

# 脱贫地区农户非农化生计转型的共同富裕效应

张永丽<sup>a</sup>, 杨乐乐<sup>b</sup>

(西北师范大学 a 管理学院, 甘肃 兰州 730070; b. 马克思主义学院, 甘肃 兰州 730070)

**摘要:** 基于共享发展理念, 从农户非农化生计转型及其对农村收入分配格局的影响视角, 探讨了脱贫地区巩固脱贫成果、实现共同富裕的路径, 并利用 2021 年甘肃省 16 村 1302 户调查数据进行了实证分析。研究发现: 脱贫地区农户非农化生计转型促进了家庭资源由低效率部门向高效率部门的配置, 提高了农户收入水平并抑制了农村内部收入差距的扩大, 具有“帕累托改进”性质; 通过分位数回归进一步证实, 非农化生计转型对收入差距的抑制是通过提高低收入家庭资源配置水平和收入水平、改善农村收入分配格局实现的; 通过细分生计类型发现, 务工生计对改善收入分配格局的贡献最大, 其次为兼业和非农经营生计; 进一步分析发现脱贫地区农户非农化生计转型对农业转型的带动作用不强, 以传统农业生计为主的农户家庭收入水平较低, 是当前农村收入差距形成的主要原因之一。基于以上结论从农户生计转型视角提出了脱贫地区优化收入分配格局、实现共同富裕的政策建议。

**关键词:** 生计转型; 收入分配格局; 收入差距; 共同富裕

中图分类号: F323.8

文献标识码: A

文章编号: 1672-0202(2024)05-0049-14

## 一、非农化生计转型与共同富裕

共同富裕是中国式现代化的重要特征, 是全体人民对美好生活的追求和向往, 是社会主义的本质要求。共同富裕内涵丰富, 立意深远, 但从本质上来看, 共同富裕是在发展中实现共享, 在共享中实现发展, 是发展和共享的协调与统一<sup>[1]</sup>, “富裕”意味着保持经济持续增长, 社会财富更加丰富, “共同”则意味着全社会成员共享发展成果, 特别是低收入人群的收入有更快增长, 全社会收入分配格局不断优化, 居民收入和财富差距不断缩小, 发展成果惠及全体人民<sup>[2]</sup>。“促进共同富裕, 最艰巨最繁重的任务依然在农村”<sup>[3]</sup>, 农村是实现共同富裕的关键领域, 脱贫地区更是这一进程中的薄弱环节。尽管当前农村整体贫困状况已得到显著改善, 但仍有一部分低收入群体面临困境<sup>[4]</sup>, 他们与全国平均水平及发达地区相比, 存在不容忽视的发展差距。这些群体能否与全国人民共同迈向富裕, 深刻影响着中国式现代化的全面推进与高质量发展。

脱贫地区实现共同富裕, 是在全新的起点和发展阶段上的一次历史性飞跃。从共同富裕的本质来看, 是通过一系列努力形成新的发展格局和新的收入分配格局, 即脱贫地区农村居民整体收入水平快速增长, 与其他地区的差距逐步缩小; 以脱贫人口为主体的农村低收入群体收入水平快速增长, 稳定由低收入群体向较高收入群体迈进, 低收入人口比例持续降低, 农村内部收入差距明显改善; 更重要的是, 确保脱贫地区, 特别是其内部低收入人口能够广泛且深入地参与到经济社会发展并共享成果, 即实现包容性发展<sup>[5]</sup>。这一过程具有明显的帕累托改进性质, 如何才能实现在更高水平上的共享和包容性发展, 即探寻脱贫地区和低收入人口参与发展并共享成果的有效路

收稿日期: 2024-05-25

DOI: 10.7671/j.issn.1672-0202.2024.05.005

基金项目: 国家自然科学基金项目(72063029), 甘肃省哲学社会科学重点委托项目(2023ZD016)

作者简介: 张永丽(1966—), 女, 甘肃会宁人, 西北师范大学管理学院教授, 主要研究方向为农业与农村发展, 产业组织与制度。E-mail: zhylljp@163.com

径,是社会各界共同努力的方向。

关于贫困成因的大量研究表明,农村人口长期低收入的关键原因之一是赖以谋生的资源匮乏,特别是参与现代部门高水平增长的资本短缺<sup>[6]</sup>,二是有限的资源主要配置在传统部门,难以分享现代部门高水平增长的成果<sup>[7]</sup>。一个不争的事实是,2020年中国农业、工业、服务业劳动生产率分别为4.9万元、20.8万元和17.0万元,工业部门劳动生产率是农业部门的4倍;2022年中国第一产业从业人员占全部从业人员的23%,第一产业增加值占GDP的比重仅为7.3%,农村人口在参与发展并共享发展成果方面存在明显差距。中国脱贫攻坚的实践经验进一步表明,实现共享和包容性发展的关键在于提升家庭资源丰裕度的同时,积极推动农户家庭资源由低效率部门向高效率部门流动,使农户家庭资源特别是劳动力资源深入参与高质量发展,促进农村人口由低生产率、低收入群体转变为较高生产率、较高收入群体,这是激发低收入人口内生动力的关键,也是实现共同富裕的主要途径。蔡昉的研究进一步认为,高质量发展阶段实现共同富裕的核心在于全体人民共享更高生产率成果<sup>[8]</sup>。

从农户资源配置行为视角出发,他们持续探索并进行家庭资源由低水平领域向高水平领域的优化配置,这种探索表现为家庭生计形式的改变。改革开放以来,随着中国二元社会经济结构转型,以城镇化与工业化为标志的现代化快速发展,解构了传统超稳态的乡村社会,农村新型生计形式不断涌出,农户作为乡村最基本的单位,在社会经济快速转型背景下最明显的变化,就是基于已有家庭资源选择最有利于自身发展的生计活动,而一旦农户的主导生计发生变化就意味着生计发生了更迭或转型<sup>[9]</sup>。从农村社会发展的实践来看,一方面由于二元体制依然存在,农户的生计活动和身份没有实现同步转变,生计活动的变化明显快于身份的转换;另一方面由于农村非农产业的快速发展,使农户的生计活动呈现出动态化、多元化、复杂化特征,具体表现为农户的生计活动不再高度依赖土地与农业,而是呈现出务农、务工、个体经营、兼业等多种形式<sup>[10]</sup>,家庭生计活动的非农化趋势明显。由于区域发展水平差距,家庭生计非农化转型特征有着很大差别,脱贫地区产业发展水平低,社会经济结构转型相对滞后,农户生计活动的多元化和复杂化更具典型性。生计活动是农户经济活动和收入来源的根本,生计类型的变化代表着农户资源由低效率部门向高效率部门的流动,代表着共享发展的途径和共享发展的程度,生计资本的不断积累则代表着农户防返贫能力的提升。生计转型作为农户的理性选择,不仅对农村人口脱贫致富发挥了重大作用,而且对进一步巩固脱贫成果、实现共同富裕产生重大影响。

## 二、机理分析与研究假设

### (一) 农户生计转型的内涵、类型与动机

生计被认为是谋生的方式和手段,早在1990年代初由Chambers和Conway提出,主要以贫困人口、流动人口、迁移人口等弱势群体为研究对象,并围绕生计资本和可持续生计(Sustainable Livelihoods)展开。这一理念以贫困的事前防范为切入点,将生计稳定性和可持续性作为贫困消除的重要表现和能力建设的主要目标,构建了包括人力资本、自然资本、物质资本、金融资本和社会资本等五个方面的生计资本建设内容,并形成可持续生计框架,成为重要的反贫困政策工具。该框架认为家庭生计活动都是为适应不断改变的外部生计环境,在衡量外部风险、内部生计资本与脆弱性的前提下做出的理性选择<sup>[11]</sup>,生计活动的变化意味着生计的转型。

在社会经济转型过程中农户生计转型有其必然性,但是作为社会的底层群体,农户的生计转型存在着不确定性与风险,因此这一过程是非常复杂的,现有研究越来越关注农户生计类型的划分、生计转型的特征和生计结果的变化。就生计类型的划分来看,由于生计转型的复杂性和划分标准的差异,目前划分方法比较多,如Scoones基于生计资本拥有量将农户生计划分为农业集约型

生计、农业扩张型生计、迁移型生计、多样化生计<sup>[12]</sup>;王晗和房艳刚考虑了农户生计资本与生计多样性的复合指标,将农户分为进取型、专业型、潜力型和生存型<sup>[9]</sup>;而最普遍的认识方法则以农户所属职业类型为主要评价标准,例如伍艳借助不同收入占农户总收入的比例将中国农户生计类型分为农业经营与非农经营<sup>[13]</sup>,陈良敏等按照家庭劳动力就业形式将中国农户生计类型划分为农业、农业兼业、非农兼业、非农等四种类型<sup>[10]</sup>,鉴于劳动力资源在农户生计中的核心地位,依据劳动就业领域的不同来划分生计类型已成为一种日益普遍的做法。就生计转型的特征和方向来看,更多的表现为生计的多样化、非农化和专业化等多种形式并存,研究认为多数家庭会在日益复杂多变的环境中主动寻求生计多样化以分散风险、改善家庭生计水平<sup>[14]</sup>;中国农户的生计活动逐渐从单一从事传统农业转变为务工、经营工商业等多种生计方式并存的新格局;部分家庭基于家庭资源禀赋转出土地进入其它行业或城市以寻求新的生计,即彻底的非农化;部分家庭基于家庭资源禀赋选择转入土地、强化农业投资,提高农业经营的专业化水平,表现为农业内部的集约化生计转型<sup>[15]</sup>。就生计转型结果的变化来看,研究一致认为农户生计转型的动机是提高家庭生计质量,生计转型存在着向优势生计方向演变的规律,Waleign 使用生计阶梯理论阐述了农户的生计活动是一种趋利避害的行为模式<sup>[16]</sup>,随着内外部条件的改善农户生计也在发生跃迁,即退出低收益生计策略转而寻求更高收益的生计策略。由于中国正处于社会经济转型过程中,关于农户非农化生计转型及其增收效应和脱贫效应受到高度关注,研究表明,农户的非农化转型显著提升了农村居民的收入水平,对缩小城乡收入差距起到了关键作用,并为实现脱贫致富目标作出了重要贡献。<sup>[17]</sup>。

关于农户非农化生计转型,特别是农村劳动力流动和非农就业对农村内部收入分配格局的影响,是一个倍受关注的话题。蔡昉的研究表明,农村劳动力非农就业是资源由低效率部门向高效率部门转移的过程,是劳动生产率趋同和收入差距缩小的过程,具有帕累托改进的性质<sup>[18]</sup>;刘魏和张应良认为非农就业对于贫困户的增收效应更大,从而缩小了农户之间的收入差距<sup>[19]</sup>。陈钊等则认为非农就业带来工资收入的显著增加,导致了农户收入差距拉大,其中40%~50%的农户间收入差距归因于非农收入与农业收入之间的差距<sup>[20]</sup>。关于农户兼业化对农村收入分配格局的影响研究也没有得到一致的研究结论,王晶、吕开宇观察到农户选择兼业生计对缓解农村内部收入差距具有明显的正向作用<sup>[21]</sup>,牛文浩等研究发现兼业对农村高收入群体的增收效应显著高于低收入群体,从而导致了农村内部收入差距的进一步扩大<sup>[22]</sup>。

总体来看,目前关于农户生计转型的研究持续深化,在生计类型识别、可持续生计框架构建、非农化生计转型及其影响等方面取得了较大的研究进展,研究视角越来越宽泛,研究问题逐渐由表象走向本质,研究方法越来越倾向于实证,但目前研究依然存在以下不足:一是现有研究主要以微观考察为主,受样本选取、样本分布和数据来源等客观条件限制,难以得出相对一致的研究结论;二是现有研究主要从微观视角关注农户生计转型对家庭收入的影响,鲜有研究从资源效率配置和改善收入分配格局的视角,探讨农村居民共享发展和实现共同富裕的路径。三是脱贫地区面临着巩固脱贫成果和实现共同富裕的双重压力,如何在实现整体收入水平持续增长的同时,加速促进低收入人口收入水平的显著提升,是当前理论和实践中都亟需深入研究和解决的紧迫问题。鉴于此,本研究沿着农户非农化生计转型、资源配置效率提升、收入分配格局优化的逻辑主线,探讨脱贫地区农户非农化生计转型对农村收入分配格局的影响机理,为探索脱贫地区巩固脱贫成果、实现共同富裕的路径提供借鉴。

## (二) 脱贫地区农户非农化生计转型对收入分配格局的影响

脱贫地区农户家庭资源相对有限,特别是低收入家庭多以土地资源和劳动力资源为主,生计策略的选择也比较有限,生计转型主要通过劳动力资源的重新配置来实现,因此本文参考伍艳等

的研究,从家庭劳动就业的视角划出四种家庭生计类型:务农、务工、非农经营、兼业<sup>[13]</sup>。农业生计即家庭劳动力资源基本没有进入非农经营或者务工领域,专门从事农业生产;务工即整个家庭基本放弃农业生产,以务工为主维持家庭生计;非农经营即整个家庭基本放弃农业生产,专门从事工商业等非农经营活动;兼业即一个家庭中农业、非农经营或者外出务工兼而有之,是部分家庭资源向非农领域的流动配置,其中后三种生计形式都代表着不同程度的非农化生计转型。

### 1. 非农经营生计的收入分配效应

随着农村非农产业的快速发展,农户非农经营越来越普遍。非农经营通过不同程度地使用资本、技术、信息等现代生产要素,实现较高的生产效率,从而相较于传统农业,能够带来更为可观的经营性收入;非农经营存在着一定的门槛,具有较高人力资本、金融资本、物质资本等生计资本的农户更容易选择非农经营,因此非农经营和传统农业相比较两类家庭之间的收入差距扩大是必然的。但随着农村产业结构的提升和非农经营规模的不断扩大,对农村发展的溢出效应和带动效应越来越大,在吸纳劳动就业、延长农业产业链、缓解农业发展的资金约束等方面发挥着重要作用,也是推动农村土地流转、要素流动重组和现代农业发展的重要力量<sup>[23]</sup>。库兹涅茨的研究表明,生产要素从传统农业部门向现代工业和服务业部门的转移,是由低效率部门向高效率部门的流动和重新配置,必然引起资本回报和劳动回报的提高,并且从长期来看收入分配格局呈现出库兹涅茨倒“U”型假说<sup>[24]</sup>,中国改革开放四十余年的经验充分证明了这一点<sup>[25]</sup>。就农村收入分配格局的变化来看,随着越来越多的家庭从事非农经营,直接或间接带动越来越多的家庭由低收入、低生产率部门向较高收入、较高生产率部门转移,进而改善收入分配格局,抑制农村内部收入差距,这一过程具有典型的帕累托改进性质。脱贫地区非农产业发展水平相对较低,但有着同样的影响机理。据此可以作出以下假设。

假设1:非农经营通过家庭资源由低效率部门向高效率部门配置提高脱贫地区农户收入水平,并通过带动效应和溢出效应带动低收入人口增收、改善收入分配格局;向非农经营转型的规模越大,改善收入分配格局的效应越大。

### 2. 外出务工生计的收入分配效应

根据刘易斯二元结构理论,劳动力由传统部门向现代部门转移、直至两部门边际生产率趋于一致是发展中经济体向发达经济体转型的必经之路,斯塔克相对贫困迁移假说指出,低收入群体往往拥有更强的迁移动机<sup>[26]</sup>。改革开放四十余年来,中国农村劳动力大规模流动且呈现出由西向东、由欠发达地区向发达地区流动的特征,西部地区、贫困地区能够外出务工的劳动力全部外出,几乎不同程度地波及到每一个家庭,并且相对于高收入家庭,低收入家庭往往更倾向于外出务工,因为其带来的收入增长效应更为显著。大规模劳动力流动解构了传统超稳态的家庭生计模式,带动了农村生产要素流动重组,非农经营、外出务工、兼业、现代农业等新型生计形式不断涌现。就劳动力流动的增收效应来看,一方面大规模流动务工实现了劳动力资源由低效率向高效率部门的转移和再配置,通过扩大就业提高了家庭收入水平;另一方面推动了刘易斯转折点的到来,农民工工资水平快速上升,医疗、社保、子女教育及等社会福利不断改善,农民工家庭的生活质量大幅度提高。就农村收入分配格局的变化来看,大量低收入家庭劳动力外出务工,相对传统农业获得更高的工资性收入,这是农村低收入群体增收与缓解贫困的主要途径;西部地区特别是脱贫地区劳动力流动务工极大降低了农村低收入人口的比例,改善了农村收入分配格局,对打赢脱贫攻坚战作出了极大贡献;更重要的是通过人力资本、金融资本、物质资本等回流改善了脱贫地区和低收入家庭要素禀赋结构,提高了低收入人口参与发展的能力,成为进一步推动农户参与高质量发展、共享高水平生产率的基础。据此可以作出以下假设。

假设2:外出务工通过劳动力资源由低效率部门向高效率部门流动提高脱贫地区农户收入水平,并通过进一步改善家庭资源禀赋结构、提升发展能力带动低收入人口增收,改善收入分配格局。

### 3. 兼业生计的收入分配效应

兼业是指农户在从事农业生产的同时,充分利用农业劳动的季节性特征和家庭剩余劳动力,从事非农经营或者外出务工,形成多样化的家庭生计形式,是家庭资源部分向非农领域流动。按照亚当斯密的分工理论,兼业意味着低效率,但这一低效率在世界范围内普遍存在<sup>[27]</sup>。进一步分析可以发现,经典的分工理论是建立在社会分工基础上的,农户兼业是建立在家庭内部分工基础上的,是利用家庭内部分工优势来提高资源配置效率,进而实现家庭效用最大化,是家庭成员个体层面专业化和家庭层面多样化的统一。随着农村社会经济转型,农户兼业生计越来越普遍,脱贫地区由于产业发展水平低,专业化发展不足,“农闲务工、农忙务农”的兼业生计依然是大多数农户维持生计的主要模式,广泛覆盖绝大多数的中低收入家庭。就兼业的增收效应和收入分配效应来看,兼业生计通过发挥家庭内部分工优势,开辟了多元化的收入来源渠道,特别对于大量低收入家庭来说,通过合理利用农业劳动的剩余时间,实现家庭劳动力的充分就业,提高了家庭收入;农业、个体经营和外出务工过程中都不同程度的存在着各种风险,作为风险厌恶型的小农<sup>[28]</sup>,兼业成为大多数农户规避风险、稳定家庭收入的主要方式,多样化生计避免了重大风险的冲击和低收入群体陷入贫困的概率;通过兼业可以进一步改善低收入家庭资源禀赋结构,提高农业投资水平,加快人力资本优化,推动土地流转,开拓社会资本,促进传统农业向现代农业转型与发展。据此可以作出以下假设。

假设3:兼业生计通过开辟多元化的收入渠道和规避风险提高脱贫地区农户收入水平,并通过进一步改善家庭资源禀赋结构、提升发展能力带动低收入人口增收,改善收入分配格局。

## 三、实证研究设计

### (一) 数据来源

本研究使用的数据来源于西北师范大学乡村振兴研究院于2021年在甘肃省范围内组织实施的“甘肃省农村社会入户调查”项目,调查范围涉及甘肃省10市(州)14县(区)的16个样本村,全部为脱贫摘帽县。样本村所在地区主要分布在六盘山区、秦巴山区、祁连山区,样本覆盖面广,自然地理特征丰富多样,农户处于不同程度的生计转型阶段,具有非常重要的典型性和代表性特征。本次调查共发放问卷1500份,回收1500份,经事后数据清洗、逻辑检验获得有效问卷1417份,占比97.8%。剔除存在变量缺失值的样本后,本文采用的有效样本为1302份。

### (二) 研究方法

本研究要考察的两个重点是脱贫地区整体收入水平和收入分配格局,收入水平的变化比较容易观察和度量,因此本研究的核心主要是对生计转型引起的收入分配格局的考察。收入分配格局是一个整体而非个体概念,进行实证研究存在的最大难题是无法做到解释变量与被解释变量一一对应,要衡量收入分配格局的变化,就必须构建一种能评估样本群体收入分布的工具,本研究使用Firpo et al.提出的再中心化影响函数(Recentered influence function, RIF)回归方法<sup>[29]</sup>。再中心化影响函数通过构造反事实框架进行回归估计,与传统OLS回归相比更加稳健并且能有效减弱由遗漏变量带来的内生性问题,而且RIF回归技术能够反映样本中解释变量分布的边际变化对被解释变量分布统计量(如基尼系数、分位距等)的影响,目前已成为研究收入不平等、代际差异及构成因素的重要工具。

若统计量为基尼系数时,RIF计算公式为:

$$v^{Gini}(F_Y) = 1 - 2\mu^{-1}R(F_Y) \quad (1)$$

$$RIF(y, v^{Gini}) = 1 + \frac{2}{\mu_Y}R_Y - \frac{2}{\mu_Y}[y(1 - F_Y(y))] \quad (2)$$

其中,  $R_Y = \int_0^1 GL_Y(p) dp$ ,  $GL_Y(p)$  为广义洛伦兹曲线;  $p = F_Y(y)$  为收入累计分布函数。由影响函数(IF)的重要性质:影响函数(IF)的无条件期望为0,基尼系数 RIF 的无条件期望是其基尼系数本身,可得:

$$\int RIF(y, v^{Gini}) dF_Y = v^{Gini} = 1 - 2\mu^{-1}R(F_Y) \quad (3)$$

若  $RIF(y, v^{Gini})$  是被解释变量,则与解释变量 X 之间存在如下线性函数关系:

$$RIF(y, v^{Gini}) = X'\beta + \varepsilon, E(\varepsilon) = 0 \quad (4)$$

对(4)式,左右两边取无条件期望得到:

$$v^{Gini} = E(X'\beta) = X'\beta \quad (5)$$

上式中,  $\beta$  的含义为解释变量 X 的变化对基尼系数的  $v^{Gini}$  的边际影响。

以 RIF 为回归的基本框架,同时借鉴谢家智和王文涛、王晶和吕开宇等做法<sup>[21,30]</sup>,本研究构建农户内部收入差距模型如下:

$$Rif(income) = \alpha + \beta_1 D_i + \beta X_i + \mu_i \quad (6)$$

式(6)中,  $Rif(income)$  为基于农户收入测算的收入差距测量指标,本研究选择的收入差距统计量为基尼系数(Gini)。同时为了结果更加稳健,本研究还选择了家庭总收入对数的90%分位数与10%分位数值之间的距离,即分位距(iqr)作为被解释变量的补充指标。 $D_i$  为农户生计转型,  $X_i$  为控制变量,  $\beta_1$  为农户生计转型对被解释变量基尼系数的边际变量,  $\mu_i$  为随机误差项。

### (三) 变量说明

#### 1. 被解释变量:收入差距指标

本研究参考主流研究方法将基尼系数与分位距作为衡量农户收入差距的核心指标<sup>[31]</sup>。其次,本研究将家庭总收入定义为从事各项生计活动收入的加总,其中包括从事种植业、养殖业、非农经营、外出务工等生计活动所获得的收入,为更加精准的考量生计转型对收入的影响,本研究将排除财产性收入和转移支付收入后的家庭人均收入的基尼系数作为被解释变量,为了保证结果的稳健性,将家庭人均收入的90%分位数与10%分位数的差值即分位距作为被解释变量的补充指标。

#### 2. 核心解释变量:生计类型划分

根据上述理论研究,本研究选择务农、非农经营、务工、兼业等四类生计类型作为本研究的核心解释变量,并借鉴赵立娟等的研究,将农业收入占家庭总收入80%以上的农户定义为务农组,将非农经营收入占家庭总收入80%以上的农户定义为非农经营组,将务工收入占家庭总收入80%以上的农户定义为务工组,其余的农户定义为兼业组<sup>[32]</sup>。这样定义的优点在于一方面比较全面的衡量了农户生计转型的特征,另一方面简化了研究设计,便于简洁清晰的揭示生计转型的本质性特征。

#### 3. 控制变量

农户的收入会受到家庭已有生计资本的影响,本研究基于可持续生计框架,从家庭生计资本和家庭基本特征方面进行了控制,主要包括人力资本、物质资本、社会资本、金融资本与自然资本。人力资本选取劳动力人数、劳动力平均受教育年限;物质资本选取家庭住房面积、家庭耐用资产数量;社会资本选取家中党员、干部、军人数量、信息支出费;金融资本选取家庭储蓄及近五年获得的信贷支持;自然资本选取人均耕地面积用来代表耕地数量,选取人均平川地(水浇地)面积代表家庭耕地质量和区域自然地理状况。

表1 变量的设置与赋值方法

变量	标签	描述	赋值
家庭收入	Income	家庭人均收入(万元)	具体数值
生计类型	Strategies	家庭赖以谋生的主要方式	农业收入占家庭总收入大于80%赋值为1;非农经营收入占家庭收入大于80%赋值为2;务工收入占家庭收入大于80%赋值为3;其余定义为兼业家庭,赋值为4
受教育水平	Edu	劳动力平均受教育年限(年)	小学为6;中学为9;高中为12;大学及以上为16
劳动力人数	Population	家庭劳动人口(人)	具体数值
家庭住房面积	Area	家庭人均混凝土住房面积(平方米)	具体数值
耐用资产数	Durable	家庭拥有的耐用消费品和农机数量	家庭拥有拖拉机、旋耕机、收割机、汽车、电话、电视机、电脑等耐用机械的计数为1,累计加总
党员、公职、军人总人数	party	家庭党员、公职、军人人数(人)	家中拥有以上成员1人计1,累计加总,每个人多重身份不重复计数
信息支出费	Informationcost	年信息费用、人情往来支出(元)	上一年家庭电话、网络费用和人情支出,具体数值
家庭储蓄	household savings	家庭近3年收支差额(万元)	具体数值
信贷支持	loan	家庭获得贷款数额	具体数值
人均耕地面积	land	家中拥有耕地面积(亩)	具体数值
耕地质量	Land quality	平川地(水浇地)占家庭耕地面积的比例(%)	具体数值

## 四、实证结果分析

### (一) 描述性统计

#### 1. 样本家庭基本特征

样本农户共计1302户,户均人口和户均劳动力分别为4.60人和2.76人,劳动力平均受教育年限7.68年。按照生计类型划分,样本中以务农为主要生计的家庭354户,占比27.18%;兼业为主要生计的家庭390户,占比29.95%;务工为主要生计的家庭432户,占比33.41%;以非农经营为主要生计的家庭126户,占比9.75%。样本农户家庭平均收入5.97万元,人均收入为1.35万元,其中务农家庭人均收入0.71万元,非农经营家庭1.83万元,务工家庭1.63万元,兼业家庭1.73万元,收入差距主要存在于务农家庭与其他类型的家庭之间。

表2 变量的描述性统计

变量	样本值	均值	标准差	最小值	最大值
家庭人均收入(万元)	1302	1.35	1.17	0.19	7.5
劳动力平均受教育年限(年)	1302	7.68	3.29	5.22	16
户均劳动力人数(人)	1302	2.76	1.27	0	5
人均住房面积(平方米)	1302	38.60	27.15	30	67
耐用资产数(件数)	1302	8.36	2.52	3.3	20
党员、公职、军人人数(人)	1302	0.31	0.63	0	4
信息支出费(元)	1302	2605.65	1469.92	380	4250
家庭储蓄(万元)	1302	2.28	1.61	0	15
信贷支持(万元)	1302	1.67	5.44	0	27
人均耕地面积(亩)	1302	3.91	4.54	1.3	16.67
人均平地(包括水浇地)面积(亩)	1302	1.86	2.97	0	12.43

## 2. 不同生计类型与收入不平等指数

为了探究不同生计类型对收入差距的影响,分别从总样本中依次剔除其中一个生计类型,用基尼系数、泰尔系数、kakwani 指数、阿特金森指数分析任何三类家庭内部的收入不平等程度,如表 3 所示。将纯务农家庭从总样本中剔除后,不平等指数最低,不同类型的指数都呈现同样趋势,这说明纯务农家庭的低收入是拉大收入差距的主要原因。而将非农经营组、兼业组、务工组分别从总样本中剔除后,不平等指数显著上升,即假如没有务工、非农经营等生计形式,低收入人口马上增加。可见务工、兼业以及非农经营对收入差距的抑制作用非常明显,这一结果与假设相一致。

表 3 不同生计类型家庭收入不平等指数

家庭类型	样本量	人均收入的均值(万元)	基尼系数	泰尔系数	kakwani 指数	阿特金森指数
剔除务农生计家庭	872	1.696	0.35	0.21	0.11	0.11
剔除非农经营生计家庭	1175	1.302	0.45	0.34	0.18	0.18
剔除务工生计家庭	867	1.212	0.50	0.43	0.22	0.23
剔除兼业生计家庭	992	1.235	0.48	0.39	0.20	0.21
全部家庭	1302	1.353	0.45	0.34	0.18	0.18

## 3. 不同生计类型与收入分位数

不同生计类型家庭的收入分位数变化显示务农组与其他三个组在各分位数上都有较大的收入差距,并且随着分位数的上升收入差距有扩大的趋势。在 25% 分位数处,务农组人均收入为 0.42 万元,而务工组、非农经营组及兼业组收入分别为 0.96 万元、0.98 万元、0.94 万元,与务农组收入差距为 5000 元以上。在 50% 分位数处,务农组收入为 0.67 万元而其他三组的收入为 1.2 万元以上,差距上升至 7000 元左右,而在 75% 分位数处收入差距更上升至 9000 元以上。对于务工、非农经营及兼业这三组家庭来说,在 85% 分位数以前其收入都没有明显的差距,而在 85% 分位数之后,非农经营组收入要显著高于兼业组与务工组。

### (二) 实证结果分析

#### 1. 生计转型对于收入分布格局的影响

表 4 是基于 RIF 技术的不同生计类型对于收入的基尼系数、分位距的回归结果。第(1)列与第(4)列汇报了未加入控制变量时生计类型对于农户收入不平等指数的影响系数。可以看到,以务农组为参照对象,当农户由务农转变为非农经营时,收入的基尼系数会减少 45.8%<sup>①</sup>,当农户由务农转变为务工时,收入的基尼系数会减少 68.5%,当农户由务农转变为兼业时,收入的基尼系数会减少 66.4%。当被解释变量替换为收入的 90% 分位数与 10% 分位数的分位距时,结果同样显著。第(2)列与第(5)列汇报了加入控制变量后的结果,除了回归系数大小存在些许变化外,符号与显著性基本不变,说明了结果的稳健性。由于核心解释变量是分类变量,在普通 OLS 回归中系数会存在一定偏误,为了保证结果的真实性,第(3)列与第(6)列模型报告了使用多元 probit 模型进行分配权重后的回归系数<sup>②</sup>,生计策略的变化对于收入的基尼系数、分位距同样存在负向影响且这种结果是显著的。总之,由农业生计向非农业生计转型对收入不平等指数存在着显著的负向影响,即非农化生计转型对抑制农村收入差距的作用明显。在控制变量中,家庭劳动力人数、劳动力受教育年限、耐用资产数、耕地质量与耕地面积等因素的增加可以明显缩小农户收入差距。

① 报告的是基尼系数与分位距变动的百分比,计算方法为:回归系数/RIF 均值,下同。

② 属于两阶段回归,即将生计策略视作第一阶段的被解释变量与其它控制变量进行多元 Probit 回归,得到的系数经处理后作为权重加入第二阶段的回归过程,这种处理过程旨在解决核心解释变量为分类变量带来的估计偏差。



表 4 生计转型对农户收入分布的影响

变量	income-gini			lnincome-igr(90,10)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
非农经营组	-0.195*** (-5.180)	-0.181*** (-6.750)		-2.435*** (-7.823)	-1.632*** (-6.215)	
务工组	-0.292*** (-17.323)	-0.240*** (-12.328)		-2.546*** (-9.590)	-1.827*** (-8.804)	
兼业组	-0.283*** (-15.674)	-0.224*** (-11.358)		-2.724*** (-10.544)	-1.616*** (-8.140)	
生计转型			-0.086*** (-9.234)			-0.753*** (-8.978)
劳动力受教育年限		-0.003 (-0.982)	-0.012** (-1.985)		-0.039* (-1.659)	-0.054 (-1.460)
家庭劳动力人数		-0.009*** (-2.979)	-0.013** (-2.545)		-0.078*** (-2.853)	-0.103** (-2.443)
人均住房面积		0.000(0.509)	0.001** (2.158)		0.002(0.856)	0.007(1.266)
耐用资产数		-0.007(-1.067)	-0.020* (-1.874)		0.023(0.358)	0.145(1.125)
党员、干部、军人人数		0.012(1.024)	0.045(1.601)		0.163(1.220)	0.299(0.937)
信息支出费		0.000(1.017)	0.000(-0.562)		0.000(-0.121)	0.000*(1.900)
家庭储蓄		0.027*** (3.199)	0.029** (2.102)		0.305*** (6.637)	0.305*** (3.894)
信贷支持		0.000(1.032)	0.000(-1.346)		0.000(0.187)	-0.000* (-1.758)
人均耕地面积		-0.006*** (-3.141)	0.006(1.383)		-0.032** (-1.967)	0.250*(1.704)
耕地质量		-0.101*** (-6.825)	-0.069* (-1.865)		-0.666*** (-4.572)	-0.919*** (-2.796)
RIF均值	0.426	0.426	0.457		2.998	2.348
常数项	0.634*** (48.316)	0.680*** (19.425)	0.840*** (8.215)	4.735*** (19.132)	4.039*** (11.243)	3.462*** (2.917)
样本量	1,302	1,302	1,302	1,302	1,302	1,302
R <sup>2</sup>	0.206	0.21	0.207	0.121	0.159	0.228

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表系数在 1%、5%、10% 的显著水平上显著,括号内数值为在稳健标准误下计算的 *t* 值; (1)(2)(4)(5)列中以务农家庭组为对照组,务农家庭组的估计系数省略。RIF 均值指的是基于再中心化回归后收入不平等指标的均值,如上表模型(1)(4)分别指的是农户家庭收入的基尼系数、分位数的均值。

2. 生计转型对不同分位数农户的影响

生计转型对农户收入差距的影响在于能改变农村内部的收入分布情况,进一步来看,如果生计转型能够抑制农村内部收入差距的扩大,那么从转型前到转型后低收入农户的收入增长幅度应大于高收入农户收入增长幅度。为了检验这一点,本研究进一步以务农组为参照组,就非农生计转型对农户收入的影响进行了分位数回归,如表 5 所示。模型(1)(2)(3)(4)分别列出了 0.25、0.5、0.75、0.9 分位点下的影响系数,结果显示,回归系数随着分位数的增加而逐渐下降,从 0.25 分位数到 0.9 分位数,非农经营组的回归系数从 1.822 下降至 0.682,减少了 1.14,务工组的回归系

表 5 生计转型对不同分位数农户收入对数的影响

变量	ln_income			
	(1) $\tau = 0.25$	(2) $\tau = 0.50$	(3) $\tau = 0.75$	(4) $\tau = 0.90$
非农经营组	1.822*** (18.410)	1.529*** (13.780)	1.070*** (13.620)	0.682*** (6.830)
务工组	1.826*** (21.790)	1.568*** (14.700)	1.157*** (15.420)	0.849*** (8.610)
兼业组	1.590*** (18.790)	1.311*** (14.850)	0.998*** (12.370)	0.751*** (8.740)
常数项	6.306*** (50.410)	7.146*** (53.220)	7.887*** (54.160)	8.477*** (63.500)
控制变量	是	是	是	是
样本量	1,302	1,302	1,302	1,302
R <sup>2</sup> /伪 R <sup>2</sup>	0.386	0.344	0.322	0.309

注:为省篇幅,控制变量的回归结果省略。\*\*\*、\*\*、\* 分别代表系数在 1%、5%、10% 的显著水平上显著,括号内数值为在稳健标准误下计算的 *t* 值。

数减少了0.977,兼业组的回归系数减少了0.839。这一回归结果说明由农业组转变为非农组,对低收入农户的增收效果更大,即脱贫地区农户非农化生计转型存在明显的收入分配改善效应。

### (三) 稳健性检验

为了保证实证结果的稳健性,本文采用替换变量法对实证结果进行稳健性检验。

#### 1. 以生计多样性指数作为解释变量的检验

生计转型的主要表现不再依赖于过去单一的某种收入来源,而是转变为以一种主要收入来源为主,多种收入并存<sup>[33-34]</sup>。为便于分析农户非农化生计转型的特征,本研究以某种生计类型收入占家庭总收入80%以上为基准,将样本农户划分为务农、非农经营、务工、兼业等四种类型,事实上农户的多样化经营是普遍而复杂的,样本农户90%以上存在多样化经营。基于此,本研究使用香浓·维纳指数(mul)衡量农户收入的多样化程度,并作为替代变量进一步探究生计转型对农户收入差距的影响,具体见表6。

模型(1)(2)报告了生计多样化指数对基尼系数的回归结果,结果显示当农户生计多样化指数增加一个单位时,收入的基尼系数就会减少65.5%,90%分位数与10%分位数的差距就会减少76.8%,生计多样化指数与基尼系数存在较强的负相关关系。模型(3)(4)(5)(6)报告了生计多样化指数对收入分位数的回归结果,回归系数都随着分位数的增大而减少,说明生计转型对于农村收入分布的改善主要是由于低收入群体的增收效应大于高收入群体所带来的,进一步证明了研究结果的稳健性。

表6 替换解释变量:基于生计多样性的检验

变量	Income-gini		ln_income			
	(1)	(2)	$\tau=0.25$ (3)	$\tau=0.50$ (4)	$\tau=0.75$ (5)	$\tau=0.90$ (6)
收入多样化程度	-0.279*** (-10.248)	-1.804*** (-7.243)	1.747*** (11.590)	0.997*** (8.360)	0.579*** (8.320)	0.463*** (3.930)
常数项	0.615*** (17.772)	3.533*** (10.287)	6.672*** (33.920)	7.916*** (60.050)	8.593*** (76.100)	8.857*** (77.940)
RIF均值	0.426	2.348				
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	1,302	1,302	1,302	1,302	1,302	1,302
R <sup>2</sup> /伪R <sup>2</sup>	0.147	0.105	0.227	0.200	0.218	0.232

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%的显著水平上显著,括号内数值为在稳健标准误下计算的t值。

#### 2. 以家庭总收入更换被解释变量的检验

除了人均收入以外,也有很多研究使用家庭总收入来衡量农村内部收入差距,据此本文以家庭总收入的基尼系数与分位距作为被解释变量,再次检验生计转型对农户收入差距的影响,结果见表7。从(1)(2)列可以看到,用家庭总收入作为被解释变量,农户非农化生计转型对收入差距的

表7 替换被解释变量:基于家庭总收入的检验

变量	Income-gini		ln_income			
	(1)	(2)	$\tau=0.25$ (3)	$\tau=0.50$ (4)	$\tau=0.75$ (5)	$\tau=0.90$ (6)
非农经营组	-0.220*** (-7.336)	-1.782*** (-7.247)	1.927*** (15.800)	1.605*** (18.760)	1.209*** (14.360)	0.908*** (8.660)
务工组	-0.237*** (-10.311)	-1.728*** (-8.164)	1.951*** (23.630)	1.616*** (19.600)	1.246*** (16.060)	0.905*** (9.070)
兼业组	-0.240***	-1.508*** (-9.842)	1.682*** (-7.191)	1.372*** (17.330)	1.133*** (14.310)	0.845*** (8.970)
常数项	0.672*** (19.784)	4.091*** (10.690)	7.383*** (53.620)	8.245*** (74.800)	8.939*** (76.860)	9.601*** (73.380)
RIF均值	0.420	2.237				
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本量	1,302	1,302	1,302	1,302	1,302	1,302
R <sup>2</sup> /伪R <sup>2</sup>	0.174	0.132	0.308	0.329	0.369	0.410

注:\*\*\*、\*\*、\*分别代表系数在1%、5%、10%的显著水平上显著,括号内数值为在稳健标准误下计算的t值。

影响依然显著为负;(3)列中的结果说明了对家庭总收入的对数进行分位数回归后,回归系数随着分位数的增大而减小,即非农化生计转型对低收入家庭的增收效应更大,与基准回归结果一致,进一步验证了基准回归结论的稳健性。

#### (四) 进一步讨论

##### 1. 不同生计类型对收入差距的边际贡献:基尼系数分解

不同的生计活动对农村内部收入差距的影响程度是不一样的,下面尝试进一步讨论务农、务工、非农经营等三种生计活动对收入不平等的贡献及边际效应。依据 Lerman 和 Yitzhaki 的基尼系数分解方法,得到表8的估计结果<sup>[35]</sup>。其中,S为不同生计收入分别占总收入的比重;R代表不同生计收入与总收入的基尼相关系数;Share代表不同生计收入对总收入基尼系数的贡献程度;Change为各种生计收入变化对总收入的边际效应。

从不同收入占总收入比重S来看,从高到低依次为务工、务农、非农经营;从不同生计活动的组内基尼系数来看,非农经营的组内收入差距较大,而务农和务工的组内差距较小;从不同生计收入对总收入基尼系数的贡献程度发现,外出务工对总收入基尼系数的贡献程度最高,达到了73.5%,其次是务农贡献了21.6%,而非农经营的贡献程度最低只有5%,主要原因是该类家庭规模小,影响程度非常有限。

最后一列给出了不同生计收入对总收入基尼系数的边际效应Change。可以看到,农业经营收入低是农村内部收入差距形成的主要原因,脱贫地区低收入家庭大多数是以务农为主要生计的家庭,因此农业收入的增加会显著提高低收入家庭

收入水平,缩小农村内部收入差距,而务工、非农经营收入的增加会加剧收入不平等状况。但需要明确的是,这种结论的前提是在保持家庭生计类型不变的情况下,这与前文所得出的务农生计向非农生计转型可以缩小收入差距的结论并不矛盾,即提高农业经营收入,或者务农生计向非农生计转型,这两种途径都有利于提高低收入人口收入水平,减小农村收入差距,推动共同富裕。

##### 2. 非农化生计转型对务农生计的影响

样本农户有很大一部分地处偏远山区,家庭资源有限,产业发展水平低,传统农业的低效率是农户进行非农化生计转型的主要原因。农户非农化生计转型是否提高了农业投资、引起土地流转与农业经营规模的扩大,并推动传统农业向现代农业的转型,这是费-拉模型关于二元结构向一元结构转变的关键<sup>[36]</sup>。通过对样本农户基本情况的统计分析可以发现,非农化生计转型引起的土地流转趋势明显,务农组和兼业组属于土地净流入户,而务工组和非农经营组属于土地净流出户;务农组和兼业组在耕地数量和质量、农业投资、农业收入方面明显优于务工组和非农经营组,具体见表9。特别值得注意的是兼业组在各方面明显优于务农组,兼业组转入土地的104户,户均转入8.05亩,人均农业收入7299元,基本占家庭收入来源的50%;务农组转入土地的99户,户均

表8 不同生计活动对收入基尼系数的贡献

收入来源	S	R	Share	Change
务农收入	0.294	0.502	0.216	-0.078
非农经营收入	0.040	0.561	0.050	0.009
务工收入	0.666	0.851	0.735	0.069

表9 不同生计类型农户参与土地流转情况

生计类型	耕地状况		土地流转	
	户均资源面积(亩)	参与流转(户)/转出面积(亩/户)	参与流转(户)/转入面积(亩/户)	
务农组	19.58	26/6.94	99/8.78	
兼业组	18.76	36/6.33	104/8.05	
务工组	12.19	134/15.09	47/2.95	
非农经营组	6.32	46/15.33	23/2.61	
合计	17.79	232/2982.26	273/1905.1	

转入 8.78 亩,人均农业收入 6797。但总体来看,农户的规模化经营效果依然不明显,家庭耕地面积大于 20 亩的农户仅占样本农户的 25.19%。大部分经商组和务工组样本的家庭生计虽然不再依靠农业,但依然保有家庭承包经营权属的耕地资源,这是一个值得进一步深入研究的问题。

### 3. 务农生计组的进一步组内分解

务农组与其他组存在明显的收入差距,且务农组、非农经营组、务工组、兼业组的组内基尼系数分别为 0.58、0.42、0.33、0.34,务农组的基尼系数显著偏高。为此,本研究对务农组进行了进一步的组内分解,以探究组内差距大的原因。通过对组内低收入家庭分解和统计分析发现,务农组内有 13.05% 的家庭劳动力资源短缺,赡养系数高达 2.41,这些家庭或者存在残障、大病、慢性病等非健康人口,主要依靠政府转移支付,或者老年人口和学生负担沉重,老人照料、孩子照料、陪读等影响了家庭劳动力配置和增收,一方面造成了务农组组内基尼系数过高,另一方面也拉大了务农组与其他组的收入差距。

## 五、研究结论及政策启示

本研究基于共享发展理念,从农户非农化生计转型的视角,探讨脱贫地区巩固脱贫成果、实现共同富裕的路径,并采用再中心化影响函数与分位数回归的方法,探讨了脱贫地区生计转型对于农村收入分配格局的影响。研究发现:第一,农户从过去从事单一农业生产向非农化生计转型,实现了资源由较低生产率向较高生产率部门的转移,在大幅度提高农村居民整体收入水平的同时,抑制了农村低收入,具有典型的“帕累托改进”性质;现阶段脱贫地区收入差距主要存在于以务农生计为主的家庭和其它生计家庭之间,原因一是脱贫地区农业生产效率比较低,二是务农组内存在着一定数量的劳动力资源缺乏、赡养系数高、难以进行生计转型的家庭,拉大了务农组与其他组之间的收入差距。第二,进一步分位数回归发现,农户生计转型使得低收入家庭的增收效应大于较高收入家庭的增收效应,从而呈现出益贫特征,有效抑制了农村内部收入差距的扩大,具体而言,非农化生计转型通过家庭资源由低效率部门向高效率部门流动,减少了低收入家庭数量,改善了农村收入分配格局。第三,细分生计类型来看,农户非农化生计转型对抑制收入差距的影响依次为务工、兼业、非农经营,以务工为主的家计活动对抑制收入差距贡献最大,这主要是由于务工为主的家庭规模数量大,影响深远。基于以上研究结论,本文提出以下政策建议。

第一,推动农村非农化进程,进一步加快脱贫地区农户非农化生计转型步伐。非农化是实现脱贫地区农村社会经济转型、共享高水平生产率和高水平发展成果的必然要求,也是巩固脱贫成果、实现共同富裕的主要途径。为此,必须进一步加大新型城镇化进程,以县域经济快速发展为引领,形成新型城镇化与城乡融合发展新格局,为农户非农化生计转型创造良好的环境与基础;同时加快户籍、教育、医疗、住房等一系列配套改革,进一步减少脱贫地区农业人口数量和规模,提高农户非农化生计质量和水平,建设稳定的可持续生计,巩固脱贫成果、实现共同富裕。

第二,加快乡村振兴步伐,全面推动脱贫地区产业兴旺。依托农村特色资源,加快脱贫地区农村一、二、三产业融合发展,延长农业价值链,促进特色农业与文化、旅游、电商的高水平融合,促进农产品加工、仓储、冷链物流、配送等产业快速发展,为农户就地非农化发展创造机会;依托产业兴旺,支持农户开展多样化的生计模式,提高农户收入水平。

第三,加快农业现代化进程,带动脱贫地区农户传统农业向现代农业转型。提高农业劳动生产率、确保农户增收的根本是实现传统农业向现代农业的转型,提高农业的现代化水平。脱贫地区应该以因地制宜发展特色农业为突破口,逐步提高特色农业发展的现代化水平,为此,应进一步完善农村承包地的“三权”分置制度,探索农村土地经营权租赁、经营权入股等多种农村土地流转方式,建立土地承包权有偿退出制度,提高农业规模化水平;通过政府引导和支持引进资本、技术、信息等现代生产要素与农村土地有机结合,提高农业装备水平,创新农业经营方式,释放农户非农

化生计转型带来的间接效应和溢出效应,推动农业现代化,实现共同富裕。

第四,探索和完善过渡期后农村低收入人口常态化救助帮扶机制,对脱贫地区失去劳动能力的特殊人口和特殊家庭给予关怀和帮助;在脱贫地区建立完善的农村公共服务体系,如加强养老服务、儿童托管及教育支持等,有效释放家庭劳动力资源,为促进家庭生计可持续转型提供重要保障。

#### 参考文献:

- [1]李实,朱梦冰. 推进收入分配制度改革促进共同富裕实现[J]. 管理世界, 2022(1): 52-61+76+62.
- [2]万广华,江葳蕤,赵梦雪. 城镇化的共同富裕效应[J]. 中国农村经济, 2022(4): 2-22.
- [3]中华人民共和国国务院. 国务院关于印发“十四五”推进农业农村现代化规划的通知: 国发[2021]25号[EB/OL]. (2021-11-12)[2023-11-29]. [https://www.gov.cn/gongbao/content/2022/content\\_5675948.htm](https://www.gov.cn/gongbao/content/2022/content_5675948.htm)
- [4]李实,陈基平,滕阳川. 共同富裕路上的乡村振兴: 问题、挑战与建议[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2021(3): 37-46.
- [5]叶兴庆. 以提高乡村振兴的包容性促进农民农村共同富裕[J]. 中国农村经济, 2022(2): 2-14.
- [6]NURKSE R. Problems of capital formation in underdeveloped countries[M]. New York: Oxford University Press, 1953: 413-420.
- [7]蔡昉,万广华. 中国转轨时期收入差距与贫困[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2006: 351-368.
- [8]蔡昉. 共享生产率成果——高质量发展与共同富裕关系解析[J]. 中共中央党校(国家行政学院)学报, 2022(3): 5-11.
- [9]王晗,房艳刚. 山区农户生计转型及其可持续性研究——河北围场县腰站镇的案例[J]. 经济地理, 2021(3): 152-160.
- [10]陈良敏,丁士军,陈玉萍. 农户家庭生计策略变动及其影响因素研究——基于CFPS微观数据[J]. 财经论丛, 2020(3): 12-21.
- [11]ELLIS F. Rural livelihoods and diversity in developing countries[M]. Oxford university press, 2000: 289-302.
- [12]SCOONES I. Sustainable rural livelihoods: a framework for analysis[M]. Brighton: Institute of Development Studies, 1998: 1-16.
- [13]伍艳. 贫困山区农户生计资本对生计策略的影响研究——基于四川省平武县和南江县的调查数据[J]. 农业经济问题, 2016(03): 88-94+112.
- [14]赵雪雁,赵海莉,刘春芳. 石羊河下游农户的生计风险及应对策略——以民勤绿洲区为例[J]. 地理研究, 2015(5): 922-932.
- [15]吴园庭雁,杨君. 农户生计策略演变及其对农地利用的影响——基于湖南省291家农户的调查[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2017(2): 65-69.
- [16]WALELIGN S Z. Getting stuck, falling behind or moving forward: Rural livelihood movements and persistence in Nepal[J]. Land use policy, 2017(65): 294-307.
- [17]李实,朱梦冰. 中国经济转型40年中居民收入差距的变动[J]. 管理世界, 2018(12): 19-28.
- [18]蔡昉. 中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J]. 经济研究, 2017(7): 4-17.
- [19]刘魏,张应良. 非农就业与农户收入差距研究——基于“离土”和“离乡”的异质性分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018(3): 56-64+155.
- [20]陈钊,万广华,陆铭. 行业间不平等: 日益重要的城镇收入差距成因——基于回归方程的分解[J]. 中国社会科学, 2010(3): 65-76+221.
- [21]王晶,吕开宇. 共同富裕目标下缩小农村内部收入差距的实现路径——基于生计多样化视角的分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(5): 34-44+192-193.
- [22]牛文浩,申淑虹,罗岚等. 农户兼业扩大了农村内部收入差距吗? ——来自黄河流域中上游1879份农户调研的证据[J]. 干旱区资源与环境, 2022(9): 80-87.
- [23]孙学涛. 促进还是抑制? ——非农就业对农地效率的影响研究[J]. 经济与管理研究, 2021(1): 133-144.
- [24]KUZNETS S. Economic growth and income inequality[J]. American Economic Review, 1955(45): 1-28.
- [25]周云波. 城市化、城乡差距以及全国居民总体收入差距的变动——收入差距倒U形假说的实证检验[J]. 经

- 济学(季刊), 2009(4): 1239 - 1256.
- [26] STARK O, TAYLOR J E. Migration incentives, migration types: The role of relative deprivation[J]. The economic journal, 1991(408): 1163 - 1178.
- [27] 钱忠好. 非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释[J]. 中国农村经济, 2008(10): 13 - 21.
- [28] 西奥多·W·舒尔茨. 改造传统农业[M]. 北京: 商务印书馆, 1987: 25 - 43.
- [29] FIRPO S P, FORTIN N M, LEMIEUX T. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions[J]. Econometrics, 2018(2): 28.
- [30] 谢家智, 王文涛. 社会结构变迁、社会资本转换与农户收入差距[J]. 中国软科学, 2016(10): 20 - 36.
- [31] 史常亮. 土地流转与农户内部收入差距: 加剧还是缓解? [J]. 经济与管理研究, 2020(12): 79 - 92.
- [32] 赵立娟, 康晓虹, 史俊宏. 农地流转对农户生计转型影响的实证分析[J]. 中国农业资源与区划, 2017(8): 158 - 162.
- [33] VAN DER PLOEG J D, LAURENT C, BLONDEAU F, et al. Farm diversity, classification schemes and multifunctionality[J]. Journal of environmental management, 2009(90): 124 - 131.
- [34] GAUTAM Y, ANDERSEN P. Rural livelihood diversification and household well - being: Insights from Humla, Nepal[J]. Journal of rural studies, 2016(44): 239 - 249.
- [35] LERMAN R I, YITZHAKI S. Income inequality effects by income source: a new approach and applications to the United States[J]. The review of economics and statistics, 1985(1): 151 - 156.
- [36] FEI J C H, RANIS G, KUO S W Y. Growth and the family distribution of income by factor components[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1978(1): 17 - 53.

## Common Prosperity Effect of Non-agricultural Livelihood Transformation of Farmers in Poverty Alleviation Areas

ZHANG Yong-li<sup>a</sup>, YANG Le-le<sup>b</sup>

(*a. School of Management; b. School of Marxism, Northwest Normal University, Lanzhou 730070, China*)

**Abstract:** Based on the concept of shared development, the paper explores the pathways to consolidate poverty alleviation achievements and achieve common prosperity by examining the impact of rural households' livelihood transformation on income distribution in poverty-stricken areas. Utilizing data from a 2021 survey on 1,302 households in 16 villages in Gansu Province, the empirical analysis reveals that the transition to non-agricultural livelihoods facilitates the reallocation of household resources from low-efficiency to high-efficiency, thereby increasing income levels and curbing the expansion of rural income disparities, demonstrating a "Pareto improvement" nature. Quantile regression further confirms that the decrease of income disparity through livelihood transformation is achieved by increasing resource allocation and income levels among low-income families, thereby improving rural income distribution patterns. Among various livelihood types, wage labor contributes the most to improving income distribution, followed by mixed livelihoods and non-agricultural businesses. Additionally, the analysis indicates that the transformation to non-agricultural livelihoods in poverty-stricken areas has a weak impact on driving agricultural transformation. Households primarily engaged in traditional agriculture have lower income levels, which is a major factor contributing to current rural income disparities. Based on these findings, policy recommendations are proposed to optimize income distribution and achieve common prosperity from the perspective of household livelihood transformation in poverty-stricken areas.

**Key Words:** livelihood transition; income distribution pattern; income disparity; common prosperity