	2 270	4 056
贫困发生率/%	30.99	26.37	29.27	28.46	31.30	31.06	36.71	34.77

四、实证分析

1. 贫困的转移概率

从样本总体来看,1989—2009年贫困发生率已经大幅下降,但是这种趋势并不能完全反应各个调查年份之间贫困的动态变化。因此,本节分别基于国家贫困线、世界银行贫困线和相对贫困线对家户贫困状态的判定,进一步通过转移矩阵来显示家户在2个时期之间的贫困动态变化,其结果如表2所示。

按照官方的贫困线标准,在每2个相邻的调查年度,只有小部分的非贫困家户在下一期陷入贫困,而大部分贫困家户在下一期实现了脱贫,因此,脱离贫困与陷入贫困以非对称的比例同时存在,1989—2009年的变化状况也是如此,在这期间,有86%的贫困家户脱离贫困,而仅仅7%的非贫困家户陷入了贫困,这也充分表现了我国扶贫事业所取得的成就。

按照世界银行的贫困线标准,也得到了相似的结论,脱离贫困的家户比例要高于陷入贫困的家户比例,这也直接促成在1989年最初的贫困家户中有94%都实现了脱贫。但是,由于世界银行的贫困线标准远高于我国官方的贫困线标准,贫困家户的基数较大,因此在大多数调查年度,脱离贫困的人口比例要远小于持续保持贫困的人口比例。例如,在1989年处于贫困状态的家户中,只有26%实现了脱贫,而74%的家户仍然在1991年处于贫困状态。由此看来,尽管脱离贫困与陷入贫困的动态过程持续存在,但是贫困状态的持续性也不容忽视。

按照相对贫困线的标准,贫困的持续性特征更为突出。在绝大多数2个相近的调查年度之间,连续贫困的家户比例超过了80%。而总体来看,1989—2009年间最初所调查的贫困家户中,有76%也在最后一次调查中仍然处于贫困状态。另一方面,对于非贫困家户来说,绝大多数家户在下次调查中也同样保持在非贫困的状态。

2. Kaplan-Meier 生存函数与风险函数——非参数估计

首先,考虑脱离贫困的情况。表3显示了分别基于生存函数和危险函数计算的生存率和风险率,前者表示 t_0 时刻的贫困户,在随后的调查中仍然处于贫困的概率;而后者表示 t_0 到 t_{a-1} 时刻连续贫困的家户,在 t_{a-1} 到 t_a 时刻之间脱离贫困的瞬时概率。

根据国家贫困线标准,那些在 t_0 时刻的贫困家

户,仅有约26%的家户在 t_1 时刻仍然处于贫困状态,而在 t_4 时刻之后,基本没有家户仍然处于贫困状态。家户脱离贫困的瞬时概率由 t_0 到 t_1 时刻的0.7402,上升到 t_3 至 t_4 时刻间的0.8333,表明贫困持续的时间越长,其脱离贫困的可能也越大,按照世界银行的贫困线标准的计算结果也表现出类似的趋势。这一结果表明,大多数贫困是暂时现象,家户可能是偶尔经历了一次冲击导致陷入贫困线之下,之后很快会恢复;而那些剩下持续贫困的家户,也通过外界的帮扶和自身的努力,使自己的收入水平逐步向贫困线靠近,缩小贫困缺口。

按照相对贫困线的标准,大约有41%的贫困人口在 t_1 时刻仍然处于贫困状态,在 t_3 时刻,大约只剩下10%,而到 t_7 时刻,只有大约2%的家户仍然处于贫困状态;而根据风险函数,在 t_0 到 t_1 时刻脱离贫困的概率为0.5863,之后却逐渐有一个小幅的下降。这表明相对于社会平均收入的增长率而言,处于相对贫困线之下的贫困家户,收入的增长率要略低,这也是收入差距扩大的一种表现形式。因此,相对贫困线会随着总体收入水平的提高而不断提高,持续贫困的人口距离相对贫困线的距离也会增大,导致脱离贫困的概率随着贫困的持续而减少,这也反映了相对贫困的持续性。

其次,考虑陷入贫困的情况。表4显示了分别基于生存函数和风险函数所计算的生存率和风险率(脱贫率),根据国家贫困线标准,在 t_0 时刻的非贫困家户,大约有87%的家户在 t_1 时刻仍然处于贫困状态,到第 t_4 时刻,大约有70%的家户还保持着非贫困状态,而在 t_7 时刻,仍有大约57%的家户保持了非贫困状态;风险率则随时间的推进呈现下降趋势,在 t_0 到 t_1 时刻,非贫困状态的家户陷入贫困的概率为0.1312,在 t_3 到 t_4 时刻,陷入贫困的概率下降到0.0848,而在 t_6 到 t_7 时刻,陷入贫困的概率只有0.0431。根据世界银行贫困线计算结果也大体呈现类似的趋势,而根据相对贫困线的计算结果却没有明显的趋势。上述结果表明,无论按照哪一条贫困线标准,在长期,都有相当一部分农村家户面临陷入贫困的威胁,也就是说,农村家户表现出对贫困的脆弱性。例如,根据国家贫困线,那些最初非贫困的家户,有43%左右都在整个调查周期中经历过至少一次贫困。此外,按照绝对贫困线标准,家户连续处于非贫困状态的期限越长,陷入贫困的瞬时概率也就越小,也就是说,家户保持非贫困的时间越长,

表2 贫困转移矩阵

		国家贫困线			世界银行贫困线			相对贫困线				
		非贫困	贫困	总户数	非贫困	贫困	总户数	非贫困	贫困	总户数		
1989— 1991年	非贫困	1 164	198	1 362	非贫困	466	18	484	非贫困	1 159	27	1 186
	占比/%	85	15		占比/%	96	4		占比/%	98	2	
	贫困	257	104	361	贫困	327	912	1 239	贫困	178	359	537
	占比/%	71	29		占比/%	26	74		占比/%	33	67	
	总户数	1 421	302	1 723	总户数	793	930	1 723	总户数	1 337	386	1 723
1991— 1993年	非贫困	1 232	140	1 372	非贫困	680	86	766	非贫困	1 176	110	1 286
	占比/%	90	10		占比/%	89	11		占比/%	91	9	
	贫困	229	57	286	贫困	126	766	892	贫困	41	331	372
	占比/%	80	20		占比/%	14	86		占比/%	11	89	
	总户数	1 461	197	1 658	总户数	806	852	1 658	总户数	1 217	441	1 658
1993— 1997年	非贫困	1 094	139	1 233	非贫困	648	18	666	非贫困	909	106	1 015
	占比/%	89	11		占比/%	97	3		占比/%	90	10	
	贫困	131	33	164	贫困	267	464	731	贫困	55	327	382
	占比/%	80	20		占比/%	37	63		占比/%	14	86	
	总户数	1 225	172	1 397	总户数	915	482	1 397	总户数	964	433	1 397
1997— 2000年	非贫困	1 266	152	1 418	非贫困	1 052	12	1064	非贫困	1 064	67	1 131
	占比/%	89	11		占比/%	99	1		占比/%	94	6	
	贫困	171	43	214	贫困	212	356	568	贫困	86	415	501
	占比/%	80	20		占比/%	37	63		占比/%	17	83	
	总户数	1 437	195	1 632	总户数	1 264	368	1632	总户数	1 150	482	1 632
2000— 2004年	非贫困	1 440	118	1 558	非贫困	1 328	32	1 360	非贫困	1 151	98	1 249
	占比/%	92	8		占比/%	98	2		占比/%	92	8	
	贫困	156	22	178	贫困	151	225	376	贫困	110	377	487
	占比/%	88	12		占比/%	40	60		占比/%	23	77	
	总户数	1 596	140	1 736	总户数	1 479	257	1 736	总户数	1 261	475	1 736
2004— 2006年	非贫困	1 564	109	1 673	非贫困	1 511	38	1 549	非贫困	1 151	174	1 325
	占比/%	93	7		占比/%	98	2		占比/%	87	13	
	贫困	128	18	146	贫困	93	177	270	贫困	79	415	494
	占比/%	88	12		占比/%	34	66		占比/%	16	84	
	总户数	1 692	127	1 819	总户数	1 604	215	1 819	总户数	1 230	589	1 819
2006— 2009年	非贫困	1 580	125	1 705	非贫困	1 602	9	1 611	非贫困	1 082	150	1 232
	占比/%	93	7		占比/%	99	1		占比/%	88	12	
	贫困	107	23	130	贫困	137	87	224	贫困	110	493	603
	占比/%	82	18		占比/%	61	39		占比/%	18	82	
	总户数	1 687	148	1 835	总户数	1 739	96	1 835	总户数	1 192	643	1 835
1989— 2009年	非贫困	888	71	959	非贫困	307	0	307	非贫困	670	164	834
	占比/%	93	7		占比/%	100	0		占比/%	80	20	
	贫困	229	37	266	贫困	860	58	918	贫困	95	296	391
	占比/%	86	14		占比/%	94	6		占比/%	24	76	
	总户数	1 117	108	1 225	总户数	1 167	58	1 225	总户数	765	460	1 225

表 3 Kaplan-Meier 生存函数和风险率——脱离贫困

时刻	国家贫困线		世界银行贫困线		相对贫困线	
	生存函数 $S(t)$	风险率 $h(t)$ (脱离贫困)	生存函数 $S(t)$	风险率 $h(t)$ (脱离贫困)	生存函数 $S(t)$	风险率 $h(t)$ (脱离贫困)
0	1	0	1	0	1	0
1	0.259 8 (0.020 5)	0.740 2 (0.040 2)	0.557 7 (0.0146)	0.442 3 (0.019 5)	0.413 7 (0.017 9)	0.586 3 (0.027 8)
2	0.062 6 (0.011 6)	0.758 9 (0.091 6)	0.332 9 (0.0142)	0.403 1 (0.032 5)	0.207 6 (0.015 4)	0.498 2 (0.051 0)
3	0.013 6 (0.005 9)	0.782 6 (0.206 0)	0.154 3 (0.011 4)	0.536 5 (0.052 5)	0.103 8 (0.012 4)	0.500 0 (0.083 6)
4	0.002 3 (0.002 3)	0.833 3 (0.425 8)	0.074 9 (0.008 6)	0.514 2 (0.080 2)	0.066 4 (0.010 6)	0.360 0 (0.119 1)
5	0	1.000 0 (1.086 9)	0.028 6 (0.005 6)	0.619 1 (0.127 5)	0.039 9 (0.009 1)	0.400 0 (0.173 7)
6			0.010 4 (0.003 6)	0.636 4 (0.212 6)	0.022 8 (0.007 4)	0.428 5 (0.246 6)
7			0.004 2 (0.002 2)	0.600 0 (0.324 3)	0.020 9 (0.007 0)	0.083 4 (0.260 3)

注:括号中为标准误,下同。

表 4 Kaplan-Meier 生存函数和风险率——陷入贫困

时刻	国家贫困线		世界银行贫困线		相对贫困线	
	生存函数 $S(t)$	风险率 $h(t)$ (陷入贫困)	生存函数 $S(t)$	风险率 $h(t)$ (陷入贫困)	生存函数 $S(t)$	风险率 $h(t)$ (陷入贫困)
0	1	0	1	0	1	0
1	0.868 8 (0.007 4)	0.131 2 (0.007 9)	0.698 6 (0.012 4)	0.301 4 (0.014 8)	0.766 9 (0.010 0)	0.233 1 (0.011 4)
2	0.798 0 (0.009 1)	0.081 5 (0.0108)	0.544 6 (0.014 3)	0.220 4 (0.022 6)	0.605 9 (0.012 2)	0.209 9 (0.017 8)
3	0.729 6 (0.010 7)	0.085 7 (0.013 9)	0.475 6 (0.015 2)	0.126 8 (0.028 3)	0.485 9 (0.013 2)	0.198 1 (0.024 2)
4	0.667 8 (0.011 9)	0.084 8 (0.016 9)	0.417 9 (0.015 9)	0.121 2 (0.034 2)	0.377 8 (0.013 4)	0.222 4 (0.031 4)
5	0.6264 (0.012 7)	0.061 9 (0.019 4)	0.382 1 (0.016 6)	0.085 7 (0.039 7)	0.322 2 (0.013 4)	0.147 1 (0.037 3)
6	0.599 0 (0.013 1)	0.043 8 (0.021 0)	0.347 6 (0.017 1)	0.090 4 (0.045 4)	0.259 9 (0.013 0)	0.193 6 (0.044 9)
7	0.573 1 (0.013 6)	0.043 1 (0.022 7)	0.336 6 (0.017 2)	0.031 7 (0.047 5)	0.217 5 (0.012 6)	0.163 1 (0.052 1)

面对贫困的脆弱性也会减小,非贫困状态表现出持续性。

3. 离散时间比例风险模型的估计结果——参数估计

公式(6)所示的离散时间比例风险模型通过参数估计来考察贫困或非贫困状态的持续期限和一组家户异质性特征变量对风险率的影响。考虑变量的可获得性以及本领域研究经常考虑的家户特征,这里采用了以下自变量:①家户贫困或非贫困的持续期限;②家户的人口特征,包括家庭规模、户主年龄、户主年龄的平方、户主为女性;③家户的人力资本特征,这里以成年人的平均受教育年限来代替;④家户

的财产特征,包括家中拥有汽车、家中拥有摩托车、家中拥有拖拉机、人均耕地面积;⑤家户成员的就业特征,包括家中工作在政府、事业单位、国企的人数,家中工作在集体企业的人数,家中工作在民营企业的人数;⑥接受政府援助资金的对数值和接受亲朋礼金的对数值,这 2 个变量分别反映了家户的社会保障和社会资本的特征;⑦省际虚拟变量。

分别基于国家贫困线、世界银行贫困线和相对贫困线标准,表 5 显示了贫困家户脱离贫困的比例风险模型的估计结果,包括参数 β 及其标准误以及各个变量对退出率的直接影响。其中,基于国家贫困线的模型并没有通过似然比检验,可能是因为国

家贫困线相对较低,所确定的贫困人口数量较少,且大部分贫困人口只经历了一期的贫困,导致参数估计失败。

按照世界银行的贫困线标准,估计结果表明,每多延续一期的贫困状态,其脱离贫困的风险率将提高大约8%,这与之前非参数估计的结果相一致,即随着贫困的持续时间越长,其脱离贫困的概率也就越大。此外,户主年龄和户主年龄平方的估计系数

也在1%的显著性水平上显著,当户主年龄大约在47岁左右时,家户脱离贫困的概率最大,这反映了家户生命周期对脱离贫困的影响。教育对家户脱离贫困起了显著的作用,当家庭中成人的人均受教育年限增加1年时,其脱离贫困的概率要上升3.3%。而家户成员在民营企业就业却显著地降低了脱离贫困的概率,这也说明了相对于其它正式部门就业来讲,在私人部门就业的风险较大。

表5 离散时间比例风险模型的估计结果——脱离贫困

变量	国家贫困线		世界银行贫困线		相对贫困线	
	系数	风险率	系数	风险率	系数	风险率
持续贫困时期	0.083 (0.082)	1.086 (0.089)	0.076*** (0.028)	1.079*** (0.030)	-0.084** (0.041)	0.919** (0.038)
家庭规模	-0.005 (0.043)	0.995 (0.043)	-0.035 (0.027)	0.965 (0.026)	-0.021 (0.035)	0.979 (0.034)
户主年龄	0.004 (0.028)	1.004 (0.028)	0.049*** (0.018)	1.050*** (0.019)	0.032 (0.021)	1.033 (0.022)
户主年龄的平方	0.000 (0.000)	1.000 (0.000)	-0.0005*** (0.000)	0.999*** (0.000)	0.000 (0.000)	1.000 (0.000)
户主为女性	0.078 (0.193)	1.081 (0.209)	0.050 (0.117)	1.051 (0.123)	0.115 (0.145)	1.122 (0.162)
成年人的平均受教育年限	0.035* (0.021)	1.036* (0.021)	0.032** (0.013)	1.033** (0.014)	0.033** (0.017)	1.034** (0.017)
家中拥有汽车	0.166 (0.532)	1.180 (0.628)	0.096 (0.325)	1.100 (0.358)	0.142 (0.347)	1.153 (0.400)
家中拥有摩托车	-0.013 (0.282)	0.987 (0.278)	0.263 (0.161)	1.301 (0.210)	-0.014 (0.191)	0.986 (0.189)
家中拥有拖拉机	-0.127 (0.224)	0.881 (0.197)	0.034 (0.126)	1.034 (0.130)	0.000 (0.161)	1.000 (0.161)
人均耕地面积	0.014 (0.027)	1.014 (0.027)	0.013 (0.021)	1.013 (0.021)	0.005 (0.026)	1.005 (0.026)
家中工作在政府、事业单位、国企的人数	-0.148 (0.377)	0.862 (0.325)	0.203 (0.150)	1.225 (0.183)	-0.133 (0.299)	0.875 (0.262)
家中工作在集体企业的人数	-0.016 (0.084)	0.984 (0.083)	0.063 (0.057)	1.065 (0.060)	0.046 (0.068)	1.047 (0.071)
家中工作在民营企业的人数	0.007 (0.038)	1.007 (0.038)	-0.087*** (0.027)	0.917*** (0.024)	-0.018 (0.033)	0.982 (0.033)
接受政府援助资金的对数值	0.054 (0.087)	1.055 (0.091)	-0.009 (0.033)	0.991 (0.033)	0.111** (0.052)	1.118** (0.058)
接受亲朋礼金的对数值	0.023 (0.083)	1.023 (0.085)	0.026 (0.035)	1.026 (0.036)	-0.055 (0.039)	0.946 (0.037)
常数项	-0.699 (0.584)	0.497 (0.290)	-2.033*** (0.390)	0.131*** (0.051)	-1.206*** (0.459)	0.299*** (0.138)
省际虚拟变量		Yes		Yes		Yes
LR chi2(23)		11.92		85.62		46.82
Prob>chi2		0.9717		0.0000		0.0024
生存分析中使用的观测次数		600		2310		1247

注:括号中报告了参数估计的标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著,下同。

按照相对贫困线标准,估计结果表明,每多延续一年的贫困状态,家户脱离贫困的概率则会减少大约8%,这与之前非参数估计的结论相一致。另外,

此时,接受政府援助资金对脱离贫困起了积极的作用^[20]。

表6显示了非贫困家户陷入贫困的比例风险模

型估计结果。由于大多数家户都处于非贫困状态,因而纳入生存分析的观测样本远高于脱离贫困模型的情况。根据国家贫困线的标准,家户持续非贫困的时间对其陷入贫困的概率有显著的影响,非贫困状态每延续一期,陷入贫困的概率就要降低10.0%,这也进一步证实了之前非参数估计的结果。对于家户的异质性特征而言,家庭规模越大,其陷入贫困的概率也越大。户主年龄对陷入贫困概率的影响呈现U型,当户主年龄为42岁时,其陷入贫困的概率最小。成年人的平均受教育年限与陷入贫困的概率呈现负相关关系,即家户的成人受教育年限每增加一年,其陷入贫困的概率将减少6.3%。家中拥有摩托车也与陷入贫困的概率呈现负相关关系,这可能是因为

在生存分析中,所考虑的大部分观测时期位于20世纪90年代,摩托车是农村家户重要的代步工具和消费品,是否拥有摩托车在一定程度上反映了家户的经济条件。人均耕地面积与陷入贫困的概率呈现负相关关系,说明在农村,耕地对于家户减贫的重要性。家中工作在政府、事业单位、国企的人数、家中工作在集体企业的人数均与陷入贫困的概率呈显著的负相关关系,说明了正式部门就业是免于贫困威胁的保证,而在私人部门就业却无法起到相同的作用。此外,接受政府援助资金的对数值以及接受亲朋礼金的对数值均在1%的显著性水平上与陷入贫困的概率呈负相关关系,说明了政府的相关保障措施和家户自身社会资本的重要性。当采用世界银行的贫困线作为判定贫困与否的标准时,相关参数的估计结果与采用国家贫困线的标准相似。

表 6 离散时间比例风险模型的估计结果——陷入贫困

变量	国家贫困线		世界银行贫困线		相对贫困线	
	系数	风险率	系数	风险率	系数	风险率
持续非贫困时期	-0.105*** (0.028)	0.900*** (0.025)	-0.147*** (0.034)	0.863*** (0.029)	0.038* (0.023)	1.039* (0.024)
家庭规模	0.069** (0.031)	1.071** (0.033)	0.123*** (0.032)	1.131*** (0.036)	0.109*** (0.025)	1.115*** (0.028)
户主年龄	-0.084*** (0.018)	0.919*** (0.017)	-0.078*** (0.019)	0.925*** (0.017)	-0.049*** (0.016)	0.952*** (0.015)
户主年龄的平方	0.001*** (0.000)	1.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	1.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	1.000*** (0.000)
户主为女性	0.078 (0.134)	1.081 (0.145)	-0.119 (0.135)	0.888 (0.120)	0.179* (0.105)	1.196* (0.125)
成年人的平均受教育年限	-0.066*** (0.017)	0.937*** (0.016)	-0.104*** (0.016)	0.901*** (0.015)	-0.062*** (0.013)	0.940*** (0.013)
家中拥有汽车	-0.157 (0.321)	0.854 (0.274)	-0.354 (0.306)	0.702 (0.215)	-0.276 (0.240)	0.759 (0.182)
家中拥有摩托车	-0.585*** (0.166)	0.557*** (0.093)	-0.901*** (0.171)	0.406*** (0.069)	-0.279** (0.109)	0.757** (0.083)
家中拥有拖拉机	-0.203 (0.142)	0.816 (0.116)	-0.112 (0.133)	0.894 (0.119)	-0.037 (0.104)	0.964 (0.100)
人均耕地面积	-0.050** (0.026)	0.951** (0.024)	-0.034* (0.019)	0.967* (0.018)	-0.012 (0.012)	0.988 (0.012)
家中工作在政府、事业单位、国企的人数	-0.291* (0.165)	0.747* (0.123)	-0.032 (0.114)	0.969 (0.111)	-0.312*** (0.112)	0.732*** (0.082)
家中工作在集体企业的人数	-0.367*** (0.105)	0.693*** (0.073)	-0.350*** (0.084)	0.704*** (0.059)	-0.332*** (0.072)	0.718*** (0.052)
家中工作在民营企业的人数	-0.039 (0.034)	0.962 (0.032)	0.017 (0.034)	1.017 (0.035)	-0.042 (0.027)	0.958 (0.026)
接受政府援助资金的对数值	-0.144*** (0.038)	0.866*** (0.033)	-0.103*** (0.028)	0.902*** (0.025)	-0.115*** (0.026)	0.892*** (0.023)
接受亲朋礼金的对数值	-0.087*** (0.028)	0.917*** (0.026)	-0.072** (0.029)	0.931** (0.027)	-0.022 (0.020)	0.978 (0.019)
常数项	-0.444 (0.455)	0.641 (0.292)	0.691 (0.434)	1.996 (0.866)	-0.847** (0.377)	0.429** (0.161)
省际虚拟变量		Yes		Yes		Yes
LR chi2(23)		318.53		433.29		312.96
Prob>chi2		0.000 0		0.000 0		0.000 0
生存分析中使用的观测次数		7 556		3 450		5 114

而在采用相对贫困线时,却发现持续非贫困的时期与陷入贫困的概率呈现正相关的关系,但是这一作用是不明显的,而其它家户异质性特征与陷入贫困概率的关系大体上与之前的模型保持一致^[21]。

五、结 论

本文基于1989—2009年中国健康与营养调查发布的农村微观家户数据,通过生存分析研究了家户贫困或非贫困状态的转变,以及这种状态的持续期限对脱离贫困和陷入贫困的影响,主要结论如下。

第一,虽然在宏观层面上,随着样本总体的收入水平逐渐增加,基于绝对贫困线标准测定的贫困水平随之下降,但在微观层面上,进入贫困与脱离贫困的过程以非对称的比例同时存在,只不过进入贫困的概率要远小于脱离贫困的概率。

第二,生存分析表明,大多数贫困家户在经历了短期的贫困后,能够快速脱离贫困。按照绝对贫困线的标准,家户贫困持续的时间越长,其脱离贫困的瞬时概率也就越大;而按照相对贫困线的标准,家户连续处于贫困状态的时间长度却与其脱离贫困的瞬时概率大体呈现负相关的关系。

第三,在长期,在初始时期非贫困的农村家户中,有相当一部分表现出贫困的脆弱性。但是,按照绝对贫困线标准,家户持续非贫困的时间越长,陷入贫困的概率也就越小、面对贫困的脆弱性也会减小,非贫困状态表现出持续性;而按照相对贫困线的标准,家户持续非贫困的时间对陷入贫困的影响是相对微弱的。

从上述研究结果可得出一些启示。就贫困动态变化而言,当从绝对贫困的理念看,发现贫困家户向上流动的可能性较大,并且贫困的持续性在逐渐减弱,似乎大部分贫困家户的贫困面貌会逐渐得以改善。但是,当从相对贫困的视角看时,却发现贫困表现出较强的持续性特征,从而揭示了当前我国社会分层的固化趋势。

参 考 文 献

[1] 叶初升,张凤华.政府减贫行为的动态效应——中国农村减贫问题的SVAR模型实证分析(1990-2008)[J].中国人口资源与环境,2011(9):123-131.

[2] 世界银行.从贫困地区到贫困人群:中国扶贫议程的演进中国贫困和不平等问题评估[R]. Washington: 2009.

[3] KRISHNA A. Pathways out of and into poverty in 36 villages of Andhra Pradesh, India [J]. World Development, 2006, 34 (2): 271-288.

[4] DAVIS P, BAULCH B. Parallel realities: exploring poverty dynamics using mixed methods in rural bangladesh [J]. Journal of Development Studies, 2011, 47(1): 118-142.

[5] HADDAD L, AHMAED A. Chronic and transitory poverty: Evidence from Egypt, 1997 - 1999 [J]. World Development, 2003, 31(1): 71-83.

[6] LAWSON D, MCKAY A, OKIDI J. Poverty persistence and transitions in Uganda: A combined qualitative and quantitative analysis [J]. Journal of Development Studies, 2006, 42 (7): 1225-1251.

[7] CATER M R, May J. One kind of freedom: the dynamics of poverty in post-apartheid South Africa [J]. World Development, 2001, 29(12): 1987-2006.

[8] RADENT M, BERG M, SCHIPPER R. Rural poverty dynamics in Kenya: Structural declines and stochastic escapes [J]. World Development, 2012, 40(8): 1577-1593.

[9] 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.

[10] 罗楚亮.农村贫困的动态变化[J].经济研究,2010(5):123-138.

[11] 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.

[12] BIGSTEN A, SHIMELES A. Poverty transition and persistence in Ethiopia: 1994-2004 [J]. World Development 2008, 36 (9): 1559-1584.

[13] GLAUBEN T, HERZFELD T, ROZELLE S, et al. Persistent poverty in rural China: where, why, and how to escape? [J]. World Development, 2012, 40(4): 784-795.

[14] 王朝明,胡棋智.中国收入流动性实证研究——基于多种指标测度[J].管理世界,2008(10):30-40.

[15] 章奇,米建伟,黄季焜.收入流动性和收入分配:来自中国农村的经验证据[J].经济研究,2007(11):123-138.

[16] CAMERON C, TRIVEDI P. Microeconometrics: method and applications [M]. New York: Cambridge University Press, 2005.

[17] KAPLAN E L, MEIER P. Nonparametric estimation from incomplete observations [J]. Journal of American Statistical Association, 1958 (53): 448-457.

[18] JENKINS S P. Easy estimation methods for discrete-time duration models [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1995, 57(1): 129-138.

[19] KLEINBAUM D G, KLEIN M. Survival analysis: a self-learning text [M]. 2nd ed. London: Springer Limited, 2010.

- [20] 林昕,刘穷志,李宇,等.财政援助性支出与农村贫困家庭的民生[J].经济评论,2012(3):102-112.
- [21] 叶初升,李慧.中国农村经济亲贫增长的测度与分析[J].华中农业大学学报:社会科学版,2011(5):63-69.

注 释:

- ① 在使用官方贫困线和相对贫困线时,以名义人均收入来测量贫困;在使用世界银行的贫困线时,以真实人均收入(2009年价格水平)来测量贫困。

Dynamic Poverty of Rural Areas in China:Condition Transformation and Durability

——Based on Survival Analysis on Micro-data of Health and Nutrition Survey in China

YE Chu-sheng,ZHAO Rui

(Center for Economic Development Research/School of Economics and Management,
Wuhan University,Wuhan,Hubei,430072)

Abstract Based on survey data of China's health and nutrition between 1989 and 2009, this paper studies the transformation of household poverty and non-poverty state as well as the impact of durability on such transformation with the help of survival analysis. The result shows that household's getting into poverty and emerging from poverty coexist in an asymmetric proportion, the influence of time span of continued poverty and continued non-poverty on transformation of poverty state shows different changing trend because of the different choice of absolute poverty line and relative poverty line. In addition, as for the change of poverty, poor households possess the flow-up possibility from the perspective of absolute poverty. However, from the perspective of relative poverty, poverty demonstrates continuous quality. Consequently, solidified tendency of social class is revealed in this paper.

Key words poverty state; survival analysis; absolute poverty; relative poverty; rural population below the poverty line; rural poverty alleviation

(责任编辑:陈万红)