

农业现代化研究

RESEARCH OF AGRICULTURAL MODERNIZATION

引用格式：

曾俊霞, 龙文进, 郜亮亮. 外出务工对农民成为合作社负责人的影响——基于全国粮食种植业职业农民的分析 [J]. 农业现代化研究, 2022, 43(1).

Zeng J X, Long W J, Gao L L. The impacts of non-farm work experiences of returning migrant farmers on their returning and becoming leaders of agricultural cooperatives: Evidence from a national survey of professional grain famers[J]. Research of Agricultural Modernization, 2022, 43(1).

DOI: 10.13872/j.1000-0275.2021.0112



外出务工对农民成为合作社负责人的影响

——基于全国粮食种植业职业农民的分析

曾俊霞¹, 龙文进², 郜亮亮^{1*}

(1. 中国社会科学院农村发展研究所, 北京 100732; 2. 中国农业大学经济管理学院, 北京 100083)

摘要：外出务工返乡农民被认为是解决中国“谁来种地”、提高中国农业组织化程度的重要希望，政府也在大力宣传、引导外出务工返乡农民投身农业并引领合作社等新型经营主体发展。本文基于新迁移经济学等理论，利用具有全国代表性的粮食种植业职业农民的大样本数据，运用二元模型、双重稳健模型、匹配模型和多元定序模型等计量方法，分析了外出务工对农民成为合作社负责人的影响。结果表明，在粮食种植业职业农民中，外出务工返乡农民占比为 23.66%，合作社负责人占比为 24.59%。外出务工返乡农民中合作社负责人的占比为 34.65%，没有外出务工的农民中合作社负责人的占比为 21.47%，两者相差约 13 个百分点。计量分析结果表明，相比没有外出务工的农民，外出务工返乡农民成为合作社负责人的概率要显著高出约 6 个百分点，即调查样本中外务工返乡农民要比其他农民成为合作社负责人的概率高出近 1/4，这证实了外出务工对农民成为合作社负责人的正向促进作用。外出务工通过人力资本提升、农业生产投入和政府政策支持三个方面促使返乡农民工更可能成为合作社负责人。因此，在当前农业转型阶段，政府一方面应鼓励人力资本水平较低的青年农民外出就业，通过务工积累个人资本；另一方面，应大力吸引并帮助优秀的返乡农民工投身农业和乡村振兴事业，发挥他们更多的引领带动作用。

关键词：外出务工；返乡农民工；合作社；职业农民；粮食种植

中图分类号：F323.6

文献标识码：A

文章编号：1000-0275 (2021) 00-0000-00

The impacts of non-farm work experiences of returning migrant farmers on their returning and becoming leaders of agricultural cooperatives: Evidence from a national survey of professional grain famers

ZENG Jun-xia¹, LONG Wen-jin², GAO Liang-liang¹

(1. Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Science, Beijing 100732, China; 2. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract : Returning rural migrants are a vital force to solve the problem of “who will produce grains in China” and to improve the organizational degree of China’s agriculture. The government is also vigorously publicizing and guiding migrant workers to return to their hometowns to engage in agriculture and to lead new agricultural cooperatives. Based on a large sample of national professional grain farmers in 2017 and applying the theory of new migration economics, this paper examined the impacts of non-farm work experience of rural migrants on their returning and becoming leaders of agricultural cooperatives by the binary models, the double robust modes, the multi-ordered models, the matching models, and other econometric models. Descriptive analysis shows that among all professional grain farmers, return migrants account for 23.66%, and leaders of agricultural cooperatives account for 24.59%. Among those returning

基金项目：国家社会科学基金项目 (17BJY010)；中央农业广播电视学校 (农业农村部农民科技教育培训中心) 农民素质发展追踪调查。

作者简介：曾俊霞 (1979—)，女，山西太原人，博士，助理研究员，主要研究方向为农业农村人才、农村教育，E-mail: zengjx@cass.org.cn；通信作者：郜亮亮 (1981—)，男，山西高平人，博士，研究员，主要研究方向为土地经济、农业农村现代化、农业农村人才，E-mail: gaoll@cass.org.cn。

收稿日期：2021-08-27；**接受日期：**2021-11-05

Foundation item: National Social Science Foundation of China (17BJY010); The Panel survey on the development of farmers' quality by Central Agricultural Broadcasting and Television School (Farmer Science and Technology Education and Training Center of the Ministry of Agriculture and Rural Affairs).

Corresponding author: GAO Liang-liang, E-mail: gaoll@cass.org.cn.

Received 27 August, 2021; **Accepted** 5 November, 2021

migrant workers, 34.65% of those with non-farm work experiences serve as the leaders of agricultural cooperatives, while only 21.47% of those without non-farm work experiences serve as the leaders of agricultural cooperatives. Empirical estimation results show that compared with farmers without non-farming employment experiences, the probability of those with non-farming employment experiences being leaders of agricultural cooperatives is significantly higher by 6%. Returning migrant workers are nearly 1/4 more likely to be leaders of agricultural cooperative than their counterparts. The paper finds evidence of positive effect of non-farming work experience on being leaders of agricultural cooperatives. The mechanism analysis shows the improvement in human capital, agricultural production input, and government policy support are keys to incentivize returning migrant workers to become leaders of agricultural cooperatives. The government should encourage young farmers with low levels of human capital to go out for non-farming employment and accumulate personal capital through non-farm employment. The government should also attract and help returning migrant workers to better engage in agriculture and rural vitalization by playing their leading roles.

Key words : non-farm work experience; returning migrant workers; agricultural cooperatives; professional farmers; grain production

外出务工返乡农民是新型经营主体中的重要个体组成和高素质代表^[1], 被认为是解决中国“谁来种地”、提高中国农业生产者组织化程度的重要力量。政府将外出务工返乡农民作为新型经营主体的重点培育对象和乡村人才振兴重要的人才来源, 期望他们能够在农业生产中发挥引领和带动作用, 为乡村振兴贡献坚实的人才力量。一方面, 在返乡农民工中, 有相当一部分依然从事传统农业生产^[2-3]。而农业生产, 尤其是粮食种植业生产事关国家粮食安全大局。特别是在新的国内外形势下, 粮食生产的“压舱石”作用更加突显, 牢牢把 14 亿人的饭碗端在自己手里显得尤为重要。另一方面, 新型农业经营主体是确保我国粮食安全有效供给的重要载体, 从事粮食种植业的外出务工返乡农民作为新型经营主体中的高素质农民代表, 在保障粮食安全、提高农业质量和效益上有着重要作用。因此, 研究外出返乡后从事粮食种植业的农民在农民合作社中的引领作用就具有非常重要的现实意义。

现有研究普遍认为农民合作社对增进农民利益、改善农民的市场地位具有重要作用^[4], 是小农户和现代农业有机衔接的关键载体^[5]。在有关农民合作社的研究中, 多数研究集中于讨论农民合作社的形成发展^[6-7]、农民加入合作社或联合社的影响因素^[8-11], 以及合作社对农户生产经营、利益获得的影响^[12-15]。少数有关合作社负责人的研究多局限于理论或案例分析, 缺乏严谨的大样本实证研究。相比一般合作社成员, 合作社负责人拥有更高的能力和更多的资源, 能够发挥更强的引领作用。从提高农民组织化的程度看, 如果将加入合作社视为农民自身组织化程度提高的初级表现, 那么成为合作社负责人则可以看作是促进“组织”组织化程度提高的更高级表现。在人才匮乏的农村, 更加需要这些能够提高农民组织化程度、带领农民发展、加快乡村振兴的关键人才。

本文将聚焦返乡后从事粮食种植业的农民, 研究外出务工对他们成为合作社负责人的影响。首先, 返乡农民工是农村稀缺性的人力资本和乡村振兴重要的人才来源, 乡村振兴人才振兴是关键, 尤其是这些从农村出去又回到农村的返乡人才。返乡农民工的经济、社会行为, 尤其是他们在新型经营主体中的作用都非常值得关注, 这将有助于从研究层面更加全面、深入地认识该群体, 并从政策层面积极促进该群体在乡村振兴中发挥更大的作用。其次, 在当前全球粮食安全受到冲击, 世界粮食安全遭遇重大挑战的时刻, 研究关注粮食种植业领域的农民及合作组织, 将有助于增加对种粮农民群体的深刻认识, 为进一步优化种粮农民队伍结构、调动种粮农民的粮食生产积极性、保障国家粮食安全提供有力的支撑作用。因此, 本文将使用 2017 年 31 个省、市、自治区的 3 000 名粮食种植业职业农民的大样本数据, 分析外出务工和合作社负责人的基本情况, 在此基础上, 采用二元模型(线性概率模型、Logit 模型、Probit 模型)、双重稳健模型(逆概率加权回归修正模型、扩展逆概率加权模型)、匹配模型(Mahalanobis 近邻匹配和倾向值 PSM 匹配)和多元定序模型等计量方法深入分析外出务工对农民成为合作社负责人的影响及具体程度, 并提出有助于外出务工返乡农民加快农业生产发展、发挥引领作用的政策建议。

1 理论分析与研究假说

返乡农民工在外务工期间获得了什么? 这些所得是否可能有助于他们返乡后成为合作社负责人? 这些是本文重要的理论支持。新迁移经济学的分析表明农村家庭根据劳动力和资源状况, 安排家庭中的优势劳动力向城市迁移, 完成家庭发展的必要资本积累返乡^[16], 迁移期间获得的技能和经验的提升可帮助回流后获得更好的发展^[17]。结合新迁移经济

学理论和本文研究目标，探讨农民工在务工期间所获得的有形与无形资本可以提高他们返乡后成为合作社负责人的可能性。

已有研究表明，农民在外务工期间的人力资本、社会资本、财务资本和运营资本等都能够得到不同程度的提高^[18-20]，大多数农民工返乡后会将这些增加的资本带回家乡，并对村庄内人力资本的配置、物质资本的配置、生产技术的扩散、自然资源的开发与利用、劳动力资源的就业等产生积极效应^[21-22]。返乡农民工通过务工所增长的技术技能、经营管理能力、企业家精神^[23-24]和社会资本动员能力^[25]，提高返乡后创业的概率^[26-29]、创业的绩效^[30]。返乡农民工在农业上创业创新的魄力和能力明显增强^[31]，成为农业和乡村治理领域新的精英^[32-33]。

但是也有研究表明，返乡农民工从事农业没有优势可言，甚至还存在劣势，因此就更谈不上在组织中的带领作用了。这是因为返乡可能是一种被迫的负向选择行为^[34]，返乡回流可能是夹心层^[35]、更可能是受教育水平低和年龄大^[36]，返乡农民中教育程度相对高的反而较少从事农业而更多流向二、三产业^[37]。这些不利因素使得务工返乡从事农业的积极作用成为一个伪命题。在返乡农民工参与合作社方面，有研究发现外出务工经历对加入合作社没有显著影响^[38]，非农就业等特殊经历对加入合作社甚至有部分负向影响^[39]，因此返乡农民工成为合作社负责人的可能性反而降低。

现有研究结论不一致的一个重要原因是由样本数据引起的。由于数据在样本时间、地点、数量和代表性等差异，不同的研究得出的结论不尽一致。本文认为外出务工会对农民成为合作社负责人产生影响，但到底是正向的还是负向的，以及影响的具体程度是什么，需要采用有代表性的大样本做实证研究来回答。基于以上理论分析和已有研究结果，本文提出待验证的研究假说：外出务工有助于返乡农民工成为合作社负责人。

2 研究方法

2.1 数据来源

本文所使用的数据来源于2018年中央农业广播电视学校（农业农村部农民科技教育培训中心）组织、中国社会科学院农村发展研究所主要参与的农民素质发展追踪调查。该调查是目前样本量较大、具代表性的全国性职业农民（或高素质农民）调查，这一调查数据也是农业农村部高素质农民年度发展报告的基础数据。根据《“十三五”全国新型职

业农民培育发展规划》，职业农民是以农业为职业、具有相应的专业技能、收入主要来自农业生产经营并达到相当水平的现代农业从业者。该调查样本为研究返乡农民工是否更有可能成为合作社负责人提供了非常坚实的数据基础。同时，大样本数据还可以通过重置样本、增加控制变量、变换计量模型等方法来增加结论的可靠性。

本次调查在全国31省、市、自治区（不含台湾、香港和澳门特别行政区）进行，具体抽样原则为：在每个省（市、区）内，按照各区县的人均GDP排名把所有区县分成高、中、低3层，每层随机抽取2个区县，共抽取6个区县。在每个区县内，根据乡镇农民人均可支配收入把所有乡镇分成3层，每层随机抽取2个乡镇，共抽取6个乡镇。在每个乡镇内，随机调查10名职业农民。根据研究目的，并为使样本具有代表性和变异性，每个乡镇抽取10名职业农民时应依次遵循以种植业为主；尽可能分布在不同的村；尽可能具有不同的经营规模；尽可能在年龄、学历、技能和接受培训等方面具有差异。

本次调查共获得全国31个省市自治区181个区县10879个职业农民的问卷数据。剔除逻辑不通、严重缺失、异常值较多的样本，共获得全国31个省176个区县1140个乡镇5154个村庄的9736个有效职业农民样本，有效样本比为89.74%。本次调查样本的地区分布非常广，可以比较全面的说明目前全国职业农民的发展状况。

鉴于本文的研究内容，研究样本限制在粮食种植业农民上。一方面，种植业与非种植业在生产经营上有很大的差异，对土地、劳动力、资金和技术等要求不一样，因此排除那些没有从事种植业的农民（如纯养殖业农民）有助于减少结果偏误。另一方面，即使是种植业中，粮食作物种植业与经济作物种植业在利润化水平、组织化程度等也具备较大差异，把样本限制在粮食作物种植业（即产值最高的种植作物为粮食类作物）的农民样本中更加有助于减少结果偏误，同时凸显本研究在粮食安全上的意义。最终纳入本文分析的农民样本量为3111个。

2.2 变量选取

本文研究的因变量是一个二元虚拟变量，即是否是合作社负责人。自变量也是一个二元虚拟变量，即是否为外出务工返乡农民（外出单元为乡镇）。除了是否为外出务工返乡农民这一自变量外，控制变量包括：1）个人特征：年龄、性别、受教育水平、身体健康、党员身份。这些指标体现了个人的人力资本和部分社会资本。2）家庭特征：家庭16~60

岁的劳动人口数量。劳动力数量是家庭人口结构的体现,也是生产要素的重要体现。3) 经营特征:首要(即产值最大的)农作物种类、经营土地面积。由于经营土地面积偏态分布严重,在模型中取其对数。4) 地区固定效应:鉴于不同地域在农业生产条件、政府政策支持等差异,在模型中加入样本所在县的固定效应或所在省的固定效应。

2.3 分析方法

由于本文主要考察外出务工对返乡农民成为合作社负责人的影响,因此基准模型设定为:

$$L = a + \beta \text{MIG} + \sum \delta_i C_i + \varepsilon \quad (1)$$

其中: L 为是否是合作社负责人, MIG 为是否外出务工的虚拟变量, C_i 为控制变量, δ_i 为各控制变量的系数, a 为常数, β 为待估系数, ε 为随机扰动项。

对于二元类型的因变量,可以用线性概率模型(Linear Probability Mode, LPM)、Logit 模型或 Probit 模型来估计自变量对因变量的影响。

由于外出务工存在自选择问题,外出务工与没有外出务工的两类农民可能存在系统性差异,一般的 LPM、Logit 或 Probit 模型可能遗漏了一些重要变量(如一些无法观测的个人特征,如冒险精神等,既影响外出务工的决策、又影响成为合作社负责人的行为),模型存在反向因果的可能性(如成为合作社负责人可能反过来影响外出务工)。如果模型没有更好地考虑内生性问题,模型结果可能是有偏的。借鉴已有相关研究^[40-42],本文将采用逆概率加权回归修正模型(Inverse-Probability-Weighted Regression Adjustment, IPWRA)和扩展逆概率加权模型(Augmented Inverse-Probability Weighting, AIPW)来试图解决以上实证难题,以保证计量结果是无偏的。IPWRA 和 AIPW 模型最大优点在于其“双重稳健性”,即只要结果模型(outcome model)和选择模型(selection model)中的任何一个模型的正确,模型估计出来的结果就是无偏的;即使结果模型和选择模型的设置都是有问题的,模型估计出来的结果的偏误也相对较小。双重稳健模型也被用于研究合作社参与的影响^[43]。在本文中,结果模型的因变量是“是否是合作社负责人”,选择模型的因变量是“是否为外出务工返乡农民”。

除了双重稳健模型外,本文还使用了样本筛选、倾向值匹配、多元定序模型等不同方法来对结论进行稳健性检验。

3 结果与分析

3.1 外出务工返乡农民与合作社负责人统计分析

调查样本中的职业农民近 1/4 的是外出务工返乡农民,近 1/4 的是合作社负责人。在 3 111 个粮食种植业农民中,外出务工返乡农民 736 人,占 23.66%;没有外出务工经历的农民 2 375 人,占 76.34%。在所有的粮食种植业农民中,合作社负责人有 765 人,占 24.59%;非合作社负责人有 2 346 人,占 75.41%(表 1)。需要注意的是,调查样本中合作社负责人的比例比一般的农户调查样本中的比例要高,这是因为调查对象是职业农民(或高素质农民),是农民群体中的先进生产力代表,是现代农业的主力军,从业综合素质明显更高^[44]。

表 1 外出务工返乡农民和合作社负责人的基本情况
Table 1 Descriptive statistics of leaders of agricultural cooperatives and returning rural migrants with non-farm work experiences

分类	频数	百分比 (%)
非外出务工返乡农民	2 375	76.34
外出务工返乡农民	736	23.66
非合作社负责人	2 346	75.41
合作社负责人	765	24.59
合计	3 111	100

外出务工返乡农民中合作社负责人占比明显更高。外出务工返乡农民中,34.65%是合作社负责人,而那些没有外出务工的农民中,21.47%是合作社负责人(表 2),比前者低了 13.18 个百分点,这一差距具有统计上的显著性。因此,从描述统计上看,外出务工返乡农民成为合作社负责人的比例要显著地高于没有外出经历的农民。

表 2 外出务工返乡农民与合作社负责人交叉表 (%)
Table 2 Cross analysis of leaders of agricultural cooperatives and returning rural migrants with non-farm work experiences (%)

分类	返乡农民		全体
	非外出务工	外出务工	
非合作社负责人	78.53	65.35	75.41
合作社负责人	21.47	34.65	24.59
合计	100	100	100

比较外出务工农民和非外出务工农民两类群体,可以发现在一些基本特征上存在差异。相对于没有外出务工的农民,外出务工返乡农民更年轻、男性比例更高、受教育水平更高、经营土地规模更大、从事玉米生产的比例少(表 3)。两类群体存在的这些系统性的差异,要求在模型中必须考虑相关的内生性问题。

3.2 外出务工对返乡农民成为合作社负责人的影响分析

表3 外出务工返乡农民与非外出务工返乡农民群体的特征差异

Table 3 Difference in characteristics between leaders of agricultural cooperatives and returning rural migrants with non-farm work experiences

变量	合计	非外出务工返乡农民	外出务工返乡农民	P 值
年龄 (周岁)	45.82	46.64	43.16	<0.001
男性 (%)	81.04	79.12	87.23	<0.001
受教育程度 (%)				<0.001
小学及以下	8.39	9.09	6.11	
初中	52.78	54.02	48.78	
中专、高中、技校	31.24	29.64	36.41	
大专及以上学历	7.59	7.24	8.70	
身体健康 (%)	94.44	94.40	94.57	0.860
党员 (%)	28.61	29.47	25.82	0.055
家庭劳动人口数 (人)	3.14	3.14	3.13	0.860
首要粮食作物 (%)				<0.001
小麦	18.74	17.94	21.33	
玉米	33.62	36.76	23.51	
水稻	42.14	40.46	47.55	
其他粮食类	5.50	4.84	7.61	
经营土地面积 (hm ²)	9.83	8.97	12.60	<0.001

注：P 值指的是 T 检验或皮尔逊卡方检验的显著性水平。

二元模型 (LPM、Logit 和 Probit 模型) 结果显示, 外出务工对返乡农民成为合作社负责人起到了显著正向促进作用, 且在 1% 的统计水平上显著 (表 4), 即外出务工返乡农民成为合作社负责人的显著更多。

控制变量中, 有一些变量对农民成为合作社负责人产生了显著性影响, 个体特征中, 男性、受教育水平高的、身体健康的、是党员的农民都更有可能成为合作社负责人, 而年龄对农民成为合作社负责人的影响则呈倒 U 型, 随着年龄的增加农民成为

表4 成为合作社负责人的影响因素分析

Table 4 Determinants of being leaders of agricultural cooperatives

变量	LPM		Logit		Probit	
	系数	SE	系数	SE	系数	SE
外出务工返乡农民	0.069 1***	0.022 5	0.433 5***	0.136 3	0.253 7***	0.078 3
年龄	0.022 6***	0.006 2	0.156 5***	0.046 9	0.092 9***	0.026 2
年龄平方	-0.000 3***	0.000 1	-0.001 8***	0.000 5	-0.001 1***	0.000 3
男性	0.045 2**	0.019 5	0.343 6**	0.157 5	0.185 2**	0.088 3
受教育水平: 初中						
小学及以下	-0.070 2***	0.022 9	-0.767 0***	0.280 7	-0.423 3***	0.144 0
中专、高中、技校	0.091 7***	0.018 3	0.564 9***	0.113 0	0.327 9***	0.066 0
大专及以上学历	0.204 7***	0.033 8	1.134 0***	0.183 4	0.667 8***	0.108 2
身体健康	0.069 7**	0.028 6	0.700 7**	0.326 9	0.435 5**	0.184 7
党员	0.056 4**	0.021 7	0.353 4***	0.134 8	0.213 7***	0.077 5
家庭劳动数	0.007 9	0.006 6	0.050 0	0.047 9	0.031 5	0.026 8
首要粮食作物: 水稻						
小麦	-0.018 3	0.043 0	-0.016 8	0.302 8	-0.053 9	0.173 4
玉米	0.001 7	0.030 8	0.019 7	0.254 8	-0.001 6	0.139 3
其他粮食类	0.004 3	0.044 0	-0.013 1	0.318 5	-0.009 9	0.180 3
经营土地面积	0.006 1***	0.000 8	0.040 8***	0.006 6	0.021 9***	0.003 6
常数项	-0.526 4***	0.134 7	-6.632 2***	1.027 1	-3.921 3***	0.584 8
县级地区虚拟变量	控制		控制		控制	
样本量	3 111		3 111		3 111	
R ² 或虚拟 R ²	0.221 1		0.207 5		0.207 0	

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, 下同。

合作社负责人的可能性先增加后减少；经营特征中家庭经营土地面积更多的农民成为合作社负责人的可能性更大。

通过以上二元模型结果可以得知外出务工返乡农民成为合作社负责人的更多，但具体多出的程度仍然未知。这就需要计算模型中各变量的平均边际效应。在 LPM、Logit 和 Probit 模型结果中，外出

务工返乡农民成为合作社负责人的概率增加了 6.91、6.15 和 6.28 个百分点（表 5）。采用以上最低的概率 6.15% 与总样本中合作社负责人占比 24.59% 相除得到 25.01%，这就意味着外出务工返乡农民成为合作社负责人的可能性至少增加了 1/4，即本文的假说“外出务工有助于返乡农民成为合作社负责人”成立。

表 5 Logit 模型中各变量的平均边际贡献
Table 5 Average marginal effect of variables in the Logit models

变量	LRM		Logit		Probit	
	边际贡献	SE	边际贡献	SE	边际贡献	SE
外出务工返乡农民	0.069 1***	0.022 5	0.061 5***	0.019 1	0.062 8***	0.019 1
年龄	-0.001 0	0.000 8	-0.000 9	0.000 8	-0.001 0	0.000 8
男性	0.045 2**	0.019 5	0.046 9**	0.020 6	0.044 4**	0.020 4
受教育水平：初中						
小学及以下	-0.070 2***	0.022 9	-0.085 0***	0.025 7	-0.084 5***	0.024 3
中专、高中、技校	0.091 7***	0.018 3	0.084 9***	0.017 7	0.085 8***	0.018 0
大专及以上	0.204 7***	0.033 8	0.187 1***	0.033 5	0.190 0***	0.033 9
身体健康	0.069 7**	0.028 6	0.087 6**	0.035 3	0.095 0***	0.034 8
党员	0.056 4**	0.021 7	0.051 9**	0.020 3	0.054 7***	0.020 3
家庭劳动人口数	0.007 9	0.006 6	0.007 1	0.006 8	0.007 8	0.006 6
首要粮食作物：水稻						
小麦	-0.018 3	0.043 0	-0.002 4	0.042 8	-0.013 2	0.042 4
玉米	0.001 7	0.030 8	0.002 8	0.036 3	-0.000 4	0.034 7
其他粮食类	0.004 3	0.044 0	-0.001 9	0.045 0	-0.002 5	0.044 7
经营土地面积	0.006 1***	0.000 8	0.005 8***	0.000 9	0.005 4***	0.000 8
样本量	3 111		3 111		3 111	

注：模型中控制了县级地区虚拟变量。

为了避免由于外出务工这一自选择带来的可能内生性，采用双重稳健模型来分析外出务工对农民成为合作社负责人的影响，表 6 给出了 IPWRA 和 AIPW 模型中结果模型（外出务工返乡农民、非务工返乡农民）和选择模型（是否外出务工返乡）的结果。与结果模型相比，选择模型增加了一个变量“有 0~15 岁孩子”；由于现在的农业经营特征并不直接影响之前的外出务工返乡行为，因此在结果模型中没有纳入首要粮食作物和经营土地面积这两个变量。结果显示，有 0~15 岁孩子与外出务工返乡呈显著性正相关，即有小孩的农民工更可能返乡。

由于表 6 并不直接体现外出务工返乡对成为合作社负责人的影响，加上外出务工对全体农民和外出务工返乡农民两类群体成为合作社负责人的影响可能不同，在表 7 中分别计算总体平均处理效应（Average Treatment Effect, ATE）和外出务工返乡农民（即干预组）的平均处理效应（Average Treatment Effect for the Treated, ATT）。在表 6 的结果模型中，虽然各变量对外出务工返乡农民和非外出务工

返乡农民这两类群体的影响不尽相同，APWRA 和 AIPW 两类方法出来的模型结果也有差异，但表 7 显示 IPWRA 和 AIPW 模型得出的 ATE 非常接近，约为 6 个百分点（0.060 6 和 0.059 0），且都在 1% 的统计水平上显著。这反映的是：农民有外出务工经历相比不外出务工成为合作社负责人的概率会增加 6 个百分点左右。IPWRA 模型得出了 ATT 值为 0.071 8，显著性水平为 1%，高于 ATE 值约 1 个百分点。这反映的是：外出务工农民比不外出农民成为合作社负责人的概率增加了 7.18 个百分点。ATT 比 ATE 高出 1 个百分点，说明外出务工对务工组农民成为合作社负责人的影响程度更大，比全体农民多出 1 个百分点。

总的来看，更加严谨的双重稳健模型也同样支持外出务工显著增加农民成为合作社负责人的概率这一结论，并且与前面的二元模型 LPM、Logit 和 Probit 结果系数基本一致（均在 6 个百分点左右），模型的稳定性非常好。因此，本文可以得出：外出务工对返乡农民成为合作社负责人具有显著的影

表 6 双重稳健模型结果
Table 6 Results of the Double Robust Models

变量	IPWRA			AIPW		
	外出务工 返乡农民	非务工 返乡农民	是否外出 务工返乡	外出务工 返乡农民	非务工 返乡农民	是否外出 务工返乡
年龄	0.020 5**	0.034 1	0.182 7***	0.024 9*	0.043 7**	0.182 7***
年龄平方	-0.000 2**	-0.000 4*	-0.002 8***	-0.000 3*	-0.000 5**	-0.002 8***
男性	0.058 9***	0.018 6	0.606 2***	0.057 3*	0.006 8	0.606 2***
受教育水平：初中 小及及以下	-0.057 2**	0.020 5	-0.238 3	-0.045 3	-0.016 6	-0.238 3
中专、高中、技校	0.100 3***	0.108 2**	0.285 2***	0.121 4***	0.129 0***	0.285 2**
大专及以上学历	0.214 4***	0.221 7***	0.132 4	0.226 7***	0.231 5***	0.132 4
身体健康	0.098 0***	0.132 7	-0.339 5	0.142 5***	0.093 2	-0.339 5
党员	0.034 9*	0.180 9***	-0.285 7**	0.020 3	0.151 2***	-0.285 7**
家庭劳动人口数	0.013 0*	-0.002 7		0.025 6**	-0.000 8	
首要粮食作物：水稻						
小麦	0.015 8**	0.001 7		-0.001 5	-0.073 5	
玉米	-0.019 6	-0.095 6		-0.017 5	0.040 6	
其他粮食类	0.002 1	0.025 7		0.027 2	-0.078 6	
经营土地面积对数	0.022 8	-0.048 9		0.006 5***	0.006 4***	
有 0~15 岁孩子			0.226 3**			0.226 3**
常数项	-0.503 1**	-0.422 4	-3.772 2***	-0.686 6**	-0.663 2	-3.772 2***
省级地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	736	2 376	3 111	736	2 376	3 111

注：限于篇幅，本表没有报告系数的标准误。因为县级样本数量太少，不足以支持双重稳健模型，这里使用的是省级地区虚拟变量。

表 7 双重稳健模型中的外出务工返乡对成为合作社负责人的平均处理效应
Table 7 Average treatment effect of non-farm work experiences on being leaders of agricultural cooperatives from the double robust models

模型	ATE		ATT		样本量
	值	SE	值	SE	
IPWRA	0.060 6***	0.021 5	0.071 8***	0.022 1	3 111
AIPW	0.059 0***	0.022 8			3 111

注：AIPW 模型无法计算 ATT，故没有报告。

响，并且是正向地促进作用，研究假说得到证实。这也验证了新迁移经济学的相关理论分析。农民外出务工迁移实现了技术、资金、创业和管理能力等多方面的提升，返乡的同时也实现了人力资本、经济资本和社会资本等多重资本的回流，甚至实现了迁出地人力资本流失的逆转，增强了家乡企业的企业活动和创新精神，带动了家乡经济的发展。

3.3 稳健性检验分析

为进一步验证结果的可靠性，本文还通过重置样本、更换计量模型等进行稳健性检验。

3.3.1 样本重置 一些无法观测到的因素，可能同时影响是否外出务工以及是否加入合作社，可以通过重置样本来降低这些因素的影响。比如，调查样本数据显示一些乡镇所有的农民样本都没有外出务工经历，或一些乡镇所有的农民样本都没有加入合作社，亦或一些乡镇所有的农民样本既不外出务工也

不加入合作社。这些样本可能会对研究结果产生影响，因为前提条件不成立，即没有外出务工农民或没有合作社导致外出务工没有发挥作用。所以，为了尽可能地减少这些因素的影响，可以重置样本，分类排除以上样本，对比模型结果是否一致稳定。

重置样本后，二元模型结果仍然一致稳定，均支持外出务工返乡农民更有可能成为合作社负责人的结论（表 8）。具体来看：排除没有外出务工农户的乡镇后，调查农民样本从 3 111 人减少到 2 280 人；排除没有合作社成员的乡镇后，调查农民样本从 3 111 人减少到 2 913 人；排除同时没有外出务工农户和合作社成员的乡镇后，调查农民样本从 3 111 人减少到 2 168 人。三类样本的二元回归模型中的平均边际贡献均在 0.056 4~0.072 9 之间（6 个百分点左右），显著性水平在 5% 或 1% 的水平上，结论非常稳定。

表 8 样本筛选模型中外出务工返乡对成为合作社负责人的平均边际贡献
Table 8 Average marginal effect of non-farm work experiences on being leaders of agricultural cooperatives from the sample-selected models

样本筛选	LPM		Logit		Probit	
	边际贡献	SE	边际贡献	SE	边际贡献	SE
有外出务工返乡农民的乡镇	0.056 4**	0.023 8	0.053 1**	0.020 9	0.055 2***	0.021 0
有合作社成员的乡镇	0.072 9***	0.024 0	0.066 5***	0.020 4	0.067 6***	0.020 5
有外出务工返乡农民和合作社的乡镇	0.063 1**	0.025 1	0.060 2***	0.022 1	0.062 5***	0.022 2

注：各模型变量设置与表 3 一致。

3.3.2 匹配法 外出务工并非一种随机现象，可能存在自选择问题，外出务工的农民和没有外出务工的农民在很多特征上都存在差异性（表 3），所以直接比较两类农民成为合作社负责人的差异就可能存在偏误。采用匹配法构建同质性较强的外出务工返乡组（干预组）和非外出务工返乡组（控制组），有效控制两组样本在可观测变量上系统性差异，可以在一定程度上解决由于样本特征差异而导致的结果偏误。本文分别使用两种匹配方法（Mahalanobis 近邻匹配和倾向值 PSM 匹配）来验证之前结果的稳健性。近邻匹配方法、倾向值 PSM 匹配方法分别显示外出务工可以提高农民成为合作社负责人的

表 9 匹配后的外出务工返乡对成为合作社负责人的平均处理效应（ATE）

Table 9 Average treatment effect of non-farm work experience on being leaders of agricultural cooperatives from the matching models

匹配方法	ATE 值	SE	样本量
近邻匹配	0.079 7***	0.030 8	3 111
倾向值匹配	0.105 1***	0.031 3	3 111

注：各模型变量设置与表 3 一致。

表 10 多元定序模型中外出务工返乡对成为合作社成员级别的平均边际贡献

Table 10 Average marginal effect of non-farm work experiences on being leaders of agricultural cooperatives from the ordered models

模型	非合作社成员		合作社一般成员		合作社负责人		样本量
	值	SE	值	SE	值	SE	
定序 Logit 模型	-0.076 7***	0.021 5	0.018 9***	0.005 5	0.057 7***	0.016 1	3 111
定序 Probit 模型	-0.076 0***	0.021 1	0.016 8***	0.004 9	0.059 1***	0.016 3	3 111

注：各模型变量设置与表 3 一致。

3.4 外出务工促进农民成为合作社负责人的机理探讨

计量模型分析表明，外出务工显著地促进了返乡农民成为合作社负责人，但具体如何影响还需要进一步的机理探讨。根据以往理论可知，农民在外出务工期间，人力资本、经济资本和社会资本都得到了提高，尤其是和组织成长有关的经营管理、创业创新等能力的提升帮助他们返乡后在农业生产中更早实现规模化、集约化、品牌化和优质化生产，从而获得农户中的领先地位和政府更多的政策支

持，发挥在组织中的引领作用。利用本文调查数据，以下将从人力资本提升、农业生产投入和政府政策支持三个角度来尝试阐述外出务工对农民成为合作社负责人的影响机制。

3.3.3 多元定序模型 合作社负责人可以看成是合作社一般成员的“升级”，而合作社一般成员可以看成是非合作社成员的“升级”，因此将因变量从二元变量（是否为合作社负责人）扩展为合作社负责人、合作社一般成员和非合作社成员 3 个分类，采用定序 Logit 或定序 Probit 模型就可以刻画出外出务工对不同合作社成员级别之间的影响，而不仅局限在最高级别合作社负责人层面。定序 Logit 和定序 Probit 模型的结果均一致稳定（表 10），相比没有外出务工的农民，外出务工返乡农民不加入合作社（即非合作社成员）的概率要低 7.6 个百分点左右，而加入合作社成为合作社一般成员的概率要高近 2 个百分点，加入合作社并成为合作社负责人的概率要高近 6 个百分点。因此，多元定序模型不仅表明外出务工可以显著增加农民成为合作社负责人的概率，同时也刻画出了外出务工有助于农民在合作社成员级别中的“进级”。

在人力资本提升上，一方面，外出务工返乡的农民获得各种技术证书的比例高于没有外出务工的农民。调查样本显示，在外出务工返乡的农民中，70.11% 的获得新型职业农民证书，16.71% 的获得农民技术人员职称，7.07% 的获得国家职业资格证书

书，这些比例要比没有外出务工的农民分别高出5.82、2.48和0.46个百分点。另一方面，外出务工返乡的农民接受各种培训的比例、有继续教育意愿的比例都更高。调查样本显示，外出务工的农民中，接受过农业培训的比例高达91.3%，希望通过职业教育获得农业职业教育学历的比例为84.84%，正在接受学历教育的比例为19.7%，这些比例要比没有外出务工的农民分别高出4.56、8.76和4.07个百分点。外出务工返乡农民较高的人力资本，与其自身固有的人力资本高有关，也与在外务工期间增加的人力资本有关。

在农业生产投入上，外出务工返乡的农民明显多于没有外出务工的农民。以农机总价值为例，外出务工返乡的农民家庭农机总价值投入为12.24万元，比没有外出务工的农民高2.63万元。外出务工返乡农民农业生产投入多，与在外务工期间增加的经济资本有关，也可能和他们在外出务工期间增加的企业家精神有关。

在政治资本上，外出务工返乡的农民获得的政治网络资源和政策支持要更多。调查样本显示，外出务工返乡农民中，分别有3.42%的担任过县级及以上人大代表或政协委员，12.02%的获得县级及以上表彰或奖励，比没有外出务工的农民分别高出1.14和2.51个百分点。从政策支持上看，外出务工返乡的农民平均获得2.4项政策支持，而没有外出务工的农民获得2项政策支持。更多的政治网络资源和政策支持使得外出务工返乡农民更有可能成为合作社负责人。

4 结论与政策启示

4.1 结论

研究表明，从事粮食种植业的职业农民中，在控制了个体、家庭、地区等特征后，相比没有外出务工的农民，外出务工返乡的农民成为合作社负责人的比例要显著高出至少6个百分点。考虑到总样本中合作社负责人的占比约为25%，外出务工返乡农民成为合作社负责人的可能性至少增加了1/4，外出务工有助于返乡农民工成为合作社负责人。影响机制分析表明农民在外务工迁移期间，增加的人力资本、经济资本等使得他们返乡后能更好地从事农业生产并获得更多的政策支持，从而在农民组织化中发挥引领作用。需要加以说明的是，职业农民和中国广大的小农户在人力资本、农业生产等方面存在显著的差异，因此本文的研究结论在小农户层面推广可能存在一定的限制。

受到国内外经济发展新格局的影响，未来可能会有越来越多的外出务工农民返乡并加入农业生产者队伍。国家统计局发布的《农民工监测调查报告》显示，自2008年来，2020年外出务工农民人数首次出现下降，比上一年减少了466万人。外出务工返乡农民，在农业生产和乡村振兴中将发挥更多更具引领带动作用的作用，本文的研究结论也证实了这一点。

4.2 政策启示

外出务工返乡农民不仅实现了家乡人力资本流失的逆转，而且在一些新型经营主体中还发挥了引领带头作用，对于乡村振兴战略背景下的农村经济发展具有积极意义。

1) 政府应鼓励那些从事生产力水平较低的农业活动的青年农民外出就业，通过外出务工增加其物质资本和人力资本的积累，为未来返乡做准备。在当前传统农业向现代农业转型的阶段，农村仍然有大量的劳动力从事效率不高的农业生产，他们当中很多人没有外出务工经历，人力资本水平也不高，可以通过外出务工全面提升自己的综合素质。未来，可能有一部分人留在城市，但是也会有一部分人选择返乡，成为素质较高的返乡农民工群体再次投身农业。应当看到，在当前阶段，吸引更多优质返乡农民工的前提是拥有更多外出农民工。

2) 政府应大力吸引那些优秀的外出务工农民返乡，鼓励他们投身农业生产和乡村振兴事业。通过乡村人才制度改革，破除人才流动壁垒，吸引返乡农民工等返乡下乡人才从城市流动到农村，优化农村劳动力的队伍结构；对返乡农民工进行摸底调查，更好地掌握他们的普遍需求，创造良好的政策环境，以便将其外出时期积累的人力资本和物质资本更加顺利地转换为农业生产优势；通过基础设施、金融信贷等政策扶持帮助返乡农民工更好地从事农业生产经营活动，充分发挥其在各个新型经营主体中的引领作用，推动农村经济的高效发展；加大农民培训，持续提升返乡农民工的人力资本和社会资本，为乡村振兴提供人才支撑。

参考文献：

- [1] 孔祥智. 新型农业经营主体的地位和顶层设计[J]. 改革, 2014(5): 32-34.
Kong X Z. The status and top-level design of new agricultural operators[J]. Reform, 2014(5): 32-34.
- [2] 白南生, 何宇鹏. 回乡, 还是外出?——安徽四川二省农村外出劳动力回流研究[J]. 社会学研究, 2002(3): 64-78.
Bai N S, He Y P. Return home or go out?—Research on return migrants in Anhui and Sichuan provinces[J]. Sociological Studies,

- 2002(3): 64-78.
- [3] 谢勇, 周润希. 农民工的返乡行为及其就业分化研究 [J]. 农业经济问题, 2017(2): 92-101.
Xie Y, Zhou R X. The returning and employment differentiation of migrant workers[J]. Issues in Agricultural Economy, 2017(2): 92-101.
- [4] 苑鹏. “公司 + 合作社 + 农户” 下的四种农业产业化经营模式探析 [J]. 中国农村经济, 2013(4): 13-18.
Yuan P. An analysis of the four agricultural industrialization operation models under “Company + Cooperative + Farmers” — From the perspective of farmers’ welfare improvement[J]. Chinese Rural Economy, 2013(4): 13-18.
- [5] 徐旭初, 吴彬. 合作社是小农户和现代农业发展有机衔接的理想载体吗? [J]. 中国农村经济, 2018(11): 80-95.
Xu X C, Wu B. Are cooperatives an ideal carrier for the organic connection between the production of small farmers and the development of modern agriculture?[J]. Chinese Rural Economy, 2018(11): 80-95.
- [6] 黄祖辉, 徐旭初, 冯冠胜. 农民专业合作社组织发展的影响因素分析——对浙江省农民专业合作社发展现状的探讨 [J]. 中国农村经济, 2002(3): 13-21.
Huang Z H, Xu X C, Feng G S. An analysis of the determinants of the development of farmer professional cooperatives—Based on the status of farmer professional cooperatives in Zhejiang province[J]. Chinese Rural Economy, 2002(3): 13-21.
- [7] 邓衡山, 徐志刚, 黄季焜, 等. 组织化潜在利润对农民专业合作社组织形成发展的影响 [J]. 经济学 (季刊), 2011, 10(4): 1515-1532.
Deng H S, Xu Z G, Huang J K, et al. The role of potential profit in the formation and development of farmers professional cooperatives[J]. China Economic Quarterly, 2011, 10(4): 1515-1532.
- [8] 蔡荣, 韩洪云. 农户参与合作社的行为决策及其影响因素分析——以山东省苹果种植户为例 [J]. 中国农村观察, 2012(5): 32-40, 95.
Cai R, Han H Y. Analyzing the determinates of farmers’ choice of participate in cooperatives—Based on apple growers from Shandong province[J]. China Rural Survey, 2012(5): 32-40,95.
- [9] 罗玉峰, 邓衡山, 陈菲菲, 等. 农民专业合作社的农户参与: 自选择还是被参与 [J]. 农业现代化研究, 2017, 38(1): 103-110.
Luo Y F, Deng H S, Chen F F, et al. Farmers’ participation in cooperatives: Voluntary or compulsory[J]. Research of Agricultural Modernization, 2017, 38(1): 103-110.
- [10] 钟颖琦, 黄祖辉, 吴林海. 农户加入合作社意愿与行为的差异分析 [J]. 西北农林科技大学学报 (社会科学版), 2016, 16(6): 66-74.
Zhong Y Q, Huang Z H, Wu L H. Difference between willingness and behavior of farmers’ participation in cooperatives: An empirical analysis and policy proposal[J]. Journal of Northwest A&F University (Social Science Edition), 2016, 16(6): 66-74.
- [11] 王军, 李霖, 刘亚辉. 农民合作社组建联合社的影响因素分析 [J]. 农业现代化研究, 2021, 42(4): 703-712.
Wang J, Li L, Liu Y H. The analysis of the factors influencing the formation of the farmers cooperative union[J]. Research of Agricultural Modernization, 2021, 42(4): 703-712.
- [12] 温涛, 王小华, 杨丹, 等. 新形势下农户参与合作经济组织的行为特征、利益机制及决策效果 [J]. 管理世界, 2015(7): 82-97.
Wen T, Wang X H, Yang D, et al. Behavior characteristics, benefit mechanism and decision-making effects of farmers participating in cooperatives under the new situation[J]. Management World, 2015(7): 82-97.
- [13] Ma W, Abdulai A. Does cooperative membership improve household welfare? Evidence from apple farmers in China[J]. Food Policy, 2016, 58: 94-102.
- [14] Zhang S, Sun Z, Ma W, et al. The effect of cooperative membership on agricultural technology adoption in Sichuan, China[J]. China Economic Review, 2020, 62: 101334.
- [15] 罗明忠, 刘子玉, 郭如良. 合作参与、社会资本积累与农户相对贫困缓解——以农民专业合作社参与为例 [J]. 农业现代化研究, 2021, 42(5): 930-940.
Luo M Z, Liu Z Y, Guo R L. Cooperative participation, social capital accumulation, and relative poverty alleviation of farmers: From the perspective of farmers’ participation in professional cooperatives[J]. Research of Agricultural Modernization, 2021, 42(5): 930-940.
- [16] Stark O, Levhari D. On Migration and Risk in LDCs[J]. Economic Development and Cultural Change, 1982, 31(1): 191-196.
- [17] Vadean F, Piracha M. Circular Migration or Permanent Return: What Determines Different Forms of Migration?[M]//Epstein G S, Gang I N. Migration and Culture. Bingley: Emerald, 2010: 467-495.
- [18] 庄晋财, 芮正云, 曾纪芬. 双重网络嵌入、创业资源获取对农民工创业能力的影响——基于赣、皖、苏 183 个农民工创业样本的实证分析 [J]. 中国农村观察, 2014(3): 29-41.
Zhuang J C, Rui Z Y, Zeng J F. The impact of dual network embedding and the acquisition of entrepreneurial resources on the entrepreneurial ability of migrant workers—An empirical analysis based on 183 samples of migrant workers with entrepreneurship in Jiangxi, Anhui, and Jiangsu[J]. China Rural Survey, 2014(3): 29-41.
- [19] 邹芳芳, 黄洁. 返乡农民工创业者的创业资源对创业绩效的影响 [J]. 农业技术经济, 2014(4): 80-88.
Zhou F F, Huang J. The impact of return migrant workers’ entrepreneurial resources on the performance of entrepreneurship[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2014(4): 80-88.
- [20] Qian W, Wang D, Zheng L. The impact of migration on agricultural restructuring: Evidence from Jiangxi Province in China[J]. Journal of Rural Studies, 2016, 47: 542-551.
- [21] Murphy R. Return migration, entrepreneurship and local state corporatism in rural China: The experience of two counties in south Jiangxi[J]. Journal of Contemporary China, 2000, 9(24): 231-247.
- [22] 熊桢. 农民工返乡创业与中部新农村建设——基于资源配置的分析 [J]. 经济社会体制比较, 2009(5): 196-199.
Xiong A. Return and entrepreneurship of migrant workers and the construction of new countryside in Central China: An analysis based on resource allocation[J]. Comparative Economic & Social Systems, 2009(5): 196-199.
- [23] Ma Z. Urban labour-force experience as a determinant of rural occupation change: Evidence from recent urban-rural return migration in China[J]. Environment and Planning A: Economy and Space, 2001, 33(2): 237-255.

- [24] 王轶, 单晓昂. 外出务工何以提升企业家精神——基于全国返乡创业者的调查数据[J]. 浙江社会科学, 2021(8): 23-36, 156-157. Wang Y, Shan X A. How to improve the entrepreneurship of returning entrepreneurs—Based on the survey data of returned entrepreneurs in China[J]. Zhejiang Social Sciences, 2021(8): 23-36, 156-157.
- [25] Ma Z. Social-capital mobilization and income returns to entrepreneurship: The case of return migration in rural China[J]. Environment and Planning A: Economy and Space, 2002, 34(10): 1763-1784.
- [26] Démurger S, Xu H. Return migrants: The rise of new entrepreneurs in rural China[J]. World Development, 2011, 39(10): 1847-1861.
- [27] 周广肃, 谭华清, 李力行. 外出务工经历有益于返乡农民工创业吗?[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(2): 793-814. Zhou G S, Tang H Q, Li L X. Does migration experiences promote entrepreneurship in rural China?[J]. China Economic Quarterly, 2017, 16(2): 793-814.
- [28] 徐超, 吴玲萍, 孙文平. 外出务工经历、社会资本与返乡农民工创业——来自 CHIPS 数据的证据[J]. 财经研究, 2017, 43(12): 30-44. Xu C, Wu L P, Sun W P. Migrant working experiences, social capital and entrepreneurship of migrant workers retuning home: Evidence from CHIPS data[J]. Journal of Finance and Economics, 2017, 43(12): 30-44.
- [29] Wei X, Zhu H. Return migrants' entrepreneurial decisions in rural China[J]. Asian Population Studies, 2020, 16(1): 61-81.
- [30] 林龙飞, 陈传波. 外出创业经历有助于提升返乡创业绩效吗[J]. 现代经济探讨, 2019(9): 101-107. Lin L F, Chen C B. Does migration entrepreneurship experience improve the performance of returning entrepreneurship?[J]. Modern Economic Research, 2019(9): 101-107.
- [31] Sun Y, Hu R, Zhang C. Impact of rural-urban migration experience on rice farmers' agricultural machinery expenditure: Evidence from China[J]. Agriculture, 2021, 11(8): 764. <https://doi.org/10.3390/agriculture11080764>.
- [32] 余练, 陈跃. 返乡创业型土地精英的兴起与基层治理互动[J]. 中国青年研究, 2018(9): 37-44. Yu L, Chen Y. The rise of the returning entrepreneurial land elites and the interaction of grassroots governance[J]. China Youth Study, 2018(9): 37-44.
- [33] Chen Q, Hu R, Sun Y, et al. How does rural-urban migration experience affect arable land use? Evidence from 2293 Farmers in China[J]. Land, 2020, 9(11): 400. <https://doi.org/10.3390/land9110400>.
- [34] Wang W W, Fan C C. Success or failure: Selectivity and reasons of return migration in Sichuan and Anhui, China[J]. Environment and Planning A: Economy and Space, 2006, 38(5): 939-958.
- [35] 尹虹潘, 刘渝琳. 城市化进程中农村劳动力的留守、进城与回流[J]. 中国人口科学, 2016(4): 26-36, 126. Yin H P, Liu Y L. Rural labourer' remaining in rural, rural-urban migration, or returning to rural during urbanisation process[J]. Chinese Journal of Population Science, 2016(4): 26-36, 126.
- [36] 袁方, 史清华, 卓建伟. 农民工回流行为的一个新解释: 基于森的可行能力理论[J]. 中国人力资源开发, 2015(1): 87-96. Yuan F, Shi Q H, Zhuo J W. A new explanation of return of migrant workers based on Sen's capability theory[J]. Human Resources Development of China, 2015(1): 87-96.
- [37] 李敏, 廖琳, 周雨恩, 等. 返乡农民工从事农业生产决策的影响因素[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2020, 20(2): 97-103. Li M, Liao L, Zhou Y E, et al. Influence of human capital on agricultural production decision of returned rural migrant workers[J]. Journal of Northwest A&F University (Social Science Edition), 2020, 20(2): 97-103.
- [38] 赵晓峰, 王晶晶. 农户参与合作社的行为决策及其影响因素分析——基于村域社会资本视角[J]. 中共福建省委党校学报, 2018(12): 86-95. Zhao X F, Wang J J. The behavior decisions and determinants of participation in cooperatives—Based on the perspective of social capital at village level[J]. Journal of Fujian Provincial Committee Party School of CPC, 2018(12): 86-95.
- [39] 何国平, 刘殿国. 影响农民加入合作社的决策的因素: 一个新制度经济学视角及其来自海南的经验证据[J]. 江西财经大学学报, 2016(2): 77-89. He G P, Liu D G. Factors influencing farmers' decision to join cooperatives: A neo-institutional perspective and empirical evidences from Hainan province[J]. Journal of Jiangxi University of Finance and Economics, 2016(2): 77-89.
- [40] Derya Uysal S. Doubly robust estimation of causal effects with multivalued treatments: An application to the returns to schooling[J]. Journal of Applied Econometrics, 2015, 30(5): 763-786.
- [41] Abadie A, Cattaneo M D. Econometric methods for program evaluation[J]. Annual Review of Economics, 2018, 10(1): 465-503.
- [42] Słoczyński T, Wooldridge J M. A general double robustness result for estimating average treatment effects[J]. Econometric Theory, 2018, 34(1): 112-133.
- [43] Liu Y, Ma W, Renwick A, et al. The role of agricultural cooperatives in serving as a marketing channel: Evidence from low-income regions of Sichuan province in China[J]. International Food and Agribusiness Management Review, 2019, 22(2): 265-282.
- [44] 曾俊霞, 郜亮亮, 王宾, 等. 中国职业农民是一支什么样的队伍——基于国内外农业劳动力人口特征的比较分析[J]. 农业经济问题, 2020(7): 130-142. Zeng J X, Gao L L, Wang B, et al. Who are the Chinese professional farmers? A comparative analysis of the characteristics of the Chinese and foreign agricultural labors[J]. Issues in Agricultural Economy, 2020(7): 130-142.

(责任编辑: 董成立)