

社会资本投资的增收与分配效应 ——来自“万企帮万村”扶贫行动的证据

王常伟¹, 谭家银¹, 顾海英²

(1. 上海财经大学 公共管理学院, 上海 200433; 2. 上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200030)

摘要:已有研究关于社会资本投资对农户收入的影响存在一定争议。文章以“万企帮万村”这个社会资本扶贫行动作为研究对象,在构建农户决策模型分析框架的基础上,利用全国农村固定观察点调查数据,使用 DID 方法系统考察了该行动对农户收入的影响。研究发现,“万企帮万村”扶贫行动使受益农户收入显著提高,约为 735 元。这种增收效应主要来源于农业经营收入增长,是由农业经营回报率和农户生产要素投入变化共同导致的。同时,“万企帮万村”扶贫行动更多地使收入水平、人力资本水平相对较低的农户受益,缓解了农户收入不平等,具有偏向低收入农户的分配效应。此外,“万企帮万村”扶贫行动对农户收入具有提升效应,这对农户消费也产生了积极影响。因此,像“万企帮万村”这样投资于那些能把农户纳入现代农业产业链分工的项目可能是既增加农户收入又改善分配的有效方案之一,而“万企帮万村”扶贫行动是一项具有明显益贫性和普惠性的社会资本投资行动,其能够提升低收入农户收入以及缩小不同群体间相对收入差距,从而促进共同富裕。

关键词:社会资本;“万企帮万村”;农户收入;普惠式增长

中图分类号:F323.8;F323.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2026)03-0004-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20260118.401

一、引言

促进农民增收是推进共同富裕和实现中国式现代化的本质要求。改革开放以来,我国农民收入快速增长,但总体水平依然较低,2024 年城乡收入差距仍然高达 2.34:1。^①并且,随着我国经济进入新常态,农民持续增收难度不断加大,农村居民人均可支配收入实际增速从 2011 年的 11.4% 下降至 2024 年的 6.3%。^②此外,农村内部收入差距仍然较大,2024 年农村居民前 20% 收入组人均可支配收入为后 20% 收入组的 9.95 倍。^③在此背景下,党的二十届四中全会明确提出

收稿日期:2025-07-09

基金项目:国家社会科学基金重大项目(22ZDA058);国家自然科学基金面上项目(72573106);中央高校基本科研业务费专项资金—上海财经大学研究生创新基金项目(CXJJ-2024-307)

作者简介:王常伟(1982—),男,山东泗水人,上海财经大学公共管理学院研究员,博士生导师;

谭家银(1997—)(通讯作者),男,重庆人,上海财经大学公共管理学院博士研究生;

顾海英(1956—),女,上海人,上海交通大学安泰经济与管理学院教授,博士生导师。

① 数据来源:《社会事业向好发展 民生福祉不断增进——“十四五”以来社会民生统计报告》, https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202509/content_7042627.htm。

② 数据来源:《2011 年城乡居民收入增长情况》, https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202303/t20230301_1919333.html;《2024 年居民收入和消费支出情况》, https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202501/t20250117_1958325.html。

③ 数据来源:国家统计局, <https://data.stats.gov.cn/dg/website/page.html#/pc/national/yearData>。

要“促进农民稳定增收”。总体来看,在新发展阶段,如何实质性促进农民持续增收、完善收入分配并推进共同富裕是重要议题之一。

提高农民收入不仅要促进农民有序流动以增加外出务工收入,而且要支持农民立足乡村就地增收。推动农业农村发展、助力农民增收离不开对乡村的资本投入。在农户自有资本与财政资金相对有限制的条件下,引导社会资本投资农业农村不仅是重要政策的导向,也是助力农民就地增收的重要条件。党的十八大以来,鼓励和引导社会资本投资农业农村多次被写入中央一号文件。^①2016年全国工商联等部门联合印发了《关于推进“万企帮万村”精准扶贫行动的实施意见》,旨在通过引入社会资本来增加农民收入。在脱贫攻坚向乡村振兴过渡的新时期,《关于开展“万企兴万村”行动的实施意见》于2021年发布,“万企帮万村”扶贫行动得以延续,同时强调帮扶企业与农民构建合作共赢的长效机制。在政策支持、财政专项资金引导以及城乡资本边际产出变化等背景下,近年来我国社会资本不断涌入农业农村(涂圣伟,2014;焦长权和周飞舟,2016;冯兴元等,2022;Wang和Ye,2024),在一定程度上满足了农业农村发展的资金需求。社会资本在农业农村的投资额于2013年以后呈现快速增长态势(周力等,2025),目前社会资本占第一产业固定资产投资比重已达80%左右,成为农业农村投资的主力军。^②随着乡村振兴战略的持续推进,资金缺口将使得社会资本投资农业农村成为一种长期趋势(冯兴元等,2022)。然而,研究中也有一些不一样的结论。社会资本投资是否能促进农民收入增长?其通过何种收入渠道发挥作用?其增收效应是否具有普惠性?这些问题仍值得深入研究。

从理论与经验研究层面来看,学术界有关社会资本投资与减贫增收之间关系的文献虽已较为丰富,但尚未达成共识。一方面,有学者认为社会资本投资农业农村存在一定社会风险隐患,会将小农户“挤出”农业活动,从而威胁小农户的生计(贺雪峰,2014;涂圣伟,2014;Herrmann,2017;陈义媛,2019)。同时,部分研究指出,在某些地区或项目中,社会资本带来的就业机会有限,其推动农户生计转型进而改善福利的效果较弱(Nanhthavong等,2022)。另一方面,也有学者提出社会资本投资有利于创造农村非农就业机会,使农户接触更多现代生产技术并带动农户进入高附加值市场,从而提高农户收入(Deininger和Byerlee,2012;Thondhlana,2015)。产生上述分歧的一个重要原因是地区和投资项目之间存在巨大差异,这导致难以对社会资本投资进行比较,也无法对投资带动农户增收的有效性得出一般性结论。“万企帮万村”扶贫行动的推出为更全面地进行分析提供了机会,因为在统一制度框架下,该项目对大量村庄进行了投资,从而对农户收入造成了外生冲击。已有研究也对“万企帮万村”扶贫行动中农户的增收效应进行了分析。例如,陆继霞(2020)认为,该政策有力地补充了政府所主导的对深度贫困地区扶贫所必需的人力和财力资源,这有助于实现贫困户的稳定增收;周力等(2025)则基于浙大卡特—企研中国涉农研究数据库、全国农村固定观察点数据,从企业和村庄视角出发,揭示了政策通过推动社会资本投资农业农村、集体经济进而促进农户收入增长与阶层跃迁。与已有关于“万企帮万村”扶贫行动的研究不同,本文围绕“社会资本投资—要素配置—农户收入及不平等”构建理论与实证框架,考察“万企帮万村”扶贫行动的收入效应和分配效应。研究发现,“万企帮万村”扶贫行动提高了农户收入,而农业经营回报率和农户生产投资组合变化是促进农户收入增长的重要原因。同时,“万企帮万村”扶贫行动更多地使收入水平、人力资本水平相对较低的农户受益,缓

^① 学术界关于社会资本进入农业农村有多种表述,例如“社会资本投资农业农村”“社会资本下乡”“工商资本下乡”等,本文将其统一表述为“社会资本投资农业农村”或简称为“社会资本投资”。

^② 乔金亮:《投资下乡,资本如何“耕耘”沃土》,经济日报,2020-08-19。

解了农户收入不平等,具有偏向低收入农户的分配效应。此外,“万企帮万村”扶贫行动有效提升了农户的消费能力,农户在满足食品、衣着等生存型消费后,其对教育投资的需求也越来越高。

相较于已有研究,本文的边际贡献在于:一是系统检验了“万企帮万村”扶贫行动对农户收益的影响机制,不仅拓展了关于“万企帮万村”扶贫行动在资本投向和企业行为方面的文献(周力等,2025),也为后续社会资本投资项目的持续优化提供参考;二是分析了“万企帮万村”扶贫行动的分配效应,文章结论表明将社会资本投资于现代化农业发展有利于实现普惠式增长,在提升弱势农户群体收入方面具有更大的回报;三是进一步分析了该行动对消费的影响,揭示了企业帮扶带来的收入改善可以进一步转化为生活质量改善与农户能力提升,从而将农户收入增长问题在更广泛的经济福利框架中进行考察,这有助于更全面地评估“万企帮万村”扶贫行动的普惠性与可持续增收效应。

二、背景与理论分析

(一)“万企帮万村”扶贫行动^①

2016年,全国工商联等部门联合印发了《关于推进“万企帮万村”精准扶贫行动的实施意见》,旨在动员民营企业以增强农户致富内生动力为目标,通过“签约结对、村企共建”的方式解决农户增收问题。数据显示,截至2019年6月,大约有8.81万家民营企业参与投资行动,投资村庄10.27万个;在资金方面,产业投入累计达到约753.71亿元,公益投入累计达到约139.1亿元,投资的资金主要用于农村经济发展和农户创收活动;调查数据显示,农户获得的投资额约为每户0.8万元至1.5万元。^②

“万企帮万村”扶贫行动的投资主体主要是民营企业。在参与投资行动过程中,民营企业会获得政府提供的一些政策优惠,例如低息贷款、财政补贴、税收优惠等(Wang和Ye,2024)。从受益群体来看,虽然相关政策文件并未披露被帮扶村的选择标准,但从政策目标和样本统计来看,大多数被帮扶村地理位置都是位于远郊,在产业结构上以传统农业为主。同时,很大一部分被帮扶村是建档立卡贫困村,贫困户占村庄总户数比重较高。从“万企帮万村”扶贫行动的投资内容来看,主要可以分为三类:一是产业帮扶,主要是通过资源开发、农业产业链延伸、农产品品牌建设等方式提高生产力、提升附加值;二是就业帮扶,主要是企业面向农户家庭成员招收员工;三是公益帮扶,主要是将投资资金用于改善农村各种类型基础设施,例如道路、住房、饮水和卫生设施等。

“万企帮万村”扶贫行动与既有研究中社会资本投资相比具有一定的独特性。“万企帮万村”扶贫行动具有明确的公益性定位和制度约束。与纯市场化的社会资本投资不同,“万企帮万村”扶贫行动是在精准扶贫背景下实施的政策性项目,政府会进行一定的激励,并对项目进行监管。另外,“万企帮万村”扶贫行动以延伸产业链带动农户增收为主要手段。资本具有逐利性,一般的社会资本投资往往倾向于选择利润较大的项目进行开发经营,例如土地整理和流转、农业规模化经营等。在实践中,可能存在由于经营失败而损害农户利益的风险。然而,“万企帮万村”扶贫行动考虑了农民的参与程度。其投资主体一般会进入农业产业链的产前、产后环节,而农户则作为农产品的生产者和供给者,获得来自投资者的生产性服务、产品加工、销售、

^① 受篇幅限制,省略部分背景介绍内容,留存备案。

^② 数据来源:全国工商联, http://www.cspgp.org.cn/hyhd/wqbcw/ldjh/201610/t20161016_137994.html。

品牌培育等帮助，并且将农户纳入产业链分工可以在一定程度上让投资者与农户形成利益共同体（陆继霞，2020）。

（二）理论分析

本文假设农户的目标是在有限劳动力、土地、资本等资源约束下最大化总收入。农户通过农业活动（A）和非农活动（NA）获得收入，假设两类活动的产出函数符合边际收益递减规律，允许不同活动之间的边际机会成本具有任何方向。 L_A 和 L_{NA} 分别代表农户劳动在农业和非农之间的配置数量，本文假设劳动力的配置也将导致其他资源同向配置。在政策介入前，农户根据两类经济活动的边际收益进行资源配置，达到均衡点时农业活动和非农活动的边际收益相等，即 $MR_A = MR_{NA}$ ，此时最优要素投入组合为 L^* ，总收入 $Y = Y_A + Y_{NA}$ 。

“万企帮万村”扶贫行动对农户收入的影响机理主要包括由农业经营或非农就业效益提升而表现出的直接推动效应，以及由农业经营或非农就业边际收入差距导致资源配置调整的间接推动效应。从理论上来说，在直接效应方面，如果市场机制完善且政府监管框架健全，社会资本投资带来的资金、技术、管理和其他服务就有可能拓展农户的农业生产可能性边界或提供更多就业机会，进而使农户的可实现收入增加。在资源配置调整下的间接效应方面，“万企帮万村”扶贫行动改变了农业活动与非农活动的边际收益，农户将在新条件下重新配置农业或非农资源投入，以获得最大收入。但农户如何调整资源投入将取决于农业或非农经济活动边际收益的变化情况，这进一步决定了农户收入变化的来源。

资源配置调整下间接效应的第一种情形是农业边际收益相对提升幅度更大，如图 1(a) 所示。如果投资显著集中在农业领域，且技术和资本投入使农业的边际收益提升幅度大于非农就业边际收入提升幅度，那么在新的均衡点，农户会增加农业活动要素投入（ $\Delta L_A > 0$ ），减少非农活动要素投入（ $\Delta L_{NA} < 0$ ）。此时，农业经营收入因要素投入增加和效率提升双重作用而增加，具体如下式(1)所示：

$$\Delta Y_A = \int_0^{L'} MR'_A dL_A - \int_0^{L^*} MR_A dL_A > 0 \quad (1)$$

从非农收入来看，尽管“万企帮万村”扶贫行动带来更多就业机会和非农就业效益的提升，但由于农户将更多劳动和资源配置到农业经营领域，当配置替代效应大于非农效益直接提升效应时，非农收入将下降；反之，非农收入将上升，具体如下式(2)所示：

$$\Delta Y_{NA} = \int_0^{L'} MR'_{NA} dL_{NA} - \int_0^{L^*} MR_{NA} dL_{NA} < 0 \quad (2)$$

总之，在此种情形下，农户总收入将增加，但主要是由农业收入增长所驱动，非农活动对总收入增长的贡献是不确定的，具体取决于农业活动和非农活动是否会增加彼此的边际机会成本。

第二种情形是非农边际收益相对提升幅度更大，如图 1(b) 所示。如果投资更侧重于创造非农就业机会，且其边际收益提升幅度大于农业的提升幅度，那么在新的均衡点，农户会减少农业活动要素投入（ $\Delta L_A < 0$ ），增加非农活动要素投入（ $\Delta L_{NA} > 0$ ）。此时，非农就业收入将因机会增加和要素投入增加而大幅增加（ $\Delta Y_{NA} > 0$ ）。农业收入可能因劳动要素投入减少而下降，但由于农业生产经营效率提升，其下降幅度可能被部分抵消。此时，农户总收入将增加，但主要是由非农就业收入增长驱动，农业活动对总收入增长的贡献可能较小。

第三种情形是两种经济活动的边际收益均衡提升，如图 1(c) 所示。如果在农业和非农领域帮扶投入相对均衡，且农业和非农边际收益提升幅度几乎相同，则劳动力配置的调整可能较小

($\Delta L_A \approx 0, \Delta L_{NA} \approx 0$)。此时,总收入变化主要来自两类活动各自效益提升带来的直接收入增加,农业收入和非农就业收入都对农户增收具有正向影响。

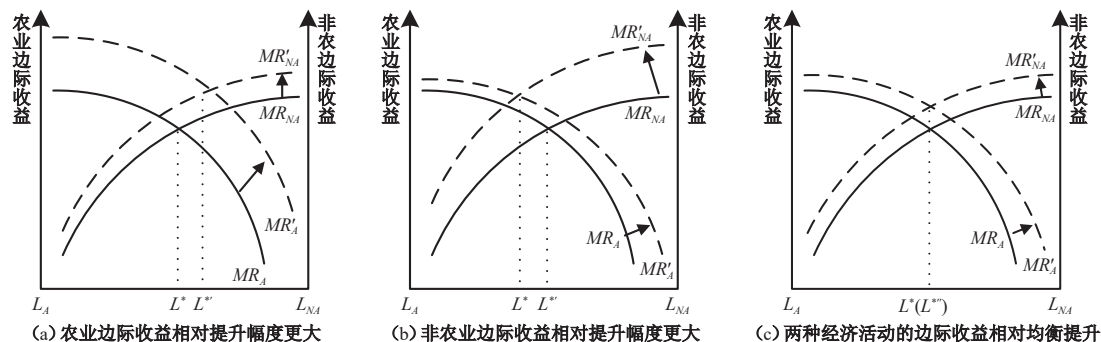


图1 “万企帮万村”扶贫行动、农户资源配置与收入增长

注:图中虚线表示政策冲击下边际收益曲线移动后的状态。横轴左侧起点表示农业劳动力要素投入,从左到右表示投入增加;横轴右侧起点表示非农劳动力要素投入,从右到左表示投入增加。 L^* 表示初始均衡状态下使农户收入最大化的要素投入。 $L^{*'}$ 表示政策干预下使农户收入最大化的要素投入。

综合上述三种情况,“万企帮万村”扶贫行动会导致产业部门增长速率产生差异,引发农户资源配置变化,最终使得不同类型收入发生变化。若“万企帮万村”扶贫行动更多地投资于农业产业,那么该行动更有可能导致农户将更多资源用于农业活动。因此,在有限资源条件下,农户将减少参与非农活动。此外,“万企帮万村”扶贫行动还将通过对农产品生产、流通与销售环节的投资降低农业经营风险,从而进一步促进了农户对农业活动的资源配置。从农户风险偏好来看,一般而言,农户面临不确定性时会通过多样化的要素配置分散风险。如果“万企帮万村”扶贫行动使得其承受的风险降低,那么农户更倾向于将可用资源投资于收益更高的专业化、单一化的生产经营活动,从而获得更高回报(Pace等,2022)。

“万企帮万村”扶贫行动可能会受到初始禀赋的影响。初始资产较低的农户在获取企业帮扶投资后,其农业生产性资产投资的边际成本下降。因此,其更容易进行设备购置等,从而带来农业固定资产投资增加。从不同要素的再配置效果来看,劳动投入与农业生产性资产投入的调整空间可能更大。企业通过提供资金、设备、培训等使得农户对农业经营收益预期上升,促使农户将原本用于非农就业或闲置的家庭劳动力重新配置至农业生产,从而提高农业劳动投入。而土地经营规模调整难度相对较大:一方面,企业一般未进入农业生产环节,较难促使农户进行规模化迁移;另一方面,“万企帮万村”扶贫行动涉及的农户一般具有小规模经营特征,且农地经营权流转受到交易成本、地块“破碎化”和非市场约束的影响。综上所述,本文提出以下假设:

假设1:相较于非被帮扶村农户,“万企帮万村”扶贫行动使被帮扶村农户收入增加。

假设2:被帮扶村农户的农业经营收入将显著增加,主要是因为产业项目投资导致的农业经营回报率变化和资源再配置效应。

假设3:被帮扶村农户的非农收入对总收入增长的贡献方向和大小是一个经验性问题,其依赖于政策对农业活动与非农活动的干预情况,以及此两类活动边际机会成本相对变动所导致的资源再配置方向。

三、实证设计

(一)数据说明

本文使用的数据主要为全国农村固定观察点调查数据,时间跨度为2009年至2018年。本文对样本筛选进行如下处理:首先,剔除样本期间没有任何生产经营活动且没有就业的样本,

并剔除主要变量数据缺失、错漏的样本；其次，农户家庭可支配收入使用平减至 2009 年的省级农村居民消费价格指数，农户拥有的农业生产性固定资产使用平减后的省级农业生产资料价格指数；^①最后，若农户所在村于样本期内更名或撤并，则视为同一单位。经处理后本文得到涵盖 31 个省份、374 个村、154213 个农户样本的非平衡面板数据。^②此外，考虑到部分因变量存在零值或负值，本文对连续变量统一采用反双曲正弦(Inverse Hyperbolic Sine, IHS)变换。^③

图 2 显示了“万企帮万村”扶贫行动帮扶村庄农户和未帮扶村庄农户每年的家庭人均可支配收入平均值。可以发现，被帮扶村农户的收入低于非被帮扶村，并且这两组农户的收入在 2016 年之前具有相似的增长趋势。之后，非被帮扶村农户的收入增长放缓，这与国家统计局披露的农村居民人均可支配收入变化趋势相一致；被帮扶村农户的收入增长速度快于非被帮扶村农户，这或得益于“万企帮万村”扶贫行动的实施。接下来，本文将使用 DID 模型进一步检验被帮扶村农户收入增长的变化是否由“万企帮万村”扶贫行动引起的。

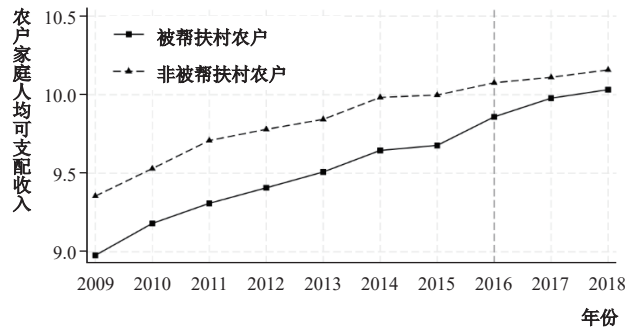


图 2 农户收入变化趋势: 被帮扶村农户和非被帮扶村农户的比较

注：纵轴的农户收入(农户家庭可支配收入/家庭常住人口数)是经过 IHS 变换后的样本平均值，横轴表示年份。实线和虚线分别刻画了被帮扶村农户(处理组)和非被帮扶村农户(对照组)的收入变化趋势。

(二)模型设定

“万企帮万村”扶贫行动为识别社会资本投资对农户收入的影响提供了一个准自然实验，虽然该项目中被帮扶村的选择并非完全随机的，但相对于微观农户而言该行动可以认为是近似外生的。本文依据全国工商联发布的“万企帮万村”扶贫行动企业结对帮扶名单，将农户所在村庄是否在名单中作为处理组划分依据。匹配过程基于村级行政区划代码逐级匹配，若调查样本村出现在名单中，则视为被帮扶村，该村庄农户被视为处理组，其余村庄的农户则视为对照组。本文将 2016 年设定为政策启动期，主要依据是当年全国工商联等部门联合印发《关于推进“万企帮万村”扶贫行动精准扶贫行动的实施意见》，标志着项目正式进入实施阶段。具体帮扶的实施年份或存在一定差异，且公开数据并未完整记录各村的帮扶启动时间。本文通过搜索新闻报道、地方政府文件等方式查询发现，被帮扶村集中的启动时间是 2016 年。因此，本文在实证设定中将 2016 年及以后统一视为政策实施期来反映整体平均效应。这种处理方法在研究中较为常见(Huang 和 You, 2025; 周力等, 2025)。具体模型设定如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta DD_{it} + X_{it}\theta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，下标 i 和 t 分别表示农户和年份。 y_{it} 是农户收入，以农户家庭可支配收入除以家庭常住

① 四个直辖市缺少相关价格指数数据，针对这部分地区的农户样本，本文使用全国层面的价格指数代替。

② 不包括香港、澳门特别行政区和中国台湾地区。

③ 反双曲正弦函数为 $\text{asinh}(y) = \ln(y + \sqrt{y^2 + 1})$ 。IHS 变换既能更好地定义产生大百分比变化的变量，减轻异常值的影响，又可以产生与对数转换相似的对系数估计值的弹性解释(Bellemare 和 Wichman, 2020)。

人口数衡量。^①由于样本中农户可支配收入存在部分零值或负值,本文对其进行IHS变换,因此,本文可近似地将估计系数 β 解释为因变量的对数变化。 DD_{it} 是核心解释变量,若农户*i*所在村庄于2016年被列入“万企帮万村”扶贫行动中的被帮扶村,则2016年及以后取值为1,否则为0。 X_{it} 表示控制变量的向量,包括性别、年龄、文化程度、健康状况等户主特征变量以及家庭规模、劳动力比例、老年抚养比等农户特征变量。此外,为了缓解被帮扶村选择的非随机性问题,控制变量中还考虑了一些先定村庄特征变量与年份固定效应的交互项,包括样本初始期的村庄经济发展水平、贫困户占比、农业发展水平等。 μ_i 、 γ_t 、 ε_{it} 分别是家庭固定效应、年份固定效应和随机扰动项。考虑到固定观察点调查数据的样本抽样在村一级分层,并且在“万企帮万村”扶贫行动中,不同村庄社会资本投资的类型模式也存在差异,本文将稳健标准误聚类到处理分布的最小单位即村庄层面(Roth等,2023)。变量的描述性统计结果见表1。

表1 主要变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义	处理组		全样本	
		均值	标准差	均值	标准差
农户收入	农户家庭可支配收入/家庭常住人口数	11187.6509	10770.2007	13006.3509	12155.4337
户主性别	男=1,女=0	0.9350	0.2465	0.9271	0.2600
户主年龄	接受调查时的年龄(周岁)	56.1171	11.4252	55.8793	11.2484
户主文化程度	受正规教育的年数(年)	6.6071	2.6390	6.8651	2.6149
户主健康状况	自我认定的健康状况:优=1,良=2,中=3,差=4,丧失劳动能力=5	1.9054	1.0591	1.8187	1.0302
家庭规模	家庭常住人口数量	3.7952	1.6458	3.7391	1.6196
家庭劳动力比例	年满16周岁、非在校学生且在接受调查前一年从事了1小时以上劳动的成员数除以家庭常住人口数	0.8319	0.1878	0.8264	0.1940
家庭老年抚养比	60岁以上人口数/家庭常住人口数	0.2667	0.3448	0.2645	0.3496
村庄经济发展水平	2009年居民人均收入	6842.1592	4188.3314	9105.2236	6094.9904
村庄贫困户占比	2009年贫困户数/年末总户数	0.2895	0.1759	0.1922	0.1228
村庄农业发展水平	2009年第一产业收入/全村经营总收入	0.5205	0.4044	0.4605	0.3879

注:农户收入、村庄经济发展水平等变量在模型估计中以IHS变换的形式出现,此处为展示变量的数据特征,使用了原始值。

DID模型有效的重要前提之一是满足平行趋势假设。考虑到“被帮扶村”选择的非随机性,本文控制了一些先定村庄特征与年份固定效应的交互项。在此条件下,处理组和对照组在冲击开始前的平行趋势假定变为条件平行趋势假定。本文参考张子尧和黄炜(2023)的研究,使用事件研究法进行事前趋势检验,同时借助模型考察“万企帮万村”扶贫行动对结果变量影响的动态效应。模型设定如下:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{k=2009, k \neq 2015}^{2018} \beta_k Treat_i \times D(t=k) + X_{it}\theta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $Treat_i$ 为虚拟变量,若农户所在村庄是“万企帮万村”扶贫行动中的被帮扶村,则取值为1,否则为0。 $D(\cdot)$ 为示性函数,若 $t=k$ 则取值为1,否则为0。冲击前一期(2015年)作为基期不引入模型,系数 β_k 表示相对于基期,处理组农户和对照组农户在各年份中被解释变量 y_{it} 的差异,通过检验这种差异可以间接地考察平行趋势假设是否得到满足。本文通过估计式(4)的参数 β_k 可以得到社会资本投资对农户收入的动态影响效应。

^①与已有相关研究不同(周力等,2025),本文使用农户家庭可支配收入而不是全年总收入来计算农户收入,前者相比于后者剔除了家庭经营费用、社会保险等强制性支出,更能反映农户的实际可支配购买力。

四、实证结果

(一)“万企帮万村”扶贫行动对农户收入的影响

本文基于式(4)对平行趋势进行检验。^①根据检验结果,在“万企帮万村”扶贫行动开始之前,估计系数接近于零并且在统计上不显著,即处理组农户和对照组农户的收入不存在显著的系统性趋势差异,数据分析结果与平行趋势假设一致。行动开始之后,相较于对照组农户,处理组农户收入出现显著增长,这种增长效应在接下来几期中持续存在,但最后一期的增收幅度有所减弱。这种动态变化可能与企业投资行为和项目制度安排有关。一方面,“万企帮万村”扶贫行动在制度设计上具有明显的阶段性绩效考核机制。企业帮扶成效包括产业项目落地和投入情况、农户增收情况等内容均需纳入年度考核,并与税收优惠、低息贷款和企业声誉等激励相挂钩(Wang和Ye, 2024)。当考核指标完成以后,企业项目投入的强度可能会减弱,也可能将资源更多用于巩固性、维护性投入而非扩张性投入,从而使得农户收入增长的动态效应较前期有所减弱。另一方面,该现象也可以从政策边际效应递减的视角进行理解。在“万企帮万村”扶贫行动初期,依靠企业资源投入能产生农户快速增收的效果,之后随着项目落地与农户适应期结束,收入增长的来源逐步由外源性转向内生性,收入增长幅度放缓。

为进一步探讨农户增收的来源,本文将农户收入进行分解,分别估计“万企帮万村”扶贫行动对农户各部分收入的影响。根据图表分析结果,农户的农业经营收入在“万企帮万村”扶贫行动开始以后出现显著上升,而工资性收入则开始下降,但是均在最后一期变得不显著;农户的非农经营收入未出现明显变化。由此可以发现,“万企帮万村”扶贫行动对农户收入的提升效应主要是由农业经营收入推动的。

本文基于式(3)估计“万企帮万村”扶贫行动对农户总体收入水平影响的结果,具体如表2列(1)所示。结果表明,在控制相关变量的条件下,“万企帮万村”扶贫行动使农户收入显著增长,结合2015年样本中被帮扶村的农户收入均值,“万企帮万村”扶贫行动使农户收入增长约735元。对农户分项收入影响参数估计结果如表2列(2)、列(3)和列(4)所示,结果表明,“万企帮万村”扶贫行动使农业经营收入显著增长,约为1401.90元;其使农户工资性收入有所减少,约为797.72元;本文未发现“万企帮万村”扶贫行动会影响非农经营收入的经验证据。

表2 “万企帮万村”扶贫行动对农户收入的影响

变量	农户收入	农业经营收入	非农经营收入	工资性收入
	(1)	(2)	(3)	(4)
“万企帮万村”	0.4298*** (0.1222)	0.6283** (0.2668)	0.0206 (0.1505)	-0.5648*** (0.2113)
因变量均值	9.6913	5.9427	1.7810	6.3545
观测值	154213	154213	154213	154213
调整R ² 值	0.3871	0.4672	0.6111	0.5765

注:农户收入、农业经营收入、非农经营收入、工资性收入等变量存在部分零值或负值,其在样本中的占比分别为0.71%、1.45%、58.95%和31.89%。本文对其进行反双曲正弦(IHS)变换,从而允许保留零值或负值样本。在解释估计系数的经济含义时,本文参考已有研究的做法(Bellemare和Wichman, 2020; Cao等, 2023; Huang和You, 2025),采用将系数进行指数转换后与样本均值相除的方式进行比较。控制变量、家庭固定效应、年份固定效应均已控制,括号内是聚类到村庄层面的稳健标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,下表同。

^① 受篇幅限制,省略平行趋势检验结果,留存备案。

(二)“万企帮万村”扶贫行动对农户收入影响的作用机制

基于前文理论分析,农业经营收入增长主要通过两种途径实现:一是农业经营收入增加导致的增长效应;二是农户在农业经营与其他经济活动之间的选择变化,即把更多的劳动、资源投向农业导致的替代效应。

通过对数据特征的分析可直观地揭示“万企帮万村”扶贫行动对农户收入结构、劳动时间分配影响的特征事实。^①根据图表分析结果,在农户收入结构方面,在“万企帮万村”扶贫行动开始以前,两组农户的农业经营收入占比均呈现明显的下降趋势,工资性收入占比均有上升趋势。在“万企帮万村”扶贫行动开始以后,处理组农户农业经营收入占比开始上升,而工资性收入占比则有所下降,对照组农户的农业经营收入占比保持下降趋势,工资性收入占比则有上升趋势。在农户劳动时间变化方面,在“万企帮万村”扶贫行动开始以前,对照组农业劳动占比呈现下降趋势,非农劳动时间呈现上升趋势,处理组农业劳动时间占比和非农劳动时间占比相对稳定。在“万企帮万村”扶贫行动开始以后,处理组农户的农业劳动时间占比出现明显上升,非农就业劳动时间占比则有所下降,对照组农户的农业劳动时间占比保持下降趋势,非农就业劳动时间占比则有上升趋势。

基于上述特征事实,为考察农户收入变化背后原因,本文进一步做了如下检验:

本文通过农业经营收入和非农就业工资变化来反映“万企帮万村”扶贫行动对不同产业部门增长的影响,从而体现该行动对农户收入变化增长效应的拉动作用。其中,农业经营回报率的计算公式:农业经营回报率=(农业经营收入-农业经营费用)/农业经营费用。针对非农就业变化,本文使用以下识别策略:一是在全样本上检验“万企帮万村”扶贫行动对农户非农就业参与的影响,若参与则取1,否则为0;二是在参与非农就业的农户子样本中,以工资水平为因变量检验政策影响效应。工资水平定义为农户非农就业工资性收入除以非农就业劳动时间的比值。另外,本文对要素投入变化进行检验。农户劳动供给、农业生产性固定资产投资、土地经营规模等变量是农户收入变化的直接推动因素,因此本文主要对这些要素的变动情况进行检验。

根据表3的估计结果,^②在增长效应方面,“万企帮万村”扶贫行动使农业经营回报率显著增长;“万企帮万村”扶贫行动使农户的非农就业参与率显著下降。此外,在子样本回归中,未发现“万企帮万村”扶贫行动会影响非农就业工资的经验证据。在替代效应方面,估计结果表明,“万企帮万村”扶贫行动使农户的农业劳动供给时间占比增加;使农户的非农就业劳动时间占比有所减少;使农户的农业生产性固定资产投资增加;本文未发现“万企帮万村”扶贫行动会影响农户土地经营规模的经验证据。

针对上述结果的可能解释是:农业经营回报的增长或与“万企帮万村”扶贫行动中社会资本的投资领域有关。一方面,“万企帮万村”扶贫行动主要是对农业产业项目进行投资,核心目标大多是提升农业生产经营效益,让农户获得更多产业增值收益;另一方面,“万企帮万村”扶贫行动中也有部分投资主体以雇佣农业产业工人或设立就业车间等方式推动农户非农就业。尽管现实中部分农户的非农就业参与和非农就业工资水平有所增长,但平均来看农业对劳动的吸收效应更大。从边际机会成本的视角来看,当农业经营回报上升而非农活动的边际收益变化有限时,农户会相应增加农业活动投入并减少非农就业参与,从而导致农业经营收入增加而非农就业收入下降。农业经营收入出现显著增长而非农经营收入未出现明显变化,这可能与投资主体的进入环节有关。在“万企帮万村”扶贫行动中,较少有投资主体直接进入生产环节。一方面是因为政策限制避免投资主体“圈地”(周振,2020);另一方面是因为风险较高(陈靖,2013)。投

① 受篇幅限制,省略此部分图表分析结果,留存备案。

② 受篇幅限制,省略机制变量的动态效应估计结果,留存备案。

资主体大多布局农业产前、产后环节，而中间的种养环节，则一般由农户完成。通过这种方式，投资主体和农户之间能建立良好的利益联结机制和分配机制，从而实现互惠互利、共同发展。同时，这种产业链分工在一定程度上也有利于提升农业经营收入的稳定性和获利空间(周力等, 2025)，从而改变农户的风险决策，提升农户对农业的投入意愿。

表3 “万企帮万村”扶贫行动对农户收入的影响机制

变量	农业经营 回报	非农就业 参与	非农就业 工资水平	农业劳动 时间占比	非农就业劳动 时间占比	农业生产性固定 资产投入	土地经营规模
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	增长效应			替代效应			
“万企帮万村”	0.1512** (0.0673)	-0.0936*** (0.0309)	-0.0118 (0.1794)	0.1948*** (0.0588)	-0.3806*** (0.1239)	0.3248*** (0.1161)	0.0788 (0.0589)
因变量均值	1.1449	0.2661	0.3193	4.7353	2.3075	6.2953	2.2959
观测值	154213	154213	105029	154213	154213	154213	154213
调整R ²	0.4862	0.5523	0.3791	0.4980	0.5533	0.8141	0.9122

注：列(3)使用了参与非农就业的农户子样本，非农就业工资水平虽然不存在零值或负值，本文仍对其进行了IHS变换；农业经营回报、农业劳动时间占比、非农就业劳动时间占比、农业生产性固定资产投资、土地经营规模等变量由于存在部分零值或负值，本文对其进行IHS变换。

回归结果表明，“万企帮万村”扶贫行动对农户收入的提升效应是由于以下原因引起：一方面，该效应源于农业经营回报的拉动作用，农业经营收益的相对变化吸引了农户增加农业活动投入，同时增加了非农就业的机会成本，进而在一定程度上“挤出”了非农就业活动，这表现为非农就业参与度和非农就业劳动时间占比的下降；另一方面，该效应是通过改变了农户的风险决策偏好和生产决策而实现，更多的劳动和生产性资产投入推动了农户收入增长，如图3所示。这些结果对已有研究进行了补充。已有文献指出，社会资本投资农业农村可能产生双重效应：一方面，通过产业链延伸、技术赋能和市场拓展提高农业生产收益(Deininger 和 Byerlee, 2012; Thondhlana, 2015)；另一方面，其也可能对小农户的生产经营活动产生“挤出效应”(贺雪峰, 2014; 涂圣伟, 2014; Herrmann, 2017; 陈义媛, 2019)。本文研究表明，在“万企帮万村”扶贫行动背景下，政策通过提升农业经营回报影响了农户资源与劳动配置，有效激活农户内生增收动力。这说明该行动能够在一定程度上避免“资本挤出”问题，并能提高农户农业经营收入增长。总的来看，机制分析表明“万企帮万村”扶贫行动通过农业收益改善与农户行为调整共同推动收入增长，同时本文的结果对社会资本投资与农户增收关系的实证研究进行了补充。

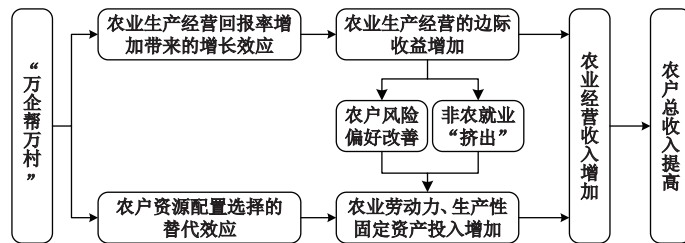


图3 “万企帮万村”扶贫行动提升农户收入的传导渠道

为验证结果的稳健性，本文进行了如下检验：一是使用安慰剂检验以排除偶然性因素干扰；二是设置反事实处理组以排除地理溢出效应干扰；三是排除其他政策干扰；四是重新匹配样本以排除样本选择问题干扰。结果表明，基本研究结论是稳健的。^①

① 受篇幅限制，省略稳健性检验结果，留存备索。

(三)谁从“万企帮万村”扶贫行动中获益

1. 农户层面。本文进一步探讨哪类农户从“万企帮万村”扶贫行动中获益更多。以下从三个方面依次进行分析：

(1)“万企帮万村”扶贫行动对不同收入水平农户的差异化影响。本文构建分位数回归模型，检验“万企帮万村”扶贫行动对不同收入水平农户的边际影响。模型设定如下：

$$Q_{y_{it}}^{(\tau)} = \alpha + \beta_{\tau} DD_{it} + X_{it}\theta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， $Q_{y_{it}}^{(\tau)}$ 表示农户收入的第 τ 个 10 分位数； τ 为具体的目标分位数；系数 β_{τ} 表示“万企帮万村”扶贫行动对第 τ 分位数上农户收入的边际影响。其他变量设置与式(3)一致。

分位数估计结果如表 4 所示，“万企帮万村”扶贫行动主要对收入处于 10%—50% 分位的农户产生显著增收效应；在 60% 分位及以上群体中，尽管估计系数为正，但并不显著，且边际效应随收入水平上升而递减。上述发现与农户收入结构差异密切相关。基于对样本农户的统计发现，低收入农户的收入中农业经营收入占比更高，而工资性收入的占比则偏低，当收入分位数超过 60% 时，工资性收入成为农户收入的主要构成。^①前文分析表明，“万企帮万村”扶贫行动主要通过刺激农业发展带动农户增收，其作用机制更容易影响以农业经营为主要生计来源的中低收入群体，而对已基本脱离农业生产、收入结构以非农为主的高收入农户影响有限。此外，政策的实施可能进一步促进了此异质性效应(陆继霞, 2020; Baird 等, 2024; 周力等, 2025)。

表 4 “万企帮万村”扶贫行动对农户收入的分位数回归结果

变量	10分位	20分位	30分位	40分位	50分位	60分位	70分位	80分位	90分位
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
“万企帮万村”	0.5862*** (0.1861)	0.4994*** (0.1266)	0.4423*** (0.1091)	0.3851*** (0.1194)	0.3272** (0.1523)	0.2776 (0.1902)	0.2369 (0.2246)	0.1964 (0.2606)	0.1356 (0.3164)
观测值	154213	154213	154213	154213	154213	154213	154213	154213	154213

(2)“万企帮万村”扶贫行动对不同人力资本水平农户的差异化影响。参考已有研究，本文使用教育、健康和年龄作为农户人力资本(HumanCapital)的代理变量(Liu 等, 2023)。变量设置方式如下：一是相对低的教育水平变量，若农户劳均受教育年限处于样本中位数以下，则赋值为 1，否则为 0；二是相对差的健康状况变量，若农户自评健康状况均值处于样本中位数以上，则赋值为 1，否则为 0，在问卷中，个体自评健康状况数值越大，表明健康状况越差；三是相对大的年龄变量，若农户劳均年龄处于样本中位数以上，则赋值为 1，否则为 0。以上各个变量取值为 1 的农户代表人力资本水平相对低的群体。另外，本文将农户人力资本变量 HumanCapital 和交互项 $DD_{it} \times HumanCapital_i$ 加入式(3)中进行回归。其他变量设置与式(3)一致，具体的模型设定如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 DD_{it} + \beta_2 DD_{it} \times HumanCapital_i + \beta_3 HumanCapital_i + X_{it}\theta + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

根据表 5 估计结果，“万企帮万村”×相对低的教育水平和“万企帮万村”×相对差的健康状况的系数均显著为正，“万企帮万村”×相对大的年龄的系数在统计上不显著，表明“万企帮万村”扶贫行动更多地帮助了收入较低的农户。已有研究指出，社会资本投资农业农村的有效性一方面取决于政策对弱势群体的覆盖度(Mckague 等, 2015)；另一方面与该政策是否使得多数农户受益相关(焦长权和周飞舟, 2016)。本文研究表明，适当的帮扶投资能够通过改善农户经

① 受篇幅限制，省略农户的收入构成图，留存备案。

营条件、降低风险与激励参与程度，将初始积累较少、机会有限的农户纳入受益范围，从而有效改善其收入状况。

表 5 人力资本视角下“万企帮万村”扶贫行动对农户收入的差异化影响

变量	农户收入		
	(1)	(2)	(3)
“万企帮万村”×相对低的教育水平	0.5010*** (0.1564)		
“万企帮万村”×相对差的健康状况		0.2994** (0.1272)	
“万企帮万村”×相对大的年龄			0.0849 (0.1366)
“万企帮万村”	0.1936 (0.1654)	0.2723** (0.1306)	0.3825** (0.1623)
观测值	154213	154213	154213
调整R ² 值	0.3891	0.3950	0.3872

注：列(1)的控制变量中不包含户主文化程度；列(2)的控制变量中不包含户主健康状况；列(3)的控制变量中不包含户主年龄。由于此处重点关注交互效应，表中主要报告了交互项的估计系数。

(3)“万企帮万村”扶贫行动对收入不平等的影响。^①鉴于“万企帮万村”扶贫行动对不同收入水平和人力资本水平农户的差异化影响，本文进一步分析了其对农户收入不平等的影响。本文在计算不平等指数时，使用了 Kakwani 指数。该指数在特定的参照群体中将个体与比其收入高的个体进行比较，从而反映个体收入的“相对剥夺”情况(Kakwani, 1984)，可以用于评估“万企帮万村”扶贫行动的影响效应是否具有益贫性或包容性。检验结果表明，农户收入不平等指数在“万企帮万村”扶贫行动开始以后显著下降，这种变化趋势和农户收入的变化动态一致。此外，参数估计结果表明，“万企帮万村”扶贫行动开始后，处理组农户的收入不平等指数显著下降。

2. 区域层面。^②为了更全面地识别“万企帮万村”扶贫行动政策的作用边界，本文在农户层面异质性分析基础上，进一步从区域差异与村庄类型差异两个维度展开异质性分析。检验结果表明，“万企帮万村”扶贫行动的增收效应并不依赖于特定区域的财政能力或地方政府对企业的补贴力度，这表明在不同制度环境下，该投资行动均具备相对稳定的增收效果。但是村庄地形条件会在一定程度上影响政策作用的发挥。此外，“万企帮万村”扶贫行动并非仅在贫困村中才促进农户增收，其对非贫困村也同样具有此效果。这表明研究结论可适用于更广泛的农村地区，为促进全面乡村振兴和共同富裕提供参考。

五、进一步分析：“万企帮万村”扶贫行动对农户消费的影响

本文进一步探讨“万企帮万村”扶贫行动对农户消费的影响。本文分析表明，“万企帮万村”扶贫行动影响了农户收入和生产决策。考虑到“万企帮万村”扶贫行动的主要受益对象是低收入群体，而低收入群体拥有相对高的边际消费倾向(Egger 等, 2022)，因此预计“万企帮万村”扶贫行动将对农户消费产生积极影响。从理论上来说，当收入不确定性减少时，农户的预防性储蓄动机应该随之减少。在“万企帮万村”扶贫行动冲击下，如果农户具有理性预期，并期望在未来一段时间内变得更富裕，他们应该会通过改变当前时期的消费和储蓄来“平滑”消费。

① 受篇幅限制，省略 Kakwani 指数的测算方法及相关检验结果，留存备案。

② 受篇幅限制，省略区域层面的异质性分析结果，留存备案。

本文定义农户消费为农户家庭消费总支出除以家庭常住人口数的值。本文参考尹志超和郭沛瑶(2021)的研究,将农户消费划分为生存型消费和发展型消费两类。其中,生存型消费为农户维持生存所必要的支出,包括食品、衣着、居住、生活性燃料等;发展型消费为农户为了实现自身发展而进行的各种支出,包括教育等。根据回归估计结果,^①“万企帮万村”扶贫行动使农户消费增长3.19%,约为318.04元。其中,农户的生存型消费增长3.89%,约为178.75元;发展型消费增长4.34%,约为134.78元。发展型消费的增长主要由教育支出驱动,“万企帮万村”扶贫行动使农户的教育支出增长8.93%,约为109.76元,但是未发现“万企帮万村”扶贫行动会影响农户交通通信支出的经验证据。本文也未发现“万企帮万村”扶贫行动会影响农户储蓄率的经验证据。^②这表明,“万企帮万村”扶贫行动有效提升了农户的消费水平,农户在满足食品、衣着等生存型消费后,对教育投资的需求也越来越高。根据教育支出的估计结果,“万企帮万村”扶贫行动推动的农户消费增长主要体现在对人力资本的投资,表明该政策在一定程度上激发了农户的内生发展动力。

六、结 论

本文基于全国农村固定观察点调查数据,探讨了“万企帮万村”扶贫行动作为一项社会资本投资行动对农户收入以及不平等的影响,从而在相关研究的基础上提出了新的见解。本文研究发现:(1)“万企帮万村”扶贫行动具有明显的增收效应。这种影响效应一方面来源于农业经营回报率提升的拉动作用;另一方面来源于农户本身要素投入增加的推动作用。(2)“万企帮万村”扶贫行动不仅从总体上促进了农户收入增长,而且更多地使收入水平、人力资本水平相对较低的农户受益,缓解了农户收入不平等,具有偏向低收入农户的分配效应。(3)“万企帮万村”扶贫行动的农户增收效应在政府财政支持水平、产业结构等方面并不依赖于特定条件,但其效果在平原地区更显著。

基于上述发现,本文提出以下政策建议:第一,以社会资本投资为抓手,通过把农户加入到现代农业产业链中来实现农户增收,并缩小收入差距。社会资本投资应注重发挥“造血”功能,优先投向能够吸纳农户参与、提升经营效率并稳定其收益的产业项目。将企业在资本、技术和市场方面的优势与地方资源、劳动力相结合,从而推动社会资本与农户形成合作关系,促进特色产业规模化发展,实现农户收入的可持续提升。第二,在项目设计中强化对弱势群体的定向覆盖,并完善对企业的长期激励机制。在推进“万企兴万村”等后续政策时,应建立更明确的机制,引导资源向弱势群体倾斜。同时,可通过财政补贴和税收优惠等方式,将企业得到的补贴与农户就业数量、弱势群体覆盖率及农户长期稳定增收等绩效指标挂钩,增强社会资本投资的持续性。第三,完善社会资本投资农业农村的准入要求与监管机制。应设立清晰的准入标准,重点考察企业的产业链整合能力以及经营的稳健性,以确保农户能够分享产业链增值收益并获得稳定回报。在监管安排上,可构建协同治理框架,由政府负责制度设计与框架监管,村集体承担监督职能,第三方机构开展绩效评估,从而提升社会资本投资农业农村的规范性。

最后,需要谨慎看待本文研究结论的适用性问题,区分不同情境下社会资本投资的作用边界。将本文结论推广至其他类型或不同激励条件下的社会资本投资项目时,仍需充分考虑制度

^① 受篇幅限制,省略图表分析结果,留存备索。

^② 参考 Egger 等(2022)的研究,本文定义农户储蓄率=(农户总收入-农户总支出)/农户总收入。同时,考虑到医疗卫生支出的刚性特征以及教育支出、耐用品支出和资产购买建设等支出的投资属性,计算公式中的农户总支出不包含这些支出。

环境、企业目标及农户约束条件的差异。未来研究可通过比较不同社会资本投资模式,进一步评估其对农户增收的影响机制与适用范围。此外,受限于被帮扶村中普遍存在的“多企一村”情形,本文难以将不同类型企业的作用从整体投资效应中独立识别出来,这有待未来进一步研究。

主要参考文献:

- [1]陈靖. 进入与退出:“资本下乡”为何逃离种植环节——基于皖北黄村的考察[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2013, (2): 31-37.
- [2]陈义媛. 资本下乡的社会困境与化解策略——资本对村庄社会资源的动员[J]. 中国农村经济, 2019, (8): 128-144.
- [3]冯兴元, 鲍曙光, 孙同全. 社会资本参与乡村振兴和农业农村现代化——基于扩展的威廉姆森经济治理分析框架[J]. 财经问题研究, 2022, (1): 3-13.
- [4]贺雪峰. 工商资本下乡的隐患分析[J]. 中国乡村发现, 2014, (3): 125-131.
- [5]焦长权, 周飞舟. “资本下乡”与村庄的再造[J]. 中国社会科学, 2016, (1): 100-116.
- [6]陆继霞. 中国扶贫新实践: 民营企业参与精准扶贫的实践、经验与内涵[J]. 贵州社会科学, 2020, (3): 154-160.
- [7]涂圣伟. 工商资本下乡的适宜领域及其困境摆脱[J]. 改革, 2014, (9): 73-82.
- [8]张子尧, 黄炜. 事件研究法的实现、问题和拓展[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, (9): 71-92.
- [9]周力, 刘宗志, 沈坤荣. “万企帮万村”扶贫行动的引资与农户增收效应研究[J]. 中国农村经济, 2025, (2): 110-130.
- [10]周振. 工商资本参与乡村振兴“跑路烂尾”之谜: 基于要素配置的研究视角[J]. 中国农村观察, 2020, (2): 34-46.
- [11]Baird S, McIntosh C, Özler B, et al. Asset transfers and anti-poverty programs: Experimental evidence from tanzania[J]. Journal of Development Economics, 2024, 166: 103182.
- [12]Bellemare M F, Wichman C J. Elasticities and the inverse hyperbolic sine transformation[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2020, 82(1): 50-61.
- [13]Cao G Y, Liu C R, Zhou L A. Suing the government under weak rule of law: Evidence from administrative litigation reform in China[J]. Journal of Public Economics, 2023, 222: 104895.
- [14]Deininger K, Byerlee D. The rise of large farms in land abundant countries: Do they have a future?[J]. World Development, 2012, 40(4): 701-714.
- [15]Egger D, Haushofer J, Miguel E, et al. General equilibrium effects of cash transfers: Experimental evidence from Kenya[J]. Econometrica, 2022, 90(6): 2603-2643.
- [16]Herrmann R T. Large-scale agricultural investments and smallholder welfare: A comparison of wage labor and out-grower channels in Tanzania[J]. World Development, 2017, 90: 294-310.
- [17]Huang K X, You Y X. Evaluating the impact of the fourth round of China's poverty alleviation program[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2025, 107(2): 583-610.
- [18]Kakwani N. The relative deprivation curve and its applications[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1984, 2(4): 384-394.
- [19]Liu S Y, Ma S, Yin L J, et al. Land titling, human capital misallocation, and agricultural productivity in China[J]. Journal of Development Economics, 2023, 165: 103165.
- [20]McKague K, Wheeler D, Karnani A. An integrated approach to poverty alleviation: Roles of the private sector, government and civil society[A]. Bitzer V, Hamann R, Hall M, et al. The business of social and environmental innovation: New frontiers in Africa[M]. Cham: Springer, 2015.
- [21]Nanhthavong V, Bieri S, Nguyen A T, et al. Proletarianization and gateways to precarization in the context of land-based investments for agricultural commercialization in Lao PDR[J]. World Development, 2022, 155: 105885.

- [22]Pace N, Sebastian A, Daidone S, et al. Cash transfers' role in improving livelihood diversification strategies and well-being: Short- and medium-term evidence from Zimbabwe[J]. *World Development*, 2022, 154: 105874.
- [23]Roth J, Sant'Anna P H C, Bilinski A, et al. What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature[J]. *Journal of Econometrics*, 2023, 235(2): 2218–2244.
- [24]Thondhlana G. Land acquisition for and local livelihood implications of biofuel development in Zimbabwe[J]. *Land Use Policy*, 2015, 49: 11–19.
- [25]Wang X L, Ye Y Y. Government-initiated corporate social responsibility and performance growth—evidence from enterprise engagement in targeted poverty alleviation in China[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2024, 84: 102284.

Income-increasing and Distribution Effects of Social Capital Investment: Evidence from the Poverty Alleviation Campaign of “Ten Thousand Enterprises Help Ten Thousand Villages”

Wang Changwei¹, Tan Jiayin¹, Gu Haiying²

(1. *School of Public Administration and Policy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*; 2. *Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200030, China*)

Summary: Agricultural and rural development and farmers' income growth critically depend on sustained capital investment in rural areas. Given the constraints on farmers' own capital and public fiscal resources, mobilizing social capital to invest in agriculture and rural areas has become a key policy orientation and a crucial condition for promoting farmers' income growth. However, existing studies remain divided on how social capital investment affects rural household income.

Taking the policy of “Ten Thousand Enterprises Help Ten Thousand Villages” (TEHV) as a specific form of social capital investment, this paper builds a household decision-making analytical framework and employs a DID approach with data from the National Fixed-Point Survey to systematically examine its impact on rural household income. The results show that the TEHV policy increases the income of beneficiary households by 5.54%. This growth is primarily driven by agricultural operating gains, resulting from both higher agricultural returns and increased inputs of production factors by rural households.

This paper has the following contributions: First, it systematically examines the mechanisms through which the TEHV policy affects farmers' returns by inducing growth changes across sectors and reallocations of production factors. Second, by analyzing the distribution effect of the policy, it shows that directing social capital investment toward modern agricultural development facilitates inclusive growth. Third, it further illustrates how income improvements induced by enterprise assistance are transformed into enhanced quality of life and capability accumulation, thereby situating farmers' income growth within a broader framework of economic welfare.

Key words: social capital; “Ten Thousand Enterprises Help Ten Thousand Villages”; rural household income; inclusive growth

(责任编辑 顾 坚)