农户生计策略识别及其动态转型

焦　娜[1]，郭其友[2]

（1. 湖南农业大学 经济学院，湖南 长沙 410128；2. 厦门大学 经济学院，福建 厦门 361005）

摘　要：利用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2013 和 2015 年两期调查数据，构建收入—资产指数识别了中国农户的生计策略及其跨期动态转型，并从生计阶梯的视角阐释了生计转型对贫困治理的意义。研究发现：（1）农户兼业化和生计多样化程度在不断提高；（2）低收益生计策略退出率和高收益生计策略进入率比较低，生计转型主要发生在中等收益的生计策略中，最终整个生计阶梯演化为“葫芦型”，是对“金字塔”型生计阶梯的一种改善；（3）农户家庭当期的生计策略选择对上一期生计策略具有显著的依赖性。自然资本、人力资本、社会资本和金融资本的积累显著促进了农户生计策略的向高收益流动，而物质资本中的农用固定资产所形成的沉没成本，其捆绑效应阻碍了农户的生计多样化。因此，现阶段扶贫政策应该对农户生计资本提供保障，防止各类外生冲击（包括政策、自然）对农户资产的侵蚀，降低农户生计策略向低收益流动或者单一化的风险。

关键词：生计策略；生计转型；生计阶梯；农户兼业化

中图分类号：F325.15　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202（2020）02－0037－14

一、引言

随着市场化、工业化与城市化的深入发展，大部分中国农村居民在进行农业生产活动的同时，也从事于各种非农生产活动，包括非农自雇、非农受雇以及家庭经营等形式，非农就业的机会也不断增加，农户生计兼业化行为趋于明显，非农收入已逐渐成为其最重要的收入途径。根据《中国统计年鉴（2019）》的统计数据，全国层面农户工资性收入占家庭可支配收入的比重不断上升，从 2013 年占比 38.45% 增加到 2018 年的占比 41.02%。随着“乡村振兴战略”的提出与实施，越来越多农户的生计策略也在发生改变，即从传统的“以农业生产为主的生计策略”转向“生计多样化”和“优势生计”的发展方向。可以预见，农户生计策略转型将成为我国农村发展的必然趋势。正因为这样，关于生计策略的多样化及其动态转型研究，将有助于探索中国农村兼业化的趋势特征，对农村发展与反贫困实践也有着重要的理论和政策意义[1]。

生计策略是农户为了实现生计结果而进行的一系列序贯活动和理性选择，并且不断改变以适应生计背景的变化[2]。杨伦等[3]、吕秀芬等[4]认为，单一的生计方式选择是贫困农户难以实现稳定脱贫的重要原因。从生计策略视角出发，贫困缓解不仅需要贫困农户有能力开展多样化的生计活动，还需要自身的生计意愿。多样化的生计选择有利于帮助农户分散风险，减少脆弱性。Reardon[5]、Khanal 等[6]、马志雄等[7]的研究均指出，生计多样化策略已逐渐成为发展中国家和发达国家的农户提高经济收入水平的主要途径。与生计策略相关的国内外研究主要包括两方面：首先是关于农户生计策略的识别及其方法。Scoones[8]基于可持续生计分析（SLA）将生计策略划分为扩

收稿日期：2019－12－12　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2020.02.004

基金项目：国家自然科学基金项目（71973042）；湖南省自然科学基金面上项目（2018JJ2191）

作者简介：焦　娜（1981—），女，湖南长沙人，湖南农业大学经济学院副教授，主要研究方向为应用经济学。E-mail：jiaona@hunau.edu.cn

张型生计、集约型生计、多样化生计以及迁移型生计四类,Ellis[9]以资源基础为标准将生计策略划分为以自然资源为基础的生计活动和以非自然资源为基础的生计活动。国内学者主要根据农户生计活动类型及其比例界定,例如,胡晗等[10]、谢金华等[11]将生计策略类型划分为传统小农经营、农业规模经营、本地打工经商和外地打工经商;李聪等[12]将生计策略划分为非农自营、外出务工、农林种植以及家畜养殖四类;吴海涛和王娟等[13]按家庭生产经营收入比重把生计策略划分为纯非农活动、纯养殖活动、纯经济作物种植、偏经济作物种植的兼业生产、偏粮食作物种植的兼业生产和纯粮食作物生产。相比较而言,Y. Tesfaye 等[14]、A. Soltani 等[15]、王娟等[16]、朱建军等[17]、陈良敏等[18]、全磊等[19]使用主成分与聚类方法对农户生计策略进行类型划分,获得的生计策略分类相对客观。以上研究主要通过收入来源考察农户生计多样化,但农户收入具有随机性且易受外界冲击,可能存在零收入或者负收入,因此仅仅从收入角度考察生计多样化,往往无法反映农户在某项生计活动的投入,具有明显的局限性。越来越多的学者开始采用多种指标相结合的方式来划分生计策略,如陈良敏等[18]将职业和收入同时作为生计策略的投入指标,从农户生计策略动态性的角度探寻农村劳动力转移增速减缓的原因,指出兼业户的生计策略易变动。Walelign 等[20]、Jiao X 等[21]以及 Zhang J 等[22]的研究指出,发展中国家农户存在异质性,导致当前农户生计策略变化趋势和变动机理的识别和解释是不准确的,建议并应用聚类量化方法(CMQA)识别多种生计策略组合,将农户资产作为决定生计策略的基础,用于对比分析不同生计策略可持续性及其福利效应。在关于农户生计策略的动态转型及其影响因素的研究中,农户通过改变生计策略提高其自身福利水平的动态过程可被称为生计转型,现阶段中国农户的生计转型体现在农户赖以生存和生活的职业或产业发生根本转变,农民对农业生产与土地的依赖性逐渐弱化的过程。农户生计策略转型的主要驱动因素可以分为内生性因素和外生性因素,赵文娟等[23]、郭秀丽等[24]、Liu 等[25]主要将农户的生计资本状况作为内生性因素,Jiao X 等[21]、Mubaya 等[26]、Ha 等[27]研究认为外生性因素主要包括农户所处的自然环境以及政策制度。

已有的研究大都使用小规模、区域性数据,结论存在一定局限性,且主要集中于农户生计策略模式的选择及其影响因素的研究,很少涉及农户生计策略的持续性以及动态转型特征,几乎没有考虑生计转型对农户贫困的成因与治理的政策意义。基于已有的研究基础和我国贫困治理的政策实践,本文应用全国的微观追踪数据 CHARLS,选择 2013、2015 年两期中国农户的纵截面数据中匹配的样本农户,将非农活动纳入农户生计策略多样化的分析,并应用新的聚类量化方法(CMQA)结合中国农户数据构造"收入—资产"指数作为划分农户生计策略的指标,基于潜变量马尔科夫聚类分析识别农户最优生计策略类别,分别应用多分类 Logit 和定序 Logit 探讨中国农户生计策略的影响因素及其动态转型,并从微观层面的农户生计视角对现阶段中国贫困治理的成果进行评价。

二、生计阶梯理论视角下的农户生计策略

生计脆弱性和农户贫困存在因果关系,农户面临的生计环境风险大、拥有的生计资本存量低,生计策略缺乏或单一,导致生计结果差,容易形成贫困的"恶性循环",是农户"贫困陷阱"的根本原因。Walelign[1]从生计阶梯的动态视角分析了生计转型和贫困治理之间的逻辑关联,为贫困治理的制度设计提供了一种新的政策维度。生计阶梯由高、中和低收益三类生计策略构成,分别位于生计阶梯的顶层、中层和底层。该理论主要包括两个方面,其一是不同生计策略的进入和退出,并非所有家户都能够进入高收益生计策略或者退出低收益生计策略,这两个过程要求较高的资产禀赋或者资本积累(例如土地、牲畜或者生产性资本),抑或正向扰动(包括汇款的流入或者找到高收益工作),这也意味着存在进入高收益生计策略或者退出低收益生计策略的壁垒[28]。最终,生计阶梯可能形成"金字塔"形状,意味着随着向金字塔顶层更高收益生计策略变动的进入率下降,转移

至金字塔底层更低收益生计策略的进入率（或高收益生计策略的退出率）不断提高。其二是生计阶梯也意味着选择每一类生计策略的家户数量及贫困维度，贫困农户的生计资产相对较少[29]，主要选择中低收益的生计策略，这类生计策略对资产的需求相对较低[30]，而非贫困农户有着较高的资产优势，因此选择高收益生计策略[31]。Zimmerman 等[32]认为，如果贫困农户是规避风险的，他们则更加偏好防御性而非高利润的资产组合，这些农户发生生计转型的可能性较低；富裕的农户拥有丰富的资本，偏好于从事高收益的生计策略或者资产组合，因此高收益生计策略的退出率更低（除非遭受无法预计的生计资本损失）。陈宗胜等[33]的研究将中国居民收入分配的格局分为“金字塔型”“葫芦型”和“橄榄型”，类似的，生计阶梯以农户的“收入—资产”为基础，如果从事低收益生计策略的家户数量显著高于从事高收益生计策略的家户，生计阶梯则取决于选择中等收益生计策略的家户数量。当农户众数组位于生计阶梯的底层——低收益生计策略，而选择高收益生计策略农户数量低于中等收益生计策略的农户数量，一方面，获得额外生计资本（来源于政府帮扶或者资产流入）的底层农户能够实现向更高收益的生计策略的流动，农户的众数组将转移到中等收益生计策略组；另一方面，资本的边际收益率递减形成的中产阶层“陷阱”阈值，将导致中等收益生计策略组的农户主、次众数组逐步脱离，那么生计阶梯可能从“金字塔”型转化为“葫芦型”甚至“橄榄型”①，具体取决于两方面作用的合力。

生计阶梯假说为农户生计策略与贫困治理之间的关系与政策实践提供了一种全新且有效的视角。既然低收益生计策略意味着较低的资产禀赋以及较高的贫困水平，高收益生计策略意味着较高的资产禀赋以及较低的贫困水平，那么贫困治理的本质在于通过制度和政策的设计鼓励贫困家户增加生计资产及其存量，实现生计策略从低收益向高收益的转型，提高对生计风险的抵御能力，构建可持续发展的生计策略。可以认为，生计阶梯的形状不仅取决于农户的生计策略转型，也反映了农户贫困的动态，鼓励农户的生计策略转型，进而不断缩小金字塔底层低收益生计策略的农户数量，最终有利于缓解贫困和消除贫困陷阱。

三、“收入—资产”合成指数与潜变量马尔科夫聚类分析

（一）数据来源及变量选择

本文使用的数据来源于中国健康与养老追踪调查（CHARLS）项目。该项目包括个体、家庭和社区三个层面的调查内容，且采取追踪调查方式，全国基线调查于 2011 年开展，直至 2015 年全国追访时，其样本已覆盖总计 1.24 万户家庭中的 2.3 万名受访者。本文选择 2013 年和 2015 年两期的追访数据共计 17468 个样本，应用聚类量化分析方法计算出“收入—资产”合成指标作为农户生计策略分类的依据，然后通过家户编号匹配保留在两期均参与调查的农户家庭，删除变量信息不完整的样本，最终得到 4638 户匹配农户样本（两期共计 9276 个样本农户）用于生计策略动态转型分析。

考虑到收入数据无法代表所有的收入来源，农户家庭也可能依赖于生产性资产和金融资产的收益（例如役畜或者储蓄）用于弥补收入的不足。本文选择了种植业生产、畜牧以及林业生产、非农受雇、非农自雇（从事个体或者私营经济活动）、家庭经营活动以及财产性租赁六类农户生计活动作为本研究的收入和资产来源，并进行了描述性统计。如表 1 所示，与 2013 年相比，2015 年农户的农业生产收入（包括种植业收入和畜牧业收入）发生了下降，非农受雇收入和财产性租赁收入出现明显增长；收入水平的标准差反映了农户从事生计活动产生的收入差异性，其中农业生产的收入差异性并没有显著变化，但是不同农户从事非农生产（尤其是非农自雇活动）收入发生较大的

① 党的十八届三中全会提出未来我国要逐步形成“橄榄型”收入分配格局，体现了进一步优化居民收入分配格局的战略方向和安排。

差异。解释变量以及相关控制变量包括家户规模、人力资本(教育水平、健康水平和户主年龄)、物质资本(非农用固定资产以及农用固定资产)、自然资本(自有土地面积和宅基地面积)、金融资本(资产和负债)以及社会资本(亲戚间经济性往来)。变量的描述性统计详见表1。

表1 变量的描述性统计

变量	总样本	2013		2015	
		样本量	均值(标准差)	样本量	均值(标准差)
被解释变量:农户收入					
种植业收入(元)	16261	7473	1081.686(6500.735)	8788	789.241(6096.039)
畜牧业收入(元)	16180	7421	417.796(22988.480)	8759	-160.715(21388.330)
非农自雇收入(元)	16989	8066	3157.993(18461.79)	8923	2215.551(42143.95)
非农受雇收入(元)	17349	8086	3218.882(10540)	9263	5107.885(14626.8)
家庭经营收入(元)	17050	7912	319.173(5922.549)	9138	254.056(4987.926)
财产性收入(元)	16564	7623	541.591(5722.538)	8941	736.868(6477.443)
家户规模	17468	8086	3.680(1.901)	9382	3.019(1.389)
解释变量:生计资本					
人力资本					
户主教育水平	17457	8084	2.969(1.746)	9373	3.098(1.706)
自评健康水平	16921	7883	3.039(0.962)	9038	2.982(1.001)
户主年龄	17454	8081	60.308(10.714)	9373	60.084(11.332)
物质资本					
农用固定资产	16710	7699	0.351(0.477)	9011	0.322(0.467)
非农用固定资产	17468	8086	0.162(0.368)	9382	0.169(0.375)
自然资本					
自有土地面积	16281	7497	1.441(1.076)	8784	1.186(1.098)
宅基地面积	14503	6728	4.061(2.197)	7775	3.748(2.393)
金融资本					
金融性资产	17468	8086	0.938(0.242)	9382	0.973(0.163)
债务	17468	8086	0.267(0.442)	9382	0.232(0.422)
社会资本					
亲戚间经济来往	17468	8086	0.518(0.698)	9382	0.630(0.703)
控制变量					
东部	17468	8086	0.346(0.476)	9382	0.353(0.478)
消费价格指数 CPI		111.2		114.9	

(二)两部分模型与"收入—资产"合成指数

已有关于构建生计策略分类指标的方法主要基于家户收入、支出、主要职业和资产数据,均存在一定程度的局限性。为了克服这些生计策略分类方法的缺陷,本文同时使用收入和资产构建生计策略指标。首先建立农户的收入模型,其中包括所有资产类型,然后回归得到由相应生计行为衍生的收入[20]:

$$Y_{ist} = \sum_{j=1} \alpha_{ij}(A_{ijt}) + \beta_l L + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

被解释变量 Y_{ist} 代表农户 i 在 t 期从生计行为 s 获得的收入,A_{ijt} 代表农户 i 在 t 期拥有的资产 j,L 代表所在地区的虚拟变量向量,ε_{it} 是误差项。解释变量包括全部生计资本和家户特征变量,所有资产和收入使用消费价格指数(CPI)调整,得到生计资产收入的估计值 $\hat{Y}_{is}$ 作为"收入—资产"合成指数,该指数能够识别不同资产对生计行为收入的贡献性。在对模型(1)的估计过程中,一些农户入不敷出或者没有参与生计收入,容易导致非正数值(负值或者0)的存在,因此有必要使用两部分模型(two-part model)最小化非正数值[34]。先使用 Probit 模型(2)估计收入 $\hat{Y}_{is}$ 是否大于零:

$$\phi(Y_{ist} > 0) = \Pr(Y_{ist} > 0 \mid X) = F(X\delta) \quad (2)$$

然后使用广义 OLS 估计模型(3)估计生计收入的期望均值作为农户的“收入—资产”指数：

$$E(Y_{is} \mid X) = \Pr(Y_{is} > 0 \mid X) \times E(Y_{is} \mid Y_{is} > 0, X) \tag{3}$$

根据模型(3)可以得到六类“收入—资产”指数。基于两部分模型获得的“收入—资产”合成指数 $\hat{Y}_{is}$，应用因子分析原理，通过分析观测到的农户不同类型的生计收入结构，降低这些选择指标之间的相关性及其对农户生计策略的扭曲，在信息丢失最少的原则下找到存在于各类收入中具有共性的因素，并综合为几个对变量起解释作用的公共因子和特殊因子及其组合系数，利用其进行因子综合得分计算，形成一个具有高度解释力的新变量。

因子分析结果显示，KMO 等于 0.587，共同因素相对较多，结合 Bartlett 球形检验，结果为 39212.339，自由度为 15，且在 1% 的水平上显著，表明标准化原始变量数值的相关系数矩阵有共同因素存在。由旋转后的因子载荷矩阵可以得到公共因子 F1 和 F2，其中 F1 在非农自雇、非农受雇、非农家庭经营以及农户财产性收入上的载荷值都很大，反映了农户非农转移的收入水平，该因子得分越高，农户的非农转移倾向就越高；F2 在种植业收入和畜牧业收入上的载荷值都很大，反映了农户的农业生产收入水平，该因子得分越高，农户的非农转移倾向就越低。最后计算出因子综合得分 F 作为潜变量聚类分析的依据。

(三)潜变量马尔科夫聚类分析

相比于其他聚类方法(包括系统聚类算法和 K 均值聚类算法)，潜变量聚类分析技术(Latent Class Analysis，LCA)通过为不同生计活动分配概率最小化策略组内差异，克服了已有聚类方法的主观性，能够识别潜在类别并找出最优的生计策略类别(LS1，LS2，…，LSN)，并对最优生计策略组合的选择进行显著性检验，包括 LL 和 BIC 标准，BIC 越小且参数(Npar)越多，模型越好，而潜变量马尔科夫聚类分析(Latent Markov Model，LMM)是 LCA 应用于纵列追踪数据的一种拓展[35]。LMM 模型包括结构方程和测度方程，结构方程衡量了个体在不同时期潜变量(潜类别)发生的变化，主要由生计状态转移概率 $\pi(X_{it} = x_t \mid X_{it-1} = x_{t-1})$ 和初始概率 $\pi(X_{i0} = x_0)$ 构成，某一生计活动观测值(“收入—资产”合成指数综合因子 F)的状态序列为：

$$\pi(X_{i0} = x_0) \prod_{t=1}^{T_i} \pi(X_{it} = x_t \mid X_{it-1} = x_{t-1}) \tag{4}$$

测度方程 $\pi(Y_{it} \mid X_{it} = x_t)$ 定义了潜分类变量与“收入—资产”合成指数综合因子之间的关系，结合结构方程和测度方程构成了农户多元生计指标的 LMM 模型为：

$$\pi(Y_i) = \sum_{x_0=1}^{K} \sum_{x_1=1}^{K} \cdots \sum_{x_T=1}^{K} \pi(X_{i0} = x_0) \prod_{t=1}^{T} \pi(X_{it} = x_t \mid X_{it-1} = x_{t-1}) \prod_{t=0}^{T} \pi(Y_{it} \mid X_{it} = x_t) \tag{5}$$

本文使用的主要是家户追踪调查的纵列数据(longitudinal data)，家户可以在不同的调查年份(t = 2013，2015)改变其生计策略。x_t 是 t 年份潜在生计状态变量，K 是潜在生计状态数量，时间 t 是唯一包含在模型中的解释变量，影响生计活动状态的变化但不影响初始状态。由(4)和(5)定义的 LMM 模型假设如下[36]：

- 农户在 t 期属于某一类潜分类生计状态 X_{it}，但是 X_{it} 未知；
- 一阶马尔科夫链定义了潜分类生计状态转型结构；
- 农户在 t 期的 Y_i 仅受潜分类生计状态 X_{it} 的影响，但与其他时期潜分类生计状态 $X_{i,s\neq t}$ 无关，也与其他 $Y_{j\neq i}$ 无关；
- 农户在 t 期的 Y_i 与潜分类生计状态 X_{it} 相互独立。

待估参数包括生计状态转移概率 $\pi(X_{it} = x_t \mid X_{it-1} = x_{t-1})$、初始概率 $\pi(X_{i0} = x_0)$ 和条件响应概率 $\pi(Y_{it} \mid X_{it} = x_t)$，可以使用极大化期望算法(EM)，该分析过程通过 Latent Gold 5.0 实现，并根据贝叶斯信息标准(BIC 最小化)选择最优生计策略类别(CLU-1，CLU-2，…，CLU-N)，其中模型中

的最低类别 CLU-N 所有的资产指数均为类别最小值(一般属于小规模农业生产活动),伴随着非农转移,最高类别的 CLU-1 中所有资产指数基本为类别最大值(一般属于非农化或者多样化生计策略),反映了生计资产对农户非农转移模式的影响机制。

四、农户生计策略的识别及其跨期转型矩阵

(一)农户生计策略的识别和特征分析

表 2 对比标准潜变量聚类(LCA)和潜变量马尔科夫聚类(LMM)[①]的结果显示,基于潜变量马尔科夫聚类分析(LMM)的 6-state 1-class 最优解释了农户生计行为的异质性,BIC 收敛至最小值(9586.519);基于普通潜变量聚类(LCM)的 7-Cluster 最优解释了农户生计策略的变化,BIC 收敛至最小值(11884.19)。相比之下,LMM 的 6-state 1-class 具有最小的 BIC 和较大的 Npar = 47,意味着比其他模型更好地解释了农户的生计策略数据。最终根据潜变量马尔科夫聚类结果确定的农户最优生计策略组合,按照生计策略组合的收益水平从高到低可以分为六类 CLU-1、CLU-2、CLU-3、CLU-4、CLU-5 和 CLU-6,调查样本中每个农户被分配给具体的一类生计策略。

表 2 最优生计策略分类:基于潜变量聚类和潜变量马尔科夫聚类的对比(N = 9276)

模型	LL	BIC(LL)	参数个数	聚类误差
潜变量聚类模型				
1-Cluster	-10021.7	20061.77	2	0
2-Cluster	-6952.97	13951.61	5	0.068
3-Cluster	-6270.42	12613.92	8	0.1749
4-Cluster	-6014.78	12130.04	11	0.2106
5-Cluster	-5916.92	11961.74	14	0.2658
6-Cluster	-5892.43	11940.15	17	0.3222
7-Cluster	-5850.74	11884.19	20	0.3164
8-Cluster	-5840.21	11890.52	23	0.3249
潜变量马尔科夫模型				
1-state 1-class	-10021.7	20060.38	2	0
2-state 1-class	-6607.77	13274.64	7	0.0733
3-state 1-class	-5382.38	10882.95	14	0.1217
4-state 1-class	-4932.19	10058.56	23	0.1773
5-state 1-class	-4716.96	9720.956	34	0.2143
6-state 1-class	-4594.87	9586.519	47	0.2439
7-state 1-class	-4546.7	9616.797	62	0.2447
8-state 1-class	-4498.03	9662.972	79	0.2858

表 3 显示了六类生计策略及其资产指数均值的描述性统计,并按照总收入对生计策略进行排序。对比 2013 年和 2015 年的收入平均值可以看出,从低收益的 CLU-6 到高收益的 CLU-1 均显示出转型时期的中国农户区别于传统农户的单一生计形式,存在明显的“生计多样化”和“优势生计”趋势。其中,非农受雇工资是我国农户最重要的收入来源(户均 0.4074 万元),其次是非农自雇收入(户均 0.3032 万元)和种植业收入(户均 0.1168 万元),非农受雇收入包括当地非农就业和外出非农就业(CHARLS 并未做出区分)。根据生计策略组合的收益分布可以得到,高收益生计策略以

① 潜变量聚类模型(LCM)得到的 Cluster 是在不允许样本农户跨期改变生计状态的前提下获得的生计策略组合,而潜变量马尔科夫聚类模型(LMM)得到的 state 1-class 则考虑了样本农户跨期改变生计状态的前提下获得的生计策略组合,相比之下,LMM 包含了转型概率参数且聚类误差更小,显著优于 LCM。

非农收入为主，且非农自雇和家庭经营比例较高，而中低收益的生计策略以非农受雇的工资收入为主，形成了不同的生计组合，因此，CLU-1 代表非农自雇收入为主的大型农户，CLU-2 代表多样化生计策略的大型农户，CLU-3 代表非农受雇收入为主的中型农户，CLU-4 代表多样化生计策略的中型农户，CLU-5 代表非农受雇收入为主的小型农户，CLU-6 代表多样化生计策略的小型农户。由于 LMM 模型假设农户在 2013 年和 2015 年两期可能存在生计策略的转型，有必要继续分析六类生计策略跨期动态的表现特征。

表 3　基于生计策略聚类的“收入—资产”指数均值　　单位：万元

生计策略聚类	种植业	畜牧业	非农自雇	非农受雇	家庭经营	财产性收入	总收入排序	样本量
CLU-1	0.5884	0.8446	2.5652	1.1958	0.2101	0.1681	R1	144
	(0.6496)	(1.2252)	(2.2442)	(1.9879)	(0.2318)	(0.0919)		
CLU-2	0.2247	0.1991	1.1166	0.8408	0.1024	0.1245	R2	820
	(0.2090)	(0.2572)	(0.8155)	(0.7726)	(0.0738)	(0.0635)		
CLU-3	0.1432	0.0771	0.3728	0.6790	0.0437	0.0900	R3	2382
	(0.1145)	(0.0915)	(0.3223)	(0.4960)	(0.0279)	(0.0422)		
CLU-4	0.1042	0.0459	0.1607	0.3253	0.0212	0.0585	R4	2954
	(0.0723)	(0.0479)	(0.1483)	(0.2689)	(0.0138)	(0.0279)		
CLU-5	0.0631	0.0221	0.0645	0.1362	0.0100	0.0398	R5	2261
	(0.0413)	(0.0216)	(0.0595)	(0.1223)	(0.0067)	(0.0176)		
CLU-6	0.0334	0.0095	0.0261	0.0442	0.0046	0.0258	R6	715
	(0.0222)	(0.0089)	(0.0272)	(0.0447)	(0.0032)	(0.0100)		
总平均	0.1168	0.0712	0.3032	0.4074	0.0330	0.0671		9276
	(0.1477)	(0.2093)	(0.5800)	(0.5283)	(0.0525)	(0.0469)		

注：表中括号内为标准差。

（二）农户生计策略跨期转型矩阵

生计策略动态转型主要表现为：一是维持型，即生计策略不发生变动；二是变动型，即生计策略发生改变，农户生计资本以及家庭禀赋等特征的差异，导致生计策略动态具有异质性[18]。

表 4 是样本农户生计策略从 2013 年到 2015 年的跨期转型矩阵，显示了该时期农户家庭生计策略的动态变化特征，对角线代表两期期间维持型生计策略的农户比例及其数量。矩阵对角线上方的三角区域代表 2013 年选择中低收益生计策略的农户在 2015 年转移至更高收益生计策略的数量和比例，而对角线以下三角区域代表 2013 年选择中高收益生计策略的农户在 2015 年转移至更低收益生计策略的数量和比例。对比两个区域可以发现，2013—2015 年间样本农户半数以上（约 58.97%）并未跨期改变生计策略，生计转型大都集中于生计策略的向下流动，约占样本农户的 31.59%，仅有 9.44% 的农户实现了生计策略的向上流动，因此跨期转型矩阵的上三角区域大都为零值，意味着中国农户从中低收益生计策略向更高收益生计策略转型存在瓶颈约束。

2013 年，生计策略 CLU-4（33.4%）和 CLU-3（26.18%）解释了大部分农户（59.58%）的生计策略，到 2015 年，生计策略 CLU-4（30.29%）和 CLU-5（28.35%）解释了大部分农户（58.64%）的生计策略；而选择最低收益生计策略 CLU-6 的农户是两期占比最低的一组，占比不到 2%，根据研究假设，可以认为选择位于低收益生计策略底层的农户较少，贫困发生率并没有显著恶化。但是，从生计动态转型来看，从 2013 年到 2015 年两期间选择中高收益生计策略（CLU-2 ~ CLU-4）的农户样本量均出现不同程度的下降，意味着中高收益生计策略的退出率较高；选择低收益生计策略（CLU-5 和 CLU-6）的农户样本均有所上升，意味着低收益生计策略的进入率较高；最高收益水平的生计

策略组 CLU-1 相对并没有显著改变。根据生计阶梯理论的假说,由于不同的生计策略存在进入和退出的壁垒,中低收益生计策略的农户因缺乏相应的资产基础,难以跨越到更高收益的生计策略组。高收益生计策略农户即非农自雇收入为主的大型农户流动性相对较低,属于维持型生计策略农户,而发生生计策略转型的农户主要集中于其他的中低收益生计策略组。

表4 生计策略跨期转型矩阵

2015 \ 2013	CLU-1	CLU-2	CLU-3	CLU-4	CLU-5	CLU-6	总样本
CLU-1	0.4312	0.7089	0.0215	0	0	0	1.16
	(20)	(33)	(1)	(0)	(0)	(0)	(54)
CLU-2	0.5389	2.1986	2.9961	0.3664	0	0	6.1
	(25)	(102)	(139)	(17)	(0)	(0)	(283)
CLU-3	0.8839	7.0927	13.1505	4.0529	0	0	25.18
	(41)	(329)	(610)	(188)	(0)	(0)	(1168)
CLU-4	0	0.6036	8.8175	19.5753	1.2935	0	30.29
	(0)	(28)	(409)	(908)	(60)	(0)	(1405)
CLU-5	0.0216	0.9702	0.8624	9.3997	17.0962	0	28.35
	(1)	(45)	(40)	(436)	(793)	(0)	(1315)
CLU-6	0.0646	0	0.3232	0	2.0041	6.5080	8.9
	(3)	(0)	(15)	(0)	(93)	(302)	(413)
总样本	1.94	11.58	26.18	33.4	20.4	6.51	100
	(90)	(537)	(1214)	(1549)	(946)	(302)	(4638)

注:表中括号内是样本农户数。

表4也反映了不同生计策略的样本农户数量分布,两期的主众数组农户(1549户和1405户)大多数分布于CLU-4所代表的中等收益生计策略组,2013年次众数组农户位于较高收益水平的生计策略组CLU-3(1214户),2015年次众数组农户则转移到较低收入水平的生计策略组CLU-5(1315户),大体上呈现出一种"葫芦型"分布特征。相对于中低收入国家"金字塔"形生计阶梯的假说[1],中国农户"葫芦型"生计阶梯是一种进步,意味着中国贫困治理取得了阶段性的成果。

五、生计资本对农户生计策略动态转型的影响分析

根据2000年英国国际发展署(DIFD)的可持续生计分析框架(SL),生计资本可以通过自然资本(N)、人力资本(H)、社会资本(S)、金融资本(F)和物质资本(P)5个方面来衡量。以土地资本为主的自然资本对农户非农就业的影响是不确定的,一方面,在土地租赁市场发展充分的前提下,土地资产可以提供给农户租赁收入,拥有大量土地的富有农户也不倾向于从事非农工作,但是土地的稀缺性会推动缺乏土地的农户从事非农行业;农户的家庭人力资产是影响生计策略及其动态转型的重要因素,如家庭成员年龄、教育水平等;社会网络(社会资本)通过拓宽农户获取就业信息的渠道,不仅有利于增加劳动收入,而且提高了农户生计风险防范的能力;包括储蓄、现金以及负债等在内的金融资产为农户生计多样化提供了融资渠道;物质资产中农业生产型资产属于农业生产经营的沉没成本,不利于农户的生计多样化,而非农型资产能够提供给农户租赁收入,将鼓励农户选择中高收益型生计策略,实现生计策略的向上流动。据此,本文选择这5类资本作为解释变量进一步应用多分类Logit模型(MLM)和定序Logit(OLogit)模型识别生计资本对农户生计策略选择及其动态转型的影响。

(一)基于MLM模型的生计策略影响因素分析

农户的生计策略选择是多元的,本文选择对2013年和2015年农户的4638个匹配数据进行多

分类 Logit 模型（MLM）分析，并将农户 2013 年生计策略的选择作为重要解释变量，识别 2015 年农户生计策略的影响因素及其作用机制。多分类 Logit 模型旨在拟合并解释农户选择不同生计策略类别的影响因素，由于农户的生计策略组合来自于潜变量分类，各类别之间相互独立，随机误差项 ξ_{ij} 也是独立同分布的，可以假设农户 i 选择生计策略组合 j 的随机效用（概率）方程为：

$$\eta_{ij} = z_i\alpha_{ij} + \xi_{ij} \tag{6}$$

η_{ij} 是第 i 个农户选择第 j 种生计策略的概率，z_i 是包括农户生计资本在内的解释变量以及控制变量。假设农户 i 选择了生计策略 k，意味着 $\eta_{ik} \geqslant \eta_{im}$，即有：

$$\upsilon_{imk} = \eta_{ik} - \eta_{im} = z_i(\alpha_{ik} - \alpha_{im}) + \xi_{ik} - \xi_{im} \tag{7}$$

$$\Pr(y_{ij} = y_{ik} \mid z_i) = p(\eta_{ik} \geqslant \eta_{im}) = p[\xi_{im} - \xi_{ik} \leqslant z_i(\alpha_{ik} - \alpha_{im})] \quad \forall m \neq j \tag{8}$$

应用多分类 Logit 模型（MLM），最优生计策略组合存在 6 类（$j = 1,2,3,4,5,6$），令 $z_i(\alpha_{ik} - \alpha_{im}) = z_i\gamma_j$，估计模型（9）为：

$$\Pr(y_{it} = j \mid y_{it-1}, z_{it}) = \frac{\exp(y_{it-1}\beta_j + z_{it}\alpha_j)}{\sum_{k=0}^{J}\exp(y_{it-1}\beta_k + z_{it}\alpha_j)} = F_j(y_{it-1}, z_{it}, \beta) \tag{9}$$

考虑到多分类模型的跨选项相关性（无关选择独立性假设 IIA），应用 Hausman 检验，先计算多分类选择模型中第 k 类生计策略的系数估计值，再以第 m 类（$m \neq k$）生计策略为参照组，与系数估计值加以比较，如果该两组模型的参数结果相似，则满足 IIA 假定，意味着该两种选择互不影响。通过对 6 类生计策略执行 Hausman 检验，并没有证据显示生计策略各个类别存在相关性（满足 IIA 假设），因此选择 MLM 是合理的。

表 5 报告 MLM 模型（8）的回归系数及其边际效应，可以发现，伴随着不同生计策略收益性的下降，所有解释变量回归系数的绝对值不断递减，且统计显著。对应的边际效应显示，相比于低收益生计策略（CLU-6），家户规模每增加 1 个单位，农户选择中高收益生计策略（CLU-1 ~ CLU-3）的可能性将提高 0.3% ~2%，选择其他低收益生计策略 CLU-5 的可能性会下降 3.2%；年龄的二次项系数显著，但是边际效应几乎为零，因此控制了年龄的二次项以后，年龄的提高将使农户选择高收益生计策略（CLU-1 和 CLU-2）的可能性分别降低约 0.4% 和 1.8%，选择低收益生计策略 CLU-5 的概率提高 2.2%，但是对中等收益生计策略选择（CLU-3 和 CLU-4）的边际效应并不显著，可以认为，人力资本的积累（包括年龄、教育水平和自评健康水平）、自然资本（包括宅基地面积和自有土地面积）和社会资本（亲戚间经济来往）显著提高了农户选择高收益生计策略的概率；物质资本中的非农用固定资产显著提高了农户选择高收益生计策略的可能性，但是农用固定资产存在的“绑定效应”在显著降低农户对高收益生计策略选择可能性的同时，也提高了农户选择低收益生计策略的可能性；金融资产和负债显著降低了农户选择低收益生计策略（CLU-4 或CLU-5）的可能性，但是显著提高了农户选择中高收益生计策略 CLU-2 的可能性；东部地区经济发展水平较高，非农就业机会更高，因此东部地区的农户选择高收益生计策略的可能性更高；农户当期的生计策略选择显示了一定程度的状态依赖性，即在其他条件不变的情况下，2013 年低收益生计策略的农户在 2015 年进入高收益生计策略（CLU-1 ~ CLU-3 的边际效应为负）的概率更低，而选择低收益生计策略（CLU-4 ~ CLU-5 的边际效应为正）的可能性更高，解释了农户生计策略跨期低流动性的潜在成因。

表5 农户生计策略影响因素的MLM估计(N=4638)

影响因素	2015年生计策略				
	CLU-1	CLU-2	CLU-3	CLU-4	CLU-5
	系数[ME]	系数[ME]	系数[ME]	系数[ME]	系数[ME]
人力资本					
家户规模	5.270***	3.350***	3.234***	2.040***	0.831***
	[0.003]***	[0.020]***	[0.020]***	[0.005]	[-0.032]***
户主年龄	-4.772***	-3.786***	-2.745***	-1.901***	-0.909***
	[-0.004]***	[-0.018]***	[-0.009]	[-0.009]	[0.022]***
户主年龄平方	0.030***	0.022***	0.015***	0.010***	0.005***
	[0.000]***	[0.000]***	[0.000]	[0.000]	[-0.000]**
户主教育水平	3.519***	3.362***	2.750***	1.787***	0.749***
	[0.001]	[0.011]***	[0.022]***	[0.006]***	[-0.027]***
自评健康水平	-10.071***	-7.834***	-5.809***	-3.540***	-1.360***
	[-0.008]***	[-0.035]***	[-0.040]***	[-0.004]	[0.060]***
自然资本					
宅基地面积	1.024***	0.793***	0.721***	0.563***	0.274***
	[0.001]*	[0.001]	[0.004]***	[0.006]***	[-0.006]***
自有土地面积	7.733***	6.310***	4.825***	3.258***	1.487***
	[0.005]***	[0.026]***	[0.026]***	[0.014]***	[-0.042]***
社会资本					
亲戚间经济来往	9.067***	8.490***	6.231***	3.858***	1.631***
	[0.003]	[0.044]***	[0.039]***	[0.002]	[-0.057]***
物质资本					
非农用固定资产	25.264***	20.923***	15.319***	8.932***	3.283***
	[0.016]***	[0.101]***	[0.114]***	[-0.007]	[-0.161]***
农用固定资产	-6.533***	-5.783***	-4.169***	-2.139***	-0.714**
	[-0.003]	[-0.031]***	[-0.040]***	[0.017]*	[0.043]***
金融资本					
金融性资产	8.691***	11.182***	7.948***	4.330***	1.806***
	[-0.007]	[0.072]***	[0.065]*	[-0.030]	[-0.066]***
负债	3.647***	3.306***	2.093***	1.063**	0.676*
	[0.001]	[0.024]***	[0.012]	[-0.022]*	[-0.003]
东部	11.560***	10.003***	7.208***	4.531***	1.578***
	[0.006]***	[0.052]***	[0.039]***	[0.019]**	[-0.086]***
2013生计策略	-11.481***	-8.468***	-7.363***	-4.406***	-2.592***
	[-0.010]***	[-0.014]***	[-0.082]***	[0.034]***	[0.022]***
LR=10343.45;Prob > chi2 =0.0000					

注:CLU-6作为MLM的参照组;***、**和*分别表示1%、5%和10%水平上显著;表中报告了MLM的回归系数,并在中括号中给出相应的边际效应。

(二)基于定序Logit模型的生计策略动态转型分析

基于两期生计动态转型的视角,结合生计策略的潜变量分类与收益高低排序,将2013、2015年两期的农户生计策略动态转型划分为三类:向上流动($Y=3$,从低收益生计策略改变为高收益生计策略),不改变生计策略($Y=2$)和向下流动($Y=1$,从高收益生计策略改变为低收益生计策略),并作为定序因变量$Y(Y=3,2,1)$,效用方程为:

$$Y^{*}=X\beta+\varepsilon;\quad Y_i=j\quad if\quad \mathrm{cut}_{j-1}<j<\mathrm{cut}_j \tag{10}$$

应用定序 Logit 模型估计三类不同生计转型模式的概率：

$$P(Y_i = j \mid x_i) = F(\mathrm{cut}_j - \beta x_i) - F(\mathrm{cut}_{j-1} - \beta x_i) \quad (11)$$

其中 Y_i 代表农户生计转移的三种模式，cut_j 代表区分不同生计策略的临界点，x_i 是包括生计资本变量在内的解释变量。

表 6　农户生计策略动态转型影响因素的定序 Logit 估计

变量	系数	边际效应(ME)		
		向下流动	无流动	向上流动
人力资本				
家户规模	0.180***(0.022)	−0.034***(0.004)	0.020***(0.002)	0.014***(0.002)
户主年龄	−0.204***(0.031)	0.038***(0.006)	−0.023***(0.000)	−0.016***(0.000)
户主年龄平方	0.002***(0.000)	−0.000***(0.001)	0.000***(0.000)	0.000***(0.000)
户主教育水平	0.317*(0.018)	−0.006*(0.003)	0.004*(0.002)	0.002*(0.001)
自评健康水平	−0.364***(0.032)	0.068***(0.006)	−0.041***(0.004)	−0.028***(0.003)
自然资本				
宅基地面积	0.021(0.013)	−0.004(0.002)	0.002(0.001)	0.002(0.001)
自有土地面积	0.262***(0.030)	−0.049***(0.005)	0.029***(0.003)	0.020***(0.002)
社会资本				
亲戚间经济来往	0.523***(0.044)	−0.098***(0.008)	0.058***(0.005)	0.040***(0.004)
物质资本				
非农用固定资产	1.821***(0.098)	−0.342***(0.018)	0.203***(0.013)	0.139***(0.008)
农用固定资产	−0.508***(0.068)	0.096***(0.013)	−0.057***(0.008)	−0.039***(0.005)
金融资本				
金融性资产	0.592***(0.176)	−0.111***(0.033)	0.066***(0.020)	0.045***(0.014)
负债	−0.059(0.082)	0.011(0.015)	−0.007(0.009)	−0.004(0.006)
东部	0.159**(0.065)	−0.029**(0.012)	0.018**(0.007)	0.012**(0.005)
Cut-1	−5.644***(0.992)			
Cut-2	−2.062***(0.987)			
样本量	4638	1465	2735	438
Log likelihood = −3727.1203　Pseudo R2 = 0.1054				

注：***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表 6 的定序 Logit 分析结果表明，家户规模每增加一个单位，生计策略向下流动的可能性就会下降 3.4%，向上流动的可能性增加 1.4%，家庭成员的增加将鼓励农户选择高收益生计策略；人力资本（户主年龄和教育水平）的提高降低了农户生计策略向下流动的概率，提高了向上流动的概率；农户自评健康水平越低（该定序变量取值越高意味着健康水平越低），生计策略向下流动的可能性越高，生计策略向上流动的可能性会下降；宅基地面积对于农户生计策略动态转型没有显著影响，但是自有土地面积每增加 1 单位，农户生计策略向下流动的边际效应就会下降 4.9%，向上流动的边际效应增加 2%；社会资本的提高有利于农户从低收益生计策略转型为高收益生计策略，持有非农用固定资产增加了农户生计策略向上流动的可能性（13.9%），降低了生计策略向下流动的可能性（−34.2%），相反的，农用固定资产存在“捆绑效应”，导致农户依赖于农业生产，不利于生计多样化，阻碍了生计策略向上流动的可能性（−3.9%）；金融资产中负债对农户生计策略动态转型的影响统计上并不显著，但是家庭金融资产有利于农户选择生计多样化或者规模化优势生计，进而提高了生计策略向高收益转型的可能性（4.5%），显著降低了农户生计策略向下流动的可

能性(-11.1%);东部地区经济发达,人均收入水平高于中西部地区,因此东部地区的农户生计策略向上流动的边际效应更高,向下流动的边际效应更低。从生计阶梯的视角而言,鼓励农户生计策略持续向上流动,有利于提高农户收入及其对生计风险的抵御能力,是贫困治理的有效路径。

六、结论与启示

本文基于2013和2015年两期中国健康与养老追踪调查(CHARLS)的追访数据,系统研究了农户生计策略的影响因素及其动态转型特征,结论主要包括:

第一,应用两部分模型对农户收入和资产回归,克服了随机性和非正收入的问题,并构建"收入—资产"合成指数识别了六类农户生计策略组合,包括非农自雇收入为主的大型农户、多样化生计策略的大型农户、非农受雇收入为主的中型农户、多样化生计策略的中型农户、非农受雇收入为主的小型农户和多样化生计策略的小型农户;除多样化生计策略的小型农户以外,其他类型农户的生计策略组合中非农受雇和非农自雇的平均收益均高于农业和畜牧业生产收益,农户兼业化和生计多样化程度在不断提高。

第二,基于农户生计策略构建的生计转型矩阵显示了2013—2015年农户生计策略跨期变化的特征和规律,主众数组农户大多数分布于中等收益生计策略组,2013年次众数组农户位于较高收入水平的生计策略组,2015年次众数组农户则转移到较低收入水平的生计策略组。低收入生计策略组合与高收入生计策略组合的变化率(包括进入率与退出率)较低,大部分的生计策略流动发生在中等收入的生计策略组合中,最终整个生计阶梯演化为"葫芦型",是对"金字塔"型生计阶梯的一种改善。

第三,对农户生计策略选择及其动态转型的影响因素分别进行MLM(多分类Logit)和OLM(定序Logit)分析,农户家庭当期的生计策略选择对上一期生计策略具有显著的依赖性,人力资本、社会资本和非农用物质资产的积累有利于农户选择多样化生计策略,逐渐转向高收入型生计策略,但是农用固定资产形成的沉没成本对农户农业生产存在捆绑效应;以土地为主的自然资本的增加不仅为农户提供了租赁收入,有利于缓解人地矛盾,同时有利于实现农业生产的规模效应,实现农户生计策略的向上流动;金融资本拓宽了农户生计策略的融资渠道,显著促进了农户生计策略的向上流动。

本文结论的政策含义在于,扶贫政策应与乡村振兴目标相结合,以实现农户生计策略从低收益向高收益的流动为导向,帮助农户夯实生计资产基础,实现农业生产的规模效应,创造非农就业机会,帮助低资产收入农户走出"贫困陷阱",中等资产收入农户跨越"中等收入陷阱"。其中,支持产业的发展是解决生存和长效发展的根本手段,是打赢脱贫攻坚战的重要基础。与此同时,政府应该实施相关政策对农户生计资产提供保障,防止各类外生冲击(包括政策、自然)对农户资产的侵蚀,导致农户生计策略向下流动的可能性变大。

参考文献:

[1]WALELIGN ZENA S. Getting stuck, falling behind or moving forward: Rural livelihood movements and persistence in Nepal[J]. Land Use Policy, 2017(65):294-307.

[2]苏芳,蒲欣冬,徐中民,等.生计资本与生计策略关系研究——以张掖市甘州区为例[J].中国人口·资源与环境,2009(6):119-124.

[3]杨伦,刘某承,闵庆文,等.农户生计策略转型及对环境的影响研究综述[J].生态学报,2019(21):1-11.

[4]吕秀芬,麦强盛,李谦,等.相对贫困治理研究的一个方向:农户生计资本分形研究[J].科学与管理,2019(3):16-23.

[5]REARDON T, JULIO BERDEGUÉ, GERMÁN ESCOBAR. Rural nonfarm employment and incomes in Latin America:

Overview and policy implications[J]. World Development, 2001(3):395 - 409.
[6]KHANAL A R, MISHRA A K. Agritourism and off-farm work: Survival strategies for small farms[J]. Agricultural Economics, 2015 (S1):65 - 76.
[7]马志雄，张银银，丁士军. 失地农户生计策略多样化研究[J]. 华南农业大学学报(社会科学版)，2016(3):54 - 62.
[8]SCOONES I. Sustainable rural livelihoods: A framework for analysis[R]. IDS Working Paper 72,1998.
[9]ELLIS F. Rural Livelihoods and diversity in developing countries[M]. New York: Oxford University Press,2000.
[10]胡晗，司亚飞，王立剑. 产业扶贫政策对贫困户生计策略和收入的影响——来自陕西省的经验证据[J]. 中国农村经济，2018(1):78 - 89.
[11]谢金华，杨钢桥，许玉光. 不同农地整治模式对农户生计策略的影响研究——以江汉平原和鄂西南山区部分县市为例[J]. 中国农村经济，2018(11):98 - 113.
[12]李聪，李树茁，费尔德曼. 微观视角下劳动力外出务工与农户生计可持续发展[M]. 北京：社会科学文献出版社，2014.
[13]吴海涛，王娟，丁士军. 贫困山区少数民族农户生计模式动态演变——以滇西南为例[J]. 中南民族大学学报(人文社会科学版)，2015(1):120 - 124.
[14]TESFAYE Y, ROOS A, CAMPBELL B M, et al. Livelihood strategies and the role of forest income in participatory-managed forests of Dodola area in the bale highlands, southern Ethiopia[J]. Forest Policy and Economics, 2011(4): 258 - 265.
[15]SOLTANI A, ANGELSEN A, EID T, et al. Poverty, sustainability, and household livelihood strategies in Zagros, Iran[J]. Ecological Economics,2012(79):60 - 70.
[16]王娟，吴海涛，丁士军，山区农户最优生计策略选择分析——基于滇西南农户的调查[J]. 农业技术经济，2014(9):97 - 107.
[17]朱建军，胡继连，安康等. 农地转出户的生计策略选择研究——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据[J]. 农业经济问题，2016(2):49 - 58.
[18]陈良敏，丁士军，陈玉萍，农户家庭生计策略变动及其影响因素研究——基于 CFPS 微观数据[J]. 财经论丛，2019(2):1 - 12.
[19]全磊，陈玉萍. 农地转出户的生计资本流动及其影响因素分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版)，2018(2):127 - 135.
[20]WALELIGN S Z, POULIOT, MARIÈVE, LARSEN H O, et al. Combining household income and asset data to identify livelihood strategies and their dynamics[J]. The Journal of Development Studies, 2016(6):1 - 19.
[21]JIAO X, POULIOT, MARIÈVE, WALELIGN S Z. Livelihood strategies and dynamics in rural Cambodia[J]. World Development, 2017(4):266 - 278.
[22]ZHANG J, MISHRA A K, ZHU P. Identifying livelihood strategies and transitions in rural China: Is land holding an obstacle? [J]. Land Use Policy, 2019(80):107 - 117.
[23]赵文娟，杨世龙，王潇. 基于 Logistic 回归模型的生计资本与生计策略研究——以云南新平县干热河谷傣族地区为例[J]. 资源科学，2016(1):138 - 145.
[24]郭秀丽，周立华，陈勇，等. 典型沙漠化地区农户生计资本对生计策略的影响——以内蒙古自治区杭锦旗为例[J]. 生态学报，2017(20):321 - 330.
[25]LIU Z, CHEN Q, XIE H. Influence of the farmer's livelihood assets on livelihood strategies in the western mountainous area, China[J]. Sustainability, 2018(3):875.
[26]MUBAYA C P, MAFONGOYA P. Local-level climate change adaptation decision-making and livelihoods in semi-arid areas in Zimbabwe[J]. Environment Development and Sustainability, 2017(6):2377 - 2403.
[27]HA T M, BOSCH O J H, NGUYEN N C, et al. System dynamics modelling for defining livelihood strategies for women smallholder farmers in lowland and upland regions of northern Vietnam: A comparative analysis[J]. Agricultural Systems, 2016,150:12 - 20.

[28]BARRETT C B, REARDON T, WEBB P. Nonfarm income diversification and household livelihood strategies in rural Africa: Concepts, dynamics, and policy implications[J]. Food Policy, 2001(4):315 - 331.
[29]FOSTER W, VALDES A, DAVIS B, et al. The constraints to escaping rural poverty: An analysis of the complementarities of assets in developing countries[J]. Applied Economic Perspectives and Policy, 2011(4):528 - 565.
[30]BEZU S, BARRETT C B, HOLDEN S T. Does the nonfarm economy offer pathways for upward mobility? Evidence from a panel data study in Ethiopia[J]. World Development, 2012(8):1634 - 1646.
[31]STIFEL D. The rural non-farm economy, livelihood strategies and household welfare[J]. African Journal of Agricultural and Resource Economics, 2010(4):82 - 109.
[32]ZIMMERMAN F J, CARTER M R. Asset smoothing, consumption smoothing and the reproduction of inequality under risk and subsistence constraints[J]. Journal of Development Economics, 2003(2):233 - 260.
[33]陈宗胜,康健. 中国居民收入分配"葫芦型"格局的理论解释——基于城乡二元经济体制和结构的视角[J]. 经济学动态, 2019(1):3 - 14.
[34]BELOTTI F, DEB P, MANNING WG, NORTON E C. Twopm: Two-part models[J]. The Stata Journal, 2015(1): 3 - 20.
[35]BARTOLUCCI F, PANDOLFI S, PENNONI F. LMest: An R package for Latent Markov Models for longitudinal categorical data[J]. Journal of Statistical Software, 2017(4):1 - 35.
[36]PAAS L J, VERMUNT J K, BIJMOLT T H A. Discrete time, discrete state Latent Markov modelling for assessing and predicting household acquisitions of financial products[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 2007(4):955 - 974.

Identification of Livelihood Strategies and Its Dynamic Transition in Rural China

JIAO Na[1], GUO Qi - you[2]
(1. *Department of Economics*, *Hunan Agricultural University*, *Changsha* 410128, *China*;
2. *School of Economics*, *Xiamen University*, *Xiamen* 361005, *China*)

Abstract: Using CHARLS data of rural China from 2013 and 2015, this paper adopts an income - assets index to identify Chinese rural households' livelihood strategies and its dynamic transition, and provides a useful perspective for the understanding of the nexus between livelihood strategies and poverty alleviation. Research results show: (1) Chinese rural households' livelihood strategies are increasingly diversified; (2) Both the exit rate for low - remunerative livelihood strategies and the entry rate for high - remunerative livelihood strategies are very low. Most transition happen in medium - remunerative livelihood strategies, eventually the livelihood ladder deviates from a "Gourd shape" as an improvement of "Pyramid shape"; (3) Current livelihood strategies dependent significantly on those in the previous year. Natural capital, human capital, social capital, financial capital all have significant pushed the transition to higher - remunerative livelihood, while the binding of agricultural fixed assets—sunk cost in physical capital, impeded the diversification of livelihood strategies. Therefore, the current poverty alleviation policies should safeguard rural households' livelihood capital from any exogenous shock, including policy or natural shock and lower the risks of rural households' livelihood strategies from moving to low profit areas or being homogenized.

Key Words: livelihood strategy; livelihood transition; livelihood ladder; concurrent business of farmers