

精准扶贫政策的减贫绩效 与收入分配效应研究*

周 强

摘要：本文基于中国家庭追踪调查 2016-2018 年数据，采用模糊断点回归方法评估了精准扶贫政策的减贫绩效与收入分配效应。研究发现：①精准扶贫政策有效降低了农村的贫困发生率和贫困深度，实现了贫困人口减少与脱贫质量提升的多重绩效；②精准扶贫政策不仅显著提高了低收入贫困家庭的收入水平，降低了贫困家庭的相对剥夺感，而且通过“造血式”扶贫对非贫困家庭产生了明显的正外溢效应；③精准扶贫政策对低收入贫困家庭的影响主要通过政府转移支付实现，但转移支付不具有赋能作用，长期对最低收入群体的兜底式补贴，使其产生了明显的福利依赖和贫困适应性。本文进一步分析发现，在市场机制有效配置资源的作用下，“造血式”扶贫的减贫利益更多流向了在教育、医疗健康、非农就业和基础设施利用等方面均占优势的家庭，且明显提高了具有要素禀赋优势家庭收入的向上流动，从而在一定程度上扩大了地区内的收入差距。

关键词：精准扶贫 断点回归 收入分配 转移支付 收入流动

中图分类号：F061.3 **文献标识码：**A

一、引言及文献综述

扶贫资源如何更好地瞄准目标贫困人群是一项世界性难题。精准扶贫思想是党中央在总结中国农村扶贫实践基础上，将马克思主义中国化在减贫领域的理论创新。在精准扶贫政策实施前，中国农村地区面临着扶贫目标偏移（Park and Wang, 2010），乡村精英对扶贫资源的“俘获”（温涛等，2016；韩华为，2018），经济增长的减贫边际效应不断下降（Spadaro et al., 2013），收入分配不均与扶贫开发针对性不强等问题（Ravallion, 2008），剩余贫困人口的脱贫难度加大，扶贫进入深水区（李实等，2018）。为此，习近平总书记于2013年首创性提出了“精准扶贫”思想，其目的是更有效地瞄准低收入贫困群体。在中央政府大力推动和地方政府的积极努力下，精准扶贫攻坚战从2014年开始在全国全

*本文研究得到国家社会科学基金一般项目“可行能力视角下深度贫困人口发展及精准扶贫研究（编号：18BJL125）”和“收入分配与现代财政学科创新引智基地（编号：B20084）”的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见，同时文责自负。

面打响，2016年“六个精准”“五个一批”^①等系列扶贫政策组合和行动在农村大规模推广和实施。

为了提高扶贫资源瞄准的精准度，中国政府实施了区域和个体双重扶贫瞄准体系，强调“到村到户到人”的精准扶贫机制（汪三贵、刘未，2016）。实践中，按照县为单位、分级负责、精准识别、动态管理的原则，对每个贫困村的贫困户建档立卡，建立全国扶贫信息网络系统，实现逐村逐户分析致贫原因（张全红、周强，2019），然后因户施策和因人施策，最终达到消除贫困和促进贫困人口可持续发展的目标。其间，农村扶贫实践经历了由“转移支付”转向“支出减免”（陈志钢等，2019），再转向“转移支付”和“支出减免”叠加基础上的“增强内生动力”的“造血式”扶贫^②（李芳华等，2020）。除了针对农村家庭在看病就医、危房改造、饮用水等方面的帮扶救助政策，精准扶贫政策还涵盖了村级基础设施、公共服务建设和小额信贷等项目，旨在解决村级投入不足、居民资产缺乏、公共设施供给能力有限等问题。在政府全力推动下，精准扶贫攻坚战取得了决定性成就，贫困人口从2012年年底的9899万人减少到2019年年底的551万人，贫困发生率从10.2%下降至0.6%，且2013–2019年间，贫困地区农民人均可支配收入年均增长高出全国农村平均水平2.2个百分点^③。

随着2020年底农村绝对贫困人口全部脱贫摘帽，对精准扶贫政策的减贫绩效进行量化分析与政策效应评估显得十分重要。笔者梳理文献发现，针对精准扶贫政策效应评估的研究成果甚少，且研究内容主要集中在两个方面。一方面是解读精准扶贫思想的理论内涵、实践困境与贫困治理的长效机制。例如，陈志钢等（2019）回顾并梳理了中国农村扶贫政策与扶贫体系的演变和挑战，提出了2020年后城乡融合的扶贫愿景和战略重点；王雨磊、苏杨（2020）将精准扶贫政策解读为“精准行政扶贫模式”，从行政统筹机制、资金机制、扶贫干部管理和考核等方面对精准扶贫思想做了系统解释；朱梦冰、李实（2017）分析了农村低保政策在扶贫工作中的瞄准效率。另一方面是实证分析医疗保险、扶贫资源、社会资本与普惠金融等因素对贫困人口生活改善或脱贫增收的影响。例如，李傲等（2020）在比较分析贫困户与非贫困户特征基础上，实证研究了医疗保险对不同农牧户家庭收入与消费的影响；尹志超等（2020）研究了精准扶贫政策对农户信贷渠道和农业信贷规模的影响；杨艳琳、付晨玉（2019）系统分析了普惠金融发展对农村家庭多维贫困状况的改善；杨晓婷等（2020）从“资本下沉”赋能视角，分析了社会资本与人力资本、正式制度与非正式制度等相互联动，促进了扶贫资源的高效利用。

综合来看，现有研究偏重于考察精准扶贫背景下的医疗保险、社会资本和正规金融等因素对农户

^① “六个精准”是指“扶贫对象精准、项目安排精准、资金使用精准、措施到户精准、因村派人精准、脱贫成效精准”；“五个一批”是指精准扶贫政策中采取的因户施策措施，即发展生产脱贫一批、易地扶贫搬迁脱贫一批、生态补偿脱贫一批、发展教育脱贫一批、社会保障兜底一批。

^② “造血式”扶贫是指扶贫主体通过投入一定的要素和资源，帮助贫困地区农户改善生产或生活条件、生存技能，提高人力资本与智力能力等，以增强自主发展能力的帮扶方式。主要包括资本补贴、小额信贷、教育补贴、产业帮扶、技能培训、医疗保障、易地搬迁、旅游扶贫、电商扶贫、光伏扶贫等。

^③ 参见刘永富：《中国共产党领导人民摆脱贫困 从过去到未来》，国务院扶贫开发领导小组办公室网站，http://www.cpad.gov.cn/art/2020/10/20/art_106_184551.html。

收入的影响，也有部分研究考察了精准扶贫政策的减贫绩效，但是都没有考虑精准扶贫政策外溢效应导致的收入差距变化。事实上，如果精准扶贫政策中的“造血式”扶贫具有“亲最低收入群体”的特征，那么低收入贫困家庭将从扶贫资源中获益更多，从而形成贫困人口数量减少与收入分配改善的双赢局面。如果“造血式”扶贫在市场机制作用下按照要素禀赋进行分配，那么具有要素禀赋优势的家庭将获益更多。在市场机制作用下，虽然不同发展能力的贫困家庭都能从精准扶贫政策中获益，但具有绝对或相对要素禀赋优势家庭将获得更多扶贫利益，从而出现贫困人口数量减少与收入差距扩大并存的现象。中国的精准扶贫政策是否起到了在减少绝对贫困人口数量的同时，增加贫困家庭收入流动性、缩小地区收入差距的多重绩效呢？这是本文研究试图回答的问题。

基于对以上问题的思考，本文研究做了以下方面的探索：第一，本文采用2016–2018年的跟踪调查数据，比较分析了精准扶贫政策中的转移支付与“造血式”扶贫的差异化减贫绩效与收入分配效应，以期弥补既有研究仅关注减贫绩效而忽视政策收入分配效应的不足；第二，本文以精准扶贫政策制度设计中的贫困标准为断点，所使用的模糊断点回归（fuzzy regression discontinuity, F-RD）方法^①具有随机试验的特点，能够有效克服随机干预试验（randomized control trials, RCT）评估政策效应成本高的缺陷，以期为后续全面评估精准扶贫政策实施绩效的研究提供可参考的分析思路与方法；第三，本文基于农村家庭的收入流动与收入的相对剥夺状态，比较分析了个体层面的收入不平等，剖析了精准扶贫政策利益在微观个体层面的分配及其作用大小，试图捕捉精准扶贫政策对非贫困家庭间接影响的隐蔽路径。同时，本文研究还从政府补贴、教育、医疗健康、非农就业和基础设施利用等多维度出发，探讨了精准扶贫政策的异质性作用和溢出效应，希望为2020年后扶贫政策优化提供经验证据。

二、实证模型、数据来源与变量说明

（一）断点回归模型

中国农村扶贫实践中，地方政府对建档立卡贫困户的识别遵循“收入测评为前提下的村民评议”原则，即在入户收入测评基础上，依靠村民代表评议的方法来精准识别（张全红、周强，2019）。民主评议过程中综合考虑了除家庭收入外的“两不愁三保障”^②多维福利状况，部分收入高于贫困线的农户可能被确定为建档立卡贫困户，享受到精准扶贫政策福利，而少数收入低于贫困线的农户也可能受到基层办事机构执行力弱或公正性欠缺等其他外生因素的影响，没有被确定为建档立卡贫困户。在这种情况下，以收入标准为断点的识别中，家庭被识别为建档立卡贫困户的样本分布概率并非从“0”到“1”的直接跳跃，而是出现了分布概率的不连续跳跃，这满足了F-RD回归的基本条件。为此，本文采用F-RD来评估精准扶贫政策的减贫绩效与收入分配效应。有关F-RD模型的设定，采用了与Brollo et al.（2013）类似的设定方式，通过两阶段最小二乘法（2SLS）来实现，其结果等同于工具变量

^①F-RD方法最初由Thistlethwaite and Campbell（1960）提出，是当前政策评估中广泛运用的一种实证估计策略。

^②“两不愁”是指稳定实现农村贫困人口不愁吃、不愁穿；“三保障”是指保障其义务教育、基本医疗和住房安全。

(instrumental variable, IV) 估计 (Angrist and Pischke, 2008)^①, 即:

$$D_i = \delta + \lambda T_i + f(z_i) + \varphi X_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta \hat{D}_i + f(z_i) + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, Y_{it} 为本文关注的结果变量, 参数 β 是本文要估计的政策效应^②。(1) 式和 (2) 式分别是一阶段回归和二阶段回归表达式。 z_i 表示家庭人均收入, 作为驱动变量, 具体是家庭人均收入与断点 (贫困标准) 的差, 进行了标准化处理。 $f(z_i)$ 是 z_i 的一个多项式函数。 $T_i=1$ (人均收入低于贫困标准) 表示根据人均收入标准识别的享受精准扶贫政策福利的资格, 即在收入贫困标准下的个体获得参评资格, 但不表示实际已经被瞄准为建档立卡贫困户了。反之, $T_i=0$ (人均收入超过贫困标准)。 D_i 为处理状态变量, $D_i=1$ 表示受精准扶贫政策影响的样本进入处理组, 否则进入控制组。在 F-RD 分析中, T_i 为处理状态 D_i 的工具变量, 通过 2SLS 进行估计。 X_{it} 为控制变量, μ_{it} 和 ε_{it} 均为残差项。

由于 F-RD 方法是一种特殊的因果识别, 模型中是否加入控制变量对结果不产生实质性的影响。当控制变量违背外生性假定, 或控制变量对驱动变量存在线性影响时, 加入控制变量反而会导致估计结果的偏误或不一致 (Imbens and Lemieux, 2008)。本文在选择控制变量时考虑了以上因素, 并在稳健性检验部分做了进一步论证。此外, F-RD 回归参数对带宽 (bandwidth) 的设置比较敏感, 合适的带宽选择对 F-RD 估计结果的稳健性非常重要。选择的带宽过小, 意味着会将大部分样本排除在分析范围以外, 对控制变量和 $f(z_i)$ 将会施加较强的假设。为验证结果的稳健性, 本文采用多种带宽和多种 $f(z_i)$ 设定形式, 且引入了处理状态与驱动变量的交互项, 尽可能减小断点两侧回归线斜率不同造成的偏误。

(二) 固定效应模型

由于农村不同家庭的收入水平、要素禀赋结构、所处地理环境等因素的异质性, 将导致不同家庭从精准扶贫政策中获益效果存在差异。并且, 精准扶贫政策实施期间, 农村贫困地区大力推广的特色产业、实施的各种公共投资或基础设施建设, 对农村经济增长有着重要的推动作用。农村经济发展一方面通过市场机制的间接渠道对不同要素禀赋的贫困家庭产生差异化的渗透作用, 另一方面也会对非贫困家庭产生间接的溢出效应。为此, 本文采用样本期间内贫困家庭数占该地区 (c) 总家庭户数的比例, 作为精准扶贫政策在该地区执行力度的替代变量 ($Ratio_{ct}$), 用于分析精准扶贫政策对非贫困家庭产生的溢出效应。现实中, 如果一个地区的贫困家庭越多, 政府对该地区的帮扶力度会越大, 投入的扶贫资金与扶贫资源等也越多。鉴于此, 本文进一步借助固定效应回归模型, 在模型中引入了精准扶贫政策实施力度 ($Ratio_{ct}$) 与影响因素 (X_{it}) 的交互项, 从非贫困家庭的要素禀赋、健康状况、非农就业等方面展开异质性与溢出效应分析。具体的模型设定如下:

^①在具体操作中, 对 F-RD 的估计既可以通过非参数工具变量 (IV) 来进行, 也可以通过参数 2SLS 来进行, 这两种估计方法是等价的 (Imbens and Lemieux, 2008)。

^②F-RD 估计得到的结果为局部平均处理效应 (local average treatment effect, LATE)。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ratio_{ct} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Ratio_{ct} \cdot X_{it} + \alpha_k \sum_{k=1}^n Z_{ikt} + \lambda_i + \pi_t + \mu_{it} \quad (3)$$

(3) 式中, Y_{it} 为结果变量, 交互项的系数 (β_3) 是本文关注的核心, 反映了相关因素 (X_{it}) 是否通过精准扶贫政策对非贫困家庭产生异质性或溢出效应。若 $\beta_3 > 0$ 则意味着影响因素 X_{it} 与精准扶贫政策执行力度之间存在正向的交互效应, 即扶贫政策通过影响 X_{it} 对家庭产生积极或正的效应, 且扶贫力度越大, 这种影响作用越强。此外, Z_{ikt} 为个体层面、家庭层面与地区层面的控制变量 (k 为控制变量个数), λ_i 为个体固定效应, π_t 为时间固定效应, μ_{it} 为残差项。为了防止序列相关或异方差问题的影响, 本文对系数进行估计时将标准误差聚类到了个体层面。

(三) 数据来源说明

本文主要采用了中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 数据, 该数据包括了教育、医疗健康、职业、家庭人口、收入、消费和住房等方面的信息。本文采用的是CFPS中的农户样本 (约占总样本的53.6%) 数据。CFPS样本覆盖了中国25个省份, 调查对象包含样本户中的全部家庭成员。由于“六个精准”“五个一批”等系列扶贫政策组合在2016年才大规模实施, 所以, 本文选择了2016年和2018年两轮调查数据。为了更好地分析家庭收入的动态变化, 本文匹配了两个调查年度均参加调查的家庭, 从而能准确识别并评估政策落地后的减贫绩效与收入分配效应。在数据处理过程中, 对异常值和缺失值采取直接删除方式, 最后经清洁处理后得到每年4560户家庭样本, 总计9120户 (全样本)。

(四) FGT贫困指数、收入不平等与主要变量描述

1. FGT 贫困指数与收入不平等变量。有关贫困标准的选取, 本文根据国务院指导农村扶贫实践的标准, 以年人均收入2300元(2010年的不变价格)^①为标准。为了分析农村地区的贫困发生率 (*Poverty*)、贫困深度 (*Depth*) 与贫困强度 (*Intensity*), 本文主要采用传统FGT贫困指数进行识别与测算^②。贫困发生率 (*Poverty*) 表示收入低于贫困线以下的人口数占总人口数的比例。贫困深度 (*Depth*) 指贫困人口遭受的剥夺深度, 反映了所有贫困个体的收入与贫困线差距的平均水平, 也被称为平均剥夺贫困缺口。贫困强度 (*Intensity*) 表示个体收入的平均剥夺强度, 可视为加权的贫困缺口指数, 权重为贫困缺口本身, 反映了贫困个体收入剥夺的差距。

根据现有文献, 本文在分析收入差距与不平等的测度时, 从以下三方面进行考虑: ①本文采用基尼系数 (*Gini*) 和泰尔指数 (*Theil*) 考察收入不平等。考虑到中国各省份经济发展存在显著差异, 且扶贫工作部署基本按照省 (市/区) 为单位, 所以本文测算到省级层面的基尼系数和泰尔指数。②分析微观家庭的收入不平等时, 采用了相对剥夺指数 (*Rel*)。收入的相对剥夺是指贫困家庭通过与参照群体的平均收入进行比较而发现自身收入处于劣势时所产生的的一种被剥夺感。由于衡量不平等的基尼系数对较低收入阶层的收入再分配缺乏敏感性 (Kakwani, 1984), 而本文研究的对象主要以低收入贫困家庭为主, 为了弥补基尼系数的缺陷, 本文进一步选取 Kakwani (1984) 提出的相对剥夺指数

^①这是国务院扶贫办的最新脱贫指导线。参见 http://www.cpad.gov.cn/art/2018/10/17/art_82_90302.html。

^②具体的 FGT 贫困指数及其表达式, 详见 Foster et al. (1984) 的研究成果。

(Kakwani 指数)^①作为测算微观家庭收入差距变化的替代指标,用于反映家庭层面的收入差距变化(任国强、尚金艳,2011)。Kakwani 指数能够更精准地反映家庭收入变化背后的不平等问题,且在收入分布拟合中具备良好的性质(杨晶、邓悦,2020),从而有效地弥补了基尼系数对最低收入家庭收入变化敏感性差的缺陷。^②为了纵向比较不同时期家庭收入差距的变化,本文选取了收入流动(Mob)指标。收入流动从微观家庭不同时期收入流动性角度出发,考察了家庭在不同时期收入排序的相对变化,并且衡量了同一家庭在不同时期所处阶层的变动。相关研究表明,不同时期收入流动导致收入排序的相对变化与收入分配密切相关,一个地区的高收入流动会缓解收入不平等,而低收入流动会加剧收入不平等(朱诗娥等,2018)。为了从微观家庭角度测度收入流动状态,本文将样本家庭按收入排序等分为100组,用家庭跨组跃迁的状态来衡量收入流动。例如,家庭上一期比本期处于较低收入组,则识别为家庭的收入向上流动,则该变量赋值为1;如果本期处于更低收入组,则识别为家庭收入向下流动,该变量赋值为-1;如果两期所处的收入分组不变,则识别为0。

2.主要变量。精准扶贫政策执行力度($Ratio_{ct}$)^③。考虑到扶贫实践中地区内的贫困家庭数越多,政府对该地区的帮扶力度会越大,投入的扶贫资金与扶贫资源也会越多,为此,本文选取样本期间贫困家庭数占该地区总家户数的比例,作为精准扶贫政策在该地区执行力度的替代变量。此外,本文选取的主要影响因素(X_{it}),包括了教育、医疗健康、非农就业和基础设施利用等具有经济赋能作用的多维度因素。其中,教育维度选取了户主受教育程度(HHedu)和家庭教育培训支出(Expedu),作为家庭成员的人力资本与工作技能水平的替代变量。医疗健康维度选取了户主健康状况(Health)与医疗保险支出(Expins),分别衡量家庭主要成员的健康状况和对医疗服务供给的利用情况。非农就业维度选取了家庭非农就业占比(Ratioemp),作为家中非农劳动力供给能力或数量的替代变量。基础设施利用维度主要选取了与居民日常生活、生产和工作密切相关的道路基础设施利用指标来衡量。由于所选数据中缺少直接有关道路基础设施方面的数据,结合数据可获得性,本文选取了家庭成员日常出行的人均交通费用(Infr)作为替代变量。此外,本文按照尽可能外生的原则来选取控制变量,分别涵盖了户主特征(户主年龄、户主性别、户主的婚姻状况等)、家庭特征(人口规模)与地区特征(所在地分布)等多方面因素。表1为变量说明及描述性统计。

从表1可以发现,贫困家庭表现出以下明显特征:①高文盲率、低健康状况。由2018年数据可知,贫困户的户主文盲率比非贫困户高11.4个百分点,而户主健康状况比非贫困户低11.2个百分点;②贫困家庭人均收入和非农就业占比低,且在教育培训、医疗保障等人力资本投资方面的支出较低;③贫困户比非贫困户获得政府补贴(转移支付)人均高2261元(2016年)和2619元(2018年)^④,且政府贫

^①限于篇幅,本文没有列出 Kakwani 相对剥夺指数的测算方法。具体测算方法详见 Kakwani (1984) 和任国强、尚金艳 (2011) 等相关研究成果。

^②所选 CFPS 调查数据库中,缺少有关农村易地搬迁、旅游扶贫、电商扶贫、光伏扶贫等指标,为此,本文无法直接评估以上政策的影响,从而选取了精准扶贫政策执行力度作为替代变量。

^③政府补贴主要为贫困补贴,包括低保、五保补助、特困补助、救济金、赈灾款和其他扶贫补助。

困补贴呈不断增加趋势，但非贫困户对当地交通、道路等基础设施利用更多。在地域分布上，贫困户与非贫困户并未表现出明显的差异，即本文所选样本并没有出现明显的样本集聚性特征。

表 1 主要变量及其描述性统计

变量	变量说明	2016 年			2018 年		
		全样本 (4560)	贫困 (907)	非贫困 (3653)	全样本 (4560)	贫困 (670)	非贫困 (3890)
<i>Age</i>	户主年龄（岁）	52.67	54.12	52.31	54.46	57.06	53.94
<i>Gender</i>	户主性别，男=1，女=0	0.566	0.575	0.564	0.565	0.561	0.566
<i>Marital</i>	户主婚姻状况，已婚=1，其他=0	0.878	0.854	0.884	0.862	0.810	0.879
<i>Health</i>	户主健康状况，健康=1，否=0	0.582	0.538	0.593	0.616	0.532	0.644
<i>Illiteracy</i>	户主小学辍学或文盲，是=1，否=0	0.354	0.446	0.331	0.355	0.443	0.329
<i>HHedu</i>	户主受教育年限（年）	6.019	5.102	6.251	5.646	4.616	5.991
<i>Expedu</i>	教育培训支出总额（元）	3647.3	3209.8	3756.0	3917.1	2743.9	4303.6
<i>Expins</i>	医疗保险支出总额（元）	832.0	716.6	860.6	1203.4	684.7	1375.9
<i>Ratioemp</i>	非农就业人数占家庭总人数的比例	0.553	0.525	0.562	0.649	0.601	0.660
<i>Size</i>	家庭总人数（人）	4.176	4.098	4.195	3.980	3.564	4.118
<i>Income</i>	家庭人均年收入（元）	10214.9	797.9	12262.5	10808.4	1115.2	13741.6
<i>Transfer</i>	家庭当年获得政府补贴收入（元）	2481.0	3019.9	758.7	2991.8	3473.0	853.6
<i>Infr</i>	本地出行人均交通费用（元）	528.31	485.52	538.96	636.95	449.74	698.91
<i>Region1</i>	所在地为西部，是=1，否=0	0.356	0.412	0.342	0.356	0.337	0.363
<i>Region2</i>	所在地为中部，是=1，否=0	0.287	0.262	0.293	0.285	0.293	0.282
<i>Region3</i>	所在地为东部，是=1，否=0	0.357	0.325	0.365	0.359	0.370	0.356
<i>Ratio</i>	本地贫困家庭数占该地区家庭总数的比例	0.365	—	—	0.328	—	—

注：统计值为样本均值，第一行括号内为样本量，“—”表示该值无统计意义。家庭人均年收入、政府补贴收入、教育培训支出、医疗保险支出等货币性变量均剔除了价格因素（与2010年可比），且没有考虑人均家庭收入为负（负值表示借款或贷款）、教育培训支出为负（异常值）和医疗保险支出为负（异常值）的情况；家庭所在地分布（西部、中部和东部）的划分标准，参照了中华人民共和国第六届全国人民代表大会第四次会议通过的“七五”计划公布的东部、中部和西部划分标准。

三、减贫绩效与收入分配效应分析

（一）精准扶贫政策的减贫绩效分析

表2为农村贫困与收入不平等变化情况。从减贫绩效来看，2016–2018年，农村贫困发生率、贫困

深度与贫困强度指数均表现出了明显的下降趋势，且在1%水平上显著。其中，贫困发生率降低了5.2个百分点，贫困深度和贫困强度分别减小了6.2%和6.3%。不难发现，2016—2018年，农村贫困发生率下降幅度与贫困深度、贫困强度的减少幅度基本一致，扶贫工作力度、深度和精准度都达到了新的水平。这时期，农村贫困人口减少，主要得益于地方政府持续落实精准扶贫、精准脱贫方略，结合贫困人口的“两不愁三保障”多维福利，扶贫工作实现了因地制宜、精准施策的同时，聚焦脱贫人口在收入与多维福利方面的脱贫质量，从而有效实现了贫困发生率下降与脱贫质量提升的同步发展，农村居民收入水平和生活质量均显著改善了。

此外，从收入分配与不平等变化来看（表2），2018年基尼系数和泰尔指数相比2016年上升了1.4个百分点和1.7个百分点，呈整体收入差距扩大趋势。基尼系数从2016年的0.472上升到了2018年的0.486的水平。可见，在以政府财政转移支付为主的帮扶体系中，扶贫工作使农村贫困发生率下降，贫困家庭收入水平大幅上升，但农村地区的收入差距却出现了扩大趋势。出现这一现象，本文认为，政府兜底式的贫困补贴，是低收入贫困家庭的主要收入来源，直接的转移支付通过提高低收入贫困家庭的收入，缩小了贫困家庭与非贫困家庭间的收入差距，起到了收入再分配的调节作用，这个逻辑是成立的。然而，从2016年开始，扶贫工作从注重物质资本的投入，发展到“两不愁三保障”的精准施策，这一过程中探索建立起了“转移支付”“支出减免”和“增强内生动力”等多元化帮扶模式，不仅注重以财政补贴、实物救济为主的再分配，而且强调了经济发展与市场机制配置资源的按要素分配，增加了产业扶贫、旅游扶贫和电商扶贫等以市场化机制为导向的多元化“造血式”扶贫，更加重视市场在资源配置中的决定性作用，激发了扶贫产业的发展和农村经济结构调整。精准扶贫政策创新了传统的减贫策略，多元化的帮扶措施同时涵盖了农村的基础设施项目和救助帮扶体系，以期改善贫困家庭的生存、就业和增收条件。基于此，本文合理推断认为，精准扶贫政策实施期间，农村地区收入差距扩大的原因，一方面可能是不同收入水平的贫困家庭从精准扶贫政策中获益大小存在差异；另一方面，精准扶贫政策虽然针对低收入贫困群体，但“造血式”扶贫对非贫困家庭也可能产生积极影响。因此，精准扶贫政策通过市场机制的间接渠道逐步对贫困家庭产生渗透效应的同时，也可能对非贫困家庭产生间接的溢出效应。为了印证以上逻辑，本文后续部分将从微观家庭层面出发，基于计量方法中的因果识别来分析精准扶贫政策的收入分配效应。

表 2 贫困指数与收入不平等变化

变量	年份	均值	最小值	最大值	标准差			差异检验
					组间	组内	交叉	
<i>Poverty</i>	2016年	0.199	0.000	0.429	0.030	0.040	0.030	-0.052***
	2018年	0.147	0.000	0.339	0.030	0.054	0.030	
<i>Depth</i>	2016年	0.173	0.000	0.317	0.027	0.038	0.027	-0.062***
	2018年	0.111	0.000	0.247	0.027	0.035	0.027	
<i>Intensity</i>	2016年	0.144	0.000	0.278	0.025	0.037	0.025	-0.063***
	2018年	0.082	0.000	0.213	0.025	0.029	0.025	
<i>Gini</i>	2016年	0.472	0.237	0.690	0.027	0.053	0.027	0.014***

<i>Theil</i>	2018年	0.486	0.311	0.635	0.028	0.031	0.028	0.017***
	2016年	0.460	0.152	1.491	0.131	0.061	0.131	
	2018年	0.478	0.159	1.441	0.121	0.269	0.121	

注：***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；差异检验是用2018年均值减去2016年均值，负号表示下降了；基尼系数和泰尔指数从省级层面进行测算；“组间”和“组内”分别表示样本中“省份间”和“省份内”的标准差，“交叉”表示按省份与政策实施前后进行分组，该统计值反映了政策实施前后省级层面变量值分布的离散程度。

(二) 计量分析：精准扶贫政策的收入分配效应

在进行F-RD估计前，本文通过处理状态与结果变量关系的可视化分布图，直观地展示F-RD方法中存在真实有效的一阶段，如图1所示。

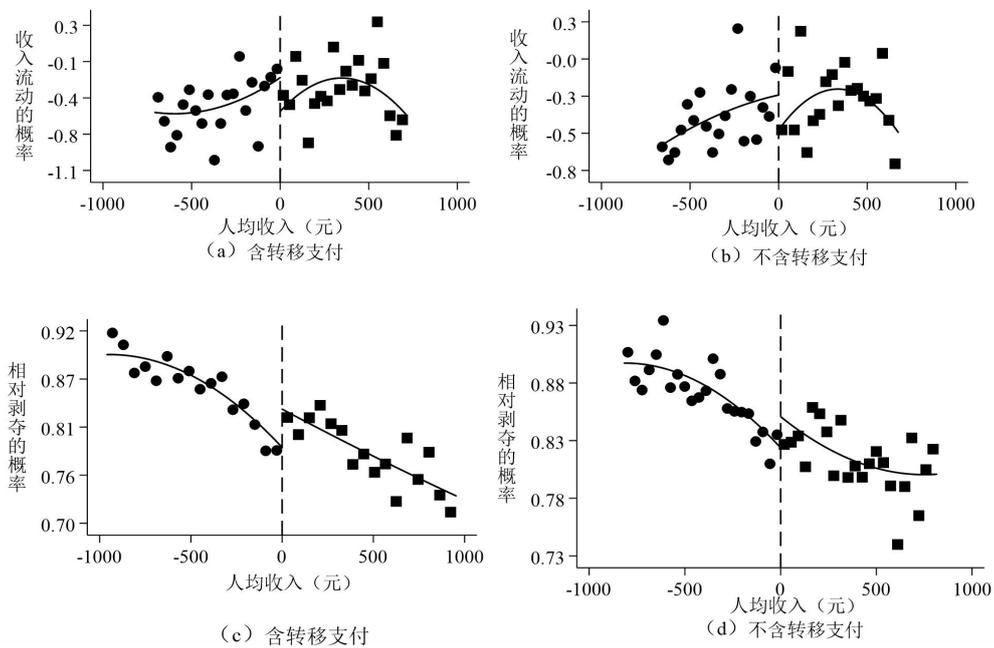


图1 2016–2018年人均收入与结果变量之间的关系

注：①图中竖直线为F-RD估计所使用的断点。本研究对断点做了标准化处理，即人均收入减去2300元（2010年不变价格）。②结果变量依次为“含转移支付情况下的收入流动（a）”“不含转移支付情况下的收入流动（b）”“含转移支付情况下的相对剥夺（c）”和“不含转移支付情况下的相对剥夺（d）”。③结果变量的最优带宽依次为+/-709、+/-678、+/-963和+/-817（最优带宽采取CCT方法^①计算，不同方法测算的最优带宽可能存在差异，但对最终的政策效应不会产生实质性影响），以上结果均采用最优带宽实现。

图1显示，在享受扶贫政策与没有享受扶贫政策的样本间，结果变量产生了明显的跳跃，这表明可以将断点处的跳跃视为精准扶贫政策对贫困家庭影响的因果效应。

^①CCT方法以Calonico、Cattaneo和Titiunik三个人命名，具体的方法介绍可参考最新文献Calonico et al. (2019)。本文最优带宽通过stata15.0中的命令“rdselect”估计获得。

表3报告了精准扶贫政策对收入流动的影响。为了剥离出精准扶贫政策中的转移支付与“造血式”扶贫的不同政策效应，模型（1）~（2）为包括转移支付的估计结果，模型（3）~（4）为不包含政府转移支付的估计结果。回归结果显示，在考虑了转移支付作用情况下，精准扶贫政策对贫困家庭收入流动的影响为正，显著促进了农村贫困家庭收入的向上流动。然而，不含转移支付的结果显示，精准扶贫政策对家庭收入流动的影响显著为负，且在2016年和2018年保持一致且稳健，这表明在不考虑政府转移支付后，精准扶贫政策使收入差距呈扩大趋势。这一结果的原因可能是，农村扶贫实践中，长期以来确立的重点还是以“转移支付为主、支出减免为辅”的帮扶体系。例如，向贫困农户一次性给予4000元的农户增收启动资金、提高农村医疗报销的比例、免除各类保险费用等（李芳华等，2020）。政府转移支付虽提高了贫困人口的现金收入，但转移支付很难培育出低收入贫困家庭长期自我发展的内生动力，对低收入贫困家庭没有产生赋能效应，没能从根本上改变低收入贫困家庭创收能力差的现状，从而出现了剔除转移支付后收入流动性下降的现象。

表 3 精准扶贫政策对收入流动的影响（F-RD估计结果）

变量	含转移支付		不含转移支付	
	(1)	(2)	(3)	(4)
分样本一（2016年）				
政策效应	1.002*	1.025**	-0.024***	-0.038***
	(0.544)	(0.491)	(0.008)	(0.006)
样本量	678	989	564	941
分样本二（2018年）				
政策效应	1.125**	1.173**	-0.078***	-0.056***
	(0.554)	(0.476)	(0.005)	(0.005)
样本量	548	829	618	954
$f(z)$:分段线性函数		是		是
偏差校正局部多项式		是		是

注：因变量为收入流动（ Mob ），以上一调查年度为基期，所有回归模型均使用CCT方法计算的最优带宽；括号内数值为标准误，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。所有模型均引入了处理状态与驱动变量的交互项，尽可能减小断点两侧回归线斜率不同导致的偏误。并且，所有模型均考虑了二次方、三次方和四次方形式的多项式，主要用于检测收入断点不单独依赖于驱动变量的特殊方程形式，限于篇幅，本表中仅报告了二次方的函数结果，其他结果基本一致（下同）。

为了分析精准扶贫政策对家庭层面的不平等效应，本文进一步估计了精准扶贫政策对不同收入贫困家庭相对剥夺的影响。表4结果显示，在考虑了转移支付作用情况下，2016-2018年精准扶贫政策对贫困家庭的相对剥夺影响为负，即家庭相对剥夺感随着精准扶贫政策的实施而降低了，转移支付起到了提高贫困家庭收入获得感的正向效应。在不考虑转移支付情况下，精准扶贫政策的相对剥夺效应为正，且2018年比2016年作用更大。这意味着，不考虑政府对贫困家庭现金补贴后，贫困家庭的不平等剥夺感增加了。可见，精准扶贫政策扩大收入差距主要通过转移支付以外的影响渠道。转移支付

降低贫困家庭相对剥夺感的机制,可能因为贫困家庭通常将自己的收入与同村家庭收入水平进行比较,在增加政府转移支付过程中,贫困家庭收入相对同村参考群体的平均收入水平差距降低,从而减轻了其相对剥夺感。在不考虑贫困补贴收入后,贫困家庭收入与参考群体间的平均水平差距拉大,从而导致相对剥夺感上升。

表 4 精准扶贫政策对相对剥夺的影响 (F-RD 估计结果)

变量	含转移支付		不含转移支付	
	(1)	(2)	(3)	(4)
分样本一 (2016 年)				
政策效应	-0.385*** (0.040)	-0.457*** (0.045)	1.589*** (0.415)	1.737*** (0.468)
样本量	894	1,131	804	1,097
分样本二 (2018 年)				
政策效应	-0.327*** (0.122)	-0.434*** (0.149)	1.756*** (0.407)	1.878*** (0.336)
样本量	504	854	506	874
$f(z)$:分段线性函数		是		是
偏差校正局部多项式		是		是

注:因变量为家庭的相对剥夺 (Rel),所有回归模型均使用 CCT 方法计算的最优带宽;括号内数值为标准误,***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

本文进一步按照贫困人口对转移支付依赖程度进行分样本分析(表 5),并从以下两个角度进行考察:①用家庭获得的贫困补贴收入占家庭总收入的 50%及以上,视为贫困家庭对政府补贴具有较强的依赖性,进而分析精准扶贫政策对最低贫困群体的赋能增收效应;②剔除了获得政府转移支付补贴的贫困家庭样本,单独分析精准扶贫政策对无政府补贴贫困家庭的影响,以剖析“造血式”扶贫的政策效应。表 5 结果显示,精准扶贫政策(不含转移支付)对具有较高补贴依赖性贫困家庭实际收入增长的影响不显著,这意味着政府转移支付成为这部分贫困家庭的主要收入来源。相比而言,精准扶贫政策(不含转移支付)显著提高了无政府补贴贫困家庭的实际收入增长,从而间接证实了“造血式”扶贫对无政府补贴贫困家庭影响作用更大,且对不同贫困家庭产生了差异化的赋能增收效应。

此外,本文进一步研究了转移支付对不同收入分位数家庭收入增长(图 2 和图 3)的影响。图 2 显示,在考虑了政府对低收入贫困家庭转移支付的情况下,精准扶贫政策对各分位数家庭的收入均产生了显著的正向影响。图 3 结果显示,不含转移支付的扶贫政策对不同分位数家庭的收入产生了差异化影响,显著提高了第 18 分位数以上家庭的收入水平,而对第 18 分位数及以下(除第 16 分位数显著外)家庭的收入影响不显著。进一步测算可知,2018 年,第 18 分位数家庭人均收入的均值为 1293.4 元(不含转移支付,与 2010 年价格可比),低于农村扶贫标准,属于收入水平较低的贫困家庭,这部分贫困家庭长期遭受能力或机会剥夺,且很难通过自我发展实现脱贫,属于精准扶贫政策兜底式帮扶的对象。

表 5 精准扶贫政策的异质性效应 (F-RD 估计结果)

变量	因变量：实际收入增长的对数（不含转移支付）			
	贫困补贴占收入的 50%及以上		贫困但无政府补贴	
	(1)	(2)	(3)	(4)
样本一（2016 年）				
政策效应	0.015 (0.017)	0.021 (0.017)	0.034*** (0.011)	0.098*** (0.036)
样本二（2018 年）				
政策效应	0.013 (0.017)	0.016* (0.009)	0.022*** (0.008)	0.037*** (0.011)
$f(z)$:分段线性函数		是		是
偏差校正局部多项式		是		是

注：因变量为实际收入增长的对数，以上一年为参考基期，且剔除了价格因素的影响；括号内数值为稳健标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

在扶贫实践中，最贫困人口基本分布在“两高、一低、一差、三重”^①的深度贫困地区，属于扶贫成本高、脱贫难度大的绝对贫困人口，而且大多具有“老弱病残”等特征。这部分绝对贫困人口在受教育机会、安全住房、基本医疗、资产积累和经济发展成果分享等方面明显落后于地区平均水平。帮扶他们实现不愁吃、不愁穿的“两不愁”目标相对容易，但要实现保障义务教育、基本医疗、住房安全“三保障”目标则相对较难。由此可知，精准扶贫政策对最低收入贫困家庭的影响，主要通过现金转移支付实现，且转移支付对提高最底层贫困家庭收入水平的作用非常明显，但除转移支付以外其他因素的增收效应相对较小。可能的原因是，最底层贫困家庭因为自身要素禀赋较差，从“造血式”扶贫中的边际获益明显低于禀赋能力占优的家庭，进而导致“造血式”扶贫利益更多流向了地区内要素禀赋高的家庭，但这种外溢效应并非不利于最底层贫困家庭，而是具有“亲要素禀赋”的特征，是市场机制配置扶贫资源的结果。因此，精准扶贫政策通过市场机制实现扶贫资源配置，间接影响了不同要素禀赋家庭的收入增速与创收能力。

^①习近平总书记在深度贫困地区脱贫攻坚座谈会上，提出深度贫困地区的贫困问题体现为“两高、一低、一差、三重”，即贫困人口占比高、贫困发生率高；人均可支配收入低；基础设施和住房差；低保五保贫困人口脱贫任务重、因病致贫返贫人口脱贫任务重、贫困老人脱贫任务重。参见习近平：《在深度贫困地区脱贫攻坚座谈会上的讲话》，《人民日报》2017年9月1日第2版。

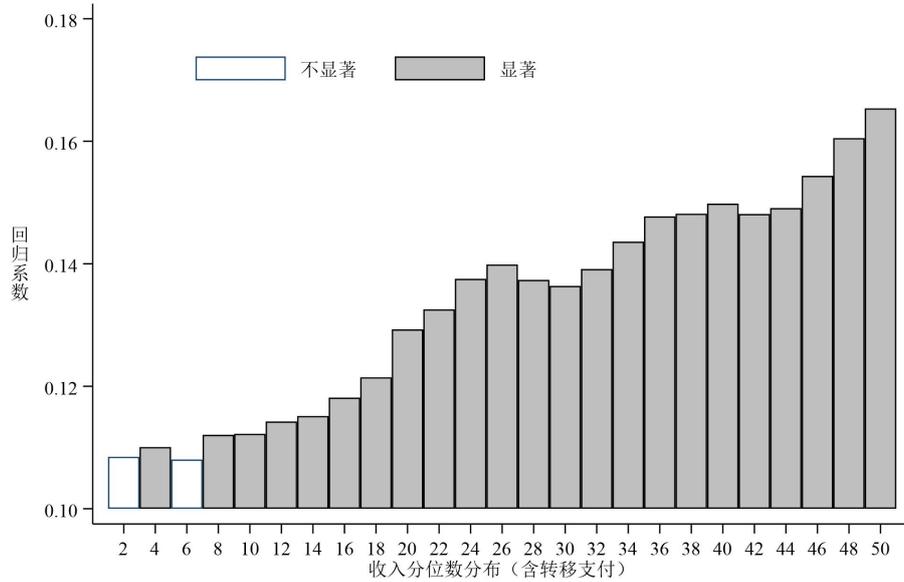


图2 2016-2018年精准扶贫政策对不同收入分位数家庭收入的影响(含转移支付)

注：图中深色条形图表示在10%（或5%、1%）水平上显著。每个条形图代表相应分位数下的回归估计系数。由于精准扶贫政策瞄准的对象主要是中低收入群体，所以上图仅考虑了前50个收入百分位的回归结果，且限于图形大小及篇幅，仅列出了每隔2个百分位的回归结果（图3同此）。

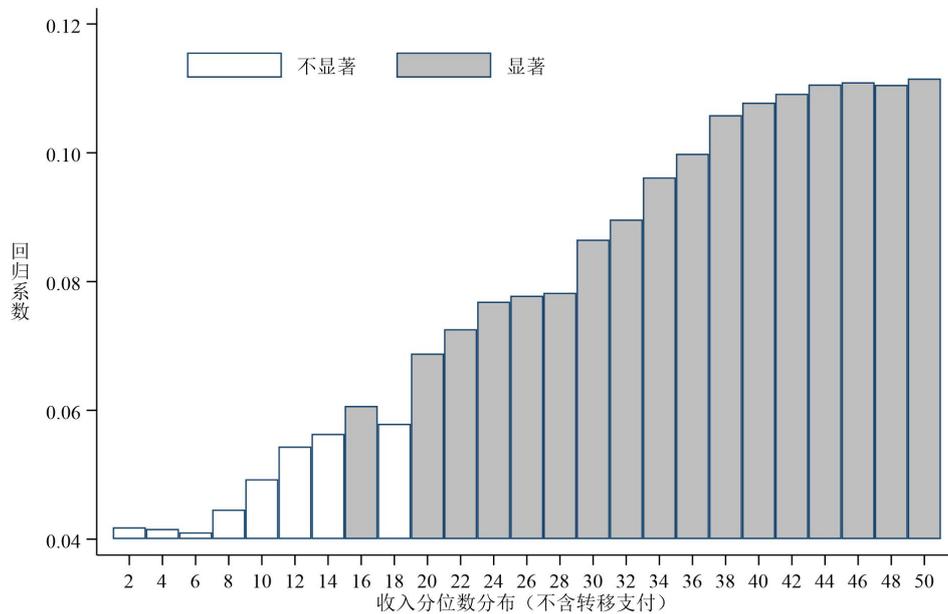


图3 2016-2018年精准扶贫政策对不同收入分位数家庭收入的影响(不含转移支付)

注：图中的深色条形图表示在10%（或5%、1%）水平上显著。

一般而言，政府转移支付是低收入贫困家庭的主要收入来源，直接的转移支付通过收入效应缩小

贫困家庭与非贫困家庭间的收入差距，这个逻辑是成立的。但是，直接的转移支付不具有赋能作用，只能为贫困家庭提供基本的生活保障，实现短期的收入再分配效应。对于大部分家庭而言，主要从“造血式”扶贫中获益。在市场机制作用下，“造血式”扶贫对不同收入家庭的影响必然存在显著差异，故而精准扶贫政策通过“造血式”扶贫对收入差距产生影响的逻辑便成立了。

精准扶贫政策虽然并未直接针对非贫困家庭，但“造血式”扶贫通过市场机制的资源配置，促进了非贫困家庭的要素流动，间接提高了非贫困家庭的收入。扶贫具有非排他性和不充分的非竞争性，贫困人口享受或利用了此产品，却不会排斥其他人对它的利用（雷明、李浩，2020）。例如，非贫困家庭借助自身要素禀赋、信息和社会资源优势，通过市场化行为可以从产业扶贫、基础设施建设、“扶贫车间”、电商扶贫等系列“造血式”扶贫政策中获益。精准扶贫政策虽然名义上针对的是全部建档立卡贫困户，但由于村级基础设施、公共服务和产业扶贫等扶贫资源供给，具有非排他性的公共品属性，扶贫资源的利益并非单向直接流入贫困户。例如，乡镇“扶贫车间”政策通过直接奖补或减免相关税费的形式鼓励民营企业雇佣贫困家庭的劳动力，从而实现就业扶贫的目的。事实上，一个“扶贫车间”只要满足贫困劳动力达到30%且连续工作3个月的要求，即可达到相关扶贫政策的奖补条件。这意味着“扶贫车间”中并非全部劳动力都是贫困人口，绝大部分非贫困人口也可以在“扶贫车间”就业。可见，鼓励乡镇发展“扶贫车间”的政策，在帮扶贫困人口就业的同时，也增加了非贫困劳动力的就业数量，提高了其劳动生产率。

综上，低收入贫困家庭的收入增长主要来自短期的政府补贴或费用减免，而“造血式”扶贫对最底层家庭收入增长的作用相对较小。扶贫实践中，绝大部分建档立卡贫困户主要为缺乏劳动力、住房无保障、地处偏远、因病致贫等绝对贫困人口，针对这部分家庭的精准帮扶措施以“危房改造、生态补偿、社会保障兜底”等措施为主，虽然短时间内能解决这部分贫困人口的生产生活条件，但无法培育其长期的可持续发展能力。相比而言，具有劳动能力但暂时陷入贫困的家庭，从精准扶贫政策中的边际获益能力更强，且更多地从“造血式”扶贫中获益。本文研究发现的地区内收入差距扩大，主要是“造血式”扶贫在市场化条件下资源配置的差异造成，即非均衡化的利益分配机制所致，且这种“造血式”扶贫利益更多流向了具有更高要素禀赋的家庭，这种扶贫资源利益分配，遵循了市场机制有效配置资源的原则，一定程度上提高了扶贫资源的利用效率和减贫成效。因此，本文认为，地区内一定程度上的收入差距扩大并非不利于农村的减贫与发展，反而具有正向激励最低收入贫困家庭主动增强内生发展动力的积极效应，从而对贫困家庭产生间接的“扶志”作用。

（三）稳健性检验

1. 驱动变量连续性检验。家庭自报的收入很可能存在自选择问题。为了检验断点附近的样本是否存在自我“操纵”收入而改变贫困识别状态，本文选择对人均收入变量在断点附近的分布进行 McCrary 检验（McCrary, 2008）。考虑到人均收入在 6000 元及以上的样本家庭不太可能成为精准扶贫政策的识别对象，所以本文仅报告了人均收入在 6000 元及以下样本的检验结果（图 4），如果将样本的收入范围扩大，基本不影响 McCrary 检验结果。图 4 显示，断点两侧密度函数估计值的置信区间几乎重叠，且断点两侧的密度函数不存在显著差异，排除了样本操纵驱动变量的可能。

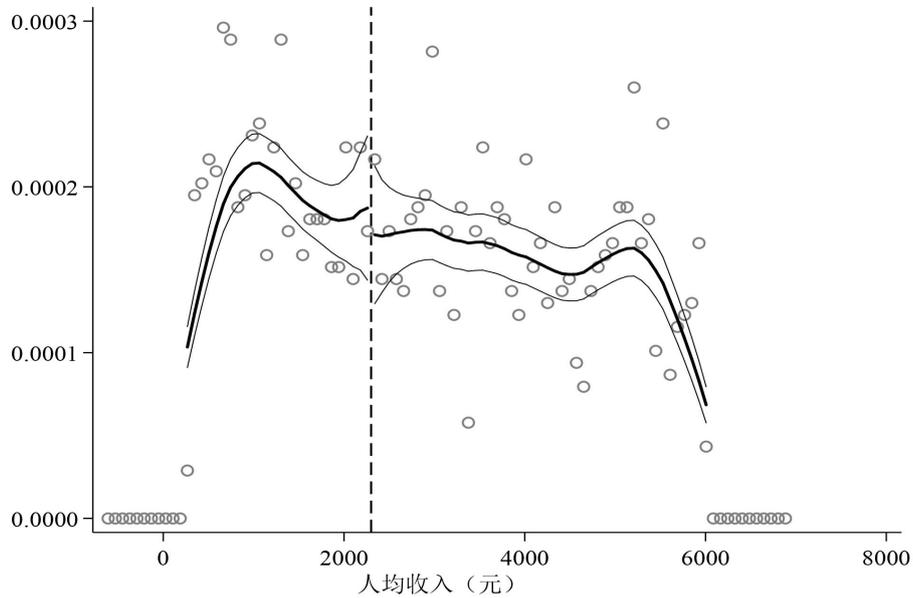


图4 2016-2018年驱动变量的核密度曲线图 (McCrory检验)

2. 有效性检验。在本研究中，如果家庭特征变量或地区变量在断点处的条件密度函数存在跳跃，那么，则不能将政策效应归因于精准扶贫政策。因此，如果F-RD方法估计的结果有效，不受政策影响的其他特征变量在断点处不应该存在任何跳跃，意味着除结果变量以外的家庭特征变量或地区变量在断点处应该是连续的。为此，本文进一步检验了家庭特征变量或地区变量的连续性，结果如表6所示。从表6看，所有家庭特征变量或地区变量均不显著，从而有效排除了其他外生政策可能对结果产生的影响，说明本文选取的F-RD识别策略是有效性的。

表6 特征变量连续性检验 (F-RD 估计结果)

因变量	2016年		2018年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Age</i>	-29.809 (41.058)	-32.685 (46.445)	63.152 (225.006)	73.187 (265.849)
<i>Gender</i>	0.103 (0.918)	-0.012 (1.154)	-0.83 (0.744)	-1.141 (1.049)
<i>Marital</i>	-0.926 (1.276)	-0.607 (1.139)	0.771 (0.550)	1.078 (0.809)
<i>Illiteracy</i>	1.299 (1.731)	0.962 (1.649)	-0.251 (0.645)	-0.310 (0.704)
<i>Ratioemp</i>	-0.767 (1.222)	-0.574 (1.428)	0.076 (0.527)	-0.052 (0.603)
<i>Size</i>	1.677	2.770	3.741	4.605

	(5.081)	(6.399)	(4.477)	(5.429)
<i>Region1</i>	1.068 (1.443)	1.522 (2.103)	0.749 (1.007)	0.933 (1.080)
<i>Region2</i>	-1.647 (1.847)	-2.059 (2.470)	-0.61 (0.888)	-1.199 (1.318)
<i>Region3</i>	0.698 (1.340)	0.703 (1.519)	0.002 (0.815)	0.083 (0.989)
<i>f(z)</i> :分段线性函数		是		是
偏差校正局部多项式		是		是

注：所有回归模型均使用 CCT 方法计算的最优带宽；括号内数值为标准误。

3.稳健性与安慰剂检验。考虑到 F-RD 回归参数对带宽比较敏感，为了分析带宽选择对 F-RD 估计结果稳健性的影响，本文采取了手动设定带宽形式进行检验。表 7 结果显示，与 CCT 方法下的最优带宽结果相比，使用手动设定带宽的显著性水平略有下降，但不同带宽设定并没有改变估计结果的正负符号，且在不同带宽标准下的估计结果与最优带宽估计结果保持了基本一致。

表 7 不同带宽下的政策效应 (F-RD估计结果)

因变量	含转移支付			不含转移支付		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	+/-300	+/-500	+/-1000	+/-300	+/-500	+/-1000
分样本一 (2016 年)						
收入流动	1.055 (0.715)	1.061** (0.433)	1.381*** (0.401)	-0.018* (0.011)	-0.023* (0.013)	-0.042** (0.021)
相对剥夺	-0.304* (0.161)	-0.280** (0.126)	-0.332** (0.136)	0.967* (0.564)	1.286*** (0.286)	1.790** (0.886)
分样本二 (2018 年)						
收入流动	1.276*** (0.406)	1.531*** (0.429)	1.698*** (0.481)	-0.020* (0.011)	-0.025* (0.013)	-0.048** (0.022)
相对剥夺	-0.182* (0.106)	-0.248** (0.106)	-0.225* (0.131)	1.013*** (0.366)	1.789** (0.719)	1.889*** (0.718)
<i>f(z)</i> :分段线性函数	是	是	是	是	是	是
偏差校正局部多项式	是	是	是	是	是	是

注：括号内数值为标准误，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

此外，本文进一步通过设定虚拟断点来检验政策效应的稳健性。按照虚拟断点设定方法，假定将贫困标准分别增加和减少 350 元（贫困标准上下浮动 15%左右）作为两个新的断点，即 2650 元和 1950 元（2010 年不变价格），作为精准扶贫政策的“安慰剂”冲击，该标准并非官方扶贫标准，所以预期不会对结果变量产生任何影响。表 8 结果显示，“安慰剂”扶贫标准下精准扶贫政策对收入流动与相对剥夺均没有影响，与预期结果一致，进一步表明 F-RD 估计结果的稳健性。

表 8 安慰剂检验 (F-RD 估计结果)

变量	断点+350				断点-350			
	收入流动		相对剥夺		收入流动		相对剥夺	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
分样本一 (2016 年)								
政策效应	0.713 (1.163)	0.998 (1.109)	0.066 (0.119)	0.046 (0.121)	-1.615 (2.252)	-1.134 (1.274)	-0.150 (0.159)	-0.176 (0.141)
样本量	784	841	875	1,164	748	1,009	747	878
分样本二 (2018 年)								
政策效应	1.960 (3.241)	0.809 (1.691)	-0.194 (0.325)	-0.113 (0.187)	-3.541 (6.352)	-4.854 (10.627)	0.311 (0.411)	0.322 (0.398)
样本量	684	919	675	866	743	955	629	845
$f(z)$:分段线性函数		是		是		是		是
偏差校正局部多项式		是		是		是		是

注：括号内数值为标准误，***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。其中，收入流动和相对剥夺变量中包含了政府转移支付，以断点增加或减少 350 元为新断点，且采用 CCT 方法计算的最优带宽。

四、进一步讨论：异质性及溢出效应分析

由于农村不同家庭的收入水平、要素禀赋结构、所处地理环境等因素的差异，将导致不同贫困家庭从扶贫政策中获益大小不同。进入 21 世纪以后，中国农村扶贫工作强调了“以市场为导向”的重要性，更加重视市场机制在资源配置中的决定性作用。然而，既有研究主要聚焦于扶贫政策对贫困家庭的直接增收效应，忽视了扶贫政策对非贫困家庭的间接影响。实际上，精准扶贫政策实施期间，农村贫困地区进行的各种公共投资、产业扶贫、电商扶贫等“造血式”扶贫政策，对农村经济增长有着重要的推动作用。农村经济发展，一方面通过经济增长的“涓滴效应”带动贫困家庭增收，另一方面也会对非贫困家庭产生间接的溢出效应。因此，评估精准扶贫政策对非贫困家庭的外溢效应显得非常有必要。

从精准扶贫政策的异质性与外溢性影响来看（表 9），除模型（1）估计结果不显著外，模型（2）~（4）中各交互项系数显著为正，这表明精准扶贫政策对非贫困家庭产生了明显的正向外溢性，且扶贫政策的外溢效应会因为非贫困家庭要素禀赋（教育、健康状况、非农就业占比等）差异而不同，能有效促进要素禀赋占优的非贫困家庭收入增加。随着该地区精准扶贫政策执行力度增加，通过对拥有较高人力资本和劳动力数量的非贫困家庭产生正向的外溢效应。具体而言，户主受教育程度与精准扶贫政策执行力度交互项（ $Ratio \cdot HHedu$ ）的系数显著为正（35.4%），表明非贫困家庭中的户主受教育程度越高或越注重知识积累，随着该地区精准扶贫政策执行力度提高，对非贫困家庭的收入增加

作用越大。此外，精准扶贫政策对非贫困家庭收入增长的影响，还通过促进非贫困家庭健康劳动力的非农就业，从而提高其收入水平。这是因为，一方面扶贫政策中的就业培训、提供务工信息和外出务工补贴等措施激励了贫困家庭劳动力外出务工的同时，也可能通过邻里关系带动非贫困高技能劳动人口的外出务工，大幅提高了拥有劳动力优势家庭的收入水平。另一方面，扶贫创业培训、免息小额信贷（政府全额贴息）等扶贫政策，虽然针对的是贫困家庭，但对非贫困家庭也具有明显的正向外溢性。相关研究表明，精准扶贫政策通过产业扶贫等路径增加了贫困家庭劳动力供给与主要劳动力的生产效率，从而提高了贫困家庭收入（李芳华等，2020）。本研究发现，精准扶贫政策不仅促进了无政府补贴贫困家庭的收入，而且对非贫困家庭的收入也产生了正的外溢效应。

表9 精准扶贫政策的溢出效应（固定效应回归估计结果）

变量	因变量：实际收入增长的对数（非贫困家庭）					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Ratio•ln Expedu</i>	0.011 (0.019)					
<i>Ratio•HHedu</i>		0.354** (0.170)				
<i>Ratio•Ratioemp</i>			0.235*** (0.059)			
<i>Ratio•Health</i>				0.017** (0.008)		
<i>Ratio•ln Expins</i>					-0.005*** (0.001)	
<i>Ratio•Infr</i>						0.229*** (0.061)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.113	0.159	0.179	0.203	0.146	0.207
样本量	6078	6052	6130	6301	6192	6065

注：因变量中的实际收入为剔除了转移支付的收入，且剔除了价格因素的影响；括号内数值为稳健标准误，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。本文主要关注交互项系数的显著性，所以其他变量估计结果均未列出。控制变量包括户主年龄、户主性别、户主婚姻状况、家庭人口规模和地区分布等因素。

此外，医疗保险支出与精准扶贫政策执行力度的交互项显著为负，说明该地区精准扶贫政策实施过程中通过降低农村医疗保险支出，提高非贫困家庭的收入，且随着当地扶贫政策实施力度增加而提高。究其原因，可能在于精准扶贫政策推动医疗资源供给更多向农村地区倾斜，非贫困家庭也可以从更加完善的农村医疗服务中获益，间接减轻了其医疗支出负担，增加了非贫困家庭的收入水平。可见，医疗扶贫政策不仅对贫困家庭具有“健康保障激励效应”，而且对非贫困家庭产生了正的外溢效应。

此外,从模型(6)估计结果可知,农村基础设施利用对非贫困家庭的影响显著为正,产生了明显的正向外溢性。农村家庭对基础设施利用率越高,从精准扶贫政策中获益越大。这是因为,农村精准扶贫政策实施期间,改善了贫困地区的道路、交通、网络和灌溉设施建设等基础设施,拥有要素禀赋优势的家庭通过更便捷的出行、更充分的市场信息和更低的生产成本等渠道,能有效提高其家庭的非农收入。为此,在市场机制作用下,扶贫资源会自动流向能力或要素禀赋更高的家庭,通过政策的外溢性提高非贫困家庭的收入水平。

最后,本文研究的结论与观点可以间接从既有研究中获得理论和经验支持。相关研究发现,精准扶贫政策对不同健康状况的居民具有显著的差异化效应,对健康状况更好的贫困人口的减贫绩效更大(张全红、周强,2019)。也有研究认为,精准扶贫政策对极度贫困家庭获得正规信贷的影响不显著,而其他农户从正规金融中获益更多(尹志超等,2020)。胡联、汪三贵(2017)研究发现,部分村干部倾向于将扶贫资源分配给自己关系好的精英农户,使部分非贫困家庭也可能成为建档立卡贫困户,从而出现农村精英俘获扶贫资源的情况。何欣、朱可涵(2019)指出,由于乡村内部信息的不对称,导致农村低保资源被精英俘获,且大约30%的低保资金支付给了农村高收入家庭。可见,已有研究从精英俘获、信息不对称和农村金融等方面分析得出,精准扶贫政策对不同贫困人口具有异质性效应,且更有利于拥有经济或政治优势的中高收入家庭。需要说明的是,与既有研究分析的扶贫政策可能存在瞄准偏误、精英俘获或扶贫资源错配等问题不同,本文研究发现,精准扶贫政策的主要获益对象中,低收入贫困家庭除转移支付外,由于自身要素禀赋较差,获得的“造血式”扶贫利益相对较少,而要素禀赋占优的贫困家庭从基础设施建设、公共服务供给和产业扶贫等系列“造血式”扶贫中获益更多,且“造血式”扶贫利益对非贫困家庭产生了正的外溢性,从而扩大了地区内的收入差距。当然,这并非因为扶贫资源错配或精准扶贫政策执行效率低下所致,在精准扶贫政策大幅减少农村贫困的情况下,局部利益分配不均主要受到市场机制、农村基础设施、公共服务等外部环境产生的外溢性影响,且这种外溢性并非不利于低收入贫困家庭,而是对具有要素禀赋更高的家庭产生了更大的赋能增收作用。

五、结论与政策启示

本文基于中国家庭追踪调查2016-2018年数据,采用模糊断点回归方法,实证研究了农村精准扶贫政策的减贫绩效与收入分配效应,比较分析了转移支付与“造血式”扶贫对不同要素禀赋家庭的差异化影响,揭示了“造血式”扶贫对非贫困家庭产生正向外溢性和扩大收入差距的原因。研究发现:一方面,2016-2018年期间,精准扶贫政策使农村贫困发生率、贫困深度与贫困强度分别下降了5.2%、6.2%和6.3%,显著缓解了农村的贫困问题。另一方面,由于转移支付不具有“授人以渔”的作用,长期兜底式政府补贴反而促使最底层贫困家庭产生了明显的补贴依赖。并且,最底层贫困家庭要素禀赋较差,在市场机制作用下从“造血式”扶贫中获益相对较小。本文进一步分析发现,精准扶贫政策在减少农村贫困的同时,对非贫困家庭产生了明显的正向外溢性,“造血式”扶贫利益流向要素禀赋占优贫困家庭的同时,也间接增加了非贫困家庭的获益,从而扩大了农村地区内的收入差距。此外,市场机制有效配置扶贫资源,促进了农村地区的要素流动与整合,为处于底层的贫困家庭打通了向上流

动的渠道，只要扶贫政策能激发最底层贫困人口自我发展的主观能动性，这种地区内的收入差距就会缩小，并对农村减贫和发展产生更大的长期效应。为此，本文的研究结论间接证实了精准扶贫政策具有“促勤”与“志智双扶”的积极作用。

基于以上研究结论，本文的政策建议如下：第一，现实中，低收入贫困家庭在教育机会、安全住房、基本医疗、资产积累和基础设施利用等方面明显落后于社会平均水平，且除转移支付以外其他因素对低收入贫困家庭的扶贫增收效应相对有限。为此，为了巩固脱贫成效，应转变“转移支付为主、支出减免为辅”的扶贫思路，注重提高低收入贫困家庭成员及其子代的人力资本，加大“志智双扶”的帮扶力度，激发贫困主体自我的内生发展动力。第二，2020年后的扶贫时期，在评估与考核农村减贫绩效的同时，不能忽视扶贫资源分配的非均衡化导致局部收入差距扩大问题。2020年后，扶贫工作重点与任务需结合农村贫困发展现实进行调整，更多关注局部收入差距变化导致的相对贫困问题，尽快构建能够精准识别要素禀赋较差家庭的相对贫困标准与体系。第三，扶贫不能只顾一时的脱贫摘帽，也不是一兜到底，政府对低收入贫困家庭的转移支付应规避“奖懒罚勤”式帮扶，逐步消除长期兜底式帮扶滋生的福利依赖思想，着手建立“有条件的现金转移支付”机制，彻底解决脱贫家庭后期发展内生动力不足问题。

需要说明的是，现实中，精准扶贫政策对微观家庭收入影响的间接作用路径隐蔽而又复杂，且不同农村地区的情况还存在明显差异。本文虽然比较分析了转移支付与“造血式”扶贫的差异化效应，且考察了精准扶贫政策对非贫困家庭的正向外溢性，但并没有测度与分解出精准扶贫政策对非贫困家庭收入增加的贡献大小，全面的政策绩效评估仍然是一个有待深入挖掘的“黑箱”，期望本文研究能为后续评估精准扶贫政策绩效与考察个体福利变化的相关研究提供一个可供参考的方向。

参考文献

- 1.陈志刚、毕洁颖、吴国宝、何晓军、王子妹一，2019：《中国扶贫现状与演进以及2020年后的扶贫愿景和战略重点》，《中国农村经济》第1期。
- 2.韩华为，2018：《农村低保户瞄准中的偏差和精英俘获——基于社区瞄准机制的分析》，《经济学动态》第2期。
- 3.何欣、朱可涵，2019：《农户信息水平、精英俘获与农村低保瞄准》，《经济研究》第12期。
- 4.胡联、汪三贵，2017：《我国建档立卡面临精英俘获的挑战吗？》，《管理世界》第1期。
- 5.雷明、李浩，2020：《中国扶贫》，北京：清华大学出版社。
- 6.李实、岳希明、罗楚亮、詹鹏，2018：《21世纪：中国农村贫困特征与反贫困战略》，北京：经济科学出版社。
- 7.李傲、杨志勇、赵元凤，2020：《精准扶贫视角下医疗保险对农牧户家庭消费的影响研究——基于内蒙古自治区730份农牧户的问卷调查数据》，《中国农村经济》第2期。
- 8.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。
- 9.任国强、尚金艳，2011：《基于相对剥夺理论的基尼系数子群分解方法研究》，《数量经济技术经济研究》第8期。
- 10.王雨磊、苏杨，2020：《中国的脱贫奇迹何以造就？——中国扶贫的精准行政模式及其国家治理体制基础》，《管

理世界》第4期。

11.汪三贵、刘未, 2016: 《以精准扶贫实现精准脱贫: 中国农村反贫困的新思路》, 《华南师范大学学报(社会科学版)》第5期。

12.温涛、朱炯、王小华, 2016: 《中国农贷的“精英俘获”机制: 贫困县与非贫困县的分层比较》, 《经济研究》第2期。

13.杨艳琳、付晨玉, 2019: 《中国农村普惠金融发展对农村劳动年龄人口多维贫困的改善效应分析》, 《中国农村经济》第3期。

14.杨晓婷、陆镜名、刘奕辰、于滨铜, 2020: 《“资本下沉”赋能“资源释放”: 第一书记带动贫困村脱贫的行动逻辑与高效机制》, 《中国农村观察》第6期。

15.杨晶、邓悦, 2020: 《中国农村养老保险制度对农户收入不平等的影响研究》, 《数量经济技术经济研究》第10期。

16.尹志超、郭沛瑶、张琳琬, 2020: 《“为有源头活水来”: 精准扶贫对农户信贷的影响》, 《管理世界》第2期。

17.张全红、周强, 2019: 《精准扶贫政策效果评估——收入、消费、生活改善和外出务工》, 《统计研究》第10期。

18.朱诗娥、杨汝岱、吴比, 2018: 《中国农村家庭收入流动: 1986—2017年》, 《管理世界》第10期。

19.朱梦冰、李实, 2017: 《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》, 《中国社会科学》第9期。

20.Angrist, J.D., and J.S. Pischke, 2008, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton: Princeton University Press.

21.Brollo, F., T. Nannicini, R. Perotti, and G. Tabellini, 2013, “The Political Resource Curse”, *American Economic Review*, 103(5): 1759-1796.

22.Calónico, S., M.D. Cattaneo, M.H. Farrell, and R. Titiunik, 2019, “Regression Discontinuity Designs Using Covariates”, *Review of Economics and Statistics*, 101(3): 442-451.

23.Foster, J., J. Greer, and E. Thorbecke, 1984, “A Class of Decomposable Poverty Measures”, *Econometrica*, 52(3): 761-766.

24.Imbens, G.W., and T. Lemieux, 2008, “Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice”, *Journal of Econometrics*, 142(2): 615-635.

25.Kakwani, N., 1984, “The Relative Deprivation Curve and Its Applications”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4): 384-394.

26.McCrary, J., 2008, “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics*, 142(2): 698-714.

27.Park, A., and S.G. Wang, 2010, “Community-based Development and Poverty Alleviation: An Evaluation of China's Poor Village Investment Program”, *Journal of Public Economics*, 94(9): 790-799.

28.Ravallion, M., 2008, “Miss-targeted or Miss-measured?”, *Economics Letters*, 100(1): 9-12.

29.Spadaro, A., L. Mangiavacchi, I. Moral-Arce, M. Adiego-Estella, and A. Blanco-Moreno, 2013, “Evaluating the Redistributive Impact of Public Health Expenditure Using an Insurance Value Approach”, *The European Journal of Health*

Economics, 14(5): 775-787.

30.Thistlethwaite, D.L., and D.T. Campbell, 1960, "Regression-discontinuity Analysis: An Alternative to the Ex Post Facto Experiment", *Journal of Educational Psychology*; 51(6): 309-317.

(作者单位: 中南财经政法大学经济学院)

(责任编辑: 陈静怡)

Poverty Reduction Performance and Income Distribution Effect of Targeted Poverty Alleviation Policies

ZHOU Qiang

Abstract: Based on the data of China Family Panel Studies (CFPS) from 2016 to 2018, this article evaluates the poverty reduction performance and income distribution effect of targeted poverty alleviation policies (TPAPs) by using the fuzzy regression discontinuity approach. The results show that, firstly, TPAPs have effectively reduced the incidence and depth of poverty in rural areas and achieved multiple performance of poverty reduction and improvement of poverty alleviation quality. Secondly, TPAPs have not only significantly improved the income level of low-income poor families and reduced the sense of relative deprivation of poor families, but also generated a significant positive spillover effect on non-poor families by promoting participatory approaches to empowering local people. Thirdly, the impact of TPAPs on low-income poor families has mainly been realized through government transfer payments, but the transfer payments have barely an enabling effect. The long-term bottom-line subsidies to the lowest income groups have produced obvious welfare dependence and adaptability. Further analysis shows that, the benefits of poverty alleviation policies flow more to the families with advantages in education, healthcare, non-agricultural employment and infrastructure utilization, and obviously improve the upward flow of family income with factor endowment advantages under the effective allocation of resources by market mechanism, thus expanding the income gap within the region to a certain extent.

Keywords: Targeted Poverty Alleviation; Regression Discontinuity Approach; Income Redistribution; Transfer Payment; Income Mobility