

# 饥荒经历、地权偏好与农地调整\*

洪炜杰 罗必良

**摘要：**本文从大饥荒经历角度揭示中国农地调整的制度生成的重要原因。文章利用全国九省 2704 个农户样本、CLDS2014 和 CLDS2016 的数据，实证分析发现：第一，大饥荒经历显著提高农民农地调整意愿；第二，对于家庭有新增人口但近 5 年没经历农地调整的农民，大饥荒对其农地调整意愿有显著的正向影响；第三，1959~1961 年饥荒严重的地方，后期农地调整发生率会显著提高；第四、随着农民非农转移和人地关系缓和，大饥荒对农民农地调整意愿的影响将变得不显著。因此，农地调整具有时代性或历史阶段性。

**关键词：**饥荒经历 地权偏好 农地调整

**中图分类号：**F301.1 **文献标识码：**A

## 一、引言

制度能够规范经济主体的行为预期，促进经济增长（Davis and North, 1971）。然而，写在纸上的制度和实际运行的制度并不总是一致的（罗必良, 2005），自上而下的制度安排经常难以达到预期效果，甚至以失败告终。制度选择一方面源于政策制定者的认知（North, 2005），是强制性制度变迁的结果，另一方面则表现为政策执行主体的偏好，是社会各个主体长期博弈所导致的诱导性制度变迁的结果（Lin, 1989）。政策制定者和政策执行者的利益诉求不一致会导致政策难以实施。进一步地，在特定情景下，制度安排即使能够为行为主体带来潜在经济利益，依然可能难以获得预期的制度动员与制度响应而导致制度目标落空。中国的农地产权制度对此能够提供生动案例，但尚未得到学界应有的重视。

中国农业经营制度安排一直在强化农地承包关系的稳定性。1984 年中央“一号文件”将农地承包期限规定为 15 年，1993 年《中共中央、国务院关于当前农业和农村经济发展若干政策措施》进一步要求稳定承包关系，并规定第一轮承包期到期后再延长 30 年不变。2007 年《中华人民共和国物权法》将土地承包权界定为用益物权。2008 年《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》强调农地承包关系“长久不变”。2009 年启动试点并已于 2018 年基本完成的新一轮农地确权工作，强调承

---

\*本文是国家自然科学基金政策研究重点支持项目“农地确权的现实背景、政策目标及效果评价”（项目编号：71742003）、国家社会科学基金重大项目“乡村振兴与深化农村土地制度改革研究”（项目编号：2019ZDA115）、华南农业大学博士生国（境）外联合培养项目（项目编号：2019LHPY004）的阶段性研究成果。本文通讯作者：罗必良。

包权的产权明晰与身份地权的固化。中共十九大明确提出，二轮承包到期后再延长 30 年，旨在提升农地产权的稳定性。然而，理论与政策的导向，并没有得到实践的一致性响应。叶剑平等（2010）对 17 个省的调研发现，34.6%的农村在“30 年不变”之后进行过农地调整。即使是 2002 年颁布的《农村土地承包法》已经明确规定“承包期内，发包方不得收回承包地”、“承包期内，发包方不得调整承包地”，但农地调整依然普遍存在。洪炜杰、罗必良（2018）利用中国劳动力动态调查的数据分析表明，自 2003 年以来有将近 30%的农户经历过农地调整。仇童伟、罗必良（2017）发现 2009~2014 年有超过 25%的农户经历过农地调整。

农地调整为持续发生？被广泛接受的理论解释是公平偏好假说。公平偏好假说来源于两个方面。一是产权的赋权特性。因为在土地集体所有制框架下，村庄农民凭借其天然成员权必然享有平等的承包经营权（丰雷等，2013；李尚蒲、罗必良，2015），所以产权初始赋权的核心是“均分”。二是产权的实施特性。当人地关系发生变化并累积到一定程度后，原有的“均分”格局会被打破，必然会通过一次又一次的农地调整来满足农户对“平等”的诉求（姚洋，2004）。农地调整之所以得以实现而成为常态，也来源于两类保障机制。一是生存伦理。在人均农地资源禀赋极少的小农经济社会中，农民的理性原则是以生存安全为第一，而不是追求收入的最大化。所以土地成为农民生存依赖的“命根子”。二是政治保证。村委会或农村集体经济组织既是农民的自治组织，又是政府意志的贯彻与执行者，所以作为农村土地所有者的代表，能够对村庄地权的不平等做出有效响应。因此，村委会往往成为农地调整的决策者与组织者，既遵循了“农村土地集体所有”的法理解释与土地保障的“生存伦理”原则，又体现出国家主导下制度变迁的路径依赖特征（李尚蒲、罗必良，2015）。长期以来，尽管中国农地制度的变革从未停滞，各种创新试验层出不穷，但农地的均分制一直处于核心地位，并始终贯彻着“生存伦理”的基本逻辑。

但是，公平偏好假说曾经一度受到挑战，村干部并不总是地权公平的维护者。一方面，村干部作为村庄事务的代理人，往往具有追求自身利益最大化的机会主义行为动机。Johnson（1995）认为，村干部能够通过其控制权在周期性农地调整中获得租金，所以才有动力不时调整农地。洪炜杰和罗必良（2019）发现，农业税负的轻重能够显著影响村庄农地调整的发生率，在农业税负较重的地方，村集体会更加倾向于收回外出打工农户的农地，在农业税负较轻的地方则不存在这种情况。不过，两个方面的重大变化能够弱化这一假说的有效性。第一，村民自治尤其是村干部的民主选举，能够有效抑制村干部在农地调整中的经济寻租；第二，2006 年后全面取消农业税，大大弱化了村干部将农地调整作为政策工具的内在激励。

另一方面，公平偏好假说还受到情境转变的影响。一是农民生存格局的变化。《中国统计年鉴》数据显示：中国农业就业人员占比已经由 1978 年的 70.5%下降到 2017 年的 27%，农户收入来源于家庭经营收入的占比也由 1985 年的 75.02%减少到 2017 年的 37.43%。家庭收入全部来自于农业的纯农户的比例已经减少到 10.3%（吕之望、辛贤，2018），农民不以农为生、不以农为业已经成为普遍趋势，土地承担的社会保障功能不断弱化。二是农民持有土地动机的变化。家庭承包制度下农民所持有的平均地权，是经由国家直接赋权而完全不经过市场途径而获得的。这一免费机制必然会诱导“不要白不

要”的权利诉求。不仅如此，土地功能趋向多样化，满足粮食需求不再是土地的唯一功能。土地所隐含的生态福利功能越发具有吸引力<sup>①</sup>，农地征用补偿与农业补贴不断增加所提升的收益期望，更是强化了农民对土地权益的维护（陈义媛、甘颖，2019），农地的生存保障功能已部分转换为财产收益功能。

由此，需要进一步回答的问题是，既然土地已经不再是农民的“命根子”，为何农民对平均地权仍然有着稳定且强烈的偏好？廖洪乐（2003）发现，83.5%的农户认为应该根据人口的变化对农地进行调整以维护地权公平。郑志浩和高杨（2017）对黑龙江、安徽、山东、四川、陕西等5省的农户调研发现，仅有16.4%的农户反对“承包期内不得调整土地”。

本文进一步从中国的特殊情境中寻找农地调整反复发生的深层动因。第一，中国是灾害和饥荒频发的国家。对近代110余年的统计分析表明，各类大型灾害共发生了119次，平均每年1次以上，年均死亡35万人<sup>②</sup>。第二，严重的饥荒与死亡的威胁无疑会对民族心理与民族文化打下深深的烙印，留下深刻的政治与社会遗产。第三，中国是世界上最大的人口大国，严酷的人地关系决定了必须始终将“饭碗牢牢端在自己手中”，对于中国而言，粮食安全始终是最为重要的战略底线。特殊的国情赋予了农民对土地特殊的态度。同样，发生于1959~1961年的三年“大饥荒”，造成大量人口死亡，而公社集体化所导致的农民对土地剩余控制权与剩余索取权的丧失是最为重要的原因<sup>③</sup>。因此本文推测，由地权均分所表达的“生存伦理”的存续，可能源于农民曾经历的死亡威胁所留下的饥荒记忆。

分配对象的稀缺性或者重要性会强化人们对分配公平的重视，从而催生平均主义意识（罗爱林，2005）。特别地，当物的重要性触碰到了“生存伦理”，更能够激发人们的“平均主义”倾向（卢晖临，2006）。大饥荒所造成的粮食稀缺使得生产粮食的土地变得更加重要，从而强化农民均分地权的倾向。深刻的经历会对农民后续的信念产生影响（Becker，2010），而信念的形成则对行为选择构成持久性影响（Lee，1971）。正如弗洛伊德（1986）早就指出的，人类的行动依据来源于人们过去的经验记忆及知识积累，通过条件反射和学习形成信念，由此指导当前和未来的行动。大饥荒的经历所造成的深刻记忆会导致农民形成预防性心理（程令国、张晔，2011），使得农民更加厌恶风险，害怕粮食短缺而更加倾向于保有土地（汪险生、郭忠兴，2018）。可见，农民对农地调整产生诉求，目的在于避免饥饿再次发生。

<sup>①</sup> 中国农业业态已经发生重要变化，以地谋生已经不再是农民的基本需要。全国休闲农业和乡村旅游接待人次，从2012年的8亿增至2018年的30亿，年均增长30%；营业收入从2012年的2400亿元增长到2018年的8000亿元，年均增长27%。数据来源：[https://news.cncn.net/c\\_814772](https://news.cncn.net/c_814772)。

<sup>②</sup> 夏明方，2017：《自然灾害与近代中国》，《文汇报》1月13日，第A08版。

<sup>③</sup> 学界对三年大饥荒的生成原因已经进行了广泛讨论。文贯中和刘愿（2010）、刘愿（2010）认为根源在于人民公社运动剥夺了农民个体经济决策和合理消费的权力。Li and Yang（2005）强调了集权体制与计划失误的生成根源。杨涛（2010）则认为，集权体制、计划失误与政治行为三因素及其相互作用，是导致大饥荒的主要原因。此外，气候异常、公共食堂等也受到了学者的重视（Kung and Lin，2003；范子英、石慧，2013）。可以认为，除了气候这一外生因素外，其他因素都源于对农民地权的管制与弱化，并集中体现为农民剩余控制权与剩余索取权的丧失。

基于此，本文认为大饥荒经历是农户偏好农地调整的重要原因，因为通过农地调整均分土地，既能够满足农民对粮食短缺的预防性动机，又能够强化农民最底线的风险规避。和以往的研究大多基于公平偏好假说讨论农地调整不同，本文可能的创新在于进一步关注农民的自身经历并挖掘其记忆资源所形成的地权偏好，由此揭示农户风险规避与产权偏好所决定的农地调整的产权实施逻辑。

## 二、逻辑框架与理论分析

1959~1961年发生的大饥荒，造成大量人口死亡（李成瑞，1998），给后世留下了不可磨灭的深刻印象（Weigelin-Schwiedrzik，2003），并产生广泛且长远的影响（Bai and Kung，2014）。已有研究发现：①大饥荒会改变人们的风险偏好，从而导致人们采用更加谨慎的行为。例如，大饥荒经历能够改变幸存者的节俭偏好（Chen，2016），经历过的大饥荒的家庭有着更为明显的储蓄倾向（程令国、张晔，2011），经历过的大饥荒的CEO会更加倾向于采用保守的财务政策（赵民伟、晏艳阳，2015），大饥荒经历还能够显著提高参保人选择较高缴费档次的概率（阳义南、唐鸿鸣，2018）。②经历大饥荒的农户对农地更加重视。汪险生和郭忠兴（2018）发现，大饥荒会降低农户租出农地的意愿，更加倾向于保有土地。Liang et al.（2018）的研究表明，经历过的大饥荒的县长会更加支持本县农业发展，以避免饥荒再次发生。

大饥荒经历所造成的饥饿记忆对人们行为产生长期影响。对于个人而言，饥荒所带来最直接的感受是粮食的短缺，具有饥荒经历的农民更加追求粮食与农地收益的公平，同时对于因粮食缺乏所可能带来的风险更加厌恶。而土地作为粮食和收益最为关键的要素，土地产权能否公平获得在很大程度上决定了粮食与收益能否公平获得。因此，饥荒经历强化农民“地权均分”的制度偏好。

为了分析饥荒经历对农地调整意愿的影响，借鉴Arrow（1970）和Pratt（1964）提出的绝对风险厌恶程度的概念，将农户的风险厌恶程度定义为：

$$A = - \frac{U''(a+\varepsilon)}{U'(a+\varepsilon)} \quad (1)$$

其中， $A$ 表示农户的风险厌恶程度， $U$ 表示土地给农户带来的效用， $a$ 是农户家庭的人均土地拥有量， $\varepsilon$ 则是人均土地变化量。假定大饥荒经历导致农民是风险规避者，且随着农民经历的饥荒程度提高，农户的风险厌恶程度也随之增强。令 $x$ 表示饥荒程度，则有：

$$A(x) > 0, \text{ 且 } A'(x) > 0 \quad (2)$$

进一步假定集体土地面积、农户数与人口数总量不变，则农户可以分为两类，一类是人口增加的家庭，另一类是人口减少的家庭，且两者概率相等，即对于某特定农户，其家庭人口增加和减少的概率都是二分之一。显然，在农地不调整的情况下，农户人口增加会使得人均耕地面积变少，假设为 $a - \varepsilon$ ；人口减少会使得人均耕地面积增加，假设为 $a + \varepsilon$ 。而农地调整则是在人口增加和人口减少的农户之间进行重新分配，从而使得人均耕地变为 $a$ 。

由于农地的增加会带来正的效用，所以有下式。

$$\frac{\partial U(a, x)}{\partial a} > 0 \quad (3)$$

大饥荒经历使得农民对土地的评价更高，所以有  $\frac{\partial U(a, x)}{\partial x} > 0$ ， $\frac{\partial^2 U(a, x)}{\partial a \partial x} > 0$ 。

如果未来人口增加，则农地调整能够获得的潜在收益为：

$$R_1 = U(a, x) - U(a - \varepsilon, x) \quad (4)$$

如果未来人口减少，则农地调整所带来的潜在成本为：

$$C_1 = U(a + \varepsilon, x) - U(a, x) \quad (5)$$

农地调整带来的潜在净收益为：

$$\Pi = 0.5R_1 - 0.5C_1 \quad (6)$$

化简可得：

$$\Pi = 0.5\varepsilon \left[ \frac{U(a, x) - U(a - \varepsilon, x)}{\varepsilon} - \frac{U(a + \varepsilon, x) - U(a, x)}{\varepsilon} \right] \quad (7)$$

当  $\varepsilon$  足够小时，有：

$$\Pi = 0.5\varepsilon^2 U'(a + \varepsilon, x) \left[ -\frac{U''(a + \varepsilon)}{U'(a + \varepsilon)} \right] \quad (8)$$

结合（1）式，可得农地调整给农民带来的效用为：

$$\Pi(x) = 0.5\varepsilon^2 U'(a + \varepsilon, x) A(x) \quad (9)$$

对饥荒程度求导数，并结合（2）式可得：

$$\Pi'(x) = 0.5\varepsilon^2 U'(a + \varepsilon, x) A'(x) + 0.5\varepsilon^2 U''(a + \varepsilon, x) A(x) \quad (10)$$

上文假设村集体人数不变，且认为农户家庭人口增加和减少的概率是一样的。实际上，村集体人数是会发生变化的，且农户对于未来家庭人口是增加还是降低也存在一定预期。比如农户家庭刚刚娶亲，则预期未来人口增加的可能性更大，而如果家庭有年迈老人，则预计未来人口减少的可能性较大。故假设农户认为其家庭人口相对于集体平均人口增加或者不变的概率为  $p$ ，相对于集体平均人口减少的概率为  $1 - p$ 。如果农户的人口增加率快于集体平均人口增长率，则在农地调整中能够从其他农户处获得耕地，反之则需要将部分耕地分给其他农户。于是，农地调整的净收益为：

$$\Pi^* = pR_1 - (1 - p)C_1 \quad (11)$$

整理可得：

$$\Pi^* = \varepsilon(2p-1)U'(a+\varepsilon, x) + \varepsilon^2 U'(a+\varepsilon, x)A(x) \quad (12)$$

对饥荒程度求导可得：

$$\frac{\partial \Pi^*}{\partial x} = [\varepsilon(2p-1) + \varepsilon^2 A(x)] \frac{\partial U'(a+\varepsilon, x)}{\partial x} + \varepsilon^2 U'(a+\varepsilon, x)A'(x) \quad (13)$$

进一步假设村集体中所有农户的人口增加率服从正态分布，则农户家庭人口增加率  $p_1$ ，相对于集体平均人口增加率  $p_2$  高的概率为： $p = \iint_{p_1 \geq p_2} \varphi(p_1)\varphi(p_2) dp_1 dp_2 = \frac{1}{2}$ ，对饥荒程度求偏导数可得：

$$\frac{\partial \Pi^*}{\partial x} = \varepsilon^2 A(x) \frac{\partial U'(a+\varepsilon, x)}{\partial x} + \varepsilon^2 U'(a+\varepsilon, x)A'(x) \quad (14)$$

由于饥荒经历强化农民的预防性动机，所以相对于人均耕地增加所带来的效用，人均耕地减少所降低的效用将会更多。由此，农民倾向于通过农地调整保证地权均分，获得在饥饿发生时能够保障最基本生存的耕地面积。经历过饥荒的农户，农地调整会为其带来正效用，且随着饥荒程度的加剧而变大。由此，本文提出假说：大饥荒经历给农户带来的预防性动机，将加剧农户争夺地权的倾向，从而强化农地调整意愿。

### 三、数据、变量与模型

#### (一) 数据来源

农户数据来源于本课题组于 2015 年初进行的全国性大规模入户调查。调查采用的是多阶段分层随机抽样方法。首先，确定样本省。采用总人口、人均 GDP、耕地面积、耕地面积比重、农业人口比重和农业产值比重等 6 个社会经济特征指标，通过聚类分析方法将全国 31 个省（市、区）划分为三类地区。在三类地区中，按照全国东部、中部、西部三大地带划分并兼顾七大地理分区，从三类地区中各抽取 3 个省，其中，东部为广东、江苏和辽宁三省，中部为河南、江西和山西三省，西部为宁夏、四川和贵州三省。其次，确定样本县。按照上述聚类指标，将每个样本省的所有县采用聚类分析法划分为三类，每类中随机抽取 2 个县展开调查，共调查 54 个县。最后，确定样本镇、村和农户。在每个县随机抽取 4 个镇（其中，在广东省、江西省各抽取 10 个样本乡镇），每镇抽取 1 个村，每村抽取 2 个自然村，每自然村随机抽 5 个农户。调查共发放问卷 2880 份，回收问卷 2838 份，满足本文分析要求的有效样本为 2704 份，有效率为 93.89%。

稳健性检验的数据来源于中山大学 CLDS2014 和 CLDS2016 中的村庄层面数据。饥荒程度的数据则根据 2005 年全国 1% 人口普查数据进行测算得到。

#### 1. 样本省农地调整的基本情况

图 1 给出各个样本省份 2010~2014 年农地调整的基本情况。从图 1 可知，各省农户均经历过不同程度的农地调整。其中，贵州、河南、辽宁经历农地调整的农户比例比较少，低于 10%，广东和江苏两省经历农地调整的农户比例在 10% 到 20% 之间，而江西、宁夏、山西和四川 4 个省经历过农地调

整的农户都超过 20%。

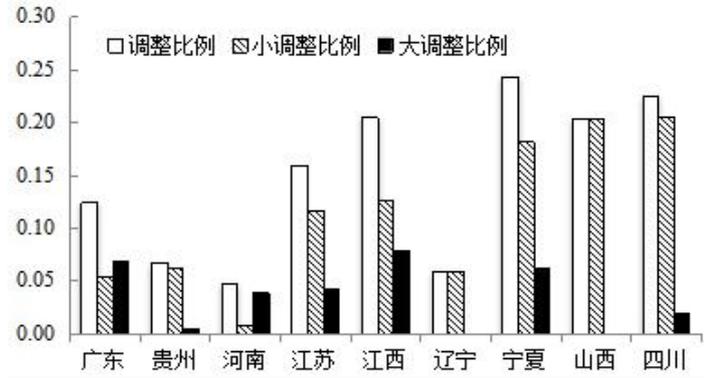


图1 各样本省区农地调整情况

### 2. 农户的农地调整意愿情况

图2 给出各样本省农户农地调整意愿的分布情况。在全部农户样本中，主张进行农地调整的农户占比约 41.09%，不同意再进行农地调整的农户不足 18.68%，持中立态度的农户占 40.23%。其中，河南、江西、宁夏、山西的农户的调整意愿尤为强烈。可见，普遍存在的农地调整的确是对农户偏好与诉求的响应。

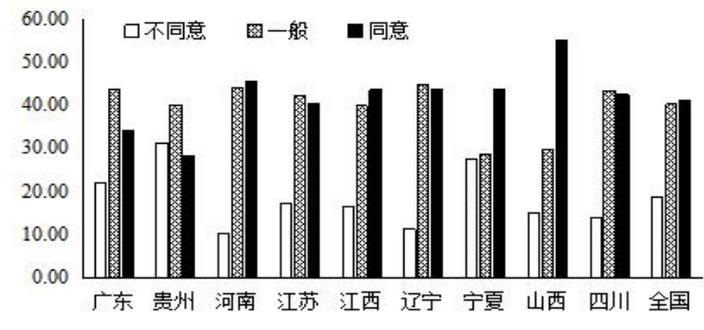


图2 各样本省农地调整意愿的基本情况

### (二) 变量选择

被解释变量是农地调整意愿。为了分析农户的农地调整意愿强度，问卷设置了问项“对重新调整农户承包地的态度”，答案分为不同意、中立、同意，并分别赋值为 1、2、3。

核心解释变量包括：①饥荒程度。大饥荒一方面造成人口的死亡，另一方面造成出生人口的推迟，参照程令国和张晔（2011）的测算方法，本文以各地级市人口缩减率对饥荒程度进行刻画。以地级市为单位，首先分析各地各个年份现存人口规模，进而以大饥荒前三年（1956~1958）和大饥荒后三年（1962~1964）的人口规模均值衡量正常年份的平均人口规模（标记为  $P_{normal}$ ），然后计算大饥荒三年（1959~1961）的平均人口规模（标记为  $P_{famine}$ ）。可计算各个地级市的大饥荒程度：

$$djh = \frac{P_{normal} - P_{famine}}{P_{normal}}$$

利用上式并根据 2005 年人口普查 1% 的数据，对全国各省市自治区（港澳台除外）大饥荒三年的人口缩减率进行测算，并对比范子英等（2008）所测算的超额死亡率（图 3），可以发现两者大致是相同的，说明利用该方法测算大饥荒程度是可行的。

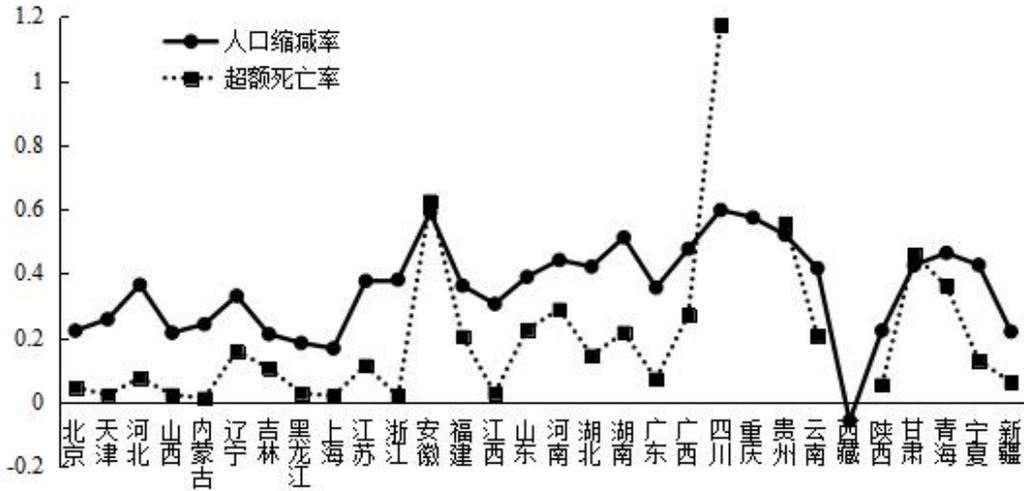


图 3 各省份（直辖市）大饥荒的测度

②饥荒经历。由于本文关注饥荒经历如何影响农地调整的偏好，所以根据被访者的年龄对被访者进行划分。如果被访者是出生在 1961 年及之前，即视为经历过饥荒，赋值为 1（饥荒经历=1）；若是 1962 年及之后出生则视为没有经历过饥荒，赋值为 0（饥荒经历=0）。

控制变量：根据前文控制农户的人均耕地面积。并进一步控制：①农户户主特征：性别、打工经历；②农地产权：近 5 年是否有农地调整；③农地特征：土地肥力、农地块数；④家庭人口特征：家庭人口、劳动力人数、未成年人人数以及 70 岁以上老年人人数；⑤农业依赖程度：农业收入占比；⑥远郊近郊：到县城时间；⑦地形：是否平原。另外，控制省份虚拟变量。

表 1 变量的基本情况

变量	定义/赋值/单位	观测值	均值	标准差
农地调整意愿	不同意=1；中立=2；同意=3	2704	2.224	0.740
饥荒经历	1962 年及以后出生=0；1961 年及以前出生=1	2704	0.250	0.433
饥荒程度	各地级市人口缩减率	2704	0.375	0.120
人均耕地面积	人均亩数	2704	1.805	4.907
性别	女=0；男=1	2704	0.637	0.481
打工经历	没有打工经历=0；有打工经历=1	2704	0.591	0.492
土地肥力	较好=1；一般=2；较差=3	2704	1.786	0.648
地块数	块	2704	5.083	4.786
农地调整	近 5 年没有经历过农地调整=0；近 5 年经历过农地调整=1	2704	0.152	0.359
家庭人口	人	2704	4.518	1.861
劳动力人数	人	2704	3.137	1.302

老人人数	人	2704	0.250	0.580
未成年人人数	人	2704	0.824	1.075
农业收入占比	农业收入占家庭总收入的比重 (%)	2704	36.730	33.161
到县城时间	分钟	2704	24.955	20.831
地形	平原=1; 非平原=0	2704	0.400	0.490

注：土地肥力在实际回归中转化为虚拟变量进行回归。

### (三) 模型设置

对于个体而言，大饥荒可以看成是外生冲击，参考以往关于大饥荒的相关文献（Chen and Zhou, 2007; 程令国、张晔, 2011; 汪险生、郭忠兴, 2018），构建伪面板的双重差分模型（Difference in Difference, DID）对冲击效果进行估计，具体模型如下：

$$willing_i = \alpha + \beta_1 Exp_i + \delta Exp_i \times djh_i + \beta_2 djh_i + \theta' control_i + \vartheta_i$$

其中， $i$  是指第  $i$  个农户， $willing$  是本文的被解释变量，即农地调整意愿。 $Exp$  是饥荒经历，在大饥荒结束之前出生的农民赋值为 1，否则赋值为 0； $djh$  指饥荒程度，根据 2005 年全国 1% 人口普查数据推算各地级市大饥荒三年的人口规模缩减率来表示。 $control$  表示其他控制变量。

如果大饥荒能够提高农民农地调整意愿，那么微观的意愿应该反映到宏观的行为上，即大饥荒程度比较严重的地方，农地调整发生率应该会更高。为了验证该逻辑，本文利用 CLDS2014 和 CLDS2016 两期数据，构造混合截面数据，检验村庄层面的经验证据。本文利用如下模型进行回归：

$$reallocation_j = \lambda + \lambda_1 djh_j + \psi C_j + \eta_j$$

其中， $j$  代表第  $j$  个村庄， $reallocation$  是被解释变量，指 2003 年以来农地是否发生过调整（有农地调整=1；没有农地调整=0）， $C$  是控制变量，包括村人均耕地面积（人均亩数）、居住在本地户籍人数（人）、是否撂荒（有撂荒=1；没有撂荒=0）、非农产业（有二、三产业=1；无二、三产业=0）、是否统一灌溉（村集体提供灌溉=1；村集体不提供灌溉=0），以及时间虚拟变量和省份虚拟变量。

## 四、实证结果及其分析

### (一) 大饥荒经历与农户农地调整意愿

表 2 报告了农民经历的饥荒程度对农地调整意愿的影响。方程 1 只加入饥荒经历、饥荒程度和两者的交互项，方程 2 和方程 3 逐步加入控制变量，方程 4 则在方程 3 基础上加入省份虚拟变量。为了估计平均的影响效应，表末报告了交互项的 OLS 估计结果。

表 2 饥荒经历与农地调整意愿的回归结果

变量	农地调整意愿			
	方程1	方程2	方程3	方程4
饥荒经历	-0.241 (0.178)	-0.257 (0.178)	-0.246 (0.178)	-0.217 (0.178)
饥荒经历×饥荒程度	0.876* (0.453)	0.874* (0.454)	0.866* (0.453)	0.765* (0.453)
饥荒程度	-0.484** (0.204)	-0.473** (0.208)	-0.463** (0.210)	0.313 (0.345)

饥荒经历、地权偏好与农地调整

人均耕地面积	—	0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.003 (0.002)
性别	—	0.060 (0.045)	0.062 (0.046)	0.061 (0.046)
打工经历	—	-0.076* (0.045)	-0.062 (0.046)	-0.047 (0.046)
农地调整	—	0.130** (0.060)	0.126** (0.060)	0.113* (0.062)
土地肥力等级一般	—	0.079* (0.047)	0.082* (0.048)	0.119** (0.049)
土地肥力等级较差	—	0.035 (0.074)	0.039 (0.076)	0.043 (0.077)
地块数	—	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)	0.002 (0.005)
家庭人口	—	—	-0.001 (0.024)	0.035 (0.025)
劳动力人数	—	—	0.006 (0.027)	-0.019 (0.027)
老人人数	—	—	-0.016 (0.041)	-0.026 (0.042)
未成年人数	—	—	-0.057* (0.030)	-0.077** (0.030)
农业收入占比	—	—	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)
到县城时间	—	—	0.032 (0.025)	0.055** (0.026)
地形	—	—	0.022 (0.048)	-0.101* (0.059)
省份虚拟变量	不控制	不控制	不控制	控制
OLS估计结果	0.571** (0.289)	0.566* (0.289)	0.560* (0.287)	0.484* (0.280)
观测值	2704	2704	2704	2704

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著，括号内为稳健标准误。

从方程 1 到方程 4 可知，交互项“饥荒经历×饥荒程度”的系数分别为 0.876、0.874、0.866 和 0.765，且都在 10%的水平上显著，说明随着农民经历的饥荒程度的增加，农户的农地调整意愿也会随着提高。从 OLS 的估计结果看，大饥荒程度增加 1%，农民的农地调整意愿约增加 0.48%~0.57%。实际上，如果农户家庭未来人口变少，在农地调整中可能失去土地，如果人口变多而不进行农地调整，其家庭人均耕地面积会变少，则一旦发生饥荒，农户更容易遭受到饥饿威胁。正因为如此，所以尽管现阶段农地不再承担“生存伦理”的保障功能，但出于对饥饿的预防性动机，具有大饥荒经历的农户依然希望能够进行农地调整。

方程 4 是本文控制最严格的方程，故以此为准进行分析。可以发现，饥荒经历的一次项系数不显著，说明如果没有发生大饥荒，即使出生在 1961 年及之前的人并不会显著比出生在 1961 年之后的人具有更高的农地调整意愿。饥荒程度的一次项系数同样不显著，这说明尽管某些地方发生大饥荒，但是对于没有经历过饥荒的农民（1961 年之后出生的人），其农地调整意愿也不会显著更高。只有在 1961 年及之前出生，且确实经历过饥荒的农户才具有更高的农地调整意愿，这进一步说明农民对农地调整的诉求来源于饥荒经历所造成的预防性动机<sup>①</sup>。

方程 4 显示农地调整的系数显著且为正，说明发生过农地调整的地方，农民的农地调整意愿更高，这可能意味着农地调整具有历史惯性，即具有农地调整的地方，后续发生农地调整的概率会更高，故

<sup>①</sup> 1961 年是三年饥荒的最后一年。应该说该年出生的婴儿不会对饥荒形成记忆。为此本文分别选择 1958 年出生、1954 年出生来作为衡量饥荒经历的节点，估计结果具有一致性。为节省篇幅故不予报告。

大饥荒对经历过饥荒的农户的影响具有持续性。

### (二) 分地预期和耕地调整意愿

尽管(14)式表明大饥荒经历会提高农户的农地调整意愿,但从(13)式可知,大饥荒经历对于不同农户农地调整意愿的影响可能是不同的。当 $p$ 越大,特别是 $p$ 为1的情况下,即农户人均耕地明显更少的时候,农户农地调整的意愿会更强烈。为此,根据“近5年是否有调整农地”(没有=0,有=1)和“家庭是否有未成年人”(没有=0,有=1)将样本进行分类,做进一步的估计(见表3)。

表3 分配预期、饥荒经历与农地调整意愿

变量	农地调整意愿			
	家庭有未成年人且近5年调整过农地	家庭有未成年人但近5年没调整过农地	家庭无未成年人但近5年调整过农地	家庭无未成年人且近5年没调整过农地
饥荒经历	1.074 (0.726)	-0.544* (0.299)	0.135 (0.639)	-0.147 (0.263)
饥荒经历×饥荒程度	-2.766 (1.804)	1.536** (0.774)	0.662 (1.559)	0.503 (0.663)
饥荒程度	2.629* (1.533)	-0.576 (0.555)	0.464 (1.291)	0.830 (0.547)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
观测值	183	1135	227	1,159

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著,括号内为稳健标准误。

可以发现,对于家庭中有未成年人而近5年没有经历农地调整的农民,经历的饥荒程度越高,其农地调整意愿也越强,且交互项在5%的水平上显著;对于家庭没有未成年人的农民,无论近5年是否有经历农地调整,大饥荒经历对其农地调整意愿均有正向影响,但是不显著;对于家里有未成年人而近5年经历过农地调整的农民,经历的饥荒程度越严重,其农地调整意愿反而会越低,但是不显著<sup>①</sup>。表3呈现的结果和(14)式的推论基本一致的,即当农户具有新增人口,但是新增人口尚未从集体中分得农地的时候,大饥荒经历能够显著提高农户的农地调整意愿。因为在农户家庭有部分人口没有得到农地时,一旦发生饥荒,农户更可能面临饥饿的威胁,所以对“均分地权”的诉求也就更加强。农户对地权的诉求来源于大饥荒所引起的预防性动机。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 平行趋势检验

本文使用的主要计量模型是DID。DID计量结果可靠的一个重要前提假设是平行趋势假设。即如果没有大饥荒的冲击,各个农户农地调整意愿应该不存在显著差异。或者说,如果各个地方存在某些系统变量既会提高农民的农地调整意愿,同时也会提高这些地方的饥荒程度,若没有进行控制的话,则会导致上文的估计结果可能因为遗漏重要变量而出现估计有偏。

可以认为,如果确实存在这类遗漏变量,则这些变量在大饥荒后应该也会持续发挥作用,即在大饥荒结束后若干年内,饥荒程度高的地方出生的人农地调整意愿仍然会相对更高。为此,借鉴Chen and

<sup>①</sup> 考虑到观测值相对较少,所以系数不显著可能是样本量的原因。

Zhou (2007) 以及程令国和张晔 (2011) 的做法, 采用构建子样本的方法进行检验。方程 5 截取 1962~1967 年出生的农民样本, 并以 1967 年出生的农民为对照组, 构造其他年份出生农民和饥荒程度的交互项。回归结果中所有交互项的系数都不显著, 这意味 1962 年到 1966 年在饥荒严重地方出生的农民, 农地调整意愿并不会和 1967 年出生的农民有显著区别, 也就是影响农民农地调整意愿的并不是本文没有控制的系统遗漏变量, 而是大饥荒本身。

考虑到如果遗漏的系统变量作用时间比较长, 即 1967 年出生的农民仍然受到这些系统变量的影响, 这将导致 1962~1966 年出生的和 1967 年出生的人农地调整意愿受饥荒的影响没有显著区别。因此, 方程 6 进一步截取 1962 年以后出生的农民样本, 以 1967 年之后出生的农民作为对照组, 计量结果与方程 5 类似, 所有交互项的系数都不显著, 进一步证明上文计量结果并非遗漏重要变量引起的。

表 4 平行趋势的检验结果

变量	农地调整意愿			
	方程5		方程6	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
1962年出生	0.933	0.710	0.569	0.595
1963年出生	-0.056	0.549	-0.400	0.395
1964年出生	0.859	0.551	0.494	0.400
1965年出生	0.243	0.615	-0.109	0.481
1966年出生	-0.119	0.530	-0.463	0.369
1962年出生×饥荒程度	-2.879	1.977	-1.738	1.717
1963年出生×饥荒程度	-0.382	1.303	0.709	0.893
1964年出生×饥荒程度	-1.588	1.315	-0.472	0.913
1965年出生×饥荒程度	-0.764	1.556	0.340	1.224
1966年出生×饥荒程度	-0.258	1.314	0.832	0.908
饥荒程度	0.591	0.954	-0.508**	0.225
观测值	446		2,027	

注: ①\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著; ②为了尽可能避免遗漏变量问题, 方程 5 和方程 6 除了饥荒程度和出生年份外, 不控制其他任何变量。

## 2. 村庄层面的经验证据

村庄层面回归结果如表 5。其中, 方程 7 只控制饥荒程度、时间虚拟变量和省份虚拟变量, 方程 8 进一步控制其他变量。从两个方程看, 饥荒程度的系数都在 5%的水平上存在显著的正向影响, 说明饥荒程度越严重, 村集体发生农地调整的概率越高。饥荒程度提高 1%, 农地调整发生的概率提高 0.725%。可见, 村庄层面的经验证据和农户层面的经验证据具有一致性。

表 5 饥荒程度和农地调整

变量	农地调整 (存在农地调整=1)			
	方程7		方程8	
	系数	标准误	系数	标准误
饥荒程度	2.468**[0.725]	1.083	2.499**[0.725]	1.079
人均耕地面积	—	—	-0.034	0.029
居住本地户籍人数	—	—	-0.000	0.000
是否有撂荒	—	—	-0.072	0.173
非农产业	—	—	0.304*	0.177
是否统一灌溉	—	—	0.072	0.160
2016年	-0.500***	0.148	-0.496***	0.151
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.719	0.716	-0.680	0.744
观测值	371		369	

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著，中括号内为边际影响；②鉴于CLSD为两期数据，时间虚拟变量赋值为：2016年=1，2014年=0。

#### (四) 机制检验

本文认为农民的饥荒经历能够强化农地调整意愿以预防饥荒。如果该逻辑成立，则意味着具有饥荒经历的农民更加重视农业生产。为了验证该逻辑，文章借用问卷问题：“如果能够通过土地抵押获得贷款，您家愿意增加农业投资？”衡量农地投资意愿（选项赋值分别为：不同意=1，一般=2，同意=3）。并以农地投资意愿为被解释变量进行回归，揭示大饥荒经历如何影响农民对农业生产的重视程度。

回归结果如表 6。方程 9 发现，随着经历饥荒程度的加剧，农民增加农地投资的意愿更高。模型 10 进一步利用农地投资意愿对农地调整意愿进行回归发现，与经典产权理论预期不同，具有农地投资意愿的农户不但不会希望降低农地调整，相反两者是正相关的，说明农地投资意愿越高的农民，农地调整意愿也会越高。这意味着，饥荒经历会提高农户对农业生产的重视程度，而对农业生产越重视的农户，其地权均分的偏好会越强烈。这两个模型进一步支持了本文的逻辑机理。

表 6 机制检验的回归结果

变量	农地投资意愿	农地调整意愿
	方程9	方程10
饥荒经历×饥荒程度	1.041* (0.542)	—
农地投资意愿	—	0.179*** (0.053)
其他控制变量	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制
观测值	2704	2704

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著，括号内为稳健标准误；②方程9中，饥荒经历×饥荒程度的一次项也给予控制；③方程9和方程10都利用有序Probit模型进行回归。

(五) 进一步讨论：耕地重要性的下降

值得注意的是，尽管农民普遍具有农地调整的意愿，但不可忽视的事实是，农地调整有逐步减缓的趋势。方程 7 和方程 8 的时间虚拟变量的系数也证明 2016 年农地调整发生率低于 2014 年。

随着城镇化的发展，务农不再是农民谋生的唯一选择。大量农民从农村转移到城市，这导致两个结果，其一是不同职业经历会改变人们的风险偏好（姜付秀等，2012；陈其进、陈华，2014），农民的打工经历可能改变农民的风险偏好，降低其风险规避程度；其二是随着大量农民外出打工，农地关系的紧张程度可能降低，这对于依然留在农村的农户而言，其人均拥有的土地会更多，具有足够的耕地应对饥荒的发生，则可能弱化大饥荒所造成的预防性动机，所以“均分地权”的诉求可能会下降。

方程 9 和方程 10 根据是否有打工经历将样本进行分组。其中方程 9 是没有打工经历的样本，方程 10 是有打工经历的样本。可以发现，对于不具有打工经历的农民，经历的饥荒程度增加能够显著促进其农地调整意愿，而对于具有打工经历的农户，这种作用并不显著。

方程 11 和方程 12 根据人均耕地面积的均值对样本进行划分，其中方程 11 是人均耕地面积小于均值（1.805 亩）的样本，方程 12 是人均耕地面积大于均值的样本。可以发现对于人均耕地面积较少的农民，经历的饥荒程度增加能够显著提高其农地调整意愿，而对于人均耕地面积较大的农民，则没有显著影响。

表 7 异质性检验的计量结果

变量	农地调整意愿			
	方程9	方程10	方程11	方程12
饥荒经历	-0.362 (0.253)	-0.202 (0.258)	-0.311 (0.206)	0.161 (0.362)
饥荒经历×饥荒程度	1.195* (0.638)	0.583 (0.659)	0.999* (0.517)	0.043 (0.941)
饥荒程度	-0.224 (0.543)	0.777* (0.456)	0.217 (0.405)	1.126 (0.739)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
观测值	1,106	1,598	2,054	650

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著，括号内为稳健标准误；②方程 9 和 10 其他控制变量包含方程 4 除了打工经历外所有变量，方程 11 和方程 12 包含除了人均耕地面积外所有变量。

五、结论与讨论

强化地权诱导农业投资是农业发展的制度基础，也是提高农业生产效率，增加农民收入的正式制度安排，是农地制度改革的一个主要方向。然而，自家庭联产承包制实施以来，农地调整再分配持续发生成为农村土地制度一个显著的特征，导致“生不增，死不减”的政策实施不彻底。为什么符合农民潜在经济利益的制度安排并不能被农民所接受，这一现象引起了学者的兴趣和关注。不同学者尝试从公平偏好、干部寻租和政治工具等各个层面进行解释。但是随着治理环境的改善，农业税的全面取消以及农户对土地生存依赖的弱化，以上假说对现阶段农地调整的解释都缺乏说服力。本文认为农户

对农地调整的偏好来源于大饥荒经历所产生的预防性动机，饥荒经历一方面使得农民更加看重土地，另一方面也使得农民更加厌恶风险，这导致农户因规避饥荒威胁而对“地权均分”产生强烈的偏好。本文利用全国九省（区）2704个农户样本和CLDS2014、CLDS2016两期共371个村庄样本的数据实证发现：

第一，大饥荒经历会显著提高农民农地调整意愿。对于经历过饥荒的农民，随着所经历的饥荒程度的加强，其农地调整意愿也会变得更加强烈。此外，大饥荒对农民农地调整意愿的影响会反映在实际的农地调整中，对于在1959~1961年饥荒程度越严重的村，后来农地发生的概率也会越高。

第二，当家庭人口增加而导致人均耕地明显减少的时候，预防性动机作用更加强烈。对于家庭有新增人口而近5年没有发生农地调整的农民，大饥荒对其农地调整意愿具有显著的正向影响。对于家庭有新增人口但近5年进行过农地调整的农户，大饥荒经历对其农地调整则表现为负向影响。

第三，随着工业化城镇化发展与农业劳动力的非农转移，农民的农地调整意愿越来越低；与此同时，人地关系的松动也使得大饥荒对农民农地调整意愿的影响变得不显著。

本文的研究意义在于：

一是历史事件会影响人们的地权偏好。以往文献认为农村土地普遍存在调整再分配可能和村干部寻租、完成国家任务等因素有关，本文则从大饥荒的角度讨论农户的经历与记忆如何影响其对农地调整的偏好，从而为中国农地调整的发生提供了一个可能的解释。饥荒经历会影响农户的风险偏好程度和对粮食的重视程度，从而使农户更加关注农地能否公平获得，更加偏好农地调整。

二是制度变迁的方向，不仅仅在于获得潜在的经济利益，也可能源自行为主体的经历所形成的风险偏好。农民选择农地调整这一制度安排，不在于农地调整能够为农户带来实质的经济利益，而是能够满足因饥荒经历所强化的预防性动机与风险规避动机。

三是农地调整具有时代性与历史阶段性。随着劳动力的非农转移，农民的农地调整意愿会逐渐降低。饥饿记忆的弱化亦将降低农民对地权调整的诉求。可以推测，随着时间的推移，三年“大饥荒”的经历者将逐渐老去，由饥饿记忆诱发的农地调整动因也将逐步弱化。因此，改善和强化农地产权的稳定性，需要有足够的历史耐心。

#### 参考文献

- 1.陈锡文，2009：《中国农村制度变迁60年》，北京：人民出版社。
- 2.陈义媛、甘颖，2009：《土地调整的政治逻辑：对土地集体所有权的再思考》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第2期。
- 3.程令国、张晔，2011：《早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗？——对我国居民高储蓄率的一个新解释》，《经济研究》第8期。
- 4.仇童伟、罗必良，2017：《农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗？》，《中国农村观察》第4期。
- 5.范子英、石慧，2013：《为何大饥荒发生在粮食主产区？》，《经济学（季刊）》第2期。
- 6.丰雷、蒋妍、叶剑平、朱可亮，2013：《中国农村土地调整制度变迁中的农户态度——基于1999~2010年17省份

调查的实证分析》，《管理世界》第1期。

- 7.弗洛伊德, 1986:《弗洛伊德论创造力与无意识》,孙恺祥译,北京:中国展望出版社。
- 8.洪伟杰、罗必良, 2018:《地权稳定能激励农户对农地的长期投资吗》,《学术研究》第9期。
- 9.洪伟杰、罗必良, 2019:《制度约束、农地调整和劳动力非农转移》,《江海学刊》第2期。
- 10.黄季焜、冀县卿, 2012:《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》,《管理世界》第9期。
- 11.李成瑞, 1998:《“大跃进”引起的人口变动》,《人口研究》第1期。
- 12.李尚蒲、罗必良, 2015:《农地调整的内在机理及其影响因素分析》,《中国农村经济》第3期。
- 13.廖洪乐, 2003:《农村承包地调整》,《中国农村观察》第1期。
- 14.刘愿, 2010:《“大跃进”运动与中国1958—1961年饥荒——集权体制下的国家、集体与农民》,《经济学(季刊)》第3期。
- 15.卢晖临, 2006:《集体化与农民平均主义心态的形成——关于房屋的故事》,《社会学研究》第6期。
- 16.罗爱林, 2005:《俄国农村公社与平均主义传统——“俄国村社与传统”系列研究之一》,《广西师范大学学报(哲学社会科学版)》第4期。
- 17.罗必良、洪伟杰, 2019:《农地调整、政治关联与地权分配不公》,《社会科学战线》第1期。
- 18.罗必良, 2005:《新制度经济学》,太原:山西经济出版社。
- 19.吕之望、辛贤, 2018:《中国农村改革40年图解》,北京:中国农业出版社。
- 20.汪险生、郭忠兴, 2018:《早年饥荒经历对农户土地租出行为的影响》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 21.文贯中、刘愿, 2010:《从退堂权的失而复得看“大跃进”饥荒的成因和教训》,《经济学(季刊)》第3期。
- 22.阳义南、唐鸿鸣, 2018:《破解“新农保”象征性缴费陷阱——基于“大饥荒”经历的经验证据》,《科学决策》第7期。
- 23.杨涛, 2010:《探讨大饥荒的成因:集权、计划失误与政治行为的影响》,《经济学(季刊)》第3期。
- 24.姚洋, 2004:《土地、制度和农业发展》,北京:北京大学出版社。
- 25.叶剑平、丰雷、蒋妍、罗伊·普罗斯特曼、朱可亮, 2010:《2008年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议》,《管理世界》第1期。
- 26.赵民伟, 2015:《管理者早年大饥荒经历与公司财务政策》,《南方经济》第10期。
- 27.郑志浩、高杨, 2017:《中央“不得调地”政策:农民的态度与村庄的土地调整决策——基于对黑龙江、安徽、山东、四川、陕西5省农户的调查》,《中国农村观察》第4期。
- 28.Arrow, K., 1972, “Essays in the theory of risk-bearing”, *Journal of Political Economy*, 80(6), 1328-1329.
- 29.Bai, Y., and K.S. Kung, 2014, “The Shaping of An Institutional Choice: Weather Shocks, the Great Leap Famine, and Agricultural De-collectivization in China”, *Explorations in Economic History*, 54 (C), 1-26.
- 30.Becker, G.S., 1992, “Habits, Addictions, and Traditions”, *Kyklos*, 45(3):327-345.
- 31.Besley, T., 1993, “Property Rights and Investment Incentives: Theory and Micro-Evidence from Ghana”, *Journal of Political Economy*, 103(5), 903-937.

- 32.Chen, Q., 2011, "Excessive Investment, Compulsory Saving, and China's Great Famine of 1959-1961", *Journal of Contemporary China*, 20(72), 849-860.
- 33.Davis, L.E., and D.C. North, 1971, *Institutional change and American economic growth*, Chapter 1, Cambridge: Cambridge University Press.
- 34.Johnson, D.G., 1995, "Property rights in Rural China", Working Paper, Department of Economics, University of Chicago.
- 35.Kung, K.S., and J.Y. Lin, 2003, "The Causes of China's Great Leap Famine, 1959-1961", *Economic Development and Cultural Change*, 52(1), 51-73.
- 36.Lee, W., 1971, *Decision Theory and Human Behavior*, New York: John Wiley & Sons Inc.
- 37.Li. W., and D. Yang, 2005, "The Great Leap Forward: Anatomy of a Central Planning Disaster", *Journal of Political Economy*, 113(4), 840-877.
- 38.Liang, P.H., 2018, "Winter is Coming: Early-life Experiences and Politicians' Decisions", Working Paper.
- 39.Lin, J.Y., 1989, "An Economic Theory of Institutional Change: Induced and Imposed Change", *Cato Journal*, 9(1):1-33.
- 40.North, D.C., 2005, "Understanding the Process of Economic Change", Princeton: Princeton University Press.
- 41.Pratt, J., 1964, "Risk Aversion in the Small and in the Large", *Econometrica*, 32, 122-136.
- 42.Rozelle, S., and G. Li, 1998, "Village Leaders and Land-Rights Formation in China", *American Economic Review*, 88(2), 433-438.
- 43.Weigelinsh-Wiedrzyk, S., 2003, "Trauma and Memory: The case of the Great Famine in the People's Republic of China (1959-1961)", *Historiography East & West*, 1(1), 39-67.

(作者单位: 华南农业大学国家农业制度与发展研究院)

(责任编辑: 光明)

## Great Famine Experience, Land Rights Preference and Land Reallocation

Hong Weijie Luo Biliang

**Abstract:** This article reveals the historical root of farmland reallocation from the perspective of China's Great Famine. Using the data collected from 2,704 households in nine provinces, together with the CLDS2014 and the CLDS2016, the study finds that, firstly, the experience of China's Great Famine significantly enhances households' willingness to reallocate their farmland. Secondly, especially for households whose families have new members but have not experienced any farmland reallocation in the past five years, the famine experience serves as a significant predictor of their farmland reallocation willingness. Thirdly, the probability of land reallocation is higher in the areas with severe famine from 1959 to 1961. Fourthly, with the increase of non-agricultural migration and the relaxation of the relationship between people and land, the impact of China's Great Famine experience would become less significant. Therefore, the adjustment of agricultural land turns out to be a historical matter.

**Key Words:** Great Famine Experience; Farmland Rights Preference; Land Reallocation