

弱弱合作：起源、演化和展望

李 周

摘要：从历史上看，合作已经由维护弱者自身利益、增强弱者在市场上的话语权走向拓展弱者的市场竞争能力；从趋势上看，弱弱合作的方式会变得越来越多样化，参与者的可选择性会变得越来越充分；从宏观上看，合作方式与市场方式的互补作用会越来越受到重视，而不再是它对市场缺陷的弥补作用。任何合作模式都有它的生命周期，一旦需要解决的问题发生了变化，它就会由适宜转为不适宜，合作的创新将永远在路上。发展现代农业，可以采用把个体做大的独享型规模经济模式，但中国大部分地区适宜采用把群体做大的分享型规模经济模式。合作既是凝聚弱者力量的措施，也是促进竞争的措施。建立合作效益公平分配的机制，是形成合作意识、发扬合作精神、发挥集体理性和个体理性互补作用的关键所在。

关键词：弱弱合作 合作效益分配 经营方式

中图分类号：F325.1 **文献标识码：**A

笔者在《全面建成小康社会决胜阶段农村发展的突出问题及对策研究》一文中提出，农民应该在社区内部以“弱弱合作”的方式把自己的力量凝聚起来，实现留在农村的农户与流出农村的农户的合作，推进适度规模经营，克服超小规模经营难以发展现代农业、难以抵御市场风险的局限性。一些学者认为这个观点很重要，希望笔者围绕“弱弱合作”作出进一步阐述。本文是根据他们的建议撰写的。

一、依靠合作维系生存与繁衍：自然界里的观察

在生物圈里，很多物种都借助群体力量乃至物种之间的互补性维系个体生存和种群繁衍，使其能够在自然界生生不息。

（一）协同共生

1.抱团运食物。例如蚂蚁，凭借个体力量可搬动的食物很少，倘若它们只搬动个体能搬动的食物，蚁群就无法得到可维持其生存和繁衍的食物。为了获得足够的食物，它们发现搬不动的食物后会不断地召集同伴，直至能一起将其运至蚁穴。它们以这种方式获得充裕的食物，然后共同分享。

2.抱团斗天敌。胡蜂是蜜蜂最大的天敌。胡蜂发现蜜蜂后，会堵在蜂巢前捕食过往的工蜂，甚至召集同类前来捕食，一只胡蜂在一分钟内最多能咬死40只蜜蜂。蜜蜂发现蜂巢附近有胡蜂时，会留在巢中躲避危险，等危险过去后再出去采蜜；遇到很多胡蜂时，蜂王会果断带领蜂群弃巢而逃，避免

被灭绝。然而，蜂群只采用防御策略，终究会遭受灭顶之灾。有些蜂群发现，它们可以依靠群体的力量置胡蜂于死地，认识到这个应对力的蜜蜂在遭到胡蜂攻击时会震动腹部发出请求同伴增援的信息，并聚成一个团将胡蜂围在中间，利用其生命极限温度比胡蜂高 3°C 的特性，通过一起扇翅膀传递热量使胡蜂的体温升至 46°C 而被活活热死。

3.抱团度严寒。蜂巢内的温度低于 13°C 时，蜜蜂会在蜂巢内互相靠拢，结成球形团，温度越低结团越紧，蜂团表面积的缩小可减少热量损失。外面的蜜蜂往里转移，里面的蜜蜂向外转移，通过不断交换位置确保大家都能存活。为了维持球形，蜜蜂不是各自取食，而是以互相传递的办法使大家都能得到食料。

4.抱团抗巨灾。蚁群遭遇危难时不会各自逃命，而是前赴后继直至危难消除。例如，在遇到不可抗拒的大火或大水时，所有蚂蚁会滚成一团。外层的蚂蚁以自己的死亡为里层的蚂蚁留下存活的机会。

（二）互利共生

自然界的物种不仅有种群合作，还有互利共生的物种合作，例如榕小蜂和无花果、红松和松鼠。

榕树雌花开花时会释放出一种特殊的花香味，榕小蜂能闻着这种气味找到榕果，即无花果。无花果内能结果实的雌花的花柱很长，榕小蜂的产卵器太短，必须找到花柱较短的瘿花才能产卵。在这个过程中，它把身上沾的花粉全搽到长长的雌花柱头，为无花果进行了充分的授粉，最后把满腹的卵产在瘿花里。进入果腔的榕小蜂翅膀、触角都折断了，产卵后就死在了榕果里。榕小蜂虫卵的发育成熟与雄花完全同步。榕果雄花开放那天，所有榕小蜂羽化为成虫，离开榕果，开始下一个生活循环。在榕树的隐头花序里，没有榕小蜂传粉无法结出果实，没有隐头花序里的瘿花，榕小蜂不能产卵，同样无法延续后代。

红松的松果绝大多数生长在树冠上，松果中的松子被坚硬的鳞片裹着难以自然脱落，主要由攀到树冠的松鼠剥掉松果的鳞片将其取出放入颊囊，再储藏在地里，然后慢慢食用。松树各年的结实量不均匀，松鼠必须贮藏大量松子方能满足结实量少的年份的食物需求。这些松子被贮藏得很分散，有些因松鼠吃不了被留了下来，有些因松鼠不记得藏处被留了下来，它们中的一部分会在地下生根发芽，长成松树。红松和松鼠彼此依靠达到了互利共生。

（三）偏利共生

偏利共生是指两种都能独立生存的物种以一定的关系生活在一起，对一方有利、对另一方无关紧要的现象，例如藤壶附生在鲸鱼或螃蟹背上，鲉以其头顶上的吸盘固着在鲨鱼腹部。海洋里有一种色彩鲜艳的双锯鱼常在海葵的触手间游动，受到海葵的保护，其他小鱼靠近海葵，会被其触手抓住并被吃掉。豆蟹栖息在海蛤的外套腔内，偷食其宿主的残食和排泄物，却不构成对宿主的危害。兰花生长在乔木的枝上，可以更好地获得阳光，它的根也在潮湿的空气中能更充分地吸收营养。

二、弱者合作目标的演化：社会中的观察

人最初在氏族公社中生活和生产，说明他们早就认识到了合作的必要性。虽然氏族公社随着人的个体力量的增强被家庭替代了，但是人的合作意识、合作精神和合作行为并没有完全消失，所以民间

留下很多论述合作重要性的谚语。例如，一箭易断，十箭难折；一人难挑千斤担，众人能移万座山。人与其他物种最大的不同，是合作的行为方式会依据目标而调整或改进。

（一）维护弱者的自身利益

工业革命的兴起为商品经济的发展奠定了基础。然而，在竞争不充分、市场缺规则和政府缺管理的情形下，商人可以随意抬高商品价格。为了抵制商人的盘剥，维护自己的利益，劳动者们采取了联合起来开办自营商店的行动。虽然苏格兰额尔郡于 1769 年就成立了“便士资本家”合作社，但人们普遍把 1844 年在曼彻斯特北部罗虚代尔小镇上 28 名法兰绒工人组建的，向社员出售面粉、黄油、茶叶、蜡烛等日用品的“罗虚代尔公平先锋社”称为第一个成功的消费合作社。其主要原因是，它提出了社员自愿进入和退出、实行一人一票的民主管理、固定红利和限制股金分红、盈余按社员购买额分配、发展教育、现金交易、保证产品质量和公平买卖等原则。

农业合作社的成立，则是处于弱勢的农民为了改变他们在生产、收购、销售等环节受商人盘剥的局面而采取的集体行动。正如美国农业经济学家约翰·W·戈德温指出的那样，获得产品和要素议价的权利，是建立农业合作社的主要原因（约翰·W·戈德温，1986）。

劳动者群体的合作并没有停留在开办小商店和开展日用消费品营销上，而是从消费合作社起步，通过建立联合会（例如 1863 年设立的“北英合作社批发联合会”）开办自己的工厂，生产“合作社”品牌的商品，开办合作社保险公司和合作社银行等。到 19 世纪末，合作社的业务发展到消费、保险、信用、工人活动、社区服务等领域（白瑜洁，2011）。

劳动者抵制商人、企业家、金融家的盘剥，保障自己权益的活动具有合理性，但它们并不是解决这些问题的唯一途径。第一，这些合作通常是同低水平发展阶段相联系的。例如格莱珉银行，它的成功同贫困群体就业不充分紧密相连，一旦进入了充分就业阶段，劳动者为了得到小额贷款^①投入大量时间和精力就逐渐下降了。第二，市场不完善造成的问题可以通过发育市场、完善市场机制和加强政府管理等措施加以解决，劳动者的合作并不是弥补市场缺陷的唯一途径。第三，这些活动有抵制盘剥的一面，也有抵制分工专业化、不利于创新和创造的一面。第四，这种通过合作保障弱者在零和博弈中的应得份额的必要性会随着市场竞争越来越充分、市场信息越来越透明、市场体系越来越完善而变得越来越小。

需要指出的是，虽然这类弱者合作的作用会随着社会发展逐渐下降，但它们是推动社会发展必不可少的一步。正是弱弱合作对社会缺陷的挑战，促进了社会的发展。

（二）增强弱者的市场话语权

南南合作（发展中国家大多位于南半球和北半球的南部，因而它们的合作被称为“南南合作”）是弱弱合作的典范之一。南南合作旨在保障发展中国家有效融入世界经济，促进发展中国家之间传播

^①1976 年穆罕默德·尤努斯在乡村调查发现，全村 42 位贫困村民借了总额为 625 塔卡（约 27 美元）的高利贷。尤努斯当即拿出 625 塔卡借给这 42 位穷人，使他们避免高利贷者的盘剥，以自我创业的方式改变生活状况。

可相互分享的知识 and 经验，推动发展中国家之间的技术和经济合作，加强基础设施建设、能源与环境、中小企业发展、人力资源开发、健康教育等领域的合作，开展平等多向的政策交流，实现互利共赢。

20 世纪 50 年代召开的万隆会议，促进了原料生产国和输出国组织的建立，提出了在发展中国家之间开展资金和技术合作的倡议，这是南南合作的开端。20 世纪 60 年代初形成的不结盟运动和 77 国集团是南南合作的两个最大的国际组织，它们制定的纲领性文件规定了南南合作的领域、内容、方式与原则。南南合作不仅为发展中国家带来了发展机会，也为世界经济带来了新的增长空间。由于发展中国家的经贸规模扩大得更快，其占全球经济的比重逐渐加大。2016 年金砖五国（巴西、俄罗斯、印度、中国和南非 5 个最主要的发展中国家）对世界经济增长的贡献率达 50%^①，超过了美日欧，成为世界经济增长的主要动力。

南南合作作为一个保障发展中国家权益的平台会长期存在下去，但它不应成为发展中国家追求发展的唯一平台。从发展趋势看，南南合作会走向南北合作、全球合作，只有这样，发展中国家才有可能获得更多的发展机会，包括各种互补的发展机会。

必须指出的是，南南合作是通向南北合作、全球合作必不可少的一步，正是南南合作对国际经济秩序缺陷的挑战，促进了全球化的健康发展。

（三）拓展弱者的市场竞争力

网上购物已经成为中国国民的主要购物方式之一。开网店的门槛低，技术难度也低，刚好契合资金有限、技术薄弱、时间充裕的农民的创业需求。然而，电子商务需要形成强大的物流才会具有竞争力。单个农户开设的网店无法做到这一点，他们必须抱团才有可能在电子商务市场上占领一席之地。于是，弱者以集聚的方式形成了淘宝村、淘宝镇和淘宝村集群。其中，全国淘宝村的数量从 2009 年的 3 个增加到 2019 年 6 月底的 4310 个，淘宝镇从 2014 年的 19 个增加到 2019 年的 1118 个，淘宝村集群从 2015 年的 25 个增加到 2019 年的 95 个^②。为了规范网商的行为，避免恶性竞争，提升自己同电信、物流、原材料等供应商谈判的话语权，他们还成立了电子商务协会等行业组织。

此时，弱者合作已经不是为了抵制商人、企业家、金融家等的盘剥，而是通过合作形成能够同强者平等竞争的能力。它追求的是正和博弈的结果，而不再是在零和博弈中得到应有份额。

（四）弱弱合作的包容性会越来越好

自然界里其他物种的合作，无论是特定物种的种群合作还是不同物种的个体合作，都是出自本能，合作内容和合作方式几乎都是固定不变的。人类和自然界里其他物种最大的不同是：人类没有停留在为了个体生存和群体繁衍的合作阶段，而是随着目标提升不断地改进合作模式。他们的合作不仅是本能，而且是才能。同以不变应万变的其他物种相比，人类最大的优点是随机应变。第一，参与合作的人员的特质是变化的。最初是有血缘关系的氏族公社成员，后来是有亲缘关系、地缘关系的熟人，现在是具有共同利益诉求的陌生人。第二，解决的问题是变化的。最初是为了生存和繁衍，后来是为了

^①引自 2017 年 9 月 3 日财政部副部长史耀斌在新闻发布会上的介绍。

^②参见阿里研究院：《2009-2019 年中国淘宝村研究报告》，<http://www.199it.com/archives/935385.html>。

实现小康，现在转向共同富裕。第三，采用的方式是变化的。从抵制强者的盘剥到增强自己的话语权，再到提升自己的竞争能力，从零和博弈走向正和博弈，期间有很多创新和创造。强调这3个变化是为了说明，现实中没有能解决所有问题、能永久地持续下去的合作模式。任何合作模式都有它的生命周期，一旦需要解决的问题发生了变化，它就会由适宜转为不适宜，合作的创新和创造将永远在路上。

更直截了当地说，弱弱合作是提升弱者在市场上的话语权和竞争力的重要举措，它在抵制商人盘剥和弥补市场缺陷等方面发挥了积极作用，但由此形成的自我服务的封闭市场会对分工的深化施加负面影响。市场缺陷要靠发育市场、完善市场机制和加强政府管理等措施来解决，合作并不是解决市场缺陷的基本措施。从趋势上看，弱弱合作的包容性会变得越来越好，参与者的自主性会变得越来越强，参与方式的可选择性会变得越来越多样。越来越受到重视的将是它和市场的互补作用，而不再是它对市场缺陷的弥补作用。

三、促进弱弱合作的理论思考

毋庸讳言，改革前中国在农村推行的弱弱合作模式在促进工业发展方面发挥了重要作用，但并没有实现农村发展的预期目标。这是弱弱合作不被看好甚至被排斥的重要原因。其实弱弱合作失败并不是个案，弱弱合作之所以能够不断前行，关键在于有一批不断总结经验和纠正偏误的探索者。所以弱弱合作出现失败并不可怕，可怕的是形成“一朝被蛇咬、十年怕井绳”的心态，并据此否定弱弱合作的必要性和重要性。

（一）弱弱合作的变化

1.由创建理想社会的组织基础演变为增加合作者福祉的运作平台。人类的合作行为源远流长，但人人平等的经济合作是人类社会发展到资本主义阶段才出现的，它肇端于空想社会主义。19世纪初，圣西门、傅立叶和欧文等一批目睹了原始积累时期资本主义社会弊端的空想社会主义者，试图建立一个没有剥削、没有贫困、协同劳动、平等和谐的理想社会，并开展了把合作社作为这个理想社会的组织基础的实践性探索。虽然前期的实践性探索大多都失败了，但发展合作社的探索并没有偃旗息鼓。经由约300年的演进，从它现有的治理架构和制度安排看，其创建理想社会的组织基础的作用趋于弱化，增加合作者福祉的运作平台的作用趋于强化。

2.由改造私有经济的工具演变为发挥互补优势的工具。最初的弱弱合作，强调公有制对私有制的替代，并根据公有化程度的高低判别合作方式的优劣。合作成为改造私有制的工具，试图通过合作把生产资料私有制改造成为生产资料公有制，进而提高产品和财富分配的公平程度。现在的弱弱合作，强调公有制和私有制的融合和互补，并根据经济绩效的高低判别合作方式的优劣。合作成为发挥家庭经营和集体经营两个优势的工具，试图按照权利公平和机会公平的规则，实现私有经济成分和公有经济成分的平等和包容，把私有经济成分和公有经济成分的优势都发挥出来。在这个历史进程中，其改造私有经济的作用趋于弱化，发挥公有经济和私有经济的互补作用趋于强化。

3.由实施国家战略的载体演变为集聚农民发展能力的载体。中国最初不仅把弱弱合作作为创建理想社会的组织基础和改造私有经济的工具，还把它作为实施国家战略的载体，试图通过弱弱合作使国

家更便利地集中农业剩余，更顺畅地实施国家确立的重工业优先发展战略，更快捷地实现国家确立的发展目标。现在的弱弱合作是集聚农民发展能力的载体，试图通过弱弱合作促进现代农业发展，促进农民收入增长，促进农村繁荣，缩小农民收入差距、工农差距和城乡差距。在这个历史进程中，其实实施国家战略的作用趋于弱化，集聚农民发展能力的作用趋于强化。

（二）如何评价现实中各种类型的合作

1. 强强合作。中国现实中出现的强强合作，主要是为了进一步增强中国产业或产品的国际竞争力。面对强大的跨国公司，国内的强强合作不仅必要，而且重要。这是一些学者倡导强强合作的重要依据。然而，从全球视野看，中国的强强合作又有弱弱合作的意味。国家应该支持这样的强强合作，同时在宏观管理上要有防范它们形成国内垄断风险的法律法规和应急反应机制。

2. 强弱合作。中国现实中出现的强弱合作，主要是为了加快弱者脱贫的进程。强者的资金、技术优势和弱者的土地、劳动力优势的互补，确实提高了资源配置效率，并使弱者获得了更多的收益。这是一些学者倡导农业和农村引入外部强者，开展强弱合作的重要依据。然而，现实中出现强弱收入差距逐渐缩小的情形是小概率事件，出现强弱收入差距继续拉大的情形是大概率事件。因此，要培育和激发强者的社会责任，使强弱合作具有强弱收入差距逐渐缩小的特征，以确保强弱合作健康发展。

3. 弱弱合作。中国现实中的弱弱合作，既有很多没有达到公平分享合作效益预期目标的案例，也有一些达到了公平分享合作效益预期目标的案例。据分析，弱弱合作没有达到预期目标的主要原因是：缺乏一心一意为合作成员谋福祉的带头人，缺乏公平分配合作效益的方法，缺乏权责利对称的制度安排。成功的弱弱合作正好相反。学者的主要责任是总结成功的经验，找到复制的办法，而不应停留在批评现实中存在的问题的阶段。

（三）弱弱合作成为普遍行为的基本条件

合作是指两个人或两个人以上的群体，按照事先约定的、可实施的、具有约束力的协议，争取整体利益和个体利益而开展的活动。任何合作都包括合作效益创造和合作效益分配两部分内容。创造合作效益时必须倡导集体理性，分配合作效益阶段必须尊重个人理性，所以合作既不能只强调集体理性，也不能只强调个体理性，而必须同时合乎集体理性和个体理性的要求，这是开展弱弱合作的基本条件，也是弱者参与合作的基本条件。

博弈论指出，个体之间相互信任，都选择上策，才有可能得到上策均衡。然而，个体之间可能缺乏相互信任，担心自己吃亏别人占便宜。要建立个体之间相互信任的氛围，都作出上策选择的决定，需要具备以下条件：

第一，具有合作效益。所谓合作效益，是指合作的整体收益减去每个成员不合作的收益之和的差。合作的前提是合作效益大于零。这是合作的一个前提。合作效益与成员不合作的收益之和的比值越大，利益相关者的合作意愿越强。

第二，具有公平分配合作效益的方法。合作不仅要带来总收益或总效用的增加，还要给参加合作的每一个成员带来同他的贡献相一致的合作效益，既没有人吃亏，也没有人占便宜。这是合作的另一个前提。合作效益的分配越公平，参与者维护合作的意愿就越大，合作的可持续性就越强。

第三，具有既有约束力又有执行力的制度。这是规范带头人行为，保障参与者知情权、监督权、决策权，公平分配合作效益，实现参与者相互信任的基础性工作。相比较而言，把农户组织起来创造合作效益并不难，提出公平分配合作效益的方法也不难，难的是形成一套既有约束力又有执行力的规章制度。需要指出的是，随着大数据技术的快速发展，与合作有关的各种信息的传递、保存、查询等条件会变得越来越好，财务等信息公开的约束力和执行力会变得越来越强，它们为解决合作各方信息不对称和合作效益分配不合理造成的相互不信任问题创造了越来越有利的条件。

一言以蔽之，合作效益大于零是开展合作的必要条件，合作者都能得到同自身贡献相一致的合作效益，是开展合作的充分必要条件。合作效益的大小决定于合作规模、合作内容、合作质量和合作的有效性。合作能否具有持续性决定于合作效益分配的公平性。合作效益越多，分配越公平，参与合作的激励就越充足。合作能不能成为普遍行为，最为重要的不是阐述团结就是力量的道理，而是制定合作效益公平分配的方法和制度，确保所有人都得到同其所作贡献相一致的合作效益，既没有人吃亏，也没有人占便宜。只有这样，个体才能形成合作意识、崇尚合作精神，发挥集体理性和个体理性的互补作用，实现可持续合作。

（四）重启农业合作的必要性和可能性

对于自给自足为主的农业，适宜采用家庭生产经营方式。对于商品率为100%的农业，尤其是必须面对全球一体化挑战的农业，除了采用家庭生产经营方式外，还需要采用具有共赢性质的合作经营方式。农业需要重启合作的理由如下：

1. 产权稳定性的需要。随着产业结构引发的就业结构升级，职业农户的数量会越来越少，兼营农户的数量也会越来越少。现在采用的土地流转方式固然可以扩大农业生产经营规模，但是职业农户通常不会在流入土地上采取提高土地肥力的措施，例如施用有机肥。要使职业农户对其经营的所有农地都有提高土地肥力的激励，从而全面提高中国农业生产的可持续性，必须把承包权的稳定性和经营权的稳定性放在同等重要的位置上。这个问题必须依靠社区内的农户开展合作来加以解决。

2. 发挥家庭经营与合作经营互补优势的需要。重启农业合作旨在实现家庭经营与合作经营的优势互补，绝不是废除家庭经营，再次“归大堆”。具体地说，凡是适宜家庭经营的农业活动继续采用家庭经营方式，凡是适宜合作经营的农业活动采用合作经营方式，只有这样，方能最大限度地降低农业生产经营中的交易成本乃至生产成本，最大限度地提高农业生产经营效率和中国农业的竞争力。

3. 应对农产品国际竞争的需要。中国过去的农产品进口量极少，几乎没有来自国外农产品的冲击，农业发展的目标是实现国内农产品供需平衡。现在，农产品全球竞争的覆盖面越来越大，中国农业越来越需要把提高农产品国际竞争力作为重要的发展目标。提高农产品的竞争力可以采用把个体做大的独享型规模经济模式，也可以采用把群体做大的分享型规模经济模式，而中国的大部分地区适宜采用后一种模式。

4. 提高土地利用的效率和永续性的需要。以农村社区为基本单元，通过农户合作把土地集中起来，再以竞标方式把土地经营权赋予一个或若干个生产经营能力更强，因而出价更高的职业农户，它的经济实质是将现实中的农户家庭内成员分工调整为农村社区内农户分工。把有兴趣和有经营农业技能的

农村劳动力留在农业，把缺乏兴趣和缺乏经营农业技能的农村劳动力推向非农部门，有利于提高农业生产效率，有利于实现土地利用效率和总收益最大化，有利于增强农村劳动力分工的作用。这样的农户分工与合作，不仅把职业农户和其他农户土地收入的增加建立在土地利用效率提高的基础上，更为重要的是，通过其他农户的有效监督，使土地利用效率的提高建立在不损害土地利用可持续性的基础上，从而实现承包权和经营权同等重要、承包权收益与经营权收益同向增长、土地产出和土地利用可持续性同向提高的有机统一。

中国不仅需要重启农业合作，也具备了重启农业合作的可能性。

1.越来越多的农村劳动力离开了农业。在农业处于劳动力无限供给，隐蔽失业普遍存在的阶段，农户之间会有相同要素的相互流动（例如换工），但基本上没有不同要素的相互流动（例如土地流转和作业承包）。随着工业化、城镇化的推进，非农就业机会越来越多，非农收入的稳定性越来越强，愿意继续兼营超小规模农业的农民越来越少，农户之间不同要素的相互流动会变得越来越活跃。这种流动越活跃，重启农业合作的可能性越大。农业合作作为提高要素流动稳定性的重要举措，会在优化农业生产经营组织、追求规模经济效益、提升农业国际竞争力和增加农民收入等方面发挥重要作用。

2.农业生产的标准化水平显著提高。在手工劳动为主阶段，每个农业劳动力的作业质量有较大差异，同一个农业劳动力的作业质量也有一些差异。由于农业生产作业的标准化程度很低，农业合作确实会受到作业质量监测难的制约。农业进入机械作业为主阶段后，作业一致性程度会显著提高，农业作业质量监测难的问题基本得到解决。近些年来，机械犁地、机械播种、机械中松、无人机喷药、机械收获等农业作业外包大行其道，充分表明了这一点。农业生产的这些变化将极大地提高农业合作的可能性。

3.农业合作的法律制度逐渐完善。改革前的农业合作主要依靠行政力量推动，农户没有实质性的选择权和退出权，它最大的变化是以单一的集体经营替代单一的家庭经营。始于20世纪80年代的农业改革虽然强调家庭和集体双层经营，但真正实行双层经营的村组占比小到可以忽略不计，从总体上看是以单一的家庭经营替代单一的集体经营。现在要重启的农业合作显著地不同于前两个阶段：第一，它要把改革初期确立的家庭和集体双层经营体制落到实处。第二，它主要依靠市场力量推动。第三，农业合作的多少和快慢决定于拥有选择权和退出权的农户的意愿和行为。第四，它得到了较为完善的法律体系和司法制度的保障。农业制度上的这些变化将极大地提高农业合作的可能性。

（五）合作的展望

和平与发展是当今时代的两大主题，合作是促进和平与发展的重要途径。在和平与发展时代，合作的范围会越来越大，并会成为全人类共同应对温室气体排放等世界性问题、保障人类共同利益的重要措施。

在法治社会和大数据环境中，合作获得成功的条件会变得越来越好，合作模式会逐级“进阶”，从弱弱合作拓展到强弱合作、强强合作，从村社合作拓展到国家合作、地区合作、全球合作。对此既要有坚定的信心，也要有足够的恒心和耐心。

然而，合作毕竟是实现发展目标的途径之一，而不是唯一的选择。在市场经济中，一个农户可以

同合作社建立经济联系，也可以同企业或其他机构建立经济联系。这是由各人偏好不同带来的必然结果。所以无论何时何地，合作都不会成为农业发展的唯一选择。

现实中之所以有多种方式可供选择，是因为它们各有各的优势和劣势。例如，农业合作既有上面论述的诸多优势，又有决策过程缓慢、权责关系复杂、预期不确定性强等不足。企业没有合作社具有的优势，却有决策更快捷、权责更对称、预期更清晰等优势；个人独自扩大规模的情形更是如此。其实，正是各种选择形成的各种经营方式竞相改进的机制，使社会发展更加有效，更加包容，从而保持发展方式的多样性。

参考文献

- 1.白瑜洁, 2011: 《英国的农业合作社》, 载孔祥智(编)《中国合作经济评论》第2期, 第80-96页。
- 2.李周, 2017: 《全面建成小康社会决胜阶段农村发展的突出问题及对策研究》, 《中国农村经济》第9期。
- 3.约翰·W·戈德温, 1986: 《农业经济学》, 朱凤书等译, 银川: 宁夏人民出版社

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 张丽娟)

Weak-weak Cooperation: The Origin, Evolution and Prospect

Li Zhou

Abstract: Historically, weak-weak cooperation has evolved from safeguarding common interests of the weak and enhancing the discourse power of the weak in the market to expanding the market competitiveness of the weak. In terms of trend, the bonding forms of the weak-weak cooperation are becoming increasingly diversified, and participants tend to have more abundant choices. From a macro-level perspective, the complementary effects between the cooperation mode and the market mode are becoming more important, rather than the substitute effects owing to market failure. Each mode of cooperation has its own life cycle. Once the problem changes, the proper mode of cooperation will change accordingly. Therefore, the innovation of cooperation will always be on the way. In terms of modern agriculture development, the strategy of exclusively scale economies based on the few powerful individuals can be adopted. However, in most regions of China, it is more suitable to adopt the strategy of sharing scale economies based on the majority of individuals in a collective way. Cooperation is not only a measure of gathering the individuals' strength, but also a measure of promoting their competitiveness. Establishing a mechanism of fair distribution of cooperative benefits is the key to form a sense of cooperation, carry forward the spirit of cooperation, and play the complementary role of collective rationality and individual rationality.

Key Words: Weak-weak Cooperation; Distribution of Cooperative Benefit; Mode of Operation

农民专业合作社对外投资的法律问题

任大鹏 肖荣荣

摘要: 合作社对外投资, 在保持合作社独立人格的基础上与公司等企业握手, 是合作社提升经营能力的有效选择。《合作社法》对合作社对外投资进行规定, 但并不意味着合作社对外投资的理论和实践问题已经得到解决。本文从制度规范和合作社的策略性选择两方面对合作社对外投资进行分析, 研究发现, 合作社对外投资与其自身的财产制度、民主决策制度和盈余分配制度相冲突; 而实践中, 合作社对外投资突破了法律强制性边界, 规避了法律的相关规定, 其合法性遭到质疑。文章从多元业务视角去解释制度规范与实践的偏差, 指出偏差主要是由于合作社制度没有针对当前合作社业务多元的情形及时做出调适导致的。文章认为实现投资回报也是合作社对成员服务的方式, 合作社对外投资是一种凝结出资成员共同需求的业务, 并提出完善合作社财产制度、基于业务类别按分类核算原则调整合作社盈余分配制度和根据成员业务参与的差异性分配表决权的建议。

关键词: 合作社 对外投资 多元业务 分类核算

中图分类号: D912.4 **文献标识码:** A

一、引言

早在 2008 年中央 1 号文件就鼓励农民专业合作社兴办农产品加工企业或参股龙头企业, 其后又有一系列文件提到“扶持农民专业合作社自办农产品加工企业”^①、“支持农民专业合作社兴办农产品加工企业或参股龙头企业”^②。2017 年《农民专业合作社法》修订, 新《农民专业合作社法》(以下简称《合作社法》) 第 18 条进一步明确合作社对外投资的倡导性规范及责任承担方式, 规定“农民专业合作社可以依法向公司等企业投资, 以其出资额为限对所投资企业承担责任。”无论合作社兴办加工企业还是参股其他企业, 都是合作社与有关企业形成以股权为纽带的紧密联结的形式, 区别仅在于合作社持有公司股份的多少。前者是合作社基于自身发展需求, 实现以合作社为基础的产业链延伸, 获取更多的收益; 后者则直接借助于他人公司的资本、技术、市场等优势分享收益。

^① 参见 2010 年中央 1 号文件:《关于加大统筹城乡发展力度进一步夯实农业农村发展基础的若干意见》, 网址: http://www.moa.gov.cn/ztlz/jj2020zyyhwy/yhwjhg/201301/t20130129_3209962.htm。

^② 参见 2012 年中央 1 号文件:《关于加快推进农业科技创新持续增强农产品供给保障能力的若干意见》, 网址: http://www.moa.gov.cn/ztlz/yhwj/zywj/201202/t20120215_2481552.htm。

在中国合作社发展历程中，对外投资的兴起有其特殊的背景。第一，公司引领的合作社发展受限。中国合作社发展镶嵌于农业产业化链条中，“先产业化，后合作化”的农业发展路径决定了合作社先期发展不具备竞争优势。农业龙头企业凭借其农业产业化过程中的优势地位影响着合作社发展。龙头企业出于自身的利益加入或者领办合作社，将原有的农业产业化经营中的“公司加农户”的形式内部化于合作社之中，如面粉加工厂变成小麦合作社，肉联厂变成肉联合作社（张晓山，2009）。在这些合作社中，公司法人社员操控了合作社，与以前的“公司+农户”模式没有区别，公司却通过披上合作社的外衣，试图垄断本地农产品的原料来源，并最大限度地攫取国家的扶持、优惠政策（苑鹏，2009）。即便农民自办合作社与公司对接，由于公司在农业发展上占据制高点，合作社与公司间并不是平等的合作互利关系（张晓山，2017）。依附于公司的合作社发展，很难真正实现自身经营实力的增长。所以，公司领办的合作社没有充分满足合作社的发展需求。第二，合作社适应市场竞争的需要。当前农产品供应链管理态势日益显著，如何减少中间成本，最大限度获得增值收益是市场主体在激烈市场竞争中存活的关键。合作社从“企业+合作社+农户”转向“合作社+企业+农户”模式可以使农产品加工增值大多数甚至全部归农户所有，大幅度提高专业合作社的经营服务实力和专业农户的经济效益（徐旭初，2010）。其次，合作社办公司可以避免合作社在市场上因认知度低受到消费者及交易相对人排斥的现象发生，以及因合作社某些制度特性而导致其主体权利受限的情况发生^①。此外，合作社投资公司可以利用公司的制度优势提高经营决策的效率，同时也可以吸引外部资金缓解合作社发展的资金压力（Chaddad and Cook, 2004）。第三，合作社发展壮大一直是政府和合作社学者的美好愿景。合作社是实现小农户与现代农业发展有机衔接的理想载体（徐旭初、吴彬，2018），特别符合当前中国“大国小农”的具体国情。随着政府对合作社的扶持力度日益增强，合作社进入快速发展的轨道，但整体实力还比较薄弱，大量集中在农业产业链条的底端，处于被资本支配的状态。有学者指出，要想改变普通农户社员处于被资本支配的现状，让农户社员逐渐获取更多的合作社资产所有权、控制决策权和剩余索取权，唯一的途径是社员通过入股和扩股向农产品销售、加工和流通环节发展，使农户社员逐渐掌控资本，成为企业的所有者或大股东（张晓山，2013）。农户自办合作社，合作社自办加工厂实现了以农户为主体的纵向一体化，农户福利增进的空间达到最大化（苑鹏，2013）。基于以上背景，合作社对外投资，在保持合作社独立人格的基础上与公司等企业握手，是合作社提升经营能力的有效选择。

合作社对外向公司投资从本质上看是想构建“合作制+股份制”的利益联结机制（徐旭初，2019）。众所周知，合作社与股份制企业在产生的直接动因、组织目标、成员制度、所有权安排、治理结构、分配制度、经营战略等方面各不相同（苑鹏，2007）。与一般营利公司相比，农民合作组织的制度安排具有较强的反市场性，处在市场机制失灵的边缘（苑鹏，2001）。那么，在同一组织内构建合作制与股份制间利益联结，会不会存在制度衔接的困扰？有研究指出，在合作社与公司以股权为纽带的合作模式中，公司与合作社成员可能会发生经营理念冲突的问题（苑鹏，2013），公司面临大量专用性资产投

^① 如合作社成员退社自由的规定以及不承担对公众披露经营信息的义务等特征会影响合作社财产的稳定性和其财务信息的透明性，进而影响其在金融机构的授信水平。

入被敲竹杠（崔宝玉、陈强，2011）。合作社对外投资意味着其作为公司股东之一，依照公司的制度安排行使权利，但合作社制度的特殊性及其当前合作社成员角色分离的现实情况决定了在构建“合作社+股份制”利益联结机制过程中，合作社的双重身份所面临的问题要比公司复杂。因此，需要关注的问题是，合作社在公司持股，其在财产制度、决策制度和盈余分配制度等方面，是否存在制度衔接的冲突？现有的合作社制度是否能够满足合作社对外投资的需求？从制度规范和合作社发展实践两方面进行分析，以促进合作社对外投资顺利开展，是本文的研究目的。

二、制度冲突：合作社对外投资的制度困境

在合作社投资公司过程中，合作社具有双重身份，其一作为独立的合作社法人，须遵循《合作社法》确立的财产制度、盈余分配制度和民主控制制度；其二作为公司股东，须以《公司法》为依据履行股东义务、享有股东权利。而公司与合作社间制度差异及合作社成员角色分离的现状，导致了合作社对外投资的制度困境。

（一）合作社对外投资与其财产制度冲突

与公司的财产制度比较，合作社的财产具有特殊性。为了最大限度保护合作社成员的财产权利，《合作社法》给合作社财产制度安排了更多自治权，例如，成员出资不是法定义务而是章程约定义务（《合作社法》第12条第5款）；财政补助形成的财产构成合作社财产，但该财产的处置受到限制（《合作社法》第5条、第44条、第53条、第65条）；成员退社自由原则实质上保留了成员对其成员账户财产的索回权利（《合作社法》第4条）。从学理上看，这是由合作社的组织性质决定的。合作社以服务成员为目的，合作社的发展建立在成员对合作社业务的使用上，资本不是合作社首先要考虑的因素，故合作社对财产的稳定性要求不高。与合作社不同，公司是具有资合特性的组织^①。股东出资构成公司的法人财产，基于大陆法国家传统的资本确定、资本维持和资本不变的公司资本原则，不允许股东以退股方式索回出资，而只能将其持有的公司股份转给其他股东。这是因为公司以其注册资本作为其对外承担交易安全保障责任的信用基础，故其对资本的稳定性要求较高。合作社的财产制度更倾向于保护其成员的财产权利，而公司的财产制度则更倾向于保护交易相对人的利益。合作社投资公司，成为公司的股东之一，应当遵循公司的财产制度，确保公司的财产确定和维持。但缘于成员退社而形成的合作社财产不稳定的特性，导致合作社在公司中维持其出资额不变的能力受损。公司要对合作社不稳定的出资财产承担风险，并且这种不稳定的风险根据合作社出资财产来源不同而产生差异。合作社向公司的出资财产可能来源于成员出资、公积金、国家财政直接补助、他人捐赠等（如图1所示），其中成员出资和公积金要依法量化到成员账户，成员退社可以依法请求返还成员账户中记载的出资额和公积金份额（《合作社法》第28条）。如果以成员出资或者公积金作为向公司投资的财产基础，成

^① 在公司理论中，通常认为有限责任公司是资合加人合公司，股份有限公司是典型的资合公司。有限责任公司兼具人合特性，是因为其财产构成相对封闭，股东直接参与公司经营。但无论有限责任公司还是股份公司都是具有资合特性的组织。

员退社必然会影响到公司财产的不稳定。如果以国家财政补助资金作为向公司投资的财产基础，成员退社不会构成对公司财产稳定性的影响。依照《合作社法》第5条，合作社享有对于包括财政补助资金在内所形成财产的占有、使用、处分的权利，但由于法律对财政补助资金使用的限制，可能会导致基于国家财政补助形成的合作社出资与其他股东出资同股不同权。

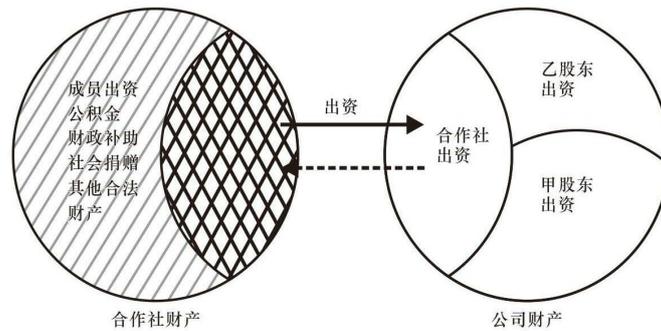


图1 合作社对公司投资的财产关系

(二) 合作社对外投资与其盈余分配制度冲突

《合作社法》第44条规定“可分配盈余按成员与本社的交易量（额）比例返还的返还总额不得低于可分配盈余的百分之六十；返还后的剩余部分，以成员账户中记载的出资额和公积金份额，以及本社接受国家财政直接补助和他人捐赠形成的财产平均量化到成员的份额，按比例分配给本社成员。”第44条的学理依据是假定合作社利润主要源自成员的交易贡献和资本贡献。根据成员的出资和交易情况，合作社成员可以分为仅出资成员，仅交易成员，出资且交易成员，并根据自身的贡献方式参与合作社盈余分配。而公司的盈余是基于股东的资本贡献，故股东按照出资数量分享公司收益。具体到合作社办公司，合作社以其在公司中的出资取得股金分红。股金分红成为合作社整体收益的组成部分，按照《合作社法》第44条规定，股金分红也应按照交易量返还的原则在全体成员中进行分配。事实上，合作社以不同财产对外投资形成收益的分配与第44条确立的分配规则存在冲突程度的差异。如果合作社对外投资取得的股金分红是基于出资成员的资本贡献和经营风险的承担，未出资成员依法享有出资成员的投资收益，有悖于公平原则，也会降低出资成员的出资热情。如果合作社对外投资取得的股金分红是基于公积金的贡献，合作社对外投资收益可在全体成员中分配，但由于公积金量化方式不同，最终反映到成员个体的分红有差异。如果合作社对外投资取得股金分红是基于国家财政补助的贡献，合作社对外投资收益可以平均量化方式分配于成员，不构成明显冲突。

(三) 合作社对外投资与其民主控制制度冲突

《合作社法》第29条规定，决定重大财产处置、对外投资、对外担保和生产经营活动中的其他重大事项必须要经由成员（代表）大会表决。即合作社对外投资的决策需要通过一人一票的方式征求全体成员的意见，合作社作为公司股东在公司行使表决权时应当以成员大会的授权为基础。然而从合作社内部的治理结构看，合作社对外投资决议的形成与合作社成员表决权间存在治理悖论。合作社对外投资的财产并不是由成员均等出资形成，按照法律规定未出资成员与出资成员、出资多的成员与出

资少的成员均享有相同的治理权，合作社的所有权与治理权呈现一种分离状态。未出资成员或者出资较少的成员投票表决是否向公司投资，最终都是由出资较多的成员承担投资风险。通常情形下，未出资成员或出资较少成员对投资收益回报和投资风险的判断能力有限。因此，合作社对外投资决议采用一人一票虽然体现了合作社的自我治理特性，但并不能保证合作社民主决策结果的正确性和合理性，利用民主原则表决合作社是否对外投资将会侵害合作社出资成员的利益。如果合作社对公司的出资是基于公积金和国家财政补助资金形成，合作社内部治理治理权错配问题可以缓解。

综上所述，在合作社对外投资过程中，合作社与公司在财产制度上存在制度衔接冲突，在盈余分配与民主控制上与现有合作社制度存在矛盾。基于合作社对外投资的资本的不同来源，合作社对外投资过程中制度冲突表现程度不同，其中以成员出资为对外投资来源时，制度冲突表现最为强烈；以公积金为对外投资来源时，冲突次之；以国家财政补助资金为对外投资来源时，冲突最小。考虑到当前合作社发展阶段不高，财务管理不规范的现状，以及财政补助资金的非普惠性特点，合作社对外投资的出资财产主要来自成员出资。如何化解合作社对外投资过程中财产制度、盈余分配制度、治理制度等方面的冲突，可能的出路在于合作社需要做出一定的制度调整以适应投资对象的要求，并缓和投资成员与交易成员间利益失衡问题。

三、现实突破：合作社对外投资行为的策略性安排

《合作社法》第 18 条规定了对外投资的权利，既源于立法理念上期待通过对外投资延伸产业链并增强合作社的盈利能力，更源于现实中合作社对外投资的强烈诉求。现实中已有大量合作社办公司的实践，这些合作社如何通过策略性制度调适以化解合作社对外投资的制度困境，以及相应的策略性安排是否会导致合作社性质变化，值得讨论。

（一）合作社公司化的特征缓和其对外投资的制度冲突

在农业农村部推选的 2019 年度全国农民合作社典型案例（共计 24 个）中，有接近 25% 的合作社（5 个）涉及对外投资业务，合作社对外投资的实践与制度规范分析的结果大相径庭。合作社对外投资的实践与理论的偏差该如何理解？从合作社实践来看，由于农业产业化逻辑和农业市场化逻辑同合作社法定形式冲突，严格遵守《合作社法》可能造成组织非效率和利益错配等问题（黄洁等，2020），合作社制度在适应市场环境过程中进行了组织调适，如“一次让利”、“按股分红”、“保底分红”代替交易量返还制度；社会资源占有量代替一人一票民主决策制度（李琳琳，2017）等。合作社在利益分配、决策机制等方面糅合公司的做法，呈现出公司化的特征。这使合作社向公司投资时制度衔接上的冲突有所缓和。本文以湖北宜昌市晓曦红柑橘合作社（以下简称“晓曦红合作社”）为例，讨论合作社公司化背景下合作社如何在实践中化解制度困境。

晓曦红合作社成立于 2006 年 8 月，主营柑橘产业，并参股晓曦红果业公司等 6 家实体，形成了柑橘种植、销售、深加工的一二三产业融合发展格局。截止到 2019 年，合作社成员达到 1525 户，拥

有柑橘基地 1.7 万亩，联结橘农 2 万余户，辐射面积 10 万亩^①。在合作社发展的十余年间，晓曦红合作社经历了《合作社法》的设立、修订，较好地诠释了发展中规范，规范中发展；此外，晓曦红合作社位于中国中部地区，合作社发展条件较为居中。因此，以晓曦红合作社为研究案例，能在一定程度上代表中国大部分合作社的特征。本文通过对晓曦红合作社相关报道及研究的整理^②，以邓军蓉、祁春节（2013）文章中关于晓曦红合作社股权、决策权、盈余分配的分析材料为基础，将晓曦红合作社对外投资制度衔接部分资料总结如表 1。

表 1 晓曦红合作社对外投资制度衔接分析表（2012 年）

	合作社	合作社对外投资
出资结构	含监事会成员在内的普通成员出资占 16.368%；理事会成员及入股合作社的 15 家公司出资占 83.636%	以投资果业公司为例，合作社持股比例为 9.83%，其中理事长持股 4.5%。
决策结构	理事会由 5 个公司代表组成，普通成员不参与合作社重大事项的决策	
盈余分配	除去普通成员每年享有身份股 10%的分红外，其余盈余在大股东间按股分配	

注：作者根据邓军蓉、祁春节（2013）文章材料整理得出。

从整体上看，合作社公司化特征使合作社符合公司对一个适格股东的要求，具体表现在：

首先，核心成员出资构成合作社对外投资的主要资本来源，满足了公司资本稳定性的要求。中国《合作社法》没有强制规定成员的出资义务，成员是否出资及出资数额取决于合作社章程内部规定。有些合作社为增强成员与合作社间的关系，对成员有最低认购股份的要求。有些合作社对成员出资不做规定。成员异质性使合作社组建初期就形成一股独大或者几股独大的资本结构，其中核心资本的提供者往往是在农业产业化经营过程中崭露头角的种植大户、运销大户、农业企业家等农村精英。普通成员限于自身的出资能力以及脆弱的出资风险承担能力，往往倾向于提供“临界资本”，即获得成员资格身份的出资，一般出资额度较低且比较平均。这两类资本在合作社中具有不同的性质并扮演不同的角色，核心成员的出资是合作社组建和运行发展的“主体支撑资本”，一般不允许退出，而普通成员的外围资本是合作社的“边缘资本”，一般可自由退出（崔宝玉、陈强，2011），即便成员退社也不会影响高水平合作组织发展（王鹏等，2015）。在晓曦红合作社中，合作社规定凡是入社成员必须缴纳一定的股金^③，10 元一股，单个成员认购不得超过 1000 股，可自由退出。晓曦红合作社股权结构差异较大，

^① 资料来源于农业农村部《2019 年度全国农民专业合作社典型案例》，网址：http://www.hzjjs.moa.gov.cn/nchzjj/201908/t20190827_6323239.htm。

^② 资料主要来源于中国知网，以“晓曦红”为主题检索词进行精准检索，有关晓曦红合作社相关研究共计 24 篇（统计截止时间为 2020 年 5 月 27 日，14: 00），以“柑橘合作社”为主题检索词，有关晓曦红合作社相关研究共计 6 篇（统计截止时间为 2020 年 5 月 27 日，14: 00），共计 30 篇。

^③ 晓曦红合作社 2006 年成立时是 10 元一股，单个成员最多认购不超过 1000 股；2014 年是 100 元一股，单个成员不超过 1000 股；2016 年是 200 元一股，单个成员最多 500 股。本文引用材料源于 2012 年，故遵照合作社 2006 年的股金规定。

大量普通成员出资集中在 100 元的身份股（1105 人），理事会成员及其它团体法人投资构成合作社的主体资本（占 83.636%）。2010 年，宜昌市晓曦红果业公司成立，合作社持股比例为 9.83%，其投资资金将近一半是来自理事长的出资（占 4.5%）。因此，当合作社对外投资时，核心成员的出资构成合作社对外投资资本的主体，在一定程度上可以满足公司资本稳定的要求。

其次，投资收益按股分配，提高了成员出资热情。尽管《合作社法》要求至少 60% 合作社可分配盈余按交易量返还，但实际运营中，合作社剩余并没有严格按照该比例进行分配，甚至也没有按照交易量返还这种形式，而更多通过“一次让利”的方式，即合作社“以低于市场的价格向成员销售生产资料，或者以高于市场的价格收购成员生产的农产品”（任大鹏、于欣慧，2013），将与合作社交易的普通成员排除在剩余索取权之外，合作社盈余在出资成员中分配。这是合作社通过向资本提供者赋权来缓解合作社资本困境的表现（肖荣荣、任大鹏，2020）。虽然“一次让利”阻断了交易成员参与盈余分配，但其也阻断了交易成员面临的市场风险，并且在交易过程中成员自身的效益也得到改进。出资成员在分享合作社剩余的同时，也以其出资承担经营风险。在晓曦红合作社中，合作社大量的先期投入主要来自于理事长及其他法人出资，虽然普通成员也有少量出资，但只是获得成员资格的身份股，不承担风险，也不参与分红。合作社盈余分配在大股东间进行，普通成员除了可以得到稳定的订单外，每年年底还可以获得其身份股 10% 的股息。具体到合作社对外投资中，由于晓曦红合作社对外投资主要来自合作社中大股东出资，合作社对外投资盈余也仅在大股东间分配。因此，当合作社以其成员出资对外投资时，投资取得收益后自然也在出资成员间分配，合作社的对外投资成为合作社中有出资能力的成员获取资本收益的重要通道。

最后，投资决策由精英决定，提升了决策效率。一人一票的民主管理是合作社区别于其他组织的支柱性特征，《合作社法》对此也进行了明确规定。合作社将决策权交给全体成员，试图以民主的方式来获得合作社发展路径选择的普遍认同，但若想达到制度设置的效果，合作社成员至少要满足以下条件：一是参加合作社目标一致；二是成员素质较为平均；三是对决策事项较为了解；四是成员数量不宜过多。很显然，实际中合作社的成员构成很难满足上述条件。一人一票的民主管理制度并不能兼顾民主表达和合作社的有效决策。很多成员加入合作社时，持有一种“搭船出海”的心理，其加入合作社不是因为合作社具有改善弱势群体市场竞争地位的制度优势，更多是被核心成员所具有的社会资本吸引而入社（李琳琳，2017）。相对于普通成员，核心成员在资金、技术、销售上占有优势。在合作社资本短缺背景下，资本配置成为合作社治理的驱动力，核心资本拥有者（核心成员）演变为合作社运行与治理的驱动者（崔宝玉，2010）。合作社大户主导或精英控制，这也不失为一种专家治理（黄祖辉、徐旭初，2005）。晓曦红合作社成员多达 1000 多人，且分布较为分散，如果实行一人一票制，合作社决策成本太高。此外，大量普通成员只关心自己的柑橘卖不卖得出，很少关心合作社的发展。对此，晓曦红合作社用理事会决策代替一人一票制。理事会享有包括对外投资在内的合作社一切事务的表决权，由于理事会成员皆为入股合作社的团体成员的负责人，同质性强，有利于形成共同决策。因此，当合作社对外投资时，精英决策代替一人一票民主表决，有效提升了合作社在公司中的决策效率，同时也保障投资资金的安全性，体现了投资决策、收益与投资风险之间的一致性。

（二）出资成员主导的对外投资策略缺乏合法性认同

从合作社对外投资实践来看，合作社对外投资较为典型的表现是，以出资成员对合作社的出资为基础，由出资成员决策，收益在出资成员中分配，从一定意义上讲体现了权责利一致的原则。但在现行的合作社制度下，实践中合作社对外投资的策略性安排缺乏合法性认同。具体而言，其合法性缺失源于两个方面，一是突破法律规定的强制性边界，二是扭曲了合作社的价值与特质。

按照《合作社法》的规定，对外投资是合作社的重大事项，全体成员，包括未出资成员，均依法享有合作社对外投资的决策权和收益分配权。所以，当前由出资成员贡献、决策和获取收益的合作社对外投资，充其量只是出资成员的对外投资，而不属于合作社的对外投资，合作社只是为部分成员提供了实现其投资收益回报的机会。2017年《合作社法》修订，取消了同类业务合作的限制，合作社可以进行多元业务经营，合作社对外投资是典型的基于成员出资的投资业务，不同于合作社传统的交易业务。按照法律规定，允许成员对合作社多元业务参与状况存在差异性，该差异性要求在制度设计中要体现不同业务参与与成员间贡献与收益的平衡。但《合作社法》在决策权和盈余分配制度安排上并没有基于差异性业务进行区分，这是导致合作社对外投资的决策过程和收益分配过程丧失合法性依据的制度性原因。

从合作社的价值看，弱者联合，改变弱者地位，是合作社的基本理念和价值追求。学者们对当前合作社发展现状就比较担忧，包括长期以来的合作社真伪问题、空壳化现象的争论，本质是对合作社偏离益贫性特质的容忍度问题。部分学者认为当前的合作社从本质上是公司+农户（邓衡山、王文烂，2014），合作社对外投资将更利于合作社被公司控制，并导致合作社公司化倾向更加凸显。部分学者认为，合作社是环境适应型组织（黄胜忠，2009），当处于对外投资的环境中，自然会对应做出组织调适，但这种组织调适是以不改变合作社性质为前提的。事实上，问题的核心并不在于合作社是否演变为公司，而是披着合作社的外衣获得了很多对合作社的扶持资源，另一方面却只有少数人享受着扶持资源的收益。合作社对外投资，可能会产生同样的结果，合作社的少数出资成员攫取以合作社名义投资于公司的收益回报，但却同时规避了应当承担的税费义务（孔祥智、程泽南，2012）。合作社对公司等企业投资，需要建立联结桥梁以体现两种不同组织制度的结合。从合作社的角度看，对外投资行为意味着需要调整自身的制度来适应公司的运行，但这并不意味着公司制度一定会取代合作社制度。当然，不可否认的是当前合作社发展还有不规范的地方，如果欠缺联结桥梁，合作社对外投资可能会放大这一不规范的后果。

四、经验总结：多元业务视角下合作社相关制度的完善

从制度规范推导上，合作社对外投资障碍重重；从现实实践看，合作社对外投资是突破法律规定限制后的合作社的对外投资，其与公司制度衔接较好，但其合法性遭到质疑。这其中一部分的质疑是因为多元业务下合作社制度规定过于笼统，另外一部分是源于对合作社发展现状偏离其固有价值值的担忧。从域外合作社对外投资的成功经验来看，合作社对外投资之所以能保障是全体成员的对外投资，一个重要的制度基础是成员必须出资，出资额度或与其交易量挂钩，或与其收益挂钩，保证了合作社

所有者、使用者、管理者角色一致（陈杉、王平达，2016；苑鹏，2018；张天佐等，2019）。这种做法对于缓解中国合作社对外投资合法性缺失的困扰，有一定借鉴意义。但是，不同的是，成员角色分离是现阶段中国合作社发展的底色且短时间内难以改变。中国合作社成员多是资源有限的小农户，缺乏投资能力，普遍存在一种“搭船出海”的心理。而正是出资成员提供了造船的物质基础，才使得合作社造得成船，合作社成员有船可搭。因此，如何平衡交易成员与出资成员间的利益是中国合作社发展始终面对的难题。结合中国实际，应当从多元业务视角理解中国合作社对外投资存在的实践与制度的偏差。

（一）合作社对外投资是一项凝结出资成员共同需求的业务

国际合作社联盟章程规定：“合作社是自愿联合起来的人们通过联合所有与民主控制的企业来满足他们共同的经济、社会与文化的需求与抱负的自治联合体”。中国《合作社法》规定合作社以服务成员为宗旨，谋求全体成员的共同利益。简而言之，合作社是构建一套组织资源以提供满足成员共同需求的一个平台。共同需求从狭义概念上理解是指成员基于单一业务产生的一致性组织需求，如单一业务的苹果合作社，其成员的共同需求即通过合作社在购买生产资料、田间管理、产品销售各环节降低生产经营成本，获取更为有利的交易机会，实现成员降本增效的目的。从广义概念上理解，共同需求是指多元业务下成员参与合作社的目的在抽象意义上的一致，如开展多元业务的苹果合作社，不仅有苹果产销，还有林下养殖、资金互助、对外投资和休闲旅游等业务，显然参与这几类业务的成员在具体业务需求上并不完全一致，但总体上每一个成员都可以基于自身的能力、资源和需求，参与到合作社的全部或者部分业务中提升收益。综上，成员的共同需求可以理解为不同业务成员间联合利用合作社平台改善自身情况的需求，合作社作为组织平台提供了满足所有成员需要的广泛服务。因此，当把合作社对外投资看作是一项凝结出资成员的共同需求业务时，合作社为成员服务的目标为帮助有投资回报需求的出资成员实现资本收益最大化，对外投资业务从一定意义上扩大了合作社对成员的服务范围。

根据成员利用合作社服务的形式不同，合作社业务可以分为投资业务和交易业务。其中投资业务完全由出资成员组成，交易业务完全由交易成员组成。根据出资成员和交易成员身份重合度，合作社有三种极端形态：仅由出资成员构成的合作社，即投资导向型合作社（图2中A部分）；仅由交易成员构成的合作社，即传统合作社（图2中B部分）；全部成员出资且交易的合作社，以北美新一代合作社为代表（图2中AB两部分完全重合）。除此之外，更为常见的是处在三种形态间的过渡型合作社，出资成员与交易成员部分重合（如图2）。对于只有投资业务的投资导向型合作社和只有交易业务的产销合作社，二者的成员需求的同质性较高，业务核算相对单一。而当投资业务与交易业务并存时，将各类业务混同核算，事实上会导致参与交易业务的成员分享了投资业务参与成员的收益，参与投资业务的成员也反之分享了交易成员应得的收益，产权不明晰的矛盾比较突出。在广义成员共同需求的理解下，交易业务与投资业务分别是交易成员和出资成员通过合作社平台谋求自身利益的行动。而当前合作社制度设计是基于保障交易成员利益的目的进行规范，忽视了出资成员的需求保障。尽管合作社法在盈余分配过程中对于资本和交易的贡献进行了比例化的制度安排，试图兼顾交易与出资对合作社盈余形成的贡献，但并没有按业务进行区分，特别是当成员不完全出资或成员出资不均等时，交易成

员与出资成员间的利益平衡问题更加突出。因此，基于当前出资成员与交易成员不重合且对合作社提供的多种服务的利用不均等的前提下，合作社制度应从多元业务的视角进行完善。

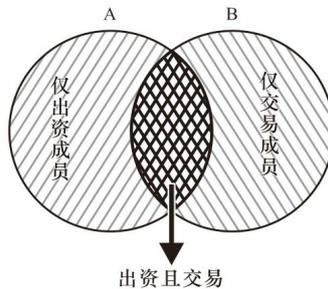


图2 基于成员业务参与划分的合作社类型图

（二）与对外投资相关的合作社制度完善

1.合作社财产制度的完善。从合作社在公司持股的角度看，合作社财产的不稳定是导致其与公司财产制度难以兼容的主要原因。从合作社对外投资的内部治理来看，合作社成员差异性的资本贡献是导致合作社对外投资只有少数人受益的主要原因。因此，合作社财产制度的完善要从以下两个方面：一方面，需要改变少数成员出资的现状，确保合作社对外投资收益能够为全体成员分享。首先，合作社应当有鼓励成员出资的机制，在有条件的合作社推行与交易量关联的出资制度。其次，应当明确公积金的量化方式。现行法律中仅规定公积金应当量化到成员账户中，但具体的量化方法欠缺统一的法律规则，实践中多数合作社按照成员出资比例量化，少量合作社是按照成员与合作社间的交易量或交易额量化，也有的合作社是按照出资与交易的比例量化。公积金源于合作社盈余，因此应当与盈余分配保持同一规则，使公积金作为财产构成覆盖到全体成员。同时，鼓励通过公积金和盈余转出资等方式，扩大合作社资金池，降低对核心成员对外投资能力的依赖。此外，加强对合作社财政补助资金的监管力度的同时，应当依法保障合作社对财政补助形成财产的处分权能，并确保以财政补助资金形成财产作为合作社对外投资所获投资收益在全体成员间均享。合作社所有成员均为出资者，可以有效改变由少数成员出资对外投资的现状，也才能够使对外投资所获收益惠及到全体成员。另一方面，在坚持成员退社自由的前提下，合作社为打消投资对象对合作社财产不稳定的顾虑，应当建立成员退社抽离资本时对所投资公司的资本稳定性保证义务，即当合作社成员退社影响到合作社在公司中的出资额时，投资财产的空缺应由合作社承担填充义务。

2.合作社剩余分配制度的完善。当前合作社的盈余分配以交易量返还为主，其意在保障交易成员的主体地位，资本被视为辅助交易业务完成的工具。成员利用合作社服务被限制在交易上，但成员向合作社出资并获取收益，这本身也是对合作社服务的利用。回归到合作社发展实践，出资成员与交易成员角色分离，投资业务与交易业务并存是较为普遍的现象。如果仍然按照当前的盈余分配制度分配，这势必会影响出资成员的积极性，进而影响到合作社的对外投资业务，影响到成员通过合作社对外投资实现资本回报的需求，影响到合作社做大做强。在合作社拓展业务类别以实现多种经营目标时，合作社制度应当最大限度满足不同成员对合作社的交易服务需求和投资服务需求。因此，应根据合作社

业务区分合作社收益类型，并采取相应的分配制度。基于前文分析，合作社对外投资，本质上也是成员对合作社服务的利用。据此，在合作社的盈余分配规则中，应当确立分类核算原则，交易业务收益主要按成员对不同类别业务形成的交易量返还；投资业务收益则按照成员出资和公积金比例分红；财政补助财产视同为全体成员的均等出资，由全体成员平均分配投资收益。

3.合作社民主决策制度的完善。当前合作社奉行的是一人一票的民主决策制度，合作社中的重大事项都要经成员（代表）大会进行表决，以期最大范围代表成员的意愿，体现全体成员的共同意志。但从合作社发展实践来看，合作社业务多元化背景下，成员对不同类别的业务存在差异性参与的特征，由该类业务参与成员决策其没有参与的他类业务，必将导致权责利分离。合作社开展对外投资业务时，投资成员与交易成员角色分离，合作社治理若仍按照一人一票的全员表决模式进行表决，会加剧合作社产权不清晰现状，导致决策权错配甚至无效决策。因此，应该根据业务类型采用不同的投票权分配制度。合作社业务为交易业务时，仍然按照一人一票的成员多数决原则表决；在合作社多元业务之间缺乏关联性时，应当按照业务类别由参与成员分别表决；合作社业务为投资业务时，则宜采用资本多数决原则表决。

五、结论与讨论

基于企业引领的合作社发展受限，合作社适应市场竞争的需要，合作社发展壮大是政府和合作社学者、合作社及其成员共同的美好愿景的背景，合作社对外投资，在合作社保持独立人格基础上与企业握手，成为合作社提升经营能力的有效选择。《合作社法》对合作社对外投资进行了原则规定，但并不意味着相关的理论和实践问题已经得到解决。本文从制度规范和合作社发展实践两方面对合作社对外投资的制度冲突风险进行分析，研究发现，在制度规范中，合作社对外投资与其自身的财产制度、民主决策制度和盈余分配制度相冲突；实践中，合作社对外投资实质上可以诠释为出资成员的对外投资，虽然体现了权责利的一致性，但是其合法性缺失。合作社对外投资在制度规范和现实运作中形成偏差，是缘于当前合作社制度背景发生变化而合作社制度没能及时做出制度调适导致的。当初，合作社制度设计是出于解决农民“卖难”问题，然而当前成员的需求多元化，合作社业务也随之多元化，成员不仅有不同产品或者不同产业的交易需求，还有资本增值的需求，即合作社不仅有交易业务还有对外投资业务，但合作社制度仍然固守服务成员交易需求的狭义理解，导致成员对资本回报的需求被视为异类，合作社对资本和效率的追求也被视为异类。考虑到当前成员需求和合作社业务的多元化，需要在合作社原则中扩充满足成员共同需求的外延。成员共同需求，是指不同业务成员间联合利用合作社平台改善自身地位的需求。因此，合作社对外投资是一项凝结出资成员共同需求的业务，出资成员通过合作社平台获得增值收益，既是出资成员对合作社的一致期待，也是出资成员利用合作社服务的体现。本文认为，《合作社法》应该根据合作社的业务类型，从财产制度、盈余分配制度和决策制度三个方面调整制度安排，以兼顾合作社成员对交易服务的需求和投资服务的需求，实现合作社对外投资时合作社与公司两种组织制度的兼容。

在多元业务视角下调整合作社制度，有助于解决投资成员与交易成员间利益不均的问题，把成员

的投资需求与交易需求放在同样的位置，是一种广义合作社的概念。当合作社业务只剩投资业务时，合作社和公司的界线仍然会模糊，这种模糊界线一方面会影响到对合作社扶持政策的合理依据，另一方面也会影响到合作社益贫性价值的实现。因此，合作社对外投资的问题，仍然需要更加深入研究。但至少从现阶段合作社的发展需求看，将对外投资业务视为成员对合作社服务利用的方式，有其理论基础和现实意义。

参考文献

1. 张晓山，2009：《农民专业合作社的发展趋势探析》，《管理世界》第5期。
2. 苑鹏，2008：《对公司领办的农民专业合作社的探讨——以北京圣泽林梨专业合作社为例》，《管理世界》第7期。
3. 张晓山，2017：《理想与现实的碰撞：〈农民专业合作社法〉修订引发的思考》，《求索》第8期。
4. 徐旭初，2010：《从“企业+合作社+农户”走向“合作社+企业+农户”》，《中国农民合作社》第2期。
5. 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。
6. 张晓山，2013：《农民专业合作社规范化发展及其路径》，《湖南农业大学学报（社会科学版）》第4期。
7. 苑鹏，2013：《“公司+合作社+农户”下的四种农业产业化经营模式探析——从农户福利改善的视角》，《中国农村经济》第4期。
8. 徐旭初，2019：《谈谈合作社办加工企业》，《中国农民合作社》第10期。
9. 苑鹏，2007：《合作社与股份公司的区别与联系》，《教学与研究》第1期。
10. 苑鹏，2001：《中国农村市场化进程中的农民合作组织研究》，《中国社会科学》第6期。
11. 崔宝玉、陈强，2011：《资本控制必然导致农民专业合作社功能弱化吗？》，《农业经济问题》第2期。
12. 黄洁、鲁冰蕊、郭圆，2020：《制度逻辑、制度矛盾与合作社的“公司化”》，《农业经济问题》第1期。
13. 李琳琳，2017：《我国本土合作社的现实图景——对合作社“制度变异说”的反思与讨论》，《农业经济问题》第7期。
14. 邓军蓉、祁春节，2013：《农民专业合作社与团体成员间相互持股思考——基于湖北省x柑橘合作社的调查》，《财会通讯》第12期。
15. 王鹏、于宏、霍学喜，2015：《退社行为对农民合作组织可持续发展的影响分析——基于三个果农合作社典型案例》，《农业经济问题》第7期。
16. 任大鹏、于欣慧，2013：《论合作社惠顾返还原则的价值——对“一次让利”替代二次返利的质疑》，《农业经济问题》第2期。
17. 肖荣荣、任大鹏，2020：《合作社资本化的解释框架及其发展趋势——基于资本短缺视角》，《农业经济问题》第7期。
18. 崔宝玉，2010：《农民专业合作社治理结构与资本控制》，《改革》第10期。
19. 黄祖辉、徐旭初，2005：《中国的农民专业合作社与制度安排》，《山东农业大学学报（社会科学版）》第4期。
20. 邓衡山、王文烂，2014：《合作社的本质规定与现实检视——中国到底有没有真正的农民合作社？》，《中国农村经济》第7期。

- 21.黄胜忠, 2009:《农业合作社的环境适应性分析》,《开放时代》第4期。
- 22.孔祥智、程泽南, 2012:《农民专业合作社自办企业税收制度分析》,《中国农民合作社》第11期。
- 23.陈杉、王平达, 2016:《美国新一代合作社对我国农民合作社发展的启示》,《学术交流》第3期。
- 24.国家奶牛产业技术体系产业经济研究室课题组、苑鹏, 2018:《农民合作社可持续发展模式探析——以法国最大奶农合作社索迪雅(Sodiaal)为例》,《农村经济》第5期。
- 25.张天佐、李琳、李世武、李二超、张照新、王梦颖, 2019:《法国、芬兰、丹麦农业合作社的考察启示》,《中国农民合作社》第9期。
- 26.Fabio, R. C., and M. L. Cook, 2004, "Understanding New Cooperative Models: An Ownership-Control Rights Typology", *Review of Agricultural Economics*, 26(3): 348-360.

(作者单位: 中国农业大学人文与发展学院)

(责任编辑: 光明)

Legal Issues of External Investment of Farmers' Cooperatives

Ren Dapeng Xiao Rongrong

Abstract: It is an effective choice for cooperatives to improve their operation ability by shaking hands with companies and other enterprises on the basis of maintaining cooperative independent personality. The Cooperative Law regulates cooperatives' external investment, but it does not mean that the theoretical and practical problems of cooperatives' external investment have been solved. This article analyzes cooperatives' external investment from two aspects, i.e., institutional norms and strategic choices of cooperatives. It finds that the external investment of cooperatives conflicts with their own property system, democratic decision-making system and surplus distribution system. However, in practice, cooperatives' external investment has broken through the mandatory boundary of the Law and circumvented the relevant provisions, and their legality has been questioned. The study explains the deviation between the system norms and practice from the perspective of multi-business, and points out that the deviation is mainly due to the cooperative system's failure to make timely adjustments to the current situation of diversified cooperative business. The study holds that realizing the return on investment is also a way for cooperatives to serve their members. Cooperatives' external investment is a business that consolidates contributing members' common needs. The study puts forward some suggestions, including improving the property system of cooperatives, adjusting the surplus distribution system of cooperatives according to the principle of classified accounting based on business categories, and allocating voting rights according to the difference of members' business participation.

Key Words: Cooperative; External Investment; Multi-business; Classified Accounting

政策变异的乡土逻辑：基于“有参与无合作”现象的分析及超越*

何得桂¹ 徐榕²

摘要：广大基层群体对于政策实施的参与问题，是研究公共政策在乡土社会变异的核心理论议题。本研究基于对农民参与的“主体性”反思，建立起高品质的政策变异与农民参与关系的理想类型与分析框架，并依托对两个案例的定性分析，研究乡土社会中农民对政策实施的参与是如何实现、何以实现的。本研究通过对案例中规则设计、组织安排、议题设置、激励动员四个环节的分析发现，政策实施中的农民参与表现为“有参与无合作”的状态，而这一状态是“重参与轻合作”的施行者行为与“能参与难合作”的目标群体行为共同造成的。“有参与无合作”在一定程度上保障了乡土社会中政策变异品质的同时，也造成了一些会削弱政策变异品质的伴生问题。打通公共政策实施的“最后一公里”，追求“有参与有合作”，既是提升公共政策效能的有效方式，也是激发基层活力的重要途径。

关键词：政策变异 农民参与 政策实施 有参与无合作

中图分类号：F062.6 **文献标识码：**A

一、乡土社会中的“政策变异”：研究议题与文献回顾

探讨公共政策执行是学界研究的热点问题之一，贺东航、孔繁斌（2019）在研究中国公共政策执行时提出了“政策变异”的分析性概念。政策变异是指政策目标在具体体制情境中的实现能力，涉及两个层面：一是政策实现的品质，指政策目标在执行过程中多大程度上得到“完美”实现或“打折”实现；二是政策实现的时间，指政策从实施到终结所经历的周期长短。高品质的政策变异，就是在政策执行过程中高程度地实现政策目标，未出现偏离政策目标或部分政策目标未实现的现象；高效率的政策变异，就是政策开始实施后，使用了较短的时间，快速地完成了政策的预期目标。高品质、高效率的政策变异，是公共政策实施所期望的。

*本文是国家社会科学基金重大招标项目“农业社会学的基本理论与前沿问题研究”（项目编号：17ZDA113）、陕西省社会科学基金项目“健康中国背景下陕西深度贫困县家庭医生签约服务可及性研究”（项目编号：2019G015）和陕西省社科院重大理论与现实问题研究项目“陕西黄河流域欠发达地区县域经济发展路径研究”（项目编号：2020Z307）的阶段性研究成果。

实践过程中政策实现如何，为何不同政策实现品质不同？贺东航、孔繁斌（2019）提出了“政治势能—激励机制”的分析框架。“政策势能”是对中国公共政策“高位推动”的学术表达，是指公共政策发文的位阶所展示出不同强弱的政治信号，主要包含三个环节：以“党的领导在场”产生凝聚力，以“构建权势”提升公共政策的政治位阶，以“借势成事”调动地方政府的积极性。有效运用政治势能是实现公共政策有效落地的内在机制。这较为深刻而全面地阐释了行政系统内部自上而下的政策传导如何实现与何以实现的问题。但是实现高品质的政策实现（尤其是涉农公共政策），不仅需要行政系统内的贯彻执行，在政策进入乡土社会后，还需要农民的广泛认同与参与^①。政策进入乡土社会，实现农民有效参与这一逻辑环节是“政治势能”分析框架无法解释的。就如徐勇（2019）在《国家化、农民性与乡村整合》一书中所指出的，“农民社会是一个孤立分散、自我封闭的经济社会”，“现代国家的政治主体通过一系列行为改造和转变传统乡村，将分散的、城乡分割的乡村社会与现代国家联结为一体”。政策在乡土社会得以“实现”，是国家影响乡土社会的重要途径。不同于行政系统内部，各级行政人员都是向下推动政策传导的行动主体；政策进入乡土社会之后，需要面对作为政策实施目标群体的广大农民。农民不能有效参与到政策实施过程中，就会对乡土社会中的政策实现造成巨大影响。而广大农民能够有效参与到政策实施之中，也是政策实践的重要过程与目标。

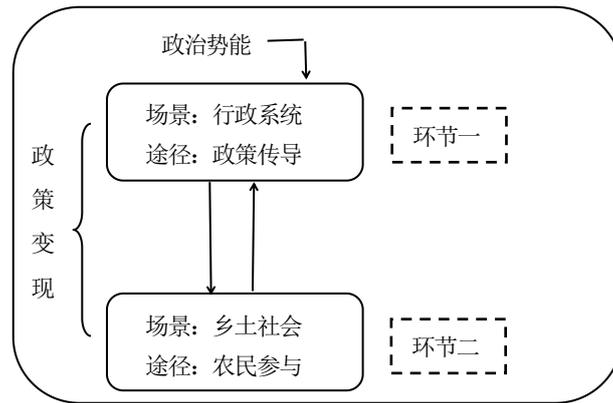


图1 政策实现环节在乡土社会中的拓展

基于上述分析，本文将政策执行的分析链条延伸到乡土社会中，考察基于乡土社会场景下农民参与状况的差异如何影响政策实现，也即政策实现的乡土逻辑。以往农民（公众）参与和政策实现的相关研究主要可以概括为以下三种路径：结构—制度的解释、利益—主体的解释和观念—文化的解释。

第一，结构—制度的路径强调制度因素和结构因素制约公众参与，进而影响了政策实现。例如，周晨虹（2011）认为基层政策执行中，农民在政治参与中处于弱势地位，表现为政策信息获取渠道不畅、利益表达手段有限、参与层级低效能差、参与的组织基础薄弱、非制度化参与扩大等，进而影响

^① 贺东航和孔繁斌（2019）对其所提出的政策实现进行了界定，限定于“体制情景”之内。但笔者认为，如果政策脱离体制情景，进入乡土社会，直面体制之外的广大农民的过程，那么它同样对政策实现产生较大影响。因此本文在运用他们所提出的“政策实现”一词时，保留其内涵但是不加以“体制情景”限定。

政策的顺利实施。韦春艳、王琳（2009）认为公众参与有助于增强政策合法性和认同感，强化政策的监督和制约，促进社会公平和稳定，而公民自身、政策执行主体和政策参与渠道等制度性因素制约了公众参与。曾云敏、赵细康（2018）以环境保护政策为例研究政府层级间分权结构对公众参与和政策执行效果的影响。叶林等（2016）的研究表明，独立程度、议题卷入以及资源动员三方面因素对公众参与影响公共政策执行产生显著作用。李华胤（2016）认为政策距离和政策参与是影响政策有效执行的关键变量。彭小霞（2019）分析了精准扶贫政策实施中，造成村民或政策目标群体难以有效参与的“参与被精准帮扶弱化、被精准管理排斥”等结构性不利因素。

第二，利益—主体的路径强调政策执行中不同主体的利益诉求状况，主体的互动和利益的博弈影响政策变异。例如，焦芳芳等（2018）以产业扶贫政策为例，从权力和利益视角考察政策执行中的农户参与，研究表明，贫困农户在产业扶贫政策参与中面临“广度不足、深度缺乏、效度有限”困境，其原因在于地方政府、龙头企业和村庄精英在利益诉求上的差异，扶贫产业发展中行政主导权过强造成农民参与流于形式、龙头企业的逐利行为以及村庄精英俘获扶贫资源，导致了产业扶贫政策的目标偏离和执行偏差。何得桂等（2016）研究指出在移民搬迁政策实施中，干部畏难情绪与急功近利思想以及乡村精英的利益俘获等对政策实施造成“非结构性制约”。柳立清（2019）指出面对多变的易地扶贫搬迁政策，基层政府和建房贫困户不能承受和解决政策变动带来的执行困难，双方互动的逻辑由“互惠”变成“缺位”和“依赖”，导致政策执行在基层陷入进退两难的境地。金江峰（2020）研究了乡镇政权对村干部进行政策动员中的机制变化，认为乡镇政权对村干部的政策动员，开始由激励机制、压力机制转向责任机制。在具体的乡村政策动员过程中，运用了体制性吸纳、组织化协调、技术性约束和伦理化调适等“权力—技术”支配机制。谢舜、盛志宏（2012）认为社会政策过程中，公众参与具有政策制定主体和政策执行客体的双重角色，并构建了“嵌入性—利益得失”框架来分析公众参与和社会政策制定及执行的关系。蒋俊明（2013）认为公众参与促进公共政策执行的关键在于利益协调。谭英俊（2015）的研究表明提高欠发达地区地方政府政策执行力要注重整合政策执行组织以及优化政策执行结构。胡宁生（1999）认为利益机制是政策执行中公众参与的动力机制。

第三，观念—文化的视角则主要考察农村文化和农民观念如何影响参与，进而影响政策变异。例如，李倩、严强（2015）的研究显示教育水平制约、公民资格和公民精神认同不足等因素限制了政策执行中的公民参与。韩啸等（2017）认为文化程度、产权意识等因素对于农户参与建设用地增减挂钩政策产生显著影响。黄振华、杨明（2017）在研究农村土地确权政策的执行进展与绩效中指出农民的权利意识、参与意识已明显增强。农民无法有效参与到土地确权过程中，会导致其对政策执行的不满，因此要充分尊重村民的自治权利，鼓励其参与到整个土地确权过程中。何得桂、董宇昕（2018）认为政策目标群体参与意愿和积极性不高的原因在于政策不够“接地气”。丁从明等（2019）的研究表明社会信任水平会影响新型农村社会养老保险政策实施中的农民参与。

上述对于农民参与和政策执行的相关研究为本文研究议题—政策变异的乡土逻辑—提供了坚实的基础。结构—制度视角的启示在于政策变异的乡土逻辑也需要考察乡土之外的政府的影响；利益—主体视角则强调在分析中注重考察不同主体利益诉求和行为目标；观念—文化视角凸显了乡土场域中文

化因素的影响。本文对于以往研究的推进体现在：第一，将政策变异这一分析性概念引入到农村政策执行领域，弥补了以往政策变异研究中对于政策执行对象及其所处乡土社会环境缺乏重视的问题；第二，凸显农民参与的主体性，同时考察政策施行者和政策实施的目标群体^①在参与政策执行中的利益诉求、目标差异和行为逻辑，以及他们共同形塑出的政策变异的乡土逻辑。

有鉴于此，本文将建立乡土社会中政策变异与农民参与的分析框架，研究乡土社会内，农民如何参与到政策实施中，从而实现乡土社会中的政策变异；通过分析政策实施中农民参与的运作逻辑，解释乡土社会中政策变异如何实现以及何以实现。

二、政策变异与农民参与：逻辑框架的构建

研究农民如何参与到政策实施中，从而实现乡土社会的政策变异，需要建立起支撑分析的逻辑框架。分析框架的建构过程主要分为三步，首先对“农民参与”的意涵加以剖析和讨论，其次理清政策变异与农民参与的内在机理，最终建立起研究政策变异与农民参与的分析框架。

（一）农民参与的“主体性”反思

如果站在政治学或政治社会学的理论视野下讨论参与问题，农民参与应作为公众参与的一部分。公众参与，是对社会公众试图影响政治决策和公共生活的一切活动的总称（马琼丽，2013）。通观参与式民主理论、协商民主理论、民主行政理论、公共治理理论等公众参与理论，这些理论对公众参与的核心关注与追求可归结为两点：一是公众参与的广泛性，即要使广大公众群体参与其中，避免普通群众被忽视，并以此实现公众的自由与发展。二是公众参与的“深度”，即实现对公权力的制约，使公民能够对政策制定与执行产生切实影响，避免只是形式上的参与或只能服从施政者及其他精英群体的意志。随着公众参与理论的发展，公众参与理论对参与深度的追求得到强化。需要指出，强调参与的深度是为了同时保障公共利益与参与者自身利益，甚至需要优先保障公共利益，当然这种公共利益的保障要以参与者全面而深入的参与为基础。

国内对政策实施中农民参与的研究成果与西方政治学中公众参与理论的关注有所不同。国内既有研究的学术起点可归结为两个方面：一是农民不配合造成国家政策的实施阻滞。农村“空心化”、国家对农民的组织动员能力弱化、“共同体”削弱造成集体事务被忽视等问题造成农民没有充分配合进入乡土社会的政策，导致政策实施阻滞。二是乡土精英在发挥积极作用的同时导致政策执行出现偏差。乡土精英有较强行动能力，对政策实施产生积极影响的同时也可能会俘获资源并对普通农民造成排斥，导致政策实施偏离目标。基于这样的研究起点，大部分相关研究主要追求的是如何能让广大农民更加积极参与到政策实施中，保证政策在乡土社会中扎实落地，使既定政策目标有效实现。而这与政治学理论中对公众参与的关注与追求有着一定差异，相对忽略了让农民有效影响公共政策的制定以及让农民有效影响政策实施过程的价值。

^① 政策施行者是指推进政策下乡的政府干部，一些情境中也包括实施政策的村干部。政策实施的目标群体一般指涉及的农民，有时村干部也可以是目标群体。

这需要引起反思，实现农民参与是否只是为保障政策安排得到扎实落地？20世纪80年代起，中央关于“三农”工作的一号文件多次强调尊重农民主体地位，指出要“始终尊重群众的首创精神（1983）”“各级干部，都应当深入基层，访贤问计（1986）”“要转变工作作风，深入基层，深入群众（2004）”^①。《中共中央国务院关于实施乡村振兴战略的意见》中明确指出，乡村振兴，治理有效是基础，“要健全和创新村党组织领导的充满活力的村民自治机制”，“形成民事民议、民事民办、民事民管的多层次基层协商格局”^②。坚持农民主体地位，发挥农民自身作用是政府和学界一直提倡的；“是否了解农民”“谁能代表农民”也是学界长期反思的，但这种观念在对农民参与乡土社会政策实施的研究中未得到足够关注。2020年中央一号文件再次强调“动员群众参与乡村治理，增强主人翁意识”，明确指出“坚持从农村实际出发，因地制宜，尊重农民意愿”“防止政策执行简单化和‘一刀切’”^③。政策实施中的“农民参与”需要追求什么？笔者认为，应更好地回归政治学中“公众参与”的理论意涵与实践追求，兼顾广泛性和深度两个方面，追求实现农民广泛参与的同时，探索如何实现有深度的参与，即农民能在政策实施过程中站在与施政者较为平等的位置上，有更充分的空间表达自身观点和意愿，以自身行动对政策实施产生切实影响。

（二）政策变异品质与农民参与间关系的类型学分析

如上文所述，农民的参与可从两个方面划分，一是参与的广泛性，即政策涉及到的广大农民群体有多少参与到政策实施之中；二是参与的深度，即参与到政策实施之中的农民扮演着什么角色，仅仅作为遵行者，还是更为平等地与政策施行者进行充分交流，促使政策更合理、有效实施。农民广泛且有深度的参与，应是政策实施所追求的。什么是广泛而深入的农民参与？在政府对农民的动员与组织能力出现弱化，农民对农村公共事务的关注与参与程度下降的现实情况下，在农民的利益与认识出现分化的现实挑战下，政策实施中农民广泛而深入的参与应如何实现？

本文进一步从国内治理研究以及公共事务、公共服务等研究中汲取经验，如“合作主义”（张静，1996）、“合作治理”（张康之，2008；蔡岚，2013；曹春艳，2019）、“合作民主制”（徐家良，2003；殷焕举等，2010）等。这些思想或模式普遍认为，不同主体间要更平等地互动，分享治理过程中的公共权力，特别需要非政府群体更主动、有效发挥作用。广泛而深入的农民参与应是在广泛参与基础上实现农民群体与政策施行者间“有合作的参与”。“合作”应凸显以下层面：其一，合作强调不同主体间的相对平等。合作治理以平等主体的自愿行为打破了公众参与的政府中心主义结构。在合作的模式中，作为参与者的农民不是简单的执行者，可以有更平等的位置。其二，合作强调作为参与者的公众

^① 参见《当前农村经济政策的若干问题》（中发〔1983〕1号）、《中共中央、国务院于一九八六年农村工作的部署》（中发〔1986〕1号）、《中共中央国务院关于促进农民增加收入若干政策的意见》（中发〔2004〕1号）。上述政策文件刊载于2014年由人民出版社出版的《中共中央国务院关于“三农”工作的一号文件汇编（1982-2014）》。

^② 参见《中共中央国务院关于实施乡村振兴战略的意见》（中发〔2018〕1号），《人民日报》2018年2月5日第1版。

^③ 参见《中共中央国务院关于抓好“三农”领域重点工作确保如期实现全面小康的意见》（中发〔2020〕1号），《人民日报》2020年2月6日第1版。

能更有效发挥作用。避免公众“对公共事务的各种实际的决策行为没有相应的知情权和表达权，仅仅是决策结果的服从者和执行者”（徐家良，2003）。其三，合作强调多主体间秩序的保持。合作是为了减少冲突，是实现良好秩序的路径。置于政策实施中，“有合作的参与”就是指作为政策实施目标群体的农民并非单纯执行者，能和施行者处于相对平等位置。换言之，在政策实施中，目标群体能充分表达自身观点，维护自身利益；而施行者通过了解目标群体实际感受，采纳合理建议，推进政策在乡土社会中更有序实施，并提升目标群体对政策的认可度。农民参与广泛性、以及能否实现政策施行者与目标群体合作均会影响乡土社会中的政策变现。农民不能广泛参与必然导致乡土社会中政策变现受阻；但只维持低度的参与，没有实现施行者与目标群体间合作，同样降低政策变现品质。

既有研究也表明，扩大农户参与政策执行协商，对农户的政策满意度有显著的正向影响（吴比等，2016）；自下而上、自发性、自愿性的农民参与不仅有利于农村公共政策创新，还有利于提高公共政策执行绩效（欧胜彬、陈利根，2014）。综上所述，本文构建起农民参与和政策变现间的逻辑关系，形成农民参与情况与政策变现品质相对应的理想类型（见表1）。

表1 政策变现与农民参与间关系的类型学分析

乡土社会中的政策变现	农民参与
受阻的政策变现	无参与 无合作
中品质政策变现	有参与 无合作
高品质政策变现	有参与 有合作

（三）农民参与与政策变现分析框架的建构

研究政策实施中农民参与如何实现与何以实现，就要对政策实施中农民参与的场景进行剖析，分析政策实施中不同主体的行为逻辑，探究农民参与的实现机理。对于政策实施中农民参与如何实现的分析主要围绕四个方面。

其一是农民参与的规则设计。参与群体越广泛，参与程度越深，则对参与秩序的要求越高。因此实现参与最为重要的问题之一就是规则设计，即农民根据什么要求、按照什么规范参与到政策实施之中，这种规则设计由谁来完成。其二是农民参与的组织安排。即谁把农民动员并组织起来。自从税费改革以来，乡土社会对农民组织能力弱化的问题持续存在，实现政策实施中农民的有效参与，必须以农民的有效组织为前提。其三是农民参与的议题设置。农民参与会围绕一些由农民自己或政策施行者设定的议题展开，即哪些方面、哪些内容是需要农民参与的，哪些不是需要农民参与的。这些议题会引发农民的关注、讨论、交流和互动。其四是农民参与的激励动员。在国家对农村的动员能力不足以及农民利益观不断变化的情况下，要使农民参与到政策实施之中，就必须有激励措施，让农民从参与中获利。如果脱离参与者的实际利益，那么这种参与不可能持久。规则设计、组织安排、议题设置、激励动员可以呈现政策实施中农民参与如何实现逻辑过程。而政策实施中农民参与何以实现，是基于对政策施行者和政策实施目标群体的具体行为特征或行为逻辑的分析，探讨政策施行者和政策实施目标群体面对政策实施出于什么目的、基于什么条件以及什么认知，采取何种行为。为此，本文构建起如图2所示的分析框架。

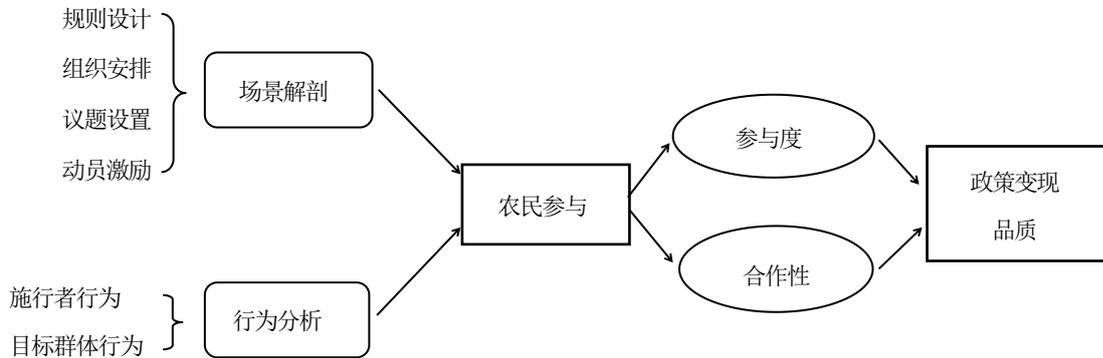


图2 农民参与与政策变异的分析框架

三、有参与无合作：农民参与的现实表现与行为分析

在乡土社会中推进政策变异的农民参与是如何实现以及何以实现的？基于上述分析框架，本部分将通过对两个案例的阐述和分析，展现政策实施中推进政策变异的农民参与。

（一）两个案例的表述

案例一根据作者2018年1月在河北省安平县大豆口村实地调研的资料整理；案例二根据作者2019年6月在陕西省合阳县北沟村实地调研的资料整理。

1. 安平县精准识别政策实施中大豆口村低保户评定案例。河北省衡水市安平县大豆口村，全村有村干部4名（包括书记，主任，民政、调解、食药监专干^①，计生专干），2018年有350户，1291人。除村党支部、村委会外，大豆口村还成立村民调解委员会、红白理事会，也直接由村干部负责。大豆口村的低保户评定一直存在问题，精准扶贫开始前该村低保户评定中，村干部、村民一直没有被很好地动员起来参与其中。评定低保户时，虽然村上组织村民开会，但是没有规范的流程，没有明确要由哪些村民、多少村民来参加，一般就是村干部再叫上十几个村民开会，“原先是大伙看着行就行”。甚至一度出现和县政府干部有联系的部分村民，自己到县里要低保户表格的现象，对于这类人，村干部也“配合”地给他们盖章。

精准扶贫工作开始后，为了让低保户评定工作更有效、更规范地开展，安平县政府出台了低保户评定的新政策。县政府划定“六条红线”，城市户口、城市中有房、自己或子女名下有车等6类群体不能申请低保。在“六条红线”基础上，人均年收入低于3630元的家庭为低保户；同时在低保户内进一步区分低保人的补助享受，户内个人收入低于3630元的低保人除了享受正常的低保补助之外，每人每月还有60元的额外补助。政府要求村级成立评选低保的村民代表会，监督评议低保户的评选过程。

在这一政策的实施中，大豆口村原先依靠和县政府干部私人联系成为低保户的村民的低保户资格

^① 大豆口村由一名村干部兼顾民政、调解、食药监三项事务。

全部被取消。同时在评定过程中，县国税局派来的两名包村干部经常到村里，亲自主持并全程参与低保户的评定。对评定的每一户低保户，包村干部要入户调查、拍照，形成材料上交。该村的民政专干认为，“两个干部是负责的，做事特别谨慎，一包到底，有事就从县里下来，如果出了问题他们得兜着”。在包村干部组织下，村里成立了由4名村干部和18名村民组成的村民代表会，他们对评定低保户的全过程进行监督和评议，监督政策执行是否严格，程序是否规范，评定是否符合标准。此外，村干部还作为协助者帮助包村干部了解村情、认识村民，但是村干部不再是低保户评定的主持者，只是协助配合包村干部。村民政专干认为，“不是（包村干部）协助村里，是村里协助人家办”。新的低保户政策得到切实落地，真正经济困难的人被选出来得到帮助，很多村民也对此表示认同，“这回（扶贫）挺真的，这回是忒严格了”。经过识别，全村共确定低保户12户，其中困难户4户。

在低保户评定中也出现了一件事情，大豆口村中两位年逾七旬的老人，和子女分家单过。一位老人患有脑梗、糖尿病，没有劳动能力，老伴需要在家照顾他，生活非常贫困。但是他们由于二女儿有一辆小货车，便因“子女名下有车”丧失了被评为低保户的资格。该户的二女儿无奈地说道“这是我们干活拉货的车，这也叫车啊”“再说我们有车关我们爹妈什么事情”。村民代表主动向包村干部说明了这一问题，但是包村干部表示没有办法，无法解决，低保户评定必须按照政策规定来。

2.合阳县规模产业发展中北沟村推进规模种植的案例。陕西省渭南市合阳县积极推进规模产业发展，以规模产业促进农民增收致富。合阳县出台政策要求各镇村结合实际情况，推进规模产业发展，并为规模产业发展提供有效支持。该县人民政府办公室2017年发布《关于做好2017年土地流转及农业产业结构调整的通知》，指出在县东南部区域，适当扩大红提、红薯、黄花菜等高效经济作物面积，同时明确指出将土地流转及农业产业结构调整作为对镇街年终考核的重点内容，县农科局、政府督查室进行督促检查，并在年终进行专项考核^①。北沟村为贫困村，地处县域东南部，产业小而散的问题一直存在。根据县里政策要求，北沟村积极推进产业发展，决定在二组的土地上规模种植黄花菜150亩，希望通过种植黄花菜帮助贫困户脱贫、一般户增收。

发展150亩黄花菜的决定是村干部做出的，为了让划定种植黄花菜的土地所涉及到的二组农民能支持村里决定，参与到黄花菜种植之中，让发展规模产业的政策落地，村干部要求划定土地所涉及到的农民种黄花菜，如果不想种黄花菜，则可以通过“换地”的方法，在本村其他地方用一块同样面积的土地种植其他作物^②；或者不种地，每亩每年领取200元补贴。同时，北沟村一直存在缺水问题，村中刚刚打好一口水井，为支持黄花菜产业，并考虑水井的供水能力，村中规定只有种植黄花菜才能使用井水（并向黄花菜地通了水管，水价每立方米2.5元），种其他作物只能用原来的水（水价是每立

^① 该县在脱贫攻坚中对于土地流转和农业产业结构调整工作非常重视，县人民政府办公室曾两次专门下发《关于对土地流转及农业产业结构调整工作进展情况督查的通知》，加强对镇、村工作实施检查督导。

^② 农民间换地是合阳县解决土地细碎问题，推进规模化种植的一种典型做法，该县出台的《关于进一步推进现代农业园区建设的意见》明确指出“在不改变土地用途的前提下，鼓励农民通过互换解决承包土地细碎化问题”。该县其他关于产业发展、农业园区发展的相关文件中对换地也有提及。

方米3元)。此外，村委还免费提供简单的黄花菜种植培训。

黄花菜种植较容易，北沟村也一直有农民小规模种植，但是涉及到的村民还是有一些人不认可，存在一定的顾虑。考虑到更换的土地较远，200元补贴又太低，而且黄花菜好种，还可以用井水，一些存在疑虑的村民还是参与了种植，很少有人选择换地或拿补贴。就这样，该村发展150亩黄花菜的目标迅速实现，涉及的农民参与到黄花菜产业的发展中，发展规模产业的政策得到快速而成功的落地，农业产业小而散的问题得到改善。

问题在“成功”后渐渐出现，黄花菜成熟后出现了滞销，由于刚开始大规模种黄花菜，到北沟村收黄花菜的商贩很少。卖黄花菜主要靠农民自己，鲜黄花菜收购价通常为每500克2.5~3元，但村里有人甚至只卖到了每500克0.5元，还有自己拉到外村贱卖的。面对滞销难题，无论是村里还是基层政府都没有应对措施，一些种植户只能看着家里堆积的黄花菜发愁。参与到黄花菜产业发展时候没有表达出来的意见在这时被激发了出来并且加剧，导致一些村民更加不满。

（二）如何实现：对农民参与的分析

1.政策实施中农民参与的规则设计。精准扶贫中低保户评定实现了农民的有效参与。在政策设计中，政府制定了不能评为低保户的“六条红线”以及评选的具体标准，这成为农村社会成员参与低保户评定所依据的规则。根据规定，农村社会成员的参与采取“代表制”形式，即选出一定数量的群众代表，全程参与评定低保户的工作。在发展规模产业中，村干部明确了本村村民参与规模产业发展需要种植什么，并且明确了村民参与其中可以获得哪些便利，不参与其中可以通过哪些形式回避。可以发现，各级管理者主导完成了政策实施中农民参与的规则设计，农民是根据各级管理者设计的制度或规范，参与政策实施，这在一定程度上保证了政策实施的有序性，保证了农民参与的规范和效果。

2.政策实施中农民参与的组织安排。案例中对农民参与的组织安排均由管理者实现。大豆口村低保户评选中，对农民参与进行组织安排的并非乡村内部人员，而是来自政府的包村干部。原先低保户的评定，乡村干部未实现对村民组织动员。精准扶贫期间，包村干部全程认真参与，政府力量实际实现对评定工作“全面接管”。包村干部负责组织相应的村民代表，村干部甚至可以说受到一定程度“排挤”，只起到协助配合作用。北沟村根据政策推进规模产业发展中，村干部起到了组织安排的作用，但是这种组织安排也是简单的从上到下的组织与服从，在此过程中村民没有充分表达自己意见并进行选择的足够空间。

3.政策实施中农民参与的议题设置。在大豆口村的案例中可以发现，农民参与的议题设置不是由农民自身而是由政策施行者设定的。根据规定，农民参与是为了监督在低保户评定中是否出现违反评定原则的现象，保障评定标准得到规范严格的执行。但是“低保户的评定标准是否合理”“六条红线制定是否科学”并不在农民的参与议题范围之内，因此农民在参与低保户评定的过程中，发现评定原则存在不契合本村实际情况时，提出了异议但无法解决。同样在北沟村发展规模产业的案例中，“本村可以规模发展哪些产业”“应该如何更好发展规模产业”这些议题不在本村农民参与的议题范围内，村民需要根据已经设置好的产业发展方案参与产业发展。

4.政策实施中农民参与的动员激励。动员农民参与，必须使农民在参与中获益。本文第二个案例

也在一定程度上展现了施行者在政策实施中如何对农民进行动员激励。在推进黄花菜的规模种植中，涉及的村民如果参与黄花菜种植就可以使用新打水井的水，通过水管直接引入农田灌溉，且费用也相对较低，这对于种植中缺水问题一直很严重的北沟村民来说是一个“诱惑”，而且换地位置较偏，200元的补贴相对土地产出来说也过低。基于自身收益的考虑，农民被调动起来参与到规模产业种植之中，实现了政策目标。

5.政策实施中农民参与的总体面貌。通过对本文上述案例的描述以及从规则设计、议题设置、组织安排、激励动员四个层面的分析可以发现，从参与度的层面来讲，在乡土社会的政策实施中，政策涉及的农民在施行者制定参与规则、进行议题设置、主导组织安排、明确奖励机制的基础上，根据一定的规范与秩序，围绕一定的议题被较为有效地动员了起来，推动乡土社会的政策变现，让政策目标在一定程度上得以实现。如果从合作性的层面来讲，由于规则、议题设置等都是由施行者完成，农民参与是为了实现既定的政策目标，因此政策实施中农民主体作用没有得到很好发挥。对一些应由施行者和农民相互配合从而更好解决的问题，农民没有充分表达意见，自身的观点没有对乡土社会的政策实施产生充分影响。由此可见，乡土社会的政策实施存在着前述“有参与无合作”的情况，即农民群体参与到政策实施的过程中，但没有实现农民与政策施行者之间的有效合作，这也导致一些伴生问题的出现。

政策实施中“有参与无合作”具有鲜明的从上到下的色彩，各级管理者要求农民根据既定规范、程序、路径配合地参与进来，使实施过程中出现较为明显的“一级压一级”的现象。这种政策实施中农民参与的实质，是在政策实施没有深刻嵌入乡土社会的基础上，快速实现农民参与，从而实现高效率的政策变现。这种政策实施中农民的参与模式，更多强调既定政策在乡土社会得到执行和落实，使政策背后的政府意志在乡土社会得到快速贯彻，但是在一定程度上忽视了农民主体性的有效发挥以及农民观点对于政策变异的價值。

（三）何以实现：造成政策实施“有参与无合作”的主体行为分析

政策实施中农民是根据政策要求与各级管理者的安排参与其中，没有实现与各级管理者的合作，这种现象是政策施行者与政策实施目标群体双方行为所共同导致的。

1.重参与轻合作：政策施行者行为分析。通过对案例的分析可以发现，政策施行者推动农民参与政策实施的形式，体现了其“重参与轻合作”的行为逻辑。

“重参与”：施行者较重视实现政策实施中的农民参与。其一，政府干部、村干部人手有限，且政府干部不能像本村人一样充分了解村情，农民参与可减轻施行者的压力，并能落实既定政策。其二，一些政策与农民生产生活密切相关，其实施必须依靠农民参与，否则政策目标难以实现。基层干部要想各种办法让农民能够接受并参与其中。其三，农民参与的过程也是一个让农民了解、见证的过程，在此过程中能够提升农民对政策实施的知情度和认可度，从而可以保障政策实施中的秩序。

“轻合作”：在推动农民参与过程中，政策施行者相对忽视和农民的合作。在乡土社会的政策实施中，政策施行者没有将目标群体摆在较为平等的位置上，没有给予农民充分的空间来表达自身观点，在一定程度上轻视了农民的意见建议。施行者让农村社会成员参与政策实施的首要目的并不是为了充

分发挥农民智慧，使政策设计与实施更加契合乡土社会实际条件，而是为了使农村社会成员更好地遵守既定规则，从而让政府意志和目标“纵向到底、横向到底”地在农村社会中得到贯彻，使政策在乡村社会得到严格规范的实施，用政府意志来形塑乡土社会秩序。同时需要说明的，强调农民在参与中要遵循政府意志，一定程度上也是施行者在“刚性制度安排下”的“理性选择”（王刚、白浩然，2018）。如扶贫工作是“行政主导型”的贫困治理，上级政府强调扶贫工作必须按原则、按规范，并“一级压一级”地进行严格监控督导。对政府干部和村干部来说，他们要更多重视并保证农民参与，以使政策得到有效落实，而不是更多重视和农民的深入交流合作，同样也没有足够的灵活空间。总之，“轻合作”是政策施行者所秉持的一种态度，这种态度让其在一定程度上忽视了农村社会成员自身的观点和想法。

2.能参与难合作：政策实施目标群体行为分析。上述案例的政策施行者采取这样的形式推动农民参与到政策实施之中，也是由于政策实施中农民行为特点造成的。政策实施的目标群体行为可归结为“能参与难合作”。

能参与：政策实施中农民具有一定的参与能力，也有一定意愿参与其中。其一，村民大都最了解当地的相关情况。一些政策的实施与农民生产生活密切相关，能够吸引他们的关注和参与，也必须依靠农民在政策实施中发挥作用。其二，农村社会生活和城市生活有所不同。相对慢节奏的乡土社会生活，能让农民有较为充分的时间参与到政策实施中。总的来说，农民具有参与政策实施的基本条件。

难合作：政策实施目标群体要在参与政策实施中实现和施行者的合作，不仅要有基本的参与条件，还要有参与其中的较强意愿、稳定平台以及较强的组织能力。它们是施行者与目标群体能否实现合作的重要影响因素。其一，农民参与一些政策实施的意愿不足。人际关系疏松化、社会纽带松弛、个人与公共世界疏离的社会原子化动向，使原子化的个体对公共事务和公共问题缺乏热情（田毅鹏，2009）。参与意识消极导致农民难以积极主动参与其中，难以深入思考问题并积极表达自身意见，特别是对于自身影响有限的政策。案例一中评定低保户这一农村公共事务对大部分村民没有什么影响，村民没有很强的参与意愿，原先并没有积极参与，也就阻碍了精准识别中政策施行者与目标群体合作的实现。其二，缺乏稳定的平台将影响施行者与目标群体的合作。原先大豆口村评议低保户的村民代表会是不够规范的，正式评议会在政府干部组织下才建立起来，可以说没有一个有效平台来实现双方合作。案例二也同样如此，缺少规范化、常态化的协商共治的渠道和平台。其三，农民自我组织能力低，没有稳定平台背后更深层次问题就是农村较低的自我组织能力。农民要实现和施行者的合作，首先要实现自我组织，以便和管理者对接并充分交流。两个案例都可发现组织能力低的问题，政策实施中如果组织动员需要政策施行者来推动，就难以实现双方的合作。

四、“有参与无合作”下政策变异的品质与效率

“重参与轻合作”政策施行者行为和“能参与难合作”的目标群体行为共同导致乡土社会中，通过“有参与无合作”的方式实现农民参与，推进政策变异。相较于农民“无参与无合作”的现象，“有参与无合作”一定程度上实现政策实施中的参与，避免乡土社会中政策变异受阻，提升了政策变异效率，但是由于没有实现“有参与有合作”，同样导致政策变异产生问题，没有达致高品质变异。

（一）“有参与无合作”下政策变现的部分实现

相较于“无参与无合作”，政策实施中“有参与无合作”的现象对于推进政策变现有着积极作用。

1. 高效率实现政策扎实落地。广大农民参与到了政策实施中，而不是作为旁观者。在“有参与无合作”的场景中，政策在乡土社会的落地、农民参与其中是非常快速而高效的。贫困识别不精准、识别中村民没有参与，农业种植小而散等现实状况在较短时间内得到快速改观。且这种政策的实施在乡土社会中切实产生作用，一定程度上达到了政策设计的预期目标，也避免了有学者所指出的，由于乡土社会中存在的问题所造成的政策瞄准偏离、实施走形的问题（汪力斌、周源熙，2010；谢小芹、简小鹰，2014），避免因基层治理不到位削弱政策预期成效。

2. 实现“政策下乡”的快速与可行路径。就如徐勇（2019）所指出，中国共产党通过“政策下乡”将政策输出到农民日常生活中，对高度分散的乡村社会进行政策整合。进一步讲，“有参与无合作”模式不仅高效率实现政策的扎实落地，同时也切实推动了国家意志在乡土社会的贯彻，政策所代表的国家意志有力地对乡土社会产生实际影响，使乡土社会的发展契合国家意志。

3. 在农民认识缺乏情况下实现“跨越式”前进。钟涨宝、李飞（2012）认为社会成员对新制度的理解与接受能力有限，如果单纯依赖社会成员自发地认识参与，其进程会相当缓慢。通过加强对社会成员的动员，在不能加深社会成员认知情况下可以优先改变社会成员的行为，实现社会的跨越式发展。“有参与无合作”一定程度上就是强调在农民认识不够充分情况下，优先改变农民行为，让农民在未高度认识某一政策的情况下，就能参与其中，迅速完成政策目标，实现“跨越式”前进。

（二）“有参与无合作”对政策变现的影响

由于政策实施中农民参与没有达到“有参与有合作”的层次，“有参与无合作”的农民参与同样对政策变现的品质造成了不利影响。

1. 政策施行者“管道式视野”，对乡土实际关注不足。斯科特（2004）在《国家的视角》中提到了国家的“管道式视角”，国家在推动发展时只会关注到自己感兴趣的事物，而忽视一些其他客观存在的现象。“有参与无合作”同样导致了施行者的“管道式视野”，如案例一中施行者只关注实现低保户精准评定，相对忽视了农村实际情况和目标群体的意见，而这些信息是施行者应该重视的。

2. 农民主体作用难以有效发挥，难以建立高度的政策共识。“有参与无合作”导致在公共事务参与中，社区组织过分依赖政府，缺乏自主性，在治理结构中处于弱势地位。群众自身观点意见受到一定程度压制，只是配合政府实现工作有效实施。这并不能有效提升农民对政策的理解和认同，难以建立起施行者与目标群体围绕政策的高度共识，从而并不能充分发挥群众主体作用，难以有效发挥群众智慧。

3. 难以有效应对政策实施风险，形成对社会秩序的潜在威胁。实施前施行者与目标群体没有以合作建立高度的政策共识，会导致农民不愿意承担政策实施出现问题后所造成的损失。北沟村黄花菜种植参与者由于没有对黄花菜规模发展充分认同，出现心怀不满且不愿承担滞销所造成损失的现象。没有提前明确政策实施风险及其分担机制，容易在政策实施的风险承担中激发施行者与目标群体间的矛盾，对社会秩序构成一定潜在威胁。

4. 农民的自我组织能力难以强化，不利于实现多元治理。“有参与无合作”更多着眼于短期内实现政策落地，具有短期性和功利性特点。从长远看，“有参与无合作”无法对农民赋能，难以提升农民自我组织能力以及参与公共事务的积极性和主动性。公共事务依赖政府组织，一旦政府没有发力，农民参与水平就会显著降低。这不符合提升多元治理水平，实现国家治理体系与治理能力现代化的要求。只有为农民赋能，强化其自我组织能力，才能实现政府、社会、农民间的多元互动，实现多元治理。

五、结论与讨论

在《政策》一书中科尔巴奇（2005）认为，“政策被看成是关于某一特定领域之内将要做什么的权威性的决定”，“各种各样的参与者并非各行其是，所以政策过程关系到确保一个单独的行动过程得到认可”。但是在中国乡土社会中，公共政策有效落地并不能只依靠从上至下的严格贯彻。实现乡土社会中高品质政策变迁，需要农民对公共政策的有效回应，而这种回应不是农民机械地顺从。农民能否参与到政策实施中，农民如何参与到政策实施中，都会影响乡土社会政策变迁品质。实现乡土社会中高品质的政策变迁，要更充分地调动起基层民众的积极性，更充分地考虑政策实施目标群体的意见和建议，实现公共政策实施中施行者和目标群体的有效合作，让乡土社会政策变迁中的农民参与从“有参与无合作”向“有参与有合作”转变。

以“有参与有合作”的农民参与实现更高品质的政策变迁，可以着眼于以下几个方面：第一，培养基层干部与农民深入沟通的意识和能力。“脚下沾有多少泥土心中就沉淀多少真情”的认识是诚恳而深刻的。要加强对与农民群体互动最频繁的基层干部的培训 and 引导。让基层干部在执行政策中，有意识、有能力与农民群众进行充分沟通、耐心解释，并认真听取意见。同时要求各级干部常态化地深入农村“下马观花”，政策施行者只有充分进入农民的“生活世界”，才能理解农民、尊重农民，构建有参与有合作的坚实基础。第二，在政策执行过程中为农民主体作用发挥留下必要空间。实现有参与有合作，要为合作留下必要“空间”，过于强调高效政策执行一定程度上是以牺牲“空间”换取的。首先，基层政府要避免“依葫芦画瓢”的政策出台方式，而要充分考虑本区域基层实际并创造性转化或落实。其次，加强规则设计对农民充分参与的支持。推进政策进入乡土社会的规则设计中，要为群众留下足够空间。规则设计不能只考虑政策顺利实施，要在规则、程序上为群众提出建议甚至表示反对留出必要空间。最后，不能以过于“僵硬”的目标责任考核限制基层干部行为。政策目标层层下压导致基层干部更多关注于政策目标实现，使基层意见难以有效发挥作用。上级政府在必要时需要结合政策执行实际，对目标责任考核进行及时调整和完善。第三，加强村两委建设。让有思想、有能力、对村民负责的乡村能人进入村两委。一方面，村两委要实现了对农民的组织动员，让广大农民能更有序、有力和有效地参与政策实施，更畅通地表达自身观点；另一方面，基层组织也要成为和政府有效对接的平台，为施行者与目标群体合作创造条件。强化组织建设可以让乡土社会中政策实施的部分环节真正有序地通过群众自决来完成。第四，涉农政策实施要基于产业发展或农村社会发展规律，施行者要在把握全产业链或发展整体过程的基础上推进政策实施。政策实施前施行者与目标群体要围绕风险分担建立共识，避免政策实施中可能出现的损失对乡土社会秩序造成破坏。同时，政策实施很有可能带来

或多或少的非预期后果，施行者在政策实施过程中需要持续关注农民的感受与建议，从而对政策实施状况有更全面的把握。只有在乡土社会政策实施中，实现“有参与有合作”，才能真正打通政策执行的“最后一公里”，实现乡土社会中高品质政策变迁。

党的十八届三中全会指出，全面深化改革的总目标是完善和发展中国特色社会主义制度，推进国家治理体系和治理能力现代化。强调政策实施中从“有参与无合作”到“有参与有合作”的转变，激发作为主体的广大人民群众的主体效能，不仅是为了追求乡土社会中高品质的政策变迁，对于加强和创新社会治理，打造基层社会治理共同体以及激发治国理政的基层活力同样具有重大意义。当政策实施过分强调农民参与的价值在于实现既定目标时，就可能造成虽然农民参与到乡村治理中，但其主体性却没有得到提升甚至出现丧失的现象。基层公共治理需要政府作用的充分发挥，但是也要实现广大农民的有效参与，更好地激发农民智慧，充分考虑他们的感受，保障并尊重农民的主体地位。同时，尊重农民主体地位，还要有实现农民主体性不断成长、发挥主体作用能力不断增强的路径。就如参与式民主理论所希望的，群众能够在参与公共事务中实现自身成长与发展，“增加对集体问题的关心，有助于形成一种有足够知识能力的公民”（赫尔德，1998）。只有努力实现有参与有合作的农民参与，追求公共部门、基层干部、广大农民之间合作的实现，才能切实激发农民主体效能。最后需要指出是，本文着重探究政策变异的乡土逻辑，以参与合作的不同类型解读乡土社会中的政策变迁，分析中国乡土社会中政策变迁何以实现与如何实现，挖掘政策变异的乡土逻辑。大量研究强调参与的广度，本文体现了参与“深度”同样非常重要，但是对参与深度的阐释与分析仍有待提升，还没有足够充分、细致地展现政策变迁中农民参与实现的过程和机制。实现对参与“深度”的科学测量和分析，运用时间性更长的案例，对农民参与进行“过程—机制”分析，是实现“有参与有合作”更加深入探讨的可行思路。

参考文献

- 1.蔡岚，2013：《合作治理：现状和前景》，《武汉大学学报（哲学社会科学版）》第3期。
- 2.曹春艳，2019：《合作治理视域下居民参与公共卫生服务角色研究》，《医学与社会》第9期。
- 3.戴维·赫尔德，1998：《民主的模式》，燕继荣等译，北京：中央编译出版社。
- 4.丁从明、吴羽佳、秦姝媛、梁甄桥，2019：《社会信任与公共政策的实施效率——基于农村居民新农保参与的微观证据》，《中国农村经济》第5期。
- 5.H.K.科尔巴奇，2005：《政策》，张毅、韩志明译，长春：吉林人民出版社。
- 6.韩啸、张安录、朱巧娴，2017：《不同类型农户城乡建设用地增减挂钩政策实施阶段参与程度影响因素研究》，《农业现代化研究》第1期。
- 7.何得桂、党国英、张正芳，2016：《精准扶贫与基层治理：移民搬迁中的非结构性制约》，《西北人口》第6期。
- 8.何得桂、董宇昕，2018：《深度贫困地区健康扶贫政策执行偏差及其矫正》，《党政研究》第6期。
- 9.贺东航、孔繁斌，2019：《中国公共政策执行中的政治势能——基于近20年农村林改政策的分析》，《中国社会科学》第4期。

- 10.胡宁生, 1999:《公共政策执行中公众参与分析》,《中国行政管理》第12期。
- 11.黄振华、杨明, 2017:《农村土地确权政策的执行进展与绩效评估——基于全国303个村庄7476份问卷的分析》,《河南师范大学学报(哲学社会科学版)》第1期。
- 12.蒋俊明, 2013:《利益协调视域下公众参与型公共政策机制建构》,《政治学研究》第2期。
- 13.焦芳芳、刘启明、武晋, 2018:《基于“权力—利益”框架的农户参与问题研究——以L县“企业+基地+农户”香菇产业扶贫模式为例》,《甘肃行政学院学报》第6期。
- 14.金江峰, 2020:《乡村政策动员中的“权力—技术”及其影响》,《中国农村观察》第2期。
- 15.李华胤, 2016:《政策落地:探索村民自治基本单元的现实因素》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第3期。
- 16.李倩、严强, 2015:《县级政府公共政策执行中公民参与的逻辑与路径》,《南京社会科学》第1期。
- 17.柳立清, 2019:《政策多变与应对失矩——基层易地扶贫搬迁政策执行困境的个案解读》,《中国农村观察》第6期。
- 18.马琼丽, 2013:《当代中国行政中的公众参与研究》,云南大学博士学位论文。
- 19.欧胜彬、陈利根, 2014:《农村集体土地流转制度绩效研究——基于安徽与广西的典型案例分析》,《农村经济》第9期。
- 20.彭小霞, 2019:《精准扶贫政策实施中村民参与的困境及其突破》,《理论导刊》第3期。
- 21.谭英俊, 2015:《少数民族地区县级政府扶贫开发政策执行力提升研究——基于广西的调研》,《广西大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
- 22.田毅鹏, 2009:《转型期中国社会原子化动向及其对社会工作的挑战》,《社会科学》第7期。
- 23.汪力斌、周源熙, 2010:《参与式扶贫干预下的瞄准与偏离》,《农村经济》第7期。
- 24.王刚、白浩然, 2018:《脱贫锦标赛:地方贫困治理的一个分析框架》,《公共管理学报》第1期。
- 25.韦春艳、王琳, 2009:《公共政策执行中的公众参与探讨》,《理论月刊》第1期。
- 26.吴比、Ziming Li、杨汝岱、彭超, 2016:《农村政策执行协商会影响农民的政策满意度吗》,《中国农村经济》第4期。
- 27.谢舜、盛志宏, 2012:《社会政策过程中公众参与角色的变迁及其社会意义》,《江汉论坛》第8期。
- 28.谢小芹、简小鹰, 2014:《国家项目地方实践的差异性表达及成因分析——基于西部和中部两村庄的比较研究》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 29.徐家良, 2003:《民主合作制:政府与公民间的双赢博弈》,《浙江社会科学》第1期。
- 30.徐勇, 2019:《国家化、农民性与乡村整合》,南京:江苏人民出版社。
- 31.叶林、罗丽叶、邓利芳, 2016:《组织、议题与资源动员:“公咨委”公众参与模式对公共政策的影响分析》,《甘肃行政学院学报》第5期。
- 32.殷焕举、胡海、李毅弘, 2010:《民主合作制:中国农村基层民主建设的制度创新》,《马克思主义研究》第2期。
- 33.曾云敏、赵细康, 2018:《环境保护政策执行中的分权和公众参与:以广东农村垃圾治理为例》,《广东社会科学》第3期。

- 34.张静, 1996:《“合作主义”理论的中心问题》,《社会学研究》第5期。
- 35.张康之, 2008:《论参与治理、社会自治与合作治理》,《行政论坛》第6期。
- 36.詹姆斯·C·斯科特, 2004:《国家的视角—那些试图改善人类状况的项目是如何失败的》,王晓毅译,北京:社会科学文献出版社。
- 37.钟涨宝、李飞, 2012:《动员效力与经济理性:农户参与新农保的行为逻辑研究——基于武汉市新洲区双柳街的调查》,《社会学研究》第3期。
- 38.周晨虹, 2011:《农村公共政策执行中的农民参与研究》,《山东社会科学》第10期。

(作者单位: ¹西北农林科技大学人文社会发展学院公共管理系;

²西北农林科技大学陕西省乡村治理与社会建设协同创新研究中心)

(责任编辑: 光明)

The Local Logic of Policy Realization: An Analysis Based on the Phenomenon of “Participation Without Cooperation”

He Degui Xu Rong

Abstract: The central topic in the study of the realization of public policies in rural China is participation of grassroots groups in the field of policy implementation. Based on the reflection on the “subjectivity” of farmers’ participation, this article establishes an ideal type and framework of analysis concerning the relationship between high quality of policy realization and the participation of farmers. Through the qualitative analysis of two cases, the study deeply examines how and why farmers’ participation in policy implementation can be realized in rural China. Through analyzing four elements including rule design, organization arrangement, topic setting and incentive mobilization in the cases, it finds that farmers’ participation in policy implementation is characterized by “participation without cooperation”. Two reasons can explain this phenomenon. One is the implementers’ behavior of “emphasizing participation yet neglecting cooperation”. The other one is the target groups’ behavior of “being able to participate but difficult to cooperate”. Both of the reasons are indispensable. Actually, the phenomenon of “participation without cooperation” ensures the quality of policy realization in rural China to a certain extent. Meanwhile, it can also lead to some problems that can weaken the quality of policy realization. Unlocking the “last mile” of public policy implementation and pursuing “participation and cooperation” is not only an effective way to enhance the effectiveness of public policy, but also an important way to stimulate grassroots vitality.

Key Words: Policy Realization; Farmer Participation; Policy Implementation; Participation Without Cooperation

农村人情治理中的行政嵌入与规则融合

——以重庆市川鄂村整顿“整酒风”事件为例

郑家豪¹ 周骥腾²

摘要：面对乡村人情秩序的失范与异化，行政力量如何介入才能有效帮助农民摆脱人情异化的集体困境？本文以重庆市奉节县川鄂村整顿“整酒风”事件为案例，通过对治理过程中权力运作方式、各主体行为策略与规则融合形态的剖析，指出人情治理之所以取得初步成效，关键在于公共规则与人情规则的互动融合，一方面公共规则抑制各种人情名目，另一方面村民对公共规则的选择性遵从与利用缓解了其与人情规则的冲突，这显现出一种“工具性权威”。两种对立规则融合的实质是“普遍主义”取向的公共规则对“特殊主义”取向的人际关系结构的适应，如此才能共同再造乡村社会秩序。本文呈现了公共规则在不同情境中，村民差异化策略驱动下的实践过程，为后税费时代乡村治理困境的解决路径与机制问题提供了借鉴。

关键词：人情异化 人情治理 行政嵌入 规则融合

中图分类号：C911 **文献标识码：**A

一、引子：农村人情的异化与治理

改革开放以来，伴随着经济发展与社会转型，中国农村社会经历了巨大的变迁，传统的社会结构与价值观念受到了冲击。在此背景下，传统人情秩序的稳定性遭遇了严峻挑战，各地纷纷出现人情名目五花八门、礼金标准不断攀升、人情频率越来越高等现象，互惠性的人情交往变异为借机敛财的工具与竞相攀比的舞台，给农民带来了沉重的经济负担与心理压力。这一问题引起了政府的重视，各地方政府出台了一系列政策，开展针对性的人情治理运动。2019年6月，中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于加强和改进乡村治理的指导意见》^①提出：“全面推行移风易俗，整治农村婚丧大操大办、高额彩礼、铺张浪费、厚葬薄养等不良习俗。”

中国农村的仪式性人情交往中人情名目越来越多，礼金数额越来越大、占收入比重越来越高，人情范围越来越广，人情周期缩短、频率加快，学界把这种种现象总结为人情异化（贺雪峰，2011）。从

^①中共中央办公厅、国务院办公厅，2019：《关于加强和改进乡村治理的指导意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2019-06/23/content_5402625.htm。

概念的基本内涵出发，人情异化有两个深层表现。首先，“异化”这一概念的哲学含义为：“主体所产生的对象物、客体，不仅同主体本身相脱离，成为主体的异在，而且，反客为主，反转过来束缚、支配乃至压抑主体”（侯才，2001）。由一般性的哲学概念推广至具体的仪式性人情交往，人情异化即是，人的人情往来活动外化为异己的力量，转而控制人、役使人。其次，人情异化意味着人情交往中的“名实分离”（陈柏峰，2011）。所谓“名实分离”，是指仪式性人情交往的内涵发生了变异，虽然仍然打着传统的礼尚往来、有礼必随的名号，但其实质内核则异化成为聚敛财富或阶层排斥的手段。据此，本文将人情异化定义为：人情交往中的情感与道义内涵祛魅化、功利化和工具化（宋丽娜，2014），仪式性人情变异为借机敛财的工具与束缚人、控制人的负担，使人陷入相互剥夺的恶性循环的现象。

近年来国内对人情异化的研究多集中于两个方面，分别对应微观与宏观两个层次。微观层面的探讨侧重于从村民认知与行为逻辑的角度对人情异化现象进行描述与解释：陈柏峰（2011）发现，仪式性人情维护社会团结、增强社会认同的功能正在逐渐消失，而异化为阶层分化的确认工具和阶层排斥的手段；冯川（2018）将人情问题纳入到其“助行为”的分析框架之内，指出当村民互助行为的经济意义消减而受到社会意义的支配时，异化现象就会出现；陈午晴（2018）认为，人情异化的行为方式是对传统人情文化中互爱互惠精神的扭曲与背离。

宏观层面，学界立足于中国社会变迁和农村社会结构转型的背景，探求人情异化产生的原因与机制，代表性的观点有：国家力量后撤引起的结构性力量的缺失（耿羽、王德福，2010）；现代性的侵入以及地方性传统规则的解体（贺雪峰，2011；杨华、欧阳静，2011；宋丽娜，2014）；生产停滞、消费上升与金融排斥所导致的农村货币供给不足（贺灵敏等，2018）；农村社会的阶层分化（杨华、杨姿，2017；杜鹏，2019）等。

现有的研究丰富而深刻，但大都围绕一个共同的隐含假设展开，即在当代中国农村，仪式性人情的内在精神、互动情境或宏观环境发生了转变，原有的人情秩序无法维持或发挥正常的社会功能，进而出现了人情异化的诸现象。而更进一步的问题则是，当地方人情秩序本身难以维系，政府意图以行政力量规范人情秩序时，公共规则与地方性人情规则如何互动与融合？农村人情秩序因此发生了怎样的变化？然而目前针对人情异化治理的研究相对较少，且多局限于应然性的治理对策与政策建议，对实际人情治理的过程、机制与效果的研究较为有限。

二、研究视角：人情治理中的规则融合

在中国本土语境之中，人情秩序是社会关系结构的折射（刘小峰，2018）。因而，农村人情治理问题背后更一般性的问题是，行政力量如何介入并影响农村社会秩序？贺雪峰、仝志辉（2002）指出，村庄秩序的生成具有二元性，一是行政嵌入，二是村庄内生，中国传统的村庄秩序大多是内生的。然而，在接二连三的社会运动的冲击下，传统地方性组织遭到破坏。同时，伴随着市场化进程，现代性因素渗入乡村，乡村流动性增强，社会生活空间扩展，地方性传统规则进一步式微。特别是税费改革之后，基层政权呈现“悬浮型”特征（周飞舟，2006），乡村社会外生、内生秩序出现了双向并弱的态势，加剧了乡村的失序。面对这样的社会现实，有学者指出，强化政府对乡村社会干预与介入的必要

性（刘涛、王震，2007）。但是，行政干预并不必然能够重塑乡村社会秩序、促进乡村社会整合。在行政力量介入村庄内生秩序的过程中，如果公共规则不能与地方性传统规则很好地融合，则会产生两方面的后果：一方面，由于复合治理内在规则的不一致，公共规则会消解地方性传统规则的正当性，造成乡村治理规则的混乱，反而会削弱村庄秩序（狄金华，2011）；另一方面，正式与非正式规则的冲突可能会导致民众的抗争或政策落实的软化（彭玉生，2009；魏万青、刘庄，2017）。

那么，当乡村面临治理困境，政府应如何介入村庄事务，公共规则与地方性传统规则应如何良性地互动融合，才能有效恢复乡村秩序？乡村治理是一个由治理目标、治理主体、治理客体、治理方式等构成的完整体系（丁志刚、王杰，2019）。其中，治理规则是乡村治理的核心问题，从治理规则的结构过程入手，考察治理主体如何互动，如何基于自身利益诉求策略性地对待存在潜在冲突的公共规则与地方性传统规则，才能更加细致、全面地把握农村基层秩序的生成过程（狄金华、钟涨宝，2014）。本文以一个村庄的人情治理为案例，着重讨论作为治理者的镇干部与村干部，以及作为被治理者的村民，是如何在“整治违规整酒”的公共规则与人情规则对立冲突的结构背景下，在仪式性人情发生的不同社会情境中，差异化地执行、选择性地遵从两种对立规则，进而塑造规则融合的不同形态。

本文选取重庆市奉节县川鄂村作为个案研究的田野点。川鄂村是位于渝鄂交界处的一个典型的农业村，下辖19个社，共有人口约590户，2331人。川鄂村所在的奉节县为国家级贫困县，2014年农村常住居民人均可支配收入为7513元，但在“整酒风”盛行时期，人情支出每年少则数千，多则上万，人情成为沉重的经济负担，村民对此深恶痛绝。正如当地俗谚《整酒歌》所言：“搬家考学总有数，可怕生酒无限度。生酒天天有，未知真与假。六十之寿整出三，提前推后谁去查。亲爹亲妈不够用，岳父岳母也可假。”2014年，奉节县展开了全县范围内的重塑乡风民风，整顿违规整酒的专项治理运动。2015年8月，笔者的调研团队前往川鄂村开展实地调研，调研期间深入访谈15位普通村民，从村民的视角了解“整酒风”盛行的缘由以及状况；政府干预的措施、执行“禁酒令”的过程与成效；以及作为吃酒人和整酒人两种角色，村民在“禁酒令”约束下如何进行人情往来。此外，调研团队还走访了专治“整酒风”的镇干部与川鄂村村主任，从不同层级执行者的视角，了解整治运动的执行过程，以及他们对政策规定与传统风俗之间关系的理解。基于多主体与纵贯视角的田野资料，本文能够完整地呈现川鄂村自“整酒风”盛行，到地方政府开展治理工作，再到取得成效的过程。

三、人情异化：主动敛财与被动卷入

大概在2006年之后，整酒之风在当地盛行开来。当时的礼金已有大几十元，积少成多，足以成为敛财的手段，也足以构成经济负担。最开始突破传统人情名目，整“无事酒”的是村中的无业游民和黑恶势力，这些人轻视舆论压力与道德脸面，是传统人情约束中的薄弱环节。大多数村民虽然私下有意见，但迫于人情压力不得不随礼。此外，一些持续送出人情，眼下却没有机会收回人情的家庭，因不堪人情重负也开始巧设名目。村民对此大多表示理解，但原有人情规则的约束也松动了。

虽然传统人情名目不断被突破，但随礼的村民依旧不得不严格遵循人情秩序中“有礼必随”的原则。对于不情愿随的礼，大多数村民一方面碍于关系和面子，另一方面认为只有随了别人的人情，自

己有“事”别人才会来还人情，因而不得不随。只要村中谁家放鞭炮，鞭炮声就像随礼的号角，大伙都不约而同地动身前去，就如村民所言：“低头不见抬头见，大家都去了，自己不好意思不去。”

巧设人情名目增加了人情往来的频次，村民的经济负担也随之加重，于是越来越多的家庭选择暂时放下道德脸面，突破传统人情名目，整个村庄开始陷入争相整酒的恶性循环。村民对此也表示无奈：

“整无事酒呢，那也是没有办法了，人家都整好多次了，他不整受不了啊。我以前那肯定要整啦，你不整别人都整过好多回了，你不整会受不了啊，一年的话，在人情上的支出大的起码5万以上。”（访谈 F02AG^①）

当地有句顺口溜：“一年整酒就赚，两年整酒就保本，三年整酒就亏。”这句顺口溜表达了村民对整酒的利益考量，即只有更加频繁地整酒才能在人情往来中获得收益。虽然人们对各种“无事酒”深恶痛绝，但一边骂骂咧咧，一边又去吃酒随礼，回头自己也筹划起了“无事酒”，集体演绎了一种人情恶性循环的怪圈，令人难以自拔。到2013年，当地整酒之风极为盛行，整酒名目层出不穷，例如房子每修一层就要整一次酒，父母没到寿辰也开始整酒等。有村民回忆说：

“以前没禁止的时候，什么生酒啊，没到时候提前就在整啊，到时候也在整啊……至于学酒，有些没有考起，没有升起学的都在整啊，那就是2013年。”（访谈 F01AZ）

对于人情异化这一现象，部分学者将其归因于中国社会转型与市场经济发展所导致的农村居民社会关系网络的扩展与经济理性的增强（朱晓莹，2003；马春波、李少文，2004）；还有学者立足于村庄本身的社会结构，从公共性与私人性的角度分析人情异化的区域差异（耿羽、王德福，2010；贺雪峰，2011）。这些研究为人情异化提供了很好的背景性解释：一方面经济理性上扬，另一方面地方性传统规则（道德舆论、族规乡约）弱化，但经济理性与传统人情规则并非此消彼长的关系。按照经济理性的原则，村民有感情重负就会退出人情圈，而事实上，有礼必随的人情规则依然牢牢约束着村民。

本文认为，人情异化的根本原因在于巧设人情名目与拒随人情的成本的不对称性：巧设人情名目只承担有限的道德舆论压力，这种压力随着更多的人选择突破传统人情名目而减弱；而拒随人情将会直接引起内心的不安与羞愧，甚至使村民面临社会关系中断的风险。这种不对称性使得“整酒风”愈演愈烈，村民不得挣脱。人情异化无法通过村庄内部力量解决，只能诉诸外部权威主体的干预与支持。

四、人情治理：公共规则的入场

早在2011年12月20日，湖北省恩施州鹤峰县已下发《关于狠刹违规“整酒风”的紧急通知》，禁止除婚丧嫁娶以外的整酒行为。其后渝鄂交界的几个县市也陆续发布了类似的“禁酒令”。2014年5月12日，奉节县委、县政府召开整治“无事酒”的会议，全面启动人情异化的治理工作，随即出台《奉节县治理城乡居民操办“无事酒”的暂行规定》。该《暂行规定》首先将除婚丧嫁娶以外名目的整酒定性为借机敛财行为，其次对镇干部、村干部、村民的责任一一作出规定（详见表1）。

^①编码规则：F代表奉节县，02代表调查第2天，A代表上午，P代表下午，G代表受访者姓氏首字母，下同。

表 1 奉节县整治违规整酒的具体规定

责任主体	村（社区）干部操办或参与“无事酒”	村（居）民操办或参与“无事酒”
乡镇（街道）干部	对乡镇（街道）党政主要负责人予以问责。	治理不力，对乡镇（街道）党政主要负责人予以问责。
村（社区）干部	操办“无事酒”一律先免职再查处；参与“无事酒”，扣发 500 元误工补助，两次参与则予以免职。	治理不力，予以村（社区）党支部书记组织处理。
村（居）民		操办或参与“无事酒”，取消享受社会保障、贫困救助救济等资格。

在人情治理过程中，乡镇政府是主要执行者。奉节县发布“禁酒令”后，川鄂村所在的兴隆镇实施了一系列举措：成立“无事酒”治理工作领导小组；开通举报热线电话；落实村干部为整治“无事酒”的第一责任人；组织村民制定村规民约；通过横幅、宣传车、派发宣传单等措施宣传禁酒措施，制造抵制“无事酒”的声势等。具体到执行层面，整治违规整酒的运作过程如图 1 所示。

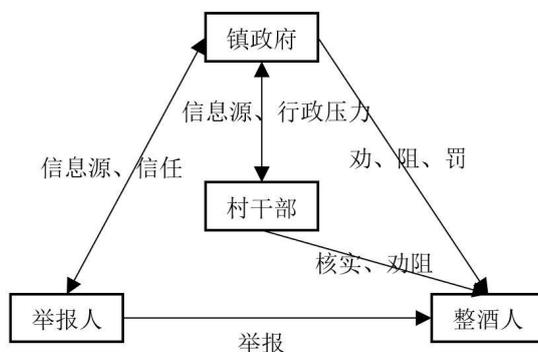


图 1 整治违规整酒的运作过程

首先，村干部要第一时间知晓村民操办“无事酒”计划并予以规劝，若规劝不下，需通报乡镇进村执法。村干部并非乡镇掌握违规整酒的唯一信息源，村民的匿名举报成为规制村干部瞒报行为的制衡机制。其次，乡镇接到村干部的通报或村民的举报后，会在整酒当日，联合食品药品监督管理局、工商局、镇纪委等人员进村执法，阻止违规整酒。在整酒现场，执法人员通过摄像照相保留违规整酒证据，没收食材送往敬老院，劝返随礼的村民，并在礼簿上查询是否有公职人员参与。最后，依据“村规民约”对违规整酒人作出罚款、取消低保评议资格等处罚。如果发现村干部瞒报或者参与违规整酒，将在组织上对村干部予以处罚。

在川鄂村的人情治理工作中，村干部扮演着中枢纽带的重要角色。“禁酒令”发布后，村干部制定了抵制违规整酒的村规民约，规定对违规整酒每次罚款 500 元，将违规整酒人排除出低保评议范围。川鄂村共 19 个社，四职干部（村主任、村支书、会计、计生专干）每人承包 4~5 个社，各负其责，依靠各自的信息网络获取违规整酒消息并及时劝阻。对于治理不力的处罚，村干部也倍感压力：

“我们会主动劝阻，村里头一旦发现违规整酒，如果劝不下，那就要和镇里头打电话。村干部在镇里头考核的时候有责任制，再就是影响大的话可以让你不当支书、主任。那就划不来了。劝的时候会考虑关系，四职干部不一定是亲戚，如果我是亲戚，我就叫会计，支书去撒，回避。”（访谈 F05AL）

匿名举报是人情治理的重要机制。通过村民自发举报，村中形成了打压违规整酒的制度环境，使村民切实感受到公共规则的约束力。这一方面能直接抑制违规整酒行为，另一方面也为村民拒随违规整酒提供外在权威的支持。

通过村干部动员以及匿名举报机制，县政府确立的公共规则成功进入农村人情事务，成为约束村民人情往来的规范。如此，村民在人情往来过程中将受政府的公共规则与传统的人情规则的共同约束。

五、人情秩序：对立规则的融合

本文关注的核心问题是，公共规则的强势介入如何改变了村民的人情往来逻辑，进而使村民在一定程度上脱离人情异化的怪圈，以及在此过程中，公共规则与地方性人情规则的融合过程、形式及后果。政府公共规则与传统人情规则的对立使原本异化的人情出现类型上的分化。面对不同的人情情境，治理方（镇干部、村干部）与被治理方（同时作为整酒方与吃酒方的村民）差异化地执行、遵循与利用规则，演绎出不同的规则实践形态。

（一）公共规则嵌入与整酒类型分化

“禁酒令”中“禁止除婚丧嫁娶以外的违规整酒”与“整酒风”盛行时期巧设的各种人情名目针锋相对，使原有的人情名目分化为四种类型：（1）婚丧嫁娶，即所谓正规酒；（2）传统的除婚丧嫁娶以外的人情名目，如竹米酒、三朝酒、寿酒；（3）被逐渐制造出来的人情名目，此类型又可分为两种：以借机敛财为目的的整酒，和被动卷入的村民出于人情周期发动的整酒。

除了婚丧嫁娶的正规酒之外，其余各种人情名目皆被“禁酒令”列为违规整酒，都是公共规则约束的对象。公共规则对整酒方违规整酒行为的约束力，取决于“禁酒令”进入人情事务的两种机制：一是治理方（镇干部、村干部）的治理策略与力度，二是被治理方（村民）对违规整酒的接受程度与举报的可能性。由于两种机制会不同程度地实现，整酒方被惩罚的风险也将不同。

1. 出于传统风俗的整酒。“禁酒令”首先与人情往来中的“情”发生冲突。一些被列为违规的整酒类型，如三朝酒、竹米酒，是当地的传统风俗，整酒范围限于核心亲属与好友。对村民来说，不论是整这类酒，还是随这类酒都是情所应当，而政府的“禁酒令”则显得不合情理。正因这种难以拒绝的“情”，这类酒虽然被公共规则列为违规整酒，但在实际执行中却被镇干部与村干部视为介于违规整酒与正规酒（婚丧嫁娶）之间的整酒类型。只要整酒人以不设礼房、不上礼簿，小范围、小规模的方式整酒，都会得到镇干部与村干部的默许。村主任说：

“也有一些小偷小搞的，只要你不放火炮，办十几桌，没谁管，比如打三朝，妈屋的一些人^①，自己族下一些人来吃酒。所以有五六桌人也正常。这其实严格说是不允许整酒的，只是说一个变通的说法，因为她妈屋里要来，不让他们来是没道理的撒。像一家人，姑、姨的，必须要去看下。必须要到村委会备案，几桌客人，必须是妈屋的，至亲的。如果有人举报你超出了规定，肯定逃不了挨罚。

^① “打三朝”指的是三朝酒，是新生儿出生后第三天父母为其举行的仪式，来吃酒的多为孩子母亲的娘家人，也就是村民说的“妈屋的”人。

就会没收，交给上面的来处理。”(访谈 F05AL)

在这种整酒类型中，吃酒方都是亲朋好友，并且每家每户都有这类酒，村民自然普遍理解与支持，不会有人举报这类酒。而干部也照顾到了这种“人之常情”，以变通的方式为这类人情腾出了空间，否则，受损的可能是政府公共规则的合法性。村民不会因“禁酒令”而抛弃传统风俗，但也以十分收敛的整酒方式避免了对公共规则的公然违背。此处政府的公共规则与传统人情规则之间达成了妥协性融合。

2.出于人情周期的整酒。“禁酒令”也与人情规则中的人情周期发生了冲突。人情交往具有周期性，但“禁酒令”必须从一个统一的时间点开始生效，因而粗暴地截断了人情周期。这种“截断”带来了两个问题：一是在“禁酒令”实施之日前，村民开始集中提前整酒；二是人情周期中处于不平衡一方的村民感到利益受损，前期付出的人情无法收回。他们在人情往来中送多收少，在“整酒风”盛行期间深受其害，好不容易遇到“事”可以收回人情，如“学酒”“乔迁酒”等，却被政府列为违规整酒。于是，有些村民出于利益或由于心理不平衡而冒着风险偷偷整酒。对于这类违规整酒，镇政府会严格按“禁酒令”执行，因为人情周期是循环无休止的，一旦纵容，就可能重新演化为人情恶性循环。但村干部却面临比较为难的礼法困境：多年没整酒的人从他的生存困境和“礼账平衡”的人情规则中寻求合理性，村干部难以“一禁了之”，但如果“睁一只眼闭一只眼”，又可能因治理不力被问责。

川鄂村所在的乡镇曾经严惩了一位“知法犯法”的村干部。这位村干部非但没有制止违规整酒，还给整酒主家随了礼。当时镇干部接到举报，在现场的礼簿上找到了村干部的名字。后来，这位村干部在大会上作了检讨，村里全年的工作被一票否决。因此，面对此类出于人情周期的违规整酒，村干部会基于关系远近、被举报的可能性与行政压力大小谨慎抉择。

公共规则使整酒方收敛了违规整酒行为，然而执行过程中的不确定性助长了整酒人的侥幸心理，于是，隐蔽的变相整酒难以杜绝。那些过往欠整酒人人情的村民大都对他们的违规整酒行为表示理解，认为在这种情境中，还人情“义不容辞”，因此不太可能举报。

“有些人十年八年没整过的，整学酒敞开整没有人举报，别人会表示理解，给你送一次还可以，我都整了好多次了，他一次都没有整，我就去。还有就是年年都在整，别人就不情愿去，那就把它举报了。”(访谈 F03AG)

而那些不欠人情的村民在“禁酒令”的支持下可以不去，犯不着去举报；除非“禁酒令”执行软化，不去的理由不够充分，使他们再次陷入“不愿意去又不得不去”的矛盾中，才可能举报。

这种整酒类型中，镇干部、村干部和村民三者对传统人情规则中“礼账平衡”这一原则的合理性的判断是有分歧的。虽然镇干部态度非常坚决，但村干部和村民对公共规则的执行和遵守都存在很大的不确定性。公共规则坚决不容许人情异化死灰复燃，但人情交往中“义”的行为逻辑又削弱了公共规则对此类违规整酒的约束力，使得合理性较强的整酒人拥有一定的违规行为空间。此处，两种相互对立的规则呈现出一种相互制衡的融合形态。

3.出于借机敛财的整酒。村民“借酒敛财”的行为是“禁酒令”严厉打击的对象。在“禁酒令”出台的初期，以及一旦有感“严打期”过去了，就有村民心存侥幸，冒着风险违规整酒，但会采取尽可能规避风险的隐蔽措施，如跨省整酒、化整为零（将一次整酒裁分为几处或几天完成）、不上礼簿、

不留证据、挂羊头卖狗肉（假借正规酒的名义）等。一位村民经历了几场这样令人啼笑皆非的变相整酒，深谙其中的门道：

“现在整酒的话我给你说嘛，像我们重庆的就跑到湖北去整，去湖北包馆子，写人情礼簿就在另外一个地方写，防止被别人发觉。在家里整的话就是在这个家里坐几席，那个屋里坐几席，写礼都是隔得好远，一里多路，又不敢打开门，家里又不准来客，怕被别人发现了。”（访谈 F03AZ）

这类违规整酒自然是政府严厉打击的对象，也得不到多数人的理解与支持，村干部如若不主动劝阻可能被问责，承受来自村民的舆论压力。有位村民想偷着整酒，却不敢在自己家整。因为他姐夫家在比较偏僻的地方，就将酒席移至姐夫家。整酒人这般折腾没想到还是被人举报了。镇干部赶到现场没收了所有酒席食材，并将陆续赶来的人一一劝回。

无论是传统人情规则还是公共规则，都约束借机敛财的整酒。但在“整酒风”盛行时期，传统人情规则失去了约束力。公共规则的入场，迅速得到了村民的认可与支持。村民借助公共规则的权威，逐渐摆脱了人情异化的困境。此处公共规则与地方性人情规则形成一种共识性融合。

（二）村民人情往来中的“情”“义”与“利”

在前文的分析中，村民的行为逻辑，以及规则融合的基本形态已初步凸显。为了更为全面地展现村民的人情往来过程，接下来本文要将分析的对象转向作为吃酒方的村民。在川鄂村“禁酒令”的执行过程中，虽然政府文件规定吃酒方也要受罚，但实际上很少真正落实，仅仅起到震慑作用。可以说，政府的公共规则并未对随礼的村民（吃酒方）起到直接约束的作用。真正影响吃酒方行为策略的，是政府干预所营造的抵制违规整酒的制度环境。这扩展了村民行为的选择空间，为村民拒随违规整酒，打破人情怪圈提供了充分理由。而这一作用机制，在不同类型的整酒中，发挥的作用也是不同的。

黄光国（2010）认为，在人情交换过程中，“关系判断”是行为主体首先考虑的问题，对应不同的关系，行为主体有不同的主导逻辑，并把中国的人际关系区分为工具性关系、情感性关系、混合性关系，分别对应公平法则、需求法则、人情法则。沈毅（2007）将差序格局中的关系要素厘清为情（情感）、义（义务）、利（工具），三种逻辑作用于不同的人际关系层次。面对不同类型的违规整酒，作为吃酒方的村民展现了不同的行为逻辑，影响了公共规则的执行程度与两种对立规则的融合方式。

1. 出于传统风俗的整酒：依“情”而行。若整酒方出于传统人情名目而整酒，大多数村民表示，只要是关系近，即便不欠人情，即便“禁酒令”不许，都会去吃酒随礼，这是情感使然。

“现在隔得近也要去。假如结二次婚他也整，然后第一任妻子生孩子整了的，第二任妻子生子，孩子外婆他们要来，他就还要整，如果隔得近，是一个院子的，或者山连山，别人都去了，那还不是要去。那如果不欠他人情但又是亲戚，也还是要去，否则对不住人。”（访谈 F05AW）

“知道他（关系好的）有事情，肯定去。比如农村生了孩子，一般是不允许整酒的，但是假如是你的亲姊妹等亲戚，那你肯定要去，对不对，就是他整酒，你也要去，这是农村的风俗。就是人情还是在的，也没办法的。假如是外人就不存在，政策说不允许整，不去就不去了，哈哈。”（访谈 F01AR）

显然，面对亲近的社会关系，作为吃酒方的村民对“禁酒令”的规定并不领情，公共规则的约束效力仅限于社会关系结构的外围。

2.出于人情周期的整酒：依“义”而行。俗语有云：“人情不是债，顶着锅儿卖。”“礼账平衡”的人情规则赋予在人情周期中处于相对不平衡的一方收回人情的权利，并要求欠人情的一方践行还人情的义务。还人情不仅是出于面子、关系，更重要的是出于道德义务，出于一种深层次的内在道德约束。

“现在整无事酒的不多，比如三朝酒，还有学酒，但是生酒基本上没有了，这种一般是关系比较好的才去，不是大规模的。如果欠人情了，一般只要通知了，不去可能性不大，也要去。关系好的不欠人情也得去，为人处世嘛，没的办法。”（访谈 F02PL）

“那政策出来了，如果有人偷偷整的话，我肯定不会去举报的，他整酒整他的，我不去就行了。他家整酒，假如说他家整搬家酒……他送我我送他，有一个礼尚往来……我肯定还是去啦。你不去的话，他不就说你这个人太不仁义，不地道了吧？”（访谈 F02PL）

可见，在出于人情周期的整酒中，不论关系远近，不论是违规整酒还是正规酒，只要欠人情，绝大多数村民都会去随礼，否则就会被视为“不仁义”“不地道”，这种情况下“禁酒令”被村民暂时搁置了。只要“禁酒令”无法约束整酒方，对方即便违规整酒，出于道德义务，还是得随礼。随着人情逐渐平衡，人情规则的约束减弱，村民在政府公共规则的支持下逐渐退出这类出于人情周期的违规整酒。

3.出于借机敛财的整酒类型：依“利”而行。“整酒风”盛行时，“有礼必随”的义务带来了沉重的经济负担。在出于借机敛财的整酒类型中，政府的公共规则完全发挥了作用。出于减少人情支出的经济考虑，“禁酒令”成为村民拒随违规整酒的行为依据与外部权威，减轻了村民的心理负担，得到村民的积极响应。这种情况下，口头上的“禁酒令”还不足以成为拒随违规整酒的理由，有的村民就会通过举报制度让“禁酒令”发挥作用，这是对政府公共规则的工具性运用，希望借政府的干预使整酒主家取消整酒，从而减少人情支出。有村民就道出了举报人的心理动机：

“这种人，别人整酒，他不去又不好，去了又是无事酒，这酒本来可以不整的，这样的人就举报了嘛，政府一制止，他就可以不去，就少些人情。”（访谈 F02AZ）

（三）人情治理的成效及规则融合形式

人情异化现象之所以产生，一方面是因为部分村民不断突破传统人情规则所确立的人情名目；另一方面，巧设人情名目与拒随人情的成本的不对称把越来越多的村民卷入人情异化的怪圈之中，且难以退出。为了治理人情异化问题，政府推行“禁酒令”，禁止除婚丧嫁娶以外的违规整酒。公共规则与既有的人情名目针锋相对，通过增加违规整酒的成本（罚款、取消补助），严打出于“利”的违规整酒，限制出于人情周期的违规整酒，控制出于“情”的传统整酒的人情范围——限于核心亲属及好友，减少了各种名目的违规整酒。对村民而言，即便违规整酒现象仍然存在，村民也能以“禁酒令”为由拒随人情。于是，村民的人情范围缩小了，随人情的频率降低了，人情支出也随之减少。

政府的人情治理收获了良好的成效。据政府公布的数据，川鄂村所在的兴隆镇，在开展治理工作的一个月內，接到群众举报近40起，劝退违规整酒90余例；截至2014年12月，奉节县共摸排拟操办违规整酒8380余件，通过教育劝阻制止7697件，制止率达到91.8%。一位村民对比整治前后，说：

“像今年子，我们（送人情）万把块钱都还没有，轻松好多了。那时（整治前）我们农村的哪个都是说要把整无事酒的挡了，把它挡起来就好了，一年啊我跟你说哈，打工啊在屋里啊挣的钱就是给

了那些整无事酒的，怪伤心了。”(访谈 F05AW)

在人情治理的过程中，公共规则对地方性人情规则的行政嵌入，塑造出了不同的人情情境，即三种不同类型的违规整酒。而面对这三种不同类型的违规整酒，各主体选择性地利用两种规则，使规则融合形态呈现出不同的特征（详见表 2）。

表 2 不同整酒类型中的规则融合形式与各主体行为策略

整酒类型	规则融合形式	镇干部		村干部		村民	
		行为	情境	行为	情境	行为	逻辑
出于传统风俗的整酒	妥协性融合	默许	礼法妥协	默许	礼法妥协	理解并支持	依情而行
出于人情周期的整酒	制衡性融合	禁止	礼法冲突	选择性执法	礼法困境	理解但不支持	依义而行
出于借机敛财的整酒	共识性融合	禁止	礼法一致	禁止	礼法一致	不支持，可能会举报	依利而行

在出于传统风俗的整酒类型中，公共规则与传统人情规则实现了妥协性融合。在社会关系的内核，村民依旧按照乡土社会的“情”的逻辑进行人情实践。整酒方与吃酒方都未遵从“禁酒令”，但会限制人情范围、收敛整酒方式，而镇干部与村干部亦持理解、默许的态度。

在出于人情周期的整酒类型中，制衡性的规则融合状态下，作为吃酒方的村民把平衡礼账的“义”作为其主导逻辑，当人情收支平衡之后，便退出人情怪圈。在此类人情情境中，何种规则居于支配地位取决于整酒行为的合理性被认可的程度，特别是村民对人情规则中“礼账平衡”义务的认可。如果合理性的认可度高，即便镇干部不准许，部分久未整酒的村民仍违背“禁酒令”冒险整酒，欠人情的村民出于“义”皆未遵从“禁酒令”。深度嵌入村庄内部的村干部则会面临两难的礼法困境：接受“礼账平衡”的合理性还是履行治理的责任？虽然面临困境，但随着人情礼账趋于平衡，村民在公共规则的支持下逐渐摆脱了人情异化的束缚。

在出于借机敛财的整酒类型中，共识性的人情融合状态给村民“拒随违规整酒”提供了充分的行为依据，成为调节村民态度与行为的中介变量。村民由原来“不愿意随一碍于脸面—不得不随”的情义分裂转向“不愿意随—政府禁令—照规拒随”的情义统一，甚至通过举报制度利用政府干预直接阻止违规整酒。人情异化现象得到有效控制。

六、结论与讨论

基于以上所展现的川鄂村从人情异化，到政府开展人情治理工作，再到人情秩序得以再造的完整过程，本文认为，政府干预农村人情事务之所以能够取得良好成效，并得到村民的赞许，关键在于公共规则与人情规则的有效融合。各主体在不同的人情交往情境中，选择性地遵从适宜的规则而行动。对立规则在不同融合形态下，深度嵌入乡村社会关系结构，最终再造人情秩序。

公共规则具有足够的权威才能抑制人情异化，而村民选择性地遵从政府的公共规则并借以摆脱异化人情的束缚又缓解了其与人情规则的冲突，这显现出一种“工具性权威”。韦伯将权威定义为“某些具体命令（或全部命令）得到既定人员全体服从的概率……任何名副其实的支配（权威）形式都会包含一种最低限度自愿服从”（马克斯·韦伯，2010）。公共规则借助政府的权威以及各种规制手段约束

了违规整酒，村民选择性地服从权威，缓和了公共规则与人情规则的对立冲突，并借用这种权威摆脱“有礼必随”的人情规则的束缚。可见，政府的公共规则兼具权威性与工具性，非绝对的权威性给予工具性空间，但足够的权威性亦保障了工具性。一般观点认为，国家权力的扩张将降低乡村社会的自主性，这一观点成立的前提是村庄具有内生秩序的能力。然而，在人情异化的背景下，人情已无法通过村庄内部组织力量以及地方规范获得秩序，那么政府干预将有助于支持村民摆脱集体困境，正是这种“工具性权威”而非“绝对性权威”使村民在对立规则的约束下反而扩展了人情往来中的行为空间。

仪式性人情是社会关系结构的表达。徐晓军（2009）认为乡村社会关系已分化出内核与外围的结构，社会关系的外围高度利益化，而内核部分高度情感化。本文研究发现，在人情往来中，社会关系结构还展现了“义”的维度。政府的公共规则未能完全渗透进社会风俗与日常生活领域，在个人社会关系结构的核心部分，即涉及最为亲近的社会关系与还人情的义务关系，公共规则被村民有意悬置起来；在个人社会关系结构的外围部分，即关系较远且不欠人情的社会关系中，原本存在“有礼必随”的义务关系，由于与情、利相冲突，被村民借公共规则巧妙规避了，呈现“低情—低义”的特征。因此，两种对立规则的融合实质是“普遍主义”取向的公共规则对“特殊主义”取向的人际关系结构的适应。只有这种“深度适应”才能化解公共规则与人情规则表面的冲突，共同再造乡村人情秩序。

参考文献

- 1.陈柏峰，2011：《农村仪式性人情的功能异化》，《华中科技大学学报(社会科学版)》第1期。
- 2.陈午晴，2018：《“讲人情”的内在精神及其异化》，《青年研究》第6期。
- 3.狄金华，2011：《被困的治理》，华中科技大学博士学位论文。
- 4.狄金华、钟涨宝，2014：《从主体到规则的转向——中国传统农村的基层治理研究》，《社会学研究》第5期。
- 5.丁志刚、王杰，2019：《中国乡村治理70年：历史演进与逻辑理路》，《中国农村观察》第4期。
- 6.杜鹏，2019：《熟人社会的阶层分化：动力机制与阶层秩序》，《社会学评论》第1期。
- 7.冯川，2018：《中国村落社会助行为的二重构造——对助行为异化的一个解释框架》，《中国农村观察》，第6期。
- 8.耿羽、王德福，2010：《类型比较视野下的中国村庄“人情”研究》，《青年研究》第4期。
- 9.贺灵敏、秦安宁、秦瑶，2018：《信贷功能的凸显：渠村人情资源功能的转向与异化》，《青年研究》第2期。
- 10.贺雪峰，2011：《论熟人社会的人情》，《南京师大学报（社会科学版）》第4期。
- 11.贺雪峰、仝志辉，2002：《论村庄社会关联——兼论村庄秩序的社会基础》，《中国社会科学》第3期。
- 12.侯才，2001：《有关“异化”概念的几点辨析》，《哲学研究》第10期。
- 13.黄光国，2010：《人情与面子：中国人的权力游戏》，载黄光国、胡先缙等著《人情与面子：中国人的权力游戏》，北京：中国人民大学出版社，第1-44页。
- 14.刘涛、王震，2007：《中国乡村治理中“国家—社会”的研究路径——新时期国家介入乡村治理的必要性分析》，《中国农村观察》第5期。
- 15.刘小峰，2018：《礼单中的“差序格局”——基于一个农户礼单账册的调查》，《中国农村观察》第5期。
- 16.马春波、李少文，2004：《农村人情消费状况研究——鄂北大山村调查》，《青年研究》第12期。

17. 马克斯·韦伯, 2010: 《经济与社会(第一卷)》, 阎克文译, 上海: 上海人民出版社。
18. 彭玉生, 2009: 《当正式制度与非正式规范发生冲突: 计划生育与宗族网络》, 《社会》第1期。
19. 沈毅, 2007: 《“差序格局”的不同阐释与再定位——“义”“利”混合之“人情”实践》, 《开放时代》第4期。
20. 宋丽娜, 2014: 《熟人社会是如何可能的: 乡土社会的人情与人情秩序》, 北京: 社会科学文献出版社。
21. 魏万青、刘庄, 2017: 《冲突背景下的非正式制度与政策落实——以宗族网络对计划生育影响为例》, 《社会学评论》第1期。
22. 徐晓军, 2009: 《内核—外围: 传统乡土社会关系结构的变动——以鄂东乡村艾滋病病人社会关系重构为例》, 《社会学研究》第1期。
23. 杨华、欧阳静, 2011: 《农村人情的变异: 表现、实质与根源——对当前原子化农村地区人情的一项考察》, 《中州学刊》第5期。
24. 杨华、杨姿, 2017: 《村庄里的分化: 熟人社会、富人在村与阶层怨恨——对东部地区农村阶层分化的若干理解》, 《中国农村观察》第4期。
25. 周飞舟, 2006: 《从汲取型政权到“悬浮型”政权——税费改革对国家与农民关系之影响》, 《社会学研究》第3期。
26. 朱晓莹, 2003: 《“人情”的泛化及其负功能——对苏北一农户人情消费的个案分析》, 《社会》第9期。

(作者单位: ¹ 中国人民大学社会学系

² 中国人民大学社会学理论与方法研究中心)

(责任编辑: 小 秦)

Administrative Embeddedness and Rule Integration in the Governance of Rural Renqing: An Example from Chuan'e Village, Chongqing

Zheng Jiahao Zhou Jiteng

Abstract: In the face of the anomie and alienation of rural Renqing order, how can the administrative forces intervene to effectively help villagers get rid of the collective dilemma of Renqing alienation? This article takes Chuan'e Village, Chongqing, as an example. Through the analysis of the power operation mode, the cognitive mode and the action strategy of various actors in the governance process, the study points out that the key to the initial success of governance of rural Renqing is the interaction and integration of public rules and Renqing rules. On the one hand, public rules restrict Renqing items; on the other hand, villagers' selective compliance and the use of public rules ease the conflict between public rules and Renqing rules, which shows a kind of "instrumental authority". The essence of the integration of the two opposing rules is the adaptation of the universalism-oriented public rules to the particularism-oriented interpersonal relationship structure, so that the rural social order can be rebuilt. This study presents the practice process of public rules driven by villagers' differentiated motives in different situations, and provides a reference for solving the dilemma of rural governance in the post-tax era.

Key Words: Alienation of Renqing; Governance of Renqing; Administrative Embeddedness; Rule Integration

风险感知、风险态度 与农户风险管理工具采纳意愿*

——以农业保险和“保险+期货”为例

尚 燕 熊 涛 李崇光

摘要：本文基于内蒙古自治区、黑龙江省和辽宁省417户玉米种植农户的调查数据，以农业保险与“保险+期货”为例，探讨农户风险感知、风险态度与风险管理工具采纳意愿的关系。首先，本文运用风险矩阵测量农户的风险感知，利用多元价格序列设计测量农户的风险态度；其次，采用Logit模型和层次回归验证风险感知、风险态度对农户风险管理工具采纳意愿影响的作用机制；最后，探究影响农户风险感知的因素，并对比农户风险感知水平与风险的实际发生情况。研究表明，68.6%的农户为风险规避型，分别有95.5%、91.6%和93.0%的农户对干旱、病虫害与价格风险的感知水平较高，且农户的干旱和价格风险感知水平与风险的实际发生情况较为吻合。农户对洪水、暴雨的风险感知水平低于风险的实际发生情况；农户的风险感知水平越高，对风险管理工具的采纳意愿就越强烈。农户的风险规避态度能提高其参与农业保险的意愿，但对其参与“保险+期货”的意愿无显著影响，且农户的风险规避态度将抑制其自然风险感知对参与农业保险意愿的促进作用。

关键词：风险感知 风险态度 农业保险 “保险+期货”

中图分类号：F323 **文献标识码：**A

一、引言

农业产量保险和价格保险是农业生产经营中最重要的金融工具（叶明华等，2014）。农业保险的非营利性决定了农业保险的发展离不开政府的支持（关伟等，2005）。2007年中央将“农业保险保费补贴”列入财政补贴预算科目，此后，历年农业保险的保费补贴比例均在70%以上，例如，2017年全国农业保险保费收入为477.70亿元，保费补贴达362.7亿元（庹国柱，2018）。“保险+期货”首次出现

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“基于动态模型平均的区间型预测技术及在农产品期货市场的应用研究”（项目编号：71771101）、国家自然科学基金面上项目“‘金融化’背景下我国期货与现货市场风险评价与传导研究”（项目编号：71673103）的资助。本文通讯作者：熊涛。

于 2016 年中央“一号文件”，自此，中央连续三年提出要稳步扩大“保险+期货”试点。然而，在实践过程中，作为农业保险的购买主体，农户对农业保险的有效需求明显不足（刘亚洲、钟甫宁，2019），参与“保险+期货”的意愿也较低（王燕青、武拉平，2018）。既然农业风险会对农业收入产生严重的负面影响（刘亚洲等，2019），那么，农户为何抵触农业保险和“保险+期货”？政府和保险公司又该如何引导农户主动参与农业保险及“保险+期货”？回答以上问题不但可以为农户进行风险管理提供决策参考，而且有利于保障农业可持续发展，维护国家粮食安全（庾国柱、张峭，2018）。

农业保险是保险公司根据农业保险合同，对被保险人在农业生产过程中因保险标的遭受约定的自然灾害、意外事故、疫病或者疾病等事故所造成的财产损失承担赔偿责任保险金责任的保险活动^①。随着农业保险的发展，学界开展了农业保险的参与意愿、支付意愿等实证研究（例如杜鹏，2011；宁满秀等，2006），梳理了农业保险的历史进程并总结了国外发展农业保险可借鉴的经验（例如吴东立、谢风杰，2018；Milton Boyd 等，2007）。农业价格保险是管理农产品价格波动带来的市场风险，是农业保险发展完善的关键着力点（王燕青、武拉平，2018），“保险+期货”则是农业价格保险与期货市场相结合，促进农业价格保险发展的重要形式。当前学者聚焦于从宏观层面探讨农业价格保险模式、美国农产品价格风险管理经验，以及“保险+期货”服务农业风险管理的若干问题等（例如刘岩、于左，2008；安毅、方蕊，2016；李铭、张艳，2019），而着眼于农户层面的研究明显不足。已有关注农户层面的文献仅分析了农户对“保险+期货”的参与程度，以及“保险+期货”对提高农户种粮积极性的作用（例如王燕青、武拉平，2018；方蕊等，2019）。

风险感知和风险态度是影响农户风险管理工具采纳的关键因素。国外学者不仅讨论了风险感知或风险态度单方面对农户风险管理行为的影响（例如 Menapace et al., 2016；Sitkin and Weingart, 1995；Hellerstein et al., 2013），而且关注了风险感知、风险态度两方面对农户风险管理工具采纳的影响。有研究表明，风险感知对农户风险管理行为无影响，风险态度对农户采取事前与事后风险管理行为具有显著影响（Winsen et al., 2016）。此外，国外学者针对农户风险感知、风险态度的影响因素也开展了丰富的研究，以期为保险公司及推广风险管理工具的服务人员提供可参考的科学依据（例如 Akhtar et al., 2018）。然而，国内学者缺少对风险感知、风险态度与农户风险管理关系的关注，仅探讨了风险感知对农户参与农业保险的影响，或将风险感知作为影响因素之一纳入农户参与农业保险的研究中（例如叶明华等，2014；刘飞，陶建平，2016；王敏俊，2009），并未考察风险感知、风险态度对农户参与农业保险及“保险+期货”的影响，也未对农户的风险感知、风险态度进行科学、严谨的测量。

为了弥补已有研究的不足，本文利用玉米规模种植农户的调查数据，首先运用风险矩阵测量农户的风险感知，利用多元价格序列设计测度农户的风险态度；其次采用 Logit 模型和层次回归实证分析风险感知、风险态度对农户风险管理工具采纳意愿的影响，以及风险态度的调节作用；最后分析影响农户风险感知的因素，并进一步对比农户风险感知水平与风险的实际发生情况，以期提高农户的风险感知水平，降低风险感知与风险态度对农户风险管理工具采纳意愿的阻碍，提升农户的抗风险能力。

^①参见《农业保险条例》第二条。

本文可能的贡献在于：第一，分别运用风险矩阵和多元价格序列设计，更加科学地测量农户的风险感知与风险态度；第二，首次探讨农户风险感知与风险的实际发生情况的差异，以评估农户风险感知的准确度；第三，利用农户调查数据，探究风险感知与风险态度对农户参与农业保险和“保险+期货”意愿的影响及其区别，为提升农户风险管理的综合能力提供政策建议。

二、研究假说

风险感知是指农户对风险造成农业生产和农业收入潜在负面影响的认知（Ullah et al., 2017），包括风险发生的可能性及负面影响的大小，被广泛应用于农户风险决策框架（例如 Winsen et al., 2016; Fahad et al., 2018）。本文中的风险感知是指农户对自然风险（包括洪水、暴雨、病虫害、干旱）和市场风险发生频率及严重性的感知。风险感知是一个主观概念（Wauters et al., 2014），受年龄、受教育年限、非农收入、风险经历等因素的影响（Ullah et al., 2015; Akhtar et al., 2018）。相比于风险的实际发生情况，农户的风险管理决策更易被风险感知左右（Wauters et al., 2014），导致他们的风险管理意愿因风险感知不同而产生差异（Alam and Guttormsen, 2019）。例如，风险感知水平高说明农户认为该风险发生的可能性或对农业生产的负面影响较大。此时，农户更愿意积极参与风险管理，以降低风险损失。反之，风险感知水平低则说明农户认为该风险发生的可能性或者对农业生产的负面影响不足为虑，不需要特意采取措施进行风险管理。此时，农户的风险管理意愿较低。基于此，本文提出如下假说：

H1：农户的风险感知水平越高，他们就越愿意进行风险管理。

风险态度是指农户愿意承担风险的态度（Wauters et al., 2014）。在经济学预期效用框架下，风险态度由效用函数的曲率来衡量。 $u''(w)$ 是度量效用函数曲率的一个指标（Olarinde et al., 2007），其中， u 表示效用， w 表示农户的初始财富，但它会随着效用函数的正单调变换而改变，为了剔除这种变换影响，可以运用指标 $u''(w)/u'(w)$ 。相对风险规避函数为 $R(w) = -u''(w)/u'(w)$ ，其中， $R(w)$ 代表风险规避程度。当 $R(w) > 0$ 时，代表风险规避，当 $R(w) < 0$ 时，代表风险偏好，当 $R(w) = 0$ 时，代表风险中立。虽然不同领域的决策行为与风险感知有关，但风险态度相对稳定（Weber et al., 2002; Weber and Milliman, 1997）。据此，本文将风险态度定义为一种个人倾向，即农户持续、稳定地承担或避免风险的态度。农户越规避风险，就越愿意采取措施降低潜在的风险损失。基于此，本文提出如下假说：

H2：农户越规避风险，他们就越愿意进行风险管理。

农户的风险感知可能因其风险态度不同而存在差异（杨卫忠，2018），例如，风险规避型农户在相同的风险水平下，可能会受风险规避心理的影响而高估风险的严重性，导致其风险感知水平较高，迫切希望采取措施进行风险管理。然而，风险偏好型农户在相同的风险水平下，可能会受风险偏好心理的影响而低估风险的严重性，导致其风险感知水平低，从而拒绝进行风险管理。基于此，本文提出如下假说：

H3：农户的风险规避态度在风险感知影响其风险管理工具采纳意愿中起正向调节作用，即农户的风险规避态度会强化风险感知对其风险管理工具采纳意愿的促进作用。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文所用数据来自于2019年7月~8月在内蒙古自治区、黑龙江省、辽宁省开展的玉米种植农户调查。选择此三省(自治区)作为调查区域主要基于以下原因:第一,此三省(自治区)是中国玉米主要种植省(自治区),2018年三省(自治区)的玉米总产量占全国总产量的32.45%,并且在2008~2018年期间,三省(自治区)的玉米总产量均占全国总产量的25%以上^①,在中国玉米粮食安全中占有重要地位;第二,调查地区的农户主要以种植业为主,51.32%的农户中农业收入占家庭总收入的65%以上^②,面对农业风险,农户亟需有效的风险管理工具;第三,本文以农户参与农业保险与“保险+期货”的意愿为研究内容,三省(自治区)农户的户均玉米种植面积大,较为符合“保险+期货”政策的推广主体特征。

根据本文的研究目的,研究团队首先在大连商品交易所开展的“保险+期货”试点项目涉及的地区中随机选取了内蒙古自治区赤峰市敖汉旗作为调查区域;其次根据政府相关部门介绍,在敖汉旗随机选取长胜镇和木头营子乡作为调查的样本乡镇;再次在长胜镇随机选取了5个行政村,在木头营子乡随机选取了3个行政村,共计8个行政村;最后在每个行政村根据“保险+期货”的参与名单随机选取30~40个农户开展调查。若选取的样本村中参与“保险+期货”的农户较少,则随机选取30~40个玉米种植面积在1.33公顷以上的农户作为调查对象。最终,研究团队在内蒙古自治区一共选取了210个样本农户开展问卷调查,剔除无效问卷后,获得有效问卷203份。

另外,研究团队在黑龙江省和辽宁省分别选取了玉米种植面积较大的双城区和法库县作为调查区域,然后在双城区随机抽取了联兴镇、东官镇和青岭乡,在法库县随机抽取了卧牛石乡作为样本乡镇,之后在每个样本乡镇选取人口较多且以玉米种植为主的1~5个行政村,最后在每个样本村随机抽取玉米种植面积在1.33公顷以上的30~50户农户进行调查,最终在黑龙江省和辽宁省一共选取了216个样本农户开展问卷调查,剔除无效问卷后,获得有效问卷214份。

调查对象为户主或者了解家庭农业生产情况的家庭成员。调查问卷主要包括五部分:第一部分为受访者的个体特征,包括年龄、受教育年限、务农年限、政治面貌等;第二部分为农户家庭经营与资产情况,包括家庭收入、耕地面积、土地情况等;第三部分为风险及农户风险管理的基本情况,包括当地自然风险和市场风险的实际发生情况,以及农户的风险感知、风险态度及所采取的风险应对措施等;第四、第五部分分别为农户参与农业保险和“保险+期货”的基本情况及农户认知,包括农业保险和“保险+期货”的实施情况、农户对农业保险及“保险+期货”的了解,以及农户认为当前农业保险和“保险+期货”存在的问题。

为了确保获取信息的准确性,本次调查采取入户式一对一的访谈形式。调查员均为硕士研究生和

^①数据来源:国家统计局网站(<http://www.stats.gov.cn/>)。

^②数据来源:本次调查数据。

博士研究生，在调查前接受了专业培训，详细了解了每一个问题的设置目的。此外，为了确保信息的真实性，提高农户的配合度，降低农户的戒备心理，调查前调查员首先向农户表明身份，说明此问卷仅用于科学研究，并向每一位受访者支付 20 元的务工补贴。本次调查共发放 426 份调查问卷，剔除无效问卷后，获得有效问卷 417 份，问卷有效率为 97.89%。

(二) 变量说明

1.被解释变量：风险管理工具采纳意愿。本文的被解释变量是农户风险管理工具采纳意愿，由农户参与农业保险或“保险+期货”的意愿衡量，若农户愿意参与农业保险或“保险+期货”，被解释变量取值为 1；否则，被解释变量取值为 0。

2.核心解释变量：风险感知和风险态度。本文关注的自然风险包括洪水、暴雨、干旱和病虫害，关注的市场风险为价格风险。借鉴已有研究对风险感知的定义（参见 Ullah et al., 2017; Akhtar et al., 2018），在访谈时调查员请农户根据李克特五分量表（从 1~5 分别代表不严重~十分严重）对洪水、暴雨、干旱、病虫害及价格风险发生的频率及严重性进行打分，以测量农户对以上 5 种风险将造成农业生产负面影响的感知水平。在变量的设置过程中，笔者将每个农户对每种风险发生频率和严重性的评分相加，得到农户对每种风险的风险感知系数（见图 1）。其中，风险感知系数为 2~5 代表风险感知水平低，6~10 代表风险感知水平高（Ullah et al., 2017; Akhtar et al., 2018）。由于自然风险包含 4 种风险，最终对农户的 4 种风险感知系数取平均值，以衡量农户的自然风险感知。价格风险感知系数衡量的是农户的市场风险感知。

	5	6	7	8	9	10 高
频 率	4	5	6	7	8	9
	3	4	5	6	7	8
	2	3	4	5	6	7
	1	2	3	4	5	6
		低				
		1	2	3	4	5
		严 重 性				

图 1 风险矩阵

多元价格序列设计（multiple price list, MPL）被普遍运用于测量农户的风险态度（例如 Lucas and Pabuayan, 2011; Hellerstein et al., 2013）。该方法要求农户从设计的 10 对彩票（每对彩票均包含彩票 A 与彩票 B）的每一对彩票中做出选择，即选择彩票 A 还是彩票 B。参考已有研究对原始彩票价值的

设定及中国农村的实际情况，研究团队将彩票初始值设定为 1600 元或 1200 元（彩票 A），3000 元或 80 元（彩票 B）。10 对彩票的设计见表 1。从表 1 可以看出，相比于彩票 B，彩票 A 的收益波动较小（只有 400 元），为安全选项。在 10 种情形中，概率按照 10%的比例依次变化，预期收益也随之改变。在 1~4 的决策情况下，彩票 A 的预期收益大于彩票 B，但在 5~10 的决策情况下，彩票 B 的预期收益大于彩票 A。

表 1 风险态度测量表

编号	彩票 A	彩票 B
1	10%可能性是 1600 元，90%可能性是 1200 元	10%可能性是 3000 元，90%可能性是 80 元
2	20%可能性是 1600 元，80%可能性是 1200 元	20%可能性是 3000 元，80%可能性是 80 元
3	30%可能性是 1600 元，70%可能性是 1200 元	30%可能性是 3000 元，70%可能性是 80 元
4	40%可能性是 1600 元，60%可能性是 1200 元	40%可能性是 3000 元，60%可能性是 80 元
5	50%可能性是 1600 元，50%可能性是 1200 元	50%可能性是 3000 元，50%可能性是 80 元
6	60%可能性是 1600 元，40%可能性是 1200 元	60%可能性是 3000 元，40%可能性是 80 元
7	70%可能性是 1600 元，30%可能性是 1200 元	70%可能性是 3000 元，30%可能性是 80 元
8	80%可能性是 1600 元，20%可能性是 1200 元	80%可能性是 3000 元，20%可能性是 80 元
9	90%可能性是 1600 元，10%可能性是 1200 元	90%可能性是 3000 元，10%可能性是 80 元
10	100%可能性是 1600 元，0%可能性是 1200 元	100%可能性是 3000 元，0%可能性是 80 元

风险态度的测量有两种方式：第一种方式是根据安全选项的个数测量农户的风险态度。安全选项个数表示农户选择彩票 A 的频率，选择彩票 A 的频率越高，说明其风险规避程度越高（Holt and Laury, 2002）。0~3 个安全选项代表风险偏好，4 个安全选项代表风险中性，5~9 个安全选项代表风险规避（Holt and Laury, 2002）；第二种方式是基于效用函数测算农户的风险态度。基于 Arrow-Parrrt 相对风险厌恶系数计算农户的风险态度（Vollmer et al., 2017），可以得到农户的相对风险厌恶系数值。但是，Arrow-Parrrt 相对风险厌恶系数存在一定的争议（Tanaka et al., 2010）。因此，本文选取第一种方式测度农户的风险态度，风险态度的测量结果见表 2。

表 2 农户的风险态度测量结果

序号	安全选项的个数	风险态度	相对风险厌恶系数	农户数量	占比 (%)
1	0	极度风险偏好	$r < -1.63$	32	7.7
2	1	高度风险偏好	$-1.63 < r < -0.90$	4	1.0
3	2	非常风险偏好	$-0.90 < r < -0.46$	16	3.8
4	3	一般风险偏好	$-0.46 < r < -0.13$	25	6.0
5	4	风险中性	$-0.13 < r < 0.15$	54	12.9
6	5	轻度风险厌恶	$0.15 < r < 0.41$	51	12.2
7	6	一般风险厌恶	$0.41 < r < 0.67$	55	13.2
8	7	非常风险厌恶	$0.67 < r < 0.96$	45	10.8
9	8	高度风险厌恶	$0.96 < r < 1.36$	33	7.9
10	9	完全风险厌恶	$r > 1.36$	102	24.5

3.控制变量。借鉴已有研究（例如杜鹏，2011；Saqib et al., 2016），本文选取受访者的个体特征（性别、年龄、受教育年限、务农年限）和家庭特征（劳动力人数、总人口、家庭总收入、土地面积）作为控制变量，同时，为了降低地区差异的影响，模型中还纳入了省份虚变量。

（三）数据描述性统计及样本特征

主要变量的描述性统计见表3。在417个样本农户中，愿意参与农业保险的农户占比为86.3%，愿意参与“保险+期货”的农户占比为67.6%。67.1%的农户自然风险感知水平低，93.0%的农户市场风险感知水平高。农户的风险态度以风险规避为主，风险规避型的农户占比为68.6%。受访者以年龄在40~59岁（69.5%）、受教育年限在7年以下（48.2%）的男性（62.6%）为主。此外，90.7%的受访者从事农业生产的年限超过19年；样本农户家庭以劳动力人数为2~3人（70.0%）、总人口为3~5人（68.8%）的家庭为主。77.5%的农户家庭的总收入在7万元以下，70.7%的农户家庭的土地面积为0.67~2.66公顷。

表3 主要变量及描述性统计

变量名称	变量含义	分类	样本量	占比 (%)	均值	标准差
被解释变量						
农户参与农业保险的意愿	您是否愿意参与农业保险?	是=1;	360	86.3	0.86	0.34
		否=0	57	13.7		
农户参与“保险+期货”的意愿	您是否愿意参与“保险+期货”?	是=1;	282	67.6	0.68	0.48
		否=0	135	32.4		
核心解释变量						
自然风险感知	洪水、暴雨、干旱和病虫害风险感知系数的平均值	低 (2~5)	280	67.1	5.44	0.75
		高 (6~10)	137	32.9		
市场风险感知	价格风险感知系数值	低 (2~5)	29	7.0	8.04	1.77
		高 (6~10)	388	93.0		
风险态度	安全选项个数	风险偏好 (0~3)	77	18.5	5.78	2.72
		风险中性 (4)	54	12.9		
		风险规避 (5~9)	286	68.6		
控制变量						
性别	受访者的性别	男=1	261	62.6	0.63	0.48
		女=0	156	37.4		
年龄	受访者在2019年的年龄	40岁以下	38	9.1	52.13	9.26
		40~59岁	290	69.5		
		60岁及以上	89	21.4		
受教育年限	受访者的受教育年限 (年)	7年以下	201	48.2	6.82	2.61
		7~9年	189	45.3		
		10~12年	25	6.0		
		13年及以上	2	0.5		

(续表3)

务农年限	受访者截至2019年的务农年限(年)	20年以下	39	9.3	31.09	10.66
		20~39年	276	66.2		
		40年及以上	102	24.5		
劳动力人数	家庭劳动力人数(人)	2人以下	41	9.8	2.59	0.99
		2~3人	292	70.0		
		4人及以上	84	20.2		
总人口	家庭总人口数(人)	3人以下	65	15.6	4.02	1.41
		3~5人	287	68.8		
		6人及以上	65	15.6		
家庭总收入	家庭2018年总收入(万元)	4万元以下	173	41.5	5.48	5.47
		4~6.99万元	150	36.0		
		7~9.99万元	39	9.3		
		10万元及以上	55	13.2		
土地面积	2018年实际种植面积(公顷)	0.67~1.32公顷	129	30.9	2.80	3.31
		1.33~2.66公顷	166	39.8		
		2.67~3.99公顷	51	12.3		
		4公顷及以上	71	17.0		

四、实证结果与分析

(一) Logit 模型估计结果

考虑到农户风险管理工具采纳意愿为二元选择变量,而Logit模型已被学者们广泛运用于农户的行为决策分析(例如Zeng et al., 2019),本文构建Logit模型探究风险感知、风险态度对农户风险管理工具采纳意愿的影响,模型的形式如下:

$$P(y_i = 1) = \alpha + \beta_1 perception_i + \beta_2 attitude_i + \gamma X_i + \mu \quad (1)$$

(1)式中, i 代表第 i 个农户, $P(y_i = 1)$ 代表第 i 个农户愿意进行风险管理的概率, $perception_i$ 代表第 i 个农户的风险感知, $attitude_i$ 代表第 i 个农户的风险态度, X_i 代表控制变量,包括受访者的个体特征和家庭特征, α 代表常数项, β_1 、 β_2 和 γ 代表回归系数, μ 为残差项。

表4报告了风险感知与风险态度对农户风险管理工具采纳意愿的影响结果。本文借鉴何可等(2015)的回归方法,首先,回归1和回归3为仅包括控制变量的基准回归,两个基准回归的Nagelkerke R^2 分别为0.142和0.007。回归2和回归4分别在回归1和回归3的基础上引入风险感知与风险态度两个核心解释变量,两个回归的Nagelkerke R^2 分别提高了16%和1343%,说明引入风险感知与风险态度两个变量使模型的解释度提高了。下面本文基于回归2和回归4的结果进行讨论。

表 4 风险感知、风险态度对农户风险管理工具采纳意愿影响的 Logit 模型回归结果

变量名称	农户参与农业保险的意愿		农户参与“保险+期货”的意愿	
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
自然风险感知	—	0.323* (0.188)	—	—
市场风险感知	—	—	—	0.164*** (0.062)
风险态度	—	0.099* (0.057)	—	-0.013 (0.043)
性别	-0.334 (0.326)	-0.298 (0.333)	0.228 (0.234)	0.265 (0.241)
年龄	0.007 (0.025)	0.010 (0.026)	-0.040** (0.020)	-0.048** (0.020)
受教育年限	0.114* (0.063)	0.122* (0.065)	0.046 (0.045)	0.040 (0.045)
务农年限	0.000 (0.021)	0.001 (0.022)	0.008 (0.016)	0.010 (0.017)
劳动力人数	-0.352* (0.184)	-0.326* (0.188)	-0.067 (0.126)	-0.040 (0.128)
总人口	0.254* (0.138)	0.251* (0.139)	0.178* (0.093)	0.176** (0.095)
家庭总收入	0.001 (0.045)	-0.002 (0.045)	0.029 (0.029)	0.035 (0.030)
土地面积	0.008 (0.060)	0.014 (0.059)	-0.075* (0.043)	-0.079* (0.044)
省份虚变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	417	417	417	417
Cox & Snell R ²	0.078	0.091	0.050	0.072
Nagelkerke R ²	0.142	0.165	0.007	0.101

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著；②括号中的数字是标准误。

1.风险感知对农户风险管理工具采纳意愿的影响。回归 2 和回归 4 的结果显示，自然风险感知和市场风险感知变量分别在 10%和 1%的统计水平上显著，且系数为正，即农户的风险感知水平越高，越愿意进行风险管理，假说 H1 得到验证。类似地，以往研究表明，较高的风险感知水平将促进农户的风险管理行为 (Saqib et al., 2016)。

2.风险态度对农户风险管理工具采纳意愿的影响。回归 2 的结果显示，风险态度变量在 10%的统计水平上显著，且系数为正，即农户的风险规避程度越高，他们越愿意参与农业保险。然而，回归 4 的结果表明，风险态度变量对农户参与“保险+期货”的意愿未产生显著影响，这与假说 H2 不符。可

能的原因是：一方面，“保险+期货”仍处于试点阶段，农户缺乏了解。在调查中，研究团队了解到仅有 22.78%的农户知道“保险+期货”；另一方面，农户面对新事物往往会高估可能面临的风险及困难（Morwitz et al., 2007），更不愿意做“第一个吃螃蟹的人”。Wauters et al. (2014) 也表明，相比于远期合约或期货，农户更加愿意选择债务管理、流动性管理等内部风险管理。

3.控制变量对农户风险管理工具采纳意愿的影响。回归 2 和回归 4 的结果显示，受教育年限、总人口变量在 10%的统计水平上对农户参与农业保险的意愿有显著的正向影响，劳动力人数变量在 10%的统计水平上对农户参与农业保险的意愿有显著的负向影响；年龄变量在 5%的统计水平上对农户参与“保险+期货”的意愿有显著的负向影响，总人口变量在 5%的统计水平上对农户参与“保险+期货”的意愿有显著的正向影响。需要引起注意的是，土地面积变量对农户参与“保险+期货”的意愿有显著的负向影响，意味着农户的土地面积越大，他们越不愿意参与“保险+期货”。这可能是因为，在开展“保险+期货”试点的调查地区，除了国家补贴贫困户参与“保险+期货”之外，主动参与“保险+期货”的主体基本为种植大户。保险公司的实际赔付款是影响农户参与“保险+期货”意愿的重要因素（李铭、张艳，2019），然而，研究团队在调查中了解到，参与“保险+期货”的种植大户在保险合同约定期限结束后并未获得购买时保险公司所承诺的无赔款优待^①，这严重降低了他们继续参与“保险+期货”的积极性。

（二）风险态度在风险感知影响农户风险管理工具采纳意愿中的调节作用

为了探讨农户的风险规避态度是否有助于强化其风险感知对采纳风险管理工具意愿的促进作用，本文借鉴温忠麟等（2005）研究，采用层次回归检验风险态度在风险感知影响农户风险管理工具采纳意愿中的调节作用，构建模型如下：

$$y_i = \alpha_0 + \mu_0 perception_i + \mu_1 attitude_i + e_0 \quad (2)$$

$$y_i = \alpha_1 + \mu_2 perception_i + \mu_3 attitude_i + \mu_4 perception_i \times attitude_i + e_1 \quad (3)$$

（2）式和（3）式中， $perception_i$ 为解释变量风险感知， $attitude_i$ 为调节变量风险态度， $perception_i \times attitude_i$ 为解释变量和调节变量的交互项， $\alpha_0, \alpha_1, \mu_0, \mu_1, \mu_2, \mu_3, \mu_4$ 为系数， e_0, e_1 为残差项。通过检验 $perception_i \times attitude_i$ 的回归系数可以判断风险态度是否存在调节作用。若 $perception_i \times attitude_i$ 回归系数显著，说明存在调节作用。层次回归的第一步（模型一）是将风险感知、风险态度变量纳入模型，分析主效应；第二步（模型二）是将风险感知与风险态度的交互项纳入模型，分析调节作用。风险态度在风险感知影响农户风险管理工具采纳意愿中的调节作用检验的回归结果见表 5。

^①无赔款优待是指如果保险到期时不发生价格风险，参与“保险+期货”的农户可以享受每亩 4 元的最低赔付额。

表 5 风险态度在风险感知影响农户风险管理工具采纳意愿中的调节作用检验的回归结果

变量	回归5		回归6	
	农户参与农业保险的意愿		农户参与“保险+期货”的意愿	
	模型一	模型二	模型一	模型二
自然风险感知	0.032 (0.022)	0.128*** (0.050)	— —	— —
市场风险感知	— —	— —	0.033** (0.013)	0.011 (0.029)
风险态度	0.019*** (0.006)	0.114*** (0.044)	-0.004 (0.008)	-0.035 (0.038)
自然风险感知×风险态度	— —	-0.017** (0.008)	— —	— —
市场风险感知×风险态度	— —	— —	— —	0.004 (0.005)

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著；②括号中的数字是标准误。

由回归 5 中模型二的结果可知，自然风险感知与风险态度的交互项在 5%的统计水平上显著，且系数为负，这说明，风险态度在自然风险感知影响农户参与农业保险的意愿中起负向调节作用。市场风险感知与风险态度的交互项对农户参与“保险+期货”的影响不显著，这说明风险态度在市场风险感知影响农户参与“保险+期货”的意愿中不起调节作用，假说 H3 未得到验证。可能的原因是，农户对政策性保险的基本信息缺乏了解以及对商业保险的刻板印象致使他们并不十分相信政策性保险的风险管理效果，认为其本身就存在一定风险。在调查中，研究团队了解到，即使对于实行多年的农业保险，也仅有 21.6%的农户了解保费和补偿标准，而了解投保及理赔信息的农户则更少（11%）。农户对“保险+期货”的保费和补偿标准及如何投保理赔信息的了解情况更加严峻（了解的农户比例分别仅为 5.6%和 3.4%）。这导致了政策性保险无法有效推广，也使得农户的风险规避态度促进其市场风险感知对参与“保险+期货”意愿的积极作用无法有效发挥，甚至出现农户的风险规避态度抑制其自然风险感知对参与农业保险意愿促进作用的情况。

五、进一步探讨

为了针对性地提高农户的风险感知水平，研究团队分析了影响农户风险感知的因素，并进一步统计了调查区域自然灾害的实际发生情况，以及玉米价格的波动情况，且与农户的风险感知水平作了对比，以此了解农户风险感知的准确度。

（一）农户的风险感知水平

表 6 及图 2 显示了农户的风险感知水平。99.3%的农户对洪水的风险感知水平低，其中，风险感知系数为 2 的农户占比最高（93.8%）；89.4%的农户对暴雨的风险感知水平低，其中，风险感知系数为 2 的农户占比为 70.5%。这表明，大部分样本农户认为当地的洪涝灾害并不严重。相反地，95.5%的

农户对干旱的风险感知水平高，其中，风险感知系数为 10 的农户占比达到 49.4%，其次是风险感知系数为 8 的农户（21.6%）；91.6%的农户对病虫害的风险感知水平高，其中，以风险感知系数为 8 的农户为主（31.2%），其次是风险感知系数为 10 的农户（27.1%）；93.0%的农户对价格风险的风险感知水平高，其中，风险感知系数为 10 的农户占比最高（31.2%），其次是风险感知系数为 8 的农户（27.6%）。总体而言，在自然风险中，农户对干旱、病虫害的风险感知水平较高，对洪水、暴雨的风险感知水平较低；对于市场风险，农户的风险感知水平较高。

表 6 农户风险感知系数测量结果

风险感知水平	风险感知系数	洪水		暴雨		干旱		病虫害		价格风险	
		频率	占比(%)	频率	占比(%)	频率	占比(%)	频率	占比(%)	频率	占比(%)
风险感知水平低	2	391	93.8	294	70.5	1	0.2	3	0.7	2	0.5
	3	10	2.4	37	8.9	3	0.7	4	1.0	0	0.0
	4	12	2.9	35	8.4	9	2.2	13	3.1	14	3.4
	5	1	0.2	7	1.7	6	1.4	15	3.6	13	3.1
	6	2	0.5	25	6.0	27	6.5	42	10.1	74	17.7
风险感知水平高	7	0	0.0	13	3.1	20	4.8	37	8.9	28	6.7
	8	1	0.2	6	1.4	90	21.6	130	31.2	115	27.6
	9	0	0.0	0	0	55	13.2	60	14.3	41	9.8
	10	0	0.0	0	0	206	49.4	113	27.1	130	31.2

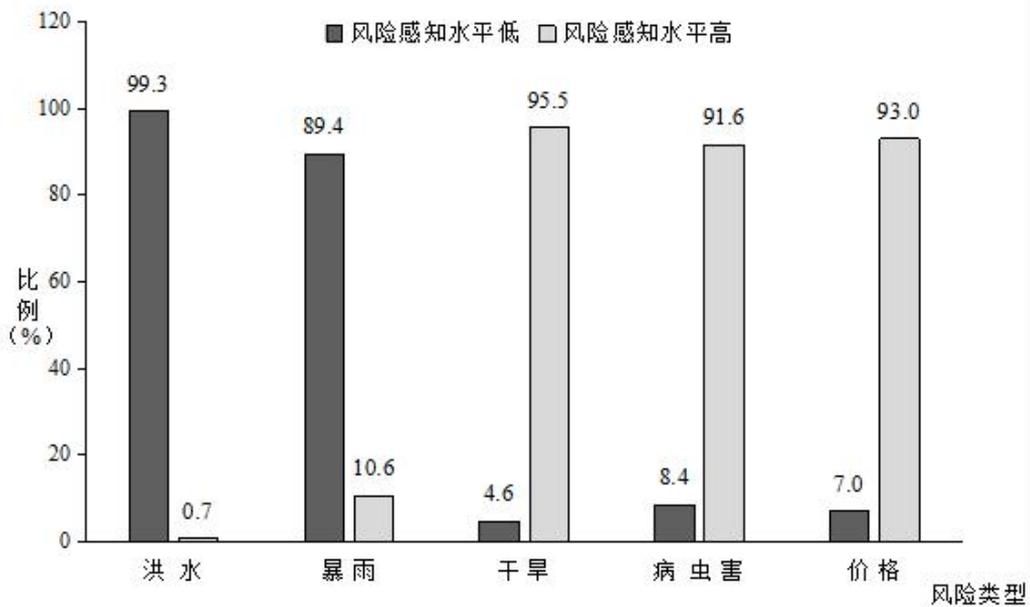


图 2 农户风险感知水平的分布情况

（二）农户风险感知的影响因素

本文将自然风险感知与市场风险感知变量分别作为被解释变量，探究农户风险感知的影响因素。

根据已有研究,若农户风险感知系数为6~10,则表示风险感知水平高,被解释变量取值为1;若农户风险感知系数为2~5,则表示风险感知水平低,被解释变量取值为0(Ullah et al., 2017; Akhtar et al., 2018)。解释变量为受访者的个体特征(性别、年龄、受教育年限、务农年限)和家庭特征(劳动力人数、总人口、家庭总收入、土地面积),以及省份虚变量。本文建立Logit模型分析农户风险感知的影响因素,模型回归结果见表7。

表7 农户风险感知影响因素的回归结果

变量名称	回归7		回归8	
	自然风险感知		市场风险感知	
	系数	标准误	系数	标准误
性别	0.174	0.232	0.370	0.436
年龄	-0.055**	0.023	0.000	0.046
受教育年限	-0.068	0.046	-0.123	0.081
务农年限	0.040**	0.020	-0.054	0.039
劳动力人数	-0.162	0.122	0.005	0.214
总人口	0.050	0.089	-0.105	0.154
家庭总收入	0.030	0.026	0.012	0.049
土地面积	-0.058	0.047	-0.019	0.079
省份虚变量	已控制		已控制	
Cox & Snell R ²	0.037		0.021	
Nagelkerke R ²	0.051		0.052	

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

表7的结果显示,在回归7中,年龄变量在5%的统计水平上显著,且系数为负,表明受访者的年龄对农户自然风险感知有负向影响。可能的原因是,受访者年龄越小,他们的身体素质越高,记忆力越强,对近几年发生的自然风险的感知越深刻。而随着受访者年龄的增长,其遗忘性提高,对发生的自然风险感知水平降低。务农年限变量在5%的统计水平上显著,且系数为正,表明受访者的务农年限对农户自然风险感知有正向影响。可能的原因是,务农年限长的受访者遭受的自然灾害较多,导致他们对自然风险的感知水平较高。回归8的结果显示,农户价格风险感知与受访者的个体特征和家庭特征无关。可能的原因是,受访者基本都意识到了近几年价格风险的严重性。由图2可知,93.0%的农户对价格风险的感知水平较高,因此农户的价格风险感知并不受个体和家庭差异的影响。

(三) 调查地区自然风险的实际发生情况

考虑到数据可得性,本文利用《中国农业年鉴》的数据,统计了1997~2016年调查地区干旱及洪涝灾害的实际发生情况。风险发生的严重程度可用灾害异常指数来度量(吴祖葵等,2018),具体的测算方法如下:

$$\varpi = \frac{a(B' - B'') + a' B''}{B} \quad (4)$$

$$\varphi = \frac{\varpi_i - \bar{\varpi}}{\delta} \quad (5)$$

(4) 式中, ϖ 代表灾损系数, 即自然灾害导致的农作物减产率; B 代表作物播种面积; B' 代表作物受灾面积; B'' 代表成灾面积; a 、 a' 分别为农业统计中规定的达到“受灾”和“成灾”水平的减产率, 一般取值为 $0.1 \leq a < 0.3$, $a' \geq 0.3$ 。本文借鉴吴祖葵等(2018)的研究, 将 a 的取值设定为 0.1, a' 的取值设定为 0.3。

(5) 式中, φ 代表灾害异常指数, ϖ_i 代表第 i 年的灾损系数, $\bar{\varpi}$ 代表灾损系数平均值, δ 代表灾损系数均方差。当 $\varphi < 0$ 且 $\varphi \neq \bar{\varpi}/\delta$ 时, 灾害为小灾; 当 $0 \leq \varphi < 0.5$ 时, 灾害为轻灾; 当 $0.5 \leq \varphi < 1.0$ 时, 灾害为中灾; 当 $\varphi \geq 1.0$ 时, 灾害为重灾。

1.1997~2016 年调查地区干旱灾害的实际发生情况。图 3 显示的是 1997~2016 年内蒙古自治区、黑龙江省、辽宁省干旱灾害异常指数的分布, 图 4 显示的是三省(自治区)干旱灾害的发生比例。由图 3 可知, 三省(自治区)的干旱灾害异常指数波动较大, 最高为 2.4, 最低为 -1.6。从图 4 可以看出, 近 20 年中, 三省(自治区)的干旱灾害发生比例均在 95% 以上, 其中, 内蒙古自治区、黑龙江省、辽宁省的中灾和重灾发生比例之和分别为 35%、30% 和 30%。这说明, 调查地区的干旱风险较为严重, 中灾和重灾的负面影响不容忽视, 农户的干旱风险感知水平高也不足为奇。

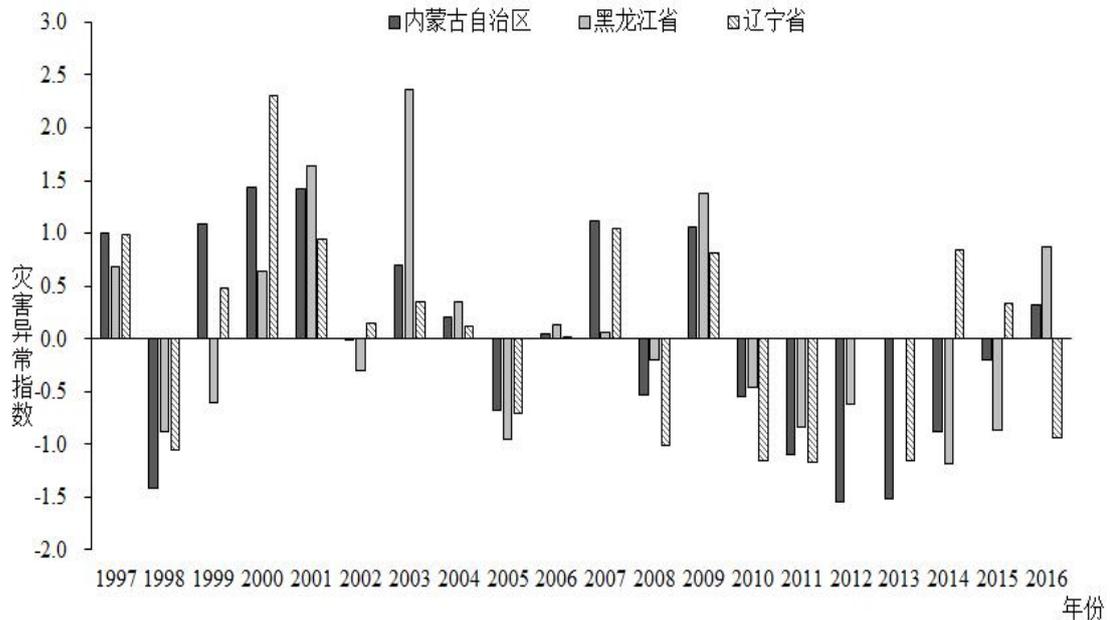


图 3 1997~2016 年调查地区干旱灾害的灾害异常指数

资料来源: 根据《中国农业年鉴》(1998~2017 年, 历年, 中国农业年鉴编辑委员会编, 中国农业出版社出版) 数据计算。

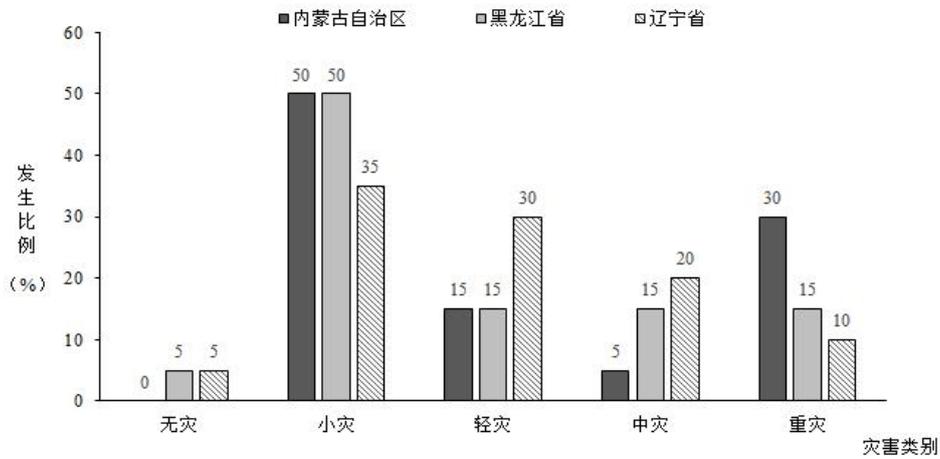


图4 1997~2016年调查地区干旱灾害的发生比例

2.1997~2016年调查地区洪涝灾害的实际发生情况。内蒙古自治区、黑龙江省、辽宁省洪涝灾害异常指数的分布及灾害发生比例分别见图5和图6。从图5中可知，三省（自治区）近20年的洪涝灾害异常指数大部分都小于0，说明以小灾为主。从图6中可知，内蒙古自治区、黑龙江省和辽宁省的小灾发生比例分别为75%、70%和70%，但是，这并不表明洪涝风险可以被忽视。中灾和重灾在黑龙江省和辽宁省较为严重，发生比例之和均为25%。2019年黑龙江省遭受了严重的洪涝灾害，导致90个县（市、区）的75.59万人次受灾^①，同样，2019年台风“利奇马”也给辽宁省的农业生产造成了极大的负面影响。调查地区虽然存在一定的洪涝风险隐患，但样本数据显示，分别仅有0.7%和10.6%的农户对洪水、暴雨的风险感知水平较高（见图2），说明洪水、暴雨风险未引起农户的足够重视。

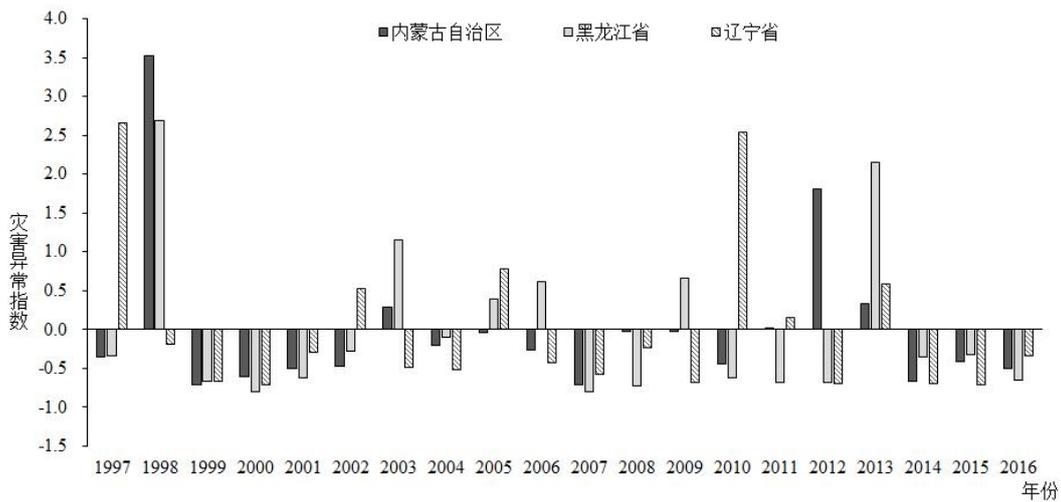


图5 1997~2016年调查地区洪涝灾害的灾害异常指数

^①数据来源：新华网（<http://www.xinhuanet.com>）

资料来源：根据《中国农业年鉴》（1998~2017年，历年，中国农业年鉴编辑委员会编，中国农业出版社出版）数据计算。

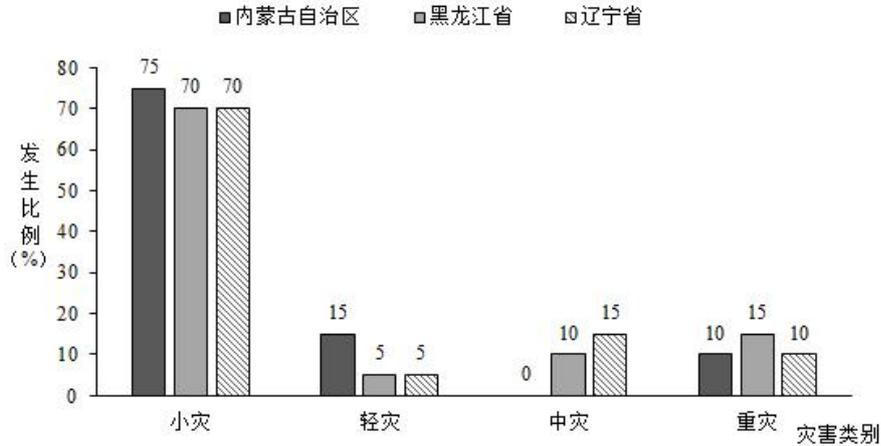


图6 1997~2016年调查地区洪涝灾害的发生比例

（三）调查地区市场风险的实际发生情况

本文以内蒙古自治区、黑龙江省、辽宁省2007~2019年玉米现货价格波动来衡量玉米市场风险的实际发生情况。虽然2008~2016年实行了玉米临时收储政策，但农民对市场价格的关注从未停止。调查中了解到，样本农户的玉米销售集中在11月和12月。因此，本文最终选取三省（自治区）2007~2019年11月份和12月份的玉米日度价格平均值代表玉米当年的现货价格，并以该价格波动衡量玉米的价格风险。如果价格下跌，则表示价格风险高；如果价格上升，则表示价格风险低。2007~2019年三省（自治区）玉米现货价格的波动情况见图7。

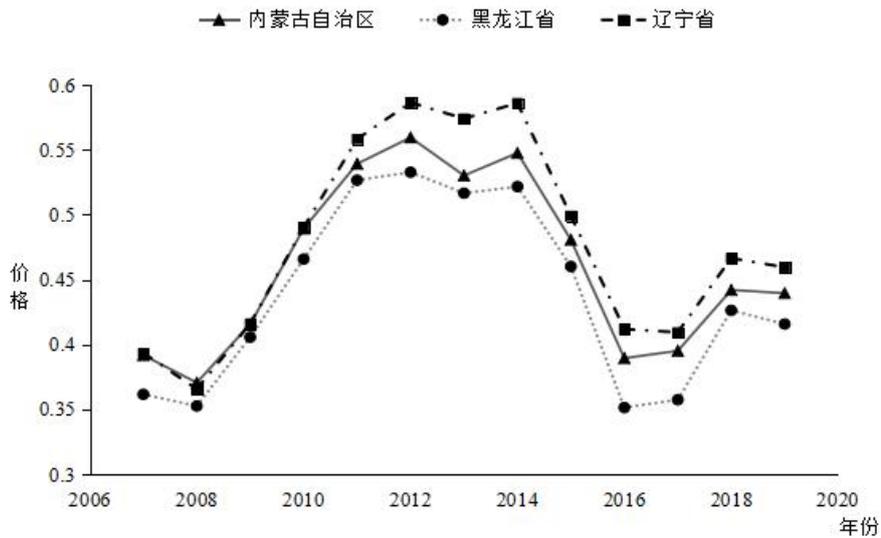


图7 2007~2019年调查地区玉米现货价格的波动情况 (元/公斤)

资料来源：布瑞克数据库 (<http://www.chinabpic.com>)。

由图 7 可知, 2007~2019 年三省(自治区)的玉米现货价格波动明显, 尤其是 2014~2016 年, 三省(自治区)的玉米现货价格由最低 0.52 元/公斤跌至最低 0.35 元/公斤, 跌幅分别达到 29%、33% 和 30%。虽然 2016~2018 年价格略有上浮, 但最高价仅为 0.47 元/公斤, 2019 年价格呈回落态势。可见, 2014~2019 年玉米现货价格以下跌为主, 且下跌幅度较大。农户价格风险感知与近几年玉米价格波动直接相关, 因此样本农户价格风险感知水平较高也不足为奇。由此, 更进一步证明, 无论是考虑农户价格风险感知, 还是价格风险的实际发生情况, 农户均亟需有效的风险管理工具, 以转移或分散市场风险。

六、结论及政策建议

本文基于内蒙古自治区、黑龙江省和辽宁省 417 户玉米种植农户的调查数据, 以农业保险和“保险+期货”为例, 探讨风险感知、风险态度对农户风险管理工具采纳意愿的影响。具体地, 本文运用风险矩阵测度农户的风险感知, 利用多元价格序列设计测度农户的风险态度, 在此基础上运用 Logit 模型和层次回归分析风险感知、风险态度与农户风险管理工具采纳意愿的关系, 并进一步探究影响农户风险感知的因素, 对比农户风险感知与风险的实际发生情况。研究结果显示, 第一, 68.6%的农户为风险规避型, 农户对干旱、病虫害与价格风险的风险感知水平较高, 且农户的干旱和价格风险感知水平与风险的实际发生情况较为吻合; 农户对洪水、暴雨的风险感知水平低于风险的实际发生情况; 第二, 农户的风险感知水平越高, 对风险管理工具的采纳意愿就越强烈。农户的风险规避态度能够提高其参与农业保险的意愿, 对其参与“保险+期货”的意愿无显著影响; 第三, 农户的风险规避态度抑制了其风险感知对参与农业保险意愿的促进作用。

基于以上结论, 本文提出如下政策建议:

第一, 加强风险信息公开与宣传, 提高农户风险感知的准确度。相关部门可以利用往年自然风险导致的粮食减产数量等数据及历年农产品价格波动数据, 预测未来的自然风险及市场风险, 并及时向农户宣传预测的风险信息。鉴于农业电视节目有限, 尤其缺乏专门的农业风险类节目, 农户往往无法获取足够的农业风险信息的问题, 建议地方电视台开设专门的农业风险管理节目, 总结往年全国各地自然风险与市场风险的发生情况及其对农业生产和农民生活的负面影响, 并播报当年监测到的气温、降水等异常情况及其可能对农业生产的负面影响; 地方农业部门可辅助手机资讯或微信公众号等, 传播实时气象以及农产品的价格波动信息; 村委会可以安排专人及时地在微信群发布或转发自然风险和风险信息, 并提醒农户学习、转发, 以求通过全方位、多层次的农业风险信息传播提高农户风险感知的准确度。

第二, 提升农户对农业保险和“保险+期货”基本情况的了解, 提高农户风险管理的积极性。在农业保险和“保险+期货”的推广过程中, 保险合同并未得到充分的解读, 导致农户对农业保险和“保险+期货”的补偿标准、操作原则和保险条款等信息获取不足, 难以调动其参与农业保险和“保险+期货”的热情。并且, 农户参与农业保险和“保险+期货”后往往仅有保费收据, 有的农户甚至没有收到任何凭证, 保险公司往往未将保险合同细则交予农户, 使得农户对农业保险及保险公司缺乏信任。

因此，为了提升农户对农业保险及“保险+期货”的了解，提高农户的参与水平，需要针对性地加强农业保险和“保险+期货”基本信息的解读与宣传。建议每年组织专业人员针对农业保险和“保险+期货”的基本条款和新增条款等进行讲课授课，并在灾害发生之后及时开展保险答疑会，解答农户关于如何确定损失，如何赔偿等问题，从而提高农户对农业保险及“保险+期货”的了解和信任。除此之外，随着信息化的发展，微信已经逐渐成为农户日常交流的主要方式之一。因此，应加强微信平台的利用，可将农业保险和“保险+期货”的保险合同细则制成图片，在村民微信群组中进行宣传，将农业保险及“保险+期货”的宣传和推广渗入到农户的日常生活中。

第三，设计不同保障水平的农业保险，满足农户的差异化需求。随着现代农业的发展，种植大户及新型农业主体的数量不断增加。此类农户的种植面积大，农业生产成本高，理论上自然灾害对其造成风险损失的概率远高于对普通农户造成损失的概率；另外，不同地块的排水、灌溉等生产禀赋不同，干旱、洪涝等自然灾害对其造成风险损失的概率也不同。如果只提供单一保障水平的农业保险，则会造成风险损失概率小的农户补贴风险损失概率大的农户（Milton Boyd 等，2007）。因此，保险公司应推出费率、补贴标准和赔偿标准具有差异性的农业保险，提高保险产品的丰富度，以满足差异化的保险需求。例如，种植大户及新型农业主体的保险需求高，保障水平要求高，对此，保险公司可推出高保费、高保障水平的农业保险，同时政府可适当降低保费补贴；普通农户的保险需求与保障水平由于自身禀赋等不同而存在差异，对此，保险公司应推出不同档次的农业保险，农户可以根据自身需求，自由购买与其期望保障水平与保费价格相一致的农业保险；贫困农户的支付能力有限，为助其脱贫致富，政府应鼓励并支持贫困农户参与农业保险，适当增加保费补贴，为贫困农户提供基本的农业生产保障。

第四，强化政府支持，简化“保险+期货”合约。首先，政府支持是“保险+期货”发展的保障（唐国柱、张峭，2018）。政府除了从资金上提供支持，还应加强对农业保险和“保险+期货”保障农业生产功能的宣传，激发农户进行风险管理的主动性。在农业保险和“保险+期货”的宣传推广中，应着力介绍其分散和转移农业风险、降低农业损失的功能，并举例说明农业保险在干旱、洪涝等自然灾害发生年份是如何发挥其弥补农业生产物化成本的作用，从而实现农户“灾害年份保收入”的，以及“保险+期货”在粮食价格下降年份是如何发挥其转移市场风险的作用，从而实现农户“丰收年份增收”的。其次，简单明晰的“保险+期货”合约是“保险+期货”发展的基础。农户对于期货缺乏了解，甚至认为购买期货是一种投机行为，这种误解使得农户警惕及抵触心理极高。保险公司在制定“保险+期货”合约时，可以制定一份简单易懂的宣传单，简要说明“保险+期货”的内容，并利用图片解释政府、保险公司、期货公司与农户的关系，着重说明“保险+期货”的保险标的、保险价格、补偿标准等农户关心的问题，详尽解读“保险+期货”赔偿成功的案例，使得农户能够正确地理解“保险+期货”的目的与内容，提高农户对“保险+期货”的参与意愿。

参考文献

- 1.安毅、方蕊，2016：《我国农业价格保险与农产品期货的结合模式和政策建议》，《经济纵横》第7期。

- 2.杜鹏, 2011:《农户农业保险需求的影响因素研究——基于湖北省五县市 342 户农户的调查》,《农业经济问题》第 11 期。
- 3.方蕊、安毅、刘文超, 2019:《“保险+期货”试点可以提高农户种粮积极性吗? ——基于农户参与意愿中介效应与政府补贴满意度调节效应的分析》,《中国农村经济》第 6 期。
- 4.关伟、郑适、马进, 2005:《论农业保险的政府支持、产品及制度创新》,《管理世界》第 6 期。
- 5.何可、张俊飏、张露、吴雪莲, 2015:《人际信任、制度信任与农民环境治理参与意愿——以农业废弃物资源化为例》,《管理世界》第 5 期。
- 6.李铭、张艳, 2019:《“保险+期货”服务农业风险管理的若干问题》,《农业经济问题》第 2 期。
- 7.刘飞、陶建平, 2016:《风险认知、抗险能力与农险需求——基于中国 31 个省份动态面板的实证研究》,《农业技术经济》第 9 期。
- 8.刘亚洲、钟甫宁, 2019:《风险管理 VS 收入支持: 我国政策性农业保险的政策目标选择研究》,《农业经济问题》第 4 期。
- 9.刘亚洲、钟甫宁、吕开宇, 2019:《气象指数保险是合适的农业风险管理工具吗? 》,《中国农村经济》第 5 期。
- 10.刘岩、于左, 2008:《美国利用期货市场进行农产品价格风险管理的经验及借鉴》,《中国农村经济》第 5 期。
- 11.Milton Boyd、Jeffrey Pai、易细纯、张峭, 2007:《加拿大农业保险的经历和经验》,《中国农村经济》第 2 期。
- 12.宁满秀、苗齐、邢鹏、钟甫宁, 2006:《农户对农业保险支付意愿的实证分析——以新疆玛纳斯河流域为例》,《中国农村经济》第 6 期。
- 13.庾国柱, 2018:《从 40 年政策变化喜看我国农业保险蓬勃发展》,《保险研究》第 12 期。
- 14.庾国柱、张峭, 2018:《论我国农业保险的政策目标》,《保险研究》第 7 期。
- 15.王敏俊, 2009:《影响小规模农户参加政策性农业保险的因素分析——基于浙江省 613 户小规模农户的调查数据》,《中国农村经济》第 3 期。
- 16.王燕青、武拉平, 2018:《“保险+期货”模式及农户参与程度研究——基于微观调研数据的实证分析》,《华南理工大学学报(社会科学版)》第 3 期。
- 17.温忠麟、侯杰泰、张雷, 2005:《调节效应与中介效应的比较应用》,《心理学报》第 2 期。
- 18.吴东立、谢凤杰, 2018:《改革开放 40 年我国农业保险制度的演进轨迹及前路展望》,《农业经济问题》第 10 期。
- 19.吴祖葵、杨敬华、刘勃, 2018:《我国玉米主产省自然灾害灾情分析》,《中国农业资源与区划》第 3 期。
- 20.杨卫忠, 2018:《风险感知、风险态度对农村土地经营权流转的影响研究——以浙江省嘉兴市农村土地经营权流转为例》,《中国土地科学》第 9 期。
- 21.叶明华、汪荣明、吴莘, 2014:《风险认知、保险意识与农户的风险承担能力——基于苏、皖、川 3 省 1554 户农户的问卷调查》,《中国农村观察》第 6 期。
- 22.Akhtar, S., G. Li, R. Ullah, A. Nazir, M. A. Igba, M. H. Raza, N. Iqbal, and M. Faisal, 2018: “Factors Influencing Hybrid Maize Farmers' Risk Attitudes and Their Perceptions in Punjab Province, Pakistan”, *Journal of Integrative Agriculture*, 17(6): 1454-1462.
- 23.Alam, M. A., and A. G. Guttormsen, 2019: “Risk in Aquaculture: Farmers' Perceptions and Management Strategies in

Bangladesh”, *Aquaculture Economics & Management*, 23(4): 359-381.

24.Fahad, S., J. Wang, A. A. Khan, A. Ullah, U. Ali, M. S. Hossain, S. U. Khan, T. L. H. Nguyen, X. Yang, G. Hu, and A. Bilal, 2018: “Evaluation of Farmers' Attitude and Perception toward Production Risk: Lessons from Khyber Pakhtunkhwa Province, Pakistan”, *Human and Ecological Risk Assessment*, 24(6): 1710-1722.

25.Hellerstein, D., N. Higgins, and J. Horowitz, 2013: “The Predictive Power of Risk Preference Measures for Farming Decisions”, *European Review of Agricultural Economics*, 40(5): 807-833.

26.Holt, C. A., and S. Laury, 2002: “Risk Aversion and Incentive Effects”, *American Economic Review*, 92(5): 1644-1655.

27.Lucas, M. P., and I. M. Pabuayon, 2011: “Risk Perceptions, Attitudes, and Influential Factors of Rainfed Lowland Rice Farmers in Ilocos Norte, Philippines”, *Asian Journal of Agriculture & Development*, 8(2): 61-77.

28.Menapace, L., G. Colson, and R. Raffaelli, 2016: “A Comparison of Hypothetical Risk Attitude Elicitation Instruments for Explaining Farmer Crop Insurance Purchases”, *European Review of Agricultural Economics*, 43(1): 113-135.

29.Morwitz, V. G., J. H. Steckel, and A. Gupta, 2007: “When do Purchase Intentions Predict Sales?”, *International Journal of Forecasting*, 23(3): 347-364.

30.Olarinde, L. O., V. M. Manyong, and J. O. Akintola, 2007: “Attitudes towards Risk among Maize Farmers in the Dry Savanna Zone of Nigeria: Some Prospective Policies for Improving Food Production”, *African Journal of Agricultural Research*, 2(8): 399-408.

31.Saqib, S. E., M. M. Ahmad, S. Panezai, and U. Ali, 2016: “Factors Influencing Farmers' Adoption of Agricultural Credit as a Risk Management Strategy: The case of Pakistan”, *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 17: 67-76.

32.Sitkin, S. B., and L. R. Weingart, 1995: “Determinants of Risky Decision-Making Behavior: A Test of the Mediating Role of Risk Perceptions and Propensity”, *Academy of Management Journal*, 38(6): 1573-1592.

33.Tanaka, T., C. F. Camerer, and Q. Nguyen, 2010: “Risk and Time Preferences: Linking Experimental and Household Survey Data from Vietnam”, *The American Economic Review*, 100(1): 557-571.

34.Ullah, R., G. P. Shivakoti, and G. Ali, 2015: “Factors Effecting Farmers' Risk Attitude and Risk Perceptions: The case of Khyber Pakhtunkhwa, Pakistan”, *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 13: 151-157.

35.Ullah, R., G. P. Shivakoti, F. Zulfiqar, M. N. Iqbal, and A. A. Shah, 2017: “Disaster Risk Management in Agriculture: Tragedies of the Smallholders”, *Natural Hazards*, 87(3): 1361-1375.

36.Vollmer, E., D. Hermann, and O. Musshoff, 2017: “Is the Risk Attitude Measured with the Holt and Laury Task Reflected in Farmers' Production Risk?”, *European Review of Agricultural Economics*, 44(3): 399-424.

37.Wauters, E., F. V. Winsen, Y. D. Mey, and L. Lauwers, 2014: “Risk Perception, Attitudes towards Risk and Risk Management: Evidence and Implications”, *Agricultural Economics-Zemledska Ekonomika*, 60(9): 389-405.

38.Weber, E. U., and R. A. Milliman, 1997: “Perceived Risk Attitudes: Relating Risk Perception to Risky Choice”, *Management Science*, 43(2): 123-144.

39.Weber, E. U., A. R. Blais, and N. E. Betz., 2002: “A Domain-specific Risk-attitude Scale: Measuring Risk Perceptions and Risk Behaviors”, *Journal of Behavioral Decision Making*, 15(4): 263-290.

40. Winsen, V. F., Y. D. Mey, L. Lauwers, S. V. Passel, M. Vancauteran, and E. Wauters, 2016: "Determinants of Risk Behaviour: Effects of Perceived Risks and Risk Attitude on Farmer's Adoption of Risk Management Strategies", *Journal of Risk Research*, 19(1): 56-78.

41. Zeng, Y. M., J. B. Zhang, and K. He, 2019: "Effects of Conformity Tendencies on Households' Willingness to Adopt Energy Utilization of Crop Straw: Evidence from Biogas in Rural China", *Renewable Energy*, 138: 573-584.

(作者单位: 华中农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 张丽娟)

Risk Perception, Risk Attitude and Farmers' Willingness to Adopt Risk Management Strategies: A Case Study of Crop Insurance and "Insurance + Futures"

Shang Yan Xiong Tao Li Chongguang

Abstract: This study conducts a structured survey of 417 farmers in Inner Mongolia, Heilongjiang and Liaoning to explore the relationship between farmers' risk perception, risk attitude, and their willingness to adopt risk management tools in the examples of crop insurance and "insurance + futures". First, the study uses the risk matrix and lottery experiment to measure farmers' risk perception and risk attitude. Second, it adopts the Logit model and hierarchical regression to verify the influencing mechanism of risk perception and risk attitude on farmers' willingness to adopt risk management tools. Finally, it explores the factors that influence farmers' risk perception and compares the level of farmers' risk perception with the actual risks. The results show that 68.6% of the farmers under survey are risk-averse. Farmers' risk perception of drought, plant diseases and price risks are higher, and their risk perception level of drought and price risks is found to be consistent with the actual occurrence of risks, while their perception of flood and rainstorm disasters is lower than that of the actual occurrence of risks. The higher the level of risk perception is, the stronger the willingness they have to adopt risk management strategies. Risk aversion attitude can improve farmers' willingness to participate in crop insurance but it has no significant impact on their willingness to participate in "insurance + futures". Farmers' risk-aversion attitude can restrain the promotion effect of natural risk perception on their willingness to participate in crop insurance.

Key Words: Risk Perception; Risk Attitude; Crop Insurance; "Insurance + Futures"

土地转入、地块规模与化肥减量*

——基于湖北省水稻主产区的实证分析

梁志会^{1,2} 张露^{1,2} 张俊飏^{1,2}

摘要：化肥减量施用是实现农业可持续发展的重要举措。既有研究普遍强调土地转入、规模经营的化肥减量贡献，然而，不同土地转入情景所表达的规模经营内涵和化肥减量潜力差异尚未得到充分重视。本文将转入地块的空间分布特征纳入理论分析框架，探析在分散化和连片化两类土地转入情景下农户化肥施用量的差异，并利用湖北省水稻主产区 1314 户稻农的样本数据进行实证检验。研究结果表明，若土地转入呈分散化特征，经营规模扩张将伴随土地细碎程度的加深，由此经营规模扩张的化肥减量效应会被抵消，土地细碎化甚至会加剧农户的化肥增施行为；若土地转入呈连片化特征，经营规模与地块规模将同步扩张，由此形成的地块层面的规模经济性将显著促进化肥减量施用。

关键词：化肥减量化 土地流转 规模经营 水稻

中图分类号：F323 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放以来，中国农业生产取得了巨大成就。1978~2018 年，粮食平均单位面积产量从 168.49 公斤/亩增至 374.70 公斤/亩，增幅约为 120%；人均粮食产量从 319 公斤/人增加至 472 公斤/人，增幅约为 50%^①。化肥和农药等化学品投入是中国粮食增产的重要驱动力。其中，仅化肥投入对粮食增产的贡献率就在 40%以上^②，甚至超过了家庭联产承包责任制实施所产生的制度红利（王剑锋、邓宏图，2014）。

*本文研究得到国家社会科学基金项目“基于流域生态系统特性的长江经济带农业绿色发展模式及利益关联主体协同响应策略研究”（项目编号：19BGL192）的资助。本文通讯作者：张露。

^①数据来源：1978 年的粮食平均单位面积产量数据来源于《改革开放三十年农业统计资料汇编》（国家统计局农村社会经济调查司编，中国统计出版社出版，2009 年）；2018 年的粮食平均单位面积产量数据与 1978~2018 年的人均粮食产量数据来源于《中国统计年鉴（2019）》（国家统计局编，中国统计出版社出版，2019 年）。

^②数据来源：农业部，《到 2020 年化肥使用量零增长行动方案》，http://www.moa.gov.cn/ztzl/mywrfz/gzgh/201509/t20150914_4827907.htm。

同样令人瞩目的是，在中国的农业生产中，化肥过量施用与低效利用现象普遍，造成了土壤肥力下降与水体污染等资源与环境问题，严重威胁农产品质量安全，阻碍农业的可持续发展（魏后凯，2017；张云华等，2019）。于是，2015年，农业农村部（原农业部）出台《到2020年化肥使用量零增长行动方案》，着力解决化肥过量施用这一突出问题。

农户是中国农业生产的微观主体，化肥减量施用及农业可持续发展目标的实现有赖于农户生产行为的转变。已有围绕化肥减量施用行为的研究主要包括3个角度，其一是从生产端出发，聚焦于农民个体或家庭因素的影响，如认知特征（巩前文等，2010；张复宏等，2017）、风险偏好（仇焕广等，2014）、收入水平或者兼业化程度等（朱淀等，2014）；其二是从消费端出发，侧重于构建农产品质量安全追溯体系，加大农产品质量安全监管力度，增强消费者对有机或绿色农产品的偏好，以此倒逼农业生产向化肥减量化方向转型（赵大伟，2012）；其三是从农业经营制度层面出发，聚焦于土地产权界定（周力、王镜如，2019）、土地经营权稳定性（郜亮亮、黄季焜，2011）、土地流转和规模经营（诸培新等，2017；蔡颖萍、杜志雄，2016；蔡荣等，2019；高晶晶等，2019）。

其中，基于土地流转和规模经营的化肥减量逻辑受到普遍重视。部分研究指出，农户的生产投资决策首要考虑成本收益，土地经营规模狭小可能导致长期投资收益激励不足（钟甫宁、纪月清，2009）。小规模经营农户偏好采纳生物化学技术以提高土地产出（诸培新等，2017）。而通过土地流转改善规模经济性，可以有效激励农户进行长期生产投资、采纳化肥减量化技术（Gao et al., 2018；贾蕊、陆迁，2018；张建等，2019）。然而，亦有研究认为，随着规模经营的扩大，农户化肥过量施用问题并未得到有效缓解（张晓恒等，2017）。甚至指出，土地转入及经营规模的扩张加剧了农户短期生产行为（Bambio and Agha, 2018）。可见，土地流转能否促进化肥减量，既有研究尚未达成共识。

产生分歧的原因在于，上述研究主要遵循“土地转入—规模扩张—化肥减量”的分析逻辑，土地流转与规模扩张被同质化处理，不同土地流转情景所表达的经营规模内涵与化肥减量潜力差异被忽视。事实上，土地转入包括分散转入与连片转入两种情景，规模扩张也包括经营规模扩张和地块规模扩张两个层面（郭阳等，2019）。分散化的土地转入虽然能够扩大经营规模，但却无法克服地块规模狭小的弊端，所以既有土地经营规模的扩张并不必然改善规模经济性（叶兴庆、翁凝，2018）。地块层面的规模经济才是农户规模经济的基础，土地连片经营产生的地块规模经济性才能诱导农户的长期投资行为（胡新艳等，2018）。由此可进一步推断，转入土地的空间分布差异所引致的不同类型的土地规模变动，可能会导致截然不同的化肥减量绩效。

基于此，本文首先从理论层面探析两类土地转入情景（分散转入与连片转入）引致的两类规模（经营规模与地块规模）的相对变动所产生的化肥减量差异及其理论逻辑，然后在实证层面上，利用湖北省水稻主产区1314户稻农的样本数据建立计量回归模型，并克服模型潜在的内生性问题，对理论模型开展实证检验。通过定性与定量相结合的分析，本文旨在客观地揭示土地转入、地块规模与化肥减量之间的关系，进而为农业化肥减量政策的制定提供决策参考。

二、理论分析框架

长期以来，以美国为代表的规模化农业发展模式因其显著的规模经济性而备受推崇。规模经济指经济效益随生产规模扩大而增加的现象，其特征是长期平均总成本随产量增加而减少。在经典厂商理论中，生产规模的表征主要为产量，而在农业种植领域，生产规模多表达为土地规模（许庆等，2011）。土地规模的扩大能够实现经济效益的增加，这主要得益于内部规模经济性，如达到机械设备的经营规模门槛或者提高灌溉工程的利用效率，以及外部规模经济性，如通过集中化或者大批量采购生产（服务）要素获得议价能力。

然而，与美国人少地多的要素禀赋条件截然相反，中国农业发展面临的基本格局是人多地少。同时，中国农村的土地为集体所有，农户凭借集体成员身份获得土地的使用权，并按照“远近搭配、肥瘦均匀”的原则承包土地以确保公平性（罗必良，2019）。由此，小规模与细碎化经营成为中国农村土地制度安排的两个显著特征。于是，通过明晰土地产权，促进土地交易市场发育，实现土地经营权的流转集中，被认为是获得农业规模经济性的重要方式（罗必良，2019）。

理想的情景是，在要素市场开放的条件下，具备非农就业能力的农户将劳动力配置于务工活动，将土地经营权转出，实现家庭收入流最大化；具备农业生产优势的农户转入土地，扩大经营规模。然而，现实的情景是，农户“离农不弃农”“离乡不离土”现象普遍。虽然农地流转率从2005年的4.5%上升至2017年的37%，但2017年经营规模在10亩以下的农户仍占农户总数的85.2%，并且自2014年起，全国家庭承包土地流转面积增速逐年回落^①。所以，既有的土地流转并未从根本上改变中国分散化与细碎化的家庭经营格局（罗必良，2019）。

辨析土地转入与土地规模间的关系，可以归纳出两类主要情景：其一，土地分散转入，经营规模扩张，地块规模无增加，甚至可能缩减；其二，土地连片转入，经营规模与地块规模同步扩张（其中，若土地以同等规模置换方式转入，以实现邻近地块整合，则经营规模不变，地块规模扩张）。两类情景可能造成经营绩效的显著差距（郜亮亮，2020），也可能造成化肥减量潜力的明显不同。如图1（a）所示，土地分散转入和连片转入情景下的总生产成本曲线分别为 S_1 和 S_2 ，对应到图1（b）中，土地分散转入和连片转入情景下的生产活动的边际生产成本曲线分别为 MC_1 和 MC_2 ，平均生产成本曲线分别为 AC_1 和 AC_2 。

在土地分散转入情景中：①当经营规模从 A_0 增加至 A_1 ， S_1 呈上升趋势，但是上升的速度递减。原因在于，在该经营规模区间内边际生产成本 MC_1 呈下降趋势， A_1 所对应的点 W 为边际生产成本最低点；②当经营规模从 A_1 增加至 A_3 ，由于 MC_1 呈上升趋势， S_1 上升的速度递增。但在经营规模到达 A_3 前， $MC_1 < AC_1$ ，平均生产成本处于下降阶段，生产活动仍处于规模经济区间。③当经营规模为 A_3 时，平均成本 AC_1 降到最低点 G ，此时有 $MC_1 = AC_1$ ， A_3 为最优经营规模；④当经营规模大

^①数据来源：农业部农村经济体制与经营管理司、农业部农村合作经济经营管理总站，2018：《中国农村经营管理统计年报（2017）》，北京：中国农业出版社。其中，农地流转率为农地流转面积占家庭承包经营土地面积的比重。

于 A_3 时, $MC_1 > AC_1$, 生产活动处于规模不经济区间。同理, 在土地连片转入情景下, 边际生产成本 MC_2 的最低点为 K 点, 对应的经营规模为 A_2 ; 在 H 点有 $MC_2 = AC_2$, 对应的最优经营规模为 A_4 。

在土地分散转入情景中, 经营规模扩张伴随着土地细碎程度的加深, 地块之间的转换成本(包括劳动力转场、生产资料运输、雇佣工人的劳动监督等成本)随之增加。因而在同等经营规模水平下, 土地分散转入情景中的总生产成本要高于连片转入情景中的总生产成本, 即 $S_1 > S_2$ 。当经营规模达到一定水平时, 转入一块与原有经营地块不相连的土地所带来的边际生产成本将显著增加(郭阳等, 2019), 这将加速生产活动跳过规模经济区间。因而相较于土地连片转入情景, 土地分散转入情景中总生产成本上升速度递增的经营规模拐点将提前, 即 $A_1 < A_2$, 最优经营规模也将更小, 即 $A_3 < A_4$ 。在两种情景中的最优经营规模水平上, 分散转入土地情景中的平均(边际)生产成本更高, 即 $Q_2 > Q_4$ 。

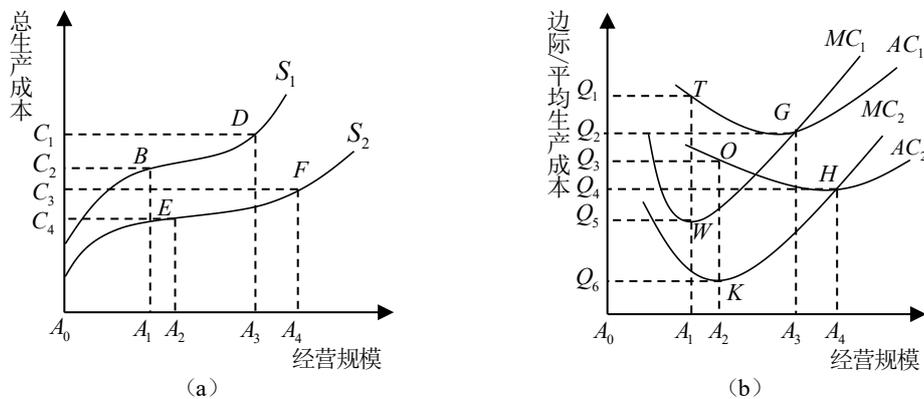


图1 土地转入情景及其规模经济性差异

可以发现, 在土地分散转入情景中, 由于经营规模的扩张无法实现地块规模同步扩张(或者说土地细碎程度的降低), 经营规模的进一步扩大难以有效改善规模经济性。而地块规模的局限也会形成对化肥减量的阻碍, 具体表现为:

第一, 化肥减量的机械化阻碍。机械作业需要在一定的空间范围内进行往复循环与转向运动, 地块规模狭小将降低机械作业的可能性, 而机械在不同地块之间转移也将增加生产作业成本, 增加了机械—劳动替代的难度。地块规模局限造成的机械化阻碍会进一步成为化肥减量的制约, 因为机械化一方面可以避免人工施肥的不均匀和不规范问题, 从而有效提升化肥的施用效率, 另一方面可以提升化肥用量的可追溯性, 从而显著增加产品“绿色”宣称的信度(苏效坡等, 2015)。

第二, 化肥减量的专业化阻碍。由于地块的分散性, 农户可能更倾向于种植多种作物(纪月清等, 2017)。地块分散再加上作物品种多样, 使得农户对农业专业化服务的需求有限, 难以吸引服务供应商进入市场, 继而会阻滞农业分工深化。然而, 农业施肥服务组织的培育正是实现化肥减量的关键所在, 其减量优势在于: 一是规模化的农业施肥服务组织较之于小农户, 不仅在化肥要素市场上具有更高的质量甄别能力和价格谈判能力, 而且组织的农技人员可以为农户选择恰当的化学肥料和制定科学的施

肥计划^①；二是组织化的农业施肥服务主体的化肥减量信息受企业信用背书，能够避免“漂绿”等败德行为的产生；三是机械化的农业施肥服务可以采取大规模作业，农户将获得化肥要素使用的服务规模经济性。

在土地连片转入情景中，首先，地块规模的扩张有利于机械作业及其劳动替代，改善内部规模经济性。一方面，进行土地整合可以破除田埂阻隔，增加经营面积。一项针对中国家庭农场的分析表明，2018年开展土地平整整理的家庭农场中，有约44.01%的农场的经营面积平均增加约7%（郜明亮，2020）。另一方面，地块小并大、短并长、曲变直，更容易满足机械作业对地块规模化、标准化和规整化的要求（胡新艳等，2018）。

其次，地块规模的扩张能够促使农户将多地块、多样化的作物种植模式转变为单品种、专业化的种植模式（胡新艳等，2018）。一方面，专业化生产有利于节约工作转换时间、提高生产技能（斯密，1776），也有利于增加农户对化肥减量生产知识的积累。另一方面，连片专业化生产有助于拓宽农业分工市场容量，区域内多个农户开展同种作物的连片化经营将有效增加农业社会化服务交易密度，从而诱导农业社会化服务市场的发育与发展（罗必良，2017）。如前所述，服务组织不仅具有质量甄别能力和要素价格谈判优势，而且可以通过使用无人机、施肥机等精准化作业工具实现化学品减量（张露、罗必良，2020）。

综上，本文提出如下待检验的研究假说：若土地转入呈分散化特征，即经营规模扩张而地块规模无改进，则土地转入带来的化肥减量效应可能受限；若土地转入呈连片化特征，即经营规模与地块规模同步扩张，则可能显著降低化肥施用量。

三、数据、模型设置与变量选择

（一）数据来源

中国是水稻生产大国，然而水稻种植中的化肥过量投入，已经并仍在继续加剧土壤退化、温室气体排放与地下水体污染（Wang et al., 2018）。据此，本文聚焦水稻生产过程中的化肥施用展开研究。

湖北省是中国重要的水稻产区，2017年的稻谷播种面积和产量分别占全国的7.7%和9.08%^②，因此，本文选择湖北省水稻主产区开展农户调查。调查开展的年份为2018年。为了更好地了解受访农户农业生产的真实情况，受访对象均为2017年从事过农业生产的农户，收集的是反映他们2017年农业生产情况的数据。

调查采用多阶段抽样方法：第一阶段，抽样范围界定为湖北省三大稻区，即鄂中丘陵、鄂北岗地单季籼稻板块，江汉平原、鄂东单双季籼稻板块和鄂东北粳稻板块；第二阶段，根据板块规模确定了

^①农资市场上的化肥种类繁多，农户由于获取农资质量的信息成本较高，普遍采取过量施用化肥的策略规避风险（蔡荣等，2019）。而农业专业化施肥服务组织凭借其在农资质量信息获取方面所具有的优势，可以有效降低农户的交易风险，促进化肥减量施用。

^②数据来源：国家统计局，2018：《中国统计年鉴2017》，北京：中国统计出版社。

9 个样本县（市），在每个样本县（市），依据水稻播种面积大小选取 2~3 个乡镇（街道、管理区），共计 20 个样本乡镇；第三阶段，在每个样本乡镇（街道、管理区）随机抽取 2 个行政村，共计 40 个样本村；第四阶段，在每个样本村随机抽取 40~50 个农户家庭，并选择农户家庭中的农业生产决策者开展问卷调查。

调查的主要内容包括两个层面：第一，农户层面的内容，涵盖农户家庭成员基本信息和农业经营等情况；第二，地块层面的内容，考虑到农户经营多个地块，农户凭借记忆可能无法准确地描述地块间投入产出的差异，本文仅调查农户最大地块的基本特征与投入产出信息。本次调查共发放农户问卷 1800 份，剔除遗漏关键信息（如最大地块上的化肥施用量）的问卷后，共获得满足本文研究要求的有效样本 1314 份。

（二）模型设置与变量选择

本文重点关注土地转入、经营规模、土地细碎程度和地块规模对化肥施用量的影响，以及在不同的经营规模、土地细碎程度和地块规模水平下，土地转入对化肥施用量的影响差异。因此，本文分别构建了未包含和包含土地转入与经营规模、土地细碎程度和地块规模的交互项的模型进行实证检验。未包含交互项的模型表达式如下：

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 Trans_in_i + \beta_2 Scale_i + \beta_3 Plots_i + \beta_4 Pscale_i + \sum_{k=1} \beta_{5k} C_i + D_i + \mu_i \quad (1)$$

（1）式中， y_i 表示第 i 个农户的水稻亩均化肥施用量（公斤/亩）。考虑到以实际化肥施用量作为被解释变量可能存在测量误差问题，本文利用农户水稻生产的亩均化肥施用量的折纯量测度化肥施用量^①。进一步地，水稻亩均化肥施用量的方差可能会随着核心解释变量（如水稻经营规模）的增加而增大，所以本文对水稻亩均化肥施用量进行了对数化处理，以削弱模型潜在的异方差问题（Wooldridge, 2015）。

$Trans_in_i$ 为二分类变量，表示第 i 个农户的土地转入行为，如果农户转入了土地，变量取值为 1，否则，变量取值为 0； $Scale_i$ 表示第 i 个农户的经营规模（用水稻总经营规模反映）， $Plots_i$ 表示第 i 个农户的土地细碎程度（用水稻地块数反映）， $Pscale_i$ 表示第 i 个农户的地块规模（用水稻总经营规模除以水稻地块数求得）。

C_i 代表控制变量，包括第 i 个农户的农业生产决策者的个体特征（性别、受教育年限、健康状况、是否为合作社成员）、农户 i 的家庭特征（农业劳动力数量）、农户 i 的农业生产特征（最大地块的土壤肥力、土壤质地、灌溉条件、田间交通与地块离家距离，以及稻作类型与商品化率），农户 i 所处的外部环境（政府补贴、市场距离、技术培训与信息服务）。 D_i 表示农户 i 所在区域的虚拟变量，用以控制气候条件与病虫害等区域固定效应， μ_i 为随机扰动项。 β_0 为截距项， β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 和 β_{5k} 为待估计参数。

包含交互项的模型表达式如下：

^①除非特别说明变量和指标的含义，下文中提到的化肥施用量均指折纯量。

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 Trans_in_i + \beta_2 Scale_i + \beta_3 Trans_in_i \times Scale_i + \beta_4 Plots_i + \sum_{k=1} \beta_{5k} C_k + D_i + \mu_i \quad (2)$$

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 Trans_in_i + \beta_2 Plots_i + \beta_3 Trans_in_i \times Plots_i + \beta_4 Scale_i + \sum_{k=1} \beta_{5k} C_k + D_i + \mu_i \quad (3)$$

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 Trans_in_i + \beta_2 Pscale_i + \beta_3 Trans_in_i \times Pscale_i + \beta_4 Scale_i + \sum_{k=1} \beta_{5k} C_k + D_i + \mu_i \quad (4)$$

(2) 式中, $Trans_in_i \times Scale_i$ 表示土地转入与经营规模的交互项; (3) 式中, $Trans_in_i \times Plots_i$ 表示土地转入与土地细碎程度的交互项; (4) 式中, $Trans_in_i \times Pscale_i$ 表示土地转入与地块规模的交互项; 其余变量和参数的定义与 (1) 式中一致。为了克服交互项可能引致的多重共线性问题, 本文对交互项进行了中心化处理。

需要指出的是, 内生性问题是农户行为决策及其影响研究的重要挑战 (Khonje et al., 2018)。可能出现的问题包括: 其一, 自选择性偏误, 农户的土地转入决策不仅受到可观测因素 (如决策者性别、年龄、受教育年限等) 的影响, 还可能受到不可观测因素 (如经营能力等) 的影响。例如, 经营能力越高的农户越有可能转入土地, 也越有可能科学、规范地施肥。这可能造成在采用 OLS 估计时, 会高估土地转入对农户化肥减量施用的影响。其二, 联立性偏误, 即逆向因果, 这可以看作是一种特殊的遗漏变量问题。农户可能因为掌握了化肥减量化生产技术, 使得化肥投入成本显著下降, 因而更倾向于通过土地转入扩大经营规模, 进而增加生产收益。

为核心解释变量寻找恰当的工具变量, 是缓解上述内生性问题行之有效的方法 (Wooldridge, 2015)。村级土地流转率会通过土地流转市场的发育状况影响农户的土地转入和转出行为; 地形则因其对土地的天然分割, 不仅影响土地细碎程度, 而且影响可用的土地经营规模, 继而影响农户的化肥施用行为。据此, 本文选择除农户 i 之外的村级土地流转率 (有土地转入和转出行为的样本农户数占村庄总样本农户数的百分比) 作为该农户土地转入行为的工具变量; 选择农户经营的水稻地块是否以平原地块为主作为其经营规模、土地细碎程度和地块规模的工具变量。后文中笔者将对工具变量的有效性展开进一步的检验。

(三) 变量描述性统计

变量的含义及其描述性统计见表 1。如表 1 所示, 平均而言, 样本农户用于水稻生产的化肥施用量为 22.49 公斤/亩。根据《全国农产品成本收益资料汇编 2018》的数据^①, 2017 年湖北省早籼稻、中籼稻、晚籼稻和粳稻的化肥施用量分别为 20.11 公斤/亩、22.26 公斤/亩、22.13 公斤/亩和 25.92 公斤/亩。可以看出, 本文的样本数据与宏观统计数据相近, 说明样本数据具有代表性。转入土地的样本农

^①数据来源: 国家发展和改革委员会价格司, 2018:《全国农产品成本收益资料汇编 2018》, 北京: 中国统计出版社。

户有 397 户，约占样本总体的 30.21%。独立分布 t 检验结果表明，未转入土地样本组中农户化肥施用量的折纯量（23.63 公斤/亩）显著高于转入土地组的农户（19.86 公斤/亩）；转入土地的农户在经营规模、土地细碎程度和地块规模上均显著大于或高于未转入土地的农户。

表 1 变量描述性统计结果

变量名称	变量含义与赋值	变量均值及标准差			均值差异
		总体	未转入土地	转入土地	
		(n=1314)	(n=917)	(n=397)	
化肥施用量	2017年农户水稻亩均化肥施用量的折纯量（公斤/亩）	22.49 (9.56)	23.63 (8.35)	19.86 (11.50)	3.77***
经营规模	2017年农户水稻经营总规模（亩）	44.26 (158.80)	18.60 (44.58)	103.50 (271.90)	-84.90***
土地细碎程度	2017年农户经营的水稻地块数量（块）	5.78 (16.98)	3.19 (4.22)	11.76 (29.38)	-8.57***
地块规模	2017年农户水稻经营总规模除以水稻地块数量（亩/块）	10.51 (21.93)	7.80 (10.58)	16.77 (35.77)	-8.97***
性别	农户中农业生产决策者的性别：男=1，女=0	0.91 (0.29)	0.89 (0.31)	0.94 (0.23)	-0.05***
年龄	2017年农户中农业生产决策者的实际年龄（周岁）	57.79 (9.71)	58.88 (9.49)	55.29 (9.77)	3.59***
受教育年限	农户的农业生产决策者接受正规教育的年限（年）	6.45 (3.44)	6.16 (3.37)	7.12 (3.50)	-0.96***
健康状况	截至2017年，农户的农业生产决策者是否患过疾病？是=1，否=0 ^a	0.46 (0.50)	0.51 (0.50)	0.35 (0.48)	0.16***
合作社成员	农户的农业生产决策者是否为合作社社员？是=1，否=0	0.19 (0.39)	0.17 (0.38)	0.24 (0.43)	-0.07***
农业劳动力数量	2017年农户家庭农业劳动力数量（人）	2.01 (0.86)	1.99 (0.84)	2.06 (0.90)	-0.07
土壤肥力					
土壤肥力较差	农户的农业生产决策者对最大地块的土壤肥力的评价为较差=1，其他=0	0.17 (0.37)	0.17 (0.35)	0.21 (0.41)	-0.04***
土壤肥力中等	农户的农业生产决策者对最大地块的土壤肥力的评价为中等=1，其他=0	0.51 (0.50)	0.53 (0.50)	0.48 (0.50)	0.05
土壤肥力较好	农户的农业生产决策者对最大地块的土壤肥力的评价为较好=1，其他=0	0.32 (0.47)	0.33 (0.47)	0.31 (0.46)	0.02
土壤质地					
砂土	2017年农户最大地块的土壤质地为砂土=1，其他=0	0.27 (0.44)	0.27 (0.45)	0.25 (0.43)	0.02

土地转入、地块规模与化肥减量

(续表 1)					
壤土	2017年农户最大地块的土壤质地为壤土=1, 其他=0	0.21 (0.41)	0.18 (0.39)	0.27 (0.44)	-0.09***
黏土	2017年农户最大地块的土壤质地为黏土=1, 其他=0	0.53 (0.50)	0.55 (0.49)	0.48 (0.50)	0.07**
灌溉条件	最大地块的田间灌溉是否方便? 是=1, 否=0	0.64 (0.48)	0.67 (0.47)	0.56 (0.50)	0.11***
田间交通	最大地块的田间农机通行是否方便? 是=1, 否=0	0.89 (0.31)	0.90 (0.30)	0.87 (0.34)	0.03*
地块离家距离	2017年农户经营的最大的地块到他们住宅的距离(米)	779.50 (1388.00)	655.50 (665.60)	1066.00 (2291.00)	-410.50***
稻作类型					
早稻	2017年农户是否种植早稻? 是=1, 否=0	0.03 (0.16)	0.03 (0.16)	0.03 (0.16)	0.00
中稻	2017年农户是否种植中稻? 是=1, 否=0	0.45 (0.50)	0.42 (0.49)	0.50 (0.50)	-0.08***
晚稻	2017年农户是否种植晚稻? 是=1, 否=0	0.02 (0.15)	0.02 (0.13)	0.04 (0.20)	-0.02***
再生稻	2017年农户是否种植再生稻? 是=1, 否=0	0.50 (0.50)	0.53 (0.50)	0.43 (0.50)	0.10***
商品化率	2017年农户的稻谷出售量占稻谷总产量的百分比(%)	83.00 (33.00)	83.00 (32.00)	80.00 (35.00)	3.00
政府补贴	2017年农户获得农业支持保护补贴的额度(元)	1691.00 (11391.00)	975.10 (1566.00)	3345.00 (20510.00)	-2369.90***
市场距离	农户到达最近的镇级农贸市场所花费的时间(分钟)	22.24 (20.94)	23.64 (24.08)	19.01 (9.88)	4.63***
技术培训	截至2017年农业生产决策者是否接受过水稻生产技术培训? 是=1, 否=0	0.46 (0.50)	0.40 (0.49)	0.62 (0.49)	-0.22***
信息服务	2017年农户家庭是否连接宽带? 是=1, 否=0	0.44 (0.50)	0.41 (0.49)	0.52 (0.50)	-0.11***
村级土地流转率	除农户自身外, 2017年村庄中土地转入和转出的样本农户数占村庄总样本农户数的百分比(%)	39.60 (0.07)	39.90 (0.07)	39.00 (0.07)	0.90**
平原地块	2017年农户经营的水稻地块是否以平原地块为主? 是=1, 否=0	0.68 (0.47)	0.68 (0.47)	0.69 (0.46)	-0.01
区域虚变量	以县为单位设置区域虚变量	—	—	—	—

注: ***, **和*分别表示未转入土地组的变量均值减去转入土地组的变量均值在 1%、5%和 10%的统计水平上具有显著差异, 括号内为标准差。^a 疾病具体包括呼吸道疾病(如慢性支气管炎)、高血压、血脂异常(高或低血脂)、糖尿

病、癌症、心脏病、消化系统疾病与关节炎（风湿病）。

四、实证结果与分析

（一）模型估计结果

表 2 汇报了未包含交互项模型的估计结果。回归 1 和回归 2 分别为未控制和控制水稻经营规模、水稻土地细碎程度的结果；回归 3 和回归 4 引入水稻地块规模，并分别控制了水稻经营规模和土地细碎程度。回归结果显示，在控制水稻经营规模、土地细碎程度和水稻地块规模前后，土地转入对农户的水稻亩均化肥施用量均有显著的负向影响。这表明，土地转入有利于提高农户的化肥要素利用效率，促进水稻化肥减量施用。

回归 2 控制了土地细碎程度后，农户的水稻经营规模对其化肥施用量具有显著的负向影响，而回归 3 控制了水稻地块规模后，农户的水稻经营规模对其亩均化肥施用量具有显著的正向影响。由此可以发现，经营规模的扩张并不必然引致化肥的减量施用，其减量效应的实现依赖于地块规模的变动。当土地细碎程度一定时，经营规模越大，意味着地块规模越大，农户越可能减少化肥施用量。

回归 3 控制了水稻经营规模后，水稻地块规模对农户水稻亩均化肥施用量具有显著的负向影响，表明水稻地块规模越大，农户的水稻亩均化肥施用量越少。在经营规模一定时，地块规模越大，意味着土地细碎程度越低，连片化经营的程度越高，地块层面具有的规模经济性将显著促进农户减量施用化肥。回归 2 和回归 4 中，水稻土地细碎程度对水稻亩均化肥施用量具有显著的正向影响，同样佐证了这一结论。

表 2 农户的水稻亩均化肥施用量影响因素的模型估计结果（未引入交互项）

变量	被解释变量：化肥施用量（取对数）			
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
土地转入	-0.273*** (0.029)	-0.295*** (0.028)	-0.259*** (0.030)	-0.284*** (0.029)
经营规模	—	-0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	—
土地细碎程度	—	0.006*** (0.002)	—	0.006*** (0.001)
地块规模	—	—	-0.007** (0.003)	-0.003*** (0.001)
性别	0.001 (0.039)	-0.001 (0.037)	0.006 (0.038)	0.001 (0.037)
年龄	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)
受教育年限	0.001 (0.003)	-0.003 (0.003)	0.001 (0.003)	3.12E-05 (0.003)
健康状况	-0.022	-0.018	-0.015	-0.015

土地转入、地块规模与化肥减量

(续表 2)				
	(0.022)	(0.021)	(0.022)	(0.021)
合作社成员	-0.151**	-0.181***	-0.168***	-0.185**
	(0.051)	(0.050)	(0.051)	(0.050)
农业劳动力数量	-0.006	-0.001	-0.006	-0.001
	(0.012)	(0.011)	(0.012)	(0.011)
土壤肥力 (以较差为对照组)	—	—	—	—
土壤肥力中等	0.025	0.043	0.023	0.040
	(0.033)	(0.031)	(0.032)	(0.031)
土壤肥力较好	0.008	0.013	0.003	0.010
	(0.036)	(0.034)	(0.035)	(0.033)
土壤质地 (以砂土为对照组)	—	—	—	—
壤土	0.013	0.013	0.007	0.010
	(0.033)	(0.031)	(0.033)	(0.031)
黏土	-0.009	-0.010	-0.004	-0.008
	(0.027)	(0.026)	(0.026)	(0.025)
灌溉条件	0.001	0.003	0.003	0.004
	(0.024)	(0.022)	(0.024)	(0.022)
田间交通	-0.117**	-0.114***	-0.105***	-0.109**
	(0.037)	(0.034)	(0.036)	(0.034)
地块离家距离	0.180***	0.138***	0.164***	0.136***
	(0.049)	(0.047)	(0.049)	(0.047)
稻作类型 (以早稻为对照组)	—	—	—	—
中稻	0.062	0.039	0.052	0.038
	(0.067)	(0.066)	(0.067)	(0.066)
晚稻	0.023	-0.005	0.003	-0.011
	(0.095)	(0.088)	(0.093)	(0.088)
再生稻	0.008	0.009	0.007	0.002
	(0.068)	(0.067)	(0.068)	(0.067)
商品化率	1.49E-04	-3.56E-04	9.61E-05	-3.34E-04
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
政府补贴	-2.35E-04**	5.01E-04	-3.78E-04**	5.47E-04
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
市场距离	0.001	0.001	0.001	0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
技术培训	0.033	0.017	0.040*	0.023
	(0.023)	(0.022)	(0.023)	(0.022)
信息服务	-0.025	-0.035	-0.018	-0.030

土地转入、地块规模与化肥减量

(续表 2)

	(0.023)	(0.022)	(0.023)	(0.022)
区域虚变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	3.298*** (0.125)	3.262*** (0.121)	3.285*** (0.122)	3.258*** (0.120)
观测值	1314	1314	1314	1314
R ²	0.156	0.248	0.194	0.257

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。括号内为稳健标准误。

表 3 汇报了包含交互项模型的估计结果。估计结果显示，土地转入与水稻经营规模的交互项不显著（回归 5）；土地转入与水稻土地细碎程度的交互项显著，且系数为正（回归 6），说明土地细碎程度越高，有转入土地行为的农户的水稻亩均化肥施用量越高；土地转入与水稻地块规模的交互项显著，且系数为负（回归 7），表明水稻地块规模越大，转入土地农户的水稻亩均化肥施用量越低。

表 3 农户的水稻亩均化肥施用量影响因素的模型估计结果（引入交互项）

变量	被解释变量：化肥施用量（取对数）		
	回归 5	回归 6	回归 7
土地转入	-0.293*** (0.027)	-0.290*** (0.027)	-0.277*** (0.029)
经营规模	-2.56E-04 (0.000)	-1.99E-04*** (0.000)	0.001** (0.000)
土地细碎程度	0.006*** (0.002)	0.003*** (0.001)	— —
地块规模	— —	— —	-0.002 (0.003)
土地转入×经营规模	8.93E-05 (0.000)	— —	— —
土地转入×土地细碎程度	— —	0.006*** (0.002)	— —
土地转入×地块规模	— —	— —	-0.008*** (0.003)
控制变量	已控制	已控制	已控制
区域虚变量	已控制	已控制	已控制
常数项	3.261*** (0.121)	3.307*** (0.119)	3.286*** (0.122)
观测值	1314	1314	1314
R ²	0.248	0.260	0.198

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著，括号内为稳健标准误。

图 2 (a) 显示，尽管未转入土地组和转入土地组的农户的亩均化肥施用量随着水稻经营规模的增

加均呈下降趋势，但在水稻经营规模的高位分布区，两组农户的水稻亩均化肥施用量差距逐渐缩小。图 2 (b) 表明，两组农户的水稻亩均化肥施用量随着土地细碎程度的加深而增加，但转入土地组的农户的增加幅度更为明显。图 2 (c) 显示，随着水稻地块规模的增加，两组农户的水稻亩均化肥施用量均呈下降态势，但是转入土地组农户的下降幅度更大。可见，土地转入带来的经营规模增加并不必然促进化肥减量。若地块转入呈分散化态势，土地细碎经营程度的加深反而导致化肥施用量激增；若转入的地块趋于连片化，土地转入将实现经营规模、地块规模的同步增加，那么地块层面的规模经济性将有助于实现化肥减量施用。据此，本文的研究假说得到验证。

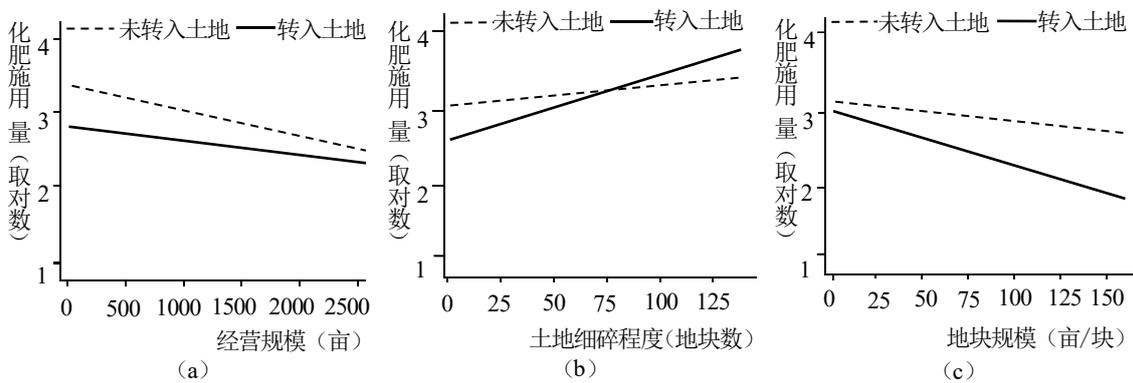


图 2 土地转入与经营规模、土地细碎程度、地块规模的交互项对水稻亩均化肥施用量的影响

(二) 工具变量估计结果

表 4 报告了工具变量的估计结果。第一阶段的估计结果显示，村级土地流转率对农户的土地转入行为具有显著的负向影响。这表明，样本区域的土地流转集中于规模户。若一个规模户需要从多个农户手中转入土地，村级土地转出户的比例将高于土地转入户的比例。村级土地流转率越高，总体上农户转入土地的可能性反而越小。农户经营的水稻地块以平原为主对其水稻经营规模和地块规模具有显著的正向影响，对土地细碎程度具有显著的负向影响。地形因素对水稻经营规模、土地细碎程度的天然影响使得土地流转连片化策略的实施具有区域性，即在平原地区更具可行性。第一阶段回归的 F 检验值均大于 10 这一经验值，拒绝存在弱工具变量的原假设。Hausman 检验拒绝了土地转入、水稻经营规模和地块规模为外生变量的原假设，表明采用工具变量估计法具有合理性。

第二阶段的估计结果显示，土地转入、水稻经营规模、土地细碎程度与水稻地块规模，以及核心解释变量之间的交互项对水稻亩均化肥施用量的影响在方向和显著性水平上与基准回归相似。这表明，在克服模型潜在的内生性问题后，前文的结论仍成立。

表 4 工具变量估计结果

变量	回归 8	回归 9	回归 10	回归 11	回归 12	回归 13	回归 14
第一阶段	土地转入	经营规模	土地细碎程度	地块规模	土地转入 ×经营规模	土地转入×土 地细碎程度	土地转入 ×地块规模
村级土地流转率	-0.363**	—	—	—	—	—	—

土地转入、地块规模与化肥减量

(续表 4)							
	(0.164)	—	—	—	—	—	—
平原地块	—	30.140***	-9.062***	2.759***	—	—	—
	—	(8.206)	(1.384)	(0.849)	—	—	—
村级土地流转率 ×平原地块	—	—	—	—	57.082***	5.517***	2.566*
	—	—	—	—	(13.090)	(1.305)	(1.408)
F 值	13.220	37.220	11.520	42.130	33.520	90.630	33.240
第二阶段	被解释变量: 化肥施用量 (取对数)						
土地转入	-0.294***	-0.295***	-0.300***	-0.210***	-0.293***	-0.290***	-0.277***
	(0.024)	(0.024)	(0.025)	(0.040)	(0.024)	(0.024)	(0.025)
经营规模	-0.002***	-0.001***	-0.003***	0.002**	-2.59E-04	-0.001**	0.001***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
土地细碎程度	0.006***	0.006***	0.008***	—	0.006***	0.003***	—
	(0.001)	(0.001)	(0.003)	—	(0.001)	(0.001)	—
地块规模	—	—	—	-0.027**	—	—	-0.002
	—	—	—	(0.011)	—	—	(0.002)
土地转入 ×经营规模	—	—	—	—	8.93E-05	—	—
	—	—	—	—	(0.001)	—	—
土地转入 ×土地细碎程度	—	—	—	—	—	0.006***	—
	—	—	—	—	—	(0.001)	—
土地转入 ×地块规模	—	—	—	—	—	—	-0.008***
	—	—	—	—	—	—	(0.003)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
区域虚变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	3.256***	3.231***	3.250***	3.242***	3.248***	3.199***	3.216***
	(0.203)	(0.158)	(0.119)	(0.147)	(0.121)	(0.119)	(0.204)
Hausman 检验	155.850***	103.230***	5.160	14.540***	83.080***	5.470	93.280***
观测值	1314	1314	1314	1314	1314	1314	1314
R ²	0.248	0.242	0.240	0.245	0.221	0.197	0.198

注: **、*、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著, 括号内为标准误。

(三) 进一步讨论: 工具变量的有效性检验

工具变量法的第一阶段估计表明, 工具变量与内生解释变量高度相关, 满足工具变量的相关性假设 (Wooldridge, 2015)。考虑工具变量排他性假设时发现, 村级土地流转率除了通过土地转入影响农户的水稻亩均化肥施用量外, 还可能通过其他未观测到的因素影响其水稻亩均化肥施用量。丘陵与山地土壤的基础肥力较低, 加之地形坡度较大, 容易导致肥料流失, 对此, 农户可能倾向于增加水稻的化肥施用量。若存在上述问题, 那么利用工具变量法仍无法获得一致的估计。于是, 本文进一步参考 Nunn and Wantchekon (2011)、Angris and Krueger (1994) 和 Van Kippersluis and Rietveld (2018) 等的

做法，通过工具变量有效性的证伪检验（falsification test）与放松排他性假设，检验工具变量估计结果的稳健性。

首先是证伪检验。工具变量排他性假设要求工具变量仅通过内生解释变量影响被解释变量（Van Kippersluis and Rietveld, 2018）。这意味着在工具变量未对内生解释变量产生显著影响的子样本中，工具变量对被解释变量的影响同样不显著（Van Kippersluis and Rietveld, 2018）。根据上述逻辑，在未转入土地农户组中，以及在水稻经营规模和地块规模的低位分布、土地细碎程度的高位分布上，工具变量不会对农户的水稻亩均化肥施用量产生显著影响，这是因为村级土地流转率并未对这部分样本农户的土地转入行为产生显著影响，同时，农户经营的水稻地块虽然以平原地块为主，但也未能实现水稻经营规模和水稻地块规模的显著增加，以及水稻土地细碎程度的显著下降。

表 5 分别报告了未转入土地农户组中，以及水稻经营规模与地块规模在后 5%和 10%、土地细碎程度在前 5%和 10%水平的子样本组中^①，工具变量对农户水稻亩均化肥施用量的影响结果。结果显示，村级土地流转率对于未转入土地农户的水稻亩均化肥施用量具有负向影响，但未通过显著性检验。这说明，对于未转入土地的农户而言，村庄土地流转率并不会显著降低他们的水稻亩均化肥施用量。对于水稻经营规模和地块规模处于低位，以及土地细碎程度处于高位分布的农户，经营的水稻地块以平原地块为主对他们的水稻亩均化肥施用量的影响均不显著。实证检验结果与前文的逻辑分析一致，说明工具变量具备有效性（Nunn and Wantchekon, 2011）。

表 5 工具变量有效性证伪检验结果

变量	被解释变量：化肥施用量（取对数）						
	回归 15	回归 16	回归 17	回归 18	回归 19	回归 20	回归 21
	未转入土地 农户组	经营规模 后 5%组	经营规模 后 10%组	地块规模后 5%组	地块规模 后 10%组	土地细碎 程度前 5%组	土地细碎程 度前 10%组
村级土地流转率	-0.207 (0.142)	—	—	—	—	—	—
平原地块	—	-0.017 (0.029)	-0.021 (0.083)	-0.049 (0.132)	0.034 (0.068)	-0.010 (0.053)	-0.071 (0.048)
控制变量	已控制						
区域虚变量	已控制						
常数项	3.195*** (0.164)	3.122*** (0.740)	3.078*** (0.451)	2.730*** (0.687)	2.756*** (0.352)	3.336*** (0.355)	3.257*** (0.312)
观测值	917	64	142	64	140	87	137
R ²	0.160	0.779	0.469	0.559	0.487	0.776	0.675

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著，括号内为稳健标准误。

其次是放松工具变量的排他性假设。主要的估计思路为：利用工具变量有效性证伪检验获取村级

^①本文将经营规模、地块规模和土地细碎程度按从大到小（从高到低）的次序排序，继而筛选出经营规模与地块规模在后 5%和后 10%，以及土地细碎程度在前 5%和前 10%的子样本。

土地流转率、平原地块对农户水稻亩均化肥施用量的直接影响系数，进而将得到的影响系数纳入工具变量的第二阶段进行参数估计^①。表6报告了放松工具变量的排他性假设后的估计结果（由于第一阶段的估计结果与表4中的第一阶段估计结果相同，所以不再重复报告，只报告了第二阶段的估计结果）。回归22~回归28与回归8~回归14分别对应。

结果显示，土地转入、水稻经营规模、土地细碎程度和水稻地块规模，以及核心变量之间的交互项对农户水稻亩均化肥施用量的影响与前文传统工具变量法的估计结果基本一致。由此可见，前文工具变量法的估计结果具有良好的可信度。

表6 放松工具变量排他性假设的估计结果

变量	被解释变量：化肥施用量（取对数）						
	回归 22	回归 23	回归 24	回归 25	回归 26	回归 27	回归 28
土地转入	-0.214*** (0.049)	-0.241*** (0.041)	-0.296*** (0.027)	-0.178*** (0.044)	-0.212 (0.159)	-0.143*** (0.028)	-0.685*** (0.126)
经营规模	-2.09E-04*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-2.46E-04** (0.000)	0.002*** (0.001)	-0.003 (0.005)	4.81E-05 (0.000)	0.001*** (0.000)
土地细碎程度	0.006*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.003)	— (0.002)	0.007*** (0.002)	-0.105*** (0.006)	— (0.006)
地块规模	—	—	—	-0.035*** (0.012)	—	—	0.115*** (0.033)
土地转入×经营规模	—	—	—	—	0.004 (0.008)	—	—
土地转入×土地细碎程度	—	—	—	—	—	0.202*** (0.012)	—
土地转入×地块规模	—	—	—	—	—	—	-0.184*** (0.050)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
区域虚变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	3.072*** (0.142)	3.072*** (0.143)	3.080*** (0.142)	2.878*** (0.171)	3.027*** (0.176)	4.721*** (0.174)	3.226*** (0.194)
观测值	1314	1314	1314	1314	1314	1314	1314

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著，括号内为稳健标准误。

（四）稳健性检验：基于地块层面的探析

农户的最大地块可以划分为自有地块（即家庭承包地块）、转入地块与合并地块（由自有地块与转入地块合并而成）。若地块规模经济存在，且土地细碎程度下降对农户水稻化肥减量施用具有显著的促进作用，那么农户在合并地块上的水稻亩均化肥施用量将显著减少（与自有地块比较）。但是，农户是否转入地块或合并地块具有自选择性，并不是随机分配的，加之稳健性检验仅考察农户最大地块的化

^①限于篇幅，本文未对放松工具变量的排他性假设的估计方法展开说明，相关说明参见 Van Kippersluis and Rietveld(2018)。

肥施用情况，可能存在样本选择性偏误问题。借鉴 Khonje et al. (2018) 的实证思路，本文利用多项内生处理效应模型 (multinomial endogenous treatment effects, METE) 克服潜在的选择性偏误问题。

表 7 报告了基于最大地块样本数据的模型估计结果。回归 29 为未克服选择性偏误的 OLS 估计结果，结果显示转入地块和合并地块对水稻亩均化肥施用量均有显著的负向影响。回归 30 的 METE 模型估计结果显示，选择偏误项 λ_1 、 λ_2 均显著为负。这表明，转入地块和合并地块与农户水稻亩均化肥施用量之间存在正向偏误，即 OLS 估计倾向于高估转入地块和合并地块对水稻亩均化肥减量施用的影响。因此，有必要采用 METE 模型进行估计，克服潜在的选择性偏误问题。回归 30 考虑了选择性偏误后的估计结果显示，转入地块对水稻亩均化肥施用量的影响仍然为负，但未通过显著性检验；与自有地块相比，合并地块上的水稻亩均化肥施用量显著减少，降幅达 13.40%。地块层面的分析同样表明，当土地转入实现了水稻地块规模的增加与土地细碎程度的下降时，将有效促进农户在水稻生产中减少化肥施用量，据此可以判断，前文的基本结论具有稳健性。

表 7 最大地块为转入地块和合并地块对水稻亩均化肥施用量影响的估计结果

变量	被解释变量：化肥施用量（取对数）（最大地块）	
	回归 29	回归 30
最大地块类型（以自有地块为对照组）		
转入地块	-0.065** (0.027)	-0.021 (0.017)
合并地块	-0.380*** (0.052)	-0.134*** (0.016)
经营规模	已控制	已控制
土地细碎程度	已控制	已控制
控制变量	已控制	已控制
区域虚变量	已控制	已控制
常数项	3.216*** (0.116)	-3.152*** (0.055)
观测值	1314	1314
选择偏误项	—	$\lambda_1 = -0.084$ *** (0.016)
	—	$\lambda_2 = -0.024$ ** (0.011)
R ²	0.211	—

注：***、**、*分别表示在 1%、5%以及 10%的显著性水平上显著，括号内为稳健标准误。

五、结论

土地转入包括连片转入与分散转入两种情景，土地规模包括经营规模与地块规模两个层面，不同土地转入情景所表达的规模经营内涵和化肥减量潜力存在差异。若土地转入呈分散化特征，则可能阻

碍机械对劳动的替代和专业化服务市场的发育,不利于农业化肥减量施用。若土地转入呈连片化特征,则可能克服上述问题,获得地块层面规模经济性的减量效益。在理论分析的基础上,本文利用湖北省水稻主产区 1314 户稻农的样本数据进行实证检验。

研究表明,若土地转入呈分散化特征,经营规模扩张但地块规模并无改进,规模经营的化肥减量作用将受限;若土地转入呈连片化特征,经营规模与地块规模的同步扩张会带来地块层面的规模经济,能够显著降低农户的化肥施用量。克服计量模型潜在的内生性问题,基于地块层面的稳健性检验同样支持上述结论。

本文的理论意义在于:揭示出土地转入及土地规模经营的化肥减量效应具有情景依赖性特征。在分散化与连片化土地转入两种情景下,土地经营规模和地块规模呈不同变动趋势,从而隐含着化肥减量绩效的差异性。本文可以深化人们对土地流转和土地规模内涵的理解,并拓展化肥减量施用的土地规模经营理论。

本文的实践意义在于:发现依托于土地流转改善规模经济性,继而实现化肥减量施用,需要重视地块层面的规模经济。可行的策略为:因地制宜,转变以往分散化的土地流转形式,鼓励地块整合与连片化流转。第一,对于规模户而言,考虑其在要素交易市场具有更高的谈判能力,建议开展以村组为单位的整组甚至整村流转,避免与分散农户交易可能产生的土地细碎化问题及其对化肥减量的阻碍。第二,对于小农户而言,建议积极引导他们开展土地置换与整合,促进其参与标准化、规整化的高品质良田建设,以改善地块层面的规模经济性,并实现化肥减量施用。

参考文献

- 1.蔡荣、汪紫钰、钱龙、杜志雄,2019:《加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗?——以化肥、农药减量施用为例》,《中国农村观察》第1期。
- 2.蔡颖萍、杜志雄,2016:《家庭农场生产行为的生态自觉性及其影响因素分析——基于全国家庭农场监测数据的实证检验》,《中国农村经济》第12期。
- 3.高晶晶、彭超、史清华,2019:《中国化肥高用量与小农户的施肥行为研究——基于1995~2016年全国农村固定观察点数据的发现》,《管理世界》第10期。
- 4.郜亮亮,2020:《中国种植类家庭农场的土地形成及使用特征——基于全国31省(自治区、直辖市)2014~2018年监测数据》,《管理世界》第4期。
- 5.郜亮亮、黄季焜,2011:《不同类型流转土地与农户投资的关系分析》,《中国农村经济》第4期。
- 6.巩前文、穆向丽、田志宏,2010:《农户过量施肥风险认知及规避能力的影响因素分析——基于江汉平原284个农户的问卷调查》,《中国农村经济》第10期。
- 7.郭阳、钟甫宁、纪月清,2019:《规模经济与规模户耕地流转偏好——基于地块层面的分析》,《中国农村经济》第4期。
- 8.胡新艳、陈小知、米运生,2018:《土地整合确权政策对农业规模经营发展的影响评估——来自准自然实验的证据》,《中国农村经济》第12期。

- 9.纪月清、顾天竹、陈奕山、徐志刚、钟甫宁, 2017:《从地块层面看农业规模经营——基于流转租金与地块规模关系的讨论》,《管理世界》第7期。
- 10.贾蕊、陆迁, 2018:《土地流转促进黄土高原区农户水土保持措施的实施吗?——基于集体行动中中介作用与政府补贴调节效应的分析》,《中国农村经济》第6期。
- 11.罗必良, 2017:《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》,《中国农村经济》第11期。
- 12.罗必良, 2019:《从产权界定到产权实施——中国土地经营制度变革的过去与未来》,《农业经济问题》第1期。
- 13.仇焕广、栾昊、李瑾、汪阳洁, 2014:《风险规避对农户化肥过量施用行为的影响》,《中国农村经济》第3期。
- 14.斯密, 1776:《国民财富的性质和原因的研究(1997年译本)》,北京:商务印书馆。
- 15.苏效坡、曾爱军、米国华, 2015,《中国和美国雨养玉米区机械化施肥技术比较分析》,《玉米科学》第6期。
- 16.王剑锋、邓宏图, 2014:《家庭联产承包责任制:绩效、影响与变迁机制辨析》,《探索与争鸣》第1期。
- 17.魏后凯, 2017:《中国农业发展的结构性矛盾及其政策转型》,《中国农村经济》第5期。
- 18.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。
- 19.叶兴庆、翁凝, 2018:《拖延了半个世纪的土地集中——日本小农生产向规模经营转变的艰难历程及启示》,《中国农村经济》第1期。
- 20.张复宏, 宋晓丽, 霍明, 2017:《果农对过量施肥的认知与测土配方施肥技术采纳行为的影响因素分析——基于山东省9个县(区、市)苹果种植户的调查》,《中国农村观察》第3期。
- 21.张建、诸培新、南光耀, 2019:《不同类型土地流转对农户农业生产长期投资影响研究——以江苏省四县为例》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 22.张露、罗必良, 2020:《农业减量化:农户经营的规模逻辑及其证据》,《中国农村经济》第2期。
- 23.张晓恒、周应恒、严斌剑, 2017:《农地经营规模与稻谷生产成本:江苏案例》,《农业经济问题》第2期。
- 24.张云华、彭超、张琛, 2019:《氮元素施用与农户粮食生产效率:来自全国农村固定观察点数据的证据》,《管理世界》第4期。
- 25.赵大伟, 2012:《中国绿色农业发展的动力机制及制度变迁研究》,《农业经济问题》第11期。
- 26.钟甫宁、纪月清, 2009:《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》,《经济研究》第12期。
- 27.周力、王镔如, 2019:《新一轮农地确权对耕地质量保护行为的影响研究》,《中国人口·资源与环境》第2期。
- 28.朱淀、孔霞、顾建平, 2014:《农户过量施用农药的非理性均衡:来自中国苏南地区农户的证据》,《中国农村经济》第8期。
- 29.诸培新、苏敏、颜杰, 2017:《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》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第17期。
30. Angrist, J., and A. B. Krueger, 1994. "Why Do World War II Veterans Earn More than Nonveterans?" *Journal of Labor Economics*, 12(1): 74-97.
31. Bambio, Y., and S. B. Agha, 2018, "Land Tenure Security and Investment: Does Strength of Land Right Really Matter in Rural Burkina Faso?", *World Development*, 111(6): 130-147.

32. Gao, L., W. Zhang, Y. Mei, A.G. Sam, Y. Song, and S. Jin, 2018, "Do Farmers Adopt Fewer Conservation Practices on Rented Land? Evidence from Straw Retention in China", *Land Use Policy*, 79(8): 609-621.
33. Khonje, M. G., J. Manda, P. Mkandawire, A. H. Tufa, and A. D. Alene, 2018, "Adoption and Welfare Impacts of Multiple Agricultural Technologies: Evidence from Eastern Zambia", *Agricultural Economics*, 49(5): 599-609.
34. Nunn, N., and L. Wantchekon, 2011, "The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa", *American Economic Review*, 101(7): 3221-3252.
35. Van Kippersluis, H., and C.A. Rietveld, 2018, "Beyond Plausibly Exogenous", *Econometrics Journal*, 21(13): 316-331.
36. Wooldridge, J. M., 2015, *Introductory Econometrics: A Modern Approach (Sixth Edition)*, Boston: Cengage Learning.
37. Wang, Y., Y. Zhu, S. Zhang, Y. Wang, 2018, "What Could Promote Farmers to Replace Chemical Fertilizers with Organic Fertilizers?", *Journal of Cleaner Production*, 199(10): 882-890.

(作者单位: ¹华中农业大学经济管理学院;
²湖北农村发展研究中心)
(责任编辑: 张丽娟)

Land Inward Transfer, Plot Scale and Chemical Fertilizer Reduction: An Empirical Analysis Based on Main Rice-producing Areas in Hubei Province

Liang Zhihui Zhang Lu Zhang Junbiao

Abstract: Chemical fertilizer reduction plays an important role in achieving sustainable development of agriculture. Existing studies generally emphasize the positive effects of land trans-in and land operation scale on chemical fertilizer reduction, but the aspect of differences in the type of operation scale and the potential of chemical fertilizer reduction, which is expressed by different land transfer scenarios, has not been fully taken into account. This study brings the spatial distribution characteristics of the transferred plots into the theoretical framework of analysis, analyzes the difference in chemical fertilizer application rates with a comparison of decentralized land inward transfer and continuous land inward transfer. It also empirically tests the theoretical framework by employing the survey data of 1314 rice farmers in Hubei Province. The results show that, if land inward transfer is characterized by decentralization, the expansion of the operation scale should be accompanied by an increase in land fragmentation. Thus, the effect of chemical fertilizer reduction caused by farmland operation scale expansion may be offset, and the land fragmentation may even aggravate farmers' chemical fertilizer application. However, if land inward transfer is characterized by continuous fragmentation, the operation scale and plot scale can expand simultaneously, and the scale economies at the plot level shall significantly promote the reduction of chemical fertilizer application.

Key Words: Chemical Fertilizer Reduction; Land Transfer; Economies of Scale; Rice

被征地农民的经济获得感提升了吗？*

赵晶晶 李放 李力

摘要：被征地农民的经济获得感是检验征地制度改革成效的“试金石”。本文基于实地调研数据，利用 Probit 模型、倾向得分匹配法和有序 Probit 模型分别从横向比较和纵向变化两个维度检验了征地对农民经济获得感的影响。以“本户在村中经济条件的自评”来测度农民的横向经济获得感，发现征地整体上能够显著提升农民的横向经济获得感，进一步的研究表明货币补偿和社保安置等多元补偿方式能够显著提升被征地农民的横向经济获得感；以“征地后生活水平变化的自评”来测度被征地农民的纵向经济获得感，发现多元配套的补偿方式同样能够显著提升被征地农民的纵向经济获得感。

关键词：土地征收 被征地农民 经济获得感 征地补偿方式

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、问题的提出

众所周知，农村土地制度改革是全面深化改革的重点领域，农民土地财产权益保护一直是国家关注的重点“三农”问题。改革开放以来，尤其是 20 世纪 90 年代后期以来，随着城镇化、工业化进程的加速，全国范围内的征地高歌猛进，大量农民失去其赖以生存的土地及土地所承载的就业、养老等保障，土地的财产权益受到不同程度的影响。为此中国启动了多轮以补偿安置、征地范围以及征收程序等为核心内容的土地征收制度改革试点，颁布了《国务院关于深化改革严格土地管理的决定》（国发〔2004〕28 号）、《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》（中办发〔2014〕71 号）等相关政策文件。2019 年 8 月十三届全国人大常委会第十二次会议通过了关于修改《中华人民共和国土地管理法》的决定，明确保障被征地农民原有生活水平不降低、长远生计有保障的基本原则。那么，这一系列土地征收制度的改革举措，是否维护了被征地农民的财产权益，是否提升了被征地农民的获得感？

2015 年 2 月 27 日，习近平总书记在全面深化改革领导小组第十次会议上正式提出，将改革方案的含金量充分展示出来，让人民群众有更多获得感。这标志着“获得感”一词开始进入中央最高决策

*本文为国家社会科学基金重大项目“农民获得更多土地财产权益的体制机制创新研究”（项目编号：17ZDA076）、江苏省研究生科研创新计划项目“深度城镇化背景下失地退地农民的社会保障与补偿机制研究”（项目编号：KYCX18_0732）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。本文通讯作者：李放。

层的视野与话语体系中（李鹏、柏维春，2019），党的十九大报告进一步明确指出，坚持以人民为中心的发展思想，始终把人民利益摆在至高无上的地位，保证全体人民在共建共享发展中有更多获得感。人民群众的获得感是衡量改革客观投入与民众实际获得感知的重要绩效指标，其内容是全方位、多维度的，包括经济获得感、政治获得感、民生获得感等多方面（文宏、刘志鹏，2018）。由于本文主要关注的是被征地农民的生活水平有无下降，财产权益是否受损，所以将重点探讨经济获得感。目前学界围绕经济获得感开展的实证研究不多，王瑜（2019）基于实地调研数据，使用倾向得分匹配法评估电商参与对农户经济获得感的影响，结果表明，电商参与显著提升了农户的横向现实和纵向预期经济获得感。梁土坤（2019）基于全国低收入家庭经济状况调查数据，使用多项 logistic 模型探讨社会政策对困难家庭经济获得感的影响，发现社会救助、社会保险等政策对困难家庭经济获得感的影响存在明显差异。尚未见到有研究者将经济获得感这一主观感知变量用来衡量被征地农民福利状况的改善。

本文在理论分析的基础上，基于实地调研数据，运用 Probit 模型、倾向得分匹配法以及有序 Probit 模型探讨征地对农民经济获得感的影响。在土地制度进行深化改革的当下，关注这一主题，无疑有助于评价征地制度的改革成效，也能为进一步完善征地补偿安置政策提供依据。与既有文献相比，本文不同之处在于：第一，关注被征地农民的经济获得感，并从横向比较和纵向变化两个维度来探讨征地对农民经济获得感的影响；第二，使用最新的四川、贵州、安徽、浙江以及江苏 5 省 6 个土地改革试点地区的实地调研数据来进行实证检验。余下部分安排如下：第二部分为文献回顾与理论分析；第三部分为数据来源与研究方法；第四部分为实证结果与分析；最后总结全文并讨论政策含义。

二、文献回顾与理论分析

（一）文献回顾

1978 年中国进入改革开放的新时期，国家工作重心开始转向经济建设，工业化和城市化的加速发展推动了土地大规模征用，随之被征地农民的权益保护与福利状况成为了学界的研究热点和重点。早期研究显示，征地补偿标准低、补偿分配不合理、就业渠道狭窄、社会保障制度缺失以及缺乏相对规范的土地出让收益管理和使用制度等，导致被征地农民生活水平普遍下降，陷入可持续生计困境，福利状况严重受损（王小映等，2006；孙绪民、周森林，2007；陈莹、张安录，2007）。高进云等（2007）基于武汉市的实地调研数据，使用模糊评价方法测算发现被征地农民的总体福利水平略有下降，农民的经济状况、社会保障、心理状况以及社区生活等都有不同程度的恶化。邓大松和王曾（2012）通过对广东省佛山市的调查发现被征地农民存在相对收入减少、职业发展困难、社会保障薄弱等问题。袁方和蔡银莺（2012）基于 2010 年武汉市江夏区的实地调研数据，研究发现被征地农民的农业收入普遍减少，生活成本上升，消费支出增加，尤其老人的经济福利严重受损。王伟和马超（2013）基于江苏省的实地调研数据，实证指出农民被征地后其家庭经济状况较之前有所恶化，家庭农业收入减少的同时，非农收入亦无法在短期内有所改善。周义和李梦玄（2014）基于实地调研数据，测算发现农户失地后综合福利水平下降，而这主要是由于社会保障等保障农民长远生计的子维度福利降低所导致的。

近年来，随着征地制度持续深化改革，“缩小征地范围，规范征地程序，完善对被征地农民合理、

规范、多元保障机制”等政策方针的提出,被征地农民的福利状况有着不同程度的改善。胡清华等(2019)运用森提出的可行能力理论,构建失地农民福利的评价指标体系,测算发现湖南省失地农民的福利状况有所增加,但存在显著的区域差异。细分来看,在经济收入方面,梁韵妍(2016)基于广东省被征地农民收入调查数据研究发现,征地后农民的收入总额较被征前有所提升,但存在暂时性与不稳定性。汪险生和郭忠兴(2017)利用全国大规模的调研数据进一步实证研究得出征地能够提高被征地农民的经济收入,尤其是非农就业水平较低的地区。在就业创业方面,戚晓明(2017)基于中国家庭追踪调查(CFPS 2014)的数据考察发现被征地农民群体就业分化明显,总体就业质量良好。征地整体推动了被征地农民的就业转换,征地以后,农户配置的农业劳动力显著下降,退出的农业劳动力主要转换到本地非农就业上(汪险生等,2019)。在社会保障方面,屈静晓等(2016)基于长沙市被征地农民的实地调研数据研究发现,农民被征地后的养老保障水平较被征前略有上升。

可以看出,已有文献多从经济收入、消费支出、社会保障水平等客观指标评估现有的征地政策,本文则尝试使用经济获得感这一主观感知变量指标来衡量被征地农民福利状况的改善,以进一步验证征地对农民的影响。

(二) 理论分析

获得感是指人们在改革和发展客观过程中对自身实际所得的主观评价(王浦劬、季程远,2018),而人们的主观评价形成机制大多是基于参照群体理论、社会比较理论来阐释的,选择“与谁参照”、考虑“如何比较”是其中的内在逻辑(王元腾,2019)。现代社会心理学的先驱者费斯廷格于1954年最早提出社会比较理论,其认为人们希望能够正确地评价自己的观点与能力,在缺乏直接的客观标准时,人们通过与他人比较进行自我评价。而正常来说,人们倾向于将自己与相同水平的个体进行比较,而后评定自己的水平(泰勒等,2004)。默顿(2015)认为社会结构是影响人们选择参照群体的决定因素,社会结构的稳定性会直接影响人们对于参照群体的选择。那些拥有相同的社会结构位置的人们,更加容易成为彼此之间的参照对象(庄家焱,2016)。最重要的参照对象无疑是他人,但个体难以找到比较对象时,自己过去的状态也可考虑作为参照对象,即与自己的历史状况进行纵向比较(刘得明、龙立荣,2008)。

因此,对于获得感这一主观感知变量,本文选择通过与具有相同社会结构位置的他人进行横向比较及与自我的过去状态进行纵向比较两个方面来衡量。本文重点关注的是经济获得感,是指个体基于其实际经济收入的主观满意程度(杨金龙、张士海,2019),是对经济收入的主观评价(王恬等,2018),分为群体比较的横向经济获得感和时间比较的纵向经济获得感两个方面。横向经济获得感是通过与他人经济状况的对比而做出的主观判断,纵向经济获得感是个人当前经济状况与过去经济状况对比的心理感知,侧重于历时效应的考察(杨金龙、张士海,2019)。由于研究对象是被征地农民,在横向比较方面,拥有土地是农民与社会其他身份的人群相区别的一个重要特征,虽然城镇居民和未征地农民均可作为被征地农民的参照群体,但是相对而言,未征地农民更符合“相似性”的特征。对于农民来说,同一个村落的其他农民群体的信息相对比较容易获取或熟悉,同时彼此又有着相同的社会结构,因而选择未征地农民作为横向比较的参照群体更加恰当,具体以“本户在村中经济条件的自评”作为测度

指标。在纵向比较方面，则选择自我被征地前的状况作为参照对象，具体以“土地被征地后生活水平变化的自评”作为测度指标。

另外，现有一些文献基于不同的数据和方法，研究发现征地能够显著提高农民的经济收入、社会保障水平等多方面的客观获得，而个体基于客观的获得势必会提升主观获得感（项军，2019）。对被征地农民来说，不同的征地补偿模式会直接导致其客观获得的差异，进而可能会对其主观获得感产生不同程度的影响。从承包地的征地补偿政策来看，全国各地的做法各有差异，目前被征地农民可获得的征地补偿大致可以分为两类，即单一的货币补偿和多元的货币补偿、社保安置和就业安置等。在单一的货币补偿方式下，被征地农民获得的一次性补偿属于“暂时收入”，而在货币补偿的基础上，配套的社保安置、就业安置能够提高永久收入（张弛、杨燕绥，2015）。此外，养老保险作为社保安置中的核心组成部分，具有养老风险防范的功能，能够降低人们对未来的不确定性，可以在增强心理效用上进一步提高其主观幸福感和获得感（马红鸽、席恒，2020；程名望、华汉阳，2020）。因而，相较于单一的货币补偿，货币补偿加上社保安置等多元补偿对被征地农民经济获得感的提升效应更大。

三、数据来源与研究方法

（一）数据来源

本文使用的数据来自“农民获得更多土地财产权益的体制机制创新研究”课题组于2019年2月~4月开展的实地调研。课题组先将农村“三块地”改革的33个试点地区根据地理位置分为东、中、西部地区，调查遵循多阶段分层抽样与随机抽样相结合的原则，先在三个地区中各随机抽取两个代表性县（区），分别为四川省泸县、贵州省湄潭县、安徽省金寨县、安徽省定远县、浙江省义乌市以及江苏省武进区6个县（区），再根据每个县（区）国土部门提供的相关资料（如近10年发生过较大规模征地的村庄、各乡镇的经济发展水平等），在各县（区）选取4~6个代表性乡镇（街道），在每个代表性乡镇（街道）抽取2~4个样本自然村（小区），再在每个样本村（小区）随机选择10~15名农民作为调查对象。本次调查采用入户调查的形式，问卷的内容包括受访者个人信息、家庭经济情况、征地及其补偿标准等。本次调查共收集有效问卷1118份，其中东部353份（31.57%），中部368份（32.92%），西部397份（35.51%），由于承包地与宅基地的补偿方式差距较大且只被征收宅基地的样本过少，所以重点考察承包地被征的征地补偿方式，删去只被征收宅基地的样本，再剔除部分关键信息缺失和极值的样本后，最终用于本文分析的有效样本共901个。

（二）变量选取与说明

1.被解释变量。本文的被解释变量为经济获得感，包括横向经济获得感和纵向经济获得感两个维度。农民的横向经济获得感采用问卷中的“您认为您家现在的经济条件在村中（老家）属于何种水平”来测度，把“下等”“中上等”分别赋值为0和1。被征地农民的纵向经济获得感采用问卷中的“您认为征地后生活水平有没有发生变化？”来测度，将“有所降低”“持平”“有所提高”依次赋值为0、1和2。

2.核心解释变量。在探讨被征地农民的横向经济获得感时，由于参照群体是未征地农民，所以核

心解释变量选用是否被征过地这一变量，若农户家中发生过征地行为，赋值为1，若未发生过征地行为，赋值为0。在探讨被征地农民的纵向经济获得感时，由于参照对象是自我被征地前的状况，研究群体均为被征地农民，所以核心解释变量选用与被征地农民收入补偿紧密相关从而直接影响其获得感的征地补偿方式这一变量。本文通过问卷中“您家被征收承包地的补偿方式有哪些？”来定义，将单一货币补偿赋值为0，货币补偿和社保安置等多元补偿赋值为1。另外，借鉴已有相关研究(聂伟, 2019; 汪险生、郭忠兴, 2017; 马红鸽、席恒, 2020)，本文控制了性别、年龄、健康状况、受教育程度、就业状况等个人、家庭及地区特征变量，同时还引入了反映村庄特征的变量。

样本的基本情况如表1所示。反映农民横向经济获得感的变量均值为0.660，表明66%的农民将其家庭经济条件自评为中上等；反映被征地农民纵向经济获得感的变量均值为1.278，表明被征地农民认为征地后生活水平较之前相比介于“持平”与“有所提高”之间。在征地特征方面，49.2%的样本对象发生过征地行为；被征地的时间平均约为5~6年；68.2%的被征地农民获得了货币补偿和社保安置等多元配套的土地补偿方式。在个体、家庭特征等方面，样本对象的平均年龄略高于58岁，其中男性占58%；平均受教育程度偏低；健康状况位于“一般”和“好”之间；目前从事非农工作的占38.6%；20.8%的样本对象或其亲属担任过村干部；样本对象对其家庭社会关系网的自评等级为一般。另外，样本的均值差异检验显示，被征地组农民的横向经济获得感显著高于未征地组农民，差值在5%水平下显著。同时，相较于未征地组农民，被征地组农民在个人家庭特征方面表现出男性偏多、健康状况较好、家庭社会关系网络较宽泛等特征。

表1 变量赋值及描述性统计

变量名称	变量含义和赋值	全样本	被征地组	未征地组	均值差T检验
横向经济获得感	您认为您家现在的经济条件在村中(老家)属于何种水平: 下等=0, 中上等=1	0.660	0.693	0.629	-0.064** (0.032)
纵向经济获得感	您认为征地后生活水平有没有发生变化: 有所降低=0, 持平=1, 有所提高=2	—	1.278	—	—
土地被征	是否被征过地: 否=0, 是=1	0.492	—	—	—
征地补偿	补偿方式: 单一货币补偿=0, 货币补偿和社保安置等=1	—	0.682	—	—
征地时间	最近一次土地被征至今的时间(年)	—	5.686	—	—
性别	女=0, 男=1	0.580	0.634	0.528	-0.106*** (0.033)
年龄	连续变量(岁)	58.263	58.704	57.836	-0.868 (0.755)
户主	否=0, 是=1	0.599	0.634	0.566	-0.068** (0.033)
婚姻状况	是否有配偶: 否=0, 是=1	0.948	0.959	0.937	-0.022 (0.015)
受教育程度	小学及以下=0, 初中=1, 高中及以上=2	0.537	0.553	0.522	-0.031 (0.044)

(续表 1)

健康状况	差=0, 一般=1, 好=2	1.363	1.314	1.410	0.096* (0.052)
工作状况	您目前是否从事非农工作: 否=0, 有=1	0.386	0.406	0.367	-0.039 (0.032)
是否有村干部	您或您的亲属有没有人担任过村干部: 否=0, 有=1	0.208	0.181	0.234	0.053** (0.027)
家庭社会关系网络	您觉得您家的社会关系网络是否广泛: 狭窄=0, 一般=1, 宽泛=2	1.043	0.986	1.098	0.112** (0.053)
村庄交通条件	差=0, 一般=1, 好=2	1.636	1.576	1.694	0.118*** (0.046)
村庄基础设施条件	差=0, 一般=1, 好=2	1.505	1.515	1.496	-0.019 (0.048)
西部	其他=0, 西部地区=1	0.383	0.415	0.352	-0.063** (0.032)
中部	其他=0, 中部地区=1	0.321	0.287	0.354	0.067** (0.031)
东部	其他=0, 东部地区=1	0.296	0.298	0.295	-0.003 (0.030)

注: ①***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平; ②括号中为标准误。

(三) 模型设定

1. Probit 模型。在考察征地对农民横向经济获得感的影响时, 由于横向经济获得感变量是二分类变量, 因而选择 Probit 模型, 具体模型形式如下:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 land_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中, y_i 表示农民的横向经济获得感; $land_i$ 表示是否被征过地; X_i 为控制变量, 包括年龄、性别、受教育程度等特征变量; ε_i 为随机误差项。

2. 倾向得分匹配法。参照经典的反事实分析框架, 将样本根据是否被征过地分为两类, 处理组 (被征地组) 和控制组 (未征地组)。具体思路如下:

第一, 计算倾向得分值。基于研究目的, 并借鉴已有相关文献, 选用样本对象的个人特征、家庭特征、村庄特征及地区特征变量作为协变量, 运用 Logit 模型计算样本对象是否被征地的倾向得分值。

第二, 进行倾向得分匹配。根据倾向得分值的大小对样本进行匹配处理, 为保证匹配结果的稳健性, 本文采用了四种主流的匹配方法: K 近邻匹配、半径匹配、核匹配以及局部线性回归匹配。

第三, 计算平均处理效应。由于本文主要分析的是征地对农民横向经济获得感的影响, 即被征地后农民横向经济获得感的变化情况, 所以关注处理组平均处理效应 (ATT), 其表达式为:

$$\widehat{ATT} = \frac{1}{N_1} \sum_{i: D_i=1} (y_i - \widehat{y}_{0i}) \quad (2)$$

(2) 式中, N_1 表示处理组样本的数量, $\sum_{i: D_i=1}$ 表示仅对被征地农民进行加总, y_i 表示被征地农民 i 的横向经济获得感, \widehat{y}_{0i} 表示被征地农民未被征地时其横向经济获得感的估计值。

3. 有序 Probit 模型。在考察被征地农民的纵向经济获得感时, 由于纵向经济获得感变量为有序分

类变量，故采用有序 Probit 模型进行估计，具体模型设定如下：

$$Y_i = F(\beta compensation_i + \gamma X_i + \varepsilon_i) \quad (3)$$

(3) 式中， Y_i 表示被征地农民的纵向经济获得感； $compensation_i$ 表示征地补偿方式； X_i 为控制变量，包括个体特征、家庭特征以及地区特征等变量； ε_i 为随机误差项。

$$Y_i = \begin{cases} 0, & Y_i^* \leq r_0 \\ 1, & r_0 < Y_i^* \leq r_1 \\ 2, & r_1 < Y_i^* \end{cases} \quad (4)$$

(4) 式中， Y_i^* 是 Y_i 背后存在的不可观测变量，称为潜变量； $r_0 < r_1$ 为待估参数，称为“切点”。

四、实证结果分析

(一) 征地与农民横向经济获得感

1. 基准回归结果。以农民的横向经济获得感作为被解释变量，是否被征过地作为核心解释变量，年龄、性别、受教育程度等特征变量作为控制变量，使用 Probit 模型进行回归分析，结果如表 2 所示。从平均边际效应来看，被征地农民比未征地农民的横向经济获得感高出 9.6%，且在 1% 的统计水平上显著，表明征地能够显著提升农民的横向经济获得感。在控制变量方面，农民的横向经济获得感存在显著的性别差异，表现为女性群体的横向经济获得感高于男性群体；农民的身体健康状况对其横向经济获得感也有显著的正向作用，表现为身体健康状况越好，农民的横向经济获得感越强。从家庭特征来看，是否有村干部变量、家庭社会关系网络变量均对农民的横向经济获得感产生显著的正向作用。地区特征变量对农民横向经济获得感的影响未通过显著性检验，说明农民的横向经济获得感在东部地区，如浙江省、江苏省，没有表现出显著的高水平。

表 2 征地对农民横向经济获得感影响的实证分析结果

	横向经济获得感	平均边际效应
土地被征	0.292*** (0.103)	0.096*** (0.033)
年龄	0.002 (0.005)	0.001 (0.002)
性别	-0.244* (0.143)	-0.080* (0.046)
婚姻状况	0.250 (0.163)	0.082 (0.053)
户主	0.106 (0.116)	0.035 (0.038)
受教育程度	0.128	0.042

(续表 2)

	(0.088)	(0.028)
健康状况	0.268***	0.088***
	(0.068)	(0.021)
工作状况	0.011	0.003
	(0.095)	(0.031)
是否有村干部	0.414***	0.136***
	(0.151)	(0.049)
家庭社会关系网络	0.309***	0.101***
	(0.062)	(0.019)
村庄交通条件	0.071	0.023
	(0.078)	(0.025)
村庄基础设施条件	0.107	0.035
	(0.069)	(0.022)
中部地区	0.205	0.067
	(0.131)	(0.043)
东部地区	0.120	0.039
	(0.143)	(0.047)
常数项	-1.209***	—
	(0.397)	—
观测值	901	—
Prob > chi2	0.0000	—

注：①***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内汇报的是聚类到村级层面的稳健标准误。

2. 稳健性分析。一般而言土地征收决策由政府做出，而非单个农户，但是政府并非随机决定一项征地方案，而且还可能存在不可观测因素（或者遗漏变量）同时与被解释变量及征地决策变量相关（汪险生、郭忠兴，2017）。因此，为降低样本选择偏差和模型可能存在内生性问题产生的影响，本文使用倾向得分匹配方法对上文的回归结果进行稳健性分析。表 3 报告了采用 K 近邻匹配（K=1）的检验结果，匹配后各变量的标准偏误值大都小于 10%，且 T 检验的结果都不拒绝被征地组与未征地组无系统差异的原假设，表明 PSM 有效减少了两组样本之间的系统性差异。其余匹配方法的检验结果与表 3 类似，限于篇幅，本文不再重复列出。

表 3 平衡性检验结果

变量	样本	被征地组	未征地组	标准偏误 (%)	误差消减 (%)	T 值	P 值
年龄	匹配前	58.704	57.836	7.7		1.15	0.250
	匹配后	58.545	57.878	5.9	23.2	0.87	0.384
性别	匹配前	0.634	0.528	21.6		3.24	0.001
	匹配后	0.630	0.621	1.9	91.3	0.28	0.780

(续表 3)

婚姻状况	匹配前	0.959	0.937	10.2		1.53	0.126
	匹配后	0.961	0.963	-1.0	89.9	-0.18	0.859
户主	匹配前	0.634	0.566	14.1		2.11	0.035
	匹配后	0.628	0.602	5.2	63.3	0.77	0.444
受教育程度	匹配前	0.553	0.522	4.7		0.71	0.479
	匹配后	0.549	0.556	-1.0	77.9	-0.15	0.881
健康状况	匹配前	1.314	1.411	-12.5		-1.88	0.061
	匹配后	1.317	1.246	9.2	26.3	1.31	0.192
工作状况	匹配前	0.406	0.367	8.1		1.22	0.224
	匹配后	0.405	0.437	-6.6	18.5	-0.96	0.337
是否有村干部	匹配前	0.181	0.234	-13.1		-1.96	0.050
	匹配后	0.184	0.175	2.3	82.7	0.35	0.724
家庭社会关系网络	匹配前	0.986	1.098	-14		-2.1	0.036
	匹配后	0.998	0.922	9.5	32.1	1.44	0.150
村庄交通条件	匹配前	1.576	1.694	-17.2		-2.59	0.010
	匹配后	1.600	1.579	3.0	82.6	0.42	0.675
村庄基础设施条件	匹配前	1.515	1.496	2.6		0.39	0.693
	匹配后	1.522	1.446	10.5	-298.4	1.49	0.138
中部地区	匹配前	0.287	0.354	-14.4		-2.16	0.031
	匹配后	0.290	0.303	-3.0	79.4	-0.44	0.656
东部地区	匹配前	0.298	0.295	0.7		0.11	0.916
	匹配后	0.294	0.322	-6.0	-759.8	-0.88	0.379

本文分别使用了 K 近邻匹配 (K=1 和 K=4)、半径匹配、核匹配以及局部线性回归匹配四种方法来测算征地对农民横向经济获得感的平均处理效应,结果如表 4 所示。采用上述四种方法测算出的 ATT 值分别为 0.128、0.096、0.097、0.102 和 0.116,并且在 1%、5%、1%、1%和 5%的统计水平上显著。可以看出,基于不同匹配方法得出的 ATT 值和显著性虽略有差异,但仍具有较强的一致性,表明征地能够显著提升农民的横向经济获得感,说明上文通过 Probit 模型实证分析出的征地对农民横向经济获得感的提升效应具有良好的稳健性。

表 4 征地对农民横向经济获得感的平均处理效应

匹配方法	被征地组	未征地组	ATT 值	标准误	T 检验值
K 近邻匹配 (K=1)	0.690	0.562	0.128***	0.047	2.70
K 近邻匹配 (K=4)	0.690	0.593	0.096**	0.037	2.57
半径匹配	0.689	0.592	0.097***	0.035	2.81
核匹配	0.690	0.587	0.102***	0.033	3.06
局部线性回归匹配	0.690	0.573	0.116**	0.047	2.47

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平。

3.分样本回归。基于上文的基准回归和稳健性检验，研究发现征地显著提升农民的横向经济获得感，接下来围绕征地补偿方式和户籍是否发生变化，进一步探讨征地对农民横向经济获得感的影响。

(1) 征地补偿方式。总结调研地区的补偿政策和样本数据来看，目前被征地农民可获得的征地补偿大致可以分为两类，即单一的货币补偿和多元的货币补偿、社保安置和就业安置等。其中，多元化的补偿方式以货币安置和社保安置为主，于是根据征地补偿方式将样本划分为“单一货币补偿”和“货币补偿和社保安置等”两组，回归结果如表 5 所示。可以看出，不同征收补偿方式下，征地对农民横向经济获得感的提升效应存在差异，当补偿方式只有单一的货币补偿时，征地对农民横向经济获得感的影响未通过显著性检验，而货币补偿和社保安置等多元补偿则能显著提升被征地农民的横向经济获得感，这一变量在 1% 的统计水平显著且边际影响为 0.113。即货币补偿加上社保安置等多元补偿比单一的货币补偿对被征地农民横向经济获得感的提升效应更为显著，进一步表明在货币补偿的基础上，以养老保险为核心的社保安置能够增强农民的养老安全感，继而有效提升其获得感。

(2) 户籍是否发生变化。根据调查对象的户籍性质，将样本分为“征地后户籍未发生变化（仍为农业户籍）”和“征地后户籍发生变化（农转非）”两组，估计结果如表 5 所示。当被征地农民的户籍未发生变化时，征地对农民横向经济获得感有显著的正向影响，在 1% 的统计水平上显著且边际效应为 0.095，当被征地农民的户籍发生转变时，征地对农民横向经济获得感同样有显著的正向影响，边际效应为 0.112。可以看出，无论被征地农民的户籍是否发生变化，征地均能够显著提升农民的横向经济获得感。理论上来说，在城乡二元体制下，户籍身份的转变有利于提高居民的整体保障和福利水平，增强其抗风险能力，进而提升其幸福感（霍鹏等，2018）。但是，本文的研究结果表明户籍身份是否发生变化对被征地农民横向经济获得感提升效应的差别并不明显，这可能是因为被征地农民虽然通过“土地征用”这一途径实现户籍身份的转变，但是户籍身份背后蕴含的教育、公共就业以及社会保障等福利并未得到实质性的改变。

表 5 征地对农民横向经济获得感影响的组群差异

	征地补偿方式				户籍是否变化			
	单一货币补偿		货币补偿和社保安置等		否		是	
	系数	平均边际效应	系数	平均边际效应	系数	平均边际效应	系数	平均边际效应
土地被征	0.196 (0.148)	0.066 (0.049)	0.355*** (0.108)	0.113*** (0.034)	0.288*** (0.110)	0.095*** (0.035)	0.350** (0.167)	0.112** (0.053)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.132** (0.463)	—	-1.342*** (0.471)	—	-0.972** (0.387)	—	-1.742*** (0.502)	—
观测值	599	599	760	760	818	818	541	541
Prob > chi2	0.0000	—	0.0000	—	0.0000	—	0.0000	—

注：①***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内汇报的是聚类到村级层面的稳健标准误；③

控制变量同表 2，限于篇幅详细结果未予汇报。

(二) 被征地农民纵向经济获得感的探讨

以被征地农民的纵向经济获得感（被征地后生活水平变化的自评）作为被解释变量，征地补偿方式作为核心解释变量，运用有序 Probit 模型进一步检验征地对被征地农民纵向经济获得感的影响，估计结果见表 6。

表 6 征地补偿方式对被征地农民纵向经济获得感影响的回归结果

	方程1		方程2	
	系数	标准误	系数	标准误
征地补偿方式	0.204*	0.110	0.236*	0.125
年龄	—	—	0.024***	0.006
性别	—	—	0.129	0.229
婚姻状况	—	—	0.095	0.332
户主	—	—	-0.143	0.189
受教育程度	—	—	0.120	0.095
健康状况	—	—	0.159*	0.085
工作状况	—	—	-0.058	0.137
户籍是否变化	—	—	-0.068	0.168
是否有村干部	—	—	0.084	0.140
家庭社会关系网络	—	—	0.127*	0.074
村庄交通条件	—	—	0.021	0.092
村庄基础设施条件	—	—	-0.023	0.107
征地时间	—	—	0.063***	0.022
中部地区	—	—	0.364**	0.174
东部地区	—	—	-0.101	0.174
Constant cut1	-0.778	0.097	1.481	0.472
Constant cut2	0.245	0.116	2.566	0.479
观测值	443	—	443	—

注：①***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中标准误是聚类到村级层面的稳健标准误。

方程 1 和方程 2 检验了征地补偿方式对被征地农民纵向经济获得感的影响，其中方程 1 的回归结果显示在没有控制其他变量时，征地补偿方式变量在 10%的统计水平上显著，方程 2 加入性别、年龄、受教育程度等相关控制变量时，征地补偿方式变量仍在 10%的统计水平上显著，表明回归结果具有一定的稳健性，进一步计算出其边际效应（见表 7），相较于单一货币补偿，货币补偿和社保安置等多元补偿方式能使被征地农民自评生活水平“有所降低”“持平”的概率分别下降约 5.8%和 3.0%，“有所提高”的概率增加约 8.7%。这表明多元配套的补偿方式能够显著提升被征地农民的纵向经济获得感。其他控制变量方面，年龄、健康状况以及家庭社会关系网络变量均对被征地农民的纵向经济获得感产生显著的正向影响，且分别在 1%、10%和 10%的统计水平上显著。这表明年龄越大、健康状况越好

以及家庭社会关系较宽泛的被征地农民，其纵向经济获得感越强，即认为失地后的生活水平有较大幅度的提升。此外，征地时间变量对被征地农民的纵向经济获得感有显著的正向影响，即征地时间越长，被征地农民纵向经济获得感的提升越显著。征地后的户籍是否变化变量未对被征地农民的纵向经济获得感产生显著影响，说明征地后户籍身份的变化，不是影响被征地农民纵向经济获得感的核心因素。在征地区域方面，中部地区的被征地农民的纵向经济获得感高于西部地区，并在 5% 的统计水平上显著。相较于西部地区，中部地区的被征地农民自评生活水平“有所降低”“持平”的概率分别下降约 8.9%、4.6%，“有所提高”的概率增加约 13.5%。表明被征地农民的纵向经济获得感存在地区差异，中部地区被征地农民的纵向经济获得感较强。

表 7 征地补偿方式对被征地农民纵向经济获得感影响的边际效应

	有所降低		持平		有所提高	
	边际效应	标准误	边际效应	标准误	边际效应	标准误
征地补偿方式	-0.058*	0.031	-0.030*	0.016	0.087*	0.046
年龄	-0.006***	0.001	-0.003***	0.001	0.009***	0.002
性别	-0.032	0.056	-0.016	0.029	0.048	0.084
婚姻状况	-0.023	0.082	-0.012	0.041	0.035	0.123
户主	0.035	0.045	0.018	0.024	-0.053	0.069
受教育程度	-0.029	0.023	-0.015	0.012	0.044	0.035
健康状况	-0.039*	0.021	-0.020*	0.011	0.059*	0.031
工作状况	0.014	0.034	0.007	0.017	-0.022	0.051
户籍是否变化	0.017	0.041	0.009	0.021	-0.025	0.062
是否有村干部	-0.021	0.035	-0.011	0.017	0.031	0.052
家庭社会关系网络	-0.031*	0.018	-0.016*	0.009	0.047*	0.027
村庄交通条件	-0.005	0.022	-0.003	0.011	0.008	0.034
村庄基础设施条件	0.006	0.026	0.003	0.013	-0.008	0.039
征地时间	-0.015***	-0.015	-0.008***	0.003	0.023***	0.008
中部地区	-0.089**	0.043	-0.046**	0.022	0.135**	0.063
东部地区	0.025	0.044	0.013	0.021	-0.038	0.065

注：①***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平；②汇报的标准误是聚类到村级层面的稳健标准误。

（三）对估计结果的进一步检验

前文着重分析了征地对农民经济条件自评这一主观指标的影响，接下来使用经济收入的客观指标进行验证分析，OLS 回归结果如表 8 所示。从结果中可以看出，征地均能提高农民的家庭总收入和家庭人均收入，并在 10% 的统计水平上显著，这与汪险生和郭忠兴（2017）的研究结论一致，即征地能够显著提高农民的收入。这说明农民被征地后，其经济状况确实有所改善，进而提升其主观获得感。此外，从对征地政策满意度的调查结果看，31.29% 的被征地农民表示不太满意，31.97% 的被征地农民觉得一般，36.74% 的被征地农民觉得比较满意或者非常满意。这表明现有的征地补偿政策，整体而言能够被大多数被征地农民所接受，但是，就农民的经济获得感而言，还有提升空间。

表 8 征地对农民家庭总收入、家庭人均收入的影响

	家庭总收入	家庭人均收入
土地被征	0.122* (0.064)	0.093* (0.056)
控制变量	控制	控制
常数项	10.143*** (0.250)	8.927*** (0.230)
观测值	901	901
Prob > F	0.0000	0.0000
R-squared	0.278	0.308

注：①***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内汇报的是聚类到村级层面的稳健标准误；③控制变量同表 2，限于篇幅详细结果未予汇报。

五、结论与讨论

本文基于 2019 年 2 月~4 月在四川泸县、贵州湄潭、安徽金寨、安徽定远、浙江义乌以及江苏武进 5 省 6 县（区）的实地调研数据，运用 Probit 模型、倾向得分匹配法和有序 Probit 模型分别从横向比较和纵向变化两个维度分析了征地对农民经济获得感的影响。研究表明：

第一，以“本户在村中经济条件的自评”来测度农民的横向经济获得感，发现征地整体上显著提升了农民的横向经济获得感。为降低样本选择偏差和模型可能存在内生性问题产生的影响，本文利用倾向得分匹配法进行了稳健性检验，发现原模型的实证结果具有较好的稳健性。进一步的研究发现不同征地补偿方式下，征地对农民横向经济获得感的影响存在差异，货币补偿和社保安置等多元补偿能够显著提升被征地农民的横向经济获得感，而单一的货币补偿对被征地农民横向经济获得感的提升效应则不显著；此外，无论被征地农民的户籍是否发生变化，征地均能够显著提升农民的横向经济获得感。

第二，以“征地后生活水平变化的自评”来测度被征地农民的纵向经济获得感，发现征地补偿方式对被征地农民的纵向经济获得感存在显著正向影响，相较于单一的货币补偿，货币补偿和社保安置等多元补偿能使被征地农民自评生活水平“有所降低”“持平”的概率分别下降约 5.8%和 3.0%，“有所提高”的概率增加约 8.7%，表明多元配套的补偿方式能够显著提升被征地农民的纵向经济获得感。

农民的获得感是土地制度改革的标尺。尽管本文研究表明征地整体上显著提升了农民的经济获得感，但补偿方式及地区差异的影响仍然不可忽视。为了让农民拥有更多的获得感、满足感，本文提出如下建议：第一，通过完善征地补偿方式进一步提升被征地农民的经济获得感，改变单一的货币补偿，采取货币补偿和社保安置等多元补偿方式，同时尽可能地将被征地农民纳入到城镇社会保障体系；第二，鼓励各地区结合当地的经济水平，考虑农民的现实需求，与时俱进，积极探索多样化的征地补偿方式，让广大被征地农民获得更多土地收益；第三，在征地拆迁政策实现被征地农民户籍身份转变的同时，赋予被征地农民平等的城市居民权利，让其能够充分享受与城镇居民相同的义务教育、公

共就业以及社会保障等基本公共服务，实现真正的市民化。

参考文献

- 1.陈莹、张安录，2007：《农地转用过程中农民的认知与福利变化分析——基于武汉市城乡结合部农户与村级问卷调查》，《中国农村观察》第5期。
- 2.程名望、华汉阳，2020：《购买社会保险能提高农民工主观幸福感吗？——基于上海市2942个农民工生活满意度的实证分析》，《中国农村经济》第2期。
- 3.邓大松、王曾，2012：《城市化进程中失地农民福利水平的调查》，《经济纵横》第5期。
- 4.高进云、乔荣锋、张安录，2007：《农地城市流转前后农户福利变化的模糊评价——基于森的可行能力理论》，《管理世界》第6期。
- 5.胡清华、伍国勇、宋珂、欧雪辉、李中，2019：《农村土地征收对被征地农户福利的影响评价——基于阿马蒂亚·森的可行能力理论》，《经济地理》第12期。
- 6.霍鹏、张冬、屈小博，2018：《城镇化的迷思：户籍身份转换与居民幸福感》，《农业经济问题》第1期。
- 7.李鹏、柏维春，2019：《人民获得感对政府信任的影响研究》，《行政论坛》第4期。
- 8.梁土坤，2019：《三维制约：社会政策对困难家庭经济获得感的影响机制研究》，《华东经济管理》第8期。
- 9.梁韵妍，2016：《广东省城镇化进程中失地农民收入问题研究——基于广东省佛山、韶关等6市的调研》，《中国农业资源与区划》第8期。
- 10.刘得明、龙立荣，2008：《国外社会比较理论新进展及其启示——兼谈对公平理论研究的影响》，《华中科技大学学报（社会科学版）》第5期。
- 11.罗伯特·K·默顿，2015：《社会理论和社会结构》，唐少杰、齐心等译，南京：译林出版社。
- 12.马红鸽、席恒，2020：《收入差距、社会保障与提升居民幸福感和获得感》，《社会保障研究》第1期。
- 13.聂伟，2019：《就业质量、生活控制与农民工的获得感》，《中国人口科学》第2期。
- 14.戚晓明，2017：《人力资本、家庭禀赋与被征地农民就业——基于CFPS2014数据的分析》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第5期。
- 15.屈静晓、龙方、卢艳，2016：《失地农民养老保障水平分析：以长沙市为例》，《湖南社会科学》第5期。
- 16.孙绪民、周森林，2007：《论我国失地农民的可持续生计》，《理论探讨》第5期。
- 17.汪险生、郭忠兴，2017：《被征地农民的收入下降了吗——来自CFPS数据的证据》，《农业技术经济》第6期。
- 18.汪险生、郭忠兴、李宁、许恒周，2019：《土地征收对农户就业及福利的影响——基于CHIP数据的实证分析》，《公共管理学报》第1期。
- 19.王浦劬、季程远，2018：《新时代国家治理的良政基准与善治标尺——人民获得感的意蕴和量度》，《中国行政管理》第1期。
- 20.王恬、谭远发、付晓珊，2018：《我国居民获得感的测量及其影响因素》，《财经科学》第9期。
- 21.王伟、马超，2013：《不同征地补偿模式下失地农民福利变化研究——来自准自然实验模糊评价的证据》，《经济与管理研究》第4期。

- 22.王小映、贺明玉、高永, 2006:《我国农地转用中的土地收益分配实证研究——基于昆山、桐城、新都三地的抽样调查分析》,《管理世界》第5期。
- 23.王瑜, 2019:《电商参与提升农户经济获得感了吗?——贫困户与非贫困户的差异》,《中国农村经济》第7期。
- 24.王元腾, 2019:《参照群体、相对位置与微观分配公平感——都市户籍移民与流动人口的比较分析》,《社会》第5期。
- 25.文宏、刘志鹏, 2018:《人民获得感的时序比较——基于中国城乡社会治理数据的实证分析》,《社会科学》第3期。
- 26.杨金龙、张士海, 2019:《中国人民获得感的综合社会调查数据的分析》,《马克思主义研究》第3期。
- 27.项军, 2019:《客观“获得”与主观“获得感”——基于地位获得与社会流动的视角》,《社会发展研究》第2期。
- 28.袁方、蔡银莺, 2012:《城市近郊被征地农民的福利变化及个体差异——以江夏区五里界镇为实证》,《公共管理学报》第2期。
- 29.张弛、杨燕绥, 2015:《基于生命周期的征地补偿公共治理——以海南省定安县为例》,《公共管理评论》第2期。
- 30.周义、李梦玄, 2014:《失地冲击下农民福利的改变和分化》,《农业技术经济》第1期。
- 31.庄家焯, 2016:《参照群体理论评述》,《社会发展研究》第3期。
- 32.Shelly. E. T., Letitia. A. P, and D. O. Sears, 2004:《社会心理学》, 谢晓非、谢冬梅等译, 北京: 北京大学出版社。

(作者单位: 南京农业大学公共管理学院)

(责任编辑: 光明)

Has Landless Farmers' Sense of Economic Gain Increased?

Zhao Jingjing Li Fang Li Li

Abstract: The sense of economic gain of landless farmers is the touchstone for testing the effectiveness of land acquisition system reform. Based on the field survey data, this article uses the Probit model, Propensity Score Matching method and ordered Probit model to measure the impact of land acquisition on farmers' sense of economic gain from two dimensions of horizontal comparison and longitudinal change. Self-evaluation of the household economic conditions in the village is used to measure the sense of horizontal economic gain. It finds that land acquisition can significantly improve farmers' sense of horizontal economic gain. Further analysis shows that the sense of horizontal economic gain can be significantly improved by way of multiple compensation methods. Self-assessment of living standard change after land acquisition is used to measure the sense of longitudinal economic gain, and the results show that multiple compensation methods can also significantly improve farmers' sense of longitudinal economic gain.

Key Words: Land Acquisition; Landless Farmer; Sense of Economic Gain; Land Acquisition Compensation

过度劳动对农民工社会参与的 “挤出效应”研究*

——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据

祝仲坤

摘要：加快农民工城市社会融入是推进新型城镇化战略的重要任务，社会参与是衡量农民工城市社会融入进程的核心要素之一。本文以过度劳动为切入点，审视农民工社会参与低水平发展状态，并结合国家卫生健康委员会发布的2017年中国流动人口动态监测调查数据，系统考察过度劳动对农民工社会参与的影响。研究表明：①中国农民工的过度劳动现象非常严重，68.10%的农民工周平均劳动时间超过50小时，45.88%的农民工周平均劳动时间超过60小时。②过度劳动会显著降低农民工的社会参与水平，即过度劳动对农民工社会参与存在“挤出效应”，在运用泊松内生处理效应模型控制潜在的内生性偏误，并运用2014年社会融合专项调查数据重新检验后，结论依然稳健。③过度劳动之所以会降低农民工的社会参与水平，可能是因为过度劳动会造成农民工心理压力过大、主观社会地位下降。

关键词：过度劳动 社会参与 农民工 内生性偏误 泊松内生处理效应模型

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

自改革开放以来，数以亿计的农民从农村走向城市，成为城镇地区劳动力市场的中坚力量，为缔造中国经济增长奇迹做出了巨大贡献。国家统计局发布的《2018年农民工监测调查报告》显示，2018年中国农民工总量达到2.88亿人，其中进城农民工1.72亿人，占农民工总量的比例接近60%^①。然而，

*本文系国家自然科学基金青年项目“数字鸿沟对农户福利不平等的影响机理与效应研究——基于Sen的可行能力理论”

（项目编号：71903062）、全国统计科学研究重点项目“农村数字鸿沟的统计测度及对农民福利的影响效应研究”（项目编号：2019LZ31）的阶段性研究成果。作者感谢国家卫生健康委员会流动人口服务中心提供的数据支持，感谢匿名审稿专家及编辑老师的宝贵意见。当然，作者文责自负。

^①参见 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201904/t20190429_1662268.html。

大多数进城农民工仅仅实现了地域转移与非农化，尚未实现从农民到市民的社会身份转变。已有研究和实践进程表明，加快市民化进程，努力使农民工“沉淀”下来、融入城市社会，以主人翁的姿态参与城市社会活动、以新市民的角色与属性推进城市建设，将是一项重要的历史任务。

社会融入，或称之为“社会融合”，是一个动态的、渐进式的、多维度的综合性概念（悦中山等，2012）。袁方、史清华（2013）基于可行能力理论从防护性保障、社会条件、经济条件、精神感受及政治参与等多个维度进行分析，得出农民工的社会融入程度仍处于低水平阶段。杨菊华等多位人口学领域的专家学者则借鉴西方社会融合理论，从政治、经济、文化、社会、心理等多个维度进行分析，同样得出流动人口的社会融入程度偏低的研究结论（参见杨菊华，2015）。社会参与是社会融入的重要维度，是衡量社会融入的关键要素，数据显示流动人口的社会参与也处于低水平阶段。国家卫生健康委员会发布的2017年中国流动人口动态监测调查（China Migrants Dynamic Survey，下文简称“CMDS2017”）数据显示，超过六成的农民工在城市中没有参加过任何公共活动，超过半数的农民工在城市中没有参加过任何社会组织^①。已有文献一直在强调与论证农民工社会参与水平偏低的事实，但对于农民工社会参与水平过低的原因的解释仍然比较乏力。为此，本文试图从过度劳动这一视角揭开农民工社会参与水平过低的“黑箱”，探究过度劳动对农民工社会参与的影响，并理清其中的作用机制，为提升农民工社会参与水平与社会融入程度提供决策依据。

过度劳动，指的是劳动者一定时期内超时超强度的就业状态（朱玲，2009；郭凤鸣、张世伟，2018）。由于劳动强度难以度量，学术界多从劳动时间角度探讨过度劳动（或称“超时劳动”）问题。近年来，诸如互联网企业“996”工作制、医疗行业“过劳死”等中国劳动者过度劳动问题受到了全社会的广泛关注。人力资源和社会保障部发布的《中国劳动统计年鉴-2018》数据显示，2017年中国城镇就业人员周劳动时间均值为46.2小时，这一数值明显超过《劳动法》周劳动时间44小时的规定。相比于城镇就业人员的过度劳动问题，流动人口尤其是乡城流动人口（农民工）的过度劳动现象要严重得多。CMDS2017数据显示，中国流动人口周劳动时间均值为58.1小时，其中，城镇户籍流动人口周劳动时间均值为53.1小时，而农村户籍流动人口（农民工）周劳动时间均值高达58.8小时，这一数值不仅比城镇流动人口的平均水平高10.7%，更是比城镇就业人员平均水平高27.3%。上面的数据容易引发思考：严重的过度劳动问题是不是农民工社会参与程度偏低、社会融入进程迟滞的诱因呢？为了回答这一问题，本文结合CMDS2017数据，从社会组织参与和社会活动参与两个层面探究过度劳动对农民工社会参与行为的影响，并尝试以心理压力和主观社会地位等因素为切入点剖析其中的作用机制。

有别于已有文献，本文潜在的边际贡献包括：第一，在研究视角上，本文首次尝试从过度劳动视角理解农民工城市社会参与、社会融入的发展困境，这也是对过度劳动产生的负面影响或社会危害在农民工群体中的一次检视。第二，在研究数据与方法应用上，本文结合最新的CMDS数据，通过寻找合理的工具变量，运用泊松内生处理效应模型、Oster（2019）提出的遗漏变量检验方法，比较精确地识别过度劳动对农民工社会参与行为的影响，并利用更适合非线性估计的KHB方法识别中介效应。

^①关于社会活动及社会组织的具体内容，后文的变量描述部分会做具体说明。

二、文献综述

（一）社会融入与社会参与的相关研究

社会融入亦被称为“社会融合”，是一个典型的舶来品。西方学术领域对移民社会融合问题的关注可以追溯到 20 世纪早期芝加哥学派帕克（Park）与伯吉斯（Burgess）的研究，此后针对如何衡量移民的社会融合，从戈登的“二维”模型、杨格-塔斯的“三维”模型到恩泽格尔的“四维”模型，学者们的研究不断深化、拓展。与国外研究演进历程类似，国内学者在分析农民工融入城市社会过程中，也尝试从政治、经济、社会、文化、心理等多个维度展开研究。

关于社会参与，已有研究认为它指的是结构性社会融入，是社会成员在制度与组织层面参与公共事务的过程（颜玉凡、叶南客，2019）。对于农民工而言，社会参与是农民工个体与城市社会沟通的纽带，是农民工了解城市、适应城市、认同城市、参与城市的权利意识及行为能力的呈现，其本质是农民工与城市社会磨合互动过程中的社会身份转换与重塑，也是归属感与认同感的“外化”（唐有财、侯秋宇，2017）。因此，社会参与往往被作为衡量社会融入中“社会维度”的核心内容，是衡量农民工融入城市程度的关键指标之一（张文宏、雷开春，2008）。

从社会参与^①的相关文献看，国内外关于移民社会参与内涵的理解存在差异，西方研究一般认为社会参与是民主制度的核心要素，移民社会参与也被认为是践行西方式民主的重要路径（陈钊等，2014）。而在中国的语境之下，移民社会参与指的是城乡迁移农民工的社会参与问题，多数研究将这一群体的社会参与作为衡量其社会融入的一个重要维度（例如杨菊华，2015；悦中山等，2012）。在专门探讨农民工社会参与行为的研究中，陈钊等（2014）指出，户籍对移民的公共意识有负面影响，进而使得他们在公共参与方面比较消极。虽然收入水平或受教育水平更高的居民的确具有更强的公共意识，但并不明显具有更高的公共参与度。唐有财、侯秋宇（2017）通过构建分析框架，从身份及场域视角探讨了流动人口文体类参与、公益类参与和管理类参与的影响因素。赵玉峰、扈新强（2019）在研究流动人口社会参与时，重点关注了少数民族群体。若将视野切换至整个民众的社会参与问题上，胡安宁（2014）重点强调了社会参与对老年人身心健康水平的改善作用。熊易寒（2012）基于上海郊区的调查，聚焦城乡结合部中产阶层的公众参与问题，指出这一群体的公众参与很大程度上由公共服务的“洼地效应”引起。孙三百（2018）探讨了住房产权与社会参与行为的关系，指出完全住房产权显著提高城市居民制度化公众参与的概率，共享产权对制度化公众参与无显著影响，这两类住房产权对城市居民非制度化公众参与均无显著影响。

（二）过度劳动的相关研究

过度劳动指的是劳动者在一定时期内超出平均劳动时间和劳动强度的就业状态（朱玲，2009；郭凤鸣、张世伟，2018）。早在马克思所著的《1844 年经济学哲学手稿》中就出现了“过度劳动”一词，此后在《资本论》中，马克思对过度劳动进行了更详细的论述，他指出工人的过度劳动使工厂主获得

^①社会参与与公共参与、公众参与等概念大同小异，本文中不作具体辨析。

额外的利润，对于工厂主而言，这种利润是难以抵挡的诱惑。在西方的工业化进程中，劳动时间一直是早期工人运动的重要主题，19世纪末美国和欧洲工人终于赢得“八小时”工作制度法律层面的认可（朱玲，2009），学术探索也随之蓬勃发展，西方学者开始从医学、心理学、法学等多个领域探讨劳动者的过度劳动问题，并逐步向经济学、管理学及社会学领域拓展。从过度劳动的概念辨析、程度测量，到过度劳动的现状与成因，再到过度劳动产生的危害及缓解机制，已有研究形成了诸多真知灼见。

目前，在过度劳动领域的文献中，针对农民工（移民）群体的研究大多开展的是农民工过度劳动的成因分析。从社会环境、制度设计、技术变革、企业文化、工作性质等外部因素（郭凤鸣、牟林，2019），到农民工个体的生理、心理等内在因素（卢海阳、梁海兵，2016），已有文献进行了大量的探讨。关于过度劳动产生的经济社会影响，已有文献主要聚焦过度劳动与劳动者主观福利的关系。例如，朱玲（2009）、张抗私等（2018）等研究分析了过度劳动对劳动者健康状况的负面影响；韩彦超、潘泽泉（2016）研究指出，劳动时间越长，劳动者的生活满意度越低。潘泽泉、林婷婷（2015）则指出劳动时间对农民工的社会融入有显著的负向影响，而且与户籍等因素存在交互效应。综上可知，过度劳动领域的相关文献除了关注过度劳动的成因之外，在过度劳动产生的影响方面重点关注的是其对农民工主观福利的负面作用，其中潘泽泉、林婷婷（2015）的研究与本文话题很接近，但他们研究的核心是社会融入，而非农民工的社会参与。

（三）过度劳动如何影响农民工的社会参与

根据经典的劳动供给与时间分配理论可知，对于每个人来讲时间是固定的，可以划分为劳动和闲暇，劳动时间过长必然会“挤出”闲暇时间（加里·贝克尔，1998）。对于农民工而言，多项研究均指出过度劳动越严重，农民工的闲暇时间越少。例如，朱玲（2009）指出，过度劳动会严重挤占农民工的休闲、娱乐乃至学习时间；潘泽泉、林婷婷（2015）也明确指出，日工作时间超过10小时的农民工，读书、看报、上网的时间均显著减少，劳动时间越长，农民工越可能陷入社会交往的“内卷化”，与本地人的社会交往越受到限制，社会融入进程也可能因此迟滞。由此一来，即便农民工有意愿参与社会活动或社会组织，也会因劳动时间过长、闲暇时间过少而“心有余而力不足”。根据上述分析，本文提出如下研究假说：

假说：过度劳动会显著降低农民工的社会参与水平。

除了闲暇时间“挤出”这一直接影响，过度劳动还可能对农民工的社会参与行为产生间接影响。社会参与是意愿与行为的有机结合，过度劳动不仅会导致农民工“力不足”，还可能导致农民工“心无余”，即由于减弱了农民工的社会参与意愿，进而降低他们的社会参与水平。

一方面，过度劳动很可能会加大农民工的心理压力，滋生苦闷、焦虑、烦躁等消极情绪，降低生活满意度，甚至诱发抑郁等心理疾病。朱玲（2009）指出，长期超时劳动会导致“慢性疲劳”，严重影响农民工身心健康。王笑天等（2017）指出劳动时间的增长会增加劳动者的资源消耗，进而影响劳动者的心理健康及生活满意度。张抗私等（2018）基于2014年度中国劳动力动态调查数据的研究也指出，工作时间过长会使劳动者面临情绪焦虑、沮丧的可能性增大，心理健康状况明显下降。李东平等（2018）基于2013年度中国综合社会调查数据对农民工群体开展研究，也证实了劳动时间过长会使

农民工的身心健康产生更多隐忧。进一步看,已有研究证实,心理状态在农民工形成城市归属感、融入城市的过程中发挥着重要作用。陈延秋、金晓彤(2016)指出积极乐观的心理状态对新生代农民工形成城市归属感有积极影响,从而促进他们的社会参与行为。相反,若过度劳动导致农民工的心理压力过大,很可能降低他们的社会参与水平。根据上述分析,本文提出以下推论:

推论 1: 过度劳动导致农民工心理压力过大,进而降低农民工的社会参与水平。

另一方面,除了心理压力视角的间接影响外,对于农民工而言,过度劳动还可能存在一层特殊的含义。如上文所述,农民工大多处于产业工人的底层,从事着繁重的体力劳动,是过度劳动最为严重的群体,他们的劳动权益受到损害的现象比比皆是,在与本地居民的比较中,他们很可能感受到更多的不公平、被歧视、被排斥等,加重了他们内心的自卑感,导致主观社会地位下降。潘泽泉、何倩(2017)和祝仲坤、冷晨昕(2018)的研究均指出,主观社会地位认知是影响农民工城市社会融入状态的重要因素,徐延辉、史敏(2018)进一步指出,较低的社会地位是“相对剥夺”的结果,这种“边缘化”状态将导致农民工难以融入城市社会、形成城市认同,其社会参与意愿因此减弱,社会参与水平也因此降低。根据上述分析,本文提出以下推论:

推论 2: 过度劳动导致农民工的主观社会地位下降,进而降低农民工的社会参与水平。

三、数据、变量与模型

(一) 数据来源与说明

本文使用的主要数据来自 2017 年国家卫生健康委员会公布的中国流动人口动态监测调查(CMDS2017)^①。该调查采用 PPS (probability proportionate to size, PPS) 抽样方法,调查对象为在流入地居住一个月以上,非本区(县、市)户口的 15~59 周岁的流动人口,调查样本涵盖了全国 31 个省(自治区、直辖市)和新疆生产建设兵团,样本总量为 169989 个。本文关注的是农民工群体,因此仅考虑因务工经商迁移、处于就业状态的农业户籍流动人口,在对各变量的缺失值、异常值等进行处理后,获得了包含 102484 个观测值的基准样本。

CMDS2017 数据主要聚焦于流动人口的人体特征、迁移特征、就业特征、社会保障及生活居住状况等内容,能够分析过度劳动对农民工社会参与的影响。不过,CMDS2017 数据对流动人口社会地位与心理健康等方面的内容关注较少,因此本文使用国家卫生健康委员会 2014 年组织的社会融合与心理专项调查(下文简称“2014 年社会融合调查”)数据,即 2014 年中国流动人口动态监测调查 C 板块数据,更为细致地探究过度劳动对农民工社会参与的影响机制。相较于 CMDS2017,2014 年社会融合调查专门针对北京(朝阳区)、青岛、厦门、嘉兴、深圳、中山、郑州和成都 8 个城市开展,抽样方法与调查对象与 CMDS2017 完全一致,样本总量为 16000 个,经过清理,本文获得观测值 12420 个。

(二) 变量选择与描述

1. 被解释变量——社会参与。社会参与主要包括社会组织参与和社会活动参与两个层面,具体指

^①具体信息详见国家卫生健康委员会流动人口数据平台 <http://www.chinaldrk.org.cn/home/>。

的是农民工社会组织的参与种类和社会活动的参与种类。①社会组织参与。调查员询问受访者“目前在本地是以下哪些组织的成员？”^①，受访者在工会、志愿者协会、同学会、家乡商会、老乡会和其他选项中进行多项选择。调查显示，参加同学会和老乡会的农民工比例较大，分别为21.52%和23.89%；参加工会和志愿者协会的农民工占比分别为7.70%和5.77%；参加家乡商会的农民工比例较低，仅为3.30%。②社会活动参与。调查员通过询问受访者“2016年以来您是否有以下行为？”来衡量农民工的社会活动参与情况，行为选项主要包括“给所在单位/社区/村提建议或监督单位/社区/村务管理”“通过各种方式向政府有关部门反映情况/提出政策建议”“在网上就国家事务、社会事件等发表评论，参与讨论”“主动参与捐款、无偿献血、志愿者活动等”和“参与党/团组织活动，参加党支部会议”。调查显示，各项活动的农民工参与比例分别为7.21%、3.96%、5.59%、34.60%和2.94%。

2.核心解释变量——过度劳动。过度劳动一般是指较长时期的超时、超强度的就业状态，由于劳动强度和疲劳状态等指标难以量化，本文以劳动时间衡量农民工是否过度劳动，这也是已有研究惯用的衡量方式（例如郭凤鸣、张世伟，2018；Cha and Weeden, 2014）。根据《劳动法》第36条和第38条规定，劳动者平均每周工作时间不超过44小时，且用人单位应当保证劳动者每周至少休息1天；第41条进一步规定，由于生产经营需要，经与工会和劳动者协商后可以延长工作时间，一般每日不得超过1小时；因特殊原因需要延长工作时间的，在保障劳动者身体健康的条件下延长工作时间每日不得超过3小时。基于上述考虑，本文以周劳动时间是否超过50小时或60小时作为衡量过度劳动的指标，其中，周劳动时间是否超过50小时作为后文分析的核心指标。以周劳动时间是否超过50小时或60小时衡量劳动者是否过度劳动也是已有文献中惯用的标准（例如郭凤鸣、张世伟，2018；Cha and Weeden, 2014）。此外，为了比较周劳动时间不同的农民工在社会参与上的差异，本文还将周劳动时间划分为3类，分别为：50小时以下、50~60小时，60小时以上。

CMDS2017 问卷调查员向受访者询问“您今年五一节前一周是否做过一小时以上有收入的工作？”^②，若受访者回答“是”，即表明其处于就业状态，调查员进一步询问“这周工作时间为多少小时？”。据此，笔者设置了“周劳动时间”变量。样本数据的统计结果显示，农民工的周劳动时间为58.77小时，其中，80.77%的农民工周劳动时间超过40小时，78.98%的农民工周劳动时间超过《劳动法》规定的44小时，68.10%的农民工周劳动时间超过50小时，45.88%的农民工周劳动时间超过60小时。本文进一步描述了农民工过度劳动的分类特征（见图1）。具体来讲，从性别方面看，70.6%的男性农民工存在过度劳动，女性农民工过度劳动的比例虽略低，但也高达64.7%；从代际方面看，老一代农民工过度劳动的比例（73.1%）明显高于新生代农民工（64.5%）；从受教育程度方面看，接受过高中及以上教育的农民工过度劳动的比例（55.3%）远低于接受高中以下教育的农民工（73.8%）；从就业状态方面看，自雇（自我雇佣）的农民工过度劳动的比例高达82.5%，而受雇农民工过度劳动的比例为58.5%。以上结果表明，农民工的劳动时间普遍过长，过度劳动现象非常严重，其中男性、

^①CMDS2017 问卷与2014年社会融合调查问卷中的“本地”均指的是农民工的务工地。

^②CMDS2017 是在2017年5月份开展的调查。

老一代、受教育程度偏低以及自雇农民工的过度劳动现象尤为严重。

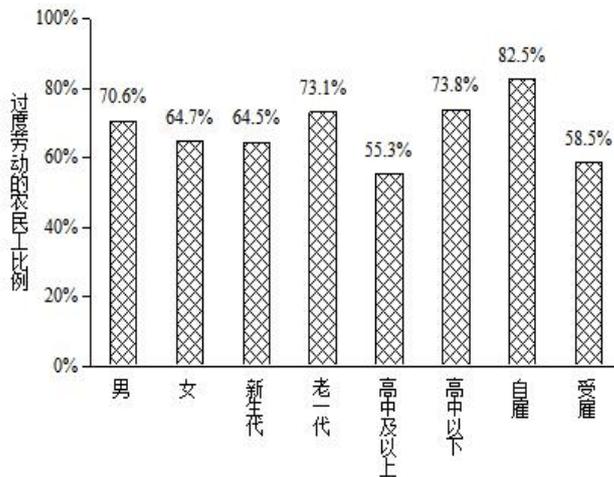


图1 农民工过度劳动的分类特征

为了更为直观地呈现过度劳动与农民工社会参与的关系，笔者绘制了图2。从图中可以看出，周劳动时间在50小时以下的农民工中，至少参与一种社会活动的农民工比例为43.6%，至少参与一种社会组织的农民工比例为49.1%；相比之下，周劳动时间在50~60小时的农民工中，至少参与一种社会活动、至少参与一种社会组织的比例分别为38.3%和43.4%，较周劳动时间50小时以下的农民工分别下降了5.3个百分点和5.7个百分点。进一步看，周劳动时间超过60小时的农民工中，至少参与一种社会活动、至少参与一种社会组织的比例分别为38.2%和39.3%，分别较周劳动时间50小时以下的农民工下降了5.4个百分点和9.8个百分点。以上结果粗略地表明，相比于适度劳动（周劳动时间50小时以下）的农民工，过度劳动（周劳动时间50小时以上）的农民工的社会参与水平更低，换句话说，过度劳动有可能是农民工社会参与水平偏低的诱因之一。

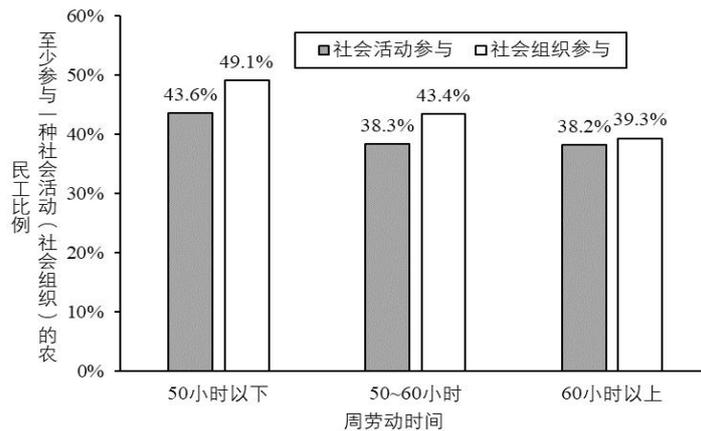


图2 过度劳动与农民工的社会参与

3.控制变量。本文的控制变量包括受访者的年龄、性别、受教育程度、婚姻状态、健康状况、政治身份、家庭成员数量、收入水平、就业身份、住房性质、流动范围、本地居留时间等。需要说明的是，2014年社会融合调查问卷中并未涉及农民工的政治身份与家庭成员数量，另外，在使用CMDS2017

和 2014 年社会融合调查数据进行分析时，健康状况变量的设置是有差异的，表现为：在利用 2014 年社会融合调查数据分析时，健康状况变量被设置为 1~5 的排序变量，即 1 表示健康状况差，5 表示健康状况非常好；而在利用 CMDS2017 数据分析时，健康状况变量被设置为 0-1 变量，1 表示健康，0 表示其他（包括不健康和基本健康）^①。同样，在使用 CMDS2017 和 2014 年社会融合调查数据进行分析时，收入水平变量的设置也略有差异，表现为：在利用 2014 年社会融合调查数据分析时，收入水平变量为农民工的月工资，而在利用 CMDS2017 数据分析时，收入水平变量为农民工家庭人均月收入。对于收入水平变量，本文在回归分析中均采用自然对数形式。考虑到不同城市的经济发展水平差异明显，本文将农民工所在城市也作为控制变量。最后，本文还控制了农民工所属的行业。值得注意的是，问卷中的行业类别依据《国民经济行业分类》（GB/T4754-2011）共划分为 20 类，但由于篇幅所限，文中并未具体描述，有兴趣的读者可以向作者索要。

变量的含义及其描述性统计见表 1。本文分别汇报了基于 CMDS2017 和 2014 年社会融合调查数据的变量描述性统计结果。

表 1 变量的含义及其描述性统计

变量名称	变量含义和赋值	CMDS2017		2014 年社会融合调查	
		平均值	标准差	平均值	标准差
社会活动参与	在本地参与的社会活动种类（0~5 种）	0.539	0.795	0.647	0.996
社会组织参与	在本地参与的社会组织种类（0~6 种）	0.678	0.937	0.361	0.687
周劳动时间（连续变量）	受访者五一节前一周的劳动小时数（小时）	58.773	17.753	58.574	15.133
周劳动时间（分类变量）					
50 小时以下	50 小时以下=1，其他=0	0.319	0.466	—	—
50~60 小时	50~60 小时=1，其他=0	0.222	0.416	—	—
60 小时以上	60 小时以上=1，其他=0	0.459	0.498	—	—
过度劳动（50 小时标准）	周劳动时间超过 50 小时=1，其他=0	0.681	0.466	0.610	0.488
过度劳动（60 小时标准）	周劳动时间超过 60 小时=1，其他=0	0.459	0.498	0.344	0.475
年龄	受访者 2017 年的年龄（岁）	35.855	9.641	32.383	8.814
年龄平方项	年龄*年龄/100	13.786	7.204	11.264	6.110
性别	受访者性别：男性=1，女性=0	0.569	0.495	0.573	0.495
受教育程度	受访者受教育程度：高中及以上=1，高中以下=0	0.308	0.462	0.347	0.476
受访者婚姻状态					
未婚	未婚=1，其他=0	0.161	0.367	0.280	0.449
在婚	在婚=1，其他=0	0.791	0.407	0.707	0.455

^①在 CMDS2017 问卷中，健康状况问题实际上包括 4 个选项，即“健康”“基本健康”“不健康，但生活能自理”“生活不能自理”，但本文在对样本异常值的清理中剔除了“生活不能自理”的样本，另外，由于“不健康，但生活能自理”样本仅占总样本的 1.49%，所以本文在分析中将其与“基本健康”的样本进行了合并处理，从而生成了 0-1 变量。

(续表 1)

离异或丧偶	离异或丧偶=1, 其他=0	0.049	0.215	0.013	0.114
健康状况	受访者健康状况: 健康=1, 其他=0	0.845	0.362	—	—
	受访者健康状况: 差=1, 一般=2, 好=3, 很好=4, 非常好=5	—	—	3.761	0.971
政治身份	受访者政治身份: 党员或团员=1, 群众=0	0.080	0.271	—	—
家庭成员数量	受访者家庭同住成员的数量	3.177	1.205	—	—
收入水平	受访者家庭人均月收入的自然对数	7.584	0.600	—	—
	受访者月工资的自然对数	—	—	8.068	0.454
就业身份	受访者就业身份: 雇员=1, 自雇佣=0	0.601	0.490	0.687	0.464
受访者住房性质					
租房	租房=1, 其他=0	0.779	0.415	0.928	0.258
保障性住房	保障性住房=1, 其他=0	0.017	0.131	0.007	0.083
自有住房	自有住房=1, 其他=0	0.204	0.403	0.065	0.246
流动范围	受访者流动范围: 跨省流动=1, 省内流动=0	0.511	0.500	0.535	0.499
本地居留时间	受访者到所在城市居住的时间(年)	6.221	5.994	4.011	4.297

注: CMDS2017 的观测值个数为 102484; 2014 年社会融合调查的观测值个数为 12420。

(三) 计量模型设定

1. 泊松回归与负二项式回归。社会参与属于计数数据 (count data), 这种类型的变量是非负离散型随机变量, 不符合经典线性回归所要求的正态分布, 因此本文考虑采用泊松回归 (Poisson regression) 模型来进行参数估计 (陈强, 2014)。模型设定的具体形式如下:

$$P(y_i | Overwork_i, X_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} (y_i = 1, 2, 3, 4) \quad (1)$$

(1) 式中, y_i 指的是农民工的社会参与, $Overwork_i$ 表示农民工是否过度劳动, X_i 是影响农民工社会参与的各种因素, λ_i 指的是“泊松到达率”, 是由各解释变量决定的事件发生次数。

值得注意的是, 泊松分布的局限就在于要求期望和方差相等, 即均等分散 (equal dispersion), 但这一情况可能与实际数据不符。若方差大于期望, 即存在过度分散 (over dispersion), 一般采用负二项式回归 (negative binomial regression) 模型。具体而言, 需要在 (1) 式加入 ε_i 来表征模型的不可观测部分或者个体的异质性 (陈强, 2014)。此时, 模型可以表示为:

$$P(y_i | Overwork_i, X_i, \varepsilon_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} (y_i = 1, 2, 3, 4) \quad (2)$$

关于是否采用泊松回归还是负二项式回归, 可以依据似然比检验 (likelihood ratio test) 进行判别, 似然比检验的原假设为“ $\alpha = 0$ ”, 即“不存在过度分散, 应该使用泊松回归”, 若拒绝原假设, 则采用负二项式回归, 若接受原假设则采用泊松回归。

2. 自选择问题。上述回归模型得出一致估计的前提条件为过度劳动是外生变量, 但本文对过度劳

动和适度劳动的农民工样本做均值 t 检验^①的结果显示, 过度劳动和适度劳动的农民工在多个方面存在显著差异, 这说明过度劳动可能是由个体特征决定的自选择过程。

为此, 本文利用倾向得分匹配法 (PSM) 构造反事实框架进行分析。倾向得分由 Rosenbaum and Rubin (1983) 首次提出, 定义为个体在控制可观测到的混淆变量后, 受到某种解释变量影响的条件概率。具体来讲, 本文旨在比较处理组农民工与相匹配的控制组农民工在社会参与层面的差异, 即得到处理组的平均处理效应 (ATT), 由式 (3) 表示:

$$\tau_{ATT}^{PSM} = E \{ E [y_{1i} - y_{0i} \mid Overwork_i = 1], P(X_i) \} \quad (3)$$

(3) 式中, y_{1i} 表示处理组农民工的社会参与水平, y_{0i} 表示与处理组样本相匹配的控制组农民工的社会参与水平, $P(X_i)$ 为倾向得分值, X_i 是可观测到的混淆变量, 与基准回归模型中的控制变量基本一致。虚拟变量 $Overwork_i = \{0, 1\}$ 表示农民工是否过度劳动。

考虑到 PSM 方法在第一阶段存在误设或可观测变量选择不当时, 容易造成估计偏差 (陈强, 2014), 参考 Linden et al. (2016) 的做法, 本文同时运用逆向概率加权法 (IPW) 和逆向概率加权回归调整法 (IPWRA) 进行分析。相比于 PSM 方法, IPW 和 IPWRA 方法可以使处理组和控制组混淆变量的分布更加接近, 所得的 ATT 更具稳健性。两种方法所得的 ATT 分别可以表示为:

$$\tau_{ATT}^{IPW} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i \frac{Overwork_i - P(X_i)}{1 - P(X_i)} \quad (4)$$

$$\tau_{ATT}^{IPWRA} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i \left\{ \left[\frac{P(X_i)}{1 + P(X_i)} \mid Overwork_i = 1 \right] - \left[\frac{P(X_i)}{1 + P(X_i)} \mid Overwork_i = 0 \right] \right\} \quad (5)$$

3. 内生性问题。除了自选择问题之外, 农民工的脾气秉性、心理状态、过往的经历遭遇等不可观测特征可能同时影响过度劳动与农民工的社会参与, 从而诱发遗漏变量问题。为此, 本文采用工具变量法进行分析。由于核心解释变量为二元离散变量, 被解释变量为计数变量, 采用基于连续变量的两阶段最小二乘法会降低核心解释变量对被解释变量回归结果的有效性 (Angrist and Pischke, 2008), 为此, 本文参考 Terza (1998) 的研究, 运用泊松内生处理效应 (endogenous treatment Poisson regression, ETPR) 模型进行分析。目前, 这种方法在国外得到了比较广泛的应用 (例如 Bratti and Miranda, 2011; Zimmer, 2017)。该模型包括两个阶段方程, 方程的形式如下:

$$Overwork_i^* = \varphi Z_i + \mu_i, \quad Overwork_i = \begin{cases} 1, & \text{if } Overwork_i^* > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (6)$$

^①由于篇幅所限, 本文并未展示均值 t 检验结果, 留存备索。

$$f(y_i) = \frac{\exp\{-\exp(\beta Overwork_i + \gamma X_i + \varepsilon_i)\} \{\exp(\beta Overwork_i + \gamma X_i + \varepsilon_i)\}^{y_i}}{y_i!} \quad (7)$$

(6) 式是 ETPR 模型的第一阶段方程, (7) 式是 ETPR 模型的第二阶段方程。其中, $Overwork_i^*$ 是表示农民工是否过度劳动的潜变量, 当 $Overwork_i^* > 0$ 时, $Overwork_i = 1$, 否则 $Overwork_i = 0$ 。 Z_i 是影响农民工过度劳动的控制变量, X_i 是影响农民工社会参与的控制变量。需要注意的是, Z_i 中和 X_i 中可以有重叠的变量, 但 Z_i 中至少有一个变量不在 X_i 中, 以发挥工具变量的作用 (陈强, 2014)。 φ 、 β 和 γ 是待估参数, μ_i 和 ε_i 是随机干扰项。

在 ETPR 模型中, 随机干扰项 (μ_i, ε_i) 服从二元正态分布:

$$\begin{pmatrix} \mu_i \\ \varepsilon_i \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^2 & \sigma\rho \\ \sigma\rho & 1 \end{pmatrix} \right] \quad (8)$$

(8) 式中, μ_i 的方差被标准化为 1, ρ 是 (μ_i, ε_i) 的相关系数, 若 $\rho \neq 0$ 则说明第二阶段方程存在选择性偏误, 反之, 若 $\rho = 0$ 则说明不存在选择性偏误。

ETPR 模型还可以通过计算 ATT 与 PSM、IPW 和 IPWRA 方法得到的 ATT 进行比较, 衡量是否存在不可观测变量带来的选择性偏误, 以及互为因果等其他内生性问题。具体而言, 处理组的 y_{1i} (过度劳动农民工的社会参与水平) 如 (9) 式所示; 控制组的 y_{0i} (适度劳动农民工的社会参与水平) 如 (10) 式所示。

$$E(y_{1i} | Overwork_i = 1) = \exp(\beta_1 Overwork_i + \gamma_1 X_i + \varepsilon_{1i}) \quad (9)$$

$$E(y_{0i} | Overwork_i = 0) = \exp(\beta_0 Overwork_i + \gamma_0 X_i + \varepsilon_{0i}) \quad (10)$$

进一步地, ETPR 模型的 ATT 可以表示为:

$$E(y_{1i} - y_{0i} | Overwork_i = 1) = E \left[\frac{\{\exp(\beta_1 Overwork_i + \gamma_1 X_i + \varepsilon_{1i}) - \exp(\beta_0 Overwork_i + \gamma_0 X_i + \varepsilon_{0i})\}}{\exp(\frac{\sigma^2}{2}) \frac{\Phi(\sigma\rho + \varphi Z_i)}{\Phi(\varphi Z_i)}} | Overwork_i = 1 \right] \quad (11)$$

为了有效识别 ETPR 模型, 模型中需要加入工具变量。有效的工具变量应当满足以下两点: 第一, 相关性, 工具变量要与农民工是否过度劳动相关。第二, 外生性, 工具变量不能直接影响农民工的社会参与。

本文使用区县层面居住在工作单位或就业场所的农民工比例这一变量作为工具变量。为了避免内生性, 在计算过程中, 笔者剔除了农民工本人。调查员询问了受访者的居住状况, 笔者以样本中农民工本人所在区县中居住在工作单位或就业场所的农民工数量减去农民工本人作为“分子”, 以样本中农民工本人所在区县中农民工总数减去农民工本人作为“分母”, 计算得到本文所用的工具变量。一方面, 居住在工作单位或就业场所的农民工劳动时间可能会更长, 理应符合相关性条件; 另一方面, 农民工

本人所在区县中其他农民工的居住状况不会直接影响农民工本人的社会参与水平，所以也满足外生性条件。同理，本文还使用区县层面过度劳动的农民工比例变量作为工具变量，变量计算方法为：以样本中农民工本人所在区县过度劳动农民工数量（农民工本人除外）作为“分子”，以样本中农民工本人所在区县农民工总数（农民工本人除外）作为“分母”。已有研究表明，来自“分析上层”的工具变量，即在微观个体层面的研究过程中，将县级、社区、村级等层面的解释变量作为工具变量，也是经济学乃至社会科学领域惯用的方法（例如陈云松，2012）。

四、实证结果分析

（一）基准回归

本文同时运用泊松回归和负二项式回归模型进行了分析，其中，针对负二项式回归所做的似然比检验在1%的统计水平上显著，拒绝了均等分散的原假设，表明本文应采用负二项式回归，因此下文仅报告负二项式回归的估计结果。

如表2所示，无论是以周劳动时间超过50小时为标准衡量过度劳动，还是以超过60小时为衡量标准，过度劳动都会显著降低农民工的社会参与水平，这初步证实本文的研究假说成立。依据测算的平均边际效应，如果以周劳动时间超过50小时为标准衡量是否存在过度劳动，过度劳动使农民工参与社会活动的预测值下降0.053（回归1），使农民工参与社会组织的预测值下降0.093（回归2）。如果以周劳动时间是否超过60小时为标准衡量是否存在过度劳动，过度劳动使农民工参与社会活动的预测值下降0.031（回归3），使农民工参与社会组织的预测值下降0.090（回归4）。

从控制变量的回归结果看，绝大部分变量也显著影响农民工的社会参与。下面以回归3和回归4的结果为例做简要分析。年龄对农民工的社会参与存在非线性影响，拐点的位置大致在35岁，在35岁之前，随着年龄的增长，农民工社会参与的积极性逐步增强，在35岁附近达到最高点后，随着年龄的增长，农民工社会参与的积极性逐步减弱。相比于女性，男性农民工的社会参与水平显著更高。受教育程度对农民工的社会参与水平具有显著的正向影响，接受过高中及以上教育的农民工的社会参与积极性更强。健康情况越良好，农民工参与社会组织的积极性越强，而参与社会活动的积极性越弱。相比于群众身份的农民工，党员或团员身份的农民工的社会参与积极性更强。家庭成员数量越多，农民工社会参与水平越高。家庭收入水平对农民工社会参与有显著的正向影响。在住房性质方面，相比于租房的农民工，居住在自有住房或保障性住房的农民工社会参与的积极性更强。在流动特征方面，省内流动、在本地居留时间较长的农民工，其社会参与水平较高。总体上看，以上估计结果与以往文献的发现基本一致。不过，考虑到部分控制变量可能存在潜在的内生性问题，还需谨慎解读。

表 2 基准回归——过度劳动对农民工社会参与影响的负二项式回归结果

变量	回归1	回归2	回归3	回归4
	社会活动参与	社会组织参与	社会活动参与	社会组织参与
过度劳动（50小时标准）	-0.053*** (0.006)	-0.093*** (0.006)	—	—

过度劳动对农民工社会参与的“挤出效应”研究

(续表2)				
过度劳动 (60小时标准)	—	—	-0.031***	-0.090***
	—	—	(0.005)	(0.006)
年龄	0.044***	0.042***	0.045***	0.043***
	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
年龄平方	-0.063***	-0.067***	-0.063***	-0.068***
	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.004)
性别	0.121***	0.134***	0.119***	0.132***
	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.006)
受教育程度	0.169***	0.186***	0.172***	0.188***
	(0.006)	(0.007)	(0.006)	(0.007)
婚姻状态 (以未婚为对照组)				
在婚	0.018*	-0.016	0.018*	-0.015
	(0.009)	(0.011)	(0.009)	(0.011)
离异或丧偶	0.065***	-0.001	0.065***	-0.001
	(0.015)	(0.017)	(0.015)	(0.017)
健康状况	-0.051***	0.040***	-0.051***	0.039***
	(0.007)	(0.008)	(0.007)	(0.008)
政治身份	0.253***	0.108***	0.254***	0.111***
	(0.008)	(0.010)	(0.008)	(0.010)
家庭成员数量	0.025***	0.024***	0.025***	0.024***
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
收入水平	0.101***	0.151***	0.102***	0.152***
	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.006)
就业身份	0.019***	0.053***	0.021***	0.049***
	(0.006)	(0.007)	(0.006)	(0.008)
住房性质 (以租房为对照组)				
保障性住房	0.125***	0.147***	0.126***	0.148***
	(0.019)	(0.025)	(0.019)	(0.025)
自有住房	0.078***	0.086***	0.079***	0.087***
	(0.007)	(0.008)	(0.007)	(0.008)
流动范围	-0.030***	-0.041***	-0.031***	-0.041***
	(0.006)	(0.007)	(0.006)	(0.007)
本地居留时间	0.007***	0.006***	0.007***	0.006***
	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.001)
行业类别	已控制	已控制	已控制	已控制
城市虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald卡方值	9577.665	10183.084	9475.652	10134.662

(续表 2)

Pseudo R ²	0.041	0.039	0.041	0.039
观测值	102484	102484	102484	102484

注：括号内为稳健标准误，***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。篇幅所限，行业类别、城市虚拟变量的实证结果本文未列出，留存备索。

在表 2 中基准回归的基础上，笔者进一步基于负二项式回归分析了周劳动时间对农民工社会参与的影响。不仅如此，笔者还将周劳动时间划分为 3 类，以周劳动时间在 50 小时以下的农民工为对照组，比较周劳动时间在 50~60 小时和 60 小时以上的农民工在社会参与方面表现出的差异。

从表 3 的结果可以看出，周劳动时间对社会活动参与和社会组织参与的影响在 1%的统计水平上显著（回归 5 和回归 6），且系数为负，表明周劳动时间越长，农民工的社会参与水平越低。由回归 7 和回归 8 的估计结果可知，相比于周劳动时间在 50 小时以下的农民工，周劳动时间在 50~60 小时和 60 小时以上均会显著降低农民工的社会参与水平，这一结果与表 2 的估计结果相吻合。进一步地，从平均边际效应看，相比于周劳动时间在 50 小时以下的农民工，周劳动时间在 50~60 小时和 60 小时以上使农民工参与社会活动的预测值分别下降 0.052 和 0.055，使农民工参与社会组织的预测值分别下降 0.061 和 0.117，由此可知，周劳动时间在 60 小时以上的农民工的社会参与水平更低。

表 3 进一步回归——过度劳动对农民工社会参与影响的负二项式回归结果

变量	回归5	回归6	回归7	回归8
	社会活动参与	社会组织参与	社会活动参与	社会组织参与
周劳动时间（连续变量）	-0.001*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	— —	— —
周劳动时间（分类变量，以50小时以下为对照组）				
50~60小时	—	—	-0.052*** (0.007)	-0.061*** (0.008)
60小时以上	—	—	-0.055*** (0.006)	-0.117*** (0.007)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald卡方值	9500.071	10132.931	9577.771	9514.414
Pseudo R ²	0.041	0.039	0.041	0.041
观测值	102484	102484	102484	102484

注：括号内为稳健标准误，***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。篇幅所限，控制变量、行业类别、城市虚拟变量的实证结果本文未列出，留存备索。

（二）纠正选择性偏误

在使用 PSM、IPW 和 IPWRA 等方法之前需要进行平衡性检验^①。本文运用多种手段进行匹配后，

^①篇幅所限，平衡性检验结果没有列出，感兴趣的读者可向作者索要。

各个解释变量的标准化偏误显著下降，表明使用 PSM 方法可以有效降低处理组及与之匹配的控制组样本的标准化偏误，基本上达到了类似随机实验的效果。

表 4 报告了基于 PSM、IPW 和 IPWRA 方法测算出的 ATT 结果。从社会活动参与方面看，3 种方法测算的 ATT 分别为-0.051、-0.046 和-0.057，均在 1%的统计水平上显著。从社会组织参与方面看，3 种方法测算的 ATT 分别为-0.081、-0.075 和-0.091，也均在 1%的统计水平上显著。这表明消除了样本间可观测的系统性差异后，过度劳动会显著降低农民工的社会参与水平，本文的研究假说进一步证实。

表 4 PSM、IPW 和 IPWRA 方法的估计结果

变量	估计方法	ATT	标准差	t 统计量
社会活动参与	PSM	-0.051***	0.007	-7.20
	IPW	-0.046***	0.007	-6.65
	IPWRA	-0.057***	0.007	-8.56
社会组织参与	PSM	-0.081***	0.006	-10.56
	IPW	-0.075***	0.008	-9.68
	IPWRA	-0.091***	0.007	-12.28

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

(三) 内生性讨论

1. 基于 ETPR 模型的分析。本文运用 ETPR 模型分析了过度劳动对农民工社会参与的影响，估计结果见表 5。ETPR 模型第一阶段方程的估计结果显示，区县层面居住在工作单位或就业场所的农民工比例和区县层面过度劳动的农民工比例均与农民工过度劳动在 1%的统计水平上显著正相关，表明本文所选的工具变量满足相关性条件。进一步看，社会活动参与和社会组织参与的内生性参数均在 1%的统计水平上显著，且符号为正，表明农民工过度劳动是内生虚拟变量，基准回归结果可能受到不可观测选择性偏误（遗漏变量）的干扰。同时，内生性参数为正表明，基准回归以及 PSM、IPW 与 IPWRA 方法的所得结果，可能因为未能解决不可观测选择性偏误或互为因果等内生性问题而高估了过度劳动对农民工社会参与的回归系数，即低估了过度劳动对农民工社会参与的弱化作用，基于 ETPR 模型估计结果测算出的 ATT 低于（绝对值高于）基于 PSM、IPW 与 IPWRA 方法测算出的 ATT，有力地支撑了这一结论。

表 5 过度劳动对农民工社会参与影响的 ETPR 模型回归结果

变量	回归9	回归10	回归11	回归12	回归13	回归14	回归15	回归16
	过度 劳动	社会活动 参与	过度 劳动	社会组织 参与	过度 劳动	社会活动 参与	过度 劳动	社会组织 参与
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
区县层面居住在工作单位 或就业场所的农民工比例	0.144*** (0.052)		0.186*** (0.052)					
区县层面过度劳动的农民 工比例					2.455*** (0.032)		2.452*** (0.031)	

(续表 5)

过度劳动	-0.181*** (0.061)		-0.672*** (0.073)		-0.258*** (0.038)		-0.342*** (0.040)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
ATT	-0.099*** (0.037)		-0.193*** (0.029)		-0.147*** (0.024)		-0.252*** (0.035)	
内生性参数	0.142*** (0.036)		0.611*** (0.026)		0.294*** (0.067)		0.263*** (0.050)	
Wald卡方值	8652.402		8932.698		8675.953		9215.547	
观测值	102484		102484		102484		102484	

注：括号内为稳健标准误，***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。篇幅所限，控制变量、行业类别、城市虚拟变量的实证结果本文未列出，留存备索。

2. 遗漏变量检验。由遗漏变量导致的估计偏误是考察因果效应的重要阻碍 (Angrist and Pischke, 2008)，社会科学领域的研究很难穷尽所有的影响因素，遗漏变量似乎难以避免。虽然本文在基准回归分析中尽可能地控制了包括农民工所在城市及行业等在内的多种因素，但仍然无法确保模型中不存在某些不可观测的因素。为了解决遗漏变量带来的偏误，上文的思路是寻找合适的工具变量，并运用 ETPR 模型进行分析。除此之外，本文尝试从另外一个思路审视遗漏变量问题：假如存在遗漏变量，它会对回归过程产生怎样的影响？估计结果还满足一致性吗？为此，本文依据 Oster (2019) 提出的两种方法检验潜在的遗漏变量及其对回归过程的影响。

Oster (2019) 证明，当回归模型存在不可观测的遗漏变量时，可根据估计量 $\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta)$ 获得核心解释变量对被解释变量的一致估计。在本文中， β^* 衡量的是过度劳动对农民工社会参与的影响， R_{max} 指的是若不可观测的遗漏变量能够被观测，回归方程的最大拟合优度； δ 是指选择平衡度，它衡量的是可观测变量、不可观测变量与被解释变量相关关系的强弱 (参见马双、赵文博, 2019)。具体而言，本文采用两种方法检验过度劳动对农民工社会参与的影响是否因遗漏变量而发生显著变化：方法一，假定 R_{max} 是某一数值 (一般而言， R_{max} 取值为当前回归分析拟合优度的 1.3 倍)，如果 $\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta)$ 落在了待估参数 β 的 95% 置信区间内，则意味着遗漏变量不会改变过度劳动对农民工社会参与的影响。方法二，与第一种方法类似，同样假定 R_{max} 是某一数值，在此基础上，本文计算使 $\beta=0$ 的 δ 的取值，若 δ 取值大于 1，也就意味着过度劳动对农民工社会参与的影响不会因遗漏变量而发生显著变化。

由于 Oster (2019) 的方法主要适用于被解释变量为连续变量情形，因此本部分的分析过程采用 OLS 回归。如表 6 所示，过度劳动对农民工社会参与影响的实际计算结果落在了 β 的 95% 置信区间内，当不可观测的遗漏变量能够被观测时， δ 的取值大于 1，上述结果表明，即便在模型中存在遗漏变量，过度劳动对农民工社会参与的影响也不会因为遗漏变量的存在而发生显著变化，这进一步证实了过度劳动会降低农民工社会参与水平的结论是稳健的。

表6 遗漏变量检验结果

被解释变量	检验方法	判断标准	过度劳动对农民工社会参与影响的实际计算结果	是否通过检验
社会活动参与	方法一	$\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta) \in (-0.120, -0.032)$	-0.056	是
	方法二	$\delta > 1$	2.138	是
社会组织参与	方法一	$\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta) \in (-0.113, -0.088)$	-0.101	是
	方法二	$\delta > 1$	2.592	是

注：遗漏变量检验借鉴 Oster (2019) 提出的方法。

3. 稳健性检验。由于农民工的社会参与为计数数据，本文采用负二项式回归及 ETPR 模型进行分析。但依据 CMDS2017 数据可知，农民工社会活动参与、社会组织参与的均值仅分别为 0.539 和 0.678，这意味着无论是社会活动，还是社会组织，农民工的参与程度均比较低。为此，本文考虑将被解释变量转化为 0-1 变量^①，运用普通的 Probit 模型和递归双变量 Probit (recursive bivariate Probit, RBP) 模型进行稳健性检验。目前，这类方法已经得到比较广泛的应用 (例如孙三百, 2018)。

从表 7 的结果可知，无论是运用 Probit 模型还是运用 RBP 模型 (例如选取区县层面居住在工作单位或就业场所的农民工比例作为工具变量) 进行分析，估计结果都显示过度劳动会显著降低农民工的社会参与水平，这一结果与本文的研究假说高度一致，进一步证实了估计结果的稳健性。

表7 稳健性检验——过度劳动对农民工社会参与影响的 Probit 模型和 RBP 模型回归结果

变量	Probit 模型		RBP 模型	
	回归 17	回归 18	回归 19	回归 20
	社会活动参与	社会组织参与	社会活动参与	社会组织参与
过度劳动	-0.017*** (0.003)	-0.045*** (0.003)	-0.582*** (0.093)	-0.649*** (0.090)
内生性参数			0.331*** (0.061)	0.327*** (0.061)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald卡方值	6906.541	7722.673	7577.088	8398.579
观测值	102484	102484	102484	102484

注：括号内为稳健标准误，***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。篇幅所限，控制变量、行业类别、城市虚拟变量的实证结果本文未列出，留存备索。

本文还尝试将数据替换为 2014 年社会融合调查数据进行稳健性检验。如表 8 所示，本文基于 2014 年社会融合调查数据，分别运用负二项式回归和 ETPR 模型分析了过度劳动对农民工社会参与的影响。从表 8 不难看出，无论是采用负二项式回归，还是采用 ETPR 模型，估计结果都表明，过度劳动对农民工的社会参与水平有显著的负向影响，研究假说得到进一步证实。

^①若农民工在本地未参与任何社会活动 (或社会组织)，变量取值为 0；若农民工在本地至少参与一种社会活动 (或社会组织)，变量取值为 1。

表 8 稳健性检验——基于 2014 年社会融合调查数据的估计结果

变量	负二项式回归		ETPR 模型	
	回归 21	回归 22	回归 23	回归 24
	社会活动参与	社会组织参与	社会活动参与	社会组织参与
过度劳动	-0.092*** (0.016)	-0.047*** (0.013)	-0.099*** (0.018)	-0.048*** (0.013)
内生性参数			0.663*** (0.097)	0.142*** (0.053)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald卡方值	2085.053	1784.191	2020.710	1483.237
观测值	12420	12420	12418	12418

注：括号内为稳健标准误，***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。篇幅所限，控制变量、行业类别、城市虚拟变量的实证结果本文未列出，留存备案。

(四) 异质性分析

上文已经得出过度劳动对农民工的社会组织参与存在显著的负向影响，但本文的被解释变量为农民工参与社会组织的种类，因此只能得出过度劳动会减少农民工参与社会组织的种类，无法识别过度劳动对农民工参与不同类型社会组织影响的异质性。本文中的社会组织涉及工会、志愿者协会、同学会、家乡商会、老乡会等多种类型，具有较强的异质性，其中，家乡商会、老乡会等社会组织的家乡属性明显，工会、志愿者协会、同学会具有鲜明的本地标签，更能体现农民工融入本地社会的意愿。接下来，笔者以农民工是否参与工会、志愿者协会、同学会等社会组织为被解释变量，以过度劳动为核心解释变量，通过建立 Probit 模型检验过度劳动对农民工参与不同类型社会组织影响的异质性。考虑到 Probit 模型的估计系数不直观，只能从显著性和参数符号方面给出有限信息，本文汇报过度劳动对农民工社会组织参与的边际效应（陈强，2014）。

如表 9 所示，基于 Probit 模型的估计结果表明，过度劳动对农民工参与工会、同学会和志愿者协会等本地标签比较鲜明的组织的负面作用更为明显，而对参与老乡会、家乡商会等具有明显家乡属性的组织的负面作用相对偏弱。从这层意义上讲，若如上文那样直接将社会组织类型简单加总作为被解释变量做回归分析，那么，过度劳动对农民工融入本地社会的负面影响可能会被低估。这也就意味着，过度劳动会加剧农民工社会参与行为的“内卷化”倾向，在过度劳动的重压之下，农民工往往难以摆脱城市的社会排斥、突破自身的“舒适圈”，融入城市的理想固然丰满，现实却也异常骨感。

表 9 过度劳动对农民工参与不同类型社会组织影响的估计结果

变量	回归25	回归26	回归27	回归28	回归29	回归30
	工会	志愿者协会	同学会	家乡商会	老乡会	其他
过度劳动	-0.027*** (0.002)	-0.017*** (0.002)	-0.023*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.005*** (0.001)	-0.007*** (0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

(续表 9)

Wald卡方值	5704.710	2638.152	10198.956	3736.074	1789.818	1690.460
Pseudo R ²	0.131	0.058	0.108	0.035	0.069	0.034
观测值	102484	102484	102484	102484	102484	102484

注：括号内为稳健标准误，***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。篇幅所限，控制变量、行业类别、城市虚拟变量的实证结果本文未列出，留存备索。

(五) 中介效应分析

为了验证过度劳动对农民工社会参与的间接影响，本文采用中介效应模型进行分析。已有的相关研究大多基于 Baron and Kenny (1986) 提出的分析方法，但考虑到这一方法主要适用于线性模型，为了避免估计结果存在潜在的偏误，本文采用 Karlson、Holm 和 Breen 三位学者于 2010 年提出的适用于非线性模型的 KHB 方法分析过度劳动对农民工社会参与的间接影响 (梁童心等, 2019)。KHB 方法可将核心解释变量对被解释变量的总效应分解为直接效应和间接效应，其中，直接效应指的是核心解释变量不通过任何变量对被解释变量的影响，而间接效应指的是核心解释变量通过中介变量对被解释变量产生的影响。近年来，这一方法得到了比较广泛的应用 (例如石智雷、吴志明, 2018)。

在 2014 年社会融合调查中，调查员向受访者询问了“您觉得您在多大程度上可以选择和掌握自己的生活呢？”，受访者从 1~10 的选项中选择，1 表示根本无法掌握，10 表示完全可以掌握，数值越大，表示程度越高。本文以此作为衡量农民工心理压力的指标。根据样本数据，农民工心理压力的均值为 6.747，过度劳动的农民工心理压力的均值为 6.708，适度劳动的农民工心理压力的均值为 6.784；调查员还向受访者询问“与目前居住地的亲戚、朋友与同事相比，您处在哪个位置？”，受访者从 1~10 的选项中选择，数值越高，表示农民工的主观社会地位越高。根据样本数据，过度劳动的农民工主观社会地位的均值为 5.440，适度劳动的农民工主观社会地位的均值为 5.492。上述结果粗略地表明，相比于适度劳动的农民工，过度劳动的农民工的心理压力更大、主观社会地位更低。

表 10 报告的是基于 KHB 方法^①的估计结果。结果显示，过度劳动对农民工社会参与的总效应为负，其中过度劳动对农民工社会参与的直接效应占据主导地位，估计结果均在 1% 的统计水平上显著，心理压力和主观社会地位两个中介变量发挥的间接效应居于次要位置，估计结果均在 5% 的统计水平上显著。上述结果表明，过度劳动会降低农民工的社会参与水平，本文的研究假说得到证实；进一步看，过度劳动对农民工社会参与的间接效应不容忽视，过度劳动可能会导致农民工心理压力加大、主观社会地位降低，进而导致农民工的社会参与水平下降，本文的推论 1 和推论 2 也得到证实。

表 10 基于 KHB 方法的过度劳动对农民工社会参与的间接影响

被解释变量	核心解释变量	中介变量	总效应	直接效应	间接效应
社会活动参与	过度劳动	心理压力	-0.142***	-0.139***	-0.003**

^①考虑到 KHB 方法更适用于被解释变量为 0-1 变量的情形，本文将社会活动 (或社会组织) 参与设置为 0-1 变量，若农民工未参加社会活动 (或社会组织)，变量取值为 0，若农民工至少参与一种社会活动 (或社会组织)，变量取值为 1。

(续表 10)

社会活动参与		主观社会地位	-0.141***	-0.136***	-0.005**
社会组织参与	过度劳动	心理压力	-0.129***	-0.124***	-0.005**
		主观社会地位	-0.127***	-0.123***	-0.004**

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。篇幅所限，控制变量、行业类别、城市虚拟变量的回归结果未列出，留存备案。

五、结论与启示

(一) 结论

加快农民工城市社会融入进程是重要的历史任务，社会参与是衡量农民工城市社会融入进程的核心要素之一。本文以过度劳动为切入点，审视农民工社会参与低水平的发展状态，并结合 CMDS2017 数据分析过度劳动对农民工社会参与的影响。研究表明：①中国农民工的过度劳动现象非常严重，68.10%的农民工周平均劳动时间超过 50 小时，45.88%的农民工周平均劳动时间超过 60 小时。在农民工群体中，男性、老一代、受教育程度偏低及自我雇佣的农民工的过度劳动现象尤为严重。②过度劳动会显著降低农民工的社会参与水平，这证实了过度劳动对农民工社会参与的“挤出效应”，在运用 PSM、IPW 和 IPWRA 方法纠正选择性偏误，运用 ETPR 模型控制内生性偏误，根据 Oster 的方法衡量遗漏变量产生的影响，并利用 2014 年社会融合调查数据重新检验后，研究结论依然稳健。③异质性分析结果显示，过度劳动对农民工参与本地标签明显的社会组织的负面影响偏大，若直接以社会组织类型简单加总分析过度劳动对农民工社会参与的影响，过度劳动对农民工融入本地社会的负面影响可能会被低估。④过度劳动之所以会降低农民工的社会参与水平，可能是因为过度劳动会使得农民工的心理压力更大、主观社会地位认知更低。

(二) 政策启示

在城乡二元结构下，大量农民进入城市，从事廉价且繁重的劳动，积聚形成“人口红利”，为缔造中国经济增长奇迹做出了重要贡献。然而，长期的过度劳动会严重损害农民工的权益，长此以往，不仅会损害农民工的身心健康，导致农民工“早退”，进而削弱农民工的劳动供给，减弱潜在的人口红利；还可能会导致农民工的社会参与程度偏低、社会融入进程迟滞，甚至激化社会矛盾、形成城市新二元结构。

据此，本文提出，政策部门应当更加重视农民工的过度劳动问题，加快构建缓解农民工过度劳动的政策机制，将缓解农民工过度劳动作为提升农民工社会参与、推动农民工城市社会融入的重要抓手。具体而言，第一，加强规制与监管，尤其是对农民工集中的行业，规范企业单位的劳动时间，尽可能减少非自愿过度劳动，保障农民工的合法权益。第二，强化宣传与引导，提升农民工的维权意识，可以开设微博、微信公众号、法律援助热线等，还可以编制通俗的宣传册，做到线上线下双管齐下，以《劳动法》《劳动合同法》为基础加大宣传普法力度，努力让农民工学会借助法律维护自身合法权益。第三，加强职业辅导与培训，提升农民工的人力资本，尤其针对低教育程度、低技能的农民工，要通

过职业辅导与培训手段，努力提升他们的知识与技能水平，提高劳动生产率与竞争力，进而降低他们非自愿过度劳动的概率。第四，要以社区、企业为基本载体，搭建农民工社会参与平台，消除刻板歧视，提升农民工的主观社会地位认知，尤其应注重强化农民工与本地居民的社会互动，拉近两者之间的心理距离，增强农民工的城市归属感与认同感；还应注重农民工的心理疏导，纾解农民工的心理压力，提升其获得感与满足感。

最后需要指出的是，本文还存在一些不足之处。第一，实证分析中，本文以农民工参与社会活动或社会组织的种类作为被解释变量，可是，对于社会参与行为而言，更为重要的是社会参与的活跃程度，但囿于数据，本文无法获取这一变量。与之类似的是过度劳动变量，本文使用的是周劳动时间，同样受数据限制，本文无法获取农民工的劳动强度信息。此外，由于变量设置层面的限制，CMDS2017数据无法识别过度劳动对农民工社会参与的作用机制，所以本文采用2014年社会融合调查数据进行分析。然而，这套数据的样本仅来自全国8个社会融合试点城市，虽然也采用了PPS抽样，但作用机制的分析结果可能并没有全国范围的普遍意义。总之，变量层面的限制是本文的遗憾之一。第二，由于CMDS数据为截面数据，本文无法捕捉农民工劳动时间及社会参与层面的动态过程，而这很可能导致估计结果出现偏差。今后若有变量设置更为丰富、更具针对性的追踪调查数据，将会更精准地识别过度劳动与农民工社会参与之间的因果效应，从而得到更为严谨和细致的研究结论。第三，CMDS2017问卷中的社会组织具有明显的异质性，不同类型的社会组织发挥的作用差异可能很大，例如，“老乡会”“家乡商会”具有明显的家乡属性，农民工参与这类社会组织的目的可能并非是融入城市社会，因此，本文直接将农民工参与的社会组织种类作为被解释变量可能会低估过度劳动对农民工城市社会融入的负面影响。此外，“工会”在农民工群体中是否发挥着推动农民工融入城市的作用，也有待商榷，需要开展专门性的深入研究。

参考文献

- 1.陈强，2014：《高级计量经济学及Stata应用（第二版）》，北京：高等教育出版社。
- 2.陈延秋、金晓彤，2016：《心理资本对新生代农民工社会融入的影响——基于社会距离的中介作用》，《青年研究》第1期。
- 3.陈云松，2012：《逻辑、想象和诠释：工具变量在社会科学因果推断中的应用》，《社会学研究》第6期。
- 4.陈钊、陆铭、徐铁青，2014：《移民的呼声——户籍如何影响了公共意识与公共参与》，《社会》第5期。
- 5.郭凤鸣、牟林，2019：《政府培训能否缓解农民工的过度劳动？——基于直接效应和间接效应的分析》，《中国劳动关系学院学报》第4期。
- 6.郭凤鸣、张世伟，2018：《最低工资提升对低收入农民工过度劳动的影响》，《中国人口科学》第5期。
- 7.韩彦超、潘泽泉，2016：《劳动时间与农民工主观幸福感——基于湖南省农民工三融入调查数据的分析》，《西北人口》第1期。
- 8.胡安宁，2014：《社会参与、信任类型与精神健康：基于CGSS2005的考察》，《社会科学》第4期。
- 9.加里·贝克尔，1998：《家庭论》，北京：商务印书馆。

- 10.李东平、卢海阳、文晓丽, 2018:《劳动时间、社会交往与农民工身心健康——基于CGSS2013的实证数据》,《调研世界》第3期。
- 11.卢海阳、梁海兵, 2016:《“城市人”身份认同对农民工劳动供给的影响——基于身份经济学视角》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 12.马双、赵文博, 2019:《方言多样性与流动人口收入——基于CHFS的实证研究》,《经济学(季刊)》第1期。
- 13.潘泽泉、何倩, 2017:《居住空间、社会交往和主观地位认知:农民工身份认同研究》,《湖南社会科学》第1期。
- 14.潘泽泉、林婷婷, 2015:《劳动时间、社会交往与农民工的社会融入研究——基于湖南省农民工“三融入”调查的分析》,《中国人口科学》第3期。
- 15.石智雷、吴志明, 2018:《早年不幸对健康不平等的长远影响:生命历程与双重累积劣势》,《社会学研究》第3期。
- 16.孙三百, 2018:《住房产权、公共服务与公众参与——基于制度化与非制度化视角的比较研究》,《经济研究》第7期。
- 17.唐有财、侯秋宇, 2017:《身份、场域和认同:流动人口的社区参与及其影响机制研究》,《华东理工大学学报(社会科学版)》第3期。
- 18.王笑天、李爱梅、吴伟炯、孙海龙、熊冠星, 2017:《工作时长真的不快乐吗?异质性视角下工作时长对幸福感的影响》,《心理科学进展》第1期。
- 19.熊易寒, 2012:《从业主福利到公民权利——一个中产阶层移民社区的政治参与》,《社会学研究》第6期。
- 20.徐延辉、史敏, 2018:《社会地位与农民工的定居意愿研究》,《湖南师范大学社会科学学报》第3期。
- 21.颜玉凡、叶南客, 2019:《认同与参与——城市居民的社区公共文化生活的逻辑研究》,《社会学研究》第2期。
- 22.杨菊华, 2015:《中国流动人口的社会融合研究》,《中国社会科学》第2期。
- 23.袁方、史清华, 2013:《不平等之再检验:可行能力和收入不平等与农民工福利》,《管理世界》第10期。
- 24.悦中山、李树茁、费尔德曼, 2012:《农民工社会融合的概念建构与实证分析》,《当代经济科学》第1期。
- 25.张抗私、刘翠花、丁述磊, 2018:《工作时长如何影响城镇职工的健康状况?——来自中国劳动力动态调查数据的经验分析》,《劳动经济研究》第1期。
- 26.张文宏、雷开春, 2008:《城市新移民社会融合的结构、现状与影响因素分析》,《社会学研究》第5期。
- 27.赵玉峰、扈新强, 2019:《流动人口社会参与的民族差异——基于2014年流动人口动态监测的实证研究》,《西北人口》第2期。
- 28.朱玲, 2009:《农村迁移工人的劳动时间和职业健康》,《中国社会科学》第1期。
- 29.祝仲坤、冷晨昕, 2018:《住房状况、社会地位与农民工的城市身份认同——基于社会融合调查数据的实证分析》,《中国农村观察》第1期。
30. Angrist, J.D., and J. Pischke, 2008, *Mostly Harmless Econometrics: An empiricist's companion*, Princeton: Princeton university press.
31. Baron, R.M., and D.A. Kenny, 1986, “The Moderator–mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality & Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.

- 32.Bratti, M., and A. Miranda, 2011, “Endogenous Treatment Effects for Count Data Models with Endogenous Participation or Sample Selection”, *Health Economics*, 20(9): 1090-1109.
- 33.Cha, Y., and K. Weeden, 2014, “Overwork and the Slow Convergence in the Gender Gap in Wages”, *American Sociological Review*, 79(3): 457-484.
- 34.Linden, A., S. Uysal, A. Ryan, and J. Adams, 2016, “Estimating Causal Effects for Multivalued Treatments: a Comparison of Approaches”, *Statistics in Medicine*, 35(4): 534-552.
- 35.Oster, E., 2019, “Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2): 187-204.
- 36.Rosenbaum, P.R., and D.B. Rubin, 1983, “Assessing Sensitivity to an Unobserved Binary Covariate in an Observational Study with Binary Outcome”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 45(2): 212-218.
- 37.Terza, J.V., 1998, “Estimating Count Data Models with Endogenous Switching: Sample Selection and Endogenous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 84(1):129-154.
- 38.Zimmer, D., 2017, “Using Copulas to Estimate the Coefficient of a Binary Endogenous Regressor in a Poisson Regression: Application to the Effect of Insurance on Doctor Visits”, *Health Economics*, 27(3): 545-556.

(作者单位：北京大学国家发展研究院)

(责任编辑：张丽娟)

The Crowding-out Effect of Overwork on Migrant Workers' Social Participation: Evidence from China Migrants Dynamic Survey

Zhu Zhongkun

Abstract: This article takes overwork as a starting point, examines the low-level development status of migrant workers' social participation, and carries out a rigorous empirical analysis based on the 2017 China Migrants Dynamic Survey data released by the National Health Commission. The results show that, first of all, the phenomenon of overwork of migrant workers in China is serious, 68.10% of migrant workers work more than 50 hours a week, 45.88% of them work more than 60 hours a week. Secondly, overwork can significantly reduce the level of social participation of migrant workers, that is, overwork has a crowding-out effect on migrant workers' social participation. After using an endogenous treatment Poisson regression (ETPR) model to control potential endogenous bias, the conclusion is still stable. Thirdly, one of the possible reasons why overwork can reduce the social participation level of migrant workers may be that overwork will lead to excessive psychological pressure and the decline of their subjective social status.

Key Words: Overwork; Social Participation; Migrant Worker; Endogenous Bias; Endogenous Treatment Poisson Regression Model

人类学视角下的当代农村已婚妇女新休闲： 走出家庭迈向广场*

宓淑贤

摘要：农村广场舞逐渐成为乡土社会的“新休闲”，代表了乡民生活的新时尚。本研究以“家庭”为切入点，采用人类学的研究视角和研究方法，对广场舞这种新生活方式所凸显的当代乡村家庭生活变迁进行厚描。研究发现，当代农村广场舞女性舞者面对来自父系家庭和乡土社会的双重阻拦，而父代与子代核心家庭的联合分工让部分已婚妇女能够处于“有闲”的生活状态。儿童家庭辅导的社会化运作，农村妇女们在主观层面上对向上社会阶层的追求，推动她们走出家庭，取得对家庭和乡土社会的双重抗争胜利。此外，模仿、实践与展演方式下重塑的农村休闲理念是当代农村已婚妇女在这场变革中的重大成果。

关键词：广场舞 农村已婚妇女 家庭结构 休闲理念

中图分类号：C913.68 **文献标识码：**A

党的十九大报告指出：中国特色社会主义进入了新时代，我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。广场舞体现出人民群众对美的追求和对身体健康的关注，也是人民对追求美好生活的一种表达。广场舞兴起初期多以“扰民”和“占用公共娱乐空间”等负面形象登上新闻报道，随着城市广场舞队伍不断扩大，相应的社会管理问题必然提上日程。2015年，文化部、国家体育总局、民政部、住房城乡建设部联合印发了《关于引导广场舞活动健康开展的通知》^①；2017年，国家体育总局发布《国家体育总局关于进一步规范广场舞健身活动的通知》^②，以文件的形式对广场舞活动的开展进行规范与管理。

2015年3月，文化部、国家体育总局共同主办全国广场健身操舞活动新闻发布会。会上，主办方发布了由专家创编、适合不同人群、简单易学的12套广场健身操舞优秀作品，在全国范围内推广和

*笔者由衷感谢匿名审稿人对本文提出的建设性修改意见。

^① 《关于引导广场舞活动健康开展的通知》，<http://www.sport.org.cn/search/system/gfxwj/qzty/2019/0510/233969.html>。

^② 《国家体育总局关于进一步规范广场舞健身活动的通知》，<http://www.sport.gov.cn/n316/n336/c833484/content.html>。

培训，并于同年启动全国广场健身操舞活动^①。全国各省市宣传部、文化局和体育局等相关部门积极响应，广场舞活动越来越多，比赛形式日趋多样，逐渐成为普通民众尤其是中老年妇女的重要休闲娱乐活动。

一、研究综述

目前体育学对广场舞的研究多关注广场舞对中老年人身体健康的正向作用或者广场舞队伍的外部设施与管理问题，为政府政策设计和实地管理提供经验性材料（袁继芳、陈建国，2014）。舞蹈类研究多将舞蹈形式和内容在广场舞中的转变与功能转换作为重要关注点（杨敏、孙嘉辉，2019）。社会学的研究多把广场舞当作一种文化事项，对之进行专业的社会调查（代敏，2011；曹亦唯，2017），从微观的个体生命历程、意义世界与宏观的社会结构、社会变迁和社会阶层等角度对广场舞参与者进行社会学意义上的分析。一些学者对参加广场舞的这部分中老年女性进行了生命历程的定位，分析其心理因素与社会动因等，如王芊霓（2015）将这代走向广场的女性称为“第一代孤独母亲”，认为孤独感是促使她们加入广场舞队伍的心理因素；于佳媛（2017）认为广场舞现象发展和流行的主要原因不是艺术品位上的共同追求，而是一些更偏向心理、社会层面的需求。基于广场舞女性多为二十世纪五六十年代生人的情况，周怡（2018）认为广场舞是这代女性对其年轻时候“集体记忆”的一种复刻，她们借助集体舞蹈表达对集体文化理念的追求。侧重于宏观社会结构方面的研究多结合历史脉络和时代背景，按照社会变迁的时间线对广场舞进行细致而多元的分析，如王芊霓（2015）认为广场舞展演形式与现代都市力推的安静有序的公共空间不搭调，这是“广场舞大妈”形象被“污名化”的重要原因之一；于佳媛（2017）的研究通过对广场舞参与者音乐品位进行分层，发现客观的阶层特性对广场舞参与者的音乐品位有一定影响；周柯含、黄盈盈（2019）则将广场舞纳入阶层研究的视角，在人口流动和城市空间变迁的社会背景下，通过分析阶层的分割如何在身体实践中被呈现、又被松动，透视出身体与阶层的互动。广场舞对老年人的身心健康起到了积极作用，有着一定的社会意义（罗红希，2014）。同时，广场舞丰富了人们的文化生活，提升了老人和妇女的公共参与机会（杨宝强、钟曼丽，2020）。

除了偏重于社会功能、社会阶层、社会变迁、亚文化等视角的研究，社会性别视角也在部分研究中得以呈现，如王芊霓（2015）认为人们之所以对广场舞大妈产生负面评价，是因为传统性别意识认可的是中老年妇女应当隐于家庭，而不是出现在公共活动中。刘婷（2014）认为广场舞参与者多由于自我认同感与家庭妇女角色之间的张力才会倾向于参与其中，米莉（2016）对特定政治运动和时代脉搏中成长起来的具有不同角色定位和认同感的群体进行代群的划分，将广场舞参与者的研究扩大到不同代群之间；不同代群由于历史经验、生命历程、生存境遇的不同而引发基本价值和情感诉求出现巨大差异，呈现出女性群体作为一个整体在时代的巨大变迁中所面临的各种生存困境。

综合起来看，目前对广场舞的社会学类研究多以时间线为重要基点，既包括宏观上社会变迁类型的分析，又包括微观个体生命历程的解析，还包括宏观社会阶层在微观个体身体上的展现、品味上的

^① 《文化部和体育总局启动广场健身操舞系列活动》，http://www.gov.cn/xinwen/2015-03/24/content_2837921.htm。

印记等，这些研究都将广场舞的文化属性和社会属性进行交叉的、多元的分析。从广义上看，广场舞可以被看作是一种公共活动形式，但广场舞活动不同于其它自发形成的展演于公共空间中的社会行动，它的特殊性在于早期的组织性和后期成员的自组织性，它并不是完全自发的。另外，农村广场舞这一活动的开展不能完全脱离家庭与乡土社会，它凸显着当代农村家庭生活的新变化。在乡村的熟人社会中，广场舞的开展过程势必和本土化的传统惯性融合在一起，也必然与本土性在整个社会变迁中的表达相关联，而人类学的文化整体观或可成为一种新的研究视角，本研究从“家庭”结构入手来分析当代农村已婚妇女是如何走出家庭迈向广场的，这个过程呈现出当代农村家庭代际关系的重要变迁。

二、田野点及资料收集方法介绍

同城市社区不断扩大和规范化的广场舞队伍一样，广大农村地区逐渐刮起了广场舞浪潮，主要表现便是广场舞队伍的日益增多（谢太平，2019；柏志鑫，2019；刘婷，2014）。基于笔者在江苏省芦山村所做的田野调查，可以发现，城市和乡村广场舞既有相似点，也在四个方面呈现出不同。第一，相对于城市广场舞团队几十人甚至上百人的规模来说，农村广场舞队伍人数较少，一般在十几人至三十几人左右；第二，不同于城市广场舞成员分布于多个社会阶层，农村广场舞者一般以自然村甚至是更小的居住片区为基本单位，社会阶层趋于一致；第三，不同于城市广场舞者以退休中老年妇女为主，农村广场舞的参与者基本未脱离其“工作岗位”，很多人仍在“谋生存”；第四，农村广场舞参与者年龄层次是十分丰富的，年龄跨度甚至超过三十岁，基本上相当于两代人共同参与其中，年轻一代全部是已婚妇女，且家中孩子已经开始读书。这些差异不仅仅反映出乡村“熟人社会”的特征，同时，还呈现出社会变迁过程中现代性与传统性的融合。

（一）田野点介绍

江苏省连云港市赣榆区芦山村位于该省北部，与山东省日照市接壤，方言体系属于胶辽官话。该村主要种植农作物包括黄豆、小麦、玉米、红薯、花生等；饮食习惯与山东省南部地区比较接近，主食以煎饼为主。约从2013年10月起，该村开始大面积种植黄桃果树，约67%的农户将自家土地全部流转出去，近三年每户每年土地流转费收入为1584元~5544元之间^①，农业种植已经不是当地主要经济来源。芦山村中青年男性劳动力生计方式主要有四类，分别是砖瓦运输和售卖、废品回收、本地打工和外地打工。中青年女性劳动力职业主要有三类，即玩具厂女工、快递打包员和渔网织工（宓淑贤，2019a）。

截止到2019年，该村在册户籍数为435户，户籍人口数为1458人，其中，男性776人，女性682人。若将20岁到60岁的村民作为劳动力计算，该村男性劳动力有426人，女性劳动力有378人，合

^①芦山村土地流转费按照人口数、人均占有土地亩数和人均年土地流转费三者的乘积计算。根据不同的土地流转年限，流转费用为前三年每人每年每亩850元，第二个三年每人每年每亩900元，第三个三年每人每年每亩950元，以此类推。该村人均占地0.88亩，每户人口数在2~7口人之间，因此，2013~2016年，每户每年土地流转费收入在1496元~5236元之间；2016~2019年，每户每年土地流转费收入在1584元~5544元之间。

计 804 人，约占总人口的 55%。其中在外务工但仍在村安家者为 87 人，约占总人口的 6%，在外地工作且安家的人数达到 284 人，约占总人口的 19.5%；284 人中男性 186 人，占比为 65.5%，女性 98 人，占比为 34.5%。这些在外地安家的人，尤其是男性，基本会请求父母尤其是母亲去往城市，帮助他们照看年幼的孩子，因此，那些 50 岁以上的农村妇女（将）会有半年到两年左右的城市生活经历。芦山村来往于城乡之间的青壮年及其母亲不断受到来自城市生活方式的冲击。

在早期调查中，通过填写调查问卷的方法，笔者共调查了 215 位 20 岁以上的芦山村村民对妇女跳广场舞的认识和态度^①，对问卷资料进行基本统计后发现，随着年龄的增长，人们对广场舞的态度趋于负面。其中，负面态度最严重的是 51~60 岁的村民，所抽取的 23 名男性和 23 名女性中，持负面态度的比例约为 87% 和 78%。虽然乡土社会中“孝道衰落”（阎云翔，2009），中老年人的权威看似受到了挑战，但是主导家庭重大事务的人仍然是他们，其话语对多数人的生活仍具有相当大的影响。笔者深入访谈发现，年龄在 51~60 岁的这部分人多已经成为爷爷奶奶，她们的儿媳妇恰是广场舞的主力队员；另外，他们属于乡土社会中主导社会舆论的人，话语权仍然存在。

自 2014 年起，江苏省连云港市赣榆区区委宣传部、区文化广电体育局、区妇女联合会、区农村工作委员会共同主办广场舞比赛。比赛以乡镇为基本单位，多支广场舞队伍参与。通常，村一级广场舞队伍的组织由该村妇女主任牵头召集，芦山村妇女主任吕大姐就是该村召集人，她多次谈到 2014 年刚开始组织广场舞团队的困难：

“你看嘛，因为这个（广场）舞排练主要在白天，耽误人家干活儿，那不就是耽误别人挣钱了嘛，很多人都不愿意来；再一个，大多数妇女脸皮薄，毕竟这个（广场舞）在农村是个新事物，还要抛头露脸，有些是自己不好意思，有些是家里面拦着，反正当时找人很难，十个得有八个拒绝。”

由此可见，客观上的“误工”和主观上的“不认可”成为早期芦山村村民难以接受广场舞的关键因素。吕大姐只得拉上自己的妯娌们参与，再通过“滚雪球”的方式凑齐了十个人来应对镇政府的工作任务。近年来，随着广场舞活动的频率升高，村民对广场舞的负面评价日趋减少，加上吕大姐又在村委会给参与者申请了每日 40 元的“误工补贴”，“眼热的小媳妇儿越来越多”，吕大姐不得不得罪一些人，只挑选那些学习能力强、身材匀称的小媳妇儿，组成了较为稳定的二十人团队。

目前，芦山村广场舞队伍共有两支，较为固定出席成员合计 36 人。笔者统计了 2018 年 10 月 1 日至 2019 年 11 月 2 日共计 398 天，曾出席过广场舞活动的成员共计 96 人，这些人主要是 30~60 岁

^①被调查对象的具体抽样过程包括三个步骤。首先，按照村民家庭居住格局进行编号，依次从南到北、从西往东方向对每家每户家庭成员进行逐一编号，每户内部按照年龄大小进行顺序编号，去掉 20 岁以下的 376 名村民，对 20 岁以上的 1082 名村民进行编号；第二，对 1082 名已编号村民进行年龄分组，每 10 岁为一个年龄组，统计发现，20~30 岁、31~40 岁、41~50 岁、51~60 岁、61~70 岁、70 岁以上的村民总数分别是 194 人、268 人、136 人、230 人、216 人、38 人；第三，选择抽取总体的 20% 组成所需样本，具体方式为，在每个年龄组序号组成的样本中按照男女比例随机抽取一定数量的男性和女性样本，参照四舍五入原则，以此组成包含 215 位成员的样本，如 20~30 岁年龄组有男性 122 人，女性 72 人，按照简单随机抽样方式抽取男性 24 人、女性 14 人，其它各组以相同抽样方式进行抽取。

的已婚妇女。其中出席时长达到 327 天以上即出席率在 82% 以上的稳定成员有 36 人，出席时长为 243~327 天即出席率在 61%~81% 的成员有 9 人，出席时长为 84~242 天即出席率在 21%~60% 的成员有 17 人，出席时长在 84 天以下即出席率在 20% 以下的成员有 34 人。可见，由于农村广场舞的自组织性，成员的进出是相对自由的，虽然不同成员的参与程度有区别，但是，稳定成员的高出席率使广场舞这一活动能够保持其持续性。

如今，赣榆区几乎每个村都有广场舞队伍。根据村人口和自然村数的不同，广场舞自组织团队数不尽相同，少则一个，多达四五个，每个团队的人数大约是 10~30 人，通常镇政府所在地的广场舞队伍多、每队的人数也多。芦山村目前的两支广场舞队伍分别分布在两个自然村落，即北村和南村，每支队伍都有一个“舞头”，即领舞者（队长）。北村的舞头是 36 岁的翠花，南村的舞头是 57 岁的雪莲。通过对两支队伍中较为固定成员组成的分析，以及对“快手”短视频中周围乡镇 12 支广场舞队伍的视频内容进行分析并与视频发布者进行访谈，笔者发现不论是年龄构成、家庭状况、子女状态与舞者的个体生命史历程，还是广场舞自组织过程，或是乡土社会的反应等，这些广场舞队伍的基本情况都比较类似，农村广场舞固定参与者基本上是 30~60 岁的女性，周围乡镇 12 支广场舞队伍加上石头镇的 5 支广场舞队伍共计 17 支广场舞队伍，274 人中只有 6 位男性。可见，“翠花舞蹈队”在本地区具有一定的普遍性意义，笔者选择“翠花舞蹈队”作为田野调查中的重点研究对象，通过分析芦山村已婚妇女如何走出家庭迈向广场，来展现农村已婚妇女休闲生活的转变。

“翠花舞蹈队”自组织于 2016 年，当时身为村一级广场舞团队成员的翠花和圆圆，“跳得不错，也爱跳舞”“不舍得停止”跳广场舞这件事，她们俩便拉上附近喜欢观看广场舞训练的两名妇女，“号召喜欢跳舞的人”加入她们的团队，“正好当时村里的路灯安装了一大半了”“大家认为晚饭后的时间最合适”，最后选了一个离翠花家最近的路口作为“广场”，跳了一周左右，路口对面的军部^①媳妇（58 岁妇女）和别人聊天时，多次“透露”出“（跳舞音响）声音太大，吵死人”等不满话语，最终这种乡土社会中不戳破面子的特殊告知方式“驱赶了”“翠花舞蹈队”。大概一个月之后，翠花去小毛超市买东西时，被问到为何终止跳舞之因，“住在大路边儿上”小毛超市的老板娘桂花婶子“希望有个动静，也好招人来（买东西）”，桂花婶子本人也喜欢唱歌跳舞等文娱活动，两人一拍即合，为了表示诚意，慷慨的桂花婶子特地买了一个 600 多元的拉杆音响，至此，“翠花舞蹈队”基本稳定下来。

（二）资料收集方法

本文以江苏省连云港市芦山村“翠花舞蹈队”为例，采用人类学田野调查法，即参与观察法和访谈法，分析给农村休闲生活带来变革的广场舞活动。笔者自 2019 年 8 月 13 日至 2019 年 11 月 3 日，对芦山村“翠花舞蹈队”进行了 83 日的连续田野工作，每天晚上大约在 6 点半到 9 点钟之间，累计田野工作时长约 137.5 小时。其中，由于天气和舞蹈队主要成员家中老人办丧事等事由，有 28 天广场舞活动中止。另外，2019 年 4 月 12 日至 6 月 30 日，笔者两次前往田野点进行前期田野调查工作，主要是通过参与观察法和访谈法了解芦山村广场舞的具体发源过程和基本情况等。这两次前期调研涉及

^①人名，化名。

访谈对象 32 人，除了参与过舞蹈队的成员以外，其他各个年龄段的村民都位列访谈对象之中。同时，在此时间段，笔者对周围乡镇 3 支广场舞队伍进行参与观察共 15 天，访谈广场舞参与者与观看广场舞的村民共计 25 人。需要说明的是，因为芦山村是笔者自 2018 年 8 月起长期调研的田野点，也是笔者的家乡，所以，对“翠花舞蹈队”的成员和她们的个人经历、生活状态比较熟悉，笔者去过每个队员的家，并深入访谈了她们多位家庭成员。

除了线下常规的田野调研方法，笔者还结合线上田野调研工作，涉及线上田野点主要包括个人微信、微信群和“快手”短视频平台。自 2019 年 3 月 11 日起，笔者添加了广场舞队伍主要成员为微信好友，同日加入她们的微信群“翠花舞友”（群成员为 25 人，既包括固定成员又包括不固定成员），对相关私人微信和微信群进行了长时段的参与观察与线上田野记录。同时，关注了成员中有“快手”短视频平台账号并发布过短视频的 3 位成员。通过多种方式的田野工作，笔者能够较为全面地了解和理解农村广场舞的新时代特色，能够从当代农村已婚女性的视角和乡土社会的整体结构去“厚描”“广场舞”这个农村生活中的新鲜事物。

三、农村已婚妇女走出家庭面临的双重阻拦

不同年龄段的芦山村已婚妇女生活样态是有差异的，但同时又是相互勾连在一起的。目前在芦山村，四代人的传统理想家庭结构已经基本实现。20 世纪三四十年代生人已经成为太奶奶，五六十年代生人已经成为奶奶，八九十年代生人已经成为母亲，00 后的孩子们则成为整个家庭“唯一的希望”（冯文，2018）。结婚生子、子代结婚和子代生子等相互交织的重要生命历程将一代代妇女的生活串联起来。对这些四代家庭来说，几乎所有人的行动都围绕着第四代展开。阎云翔教授多次在其著作和讲座中谈到当今农村的家庭关系变化，即“孙子变爷爷，妇女上了天。”前半句意味着未成年子女成为家庭的重心，家庭结构变成“倒立的家庭”（Inverted Family）^①。后半句意味着女性在农村生活中的家庭地位和社会地位都发生了巨大变革，芦山村前期的调查验证了这种现象的普遍性，年轻小媳妇确实已经成为家庭生活中的重要人物，同时，奶奶们仍要承担着孙辈的照看责任（宓淑贤，2019b）。

第一代太奶奶人生任务基本完成，由于年纪较大，身体欠佳，从乡土社会及其家庭生活中淡出，也几乎不会参与年轻人的生活，因此，在实际生活实践中，她们的话语权不断弱化。计划生育政策实施之后，芦山村呈现出少子化的家庭结构，一子二女和一子一女的家庭结构较为普遍，第二代母亲的生活基本上被捆绑到第三代儿子的核心家庭之中，他们的生活样态与第四代孩子息息相关，形成了一个交织互联的状态。当第四代还是襁褓婴孩之时，第三代母亲主要负责哺乳和照看婴孩，第二代奶奶辅助第三代共同照顾婴孩，并照顾两代核心家庭的起居；当第四代孩子成长到学龄时，第二代奶奶多负责为第四代做饭、接送读书，同时，照顾起两代核心家庭的起居，而第三代妈妈多选择外出工作，如去镇上的玩具厂、快递打包厂、帽子厂打工。

（一）父系家庭的阻拦

^①2019 年，阎云翔教授在复旦大学、中国人民大学等高校所做讲座中多次提出此概念。

农村已婚妇女参与“广场舞”活动这件看似个体化的事件，却要面对其他家庭成员的干涉。在乡土社会中，如果公公、婆婆二人与儿媳妇“有事需要商量”，尤其当涉及儿媳妇私人生活时，婆婆一般会充当“发声筒”，但说出的往往是公公、婆婆二人的想法。不论是年轻的第三代小媳妇还是已经熬成婆的第二代老媳妇，婆家对她们的行为约束仍然存在。对于第三代小媳妇来说，一旦第二代公公婆婆对广场舞持有负面认知，婆婆便出面，以“拉家常”的方式提及乡土社会其他人对此的负面议论，委婉地表达此议论导致了父系大家庭蒙羞，希望儿媳妇不再参与广场舞；有些公公婆婆“不敢和儿媳妇说”，就要求儿子“管管媳妇儿”“起码说一说她”“别出去跳了，别人会看笑话”，大多数年轻的丈夫开始是不反对或者默许的，但是一旦在外面听到别人的议论，就会以“跳舞不是坏事，但总归要考虑别人的看法吧”等论调劝说妻子放弃。可见，乡土社会对某件事物的整体认知基调会影响到家庭、个体的行动，这里的乡土社会指的正是杨宜音（2008）认为的“差序格局”比喻中的“水面”，而这正是“我们”概念形成的基础，当个体、家庭面对乡土社会中的负面评价时，“我”便被“我们”排除在外而无法融入其中，变成不被认可的“异类”，恐惧和羞愧使得个体和家庭不得不改变行动，以符合乡土社会的整体性认知，被“我们”所接纳与认可。

另外，在这些第三代已婚年轻妇女的家庭中，她们不仅要面对公婆通过其丈夫的嘴表达的不满，还要承担儿女的教养责任，这与她们所受到的性别社会化教育是吻合的。对于第二代已婚妇女来说，她们需要为儿子的核心小家庭承担家务劳动和照顾孙辈，这已然成为变革时代父辈的责任与义务（宓淑贤，2019b）。也就是说，这些准备迈向广场的女性不仅仅受到来自夫家和乡土社会的双重“阻拦”，还有着内心的顾虑，即抚育孩子、照顾孙辈的责任如何与个体爱好平衡。总之，不论是第二代还是第三代女性，阻碍她们外出跳广场舞的因素，既有客观环境上的束缚，又有价值理念上的排斥。

“翠花舞蹈队”的10位成员在不同时期均遭到来自丈夫及其父系家庭不同程度的阻碍。已经成为奶奶的莉莉、丛娟，丈夫对她们跳广场舞的态度是强烈反对的，认为她们应该在家“老老实实待着”“不要天天想着出去疯”“那么大岁数了，跳什么跳”；年轻小媳妇江红、朵朵的丈夫都是将公婆对她们的抱怨换了一种表达方式，用照看孩子的事情来“逼”她们，认为“有时间在家带带孩子比什么都强”；燕超的身体不好，靠吃药维持，公婆将她出去跳舞的事情告诉了在外打工的儿子，丈夫的态度是反对的，劝说她“出去蹦跳会伤了身体，不如在家好好养着”；选择在家做手工活的翠花和圆圆，丈夫则要求她们“在家带（读小学的）孩子写作业”“不要天天出去疯”“有时间多赚点钱”。

综合来看，家庭成员阻止这些已婚妇女参与广场舞活动的理由主要有两个，其一是繁琐的家庭事务需要她们来照管；其二是乡土社会对广场舞的负面看法，需要她们顾全家庭的颜面。几乎所有人都把跳广场舞这件事和女性的品性联系起来，所谓“出去疯”，话语中隐含之意是，女性应该在家而不是在外，打理家庭事务才是一个女性应该承担的（王芊霓，2015）。这种观念与中国传统社会对女性的要求是一脉相承的，在中国传统儒家文化背景下，母亲这种角色对于女性十分重要，女性必须承担生育和育儿的责任，即母职（王若颖，2019），母亲应该是端庄得体的，而出去疯玩是未成年女孩的特权，当一个女性步入成年迈入婚姻，就不能如此了。虽然这些不同年龄阶段的女性都不愿意“天天困在家里”“一睁眼全是家里的大小事”“神经一刻不得放松”，但都觉得丈夫的话有几分道理，认可教养孩子

是母亲的重要使命，同时也畏惧乡土社会他人的目光。然而，个体性逐渐增强的当代农村女性，并没有因此忽略自我需求的满足。

（二）城乡二元对立观念在阶层认知上的呈现

和周柯含、黄盈盈（2019）对城市广场舞的研究发现类似，在农村广场舞现象中，阶层的印记如影随形，不过不同于城市社会较为多元的社会阶层分化，同质性较高的乡土社会催生了一套经验性的社会分层标准，这种标准将乡村民众与广场舞活动进行了勾连，即定义出谁更有“社会资本”去进行广场舞这一闲暇活动，和学术界使用的阶层认同主观视角相呼应。虽然文艺工作者是工人阶级一部分的理念在1949年就已经被提出来，但是芦山村村民在社会层级观念上仍然将体制内的文艺工作者与普通老百姓分割开来。

凡勃伦（1964）在《有闲阶级论》的序言中说，下层阶级的业务包括体力劳动或者同谋生直接相关的任何日常工作。在中国传统的农民心目中，“农民就是从事与谋生相关的体力劳动者，城市人是体面的，他们才有资本搞娱乐活动”^①。可见，城乡二元对立意识在乡民中的影响仍然存在，他们在思想意识层面将闲暇娱乐活动与城乡等级进行关联，即“城市人”多是“吃公家饭的”，他们的“工资是有数的”（即稳定工资），农村人是“干得多拿得多，干得少就没饭吃”。这些说法展现出部分乡村民众对城市的认知仍然停留在一种对计划经济时代的想象中，对自己的认知则从经验出发，将自己定位为“多劳多得、少劳少得”的不稳定群体。

社会流动加速后，城乡二元对立逐渐松动，但是对于普通的芦山村村民来说，他们在思想上仍然受限于传统认知的惯性。近20年来乡村加速的社会流动是这套经验性分层标准愈发清晰的重要推动力，这对于乡土社会来说有着非同寻常的意义。通常，如果50岁以上中老年人的成年子女已经成家立业尤其是已经在城市“扎根”，乡土社会对他们的社会地位持肯定态度，这些中老年人通过儿女成功的向上流动实现了自己在乡土社会的阶层上升，也就是说，这些第二代父母不但完成了父母的“责任伦理”（陈锋，2014），而且完成得比较优秀与圆满。在芦山村村民看来，“负担不重的老年人”（贺雪峰，2017）才是当代农民心目中已经“完成（人生）任务的人”，他们才有一定的“资本”^②跻身于农村社会闲暇活动之中，而不被乡土社会舆论所责备。那些“子女不成器”的母亲一旦参与到广场舞活动之中，往往会成为当地社会舆论攻讦的对象。

四、农村已婚妇女迈向广场的多重助力

（一）儿童家庭辅导的社会化运作

当代乡村中很多“80后”“90后”通过读大学在城市里安家立业，这些成功案例的示范使得乡民对子女教育格外重视，对未成年子女的教育成为乡土社会中整个家庭的重中之重。对于自己的孩子，

^①这种说法从笔者与“翠花舞蹈队”成员的访谈内容可知，且在笔者与村民万全、树林、菊芳等人的访谈中均得到证明。

^②在谈到谁可以去跳广场舞而不被指责这个问题时，大多数村民提到了“资本”这个词，综合来看，这里的“资本”既有社会资本之义，又包含了一种“资格”之义。

第三代媳妇们希望他们“好好读书、考上好大学、找到好工作、过上好生活”（李婧，2011；蒋臻，2002），这已然成为整个乡土社会共同的信念。照顾孩子、陪伴孩子读书成为农村已婚妇女最重要的任务之一，而这个任务与晚间广场舞在时间上的冲突自然会影响到她们参与广场舞。

如今，城市教育培训班的热潮刮到了农村地区（王丹，2019）。芦山村目前已经有两个作业辅导班，分别由返乡就业的高职毕业生和中专毕业生开办，收费价格基本一致，主要面对不同年级的小学生开班，每个班大约15个孩子，辅导教师的任务是辅导孩子写作业。每个孩子每月收费200元，可以月付或者年付。另外，芦山村所属的石头镇上也有5个类似的作业辅导班，这些辅导班的成立满足了很大一部分家长的需求。翠花、朵朵、圆圆就是其中的受益者，她们都是初中毕业生，“读书时候成绩很差”“辅导不了孩子作业，尤其到了高年级，太难了”“对自己孩子有时候不自觉发火，没有什么耐心”“不如花点钱交给别人”“（交给别人也）放心，还不生气，自己也能干点别的”。这些能力不足的年轻女性将陪伴孩子做作业的任务外包给了新兴的家庭作业辅导班，实现了孩子教育方面的社会化运作，挣脱了“孩子的束缚”，获得了迈向广场的“入场券”。

（二）准主干家庭的联合分工

和阎云翔教授（Yan Yunxiang, 2018）在下岬村的最新调研情况一致，分家后的公婆仍然在“服务”年轻夫妻的核心小家庭，通常，公公负责继续赚钱，婆婆负责一家人的饮食和照顾孙辈。阎云翔认为这种以主干家庭模式运行的核心家庭结构可以被称作准主干家庭，笔者将这种现象称作“家庭分工的扩大化”。很明显，这种现象虽然表面上不符合父代家庭与子代家庭的“分家”事实，但事实上，这种混合的家庭结构模式已经成为城乡普遍存在的社会事实。与以往的主干家庭和核心家庭分工均不相同，“家庭分工的扩大化”在本质上仍然围绕着核心家庭利益，在分工上将主干家庭成员全部纳入其中，简单地说，就是围绕着一个核心小家庭，两代人的家庭成员都参与到一个家庭分工中去。因此，通常作为家务劳动和照顾孙辈主要承担者的第二代妇女可能没有时间参加广场舞活动。

最终走出家庭迈向广场的老年女性，都与儿媳妇商议、并安排好了家庭分工。她们是这场家庭“谈判”中的胜利者，而胜利的前提在于“儿媳妇通情达理”“家中最好只有一个儿子”和“婆婆会做事、会说话”。访谈到的23位50岁以上已有孙辈的广场舞参与者，她们之所以可以顺利参与其中，主要有两个原因，一是孙辈已经读初中及以上，不需要专人照看；另一个是已经和儿媳妇商量好照看年幼孩子的时间安排，“白天婆婆带，晚上儿媳妇带”。“（儿媳妇作为）年轻人，观念也新，觉得跳广场舞也不错”，有8位女性称她们的儿媳妇支持她们出来跳广场舞。

（三）政府组织广场舞对城乡二元对立的弥合

作为国家代表的政府对广场舞的逐步引导和介入，在精神层面上重塑着这些妇女的时代参与感，并由此重构了她们的主体身份意识（米莉，2016）。国家在观念变迁中起到了十分重要的作用（熊和妮，2017），国家权力与政策推动着社会转型（Davis and Harrell, 1993）。近两年，国家在文件上不断宣传广场舞是一项有益身心的活动，通过将家庭卷入国家政策的方式，为个人的发展创造了新的社会空间（阎云翔，2009），这种理念和行动逐步冲击了整个乡土社会对广场舞的负面认知，农村青年新获得的力量在很大程度上就来自自上而下的影响（阎云翔，2009），可见，国家对乡土文化活动的倡导对普通

百姓的思想认识有一定的正向引导作用。

比如，丈夫小伟以乡土社会对广场舞的负面评价为由，强烈反对翠花外出跳广场舞；翠花大哭大闹后仍未见成效，最后以“离婚为要挟”；在“悍妇式”的抗争中，丈夫不得已，就说“以后我不管你了，随你去吧”，这种“悍妇”的方式贴合了当地“妇女上了天”的现实状况；当其他乡民戏谑询问翠花丈夫小伟时，他以妻子“管不了了”予以反馈，反而得到了乡土社会的“默许”与“理解”。后来翠花多次参加“政府举办的舞蹈比赛”，她便不断给丈夫传达“跳舞是国家鼓励的，不丢人”的正向认知。如今，小伟会为了妻子有时间跳舞而主动接送孩子，甚至时常接送妻子去跳广场舞。

对于38岁的小伟来说，他内心深处对妻子跳广场舞并不反对，甚至是支持的，行为上反对妻子跳广场舞实际上体现的是具有传统惯性的乡土社会认知与现代生活方式之间的冲突，而国家的扶持恰好弥合了传统与现代的对立，缓和了冲突，改变了人们的传统认知，并演变成一种新的认知，这种认知既不同于传统的“戏子”观和“不配”观念，又与城市现代生活方式不同，而被诠释为一种乡土社会新兴的时尚与潮流，这种潮流“谁都挡不住”。

（四）“议价”的重要筹码：有闲

起源于博弈论的“议价”(bargain)概念被社会学等其它学科借鉴，比如家庭决策中的议价能力(bargain power)研究。笔者认为，将“议价”概念用于分析农村妇女如何挣脱父系家庭和乡土社会的双重阻拦而成功迈向广场的过程是可行的。第三代母亲的“有闲”状态与第四代孩子的支持是她们最重要的议价筹码，而这份“有闲”是在家庭分工的扩大化与农村妇女的自我争取中获得的。“有闲阶级”是凡勃伦(1964)在《有闲阶级论》中提到的重要概念，所谓“有闲”一般需要有可支配的“非生产性地消耗时间”。“翠花舞蹈队”十位成员的晚间时间都是可以由本人支配的，可以进行“非生产性地消耗”，第三代母亲和第二代婆婆在晚饭后很长一个时间段属于“有闲”的人。在这个时间段内，已读书的第四代孩子不再需要第三代母亲花时间照顾和课业辅导；第三代母亲积极照顾第四代学龄前幼儿，给操劳了整个白天的第二代婆婆“放个假”。

虽然有父系家庭的阻拦，但是对第二代妇女来说，“和他(指丈夫)都过了一辈子了，他生气我也要”“老婆婆(第一代)观念更老了，互不干涉”，最终这些“有闲”的奶奶们(第二代)迈向了广场。因为红雪和燕超“跳完舞之后，身体都轻便了”“感觉恢复得不错，心情也好”，所以“生活无聊没事干”而又有病的二人最终通过跳舞实践获得了丈夫一家的默许。“干活利索”“孩子照看得不错”“没耽误家里事情”的朵朵最终赢得了丈夫的支持。与丈夫自由恋爱的圆圆，深知婆家对她“爱玩快手”“喜欢出去玩”等“不安分”举动忧心忡忡，和丈夫吵过几次之后，她直接放狠话，“不允许出去跳舞就直接离婚”，最后丈夫“不管了”，公婆也“害怕儿子和儿媳妇离婚，便不吭声了”，基本上不再干涉。笔者在不同时期对10位广场舞者的丈夫进行的3次访谈能明显感觉到他们态度的变化，从最开始的坚决反对到后面一步步松口，他们对跳广场舞的认识发生了很大变化，如今他们多数人认为“跳广场舞”是一种“潮流”，看到妻子跳完舞回来之后的笑脸，他们“觉得也挺好的”，不过有时候也会因妻子“天天魔怔了一样”，在家里也经常练习跳舞而有点“不痛快”。

另外，部分广场舞参与者提到了“儿女(或儿媳妇等)的支持”，她们对此十分自豪，这件事在一

一定程度上体现出乡村社会中父权的衰落（Yan Yunxiang, 2018），即“孩子的话”更有“权威性”，年轻一代的话语权不断增强。当信息获取方式逐渐由经验获得转变为网络获取，青年一代的信息获取能力超过了父母，“孩子们学得快、见识多”，自然成为理解新事物的“代表”。同时，由于社会流动频繁，这些年轻人又成为“大城市生活的见证者”和文明生活的代表，他们不断将广场舞能够“强身健体”“娱乐身心”的正向功能强化给父母，这些功能逐渐成为农村妇女跳广场舞的重要意义。

总之，孩子教育的社会化从客观条件上将第三代农村妇女从家庭事务中解放出来，而政府对农村广场舞的认可则从心理层面将第二代农村妇女解放出来，这些追求时尚、重视个体感受的新时代女性，接受了国家层面的价值观念输入，成为乡土社会中最先践行新生活方式的群体。

五、变革中的农村社会休闲理念

（一）休闲形式的转变：从劳作到娱乐

通过对芦山村 50 位年龄跨度从 21~70 岁不等的女性进行访谈得知^①，虽然女性休闲活动在不同时期有差异，但多数农村女性休闲活动时间是较为一致的，即主要集中于农闲时期或者晚饭后。上世纪 80~90 年代，村民的物质生活水平比较低，电力系统经常出故障，煤油灯的使用较为普遍。吃过晚饭，妇女们把丈夫、孩子“伺候好”之后，已婚女性做一些针线活以改善生活，比如缝补袜子、编织毛衣等，偶尔去看看露天电影。因此，这一时期已婚妇女的闲暇活动主要是家务活的延伸，承载着妻子和母亲这些家庭角色对她们的规范与要求，个体化的活动几乎没有。这些活动之所以被称作休闲活动，在于它们与直接谋生相关的重体力活和农忙活是不同的，补袜子、织毛衣只是开源节流的重要方式，通过压缩生活成本在一定程度上提高了生活的质量，但却并不是直接获取物质财富的手段。

20 世纪 90 年代初期，芦山村的黑白电视机开始普及，大家晚饭后的重要休闲活动就是在自家看电视节目，一些家庭会出现男主人的男性朋友们前来聚集聊天、打牌的情况。2000 年左右，彩色电视机和电话机基本普及，村民晚饭后的闲暇生活仍然以看电视节目为主。大约在 2005 年左右，个别在城市有亲戚的女性受到城市生活的影响，购买一些录像带，召集周边女性一起跳舞。芦山村 62 岁的恒美就是这样一个先行者，她的弟弟早年“闯青岛”做生意发财后，安家落户于青岛，便将自己的父母接到青岛共同生活。后来由于母亲重病，当时 47 岁的恒美去青岛“看望母亲，顺便走亲戚”，在青岛待了半年，看到当地的同龄人“在家里唱唱歌，在广场上跳跳舞”很是惊奇与羡慕，在母亲出院在家休养的两个多月里，“好奇”和“无聊”的恒美多次参加所住小区的广场舞活动。回到老家后，“不跳舞还是心痒痒的”，恒美便购置设备，准备组织周围的邻居“像城市人一样跳跳舞”，然而几乎没人响应，恒美坚持不到一周，就放弃了。总之，这一时期的休闲活动主要以观看电视节目为主，新兴的跳舞等闲暇活动少有响应。

^①将 21~70 岁的村民作为总体，每 10 岁为一个年龄组，每组访谈 10 人，共计 50 人。根据芦山村从南到北、从西往东方向的家庭居住格局，对每户家庭进行编号，对每户家庭中年龄在 21~70 岁之间的家庭成员进行简单随机抽样，每家只抽取 1 人，直到每个年龄组抽满 10 人即可，共计 50 人。

2014年左右，政府组织广场舞比赛，吸引了很多农村女性加入其中。另外，随着1999年招生规模的扩大^①，越来越多的孩子去城市读书或工作，他们的母亲去城市帮助带孩子，还有很多农村女性去城市打工，这些母亲和打工女看到城市女性以跳广场舞作为晚饭后娱乐活动，纷纷加入其中。于是，农村女性终于从家务劳动以及家庭内部娱乐中走出来，迈向了公共生活的新形式——广场舞。

（二）休闲需求的转变：从融入宗族到满足个体需求

学者沃尔夫在《台湾农村的妇女与家庭》(Women and the Family in Rural Taiwan)一书中论及农村妇女通过积极加入村落女性集团的方式来巩固自己在夫家宗族中的地位，进而在村落生活中获得一定权威的行动策略。在家庭或宗族内，权力和权威通常以辈分和性别为基础(费孝通, 1985)。按照阎云翔(2009)的说法，女性在乡村社会中通常充当宗族间随礼行为的具体执行者，比如她们会前往办喜事的宗族亲属家中送“喜礼”，表面看起来是宗族女性在仪式活动中的交往，但实际上女性代表的是自家男人的意志，体现的是宗族中男性之间的往来。“翠花舞蹈队”中部分成员存在亲密的宗族关系，部分成员虽然不是近亲，但在乡村社会有着“乡道亲”的关系，即按照姓氏辈分或年龄来互相称呼对方的方式，这一说法主要与早期乡土社会婚姻圈较小有关，有些人虽然表面上无近亲关系，但是会通过某个人的姻亲关系等被串联到广泛的亲戚关系之中。然而不论是否存在宗族亲属关系，“翠花舞蹈队”成员多以朋友方式相处，没有受到来自乡土社会和父系家庭的人际交往压力，更多的是基于个人爱好形成的团体性质的朋友式友谊关系。成员们都认为这种关系“更简单、更干脆、更舒服”。她们通过参与公共生活，摒弃了那些“不得已的”宗族人际交往活动，通过广场舞社团形式去结交自己的朋友。

当代农村已婚妇女参与到广场舞这种自组织社团当中，无疑是为了满足个体喜好，她们不再像传统妇女那般，为了整个家庭的利益，只顾扮演好丈夫的妻子和儿女的妈妈这些家庭角色，牺牲掉个体的利益；她们不断与父系社会进行抗争，不再像传统妇女那样，为了融入夫家新的村庄、获得宗族位置而不得不融入妯娌等女眷之中。舞蹈队成员超越年龄和亲属关系，以姐妹式的方式相处，为自己在村庄生活中找到了属于个体的“滋味儿”。

广场舞这种公共活动改变了个体化时代(阎云翔, 2009)变革中当代农村已婚妇女的休闲理念，以劳作为内容的家务活动的拓展并非真正的休闲，而走出家庭迈向广场则是一种以娱乐自我为主的真正休闲，在这样一种自组织活动中，部分女性找到一种暂时抽离出家庭角色的自我展演方式，在放大的自我中享受仅属于个体的欢愉。

六、结语

西美尔在《时尚的哲学》中说，时尚是既定模式的模仿。农村广场舞恰是对城乡互动的一种回应，是对城市闲暇生活方式的一种模仿。“我们一方面追求普遍性，另一方面也会抓住特殊性，普遍性为我们的精神带来安宁，而特殊性带来动感”(齐奥尔格·西美尔, 2001)。当代农村女性一方面在面对乡

^①自1999年开始的高等教育(包括大学本科、研究生)不断扩大招生人数的教育改革政策，扩招源于1999年教育部出台的《面向21世纪教育振兴行动计划》。

土社会的负面评价时不敢逾矩，另一方面又在与家庭、社会对她们的“控制”中不断抗争；既有父系家庭对她们行为上的限制，又有“倒立的家庭结构”对她们提出的各种要求。但同时，社会本身的变革又在不断地“解放”这些女性，频繁的城乡流动促进了传统思想不断转变，外包的学习教育补课班又将家长从陪读中解放出来，她们抓住“广场舞”等具有生活“动感”的特殊事物，引领着乡土社会新的时尚热潮；她们突破了对城市生活的模仿，促进了农村休闲理念的重大变革，创造了乡土社会的一种“新休闲方式”。对于农村已婚妇女来说，跳舞更大的意义在于广场舞对她们的个体心灵、情感上的抚慰，身体上的健康只是附带的意义。

参考文献

- 1.柏志鑫, 2019:《青村广场舞发展动因和功能研究——基于结构功能主义视角》,北京:北京体育大学硕士学位论文。
- 2.曹亦唯, 2017:《从身体建构到社会建构——对江西财经大学蛟桥园北区广场舞的个案考察》,南昌:江西财经大学硕士学位论文。
- 3.陈锋, 2014:《农村“代际剥削”的路径与机制》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 4.代敏, 2011:《武汉市主城区中老年人广场舞开展现状调查与分析研究》,武汉:华中师范大学硕士学位论文。
- 5.凡勃伦, 1964:《有闲阶级论》,蔡受百译,北京:商务印书馆。
- 6.费孝通, 1985:《乡土中国》,上海:生活·读书·新知三联书店。
- 7.冯文, 2018:《唯一的希望:在中国独生子女政策下成年》,常姝译,南京:江苏人民出版社。
- 8.贺雪峰, 2017:《治村》,北京:北京大学出版社。
- 9.蒋臻、赖洪德, 2002:《城市家庭里的边缘人:保姆》,《黔东南民族师专学报》第2期。
- 10.李婧, 2011:《当前城市家庭隔代抚育现象的研究》,南京:南京航空航天大学硕士学位论文。
- 11.刘婷, 2014:《一项关于武汉市Y镇广场舞舞蹈队的质性研究——考察趣缘群体的互动与认同》,武汉:华中师范大学硕士学位论文。
- 12.罗红希, 2014:《广场舞对老年人身心健康的影响及其社会意义》,《吉首大学学报(社会科学版)》第S2期。
- 13.米莉, 2016:《认同、归属与愉悦:代群视野下广场舞女性的自我调适与主体建构》,《妇女研究论丛》第2期。
- 14.宓淑贤, 2019a:《中国人关系网络中的结构平衡模式机制研究——以江苏省芦山村丧礼随礼行动为例》,《中国研究》第2期,北京:社会科学文献出版社。
- 15.宓淑贤, 2019b:《新时期的“娘家与婆家”:性别比例失衡下的压力转移》,《中国青年研究》第9期。
- 16.齐奥尔格·西美尔, 2001:《时尚的哲学》,费勇等译,北京:文化艺术出版社。
- 17.王丹, 2019:《农村假期辅导班情况研究——以XX大学生开设暑假辅导班为例》,《智库时代》第1期。
- 18.王芊霓, 2015:《污名与冲突:时代夹缝中的广场舞》,《文化纵横》第2期。
- 19.王若颖, 2019:《论近代中国母性主义思想的产生与影响》,《历史教学(下半月刊)》第5期。
- 20.谢太平, 2019:《乡村文化传播中“创新与扩散”的对比性研究——基于“农家书屋”和“乡村广场舞”的田野考察》,《西南政法大学学报》第4期。
- 21.熊和妮, 2017:《底层式“望子成龙”——劳动阶层父母教育期望的内容与特点》,《民族教育研究》第5期。

22. 阎云翔, 2009: 《私人生活的变革》, 龚小夏译, 上海: 上海书店出版社。
23. 杨宝强、钟曼丽, 2020: 《乡村公共空间中妇女的参与、话语与权力——基于鄂北桥村的跟踪调查》, 《西北人口》第 1 期。
24. 杨敏、孙嘉辉, 2019: 《少数民族舞蹈的功能与形式在广场舞中的演变——基于云南省中西部地区的调查研究》, 《北京舞蹈学院学报》第 5 期。
25. 杨宜音, 2008, 《关系化还是类别化: 中国人“我们”概念形成的社会心理机制探讨》, 《中国社会科学》第 4 期。
26. 于佳媛, 2017: 《广场舞参与者的品位分层研究——以上海市中心城区广场舞群体为例》, 《中国研究》第 1 期, 北京: 社会科学文献出版社。
27. 袁继芳、陈建国, 2014: 《从广场舞扰民看城市体育休闲公共空间的缺失》, 《武汉体育学院学报》第 9 期。
28. 周柯含、黄盈盈, 2019: 《“人以舞分”? ——论变迁社会广场舞中的身体与阶层》, 《妇女研究论丛》第 5 期。
29. 周怡, 2018: 《“大家在一起”——上海广场舞群体的“亚文化”实践: 表意、拼贴与同构》, 《社会学研究》第 5 期。
30. Davis, D., and S. Harrell, 1993, *Chinese Families in the Post-Mao Era*, Berkeley: University of California Press.
31. Wolf, Margery, 1972, *Women and the Family in Rural Taiwan*, Stanford: Stanford University Press.
32. Yan Yunxiang, 2018, “Neo-familism and the State in Contemporary China”, *Urban Anthropology*;47(3,4): 1-44.

(作者单位: 复旦大学社会发展与公共政策学院)

(责任编辑: 小 秦)

The New Leisure of Married Women in Contemporary Rural Areas from the Perspective of Anthropology: Stepping out of the Family Towards the Square

Mi Shuxian

Abstract: Rural square dance has gradually become a new leisure in China's rural society, representing a new fashion of rural life. This article takes “family” as a starting point and uses anthropological research perspectives and anthropological research methods to make a thick description of the changes in contemporary rural family life represented by the new lifestyle brought by square dance. The study finds that female dancers of contemporary rural square dance face the dual barriers from the patriarchal family and local society, but the joint division of family labor between parents and their children's nuclear families enables some married women to live in a leisure state. In addition, due to the socialized operation of children's family counseling and their pursuit of upward social strata at the subjective level, some rural women can rush out of the family and achieve a dual victory of resistance against the patriarchal family and rural society. In addition, the concept of rural leisure remodeled by imitation, practice and performance is a major achievement of rural married women in the contemporary social transformation.

Key Words: Square Dance; Rural Married Women; Family Structure; Leisure Concept