论城乡社会治理一体化的必要性与实现路径

——关于实现“市域社会治理现代化”的思考

党国英

摘要：将社会治理区分为城市治理与乡村治理，并在两个方面实行不同的制度，这与国家治理现代化的要求南辕北辙。社会治理的这种二元结构，会导致经济效率降低、社会平等缺失以及社会稳定程度减弱。中国共产党十九届四中全会强调“市域社会治理现代化”，是解决这个问题的办法。中国需要做出系统性改革，最终建立城乡一体化的社会治理体制。

关键词：社会治理　社会公正　城乡社会治理一体化

中图分类号：F120　　**文献标识码：**A

改革开放以来，中国的社会治理有了很大变化，社会治理水平总体上有明显提高。但是，反映社会治理的通行用语在多方面仍因循旧的说法，未能真正反映社会治理的变化，也不足以揭示未来相关改革的趋势。2019 年，中国共产党十九届四中全会审议通过《中共中央关于坚持和完善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若干重大问题的决定》（以下简称“《决定》”），系统地提出了未来中国国家治理现代化的新理念，其中，“加快推进市域社会治理现代化”的要求以及与此有关的多项政策主张，对于破解中国长期存在的城乡社会治理二元结构、实现城乡社会治理一体化具有重要意义。本文将围绕这一主题对若干具体问题展开讨论。

一、市域社会治理是覆盖城乡的社会治理

狭义的社会治理是指对社会基层社区和基层组织的管理。广义的社会治理是指政府在公共领域对社会基本结构的塑造、对非市场竞争关系的调节以及对各类非政府组织的管理。在政府、竞争性市场与其他社会系统三者的关系中，广义的社会治理主要涉及政府与其他社会系统的关系，但也与政府自身的治理效能以及市场机制的健全程度有关。本文主要在这个意义上讨论城乡社会治理一体化问题。

中国共产党十九届四中全会通过的《决定》以城乡一体的视野提出了社会治理现代化的基本要求。这一《决定》通篇没有特别使用“村庄”或“村民委员会”这类涉及乡村治理且被应用多年的概念，而代之以“社区”这个更具一般性意义的居民点概念，形成了城乡社会治理一体化的政策语境。

对于任何国家而言，衡量社会治理成功的基本标准都是效率、平等与稳定。成功的社会治理的基本要求是：确保经济效率和公共服务效率不断提升；努力使社会成员获得发展机会上的完全平等、底线生存方面的充分保障以及工作报酬水平差异上的不失公平；通过健全法治、弘扬德治维护社会秩序，实现社会稳定。当代政治学将效率、平等与稳定看做社会公正的三个基本要素（罗尔斯，1988）。《决定》关于社会治理体系与政策的全面系统陈述，也体现了社会治理公正的现代性准则。

《决定》不论城乡之别，在以下三个方面提出了城乡一体化的政策和制度建设要求：

第一，《决定》对建立城乡融合发展体制机制的规定，是确保社会经济效率提高的基础条件。《决定》指出，要“营造各种所有制主体依法平等使用资源要素、公开公平公正参与竞争、同等受到法律保护的市场环境”。从国际比较看，中国农业经济的竞争力与发达国家间的差距较之工商部门更大，这是中国农村相对落后的基础性原因，也是以往在社会治理方面形成特殊的农村政策的主要根源。今后在城乡之间建立基本无差异的经济体制，是深化改革值得探索的重大课题。

第二，《决定》提出了系统性的关于平等社会构建的制度目标。《决定》提出，要“完善相关制度和政策，合理调节城乡、区域、不同群体间分配关系”，具体包括：①在竞争性领域，要“健全劳动、资本、土地、知识、技术、管理、数据等生产要素由市场评价贡献、按贡献决定报酬的机制。”这个准则体现了机会平等，其结果虽然是收入差异，但也为确保经济效率所必需。②对于难以进入就业市场的无助社会成员，需要有不分城乡的最低社会生活保障等救助系统。《决定》提出，要“注重加强普惠性、基础性、兜底性民生建设，保障群众基本生活。”③对于建立更高水平的体现社会分配公正的养老与医疗保险制度，《决定》重申“坚持应保尽保原则，健全统筹城乡、可持续的基本养老保险制度、基本医疗保险制度，稳步提高保障水平。”④对于具有普惠性的基本公共服务，《决定》更强调建立城乡一体化机制，“创新公共服务提供方式，鼓励支持社会力量兴办公益事业，满足人民多层次多样化需求，使改革发展成果更多更公平惠及全体人民”。《决定》特别强调要“推动城乡义务教育一体化发展，健全学前教育、特殊教育和普及高中阶段教育保障机制”。

第三，《决定》对城乡社会稳定提出了多方面的要求。完善正确处理新形势下人民内部矛盾的有效机制、完善社会治安防控体系、健全公共安全体制机制与构建基层社会治理新格局，被看成是实现社会稳定的主要政策保障。《决定》特别在构建基层社会治理新格局形势下提出了“加快推进市域社会治理现代化”的目标。“市域”，当然是一个城市的全部辖区，而不只是城市建成区。结合《决定》通篇没有专门提及“村庄治理”“村民自治”以及“村民委员会选举”这类在类似性质的政策文件中多年常见术语的情形，可以认为，《决定》要通过城乡一体化或城乡融合发展机制实现社会治理现代化。

推动城乡一体的社会治理现代化，具有重要现实意义。中国城乡社会治理二元结构现象长期且广泛存在，对国家的效率、平等与稳定均有负面影响。按照《决定》的精神，加快实现城乡社会治理一体化，是国家治理现代化的必要步骤。以往相关政策研究对这个问题的认识不足，更缺少对相关具体问题的深入探讨，这种情形应该予以改变。

二、城乡社会治理一体化的必然趋势

城与乡的分野，古已有之，且无论中外都曾经在城市与乡村实施过显著不同的社会治理制度。但第二次工业革命以后，城乡社会治理的差异已经不再重要，特别在发达经济体中，体现社会公正性要求的社会治理基本制度在城乡间已经实现统一，有些国家甚至保留了某些重农主义的传统。这种变化具有历史必然性。

（一）什么是城乡社会治理一体化？

城乡社会治理一体化主要具有以下特征：

第一，财产权的城乡一致性。财产权设置既影响效率，又影响平等，因此对社会公正有重大影响。历史上，不论是西方国家还是中国，对土地财产权的制度安排在城乡间都存在差异，特别是对土地的市场交易在城乡间有不同的限制性规定。不过，土地制度的城乡差异在发达经济体已经越来越不重要。公共领域的财产共同共有制度，包括社区共同共有制度，在城市与乡村地区都可能存在，不会有城乡间的差异。竞争性领域的财产共同共有则与人力资本优势有关，因而更有可能发生在城市经济部门，但这种产权形式的比重不大。现代财产占有制度演化的一个特征是国家对产权的实际分割能力增强，使私人财产权的强度减弱（Murray，2008），但这种情形不以城乡区别为特征。

第二，公共服务城乡覆盖水平与布局相对均衡，城乡居民的公共服务享有水平基本无差异。因地理特征和国家权威结构不同，城乡间的公共服务水平在古代社会有明显不同。欧洲历史上的所谓“农村统治城市”，使城市与乡村的公共服务存在多种差异，但现代福利社会基本形成后，城乡公共服务水平已经趋于均等。在小的乡村居民点上，可以没有公共服务设施，但居民的公共服务需求可以在离居民点不远的城市就近得到满足。通过合理设置城市分布的密度，例如每 200 平方公里左右设一座城市，公共服务对于乡村居民的“可及性”完全可以实现，从而不需要做到乡村居民点公共服务设施自有自用。这是实现城乡基本公共服务均等化的低成本运行机制。

第三，承载社会治理功能的权威机构设置在城乡之间无差异。历史上，中国与欧洲国家的城乡关系不同。但在现阶段，欧洲发达经济体的乡村居民与城市居民基本处于一体化的政府架构之下。为了提高政策实施效力，发达经济体也有城乡区划概念，但在社会治理制度上并不存在城乡差异。在中国，治理结构的城乡差异也已丧失历史基础，这是后文将要讨论的重点。

（二）城乡社会治理一体化的现实依据

城乡社会治理一体化，是由社会治理公正目标在新的历史条件下的实现路径决定的，归根结底，是由当代经济社会发展水平决定的。在所谓乡村治理中，实现效率、平等与稳定三者中的任何一项目标，其实都与城市密切相关；乡村在任何程度上离开城市，其社会治理目标都不能实现。

1.效率目标。促进农业经济效率的提高，确实需要行业政策，但如同其他行业也需要行业政策却不一定需要与行业有关的、特殊的社会治理政策一样，农业也不会因为它需要行业政策而需要对农村维持特殊的社会治理政策。恰恰相反，一些针对农村的社会治理政策可能并不利于农业经济效率的提高。例如，中国对农户的某些补贴具有普惠性，实际上成了对农村居民的社会性关照。这类补贴因为

与农户的小块承包地联系在一起，使农户把保有承包地当做持续获取国家补贴的手段，不利于农地流转，当然也不利于农业经济效率的提高。笔者在对一些山区的调查中发现，有的农户已经在城市获得了稳定的就业岗位，但他们不愿意将自己的承包地长期流转给农业经营更具专业性的农户，而选择了一种替代办法——把一小部分国家补贴转送给留守在农村的邻居，让邻居耕种自己的承包地。而这种倒贴式的“转让”无法使实际耕作者形成稳定的土地利用预期，他们也不会认真对土地进行投入，难以产生规模经济效益。笔者设想，如果国家将普惠性的补贴政策转变为专门针对经营规模较大农户的政策，体现行业支持的目的，情况可能会完全不同。因此，需把行业政策与社会政策分开，后者必须体现城乡平等的要求，而不需要体现城乡社会的特殊性。

从农业现代化的趋势看，农业已经越来越不是“明珠家的事”。第一，有研究文献表明，距离城市半小时车程范围区域内的农业效率显著高于这个范围以外区域的农业效率，其原因是现代农业与城市经济要素的交换频度越来越大（根岸介夫，1993）。第二，农业竞争力表现为农业经济的整体竞争力，食品产业链、农业产业链与农村产业链的价值形成规模依次扩大，都大幅超过农业初级产品价值，并与城市经济部门高度融合。第三，从现代农户的收入构成看，即使在农业发达国家，农户的收入也主要来自非农领域，单针对农业经济活动实施政策，对增加农民收入的作用越来越弱。第四，从发达经济体例如美国农业财政支出的构成看，支出的很大比例在城市，发达经济体主要通过对城市的影响来间接影响农业经济（USDA，2016）。从上述 4 方面可以看出，为了提升农业经济效率，政府越来越倾向于在城乡一体化条件下运作农业政策；目标指向狭窄的农业政策正在发生变化；农业的行业政策仍然会有，主管机构甚至会扩大职能，但一定会越来越多地体现城乡一体化的要求。

2.平等目标。如前所述，权利平等观念得到确立以后，现代国家逐渐承担了居民的社会保障任务。为体现全体社会成员一律平等，社会保障的实施主体甚至不是地方政府，更不可能是乡村社区。依靠村社实现社会治理的平等目标，已经不适应时代要求。在这一方面，中国有显著进步：尽管中国的农村医疗和养老保障水平还显著低于城市平均水平，但从 2016 年起已经在体制上实现了城乡一体化；城乡分立的社会保障体制已经被打破，农村居民与城市居民之间、农民工与城市职工之间的保障在体制上不再有区别。目前，农村居民或所谓农村户籍人口（确切地说是集体经济组织成员）与城市居民在社会保障水平上的差距主要由收入差异引起，同时也受一些技术性因素的影响。从趋势上看，这种差距还会进一步缩小。

平等目标中的“城乡基本公共服务均等化”也越来越仰赖城乡一体化政策。从发达经济体的经验以及中国近两年的乡村振兴实践看，乡村公共服务如果“一刀切”地就地提供，很多服务的效率会降低，平等服务的目标会大打折扣。学校等文化教育服务设施以及医疗设施在人口规模为 3 万人以上时才会有较高的服务水准。从国外的经验看，当乡村居民点的人口规模比较小时，生活污水排放的标准可以降低，依靠自然净化也可以保持生态可循环标准。乡村交通服务也不必要求高标准。满足公共服务“可及性”要求，而不是“一刀切”地要求农村居民的公共服务在居住地获得满足，会降低公共服务的成本，也更能体现公共服务平等的意义。以农村义务教育为例，如果坚持每一个行政村办一所小

学，那么，绝大多数学校的学生规模都不能满足形成“学习共同体”的需要，更不能满足投资节约的要求。类似这种教育服务思路其实伤害了农家子女。

从国际国内的经验看，“扶贫”这类典型体现社会治理平等目标的政策，也将不再具有乡村公共政策的特殊性。现代农业本质上与贫困人口的生存要求相冲突。从发达经济体看，农村区域的居住形态与从业特征，不适应那些因体能（残疾）或认知能力不足导致贫困的人口的要求。把农业生产当成修身养性的那种农村居民，需要以较高的非农收入为支撑，这不是贫困人口的生存模式。专业化农业经营需要大额资本投入和专业教育水准，是中产阶级才能进入的经济领域。依靠几亩承包地在农村实现真正的“两不愁、三保障”是不可能的。通过政府救济在农村实现与城市相近的消费水平，其成本也高于城市。贫困人口通常没有私人交通工具，前述城市公共服务的可及性机制对贫困人口而言没有意义。政府专门为农村贫困人口开行公共汽车线路，其综合成本很高，不如将贫困人口安置在城市。笔者曾在印度了解到，因为贫困人口利用公共交通工具困难，他们拒绝了政府在远郊给他们的安置设施。农业现代化水平提高以后，农业领域的临时性就业机会减少（且要少于城市），这使能力不足的贫困人口更难获得收入补充。因为这些，发达经济体中需要政府救济的贫困人口普遍生活在城市。

3.稳定目标。社会稳定表现为足够数量的社会成员对一定秩序的认同或服从，以致这种状态形成秩序合法性的基础，使所有社会成员均不得不服从这个秩序。

农业现代化实现前，小农户构成的“熟人社会”有其自身的稳定性。乡绅（这里指乡村社区的集体行动领袖）会利用人们的从众心理，有效控制社区成员。一般的社区成员通常不会挑战既定秩序。农村地区的宗族械斗、有些情况下发生的乡民冲击政府机构事件，几乎全部存在乡绅的幕后乃至公开支持。乡村“熟人社会”客观上的某种自治，实际上是乡绅自治，而从来不可能是民主自治。

以土地规模经营为主要特征的现代农业兴起以后，小农户集中居住的社区逐步“空心化”，上述乡绅自治机制趋于瓦解。乡村社会治理如果继续以乡绅自治为立足点，将因失去社会效力而变得毫无意义——不论此项政府行动是否以“民主自治”为动员口号。

现代农业经济形成以后，农民与政府之间也可能发生冲突，但从发达国家常见的情形看，这类冲突的发生多与政府在农业领域实施的税收政策、环保政策和国际贸易政策有关，而与所谓乡村社会治理基本无关。

从以上分析可以看出，实现社会治理的效率、平等与稳定三方面的目标，必须突破城乡边界，依照城乡一体化要求部署相关政策。

（三）传统乡村社会的“善治”幻想

根据以上分析，城乡社会治理一体化本质上就是扩大城市治理范畴，因为乡村将会失去需要特殊治理政策的特殊性质。当然，处在转型时期的国家政策会有过渡性。今后政策调整需要认清趋势，避免过渡性政策固化乡村社会的某些弊端。

身居城市的部分人士，包括一些学者，存有对传统乡村社会的幻想，以及对传统乡村社会实行“善治”的幻想。这种幻想要不得，传统乡村社会无论如何不会变成“自由人的联合体”。传统乡村社会以自营小农（包括租地小农）为主，彼此相似的生产生活方式使他们的能力强弱有直接可比性，容易

显示出一部分人相对另一部分人具有更强的能力，从而形成“强制—服从”的基础。社会的低分工程度，会强化共同体权威结构所内含的少数派一致性意见对多数人的影响，且小农对先进技术的利用程度低，使这种社会不易发生变革，从而导致共同体权威结构的固化。这绝不是马克思、恩格斯所推崇的“自由人的联合体”。这一类型社会的弊端也已被太史公所看穿——“夫用贫求富，农不如工，工不如商，刺绣文不如倚市门，此言末业，贫者之资也”。此种社会，实不足道；不知个中三昧的文人对它念兹在兹，有欺世盗名之嫌！

将现代性因素引入小农社会的通道是市场，但市场机制只能引起传统乡村社会的瓦解，而不是乡村社会的“善治”。学者把小农基础上的农业社会化服务看成小农与现代性兼容的重要条件，近两年在中国兴起的农地“托管”也收获了不少赞誉。其实，前者就是生产性服务外包，在市场经济体制下早已存在于各行各业；后者则必然发展为一种反向承包，结果与出租土地相类似。因为交易成本过高问题，小农户向受托户打包支付托管费的风险过大；而风险较小的办法是小农户得到定额的收益，剩余归受托户。笔者在调研中发现，在第一种情形下，小农户越来越倾向于将土地出租给服务提供商，自己转变为“小地主”；第二种情形亦复如此。这两种情形向租地经营方向转变，完全是由交易成本决定的。如果中国允许承包权进入市场交易，同时提高土地用途的可预期性，进一步降低农民进入城市的各种门槛，农村土地将加快流转，拥有实际土地财产权的自营大农户将迅速成长，小农户为主的社区将趋于瓦解。由此，在“大城市、小农村”基础上所建立的社会治理体制当然是一种“以城带乡”的城市治理。

三、中国城乡社会治理二元结构的弊端

改革开放以来，中国城乡社会治理结构发生了很大变化，既往的城乡社会治理二元结构在一定程度上被打破。具体来说，第一，城乡人口布局发生了重大变化，越来越多的村庄成为“空壳村”。有的集体经济只剩一份财务档案，其组织成员流散于村庄之外。乡村治理在一部分地区完全失去意义，在另一些地区则转变为城市治理。第二，国务院 2014 年发布《关于进一步推进户籍制度改革的意见》，取消了城乡分割的户籍制度。目前，农村人口向城市迁移已经不受原户籍的限制，一些特大型城市的人口准入条件已经不包含专门对农民的限制。第三，城乡居民的社会保障在制度上基本统一，城乡一致的底线平等正在建立。国家近年推进的扶贫攻坚战略加快了这一目标的实现。第四，政府公共财政的城乡覆盖水平逐步提高，一部分村庄的公务开支开始由政府承担。

但是，如果以社会治理的公正性目标为准绳，中国城乡社会治理仍有明显的二元结构特征。

（一）基础性管理仍因袭旧制

中国虽然已经明文取消了区别城乡人口的户籍制度，但一些基础性管理制度仍然没有变革。目前，城乡区划制度在几十年里基本没有变化，在乡镇辖区之内，除了建制镇的建成区常住居民被当作城市人口来统计之外，其余居民点不论大小，其常住人口均被看作农村人口。同时，在区域划分上又将乡镇区域全部看作农村地区，并实行与城市有区别的公共政策。这种做法低估了中国的城市化率。

对农民身份的认定也沿用习惯做法。一些官方文件仍沿用“户籍城市化率”这种奇怪的说法，学者更是普遍地使用这一概念，把中国所谓“户籍城市化率”低于“常住人口城市化率”作为一个问题。比较严肃的官方文件和学者研究报告将“拥有集体经济组织成员资格”的人看作农民，虽然在概念上相对具有明晰性，但也已经不能反映中国真正的农业从业人口特征。实际上，这个概念下的人口规模远大于真正的农业从业人口规模。被定义为“农业从业人口”的群体中，实际上有一定比例的人口没有真正从事农业生产。

中国对城乡区划没有科学定义，以致“乡村振兴”“乡村治理”这些概念的内涵模糊，政策的精准性无法得到保障。实践中这种语言错谬已经带来政策运用的窘境：有的地方声称在推进乡村振兴，但实际上是在建设城市；有的政策说是在支持农民，但实际上与真正的农民毫无关系。

（二）行政村一级的“政社合一”体制尚未打破

在农村改革之初，国家取消了人民公社制度，使“政社合一”制度在乡镇一级被打破。但在行政村一级，村民委员会或村民小组仍然既担当公共服务职能，又作为集体经济管理的权力行使者。与人民公社时期相比，目前村庄的后一职能有所消解，即不再直接组织生产活动，但仍承担着分配集体经济收入的职能。

行政村一级的“政社合一”，使一部分村庄的社会保障社区化，不利于稳定社会保障关系。社会保障必须是低风险的国民收入再分配行为，如果一个社区仅将从几家企业收取的物业租金作为保险基金来源，会增加风险。依靠广义的国家财政（即包括企业固定缴费的“社会保障税”），方可稳定社会保障水平，体现社会平等，降低财务风险。目前，中国发达地区的部分村庄因集体经济强大，公共开支提留的总量也大，而欠发达地区的村庄则无可提留，公共开支捉襟见肘，由此造成中国村庄间的公共服务水平存在不小的差别。前一类村庄会将集体经济的提留用来补贴村民的社会保障。因社会保障的刚性要求，当集体经济收入降低时，村庄将不得不变相举债维持社会保障水平，最终产生讨债诉讼，诱发社会冲突。

行政村一级的“政社合一”，还妨碍劳动力跨社区自由流动。依据笔者的调研，利用集体收入建立的公共服务系统所提供的服务具有“俱乐部物品”特征，集体经济组织成员不乐意外来人口享用这些公共服务。发达地区的村庄多是包括居住区和非农业生产区的混合型居民点，不得不吸收外来居民常住，“俱乐部物品”很难维持对他们的“排他性”利用，由此会带来两方居民的抱怨。2016 年 12 月发布的《中共中央国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》明确提出了将村庄公共服务与集体经济活动分开的改革探索要求，但各地政府基本没有落实。

（三）集体经济组织成员权设置原则的变更妨碍社会公正

在农村集体经济组织成立之初，其成员的合法性基础是成员必须“带地入社”，即农村住户以自己在土地改革中分到的土地作为加入合作社的财产，农村住户也就成为集体组织成员。由于当时农村住户每家占有的土地比较平均，每人、每户的成员权具有等同性。这种集体经济组织的建立有其社员资格排他性的内在规定，这符合一个经济组织成立的要件。若没有这种排他性，集体经济组织就会丧失财产权利的边界，建立组织就没有意义。

但是，后来的农村集体经济组织成员资格的排他性条件发生了变化，农村集体逐渐默认原成员家庭新出生的子女自动获得成员权。在农村经济很落后的时期，还可以通过户籍迁移获得农村集体经济组织成员权，例如婚嫁带来的人口户籍迁移、政府移民政策引致的迁移、城市青年到农村“插队”导致的迁移等等，这些新成员均无任何财产带入集体经济组织。同时，在较长一个历史时期内，一些农村集体经济组织成员因为国家政策（例如升学、入伍和城市招工等）离开村庄时，其成员权被无偿终止，但各地具体实行这个政策的时间有不同。总之，农村集体经济组织成员权的变动不再伴随土地等财产关系的变动。

这种在竞争性经济活动中设立与资产投入无关的经济组织成员权资格的做法，违反经济常识，必然同时牺牲效率、平等和稳定，当然失去了公正性。其原因是：

第一，因为农村集体经济组织成员权与资产投入无关，人们会采用非经济的竞争手段取得其成员权资格，获取“搭便车”利益，从而必然产生低效率。这种制度安排容易助长机会主义行为，危害公序良俗。

第二，因为成员权资格取得方式对于集体经济组织内所有成员并不是同一准则，便造成了机会的不平等。新出生人口、户籍迁移人口与集体经济组织早期成员同样分享集体收益，实际上是把集体收益当成了“公共品”，而早期成员当年加入集体经济组织时向集体缴纳的资产却是实打实的私人资产，这使集体经济组织早期成员的利益受到了系统性损害。

第三，鉴于前述成员权设置的不平等，集体经济组织的一部分成员多有抱怨，经济发达地区的村庄甚至常年发生集体上访，引起社会不稳定。有的村庄为了一揽子解决这类问题，确定了集体经济股权“量化固化”原则，很无奈地使经济问题“政治化”。例如，确定本村某年某月之前出生的人口获一个或几分之一个成员权，相应地匹配若干股份。那么，这个时间节点凭什么确定？这完全没有合理依据。任何经济学家找不到它的合理性所在。最合理的是村民在权势人物的引导下，以少数服从多数原则确定一个标准。这是一种村庄政治的妥协，并非按经济规律办事。中国经济发达地区的村庄普遍存在这种“一人一权利，一村一政治”的情形。本来最好由市场决定的事情，却通过极易产生纷争的政治决断程序来解决，这实在不是一种能带来社会良治的做法。

反观中国城市经济体，已经没有了上述农村集体经济组织的成员权设置制度。城市也曾经有过集体经济，但后来通过改革，基本转变为能适应社会主义市场经济要求的经济制度。农村集体经济制度也应按照社会主义市场经济的要求做出适应性改革。

（四）片面强调“自治”加重农村基层负担

中国以“票决制”为核心的农村自治选举制度，与国家基本政治制度存在明显差异。城市的居民委员会实行间接选举制度，但居民委员会干部实际上由镇（街道）党组织任命。这是城乡社会治理二元体制的又一表现。

在中国当前的政治体制下，使用“自治”这个概念显得突兀。事实上，中国村庄没有也不可能实现真正意义上的自治，现有大量村庄事务与自治无关。中国行政村的平均常住人口规模约 860 人，而城市居民委员会的平均人口规模约为 7800 人。两相比较，前者的单位人口规模只是后者的 1/9，可是，

前者的机构设置叠床架屋，其活动在舆论上也是击鼓鸣锣，动静很大。按中国浙江宁海县改革实践所披露的信息，村庄事务可分为36项（李人庆，2014），但其实可以归结为8大类。这8大类事务完全可以通过社会化分工分解到有关方面，实现“谁的孩子谁抱走”，不必堆积在村民委员会头上，从而简化村庄管理事务。

（1）社区物业服务。村庄的这类事务与城市没有重要区别，可以按城市的做法实现商业化。城市现行的物业服务本身就有弊端，深化改革的空间很大；改革方案设计也可以在城乡一体化条件下展开，没有必要刻意区别城市与乡村。

（2）基础设施建设。这方面的事务完全可以实行投资人责任制，每一个项目分别独立操作。乡村基础设施建设目前主要由政府投资，可以使用项目管理办法处理此类事务，也不必区分城乡。

（3）集体经济活动。这是目前村庄事务中最核心的一类。村庄内部的大量冲突皆与集体经济事务有关。如前所述，本来是竞争性领域的经济事务，却被当作村庄的公共事务，使经济活动政治化，不出麻烦是不可能的。解决这类问题的办法，当然是将其与村庄公共服务剥离开来，完全按经济规律的要求办。这也要求城乡无分别，农村集体经济组织的事情，由其自己说了算，与“自治”这种政治概念无关。国家对农村土地的征用征收不是绝大部分村庄的经常性事务，这类事务完全可以按国家政策，经由农村集体经济组织协助，实行个案处理。

（4）上级政府委托的公民事务办理，包括各类社会保障、行政审批、户籍变动管理等。目前这些活动已经越来越多地由乡镇政府行政服务中心或其派出机构办理，除了超大型村庄之外，可以不依靠村庄另行设立办事机构。

（5）矛盾纠纷协调处理。村庄的这类事项多由集体经济组织管理方面的问题引起，如果实行前述“政经分开”制度，这类事务也不再属于“自治”性事务。从一些地方的村庄管理经验看，村庄设立类似“法律自助协会”这类民间组织，有助于调解一般的村民纠纷。另据笔者调研，中国村庄近年的社会风尚大为好转，一般的民事纠纷已经大为减少。

（6）党团群组织活动。党组织、共青团与妇女组织本来不适用“自治”这一政治概念。这方面事务可以实行“条条管理”，如同城市党团群组织的管理制度设计一样。前述几项事务所在的系统都可以建立党组织，实现对本系统的领导。这些党组织的协调工作可以通过乡镇党组织加以协调。有的村庄探索建立了家乡建设委员会、慈善协会等，这些都可以发挥社会组织处理村庄公共事务的作用。

（7）以上活动涉及的财务活动。以上事务都会涉及财务活动，最好是对每一项事务依法开展其财务监督活动。在城市经济部门，这些方面都有成熟的做法，可以直接应用。

（8）民主自治选举活动。这是目前村庄事务的一个重要方面。选举中常见的纷争，实际上与村庄的“政社合一”体制有关。如果将集体经济组织与村庄公共事务分离，并实现市场化转型，农户投票选举的积极性会大幅下降。上述其他村庄事务进一步社会化后，选举工作完全可以转变为细分组织领导者的产生过程，自治选举再无必要。例如，可以有业主委员会的选举、某分支机构党支部的选举、慈善组织的选举等。

统一的村庄自治选举被集体企业管理及社会专业组织的自主管理替代，是否会削弱中国的民主政治进程？回答是否定的。笔者以往的研究表明，现行的村民自治选举制度与中国未来民主政治改革的走向并没有什么关系。学术界以往夸大这两者的关联性，反映了一部分学者的浪漫主义研究风格，笔者曾撰文予以批评。

四、城乡社会治理一体化改革的关键点

以上关于中国城乡社会治理二元结构弊端的讨论，实际上已经暗含了今后如何实现城乡社会治理一体化的改革思路。中国现行《村民委员会组织法》已经实施 30 余年，期间虽有个别条款作出了修订，但基本内容没有变化。如果启动城乡社会治理一体化改革进程，无疑是一件大事。本文在此提出若干关于推进这一改革的原则性思路，供决策部门参考，也作为本文的总结。

（一）转变认识

要大胆解放思想，祛除因循守旧的做法，以效率、平等和稳定为基础性要求，对现存城乡分割的社会治理体制提出深度改革设想。

应按照中国共产党十九届四中全会通过的《决定》中关于“推进市域社会治理现代化”的改革精神，确立乡村治理的基本定位，把它转变为一个大的区域性的政府工作概念，而不再是一个制度类型的概念。“乡村治理”这个概念可以有，但只应把它看做统一的城乡社会治理在乡村地区的具体展开。

要本着加快“对内开放”的要求，重视城乡社会治理一体化改革。在中国经济快速成长中，农村居民越来越少，其中的农业居民更是加速减少，农村各业的分工程度不断加深，但如果仍然以 60 多万个村民委员会来“治理”这些人口，还说他们是“自治”，国家将为此支付越来越多的财政费用，确实已经很不合时宜，到非改不可的时候了。

在中国现阶段，多数农民结成了一个个共同体，每家守着不多的土地，为增加收入不得不远距离从事非农兼业，收入很不稳定。农户这一窘境的根源是他们没有融入现代以城市经济为主的大的社会分工体系中。乡村治理的使命不是要把农村居民固化在农村，而应该促进农村社会开放，包括社会治理中公共资源利用的开放，最终让农村居民处在城乡统一的社会治理架构之下。

（二）明确方向

城乡社会治理一体化改革的方向是将现有村庄事务进行合理分解，该市场化的市场化，该社会化的社会化，以适应中国特色社会主义市场经济的要求。

集体经济组织的管理应实现市场化，其中，在农业生产比重仍然较大的区域，可以将农村集体经济组织转变为现代农民专业合作社；在沿海等发达地区以建设用地和厂房设施出租为主的区域，则可以将集体经济组织转变为居民物业经营合作社。此项改革的基本精神在 2016 年 12 月《中共中央国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》中已经有充分体现，应加快落实。

因地制宜部署政府派出机构，培育乡村地区民间组织，使其逐步替代村民委员会。可以将村民委员会更名为居民委员会，以适应 2014 年国家已经出台的户籍管理政策。可以像城市一样，将居民委员会作为政府事实上的派出机构，主要代理政府事务，并在有条件的地方将居民委员会的人口覆盖程

度扩大到与城市相近的水平，使乡村地区的居民委员会数量减少到 10 万个以下。同时，要鼓励乡村地区发展各类民间组织，并按照现有社会组织的模式予以登记管理。

新组建的居民委员会可以暂时代理乡村地区居民点的业主委员会，并负责组建或招标物业服务企业，也可以由业主组建物业服务合作社。

与现行法律相冲突的改革，则可以先行修法，再启动改革。

（三）配套改革

需要通过合理制定城乡区划标准与农户分类标准，提高国家农业政策的实施效率。应按照居民点的人口规模和人口密度设定城乡区划的标准，将其作为财政支持乡村发展的依据。应允许不同部门按工作需要确定有差异的城乡区划标准。现阶段以农村集体经济组织成员资格（拥有承包权或分红权）来定义农民已经不合时宜，应予改正。以土地经营规模来划分农户也因为弊端多而被一些发达国家所弃用。可以考虑用农产品销售额作为区别农户的标准，例如，农产品年销售额在 30 万～100 万元的农户为中等规模农户，这一指标在 100 万元以上的农户为大农户等。

农业政策今后应尽可能直接瞄准农业专业合作社、大农户和中等规模农户，不再把农村社区公共服务组织作为支农“二传手”，以提高支农效率。专业合作社应鼓励跨行政区发展，提倡每一个县发展几个合作社，并支持向县域外延伸发展，最终使其在组织形态上完全与村庄公共组织脱钩。

要探索实行农村土地规划管理与人口布局综合改革。第一，大力发展小城市，使小城市成为农村公共服务中心，替代现有村民委员会发挥其大部分职能。在适当合并县级行政区的同时，可以将现有大部分建制镇改为“县辖市”。目前，中国有不少人口规模仅为几万人的县，其社会治理成本很高，应予变革。第二，改变现行永久基本农田划定与管理办法，建立包括村庄、河流、道路在内的广域农业保护区，实行更严格的土地用途管制，以强化社会各界的土地用途变更预期，降低土地流转价格，提高大农户的竞争力。第三，在农业保护区内探索土地承包权交易，实现大农户较高程度的土地自有自营水平，改变当前农村地区遍地“小地主”的格局。第四，农业保护区内应鼓励脱离农业的村民迁离，并建立农户宅基地使用权与申索权的货币化补偿、赎买机制，逐步使农业保护区内的小农户转变为中等规模农户、大农户。农业保护区内的村庄收缩为小型居民点以后，可以撤销社区组织，将居户直接归属为市镇社区居民，居所住址可以登记为“某某市（镇）某某路几号”，撤销户籍登记的“村”这一层次。第五，农业保护区之外的村庄建设用地规划权应交给村庄居民组织，并允许其以更大尺度实现市场化，实行与国有土地同样的交易政策。农业保护区之外的农村住房应允许非村庄居民购买和翻新，以提高城乡居民的居住品质。

在农村公共服务方面，要强调农村居民获取公共服务的“可及性”，以提高公共服务质量，实现高质量的城乡基本公共服务均等化目标。农村地区的学校、卫生所设置应以质量为先，采用住校、提供校车服务等措施，提高农村居民享有这类公共服务的可及性水平。农业保护区内的一般道路不应“一刀切”地硬化铺装，以降低道路维护费用。

参考文献

1.根岸介夫，1993：《地域农业振兴与城市化的相关关系》，载《近畿圈城乡关系的新展开-2》， 京都大学农学原论研究室。

2.李人庆，2014：《依法治村如何可能——浙江宁海小微权力清单改革的案例研究》，《中国发展观察》第 12 期。

3.罗尔斯，1988：《正义论》，何怀宏等译，中国社会科学出版社。

4.Murray, Michael F., 2008: Privatre Management of Public Spaces: Nonpofit Organizations and Urban Parks, *Harvard Environmental Law Review: HELR,* 34(1): 179-255.

5.USDA, 2016: *Economic Research Service Using Data from the President's Budget FY2006-FY2016*, Department of Agriculture Appendix and USDA Department Budget Summary and Annual Performance Plans, http://ers.usda.gov/data-products/ag-and-food-statistics-charting-the-essentials/ag-and-food-sectors-and-the-economy.aspx。

（作者单位：中国社会科学院农村发展所）

（责任编辑：陈秋红）

The Necessity and Realization Path of the Integration of Urban and Rural Social Governance

Dang Guoying

Abstract: Social governance is divided into urban governance and rural governance, and different systems are implemented in two aspects, which is completely different from the requirements of national governance modernization. This dual structure of social governance will lead to the reduction of economic efficiency, a lack of social equality and the weakening of social stability. The Resolution of the Fourth Plenary Session of the 19th Central Committee of the Communist Party of China emphasized "the modernization of municipal district governance", which is the solution to this problem. China needs to make systematic reforms and eventually establish a social governance system that integrates urban and rural areas.

Key Words: Social Governance; Social Justice; Integration of Urban and Rural Social Governance

乡村振兴的共建共治共享路径研究*

姚树荣　周诗雨

摘要：厘清乡村振兴的主体及实现路径问题，可以避免乡村振兴出现重大导向性偏差。本文在评述政府主导、资本主导和农民自主三种路径面临困境基础上，提出应以习近平“共建共治共享”社会治理理论引领乡村振兴。在阐释习近平“共建共治共享”社会治理理论后，构建了一个乡村振兴与共建共治共享内在关联的理论分析框架，回答了乡村振兴的本质属性“是什么”、乡村振兴“为什么”需要共建共治共享、乡村振兴“怎么”进行共建共治共享的问题。然后以明月村为例，阐明了普通乡村在特定的经济与制度条件下通过共建共治共享走上振兴之路的现实可行性。本文认为，乡村振兴应以增进农民福祉为导向，但从实现路径上不应只依靠农民，多元主体共建共治共享至关重要。现阶段实施乡村振兴战略，关键是抓住城市化带动消费升级的历史机遇，健全城乡融合的体制机制，构建一套可操作的共建共治共享机制，让城市化辐射到的乡村以市场方式率先振兴起来，同时把节约的财力转移给城市化辐射不到的乡村进行保底建设。

关键词：乡村振兴　共建共治共享　城市化　城乡融合　土地制度

中图分类号：F320.3　　**文献标识码：**A

一、问题的提出

回顾中国乡村发展的历程，从改革开放之初的小城镇战略到城乡统筹牵引的新农村建设，再到城乡融合为关键的乡村振兴战略，围绕政府、资本与农民之间关系的争论一直在持续。迄今为止，政府主导模式仍是最为广泛的一种实践，且取得了显著成果，但其导致的问题也一直备受诟病。温锐、陈胜祥（2007）认为，政府主导型的乡村建设由于政府失灵会产生公平和效率的损失，在长期内可能会削减农民建设的主体性，根源在于中央与地方政府在财权和事权上的不对等，导致地方政府在政策实践上的政治任务导向与治理困境。郁建兴、高翔（2012）解释了地方政府的行为逻辑，认为发展型的地方政府正在成为一种常态，其社会政策创新主要服务于地方经济发展特别是地方财政收益最大化的需要，而不总是对地方公众需求的回应。所以，一些地方的乡村建设政策异化为政府完成政治任务（如盲目引入资本推动农业规模化经营）和增加财政收入（如迫使“农民上楼”以最大限度获取增减挂钩

*本文系国家社会科学基金项目“基于地权演化视角的美丽乡村共建共享共治机制研究”（项目编号：17BJL087）的阶段性研究成果。

项目收益）的工具。

学术界对资本主导模式的批评主要围绕两种类型的资本下乡展开：一种是依托增减挂钩政策参与乡村建设的商业资本，一种是依托土地流转政策参与农业规模经营的产业资本。周飞舟、王绍琛（2015）认为，农民上楼实质上是农民以价格低廉的居住用地为城市扩张续航，农民对国家的贡献由粮食和税收转向了宅基地，商业资本与地方政府一起成了级差地租的剩余索取者。学者更忧心的是产业资本下乡进行土地流转会摧毁留在农村的中坚力量，与“新中农”争地，剥夺他们依靠耕种获得体面生活的权利（杜园园，2015）；逐利的资本并不注重农业的经济价值，而看重的主要是土地价值（赵祥云、赵晓峰，2016），甚至只是为了获得政府补贴。在乡村发展中，资本总是被视作外在力量与乡村隔绝甚至对立起来，因而也无法推动乡村持续发展。

梳理文献发现，围绕政府主导或资本主导模式的批评，都有一个基本的出发点，即农民在乡村发展中被边缘化，政府、资本与农民之间的利益分配失衡。贺雪峰（2017）发出乡村建设谁是主体的呼声，认为政府打造示范点不可持续、依靠城市中产阶级的乡村建设过于危险，应为了农民进行保底的乡村建设。陈锡文（2018）指出，巨大的人口规模导致中国大量农村人口无法进入城市生活，作为这些人生活和生产空间的乡村不应走向衰败，这为乡村振兴应当为了农民提供了佐证。但是，为了农民是否意味着应当由农民来主导乡村振兴，答案也存在争议。

高帆（2007）提出新农村建设的主体应当是专业化、知识化、市场化和组织化的新型农民，因为分散的传统小农缺乏能力，很难推动乡村发展，以农民为主体的重要前提是农民合作。实践中，以农民合作组织为主体的新农村建设也面临诸多困境。周应恒、胡凌啸（2016）认为，中国农民很难通过“弱者的联合”走出一条农民自主的乡村建设路径。对其背后的原因进行剖析，一种观点认为，农民内生型的乡村建设很大程度上依赖于乡村能人的带领，可能陷入个人主义与家长式管理模式中（丁国胜等，2016），又或者异化为私人企业或合伙企业（孔祥智、郭艳芹，2006）；另一种观点认为，农民专业合作社反而成了政府部门、资本与大农联合起来“吃小农”的工具（仝志辉、温铁军，2009）。可见，以农民为主体的乡村振兴并非看上去那么美好。

面对乡村振兴的困境，一些学者主张多元主体共建，认为政府、资本与农民多元合作是弥补单一乡村建设模式缺陷的有效选择（陈锐等，2016），但共建必然要求共享，没有共享，共建就不能持续，而共享需要共治作为保障。党的十八大以来，习近平对“共建共治共享”作了一系列重要论述，但学术界偏重从社会治理角度进行宏大阐释（夏锦文，2018；周进萍，2018），将其应用于乡村振兴的研究成果还不多见。有鉴于此，本文提出应以习近平“共建共治共享”社会治理理论引领乡村振兴，乡村振兴应以增进农民福祉为导向，通过构建一套可操作的共建共治共享机制，走出乡村普遍存在的要素流失、农民主体缺位、内生能力不足以及政府或资本单边主导引致利益失衡、矛盾冲突的困境。

二、习近平“共建共治共享”社会治理理论阐释

（一）“共建共治共享”的内涵及相互关系

党的十八届五中全会上，习近平把共享发展作为五大新发展理念之一，强调“坚持共享发展，必

须坚持发展为了人民、发展依靠人民、发展成果由人民共享，作出更有效的制度安排，使全体人民在共建共享发展中有更多获得感，增强发展动力，增进人民团结，朝着共同富裕方向稳步前进。”[①]之后，他在省部级主要领导干部专题研讨班上，从全民共享、全面共享、共建共享、渐进共享四个方面对共享发展的内涵进行了阐述，指出“共建才能共享，共建的过程也是共享的过程。要充分发扬民主，广泛汇聚民智，最大激发民力，形成人人参与、人人尽力、人人都有成就感的生动局面。”[②]这时虽然没有明确提出共治的概念，但实际上已经揭示了“共建共治共享”的内涵及相互关系。共建的要义在于发展依靠人民、团结人民，共治的要义在于有效的制度安排，共享的要义在于发展为了人民、发展成果由人民共享、最终奔向共同富裕；共享发展内含了共建、共治之义，共建是共治共享的前提，共治是共建共享的保障，共享是共建共治的目的。习近平还用做大“蛋糕”与分好“蛋糕”形象地阐述“共建共治共享”的辩证关系。通过共建做大“蛋糕”的同时，也要分好“蛋糕”共享发展，但分好“蛋糕”是一门大学问，弄不好会造成新的平均主义“大锅饭”，使原有的“蛋糕”不能做得更大，可分的“蛋糕”越来越小。[③]他这里讲的就是通过共治保障共建共享可持续的重要性，发扬民主、汇聚民智，让参与共建的人共同科学制定“蛋糕”的分配规则，无疑是分好“蛋糕”的重要保障。因此，共享发展是内含了共治之义的，没有共治就不可能分好“蛋糕”。到了党的十九大，习近平进一步把包括共享在内的五大新发展理念升华为新时代坚持和发展中国特色社会主义的基本方略，并在论及社会治理时正式明确了“共建共治共享”的概念，提出“打造共建共治共享的社会治理格局”。必须强调指出的是，他虽然在论及社会治理时正式提出“共建共治共享”的概念，但不应因此将其囿于社会治理问题的分析，“共建共治共享”是习近平新时代中国特色社会主义思想的重要组成部分，因而是新时代中国特色社会主义各项事业开展的重要指引。

（二）“共建共治共享”的理论意蕴

习近平“共建共治共享”社会治理理论，既一脉相承又与时俱进地创新发展了中国特色社会主义理论。一是创新发展了社会主义本质理论。共享发展是马克思主义创立以来贯穿始终的逻辑主线。马克思指出：在未来的社会主义社会中，“社会生产力的发展将如此迅速，……生产将以所有人的富裕为目的。”[④]恩格斯也指出：共产主义能够“结束牺牲一些人的利益来满足另一些人的需要的状况；……所有人共同享受大家创造出来的福利。”[⑤]列宁、毛泽东、邓小平在社会主义革命与建设实践中都秉持了共享发展的根本立场。面对新时代社会结构分化、利益主体多元化、社会主要矛盾深刻变化的复杂现实，习近平“共建共治共享”社会治理理论不仅重申毫不动摇坚持共享发展这一社会主义根本立

[①]新华社：《中国共产党第十八届中央委员会第五次全体会议公报》，《求是》2015年第21期。

[②]习近平：《习近平在省部级主要领导干部学习贯彻党的十八届五中全会精神专题研讨班上的讲话》，《人民日报》2016年5月10日。

[③]习近平：《切实把思想统一到党的十八届三中全会精神上来》，《人民日报》2014年1月1日。

[④]卡尔•马克思、弗里德里希•恩格斯：《马克思恩格斯全集（第46卷下）》，北京：人民出版社1980年版，第222页。

[⑤]卡尔•马克思、弗里德里希•恩格斯：《马克思恩格斯文集（第1卷）》，北京：人民出版社2009年版，第689页。

场，而且明确指出“共享发展是社会主义的本质要求”，既强调最终奔向共同富裕，又强调立足国情渐进共享。因此，现阶段的共享发展要基于贡献与能力原则以及对弱势群体的人文关怀构建起多元主体的利益共同体，通过合理的收益分配，让参与共建的各方公平分享发展成果。二是创新发展了社会主义生产力理论。共享发展的程度首先取决于生产力的发展水平，高质量的共享发展必定以先进的生产力发展为前提。但怎样促进生产力的高度发展呢？习近平的答案是“共建”，发展要依靠人民、团结人民、汇聚民智，广泛调动社会各方力量，以此推动生产方式改进、生产技术革新以及资源合理配置，从而科学回答了如何不断厚植共享发展的物质基础。三是创新发展了社会主义治理理论。共享发展的程度还取决于生产关系调整及具体的分配与治理制度。新中国 70 年的实践表明，在确定“蛋糕”的分配规则以及利益协调过程中，由政府、市场和社会任何一方单边主导都不可避免地会陷入治理失灵。习近平“共建共治共享”社会治理理论，一方面吸收了西方治理理论的精华，强调改变过去政府决策“一言堂”、管理自上而下、做事大包大揽的状况，注重“民主协商、社会协同、公众参与”，把市场与社会力量从治理边缘纳入治理格局中，找出市场成功与社会进步的交汇点创造共享价值（Schmitt，2014），充分发挥市场与社会的治理作用；另一方面又没有照搬西方治理理论，而是结合中国传统治理文化和当代治理实践进行了创造性发展，体现了“中国特色”。按照《现代汉语词典（第 7 版）》的解释，“治理”有两层含义：一是指“统治、管理”之义，如治理国家；二是指“处理、整修”之义，如治理淮河。但在古汉语中，“治理”一词的含义丰富得多，既有“治”字内含的国家安定或太平之义，如“四海归仁，众志成城，天下治理”，也有“理”字内含的按照事务纹理或规律办理的“善治”之义，如“圣人之治理也，安其居，乐其业，至老不相攻伐，可谓善理者不师也”。也就是说，只要把握住人民安居乐业的治理规律，就不会发生矛盾纠纷，就能实现国家安定，自然也就不需要依赖军队这种国家机器了。习近平“共建共治共享”社会治理理论，没有拘泥于治理谈治理，而是在把握社会治理客观规律的基础上将“共建共享”纳入治理框架，与“共治”形成相辅相成之势，实现了对中国传统治理文化的扬弃。此外，与西方治理理论“去权威主义”的政治倾向根本不同，习近平“共建共治共享”社会治理理论特别强调“党委领导”。纵观全球，除了中国共产党，还没有哪一个国家的政党可以始终做到全心全意为人民服务。因此，坚持党在社会治理中的领导作用，因其没有任何私利能够克服西方单边治理模式下利益失衡、矛盾冲突的问题，又因其领导作用能够治愈西方多中心治理模式下效率低、好事办不成的顽疾。

三、乡村振兴与共建共治共享：一个理论分析框架

习近平“共建共治共享”社会治理理论，为破解乡村普遍存在的要素流失、农民主体缺位、内生能力不足以及政府或资本单边主导引致利益失衡、矛盾冲突的困境提供了新思路。本部分按照“是什么→为什么→怎么办”的逻辑进路，尝试构建一个乡村振兴与共建共治共享内在关联的理论分析框架。首先从乡村生产力与生产关系的矛盾运动切入，揭示乡村振兴的本质属性“是什么”；进而通过比较研究，分析共建共治共享路径相比于政府主导、资本主导与农民自主三种路径的优势，揭示共建共治共享在乡村振兴中的相互作用关系，回答乡村振兴“为什么”需要共建共治共享的问题；接着以解决

关键问题为导向，构想一套可操作的共建共治共享机制，回答乡村振兴“怎么”进行共建共治共享的问题；最后讨论乡村共建共治共享路径的实现条件，即制度环境支撑的问题。

（一）乡村振兴的本质属性

乡村振兴，从本质上看，可以理解为乡村生产力与生产关系的矛盾运动过程。一方面，乡村发展很不充分，乡村振兴的首要任务是解放和发展乡村生产力。长期以来，受诸多因素的影响，乡村的产业功能窄化为单一的农业生产，而传统农业的弱质性决定其相比于工商业而言的低回报率，在市场经济条件下，要素总是向高回报率的区域流动。因此，新中国成立 70 年来城乡结构的一个显著变化，就是生产要素从乡村向城市单向流动，导致了农业粗放化、村庄空心化、人口贫困化、生态脆弱化等问题，乡村发展面临着资本与人才双重不足的困扰。谁来振兴乡村成了一个问题！要解决乡村发展农民主体缺位、内生能力不足的难题，就必须突破传统观念束缚，赋予乡村与城市平等的发展权，促进乡村的多功能转型，通过生产方式变革，推动农业革命和产业重组，大幅度提高产业回报率，吸引城市资本与人才下乡，同时加大农民人力资本投资，重塑乡村发展主体格局。另一方面，乡村生产力的发展，必然要求调整生产关系与之适应，进而又会引起交换关系、分配关系和消费关系的连锁变动。乡村振兴的过程，是一系列制度变迁及经济利益关系调整的过程。在此过程中，城乡融合程度进一步加深，乡村不再是麦田守望者的乡村，它可能成为政府、资本与农民利益的角力场，也可能成为城乡人民共同营造的美好家园。由于不同主体嵌入社会结构的位置、角色与作用不同，相应地也就表现出不同的行为模式与利益诉求（Freeman，2008），如何通过有效治理与合理的利益分享，寻找到相关利益主体在乡村共生的交互点，并最终导向农民共同富裕，是乡村振兴战略的重要议题。总之，乡村振兴的本质在于通过生产方式变革与生产关系调整，走出乡村普遍存在的要素流失、农民主体缺位、内生能力不足以及政府或资本单边主导引致利益失衡、矛盾冲突的困境，最终实现农业强、农村美、农民富的目标。

（二）共建共治共享是乡村振兴的本质要求

1.*共建是推进乡村生产方式变革的客观要求*。产业兴旺是乡村振兴的重点，但反观一下城市与乡村的生产方式不难发现，城市的市场主体是高度组织化、专业化、社会化的企业，而乡村的市场主体是高度分散的农民，且缺乏完备的社会服务体系为其提供资金、技术与人才等支撑，在市场经济的给定条件下，高度分散的农民与高度组织化、专业化、社会化的企业竞争，结果不言而喻（王朝科、王宝珠，2018）。因此，农民自主路径通常难以克服产业发展的局限性。政府主导路径因政府官员对风险的厌恶、刻板、官僚、频繁换届等特性，使得产业发展的创新性与灵活性不足、稳定性与可持续性不强，多数政绩工程只能红火一时；资本主导路径虽然在产业发展上具有明显优势，但因其逐利本性可能导致产业过度商业化甚至炒地炒房的问题。共建共治共享路径强调发挥多元主体作用，通过优势互补共建乡村。既能立足小农作为中国农业经营基础的现实（陈锡文，2019），发挥农民在农业生产环节的成本与经营优势，又能发挥政府的政策引导与规制作用，通过政策引导提升农民的组织化、专业化与社会化程度，健全资本下乡的规制，激励、约束与监督并重，一方面抑制资本张力风险，另一方面发挥新型农业经营主体在技术、资金、品牌和市场等方面的优势，通过生产规模化与服务规模化

提升农业规模报酬（刘守英，2019），通过农业供给结构调整、产业链延伸和融合发展提升产业附加值，从而实现乡村产业兴旺。生产方式变革必然推动生活方式相应调整。建设生态宜居的美丽乡村是一项系统工程，牵涉面广，所需资金数额大，由政府、资本或农民任何一方投资都力所不逮，客观上要求建立起多元主体共同投入和建设的机制。生态环境是吸引城市资本与人才下乡的最大优势，也是满足农民日益增长的美好生态需求的重要本底，但因生态环境的“外部性”以及资本的逐利性，在乡村振兴过程中很容易遭到破坏，需要社会各方合力保护。

2.共治是共建通往共享、共享促进共建的重要保障。在治理层面，农民自主路径通常会陷入两难困境，要么因有能人治理而陷入个人主义或家长式管理的泥潭，要么因缺乏治理主体而各自为战，导致“公地悲剧”。广州小洲村曾因区位和生态优势吸引了大批艺术家入驻，一时兴旺发达，但因缺乏有效治理主体，农民私搭乱建、肆意涨租，最终导致租户外迁、乡村衰落。政府或资本主导路径，通常遵循弱肉强食的“森林法则”，在权力或资本强势方的主导下形成单边治理权威，由其实施自上而下的单向控制，包括规则制定、决策与收益分配等，其他利益相关者只是其实现自身利益最大化的工具而已。这种单边治理模式，必然因利益失衡引致不同主体间的矛盾冲突而陷入非合作困境。近年来，学术界在反思单边治理缺陷的基础上，提出了多中心治理、协同治理等理论，试图打破一元主导的治理缺陷，融入多元力量，通过结构性力量整合，将政府、市场和社会联结成一个“共同体”，在民主协商和权力制衡的原则下，采取对话、妥协与合作等方式，界定各主体的权责利边界，调和各主体的利益矛盾，发挥各主体的资源优势，在各主体间最大限度地达成共识，采取一致行动共治公共事务，实现共生发展（王名等，2014；陈晓春、肖雪，2018）；在微观领域，长期奉行的“股东利益至上主义”遭到摒弃，利益相关者共同治理理论受到追捧，强调让利益相关者参与公司治理，维护利益相关者的权益。共建共治共享路径在坚持党委领导前提下，深刻把握治理规律，吸收西方先进的治理理论，不仅重视调动多元主体的积极性，共同参与乡村振兴，而且强调从单边治理走向共同治理，支持利益相关者参与乡村治理，通过制度保障多元主体能够基于能力与贡献原则以及人文关怀平衡利益关系，从而实现共享发展，并通过共享促进共建持续开展。

3.共享是乡村生产关系调整的根本目标。在传统二元制度管制下，乡村是个封闭、稳态的社会，虽然受到贫穷的困扰，但乡村内部的利益关系相对纯净；随着乡村振兴战略的实施，乡村必然由封闭走向开放，政府出于政绩、资本出于利润目的以各种方式介入乡村，在产权与市场残缺的背景下，乡村极可能沦为各地政府表演政绩或各路资本追逐利润的场所，政府、资本与农民之间的利益关系趋于复杂化，农民利益可能受到侵害。事实上，这种状况近年来已经出现，资本排斥农民、官员寻租或与资本合谋侵犯农民利益的事件常有报道，农民坐地涨租、“敲竹杠”侵犯资本利益的现象也有发生。因此，乡村生产关系的调整应以共享发展为根本目标，通过制度的适应性变革，处理好政府、资本与农民之间的利益关系。利益关系处理得好，可以反过来调动资本投入乡村振兴的积极性，更好地促进乡村共建，二者相辅相成；利益关系处理得好，也才有可能真正实现共治，让相关利益主体和谐共生。现阶段，首先要毫不动摇坚持农民土地集体所有制，这是乡村共享发展的基本保障；其次要充分发挥市场配置资源的决定性作用，市场不仅仅意味着经济的富足与效率，而且意味着社会福利和公共利益

的增进（Lowi，1979），“作为一门学科，经济学之所以享有盛名，主要在于它能说明在市场环境下，受个人利益支配而行动的人们结果怎样促进了公共利益”（凯尔曼，1990）。可见，让市场充分发挥作用，既是厚植共享发展物质基础的必要条件，更是提升共享发展质量的重要途径。在给定生产力水平低下和市场发育不完善的乡村振兴初始条件下，共建共治共享路径既坚持共同富裕的终极目标，避免农民自主路径下的两极分化以及政府或资本主导路径下的利益失衡问题，又强调渐进共享的原则，承认共享发展会经历一个从低层次到高层次、从不均衡到均衡的过程，乡村振兴成果的分享应兼顾参与者的贡献与能力差异以及对弱势群体的人文关怀，从而避免不切实际的理想主义。总之，农民富裕和多元主体共享发展的程度，应成为衡量乡村振兴成败的最终标志。

（三）从理念到操作：乡村振兴的共建共治共享路径设计

基于前述认知，本文提出将习近平“共建共治共享”社会治理理论转化成可操作的乡村振兴实现路径。首先，应对乡村的生态、文化和美学价值进行挖掘，基于乡村的独特价值，对乡村振兴进行科学规划，吸引城市资本与人才下乡；其次，随着乡村从封闭走向开放，利益关系趋于复杂化，应顺势构建起“共建共治共享”的乡村治理机制，实现治理有效。治理有效是乡村振兴的基础，它为产业兴旺、生态宜居、乡风文明和农民生活富裕提供了重要保障，“没有乡村的有效治理，就没有乡村的全面振兴”（韩俊，2019）。最后，在有效的治理作用下，政府、资本与农民优势互补、分工协作，共同推动乡村走上产业兴旺、生态宜居、乡风文明之路，并通过紧密的利益联结带动农民走上富裕之路，从而实现乡村的全面振兴。在该路径中，“共建共治共享”的乡村治理机制至关重要，它是治理有效进而实现乡村振兴的关键，其设计思路如图 1 所示，具体内容阐释如下。

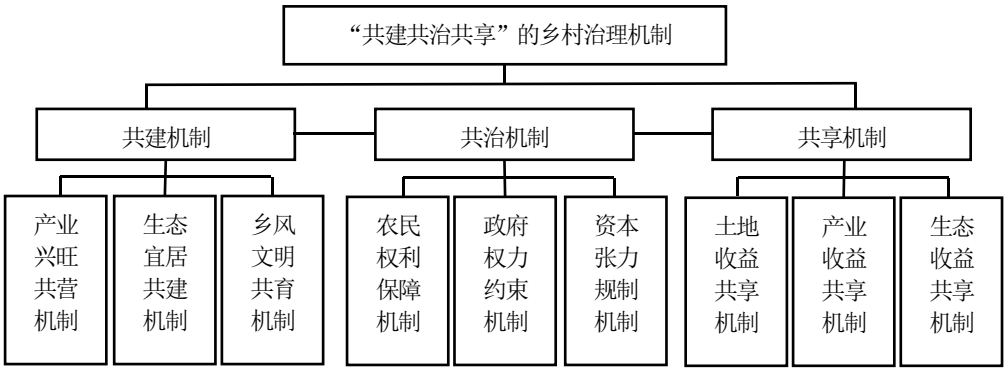


图 1　“共建共治共享”的乡村治理机制

1.*共建机制*。主要由产业兴旺共营机制、生态宜居共建机制和乡风文明共育机制构成。从推进乡村生产方式变革的需要出发，一方面通过教育培训以及还权赋能提升农民的人力资本价值，唤醒农民参与乡村振兴的主体意识，探索适应市场经济要求的新型集体经济组织形式，持续壮大集体经济；另一方面营造良好的投资环境，吸引城市资本与人才下乡，探索与农民行之有效的合作共建机制，让他们参与乡村产业经营、土地整治、农房建设、生态修复保护以及乡风文明培育。对于乡村振兴市场失灵的领域，如社区之外的基础设施建设以及公益性生态治理，政府就应介入给予必要的支持。在共建

层面，治理有效的标准是，充分调动了多元主体参与乡村振兴的积极性，形成了多元主体优势互补、分工协作的关系，促进了产业兴旺、生态宜居和乡风文明。

2.共治机制。主要由农民权利保障机制、政府权力约束机制和资本张力规制机制构成。以解决现实问题为导向，乡村应在党委的领导下从单边治理转向共同治理。一是围绕关乎农民切身利益的重要事项，从农民的知情权、决策权、监督权和收益权入手，健全农民权利保障机制，提升农民组织化程度，增强农民对外部负面冲击的韧性，让农民有能力“自治”和自行维护权益；二是明确政府在乡村发展不同阶段的角色与职责，避免政府不当干预、过度包揽以及相关的官员寻租行为，以法治方式约束政府公权力行使；三是针对资本下乡的悖论，即不引入资本乡村面临要素流失、农民主体缺位、内生能力不足的难题，而引入资本则可能因其逐利性带来的无限张力造成利益失衡、生态环境破坏等风险，法治与德治相结合，激励与惩戒手段并用，对资本张力进行有效规制。在共治层面，治理有效的标准是，实现了“政府主导”向“政府负责”的转变，厘清了政府与村民自治组织的权责边界，农民的治理话语权明显增强，各类经济社会组织协同治理，通过民主协商的方式能够有效化解各类矛盾纠纷，实现了社会安定和谐。

3.共享机制。主要由土地收益共享机制、产业收益共享机制和生态收益共享机制构成。首先，应建立资本下乡的准入机制，把妥善安置农民、建立利益联结机制、引导农民融入现代农业体系、扶持农民提升人力资本价值等作为准入条件。其次，在收益分享上既要遵循城乡要素平等交换、按贡献和能力分配的原则，又要对农民给予适度的人文关怀，平等保护农民和资本的合法权益。在此前提下，鼓励资本与农民探索多样化收益分享方式，通过“租金动态上涨”“收益保底+利润分红”“碳汇交易”“联合经营、按比分配”“资源入股、锁定风险、优先分配”等多种方式，保障农民切实享受到土地增值收益、生态补偿收益和产业经营收益的实惠。在共享层面，治理有效的标准是，在党委领导下，资本与农民通过平等协商达成了收益分配合约，农民利益有增进，实现了生活富裕。

（四）乡村共建共治共享路径的实现条件

1.城市化的高度发展。只有城市化发展到一定高度，市民实现了消费升级，乡村的生态、文化和美学价值才能凸显起来，才能通过产业融合提升农业附加值，城市资本才有动力下乡投资，乡村的空心化问题才能得以缓解，农民也才有条件通过市民下乡消费获取更多收益。那种认为乡村应该是麦田守望者的乡村，并对通过发展乡村旅游、田园综合体振兴乡村的做法持排斥态度的认识（申端锋、王孝琦，2018）是狭隘的。只要坚持共建共治共享，处理好政府、资本与农民的利益关系，乡村可以成为城乡人民共同的美好家园，二者并不是绝对矛盾的。

对于城市化可以辐射到的乡村，只要坚持共建共治共享，就可以充分发挥市场配置资源的决定性作用，减少政府财政支农的投入，以市场方式推动乡村振兴；对于城市化辐射不到的乡村，政府只有通过转移支付进行保底建设。显然，城市化水平越高，以市场方式振兴的乡村越多，政府节约的财力越多，就越有能力支持城市化辐射不到的乡村建设。贺雪峰（2017）主张，乡村建设的重点是通过国家转移支付为一般农业地区农民提供基本生产生活秩序的保底。但设想一下，如果没有城市化的高度发展，国家怎么有雄厚的财力支农？把财政资金像胡椒面一样撒在全国 60 多万个行政村里会是怎样

的效果？因此，现阶段实施乡村振兴战略，关键是抓住城市化带动消费升级的历史机遇，让城市化辐射到的乡村以市场方式率先振兴起来，减轻国家财政支农负担，同时把节约的财力转移支付给城市化辐射不到的乡村进行保底建设。

2.城乡融合的体制机制。让城市化辐射到的乡村以市场方式振兴起来，基本的制度需求是，通过要素市场改革，促进生产要素城乡顺畅配置与流动，实现城乡平等发展（刘守英、熊雪锋，2018）。目前，由于土地制度改革滞后，农民缺乏对土地的完整产权，市场作用发挥不了，剥夺了农民的可行能力（阿马蒂亚•森，2002），农民无法利用闲置建设用地发展二三产业增加非农收入，城市资本也无法下乡投资，造成生产要素只能从乡村向城市单向流动，这是乡村凋敝的重要原因。在土地、财政和金融“三位一体”的城市化模式（周飞舟、王绍琛，2015）以及地权残缺的背景下，城市资本受逐利性驱动以各种扭曲方式进入乡村，并和基层政府合谋捕获土地价值，农民缺乏以受法律保护的产权进行对抗的能力。可见，出于保护农民限制农地入市的好意，反倒在现实中演化为农民利益受损的结果。地权残缺是利益失衡的制度根源，不变革地权制度，农民主体地位难以落实，共建共治共享机制难以形成。因此，应当顺应城乡结构变迁、农民分化及乡村多功能转型的发展趋势，加快建构一种兼具财产性、经营性与保障性功能的新型地权制度。一方面允许包括宅基地在内的农村土地有序入市，充分发挥市场配置资源的作用，促进乡村生产力发展；另一方面完善土地增值收益分配机制，通过对入市土地收取一定比例的费用，同步建立农民社会保障基金，逐步形成涵盖失业保险、养老保险、医疗保险和住房保障等门类齐全的城乡一体社会保障体系，不让农民进城失败后流离失所，守住社会稳定与公平的底线。

四、共建共治共享的乡村振兴实践：明月村案例[①]

乡村振兴的共建共治共享路径并非理论空想，已有一定的实践基础。近年来，一些地方（如浙江鲁家村、四川明月村与天府新区新兴街道等）在实践中摸索出“三统三共”（统一规划、统一品牌、统一平台，三方共同建设、共同经营、共享资源）、“共建共治共享”的新机制，虽不够完善，但已显示出较好的效果，这为开展理论研究提供了支撑。本部分以明月村为例，意在阐明普通乡村在特定的经济与制度条件下通过共建共治共享走上振兴之路的现实可行性。

（一）明月村的振兴历程

明月村位于四川省蒲江县西北角，幅员 6.8 平方公里，共有 15 个村民小组、723 户、2218 人。2009 年以前是市级贫困村，主要以种植玉米、水稻等粮食作物为主，农民收入以农业为主，年人均可支配收入不足 4000 元，村集体经济也十分薄弱。但是，到 2017 年底，明月村已经实现了农民年人均可支配收入 20327 元，入驻了 100 多位艺术家和乡村创客，形成了农业、文创和旅游业融合发展态势，走

[①]本部分的情况与数据来自明月村的相关资料和笔者的实地调查、农户问卷调查与访谈记录。笔者自 2012 年起一直跟踪明月村的发展，多次深入乡村蹲点调研，访谈对象包括项目总策划人、乡镇党委书记、村支书、村主任、项目投资者、项目工作组组长、乡村旅游合作社经理等，相关情况与数据文责自负。

上了乡村振兴之路。

明月村振兴大致分为三个阶段。2007 至 2009 年为脱贫阶段：在能人示范与政府助推下，以市场需求为导向，通过土地整理和农业种植结构调整，改善了农业耕种条件，建设了 2000 亩茶园和 6000 亩雷竹园，提升了农业的经营收益，2009 年人均可支配收入达到 4772 元，摘掉了市级贫困村的帽子。2010 至 2014 年为变美阶段：在政府引导和农民参与下，借助增减挂钩和建设用地指标交易政策，引入 6000 多万元社会资本投入乡村建设。通过乡村建设，明月村的空间形态得到美化，生态优势更加明显，用地结构趋于合理，显著改善了农民的住房条件。2015～2018 年为致富阶段：以修复明月窑为契机，通过深入挖掘乡村价值，吸引城市资本与人才下乡，发展生态农业、文化创意产业与乡村旅游业，实现了产业融合发展，形成了资本带动、政府推动、农民行动的生动局面。目前，明月村已引进项目 46 个，投资额达 2 亿多元，形成了包括陶艺、民宿、印染、酒店、餐饮、旅游等在内的较为完整的产业链；成立了乡村旅游专业合作社，自营项目 6 个，开发旅游产品 10 余种，营业收入达到 600 多万元，实现净利润 20 多万元，壮大了集体经济；农民创业项目 27 户，主要是利用闲置宅基地进行包括餐饮、民宿、陶艺和印染等开发经营。随着明月村的发展，外出务工的农民越来越少，临时工的工资已达到 150～200 元/天。农民的收入来源日益多样化，除农业收入外，工资性、财产性和经营性收入开始增长。

（二）明月村共建共治共享的机制分析

1.*共建机制分析*。明月村振兴的初始条件与大多数乡村一样，农业凋敝，青壮年外出务工，留守乡村的多为老弱病残者，谁来承担乡村振兴的任务呢？明月村没有盲目排斥或崇拜外来力量，而是针对不同发展阶段面临的矛盾，因时制宜发挥了各类主体的作用。第一阶段面临的矛盾是农业生产落后无法让农民摆脱贫困，这时能人带动与政府助推起了关键作用。早在 2001 年，现任村民委员会主任就在朋友的帮助下从浙江引进雷竹种植，也有被周边茶园雇佣务工的少数农民意识到种茶收益较好，开始在自己的土地上种植茶叶。在能人带动下，一部分头脑灵活的农民开始跟着种植茶叶和雷竹。政府洞察到种植茶叶和雷竹的市场前景，利用扶贫资金促进农业种植结构调整，同时通过土地整理改善农业耕种条件，从而帮助明月村迅速摆脱了贫困。第二阶段面临的矛盾是依靠农民自身积累很难在短时间内改善住房条件，政府因财政薄弱也无力直接投资，于是通过土地政策创新调动资本投资积极性，引来 6000 多万元社会资本。通过政府引导、资本运营和农民参与，快速完成了美丽乡村建设。第三阶段面临的矛盾是农民寻求更大幅度的收入增长，明月村通过挖掘乡村价值，吸引资本与人才下乡，发展生态农业、文化创意产业和乡村旅游业，实现了产业融合发展，大幅度提升了产业回报率。资本与人才的专业性弥补了农民非农产业经营能力的不足，使农民通过“干中学”掌握了从产业融合发展中获取更高收入的能力。随着生活条件的改善，农民生态保护的意识开始增强。在政府引导下，明月村持续开展了最美庭院评选活动、“七改七化”活动、晨跑捡垃圾活动，建立了环境治理考评机制，以政府购买服务方式按 1 名/3 公里的标准配置了保洁员，以市场化运营方式实现了畜禽粪污与废旧秸秆综合利用率 98%、农膜果袋回收利用率 96%，还引入奥北环保公司用经济激励的方式引导农民参与垃圾分类回收。总体来看，明月村的振兴，无论是产业发展、乡村建设还是生态保护，都充分体现了

多元主体共建的作用。

2.共治机制分析。由于蒲江县财政薄弱，政府无力对明月村大包大揽，除在原本的支农惠农政策体系内给予必要的公共品供给以及积极争取项目外，更多的是在管理、服务与监管上下功夫。在第一阶段，政府助推明月村实现了茶和雷竹的连片耕种，但没有按当时的潮流强迫农民大规模流转土地给农业龙头企业，这为之后农民依靠农业增收奠定了基础，对农民意愿的尊重也意味着政府开始有意识地改变单边治理的方式。在第二阶段，伴随着资本下乡，政府对乡村的治理方式从直接干预转向间接规制，治理重心集中在两个方面：一是成立土地整治工作领导小组，主动改变官僚作风，通过强化组织保障、简化审批流程、专人跟踪服务等措施，为社会资本参与土地整治营造良好投资环境；二是健全农民权利保障与资本张力规制机制，对土地整治涉及的宅基地复垦还耕、旧房拆除补偿、新居规划建设、基础设施与公共服务配置等标准，以及农民的知情权、决策权、监督权与收益权等进行了详细规定，并对项目实施与验收严格监管。土地整治的具体事务，则由资本与农户平等协商，充分发挥了村民自治的作用。在该阶段，村民议事会、监事会、乡贤理事会等新型自治性组织逐步建立起来，农民民主议事的能力得到提升，合法权益得到有效维护，资本张力受到必要抑制，从而保障土地整治取得了良好效果。在第三阶段，政府顺应乡村开放发展的趋势，进一步转变治理方式。一是成立项目小组，派驻专业人士代表政府协助明月村引进产业项目、协调项目推进、指导编制乡村发展规划、提供乡村经营专业建议。二是引导明月村建立新型乡村治理机制，自治、法治与德治相结合，通过村干部“六不准”约束权力行使，通过村规民约引导村民自治，通过政府购买服务支持社会组织提供文化治理。在政府引导下，明月村形成了以园区党委领导为核心、以村党总支、村文创党支部与村旅游合作社党支部为主干、包含 16 家基层自治组织、村民自组织、社会组织和经济组织参与的多元共治格局（如图 2）。在该阶段，农民的契约与法治意识得到增强，“新村民”与农民的关系更加融洽。明月村多元共治格局的形成，是财政薄弱约束条件下政府转变治理方式的积极尝试，政府不但要勇于自我革命、下放权力和约束权力，给农民、市场和社会让渡出参与治理的空间，而且要善于把握乡村发展的阶段性矛盾加以智慧引导。明月村通过多元共治，建立了政府权力约束、农民权益保障和资本张力规制机制，避免了单边治理中利益失衡、矛盾冲突的问题，为多元主体持续共建和共享发展提供了重要保障。

3.共享机制分析。资本下乡饱受诟病的一个重要原因是，在给予农民补偿和安置后，把农民与产业发展、土地增值、生态保育隔绝开来，农民享受不到产业发展、土地增值、生态保育的收益。明月村在发展中不仅坚持维护农民权益的原则，而且想法让农民从产业发展、土地增值、生态保育中合理分享收益。在土地收益共享上，明月村通过建设用地指标交易，显化了宅基地价值，农民基本没出钱就住上了新房，社区配置了 27 项公共设施，享受到了与城镇居民基本同质的生活条件。农房的规划设计独具匠心，主客房在空间上适度隔离，便于农民在乡村民宿与旅游业发展起来后接待游客。明月村没有把建设用地指标全部卖掉，预留了 5%用于保障集体经济发展。随着产业发展，土地价值必然进一步显化，农民可望享受到土地增值带来的红利。在产业收益共享上，明月村刻意按照“插花式”布局产业项目与农民居住点，促进“新村民”与农民的产业融合，让农民在农业、文创和旅游产业发

展中享受实惠。明月村还鼓励“新村民”通过农民夜校、三大产业综合服务室、关心下一代工作站、老年学习辅导站等方式，向农民传授知识技术，提升农民的人力资本价值，引导农民改变生活习惯与生产方式。在资本带动和政府推动下，农民的主体意识大大增强，成立了乡村旅游合作社和雷竹产业合作社，搭建了农民创业微村落平台，有 27 户农民开始模仿“新村民”自主创业。随着文创和旅游产业的发展，农产品的附加值得到提升，如雷竹笋每斤价格从 3 元涨到了 5 元，仅 2018 年全村雷竹笋收入就达 2000 多万元，农民伴随着资本与人才下乡不断增收致富。明月村乡村旅游合作社的分配机制设计也独具匠心，由村集体、农民和政府分别出资三分之一，入股合作社。合作社产生的可分配利润，村集体、入股农民各占三分之一，政府分红部分留给合作社用于经营发展。在生态收益共享上，“新村民”与返乡创业的大学生共同投资发展生态农业，利用艺术家的“粉丝”流量营销生态产品，有效提升了“蒲江丑柑”的品牌价值。总体来看，明月村围绕共享机制进行了有益探索，较好平衡了村集体、农民、资本和政府的利益关系，为多元主体持续共建共治提供了原始动力。

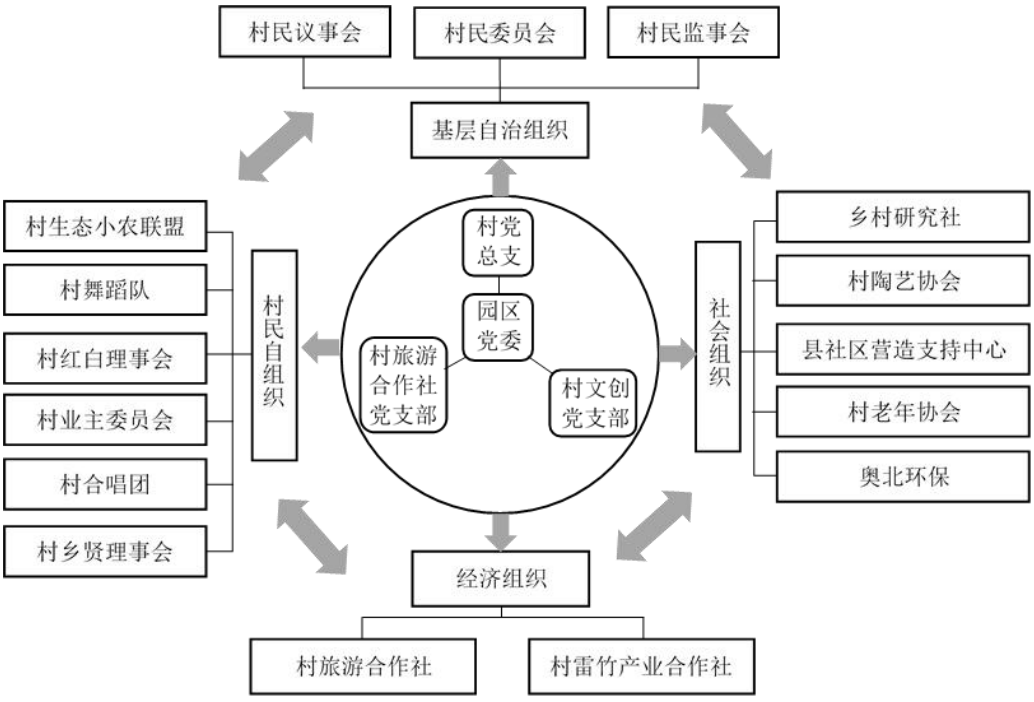


图 2　明月村的多元共治格局

（三）明月村共建共治共享的条件分析

明月村能够通过共建共治共享走上振兴之路，离不开特定的经济与制度条件。一是成都市的城市化已达到一定高度，明月村有条件通过产业融合发展从市民消费中获取更多收益。该案例表明，“城市消费主义主导的乡村振兴”（申端锋、王孝琦，2018）并不必然导致农民利益受损，农民对从市民消费中获取收益乐此不疲。在有效治理和政府引导下，“新村民”能充当起改造农民的任务，农民也是愿意接受城市先进知识、先进生产生活方式改造的（如越来越多的农民参与“新村民”倡导的晨跑捡垃圾活动），农民能和下乡的“新村民”和睦相处，农民能通过“干中学”逐步强大起来并成为乡

村振兴的重要主体。因此，应坚持乡村振兴与城市化战略协同推进（黄祖辉，2018），不应把二者割裂或孤立开来实施。二是成都长达 10 多年的统筹城乡综合配套改革，为明月村盘活土地资源吸引资本下乡发展文创和旅游业提供了制度条件。无论是对种植结构调整起支撑作用的土地整理、乡村建设依托的建设用地指标交易，还是盘活闲置宅院为产业项目提供保障，都是统筹城乡改革的制度成果。近年来，成都采取类似明月村的做法走上振兴之路的乡村日益增多，这极大改善了成都的城乡关系。据《中国统计年鉴》数据测算，2018 年成都城乡居民收入比缩小到 1.9:1，在全国超（特）大城市中，是自 2008 年以来城乡差距缩小幅度最大的城市。因此，深化土地制度改革，实现生产要素在城乡间双向流动，增强农民的可行能力，是实现乡村振兴的制度基础。

（四）明月村的明天：能否持续发展？

2019 年，明月村进入了新的发展阶段，代表政府的项目小组已撤出明月村，明月村今后将在市场调节下，通过“新村民”与农民的融合互动自行生长。在政府退出的情况下，明月村的持续发展尚待实践检验。一是依靠临时契约而非长久的土地产权制度安排，使明月村的未来面临不确定性。明月村引进的产业项目多数通过租赁农民宅院加以改造后使用，租赁期为 10～20 年不等。以租赁方式临时使用农民宅院，存在契约的不稳定性缺点，无法充分保障资本权益。当违约收益大于成本时，农民很可能收回宅院或坐地涨租，导致“新村民”不敢长久投资。若土地制度改革不能及时跟进，“新村民”离开明月村的可能性较大。二是农民发展农业与第三产业具有一定的资本依附性。近年来，茶和雷竹产业发展效果好，经营餐饮、民宿等也增加了非农收入，是因为“新村民”都有一定的社会地位及追随者，他们的进入为乡村带来人气，提升了农产品附加值和第三产业消费需求。但这种依附式的发展对明月村来说是危险的，倘若土地产权问题得不到妥善解决、“新村民”撤出，农民可能难以推动文创和旅游业以及农业持续发展。三是共建共治共享机制不够完善，如乡村生态农业供给与城市需求的匹配度不高，农业科技创新动力不足，绿水青山向金山银山的转化渠道不畅，农民在多元共治格局中的主体性与话语权不强，“新村民”与农民共享发展成果的办法不多。因此，明月村的持续发展，需要推动农民持续觉醒，不断增强主体性和内生能力；需要深化土地制度改革，实行更长久的土地产权安排；需要完善共建共治共享机制，推动“新村民”真正融入和扎根乡村。

五、结论与政策含义

本文针对乡村振兴的主体及实现路径问题，安排五个部分进行了分析讨论。第一部分重在提出问题，通过评述乡村振兴中政府主导、资本主导和农民自主三种路径面临的现实困境，提出应以习近平“共建共治共享”社会治理理论引领乡村振兴。第二部分对习近平“共建共治共享”社会治理理论进行阐释，阐明了“共建共治共享”的内涵与相互关系以及理论意蕴，指出“共建共治共享”理论是新时代中国特色社会主义各项事业开展的重要指引。第三部分按照“是什么→为什么→怎么办”的逻辑进路，尝试构建一个乡村振兴与共建共治共享内在关联的理论分析框架。首先从乡村生产力与生产关系的矛盾运动切入，揭示乡村振兴的本质属性“是什么”；进而通过比较研究，分析共建共治共享路径相比于政府主导、资本主导与农民自主三种路径的优势，揭示共建共治共享在乡村振兴中的相互作

用关系，回答乡村振兴“为什么”需要共建共治共享的问题；接着以解决关键问题为导向，构想了一套可操作的共建共治共享机制，回答乡村振兴“怎么”进行共建共治共享的问题；最后讨论了乡村共建共治共享路径的实现条件，即制度环境支撑的问题。需要指出的是，本部分既是对习近平“共建共治共享”社会治理理论在乡村振兴中的应用分析，也是笔者受四川明月村、天府新区新兴街道以及浙江鲁家村等乡村振兴实践启发所做的理论综合与抽象提炼，因而对第二和第四部分发挥着承上启下的作用。第四部分回到现实情景，对明月村振兴案例进行剖析，意在阐明普通乡村在特定的经济与制度条件下通过共建共治共享走上振兴之路的现实可行性。作为对第三部分乡村振兴“怎么”进行共建共治共享的回应，该部分详细分析了明月村是如何通过共建共治共享走上振兴之路的。当然，理论是对实践的抽象提炼，现实样本很难做到与理论模型完全契合，共建共治共享理论在乡村振兴中的应用尚待进一步的实践检验。第五部分对全文进行总结，归纳研究结论，提出政策建议。

本文研究结论有三点：一是习近平“共建共治共享”社会治理理论，既一脉相承又与时俱进地创新发展了中国特色社会主义理论，是新时代中国特色社会主义各项事业开展的重要指引。二是乡村振兴的本质在于通过生产方式变革与生产关系调整，走出中国乡村普遍存在的要素流失、农民主体缺位、内生能力不足以及政府或资本单边主导引致利益失衡、矛盾冲突的困境。乡村振兴应以习近平“共建共治共享”社会治理理论为引领，以增进农民福祉为导向，通过构建一套可操作的共建共治共享机制，走出当前政府主导、资本主导与农民自主三种路径面临的现实困境。三是乡村振兴的共建共治共享路径并非理论空想，有着实践基础。随着城市化的高度发展以及城乡融合的体制机制形成，普通乡村通过共建共治共享走上振兴之路具有现实可行性。现阶段实施乡村振兴战略，关键是抓住城市化带动消费升级的历史机遇，健全城乡融合的体制机制，构建一套可操作的共建共治共享机制，让城市化辐射到的乡村以市场方式率先振兴起来，同时把节约的财力转移给城市化辐射不到的乡村进行保底建设。

本文蕴含的政策建议也有三点：一是坚持乡村振兴与城市化战略协同推进，促进城市的高质量发展与居民消费结构持续升级，为乡村振兴奠定更牢固的需求基础，以城市居民的需求拉动乡村产业的供给结构调整，实现乡村振兴与城市化相辅相成、相得益彰。二是加快健全城乡融合的体制机制，赋予乡村与城市平等的发展权，推进农村土地制度与社会保障制度联动改革。一方面，允许包括宅基地在内的农村土地有序入市，使农民拥有更完整的用益物权与担保物权，建构一种兼具财产性、经营性与保障性功能的新型地权制度；另一方面，以完善入市土地收益分配机制联动社保改革，通过提取一定比例的入市土地收益，同步建立农民社会保障基金，逐步形成涵盖失业、养老、医疗和住房保障等门类齐全的城乡一体社会保障体系。既充分发挥市场配置资源的作用，促进乡村生产力发展，又不让农民进城失败后流离失所，守住社会稳定与公平的底线。三是发挥政府的关键引领作用，形成多元主体共建共治共享机制。一方面，应优化乡村投资环境，吸引城市资本与人才下乡，提升农民人力资本价值，增强农民主体意识和组织化程度，促进乡村产业融合发展，实现多元主体共建乡村、共享发展成果；另一方面，应勇于自我革命、下放权力和约束权力，给农民、市场和社会让渡出参与治理的空间，依据乡村发展的阶段性矛盾，引导形成多元共治格局。通过共建共治共享，破解乡村普遍存在的要素流失、农民主体缺位、内生能力不足以及政府或资本单边主导引致利益失衡、矛盾冲突的困境，

形成“共治保共享、共享促共建”的良性循环，最终实现农业强、农村美、农民富的目标。

参考文献

1.阿马蒂亚•森，2002：《以自由看待发展》，任赜、于真译，北京：中国人民大学出版社。

2.陈锐、王红扬、钱慧，2016：《治理结构视角的“乡村建设实验”特征考察》，《现代城市研究》第 10 期。

3.陈锡文，2018：《实施乡村振兴战略，推进农业农村现代化》，《中国农业大学学报(社会科学版)》第 1 期。

4.陈锡文，2019：《乡村振兴战略的来龙去脉》，《农村.农业.农民（B 版）》第 1 期。

5.陈晓春、肖雪，2018：《共建共治共享：中国城乡社区治理的理论逻辑与创新路径》，《湖湘论坛》第 6 期。

6.丁国胜、彭科、王伟强，2016：《中国乡村建设的类型学考察——基于乡村建设者的视角》，《城市发展研究》第 10 期。

7.杜园园，2015：《资本下乡与新中农争地的社会后果研究》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第 4 期。

8.高帆，2007：《新型农民：新农村建设的真正主体》，《调研世界》第 4 期。

9.韩俊，2019：《没有乡村的有效治理 就没有乡村的全面振兴》，《农村工作通讯》第 14 期。

10.贺雪峰，2017：《谁的乡村建设——乡村振兴战略的实施前提》，《探索与争鸣》第 12 期。

11.黄祖辉，2018：《准确把握中国乡村振兴战略》，《中国农村经济》第 4 期。

12.史蒂文 • 凯尔曼，1990：《制定公共政策》，商正译，北京：商务印书馆。

13.孔祥智、郭艳芹，2006：《现阶段农民合作经济组织的基本状况、组织管理及政府作用——23 省农民合作经济组织调查报告》，《农业经济问题》第 1 期。

14.刘守英，2019：《集体地权制度变迁与农业绩效——中国改革 40 年农地制度研究的一个综述性评论》，《农业技术经济》第 1 期。

15.刘守英、熊雪锋，2018：《我国乡村振兴战略的实施与制度供给》，《政治经济学评论》第 4 期。

16.申端锋、王孝琦，2018：《城市化振兴乡村的逻辑缺陷——兼与唐亚林教授等商榷》，《探索与争鸣》第 12 期。

17.仝志辉、温铁军，2009：《资本和部门下乡与小农户经济的组织化道路——兼对专业合作社道路提出质疑》，《开放时代》第 4 期。

18.王朝科、王宝珠，2018：《乡村振兴：一个政治经济学的分析框架》，《当代经济研究》第 11 期。

19.王名、蔡志鸿、王春婷，2014：《社会共治：多元主体共同治理的实践探索与制度创新》，《中国行政管理》第 12 期。

20.温锐、 陈胜祥，2007：《政府主导与农民主体的互动——以江西新农村建设调查分析为例》，《中国农村经济》第 1 期。

21.夏锦文，2018：《共建共治共享的社会治理格局：理论构建与实践探索》，《江苏社会科学》第 3 期。

22.郁建兴、高翔，2012：《地方发展型政府的行为逻辑及制度基础》，《中国社会科学》第 5 期。

23.赵祥云、赵晓峰，2016：《资本下乡真的能促进“三农”发展吗？》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第 4 期。

24.周飞舟、王绍琛，2015：《农民上楼与资本下乡：城镇化的社会学研究》，《中国社会科学》第 1 期。

25.周进萍，2018：《利益相关者理论视域下“共建共治共享”的实践路径》，《领导科学》第 8 期。

26.周应恒、胡凌啸，2016：《中国农民专业合作社还能否实现“弱者的联合”?——基于中日实践的对比分析》，《中国农村经济》第 6 期。

27.Freeman, Linton C.,张文宏，2008：《社会网络分析发展史：一项科学社会学的研究》，北京：中国人民大学出版社。

28.Lowi, T. J., 1979, *The End of Liberalism: The Second Republic of the United States*, New York.: W. W. Norton & Company.

29.Schmitt, J., 2014, *Understanding Shared Value*, Wiesbaden: Springer Fachmeelien.

（作者单位：四川大学经济学院）

（责任编辑：陈静怡）

The Research on the Rural Revitalization Path Based on Collaboration, Participation and Common Interests

Yao Shurong　Zhou Shiyu

Abstract: To clarify the subject of rural revitalization and the path to its realization can avoid significant direction discrepancy in the process of implementing the strategy. Based on a review of the dilemmas faced by the three paths of rural construction, namely, government-led, capital-led and villager autonomy, this article proposes that rural revitalization should be guided by Xi Jinping's social governance model based on collaboration, participation and common interests. After explaining the theoretical implication of the model, a theoretical analysis framework of interconnectedness between rural revitalization and social governance based on collaboration, participation and common interests has been established. This article also answers the following questions: what are the essential attributes of rural revitalization? Why does rural revitalization need a social governance model based on collaboration, participation and common interests? How to put forward this social governance model in the process of rural revitalization? This article uses Mingyue Village as an example to illustrate the practical feasibility of ordinary agricultural villages on the way to revitalization under certain economic and institutional conditions. It argues that rural revitalization should be guided by promoting farmers' well-being, but it should not only rely on them. The existence of multiple participants would be crucial. At present, the key to implementing the rural revitalization strategy is to seize the historical opportunity of urbanization to drive consumption upgrade. There is a need to improve the institutional mechanism of urban-rural integration and build a set of operable mechanism to allow rural areas radiated by urbanization to become revitalized through market mechanism, and to use the saved financial resources for other villages which cannot be driven by urbanization for the construction guarantee.

Key Words: Rural Revitalization; Collaboration, Participation and Common Interests; Urbanization; Urban-rural Integration; Land System

合作社类型、治理机制与经营绩效*

万俊毅　曾丽军

摘要：治理机制是农业产业化经营组织有效运营的关键，其完善程度影响经营绩效。本文基于中国4省（区）7个地级市221家农民合作社的访谈问卷数据，探究以合作社为纽带的产业化经营组织类型、治理机制与经营绩效之间的关系。结果表明：合约治理不仅对合作社经营绩效产生直接的正向影响，还能通过促进关系治理间接提升经营绩效，合约治理与关系治理存在互补而非替代关系；不同类型合作社的合约治理程度存在显著性差异，但关系治理水平较为相似。相较于公司从属型合作社，原生型合作社的合约治理水平较低，公司主导型合作社的合约治理程度较高。因此，合作社需要审视缔结的产业化经营组织特征，妥善运用合约治理与关系治理两类机制，提高合作社经营绩效。

关键词：合作社类型　合约治理　关系治理　经营绩效

中图分类号：F306.4　　**文献标识码**：A

一、引言

农民合作社作为农业生产者自愿组建的产业化经营组织，在促进农民增收和农业增效方面成效明显，是推动中国攻坚脱贫、现代农业发展和乡村振兴的重要载体。自2007年《中华人民共和国农民专业合作法》实施以来，合作社数量呈现快速增长态势。截止到2018年底，依法登记的合作社数量已达217.3万家[①]，比2007年的2.6万家[②]增加了82.58倍，实际入社农户数约占全国农户总数的一半[③]。然而，合作社发展质量和绩效却难如人愿。空壳虚假合作社大量存在（潘劲，2011），占合作社总数的比例至少高于33.33%，在部分地区甚至高达60%以上（“促进农民专业合作社健康发展研究”课题组，2019）。全国约有1/3的合作社基本没有发挥作用或趋于倒闭状态，具有明显带动成员作用的合作社只有1/3左右（孔祥智，2019）。即使抛开空壳虚假和没有带动作用的合作社，合作社经营绩效

*本文研究受到国家社会科学基金重点项目“我国农业经营组织的结构变迁与创新路径研究”（批准号：14AJY020）的资助。感谢匿名审稿专家的意见和建议，文责自负。本文通讯作者：曾丽军。

①数据来源：国家市场监督管理总局网站（网址：http://www.samr.gov.cn/zhghs/tjsj/201902/t20190228_291539.html）。

②参见中国农业年鉴编辑委员会（编），2008：《中国农业年鉴2008》，北京：中国农业出版社。

③入社农户数据的估算主要参考周加来等（2019年），该研究指出：截止到2018年10月底，合作社数量达到214.8万家，实际入社农户数约占全国农户总数的48.5%。

也参差不齐。现实中同一个县域经营同类农产品的专业合作社，既有绩效优良的示范合作社，又有生存难以为继的合作社。那么，合作社经营绩效分野的真正原因是什么？

十几年来，在数量剧增的同时，合作社组织形式日趋丰富多样，已经由早期单一的主要由农户构成的原生型合作社为主的格局演变为“公司+合作社+农户”“联合社+合作社+农户”等次生型合作社与原生型合作社共存的局面[①]。合作社的组织形式是其与社员进行合作交易的载体，不同类型合作社隐含的生产和交易属性、社会关系网络以及风险水平等迥异，这必定影响到其经营绩效。然而，笔者在实地调查中发现，即便组织类型相同，同一区域经营同类产品的合作社运行绩效仍有明显分化。显然，组织类型可能只是导致合作社经营绩效差异的重要影响因素之一，合作社绩效差异的来源问题仍需要进一步探讨。合作社经营成败的关键不仅仅在于组织架构，因为正式的组织结构容易被模仿复制，影响组织成败的关键更在于治理机制（万俊毅，2008）。因地制宜的组织构建及与其相匹配的治理机制是农业产业化经营组织有效运行的重要保障（万俊毅、欧晓明，2011）。治理机制对合作社绩效的重要性已经得到广泛认可，但既有研究主要基于公司治理理论将合作社治理机制解构为股权和理事会结构等变量（例如王真，2016），相对忽视了中国合作社组织和治理结构大多形同虚设的事实。中国合作社大多偏离西方经典合作社“所有者与惠顾者同一”的本质规定，其与社员之间主要存在惠顾关系而非所有权关系（邓衡山、王文烂，2014），基于双方交易视角可将中国合作社的治理机制解构为合约治理和关系治理。合约治理和关系治理具有不同的治理机制与功效，在不同交易情境下可能表现出替代或是促进的关系（万俊毅、敖嘉焯，2013），两者的不同组合很可能对经营绩效产生不同的影响。合约治理和关系治理的替代互补关系和影响效应已在非农生产外包、供应链、项目合作研发等联盟领域得到广泛论证，但受具体交易情境和理论模型应用等的影响，相关研究并未取得一致性的结论（Cao and Lumineau，2015）。鉴于中国乡村情境和农业产业特性，合作社的合约治理、关系治理与经营绩效之间是否存在独特的作用路径？各类型合作社应如何相机匹配适宜的治理机制以提升经营绩效？

学界已研究不同合作社类型及其与绩效的关系（例如杨军，2014），探讨公司领办型合作社的治理选择特征（例如黄胜忠、伏红勇，2019），但极少关注治理机制在其中的作用，而且主要依据主导主体的性质划分合作社类型，缺乏考虑合作社其它重要构成主体性质的影响。虽有少部分学者探讨关系治理与合作社绩效的关系，但缺乏实证数据的检视支撑。鉴于此，本文依据成长时序、构成主体性质将合作社类型分为原生型合作社、公司从属型合作社和公司主导型合作社，基于 4 省（区）7 个地级市的合作社调查数据，实证探寻合作社类型、治理机制与经营绩效之间的关系以及其中的作用机制。

[①]原生是指初始的、最初的，次生则表示在原生的基础上形成的。借此定义，本研究提出原生型合作社和次生型合作社的概念：原生型合作社是指最初由农户横向联合抱团成立的“合作社+农户”，成员以农户为主；次生型合作社则指在“合作社+农户”基础上加入其他经营主体而衍生形成的合作社模式，如“公司+合作社+农户”。

二、理论分析与研究假说

（一）合作社类型划分

经济主体是组织有效运作的载体，依据构成主体性质划分合作社类型能够有效突显组织性质和合作特征。基于政策初衷组建的原生型合作社主要由农户成员构成，主体性质明显，但受农业弱质性和农户弱势性的影响，加上中国合作社制度相对不完善，原生型合作社容易面临经营实力弱、产业链短和市场认可度不足等缺陷。为了增强经营实力，部分合作社开始与企业合作甚至自办企业以延伸产业经营链条；同时，不少公司开始领办合作社以期弥补“公司+农户”联盟的交易成本不菲和违约率较高的缺陷，“公司+合作社+农户”这种次生型合作社由此应运而生。另外，伴随农户不断分化和农业经营主体的多元化发展，合作社成员类型日趋丰富，出现大户、家庭农场等成员，并不断与其他经营主体融合发展形成合作社联合社、产业化联合体等融合型组织。鉴于合作社主要由少数核心成员控制，学者普遍以主导主体性质作为合作社分类的标准（例如 Huang et al.，2016）。

虽然主导主体性质对合作社运作方式和经营绩效影响明显，但合作社自身是动态发展的，且动态发展过程中各构成主体的相对地位与贡献可能发生变化，组建后陆续加入合作社的构成主体势必影响到合作社的运作模式与绩效。受中国农地制度和农业生产经营特性的影响，农户和农业企业等经营主体存在各有迥异的禀赋优势、利益诉求和功能定位等，即使不是主导主体也很可能影响合作社运行特征。因此，合作社类型的划分需要考虑主要构成主体的性质。现阶段，中国农业经营主体主要有农户、合作社和农业企业[①]。其中，拥有土地承包权的农户是合作社的基本主体，企业是合作社常见的重要构成主体。本文基于合作社成长时序和构成主体性质将合作社分为三类：“合作社+农户”的原生型合作社、公司从属型合作社（即由合作社主导运作的“公司+合作社+农户”组织）和公司主导型合作社（即由公司主导运作的“公司+合作社+农户”组织）。

（二）合约和关系治理的内涵与维度

合约治理是通过正式的准则和程序来明确规定交易双方的权利、义务以及行为边界，并且明确描述出对未来可能会发生的情况以及争端的相应解决方式以保证交易顺利进行（Poppo and Zenger，2002），关系治理则主要使用关系规范或者对关系性的预期来抑制投机行为（Lusch and Brown，1996）。基于不同交易情境和理论基础，两者可以划分为不同的结构维度。例如，既有文献基于功能视角将合约治理解构为合约控制、合约协调（Lumineau and Henderson，2012）；也有学者从合约签订与执行视角提炼为合约详细性、合约履行严格性（Huo et al.，2016）；万俊毅（2008）基于“公司+农户”视角把关系治理解构为信任、沟通、互惠和声誉；Lu et al.（2015）则将工程建设项目的关系治理划分为关系规范和信任。

[①]现阶段，中国农业经营主体主要涵括小规模农户、专业大户、家庭农场、农民合作社和农业企业（张晓山，2015）。其中，专业大户和家庭农场本质上是具有一定经营规模的农户；联合社和产业化联合体是近些年才逐渐兴起的产业化经营组织，数量相对较少。因此，本文暂不考虑联合社和产业化联合体，只考虑农户、合作社和农业企业这三类经营主体。

受农村社会熟人关系网络和农户法律素养较低的影响，加上乡村法制建设相对滞后，农户与其他经营主体并不会像企业间的合作一样缔结详细规范的合约并严格执行，而且合约并非越详细越好，其关键更在于治理功能的发挥。研究显示，侧重考察合约详细程度的量表无法有效刻画农户与公司之间的合约治理（陈灿，2013）。现实中，合作社和农户的合约条款大多避繁就简，相对粗糙，甚至会采用口头合约，真正发挥治理作用的是涉及双方合作成本与收益的产品质量要求和剩余结算方式条款。为此，本研究将合作社合约治理解构为质量管控强度和剩余结算激励性两个维度。

尽管现有学者对关系治理维度的解构不尽一致，但基本都涉及信任和沟通这两个维度（胡新艳，2016；杨灿君，2016）。这是因为，关系型交易是建立在以信任为主要代表的社会构成要素上（Macneil，1980），信任是关系契约建立和赖以维系的基础（胡新艳，2016）；有效的信息交流或沟通是降低信息不对称的重要手段，能够有效抑制机会主义行为、减少和解决冲突误解，进而促进合作的执行与成功。合作社成员大多来自同一村庄，社员往往毗邻而居，甚或具有血缘或亲缘关系，相互之间沟通频繁，彼此间相对信任。可见，信任和沟通很可能是合作社关系治理的重要维度。另外，乡村社会网络相对封闭且“面子文化”浓厚，声誉机制能较好地发挥治理作用，个体声誉倘若受损不仅面临经济利益的亏损，还会在社会交往活动中遭受“闲言碎语”和排挤等社会制裁。现实中，农业企业等农业经营主体往往借助声誉手段治理联盟内部的合作关系，例如广东温氏的“公司+农户”联盟（参见万俊毅，2008）。显然，声誉也极可能是合作社关系治理的一个重要维度。因此，本文将合作社关系治理划分为三个维度：信任、沟通和声誉。

（三）合作社类型对治理机制选择的影响

交易费用经济学理论认为，组织形式实际是交易各方基于“交易费用最少的交易形式最有效率”的原则，在既定情境下依据交易特性尤其是资产专用性相机选择的结果（Williamson，1985）。受组织能力和农户弱势性等影响，原生型合作社往往局限于提供农资和技术交流等较低层次的生产服务；公司从属型合作社大多由合作社领办，通常涉足简易的农产品加工和流通环节，资产专用性有所增加；公司主导型合作社多数是由公司对接甚或领办的合作社，旨在保障原材料稳定供应和获取全产业链价值增值，通常需要在技术设备、流通渠道等方面进行较多专用性投资。因此，就资产专用性而言，原生型合作社、公司从属型合作社、公司主导型合作社的投资依次递增。资产专用性高则容易诱发“敲竹杠”等机会主义行为，产生更大的合作风险，更需要强化治理机制以“保驾护航”（Wan et al.，2019）。

合约治理和关系治理具有不同的作用特征与适应性。关系治理的治理效应主要取决于双方的关系质量。研究表明，先前的业务联系强度（Bstieler and Hemmert，2015）和跨边界管理人员之间的良好私人关系（Dong et al.，2017）能够显著促进联盟的关系治理。乡村熟人社会网络使得不少成员在合作社成立之前已存在良好的社会互动和情感关系。但相较而言，关系质量在原生型、公司从属型和公司主导型合作社中递次弱化。这是因为：原生型合作社通常只有农户成员，社员相似性较高，内部交易关系简单，容易形成良好牢固的情感关系；公司的参与虽有助于扩展业务内容和利益联结范围，但会增强社员的异质性和利益关系的复杂性，不利于情感的培养与维护；而在公司主导型合作社中，公司的实际控制人一般为外出返乡创业者甚或是外地人，与农户社员的关系基础相对薄弱且存在悬殊的讨

价还价力量。因此，这三类合作社的关系治理水平很可能会依序下降。但是，它们的合约治理程度更倾向于依次提升。其原因在于，关系治理具有强制力不足和边际成本递增特性，三类合作社的专用性投资及其隐含的合作风险按序增强而关系质量却依次减弱，使得关系治理逐渐“力不从心”，更需要强化具有边际成本递减且权威约束力的合约治理。案例研究表明，合作社顺利成长离不开关系治理，但需要将其适度制度化，因为关系治理是合作社成长的社会基础，合约治理是组织成长的制度保障（刘同山、孔祥智，2013）。崔宝玉、程春燕（2017）基于交易成本分析框架指出，契约治理最终会成为合作社的主导治理机制，因为其治理成本随着合作社规模的扩大而不断降低，而关系治理则相反。据此，本文提出以下假说：

H1：合作社类型会影响关系治理，关系治理在原生型、公司从属型和公司主导型合作社的运用水平依次降低。

H2：合作社类型会影响合约治理，合约治理在原生型、公司从属型和公司主导型合作社的运用水平依序强化。

（四）治理机制对合作社经营绩效的影响

1.*关系治理与经营绩效*。关系治理具有协调和激励功能，能够促进专用性投资（Wan et al.，2019），增强合作稳定性，提高交易绩效（黄梦思、孙剑，2016）。合作社借助乡村熟人关系网络使用信任、沟通和声誉等关系治理手段，既能降低信息不对称性，约束机会主义行为，提升产品质量安全水平，又能增进合作信心，减少交易成本和促进专用性投资，进而提升合作社经营绩效。研究表明，合作社内部信任有助于促进社员间的资源共享，抑制机会主义行为，增强农产品质量安全的控制效果（钟真等，2016），显著提高合作社的经济和非经济绩效（邵慧敏、秦德智，2018）。据此，本文提出以下假说：

H3：关系治理对合作社经营绩效具有正向作用。

2.*合约治理与经营绩效*。合作社通过制定详细的合约条款，明确双方的权利与义务，载明产品生产规程与质量要求、利益分配方式以及违规惩罚机制等相关内容，既能提高社员质量安全生产意识与能力，增进合作社产品质量溢价，又有助于社员了解合作社的交易期望，减少误解和冲突风险，还能为第三方（如法庭）验证提供依据，增强合约的监督和激励功能，增进社员合作投入。这显然有利于降低交易费用，增强盈利能力，提高合作社经营绩效。研究表明，合约条款本质上具有科层制治理的影响效应（Stinchcombe，1985），偏向科层制的交易治理机制能够显著增强社员控制和保障产品质量的行为（Kirezieva et al.，2016）；二次返利的实施能增进社员认同感，显著提升社员履约率、农产品质量和合作社收入（吴欢等，2018）。针对其他行业联盟组织的研究亦发现，合约治理可以显著抑制机会主义行为，增进关系绩效和满意度（Cao and Lumineau，2015），提升合作绩效（Lu et al.，2015）。由此，本文提出以下假说：

H4：合约治理对合作社经营绩效具有正向作用。

合作社尽管拥有实施关系治理的天然优势，但受人际关系复杂、交易情境不确定性等影响，合作社的关系治理也难以摆脱约束力不足和稳定性不强的困境，不利于关系治理的持续发展与功效发挥。

杨灿君（2016）对能人领办型合作社的案例研究发现，社长借助信任、沟通和声誉等关系治理行为能够有效规范和约束社员行为，保证合作社的合作效益，但也容易出现关系权威取代理性权威、监督功能弱化和利益分配差序化等问题。合约治理恰能弥补关系治理的不足，促进关系治理的形成与发展，强化关系治理效果。首先，合约治理的契约条款代表相互间的一种长期承诺，能够增进合作双方的信任，增强关系治理（Huber et al.，2013）；其次，合约的缔结与执行有助于增加双方沟通，增进相互了解和信任，促进关系治理的提升；最后，合约治理界定了双方交易的基本边界条件，能够减少短期获利行为，促进交易双方建立和维持长期合作关系，提高关系治理的有效性（万俊毅、敖嘉焯，2013）。胡平波（2013）基于数理推导发现，合作社正式制度的不断完善能够显著提升声誉制度的激励效果。Lu et al.（2015）对工程项目的研究亦发现，合约治理对关系治理具有显著的促进作用。结合前述假说4的理论分析，本文提出以下假说：

H5：合约治理对关系治理具有正向影响。

H6：关系治理在合约治理对合作社经营绩效的影响中起中介作用。

基于上述理论分析与研究假说，本研究建立的概念模型如图1所示。

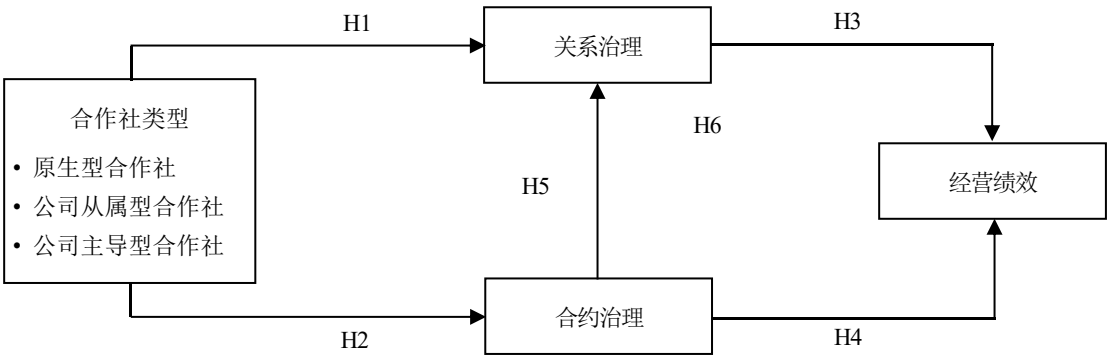


图1　概念模型

三、模型、变量与数据

（一）模型设定

关系治理、合约治理和合作社经营绩效水平属于有序变量，使用最小二乘法回归模型难以体现数据之间的排序关系，因而本文选择有序Logit模型检验合作社类型、治理机制与经营绩效之间的内在关系。另外，为避免异方差的影响，本文使用稳健标准误进行估计。

1.合作社类型对治理机制的作用。为检验合作社类型与治理机制的关系，本文构建如下计量模型：

$$\ln\frac{prob\left(Rego\right)}{1\text{-}prob\left(Rego\right)}=c_1+a_1Type+a_2X_j+e_1 \quad (1)$$

$$\ln\frac{prob\left(Cogo\right)}{1\text{-}prob\left(Cogo\right)}=c_2+\alpha_3Type+\alpha_4X_j+\varepsilon_2 \quad (2)$$

（1）、（2）式中，*Rego* 和 *Cogo* 为因变量，分别表示关系治理和合约治理。*Type* 为自变量，表示合作社类型。X_j 为控制变量，具体包括成立年限、社员数量和理事长持股比例。$\alpha_1 \sim \alpha_4$ 表示估计系数，c_1 和 c_2 为常数项，ε_1 和 ε_2 为扰动项。（1）式和（2）式分别考察合作社类型与关系治理以及合作社类型与合约治理之间的关系。

2.关系治理、合约治理与经营绩效的关系。为验证关系治理和合约治理对合作社经营绩效的直接作用及关系治理的中介效应，本文借鉴 Baron and Kenny（1986）的中介效应依次检验法构建如下模型：

$$\ln \frac{prob\left(Cope\right)}{1\text{-}prob\left(Cope\right)} = c_3 + \beta_1 Cogo + \beta_2 X_j + \varepsilon_3 \quad (3)$$

$$\ln \frac{prob\left(Rego\right)}{1\text{-}prob\left(Rego\right)} = c_4 + \beta_3 Cogo + \beta_4 X_j + \varepsilon_4 \quad (4)$$

$$\ln \frac{prob\left(Cope\right)}{1\text{-}prob\left(Cope\right)} = c_5 + \beta_5 Cogo + \beta_6 \mathrm{Rego} + \beta_7 X_j + \varepsilon_5 \quad (5)$$

（3）～（5）式中，*Cope* 为合作社经营绩效，$\beta_1 \sim \beta_6$ 表示待估系数。（4）式是验证合约治理与关系治理的关系，（5）式是考察关系治理和合约治理对经营绩效的直接影响效应。（3）～（5）式则是检验关系治理在合约治理与经营绩效之间中介效应的三步回归模型，其因变量、自变量和中介变量分别为经营绩效、合约治理和关系治理。第一步，运用（3）式考察自变量对因变量的总影响效应；第二步，使用（4）式检验自变量对中介变量的影响效应；第三步，运用（5）式同时考察自变量和中介变量对因变量的作用。如果 β_1、β_3、β_5 和 β_6 均通过显著性检验，则存在部分中介效应；如果 β_5 不显著，而 β_1、β_3 和 β_6 均显著，则存在完全中介效应。

（二）变量测量

1.合作社类型。首先依据合作社是否有长期合作的公司伙伴将合作社分为两种类型：“合作社+农户”的原生型合作社、“公司+合作社+农户”的次生型合作社。然后根据合作公司的身份识别“公司+合作社+农户”的主导主体。如果公司是以合作社名义创办或者是理事长成立合作社之后再创立的，则属于公司从属型合作社。如果合作社是由公司领办或与公司只有订单合作关系则属于公司主导型合作社，这是因为在农产品买方市场下，实力相对雄厚的公司往往会主导订单合作关系。

2.关系治理。关系治理是二阶因子变量，由信任、沟通和声誉三个子变量构成。本文借鉴已有的成熟量表，结合合作社运行与治理特征，设置 13 个题项的李克特五级量表加以测量。其中，信任由与诚信和善意相关的 5 个题项来测度（参见 Lee and Kim，1999）；沟通和声誉均有 4 个测量题项，主要依据 Heide（1992）、Ganesan（1994）和万俊毅等（2014）的量表设计，沟通的题项主要包括沟通方式与频率、内容与有效性，声誉的题项主要涉及双方可靠性和关注合作方利益程度等。

3.合约治理。合作社合约治理包括质量管控强度和剩余结算激励性两个维度。在质量管控强度方

面，根据质量管控的内容和方式，本文设置了生产要素购买要求、生产要素使用要求、质量管控能力强化和质量管控意愿强化 4 个子指标。其中，生产要素购买要求和使用要求这两个子指标均由 2 个题项得分均值来衡量：①对社员购买肥料或饲料的要求和使用肥料或饲料的要求（无要求=1；简单要求=2；指定类型=3；统一供应=4，追求高品质而不使用=5）；②对社员购买农药或疫病防治药物的要求和使用农药或疫病防治药物的要求（无要求=1；简单要求=2；遵循质量认证相关标准=3；合作社统一施用=4，追求高品质而不使用=5）。质量管控能力强化的测量题项为：合作社是否提供生产规程、技术培训和生产指导？（均没有=1；一种=2；两种=3；三种=4）。质量管控意愿强化的测量题项为：合作社是否采取生产监督、违规惩罚、质量抽检和质量奖励措施？（均没有=1；一种=2；两种=3；三种=4；四种=5）。剩余结算激励性则依据合作社与社员的利益联结环节，分为生产服务结算激励性、产品交易结算激励性和盈余分配激励性 3 个子指标。具体衡量方法为：①生产服务结算激励性：是否提供优惠的种苗或种禽、肥料或饲料和农药或疫病防治药物的采购以及优惠的农业机械服务（均没有=1；一种=2；两种=3；三种=4；四种=5）；②产品交易结算激励性：不收购社员产品=1；随行就市收购=2；保底价收购=3；固定价或市场价+附加价=4；③盈余分配激励性：无盈余分配=1；仅按股份分配=2；股份分红为主、交易量分红为辅的分配方式=3；交易量分红为主的分配方式=4。为增强合约治理衡量的科学性，本文利用能避免主观误差的熵权法对 7 个子指标赋权，通过加总得到合作社合约治理指数。

4.经营绩效。合作社兼具企业和社员共同体的双重属性，既要关注组织层面的绩效，又要考虑社员层面的绩效。受区域发展水平和产品特性的影响，以货币衡量的不同合作社经营利润和社员收入的可比性较低，加上合作社财务报表大多不健全、不规范，因而本文采用相对性指标衡量经营绩效。综合借鉴刘滨等（2009）和刘洁等（2015）的研究，本文运用 4 个子指标评价总分予以测量：①合作社近两年经营盈亏状况（无营利业务=1；经营困难，亏损较多=2；经营较差，基本没有什么盈利=3；经营一般，略有盈余=4；经营较好，效益明显=5）；②合作社赢利能力（与同行相比：无营利业务=1；差很多=2；差一些=3；差不多=4；好一些=5；好很多=6）；③社员收入纵向变化（近两年社员生产收入：降低很多=1；降低一些=2；基本没变化=3；增加一些=4；增加很多=5）；④社员收入与非社员的横向比较（低很多=1；低一些=2；差不多=3；高一些=4；高很多=5）[①]。

5.控制变量。组织特征是影响组织行为及其行为结果的重要因素。为避免模型设定偏误，本文参考崔宝玉、程春燕（2017）、Liang et al.（2018）的研究，将合作社成立年限、社员规模和理事长持股比例作为合作社组织特征变量加以控制。成立年限越长、社员规模越大、理事长持股比例越高，合作社发展实力越高，就越容易获取良好的经营绩效；在这过程中，经营业务和利益联结的内容和范围可

[①]社员收入信息是通过理事长或负责人而非社员农户获取得到。其原因在于：一方面，合作社社员异质性较强，社员经营绩效差异明显，访问个别社员难以有效获取社员总体收入信息，而理事长或负责人作为合作社主要经营者，对社员和非社员农户总体收入等信息相对熟悉，能够较为准确地评价社员收入情况；另一方面，研究变量中只有社员收入这一子指标直接涉及社员，专门开展社员农户调查既会增加时间和财务成本，也同样难以规避社员受干预而不真实回答问卷导致的数据偏误，因为需借助受访合作社确认和联系其社员。

能更为广泛和复杂化，运行方式趋于规范企业化，更可能强化边际治理成本递减且约束力较强的合约治理机制。

各变量具体定义见表 1。

表 1　　变量定义

变量名称	变量含义及赋值
合作社类型	原生型合作社=0，公司从属型合作社=1，公司主导型合作社=2
关系治理	包括信任、沟通和声誉 3 个维度，设计李克特 5 级量表予以测量
合约治理	由质量管控强度和剩余结算激励性的 7 个子指标得分加权加总，具体为：要素购买要求、要素使用要求、质量管控能力强化、质量管控意愿强化、生产服务结算激励性、产品交易结算激励性、盈余分配激励性
经营绩效	由组织绩效和社员绩效的 4 个子指标的评分加总，具体为：合作社近两年经营盈亏状况和赢利能力、社员收入纵向变化以及与非社员的横向比较情况
成立年限	截止 2018 年，成立年限：2 年及以下=1；2～5 年=2；5～8 年=3；8～11 年=4；11 年以上=5
社员规模	50 户及以下=1；50～100 户=2；100～150 户=3；150～200 户=4；200 户以上=5
理事长持股比例	20%及以下=1；20%～50%=2；50%～80%=3；80%以上=4

（三）数据来源与样本特征

本文数据主要源于项目研究团队[①]2018 年 7 月至 2019 年 1 月期间对广东省、江西省、广西壮族自治区和贵州省的合作社理事长或主要负责人的访谈问卷。为增强样本代表性和有效性，基于东中西部地区差异和实地调查可行性，研究团队选取来自东中西部地区的 4 省（区）7 个地级市为调查区域，通过网络收集各级别示范社以及政府网站涉及有实质运行的合作社名单进行随机抽样，以此避免空壳虚假合作社的干扰。尽管如此，研究团队还是抽取到少部分空壳合作社，因而委托政府相关联络人就近选取其他合作社予以替换。为提高问卷数据获取质量，项目负责人在各地级市的县（市、区）农业农村局经管科或乡镇的农经站等政府部门相关工作人员的协助下，带领研究团队经过系统培训的 7 名研究生采取实地考察和多对一问卷访谈方式获取数据[②]。在这过程中，研究团队采取多种措施以尽可能获得准确可靠的问卷信息。首先，阐明调研目的和信息保密性，运用轻松友好的聊天式问卷访谈方法获取信息，减少受访者提防和隐瞒心理；其次，通过前后相关问题回答内容的逻辑性辨别受访者是否理解偏误或隐瞒回答，引导受访者正确理解问卷并予以客观回答；再次，向经管科或农经站等政府部门的工作人员了解相关信息以辨别和印证受访者回答内容的客观真实性。同时，团队成员还通过录音校对和电话回访方式，对问卷个别遗漏问题或逻辑错误信息进行修正或补充。此次调查一共收回 278 份合作社问卷，剔除 53 家虚假合作社以及 4 家关键变量信息缺失或逻辑有误而无法回访确认的合作社的问卷，最终得到来自 4 省（区）7 个地级市 221 家合作社的有效问卷，问卷有效率为 79.50%。

[①]本文的项目研究团队是指国家社会科学基金重点项目“我国农业经营组织的结构变迁与创新路径研究”的研究成员。

[②]受调查地点和时间协调等因素限制，研究团队未能对少数路途偏远的合作社进行实地调查，只是邀请理事长或负责人前来参与多对一或一对一的面对面问卷访谈，这部分样本约占 9%。

样本合作社的具体统计特征详见表 2。

表 2　　样本合作社统计特征（N=221）

合作社特征	选项	频数	比例（%）	合作社特征	选项	频数	比例（%）
合作社类型	原生型合作社	88	39.82	理事长持股比例	≦20%	64	28.96
	公司从属型合作社	68	30.77		20%～50%	51	23.08
	公司主导型合作社	65	29.41		50%～80%	57	25.79
					>80%	49	22.17
成立年限（年）	≦2	11	4.98	社员规模（个）	≦50	45	20.36
	2～5	46	20.81		50～100	53	23.99
	5～8	63	28.51		100～150	70	31.67
	8～11	96	43.44		150～200	23	10.41
	>11	5	2.26		>200	30	13.57

在 221 家样本合作社中，原生型、公司从属型和公司主导型合作社的数量占比分别为 39.82%、30.77%和 29.41%，合作社类型分布相对合理，能够较好检验各类合作社的差异。在成立年限上，43.44%的合作社成立年限介于 8～11 年，但最长成立年限只有 13 年，表明合作社发展时间并不长，这与合作社自 2007 年在政策推进下呈现井喷式增长和总体处于初级发展阶段的事实相吻合，并与 Liang et al.（2018）的样本合作社最长年限一致，说明本文的样本数据具有良好的代表性和可靠性。在理事长持股比例上，持股比例高于 50%的合作社占比高达 47.96%，说明合作社股权主要由理事长掌控，与苑鹏（2018）调查发现的合作社大多由少数出资成员绝对控股的现象相符，这进一步印证本研究数据的可靠性。在社员规模上，55.66%的合作社拥有 50～150 个社员，表明样本合作社社员规模较大，这主要是因为本文严格剔除了空壳和虚假合作社，且样本多为满足一定社员规模门槛的示范合作社。

四、实证结果与分析

（一）变量描述性统计分析

表 3 汇报了核心变量的描述性统计结果。总体看，合作社的合约治理水平偏低，关系治理程度普遍较高，说明关系治理在合作社治理中占据更为主导的位置，这与崔宝玉、程春燕（2017）对目前合作社以关系治理为主导的研判一致，再次表明样本数据具有较强的可靠性。经营绩效总体均值和标准差分别为 16.443 和 2.854，说明合作社经营绩效总体较好但个体间差异明显。进一步比较各类合作社的治理机制与经营绩效发现，合约治理和经营绩效在原生型、公司从属型和公司主导型合作社中总体呈现依次强化趋势。这初步说明，合作社类型很可能影响合约治理运用，合约治理与经营绩效之间可能存在正向相关关系。

表 3　　核心变量的描述性统计

变量名称	样本类别	最小值	最大值	均值	标准差
合约治理	总体	1	3.991	2.733	0.607
	原生型合作社	1	3.716	2.491	0.632

（续表 3）

	公司从属型合作社	1.308	3.847	2.854	0.555
	公司主导型合作社	1.767	3.991	2.934	0.514
关系治理	总体	2.692	5	4.273	0.451
	原生型合作社	2.846	5	4.322	0.429
	公司从属型合作社	3.154	5	4.230	0.437
	公司主导型合作社	2.692	5	4.253	0.493
经营绩效	总体	7	21	16.443	2.854
	原生型合作社	7	21	15.989	3.334
	公司从属型合作社	10	21	16.412	2.475
	公司主导型合作社	10	21	17.092	2.403

注：经数据检验，关系治理量表均具有较好的信度、收敛和区分效度，检验结果略。

（二）假说检验

本文运用 STATA 软件对样本数据进行回归分析，结果如表 4 所示。每个回归的卡方检验（Wald chi2）均通过显著性检验，表明 5 个回归具有较好的拟合优度，结果可信度高。

表 4　　有序 Logit 模型估计结果

变量	关系治理		合约治理	经营绩效	
	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ
成立年限	-0.228 （0.796）	-0.201 （0.818）	-0.109 （0.896）	-0.175 （0.840）	-0.124 （0.883）
社员规模	-0.154 （0.857）	-0.239** （0.787）	0.227** （1.255）	0.072 （1.075）	0.116 （1.123）
理事长持股比例	-0.097 （0.908）	-0.125 （0.883）	0.000 （1.000）	0.193* （1.213*）	0.237** （1.267）
关系治理	—	—	—	—	0.697** （2.008）
合约治理	—	0.545** （1.725）	—	1.420*** （4.137）	1.350*** （3.857）
合作社类型					
公司从属型	-0.191 （0.826）	—	0.982*** （2.670）	—	—
公司主导型	-0.145 （0.865）	—	1.105*** （3.020）	—	—
Wald chi2	10.870*	13.260***	28.750***	47.860***	52.690***
Pseudo R^2	0.007	0.011	0.012	0.051	0.057

注：①列Ⅰ至Ⅴ分别对应模型表达式（1）、（4）、（2）、（3）和（5）；②***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%和 10%的水平上显著；③系数下方括号内数值为变量的优势比；④合作社类型以原生型合作社为基准组。

1.合作社类型与治理机制的关系。由表 4 中列Ⅰ可知，合作社类型对关系治理的影响不显著，这

意味着各类合作社的关系治理水平差异不明显，假说 1 得不到验证。这主要是因为各类合作社都非常重视发挥关系治理的作用，原生型、公司从属型和公司主导型合作社的关系治理平均值都处于高位且相差无几（见表 3）。在关系导向的乡村社会熟人网络中，合作社和社员之间的社会交往相对频繁且密切，能够低成本施用沟通、信任、声誉等关系治理手段来获取良好的治理效应，因而关系治理机制备受各类合作社的青睐。值得注意的是，尽管公司从属型和主导型合作社的系数没有通过显著性检验，但是估计系数均为负数，这意味着相较于原生型合作社，次生型“公司+合作社+农户”合作社的关系治理可能有所弱化。表 4 中列Ⅲ的结果显示，公司从属型和公司主导型合作社的估计系数均为正且通过显著性检验，但前者的优势比（Odds Ratio）低于后者。这表明，与原生型合作社相比，这两类合作社的合约治理水平更高，但是公司主导型的增加幅度高于前者。由此可知，原生型、公司从属型和公司主导型合作社的合约治理程度依次增强，假说 2 得到支持。正如前述理论分析所述，随着社员规模和异质性程度的增加以及利益关系复杂性和合作风险的增强，合作社越有可能会强化合约治理以弥补关系治理的强制约束力弱和边际成本递增的不足。另外，公司的参与很可能会提升合作社合约治理的意识和能力，使得公司从属型和主导型合作社的合约治理水平更高。

2.关系治理、合约治理与合作社经营绩效。表 4 中列Ⅴ的结果显示，关系治理和合约治理均能显著促进合作社的经营绩效提升，假说 3 和假说 4 均得到验证。即在保持其他变量不变的条件下，关系治理增加 1 个单位，合作社经营绩效提高的可能性将增加 1.008 倍；而合约治理增加 1 个单位，合作社经营绩效提高 1 个或以上等级的概率将增加 2.857 倍。这说明，合约治理在经济绩效方面的边际效应高于关系治理，换言之，合约治理对合作社经营绩效的促进作用更强。然而，现实中各类合作社的关系治理运用程度普遍高于合约治理（见表 3），这或许因为关系治理在社会绩效等方面较有优势，合作社运用合约治理的意识和能力则相对欠缺。

从表 4 中列Ⅱ的结果可知，合约治理能够显著促进关系治理发展，两者具有互补关系，假说 5 得到支持。虽然不少联盟组织的严格合约治理容易被视为一种不信任的信号而抑制了关系治理水平（Lioliou et al.，2014），但在合作社情境下却大为不同。这是因为合作社与社员具有强关系，社员之间知根知底，能够理解合约治理的初衷，不会因为合约治理破坏已建立的感情，反而会视为可置信承诺而增强合作信心，促进关系治理。中国自古以来推崇的“亲兄弟明算账”就是明证，能有效避免冲突从而增进情感。类似的研究亦表明，合作社的社会资本和正式治理具有互补关系，正式治理完善有助于增强社会资本，合作社需要同时重视社会资本和正式治理（Liang et al.，2018）。

由前述可知，合约治理对关系治理、合约治理和关系治理对经营绩效均具有显著的正向影响，通过了前述中介效应依次检验法的第 2 步和第 3 步。列Ⅳ的结果显示，合约治理程度越高，合作社经营绩效越好，即通过中介效应依次检验法的第 1 步。进一步比较列Ⅳ和列Ⅴ的回归结果可发现，列Ⅴ引入关系治理后，合约治理的优势比由 4.137 下降至 3.857，但系数依然正向且通过显著性检验。这表明，关系治理在合约治理对合作社经营绩效的影响中发挥了部分中介作用。因此，假说 6 得到支持。

3.稳健性检验。本文从两方面进行稳健性检验。一是替换模型，运用有序 Probit 模型进行估计。由表 5 可知，核心变量的系数符号和显著性与有序 Logit 模型基本一致，说明研究结果具有较高的可

信度。二是替换变量，参考陈灿（2013）的研究，依据合约形式，将是否签订书面合约（是=1，否=0）作为合作社合约治理的表征变量，替换前述的合约治理变量进行估计。实证结果同样与前文一致，这进一步证实了研究结果具有良好的稳健性。

表 5　　有序 Probit 模型估计结果

变量	关系治理		合约治理	经营绩效	
	1	2	3	4	5
成立年限	-0.138*	-0.121*	-0.039	-0.096	-0.072
社员规模	-0.093*	-0.128**	0.118**	0.021	0.044
理事长持股比例	-0.058	-0.071	-0.009	0.111*	0.127**
关系治理	—	—	—	—	0.410***
合约治理	—	0.228**	—	0.837***	0.808***
合作社类型	—	—	—	—	—
公司从属型	-0.156	—	0.543***	—	—
公司主导型	-0.150	—	0.710***	—	
LR chi2	9.720*	12.430**	28.350***	55.280***	62.020***
Pseudo R^2	0.007	0.009	0.012	0.053	0.059

注：①列 1～5 检验的内容分别对应表 4 的列Ⅰ～Ⅴ；②***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%和 10%的水平上显著；③合作社类型以原生型合作社为基准组。

五、结论与启示

受经济主体逐利动机、农业高风险特性和中国乡村独特的关系型文化等影响，农业经营主体间的合作联盟面临错综复杂的交易治理问题，有效发挥合约治理和关系治理的治理功效至关重要。本文使用中国 4 省（区）7 个地级市 221 家合作社的访谈问卷数据，实证探讨合作社类型、治理机制与经营绩效之间的内在作用机制。研究发现：合作社类型对合约治理具有显著影响，合约治理在公司主导型、公司从属型和原生型合作社中的运用程度依次减弱，但关系治理机制在三类合作社的运用程度没有显著性差异；合约治理和关系治理机制对经营绩效均具有显著的促进作用，而且合约治理的作用效果更强；合约治理能够显著增进关系治理，关系治理在合约治理与经营绩效之间发挥部分中介作用。

本研究的启示在于：一方面，治理机制是影响合作社经营绩效的关键因素，政府在扶持合作社发展过程中应当重视其治理问题，在各类培训中要着重提升合作社负责人的治理意识与能力，积极引导合作社不断完善治理机制，注重强化合约治理的质量管控强度和剩余结算激励性以及关系治理的沟通、信任和声誉，以此推动合作社自身绩效和带动能力的提升；另一方面，合作社的合约治理与关系治理具有互补关系，合作社负责人既要注重关系治理手段，更要重视发挥合约治理的功效，根据合作社的具体形式和交易情境，相机选择组合治理手段，以此促进合作社高质量发展。

参考文献

1.陈灿，2013：《资产专用性、不确定性与交易的治理模式——基于农业龙头企业与农户间交易的实证研究》，《商业经济与管理》第 4 期。

2.“促进农民专业合作社健康发展研究”课题组，2019：《空壳农民专业合作社的形成原因、负面效应与应对策略》，《改革》第 4 期。

3.崔宝玉、程春燕，2017：《农民专业合作社的关系治理与契约治理》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第 6 期。

4.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。

5.胡平波，2013：《农民专业合作社中农民合作行为激励分析——基于正式制度与声誉制度的协同治理关系》，《农业经济问题》第 10 期。

6.黄梦思、孙剑，2016：《复合治理“挤出效应”对农产品营销渠道绩效的影响——以“农业龙头企业+农户”模式为例》，《中国农村经济》第 4 期。

7.黄胜忠、伏红勇，2019：《公司领办的农民合作社：社会交换、信任困境与混合治理》，《农业经济问题》第 2 期。

8.胡新艳，2016：《“公司+农户”：交易特性、治理机制与合作绩效》，北京：中国经济出版社。

9.孔祥智，2019：《对农民合作社的非议从何而起》，《人民论坛》第 4 期。

10.刘滨、陈池波、杜辉，2009：《农民专业合作社绩效度量的实证分析——来自江西省 22 个样本合作社的数据》，《农业经济问题》第 2 期。

11.刘洁、陈新华，2015：《制度结构、交易环境与农民专业合作社的绩效——基于江西省 102 家农民专业合作社的实证分析》，《农村经济》第 10 期。

12.刘同山、孔祥智，2013：《关系治理与合作社成长——永得利蔬菜合作社案例研究》，《中国经济问题》第 3 期。

13.邵慧敏、秦德智，2018：《内部信任对农民合作社绩效的影响分析》，《农村经济》第 3 期。

14.潘劲，2011：《中国农民专业合作社：数据背后的解读》，《中国农村观察》第 6 期。

15.万俊毅，2008：《准纵向一体化、关系治理与合约履行——以农业产业化经营的温氏模式为例》，《管理世界》第 12 期。

16.万俊毅等，2014：《“公司+农户”模式：社会资本、关系治理与联盟绩效》，北京：中国农业出版社。

17.万俊毅、敖嘉焯，2013：《企业间交易治理机制研究述评与展望》，《外国经济与管理》第 3 期。

18.万俊毅、欧晓明，2011：《社会嵌入、差序治理与合约稳定——基于东进模式的案例研究》，《中国农村经济》第 7 期。

19.王真，2016：《合作社治理机制对社员增收效果的影响分析》，《中国农村经济》第 6 期。

20.吴欢、刘西川、扶玉枝，2018：《农民合作社二次返利的增收效应分析——基于浙江 185 家合作社的调查数据》，《湖南农业大学学报（社会科学版）》第 4 期。

21.杨灿君，2016：《“能人治社”中的关系治理研究——基于 35 家能人领办型合作社的实证研究》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第 2 期。

22.杨军，2014：《不同模式农民合作社绩效的差异分析——基于广东、安徽 148 家农民合作社的调查》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第 3 期。

23.苑鹏，2018：《农民专业合作社发展的困境与思考——来自 8 省 12 县 614 家合作社问卷调研》，《中国合作经济》第 8 期。

24.张晓山，2015：《新常态下农业和农村发展面临的机遇和挑战》，《学习与探索》第 3 期。

25.钟真、穆娜娜、齐介礼，2016：《内部信任对农民合作社农产品质量安全控制效果的影响——基于三家奶农合作社的案例分析》，《中国农村经济》第 1 期。

26.周加来、于璐娜、刘从九、唐敏、计慧，2019：《农民专业合作社发展研究报告（摘选）》，《中国合作经济》第 1 期。

27.Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, "The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Consider", *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6):1173-1182.

28.Bstieler, L., and M. Hemmert, 2015, "The Effectiveness of Relational and Contractual Governance in New Product Development Collaborations: Evidence from Korea", *Technovation*, 45-46: 29-39.

29.Cao, Z., and F. Lumineau, 2015, "Revisiting the Interplay between Contractual and Relational Governance: A Qualitative and Meta-Analytic Investigation", *Journal of Operations Management,* 33-34: 15-42.

30.Dong, W., Z. Ma, and X. Zhou, 2017, "Relational Governance in Supplier-Buyer Relationships: The Mediating Effects of Boundary Spanners' Interpersonal Guanxi in China's B2B Market", *Journal of Business Research*, 78:332-340.

31.Ganesan, S., 1994, "Determinants of Long-term Orientation in Buyer-seller Relationships", *Journal of Marketing*, 58(2): 1-19.

32.Heide, J. B., G. John, 1992, "Do Norms Matter in Marketing Relationships?", *Journal of Marketing*, 56(2):32-44.

33.Huang, Z., B. Wu., X. Xu, and Q. Liang, 2016, "Situation Features and Governance Structure of Farmer Cooperatives in China: Does Initial Situation Matter?", *The Social Science Journa*l, 53(1): 100-110.

34.Huber, T. L., T. A. Fischer, J. Dibbern, and R. Hirschheim, 2013, "A Process Model of Complementarity and Substitution of Contractual and Relational Governance in IS Outsourcing", *Journal of Management Information Systems*, 30(3): 81-114.

35.Huo, B., D. Fu, X. Zhao, and J. Zhu, 2016, "Curbing Opportunism in Logistics Outsourcing Relationships: The Role of Relational Norms and Contract", *International Journal of Production Economics*, 182:293-303.

36.Kirezieva, K., J. Bijman, L. Jacxsens, and P. A. Luning, 2016, "The Role of Cooperatives in Food Safety Management of Fresh Produce Chains: Case Studies in Four Strawberry Cooperatives", *Food Control*, 62:299-308.

37.Lee, J. N., and Y. G. Kim, 1999, "Effect of Partnership Quality on IS Outsourcing Success: Conceptual Framework and Empirical Validation", *Journal of Management Information Systems,* 15(4): 29-61.

38.Liang, Q., H. Lu, and W. Deng, 2018, "Between Social Capital and Formal Governance in Farmer Cooperatives: Evidence from China", *Outlook on Agriculture*, 47(3): 196-203.

39.Lioliou, E., A. Zimmermann, L. Willcocks, and L. Gao, 2014, "Formal and Relational Governance in IT Outsourcing: Substitution, Complementarity and the Role of the Psychological Contract", *Information Systems Journal*, 24(6): 503-535.

40.Lu, P., S. Guo, L. Qian, P. He, and X. Xu, 2015, "The Effectiveness of Contractual and Relational Governances in Construction Projects in China", *International Journal of Project Management*, 33(1): 212-222.

41.Lumineau, F., and J. E. Henderson, 2012, "The Influence of Relational Experience and Contractual Governance on the Negotiation Strategy in Buyer–Supplier Disputes", *Journal of Operations Management*, 30(5): 382-395.

42.Lusch, R. F., and J. R. Brown, 1996, "Interdependency, Contracting, and Relational Behavior in Marketing Channels", *Journal of Marketing*, 60(4): 19-38.

43.Macneil, I. R., 1980, *The New Social Contract: An Inquiry into Modern Contractual Relations*, New Haven, CT: Yale University Press.

44.Poppo, L., and T. Zenger, 2002, "Do Formal Contracts and Relational Governance Function as Substitutes or Complements?", *Strategic Management Journal*, 23(8): 707-725.

45.Stinchcombe, A. L., 1985, "Contracts as Hierarchical Documents", in A. Stinchcombe and C. V. Heimer (eds.) *Organization Theory and Project Management*, Bergen: Norwegian University Press.

46.Wan, J., L. Zeng, and J. Ao, 2019, "Specific Investment, Relational Governance and Cooperation Risk: From the Perspective of Farmers in China's 'Company+ Farmers' Alliance", *Applied Economics*, 51(7): 676-686.

47.Williamson, O. E., 1985, *The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets, Relational Contracting*, New York: The Free Press.

（作者单位：华南农业大学经济管理学院）

（责任编辑：何　欢）

Cooperative Types, Governance Mechanisms and Operating Performance

Wan Junyi　Zeng Lijun

Abstract: Governance mechanism is the key to effective operation of agricultural industrialized organizations, and its degree of perfection affects business performance. Based on interview survey data collected from 221 cooperatives in 7 cities of 4 provinces (regions) in China, this article explores the relationship among types of industrialized management organizations, governance mechanisms and operating performance that use cooperatives as a link. The results show that contractual governance not only has a direct positive impact on operating performance of cooperatives, but also indirectly improves operating performance by promoting relational governance. There is a complementary rather than substitute relationship between contractual governance and relational governance. There is a significant difference in the degree of contractual governance between different types of cooperatives, but the level of relational governance is relatively similar. Compared with company-affiliated cooperatives, original cooperatives have a lower level of contractual governance, while company-led cooperatives have a higher level of contractual governance. Therefore, cooperatives need to examine organizational characteristics of industrialized management organizations in which they have participated, and properly use contractual and relational governance mechanisms to improve their operating performance.

Key Words: Cooperative Type; Contractual Governance; Relational Governance; Operating Performance

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

程名望　华汉阳

摘要：本研究采用2016～2018年国家统计局上海调查总队农民工市民化进程动态监测调查的2942份农民工样本数据，利用有序Probit模型实证研究了社会保险对农民工主观幸福感的影响。研究表明，购买社会保险可以显著提高农民工的主观幸福感，且购买的社会保险种类越多，其主观幸福感越高。购买社会保险的农民工比未购买社会保险的农民工主观幸福感高21.70%，每多购买一种社会保险，其主观幸福感提高6.10%。五种类型的社会保险均能显著提高参保农民工的主观幸福感，其中购买医疗保险带来的边际效应最高，其次为养老保险，最低的是工伤保险。通过倾向得分匹配法和分样本分析，发现原模型的回归结果具有较好的稳健性。最后，基于研究结论提出了进一步提高农民工群体主观幸福感的政策建议。

关键词：社会保险　农民工　主观幸福感

中图分类号：F016　F328　　**文献标识码：**A

一、引言

幸福是人类追求的核心目标。改革开放40多年来，中国经济取得了巨大成就，实现了举世瞩目的“增长奇迹”，成功从“低收入国家”跨越到“中高收入国家”行列。但已有研究表明，中国国民幸福感提升速度明显滞后于经济增长速度，中国遭遇了“幸福悖论”（Easterlin et al.，2012）。近年来，中国政府高度重视国民幸福感问题，十九大报告明确提出：“增进民生福祉是发展的根本目的”。农民工作为中国产业工人的重要组成部分，为中国经济增长做出了重大贡献。已有研究表明，1978～2015年间，中国农村劳动力转移对非农业部门产出贡献率达到11.64%，社会总产出贡献率为10.21%（程名望等，2018）。另外，2018年国家统计局数据显示，中国农民工数量已达28836万人，比2017年

*本研究得到教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“推进农民工市民化的理论与政策研究”（编号：15JZD026），国家自然科学基金项目“中国农户贫困根源及其内在机理研究”（编号：71873095）及“新型城镇化视角下农民工市民化的内在机理及影响因素研究”（编号：71673200）的资助。笔者感谢匿名审稿专家的中肯意见，感谢编辑部工作人员的辛勤工作，同时文责自负。本文通讯作者：华汉阳。

增长 0.60%，其中外出农民工 17266 万人，比上年增长 0.50%[①]。因此，研究农民工主观幸福感问题，不仅关系到“三农”问题的解决，也将有助于中国经济社会稳定与和谐发展。

事实上，农民工主观幸福感的影响因素十分复杂，特别是在经济新常态背景下，任何的产业结构调整都可能对农民工群体的工作和生活产生重要影响，其主观幸福感会面临更多不确定因素的挑战。社会保险作为社会保障体系的核心组成部分，具有防范风险的作用，理论上可以增强农民工的安全感，从而提高其主观幸福感。但就实际情况看，农民工是否能够参加社会保险会受到诸多因素的影响。一方面，农民工多在民营企业、外资企业以及个体工商户工作，主要集中在技术含量较低的劳动密集型行业，用人单位为了节约成本，往往不愿意为农民工购买社会保险。另一方面，农民工由于收入过低不愿意或者无法支付保费，也担心参保后不能享受相应的社会保险保障（李亚青等，2012）。因此，社会保险是否能对农民工主观幸福感产生影响还有待进一步检验。

基于此，本研究采用上海市农民工市民化进程动态监测调查的 2942 个样本数据，研究购买社会保险对农民工主观幸福感的影响，并考察不同类型社会保险对农民工主观幸福感的影响程度及其差异，期望能够发现更加有效地提升农民工主观幸福感的方法，为促进农民工市民化和推进城镇化进程提供有价值的研究成果。

二、理论分析与文献综述

“幸福”是一个古老的话题。早在古希腊时期，就有赫拉克利特、苏格拉底、亚里士多德和伊壁鸠鲁等哲学家对幸福问题进行了研究。其中，伊壁鸠鲁较为系统地阐述了幸福思想，他认为快乐增长的上限是所有痛苦的除去，快乐的生活离不开理智、美好和正义，最幸福的生活是受德性指导、符合德性要求的，这种幸福是身体和精神上的双重幸福（张映芹、魏鹏，2010）。虽然人类很早就开始对“幸福”进行研究，但到目前为止，“幸福”仍然没有一个统一的定义，正如 Waterman（1993）所言：“‘幸福’是一个每个人都知道其含义但无人可以精确定义的词语。”而在学术界，人们常使用主观幸福感来度量个体的幸福程度，认为主观幸福感可以反映人们对生活整体的主观评价（Diener，1984；冯诗杰等，2014）。事实上，早期关于主观幸福感的研究主要集中在心理学和社会学等领域，直到 Easterlin（1974）在其开创性研究中发现了“幸福悖论”，大量经济学家才开始了对主观幸福感的研究。特别是 20 世纪 90 年代以来，经济学领域中关于主观幸福感的研究快速涌现，极大地推动了学术界对主观幸福感的研究。

目前，国内外学者普遍重视对主观幸福感影响因素的研究，其中主要从宏观和微观两个层面来考察。从微观层面来看，影响个体主观幸福感最重要的因素是收入和就业。尽管不同学者对绝对收入和相对收入与个体幸福感的关系持有不同的观点，但可以肯定的是收入的确可以对个体的主观幸福感产生十分重要的影响（Clark et al.，2008；罗楚亮，2009）；失业状况对个体的主观幸福感有明显的负面

[①]参见国家统计局：《2018 年全国农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/ztjc/qjd/tjdt/201904/t20190429_1662313.html。

作用（Frey and Stutzer，2002）；性别、年龄、受教育程度、健康状况、婚姻状况等也会影响个体的主观幸福感（Oswald，1997；Blanchflower and Oswald，2001；亓寿伟、周少甫，2010）。从宏观层面来看，最重要的影响因素包括经济增长、失业率、通货膨胀、环境污染、财政支出等（Easterlin，1974；Tella et al.，2001；Knight et al.，2009；Mackerron and Mourato，2009；胡洪曙、鲁元平，2012）。

同时，一些学者已经发现社会保险对居民的主观幸福感存在影响，并进行了理论分析和实证研究。从现有文献看，社会保险对居民主观幸福感产生影响主要有以下两种机制。一方面，社会保险作为社会保障体系的核心组成部分，有着天然的风险抵御功能，可以降低居民对未来的不确定性从而提高其主观幸福感。这是因为居民往往采用预防性储蓄来规避风险，而预防性储蓄会挤占居民的当期消费，当期消费的降低会对居民的主观幸福感造成负面影响（张子豪、谭燕芝，2018)。另一方面，社会保险作为一种典型的收入再分配手段，肩负着政府分配职能。在社会总财富一定的情况下，社会保险覆盖面越广表明政府汲取财政收入的能力越强，政府投入社会保险基金的财政收入所占社会总财富的比例越大意味着居民收入初次分配所得占社会总财富的比例就越低，这样会降低居民的主观幸福感（Bjornskov et al．，2007）。尽管社会保险调节收入分配的机制较为复杂，需要考虑筹资模式、资金来源、责任分担等多方面因素的影响，但如果制度设计合理，社会保险就可以有效地缩小居民之间的收入差距（王延中等，2016），提高居民的主观幸福感。

以上文献和理论分析较全面地研究了社会保险对主观幸福感的影响及其作用机制，但关注的群体主要是城镇居民，鲜有关于社会保险对农民工主观幸福感影响的实证研究。在已涉及农民工主观幸福感的零星研究中，学者们主要从其他角度考察了其主观幸福感的影响因素。例如，祝仲坤和冷晨昕（2017）发现居住模式和住房类型对农民工的主观幸福感有显著影响，其中分散居住和集中居住的农民工比住在临时住所的农民工有更高的主观幸福感；随后研究又发现迁移行为也会对农民工的主观幸福感造成显著影响，其中，相比较于省内迁移，跨省迁移会对农民工的主观幸福感造成显著的负面影响，相比较于家庭化迁移，孤身外出会弱化农民工的主观幸福感（祝仲坤等，2019）。刘靖等人（2013）研究了权益保障对农民工在打工所在地幸福感的影响。盛光华和张天舒（2015）利用 2009 年的 CHIP 数据，研究发现新生代农民工的婚姻状况、就业状态、工作合同性质、工作时间、工作餐福利和保险水平对其主观幸福感具有显著影响。基于社会保险对主观幸福感影响的文献综述与理论分析以及农民工主观幸福感的研究现状，本研究提出假说 1，如下：

假说 1：购买社会保险可以提高农民工的主观幸福感。

此外，由于不同类型社会保险抵御风险的能力和作用机制的差异，不同类型社会保险对参保个体主观幸福感的影响也有所不同。具体而言，个体的健康风险作为生活中最常见的风险，直接关系到个体的生命，医疗保险作为能够有效降低健康风险所带来损失的手段，可以对未来发生的风险提供一定的金钱补偿，提高参保个体对未来生活的信心，从而有效提高参保个体的主观幸福感；养老保险可以使参保个体在达到法定退休年龄后按月领取一定数额的养老金，这样就降低了参保个体的自我养老储蓄，提高参保个体的当期消费，从而提高了其主观幸福感；参加失业保险可以降低失业对参保个体当期消费的冲击，起到缓冲作用，维持参保个体现有的主观幸福感，另外失业保险还可以降低参保个体

对失业的恐惧心理，使其失业情况有更加积极的改善，增强其主观幸福感；生育保险可以缓解因为生育孩子而给家庭所带来的激增的消费压力，维持其现期的主观幸福感；参加工伤保险可以让参保个体减轻对发生工伤事故后所需大额费用的焦虑，从而对他们的主观幸福感形成积极影响。

在实证研究方面，李后建（2014）基于2007年中国家庭收入调查数据研究发现，不同类型的不确定性防范措施对城市务工人员的主观幸福感影响存在着显著差异，参与养老保险、失业保险和工伤保险的城市务工人员具有更高的主观幸福感，而参与医疗保险的城市务工人员并没有获得更高的主观幸福感。张子豪和谭燕芝（2018）基于中国家庭追踪调查数据也研究了不同社会保险项目对国民幸福感的影响差异，结果发现虽然参加任意种类的社会保险项目都能提升国民幸福感，但不同种类社会保险项目对国民幸福感的提升效果不同，其中最高的是工伤保险，其次是养老保险和医疗保险，失业保险与生育保险对国民幸福感的提升效果相对较小。以上研究基于不同的数据、研究对象和研究方法得出的各类型社会保险对参保个体主观幸福感的影响有所不同，但考虑到医疗保险与养老保险是中国社会保险保障体系中的核心组成部分，医疗保险参保率和养老保险参保率要高于其他三种社会保险的参保率[①]，理论上说医疗保险和社会保险对农民工的主观幸福感影响会更大，因此，本研究基于以上理论分析与文献综述提出假说2，如下：

假说2：与其他社会保险相比，医疗保险和养老保险对农民工主观幸福感的影响更大。

三、数据来源与变量选取

（一）数据来源及说明

本研究采用国家统计局上海调查总队2016年、2017年和2018年农民工市民化进程动态监测调查数据。该项调查的调查对象为在上海务工超过6个月的农民工。调查采用入户问卷的形式，其中问卷共分为9个部分，分别为农民工及随迁家属基本情况、就业、健康与医疗、居住条件、社会融合状况、未随迁家庭成员基本情况、子女教育、农民工及共同居住家庭成员的收支情况以及农民工在城镇的定居意愿。2016年、2017年和2018年分别获得与本研究相关的样本1246份、1245份和1245份，共计3736份。在数据处理过程中，本研究首先选取了工资性就业者（雇员）样本，然后在删除部分变量值缺失和少数明显错误而又无法修正的样本后，得到有效样本2942份。

就采用的样本看，样本农民工中男性比例为61.69%，高于女性占比；平均年龄为36.57岁，其中最大年龄为69岁，最小年龄为17岁，年龄分布的标准差较大，呈分散性特征；受教育程度平均为8.58年，呈现以初中教育为中心的正态分布状；75.30%的农民工有配偶；98.40%的农民工身体状况为健康；就就业时间看，样本农民工的周工作时间为51.53小时，远远超过法定周最长工作时间（44个小时）；就收入看，样本农民工的平均月收入为5555.52元，其中最高月收入为40400元，最低仅为1260元。

就本研究的核心研究变量看，一是农民工的主观幸福感。分布如图1所示，分析可见，7.48%的

[①]参见国家统计局：《2018年国民经济和社会发展统计公报》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190228_1651265.html。

农民工感觉非常幸福，46.13%的农民工感觉比较幸福，40.86%的农民工感觉一般，还有 5.17%和 0.37%的农民工感觉不太幸福和感觉非常不幸福。归纳来看，明确表示感到幸福的农民工比例占 53.61%，明确感到不幸福的比例仅为 5.54%。二是农民工社会保险的参保情况。分布如图 2 所示，分析可见，样本农民工中参加医疗保险的比例最高，为 67.71%，其次为参加养老保险的比例，为 66.38%，而参加生育保险的比例最低，为 43.98%，还有 57.27%和 65.36%的农民工参加了失业保险和工伤保险。总体来说，农民工参加各种社会保险的比例都不是很高，但与已有研究的发现相比（李亚青等，2012），已经有较大幅度上升。

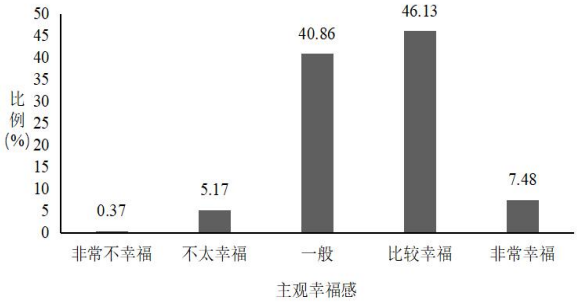


图 1　农民工主观幸福感情况分布

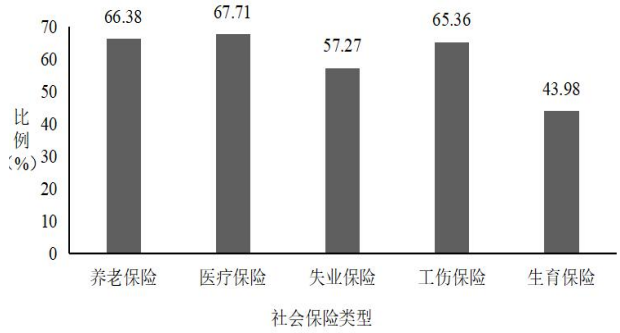


图 2　农民工社会保险参保情况分布

（二）变量选取

就被解释变量看，主观幸福感是个体对自己生活状态的主观评价，目前测量主观幸福感一般采取自陈量表，即受访者自我汇报其对生活的满足感受，以此反映其幸福感。例如，著名的世界价值观调查（WVS）就是通过设计一个问题来测量受访者的主观幸福感，问题是“总的来说，您觉得幸福吗？”，答案有“非常幸福”“幸福”“不是很幸福”和“一点也不幸福”四个选项。尽管该办法相对简单，但已有研究表明该办法测量出的指标在可比性和有效性上都具有很高的效度和信度，可以准确地表达个人的真实感受（Veenhoven，1996；Easterlin，2003；Graham and Pettinato，2010）。基于此，本研究采用问卷中的问题“您对目前的生活状况是否满意？”，并根据 Likert 五分量表，把“非常不满意”“不太满意”“一般”“比较满意”和“非常满意”分别赋值为 1～5。需要说明的是，使用生活满意度作为主观幸福感的替代变量，符合众多学者的做法，例如 Easterlin（2012）在研究 1990～2010 年中国国民主观幸福感变化时，就曾直接利用生活满意度代替主观幸福感，周绍杰等（2015）在研究中国国民幸福感时，也曾直接利用中国民生指数调查数据中的生活满意度指标来表示主观幸福感，Veenhoven（1996）也曾专门研究过满意度和幸福感在不同语言中由于含义不同是否会造成个人幸福感指标的测量差异，通过对双语国家的人分别用满意度和幸福感作为术语提问发现，得到的幸福指标结果几乎完全一样，故而认为主观幸福感等同于生活满意度。

就核心解释变量看，Rofman et al.（2006）认为可以从覆盖面、全面性和可持续性这三个方面来评价社会保险，其中覆盖面表现为农民工是否参加了社会保险，全面性表现为农民工参加社会保险的种类是否全面，而可持续性涉及社会保险的宏观层面。本研究借鉴张子豪和谭燕芝（2018）的做法，选

择覆盖面和全面性这两个指标来衡量农民工社会保险参保状况。在本调查中，受访者被问及“单位或雇主是否为您上城镇职工基本医疗保险？”“单位或雇主是否为您上城镇职工基本养老保险？”“单位或雇主是否为您上失业保险？”“单位或雇主是否为您上生育保险？”和“单位或雇主是否为您上工伤保险？”这五个问题，回答选项均为“是”“否”和“不知道”，回答“是”说明参加了某一种类社会保险，赋值为“1”，其他回答均被视为没有参加该类社会保险，赋值为“0”。若农民工参加了上述任一种类的社会保险则被视为被社会保险所覆盖，设置变量“是否参加社会保险”，具体见表1。另外，通过累加农民工样本参加社会保险的种类来衡量社会保险的全面性，设置变量“参加社会保险的种类”，变量值为整数0～5。同时，为了更加准确地度量社会保险对农民工主观幸福感的影响，避免发生遗漏变量的问题，根据已有研究，本研究设置了一系列控制变量，包括性别、年龄、年龄的平方、受教育程度、婚姻状况、健康状况、周工作时间、月收入的对数等，具体如表1所示。其中，年龄的平方项主要是为了考察年龄可能带来的非线性影响。

表1　　变量说明及描述性统计

变量		变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	*Subjective Well－being*	主观幸福感，英文简称*SWB*，为序数	3.552	0.723	1	5
核心解释变量	*Coverage*	是否参加社会保险（覆盖面），是=1，否则=0	0.732	0.443	0	1
	Comprehensiveness	参加社会保险的种类（全面性），为基数0～5	3.007	2.114	0	5
	Medicare	是否参加医疗保险，是=1，否则=0	0.677	0.468	0	1
	Endowment	是否参加养老保险，是=1，否则=0	0.664	0.472	0	1
	Unemployment	是否参加失业保险，是=1，否则=0	0.573	0.495	0	1
	Maternity	是否参加生育保险，是=1，否则=0	0.440	0.496	0	1
	Injury	是否参加工伤保险，是=1，否则=0	0.654	0.476	0	1
控制变量	*Gender*	性别，男=1，女=0	0.617	0.486	0	1
	Age	年龄	36.575	10.475	17	69
	Age^2	年龄的平方/100	14.474	8.218	2.89	4.76
	Education	受教育程度	3.570	1.009	1	5
	Marriage	婚姻状况，有配偶=1，否则=0	0.753	0.431	0	1
	Health	身体状况	4.973	0.239	2	5
	Work _time	周工作时间（小时数）	51.531	12.782	1	112
	Ln _income	月收入的对数	8.551	0.367	7.139	10.607

注：①样本数 2942 个；②非常幸福=5、比较幸福=4、一般=3、不太幸福=2、非常不幸福=1；③在“是否参加社会保险”的回答中，回答“否”和“不知道”均赋值为 0；④医疗保险特指城镇职工基本医疗保险，养老保险特指城镇职工基本养老保险；⑤受教育程度中，文盲=1、小学=2、初中=3、普通高中/中等职业教育/高等职业教育=4、大专/大学/研究生=5；⑥婚姻状况中其他包括未婚，离婚和丧偶；⑦健康状况中，健康=5、体质较弱=4、身有残疾=3、患有慢性病=2、患有大病=1；⑧周工作时间=周工作天数×日工作小时数；⑨月收入=现金收入+折算的房补+折算的食补，单位：元。

四、模型建立与实证分析

本研究的被解释变量主观幸福感为典型的离散有序变量，因此选择有序 Probit 模型（Ordered Probit Model，Oprobit），根据上文的数据说明和变量选取，具体模型形式如下：

$$Probit(SWB_{it}^{*})=\alpha+\beta Insurance_{it}+\lambda CV_{it}+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

在（1）式中，SWB_{it}^{*} 表示第 t 年第 i 个农民工的主观幸福感，$Insurance_{it}$ 为与社会保险相关的核心解释变量，CV_{it} 为控制变量矩阵，ε_{it} 为随机扰动项，α 、β 和 λ 为待估参数。

采用 Stata/MP14.0 的实证分析结果如表 2 所示。从模型 1 的实证结果可知，购买社会保险对农民工的主观幸福感有显著的正向影响，购买了社会保险的农民工比未购买社会保险的农民工主观幸福感高 21.70%，该结果通过了 1%的显著性水平检验，验证了假说 1，即购买社会保险可以显著提高农民工的主观幸福感。从模型 2 的实证结果可知，社会保险的全面性对农民工的主观幸福感也存在正向影响，其边际效应为 6.10%，且在 1%的统计水平上显著。综合模型 1 和模型 2 的实证结果，可以发现购买社会保险能够有效提高农民工的主观幸福感，并且社会保险的全面性越高，农民工的主观幸福感越高。这一结果比张子豪和谭燕芝（2018）测算的社会保险覆盖面和全面性对中国国民幸福感的边际效应值都要高，其测算的边际效应值分别为 10.10%和 3.60%。

表 2　　社会保险对农民工主观幸福感影响的实证分析结果

变量	被解释变量：*Subject*ive *Well－being*						
	ME1	ME2	ME3	ME4	ME5	ME6	ME7
Coverage	0.217***						
	(0.049)						
Comprehensiveness		0.061***					
		(0.011)					
Medicare			0.260***				
			(0.048)				
Endowment				0.234***			
				(0.048)			
Unemployment					0.213***		
					(0.046)		
Maternity						0.213***	

（续表 2）

Injury						(0.045)	0.192*** (0.046)
Gender	-0.002 (0.045)	0.010 (0.045)	0.006 (0.045)	0.008 (0.045)	0.008 (0.045)	0.034 (0.045)	-0.002 (0.045)
Age	-0.042*** (0.016)	-0.043*** (0.016)	-0.044*** (0.016)	-0.043*** (0.016)	-0.038** (0.016)	-0.037** (0.016)	-0.040** (0.016)
Age^2	0.062*** (0.020)	0.064*** (0.020)	0.066*** (0.020)	0.064*** (0.020)	0.058*** (0.020)	0.057*** (0.020)	0.059*** (0.020)
Education	0.027 (0.028)	0.009 (0.028)	0.0173 (0.028)	0.020 (0.027)	0.017 (0.028)	0.017 (0.028)	0.028 (0.028)
Marriage	0.196*** (0.057)	0.184*** (0.057)	0.192*** (0.057)	0.196*** (0.057)	0.194*** (0.056)	0.192*** (0.057)	0.190*** (0.057)
Health	0.221*** (0.081)	0.217*** (0.081)	0.220*** (0.080)	0.223*** (0.081)	0.218*** (0.082)	0.224*** (0.083)	0.220*** (0.082)
Work _time	-0.008*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.008*** (0.002)
Ln _income	0.546*** (0.065)	0.561*** (0.065)	0.566*** (0.065)	0.572*** (0.065)	0.566*** (0.065)	0.564*** (0.065)	0.540*** (0.066)
N	2942	2942	2942	2942	2942	2942	2942
Pseudo R^2	0.031	0.032	0.032	0.031	0.031	0.031	0.030

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%统计水平上显著；②括号内为稳健标准误；③由于篇幅限制，表中未汇报 4 个切点值的估计值及其稳健标准误，4 个切点值的估计值均在 1%的统计水平上显著。

另外，由表 2 中模型 3 至模型 7 的实证分析结果可知，农民工购买养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险和生育保险中任一种类的社会保险都可以提高其主观幸福感，且都在 1%的统计水平上通过显著性检验。其中，参与医疗保险给农民工带来的主观幸福感的边际效应最高，为 26.00%；其次为养老保险，为 23.40%；而边际效应最低的是工伤保险，为 19.20%。以上结果也验证了假说 2，即与其他社会保险相比，医疗保险和养老保险对农民工主观幸福感的影响更大。不同种类社会保险对农民工主观幸福感影响的边际效应存在差异是因为不同种类社会保险在农民工群体中发挥作用的概率不同。医疗保险和养老保险的边际效应较高是因为医疗保险和养老保险在中国社会保障体系中是处于核心地位，几乎每个社会保险参保个体都会享受这两种社会保险带来的福利，其次是失业保险和生育保险，而工伤保险的边际效应最低是因为工伤保险在农民工的整个劳动周期中出现的概率最低，因此对农民工主观幸福感的提升作用最小。

在控制变量方面，性别变量的影响并不显著，这与杨胜利等人（2016）的研究结果一致；农民工的年龄与其主观幸福感之间呈“U”型关系，即先随年龄的增长，其主观幸福感不断下降，达到一个

临界年龄后，其主观幸福感随着年龄的增长又在不断提高。基本的解释是年轻人生活压力较小，主观幸福感较高；而随着年龄的增长，人到中年后逐渐面临的更多的生活和工作的压力，主观幸福感降到最低；而随着年龄的继续增长到了老年阶段，人们的生活会更加安稳，人们也常常知足常乐，因此主观幸福感也较高，这也与李后建（2014）、杨胜利等（2016）以及张子豪和谭燕芝（2018）的研究结果一致。农民工的受教育程度对主观幸福感有正向作用，但不显著；有配偶农民工的主观幸福感明显比没有配偶的农民工高，且在1%的统计水平上显著，这很好地体现了“婚姻溢价”效应，有配偶的农民工通过家庭分工，提高了家庭的总产出，也提升了其主观幸福感。农民工个体的健康状况对其主观幸福感也有显著的正向作用，这是因为健康的身体才是个体主观幸福感的物质载体（Perneger et al.，2004）。工作时间越长，农民工的主观幸福感越低，且通过了1%的显著性水平检验，工作时间越长意味着闲暇时间越短，故会对农民工的主观幸福感造成负面影响。月收入对农民工主观幸福感的影响也十分显著，且影响较大，月收入每提高一个单位，农民工的主观幸福感增加50%以上，这是因为目前中国尚为发展中国家，还尚未全面实现小康，农民工的收入水平还相对较低，物质水平的改善仍然是提高农民工主观幸福感的主要因素之一（Knight et al.，2009）。

五、进一步的稳健性分析

（一）内生性问题与稳健性分析

上述研究结果表明购买社会保险可以提高农民工的主观幸福感，但由于数据和变量的限制，可能会出现样本选择偏差的问题，例如社会保险会影响农民工的主观幸福感，但也可能存在某些农民工认为拥有某种社会保险会带来幸福感才选择去购买，出现“自选择”问题。因此，为了降低样本选择偏差以及模型可能存在的内生性问题对实证结果的影响，本研究使用倾向得分匹配法（Propensity Score Matching，PSM）构造社会保险对农民工主观幸福感的反事实框架，对上文的回归结果进行稳健性检验和修正。

PSM构建反事实框架的思想是把样本分为“实验组”和“对照组”，首先根据协变量计算样本的倾向得分，其中被广泛使用的方法是Logit回归，然后根据倾向得分将实验组和对照组中的样本进行匹配，常使用的匹配方法有最近邻匹配、半径匹配、核匹配等。另外，使用PSM需要对两组样本进行平衡性检验，以确保两组样本除了处理指示变量的差异外，其他的解释变量不存在系统性差异，这样就类似于一个自然实验，能够有效减少样本选择偏误问题，得到更加真实的结果。在本研究中，参与了社会保险的农民工样本为实验组，未参与社会保险的农民工样本为对照组，处理指示变量为“是否参与社会保险”，本研究使用最近邻匹配法（$k=1$）[①]得到的变量平衡性检验结果如表3所示。

[①] $k=1$ 表示进行一对一匹配。

表 3　　匹配变量平衡性检验结果

变量	样本	均值		标准化偏差	偏差减少	t 检验	
		实验组	对照组	（%）	（%）	t	$P>\|t\|$
Gender	匹配前	0.633	0.575	11.9		2.86	0.004
	匹配后	0.631	0.640	-2.0	83.0	-0.67	0.505
Age	匹配前	35.407	39.766	-39.9		-10.17	0.000
	匹配后	35.415	35.146	2.5	93.8	0.93	0.352
Age^2	匹配前	13.442	17.296	-44.4		-11.51	0.000
	匹配后	13.454	13.227	2.6	94.1	1.02	0.306
Education	匹配前	3.759	3.052	76.8		17.70	0.000
	匹配后	3.749	3.690	6.4	91.7	2.00	0.045
Marriage	匹配前	0.759	0.737	4.9		1.18	0.236
	匹配后	0.757	0.796	-9.2	-87.0	-3.12	0.002
Health	匹配前	4.981	4.954	10.1		2.63	0.008
	匹配后	4.980	4.977	1.3	87.5	0.54	0.590
Work _time	匹配前	49.955	55.841	-44.7		-11.30	0.000
	匹配后	50.066	49.331	5.6	87.5	1.93	0.054
Ln _income	匹配前	8.587	8.451	37.4		9.03	0.000
	匹配后	8.577	8.550	7.2	80.7	2.45	0.014

分析表 3 可知，样本在匹配前，除了婚姻状况，所有变量的标准化偏差都大于 10%，且在 1%的水平上显著；在进行样本匹配后，所有变量的标准化偏差都小于 10%，而且大多数 t 检验的结果都不拒绝实验组与对照组无系统性差异的原假设（婚姻状况除外），大多数变量的标准化偏差也都大幅度减小。以上结果说明，PSM 有效地减少了两组样本之间的系统性差异即个体特征差异，符合随机实验的要求。基于匹配后的样本，计算实验组的平均处理效应（Average Treatment Effect on the Treated，ATT），其处理效应的表达式为：

$$ATT=E(y_{1i}-y_{0i}\,|\,D_i=1)=\frac{1}{N}\sum_{i:D_i=1}^{1}\left(y_i-\sum_{j:D_j=1}w(i,j)y_j\right) \quad (2)$$

公式（2）中，D_i 为处理变量，反映个体 i 是否参与社会保险，y_{0i} 表示未参与社会保险个体的主观幸福感，y_{1i} 表示参与社会保险个体的主观幸福感。N 为实验组的个体数，y_i 和 y_j 分别为实验组 i 和对照组 j 的处理结果，$w(i,j)$ 为适应于配对 (i,j) 的权重。

为了更加精确地估计社会保险对农民工主观幸福感的影响，本研究分别使用了最近邻匹配（k =1 和 k =4）、半径匹配和核匹配三种方法[①]，表 4 汇报了最近邻匹配法（k =1）的倾向得分匹配结果。

① k =4 表示进行一对四匹配；由于篇幅所限，文中未汇报其他匹配方法的平衡性检验结果（其他匹配方法的结果均通过平衡性检验）和倾向得分匹配结果，有兴趣的读者可向作者索要。

从表 4 结果可以得知，在未匹配时，样本总体的平均处理效应为 0.199，*t* 值为 6.65，说明在不添加任何控制变量的情况下，购买社会保险的农民工比未购买社会保险的农民工主观幸福感高 0.019，且在 1%的统计水平上显著。分析样本匹配后的平均处理效应结果可知，购买社会保险能够显著提高农民工的主观幸福感，且在 1%的统计水平上显著，说明通过有序 Probit 模型计算得到的社会保险的幸福效应具有良好的稳健性。同样，在样本匹配前后，参加医疗保险、养老保险、失业保险、生育保险和工伤保险的农民工样本平均处理效应均在 1%的统计水平上显著，说明购买各类型社会保险可以显著提高农民工的主观幸福感。总体来看，虽然匹配后样本各变量的平均处理效应与匹配前相比有所下降[①]，但都在 1%的统计水平上显著，说明上文的回归分析结果具有良好的稳健性。

表 4　　倾向得分匹配结果

变量	匹配方法	实验组	对照组	*ATT*	标准差	*t* 值
Coverage	未匹配	3.605	3.406	0.199	0.030	6.65***
	最近邻匹配（k =1）	3.602	3.346	0.256	0.071	3.63***
Endowment	未匹配	3.608	3.441	0.167	0.0281	5.95***
	最近邻匹配（k =1）	3.605	3.469	0.136	0.0625	2.18***
Medicare	未匹配	3.613	3.422	0.191	0.0283	6.76***
	最近邻匹配（k =1）	3.611	3.442	0.169	0.0620	2.73***
Unemployment	未匹配	3.621	3.459	0.162	0.0268	6.04***
	最近邻匹配（k =1）	3.619	3.484	0.134	0.0509	2.64***
Injury	未匹配	3.617	3.429	0.188	0.0278	6.76***
	最近邻匹配（k =1）	3.615	3.496	0.119	0.0497	2.39***
Maternity	未匹配	3.636	3.485	0.151	0.0267	5.64***
	最近邻匹配（k =1）	3.638	3.482	0.155	0.0462	3.36***

注：①1 对 1 最近邻匹配进行有放回匹配，仅对共同取值范围内个体进行匹配，且允许并列；②***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%统计水平上显著。

（二）社会保险对农民工主观幸福感影响的分样本分析

基于社会保险覆盖面和全面性对农民工主观幸福感的回归分析和稳健性检验，可以发现购买社会保险可以有效地提高农民工的主观幸福感，且购买的社会保险种类越多，其主观幸福感越高，但这些结果都是基于总体样本的分析，那么社会保险覆盖面和全面性对不同特征农民工的主观幸福感的影响是否存在差异呢？接下来，本研究将关注社会保险覆盖面和全面性对不同特征农民工主观幸福感的影响，进行分样本分析，以下回归分析均使用有序 Probit 模型。

1.收入分组分析。本研究将农民工样本根据平均月收入（5555.52 元）的多少划分为高收入组与低

[①] 本研究分别使用最近邻匹配（ k =1 和 k =4）、半径匹配和核匹配三种方法得到了匹配后的样本平均处理效应值，虽然不同匹配方法得到的匹配后样本的平均处理效应值不同，但对于每个变量而言，匹配后样本的平均处理效应值减小得较多，故得出该结论。由于篇幅有限，文中未汇报详细结果，有兴趣的读者可向作者索要。

收入组，其中月收入高于平均月收入的有 1401 人，占比 47.54%，低于或等于平均月收入的有 1541 人，占比 52.46%，具体回归结果如表 5 所示。由表 5 中模型 8 与模型 9 的实证分析结果可知，不论是高收入组还是低收入组，购买社会保险都能显著提高农民工的主观幸福感，但高收入组农民工购买社会保险的幸福效应比低收入组的高。同样，从模型 10 和模型 11 的实证分析结果可知，社会保险的全面性对高收入农民工主观幸福感的边际效应为 0.095，高于低收入组农民工的 0.041，可以看出，收入越高的农民工群体参加社会保险的幸福效应越高。这可能是因为，与低收入群体相比，高收入农民工群体购买社会保险可以补偿更多的风险，不必增加过多的预防性储蓄，其当期消费也会更高，因而其主观幸福感更高。模型 12 和模型 13 的实证结果分别是添加了社会保险覆盖面与收入的交叉项和社会保险全面性与收入的交叉项的结果。结果表明，收入越高的人购买社会保险的幸福效应越高，收入越高的人购买的社会保险种类越多其幸福效应也越高，验证了收入分组结果的可靠性。

表 5　　社会保险对不同收入组别农民工幸福感影响的实证分析结果

变量	被解释变量：*Subjective Well－being*					
	ME8	ME9	ME10	ME11	ME12	ME13
	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组	总体	总体
Coverage	0.206***	0.239***				
	(0.0631)	(0.0803)				
Comprehensiveness			0.041***	0.095***		
			(0.0140)	(0.0174)		
Coverage×*Ln _ income*					0.455***	
					（0.0735）	
Comprehensiveness × *Ln _ income*						0.106***
						（0.0172）
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1541	1401	1541	1401	2942	2942
Pseudo R^2	0.0217	0.0144	0.0211	0.0211	0.0250	0.0263

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%统计水平上显著；②括号内为稳健标准误。

2.代际分析。近年来，农民工群体出现了代际交替，截至 2018 年底，1980 年及以后出生的新生代农民工占全国农民工总量的 51.50%，新生代农民工在农民工群体中的比例已经过半。新老农民工由于在受教育程度和思想观念方面的不同，在对待同一事物也有可能有着不同的反应。根据是否是“80 后（包括 1980 年出生的个体）”将样本农民工划分为“新生代”和“老一代”两组，其中“新生代”农民工 1663 人，占比 56.45%，“老一代”农民工 1279 人，比例为 43.55%。实证分析结果如表 6 所示。

表 6　　新老农民工购买社会保险的幸福感实证分析结果

变量	被解释变量：*Subjective Well－being*					
	ME14 新生代	ME15 老一代	ME16 新生代	ME17 老一代	ME18 总体	ME19 总体
Coverage	0.322***	0.169**				
	(0.0716)	(0.0715)				
Comprehensiveness			0.062***	0.070***		
			(0.0148)	(0.0165)		
Coverage× *Age*					-0.009**	
					（0.0041）	
Comprehensiveness × *Age*						0.001***
						（0.0003）
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1663	1207	1663	1207	2942	2942
Pseudo R^2	0.0370	0.0353	0.0363	0.0396	0.0312	0.0316

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%统计水平上显著；②括号内为稳健标准误。

表 6 可知，社会保险覆盖面和全面性对新老农民工的主观幸福感都有显著的正向影响，且都通过了 1%的显著性水平检验。具体来看，购买社会保险对新生代农民工主观幸福感的边际影响为 0.322，而对老一代农民工主观幸福感的边际影响为 0.169。据调查问卷的统计结果，新生代农民工的社会保险参保率为 79.30%，高于老一代农民工的社会保险参保率 65.20%。这是由于社会保险中的医疗保险和养老保险需要个人支付一定比例，支付社会保险费会降低个人在生活中其他方面的消费水平，导致参保个体当期主观幸福感下降。而在本研究样本中，新生代农民工收入高于老一代农民工收入，故社会保险费的支付对新生代农民工主观幸福感的负面影响要小于老一代农民工。此外，新生代农民工正处于人生奋斗时期，其在就业和生活上遭遇风险的概率更大，购买社会保险更能降低其未来遭受风险时的损失；而老一代农民工往往外出务工多年，就业和生活也往往更加稳定，发生风险的可能性也更小。因此，新生代农民工参与社会保险的动机比老一代农民工更强，其购买社会保险带来的幸福效应也比老一代农民工高。购买社会保险种类的多少对于提高两代农民工主观幸福感的边际效应差别不大，新生代农民工的边际效应为 0.062，老一代农民工的边际效应为 0.070。模型 18 和模型 19 分别添加了社会保险覆盖面和全面性与年龄的交叉项，实证分析结果表明，农民工的年龄越大其参加社会保险的幸福效应越小，农民工的年龄越大其社会保险全面性的幸福效应越大，以上与分组分析结果一致。

六、结论与评述

十九大报告明确提出，要坚持在发展中保障和改善民生，要加强中国社会保障体系建设。社会保险作为中国社会保障体系的核心组成部分，在维护社会公平和改善民生中起着重要作用，也是国民获得幸福感的关键所在。在理论分析的基础上，本研究利用 2016～2018 年上海市农民工市民化进程动

态监测调查数据，分析了购买社会保险对农民工主观幸福感的影响。研究表明：购买社会保险可以显著提高农民工的主观幸福感，且购买的社会保险种类越多，农民工的主观幸福感越高。在控制其他变量的条件下，农民工每多购买一种社会保险，其主观幸福感提高 6.10%；五种类型的社会保险均能显著提高参保农民工的主观幸福感，相比较于其他类型社会保险，医疗保险和养老保险对农民工主观幸福感的提升作用更大。同时，本研究利用倾向得分匹配法和分样本分析对实证结果进行了进一步的稳健性检验，发现原模型的实证结果具有较好的稳健性，并发现与低收入农民工群体相比，高收入农民工群体的主观幸福感受社会保险的覆盖面和全面性影响更大，是否购买社会保险对新生代农民工主观幸福感的影响更大，而老一代农民工的主观幸福感受社会保险全面性的影响更大。

以上研究结论肯定了社会保险在提高农民工主观幸福感方面的积极作用，为了进一步提高农民工主观幸福感，促进农民工市民化，加快中国的城镇化进程，对应的政策建议有：一方面，政府应该通过立法等强制性手段提高社会保险在农民工群体中的覆盖面，发挥社会保险在农民工群体中的社会保障作用；由于不同种类社会保险的幸福提升效应不同，可以先从提高医疗保险和养老保险的覆盖面出发，再逐步扩展到其他种类社会保险。另一方面，根据收入水平制定差异化的缴费基数，加大社会保险方面的财政支出，给予低收入农民工群体社会保险缴费补贴，提高低收入农民工群体的社会保险覆盖面。

参考文献

1.程名望、贾晓佳、俞宁，2018：《农村劳动力转移对中国经济增长的贡献（1978~2015 年）：模型与实证》，《管理世界》第 10 期。

2.冯诗杰、李宪、袁正，2014：《医疗保险与城镇老年人幸福感》，《消费经济》第 2 期。

3.胡洪曙、鲁元平，2012：《收入不平等、健康与老年人主观幸福感——来自中国老龄化背景下的经验证据》，《中国软科学》第 11 期。

4 李后建，2014：《不确定性防范与城市务工人员主观幸福感——基于反事实框架的研究》，《社会》第 2 期。

5.李亚青、吴联灿、申曙光，2012：《企业社会保险福利对农民工流动性的影响——来自广东珠三角地区的证据》，《中国农村经济》第 9 期。

6 刘靖、毛学峰、熊艳艳，2013：《农民工的权益与幸福感——基于微观数据的实证分析》，《中国农村经济》第 8 期。

7.刘瑜，2015：《社会保障制度的幸福效应实证研究——基于医疗保险、养老保险的视角》，《商业经济研究》第 6 期。

8.鲁元平、杨灿明，2013：《财政分权、地方政府支出偏好与居民幸福感——基于分税制后的中国经验证据》，《中南财经政法大学学报》第 4 期。

9.罗楚亮，2009：《绝对收入、相对收入与主观幸福感——来自中国城乡住户调查数据的经验分析》，《财经研究》第 11 期。

10.亓寿伟、周少甫，2010：《收入、健康与医疗保险对老年人幸福感的影响》，《公共管理学报》第 1 期。

11.盛光华、张天舒，2015：《新生代农民工主观幸福感的影响因素》，《城市问题》第 12 期。

12.王延中、龙玉其、江翠萍、徐强，2016：《中国社会保障收入再分配效应研究——以社会保险为例》，《经济研究》第 2 期。

13.杨胜利、谢超、杨书华，2016：《收入、保险与居民幸福感研究——来自中国家庭收入调查的经验证据》，《云南财经大学学报》第 3 期。

14.岳经纶、尤泽锋，2018：《挤压当前还是保障未来：中低收入阶层养老保险幸福效应研究》，《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第 6 期。

15.张映芹、魏鹏，2010：《幸福经济学的发展轨迹探析》，《经济社会体制比较》第 3 期。

16.张子豪、谭燕芝，2018：《社会保险与中国国民幸福感》，《金融经济学研究》第 3 期。

17.周绍杰、王洪川、苏杨，2015：《中国人如何能有更高水平的幸福感——基于中国民生指数调查》，《管理世界》第 6 期。

18.祝仲坤、冷晨昕，2017：《中国进城农民工的居住状况与主观幸福感——基于流动人口动态监测数据的实证分析》，《劳动经济研究》第 2 期。

19.祝仲坤、陶建平、冷晨昕，2019：《迁移与幸福》，《南方经济》第 3 期。

20.A.S.Waterman, 1993, Two Conceptions of Happiness: Contrasts of Personal Expressiveness(Eudaimonia) and hedonic enjoyment, *Journal of Personality and Social Psychology,* 64: 678-691.

21.Bjornskov, C. , Dreher, A. And Fischer, J.A.V., 2007, The Bigger The Better? Evidence of The Effect of Government Size on Life Satisfaction around The World, *Public Choice*, 130(3-4): 267-292.

22.Blanchflower, David and Andrew Oswald, 2001, Well-Being Over Time in Britain and the USA, *Journal of Public Economics*, 88(7-8): 1359-1386.

23.Clark, Andrew E., Paul Frijters and Michael A. Shields, 2008, Relative Income, Happiness and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles, *Journal of Economic Literature*, 46(1): 95-144.

24.Diener, E.D. , 1984, Subjective Well-being, *Psychological Bulletin*, 95: 542-575.

25.Easterlin, R. A., 1974, Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence, *New York: Academic Press*, 89-125.

26.Easterlin, R. A., Morgan, M. Switek and F. Wang, 2012, China's life satisfaction, 1990~2010, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 25: 9775-9780.

27.Easterlin, R．A．, 2003, Explaining Happiness, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 100(19): 11176-11183.

28.Frey, Bruno S. and Alois, Stutzer, 2002, What can Economists Learn from Happiness Research? *Journal of Economic Literature,* 40(2): 402-435.

29.Graham, C. and Pettinato, S., 2010, Happiness, Markets, and Democracy: Latin America in Comparative Perspective, *Journal of Happiness Studies*, 2(3): 37-268.

30.Knight, John, Lina Song and Ramani Gunatilaka, 2009, Subjective Well-Being and Its Determinants in Rural China, *China Economic Review*, 20(4) : 635-649.

31.MacKerron, George and Susana, Mourato, 2009, Life Satisfaction and Air Quality in London, *Ecological Economics*, 68(5): 1441-1453.

32.Oswald Andrew, 1997, Happiness and Economic Performance, *The Economic Journal*, 107(445): 1815 -1831.

33.Perneger, Thomas V. , Patricia M. Hudelson and Patrick A. Bovier, 2004, Health and Happiness in Young Swiss Adults, Quality of Life Research, 13(1): 171-178.

34.Piet Ouweneel, 2002, Social Security and Well-Being of the Unemployed in 42 Nations, *Journal of Happiness Studies,* 3(2): 167-192.

35.Rofman R., Lucchetti L. and Ourens G., 2006, Pension Systems in Latin America: Concepts and Measurements of Coverage, *World Bank Social Protection Discussion Paper*, No.0616.

36.Tella, Rafael Di, Robert MacCulloch and Andrew Oswald , 2001, Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness, *The American Economic Review*, 91(1): 335-341.

37.Veenhoven, R., 1996, Happy Life Expectancy: A Comprehensive Measure of Quality of Life in Nations, *Social Indicators Research*, 39(1): 1 -58.

（作者单位：同济大学经济与管理学院）

（责任编辑：初　心）

Can the Purchase of Social Insurance Improve the Subjective Well-being of Migrant Workers? An Empirical Analysis Based on Life Satisfaction of 2942 Migrant Workers in Shanghai

Cheng Mingwang　Hua Hanyang

Abstract: This study uses 2942 sample data from the dynamic monitoring survey of migrant workers' citizenization process conducted by the Shanghai survey team of the National Bureau of Statistics from 2016 to 2018. Based on the survey results of life satisfaction of migrant workers, this article makes an empirical study on the impact of social insurance on migrant workers' subjective well-being, using an ordered probit model. The results show that the purchase of social insurance can significantly improve the subjective well-being of migrant workers, and that the more types of social insurance they purchase, the higher their subjective well-being. The subjective well-being of migrant workers who buy social insurance is 21.70% higher than that of migrant workers who do not buy social insurance. For each additional type of social insurance, their subjective well-being increases by 6.10%. All five types of social insurance can significantly improve the subjective well-being of insured migrant workers respectively, with the highest marginal effect of medical insurance, followed by pension insurance, and the lowest being work injury insurance. Through the propensity score matching method and the sub-sample analysis, it finds that the regression results of the original model have good robustness. Finally, based on the research conclusions, the study proposes three policy recommendations with the purpose of further improving the subjective well-being of migrant workers.

Key Words: Social Insurance; Migrant Worker; Subjective Well-being

互联网使用促进农户创业增益了吗？*

——基于内生转换回归模型的实证分析

苏岚岚　孔　荣

摘要：本文从互联网采购和互联网销售参与两个方面表征互联网使用，依据陕西、宁夏和山东831户创业农户调查数据，运用内生转换回归（ESR）模型，探究了互联网使用对农户创业绩效水平的影响效应，并采用Fields分解法检验了互联网使用对农户创业绩效差距的作用方向及程度。研究结果表明，农户参与互联网采购和互联网销售均显著提升了其创业绩效。基于反事实假设，参与互联网采购和互联网销售农户若未使用互联网采购及互联网销售，其创业绩效分别下降12.79%和4.54%；未参与互联网采购和互联网销售农户若使用互联网采购和互联网销售，其创业绩效分别提升44.15%和14.19%，即参与互联网采购对农户创业绩效水平的正向影响大于参与互联网销售的正向作用。研究进一步证实，互联网使用扩大了农户创业绩效差距，参与互联网采购和互联网销售对农户创业绩效差距的贡献率分别为5.51%和3.94%，即参与互联网采购对农户创业绩效差距的贡献率大于参与互联网销售的贡献率。

关键词：互联网采购　互联网销售　农户创业　创业绩效　内生转换回归

中图分类号：F323.6　　**文献标识码：**A

一、引言

当前，中国农户创业存活率较低、可持续性增长乏力，不断降低创业成本、提高生产经营效率、增加利润率和市场占有率是实现农户创业提档升级、有力推进“大众创业”战略实施的内在要求。近些年，互联网技术以其日新月异的蓬勃发展态势快速渗透广大农村地区，以互联网为载体的社交、销售等平台凭借其跨越时空、对象均等、成本较低等独特优势，深度融入农户生产销售等诸多经济决策环节，深刻改变着农户经济行为方式及行为结果，为农村创业型经济转型和农户创业提档升级注入新的活力要素、提供新的可行路径。互联网社交平台中的创意化社交工具如微信、QQ等不仅拓展了农户构建人际关系网络的渠道，而且丰富了农户生产经营活动的具体内容和形式；与此同时，互联网销售

*本文研究获得国家自然科学基金项目“金融行为中介作用下农民金融素养对收入质量的影响机制及提升路径研究”（编号：71773094）的资助。同时感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见，当然，笔者文责自负。本文通讯作者：孔荣。

平台逐渐改变了农户的日常购物习惯，并影响农户尤其是创业农户的产品销售模式。在中国部分农村地区，互联网营销的兴起与当地特色农产品、农业生产专业户等元素的聚集，催生了一批产业富有特色、农户经营活跃的电子商务专业村，有力促进了农户创业、就业和增收。为使更多农户共享信息化发展的红利，《“十三五”全国农业农村信息化发展规划》中明确提出“加快推动信息技术与农业生产、经营、管理与服务全面深度融合，以信息化有力引领和驱动农业农村现代化，预计到2020年运用互联网开展经营的农民尤其是新型农业经营主体数量大幅上升，力争实现农产品网上零售额占农业总产值比重达到8%的目标”[①]。因此，深入探究互联网嵌入情境下创业农户互联网使用情况及其经济效应对加快农业农村信息化建设、充分发挥“互联网+”开辟农户增收新途径的作用具有重要现实意义。

已有研究针对“互联网使用对于农村居民来讲是‘信息红利’还是‘信息鸿沟’”进行了诸多争论，且尚未达成一致结论。如部分研究证实，互联网的推广普及有助于拉动农村劳动力就业（马俊龙、宁光杰，2017）、激发农村家庭创业（周洋、华语音，2017），进而提升农村居民收入水平（周冬，2016）。然而，也有研究指出，互联网普及对城市居民的收入回报远高于对农村居民的收入回报（谭燕芝等，2017），并使受教育程度和收入水平较高的富裕阶层获益更多，且造成个体间收入差距逐渐扩大（Bonfadelli，2002），因而互联网使用带来的“信息鸿沟”更为明显。当前，中国农村信息化建设取得重要进展已是不争的事实，农民群体在互联网资源可及性方面的地区差异及个体差异不断减小。据统计，截至2018年10月，中国行政村通光纤比例已从电信普遍服务试点前低于70%提升至目前的96%，行政村4G网络覆盖率已达到95%，极大提升了广大农村尤其是偏远地区宽带网络基础设施服务能力；农村网民规模超2亿人，农村互联网普及率上升至34.5%[②]。随着农村互联网基础设施的不断完善、网络资费的降低和网络服务质量的提高，互联网技术逐渐嵌入农村传统产业和新型业态，有效地丰富了农户创业实践的形式和选择，其作用不仅体现在创业决策阶段，更体现在创业实施后的结果层面。具体而言，互联网使用既为改善农户整体创业效果提供更多机会和可能，也在一定程度上重塑创业绩效的个体差异分布格局。鉴于此，本文从农户创业绩效层面深入评估互联网使用的经济效应，试图回答：互联网情境下创业农户的互联网使用有何新特征？互联网嵌入农户创业活动是否提升了农户创业绩效水平？互联网使用究竟是扩大还是缩小了农户间创业绩效的差距？

本文拟聚焦创业农户经济活动中最为关键的生产和销售环节，从生产资料的互联网购买、产成品的互联网销售两个方面综合衡量互联网使用情况，依据陕西、宁夏和山东831户创业农户调查数据，采用内生转换回归（Endogenous Switching Regression，简称ESR）模型实证评估互联网使用对农户创业绩效水平的影响效应，并运用Fields分解法进一步比较分析互联网采购和互联网销售对农户创业绩效差距的作用效果。本文研究旨在深化互联网使用的经济效应相关理论体系，同时为“互联网+”

[①]农业部市场与经济信息司：《“十三五”全国农业农村信息化发展规划》，http://www.moa.gov.cn/ztzl/scdh/tzgg/201609/t20160901_5261667.htm。

[②]中华人民共和国工业和信息化部信息通信发展司：《行政村通光纤比例已达96%》，http://www.miit.gov.cn/n1146290/n1146402/n1146440/c6426166/content.html。

背景下优化农村信息化政策设计、加大信息支农惠农力度、探寻农户创业增收新路径提供实践支撑。

二、文献综述

国内外学者尚未就创业绩效内涵及其测度达成共识。Covin（1991）关于“创业绩效是组织水平上的创业活动成果且具有多维特征”的界定得到较多学者的认可，Stathopoulou et al.（2004）进一步指出创业绩效可表现在利润率、就业情况、社会效应等多方面。结合中国农村创业实际，郭红东、丁高洁（2013）界定农民创业绩效为创业者对所创事业及创业目标达成度的主观评价。主观和客观评价法是当前农户创业绩效的主要衡量方法。客观评价法支持者主张以家庭年均经营收入等财务指标来衡量创业绩效（周菁华、谢洲，2012）。然而，农户所创事业一般规模较小，创业行业类型存在较大差异，组织管理不够规范，财务数据较缺乏，导致对其客观财务绩效的测量往往比较困难（Mcdougall et al.，1994）。基于对不同主客观绩效指标的比较，Wall et al.（2004）指出主客观评价法并不显著影响对创业绩效的最终判断。因此，主观绩效评价法在农户创业绩效研究中应用较为普遍。如已有研究多从创业者层面的收入提高、生活质量改善、价值实现等，以及所创事业层面的规模扩大、盈利能力提升、市场占有率增加等方面综合衡量农户创业绩效（罗明忠、陈明，2015；苏岚岚等，2016）。诸多学者集中于从人力资本（罗明忠、陈明，2015）、社会资本（黄洁等，2010）等方面挖掘农户创业绩效的内在制约因素，并从金融支持、市场环境、服务环境等方面的创业环境（刘畅等，2015）论证农户创业绩效的外在驱动因素。基于互联网应用层面解析创业绩效差异性和制约因素则为农户创业研究提供了一个新视角。

农户对互联网技术的采用及其社会经济效应引起诸多学者的关注。部分学者研究证实互联网使用不仅对企业、城市居民创业活动产生显著影响，而且对农村居民创业发挥越来越重要的作用。以企业为研究对象，杨德林等（2017）构建包括信息获取与社交沟通两个维度的互联网应用，研究指出互联网应用可通过社会资本的部分中介作用显著提高企业创业绩效。以城市居民为研究对象，史晋川、王维维（2017）以是否上网衡量互联网使用，统计发现受访城市居民中使用互联网的比例为32%，将互联网作为主要信息渠道的比例为27.4%；互联网使用显著促进了城镇居民创业尤其是机会型创业。以农村居民为研究对象，周广肃、樊纲（2018）从是否使用和使用强度两个方面考察互联网使用情况，采用IV-Probit模型处理互联网使用与创业决策之间的内生性问题，研究结果表明互联网应用使农户创业概率提高3%；周洋、华语音（2017）研究认为，使用互联网不仅显著提高农村家庭创业可能性，而且显著增加农户创业收入。另有研究指出，互联网使用影响家庭创业的路径包括信息渠道效应、融资效应、社会互动效应、风险偏好效应（周广肃、樊纲，2018）。随着研究视角的拓展，部分学者从就业选择、收入差距等方面丰富了互联网使用的社会经济效应研究。如毛宇飞、曾湘泉（2017）以是否使用互联网、是否将互联网作为主要信息获取渠道、闲暇时互联网使用情况综合衡量女性互联网使用，并证实互联网使用对女性非自雇就业的作用效果大于对其自雇就业的影响。曾亿武等（2018）聚焦于农户电子商务参与，基于倾向得分匹配法研究发现，电子商务采纳加剧了农户内部的收入不平等程度。

梳理文献可知，已有研究还存在以下不足之处：一是虽关注了互联网使用对家庭创业选择的影响，

但对互联网使用影响农户创业选择的结果（如创业绩效）重视不够，鲜有研究探讨互联网使用对农户创业绩效差距的影响方向及程度；二是现有研究多以手机或电脑上网衡量农户互联网技术采纳情况，对农户尤其是创业农户互联网采购、互联网销售等方面互联网使用行为的针对性研究缺乏；三是已有研究多采用工具变量法或倾向得分匹配法测算农户互联网使用的经济效应，前者未考虑处理效应的异质性，后者未能解决不可观测因素导致的遗漏变量内生性问题。本文的创新之处在于：以互联网采购和互联网销售综合衡量农户互联网使用情况，并深入阐释互联网使用对农户创业绩效（水平和差距）的影响机理，拓展了农户创业的研究视角；系统论证互联网使用对农户创业绩效绝对量和相对量的影响，从效率和公平两个层面丰富了互联网使用的经济效应研究框架；采用内生转换回归模型解决前述遗漏变量内生性问题和处理效应异质性问题，增强了估计结果的严谨性。

三、理论分析与研究假说

（一）互联网使用对农户创业增益影响的理论分析：绝对量的视角

农户既是互联网产品的消费者，也是互联网产品的生产者，加之生产和销售环节是农户尤其是创业农户生产经营活动中最为关键且最具共性的两个经济环节，因此，本文着重从生产资料的互联网采购和产成品的互联网销售两个方面表征农户互联网使用情况。农户对互联网采购和互联网销售的使用决策取决于使用收益、预期支付成本及潜在风险损失的综合比较。互联网采购和互联网销售对农户创业效果的影响路径既具有共性也具有差异性。共性方面，互联网购销平台的使用有效拓宽了信息传播渠道，加快了信息传播速度，使得大量数据信息在不同市场主体之间得以快速流动，不同信息流的融合碰撞有助于创业者准确识别商业机会、及时获取创业资源、增强抵御市场风险的能力等，最终提升创业绩效水平。此外，本文分别阐释互联网采购和互联网销售对农户创业绩效水平的差异化作用机理。

1.*互联网采购可通过成本控制效应和产能更新效应影响农户创业绩效水平。*消费者购买决策理论指出，消费者购买动机产生于内在需求和外在诱因的综合作用，并直接影响个体购买决策。于创业农户而言，降低生产成本、提高投资效益是其参与互联网采购的重要动机。已有研究表明，网络采购相较于线下采购有助于消费者获得丰富的信息量、实施多样化的比较选择，并享有竞争性定价带来的价格优惠等（Jarvenppa and Todd，1997）。此外，电子商务平台打破时空限制，显著增强网商搜集整理和利用信息的能力，有益于农户密切关注市场需求和产品动态，提升生产策略调整的灵活性，进而有效引导生产，提高生产效益（Baorakis et al.，2002；曾亿武等，2018）。随着互联网平台日臻完善及农村物流服务的便捷化、高效化，创业农户日趋倾向于通过跨越时空的互联网购物平台进行目标产品搜寻、产品参数比较分析，同时汲取其他购买者的相关评价信息，最终选择和购买符合实际需求且性价比最高的生产资料。理论上，以互联网平台为依托的生产资料采购具有选择多样化、产品可比性高、信息不对称程度低、节约采购时间和人力成本等独特优势（Alba et al.，1997）；同时，创业农户的生产资料采购呈现出频率较高、规模较大等特征，一定程度上增强农户与网商的议价能力，有助于农户合理控制生产资料成本、节约采购成本。此外，在线采购模式有助于创业农户及时更新品种、技术和设备，提高生产标准和产品质量，提供符合市场最新需求的产品及服务，以实现更高的经营绩效。

2.互联网销售可通过销售渠道拓展效应影响农户创业绩效水平。诸多研究证实，现代通讯技术的发展对增加农产品市场销售量、提高农产品销售价格、改善农户福利水平等产生显著的促进作用（许竹青等，2013；Shimamoto et al.，2015）。当前，互联网销售模式主要包括基于微信、QQ 等社交平台开展的面向熟人网络及其衍生网络的朋友圈销售和以天猫、京东、淘宝等专业网站为依托的网站销售。现代营销理论认为，营销效果的优劣不仅与营销策略选择相关，而且越来越依赖于营销模式和营销载体的创新。微信、QQ 等营销作为即时性营销模式的典型代表，通过将文字、图片、语音、视频等资源融合到营销信息之中，并以熟人关系及其衍生网络为基础进行“多对多”的信息传递，唤起目标消费群体的评论互动、转发共享，最大限度促进营销信息的传播，同时充分发挥口碑营销的作用（张艳，2013）。此外，建立导购网站有利于充分展示产品自身及销售信息，并以网站为平台尽可能聚集目标消费者，网站浏览频率、消费者评价、界面友好程度、售后咨询服务等因素直接影响网站营销效果。网络营销可通过杠杆效应、蝴蝶效应、马太效应、眼球效应等不断增强营销灵活性、扩大产品影响力、提升市场竞争力（周正平等，2013）。因此，创业农户无论是采用网络朋友圈还是专业网站为载体的即时性营销模式，均可充分利用线上社会网络拓展目标销售群体、挖掘潜在客户，最大限度地及时传播营销信息，增加产品市场销售量和销售利润率，持续提升创业绩效。综上，本文提出以下假说：

H1：互联网使用对农户创业绩效水平产生促进作用；

H1a：互联网采购对农户创业绩效水平产生促进作用；

H1b：互联网销售对农户创业绩效水平产生促进作用。

（二）互联网使用对农户创业增益影响的理论分析：相对量的视角

农户在人力资本、社会资本、物质资本等方面的资源禀赋存在明显异质性，由此导致个体间互联网使用的能动性及经济效果等方面均存在差异。毋庸置疑，农户中主要成员受教育程度越高、参加互联网知识技能培训的经历越多，其对互联网知识的学习和利用能力越强；社会网络关系中使用互联网的亲友越多，越可增强农户学习使用互联网并将其融入生产经营活动的积极性和主动性；智能手机或电脑持有、家庭网络连通为农户接触并使用互联网资源提供必要的物质载体，同时，区域互联网基础设施及网络服务条件等为农户应用互联网技术支持生产经营活动提供网络基础；生产经营规模越大、专业化水平越高、有一定财富积累的创业农户，其采购、生产、销售等经济活动频繁，因而对便捷高效的互联网技术的需求越大、投入成本越多，互联网使用对其生产经营效果的影响程度也越大。因此，在上述互联网技术采用的主客观制约条件方面表现越优越的农户，越能在生产经营尤其是创业实践中充分利用互联网功能以发挥互联网的经济效应，最终导致个体间创业绩效差距分布格局的变化。已有研究证实，互联网使用扩大了个体间收入差距（Bonfadelli，2002；谭燕芝等，2017），即对富有阶层的财富积累效应大于对中低收入阶层的影响，且该差距可由个体间社会经济因素的不同来解释（Chang and Just，2009）。理论上，因资源禀赋和能力等方面的差异，农户参与互联网采购和互联网销售所产生的经济效果不同，因而互联网使用对不同类型农户创业绩效的作用程度存在群体差异，即对资源禀赋和互联网学习利用能力较优越的农户创业绩效的促进作用更大。鉴于此，本文提出以下假说：

H2：互联网使用扩大农户创业绩效的差距；

H2a：互联网采购扩大农户创业绩效的差距；

H2b：互联网销售扩大农户创业绩效的差距。

四、研究设计

（一）数据来源及样本基本情况

本文数据来源于课题组2018年在陕西、宁夏、山东开展的主题为“农户互联网使用及创业决策情况”的农村实地入户调查。综合考虑农村信息化发展和农民返乡创业试点情况，调查组从陕西、宁夏和山东分层选取渭南市富平县、石嘴山市平罗县和潍坊市青州市3个电子商务发展较好的县，以及汉中市南郑县、吴忠市同心县、聊城市莘县3个电子商务发展一般的县；同时，结合地理环境和区域经济发展水平的差异，选取西安市高陵区、中卫市沙坡头区、临沂市沂南县3个电子商务发展较滞后的县（区）进行抽样。其中，宁夏平罗县与同心县、山东沂南县是国家级返乡创业试点县。调查组在上述各县（区）选取3～4个反映不同层次经济发展水平的代表性乡镇，在每个样本乡镇按照相同标准分层选取2～3个样本自然村，再在每个样本村随机选择15～20个样本农户（主要为家庭财务决策人）进行访谈。此次调查共发放问卷2000份，回收有效问卷1947份，问卷有效率为97.35%，共涉及9个市9个县（区）36个乡（镇）105个自然村。样本选取具有如下特征：一是陕西、宁夏、山东分别作为西部和东部农业大省，农业优势特色产业发展为农民创业提供重要支撑；样本兼顾了返乡创业试点县和一般县，农民创业支持政策力度和创业活跃度存在一定的层次性。二是陕西和宁夏是成长型电子商务发展模式的代表性省份，山东是成熟型电子商务发展模式的代表性省份[①]；此外，宁夏和山东是国家农村信息化示范省。样本兼顾了电子商务和信息化发展不同水平的县（区），农民互联网使用的区域环境存在差异。三是样本覆盖黄土高原区、关中平原区、陕南山区和华北平原区等不同地理环境下的农业生态系统，农户互联网使用及创业活动呈现区域性特征。上述特征反映出样本代表性较好。

为准确识别样本类型，本文将农户创业范畴界定如下：①农业创业指在种植业、养殖业、林业和渔业等传统农业产业领域实现经营规模升级或通过应用新技术、开展新业务、建立新组织（如家庭农场、农民专业合作社等）等改进原有生产经营方式，且农业创业规模标准的确定既参考了当地专业大户规模水平，也考虑了调研区域实际；②非农创业指在工业领域创办加工、制造、建筑企业等，在服务业领域从事农业生产专业化服务、零售批发、餐饮住宿、运输家政、文化娱乐、医疗卫生等商业流通及三产服务方面的非农经济活动，且年盈利在三万元及以上[②]。实际调查中，还结合农户生产经营行为投入的资金、劳动力、时间及动机等方面的情况予以辅助判断。本文依据上述标准将全样本划分为创业农户和非创业农户样本，分别为831户和1116户，并提取创业农户样本作为最终研究数据。受访样本中，男性和女性比例分别为78.00%和22.00%；受访者平均年龄为44岁；受教育程度为初中以下、初中、高中及以上的比例分别为17.80%、50.30%和31.90%；52.93%的农户参加过各类知识技术

[①]电子商务交易技术国家工程实验室：《中国电子商务发展指数报告（2018）》，http://www.lifangwang.net/detail.php?aid=145。

[②]根据2016年城镇私营单位就业人员年平均工资（42833元）和城镇居民人均可支配收入（33616元）综合确定。

培训；样本互联网学习能力的平均水平为一般；样本平均每月手机费均值为 130.41 元；样本家庭平均每年网费均值为 727.31 元；经常联系微信好友数平均为 68 人；实际经营耕地面积均值为 78.36 亩；创业年限均值为 8.5 年；样本创业行业集中于非农领域的比例为 39.00%；28%的样本为新型农业经营主体。此外，57.50%的样本经常从朋友圈获取有价值信息，且样本平均每周上网时间约为 15 个小时。

（二）变量设计及描述性统计

1.因变量：创业绩效。绩效管理理论指出，结果法是重要的组织绩效评价方法，且组织绩效评价需处理好财务和非财务指标的统一关系。借鉴郭红东、丁高洁（2013），本文选取所创事业整体运营情况、创业盈利情况、事业规模扩大情况、市场销售量及占有率增加情况、创业目标完成度情况 5 个指标，设计 Likert 五点量表（非常不符合=1；比较不符合=2；一般=3；比较符合=4；非常符合=5），以主观绩效评价法进行测量。运用最大方差法进行因子分析后的结果[①]显示，所有测量题项的样本充足性检验 KMO 值为 0.74，Bartlett 球形度检验值在 1%的水平上显著，表明数据适合进行因子分析。提取特征根大于 1 的公共因子 1 个，命名为农户创业绩效，累积方差贡献率为 71.95%。所有测量题项的因子载荷值和一致性系数（Cronbach's α）均大于 0.8，表明变量测量具有较好的信度和效度。

2.处理变量：互联网使用。本文将互联网使用界定为互联网采购和互联网销售（朋友圈销售和网站销售）两个方面的参与情况，分别通过询问受访者创业过程中“是否使用了互联网进行原材料、机器设备等生产资料的购买？”“是否使用了微信、QQ 或其他社交平台的朋友圈进行产品销售？”“是否采用了网站销售？”进行测量。样本农户中参与过互联网采购和互联网销售的创业农户分别为 195 户和 295 户（使用网站销售 87 户），分别占创业样本的 23.47%和 35.50%，表明以互联网为依托的生产资料采购、产成品销售已成为传统线下渠道的重要补充。

3.控制变量。借鉴郭红东、丁高洁（2013）、曾亿武等（2018），并结合现实观察，本文选取性别、年龄、受教育程度、参加知识技术培训经历、互联网学习能力反映受访者个体特征，选取平均每月手机费、平均每年网费、经常联系微信好友数、实际经营耕地面积、创业年限、是否为新型农业经营主体反映受访者家庭特征，选取村庄离乡镇距离为村庄特征变量，并控制区域固定效应。

4.识别变量。本文选取“经常从朋友圈获取有价值信息”“平均每周上网时间”作为识别变量。这是基于以下考虑：农户是否经常通过基于微信、QQ 或其他社交平台的朋友圈获取有价值信息及其平均每周上网时间分别反映农户信息获取习惯和网络使用频率，因而直接影响农户对互联网采购和互联网销售的参与决策，但不直接影响农户最终创业绩效。

主要特征指标的参数 t 检验结果显示（见表 1），未控制农户其他经济特征条件下，有无参与互联网采购和有无参与互联网销售农户的创业绩效差值分别在 1%和 5%的水平上正向显著。此外，统计结果还显示，互联网技术使用农户多表现为男性、年龄较低、受教育程度较高、参加过知识技术培训、互联网学习能力较好、平均每月手机费和平均每年网费较高、经常联系微信好友数较多、实际经营耕地面积较大、创业年限较短、创业行业为非农行业、农户类型为新型农业经营主体、村庄距离乡镇较

[①]限于篇幅，详细的测量题项及因子分析结果未予汇报。

近。同时，本文采用非参数 Wilcoxon 秩和检验的结果[①]显示，非参数检验结果与参数 t 检验结果一致。

表 1　　互联网技术使用农户与未使用农户主要特征指标的描述性统计

变量名	变量赋值	总样本	均值				差异	
			A	B	C	D	B-A	D-C
创业绩效	因子分析所得	2.47×10^{-7}	-0.05	0.16	-0.05	0.09	0.21***	0.14**
性别	男=1；女=0	0.78	0.75	0.86	0.76	0.81	0.11***	0.05*
年龄	单位：岁	44.49	45.24	42.08	45.90	41.95	-3.16***	-3.95***
受教育程度	上学年限（单位：年）	8.96	8.50	10.46	8.42	9.94	1.96***	1.52***
参加知识技术培训经历	参加过=1；未参加过=0	0.53	0.48	0.69	0.48	0.63	0.21***	0.15***
互联网学习能力	非常差=1；比较差=2；一般=3；比较好=4；非常好=5	3.35	3.19	3.89	3.07	3.86	0.70***	0.79***
平均每月手机费	单位：元	130.41	118.43	169.46	110.87	165.91	51.03***	55.04***
平均每年网费	单位：元	727.31	657.68	954.40	599.26	959.96	296.72***	360.70***
经常联系微信好友数	单位：人	68.43	52.40	120.70	44.63	111.66	68.30***	67.03***
实际经营耕地面积	实际经营面积=自有+转入-转出（单位：亩）	78.36	56.66	149.11	57.01	117.13	92.45***	60.12**
创业年限	单位：年	8.51	8.77	7.65	8.86	7.87	-1.12**	-0.99**
创业行业	非农=1；涉农=0	0.39	0.35	0.50	0.33	0.48	0.15***	0.15***
是否为新型农业经营主体	是=1；否=0	0.28	0.23	0.42	0.22	0.38	0.19***	0.16***
村庄离乡镇距离	单位：公里	5.05	5.75	4.84	5.11	5.01	-0.91**	-0.10
是否陕西	是=1；否=0	0.38	0.36	0.45	0.35	0.43	0.09**	0.08**
是否山东	是=1；否=0	0.36	0.39	0.29	0.40	0.31	-0.10**	-0.09***
经常从朋友圈获取有价值信息	从没有=1；偶尔有=2；经常有=3	2.41	2.33	2.67	2.23	2.75	0.34***	0.52***
平均每周上网时间	单位：小时	14.53	12.92	19.76	11.82	19.45	6.84***	7.63***

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著；A、B、C、D 分别表示未参与互联网采购农户组、参与互联网采购农户组、未参与互联网销售农户组和参与互联网销售农户组；差值比较采用参数 t 检验。

（三）模型构建

1.互联网使用对农户创业绩效水平影响的模型设定。依据 Becerril and Abdulai（2010）的随机效用

[①]限于篇幅，Wilcoxon 秩和检验的详细结果未予汇报。

决策模型，农户是否使用互联网取决于其使用互联网的效用（U_{1i}）和不使用互联网的效用（U_{0i}）之差，若 $A_i^*=U_{1i}-U_{0i}>0$，则农户选择使用互联网。本文定义农户互联网使用决策方程为：

$$\begin{aligned} &A_i^* = \Phi(Z_i) + \mu_i \\ &\text{如果} A_i^* > 0, \text{则} A_i = 1;\ \text{否则} A_i = 0 \end{aligned} \tag{1}$$

（1）式中，A_i^* 为潜变量，$A_i=1$ 表示农户 i 使用互联网技术（即参与互联网采购或互联网销售），$A_i=0$ 表示农户 i 未使用互联网技术（即未参与互联网采购或互联网销售）；Z_i 为外生解释变量向量，包括受访者个体特征、家庭特征及村庄特征，具体变量如表 1 所示；μ_i 为随机扰动项。

为测算互联网使用对农户创业绩效水平的影响效应，本文构建农户创业绩效模型如下：

$$Y_i = X_i\beta_i + \delta A_i + \varepsilon_i \tag{2}$$

（2）式中，因变量 Y_i 为农户创业绩效；X_i 为控制变量向量；A_i 为农户 i 互联网使用变量；ε_i 为随机扰动项。鉴于农户根据自身条件选择是否采用互联网技术，互联网使用决策（A_i）可能受到某些不可观测因素影响，而这些因素又与结果变量（Y_i）相关，导致（2）式中的 A_i 与 ε_i 相关，因而，直接估计方程（2）可能会因样本自选择问题而导致估计偏误。

互联网使用农户和未使用农户对应的创业绩效模型分别表示如下：

$$Y_{ia} = X_{ia}\beta_a + \sigma_{\mu a}\lambda_{ia} + \varepsilon_{ia}, \quad if\ A_i = 1 \tag{3-a}$$

$$Y_{in} = X_{in}\beta_n + \sigma_{\mu n}\lambda_{in} + \varepsilon_{in}, \quad if\ A_i = 0 \tag{3-b}$$

（3-a）式、（3-b）式中，Y_{ia}、Y_{in} 分别表示互联网使用农户与未使用农户的创业绩效水平，X_{ia}、X_{in} 表示影响两类农户创业绩效的因素，如表 1 所示；ε_{ia}、ε_{in} 均表示随机扰动项。为解决由不可观测因素导致的样本选择性偏差问题，本文引入逆米尔斯比率 λ_{ia}、λ_{in} 及其协方差 $\sigma_{\mu a}=\mathrm{cov}(\mu_i,\varepsilon_{ia})$、$\sigma_{\mu n}=\mathrm{cov}(\mu_i,\varepsilon_{in})$，并应用完全信息极大似然法对（1）式和（3-a）式、（3-b）式进行联立估计。

2.*农户互联网使用决策的处理效应估计方法*。通过比较真实情景与反事实假设情景下互联网技术使用农户与未使用农户的创业绩效水平的期望值，从而估计农户互联网使用决策的平均处理效应。

互联网技术使用农户的创业绩效期望值：

$$E[Y_{ia}\,|\,A_i=1] = X_{ia}\beta_a + \sigma_{\mu a}\lambda_{ia} \tag{4}$$

未使用农户的创业绩效期望值：

$$E[Y_{in}\,|\,A_i=0] = X_{in}\beta_n + \sigma_{\mu n}\lambda_{in} \tag{5}$$

同时考虑两种反事实假设情形，即互联网技术使用农户在未使用情形下的创业绩效期望值：

$$E[Y_{in}\,|\,A_i=1] = X_{ia}\beta_n + \sigma_{\mu n}\lambda_{ia} \tag{6}$$

互联网技术未使用农户在使用互联网技术情形下的创业绩效期望值：

$$E[Y_{ia}\,|\,A_i=0] = X_{in}\beta_a + \sigma_{\mu a}\lambda_{in} \tag{7}$$

通过（4）式与（6）式，得到互联网技术使用农户创业绩效的处理效应为：

$$ATT = E[Y_{ia} \mid A_i = 1] - E[Y_{ia} \mid A_i = 1] = X_{ia}(\beta_a - \beta_n) + (\sigma_{\mu a} - \sigma_{\mu n})\lambda_{ia} \quad (8)$$

类似地，互联网技术未使用农户创业绩效的处理效应为：

$$ATU_i = E[Y_{ia} \mid A_i = 0] - E[Y_{in} \mid A_i = 0] = X_{in}(\beta_a - \beta_n) + (\sigma_{\mu a} - \sigma_{\mu n})\lambda_{in} \quad (9)$$

本文利用 ATT_i、ATU_i 的平均值评估两类农户互联网使用对创业绩效水平的平均处理效应。

3.创业绩效差距分解方法。本文借鉴 Fields（2003）分解法的思路测算互联网使用对农户创业绩效差距的贡献度。假定互联网使用对农户创业绩效的影响效果可表示为：

$$\ln Y_{A_i} = A_i\lambda_i \quad (10)$$

（10）式中，$\ln Y_{A_i}$ 表示互联网技术使用引致的创业绩效增加部分；A_i 为互联网使用虚拟变量；λ_i 表示互联网使用对农户创业绩效水平的影响效应系数。当 $A_i = 1$ 时，$\lambda_i = ATT$；当 $A_i = 0$ 时，$\lambda_i = ATU$。对（10）式两边求方差，如下所示：

$$\sigma^2(\ln Y_A) = \mathrm{cov}(A\lambda, \ln Y) \quad (11)$$

对（11）式两边同时除以 $\sigma^2(\ln Y)$，可以得到：

$$s(\ln Y_A) = \sigma^2(\ln Y_A) / \sigma^2(\ln Y) = \mathrm{cov}(A\lambda, \ln Y) / \sigma^2(\ln Y) \quad (12)$$

（12）式中计算得到的 $s(\ln Y_A)$ 即为互联网使用对农户创业绩效差距的贡献度。

五、实证检验与结果分析

（一）农户互联网使用决策模型与创业绩效模型联立估计

1.农户互联网采购参与决策模型与创业绩效模型联立估计。表 2（1）～（3）列报告了互联网采购参与决策模型与创业绩效模型的联立估计结果。两阶段方程独立性 LR 检验在 10%的水平上拒绝了选择方程和结果方程相互独立的原假设。模型拟合优度 Wald 检验在 1%的水平上显著。误差项相关系数 $\rho_{\mu a}$、$\rho_{\mu n}$ 均在 10%的水平上显著，表明创业绩效模型存在样本选择性偏差。其中，$\rho_{\mu a}$ 估计值为正，表明参与互联网采购农户相较于样本中的一般农户创业绩效水平较高；$\rho_{\mu n}$ 估计值为负，表明未参与互联网采购农户相较于样本中的一般农户创业绩效水平相对较低。

农户互联网采购参与决策模型的回归结果如表 2（1）列所示。受访者性别、受教育程度和参加知识技术培训经历均在 1%的水平上显著促进农户参与互联网采购。男性相较于女性有更好的接受新事物能力和更强的风险偏好，因而男性参与互联网采购的概率更高。个体受教育程度越高，接受有关互联网知识的正规教育越多，对互联网各项功能的利用能力越好。个体参加知识技术培训越多，越易接受互联网思维和以互联网为媒介的购物行为。创业行业对农户参与互联网采购的影响在 1%的水平上有显著的正向影响，一般地，非农创业所需生产资料涉及范围广、技术含量高、可替代性差，互联网提供的多样化产品为非农创业提供较大的自由选择空间，而农业创业生产资料的购买具有区域性特征，

多采取就近和依托熟人的购买方式。是否为新型农业经营主体对农户参与互联网采购的影响在10%的水平上有显著的正向影响，新型农业经营主体平均经营规模较大、生产专业化和标准化程度较高，采用互联网进行集中定向采购的倾向性更强。村庄离乡镇距离在5%的水平上负向影响农户互联网采购决策，距离乡镇越远的村庄社会经济及信息化条件一般相对较差，互联网网络基础设施及物流服务不够完善，农户对互联网采购的认知度和参与度不高。经常从朋友圈获取有价值信息和平均每周上网时间分别在10%和1%的水平上显著促进农户互联网采购参与，将社交平台的朋友圈作为主要信息获取渠道的个体越容易接触到线上产品宣传推广信息，且日常生产经营活动中接触互联网的时间越多，农户越有机会充分了解与生产资料有关的互联网购物信息，通过搜寻比较确定合适的采购目标。

表2　　农户互联网使用决策模型与创业绩效模型联立估计结果

变量	选择方程	结果方程		选择方程	结果方程	
	互联网采购	参与采购农户	未参与采购农户	互联网销售	参与销售农户	未参与销售农户
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
性别	0.443***	-0.012	0.001	0.187	0.004	-0.001
	（0.143）	（0.045）	（0.020）	（0.127）	（0.030）	（0.021）
年龄	-0.001	0.001	0.001	-0.006	0.001	0.001
	（0.006）	（0.002）	（0.001）	（0.006）	（0.002）	（0.001）
受教育程度	0.055***	-0.006	-0.002	0.015	-0.004	-0.002
	（0.018）	（0.005）	（0.003）	（0.017）	（0.004）	（0.003）
参加知识技术培训经历	0.303***	0.086**	0.010	0.220**	0.038	0.016
	（0.118）	（0.036）	（0.018）	（0.109）	（0.026）	（0.020）
互联网学习能力	0.060	0.033**	0.006	0.079*	0.021*	0.006
	（0.047）	（0.014）	（0.007）	（0.044）	（0.012）	（0.008）
平均每月手机费	0.037	0.007	0.013*	0.054	0.021**	0.004
	（0.040）	（0.013）	（0.007）	（0.039）	（0.011）	（0.008）
平均每年网费	0.006	0.003*	-0.001	0.014**	0.001	0.001
	（0.006）	（0.002）	（0.001）	（0.006）	（0.001）	（0.001）
经常联系微信好友数	0.024	0.007	0.005	0.023	0.006	0.003
	（0.017）	（0.006）	（0.003）	（0.018）	（0.005）	（0.004）
实际经营耕地面积	0.016	0.003	0.006	0.008	0.002	0.005
	（0.015）	（0.003）	（0.005）	（0.015）	（0.002）	（0.005）
创业年限	-0.013	0.006**	0.001	-0.009	0.007***	-0.001
	（0.008）	（0.002）	（0.001）	（0.008）	（0.002）	（0.001）
创业行业	0.432***	0.040	0.009	0.363***	0.021	0.008
	（0.115）	（0.037）	（0.019）	（0.108）	（0.028）	（0.021）

（续表 2）

是否为新型农业经营主体	0.220*	0.071**	0.067***	0.218*	0.055**	0.066***
	（0.128）	（0.035）	（0.022）	（0.121）	（0.028）	（0.024）
村庄离乡镇距离	-0.017**	-0.002	-0.002**	-0.001	-0.002	-0.002*
	（0.007）	（0.001）	（0.001）	（0.006）	（0.001）	（0.001）
是否陕西	0.106	-0.026	-0.113***	0.010	-0.047	-0.129***
	（0.149）	（0.037）	（0.024）	（0.139）	（0.031）	（0.026）
是否山东	0.010	0.036	-0.044**	-0.088	0.018	-0.053**
	（0.146）	（0.039）	（0.022）	（0.134）	（0.032）	（0.024）
经常从朋友圈获取有价值信息	0.153*	—	—	0.479***	—	—
	（0.086）			（0.084）		
平均每周上网时间	0.014***	—	—	0.013***	—	—
	（0.004）			（0.004）		
$\ln\sigma_{\mu a}$	—	-1.628***	—	—	-1.678***	—
		（0.117）			（0.044）	
$\rho_{\mu a}$	—	0.462*	—	—	0.497*	—
		（0.264）			（0.293）	
$\ln\sigma_{\mu n}$	—	—	-1.595***	—	—	-1.587***
			（0.035）			（0.039）
$\rho_{\mu n}$	—	—	-0.333*	—	—	-0.329*
			（0.186）			（0.180）
方程独立性检验		3.52*			2.74*	
模型拟合优度检验		41.40***			48.19***	
对数伪似然值		-199.13			-268.79	
样本量		831			831	

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内数值为标准误。

互联网采购参与决策的农户创业绩效模型估计结果如表 2（2）～（3）列所示。参加知识技术培训经历、互联网学习能力均在 5%的统计水平上显著正向影响参与互联网采购农户的创业绩效。对于有互联网采购参与经历的农户，其参加知识技术培训经历越丰富、互联网知识学习能力越强，越有利于发挥互联网知识储备优势、促进创业绩效水平提升。平均每月手机费对未参与互联网采购农户创业绩效的影响在 10%的水平上有显著的正向影响，而对参与互联网采购农户创业绩效的影响不显著。因参与互联网采购的农户生产经营活动对互联网的依赖程度较高，平均每年网费对参与互联网采购农户创业绩效的作用更加凸显（在 10%的水平上显著），取代了平均每月手机费的影响。创业年限对未参与互联网采购农户创业绩效的影响不显著，但对参与互联网采购农户创业绩效的影响在 5%的统计水平上有显著的正向影响。生产资料采购渠道选择直接受农户创业经验的影响，农户互联网采购的使用

使较长创业年限所形成的丰富创业经验优势转化为实际创业绩效。是否为新型农业经营主体对两类农户创业绩效的影响分别在5%和1%的水平上有显著的正向影响，体现了组织形式和投资规模对农户创业绩效的稳定促进作用。村庄离乡镇距离对未参与互联网采购农户创业绩效的影响在5%的水平上负向显著，但对参与互联网采购农户创业绩效的影响不显著，反映了互联网采购参与通过降低生产经营成本等在一定程度上削弱了地理位置劣势对农户创业绩效的制约作用。对于未参与互联网采购农户，相较于宁夏，陕西和山东农户创业绩效偏低，而对于参与互联网采购农户，区域位置对创业绩效的影响不显著，这表明互联网采购参与在一定程度上降低了不同省份农户创业绩效的区域差异。

2.农户互联网销售参与决策模型与创业绩效模型联立估计。表2（4）～（6）列报告了互联网销售参与决策模型与创业绩效模型的联立估计结果。两阶段方程独立性LR检验在10%的水平上拒绝了选择方程和结果方程相互独立的原假设。模型拟合优度Wald检验在1%的水平上显著。误差项相关系数 $\rho_{\mu a}$ 、$\rho_{\mu n}$ 均在10%的水平上显著，表明创业绩效模型存在样本选择性偏差。其中，$\rho_{\mu a}$ 估计值为正，表明参与互联网销售农户相较于样本中的一般农户创业绩效水平较高；$\rho_{\mu n}$ 估计值为负，表明未参与互联网销售农户相较于样本中的一般农户创业绩效水平较低。

农户互联网销售参与决策模型的回归结果如表2（4）列所示。参加知识技术培训经历、互联网学习能力分别在5%和10%的水平上显著正向影响农户互联网销售参与决策。农户参加知识技术培训经历越丰富、互联网学习利用能力越好，越能主动应用互联网功能，借助微信、QQ等社交平台和专业销售网站等载体开展互联网销售。平均每年网费在5%的水平上显著促进农户互联网销售参与，互联网销售依托于各种互联网平台，需要使用电脑等接入互联网，因而产生必要的网费投入。创业行业在1%的水平上显著正向影响农户互联网销售参与决策，非农行业的产品销售频率较高、销售量较大、销售时间较灵活，采用朋友圈或专业网站平台进行互联网销售的倾向性更高。是否为新型农业经营主体对农户互联网销售参与的影响在10%的水平上有显著的正向影响，新型农业经营主体生产经营规模和产品销售量较大，依托互联网开拓销售渠道有助于扩大市场占有率。经常从朋友圈获取有价值信息和平均每周上网时间均在1%的水平上显著促进农户互联网销售参与，以微信、QQ等社交平台的朋友圈作为主要信息获取渠道、平时上网投入时间较多的农户，越容易接触和学习互联网营销思维，充分利用互联网拓展销售渠道，开展以线上网络为依托的产品宣传、推广及销售活动。

互联网销售参与决策的农户创业绩效模型估计结果如表2（5）～（6）列所示。互联网学习能力、平均每月手机费分别在10%和5%的水平上显著正向影响互联网销售参与农户创业绩效，但对未使用互联网销售农户创业绩效的影响不显著。这表明参与互联网销售使农户互联网学习能力的作用在创业实践中得以有效发挥，平均每月手机费投入对农户以朋友圈销售为主要网络销售渠道的创业绩效提升提供重要支撑。创业年限在1%的水平上显著正向影响互联网销售参与农户创业绩效，但对未使用互联网销售农户创业绩效的影响不显著。产品销售渠道选择直接受农户创业经验累积的影响，农户互联网销售的采用使较长创业年限所形成的丰富创业经验优势转化为实际创业绩效。是否为新型农业经营主体对参与互联网销售农户和未参与互联网销售农户创业绩效的影响分别在5%和1%的水平上有显著的正向影响，证实了无论采用互联网销售还是传统线下销售方式，新型农业经营主体与非新型农业经

营主体之间的创业绩效均存在显著差异。村庄离乡镇距离对未参与互联网销售农户创业绩效的影响在10%的水平上负向显著，但对参与互联网销售农户创业绩效的影响不显著，表明互联网销售的采用通过拓宽销售渠道、增加销售额等削弱了村庄地理位置对创业绩效的负向作用。未参与互联网销售农户中，相较于宁夏，陕西和山东农户创业绩效偏低，而对于使用互联网销售农户，区域位置对创业绩效的影响不再显著，表明参与互联网销售使区域特征对农户创业绩效的影响差异被削弱。

3.识别变量的有效性检验[①]。由表2（1）列和（4）列可知，“经常从朋友圈获取有价值信息”和“平均每周上网时间”对农户互联网采购决策和互联网销售决策的影响均有显著的正向影响。本文分别以识别变量对因变量进行回归、识别变量和处理变量同时对因变量进行回归。结果显示，两个识别变量对创业绩效的影响均不显著。此外，互联网采购和互联网销售影响创业绩效的工具变量估计结果显示，一阶段F值分别为16.08和21.41，表明工具变量非弱工具变量。过度识别检验Hansen J统计量均不显著，即无法拒绝所有工具变量外生的原假设。综上表明，识别变量满足外生性条件。

（二）互联网使用对农户创业绩效水平的处理效应分析

农户参与互联网采购和互联网销售对创业绩效水平的处理效应估计结果分别如表3和表4所示。其中，（a）、（b）情形分别表示农户参与和未参与互联网采购或互联网销售的创业绩效事实结果，分别对应（4）式和（5）式；（c）、（d）分别表示反事实假设结果，对应（6）式和（7）式。

1.互联网采购对农户创业绩效水平的处理效应分析。由表3可知，农户参与互联网采购对其创业绩效的平均处理效应在1%的统计水平上有显著的正向影响。在考虑反事实假设下，当参与互联网采购农户未实施相应的互联网采购行为，其创业绩效水平将下降0.089，下降比例为12.79%；当未参与互联网采购农户使用互联网进行生产资料采购，其创业绩效水平将上升0.200，上升比例为44.15%。这表明创业农户参与互联网采购可显著提升其创业绩效。综上，假说1a得到证实。

表3　　互联网采购对农户创业绩效水平的平均处理效应

	参与互联网采购		未参与互联网采购		ATT	ATU
平均期望创业绩效						
参与互联网采购农户	（a_1）	0.696 （0.006）	（c_1）	0.607 （0.005）	0.089*** （0.006）	—
未参与互联网采购农户	（d_1）	0.653 （0.003）	（b_1）	0.453 （0.005）	—	0.200*** （0.003）

注：***表示在1%的水平上显著；括号内数值为标准误；ATT、ATU分别表示互联网采购参与农户、未参与农户对应的平均处理效应。

2.互联网销售对农户创业绩效水平的处理效应分析。由表4可知，农户参与互联网销售对其创业绩效水平的平均处理效应在1%的统计水平上有显著的正向影响。从平均期望创业绩效看，在考虑反事实假设下，当参与互联网销售农户未实施相应的互联网销售行为，其创业绩效水平将下降0.031，下

[①]限于篇幅，识别变量的有效性检验详细结果未予汇报。读者如有需要，可联系本文作者获取。

降比例为4.54%；当未参与互联网销售农户使用互联网进行产品销售，其创业绩效水平将上升0.081，上升比例为14.19%。这表明农户采用互联网销售可显著提升其创业绩效。综上，假说1b得到证实。

表4　　互联网销售对农户创业绩效水平的平均处理效应

	参与互联网销售		未参与互联网销售		ATT	ATU
平均期望创业绩效						
参与互联网销售农户	（a_2）	0.683 （0.005）	（c_2）	0.652 （0.004）	0.031*** （0.004）	—
未参与互联网销售农户	（d_2）	0.652 （0.003）	（b_2）	0.571 （0.004）	—	0.081*** （0.003）

注：***表示在1%的水平上显著；括号内数值为标准误；ATT、ATU分别表示互联网销售参与农户、未参与农户对应的平均处理效应。

3.互联网采购和互联网销售对农户创业绩效水平的处理效应比较分析。比较可知，农户参与互联网采购和互联网销售均可显著提升其创业绩效，且参与互联网采购对创业绩效水平的平均影响效应大于参与互联网销售对创业绩效水平的平均影响。分析发现，互联网采购和互联网销售影响农户创业绩效的路径存在差异性，具体表现为：前者主要通过减少生产资料搜寻、购买成本，促进先进品种、技术及设备采用，改进生产工艺、提高生产效率；而后者主要作用在于拓宽产品宣传推广渠道、形成对传统销售渠道的有益补充、增加产品销售量和市场份额。此外，鉴于互联网销售相较于互联网采购对农户互联网知识技能要求更高，当前农户互联网销售采用率及盈利能力整体较低，互联网销售影响农户创业绩效水平的渠道拓展效应弱于互联网采购的成本控制效应和产能更新效应双重效应叠加。

（三）互联网使用对农户创业绩效差距的贡献度分析

为测算互联网使用对农户创业绩效差距的影响方向及程度，本文分别使用表3和表4中的ATT估计值作为（10）式中的参与互联网采购和互联网销售影响创业绩效的系数λ_i，然后依次运算（10）、（11）和（12）式进行Fields分解，结果如表5所示。参与互联网采购和互联网销售对创业绩效差距的贡献率为正值，表明参与互联网采购和互联网销售扩大了农户间创业绩效的差距。其中，参与互联网采购对创业绩效差距的贡献率为5.51%，参与互联网销售对创业绩效差距的贡献率为3.94%，即参与互联网采购对农户创业绩效差距的贡献率大于参与互联网销售的影响。综上，假说2、2a、2b均得到证实。

表5　　互联网使用对农户创业绩效差距影响的分解结果

	$\mathrm{cov}(A\lambda,\ln Y)(c_1)$	$\sigma^2(\ln Y)$	$s(\ln Y_A)$
参与互联网采购	0.007	0.127	0.055
参与互联网销售	0.005	0.127	0.039

为检验上述结论的可靠性，本文将全样本划分为高绩效水平组（创业绩效高于或等于均值）和低绩效水平组（创业绩效低于均值）两类，进一步估计不同创业绩效水平农户互联网使用的处理效应，

结果如表 6 所示。参与互联网采购和互联网销售的农户互联网使用的处理效应（ATT）在高绩效水平组分别为 0.093 和 0.041，在低绩效水平组分别为 0.049 和 0.009，表明参与互联网采购和互联网销售对高绩效水平组创业绩效的促进作用均大于对低绩效水平组的影响程度，即互联网使用在一定程度上扩大了农户间创业绩效的差距。同理，未参与互联网采购和互联网销售的农户互联网使用的处理效应（ATU）在高绩效水平组分别为 0.228 和 0.101，在低绩效水平组分别为 0.075 和 0.032，表明未参与互联网采购和互联网销售的农户若采用相应的互联网技术，则将使高绩效水平组创业绩效的增长速度快于低绩效水平组创业绩效的提升速度，进一步佐证了互联网使用扩大了农户间创业绩效的差距。

表 6　　互联网使用对不同创业绩效水平农户创业绩效的处理效应

创业绩效分组	互联网采购		互联网销售	
	ATT	ATU	ATT	ATU
低绩效水平组	0.049***（0.014）	0.075***（0.005）	0.009***（0.002）	0.032***（0.002）
高绩效水平组	0.093***（0.005）	0.228***（0.004）	0.041***（0.002）	0.101***（0.002）

注：***表示在 1%的水平上显著；括号内数值为标准误。

（四）稳健性检验

本文以同时参与互联网采购和互联网销售（即互联网“采购+销售”）为处理变量，计算其对农户创业绩效水平的平均处理效应，通过考察互联网采购和互联网销售对创业绩效可能存在的叠加效应，对前述实证结论作稳健性讨论。结果显示[①]，农户同时参与互联网采购和互联网销售对其创业绩效水平的平均处理效应在 1%的水平上有显著的正向影响。考虑反事实假设下，参与互联网“采购+销售”农户若未实施此项决策，其创业绩效水平将下降 15.31%；当未同时参与互联网“采购+销售”农户实施此项决策，其创业绩效水平将上升 33.08%。采用 Fields 分解法进一步计算可得，同时参与互联网“采购+销售”使农户创业绩效差距扩大 6.35%。因此，本文主要研究结论较为稳健。

六、结论与政策建议

本文以互联网采购和互联网销售表征互联网使用，阐释了互联网使用对农户创业绩效的影响机理，并实证探究了参与互联网采购和互联网销售对农户创业绩效绝对水平和相对水平的影响效果。统计分析表明，创业农户参与互联网采购和互联网销售的比例分别为 23.47%和 35.50%，互联网使用有效拓展了农户尤其是创业农户的生产及销售模式。实证结果表明，农户参与互联网采购和互联网销售均显著提升了其创业绩效。参与互联网采购和互联网销售农户若未使用互联网采购及互联网销售，其创业绩效分别下降 12.79%和 4.54%；未参与互联网采购和互联网销售农户若使用互联网采购和互联网销售，其创业绩效将分别提升 44.15%和 14.19%，即参与互联网采购对农户创业绩效的促进作用大于参与互联网销售的正向影响。研究进一步证实，参与互联网采购和互联网销售扩大了农户创业绩效的差距，其中，参与互联网采购对创业绩效差距的贡献率为 5.51%，参与互联网销售对创业绩效差距的贡献率

[①]限于篇幅，详细检验结果未予汇报。读者如有需要，可联系本文作者获取。

为3.94%，即参与互联网采购对农户创业绩效差距的贡献率大于参与互联网销售的贡献率。此外，研究还表明，性别、受教育程度、参加知识技术培训经历、创业行业、是否为新型农业经营主体、经常从朋友圈获取有价值信息、平均每周上网时间均显著正向影响农户互联网采购参与决策，村庄离乡镇距离显著负向影响农户互联网采购参与决策；参加知识技术培训经历、互联网学习能力、平均每年网费、创业行业、是否为新型农业经营主体、经常从朋友圈获取有价值信息、平均每周上网时间均显著正向影响农户互联网销售参与决策。

基于以上研究结论，为促进农户互联网技术采用、提升创业绩效水平、推动创业提档升级，本文提出以下政策建议：一是优化农业农村信息化政策设计，加强与农户创业支持政策的有机衔接。引导和鼓励农户在创业实践中主动应用互联网采购、互联网营销等多元化的互联网功能，降低生产经营成本、改进生产资料配备、拓宽销售渠道、增加创业收益。推进电子商务示范县、示范村及数字乡村建设，不断完善农村互联网基础设施、物流设施等信息化支撑体系，搭建以大数据为依托的“三农”综合信息服务平台，着力提升农村各产业生产经营的网络化水平。二是创新农户互联网知识技能培训的形式和内容，增强农户采用互联网技术支持创业和改善创业效果的能动性。如积极引导和充分利用政府部门、高校及社会教育资源，开展针对农户尤其是创业农户的互联网知识技能培训，并将之与新型职业农民培训有机结合，探索设计涵盖互联网基础知识、互联网功能及应用等不同层级的培训课程体系。三是充分发挥互联网助力农户创业提档升级的重要作用，同时还须重视互联网使用所引致的创业绩效差距扩大趋势，适时调整政策扶持重心，增强创业支持措施的灵活性，适当增加对弱势创业者的资源倾斜，以有效弥合创业绩效增长的群体间差距。

参考文献

1.郭红东、丁高洁，2013：《关系网络、机会创新性与农民创业绩效》，《中国农村经济》第8期。

2.黄洁、蔡根女、买忆媛，2010：《农村微型企业：创业者社会资本和初创企业绩效》，《中国农村经济》第5期。

3.罗明忠、陈明，2015：《人格特质对农民创业绩效影响的实证分析——兼议人力资本的调节作用》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第2期。

4.刘畅、齐斯源、王博，2015：《创业环境对农村微型企业创业绩效引致路径的实证分析——基于东北地区实地调研数据》，《农业经济问题》第5期。

5.毛宇飞、曾湘泉，2017：《互联网使用是否促进了女性就业——基于CGSS数据的经验分析》，《经济学动态》第6期。

6.马俊龙、宁光杰，2017：《互联网与中国农村劳动力非农就业》，《财经科学》第7期。

7.史晋川、王维维，2017：《互联网使用对创业行为的影响——基于微观数据的实证研究》，《浙江大学学报（人文社会科学版）》第4期。

8.苏岚岚、彭艳玲、孔荣，2016：《农民创业能力对创业获得感的影响研究——基于创业绩效中介效应与创业动机调节效应的分析》，《农业技术经济》第12期。

9.谭燕芝、李云仲、胡万俊，2017：《数字鸿沟还是信息红利：信息化对城乡收入回报率的差异研究》，《现代经

济探讨》第 10 期。

10.许竹青、郑风田、陈洁，2013：《“数字鸿沟”还是“信息红利”？信息的有效供给与农民的销售价格——一个微观角度的实证研究》，《经济学（季刊）》第 4 期。

11.杨德林、胡晓、冯亚，2017：《互联网应用与创业绩效：社会资本的中介作用》，《技术经济》第 4 期。

12.张艳，2013：《传播学视角下即时性营销模式与战略实现——以微信营销为例》，《中国出版》第 8 期。

13.曾亿武、郭红东、金松青，2018：《电子商务有益于农民增收吗？——来自江苏沭阳的证据》，《中国农村经济》第 2 期。

14.周广肃、樊纲，2018：《互联网使用与家庭创业选择——来自 CFPS 数据的验证》，《经济评论》第 5 期。

15.周洋、华语音，2017：《互联网与农村家庭创业——基于 CFPS 数据的实证分析》，《农业技术经济》第 5 期。

16.周冬，2016：《互联网覆盖驱动农村就业的效果研究》，《世界经济文汇》第 3 期。

17.周正平、丁家云、江六一，2013：《基于网络营销视角的农产品国际竞争力研究》，《经济问题探索》第 3 期。

18.周菁华、谢洲，2012：《农民创业能力及其与创业绩效的关系研究——基于重庆市 366 个创业农民的调查数据》，《农业技术经济》第 5 期。

19.Alba, J., J. Lynch, B. Weitz, C. Janiszewski, R. Lutz, A. Sawyer, and S. Wood, 1997, “Interactive Home Shopping: Consumer, Retailer, and Manufacturer Incentives to Participate in Electronic Marketplaces”, *Journal of Marketing*, 61(3):38-53.

20.Baorakis, G., M. Kourgiantakis, and A. Migdalas, 2002, “The Impact of E-commerce on Agro-food Marketing: The Case of Agricultural Cooperatives, Firms and Consumers in Crete”, *British Food Journal*, 104(8):580-590.

21.Becerril, J., and A. Abdulai, 2010, “The Impact of Improved Maize Varieties on Poverty in Mexico: A Propensity Score-Matching Approach”, *World Development*, 38(7):1024-1035.

22.Bonfadelli, H., 2002, “The Internet and Knowledge Gaps: A Theoretical and Empirical Investigation”, *European Journal of Communication*, 17(1):65-84.

23.Chang, H., and D. R. Just, 2009, “Internet Access and Farm Household Income: Empirical Evidence Using Semi-parametric Assessment in Taiwan”, *Journal of Agricultural Economics*, 60(2):348-366.

24.Covin, J. G., 1991, “Entrepreneurial vs Conservative Firms: A Comparison of Strategies and Performance”, *Journal of Management Studies*, 28(5):439-462.

25.Fields, G. S., 2003, “Accounting for Income Inequality and Its Change: A New Method, with Application to the Distribution of Earnings in the United States”, *Research in Labor Economics*, 22(3):1-38.

26.Jarvenppa, S. L., and P. A. Todd, 1997, “Consumer Reactions to Electronic Shopping on the World Wide Web”, *International Journal of Electronic Commerce*, 1(2):59-88.

27.Mcdougall, P. P., J. G. Covin, R. B. Robinson, and L. Herron, 1994, “The Effects of Industry Growth and Strategic Breadth on New Venture Performance and Strategy Content”, *Strategic Management Journal*, 15(7):537-554.

28.Shimamoto, D., H. Yamada, and M. Gummert, 2015, “Mobile Phones and Market Information: Evidence from Rural Cambodia”, *Food Policy*, 57:135-141.

29.Stathopoulou, S., D. Psaltopoulos, and D. Skuras, 2004, “Rural Entrepreneurship in Europe: A Research Framework and

Agenda", *International Journal of Entrepreneurial Behavior Research*, 10(6):404-425.

30.Wall, T. D., J. Michie, M. Patterson, S. J. Wood, M. Sheehan, C. W. Clegg, and M. West, 2004, "On the Validity of Subjective Measures of Company Performance", *Personnel Psychology*, 57(1):95-118.

（作者单位：西北农林科技大学经济管理学院）

（责任编辑：陈静怡）

Does Internet Use Improve Rural Households' Entrepreneurial Performance? An Empirical Analysis Based on Endogenous Switching Regression Model

Su Lanlan　Kong Rong

Abstract: Using the survey data collected from 831 entrepreneurial households in Shaanxi, Ningxia and Shandong Provinces, this article employs an endogenous switching regression model to explore the impact of Internet use on rural households' entrepreneurial performance. The study characterizes Internet use in terms of participation in Internet purchase and Internet sales, and uses the fields decomposition method to test the impact direction and degree of Internet use on the entrepreneurial performance gap. The results show that participation in Internet purchase and Internet sales significantly improve rural households' entrepreneurial performance. Based on counterfactual assumptions, if farm households who took part in Internet purchase or Internet sales did not use Internet purchase or Internet sales, their entrepreneurial performance would decrease by 12.79% and 4.54%, respectively, and if farm households who did not take part in Internet purchase or Internet sales did use Internet purchase or Internet sales, their entrepreneurial performance would increase by 44.15% and 14.19%, respectively. The results indicate that the positive impact of participating in Internet purchase on the level of farmers' entrepreneurial performance is greater than that of participating in Internet sales. The study also confirms that Internet use has widened the entrepreneurial performance gap of rural households. Among them, the contribution rates of participating in Internet purchase and Internet sales to the entrepreneurial performance gap are 5.51% and 3.94%, respectively, that is, the contribution rate of participating in Internet purchase to the performance gap is greater than that of Internet sales.

Key Words: Internet Purchase; Internet Sales; Entrepreneurial Farm Household; Entrepreneurial Performance; Endogenous Switching Regression Model

农业减量化：农户经营的规模逻辑及其证据*

张 露[1,2] 罗必良[2]

摘要：本文将农户分为五种类型，并将农地规模分解为地块规模、经营规模与连片规模，由此构建“农户类型—规模形式—减量化行为”的分析框架，进而阐明农户减量化的规模逻辑。基于农户问卷的实证分析表明：①对于所有样本农户来说，地块规模越大，减施量越高。其中，追求产量最大化的生产型小农，减施量与经营规模呈“倒U”型变化，而追求多元化经营的功能型小农，减施量随经营规模的扩大而增加；②农户连片规模扩大，减施量就增高，并且能够增强地块规模扩大以及经营规模扩大对减施的促进作用；③农户社会服务卷入程度加深，能够增强地块规模、经营规模和连片规模扩大对减施的促进作用。据此，农业减量化，应鼓励农户开展连片种植，形成生产性服务的市场容量，然后诱导服务供应商提供专业化服务，进而实现服务规模经营对农地规模经营的替代。

关键词：地块规模 经营规模 连片规模 纵向分工 农业减量化

中图分类号：F325.2 **文献标识码**：A

一、引言

农业发展的目标与模式由国家或地区要素禀赋特征所决定。基于人少地多的资源禀赋特征，美国现代农业基于机械化的资本投入替代劳动力投入，以降低土地生产率为代价，致力于劳动生产率的提升；与之相反，日本的资源禀赋呈现人多地少特征，其现代农业发展表现为用高密度的现代要素投入以弥补耕地不足，以降低劳动生产率为代价，着眼于土地生产率的提升（黄宗智，2014）。同日本类似，中国同样面临人多地少的要素失衡局面，并且迫于人口高速增长压力，中国提升土地生产率的需求远胜于日本。由此造就单极化追求产量增长的发展模式。

由产量目标导向所决定的农业发展模式，特别是化肥、农药等农业化学品的密集施用，已经取得卓越成就并解决了中国近十四亿人口的粮食安全问题。然而，持续过量农业化学品的施用引致了严重的资源环境危机，包括土壤板结酸化，水源富营养化和温室气体排放增加等（魏后凯，2017）。更为严重的是，环境的恶化反向威胁农产品的产量与品质安全（如镉大米事件），由此形成负反馈循环（叶

*本文受到国家自然科学基金政策研究重点支持项目“农地确权的现实背景、政策目标及效果评价”（编号：71742003）和中国博士后科学基金特别资助项目“长江经济带农业绿色发展模式仿真、结构优化与主体博弈”（编号：2019T120736）的资助。本文通讯作者：罗必良。

兴庆，2016）。为此，2015 年农业部出台了《到 2020 年化肥使用量零增长行动方案》和《到 2020 年农药使用量零增长行动方案》，“两减”受到学界普遍重视。

农业减量化的关键在于降低农业生产中化肥、农药和兽药等的施用量（纪龙等，2018）。已有关于减量路径的探索包括三方面：一是生产者层面，通过对生产决策行为之心理动因的干预以提升减量偏好，如行为惯性改变（项诚等，2012）、技术信息传递（Huang et al.，2015）、风险规避控制（仇焕广等，2014）和经济激励刺激（褚彩虹等，2012）等；二是消费层面，通过引导消费者对绿色及有机农产品的偏好（如健康信息沟通、社交网络影响），倒逼生产方式转型，实现生产减量化（Goetzke et al.，2014）；三是农业经营组织层面，通过农业劳动力非农转移带动土地流转，或通过新型农业经营主体带动合作经营，实现农地规模化生产，以达到减量化（Wu et al.，2018）。中国农业的经营主体是农户。由此，本文重点关注农户生产要素配置与减量化之间的关联机理及其效果。

已有文献集中于讨论农户的农地经营规模与农业减量化的关系（主流文献的农地经营规模通常是指农户实际耕种的耕地总面积。本文将强调，农地经营规模仅仅是农地规模的一种形式）。多数已经表明，农地经营规模与化学投入品施用量呈现显著的负向相关性。Wu et al.（2018）测算指出，农户经营的农地规模每增加 1%，则化肥和农药的用量能够分别下降 0.3%和 0.5%。一直以来，鼓励农地流转与集中，扩大农户的农地经营规模，发育规模化的农业经营主体，被认为是实现减量化的重要路径（蔡颖萍、杜志雄，2016；Wu et al.，2018）。值得注意的是，近期研究却发现，二者间的关系可能并非线性的，而是存在农地规模阈值。诸培新等（2017）分析认为，水稻生产的亩均化肥投入随经营规模扩大呈现“U”型变动趋势。纪龙等（2018）也证明，随农地经营规模扩大，农户合理施用化肥概率有所改善，但改善幅度随规模扩张呈逐级递减趋势。甚至有研究指出，随着规模的扩张，人工要素过度投入趋势得以缓解，然而化肥过度投入现象并未改善（张晓恒等，2017；张聪颖等，2018）。可见，已有关于农地经营规模对农业减量化影响的研究，并未形成一致性结论。

之所以如此，本文认为源于两个原因：一是缺乏对农户农地规模多样性的理解。事实上，农地规模有不同的表现形式，包括农户经营的农地总面积、地块数或地块面积、播种面积乃至于连片种植面积等等，不同的规模形式隐含着不同的行为经济学含义（沈涵等，2011）。由于已有研究所表达的规模概念主要针对于农户经营面积，因而忽视了不同规模情景减量化效果的实证分析。二是缺乏对农户要素配置行为的有效甄别。不同类型的农地规模，使得具有不同比较优势的农户有着不同的行为目标偏好，进而诱发不同要素配置行为与技术匹配策略，由此会导致不同的减量化效果（杨泳冰等，2016；郭晓鸣等，2018）。已有研究尚未对此予以重视。

本文试图基于农地规模的概念梳理，从农户经营的层面揭示不同情景下农地规模、要素匹配与农业减量化的关系，进而突破土地经营规模的单向思维，揭示农户卷入分工经济，以迂回交易方式实现农业减量化的可行策略及其内在机理。本文的边际贡献在于：将农地规模区分为总量面积规模（即农地经营规模）、地块规模与连片种植规模三种情形，分别辨析不同情形对农业减量化的影响，从而分类刻画农地规模与减量化的关联关系；特别是突破以农地规模经营促进减量的单向思维，通过分析连片规模、社会化服务卷入与地块规模、经营规模的交互作用，揭示出以服务规模经营实现农业减量化

的内在机理与可行策略。本文分为六个部分：除引言外，第二部分主要是厘清不同情形的农地规模及其经济学含义；第三部分讨论不同规模农户的情景依赖、行为目标及其减量化策略，并据此提出假说；第四部分是数据来源与统计描述；第五部分是模型选择与计量结果分析；最后是结论与讨论。

二、农地经营规模：概念、评论及拓展

（一）基本事实：农地经营规模与农户行为

尽管国家政策一直着力推进农地的流转与集中，全国农地流转率也从2005年的4.5%上升至2016年的35.1%，但依然没有诱导小农经营格局发生根本性改观。1996年，中国经营土地规模在10亩以下的农户占家庭承包户总数的76.0%，2018年的比重则高达85.2%[①]。与小规模相伴随的，是土地的细碎化。农业农村部公布的数据显示，1986年农户户均经营耕地9.2亩，分散为8.4块；2008年下降到7.4亩，分散为5.7块。农地经营的小规模及其细碎化，可能引发一系列的问题。

第一，农民的自由择业与劳动力非农转移，使得农户经营不断呈现出农业的兼业化与副业化。本课题组2015年对全国9省区2704个样本农户的调查结果表明，农户兼业已经成为普遍现象，纯农户的占比仅为8.5%，表明农民已经不以农为业。农户纯收入中来自农业的占比由1985年的75.02%下降到2013年的26.61%，则表明农民已不再以农为生（罗必良，2017）。据此，小规模格局难以激发农户的农业经营热情，导致显著的离农化倾向。第二，农地的小规模及细碎化，必然导致规模不经济。1990～2014年，中国三种粮食（稻谷、小麦和玉米）按现值计算的亩均产值年均增长13.6%，但亩均成本增长达15.5%。其中，物质与服务费用年均增长12.2%，人工成本年均增长16.9%，土地成本年均增长24.6%（叶兴庆，2016）。不仅如此，农地细碎化在劳动力非农转移与经营成本不断攀升的情形下更易引发撂荒。研究表明，农地的细碎化程度每提升1%，农地撂荒的可能性增加0.17%（罗必良、洪炜杰，2019）。第三，由非农就业的比较收入优势形成的农户离农，与农业经营的比较成本劣势所形成的粗放经营，必然导致农业减量化步履艰难。1978～2018年，全国农用化肥施用折纯量从884.0万吨增加至5653.4万吨，年均增长率为4.7%；而单位农作物播种面积的化肥用量从58.9千克/公顷增加至340.8千克/公顷，年均增长率为4.5%。与化肥用量的显著增长趋势类似，农药的施用量也从1991年的76.53万吨，增加至2015年的178.3万吨，年均增长率为3.6%[②]。

（二）农业减量化的农地规模逻辑：一个评论

由于机械资本等现代农业生产要素的引入存在农地规模门槛（如大型机械与无人机），借鉴美国大规模、机械化的“大农业”经验，实现农地规模经营就被直观地理解为提升农业生产率的必然出路，也被认为是农业减量化的重要途径（黄宗智，2014）。为此，两个方面的问题必须受到重视。第一，尽管推进农地规模经营已成为基本的政策主线，但基于前述的政策绩效，可以认为，在能够预期的较

[①]参见农业农村部农村合作经济指导司、农业农村部政策与改革司（编），2019：《中国农村经营管理统计年报（2018年）》，北京：中国农业出版社。

[②]数据来源：中华人民共和国国家统计局年度数据库，http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01.

长时期内，寄希望于通过扩大农户经营规模来实现减量化不具备现实可行性；第二，考察农户特性及其农业生产所依托的要素市场环境演变是讨论农业减量化问题的逻辑起点，孤立地审视农户的农地经营规模与减量化的关系，忽视其差异化的关联机理与作用机制，可能造成对二者关系的误判。

1.减量化行为解释的孤立性：忽略要素匹配的关联性。当农户的经营规模超出家庭农业经营能力时，会形成劳动力要素的刚性约束，经营主体或者通过要素市场补充劳动力，或者引入机械化的生产要素替代劳动力（王建英等，2015）。由此可能存在三种不同类型的农业化学品施用模式，即完全人工施用、人工与机械结合施用以及完全机械施用。一方面，由于人工投入与机械资本的组合投入不同，其农业化学投入品的施用量与利用率在不同规模乃至同等规模的农户间，均可能形成较大差异。另一方面，人工与机械均可以实现减量化，但机理不同。其中，人工施肥的机动性更强，可以根据局部作物生长情况灵活地进行现场处理，但缺乏标准化；机械施肥则可进行定量化与标准化控制，能够保证施用量的均匀和精准性并避免施用损耗，但存在土地规模匹配与机械利用效率的约束。可见，忽略生产要素的匹配特征来讨论农地经营规模与减量化的关联，可能存在较大误差。

2.减量化行为解释的静态性：忽略农户经营目标转换的行为影响。长期以来，农业人口增长与耕地的刚性约束，造成了中国农业发展的内卷化，即通过高度密集的劳动力投入提升耕作的精细度与复杂度，消解劳动力的增长并避免收入降低（黄宗智，1986）。由此，农地规模小、以自给自足为目标的生存型小农大量形成。然而，20 世纪 80 年代起，非农产业的发展诱导了农业的去内卷化，使得生存型小农出现分化。部分农户开展家庭内部的代际分工，以老龄或妇女劳动力留守务农，发展成为追求生活体面感、幸福感的生活型小农；部分具备经营能力的小农，通过农地转入，发展成为以追求产量最大化为目标的生产型小农；部分农户甚至转型为旨在拓展农业食品供给功能、发挥其多元化价值的功能型小农（贺雪峰、印子，2015；郭晓鸣等，2018）。生产目标转型会引发小农化学投入品施用量的行为差异。显然，忽视农户的务农目标及其行为动机，难以准确把握其减量化的内在机理。

3.减量化行为解释的同质性：忽略农地流转及经营规模所隐含的差异性。地权均等以及考虑灌溉条件、土壤肥力以及距居住点远近等多重因素所决定的农地分配方式，使得同一家庭所分得的地块亦不连片，造成严重的农地细碎问题。所以，即便是经营着同等规模耕地的农户，其地块数与地块面积均存在差异，随之可能带来农业化学品施用量的差异（王建英等，2015）。与此同时，农户对耕地的经营决策不同，化学品的施用量亦可能不同。首先，发生劳动力非农转移的家庭可能选择撂荒或将土地转出；而以农为业的农户则可能通过土地转入扩大经营规模。实际经营的农地规模发生变化，可能造成农户化学投入品施用量的差异（Wu et al.，2018）。此外，农民的行为决策具备显著的从众倾向，例如，多个农户通过地块的连片种植，可在保留小农土地经营权的基础上，获得规模经济性，从而改变化学品的施用行为（罗必良，2017）。据此，农地规模有着不同的表达形式，而仅仅以地块规模或总量规模来判定减量化的机理，可能有失偏颇。

（三）逻辑拓展：农户类型、规模匹配与减量化的分析线索

在微观经济学中，厂商的规模经济是指扩大生产规模引起经济效益增加的现象，是长期平均总成

本随产量增加而减少的特征（即图 1 中的平均成本曲线从s_1移动到s_2），与之相对应的概念是规模不经济（从s_2移动到s_3）。图 1 中，s_2为最佳生产规模。

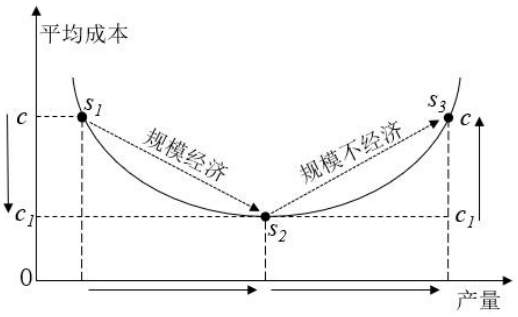


图 1　厂商规模经济示意图

与工业中用产量表达生产规模不同，在农户的农业经营中，农业生产规模通常由农地规模或者作物的种植面积来表达，所以，图 1 中的横轴所代表的“产量”可以替换为农地规模。问题的复杂性在于，农户经营的农地存在多种情形，决定着不同的资源配置方式，因而隐含着不同的规模经济性含义。而农户的转型分化，则可能引发包括农地规模在内的一系列生产要素配置改变，并衍生出截然不同的农业减量化的行为倾向。所以，在物质获取层面，本文用务农收入表征农户通过农业生产获得的物质丰裕度；在精神获取层面，本文用生活满意度表征农户通过农业生产获得的精神满足水平。由此，本文将小农户划分为四种类型，即生存型、生活型、生产型和功能型。

农户的农地规模亦具有不同的情形。本文将农地规模细分为三个层面：一是地块规模。地块规模越大，越有利于机械施用技术与装备的采纳，从而通过保证作业的连续性而改善施用效率（纪龙等，2018）。二是经营规模。农户经营的农地面积规模越大，越有助于农户进行测土配方施肥并在规模化的肥料采购中进行信息收集与质量甄别（褚彩虹等，2012）。三是连片种植规模。连片规模越大，越有助于通过生产性服务外包而进行专业化、精准化的减量作业（罗必良，2017）。基于上述，本文试图构建“农户类型—规模形式—减量化行为”的分析框架，并由此阐明农户减量化的规模逻辑。

第一，对于以兼业为主的农户来说，其家庭收入通常由务工收入主导，倾向于通过农地要素市场转出部分或全部耕地，缩小农地经营规模或减少地块数量，转型为追求劳动价值感与生活幸福感的生活型农户（贺雪峰、印子，2015）。这类农户往往选择节省劳动力的作物品种与耕作方式。为了降低劳动强度，生活型农户可能以增加单次施用量的方式来减少施用频数（即俗称的“一炮轰”）。相应地，缓释肥和长效肥等能够减少施肥次数的减量化技术与该类农户的要素禀赋特征具有良好的匹配性。

第二，对于以农业为主的农户而言，因其农业生产能力的不同亦可能出现分化。对生产能力有限的农户而言，在小规模经营情境下，其可能选择精耕细作以提高土地生产率来满足家庭的消费需求，从而成为追求自给自足的生存型农户（罗必良，2017）。由于化肥作为外部要素投入会产生购置成本，因而这类农户会依靠劳动力的“无限投入”，栽培绿肥或制作农家肥，以替代化肥投入来降低生产成本。由此，通过家庭内部生态圈的构造，以内部有机肥替代外部化肥投入，更为契合生存型农户的要素禀赋条件。对生产能力突出的农户，其可能通过农地转入扩大经营规模以实现与其生产能力的匹配。由此，农

户因农业经营目标不同将进一步分化为追求产量最大化的生产型农户和追求产值最大化的功能型农户。其中：（1）生产型农户受产量目标驱使，可能倾向于以密集的化肥投入来提升土地生产率（张晓恒等，2017）。无论是耗费人工成本的有机肥，还是存在肥效风险的生物肥，均与生产型农户的产量目标导向相冲突。由此，根据土壤肥力状况配制的测土配方肥，一方面通过精准施用减少用量并降低成本，另一方面又可以享受政府补贴以弥补肥料价格上升的潜在损失。因此，生产型农户的减量化往往偏好以化肥养分元素的配比改变来降低用量、提高效率。为了降低测土配方的成本，生产型农户往往倾向于减少地块数而扩大地块面积。（2）功能型农户偏好于高附加值的产品（如绿色农产品）或服务（休闲、体验与观光）来谋求产值最大化（魏后凯，2017）。这类农户会自发地减少化肥施用量，采用生物炭基肥等基于天然原料生产的肥料，以确保产品或服务契合目标消费群体的亲环境偏好。所以，功能型农户的减量化偏好以低残留、低污染要素替代高残留、高污染要素，以降低肥料的毒性危害。

第三，鉴于农地小规模与细碎化的禀赋约束，交易能力突出的农户可能选择大规模转入土地，实现农地规模经营，从而成为追求利润最大化的新农业经营主体（蔡颖萍、杜志雄，2016）。考虑到农业劳动工资不断提升的基本趋势，尤其是大规模经营所决定的“农忙”用工约束以及农业特性所内含的高昂劳动监督成本，这类主体往往倾向于通过购置农机等资本替代劳动的方式，以提升劳动生产率。由于农户装备技术的采用与农地规模具有依存性，例如大型植保机械或无人机施肥往往存在一定的门槛（包括大规模生产与连续性作业以改善资本利用效率），利用迂回投资与迂回交易的方式进行植保的外包服务，既能够通过精准化施用降低损耗，又能够缓解施肥的劳动力约束。此时，农业规模经营表达为服务规模经营，农户可从分工与专业化生产获得规模经济收益（罗必良，2017）。

可见，生存型、生活型、生产型和功能型农户并不必然被排除在减量化的新工具、新方法之规模门槛之外。若农户能够与周围地块农户种植同类作物品种，则可以突破农地产权交易的困境，实现连片化种植规模的提升。尤其是，连片规模的扩大能够形成充足的市场容量，吸引服务供应商进入，提供专业化的生产性服务。因此，多个农户种植的一致性行动将能够获取农业减量的规模经济和分工经济。特别地，伴随众多农户的卷入、连片规模的扩大、外包主体的进入以及服务市场竞争格局的形成，迫于成本压力的服务供应商可能自主进行工具与技术革新，从而实现农业减量的市场化。

图 2 刻画了不同类型农户在不同规模情景下的要素配置及其减量化的基本趋势。

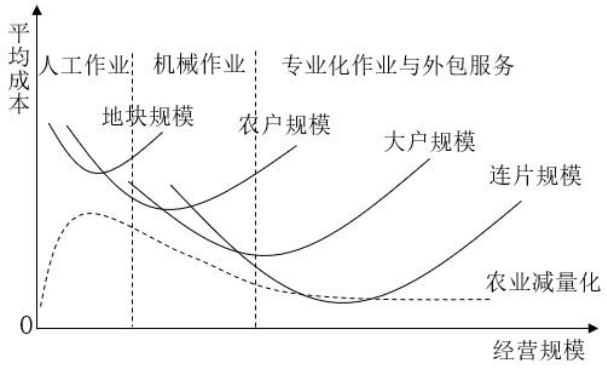


图 2　不同经营规模情景下的要素配置及其减量化

三、农地规模与减量化：行为机理及假说

如前所述，农户的农地规模可表达为地块规模、经营规模与连片规模。不同的规模类型，隐含着化学品施用的不同行为机理及减量逻辑。

1.地块规模引致的施用量差异。地块规模表达为最大地块面积（王建英等，2015）。当农户所拥有的地块规模较小时，意味着单位面积农地的化学投入品施用需要耗费更高的人工成本，因为携带施用物资在不同地块间转场会耗费体力和工时。然而劳动力非农转移引致的雇工价格提升，以及作物品种不连片引致的机械化作业障碍，造成家庭剩余劳动力有限的农户采用粗放式的施用方式（如不按照化肥说明书规定计量、次数施用），从而可能增加施用量。反之，当农户所拥有的地块规模较大时，不仅可以节省转场所需的人工成本，为机械化作业提供可能，而且可以通过连续性的施用提升行为的熟练程度、增强行为惯性，从而由作业精准度提升来降低施用量。

假说 1：农户地块规模越大，则化肥减施量越高。

2.经营规模引致的施用量差异。经营规模表达为农户实际经营总面积（诸培新等，2017）。农户经营规模在一定程度上能够表达农户的农业经营目标。实际经营面积等于确权面积的生存型农户追求自给自足，而实际经营面积低于确权面积的生活型农户追求生活价值感，囿于土地或人力等要素限制，二者的农产品商品率相对有限。而实际经营面积高于确权面积的农户，因土地转入而扩大经营规模，被认为是未来农业发展的中坚力量（贺雪峰、印子，2015）。因此本文重点对生产型和功能型农户做进一步的细致考察。若其务农的目标为追求产量最大化，其可能通过密集施用化学投入品获取产量的提升，造成初期规模扩张的减量效用逐渐被抵消；若其务农的目标是拓展农业食品供给功能、发掘农业多功能价值，则其可能采纳绿色生产模式以降低化学投入品施用。因此，这两类农户在减量化的规模逻辑上具有代表性。

假说 2a：追求利润最大化的生产型小农，化肥减施量与经营规模呈倒 U 型变化。

假说 2b：追求多元化经营的功能型小农，化肥减施量随经营规模的扩大而增加。

3.连片规模引致的施用量差异。连片规模表达为邻近地块种植的作物品种的一致性（罗必良，2017）。若农户卷入横向分工，即采纳连片化种植，对内提升家庭不同地块种植品种的集中度，对外同邻近地块的种植品种保持一致，就能够形成生产性服务外包的市场容量。由此，一方面农户连片种植而卷入纵向分工，分享服务规模经济性；另一方面服务规模的扩张则可以通过机械化、自动化提升作业操作的精准程度，降低施用损耗。

假说 3：种植的连片规模越大，化肥减施量越高。

4.三种规模的交互作用引致的施用量差异。对扩大农地规模的农户来说，其转入的土地必然也以细碎化的形式存在，故而可能加剧其既定经营规模的细碎化程度。这表明，地块规模小对减量化的消极影响，可能随着经营规模的扩张而被放大，从而削弱甚至抵消经营规模扩张潜在的减量绩效。但是，对地块规模小和经营规模小的农户而言，若在分散的地块种植同类作物，则可以获得连片规模扩大带来的减施效应。需要说明的是，农地规模策略，如扩大地块规模和经营规模，具备减量的可能性，但

并不具备可行性，因为现阶段无论是兼业还是非兼业农户而言，农地的生存保障与风险抵御功能仍客观存在。连片规模的扩大则截然不同，其并不触及敏感的人格化财产及产权交易问题，仅需要通过对所种植作物的种类进行相机决策来分享规模经济与分工经济，因而更具现实可行性。

假说 4a：地块规模的扩大，可能增强经营规模对减施量的促进作用。

假说 4b：连片规模的扩大，可能增强地块规模对减施量的促进作用。

假说 4c：连片规模的扩大，可能增强经营规模对减施量的促进作用。

5.纵向分工与规模交互引致的施用量差异。连片规模的扩大会形成充足的市场容量，诱导服务供应商进入，提供专业的喷施服务，生成服务规模经营。服务规模经营对农业减量化的促进作用主要表现在降低交易费用与改善分工效率两个维度。一方面服务供应商具备更强的肥效信息采集与甄别能力，从而可能克服化学投入品作为经验性产品的品质判断困境，以及可能由市场信息不对称引发的供需双方败德行为阻碍，实现交易费用的降低。另一方面服务供应商具备更强的融资和研发实力改进减量技术或工具，由此降低减量成本和提升减量效果，继而通过纵向分工的深化反向刺激横向分工，吸引更多的农户卷入社会化服务，实现分工效率的改善（罗必良，2017）。若农户社会化服务卷入程度越深，表现为采纳农业专业化服务的类型越多，为社会化服务支付的成本越高，则其生产的设施化、专业化、标准化和精准化程度越强，施用的损耗就越低、吸收效率就越高。

假说 5：社会服务卷入程度越深，可能增强三类规模对减施量的促进作用。

四、数据来源与统计描述

（一）数据来源

中国是水稻生产与消费大国，水稻种植面积和产量分别占世界的 20%和 33%[①]。针对中国水稻生产环境影响的研究发现，氮肥产生的碳排量占水稻全生命周期碳排总量的比例高达 53%～57%，原因在于化肥的过量施用与低效利用（Cheng et al.，2011）。据此，本文对水稻生产中的化肥投入展开研究。

湖北省是中国重要的水稻产区。国家统计局数据显示，2017 年该省稻谷产量为 1927.16 万吨，占全国总量的 9.08%。本文采用课题组于 2018 年底完成的对湖北省水稻主产区的农户抽样调查数据展开分析。具体抽样范围覆盖湖北省三大稻区，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，以及鄂东北粳稻板块。然后考虑各板块的播种面积确定样本县个数，并依据各县种植面积随机抽取 2～3 个乡镇，每个乡镇随机抽取 2 个行政村，每个村随机抽取 45 个农户，共发放问卷 1800 份，满足本文研究的问卷为 1752 份，问卷有效率 97.33%。

（二）描述统计

本文以经营规模 35 亩为阈值，区分小农户和新农业经营主体；然后根据务农收入和生活满意度将经营规模在 35 亩及以下的小农户分为生存型、生活型、生产型和功能型。表 1 所示，生存型农户的地块规模最小，生活型农户次之，生产型和功能型农户的大体相当，而新农业经营主体的地块规模最

[①]数据来源：Rice knowledge for China, http://www.knowledgebank.irri.org/country-specific/asia/rice-knowledge-for-china.

大。经营规模从小到大顺次为生存性、生活型、生产型、功能型和新农业经营主体。值得注意的是，随着经营规模扩大，地块个数也随之增多。连片种植方面，新农业经营主体的连片比例最高，生存型农户其连片比例高于生产型和功能型农户。

表 1　　不同类型农户的地块规模、经营规模与连片规模统计

农户类型	占总样本比例（%）	地块个数（块）	最大地块（亩）	地块规模（亩/块）	经营规模（亩）	连片比例（%）
生存型	20.66	7.14（24.94）	4.24（5.22）	3.23（4.79）	14.17（37.22）	82.00（0.39）
生活型	26.66	6.69（11.85）	5.70（23.60）	4.11（18.34）	22.75（149.70）	77.00（0.42）
生产型	17.12	16.77（42.20）	8.20（20.28）	9.49（36.25）	52.79（125.90）	68.00（0.47）
功能型	20.09	19.11（68.40）	11.23（33.88）	8.38（23.24）	62.14（182.50）	70.00（0.46）
新主体	15.47	44.44（102.80）	23.87（57.99）	21.97（53.07）	176.40（327.30）	86.00（0.35）

注：①地块规模为经营面积除以地块数；②连片比例为进行连片种植的农户在各类样本农户中所占比例；③括号内数值为标准差。

要素投入与产出方面（见表 2），与前文一致，化肥亩均用量最高为生产型农户，其次为新农业经营主体、生活型农户和功能型农户，最低为生存型农户。生存型农户主要依靠人工作业，所以机械服务采纳最少；新主体自行购置机械，所以机械服务采纳也相对较低；生活型农户依靠机械弥补劳动力不足问题，因而机械服务采纳高于生存型农户；生产型和功能型农户机械化采纳比例最高。人工雇佣方面，由于功能型农户追求的绿色化、有机化生产对劳动力要求高，例如需要人工除草代替除草剂，故而其人工雇佣最多；新农业经营主体用机械化缓解部分劳动力要求，人工雇佣次之。农户收入方面，生活型农户的兼业收入主导家庭收入，所以在四类小规模农户中总收入最高，功能型农户因为产品附加值最高，因此农业收入居于首位。此外，在农作物产量方面，生产型和功能型农户的产量最高。

表 2　　不同类型农户的要素投入与产出

农户类型	化肥用量（斤/亩）	机械服务（项）	人工雇佣（人）	农户总收入（万元）	农业收入（万元）	作物产量（斤/亩）
生存型	107.63	1.49	4.17	6.92	1.44	1390.00
	（59.82）	（0.89）	（30.16）	（7.44）	（1.90）	（500.80）
生活型	123.45	1.76	3.19	11.13	2.60	1392.00
	（62.64）	（0.91）	（18.37）	（93.94）	（25.62）	（493.00）
生产型	175.00	1.87	4.36	7.52	6.46	1441.00
	（67.03）	（0.95）	（24.50）	（15.76）	（14.14）	（496.10）
功能型	113.53	1.83	7.67	8.82	7.91	1450.00
	（48.87）	（0.91）	（41.90）	（25.10）	（23.82）	（529.80）
新主体	140.57	1.55	5.47	30.27	19.32	1411.00
	（70.17）	（0.86）	（17.99）	（140.40）	（48.96）	（533.50）

注：括号内数值为标准差。

五、模型、变量与计量结果分析

（一）模型设置

1.减量测算模型设定。已有对于农业减量的研究，多直接以化学品用量为被解释变量（Huang et al.，2015）；部分研究采用化肥利用效率为被解释变量（邹伟、张晓媛，2019）。与之不同，仇焕广等（2014）和孔凡斌等（2018）利用柯布-道格拉斯生产函数（C-D 生产函数），进一步表达了减量化效果。参考后者，本文首先构建 C-D 生产函数测算化肥投入最优量；然后根据农户实际投入量与最优量之间的差值判断其减量程度。其中，C-D 生产函数的设置如下：

$$\ln y_i=\alpha_0+\beta_1\ln(Fertilizer_i)+\beta_2\ln(Labor_i)+\beta_3\ln(Machine_i)+\beta_4\ln(Other_i)+\varepsilon_i \quad (1)$$

（1）式中，y_i 表示农户 i 亩均水稻产量，$Fertilizer_i$、$Labor_i$、$Machine_i$ 和 $Other_i$ 分别表示农户 i 亩均化肥、劳动力、机械和其他投入，α_0 和 β 表示待估参数，ε 表示随机误差项。

基于效用最大化理论，当边际成本等于边际产出时农户实现收益最大化，即化肥对产量的边际收益等于化肥价格与产出（水稻）价格的比值。其数学表达式为：

$$\frac{y}{Fertilizer}=\frac{P_{Fertilizer}}{P_y} \quad (2)$$

进一步地，基于（1）式测算的化肥产出弹性 β_1，化肥对产出的边际收益可表达为：

$$\frac{y}{Fertilizer}=\beta\frac{y}{Fertilizer} \quad (3)$$

根据（2）式和（3）式，农户单位面积化肥经济最优施用量可表达为：

$$Fertilizer_{optimal}=\frac{\beta_1\times y}{(P_{Fertilizer}\ /\ P_y)} \quad (4)$$

2.减量行为影响因素模型设定。本文主要关注地块规模、经营规模、连片规模和社会化服务卷入对农户化肥减量施用决策的影响，据此构建的实证模型如下：

$$Fertilizer_{reduce}=\eta_0+\gamma_1X_i+\gamma_iControl_j+\mu_i \quad (5)$$

（5）式中，因变量为农户化肥减量施用 $Fertilizer_{reduce}$，X_i 表示地块规模、经营规模、连片规模和社会化服务卷入等核心解释变量，$Control_i$ 代表一组控制变量（包括农户个体特征、家庭特征、生产特征和外部条件）。η_0、γ_1 和 γ_i 为待估参数，μ_i 为随机扰动项。农户化肥减量施用行为是二分类变量，因此利用二值选择 Probit 模型对（5）式进行估计。

（二）变量选择

1.被解释变量。如前所述，本文利用农户化肥最优施用与实际施用量间的差值表征其化肥减施量。具体在计量模型中，本文将实际化肥施用量处于最优量及其水平以下的农户赋值为 1，表示其减量施

用化肥；反之赋值为0，表征其未减量施用化肥。

2.核心解释变量。①地块规模，用农户实际经营最大地块的面积表征；②经营规模，用农户实际耕种耕地面积表征；③连片规模，用最大地块种植品种与周围地块品种是否一致进行表征；④社会化服务卷入，用农户在整地、插秧和收割环节是否采纳农机服务进行加总以考察其纵向卷入程度。

3.其他控制变量。①农户个体特征，包括性别、年龄、受教育年限、健康状况、兼业状况（参见诸培新等，2017）；②家庭特征，包括生产型农户、功能型农户、收入水平、农业劳动力占比和家庭住房面积（参见褚彩虹等，2012）；③生产特征，包括土壤肥力、地块距离、商品化率（参见仇焕广等，2014）；④外部环境，包括灌溉条件、市场距离、田间交通条件、合作社服务、政府补贴和通讯状况（参见张聪颖等，2018）；⑤区域虚拟变量，包括区域地形、气温、降水、病虫害等自然特征及区域水稻生产技术传统、管理观念等人文因素的影响（参见杨泳冰等，2016）。变量描述如表3所示。

表3　　变量含义、赋值与描述性统计

变量	含义与赋值	均值	标准差
投入—产出变量			
产量	水稻产量（斤/亩）	1415.00	505.80
化肥投入	化肥投入量（斤/亩）	132.04	63.50
劳动力投入	劳动力投入量（人/亩）	0.79	4.40
机械投入	机械投入费用（元/亩）	218.90	114.90
其他投入	种子、农药投入量（元/亩）	199.80	186.80
被解释变量			
化肥减量施用	化肥施用是否减量：是=1，否=0	0.29	0.45
核心解释变量			
地块规模	最大地块的面积（亩）	7.19	23.67
经营规模	经营总面积（亩）	35.83	138.60
连片规模	相邻地块是否种植水稻：是=1，否=0	0.75	0.43
社会化服务卷入	整地、插秧和收割环节服务外包类型加总，0-3	1.73	0.92
其他控制变量			
性别	经营决策者性别：女=1，男=0	0.10	0.30
年龄	经营决策者实际年龄（周岁）	58.25	9.93
受教育年限	经营决策者受教育年限（年）	6.30	3.49
健康状况	决策者是否经医疗机构诊断患有重要疾病：是=1，否=0	0.47	0.50
兼业状况	经营决策者是否兼业：是=1，否=0	0.17	0.37
收入水平	农户家庭总收入（万元）	8.84	54.87
劳动力占比	劳动力占家庭人口比重	0.44	0.24
住房面积	农户家庭住房实际面积（平方米）	180.40	91.22
生产型农户	高农业收入且低生活满意度农户：是=1，否=0	0.16	0.37
功能型农户	高农业收入且高生活满意度农户：是=1，否=0	0.27	0.44
商品率	2017年水稻销售量占水稻总产量的比重	0.88	0.33

（续表 3）

土壤肥力	土壤肥力差=1，肥力中等=2，肥力高=3	2.21	0.65
地块距离	最大地块距离农户住房实际距离（米）	724.30	1248.00
田间交通条件	田间道路是否适合机械通行：是=1，否=0	0.89	0.32
灌溉条件	农田灌溉是否便利：是=1，否=0	0.68	0.47
合作社服务	农户是否获得合作社提供的服务：是=1，否=0	0.18	0.38
政府补贴	2017 年农业生产获得政府补贴数额（元/户）	1469.00	9897.00
市场距离	到距离最近集镇的时间（分钟）	21.58	12.58
通讯条件	是否连接网络宽带：是=1，否=0	0.44	0.50
地区虚拟变量	以县级为单位设置地区虚拟变量	—	—

（三）计量结果及分析

1.化肥减施量测算。表 4 的 C-D 生产函数估计结果表明，化肥对水稻产量具有显著的正向影响，其生产弹性为 0.063。这说明，在化肥最优施用量以下，化肥投入增加 10%，水稻产量增加 0.63%。此外，劳动力、机械和其他要素投入对水稻产量均具有显著的正向影响。

表 4　　C-D 生产函数估计结果

变量	水稻产量	
	系数	标准误
化肥投入（对数）	0.063***	0.015
劳动力投入（对数）	0.085***	0.025
机械投入（对数）	0.066***	0.009
其他投入（对数）	0.024**	0.011
常数项	6.380***	0.084
观测值	1752	
R^2	0.067	

注：***、**、*表示在 1%、5%及 10%的水平上显著。

由（3）式测算的结果表明，平均化肥最优经济施用量为 86.15 斤/亩，户均过量施用 45.89 斤/亩。实际施用量等于或低于经济最优量的农户为 510 户，占全部样本的 29.11%（见表 5）。

表 5　　水稻生产化肥经济最优施用量测算结果

选项	实际施用量（斤/亩）	最优施用量（斤/亩）	化肥过量施用量（斤/亩）	减量施用农户数（户）	减量施用农户占比（%）
总体样本	132.04（63.50）	86.15（50.20）	45.89	510	29.11
生存型	107.63（59.82）	82.72（49.08）	24.91	108	29.83
生活型	123.45（62.64）	84.46（54.70）	38.99	94	31.45
生产型	175.00（67.03）	82.11（45.61）	92.89	107	22.84
功能型	113.53（48.87）	91.26（52.99）	21.27	135	38.36
新主体	140.57（70.17）	90.20（57.40）	50.37	66	24.23

注：括号内数值为标准差。

2.减量施用的影响因素。Probit 模型分析结果表明，地块规模、连片规模与社会化服务卷入程度对化肥减量均存在显著正向影响，系数分别是 8.909、0.824 和 0.175，且在 1%的水平上显著（见表 6）。可见，伴随地块经营规模扩大、连片规模和社会化服务卷入程度的加深，农户更倾向于减少化肥用量。其中，对生产型农户而言，其经营规模一次项和二次项的系数分别为 1.937、-0.399，且均在 1%的水平上显著。这表明，生产型农户经营规模与化肥减量呈倒 U 型关系。以经营规模为 70 亩为临界值[①]，化肥减量施用随着经营规模的扩大呈先上升后下降的趋势。功能型农户其经营规模系数为 0.818，同样在 1%的水平上显著，但二次项未通过显著性检验。这表示，功能型农户减量施用概率随经营规模的扩大显著增加。由此，实证结果与前文推论一致，假说 1、假说 2a、假说 2b 和假说 3 均得到验证。

表 6　　不同规模维度与化肥减量施用

变量	（1）总体样本	（2）生产型农户	（3）功能型农户	（4）总体样本	（5）总体样本
地块规模（对数）	8.909***（0.713）	—	—	—	—
经营规模（对数）	—	1.937***（0.357）	0.818***（0.175）	—	—
经营规模平方项（对数）	—	-0.228***（0.061）	0.137（0.440）	—	—
连片规模	—	—	—	0.824***（0.114）	—
社会化服务卷入	—	—	—	—	0.175***（0.043）
性别	0.354（0.295）	1.055**（0.426）	0.340（0.333）	0.236*（0.134）	0.347***（0.134）
年龄	-0.011（0.011）	-0.014（0.015）	0.009（0.009）	-0.009*（0.005）	-0.009**（0.004）
受教育年限	0.024（0.029）	-0.035（0.044）	0.032（0.024）	0.026**（0.013）	0.029**（0.013）
健康状况	0.401**（0.182）	0.075（0.250）	0.002（0.170）	-0.072（0.083）	0.020（0.079）
兼业状况	0.534**（0.226）	0.937***（0.325）	-0.087（0.233）	0.033（0.109）	0.145（0.107）
家庭收入（对数）	0.028（0.118）	-0.446（0.315）	0.125（0.144）	0.219***（0.052）	0.242***（0.058）
劳动力占比	0.865**（0.363）	0.827（0.517）	0.115（0.323）	0.101（0.179）	0.091（0.177）
住房面积（对数）	-0.149（0.188）	0.697**（0.292）	-0.267（0.167）	0.010（0.090）	0.001（0.088）
生产型农户	-0.042（0.216）	—	—	0.273**（0.115）	0.205*（0.108）
功能型农户	-0.383*（0.219）	—	—	0.400***（0.095）	0.307***（0.096）
商品化率	0.907***（0.333）	0.047（0.490）	0.620*（0.342）	0.463***（0.144）	0.231（0.147）
土壤肥力	0.069（0.143）	0.067（0.170）	0.207*（0.111）	-0.028（0.064）	0.026（0.061）
地块距离（对数）	-0.000***（0.000）	0.000**（0.000）	-0.000（0.000）	0.000（0.000）	0.000（0.000）
田间交通条件	0.153（0.250）	-0.033（0.343）	0.299（0.285）	0.104（0.131）	0.094（0.132）
灌溉条件	-0.488***（0.189）	0.827***（0.267）	0.120（0.183）	0.136（0.089）	0.123（0.088）
合作社服务	-0.041（0.231）	0.808***（0.288）	-0.049（0.194）	0.283***（0.104）	0.242**（0.098）
政府补贴	-0.021（0.033）	0.070（0.047）	0.008（0.029）	0.005（0.013）	0.001（0.014）
市场距离	-0.448***（0.150）	-0.203（0.229）	0.170（0.163）	-0.053（0.069）	-0.074（0.073）
通讯条件	0.078（0.186）	0.288（0.273）	0.026（0.179）	0.145*（0.085）	0.131（0.082）
常数项	-15.594***（1.960）	-10.634***（2.216）	-5.619***（1.401）	-2.817***（0.667）	-2.029***（0.618）

[①] $e^{1.937/0.228/2}=70$。

（续表 6）

观测值	1752	300	352	1752	1752
R^2	0.877	0.580	0.421	0.372	0.352

注：①***、**、*表示在 1%、5%及 10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误；③其他变量的估计结果略。

地块规模与经营规模交互项显著且系数为正（见表 7）。其中，地块规模在经营规模和化肥减量施用之间具有显著的调节作用，即地块规模的扩大增强了经营规模扩张对化肥减量施用的积极影响，假说 4a 得到验证。连片规模与地块规模交互项同样显著且系数为正，说明连片种植水平的提高显著增强地块规模扩大对化肥减量施用的正向影响，假说 4b 得到验证。同样地，连片规模与经营规模交互项显著且系数为正。这表明，伴随连片化种植水平的提高，经营规模扩大对化肥减量施用的正向影响得到显著增强。据此，假说 4c 得到验证。

表 7　　化肥减量施用：不同规模维度的交互影响

变量	（1）	（2）	（3）
地块规模	2.468（6.052）	4.991**（2.086）	—
经营规模	0.219**（0.096）	—	0.161***（0.057）
连片规模	—	1.842***（0.518）	0.626***（0.085）
地块规模×经营规模	0.813*（0.424）	—	—
连片规模×地块规模	—	3.078**（1.329）	—
连片规模×经营规模	—	—	2.178***（0.078）
常数项	-5.685（10.373）	-9.927***（3.805）	-2.031***（0.518）
观测值	1752	1752	1752
R^2	0.375	0.420	0.387

注：①***、**、*表示在 1%、5%及 10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误；③控制变量的估计结果略。

社会化服务卷入与地块规模、经营规模和连片规模交互项均显著，且系数为正（见表 8）。这表明，农户生产环节社会化服务卷入越深，其地块规模、经营规模扩大，以及连片规模提高对化肥减量施用的正向影响显著增强。社会化服务卷入在地块规模、经营规模、连片规模与化肥减量施用之间具有显著的正向调节效应。据此，模型估计结果与前文理论预期一致，本文假说 5 得到验证。

表 8　　化肥减量施用：社会化服务卷入的交互影响

变量	（1）	（2）	（3）
地块规模	2.494（2.080）	—	—
经营规模	—	0.265（0.230）	—
连片规模	—	—	0.330*（0.171）
社会化服务卷入	0.059（0.061）	0.086（0.061）	0.039（0.052）
社会化服务卷入×地块规模	1.158***（0.271）	—	—
社会化服务卷入×经营规模	—	0.737***（0.235）	—
社会化服务卷入×连片规模	—	—	3.890***（0.069）
常数项	-5.532（3.610）	-2.905***（0.898）	-1.054*（0.615）

（续表 8）

观测值	1752	1752	1752
R^2	0.635	0.305	0.412

注：①***、**、*表示在 1%、5%及 10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误；③其他变量的估计结果略。

3.稳健性检验。考虑到基于 C-D 生产函数测算农户最优化肥投入量可能忽视不同农户类型的异质性冲击，由此引起的测量误差问题。据此，本文借鉴 Huang et al.（2015）的处理方法，利用实际化肥投入量替换被解释变量，进一步检验前文估计结果的稳健性。表 9 估计结果显示，地块规模、连片规模与社会化服务卷入对农户化肥使用量均具有显著的负向影响。对于生产型农户而言，其化肥施用量伴随经营规模的扩张呈“先下降后上升”趋势，而对于功能型农户而言，经营规模的扩张则显著降低其化肥施用量。由此可见，前文的基本结论具备稳健性。

表 9　　不同规模维度与化肥施用量：替换被解释变量

变量	化肥施用量				
	（1）总体样本	（2）生产型农户	（3）功能型农户	（4）总体样本	（5）总体样本
地块规模（对数）	-0.887**（0.408）	—	—	—	—
经营规模（对数）	—	-0.550*（0.288）	-0.183***（0.033）	—	—
经营规模平方（对数）	—	0.056*（0.034）	0.045（0.031）	—	—
连片规模	—	—	—	-0.120***（0.045）	—
社会化服务卷入	—	—	—	—	-0.038***（0.010）
常数项	5.351***（0.598）	3.877***（0.702）	-0.526（0.378）	4.490***（0.304）	0.001（0.138）
观测值	1752	300	352	1752	1752
R^2	0.103	0.093	0.272	0.106	0.104

注：①***、**、*表示在 1%、5%及 10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误；③其他变量的估计结果略。

表 10 的估计结果表明，地块规模与经营规模交互项显著且系数为负，说明地块规模的扩张能够显著降低经营规模扩张对化肥施用量的正向影响效应。连片规模与地块规模、连片规模与经营规模交互项同样显著且系数为负，这表明连片种植可以显著增强地块规模对化肥施用量的负向影响，并降低了经营规模扩张对化肥施用量的正向影响。

表 10　　不同规模经营维度、社会服务卷入的交互影响：替换被解释变量

变量	化肥施用量		
	（1）	（2）	（3）
不同规模维度的交互影响	—	—	—
地块规模×经营规模	-0.910***（0.098）	—	—
连片规模×地块规模	—	-2.272**（0.113）	—
连片规模×经营规模	—	—	-3.603***（1.210）
常数项	0.032（0.550）	-0.023（0.051）	-0.027（0.124）
观测值	1752	1752	1752
R^2	0.646	0.354	0.628

（续表 10）

社会化服务卷入的交互影响	—	—	—
社会化服务卷入×地块规模	-0.883***（0.063）	—	—
社会化服务卷入×经营规模	—	-0.552**（0.083）	—
社会化服务卷入×连片规模	—	—	-3.874***（0.243）
常数项	0.024（0.055）	-0.113（0.100）	-0.075（0.050）
观测值	1752	1752	1752
R^2	0.220	0.626	0.214

注：①***、**、*表示在 1%、5%及 10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误；③其他变量的估计结果略。

不可观测因素可能会同时影响农户不同维度规模经营与化肥施用决策，即模型潜在的内生性问题将导致前文估计有偏。据此，本文利用控制方程方法（control function，CF）缓解上述问题。由表 11 与表 12 的估计结果可知，CF 估计结果与前文估计结果具有一致性，由此，本文的基本结论稳健。

表 11　　不同规模维度与化肥减量施用：CF 估计法

变量	化肥减量施用				
	（1）总体样本	（2）生产型农户	（3）功能型农户	（4）总体样本	（5）总体样本
地块规模（对数）	16.470***（1.472）	—	—	—	—
经营规模（对数）	—	3.439***（0.716）	1.505***（0.337）	—	—
经营规模平方（对数）	—	-0.671***（0.144）	-0.253（0.801）	—	—
连片规模	—	—	—	1.472***（0.212）	—
社会化服务卷入	—	—	—	—	0.323***（0.078）
常数项	-29.236***（3.889）	-18.226***（4.207）	-10.170***（2.587）	-4.618***（1.194）	-3.405***（1.121）
观测值	1752	300	352	1752	1752
R^2	0.849	0.353	0.254	0.157	0.118

注：①***、**、*表示在 1%、5%及 10%的水平上显著；②括号内为标准误；③其他变量的估计结果略。

表 12　　不同规模经营维度、社会服务卷入的交互影响：CF 估计法

变量	化肥减量施用		
	（1）	（2）	（3）
不同规模维度的交互影响	—	—	—
地块规模×经营规模	0.066***（0.008）	—	—
连片规模×地块规模	—	0.050*（0.027）	—
连片规模×经营规模	—	—	0.080***（0.022）
常数项	0.158（0.159）	-0.437***（0.108）	-0.328**（0.154）
观测值	1752	1752	1752
R^2	0.168	0.254	0.621
社会化服务卷入的交互影响	—	—	—
社会化服务卷入×地块规模	0.022**（0.010）	—	—
社会化服务卷入×经营规模	—	0.068***（0.013）	—

（续表 12）

社会化服务卷入×连片规模	—	—	0.194***（0.023）
常数项	-0.042（0.149）	0.006（0.144）	-0.042（0.139）
观测值	1752	1752	1752
R^2	0.202	0.153	0.193

注：①***、**、*表示在 1%、5%及 10%的水平上显著；②括号内为标准误；③其他变量的估计结果略。

另外，考虑到不同地区的耕地资源与人口密度存在较大差异，本文分别增加以 25 亩及以下和 45 亩及以下作为小农户划分标准的稳健性检验。表 13 的估计结果显示，无论是以 25 亩及以下还是以 45 亩及以下作为小农户划分标准，模型估计结果均支持前文的结论。

表 13　　农户类型与化肥减量施用：不同划分标准的估计结果

变量	25 亩划分标准		45 亩划分标准	
	（1）生产型农户	（2）功能型农户	（3）生产型农户	（4）功能型农户
经营规模（对数）	2.205***（0.873）	0.833**（0.337）	1.748***（0.356）	0.929***（0.198）
经营规模平方项（对数）	-8.940**（2.720）	-0.225（0.363）	-0.877**（0.359）	0.129（0.196）
常数项	-6.552**（2.851）	-9.590***（1.816）	-8.370***（2.247）	-6.278***（1.585）
观测值	120	290	324	375
R^2	0.331	0.211	0.396	0.267

注：①***、**、*表示在 1%、5%及 10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误；③其他变量的估计结果略。

六、结论与讨论

本文将农户分为不同类型，将农地规模分解为地块规模、经营规模与连片规模，并据此揭示减量的内在逻辑及其实证证据。

本文主要的研究结论是：①农户所拥有的地块规模越大，化肥减施量越明显；②追求利润最大化的生产型小农，化肥减施量与经营规模呈倒 U 型变化；追求多元化经营的功能型小农，化肥减施量随经营规模的扩大而增加；③种植的连片规模越大，化肥减施量越高；④地块规模的扩大，能够增强经营规模扩大对减施的促进作用；连片规模的扩大，能够增强地块规模扩大以及经营规模扩大对减施的促进作用；⑤农户的服务外包或社会服务卷入程度加深，能够增强地块规模、经营规模和连片规模扩大对减施的促进作用。

本文主要的理论贡献是：①不同类型的农户，因经营目标、要素投入组合等不同，以及经营规模形式的不同，有着不同的农业减量化逻辑；②将农地规模区分为地块规模、经营规模与连片规模，一方面分别揭示出三类规模实现减量的内在机理，另一方面揭示出三类规模内部的交互性以及纵向分工卷入同三类规模的交互性，由此加深对农地规模内涵的理解，并拓展农业分工理论及其运用。

本文隐含的政策含义是：①通过土地整理扩大农户的地块规模，有助于农业的减量化；②在农地流转过程中，鼓励农户土地的连片流转或连片经营，能够改善农业的减量效果；③鼓励农户卷入横向分工推进农业的区域专业化，能够突破小规模、分散化与细碎化的小农经营对减量化的制约，从而改

善减量绩效；④发育农业生产性社会化服务市场，鼓励农户通过服务外包卷入农业的纵向分工，能够通过服务规模经营方式进一步实现农业减量及其市场化。

参考文献

1.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。

2.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 4 期。

3.褚彩虹、冯淑怡、张蔚文，2012：《农户采用环境友好型农业技术行为的实证分析——以有机肥与测土配方施肥技术为例》，《中国农村经济》第 3 期。

4.郭晓鸣、曾旭晖、王蔷、骆希，2018：《中国小农的结构性分化:一个分析框架——基于四川省的问卷调查数据》，《中国农村经济》第 10 期。

5.贺雪峰、印子，2015：《“小农经济”与农业现代化的路径选择——兼评农业现代化激进主义》，《政治经济学评论》第 2 期。

6.黄宗智，1986：《略论华北近数百年的小农经济与社会变迁——兼及社会经济史研究方法》，《中国社会经济史研究》第 2 期。

7.黄宗智，2014：《“家庭农场”是中国农业的发展出路吗？》，《开放时代》第 2 期。

8.纪龙、徐春春、李凤博、方福平，2018：《农地经营对水稻化肥减量投入的影响》，《资源科学》第 12 期。

9.孔凡斌、郭巧苓、潘丹，2018：《中国粮食作物的过量施肥程度评价及时空分异》，《经济地理》第 10 期。

10.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。

11.罗必良、洪炜杰，2019：《农地调整、政治关联与地权分配不公》，《社会科学战线》第 1 期。

12.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。

13.沈涵、吴文庆、赵铮，2011：《农民种粮收益影响因素与土地经营规模研究综述》，《经济学动态》第 4 期。

14.王建英、陈志钢、黄祖辉、Thomas Reardon，2015：《转型时期土地生产率与农户经营规模关系再考察》，《管理世界》第 9 期。

15.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。

16.项诚、贾相平、黄季焜、胡瑞法、张福锁、崔振岭，2012：《农业技术培训对农户氮肥施用行为的影响——基于山东省寿光市玉米生产的实证研究》，《农业技术经济》第 9 期。

17.杨泳冰、易福金、胡浩，2016：《农业环境对粮食生产收益的新挑战——以近地面臭氧污染下的冬小麦种植为例》，《中国农村经济》第 9 期。

18.叶兴庆，2016：《演进轨迹、困境摆脱与转变我国农业发展方式的政策选择》，《改革》第 6 期。

19.张聪颖、畅倩、霍学喜，2018：《适度规模经营能够降低农产品生产成本吗——基于陕西 661 个苹果户的实证检验》，《农业技术经济》第 10 期。

20.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。

21.邹伟、张晓媛，2019：《土地经营规模对化肥使用效率的影响——以江苏省为例》，《资源科学》第 7 期。

22.Cheng, K., G. Pan, P. Smith, T. Luo, L. Li, J. Zheng, X. Zhang, X. Han, and M. Yan, 2011, "Carbon Footprint of China's Crop Production—An Estimation Using Agro-statistics Data over 1993–2007", *Agriculture Ecosystems & Environment*, 142(3):231-237.

23.Goetzke, B., S. Nitzko, and A. Spiller, 2014, "Consumption of Organic and Functional Food. A Matter of Well-being and Health?", *Appetite*, 77:96-105.

24.Huang, J., Z. Huang, X. Jia, R. Hu, and C. Xiang, 2015, "Long-term Reduction of Nitrogen Fertilizer Use Through Knowledge Training in Rice Production in China", *Agricultural Systems*, 135:105-111.

25.Wu, Y., X. Xi, X. Tang, D. Luo, B. Gu, S. K. Lam, P. M. Vitousek, and D. Chen, 2018, "Policy Distortions, Farm Size, and The Overuse of Agricultural Chemicals in China", *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 115(27):7010-7015.

（作者单位：[1]华中农业大学经济管理学院；
[2]华南农业大学国家农业制度与发展研究院）

（责任编辑：何　欢）

Agricultural Chemical Reduction: The Logic and Evidence Based on Farmland Operation Scale of Households

Zhang Lu　Luo Biliang

Abstract: This article categorizes rural households into 5 groups, and divides their farmland scale into plot scale, operation scale and joint planting scale. It further constructs an analytical framework including "household type-scale form-chemical reduction behavior". The empirical analyses based on a rural household survey indicate that, first of all, for the full sample, the amount of chemical use reduction increases with plot scale expansion. For production-oriented households pursuing the maximum yield, an inverted u-shaped relationship between chemical use reduction and operation scale can be found. However, for function-oriented households pursuing diversified operation, their amount of chemical use reduction increases when operation scale expands. Secondly, the increase in joint planting scale would promote the reduction of chemical use, and enhance the positive effects of expanding plot and operation scales on reduction. Thirdly, the increasing adoption of agricultural social services could increase plot scale, operation scale and joint planting scale. Therefore, for agricultural chemical reduction, it is of great importance to encourage the joint planting among households and form enough market capacity of production services. This would inspire service providers to provide specialized services and replace farmland scale operation with service scale operation.

Key Words: Plot Scale; Operation Scale; Joint Planting Scale; Vertical Division of Labor; Agricultural Chemical Reduction

保护性投资能促进森林公园的旅游发展吗？*

——基于森林公园层面的经验研究

秦光远　程宝栋

摘要：本文利用2010～2016年森林公园及其所在市的宏观数据，构建面板数据，考察保护性投资对森林公园旅游发展的影响，并选取造林面积、林相改造作为缓解保护性投资内生性的工具变量，运用两阶段最小二乘法估计森林公园的保护性投资对其旅游发展的影响。研究发现：森林公园进行保护性投资并不能带来旅游收入和旅游人次的显著增加，反而导致旅游收入显著减少；保护性投资对森林公园的旅游收入和旅游人次的影响在不同等级、不同地区的森林公园之间存在显著的异质性；保护性投资的1期滞后项对森林公园的旅游人次增长具有积极影响，却无法显著地促进森林公园的旅游收入增长。

关键词：保护性投资　森林旅游　工具变量回归

中图分类号：F326.2　　**文献标识码**：A

一、引言

改革开放以来，中国实现了从旅游短缺型国家到旅游大国的历史性跨越。2000年以前，年度国内旅游收入从未超过5000亿元；2009年以前，国内旅游收入从未超过1万亿元；而2010～2017年，国内旅游收入从1.26万亿元增长到5.4万亿元，国内旅游人数从21.03亿人次增长到50.01亿人次，年均增长率分别为23.13%、13.12%[①]。旅游业的快速发展使其近年来全面融入国家战略体系，走向国民经济建设的前沿，成为国民经济战略性支柱产业。“十二五”期间，旅游业对国民经济的综合贡献度达到10.8%，对社会就业的综合贡献度为10.2%[②]。在旅游业高速增长成为国民经济战略性支柱产业的过程中，森林旅游方兴未艾，呈现出蓬勃的发展态势。在当前环境污染形势较为严峻的情况下，森林公园能以其独特的自然资源优势给消费者一种清新、健康的生活体验而广受旅游者青睐。根据国家森林公园管理办公室的统计，2010～2017年，中国森林公园实现旅游总收入从294.94亿元增长到878.50

*本文通讯作者：程宝栋。

①数据来源：《2010年中国旅游业统计公报》， https://wenku.baidu.com/view/2140e2bd2cc58bd63186bda7.html；《2017年全年旅游市场及综合贡献数据报告》，http://zwgk.mct.gov.cn/auto255/201802/t20180206_832375.html?keywords=。

②数据来源：《“十三五”旅游业发展规划》，http://www.china.com.cn/guoqing/2017-08/25/content_41473641.htm。

亿元，接待游客规模从3.96亿人次增长到9.62亿人次，年均增长率分别达到16.88%、13.52%[①]。同期，中国森林公园总数量从2583处增加到3505处，占地面积从1677.58万公顷增加到2028.19万公顷。其中，国家级森林公园数量从747处增加到882处，占地面积从1177.66万公顷增加到1441.05万公顷；省级森林公园数量从1150处增加到1447处，占地面积从397.14万公顷增加到448.14万公顷；县级森林公园数量从686处增加到1176处，占地面积从102.78万公顷增加到139.00万公顷[②]。森林公园数量与质量的同步增长有力地支撑和保障了森林旅游的发展。

发展旅游离不开资本支持。资本投入是旅游产业发展、创新和升级的内在动力（李涛，2018）。旅游投资不仅可以促进旅游业自身发展，更能改善当地社区生活（Omotholar，2016）。而在中国，长期以来旅游业发展主要是依靠投资驱动，且对投资的依赖程度日益增加（唐晓云等，2007）。根据全国旅游投资项目库统计，2012年全国旅游业实际完成投资额为4064亿元，超过了2006年至2010年5年的投资总和，且在此后逐年递增，2016年全国旅游业实际完成投资12997亿元，年均增速达到33.73%[③]。旅游投资按其功能属性可分为两类：一类是开发性投资，主要是为了开发各种旅游资源，包括旅游基础设施投资、大型综合旅游项目（旅游地产）、自然与人文景区、宾馆饭店公园、古村落民宿等；另一类是保护性投资，主要是为了保护各种旅游资源、保障旅游可持续发展，包括维护、修缮各类旅游资源，预防保护性设施建设，以及环境治理、生态修复或恢复等。森林公园不同于自然保护区，既要承担生态保护，又要服务社会公众，如发展旅游等。从保护的角度看，虽然生态保护对森林公园可持续发展至关重要，但是并不意味着要将生态资源封闭隔绝起来才能保护。事实上，在森林公园建园开园之初，针对不同类型的生态资源采取有差异的保护措施，已经体现在森林公园的开发建设过程中。对于进入公园的旅游者能够接触的生态资源，一般具有较强的承载力。随着绿色旅游、文明旅游的兴起，旅游者对森林公园各类资源的过度或破坏性使用已经大量减少，这极大减轻了森林公园的生态保护压力。从服务社会的角度看，森林公园通过开放区域向社会提供旅游、游憩、休闲、科研等活动，但是旅游者往往对限制开放或未开放区域有更强烈的兴趣。通过保护性投资对森林公园部分资源和景观实施保护或修复，一方面增加了森林公园的神秘感而可能吸引更多游客；另一方面也可能导致游客无法欣赏森林公园的稀有资源和景观而降低其旅游兴趣或减少其游览时间及消费。那么，森林公园保护性投资是否能够促进旅游增长？森林公园保护性投资对旅游收入和旅游人次的影响有何差异？这种影响在不同等级、不同地区的森林公园之间是否具有异质性？对这些问题的回答有助于明确保护性投资与森林旅游发展的关系，既可丰富投资类型、旅游发展、森林公园这三类研究主题的交叉研究，又可为大力发展森林旅游、找准旅游高速发展抓手提供有益参考。

[①]数据来源：《2010年度森林公园建设经营情况统计表》，http://zgslgy.forestry.gov.cn/slgy/2452/53512/1.html；《2017年度森林公园建设经营情况统计表》，http://zgslgy.forestry.gov.cn/slgy/2452/20180418/1093102.html。

[②]数据来源：《2010年度森林公园建设经营情况统计表》，http://zgslgy.forestry.gov.cn/slgy/2452/53512/1.html；《2017年度森林公园建设经营情况统计表》，http://zgslgy.forestry.gov.cn/slgy/2452/20180418/1093102.html。

[③]数据来源：《2016年全国旅游业投资报告》，http://www.sohu.com/a/143195034_204078。

本文余下内容安排如下：第二部分是文献综述与研究假说；第三部分是研究设计；第四部分是估计结果及分析；第五部分是结论与政策含义。

二、文献综述与研究假说

（一）文献综述

投资分析历来是旅游研究的热点话题。梳理已有研究，大致可分四类：一是旅游投资形势、问题及对策分析（例如夏杰长、齐飞，2018；苏建军、孙根年，2018）；二是旅游投融资的机制、途径与模式分析（例如邓爱民，2009；Balaguer and Pernías，2013；胡梦姚、黄建宏，2015）；三是旅游投资环境、风险与效益分析（例如 Rosentraub and Joo，2009；潘华丽，2013；龙祖坤等，2015；Li et al.，2016；Banerjeem et al.，2016）；四是旅游投资的影响与作用，侧重旅游投资对旅游发展、经济增长、产业转型、社区发展的影响、作用机理及贡献（例如 Jenkins，1982；Coffey，1993；Mahony and Van Zyl，2002；赵多平等，2012；Omotholar，2016）。

然而，学界对旅游投资影响与作用的研究一直存在分歧。有研究认为，旅游投资对旅游发展具有明显的积极影响。例如，Omotholar（2016）指出，旅游投资不仅可以促进旅游业自身发展，更能改善当地社区生活。旅游投资可以从社会、经济、文化、环境等多重维度促进社区及本地居民的生存发展与生活改善（UNWTO，2016；2017）。旅游投资对乡村经济和社会发展具有促进和推动作用（Mahony and Van Zyl，2002）。Alam and Paramati（2017）发现，旅游投资既可以促进旅游增长，还可以通过改善环境质量从而减少二氧化碳排放，即旅游投资提升了旅游业可持续发展能力。此外，由旅游投资对旅游目的地的当地经济产生多种积极影响，例如创造新的就业机会、改善基础设施、促进与旅游相关的价值链发展等（Tang and Abosedra，2014；Tang and Tan，2013；Apergis and Tang，2013）。

也有研究发现，旅游投资会对旅游目的地带来一系列消极影响。例如，Cunha（2010）通过比较巴西 SONP 国家森林公园中有旅游活动区域与无旅游活动区域每天的中大型哺乳动物和鸟类的种类和数量，发现有旅游活动的区域中大型哺乳动物和鸟类的种类和数量显著低于无旅游活动的区域。MacNeill and Wozniak（2018）借助自然实验衡量了邮轮旅游对当地社区经济、社会和环境的影响，虽然旅游投资在理论上具有明显的投资乘数效应，可以带来收入、就业及相关经济指标的增长，但是实验结果并不支持这一理论判断。不仅如此，当地社区居民在邮轮旅游开发之后获得必需品和足够食物的能力下降，政府腐败加剧，对当地自然环境也造成了严重的负面影响。旅游业所产生的大量温室气体排放使得旅游业被划归为破坏环境的产业（Higham et al.，2016）。不仅如此，旅游投资在推动旅游业迅速增长的同时也带来了许多负面影响（例如 Azam et al.，2018；Mowforth and Munt，2016；WTTC，2015；2016），表现在：①经济方面，例如地区发展不平衡、收入不平等、原材料成本上升等；②环境方面，例如极端气候和恶劣天气增多、温室气体大量排放、水资源短缺及污染、能源过度消耗等。

也有研究发现，旅游投资对经济增长、环境的影响趋于复杂和不确定。例如，Lee and Brahmasrene（2013）基于欧盟成员国 1988～2009 年国别面板数据的研究发现，旅游业可以促进经济增长，却不利于二氧化碳减排。Paramati et al.（2017）基于同样数据，将样本分为东欧国家和西欧国家，发现旅

游投资可以促进经济增长，在西欧国家可以促进二氧化碳减排，而在东欧国家却恰恰相反，这反映了发达国家与发展中国家旅游业发展对环境的影响具有异质性。但是，León et al.（2014）提供的证据表明，旅游投资在发达国家和发展中国家都能够促进二氧化碳减排，只是在发展中国家的效果比较弱一些。究其原因，发达国家的旅游投资主要用于增加与绿色旅游相关的基础设施，以及提高旅游活动管理效率，从而减少二氧化碳排放（Fayissa et al.，2011；Lee and Brahmasrene，2013）。Azam et al.（2018）研究发现，旅游发展对环境的影响在国家间显著不同，在马来西亚可以促进环境明显改善，而在泰国和新加坡则会导致环境恶化。

比较上述研究不难发现，开发性旅游投资可以显著促进旅游增长，在一定程度上还能促进经济、社会等多项指标有效提升，但同时会带来一系列严重的环境与生态问题。究其原因，一方面可能是保护性投资不足甚至缺位。Gaughan et al.（2009）指出，柬埔寨自 1993 年国家政治稳定、国际投资恢复以来，以吴哥窟为核心的旅游区以开发性旅游投资为主，旅游业呈现爆炸式增长，对水资源、木材和生物质燃料的需求猛增，导致该地区森林面积减少 23.4%，当地森林面积和蓄积快速下降，生态环境明显不如以前。另一方面可能是保护性投资的规模大、种类多、可预期收益低、收益不确定性高。de Castro Dias et al.（2016）将热带雨林保护区的保护成本分为两类：一类是一次性建设成本，包括物质设施（游道、游客中心、办公区等）、设备（汽车、船只、通讯设备等）、规划及定界（管理规划、土地产权调查、边界确定等）；另一类是经常性管护成本，包括员工工资、运营成本（燃油、电力、服务及会议等）、基础设施及设备维护保养、优先项目（科学研究、旅游、环境教育等）。近年来，不少国家都在缩减对自然保护地的支持和投入（Watson et al.，2014），之前往往以削减预算额度为主要方式，而现在更多国家的政府则选择减少自然保护地保护的严格性，提高其对人类经济活动的开放程度，对有破坏性的人为开发活动的限制和约束在降低和减少（Mascia et al.，2014；Bernard et al.，2014）。

以森林公园和森林旅游为对象的研究主要集中在对旅游效率、发展路径、旅游资源、旅游目的地等方面的分析（例如黄安胜等，2018；赵敏燕、陈鑫峰，2016；Hammitt et al.，2015；Mayer，2014；罗芬、保继刚，2013；Lundmark et al.，2010；黄秀娟等，2009；李巍等，2009；Shi et al.，2002）。例如，黄安胜等（2018）基于 2004～2015 年中国大陆 30 个省份的森林公园统计数据估计了森林公园的技术效率和非效率，并使用 Tobit 模型估计影响技术非效率的因素。赵敏燕、陈鑫峰（2016）系统分析了中国森林公园的发展历程和管理轨迹，揭示了森林公园发展的时空规律及阶段性特征。Mayer（2014）以德国巴伐利亚国家森林公园为例对其成本收益状况进行评估，发现大部分情况下森林公园发展旅游的净收益大于成本。Lundmark et al.（2010）以瑞典的国家公园和自然保护地为例，讨论了旅游资源对旅游业和林业部门就业的影响，发现距离国家公园和自然保护地越近的地方并不一定吸纳越多的旅游业和林业部门就业，增加滑雪设施的投资会显著提高旅游业的就业而降低林业部门的就业。综合以上文献，投资对旅游业发展的影响是多方面的，且在影响方向上存在明显的分歧，同时已有研究很少对投资类型进行区分，忽视了不同目的投资的不同影响，很有必要进一步研究探讨。在以森林公园和森林旅游为对象的研究中，少有文献探讨投资对旅游发展的影响，但是，投资对旅游发展的重要影响不容忽视，从森林公园发展的视角，有必要进一步探究投资对其旅游发展的影响。此外，这一

研究又可以为厘清投资对旅游发展的影响提供新的证据。

（二）研究假说

投资对旅游发展的影响具有多重性。投资既能带来旅游收入和旅游人次的增长，也可能给环境和生态带来破坏，森林公园也不例外。理论上，森林公园至少提供保护和利用两种职能，前者指保护森林资源和生态环境，后者是提供以旅游、游憩、休闲、科研等为代表的多种社会服务，两种职能互为依托、相互影响。不论是保护还是利用，都需要资本投入，包括开发性投资和保护性投资。从森林公园投资的实际情况来看，开发性投资主要用于基础设施建设以及旅游设施建设，对旅游发展的积极影响已形成共识，不在本文的讨论范畴之内。保护性投资不仅包括对需要保护的森林资源、景观设施、重点区域等实施保护所需要的投资，还包括对受到破坏或损毁的森林资源、景观设施等进行修复的投资。由此可以看出，保护性投资的功能可以概括为两个方面：一方面，保护森林公园内部的资源，通过保护设施和措施的实施，为珍稀资源或脆弱资源提供了保护网或防护带，从而为旅游者欣赏、游览等提供条件。从这个意义上看，保护性投资可以促进旅游发展。另一方面，修复公园内部受损坏或存在风险的林木资源、景观资源等，在此情况下，修复区域无法继续向游客开放，将会直接影响旅游者对这些区域资源的游览机会和兴致。从这个意义上看，保护性投资又会阻碍旅游发展。进一步分析，保护性投资的落地实施必须要考虑时间维度的因素。一是在进行保护性投资当期，不论是为了保护森林公园优质资源所实施的保护网或防护带，还是为了修复公园内受损或存在风险的林木或景观资源，在投资落地的过程中，出于施工安全的考虑，无法向旅游者继续开放这些区域，故此对旅游收入和旅游人次的影响可能都是消极的。二是在保护性投资完成以后，由于保护性措施的保护，可以为旅游者提供安全的游览体验，会带来旅游人次和旅游收入的增长。即便没有大型的保护项目或修复工程实施，也有临时性的、小型的保护或修复活动，这在一定程度上还会对旅游收入和旅游人次增长产生负面影响。此外，由于中国地域广阔，东西之间以及南北之间的地域环境、气候条件、森林景观等差异巨大，森林公园在不同等级之间存在差异，保护性投资的规模、形式和方法都可能存在明显差异，进而对旅游发展所产生的影响可能也不尽相同。基于以上分析，本文提出两个假说。

假说 1：森林公园当期保护性投资对旅游收入和旅游人次具有消极影响。

假说 2：森林公园的保护性投资对旅游收入和旅游人次的影响在不同等级、不同地区的森林公园之间具有异质性。

三、研究设计

（一）数据来源

本文使用森林公园数据及其所在市的宏观数据：前者包括森林公园的旅游收入、旅游人次、保护性投资额、职工人数、导游人数等指标，来源于国家林业和草原局森林公园管理办公室[①]；后者包括

[①]森林公园层面数据包括全部国家级森林公园和省级森林公园，以及有上报数据的部分县级森林公园，部分森林公园由于修缮、改扩建、闭园等未向公众开园，旅游相关数据缺失，故此类公园没有纳入计量分析的样本。

森林公园所在市的人口、劳动力及土地资源、综合经济、工业、交通运输等指标，来源于《中国城市统计年鉴》[①]。本文将森林公园数据与城市统计年鉴数据匹配，以此构造面板数据。截至2017年底，中国大陆共有3392家森林公园，包括国家级828家、省级1457家、县级1107家。其中，国家级森林公园是各类森林公园中的最高等级，森林景观特别优美，人文景物比较集中，观赏、科学、文化价值高，地理位置特殊，具有一定的区域代表性，旅游服务设施齐全，有较高的知名度，是可供人们游览、休息或进行科学、文化、教育活动的场所，并由国家林业局做出准予设立的行政许可决定[②]。由于森林公园新建和升级，本研究使用的面板数据为非平衡面板。部分森林公园存在停业整顿、改建或扩建、闭园维修、未开园、基础设施整修等情况造成无法开展旅游活动，因此无法收集到这部分森林公园与旅游相关的数据。此外，部分森林公园所在地级市（自治州）没有纳入《中国城市统计年鉴》的统计，在数据匹配过程中也会造成样本损失。本文的样本分布情况如表1所示。

表1　　样本特征分布情况

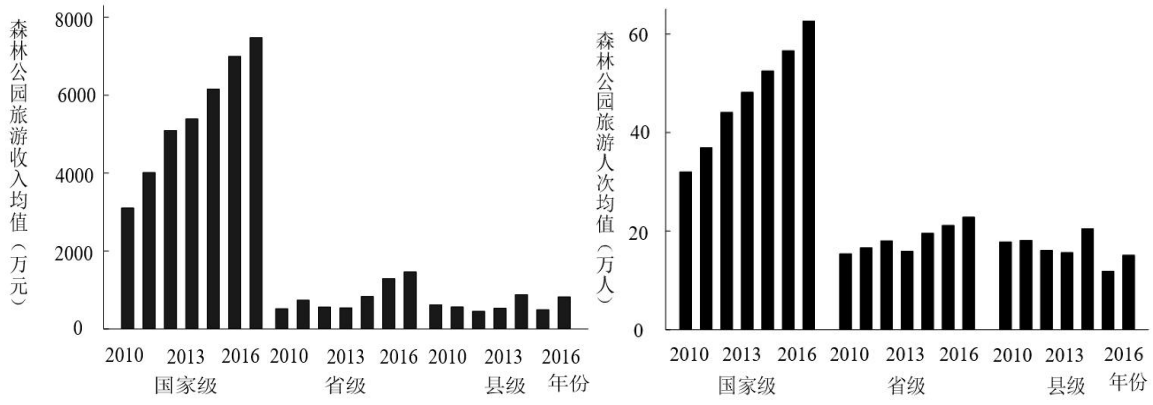
	2010年		2013年		2016年	
	数量（个）	占比（%）	数量（个）	占比（%）	数量（个）	占比（%）
国家级	674	57.66	731	41.30	774	41.00
省级	466	39.86	961	54.29	1043	55.24
县级	29	2.48	78	4.41	71	3.76
总数	1169	100	1770	100	1888	100

此外，森林公园旅游发展在不同等级、不同地区[③]之间存在明显的异质性，如图1和图2所示。从森林公园等级看，不论是旅游收入，还是旅游人数，国家级森林公园都占据绝对优势。2010年，国家级森林公园旅游收入均值为3112.6万元，旅游人数均值达到32.1万人次；省级森林公园分别只有525.5万元和15.5万人次；县级森林公园分别只有625.1万元和17.9万人次。2016年，国家级森林公园旅游收入均值达到7482.7万元，旅游人数均值达到62.7万人次；省级森林公园分别只有1472.7万元和22.9万人次；县级森林公园分别只有829.2万元和15.2万人次。从地区角度看，森林公园的旅游收入均值和旅游人数均值在地区之间的差异要弱于国家级和省级、县级森林公园之间的差异。2010年，东部地区森林公园旅游收入均值和旅游人数均值分别为2960.3万元和34.1万人次；中部地区森林公园则分别只有1729.1万元和18.3万人次；西部地区森林公园则分别只有1403.5万元和24.3万人次。2016年，东部地区森林公园旅游收入均值和旅游人数均值分别达到5107.4万元和45.2万人次；中部地区森林公园则分别达到3358.3万元和34.4万人次；西部地区森林公园则分别达到3175.9万元和37.3万人次。

[①]国家统计局城市社会经济调查司（编）：《中国城市统计年鉴》，2011～2017年历年，北京：中国统计出版社。

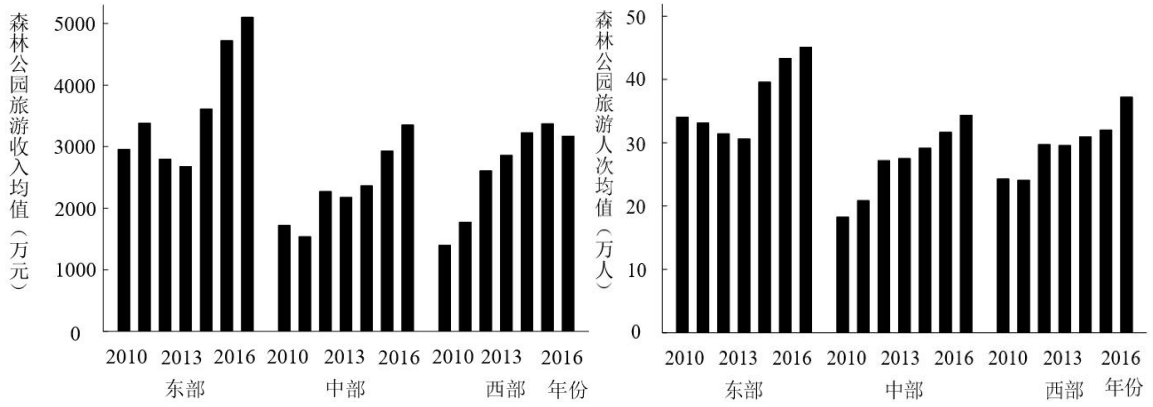
[②]资料来源：《公告：国家林业局第42号令》，http://www.forestry.gov.cn/main/4461/content-917305.html。

[③]本文对东中西部地区的划分标准为：东部11省份（北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南）；中部8省份（山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南）；西部12省份（四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古）。



（a）旅游收入　　（b）旅游人次

图1　不同等级森林公园的旅游收入均值和旅游人次均值的变动趋势



（a）旅游收入　　（b）旅游人次

图2　不同地区森林公园的旅游收入均值和旅游人次均值的变动趋势

（二）模型设定

本文依托2010～2016年跨度为7年的中国森林公园数据及森林公园所在市的宏观数据来研究保护性投资对森林公园旅游发展的影响。为分析保护性投资对森林旅游的影响，本文设定如下基准回归模型：

$$Y^{k}_{it}=\alpha_0+\alpha PI_{it}+\sum\beta_j Control_{jit}+\mu_i+\varphi_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中，被解释变量Y^{k}_{it}表示森林公园i在t年的旅游情况：k=1，表示使用年度旅游收入度量；k=2，表示使用旅游人数度量。PI_{it}表示森林公园i在t年的保护性投资额度。$Control_{jit}$表示控制变量。μ_i、φ_t分别表示森林公园个体、时间维度的固定效应，ε_{it}表示随机扰动项。系数α测度了保护性投资对森林旅游的影响，是本文关注的核心参数。

（三）变量选取和描述性统计

1.被解释变量。本文选取森林公园旅游收入（以2010年为不变价）和旅游人次作为被解释变量，

反映森林公园旅游发展状况。旅游收入是森林公园通过旅游活动获得的收入总和，包括门票收入、食宿收入、娱乐收入等，从收入角度反映了森林公园的旅游发展情况。由于收入结构的多元化，旅游收入较高的森林公园并不一定拥有较高的客流量，旅游收入和旅游人次从两个维度分别反映了森林公园的旅游发展情况。因此，本文选择此二指标作为被解释变量进行分析。

2.核心解释变量。本文核心解释变量是保护性投资，使用森林公园年度环境保护投资额表示。环境保护投资的核心目标有两个：一是保护生态环境，二是保障旅游可持续发展。良好的生态环境是森林公园存在和发展的根本条件，向社会供给优质的旅游产品和服务是森林公园发展的重要职能。

对森林公园而言，其核心景观对森林动植物资源依赖性强。不少森林公园的核心景观是原始森林、天然林或高质量的人工林，而这些资源的承载力一般都有一定的限度。游客进入公园，会通过多种形式的活动（乘车船、就餐、住宿等）产生垃圾，也有部分游客存在乱折滥采、践踏植被等不文明旅游行为，而过量游客会导致森林生态承载力的下降乃至崩溃，对森林公园可持续经营带来严峻挑战。为此，森林公园会采取保护性措施，比如及时清理游客留下的垃圾以及植树造林、改造林相等。

3.控制变量。考虑到除保护性投资外，森林公园自身的资源和禀赋条件以及所在市的规模、经济发展水平、产业结构、公共交通、工资水平均会对森林公园旅游产生较大影响，故本文设置相应变量加以控制。对于森林公园自身的资源和禀赋条件，使用职工总数、导游总数、车船总数、游道总里程、床位总数、餐位总数、公园级别、建园时间、公园面积等进行刻画。其中，对于建园时间和公园面积指标，只有国家级森林公园能从国家森林公园管理办公室提供的数据中查到，省级和县级森林公园只能通过网站搜索进行查询，仅有少部分森林公园能查到相对准确的建园时间和面积，因此这两个指标的数据缺失较为严重。对于规模变量，本文选择各市的人口数量作为替代变量。对于经济发展水平，选取各市人均地区生产总值作为指标来刻画，并以 2010 年为基期进行不变价调整。对于产业结构，使用二三产业增加值占地区生产总值的比重作为主要衡量指标。对于公共交通变量，使用年末实有出租车总量、每万人拥有公共汽车数量两个指标来刻画。对于工资水平变量，使用在职职工年平均工资来衡量。表 2 给出了本文主要变量的描述性统计结果。

表 2　　变量描述性统计表

	变量名称	变量定义或单位	均值	标准差
被解释变量	旅游收入	森林公园旅游总收入（万元）	2938.5	24303.4
	旅游人次	森林公园旅游总人次（万人次）	31.7	80.3
解释变量	保护性投资	森林公园环境保护投资总额（万元）	244.1	1097.7
控制变量	职工人数	森林公园正式职工人数（人）	85.6	231.1
	导游人数	森林公园正式导游人数（人）	8.9	29.4
	车船总数	森林公园所有旅游车、游船总数（辆或艘）	18.2	92.7
	游道长度	森林公园建成游道、步道总里程（公里）	37.3	69.1
	床位总数	森林公园内可住宿床位数量（个）	462.4	1986.8
	餐位总数	森林公园固定就餐的餐位数量（位）	834.3	3143.1
	公园级别	森林公园等级（国家级=1，省级=2，县级=3）	1.6	0.6

（续表 2）

控制变量	建园历史	森林公园批准设立的时间	14.9	6.9
	公园面积	森林公园占地总面积（公顷）	10108.2	29889.7
	人口规模	全市人口规模（万人）	341.3	305.3
	人均 GDP	全市人均地区生产总值（元）	46994.0	29349.3
	二产占比	全市二产增加值占全部产业增加值的比重（%）	47.9	10.9
	三产占比	全市三产增加值占全部产业增加值的比重（%）	46.0	11.0
	工资水平	全市在岗职工年平均工资（元）	46847.5	17056.5
	出租车	市辖区年末实有运营出租车总量（辆）	4625.1	9405.4
	公共汽车	市辖区每万人拥有公共汽车数量（辆）	7.0	7.3

（四）内生性及工具变量

探讨保护性投资对森林公园旅游的影响，内生性问题无法回避。一方面，保护性投资可以通过改善公园的生态环境、提供干净美化的环境而吸引更多游客，促进旅游增长。另一方面，旅游增长会带来森林公园旅游收入增加，使得公园更有实力也更有动力去改善和美化生态环境，从而保障森林公园在发展旅游方面的可持续性，这反过来也会促使森林公园增加保护性投资。因此，寻找恰当的工具变量是缓解前述内生性问题行之有效的方法。工具变量需要满足两个基本条件：一是与内生变量（保护性投资）高度相关，二是不直接影响被解释变量。基于这一认识，充分考虑保护性投资的特点，本文选择植树造林面积（$IV1$）和改造林相面积（$IV2$）作为保护性投资的两个工具变量。具体来看，一方面，不论植树造林还是改造林相，都是森林公园开展绿化和美化的重要内容，体现了森林公园对其森林资源的保护或更新性改造，与保护性投资密切相关，满足有效工具变量的相关性假定。另一方面，植树造林和改造林相更多地是从生态学视角考虑，从结构、景观、色彩、林龄等多个维度对森林林分进行优化和美化，然而在公园内部大幅改变现有景观和林分比较困难，主要是细微修缮，短期难见成效，基本不会影响旅游增长，这满足了有效工具变量的外生性假定。

基于此，将森林公园的植树造林和改造林相的面积作为工具变量，更为准确地考察保护性投资对森林公园旅游的影响。本文两阶段最小二乘回归（2SLS）设定如下：

$$PI_{it} = \beta_0 + \beta_1 IV1_{it} + \beta_2 IV2_{\mathrm{it}} + \beta_3 Control_{it} + \mu_i + \varphi_t + \xi_{it} \quad (2)$$

$$Y^k_{\ it} = \gamma_0 + \gamma_1 PI_{it} + \gamma_2 Control_{it} + \mu_i + \varphi_t + \zeta_{it} \quad (3)$$

（2）式中，PI 是森林公园 i 在 t 年的保护性投资额，$IV1$ 和 $IV2$ 代表森林公园 i 在 t 年的植树造林和改造林相面积，在 2SLS 模型中作为保护性投资的工具变量，控制变量与基准模型一致。

四、估计结果及分析

（一）基准回归结果

为了考察保护性投资对森林公园旅游收入和旅游人次的影响，本文使用 STATA15 软件对（1）式

基准模型进行回归，回归结果如表 3 所示。回归 1 和回归 4 仅将保护性投资作为自变量进行回归。结果显示，保护性投资对旅游收入和旅游人次均有显著的负向影响，对旅游收入的影响在 1%的显著性水平上显著，其系数为-1.99，而对旅游人次的影响在 10%的显著性水平显著，其系数为-0.68E-3。森林公园发展旅游，既与自身的资源条件和旅游设施紧密关联，又与所在市的经济发展水平、人口规模、公共交通等密切相关。因此，本文将控制变量纳入回归 2 和回归 5 进行估计。回归结果显示，保护性投资对旅游收入和旅游人次的影响同样显著，且系数出现了明显变化，这说明增加控制变量的必要性。

回归 2 和回归 5 考虑了建园历史、公园面积两个变量，但是对于此二变量，仅国家级森林公园的信息全部可以查到，大部分的省级和县级森林公园无法查到准确的信息，导致样本大量损失，仅剩下 6762 个样本，直接导致样本的选择偏差。基于此，回归 3 和回归 6 将建园历史、公园面积变量剔除，保留更多样本，覆盖国家级、省级和县级森林公园。估计结果显示，保护性投资对森林公园旅游收入和旅游人次的影响方向和显著性水平基本没有变化，保护性投资对旅游收入和旅游人次有显著的负向影响。故本文以回归 3 和回归 6 的估计结果为基准结果。

表 3　　保护性投资对森林公园旅游收入和旅游人次影响的回归结果

变量	因变量：旅游收入			因变量：旅游人次		
	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6
保护性投资	-1.99***	-2.93***	-1.97***	-0.68E-3*	-1.21E-3**	-0.79E-3*
	（-16.26）	（-18.18）	（-16.11）	（-1.74）	（-2.39）	（-1.94）
职工人数	—	15.75***	18.83***	—	0.05***	0.05***
	—	（11.91）	（17.53）	—	（12.34）	（15.23）
导游人数	—	230.30***	204.12***	—	0.16***	0.14***
	—	（27.73）	（27.92）	—	（6.01）	（5.76）
车船总数	—	1.81	1.16	—	-3.95E-3	-4.05E-3
	—	（0.77）	（0.68）	—	（-0.53）	（-0.71）
游道长度	—	27.49***	21.51***	—	0.10***	0.13***
	—	（5.57）	（5.15）	—	（6.19）	（9.48）
床位总数	—	0.79***	1.07***	—	1.29E-3**	0.36E-2***
	—	（4.05）	（6.24）	—	（2.10）	（6.26）
餐位总数	—	0.32***	0.14**	—	0.20E-2***	0.12E-2***
	—	（4.69）	（2.33）	—	（9.15）	（6.24）
人口规模	—	1.25***	1.13***	—	0.01***	0.01**
	—	（3.36）	（4.47）	—	（3.26）	（2.14）
人均GDP	—	0.02*	0.02**	—	1.58E-5	1.03E-5
	—	（1.69）	（1.98）	—	（0.40）	（0.30）

（续表 3）

二产占比	—	49.09	-6.15	—	0.77**	0.35
	—	（0.44）	（-0.09）	—	（2.19）	（1.49）
三产占比	—	141.81	14.00	—	0.96**	0.09
	—	（1.00）	（0.17）	—	（2.15）	（0.31）
工资水平	—	0.83E-2***	0.71E-2***	—	0.01E-2***	0.03E-3**
	—	（4.65）	（3.69）	—	（4.64）	（2.08）
出租车	—	-0.09	-0.06	—	0.13E-3	0.31E-3*
	—	（-1.07）	（-1.09）	—	（0.47）	（1.69）
公共汽车	—	-15.07	-17.48	—	0.012	0.02
	—	（-0.61）	（-0.79）	—	（0.15）	（0.22）
建园历史	—	3.17***	—	—	0.14***	—
	—	（5.11）	—	—	（4.13）	—
公园面积	—	-0.04	—	—	-5.38E-4	—
	—	（-0.03）	—	—	（-0.14）	—
常数项	1563.53***	-11385.01**	-3583.24***	19.47***	-68.22***	-18.14**
	（4.99）	（-2.13）	（-3.57）	（19.61）	（-3.39）	（-2.08）
观测值	10509	6762	10509	10509	6762	10509
R^2	0.03	0.30	0.34	0.11E-2	0.24	0.28

注：①*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平上显著；②括号内的数字为 t 检验值；③个体固定效应和时间固定效应的估计结果略。

根据回归 3 和回归 6 的结果显示，保护性投资显著降低了森林公园的旅游收入和旅游人次，其系数分别为-1.97 和-0.79E-3，显著性水平分别为 1%和 10%，说明了保护性投资对旅游收入的影响更为显著，保护性投资对旅游收入和旅游人次的影响均为负，验证了假说 1。为什么森林公园进行保护性投资反而会不利于旅游收入和旅游人次增长呢？如果森林公园需要较多保护性投资，说明需要进行保护和修复的旅游资源要么数量多、要么难度大。从旅游者角度来看，保护性投资落地会在一定程度上给旅游者带来负面影响，关于保护或修复的公告也可能直接将准备进入公园的旅游者挡在门外，可能原定于在公园内的餐饮、住宿、购物或其他活动也会面临取消或减少，导致森林公园旅游收入和旅游人次显著减少，一定程度上对前者的影响更为严重。从森林公园角度来看，既然是保护或修缮投资，必然涉及对保护和修缮对象的封闭或围栏等，即便不关停或封闭，也会影响旅游者消费，导致旅游者即使进了公园也可能无法愉悦地消费旅游资源，其结果也会给森林公园的旅游收入带来损失。进一步分析，当森林公园所能获取的保护性投资额不足时，只能进行简单初级的保护或修复，例如，通过设置路障、通知通告或警戒线等，这直接切断了受保护区域或被修复资源与游客的接触。即使增加保护性投资额，在难以有效保护受保护区域或被修复资源的情况下，森林公园仍然缺乏向游客开放受保护

区域和被修复资源的激励。事实上，保护性投资的初衷是在保护森林公园优质特色资源的同时，为游客观赏、游览、体验和探索这些森林资源提供便捷的渠道，从而达到吸引游客的目的，这是森林公园与其他类型自然保护区的显著不同之处。

（二）工具变量回归结果

然而，由于森林公园的保护性投资和旅游发展之间存在内生性，使用时间和个体双固定的固定效应回归虽然能一定程度缓解内生性，但是却无法有效解决。因此，表 3 中的模型结果可能存在偏差。为了准确估计保护性投资对森林旅游收入和旅游人次的影响，本文使用工具变量回归来处理内生性问题。为解决内生性问题，本文以森林公园开展的植树造林面积和改造林相面积作为工具变量，利用 2SLS 进一步估计保护性投资对森林公园旅游收入和人数的影响。

表 4 报告了使用工具变量进行两阶段估计的结果。第一阶段的 F 检验值均为 58.453，远远大于 10 这一经验取值，显著地排除了“弱工具变量”问题。过度识别检验（sargan test）的结果分别为 0.903、0.007，说明工具变量具有外生性且不存在工具变量的过度识别，因此工具变量的估计结果是有效的。

表 4　　工具变量回归结果

变量名称	因变量：旅游收入		因变量：旅游人次	
	回归 7		回归 8	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
保护性投资	—	-3.63***（-3.51）	—	0. 52E-2（1.48）
植树造林	0.28***（9.37）	—	0.28***（9.37）	—
改造林相	0.10***（4.13）	—	0.10***（4.13）	—
观测值	10509	10509	10509	10509
R^2	—	0.19	—	0.09

注：①***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；②括号内的数字为 t 检验值；③控制变量、个体固定效应和时间固定效应的估计结果略。

第一阶段回归结果显示，造林面积、改造林相对保护性投资的影响在 1%的水平上显著，即造林面积越大、改造林相面积越多，则保护性投资越高，与理论预期和现实观察完全吻合。第二阶段回归结果显示，保护性投资对旅游收入的影响在方向上和显著性上均与回归 3 的结果高度一致，这进一步验证了保护性投资对旅游收入的负向影响。但是，从数值上来看，与回归 3 相比，保护性投资的估计系数在绝对值上明显增大，说明潜在的内生性问题倾向于低估了保护性投资对森林公园旅游收入的负面影响。保护性投资对旅游人次的影响在方向上和显著性上与回归 6 的结果相比有明显偏差，影响方向由负变正且明显增大，但不再显著。综合以上结果可知，保护性投资对森林公园旅游收入的影响显著为负，部分验证了假说 1。然而，保护性投资对森林公园旅游人次无显著影响。究其原因，对森林公园而言，保护性投资落地的空间往往局限在需要保护和修复的小区域，对进入森林公园的游客而言，很可能事先并不知情，因此不会影响进入森林公园的旅游者。但是，当旅游者进入森林公园后，发现森林资源或景观正处在保护或修复之中而无法欣赏和游览，影响了游览的兴致和情绪，他们可能会大

幅压缩在森林公园的游览时间和消费支出，导致森林公园的旅游收入显著减少。

（三）异质性分析

从森林公园自然、人文、历史等维度的软硬设施与所供给的旅游资源和旅游服务看，国家森林公园显著优于省级森林公园，省级森林公园又明显优于县级森林公园。因此，不同等级森林公园在资源禀赋、旅游设施等方面具有明显的异质性。那么，此种异质性可能会导致保护性投资对森林公园旅游收入和人数的影响在不同等级森林公园也同样存在差异。不仅如此，由于中国地域广阔，地区差异悬殊，不同地区森林公园之间的差异也可能比较突出。基于此，本节利用上述工具变量回归模型来探讨不同等级、不同地区森林公园的保护性投资对森林旅游的异质性影响。

表 5 第二阶段回归结果报告了保护性投资对不同等级森林公园旅游收入和旅游人次的影响。一方面，保护性投资对国家森林公园旅游收入有显著的负向影响，对省级、县级森林公园的旅游收入均无显著影响，即保护性投资对不同等级森林公园旅游收入的影响具有显著的异质性。另一方面，保护性投资对省级森林公园旅游人次有显著的负向影响，而对国家级、县级森林公园的旅游人次均无显著影响，即保护性投资对不同等级森林公园旅游人次的影响具有显著的异质性。表 6 第二阶段回归结果报告了保护性投资对不同地区森林公园的旅游收入和旅游人次的影响。一方面，保护性投资对东部和中部地区森林公园旅游收入具有显著的负影响，对西部地区森林公园旅游收入没有显著影响。另一方面，保护性投资对西部地区森林公园旅游人次有显著的正影响，对东部和中部地区森林公园旅游人次均无显著影响。保护性投资对不同地区森林公园旅游人次的影响存在显著异质性。

表 5　　不同等级森林公园保护性投资对森林旅游收入和人次影响的回归结果

变量名称	因变量：旅游收入			因变量：旅游人次		
	回归 9	回归 10	回归 11	回归 12	回归 13	回归 14
	国家级	省级	县级	国家级	省级	县级
第一阶段回归						
植树造林	0.25***（6.93）	0.71***（7.08）	2.76***（4.24）	0.25***（6.93）	0.71***（7.08）	2.76***（4.24）
改造林相	0.11***（3.77）	-0.20**（-2.29）	0.31（0.342）	0.11***（3.77）	-0.20**（-2.29）	0.31（0.95）
第二阶段回归						
保护性投资	-3.66**（-2.49）	0.87（0.70）	-0.40（-1.21）	0.47E-2（1.02）	-0.01*（-1.68）	-0.01（-1.27）
观测值	4554	5571	384	4554	5571	384
R^2	0.29	0.16	0.21	0.14	0.13	0.22

注：①***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；②括号内的数字为 t 检验值；③控制变量、个体固定效应和时间固定效应的估计结果略。

表 6　　不同地区森林公园保护性投资对森林旅游收入和旅游人次影响的估计结果

变量名称	因变量：旅游收入			因变量：旅游人次		
	回归 15	回归 16	回归 17	回归 18	回归 19	回归 20
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
第一阶段回归						

（续表 6）

植树造林	0.57***（4.28）	0.24***（8.79）	0.48***（5.48）	0.57***（4.28）	0.24***（8.79）	0.48***（5.48）
改造林相	0.28***（3.38）	0.10***（3.76）	0.02（0.69）	0.28***（3.38）	0.10***（3.76）	0.02（0.40）
第二阶段回归						
保护性投资	-9.92***（-4.58）	-3.48***（-3.41）	0.85（0.42）	-0.01（-1.56）	-0.02E-1（-0.64）	0.03**（2.20）
观测值	3989	4066	2454	3989	4066	2454
R^2	0.15	0.18	0.17	0.21	0.15	0.21

注：①***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；②括号内的数字为 t 检验值；③控制变量、个体固定效应和时间固定效应的估计结果略。

由此说明，不同等级、不同地区森林公园的保护性投资对其旅游收入和旅游人次的影响确实存在显著差异，这一结果验证了假说 2。

（四）稳健性分析

为进一步确保研究结论的可靠性，本文基于工具变量回归模型进行一系列稳健性检验，检验结果如表 7 所示。为使研究样本更具可比性，删除县级森林公园样本，保留省级及以上森林公园样本。其原因是，国家森林公园和省级森林公园是全部纳入统计范畴的公园类型，除个别公园因为整修维护、改扩建等原因闭园或不对外开放而没有纳入样本外，其余森林公园全部进入本文分析样本，而县级森林公园仅有个别省份有统计，大部分省份没有统计县级森林公园，部分省份尚未开展或刚刚开展对县级森林公园的评选认定工作，导致县级森林公园数量偏少，样本期内县级森林公园仅有 384 个，仅占全部样本的 3.65%。此外，县级森林公园在占地规模、景观质量、人文历史资源、森林资源、基础设施等方面发展均相对落后，与省级森林公园、国家森林公园差距悬殊。回归 21 和回归 24 的结果与表 4 的结果高度一致。进一步地，为避免保护性投资异常值对回归结果的影响，对保护性投资最高和最低 1%的样本进行缩尾（winsor）处理，回归 22 和回归 25 报告了回归结果，研究结果亦基本保持不变。

表 7　　稳健性检验结果

	因变量：旅游收入			因变量：旅游人次		
变量名称	回归 21	回归 22	回归 23	回归 24	回归 25	回归 26
第一阶段回归						
植树造林	0.28***（9.27）	0.13***（8.85）	0.26***（8.33）	0.28***（9.27）	0.13***（8.85）	0.26***（8.33）
改造林相	0.10***（4.03）	0.07***（6.61）	0.06**（2.09）	0.10***（4.03）	0.07***（6.61）	0.06**（2.09）
第二阶段回归						
保护性投资	-3.73***（-3.49）	-7.45***（-3.67）	-2.58**（-2.18）	0.01（1.48）	0.01 （1.45）	0.01**（2.34）
观测值	10125	10509	8030	10125	10509	8030
R^2	0.20	0.16	0.13	0.20	0.11	0.12

注：①***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；②括号内的数字为 t 检验值；③控制变量、个体固定效应和时间固定效应的估计结果略。

需要说明的是，前述工具变量回归针对的只是保护性投资变量，然而，控制变量也可能存在反向

因果从而引发内生性问题。为了排除这一影响，同时检验保护性投资是否存在延迟效应，本文将所有自变量的 1 期滞后项纳入模型进行估计，回归 23 和回归 26 报告了回归结果，与表 4 结果基本一致。但是，保护性投资的 1 期滞后项对旅游人次的影响变为显著且系数为正，反映了保护性投资对旅游人次的影响具有滞后性。但是，保护性投资的 1 期滞后项对旅游收入的影响仍然显著且系数为负，这说明保护性投资的落地实施确实减少了游客在公园内的消费活动，导致旅游收入减少。综上，稳健性检验结果充分说明本文研究结果总体上是稳健的。

五、结论与政策含义

本文利用 2010～2016 年森林公园数据以及所在市的宏观数据，构建面板数据，选用森林公园旅游收入、旅游人次来衡量森林旅游发展，考察保护性投资对森林旅游发展的影响，选取植树造林面积、林相改造面积作为克服保护性投资内生性的两个工具变量来估计保护性投资对森林旅游的影响。本文的主要结论是：森林公园的保护性投资不能增加森林公园的旅游人次，还会显著降低森林公园的旅游收入，背离了保护性投资通过保护森林资源和自然景观为旅游者欣赏和游览提供便捷条件从而促进旅游增长的目标；不同等级、不同地区森林公园的保护性投资对其旅游收入和旅游人次的影响显著不同，保护性投资对国家森林公园的旅游收入有显著的负影响，对省级森林公园的旅游人次有显著的负影响，保护性投资对东部和中部地区森林公园的旅游收入有显著负影响，而对西部地区森林公园的旅游人次有显著正影响；保护性投资对森林公园旅游人次的影响具有滞后性，当年增加保护性投资额能够在第二年吸引更多旅游者。

上述研究结论具有重要的政策含义。不能因为保护性投资不能积极促进森林公园的旅游收入和旅游人次增长就否定保护性投资，保护性投资对森林公园可持续发展具有重要意义。不同于其他类型的自然保护区，合理利用森林公园风景资源发展森林旅游是森林公园的核心职能，保护性投资的目的不单纯是为了保护优质特色的森林景观资源，而是借助保护性投资建设和完善便于游客欣赏、游览和探索森林资源的渠道和载体，从而促进森林公园旅游发展。如何让保护性投资发挥促进森林旅游发展的作用成为当前和今后森林旅游发展迫切需要解决的重要问题，形成保护性投资不仅具有保护森林资源的功能，同时也能发挥促进森林旅游的作用。核心路径还是要转变森林公园“输血型”发展为“造血型”发展，对于不同等级、不同地区森林公园区别对待、因地制宜，破解保护性投资不能促进森林旅游发展的症结，同时认识到保护性投资在促进森林公园旅游发展方面具有一定的滞后性。通过多种形式的旅游开发，广泛吸引社会资本参与，发展森林旅游，兼顾开发性投资和保护性投资，并逐步提升保护性投资的比重和质量，摒弃“开发就难以保护，保护就难以发展”的旧模式，形成“开发就是保护，保护促进发展”的新模式。

参考文献

1.邓爱民，2009：《我国旅游投资研究综述与展望》，《经济学动态》第 8 期。

2.黄安胜、兰思仁、邹惠冰，2018：《多重产出目标下中国省域森林公园技术非效率的影响因素分析》，《资源科

学》第 8 期。

3.李涛，2018：《中国乡村旅游投资发展过程及其主体特征演化》，《中国农村观察》第 4 期。

4.李巍、谢德媏、张杰，2009：《景观生态学方法在规划环境影响评价中的应用——以大连森林公园东区规划环境影响评价为例》，《中国环境科学》第 6 期。

5.龙祖坤、杜倩文、周婷，2015：《武陵山区旅游扶贫效率的时间演进与空间分异》，《经济地理》第 10 期。

6.罗芬、保继刚，2013：《中国国家森林公园演变历程与特点研究——基于国家、市场和社会的逻辑》，《经济地理》第 3 期。

7.潘华丽，2013：《环境税背景下旅游经济与旅游生态环境效应研究》，山东师范大学硕士学位论文。

8.苏建军、孙根年，2018：《中国旅游投资增长质量的时序动态变化与地区差异》，《人文地理》第 3 期。

9.唐晓云、赵黎明、秦彬，2007：《灰色系统理论及其在旅游预测中的应用——以广西桂林为例》，《西安电子科技大学学报（社会科学版）》第 2 期。

10.夏杰长、齐飞，2018：《旅游业投融资现状与发展》，《中国金融》第 7 期。

11.赵多平、孙根年、苏建军，2012：《中国边境入境旅游的客流演化态势及其动因分析——新疆内蒙云南三省区的比较研究》，《人文地理》第 5 期。

12.赵敏燕、陈鑫峰，2016：《中国森林公园的发展与管理》，《林业科学》第 1 期。

13.Alam, M. S., and S. R. Paramati, 2017, “The Dynamic Role of Tourism Investment on Tourism Development and CO2 Emissions”, *Annals of Tourism Research*, 66(1):213-215.

14.Andrea, E. G., M. W. Binford, and J. Southworth, 2009, “Tourism, Forest Conversion, and Land Transformations in the Angkor Basin, Cambodia”, *Applied Geography*, 29(2) :212-223.

15. Cunha, A.A., 2010, “Negative Effects of Tourism in a Brazilian Atlantic Forest National Park”, *Journal for Nature Conservation*, 18(4): 291-295.

16.Apergis, N., and C. F. Tang, 2013, “Is the Energy-led Growth Hypothesis Valid? New Evidence from a Sample of 85 Countries”, *Energy Economics*, 38(1):24-31.

17.Azam, M., M. M. Alam, and M. H. Hafeez, 2018, “Effect of Tourism on Environmental Pollution: Further Evidence from Malaysia, Singapore and Thailand”, *Journal of Cleaner Production*, 190(1):330-338.

18.Balaguer, J., and J. C. Pernías, 2013, “Relationship between Spatial Agglomeration and Hotel Prices. Evidence from Business and Tourism Consumers”, *Tourism Management*, 36(1):391-400.

19.Banerjee, O., M. Cicowiez, and J. Cotta, 2016, “Economics of Tourism Investment in Data Scarce Countries”, *Annals of Tourism Research*, 60(1):115-138.

20.Bernard, E., L.A.O. Penna, and E. Araújo, 2014, “Downgrading, Downsizing, Degazettement, and Reclassification of Protected Areas in Brazil: Loss of Protected Area in Brazil”, *Conservation Biology*, 28(1):939-950.

21.Coffey, B., 1993, “Investment Incentives as a Means of Encouraging Tourism Development: The Case of Costa Rica”, *Bulletin of Latin American Research*, 12(1):83-90.

22.de Castro Dias, T. C. A., A. C. da Cunha, and J. M. C. da Silva, 2016, “Return on Investment of the Ecological

Infrastructure in a New Forest Frontier in Brazilian Amazonia", *Biological conservation*, 194(1):184-193.

23.Fayissa, B., C. Nsiah, and B. Tadesse, 2011, "Research Note: Tourism and Economic Growth in Latin American Countries–Further Empirical Evidence", *Tourism Economics*, 17(6):1365-1373.

24.Hammitt, W. E. and D.N. Cole, 2015, *Wildland Recreation: Ecology and Management*, 3rd Edition, Oxford: John Wiley and Sons.

25.Higham, J., S.A. Cohen, C.T. Cavaliere, A. Reis, and W. Finkler, 2016, "Climate Change, Tourist Air Travel and Radical Emissions Reduction", *Journal of Cleaner Production,* 111(16) (Part B):336-347.

26.Jenkins, C. L., 1982, "The Use of Investment Incentives for Tourism Projects in Developing Countries", *Tourism Management*, 3(2):91-97.

27.Lee, J. W., and T. Brahmasrene, 2013, "Investigating the Influence of Tourism on Economic Growth and Carbon Emissions: Evidence from Panel Analysis of the European Union", *Tourism Management*, 38(1):69-76.

28.León, C. J., J. E. Arana, and A. Hernández, 2014, "CO2 Emissions and Tourism in Developed and Less Developed Countries", *Applied Economics Letters*, 21(1):1169-1173.

29.Li, H., J. L. Chen, G. Li, and C. Goh, 2016, "Tourism and Regional Income Inequality: Evidence from China", *Annals of Tourism Research*, 58(1):81-99.

30.Lundmark, L. J. T., P. Fredman, and K. Sandell, 2010, "National Parks and Protected Areas and the Role for Employment in Tourism and Forest Sectors: A Swedish Case", *Ecology and Society*, 15 (1):19-30.

31.Mahony, K., and J. Van Zyl, 2002, "The Impacts of Tourism Investment on Rural Communities: Three Case Studies in South Africa", *Development Southern Africa*, 19(1):83-103.

32. Rosentraub, M.S., and M. Joo, 2009, "Tourism and Economic Development: Which Investments Produce Gains for Regions?", *Tourism Management*, 30(5):759-770.

33.Mascia, M.B., S. Pailler, R. Krithivasan, V. Roshchanka, D. Burns, M.J. Mlotha, D.R. Murray, and N. Peng, 2014, "Protected Area Downgrading, Downsizing, and Degazettement (PADDD) in Africa, Asia, and Latin America and the Caribbean, 1900-2010", *Biological Conservation*, 169(1):355-361.

34.Mayer, M., 2014, "Can Nature-Based Tourism Benefits Compensate for the Costs of National Parks? A Study of the Bavarian Forest National Park, Germany", *Journal of Sustainable Tourism*, 22 (4):561-583.

35.Mowforth, M., and I. Munt, 2016, *Tourism and Sustainability: Development, Globalisation and New Tourism in the Third World*, Routledge, New York (NY).

36.Omotholar, A. A., 2015, "Investment in Tourism, Transportation and National Development: Case Study of Ibadan Metropolis", *Global Journal of Management and Business Research: F Real Estate, Event & Tourism Management*,15(2):27-53.

37.Paramati, S. R., M. S. Alam, and C. F. Chen, 2017, "The Effects of Tourism on Economic Growth and CO2 Emissions: A Comparison between Developed and Developing Economies", *Journal of Travel Research*, 56(6):712-724.

38.Shi, Q., C.G. Li, and J. Y. Deng, 2002, "Assessment of Impacts of Visitors' Activities on Vegetation in Zhangjiajie National Forest Park", *Journal of Forestry Research*, 13 (2):137-140.

39.Tang, C. F., and S. Abosedra, 2014, "Small Sample Evidence on the Tourism-led Growth Hypothesis in Lebanon", *Current Issues in Tourism*, 17(3):234-246.

40.Tang, C. F., and E. C. Tan, 2013, "Exploring the Nexus of Electricity Consumption, Economic Growth, Energy Prices and Technology Innovation in Malaysia", *Applied Energy*, 104(1):297-305.

41. MacNeill, T., and D. Wozniak., 2018, "The Economic, Social, and Environmental Impacts of Cruise Tourism", *Tourism Management*, 66(1): 387-404.

42.UNWTO, 2016, *Yearbook of Tourism Statistics*, Madrid: United Nations World Tourism Organization.

43.UNWTO, 2017, *UNWTO Panel on Indigenous Tourism: Promoting Equitable Partnerships*, Berlin: United Nations World Tourism Organization, http://ethics.unwto.org/event/unwto-panel-indigenous-tourism-promoting equitable-partnerships.

44.Watson, J.E.M., N. Dudley, D.B. Segan, and M. Hockings, 2014, "The Performance and Potential of Protected Areas", *Nature*, 515(05):67-73.

45.WTTC, 2015, *Environmental, Social and Governance Reporting in Travel and Tourism: Trends, Outlook and Guidance*, http://www.wttc.org/-/media/files/reports/policy-research/esg-main-report—web.pdf.

46.WTTC, 2016, *Travel & Tourism Economic Impact 2016 World*, http://www.wttc.org//media/files/reports/economic%20 impact%20research/regions%202016/world2016.pdf.

（作者单位：北京林业大学经济管理学院）

（责任编辑：何　欢）

Can Protective Investment Promote Tourism Development of Forest Parks? An Empirical Study at the Forest Park Level in China

Qin Guangyuan　Cheng Baodong

Abstract: This article uses the macro data of forest parks and their cities from 2010 to 2016 and constructs panel data to investigate the impact of protective investment on tourism development of forest parks, and selects afforestation area and forest form transformation as two instrumental variables to alleviate the endogenous nature of protective investment under the two-stage least squares framework. The results show that protective investment in forest parks cannot bring significant increase in tourism income and the number of tourists, but instead leads to a significant decrease in tourism income. The impact of protective investment on tourism income and the number of tourists of forest parks are significantly heterogeneous among forest parks with different grades and in different regions. The first-phase lag of protective investment has a positive effect on the growth of tourism visits to forest parks, but it cannot significantly promote the growth of tourism income in forest parks.

Key Words: Protective Investment; Forest Tourism; Instrumental Variable Regression

精准扶贫视角下医疗保险对农牧户家庭消费的影响研究*

——基于内蒙古自治区730份农牧户的问卷调查数据

李 傲[1,2] 杨志勇[1] 赵元凤[1]

摘要：家庭消费是反映农牧户家庭贫困程度和生活质量的重要指标，其受多方面因素的综合影响，而医疗保险和贫困状况是其中重要的两个影响因素。本文在归纳贫困户和非贫困户特征的基础上，运用有限信息最大似然估计法构建计量模型，实证分析了医疗保险对不同农牧户家庭消费的影响。结果显示，贫困问题抑制了农牧户家庭的医疗消费及外购食品消费，医疗保险显著提升了农牧户家庭的消费信心，刺激了农牧户家庭的消费，使其所享受到的医疗服务水平和生活质量得到明显提升；同时，医疗保险对不同农牧户家庭消费支出的影响存在明显差异，参加医疗保险对贫困户的医疗消费支出、外购食品消费支出等有显著的促进作用，而对提升非贫困户的物质生活消费支出影响显著。

关键词：医疗保险 保险扶贫 家庭消费 农牧区贫困

中图分类号：F842.4 **文献标识码：**A

一、引言

精准扶贫、精准脱贫是习近平总书记新时期扶贫开发的重要战略思想及行动纲领，而使农村贫困人口摆脱贫困是其中一项艰巨任务。目前，中国贫困户中因病致贫、因残致贫比例分别超过40%和14%，换言之，健康风险是导致农村贫困的最主要原因。贫困户因自身收入低，抵抗风险能力弱，常选择“增加预防性储蓄”、“有病不医、少医”、“降低非必需消费”来应对健康风险，这些情况严重抑制了贫困户为满足自身医疗需求和生活需求的消费。医疗保险通过对贫困户最主要的健康风险进行保障，

*本文研究受到国家自然科学基金项目“奶牛保险的减损效果及对养殖户行为的影响”（项目编号：71563037）、研究阐释党的十九大精神内蒙古社科规划重大项目“新时代内蒙古传统产业绿色化发展研究”（项目编号：2018ZGH006）、内蒙古自治区社会科学重大研究项目“内蒙古乡村振兴战略研究”（项目编号：2018ZDA004）的资助。笔者感谢匿名审稿专家、2018年中国农业技术经济学会学术研讨会参会者以及中国农业大学经济管理学院李秉龙教授提出的宝贵意见和建议，当然，文责自负。本文通讯作者为：赵元凤。

有助于提升其消费信心，降低相对医疗服务价格，刺激贫困户消费，提高贫困户所享受到的医疗服务水平和生活质量，从而实现真正意义上的医疗扶贫。

学者们围绕医疗保险对居民家庭消费影响的研究主要集中在以下 3 个方面：第一，在基本医疗保险方面，不同基本医疗保险对居民家庭消费的影响不同，政府对新型农村合作医疗（以下简称“新农合”）的投资使农村居民家庭消费扩大 2.36 倍，而城镇职工医疗保险则撬动了 4.16 倍的城镇居民家庭消费（甘犁等，2010）。在农村居民中，参加“新农合”减少了农村居民面对未来的不确定性，通过刺激消费增加了农村居民的营养摄入量（马双等，2010），改善了农村居民看病贵、看病难、有病不医的问题（陈醉等，2017），提高了农村居民患病就诊概率，使得农村居民家庭的医疗消费显著降低（苏春红等，2013），并刺激农村居民家庭非医疗消费增加约 5.6%，且这一正向作用随医疗保险保障水平的提高而增强（白重恩等，2012）。在城镇居民中，参加城镇居民基本医疗保险的居民非医疗消费比未参保居民高出约 13.0%，通过对不同收入层次城镇居民的分析，参加城镇居民基本医疗保险对低收入居民家庭非医疗消费的刺激最明显，为 20.2%，对中等收入居民家庭非医疗消费的刺激居其次，为 12.6%，而对高收入居民家庭的消费基本没有影响（臧文斌等，2012）。第二，在商业医疗保险方面，居民参加商业医疗保险会增加其家庭非必需消费，并对其家庭消费结构产生显著影响。商业医疗保险的大力发展，不仅使中国整体医疗体系架构得到完善，还有助于多层次医疗保障体系的构建，且对中国调整消费结构、拉动内需起到一定促进作用（王美娇等，2015）。此外，商业健康保险对居民家庭消费的拉动作用明显高于基本医疗保险，且对农村居民家庭年消费总额的拉动作用明显高于城镇居民家庭。从消费内容来看，商业医疗保险对农村居民家庭物质生活消费的推动最大，达到 41.60%，而对城市居民家庭精神文化消费的影响最大，为 87.56%（吴庆跃等，2016）。第三，在整体医疗保险方面，农村居民在得到医疗保险保障时，会减少预防性储蓄量，调整资产结构（周钦等，2015）。参加医疗保险的流动人口提升了 6.5%的人均非医疗消费，且医疗保险的保障水平越高，对流动人口人均非医疗消费的刺激作用越明显；同时，流动人口在本地参保将使人均非医疗消费增长 13.4%（宋月萍等，2018）。参加社会保险的居民家庭比未参保的居民家庭消费支出将增加 0.61%，社会保险的缴费率每增加 1%，居民家庭消费会降低 0.63%，养老保险缴费率每增加 1%，居民家庭消费将降低 2.58%，而医疗保险缴费率每增加 1%，居民家庭消费则将增加 2.1%（邹红等，2013）。

由上述文献可知，参加医疗保险对居民家庭的扶贫减贫作用主要表现在对其消费的影响上，具体可归纳为以下 3 个方面：第一，医疗保险为医疗消费风险平滑的财务机制，其费用分担制度能降低居民家庭消费医疗服务的成本，分散健康风险，减轻医疗消费负担；第二，医疗保险的补贴报销机制能降低医疗服务的价格，由此带来的“收入效应”将提高居民家庭医疗消费水平，促使其及时享受到医疗服务，进而提升其健康水平（Manning 等，2000；Hurely，2000；Pauly，2005；叶春辉等，2008；黄枫等，2010；胡宏伟等，2013）；第三，医疗保险通过保障健康风险，增强了居民家庭的消费信心，降低其用于抵御健康风险的预防性储蓄，增加居民家庭非医疗消费，促进居民家庭生活水平提升（Engen，2001；Wagstaff，2007）。

本文的研究对象是农牧户家庭，上述文献在理清医疗保险对农牧户家庭消费的影响方式与影响程

度、厘清医疗保险的扶贫减贫作用时，具有重要的参考价值。同时，现有文献关于医疗保险对农村牧区低收入居民家庭影响的研究多集中于理论分析和宏观描述层面，结合农村牧区贫困状况和田野调研数据的研究较少，且缺乏医疗保险对不同层次农牧户家庭消费影响差异的研究。因此，本文拟基于微观农牧户家庭调研数据，控制农牧户家庭相关特征变量，深入探究医疗保险对农牧户家庭消费的影响，分析医疗保险对贫困户与非贫困户消费影响的异同，以期为医疗保险机制参与农村牧区扶贫减贫、服务国家精准扶贫战略提供参考。

二、理论分析与研究假设

（一）预防性储蓄理论

Dynan（1993）所提出的预防性储蓄模型基于消费者的跨时选择，用消费者消费支出变化的方差以测度支出的不确定性，对预防性储蓄进行研究。其假设效用函数在时间上可加，且$u'>0$，u″<0，u‴>0，而劳动收入是不确定的。在t时期典型家庭消费的动态最优化问题可以表述为：

$$\max E_t\left[\sum_{j=0}^{T-t}(1+\delta)^{-j}U(C_{i,t+j})\right] \tag{1}$$

$$s.t.A_{i,t+j+1}=(1+r_i)A_{i,t+j}+Y_{i,t+j}-C_{i,t+j} \tag{2}$$

（1）式中，E_t为t时期信息条件下的期望，T表示生命期，t与j代表生命期内的某一时期，δ表示时间偏好率且假设其为常量，$C_{i.t}$为某一消费者在t时期的消费。（2）式中，$A_{i.t}$为某一消费者在t时期的非人力财富，且已知$A_{i.t+1}$=0；r_i表示税后实际利率；$Y_{i.t}$是劳动收入，此外，效用在时间上可加并且是凹的，劳动收入是不确定的。

利用动态最优化的贝尔曼方程求解该消费模型，得到j=1时的一阶条件（即欧拉方程）：

$$\frac{1+r_i}{1+\delta}E_t\left[u'\left(C_{i,t+1}\right)\right]=u'C_{i,t} \tag{3}$$

应用$u'\left(C_{i.t+1}\right)$的二阶泰勒展式，可得：

$$u'\left(C_{i,t+1}\right)=u'C_{i,t}+u''\left(C_{i,t}\right)\left(C_{i,t+1}-C_{i,t}\right)+\frac{1}{2}u'''C_{i,t}\left(C_{i,t+1}-C_{i\,t}\right)^2+o\left(C_{i,t}\right) \tag{4}$$

忽略泰勒展式的高阶项，将（4）式代入（3）式可得：

$$E_t\left[\frac{C_{i,t+1}-C_{i,t}}{C_{i,t}}\right]=\frac{1}{\zeta}\left[\frac{r_i-\delta}{1+r_i}\right]+\frac{\rho}{2}E_t\left[\left[\frac{C_{i,t+1}-C_{i,t}}{C_{i,t}}\right]^2\right] \tag{5}$$

（5）式中，$\zeta=-C_{i,t}(u''/u')$为风险厌恶系数，并定义$\rho=-C_{i,t}(u'''/u')$为相对谨慎系数。（5）式提供了一种使用消费面板数据估测预防性储蓄强度的方法。设$GC_{i,t}$为个人在t时期的消费增长，M为总时期数，u_i和v_i为样本均值替代预期值所产生的误差项，η_i为影响消费者边际效用的偏好变

化对消费增长的冲击，则有：

$$GC_{i,t}=\left[\frac{C_{i,t+1}-C_{i,t}}{C_{i,t}}\right] \tag{6}$$

将（6）式代入（5）式，可得：

$$\frac{1}{M}\sum_{t=1}^{M}GC_{i,t}+u_i=\frac{1}{\zeta}\left[\frac{r_i-\zeta}{1+r_i}\right]+\frac{\rho}{2}\left[\frac{1}{M}\sum_{t=1}^{M}GC_{i,t}{}^{2}\right]+v_i+\eta_i \tag{7}$$

进而合并误差项可得：

$$avg(GC)_i=\frac{1}{\zeta}\left[\frac{r_i-\zeta}{1+r_i}\right]+\frac{\rho}{2}avg(GC^2)_i+\varepsilon_i \tag{8}$$

由前提假设$u'>0$，$u''<0$，$u'''>0$可知，ρ在理论上应为正值。由（5）式可知，消费者对未来支出不确定性的预期与当期储蓄率正相关。（8）式说明，消费者在t期若预期到$t+1$期支出不确定性上升而导致$t+1$期支出增加，在其他因素不变的情况下，会降低本期的消费，以增加本期储蓄用于应对未来支出的不确定性。这意味着，消费者会在当期进行预防性储蓄以应对未来的不确定性风险。基于上述理论，本文提出第一个研究假设：

假设 1：参加医疗保险对农牧户家庭的消费存在正向影响。

（二）预算约束下的农牧户家庭消费行为理论

理性农牧户家庭的消费行为是指在一定的价格、收入水平、个体特征（例如，年龄、受教育年限等）条件的影响下，为实现自身效用最大化所消费的不同商品和服务种类和数量的组合。

为便于推导，将农牧户家庭的消费选择假定为理性，把商品分为x_1和x_2两类，分别代表农牧户家庭生活必需消费（例如，维持正常生活的基本饮食消费、医疗服务消费等）和非必需消费（例如，旅游消费、文娱消费等）。当x_1的消费数量未达到生活必要需求的数量，其边际效用（用$\partial u(x_1,x_2)/\partial x_1$表示）与$x_2$的边际效用（用$\partial u(x_1,x_2)/\partial x_2$表示）相比足够大。故有：

$$m=p_1x_1^{*}+p_2x_2^{*} \tag{9}$$

$$s.t.\max u(x_1,x_2) \tag{10}$$

（9）式中，x_1和x_2分别为两类商品的消费数量，p_1和p_2分别代表两类商品的价格，m为预算约束；（10）式中，$u(x_1,x_2)$表示农牧户家庭的效用函数。定义拉格朗日辅助函数为：

$$L=u(x_1,x_2)-\lambda(p_1x_1+p_2x_2-m) \tag{11}$$

（11）式中，λ为拉格朗日乘数。根据拉格朗日定理，最优条件(x_1^{*},x_2^{*})满足以下 3 个一阶条件：

$$\frac{\partial L}{\partial x_1}=\frac{\partial u(x_1,x_2)}{\partial x_1}-\lambda p_1=0 \tag{12}$$

$$\frac{\partial L}{\partial x_2}=\frac{\partial u(x_1,x_2)}{\partial x_2}-\lambda p_2=0 \tag{13}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda}=p_1x_1+p_2x_2-m=0 \tag{14}$$

用（12）式除以（13）式得到：

$$\frac{\partial u(x_1,x_2)/\partial x_1}{\partial u(x_1,x_2)/\partial x_2}=\frac{p_1}{p_2} \tag{15}$$

（15）式表示，两种商品的边际替代率等于价格比率时，农牧户家庭效用函数达到最大。设定x_1'为满足农牧户基本需求的生活必需消费的消费数量，则有$x_1<x_1'$时，（15）式两边分别为：

$$\frac{\partial u(x_1,x_2)/\partial x_1}{\partial u(x_1,x_2)/\partial x_2}\sim+\infty \tag{16}$$

$$\frac{p_1}{p_2}\le k \tag{17}$$

（17）式中，k 为某一实数值。此时，（15）式将无法成立。农牧户家庭为实现效用最大化，将所有的预算约束m 用以对x_1 的消费，即$m=x_1p_1$。当$x_1>x_1'$时，x_1 类商品的边际效用开始低于某一固定数值，即：

$$\partial u(x_1,x_2)/\partial x_1\le\theta \tag{18}$$

（18）式中，θ 为某一固定值。此时，（15）式有了成立的条件，为实现效用最大化，农牧户家庭对x_2 的消费数量变化为：

$$x_2=\frac{m-x_1p_1}{p_2}\ge 0 \tag{19}$$

由此，本文从理论上推导出当农牧户家庭预算约束水平较低时，农牧户家庭的消费首先是满足基本生存需求，对其他非生活必需类商品的消费则有限。随着农牧户家庭预算约束水平上升，农牧户家庭产生更高层次的需求，将增加对非生活必需类商品的消费。基于上述理论，本文假定农牧户家庭医疗消费、外购食品消费相较于物质生活消费具有更强的必需性，继而提出以下两个研究假设：

假设 2：参加医疗保险对贫困户的医疗消费、外购食品消费有正向影响。

假设 3：参加医疗保险对非贫困户的物质生活消费有正向影响。

三、计量模型构建

（一）模型设定

为衡量医疗保险对农牧户家庭消费的影响及其对不同农牧户家庭消费影响的异同，本文将样本中的农牧户家庭分为全样本、贫困户及非贫困户 3 类进行分析。同时，为剔除其他固有特征的影响，选取了可能对农牧户家庭消费产生影响的其他因素作为控制变量。本文采用的基本计量模型如下：

$$\ln Y=c+\alpha*Ins+\beta*K+\varepsilon \tag{20}$$

（20）式中，被解释变量$\ln Y$表示农牧户家庭年消费支出，包括总消费支出$\ln Y_{11}$、非医疗类总消费支出$\ln Y_{12}$、医疗保险报销前医疗消费支出$\ln Y_{21}$、自付医疗消费支出$\ln Y_{22}$、外购食品消费支出$\ln Y_{31}$、物质生活消费支出$\ln Y_{32}$6 个农牧户家庭消费支出相关变量。解释变量*Ins*表示农牧户家庭医疗保险参与度，由农牧户家庭参加医疗保险的人数占家庭总人口数的比例表示。控制变量K表示可能对农牧户家庭消费产生影响的因素集合。ε表示随机扰动项。

在检验参加医疗保险对农牧户家庭消费的影响时，一些无法观测的因素可能同时与农牧户家庭消费支出变量以及农牧户家庭医疗保险参与度相关，从而导致模型出现内生性问题，故而采用工具变量法；同时，为避免工具变量数大于内生变量数所导致的过度识别以及减少工具变量导致的有用信息遗失，选择对弱工具变量不敏感的有限信息最大似然估计法构建计量模型对数据进行估计。所选择的工具变量包括农牧户家庭对医疗保险的了解程度和农牧户家庭对医疗保险的作用评价，这是因为这两个变量能在一定程度上影响农牧户家庭医疗保险的参与程度，即对医疗保险越了解、越认同医疗保险的作用，农牧户家庭深入参与医疗保险的可能性就越大；同时，该工具变量并无对农牧户家庭消费的直接影响，具有较好的外生性。

（二）数据来源

本文分析所用数据来自 2017 年 6~9 月及 2018 年 1 月对内蒙古自治区呼伦贝尔市、兴安盟、通辽市、锡林浩特市、乌兰察布市、包头市、鄂尔多斯市以及呼和浩特市 8 个盟市 17 个旗县进行的农牧户家庭实地调查。调查采取实地走访的方式，在每个盟市随机选择 1~3 个旗县，在每个旗县随机抽取 1~3 个乡镇，在每个乡镇随机抽取 2 个行政村，根据每个行政村的人口规模随机抽取特定数量和比例的贫困户与非贫困户进行问卷调查。综合运用两项选择法、自由回答法、多项选择法以及赋值评价法等方法，对农牧户家庭在 2015、2016 年的生产状况、家庭资产状况、收入与消费状况、医疗保险参与情况、人口社会学特征等方面进行调查。共调查农牧户家庭 735 户，获得有效问卷 730 份，其中，建档立卡贫困户为 130 户。

（三）变量选取及设定

1.农牧户家庭消费指标。本文采用 3 类指标衡量农牧户家庭年消费支出情况：一是家庭总消费类指标，指农牧户家庭一年中消费的总和。其中，农牧户家庭总消费水平和剔除医疗支出后家庭总消费水平分别用农牧户家庭年总消费支出及非医疗类总消费支出表示。二是家庭医疗消费类指标，指农牧户家庭在一年中医疗类消费的总和。其中，为区分农牧户家庭所享受到的医疗服务价值及实际医疗消费支出的不同，医疗消费类指标用农牧户家庭一年中医疗保险报销前医疗消费支出及自付医疗消费支出表示。三是家庭非医疗消费类指标，结合调研实际，选取农牧户家庭主要的外购食品消费支出及物质生活消费支出表示。其中，外购食品消费支出包括农牧户家庭一年日常生活中除自产食品外所购买的米、面、油、肉、蛋、蔬菜、调味料及外出餐饮等消费支出，物质生活消费支出包括农牧户家庭一年中在衣着、水电煤气、家电、交通方面的消费支出。

2.医疗保险指标。医疗保险类指标包括农牧户家庭对医疗保险的参与度和认知情况。农牧户家庭医疗保险参与度用农牧户家庭参加医疗保险的人数与家庭总人口数的比值表示。此处，医疗保险包含

“新农合”、“商业医疗保险”等在内的所有医疗保险。需要强调的是，在所调研的参保样本中，仅 1.26%的农牧户家庭参加了非“新农合”的其他医疗保险。农牧户家庭对医疗保险的认知情况包括农牧户家庭对医疗保险的了解程度和对医疗保险的作用评价，采用主观打分法，对医疗保险的了解程度从 1~5 分分别表示非常了解、比较了解、一般了解、比较不了解和非常不了解，对医疗保险的作用评价从 1~5 分分别表示非常有作用、比较有作用、一般有作用、比较没作用和非常没作用。

3.健康相关指标。健康相关指标包括农牧户家庭健康状况和健康意识两个指标。其中，农牧户家庭健康状况用农牧户家庭五年内患大病人次表示，次数越高，代表家庭整体健康状况越差；农牧户家庭健康意识通过家人患普通感冒或发烧等常见疾病时的就医方式来衡量，不就医赋值为 0，在村卫生室、乡镇医院及县以上医院就医分别赋值为 1、2 和 3，赋值越大，代表农牧户家庭健康意识越强。

4.家庭特征指标。家庭特征指标由农牧户家庭的区域农牧属性、家庭人口数、赡养比、有无村干部、交通便利度、收入与资产 7 类指标组成。其中，农牧户家庭的区域农牧属性按照内蒙古自治区统一划分的农牧业旗县进行赋值，0 表示农牧户家庭所在旗县为纯农业旗县、0.5 表示农牧户家庭所在旗县为半农半牧旗县，1 表示农牧户家庭所在旗县为牧业旗县；家庭赡养比用农牧户家庭中非劳动力占家庭总人口的比重表示；有无村干部为二元变量，1 表示有村干部，0 表示无村干部；交通便利度用农牧户家庭所在位置与最近乡镇的实际距离表示；收入用农牧户家庭当年所有收入的总和表示；资产包括农牧户的房产面积、土地亩数、汽车拥有量及农机具数 4 项指标[①]。

5.个人特征指标。已有文献（吴庆跃等，2016；臧文斌等，2012）表明，个人特征对居民家庭消费影响显著。因此，本文在模型中对受访者的个人特征进行控制，包括年龄、受教育年限两个指标。

四、实证分析

（一）描述统计分析

对农牧户家庭特征的描述性统计分析分为农牧户家庭年均消费支出、医疗保险及健康相关状况、家庭特征、收入与资产状况、受访者个人特征 5 个部分，具体见表 1。

表 1　　描述性统计

指标	全样本		贫困户		非贫困户		单位
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
总消费支出	48468.81	46854.14	31973.15	24801.27	52042.86	49665.86	元
非医疗类总消费支出	40763.00	42706.75	22352.77	16320.11	44751.88	45523.74	元
医疗保险报销前医疗消费支出	16108.06	40428.96	27711.89	52206.73	13593.89	36941.30	元
自付医疗消费支出	7705.81	20637.50	9620.37	18110.46	7290.98	21129.27	元
外购食品消费支出	9910.87	8003.00	5586.03	4527.31	10847.92	8280.96	元

[①]为避免收入指标中异常值的影响，对数据按照上下 1%的缩尾处理。为区分资产指标中不同类型房产和土地的价值，基于实地调研，对土木结构房、砖房、混凝土房按照 1:2:3 进行赋值，对水地、旱地、草地、林地按照 30:10:1:3 进行赋值。

（续表 1）

物质生活消费支出		13225.34	16764.19	6878.06	6228.39	14600.58	17971.40	元
家庭医疗保险参与度		91.66	23.04	94.05	18.28	91.26	23.91	%
对医疗保险的了解程度		2.98	1.22	3.02	1.27	2.97	1.21	-
对医疗保险的作用评价		1.96	1.04	1.85	0.93	1.99	1.06	-
家庭健康状况		0.42	0.72	0.54	0.76	0.40	0.71	-
家庭健康意识		1.25	0.86	1.25	0.81	1.25	0.87	-
区域农牧属性		0.42	0.39	0.30	0.36	0.45	0.39	-
家庭人口数		3.33	1.40	2.96	1.44	3.41	1.38	-
赡养比		0.32	0.27	0.37	0.30	0.31	0.26	-
有无村干部		14.25	34.96	6.15	24.08	16.00	36.68	%
与最近乡镇的距离		11.67	10.50	14.70	10.95	11.01	10.28	公里
年收入		53632.34	97068.94	32444.36	74425.92	58223.07	100750.24	元
土地亩数	水地	6.84	12.78	4.17	8.33	7.42	13.49	亩
	旱地	31.83	59.55	24.61	34.62	33.39	63.58	亩
	草地	244.29	1506.96	204.35	1192.54	252.94	1567.08	亩
	林地	13.49	51.68	4.97	24.53	15.33	55.69	亩
房产面积	土木房	9.32	29.84	15.72	37.59	7.94	27.70	平方米
	砖房	78.36	68.85	72.78	120.47	79.57	51.24	平方米
	混凝土房	9.09	35.25	3.15	16.30	10.38	38.02	平方米
汽车拥有量		0.32	0.56	0.10	0.30	0.37	0.59	辆
农机具数		1.44	2.23	0.77	0.94	1.58	2.40	台
年龄		48.98	11.23	51.15	10.92	48.52	11.24	岁
受教育年限		6.49	3.07	5.22	3.17	6.76	2.98	年

注：表中数据的均值与标准差利用 2016 年与 2015 年合并后的样本数据计算所得。

1.贫困户整体消费水平低于非贫困户，但其医疗消费远高于非贫困户。农牧户家庭平均总消费支出为 48468.81 元，平均非医疗类总消费支出为 40763.00 元；其中，贫困户平均总消费支出为 31973.15 元，平均非医疗类总消费支出为 22352.77 元，均明显低于非贫困户的相关支出；在医疗消费方面，贫困户平均报销前医疗消费支出和自付医疗消费支出分别为 27711.89 元和 9620.37 元，非贫困户对应消费支出分别为 13593.89 元和 7290.98 元，即贫困户在医疗消费支出上远高于非贫困户；而在农牧户家庭外购食品消费支出和物质生活消费支出方面，贫困户平均消费支出分别为 5586.03 元和 6878.06 元，与非贫困户存在较大差距。

2.贫困户健康状况明显差于非贫困户，但其医疗保险的参与度略高于非贫困户。全样本农牧户家庭平均医疗保险参与度为 91.66%，贫困户平均医疗保险参与度为 94.05%，略高于非贫困户的 91.26%；在对医疗保险的了解程度和对医疗保险的作用评价方面，贫困户与非贫困户差异极小，均处于“一般了解”和“比较有作用”层次；农牧户家庭健康状况方面，贫困户整体健康状况差于非贫困户，并且样本中

51.59%的贫困户因重病、残疾致贫，32.54%来自贫困户的受访者表示自身身体状况差（非贫困户对应比例为12.82%），而贫困户与非贫困户在医疗消费上的巨大差异均说明了这一点；此外，不同农牧户家庭的平均健康意识均为1.25，并无差异。

3.贫困户赡养压力明显大于非贫困户，且距离最近乡镇更远。全样本农牧户家庭的区域农牧属性均值为0.42，其中，贫困户和非贫困户的区域农牧属性均值分别为0.30和0.45，即贫困户的区域农牧属性更偏向于农业。农牧户家庭人口数多为2~4人，劳动力数多为1~2人；其中，贫困户平均家庭人口数为2.96人，明显低于非贫困户的3.41人。贫困户平均赡养比为37.00%，非贫困户平均赡养比为31.00%，即贫困户赡养压力高于非贫困户；在交通方面，贫困户与最近乡镇的距离平均为14.70公里，明显高于非贫困户的11.01公里。此外，6.15%的贫困户中有村干部，非贫困户对应比例为16.00%。

4.贫困户在年收入、土地亩数、房产面积、汽车拥有量及农机具数上与非贫困户差距巨大。全样本农牧户家庭平均年收入为53632.34元，其中，贫困户和非贫困户平均年收入分别为32444.36元和58223.07元，相较于消费支出上的差距，贫困户和非贫困户在年收入上的差距更为巨大；在土地亩数方面，贫困户平均水地、旱地、草地及林地自有量分别为4.17亩、24.61亩、204.35亩及4.97亩，相比之下，贫困户的土地亩数明显少于非贫困户。在房产方面，贫困户平均拥有土木结构房15.72平方米，砖房72.78平方米，混凝土房3.15平方米，相较于非贫困户，贫困户的居住条件更差。在汽车拥有量和农机具数方面，贫困户平均拥有汽车0.10辆、农机具0.77台，远低于非贫困户。

5.来自农牧户家庭的受访者多为中老年，且文化程度普遍较低，多为小学或初中文化。全样本农牧户家庭的受访者平均年龄为48.98岁，平均受教育年限为6.49年；其中，来自贫困户和非贫困户的受访者平均年龄分别为51.15岁和48.52岁，即贫困户的受访者平均年龄高于非贫困户的受访者；来自贫困户的受访者平均受教育年限为5.22年，略低于来自非贫困户的受访者的6.76年。

（二）医疗保险对农牧户家庭消费影响的回归分析

为检验参加医疗保险对农牧户家庭消费的影响，使用有限信息最大似然估计法就参加医疗保险对农牧户家庭消费的影响进行回归，所得估计结果及分析如下：

1.医疗保险对农牧户家庭总消费的影响。（1）从全样本农牧户家庭角度来看，参加医疗保险显著提升了农牧户家庭的总消费支出和非医疗类总消费支出，并且其对非医疗消费支出的影响略大于总消费支出。由表2可知，当农牧户家庭医疗保险参与度由0%增长至100%时，农牧户家庭的总消费支出增加40.25%，非医疗类总消费支出增加42.88%。医疗保险参与度对非医疗类总消费支出的影响略大于对总消费支出的影响，这表明，对于全样本农牧户家庭而言，参加医疗保险对农牧户家庭消费的影响较多体现在非医疗消费支出上。吴庆跃等（2016）在医疗保险对农村家庭消费影响的研究中指出，参加商业医疗保险使农村居民家庭总消费支出增加42.33%，高于本研究中的40.25%，原因是本研究中农牧户家庭所参加的医疗保险多为基本医疗保险，保障水平较低。家庭健康状况和家庭健康意识对农牧户家庭总消费支出和非医疗类总消费支出的影响同样显著。具体而言，家庭五年内患大病次数所代表的家庭健康状况每增加1个单位，农牧户家庭总消费支出和非医疗类总消费支出分别增加6.54%和7.98%；而家庭健康意识每增加1个单位，农牧户家庭总消费支出增加5.80%，非医疗类总消费支

出增加 3.85%。农牧户家庭的区域农牧属性越高（代表更倾向于牧业），其总消费支出和非医疗类总消费支出也越高，这与牧区家庭的饮食习惯更偏向于肉类、日常生活成本更高有关。此外，总消费支出和非医疗类总消费支出与农牧户家庭人口数、有无村干部、家庭年收入、汽车拥有量和农机具数、受教育年限显著正相关，而与最近乡镇距离、受访者年龄负相关，这表明，年收入越高、汽车拥有量和农机具数越高、家中有村干部的农牧户家庭总消费支出和非医疗类总消费支出越多，而年龄越大、距离最近乡镇越远的农牧户家庭总消费支出和非医疗类总消费支出越低。（2）从贫困户与非贫困户的角度来看，参加医疗保险对贫困户总消费支出和非医疗类总消费支出有极大的促进作用，而对非贫困户上述两项总消费支出的影响并不显著。由表 2 可知，参加医疗保险对贫困户总消费支出和非医疗类总消费支出影响的系数分别为 0.9854 和 1.3247，这表明贫困户参加医疗保险比不参加医疗保险时的总消费支出增加了 98.54%，非医疗类总消费支出增加了 132.47%。贫困户整体健康状况不佳，抗风险能力弱，当其家庭健康风险得到保障时，贫困户将降低预防性储蓄，增加对以往欠缺的生活必需品的消费，以改善生活水平。对于非贫困户，回归结果表明，参加医疗保险对其总消费支出和非医疗类总消费支出的影响并不显著。此外，贫困户和非贫困户的健康状况越差、健康意识越强，其总消费支出越多，并且健康状况和健康意识对贫困户总消费支出的影响更大。此外，贫困户健康意识越强，其非医疗类总消费支出越高；而非贫困户健康状况越差，其非医疗总消费支出越低。贫困户家庭人口数每增加 1 个单位，总消费支出显著增加 10.74%，非医疗类总消费支出显著增加 12.97%；而非贫困户家庭人口数每增加 1 个单位，总消费支出和非医疗类总消费支出分别增加 16.05%和 18.58%；在家庭人口数增加相同数量时，非贫困户总消费支出和非医疗类总消费支出的增加比例更大。此外，有无村干部、与最近乡镇的距离、年收入、汽车拥有量、受教育年限等因素对非贫困户总消费支出和非医疗消费支出影响显著，而土地亩数对贫困户总消费支出影响显著。对比来看，影响贫困户总消费支出和非医疗类总消费支出的因素较少，影响总消费支出的因素主要有家庭医疗保险参与度、家庭健康状况、家庭健康意识、家庭人口数、土地亩数和受访者年龄；而影响非医疗类总消费支出的因素主要有保险参与度、家庭健康意识、区域农牧属性、家庭人口数、赡养比、农机具数和年龄。贫困户自身收入低，资产少、消费能力弱是其他因素对其总消费支出和非医疗类总消费支出影响有限的主要原因。

表 2　　参加医疗保险对农牧户家庭总消费支出的影响

指标	$\ln Y_{11}$（总消费支出）			$\ln Y_{12}$（非医疗类总消费支出）		
	全样本	贫困户	非贫困户	全样本	贫困户	非贫困户
家庭医疗保险参与度	0.4025*	0.9854**	0.3612	0.4288**	1.3247***	0.3290
是否贫困户	-0.2447***	-	-	-0.3530***	-	-
家庭健康状况	0.0654***	0.2120***	0.0390*	0.0798***	-0.0695	-0.0793***
家庭健康意识	0.0580***	0.1128**	0.0488***	0.0385**	0.1441***	0.0198
区域农牧属性	0.1743***	0.0943	0.1766***	0.2226***	0.3871***	0.1896***
家庭人口数	0.1494***	0.1074***	0.1605***	0.1744***	0.1297***	0.1858***
赡养比	0.0801	-0.0285	0.0736	-0.1067*	-0.3036**	-0.0713
有无村干部	0.1075**	0.1647	0.0920**	0.1580***	0.1482	0.1617***

（续表 2）

与最近乡镇距离	-0.0038**	-0.0045	-0.0060***	-0.0042***	0.0023	-0.0063***
年收入对数	0.0207**	0.0411	0.0182**	0.0257***	0.0443	0.0229***
土地亩数对数	0.0042	0.0743***	-0.0083	0.0043	0.0406	-0.0039
房产面积对数	0.0152	-0.0528	0.0280	0.0357**	0.0156	0.0447***
汽车拥有量对数	0.4800***	-	0.4561***	0.5129***	-	0.5005***
农机具数对数	0.2612***	0.1463	0.2585***	0.2979***	0.2604**	0.2852***
年龄	-0.0129***	-0.0199***	-0.0117***	-0.0202***	-0.0248***	-0.0194***
受教育年限	0.0225***	-0.0082	0.0244***	0.0220***	0.0039	0.0216***
常数	9.8707***	9.3701***	9.8201***	9.9496***	8.8428***	9.9805***
R^2	0.3984	0.3971	0.3723	0.5071	0.4486	0.4674
样本量	1460	260	1200	1460	260	1200

注： *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

2.医疗保险对农牧户家庭医疗消费的影响。（1）从全样本农牧户家庭角度来看，参加医疗保险显著提升了农牧户家庭的所享受到的医疗服务，而并未造成自付医疗消费支出的明显增长。由表 3 可知，农牧户家庭医疗保险参与度对其医疗保险报销前医疗消费支出的影响显著，回归系数为 1.3188，说明若农牧户家庭医疗保险参与度由 0%提升至 100%，则其医疗保险报销前的医疗消费支出将显著提高 131.88%，即相较于未参加医疗保险的农牧户家庭，参加医疗保险的农牧户家庭多享受到了 131.88%的医疗服务。与此同时，农牧户家庭参加医疗保险对其自付医疗消费支出的影响并不显著。家庭健康状况越差，医疗保险报销前的医疗消费支出和自付医疗消费支出越高，而相较于对医疗保险报销前的医疗消费支出的影响，家庭健康状况对自付医疗消费支出的影响更大。笔者在调研中了解到，农牧户家庭健康状况越差，越倾向于去北京、上海等医疗条件较好的城市就医，从而导致其所能享受到的医疗保险报销比例严重下降，就医消费支出大幅上升。家庭健康意识对医疗保险报销前的医疗消费支出和自付医疗消费支出的影响并不显著。此外，家庭人口数、农机具数以及受访者年龄对农牧户家庭医疗保险报销前医疗消费支出和自付医疗消费支出均有正向影响，且对上述两项消费支出的影响系数差别不大，表明家庭人口数越多、农机具数越多以及受访者年龄越大，农牧户家庭医疗消费支出越多。同时，农牧户家庭年收入与医疗保险报销前医疗消费支出和自付医疗消费支出均显著负相关，表明家庭年收入越高，农牧户家庭的医疗消费支出越少。（2）从贫困户与非贫困户角度来看，参加医疗保险使贫困户的自付医疗消费支出和所享受到的医疗服务大幅增加，而其对非贫困户则几乎没有影响。贫困户参加医疗保险对医疗保险报销前的医疗消费支出和自付医疗消费支出影响显著，其回归系数分别为 5.7442 和 4.3445，说明若贫困户医疗保险参与度提升 100%，其享受到的医疗服务将提升 547.42%，自付医疗消费支出将增加 434.45%，这与陈醉等（2017）所指出的农村居民在没有医疗保险保障时易出现看病难、有病不医的情况类似，此类情况在内蒙古等偏远地区的贫困户中表现得更为突出。贫困户在无医疗保险保障时，舍不得看病就医，或仅在小诊所开止痛药以缓解病痛，回归结果也说明贫困问题严重抑制了贫困户的医疗消费，贫困户通过参加医疗保险不仅提升了医疗消费水平，而且可以享受

到更多的医疗服务。同时，参加医疗保险对非贫困户医疗保险报销前医疗消费支出和自付医疗消费支出的影响并不显著，这与非贫困户整体健康状况明显好于贫困户以及非贫困户医疗消费受抑止程度较小有关。同时，贫困户健康意识与医疗保险报销前医疗消费支出和自付医疗消费支出均显著正相关，回归系数分别达到0.3479和0.3487，而非贫困户健康意识对上述两项医疗消费支出的影响并不显著，表明健康意识更高的贫困户产生了更高的医疗消费支出，而健康意识更高的非贫困户与健康意识相对较低的非贫困户在医疗消费上并没有明显差异，这与贫困户中存在抑制医疗消费、有病不医或少医的情况相一致。此外，贫困户和非贫困户健康状况与医疗保险报销前的医疗消费支出和自付医疗消费支出显著相关，贫困户健康状况每变差1个单位所带来的上述两项医疗消费支出的增长均高于非贫困户，这与贫困户健康状况远差于非贫困户、其家庭健康状况变差的边际影响更大有关。

表3　　参加医疗保险对农牧户家庭医疗消费支出的影响

	$\ln Y_{21}$（医疗保险报销前医疗消费支出）			$\ln Y_{22}$（自付医疗消费支出）		
	全样本	贫困户	非贫困户	全样本	贫困户	非贫困户
家庭医疗保险参与度	1.3188*	5.7442***	0.4610	0.5170	4.3445***	-0.2201
是否贫困户	0.6417***	-	-	0.2815*	-	-
家庭健康状况	0.1035***	1.0094***	0.7281***	0.7269***	0.9704***	0.6846***
家庭健康意识	0.0405	0.3479**	0.0178	0.0592	0.3487**	0.0354
区域农牧属性	-0.1320	-0.2929	-0.0798	-0.1217	-0.3236	-
家庭人口数	0.1035**	0.2038*	0.1023**	0.1004**	0.1931*	0.0985**
赡养比	0.2624	0.0326	0.1904	0.3192	0.0828	0.2529
有无村干部	-0.0591	0.5130	-0.1028	-0.0441	0.5230	-0.1027
与最近乡镇的距离	0.0020	0.0139	-0.0018	0.0013	0.0130	-0.0023
年收入对数	-0.0894***	0.0974	-0.1149***	-0.0820***	0.0905	-0.1054***
土地亩数对数	-0.0213	0.0764	-0.0066	-0.0127	0.0885	-0.0019
房产面积对数	-0.0275	-0.2007	0.0078	-0.0287	-0.2027	0.0046
汽车拥有量对数	0.4414	-	0.3687	0.3877	-	0.3265
农机具数对数	0.2334**	-0.1518	0.2332**	0.2145**	-0.1593	0.2265**
年龄	0.0101*	0.0222	0.0076	0.0108*	0.0216	0.0087
受教育年限	0.0002	-0.0465	0.0003	-0.0031	-0.0404	-0.0036
常数	5.9381***	1.3227	6.7085***	5.9728***	1.6269	6.6465***
R^2	0.1115	0.0728	0.0863	0.0914	0.0614	0.0787
样本量	1460	260	1200	1460	260	1200

注：　*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

3.医疗保险对农牧户家庭非医疗消费的影响。（1）从全样本农牧户家庭角度来看，参加医疗保险显著提升了农牧户家庭的物质生活消费支出，而对农牧户家庭外购食品消费支出的影响有限。由表4可知，农牧户家庭医疗保险参与度对外购食品消费支出的影响并不显著。农牧户家庭参加医疗保险与物质生活消费支出显著正相关，回归系数为0.7797，表明农牧户家庭医疗保险参与度每增加1%，其

物质生活消费支出平均增加0.78%。这说明，医疗保险参与度的提升对农牧户家庭外购食品消费支出的影响并不显著，却会显著增加农牧户家庭的物质生活消费支出。家庭人口数、农机具数以及受教育年限均对农牧户家庭外购食品消费支出有显著的正向影响，这说明家庭人口数越多、农机具数越多、受教育年限越长，农牧户家庭的外购食品消费支出越多；而家庭健康状况越差、家庭健康意识越强、年龄越大，则农牧户家庭外购食品消费支出越少。家庭健康意识、区域农牧属性、家庭人口数、年收入、房产面积、农机具数、年龄、受教育年限与农牧户家庭物质生活消费支出显著正相关，说明上述因素对农牧户家庭物质生活消费支出存在促进作用；而家庭健康程度越差、赡养比越高，农牧户家庭物质生活消费支出越少。（2）从贫困户与非贫困户角度来看，参加医疗保险对贫困户的外购食品消费支出和物质生活消费支出均有促进作用，而仅对非贫困户的物质生活消费支出有显著的正向影响。如表4所示，贫困户的医疗保险参与度每增加1%，其外购食品消费支出增加2.39%，物质生活消费支出增加1.25%，贫困户参加医疗保险对其外购食品消费支出影响更为明显。非贫困户参加医疗保险对外购食品消费支出的影响并不显著，而与物质生活消费支出显著正相关，回归系数为0.7090，表明非贫困户医疗保险参与度每增加1%，其物质生活消费支出将增加0.71%。造成这种差异的原因主要有：其一，相对于非贫困户，贫困户在健康风险未得到保障时，健康风险大，对疾病风险有较多的预防性储蓄，从而在非医疗消费上留有较大空间；当其健康风险得到保障时，食品消费将优先被满足；其二，非贫困户自身消费能力强，在外购食品消费上增长空间较小，当健康风险得到保障时，释放的消费能力更多体现在物质生活消费上。贫困户健康程度越好，其外购食品消费越多，但该变量对贫困户物质生活消费支出影响不显著；非贫困户健康程度越好，其物质生活消费支出越多，但该变量对非贫困户外购食品消费支出的影响并不显著。此外，贫困户区域农牧属性、家庭人口数、农机具数的增加，都将使其外购食品消费支出和物质生活消费支出明显地增加；而非贫困户的家庭人口数、农机具数以及受教育年限的增加，将使其外购食品消费支出和物质生活消费支出增加。同时，家庭健康意识、区域农牧属性、年收入、房产面积以及汽车拥有量对非贫困户物质生活消费支出存在正向的影响。

表4　　参加医疗保险对农牧户家庭非医疗消费的影响

	$\ln Y_{31}$（外购食品消费支出）			$\ln Y_{32}$（物质生活消费支出）		
	全样本	贫困户	非贫困户	全样本	贫困户	非贫困户
家庭医疗保险参与度	0.2061	2.3915**	-0.1982	0.7797***	1.2479**	0.7090**
是否贫困户	-0.4544***	-	-	-0.2895***	-	-
家庭健康状况	-0.0561*	-0.2848***	-0.0039	-0.0530*	-0.0387	-0.0569*
家庭健康意识	-0.0452*	0.0435	-0.0502*	0.0969***	0.1425**	0.0927***
区域农牧属性	0.0704	0.9586***	-0.0665	0.3973***	0.6107***	0.3547***
家庭人口数	0.1776***	0.3140***	0.1592***	0.1953***	0.1662***	0.2265***
赡养比	-0.0126	-0.4177	0.0731	-0.2020**	-0.0070	-0.2822***
有无村干部	-0.0649	-0.0285	-0.0455	0.1572***	0.1369	0.1531**
与最近乡镇的距离	-0.0121***	-0.0040	-0.0152***	-0.0027	0.0007	-0.0036
年收入对数	0.0039	-0.0140	0.0014	0.4244***	0.0269	0.0430***

（续表 4）

土地亩数对数	0.0328**	-0.0746	-0.0147	0.0114	0.0393	0.0135
房产面积对数	0.0103	-0.0140	0.0264	0.0744***	0.0584	0.0828***
汽车拥有量对数	0.0720	-	0.1114	0.7965***	-	0.7796***
农机具数对数	0.3435***	0.4714**	0.3035***	0.3305***	0.3472**	0.3223***
年龄	-0.0111***	0.0178**	-0.0159***	0.0238***	-0.0216***	-0.0242***
受教育年限	0.0284***	0.0272	0.0296***	0.0268***	0.0095	0.0293***
常数	8.7178***	4.4315***	9.2685***	7.9758***	6.9915***	8.0201***
R^2	0.2843	0.1014	0.2733	0.4681	0.4204	0.4400
样本量	1.460	260	1200	1460	260	1200

注： *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

4.稳健性检验。笔者将样本数据分为 2016 年和 2015 年两组，使用有限信息最大似然估计法估计模型，结果显示，两组样本所得结论与原样本基本一致。可见，本文的研究结论具有良好的稳健性。

五、结论与探讨

（一）研究结论

首先，农牧户家庭参加医疗保险显著提升了其总消费支出、非医疗类总消费支出、医疗保险报销前医疗消费支出以及物质生活消费支出，而并未对其自付医疗消费支出和外购食品消费支出产生显著影响。参加医疗保险使农牧户家庭享受到更多的医疗服务，通过保障其健康风险，降低了农牧户家庭的风险预期，从而减少了农牧户家庭的预防性储蓄，刺激农牧户家庭消费，提升了农牧户家庭的生活水平，但其并未显著增加农牧户家庭的自付医疗消费支出。

其次，贫困户参加医疗保险促进了其总消费支出、非医疗类总消费支出、医疗保险报销前的医疗消费支出、自付医疗消费支出、外购食品消费支出以及物质生活消费支出的增长。其中，参加医疗保险极大地刺激了贫困户的医疗消费，使贫困户有病能医、敢医，健康水平和生活品质得以提升。

最后，参加医疗保险对非贫困户的物质生活消费支出促进作用显著，对其他几项消费支出作用有限。参加医疗保险对不同农牧户家庭不同类别消费支出的影响不同，对不同农牧户家庭同一类消费支出的影响也存在明显差异，说明农牧户家庭的消费行为受自身收入层次及多方面因素的共同影响。

（二）若干探讨

一是贫困户与非贫困户的差距不止体现在收入和家庭资产上，前者在健康状况、赡养压力和受教育年限等方面均处于弱势，且这种弱势在与健康状况紧密相关的医疗消费支出方面体现得尤为突出。贫困户医疗保险报销后的医疗消费支出明显高于非贫困户，而在收入能力较弱和赡养压力较大的情形下，贫困户的脱贫压力依旧艰巨，因此，在健康风险防范制度设计上应给予贫困户更多的倾斜和帮助。

二是医疗保险对农牧户家庭消费的刺激具有差异性特点，即不同收入层次的农牧户家庭在受到医疗保险保障时产生的消费刺激不尽相同，不同保障水平的保险产品对农牧户家庭的消费刺激也大小各异。要实现医疗保险对农牧户的保障、均衡提高农牧户家庭的生活水平、提升扶贫资金的使用效率、

如期完成国家脱贫减贫目标，就需要关注农牧户家庭的异质性特征，结合实际发展阶段建立适宜的医疗卫生服务体系。

参考文献

1.白重恩、李宏彬、吴斌珍，2012：《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》，《经济研究》第 2 期。

2.陈醉、刘子兰，2017：《新型农村合作医疗保险对居民消费影响的实证分析》，《湘潭大学学报（哲学社会科学版）》第 3 期。

3.甘犁、刘国恩、马双，2010：《基本医疗保险对促进家庭消费的影响》，《经济研究》第 s1 期。

4.郭君平、谭清香、曲颂，2018：《进城农民工家庭贫困的测量与分析——基于“收入—消费—多维”视角》，《中国农村经济》第 9 期。

5.胡宏伟、曲艳华、高敏，2013：《医疗保险对家庭医疗消费水平影响的效应分析——兼论医疗保险与贫困的联合影响》，《西北大学学报（哲学社会科学版）》第 4 期。

6.黄枫、甘犁，2010：《过度需求还是有效需求？——城镇老人健康与医疗保险的实证分析》，《经济研究》第 6 期。

7.龙志和、周浩明，2000：《中国城镇居民预防性储蓄实证研究》，《经济研究》第 11 期。

8.卢海阳，2014：《社会保险对进城农民工家庭消费的影响》，《人口与经济》第 4 期。

9.马双、臧文斌、甘犁，2011：《新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析》，《经济学（季刊）》第 1 期。

10.宋月萍、宋正亮，2018：《医疗保险对流动人口消费的促进作用及其机制》，《人口与经济》第 3 期。

11.苏春红、李齐云、王大海，2013：《基本医疗保险对医疗消费的影响——基于 CHNS 微观调查数据》，《经济与管理研究》第 10 期。

12.田青、高铁梅，2009：《转轨时期我国城镇不同收入群体消费行为影响因素分析——兼谈居民消费过度敏感性和不确定性》，《南开经济研究》第 5 期。

13.王美娇、朱铭来，2015：《商业健康保险对居民消费及其结构的影响——基于理性预期和家庭资产结构分析》，《保险研究》第 6 期。

14.吴庆跃、杜念宇、臧文斌，2016：《商业健康保险对家庭消费的影响》，《中国经济问题》第 3 期。

15.叶春辉、封进、王晓润，2008：《收入、受教育水平和医疗消费：基于农牧户微观数据的分析》，《中国农村经济》第 8 期。

16.臧文斌、刘国恩、徐菲、熊先军，2012：《中国城镇居民基本医疗保险对家庭消费的影响》，《经济研究》第 7 期。17.张世伟、郝东阳，2010：《城镇居民不同收入群体消费行为分析》，《财经科学》第 9 期。

18.周钦、袁燕、臧文斌，2015：《医疗保险对中国城市和农村家庭资产选择的影响研究》，《经济学（季刊）》第 3 期。

19.邹红、喻开志、李奥蕾，2013：《养老保险和医疗保险对城镇家庭消费的影响研究》，《统计研究》第 11 期。

20.Dynan, K.E., 1993,“How Prudent are Consumers?”, *Journal of Political Economy*, 101(6): 1104-1113.

21.Engen, E.M., and J.Gruber,2001,"Unemployment insurance and precautionary saving", *Journal of Monetary Economics*, 47(3): 545-579.

22.Hurley, J., 2000,"*Chapter 2 An overview of the normative economics of the health sector*", Handbook of Health Economics, Elsevier.

23.Manning, W.G.,J. P. Newhouse and N.Duan,1983,"Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment",*Journal of Health Economics*, 2(1): 47.

24.Pauly, M.V.,2005,"Effects of Insurance Coverage on Use of Care and Health Outcomes for Nonpoor Young Women", *Am Econ Rev*, 95(2): 219-223.

25.Wagstaff,A.,2007,"The economic consequences of health shocks: Evidence from Vietnam", *Journal of Health Economics*, 26(1): 82-100.

（作者单位：[1]内蒙古农业大学经济管理学院
[2]中国农业大学国家农业农村发展研究院）

（责任编辑：云　音）

The Impact of Medical Insurance on Household Consumption of Farmers and Herdsmen from the Perspective of Targeted Poverty Alleviation: Based on Household Questionnaire Survey Data of 730 Farmers and Herdsmen in Inner Mongolia Autonomous Region

Li Ao　Yang Zhiyong　Zhao Yuanfeng

Abstract: Household consumption is an important indicator of poverty and quality of life of farmers and herdsmen. It is affected by various factors, and medical insurance and poverty are two important factors. Based on the characteristics of poor and non-poor households, this article uses the limited information maximum likelihood estimation method to construct an econometric model to empirically analyze the impact of medical insurance on the consumption of different farmers and herdsmen households. The results show that the poverty problem restrains the medical and agricultural food consumption of farmers and herdsmen, and medical insurance significantly improves the consumer confidence of farmers and herdsmen, stimulates their consumption, and provides them with medical services. The medical service level and quality of life of farmers and herdsmen have been significantly improved. Meanwhile, the impact of medical insurance on the consumption expenditure of different farmers and herdsmen households is significantly different. Participation in medical insurance has a significant promotion effect on medical consumption expenditure of poor households and on their consumption expenditure of purchased food. It also has a significant impact on the promotion of material consumption expenditure of non-poor households.

Key Words: Medical Insurance; Poverty Alleviation Through Insurance; Household Consumption; Poverty in Farming and Pastoral Areas

坚持社会主义农村土地集体所有的大方向

——评析土地私有化的四个错误观点

程恩富[1] 张 杨[1,2]

摘要：本文以习近平总书记多次强调坚持农村土地农民集体所有、坚持“统分结合”发展集体经济与合作经济的重要讲话为指导，客观评析了主张土地私有化或变相私有化的四个错误观点：评析了“农村土地集体所有制产权不清”的观点，认为法律对土地集体所有权作出了非常清晰的界定；评析了“土地私有制是农村土地改革方向”的观点，认为这种主张的实质是通过永久性地固化原有的家庭土地承包关系来搞农村土地私有化，无视和否定了习近平总书记所强调的壮大农村集体经济应注重“统分结合”双层经营的思想；评析了“农村土地私有化会使农民更为富裕”的观点，认为私有土地的自由买卖并不能使农民实现权利与结果的公平，绝大多数农民也不可能通过农村土地私有化实现全面小康和共富共享；评析了“‘一田两主’制度是农村土地改革有效途径”的观点，认为这一论断是通过实际架空农村土地的集体所有权来变相主张农村土地私有化。

关键词：土地 集体所有制 统分结合 新型集体经济 农民合作社 家庭农场

中图分类号：F301.1 **文献标识码**：A

党的十八大以来，习近平总书记在深入农村调研的基础上明确提出：“坚持农村土地农民集体所有，这是坚持农村基本经营制度的‘魂’。农村土地属于农民集体所有，这是农村最大的制度。”[①]作为习近平“三农”思想的根基，坚持农村土地集体所有制，就是要求不管怎么改，都不能把农村土地集体所有制改垮，并且要以农村土地集体所有制为最大的制度来制定和实施“三农”发展规划。新时代的乡村振兴，只有在坚持农村土地集体所有制的前提下，才能深化农村治理结构改革，促进农业可持续发展，保障广大农民在生产关系中具有主人翁地位，最终实现农民共同富裕。不过，近年来，社会上出现了主张废除或架空农村土地集体所有制、逐步实行农村土地私有化的舆论。这些主张土地私有化或变相私有化的舆论，主要可以归纳为四个错误观点。在新时代，坚持中国特色社会主义农村土地集体所有制，必须对这些错误观点予以科学评析。

[①]中共中央文献研究室，2017：《习近平关于社会主义经济建设论述摘编》，北京：中央文献出版社。

一、评析“农村土地集体所有制产权不清”的观点

第一种错误观点是：断言农村土地集体所有制是造成“产权不清”的根源，认为只有把农村土地进行私有化分割，才能对土地股权进行清晰界定。

笔者认为，这一断言在法律上是不成立的，法律实际上对土地集体所有权进行了非常清晰的界定。例如，《中华人民共和国物权法》明确规定：“对于集体所有的土地和森林、山岭、草原、荒地、滩涂，依照下列规定行使所有权：（一）属于村集体所有的，由村集体经济组织或者村民委员会代表集体行使所有权；（二）分别属于村内两个以上农民集体所有的，由村内各集体经济组织或者村民小组代表集体行使所有权；（三）属于乡镇农民集体所有的，由乡镇集体经济组织代表集体行使所有权。”[①]由于历史变迁、政策变动等原因，集体所有的土地产权主体可以是行政村或乡（镇）、村民小组、集体经济组织，但具体到某一个时期某一块土地的所属范围和权利主体，应该都是非常清晰的（参见唐忠，2018）。既然中国农村土地集体所有权是清晰、明确的，那么，只要严格依法施政，就不会出现所谓的农村集体土地所有制产权界定模糊、执行虚化的问题。至于土地的所有权、承包权和经营权的“三权分置”和量化确权改革，其目的是更有效地保障农村集体经济组织和承包农户的合法权益，以及进一步发展现代农业，而并非因为“集体耕地的所有者一直是模糊的”[②]。

实际上，美国、西欧、加拿大等西方资本主义国家家庭农场制所谓“产权清晰”的实质是：建立在私有制基础上的农业规模经营。例如，2014 年，美国大型家庭农场的数量为 42398 个、中型家庭农场的数量为 123009 个，两者合计仅占美国农场总数的 7.7%，但这些农场的土地总面积却占了 37.9%、农产品总产值占了 59.8%[③]。这种资本主义家庭农场的体制机制并不适合中国的国情，因为“把 18 亿亩耕地通过私有化、市场化集中到种田能人手中，只需要 200 多万农业劳动力就可以了，2.5 亿农村剩余劳动力将成为无地农民。”（简新华，2013）有专家预测，中国未来 20 年的城市化率将从 56%提高到 78%，并指出中国即使达到了高收入国家的城市化水平，“仍然无法全面推广美国的家庭大农场模式，否则将导致 1.6 亿农业人口的绝大部分失去土地，造成巨大的就业压力”（杨团、孙炳耀，2017）。可见，私人家庭农场的过度发展，可能意味着更多农民将在市场竞争中失去作为基本生活保障的土地。

恩格斯曾明确指出：“社会主义的任务并不是要把所有权和劳动分离开来，而是相反，要把任何生产的这两个要素结合在同一手中。”[④]而土地私有化明晰产权的教条言论在实质上就是要彻底割裂

[①]参见《中华人民共和国物权法》第六十条，中国网（http://www.china.com.cn/law/txt/2007-03/19/content_7985083.htm）。

[②]按照“只要资产没有实现个人量化就是产权不清和缺乏效率”的极端思维逻辑，资产没有量化到个人的家庭、学校、研究所、政府、军队等各类组织，就都是产权不清的低效率组织了。笔者也没有看到持这一观点的人把自己家庭的财产都量化到家庭成员了。可见，这一流行的西方产权观点，只是为土地私有化做虚伪的辩护罢了。

[③]资料来源：《美国家庭农场：规模越大盈利越多》，湖南三农网（http://www.hnagri.gov.cn/web/hnagrizw/snzx/zjgd/content_187603.html）。

[④]马克思、恩格斯，2009：《马克思恩格斯文集（第四卷）》，北京：人民出版社。

土地和劳动的关系，造成土地成为极少数大农户的私有财产，最终会导致土地经营粗放、土地生产效率低下、土地抛荒现象加重等问题。中国正是由于具有农村土地集体所有的制度优势，才能从根本上避免农民在土地权利上的不平等，进而减少土地与农业劳动者有效结合的成本。在“统分结合”的双层经营体制框架内，农业劳动者的劳动成果会以承包费等多种形式最终回归到劳动者手中并促进集体资产的积累，从而能在社会主义市场经济体制下实现土地所有者、劳动者、经营者三者利益的有机统一（徐祥临，2019）。

二、评析“土地私有制是农村土地改革方向”的观点

第二种错误观点是：断言仅赋予农民承包权、经营权和流转权是不彻底的农村土地产权改革，必须实行土地私有制。

笔者认为，这种主张的实质是通过永久性地固化原有的家庭土地承包关系来搞农村土地私有化，无视和否定了习近平总书记所强调的壮大农村集体经济应注重“统分结合”双层经营的思想。习近平总书记曾明确指出，要“建立健全集体资产各项管理制度，完善农村集体产权权能，发展壮大新型集体经济，赋予双层经营体制新的内涵”[①]，“要把好乡村振兴战略的政治方向，坚持农村土地集体所有制性质，发展新型集体经济，走共同富裕道路。”[②]

同时，这种农村土地私有化的论断也无视历史教训。中外几千年土地私有化的结果往往是土地的高度集中，产生土地食利者阶层，使很多农民丧失生活保障，变成无土地、无就业的闲置劳动力或被私人资本雇佣的劳动力，无法保障农民“耕者有其田”和共同富裕。这在中国农村劳动力长期大量相对过剩且只能被非农产业逐步吸纳的情况下更是如此。温铁军曾旗帜鲜明地告诫，中国绝不能实行农村土地私有化，如果按照西方学界主流思想即“土地私有化+流转市场化”来进行农业规模经营改革，不仅农业生产可能受到利益集团的控制，而且这种改革本身就缺乏实践的逻辑与依据。因为印度等国家“按照西方理论逻辑实行‘土地私有化+流转市场化’的结果，无一不是贫富两极分化，农村贫困地区游击战，城市贫民窟黑帮泛滥，甚至走向恐怖主义。”（温铁军，2015）可见，那些无视历史教训和基本逻辑而主张农村土地私有化的观点，往往是出于对西方意识形态的崇拜，是对私人资本利益的袒护。

此外，还有舆论宣称，改革开放后的农业发展表面上似乎是经营方式上“单干”相对于“集体”的成功，但从本质上看，是相对自由的选择权对没有自由的选择权的成功。笔者认为，这是一种“重分轻统”的片面观点。先不论“单干”击败“集体”（即“分”击败“统”）是否符合农村改革的历史与逻辑，仅就以为选择“分”是自由的而选择“统”则是不自由的这一逻辑本身来说，也是不符合客观事实的。所谓农民“自由的选择”，至少应当是宜分则分、宜统则统，合理的状态应是“统分结合”。如果只认为选择“分”是自愿的，而选择“统”就是非自愿的，那就陷入了教条、僵化的思维

[①]新华社，2019：《习近平李克强王沪宁韩正分别参加全国人大会议一些代表团审议》，《人民日报》3 月 9 日 01 版。

[②]习近平，2019：《把乡村振兴战略作为新时代“三农”工作总抓手》，《求是》第 11 期。

方式。殊不知，恩格斯早在《法德农民问题》中就已经把“自愿原则”写在了马克思主义的旗帜上，认为从小农的农业经营方式向合作社经营方式的转变要以自愿与示范为基本原则，而不能用强制的手段加速这种转变。恩格斯指出：“我们对于小农的任务，首先是把他们的私人生产和私人占有变为合作社的生产和占有，但不是用强制的办法，而是通过示范和为此提供社会帮助。当然，到那时候，我们将有够多的办法，使小农懂得他们本来现在就应该明了的好处。”[①]习近平总书记有针对性地指出：“改革开放从农村破题，大包干是改革开放的先声。当时中央文件提出要建立统分结合的家庭承包责任制，但实践的结果是，‘分’的积极性充分体现了，但‘统’怎么适应市场经济、规模经济，始终没有得到很好的解决。”[②]习近平总书记所强调的“统”，不是要重新采取人民公社时期的“统一生产、统一分配、统一管理”的传统集体经营模式，而是在重视家庭经营的基础上，激发农民的积极性和创造性，强调建立多层次、多形式具有“统”的特征的经济体系和服务体系。这表明，习近平总书记高度重视坚持农村土地集体所有制及其主要实现形式——新型集体经济[③]的壮大，并把新型集体经济与适应社会主义市场经济、规模经济相联系。由此可见，在中国特色社会主义新时代，要壮大集体经济，不应重走传统集体经营模式的老路，而是要把共同富裕作为出发点和落脚点，走更高质量、更有效益、更加公平、更可持续，且符合社会主义市场经济规律的农村新型集体化、合作化、集约化的发展道路。2018 年中央农村工作会议要求：“走中国特色社会主义乡村振兴道路，必须巩固和完善农村基本经营制度，走共同富裕之路。要坚持农村土地集体所有，坚持家庭经营基础性地位，坚持稳定土地承包关系，壮大集体经济，建立符合市场经济要求的集体经济运行机制，确保集体资产保值增值，确保农民受益。”[④]新型集体经济在本质上要求实现市场化与组织化的结合，但是，在组织程度低的现有农村治理结构中，小规模农户所拥有的生产要素少而弱，这极大地阻碍着农村高质量生产体系和市场体系的发展。推进农村市场化与组织化相结合的新型集体经济发展需要具备高效的实施主体，而有集体资本参与或由集体资本主导的生产合作社、供销合作社、金融合作社等，可以成为农村市场化和组织化相结合的重要方式之一。因此，壮大新型集体经济是坚持农村土地集体所有制的重要保障与实现途径，壮大的新型集体经济也是防止农村土地私有化的经济实体与经济基础。

三、评析“农村土地私有化会使农民更为富裕”的观点

第三种错误观点是：断言农村土地私有化会使现在相对贫穷的农民变得更加富裕。

笔者认为，私有土地的自由买卖并不能使农民实现权利与结果的公平，绝大多数农民也不可能通

[①]马克思、恩格斯，2009：《马克思恩格斯文集（第四卷）》，北京：人民出版社。

[②]资料来源：《新华日报评论员：追求统分结合的最佳结合点》，共产党员网（http://www.12371.cn/2013/03/17/ARTI1363481230513331.shtml）。

[③]这里所说的新型集体经济，是指在农村土地集体所有制的基础上，家庭经营或土地流转与集体经营相结合、市场化与组织化相结合的具有双层经营特征的集体经济。

[④]新华社，2017：《中央农村工作会议在北京举行》，《人民日报》12 月 30 日 01 版。

过农村土地私有化来实现全面小康和共富共享。因为农村土地私有化之后，土地受私人资本的控制程度会更深，其定价权、买卖权都将被迫依赖于资本，作为弱势群体的个体农民不可能从中获得应有的权益和财富。在印度和俄罗斯等众多资本主义国家，土地私有化和土地自由买卖并没有很好地解决农业现代化问题，也没有解决农民的相对贫穷和共同富裕问题。相比之下，以色列“基布兹”的土地公有制集体农庄则是世界公认的实现农业高度现代化和共同富裕的典范。截至 2018 年年底，以色列“基布兹”有 270 个，人口达到 14.3 万，在以色列扮演着举足轻重的角色。2008 年全球金融危机对这种属于实体经济范畴的“基布兹”公有制经济的影响微乎其微，不仅没有使“基布兹”公有制经济的发展放缓，反而加重了其在以色列经济中的分量。2010 年数据显示，“基布兹”的工业年总产值达 80 亿美元，占以色列全国工业总产值的 9%；其农业年总产值达 17 亿美元，占以色列全国农业总产值的 40%[①]。

应当认识到，中国多数农村的土地并没有城市近郊土地的价格增值优势，农村大部分土地的价格上升空间不大。只有在工业化、城镇化加速推进和国民经济实现整体大发展的过程中，农村土地价格才可能得到较快提升；也只有不断完善征地补偿制度和土地流转制度等，才能实现国家、被征地农民以及投资方三者合理利益的动态统一。目前，中国已经在坚持农村土地集体所有制的前提下，力图充分依法保障农民对承包地占有、使用、收益、流转及承包经营权抵押、担保等合法权益。中国政府、金融机构还正在积极推行各类小额贷款，特别是在集体经济组织中通过发展内部合作金融，使集体经济组织成员能安全、可靠地获得抵押贷款。至于有舆论把土地抛荒和农民贷款困难的原因归咎于没有实现土地私有化，则是不符合事实的观点。显而易见，中国的土地抛荒现象主要是由相关政策执行不力和治理不严造成的（政策规定不允许抛荒，但有些地方干部在不严格执行相关政策时并没有受到应有的问责和惩处），而与农村土地集体所有制性质没有必然联系。况且，在实行土地私有化的巴西等国家，反而存在着更为严重的土地抛荒等问题。应当认识到，西方农业现代化所实行的以资本主义私有制为主体的模式，从历史与逻辑的统一性来看，并不符合中国特色社会主义的发展方向。因此，从经验看，中国社会主义农村的改革和发展必须对西方农业现代化模式有所扬弃，通过农村集体与家庭共同协调经营的途径，落实以马克思主义及其中国化有关农业现代化思想为指导的乡村振兴战略。

2017 年 6 月，习近平总书记在深度贫困地区脱贫攻坚座谈会上指出：“全国 12.8 万个建档立卡贫困村居住着 60%的贫困人口，基础设施和公共服务严重滞后，村两委班子能力普遍不强，四分之三的村无合作经济组织，三分之二的村无集体经济，无人管事、无人干事、无钱办事现象突出。……深度贫困县村均集体收入只有 8800 多元，同所有贫困县平均 5 万元相比，差距较大。”[②]习近平总书记关于贫困村集体经济较弱的这一论述十分重要，也就是说，没有脱贫的村，集体经济都较弱，凝聚力也不强，因而，农村土地私有化又怎么可能使各地区农村和全体农民实现共富共享呢？

2016 年 5 月，习近平总书记到黑龙江省抚远市考察水稻种植专业合作社时明确提出，东北地区有

[①]参见李勇、王新耀，2018：《以色列集体农庄的当代改革与现状》，《中国社会科学报》4 月 16 日 06 版。

[②]习近平，2017：《在深度贫困地区脱贫攻坚座谈会上的讲话》，《人民日报》9 月 1 日 01 版。

条件发展规模化经营，农业合作社是发展方向，有助于农业现代化路子走得稳、步子迈得开[①]。这一发展方针极具普遍意义，因为农业合作社是新时代适应土地流转的重要农业经营方式，是推动农业生产经营组织化、集约化、专业化和现代化的重要载体。因此，全国专业合作社的发展状况较好，发展速度较快（见表 1）。在创新农业经营体系方面，已逐步探索出农民合作社（主要是专业合作社、股份合作社）、专业大户、家庭农场等多种经营主体的实践形式，其中，农民合作社和家庭农场是主要的农业经营主体。不过，无论是在理论研究还是在实践探索中，都出现了只注重家庭农场的发展而忽视农民合作社的偏向，这与习近平总书记所强调的“巩固和完善农村基本经营制度”“发展多种形式农业适度规模经营，突出抓好家庭农场和农民合作社两类农业经营主体发展”[②]并不一致。尤其是，倘若农村土地在确权后主要流转给私人家庭农场经营（容易逐渐发展成为西方资本主义式大农场），而不是由各种股份合作社或由集体统一经营，那么，个体农民将仅获得土地流转的微薄收益，无法公平分享改革发展的红利，广大农民共同富裕的大目标便难以实现。而在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成为社会主要矛盾的新时代，“实施乡村振兴战略被赋予了实现共同富裕的时代使命”（张杨，2018），这对坚持社会主义农村土地集体所有的大方向提出了更高要求。

表 1　　2017 年全国农民专业合作社的发展状况

	数量（个、户）	比上年增减（%）
农民专业合作社数	1561964	16.91
其中：被农业主管部门认定为示范社的农民专业合作社数	140387	10.84
农民专业合作社成员数	64101193	6.96
其中：普通农户数	52624940	1.44
专业大户及家庭农场成员数	1981619	-1.37
企业成员数	306013	4.25
其他团队成员数	233647	1.27
农民专业合作社带动非成员农户数	69892029	3.64

数据来源：中华人民共和国农业农村部，2019：《2017 中国农业统计资料》，北京：中国农业出版社。

由此可见，那种认为中国只应将大规模培育私人家庭农场主作为农村改革突破口和中心工作的观点，实质上是主张走“只谈私人家庭农场、避谈集体合作经营”的片面道路。事实上，即使是在农业经营以私人家庭农场为主的美国，也普遍采取了行之有效的合作社或农协等组织形式。也就是说，在美国式的大农场模式下，组织化的合作经济依然起着重要作用。在家庭经营基础上建立起专业合作社，能为农户提供产前、产中、产后的组织化服务。根据美国 2012 年的调查，全美共有 2238 家农业合作社，比 2011 年减少了 61 家，其合作社分为营销型合作社、供给型合作社、服务型合作社；2003～2012 年，由于市场竞争的加剧，许多传统的农业合作社走上了破产或被兼并之路，美国农业合作社在总数

[①]杜尚泽，2016：《习近平黑龙江考察：农业合作社是发展方向》，中国共产党新闻网（http://cpc.people.com.cn/n1/2016/0525/c64094-28378088.html）。

[②]《习近平李克强王沪宁韩正分别参加全国人大会议一些代表团审议》，《人民日报》2019 年 3 月 9 日 01 版。

上呈持续下降趋势，但其平均单体规模还在不断扩大，尤其是新一代合作社即增值合作社[①]有所发展，并采用纵向一体化方式来提升农业生产者的市场地位，让农业生产者分享到合作社产品的增值收益（黄祖辉等，2014）。此外，日本、韩国等国家以及中国台湾地区所发展的小规模家庭农场，也有不少农业协会或合作社为其提供社区服务。例如，具有经济职能、信用职能的农业协同组织——日本综合农协努力提升农户间的相互扶助水平，以开展针对农户的教育活动和生活文化活动为纽带，来致力于提升农协会员的幸福感（参见增田佳昭，2011）。

四、评析“‘一田两主’制度是农村土地改革有效途径”的观点

第四种错误观点是：断言倒退地实行明清时期的“一田两主”这一特殊土地制度（即所有权与永久使用权永恒、绝对分离的产权制度），能彻底解决农村土地制度效率不高问题。

笔者认为，这一论断是通过实际架空农村土地的集体所有权来变相主张农村土地私有化。在中国封建社会，“一田两主”这一特殊土地制度的雏形是宋朝开始出现的“永佃制”。随着“永佃制”的发展，永佃权从早期具有数十年的使用权，逐渐发展成为一种无期限限制且可自由处置的私有产权（即“田面权”），而土地的单纯所有权被称为“田底权”。如果中国特色社会主义农村土地制度改革倒退地实行明清时期的这一特殊土地制度，农村集体经济组织仅限于拥有一次性分配承包地的权利，而将永久地失去土地再分配权；拥有土地使用权的承包者也无需向拥有所有权的集体上交一定的承包费。这将架空农村土地的集体所有权，集体经济组织甚至会丧失“田底权”。可见，倒退地实行“一田两主”这一封建社会的特殊土地制度的主张，显然是在宣传农村土地私有化，与中国所实施的农村土地集体所有制相对立。“一田两主”这一特色土地制度在封建社会并没有得到有效实施，在当代资本主义国家也没有得到实行，又怎么能够成为中国特色社会主义农村的优越土地制度呢？

相比之下，近年贵州省塘约村和山东省代村坚持农村土地集体所有制，在“三权分置”后成功探索出了新型集体经济的实践形式，已成为新时代农村改革和农业发展的榜样，受到中央领导的大力表扬。2017 年 3 月，时任全国政协主席的俞正声在全国政治协商会议上赞扬贵州省塘约村。该村通过引导村民通过把土地入股成为村合作社社员的形式，按照自愿原则进行“七权同确”[②]，成功完成了股份合作制改造。由此，分散的家庭承包地被全部集中起来，由村集体和村股份合作社统一经营，即实行“村社一体，合股联营”。“七权同确”的目的，绝不是使私人的家庭农场承包多数农民的土地，而是为了摸清村集体的家底，进一步明确村集体及其成员的权利，以便更好地统一经营和管理村股份合作社，并实行按劳分配和按股分配相结合的分配方式。这种家庭经营和村社统一经营相结合、村民

[①]新一代合作社是指：伴随着 20 世纪 90 年代新一波合作社浪潮在北美的兴起，农户们为了适应越来越开放且专业化程度越来越高的市场而组建成立的合作社。

[②]“七权”指土地承包经营权、农民宅基地使用权、林权、集体土地所有权、集体建设用地使用权、集体财产权、小水利工程产权。参见李卫红、刘莹、黄蔚、陈毓钊，2017：《给乡亲一个精神焕发的村庄——安顺市平坝区乐平镇塘约村探索农村集体产权制度改革新路解析》，《贵州日报》3 月 31 日 01 版。

自治与合作互助相结合的方式，适应了现阶段中国农村的资源禀赋状况与农业高质量发展的要求。

2018 年 3 月，习近平总书记在参加十三届全国人大一次会议山东代表团审议时，提到《人民日报》在 2018 年 1 月 22 日和 1 月 23 日连续两天报道山东省代村的党支部书记王传喜，高度评价代村模式是新时代农村发展集体经济的好典型。作为“村干部队伍的‘主心骨’、乡村振兴最基层的组织者和执行者”（王曼，2019），代村的党支部书记王传喜带领村民向河南省南街村学习，以“南街村的今天，就是代村的明天”为目标，走集体经济道路，使家园变成了乐园。目前，代村实行集体所有制、集体股份制、股份合作制等多种股份经营方式。其中，村集体所占股份不低于一半；即使在混合所有制中，村集体也占了大部分股份[①]。代村统一集中转入本村及附近 5 个村庄的 7000 亩土地，大力发展现代农业，以此来壮大集体经济。2017 年，代村的集体总资产已达 12 亿元，村集体年收入上亿元，村民人均纯收入达 6 万多元[②]。

除了贵州省塘约村和山东省代村外，众所周知的江苏省华西村、河北省周家庄、河南省南街村、河南省刘庄、北京市窦店等名村，都在改革开放后积极响应中央“宜分则分、宜统则统”“不搞‘一刀切’”的号召，没有盲目分田到户，而是根据村民意愿，坚持走集体化、集约化的发展道路，彰显出集体经济和合作经济在坚持农村土地集体所有制基础上的高效率，体现了共富共享的社会主义原则。

不仅以上名村的集体经济组织收入增加较多，而且全国村集体经济组织总收入和总收益也不断增加[③]。2017 年全国村集体经济组织总收入为 46275984 万元，较 2014 年（40058344.2 万元）增长 15.52%；2017 年全国村集体经济组织经营收入为 14946886 万元，较 2014 年（14053806 万元）增长 6.35%（见图 1）。2017 年全国村集体经济组织总收益为 15868651 万元，较 2014 年（13193678.8 万元）增加了 20.27%；2017 年有经营收益的集体经济村为 301478 个，比 2014 年（261303 个）增加了 15.37%；无经营收益的集体经济村为 261747 个，比 2014 年（323069 个）减少 18.98%；像代村这类经营收益达 100 万元以上的村在 2017 年为 21098 个，比 2014 年（16704 个）增加了 26.31%[④]。

可见，由于坚持农村土地集体所有制，没有采取“一田两主”等架空农村土地集体所有权的政策，近年无论是全国村集体经济组织经营收入、发包和上交收入、投资收益和总收入，还是有经营收益的村集体经济的数量，都呈现出较快增长趋势。这说明，在坚持农村土地集体所有制的基础上，得益于政府的积极引导和村集体经济组织的积极经营，集体经济的效益正逐渐显现。而“一田两主”等架空农村土地集体所有权的观点，不仅不会推动这一趋势的发展，反而会极大地阻碍社会主义集体经济优

[①]参见刘成友、王沛，2018：《乡村振兴路 村民有奔头（最美基层干部）——记山东兰陵县卞庄镇代村党支部书记王传喜》（下），《人民日报》1 月 23 日 06 版。

[②]参见刘成友、王沛，2018：《敢啃硬骨头 一心为乡亲（最美基层干部）——记山东兰陵县卞庄镇代村党支部书记王传喜》（上），《人民日报》1 月 22 日 06 版。

[③]在农业农村部（原农业部）所发布的《中国农业统计资料》各年数据中，全国村集体经济组织总收入=总支出+总收益。

[④]原始数据的来源：中华人民共和国农业部，2015：《2014 中国农业统计资料》，北京：中国农业出版社；中华人民共和国农业农村部，2019：《2017 中国农业统计资料》，北京：中国农业出版社。

越性的充分发挥。这也充分表明，不能用“一田两主”等变相实行土地私有化和非组织化的唯市场化的土地制度来代替农村土地集体所有制，而应通过充分发挥“组织起来就有力量”[①]“组织振兴”[②]的制度优势来壮大集体经济，切实组织实施好以农村土地集体所有制为制度基石的乡村振兴战略。

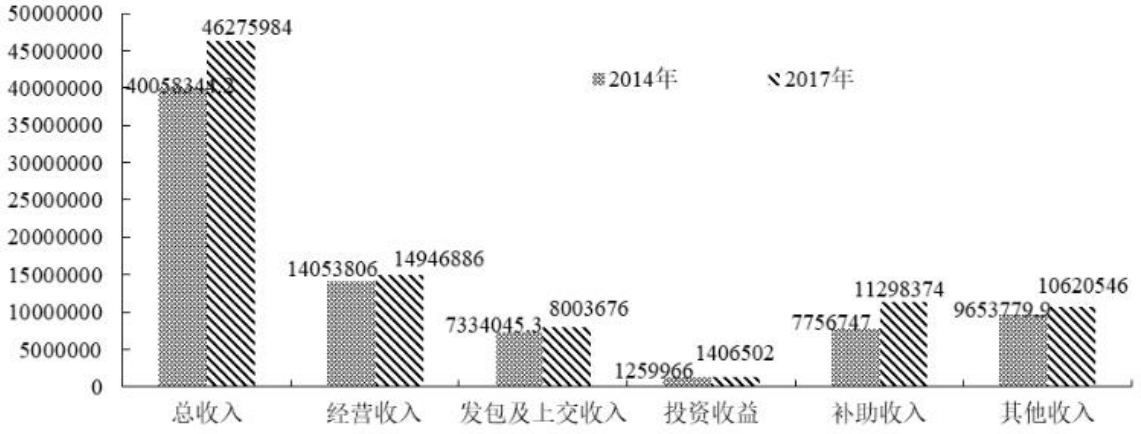


图 1　全国村集体经济组织 2014 年和 2017 年的收益状况（单位：万元）

数据来源：中华人民共和国农业部，2015：《2014 中国农业统计资料》，北京：中国农业出版社；中华人民共和国农业农村部，2019：《2017 中国农业统计资料》，北京：中国农业出版社。

五、余论

综合上述分析，在实现“两个一百年”奋斗目标的征途上，“三农”问题仍然是全党工作的重中之重；而农村土地集体所有前提下的双层经营体制，依然是党在农村的政策基石。新时代实施乡村振兴战略，必须处理好坚持农村土地农民集体所有、坚持家庭经营基础性地位、坚持稳定土地承包关系这“三个坚持”之间的关系。而要坚持家庭经营基础性地位和坚持稳定农村土地承包关系，就必须以坚持农村土地集体所有制作为根基与前提。离开了这个根基与前提，便必然导致土地私有化的产生。探索农村土地集体所有制有效实现形式的实践表明，只有在土地确权和土地流转后进一步壮大集体经济和合作经济，才能更好地保证农民家庭的土地承包地位不动摇、农民承包权益不受到侵害；也只有坚持农村土地集体所有制，不搞显性或隐性的私有化，充分发挥社会主义集体经济的优越性，才能在尊重农民主体地位、实现农民共同富裕的总体目标下，提高农村土地制度的效率，推进农村土地资源优化配置。要言之，在新时代农村土地制度改革中，坚持社会主义农村土地集体所有的大方向，是关乎亿万农民切身利益的根本所在，是党在农村的执政基础和推进国家治理现代化的重要体现。

当然，在坚持和完善农村土地集体所有的改革实践中，还有一些理论问题需要继续解放思想和深入探讨。例如，要不要进一步提高对农村共同富裕的认识并采取积极措施？习近平总书记强调说：“要

[①]邓小平，1993：《邓小平文选第三卷》，北京：人民出版社。

[②]习近平提出新时代“乡村五振兴”，即产业振兴、人才振兴、文化振兴、生态振兴、组织振兴。

尊重农民意愿、保障农民权益，防止土地过度集中到少数人手里，防止土地用途发生根本性变化，造成农村贫富差距过大。”[①]他也曾明确指出：“集体经济是农民共同富裕的根基，是农民走共同富裕道路的物质保障。”[②]为了落实这一重要思想，似乎应在土地‘三权分置’和土地流转中，把土地所有权真正归集体所有作为基础、把村集体经济组织作为村共同体、把承包权和经营权作为放活经济形式的手段，才可以防范土地流转后出现的普遍私有化风险（参见程恩富、张杨，2019）。

再如，要不要进一步提高对邓小平多次强调的“两次飞跃论”的认识并采取有效措施？邓小平数次论述中国社会主义农业的改革与发展需要“两个飞跃”的思想，并具体、明确地指出：“中国社会主义农业的改革与发展，从长远的观点看，要有两个飞跃。第一个飞跃，是废除人民公社，实行家庭联产承包为主的责任制，这是一个很大的前进，要长期坚持不变。第二个飞跃，是适应科学种田和生产社会化的需要，发展适度规模经营，发展集体经济。这是又一个很大的前进”[③]“只要生产发展了，农村的社会分工和商品经济发展了，低水平的集体化就会发展到高水平的集体化，集体经济不巩固的也会巩固起来。关键是发展生产力，要在这方面为集体化的进一步发展创造条件。具体说来，要实现以下四个条件：第一，机械化[④]水平提高了，在一定程度上实现了适合当地自然条件和经济情况的、受到人们欢迎的机械化。第二，管理水平提高了，积累了经验，有了一批具备相当管理能力的干部。第三，多种经营发展了，并随之而来成立了各种专业组或专业队，从而使农村的商品经济大大发展起来。第四，集体收入增加而且在整个收入中的比重提高了。具备了这四个条件，目前搞包产到户的地方，形式就会有发展变化。这种转变不是自上而下的，不是行政命令的，而是生产发展本身必然提出的要求”[⑤]。为了贯彻这一战略思想，似乎应在具备上述条件的部分农村地区逐步实施“第二次飞跃”，以便不断促进中国特色社会主义农业的发展和农村的改革，推进农村治理现代化。

参考文献

1.程恩富、张杨，2019：《论新时代社会主义农业发展的若干问题——以马克思主义及其中国化理论为指引》，《内蒙古社会科学》第 5 期。

2.黄祖辉、梁巧、吴彬、鲍陈程，2014：《农业合作社的模式和启示：美国、荷兰和中国台湾的经验研究》，杭州：浙江大学出版社。

3.简新华，2013：《中国土地私有化辨析》，《当代经济研究》第 1 期。

4.唐忠，2018：《中国农业发展 40 年：回顾与展望》，北京：经济科学出版社。

5.王曼，2019：《乡村振兴战略背景下农村党组织书记胜任力模型构建研究》，《管理学刊》第 5 期。

[①]中共中央文献研究室，2014：《习近平关于全面深化改革论述摘编》，北京：中央文献出版社。

[②]习近平，1992：《摆脱贫困》，福州：福建人民出版社。

[③]邓小平，1993：《邓小平文选第三卷》，北京：人民出版社。

[④]这里说的是广义机械化，不限于耕种收割方面的机械化。

[⑤]邓小平，1983：《邓小平文选第二卷》，北京：人民出版社。

6.温铁军，2015：《我国为什么不能实行农村土地私有化》，《财经界》第 7 期。

7.徐祥临，2019：《如何充分发挥农村土地集体所有制优势》，《国家治理》2019 年第 27 期。

8.杨团、孙炳耀，2017：《中国“三农”改革突破口》，北京：中国社会科学出版社。

9.张杨，2018：《论农村集体经济和合作经济的不同特质》，《海派经济学》第 4 期。

10.増田佳昭，2011：《大転換期の総合 JA》，東京：家の光協会。

（作者单位：[1] 中国社会科学院大学；
[2] 河北金融学院）

（责任编辑：霜　晴）

Insisting on the General Direction of Collective Ownership of Socialist Rural Land: Comments on Four Wrong Ideas on Land Privatization

Cheng Enfu　Zhang Yang

Abstract: With the guidance of General Secretary Xi Jinping's important speeches that repeatedly insist on the collective ownership of rural land and the development of collective economy and cooperative economy, this article objectively evaluates four wrong views that advocate land privatization or privatization in disguise. It firstly reviews the viewpoint of "unclear property rights of collective land ownership in rural areas", and holds that the law sets a very clear definition of collective land ownership. It then analyzes the viewpoint that "private ownership of land is the direction of land reform", and holds that by permanently solidifying the original household land contract relationship to engage in privatization of rural land, it ignores and negates Xi Jinping's idea which emphasizes that strengthening the rural collective economy should pay attention to the double-layer management of "combination of centralization and decentralization". It further reviews the idea that "land privatization will make farmers more affluent", and holds that the free deal of private land cannot enable farmers to realize fairness of rights and of results, and that it is impossible for the majority of farmers to achieve comprehensive well-off society and common prosperity through land private ownership. At last, it reviews the idea that "the mode of 'one field, two owners' is an effective way to rural land reform", and argues that this assertion is to disguise the privatization of rural land by rendering rural land collective ownership null and void.

Key Words: Land; Collective Ownership; Combination of Centralization and Decentralization; New Collective Economy; Rural Cooperative; Family Farm