

# 相对经济地位与生活满意度\*

——来自脱贫攻坚实践的 evidence

蔡宇涵 黄阳华 郑新业

**内容提要:** 本文借助中国脱贫攻坚政策对农村居民相对收入产生的外生冲击,利用中国贫困人口微观追踪数据库,在一个拓展的个体效用函数框架下探讨社会比较心理对人们生活满意度的影响及其机制。研究发现,在控制平均收入整体增长的情形下,家庭之间收入增速变化带来的相对经济地位变化对生活满意度可产生显著影响,这一影响来自炫耀性消费、公共物品利用和社会资本积累三种机制。进一步实证研究表明,确保机会平等和提升资源可得性不仅能够直接提升生活满意度,而且可以间接缓解社会比较心理对生活满意度的影响。本文为准确认识当代农村居民经济行为提供了新证据,为探索更可行的共同富裕实现路径提供了新思路。

**关键词:** 相对经济地位 生活满意度 位置效应 个人效用 共同富裕

## 一、引言

进入新发展阶段,人民对美好生活的向往不断增强,在城乡居民可支配收入连续增长的背景下,及时把握居民幸福感的内涵及特征变化,成为探索让中国式现代化成果惠及全体人民的重大课题。提升幸福感不仅是现代化治理的重要目标,也是科学研究的关注重点。第二次世界大战后,伴随着全球经济重建,同时发达资本主义国家社会矛盾日益突出,单一的收入指标难以充分度量人们的幸福感(Jones & Klenow, 2016)。20世纪70年代以后,研究发现人们的幸福感并未随长期经济增长而上升,穷国人民与富国人民的幸福感没有明显国别差距。这一现象被概括为“幸福悖论”(East-erlin, 1974),启发了研究者将幸福感纳入经济学分析。<sup>①</sup>

诸多文献在新古典经济学的理性人假设下,讨论个人及宏观层面影响幸福感的因素。前者如性别、年龄、个人受教育程度、就业情况以及家庭人口结构等(陆方文等, 2017),后者包括经济发展(刘军强等, 2012)、社会不平等程度(Ding et al., 2021)、生态环境质量(杨继东和章逸然, 2014)、城市规模(孙三百等, 2014)、公共服务供给(陈刚和李树, 2012),以及基层治理等制度性因素(杨婵和贺小刚, 2019)。为对“幸福悖论”提供合理的理论解释,一些文献突破传统理性人假设,引入“相对收入”“相对经济地位”等社会比较概念(Frank, 1985; 陈云松和范晓光, 2016),实证检验其对幸福感或生活满意度的影响(何立新和潘春阳, 2011; 罗必良等, 2021),并进行机制分析(马万超等, 2018)。然而,按照因果识别的科学性要求,由于缺乏外生冲击,这些研究所使用的非随机实验数据或社会调查数据普遍存在内生性问题,实证研究结果的稳健性及机制解释有待深入(Clark et al., 2008)。

本文在因果识别的框架下,借助中国脱贫攻坚实践对农村居民相对收入形成的外生冲击,检验

\* 蔡宇涵、黄阳华、郑新业(通讯作者),中国人民大学应用经济学院,邮政编码:100872,电子信箱:yuhanc@ruc.edu.cn, y.h@ruc.edu.cn, zhengxinye@ruc.edu.cn。本文系国家自然科学基金项目(72141308)和中国人民大学重大项目(22XNLG12)的阶段性成果。作者感谢华岳、梁平汉、秦萍和匿名审稿专家的宝贵建议。当然,文责自负。

<sup>①</sup> Frey(2008)等研究认为,经济学中自我报告的“幸福感”和“生活满意度”均可作为个人“效用”的测度。在行文中,本文根据语境和文献惯例使用两种表述,实证部分结合调查数据,统一使用“生活满意度”表述。

相对经济地位变化对农村居民生活满意度的影响(即位置效应, positional effect)并进行机制分析,呈现当代中国农村居民生活满意度的基本事实,以期为全面提升全体居民幸福感提供理论与经验参考。本文研究的主要内容包括:第一,脱贫攻坚在短时间内不仅全面提升了农村贫困群体收入水平和增收能力,而且贫困户收入增速与增长幅度高于非贫困户,为识别位置效应带来独特的研究机会。本文借助这一相对经济地位冲击处理了内生性问题,研究发现在控制家庭收入与区域平均收入的情形下,相对经济地位变化对农村居民生活满意度具有显著影响,从而为位置效应提供了更稳健的经验证据。第二,借鉴社会比较领域的做法,将相对经济地位变化引入个体效用函数,发现相对位置冲击能够影响农村居民的炫耀性消费、公共物品利用和社会资本积累,构成了位置效应的三种主要机制,并进行了检验。第三,基于以上发现,进一步探讨了社会层面提升生活满意度的可行方案,提出并验证了“保障机会平等”“提升公共资源可得性”两种方式,兼具直接提升生活满意度与间接缓解位置效应不利影响的双重作用。

本文的边际贡献主要包括三个方面:第一,利用中国大规模脱贫攻坚实践作为外生政策冲击,有效解决了传统研究中参照组内生选择与遗漏变量等内生性问题,为位置效应提供了更准确的识别结果,呈现了农村居民之间相对经济地位变化对生活满意度的多重影响,丰富了关于“幸福感”与“生活满意度”的认识和理解。第二,提出了一个包括相对经济地位变化的效用函数,并以此为基础展开实证检验,不仅为位置效应提供了更加全面的机制解释,还拓展了以理性人假说为基础的经济理论,为从经济学视角理解中国农村居民经济行为与决策提供了研究思路与事实证据,也为后续深入当代“乡土中国”研究提供了新视角。第三,在巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的背景下,本文关于缓解位置效应相关机制与政策含义的讨论也为新时代探索从提高居民收入转向普遍提升人民群众幸福感、获得感提供了新启示。

本文余下部分安排如下:第二部分介绍研究的制度背景,并结合现有文献进行理论分析,提出研究假说;第三部分构造实证研究模型,并介绍本文使用的数据和变量;第四部分报告实证结果、进行机制分析并讨论政策含义;最后总结全文并给出政策建议。

## 二、制度背景与理论分析

### (一)制度背景:脱贫攻坚

中国脱贫攻坚在较短时间内实现了9000多万农村贫困人口全部脱贫。其中,坚持精准扶贫、精准脱贫基本方略是一条重要的经验。按实施对象,脱贫攻坚期间的减贫政策可分为“户层面政策”和“村层面政策”。其中,“户层面政策”是促进建档立卡户增收的重要支撑,前提是以年收入作为识别贫困户的基准,进而依致贫原因精准匹配帮扶措施。“户层面政策”强调因户施策,可分为转移支付政策、增收扶持政策、支出减免政策等具有直接增收减支效果的政策,以及小额信贷、社会保险扶贫等间接帮助家庭提高收入的金融支持政策。“村层面政策”强调因地制宜,聚焦村级基础设施建设,医疗、文化等公共服务改善,基层单位治理能力提升以及村集体经济发展,具体包括交通扶贫、电力扶贫、文化扶贫等对行政村可持续发展能力建设具有促进作用的政策。<sup>①</sup>在上述政策的合力下,我国农村建档立卡户的收入水平及增收能力均在短期内得以迅速提高。已有研究分析了脱贫攻坚促进建档立卡户增收的机制,发现贫困人口收入增长主要来自产业扶贫、金融扶贫和易地搬迁政策的支持(李芳华等,2020;黄薇和祝伟,2021;罗良清等,2022;Zhang et al., 2021; Xiao et al., 2022; Zhang et al., 2023)。与此同时,从全体农村居民收入变化情况看,脱贫攻坚期间

<sup>①</sup> 本文以样本县为例,汇总了脱贫攻坚期间的减贫政策,因篇幅所限,相关结果详见本刊网站登载的附录1。

建档立卡户收入增速快于非建档立卡户,对二者相对经济地位造成冲击。<sup>①</sup>

建档立卡户收入增长快于非建档立卡户的基本事实,客观上形成了农户间相对经济地位变化,为实证检验位置效应提供了绝佳的研究机会。在因果识别的框架下,检验位置效应的理想设计是:存在一种外生冲击仅改变个体相对参照人群的收入水平,而不会对生活满意度的其他决定因素产生影响。然而,理论上相对经济地位和生活满意度共同受到诸多不可观测因素的影响,干扰了位置效应的因果识别(Clark et al., 2008)。<sup>②</sup>为此,需要充分控制这些因素或设计随机实验。然而,受限于伦理或成本约束,目前全球范围内只有极少数研究利用彩票、移民搬迁等准自然实验产生的经济地位冲击对位置效应进行检验(Dube et al., 2019)。

本文结合精准扶贫、精准脱贫的政策设计与实践,认为脱贫攻坚所创造的相对经济地位变化冲击,能够较好地满足外生性假设:作为建档立卡户增收的直接且主要来源,“户层面政策”仅为建档立卡户提供增收支持,而不会对非建档立卡户产生直接影响。因此,本文使用外生的“户层面政策”作为识别位置效应的冲击,关于“村层面政策”的影响将在下文内生性讨论部分加以分析。

## (二)理论分析与研究假说

### 1. 相对经济地位:生活满意度影响因素

自19世纪边沁提出功利主义以来,以理性人为基础的经济分析,无不隐含着关于个体偏好与效用的关键假设,即效用是理性人所消费商品数量与种类的映射。该假设并没有充分考虑社会比较心理的影响。20世纪中期后,消费的“相对收入假说”首次将社会比较引入经济学,认为个人消费还取决于相对他人的收入(Friedman, 1957)。伊斯特林将“相对收入假说”拓展为“相对收入理论”,尝试对其提出的“幸福悖论”提供理论解释(Easterlin, 1974)。该理论认为,个体效用在很大程度上受到相对收入的影响,即随相对于参照人群的收入或财富上升而提高(Clark et al., 2008)。<sup>③</sup>由于这一影响源自个体间的相对位置变化,因而也被称为“位置效应”。<sup>④</sup>后续研究利用不同时期、不同国家的数据检验位置效应的存在性(Ifcher et al., 2018)。其间,不乏学者呼吁从理论上修正个人效用函数的形式(Clark et al., 2008)。由于研究对象和时期不同,关于位置效应的研究并未得出一致结论,也未能得出普适的政策建议。我国实施的脱贫攻坚政策强度与效果世所罕见,形成了农村居民经济社会位置变化,客观上造成了位置效应。受相对收入理论的启示,结合上文脱贫攻坚中“户层面政策”外生于非建档立卡户生活满意度的分析,本文提出第一个研究假说:

假说1:农户相对经济地位提升幅度越大,生活满意度越高。

### 2. 理论机制探讨

对于相对经济地位变化如何影响生活满意度,诸多学科进行了探讨。其一,心理学与神经科学研究表明,相对经济社会地位会影响人们的脑部活动和心理感受。换言之,关注相对位置是一种本能反应和客观现象。其二,在一个资源稀缺的社会中,个人相对地位对资源的配置具有决定性作用,其变动能够改变人们的资源获取能力、资源配置方式,进而影响个人行为决策与生活满意度。综合现有文献,<sup>⑤</sup>除人口统计学特征外,影响生活满意度的因素主要有三类:一是标准经济学中的私人物品消费,特别是攀比引致的消费;二是公共物品,如制度环境、政府治理水平、社会治安、生态

<sup>①</sup> 农业农村部统计数据显示,全国建档立卡贫困户人均纯收入由2015年的3416元增加到2019年的9808元,年均增幅约为30.2%。国家统计局数据显示,同期我国农村人均可支配收入由11421元增长至16020元,年均增幅约为8.8%。

<sup>②</sup> 例如,除了位置效应外,相对收入影响个人生活满意度的另一种重要渠道来自“信号效应”或“通道效应”,指参照组内其他人收入水平的变化会使个人对于自身未来收入形成预期,并对生活满意度产生影响。

<sup>③</sup> 在本文中,以相对收入作为相对经济地位或相对位置的度量。

<sup>④</sup> 在部分研究中,也将位置效应称为比较效应(comparison effect)或相对收入效应(relative income effect)。

<sup>⑤</sup> 关于幸福感或生活满意度的影响因素,李树和严荣(2022)以及Clark(2018)等对40余年来的相关研究进行了系统梳理和综述,本文不再赘述。

环境、基础公共服务以及其他公共品;三是社会资本(social capital),如社会信任感、社会网络等。例如,用效用函数表达生活满意度,可将生活满意度的主要影响因素用以下效用函数加以概括:

$$U = u(PC, PG, S, DRank) = u[PC(DRank), PG(DRank), S(DRank)]$$

其中, $DRank$ 表示相对经济地位变化,能够通过影响私人物品消费( $PC$ )、公共物品利用( $PG$ )和社会资本( $S$ )作用于个人效用 $U$ ,即本文关注的生活满意度。这一效用函数构成了本文的基本分析框架,下文以此检验相对经济地位变化影响生活满意度的机制。

### (1)炫耀性消费机制

消费结构对主观满意度的影响一直是经济学关注的问题。例如,亚当·斯密在《国富论》中区分了“必需品”和维持“体面”的商品,凡勃仑在其著作《有闲阶级论》中定义并探讨了“炫耀性消费”(conspicuous consumption)。在此基础上, Frank(1985)根据个人从商品中获得的效用,是否取决于他人拥有该商品的数量,定义了位置品<sup>①</sup>和非位置品(non-positional good)。其中,位置品消费的重要目的是进行社会比较,故这类消费不仅能被他人观测,而且能够用于显示消费者的社会经济地位,深化了炫耀性消费理论。此后,诸多研究界定了炫耀性消费的内容。典型的炫耀性消费品如住房、豪华汽车等,也包括人情往来、慈善捐款(Brown et al., 2011)。闲暇、工作时长及环境质量等通常不具有炫耀性消费的特征。当相对收入增加或收入阶层提高时,个人的炫耀性消费支出将增加,而对其他商品消费支出通常不发生显著变化(Heffetz, 2011)。消费领域的相关文献也讨论了个人或家庭消费支出,特别是炫耀性消费对效用水平或生活满意度的影响。这些研究普遍表明,炫耀性消费增加将提升生活满意度(Wang et al., 2019),其中也不乏研究从理论层面解释和预测炫耀性消费对生活满意度的影响(Perez-Truglia, 2013)。反之,不可观测支出或非炫耀性消费与个人生活满意度并未呈现明显相关关系,甚至部分研究发现二者间存在负相关关系(Wu, 2020)。脱贫攻坚不仅提升了农村居民收入水平,也增强了低收入家庭的消费能力(尹志超和郭沛瑶, 2021)。有证据表明,炫耀性消费现象同样存在于中国农村(Yang et al., 2016)。因此,受到相对经济地位冲击的居民,具有炫耀性消费的意愿和能力。据此,本文提出第二个研究假说:

假说2:农户相对经济地位提升幅度越大,炫耀性消费越多,生活满意度越高。

### (2)公共物品利用机制

在假说2的基础上,当私人消费与(准)公共物品消费存在互补关系时,相对经济地位变化还可能通过公共物品消费影响生活满意度。尽管特定区域内的基础设施和公共服务供给具有普惠性,但个体对公共品的有效利用能力因其私人物品消费而异(Mannava et al., 2020)。例如,汽车消费更高的家庭,从交通公共基础设施中受益更多。又如,家用电器或网络设备消费越多的家庭,更可能从电网和网络基础设施中获得更多服务。当家庭相对经济地位提升更快时,其私人消费及与之互补的公共物品利用水平也随之增加,从而增进了其生活满意度。例如,相对经济地位提升更快时,家庭对汽车消费与道路等交通设施的相对利用水平提升更高,其生活满意度也将随之提高。脱贫攻坚大幅提升了乡村基础设施和公共服务供给水平,相对经济地位和私人消费水平提升更快的家庭,更有能力从公共物品供给增加中获益。因此,本文提出第三个研究假说:

假说3:农户相对经济地位提升幅度越大,对公共物品的相对利用水平越高,生活满意度越高。

### (3)社会资本积累机制

社会资本是一种在行动中通过社会联系获取、使用、积累、再生产的资源(Lin, 2001)。其中,绝大多数研究认为,社会信任感作为社会秩序之本,以及社会合作、社会互动与经济交换的基础(Cole-

<sup>①</sup> 相关研究对于“位置品”的定义和范围界定有所差异。目前,多数研究使用的位置品定义来自 Frank(1985),指消费所得效用取决于相对消费水平的商品或服务。

man, 1988), 是社会资本最重要的组成部分, 也是实证研究中最常用的代理变量。由于社会资本积累的风险、成本与收益存在个体差异, 相对经济地位更高的人群, 往往因拥有更多资源而具有更强承担失信风险的能力, 倾向于获得更高的社会资本水平, 或表现出更高的社会信任感(Hamamura, 2012), 并具有更高的生活满意度。脱贫攻坚为农村人口提供了参加就业和农业生产的稳定机会, 使得工资性或生产性等劳动收入成为农村居民主要增收来源, 收入结构改善和稳定性提高, 从而有助于提升农户承担风险能力, 积累社会资本。据此, 本文提出第四个研究假说:

假说4: 农户相对经济地位提升幅度越大, 个体社会信任感越高, 生活满意度越高。

### 三、模型、变量与数据

#### (一) 计量模型设计

本文使用的基准回归模型如(1)式所示:

$$LS_{i,j} = \alpha_1 DRank_{i,j} + \alpha_2 Inc_i + x_i \beta + z_j \theta + \gamma Debt_i + h_i \lambda + \varepsilon_{i,j} \quad (1)$$

式中*i*和*j*分别表示居民和行政村。被解释变量 $LS_{i,j}$ 表示居民的生活满意度评价, 作为其效用水平的度量。核心解释变量 $DRank_{i,j}$ 表示2017年该居民相对经济地位相比于2014年的变化水平。根据相关研究基础和本文研究内容, 此处使用家庭收入与同村建档立卡户平均收入水平之差作为相对经济地位的度量。 $DRank_{i,j}$ 的系数 $\alpha_1$ 表示相对经济地位变化对居民生活满意度的影响, 即位置效应。 $Inc_i$ 表示2017年受访家庭人均收入水平, 用于控制绝对收入水平对于生活满意度的影响。

本文实证研究面临的困难主要在于, 存在许多个体、地区层面因素同时影响居民自身收入水平、地区平均收入水平及效用水平。为此, 本文在(1)式中添加了四组控制变量 $x_i$ 、 $z_j$ 、 $Debt_i$ 和 $h_i$ 。第一, 个人层面可观测特征 $x_i$ , 包括受访者基本人口信息、受教育程度以及2017年就业情况。这些变量不仅与受访家庭收入水平有关, 也能够对受访者的生活满意度产生影响(Clark, 2018)。控制 $x_i$ 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。第二, 地区层面因素, 包括行政村所拥有的自然资源禀赋、不可观测的地域文化因素等, 既会对该村居民收入水平产生影响, 也会影响居民的生活满意度。本文在模型中加入村层面控制变量 $z_j$ , 包括行政村的地理条件、自然资源水平等变量以及乡镇固定效应。第三, 个人层面的性格特征。部分研究在模型中引入居民乐观程度、风险偏好等信息(李涛等, 2011)。此次调查没有直接询问受访者的性格特征, 但获得了其借贷行为信息 $Debt_i$ , 即该受访人“平时是否会借钱给他人”。人们的借贷习惯等金融行为与个人态度、信念等心理特征密切相关(Garling et al., 2009)。本文将其作为控制变量, 有助于缓解潜在不可观测特征的影响。最后,  $h_i$ 表示一组家庭层面控制变量, 包括家庭人口和户主的年龄、性别及受教育水平信息, 可降低家庭层面遗漏变量造成的估计结果偏误。 $\varepsilon_{i,j}$ 为随机扰动项。

#### (二) 数据说明

##### 1. 数据来源

本文使用的数据来自于中国贫困人口微观追踪数据库。该数据库以国家扶贫开发信息系统数据为基础, 整合国家级贫困县X县扶贫办、财政局、人社局等部门数据, 补充入户问卷调查数据, 为多维度评估X县精准扶贫实践提供了较好的基础。本文使用了行政村数据和非建档立卡户数据。

其一, 行政村层面数据包括两部分。一是各村建档立卡户信息, 包括自其被识别为建档立卡户年份起到2017年, 各年度基本人口特征、收入、自然资产、教育和致贫原因等信息。二是行政村信息, 包括各行政村耕地面积、有效灌溉面积等土地资源数据, 2014—2017年各村总户数、总人口等信息, 以及各行政村安全饮水户数、通电通网户数、村卫生室建设情况等基础设施信息。

其二, 非建档立卡户数据来自中国人民大学于2018年12月在X县开展的入户调查。问卷分为家庭基本信息、就业信息、家庭收入支出信息、住房和耐用品消费信息以及受访人生活满意度评价

等五部分。调查以各乡镇各行政村建档立卡户的数量为标准,分层抽取代表性乡镇的集镇区域和代表性行政村,再从中随机抽取非建档立卡户进行调查,避免抽样造成样本选择性偏误。最终该调查抽取了X县22个行政村,共回收非建档立卡户的有效问卷1077份,整理得到3412个个体的调查数据。考虑到问卷涉及受访者主观感受及认知,本文分析仅保留年龄在14岁及以上的样本。

## 2. 变量设定

**被解释变量:**在基准回归模型(1)式中,本文使用受访者生活满意度评价 $LS$ 作为被解释变量,数据通过问卷调查获得。为获得受访者的生活满意度评分,问卷提供表述:“总的来说,您对近来下列各种情况满意吗?”,并请受访者对家庭经济状况、工作状况、自身健康状况、住房情况、社会生活情况、自然环境情况、闲暇时间、乡村治理等八个方面进行评价。对各方面情况,问卷均提供“0分”“20分”“40分”“60分”“80分”“100分”6个选项,分数越高表示生活满意度越高。

**核心解释变量:**本文的核心解释变量为 $DRank$ ,表示2017年与2014年受访家庭在所在村相对经济地位之差。个体收入与参照组平均收入之差是相对经济地位最常用度量的方式之一(Dube et al., 2019)。家庭在第 $t$ 年所在相对位置 $Rank_t$ 可以表示为:

$$Rank_t = Inc_t - \overline{RInc}_t, t = 2014, 2017 \quad (2)$$

其中, $Inc$ 和 $\overline{RInc}$ 分别表示受访家庭和参照组家庭人均收入的平均值。此时, $DRank = Rank_{2017} - Rank_{2014}$ 。鉴于脱贫攻坚会对同村非建档立卡户相对建档立卡户的经济地位带来外生冲击,本文选择“同村建档立卡户”作为参照组。

**控制变量:**结合上述讨论,本文在基准回归中使用了行政村、个人及家庭三个层面的控制变量。<sup>①</sup>

## 四、实证结果及分析

### (一)基准回归结果

基准回归以生活满意度为被解释变量,以同村建档立卡户为参照组,估计结果如表1所示。在第(1)列中,仅控制个人层面变量 $x_i$ , $DRank$ 的估计系数显著为负,2017年受访家庭绝对收入水平 $Inc$ 的估计系数显著为正。这表明若控制个人可观测特征不变,居民相对位置变化与生活满意度为负相关关系,这可能是区域层面存在遗漏变量导致 $DRank$ 的估计系数结果存在偏误。<sup>②</sup>本文逐步加入控制变量。表1第(2)列报告了加入行政村层面控制变量 $z_j$ 的估计结果, $DRank$ 的估计系数为正,且在1%的水平上显著,表明与假说1预测结果一致,受访家庭相对经济地位增幅越大,生活满意度越高,同时也证实第(1)列中的系数估计值为负主要来自村层面遗漏变量的影响。第(3)列和第(4)列依次加入借贷行为变量和家庭层面控制变量,核心解释变量估计系数和符号都未发生明显变化。此外, $DRank$ 的估计系数为家庭人均收入变量 $Inc$ 的近4倍,表明相对经济地位提升对于生活满意度的增进作用可能大于绝对收入,成为生活满意度的主要决定因素。

作为对照,本文以同村全体村民为参照组进行回归,得到结果如表1第(5)(6)列所示。其中,第(5)列和第(6)列分别将参照收入设置为平均收入和收入中位数。可以看出,将同村其他非建档立卡户考虑在参照组内时,核心解释变量的系数及显著性均下降。这与上文所述一致:个体与同村其他非建档立卡户的相对收入不存在外生冲击,其相对位置变化与个人生活满意度可能同时受到多种因素的影响。例如,信号效应(signal effect)研究表明,参照组收入可能通过影响个人的未来预期收入对其生活满意度产生同向影响,抵消位置效应,导致核心解释变量的系

<sup>①</sup> 因篇幅所限,上述变量的描述性统计详见本刊网站登载的附录3。

<sup>②</sup> 例如,行政村的基层治理能力一方面对农村居民的生活满意度产生积极性影响,另一方面将提升脱贫攻坚期间的减贫成效,更显著提高建档立卡户收入,从而与同村非建档立卡户的相对经济地位变化存在负相关关系。因此,遗漏这一变量将导致 $DRank$ 的系数估计值偏低。

数估计有偏。综上,结合本节的回归结果,下文的分析均以同村建档立卡户作为参照组。

表 1 相对位置变化与生活满意度的基准回归结果

解释变量	被解释变量:LS					
	参照同村建档立卡户				参照全村居民	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DRank</i>	-0.713*** (0.160)	0.789*** (0.189)	0.764*** (0.180)	0.747*** (0.178)	0.329* (0.175)	0.514*** (0.145)
<i>Inc</i>	0.570*** (0.103)	0.207** (0.082)	0.173** (0.081)	0.200** (0.082)	0.049 (0.075)	0.022 (0.076)
个人层面控制变量	是	是	是	是	是	是
村层面控制变量		是	是	是	是	是
借贷行为变量			是	是	是	是
家庭层面控制变量				是	是	是
N	2911	2649	2649	2648	2648	2648
R <sup>2</sup>	0.104	0.633	0.665	0.667	0.694	0.697

注:括号内数字为聚类标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示回归系数在1%、5%和10%的水平上显著,下同;第(1)一(4)列参照组选为“同村建档立卡户”;第(5)列和第(6)列参照组选为“全体村民”,且分别将参照组收入设置为平均收入和同村居民收入中位数。

## (二)内生性讨论

关于位置效应的实证研究主要存在两类内生性难题:一是参照组选择内生,即参照人群的各种特征可能通过多种机制对个人生活满意度产生影响;二是遗漏变量,即不可观测的影响因素或外生冲击同时对个人收入、参照组收入和生活满意度产生影响。本文将分别进行说明。

### 1. 参照组选择

个体的参照组选择具有不可观测性和选择内生性,容易造成位置效应因果识别的障碍。为了解决参照组的不可观测性,通行做法是以社交关系(如朋友、同事)、收入阶层(如收入水平、职业)或空间区域划分(如同社区、同城市其他人)定义参照组。这固然符合人们的社会比较心理,但参照组选择不仅与个人特征有关,也与社会比较的目的密切相关,具有高度内生性(Mageli et al., 2022)。尽管许多研究认为以区域划分构建的参照组相对外生,但在人口流动的情况下,个人或家庭可能会根据职业规划、发展目标或对居住环境的偏好等择邻而居,因而居住地特征同时与他们在该区域内所处的收入等级及生活满意度相关(Clapham et al., 2018)。若不加以考虑,则相对位置与生活满意度的相关关系缺少因果含义。

本文使用的数据集和样本来自在样本县域内农村地区展开的入户调查,在检验位置效应时以行政村界定参照范围,能够从两方面避免参照组选择的内生性。第一,“行政村”这一行政单位为本研究提供了一个外生参照系。同一行政村的居民通常居住地相近、社会交往密切、文化背景相同、生活方式相似、就业方式与收入来源高度可比。因此,无论是从空间维度看,还是社会经济维度看,同村村民都构成了有效的参照人群。第二,在不考虑人口城乡流动的情况下,根据相关政策,<sup>①</sup>农村内部人口流动性较小,且在短时间内几乎不存在居住地的再选择,有效避免了参照组内生选择问题。此外,本文这一参照系选择也得到了相关调查和实证证据支持:Knight & Gunatilaka(2022)基于中国的调查数据发现,67.9%的农村受访者将“同村/社区居民”作为主要参照组;

<sup>①</sup> 根据《土地管理法》的相关规定,农村居民更换宅基地有两种方法:一是出于特殊原因(比如,进行公共设施建设需要占用农户宅基地,或是所在宅基地的土地利用规划发生了变化等),需要放弃旧宅基地,重新向村里/组里申请新宅基地;二是在双方自愿的前提下,村民之间经过批准可以互换宅基地,但禁止农村宅基地向本集体经济组织以外的人员转让宅基地。

15.8%将“朋友/亲戚”作为主要参照组。由此可见,在中国农村的研究情景下,以行政村作为参照系是一种合理设定。综上所述可以认为,本文的样本不存在居住地点选择内生的问题。尽管如此,本文还将通过多种子样本分析为基准结果提供稳健性检验。

2. 遗漏变量

首先,如上文所述,脱贫攻坚作为一项在全国范围内实施的大规模减贫计划,除“户层面政策”外,还包括部分使全体农户受益的“村层面政策”。对此,需要在基准回归的基础上加入村层面减贫政策控制变量。受数据所限,本文无法直接度量“村层面政策”。但是,政策梳理的结果显示,“村层面政策”与该行政村的贫困属性密切相关:脱贫攻坚期间,资金、人员及其他扶贫资源的投入在很大程度上向贫困村倾斜。<sup>①</sup>由此,本文使用行政村贫困属性变量  $Pov$ ,即该村是否在2014年被认定为“贫困村”作为“村层面政策”的代理变量加入基准回归。控制  $Pov$ 后,回归结果如表2第(1)列所示。与基准回归结果相比,  $DRank$ 的估计系数值有所上升,但符号和显著性不发生变化,同时  $Pov$ 的估计系数显著为正。其含义是,贫困村层面所实施的减贫政策可能导致非建档立卡户在本村的相对经济地位下降,但却能大幅提升生活满意度,从而基准回归中的位置效应被低估。在此基础上,第(2)列回归加入了2014年和2017年同村居民平均收入  $\overline{Inc}_{2014}$  和  $\overline{Inc}_{2017}$  作为控制变量,用以度量不易观测的整村发展水平以及与之相关的社会治安等公共品。其中,2014年农村居民平均收入还有助于控制脱贫攻坚前已实施的扶贫政策对脱贫攻坚期政策效果与本文估计结果的潜在影响。结果显示,  $DRank$ 的估计系数与第(1)列相比有所下降,但仍在统计意义上显著。综上所述,本文在基准回归模型基础之上处理了“村层面政策”遗漏变量问题,为位置效应提供了证据。

表2 内生性问题

解释变量	被解释变量:LS		
	(1)	(2)	(3)
$DRank$	0.827*** (0.157)	0.718*** (0.148)	0.714*** (0.149)
$Inc$	0.130* (0.074)	-0.007 (0.072)	-0.009 (0.072)
$Pov$	10.994*** (1.028)	6.825*** (1.394)	6.797*** (1.389)
$\overline{Inc}_{2014}$		-1.323 (0.862)	-1.341 (0.860)
$\overline{Inc}_{2017}$		3.158*** (0.677)	3.201*** (0.675)
$Points$			0.004 (0.006)
$Cheat$			1.980 (1.767)
控制变量	是	是	是
N	2648	2648	2648
R <sup>2</sup>	0.703	0.721	0.721
Selection Ratio(AET)		13.765	12.255
Selection Ratio(BM)		2.909	2.599

注:控制变量包括个人、家庭和行政村层面变量,以及个人借贷行为变量,下表同。Selection Ratio(AET)和 Selection Ratio(BM)分别表示基于 Altonji et al.(2005)和 Bellows & Miguel(2009)方法的计算结果。

<sup>①</sup> 因篇幅所限,相关内容详见本刊网站登载的附录1。



其次,家庭或个人的行为习惯、经历等也可能因同时对个人收入和生活满意度产生影响而构成遗漏变量。对此,本文进一步加入了两个控制变量。一是家庭在“幸福驿站”的积分 *Points*。脱贫攻坚期间,为引导居民养成健康的生活习惯,激励居民积极参与公共事务,各地因地制宜制定了到户的积分管理制度:每个家庭被赋予相同基础分,根据家庭成员日常行为是否符合制度规范对其进行加分或扣分,其积分可用于在“幸福驿站”(或积分超市)兑换商品。因此,幸福驿站积分能够一定程度上反映家庭日常行为习惯。二是被欺诈经历变量 *Cheat*,<sup>①</sup>这些经历可能影响家庭劳动选择、收入和生活满意度。加入以上两个控制变量后,回归结果如表2第(3)列所示。可以看出,就核心解释变量而言,其估计系数相较第(2)列虽略有下降,但符号和显著性均未发生变化。

最后,本文参考相关研究,借助系数稳定性原理,估计潜在遗漏变量造成的选择性偏误。以表1第(4)列作为限制性回归(*restricted regression*),分别以表2第(2)列和第(3)列作为完整回归(*full regression*),使用 Altonji et al.(2005)和 Bellows & Miguel(2009)的方法对潜在遗漏变量问题进行评估,并报告了选择性偏差比率(*selection ratio*)的估算结果。<sup>②</sup>结果显示在不同计算方法下,该比率都远大于1,表明潜在遗漏变量对估计结果的影响较小。

### (三)稳健性检验

#### 1. 子样本分析

如前所述,尽管在本研究样本期内,农村地区不存在由居住地自主选择所引致的内生性问题,但为进一步排除“分家”、婚嫁等因素的潜在干扰,<sup>③</sup>本文在表2第(3)列估计结果的基础之上进行子样本分析,回归结果如表3 Panel A所示。第(1)—(3)列所选择的子样本分别为“所在家庭从未分家的受访者”“与户主关系为户主本人或其子女的受访者”和“已婚男性受访者及未婚受访者”。此外,本文还在每个家庭随机抽取一名受访者,得到一组子样本进行分析,结果报告于第(4)列。所有分析的结果均显示,尽管与表2第(3)列中 *DRank* 的估计系数值略有差异,但符号和显著性不变,回归结果能够为相对收入的位置效应提供证据。

#### 2. 更换相对经济地位的不同度量

本文进一步使用不同方式度量受访人的相对位置及其变化(*DRank*)。除了平均收入,现有研究也将参照组人群中位数收入或百分位排序作为相对经济地位的度量(Hopkins & Kornienko, 2004; Ifcher et al., 2018)。表3 Panel B第(1)列和(2)列分别报告了使用“个体收入与参照组收入中位数之差”“个体与参照组平均收入在村内百分位排序”<sup>④</sup>定义相对位置的回归结果。系数符号与上文回归结果一致,证实相对收入提升越多,个人生活满意度越高。

① 问题具体设置为:过去5年里,销售农产品时是否有被买方拖欠货款、违约或欺诈的经历?对于有相关经历的受访者,*Cheat*取值为1,否则为0。

② 该指标的含义是,若加入控制变量后,假设仍存在遗漏变量,且核心解释变量的显著性完全来自这些遗漏变量造成的选择性偏误,则该指标即表示这一偏误与控制变量已处理偏误的比率。当该比率大于1时,表示来自不可观测变量的选择性偏误至少与可观测变量的选择性偏误同等重要,才会导致核心解释变量的因果效应不存在。

③ 如上文所述,分家和婚姻等因素可能导致有目的的搬迁,同时影响家庭在村庄或社区的相对收入水平与生活满意度,从而干扰估计结果。子样本1验证了对于从未分家的家庭,回归结果的结论依然成立;子样本2和子样本3通过对长时间居住在本地样本进行分析来剔除婚嫁因素对估计结果的影响,结果与基准回归结果一致。

④ 受访家庭和参照组的百分位排序的计算方法如下: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,即  $100 \times F(Inc_{ijt}) = 100 \times \Pr(income_{jt} \leq Inc_{ijt})$ ,式中  $F(\cdot)$  表示受访者所在村非贫困户收入水平的累计分布函数, $Inc_{it}$  仍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; $t = 2014, 2017$ 。

表 3 稳健性检验

解释变量	被解释变量:LS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A 子样本分析				
<i>DRank</i>	0.659*** (0.165)	0.703*** (0.149)	0.834*** (0.160)	0.628*** (0.141)
控制变量	是	是	是	是
N	2405	1511	1415	983
R <sup>2</sup>	0.740	0.706	0.723	0.745
Panel B 其他稳健性检验				
<i>DRank</i>	0.633*** (0.154)	8.832*** (2.326)	0.706*** (0.159)	0.177*** (0.034)
<i>DRank</i> <sup>2</sup>			-0.001 (0.010)	
控制变量	是	是	是	是
N	2616	2648	2648	2648
R <sup>2</sup>	0.722	0.718	0.721	

### 3. 排除竞争性假说

若居民存在“不平等厌恶”(inequity aversion),则同样可能得出以上结果。“不平等厌恶”是指人们偏好公平或厌恶不平等,不仅对处于相对低位或劣势的个体成立,而且当人们处于相对优势地位时,也会因“愧疚感”或“同情心”而形成不平等厌恶的心理。但多数研究表明,不平等厌恶具有非对称性,处于相对劣势将产生更强的不平等厌恶(孙计领等,2018)。若“不平等厌恶”假说成立,则意味着相对经济地位变化与生活满意度存在以下关系:由于不平等厌恶的非对称性,当在模型中仅包括 *DRank* 的一次项时,生活满意度将表现为与相对经济地位变化同向变动;当加入 *DRank* 的二次项时,生活满意度与相对经济地位变化将呈现二次项系数为负的非线性关系。

为排除这一竞争性假说,本文在基准回归的基础上加入了 *DRank* 的二次项,回归结果如表 3 Panel B 第(3)列所示。*DRank* 一次项系数仍显著,二次项系数在经济意义和统计意义上均不显著。这一结果验证了在本文的研究情境下,  $\alpha_1$  的估计系数大于 0 主要来自位置效应的影响。

### 4. 更换计量模型

由于被解释变量 *LS* 为有序、离散变量,本文进一步使用有序 logit 模型进行稳健性检验。如表 3 Panel B 第(4)列所示,  $\alpha_1$  的估计系数大于 0 且在 1% 的水平上显著,表明基准回归结果稳健。

#### (四) 机制检验

##### 1. 炫耀性消费机制检验

本文使用家庭消费数据对炫耀性消费机制进行检验。我们收集了受访家庭 2014 年和 2017 年的餐饮支出、衣着支出、住房支出、交通支出、休闲支出、教育支出、(自付)医疗支出、人情往来支出、其他支出等 9 类细分消费支出。<sup>①</sup> 本文使用(3)式分析相对经济地位变化对于消费的影响:

$$Exp_{i,j}^c = \alpha_1 DRank_{i,j} + \alpha_2 Inc_i + \alpha_3 Exp_{i,j,2014}^c + \alpha_4 Exp_{i,j} + Controls_{i,j} \theta + \varepsilon_{i,j} \quad (3)$$

其中,被解释变量  $Exp^c$  表示受访家庭在 2017 年第  $c$  类消费的人均支出,  $c \in \{\text{餐饮支出, 衣着支出, 住房支出, 交通支出, 休闲支出, 教育支出, 健康支出, 人情往来支出}\}$ 。在解释变量中,  $Exp_{2014}^c$  表示 2014 年该家庭对应类别的人均支出水平;  $Exp$  表示 2017 年该家庭人均支出总额。由于支出水平以户为单位统计,故控制变量包括家庭及村层面变量,以 *Controls* 表示。这一模型中,本文关心的

<sup>①</sup> 本文在问卷中注明了各类支出所覆盖的消费内容,在调查实施前对调查员进行相关培训,并要求其在调查过程中对各类支出进行说明和解释,以提高数据的准确性。因篇幅所限,相关内容详见本刊网站登载的附录 3。

是  $DRank$  的系数  $\alpha_1$ , 表示在控制 2017 年收支水平、2014 年支出结构的条件下, 位置冲击对非建档立卡户不同类别支出的影响。根据假说 2, 当消费品具有位置效应时, 相对经济地位增幅越大, 则该类支出水平应更高, 即  $\alpha_1 > 0$ 。表 4 报告了对 (3) 式的回归结果。可见, 位置冲击对于餐饮、衣着、住房、交通及人情往来支出均具有显著影响, 即对于以上商品或服务的消费具有显著的位置效应。但是, 教育、健康支出水平和其他支出<sup>①</sup>并未受到位置冲击的影响。

表 4 相对位置变化与家庭消费行为

解释变量	被解释变量: $Exp^c$			
	餐饮 (1)	衣着 (2)	住房 (3)	交通 (4)
$DRank$	0.064*** (0.021)	0.010*** (0.002)	0.037** (0.016)	0.015** (0.007)
控制变量	是	是	是	是
N	983	983	983	983
$R^2$	0.837	0.824	0.773	0.844
	休闲 (5)	教育 (6)	健康 (7)	人情往来 (8)
	$DRank$	0.003* (0.001)	0.007 (0.012)	-0.115 (0.097)
控制变量	是	是	是	是
N	983	983	983	983
$R^2$	0.735	0.703	0.240	0.930

注: 控制变量包括所有家庭层面和行政村层面变量。

这一回归结果与现有研究结论基本一致: 根据相关研究, 住房、交通工具和出行以及用于婚丧嫁娶的人情往来支出, 普遍被认为能够用于彰显家庭的社会经济地位, 属炫耀性消费, 具有较强的位置效应, 而医疗服务和药品支出则不具有位置效应 (Heffetz, 2011)。食品支出和教育支出则存在一定争议。一般认为, 尽管在家中就餐的支出属于不可观测支出, 但在外餐饮支出或其他可见餐饮支出可以被看作炫耀性消费 (Yang et al., 2016)。在教育方面, 尽管学历被认为具有位置效应, 然而短期不可观测的教育支出通常位置效应极弱, 特别是在欠发达地区 (Roychowdhury, 2017)。

鉴于文献中对教育、餐饮消费的研究结论不一, 本文提出第二种检验思路, 即结合现有具有一致性的研究结果, 定义变量炫耀性支出 ( $ConsExp$ ), 表示衣着支出、住房支出、交通支出与人情往来支出之和。本文分别计算 2014 年和 2017 年的家庭人均炫耀性支出, 仍以 (3) 式回归, 结果如表 5 第 (1) 列所示。  $DRank$  系数显著为正, 表明相对经济地位提升越多, 可观测消费水平越高, 与假说 3 一致。在加入  $DRank$  和收入 ( $Inc$ ) 交互项后, 根据表 5 第 (2) 列的估计结果, 交互项系数显著为正, 表明高收入群体具有更强的位置效应, 这也与现有研究一致 (马万超等, 2018)。

## 2. 公共物品利用机制检验

公共物品机制是指相对经济地位变化能够改变个人对 (准) 公共物品的需求, 并对生活满意度产生影响。在农村地区, 交通基础设施与农村居民生产生活关系最为密切, 本文以此为例进行分析。根据假说 3, 当家庭相对经济地位提升更快时, 其私人消费及与之互补的公共物品利用水平随之增加, 从而家庭有机会从公共物品中获得更高效用, 增进生活满意度。在变量获取方面, 此次调

<sup>①</sup> 受限于篇幅, 正文表格中未报告以“其他支出”为被解释变量的估计结果。当以“其他支出”作为被解释变量时, 在添加控制变量的模型中, 核心解释变量的估计系数为 -0.022, 村层面聚类标准误为 0.067, 估计结果不显著, 回归得到  $R^2$  为 0.513。

查收集了受访者对道路、水塘等公共项目的私人支付意愿(*PGPayment*)<sup>①</sup>，测度村内公共服务、基础设施对受访者的价值。回归结果如表 5 第(3)列所示。可以看出，核心解释变量 *DRank* 的系数显著为正，表明随着受访者相对位置提升，对公共项目的支付意愿更高，体现了从公共物品中获得的效用水平增加。通过假说 3 还可以推断，在同等相对经济地位变化的条件下，对基础设施需求越高的家庭，越容易受到公共物品利用机制的影响，也更可能从行政村公共物品供给水平提高中获益。本文通过构造交互项模型进一步检验公共物品的利用机制。首先，在需求侧，本文引入了该家庭交通工具数量(*Vehicle*)。交通工具与道路有一定互补关系，有交通工具的家庭对于道路设施的需求和利用水平更高。随着低收入家庭收入增长和公共资源利用水平提升，拥有电动车、摩托车、汽车等交通工具的家庭更易受这一机制影响。可以推断，若假说 3 成立，则 *Vehicle* 与 *DRank* 交互项应显著为正。其次，对于村级公共物品供给，本文使用行政村在 2014 年至 2017 年间基础设施投入资金总规模(*Investment*)进行度量。同理推断，*Investment* 与 *DRank* 的交互项系数应显著为正。

从表 5 第(4)列和第(5)列可以看出，*Vehicle*、*Investment* 与 *DRank* 的交互项估计系数均显著为正，表明相对经济地位变化将通过公共物品利用行为对居民生活满意度产生影响，与假说 3 一致。

表 5 炫耀性消费与公共物品利用机制检验

解释变量	被解释变量				
	<i>ConsExp</i>		<i>PGPayment</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>DRank</i>	0.105** (0.046)	-0.066** (0.028)	0.189*** (0.057)	0.111** (0.050)	0.162*** (0.037)
<i>Inc</i>	0.004 (0.008)	0.051*** (0.013)			
<i>DRank</i> × <i>Inc</i>		0.011*** (0.003)			
<i>Vehicle</i>				0.685** (0.270)	
<i>DRank</i> × <i>Vehicle</i>				0.098** (0.046)	
<i>Investment</i>					0.040 (0.026)
<i>DRank</i> × <i>Investment</i>					0.004* (0.002)
控制变量	是	是	是	是	是
N	938	938	2648	2648	2648
R <sup>2</sup>	0.833	0.899			

注：*ConsExp* 为家庭层面变量，因此第(1)(2)列中控制变量包括所有家庭层面和行政村层面变量；第(3)一(5)列包括全部个人、家庭、行政村层面控制变量，*PGPayment* 为虚拟变量，因此使用 logit 模型进行估计。

### 3. 社会资本积累机制检验

现有研究认为，社会网络和社会信任感通常是社会资本重要表现形式，也因此实证研究中经常作为社会资本水平的度量。在收集变量时，问卷调查提供如下表述：“大多数人是值得信任的”，并请受访者以打分的形式评价对该表述的认可度，问卷提供“0分(完全不同意)”“20分”“40分”“60分”“80分”“100分(完全同意)”6个选项。本文以此测度受访者的社会普遍信任感(*Trust*)。以此方

① 此次入户调查通过询问受访者是否愿意为村内道路、水塘等公共项目筹款获得了村民对基础设施的支付意愿(由于未询问意愿支付金额，这一变量为取值为 0 或 1 的虚拟变量)。

式,调查还获得了受访者对“亲友”“同村居民(同村人)”“外村村民(外村人)”“陌生人”“村干部”和“乡干部”的信任感。此外,此次调查询问了受访者“村里和你家来往较多、关系较密切的农户数量”,以此测度该家庭在村内的社会网络(*Network*)。本文分别以 *Trust* 和 *Network* 作为被解释变量进行回归分析。表 6 第(1)列和第(2)列的回归结果显示,无论是以何种方式度量社会资本,核心解释变量 *DRank* 的估计系数均显著为正,表明相对经济地位提升越多,社会资本水平越高。

然而,当社会资本与生活满意度之间存在反向因果关系,或同时受到其他不可观测因素影响时,上述结果同样成立。为排除上述影响,本文借助受访者对于不同人群的信任感评价进行分析:若社会资本机制成立,则相对经济地位变化对不同群体的信任感影响可能存在差异。反之,若相对位置变化对社会资本的影响完全来自其与生活满意度的相关性,则对不同群体信任感的影响不应存在显著差异。本文分别以上述六类信任感评价作为被解释变量进行分析。表 6 第(3)–(8)列报告了估计结果。可见,相对经济地位提升会显著增进受访者对于亲戚朋友、同村村民、村干部和乡干部的信任感,而对于外村村民和陌生人,这一影响不成立。以上分析结果为假说 4 提供了证据,表明相对经济地位冲击能够通过社会资本积累这一机制作用于生活满意度。

表 6 社会资本积累机制检验:基于不同人群社会信任感的分析

解释变量	被解释变量							
	<i>Trust</i>	<i>Network</i>	不同类别社会信任感					
			亲友	同村人	外村人	陌生人	村干部	乡干部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DRank</i>	0.122*** (0.043)	0.280*** (0.048)	0.329*** (0.048)	0.260*** (0.052)	0.017 (0.039)	-0.075** (0.033)	0.289*** (0.040)	0.237*** (0.040)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
N	2648	2648	2648	2648	2648	2648	2648	2648

注:社会信任感为离散变量,故第(1)列和第(3)–(8)列使用有序 logit 模型进行估计。

本文为位置效应提供了可靠的实证证据,而且发现村民相对经济地位变化能通过炫耀性消费、公共物品利用和社会资本积累机制影响居民生活满意度。<sup>①</sup>这一发现具有直接且重要的现实意义:居民生活满意度提升不仅取决于自身收入的增长,而且受到相对位置变化的影响。因此,在进入实现全体人民共同富裕的新阶段,要在进一步提高居民收入的基础上,更好利用位置效应及其相关机制,提高相关政策的针对性和公共资源的利用效率。

#### (五)关于位置效应的进一步讨论

现有文献已经发现,位置效应不仅对个体消费行为与生活满意度产生重要影响,还会造成不容忽视的负外部性(Gallice, 2018)。基于机制分析结果,下文讨论确保机会平等和提升公共资源可得性这两种举措如何降低相对位置变化对居民的负面影响,从而促进全体居民幸福感的全面提升。

##### 1. 促进机会平等有助于缓解位置效应

根据上文关于相对位置下降经由居民社会信任度降低对生活满意度造成负面影响的研究,此处延伸讨论机会平等对生活满意度的影响。现有研究将机会不平等定义为由个人无法左右的因素所导致的收入差距(Friedman & Friedman, 1980)。在这一定义下,本文借鉴现有研究对于区域机会不平等的测算方法,使用 2017 年家庭人均收入对家庭特征变量回归并得到拟合收入  $\widehat{Inc}$ ,以行政村为单位计算  $\widehat{Inc}$  的基尼系数作为机会不平等的度量,<sup>②</sup>以 *Inequal* 表示,数值越高表示该村机会不平

<sup>①</sup> 在上述分析的基础上,本文进一步使用中介效应的三步检验程序对三种机制进行了稳健性检验。因篇幅所限,相关内容详见本刊网站登载的附录 5。

<sup>②</sup> 因篇幅所限,具体测算方式详见本刊网站登载的附录 6。

等程度越高。在模型(1)中,本文加入 *Inequal* 以及其与位置变化 *DRank* 的交互项。

$$LS_{i,j} = \alpha DRank_{i,j} + \gamma^E Inequal_j + \delta^E DRank_{i,j} \times Inequal_j + x_i \beta + z_j \theta + \gamma Debt_i + h_i \lambda + \varepsilon_{i,j} \quad (4)$$

其中,交互项系数  $\delta^E$  反映当机会不平等程度不同时,非建档立卡户的位置效应是否随之存在差异,借此理解机会平等对位置效应的调节作用。若  $\delta^E > 0$ ,则表示随着机会不平等程度提升,相对位置变化对于生活满意度的影响也将增强,亦即位置效应将随机会不平等程度提升而增强;当机会不平等程度下降时,位置效应也随之减弱。全样本的估计结果如表7 Panel A第(1)列所示。交互项系数  $\delta^E$  的估计值等于9.159且在1%的水平上显著,表明地区机会不平等提升将显著扩大位置效应的影响;*Inequal*的估计系数显著为负,表明机会不平等程度更高的行政村居民普遍具有更低的生活满意度。表7 Panel A第(2)列和第(3)列分别对高收入组( $Inc \geq \overline{Inc}$ )和低收入组( $Inc < \overline{Inc}$ )居民进行分组回归。结果显示,机会不平等对生活满意度的影响方式因收入水平而异:对于高收入组居民,不平等将直接降低居民生活满意度,同时增强位置效应;对于低收入组居民, $\delta^E$ 的估计值等于17.320且在5%的水平上显著,表明机会不平等将更大幅度增强低收入居民的位置效应。

表7 关于位置效应的进一步讨论

解释变量	被解释变量:LS		
	全样本 (1)	高收入组 (2)	低收入组 (3)
Panel A 机会平等			
<i>DRank</i>	-1.737** (0.788)	-1.253 (0.811)	-4.080** (1.771)
<i>Inequal</i>	-31.456* (17.338)	-66.134*** (21.146)	24.086 (32.092)
<i>DRank</i> × <i>Inequal</i>	9.159*** (3.135)	7.213** (3.097)	17.320** (7.031)
控制变量	是	是	是
N	2648	1152	1496
R <sup>2</sup>	0.732	0.765	0.728
Panel B 资源可得性			
<i>DRank</i>	1.061*** (0.176)	1.014*** (0.183)	0.999*** (0.375)
<i>Pov</i>	4.715*** (1.804)	4.945** (2.461)	2.897 (3.103)
<i>DRank</i> × <i>Pov</i>	-0.663** (0.308)	-0.515 (0.371)	-1.131* (0.603)
控制变量	是	是	是
N	2648	1152	1496
R <sup>2</sup>	0.723	0.749	0.723

## 2. 提升资源可得性有助于缓解位置效应

根据上文对公共物品利用机制的分析,此处进一步讨论增进公共品供给与需求的配置,提升不同阶层的资源可得性对位置效应的调节作用。本文借助脱贫攻坚中“贫困村识别”这一举措,检验资源可得性对于位置效应的影响。尽管各村投资总量和具体项目内容存在差异,但贫困村与非贫困村的村层面基础设施投资、扶贫政策实施内容和强度存在显著差异。贫困村的基础设施建设水平、公共服务供给能力以及基层治理能力显著提升。在相关政策支持下,贫困村非建档立卡农户的

收入增速和生活满意度均显著高于非贫困村(蔡宇涵等,2021)。基于统计数据、实证证据和实地调查结果,<sup>①</sup>本文认为与非贫困村相比,贫困村在脱贫攻坚期间实现了更高水平的公共物品供给,居民资源可得性显著提升。这为本文检验资源可得性对位置效应的调节效应提供了研究契机。此处使用贫困村属性变量  $Pov$  作为资源可得性的代理变量,构造交互项模型如(5)式所示:

$$LS_{i,j} = \alpha DRank_{i,j} + \gamma^p Pov_j + \delta^p DRank_{i,j} \times Pov_j + x_i \beta + z_j \theta + \gamma Debt_i + h_i \lambda + \varepsilon_{i,j} \quad (5)$$

在(5)式中,交互项系数  $\delta^p$  表示与非贫困村相比,贫困村居民位置效应的差异。若资源可得性的提升能够缓解位置效应,即减弱相对位置变化对生活满意度的冲击,则有  $\delta^p < 0$ 。回归结果如表7 Panel B 第(1)列所示, $\delta^p$  的估计系数小于0且在1%的水平上显著,表明贫困村居民的位置效应显著低于非贫困村,同时  $Pov$  的估计系数显著为正,表明当其他条件相同时,贫困村居民的生活满意度更高。第(1)列的回归结果意味着,资源可得性提升不仅从整体上提高了村民的生活满意度,也缩小了相对位置变化带来的位置效应,有助于实现个体效用与社会福利的共进。表7 Panel B 第(2)列和第(3)列分别报告了对于高收入组( $Inc \geq \overline{Inc}$ )和低收入组( $Inc < \overline{Inc}$ )家庭的估计结果:对于高收入组居民,交互项估计系数不显著;但对于低收入组居民, $\delta^p$  的估计系数显著为负。对(5)式的估计结果表明,资源可得性提升不仅能够直接提升居民平均生活满意度,也对位置效应具有调节作用。具体而言,对于资源可得性更高的地区,相对经济地位变化对于生活满意度的影响将更小。

## 五、结论与政策启示

本文利用中国贫困人口微观追踪数据库,借助中国脱贫攻坚对农村居民相对经济地位变化造成的冲击,克服了现有研究中普遍存在的内生性问题,识别了相对经济地位变化对居民生活满意度的影响。基于一个引入社会比较心理的效用函数,本文检验了相对经济地位变化通过炫耀性消费、公共物品利用和社会资本积累机制影响生活满意度,为位置效应提供了更加全面的解释。本文认为,在充分考虑社会比较心理后,拓展的效用函数有利于从理论上深化理解个体行为决策,全面解析不同因素或政策冲击对生活满意度的影响逻辑。此外,本文结合中国农村的特征和政策实际,实证研究发现促进机会平等与提升资源可得性不仅能够直接提升农村居民生活满意度,而且能够缓解相对经济地位变动对其主观感受的影响,在基本事实和实证结果上深化了传统经济学研究对“幸福感”和“生活满意度”的一般性认知。本文立足中国脱贫攻坚实践的实证分析,为准确理解中国制度情境下农村居民的偏好提供了新证据,为全面认识脱贫攻坚对当代农村经济关系带来的系统性影响提供了新视角,也为健全完善社会政策体系、全面提升农村居民的福祉提供了重要启示。

本文的研究结果证实相对经济地位变化对于居民生活满意度的因果影响,从而为论证绝对收入水平并非人民幸福感的唯一决定因素提供了证据。在中国实现了消除绝对贫困的背景下,未来政策制定要立足长期目标优化短期政策选择与评价体系,由提升家庭收入水平向提升家庭生活满意度转变,由经济增长的单一标准向可持续发展的多维标准转变,并据此提高政策实施的效率,改善政策效果,提升政策的连续性、稳定性与政策间的协同性和互补性,从而更高质量促进全体人民幸福感的全面提升。

本文研究具有重要的政策启示意义。一方面,本文验证了位置效应的多种形成机制,为政策制定提供了立足点。在经济发展过程中,居民相对经济地位与相对收入水平的变化是客观存在、不可避免的。因此,地方政府、媒体及学校等教育机构可以为居民提供更全面的信息支持,通过信息助推(nudge)等手段,以低成本、可持续的方式引导居民形成积极、健康的增收与消费观念,从主观上降低相对经济地位变化对生活满意度的影响。这不仅有助于提升家庭和个人的短期生产与消费决

<sup>①</sup> 除了实证分析的证据,作者依托中国人民大学“中华人民共和国脱贫攻坚史研究”(832工程)项目进行的大量实地调查结果也表明脱贫攻坚后,贫困村的基础设施和公共服务供给水平、乡村治理能力和治理水平提升普遍快于非贫困村。

策效率,也可在长期内降低位置效应造成的负外部性与社会福利损失。

另一方面,本文发现提升机会平等和公共资源可得性不仅有助于直接提升全体农村居民的生活满意度,而且能够缓解相对经济地位变化对生活满意度的影响,兼具福利“助推器”和“稳定器”的功能。因此,在进入实现共同富裕的新发展阶段,探索保障居民获得平等的增收和发展机会、更加充分利用和享受公共资源与公共服务,应该引起更多的研究关注和政策重视。一是继续聚焦“老、少、边、穷”地区建设,切实提升欠发达地区和偏远地区基础设施与公共服务可得性与可及性,补齐公共资源短板,为城乡和区域均衡可持续发展提供基础保障。二是在脱贫攻坚成果的基础上,提升产业政策和就业政策效率,使政策红利有重点地惠及相对收入较低的“边缘户”,同时降低信息壁垒,为全体农户创造更平等的发展机会。三是在全面推进乡村振兴中,在继续加强政策支持力度的同时,应将全民共建共享置于更为突出的位置,更高效、广泛地引导农村居民亲身参与来助力实现乡村振兴,通过不断完善基层治理来应对位置效应,提升农村居民获得感,改善社会福利水平。

尽管本文对位置效应进行了较为细致全面的探讨,但仍存在一定局限。本文基于2018年开展的问卷调查截面数据进行研究,因此无法进行时间跨度更长的动态研究或覆盖范围更广的比较分析。关于政策冲击下位置效应的趋势及其空间异质性,还需要更加丰富数据的支持。此外,本文提供了研究思路并做出初步探索,但关于修正效用函数、构建理论模型和分析框架等工作,还有待学者们未来进行更深入的研究。

#### 参考文献

- 蔡宇涵、黄滢、郑新业,2021:《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》,《中国工业经济》第11期。
- 陈刚、李树,2012:《政府如何能够让人幸福?——政府质量影响居民幸福感的实证研究》,《管理世界》第8期。
- 陈云松、范晓光,2016:《阶层自我定位、收入不平等和主观流动感知(2003—2013)》,《中国社会科学》第12期。
- 何立新、潘春阳,2011:《破解中国的“Easterlin悖论”:收入差距、机会不均与居民幸福感》,《管理世界》第8期。
- 黄薇、祝伟,2021:《精准帮扶政策的多维评估:基于G省B市扶贫实践的经验分析》,《管理世界》第10期。
- 李芳华、张阳阳、郑新业,2020:《精准扶贫政策效果评估——基于贫困人口微观追踪数据》,《经济研究》第8期。
- 李树、严荣,2022:《幸福经济学研究最新进展》,《经济学动态》第12期。
- 李涛、史宇鹏、陈斌开,2011:《住房与幸福:幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题》,《经济研究》第9期。
- 刘军强、熊谋林、苏阳,2012:《经济增长时期的国民幸福感——基于CGSS数据的追踪研究》,《中国社会科学》第12期。
- 陆方文、刘国恩、李辉文,2017:《子女性别与父母幸福感》,《经济研究》第10期。
- 罗必良、洪炜杰、耿鹏鹏、郑沃林,2021:《赋权、强能、包容:在相对贫困治理中增进农民幸福感》,《管理世界》第10期。
- 罗良清、平卫英、单青松、王佳,2022:《中国贫困治理经验总结:扶贫政策能够实现有效增收吗?》,《管理世界》第2期。
- 马万超、王湘红、李辉,2018:《收入差距对幸福感的影响机制研究》,《经济学动态》第11期。
- 孙计领、王国成、凌亢,2018:《收入不平等对居民幸福感的影响——基于FS模型的实证研究》,《经济学动态》第6期。
- 孙三百、黄薇、洪俊杰、王春华,2014:《城市规模、幸福感与移民空间优化》,《经济研究》第1期。
- 杨婵、贺小刚,2019:《村长权威与村落发展——基于中国千村调查的数据分析》,《管理世界》第4期。
- 杨继东、章逸然,2014:《空气污染的定价:基于幸福感数据的分析》,《世界经济》第12期。
- 尹志超、郭沛瑶,2021:《精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究》,《管理世界》第4期。
- Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber, 2005, “Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools”, *Journal of Political Economy*, 113(1), 151—184.
- Bellows, J., and E. Miguel, 2009, “War and Local Collective Action in Sierra Leone”, *Journal of Public Economics*, 93(11—12), 1144—1157.
- Brown, P. H., E. Bulte, and X. Zhang, 2011, “Positional Spending and Status Seeking in Rural China”, *Journal of Development Economics*, 96(1), 139—149.
- Clapham, D., C. Foye, and J. Christian, 2018, “The Concept of Subjective Well-being in Housing Research”, *Housing, Theory and Society*, 35(3), 261—280.
- Clark, A. E., 2018, “Four Decades of the Economics of Happiness: Where Next?”, *Review of Income and Wealth*, 64(2), 245—269.



- Clark, A. E., P. Frijters, and M. A. Shields, 2008, "Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles", *Journal of Economic Literature*, 46(1), 95—144.
- Coleman, J. S., 1988, "Social Capital in the Creation of Human Capital", *American Journal of Sociology*, 94, S95—S120.
- Ding, J., J. Salinas-Jiménez, and M. d. M. Salinas-Jiménez, 2021, "The Impact of Income Inequality on Subjective Well-Being: The Case of China", *Journal of Happiness Studies*, 22(2), 845—866.
- Dube, A., L. Giuliano, and J. Leonard, 2019, "Fairness and Frictions: The Impact of Unequal Raises on Quit Behavior", *American Economic Review*, 109(2), 620—663.
- Easterlin, R. A., 1974, "Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence", *Nations and Households in Economic Growth*, Academic Press Inc, 89—125.
- Frank, R. H., 1985, "The Demand for Unobservable and Other Nonpositional Goods", *American Economic Review*, 75(1), 101—116.
- Frey, B. S., 2008, *Happiness: A Revolution in Economics*, MIT Press.
- Friedman, M., 1957, *Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- Friedman, M., and R. Friedman, 1980, *Free to Choose: A Personal Statement*, Harcourt.
- Gallice, A., 2018, "Social Status, Preferences for Redistribution and Optimal Taxation: A Survey", *Economics*, 12(1), 1—17.
- Garling, T., E. Kirchler, A. Lewis, and F. Van Raaij, 2009, "Psychology, Financial Decision Making, and Financial Crises", *Psychological Science in the Public Interest*, 10(1), 1—47.
- Hamamura, T., 2012, "Social Class Predicts Generalized Trust but Only in Wealthy Societies", *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 43(3), 498—509.
- Heffetz, O., 2011, "A Test of Conspicuous Consumption: Visibility and Income Elasticities", *Review of Economics and Statistics*, 93(4), 1101—1117.
- Hopkins, E., and T. Kornienko, 2004, "Running to Keep in the Same Place: Consumer Choice as a Game of Status", *American Economic Review*, 94(4), 1085—1107.
- Ifcher, J., H. Zarghamee, and C. Graham, 2018, "Local Neighbors as Positives, Regional Neighbors as Negatives: Competing Channels in the Relationship between Others' Income, Health, and Happiness", *Journal of Health Economics*, 57, 263—276.
- Jones, C. I., and P. J. Klenow, 2016, "Beyond GDP? Welfare across Countries and Time", *American Economic Review*, 106(9), 2426—2457.
- Knight, J., and R. Gunatilaka, 2022, "Income Inequality and Happiness: Which Inequalities Matter in China?", *China Economic Review*, 72, 101765.
- Lin, N., 2001, *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*, Cambridge University Press.
- Mageli, I., A. Mannberg, and E. E. Heen, 2022, "With Whom, and about What, Do We Compete for Social Status? Effects of Social Closeness and Relevance of Reference Groups for Positional Concerns", *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 98, 101867.
- Mannava, A., E. Perova, and P. T. M. Tran, 2020, "Who Benefits from Better Roads and Why? Mixed Methods Analysis of the Gender-Disaggregated Impacts of a Rural Roads Project in Vietnam", *World Bank Policy Research Working Paper*, 9216.
- Perez-Truglia, R., 2013, "A Test of the Conspicuous-Consumption Model using Subjective Well-Being Data", *Journal of Socio-Economics*, 45, 146—154.
- Roychowdhury, P., 2017, "Visible Inequality, Status Competition, and Conspicuous Consumption: Evidence from Rural India", *Oxford Economic Papers*, 69(1), 36—54.
- Wang, H., Z. Cheng, and R. Smyth, 2019, "Consumption and Happiness", *Journal of Development Studies*, 55(1), 120—136.
- Wu, F., 2020, "An Examination of the Effects of Consumption Expenditures on Life Satisfaction in Australia", *Journal of Happiness Studies*, 21(8), 2735—2771.
- Xiao, H., X. Zheng, and L. Xie, 2022, "Promoting Pro-Poor Growth through Infrastructure Investment: Evidence from the Targeted Poverty Alleviation Program in China", *China Economic Review*, 71, 101729.
- Yang, X., P. Qin, and J. Xu, 2016, "Positional Concern, Gender, and Household Expenditures: A Case Study in Yunnan Province", *China Agricultural Economic Review*, 8(4), 572—594.
- Zhang, L., L. Xie, and X. Zheng, 2023, "Across a Few Prohibitive Miles: The Impact of the Anti-Poverty Relocation Program in China", *Journal of Development Economics*, 160, 102945.
- Zhang, Y., X. Zheng, and L. Xie, 2021, "How Do Poverty Alleviation Coordinators Help the Impoverished in Rural China? —Evidence from the Chinese Poor Population Tracking Dataset", *China Economic Review*, 69, 101686.

## Relative Economic Status and Life Satisfaction: Estimation Based on the Targeted Poverty Alleviation Program in China

CAI Yuhan, HUANG Yanghua and ZHENG Xinye

(School of Applied Economics, Renmin University of China)

**Summary:** “Happiness” has been the common pursuit of all human beings throughout the ages, and people’s well-being has been an essential focus of policy-making and scientific research. Since the 1970s, studies have found that people’s happiness does not increase along with economic growth in the long term as predicted by economic theories, and there is no significant evidence for differences in happiness between developed and less-developed countries. These facts, summarized as the “Happiness Paradox” or “Easterlin Paradox,” have been inspiring economists to analyze happiness and its driving factors more widely. Due to the lack of exogenous shock, however, most studies can only access observational or survey data, which cannot avoid or effectively solve endogeneity problems such as endogenous selection of reference groups and omitted variables. Therefore, the robustness of the empirical results and the mechanisms need to be further explored.

Under the framework of causal identification, this research makes use of the external shock of China’s Targeted Poverty Alleviation (TPA) Program on rural residents’ relative income to test the impact of relative economic status changes on individuals’ life satisfaction, namely, positional effect, and conducts mechanism analysis. Utilizing the Micro Tracking Database of Poor Populations, this research presents the patterns of individuals’ life satisfaction in rural China and provides references for comprehensively understanding people’s well-being. The research covers the following aspects. To eradicate extreme poverty as quickly and effectively as possible, the Chinese government launched the TPA Program and established a system for monitoring poverty at the end of 2013. With the guidance and assistance of the central government, the cooperation of local governments, and the support of the society, the TPA Program has provided a comprehensive policy package including poverty alleviation strategies at both individual and regional levels. It not only significantly enhances the income levels of rural impoverished populations but also leads to a faster increase in income of impoverished households than that of non-impoverished ones, thus presenting opportunities for causal identification of the positional effect. First, this paper addresses the potential endogenous problems using the impact of relative economic status. The results show that when household income and regional average income hold, the relative economic status change significantly impacts the life satisfaction of rural residents, providing additional empirical evidence for the positional effect. Second, this paper introduces the relative economic status change into the utility function and proposes that the relative economic status can affect conspicuous consumption, the use of public goods and the accumulation of social capital of rural households, which constitute three main mechanisms for the positional effect. Third, this paper discusses policy implications for dealing with positional effects and improving life satisfaction. The results indicate that ensuring opportunity equality and improving the availability of public resources such as infrastructure and public services will enhance life satisfaction while alleviating the positional effects.

The main contributions of this paper are as follows. First, by utilizing China’s TPA Program as an exogenous policy shock and dealing with endogenous problems effectively, this paper provides more accurate identification results and mechanism examinations for the positional effects. Second, this paper constructs a utility function that incorporates changes in relative economic status and develops the classic economic theories, which are based on the *homo economicus* hypothesis and ignore social comparison as a determination of utility. Our results provide a comprehensive understanding of rural residents’ economic behaviors and decisions and a new perspective for further research on contemporary rural China. Third, as the Chinese government has achieved complete success in eradicating extreme poverty, and further aims to achieve more overall sustainable development in rural areas, the discussion of the mechanisms of positional effects and possible solutions in this research indicate the necessity for policy-makers and researchers to switch from focusing on enhancing absolute income to generally improving people’s happiness and life satisfaction.

**Keywords:** Relative Economic Status; Life Satisfaction; Positional Effect; Utility; Common Prosperity

**JEL Classification:** D12, D60, D91, I31

(责任编辑:刘洪愧)(校对:曹 帅)