

# 同群效应如何影响农户干旱适应成效\*

杨三思<sup>1</sup> 赵丽茹<sup>1</sup> 韩昕儒<sup>2,3</sup>

**摘要：**提高农户应对灾害的适应成效对于粮食稳产保供、增强农业气候韧性具有重要意义。本文利用2014—2018年7省份497户玉米种植农户的微观调查面板数据和全国气象干旱监测数据，构建动态空间面板模型，研究农户应对干旱灾害的同群效应及其对干旱适应成效的作用机制。研究发现：同群效应可以显著提高农户干旱适应成效，该结果在加入控制变量、引入工具变量处理同群效应内生性、替换同群者识别方式和干旱程度测度方法以及进行安慰剂检验后仍然稳健；在信息约束下农户自身的生产经历对干旱适应成效存在反向修正影响，无法长期稳定提升干旱适应成效；人情往来和农业技术教育培训能强化同群效应，说明同群效应是通过信息传递机制发挥作用的。异质性分析表明：相对于非产粮大县的农户，同群效应对产粮大县农户的干旱适应成效影响更明显。为提升农户应对农业灾害的能力，本文建议通过在粮食主产区建立气候适应技术示范基地等方式充分发挥同群效应的作用，鼓励农户间的社会互动与信息传播，加强防灾减灾与适应技术培训。

**关键词：**同群效应 信息传递 旱灾 干旱适应成效

**中图分类号：**F304.2 **文献标识码：**A

## 一、引言

保障粮食和重要农产品稳定安全供给是建设农业强国的头等大事。在农业生产中，农户面临的最大的不确定因素之一是农业气象灾害（丁宇刚和孙祁祥，2022）。其中，干旱对农业生产的破坏性最大，中国位于全球气候变化的敏感区和影响显著区，农业灾害损失占全球的55%，受干旱灾害的影响尤为突出（张强等，2020）。近年来，受全球气候变化的影响，干旱等气象灾害的发生频率、规模和强度不断上升，农业生产面临的风险持续增加（IPCC，2021），对中国农业生产和粮食安全造成严重威胁（苏小松和徐磊，2021）。根据《中国农村统计年鉴2021》，2020年，中国农作物旱灾受灾面积为

\*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“农业生产对气候变化的适应能力研究”（编号：71803189）、中央级科研院所基本科研业务费专项（编号：Y2023QC15）和国家自然科学基金国际（地区）合作与交流项目“INFEWS: US-China: 保护性耕作中的食物—能源—水耦合关系研究：基于作物与经济模型的综合评估”（编号：42061124002）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：韩昕儒。

508.1 万公顷，占农作物总播种面积的 3.0%；根据《2021 中国水旱灾害防御公报》，因旱灾粮食损失达到 492.8 万吨，相当于 3408 万人一年的口粮消费量<sup>①</sup>。随着气候相关的自然灾害多发频发，农户会主动或被动调整要素配置，可称该过程为采取“适应措施”，这是农户应对气候变化的重要策略(UNEP, 2022)。2022 年，《国家适应气候变化战略 2035》提出，优化农业气候资源利用格局，强化农业应变减灾工作体系，增强农业生态系统气候韧性，建立适应气候变化的粮食安全保障体系<sup>②</sup>。因此，提高农户应对干旱等气象灾害的适应能力、增强农业生产适应气候变化能力具有重要性和紧迫性。

信息是影响农户应对灾害适应能力的重要因素。农户应对灾害的相关研究表明，调整播种与收获日期、选择抗旱品种、覆盖地膜、适时灌溉等适应措施可以降低作物生产风险，提高农户干旱适应成效(Di Falco et al., 2011; Huang et al., 2015; 冯晓龙等, 2017; Fahad and Wang, 2018)。生产经营特征、风险感知等内在特征以及基础设施、政策制度等外在条件是影响农户采取适应措施的重要因素(Huang et al., 2015; Fahad and Wang, 2018)，信息缺乏是农户适应灾害和气候变化的重要障碍(Deressa et al., 2009; 杨宇等, 2016; 冯晓龙等, 2017; Di Falco et al., 2020)。但是，少有文献系统研究信息在农户应对灾害及其适应成效中的作用机制。在实际生产生活中，农户之间存在以地缘、亲缘或生产关系为基础的群分现象。为降低独立决策带来的损失，当外部环境风险越大、信息越不充分时，农户越倾向于从自身所处的社会网络中获取信息，进而影响生产决策(Zhou et al., 2020; 吕杰等, 2021; 石志恒和张衡, 2022)，即同群效应<sup>③</sup>。根据行为经济学理论，同群效应是指在具有相似偏好和条件约束的群体内部，个体决策和行为更容易通过社会互动受到同群者的影响(Manski, 2000)。

同群效应在农户应对灾害中的作用尚未引起足够关注。在农业生产领域，关于同群效应的研究集中于新技术采纳(Conley and Udry, 2010; Krishnan and Patnam, 2014; Zhou et al., 2020)和气候变化适应行为(Di Falco et al., 2020; Lim et al., 2021)。已有研究为本文提供了经验借鉴，但仍在三个方面存在拓展空间。第一，已有文献未能系统考察同群效应在农户应对灾害中的作用。不同于新技术采纳风险，农业气象灾害是最重要的农业风险因子之一，具有多发频发、时空分布广、受损面广的显著特点。但受制于有限的信息服务和生产能力，农户难以对气象灾害的发生时间和程度形成准确理解和判断(冯晓龙等, 2017)。同时，干旱灾害通常呈片状分布，空间邻近农户往往面临相似的气象条件、采用相似的耕作制度和种植品种，同群效应可以在农户应对灾害方面发挥重要的作用。第二，已有文献多侧重研究同群效应对适应行为决策的影响，忽略对适应成效影响的研究，而适应成效更能反映农户的适应能力。气候适应政策的最终目标是减小气候风险、取得适应成效(彭斯震等, 2015)。若农户应对灾害的适应能力存在同群效应，则意味着社会乘数效应的存在(Glaeser et al., 2003)，即外生政策不仅直接影响个体，还会间接影响所属群体，产生政策“放大器”的作用。第三，已有文献

<sup>①</sup>根据《中国统计年鉴 2022》，2021 年，中国城乡居民人均户内粮食（原粮）消费量为 144.6 千克。

<sup>②</sup>参见《关于印发〈国家适应气候变化战略 2035〉的通知》，[https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-06/14/content\\_95555.htm](https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-06/14/content_95555.htm)。

<sup>③</sup>同群效应也称为社会学习、社会传染、邻里效应或社会互动等(Manski, 2000)。

较少检验同群效应产生的机制<sup>①</sup>。信息扩散是同群效应的重要表现（Di Falco et al., 2020），理论上同群效应可以通过信息传递机制影响微观主体的风险管理决策（Lim et al., 2021；吕杰等，2021；石志恒和张衡，2022）。在面临灾害风险进行生产决策时，农户可以从社会网络中获取应对灾害的信息，参考同群者基于自身生产经验和农业生产实践形成的适应决策，突破信息壁垒，提升灾害适应成效。

综上所述，本文以干旱灾害为例，以玉米为目标作物<sup>②</sup>，基于2014—2018年中国农业科学院农业经济与发展研究所的中国农村微观经济数据和中国气象局国家气候中心的全国气象干旱监测数据，构建涵盖7省28县（市、区）497个玉米种植户的平衡面板数据，利用动态空间面板模型，识别农户应对干旱灾害的同群效应，揭示同群效应对农户干旱适应成效的影响机制。本文研究结论对于提升农户应对灾害的适应能力、完善防灾减灾制度、制定增强农业气候韧性的相关政策具有参考价值。

## 二、理论分析与研究假说

农户采取适应措施的目标是减少干旱灾害损失，即缩小受灾情况下的产出水平与正常产出水平之间的差异。该差异反映农户综合自身社会经济特征、利用资源禀赋进行适应性生产以应对干旱灾害冲击的能力，借鉴Epule et al.（2017），本文将之定义为“农户干旱适应成效”。相关研究证明，适应措施可以提高农户干旱适应成效（Huang et al., 2015；Fahad and Wang, 2018）。这些适应措施通常容易识别和量化，但是均隐含一个前提假设——适应措施的标准化，即农户在任何时间采取相同措施能获得相同效果。这一假设可能导致自变量存在测量误差或遗漏重要变量从而产生内生性。例如，灌溉可以提高农户干旱适应成效，但灌溉“窗口期”和灌溉制度对缓解旱情有明显影响（滕晓伟等，2015）。

为放松适应措施标准化的约束，本文将这些难以量化的信息归于农户对最优投入水平的信息掌握程度，并受农户所处社会网络提供的信息影响。本文认为，农户干旱适应成效不仅受外部干旱冲击、适应措施、自身经营特征以及资源禀赋特征等影响，而且受农户所处社会网络的同群者难以量化的信息影响（见图1）。进一步，本文认为同群效应对农户干旱适应成效的作用机制依赖于信息外溢与经验交流，即社会网络增强和信息渠道拓展可以强化同群效应对干旱适应成效的正向作用。一方面，社会互动有助于技术知识与经验的外溢，促进适应措施的优化；另一方面，农户获取信息资源能力越强，越有助于信息外溢（高杨和牛子恒，2019），促使农户相互学习模仿、优化要素配置，强化同群效应对干旱适应成效的边际贡献。

---

<sup>①</sup>同群效应的作用机制因研究情境的不同而存在差异，其中信息传递机制和风险分担机制已被大部分研究认可。同群效应风险分担机制较多出现在与消费相关的文献中。例如，宋泽和邹红（2021）研究发现，社会网络成员之间的互助机制可以降低风险而实现消费平滑。由于农业气象灾害通常连片发生，在农户应对灾害的研究情境下，同群效应通过风险分担机制降低灾害对农户影响的作用可能有限。因此，本文聚焦同群效应的信息传递机制，并未再对风险分担机制进行理论分析和实证检验。

<sup>②</sup>玉米是中国第一大粮食作物且在各地区广泛种植，干旱影响玉米的授粉、生长速率、株高、果穗性状等，可造成玉米减产甚至绝收。所以，以玉米种植户为主要研究对象开展农户应对干旱灾害的同群效应研究更具典型性和代表性。

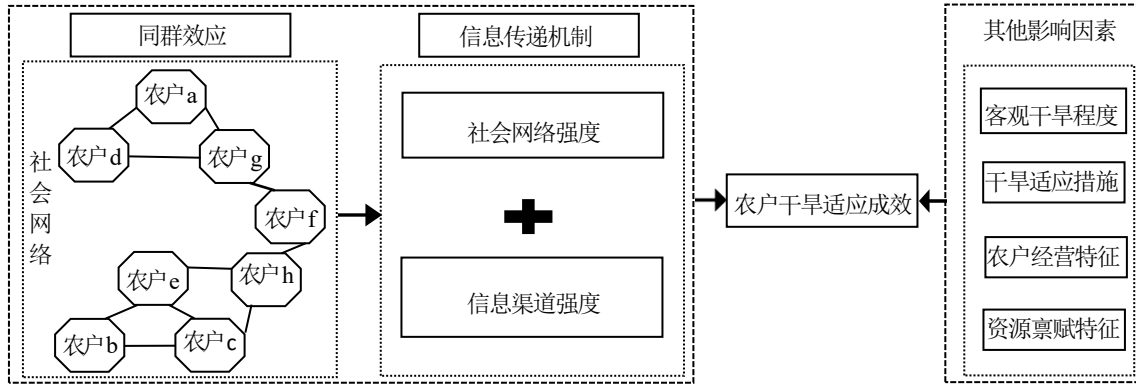


图1 农户干旱适应成效的影响机制分析框架

为论证通过社会网络传递信息产生的同群效应对农户干旱适应成效的作用机制，本文参考生产风险存在下的目标投入模型（Bandiera and Rasul, 2006），构建农户应对灾害的投入决策理论模型。在灾害损失最小化的目标下，假设农户*i*在时期*t*的要素投入目标为 $K_{i,t}$ 。由于存在灾害风险， $K_{i,t}$ 未知，可表示为 $K_{i,t} = K^* + u_{i,t}$ 。其中， $K^*$ 为最优投入均值， $u_{i,t}$ 为外生环境冲击， $u_{i,t} \sim i.i.d N(0, \sigma_u^2)$ 且 $\sigma_u^2$ 已知。不失一般性，农户因灾减产产量 $d_{i,t}$ 可表示为农户实际投入 $k_{i,t}$ 与目标投入 $K_{i,t}$ 差异的平方，即 $d_{i,t} = (k_{i,t} - K_{i,t})^2$ 。农户*i*在时期*t*对 $K^*$ 的先验判断分布为 $K^* \sim N(\bar{K}_{i,t}, \sigma_{ki,t}^2)$ 。由于 $E_t(u_{i,t})=0$ ，为减小灾害损失，农户的投入决策可以表示为 $k_{i,t} = E_t(K_{i,t}) = \bar{K}_{i,t}$ 。因此，农户因灾减产产量期望值为：

$$E_t(d_{i,t}) = E_t[(K_{i,t} - E_t(K_{i,t}))^2] = \sigma_{ki,t}^2 + \sigma_u^2 \quad (1)$$

依据（1）式，在灾害风险存在下，农户对最优投入水平的信息掌握程度越好（ $\sigma_{ki,t}^2$ 越小）、外部环境风险冲击波动越小（ $\sigma_u^2$ 越小），农户的灾害损失也越小。用 $n_t(i)$ 表示农户*i*在时期*t*获取信息的社会网络，假设农户*i*可以无成本地从同群者 $j \in n_t(i)$ 在时期*t*应对灾害的适应措施 $k_{j,t} (j \neq i)$ 中获取信息，并依据贝叶斯法则更新对 $K^*$ 的判断。那么，农户*i*在时期*t*对 $K^*$ 的后验认知可表示为：

$$\sigma_{ki,t}^2 = \frac{1}{\frac{1}{\sigma_{ki,t-1}^2} + \frac{1}{\sigma_u^2}} \quad (2)$$

令 $\rho_{i,0} = 1/\sigma_{ki,0}^2$ ，表示农户*i*在初始期，即第0期对最优投入均值的先验判断； $\rho_0 = 1/\sigma_u^2$ ； $N_{t-1}(i)$ 表示农户*i*自第0期到第*t*-1期从社会网络中累积获取的信息强度，向后迭代（2）式可得：

$$\sigma_{ki,t}^2 = \frac{1}{\rho_{i,0} + N_{t-1}(i)\rho_0} \quad (3)$$

将（3）式代入（1）式，可得：

$$E_t[d_{i,t}, N_{t-1}(i)] = \frac{1}{\rho_{i,0} + N_{t-1}(i)\rho_0} + \sigma_u^2 \quad (4)$$

因此，农户灾害损失的期望受农户从社会网络中获取信息强度的影响，即农户应对灾害存在同群效应。进一步可得：

$$\frac{\partial E_t[d_{i,t}, N_{t-1}(i)]}{\partial N_{t-1}(i)} = \frac{-\rho_0}{[\rho_{i,0} + N_{t-1}(i)\rho_0]^2} < 0 \quad (5)$$

根据（5）式，同群效应意味着群体内部任意农户应对灾害的信息均能产生正外部性，通过信息传递机制减小农户*i*自身的灾害损失，提升其干旱适应成效。基于上述分析，本文提出假说 H1 和 H2。

H1：农户应对干旱存在同群效应且同群效应能显著提升干旱适应成效。

H2：同群效应通过信息传递机制提升农户干旱适应成效。

此外，农户获取信息和应对灾害的适应能力往往因种植规模和政策支持力度的变化而存在差异（杨宇等，2016；曹慧和赵凯，2019），进而影响同群效应对农户干旱适应成效的作用水平。也就是说，同群效应对农户干旱适应成效的影响，可能存在农户种植规模以及政策支持力度层面的异质性。

### 三、研究设计

#### （一）数据来源

1. 农户社会经济数据。农户社会经济数据来源于 2014—2018 年中国农业科学院农业经济与发展研究所的中国农村微观经济数据，该数据在样本选择时采用分层随机抽样法。第一，按照华北地区、东北地区、华东地区、中南地区、西南地区和西北地区各省份 2008—2010 年农民人均纯收入的均值排序，并分别从各地区选择均值位于中间的省份作为调查对象；第二，在所选省份对各县按照农民人均纯收入的均值进行排序并分为高、中、低三层，每层各随机选取 1 个县（市、区）作为调查对象；第三，在所调研县（市、区）分别随机选取 3 个乡镇；第四，在每个乡镇随机选取 3 个行政村；第五，在每个行政村随机选取 20 户进行问卷调查。该数据涵盖陕西、新疆、河南、河北、云南、福建、吉林、山东共 8 个省份、28 个县（市、区）、232 个行政村<sup>①</sup>。

本文将上述数据处理成包括 7 省份 497 个玉米种植户 5 年的平衡面板数据<sup>②</sup>，共 2485 个观测值。研究地区包含北方春玉米区、黄淮海夏玉米区、西南山地丘陵玉米区、西北灌溉玉米区、南方丘陵玉米区等全国主要的玉米种植区。在研究区域中，黄淮、西北和华北等地是干旱多发区，东北地区的干旱主要发生在玉米播种和收获期，西南地区的春夏旱也严重影响玉米等粮食作物生长。根据国家统计局官网数据<sup>③</sup>，上述 7 省份 2014—2018 年平均旱灾受灾面积超过全国旱灾受灾总面积的三分之一。由于玉米从大喇叭口期到抽雄期受旱对产量影响最大，农户一般会采取灌溉补墒、辅助授粉等干旱适应

<sup>①</sup>为反映南北差异，华东地区选择了山东和福建两个省。为进一步反映民族地区的发展情况，西北地区增加了新疆维吾尔自治区。其中，新疆维吾尔自治区根据地理分布随机选择了 7 个县、43 个行政村，其他省份根据正文中所说明的抽样方法进行抽样。在后续调查过程中，部分村庄出现无法回访的状况，但样本的地理覆盖范围没有变化。

<sup>②</sup>玉米种植户为玉米播种面积大于 0 的农户。在平衡面板处理时，福建省的玉米种植户数量较少而被完全剔除。

<sup>③</sup>国家统计局网站：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

措施。若适应调整时间充分，农户还会采取选择耐旱品种、改进施肥或灌溉条件等应对措施。

2. 干旱监测数据。综合气象干旱指数 (composite meteorological drought index, 简称 CI) 来源于中国气象局国家气候中心全国气象干旱监测数据库<sup>①</sup>，包含全国 648 个气象观测站点的日观测数据。

3. 地区农作物生长周期数据。全国各地气候、土壤和耕作制度差别较大，不同地区玉米的生长周期、熟制和生长期出现的客观干旱程度均存在差异。本文采用农业农村部种植业管理司农时数据库中的玉米播种、生长、发育和收获详细时点等指标，捕捉不同区域玉米生长周期与熟制差异。本文将样本农户所在的省份划入农时数据库的相应区域。其中，吉林划入东北地区，新疆和陕西划入西北地区，河北划入华北地区，云南划入西南地区，河南和山东划入黄淮地区。

以上三类数据最终都匹配到农户层面，形成微观面板数据，匹配方法分为三步：第一步，参照 Di Falco et al. (2011) 的方法，依据空间距离最短原则，将 648 个气象观测站点的地理经纬度坐标和中国农村微观经济数据中村庄的地理经纬度坐标进行栅格化处理；第二步，使用反距离加权插值法匹配村庄与气象观测站点，依据同一村庄农户面临干旱程度一致原则，生成农户层面的日干旱数据；第三步，以农户所在省份的玉米生长周期数据为权重，测算农户在玉米生长周期内的客观干旱程度。

## (二) 变量选取及定义

1. 被解释变量：农户干旱适应成效。本文将农户干旱适应成效定义为实际产量与潜在总产量的比例，其中潜在总产量等于实际产量与因旱灾减产之和<sup>②</sup>。农户干旱适应成效表示农业生产受客观干旱程度的影响，也是农户采取适应措施、应对干旱灾害能力的综合表现。

2. 关键解释变量：同群者干旱适应成效。参考相关文献 (Krishnan and Patnam, 2014; Di Falco et al., 2020)，本文从空间地理角度识别同群者，依据空间权重矩阵计算除农户自身外同群者干旱适应成效的均值，即干旱适应成效的空间滞后项，并将其作为衡量同群者干旱适应成效的指标<sup>③</sup>。以邻接空间权重矩阵作为基准，先验地认为同村农户可能存在同群效应，权重赋值为 1；非同村农户互不影响，权重为 0 (Munshi, 2004)。此外，本文将反距离空间权重矩阵作为稳健性检验，以经纬度计算的地理距离倒数为权重，假设农户之间的同群效应因地理距离的增加而减弱，从而识别同群者的空间范围。

3. 调节变量：人情往来收支和接受农业技术教育培训的人次。本文选取人情往来收支和接受农业技术教育培训的人次两个指标分别衡量农户社会网络强度和信渠道强度。第一，人情往来收支作为社会资本的重要维度，是农户获取信息的有效途径 (乐章和向楠, 2020)，可用于衡量农户与其社会网络之间的互动强度 (耿鹏鹏和罗必良, 2022)。基于邻里社会互动的人情往来越频繁，村庄内部农户的社会互动越广泛，越有助于信息的获取和传播。第二，农业技术教育培训是农户积累生产技术知

<sup>①</sup>国家气候中心网站：<http://cmdp.ncc-cma.net/extreme/dust.php?dateStr=2010-1#calendar>。

<sup>②</sup>由于潜在总产量不可观测，本文直接使用农户问卷中的因旱灾减产指标。该指标在一定程度上受农户主观认知影响，但本文利用平衡面板数据的特点，在实证模型中加入农户固定效应以减小农户主观认知造成的系统误差。

<sup>③</sup>构建同群效应衡量指标的另一常见方法是用包括个体在内的群体均值来指代。但是，在识别同群效应中会面临一个问题，即个体在受群体影响时，其本身适应成效水平也会影响群体均值，从而造成互为因果的内生性问题 (Manski, 1993)。

识、缓解信息约束的重要手段，通过教育培训搭建起的社会网络有利于农户甄别信息、更新生产技术知识（徐旭初和吴彬，2018；Zhou et al., 2020），从而激励农户优化适应措施。

4.控制变量。由于旱灾对作物生长的影响不可逆，为控制客观干旱程度，本文还控制了累积干旱程度，将其定义为玉米生长期日内CI等级值的加总<sup>①</sup>。该数值越大，表明某地玉米生长期内遭受的客观干旱程度越严重。CI综合标准化降水指数、湿润度指数以及近期降水量，包含降水量和潜在蒸散因素，比仅考虑降水量的单一干旱指标更具综合性。该指标可以反映农作物生长期内降水量气候异常和水分亏欠情况，更适合实时气象干旱监测和历史同期气象干旱对比。此外，基于现有文献（Huang et al., 2015；Epule et al., 2017；冯晓龙等，2017），本文控制了要素投入、户主个体特征、村级特征、资源禀赋等影响灾害适应成效的因素。其中，要素投入反映农户的适应措施，主要包括播种面积和每亩的化肥、机械、劳动力、排灌投入，以及种子、农膜和农药投入。由于资源禀赋条件可能影响适应措施强度，进而影响农户干旱适应成效（冯晓龙等，2016；杨宇等，2016），本文还引入农业收入占比、距最近农资销售点距离和农业生产用水来源作为控制变量。上述控制变量的定义或赋值见表1。

表1 变量定义与描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义或赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农户干旱适应成效	实际产量占潜在总产量的比例(%)	96.846	11.082	0.228	100.000
关键解释变量	同群者干旱适应成效	依据空间权重矩阵计算得出的同群者干旱适应成效的空间滞后项(%)	96.557	7.600	30.833	100.000
调节变量	人情往来收支	人情礼金收入与支出数额之和(元)	881.718	3100.253	0.000	40232.110
	接受农业技术教育培训的人次	农户当年接受农业技术教育培训的人次(人次/户)	0.402	0.761	0.000	5.000
控制变量	累积干旱程度	玉米生长期内累积日CI等级值	62.048	35.625	5.920	185.355
	播种面积	玉米的播种面积(亩)	11.651	27.789	0.400	1000.000
	化肥投入	每亩投入的化肥成本(元)	134.208	71.671	0.000	931.967
	机械投入	每亩投入的机械费用(元)	41.473	41.581	0.000	762.518
	劳动力投入	每亩自家投劳和雇工工作日(日)	6.384	8.057	0.000	60.000
	排灌投入	每亩投入的排灌费用(元)	12.156	25.004	0.000	386.847
	种子、农膜和农药投入	每亩投入的种子、农膜和农药费用(元)	73.344	46.184	0.000	773.532

<sup>①</sup>具体计算公式为： $x_{i,t} = \sum_{t_{mi}}^{t_{ni}} CI_{i,d}^C$ ，即玉米种植户*i*在*t*年的累积干旱程度是将其在玉米生长周期 $[t_{mi}, t_{ni}]$ 内对应的第*d*天的CI等级值 $CI_{i,d}^C$ 进行累积。据国家标准《气象干旱等级》（GB/T20481-2006）， $CI = aZ_{30} + bZ_{90} + cM_{30}$ 。其中： $t_{mi}$ 指玉米的播种日期， $t_{ni}$ 指玉米成熟日期； $Z_{30}$ 和 $Z_{90}$ 分别为近30天和近90天标准化降水指数， $M_{30}$ 为近30天相对湿度指数； $a$ 为近30天标准化降水系数， $b$ 为近90天标准化降水系数， $c$ 为近30天相对湿度系数。具体到本文， $-0.6 < CI_{i,d}^C$ 表示无旱（ $CI_{i,d}^C = 0$ ）， $-1.2 < CI_{i,d}^C \leq -0.6$ 表示轻旱（ $CI_{i,d}^C = 1$ ）， $-1.8 < CI_{i,d}^C \leq -1.2$ 表示中旱（ $CI_{i,d}^C = 2$ ）， $-2.4 < CI_{i,d}^C \leq -1.8$ 表示重旱（ $CI_{i,d}^C = 3$ ）， $CI_{i,d}^C \leq -2.4$ 表示特旱（ $CI_{i,d}^C = 4$ ）。

表 1 (续)

控制变量	农业收入占比	农业生产服务收入除以农业生产服务收入和工资性收入之和 (%)	3.000	14.600	0.000	100.000
	距最近农资销售点距离	本村委会距最近农资销售点距离 (千米)	3.065	3.778	0.000	27.000
	农业生产用水来源	深井水=2, 浅井水=1, 江河湖泊水和塘水=0	1.045	0.833	0.000	2.000

注：①以 2014 为基准，所有涉及费用和金额的变量均依据国家统计局公布的居民消费价格指数进行平减；②对劳动力投入数据中存在的 2 个异常值进行插值处理。播种面积，化肥投入，机械投入，劳动力投入，排灌投入，种子、农膜和农药投入变量在后文实证模型中均使用对数值，以减小极端值的影响。

表 1 的描述性统计分析结果显示，农户干旱适应成效均值为 96.846，表明样本农户在干旱灾害的影响下，玉米实际产量占潜在总产量的 96.846%。农户人情往来年收支金额平均为 881.718 元；接受农业技术教育培训的人次平均为每户 0.402 人次。累积干旱程度的均值为 62.048，样本农户在玉米生长周期内平均有 25.535%<sup>①</sup>的时间面临轻旱或更严重的干旱情况。农户的玉米播种面积平均为 11.651 亩，小规模种植特征较为明显。在生产要素投入方面，农户平均每亩的化肥、机械、排灌投入分别为 134.208 元、41.473 元、12.156 元，每亩的劳动力投入为 6.384 日，种子、农膜和农药投入为 73.344 元。随着农户兼业化程度不断提高，农业收入占比平均仅为 3.000%。

农户干旱适应成效和累积干旱程度的变动趋势如图 2 所示。农户干旱适应成效在经历了小幅增长后于 2017 年出现下降，总体变动趋势较为稳定。除 2015—2016 年，累积干旱程度年际变动幅度较大，变动趋势反映了干旱灾害“大小年”的特征。两个变量的变动趋势并不一致，说明客观干旱程度对农户干旱适应成效影响有限，同群效应、应对干旱的适应调整措施等因素会同时影响农户干旱适应成效。

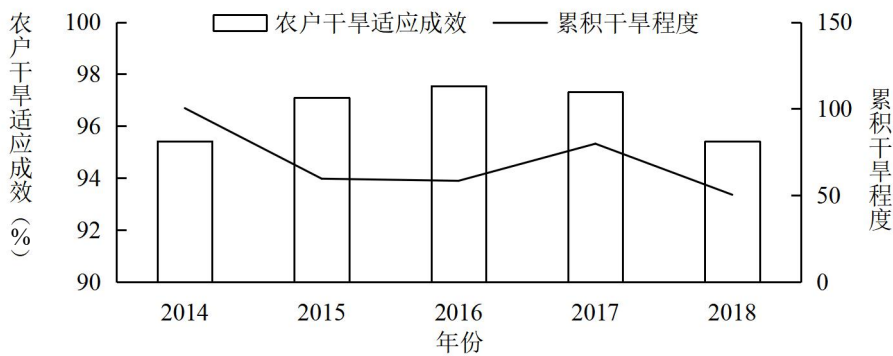


图 2 累积干旱程度和农户干旱适应成效的时间趋势

### (三) 同群效应对农户干旱适应成效的因果识别策略

本文重点研究农户应对干旱灾害是否存在同群效应，以及同群效应对农户干旱适应成效的影响机制，需要识别同群效应对农户干旱适应成效的因果关系。依据 Manski (1993) 提出的同群效应分析框

<sup>①</sup>该数据为样本农户在 2014—2018 年玉米生长期内遭遇干旱日数占玉米生长期日数比例的均值。



架, 本文假定群体由某一特定农户与其同群者组成, 群体内部干旱适应成效存在较强的相关性, 造成该现象的原因如下: 第一, 农户受到同群者干旱适应成效的直接影响(同群效应); 第二, 同群者的其他特征对农户干旱适应成效产生直接影响(外生效应); 第三, 农户干旱适应成效还受到两种关联效应的影响, 一是农户所属群体不可观测的共同特征, 二是农户所属群体面临的相似外部环境特征。

参照 Trogon et al. (2008) 和 Krishnan and Patnam (2014), 本文假设农户干旱适应成效不存在外生效应<sup>①</sup>, 即同群者经营特征(如玉米播种面积、田间管理等)只通过影响同群者干旱适应成效来影响农户干旱适应成效。但是, 农户干旱适应成效的关联效应可能导致同群效应的识别存在内生性问题。一是农户所属群体可能具有不可观测的共同区域特征或经营特征, 如地形特征、种植制度、土壤质量、耕作习惯等。二是群体经历共同的环境冲击, 如干旱灾害等。三是农业生产相关的政策和制度(如生产性基础设施、农业推广服务等)影响群体生产决策, 导致各农户的干旱适应成效趋于一致。

针对以上复杂因素, 本文采取四个策略识别同群效应对农户干旱适应成效的影响。第一, 通过添加农户固定效应来捕捉不随时间变化的不可观测因素<sup>②</sup>, 加入年份固定效应来控制不可观测的共同趋势特征, 以及控制随时间变化的农户生产经营特征和村级层面相关特征。考虑到农户决策可能受不可观测的生产经历的影响(Deconinck and Swinnen, 2015), 本文在模型中纳入农户干旱适应成效的滞后项<sup>③</sup>。第二, 通过控制客观干旱程度反映外部气候环境的冲击。第三, 考虑到县级政府通常是农田水利基础设施建设、高标准农田建设等公共投资的实施主体<sup>④</sup>, 相关政策方案的落实效果会在县级层面趋同, 本文构建县域和年份的交叉虚拟变量来控制外部政策和制度对群体干旱适应成效的共同影响。第四, 本文采用工具变量方法, 选取同群者排灌投入(干旱适应措施)和干旱适应成效滞后项(生产经历)作为同群者干旱适应成效的工具变量, 处理同群效应识别过程中可能存在的内生性问题。一方面, 工具变量和内生变量具有相关性, 同群者的干旱适应措施和生产经历与同群者干旱适应成效相关。另一方面, 工具变量具有外生性。由于同群者采取的适应措施和生产经历对农户干旱适应成效无直接影响, 只可能通过影响同群者干旱适应成效来间接影响农户的适应表现。

#### (四) 模型设定与估计方法

1. 空间相关性检验。本文利用莫兰指数检验农户干旱适应成效是否存在空间集聚的特征, 莫兰指数的计算公式如下:

<sup>①</sup>为检验该假设的合理性, 本文在基准回归模型的基础上加入同群者经营特征的平均值, 如户主受教育年限、农业收入占比、播种面积等, 这些变量的单个系数或整体检验均不显著。

<sup>②</sup>受制于当地种植制度和自然资源禀赋, 农户粮食作物种植结构基本不随时间变化, 三大粮食作物种植种类发生变化的样本比重仅为 4.55%。其中, 玉米占三大粮食作物播种总面积比例的年际变动超过 10% 的样本仅占总体的 7.97%, 数据的变异性极小。此外, 本文还在实证模型中控制农户粮食作物种植结构进行回归, 结果与基准回归结果保持一致。

<sup>③</sup>为避免纳入多期滞后项加剧误差项序列相关以及样本量减小的问题, 模型中仅纳入农户干旱适应成效的滞后一期。

<sup>④</sup>在“十二五”和“十三五”期间, 关于农田水利基础设施建设的系列文件均明确要求集中连片、整体推进县域农田水利建设, 县、乡镇政府在农田水利建设总体规划引导下进行落实。

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (6)$$

(6) 式中： $I$  为各年份衡量农户干旱适应成效与其空间滞后项之间相关关系的莫兰指数，莫兰指数取值范围为-1 到 1； $n$  为农户数量； $w_{ij}$  为空间权重矩阵  $W$  中的元素； $y_i$  与  $y_j$  分别为农户  $i$  和农户  $j$  的干旱适应成效， $\bar{y}$  为农户干旱适应成效的样本均值。莫兰指数可分为全局莫兰指数和局部莫兰指数，前者反映整个数据集的空间自相关程度，后者衡量每个空间对象在其周围邻域内的自相关程度。

2. 动态空间面板模型。空间相近的农户由于信息沟通和经验分享，通过空间转移矩阵受同群者干旱适应成效的影响，进而产生同群效应<sup>①</sup>。因此，本文利用空间权重矩阵构造农户干旱适应成效的空间滞后项来表征同群者干旱适应成效对农户的共同作用。此外，由于农户决策可能受到不可观测的生产经历影响，模型中纳入农户干旱适应成效滞后项加以控制。基准动态空间面板模型如下：

$$y_{i,t} = \beta \sum_j w_{ij} y_{i,t} + \alpha y_{i,t-1} + \gamma x_{i,t} + \delta e'_{i,t} + \xi_i + \nu_t + \theta_c \times \nu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

(7) 式中： $y_{i,t}$  表示农户  $i$  在  $t$  时期的干旱适应成效； $w_{ij}$  为邻接空间权重矩阵 ( $W_1$ ) 的元素，表示农户  $i$  和农户  $j$  的空间权重数值； $\sum_j w_{ij} y_{i,t}$  表示农户  $i$  的同群者干旱适应成效的均值，即干旱适应成效的空间滞后项，系数  $\beta$  衡量同群者干旱适应成效均值对农户干旱适应成效的影响； $y_{i,t-1}$  表示农户  $i$  在  $t-1$  时期的干旱适应成效，系数  $\alpha$  表示农户自身生产经历对干旱适应成效的动态影响； $x_{i,t}$  为农户  $i$  在时期  $t$  面临的累积干旱程度， $\gamma$  为其待估系数； $e'_{i,t}$  为其他控制变量向量的转置， $\delta$  是由其他控制变量待估系数组成的向量； $\xi_i$  表示农户固定效应，控制了地形特征、农作制度、土壤质量和耕作习惯等不随时间变化的因素； $\nu_t$  为年份固定效应，控制不可观测的共同趋势特征； $\theta_c \times \nu_t$  可以控制县域层面生产相关政策引起的群体不可观测的共同趋势； $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项。

进一步，依据同群效应对农户干旱适应成效的因果识别策略，本文将同群者排灌投入和农户干旱适应成效滞后项 ( $\sum_j w_{ij} P_{j,t}$  和  $\sum_j w_{ij} y_{j,t-1}$ ) 作为工具变量，以纠正可能存在的同群效应内生性问题，并利用系统广义矩估计 (generalized method of moments, 简称 GMM) 两步法<sup>②</sup>进行参数估计。

## 四、实证结果分析

### (一) 农户干旱适应成效的空间相关性分析

基于邻接空间权重矩阵 ( $W_1$ )，本文分别对 2014—2018 年农户干旱适应成效进行逐年空间相关

<sup>①</sup>构建空间权重矩阵测度同群效应无法直接验证高素质农民是否发挥引领带动作用，有待未来的异质性研究加以验证。

<sup>②</sup>本文利用偏误修正的准极大似然估计法 (Yu et al., 2008) 对基准动态空间面板模型进行参数估计。由于基准模型的设定符合短面板数据、线性模型、具有动态被解释变量和内生解释变量、采用双向固定效应等系统 GMM 估计方法的适用条件，本文结合同群效应的工具变量，进一步采用系统 GMM 估计方法，可有效解决动态面板模型存在的内生性问题。

性检验<sup>①</sup>。2014—2018年农户干旱适应成效的全局莫兰指数均大于0，且均在1%水平上显著，表明农户干旱适应成效具有显著的空间相关关系。全局莫兰指数的z值显著为正<sup>②</sup>，表明农户干旱适应成效在空间上呈现明显的聚类特征。图3通过局部莫兰散点图的形式展示了不同年份干旱适应成效的空间分布格局。虽然不同年份莫兰指数的数值存在一定波动，但农户干旱适应成效空间分布整体保持稳定。大部分散点分布在第一象限和第三象限，基本呈现“高一高”或“低—低”的分布格局，表明农户干旱适应成效存在空间集聚现象，农户应对干旱灾害的适应成效存在同群效应。

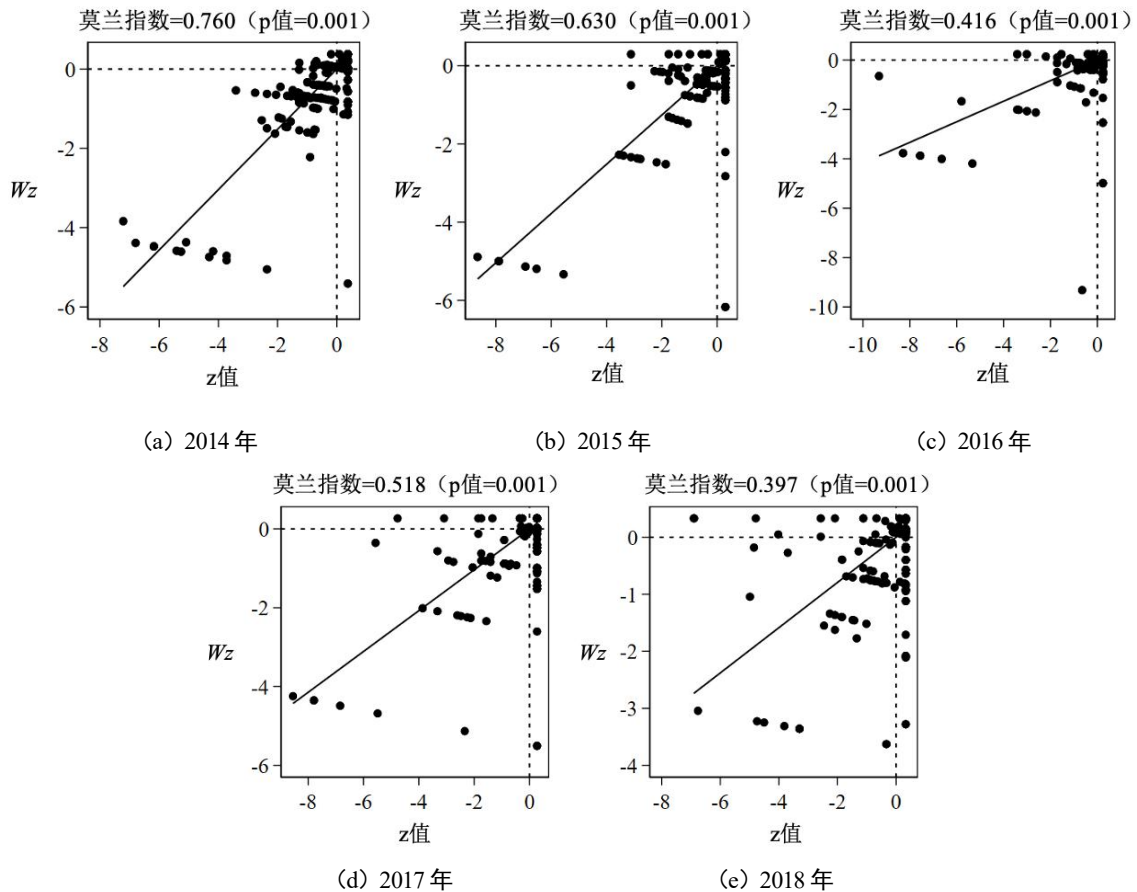


图3 2014—2018年农户干旱适应成效的局部莫兰散点图

注：横轴为空间单元干旱适应成效与其均值的离差z值，纵轴为对应的空间滞后变量（ $Wz$ ）。

## （二）农户干旱适应成效的同群效应及影响因素

表2报告了基准动态空间面板模型和加入工具变量的动态空间面板模型的估计结果，（1）列为不加控制变量的基准模型估计结果，（2）列为加入控制变量的基准模型估计结果，（3）列为工具变量模型的估计结果。

<sup>①</sup>由于篇幅所限，空间相关性检验结果未展示。反距离空间权重矩阵的结果与邻接空间权重矩阵的结果相似。

<sup>②</sup>莫兰指数的z值为莫兰指数除以其标准差后得到的数值，反映莫兰指数的偏差程度。

表 2 (1) ~ (3) 列的结果显示, 关键解释变量的系数方向和显著性均保持一致。农户干旱适应成效的同群效应在 1% 的显著性水平上均显著为正, 意味着具有相似农作制度、气象条件等共同区域特征的空间相邻农户, 可以通过同群效应显著提高干旱适应成效, 假说 H1 得证。表 2 的 (2) 列结果表明, 同群者干旱适应成效提高 1 个百分点, 农户干旱适应成效提高 0.245 个百分点。(3) 列结果表明, 关键解释变量的估计系数符号和显著性与基准模型回归结果保持一致, 同群者干旱适应成效提高 1 个百分点, 农户干旱适应成效提高 2.700 个百分点。此外, 模型通过了序列相关检验和过度识别检验, 在 1% 的显著性水平上均无法拒绝原假设<sup>①</sup>, 表示系统 GMM 估计结果是一致的。

不同模型的回归结果均显示, 农户干旱适应成效的滞后项的系数显著为负, 表明农户应对干旱的适应成效受自身生产经历的反向修正影响。以表 2 (2) 列的结果为例, 农户上一年干旱适应成效提高 1 个百分点会使其当年干旱适应成效降低 0.053 个百分点。这意味着: 若先前采取的适应措施提高了干旱适应成效, 农户便倾向于重复之前的行动和策略, 导致本期干旱适应成效下降; 而当本期干旱适应成效下降 0.053 个百分点时, 农户会倾向于改变策略, 又会使下一年干旱适应成效上升 0.003 个百分点, 以此类推<sup>②</sup>。已有研究指出, 在信息约束下, 经济主体若满足于先前策略所达到的效果, 后期便倾向于重复之前的行动和策略, 延续习惯性做法, 反之会倾向于改变策略 (van Duinen et al., 2016), 这进一步支持了本文的发现。因此, 在其他因素不变的情况下, 农户生产经历对干旱适应成效的影响随时间推移逐渐减弱, 仅依靠自身生产经历无法长期稳定提升干旱适应成效。

表 2 农户干旱适应成效同群效应的动态空间面板模型估计结果

变量	基准模型				工具变量模型	
	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
同群者干旱适应成效	0.249***	0.027	0.245***	0.027	2.706***	0.558
农户干旱适应成效的滞后项	-0.052*	0.027	-0.053**	0.027	-1.531***	0.504
累积干旱程度			0.026	0.027	0.003	0.017
播种面积			-0.811	0.516	-2.782*	1.630
化肥投入			-0.662***	0.233	-1.893	1.147
机械投入			0.071	0.163	0.632	0.572
劳动力投入			0.038	0.295	0.787	0.704
排灌投入			-0.026	0.273	-0.141	0.402
种子、农膜和农药投入			1.283***	0.349	1.887	1.352
农业收入占比			-3.603*	1.852	-4.461	3.825

<sup>①</sup>系统 GMM 估计量一致性的前提条件为差分方程的残差序列不存在二阶和更高阶自相关, 且工具变量严格外生, 需对估计结果进行 Arellano-Bond 序列相关检验和 Hansen 过度识别检验。

<sup>②</sup>农户干旱适应成效滞后项的回归系数为-0.053, 表明农户  $t-1$  期干旱适应成效增加 1 个百分点,  $t$  期干旱适应成效降低 0.053 个百分点,  $t+1$  期干旱适应成效则会增加  $(-0.053)^2$  个百分点, 即 0.003 个百分点。

表2 (续)

距最近农资销售点距离		0.104	0.117	0.107	0.249
农业生产用水来源		-0.292	0.483	-1.909	1.347
年份固定效应	已控制		已控制		已控制
农户固定效应	已控制		已控制		已控制
县域×年份固定效应	已控制		已控制		已控制
观测值	1988		1988		1988
扰动序列二阶差分自相关检验(p值)				0.701	
工具变量过度识别检验 (p值)				0.183	

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②基准模型回归估计采用偏误修正的准极大似然估计量；③工具变量模型采用系统 GMM 估计量；④扰动序列二阶差分自相关检验为 Arellano-Bond 序列相关检验，工具变量过度识别检验为 Hansen 检验。

表 2 的基准模型回归结果显示，调整农业要素投入会对农户干旱适应成效产生影响。具体来看，化肥投入对农户干旱适应成效产生显著的负向影响。在非干旱情况下，增施化肥可以提高作物产量；在干旱情况下，土壤处于缺水状态，化肥可能难以被农作物吸收，此时增施化肥并不会提高农户干旱适应成效。种子、农膜和农药投入会显著提升农户干旱适应成效，可能的原因如下：首先，农户在应对农业干旱灾害时，倾向于采取投入更多改良的种子或采取补种措施；其次，农膜育秧可以改善地面光热条件，有效保水，也是农户抵御干旱灾害的措施之一；最后，旱灾往往导致病虫害发生概率增加，农药防治投入增加也成为农户应对的措施，进而提升自身干旱适应成效。（2）列的回归结果表明，农业收入占比越低，即兼业化程度越高的农户，应对干旱的适应能力越强。一方面，农户兼业化经营会放松农户的资金约束，使自身更有能力采取适应措施抵御风险；另一方面，兼业化程度较高的农户面临较高的务农机会成本，劳动力约束较强，更倾向于优化生产要素配置，防范潜在风险，进而提高自身干旱适应成效，这与已有研究的结论一致（郑旭媛等，2018；曹慧和赵凯，2019）。

### （三）社会网络和信息渠道强度的调节作用分析

为证明同群效应是通过空间相邻农户间的信息传递机制影响农户干旱适应成效，本文通过加入人情往来收支、农户接受农业技术教育培训的人次以及这两个变量与同群者干旱适应成效的交乘项，检验社会网络强度和信渠道强度对同群效应的调节作用。表 3（1）列的回归结果表明，同群者干旱适应成效影响显著且系数为正，同时同群者干旱适应成效与人情往来收支交乘项在 10%的显著性水平上显著，且系数为正，表明农户的社会网络越广，农户间互动交流越多，越能缓解信息壁垒、强化同群效应对农户干旱适应成效的提升作用。（2）列回归结果显示，在同群者干旱适应成效仍有显著正向影响下，同群者干旱适应成效与农户接受农业技术教育培训人次的交乘项在 5%的显著性水平上显著，且系数为正。因此，接受农业技术教育培训可正向促进同群效应，即信息渠道的拓展能强化同群效应。上述检验结果间接证明了同群效应通过信息传递机制提升农户干旱适应成效，假说 H2 得证。

表3 社会网络和信息渠道强度的调节作用回归结果

变量	(1)		(2)	
	以人情往来收支为调节变量		以接受农业技术教育培训的人次为调节变量	
	系数	标准误	系数	标准误
同群者干旱适应成效	0.224***	0.027	0.381***	0.022
同群者干旱适应成效×人情往来收支	0.019*	0.010		
同群者干旱适应成效×接受农业技术 教育培训的人次			0.149**	0.068
控制变量	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
农户固定效应	已控制		已控制	
县域×年份固定效应	已控制		已控制	
观测值	1988		1988	

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②控制变量同表2，包括农户干旱适应成效的滞后项，由于篇幅限制，本表仅展示主要变量的回归结果。

#### (四) 异质性分析

根据农户种植规模和所在县（市、区）是否为产粮大县<sup>①</sup>对样本进行分组估计，本文探究同群效应对农户干旱适应成效的影响是否存在种植规模以及政策支持力度的异质性。由于农户经营规模的划分尚无明确标准，本文结合样本中农户播种面积的分布特征，将玉米播种面积在10亩及以下的农户定义为小规模种植户，否则为大规模种植户。

表4展示的异质性分析结果显示，同群效应是否提升农户干旱适应成效不受种植规模和政策支持力度影响，但同群效应的作用大小因政策支持力度不同而存在差异。对于小规模农户，同群者干旱适应成效提高1个百分点会带来农户干旱适应成效提升0.411个百分点；对于玉米播种面积超过10亩大规模农户，同群者干旱适应成效增长1个百分点可以显著促进农户干旱适应成效提高0.367个百分点，但两组系数无显著性差异<sup>②</sup>。此外，同群效应能够显著提高产粮大县和非产粮大县的农户干旱适应成效，且对产粮大县农户的提升作用更为明显<sup>③</sup>。相对于非产粮大县，产粮大县农户得到的农业生产资金投入、农业基础设施投入、高标准农田建设等政策支持力度更大，因而他们普遍地通过信息传

<sup>①</sup>依据《全国新增1000亿斤粮食生产能力规划（2009—2020年）》中的800个产粮大县名单对农户所属县（市、区）进行区分，本文生成对应的虚拟变量，若所在县（市、区）为产粮大县，则赋值为1，否则为0。资料来源：《全国新增1000亿斤粮食生产能力规划（2009—2020年）》，[https://www.gov.cn/gzdt/2009-11/03/content\\_1455493.htm](https://www.gov.cn/gzdt/2009-11/03/content_1455493.htm)。

<sup>②</sup>组间系数差异检验表明，在5%的显著性水平上无法拒绝分组回归的系数无显著性差异的原假设。

<sup>③</sup>根据是否为产粮大县回归得到的两组系数的95%置信区间不重合，即同群效应对农户干旱适应成效的作用大小因政策支持力度不同而存在显著性差异。

递机制调整适应措施和生产决策，同群效应对农户干旱适应成效的促进作用更大。总体上，农户之间互动产生的同群效应会放大政策实施产生的效果，这种社会乘数效应对于位于产粮大县的农户更明显。

表 4 同群效应的异质性分析结果

变量	玉米种植规模		是否为产粮大县	
	10亩及以下 (1)	10亩以上 (2)	产粮大县 (3)	非产粮大县 (4)
同群者干旱适应成效	0.411*** (0.030)	0.367*** (0.043)	0.436*** (0.028)	0.303*** (0.039)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	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
县域×年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	1280	424	1160	828

注：①\*\*\*表示 1% 的显著性水平；②控制变量同表 2，包括农户干旱适应成效的滞后项，由于篇幅限制，本表仅展示主要变量的回归结果；③括号中数值为标准误。

#### （五）稳健性检验

本文通过替换空间权重矩阵和替换核心变量等方法进行主要回归结果系数的稳健性检验。为避免割裂空间单位的相互联系导致同群者识别等误差造成模型的不稳定，本文通过构建反距离空间权重矩阵替代邻接空间权重矩阵，对同群者进行重新识别。在替换变量方面，为避免 CI 分级处理对回归结果造成偏误，本文分别用玉米生长期 CI 的累积值和平均值<sup>①</sup>替代前文的 CI 等级值，以此表征客观干旱程度。本文还采用同群者干旱适应成效的滞后项代替当期变量进行回归<sup>②</sup>。已有研究认为，农户调整适应措施存在一定的时滞性，根据同群者滞后期的决策和行为调整当下的决策可能更合理（Krishnan and Patnam, 2014），而且变量错期的处理还能解决农户与同群者互动产生互为因果的反射性问题。模型的其他设定及估计方法与表 2（2）列一致。总体上，与基准回归结果相比，本文关键解释变量估计参数的符号方向和显著性保持一致，只是系数大小有微小变动，表明本文主要回归结果具有稳健性<sup>③</sup>。

此外，为排除样本农户可能经历共同的客观干旱程度波动<sup>④</sup>或技术进步导致农户干旱适应成效的空间集聚，本文通过构建两类安慰剂检验来验证同群效应对农户干旱适应成效影响的稳健性。一是从

<sup>①</sup> CI 累积值的计算公式为  $x_{i,t}^S = \sum_{t_m}^{t_n} CI_{i,d}$ ，CI 平均值的计算公式为  $x_{i,t}^M = \sum_{t_m}^{t_n} CI_{i,d} / (t_n - t_m + 1)$ 。无旱等级对应的 CI 值均大于 -0.6，且存在大量正数，为处理加总时正数对其他干旱等级（小于 -0.6 的负数）的抵消问题，本文对处于无旱等级的所有原始 CI 值赋予零值，处理后的加总值和平均值可以更加准确地反映干旱的严重程度。

<sup>②</sup> 根据本文估计策略与基准模型设定，在控制滞后两期的农户干旱适应成效前提下，用滞后一期的同群者干旱适应成效衡量同群效应，并进行稳健性检验。

<sup>③</sup> 由于篇幅所限，稳健性检验结果未展示。

<sup>④</sup> 若全国干旱波动一致，则所有样本的 CI 值年际变化一致。

同一年份样本中随机生成同群者干旱适应成效的虚拟项。如果由于存在共同趋势造成农户干旱适应成效表现出同群效应，那么虚拟的同群效应对农户干旱适应成效的影响在统计上应显著。二是随机生成虚拟邻接空间权重矩阵，将农户与所属群体进行随机配对，以排除由技术进步等因素导致共同趋势的影响。本文将上述步骤重复1000次，得到虚拟同群者干旱适应成效系数的分布，结果如图4所示。由于虚拟的群体是在样本范围内随机生成的，因此安慰剂检验得到的同群效应对农户干旱适应成效的影响不显著，否则表明模型对同群效应的识别存在偏误。安慰剂检验得到的同群者干旱适应成效系数均分布在0附近，且与表2（2）列中同群者干旱适应成效对农户干旱适应成效的影响系数（0.245）存在较大差异。也就是说，同群效应对农户干旱适应成效的提升作用并非由不可观测的共同影响因素引起，所以农户干旱适应成效的同群效应的稳健性得到进一步验证。

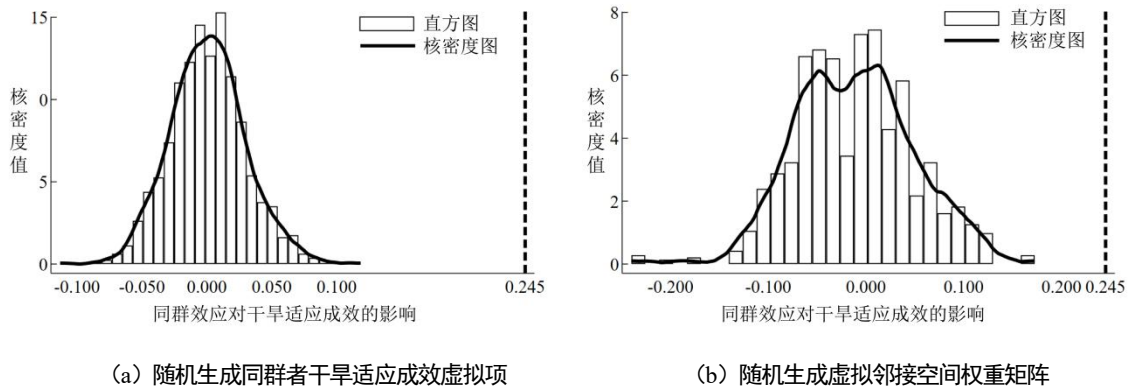


图4 安慰剂检验

注：虚线为基准回归中同群者干旱适应成效的估计系数。

## 五、结论与政策启示

本文基于2014—2018年中国农村微观经济调查数据和全国气象干旱监测数据构建了动态空间面板模型，识别了农户应对干旱灾害的同群效应及其对适应成效的作用机制。研究发现：同群效应显著提高了农户干旱适应成效，农户个体的生产经历无法长期稳定提升干旱适应成效。机制分析结果表明，人情往来和农业技术教育培训强化了同群效应对农户干旱适应成效的提升作用，进一步证实同群效应通过信息传递机制影响农户干旱适应成效。异质性分析结果表明，同群效应对处于产粮大县的农户干旱适应成效的提升作用更为明显。

本文的政策启示如下：第一，同群效应的存在意味着农业防灾减灾政策存在社会乘数效应。政府可以采取“抓大放小”的策略，通过在粮食主产区建立适应气候变化技术示范基地等方式，正向促进同群效应在农户适应气候变化中发挥作用。第二，由于同群效应通过信息传递机制影响农户干旱适应成效，熟人社会中由“口口相传”“亲眼所见”产生的同群效应是现阶段农户提升自身能力、与现代农业衔接的可靠手段之一，应重视高素质农民的培养和农村社区熟人社会的维持，发挥社会网络等非正式制度在提高农户应对自然灾害能力中发挥的作用。第三，为了强化同群效应在农业防灾减灾方面



的积极作用，应鼓励农户间的社会互动与信息传播，科学传播防灾减灾的相关知识技能，推广节水灌溉、旱作农业、抗旱保墒等适应技术，加强防灾减灾与适应技术培训。

#### 参考文献

- 1.曹慧、赵凯，2019：《农户非农就业、耕地保护政策认知与亲环境农业技术选择——基于产粮大县 1422 份调研数据》，《农业技术经济》第 5 期，第 52-65 页。
- 2.丁宇刚、孙祁祥，2022：《气候风险对中国农业经济发展的影响——异质性及机制分析》，《金融研究》第 9 期，第 111-131 页。
- 3.冯晓龙、刘明月、霍学喜，2016：《水资源约束下专业化农户气候变化适应性行为实证研究——以陕西省 663 个苹果种植户为例》，《农业技术经济》第 9 期，第 18-27 页。
- 4.冯晓龙、刘明月、霍学喜、陈宗兴，2017：《农户气候变化适应性决策对农业产出的影响效应——以陕西苹果种植户为例》，《中国农村经济》第 3 期，第 31-45 页。
- 5.高杨、牛子恒，2019：《风险厌恶、信息获取能力与农户绿色防控技术采纳行为分析》，《中国农村经济》第 8 期，第 109-127 页。
- 6.耿鹏鹏、罗必良，2022：《农地确权是否推进了乡村治理的现代化？》，《管理世界》第 12 期，第 59-76 页。
- 7.吕杰、刘浩、薛莹、韩晓燕，2021：《风险规避、社会网络与农户化肥过量施用行为——来自东北三省玉米种植农户的调研数据》，《农业技术经济》第 7 期，第 4-17 页。
- 8.彭斯震、何霄嘉、张九天、马欣、孙傅、刘少华，2015：《中国适应气候变化政策现状、问题和建议》，《中国人口·资源与环境》第 9 期，第 1-7 页。
- 9.石志恒、张衡，2022：《同群效应对农户地膜回收意愿与行为悖离现象的影响研究——基于生态理性的中介作用》，《农业技术经济》第 8 期，第 97-111 页。
- 10.宋泽、邹红，2021：《增长中的分化：同群效应对家庭消费的影响研究》，《经济研究》第 1 期，第 74-89 页。
- 11.苏小松、徐磊，2021：《中国粮食市场的巨灾效应及风险评估——基于局部均衡模型的模拟分析》，《农业技术经济》第 6 期，第 18-32 页。
- 12.滕晓伟、董燕生、沈家晓、孟鲁闽、冯海宽，2015：《AquaCrop 模型对旱区冬小麦抗旱灌溉的模拟研究》，《中国农业科学》第 20 期，第 4100-4110 页。
- 13.徐旭初、吴彬，2018：《合作社是小农户和现代农业发展有机衔接的理想载体吗？》，《中国农村经济》第 11 期，第 80-95 页。
- 14.杨宇、王金霞、黄季焜，2016：《农户灌溉适应行为及对单产的影响：华北平原应对严重干旱事件的实证研究》，《资源科学》第 5 期，第 900-908 页。
- 15.乐章、向楠，2020：《熟人社会：村庄社会资本水平及其差异》，《农业经济问题》第 5 期，第 66-78 页。
- 16.张强、姚玉璧、李耀辉、黄建平、马柱国、王芝兰、王素萍、王莺、张宇，2020：《中国干旱事件成因和变化规律的研究进展与展望》，《气象学报》第 3 期，第 500-521 页。

- 17.郑旭媛、王芳、应瑞瑶, 2018: 《农户禀赋约束、技术属性与农业技术选择偏向——基于不完全要素市场条件下的农户技术采用分析框架》, 《中国农村经济》第3期, 第105-122页。
- 18.Bandiera, O., and I. Rasul, 2006, “Social Networks and Technology Adoption in Northern Mozambique”, *Economic Journal*, 116(514): 869-902.
- 19.Conley, T. G., and C. R. Udry, 2010, “Learning about a New Technology: Pineapple in Ghana”, *American Economic Review*, 100(1): 35-69.
- 20.Deconinck, K., and J. Swinnen, 2015, “Peer Effects and the Rise of Beer in Russia”, *Food Policy*, Vol. 51, 83-96.
- 21.Deressa, T. T., R. M. Hassan, C. Ringler, T. Alemu, and M. Yesuf, 2009, “Determinants of Farmers’ Choice of Adaptation Methods to Climate Change in the Nile Basin of Ethiopia”, *Global Environmental Change-Human and Policy Dimensions*, 19(2): 248-255.
- 22.Di Falco, S., A. Doku, and A. Mahajan, 2020, “Peer Effects and the Choice of Adaptation Strategies”, *Agricultural Economics*, 51(1): 17-30.
- 23.Di Falco, S., M. Veronesi, and M. Yesuf, 2011, “Does Adaptation to Climate Change Provide Food Security? A Micro-Perspective from Ethiopia”, *American Journal of Agricultural Economics*, 93(3): 825-842.
- 24.Epule, T. E., J. D. Ford, and S. Lwasa, 2017, “Projections of Maize Yield Vulnerability to Droughts and Adaptation Options in Uganda”, *Land Use Policy*, Vol.65: 154-163.
- 25.Fahad, S., and J. Wang, 2018, “Farmers’ Risk Perception, Vulnerability, and Adaptation to Climate Change in Rural Pakistan”, *Land Use Policy*, Vol.79: 301-309.
- 26.Glaeser, E. L., J. A. Scheinkman, and B. I. Sacerdote, 2003, “The Social Multiplier”, *Journal of the European Economic Association*, 1(2-3): 345-353.
- 27.Huang, J., Y. Wang, and J. Wang, 2015, “Farmers’ Adaptation to Extreme Weather Events through Farm Management and Its Impacts on the Mean and Risk of Rice Yield in China”, *American Journal of Agricultural Economics*, 97(2): 602-617.
- 28.IPCC, 2021, “Climate Change 2021: The Physical Science Basis Climate Change 2021: The Physical Science Basis Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change”, <https://www.ipcc.ch/report/ar6/wg1/>.
- 29.Krishnan, P., and M. Patnam, 2014, “Neighbors and Extension Agents in Ethiopia: Who Matters More for Technology Adoption?”, *American Journal of Agricultural Economics*, 96(1): 308-327.
- 30.Lim, K., B. Wichmann, and M. Luckert, 2021, “Adaptation, Spatial Effects, and Targeting: Evidence from Africa and Asia”, *World Development*, Vol.139, 105230.
- 31.Manski, C. F., 1993, “Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem”, *Review of Economic Studies*, 60(3): 531-542.
- 32.Manski, C. F., 2000, “Economic Analysis of Social Interactions”, *Journal of Economic Perspectives*, 14(3): 115-136.
- 33.Munshi, K., 2004, “Social Learning in a Heterogeneous Population: Technology Diffusion in the Indian Green Revolution”, *Journal of Development Economics*, 73(1): 185-213.
- 34.Trogdon, J. G., J. Nonnemaker, and J. Pais, 2008, “Peer Effects in Adolescent Overweight”, *Journal of Health Economics*, 27(5): 1388-1399.

35.UNEP, 2022, "Adaptation Gap Report 2022: Too Little, Too Slow-Climate Adaptation Failure Puts World at Risk", <https://www.unep.org/adaptation-gap-report-2022>.

36.van Duinen, R., T. Filatova, W. Jager, and V. Anne, 2016, "Going Beyond Perfect Rationality: Drought Risk, Economic Choices and the Influence of Social Networks", *Annals of Regional Science*, 57(2): 335-369.

37.Yu, J., R. De Jong, and L. F. Lee, 2008, "Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When Both n and T Are Large", *Journal of Econometrics*, 146(1): 118-134.

38.Zhou, L., F. Zhang, S. Zhou, and C. G. Turvey, 2020, "The Peer Effect of Training on Farmers' Pesticides Application: A Spatial Econometric Approach", *China Agricultural Economic Review*, 12(3): 481-505.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国人民大学农业与农村发展学院;

<sup>2</sup> 中国农业科学院农业经济与发展研究所;

<sup>3</sup> 中国农业科学院战略研究中心)

(责任编辑: 杨 鑫)

## How Does Peer Effects Affect Farmers' Adaptive Capacity to Droughts?

YANG Sansi ZHAO Liru HAN Xinru

**Abstract:** Improving farmers' adaptive capacity to disasters is of great significance to ensure stable grain production and supply, and to enhance the climate resilience of agriculture. Based on micro-level survey data from the Chinese Academy of Agricultural Sciences and national meteorological drought monitoring data from the China Meteorological Administration for 2014 - 2018, we construct a balanced panel dataset covering 497 maize farmers in 7 provinces and a dynamic spatial panel model to investigate farmers' peer effects of in coping with droughts and the mechanisms of their impact on adaptive capacity. We find that the peer effects significantly improve farmers' adaptive capacity to droughts. This result remains robust after adding control variables, addressing the endogeneity of peer effects with instrumental variables, replacing the method of identifying peers, measuring the degree of droughts, and performing placebo testing. Under information constraints, farmers' own production experience has a reverse correction effect and thus cannot stably improve their adaptive capacity to droughts in the long term. Moreover, social interactions and agricultural technology training can strengthen peer effects, indicating that the peer effects work through an information transmission mechanism. Heterogeneity analysis shows that peer effects are more pronounced on the adaptive capacity of farmers in major grain-producing counties compared to that in other counties. To enhance farmers' adaptive capacity to agricultural disasters, the role of peer effects should be fully utilized by establishing climate adaptation technology demonstration bases in major grain-producing areas and through other means. Social interaction and information dissemination among farmers, as well as disaster prevention and adaptation technology training, should be promoted.

**Keywords:** Peer Effects; Information Transmission; Droughts; Adaptive Capacity