DOI：10.20077/j.cnki.11-1262/f.2024.05.003　网络首发时间：2024-05-20 14:11:47
网络首发地址：https://link.cnki.net/urlid/11.1262.F.20240517.0932.008

气候变化对农户农地流转行为的影响*

——来自全国农村固定观察点的证据

刘　东[1]　陈景帅[1]　冯晓龙[1,2]　赵启然[1,2]　司　伟[1,2]

摘要：气候变化深刻影响着农户的生产要素配置行为，然而，尚未有研究提供气候变化与农户农地流转行为之间因果关系的证据。本文使用全国农村固定观察点2010—2020年的农户数据，系统考察气候变化对农户农地流转行为的影响。研究发现：气候变暖和极端天气事件频率增加均会对农户农地流转行为产生显著影响，气候变暖和极端天气事件频率提高整体上增加了农地转出概率和规模、减少了农地转入概率和规模。进一步分析发现，不利的气温和降水条件促使小农户增加农地转出、减少农地转入，但规模农户并不倾向于转出农地，反而会通过增加农地转入面积提升气候变化适应能力。气候变暖和极端天气事件频率增加会促使兼业程度较高的农户转出农地，但对纯农户农地转出行为的影响较小。据此，本文认为，应该重视气候变化对农户农地经营决策调整的影响，优化农业支持政策，进一步增强不同类型农户应对气候风险的能力。

关键词：气候变化　农地流转　经营规模　兼业化

中图分类号：F321.1　　**文献标识码：**A

一、引言

21世纪以来，不断加剧的气候风险给中国农业生产和粮食安全带来了诸多隐患，引起了公众和政府部门的高度关注。2022年中央一号文件提出：“加强中长期气候变化对农业影响研究。”[①]多重证

*本文研究得到国家自然科学基金国际（地区）合作与交流项目“全球背景下优化中国农业补贴促进农业食物系统转型”（编号：72061147002）、国家自然科学基金面上项目“极端气候事件的牧户行为效应与发展韧性研究”（编号：72373145）和国家大豆产业技术体系专项建设经费（编号：CARS-04-04A）的资助。感谢胡新艳教授、万陆研究员和田旭教授的建设性意见，当然，文责自负。本文通讯作者：司伟。

[①]参见《中共中央 国务院关于做好2022年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-02/22/content_5675035.htm。

据表明，全球气候已经跳出了早期的平均状态与变化规律[①]，未来气候持续变暖和极端天气事件频发、强发极有可能成为常态。中国农业生产深受气候变化影响，现有的农业资源禀赋和人口大国属性放大了农业生产面临的自然风险，同时使气候风险表现出明显的集聚特征和连锁效应[②]，进一步加深了气候变化严峻形势与农业稳产高产客观需求之间的矛盾。

对此，中国实施了一系列气候变化适应行动，提出了推进和实施适应气候变化重大战略[③]。但是，由于对气候变化影响和风险的分析评估不足，相关研究成果并不能有效支撑气候变化适应工作。提高适应能力是应对气候变化的重要方式，本质是人类趋利避害的行为调整（冯晓龙等，2018）。围绕气候变化对农业生产行为的影响，不少研究证实了气候变化与农业生产技术采纳（Cho and McCarl，2017；Tessema et al.，2019）、农业劳动力配置（Huang et al.，2020；Colmer，2021）和化肥农药投入（Jagnani et al.，2020）等生产行为调整之间的因果关系。土地是农业生产的必备要素，土地利用行为与气候变化的关系同样备受关注。例如，Ramsey et al.（2020）基于堪萨斯州地块数据研究发现，气候变化会显著影响农户的土地分配决策，极端天气事件会对农地利用模式产生重大影响。Mu et al.（2018）研究发现，气候变化导致了美国北部和西部的耕地面积占比扩大，南部耕地面积占比缩小。另外，不少研究证实了由作物气候变化适应能力差异引致的种植结构调整是普遍存在的，农户会将土地更多地分配给受气候变化影响相对较小的作物。例如：Arora et al.（2019）研究发现，气候变化会使美国达科他州的草地和小麦面积显著增加；Weersink et al.（2010）利用加拿大安大略省的农户数据研究发现，农作物种植面积会根据预期的气候变化而改变。实际上，无论是土地功能变化，还是种植结构调整，都是生产主体自身的农地使用行为调整，没有反映农地在不同生产主体之间的流动变化。

理论上，农户可以采取无数潜在的气候变化适应性措施，而农地是所有适应措施最重要的载体，与经营规模、生计策略选择和农业生产效率等密切相关。因此，农户的农地使用行为问题被学术界广泛关注。从已有研究来看，学者对农地流转影响因素的分析集中于社会经济层面，既包括农地产权制度和社会保障制度等政策制度变革（张锦华等，2016），也包括诸如社会化服务和中介服务在内的市场条件变化（陈姝洁等，2015；马九杰等，2019），还关注到农户家庭特征在农地流转决策中的重要作用，如非农就业（钱龙和洪名勇，2016）、社会资本（李星光等，2016）和资源禀赋（刘克春和苏为华，2006）等。然而，气候变化加剧改变了农业生产环境，导致农业产出和投入变化，这很可能会对农户农地流转行为产生影响，但尚未有研究提供气候变化与农地流转之间的因果性证据。

鉴于此，本文拟基于全国农村固定观察点数据，对气候变化与农户农地流转行为之间的因果关系展开分析。相较于已有研究，本文的主要贡献体现为以下三点：

[①]资料来源：“Four Key Climate Change Indicators Break Records in 2021”，https://unfccc.int/news/four-key-climate-change-indicators-break-records-in-2021。

[②]资料来源：《国家适应气候变化战略 2035》，https://www.mee.gov.cn/xxgk2018/xxgk/xxgk03/202206/W020220613636562919192.pdf。

[③]参见《中国应对气候变化的政策与行动》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-10/27/content_5646697.htm。

一是本文尝试提供气候变化与农户农地流转行为之间因果关系的证据。虽然有文献注意到气候变化对农户生产行为的影响（李星光等，2016），但在中国气候风险加剧和农地流转增速放缓的现实背景下，气候变化与农户农地流转行为之间的因果关系尚未被深入探讨。本研究既是对中国农地流转研究的重要补充，也是对气候变化影响的进一步考察，为科学判断气候变化对中国农业经营规模和生产效率的影响提供证据。

二是从微观农户视角展开分析是对已有文献的重要拓展和深化。现有关于气候变化与农地利用方式调整之间关系的研究多是从县域层级展开（Chen and Gong，2021；Cui，2020），并没有关注微观农户个体间的农地流动情况。其实，作为农业生产经营主体，农户的气候变化适应策略和适应能力才是农业气候变化适应水平的最真实反映。本文将研究视角聚焦在微观农户，便于深入认识气候变化对农业生产的真实影响。同时，理解农户农地流转行为与气候变化的联系，对于提升农户气候变化适应能力十分关键。

三是本文拟通过识别气候风险分布特征为改进农业支持政策提供依据。气候变化冲击下，不同经营规模、不同兼业类型农户的农地流转行为存在差异，而不同的流转行为可能引起气候变化风险的转移或聚集。规模农户和收入来源单一的纯农户可能会面临更大的气候风险和压力。识别气候变化风险的分布特征，对于有效防范和化解气候变化风险、优化提升农业支持政策具有重要意义。

二、理论分析与研究假说

农地的资产和资源双重属性决定了农户农地流转行为会受到诸多因素的影响。已有研究多从农地的资产属性出发，重点关注政策制度和社会经济因素，较少关注农地的自然资源属性。实际上，农地的自然资源属性决定了流转行为不可避免地受到气候变化等外部环境变化的影响。

（一）农地流转：一种气候变化适应策略

农业是受气候变化影响最为明显的部门，气候变化不仅影响农业产出，还会影响农业投入（Piao et al.，2010；Jagnani et al.，2020）。尽管气候变化对中国农业生产的影响因地区和作物品种而异，但整体而言，气候变化对中国农业部门的影响是负面的（Wang et al.，2014；Chen and Gong，2021）。尤其是极端天气事件频发导致气候风险指数急剧上升，农业生产面临的不确定性增加，利润受损的概率增大，这必然会引起农户生产决策的改变。《中国气候变化蓝皮书（2023）》指出，2022 年中国高温和干旱风险指数均为 1961 年以来的最高值[①]。在此背景下，农户针对气候变化而进行的农地利用方式调整在本质上也是一种适应策略（Jagnani et al.，2020）。

为厘清气候变化与农户农地流转行为之间的逻辑关系，本文参考已有研究（钱忠好，2003），设定了一个简易的农地流转决策模型，如图 1 所示。理性农户的最优农地经营规模应该使其净收益最大化，在农地产出价格 P 给定的条件下，总收益由农地产出数量决定。假定其他因素不变，那么，农地

[①]资料来源：《〈中国气候变化蓝皮书 2023〉发布 全球变暖趋势持续 中国多项气候变化指标创新高》，https://www.cma.gov.cn/2011xwzx/2011xqxxw/2011xqxyw/202307/t20230708_5635282.html。

产出 $f(X)$ 可以表示为农地经营面积 X 的函数，总收益 $TR = P \times f(X)$。

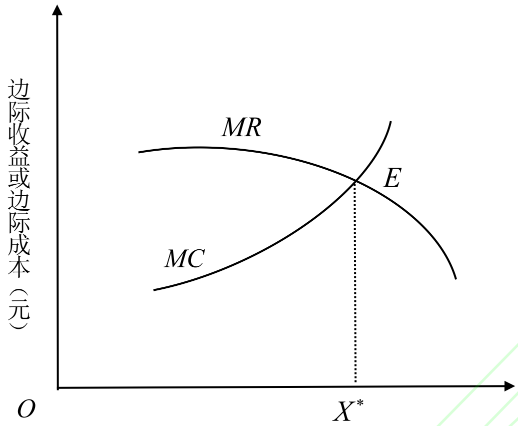

图 1　农地经营最优规模

根据边际报酬递减规律，边际收益 MR 为倒 U 型曲线，同时，农业生产的边际成本 MC 与农地经营规模存在先递减再递增的关系（许庆等，2011；李文明等，2015），MC 是 U 型曲线，则农户农地最优经营规模 X^* 满足条件：$MR = MC$。需要说明的是，在 MR 曲线峰值左侧存在一点，使 $MC = MR$，但该点处于生产函数第一阶段，因而不能将其作为最优农地经营规模。

进一步，本文把气候变化引入模型，如图 2 所示。

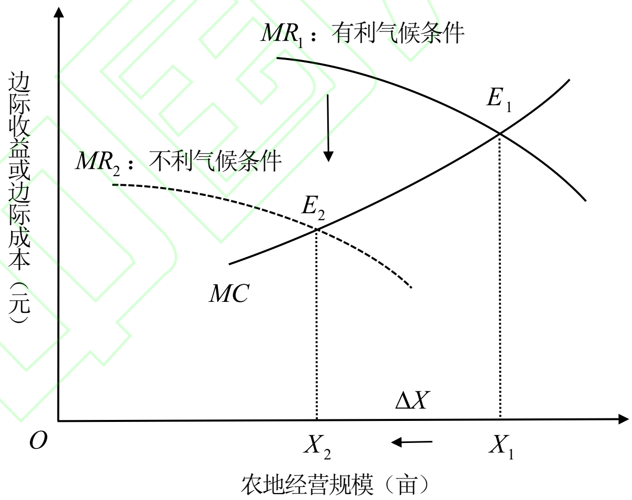

图 2　MR 下降导致最优农地经营规模减小

注：MR_1 和 E_1 分别表示有利气候条件下的边际收益曲线和农地规模均衡点，MR_2 和 E_2 分别表示不利气候条件下的边际收益曲线和农地规模均衡点。

气候变化最明显的表现特征是平均气温上升（气候变暖）和极端气候事件频发。气候变暖给中国农业生产带来正反两方面影响：有利影响包括适宜种植面积增加、复种指数提高等；不利影响表现为作物品质下降，例如温度升高可能会导致小麦籽粒蛋白浓度下降、水稻籽粒淀粉含量下降等品质问题

（Lorite et al.，2023；Zahra et al.，2023）。而极端天气事件频发对农业生产的影响是极为不利的，极端气温和极端降水突破作物生长阈值，使作物产量受损严重（Chen et al.，2016）。例如，2023 年河南等地受“烂场雨”天气影响，夏粮单产下降，受灾农户遭受严重损失，中国夏粮产量同比减少 127.4 万吨[①]。尽管平均气温上升存在有利的一面，但综合来看，气候变化对农地边际收益 MR 的影响是不利的（Wang et al.，2014；Chen and Gong，2021）。在其他条件不变的情况下，图 2 中农地边际报酬曲线由 MR_1 移动至 MR_2，根据利润最大化条件，最优农地经营规模由 X_1 减少至 X_2，农户转出农地的概率会增加。

并且，气候变化会导致农地经营的边际成本 MC 增加，如图 3 所示。

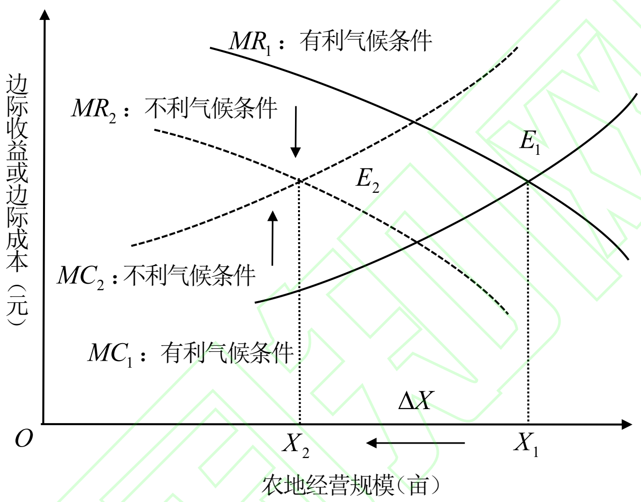

图 3　MC 上升导致最优农地经营规模减小

注：MC_1、MR_1 和 E_1 分别表示有利气候条件下的边际成本曲线、边际收益曲线和农地规模均衡点，MC_2、MR_2 和 E_2 分别表示不利气候条件下的边际成本曲线、边际收益曲线和农地规模均衡点。

本文从气候变化的两个主要表现展开论证。气候变暖会加剧病虫害传播，对农药投入和田间管理提出了更高要求，进而引发经营成本上涨。根据联合国粮食及农业组织估计，每年有高达 40%的全球作物产量因虫害而损失，每年植物病害给全球经济造成的损失超过 2200 亿美元[②]。极端天气事件频发导致的经营成本增加更加显著，直接损害了农业工作环境、降低了农业生产的安全性和劳动效率（Li and Pan，2021；Yang et al.，2021），单位面积农地的工作任务需要配置更多的劳动力才能够完成。异常降水也会降低化肥肥效，增加化肥投入量（Jagnani et al.，2020）。综合来看，气候变化会推动农地边际成本曲线由 MC_1 上移至 MC_2（见图 3）。当气候变化使农业经营成本增加时，根据 $MR = MC$ 这一条件，农户最优的农地经营规模由 X_1 减少至 X_2，农户转出农地概率同样会增加。

然而，考虑到不同农户的异质性特征，不同农户在应对气候变化时采取的农地流转策略可能存在

[①]资料来源：《今年全国夏粮实现丰收 总产量达 2923 亿斤》，https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202307/content_6892114.htm。

[②]资料来源：《粮农组织：气候变化加剧害虫传播威胁植物和农作物》，https://news.un.org/zh/story/2021/06/1085232。

差异。尤其是，不同经营规模农户的边际成本曲线存在差异，不同兼业类型农户对农地的依赖程度也不同，这都会导致农地流转行为在不同特征农户之间存在差异[①]。下面，本文具体分析不同经营规模农户、不同兼业类型农户在应对气候变化时的农地流转行为差异。

（二）经营规模影响气候变化适应策略选择

按照气候变化适应策略与农业生产之间的关系，可以将农户的适应策略分为两类：一类是“转移策略”，即通过转出部分或全部农地，减小农地经营规模，转而将生产要素更多地配置于非农部门；另一类是“提升策略”，即不缩减农地经营规模，而是通过提升农业生产经营管理水平增强气候风险应对能力，如加大机械投入、保障灌溉条件、采用新品种和新技术等措施。不同经营规模农户的禀赋特征和农业退出门槛不同，导致农户采取的气候变化适应策略存在差异。小农户面临流动性约束强、采用新品种和新技术的壁垒高、投资农业机械的门槛高等问题，在短期内难以通过“提升策略”应对气候变化的不利影响。因此，当气候变化导致农地经营的 MC 上升或 MR 下降，小农户更倾向于转出农地或退出农业生产经营。然而，相对于小农户，规模农户面临的流动性约束更弱、采用新品种和新技术的能力更强（张瑞娟和高鸣，2018）、资产专用性水平更高，这些特征都使规模农户退出农业生产时面临高额的沉没成本（冯晓龙等，2018）。所以，当气温和降水条件不利于农业生产时，转出农地并不是规模农户的首选策略，提高气候风险应对能力可能是更好的选择。根据第三次全国农业普查数据，2016 年全国农业经营户的拖拉机、插秧机和联合收割机平均拥有量为 0.1297 台、0.0033 台和 0.0055 台；而规模农业经营户对应设备的平均拥有量分别为 6.76 台、0.17 台和 0.29 台[②]，后者分别是前者的 52.12 倍、51.52 倍和 52.73 倍。由于农业机械、灌溉设施等专用性资产具有不可分性，当农业生产的利润空间缩小时，尚未达到最优规模的规模农户通过转入农地、扩大规模，可以提高农机具、灌溉设施的使用效率，进一步降低边际成本、增加农业生产净利润（李文明等，2015）。据此，本文提出研究假说 1 和研究假说 2。

H1：当气温和降水条件不利于农业生产时，小农户倾向于转出农地。

H2：当气温和降水条件不利于农业生产时，规模农户不倾向于转出农地。

（三）兼业类型影响气候变化适应策略选择

兼业经营是现阶段中国农业生产的典型特征，兼业类型不仅反映农业收入在家庭生计中的重要程度，也与气候变化适应策略的选择密切相关（Colmer，2021）。气候变化通过改变农业生产经营收益进而影响农户的农地流转决策，但不同兼业类型农户对气候变化的反应可能存在差异。按照通常做法（廖洪乐，2012），本文将非农收入占家庭总收入比重小于等于 20%的农户定义为纯农户，将比重为 20%～50%的农户定义为I兼农户（包含 50%），比重为 50%～80%的农户定义为II兼农户（包含 80%），

[①]部分农户可能因为对土地依赖程度较高而难以转出农地，但这并没有违背 $MC = MR$ 条件。可能的原因是，农地具有生活保障、直接收益和子女继承等非生产性收益，非生产性收益的存在使农户倾向于不转出农地。

[②]资料来源：《第三次全国农业普查主要数据公报（第二号）》，https://www.stats.gov.cn/sj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/202302/t20230206_1902102.html。

比重大于 80%的农户定义为非农户。II兼农户和非农户的家庭收入以非农收入为主，对农业生产的依赖程度低。当气候变化导致农业收入下降或农业生产不确定性增加时，这两类农户为避免气候变化带来的损失，倾向于转出农地、减小经营规模或退出农业①。相较之下，纯农户和I兼农户对农业生产的依赖度更高，当气候变化导致农业收入下降或农业生产不确定性增加时，是否将农地转出以获取租金存在不确定性。因此，气候变化对不同兼业类型农户的农地流转决策的影响存在差异，表现为促进兼业程度较高的农户（II兼农户和非农户）转出农地。据此，本文提出研究假说 3 和假说 4。

H3：气温和降水条件的不利变化会促进兼业程度较高的农户（II兼农户和非农户）转出农地。

H4：气温和降水条件的不利变化不会促使纯农户转出农地。

三、数据来源、变量选取与实证策略

（一）数据来源

本文研究使用的农户数据来自农业农村部全国农村固定观察点。该调查对象覆盖 31 个省（区、市）360 个村的 2 万多个农牧户，调查内容涵盖农户家庭特征、农业生产经营、农地利用与流转等多个方面。该数据具有稳定性高、覆盖范围广、样本量大、指标丰富等明显优势，国内外学者利用该数据开展了广泛且具有影响力的研究（许庆等，2020；盖庆恩等，2023）。考虑农地流转规模、气候变化与粮食安全的重要关系，本文将研究区域确定为 13 个粮食主产省份，包括黑龙江省、吉林省、辽宁省、河北省、内蒙古自治区、山东省、江苏省、河南省、安徽省、江西省、湖南省、湖北省和四川省②。2010－2020 年，全球平均气温显著升高、中国气候风险指数快速上升③。为捕捉气候变化特征，本文将时间范围选定为 2010－2020 年。设定空间和时间范围后，得到的农户样本数量为 112930 个，进一步剔除缺失值和异常值④后，得到时间跨度为 11 年、样本量为 100902 个的非平衡面板数据集。

本文研究使用的气象数据来自国家气象科学数据中心⑤。本文将样本村和气象站点经纬度使用逆

①社会化服务发展可能会减弱小农户农地转出意愿，但是笔者认为这并不会影响本文的基本理论分析结果。原因如下：一是社会化服务价格呈现逐渐上涨趋势。根据农业农村部农业机械化管理司发布的调查报告（《2023 年“三夏”期间农机作业服务价格和成本变化趋势调查报告》，https://www.njhs.moa.gov.cn/nyjxhqk/202305/t20230522_6428078.htm），2023 年小麦、玉米和大豆的机播机收作业价格均有不同程度的上涨，这在很大程度上弱化了农户经营农地的动力。二是农地经营者是气候风险的实际承担者，而将农地转出、获取稳定地租收益是转移气候风险的策略选择。

②根据《中国农村经营管理统计年报（2018 年）》，农地流转规模较大的省份主要集中在粮食主产区。资料来源：农业农村部农村合作经济指导司和农业农村部政策与改革司（2019）。

③资料来源：《〈中国气候变化蓝皮书 2023〉发布 全球变暖趋势持续 中国多项气候变化指标创新高》，https://www.cma.gov.cn/2011xwzx/2011xqxxw/2011xqxyw/202307/t20230708_5635282.html。

④数据清理过程为：删除家庭经营主业为非种植业（9964 个观测值）、承包经营面积大于 3000 亩（2 个观测值）、年初和年末经营耕地面积均为 0 亩（2062 个观测值）的观测值，剩余 100902 个观测值。

⑤资料来源：国家气象科学数据中心官方网站，https://data.cma.cn/。

距离加权方法进行匹配（Chen and Gong，2021），获得所有样本村的历史气象信息。本文研究中用到的逆温数据来自美国航空航天局（National Aeronautics and Space Administration，简称 NASA）的全球陆地实际蒸散发数据集[①]，该数据集包含距离地面不同高度大气层温度的时间序列信息，是工具变量逆温天数的原始数据来源。

（二）变量定义与描述性统计

1.核心解释变量。气温和降水是影响农业生产最为关键的气候因素，也是气候变化经济学分析的主要指标，本文的核心解释变量也基于气温和降水变化进行构建。根据气候变化的概念和表现特征，即长期表现为平均气温的整体上升、短期表现为极端天气事件频率增加，分别构建长期核心解释变量和短期核心解释变量。一般认为，一个地区过去 30 年的天气平均状态可以表示该地区的气候状况，文献中通常使用天气数据的 30 年移动平均值表示气候（Cui，2020；Huang et al.，2020），以研究长期气候变化对农户生产行为的影响。本文借鉴上述做法，构建长期气温和长期降水变量，具体可用下列公式表示：

$$TL = 1/30\sum_{t-30}^{t} temp_{ct}^{mean} \tag{1}$$

$$PL = 1/30\sum_{t-30}^{t} prec_{ct}^{total} \tag{2}$$

（1）式和（2）式中：TL 表示长期气温，PL 表示长期降水，$temp_{ct}^{mean}$ 是 c 村 t 年日度均温的年度均值，$prec_{ct}^{total}$ 是 c 村 t 年日度降水量的年度加总值。对于农户农地流转行为而言，长期渐变因素在短期内影响可能较小，但考虑到农户学习适应能力、风险管理行为以及信息传递与政策干预，渐变因素也有可能在农户短期决策中发挥重要作用。

短期极端天气事件是对正常气候状态的偏离，是对农业生产造成冲击的主要气候因素。同时，不同地区对气候冲击的适应能力存在差异。以气温为例，当面对相同幅度的气温偏离时，黑龙江省农户和四川省农户的反应可能不同。因此，本文在构造短期天气冲击变量时，不以统一的气温标准作为参照，而是以地区化的历史平均水平为标准。具体而言，以每个村 1981－2010 年的气温和降水均值作为该村的气候平均状态，分别用 $temp\_history_c$ 和 $prec\_history_c$ 表示，并将 2010－2020 年每年的气温和降水变化与该状态偏离的绝对值表示为短期天气冲击：

$$TS = \left| temp_{ct}^{max} - temp\_history_c \right| \tag{3}$$

$$PS = \left| prec_{ct}^{total} - prec\_history_c \right| \tag{4}$$

[①]资料来源：Global Modeling and Assimilation Office (GMAO) (2015), MERRA-2 inst6_3d_ana_Np: 3d, 6-Hourly, Instantaneous, Pressure-Level, Analysis, Analyzed Meteorological Fields V5.12.4, Greenbelt, MD, USA, Goddard Earth Sciences Data and Information Services Center (GES DISC), Accessed: [2023.05.13], 10.5067/A7S6XP56VZWS。

（3）式中：TS 表示短期气温冲击；$temp_{ct}^{max}$ 是 c 村 t 年日度高温的年度均值；$temp\_history_c$ 表示1981－2010年30年年度均温的均值，即基期均温。（4）式中：PS 表示短期降水冲击；$prec_{ct}^{total}$ 是 c 村 t 年日度降水的年度加总；$prec\_history_c$ 表示1981－2010年30年年均降水量的均值，即基期降水量均值。

2.被解释变量。被解释变量包括是否转出农地、是否转入农地、农地转出面积和农地转入面积。样本农户农地转入和农地转出面积与长期气温和降水（滞后一期）的关系如图4所示。

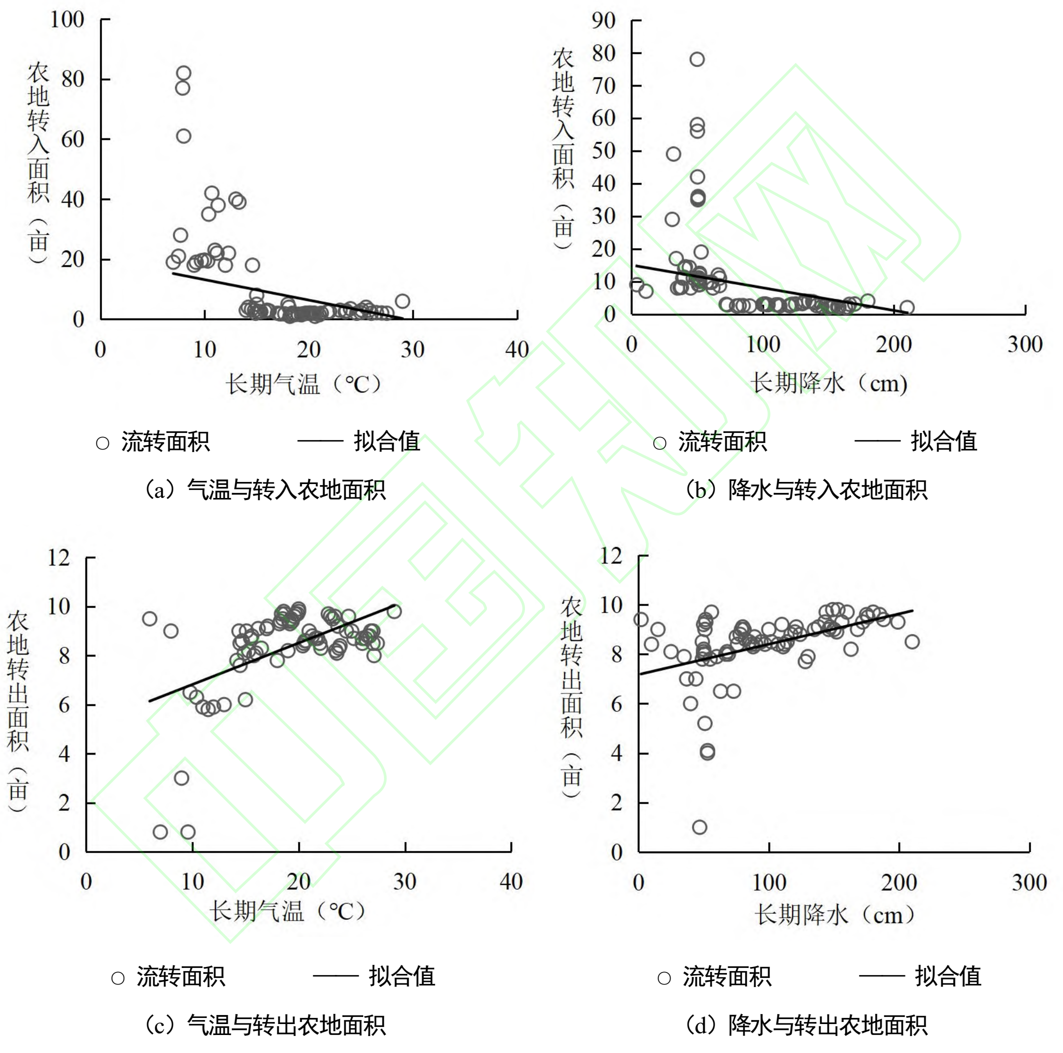

图4 农地转入面积、农地转出面积与气温、降水散点图

图4（a）和图4（b）反映出农地转入面积随着气温升高和降水增加而减少，图4（c）和图4（d）反映出随着气温升高和降水增加农地转出面积逐渐增加。另外，被解释变量的分布特征表明：农地转出户的数量大于农地转入户的数量，农地转出户的占比较大、农地转入户的占比较小，农地流转有集中趋势。

3.控制变量。本文对其他可能影响农户农地流转行为的变量进行控制。农户层面选择户主年龄、

户主学历、是否村干部户、家庭劳动力数、农地经营规模变量，以控制社会资本（李星光等，2016）、非农就业（钱龙和洪名勇，2016）和资源禀赋（刘克春和苏为华，2006）等因素的影响。通过引入村级人均纯收入和县级第一产业产值占比，以控制地区经济发展水平的影响。通过引入年份虚拟变量，以控制土地确权（程令国等，2016）和其他制度变革（张锦华等，2016）的可能影响。本文参考陈帅和张丹丹（2020）的方法，构建村级年度逆温天数变量，作为短期气温冲击的工具变量。本文使用 NASA 数据提取近地的第一层和第二层气温数据，如果一天中 0 时、6 时、12 时和 18 时有任何一时点出现第二层气温高于第一层气温的情况，就视该日为逆温天，通过逆温天数的年度加总，获得村级逆温天数变量。本文还控制了日照时数和相对湿度，这两个变量长短期的处理方式与气温相同。

所有变量含义和描述性统计结果详见表 1。

表 1　　**变量含义和描述性统计**

变量	变量含义和赋值	均值	标准差
是否转入农地	农户当年是否转入农地：是=1，否=0	0.07	7.64
是否转出农地	农户当年是否转出农地：是=1，否=0	0.13	13.29
农地转入面积	农户当年转入农地面积（亩）	16.26	41.23
农地转出面积	农户当年转出农地面积（亩）	7.59	19.42
户主年龄	户主实际年龄（岁）	46.74	10.92
户主学历	户主受教育年限（年）	7.06	2.65
是否村干部户	家中是否有人担任村干部：是=1，否=0	0.04	0.20
家庭劳动力数	家中当年劳动力的人数（人）	2.52	1.18
农地经营规模	农户当年经营农地面积（亩）	8.92	14.83
村级人均纯收入	村庄当年人均纯收入（元）	8165.16	6331.19
县级第一产业产值占比	县域当年第一产业产值占地区生产总值的比重（%）	27.16	12.69
逆温天数	该村当年出现的逆温天数（天）	193.46	74.78
长期气温	年均温度过去 30 年移动平均值（℃）	18.50	4.69
长期降水	年均降水量过去 30 年移动平均值（cm）	88.96	46.13
长期日照时数	年均日照时数过去 30 年移动平均值（小时）	5.75	1.40
长期相对湿度	年均相对湿度过去 30 年移动平均值（%）	69.51	9.35
短期气温冲击	当年气温高温均值与基期均温差值的绝对值（℃）	1.78	1.47
短期降水冲击	当年降水量均值与基期降水量均值差值的绝对值（cm）	4.73	3.16
短期日照时数冲击	当年日照时数均值与基期差值的绝对值（小时）	5.57	1.43
短期相对湿度冲击	当年相对湿度均值与基期差值的绝对值（%）	68.09	9.50

注：村民人均纯收入在回归时取对数处理。

（三）模型设定

1.气候变化对农户农地流转行为的影响。本文使用双向固定效应模型，估计气候变化对农户农地流转行为的影响：

$$y_{ict} = \beta_1 TS_{ct} + \beta_2 PS_{ct} + \beta_3' X_{ict} + \omega_i + \tau_{tp} + \varepsilon_{ict} \quad （5）$$

$$y_{ict}=\varphi_1 TL_{ct}+\varphi_2 PL_{ct}+\varphi_3' X_{ict}+\omega_i+\tau_{tp}+\xi_{ict} \tag{6}$$

（5）式和（6）式中：y_{ict} 表示农户 i（属于村庄 c）在第 t 年的农地流转情况，包括是否转入农地、是否转出农地、农地转入面积和农地转出面积[①]；TS_{ct} 和 PS_{ct} 分别表示村庄 c 在第 t 年的短期气温和降水冲击；β_1 和 β_2 分别表示短期气温和降水冲击对农户农地流转行为的影响；TL_{ct} 和 PL_{ct} 分别表示村庄 c 在第 t 年的长期气温和降水；φ_1 和 φ_2 分别表示长期气温和降水对农户农地流转行为的影响；X_{ict} 表示前文所述的控制变量；β_3' 和 φ_3' 为控制变量的待估参数；ω_i 表示农户固定效应，用以控制不随时间变化且不可观测因素的影响；τ_{tp} 表示年份×省份固定效应；ε_{ict} 和 ξ_{ict} 表示误差项。

2.识别农地流转的异质性特征。首先，本文根据中国户均经营农地面积实际和样本分布特征，对规模农户和小农户进行划分。2019 年中国农村经营耕地面积为 10 亩以下的农户约 2.1 亿户，户均经营规模只有 7.8 亩[②]。本文所用样本以小农户为主，考虑到分组回归的样本数量，选择 15 亩作为划分标准，将初始年份年初农地规模在 15 亩以上（含）的农户定义为规模农户、15 亩以下的农户定义为小农户。本文按照前文所述标准，根据非农收入占家庭总收入的比重，划分不同兼业类型农户。由于删除了不经营农地的样本，因此将非农户和II兼农户合并为II兼农户。本文使用分组回归方法进行估计，公式如下所示：

$$y_{ict}^{h}=\eta_1 T_{ct}+\eta_2 P_{ct}+\beta_3' X_{ict}+\omega_i+\tau_{tp}+\varepsilon_{ict} \tag{7}$$

（7）式中：T_{ct} 和 P_{ct} 分别表示村庄 c 在第 t 年的气温和降水。h 表示规模 $scale$ 和兼业类型 $part$ 两种分类标准。当 $h=scale$ 时，$scale$ 包含规模农户和小农户；当 $h=part$ 时，$part$ 包含纯农户、I兼农户和II兼农户。其余符号含义与（5）式中相同。

为保证估计结果的一致性和稳健性，本文还进行了以下处理：一是对气候变量外生性假定做进一步检验。已有文献通常假定气候变化是外生的，尤其是微观农户个体行为对气候变化产生的影响是极其微小的。尽管如此，本文通过敏感性分析提供了核心解释变量外生的证据，即通过控制不同的固定效应（将农户固定效应替换为村庄固定效应和省份×年份固定效应）得到的气候变量估计系数方向和数值并未发生明显变化，据此可以认为，核心解释变量与误差项 ε_{ict}、ξ_{ict} 相关的可能性很小，即估计结果是一致的。二是考虑到农户农地流转行为发生的时点可能分布在一年之内的各个月份，本文使用气候变量滞后一期进行回归，即估计上一年气候状况对当前年份农户农地流转行为的影响，以避免虚假回归，保证估计结果稳健。三是鉴于当期气温的影响结果可能受到遗漏变量干扰，本文使用逆温天数作为气温的工具变量，进一步解决可能存在的内生性问题。逆温与高温之间存在关联性（陈帅和张丹丹，2020），逆温是指地面或低层大气温度高于上层大气温度的现象，在气象观测中，逆温往往在

[①]当被解释变量为是否转入农地、是否转出农地时，本文采用面板 Probit 模型进行估计；当被解释变量为农地转入面积和农地转出面积时，被解释变量为连续变量且存在 0 值，本文采用面板 Tobit 模型进行估计。

[②]资料来源：《全国 98%以上的农业经营主体仍是小农户》，https://www.gov.cn/xinwen/2019-03/01/content_5369755.htm。

高温天气条件下被观测到，但逆温通常与农户农地流转行为不相关。四是考虑到同一村庄内农户农地流转行为可能会相互关联，尤其是地块相连农户之间的流转决策可能存在强相关，而且现实中也不乏整村流转的例子，因此，为解决样本组内相关性问题，本文将标准误聚类到县级，以减少自相关问题对估计结果的干扰。

四、实证结果分析

（一）气候变化对农户农地流转行为的影响

表 2 报告了使用面板 Probit 模型估计的长期气候变化和短期天气冲击对农户农地流转决策影响的平均边际效应，同时使用滞后一期气候变量①对农户农地流转行为进行回归作为稳健性检验。由于面板数据时间维度较长，本文针对被解释变量进行了 Fisher 单位根检验，结果拒绝“所有面板均包含单位根”的原假设，即数据为稳定序列。短期来看，由于天气异常具有突发性和冲击性，农户无法立即对当期的天气冲击做出反应，这解释了为什么当期天气冲击对农户农地流转决策的影响并不显著。但是，滞后一期的天气冲击对农户农地流转行为的影响效果明显：气温和降水冲击显著降低了农地转入概率，同时提高了农地转出概率。具体而言，表 2（3）列和（7）列的结果表明，短期气温冲击每增加 1 单位，农地转入的可能性下降 8.7%、农地转出的可能性上升 6.9%；降水冲击每增加 1 单位，农地转入概率下降 5.0%、农地转出概率增加 6.6%。长期来看，气温变化对农户农地流转行为有显著影响。具体而言，（2）列和（6）列的结果表明，长期气温每升高 1 单位，农地转入概率下降 10.0%、农地转出概率上升 10.0%。滞后一期的长期气温上升表现出更加明显的“促进转出、抑制转入”效果。长期降水变化对农地流转的影响系数较小且显著性较低，这可能是因为，尽管 2012 年以来中国极端降水强度在不断增加，但是长期来看，降水量变化并没有表现出明显的特定趋势②。比较来看，长期气温变化对农户农地流转行为的影响比短期天气冲击的影响更加明显，无论是长期气温变化还是短期天气冲击，都显著抑制了农户农地转入、促进农地转出。

表 2　　气候变化对农户是否流转农地影响的基准估计结果

变量	是否转入农地				是否转出农地			
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
	短期	长期	短期	长期	短期	长期	短期	长期
气温	−0.004	−0.100***			0.002	0.100***		
	（0.004）	（0.037）			（0.004）	（0.026）		
降水	0.002	−0.008			0.001	−0.000		
	（0.005）	（0.007）			（0.002）	（0.000）		

①滞后一期的长期气候变量是包含上一年在内的气温和降水 30 年移动平均值（不包含当前年份），滞后一期的短期天气冲击变量是上一年的气温和降水偏离数值。

②资料来源：《数据新闻丨近十年我国暴雨变多变强了？大数据揭秘》，https://www.cma.gov.cn/ztbd/2023zt/20230324/2023032402/202310/t20231013_5824784.html。

表2（续）

滞后一期的气温			−0.087**	−0.154**			0.069***	0.129**
			（0.042）	（0.078）			（0.022）	（0.061）
滞后一期的降水			−0.050***	−0.000*			0.066*	−0.004*
			（0.011）	（0.000）			（0.034）	（0.002）
户主年龄	−0.000	0.000	0.000	0.000**	0.001***	0.000**	0.001***	0.000**
	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）
户主学历	0.003	0.002	0.006**	0.005	−0.004*	0.001	−0.004*	0.001
	（0.003）	（0.004）	（0.003）	（0.004）	（0.002）	（0.003）	（0.002）	（0.003）
是否村干部户	0.017**	0.031***	0.017**	0.029**	−0.013**	−0.011	−0.013**	−0.010
	（0.008）	（0.012）	（0.008）	（0.012）	（0.006）	（0.008）	（0.006）	（0.008）
家庭劳动力数	0.008***	0.008***	0.009***	0.009***	−0.017***	−0.019***	−0.017***	−0.019***
	（0.001）	（0.001）	（0.001）	（0.001）	（0.001）	（0.001）	（0.001）	（0.001）
农地经营规模	0.002***	0.002***	0.001***	0.001***	−0.000***	0.000*	−0.001***	0.000*
	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）
村级人均纯收入	−0.004***	−0.005***	−0.002	−0.002	0.009***	0.009***	0.009***	0.008***
	（0.001）	（0.001）	（0.001）	（0.001）	（0.001）	（0.002）	（0.001）	（0.002）
县级第一产业产值占比	0.009***	0.009***	0.009	0.009	−0.016***	−0.018***	−0.015***	−0.016***
	（0.002）	（0.002）	（0.002）	（0.002）	（0.002）	（0.002）	（0.002）	（0.002）
日照时数	0.192***	−0.009	0.220	0.061	0.035*	0.002	0.090***	0.066
	（0.025）	（0.033）	（0.238）	（0.051）	（0.021）	（0.027）	（0.033）	（0.042）
相对湿度	0.004	0.001**	0.004	0.003*	0.002*	0.001	0.003*	0.002***
	（0.003）	（0.001）	（0.005）	（0.002）	（0.001）	（0.001）	（0.002）	（0.001）
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	100902	100902	100902	100902	100902	100902	100902	100902

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号中为聚类到县级层面的稳健标准误；③为便于展示估计结果，核心解释变量的气温包含长期气温和短期气温冲击，降水包含长期降水和短期降水冲击；控制变量日照时数包含长期日照时数和短期日照时数冲击，相对湿度包含长期相对湿度和短期相对湿度冲击。

需要说明的是，在通过逐步回归、控制不同层级的个体（农户、村庄）固定效应后，气候变量估计系数的符号未发生变化，而且未发现气温和降水估计系数数值的剧烈变化。据此判断，气候变量外生假定基本成立。限于篇幅，本文仅汇报了包含控制变量、农户固定效应和“省份×年份固定效应”的估计结果。同时，考虑到气温和降水影响的非线性特征，本文在基准回归的基础上加入气温和降水的二次项，但未发现气候变量对农户农地流转行为有显著的非线性影响。对此可能的解释是：农户是基于气候变化风险与农业生产环境改变认知作出农地流转决策，此过程中气候变量影响的非线性特征并不明显。加入气温和降水交乘项的模型估计结果显示，长期气温和长期降水对农户农地转出面积的影响存在明显的替代关系，长期降水增加抑制了长期气温升高的农地转出效应。

本文进一步使用 Tobit 模型估计气候变化对农户农地流转面积的影响。根据变量分布特征，计算气候变化对考虑截断特征的被解释变量的边际影响（dy^*/dx，y^* 表示被解释变量的潜变量），结果报告在表 3 中。短期而言，滞后一期的气温和降水冲击对农地转出面积具有显著的正向影响，气温冲击增加 1 单位，农地转出面积平均增加 1.1 亩，降水冲击增加 1 单位，农地转出面积增加 0.6 亩。短期天气冲击未对农户农地转入面积产生显著影响。长期而言，滞后一期的气温上升表现出明显的“促进转出、抑制转入”效果，长期气温每增加 1 单位，转入面积平均减少 2.2 亩、转出面积平均增加 3.1 亩，滞后一期的降水增加会减少农地转出面积。相较于对农户农地流转决策的影响，气候变化对农户流转面积的影响表现得更加复杂。但总体来看，气候变化对农地转出面积有明显的促进作用，同时长期气温上升对农地转入面积表现出抑制作用，这与表 2 的估计结果趋势一致。

表 3　　　　气候变化对农户农地流转面积影响的基准估计结果

变量	农地转入面积				农地转出面积			
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
	短期	长期	短期	长期	短期	长期	短期	长期
气温	−0.305	−2.192***			0.436	4.221**		
	（0.555）	（0.715）			（0.379）	（1.897）		
降水	0.039	−0.019			−0.022	−0.003		
	（0.490）	（0.011）			（0.059）	（0.002）		
滞后一期的气温			0.732	−2.225**			1.100**	3.081**
			（0.940）	（1.059）			（0.537）	（1.340）
滞后一期的降水			0.006	−0.444			0.588**	−0.013***
			（0.005）	（0.322）			（0.267）	（0.003）
户主年龄	−0.005***	−0.011***	−0.007***	−0.010***	0.001***	0.001*	0.001***	0.001
	（0.001）	（0.002）	（0.001）	（0.002）	（0.000）	（0.000）	（0.000）	（0.000）
户主学历	0.076***	0.086**	0.075***	0.089**	−0.012*	−0.008	−0.013*	−0.009
	（0.022）	（0.036）	（0.023）	（0.036）	（0.007）	（0.011）	（0.007）	（0.011）
是否村干部户	0.067	0.147	0.030	0.063	−0.058***	−0.054*	−0.060***	−0.054*
	（0.068）	（0.096）	（0.069）	（0.098）	（0.022）	（0.029）	（0.022）	（0.029）
家庭劳动力数	0.225	0.234	0.233	0.190	0.009	0.065	0.013	0.085
	（0.191）	（0.212）	（0.196）	（0.217）	（0.082）	（0.101）	（0.086）	（0.105）
农地经营规模	0.035***	0.061***	0.035***	0.060***	−0.006***	−0.005***	−0.006***	−0.006***
	（0.002）	（0.003）	（0.002）	（0.003）	（0.001）	（0.001）	（0.001）	（0.001）
村级人均纯收入	0.958***	1.284***	1.124***	1.346***	−0.040	0.011	0.044	0.124
	（0.234）	（0.272）	（0.236）	（0.275）	（0.096）	（0.124）	（0.099）	（0.129）
县第一产业产值占比	2.204***	2.548***	2.357***	2.636***	−0.278*	−0.556***	−0.390***	−0.677***
	（0.330）	（0.371）	（0.350）	（0.394）	（0.142）	（0.175）	（0.151）	（0.188）
日照时数	0.772	−1.208	0.827**	−1.000	2.519	−0.765	4.219**	−1.793
	（0.907）	（1.386）	（0.354）	（1.424）	（1.621）	（3.347）	（2.009）	（4.182）

表 3（续）

相对湿度	−0.231	−0.187	−0.208	−0.827	−0.100***	−0.147***	−0.176***	−0.160***
	（0.162）	（0.110）	（0.169）	（0.627）	（0.025）	（0.049）	（0.032）	（0.061）
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	100902	100902	100902	100902	100902	100902	100902	100902

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号中为聚类到县级层面的稳健标准误；③为便于展示估计结果，核心解释变量的气温包含长期气温和短期气温冲击，降水包含长期降水和短期降水冲击。

鉴于模型中短期气温冲击变量仍有可能存在内生性问题，本文使用逆温天数作为气温冲击的工具变量进行两阶段最小二乘估计，估计结果如表4所示。第一阶段回归结果显示，逆温天数基本在1%水平上显著。本文使用Crag-Donald Wald F统计量进行弱工具变量检验，除了在被解释变量为农户农地转入面积的回归中，该统计量小于建议临界值（16.38）外，在其余回归中均高于推荐值。第二阶段估计结果显示，短期气温冲击增加仅对农户农地转出面积具有显著正向影响，短期气温冲击每增加1单位，农户农地转出面积增加约1.9亩。本文对工具变量法和固定效应模型得到的估计结果差异进行豪斯曼检验，结果表明无法拒绝“解释变量为外生”的原假设，即固定效应模型的估计结果更准确。

表 4　　短期气温和降水冲击对农户农地流转行为的影响结果（工具变量法）

变量	（1） 是否转入农地	（2） 是否转出农地	（3） 农地转入面积	（4） 农地转出面积
短期气温冲击	−0.022	0.013	−1.569	1.850**
	（0.067）	（0.086）	（1.521）	（0.253）
短期降水冲击	0.023	0.022	0.180	−0.291
	（0.046）	（0.056）	（0.153）	（0.237）
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	100902	100902	100902	100902
	2SLS 估计第一阶段回归结果			
逆温天数	0.153***	0.153***	0.124**	0.284***
	（0.015）	（0.015）	（0.058）	（0.062）
弱工具变量检验（卡方统计量）	102.068	102.068	4.744	39.973
豪斯曼检验（*P* 值）	0.12	0.12	0.99	1.44

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号中为聚类到县级层面的稳健标准误；③控制变量与表 2 相同；④表中系数为气候变量影响的边际效应，而非直接得到的系数估计值。

（二）气候变化对不同规模农户农地流转行为的影响

气候变化对不同规模农户农地流转行为影响的边际效应报告在表 5 中。短期来看，天气冲击对规

模农户和小农户的影响存在差异。短期气温和降水冲击显著增加了小农户农地转出的可能性，尤其是短期降水冲击每增加 1 单位，小农户的农地转出概率上升 10.9%，H1 得以验证。同时，短期气温冲击增加会降低小农户转入农地概率，而短期降水冲击增加会提高小农户转入农地概率。滞后一期的短期气温和降水冲击相比当期的短期冲击而言，对小农户转出农地的影响有所加强；但滞后一期的短期冲击对小农户转入农地的影响与当期冲击的影响相反，反映出短期天气冲击对小农户转入农地的影响是不稳定的。短期天气冲击对规模农户的影响较小。组间系数差异检验结果显示，短期天气冲击对不同规模农户农地流转决策的影响是不同的，主要原因在于短期天气冲击对规模农户的农地流转行为影响较小，而对小农户农地流转行为产生了显著影响[①]。

表 5　　气候变化对不同规模农户是否流转农地的异质性影响结果

变量	是否转出农地（边际效应）		系数差异检验	是否转入农地（边际效应）		系数差异检验
	（1）规模农户	（2）小农户		（3）规模农户	（4）小农户	
短期气温冲击	−0.001	0.012*	0.001	−0.004	−0.011**	0.002
短期降水冲击	0.011	0.109***	0.000	0.011	0.001**	0.007
滞后一期的短期气温冲击	−0.008*	0.019*	0.000	−0.001	0.013**	0.000
滞后一期的短期降水冲击	0.004	0.110***	0.001	−0.010*	−0.002***	0.071
长期气温	−0.083**	0.319*	0.000	−0.119***	−0.226***	0.041
长期降水	−0.000	−0.000	0.461	−0.000*	−0.001**	0.227
滞后一期的长期气温	−0.216**	0.401***	0.000	0.044	−0.085**	0.005
滞后一期的长期降水	−0.019	−0.333	0.674	−0.001**	−0.000*	0.144
控制变量	已控制	已控制		已控制	已控制	
农户固定效应	已控制	已控制		已控制	已控制	
省份×年份固定效应	已控制	已控制		已控制	已控制	
观测值数	35236	65666		35236	65666	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，该显著性水平基于聚类到县级层面的稳健标准误计算而得；②控制变量与表2相同；③系数差异检验采用似无相关检验，表中为差异显著性（*P* 值）。

长期气温每升高 1°C，小农户转出农地的概率增加 31.9%、转入农地的概率下降 22.6%，滞后一期的长期气温表现出与当期气温相同的影响特点。长期降水变化对小农户农地流转决策的影响比较微小。虽然长期气温上升降低了规模农户转入农地的概率，但并没有促使规模农户转出农地，H2 得以验证。长期降水对规模农户农地流转行为的影响系数数值较小或显著性较低。规模农户应对气温变化的首要策略并不是转出农地以降低经营规模，这可能是因为规模农户面临较高的农业退出门槛，尽管规模农

[①]文中未汇报使用 20 亩作为小农户和规模农户划分标准的估计结果，感兴趣的读者可向作者索要。从结果来看，提高划分标准后，气候变化的影响在规模农户中加强、在小农户中减弱。据此，使用 15 亩划分标准的研究结论适用于使用更高划分标准的情形。

户没有明显缩小农地规模，但规模农户转入农地的概率也受到抑制，反映了规模农户在气候风险加剧背景下对扩大农地规模所持的审慎态度。

表 6 简要汇报了气候变化对不同规模农户农地流转面积的边际影响。短期天气冲击显著增加了小农户的农地转出面积，气温和降水冲击增加 1 单位，小农户农地转出面积分别增加约 1.3 亩和 1.0 亩。同时，短期气温和降水冲击增加 1 单位，小农户的农地转入面积分别减少约 2.9 亩和 1.7 亩。短期天气冲击对规模农户的影响不显著。长期来看，气温上升和降水增加对小农户流转面积的影响和短期影响方向一致。规模农户不会因长期气候变化而显著缩小经营规模。长期气温上升会降低规模户转入农地的概率，但长期气温上升会增加规模农户的农地转入面积，这是因为，虽然规模农户对于转入农地持审慎态度，但在转入农地的规模户中，退出门槛高的约束与气温变化带来的成本上升促使规模农户通过扩大农地规模以降低经营成本。

表 6　　　　气候变化对不同规模农户农地流转面积的异质性影响结果

变量	农地转出面积（边际效应）		系数差异检验	农地转入面积（边际效应）		系数差异检验
	（1）规模农户	（2）小农户		（3）规模农户	（4）小农户	
短期气温冲击	−0.233	1.291^{**}	0.000	−0.611	-2.877^{**}	0.000
短期降水冲击	−0.031	1.002^{**}	0.000	0.053	-1.650^{*}	0.000
长期气温	-0.273^{*}	0.700^{***}	0.000	1.079^{*}	-4.446^{***}	0.000
长期降水	-0.001^{*}	0.004^{***}	0.016	0.004	-0.061^{*}	0.002
控制变量	已控制	已控制		已控制	已控制	
农户固定效应	已控制	已控制		已控制	已控制	
省份×年份固定效应	已控制	已控制		已控制	已控制	
观测值数	35236	65666		35236	65666	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②控制变量与表2相同；③系数差异检验采用似无相关检验，表中为差异显著性（*P* 值）；④气候变量采用滞后一期数据的回归结果与采用当期数据的回归结果无明显差异。

（三）气候变化对不同兼业类型农户农地流转行为的影响

气候变化对不同兼业类型农户农地流转行为的平均边际影响报告在表 7 中。短期而言，气温冲击显著增加了II兼农户的农地转出概率，即非农收入占比高（＞50%）的农户在面对气温冲击时倾向于转出农地，使用滞后一期的短期气温冲击进行回归，系数的方向保持一致。长期来看，II兼农户对气温变化的反应同短期一样，倾向于增加农地转出、减少农地转入，使用滞后一期的长期气温变量进行回归，系数的方向保持一致，H3 得以证明。而纯农户（非农收入占比≤20%）的应对策略与II兼农户明显不同，短期气温冲击和长期气温上升并不会促使纯农户转出农地，H4 得以证明。长期气温上升和降水增加会显著减少纯农户的农地转入概率，即纯农户基于对气候风险的考虑并不倾向于转入农地，但也不倾向于缩小经营规模。可见，纯农户对农地依赖程度较高，由此导致气候风险在该群体中的聚集问题不容忽视。

表 7　　气候变化对不同兼业类型农户是否流转农地的异质性影响结果

变量	是否转出农地（边际效应）			系数差异检验	是否转入农地（边际效应）			系数差异检验
	（1）	（2）	（3）		（4）	（5）	（6）	
	II兼农户	I兼农户	纯农户		II兼农户	I兼农户	纯农户	
短期气温冲击	0.121*	−0.001	−0.109**	0.000	−0.091**	−0.011*	0.011	0.011
短期降水冲击	−0.007	0.000	0.012	0.163	0.010	−0.001	−0.001	0.341
滞后一期的短期气温冲击	0.122**	−0.003	−0.124**	0.000	0.130	0.008	−0.003	0.049
滞后一期的短期降水冲击	0.003	0.003	−0.007	0.055	−0.004	−0.033*	−0.009**	0.066
长期气温	0.221**	−0.056	−0.073*	0.000	−0.322***	0.056	−0.302***	0.717
长期降水	0.007	0.000	−0.000	0.300	−0.001**	−0.001	−0.001***	0.255
滞后一期的长期气温	0.210**	−0.066	−0.073	0.002	−0.258***	0.113	−0.179**	0.261
滞后一期的长期降水	0.000	−0.001**	−0.005	0.007	−0.001***	−0.000	−0.005***	0.163
控制变量	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
农户固定效应	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
观测值数	40205	51247	9450		40205	51247	9450	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②控制变量与表2相同；③系数差异检验采用似无相关检验，表中为差异显著性（*P* 值）。

表 8 简要汇报了气候变化对不同兼业类型农户农地流转面积的边际影响。短期气温上升与长期气温和降水增加均会增加II兼农户的农地转出面积，即II兼农户会缩小经营规模以适应气候变化，这进一步验证了 H3。短期天气冲击与长期气温上升会显著减少纯农户的农地转入面积，这与前文短期天气冲击与长期气温上升对纯农户是否流转农地的影响基本一致。

表 8　　气候变化对不同兼业程度农户农地流转面积的异质性影响结果

变量	农地转出面积（边际效应）			系数差异检验	农地转入面积（边际效应）			系数差异检验
	（1）	（2）	（3）		（4）	（5）	（6）	
	II兼农户	I兼农户	纯农户		II兼农户	I兼农户	纯农户	
短期气温冲击	1.912***	0.870*	0.200	0.045	−2.318	−2.663	−1.984***	0.066
短期降水冲击	−0.247	−0.166	−0.083	0.121	0.000	−1.021*	−1.112***	0.004
长期气温	3.226***	2.421	−0.882	0.000	−0.155	−0.5897	−2.256**	0.002
长期降水	1.033**	−0.007	−0.000	0.044	−0.137*	−0.563**	−0.132	0.070
控制变量	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
农户固定效应	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
观测值数	40205	51247	9450		40205	51247	9450	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②控制变量与表2相同；③系数差异检验采用似无相关检验，表中为差异显著性（*P* 值）；④气候变量采用滞后一期数据的回归结果与采用当期数据的回归结果无明显差异。

五、结论与启示

全球气候变化特征明显，既对中国粮食安全产生了严重威胁，也深刻影响农户的生产行为。土地是农业生产的必备要素，土地流转问题虽然受到学术界广泛关注，但是对该问题的研究大多从社会经济层面展开，对自然环境变化的关注较少，尚未有研究提供气候变化与农户农地流转行为之间因果关系的证据。本文利用全国农村固定观察点粮食主产省份2010—2020年的农户数据，系统考察了长期气候变化和短期天气冲击对农户农地流转行为的影响，同时分析了气候变化对不同规模和不同兼业类型农户农地流转行为的差异性影响。研究结论如下：

第一，气候变化对农户农地流转行为存在因果性影响。这一结论通过了多种稳健性检验。综合来看，长期气温上升和短期天气冲击会提高农户的农地转出概率、降低农地转入概率。长期气温升高会增加农户农地转出面积、减少农地转入面积。尽管长期气温上升和降水变化较为缓慢，引起长期维度上1单位变化所需的时间较长，但其经济意义不容忽视。根据2023年IPCC第六次评估报告，当前气候变化幅度空前，对人类和生态系统的影响远超预期[①]，气候风险将随着气候变化加剧而迅速升级，气候变化对农地流转行为的影响会越来越突出。

第二，气候变化引起的农地流转行为在不同规模、不同兼业类型农户之间存在显著差异。就不同规模农户而言，短期天气冲击显著降低了小农户的农地经营规模（增加农地转出、减少农地转入）。规模农户由于农业退出门槛较高，虽然气候变化没有促使规模农户明显缩小经营规模，但抑制了规模农户进一步扩大规模的积极性。就不同兼业类型而言，气候条件变化促使II兼农户更倾向于转出农地，气候变化虽然降低了纯农户的农地转入概率和规模，但并没有促使他们转出农地。同规模农户一样，纯农户面临的气候风险聚集问题同样值得关注。尤其是对经营规模较小的纯农户而言，收入来源单一叠加气候冲击，很容易对其生计安全产生不利影响。

上述结论具有重要启示：第一，气候变化对农户生产行为产生的深刻影响不容忽视。气候风险加剧引发劳动力、土地等要素配置的改变，进而引起农业经营规模的变化。长期气温升高与短期天气冲击增强促进了农户农地转出，在一定程度上加速了农地集中化趋势和农业适度规模经营进程，这在促进农业规模经营、提高要素配置效率方面是积极的，但并不能因此忽视气候变化给农业产出和粮食安全带来的严峻挑战。

第二，应该更具针对性地优化农业支持政策，提高不同类型农户的气候变化适应能力。气候风险在不同特征农户群体间的分布差异明显：小农户或II兼农户可以灵活地缩小农地规模，以避免气候变化的不利影响；气候变化并没有导致规模农户和纯农户明显减小经营规模，规模农户甚至存在扩大规模的可能。因此，要特别重视规模农户所面临的气候风险聚集给予规模农户更多的补贴和保险政策支持；同时需要关注小农户所面临的气候风险压力，提高该类农户的气候风险抗性。

[①]资料来源：《IPCC第六次评估报告第二工作组报告系列解读（一）》，https://www.cma.gov.cn/zfxxgk/gknr/tfsjyd/tfsjydqk/202204/t20220408_4743589.html。

参考文献

1.陈姝洁、马贤磊、陆凤平、蓝菁、石晓平，2015：《中介组织作用对农户农地流转决策的影响——基于经济发达地区的实证研究》，《中国土地科学》第11期，第48-55页。

2.陈帅、张丹丹，2020：《空气污染与劳动生产率——基于监狱工厂数据的实证分析》，《经济学（季刊）》第4期，第1315-1334页。

3.程令国、张晔、刘志彪，2016：《农地确权促进了中国农村土地的流转吗？》，《管理世界》第1期，第88-98页。

4.冯晓龙、刘明月、仇焕广、霍学喜，2018：《资产专用性与专业农户气候变化适应性生产行为——基于苹果种植户的微观证据》，《中国农村观察》第4期，第74-85页。

5.盖庆恩、李承政、张无坷、史清华，2023：《从小农户经营到规模经营：土地流转与农业生产效率》，《经济研究》第5期，第135-152页。

6.李文明、罗丹、陈洁、谢颜，2015：《农业适度规模经营：规模效益、产出水平与生产成本——基于1552个水稻种植户的调查数据》，《中国农村经济》第3期，第4-17页。

7.李星光、刘军弟、霍学喜，2016：《关系网络能促进土地流转吗？——以1050户苹果种植户为例》，《中国土地科学》第12期，第45-53页。

8.廖洪乐，2012：《农户兼业及其对农地承包经营权流转的影响》，《管理世界》第5期，第62-70页。

9.刘克春、苏为华，2006：《农户资源禀赋、交易费用与农户农地使用权流转行为——基于江西省农户调查》，《统计研究》第5期，第73-77页。

10.马九杰、赵将、吴本健、诸怀成，2019：《提供社会化服务还是流转土地自营：对农机合作社发展转型的案例研究》，《中国软科学》第7期，第35-46页。

11.农业农村部农村合作经济指导司、农业农村部政策与改革司，2019：《中国农村经营管理统计年报（2018年）》，北京：中国农业出版社，第15页。

12.钱龙、洪名勇，2016：《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析》，《中国农村经济》第12期，第2-16页。

13.钱忠好，2003：《农地承包经营权市场流转：理论与实证分析——基于农户层面的经济分析》，《经济研究》第2期，第83-91页。

14.许庆、陆钰凤、张恒春，2020：《农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗？——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》，《中国农村经济》第4期，第15-33页。

15.许庆、尹荣梁、章辉，2011：《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》，《经济研究》第3期，第59-71页。

16.张锦华、刘进、许庆，2016：《新型农村合作医疗制度、土地流转与农地滞留》，《管理世界》第1期，第99-109页。

17.张瑞娟、高鸣，2018：《新技术采纳行为与技术效率差异——基于小农户与种粮大户的比较》，《中国农村经济》第5期，第84-97页。

18.Arora, G., H. Feng, C. J. Anderson, and D. A. Hennessy, 2019, “Evidence of Climate Change Impacts on Crop Comparative Advantage and Land Use”, *Journal of Agricultural Economics*, 51(2): 221-236.

19.Chen, S., and B. Gong, 2021, “Response and Adaptation of Agriculture to Climate Change: Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, Vol. 148, 102557.

20.Chen, S., X. Chen, and J. Xu, 2016, “Impacts of Climate Change on Agriculture: Evidence from China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 76: 105-124.

21.Cho, S. J., and B. A. McCarl, 2017, “Climate Change Influences on Crop Mix Shifts in the United States”, *Scientific Reports*, Vol. 7, 40845.

22.Colmer, J., 2021, “Temperature, Labor Reallocation, and Industrial Production: Evidence from India”, *American Economic Journal-Applied Economics*, 13(4): 101-124.

23.Cui, X., 2020, “Climate Change and Adaptation in Agriculture: Evidence from US Cropping Pattern”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 101, 102306.

24.Huang, K., H. Zhao, J. Huang, J. Wang, and C. Findlay, 2020, “The Impact of Climate Change on the Labor Allocation: Empirical Evidence from China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 104, 102376.

25.Jagnani, M., C. B. Barrett, Y. Liu, and L. You, 2020, “Within-Season Producer Response to Warmer Temperatures: Defensive Investments by Kenyan Farmers”, *Economic Journal*, 131(633): 392-419.

26.Li, C., and Z. Pan, 2021, “How Do Extremely High Temperatures Affect Labor Market Performance? Evidence from Rural China”, *Empirical Economics*, Vol. 61: 2265-2291.

27.Lorite, I. J., A. Castilla, J. M. Cabezas, J. Alza, C. Santos, R. Porras, C. Gabaldon-Leal, E. Munoz-Marchal, and J. C. Sillero, 2023, “Analyzing the Impact of Extreme Heat Events and Drought on Wheat Yield and Protein Concentration, and Adaptation Strategies Using Long-Term Cultivar Trials under Semi-Arid Conditions”, *Agricultural and Forest Meteorology*, Vol. 329, 109279.

28.Mu, J. E., B. A. McCarl, B. Sleeter, J. T. Abatzoglou, and H. Zhang, 2018, “Adaptation with Climate Uncertainty: An Examination of Agricultural Land Use in the United States”, *Land Use Policy*, Vol. 77, 392-401.

29.Piao, S., P. Ciais, Y. Huang, Z. Shen, S. Peng, J. Li, L. Zhou, H. Liu, Y. Ma, Y. Ding, P. Friedlingstein, C. Liu, K. Tan, Y. Yu, T. Zhang, and J. Fang 2010, “The Impacts of Climate Change on Water Resources and Agriculture in China”, *Nature*, 467(7311): 43-51.

30.Ramsey, S. M., J. S. Bergtold, and J. L. H. Stamm, 2020, “Field-Level Land-Use Adaptation to Local Weather Trends”, *American Journal of Agricultural Economics*, 103(4): 1314-1341.

31.Tessema, Y. A., J. Joerin, and A. Patt, 2019, “Crop Switching as an Adaptation Strategy to Climate Change: The Case of Semien Shewa Zone of Ethiopia”, *International Journal of Climate Change Strategies and Management*, 11(3): 358-371.

32.Wang, J., J. Huang, and J. Yang, 2014, “Overview of Impacts of Climate Change and Adaptation in China’s Agriculture” *Journal of Integrative Agriculture*, 13(1): 1-17.

33.Weersink, A., J. H. Cabas, and E. Olale, 2010, “Acreage Response to Weather, Yield, and Price”, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 58(1): 57-72.

34.Yang, J., M. Zhou, Z. Ren, M. Li, B. Wang, D. L. Liu, C. Ou, P. Yin, J. Sun, S. Tong, H. Wang, C. Zhang, J. Wang, Y. Guo, and Q. Liu, 2021, “Projecting Heat-Related Excess Mortality under Climate Change Scenarios in China”, *Nature Communications*, Vol. 12, 1039.

35.Zahra, N., M. B. Hafeez, A. Wahid, M. H. A. Masruri, A. Ullah, K. H. M. Siddique, and M. Farooq, 2023, "Impact of Climate Change on Wheat Grain Composition and Quality", *Journal of the Science of Food and Agriculture*, 103(6): 2745-2751.

（作者单位：[1]中国农业大学经济管理学院；
[2]中国农业大学全球食物经济与政策研究院）
（责任编辑：柳　荻）

The Impact of Climate Change on Farmland Transfer Behavior: Evidence from the National Rural Fixed Observation Points Survey

LIU Dong　CHEN Jingshuai　FENG Xiaolong　ZHAO Qiran　SI Wei

Abstract: Climate change profoundly affects farmers' allocation behavior of production factors, yet there is lack of causal evidence between climate change and farmland transfer. This study utilizes household data from the national rural fixed observation points spanning from 2010 to 2020, and systematically examines the impact of climate change on farmers' behavior regarding farmland transfer. The findings reveal that both climate warming and increased frequency of extreme weather significantly affect farmers' farmland transfer behavior, manifested by increased probabilities and scales of farmland transfer out, and decreased probabilities and scales of farmland transfer in. Further analysis indicates that adverse temperature and precipitation conditions notably induce small-scale farmers to transfer out farmland and reduce the likelihood of transferring in, whereas large-scale farmers are not inclined to transfer out farmland and instead enhance their climate change adaptability by acquiring additional farmland. Climate warming and increased frequency of extreme weather prompt diversified farmers to transfer out farmland, but their impact on purely agricultural farmers' farmland transfer out is not evident. Based on these findings, this study emphasizes the importance of considering the influence of climate change on farmers' farmland management decisions, optimizing agricultural support policies, and further enhancing the ability of different types of farmers to cope with climate risks.

Keywords: Climate Change; Farmland Transfer; Operation Scale; Diversified Farming