

DOI: 10. 3969/j. issn. 1674-8131. 2024. 04. 008

农地流转的碳减排效应研究

张应良ab,崔超a

(西南大学 a. 经济管理学院; b. 农村经济与管理研究中心,重庆 400715)

摘 要:农地流转可以促进农地的集中使用和规模化经营,会降低农业生产经营过程中的化学品和机械等生产性投入强度,并促进农作物种植结构"趋粮化",进而降低农业碳排放强度。采用2011—2021年30个省份的数据检验农地流转率对农业碳排放强度的影响,结果表明:农地流转率提高对农业碳排放强度具有显著的负向影响;农地流转能够通过减少农业化学品和机械投入强度、提高粮食种植面积占比来降低农业碳排放强度。进一步分析发现,因流转对象和形式的不同,农地流转的碳减排效应存在异质性,表现为:相比流入农户、企业的农地流转,流入合作社的农地流转具有更为显著的碳减排效应;相比采用出租转包、互换转让形式的农地流转,采用股份合作形式的农地流转具有更为显著的碳减排效应。因此,应积极推动农地有序流转,不断完善农地流转机制,合理引导农地流转方向,并鼓励农地流转与农业碳减排项目相结合,以有效减少农业碳排放。

关键词:农地流转;农业碳排放;农业化学品投入;农业机械投入;种植结构;农地流转对象;农 地流转形式

中图分类号:F301.11;F326.1 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2024)04-0111-14

引用格式:张应良,崔超. 农地流转的碳减排效应研究[J]. 西部论坛,2024,34(4):111-124.

ZHANG Ying-liang, CUI Chao. Carbon emission reduction effect of agricultural land transfer [J]. West Forum, 2024, 34(4): 111-124.

一、引言

随着全球气候变化的加剧,减少碳排放成为实现可持续发展的必由之路。积极稳妥推进"碳达峰碳

^{*} 收稿日期:2024-03-01;修回日期:2024-05-27

基金项目:国家社会科学基金重点项目(21AZD032,20AGL023)

作者简介: 张应良(1970), 男(汉族), 重庆潼南人; 教授, 博士生导师, 主要从事农业经济与土地制度研究; E-mail: yinglz@ swu. edu. cn。崔超(1998), 通信作者, 男(土家族), 贵州铜仁人; 硕士研究生, 主要从事土地制度与资源环境研究; E-mail; chaoc22@ 163. com。

中和"是我国应对全球气候变化的重大战略决策,对于推动我国经济社会发展全面绿色化转型、实现可持续发展具有重要意义。农业碳排放在总碳排放中占据重要地位。根据 2022 年极飞科技与波士顿咨询公司(Boston Consulting Group, BCG)联合发布的报告《通往农业碳中和之路》,农业碳排放占全球碳排放比例达到 17%。根据国家能源署(IEA)发布的《2022 年二氧化碳排放报告》,我国的二氧化碳排放量为 114.77 亿吨,其中农业碳排放占碳排放总量的 7%。尽管农业碳排放在数量上低于工业碳排放,由于我国人口众多,农业碳排放的绝对量对气候变化和生态环境的影响不容忽视。因此,有必要深入研究影响农业碳排放的各种因素及其机制,以有效促进农业碳减排和农业绿色发展。

关于农业碳排放的影响因素,已有大量学者展开了丰富的研究。在宏观经济层面,影响农业碳排放的因素包括经济增长(高标等,2017;田云等,2022)^[1-2]、城镇化水平(武春桃,2015;黄晓慧等,2022)^[3-4]、环境规制(张金鑫等,2020;展进涛等,2024)^[5-6]、数字经济(陈中伟等,2023;李俊杰等,2024)^[7-8]、数字金融(程秋旺等,2024;苏培添等,2023;高国生等,2024)^[9-11]等;在农业农村自身发展方面,影响农业碳排放的因素包括农业经济发展水平(Wu et al.,2018;田云等,2020)^[12-13]、农业技术进步(胡中应,2018;Liu et al.,2021)^[14-15]、农业机械化(Ju et al.,2016;徐清华等,2022)^[16-17]、农村劳动力转移(陈宇斌等,2022;田云等,2023)^[18-19]、农村人力资本水平(张永强等,2019)^[20]、农业保险(张壮等,2023;陈建学等,2023)^[21-22]等。

关于农地流转对农业碳排放的影响,也受到一些学者关注。司瑞石等(2014)^[23]认为土地流转是导致农业高碳化的重要原因之一;龙云和任力(2016)^[24]通过田野调查分析发现,农地流转与农业碳排放呈正相关关系;Tang和 Chen(2023)^[25]、吉雪强等(2023)^[26]也认为,农地流转对农业碳排放具有正向影响;Li等(2023)^[27]则认为,土地流转与农业碳排放之间存在双向因果关系,虽然在短期内土地流转对农业碳排放有显著的正向影响,但从长期来看土地流转能够显著降低农业碳排放。还有文献从碳排放强度的角度来考察农地流转的碳减排效应。徐湘博等(2022)^[28]分析发现,农户土地经营规模扩大能促进作物种植的碳排放强度降低,但土地转入规模扩大会通过增加化肥投入和促进种植结构主粮化对土地经营规模扩大的减碳效应产生抑制。吉雪强等(2023)^[29-30]研究发现,农地流转可以通过技术发展机制、示范效应机制、地区竞争机制等对农业碳排放强度产生显著的负向空间效应;农地流转面积扩大主要通过降低农业化学化水平来降低农业碳排放强度,而农地流转导致的农业机械化水平提升会弱化农地流转面积扩大对农业碳排放强度的降低作用(遮掩效应)。

综上所述,目前关于农地流转对农业碳排放的影响研究还不够充分,而且相关文献多从微观层面考察农地流转对农业碳排放的影响,但微观调研数据存在样本偏差、回应偏差和选择性偏差等缺陷,加上对碳排放量的测度方法不一致,导致研究结论存在差异。有鉴于此,本文采用 2011—2021 年我国 30 个省份的宏观面板数据,对农地流转率与农业碳排放强度之间的关系进行实证检验。相比已有文献,本文的边际贡献主要在于:一是基于农地流转率和农业碳排放强度考察农地流转的碳减排效应,优化了相关研究的分析方法。不少研究基于农业碳排放量进行分析,但随着农业产出的增长,碳排放量也会相应增长,而碳排放强度反映了单位产出的碳排放量,更能体现发展中的碳减排效应。吉雪强等(2023)[30]采用省域层面的数据分析农地流转面积对农业碳排放强度的影响,但各省份之间农地面积存在显著差异,农地流转面积并不能准确反映实际的农地流转水平。二是从农业化学品投入、农业机械投入、农作物种植结构等方面探讨了农地流转率影响农业碳排放强度的机制,并进一步分析了由于流转形式(出租转包、互换转让、股份合作)和流转对象(农户、合作社、企业)不同而导致的异质性,丰富了农业碳减排领域的研究内容,有助于全面深入地认识农地流转的碳排放效应,为进一步优化农地流转政策、减少农业碳

排放提供了经验借鉴和路径启示。

二、理论分析与研究假说

1. 农地流转与农业碳排放强度

农业碳排放主要源自种植业和畜牧业(田云等,2022)^[31]。由于农地流转主要是与种植业的发展相关,本文分析的农业碳排放指的是狭义碳排放,即种植业在农地利用中产生的碳排放,包括使用化肥、农药、机械、电力、燃料等中间投入以及进行翻耕、运输和农业废弃物处理等带来的碳排放。农地流转是优化土地资源配置的一种重要方式,会通过土地集中扩大农业生产经营者的种植业经营规模。根据规模报酬理论,随着生产规模的扩大,单位产出的成本会减少。农地经营规模扩大,会促使经营者采用更先进的生产工具和技术,比如提高机械化水平、集约使用农业化学品等(魏梦升等,2023)^[32],在提高劳动生产率、增加单位面积产出的同时,也减少单位面积的化学品、机械、动力及劳动力等的投入,进而降低单位产出的碳排放量(即农业碳排放强度)。此外,农地流转还会扩大农业生产经营者对农业社会化服务的需求(夏蓓等,2016;司瑞石等,2018)^[33-34]。农业社会化服务使得农业生产由农业经营主体内部分工向产业内专业化分工转变,不同环节的经营主体可以更好地发挥自身的专业化优势,提高组织化程度,使得农业生产经营流程更加科学高效,并通过专业、标准的作业方式有效降低单位面积的化肥、农药等化学品施用量,进而降低农业碳排放强度(朱建军等,2023)^[35]。

基于以上分析,本文提出研究假说 H1:农地流转具有显著的碳减排效应,即农地流转率提高会降低农业碳排放强度。

2. 农地流转、农业生产性投入与农业碳排放强度

以化学品投入和机械投入为代表的生产性投入是农业碳排放的重要来源,通过影响种植业的生产性投入来降低农业碳排放强度则是农地流转促进碳减排的主要机制。从化学品投入来看,农药、化肥、柴油、薄膜等农资是农业碳排放的主要来源。一方面,农地流转促进了农业生产经营主体的种植规模扩大,可以产生农药、化肥、农膜等化学品使用的规模效应,提高化学品投入的集约化程度,降低单位面积化学药品的使用量,从而降低农业碳排放强度(诸培新等,2017)^[36]。另一方面,农地流转往往是从低效率农户流转至高效率农户,而高效率的农户能够更好地利用现代农业技术和管理方法,更为科学地把握化学品的投入量和使用流程,避免化学品的过度投入(陈海磊等,2014)^[37]。此外,农地流转还会通过增加劳动供给和社会化服务来减少农地转入户的化学品投入强度(郑纪刚等,2021)^[38],并通过调整种植结构来促进化学品投入的减量(方振等,2023)^[39]。从机械投入来看,农业机械化水平的提高会导致能源消耗的增加,增加农业碳排放,一定程度上提高碳排放强度。农地流转促进了种植业的规模化经营,虽然有利于农业机械的使用,但也缓解了土地细碎化等种植条件的限制(徐清华等,2022)^[17],使得单位面积的机械投入反而降低。此外,农地流转可以促进农业生产经营者之间的合作与共享,农户可以通过租赁的方式获得农业机械的使用权,减少农业机械的重复购买和闲置,从而降低农业机械投入强度。

基于以上分析,本文提出假说 H2:农地流转能够通过减少农业化学品投入强度和农业机械投入强度来降低农业碳排放强度。

3. 农地流转、农作物种植结构与农业碳排放强度

农地流转会对农作物种植结构产生影响。在保障粮食安全的目标约束下,农地流转要确保农地的

农用性质,并优先用于粮食生产(李卓等,2021)^[40],这会促使农业生产经营者增加粮食作物的种植比例。随着生产经营规模的扩大,在农业保险的推动下,农户更倾向于种植粮食作物(陈建学等,2023)^[22]。农地流转不仅不会造成农作物种植结构的"非粮化",反而有利于种植结构的"趋粮化"(罗必良等,2018)^[41]。因此,农地流转能够促进粮食作物种植面积的扩大。而农业种植结构也是影响农业碳排放的主要因素,因为相比经济作物,粮食作物通常需要较少的化肥、农药、农膜等农业化学品(刘琼等,2020)^[42]。因此,农地流转能够通过改变农作物种植结构来影响农业碳排放强度。

基于上述分析,本文提出假说 H3:农地流转能够通过提高粮食作物种植比例来降低农业碳排放强度。

三、实证研究设计

1. 基准模型设定

本文采用双向固定效应模型来检验农地流转对农业碳排放强度的影响,构建如下基准回归模型: $C_{ii}=a_0+a_1Land_{ii}+\sum \beta X_{ii}+\nu_i+\sigma_i+\omega_{ii}$

其中,下标i和t分别代表地区(省份)和年份,被解释变量"碳排放强度"(C_{ii})为t年i地区的农业碳排放强度,核心解释变量"农地流转率"($Land_{ii}$)为t年i地区的农地流转率, X_{ii} 表示控制变量, ν_i 、 σ_i 和 ω_i 分别表示地区固定效应、时间固定效应和随机扰动项。

- (1)被解释变量"碳排放强度"测度方法:农业碳排放强度为单位农业产值的碳排放量(碳排放总量除以农业总产值),反映了农业生产活动中产生的二氧化碳排放情况。本文基于种植业测算碳排放总量,碳排放来源主要包括农业生产过程中柴油、化肥、农药、农膜等的使用以及灌溉、翻耕等行为,计算公式为 $C = \sum_{i=1}^n Q_i = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i q_i$ 。 其中,C 为农业碳排放总量, Q_i 为各种形式的农业碳排量, q_i 为各种形式的使用量或面积, ε_i 为各种形式的碳排放系数。借鉴丁宝根等(2019)的研究^[43],柴油的碳排放系数设定为0.59(kg/kg)、化肥的碳排放系数设定为0.89(kg/kg)、农药的碳排放系数设定为4.93(kg/kg)、农膜的碳排放系数设定为5.18(kg/kg)、灌溉的碳排放系数设定为266.48(kg/hm²)、翻耕的碳排放系数设定为312.60(kg/hm²)。
- (2)核心解释变量"农地流转率"测算方法:农地流转率=(家庭承包耕地流转总面积/家庭承包耕地总面积)×100%。
- (3)控制变量选取:借鉴苏培添和王磊(2023)^[10]、吉雪强等(2023)^[30]、魏梦升等(2023)^[32]、童伟伟等(2023)^[44]、高国生等(2024)^[11]的研究,从农业生产和地区发展两个方面选取 10 个控制变量。农业生产方面,包括"单位面积产值"(农业总产值与农作物播种面积的比值)、"人均农业产值"(农业总产值与农业劳动力数量的比值)、"人均耕地面积"(耕地面积与第一产业从业人数的比值)、"农业机械化水平"(农业机械总动力与第一产业从业人数的比值)、"农村人力资本"(农村人均受教育年限)、"确权颁证率"(土地承包经营权证颁证率)6个变量,地区发展方面包括"产业结构"(第一产业增加值占地区生产总值的比重)、"城镇化水平"(城镇常住人口占总人口的比重)、"科研投入强度"(研究与试验发展经费支出与地区生产总值之比)、"环保投入强度"(环保节能支出与财政预算总支出之比)4个变量。

2. 中介效应模型设定

为检验农业化学品投入强度、农业机械投入强度和农业种植结构在农地流转率影响农业碳排放强 114 度中的中介作用,参考温忠麟和叶宝娟(2014)的研究[45],构建如下中介效应模型:

$$C_{ii} = a_0 + a_1 Land_{ii} + \sum \beta X_{ii} + \nu_i + \sigma_i + \omega_{ii}$$

$$W_{ii} = \eta_0 + \eta_1 Land_{ii} + \sum \beta X_{ii} + \nu_i + \sigma_i + \omega_{ii}$$

$$C_{ii} = \lambda_0 + \lambda_1 W_{ii} + \lambda_2 Land_{ii} + \sum \beta X_{ii} + \nu_i + \sigma_i + \omega_{ii}$$

其中, W_u 为中介变量,其他变量与基准模型一致。根据前文理论分析,选取 3 个中介变量:一是"化学品投入强度",采用单位播种面积的化肥、农药、薄膜等化学用品使用量来衡量。二是"机械投入强度",借鉴薛超等(2020)^[46]的方法,采用农业机械化综合作业水平来衡量^①。三是"粮食种植面积占比",借鉴葛继红和周曙东(2011)的方法^[47],采用粮食作物种植面积与耕地总面积的比值来衡量。

3. 数据来源与处理

基于数据的可得性,本文选取 2011—2021 年我国 30 个省份(不含港澳台地区和西藏自治区)的面板数据作为研究样本。原始数据来源于《中国统计年鉴》《中国农村经营管理统计年报》《中国农村政策与改革统计年报》《中国科技统计年鉴》《中国农业统计年鉴》《中国农业机械工业年鉴》以及国家统计局官网和各省份的统计年鉴,部分缺失数据采用线性插值法补齐。为使得数据平稳化和消除变量之间量纲的影响,对所有变量均进行加 1 后取自然对数处理。表 1 为主要变量对数化处理后的描述性统计分析结果。

变 量		样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	量 碳排放强度		0. 202	0. 048	0. 097	0. 315
核心解释变量	农地流转率	330	0. 271	0. 121	0.033	0. 648
	单位面积产值	330	0. 337	0. 147	0. 122	0. 929
	人均农业产值	330	1. 527	1. 108	0.064	4. 998
	人均耕地面积	330	0.714	0. 757	0.013	3. 585
	农业机械化水平	330	1. 529	0. 647	0. 444	4. 513
松地亦具	农村人力资本	330	2. 320	0. 085	2. 099	2. 616
控制变量	确权颁证率	330	0.665	0. 157	0.067	2. 399
	产业结构	330	0.092	0.048	0.002	0. 230
	城镇化水平	330	0.461	0.075	0. 295	0.663
	科研投入强度	330	0. 935	0. 357	0. 344	2. 019
	环保投入强度	330	0.029	0.009	0.012	0.066
中介变量	化学品投入强度	330	0. 312	0. 100	0. 081	0. 587
	机械投入强度	330	0. 152	0. 133	0.019	0. 715
	粮食种植面积占比	330	0. 502	0. 088	0. 304	0. 678

表 1 主要变量描述性统计结果

① 根据农业生产中机械作业的主要环节和数据的可得性,采用耕地、播栽、收获、植保、排灌 5 个环节的机械化程度,根据机械生产方式对人工劳动替代的多少确定各环节的权重,再进行加权求和。具体方法参见参考文献[46]。

四、实证检验结果分析

1. 基准回归与内生性处理

基准模型检验结果见表 2 的 Panel A。"农地流转率"对"碳排放强度"的回归系数显著为负,表明农地流转率的提高对农业碳排放强度具有显著的负向影响,即农地流转产生了显著的碳减排效应,本文提出的假说 H1 得到验证。

尽管双向固定效应模型能够通过控制省份和年份固定效应降低模型可能存在的遗漏变量问题,但基准模型还可能存在反向因果关系等内生性问题。对此,本文采取工具变量法来缓解模型的内生性问题。借鉴周京奎等(2020)^[48]、吉雪强等(2023)^[26]的方法,选取 1983 年各省份实施家庭联产承包责任制的户数比例与年份的交乘项作为"农地流转率"的工具变量。历史数据对当前影响较弱,1983 年的家庭联产承包责任制实施情况不会对以后的农业碳排放产生影响,但与以后的农地流转具有一定相关性,因此,该变量满足工具变量的相关性与外生性要求。采用工具变量的 2SLS 检验结果见表 2 的 Panel B。第一阶段的回归结果显示,工具变量对"农地流转率"的回归系数显著为负,表明工具变量与农地流转率具有显著的相关性。弱工具变量 F 统计量为 51.06,大于 1%的临界值,表明不存在弱工具变量问题;外生性检验 Durbin 统计量结果 p=0.000,表明工具变量具有较好的外生性。第二阶段的回归结果显示,工具变量拟合的"农地流转率"对"碳排放强度"的回归系数在 1%的水平上显著为负,表明在缓解模型内生性问题后,农地流转率提高对农业碳排放强度"的回归系数在 1%的水平上显著为负,表明在缓解模型内生性问题后,农地流转率提高对农业碳排放强度,有负向影响的基本结论依然成立。

表 2 基准回归与内生性处理结果

	P	anel A:基准模型	Panel B:工具变量法(2SLS)		
变 量	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度	第一阶段 农地流转率	第二阶段 碳排放强度
1.11.22.66.22	-0. 299 ***	-0. 069 ***	-0. 047 **		-0. 328 ***
农地流转率	(0.043)	(0.023)	(0.018)		(0.053)
单位面积产值		-0. 135 ***	-0. 062 ***	-0. 202 **	-0. 109 ***
		(0.022)	(0.024)	(0.077)	(0.025)
人均农业产值		-0.003	-0.002	-0. 042 ***	-0. 016 ***
		(0.004)	(0.003)	(0.011)	(0.005)
1 16 Miles 40		0.000	0.003	0. 044 ***	0. 015 **
人均耕地面积		(0.006)	(0.005)	(0.015)	(0.007)
农业机械化水平		0.002	0.002	0. 016***	0. 008 ***
		(0.002)	(0.002)	0.004	(0.002)
农村人力资本		-0. 085 **	0. 074	-0. 153	-0. 059
		(0.033)	(0.050)	(0.116)	(0.042)
**************************************		-0.006	-0.006	-0.008	-0.010
确权颁证率		(0.004)	(0.004)	(0.017)	(0.007)

续表2

	F	Panel A:基准模型	Panel B:工具变量法(2SLS)		
变 量	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度	第一阶段 农地流转率	第二阶段 碳排放强度
产业结构		-0. 132	-0. 232 **	-0. 790 **	-0. 454 ***
		(0.110)	(0.110)	(0.332)	(0.139)
社法 ()。 小 亚		-0. 544 ***	-0. 320 ***	-0. 236	-0. 333 ***
城镇化水平		(0.081)	(0.096)	(0.224)	(0.077)
科研投入强度		-0. 021	-0.005	0. 030	0. 012
		(0.014)	(0.013)	(0.047)	(0.018)
77年11年		-0. 039	-0.078	1. 130 **	0. 208
环保投入强度		(0.184)	(0.159)	(0.458)	(0.179)
工日亦 目				0. 021 ***	
工具变量				(0.003)	
常数项	0. 283 ***	0. 751 ***	0. 244 *	-32. 874 ***	0. 750 ***
	(0.012)	(0.077)	(0.127)	(4.537)	(0.100)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	未控制	控制	控制	控制
样本量	330	330	330	330	330
\mathbb{R}^2	0. 735	0. 933	0. 950	0. 875	0. 870

注: *、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。括号内数值为稳健性标准误,下表同。

2. 稳健性检验

为进一步验证基准模型分析结果的可靠性,进行以下稳健性检验:

- (1)替换被解释变量。分别采用"碳排放总量"和"碳排放密度"替换"碳排放强度",重新进行模型 检验。其中,"碳排放总量"为前文计算的农业碳排放总量,"碳排放密度"为单位农作物播种面积所产生 的农业碳排放量。
- (2)替换核心解释变量。一是考虑到农地流转对农业碳排放的影响可能存在滞后性,对核心解释变量"农地流转率"进行滞后一期处理后重新进行模型检验。二是考虑到农地流转总面积包含互换和转让面积,而互换和转让行为会带来农户承包权的变化,采用扣除互换面积和转让面积后的农地流转面积计算得到"农地流转率1"①,以其为核心解释变量重新进行模型检验。三是考虑到农地流转形式包括互换、转让、出租、转包、股份合作等多种形式,签订流转合同能够减少流转纠纷,采用签订合同的流转面积与家庭承包耕地总面积之比计算得到"农地流转率2",以其为核心解释变量重新进行模型检验。

①《中国农村政策与改革统计年报》在 2020 和 2021 年里将互换面积和转让面积从农地流转总面积中剔除,本文按照 其方法对 2011—2019 年各省份农地流转总面积中的互换面积和转让面积进行扣除。

(3)更换回归模型。分别采用面板 Tobit 模型、SUR 模型进行稳健性检验。

上述稳健性检验结果见表 3,核心解释变量的回归系数均显著为负,表明本文基准模型的检验结果具有良好的稳健性。

变 量	替换被解释变量		替换核心解释变量			更换回归模型	
	碳排放总量	碳排放密度	碳排放强度	碳排放强度	碳排放强度	Xttobit 模型	SUR 模型
d+ lub >> ++	-0. 218**	-0. 026 ***				-0. 047 ***	-0. 047 ***
农地流转	(0.110)	(0.008)				(0.015)	(0.015)
F1 宏地运程室			-0. 073 ***				
F1. 农地流转率			(0.020)				
史 斯茨特克 1				-0. 052 ***			
农地流转率1				(0.019)			
在原数技术					-0.059*		
农地流转率2					(0.032)		
· 学· 米4.1五	5. 749 ***	-0.002	0. 297 **	0. 242 *	0. 273 **	0. 301 ***	0. 301 ***
常数项	(0.691)	(0.060)	(0.122)	(0.126)	(0.119)	(0.113)	(0.113)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	330	330	330	330	330	330	330
\mathbb{R}^2	0. 997	0. 970	0. 953	0. 950	0. 949		0.950

表 3 稳健性检验结果

3. 机制检验

中介效应模型检验结果见表 4(基准检验结果略,见表 2)。

从农业化学品投入的中介作用来看:"农地流转率"对"化学品投入强度"的回归系数显著为负,表明农地流转降低了农业生产中单位面积的化学用品投入量。在基准模型中加入"化学品投入强度"后,"化学品投入强度"的回归系数显著为正,表明农业化学品投入强度的增加会加大农业碳排放强度。因此,农业化学品投入在农地流转率影响农业碳排放强度中发挥了中介作用,即农地流转能够通过减少农业化学品投入强度的路径来降低农业碳排放强度。

从农业机械投入的中介作用来看:"农地流转率"对"机械投入强度"的回归系数显著为负,表明农地流转降低了农业生产中的机械投入强度。在基准模型中加入"机械投入强度"后,"机械投入强度"的回归系数显著为正,表明农业机械投入强度的增加会加大农业碳排放强度。因此,农业机械投入在农地流转率影响农业碳排放强度中发挥了中介作用,即农地流转能够通过减少农业机械投入强度的路径来降低农业碳排放强度。

从农作物种植结构的中介作用来看:"农地流转率"对"粮食种植面积占比"的回归系数显著为正,表明农地流转会提高农业生产中粮食作物的播种面积占比。在基准模型中加入"粮食种植面积占比"后,"粮食种植面积占比"的回归系数显著为负,表明粮食作物的播种面积占比的增加会降低农业碳排放强118

度。因此,农作物种植结构在农地流转率影响农业碳排放强度中发挥了中介作用,即农地流转能够促使农业生产经营者将耕地更多地用于粮食种植,从而降低农业碳排放强度。

此外,为确保中介效应检验的稳健性,进行 Sobel 检验和 Bootstrap 抽样法检验,结果均表明存在显著的中介效应。因此,农地流转能够通过降低农业化学品投入强度和农业机械投入强度、促进农作物种植结构"趋粮化"来产生碳减排效应。由此,本文提出的假说 H2 和 H3 得到验证。

	化学品投入的中介作用		机械投入的	的中介作用	种植结构的中介作用	
变 量	化学品投入 强度	碳排放强度	机械投入 强度	碳排放强度	粮食种植 面积占比	碳排放强度
农地流转	-0. 081 ***	-0. 061 ***	-0. 134 **	-0. 050 **	0. 071 ***	-0. 048 **
	(0.029)	(0.018)	(0.054)	(0.020)	(0.022)	(0.019)
/L.W. D 40 1 30 65		0. 356 ***				
化学品投入强度		(0.042)				
				0. 236 ***		
机械投入强度				(0.034)		
粮食种植面积占比						-0. 315 ***
						(0.080)
常数项	0. 100	0. 474 ***	0. 073	0. 631 ***	0. 654 ***	0. 929 ***
10.30.71	(0.182)	(0.069)	(0.337)	(0.062)	(0.142)	(0.086)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	330	330	330	330	330	330
R^2	0. 975	0. 956	0. 952	0. 956	0. 981	0. 940
Sobel 检验	Z = -3.037, P = 0.0024		Z = -2.922, P = 0.0035		Z = -3.401, P = 0.0007	
Bootstrap 检验 95%置信区间(BC)	[-0.059 051,	-0.006 677]	[-0.061 191,	-0.003 464]	[-0.058 915	,-0.008 945]

表 4 机制检验结果

4. 进一步的讨论:流转形式与流转对象的异质性

在前文的分析中,从总体上考察了农地流转率对农业碳排放强度的影响及其机制。而实际上,在我国的农地流转实践中存在不同的流转形式,包括出租、转包、互换、转让、股份合作等;同时,由于农业经营主体的多样性,流转对象(转入农地的农业生产经营主体)也具有多样性,包括农户、合作社、企业、家庭农场等。那么,对于不同的流转形式和流转对象,农地流转的碳减排效应是否存在差异?本文进一步对此进行探讨。在《中国农村经营管理统计年报》和《中国农村政策与改革统计年报》中,农地流转形式分为互换、转让、出租、转包、股份合作、入股合作社6种,流转对象分为农户、家庭农场、合作社、企业和其他。由于互换和转让、出租和转包、股份合作和入股合作社具有一定共性,本文将其分别归为一类,对"互换转让""出租转包""股份合作"三类不同的流转形式进行分析;由于缺少2011—2019年流入家庭

农场的农地流转数据,本文仅对"农户""合作社""企业"三种流转对象进行分析。以相应类型的农地流转率为核心解释变量的回归结果见表 5。

从流转对象来看,只有流入合作社的农地流转率提高对农业碳排放强度产生了显著的负向影响,流入农户和企业的农地流转率提高对农业碳排放强度也有负向影响,但不显著。可见,当农地流转对象为合作社时,农地流转对农业碳减排的促进作用更为明显。我国的合作社大部分为村干部领导,在环保意识和推进绿色发展等方面总体上要优于农户,因而会更加积极地通过规模经营、减少化学品和机械投入强度等来降低农业碳排放强度。而农户的生产经营规模相对较小,环保意识相对较弱,在降低农业碳排放方面的能力和主动性相对不足;企业以利益最大化为目的,且农业机械投入强度往往较高,制约了农地转入的碳减排作用发挥。

从流转形式来看,只有以股份合作形式流转的农地流转率提高对农业碳排放强度具有显著的负向影响,流转形式为出租转包、互换转让的农地流转率提高对农业碳排放强度的影响均不显著。可见,相比通过出租转包和互换转让形式进行的农地流转,通过股份合作形式进行的农地流转具有更为显著的碳减排效应。产权激励理论认为,不稳定或不明确的产权会增加经营者面临的不确定性和风险,降低其长期投资意愿,造成资源的过度利用或资源浪费;而明确和稳定的产权可以激励经营者进行长期投资和创新,以实现资源的可持续利用(Besley,1995;钱文荣,2001)^[49-50]。相对来讲,以股份合作形式流转的农地产权更加明晰和稳定,明确稳定的农地经营权会促使农业生产经营者更多地采用绿色生产方式,如降低化肥、农药的使用强度,以保持和提高农地的长期利用价值(邹伟等,2020)^[40]。因此,股份合作形式的农地流转对农业碳减排的促进作用更为显著。

变 量 -	流转对象异质性			流转形式异质性			
	农户	合作社	企业	出租转包	互换转让	股份合作	
4. 11. 12-44-25	-0.035	-0. 168 ***	-0.071	-0.005	0.063	-0. 088 **	
农地流转率	(0.033)	(0.053)	(0.122)	(0.028)	(0.082)	(0.044)	
建,来在 工艺	0. 236 *	0. 185	0. 207	0. 216 *	0. 199	0. 162	
常数项	(0.128)	(0.128)	(0.130)	(0.125)	(0.133)	(0.129)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
样本量	330	330	330	330	330	330	
R ²	0. 948	0. 951	0. 948	0. 948	0. 948	0. 950	

表 5 不同流转对象和流转形式的异质性分析

五、结论与启示

120

农业碳排放是温室气体的主要来源之一,因而农业碳减排成为实现"双碳"目标和推动农业绿色发展的重要内容。作为优化农村土地资源配置的重要举措,农地流转不仅有利于提高农业生产效率,而且可以通过土地集中的规模效应降低农业生产经营过程中的化学品和机械等生产性投入强度,并促进农作物种植结构的"趋粮化",进而降低农业碳排放强度。本文采用 2011—2021 年 30 个省份的宏观数据,分析发现:(1)农地流转率提高能够显著降低农业碳排放强度,农业化学品投入和农业机械投入以及农

作物种植结构在其中发挥了中介作用,即农地流转能够通过减少农业化学品投入强度和农业机械投入强度、提高粮食种植面积占比来产生农业碳减排效应。(2)农地流转的碳减排效应会因流转对象和形式的不同而有所差异,流入合作社的农地流转能够显著降低农业碳排放强度,而流入农户和企业的农地流转对农业碳排放强度的负向影响不显著;采用股份合作形式的农地流转能够显著降低农业碳排放强度,而采用出租转包、互换转让形式的农地流转对农业碳排放强度的影响不显著。

基于本文的研究结论,可以得到以下启示:一是继续深化农村土地制度改革,积极推动农地有序流转。政府部门可以通过设立专项资金、提供贷款和税收优惠等方式,促进多种形式的农地流转,从而促进农地的集约化经营,提高农业生产效率,并减少农业碳排放。二是不断完善农地流转机制,合理引导农地流转方向。一方面,要完善农地流转的产权制度,明晰相关主体的责权利,并提高流转土地承包经营权的稳定性,促进农业生产经营方式绿色化转型;另一方面,要鼓励和支持合作社等农村集体经济发展,并激励农地更多地向集体经济组织流转。三是以绿色项目的有效实施加快推进农业发展方式转变,并鼓励农地流转与农业碳减排项目相结合,从而进一步发挥农地流转的碳减排效应。此外,还应建立健全农业社会化服务体系,为农业生产经营者提供更加全面、便捷、高效的服务,推动农业生产向集约化、专业化、组织化方向发展,并有效减少农业化学品和机械投入强度,切实减少农业碳排放。

参考文献:

- [1] 高标,房骄,卢晓玲,等.区域农业碳排放与经济增长演进关系及其减排潜力研究[J].干旱区资源与环境,2017,31 (1)13-18.
- [2] 田云,林子娟. 中国省域农业碳排放效率与经济增长的耦合协调[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(4):13-22.
- [3] 武春桃. 城镇化对中国农业碳排放的影响——省际数据的实证研究[J]. 经济经纬,2015,32(1):12-18.
- [4] 黄晓慧,杨飞,陆迁.城镇化、空间溢出效应与农业碳排放——基于 2007—2019 年省级面板数据的实证分析[J]. 华东经济管理,2022,36(4):107-113.
- [5] 张金鑫,王红玲. 环境规制、农业技术创新与农业碳排放[J]. 湖北大学学报(哲学社会科学版);2020,47(4):147-156
- [6] 展进涛,杨雨,熊航. 环境规制、绿色创新与农业碳生产率[J/OL]. 科学学与科学技术管理: 1-27(2024-04-25). http://kns. cnki. net/kcms/detail/12. 1117. G3. 20240425. 1532. 002. html.
- [7] 陈中伟,汤灿. 数字经济发展对农业碳排放的影响及其时空效应[J]. 科技管理研究,2023,43(12);137-146.
- [8] 李俊杰,张引杰. 数字经济影响农业碳排放的机理与实证[J]. 中南民族大学学报(人文社会科学版),2024,44(6): 139-148+187.
- [9] 程秋旺,许安心,陈钦."双碳"目标背景下农业碳减排的实现路径——基于数字普惠金融之验证[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版),2022,43(2):115-126.
- [10] 苏培添,王磊. 数字普惠金融对中国农业碳排放强度影响的空间效应与机制[J]. 资源科学,2023,45(3):593-608.
- [11] 高国生,王奇珍,支海兵. 数字普惠金融对农业碳排放强度的影响效应分析[J]. 经济问题,2024(1):57-65.
- [12] WU Y, XI X, TANG X, et al. Policy distortions, farm size, and the overuse of agricultural chemicals in China [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2018;201806645.
- [13] 田云,王梦晨. 湖北省农业碳排放效率时空差异及影响因素[J]. 中国农业科学,2020,53(24):5063-5072.
- [14] 胡中应. 技术进步、技术效率与中国农业碳排放[J]. 华东经济管理,2018,32(6):100-105.
- [15] LIU D, ZHU X, WANG Y. China's agricultural green total factor productivity based on carbon emission; an analysis of evolution trend and influencing factors [J]. Journal of Cleaner Production, 2020(1):123692.
- [16] JU X, GU B, WU Y, et al. Reducing China's fertilizer use by increasing farm size [J]. Global Environmental Change,

- 2016,41:26-32.
- [17] 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,2022,32(4)23-33.
- [18] 陈宇斌,王森. 农村劳动力外流、农业规模经营与农业碳排放[J]. 经济与管理,2022,36(6):43-49.
- [19] 田云,贺宜畅.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[J].中国地质大学学报(社会科学版),2023,23(5):61-73.
- [20] 张永强, 田媛, 王珧, 等. 农村人力资本、农业技术进步与农业碳排放[J]. 科技管理研究, 2019, 39(14): 266-274.
- [21] 张壮,田云,陈池波.政策性农业保险能引导农业碳减排吗? [J]. 湖南农业大学学报(社会科学版),2023,24(2): 29-38.
- [22] 陈建学,陈盛伟,牛浩.农业保险发展对农业碳排放的影响机制研究——基于行为改变视角的中介效应分析[J].世界农业,2023(5):91-103.
- [23] 司瑞石,王有强,李博,等. 低碳农业视角下土地流转对农业碳量影响分析——以甘肃庆阳地区为例[J]. 中国农机化学报,2014,35(1);305-309.
- [24] 龙云,任力. 农地流转对碳排放的影响:基于田野的实证调查[J]. 东南学术,2016(5):140-147.
- [25] TANG Y, CHEN M. Impact mechanism and effect of agricultural land transfer on agricultural carbon emissions in China: evidence from nediating effect test and panel threshold regression model[J]. Sustainability, 2022, 14(20):13014.
- [26] 吉雪强,李卓群,张跃松. 农地流转对农业碳排放的影响及空间特性[J]. 资源科学,2023,45(1):77-90.
- [27] LI J, HUANG X, YANG T, et al. Reducing the carbon emission from agricultural production in China; do land transfer and urbanization matter? [J]. Environmental Science and Pollution Research International, 2023, 30(26); 68339-68355.
- [28] 徐湘博,李畅,郭建兵,等. 土地转入规模、土地经营规模与全生命周期作物种植碳排放——基于中国农村发展调查的证据[J]. 中国农村经济,2022(11):40-58.
- [29] 吉雪强,刘慧敏,张跃松. 中国农地流转对农业碳排放强度的影响及作用机制研究[J]. 中国土地科学,2023,37(2): 51-61.
- [30] 吉雪强,崔益邻,张思阳,等.农地流转对农业碳排放强度影响的空间效应及作用机制[J].中国环境科学,2023,43 (12);6611-6624.
- [31] 田云,尹忞昊. 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):104-127.
- [32] 魏梦升,颜廷武,罗斯炫. 规模经营与技术进步对农业绿色低碳发展的影响——基于设立粮食主产区的准自然实验 [J]. 中国农村经济,2023(2):41-65.
- [33] 夏蓓, 蒋乃华. 种粮大户需要农业社会化服务吗——基于江苏省扬州地区 264 个样本农户的调查[J]. 农业技术经济, 2016(8):15-24.
- [34] 司瑞石,陆迁,张强强,等. 土地流转对农户生产社会化服务需求的影响——基于 PSM 模型的实证分析[J]. 资源科学,2018,40(9):1762-1772.
- [35] 朱建军,徐宣国,郑军.农机社会化服务的化肥减量效应及作用路径研究——基于 CRHPS 数据[J].农业技术经济, 2023(4):64-76.
- [36] 诸培新,苏敏,颜杰. 转入农地经营规模及稳定性对农户化肥投入的影响——以江苏四县(市)水稻生产为例[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2017,17(4):85-94+158.
- [37] 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):61-71+96.
- [38] 郑纪刚,张日新,曾昉. 农地流转对化肥投入的影响——以山东省为例[J]. 资源科学,2021,43(5):921-931.
- [39] 方振,李谷成,李晓慧,等. 农地流转与化肥减量——来自农地流转政策的准自然实验[J/OL]. 中国农业资源与区划,2023,44(10):123-134.
- [40] 李卓,王峰伟,封立涛. 土地流转政策对粮食安全的影响[J]. 财经科学,2021(3):94-105.

- [41] 罗必良, 仇童伟. 中国农业种植结构调整: "非粮化"抑或"趋粮化"[J]. 社会科学战线, 2018(2): 39-51+2.
- [42] 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,2020,42(6):1063-1073.
- [43] 丁宝根,杨树旺,赵玉,等. 中国耕地资源利用的碳排放时空特征及脱钩效应研究[J]. 中国土地科学,2019,33(12):45-54.
- [44] 童伟伟,李玉霖,张董敏. 农业服务化能降低中国农业碳排放强度吗? [J/OL]. 中国农业资源与区划:1-13(2023-08-04). http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.3513.S. 20230803.1339.002. html.
- [45] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [46] 薛超,史雪阳,周宏.农业机械化对种植业全要素生产率提升的影响路径研究[J].农业技术经济,2020(10):87-102.
- [47] 葛继红,周曙东.农业面源污染的经济影响因素分析——基于 1978—2009 年的江苏省数据[J]. 中国农村经济,2011 (5):72-81.
- [48] 周京奎,王文波,龚明远,等. 农地流转、职业分层与减贫效应[J]. 经济研究,2020,55(6):155-171.
- [49] BESLEY T. Property rights and investment incentives: theory and evidence from Ghana[J]. Journal of Political Economy, 1995, 103(5):903-937.
- [50] 钱文荣. 中国城市土地资源配置中的市场失灵、政府缺陷与用地规模过度扩张[J]. 经济地理,2001(4):456-460.
- [51] 邹伟,崔益邻,周佳宁.农地流转的化肥减量效应——基于地权流动性与稳定性的分析[J].中国土地科学,2020,34 (9):48-57.

Carbon Emission Reduction Effect of Agricultural Land Transfer

ZHANG Ying-liang a,b, CUI Chaoa

(a. College of Economics and Management; b. Center for Rural Economy and Management Studies,

Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: The "dual-carbon" goal, a significant strategic decision for China in response to global climate change, is crucial in promoting comprehensive green transformation and achieving sustainable development in the economy and society. Agricultural carbon emissions, as a major source of greenhouse gases, occupy a pivotal position in carbon emissions. Given China's status as an agricultural powerhouse, agricultural carbon emissions cannot be ignored. Therefore, how to reduce agricultural carbon emissions will be one of the important contents of China's future green and sustainable development of agriculture. Existing literature has insufficiently analyzed agricultural carbon reduction from the perspective of land transfer and lacks consensus. Additionally, studies have not explored the effects of different transfer objects and forms on agricultural carbon emissions, which are essential aspects of land transfer.

This paper utilizes the panel data of 30 provinces in China from 2011 to 2021 and empirically analyzes the relationship between the transfer of agricultural land and agricultural carbon emissions at the macro level by using a two-way fixed-effects model. It is found that the transfer of agricultural land contributes to agricultural carbon emission reduction; the transfer of agricultural land can reduce agricultural carbon emissions by reducing the intensity of agricultural chemical inputs and the intensity of agricultural machinery inputs, as well as by adjusting the planting structure; in addition, further analysis reveals that the different transfer objects and

transfer forms will have different impacts on agricultural carbon emissions. When transfer objects are cooperatives, the transfer has a significant negative impact on agricultural carbon emissions, and when transfer objects are farmers and enterprises, the transfer has no significant impact on agricultural carbon emissions. Meanwhile, the transfer in the form of joint-stock cooperation has a significant negative impact on agricultural carbon emissions, while the transfer in the form of leasing and subcontracting, swap and transfer does not have a significant impact on agricultural carbon emissions.

Compared with the existing literature, this paper expands in two aspects: first, it explores and analyzes the mechanism of agricultural land transfer on agricultural carbon emissions; second, it explores the different impacts of three kinds of transferring objects and four kinds of transferring forms on agricultural carbon emissions from the two new perspectives of objects and forms of transferring agricultural land, which further enriches the content of the transfer of agricultural land and agricultural carbon emissions.

The research in this paper, to a certain extent, clarifies the logical linkage between land transfer and agricultural carbon emissions and will help to develop a more scientific agricultural land transfer policy, optimize the structure of agricultural planting, reduce agricultural carbon emissions, and promote the sustainable development of agriculture. Additionally, it provides empirical evidence for achieving the "dual carbon" goals and offers scientific theoretical support for the green and low-carbon development of China's agriculture.

Key words: agricultural land transfer; agricultural carbon emission; agricultural chemical input; agricultural machinery input; planting structure; agricultural land transfer object; agricultural land transfer form

CLC number: F301. 11; F326. 1

Document code: A

Article ID: 1674-8131 (2024) 04-0111-14

(编辑:刘仁芳)

声明

本刊已许可中国学术期刊(光盘版)电子杂志社在中国知网及其系列数据库产品中以数字化方式复制、汇编、发行、信息网络传播本刊全文;同时,本刊为《国家哲学社会科学学术期刊数据库》《万方——数字化期刊群》《中文科技期刊数据库》《科技论文在线》《超星数字图书馆》《龙源期刊网》《教育阅读网》《博看网》等数据库全文收录期刊,论文在本刊发表后将通过上述数据库传播。

文章凡经本刊选用,即视为作者同意本刊代理该作品电子版的信息网络传播权,并且本刊 有权授权其他机构进行该作品电子版信息的网络传播。

作者向本刊提交文章发表的行为即视为同意本刊上述声明。若作者不同意其作品收录入上述或其他数据库,请在来稿时说明,我们可做相应处理。

西部论坛编辑部