

脱贫攻坚政策的溢出效应:基于对非贫困户生活满意度的影响研究

蔡宇涵, 黄滢, 郑新业

[摘要] 脱贫攻坚实现了对农村地区的整体改造。精准扶贫除对贫困人口带来直接影响外,还通过生产生活基础设施改善、社会资本积累和相对收入位置变化对非贫困人口产生溢出效应。本文利用中国贫困人口微观追踪数据库中针对非贫困户展开的调查数据,估计了脱贫攻坚对农村居民生活满意度的影响。研究发现,脱贫攻坚产生了“贫困村效应”,即贫困村居民的生活质量和收入整体提升,显著提高了非贫困户的生活满意度;而贫困户收入的相对增长能够促进农村社会资本积累,但同时会导致非贫困户相对收入位置下降,分别产生正向的“邻善效应”和负向的“位置效应”。更换不同形式的变量和模型,结果依然稳健。异质性研究显示,脱贫攻坚对不同收入水平的非贫困户的影响是不一致的。随着收入的提高,脱贫攻坚的“贫困村效应”增加;而贫困户收入相对增长产生的“邻善效应”和“位置效应”均对于中等收入非贫困户更为显著。综合考虑以上机制对生活满意度的影响发现,脱贫攻坚能够显著提升农村居民的生活满意度,其中对高收入群体的提升作用最为显著。本文的研究拓展了脱贫攻坚影响的评价维度,为全面准确地评估精准扶贫政策的总体效果提供了新的视角。

[关键词] 脱贫攻坚; 非贫困户; 生活满意度; 社会资本; 位置效应

[中图分类号]F120 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)11-0024-20

一、引言

脱贫攻坚是中国以贫困地区、贫困人口为瞄准对象开展的一项伟大实践。对于农村地区而言,这不仅是贫困人口收入大幅增加、精神风貌焕然一新的过程,更是农村生产要素全面升级、人居环境有效改善的过程,是乡村基层治理体系不断完善、治理能力显著提升的过程。可以说,脱贫攻坚实现了对中国农村地区的整体改造。2013年底,习近平总书记在总结大量实践经验的基础上,提出“精准扶贫、精准脱贫”的基本方略,有效解决了传统“大水漫灌”式减贫制度设计中存在的针对性不强、扶贫低质低效等缺陷(汪三贵和曾小溪,2018),中国贫困发生率和贫困人口数量显著下降。2021

[收稿日期] 2021-03-26

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“中国家庭能源消费研究”(批准号 71774165);国家社会科学基金特别委托项目“创新驱动发展研究”(批准号 2021MYB012)。

[作者简介] 蔡宇涵,中国人民大学应用经济学院博士研究生;黄滢,中国人民大学应用经济学院副教授,经济学博士;郑新业,中国人民大学应用经济学院教授,中国人民大学当代政党研究平台研究员,博士生导师,经济学博士。通讯作者:郑新业,电子邮箱:zhengxinye@ruc.edu.cn。感谢华岳、梁平汉、黄阳华、马超、谢伦裕的宝贵意见,感谢匿名评审专家和编辑部的有益建议,当然文责自负。

年,中国脱贫攻坚战取得了全面胜利,现行标准下9899万农村贫困人口全部脱贫,832个贫困县全部摘帽,12.8万个贫困村全部出列,区域性整体贫困得到解决,完成了消除绝对贫困的艰巨任务。中国脱贫攻坚为世界减贫工作提供了可供借鉴的中国经验。大量研究表明,精准扶贫政策不仅显著提高了贫困户的劳动收入和劳动生产率(李芳华等,2020),也有效地改善了贫困人口的健康状况以及应对风险和不确定性的能力(尹志超等,2020;陈昊等,2020;黄薇,2017),并在长期内能够避免贫困人口重新返贫(黄薇,2019)。

现有以中国精准扶贫或脱贫攻坚为主题展开的微观层面的研究多以贫困人口为研究对象。然而,从政策效果看,脱贫攻坚不仅实现了贫困人口生活水平的显著提升,也对农村的广大非贫困人口产生了巨大的溢出效应,但鲜有文献从全局视角就政策实施如何影响非贫困人口展开研究。本文基于如下原因聚焦非贫困人口:①从脱贫攻坚的政策实践看,中央和地方各级政府出台和实施了大量惠及非贫困人口的普惠性政策,如村级基础设施改善和美丽乡村建设,因而非贫困人口同样是脱贫攻坚的参与者。②从中长期发展目标看,在夺取脱贫攻坚战全面胜利基础上,中国进入全面推进乡村振兴新阶段,朝着逐步实现全体人民共同富裕的目标继续前进。这一过程不仅聚焦低收入人口和欠发达地区,更强调通过普惠性政策支持促进乡村全面振兴,也意味着政策重心由贫困地区、贫困人口向所有农村、全体农民逐步拓展。因此,考察政策实施对非贫困人口的影响,不仅是系统地评估脱贫攻坚影响的重要前提,也能够为实现脱贫攻坚与乡村振兴战略有效衔接提供参考。

此外,从政策影响角度看,脱贫攻坚不仅提升了农村人口的收入水平,也对居民的生活幸福感^①产生了显著影响。分析和探讨“幸福感”具有理论和实践意义。理论层面,个体效用水平是度量社会福利、构造综合社会福利评价体系的基础(欧阳葵,2010)^②;从政策实践看,增进人民福祉、增强人民“幸福感”是重要的政策着眼点。但是,越来越多的研究表明,尽管收入或财富能够影响幸福水平,但是其绝非唯一决定因素,因而直接使用收入水平作为“幸福感”的度量指标是不准确的(Kahneman and Deaton,2010)。评估政策效果时,有必要使用更综合的指标衡量人们的幸福水平。

本文以中国一个典型贫困县的非建档立卡户为研究对象,利用中国贫困人口微观追踪数据库,探讨脱贫攻坚对非贫困人口生活满意度的影响及其机制。脱贫攻坚期间,“因村精准施策”和“因人、因户精准施策”使这一过程呈现“公共资源向贫困村倾斜”和“贫困人口收入相对(非贫困人口)增长”两个主要特征。实证结果表明,这一政策体系能够通过多种渠道对非贫困人口产生溢出效应,并对其生活满意度产生显著影响:一方面,在行政村层面(简称村层面),普惠性政策能够通过提高生活质量和促进收入增长提升农村居民的生活满意度(13.21%);另一方面,对于非贫困户而言,贫困户收入相对增长能够同时增加其社会资本、降低其相对位置,分别产生正向的“邻善效应”(10.66%)和负向的“位置效应”(-12.99%),但总体上会降低部分非贫困户的生活满意度。收入异质性分析表明,随着收入的提高,“贫困村效应”增加;而“邻善效应”和“位置效应”均对中等收入非贫困人口更显著。

余文安排如下:第二部分归纳脱贫攻坚政策体系对非贫困户产生溢出效应的可能机制,提出研究假说,并介绍回归模型;第三部分介绍数据,报告主要回归结果,并对内生性问题进行处理;第四部分对脱贫攻坚影响非贫困户生活满意度的机制和渠道进行检验并展开讨论;第五部分进行异质性分析和影响机制分解;最后总结全文。

① 根据Norwood(2011)，“幸福感”(Happiness)和“生活满意度”(Life Satisfaction)具有等价含义,都用于衡量个人“效用”(Utility)水平。因此,本文交替使用幸福感、生活满意度和效用三个词语。

② 从个体效用函数到社会福利函数,涉及个体偏好或个体效用的加总以及社会福利评价标准的选择等问题(欧阳葵和王国成,2014)。由于本文聚焦政策对个体居民的影响,故未就以上问题展开深入探讨。

二、研究假说与回归模型设定

1. 假说提出

“精准扶贫、精准脱贫”基本方略是打赢脱贫攻坚战的思想指南和行动遵循。在脱贫攻坚中,为保证精准识别帮扶对象、制定帮扶措施,各地政府以农户收入为基本依据,综合考虑住房、教育、健康等情况来识别贫困户,对每个贫困户建档立卡。被识别为贫困户的农户被称为“建档立卡户”,其他为“非建档立卡户”(即“非贫困户”)①。根据建档立卡贫困户的比例,结合当地基础设施和生产生活条件的发展情况,部分整村发展水平较落后的行政村于2014年被识别为“贫困村”,其他行政村为“非贫困村”②。与国际大型减贫项目相比,中国脱贫攻坚政策的一个重要特征是,不仅强调“因人、因户”精准施策,同时重视“因村”精准施策,如因地制宜发展本地产业、建设农村基础设施等。因此,脱贫攻坚期间实施的政策可被归纳为“个人、家庭层面减贫政策”和“村层面减贫政策”。通过“精准施策”,不仅贫困人口收入相对(非贫困人口)快速增长,而且公共资源向贫困村倾斜也使得贫困村基础设施和公共服务相对非贫困村不断完善。而这些政策均能对非贫困人口产生影响。可以看出,尽管以贫困人口、贫困地区为直接瞄准对象,但脱贫攻坚作为一项在全国范围内开展的政策实践,带来了广泛的溢出效应,对整个乡村、全体农村居民都产生了多维度的深远影响。

在研究过程中,本文重点关注政策实施对居民生活满意度和效用水平的影响。理论与实证研究表明,效用的影响因素主要分为个人层面因素和宏观层面因素。个人层面因素包括年龄、健康水平等人口特征,也包括就业、收入等因素。其中,收入与幸福感的关系尤为复杂。研究表明,个人效用不仅取决于自身收入水平,也在很大程度上取决于其与周围邻里、亲友或同事的相对收入(Frijters et al., 2004; Clark and Senik, 2010)。另外,幸福感也与社会资本(Social Capital),如信任感、社交网络等密切相关(Leung et al., 2011)。宏观层面因素包括社会不平等程度(孙计领等, 2018; Ding et al., 2021)、经济增长(欧阳葵, 2010)、文化观念(Diener et al., 2002)、民主程度(陈前恒等, 2014)和环境质量(Brereton et al., 2008; MacKerron and Mourato, 2009)等。综合考虑前述因素,本文将居民的效用函数 $u(\cdot)$ 表示为:

$$u=u(L, Inc, \overline{RInc}, SC, X, Z, E) \quad (1)$$

其中, L 表示居民生产生活条件, Inc 和 \overline{RInc} 分别表示居民自身收入水平和参照组人群平均收入水平, SC 表示居民的社会资本; X, Z 和 E 表示居民效用水平的三组决定因素,分别为个人、家庭和地区特征变量。下面基于政策实践,从个体效用函数的决定因素出发,归纳脱贫攻坚对非贫困户产生溢出效应的渠道。

(1)渠道一:公共资源与“贫困村效应”。在脱贫攻坚过程中,与非贫困村相比,贫困村能够享受村层面减贫政策和大规模基础设施投资。这能够直接或间接提高居民的幸福感和满意度。本文将这一影响称为“贫困村效应”。其中,直接效应主要来自生活环境和生活条件改善对农村居民生活满意度的影响。具体而言,大规模农村电网(简称农网)投资实现了农村电力普遍服务,保障了农村居民生活用

① 从组成看,农村居民包括“建档立卡户”和“非建档立卡户”。其中,“建档立卡户”在被识别之后、脱贫之前被称为“建档立卡贫困户”(简称“贫困户”),脱贫之后被称为“建档立卡脱贫户”(简称“脱贫户”),且继续享受相关帮扶政策;“非建档立卡户”等价于“非贫困户”(或非贫困人口),不享受家庭或户层面的帮扶政策。因此,在本文叙述过程中,将贫困户和脱贫户统称为“建档立卡户”;同时交替使用“非建档立卡户”和“非贫困户”。

② 在非贫困村同样可能存在一定比例的建档立卡户,而在贫困村也会存在非建档立卡户。

电的安全性和稳定性;交通基础设施建设以及卫生室、图书室等医疗和教育基础设施的普及,提高了居民生活便捷程度;美丽乡村建设,如垃圾和污水处理设施、文娱设施等不断完善,极大程度美化了乡村的人居环境。因此,村级基础设施建设和其他村层面减贫政策的实施可直接提高农村居民的生活满意度。间接效应是指,农村基础设施能够提高农村居民收入,从而间接提高居民的效用水平。从基础设施的增收渠道看,村组道路、通村公路等农村交通设施能够加强偏远地区居民与乡镇中心、县城等周边经济活动中心之间的联系,这与居民收入、就业、经济增长等密切相关(刘冲等,2020;Fischer and Qaim,2012)。与市场联系便利性的提升对促进农村居民增收具有重要意义;对于农民和自营工商业居民,道路能够降低商品或产品的运输成本(Qin and Zhang,2016);对于外出就业的居民,交通基础设施则能够减少通勤时间及交通成本,或通过促进劳动力转移提高其收入(汪德华等,2019;刘晓光等,2015)。因此,短期内交通基础设施能够促进农村居民务农收入、经营收入或工资收入增长;而长期居民收入最大化选择可能导致其收入结构发生变化,表现为劳动力外流从而务工收入增长,务农收入、经营收入和工资收入可能会下降。除交通基础设施外,农村电力投资能够为农业生产技术提升提供电力保障,并通过电商拓宽产品销售渠道,促进农村居民收入的提高。农田水利设施能够满足农户灌溉需求,提高土地利用率和农业劳动生产率,最终提高农村居民务农收入。作为效用水平的决定因素之一,收入或财富水平的绝对增长将提高非贫困户的生活满意度。

上述分析表明,基础设施能够促进非贫困户收入增长,且这一作用的大小在很大程度上取决于收入结构。短期内基础设施可能提高居民的务农收入、经营收入或工资收入;长期看则可能提高务工收入,对务农收入、经营收入或工资收入的影响具有不确定性。

从收入结构看,不同收入水平的居民^①收入结构存在异质性。本次调查问卷依据收入来源把收入分为务农收入、工资收入、务工收入、转移收入、经营收入和其他收入(如财产性收入)六类,并在调查时列举了各类收入来源的具体内容。把样本家庭依据2017年家庭人均收入水平由低到高排序并等分为5组,1—5组依次表示最低至最高收入组,如图1所示。可以看出,工资收入和外出务工收入在总收入中的比重随收入增加而上升,而务农收入和转移支付收入比重则呈下降趋势。因此,由于收入结构与收入水平相关,当基础设施通过不同渠道促进收入增长时,这一增收作用可能同样表现出收入异质性。

由此,本文认为,脱贫攻坚影响非贫困户生活满意度的第一种渠道为“贫困村效应”,即通过直接改善居民生活环境和提高居民收入影响非贫困户的效用水平。

(2)渠道二:社会资本与“邻善效应”。通过“因人、因户”精准施策,建档立卡户生活改善,能够以多种方式直接改善与非贫困户的邻里关系,提升非贫困人口的社会资本和生活满意度。本文将这一影响称为“邻善效应”。这其中,在各类扶贫政

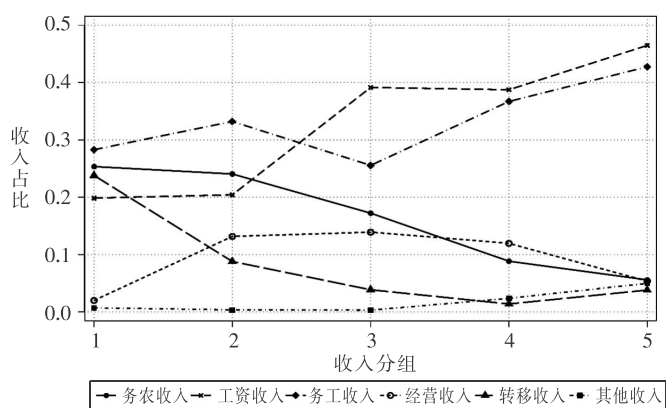


图1 非贫困户收入结构

① 由于本文的研究对象仅为农村的非贫困人口,除强调“全体农村居民”外,此处及后文中出现的“农村居民”以及“贫困村的居民”“非贫困村的居民”等均特指农村地区的非贫困人口。

策支持下,贫困人口收入提高、支出下降,同时其信贷渠道拓宽、风险降低,能够有效减少低收入人口的民间借款或赊账等行为,产生“邻善效应”。大量研究表明,发展中国家特别在其农村地区,信贷市场发展落后,银行或保险公司等正规金融机构普及度较低(Banerjee and Duflo, 2007),信贷约束问题非常普遍。此时,如果农村居民面临收入或消费冲击,非正式保险(Informal Insurance)成为放松资金约束的主要渠道,能够降低农村居民收入波动风险、平滑消费或减缓生产周转困难。民间借贷作为非正式保险的主要表现形式之一,也是农村金融市场的重要组成部分。在农村金融体系不完善的条件下,民间借贷在一定程度上承担了分摊农户风险、满足农民资金需求的职能(杨汝岱等, 2011)。但是,与高收入农村居民相比,低收入居民应对不确定性的能力以及债务偿还能力相对较弱,因而更容易引发由借贷产生的民间纠纷。研究表明,政府转移支付能够降低穷人参与民间借贷的概率和规模(尹志超等, 2020),借贷引发的矛盾可能因此减少,从而邻里关系得到改善。

综上,本文提出脱贫攻坚影响居民生活满意度的第二种渠道,即通过促进低收入人口减贫增收,形成良好的社会规范(Social Norms),对非贫困户产生“邻善效应”。

(3)渠道三:相对收入与“位置效应”。越来越多的研究表明,除绝对收入水平外,个体相对于周围人(如亲友、同事、邻居等参照组)的收入水平差异,同样能够对其主观幸福感或生活满意度产生一定的影响(Schalembier et al., 2020; Perez-Truglia, 2020)。关于相对收入对幸福感影响的探讨可以追溯至“伊斯特林悖论”(Easterlin Paradox)或“幸福悖论”。1974年,美国经济学家理查德·伊斯特林(R. Easterlin)在其著作《经济增长可以在多大程度上提高人们的快乐》中提供的证据显示,尽管在一国的某个特定时期富人的主观幸福感高于穷人,但长期看,人们的幸福感并未随收入增长而呈现上升趋势。这意味着,财富水平的增长并没有促进居民幸福水平的持续提高。对“伊斯特林悖论”形成机制的一种解释是“相对收入理论”。该理论认为,尽管自身收入水平的绝对提升能够提高幸福感,但若相对收入水平下降,或其在参考系中所处的“位置”(Position)下降,人们的效用水平也会因此降低。这种相对位置下降对个体效用产生的负向影响被称为“位置效应”。

脱贫攻坚以来,与建档立卡户相比,非贫困户的相对经济位置在下降。这表明,脱贫攻坚政策可能存在影响农村居民生活满意度的第三种机制,即同村建档立卡户相对非建档立卡户收入水平迅速提高、生活水平显著改善,导致非贫困户在本村的相对(经济)位置下降,生活满意度因而下降。

综上,脱贫攻坚对非贫困户产生溢出效应的机制如图2所示。据此提出:

假说1:村级减贫政策会引起“贫困村效应”。一方面,通过改善农户生活便利性和生活环境,直接提高非贫困户幸福感;另一方面,通过改善生产经营条件、降低交通成本等,提高农村居民收入,并间接影响非贫困户生活满意度。

假说2:建档立卡户收入水平增加,应对风险和不确定性的能力提高,可能使得民间借贷行为以及不法行为减少,并对非贫困户产生正向“邻善效应”。

假说3:建档立卡户收入水平增加从而经济位置提高,将导致非贫困户相对收入下降并产生“位置效应”,表现为非贫困户的生活满意度随着建档立卡户收入水平的提高而下降。

2. 回归模型设定

这里构造回归模型,检验脱贫攻坚相关政策实施对非贫困户生活满意度的影响。根据居民效用水平的决定式(1)和本文的分析框架,脱贫攻坚通过建设村级基础设施、提高本村建档立卡户的收入来影响非贫困户的生活条件、收入水平、社会资本和相对位置,并进一步影响其生活满意度评价。因此,设定如下基准回归模型:

$$LS_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Poverty_j + \beta_2 Inc_i + \beta_3 RInc_j + X_i \gamma + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

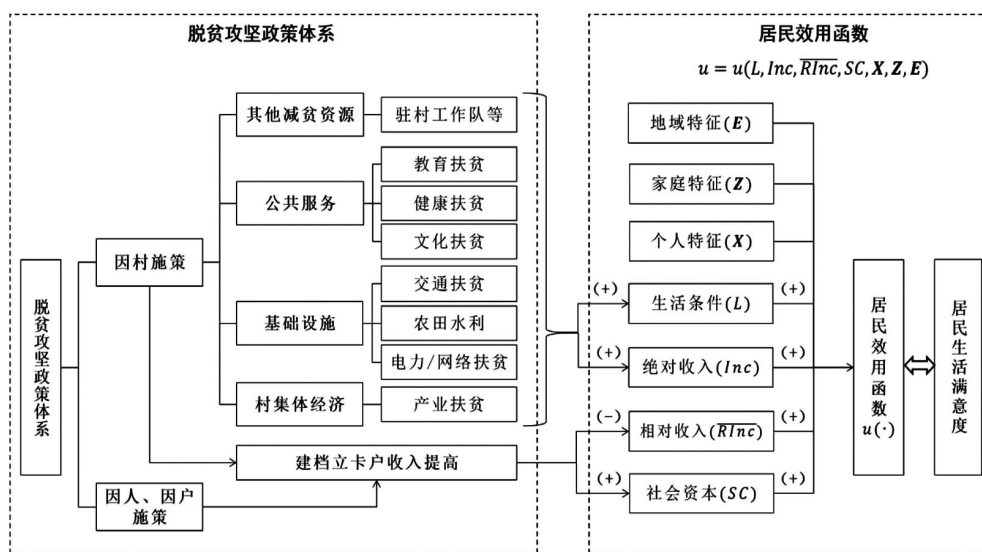


图2 脱贫攻坚政策的溢出效应：一个分析框架

注：本文分析对象为非贫困户，“+”和“-”表示相关政策或因素对非贫困人口生活满意度的影响方向，其中，“+”表示对非贫困户的生活满意度影响为正，“-”表示对非贫困户的生活满意度影响为负。

其中，被解释变量 LS 表示受访者的生活满意度评价。Cummins(1996)提出，个体的综合生活满意度包括健康、生产力、亲密度、物质、安全、社区和情感七个维度。本文参考以上度量维度，通过问卷调查获得受访者各个方面的生活满意度评价。

核心解释变量 $Poverty$ 是反映受访者所在行政村贫困属性的虚拟变量。 $Poverty=1$ 表示受访者所在村为“贫困村”，否则 $Poverty=0$ 。使用这一变量的原因是，在脱贫攻坚政策的实施框架下，贫困村与非贫困村的基础设施投资、扶贫政策实施内容和强度存在显著差异，因此，本文将 $Poverty$ 作为村层面减贫政策实施水平的代理变量^①。 Inc 表示受访家庭 2017 年人均收入水平，用于控制居民收入增长对生活满意度带来的收入效应。 $RInc$ 表示受访者所在村的建档立卡户 2017 年的平均收入水平，其系数反映同村建档立卡户收入增长对非贫困户生活满意度的平均影响。

控制变量 X 是一组个人层面的控制变量，包括受访者基本人口信息（性别、年龄、是否有配偶）、受教育程度、2017 年就业情况及受访家庭前期（2014 年）收入水平。这些因素一方面与受访者当前收入水平相关，另一方面能够对受访者的主观幸福感产生影响，因此，控制这些变量能够在一定程度上避免个人层面遗漏变量带来的估计偏误。

三、经验估计

1. 数据说明

本文使用的数据来自中国贫困人口微观追踪数据库。该数据库主要包括三部分：一是建档立卡

① 理想情况下，此处应该使用村级分类别基础设施投资数据以及描述其他村级减贫政策实施情况的统计数据作为解释变量，但遗憾的是，受限于数据可得性，本文并没有获得足够相关投资及政策实施情况数据。对于本文而言，使用 $Poverty$ 可能导致基础设施、村居环境改善的效果被低估。原因在于， $Poverty$ 实际上估计的是仅针对“贫困村”实施政策的效果，而不包含对所有行政村普惠的减贫政策。

户数据。这部分数据追踪统计了 X 县建档立卡户自被识别年份起各年度基本人口信息、收入、土地林地等自然资源等信息。二是非建档立卡户数据,来自 2018 年笔者在 X 县开展的入户问卷调查^①。该调查抽取了 X 县 22 个行政村,共回收有效问卷 1077 份,整理得到 1077 个非建档立卡户共 3412 名个体调查数据。数据变量主要涵盖基本人口和家庭特征、社会资本和生活满意度评价^②。三是村信息数据,主要包括各行政村耕地面积、灌溉面积等土地资源数据,以及 2014—2017 年各村总户数、总人口数等人口信息。本文使用了行政村层面数据和非建档立卡户数据。考虑问卷涉及受访者主观感受和认知,为保证问卷结果的质量,本文仅保留年龄在 14 岁及以上(能够正确理解问卷问题并作答)且个人信息完全的样本,共计 2913 个。

(1)关于村层面变量。回归中,第一个核心解释变量 *Poverty* 是反映行政村贫困属性的变量。从行政村的贫困属性看,调研覆盖的 22 个行政村包含 9 个贫困村。有效样本中,来自贫困村的样本有 1068 个,来自非贫困村的样本有 1845 个。回归的另一个核心解释变量 \overline{RInc} 为 2017 年同村建档立卡户平均收入。2017 年样本村建档立卡户的家庭人均收入为 7438.45 元,其中,贫困村和非贫困村的建档立卡户的平均收入分别为 8006.97 元和 6973.31 元。

(2)关于个人和家庭层面变量。本文基准回归模型中的被解释变量为非贫困户生活满意度,来自问卷调查。参考 Cummins(1996),调查了受访者对家庭经济、工作、自身健康、住房、社会生活、自然环境、闲暇时间和公共物品建设八个方面的满意度。对于每个问题,问卷均提供“0 分”“20 分”“40 分”“60 分”“80 分”和“100 分”6 个选项,分数越高表示满意度越高。描述性统计结果如表 1 所示。式(2)中被解释变量为各方面满意度评价的平均值,平均分为 74.68 分,最低分和最高分分别为 40 分和 100 分。

表 1 非贫困户生活满意度评价得分描述性统计

评价指标	样本量	均值	方差	最小值	最大值
家庭经济状况	2913	74.4662	18.1151	40.0000	100.0000
工作状况	2913	74.3289	17.9735	40.0000	100.0000
健康状况	2913	73.5805	18.3558	20.0000	100.0000
住房条件	2913	75.2763	18.3805	40.0000	100.0000
社会生活状况	2913	76.1826	18.1639	40.0000	100.0000
自然环境情况	2913	74.7065	17.9932	40.0000	100.0000
闲暇时间	2913	75.6059	17.7102	40.0000	100.0000
公共物品	2913	73.2784	20.0342	40.0000	100.0000
平均生活满意度 <i>LS</i>	2913	74.6782	17.0595	40.0000	100.0000

2. 基准回归结果

表 2 报告了本文的基准回归结果。第(1)列显示,平均而言,贫困村的受访者对生活满意度的评分比非贫困村样本高出 11.41 分。第(2)—(4)列的回归中加入个人层面变量 *X* 作为控制变量。第(3)列通过在回归中添加受访家庭 2017 年人均收入 *Inc*。在此基础上,第(4)列进一步加入 2017 年受访者所在村建档立卡户平均收入 \overline{RInc} ,来衡量相对收入对非贫困户生活满意度的作用。从 *Poverty* 的系数看,在控制非贫困户收入后,这一系数略有下降,但仍显著为正,意味着除了收入效应外,贫

^① 需要说明的是,调研对象仅为非建档立卡户,不包括建档立卡户。

^② 除家庭人口数、家庭收入支出信息为 2014 年和 2017 年外,其他变量均为 2017 年信息。

表 2 脱贫攻坚对非贫困户生活满意度的影响

变量	被解释变量:LS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Poverty</i>	11.4145*** (1.1232)	10.6750*** (1.0813)	10.6499*** (1.0795)	9.9254*** (1.1079)
<i>Inc</i>			0.1670 (0.1932)	0.8801*** (0.2187)
\overline{RInc}				-1.5160*** (0.3417)
个人层面	是	是	是	是
样本量	2913	2911	2911	2617
R-squared	0.1040	0.1767	0.1773	0.1896

注:个人层面变量包括受访者年龄、性别、受教育程度、婚姻状况、就业情况、2014 年家庭人均收入;括号内为聚类稳健标准误;***、**、* 分别表示回归系数在 1%、5%和 10%统计水平上显著,以下各表同。

困村可以通过其他渠道对非贫困户生活满意度产生影响。非贫困户收入的系数为正,且在 1%统计水平上显著,表明绝对收入提高对居民生活满意度具有促进作用。从 \overline{RInc} 的系数看,注意到若假说 2 和假说 3 成立,建档立卡户收入对非贫困户生活满意度存在两种方向相反的作用:一方面,建档立卡户收入增长可能改善邻里关系,对非贫困户产生正向溢出;但另一方面,非贫困户相对收入下降将通过“位置效应”对其生活满意度产生负向影响,从而同村建档立卡户平均收入水平对非贫困户生活满意度的净影响取决于两种作用的相对大小。结果显示, \overline{RInc} 的系数为-1.52,即平均而言,建档立卡户收入的提高将降低同村非贫困户的生活满意度。

3. 内生性问题

基准模型可能由于存在遗漏变量或测量误差而引起内生性问题。下面对此进行讨论。

(1)村层面遗漏变量问题及其处理。第一个内生性问题来自村层面可能存在的遗漏变量。在基准模型中,村级核心解释变量包括行政村贫困属性 *Poverty* 和建档立卡户平均收入 \overline{RInc} 。从 *Poverty* 看,“贫困村”是否在 2014 年被识别为贫困村与当年整村发展水平有关^①。尽管农村居民 2017 年的生活满意度等主观感受不与其所在村是否为贫困村直接相关,但行政村的地理位置、自然条件等因素既可能对 2014 年本村居民整体收入水平从而该村能否在当年被识别为贫困村产生影响,也可能对居民的主观感受产生影响。因此,本文加入村层面村居自然环境变量,包括地形特征、人均耕地面积、人均有效灌溉面积、人均水域面积和人均林地面积,控制自然条件对回归结果的影响。除自然条件外,宗教、习俗等文化因素同样可能构成遗漏变量。考虑同一乡镇(街道)所辖行政村地理位置相近,除自然条件外,文化条件也具有较高相似性。因此,本文通过控制乡镇固定效应,进一步处理可能由不可观测或不易衡量的文化因素及其他自然特征所导致的遗漏变量问题。

\overline{RInc} 同样为村级变量。这一变量与非贫困户的生活满意度可能同时受两类因素影响:一是自然和人文环境等因素;二是脱贫攻坚过程中村级减贫政策实施力度和范围。对于前者,同样可以通过加入村层面控制变量和乡镇固定效应进行处理;对于后者,根据政策实际,村级减贫政策与行政村

① 根据《国务院扶贫办关于印发〈扶贫开发建档立卡工作方案〉的通知》(国开办发〔2014〕24 号),贫困村识别原则上按照“一高一低一无”标准,即行政村贫困发生率(=建档立卡人口/全村总人口×100%)比全省贫困发生率高出 1 倍以上,行政村 2013 年全村农民人均纯收入低于全省平均水平 60%,行政村无集体经济收入。

是否为“贫困村”密切相关,而基准回归中加入了行政村贫困村属性 *Poverty*,因此,可以对村级减贫政策造成的遗漏变量问题进行处理。

(2)个人层面测量误差问题及其处理。基准回归可能存在的第二个内生性问题来自收入变量的测量误差。现有研究表明,此类由自我报告引起的测量误差与家庭规模、受访者个人特征、收入结构等因素相关(Gibson,2002;Althubaiti,2016),通过加入相关家庭层面控制变量,能够在一定程度上对这一问题进行处理(Sawada et al.,2019)。因此,本文在回归中加入受访家庭常住人口、户主信息以及2014年和2017年收入主要来源虚拟变量作为控制变量。此外,调查不仅直接询问了受访者2014年和2017年总收入,还询问了受访家庭分类别收入,为收入变量提供了重复度量(Replicate Measurements)。参考Pina-Sánchez(2016)、Benjamin et al.(2012)的做法,本文使用模拟外推法(Simulation-Exploration Method,SIMEX)进一步纠正由自我汇报和回忆引起的测量误差。表3报告了基准回归中内生性问题处理结果。第(1)、(2)列逐步加入村层面控制变量和乡镇虚拟变量;第(3)、(4)列对测量误差问题进行处理,其中,第(3)列进一步加入家庭层面控制变量进行回归,第(4)列在此基础上报告了SIMEX模型的估计结果。

表3 基准模型内生性问题及其处理结果

变量	被解释变量:LS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Poverty</i>	20.1477*** (1.3360)	15.0105*** (1.3128)	11.1051*** (1.2587)	11.1871*** (0.8292)
<i>Inc</i>	0.8752*** (0.1988)	0.6828*** (0.1695)	0.6985*** (0.1468)	0.6840*** (0.1055)
<i>RInc</i>	-1.7144*** (0.3987)	-1.3865*** (0.4108)	-0.8196** (0.3887)	-0.7985*** (0.2070)
个人层面	是	是	是	是
家庭层面			是	是
行政村层面	是	是	是	是
乡镇(街道)虚拟变量		是	是	是
样本量	2473	2473	2472	2472
R-squared	0.4572	0.6875	0.7491	

注:括号内为标准误,其中,第(1)–(3)列报告聚类稳健标准误,第(4)列使用 Bootstrap 方法构造标准误。

四、影响机制分析

1. “贫困村效应”

根据假说1,脱贫攻坚过程中,非贫困户的生活环境和生活便利性得到改善,对非贫困户的效用产生直接影响。交通、水利设施建设和农网改造可能促进非贫困户的收入增长,并通过收入效应间接影响非贫困户的生活满意度。下面分别检验这两种效应。

(1)贫困村直接效应检验。通过将式(2)中的被解释变量替换为受访者对不同方面的生活满意度的评价,对贫困村直接效应进行检验。若该效应存在,则应观察到贫困村居民对村居环境和生活条件等方面有更高的生活满意度评价。表4报告的回归结果表明,尽管贫困村的非贫困户对生活各方面满意度评价都显著更高,但两类村庄受访者对自然环境状况(见第(6)列)和公共物品建设状况

表 4 贫困村直接效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	家庭经济状况	工作状况	自身健康状况	住房状况	社会生活状况	自然环境状况	闲暇时间	公共物品建设状况
<i>Poverty</i>	9.9109*** (1.3467)	11.0681*** (1.4779)	11.7643*** (1.4176)	6.9981*** (1.4441)	11.0813*** (1.4620)	12.3827*** (1.3891)	11.5701*** (1.4853)	14.0655*** (1.3652)
<i>Inc</i>	0.8278*** (0.1609)	0.8295*** (0.1704)	0.7771*** (0.1758)	0.5405*** (0.1700)	0.7436*** (0.1710)	0.7949*** (0.1663)	0.6130*** (0.1652)	0.4614*** (0.1526)
<i>RInc</i>	-0.4262 (0.4353)	-0.5217 (0.4549)	-1.3952*** (0.4246)	-0.8803* (0.4661)	-0.7817* (0.4411)	-0.9594** (0.4259)	-0.4824 (0.4510)	-1.1099*** (0.4145)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	2472	2472	2472	2472	2472	2472	2472	2472
R-squared	0.7095	0.7067	0.6832	0.6584	0.6820	0.6950	0.6739	0.7433

注:控制变量包括所有个人层面、家庭层面、行政村层面控制变量以及乡镇虚拟变量,以下各表同。

(见第(8)列)满意度的评价差异更大,表明村级基础设施建设及扶贫政策可能改善了村工作条件和生活环境、提供公共服务,从而提高居民的效用水平。

(2)贫困村“增收效应”检验。构造回归模型(3)来估计和检验贫困村对非贫困户收入的促进作用:

$$Inc_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Poverty_j + \beta_2 Inc_{2014,ij} + Z_i \gamma + \mu_{ij} \quad (3)$$

其中,解释变量 $Inc_{2014,ij}$ 为受访家庭 2014 年收入。由于收入水平为家庭层面变量,以户为单位进行分析。 Z_i 为一组控制变量,包括家庭层面、村层面控制变量及乡镇固定效应。 β_1 表示在 2014 年户均收入及其他家庭特征相同的情况下贫困村的平均“增收效应”。表 5 第(1)列报告了估计结果。贫困村变量 *Poverty* 的系数显著为正,说明在其他条件相同的情况下,脱贫攻坚期间贫困村居民的收入水平增长更快,为假说 1 提供了证据。考虑基础设施对不同来源收入促进作用具有异质性,且不同收入水平的非贫困户收入结构存在差异(见图 1),本文通过按收入水平分析和按收入结构分析进一步验证和估计贫困村相关政策实施的增收作用。

按收入水平分析。本文在式(3)中加入 *Poverty* 与家庭前期收入 Inc_{2014} 的交互项,用于估计增收效应的收入异质性。交互项系数表示 2014 年收入水平相同时贫困村与非贫困村受访家庭收入增幅的差异;交互项系数为正,表明脱贫攻坚期间贫困村受访家庭的收入增幅更高。表 5 第(2)列的结果显示,交互项系数为 0.1155 且在 1%水平上显著,表明增收效应存在收入异质性;基础设施建设可能促进较高收入水平家庭的收入增长,而对于低收入家庭,增收效果并不显著。需要说明的是,2014 年非贫困村的相关基础设施和公共服务已经比较完善,且脱贫攻坚期间仍有非扶贫财政资金和少量扶贫资金投入非贫困村进行基础设施建设,因此,以 *Poverty* 作为基础设施投资代理变量,可能低估基础设施对非贫困户收入的作用。

按收入结构分析。仍以 *Poverty* 作为基础设施投资的代理变量,通过式(4)对受访家庭做收入结构分析,并讨论基础设施的增收作用:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Poverty_j + \beta_2 y_{2014,ij} + \delta_1 Poverty_j \times y_{2014,ij} + \beta_3 Inc_{2014,ij} + Z_i \gamma + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

其中,被解释变量 y_{ij} 表示受访家庭 2017 年各类收入水平,依次取务农收入、工资收入、务工收入、转移收入、经营收入和其他收入;解释变量 y_{2014} 表示 2014 年该家庭对应分类收入。交互项系数

δ_1 反映样本家庭的分来源收入的变化情况。以务农收入为例, δ_1 表示脱贫攻坚过程中, 贫困村与非贫困村中非贫困户务农收入增长的差异。本文通过 δ_1 的符号及显著性判断村组基础设施建设对于非贫困户不同来源收入的影响。表 6 报告的回归结果表明, 在 2014 年收入和家庭基本情况相似时, 贫困村非贫困户的务工收入和经营收入相比非贫困村显著提高; 另外, 贫困村和非贫困村居民的务农收入和工资收入均有所增长, 其中, 非贫困村居民略高于贫困村, 但在统计意义和经济意义上不显著^①。以上结果表明, 非贫困村的增收效应可能通过促进劳动力流动, 以及与县城等周边经济活动中心联系的加强来实现。

表 5 贫困村“增收效应”检验

变量	2017 年非贫困户收入 <i>Inc</i>	
	(1)	(2)
<i>Poverty</i>	0.8328** (0.3604)	-0.0934 (0.3942)
<i>Inc</i> ₂₀₁₄	0.9371*** (0.0264)	0.8828*** (0.0378)
<i>Poverty</i> × <i>Inc</i> ₂₀₁₄		0.1155*** (0.0407)
控制变量	是	是
样本量	943	943
R-squared	0.8556	0.8582

表 6 基础设施对非贫困户收入的作用分析

变量	被解释变量 <i>y</i>					
	务农收入 (1)	工资收入 (2)	经营收入 (4)	务工收入 (5)	转移收入 (6)	其他收入 (7)
<i>y</i> ₂₀₁₄	1.0082*** (0.0338)	1.1347*** (0.2067)	0.9036*** (0.0308)	0.9055*** (0.0271)	0.9959*** (0.0070)	0.9954*** (0.0047)
<i>Poverty</i> × <i>y</i> ₂₀₁₄	-0.0017 (0.0414)	-0.0508 (0.0928)	0.1087*** (0.0412)	0.1014*** (0.0351)	-0.0438 (0.0526)	0.1367 (0.1732)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	943	943	943	943	943	943
R-square	0.9430	0.9134	0.9720	0.9170	0.9910	0.9786

2. “邻善效应”

假说 2 是指脱贫攻坚中, 因户精准施策通过帮助建档立卡户增收减支或提供金融支持, 提高低收入人口应对风险的能力, 并对非贫困户产生“邻善效应”。对于这一假说, 本文提供两种检验思路: ①验证非贫困户生活满意度随“建档立卡户抗风险能力提升”而提高, 为假说 2 成立提供初步证据; ②更换模型或变量, 通过异质性分析, 验证建档立卡户收入增长能够提高部分(或在特定情境下

^① 结合研究假说部分对贫困村增收效应的讨论, 务农收入与工资收入的变化情况可能是由于交互项系数 δ_1 低估了基础设施的增收作用, 也可能是贫困村部分劳动力外流的结果。

提高)非贫困户的生活满意度,来论证“邻善效应”的存在。

(1)加入建档立卡户收入结构变量。收入结构能够在一定程度上反映建档立卡户应对风险的能力。一般而言,农村贫困人口工资性收入和财产性收入相对稳定,随天气或政策变化而发生大幅变动的概率较小。此类收入比重越高,表明农村居民抵御风险能力越强(Piya et al.,2012)。本文基于数据库中贫困人口收入数据,计算各村建档立卡户收入中上述“稳定收入”的平均占比 SR ,并在基准模型中加入这一变量进行分析。若假说2成立,非贫困人口的生活满意度随同村贫困人口稳定收入占比增加而提高, SR 的系数为正。根据表7第(1)列的回归结果, SR 系数为0.35,且在1%水平上显著。这一结果与预期一致。

(2)更换模型或变量,并进行异质性分析。本文借助非贫困户借贷行为变量,构造含借款行为变量的交互项模型检验假说2。其逻辑是:如果“邻善效应”存在,则随着建档立卡户收入水平提高和民间借贷行为改善,对于平时会借款给他人的居民,其生活满意度可能会因此提高。而这一影响对于平时没有借款行为的居民则相对较小。定义对外借款行为虚拟变量 $Debt$,当受访者平时会借钱给他人时 $Debt=1$,否则 $Debt=0$ 。这一变量来自问卷调查。

本文在回归中加入 $Debt$ 及其与 \overline{RInc} 的交互项,通过对式(5)进行估计,分析建档立卡户收入变化对不同对外借款行为人的异质性影响:

$$LS_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Poverty_j + \beta_2 Inc_i + \beta_3 \overline{RInc}_i + \beta_4 Debt_i + \delta Debt_i \times \overline{RInc}_j + X_i \gamma + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

回归中值得关注的是交互项系数 δ 的符号及显著性。 δ 反映两类居民生活满意度随建档立卡户收入提高而变化的差异,若假说2成立,那么交互项系数应显著为正,表明对于有对外借款行为($Debt=1$)的人,其生活满意度随建档立卡户平均收入增加而提高。反之,如果这一渠道不存在,那么建档立卡户收入增长对两类非贫困户生活满意度的影响不应存在显著差异,在回归结果中表现为交互项系数不显著。综上,若建档立卡户增收具有“邻善效应”,则应有 $\delta > 0$,否则 $\delta = 0$ 。此外,这里同样关注模型加入交互项前后,建档立卡户平均收入 \overline{RInc} 的系数 β_3 的变化情况。如果假说2成立,则表明在不含交互项的回归模型中, β_3 包含了建档立卡户收入提高对非贫困户效用水平带来的正向影响,通过交互项进行控制后,系数 β_3 应有所下降。

表7第(2)列和第(3)列依次是在基准模型中仅加入借款行为变量 $Debt$ 和进一步加入交互项的回归结果。第(3)列的回归结果显示,加入交互项后,交互项系数 $\delta=2.62$,且回归系数在1%水平上显著。进一步对比两组结果中2017年同村建档立卡户平均收入 \overline{RInc} 的系数可以看出, β_3 由-0.58下降至-2.45,同时显著性上升。上述回归结果预期相符,验证了建档立卡户收入提升后,其借贷行为可能有所改善,并由此对非贫困户产生正向“邻善效应”。

在对上式回归结果的基础之上,本文进一步将式(5)中的被解释变量替换为受访者的社会资本进行分析。社会资本表现形式十分多样,如社会网络、信任、关联等。其中,社会信任感是社会资本最重要的表现形式之一,通常用于度量个体的社会资本(Ram,2010)。根据假说2,若居民借贷行为和不当行为改善,则能够改善邻里关系,提升同村村民社会资本,表现为非贫困户对邻里的信任感提高。为获得受访者的信任感评价,问卷提供以下表述:“亲戚是值得信任的”,并提供“0分”(即完全不同意)“20分”“40分”“60分”“80分”和“100分”(即完全同意)6个选项。问卷以相同形式进一步调查受访者对“同村居民”“外村居民”“陌生人”“村干部”及“乡干部”的信任感。为检验假说2,把以上各类信任水平分别作为被解释变量对式(5)进行估计。此时,被解释变量均为有序、离散变量,故本文使用Order Logit模型进行估计。这里关心的是建档立卡户平均收入 \overline{RInc} 及其与 $Debt$ 交互项

表 7 “邻善效应”检验

变量	生活满意度 <i>LS</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Poverty</i>	9.3768*** (1.2266)	10.6634*** (1.2337)	11.0556*** (1.1874)
<i>Inc</i>	0.5905*** (0.1371)	0.7024*** (0.1470)	0.7166*** (0.1479)
\overline{RInc}	-1.7296*** (0.4702)	-0.5840 (0.3708)	-2.4466*** (0.4075)
<i>SR</i>	0.3507*** (0.0766)		
<i>Debt</i>		6.1730*** (0.8045)	-13.8947*** (3.0332)
$\overline{Debt \times RInc}$			2.6152*** (0.4353)
控制变量	是	是	是
样本量	2473	2473	2472
R-squared	0.7579	0.7640	0.7744

的系数。

表 8 为回归结果。从交互项的系数可以看出,随着同村建档立卡户平均收入增长,相比没有借款行为的居民,有借款行为的居民对其他人的信任感评价增加,其中,对亲戚和同村居民的影响更为显著,对外村居民和陌生人的信任感影响相对较小。这一结论验证了假说 2,表明建档立卡户收入增加可能改善借贷行为,并产生“邻善效应”。此外,从 \overline{RInc} 的系数看,对于没有借贷行为的非贫困户 (*Debt*=0)而言,同村建档立卡户平均收入提高更有可能导致其对亲戚及其他同村居民信任感降低,对于村干部和乡镇干部信任感也有所下降;但建档立卡户平均收入提高对于非贫困户对外村居民或陌生人的信任感影响较小。这一影响可能是“位置效应”的结果(Fischer and Torgler, 2006)。本文将进一步对“位置效应”进行讨论和说明。

表 8 建档立卡户增收的“邻善效应”与社会资本

	被解释变量:信任感					
	亲戚 (1)	同村居民 (2)	外村居民 (3)	陌生人 (4)	村干部 (5)	乡干部 (6)
<i>Poverty</i>	6.9031*** (1.0201)	8.5463*** (0.9250)	4.5231*** (0.6057)	2.2089*** (0.3659)	4.6241*** (0.5458)	4.9372*** (0.4993)
<i>Inc</i>	-0.0037 (0.0516)	0.1153** (0.0525)	0.0376 (0.0438)	0.0155 (0.0370)	0.1204*** (0.0407)	0.1071*** (0.0413)
\overline{RInc}	-0.9884*** (0.2155)	-0.9631*** (0.2014)	-0.4818*** (0.1409)	-0.3379*** (0.1190)	-1.0974*** (0.1458)	-1.0067*** (0.1322)
$\overline{Debt \times RInc}$	0.8971*** (0.1719)	0.5571*** (0.1577)	0.2834** (0.1350)	0.4668*** (0.1211)	0.4654*** (0.1415)	0.4310*** (0.1330)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	2472	2472	2472	2472	2472	2472

注:使用 Ordered Logit 模型进行回归。

3. “位置效应”

假说3意味着脱贫攻坚过程中,非贫困户相对同村建档立卡户平均收入下降会产生“位置效应”,导致其满意度下降。基准回归结果和表8结果表明,平均而言,非贫困户的生活满意度随建档立卡户平均收入提高而下降。然而,从调研实际看,这一影响可能并非来自非贫困户相对位置的变化,而是来自部分脱贫攻坚相关政策引致建档立卡户自愿或非自愿挤占非贫困户的医疗、教育等资源。例如,为解决建档立卡户“看病难”问题,县级医院为建档立卡户开放绿色通道,为建档立卡户提供优先就医的机会。这一举措在保障建档立卡户能够充分享受医疗服务的同时,也导致县级医院存在床位紧张等现象,非贫困户的医疗资源在一定程度上“被挤占”。“资源挤占”同样可能导致非贫困户的生活满意度下降。因此,为进一步论证假说3,本文提出以下检验思路:若存在“位置效应”,则非贫困户相对同村建档立卡户平均位置下降越多,生活满意度下降幅度越大;反之,如果建档立卡户平均收入变化对非贫困户生活满意度的影响完全由“资源挤占”引起,则观察不到显著的位置变化异质性。

为此,定义非贫困户所在的收入“位置”。基于调研数据,以户为单位分别计算2014年和2017年受访家庭人均收入在本村全部样本中所处的百分位,并将这一变量定义为非贫困户的位置 Pos_{ijt} ,即:

$$Pos_{ijt} \equiv F(Inc_{ijt}) = 100 \times \Pr(income_{jt} \leq Inc_{ijt}) \quad (6)$$

其中, $F(\cdot)$ 表示受访者所在村非贫困户收入水平的累计分布函数, Inc_{ijt} 表示受访家庭人均收入, $income_{jt}$ 表示同村其他受访家庭人均收入水平; $t=2014,2017$ 。基于这一定义,可以进一步计算各村建档立卡户平均收入在本村非贫困户收入中的百分位排位 $\overline{PPos}_{2014,j}$ 和 $\overline{PPos}_{2017,j}$,以及非贫困户2014—2017年相对建档立卡户位置变化。

将样本根据位置变化幅度分组。为在检验假说的同时保证组内样本量充足,本文按相对位置的每10个百分点变化分组。例如,将相对位置变化范围在 $[-125,-115)$ 百分位的样本分为第一组,变化范围在 $[-115,-105)$ 百分位的样本分为第二组,以此类推。按分组设置虚拟变量:当样本位于变化区间内时,变量取值为1,否则为0。使用非贫困户相对位置变化替代建档立卡户收入平均变量 \overline{RInc} ,以位置变化在 $[-5,5)$ 区间内的样本作为基准组,本文估计不同位置变化下非贫困户“位置效应”的程度。另外,本文在回归中也控制了非贫困户内部绝对位置变化的影响。图3呈现了位置变化不同幅度对生活满意度的影响^①。可以看出,与基准组的样本相比,相对位置提高能够提升非贫困户的幸福水平,而相对位置下降则使得生活满意度显著下降,且位置变化幅度越大,影响越显著。这表明“位置效应”与相对位置的变化相关,验证假说3成立。

五、收入异质性分析与影响机制分解

1. 收入异质性分析

对脱贫攻坚政策影响进行收入异质性分析,能够评估政策实施效果在不同收入群体的差异。这里仍然把受访家庭按人均收入水平等分为5组,并对式(5)的交互项模型进行分组回归。图4(a)—(d)均为分组回归中核心解释变量的系数。从图中可以看出,随着收入提高,“贫困村效应”“溢出效应”和“位置效应”均呈现出一定的变化规律。

^① 相对位置变化在 $[-200,-105)$ 百分位的样本数量仅为1,且没有样本相对位置变化在 $[40,200)$ 百分位,因此回归中没有考虑上述分组。

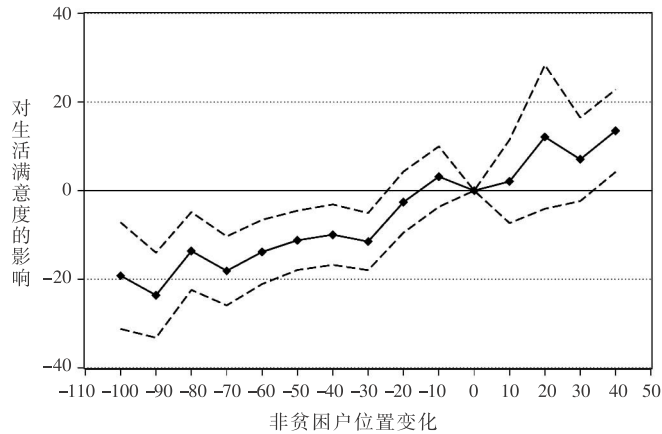


图3 “位置效应”的异质性分析

组间 β_1 的系数变化可以反映贫困村直接效应随收入的变化趋势。根据图4(a),随着非贫困户收入提高,贫困村直接效应整体呈增长趋势,表明生活便利性的提高和生活环境的改善能够使高收入居民更多受益。这可能是由于高收入人群更在意生活质量,因而环境改善能够给其带来更多的效用增进;也可能是由于村内高收入居民有更多机会充分利用村内的基础设施和公共资源,如有充裕时间使用村内文娱设施,并从中实现更高的效用水平。 β_2 用于衡量收入增长对生活满意度的作用,即收入效应。从图4(b)看,低收入组和中等收入组的收入效应较高,而高收入居民的效用对于收入变化的敏感程度较低。这可能是收入的边际效用递减的结果。

图4(c)为分组回归中 \overline{RInc} 的系数,用于衡量位置效应的大小。分组回归结果表明,建档立卡户收入增长对中等收入组样本生活满意度所引致的负效应更显著。这可能是由于,对于高收入者而言,建档立卡户收入增长并不会改变其在本村的相对位置;对于收入较低的非贫困户,其生活水平和收入水平在脱贫攻坚之初并不显著优于建档立卡户,而建档立卡户收入增长也不会导致其在村中所处位置发生变化,因此,高收入和低收入的非贫困户“位置效应”较小。但是,脱贫攻坚可能使得部分中等收入非贫困户相对位置下降,因而对建档立卡户收入增长所导致的自身位置变化更加敏感。

使用农村居民借款行为变量 $Debt$ 和 \overline{RInc} 的交互项系数 δ 检验建档立卡户收入水平提高引起的“邻善效应”, $\delta > 0$ 表明“邻善效应”存在。根据图4(d),随着居民收入的增加,建档立卡户收入增长的“邻善效应”更高,但这一效应对高收入组居民(第5组)的影响反而较小,可能的原因之一是高收入居民收入的边际效用相对较低,因而对借款行为的敏感度也相对较低。值得说明的是,由于无法直接衡量受访者的邻里关系,此处只能使用交互项系数 δ 估计建档立卡户收入增长对有借款行为的居民产生的“邻善效应”,而无法估计建档立卡户收入增长对其他农村居民的影响,因此可能会低估该效应的规模。

2. 影响机制分解

本文已经验证了脱贫攻坚能够通过“贫困村效应”“邻善效应”和“位置效应”对非贫困户的生活满意度产生影响。在此基础上对不同影响的规模进行估计,有助于理解不同效应如何决定非贫困户的生活满意度,以及测算脱贫攻坚的净影响。

影响机制分解结果如图5所示。为便于比较,将各组样本生活满意度的边际预测值标准化为

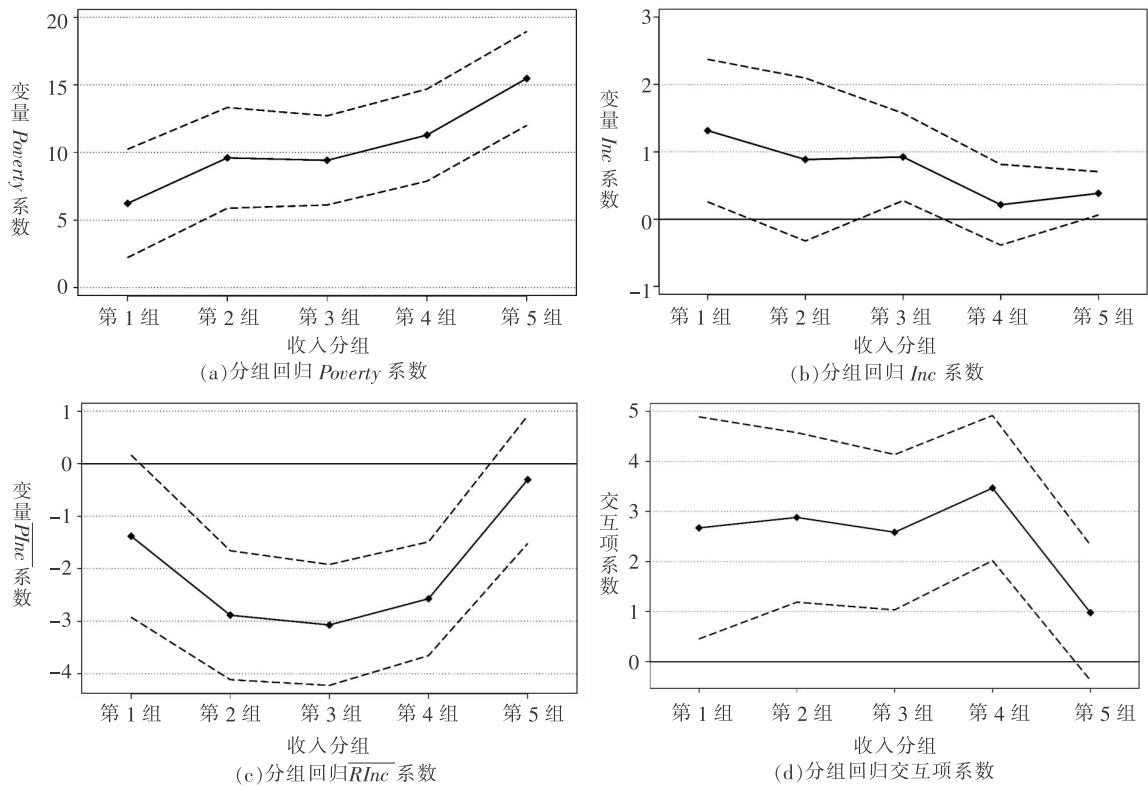


图4 收入异质性分析结果

注:图中(a)—(d)均表示分组回归中核心解释变量的系数,其中,实线表示估计系数绝对值,虚线表示90%置信区间界限,水平线表示取值为0的参考线。

100%。从全样本的机制分解结果可以看出,各种可能机制中,“贫困村效应”对非贫困户生活满意度的影响最大;其次为建档立卡户收入增长的“位置效应”(绝对值);贫困村增收效应能够提升非贫困户生活满意度,但这一影响的程度最小,平均作用仅有0.26%。此外,分解结果表明,脱贫攻坚过程中,贫困村基础设施建设和公共服务完善所带来的“贫困村效应”,以及建档立卡户收入增长的“邻善效应”能够在很大程度上提高非贫困户的幸福感受。具体而言,这两种机制分别使得非贫困户的幸福感受提高13.21%和10.66%。但是,“位置效应”导致的效用损失不容忽视。对于全样本,建档立卡户的收入增长将导致非贫困户幸福感受平均降低12.99%,从而使得脱贫攻坚对非贫困户幸福感受的净影响降低至10.98%。

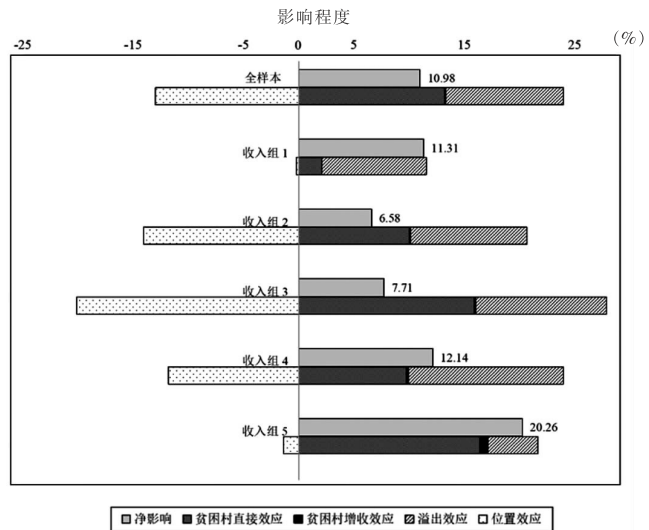


图5 影响机制分解结果

注:机制分解过程中,参考 Heckman et al.(2013),将符号异常且统计学和经济学意义上均不显著的系数设置为0。

基于收入异质性的分析结果,本文进一步对不同收入组的影响机制进行分解。其中,对于最低收入组的非贫困户,“位置效应”造成的效用损失很小(-1.41%),但生活环境改善带来的效用最低,仅为2.08%;增收效应可以忽略不计。对于收入组2和收入组3的非贫困户,负向的“位置效应”过大,在很大程度上抵消了“贫困村效应”和“邻善效应”对生活满意度提升的作用。这两组样本的平均净效用增幅分别为6.58%和7.71%。而对于高收入组而言,脱贫攻坚显著提升其效用水平。从机制分解结果看,这一效用增进主要来自生活环境的改善和生活便利程度的提高;尽管建档立卡户收入的相对提高同样会降低高收入非贫困户的幸福感,但这一影响相对中等收入组较小;此外,横向比较结果表明,贫困村的增收效应对高收入非贫困户的生活满意度的提升作用最大。

以上机制分解表明,尽管平均而言,脱贫攻坚将提高非贫困户的生活满意度,但这一影响存在较大的收入异质性。高收入居民的生活满意度能够通过“贫困村效应”和“邻善效应”得到显著提升,但是中、低收入农村居民生活满意度受“位置效应”的影响相对较大,从而净效应增长也相对较低。这一结果意味着,脱贫攻坚可能会导致或加剧不同收入非贫困户的“幸福不平等”。

六、结论

脱贫攻坚是中国瞄准贫困地区、贫困人口开展的一项伟大实践,显著提高贫困人口收入和生活水平的同时,也对农村非贫困人口产生显著的溢出效应。本文利用贫困人口微观追踪数据库数据,着眼脱贫攻坚对非贫困户生活满意度的影响,探讨了其中可能的机制,并分解了不同机制的贡献。

本文发现:在中国脱贫攻坚政策框架下,村层面减贫政策显著提高了非贫困户的生活满意度,而建档立卡户收入水平的提高将降低非贫困户的生活满意度。机制分析表明:村层面减贫政策存在“贫困村效应”,通过改善生活环境和促进农村居民增收,提升了非贫困户的效用水平。贫困人口收入增长、应对风险和不确定性的能力提升,对非贫困户产生正向“邻善效应”。贫困人口收入水平的显著提高,导致非贫困户相对收入下降并产生“位置效应”,非贫困户的生活满意度因此下降。对上述影响机制进行分解,结果显示,“贫困村效应”和“邻善效应”分别使非贫困户的生活满意度提高13.21%和10.66%。但是,“位置效应”会导致非贫困户生活满意度降低12.99%。本文研究结论表明,脱贫攻坚不仅显著改善了贫困人口的生活,也提升了非贫困人口的生活满意度;在实现农村居民幸福感普遍提升的同时,也意味着整体社会福利的提高。可以说,脱贫攻坚战的全面胜利为共同富裕目标的实现奠定了坚实基础,也提供了宝贵经验。

然而,目前受限于更丰富数据的可得性,本文的研究仍存在一定局限。此次调查的样本仅覆盖非建档立卡户,而不包括建档立卡户,从而无法获得建档立卡户的主观态度数据,因此,无法对脱贫攻坚对不同人群的异质性影响进行研究。此外,全国各地乡村的人口和自然资源禀赋不同,长期以来形成的文化和观念相异,使得各地脱贫攻坚的基础、条件、约束及所采取的具体措施也有所差异。因此,现阶段还无法从全国层面进行政策评价,或对政策效果的时空异质性进行分析和讨论。此外,值得补充说明的是,本次调查开展时间是2018年,这一时期是各地对建档立卡户定向帮扶强度较大的时期,可能对农村其他公共资源供给产生了一定的“挤出”。若该挤出存在,则意味着2018年之后,当扶贫资源在保障贫困家庭大规模脱贫的基础之上更多投入村基础设施和公共物品时,将通过提升居民生产生活便利性,在更大程度上提高包括非贫困人口在内的农村居民的生活满意度。因此,本文有可能在一定程度上低估了脱贫攻坚对农村居民效用提升的作用。

尽管如此,本文的研究思路和研究结论能够为中国实现脱贫攻坚与乡村振兴战略有效衔接、实现共同富裕提供一定参考。从政策影响看,相比低收入非贫困户,高收入居民有更多机会充分利用

村内公共资源,并从中获得更高的效用;贫困人口收入增加对高收入居民产生的“位置效应”很小,从而在更大程度上避免了这一效应造成的效用损失。上述结果表明,脱贫攻坚可能会使得高收入居民更多享受减贫政策红利,并导致非贫困户内部产生“幸福感不平等”。在乡村振兴过程中,基层政府需要对此予以足够重视,避免可能引发的社会矛盾,形成良好的社会秩序和社会规范。

脱贫攻坚在有力改善贫困人口生活水平的同时,可能导致收入略高于贫困线的“边缘户”陷入相对贫困处境,但无法享受个人或家庭层面的帮扶政策。其后果是,可能加剧建档立卡户与非建档立卡户之间的矛盾,构成农村发展过程中新的不稳定因素。针对这一潜在问题,在统筹推进乡村发展的过程中,地方政府一方面需要着力解决相对贫困问题,充分利用脱贫攻坚期间的产业基础和公共资源,为收入相对较低的“边缘户”提供足够的发展机会;另一方面对已经脱贫的建档立卡户,制定减贫政策的动态退出机制,对已经通过就业创业实现收入可持续增长、收入来源稳定、返贫风险极低的脱贫户,应当逐步“脱政策”,实现扶贫资源的动态化管理和充分、有效率利用,避免资源浪费。

本文结论再次验证了收入关乎人民福祉,但并非唯一决定因素。在缓解相对贫困、缩小农村地区收入差距的同时,应补齐脱贫攻坚过程中可能形成的非贫困村“短板”,通过促进村际基础设施和公共服务均等化,确保不同地区、不同收入水平的居民能够充分利用公共资源、享受公共服务;坚持共建、共享、共治,乡村建设过程中尊重群众意愿、听取群众意见、维护群众利益;发挥人民主体作用,组织农村居民亲身参与、推动乡村振兴,在长期内提升农村居民获得感、幸福感和安全感,为“十四五”时期发展目标和2035年基本实现社会主义现代化远景目标的实现奠定坚实基础。

[参考文献]

- [1]陈昊,陈建伟,马超. 助力健康中国:精准扶贫是否提高了医疗服务利用水平[J]. 世界经济, 2020,(12):76-101.
- [2]陈前恒,林海,吕之望. 村庄民主能够增加幸福吗?——基于中国中西部120个贫困村村庄1800个农户的调查[J]. 经济学(季刊), 2014,(2):723-744.
- [3]黄薇. 医保政策精准扶贫效果研究——基于URBMI试点评估入户调查数据[J]. 经济研究, 2017,(9):117-132.
- [4]黄薇. 保险政策与中国式减贫:经验、困局与路径优化[J]. 管理世界, 2019,(1):135-150.
- [5]李芳华,张阳阳,郑新业. 精准扶贫政策效果评估——基于贫困人口微观追踪数据[J]. 经济研究, 2020,(8):171-187.
- [6]刘冲,吴群锋,刘青. 交通基础设施、市场可达性与企业生产率——基于竞争和资源配置的视角[J]. 经济研究, 2020,(7):140-158.
- [7]刘晓光,张勋,方文全. 基础设施的城乡收入分配效应:基于劳动力转移的视角[J]. 世界经济, 2015,(3):145-170.
- [8]欧阳葵. 关于经济增长与不平等的综合评价——满意度、熵与社会福利[J]. 当代经济科学, 2010,(5):13-22.
- [9]欧阳葵,王国成. 社会福利函数与收入不平等的度量——一个罗尔斯主义视角[J]. 经济研究, 2014,(2):87-100.
- [10]孙计领,王国成,凌亢. 收入不平等对居民幸福感的影响——基于FS模型的实证研究[J]. 经济学动态, 2018,(6):77-91.
- [11]汪德华,邹杰,毛中根. “扶教育之贫”的增智和增收效应——对20世纪90年代“国家贫困地区义务教育工程”的评估[J]. 经济研究, 2019,(9):155-171.
- [12]汪三贵,曾小溪. 从区域扶贫开发到精准扶贫——改革开放40年中国扶贫政策的演进及脱贫攻坚的难点和对策[J]. 农业经济问题, 2018,(8):40-50.
- [13]杨汝岱,陈斌开,朱诗娥. 基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究[J]. 经济研究, 2011,(11):116-129.
- [14]尹志超,郭沛瑶,张琳琬. “为有源头活水来”:精准扶贫对农户信贷的影响[J]. 管理世界, 2020,(2):59-71.

- [15]张勋, 万广华. 中国的农村基础设施促进了包容性增长吗[J]. 经济研究, 2016,(10):82-96.
- [16]Althubaiti, A. Information Bias in Health Research: Definition, Pitfalls, and Adjustment Methods[J]. *Journal of Multidisciplinary Healthcare*, 2016,9:211-217.
- [17]Banerjee, A. V., and E. Duflo. The Economic Lives of the Poor [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2007, 21(1):141-167.
- [18]Benjamin, D. J., M. S. Kimball, O. Heffetz, and A. Rees-Jones. What Do You Think Would Make You Happier? What Do You Think You Would Choose[J]. *American Economic Review*, 2012,102(5):2083-2110.
- [19]Brereton, F., J. P. Clinch, and S. Ferreira. Happiness, Geography and the Environment [J]. *Ecological Economics*, 2008,65(2):386-396.
- [20]Clark, A. E., and C. Senik. Who Compares to Whom? The Anatomy of Income Comparisons in Europe [J]. *Economic Journal*, 2010,120(544):573-594.
- [21]Cummins, R. A. The Domains of Life Satisfaction: An Attempt to Order Chaos [J]. *Social Indicators Research*, 1996,38(3):303-328.
- [22]Diener, E., S. Oishi, and R. E. Lucas. Subjective Well-Being: The Science of Happiness and Life Satisfaction [A]. Snyder, C. R., and S. J. Lopez. *Handbook of Positive Psychology* [C]. New York: Oxford University Press, 2002.
- [23]Ding, J., J. Salinas-Jiménez, and M. d. M. Salinas-Jiménez. The Impact of Income Inequality on Subjective Well-Being: The Case of China [J]. *Journal of Happiness Studies*, 2021,22(2):845-866.
- [24]Fischer, E., and M. Qaim. Linking Smallholders to Markets: Determinants and Impacts of Farmer Collective Action in Kenya [J]. *World Development*, 2012,40(6):1255-1268.
- [25]Fischer, J. A. V., and B. Torgler. The Effect of Relative Income Position on Social Capital [J]. *Economics Bulletin*, 2006,26(1):1-20.
- [26]Frijters, P., J. P. Haisken-DeNew, and M. A. Shields. Money Does Matter! Evidence from Increasing Real Income and Life Satisfaction in East Germany Following Reunification[J]. *American Economic Review*, 2004,94(3):730-740.
- [27]Gibson, J. Why Does the Engel Method Work? Food Demand, Economies of Size and Household Survey Methods [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2002,64(4):341-359.
- [28]Heckman, J., R. Pinto, and P. Savelyev. Understanding the Mechanisms through Which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult Outcomes [J]. *American Economic Review*, 2013,103(6):2052-2086.
- [29]Kahneman, D., and A. Deaton. High Income Improves Evaluation of Life but Not Emotional Well-Being [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2010,107(38):16489-16493.
- [30]Leung, A., C. Kier, T. Fung, L. Fung and R. Sproule. Searching for Happiness: The Importance of Social Capital[J]. *Journal of Happiness Studies*, 2011,12(3):443-462.
- [31]MacKerron, G., and S. Mourato. Life Satisfaction and Air Quality in London [J]. *Ecological Economics*, 2009, 68(5):1441-1453.
- [32]Norwood, B. *Happiness: A Revolution in Economics* [M]. Massachusetts: The MIT Press, 2011.
- [33]Perez-Truglia, R. The Effects of Income Transparency on Well-Being: Evidence from a Natural Experiment[J]. *American Economic Review*, 2020,110(4):1019-1054.
- [34]Pina-Sánchez, J. Adjustment of Recall Errors in Duration Data Using SIMEX [J]. *Metodološki Zvezki-Advances in Methodology and Statistics*, 2016,13(1):27-58.
- [35]Piya, L., K. L. Maharjan, and N. P. Joshi. Vulnerability of Rural Households to Climate Change and Extremes: Analysis of Chepang Households in the Mid-Hills of Nepal [R]. *International Association of Agricultural Economists*, 2012.

- [36]Qin, Y., and X. Zhang, The Road to Specialization in Agricultural Production: Evidence from Rural China[J]. *World Development*, 2016,77:1–16.
- [37]Ram, R. Social Capital and Happiness: Additional Cross–Country Evidence [J]. *Journal of Happiness Studies*, 2010, 11(4): 409–418.
- [38]Sawada, Y., H. Nakata, and M. Tanaka. Short and Long Recall Errors in Retrospective Household Surveys: Evidence from a Developing Country [J]. *Journal of Development Studies*, 2019,55(10):2232–2253.
- [39]Schalembier, B., B. Bleys, L. Van Ootegem, and E. Verhofstadt. How the Income of Others Affects the Life Satisfaction of Materialists [J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2020,174:64–74.

Spillover Effects of Poverty Alleviation in China: A Study Based on Life Satisfaction of Non–Poor Households

CAI Yu–han¹, HUANG Ying¹, ZHENG Xin–ye^{1,2}

(1. School of Applied Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. CPPS, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Poverty alleviation has significantly improved the conditions of China’s rural areas. In addition to enhancing poor people’s well–beings and eliminate poverty in poor areas, the Targeted Poverty Alleviation (TPA) policy package generates large spillovers that have an impact on non–poor households through various mechanisms. Using the survey data of non–poor households in the Micro Tracking Database of Poor Populations, this study estimated the impact of poverty alleviation in China on non–poor residents’ life satisfaction. The results show that the policy package have produced a “poor village” effect, in that the village–level polices targeted at poor villages improved the living and working conditions as well as increased the income of all residents in these villages, which has a significant positive effect on the life satisfaction of non–poor households. Meanwhile, the income increase of poor households improved the social capital of non–poor households, and thus had a positive “better neighborhoods effect” on non–poor households’ life satisfaction. However, the lower income gap between non–poor households and poor households caused a negative position effect on non–poor households’ life satisfaction. Heterogeneity analysis showed that those effects were different for households with different income levels. The positive “poor village effect” was higher for high–income non–poor households. However, the positive effect brought by increased social capital and the negative position effect were significantly higher for middle–income non–poor households. Considering the total impacts of all these mechanisms, poverty alleviation in China can significantly enhance the life satisfaction of non–poor households, especially for high–income groups. This study expands the evaluation dimension of poverty alleviation and provides a new perspective for comprehensively and accurately evaluating the overall effect of the TPA strategy.

Key Words: poverty alleviation; non–poor households; life satisfaction; social capital; position effect

JEL Classification: I30 I38 O12

[责任编辑:覃毅]