

中国农户贫困陷阱:争议与解答

——基于2004-2012年农村固定观察点数据的分析

袁航 吕梦敏 刘景景 毕怡琳*

摘要: 农户贫困陷阱理论对精准扶贫策略的设计具有重要参考价值,但是中国农户贫困陷阱是否存在具有一定的争议。基于农村固定观察点2004-2012年面板数据,使用截面非参数技术、截面半参数技术以及面板半参数技术实证检验农户贫困陷阱是否存在,进而回答上述争议。实证结果显示,农户的资产分布曲线不呈现多元动态均衡的形式,因此农户贫困陷阱假说得不到印证。除此之外,本文还分析了农户贫困陷阱不存在的原因。由于农户贫困陷阱假说得不到印证,为提高扶贫资金使用效率,有效帮助贫困农户摆脱贫困,不建议采用“一次性资产冲击扶贫”。

关键词: 贫困陷阱;资产指数;非参数技术;半参数技术;农村固定观察点数据

一、引言

2000年,在联合国千年首脑会议中,世界各国领导人提出了著名的“千年发展目标”。“千年发展目标”的首项目标即消灭极端贫困和饥饿。依照我国政府制定的贫困标准,1978年农村贫困人口约为2.5亿,占到当时农村总人口的30.7%。^①从1978年开始,我国扶贫开发工作先后经历了体制改革推动扶贫、大规模开发式扶贫、扶贫攻坚等多个阶段。伴随着经济持续增长,我国扶贫工作取得了引人注目的成果。1981-2010年,全球贫困人口减少了7.23亿,94.2%的贡献来自中国的减贫成就。^②虽然贫困人口已经显著减少,但是当前我国脱贫攻坚形势依然严峻。因此,《中共中央国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》明确指出,“到2020年,确保我国现行标准下农村贫困人口实现脱贫,贫困县全部摘帽,解决区域性整体贫困”。

*袁航,中国人民大学农业与农村发展学院,邮政编码:100872,电子信箱:693110994@qq.com;吕梦敏,中国人民大学农业与农村发展学院,邮政编码:100872,电子信箱:lvmengminacca2014@163.com;刘景景,农业部农村经济研究中心,邮政编码:100810,电子信箱:liujingjing1122@163.com;毕怡琳,中国人民大学农业与农村发展学院,邮政编码:100872,电子信箱:295752778@qq.com。

本文获得国家自然科学基金面上项目“我国政府粮食储备的规模优化与政策评价——基于理性预期假设的模型构建、水平测算与福利估计”(项目编号:71673289)、中国人民大学2016年度拔尖创新人才培养资助计划资助。本文是第三届中国经济增长与发展博士论坛优秀论文,作者感谢现场点评嘉宾提出的富有建设性的修改意见,当然文责自负。

①资料来源:http://www.fmprc.gov.cn/web/ziliao_674904/zt_674979/ywzt_675099/wzwt_675579/2296_675789/t10544.shtml。

②资料来源:<http://www.chinanews.com/gn/2015/12-14/7670612.shtml>。

为确保贫困农户 2020 年实现整体性脱贫,并且达成从“输血型扶贫”向“造血型扶贫”转型,一些地区针对贫困农户自我发展能力薄弱的特点,实施“一次性资产冲击扶贫”。“一次性资产冲击扶贫”是一系列扶贫措施的总称,其中最为典型的是“小母羊经济”,同时也称为“扶贫羊”。“扶贫羊”方案希望能够通过一次性的资产外生冲击(免费给予贫困农户一定数量的母羊),确保贫困农户形成资产长期持续增长的内生动力,从而达到资产的高水平均衡,最终实现自主脱贫。“一次性资产冲击扶贫”方案基于微观“贫困陷阱”理论制定,那么究竟什么是“贫困陷阱”?不同于将贫困归因于地理环境等客观外在特征差异,即宿命论观点(叶初升等,2012),微观“贫困陷阱”(也可以称之为农户贫困陷阱)的定义为贫困状态的个体或家庭因为人力、物质或者社会资本等资本缺乏而导致的长期陷入贫困、无法逃脱的恶性循环现象(周力、郑旭媛,2014)。

除了定义之外,根据 Carter 和 Barrett (2006) 的基础理论,可以基于资产指数 A (以资产衡量是否贫困的指标),使用可视化的资产分布曲线图来对农户贫困陷阱进行清晰解释,以分析为什么一次性资产外生冲击可以帮助贫困农户摆脱贫困。如图 1 所示,纵轴为资产指数在第 t 期的值而横轴为资产指数滞后 α 期的值(在已有的实证文献中主要是基于滞后 1 期进行分析),对角的直线为 45 度线。

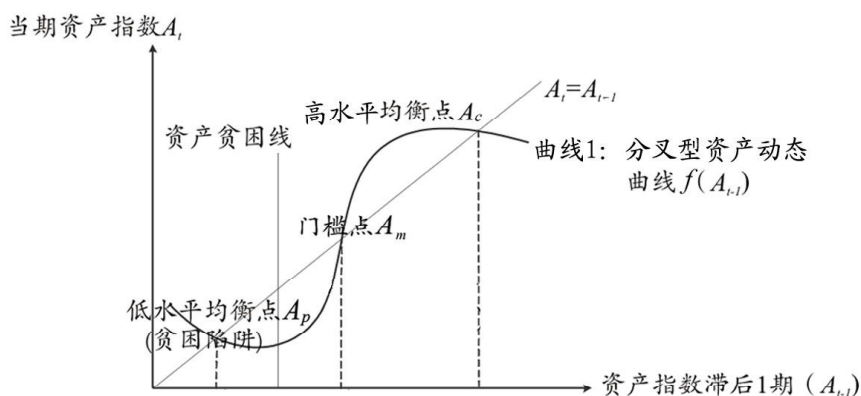


图 1 中国资产分布曲线

使用图 1 来解释说明农户贫困陷阱。如果资产分布曲线符合多元动态均衡特征,那么农户的资产分布曲线将对角线相交于三个点,即 A_p 、 A_m 、 A_c 。点 A_m 是非稳态均衡点,也被称为门槛点。资产指数高于门槛点 A_m 的农户将在长期收敛至高水平均衡点 A_c ,资产指数低于门槛点 A_m 的农户将在长期收敛至低水平均衡点 A_p 。如果低水平均衡点 A_p 低于资产贫困线且高水平均衡点 A_c 高于资产贫困线(如图 1 所示),那么可以认为资产指数小于门槛点 A_m 的农户在长期将陷入贫困陷阱。

如果农户的资产分布曲线符合贫困陷阱的特征(即农户贫困陷阱存在),根据精准扶贫的基本准则以及贫困农户的资产数量,适量给予贫困农户一次性的资产扶持,进而产生一种正向的外生冲击,使贫困农户的资产高于门槛点 A_m ,此后贫困农户将自主收敛至高水平均衡点 A_c ,进而最终实现脱贫,那么“一次性资产冲击扶贫”方案的效果就应该得到肯定。如果农户的资产分布曲线不符合农户贫困陷阱特征,就可以认为针对贫困农户,一次性的资产或者资金扶持难以帮助贫困农户摆脱贫困,“一次性资产冲击扶贫”方案的效果就值得进行反思。因此,要准确评估一次性的资产冲击扶持政策是否有效必须验证农户贫困陷阱是否存在,即验证农户的资产分布曲线是否符合多元动态均衡的特征。

目前越来越多的学者关注农户贫困陷阱,利用非洲、美洲、亚洲等国家的微观样本数据对其进行验证(Adato et al.,2006;Lybbert et al.,2004;Naschold,2012;Naschold,2009;Giesbert and Schindler,2012;Quisumbing and Baulch,2009;Liverpool-Tasie and Winter-Nelson,2011)。但是中国农户贫困陷阱的研究相对较少,研究结果也存在一定的争议。部分学者的研究结果显示存在农户贫困陷阱(You,2014),其余学者的结论则认为不存在农户贫困陷阱(解垚,2014;周力、孙杰,2016;周力、郑旭媛,2014)。以往的研究存在着样本代表性以及没有考虑个体效应的问题,并且认为不存在农户贫困陷阱的文献也没有分析不存在的原因。

因此本文做出如下延伸:(1)使用 2004-2012 年农业部农村固定观察点面板数据来实证检验“农户贫困陷阱”是否存在,农村固定观察点系统是最具代表性的大样本微观数据(程名望等,2014)。(2)本文不但使用常规的截面非参数以及截面半参数技术实证检验农户贫困陷阱,而且使用 Baltagi 和 Li(2011)提出的面板半参数技术实证检验农户贫困陷阱是否存在。(3)本文不仅检验农户贫困陷阱是否存在,还分析农户贫困陷阱是否存在的原因。

二、数据来源与贫困线确定

本文采用农业部农村经济研究中心农村固定观察点 2004-2012 年数据进行实证估计。农村固定观察点系统于 2003 年将问卷分为家庭以及社区两级,可以全面地体现出样本农户收入、消费、财产、家庭人口统计学特征等等多方面的信息,为本文的研究提供了较好的变量选取支撑。但是 2003 年的数据大面积缺失主要耐用品年末拥有量以及居住情况等方面的信息,所以本文并未将 2003 年的数据纳入分析。本文将 2004 年定为数据选取的起点。2012 年数据为最新数据,因此本文将 2012 年定为数据选取的终点。本文所用的面板数据为平衡面板数据,用于分析的样本总数为 54 711 个,即每年 6 079 个样本。

从表 1 可以看出,本文用于分析的样本在省际间分布比较广泛,涵盖了 21 个省份,中部、西部以及东部地区的省份都有涉及。样本量占比前三位的省份分别为安徽(12.01%)、吉林(10.02%)、黑龙江(9.24%)。样本量占比后三位的省份分别为贵州(0.38%)、江苏(0.58%)、海南(0.63%)。

表 1 样本的省际分布

省份	频率	省份	频率	省份	频率	省份	频率	省份	频率
北京	0.87%	河北	8.98%	山西	6.76%	贵州	0.38%	辽宁	9.11%
吉林	10.02%	黑龙江	9.24%	上海	0.76%	江苏	0.58%	浙江	3.11%
安徽	12.01%	福建	2.02%	江西	8.92%	山东	4.47%	河南	2.15%
湖北	7.42%	湖南	3.37%	广东	2.37%	广西	3.62%	海南	0.63%
四川	3.21%								

要进行后续的测算必须首先确定贫困线。2000 年以来,在我国的扶贫实践中,中国农村贫困标准有两条:一条是低收入标准,也可以称之为温饱标准;另外一条为绝对贫困标准,同时也称为生存标准或者极端贫困标准。2008 年起,低收入标准以及绝对贫困标准进行了合并,采用统一的标准。2004-2010 年的贫困线数据来源于历年《中国农村贫困监测报告》。2011 年的贫困线数据取自 2011 年中央扶贫开发工作会议相关材料。历年的贫困线都经过了 CPI 调整,统一调整至 2012 年价格水平。需要特别指出的是,由于 2012 年贫困线的官方

数据没有公布,因此 2012 年贫困线是在 2011 年贫困线的基础上通过 CPI 调整获得。具体情况见表 2。

表 2 贫困线确定以及 CPI 调整(元/年/人)

年份	低收入标准	CPI 调整	绝对贫困标准	CPI 调整
2004	924	1 204.7	668	870.9
2005	944	1 205.6	683	872.3
2006	958	1 205.0	693	871.7
2007	1 067	1 273.3	785	936.8
2008	1 067	1 196.2	1 067	1 196.2
2009	1 196	1 343.8	1 196	1 343.8
2010	1 274	1 381.8	1 274	1 381.8
2011	2 300	2 356.6	2 300	2 356.6
2012	2 356.6	2 356.6	2 356.6	2 356.6

三、农户贫困陷阱检验

(一) 资产指数测度

检验农户贫困陷阱首先要生成资产指数(asset index),资产指数是生计指数(livelihood index)的拟合值。根据 Adato 等(2006)的相关研究,生计指数定义如下:

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

式(1)中: l_{it} 是生计指数, y_{it} 是农户家庭人均纯收入, p_t 是某一年的贫困线(同样以人均纯收入计量)。基于低收入标准贫困线计算生计指数可以获得低收入生计指数(l_{it}^1)。基于绝对贫困标准贫困线计算生计指数可以获得绝对贫困生计指数(l_{it}^2)。获得生计指数之后,一般通过估计式(2)来获得资产指数。

$$l_{it} = \mu_i + \sum \theta_j M_{ijt} + \sum \delta_j M_{ijt}^2 + \sum \beta_k x_{ikt} + \sum \gamma_t T_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中: μ_i 是家庭异质性的截距项, M_{ijt} 是指农户*i*在*t*时期的第*j*项资产。为了捕捉可能存在的非线性关系,式(2)中还包括了 M_{ijt} 的平方项。农村固定观察点数据库提供了丰富的有关农户资产的相关信息,共涉及几十个指标。可以将几十个农户资产指标按照相近原则分为如下六类:生产性固定资产、房产、耕地、金融资产、社会资本、耐用品。 x_{ikt} 是指家庭人口统计学特征变量,包括劳动力平均年龄、户主性别、劳动力比例、劳动力数量、劳动力平均受教育年限、劳动力平均健康程度以及农业从业时间占比。 T_t 则是时间虚拟变量。采用双向固定效应模型估计式(2)^①,可以获得 l_{it} 的拟合值 $\tilde{l}_{it}$, $\tilde{l}_{it}$ 即资产指数 A_{it} 。资产指数 1(A_{it}^1)是低收入生计指数的拟合值,而资产指数 2(A_{it}^2)是绝对贫困生计指数的拟合值。

(二) 非参数与半参数技术

获得资产指数之后便可以进行相关检验来回答农户贫困陷阱是否存在,相关文献一般采用截面非参数以及截面半参数技术来进行检验。本文不仅使用传统的截面非参数以及半参数技术进行估计,并且还基于面板半参数估计技术进行检验。

1. 截面非参数技术

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

^①限于篇幅,本文没有将固定效应模型(FE)的估计结果列出,有兴趣的读者可以向作者索取。

本文首先建立式(3)的截面非参数模型形式。其中, A_{it} 是农户 i 在 t 时期的资产指数, A_{it-1} 是相应的一期滞后。然后分别采用核密度回归、局部多项式回归以及 Lowess 回归估计式(3)以期获得 A_{it} 与 A_{it-1} 之间的相关关系图(资产分布曲线图)。核密度回归、局部多项式回归以及 Lowess 回归同属于截面非参数技术,但是估计方式有所差异。

2. 截面半参数技术

截面半参数模型(局部线性模型)的具体形式如式(4)所示,截面半参数模型由参数部分与半参数部分两部分组成。

$$A_{it} = f(A_{it-1}) + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ikt} + \sum_{t=2}^T \gamma_t T_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中: x_{ikt} 是 K 个协变量即 K 个家庭人口统计学特征变量, ε_{it} 是随机扰动项。本文使用 Robinson(1988)提出的估计方法估计式(4)。

3. 面板半参数技术

本文建立的面板半参数模型(固定效应局部线性模型)形式如式(5),并且采用 Baltagi 和 Li(2011)提出的估计方法进行估计。

$$A_{it} = u_i + f(A_{it-1}) + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ikt} + \sum_{t=2}^T \gamma_t T_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(三) 估计结果

从图2至图5可以看出,核密度回归、局部多项式回归以及 Lowess 回归拟合出的资产分布曲线与对角线的交点非常接近,几乎重合。截面半参数技术与面板半参数技术拟合出的资产分布曲线与对角线的交点有所区别。虽然各种估计方法估计出的交点有所差别,但是都显示出只有一个资产稳态点即各种估计方法估计出的资产分布曲线与对角线只有一个交点,并且资产稳态点在静态资产贫困线的右侧。因此,农户的资产分布曲线不符合多元动态均衡的形式,农户贫困陷阱假说在农村固定观察点数据集中得不到印证。

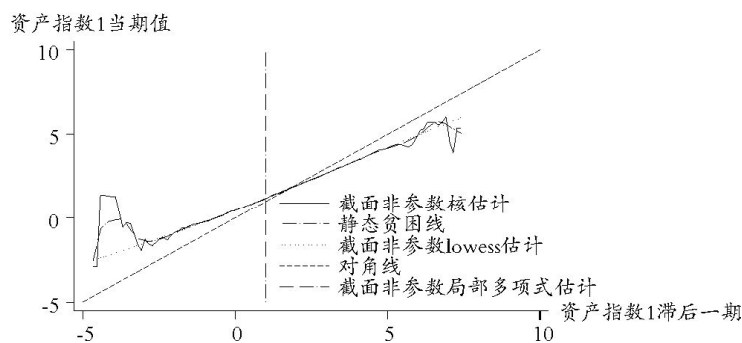


图2 资产指数1截面非参数估计图

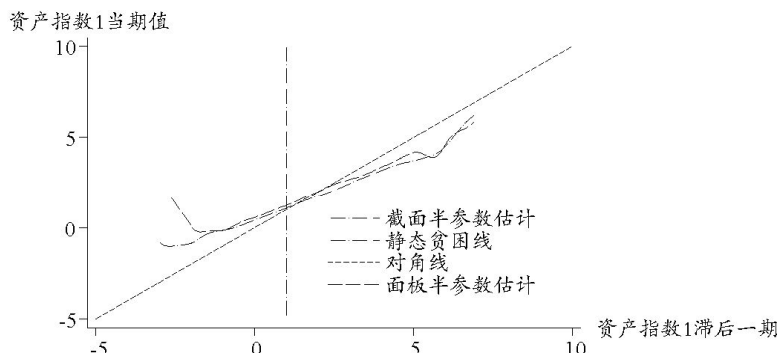


图3 资产指数1截面以及面板半参数估计图

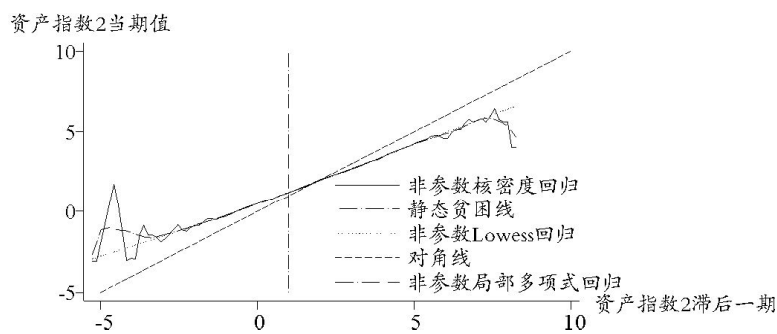


图4 资产指数2截面非参数估计图

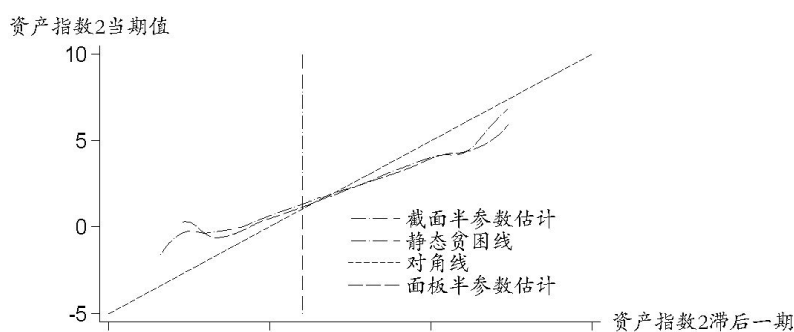


图5 资产指数2截面以及面板半参数估计图

四、农户贫困陷阱为什么不存在?

基于 Carter 和 Barrett(2006)的基础理论,农户贫困陷阱的产生需要两个基本条件:一是正规以及非正规风险分担机制无效,农户完全暴露于风险之下。二是富裕农户(资产指数高)采取高风险、高收益的农业经营模式而贫困农户(资产指数低)采取低风险、低收益的农业经营模式。

(一) 正规风险分担机制是否有效?

正规风险分担机制包括正规保险以及信贷。但是已有研究表明,由于农业生产风险高并且缺乏足够的抵押品,金融机构会对农户进行信贷配给,进而造成农户得不到贷款或者得到的贷款满足不了需求(Stiglitz and Weiss, 1981; 马九杰、吴本健, 2012)。除此之外,由于我国自然灾害频发,农业保险因此成为高风险险种,加之我国再保险市场发育不够健全,分保方式单一,所以农业保险带来的损失只能够由直接保险公司进行直接消化,进而导致直接保险公司预期收益低,因此保险公司不愿意为农户提供农业保险服务。综上所述,农户受到正规保险市场以及正规信贷市场的排斥而无法有效降低风险。

(二) 非正规风险分担机制是否有效?

非正规风险分担机制包括非正规借贷、转移与赠予等。Jalan 和 Ravallion(1999)利用中国农村家庭调查(CRHS)的数据实证分析了非正规风险分担机制是否有效。使用的 1 413 个样本农户分布在广东、广西、贵州和云南,时间跨度为 5 年,最终分析得出非正规风险分担机制无效的结论。You(2014)则利用中国健康营养调查(CHNS)1 446 个农户 1989-2006 年的数据进行实证分析,并且得到了与 Jalan 和 Ravallion(1999)相同的结论。

综上所述,由于被正规风险分担机制所排斥,并且非正规风险分担机制无法有效分散农户所面对的风险,所以可以认为我国农户完全暴露在风险之下。因此,农户贫困陷阱假说成立的第一个条件在我国是成立的。

(三) 是否富裕农户采取高风险、高收益的农业经营模式而贫困农户采取低风险、低收益的农业经营模式?

1. 农业经营模式检验

本文通过构造如下参数模型来回答上述问题:

$$V_{it} = \alpha + \delta LA_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ikt} + \sum_{j=1}^J \theta_j D_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中:本文参考 Dercon 和 Christiaensen(2008)的设定,使用化肥投入强度 V_{it} 作为衡量农业经营模式风险与收益的指标。 V_{it} 为化肥投入金额与土地经营面积的比值, V_{it} 越高,代表农户的农业经营模式风险越大,收益越高; V_{it} 越低,代表农户的农业经营模式风险越小,收益越低。 LA_{it} 代表农户家庭劳均资产指数。 x_{ikt} 代表一些家庭人口统计学统计特征,包括劳均年龄、户主性别、劳动力占比等。 D_{ijt} 表示其余控制变量,包括农家肥施用强度、化肥价格、农产品价格以及劳均土地等。 ε_{it} 代表随机扰动项。

2. 相关指标的描述性统计分析

本文因变量、核心自变量、控制变量的描述性统计如表 3 所示。

表 3 相关指标的描述性统计(样本量 = 54 711)

变量类别	变量名	变量描述	均值
因变量	化肥投入强度(<i>fertilizer</i>)	化肥投入金额/经营土地面积(元/亩)	109.28
核心自变量	劳均资产指数 1(LA^1)	资产指数 1/劳动力数量	0.66
	劳均资产指数 2(LA^2)	资产指数 2/劳动力数量	0.75
控制变量	化肥价格(<i>price</i>)	单位:元/千克	2.19
	农家肥投入强度(<i>manure</i>)	农家肥花费/经营土地面积(元/亩)	39.65
	农产品平均价格(<i>aprice</i>)	单位:元/千克	3.40
	劳均土地(<i>land</i>)	经营土地面积/劳动力数量(亩/人)	4.27
	劳均年龄(<i>age</i>)	劳动力总年龄/劳动力数量(岁/人)	38.22
	户主性别(<i>gender</i>)	1=男性,0=女性	0.71
	劳动力比例(<i>laratio</i>)	劳动力数量/家庭总人口(%)	0.66
	劳动力数量(<i>labor</i>)	单位:人	2.59
	劳均受教育程度(<i>educ</i>)	单位:年/人	7.44
	劳均健康程度(<i>health</i>)	劳动力总健康值/劳动力数量	1.44
	农业从业时间占比(<i>atst</i>)	单位:%	0.52
	是否受过农业培训(<i>atrain</i>)	1=接受过,0=没有接受过	0.085

说明:健康状况的评价属于农户自评,共分为 5 个等级,分别赋值为 1、2、3、4、5。1 代表最优,5 代表最差。劳动力总健康值等于各个劳动力健康值的加总。

表 3 中所有涉及金额的变量都经过了 CPI 调整,统一调整至 2012 年价格水平。控制变量的选取主要参考了周力和郑旭媛(2014)、You(2014)、周晔馨(2013)、郭君平和吴国宝(2014)以及马强文等(2012)的变量选取。样本农户平均化肥投入强度为 109.28 元/亩。化肥价格通过购买化肥的总费用与总重量相除获得。农产品平均价格处理方式与化肥价格的计算方式相同,通过出售农产品收益与出售农产品重量相除获得。农家肥投入强度计算方式与化肥投入强度计算方式相同,通过农家肥费用与经营土地面积相除获得。样本农户劳均土地为 4.27 亩,劳均年龄为 38.22 岁。本文首先通过人口学的定义,将 16~60 岁男性、16~55 岁女性定义为劳动力,其次计算劳动力的平均年龄。虽然 9 年间(2004–2012 年)农业劳动力的平均年龄仅为 38.22 岁,但是农业劳动力的平均年龄却呈现逐年上升趋势,2004 年农业劳动力平均年龄为 37.32 岁,2012 年已经上升为 39.17 岁。因此,我国农业劳动力老

龄化趋势明显。71%的样本农户户主为男性,平均劳动力数量为 2.59 人,平均劳动力占比为 0.66 即抚养指数为 0.66。农业劳动力平均受教育年限为 7.44 年,基本相当于初中第一阶段文化水平。而美国劳动力 2010 年平均受教育年限已经达到 13.4 年(张海水,2014)。样本农户平均健康程度为 1.44,健康程度 1 代表优,健康程度 2 代表良。因此样本农户平均健康水平处于优与良的中间水平。9 年间农业从业时间占比平均水平为 0.52,即样本农户平均 52%的工作时间用于农业相关工作。但是农业从业时间占比逐年下降,从 2004 年的 58.24% 下降至 2012 年的 45.31%。

3. 实证估计结果

由于现实中的数据可能存在各种问题,例如内生性、截面相关以及异方差等等,并不存在一个可以一次性解决所有问题的模型。因此,为了确保实证结果的稳健性,本文同时使用混合 OLS、固定效应模型(FE)、随机效应模型(RE)、混合 Tobit、随机效应 Tobit(RE-Tobit)、两阶段最小二乘(2SLS)、混合 Driscoll-Kraay 标准误估计(混合 xtsec)以及固定效应 Driscoll-Kraay 标准误估计(FE-xtsec)估计式(6)。通过观察结果是否一致,进而判断出实证结果是否可信。

混合 OLS、FE 以及 RE 模型是面板数据处理中最常见的模型,因此本文首先使用这三个模型进行估计。由于化肥投入强度是典型的审查数据(因变量大于等于 0),为了解决这一问题,本文使用混合 Tobit 以及面板随机效应 Tobit 进行估计。为了验证实证结果在存在内生性(劳均资产指数与化肥投入强度反向因果)的条件下依然稳健,本文以劳均资产指数的一阶滞后作为工具变量进行 2SLS 估计。为了验证实证结果在扰动项存在异方差-序列相关-截面相关的情况下依然稳健,本文还采用了混合 Driscoll-Kraay 标准误估计以及固定效应 Driscoll-Kraay 标准误估计(Driscoll and Kraay,1998)。

LA^1 的系数是以劳均资产指数 1 为核心自变量回归的结果,此时控制变量为表 4 中的控制变量,并不控制劳均资产指数 2。 LA^2 的系数是以劳均资产指数 2 为核心自变量回归的结果,此时控制变量为表 4 中的控制变量,并不控制劳均资产指数 1。为了便于对比,本文将两次回归结果列在一张表中。无论以 LA^1 作为核心自变量还是以 LA^2 作为核心自变量,控制变量都是相同的,并且 R^2 与样本数也是相同的。

表 4 化肥投入强度与资产指数实证分析结果

	混合 OLS	FE	RE	混合 Tobit	RE-Tobit	2SLS	FE-xtsec	混合 xtsec
LA^1	0.009 (0.008)	-0.017 (0.011)	0.004 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.01 (0.009)	0.022 (0.013)	-0.017 (0.032)	0.009 (0.025)
LA^2	0.020*** (0.007)	-0.008 (0.010)	0.013 (0.009)	0.014 (0.009)	0.007 (0.008)	0.050*** (0.012)	-0.008 (0.029)	0.020 (0.023)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.565	0.564	-	-	-	0.571	-	0.565
样本数 N	33 470							

注:*** 代表在 1% 显著性水平下显著。控制变量为表 4 中的控制变量,限于篇幅,本文并未列出完整的回归结果。

表 4 的结果显示,虽然在两次回归结果中(基于劳均资产指数 2 的混合 OLS 估计以及 2SLS 估计)核心自变量显著,但是在其余回归结果中核心自变量都不显著,因此可以认为各种估计方法的结果比较一致。这就说明了富裕程度不同的农户(以劳均资产指数衡量)其化肥投入强度并无明显差异,这也意味着富裕程度不同的农户其农业经营模式是相同的,并不

是相对贫穷的农户选择低风险、低收益的农业经营模式而相对富裕的农户选择高风险、高收益的农业经营模式。因此,农户贫困陷阱假说成立的第二个条件得不到数据支持,样本农户的资产分布曲线并不会呈现多元动态均衡形式。综上所述,农户贫困陷阱假说成立的一个条件成立,而第二个条件则不成立。

五、结论

本文基于农村固定观察点 2004—2012 年数据验证农户贫困陷阱是否存在。截面非参数技术、截面半参数技术以及面板半参数技术的估计结果都显示,农户的资产分布曲线不呈现多元动态均衡的形式。因此,农户贫困陷阱假说在农村固定观察点数据集中得不到印证。由于农户的资产分布曲线没有呈现多元动态均衡的形式,因此通过一次性外生资金或者资产扶持,贫困农户的资产冲破门槛点使之自发汇聚至高水平均衡点的精准脱贫方案难以奏效。所以一次性资金或者资产救助仅仅是一种短期有效的扶贫方式(Currie and Gahvari, 2008),很难形成资产长期持续增长的内生动力。为提高扶贫资金使用效率,有效帮助贫困农户摆脱贫困,不建议采用“一次性资产冲击扶贫”。

除此之外,本文还分析了农户贫困陷阱不存在的原因。农户贫困陷阱的产生需要两个基本条件,条件 1 已经被大量文献证实,因此本文对条件 2 进行检验。为了保证实证结果的稳健性,本文以劳均资产指数作为核心自变量,以化肥投入强度作为因变量分别进行混合 OLS、FE、RE、混合 Tobit、RE-Tobit、2SLS、FE-xtscc 以及混合 xtscc 估计。回归结果显示 8 种估计方法的结果比较一致,可以认为富裕程度不同的农户其农业经营模式是相同的,并不存在富裕农户采取高风险、高收益的经营模式而贫困农户采取低风险、低收益的经营模式。由于农户贫困陷阱假说成立的第二个条件得不到满足,因此农户贫困陷阱假说在农村固定观察点数据集中得不到印证。

参考文献:

- 1.程名望、Jin Yanhong、盖庆恩、史清华,2014:《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》,《经济研究》第 11 期。
- 2.郭君平、吴国宝,2014:《社区综合发展减贫方式对农户生活消费的影响评价——以亚行贵州纳雍社区扶贫示范项目为例》,《经济评论》第 1 期。
- 3.马九杰、吴本健,2012:《利率浮动政策、差别定价策略与金融机构对农户的信贷配给》,《金融研究》第 4 期。
- 4.马强文、任保平、韩绵绵,2012:《收入风险与劳动力配置多元化:以陕西省为例》,《经济评论》第 3 期。
- 5.解垚,2014:《农村家庭的资产与贫困陷阱》,《中国人口科学》第 6 期。
- 6.叶初升、刘业飞、高考,2012:《贫困陷阱的微观机制与实证研究述评》,《经济学家》第 4 期。
- 7.张海水,2014:《中美劳动人口受教育程度的现状比较与启示》,《复旦教育论坛》第 1 期。
- 8.周力、孙杰,2016:《气候变化与中国连片特困地区资产贫困陷阱》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第 5 期。
- 9.周力、郑旭媛,2014:《气候变化与中国农村贫困陷阱》,《财经研究》第 1 期。
- 10.周晔馨,2013:《社会资本在农户收入中的作用——基于中国国家计调查(CHIPS2002)的证据》,《经济评论》第 4 期。
- 11.Adato, M., M.R.Carter, and J.May. 2006. "Exploring Poverty Traps and Social Exclusion in South Africa Using Qualitative and Quantitative Data." *The Journal of Development Studies* 42(2): 226-247.
- 12.Baltagi, B.H., and D.Li, 2011. "Series Estimation of Partially Linear Panel Data Models with Fixed Effects." *Annals of Economics & Finance* 3(1): 103-116.
- 13.Carter, M.R., and C.B.Barrett. 2006. "The Economics of Poverty Traps and Persistent Poverty: An Asset-Based Approach." *The Journal of Development Studies* 42(2): 178-199.

14. Currie, J., and F. Gahvari. 2008. "Transfers in Cash and In-Kind: Theory Meets the Data." *Journal of Economic Literature* 46(2): 333-383.
15. Dercon, S., and L. Christiaensen. 2008. "Consumption Risk, Technology Adoption and Poverty Traps: Evidence from Ethiopia." *Journal of Development Economics* 96(2): 159-173.
16. Driscoll, J. C., and A. C. Kraay. 1998. "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data." *Review of Economics and Statistics* 80(4): 549-560.
17. Giesbert, L., and K. Schindler. 2012. "Assets, Shocks, and Poverty Traps in Rural Mozambique." *World Development* 40(8): 1594-1609.
18. Jalan, J., and M. Ravallion. 1999. "Are the Poor Less Well Insured? Evidence on Vulnerability to Income Risk in Rural China." *Journal of Development Economics* 58(1): 61-81.
19. Liverpool-Tasie, L. S. O., and A. Winter-Nelson. 2011. "Asset versus Consumption Poverty and Poverty Dynamics in Rural Ethiopia." *Agricultural Economics* 42(2): 221-233.
20. Lybbert, T. J., C. B. Barrett, S. Desta, and D. L. Coppock. 2004. "Stochastic Wealth Dynamics and Risk Management among a Poor Population." *The Economic Journal* 114(498): 750-777.
21. Naschold, F. 2012. "'The Poor Stay Poor': Household Asset Poverty Traps in Rural Semi-Arid India." *World Development* 40(10): 2033-2043.
22. Naschold, F. 2013. "Welfare Dynamics in Pakistan and Ethiopia - Does the Estimation Method Matter?" *The Journal of Development Studies* 49(7): 936-954.
23. Quisumbing, A. R., and B. Baulch. 2009. "Assets and Poverty Traps in Rural Bangladesh." *The Journal of Development Studies* 49(7): 898-916.
24. Robinson, P. M. 1988. "Root - N - Consistent Semiparametric Regression." *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 56(4): 931-954.
25. Stiglitz, J. E., and A. Weiss. 1981. "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information." *American Economic Review* 71(3): 393-410.
26. You, J. 2014. "Risk, Under-Investment in Agricultural Assets and Dynamic Asset Poverty in Rural China." *China Economic Review* 29: 27-45.

Dispute and Solution about Poverty Traps of Peasants in China: Empirical Analysis Based on Rural Fixed Point Data from 2004 to 2012

Yuan Hang¹, Lv Mengmin¹, Liu Jingjing² and Bi Yilin¹

(1: School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China;

2: Research Center for Rural Economy, MOA)

Abstract: The theory of poverty traps has significant reference value for the design of targeted poverty alleviation strategies. However, there is still a controversy over the existence of poverty traps in Chinese peasant households. Based on the panel data of rural fixed point from 2004 to 2012, this paper uses non-parametric technology of cross-section data, semi-parametric technology of cross-section data, and panel semi-parametric technology to examine whether the poverty traps of peasant household exist, and then answer the above dispute. The empirical results show that peasant households' asset distribution curve does not show the form of multiple dynamic equilibrium, so the hypothesis of poverty traps can not be verified. In addition, this paper also analyzes the reasons for non-existence of poverty traps does. As the hypothesis of poverty traps can not be confirmed, in order to improve the efficiency of poverty alleviation funds and successfully help peasant households get rid of poverty, this paper concludes that it is not recommended to propose a direct one-time granting of funds or assets for peasant households.

Keywords: Poverty Traps, Asset Index, Non-parametric Technology, Semi-parametric Technology, Rural Fixed Point Data

JEL Classification: I3, P46

(责任编辑:彭爽)