

农村家庭的资产与贫困陷阱^{*}

解 垚

【摘 要】文章基于 2008~2012 年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)的微观面板数据,通过估计动态资产积累路径检验农村家庭是否存在贫困陷阱。结果显示,通过资产积累脱离贫困的家庭比例高于因资产减少而滑入贫困的家庭比例;农村家庭资产积累曲线呈现凹性,资产收敛于一个稳态均衡点,说明中国农村家庭资产并不存在多重均衡的贫困陷阱;家庭特征、地理资本等变量对家庭资产变动有显著影响;当负向冲击来临时,社区工作机会及社会资本吸收了一些负向冲击效应,可及性金融市场减缓资产积累下降速度的作用尤为明显。

【关键词】资产 贫困陷阱 冲击 金融市场 非参数回归

【作 者】解 垚 山东大学经济学院,教授。

一、引 言

改革开放以来,中国农村有 2.3 亿人脱离了贫困,贫困发生率从 1978 年的 30.7%下降到 2009 年的 3.8%。然而,随着贫困人口的大幅度下降,相对贫困、贫困流动等现象的突出,以收入和消费衡量的贫困无法解释贫困的新特点。越来越多的研究者开始关注资产贫困,因为资产贫困能揭示贫困的结构性、偶发性特征(Carter 等,2006)。结构性贫困是指当前的资产水平非常低,并且几乎无法脱贫;偶发性贫困是指拥有足够资产却不时陷入贫困,这种贫困可能只是短期的,不会引发长期后果。资产贫困理论的核心是资产积累路径存在一个临界点,资产低于临界点的家庭将会收敛于一个低水平的均衡点,陷入贫困陷阱中;资产高于临界点的家庭将会收敛于一个高水平的均衡点,从而摆脱贫困。基于资产贫困的社会干预政策的着力点是使家庭资产水平提高到临界点以上。

资产贫困陷阱是一种自我强化机制,它阻碍生产技术的使用并导致贫困的持续(Azariadis, 2004; Barrett, 2007)。资产积累过程中的多重均衡由 3 个排除机制导致:(1)市场不完善,交易成本较高。发展中国家的农村容易遭受各种负向冲击,在不完善的信用和保险市场条

^{*} 本文为山东省社会科学规划研究项目“财政流动、转移支付及其减贫效率”(14BJJ02)的阶段性成果。

件下,负向冲击对穷人的福利有持久的影响(Dercon,2002;Kemper等,2013),贫困家庭或为平滑消费而减少资产持有,或采取平滑资产策略,平滑资产可能会伴随消费下降、健康投资下降及学龄儿童辍学(Carter等,2012;Hoddinott,2006;Zimmerman等,2003)。不完善的信用和保险市场使贫困家庭只能从事低风险低回报活动,在贫困陷阱中挣扎,而富裕家庭则能从事高回报活动并从中受益,其福利增长也较快(Amare等,2012;Bezu等,2012)。(2)不完备信息。由于接受的教育或培训水平较低,多样化的社会网络不发达,社会网络仅限于血缘、亲缘之间,农民难以得到完备的信息。采用以较高技术为基础的生存策略成本上升,贫困个体不能完全地观察到其行动后果,对其他个体行为的结果也知之甚少,信息路径依赖造成贫困个体信息演化的阻断(Barrett,2007)。(3)协调失灵。公共品提供不足、产权制度缺失阻碍了贫困个体实施高回报活动(Barrett,2007)。其实,上述3种排除机制与贫困陷阱存在的原因有异曲同工之处,比如,Naschold(2012)总结了贫困陷阱的形成原因,效率工资理论认为劳动者只有达到最低的消费才可能是有效率的雇工,才可能被雇佣,而负担不起最低消费的个体将一直处于贫困之中(Dasgupta,1997);如果融入社会或搜寻工作需要最低限度的支出,贫困家庭将一直处于“社会排斥”地位;信用市场、正规和非正规的保险市场限制;儿童劳动力模型(Emerson等,2003)认为,贫困家庭不得不让儿童从学校退出而进入劳动力市场,这又会引致贫困的代际传递。

利用资产对贫困陷阱进行实证研究文献的结论迥然不同,一些研究表明存在贫困陷阱,而另一些研究结论则相反。如Lybbert等(2004)、Barrett等(2006)、Adato等(2006)、Mulubrhan(2013)研究发现了贫困陷阱存在的证据,而Naschold(2009)、Quisumbing等(2009)、Giesbert等(2012)的研究表明,资产收敛于贫困线附近的一个均衡点。不同结论的出现可能与资产测度指标、估计方法及考察时间范围相异有关。本文试图分析中国农村家庭资产是否存在多重均衡,有无贫困陷阱?如果存在贫困陷阱,临界点位置在哪里?家庭和社区特征、地理资本对家庭资产变动有何影响?当负向冲击来临时,金融环境、社区工作机会及社会资本对资产积累会起到怎样的作用?

二、数据与分析框架

(一)数据来源

本文采用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,调查对象主要是45岁以上人群及其配偶。2008年7~9月在甘肃和浙江两省城乡开展了预调查,2012年进行了追踪调查。基于这两个年份的调查数据,得到1152个农村家庭的平衡面板数据(两个调查年份共有2304个样本)。本文中家庭收入包括家庭农业收入(家庭农林产品收入减去种子、化肥、农药等投入)、家庭畜牧和水产品收入(家庭畜牧和水产品总收入减去相应投入)、家庭个体经营和私营企业净收入、家庭工资性收入、利息收入、社会捐助收入、房租收入、出租土地和其他家庭

资产得到的收入、征地和拆迁补偿、养老金收入、公共转移支付^①、离婚后的赡养费和子女抚养费及其他收入^②。贫困线根据世界银行提供的购买力平价进行折算^③,价格统一为期末价格。

(二) 分析框架

本文使用 Carter 等(2006)的基于资产的方法。资产指数由可能影响家庭福利的一些资产束形成,即加权生计资产指数,该方法首先定义家庭生计(人均收入除以贫困线)。即:

$$l_{it} = y_{it} / y_t \quad (1)$$

式(1)中, y_{it} 为*i*家庭在*t*时的人均收入, y_t 为贫困线。本文主要使用每天1美元的贫困线为基准进行分析。为了稳健,使用每天1.25美元、2美元、2.5美元的贫困线标准进行对照研究。据此资产指数就可由贫困线单位(Poverty Line Units, PLU)来衡量。家庭资产指数基于以下回归方程预测得到:

$$l_{it} = \sum_j \beta_j (A_{it}) A_{ijt} + e_{it} \quad (2)$$

式(2)中, A_{ijt} 为家庭*i*在*t*时拥有的*j*类资产数量, A_{it} 为家庭所有资产数量, β_j 为资产的边际回报, e_{it} 为时间和特定家庭的误差项。本文使用包含土地面积、人力资本价值(受教育程度、自评健康情况、家庭成员中的工作人数)、社会资本(以行政职务代表)、耐用消费品价值、生产性资产价值、房产价值等指标的固定面板效应模型^④(Hausman 检验结果支持 FE 模型)对式(2)进行估计,再通过拟合计算得到 l_{it} 的预测值 \hat{l}_{it} 代表家庭的资产指数。这种基于生计的资产指数与贫困线单位连接起来,使结果的解释更有直观意义。比如,资产指数为0.5,说明资产为贫困线的一半;资产指数小于1说明在贫困线以下(即陷入贫困),大于1则处于贫困线之上(摆脱贫困)。计算出的两期资产指数为动态分析奠定了基础。下面使用非参数技术分析期初和期末资产指数之间的关联,非参数分析采用 Epanechnikov-kernel 加权的局部多项式方法。即:

$$A_{it} = f(A_{it-1}) + \varepsilon_i \quad (3)$$

式(3)中, A_{it} 代表期末(2012年)家庭*i*的资产指数, A_{it-1} 代表期初(2008年)家庭*i*的资产指数,假定 ε 服从正态分布并且具有零均值和常数方差。为考察家庭资产的变动情况,本文使用参数方法估计哪些因素影响资产积累的路径,控制变量包括期初的家庭资产、社区

① 中国健康与养老追踪调查中的公共转移支付由家庭和个人得到的公共转移支付两部分组成。其中对家庭的公共转移支付包括低保、退耕还林补助、农业补助、五保户补助、特困户补助、工伤人员亲属补助、重大灾难补助、给家庭的其他补助。对个人的公共转移支付包括失业补助、无保障老人补助、工伤补助、独生子女老年补助、医疗救助、给个人的其他补助。

② 由于两次调查中私人转移支付的口径不可比问题,如2008年调查中的私人转移支付主要是家庭内或家庭代际间的私人转移支付,2012年的调查中则是朋友、亲戚等家庭间的私人或不在同一家庭内的代际间私人转移支付,因此本文的家庭收入中没有包含私人转移支付。

③ 1美元购买力平价=4.32元。

④ 篇幅所限,本文略去了固定效应的回归结果。

地理资本等变量。

$$\Delta A_i = \beta_1 A_{i-1} + \beta_2 A_{i-1}^2 + \beta_3 A_{i-1}^3 + \beta_4 A_{i-1}^4 + \beta_5 H_{i-1} + \beta_6 V_{i-1} + \varepsilon_i \quad (4)$$

式(4)中,资产变动 ΔA 是期初资产的多项式展开(四阶)、期初家庭特征变量 H 及期初社区(村)特征变量 V 的函数。虽然式(3)中的非参数技术能较好地估计资产动态变化中的非线性关联,但其并未控制其他协变量,为此本文采用半参数技术对其进行补充,这里的半参数方法使用 Naschold (2012)提出的惩罚样条回归技术。

$$A_{it} = \alpha + f(A_{i,t-1}) + \beta H_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (5)$$

为了分析冲击对资产变动的影响,本文以户主或其配偶在 2011 年住过医院代表冲击因素^①,并纳入社区工作环境、社会资本和金融市场环境这些中和因素变量,即:

$$\Delta A_i = \beta_1 A_{i-1} + \beta_2 A_{i-1}^2 + \beta_3 A_{i-1}^3 + \beta_4 A_{i-1}^4 + \beta_5 H_{i-1} + \beta_6 V_{i-1} + \beta_7 S(A_{i-1}, M_i, W, L) + \varepsilon_i \quad (6)$$

式(6)也采用半参数回归形式,其中, S 代表冲击, M 代表社会资本, W 代表社区工作环境, L 代表从金融机构获得贷款的难易程度。

三、实证分析

(一) 描述性分析

表 1 给出了变量的均值,从中可以看出,在资产指数构成中,2012 年的土地面积、房产价值、耐用消费品价值均高于 2008 年;由于调查对象是 45 岁以上人群且本文采用追踪数据,受教育程度、健康状况和家庭中 18 岁以下人数随着时间推移呈现下降趋势,家庭中 60 岁以上人数呈现上升态势;随着互联网的发展,农村中家中装电话的比例下降;家庭做饭用非清洁能源的比重下降,使用管道天然气或煤气、电等清洁能源的比例大幅上升;以行政职务代表的社会资本、家庭成员中从事个体私营者等变量变化不大。此外,2012 年的家庭人均收入为 8 628 元,比 2008 年的 7 259 元提高了约 1 370 元,增长幅度为 18.86%,这从另一个侧面反映了该时期调查地区的经济增长情况。

2008~2012 年的收入分布显示,收入分位之间发生了较大的流动(见表 2)。2008 年最贫困的第一收入分位中 6%的家庭在 2012 年流动到最富裕的第五收入分位中。当然,也有 7%的家庭发生了反方向的流动,这些家庭从 2008 年最富裕组流动到 2012 年的最贫困组。

本文基于收入、资产指数对结构性贫困和随机性贫困区分的标准是:如果家庭的收入和资产均低于贫困线则为结构性贫困,而随机性贫困则指资产超过了贫困线,但收入低于贫困线。根据面板数据把随机转移分为三类,随机贫困、随机向下流动、随机向上流动,随机贫困指两期的收入均在贫困线以下,而两期的资产均在贫困线以上;随机向上流动指家庭收入

① 由于资料所限,即使选择 2011 年家庭有住院者作为负向冲击的代理指标,仍会存在一些内生性问题,但并不影响贫困陷阱是否存在的结论。当然,由于缺乏工具变量或更具有外生性质的负向冲击代理变量,这构成了本文的不足之一。

表 1 变量均值描述

变 量	均值		变 量	均值	
	2008 年	2012 年		2008 年	2012 年
资产指数构成			沼气	0.007	0.005
土地面积(亩)	6.16	6.70	液化石油气	0.22	0.18
房产价值对数	9.90	10.22	电	0.05	0.15
耐用消费品价值对数	7.04	7.74	其他	0.01	0.002
生产性资产价值对数	2.48	2.41	家庭特征		
家庭成员中			家庭规模	3.35	3.25
有个体私营者	0.09	0.10	户主年龄	59.76	63.58
有担任行政职务者(乡村干部)	0.01	0.01	户主或配偶出生地为本村	0.82	0.78
有自评健康为差者	0.22	0.27	户主为男性	0.55	0.54
工作人数	3.48	3.49	社区特征		
60 岁以上人数	0.73	0.93	主要地形为山地	0.26	
18 岁以下人数	0.77	0.49	道路类型为土路	0.27	
户主受教育程度			到最近的公交车站距离(公里)	2.82	
初中	0.16	0.10	便利店个数	11.00	
高中以上	0.18	0.06	有下水道系统	0.29	
有自来水	0.70	0.78	人均纯收入(元)	8306.68	
有管道煤气或天然气	0.07	0.04	容易获得贷款(难获得为 0)	0.37	
有供暖设施	0.01	0.02	冲击		
装有电话	0.66	0.48	2011 年有住院者		0.16
可以宽带上网	0.07	0.20	家庭人均收入		
做饭用的主要燃料			2008 年	7259.03	
煤炭、蜂窝煤	0.14	0.12	2012 年		8628.32
管道天然气或煤气	0.07	0.11			

从贫困线以下移动到了贫困线以上,但其资产缺乏,不足以产生摆脱贫困的收入;随机向下流动是指家庭收入落入贫困线以下,但家庭拥有的资产足以使其在两期成为非贫困家庭。

表 2 收入分位流动矩阵

2008 年收入分位	2012 年收入分位					
	第一	第二	第三	第四	第五	合计
第一	33.77	26.84	20.78	12.12	6.49	100
第二	30.87	30.43	21.30	12.17	5.22	100
第三	15.95	23.71	30.60	20.69	9.05	100
第四	12.66	13.97	20.09	30.13	23.14	100
第五	6.96	4.78	7.83	24.35	56.09	100
合计	20.05	19.97	20.14	19.88	19.97	100

不考虑随机因素影响的结构性转移的划分与此相似。

表 3 的结构性贫困和随机性贫困分析显示,在脱贫的家庭中,只有 5%是由于新资产的积累或现存资产收益增加这种结构性流动引起的,其余 95%的家庭属于随机性流动,该结

表 3 贫困转移矩阵

2008 年	2012 年	
	贫困	非贫困
贫困	19.88% 其中:1%为结构性贫困 99%为随机性贫困	20.14% 其中:5%为结构性流动 95%为随机性流动
非贫困	12.33% 其中:2%为结构性流动 98%为随机性流动	47.66% 其中:93%为结构性非贫困 7%为随机性非贫困

果与 Radeny 等(2012)研究结论有相同之处,即向上流动更多是由于预期收入回报水平而非成功的资产积累;在陷入贫困的家庭中,只有 2%的家庭是由于资产减少或现存资产收益下降这种结构性流动引致,而 98%的家庭经历了随机性流动;比较结构性流动

可以发现,通过资产积累脱贫的家庭比例高于因资产减少而滑入贫困的家庭比例。在两期均为贫困的家庭中,只有 1%的家庭属于结构性贫困,99%的家庭是随机性贫困。

表 4 给出了结构性贫困的分组情况,分为结构性贫困、向下流动、向上流动和结构性非贫困 4 组。从表 4 中可以看出,结构性贫困家庭特征为老年人数量较多、从事个体和私营活动强度很弱(比例为 0)、家庭中没有成员担任行政职务(乡村干部)、受教育程度普遍较低、遭受冲击的比例最高。与此相对应,结构性非贫困家庭则表现出家庭规模小、家庭主要受访者(或称户主)年纪较轻、家庭老年人数量较少、从事个体和私营活动的比例较高、社会资本较多、受教育程度较高。从社区环境看,结构性非贫困为山区的家庭比例小于向上流动、向下流动和结构性贫困的家庭比例;结构性非贫困家庭道路类型为土路的比例是最低的;结构性非贫困家庭离最近的公交车站的距离最短、便利店数量最多、社区有下水道比例最高、社区工作机会(村人均收入)最高。

(二) 贫困陷阱

资产贫困陷阱可以通过图 1 来说明。如果资产分布均呈现边际收益递减(虚线所示),期初资产贫困的家庭增长速度更快,这将会产生单一的稳态均衡点 A_c 。而当资产边际收益

表 4 结构性贫困的关联

变 量	贫困	向下 流动	向上 流动	非贫困	变 量	贫困	向下 流动	向上 流动	非贫困
家庭规模	5.33	3.50	5.50	3.26	高中以上	0	0	0.06	0.24
户主年龄	66.70	70.75	63.10	56.60	户主自评健康为差	0	0.50	0.06	0.18
家庭工作人数	5.00	3.25	2.69	3.18	山地	0.67	0.25	0.81	0.21
60 岁以上人数	1.33	1.50	1.19	0.53	土路	0.33	0.25	0.69	0.18
18 岁以下人数	3.00	0.50	3.31	0.58	到最近公交车站距离(公里)	5.67	9.25	5.76	1.80
户主为男性	0.67	0.50	0.38	0.56	便利店个数	7.67	8.25	6.88	11.30
出生地为本村	0.33	0.75	0.56	0.65	有下水道	0	0.25	0.13	0.45
家庭中个体私营者	0	0	0	0.15	人均纯收入(元)	2117	4949	1166	6019
担任行政职务者	0	0	0	0.02	2011 年家庭有住院者	0.33	0	0.19	0.13
初中	0	0.25	0.13	0.18					

局部递增时,可能会存在两个(或多个)稳态均衡点。如实线部分表示的资产递归曲线与等值线相交点有 3 个, A_c 和 A_p 为稳态均衡点, A_m 点为非稳态点,是资产积累的分叉点即门限点(Zimmerman 等,2003)。如果资产在门限点以上,家庭可通过有利的投资活动来积累资产达到较高水平的稳态均衡点 A_c ,最终摆脱贫困。资产在门限点以下的家庭会减少资产积累趋向于一个较低水平的稳态均衡点 A_p ,落入贫困陷阱中。

中国农村家庭 2008 年的资产指数范围在 $-3.58 \sim 14.83$ 个贫困线单位,2012 年的资产指数范围为 $-1.09 \sim 14.06$ 个贫困线单位,用非参数技术估计的 2008 年和 2012 年资产指数之间的关联如图 2 所示。

对比图 1 和图 2 可以发现,动态资产路径曲线与等值线只相交于一点,该稳态均衡点大约为 5.5 个贫困线单位,即相当于年人均收入 8 672 元的位置,在此均衡点以上的家庭向下收敛于此点,在此均衡点以下的家庭将最终提高其福利水平达到该均衡点^①。如果以每天 1.25 美元、2 美元、2.5 美元作为贫困线标准,资产递归

曲线与等值线也分别只相交于一点,贫困线单位大约在 4.4、2.7、2.2 左右,这说明贫困线确定对本文结果的影响微弱。家庭资产积累过程没有表现出 S 形,即没有显示出基于多重均衡的贫困陷阱存在,相反,资产积累收敛于一个稳态均衡点,其原因可能在于,近年来,随着农村经济发展和政府对农村养老、医疗等民生财政投入的增加,农村家庭的资产或采用增加现存资产回报、或采用新生计资产等活动而得以蓄积,资产积累曲线更多地表现出

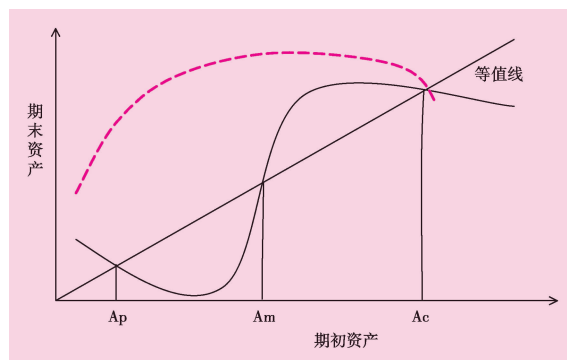


图 1 动态资产示意图

注:资料来源于 Adato 等,2006。等值线表示期初资产等于期末资产。

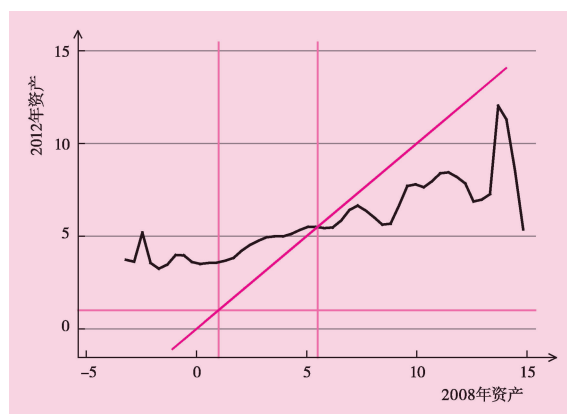


图 2 非参数估计的资产递归

注:过 2008、2012 年资产指数均为 1 交叉点的线为等值线,使用 Epanechnikov-kernel 加权的局部多项式方法。

^① 我们对该结论进行了多方法的稳健性检验,比如主成分分析、面板数据随机效应、以每天 1.25 美元、2 美元、2.5 美元作为贫困线标准、去除家庭人均收入低于第一百百分位数和高于第九十九百分位数、去除家庭人均收入为负的 96 户家庭、非参数的 LOWESS 和惩罚样条回归等方法,资产递归曲线形状基本相同,均衡点也基本相同。

如图 1 虚线所示的形态。尽管如此,凹性的农村家庭资产积累曲线的斜率与等值线接近都说明处于稳态均衡点以下的家庭其资产积累速度较低,达到均衡点的时间可能比较漫长,脱贫仍需要公共政策的干预。当然,单一的均衡点也暗示那些在贫困线以上的家庭可能由于随机因素较好所致,比如好运气、有利的市场价格等,其生计资产并不是建立在可持续资产基础上,这些家庭的资产将向下收敛直至达到稳态均衡点。

前述贫困陷阱分析是针对整个样本而言的动态资产积累路径分析,下面再考察不同组别的条件收敛情况,表 5 给出了非参数回归各组别资产差异状况。

随着受教育程度的提高,均衡点的位置也在上升,小学毕业以下、初中、高中以上均衡点分别为 5.17、5.49、5.63(尽管各教育程度之间的置信区间有重叠)。户主或配偶出生地为本村的资产均衡点高于出生地为非本村,这两组的置信区间有交叉,家庭有担任行政职务者的均衡点为 6.8,而家庭没有担任行政职务者的均衡点为 5.29,有无行政职务这两组的置信区间没有任何交叉,上述这些现象说明亲缘、声誉或较为宽泛的社会网络所代表的社会资本对农村家庭资产积累有积极的影响。户主为男性家庭的资产均衡点高于女性,户主性别之间的置信区间有重合。家庭有成员住院的均衡点为 5.18,该值小于家庭无成员住院的均衡点。另外,家庭有无成员住院两组的置信区间有交叉,这可能是由于两组都各有一些减少冲击的缓冲工具引致。当然,这里的分组讨论没有控制其他协变量。

表 6 模型 1 给出了影响 2008~2012 年资产增长因素的参数估计,家庭初始资产对资产增长的影响为负,且在 1%的水平上显著,即富裕家庭积累资产的增长速度小于贫困家庭积累资产的增长速度,此外,初期资产的二次方、三次方和四次方项均未表现出统计显著,这意味

资产积累过程更多具有线性特征,没有表现出 S 形,这也从另一个侧面佐证了所有家庭的资产收敛于单一均衡点的结论。

大家庭的资产增长速度变低,这可能是由于大家庭中一般 60 岁以上和 18 岁以下人数较多,影响资产的积累。生命周期效应以户主的年龄及年龄二次方来衡量,这两个变量都在 1%的水平上显著,随着户主年龄增长,资产增长速度将会降低。当户主年龄为 65 岁时,资产变动将为 0 值,这可能是农村老人在一定年龄后遗留资产给子女的动机增强所致,也可能与中国当前农村社会养老服务体系不发达有关,传统的养儿防老观念会使农村老年人在一定年龄后用资产换取子女对自己的

表 5 非参数回归各组别资产差异

变 量	均值	95%置信区间	
		下界	上界
受教育程度			
小学毕业以下	5.17	5.0	5.3
初中	5.49	5.3	5.6
高中以上	5.63	5.5	5.8
家庭主要受访者或配偶			
出生地为本村	5.33	5.2	5.5
出生地为外地	5.29	5.1	5.4
家庭中有担任行政职务者	6.80	6.5	7.0
家庭中无担任行政职务者	5.29	5.1	5.4
家庭主要受访者			
男性	5.37	5.2	5.6
女性	5.23	5.1	5.4
家庭有成员住院	5.18	5.0	5.3
家庭无成员住院	5.34	5.2	5.6

养老服务。家庭成员中有从事个体私营者的资产增长速度降低,但统计上不显著,这类家庭可能更具有减少资产持有而增加经营投入的特征。社会资本对资产增长的影响虽然为正向,同样没有表现出统计显著。另外,地理资本的多寡会影响资产的增长,比如,到最近公交

表 6 资产变动参数回归

变 量	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
初期资产	-0.91***	-6.82	-0.92***	-6.90	-0.86***	-6.28
初期资产二次方	0.004	0.09	0.008	0.18	-0.00	-0.06
初期资产三次方	0.002	0.36	0.002	0.27	0.003	0.44
初期资产四次方	-0.00	-0.54	-0.00	-0.50	-0.00	-0.58
家庭规模	-0.11**	-2.56	-0.11**	-2.50	-0.11**	-2.55
户主年龄	-0.39***	-5.13	-0.39***	-5.10	-0.39***	-5.15
户主年龄二次方	0.003***	4.49	0.003***	4.50	0.003***	4.52
家庭成员中有个体私营者	-0.07	-0.22	-0.03	-0.10	-0.02	-0.07
有担任行政职务者	0.671	1.05	0.754	1.18	0.737	0.92
出生地为本村	0.094	0.69	0.097	0.71	0.082	0.60
山地	-0.19	-0.90	-0.18	-0.80	-0.15	-0.70
土路	0.238	1.11	0.239	1.12	0.227	1.06
离公交站路程	-0.03**	-2.41	-0.03**	-2.40	-0.03**	-2.20
便利店个数	0.006	1.63	0.006	1.64	0.006	1.54
有下水道	0.229	1.27	0.223	1.23	0.237	1.31
村人均纯收入	7E-05**	2.25	7E-05**	2.22	6E-05**	2.02
户主为男性	0.184	1.42	0.182	1.40	0.196	1.50
容易获得贷款	-0.07	-0.51	-0.07	-0.50	-0.19	-1.29
家中有住院者			-0.25	-1.50	-0.44	-1.13
家中有住院者×2008 年资产					-0.08	-1.16
家中有住院者×有担任行政职务者					0.399	0.32
家中有住院者×人均收入					7E-05	1.19
家中有住院者×容易获得贷款					0.764**	2.17
常数项	17.46***	7.46	17.53***	7.49	17.52***	7.48

注:**、*** 分别表示在 5%、1%水平上显著。

车站的距离每增加 1 单位,资产的增长速度会下降 3%,这与 Jalan 等(2002)、Mulubrhan 等(2013)、Emilie(2009)和 Jalan 等(2002)的研究结论吻合。生活在山区的农村家庭资产增长的速度较低,这可能说明平原地区的农业自然条件优于山区(尽管统计不显著),村里有下水道系统的家庭资产增长速度较高。地理资本、基础设施对农村家庭的市场可及性和交易成本产生影响,特定的地理资本可能会提升农村家庭资本禀赋的生产率并为其脱贫提供通道,远离交易市场、不完善的基础设施将导致交易成本上升并制约农产品流通,较优的地理资本和完善的基础设施对农村家庭资产增长有正向推动。村人均纯收入使家庭资产增长速度加快,这可能是由于农村社区中存在的“熟人”关系,更易促成产业模仿、行为模仿,这种“渲染”效应增加了社区工作机会,进而带动了社区每个家庭资产的增长。从金融机构获得贷款容易与否对资产的增长作用不显著,这可能是由于可获得的贷款额度有限,也可能反

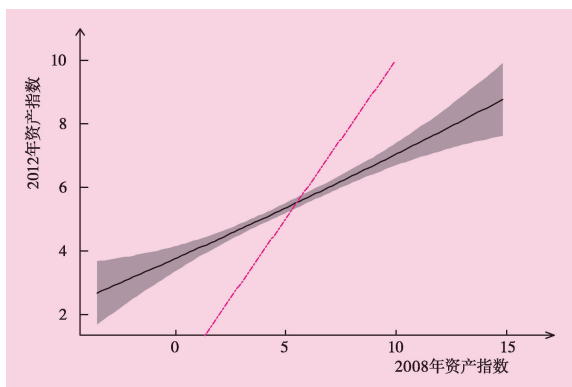


图3 收入视角下半参数估计的资产递归

注:灰色的阴影表示95%的置信区间。

线单位左右,半参数估计的资产递归图形与非参数估计的资产递归图形(见图2)形状基本相同。值得指出的是,在半参数回归中,相对于基础组的户主(家庭主要受访者)受教育程度为小学毕业而言,初中、高中以上这些变量均显著为正(初中组显著性水平为5%,高中组为1%),这可能反映了拥有较高教育程度的户主可能更易采取高回报的策略,受教育程度变量的表现与非参数回归各组别资产差异分析中的结论相同。

(三) 冲击的影响

利用式(6)进行的参数和半参数回归结果基本相同,这里只讨论参数回归结果(见表6模型2)。健康冲击对资产积累有负向影响(尽管统计不显著),在其他变量不变的条件下,健康冲击出现时会使家庭资产下降25%,这种冲击对一些农村家庭福利的影响很大,大病冲击来临时,一些家庭可能会变卖资产来平滑消费。把社会资本、社区工作机会和金融市场环境这些变量与冲击相结合时的结果表明,金融市场环境、社区工作机会和社会资本对冲击起到了一定的缓冲作用(见表6模型3)。

使用冲击变量和金融市场环境变量相乘表示在贷款容易和贷款难条件下的冲击对农村家庭资产增长的影响,表6模型3的回归结果显示,在面临冲击时,贷款较为容易、贷款难的家庭资产增长效应分别为0.324和-0.44,且在5%水平上显著,不完全的金融市场不仅会导致农村家庭采取低风险和较低效的生产活动,而且可能会限制家庭人力资本投资或远期收入流产生的机会,这会对家庭的远期福利产生不良影响并与农村脱贫政策相悖。在不完全的金融市场条件下,当巨大的负向冲击来临时,农村一些家庭可能会减少自己的资产来平滑消费。比如,采取减少预防性储蓄的策略(减少牲畜持有),或采取减少人力资本投资强度的策略,这种策略的代价比较高昂,会给家庭资产的长期蓄积带来负面影响。

使用冲击变量和家庭中是否有担任行政职务者(乡村干部)相乘表示在有无社会资本条件下的冲击对农村家庭资产增长的影响,在面临冲击时,拥有社会资本和没有社会资本的家庭资产增长效应分别为-0.041和-0.44,社会资本减缓了资产下降的幅度,这再次说明

映了在没有负向冲击或没有较重大的事件(决策)出现时,即使贷款环境宽松,农民的资金需求一般也不求助于金融机构,而是倾向于寻求亲朋好友这种私人转移支付的帮助。

图3显示的半参数分析进一步强化了上述利用非参数和参数分析的结论。在此半参数回归方程中,性别、受教育程度、出生地等信息以线性方式纳入。从图3可以看出,动态资产路径曲线与等值线只相交于一点,该稳态均衡点在5个贫困

社会资本在农村家庭资产积累中扮演着较为重要的角色。使用冲击变量和社区工作机会相乘,在冲击存在的情况下,工作机会较多的社区家庭资产比工作机会少的社区家庭资产增长速度高,这可能是由于工作机会较高的社区自身存在较长的产业链条能给村民提供一些较高收入的岗位,村集体经济的发展为农村居民的资产积累提供了正向激励,但该变量只是接近于统计显著。其他诸如初始资产、家庭规模、生命周期效应等变量的方向及显著性均无变化。

(四) 消费视角下对贫困陷阱的再考察

前述分析都是基于收入视角下的研究,即通过收入来构造生计资产指数进而分析贫困陷阱。如果基于家庭消费来构造生计资产指数,贫困陷阱的分析会得到何种结论?文章仍以 1 152 个农村家庭的平衡面板数据为基础,以家庭人均消费^①除以每天 1 美元贫困线作为生计指数。生计回归函数中自变量即资产构成指数与收入视角下相同,Hausman 检验结果支持随机效应(RE)模型,在回归估计中对生产指数有显著正向影响的变量主要为受教育程度、房产价值、宽带上网、做饭的主要燃料(相对于秸秆、柴火基础组而言,液化石油气组和用电这些清洁燃料组显著为正)等变量,有显著负向影响的变量主要是家庭中 60 岁以上人数、家庭中 18 岁以下人数这类人口结构变量。回归拟合后的期初资产指数范围为 -2.89~11.67 个贫困线单位,期末资产指数范围为 -1.71~11.58 个贫困线单位,基于 Epanechnikov kernel 加权的局部多项式方法非参数技术估计的图形如图 4 的左半部分所示。

从图 4 左半部分非参数回归中可以看出,农村家庭资产收敛于一个稳态均衡点,动态资产路径曲线与等值线也只相交于一点,该稳态均衡点大约在 5.3 个贫困线单位左右。在半参数回归方程中性别、受教育程度、出生地等信息以线性方式纳入,得到图 4 右半部分的资产递归图形,半参数回归显示动态资产路径曲线与等值线也相交于一点,该稳态均衡点

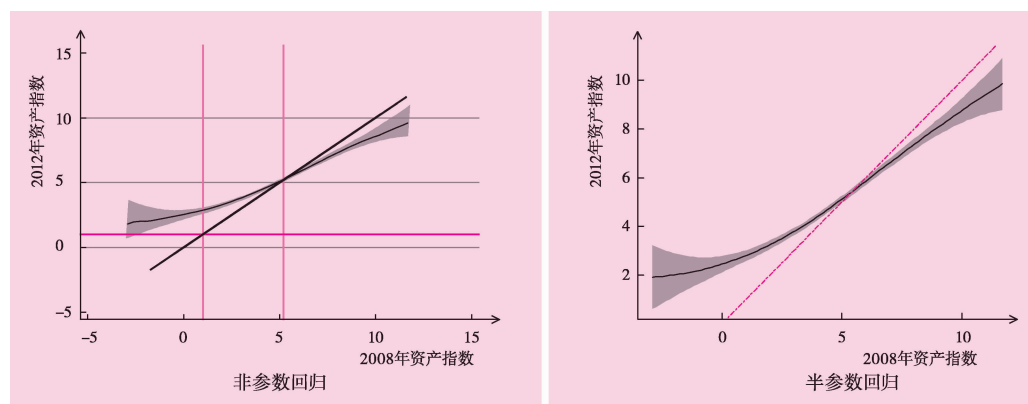


图 4 消费视角下非参数和半参数回归的资产递归

① 考虑到购买汽车、家电等耐用消费品的支出年度波动性较大,稳定性差,这里的消费额没有包含购买汽车、家电等耐用消费品的支出。另外,消费支出中含有自产自用农产品价值。

大约在 5.5 个贫困线单位左右。2012 年仍有一成多的家庭处于每天 1 美元的贫困线以下,动态资产路径曲线的斜率与等值线斜率差异并不是太大,这些家庭资产积累速度较低,达到均衡点的时间可能比较漫长。资产变动的参数和半参数回归方程显示,家庭初始资产对资产增长的影响为负,且在 1% 的统计水平上显著。此外,初期资产的二次方、三次方和四次方项均未表现出统计显著性,资产积累过程没有表现出 S 形。上述这些分析都表明调查地农村不存在贫困陷阱。以户主年龄、年龄平方衡量的生命周期效应依然在 1% 的统计水平上显著,其对资产积累的影响也是先减少尔后停止减少,地理资本(如地形、到最近公交车站距离、便利店数量)、社区工作机会仍显著地影响着资产积累,以家庭中有担任行政职务者(乡村干部)代表的社会资本对资产积累有正向影响(5% 水平上显著)。当负向冲击来临时,完善的金融市场环境、较好的社区工作机会及社会资本对资产积累下降起到了抑制作用。总之,消费视角下贫困陷阱的分析结论与前述基于收入视角下的结论基本相同。

四、结 语

本研究结果显示,通过资产积累脱离贫困的家庭比例高于因资产减少而滑入贫困的家庭比例,在两期均为贫困的家庭中,只有 1% 的家庭属于结构性贫困(收入和资产均低于贫困线),99% 的家庭是随机性贫困(资产超过贫困线,但收入低于贫困线);利用收入及消费构造的加权生计资产指数都表明中国农村并不存在多重均衡的贫困陷阱,农村家庭资产积累曲线呈现出凹性,收敛于一个稳态均衡点,该点数值大约为贫困线(每天 1 美元)的 5 倍左右;家庭特征、地理资本等变量对家庭资产变动有显著影响;当负向冲击来临时,社区工作机会及社会资本吸收了一些负向冲击效应,可及性金融市场减缓资产积累下降速度的作用尤为明显。

调查地农村家庭的资产积累曲线没有呈现出 S 形,没有证据支持农村存在着贫困陷阱,但这并不说明不需要反贫困的政策干预。因为农村仍有一些家庭处于贫困线以下;凹性的农村家庭资产积累曲线说明处于均衡点以下的家庭其资产积累速度较低,达到均衡点的时间可能比较漫长,福利增进措施可能涉及提高既有资产收益这样的结构性变动或增加新的生计资产策略的可及性。当然,发展普惠金融并健全农村金融市场环境、推进农村基础设施建设及增加农村社区工作机会也是题中应有之意。

由于资料所限,本文考察的面板数据时限不长,没有找到证据支持基于资产的贫困陷阱存在的机制,但这并不排除存在引致贫困陷阱的其他机制,如歧视、社会排斥,这些机制可能会严重影响资产积累和资产回报。负向冲击是暂时把家庭推入贫困还是使其长久地陷入贫困陷阱中,这也需要更长时间的资料来推断。

参考文献:

1. Adato, M., Carter, M.R., May, J. (2006), Exploring Poverty Traps and Social Exclusion in South Africa Using Qualitative and Quantitative Data. *Journal of Development Studies*. 42(2):226-247.

2. Amare, M., Hohfeld, L., Jitsuchon, S., Waibel, H. (2012), Rural Urban Migration and Employment Quality: A Case Study from Thailand. *Asian Development Review*. 29(1):57-79.
3. Azariadis, C., Stachurski, J. (2004), Poverty Traps. In P. Aghion and S. Durlauf (Eds.), *Handbook of Economic Growth*. Elsevier.
4. Barrett, C.B., Marenja, P.P., McPeak, J., Minten, B., Murithi, F., Oluoch-Kosura, W., Place, F., Randrianarisoa, J.C., Rasambainarivo, J., Wangila, J. (2006), Welfare Dynamics in Rural Kenya and Madagascar. *The Journal of Development Studies*. 42:248-277.
5. Barrett, C.B. (2007), Poverty Traps and Resource Dynamics in Smallholder Agrarian Systems. Working Paper.
6. Bezu, S., Barrett, C.B., Holden, S.T. (2012), Does the Nonfarm Economy Offer Pathways for Upward Mobility? Evidence from a Panel Data Study in Ethiopia. *World Development*. 40(8):1634-1646.
7. Carter, M., Barrett, C. (2006), The Economics of Poverty Traps and Persistent Poverty: An Asset-based Approach. *The Journal of Development Studies*. 42(2):178-199.
8. Carter, M.R., Lybbert, T.J. (2012), Consumption Versus Asset Smoothing: Testing the Implications of Poverty Trap Theory in Burkina Faso. *Journal of Development Economics*. 99(2):255-264.
9. Dasgupta, P. (1997), Nutritional Status, the Capacity for Work, and Poverty Traps. *Journal of Econometrics*. 77(1):5-37.
10. Dercon, S. (2002), Income Risk, Coping Strategies, and Safety Nets. *World Bank Research Observer*. 17(2):141-166.
11. Emerson, P., Souza, A. (2003), Is There a Child Labor Trap? Intergenerational Persistence of Child Labor in Brazil. *Economic Development and Cultural Change*. 51(2):375-398.
12. Hoddinott, J. (2006), Shocks and Their Consequences across and within Households in Rural Zimbabwe. *Journal of Development Studies*. 42(2):301-321.
13. Jalan, J., Ravallion, M. (2002), Geographic Poverty Traps? A Micro Model of Consumption Growth in Rural China. *Journal of Applied Econometrics*. 17:329-346.
14. Kemper, N., Klump, R., Menkhoff, L., Rungruxsirivorn, O. (2013), Financial Shock-coping in Rural Thailand and Vietnam. In *Vulnerability to Poverty—Theory, Measurement, and Determinants*, ed. S. Klasen and H. Waibel, eds, Palgrave Macmillan.
15. Lybbert, T.J., Barrett, C.B., Desta, S., Layne Coppock, D. (2004), Stochastic Wealth Dynamics and Risk Management Among a Poor Population. *The Economic Journal*. 114:750-777.
16. Mulubrhan Amare, Herman Waibel (2013), Geographic Capital, Shocks and Asset Poverty Traps in Rural Vietnam. Working Paper.
17. Naschold, F. (2009), Microeconomic Determinants of Income Inequality in Rural Pakistan. *Journal of Development Studies*. 45(5):746-768.
18. Naschold, F. (2012), The Poor Stay Poor Household Asset Poverty Traps in Rural Semi-Arid India. *World Development*. 40(12):2033-2043.
19. Quisumbing, A., Baulch, B. (2009), Assets and Poverty Traps in Rural Bangladesh. Working Paper.
20. Radeny, M., van den Berg, M., Schipper, R. (2012), Rural Poverty Dynamics in Kenya: Structural Declines and Stochastic Escapes. *World Development*. 40(8):1577-1593.
21. Zimmerman, F.J., Carter, M.R. (2003), Asset Smoothing, Consumption Smoothing and the Reproduction of Inequality under Risk and Subsistence Constraints. *Journal of Development Economics*. 71:233-260.

(责任编辑:朱 犁)