

# 中国到户扶贫资金政策效果 ——来自家庭层面的经验证据

张 静 周 慧\*

**摘要** 本文利用 2006—2010 年农村贫困监测的家庭面板数据评估了中国第一个 21 世纪扶贫纲要时期到户扶贫资金的政策效果，基于双重差分方法的研究结果表明，到户扶贫资金显著提高了农户的收入和支出水平。但是，收入增长主要是来自政府转移性收入的增加，而非农户自身生产能力的提升所带来的市场收入的增加。在支出方面，农户在生产经营方面的投入和生活性消费支出都有所增长。

**关键词** 到户扶贫资金，政策评估，家庭面板数据

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2022.02.02

## 一、引 言

在中华人民共和国成立以来，尤其是 1978 年改革开放以来，我国农村贫困人口大幅减少，贫困发生率显著降低，减贫人数规模达 7.7 亿，并于 2020 年年底全面打赢脱贫攻坚战，书写了世界减贫史上的中国奇迹。<sup>1</sup> 对此我们需要清楚地认识到，这一巨大的减贫成就主要是由经济增长，尤其是农业和农村经济增长所带来的，特别是在改革开放的早期（汪三贵，2008）。从 1978 年开始，我国在农村进行了一系列的市场化改革，其中包括鼓励农村劳动力流动、发展乡镇企业等，这些都很好地促进了农业和农村经济的发展。<sup>2</sup> 与此同时，城镇化和工业化进程也为大量的农村劳动力转移到城市提供了机会，外出打工收入改善了农户的经济状况，也有助于农村人口脱贫（Du *et al.*, 2005）。地区性的经济增长虽然能够显著提高农户收入，但它并不能使得所有农户都

\* 张静，中国人民大学财政金融学院；周慧，中国社会科学杂志社。通信作者及地址：周慧，北京市朝阳区光华路 15 号院 1 号楼，100026；电话：(010) 85885535；E-mail：zhou-hui@cass.org.cn。本文得到了国家自然科学基金青年科学基金项目（71603265）、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（17JJD790023），以及国家社会科学基金重点项目（21AZD028）的资助。

<sup>1</sup> 贫困标准是农户人均纯收入 2 300 元（2010 年不变价）。

<sup>2</sup> 一方面，我国农村经济发展能够帮助减贫在很大程度上得益于公有制的体制和土地资源平均分配等政策，它们使得绝大多数的农民都可以享受到经济发展带来的好处。另一方面，大多数的贫困人口生活在农村地区，以农业为生，所以经济发展也就有助于降低贫困率（Christiaensen *et al.*, 2011）。

脱离贫困。因此，在这一过程中，我国政府根据各个时期贫困的具体特征先后实施了多项扶贫政策来帮助贫困人口脱贫。

总结我国过去四十年的贫困特征和扶贫工作重心，可以发现，农村扶贫政策经历了从以贫困地区为瞄准对象的区域开发阶段到以贫困户为瞄准对象的精准扶贫阶段。自 1986 年开始确定国家级贫困县，一直到 2000 年，扶贫政策的制定和执行都以贫困县为扶贫瞄准对象。经过这 15 年的努力，中国区域连片的贫困状况已经有了很大的缓解，贫困人口也不再集中分布在贫困县内。针对这一特点，21 世纪初的扶贫政策要求扶贫工作要重心下沉，2001 年开始在全国范围内确定了 14.8 万个扶贫重点村<sup>3</sup>，将扶贫资金的投入重点由大力发展贫困地区基础设施和改善自然条件转向直接帮助贫困人群发展生产、增加收入和提高人力资本水平（国家统计局农村社会经济调查总队，2001）。此后的扶贫工作在着重扶持农户提高自身生产力的同时，还以乡村为单位加强基本农田和公共服务设施建设，诸如人畜饮水、通路、通电、通广播电视、修建卫生院、提高适龄儿童入学率等。

在我国到此时为止的扶贫实践中，一个非常值得关注的问题是扶贫项目的瞄准性，即扶贫资金是否都用于了支持贫困地区和贫困户。扶贫项目瞄不准的情况通常可以分为两种，高收入人口获得扶贫资金（“错瞄”）和低收入人口未获得扶贫资金（“漏瞄”），它们都会影响到扶贫资金的使用效率。在“八七”扶贫攻坚计划期间，扶贫资金主要是以县为瞄准单位，贫困县的确定标准主要是 1992 年该县农村人均纯收入低于 400 元，但在实际执行中，一些因素，如少数民族地区和革命老区、县领导人的政治联系等，都会影响该县被确定为贫困县的概率。随着扶贫资金的增加和覆盖面不断扩大，漏瞄的现象逐渐减少，但是错瞄的现象逐渐有所上升（Park *et al.*, 2002; Yue and Li, 2004）。随着我国经济的发展和扶贫工作的努力，2000 年以后我国的贫困人口不再集中分布于贫困县内，因此，扶贫瞄准对象偏向以村为单位，有时也会以户为单位。相对于以县为瞄准对象，低级别的村级瞄准应该具有更为精确的瞄准性，但是因为缺乏可靠的村级资料，所以当时确定贫困村的办法是让各县对其村落计算一个相对的贫困指数，选取贫困指数高的村子作为贫困村。这种方式在现实执行过程中因为一些因素也出现了瞄不准的情况。<sup>4</sup> 比如，贫困村的确定取决于村在各自县内的相对贫困指数排序，而非全国统一的绝对贫困标准，而各县计算贫困指数的指标和权重也不完全相同；还有乡村领导

<sup>3</sup> 其中，只有 55.6% 的重点村位于扶贫工作重点县（汪三贵等，2007）。

<sup>4</sup> 汪三贵等（2007）研究发现，在 2001 年，71%—81% 的平均人均纯收入低于绝对贫困线和低收入线的村没有被确定为贫困村，76%—90% 贫困村人均收入超过绝对贫困线和低收入线。

的政治联系以及县倾向选择增长潜力较大的村来显示扶贫政绩等（汪三贵等，2007）。贫困户的确定也不仅仅依赖于家庭人均收入这一指标，往往采用了多维的标准，这很大程度上也归因于我国农村致贫原因比较复杂，因病致贫、因学致贫的现象严重。为了提高扶贫项目的瞄准性，我国后来就提出了“精准扶贫”的政策。

本文的研究着眼于我国21世纪扶贫开发第一个十年纲要（即《中国农村扶贫开发纲要（2001—2010年）》）期间的一个旨在帮助农户扩大其自身生产经营能力从而实现增收的“到户”的扶贫政策——对农户的扶贫资金支持（国家统计局农村社会经济调查司，2011）<sup>5</sup>，利用2006—2010年农村贫困监测数据中3226个村20950个农户连续5年的微观面板数据，结合双重差分的实证研究方法，研究其对于农户收入和支出的影响及内在机制。本文的研究不单在于简单评估当时这一政策的效果，而是通过这一政策来剖析扶贫款对于农户家庭内部生产经营活动的影响，其结论有助于我们更好地理解现阶段实行的以户为瞄准单位的“精准扶贫”政策。

大规模扶贫政策的效果一直是学术界关注的焦点。由于我国的扶贫政策伴随不同时期的贫困状况和经济社会发展目标而呈现出明显的阶段性差异，因此，已有文献对扶贫工作的实证研究也可以相应地划分为不同的阶段。现有研究基本肯定了1978—1993年改革开放初期农村专项反贫困政策的积极作用，贫困县的人均收入和消费都有着显著的增长（Jalan and Ravallion, 1998；Park *et al.*, 2002）。在“八七”扶贫攻坚项目阶段（1994—2000），Park *et al.* (2002) 和 Meng (2013) 利用县级数据、基于不同的实证研究设计，都发现国定贫困县的扶贫工作提高了农户收入。从2000年开始，我国的扶贫工作对象开始下沉，在重新确立国定贫困县的基础上，确定贫困村、制定村级扶贫规划，开始实施整村推进的扶贫开发。针对这时期的扶贫政策的效果评估，以村为对象的研究发现：这一时期的扶贫政策使得高收入人群的人均收入和消费平均增长6.1%—9.2%，但对低收入人群没有显著影响（Park and Wang, 2010）；小额贷款显著提高了村级人均纯收入水平，但农业生产资本补贴所产生的影响较弱（贾俊雪等，2017）。由于数据收集和研究过程的时间限制，着眼于现阶段“精准扶贫”政策的效果且基于大样本数据的实证研究相对较少，朱梦冰和李实（2017）以及胡联和汪三贵（2017）分别利用家庭数据发现在精准扶贫阶段的早期（2013和2014），农村低保和建档立卡户的瞄准性仍然存在着问题。

与以往基于县级、村级或家庭人均纯收入的研究不同，本文基于数据优

<sup>5</sup> 这里的资金扶持包括多种形式，如国家扶贫贴息贷款、其他扶贫贷款，以及无偿扶贫或扶持款。

势，研究了农户在获得扶贫资金后各项收入和支出的变化。这一分析的重要意义在于，到户扶贫资金实际上是农户家庭纯收入的一个部分，所以当我们评估扶贫项目实施效果时，如果只是简单地采用人均纯收入这一指标，就无法判断收入的增长是农户因自身生产能力的提高而带来的收入增长（即农户取得转移性收入之前的收入，本文称为市场收入），还是仅仅因为收到扶贫资金而带来的收入增长。长期以来，我国开发式扶贫工作的目标是希望通过相关的政策培养农户提升自身的生产力，形成稳定的收入增长来源，从而达到持续性的脱贫，所以针对农户市场收入的考察对于评估扶贫政策的效果以及其可持续性方面有着重要的意义。另外，本文对于农户各项支出的研究可以更加清楚地揭示扶贫资金的使用情况，探究扶贫资金影响收入的机制。

厘清扶贫资金对于农户市场收入的影响和机制，对现如今中国，乃至全世界扶贫工作的实践和学术研究都有着重要的意义。过去 20 年，为贫困人口提供小额信贷作为消除贫困的重要措施在全世界被广泛推广，其背后的逻辑在于，贫困家庭可以利用这些资金来购买生产资料，提高自身生产能力，获得稳定的收入来源，从而脱离贫困。2006 年穆罕默德·尤纳斯（Muhammad Yunus）也因在这一方面所做出的突出贡献而被授予诺贝尔和平奖。但是近年来，学者们重新审视以往的相关事实，对于这一政策的效果提出了质疑（Roodman and Morduch, 2014; Banerjee *et al.*, 2015a）。一些在发展中国家进行的基于随机实验的研究发现为穷人提供小额信贷对于其家庭的收入、消费以及其他社会指标（如女性的地位、健康和教育）都没有显著的影响（Angelucci *et al.*, 2015; Crepon *et al.*, 2015; Banerjee *et al.*, 2018）。对此，学者提出了许多的解释，比如绝大多数农户没有相应的能力来进行生产经营（Banerjee *et al.*, 2015b）、贫困地区的资本回报率低（Crepon *et al.*, 2015）、生产函数在规模上呈现 S 型的特征（Banerjee, 2013）。对于这些解释，学术界尚未达成共识。中国到户扶贫资金的实践经验可以帮助我们进一步理解家庭内部的经营活动，对全世界的减贫工作也有着重要的启示。

本文基于双重差分的研究方法，对到户扶贫资金的效果进行了系统性的分析。研究结果显示，到户扶贫资金显著提高了农户的收入和支出水平，但是收入增长主要是源于接受扶贫款后展现的来自政府的转移收入的增长，其市场收入的增长并不显著。在支出方面，农户不仅增加生活性消费支出，也增加了生产经营上的投入，只不过这种投入并未带来其农业生产产量的提高，这也意味着到户扶贫资金并未提升农户自身的生产能力。受样本限制，本文的结论只反映扶贫资金的短期效果，长期的效果则有赖于后续的研究。

## 二、方法和数据

### (一) 实证研究方法

为了评估扶贫资金对于农户家庭收入和支出的影响效果和机制，本文采用了双差分（difference-in-differences）的回归分析方法，计量回归方程如下：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Treat_{it} + \gamma x_{it} + u_i + v_t + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中， $i$  代表农户， $t$  代表年份。 $Treat_{it}$  为政策变量，指代农户  $i$  在第  $t$  年是否受到扶贫资金的影响，根据贫困监测调查中农户对于“得到的扶贫资金（包括实物折价）”这一问题的回答来定义。如果当年度农户获得的扶贫资金数目大于 0，则  $Treat_{it} = 1$ ，否则， $Treat_{it} = 0$ ；并且对于同一农户而言，一旦  $Treat_{it} = 1$ ，那么其以后年度的  $Treat_{it}$  也等于 1。这样的定义可以捕捉扶贫资金在以后年度产生的持续性影响。 $Y_{it}$  为本文的结果变量，指代农户人均各项收入和支出以及农产品产量的对数值（加 1 取对数）。 $x_{it}$  为一系列农户特征的变量。 $u_i$  代表家庭的固定效应， $v_t$  则是时间固定效应， $\epsilon_{it}$  为误差项。这一时期的扶贫政策大多是整村推进，会使得同村农户的收入有着较强的相关性，所以所有回归分析的标准误都选择在村级层面聚类计算而得。 $\beta$  是政策变量的估计系数，反映了扶贫资金的平均效果。

需要说明的一点是，在利用上述计量回归模型估计时，政策效应在时间和组别上的异质性可能会使得估计的结果存在偏差（De Chaisemartin and D'Haultfoeuille, 2020）。为了验证本文结果的稳健性，我们还分别利用了 Sun and Abraham (2021)、De Chaisemartin and D'Haultfeuille (2020a) 和 De Chaisemartin and D'Haultfeuille (2020b) 所提出的估计量估计了后文中的政策效果，结果是基本一致的。

### (二) 数据

本文的研究数据来自 2006—2010 年的贫困监测调查。这项调查由国家统计局组织实施，在调查范围上涵盖了这一时期确定的 592 个位于中西部 21 个省（区、市）的所有国家扶贫开发重点工作县（俗称贫困县），对于我国贫困状况有着较强的代表性（国家统计局农村社会经济调查司，2011）。本文研究所用的样本为作者所能获得的这一时期连续出现 5 年的农户平衡面板数据，约占总样本的 73.7%。基于平衡面板数据的研究结果更为直接地揭示了扶贫资金对于长期生活在贫困地区农村家庭的影响，有着重要的政策意义。对于可能潜在的样本选择问题，我们基于 2006 年的数据发现，样本流失的比例与

该村在 2006—2010 年是否进行扶贫活动在统计上并没有显著的相关关系 ( $p$  值为 0.231)，因此，基本可以认为这一平衡样本并不会使得估计结果存在统计上的偏误。

针对本文的研究主题，我们对数据进行了如下的清理：(1) 删除了 2006 年接受扶贫资金的农户<sup>6</sup>；(2) 删除了参与退耕还林扶贫项目或者获得退耕还林收入的农户样本<sup>7</sup>；(3) 删除了 412 个某年纯收入为负的农户样本；(4) 最后有 229 个村子在上述数据清理后只剩下一家农户，因为基准回归模型控制了村级层面的时间固定效应，这些村子也被删除。最终本文的研究样本是 3 226 个村中的 20 950 个农户的 5 年平衡面板数据，其中 2 224 个农户在样本期接受了扶贫资金的支持，占比约为 10.6%。

在变量的构造方面，我们选取了家庭人均纯收入，由农户全年纯收入除以其常住人口数得到。农户全年纯收入是指总收入扣除相应的各项费用性支出后，归农民所有的收入，它较好地反映了农民的实际收入水平以及其扩大再生产和改善生活的能力。人均纯收入又可以划分为四大类：经营性收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入，其中，前三类收入是由于农户自身生产能力而带来的收入（即市场收入）。样本中，这四类收入在农村家庭纯收入中的比重分别为 57.5%、34.2%、1.9% 和 6.5%。在家庭支出方面，除了总支出之外，为了描述农户在生产经营上的投入和生活性消费，根据调查问卷，我们构造了 5 个家庭支出的细项，具体包括：家庭经营费用支出、购置/建造生产性固定资产支出、生活性消费以及生活性消费中的教育服务消费支出和医疗保健消费支出。最后，用于描述农户特征的变量包括家庭人口规模、劳动力最高文化程度、劳动力比重、男性比重、是否村干部户、家庭健康人口的比重以及参与扶贫活动的积极性。<sup>8</sup>表 1 列出了样本中这些变量的描述性统计指标。

<sup>6</sup> 在控制了家庭的固定效应之后，2006 年就接受了扶贫资金的农户在样本期的处置变量的数值不会发生变化，但同时，扶贫资金又可能存在持续性的影响，使得这些农户在收入增长趋势上与那些从未接受扶贫资金的非项目户并不相同，所以将其作为对照组存在一定的问题。

<sup>7</sup> 退耕还林的目的是保护和改善生态环境，退耕户因为没有农田，无法参与正常农业生产，大多选择外出打工（王庶和岳希明，2017），所以退耕还林资金影响农户家庭收入的机制，与扶贫资金着眼于促进家庭生产经营的机制存在较大差异。另外，即使将 3 443 个退耕还林户作为项目户，本文的基本结论仍然成立。

<sup>8</sup> 家庭规模使用的是家庭常住人口数。因为贫困监测调查并未统计家庭常住人口中的健康人口数，所以家庭健康人口比重是用家庭总人口中身体健康的人数除以家庭总人口数。样本中家庭总人口数与常住人口数非常接近，只有 1.4% 的样本在这两个指标上存在差异。参与扶贫积极性的衡量指标是根据贫困监测调查中对于扶贫项目的 16 大分类，比较农户实际参与与希望参与的项目，如果两者一致，则将该变量定义为 1，否则为 0。

表1 描述性统计

变量	均值	标准差	第10百分位数	中位数	第90百分位数
纯收入	2 896	2 179	1 096	2 451	5 108
经营性收入	1 664	1 830	331	1 299	3 358
工资性收入	991	1 279	0	596	2 509
财产性收入	54	366	0	0	86
转移性收入	187	503	0	55	437
总支出	3 620	3 113	1 413	2 826	6 389
家庭经营费用支出	1 117	1 739	133	677	2 335
购置/建造生产性固定资产支出	89	719	0	0	66
生活性消费支出	2 348	2 065	981	1 868	4 020
教育服务消费支出	131	405	0	0	344
医疗保健消费支出	144	502	0	35	319
家庭规模	4.211	1.376	2	4	6
劳动力的最高受教育程度					
小学程度	0.180	0.384	0	0	1
初中程度	0.565	0.496	0	1	1
高中程度	0.171	0.376	0	0	1
大专程度以上	0.060	0.238	0	0	0
劳动力占比	0.712	0.226	0.4	0.667	1
男性占比	0.537	0.160	0.333	0.5	0.75
村干部户（是/否）	0.036	0.186	0	0	0
家庭健康人口比重	0.930	0.174	0.75	1	1
参与扶贫的积极性	0.065	0.247	0	0	0

注：样本数为104 750。表中劳动力的最高文化程度的缺省组是文盲、半文盲。所有的收入和支出都是家庭人均值，并使用省级消费价格指数折算为2010年的不变价，单位为元。

### 三、实证研究结果

#### （一）扶贫资金的瞄准

本文首先展示扶贫资金投放的分布情况，图1给出了项目户和非项目户在2006年的人均纯收入、市场收入和支出的分布图。如果扶贫资金完全瞄准的话，预期应该看到项目户与非项目户收入和支出的分布是很少重合的，即

所有收到扶贫资金家庭都比未收到扶贫资金家庭的收入/支出要低。观察图 1 发现，项目户与非项目户除了在家庭绝对数目上存在差异以外，收入/支出数值范围上的分布非常类似，说明在每一个收入/支出水平上都有差不多同等比例的农户获得了扶贫资金的支持。这一结果表明，这一时期到户扶贫资金在投放时受到了诸多因素的影响，并未让低收入的家庭受惠更多，瞄准性存在问题。具体而言，在样本中共有 3 112 个农户在 2006 年被认定为贫困户或者低收入户，其中只有 466 户接受到了扶贫资金，占到总贫困和低收入户的 15%，即意味着漏瞄的比率是 85%，有 1 758 个非贫困和低收入户接受到了扶贫资金，错瞄的比率高达 79% ( $=1758/(1758+466)$ )。

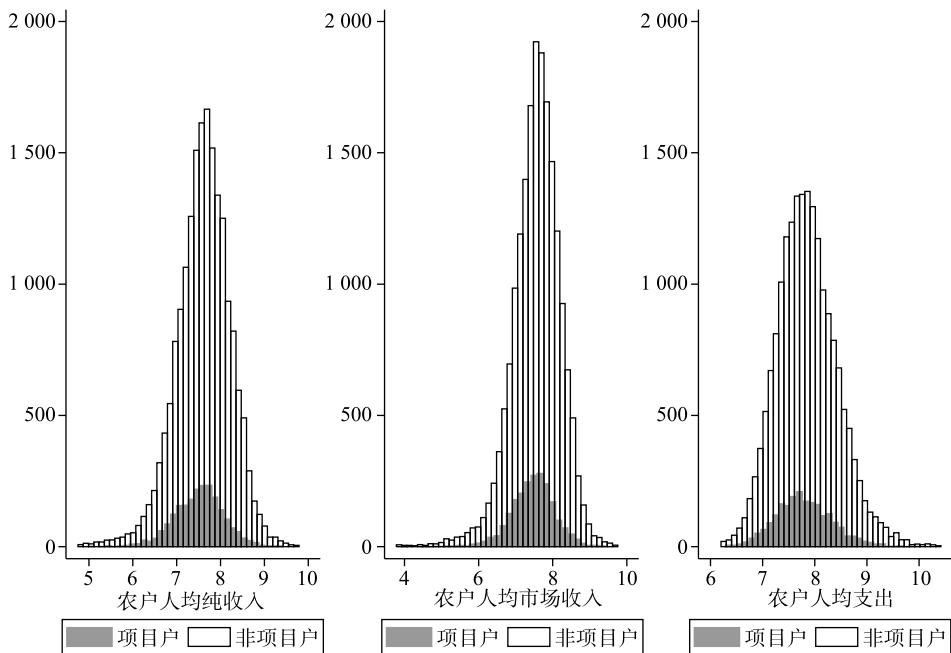


图 1 项目户与非项目户 2006 年人均纯收入、市场收入和支出的分布

注：为了图形清楚，删除了收入和支出在 0.1 百分位以下和 99.9 百分位以上的样本。

## (二) 扶贫资金对农户人均纯收入的影响

### 1. 基准回归结果

本文的实证分析通过比较获得扶贫资金支持的项目户与未获得扶贫资金支持的非项目户在政策干预前后的收入差来估计到户扶贫资金的效果，表 2 给出了基准回归结果，所有回归分析中的标准误都是在村级层面聚类计算而得。<sup>9</sup>

<sup>9</sup> 在家庭、县、市和省不同层级上计算聚类标准误的回归结果基本相同。

表2 到户扶贫资金对农户人均纯收入的影响

变量名	人均纯收入的对数值						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
已收到扶贫资金 (是/否)	0.074*** (0.015)	0.067*** (0.016)	0.039*** (0.015)	0.034** (0.014)	0.046*** (0.015)	0.061*** (0.016)	
累计收到扶贫款 的对数值							0.011*** (0.002)
家庭规模		-0.179*** (0.006)	-0.180*** (0.006)	-0.181*** (0.006)	-0.184*** (0.006)	-0.184*** (0.005)	-0.184*** (0.005)
小学程度		0.046 (0.040)	0.045 (0.039)	0.029 (0.039)	0.029 (0.033)	0.058 (0.036)	0.058 (0.036)
初中程度		0.047 (0.040)	0.042 (0.039)	0.020 (0.039)	0.027 (0.034)	0.046 (0.038)	0.046 (0.038)
高中程度		0.035 (0.042)	0.034 (0.041)	0.009 (0.041)	0.014 (0.036)	0.042 (0.039)	0.041 (0.039)
大专程度以上		0.044 (0.044)	0.038 (0.043)	0.016 (0.043)	0.027 (0.038)	0.056 (0.041)	0.055 (0.041)
劳动力占比		0.083*** (0.021)	0.086*** (0.021)	0.087*** (0.020)	0.086*** (0.020)	0.086*** (0.020)	0.086*** (0.020)
男性占比		0.103** (0.041)	0.092** (0.040)	0.097** (0.040)	0.103*** (0.039)	0.071* (0.038)	0.071* (0.038)
村干部户		0.086*** (0.015)	0.083*** (0.015)	0.083*** (0.015)	0.081*** (0.015)	0.079*** (0.015)	0.079*** (0.015)
家庭健康人口比重		0.011 (0.024)	0.011 (0.024)	0.017 (0.024)	0.009 (0.023)	0.013 (0.023)	0.013 (0.023)
参与扶贫的积极性		0.006 (0.012)	0.002 (0.011)	-0.002 (0.011)	-0.019* (0.011)	-0.012 (0.012)	-0.015 (0.012)
时间固定效应	年	年	省×年	市×年	县×年	村×年	村×年
样本数	104 750	104 750	104 750	104 750	104 750	104 750	104 750
R <sup>2</sup>	0.585	0.594	0.599	0.610	0.631	0.730	0.730
豪斯曼检验(p值)	0.508	0.607	0.855	0.783	0.316		

注：每一列展示了一个回归结果，表中所有回归均控制了家庭的固定效应。括号内为标准误，所有回归标准误均在村级层面聚类计算而得。表格最后一行是为了检验各列与第(6)列的政策变量的系数的差异而做的基于1 000次重复计算的自助豪斯曼检验（bootstrapped Hausman test）的p值。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

表 2 列 (1) 是控制了家庭和年份固定效应的回归结果, 接受扶贫资金使得家庭的人均纯收入平均增长了 7.68% ( $=100 \times (e^{0.074} - 1)$ ) , 并且这一影响在 1% 的水平上显著。样本中家庭人均年纯收入是 2 896 元, 那么意味着扶贫资金可以使得家庭收入每年平均增长 222.43 元 ( $=2 896 \times 7.68\%$ )。表 2 列 (2) 是在列 (1) 回归的基础上, 进一步加入了农户特征的控制变量的结果, 可以发现, 扶贫资金的估计系数略有下降, 变为 0.067, 但仍在 1% 的水平上显著。考虑到加入这些变量能够帮助捕捉一些会同时影响农户收入和其获得扶贫资金的可能性的不可观测的因素, 后续的回归分析都控制了这些变量。

现实中各个地区在经济发展政策或者产业结构上的差异会同时影响到户扶贫资金的发放以及农户的收入, 为了捕捉地区层面年份之间宏观经济上的差异, 表 2 列 (3)—(6) 是分别控制了省  $\times$  年、地级市  $\times$  年、县  $\times$  年、村  $\times$  年的时间固定效应的回归结果。扶贫资金效果的估计系数在 0.034—0.061 之间, 都至少在 5% 的水平上显著, 这一结果表明, 到户扶贫资金增加农户收入的效果是非常稳健的。接着我们对这些不同模型所估计的系数与控制村  $\times$  年的饱和 (saturated) 回归模型所估计的系数的差异做了统计上的检验, 即自助豪斯曼检验 (1 000 次重复计算)。表 2 最后一行所列出的检验结果的  $p$  值都大于 0.3, 说明这些模型所估计的扶贫资金的效果在统计上并不存在显著的差异。考虑到这一时期的扶贫政策大多是以整村推进的形式进行, 村  $\times$  年的固定效应模型最大可能地捕捉了地区层面不可观测因素的影响, 特别是同时期其他扶贫政策可能产生的影响, 本文后续的回归分析均采用了这一模型设定。综上所述, 表 2 第 (6) 列的基准回归结果显示到户扶贫资金使得农户人均纯收入增长了 6.3% ( $=100 \times (e^{0.061} - 1)$ ), 即 182 元 ( $=2 896 \times (e^{0.061} - 1)$ )。

考虑到到户扶贫资金的金额会影响农户收入增长的程度, 我们还用农户当年累计收到扶贫款的对数值<sup>10</sup>作为扶贫资金的另一政策变量进行回归, 结果见表 2 列 (7)。回归系数为 0.011, 且在 1% 的统计水平上显著, 这也表明了扶贫资金对于农户收入增长的促进作用, 扶贫资金每增长 1%, 农户人均纯收入增长约 0.011%。给定样本中农户收到的累计扶贫款均值为 106 元, 这一估计系数意味着农户每收到 1 元的扶贫款, 那么其人均纯收入每年可以增长 0.3 元 ( $=(2 896 \times 0.011\%) / (106 \times 1\%)$ ), 样本中家庭规模均值是 4.2, 家庭总收入增长 1.3 元 ( $=0.3 \times 4.2$ )。

在其他解释变量方面, 人口数少、劳动力和男性比例高以及有村干部的农户人均收入相对较高。与文盲、半文盲相比, 农户中如果有接受过教育的劳动力, 收入也会较高, 但这一差距并不显著, 一个可能的解释是劳动力最高受教育水平这一变量在样本期内 (5 年) 相对稳定, 很少发生变化, 所以在控制了家庭的固定效应之后, 教育对收入的影响在很大程度已经被家庭固定

<sup>10</sup> 为了保证非项目户作为对照组被包括在回归中, 这一变量的定义是扶贫资金数额 +1 之后取对数值。

效应所捕捉。基于类似的理由，其他的家庭层面控制变量的影响也不显著。在此基础上，我们检验了上述双差分回归分析所依赖的平行趋势假定是否成立。结果显示在接受扶贫资金之前的各期中，在控制了所有其他变量之后，项目户与非项目户的收入差距不仅在数值上非常接近零值，且在统计上也不显著。

## 2. 扶贫资金对农户不同收入类型的影响

相较于以往对于我国扶贫政策效果的研究，本文的一大贡献在于可以利用家庭层面的收入分项数据来研究扶贫资金是否是通过提高农户自身的生产能力而达到增收的效果。表3分别展示了扶贫资金对于四种收入的影响。在接受扶贫资金支持之后，项目户转移性收入有着非常明显的增长，增长幅度高达192.7% ( $= 100 \times (e^{1.074} - 1)$ )，且在1%的水平上显著。而对于其他三项市场收入，经营性收入增长了4.4% ( $= 100 \times (e^{0.043} - 1)$ )，工资性收入下降了12% ( $= 100 \times (e^{-0.128} - 1)$ )，财产性收入增长了1.9% ( $= 100 \times (e^{0.019} - 1)$ )，只有前两者仅在10%的水平上显著。根据上述各项收入的估计结果，我们可以基本认为之前所观察到的扶贫资金提高了农户人均纯收入水平，并不是因为农户自身生产能力有所提高，而是因为收到扶贫款后其转移性收入的增长，理由有三：第一，就估计系数的数值而言，计算可得，扶贫资金使得农户的转移性收入平均增长360元，经营性收入增长了73元，工资性收入下降了119元，财产性收入增长了1元，所以扶贫资金对于市场收入总和的净影响是下降了43元，而即使是经营性收入有所增长，增长幅度也较大地低于转移性收入的增长；第二，就估计系数的统计属性而言，转移性收入的增长是在1%的水平显著，而各项市场收入的变化，在5%的水平上是不能拒绝它们为零的假设的；第三，在对于转移性收入的细分类进行分析之后，我们发现转移性收入的增长并非来自私人间转移收入，而是来自政府的转移收入，并且也非来自养老金等这种与生产无关的转移收入，而是与生产紧密相关的政府转移收入。

表3 扶贫资金对不同类型家庭人均收入的影响

变量名	纯收入	经营性收入	工资性收入	财产性收入	转移性收入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
已收到扶贫资金（是/否）	0.061*** (0.016)	0.043* (0.024)	-0.128* (0.071)	0.019 (0.049)	1.074*** (0.075)
样本量	104 750	101 497	104 750	102 199	104 750
R <sup>2</sup>	0.730	0.734	0.782	0.672	0.825

注：每一列展示了一个回归结果，结果变量是相应收入的对数值。因为经营性纯收入和财产性纯收入可能为负值，对数值不存在，所以样本数减少。表中所有回归采用了表2第(6)列的模型设定。括号内为标准误，所有回归标准误均在村级层面聚类计算而得。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

为了证明上述结果的稳健性，图 2 展示了扶贫资金对这四类收入影响的动态效果。可以看出，对每一类收入而言，在接受扶贫资金之前的各期，项目户与非项目户在各项收入上都不存在统计上的显著差别，说明项目户与非项目户之间在控制了所有变量之后具有很强的可比性。而在获得扶贫资金之后的各期，项目户与非项目户的市场收入大多在统计上也没有表现出显著的差异，这与表 3 中不显著的政策效果是一致的。转移性收入在扶贫资金注入当年的增长最大，而之后几年相对较小，原因在于在所有接受了扶贫资金支持的 2 224 个农户中，有 64.7% (1 440 户) 只接受了一年的扶贫款。总之，表 3 和图 2 的结果相互印证，给出了本文核心的研究结果之一——扶贫资金的增收效果在短期之内是来源于农户接受到了更多的转移性收入，而非自身生产能力提升带来的市场收入的增加。这一结果与当前其他发展中国家的相关实践和研究是一致的，也意味着，在评估扶贫政策效果时，应该特别关注农户的市场收入，而非简单的总收入。

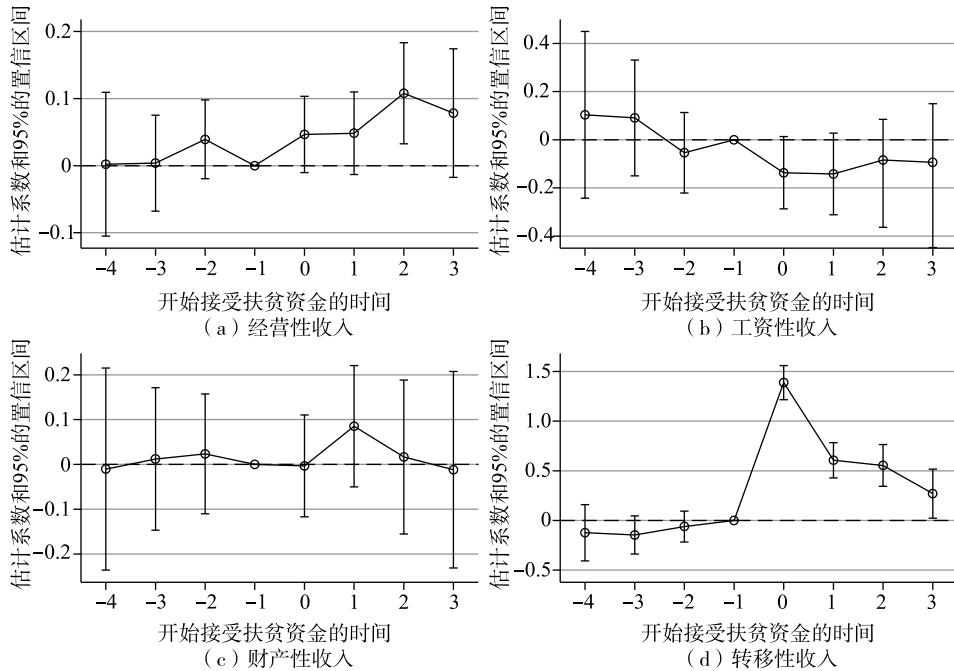


图 2 扶贫资金对于家庭各项收入的动态影响

注：图中每一个点对应的系数代表着扶贫资金各期的效果，竖线代表 95% 的置信区间。

值得指出的一点是：对家庭经营性收入而言，与扶贫资金到户后第一、二期相比，第三、四期政策效果的估计系数增大，显著性也有所提高；对工资性收入而言，虽然缺乏统计上的显著性，但是估计系数为负，两者结合似乎揭示了农户在收到扶贫资金后将更多的劳动力转移到自身的生产经营上。

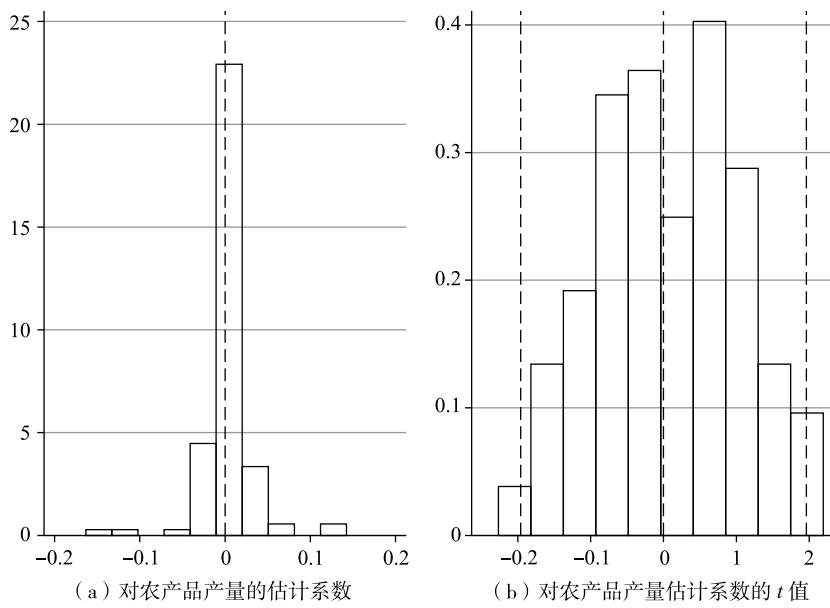
现实中扶贫资金对于农业生产经营的影响可能需要较长的时间才能完全展现其效果，例如贫困户利用收到的扶贫款种植苗木，需要等待苗木生长和成熟，待农作物销售之后才能实现经营性收入的增长。所以如果数据期间更长，就能更准确地估计扶贫资金对农户生产经营性收入的长期影响。

之前的结果观察不到农户在接受扶贫资金后经营性收入有所增加，对此有以下两种解释：其一是农户的农业产量没有得到提高；其二则是农业产量有所提高，但是产量的提供使得当地市场上农产品的供给大幅增加，导致价格下降，这也会造成农户经营性收入没有增长。关于这一点以往的研究就曾经讨论过，在发展中国家，由于基础设施薄弱，农产品市场的范围比较小，其价格就非常容易因为供给的变化而遭受巨大的波动（Burke *et al.*, 2019）。区分上述两种情况不仅能够帮助我们更好地理解扶贫工作的实践，对于下一步扶贫政策的走向也具有非常重要的指导意义。

直接着眼于农产品产量的研究在以往的国内外相关研究中都很少涉及，这主要是农产品类别较多，为了实现产量在不同家庭和时间范围内的可比性，需要非常全面细致的数据作为支撑。在这一点上贫困监测调查具有较强的数据优势，它详细记录了每个农户 122 种农产品每年的产量，使得我们可以直接观察到其农业生产情况，从此角度探讨扶贫资金的效果，这也是本文相较于以往研究的一大贡献。我们分别将每种农产品产量的对数值作为结果变量进行分析，然后把估计所得的扶贫资金效果的估计值及  $t$  值画在图 3 中。如果扶贫资金能够提高农户的生产能力，那么预期应该观察到以农产品产量作为结果变量的扶贫资金效果的估计值应大多位于零值（图中虚线）的右边，即对大多数农产品的产量都有着正的影响，而且  $t$  值分布也应该大多集中于 1.96 的右边，表明影响在统计上是显著的。从图 3 (a) 和图 3 (b) 可以看到，估计系数的数值和  $t$  值基本都在零值的两边对称分布，说明农户在接受了扶贫资金后其产量并没有显著的增加。

上述的分析只是展现了对于所有农产品的平均效果，如果农户主要农产品的产量会提高（即估计系数值大于零且  $t$  值大于 1.96），那么扶贫资金对于农户生产就存在着积极的影响。为了检验这种可能性，我们通过农户农产品的销售数据，确定农户所出售的农产品中销售收入占比最高的农产品<sup>11</sup>，然后再将该种农产品的产量作为结果变量，来考察扶贫资金对其影响。回归结果显示这一影响在统计上并不显著。另外，上面的分析只是着眼于扶贫资金对农户生产在集约边际（intensive margin）上的影响，有可能扶贫资金并没有增

<sup>11</sup> 因为农作物之间的产量并不可比（例如鸡蛋和小麦的产量），我们无法很好就产量找出农户家中生产份额高的产品，所以就用销售收入占比最高的农产品作为农户生产中最主要的农产品。

图 3 对农产品产量的扶贫资金效果的估计值和  $t$  值分布

加某种产品的产量，但是增加了产品的种类，即广延边际（extensive margin）上的影响。为此我们将家庭的产品种类作为结果变量进行分析，结果也没有发现显著的影响。至此，我们可以基本得出结论，扶贫资金对于农户农产品的产量没有显著的提升作用，这也是农户经营性收入没有显著增长的原因。

最后，我们还分别从农户的生产经营类型、收入、支出、教育程度以及负债状况这几个维度对扶贫资金的效果进行了异质性分析，仍未有所发现。这一点也在其他国家的相关研究中得到了印证，如 Angelucci *et al.* (2015) 在墨西哥的小额信贷随机实验中也未发现显著的效果，并且在不同经济状况的家庭都是如此。

### (三) 扶贫资金对家庭支出的影响

之前的结论基本表明，扶贫资金对于农户市场收入和自身生产能力的促进作用在短期内比较微弱。至此，一个值得进一步探讨的问题就是农户将扶贫资金用到了何处？如果他们确实将扶贫资金用于生产方面（如购买生产资料或者增加生产用的固定资产），那么产量未见明显提高有可能是生产能力薄弱。但是如果农户将所获的绝大多数扶贫款用于生活性消费，就说明他们并没有增加生产的意愿，这可能是因为对农户而言小型的生产经营本身利润较低（De Mel *et al.*, 2009），或者扩大生产经营也会增大收入上的风险（Banerjee, 2000）。因此，本节主要研究扶贫资金对于农户各类支出的影响。

表4子表A展示了以支出总量以及各类具体支出作为结果变量的回归结果。可以看出，农户在接受扶贫资金之后，总支出增加了6.1%( $=100 \times (e^{0.059} - 1)$ ) (列(1)), 即220元( $=3\,620 \times 6.1\%$ )。在生产投入(即经营费用支出和购置/建造生产性固定资产支出)上虽然系数均为正,但是在5%的水平上并不显著。表4子表A的第(4)列显示农户更愿意将钱花在生活消费上,获得扶贫资金支持后,生活消费平均增加了155元,其中医疗保健支出有着显著的增长。上述回归结果似乎表明,农户在接受到扶贫资金后,更多是用于消费,而没有增加生产投入。

表4 扶贫资金对农户人均支出的影响

变量名	总支出	经营费用 支出	购置/建造生产性 固定资产支出	生活性 消费支出	教育服务 消费支出	医疗保健 消费支出
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>子表A</b>						
已收到扶贫资金(是/否)	0.059*** (0.015)	0.048* (0.028)	0.106 (0.080)	0.064*** (0.017)	0.063 (0.062)	0.198*** (0.062)
样本数	104 750	104 750	104 750	104 750	104 750	104 750
R <sup>2</sup>	0.832	0.840	0.489	0.781	0.735	0.715
<b>子表B</b>						
下一年开始收到扶贫资金(是/否)	0.060*** (0.015)	0.101*** (0.029)	0.185** (0.084)	0.054*** (0.017)	0.037 (0.077)	0.150** (0.067)
样本数	104 750	104 750	104 750	104 750	104 750	104 750
R <sup>2</sup>	0.832	0.840	0.489	0.781	0.735	0.715

注：每个子表中的一列展示了一个回归结果，结果变量是相应支出的对数值。表中所有回归采用了表2第(6)列的模型设定。括号内为标准误，所有回归标准误均在村级层面聚类计算而得。\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

但是当我们分析项目户与非项目户在收到扶贫资金前后各期支出的差异时却发现：相对于接受扶贫资金的前一期，比起非项目户，项目户在更前期的消费显著更低(见图4(a))。对于这一现象，一个非常可能的解释是与我国扶贫工作的开展方式相关。现实中，扶贫资金在分发之前，政府工作人员会对政策进行宣传，对农户的经济状况进行了解，并且会跟农户就其获得的扶贫款额度进行沟通。因此，农户收到扶贫款之前已经预计到了未来的收入会上升，可能会提前消费，这就使得其支出在扶贫资金到户的前一期就开始发生变化。当我们将接受扶贫资金的前二期作为缺省变量，重新画出项目户与非项目户在各期的支出差异(结果见图4(b))，就可以发现，前四期和前

三期的回归系数在数值上非常接近零，并且统计上不显著，这说明项目户与非项目户在获得扶贫资金前二期之前的支出非常类似，但是从前一期开始，项目户的支出有了显著增长，随着扶贫资金到户，其有了进一步的增长。

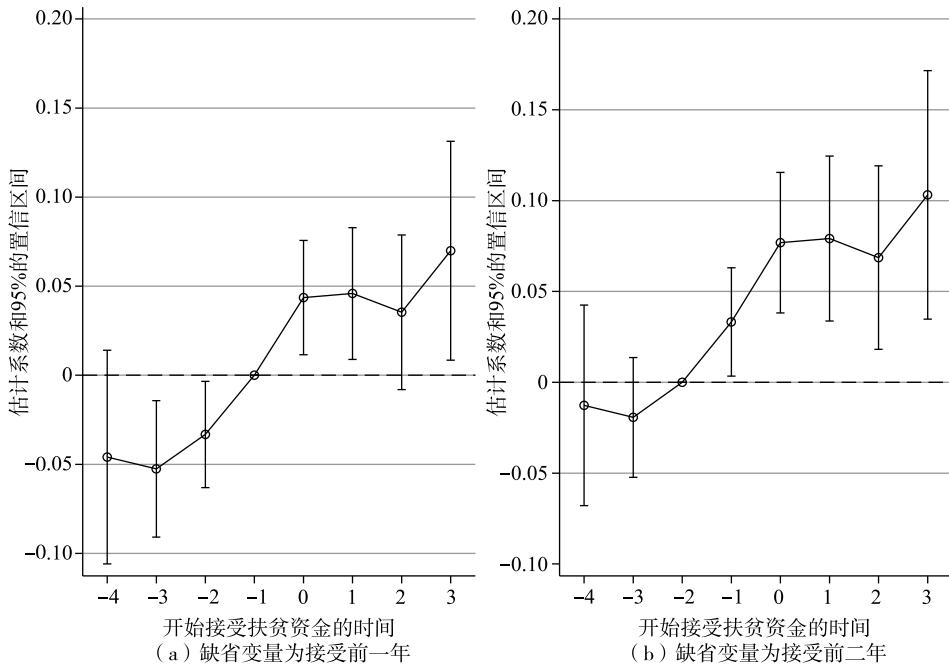


图 4 扶贫资金对于农户支出的动态影响

注：图中每一个点对应的系数代表着扶贫资金各期的效果，竖线代表 95% 的置信区间。

由于农户的支出行为上存在着预期效应，表 4 子表 A 的回归结果会低估扶贫资金对于农户支出的影响。为此，我们重新定义政策变量，将扶贫资金到户的前一期也认为是政策发生的事后时点，重新进行分析，回归结果见表 4 子表 B。新的结果中最为显著的变化是项目户在接受到扶贫资金后生产性支出显著增加，经营费用增长了 10.6%，生产性投资增长了 20.3%，且两者都在 5% 的水平上显著。上述结果表明，扶贫资金会促使农户增加其生产经营上的投入，说明他们有扩大生产的意愿。但是投入的增加并没有带来农产品产量和收入的增长，其原因则是值得进一步研究的问题。

#### 四、结 论

本文利用 2006—2010 年农村贫困监测调查数据评估了 21 世纪扶贫开发第一个十年纲要期间到户扶贫资金的政策效果，双重差分的实证研究结果表明，农户在接受到了扶贫资金后，人均纯收入增长了 6.3% 左右。在分收入类

别考察之后发现，这一收入的增长大多来自农户由于接受到扶贫款而带来的转移性收入的增长，而非因自身生产能力提升所带来的市场收入的增长。进一步对农户农产品产量和支出结构分析之后发现，到户扶贫资金在增加农户生活性消费的同时，也促使农户增加其在农业生产上的投入，但这种投入的增长在短期内却并未带来产出的相应增长。

本文的实证研究从更为细致的微观层面分析了到户扶贫资金对于农户收入和支出影响，对于理解和评估我国现今的扶贫政策具有重要的现实意义。首先，本文的研究结果表明仅仅给予农户资金的支持，虽然可以增加农户的收入、消费以及生产经营上的投入，但是并未有效地带来农户生产能力的提高。如果想要达到这一目的，就需要针对每个地区甚至每个农户致贫的具体原因，采用更有针对性的措施来帮助农户。这也恰恰体现了我国现今“精准扶贫”政策的精神，不仅仅是需要对于全国的贫困户建档，做到“扶持对象精准”（汪三贵和刘未，2016），而且应该因地制宜，执行更有针对性的政策，做到“措施精准”。所以我们观察到“精准扶贫”的政策在现实中呈现了多样化的特征，如产业扶贫、教育扶贫、生态扶贫、异地搬迁等。其次，本文的研究结果也表明在评估扶贫工作成就时，需要保持更为审慎的态度，做到“脱贫成效精准”（汪三贵和刘未，2016），即哪些脱贫是因为农户自身的生产能力得到提高，那么这些农户在今后就可以不再或者较少地依赖政策性的扶持；哪些脱贫主要依赖于政府扶持来脱贫，而农户自身的生产能力并没有提高（例如农户本身不具备生产能力），那么今后对于这些农户可能就需要给予持续性的政策支持。这对于我国巩固脱贫攻坚成果、达到持续性的脱贫有着重要的意义。

## 参 考 文 献

- [1] Angelucci, M., D. Karlan, and J. Zinman, “Microcredit Impacts: Evidence from a Randomized Microcredit Program Placement Experiment by Compartamos Banco”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (1), 151-182.
- [2] Angrist, J. D., and J. S. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [3] Banerjee, A., “The Two Poverties”, *Nordic Journal of Political Economy*, 2000, 26, 129-141.
- [4] Banerjee, A., “Microcredit Under the Microscope: What Have We Learnt in the Last Two Decades, What Do We Need to Know?”, *Annual Review Economics*, 2013, 5, 487-519.
- [5] Banerjee, A., E. Duflo, R. Glennerster, and C. Kinnan, “The Miracle of Microfinance? Evidence from a Randomized Evaluation”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015a, 7 (1), 22-53.

- [6] Banerjee, A., D. Karlan, and J. Zinman, “Six Randomized Evaluations of Microcredit: Introduction and Further Steps”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015b, 7 (1), 1-21.
- [7] Banerjee, A., E. Duflo, N. Goldberg, D. Karlan, R. Osei, W. Parienté, J. Shapiro, B. Thuysbaert, and C. Udry, “A Multifaceted Program Causes Lasting Progress for the Very Poor: Evidence from Six Countries”, *Science*, 2015c, 348 (6236), 772-772.
- [8] Banerjee, A., E. Duflo, and R. Hornbeck, “How Much Do Existing Borrowers Value Microfinance? Evidence from an Experiment on Bundling Microcredit and Insurance”, *Economica*, 2018, 85 (340), 671-700.
- [9] Burke, M., L. F. Bergquist, and E. Miguel, “Sell Low and Buy High: Arbitrage and Local Price Effects in Kenyan Markets”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134 (2), 785-842.
- [10] Christiaensen, L., L. Demery, and J. Kuhl, “The (Evolving) Role of Agriculture in Poverty Reduction—An Empirical Perspective”, *Journal of Development Economics*, 2011, 96 (2), 239-254.
- [11] Crepon, B., F. Devoto, E. Duflo, and W. Pariente, “Estimating the Impact of Microcredit on Those Who Take It Up: Evidence from a Randomized Experiment in Morocco”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (1), 123-150.
- [12] De Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 2020a, 110 (9), 2964-2996.
- [13] De Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeuille, “Difference-in-Differences Estimators of Intertemporal Treatment Effects”, SSRN No. 3731856, 2020b.
- [14] De Mel, S., D. McKenzie, and C. Woodruff, “Are Women More Credit Constrained? Experimental Evidence on Gender and Microenterprise Returns”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2009, 1 (3), 1-32.
- [15] Du, Y., A. Park, and S. G. Wang, “Migration and Rural Poverty in China”, *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33 (4), 688-709.
- [16] 国家统计局农村社会经济调查总队,《中国农村贫困监测报告 2000》。北京:中国统计出版社,2001 年。
- [17] 国家统计局农村社会经济调查司,《中国农村贫困监测报告 2010》。北京:中国统计出版社,2011 年。
- [18] 胡联、汪三贵,“我国建档立卡面临精英俘获的挑战吗?”,《管理世界》,2017 年第 1 期,第 89—98 页。
- [19] Jalan, J., and M. Ravallion, “Are There Dynamic Gains from a Poor-Area Development Program?”, *Journal of Public Economics*, 1998, 67 (1), 65-85.
- [20] 贾俊雪、秦聪、刘勇政,“‘自上而下’与‘自下而上’融合的政策设计——基于农村发展扶贫项目的经验分析”,《中国社会科学》,2017 年第 9 期,第 68—89 页。
- [21] Meager, R., “Understanding the Average Impact of Microcredit Expansions: A Bayesian Hierarchical Analysis of Seven Randomized Experiments”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2019, 11 (1), 57-91.
- [22] Meng, L., “Evaluating China's Poverty Alleviation Program: A Regression Discontinuity Approach”, *Journal of Public Economics*, 2013, 101 (1), 1-11.
- [23] Park, A., and S. G. Wang, “Community-Based Development and Poverty Alleviation: An Evaluation”, *Journal of Comparative Economics*, 2015, 43 (4), 688-709.

- tion of China's Poor Village Investment Program", *Journal of Public Economics*, 2010, 94 (9), 790-799.
- [24] Park, A., S. G. Wang, and G. B. Wu, "Regional Poverty Targeting in China", *Journal of Public Economics*, 2002, 86 (1), 123-153.
- [25] Sun, L., and S. Abraham, "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Econometrics*, 2021, 225 (2), 175-199.
- [26] Roodman, D., and J. Morduch, "The Impact of Microcredit on the Poor in Bangladesh: Revisiting the Evidence", *Journal of Development Studies*, 2014, 50 (4), 583-604.
- [27] 汪三贵, “在发展中战胜贫困——对中国 30 年大规模减贫经验的总结与评价”,《管理世界》, 2008 年第 11 期, 第 78—88 页。
- [28] 汪三贵、A. Park、S. Chaudhuri、G. Datt, “中国新时期农村扶贫与村级贫困瞄准”,《管理世界》, 2007 年第 1 期, 第 56—64 页。
- [29] 汪三贵、刘未, “‘六个精准’是精准扶贫的本质要求——习近平精准扶贫系列论述探析”,《毛泽东邓小平理论研究》, 2016 年第 1 期, 第 40—43 页。
- [30] 王庶、岳希明, “退耕还林、非农就业与农民增收——基于 21 省面板数据的双重差分分析”,《经济研究》, 2017 年第 4 期, 第 106—119 页。
- [31] Yue, X., and S. Li, "Targeting Accuracy of Poverty-reducing Programs in Rural China", *China & World Economy*, 2004, 12 (2), 101-116.
- [32] 朱梦冰、李实, “精准扶贫重在精准识别贫困人口——农村低保政策的瞄准效果分析”,《中国社会科学》, 2017 年第 9 期, 第 90—112 页。

# The Impacts of Household Poverty Reduction Fund in China

## —Evidence from Household-level Data

JING ZHANG

(*Renmin University of China*)

HUI ZHOU\*

(*Social Sciences in China Press*)

**Abstract** Employing household-level panel data of the Rural Poverty Monitoring Survey from 2006 to 2010, we evaluate the impacts of the poverty reduction fund on households' income and expenditure, during the first Outline for Poverty Reduction and Development in China's Rural Areas of the 21 century. Using Difference-in-Differences estimation strategy, we find that households' income and expenditure have been increased significantly after they receive the poverty reduction fund. The increased income, nevertheless, mainly comes from the injection of government transfer income of poverty reduction fund itself, rather than the earnings from households' own production capacity growth. On the expenditure side, households invest more in production and operation, and also raise their living expenses.

**Keywords** poverty reduction fund, program evaluation, household-level panel data

**JEL Classification** H50, I38, O22

---

\* Corresponding Author: Hui Zhou, Social Sciences in China Press, Tower 1, Guanghua Road 15, Chaoyang District, Beijing 100026, China; Tel: 86-10-85885535; E-mail: zhou-hui@cass.org.cn.