

正规借贷对农户收入的影响及作用路径

——基于西部贫困地区 710 户农户面板数据的实证分析

陈思 罗尔呷 聂凤英¹

【摘要】：国内外大量实践表明金融扶贫是贫困农户实现脱贫增收的有效路径，厘清以政府为主导的正规借贷对农户收入的影响及其作用机制无疑具有重大的现实意义。就收入结构而言，正规借贷对经营性收入和工资性收入有显著正向作用，而对财产性收入和转移性收入没有影响；农户发生正规借贷，一方面通过增加本地非农劳动力资源配置来提升本地务工收入，进而促进工资性收入的增收，另一方面通过缓解流动性约束，改变农户“生产投资—消费”决策行为，即增加生产要素投入来提升农业经营性收入。与此同时，正规借贷对农户收入的提升还存在“精英俘获”效应，包含人力资本、物质资本和社会资本在内的资本禀赋水平是导致借贷户增收差异的重要因素。因此，政府在坚持高举金融扶贫旗帜的同时，应加强农民职业培训和乡村特色产业发展力度，实施差别化的精准信贷制度安排，严防正规借贷进一步拉大农户内部收入差距的风险。

【关键词】：精准扶贫 正规借贷 农户收入 作用路径 收入差距

【中图分类号】：F830 **【文献标识码】：**A **【文章编号】：**1003-854X(2020)12-0034-11

一、引言

长期以来，中国特殊的二元经济结构使得金融资源配置在追逐效率的过程中时常无法聚焦农村等贫困地区。政府如何解决农户融资难，缓解“金融排斥”难题，已成为横亘在中国脱贫攻坚道路上的拦路虎。自 2013 年党中央首次提出大力发展普惠金融以来，此后历年的“中央一号文件”均强调普惠金融发展的重点在农村，要推动实施精准化放贷管理，更加注重金融在扶贫中的重要支撑作用。中国人民银行有关数据显示，截至 2019 年 6 月，我国扶贫贷款余额为 2287.57 亿元，累计支持建档立卡贫困户 960.14 万户次，带动贫困户 805 万人次摆脱贫困束缚。西部贫困地区因自然条件差、产业发展滞后、贫困发生率高且程度深，成为我们脱贫攻坚工作的重中之重。那么，在政府大力推进普惠金融发展和金融扶贫工程的大背景下，金融供给的持续增加是否会对西部贫困地区农户的收入产生影响？若有影响，通过什么样的路径作用于其收入的提升？此外，立足于已分化农户群体的现实，以政府为主导的正规借贷对农户群体内部影响是否存在一致性？若有差异，哪些因素导致了该情况的发生，其影响程度如何？回答以上问题有助于我们厘清正规借贷与农户收入之间的关联，对政府找准农村金融扶贫切入点，完善相关制度安排无疑具有重大的现实意义。

¹**作者简介：**陈思，华南农业大学数学与信息学院讲师，广东广州，510642；中国农业科学院农业信息研究所博士研究生，北京，100081。

罗尔呷，浙江大学中国农村发展研究院，浙江杭州，310007。

聂凤英，中国农业科学院农业信息研究所研究员、博士生导师，北京，100081。

基金项目：国家自然科学基金国际合作与交流项目“精准扶贫与互联网扶贫的实施机制与效果评估研究”（71661147001）；广州市社会科学基金一般项目“互联网电商扶贫路径与政策启示——基于广州市对口帮扶地区的实证研究”（2018GZYB45）

纵观当前的研究现状,本文至少在以下三个方面对已有文献做出补充完善:一是研究方法。现有文献使用 OLS、Logit 和 QR 等参数估计方法,或者使用 PSM 等非参数估计方法,虽然方法上各有优劣,但依然可能存在因遗漏变量而导致因果识别不够干净的问题。因此,在控制住时间效应和个体效应的情况下,本文使用固定效应等模型检验了正规借贷对农户收入的影响,并使用不同方法进行稳健性检验以确保结论精准。二是研究内容。已有文献虽涉及正规借贷对农户收入的微观影响机制探讨,但缺乏对不同来源收入作用路径的剖析。鉴于此,本文使用中介效应模型对正规借贷是如何具体作用于农户内部收入结构的机制进行深入挖掘,力图廓清正规借贷影响农户收入的全貌,为政府再检视金融扶贫工程绩效提供有力的证据支撑。在此基础上,本文进一步识别了不同资本禀赋和收入水平下农户使用正规借贷的增收效应差异,为政府实施差异化制度安排,促进以政府为主导的金融助农发展提供政策参考。三是样本的代表性和数据。事实上,经过了三轮大规模的扶贫开发工程,现阶段我国脱贫工作的重心聚焦在西部贫困地区,把握好了该地区正规借贷与农户收入之间的内在逻辑关系,就很可能抓住了如何利用金融来实现农民增收的“牛鼻子”。然而,由于调研成本高昂、数据搜集难度大等因素制约,现有文献对西部贫困地区的研究大都集中在单个县域或某个省份内部,且以截面数据为主,样本的代表性和动态性欠缺。本研究样本以云、贵、陕、甘 4 省 7 个西部国家级贫困县 710 户(2130 个样本)农户构成,样本监测时间横跨 2012 年、2015 年和 2018 年,有效地弥补了当前研究的不足。

二、文献综述与理论假说

(一)正规借贷对农户收入的影响分析:群体平均效应

正规借贷与农户收入二者之间关系的研究一直是发展经济学的热议话题,早期学者 Galor 和 Zeira(1993)主要使用国别宏观数据探究金融发展与经济增长之间的关系,并提出两者是线性关系,即金融发展程度越高,经济增长越快,并将经济增长间接等同于农户收入的增长⁽¹⁾。之后,有学者对此结论提出质疑,认为宏观数据大多无法与微观证据相互印证,即由于微观数据异质性较强,不能直接将经济增长等同于收入增长,开始将目光聚焦在微观主体农户发生正规借贷与其收入之间的关系研究范畴上来,形成了以下三种论断:第一种论断认为正规借贷对农户收入有显著的正向影响。褚保金等(2009)基于农村金融市场的供给角度认为正规借贷能否对农户产生增收效应的关键在于信贷资金的可获性,与受到信贷配给的农户相比,未受到信贷配给的借贷户增收效应更大⁽²⁾。黄祖辉等(2007)从农户真实需求出发,认为信贷可获得性不是决定农户使用正规借贷增收效应的主要原因,培育与金融发展相适应的生态圈是影响农户愿意参与正规借贷,并形成增收效应的关键⁽³⁾。第二种论断认为正规借贷对农户收入有显著的负向影响。Arestis 和 Cancer(2004)以欠发达地区为研究对象,发现正规借贷增收效应具有明显的门槛效应,该地区农户普遍受制于人力资本水平低、生产技术(或管理手段)落后和物质资本匮乏,不利于提升信贷资金在配置过程中的使用效率⁽⁴⁾,甚至部分农户因无力偿还贷款而发生“举新债还旧债”现象,使其陷入“贫困陷阱”的恶性循环中⁽⁵⁾。温涛等(2016)则从中国农村社会治理结构出发,强调农村长期被精英阶层治理的现状决定了以政府为主导的惠农信贷资源易被“精英俘获”,难以瞄准贫困农户而出现目标偏移等问题。与此同时,正规金融机构出于运行效率等综合因素考虑,更“青睐”乡村精英阶层⁽⁶⁾。最后一种论断认为正规借贷对农户收入没有影响。叶静怡和刘逸(2011)以西部贫困地区云南彝良县为样本,研究发现该地区农户长期面临生产经营机会稀少和公共服务供给不足双重制约,从而造成了农户信贷消费化特征明显,进而使得正规借贷对其收入的影响不显著⁽⁷⁾。

现有研究成果为本文理论分析奠定了坚实基础,正规借贷具有刚性的还本付息约束,西部贫困地区农户大多属于风险厌恶型,其迫于生产发展与规避潜在信贷违约风险的双重压力,必将全力投入生产经营发展,以期使得信贷投资回报高于本息偿还支出⁽⁸⁾。根据生产函数理论一般情形,假定农户劳动力短期内不变,正规借贷的注入会引致资本要素量增加,最终形成增收效应。基于上述分析,本文提出如下假说:

H1: 正规借贷对农户收入具有显著正向影响。

(二)正规借贷对农户收入结构的影响分析:群体平均效应

已有研究成果仍存在以下不足：一是当前研究未参照国家统计局部门标准来对收入结构进行划分，大部分研究要么将收入简单划分为农业收入和非农收入两大类，要么研究者自主划分收入类型⁽⁹⁾，已有结论对政策参考价值相对有限；二是已有研究更多地停留在把资金用途作为探究信贷影响收入结构的来源机制，而未能从理论上分析正规借贷是如何通过影响农户资源配置决策，进而影响不同来源收入的结果，对政府把握好信贷助农内在规律的作用有限。鉴于此，本文以国家统计局部门现行标准来对收入结构进行划分，同时结合笔者实际调研情况，进一步细化收入结构以增强结论的政策适用性。

从经济学基本假设来看，农户是理性的，农户家庭作为生产和消费的集合体，总是在追求效用最大化的过程中根据自身家庭内外部资源约束来作出借贷行为决策，当农户发生借贷的净收益大于未发生借贷的净收益时，农户才会选择从外部融资。

具体来看，正规借贷主要是通过以下两个方面对农户收入水平提升产生影响。其一，正规借贷通过资源配置效应优化农户家庭劳动力结构，从而影响农户收入水平。农户家庭追求的目标是最有效率地使用劳动力资源，以实现家庭收入最大化⁽¹⁰⁾。农户更多将正规借贷资金用于农业生产发展，金融资源的注入使得农户有机会购置化肥、种子或生产工具(设备)，促使其生产技术水平由较低状态向较高状态移动，进而提升了农业生产经营效率。假设农户劳动力资源充足且外部劳动力市场容量无限大，农户生产技术的提升使得其生产函数向外扩张，意味着相同产出节约了劳动投入。因此，农户通常会“剩余”劳动力“就近”配置于当地外部市场，以谋求劳动的边际产出最大化，进而实现农户家庭劳动力资源配置最优⁽¹¹⁾。其二，正规借贷通过调整“生产投资—消费”决策行为来达到两者结构最优化，即改变了生产要素资源配置，从而影响农业生产经营性收入水平。大量研究表明，中国贫困地区农户信贷需求以生活消费为主。事实上，作为风险厌恶型的小农之所以产生信贷需求，在正规借贷还本付息的刚性约束下，其融资需求还是主要用于发展生产经营或人力资本投资，以期获得持续的增收效果。鉴于此，在家庭预算约束限制下，理性农户总是可以将信贷资金合理地配置在生产投资和消费中，即农户在满足了家庭日常消费需求的前提下，根据生产函数理论一般情形，假定农户劳动力短期内不变，信贷投入所引致的生产投资增加，通过生产性要素的提升来促进农业经营性收入的增加，并能还本付息以规避违约风险，最终实现农户家庭总体效用最大化的目标。基于此，本文提出如下假说：

H2-1：正规借贷调整家庭劳动力资源配置，即通过增加本地非农劳动力配置来提升工资性收入，进而对其工资性收入具有显著正向影响。

H2-2：正规借贷调整“生产投资—消费”决策行为，即通过增加生产性要素投入比例来提升农业经营性收入，进而对其农业经营性收入具有显著正向影响。

(三)正规借贷对已分化农户收入的影响分析：群体内部差异

在现实中，农户群体内部存在异质性是显而易见的，因此，已分化农户群体内部发生正规借贷的增收效应也必然会出现差异。本文围绕“资本禀赋”和“收入水平”两个角度就农户内部使用正规借贷增收效应差异进行机理分析。

首先，资本禀赋作为异质性的重要范畴，是导致农户使用正规借贷收入效应差异的重要影响因素。农户群体内部资源禀赋存在差异，也注定了农户受益于正规信贷的效果不会是等量同质的，进而会拉大农户群体内部的收入差距⁽¹²⁾。本文用人力资本、物质资本和社会资本三个维度来衡量农户资本禀赋。

1. 人力资本是农户身体素质、文化程度和职业素养等综合表征。

已有研究表明，人力资本是导致农户收入增长和内部收入差距拉大的重要影响因素⁽¹³⁾。教育投资是形成人力资本，且改善人力资源质量的关键。一般来说，农户受教育程度越高，附着在其身上的知识和技术越丰富，使得其学习运用现代农业技术和现代经营管理的能力也越强，从而能有效提升其生产经营效率。Levine(1999)认为，农户使用信贷投资于教育形成人力资本的提升，进而获得递增的劳动边际产出；信贷的注入改变了原有生产要素组合，只有高教育水平下的劳动力要素才能较好地匹配新

生产要素组合，进而带来生产力水平的提升⁽¹⁴⁾。

2. 物质资本是农户资本禀赋中的基础性资源。

已有文献指出，土地面积、固定资产等物质资本是拉开农户内部收入差距的重要间接性因素⁽¹⁵⁾。物质资本依据是否会在未来产生现金流划分为生产性物质资本和生活性物质资本两个基本形态。一般而言，不同物质资本形态对借贷户增收效应的影响路径也存在差异。就生产性物质资本而言，其对农户使用正规信贷的增收效应有直接作用，即农户拥有较为丰厚的物质资本，诸如规模化耕地、生产性工具(设施)等，有利于提升其信贷资金的使用效率；就生活性物质资本而言，其对农户使用正规信贷的增收效应有间接作用，即农户拥有房屋情况、交通工具等生活设施(备)资本存量越大，因其具备抵押物属性，被金融排斥的概率越小，农户有机会参与正规借贷来缓解资金约束，通过发展生产以获取更高的收入水平。

3. 社会资本是一种非制度化的社会结构资源。

大量研究表明，社会资本通常嵌入社会关系或组织结构中而存在，其为组织内部成员实现特定目标而提供便利。本文将农户参与合作社等作为社会资本的衡量指标，农户参与合作社组织既能增进社员间彼此感情而建立信任，又能促使其规避信息不对称而导致交易成本过高的问题。因此，农户加入合作社组织，可以协同他人来共同应对外部风险挑战，从而降低不确定性对生产经营的风险冲击⁽¹⁶⁾。

其次，收入水平差异亦是农户异质性的重要体现。王文成等(2012)研究发现农户收入水平与借贷的增收效应之间呈现出“倒U”型关系，即收入处于高低两端的借贷户增收效应不显著，而中等收入水平借贷户增收效应最大且为正⁽¹⁷⁾；而王汉杰等(2019)则发现仅“精英阶层”的借贷有显著的增收效应，而贫困户等弱势群体的借贷不仅未形成增收效应，反而抑制了农户的收入增长⁽¹⁸⁾。

基于上文的理论分析，即正规借贷对农户收入的影响显著为正，且农户收入水平是其资本禀赋的充分非必要条件⁽¹⁹⁾，本文认为农户收入水平越高，资本禀赋就越丰富，其使用正规借贷后的增收效应越大，并提出如下假说：

H3-1：农户人力资本拥有量越大，其发生正规借贷的增收效应越大；

H3-2：农户物质资本拥有量越大，其发生正规借贷的增收效应越大；

H3-3：农户社会资本拥有量越大，其发生正规借贷的增收效应越大；

H3-4：农户收入水平越高，其发生正规借贷的增收效应越大；

H3-5：由于农户群体内部异质性的存在，使得发生正规借贷的增收效应出现差异，进而拉大了农户内部的收入差距。

三、数据来源、变量选取及统计性描述

(一)数据来源及样本基本情况

国家扶贫开发办公室圈定的 592 个贫困县中约三分之一来自于云南(73 个贫困县)、贵州(50 个贫困县)、陕西(50 个贫困县)和甘肃(43 个贫困县)等西部地区。本文使用中国农业科学院农业信息研究所课题组于 2012 年、2015 年和 2018 年对中国西部地区云南、贵州、甘肃和陕西 4 省 7 个国家级贫困县 710 户农户开展的三轮追踪调查数据。调研区域选定采用多阶段抽样法选取

样本，第一阶段采用专家判别法在西部贫困地区选取样本省和样本县，即为云南省武定县和会泽县、陕西省镇安县和洛南县、贵州省的盘县和正安县、甘肃省的清水县；第二阶段，采用PPS抽样法，按照贫困人口规模比例选取样本村，每个县选取19个村，共计114个村；第三阶段采用随机抽样法，每个村大致选取12个农户进行调研。通过对贫困地区调查区域和对象的科学抽样，保证了样本的随机性和代表性，所选样本在很大程度上代表了中国西部贫困地区农户总体特征。为了最大限度保留样本，剔除答题项缺填率大于10%的样本，组成了一个包括710户农户家庭，共2130个样本的完全平衡面板数据(Balanced Panel Data)。

从收入水平来看，西部贫困地区农户总收入从2012年均值的42065.76元到2018年均值的68652.02元，提升了63.2%；从收入结构来看，2018年农户最主要的收入来源是“经营性收入”和“工资性收入”，其占总收入的比例分别为62.53%和26.02%，合计占比88.55%，且逐年递增；转移性收入和财产性收入分别占比是9.76%和1.69%，其中转移性收入呈现递增趋势也反映出不断加大的扶贫力度；从借贷情况来看，农户发生正规借贷从2012年7564.45元上升到2018年18302.82元，提升了141.958%。(见图1)

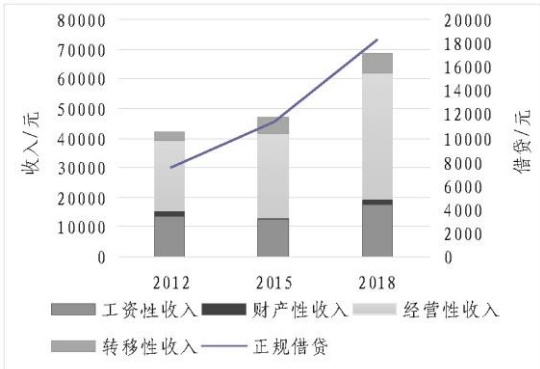


图1 2012年、2015年和2018年样本正规借贷与农户总收入、收入结构变动趋势

从趋势图大体可以看出：农户获得正规借贷额越大，农户收入及工资性收入、经营性收入和转移性收入也随之增大。但我们仍然需要使用模型来进一步识别其中的因果关系。

(二)变量选择及描述性统计

表1 变量定义及描述性统计

变量(符号)	均值	标准差	最小值	最大值	变量(符号)	均值	标准差	最小值	最大值
总收(TI) / 元	42657.65	50447.01	0	276760	生产性固定资产 值(OA)/元	15551.830	29023.640	0	160000
纯收(NI) / 元	36515.50	44738.79	-3879	234956	生活性固定资产 值(LA)/元	6561.211	5194.955	0	26400
正规借贷 (FC) / 元	10807.40	29073.35	0	150000	家庭中不健康人 数(Unh)/个	0.164	0.426	0	2
年龄(Age)/岁	52.3(4)	10.618	0	78	家中是否有村干 部(Cad)	0.062	0.240	0	1
教育年限 (Edu)/年	6.727	3.721	0	15	是否加入合作社 (Coo)	0.105	0.307	0	1

是否贫困户 (Poo)	0.914	0.281	0	1	人情往来费 (SE) / 元	3794.163	5647.480	0	31000
家庭中儿童数 (Chi)/个	0.565	0.797	0	3	是否租入土地 (Ren)	0.201	0.401	0	1
家庭中老人数 (Eld)/个	0.275	0.560	0	2	播种是否机械化 (See)	0.261	0.439	0	1
家庭总人口 (Pop)/个	3.503	1.505	0	7	收割是否机械化 (Har)	0.032	0.177	0	1
家庭务工人数 (Wou)/个	0.838	1.193	0	5	金融机构年末贷 款余额(Loa)/万 元	604484.2	619822.6	1H658	2808025
家中是否有人 受过培训 (Tra)	0.218	0.413	0	1	第一产业增加值 (FIV) / 亿元	21.717	13.559	8.966	60.600
土地面积 (La?)/亩	5.543	5.216	0	30	是否遭受自然灾 害(Dis)	0.368	0.482	0	1
土地块数 (LOP)/块	5.619	5.054	0	30	国内生产总值 (GDP)/亿元	127.584	138.164	28.350	558.433

1. 被解释变量：

农户总收入指的是工资性收入、经营性收入、转移性收入和财产性收入的总和。农户净收入则是扣除了相关费用后的净收入⁽²⁰⁾。

2. 核心解释变量：

本文所使用的核心解释变量是农户在过去一年从正规金融机构借取的贷款余额。

3. 控制变量：

参考明瑟收入决定方程⁽²¹⁾，结合已有经验研究，从以下三个方面综合考量：一是户主基本特征，诸如其年龄、教育程度等，户主作为家庭主要决策者，对家庭发展起着至关重要的作用；二是农户内部资源特征，具体包括家庭人口特征(包含人力资本)、经济资本、自然资本和社会资本等指标，其综合反映了农户家庭资本禀赋状况，资源禀赋高的农户家庭运用资金的效率较高，增收效果显著⁽²²⁾；三是外部环境情况，诸如当地金融发展程度、农业产业发展情况、总体经济发展水平和当地自然灾害等风险冲击，都对借贷户增收效果构成了潜在的影响⁽²³⁾。

(三)模型选择与说明

为了度量农户发生正规借贷对其收入水平的影响，并克服以往研究中因遗漏变量等原因产生的内生性问题，本文构建如下固定效应模型：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha X_{it} + \beta Z_{it} + \theta_i + \varphi_t + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中， i 表示不同的农户； Y_{it} 表示农户个体 i 的收入水平； X_{it} 是农户年度获得正规金融机构贷款金额； Z_{it} 是其他控制变量； θ_i 表示个体固定效应； φ_t 为时间固定效应； ε_i 是随机干扰项， α 表示农户使用正规贷款的收入效应系数。为了控制诸如不同地域性政策等因素的影响，在 (1) 的基础上同时考虑了村级地区固定效应 σ_v ，模型如下：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha X_{it} + \beta Z_{it} + \theta_i + \varphi_t + \sigma_v + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2) 式中，本文采用固定效应模型，在方程中同时控制了农户个体效应、时间效应和村级地区效应，同时作为对比本文也估计了随机效应回归结果。

本文借鉴张建华基尼系数的计算方法⁽²⁴⁾，以乡镇为单位衡量农户内部收入差距，进而检验正规借贷是否导致农户内部收入差距拉大的问题，其计算方法如下：

$$G = 1 - \frac{1}{N} \left(2 \sum_{i=1}^{n-1} W_i + 1 \right) \quad (3)$$

(3) 式中， G 表示基尼系数， n 表示以样本中涉及的镇为分组数量， W_i 表示第 i 组的镇总人口占全部人口总收入的比重，按照不同年份计算出各镇的基尼系数。本文以模型 (1) 和 (2) 为基础，将基尼系数替换农户收入来重新估计正规借贷对基尼系数的影响程度。

四、实证结果分析

(一) 正规借贷对农户收入影响的实证分析

本文利用固定效应 (FE) 和随机效应 (RE) 分别对模型 (1) 和模型 (2) 进行了参数估计，同时使用豪斯曼检验，对两种模型回归参数进行取舍。

总体而言，固定效应模型和随机效应模型得到结果大体一致，且与样本特征描述情况基本吻合。回归 (1—2) 结果显示，正规借贷对农户收入的影响高度显著，且估计系数为正。回归 (3—4) 的结果表明，在考虑了区域差异性所带来的金融扶贫政策执行力度和产业发展基础等差异影响后，正规借贷依然对农户收入有显著的正向提升作用，假说 H1 得以验证。此外，回归 (5—6) 的结果表明，在控制住时间效应和区域效应后，正规借贷的增收效应不存在滞后性，即正规借贷对农户收入尚未形成持续增收效果。从豪斯曼检验结果来看，回归 (1—2) 和回归 (3—4) 均无法拒绝原假设，表明随机效应模型估计结果更为准确，而固定效应模型估计可能会高估正规借贷对农户收入的促进作用。

此外，是否为贫困户、家庭人口数、务工人数、土地块数、固定资产原值、不健康人数、是否租入土地等农户家庭特征在所有的估计模型中均呈现较好的显著性，这表明以上因素也是影响农户收入的重要因素。此外，农户是否遭受过自然灾害冲击、县域第一产业增加值、县域 GDP 值等控制变量也呈现出较好的显著性，表明这些控制变量也是潜在影响农户收入的外部因素。

上文在控制住了农户个体特征和区域特征的基础上通过固定效应模型等方法检验了正规借贷与农户收入之间的关系，研究

结论与理论分析预期相一致。为了保证研究结论的稳健，本文结合替换变量、剔除特殊样本和使用工具变量等三种方法对正规借贷与收入二者间关系做进一步验证。其中，被解释变量替换采用农户纯收入来替代其总收入，剔除特殊样本则是排除非正规借贷对农户收入的影响干扰，工具变量法是采用上期正规借贷作为正规借贷的工具变量。三种方法得出的结论均与上文保持一致，说明结论稳健，假说 H1 得到进一步验证⁽²⁵⁾。

(二) 正规借贷对农户收入结构的影响及作用路径

正规借贷是如何影响农户收入的呢？通过探究农户不同收入来源响应正规借贷的情况，可以进一步厘清其中的作用路径。正规借贷对农户工资性收入和经营性收入有显著正向影响。进一步地，模型(2—4)检验了正规借贷影响工资性收入的来源渠道，结果显示，正规借贷通过提升本地务工收入进而促进工资性收入的增长，而对外出务工和固定工资性收入没有影响。模型(8—9)将农户经营性收入进一步细分为农业经营性收入和非农业经营性收入，结果显示正规借贷对农业经营性收入有显著正向影响，而对其非农经营性收入没有影响。正规借贷对农户收入有正向显著的影响，其大小顺次为经营性收入和工资性收入，而对转移性收入、财产性收入没有影响，其中，对本地务工收入与农业经营性收入影响尤为明显。检验结果与表 1 中描述性统计趋势基本一致。

出现以上结果可能的原因是：首先，西部贫困地区小农主要以务农作为生计主要来源，而惠农信贷一般都明确限定资金用于生产经营。因此，金融市场的供需两方面都促使农户倾向于将信贷资金用于农业生产经营发展，进而最终出现正规借贷对农业经营性收入的增收效果最大。其次，金融资源的注入可能会提升农业生产技术，改变了农户生产经营效率，进而会释放家庭“剩余”劳动力，出于务工成本和照顾家庭的双重考虑，农户倾向于选择“就近”打工，以获得额外的工资性收入。再次，资金用途情况影响增收效果。笔者基于第一手调查资料分析发现，资金用于非农经营性和生产性固定资产投资的分别仅占 15.87% 和 5.82%，现西部贫困地区中间服务市场等第三产业发展较为滞后，农户面对非农生产经营机会稀缺和生产性工具等租赁市场发展不成熟因素制约，往往不倾向于借助信贷资金来置身于其中。此外，农户将信贷资金用于人情往来消费的仅占 3.01%。除此之外，信贷资金与政府性转移收入之间并无直接关系。

就正规借贷对农民收入影响的作用路径而言，正规借贷对农户本地务工收入和农业经营性收入具有显著正向影响，但是对于正规借贷如何发挥作用，还有待进一步检验。本文采用温忠麟等(2014)总结的中介效应检验方法⁽²⁶⁾，验证了正规借贷具体作用于本地务工收入和农业经营性收入的中介机制，具体检验过程如下：

第一，农户家庭劳动力资源配置结构调整路径的中介效应检验。回归(1)的估计结果显示，正规借贷对农户本地务工收入有正向影响，其系数为 0.174。回归(2)的估计结果表明正规借贷能够显著促使农户增加本地务工劳动力资源配置。回归(3)表明在控制了正规借贷的影响后，中介变量本地务工人数对本地务工收入的影响依然显著。由于各变量参数估计结果均显著，存在本地务工人数这条中介路径，但仅为部分中介效应，该中介效应占总效应的比重为 1.463%，H2-1 假说得以验证。

第二，农户家庭“生产投资—消费”决策行为改变路径的中介效应检验。从回归(4)的估计结果可以看出，正规借贷对农户的农业经营性收入有显著正向影响，其系数为 0.737。从回归(5)的估计结果可以看出正规借贷能够显著改变农户家庭“生产投资—消费”决策行为，即借贷资金缓解了流动性约束，使得农户家庭实现更高层级的“生产投资—消费”理性决策。回归(6)表明在控制了正规借贷变量的作用后，农户理性决定生产投资与消费配比结构，即借贷引致了新增生产要素投入来提升农业经营性收入。由于各回归中相关参数估计量均显著，依据中介效应检验方法可以判断出农户家庭“生产投资—消费”决策行为的改变存在中介效应，但并非完全的中介效应。经过计算可知，该中介效应占总效应的 12.444%，H2-2 假说得以验证。

(三) 正规借贷对农户收入影响的异质性

我们采用面板分位数回归方法，检验了不同收入分位数下农户发生正规借贷收入效应的差异。模型(1—5)所示：首先，正

规借贷对不同收入分位点下的农户收入均有正向影响，且分位数点位越高其对收入的正向影响作用越大。特别是正规借贷对 90% 分位点农户的增收效应 (1.465) 要远远大于对 50% 分位点 (0.122) 和 25% 分位点 (0.087) 农户的影响。因此，收入水平越高的农户群体，其使用信贷的增收效应越大，且“精英阶层”的信贷增收效应更是收入中位数增收平均效应的 12 倍，结论与 H3-4 假说相一致。其次，模型 (5—6) 检验了正规借贷对农户收入基尼系数的影响，根据豪斯曼检验结果，固定效应模型 (6) 估计更为准确，回归结果显示正规借贷显著提升了农户的基尼系数 (8.94e-08)，即正规借贷拉大了农户内部的收入差距。综上，西部贫困地区农户发生正规借贷的增收效应也存在“精英俘获”的现象，以政府为主导的正规借贷拉大了农户内部的收入差距。因此，必须实施精准信贷差异化政策，严防金融发展带来的收入差距拉大风险蔓延。

模型 (1) 表明，教育处于均值以上的农户发生正规借贷后的增收效应要比均值以下农户的增收效应高出 1.314，假说 H3-1 得以验证；模型 (2—4) 表明，农户所拥有的土地面积、生产性固定资产原值和生活性固定资产原值处于均值以上的正规借贷增收效应要比均值以下农户的增收效应分别高出 1.479、0.336 和 0.879，农户结论与假说 H3-2 一致；模型 (5) 说明，相较于未参加合作社的农户而言，参加合作社农户的正规借贷增收效应要高出 0.979，假说 H3-3 得以验证。

教育水平和土地面积对借贷户内部增收差异的影响较大，其余从大到小依次为参加合作社、生活性固定资产和生产性固定资产。随着政府不断加大对西部贫困地区的金融扶贫政策倾斜，部分农户已分享了金融发展的红利，但与此同时，农户因资本禀赋匮乏所造成的内生发展动力不足在部分地区已经替代了早期信贷配给，成为阻碍农户利用金融杠杆脱贫致富的拦路虎⁽²⁷⁾。鉴于此，政府在大力推进金融扶贫和普惠金融发展的同时，应注重加大对贫困地区人力资本的投资和生产经营外部环境的营造力度，努力形成农户资本禀赋与金融发展协同并进的良好局面。

五、研究结论与政策启示

本文结合中国西部贫困地区贵州、云南、甘肃和陕西 4 省 7 个国家级贫困县 710 户农户家庭跟踪调查数据，在考虑了内生性和农户异质性的基础上，使用固定效应等模型，探究正规借贷对农户收入的影响及其作用路径。主要结论如下：第一，从总体来看，正规借贷对农户收入有显著的正向影响，但尚未形成持续增收效果。第二，从结构来看，正规借贷对经营性收入和工资性收入均有显著的正向影响，而对财产性收入和转移性收入影响不显著，其中对经营性收入的提升作用要强于工资性收入。进一步地，本文基于中介效应模型分析表明，正规借贷分别通过增加外出务工人数与农业生产要素的投入来提升本地务工收入和农业经营性收入，两种路径的中介效应分别占总效应的 1.463% 与 12.444%。第三，从异质性来看，一方面，农户教育水平、土地面积、生产性固定资产、生活性固定资产和参与合作社等资本禀赋处于均值水平以上的使用正规借贷的增收效应更大；另一方面，随着农户收入水平的提高，正规借贷的增收效应加大，特别是对精英阶层的收入提升影响最为明显。因此，正规借贷进一步拉大了农户内部的收入差距。

上述研究结论，对进一步完善金融助农发展具有如下政策启示：

第一，正规借贷为农户创造了撬动生产发展的机会，同时以政府为主导的金融资源注入也成为农户实现脱贫增收的有效路径。因此，政府应继续贯彻落实好金融扶贫和普惠金融发展等各项政策，不断加大对农户信贷资金可获得性的支持力度。此外，政府要出台鼓励农户使用惠农信贷来加大对农业生产技术(或设备)升级改造投资的配套政策，着力形成农户依靠科技创新驱动发展的良好局面，以期实现农户借助金融力量获得持续增收。

第二，基于正规借贷对农户收入影响的具体作用路径，政府应加强对农民的职业培训力度，以增强其就业能力；加大对贫困地区基础设施投资建设力度，以有效吸纳“剩余”涉农劳动力，确保农户平稳就业；大力推进贫困地区农村特色产业的发展，着力打造一批高水平现代农业产业园，形成技术“示范—扩散”体系，进而壮大当地特色产业集群，为农户投身于农业生产发展创造良好的外部环境，并营造农户热衷于使用信贷来投资农业发展，形成依靠产业发展而获得可持续脱贫增收的路径依赖。

第三，立足于已分化农户使用正规借贷增收效应差异的现实，一方面，由于正规借贷增收效果存在“精英俘获”效应，政府务必围绕如何提升贫困农户金融使用能力上做文章，通过使用“农村电商”等信息技术和构建“核心企业+金融企业+合作社+农户”等组织联结模式来赋能于贫困农户，以助力其跨越金融使用门槛，提升农户资金使用效率，激发贫困户的信贷需求潜能，从而实现金融助力贫困户脱贫；另一方面，政府应加大贫困地区的教育投入力度，完善土地制度，加强合作社兴农服务水平等建设力度，多措并举激发农户购置汽车等消费升级和涉农生产经营投资欲望，助力农户加速资产效应的形成。与此同时，政府应下大力气补齐资本禀赋处于劣势的农户群体短板，努力缩小农户内部的收入差距。

注释：

1 O.Galor, J. Zeira, Income Distribution and Macroeconomics, The Review of Economic Studies, 1993, 60 (1), pp. 35-52.

2 褚保金、卢亚娟、张龙耀：《信贷配给下农户借贷的福利效果分析》，《中国农村经济》2009年第6期。

3 黄祖辉、刘西川、程恩江：《中国农户的信贷需求：生产性抑或消费性——方法比较与实证分析》，《管理世界》2007年第3期。

4 P. Arestis, A. Cancer, Financial Liberalization and Poverty: Channels of Influence, Economics Working Paper Archive, 2004, 4 (11), pp. 10-22.

5 陈治国、李成友、李红、辛冲冲：《新疆地区农村正规金融与非正规金融供需影响因素研究》，《统计与信息论坛》2017年第1期。

6 温涛、朱炯、王小华：《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》2016年第2期。

7 叶静怡、刘逸：《欠发达地区农户借贷行为及福利效果分析——来自云南省彝良县的调查数据》，《中央财经大学学报》2011年第2期。

8 M. Barslund, F. Tarp, Formal and Informal Rural Credit in Four Provinces of Vietnam, Journal of Development Studies, 2008, 44 (4), pp. 485-503.

9 武丽娟、徐璋勇：《支农贷款影响农户收入增长的路径分析——基于2126户调研的微观数据》，《西北农林科技大学学报》（社会科学版）2016年第6期。

10 W. P. Falcon, T. W. Schultz, Transforming Traditional Agriculture, American Journal of Agricultural Economics, 1988, 70 (1), pp. 198-201.

11 董志勇、黄迈：《信贷约束与农户消费结构》，《经济科学》2010年第5期。

12 P. Bourdieu, The Forms of Capital, Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education, 1986, pp. 280-291.

13 杨默：《中国农村收入、收入差距和健康》，《人口与经济》2011年第1期。

-
- 14 R. Levine, Law, Finance, and Economic Growth, *Journal of Financial Intermediation*, 1999, 8 (1-2), pp. 8-35.
- 15 冯振东、惠宁：《农户家庭收入的着力点与方式选择：陕西证据》，《改革》2010 年第 8 期。
- 16 周小刚、陈熹：《关系强度、融资渠道与农户借贷福利效应——基于信任视角的实证研究》，《中国农村经济》2017 年第 1 期。
- 17 王文成、周津宇：《农村不同收入群体借贷的收入效应分析——基于农村东北地区的农户调查数据》，《中国农村经济》2012 年第 5 期。
- 18 王汉杰、温涛、韩佳丽：《贫困地区政府主导的农贷资源注入能够有效减贫吗？——基于连片特困地区微观农户调查》，《经济科学》2019 年第 1 期。
- 19 程名望、史清华、Jin Yanhong：《农户收入水平、结构及其影响因素——基于全国农村固定观察点微观数据的实证分析》，《数量经济技术经济研究》2014 年第 5 期。
- 20 王慧玲、孔荣：《正规借贷促进农村居民家庭消费了吗？——基于 PSM 方法的实证分析》，《中国农村经济》2019 年第 8 期。
- 21 J. A. Mincer, Schooling, Experience, and Earnings, *Industrial and Labor Relations Review*, 1976, 29 (3), pp. 21-40.
- 22 高梦滔、姚洋：《农户收入差距的微观基础：物质资本还是人力资本？》，《经济研究》2006 年第 12 期。
- 23 张龙耀、徐曼曼、刘俊杰：《自然灾害冲击与农户信贷获得水平——基于 CFPS 数据的实证研究》，《中国农村经济》2019 年第 3 期。
- 24 张建华：《经济学：入门与创新》，中国农业出版社 2014 年版，第 134 页。
- 25 由于篇幅限制，并未汇报三种稳健性检验结果，有兴趣的读者可以向作者索取。
- 26 温忠麟、叶宝娟：《中介效应分析：方法和模型发展》，《心理科学进展》2014 年第 5 期。
- 27 L. Li, Financial Inclusion and Poverty: The Role of Relative Income, *China Economic Review*, 2018, 52 (4), pp. 165-191.