

农村劳动力转移促进了农业碳减排吗

——基于 30 个省份的面板数据检验

田 云, 贺宜畅

摘 要:厘清农村劳动力转移与农业碳排放之间的关系对于促进农业绿色低碳发展具有重要意义。为此, 基于中国 2005—2020 年的省际面板数据, 利用双向固定效应模型考察农村劳动力转移对农业碳排放的影响, 而后构建中介效应模型、门槛效应模型并引入工具变量进一步明晰二者间的作用机制。研究表明: (1) 农村劳动力转移对农业碳排放具有显著的抑制作用但表现出一定的异质性, 具体表现为, 中、东部地区农村劳动力转移对农业碳排放具有抑制作用而西部地区不甚明显, 粮食主产区中黄河流域省份相比长江、松花江流域省份其农村劳动力转移对农业碳排放具有显著的抑制作用; (2) 农村劳动力转移会使得粮食作物种植比例下降, 而这一种植结构的变化会促进农业碳减排, 其中介作用份额占比为 10%; (3) 农业机械化水平对农业碳减排存在单一门槛, 不同农业机械化水平下农村劳动力转移对农业碳排放的抑制作用存在差异。

关键词:农村劳动力转移; 农业碳排放; 农业碳减排; 农业种植结构; 中介效应; 门槛效应

中图分类号: F323.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2023)05-0061-13

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.20230821.002

一、引 言

近些年来, 全球气候变暖问题愈演愈烈, 而碳排放量增加被认为是导致其愈发严重的关键因素之一。“双碳”目标下, 想要更好地兼顾碳减排和经济发展, 唯有提高各类要素的碳效率^[1]。虽然第二、三产业是导致碳排放产生的主要源头, 但农业在这过程中也扮演了重要角色。改革开放以来, 中国农业碳排放的年均增速一度高达 5%^[2]。与此同时, 随着农业的不断发展以及社会化分工的进一步细化, 农村劳动力为了追求更高的收入逐步转向第二、三产业, 使得第一产业从业人员由 2000 年的 3.6 亿降至 2021 年的 1.7 亿^①。农业劳动力的减少客观上加快了农业机械化进程, 在一定程度上对人力和畜力产生替代效应, 进而有助于农业生产效率的提高, 使得农业碳排放强度下降; 但同时, 农业人力投入的减少通常伴随着农用物资投入增加, 进而也可能导致农业碳排放量增

基金项目:国家自然科学基金青年项目“巴黎协定下中国农业碳排放权省域分配及协同减排策略研究”(71903197); 中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金项目“‘双碳’目标下中国农村能源碳排放峰值预测及减排策略研究”(2722022BY012); 中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金项目“全面推进乡村振兴实现共同富裕的机制、路径与政策研究”(2722022AL003)

作者简介:田云, 中南财经政法大学工商管理学院副教授, tianyun1986@163.com (湖北 武汉 430073); 贺宜畅, 中南财经政法大学工商管理学院研究生

① 数据来源: 国家统计局。

加。那么，二者之间到底呈现何种关系？这是一个值得深入探讨的问题。

目前，学界关于农业碳排放的研究已较为成熟，涉及一般测算、时序演进特征分析、空间异质性探讨以及影响因素剖析等方方面面。从基本情况来看，近年来中国农业碳排放总量呈现“先升后降”趋势^[3]且区域差异明显^[4]，西部地区农业碳排放量增幅最大，中部地区次之，东北地区第三，而东部地区最低^[5]；农业碳排放强度则呈现持续下降态势^[6]。关于农业碳排放影响因素的探讨，有学者认为，以农业种质创新为代表的生物型技术可以显著降低农业碳排放强度^[7]；适度的规模经营有利于农业生产者合理配置生产要素进而使得农业碳排放量减少^[8]，但当种植规模达到一定程度后，化肥、农药、农膜以及农用机械的广泛使用却不利于农业碳减排^[9]。

同时，学界也聚焦于劳动力与碳排放间关系尤其是劳动力特征与非农碳排放关系的探讨。Yu等^[10]通过研究发现，年龄结构与家庭碳排放之间存在倒“U”型关系，初期个人积蓄的积累以及经济水平的提高会促进居民消费进而导致家庭碳排放增加，但随着居民年龄的增长特别是步入到老年之后，家庭碳排放会随着消费的减少而降低^[11]。曲越等^[12]进一步研究发现，常住人口密度正逐步在生活领域对碳排放产生深刻影响。与此同时，王欣星等^[13]研究揭示，农业劳动力老龄化会导致农业碳排放增加，但同时碳排放也会随着农业技术水平的提高而减弱。李文艳等^[14]发现，不同农业行业与不同省份农业劳动力规模对农业碳排放的影响程度均不尽相同。

纵览文献可知，现有研究多从劳动力静态特征入手，一般基于数量、规模、结构等视角，且较少涉及农业碳排放。但很显然，中国农村劳动力具有明显的流动性，每年有高达数亿人转移到非农产业。那么，其转移过程是否会对农业碳排放产生影响？是否会有其他因素通过传导机制对农业碳排放形成影响？本文将尝试弥补上述不足。具体而言，首先进行相关理论分析，并基于2005—2020年的省际面板数据考察农村劳动力转移对农业碳排放的影响；而后以农业种植结构作为中介变量，以农业机械化作为门槛变量，并通过农村地区经济发展水平这一工具变量的引入对二者间的作用机制实施进一步考察；最后探讨农村劳动力转移对农业碳排放的影响是否存在空间异质性特征。

二、理论分析

实践中，农村劳动力转移除了可能对农业碳排放产生直接影响外，亦有可能存在间接影响。据此，构建农村劳动力转移对农业碳排放影响的作用机理如图1所示。

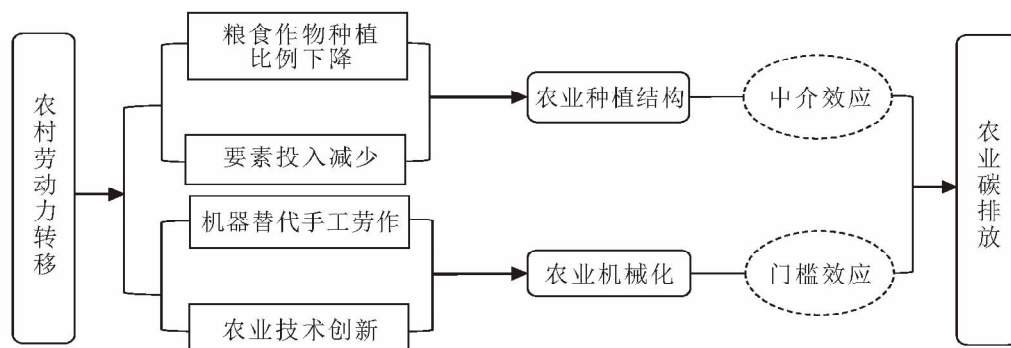


图1 农村劳动力转移对农业碳排放影响的作用机理

（一）农村劳动力转移对农业碳排放的直接影响

农村劳动力作为农业经营的主体，是推动农业发展的关键性生产要素，但同时也是农业绿色低碳发展推进过程中极易被忽视的因素。早期，农业生产力水平的不断提升使得农村劳动力出现剩

余,这部分富余劳动力继续留在农村可能面临“无事可做”的窘境,为了生计逐步向经济效益更为突出的第二、三产业转移;而农村劳动力大量外流意味着务农者存量的削减,在土地流转机制尚不健全的背景下,短期内可能会诱发耕地抛荒撂荒、农业种养规模减小等现象^[15],一定程度上会对农业碳排放形成抑制。后期,土地流转机制日臻完善,农村劳动力的持续转移使得“人地分离”现象日趋普遍,进而倒逼各类生产主体通过“小田并大田”等形式不断优化土地资源配置,客观上缓解了人地矛盾,为推动农业规模经营、助力农业生产现代化创造了有利条件^{[16][17]}。与此同时,在中国农业生产多依赖家庭经营的现实背景下^①,农村劳动力外流有助于提高家庭收入,使得农户具备足够的经济实力支撑其引进优良种养品种、采纳农业节能减排技术并参加各类技术教育培训等,进而促使生产资源配置效率提高并有效推进种植结构调整,从而在一定程度上也会促进农业碳减排。因此,农村劳动力转移无论是在短期还是长期都有助于农业碳排放量削减。

据此,本文提出假说 1:农村劳动力转移可以抑制农业碳排放。

(二) 农村劳动力转移对农业碳排放的间接影响

1. 农业种植结构的中介效应。现实中,农村劳动力的非农转移持续释放冗余劳动力对农业生产的压力,提高了生产要素的配置效率并缓解了人地矛盾,为农业规模化、集约化经营和粮食专业化生产创造了有利条件,一些农户为了应对人力的不足,选择种植更多适宜机械作业的粮食作物,由此诱导种植结构“趋粮化”^[18]。与此同时,不少地区由于规模化经营尚未成势、农机总体水平不高,非农转移所导致的农业从业人口老龄化、妇女化和弱质化等问题带来了农业生产劳动能力供给的不足,使得一些农户倾向于种植比较收益更高的经济作物,而减少对依赖劳动力、农用机械更强的粮食作物种植^{[19][20]}。目前,二者虽共同作用但后者影响更为明显,具体表现为,在农村劳动力转移的背景下,粮食作物和经济作物种植面积虽均有所增加,但后者的面积增速要快于前者,由此出现农村劳动力转移下粮食作物种植面积增加但占比下降的现象。

就生产特征而言,粮食作物中水稻具有精耕细作的特点,劳动强度大,且对农业机械运用限制较多;同时,水稻种植不仅是氧化亚氮的主要排放源之一,还会产生大量的甲烷^[21],其单位种植面积的碳排放量处于较高水平。随着农村劳动力的持续转移,以水稻为代表的粮食作物占比与经济作物占比的此消彼长将直接减少种植业碳排放规模。同时,粮食播种面积占比的缓慢减少一定程度上也改变了生产者为提高粮食单产而加大化肥、农药等农用物资投入的“粗放型”生产模式,客观上同样有益于低碳农业发展^[22]。可见,农村劳动力转移所引起的农业种植结构变化既有助于单位种植面积碳排放量的减少,还能在一定程度上削减农用物资投入量,进而达到农业碳减排的目的。

据此,本文提出假说 2:农村劳动力转移可以通过农业种植结构改变促进农业碳减排。

2. 农业机械化的门槛效应。近年来,我国不断加强农业基础研究和关键技术的集成示范,积极推动资源利用和环境保护协调发展,有效发挥了科技“保增产”“促减排”的双重功能,为实现农业生产转型升级提供了“绿色引擎”。其中,农业机械化水平不仅是衡量农业技术创新的重要指标,同时也是农业技术进步的重要载体^{[23][24]}。而在实践中,受农业机械技术条件及普及率的影响,农村劳动力转移的碳减排功效可能会表现出一定的阶段性差异。前期,随着农村劳动力的持续转移,生产者为避免农业减产会增加农业机械需求以应对劳动力短缺^[8],但此时由于农机普及度较低且动力性能不强,机械对人力的替代作用又诱导生产者扩大能源消费,从而在一定程度上抵消了部分能源利用效率提升所带来的能源消费削减量;更有甚者还将引发“能源回弹效应”^{[25][26]},即能源利用效率提升导致的能源消费节约量未能抵消能源消费增长量,造成能源碳排放总量不降反增。再

① 资料来源:《陈锡文:中国农业选择家庭经营的必然性》, <https://m.163.com/dy/article/G2TFA16H0519D9DS.html>。

加之生产要素配置的不合理使得农资投入趋于粗放，导致农村劳动力转移的减碳效应有所减弱甚至引发增碳效应。到了后期，当农业机械化水平持续提高并超越一定阈值后，大马力、高性能、复式作业的农业机械不断普及，精准喷雾和科学施肥等配套技术逐步推广，不仅使农业生产要素配置得到了显著优化，同时还有力改善了传统粗放式经营模式，并推动能源利用效率显著提升，进而扩大能源削减量、增强农村劳动力转移的减排效应，实现农业降碳减污^{[27][28][29]}。可见，农业机械化水平在农村劳动力转移与农业碳减排之间存在一定的门槛效应，且随着阈值区间的提高，农村劳动力转移的减碳效应越发明显，故而一般线性回归模型可能无法解释清楚三者之间的作用机理，应进一步采用门槛模型展开探讨。

据此，本文提出假说 3：农村劳动力转移对农业碳排放的影响存在农业机械化门槛。

三、模型设定、变量选择及数据来源

（一）模型设定

1. 基准回归模型。为研究农村劳动力转移对农业碳排放的影响，本文构建了固定效应面板模型，采用 OLS 进行回归估计，其模型如式（1）所示：

$$\ln carbon_{it} = \alpha \ln labo_{it} + \sum cv_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $carbon$ 为农业碳排放， $labo$ 为农村劳动力转移， cv 为其他控制变量；下标 i 和 t 表示省份和年份， μ_i 和 λ_t 分别指固定了省份效应和时间效应， ϵ_{it} 表示随机扰动项， α 为待估参数。

2. 中介效应模型。为进一步研究农村劳动力转移对农业碳排放影响的作用机制，引入农业种植结构这一中介变量进行逐步回归，据此构建中介效应模型如下：

$$\ln carbon_{it} = a_0 + a_1 \ln labo_{it} + \sum cv_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$stru_{it} = b_0 + b_1 \ln labo_{it} + \sum cv_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln carbon_{it} = c_0 + c_1 \ln labo_{it} + c_2 stru_{it} + \sum cv_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式（2）—式（4）中， $carbon$ 、 $labo$ 及 $stru$ 分别表示农业碳排放、农村劳动力转移以及农业种植结构； cv 为其他控制变量，下标 i 、 t 表示省份和年份； a_0 、 b_0 、 c_0 分别表示各常数项， a_1 、 b_1 、 c_1 、 c_2 为待估参数， ϵ_{it} 表示随机干扰项， μ_i 和 λ_t 是指模型中加入省份和时间固定效应。

3. 门槛效应模型。鉴于农村劳动力转移在对农业碳排放的影响过程中不只存在单一作用机制，结合前文的作用机理与研究假说，引入门槛变量农业机械化水平，探究不同农业机械化水平下农村劳动力转移是否会对农业碳排放产生差异化的影响。据此，构建面板门槛效应模型如下所示：

$$\ln carbon_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln labo_{it} \times I(mach \leq \lambda) + \beta_2 \ln labo_{it} \times I(mach > \lambda) + \sum cv_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式（5）中， $mach$ 表示门槛变量农业机械化水平， $I(\cdot)$ 代表指示性阶段函数， λ 是待估门槛值， β_1 、 β_2 为每个区间函数的待估参数； β_0 为常数项， cv 为控制变量， ϵ_{it} 表示随机干扰项。

（二）变量选择

1. 被解释变量。文中被解释变量为农业碳排放。目前关于农业碳排放测算的不少研究都局限于种植业领域^[30]。但从大农业范畴来看，畜禽养殖、水稻种植也会导致大量的温室气体排放。据此，本文将参照田云等^[6]的研究，从农业能源利用、农用物资投入、水稻种植、畜禽养殖等四个维度对农业碳排放量进行考察。据此，构建农业碳排放测算公式如式（6）所示：

$$carbon = \sum carbon_i = \sum N_i \times \delta_i \quad (6)$$

其中， $carbon$ 代表农业碳排放总量， $carbon_i$ 表示各碳源的碳排量， N_i 代表第 i 种碳源的数量，

δ_i 代表第 i 种碳源的碳排放系数。为了便于计算，将不同温室气体统一转换成标准二氧化碳，由 IPCC 第四次评估报告可知，碳、甲烷和氧化亚氮的换算系数分别为 44/12、25 和 298。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为农村劳动力转移。一般而言，农村劳动力转移包含两层含义，一是农村劳动力由第一产业向第二、三产业转移，二是农村居民外出务工、求学的跨地区流动性转移，而本文将基于第一层含义进行阐述与讨论。具体而言，参照蒲艳萍等^[31]和李刚^[32]的研究，引入农村经济活动人口的概念，以农村经济活动人口（即不包含 0~14 岁和 65 岁以上的农村常住人口）与第一产业从业人员的差值来表示农村劳动力转移，该数值越大，表明农村劳动力转移规模越大。

3. 机制变量。本文以农业种植结构作为中介变量考察其在农村劳动力转移影响农业碳排放的过程中所发挥的作用，具体以粮食作物播种面积占农作物总播种面积的比重来表示；同时以农业机械化水平作为门槛变量，探讨不同农业机械化水平对农业碳排放的影响，借鉴崔叶辰等^[33]的研究，以农业机械密度来表征此变量，即各省份农业机械总动力除以农作物总播种面积。

4. 控制变量。参照已有相关研究^{[7][8][9]}，本文选取土地流转率、农业经营规模、农业财政支持、城镇化率以及农民受教育程度作为控制变量。其中，土地流转率即家庭承包耕地流转面积占家庭承包耕地总面积的比重；农业经营规模即各省份农作物播种面积除以第一产业从业人员；农业财政支持以农林水事务支出占财政总支出的比重表示；城镇化率以各省份城镇常住人口占总人口的比重表征；农民受教育程度以农村居民平均受教育年限来表征，其相关测算方法参考邹新阳等^[34]的研究。

（三）数据来源与处理

本文以 2005—2020 年中国 30 个省份的面板数据为研究样本，囿于数据的可获取性，西藏及港澳台地区均不在考察之列。其中，被解释变量所涉及的数据来源于历年《中国农村统计年鉴》；其他变量所涉及的数据来源于历年《中国农村统计年鉴》《中国农业机械工业年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》以及各省份统计年鉴等。需要特别说明的是，针对农业机械总动力部分年份数据缺失的问题，采用线性插值法予以补齐。表 1 为各变量的描述性统计结果。

表 1 各变量的描述性统计结果

变量	符号	单位	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
农业碳排放	carbon	万吨	480	3 318.569	2 045.127	93.532	7 708.412
农村劳动力转移	labo	万人	480	1 108.213	785.775	65.845	3 340.051
农业机械化水平	mach	千瓦时/公顷	480	5.998	2.525	2.106	14.155
农业种植结构	stru	%	480	65.302	13.429	32.815	97.075
土地流转率	land	%	480	22.776	17.287	1.355	91.111
农业经营规模	area	千公顷/万人	480	6.428	3.292	2.090	27.714
农业财政支持	supp	%	480	10.128	3.935	1.495	20.384
城镇化率	urban	%	480	55.165	14.006	26.870	89.600
农民受教育程度	educ	年	480	7.563	0.679	5.139	9.660

四、实证结果与分析

（一）基准结果分析

为了避免“伪回归”，需运用 LLC 和 IPS 检验方法对面板数据进行单位根检验。检验结果显示，一阶差分后全部数据均通过 1% 显著水平，故拒绝原假设，所有变量都为平稳序列。同时，

Hausman 检验在 1% 的显著水平下通过了原假设，由此揭示，基准回归应选择双向固定效应模型，相关结果如表 2 所示。其中，模型（1）、（2）分别为不控制其他解释变量、加入了控制变量的固定效应，模型（3）加入了控制变量的随机效应，模型（4）为同时考量地区和时间的双向固定效应。

表 2 基准回归结果

变量	(1) lncarbon	(2) lncarbon	(3) lncarbon	(4) lncarbon
lnlabo	-0.061*** (0.025)	-0.086*** (0.023)	-0.004 (0.026)	-0.204*** (0.034)
land		-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)
lnarea		0.229*** (0.038)	0.244 (0.042)	0.452*** (0.036)
supp		0.008*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.016*** (0.003)
lnurban		0.012 (0.776)	-0.057 (0.088)	-0.016 (0.090)
educ		-0.118*** (0.026)	-0.112*** (0.030)	0.020 (0.025)
_cons	8.220*** (0.151)	8.794*** (0.316)	8.396*** (0.365)	8.386*** (0.460)
时间固定	否	否	否	是
省份固定	否	否	否	是
N	480	480	480	480
R ²	0.016	0.186	0.160	0.543

注：表中*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平下显著，括号内的数字代表标准误，下同。

如表 2 所示，加入了双固定效应与控制变量之后的模型（4）拟合优度最高，表明其回归结果最优。结果显示，农村劳动力转移对农业碳排放的影响系数为 -0.204，表明农村劳动力转移量增加 1% 会降低 0.204% 的农业碳排放量，假说 1 由此得证。究其原因，农村劳动力转移推动了土地资源的优化配置，驱使种养大户、专业合作社和龙头企业等新型农业经营主体下沉农业生产，进而促进农业经营向规模化、集约化方向发展。一方面，规模效应将促进生产要素集中，大幅提高农物资利用效率与能源利用效率，减少化肥、农药、农机等投入强度；另一方面，规模经营带来了更高的经济效益，在边际效益提升的利好局面下，生产经营者的环境友好型技术采纳意愿会显著增强，由此达到提高要素协同配置效率、约束粗放式生产行为的目的。在上述因素的综合作用下，农业碳排放量显著减少。控制变量方面，土地流转水平的提升会显著降低农业碳排放量，而农业规模经营以及农业财政支持则与之相反。

（二）农业种植结构的中介机制检验

接下来，加入机制变量农业种植结构展开进一步回归，以探究该变量在农村劳动力转移影响农业碳排放的机制中是否发挥了传导作用。具体采用逐步回归法检验其作用机制，相关结果如表 3 所示。从中不难发现，农村劳动力转移对农业种植结构具有显著的抑制作用，而农业种植结构对农业碳排放则表现出显著的促进作用，即农村劳动力转移规模越大，粮食作物种植面积占比越低，农业碳排放量越少。同时，从逐步回归结果来看，农业种植结构在农村劳动力转移影响农业碳排放的过程中发挥着部分中介作用，其中介效应与总效应的比值为 0.10，表明农村劳动力转移对农业碳排放的影响约有 10% 是通过农业种植结构的中介效应实现的。由此揭示，农村劳动力转移会导致农业种植结构的改变进而促进农业碳减排。可能的解释是，农村劳动力的持续外流引发了务农机会成

本的增加，部分农户由过去追求“安全第一”的粮食作物种植转向收益更高的经济作物种植^{[35][36]}，虽然从全国来看近些年粮食种植面积与经济作物种植面积均有所增加，但前者种植面积占比却略有下降；同时，由于“粗放型”生产方式并未得到根本扭转，我国不少地区粮食种植仍然依赖农药、化肥等要素的高投入，而种植结构调整通常伴随着技术推广和生产要素的优化配置^[37]，有助于推进农业碳减排。现有研究也表明，以水稻为代表的粮食作物单位面积碳排放量普遍高于一般经济作物^[38]，故而粮食作物种植面积占比的下降将对农业碳排放形成一定的抑制作用。据此，假说 2 得以验证。

（三）农业机械化的门槛机制检验

鉴于农业机械化水平与农业碳排放关系密切，有必要探究农村劳动力转移在影响农业碳排放的过程中是否存在农业机械化门槛。为此，使用 Bootstrap 进行自取抽样 300 次检验是否存在门槛效应，结果如表 4 所示。检验结果显示，单一门槛与双重门槛的 P 值分别为 0.040 和 0.260，由此揭示，当以农业机械化水平作为门槛变量时，农村劳动转移对农业碳排放存在单一门槛效应。

表 4 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛数	RSS	MSE	F 值	P 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值
<i>mach</i>	单一门槛	3.921	0.008	44.320	0.040	34.331	42.997	67.440
	双重门槛	3.733	0.008	23.350	0.260	49.082	60.657	78.827

表 5 呈现了农业机械化的门槛效应回归结果。门槛值 11.870 将农业机械化水平对农业碳排放的影响分成两个区间。在第一区间（ $mach \leq 11.870$ ）中，农村劳动力转移对农业碳排放的影响系数为-0.171；在第二区间（ $mach > 11.870$ ）中，农村劳动力转移对农业碳排放的影响系数为-0.201。整体来看，农村劳动力转移对于农业碳排放的抑制作用一直存在，但在门槛变量的影响下，其抑制作用随着农业机械化水平的提升而增强。可能的解释是，前期，农村劳动力持续转移导致了劳动力短缺但同时也带来了非农收入的增加，生产者购买或持有农业机械的意愿和能力均得到显著提升，但囿于农机普及率不高且动力性能偏弱的技术限制，生产者倾向于柴油等农业能源投入的增加，从而在一定程度上削弱了农村劳动力转移对农业碳排放的抑制作用。到了后期，随着相关技术及推广模式逐步成熟，农业机械化水平不断提高，社会化服务等相关配套体系也日趋完善，农业能源利用效率进一步提升，农业经营管理方式愈发低碳化，农村劳动力转移所带来的减碳效应由此显著增强。据此，假说 3 得以验证。

表 3 中介效应检验结果

变量	(5)	(6)
	<i>lnstru</i>	<i>lncarbon</i>
<i>lnlabo</i>	-0.064*** (0.020)	-0.189*** (0.034)
<i>lnstru</i>		0.247*** (0.078)
<i>land</i>	0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.001)
<i>lnarea</i>	0.182*** (0.022)	0.407*** (0.039)
<i>supp</i>	-0.005** (0.002)	0.017*** (0.003)
<i>lnurban</i>	-0.284*** (0.055)	0.055 (0.092)
<i>educ</i>	-0.047*** (0.016)	0.032 (0.025)
<i>_cons</i>	5.698*** (0.281)	6.978*** (0.673)
时间固定	是	是
省份固定	是	是
<i>N</i>	480	480
<i>R</i> ²	0.286	0.530

注：同表 2。

表 5 门槛效应回归结果

变量/参数	(7)
	<i>lncarbon</i>
$mach \leq 11.870$	-0.171*** (0.037)
$mach > 11.870$	-0.201*** (0.038)
控制变量	YES
常数项	7.417*** (0.506)
<i>N</i>	480
<i>R</i> ²	0.430

注：同表 2。

（四）内生性分析

农村劳动力转移与农业碳排放之间可能存在双向因果关系。一方面，农村劳动力转移会促进农业碳排放的减少；另一方面，农业低碳发展通常伴随着农业科技进步，农业生产效率显著提升，农业生产所需的劳动力逐渐趋于饱和，促使越来越多的农民向第二、三产业转移。为了解决潜在的双向因果关系以及劳动力转移规模测量误差所导致的内生性问题，本文引入工具变量农村居民消费水平（*cons*）进行两阶段最小二乘法（2SLS）回归。需要说明的是，该指标具体以农村居民人均年末消费支出表征。如此选择主要是基于两点考虑：一是农村居民消费水平提升通常意味着农村经济发展，农业经营日趋规模化，农业机械化水平显著提高，从而使得农村剩余劳动力大量增加并不断转移，农村居民消费水平与农村劳动力转移之间可能存在较强的相关性；二是该变量具有一定的外生性，即当期农村居民消费水平很难对当期农业碳排放产生直接影响。表6列（8）第一阶段回归结果显示，工具变量与农村劳动力转移之间具有显著的相关性，同时 Cragg-Donald Wald F 统计值为 17.181 9，大于 10% 显著水平上的临界值 16.38，从而排除了弱工具变量的可能性，由此揭示工具变量是有效的；列（9）第二阶段回归结果表明，农村劳动力转移对农业碳排放依然存在显著的负向影响，这与之前的基准回归结果保持一致。可见，在排除了内生性问题之后，本文研究结论依然成立。

表6 工具变量回归结果

变量	（8）第一阶段	（9）第二阶段
	<i>lnlabo</i>	<i>lncarbon</i>
<i>cons</i>	-0.000 6*** (0.000 0)	
<i>lnlabo</i>		-0.246 5*** (0.311 9)
常数项	6.820 5*** (0.518 3)	6.530 8*** (2.854 4)
控制变量	已控制	已控制
时间效应	已控制	已控制
省份效应	已控制	已控制
<i>N</i>	480	480
<i>R</i> ²	0.676 1	0.753 4
Cragg-Donald Wald F 统计值	17.181 9	—

注：同表2。

（五）稳健性检验

为了进一步验证研究结果的稳健性，接下来通过变更关键解释变量重新进行回归，并利用 Sobel 边缘检测法和 Bootstrap 法对农业种植结构的中介效应进行稳健性检验。

1. 变更关键解释变量。关于农村劳动力转移的衡量方式，目前学术界并无统一标准。为了避免不同衡量方式可能对回归结果造成误差，本文在此以第一产业从业人员年末减少值（*decr*）衡量农村劳动力转移，对原变量形成替代重新进行回归，同时使用逐步回归法对其中介效应机制进行检验，相关结果如表7所示。对比表2、表3可知，模型（10）与模型（4）、模型（11）与模型（5）的回归系数均通过显著性检验且作用方向为负，模型（12）与模型（6）也同样通过了显著性检验且作用方向一致，只是显著性水平略低。由此揭示，基准回归以及中介效应模型的结果具有稳健性。

2. 中介效应的稳健性检验。本文在分析“农村劳动力转移—农业种植结构—农业碳排放”的影响路径时，采用的是逐步回归法。接下来，为了弥补该方法检验力较低的不足，先后使用 Sobel 边缘检测法和 Bootstrap 法对中介效应结果进行检验，结果如表8、表9所示。由表8可知，农业种植结构这一中介变量所产生的间接效应、直接效应和总效应分别为 0.076、0.339、0.415，且 *P* 值均为 0.000。由此揭示，农业种植结构存在中介效应，且 Sobel 检验出的中介效应为 18.4%。

Bootstrap 检验法是根据统计样本对总体进行推断。具体而言，对统计样本进行 500 次存在放回抽样，得到其系数乘积的估计值，以这些估计值的第 2.5 百分位点和第 97.5 百分位点构成 95% 置信区间，若不包括 0，说明拒绝原假设，即存在中介效应。由表9可知，直接效应与间接效应在 95% 置信区间均不包含 0，由此可以判定，农业种植结构存在明显的中介效应。综合两种方法

的检验结果可以明确，本文所构建的中介效应作用机制是稳健的。

表 7 稳健性检验：变更关键解释变量

变量	(10)	(11)	(12)
	<i>lncarbon</i>	<i>lnstru</i>	<i>lncarbon</i>
<i>decr</i>	−0.000*** (0.000)	−0.000** (0.000)	−0.000*** (0.000)
<i>stru</i>			0.338*** (0.083)
<i>_cons</i>	6.258*** (0.391)	5.123*** (0.232)	4.524*** (0.572)
控制变量	已控制	已控制	已控制
省份效应	已控制	已控制	已控制
时间效应	已控制	已控制	已控制
<i>N</i>	480	480	480
<i>R</i> ²	0.489	0.263	0.509

注：同表 2。

表 8 Sobel 检验结果

中介变量	效应分类	效应值	标准误	P 值
农业种植结构	间接效应	0.076	0.018	0.000
	直接效应	0.339	0.038	0.000
	总效应	0.415	0.041	0.000

表 9 Bootstrap 检验结果

Bootstrap	观察系数	标准误	P 值	95% 置信区间
间接效应	0.076	0.019	0.000	[0.041, 0.111]
直接效应	0.338	0.044	0.000	[0.252, 0.424]

（六）异质性分析

1. 基于地理区划的异质性检验。我国幅员辽阔，地形呈现明显的三级阶梯特征，由此使得各地产业结构、经济发展水平表现出一定的差别，进而可能会对农村劳动力转移和农业碳排放的逻辑关系产生影响。为此，基于地理划分惯例将我国划分为东、中、西三部并进行分组回归，以探究不同区域农村劳动力转移对农业碳排放影响的异质性特征，相关结果如表 10 所示。

表 10 基于地理区划的异质性检验

变量	(13)	(14)	(15)
	东部地区	中部地区	西部地区
<i>lnlabo</i>	−0.158** (0.055)	−0.070** (0.033)	−0.009 (0.025)
<i>Constant</i>	11.737*** (0.728)	8.840*** (0.410)	7.223*** (0.293)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测数	176	128	176
<i>R</i> ²	0.451	0.109	0.127
省份数量	11	8	11

注：同表 2。

由表 10 可知,东部和中部地区的农村劳动力转移对农业碳排放依旧存在显著的抑制作用;而西部地区农村劳动力转移变量未通过显著性检验,由此可见,从地理区划层面来看,农村劳动力转移对农业碳排放的影响表现出了一定的异质性,即东、中部地区的回归结果与整体回归结果相比作用方向一致仅影响程度略有差别,而西部地区影响不显著。究其原因,相较于西部地区,东、中部地区的农业经济发展水平较高且农业科技体系较为健全,在面临农业劳动力短缺这一不利情形时,具有较好的基础条件采用科学化的要素配比,引入绿色低碳型生产技术并培育专业减碳人才,进而实现对农业碳排放的有效抑制。与之对应,经济发展相对滞后的西部地区,在农业劳动力短缺的制约下,部分耕地出现抛荒闲置的情况,生产要素的相对落后也导致对低成本高污染要素的过度依赖,即农药、化肥、农膜以及能源的大量使用,但限于耕地利用率的下降,对农业碳排放量的影响不甚明显。

2. 基于功能定位不同的异质性检验。由前文分析可知,农村劳动力转移一定程度上会改变农业种植结构,进而对农业碳排放产生抑制作用。具体到我国,粮食主产区与非主产区在粮食作物种植占比方面会存在差异,同时粮食主产区内部各省份因为种植品种的差异也会表现出一定不同。鉴于此,有必要基于功能定位差异检验农村劳动力转移对农业碳排放的影响。中国拥有 13 个粮食主产省份,根据所处地理位置、水资源特点和气候条件的不同又可分成黄河流域、长江流域以及松花江流域三大粮食主产区。在对粮食主产区所有省份进行回归的基础上,对黄河流域四省(河北、山东、河南、内蒙古)、长江流域六省(江西、安徽、湖北、湖南、江苏、四川)以及松花江流域三省(吉林、辽宁、黑龙江)进行分组回归,而后与剩下 17 个省份组成的非粮食主产区回归结果进行对比,以观察其异质性。相关结果如表 11 所示。

表 11 基于功能定位不同的异质性检验

变量	(16) 粮食主产区	(17) 非粮食主产区	(18) 黄河流域	(19) 长江流域	(20) 松花江流域
$\ln labo$	-0.066* (0.031)	-0.110*** (0.033)	-0.116* (0.065)	-0.004 (0.023)	-0.054 (0.108)
Constant	9.335*** (0.406)	8.324*** (0.384)	10.618*** (0.929)	8.167*** (0.291)	7.932*** (2.416)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测数	208	272	64	96	48
R^2	0.058	0.246	0.256	0.139	0.249
省份数量	13	17	4	6	3

注:同表 2。

由表 11 可知,农村劳动力转移并非在所有区域都对农业碳排放产生了显著负向影响。其中,粮食主产区与非粮食主产区分别在 10%和 1%水平下通过了显著性检验,可见,两类区域农村劳动力转移均对农业碳排放产生了明显的抑制作用,只是力度略有区别。同时,分组回归结果显示,仅黄河流域的粮食主产省份农村劳动力转移对农业碳排放产生了显著负向影响,而长江流域和松花江流域的回归结果却并未通过显著性检验。可能的解释是,粮食主产区在经济发展水平上相比非主产区存在较大差距,当发生劳动力转移时,其通常引入一些农机具替代人力以实现增产目标,由此产生了能源替代效应。而能源增量虽会引致碳排放量增加,但农资利用率大幅提升有效弥补了这一问題,依然促进了农业碳排放量减少。与之不同的是,非粮食主产区劳动力转移将会降低农地利用率,随之而来的是农用物资投入的减少与产量的下降,从而客观上减少了农业碳排放。从粮食主产区内部来看,黄河流域耕地面积较为广阔,且以小麦、玉米种植为主,更易形成规模化经营,而农村劳动力转移间接加快了其规模化进程,使其农资利用效率得到提高,农业碳排放量随之减少;长

江流域以水稻种植为主,整体表现出小规模种植的小农经营等特点,较难形成规模化生产经营,故而农村劳动力转移对该区域农业碳排放的影响不甚明显;松花江流域受经济发展水平限制,先进技术研发能力有限,利用老旧农机取代转移劳动力进行农业生产虽会导致一定量的碳排放增加,但所具有的规模效应优势与之相抵,故而农村劳动力转移也未对此类地区农业碳排放产生显著影响。

五、研究结论与政策启示

基于中国2005—2020年的省际面板数据考察农村劳动力转移对农业碳排放的影响,而后构建中介效应模型、门槛效应模型并引入工具变量明晰二者间的作用机制,得出以下主要研究结论。

第一,农村劳动力转移对农业碳排放具有显著的抑制作用。具体而言,农村劳动力转移量增加1%,农业碳排放量减少0.204%。与此同时,农村劳动力转移对农业碳排放的影响存在一定的异质性,具体表现为,东、中部地区农村劳动力转移对农业碳排放具有抑制作用而西部地区不明显;粮食主产区中黄河流域省份相比于长江、松花江流域省份其农村劳动力转移对农业碳排放具有显著的抑制作用。

第二,农业种植结构在农村劳动力转移影响农业碳排放的过程中发挥着部分中介作用。其作用机制表现为,农村劳动力转移会导致粮食作物种植比例的下降进而促进农业碳减排。具体而言,农业种植结构的中介效应占比约为10%,即在农村劳动力转移促进农业碳减排的过程中,有10%的作用是由农业种植结构变化引起的。

第三,农村劳动力转移在影响农业碳排放的过程中存在农业机械化门槛。具体而言,在不同的农业机械化发展水平下,农村劳动力转移对农业碳排放的抑制作用存在差异,即农村劳动力转移对农业碳排放的抑制作用会随着农业机械化水平的提高而增强。

基于上述发现,本文得到如下几点政策启示。

第一,科学规划农村劳动力转移,实践中讲求因地制宜。虽然农村劳动力转移有助于抑制农业碳排放,但需要科学谋划而不可一味推崇,特别要保障农业劳动力的基本供给。同时,针对不同地区的农村劳动力转移特点制定差异化策略。比如,考虑到中、西部地区总体经济发展水平偏低,鼓励其农村劳动力非农就业;而对于东部发达地区,倡导其农村劳动力继续从事农业生产活动,不断创新农业生产方式,加快推进农业现代化步伐,进而基于生产力水平的提升促进农业碳减排。

第二,合理配置农业生产要素,推进农业种植结构多元化发展。结合各地区农业资源禀赋特征,积极引导新型经营主体调整优化种植结构,鼓励多种新特优农作物试种,不断提升栽培技术、建立高效绿色栽培模式,并逐步扩大示范推广规模,切实发挥农业种植结构优化潜在的碳减排效应。进一步,将农业绿色低碳发展与乡村振兴有机结合,逐步形成优势互补、抵御风险、多元发展的种植业新格局。

第三,加快发展农业低碳技术,持续加强农业科技创新。以农业绿色科技创新取代单纯的农业机械化,同时加强农业污染防治基础研究和关键技术集成示范应用,不断推广农作物绿色高产高效栽培技术模式,大力发展园艺作物标准化生产、畜禽标准化规模养殖、稻渔综合种养等绿色生态发展模式。鼓励农业科技创新,不断提高科技创新水平,积极引导财政向支农科技倾斜,切实加强低碳技术的推广与应用,促进农业绿色低碳技术的成果转化。

参考文献

- [1] 钟茂初.“双碳”目标有效路径及误区的理论分析[J].中国地质大学学报(社会科学版),2022(1).
- [2] 冉光和王建洪,王定祥.我国现代农业生产的碳排放变动趋势研究[J].农业经济问题,2011(2).

- [3] 林伯强,蒋竺均.中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析[J].管理世界,2009(4).
- [4] 黄杰,孙自敏.中国种植业碳生产率的区域差异及分布动态演进[J].农业技术经济,2022(7).
- [5] 张希栋,杨程博,刘静.我国农业碳排放时空演变特征研究[J].环境保护,2023(S1).
- [6] 田云,尹恣昊.中国农业碳排放再测算:基本现状、动态演进及空间溢出效应[J].中国农村经济,2022(3).
- [7] 李成龙,周宏.农业技术进步与碳排放强度关系——不同影响路径下的实证分析[J].中国农业大学学报,2020(11).
- [8] 刘琼,肖海峰.农地经营规模与财政支农政策对农业碳排放的影响[J].资源科学,2020(6).
- [9] 刘琼,肖海峰.农地经营规模影响农业碳排放的逻辑何在?——要素投入的中介作用和文化素质的调节作用[J].农村经济,2020(5).
- [10] Yu, B. Y., Y. M. Wei, K. Gomi, et al. Future scenarios for energy consumption and carbon emissions due to demographic transitions in Chinese households[J]. *Nature Energy*, 2018(2).
- [11] Zhang, Y. J., X. J. Bian, W. P. Tan, et al. The indirect energy consumption and CO₂ emission caused by household consumption in China: An analysis based on the input-output method[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017(10).
- [12] 曲越,秦晓钰,汪惠青,等.中国“碳中和”的城市协同路径研究——基于“碳达峰”异质性的门限模型[J].中国地质大学学报(社会科学版),2022(4).
- [13] 王欣星,王新利.农业劳动力老龄化对农业碳排放的影响——基于农业技术创新的调节效应[J].黑龙江八一农垦大学学报,2021(3).
- [14] 李文艳,李炳军,马文雅.中部地区农业碳排放与劳动力规模的关联研究[J].河南科学,2021(8).
- [15] 张艳华.农村劳动力转移的关联效应与有效治理[J].改革,2016(8).
- [16] 黄季焜,靳少泽.未来谁来种地:基于我国农户劳动力就业代际差异视角[J].农业技术经济,2015(1).
- [17] 陈海磊,史清华,顾海英.农户土地流转是有效率的吗?——以山西为例[J].中国农村经济,2014(7).
- [18] 马林静,欧阳金琼,王雅鹏.农村劳动力资源变迁对粮食生产效率影响研究[J].中国人口·资源与环境,2014(9).
- [19] 齐元静,唐冲.农村劳动力转移对中国耕地种植结构的影响[J].农业工程学报,2017(3).
- [20] 纪月清,顾天竹,陈奕山,等.从地块层面看农业规模经营——基于流转租金与地块规模关系的讨论[J].管理世界,2017(7).
- [21] 张扬,李涵,赵正豪.中国粮食作物种植变化对省际农业碳排放量的影响研究[J].中国农业资源与区划,2023(7).
- [22] 郎睿婷,周忠学,刘维.农业种植结构转变对碳效应的影响——以渭南市大荔县为例[J].西南大学学报(自然科学版),2022(6).
- [23] 卢奕亨,田云,周丽丽.四川省农业碳排放时空演变特征及其影响因素研究[J/OL].中国农业资源与区划, <https://kns.cnki.net/kcms/detail//11.3513.s.20230116.1840.008.html>.
- [24] 中国社会科学院农村发展研究所“农村集体产权制度改革研究”课题组,张晓山.关于农村集体产权制度改革的几个理论与政策问题[J].中国农村经济,2015(2).
- [25] 李海鹏,李卓,张俊飏.中国农业能源回弹效应的形成机制、时空演变及影响因素[J].中国人口·资源与环境,2022(10).
- [26] 田云,尹恣昊.技术进步促进了农业能源碳减排吗?——基于回弹效应与空间溢出效应的检验[J].改革,2021(12).
- [27] 陈银娥,陈薇.农业机械化、产业升级与农业碳排放关系研究——基于动态面板数据模型的经验分析[J].农业技术经济,2018(5).
- [28] 姚成胜,肖雅雯,杨一单.农业劳动力转移与农业机械化对中国粮食生产的关联影响分析[J].农业现代化研究,2022(2).

- [29]徐清华,张广胜. 农业机械化对农业碳排放强度影响的空间溢出效应——基于 282 个城市面板数据的实证[J]. 中国人口·资源与环境,2022(4).
- [30]李波,张俊飏,李海鹏. 中国农业碳排放时空特征及影响因素分解[J]. 中国人口·资源与环境,2011(8).
- [31]蒲艳萍,吴永球. 经济增长、产业结构与劳动力转移[J]. 数量经济技术经济研究,2005(9).
- [32]李刚. 农村劳动力转移对粮食生产的影响机制与异质性研究[J]. 四川农业大学学报,2022(5).
- [33]崔叶辰,韩亚丽,吕宁,等. 基于超效率 SBM 模型的农业生态效率测度[J]. 统计与决策,2020(21).
- [34]邹新阳,温涛. 普惠金融、社会绩效与乡村振兴——基于 30 省(区、市)的面板数据[J]. 改革,2021(4).
- [35]王翌秋,陈玉珠. 劳动力外出务工对农户种植结构的影响研究——基于江苏和河南的调查数据[J]. 农业经济问题,2016(2).
- [36]曾福生,周静. 新常态下中国粮食供求平衡新思路[J]. 农业现代化研究,2017(4).
- [37]宋博,穆月英,侯玲玲. 农户专业化对农业低碳化的影响研究——来自北京市蔬菜种植户的证据[J]. 自然资源学报,2016(3).
- [38]王雅楠,张琪琳,陈伟. 基于碳汇功能的省域农业碳排放及减排潜力研究——以中国三种主要粮食作物为例[J]. 重庆社会科学,2022(5).

Does Rural Labor Migration Promote Agricultural Carbon Reduction ?

— A Panel Data Test Based on 30 Provinces

TIAN Yun, HE Yi-chang

Abstract: The relationship between rural labor migration and agricultural carbon emissions is of great significance in green and low-carbon agricultural development. Based on the inter-provincial panel data of China from 2005 to 2020, this paper investigates the impact of rural labor transfer on agricultural carbon emissions using a two-way fixed-effect model, and then constructs a mediating effect model, a threshold effect model and introduces instrumental variables to further clarify the mechanism of the interaction between the two. The results show that: (1) rural labor transfer has a significant inhibitory effect on agricultural carbon emissions, but there is some heterogeneity, specifically, rural labor transfer has an inhibitory effect on agricultural carbon emissions in the central and eastern regions but not in the western regions, and rural labor transfer has a significant inhibitory effect on agricultural carbon emissions in the Yellow River Basin provinces compared with the Yangtze and Songhua River Basin provinces in the main grain producing regions. (2) The shift of rural labor will make the proportion of grain crops decrease, and this change in cropping structure will promote agricultural carbon emission reduction, and its mediating effect share is 10%. (3) There is a single threshold of agricultural mechanization level on agricultural carbon emission reduction, and the inhibitory effect of rural labor transfer on agricultural carbon emission differs under different levels of agricultural mechanization development.

Key words: rural labor migration; agricultural carbon emissions; agricultural carbon emission reduction; agricultural cropping structure; mediating effect; threshold effect

(责任编辑 孙 洁)