

Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.03.004

欢迎按以下格式引用:姚树洁,王洁菲,汪锋.新时代破除连片特困地区“贫困陷阱”的理论及战略路径研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2019(5):44-59.Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.03.004.

Citation Format: YAO Shujie, WANG Jiefei, WANG Feng. Research on the theory and strategic path of breaking the “poverty trap” in poverty-stricken areas in China’s new era [J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2019(5): 44-59. Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2019.03.004.

新时代破除连片特困地区“贫困陷阱”的理论及战略路径研究

姚树洁^{1,2,3}, 王洁菲¹, 汪锋¹

(1.重庆大学 经济与工商管理学院,重庆 400044;2.华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510000;3.宁波诺丁汉大学 经济学院,浙江 宁波 315000)

摘要:文章先从理论层面分析贫困户个体、生产资料、贫困属性三个维度基本特征对精准扶贫的影响,再运用新疆南部三地州连片特困地区813个样本家庭资料构建Logit二元选择模型,并进一步开展了弹性测算和敏感性差异分析。结果表明户主年龄、受教育程度、耕地面积、贫困程度、致贫主观因素等指标对贫困户精准脱贫影响显著。致贫主观因素主要是贫困户自身发展动力不足问题,这说明传统“输血式”财政扶贫支持导致相当比例的贫困户对直接财政补助产生严重依赖性,失去自我发展、主动摆脱贫困的动力。为了实现习近平总书记和党中央提出的“提高扶贫开发质量,把扶贫与扶智、扶志结合起来”的工作目标,精准扶贫必须转变传统“输血式”直接扶持模式,把兜底工作与直接财政支持区别开来,对具有一定劳动能力的家庭,坚持以“益贫式”发展为主,分层次、多渠道、精准到村到户,充分激发贫困家庭劳动热情,持续提高他们自我教育和自我脱贫的意识,这是新时代少数民族贫困集中连片特困地区脱贫攻坚工作的重要内涵,具有很强的时效性、政策性和政治性。

关键词:精准扶贫;扶智;扶志;Logit模型;“益贫式”发展

中图分类号:F320.3 文献标志码:A 文章编号:1008-5831(2019)05-0044-16

修回日期:2019-03-05

基金项目:中央高校基本科研业务费专项基金“新时代连片特困地区扶贫开发扶智及扶志研究”(2018CDYJSY0055);国家社会科学基金重大项目“习近平总书记关于扶贫工作的重要论述的理论和实证基础及精准扶贫效果研究”(18ZDA005);国家自然科学基金项目(71673033);教育部人文社会科学基金项目(16YJA790058);中央高校基本科研业务费专项资金(2017CDJJK)

作者简介:姚树洁(1959—),广东人,重庆大学经济与工商管理学院特聘教授,华南农业大学和宁波诺丁汉大学特聘讲座教授,教育部长江学者,主要从事经济增长、贫困缩减研究。

通信作者:王洁菲(1989—),女,江苏南京人,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生,主要从事贫困缩减研究,Email: wangjiefei1990@sina.com。

一、研究背景与问题

回顾人类社会历史,我们不难发现贫困治理始终是难以回避、影响深远的社会、政治、经济问题,与经济发展、社会稳定密切相关。在日益全球化的世界里,对抗贫困不仅是一项道德义务,更是对抗那些跨越国界并导致全球不安问题的策略^[1-4]。党的十八大以来,中国农村贫困人口6年累计减少6 853万人。按照国家最新的贫困标准线计算,截至2017年末,全国农村贫困人口从2012年末的9 899万人减少至3 046万人,贫困发生率从2012年末的10.2%下降至3.1%,脱贫攻坚工作取得决定性进展^①。

回顾历史,按照世界银行每天1.9美元(2011年购买力平价)的绝对贫困线测算,改革开放初期中国极端贫困人口占比远高于非洲水平,1978年的家庭联产承包责任制改革极大地激发了农业和农村的发展,产生了普惠式减贫效应的集中释放。然而,1986年之后制度改革红利和经济增长拉动的扶贫模式效应不断减弱,国家将重点扶持贫困对象瞄准到县,并且提出增加贫困人口内生发展能力的必要性。1994年出台的“八七扶贫攻坚计划”,拉开了城市反哺农村、工业反哺农业的贫困治理新阶段。随着贫困治理体系、治理能力的不断完善,自1993年中国极端贫困人口占比逐步低于非洲水平,并且于2005年低于世界平均水平。作为世界人口第一大国,中国的贫困治理成效为全球减贫工作作出了巨大的贡献(见图1)。

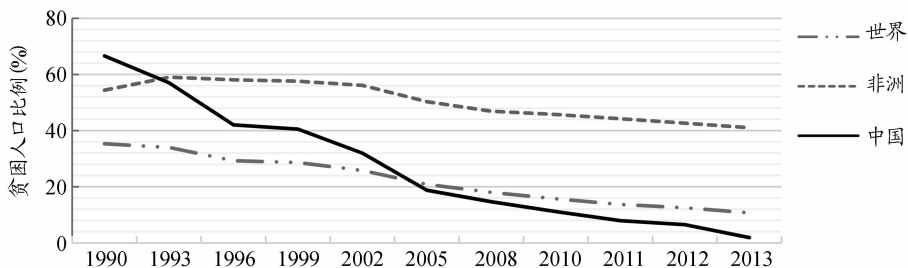


图1 世界、非洲、中国1990—2013年减贫成效

数据来源:世界银行数据库整理绘制 (<https://data.worldbank.org/cn/>)

然而,新时代的脱贫攻坚提出了更高标准、更加紧迫的精准脱贫目标:到2020年全国稳定实现扶贫对象“两不愁、三保障”,建档立卡贫困人口全面脱贫,贫困地区农民人均可支配收入增速高于全国平均水平。十四个连片特困地区是长期非均衡发展的产物,成为未来扶贫攻坚的主战场。伴随着经济进入“新常态”,解决刘易斯发展模式造成的城乡分割二元体制和系列不平衡等问题是精准扶贫、精准脱贫乃至全面建成小康社会的首要任务。

习近平总书记在党的十九大工作报告中指出:“实现脱真贫、真脱贫,要动员全党全国全社会力量,坚决打赢脱贫攻坚战;要坚持大扶贫格局,深入实施东西部扶贫协作,解决区域性整体贫困,确保2020年决胜全面建成小康社会。”^②为此,习近平总书记郑重承诺“小康路上一个也不能落下”。可见决胜全面建成小康社会,消灭绝对贫困是我国未来三年极为重要的经济政治任务。中共中央政治局会议在研究2018年经济工作中明确指出,“精准脱贫要瞄准特殊贫困人口精准帮扶,进一步向深度贫困地区聚焦发力,把扶贫、扶智和扶志结合起来,激发贫困人口内生脱贫动力,巩固扶贫成

①国家统计局,2017:我国2017年贫困人口减少1 289万人。<http://news.163.com/18/0201/19/D9J5518100018AOP.html>(2018年2月2日)。

②习近平:《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》。

果,提高脱贫质量”^③。

连片特困地区致贫原因各异、情况复杂,在国家长期重点帮扶下,贫困发生率、贫困深度依然居高不下,已经脱贫人口因缺乏内生动力,返贫现象尤为突出,“贫困陷阱”问题严峻。本文把因缺乏自我发展动力与必要智力而致贫的现象定义为“贫困陷阱”。我国边疆少数民族贫困问题与社会稳定紧密联系,是严肃的政治经济问题,精准扶贫成效不仅关系到绝对贫困的消除,更关系到社会稳定、长治久安总目标的实现。新疆作为多民族、多文化、多语言、多宗教的特殊边境地区,拥有27个国家扶贫开发重点县和3个自治区扶贫开发重点县,共3029个贫困村。14个国家连片特困地区之一的南疆三地州因社会经济发展落后封闭,自然环境恶劣,公共服务不足,人力素质低下,民族文化与宗教文化的特殊性致使扶贫工作更为复杂。因此,解决好南疆地区的贫困问题,对我国新时代精准扶贫,全面建成小康社会,具有很强的代表性和特殊性。

本文利用南疆三地州连片特困地区813个样本家庭数据实证分析了贫困户个体、生产资料、贫困属性3个维度基本特征对精准扶贫的影响,并且把“致贫主观因素”作为一个重要解释变量,因为在少数民族连片特困地区贫困户“自身发展动力不足”^④问题尤为突出,传统“输血式”财政扶贫支持导致相当比例的贫困户对直接财政补助产生严重依赖性,贫困代际传递现象显著。这是边疆少数民族地区扶贫开发的难点,也是消灭贫困道路上“最后一公里”最难解决的关键点。为了实现习近平总书记和党中央提出的“提高扶贫开发质量,把扶贫与扶智、扶志结合起来”的工作目标,精准扶贫必须转变传统“输血式”直接扶持模式,把兜底工作与直接财政支持区别开来。贫困治理不仅要兜底,更要兼顾“益贫式”发展,激发贫困家庭劳动热情,持续提高其自我教育和自我脱贫的意识,断绝贫困代际传递。这是新时代少数民族贫困集中连片地区脱贫攻坚工作的重要内涵,具有很强的时效性、政策性和政治性。

二、文献回顾及本文主要理论及实证贡献

减贫是国内外学者高度关注的问题,不同学者基于宏微观视角开展了大量研究。宏观研究视角注重以下几个方面。

一是基于经济增长、发展不均衡和收入分配维度,研究贫困持续存在的经济社会根源。华盛顿共识主张的滴漏经济学坚信经济增长所带来的经济利益能够在各阶层自由扩散,并自动消除贫困。但是国内外许多学者提出质疑,认为经济增长通常伴随着严重的贫富差距问题,所以均衡增长和公平收入分配对减贫的作用与经济增长同等重要,甚至更为重要^[5-7]。Ravallion和Jalan指出中国改革开放和重工业优先发展战略带来经济高速增长的同时也造成沿海与内陆发展的不平等,形成了“地理贫困陷阱”^[8]。Yao通过测算基尼系数和收入对贫困的弹性,发现尽管经济增长对减贫很重要,但贫困发生率却对收入不平等非常敏感^[9]。姚树洁在对中国经济发展与贫困缩减研究中指出,收入持续增长是减少贫困的一个必要条件,但不是充分条件,更高效的贫困缩减需要持续的收入增长伴以更公平的分配机制^[10]。Sutherland和Yao进一步分析改革开放30年间中国多维不平等,提出改革开放以来,虽然东部沿海地区得益于资本、劳动、技术的聚集,经济增长的溢出效应缩减了区

③参见2018年中共中央政治局会议, http://www.xinhuanet.com/politics/leaders/2017-12/08/c_1122082017.htm。

④说明:“自身发展动力不足”由驻村工作队结合贫困户客观现状及主观积极性认定,一般是没有土地,拒绝外出务工,不积极配合村里落实扶贫项目的壮劳力。

域内的不平等,但是区域间收入不平等却愈演愈烈,并衍生出极为复杂的多维不平等特征^[11]。

二是基于农业与农村发展维度,研究贫困发生的内在因素。改革开放初期中国优先发展重工业的赶超战略,消耗了大量农业的原始积累,农产品统购统销流通体制和户籍制度形成的城乡二元格局,以及产业发展不平衡,拉大了贫富差距,所以国内外学者普遍认为农业经济增长与农村发展对减贫具有重要贡献^[12-13]。李实采用收入函数的估计方法对农村劳动力流动产生的收入增长效应进行了重新估计,结果表明,外出劳动力的边际劳动报酬率明显高于非外出劳动力^[14]。黄承伟和覃志敏倡导通过农业产业化扶贫,将扶贫作为农村经济发展的嵌入式组成部分,构建贫困农民自我发展机制,激发贫困户形成内生动力^[15]。

三是基于贫困标准测算维度,研究精准扶贫的理论机制和政策措施。贫困线是估计贫困程度和规模的重要标尺,不同生活水平产生不同的贫困认知,因而科学合理的贫困线测算方法对贫困户的生存和福祉至关重要。Allen 运用线性规划提出设定绝对贫困线新的测算方法,基于贫困人口最低成本饮食计划的消费模式,验证了国际极端贫困线每人每天 1.9 美元的科学性^{[16]·⑤}。但是 Deaton 在分析印度贫困问题时,强调贫困线在城市、农村、不同区域间的更新、调整对贫困人口的测算至关重要,并对世界银行发布的全球贫困线产生质疑,主张使用以美元计价的自我报告的国家自我报告的贫困线^[17]。

四是基于公共社会支出和转移支付维度,研究扶贫开发政策的效率问题。国内外许多学者认为贫困的缩减主要得益于经济增长和公共转移支付的扩张,政府通过转移支付进行财富的二次分配调整社会财富分布,以缓解初次分配的不均衡。Birdsall 和 Londono 研究发现公共社会支出在初等教育和基本医疗上的再分配既不会增加财政负担,又能高效减贫^{[2]32}。樊丽明、解垚发现“输血式”的公共转移支付对贫困户跨越贫困线作用显著,但是对暂时性贫困和慢性贫困的脆弱性没有任何影响,故而减贫缺乏持续性和长效性^[18]。贾俊雪等的研究也支持“造血式”式的扶贫机制对贫困户增收具有积极作用,而直接资本补贴效果很弱^[19]。

微观的贫困研究多聚焦营养、教育、个体行为等视角。例如,Subramanian 和 Deaton 运用 5 630 个微观家庭调查数据得出卡路里对消费支出的弹性在穷人中更高^[20]。杨娟等发现贫困家庭受预算约束的限制,对子女早期教育投入有限,这是贫困代际传递的重要原因^[21]。程名望等验证了教育与健康对减贫具有显著影响,教育所带来的人力资本积累是消灭贫困和避免返贫困的根本保障^[22]。Guagnano 等提出贫困家庭的自我贫困认知会影响其主观脱贫动力^{[23]881}。

上述文献对分析致贫影响因素和减贫方法具有重要的理论指导和方法借鉴作用,但是对主观贫困和贫困自我认知方面的研究乏善可陈,尤其是对聚焦社会环境特殊、复杂的边疆少数民族地区贫困户个体及其家庭特征的研究不足。然而,在中国决胜全面建成小康社会的道路上,边疆少数民族地区的脱贫攻坚工作却是最困难的,也是最重要的。这些地区的贫困受多种特殊因素影响,包括语言、文化、宗教、教育、医疗、自然环境、交通条件,以及贫困感知度等因素。本文通过深入系统研究南疆三个国家级贫困地州的典型家庭资料,可以找到具体致贫的原因,从而能够提出更加有效的扶贫措施。

⑤国际贫困线:世界银行 2015 年发布的每天 1.9 美元(2011 年为价格基期)衡量标准是全球 15 个最穷国家的国家贫困标准平均值,也是国际极端贫困标准。

本文的主要贡献有以下几个方面:首先,基于新时代扶贫开发的要求,从微观视角,同时采用“解剖麻雀”(分析典型个体农户贫困状况)及大样本数理回归两种手段,深入系统探讨样本家庭基本特征、生产生活资料和贫困属性对精准扶贫的影响。其次,将样本分为国家级扶贫开发重点县贫困村与一般贫困县贫困村,进一步剖析精准扶贫成效对不同贫困程度个体特征敏感的差异性,以此强调新时代扶贫开发工作重在精准,充分展现扶智及扶志对脱贫攻坚的重要作用。最后,本文以“致贫主观因素”作为重要解释变量,分析贫困户“自身发展动力”对精准扶贫的影响,阐述贫困人口内生脱贫动力对巩固脱贫成果、提高脱贫质量的重要作用。将精准扶贫思路与“益贫式”发展思想结合起来,提出扶贫必须与扶智及扶志有效结合才能提高精准扶贫质量,实现彻底摆脱“贫困陷阱”魔咒,截断贫困代际传递路径,这也是新时代决胜全面建成小康社会的基本要求。

三、样本选择及描述

(一) 样本选择

按照现行国家农村贫困标准测算^⑥,2017年全国农村贫困人口下降20.6%,至4 335万,比上年减少1 239万,贫困发生率较上年下降1.5个百分点,至4.5%。但是贫困人口在东、中、西部地区分布差异仍然较大(见表1),改革开放产生的要素区域间分配差异性,导致东、中、西部地区经济发展俱乐部呈现出区域内收敛、区域间发散态势,区域间的不平等愈演愈烈。贫困人口占全国52%的西部地区仍然是贫困重灾区。

表1 2017年农村贫困人口地区分布

区域	农村贫困人口/万		贫困发生率/%		贫困人口占全国比重/%	
	2016年变化	剩余	2016年变化	水平	2016年变化	水平
东部	-163	490	-0.4	1.4	-0.4	11.3
中部	-413	1 594	-1.3	4.9	+0.8	36.8
西部	-663	2 251	-2.2	7.8	-0.4	51.9
全国	-1 239	4 335	-1.2	4.5	0.0	100.0

数据来源:根据《中国农村贫困监测报告(2017)》数据整理得出,“-”为减少,“+”为增加

2013—2016年新疆贫困发生率由19.8%下降至12.8%(见表2),但是远远高于全国平均水平4.5%。人均可支配收入、人均消费支出均低于全国平均水平,脱贫攻坚尤为艰难。党的十九大报告提出,14个连片特困地区是未来脱贫攻坚主战场,南疆三地州作为西部地区的连片特困地区,其贫困问题研究具有极其重要的意义。

本文数据源自南疆驻村工作队入户调查数据及2016年贫困人口建档立卡信息^⑦。剔除残缺值和离群值后,本文选取南疆三地州6个村813个贫困户及其包含的3 860个家庭成员作为研究对象(表3)。样本选择主要基于以下几个原因:首先,新疆是祖国西北重要安全屏障,战略地位特殊,贫困问题与社会稳定息息相关,减贫是长治久安的基础;其次,新疆27个国家级贫困县有21个分布在自然环境恶劣的南疆四地州,贫困问题较北疆更严峻;最后,南疆是少数民族聚居地,少数民族占比

^⑥现行农村贫困标准:即“2010年标准”,按照当年价格每人每年2 300元。

^⑦数据来源:新疆保监局、中国人寿新疆分公司、中国人寿阿克苏分公司、中国人寿和田分公司、新华保险新疆分公司驻村工作队入户调查数据;六个村“第一书记”或驻村干部访谈。

高达 91%,受教育水平低,并且存在严重的汉语沟通障碍,据调研了解,贫困村完全不懂汉语的人数占比高达 99%,这使得我们的研究更具有特殊性。

表 2 2013—2016 年新疆农村贫困发生率及农村常住居民人均可支配收入、人均消费支出

年份	贫困发生率/%		人均可支配收入/元		人均消费支出/元	
	新疆	全国	新疆	全国	新疆	全国
2013	19.8	8.5	5 986	6 079	4 925	5 404
2014	18.6	7.2	6 635	6 852	5 203	6 007
2015	15.8	5.7	7 341	7 653	5 434	6 656
2016	12.8	4.5	8 055	8 452	5 633	7 331

数据来源:国家统计局住户收支与生活状况调查

表 3 样本分布

地区	县(乡、镇)	行政村	户数/户
和田	和田市吐沙拉乡	阿拉勒巴格村	278
	和田县依斯拉木阿瓦提乡	里青托尔依村	131
阿克苏	库车县阿克苏塘乡	确尔库勒艾日克村	31
	沙雅县古勒巴格乡	阿牙克库勒达希村	19
喀什	疏勒县英阿瓦提乡	安居尔村	238
	疏勒县阿拉甫乡	尤喀克阿拉甫村	116
合计	5 县 6 乡	6 个村	813

(二) 样本描述

表 4 描述了样本户主的年龄及受教育程度状况。可以看出户主年龄 50 岁以上的占比高达 55.4%,这一年龄阶段的人群生产、生活路径依赖性较强,对新鲜事物的认知能力和接受愿望都较低,扶贫难度较大。同时,样本中户主受教育水平为“小学”及“文盲或半文盲”状态的占比高达 72.6%,这也再次反映出边疆少数民族贫困户认知能力有限,思想观念传统、落后的弊病,这一现状也是全国少数民族贫困地区存在的共性问题。

表 4 样本中户主的基本特征

年龄(岁)	户数/户	比重/%	受教育程度	户数/户	比重/%
30 岁及以下	45	5.5	文盲或半文盲	14	1.7
31~49 岁	318	39.1	小学	576	70.9
50~69 岁	325	40.0	初中	195	24.0
70 岁及以上	125	15.4	高中	28	3.4
合计	813	100	合计	813	100

表 5 显示“健康”的贫困户占总样本的 85.5%,然而结合“劳动技能”指标来看,“丧失劳动力”占比高达 25.4%,这是因为样本中不仅存在“患有大病”“长期慢性病”和“残疾”的户主,还存在因年龄偏大无法从事生产劳动的户主。样本贫困户均是以小而细、碎化的家庭农业生产经营为主,传统耕作方式对劳动技能要求较低,“普通劳动技能”贫困户即可满足生产需求,故而其占比高达 72.1%。

表5 样本中户主的健康和劳动技能状况

健康状况	户数/户	比重/%	劳动技能	户数/户	比重/%
健康	695	85.5	技能劳动力	20	2.5
长期慢性病	49	6.0	普通劳动力	586	72.1
残疾	43	5.3	丧失劳动力	207	25.4
患有大病	26	3.2			
合计	813	100	合计	813	100

表6分析了样本的贫困属性。813个样本家庭中,2016年“未脱贫”的占76.8%，“已脱贫”的占21.8%，但是,依靠政策脱贫家庭120个,占“已脱贫”样本67%。进一步,我们发现虽然生产要素稀缺是致贫的主要原因,但是“自身发展动力不足”是致贫的重要因素,并且,致贫原因的认定会参考贫困户自我判定,故此占比存在低估。根据访谈了解,贫困户对贫困认知普遍不足,脱贫严重依赖政府转移支付和帮扶项目,缺乏内生发展动力的短暂脱贫存在较大返贫风险。

表6 样本中户主贫困属性和致贫原因

贫困户属性	户数/户	比重/%	主要致贫原因	户数/户	比重/%
未脱贫	624	76.8	缺技术	89	11
返贫	11	1.4	缺土地、资金、劳动力	331	40.7
已脱贫	178	21.8	自身发展动力不足	296	36.4
			其他	97	11.9
合计	813	100		813	100

(三) 个案案例分析

2016年成功脱贫个案情况如下。

喀什疏勒县是国家扶贫开发重点县,英阿瓦提乡安居尔村共有村民417户,现有贫困户116户。2016年脱贫的A是6口之家,户主年龄59岁,除其本人,其他家庭成员均接受过初中教育,拥有耕地面积9亩,种植小麦、玉米和西瓜。2016年农业收入18000元,生产性支出12500元,纯收入5500元,两个儿子外出务工收入6500元,获得农业补贴1210元,获得低保金和其他转移支付5890元,人均收入3180元,但是政府的转移支付占总收入30%以上,存在巨大返贫风险。

和田市吐沙拉乡阿拉勒巴格村,2016年脱贫的B是9口之家,户主年龄59岁,得益于交通便利,户主和两个儿子均在和田市打工,拥有耕地3亩。2016年农业收入6300元,生产性支出4000元,三人外出务工收入46000元,政府转移支付3560元,人均年收入5760元。这户人家的脱贫经验显示,外出打工对脱贫的作用非常明显。

2016年未脱贫个案情况如下。

和田县是国家扶贫开发重点县,依斯拉木阿瓦提乡里青托尔依村地处沙漠边缘,生态环境恶劣,自然资源贫乏,经济收入主要以传统种养殖业和外出务工经商为主。共有村民260户,贫困户

178户,占比高达69%。贫困户C是7口之家的低保贫困户,拥有耕地7亩,户主年龄54岁,家中两个儿子小学教育水平,不愿外出打工,过节期间将政府扶贫发放的羊宰杀食用,属于典型自身发展动力不足致贫。

喀什疏勒县是国家扶贫开发重点县,英阿瓦提乡安居尔村共有村民417户,现有贫困户116户。贫困户D是5口之家,户主年龄52岁,主要的收入来源是3亩耕地,大女儿是村里2015年唯一一个考上大学的孩子,小女儿和儿子还在乡里就读初中,虽然九年义务教育和国家助学贷款一定程度上缓解了贫困,但是孩子教育的开支依然使家庭负债累累,属于典型因学致贫。

疏勒县阿拉甫乡尤喀克阿拉甫村,地处塔克拉玛干沙漠边缘,干旱、缺水。贫困户E是5口之家,户主年龄62岁,其中儿媳是初中教育水平,但家中耕地面积不足1亩,对于务农作为主要收入来源的家庭,生产资料的匮乏是贫困的主要原因。

阿克苏沙雅县阿牙克库勒达希村辖4个村民小组216户806人。耕地面积9253亩,其中核桃规模1520亩,红枣规模183亩,小麦1020亩,玉米800,棉花7080亩,村民主要以种植棉花为主,林果业为辅。村民投票选出19户贫困户,作为村镇扶贫对象。贫困户F是三口之家,但儿子患有先天性心脏病,目前不能实施手术治疗,只能药物维持,缺少劳动技能,属于典型因病致贫。

四、研究假设与实证分析

(一) 模型选择与假设

Probit和Logit模型在微观视角的贫困研究方面应用广泛,因为贫困发生与否受到一系列经济社会变量和微观家庭特征的影响。例如,朱梦冰、李实运用Probit模型研究分析了农村低保政策瞄准效果^[24]。Guagnano等通过广义有序的Logit模型研究了社会资本状况对家庭主观贫困认知的影响^{[23]887}。Maddala通过对Logit、Probit和MDA比较,提出当解释变量并非服从正态分布时,Logit模型具有明显的优势,提出以加权极大对数似然函数对参数进行估计^[25]。本文采用对数最大似然函数对参数进行估计。

从研究的问题看,贫困户个体基本特征、生产资料和贫困属性特征对精准扶贫的影响有两种可供选择:即要么助力扶贫,要么对扶贫没有影响。本文从微观个体特征视角分析扶贫成效的影响因素,结合行为经济学与区域经济学理论,提出研究假设:相同区域经济发展水平条件下,微观个体特征表现越好越容易脱贫。文章将围绕这一假设对贫困户个体特征如何影响扶贫成效进行分析。本文采用离散型的二元选择模型(Binary Choice Model)进行实证分析,被解释变量取0为未脱贫,取值1为脱贫,运用Logit方法进行回归。

$$\text{Logit 基本模型是: } y_i = \mathbf{x}_{ij} \boldsymbol{\beta}_j + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m \quad (1)$$

ε_i 是独立同分布的随机扰动项,服从Logistic分布, $\boldsymbol{\beta}_j$ 为待估计参数单列矩阵, \mathbf{x}_{ij} 为 $(1 * m)$ 单行矩阵,包含 y 的所有解释变量。进一步用概率形式表现为:

$$P(y = 1 | \mathbf{x}_i) = F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) = F\left(\boldsymbol{\alpha} + \sum_{j=1}^m \boldsymbol{\beta}_j x_{ij}\right) = \frac{1}{1 + \exp\left[-\left(\boldsymbol{\alpha} + \sum_{j=1}^m \boldsymbol{\beta}_j x_{ij}\right)\right]} \quad (2)$$

式(2)中 $(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta})$ 为“逻辑分布”(Logistic distribution)的累积分布函数,满足 $F(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) \equiv \frac{\exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})}$ 。

对于二元响应变量Logit模型,即被解释变量取值范围是 $\{0, 1\}$, $Y = 1$ 表示事件发生, $Y = 0$ 表示

不发生, X 是对事件的发生产生影响变量集。由式(2)推导出事件发生概率的函数为:

$$Z_i = \ln \frac{P(y_i = 1 | x_{ij})}{P(y_i = 0 | x_{ij})} = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} \cdots + \beta_j x_{ij} + \mu_i \quad (3)$$

式中, i 为贫困户序号, P_i 为脱贫事件发生的概率, j 为影响脱贫事件发生的因素个数, x_{ij} 为影响第 i 个贫困户脱贫的第 j 个因素。因为 Logit 是一个非线性模型, 所以使用最大似然法进行估计。由于样本中的个体相互独立, 则整个样本的对数似然函数为:

$$\ln L(\beta_j | Y, X) = \sum_{i=1}^n y_i \ln [F(x_{ij}, \beta_j)] + \sum_{i=1}^n (1 - y_i) \ln [1 - F(x_{ij}, \beta_j)] \quad (4)$$

式(4)中相关系数 β_j 的值, 表示各个因素与扶贫的相关性。在通过显著性检验的条件下, 若回归系数为正, 说明该因素对扶贫有正向作用, 为负则说明对扶贫有反向作用。

(二) 变量的选取及数据来源

本文根据贫困户建档立卡信息、驻村工作队入户调查数据, 结合非结构访谈记录, 选取 16 个指标从三个维度综合分析微观个体特征对扶贫成效的影响, 特别探究贫困户“自身发展动力”对扶贫成效的影响。表 7 列举所有解释变量并给出具体定义。

表 7 变量选取及说明

变量类别	变量名称	变量定义	预期相关性
因变量	扶贫成效(Y)	虚变量: 已脱贫=1; 未脱贫=0	—
自变量: 个人、家庭基本特征	户主年龄(X_1)	实变量: 户主年龄(岁)	非线性相关
	劳动力人数(X_2)	实变量: 家庭劳动力人数(人)	正相关
	民族(X_3)	虚变量: 少数民族=1; 汉族=0	不确定
	性别(X_4)	虚变量: 男=1; 女=0	不确定
	受教育程度(X_5)	虚变量: 高中=2; 初中=1; 小学=0	正相关
	健康状况(X_6)	虚变量: 健康=2; 长期慢性病=1; 大病=0	正相关
	劳动技能(X_7)	虚变量: 技能劳动力=2; 普通劳动力=1; 丧失劳动力=0	不确定
自变量: 生产资料基本特征	大病医疗(X_8)	虚变量: 是否参加大病医疗, 是=1, 否=0	不确定
	耕地面积(X_9)	实变量: 耕地面积(亩/户)	正相关
	与村距离(X_{10})	实变量: 距离村主干道距离(km)	负相关
	住宅状况(X_{11})	虚变量: 是否危房, 是=0, 否=1	正相关
	饮用水状况(X_{12})	虚变量: 饮用水是否安全, 安全=1, 不安全=0	正相关
	人均收入(X_{13})	实变量: 2016 年人均纯收入(元/人)	正相关
自变量: 贫困属性基本特征	外出务工时间(X_{14})	实变量: 在外务工时间(天/月)	不确定
	贫困程度(X_{15})	虚变量: 一般农户=3, 一般贫困户=2, 低保户=1, 低保贫困户=0	不确定
	致贫主观因素(X_{16})	虚变量: 自身发展动力不足=0, 其他=1	不确定

(三) 样本总体实证分析

采用 Eviews8.0 软件对 813 个贫困户样本进行 Logit 回归, 从微观层面分析不同因素对贫困户脱贫影响。具体操作如下: 首先, 导入所有变量, 进行回归, 根据 Z 统计值和 P 概率观察各个变量的显著性, 再将变量“户主年龄”进行平方处理, 假设脱贫概率与户主年龄存在倒 U 型非线性关系。二次

回归的结果波动较小,具体结果见表8。因813个贫困户样本中只有3户是汉族,所以两个模型都剔除变量“民族”。

LR statistic 统计值和 McFadden R^2 等同于最小二乘法中的 F 统计值和拟合优度 R^2 。可以看出,在全部变量都参与回归的 Logit 模型一中,两个统计量均显示回归结果整体显著性水平较高。由于样本为截面数据,所以模型一、二中的 McFadden R^2 统计值表示估计结果都可以接受。为了更精准地解释“户主年龄”对贫困户脱贫的影响,文章选取模型二的回归结果进行分析。

表8 总体实证结果

解释变量	Logit 模型一		Logit 模型二	
	参数	Z 统计值	参数	Z 统计值
户主年龄(X_1)	0.031 2	2.917 2***	0.145 0	2.359 5**
户主年龄(X_1^2)	—	—	-0.001 1	-1.921 6*
劳动力人数(X_2)	0.164 0	3.251 9***	0.166 1	3.441 8***
性别(X_3)	-0.143 8	-0.413 1	-0.195 4	-0.566 8
受教育程度(X_4)	0.664 2	2.974 6***	0.730 0	3.179 9***
健康状况(X_5)	0.688 8	2.486 7**	0.751 5	2.651 6***
劳动技能(X_6)	-0.016 3	-0.046 4	-0.295 5	-0.781 9
大病医疗(X_7)	11.098 0	0.431 9	11.116 5	0.376 7
耕地面积(X_8)	0.077 5	2.328 9**	0.076 8	2.243 7**
与村距离(X_9)	0.019 7	0.187 4	0.0368	0.351 9
住宅状况(X_{10})	1.245 0	3.261 1***	1.287 5	3.308 0***
饮用水状况(X_{11})	2.638 8	3.479 2***	2.675 9	3.632 3***
人均收入(X_{12})	0.000 5	3.373 6***	0.000 5	3.282 0***
外出务工时间(X_{13})	0.061 1	1.506 2	0.072 6	1.719 5*
贫困程度(X_{14})	1.122 1	8.131 4***	1.120 8	8.062 1***
致贫主观因素(X_{15})	1.034 7	3.282 0***	1.038 3	3.292 8***
McFadden R^2	0.507 326		0.511 913	
LR statistic	433.545 4		437.465 7	
Prob(LR statistic)	0.000 000		0.000 000	

注:“*”“**”“***”表示统计检验分别达到10%、5%、1%的显著性水平

1. 显著影响因素理论分析

(1) 贫困户基本特征对精准扶贫成效的影响。

表8的模型一中,“户主年龄”与扶贫成效的相关性显著为正,但是模型二中,“户主年龄”与扶贫成效呈正相关,但是年龄平方项呈负相关,即“户主年龄”与扶贫成效相关性呈倒U型,年龄大到一定程度以后对扶贫成效具有消极影响。“家庭劳动力人数”与扶贫成效显著为正,贫困户的主要

收入来源是农业,传统小而细、碎的家庭生产经营严重依赖家庭劳动力人数。“受教育程度”越高的贫困户自我贫困认知能力和社会经济发展的参与度越高,不仅能够打破传统生产路径依赖,有效地阻断贫困代际传递,还有利于贫困区域“益贫式”发展。

样本包含 813 个贫困户 3 860 个家庭成员,其中适龄儿童、青少年 1 083 人,辍学 598 人,占比高达 58%,贫困户受教育水平低、认知能力差、自身脱贫动力不足影响,政府、社会组织机构扶贫资金投入回报率低,享受政策脱贫的贫困户占比过大,且没有形成持续生产能力、动力,返贫现象突出。户主“健康状况”通过显著性检验,且与扶贫成效呈正相关,户主健康状况良好,可以开展劳动生产,保障家庭收入。相反,患有大病、长期慢性病和残疾的基本都丧失劳动力,容易陷入“贫困陷阱”。

(2) 贫困户生产资料特征对扶贫成效影响。

模型二的回归结果中“耕地面积”“住宅状况”“饮用水状况”和“人均纯收入”对扶贫成效显著为正。样本家庭中,“耕地面积”小于 5 亩的家庭占比达 62%。虽然水资源紧缺、自然环境恶劣,但农业生产资料依然是脱贫基础。以经济价值较高的棉花来测算,每亩地的籽棉产量 350 公斤,售价 7.2 元/公斤,国家补贴 0.9 元/公斤,收益 2 835 元,成本近 2 300 元/亩,利润 535 元/亩,人均需要 6 亩耕地才能达到脱贫标准^⑧。住房安全有保障,饮用水处于安全状态的贫困户在最低生活需求得以保障的条件下,越容易脱贫。

(3) 贫困户贫困程度、致贫原因对扶贫成效影响。

模型二的回归结果中“外出务工时间”“致贫主观因素”和“贫困程度”均显著为正。农业的投入产出比较低,部分贫困户放弃土地,选择兼业或外出务工。根据访谈了解,正常劳动力外出务工收入达 3 000 元/月,其年收入相当于 40 亩中等耕地丰年收益。在样本家庭中,2016 年未脱贫的有 635 户,其中返贫 11 户,享受政策脱贫 120 户,占比达 14.7%,说明南疆少数民族地区的扶贫成效主要依靠政府的转移支付(见图 2)。

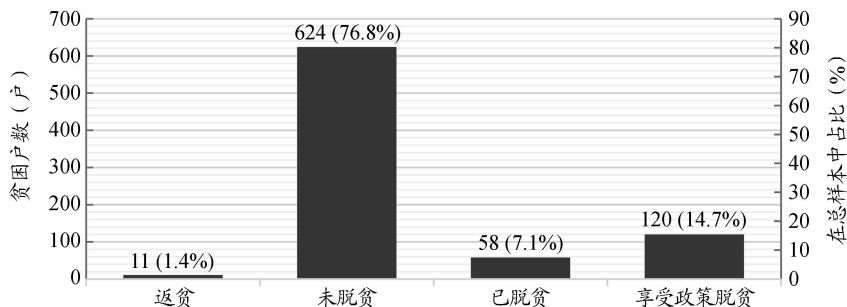


图 2 扶贫成效

在访谈中了解到,一旦政府直接性帮扶措施中断,此类型脱贫群体极易返贫。“自身发展动力不足”“缺土地”“缺资金”和“缺技术”是致贫的主要原因,占比分别是 36.4%、25.9%、11.8%和 11.0% (见图 3)。特别值得注意的是,非“自身发展动力不足”致贫的贫困户,更容易脱贫,这说明了贫困户自身改善当前生活困境动力不足,会降低政府扶贫项目减贫效率。据访谈了解,样本分布的国家级贫困县贫困村,兼业农户和半兼业农户不足 1%,外出务工人员不到 10%,传统农业生产易受自然、市场因素影响,致贫风险大。“一般农户”相较“低保贫困户”更易于脱贫,即贫困程度影响扶贫

^⑧数据来源:《阿克苏沙雅县阿牙克库勒达希村贫困调研分析》。

成效,“低保贫困户”生活严重依赖政府低保金,是精准扶贫的难点。

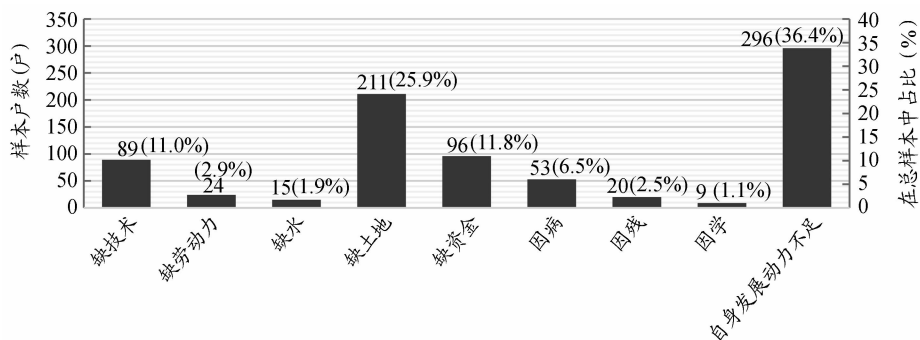


图3 致贫原因

2.不显著影响因素分析

在模型二中“户主性别”没有通过显著性检验,这归因于“户主性别”并不能改变家庭中男性成员的主导地位,所以此变量对扶贫成效并没有显著影响。户主“劳动技能”没有通过显著性检验,因为贫困户的主要收入来源是农业生产,技术需求较低,且“技能劳动力”样本个数占比仅有3%,无法对扶贫成效产生显著影响。“大病医疗”没有通过显著性检验。虽然样本中参加新疆城乡居民大病保险的贫困户占比高达89%,但是大病保险风险转移、托底保障的作用对降低因病返贫的概率作用较大,对帮助贫困户脱贫作用较小。“与村距离”没有通过显著性检验,理论上距离经济中心越近,贫困户享受的公共设施服务越多,距离越远,贫困户越封闭,传统生产生活方式更难以转变。但文章所选取的“与村距离”指标描述的是贫困户与村主干道的距离,6个样本村经济生产结构单一,二、三产业近乎于零,村内其他增收途径匮乏,故贫困户“与村距离”对扶贫成效影响不大。

(四) 显著影响因素弹性测算与分析

上述非线性模型回归结果中,估计量 $\hat{\beta}_i$ 并非边际效应(marginal effects),不能直接用来作为弹性,仅可视为半弹性。显著影响因素弹性测算如下:

对于Logit模型,设 $p = P(y=1 | x)$,则 $1-p = P(y=0 | x)$ 。

假设 x_j 变为 x_j+1 ,记 p 的新值为 p^* ,则新机率比与原机率比的比率可以写为:

$$\frac{p^*/(1-p^*)}{p/(1-p)} = \frac{\exp[\beta_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_j(x_j+1) + \dots + \beta_i x_i]}{\exp(\beta_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_j x_j + \dots + \beta_i x_i)} = \exp(\hat{\beta}_j) \quad (5)$$

表示解释变量 x_j 增加一单位引起机率比变化的倍数,尤其针对解释变量至少变化一个单位(比如性别、婚否等虚拟变量,年龄、子女个数等实变量)的弹性解释, $\exp(\hat{\beta}_j) - 1$ 表示变动幅度,倘若 $\hat{\beta}_j$ 较小,则 $\exp(\hat{\beta}_j) - 1 \approx \hat{\beta}_j$,如表9中“人均收入”。基于此,文章测算了模型一中通过显著性检验解释变量的机率比,并就具体含义解释如表9。

(五) 敏感性差异分析

为进一步消除区域社会、经济、文化发展造成的样本异质性,我们将样本分为两组:第一组包括国家级扶贫开发重点县的贫困村,包括和田县依斯拉木阿瓦提乡里青托尔依村、喀什疏勒县英阿瓦提乡安居尔村和阿拉甫乡尤喀克阿拉甫村,3个村,共485户;第二组包括非国家级扶贫开发重点县贫困村,包括和田市吐沙拉乡阿拉勒巴格村、阿克苏库车县硝尔库勒艾日克村和沙雅县阿牙克库勒达希村,3个村,共328户。分别进行回归,并对户主年龄进行平方处理,由表10可以看出模型三、

四部分变量显著性较模型二发生了改变,进一步分析得出以下重要结论。

表9 显著影响因素弹性值及含义解释

解释变量	$\hat{\beta}_i$	odds ratio	具体含义解释说明
户主年龄	0.145 0	1.15	户主年龄每增加一岁,脱贫机率比增加 15%
劳动力人数	0.166 1	1.18	家庭劳动力人数每增加一人,脱贫机率比增加 18%
受教育程度	0.730 0	2.07	户主受教育提高一个水平,脱贫机率比是未提高的 2.07 倍
健康状况	0.751 5	2.12	健康户主的脱贫机率比是患有慢病户主的 2.12 倍
耕地面积	0.076 8	1.08	耕地面积增加 1 亩,脱贫机率比增加 8%
住宅状况	1.287 5	3.62	住房安全的贫困户,脱贫机率比是不安全的 3.62 倍
饮用水状况	2.675 9	14.53	饮水安全的贫困户,脱贫机率比是不安全的 14.53 倍
人均收入	0.000 5	0.000 5	人均收入增加一个单位,脱贫机率比增加 0.05%
外出务工时间	0.072 6	1.08	外出务工时间增加 1 天,脱贫机率比增加 8%
贫困程度	1.120 8	3.07	贫困程度降低一个水平,脱贫机率比是原水平的 3.07 倍
致贫主观因素	1.038 3	2.82	非自身发展动力不足的贫困户脱贫机率比是自身发展动力不足 2.82 倍

表10 国家级与非国家级贫困县差异性分析实证结果

解释变量	Logit 模型三(国家级扶贫开发重点县)				Logit 模型四(非国家级扶贫开发重点县)			
	参数	Z 统计值	参数	Z 统计值	参数	Z 统计值	参数	Z 统计值
户主年龄(X_1)	-0.039 5	-1.699 5*	0.184 8	1.528 6	0.060 7	3.659 9***	0.222 0	2.323 2**
户主年龄(X_1^2)	—	—	-0.002 1	-1.890 8	—	—	-0.001 5	-1.725 6*
劳动力人数(X_2)	0.429 6	4.624 7***	0.453 3	4.971 9***	0.187 5	2.079 6**	0.190 7	2.094 9**
性别(X_3)	-0.541 9	-2.398 8	-1.535 7	-2.364 1**	-0.594 2	-1.222 0	-0.649 6	-1.326 2
受教育程度(X_4)	0.703 1	1.438 5	0.847 1	1.646 0	1.196 3	3.453 6***	1.310 4	3.589 5***
健康状况(X_5)	0.710 7	1.025 8	0.764 6	1.077 3	0.160 3	0.372 9	0.337 5	0.737 6
劳动技能(X_6)	-1.211 1	-1.627 6	-1.787 7	-1.184 8	0.763 0	1.608 7	0.543 8	1.108 7
大病医疗(X_7)	1.885 0	1.465 2	2.219 7	1.632 2	-0.006 7	-0.009 2	0.062 8	0.086 6
耕地面积(X_8)	-0.066 8	-0.892 6	-0.059 8	-0.795 2	0.060 0	0.605 6	0.063 4	0.624 3
与村距离(X_9)	3.472 1	4.913 6***	3.590 7	4.926 0***	-0.005 4	0.051 9	0.031 8	0.301 8
住宅状况(X_{10})	1.700 4	2.359 2**	1.697 2	2.316 9**	3.035 2	2.703 9***	2.990 1	2.729 7***
饮用水状况(X_{11})	6.142 8	4.486 9***	6.133 4	4.534 1***	1.722 7	2.488 5**	1.704 1	2.509 5**
人均收入(X_{12})	0.002 0	6.108 0***	0.002 1	5.978 3***	0.000 2	2.488 3**	0.000 2	2.579 2***
外出务工时间(X_{13})	0.179 3	2.048 0**	0.192 4	2.255 6**	0.035 2	0.728 9	0.052 5	1.048 4
贫困程度(X_{14})	0.807 3	2.820 7***	0.805 7	2.759 1***	1.274 7	5.957 2***	1.267 0	5.893 8***
致贫主观因素(X_{15})	1.589 8	2.777 6***	1.659 9	2.823 3***	-0.239 6	-0.471 5	-0.165 7	-0.322 9
McFadden R ²	0.722 975		0.732 554		0.457 196		0.465 508	
LR statistic	334.279 8		338.709 1		175.330 3		178.517 8	
Prob(LR statistic)	0.000 000		0.000 000		0.000 000		0.000 000	

注:“*”“**”“***”表示统计检验分别达到 10%、5%、1% 的显著性水平

在第一组样本中,“户主年龄”与扶贫成效呈负相关。但是,在第二组样本中,这一变量与扶贫成效呈倒 U 型关系,即随着“户主年龄”增加,贫困户脱贫先是容易,但是年龄大到一定程度,则对扶贫成效具有反向作用。两个子样本回归结果比较显示,国家级贫困县贫困家庭的“户主年龄”越大,传统观念越根深蒂固,扶贫成效越不显著,贫困发生率和返贫率越高。

贫困程度越高的贫困村,户主“受教育程度”对扶贫成效没有显著影响,尤其在边疆少数民族地区,受历史教育因素影响,户主受教育水平不仅低,而且汉语教育严重缺失,与外界沟通交流的障碍进一步加深了封闭性。

贫困程度越高的贫困村,“耕地面积”对扶贫成效没有显著影响。此结论需结合“外出务工时间”与“致贫主观因素”回归结果一并分析。模型三中“外出务工时间”与“致贫主观因素”与扶贫成

效显著为正,即非“自身发展动力不足”的贫困户更愿意打破传统路径依赖,积极外出务工,寻找新的增收途径,故而更容易脱贫。

由此可见,国家级贫困县的贫困村扶贫难度不仅难在生产资料匮乏,更难在贫困户自身发展动力不足。但是为了打赢脱贫攻坚战,政府的转移支付普遍是普惠制的,这就使贫困户滋生了“等、靠、要”的心理,使得扶贫资金使用效率下降,扶贫机制更缺乏激励效应。“短、平、快”的扶贫机制虽然能够直接增加贫困户收入,产生立即越过贫困线的脱贫效应,但却不能形成持续增收的力量,一旦消耗殆尽,产生依赖的脱贫人群会立即返贫。

为了更好地解释上面的回归结果,表 11 简单对比两个子样本的基本统计特征。我们发现,虽然国家级贫困县贫困家庭户主教育程度不比非国家级贫困县贫困家庭户主低,但是前者子女的辍学率却明显高于后者,外出务工时间和自我发展动力明显低于后者,这不仅证明了国家级贫困县贫困家庭对国家的依赖程度明显高于其他贫困县的贫困家庭,而且这类家庭的儿童辍学现象更为严重,这是他们更容易掉入“贫困陷阱”、贫困代际传递更强的根源所在。

表 11 国家级与非国家级贫困县贫困村差异性统计

样本类型	子女辍学 占比	户主外出务工 占比	户主受教育程度 小学及以上占比	户主内生发展 动力不足占比
国家级	65%	9%	74%	52%
非国家级	51%	33%	71%	21%

注:子女辍学占比=3~15岁青少年辍学人数/3~15岁青少年总人数(813个样本家庭)

五、结论与建议

本文基于微观视角深入分析了边疆少数民族特困地区贫困户个体、生产资料、贫困属性三个维度基本特征对精准扶贫的影响。在总体样本 Logit 实证分析结果中,“户主年龄”“受教育程度”“耕地面积”“贫困程度”和“致贫主观因素”等 12 项指标通过显著性检验,并且“受教育程度”“贫困程度”和“致贫主观因素”对脱贫作用表现出很强的弹性。

本文主要的实证结果与许多现有研究基本一致。不过,我们新引入的“致贫主观因素”变量反映了贫困户自我脱贫的意志和智力水平,不同的回归结果均显示这一变量对脱贫产生显著的消极影响,证明在样本贫困户中有超过 1/3 的家庭长期掉入“贫困陷阱”,不是因为缺乏劳动力,而是因为缺乏自我脱贫致富的意志,对政府直接财政支持产生长期的依赖性。笔者对个别家庭的深度访谈也得出同样的结论,同时发现掉入“贫困陷阱”家庭的孩子上学愿望比较低,辍学率比较高,从而出现严重的贫困代际传递现象。

当我们把样本分为“国家级贫困县”和“非国家级贫困县”分别进行回归分析时,“户主年龄”“受教育程度”“外出务工时间”和“致贫主观因素”等变量对脱贫影响的显著性及相关系数发生了明显变化。在国家级贫困县的样本中,“户主年龄”与脱贫出现负的关系,“受教育程度”对脱贫没有显著影响,说明这些贫困户不仅受教育水平低,而且户主年龄越大,对国家直接财政支持更加产生依赖性。而“外出务工时间”对国家级贫困县贫困家庭脱贫却产生显著影响,证明只要外出打工,自我脱贫的概率就会大大提高。“致贫主观因素”对国家级贫困县贫困户脱贫产生显著的负面影响,而对非国家级贫困户却没有显著性的影响。因此,长期掉入“贫困陷阱”的现象主要发生在国家级贫困县的贫困家庭,证明国家对贫困县长期直接“输血式”的扶贫只能起到短期脱贫作用,却导致了贫困家庭对国家的长期依赖,失去自我脱贫的内生动力。

根据实证结果和理论分析,本文得出以下几个主要结论:一是差异性的人口经济社会结构,使单一扶贫措施效力难以为继,连片特困地区精准扶贫需要因地制宜、因户制宜、因人制宜、因产业和收入路径制宜,找出病根,有的放矢,精准发力。二是贫困户“自身发展动力不足”导致政府“输血式”转移支付产生“授人以渔”扶贫期望和“授人以鱼”扶贫效应的矛盾,尤其是国家级扶贫开发重点县的贫困户更缺乏内生动力,即使投入再多资金,也很难实现高质量、持续性的精准扶贫效果。三是教育的缺位导致边疆少数民族特困地区贫困户观念的禁锢、思想的落后、语言沟通的障碍,贫困代际传递现象严重。并且由于区域社会环境的特殊性,少数民族贫困地区精准扶贫还与社会稳定紧密联系,扶贫工作者面对严格的政绩考核,因而更加关注贫困户是否脱贫,贫困村是否能如期摘帽,极易产生强制性脱贫。

依据结论,本文提出以下建议:一是扶贫先扶志,降低返贫风险。政府逐步实现从救济型援助方式向发展型扶贫方式的转变,处理好公平与激励的关系,建立长效扶贫机制,杜绝短暂性脱贫的保障,建立贫困户精准判别机制,找到最需要扶持的人,优化扶贫资金配置,提高精准扶贫质量。二是加大扶智力度,严防贫困代际传递。巩固少数民族贫困地区义务教育,严控辍学率,防止贫困代际传递,为特困地区经济发展提供智力保障。结合村民实际需求开展农业生产技能培训,丰富劳动技能。村干部要将拓宽外乡务工渠道作为精准扶贫措施,引导家庭剩余劳动力转移至县、市务工,拓宽收入渠道。三是因势利导,注重区域经济发展“益贫性”。推动整合农村细、碎化土地,实现农业生产规模化、机械化。发挥要素结构禀赋优势,形成主导优势产业链,吸纳当地劳动力就业,助力特色优势产业发展,并对进入区域的前驱企业所产生的外部性予以补偿,营造良好生产经营氛围,实现区域“益贫式”经济增长。

参考文献:

- [1]阿马蒂亚·森.贫困与饥荒——论权利与剥夺[M].王宇,王文玉,译.北京:商务印书馆,2000:2-8.
- [2]BIRLDSALL N,LONDONO J L.Asset inequality matters:An assessment of the World Bank's approach to poverty reduction[J].American Economic Review,1997,87(2):32-37.
- [3]ENDERS W,HOOVER G A.The nonlinear relationship between terrorism and poverty[J]. American Economic Review,2012,102(3):267-272.
- [4]DEATON A.Measuring poverty in a growing world[J].Review of Economics and Statistics,2005,87(1):1-19.
- [5]DANZIGER S,GOTTSCHALK P.Earnings inequality,the spatial concentration of poverty,and the underclass[J].American Economic Review,1987,77(2):211-215.
- [6]YAO S J,ZHANG Z Y,HANMER L.Growing inequality and poverty in China[J].China Economic Review,2004,15(2):145-163.
- [7]陈飞,卢建词.收入增长与分配结构扭曲的农村减贫效应研究[J].经济研究,2014,49(2):101-114.
- [8]RAVALLION M,JALAN J.China's lagging poor areas[J].American Economic Review,1999,89(2):301-305.
- [9]YAO S J.Economic growth,income inequality and poverty in China under economic reforms[J].Journal of Development Studies,1999,35(6):104-130.
- [10]姚树洁.中国改革二十年来的经济发展与贫困缩减[J].当代经济科学,2003,25(1):1-14.
- [11]SUTHERLAND D,YAO S J.Income inequality in China over 30 years of reforms[J].Cambridge Journal of Regions, Economy and Society,2011,4(1):91-105.
- [12]张林秀,霍艾米,罗斯高,等.经济波动中农户劳动力供给行为研究[J].农业经济问题,2000,21(5):7-15.
- [13]蔡昉,王美艳.从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战[J].经济研究,2016,51(5):14-26.
- [14]李实.中国农村劳动力流动与收入增长和分配[J].中国社会科学,1999(2):16-33.
- [15]黄承伟,覃志敏.贫困地区统筹城乡发展与产业化扶贫机制创新——基于重庆市农民创业园产业化扶贫案例的分析[J].农业经济问题,2013,34(5):51-55.
- [16]ALLEN R C.Absolute poverty:when necessity displaces desire[J].American Economic Review,2017,107(12):3690-3721.
- [17]DEATON A.Price indexes,inequality,and the measurement of world poverty[J].American Economic Review,2010,100(1):

5-34.

- [18] 樊丽明,解垚.公共转移支付减少了贫困脆弱性吗?[J].经济研究,2014(8):67-78.
- [19] 贾俊雪,秦聪,刘勇政.“自上而下”与“自下而上”融合的政策设计——基于农村发展扶贫项目的经验分析[J].中国社会科学,2017(9):68-89,206-207.
- [20] SUBRAMANIAN S, DEATON A. The demand for food and calories[J]. Journal of Political Economy, 1996, 104(1): 133-162.
- [21] 杨娟,赖德胜,邱牧远.如何通过教育缓解收入不平等?[J].经济研究,2015(9):86-99.
- [22] 程名望, JIN Y H, 盖庆恩,等.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[J].经济研究,2014(11):130-144.
- [23] GUAGNANO G, SANTARELLI E, SANTINI I. Can social capital affect subjective poverty in Europe? an empirical analysis based on a generalized ordered logit model[J]. Social Indicators Research, 2016, 128(2): 881-907.
- [24] 朱梦冰,李实.精准扶贫重在精准识别贫困人口——农村低保政策的瞄准效果分析[J].中国社会科学,2017(9):90-112.
- [25] MADDALA G S. A perspective on the use of limited-dependent and qualitative variables models in accounting research[J]. The Accounting Review, 1991, 66(4): 788-807.

Research on the theory and strategic path of breaking the “poverty trap” in poverty-stricken areas in China’s new era

YAO Shujie^{1,2,3}, WANG Jiefei¹, WANG Feng¹

(1. School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China;

2. College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou 510000, P. R. China;

3. School of Economics, University of Nottingham Ningbo China, Ningbo 315000, P. R. China)

Abstract: Using village level micro data, this paper constructs a theoretical model to reveal to what extent household characteristics, means of production and poverty features influence targeted poverty alleviation. It furthermore studies the sensitivity differences among households with different levels and characters of poverty. Based on the 813 households survey data from the frontier-minority areas of Xinjiang Autonomous Region, a Binary Choice Logit Model is employed to analyze the influence of household characteristics and production conditions from three dimensions on targeted poverty reduction. The empirical study shows that age, education, cultivated acreage, poverty status and the reason of poverty are key determinants of poverty. The consequence of odds ratio calculated emphasizes that endogenous motivation plays a pivotal role in targeted poverty alleviation. From further sensitivity analysis based the same empirical framework, it is found that it is more difficult for poorer households to escape poverty not because of resource endowments but because of the lack of endogenous motivation, which not only has a significant effect on sustainable poverty reduction but can also become a long term deterrent of China’s ability to build an all-round well-off society. Our key policy recommendation is that poverty alleviation effort should not disproportionately depend on resource transfers, instead, primary efforts should be made to create a production and education led facilitation mechanism to stimulate the desire for endogenous efforts of poor households. In this regard, pro-poor growth is the future direction of targeted poverty alleviation.

Key words: targeted poverty alleviation; education improvement; endogenous motivation; binary choice logit model; pro-poor development

(责任编辑 傅旭东)