

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分析

王 晶,吕开宇*

(中国农业科学院 农业经济与发展研究所,北京 100081)



摘 要 生计多样化是农户分散风险冲击、增加家庭收入的重要生计手段,有助于提高底层收入群体的收入水平,助力农户脱贫增收。但生计多样化能否缩小不同收入群体之间的收入差距,取决于现实中生计多样化对农户整体收入分配的影响。基于全国性家庭调查数据,采用再中心化影响函数回归方法,实证分析了生计多样化对农村家庭收入不平等的影响。研究发现:生计多样化具有调节收入分配的功能,能够有效缓解农村内部收入不平等。具体地,多样化生计活动突出表现为“益贫性”的特点,在缩小中低收入群体收入差距、扩大中等收入群体方面作用显著。基于收入结构的不平等分解结果显示,务工收入对家庭总收入不平等的贡献最大,务工收入的增长有助于改善总收入不平等状况。特别地,对于生计多样型农户,务工收入增加 1%,总收入不平等会减少 4%。此外,分区域分析发现,生计多样化能够明显改善中西部地区农村家庭收入不平等,但对东部地区影响不显著。由此认为在低收入的农村地区应提倡生计多样化,以有效推动相对贫困治理、促进相对低收入群体加快迈入中等收入群体。

关键词 共同富裕;收入差距;生计多样化;收入结构

中图分类号:F 328 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)05-0034-11

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.05.005

如何从脱贫攻坚走向共同富裕,是当前社会各界亟需回答的重大问题。改革开放以来,特别是党的十八大以来之后,农民生活质量大幅提升。脱贫攻坚取得全面胜利,我国区域性整体贫困问题和农村人口的绝对贫困问题已经基本解决。同时,农民收入增长在八年间实现“双超”,既跑赢经济增速,也超过城镇居民收入增速,特别是贫困地区农户收入出现跨越式增长,在实现共同富裕的道路上前进了一大步。但应当注意到,农村地区发展不平衡不充分问题依然突出,其中一个重要表现是农村居民内部收入差距问题明显。根据国家统计局住户抽样调查数据,2019 年农村收入最低 20%家庭与最高 20%家庭的平均年人均可支配收入分别为 4263 元和 36049 元,收入差距高达 1:8.46,不平衡现象十分突出。与此同时,随着经济增速的放缓,增收环境和动力机制的调整变化致使农村家庭增收形势趋于复杂化,对农户增收形成制约。因此,避免农户内部收入差距的进一步扩大成为新时代“三农”工作的一项重要任务,也是实现 2035 年远景目标和促进全体人民共同富裕的应有之义。

生计多样化在脱贫攻坚时期发挥了重要的作用,在开源增收的同时,实现了低收入人群收入的稳定增长。当前,我国农村家庭生计活动呈现多样化和向优势生计发展的趋势,大多数农村家庭的收入来源具有多样性和阶段性特征^[1-2]。生计多样化具体表现为纯农户农业经营的多样化与农户非农活

收稿日期:2021-05-15

基金项目:国家自然科学基金项目“重大冲击和变化对中国-全球农业影响模拟模型的研究和开发”(71761147004);“玉米临储政策取消背景下粮食种植户群体适应性调整及演化研究”(71973138)。

* 为通讯作者。

动的兼业化^[3]。生计多样化被认为是农户在面对外部压力和打击时的适应性生计策略。特别是对于贫困农户,通过重新组织家庭内部拥有的各种资源禀赋,农户以农业多元化经营或转向非农活动的方式管理或规避农业生产风险,稳定家庭收入流,减少收入不确定性。多样化的生计活动能够充分发挥家庭劳动力资源优势、提高收入水平,这对于维持低收入家庭生计可持续性、保障生计安全具有积极意义^[4-5]。

虽然生计多样化能够根本上提高底层收入群体的收入水平,但能否系统性地缩小不同收入群体之间的收入差距、实现共同富裕仍有待探索。理论上,如果生计多样化更有利于提高更多中低收入人群的收入水平,那么生计多样化将在促进个体增收的同时,对总体农户之间的收入分配产生长远影响,最终有助于推动共同富裕。但值得注意的是,生计多样化对不同家庭收入影响存在某种不确定性。农户为规避风险采取的多元化生计方式,可能会抑制自身生产技术效率的提高,阻碍规模化、专业化进程,导致规模经济损失^[6]。对于风险水平较低的生产项目,多样化经营策略还会减少农业生产预期收益,产生“多元化折扣”^[7-8]。因此,有必要在厘清生计多样化对不同农村家庭收入影响的基础上,采用现实数据进一步验证生计多样化对农村家庭收入不平等的影响,从农户生计视角提供未来促进全社会共同富裕的战略思路。

从现有文献看,直接对生计多样化与农户收入差距之间关系的讨论较少,相关文献主要围绕农户不同生计活动类型对农户收入差距的影响展开讨论。其中,极少数文献分析了纯农户农业经营多样化对收入不平等的影响。吴本健等利用河北马铃薯种植农户数据研究了多样化种植对农户收入不平等的影响,结果表明样本地区多样化种植方式能够在一定程度上缩小农户收入不平等状况^[9]。大多数研究则集中分析了农户非农就业行为对收入不平等的影响。部分学者研究发现,与高收入群体相比,由于中低收入农户在农业生产方面缺乏优势,需要同时从事其他非农活动赚取更多收入,因此这部分农户外出务工的倾向和实际外出务工人员比例更高,外出务工显著提升低收入群体的收入水平,有助于缓解农村家庭收入不平等^[10-12]。但江克忠等研究指出,由于获取非农就业的机会不平等,在5年时间内工资性收入不平等状况在恶化,并且工资性收入对农村内部总收入不平等的贡献度从2010年的65.0%上升到2014年的73.6%,成为造成农村内部收入不平等的重要原因^[13]。除外出务工外,有学者研究了本地创业活动对农村收入不平等的影响,研究发现农户的非农创业行为也会加剧农户收入不均衡状况,进一步扩大农村内部收入差距^[14-15]。

以上研究主要考察了农户单一生计活动类型(主要为非农就业)对收入不平等的影响和贡献情况,忽视了家庭内部各项经济活动之间的关联性,未直接回答生计多样化是否有助于缩小农户收入不平等。即使少数文献讨论农户多样化种植行为对收入不平等的影响,研究样本也仅局限于某一特定地区的种植农户,样本量有限。之所以出现上述研究不足,一方面可能与研究方法未能突破有关,另一方面可能与缺少具有全国代表性的大样本数据有关。

为此,本文利用全国性微观调查数据,将农户的生计来源细化为粮食种植、经济作物种植、林木种植、畜禽养殖、自营工商业和务工等六类农业经营活动和非农经济活动,涵盖了农村家庭维持生计的主要方式,首先采用再中心化影响函数回归方法,考察生计多样化对农村家庭收入不平等的影响,并使用无条件分位数回归方法比较了生计多样化对不同收入群体的收入效应差异;进一步,基于收入结构分解方法对比单一生计型农户与生计多样化农户的各项生计活动收入在不同收入组家庭中的分布情况,以及对总收入不平等的贡献;最后,从地区差异视角比较生计多样化对不同地区农村家庭收入不平等的影响。

一、分析框架与研究假说

生计多样化概念最早由Ellis提出,是农村家庭为维持和改善生计水平,基于自身生计资本构建多元化经济活动和社会支持能力组合的动态过程^[16]。在概念上,生计与收入之间属于包含与被包含的关系。生计包括除收入外的生计资本(如自然资本、物质资本、人力资本、金融资本和社会资本)、经济活动、将资本嵌入经济活动的制度安排和组织结构等要素,因此生计多样化并不等同于收入多样

化。但尽管如此,大多数学者认为家庭多样化行为动机主要是为了追求收入最大化、减少收入波动或两者兼而有之,将收入作为衡量家庭多样化行为的变量具有一定合理性,多数经济研究也侧重于从不同收入来源角度研究家庭的生计多样化行为^[17-19]。鉴于此,本文从收入来源多样化的角度分析家庭生计多样化。

理论上,农村家庭之间收入不平等的缩小需要满足两个条件:一是处于低收入尾部的人群收入得到明显提高;二是处于低收入尾部群体的分布有所优化,更多低收入群体接入中等收入群体,缩小与高收入群体的收入差距^[20-21]。据此分析,生计多样化缩小家庭间收入差距应该要满足以下三个假设:第一,多样化生计活动所引致的收入变化会影响农村家庭的收入分布;第二,多样化活动带来的收入增长足以改变原有收入分布格局;第三,这种收入分配的改善能够缩小底部收入群体与高收入群体的收入差距。在梳理生计多样化与农户收入不平等的关系时,需要重点围绕上述三个方面进行论述,研究分析框架如图 1。

生计多样化包括农户农业经营多样化以及非农活动的兼业化行为^[22],农业经营多样化强调农户从低附加值作物的生产转向高附加值作物和畜禽养殖等农业生产活动,非农活动兼业化则强调农村家庭劳动力从农业向非农部门转移的过程。即使从个体层面看,家庭成员仅从事具有比较优势的单一生计活动,但在家庭层面则会形成多样化的生计活动和收入来源^[23-24]。虽然农户生计多样化的具体表现形式存在差异,但从行为逻辑来看,农户选择多样化生计活动的动因则存在共性。一般认为,农户选择生计多样化活动是为了分散农业生产风险和农产品价格风险。由于现实中正规信贷与保险市场发展不完善,农户消费会受到收入波动的影响,农户生产决策与消费决策之间不能完全分离,因此家庭会投入相当资源来稳定未来收入流以减少收入波动造成的不利影响。其中,生计多样化是农户实现收入平滑所采取的重要生计策略。通过选择多样化的生计活动,而不是专门从事单一最大化收入的活动,以减少家庭总收入的过大波动,这种方式有效分散了收入风险,起到收入稳定器的作用。除此之外,生计多样化为家庭提供了改善生计的机会,部分研究认为生计多样化是农户基于灵活的家庭分工采取经济活动组合的方式获得更高收入的行为^[25]。比如,现实中农村家庭非农收入份额的不断增长,家庭利用不同农业生产活动之间的互补关系开展种养结合、农林混作等多样化农业经营活动等,反映了生计活动的多元化能够在一定程度上帮助家庭获得更好的经济收益,实现范围经济^[26]。

由于农村家庭在资源禀赋和风险管理手段方面存在差异,收入来源的多样化对家庭总收入分布也会产生异质性影响。陈传波研究发现农户多样化水平与家庭总收入之间存在倒 U 型关系,即生计单一的经营方式可能会使农户获得高收入,但也可能导致农户陷入低收入的境地^[5]。原因在于富裕农户在人力资本、社会资本、金融资本和物质资本等生计资本方面具有一定优势,能够专业化于有更高进入门槛同时收益也更高的活动。而贫困农户受限于资金、文化程度和社会资本不足的约束,就业竞争力缺乏致使其获取的赚钱机会有限,最终只能专业化于低风险、低收益的简单生计活动。对介于二者之间的农户,从事多样性的生计活动以获得尽可能多的现金收入是大多数农户的现实选择。因此可以预期,通过外部干预的方式降低低收入农户开展其他生计活动的门槛、为低收入农户提供多样化的生计活动选择,有助于提高低收入群体的收入水平、缩小与中高收入群体的收入差距。

此外,与高收入农户相比,低收入农户风险管理手段有限。已有研究发现,低收入农户追求收入平滑,更倾向于采取事前预防的方式应对风险,由于多样化生计活动产生的收入更具稳定性,农户会通过保守生产、非农就业和多样化经济来源的方式平滑收入波动,分散收入风险^[27]。高收入农户则更追求传统的消费平滑,通常采取借贷、储蓄和保险等事后应对的方式来管理风险。因此可以预期,多样化经济活动作为农户的收入稳定器,低收入农户采取生计多样化方式进行风险管理的边际收益更高,有助于缩小低收入农户与其他农户之间的收入差距,改善农村内部收入不平等问题。

根据以上分析,本文提出研究假说如下:

假说 1:现阶段生计多样化带来的多样化收益大于经济效率损失,对农户收入起到促进作用。

假说 2:生计多样化具有“益贫性”,能够缩小低收入家庭与高收入家庭之间的收入差距。

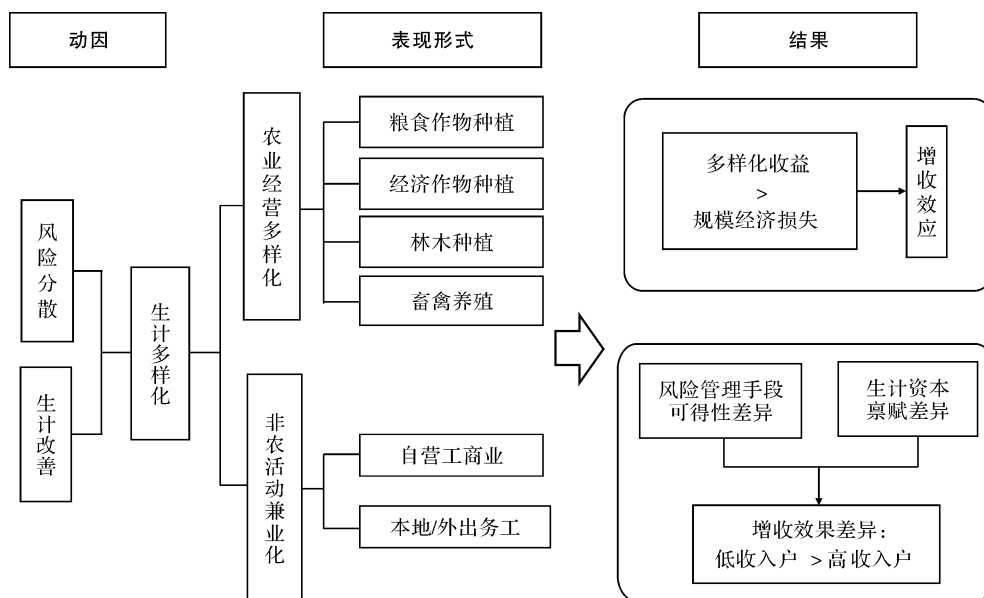


图 1 研究分析框架

二、研究设计

1. 数据来源

本文使用的数据来源于 2015 年开展的“中国家庭金融调查”(CHFS)。调查内容涵盖 29 个省(市、自治区)家庭成员的年龄、受教育程度、兄弟姐妹数量等个人特征以及金融资产及固定资产状况。最重要的是,该数据包含家庭从事各项生计活动信息,如农业经营情况、非农务工和自营工商业等生计活动参与及收入构成情况等,满足了本文研究的数据要求。基于本文研究目的,研究以家庭为单位,将样本范围限定在农村地区,剔除户主年龄在 18 岁以下的家庭以及户主信息缺失家庭。为保证户主本人特征能够代表家庭特征,户主必须是家庭财务决策者,当事权和财权须统一在户主身上。此外,对于变量存在缺失值的样本进行删除,最终得到有效样本包括来自 28 个省(市、自治区)258 个区县 的 7537 个农村家庭。

2. 变量介绍

(1)生计多样化水平。由于本文侧重于从收入来源多样化的角度分析家庭生计多样化行为,考虑到其他家庭活动如家务劳动、老人照料、子女教育等难以直接量化其经济价值,研究中农户生计活动范围主要包含粮食种植、经济作物种植、林作物种植、畜禽养殖、自营工商业和务工等 6 类农业经营活动和非农活动。

在变量选取方面,本文分别从收入来源的丰富性和均衡性两个方面衡量农户生计多样化。一般而言,农村地区贫困家庭由于缺少生计资本,通常无法自主选择工作机会^[28],他们会参与各种可能的生计活动拓宽家庭收入来源,强调收入来源的数量能够反映这部分群体的生计多样化情况。对于非贫困农村家庭而言,他们一方面可以从事多种生计活动,分散收入风险;另一方面,通过将主要精力投入到与自身能力更为匹配的生计活动中,最大化家庭收入。因此,在衡量生计多样性时,既需要考察生计来源的丰富程度,还应对占家庭收入份额高的生计活动予以更大的权重,反映农户各收入来源的均衡性。

借鉴 Asfaw 等和 Johny 等的研究,本文采用农户生计活动数量和 Simpson 指数两个指标从丰富性和均衡性两个角度衡量农户生计活动的多样性^[29-30]。在第一种衡量方式中,将家庭从事的每种生计活动赋值为 1,若家庭从事粮食种植和经济作物种植两种生计活动,则其多样化指数值为 2,以此类

推。在第二种方式中, $Simpson$ 指数的计算公式如式(1):

$$Simpson_i = 1 - \sum_{k=1}^N P_{i,k}^2 \quad (1)$$

其中, N 是家庭 i 从事的生计活动总数, N 的最大值为 6, $P_{i,k}$ 是家庭 i 所从事的第 k 种生计活动收入占家庭总收入的比重, $Simpson_i$ 指数的取值范围在 $[0, \frac{5}{6}]$ 。 $Simpson_i$ 指数越大,代表家庭的生计多样化程度越高。

(2)家庭总收入。本文将家庭总收入定义为各项生计活动收入的加总,与家庭从事的生计活动相对应。虽然这种做法只考虑了工资性收入和经营性收入,不能涵盖农户的财产性和转移性收入,但保持定义上的一致性有助于更好的分析生计活动多样化对农村内部收入差距的影响。此外,从实证层面看,转移性收入和财产性收入会直接改变特定人群的收入,从而造成整体收入分布发生改变,估计结果会混淆生计多样化对缩小收入差距的作用与转移性收入、财产性收入对收入差距的影响。基于上述原因,本研究在计算家庭总收入时未纳入转移性收入和财产性收入。

图 2 对比了从事单一生计活动家庭与从事多种生计活动家庭在不同分位数下的收入情况。总体来看,在各分位点上,农户从事的生计活动类型越丰富,家庭收入水平越高。为了解家庭内部收入差距情况,计算了家庭各分位点收入与第 1 个百分点收入的比值(即 P_i/P_1)。可以看出,高收入家庭与低收入家庭之间收入存在较大差距,特别是处于收入分配顶端的农户所拥有的收入是收入分配底部农户的 180 倍以上。从农户生计活动数量看,相对于从事多种生计活动的农户,从事单一生计活动农户的内部收入差距更大。总结上述信息,家庭生计活动类型多样化与农户收入水平呈正相关关系,同时与农户内部收入差距存在负向关联性。

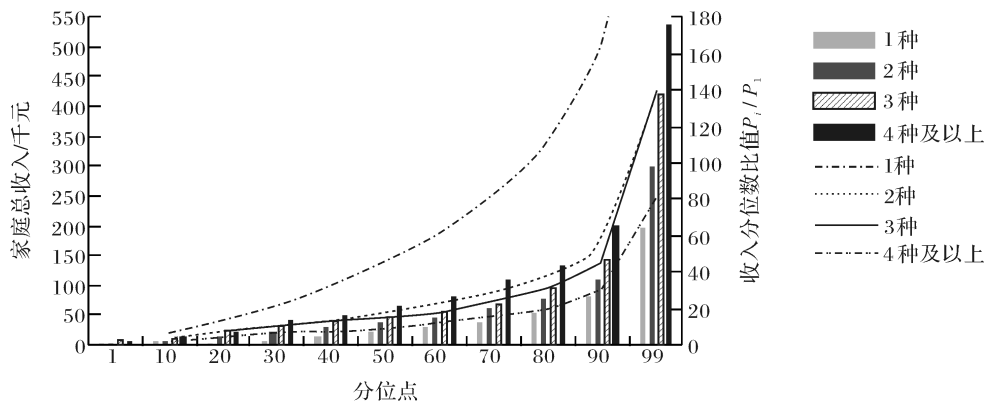


图 2 按生计活动数量划分的农户收入分布

(3)其他控制变量。根据可持续生计分析框架,农户收入会受到家庭持有生计资本的影响。具体地,生计资本主要包含人力资本、社会资本、物质资本、金融资本和自然资本五个方面。借鉴王洒洒等的思路,人力资本选取户主受教育年限、年龄、家庭人口规模和儿童(小于 16 岁)比例作为衡量指标^[31];金融资本以家庭储蓄和信贷获取经历作为度量指标;自然资本采用家庭承包农地面积作为代理变量。参考李聪等的研究,社会资本选取户主及配偶的亲兄弟姐妹数量、同村庄亲戚个数作为代理变量^[32];物质资本则采用家庭持有的农业机械、汽车和房屋价值进行衡量。根据农户是否实施生计多样化,本文将样本分为 $Simpson$ 指数为 0(仅从事 1 种生计活动)与 $Simpson$ 指数大于 0(从事 2 种及以上生计活动)两组。表 1 给出了两组样本具体变量的描述性统计。从表 1 可以看出,除农地面积外,从事单一生计活动的农户与从事多样化生计活动农户在其他生计资本存量方面并不存在明显差异。

表 1 变量描述性统计

变量类型	变量名	生计多样化(N=2705)		生计单一化(N=4832)	
		均值	标准差	均值	标准差
被解释变量					
	家庭总收入/元	58673.120	62616.930	35741.230	42009.390
核心自变量					
生计多样化	Simpson 指数	0.335	0.166	0	0
	生计活动数量	2.257	0.503	1	0
控制变量					
人力资本	家庭人口数	4.339	1.661	4.162	1.825
	儿童比例	0.153	0.165	0.160	0.180
	受教育年限	7.800	3.089	7.302	3.261
	年龄	52.155	10.222	53.213	11.206
物质资本	农机估值/万元	0.339	0.982	0.176	0.712
	车辆估值/万元	0.987	2.936	0.749	2.610
	房屋估值/万元	19.047	36.069	18.950	33.618
自然资本	农地面积/亩	10.019	11.621	7.286	10.133
金融资本	家庭储蓄/万元	1.528	3.251	1.177	2.840
	是否获得过信贷	0.202	0.401	0.190	0.392
	兄弟姐妹数量	4.369	2.841	4.161	2.922
社会资本	村庄内亲戚数量(没有 = 1; 1 到 3 个 = 2; 4 到 6 个 = 3; 6 个以上 = 4; 计量时将选项设为虚拟变量)	2.762	1.105	2.728	1.100

3.研究方法

为估计生计多样化对家庭收入不平等的影响,本文采用 Firpo 等在研究中提出的基于不平等指标统计量的再中心化影响函数回归方法(recentered influence function, RIF)^[33]。RIF 能够反映样本中自变量分布的边际变化对统计量的影响,具体的定义表达式如下:

$$RIF(y, v(F_Y)) = v(F_Y) + IF(y, v(F_Y)) \quad (2)$$

其中, $v(F_Y)$ 是 y 的各种统计量; $IF(y, v(F_Y))$ 是 y 的影响函数(influence function), 量化了观测值 y_i 的微小变动对统计量 $v(F_Y)$ 的影响。RIF 反映了在给定原始分布 F_Y 和统计量 $v(F_Y)$ 的条件下, 观测值 y_i 对统计量 $v(F_Y)$ 的相对贡献情况。

当统计量 $v(F_Y)$ 为基尼系数时, RIF 的表达式如下:

$$v^{Gini}(F_Y) = 1 - \frac{2}{\mu_Y} R_Y \quad (3)$$

$$RIF(y, v^{Gini}) = 1 + \frac{2}{\mu_Y} R_Y - \frac{2}{\mu_Y} [y(1 - F_Y(y))] \quad (4)$$

其中, $R_Y = \int_0^1 G L_Y(p) dp$; $G L_Y(p) = \int_{-\infty}^{F_Y^{-1}(p)} y dF_Y(y)$ 是广义洛伦兹曲线; $p = F_Y(y)$ 为收入累积分布函数。

由于影响函数 IF 的期望值为 0, 基尼系数 RIF 的无条件期望是基尼系数本身, 表达式如下:

$$\int RIF(y, v^{Gini}) dF_Y = \int \left\{ 1 + \frac{2}{\mu_Y} R_Y - \frac{2}{\mu_Y} [y(1 - F_Y(y))] \right\} dF_Y = 1 - \frac{2}{\mu_Y} R_Y \quad (5)$$

若 $RIF(y, v^{Gini})$ 作为被解释变量与自变量 X 之间存在如下线性函数关系:

$$RIF(y, v^{Gini}) = X' \beta + \epsilon_i, E(\epsilon_i) = 0 \quad (6)$$

在等式两边同时取无条件期望, 可以得到:

$$v^{Gini} = E\{RIF(y, v^{Gini})\} = E(X' \beta) = \bar{X}' \beta \quad (7)$$

其中, β 的含义为自变量 X 的边际变化对基尼系数 v^{Gini} 的边际影响。

基于以上分析,本文的计量模型构建如下:

$$RIF(in\ c_i, v^{Gini}) = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + \alpha_2 X_i + \epsilon_i \quad (8)$$

其中,被解释变量为根据基尼系数构建的 RIF ,待估计系数 α_1 衡量了生计多样化对收入不平等的边际效应。为保证结果稳健性,采用家庭收入 90%分位数与 10%分位数之间的距离(interquantile range, IQR)构成的 RIF 作为衡量收入不平等的补充指标。

三、实证分析结果

1. 生计多样化对农户收入不平等的影响

表 2 是基于基尼系数和收入分位距的 RIF 回归结果。第(1)列和第(3)列汇报了生计活动数量对农户收入不平等的影响结果。可以看到,控制其他因素不变时,样本中农户每多参与一项生计活动,农户收入的基尼系数会减少 5.3% ($-0.028/0.525$),收入的 90 分位数与 10 分位数的差值将缩小 12.5% ($-0.41/0.525$)。同样,第(2)列和第(4)列回归结果显示,以 $Simpson$ 指数衡量的生计多样化估计系数均在 1% 的水平上显著为负,说明 $Simpson$ 指数越高,有助于缩小农户收入差距。这表明拓宽家庭增收渠道、多样化收入来源是缩小农户收入差距的重要途径。

表 2 生计多样化对农户收入不平等的影响

$N=7537$

变量名	<i>income-Gini</i>		<i>lnincome-igr(90,10)</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
生计活动数量	$-0.028^{***} (0.007)$		$-0.410^{***} (0.047)$	
<i>Simpson</i> 指数		$-0.082^{***} (0.023)$		$-1.339^{***} (0.171)$
受教育年限	$-0.003^{**} (0.001)$	$-0.003^{**} (0.001)$	$-0.031^{**} (0.013)$	$-0.032^{**} (0.013)$
年龄	$0.003^{***} (0.000)$	$0.003^{***} (0.000)$	$0.025^{***} (0.004)$	$0.025^{***} (0.004)$
家庭人口数	$-0.025^{***} (0.004)$	$-0.025^{***} (0.004)$	$-0.170^{***} (0.026)$	$-0.178^{***} (0.026)$
儿童比例	$0.087^{***} (0.028)$	$0.088^{***} (0.028)$	$0.168(0.246)$	$0.188(0.246)$
农机估值	$-0.012^{***} (0.004)$	$-0.012^{***} (0.004)$	$-0.004(0.033)$	$-0.001(0.033)$
车辆估值	$0.007^{***} (0.002)$	$0.007^{***} (0.002)$	$0.061^{***} (0.013)$	$0.061^{***} (0.013)$
房屋估值	$0.000^{**} (0.000)$	$0.000^{**} (0.000)$	$0.001(0.001)$	$0.001(0.001)$
农地面积	$0.001(0.001)$	$0.001(0.001)$	$0.007^{*} (0.004)$	$0.007^{*} (0.004)$
家庭储蓄	$0.002(0.002)$	$0.002(0.002)$	$0.033^{***} (0.011)$	$0.032^{***} (0.011)$
是否获过信贷	$0.046^{***} (0.012)$	$0.045^{***} (0.012)$	$0.262^{***} (0.100)$	$0.252^{**} (0.100)$
兄弟姐妹数量	$0.002(0.001)$	$0.002(0.001)$	$0.009(0.013)$	$0.008(0.013)$
1~3 个亲戚	$-0.025^{**} (0.011)$	$-0.025^{**} (0.011)$	$-0.310^{***} (0.120)$	$-0.304^{**} (0.120)$
4~6 个亲戚	$-0.010(0.013)$	$-0.009(0.013)$	$-0.206(0.135)$	$-0.200(0.135)$
6 个以上亲戚	$-0.005(0.013)$	$-0.005(0.013)$	$-0.133(0.108)$	$-0.128(0.109)$
常数项	$0.477^{***} (0.052)$	$0.451^{***} (0.051)$	$3.086^{***} (0.396)$	$2.704^{***} (0.395)$
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
RIF 均值	0.525	0.525	3.279	3.279
R^2	0.038	0.037	0.043	0.042

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。括号中标准误是基于 Bootstrap 方法自助抽取 150 次得到。下表同。

进一步分析生计多样化缓解农村家庭收入不平等的经济内涵。生计多样化能够缩小农户收入差距,意味着生计多样化会影响农户收入分布,且对不同类型农户的收入存在异质性影响,特别是对于

低收入群体的增收效果更强。本文通过无条件分位数模型(unconditional quantile regression, UQR)分析生计多样化对不同收入水平农户收入的影响,回归结果如表 3 所示。

表 3 生计多样化对家庭收入的分位数回归(UQR)结果 N=7537

	(1) 10 分位数		(2) 50 分位数		(3) 90 分位数	
生计活动数量	0.681*** (0.047)		0.387*** (0.022)		0.267*** (0.031)	
<i>Simpson</i> 指数		1.965*** (0.140)		0.826*** (0.093)		0.616*** (0.098)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>F</i> 统计量	16.55***	16.48***	50.46***	58.67***	14.97***	16.12***
<i>R</i> ²	0.104	0.104	0.177	0.197	0.133	0.141

限于篇幅,本文仅报告家庭收入分布在 10 分位点、50 分位点和 90 分位点的无条件估计系数。从表 3 可以看出,以 *Simpson* 指数和生计活动数量衡量的家庭生计多样化在每个分位点的影响均显著为正,说明生计多样化对农户收入具有增收效应,生计多样化程度高的农户收入水平更高。在不同分位点上生计多样化对收入分布的边际效应存在差异性,说明生计多样化具有调节收入分配的作用。具体地,随着分位数的提高,生计多样化对家庭收入的边际效应呈递减倾向。以生计活动数量为例,生计活动数量在农户收入分布 10、50 和 90 分位点上的估计系数分别为 0.681、0.387 和 0.267,意味着收入来源每增加一种,低收入群体的收入水平平均会提高 68.1%,而高收入群体的收入平均会增加 26.7%,这表明生计多样化对低收入家庭的收入促进作用明显大于高收入家庭。此外,对于从事两种及以上生计活动的农户(占样本比例约为 36%),其收入分布的低端差距($\ln c_{p50} - \ln c_{p10}$)将缩小 0.106($(0.387 - 0.681) \times 0.36$),而收入分布的高端差距($\ln c_{p90} - \ln c_{p50}$)将缩小 0.043。由此可见,收入来源多样化对减少中低收入群体收入不平等的作用更大,这是以往研究中未发现的结论。至此,本文的研究假说 1 和假说 2 均得到验证。

2.收入结构对家庭总收入不平等的贡献

上一节研究结果表明,生计多样化具有益贫性,有助于缩小农户的收入差距。本部分进一步从收入结构的视角对家庭生计多样化进行深入剖析,考察不同收入来源的不平等状况及其对家庭总收入不平等的贡献和边际效应。

为了比较这些特征在生计单一化与生计多样化家庭之间的差异,根据生计多样化指数将农户分为生计单一型农户(*Simpson* 指数为 0)与生计多样型农户(*Simpson* 指数大于 0)。借鉴 Lerman 等提出的基尼系数分解方法,得到表 4 的计算结果^[34]。其中,*S* 是农户不同来源收入占家庭总收入的比重,*G* 表示农户不同来源收入的基尼系数,*R* 是不同来源收入与总收入分布的基尼相关系数,反映了不同来源收入的分布情况;*Share* 是不同来源收入对总收入不平等的贡献程度,*Change* 是不同来源收入变化对总收入不平等的边际效应。

从各项收入占家庭总收入比重 *S* 来看,家庭务工收入占比最高,其次是自营工商业收入和粮食种植收入。与生计单一型农户相比,生计多样型农户的自营工商业收入和粮食作物、经济作物种植收入占比更高,务工收入占比较低。其中,生计多样型农户自营工商业收入占家庭总收入比例高出生计单一型农户约 10 个百分点。

从各项收入来源的不平等指标 *G* 来看,相较于其他收入来源,务工收入的基尼系数最低。虽然林业收入和畜禽养殖收入不平等状况最严重,但由于其占家庭总收入比例低,因此对总收入不平等的贡献度 *Share* 也偏低。同时,与生计多样型农户相比,生计单一型农户各项收入来源的不平等程度明显更严重。

从各项收入来源的分布 *R* 来看,粮食和经济作物种植主要集中于低收入组家庭。与生计单一型

家庭务工收入集中于高收入家庭不同的是,生计多样型家庭务工收入主要集中于中高收入家庭,自营工商业则更多集中于高收入组家庭。如果集中于高收入组家庭的收入来源不平等程度高,并且占家庭收入比例大,则会增加家庭总收入的不平等程度。

从各项收入来源对总收入不平等的贡献 *Share* 来看,务工收入对总收入不平等的贡献度最高,其次是自营工商业收入。特别是对生计单一型农户,务工收入对总收入不平等的贡献达到 73.1%。对于生计多样型家庭,务工收入和自营工商业收入对总收入不平等的贡献分别为 48.6% 和 36.9%。

表 4 最后一列给出了各收入来源收入变动对总收入不平等的边际效应。务工收入、农作物和林业种植收入的增加有助于改善总收入不平等的现状,而畜禽养殖和自营工商业收入的增长会进一步拉大收入差距。主要原因在于农作物种植和林业是低收入群体的主要收入来源,种植业和林业收入的增长有助于缩小与高收入群体之间的收入差距,缓解不平等状况。务工收入虽然集中于高收入群体,但由于务工收入的基尼系数最小,从事务工劳动的家庭之间收入相对差距小,因此务工收入的增长有助于改善总收入不平等状况。特别是对于生计多样型农户,务工收入增加 1%,总收入不平等会减少 4%。畜禽养殖多集中于中高收入群体,且其收入基尼系数高,因而可能进一步拉大收入差距。自营工商业收入的增长不利于缩小总体收入差距,也是由于自营工商业收入分布更多地集中于高收入家庭,并且该收入来源基尼系数较高,占家庭总收入比重较大,导致自营工商业收入增加会使总收入不平等状况恶化。

表 4 基于收入结构的农村家庭收入基尼系数分解

	生计活动类型	<i>S</i>	<i>G</i>	<i>R</i>	<i>Share</i>	<i>Change</i>
生计单一型	粮食作物	0.081	0.927	0.251	0.035	-0.046
	经济作物	0.032	0.977	0.337	0.019	-0.013
	林作物	0.005	0.997	0.453	0.004	-0.001
	畜禽养殖	0.012	0.996	0.599	0.013	0.001
	自营工商业	0.138	0.968	0.795	0.198	0.059
	务工	0.732	0.647	0.835	0.731	-0.001
	总收入		0.540			
生计多样型	粮食作物	0.131	0.735	0.297	0.061	-0.071
	经济作物	0.074	0.892	0.331	0.046	-0.028
	林作物	0.006	0.990	0.280	0.003	-0.002
	畜禽养殖	0.033	0.975	0.529	0.035	0.003
	自营工商业	0.231	0.910	0.834	0.369	0.138
	务工	0.525	0.576	0.764	0.486	-0.040
	总收入		0.476			

3. 分区域估计结果

不同地区农村家庭的生计活动和生计资本存在差异,这会导致采取生计多样化策略对不同地区的收入不平等存在异质性。参照葛永波等研究,本部分将样本划分为东、中、西部三个地区,这种划分方式在一定程度上反映了地区经济发展水平的差异性^[35]。在此基础上,对这三个地区进行分样本 RIF 回归,回归结果如表 5 所示。可以看出,在控制家庭生计资本后,以 *Simpson* 指数衡量的生计多样化对东部地区农村家庭收入不平等影响并不显著,对中部和西部地区的收入不平等起到明显改善作用,特别是在缩小西部地区家庭收入不平等方面效果最为明显。可能的原因在于中西部地区经济发展基础较为薄弱,贫困人口大多集中分布在此,多样化生计活动有助于农村家庭拓展收入来源,获取更多现金收入,从而缩小与高收入群体的收入差距。而在东部地区,76.4% 的农村家庭主要收入来源为务工或自营工商业等非农活动。从前文分析可知,从事工商业或非农务工的农户主要以中高收入群体为主。因此,在东部地区,多样化的生计活动并不能产生足够的协同效应,对缓解农村家庭收入不平等影响并不显著。

表 5 生计多样化对农户收入不平等的分区域回归结果

被解释变量: <i>income</i> (Gini)	东部	中部	西部
<i>Simpson</i> 指数	-0.033(0.047)	-0.094 * * * (0.035)	-0.129 * * * (0.038)
控制变量	控制	控制	控制
样本数	2759	2660	2118
R^2	0.039	0.045	0.033

四、结论与政策启示

本文在梳理生计多样化与农村家庭收入分布关系的基础上,基于全国多省微观调查数据,采用再中心化影响函数和无条件分位数回归方法,考察了生计多样化对农户收入不平等的影响,并运用收入结构分解方法分析了各项生计活动对家庭总收入不平等的贡献情况和边际效应。研究主要发现:第一,生计多样化不仅有助于稳定农民收入,同样有助于促进共同富裕。多样化有效缓解了农村内部收入不平等,使用 RIF 回归结果显示,生计多样化降低了农户收入的基尼系数,即使在更换收入不平等衡量指标后,该结论依然稳健。第二,基于 UQR 模型估计生计多样化对农户收入的异质性影响发现,在不同分位点上,生计多样化带来的收入回报存在差异性,对低收入群体的收入提升效应最强,并且生计多样化对缩小中低收入群体收入不平等作用明显更大,体现了生计多样化的“益贫性”特征。第三,从收入结构视角看,虽然家庭务工收入和自营工商业收入对总收入不平等的贡献最大,但造成二者贡献度高的原因存在差异,务工收入的增长有助于改善总收入不平等状况,特别是对于生计多样型农户,务工收入增加 1%,总收入不平等会减少 4%。而自营工商业收入增加则会加剧总收入不平等。最后,通过分区域回归发现,生计多样化能够明显改善中西部地区农村家庭收入不平等,但对缓解东部地区农村家庭收入不平等影响不显著。

基于上述结论,本文得到如下政策启示:第一,推动发展富民乡村产业,提供优惠政策支持有利于低收入群体参与的产业类型,将农业一二三产融合带来的增值收益和就业岗位尽量留给农民,为农村家庭提供更多就近就业机会。第二,加大对低收入群体非农就业创业的支持力度,降低低收入农户非农就业的门槛,提升低收入家庭工资性收入与创业收入的增长。第三,对于中西部地区的农村家庭,要注重建立可持续的多元化生计体系,增强农户实现多元发展的能力。

参 考 文 献

- [1] 贺雪峰.农村家庭代际分工分析[J].统计与管理,2015(10):96.
- [2] 刘永茂,李树苗.农户生计多样性发展阶段研究——基于脆弱性与适应性维度[J].中国人口·资源与环境,2017(7):147-156.
- [3] 温思美,赵德余.我国农户经营的非专业化倾向及其根源[J].学术研究,2002(10):52-56.
- [4] 叶敬忠,贺聪志,许惠娇.生计框架视角的农政问题与农政变迁[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(1):8-15,162.
- [5] 陈传波.农户多样化选择行为实证分析[J].农业技术经济,2007(1):48-54.
- [6] 程竹,陈前恒.种植专业化会提高小农生产技术效率吗[J].财经科学,2018(9):50-62.
- [7] KATCHOVA A L.The farm diversification discount[J].American journal of agricultural economics,2005(4):984-994.
- [8] 马强文,任保平,韩锦绵.收入风险与劳动力配置多元化:以陕西省为例[J].经济评论,2012(3):121-129.
- [9] 吴本健,罗玲,邓蕾.多样化种植与农村相对贫困的形成及治理[J].华南师范大学学报(社会科学版),2021(2):19-31,205.
- [10] 程名望,刘清华,徐剑侠.中国农村劳动力转移动因与障碍的一种解释[J].经济研究,2006(4):68-78.
- [11] 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.
- [12] 章元,许庆,郭璟璟.一个农业人口大国的工业化之路:中国降低农村贫困的经验[J].经济研究,2012(11):76-87.
- [13] 江克忠,刘生龙.收入结构、收入不平等与农村家庭贫困[J].中国农村经济,2017(8):75-90.
- [14] 沈栩航,李浩南,李后建.创业会加剧农村内部收入不平等吗[J].农业技术经济,2020(10):33-47.
- [15] 单德朋,张永奇.创业对农户内部收入差距的影响及机制研究[J].华东经济管理,2021(3):93-101.
- [16] ELLIS F.Household strategies and rural livelihood diversification[J].The journal of development studies,1998(1):1-38.
- [17] LOISON S A.Household livelihood diversification and gender:panel evidence from rural Kenya[J].Journal of rural studies,2019

- (69):156-172.
- [18] MARTIN S M, LORENZEN K. Livelihood diversification in rural Laos[J]. *World development*, 2016(83):231-243.
- [19] GAUTAM Y, ANDERSEN P. Rural livelihood diversification and household well-being, insights from Humla, Nepal[J]. *Journal of rural studies*, 2016(19):239-249.
- [20] REARDON T, TAYLOR J E, STAMOULIS K et al. Effects of non-farm employment on rural income inequality in developing countries: an investment perspective[J]. *Journal of agricultural economics*, 2000(2):266-288.
- [21] ABDULAI A, CROLEREES A. Determinants of income diversification amongst rural households in Southern Mali[J]. *Food policy*, 2001(4):437-452.
- [22] ESCOBAL J. The determinants of nonfarm income diversification in rural Peru[J]. *World development*, 2001(3):497-508.
- [23] REARDON T, BARRETT C B. Agroindustrialization, globalization, and international development: an overview of issues, patterns, and determinants[J]. *Agricultural economics*, 2000(3):195-205.
- [24] BARRETT C B, REARDON T, WEBB P. Nonfarm income diversification and household livelihood strategies in rural Africa: concepts, dynamics, and policy implications[J]. *Food policy*, 2001(4):315-331.
- [25] ELLIS F. Rural livelihood diversity in developing countries: evidence and policy implications[M]. London: Overseas Development Institute, 1999.
- [26] WUEPPER D, YESIGAT AYENNEW H, SAUER J. Social capital, income diversification and climate change adaptation: panel data evidence from rural Ethiopia[J]. *Journal of agricultural economics*, 2018(2):458-475.
- [27] MORDUCH J. Income smoothing and consumption smoothing[J]. *The journal of economic perspectives*, 1995(3):103-114.
- [28] ZHAO J, BARRY P. Implications of different income diversification indexes: the case of rural China[J]. *Economics and business letters*, 2013(1):13-20.
- [29] ASFAW S, PALLANTE G, PALMA A. Diversification strategies and adaptation deficit: evidence from rural communities in Niger[J]. *World development*, 2018(101):219-234.
- [30] JOHNY J, WICHMANN B, SWALLOW B M. Characterizing social networks and their effects on income diversification in rural Kerala, India[J]. *World development*, 2017(94):375-392.
- [31] 王洒洒, 杨雪燕, 罗丞. 价格上涨压力下农村留守妇女的生计策略: 生计多样化[J]. *中国农村观察*, 2014(5):38-48, 92-94.
- [32] 李聪, 刘若鸿, 许晏君. 易地扶贫搬迁、生计资本与农户收入不平等——来自陕南的证据[J]. *农业技术经济*, 2019(7):52-67.
- [33] FIRPO S P, FORTIN N M, LEMIEUX T. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions[J]. *Econometrics*, 2018(2):28.
- [34] 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.
- [35] 葛永波, 翟坤, 孟纹羽. 劳动力转移与农村家庭财富不平等: 缓解还是加剧——基于转移就业的异质性分析[J]. *农业技术经济*, 2020(9):32-47.

(责任编辑:陈万红)