

# 目录 Contents

2018年第2期 总第75期

准确把握中国乡村振兴战略

..... 黄祖辉 03

食品质量安全监管的成就与展望

..... 周洁红 武宗励 李 凯 13

农业机械化的空间溢出效应及其分布规律

——农机跨区服务的视角

..... 方师乐 卫龙宝 伍骏骞 25

电子商务有益于农民增收吗？

——来自江苏沐阳的证据

..... 曾亿武 郭红东 金松青 46

农户人力资源变迁对家庭收入的影响

——来自中国综合社会调查的证据

..... 张艳虹 卫龙宝 高叙文 61

## 学术交流与合作

中国淘宝村转型与发展研讨会顺利召开..... 73

CARD 电商中心主任郭红东教授应邀参加2017 年广东县域电商大会 ..... 74

CARD 电商中心主任郭红东教授应邀参加中国青年电商助力脱贫攻坚论坛 ..... 74

衢江区与 CARD 实施乡村振兴战略合作 ..... 75

黄祖辉院长等参加江西乡村振兴战略高峰论坛 ..... 76

郭红东教授团队到河北清河县调研 ..... 77

首届“乡村振兴战略”高峰论坛顺利召开 ..... 78

黄祖辉教授应邀出席乡村振兴与现代农业产业体系构建学术研讨会 ..... 80

美国麻省理工大学和北京商业管理干部学院代表团访问卡特 ..... 80

农业部干部管理学院闫石院长等一行访问 CARD..... 81

钱文荣教授等应邀参加首届微观经济数据与经济学理论创新论坛 ..... 81

**学科建设与人才培养**

喜讯:浙大农经学科在全国第四轮学科评估工作中再创佳绩 ..... 82

中国农村发展研究院举行农经系文奇奖学金颁奖仪式 ..... 83

卡特三农论坛第 121 期李冬教授学术报告会顺利举行 ..... 84

卡特三农论坛第 122 期于晓华教授学术报告会成功举行 ..... 84

**立项资助与成果**

黄祖辉教授等撰写的对策性文章获国务院扶贫办百优论文 ..... 85

黄祖辉教授等撰写的决策报告受到中农办和浙江省委领导肯定和批示 ..... 85

中央农办韩俊主任对卡特一决策报告作出重要批示 ..... 86

**媒体看 CARD**

《人民日报》刊发黄祖辉院长观点文章:基于乡情,探索“治理有效” ..... 87

# 准确把握中国乡村振兴战略\*

黄祖辉<sup>①</sup>

**摘要:**准确把握中国乡村振兴战略,关系到乡村振兴战略实施的效率。一个重要的关键是把握好乡村振兴战略与城市化战略的关系,其次是对“二十字”方针科学内涵以及内在关系的把握,再次是对乡村振兴战略实施过程中的路径协调。本文认为,乡村振兴战略要以党的十九大精神统领,而在具体的实施中,则要从区域新型城镇化战略和乡村差异化发展实际出发。乡村振兴战略“二十字”方针所体现的五大具体目标任务具有相互联系性,因此,既要准确把握“二十字”方针的科学内涵,又要把握好这“二十字”方针中的五大目标任务的相互关系。在具体的实施过程中,还应重视“三条路径”的协调推进,即:“五个激活”驱动,“五位一体”协同和“五对关系”把控的协调推进。

**关键词:**中国;乡村;振兴战略

党的十九大提出实施乡村振兴战略,不仅是继中国新农村建设战略后着眼于农业农村优先发展和着力解决中国“三农”问题的又一重大战略,而且也是着眼于解决新时代中国发展不平衡和不充分,尤其是解决城乡发展不平衡和不充分矛盾的重大举措。实施乡村振兴战略,不仅需要充分认识这一战略的重大意义,而且需要准确把握好乡村振兴战略的科学内涵、目标任务及其实施路径。

## 一、准确把握乡村振兴战略的科学内涵

首先,要准确把握好乡村振兴战略和城市化战略的关系。通过乡村振兴战略解决中国城乡发展不平衡和不充分的矛盾,并非意味着中国城市化战略将放缓,更不是要用乡村振兴战略来替代城

\*本文为教育部“研究阐释党的十九大精神专项:乡村振兴战略的路径与政策研究”课题和教育部重点研究基地“十三五”重大项目“城乡发展一体化背景下的新型农村社区建设与治理研究”(编号:16jjd790053)的阶段性成果。

①黄祖辉,浙江大学中国农村发展研究院教授,博士生导师

市化战略。恰恰相反,乡村振兴战略必须置于城乡融合、城乡一体的架构中推进,并且应以新型城市化战略来引领,以实现“以城带乡”“以城兴乡”“以工哺农”“以智助农”“城乡互促共进”,融合发展的美丽乡村和乡村振兴。当前,无论从中国产业转型升级和协调发展的要求,还是从三次产业结构的演进规律看,中国均处在城市化加快发展时期。尽管由于城乡二元结构的影响,中国城市化进程中仍存在农业转移人口市民化滞后和城市群发展不充分等问题,但党的十八大以来的一系列重大方针和举措表明,破解城乡二元结构,推进城乡发展一体化,推进以人为本的新型城镇化,到2020年解决“三个一亿人”<sup>①</sup>问题,以城市群为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇格局,加快农业转移人口市民化<sup>②</sup>,正在成为中国城市化战略坚定不移推进的重点与方向。从世界发达国家的现代化的历程看,城市化是现代化的必经之路。城市化是人口和非农产业在空间的集聚过程,城市化必然是乡村本土人口的减少过程,但是,城市化并不排斥乡村的现代化和振兴,相反,乡村的现代化和振兴要以城市化的充分发展为前提。因此,从人口流动和空间集聚的角度讲,中国乡村振兴的过程,一定是城市化充分发展的过程,是人口与产业在城乡之间优化配置、城乡互动和融合发展的过程。其基本的逻辑是:城市化离不开乡村人口和要素的融入,而乡村振兴和现代化也离不开城市对乡村的带动和城市人口对乡村的向往。

中国乡村振兴战略与城市化战略的逻辑关系进一步表明,乡村振兴的战略重点与任务既在乡村,又在乡村以外。要实现城乡人口的交互流动和优化配置,必须拓宽乡村振兴战略的视野,既重视乡村内部的建设发展和体制机制的创新,又重视乡村振兴外部环境的改善。由于中国的城乡二元结构具有社会保障和财产权利双层二元的特性,因此从城乡二元结构破解的体制机制角度看,以城乡社会保障体制和农村集体产权制度为重点的三大联动改革,即城乡联动,区域联动,中央和地方联动的改革,应纳入乡村振兴的战略框架,并成为乡村振兴战略的基本驱动力。也就是说,破解城乡二元结构,建立城乡一体、城乡融合、互促共进的体制机制,应成为乡村振兴和乡村现代化的必要条件。

其次,要准确把握中国乡村形态及其变化趋势。改革开放以来,随着工业化、城市化和市场化的发展,中国不仅已有2.6亿农村劳动力转向城镇就业,而且村庄的数量也在不断减少,从2000年的66万个行政村,减少到2016年末的52.6多万个行政村<sup>③</sup>,并且这些村庄已经分化成不同的类型,从人口的集聚状况与生活方式看,大体可以分成三大类型。一类是已被城镇化覆盖或即将覆盖的村庄,如城中村、镇中村和城郊村,这些村庄的人口比较集聚,村民生产和生活相分离,空间人口既包括村民,又包括非村民。另一类是2005年国家新农村建设以来逐步形成的由若干村庄“撤扩并”、人口相对集聚、农民生产与生活相分离、社区服务功能基本健全的中心村。还有一类是人口集聚度不高、村民生产生活依然不分离的传统村庄。很显然,这些不同类型的乡村村庄,在乡村振兴中将会有不同的发展走向,有的会很快融入城镇化,直接成为城市的组成部分;有的有可能成为乡村社区的服务中心或新型的田园生态小城镇;有的村庄,如一方水土养不活一方人口的贫困村,或者空心

①李强,2016年政府工作报告,中国政府网, [www.gov.cn](http://www.gov.cn)。

②习近平,党的十九大报告:决胜全面建成小康社会夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利,2017年10月18日,中国政府网, [www.gov.cn](http://www.gov.cn)。

③住房和城乡建设部,2016年城乡建设统计公报,住建部官网, [www.mohurd.gov.cn](http://www.mohurd.gov.cn), 2017-08-24。

村,则有可能随着人口和村庄的迁移或撤并,会逐渐消亡;而大量的村庄,通过乡村战略的实施,会成为产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕和乡愁依旧的美丽家园。

中国乡村形态的分化与发展态势表明,随着城市化和工业化的发展,中国乡村人口分布正在逐步从分散的自给型经济分布,向集聚的市场型经济分布转变,乡村人口的空间格局与分布正在发生着剧变。这种剧变过程,一方面意味着乡村的发展和振兴不仅需要城市化的引领,而且也需要乡村人口自身在空间的相对集聚和优化分布,这两者应该是同步的过程。另一方面,乡村人口的空间格局与分布的变化,也为乡村振兴战略实施过程中的空间运行提供了创新空间,具体而言,是为“乡”和“村”的有机结合、优化配置和融合发展提供了创新空间。从中国不同区域乡村的不同类型和发展实际出发,既可以以“村”为基本载体实施乡村振兴战略,也可以以“乡”为载体实施乡村振兴战略。也就是说,在有条件的乡村区域,可以通过体制机制的改革创新,探索以“乡”主导,以“乡”带“村”、“乡”“村”共治与融合发展的乡村治理结构,对乡村组织、干部体制、人口集聚、产业发展、公共服务、产权制度等进行更大空间范围的优化配置,实现乡村新型城镇化与乡村振兴的深度融合。总而言之,中国乡村振兴战略与城市化战略并不是个矛盾体,而是“你中有我,我中有你”的相互交融关系。在中国乡村振兴的进程中,乡村定将成为乡村“农业转移人口市民化”的助推器,城市群中田园生态城镇的新空间,城乡居民对美好生活向往与追求的宜居地。

## 二、准确把握乡村振兴战略的目标任务

实现农业农村的现代化是中国乡村振兴战略的总目标,这一目标的实现将分为三个阶段。也就是,到2020年,乡村振兴取得重要进展,制度框架和政策体系基本形成。到2035年,乡村振兴取得决定性进展,农业农村现代化基本实现。到2050年,乡村全面振兴,农业强、农村美、农民富的目标全面实现<sup>①</sup>。具体的建设目标和任务集中体现为党的十九大报告关于实施乡村振兴战略的“二十字”方针,也就是要“按照产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕的总要求,建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系,加快推进农业农村现代化”<sup>②</sup>。“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”这“二十字”方针与2005年党在十六届五中全会上提出建设社会主义新农村的“生产发展、村容整洁、乡风文明、管理民主、生活宽裕”的“二十字”方针相比,无论在提法的表述及其内涵,还是在目标的要求等方面,都有了不少全新的意涵和指向,必须予以准确把握,使相关政策和建设举措既切合乡村振兴战略的总体要求,又与各地乡村发展的实际紧密结合,产生切实的效率。

“产业兴旺”是乡村振兴的经济基础。“产业兴旺”具有丰富的内涵,不能仅局限于第一产业农业的发展,而应着眼于接二连三、一二三产融合、功能多样、质量取胜的现代农业产业的兴旺与发展。因此,必须着眼于建立现代农业的三大体系,即产业体系、生产体系、经营体系的建构与完善;注重现代农业产业链延长、价值链提升和利益链完善;突出产业发展的绿色化、优质化、特色化和品牌

<sup>①</sup>2018年中央一号文件:“中共中央国务院关于实施乡村振兴战略的意见”,新华网, [www.xinhuanet.com](http://www.xinhuanet.com), 2018年2月4日。

<sup>②</sup>习近平,党的十九大报告:决胜全面建成小康社会夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利,2017年10月18日,中国政府网, [www.gov.cn](http://www.gov.cn)。

化;推进多类型农业适度规模经营和多元化专业化农业服务;统筹兼顾培育新型农业经营主体和扶持小农户,实现小农户和现代农业发展有机衔接。

“生态宜居”是乡村振兴的环境基础。要赋予“生态宜居”更多的内涵。首先,这种宜居的乡村生态环境不是仅仅针对乡村百姓宜居的生态环境,而且也应该是能满足城市居民对美好生活向往宜居环境,是对城市居民开放、城乡互通的“生态宜居”。其次,实现乡村“生态宜居”必须对生态保护、生态产权、生态交易、生态利益等体制机制进行改革创新,以实现乡村自然生态环境保护与开发利用的和谐统一,使“生态宜居”的乡村既成为城乡居民对美好生活向往的所在地,又成为“绿水青山就是金山银山”的所在地和富裕农民的重要源泉。

“乡风文明”是乡村振兴的文化基层,也是乡村德治的本质体现。中国是个有着悠久文明历史的古国,同时也是个崇尚中国特色社会主义和现代生态文明的大国。这意味着,实现乡村振兴中的“乡风文明”,既需要体现具有明显中国特色的五千年历史传承的乡村农耕文明,又应该彰显与现代工业化、城市化、信息化社会发展相适应的现代文明,也就是说,是要体现传统文明和现代文明相互融合与发展的“乡风文明”。如何把这两种文明有机结合、融为一体,形成中国特色的现代乡村文明体系,是乡村振兴战略实施中需要重点研究和探索实践的课题。

“治理有效”是乡村振兴的社会基础。治理与管理的重要区别在于治理强调的是多元参与性与协同性,而管理强调的是纵向主导性和服从性。乡村的“治理有效”是国家治理体系现代化和乡村“善治”的必然要求和重要组成,“治理有效”应该既体现治理手段的多元化和刚柔相济,即“三治合一”,又体现治理效果的可持续性和低成本性,并且能为广大群众所认可、所满意。法治、德治、自治这一乡村治理体系从制度安排的角度看,法治属于正式制度和他治偏向的制度安排,德治则属于非正式制度和自治偏向的制度安排,两者一“刚”一“柔”,可以实现刚柔相济、张弛有余的治理效果。自治是村民自主和民主参与的重要前提和制度安排,是乡村“治理有效”的重要制度基础。要实现乡村社区的有效自治,一方面要清晰自治边界,并对乡村社区组织进行必要的赋权,另一方面要充分发挥社区集体组织的自主性和协调性。

“生活富裕”是乡村振兴的民生目标。具体而言,就是要消除乡村贫困,持续增加乡村居民收入,同时缩小城乡居民在收入和公共保障方面的差距,实现乡村人口全面小康基础上的“生活富裕”。居民收入水平是“生活富裕”的最重要衡量标志,但“生活富裕”不仅仅体现在收入方面,而且还应具体体现在居民生活的质量层面,体现在家庭的和睦、社会的和谐等方面。从这一意义上讲,“生活富裕”是乡村振兴战略的终极性目标。

还需要把握的是,乡村振兴战略“二十字”方针所体现的五大目标任务是相互联系的有机体,因此,不仅要准确把握这“二十字”方针的科学内涵和要求,而且还要把握好这“二十字”方针所内涵的五大目标任务的内在逻辑性和相互关联性,以便在乡村振兴战略实施中能做到整体设计、突出重点、方法得当、有序推进、促进共进。具体而言,在乡村振兴战略的推进过程中,首先要把实现乡村百姓的“生活富裕”作为乡村振兴的根本性目标;其次要把乡村“治理有效”与“乡风文明”的建设有机结合起来,要通过“治理有效”促进“乡风文明”建设,通过“乡风文明”建设提高乡村“德治”水平,实现“三治合一”的乡村“善治”格局;再次,要把“产业兴旺”与“生态宜居”有机结合起来,使“生态宜

居”既成为乡村百姓“生活富裕”的重要特征,又成为“产业兴旺”的重要标志。这是因为,中国乡村的“产业兴旺”并不单纯是体现一产农业的“产业兴旺”,更要体现乡村一二三产融合和功能多样的“产业兴旺”,这其中,诸如乡村的休闲旅游业和各种类型的康养产业的发展,无疑要以乡村的“生态宜居”为基础和前提。

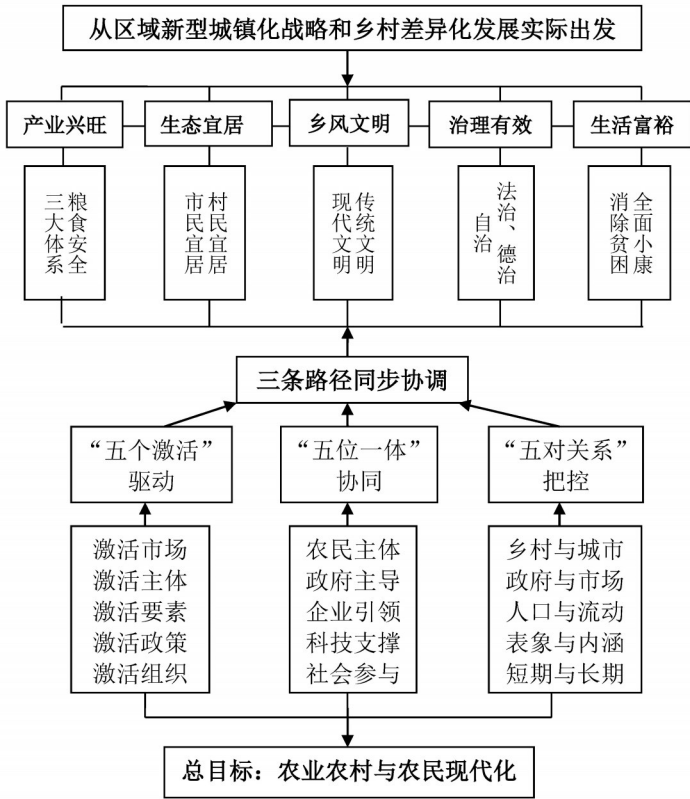


图1 中国乡村振兴战略推进思路与路径框架

在准确把握乡村振兴战略科学内涵和目标任务的同时,还应确立科学的推进思路和推进路径。本文建构了中国乡村振兴战略的推进思路和路径框架,详见图1所示。

按照本文图1的构想,中国乡村振兴战略的推进,应从区域新型城镇化战略和乡村差异化发展的实际出发,把握“二十字”方针的科学内涵及其五大建设内容的相互关系,然后制定具体的落地规划。在乡村振兴战略的具体推进过程中,还应把握“三条路径”的同步协调,即:“五个激活”驱动,“五位一体”协同和“五对关系”把控的同步协调。也就是说,实施乡村振兴战略,首先要对乡村振兴战略的科学内涵和三阶段目标进行充分论证;其次,要与区域城镇化进程和乡村发展实际紧密结合,对各地区不同形态的乡村与发展进行合理定位,做好顶层设计,制定分阶段和分重点计划安排,不宜仓促出台与实施建设项目,切忌操之过急,避免走弯路。

三、准确把握乡村振兴战略的推进路径

(一)“五个激活”的驱动路径

推进乡村振兴必须激活市场、激活主体、激活要素、激活政策、激活组织。这五个激活要通过改

革的深化来实现。换言之,乡村振兴战略要靠改革来驱动,这是实施乡村振兴战略最重要的推进路径。

1. 激活市场就是要充分发挥市场在乡村振兴,尤其是实现产业兴旺中的作用。激活市场主要涉及两个层面的改革。一是推进发挥市场机制与功能的改革。即以完善产权制度和要素市场化配置的改革为重点,实现产权有效激励、要素自由流动、价格反应灵活、竞争公平有序、企业优胜劣汰<sup>①</sup>。二是推进政府职能转换的改革。即改变政府干预与包办过多,进而替代市场的状况,以实现政府和市场的合理分工。就乡村振兴的诸多建设任务而言,如果没有市场作用的充分发挥,单纯靠各级政府主导和投入,充其量是短期可行,但长期一定是不可持续的。

2. 激活主体就是要激活乡村振兴中的经营主体。首先,经营主体能否激活取决于它是否是市场的主体。从这一意义上讲,激活市场是激活主体的前提,市场不活,主体一定不活。其次,激活主体还必须赋权主体。换言之,在乡村振兴过程中,要通过产权制度和经营制度的改革,赋予广大农民更多的财产权益和经营权利,使其能在市场竞争中拥有平等的主体权利。

3. 激活要素就是要激活土地、劳动、资本、技术这些基本生产要素。激活要素实际上是市场能否被激活和要素所有者能否被激活的基础与关键。因此,还是需要坚定不移地推进要素市场化的改革。

4. 激活政策实质上仍要通过激活政府的途径来实现。这并不是要求政府无所不能,而是要求政府处理好政府与市场的关系。有为的政府应该是既能在“市场失灵”时能替代市场,又能在“市场有效”时能充分发挥市场作用。也就是说,政府的政策应该是既能及时弥补“市场失灵”,又能有效发挥“市场作用”。

5. 激活组织既与主体有关,又与制度有关。组织本身就是主体,不同的组织代表着不同的主体;同时,组织也是一种制度,不同的组织代表着不同的组织制度安排。在乡村振兴中,激活组织的重点是通过组织制度的改革与创新,促进农户家庭组织、农民合作组织、农业企业组织、农业行业组织等多种产业组织和社会组织的协同发展,以激活不同类型的经营主体和经营机制,实现现代农业经营主体与经营体系的有机契合。

## (二)“五位一体”的协同路径

推进乡村振兴战略需要全社会多主体、多力量、多机制的介入与协同,这种介入与协同的结构应该是农民主体、政府主导、企业引领、科技支撑、社会参与的“五位一体”。

1. “农民主体”就是让广大农民成为乡村振兴的主体力量,而不是旁观者和跟随者。要使农民成为乡村振兴战略的主体力量,必须确立农民在乡村的主体地位。首先要完善乡村治理体系,赋予农民主体权利和责任,强化村民自主意识和自治功能。其次,作为乡村振兴中主体的农民,必须是组织化的农民,而不是分散的农民,分散的农民难以适应现代农业的发展,难以担当乡村振兴的主体责任。因此,提高农民的组织化程度,如农民合作组织的健康发展,乡村社区集体组织的完善发展,应成为乡村振兴战略的重要组成部分。此外,作为乡村振兴主体的农民,一定是“老农人”和“新农

<sup>①</sup>习近平,党的十九大报告:决胜全面建成小康社会夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利,2017年10月18日,中国政府网, [www.gov.cn](http://www.gov.cn)。

人”并存、相互交融和融为一体的农民,这是中国农业农村发展中人力资源变化的趋势所在。因此,通过教育、社保、产权等体制的深化改革与“新农人”政策的完善,提升乡村人力资源质量,优化农民主体结构,是农民成为乡村振兴主体的重要环节。

2.“政府主导”是指政府在乡村振兴战略实施中应主要发挥制导和引导的作用。所谓制导,首先是对乡村振兴战略的实施与推进进行科学的顶层设计,以清晰乡村振兴战略的科学内涵、推进思路、发展目标、阶段任务等,确保乡村振兴战略沿着正确的方向前行。其次是各级政府根据顶层设计,结合地方实际,制定具体的实施规划和推进乡村振兴战略的改革方案与工作计划。所谓引导,可以看成是政府制导作用的进一步体现和延伸,只有将政府制导和引导有效结合,才能充分体现政府在乡村振兴战略实施中的主导作用。政府的引导作用主要体现在三个方面,一是政策引导;二是示范引导;三是投入引导。中国对农业农村的发展应该说很重视,将“三农”工作置于各项工作的“重中之重”地位,每年都发布与“三农”有关的一号文件,经常出台支农惠农政策,频繁建立各种类型试验区、示范区,不断加大农业农村投入,但从政府引导的作用效果来看,仍存在政策与政策协同度不够,政策精准引导作用发挥不够;不少改革试验区和发展示范区流于形式,实际的示范引导作用发挥不够;政府投入面广量大,但“四两拨千斤”的引导作用发挥不够等问题。这表明,有效发挥政府在乡村振兴战略中的主导作用,还有很大的提升与优化空间。

3.“企业引领”是指各类企业,尤其是涉农类企业,应在乡村振兴中发挥龙头引领的作用。这种引领作用主要体现在三个方面。一是投资农业的引领。农业不仅是个投资回报期较长的产业,而且也是一个集经济再生产和自然再生产于一体,市场风险和自然风险同时存在的产业。对于这样的产业,单纯依靠农民的投资热情是远远不够的,必须鼓励和引导企业和工商资本投资农业,使其对农业投资起引领作用,并且支持企业进入农业的适宜领域,与农民共同推进产业兴旺发展。二是产业融合的引领。农村一二三产业融合发展是农业产业化经营和纵向一体化发展的必然,是农业多功能发展的要求。产业融合程度既取决于产业链相关主体利益机制的建构,又取决于产业链中核心主体的引领作用。尽管中国农业产业的基本主体是农户和以农户为基本成员的农民合作社,但从农村一二三产业融合发展和农业产业化经营的现实看,却是企业主导的格局。因此,在农村产业融合发展的过程中,除了重视农民主体和合作组织的培育,应重视企业在产业融合中的龙头引领作用和企业与农民之间的利益机制完善,以形成产业融合的共赢格局。三是带动小农的引领。企业对小农的引领不仅体现在发展理念、技术应用、市场开拓这些方面,而且还应该体现在引领小农融入现代农业。党的十九大报告提出要实现小农户与现代农业发展有机衔接,是着眼于大国小农这一中国基本国情的发展要点。实现小农户与现代农业发展有机衔接,既取决于小农自身能力的提升,小农组织化以及适合于小农的现代农业模式选择,又取决于有助于克服小农局限性的体制机制建构,如面向小农的社会化服务体系建立与完善;农村土地制度和社保制度的进一步完善;政府产业政策对小农的惠及和惠及方式的创新等。在这些方面,企业有很大的引领空间,如组织小农,建立基地,提供培训;建立面向小农的服务体系;通过小农生产要素的资产化、股份化,与小农建立长期的互利共赢关系,等等。

4.“科技支撑”就是要在乡村振兴中充分发挥科学技术的力量。首先是发挥农业技术对现代农

业的支撑作用。现代农业是接二连三、功能多样的农业产业,要支撑这样的农业产业发展,必须拓宽农业的技术范畴,建立现代农业的技术体系。也就是说,不仅要重视提高土地产出率和劳动生产率的技术进步,而且要重视提高资源利用率和质量安全率的技术进步;不仅要重视一产农业的技术进步,而且要重视二三产农业的技术进步;不仅要重视单项技术应用的效率,而且要重视技术集成与组合应用的效率。其次是发挥互联网技术对农业农村发展的支撑作用。短期看,互联网技术对农业农村的发展既是机遇,更是挑战,集中表现在分散、小规模、组织化程度不高的小农及其产业难以经得起代表高科技、由精英主导的互联网技术及其产业的渗透和冲击。这说明,要发挥科技在乡村振兴中的支撑性作用,不仅取决于科学技术本身的效率及其对农业农村的适用性,而且还取决于科技应用对象对技术进步的适应能力以及与适应于技术进步与推广应用的体制机制变革,如小农组织化,公共服务体系建构,线上与线下协同,互联网规制完善等,都应加快跟进。

5.“社会参与”是乡村振兴的重要力量和关键。这种社会力量既内涵于乡村社会,更来自于城市社会。社会参与的主要力量包括企事业单位,社会团体与民间组织以及自愿者;社会参与的方式主要包括自主参与、合作参与、协同参与等;社会参与的形式主要包括创业参与、服务参与、援助参与、投资参与等。高校与科研机构具有人才和科技的优势,应成为社会参与乡村振兴的重要力量。具有乡村情怀的能人贤达是社会参与乡村振兴的积极力量,应予以积极鼓励和引导。重要的是,要建立和完善社会参与乡村振兴战略的体制机制。如:出台鼓励高校和科研机构在乡村建立研发基地、科技平台的相关政策;建立乡村振兴信息供需平台;建立大学生到乡村就业和自愿服务的激励机制和政策;为返乡创业和服务者提供对接平台;完善企业社会责任的考核与激励机制;梳理和完善各种形式的社会帮扶乡村振兴的选项与激励措施等。

### (三)“五对关系”的把控路径

同步协调推进乡村振兴战略,还需把控“五对关系”,即乡村与城市、政府与市场、人口与流动、表象与内涵、短期与长期。

一是把控乡村与城市的关系。本文在乡村振兴科学内涵的阐述中,实际上想进一步表明一个基本观点,即城市化离不开乡村要素的支撑,乡村振兴离不开城市化的带动,乡村振兴战略与城市化战略是相互依存与互动的关系,不能把两者对立开来。再者,从中国现阶段三次产业结构的演进趋势以及工业化、城市化、农业现代化的“三化”关系看,中国仍存在城市化和农业现代化均滞后的问题。其中,农业现代化滞后的一个重要成因是产业结构和就业结构不协调,即全社会从事农业的劳动力比重依然大大高于农业在国民生产总值中的比重<sup>①</sup>。通过城市化的加快发展,不断减少农业劳动力,是解决城市化和农业现代化双重滞后的基本途径。这表明,城市化战略和乡村振兴战略不仅要双轮驱动,而且要有机衔接。现实的难点在于,中国仍然存在城乡二元结构,因此,要实现这两大战略的双轮驱动和有机衔接,还是要在消除城乡二元结构这一城乡发展一体化最大制约因素<sup>②</sup>的同时,以新型城市化战略的引领,推进乡村振兴战略的有效实施,实现两大战略的互促共进和有机

<sup>①</sup>黄祖辉、邵峰、朋文欢,2013:《推进工业化、城市化和农业现代化协调发展》,《中国农村经济》第1期。

<sup>②</sup>中共十八届三中全会会议公报,“中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定”,2013年11月15日,新华网, [www.xinhuanet.com](http://www.xinhuanet.com)。

衔接。

二是把控政府与市场的关系。在推进乡村振兴战略的“五大”主体中,政府主要扮演主导作用。但政府能否发挥好主导作用,关键还是要处理好政府与市场的关系,充分发挥市场在资源配置方面的基础性作用。政府和市场的关系本质上不是不同主体之间的关系,而是不同机制或制度之间的关系,两者构成经济社会最重要的治理架构。政府运行机制的主要优势在于通过科层体系的制度安排,降低市场交易中的不确定性和交易成本。而市场运行机制的主要优势在于通过竞争体系的制度安排,提高竞争效率,并且降低科层体系下的组织控制成本。在乡村振兴战略的实施中,实现政府和市场的合理分工、优势互补,要求政府在乡村振兴中除了发挥制导和引导的作用外,还应对非竞争性和非排他性的资源配置以及类似公共产品与物品的供给,提供制度安排和发挥主导性作用。除此之外的资源配置以及产品与物品的供给,应充分发挥市场的主导作用,由市场机制来配置和供给。实践中,还应注重政府与市场的有机结合,如政府提供公共服务或公共产品,然后由市场来具体营运。此外,处理好政府与市场的关系还需要充分发挥行业组织制度的作用,以克服政府和市场都低效情况下的不足,形成政府、市场、行业“三位一体”的经济治理结构。

三是把控人口与流动的关系。在乡村振兴中把握人口和流动的关系,实际上与对乡村振兴的内涵认识有关,与乡村振兴与城市化的关系把握有关。改革开放40年来,随着工业化和城市化的发展,中国大量乡村人口实现了非农化和向城市的转移。但与此同时,由于城乡二元结构的存在,中国乡村人口的非农化和向城市的转移又很不彻底。集中表现为:乡村年轻人流向城市的多,举家流向城市的少;非迁移性质的流动人口多,迁移进城定居的人口少。这种乡村人口的流动性状导致了乡村“三留”人口(留守老人、留守儿童、留守妇女)的常态化和村落人口经常性(除春节、清明节等重要节日外)的“空心化”或人气不旺,这不仅对乡村家庭的稳定性和和谐性带来了隐患,而且也对乡村社区的治理和建设带来了“缺人”的挑战。面对如此性状的乡村人口,出路并不单纯是通过乡村建设吸引乡村外出人口回归乡村或“返乡创业”,而是要通过城乡二元体制的破解和城乡一体化的发展,实现乡村人口在城乡之间的自由流动和择业。与此同时,要结合乡村村落的差异化发展,不断优化乡村人口在乡村空间的布局。毫无疑问,振兴的乡村是有“人气”的乡村,但这种“人气”的形成一定是城乡人口布局优化和乡村繁荣发展基础上所形成的“人气”,而不是单纯依靠乡村人口增加所产生的“人气”。从城市化战略和乡村振兴战略的内在关系看,乡村振兴的过程应该是乡村本土人口减少、但空间布局优化的过程。乡村振兴中的乡村“人气”,很大程度上将取决于城市化的充分发展和城市人口对乡村的向往。

四是把控表象与内涵的关系。乡村的振兴应体现在表象与内涵两个层面。表象是乡村振兴的外在形态,内涵是乡村振兴的内在本质。乡村振兴的外在形态因乡村自然生态与资源禀赋的不同,会呈现不同的形态风貌。在振兴乡村的过程中,首先要从区域乡村自然生态特点出发,进行乡村形态和风貌的规划设计,不宜脱离自身实际,简单照搬其它不同自然生态地区的乡村表象模式。乡村振兴的外在形态和风貌,既取决于乡村的自然生态特点与资源禀赋,更取决于乡村振兴的内涵,即内在本质。换句话说,决定或衡量一个地区的乡村是否振兴,不是它的外在形态,而是它的内在本质。主要体现为乡村发展的体制机制,如:治理有效的乡村自治制度;激励约束相融的乡村生态环

境保护与利用机制;健康向上的文明乡风;界定清晰并且具有活力的村集体产权制度;完善的乡村社保制度和农民财产权益制度,等等。因此,乡村振兴应高度重视内涵建设,要内涵建设和表象建设两手抓,并且以内涵建设促表象建设。

五是把控短期与长期的关系。把控乡村振兴战略的长短期关系,有利于在乡村振兴战略实施中做到轻重缓急和可持续发展。乡村振兴是个需要长期实施的战略,不可能一蹴而就,因此切忌操之过急,更不能搞形象工程,单纯追求乡村外在形态的变化。要按照中央有关乡村振兴战略的三阶段发展要求,制定短期与长期相结合、内在与外在相结合的规划与行动计划。此外,乡村振兴战略实施中长短期关系的把控,不仅要考虑战略目标和建设项目的长短期结合及其可持续性,还要考虑体制机制改革与建构的长短期的把控。要突出改革先行和重点突破,注重改革的配套和落地。对于国家已经明确的改革思路和举措,力求在短期内抓落实,大胆推进,力争取得成效并有创新;对于国家没有完全明确,但有原则性意见的改革,应根据自身发展的实际与条件,进行积极的探索和大胆的试验,争取为国家提供经验与思路。

# 食品质量安全监管的成就与展望\*

周洁红<sup>①</sup> 武宗励<sup>②</sup> 李凯<sup>③</sup>

**摘要:**我国的食品安全形势总体稳定向好,但要实现从管理向治理的跨越,监管的现行体制仍需完善。本文首先回顾了我国食品安全监管体制的发展历程,梳理各时期的监管特点,并重点分析了我国当前食品安全监管体制存在的问题。在此基础上总结美国和欧盟食品安全监管体制的经验,提出了我国食品安全监管体制未来改革的展望,包括建设多层次多元化的标准制定与评定体系,监管流程、资源与手段的集成优化,部门间横向协作机制的建设与资源的整合,他律完善基础上自律的规范与发展,食品安全全程追溯体系的完善与源头追溯要求的调整,政府主导下多元共治格局的建设。

**关键词:**食品安全;监管体制;社会共治;展望

始于农村家庭联产承包责任制、统分结合的双层经营改革试验的中国改革事业迈入新时期。回首中国农村改革40周年,“三农”发生了巨变,农民职业化、农业现代化以及农村城镇化的趋势日益明显,新时期改革的重心已然从满足温饱需求转向满足美好生活需求,转向乡村的全面振兴。面对“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”的新目标,提升安全优质农产品供给,提高农产品竞争力成为现代农业转型的题中之义。实施食品安全战略,建设健康中国,是未来农村改革的重要目标,更是全面建成小康社会的客观需要。“十三五”时期作为全面建成小康社会的决胜阶段,也是全面建立严密高效、社会共治的食品安全治理体系的关键时期。在经过一系列改革之后,我国的食品安全形势总体稳定向好,食品产业得到了快速发展,法律法规标准体系逐步健全,监管

\*项目来源:国家自然科学基金项目“协调环境与质量安全治理的市场激励机制研究:以亲环境认证购买产品为例”(编号:71773109)、教育部基地重大项目“城乡发展一体化背景下的新型农业经营体系构建研究”(编号:16JJD630007)、国家自然科学基金重点项目“产业链视角下食品安全风险识别与评估”(编号:71633002)的阶段性研究成果

①周洁红,浙江大学中国农村发展研究院教授,博导;

②武宗励,浙江大学中国农村发展研究院博士研究生;

③李凯,浙江大学中国农村发展研究院博士后。

体制不断完善。但是我国食品安全监管现行体制仍存在问题,食品安全形势依然严峻,需要进一步反思和提升。

## 一、我国食品安全监管体制改革历程

关于我国食品安全监管体制改革划分的阶段,不同学者从不同的角度进行考察,例如政府和市场的关系、政府内部的监管组织及其职能演变、纵向体制等,划分出了多种类型。本文主要从监管部门以及监管的分散程度,将我国食品安全监管体制的发展历程划分为:

### (一)主管部门为主的分散化监管阶段(1949~1977)

建国初期的食品安全事件大部分是发生在食品消费环节的中毒事故,基于近代历届政府和战时公共卫生工作的经验,加上对苏联经验的借鉴,食品安全的管理就落在了卫生部门。20世纪50年代开始设立省市县三级卫生防疫站,1959年卫生防疫站扩展到乡镇一级(Liu, 2010)。但随着卫生防疫站规模的扩大,其食品卫生职能反而弱化,并逐渐转移到新组建的部门中,如轻工业部、食品部、农业部、化学工业部和商务部等。1965年我国第一部中央层面的综合食品安全管理法规《食品卫生管理试行条例》出台。部门监管以国有企业的“从属关系”为基础,许多企业的管理人员同时也是国家干部,更看重晋升而非利润,因此经济利益驱动的掺假引起的食品安全事故并不常见,更多是生产、经营、技术等客观条件限制带来的食品安全卫生知识的缺乏引起的。这一阶段建立了我国基本的食品安全监管框架,食品安全管理部门分散化,但政企合一无法形成监管关系而仅是政府内部的一种等级制度,食品监管方式较多依靠行政任免、思想教育、质量竞赛等组织内部和群众运动等,法律、经济 and 专业化标准等手段很少使用。

### (二)卫生行政部门主导监管阶段(1978~2002)

改革开放以后,生产力水平提高,食品安全卫生管理的重点从预防肠道传染病发展到防止一切食源性疾患。1979年国务院颁发了《食品卫生管理条例》,明确各级政府和有关部门负责本地区、本部门和本系统的食品卫生管理工作,但对于司法机构和卫生监督机构的职责描述不清,只笼统规定违反条例要处罚。1982年,全国人大发布《食品卫生法(试行)》,结束了我国在食品卫生领域缺乏专门基本法的立法空白,但该法没有为卫生行政部门提供必要的监管权力,而一些国有企业内部机构的食品安全管理由其自身负责,使得卫生行政部门的监管呈现破碎化。1995年的《食品卫生法》确立由卫生部门统一对食品卫生进行监管的体制,但没有规范种养殖及储存等环节中的食品 and 食品添加剂、饲料等的生产或使用,出现了法律监管盲区,卫生部统一监管体制无法涵盖食品从农田到餐桌的全过程(马小芳, 2014)。只关注餐饮和消费的食品卫生概念日趋陈旧,在1998年新一轮的体制改革中被“食品安全”取代,食品安全标准建设和其他相关职能也从卫生部交由国家质量技术监督局,原由国家技术监督局监管的食品流通环节的职能被转移到国家工商行政管理总局。这一阶段法制化水平明显提高,法律法规以部门立法为主,行政执法、经济制裁和司法仲裁不断加强,但计划经济管理模式、法律的不成体系带来了许多监管漏洞。

### (三)多部门分段监管阶段(2003~2012)

阜阳奶粉、苏丹红事件等暴露了之前阶段食品安全监管部门由于各自立法而出现的交叉执法

却无人负责、检测手段和体系不完善甚至缺失等问题(Pei等,2011)。2003年成立国家食品药品监督管理局,不直接参与监督执法,负责综合监督、组织协调、依法组织对重大食品安全事故的查处。2004年《国务院关于加强食品安全工作的决定》提出我国食品安全监管采取分段监管为主、品种监管为辅的方式,明确各个监管部门对应的环节,强化了责任。但食品安全风险评估、食品安全标准制定、食品安全信息发布等依然缺失。同时食品药品监督管理局只是国务院下设的一个副部级直属单位,无法有效支配其他部门的资源履行综合协调职能,分段监管的分工依然存在漏洞。对此,2008年“大部制”改革将食品药品监督管理局划归卫生部,食品药品监督管理局省级以下垂直管理改为地方分级管理。2009年《食品安全法》实现了我国从食品卫生监管到食品安全监管的根本性转变(Jia等,2013),提高了食品安全标准,加大了处罚力度,使我国过渡到部门分段监管与综合协调相结合的体制。但食品安全事件仍然频繁发生,地沟油、毒豇豆、瘦肉精、染色馒头等暴露出分段监管职责不清、检测标准和体系不适应监管需要、忽视全程管理等问题(Xue等,2013;Wu等,2014)。这一阶段在食品安全事件的不断推进下确立和完善了分段监管体制,食品安全理念从法律层面得到确认,法律有了总体框架,在政府部门之外媒体也发挥了食品安全监管的作用,但对于分段监管体制的优化改革没能从根本上解决部门交叉、职责不清等弊病。

#### (四)一体化监管时期(2013年至今)

新阶段的变化主要围绕2013年国务院机构改革的相关要求,互联网引发的生活方式变革使食品消费和监管更加复杂。自媒体崛起使我国传统的舆论生态环境发生了极大变化,它爆出一些行业惊人内幕的同时也带来了网络谣言的迅速传播等问题,给食品行业带来极大困扰;同时网络食品交易规模的不断扩大暴露了我国食品安全监管的问题。针对分段监管体制中存在的多头管理、分工交叉、职责不清等突出问题,2013年将国家食品安全委员会办公室、食品药品监督管理局、质检总局生产环节食品安全监管职责和工商总局流通环节食品安全监管职责整合,组建了国家食品药品监督管理总局。我国食品安全监管体制从多部门监管开始向大部门制的单一部门监管发展。农业部门和食药监部门对于食用农产品监管的具体职责得到了明确。关于地方的改革要求是将工商、质检相应的食品安全监管队伍和检验检测机构划转食品药品监督管理部门,在乡镇或区域设立食品药品监管派出机构。但现实推行中机构数量超编、财力不足等问题严重,面对食品安全问责的压力和机构改革的政绩动力,各地机构调整主要有两种模式。一是整合工商、质检和食药等部门职能进行“两合一”、“三合一”或者“多合一”,组建市场监管局的模式。总体上县(市、区)一级得到了整合,地级市通常为工商与食药合并(胡颖廉,2016),省级除了天津相应设置市场和质量监督管理委员会,其余保持不变。二是将食药监部门单列的模式,以内蒙古、湖北、深圳为代表,其中深圳是在组建市场监管局后重新将食药监部门独立的。这一阶段的最大成就在于将食品安全监管职责统一整合,提高了监管效率,但面临着能否真正实现无缝对接的挑战。

## 二、我国当前食品安全监管体制存在的问题

### (一)标准要严谨,统一性、科学性与实用性需提升

最严谨的标准是食品安全监管落实的前提。但从目前我国食品安全标准体系建设情况来看,

不仅与发达国家和国际食品法典的标准还存在差距,而且在科学性、严谨性与实用性等方面也存在不足。第一,部门标准不统一甚至冲突。过去分段监管模式下,每个部门负责特定环节食品安全问题的监管,拥有各自部门主导制定的监管标准。改革后,由于中央、省级部门仍旧存在,部门标准仍存在,基层就不可避免地面临执法标准的不统一甚至冲突问题,突出表现在改革后部门监管职责发生调整的环节以及监管职责在部门内部进行重新调整的环节;第二,标准更新滞后导致实效性受损与空白层见叠出。食品药品及其生产过程中所使用的材料与添加剂更新换代速度不断加快,但标准体系中未修年限长的标准占比很高(周永刚等,2014),标准的实效性明显滞后,这也导致执法标准出现空缺,体现在新生产、流通、销售业态的管理上,例如当前的微商、食品电商等。再如,新《食品安全法》虽规定“食品检验机构的资质认定条件和检验规范”,但对第三方食品认证机构资质认定却没有明确规定,也缺乏食品安全检测试纸的标准;第三,部分标准不够明确,缺乏可操作性与实用性。例如与生猪定点屠宰相比,家禽屠宰管理滞后,缺乏可执行的标准。再比如虽然明确了食用农产品在收获之后开始销售前由农业部门监管,进入批发、零售市场或生产加工企业后由食药监部门监管,但农田到市场之间的运输流通环节如何监管、以何种标准监管都不明确。

## (二)监管要严格,监管流程不畅与资源配置失衡需解决

第一,“下变上不变”导致令出多门、多头管理的问题严重,部门工作衔接与协调不畅。2013年中央食品安全机构改革之后,出现了省、市、县/区不同层级机构设置不同的问题,无论是从下至上的政令传达还是从上至下的问题上报,都出现了较为严重的纵向协调问题,使得原本资源配置薄弱的基层监管部门压力倍增;第二,行政扁平化尚未落地,中层机构职能有待调整。由于我国多数省份的省级部门都没有调整,作为中层的市级部门只能是传声筒,政令的协调与整合功能缺失,既增加了自身上下协调的成本,也造成了基层职能众多、任务繁杂,最终影响了食品安全监管的落实;第三,垂直管理、属地管理并行,部门冲突与矛盾多发。虽然强调了属地管理,但国家和省级的部门设置不变,市和县/区就会存在垂直管理与属地管理并行的问题。由于各相关部门食品安全监管内容、标准与目标存在差异,市、县/区乃至乡镇社区经济利益各不相同,因此,部门之间的冲突(包括目标、执法标准、考核标准等方面)、垂直部门与肩负属地管理责任的地方政府之间的冲突几乎是不可避免的;第四,监管资源配置失衡,基层监管力量严重不足。“多合一”整合后,基层监管人员的监管对象更加庞大,在基层食品安全监管队伍专业能力短期内难以迅速提升、结构难以迅速调整的背景下,职能的复杂多样与监管人员专业能力不足的矛盾更加突出:一方面,部门自身的监管对象与监管职能增加,同时乡镇一级监管所的市场监管人员往往还承担其他社会职责,造成一人身兼多职的情况;另一方面,食品安全监管队伍人员结构不合理,由于质监及食药监部门在乡镇一级无派出机构,因此基层市场监管局一线监管人员以原工商人员为主,普遍年龄较大,具备食品相关专业知识的少;第五,执法资源的配置匮乏,公车改革没有充分考虑食品安全监管工作的特殊性与基层监管人员食品安全监管工作的特殊性,导致很多基层市场监管部门、农业部门无法拥有执法专用车辆,基本的快速检测设备、取证设备甚至执法服装都难配齐,不仅影响执法形象,更直接影响执法效率。

## (三)处罚要严厉,检测能力不足与执法不严的问题需克服

检测与抽检结果是最严厉处罚的重要依据,检测能力不足直接制约严格执法落实。第一,检验

检测资源利用率低与无法满足需求并存。由于长期以来形成的部门利益,不同部门的检测资源很难共享,农业部门与食药监部门的监管职责明确前,国家设立县级农产品质检站负责区域内农产品的检测,职责明确后如果不能将检测资源整合,会形成资源浪费;第二,检测项目有限,还有很多威胁人体健康的残留物质项目未涉及。批发市场的蔬菜准入检测往往只包含农药残留,缺乏重金属检测。屠宰场的检测仅仅是检疫、肉品品质检测(外伤等)、瘦肉精三项内容,缺少重金属、微生物等检测。而水产品方面更是缺乏统一的检测项目;第三,检测比例在提升但仍存在不足,对于新兴问题的监管没有跟上,比如不能对网络食品进行长期且连续的质量检测;第四,抽检费用的分担问题易引起食品安全隐患。批发市场是食品安全风险控制的关键环节,当前抽检费用多是由批发市场自行承担(亦有部分市场是政府和批发市场共同承担),批发市场盈利的目标导致批发市场主导的抽检往往流于形式,难以发挥市场准入“过滤”的功能。而政府检测中心抽检费用虽由财政支持,但预算偏紧、报销要求高,导致很多检测采购的费用难报销;第五,整体处罚力度仍较轻,失信成本过低。新《食品安全法》虽加大了违法的罚金额度,情节严重的违法经营者还可能被吊销许可证,但是吊销后仍可重新申请,对其打击并不大,许多违法企业或个人缴纳罚金后还可能留下可观的收益。此外,《食品安全法》与刑法的衔接不顺,在可诉性方面有所欠缺,导致应当移送刑事司法机关的案件可能没有及时移送。对于某些既可以责令整改也可以罚款的违法行为,基层在执行时就可能只责令整改,长此以往,无法对违法主体产生震慑作用。

#### (四)追责要严肃,唯结果导向的负面惩罚机制要改变

第一,有问责无免责,考核问责等制度影响监管人员积极性与主动性。目前各地区的食品安全问责办法中,仅有湖北、上海等极少数地区包含了免责条款,但相关免责情形的表述极为笼统,不利于具体实施。例如上海的免责条款仅一句“依法履职尽责的可免于责任追究”,湖北罗列的免责情形包括“情节轻微并主动改正的、勤勉尽责符合规定的、情况紧急但尽到合理注意义务的以及其他按照规定可以免于问责的”四种,当前关于可免责的规定本就少,“其他”类又包含了前三种未涉及的全部情形,实际操作时难以参考;第二,追责多是基于合格率等结果指标,而非基于整个监管过程,不注重问题的发现与事后处理解决。近年来不断发生的食品安全事件基本都经历了媒体曝光、监管部门紧急查证、追责这一过程,正是由于长期以来我国在食品安全领域的严峻形势以及政府因此承受的巨大公众压力,重结果轻过程的趋势愈发明显。地方政府可能出于政绩考虑与企业进行共谋,粉饰监管效果,导致抽检合格率虚高、不能真实反映食品安全水平。面对极高的合格率和之后再次发生的食品安全事件,公众对于食品安全的信心日益下降,形成恶性循环;第三,奖励等正面激励缺失,使得监管人员不得不承受更多的监督压力与负面警示,担心被追责而选择隐瞒回避问题。食品安全问题的发生企业负责人显然存在过错,如果监管人员在日常监管时主动发现问题,就可能对食品安全事件实现事前预防或事中控制,减小对公众利益的损害。但由于缺少对主动性的激励,加之食品安全问题的曝光可能带来舆论压力甚至依旧被追责,利益权衡之下监管者积极性降低。

#### (五)质量安全信息要充实,追溯体系覆盖窄信息不完整的问题要突破

第一,缺少全国统一的、覆盖全程的食品安全可追溯制度。批发市场入场材料的检查不包括生

产档案,禽畜屠宰环节也仅要求承诺书和检疫证明,并不要求出具养殖档案,这就意味着不同环节的信息并未有效对接。不同地区也在针对各类食品推出区域性的可追溯制度,没有全国性统一的追溯信息采集、发布平台,追溯成本高,且不利于资源优化配置;第二,追溯信息不完整。产地环境与蔬菜产地重金属污染和畜禽集中养殖面源污染问题有紧密关联,但未被纳入追溯体系,遑论将此信息整合到生产档案中以便相关主体能够掌握信息;第三,过程追溯落实难。分散的小农户和各类产业化组织普遍存在生产档案落实困难的问题,经济激励不足是根本原因,产生于市场准入缺失、未建立优质优价机制,生产档案格式复杂、内容填写费时也是重要原因;第四,电子信息技术利用不充分。依靠人力对海量信息进行处理效率较低,且不利于实现对食品安全信息的动态追踪。

#### (六)多元格局要建设,主体责任不明确风险信息沟通不畅现象需消除

第一,媒体记者专业贮备知识不足,易过度解读、夸大食品问题。虽然新《食品安全法》明确规定对新闻媒体的食品新闻报道监管,但没有实施细则与处罚制度,对于舆论暴力事件无规可依;第二,公众与专家信息不对称而有效沟通不足。例如“一根雪糕含有十几种添加剂”,专家会考虑添加剂用量是否符合标准,而公众由于知识水平的欠缺,对添加剂的用途以及用量会基于以往的负面印象做出判断。食品安全谣言传播时往往冠以“专家学者披露”等名头,真假难辨,造成专家公信力下降,形成与公众之间的信任危机;第三,职业打假人的存在被认为有助于食品企业规范产品标识管理,但由于其打假侧重的往往是标签而非真正安全风险隐患高的“三无”产品及生产厂商,因此解决食品安全问题的作用十分有限,而且大量职业申诉挤占行政资源,影响普通消费者的正常维权申诉;第四,消费者缺乏专业知识、加之对食品安全的焦虑心理,极易误读相关信息,比如追求食品安全“零风险”;食品的信任品属性和消费者对物美价廉的追求使其对不安全食品的认知和防范并不总能实现,举证、鉴定、索赔等困难降低了消费者的维权积极性。

### 三、美国和欧盟食品安全监管体制的经验借鉴

我国仍处于食品安全风险隐患凸显和食品安全事件集中爆发期,食品安全形势依然严峻。美国、欧盟等国的食品安全监管体系代表世界先进水平。美国的多部门监管模式、垂直管理的制度设计于我国有极大的借鉴意义,欧盟食品安全体系的多样性则与我国地域和省际差异高度相似,并且在近年的改革中也有集中监管的趋势。乱世需用重典,在新《食品安全法》“预防为主、风险管理、全程控制、社会共治”的治理原则基础上,参照美国和欧盟食品安全监管法律法规与标准体系建设、监管机制建设、风险管理等方面经验进行体制性的变革,有助于更好的处理集权与社会共治关系,实现从管理向治理的跨越。

#### (一)完整统一协调的法律体系和标准

美国和欧盟历来重视食品安全立法工作,这些法律、法规和标准的最显著的特点是统一协调、配套性强、涵盖整个食品产业链。美国的法律涵盖了所有食品和相关产品,还制定了一系列更为详细的机构或部门法规。强制性标准以技术法规形式出现,自愿性标准则由私营标准机构、行业协会等制定,可操作性强。1938年修订原有基本法并更名为《联邦食品、药品及化妆品法》,因2010年某企业花生酱感染沙门氏菌造成大量人员死亡,2011年进行了大规模修订通过《食品安全现代化法

(FSMA)》,加大对FDA的监管权力,推动“反应型”食品安全法律体系向“预防型”转化。除此之外,美国食品安全法律的内容会进行制度性的实时更新。

欧盟的消费者和贸易伙伴的信心被20世纪90年代末开始的疯牛病、食物中的二噁英等食品安全事件严重动摇,于是欧盟对食品立法进行了更新(Bánáti, 2011),1997年发布的《食品法绿皮书》为食品安全监管体系提供了基本框架,2000年又出台《食品安全白皮书》作为食品安全法律体系的基础,以实现“从农田到餐桌”的食品安全。2002年制定基本法《通用食品法》,明确了相关管理机构的基本职责,使其有法可依,强调对食品安全风险与危机的有效预防和遏制。之后为了统一和协调成员国的食品安全规则,欧盟颁布了20多部食品安全相关的法律,建立了比较完善的技术法规体系。2006年开始实施《欧盟食品及饲料安全法规》,对标准和政策进行了大力度调整。2013年为了应对马肉危机,一揽子立法提案对原有法律法规进行了精简,更系统地覆盖了食品安全相关的各产品以及环节,而不仅仅是食品,通过对风险分级有弹性地提高了标准。

## (二)权威高效的协调机制

建立权威、高效的协调机制来实现食品安全的有效监管是美国食品安全监管机构设置的特点。美国是合作式监管的典型,食品安全由卫生部、农业部、环境保护部等多个机构共同监管,以食品种类为基本分类标准,避免了因机构之间责任混淆而出现监管真空。这种监管模式需要大量的协调,于是美国成立了总统食品安全管理委员会(曲峻岭, 2012),并出台了50个部际协议。

欧盟于2002年成立独立机构欧盟食品安全局(EFSA)(McCarthy等, 2013),负责食品安全风险评估,最重要的任务是对欧盟、欧盟理事会或欧盟成员国提出的特殊风险管理要求或问题作出反应。但它仅提供科学评估以及技术支持,风险管理由欧盟机构和成员国自身负责。在对食品安全监管体系的改革中欧盟成员国纷纷将分散的职能转移到单一机构,精简和巩固监管体系(Chen等, 2015),例如英国成立独立的食品监督机构食品标准局,丹麦合并重新规划相应职能后更名为食品、农业和渔业部。除了欧盟食品安全局,还有两个机构直接负责欧盟食品安全的监管:一是健康与消费者保护总司(DG-SANCO),专注于食品安全、公共卫生和消费者事务三大领域;另一为食品与兽医办公室(FVO),负责监管确保欧盟成员国和第三国遵守欧盟食品卫生法律法规。2013年的改革建立了超国家食品安全集中监管制度,规定欧盟食品安全局有权对欧盟范围内食品安全的任意环节进行抽查、行政处罚,对进口货物的监管则新设机构BCP统一负责。

## (三)专业化强分工明确的检测体系

美国既有针对不同品种的专业性检测机构,也有分全国性和地域性的检测机构。检测机构等通过食品检测实验室认可标准即可从事食品检测活动。《联邦肉类检验法》明确规定政府承担全部肉类检验的费用,国会每年拨付300~500万美元来组织联邦调查员对牲畜进行检验检疫工作(毋晓蕾, 2015)。联邦调查员有相对较大的自由裁量权,进驻屠宰场、食品工厂,可以任意检查食品加工的各道程序,调查员有权检查肉品中是否含有防腐剂、添加剂等,对于不合格肉品的生产企业必须在政府调查员面前销毁不合格批次的全部产品(李婷,刘武兵, 2014)。政府对调查员也有严格的管理制度,会对派驻同一厂家的调查员定期轮换,若其收受贿赂、徇私舞弊,将立即被解雇(何猛, 2012)。

欧盟没有统一的官方检验检疫机构,而是欧盟各成员国自行按商品类别进行专业化分工,然后由政府各部门分管,法律授权或政府认可部分第三方检测机构弥补政府检测监管力量的不足。各政府部门下设相应的检验机构,如卫生部下设食品检验局、肉品检验局,农渔部下设农产品检验局等(Mensah等,2011)。欧盟认识到必要的资金支持是保障食品安全的关键,因此在改革中努力实现经费的独立性而非依靠政府有限的拨款,强制食品产业链相关企业缴费(中小企业除外),作为专项资金用于欧盟的食品安全监管。

#### (四)多措并举的严厉制裁

责任制裁主要有三种。一是压制性制裁,包括处罚、起诉和召回,更严重一些的还包括查封产品、取消交易资格(Rouvière等,2012)。美国针对质量安全事故,要求企业承担对消费者的惩罚性赔偿责任,法院判决的对受害人人身损害赔偿的数额也较高,往往大于实际支付的医疗费用和其他支出。英国如责任主体违法,不仅要承担对受害者的民事赔偿责任,还要根据违法程度和具体情况承受相应的行政处罚乃至刑事制裁。欧盟一揽子立法提案强调了加大对造假的处罚力度;二是信息制裁,执法机构对于不太严重的违规行为可能会采取建议、通知和警告等纠正措施;三是通过向消费者提供的负面信息进行制裁,英国对企业实行分级管理,检查结果发布在官网,消费者可以随时查询,负面信息被曝光的企业会丧失信誉,甚至最终倒闭。

#### (五)预防功能突出的风险评估

美国和欧盟要求全面推广危害分析和关键控制点(HACCP)体系,通过科学技术对食品生产流程和措施进行风险预测评估,找出潜在危害点并加以控制(Garcia等,2007;王向阳,2017)。它的重点在于预防,还建立了严格的档案制度,一旦出现质量问题基本可回溯到相应的生产过程。为进一步提高质量安全水平,一些大的食品企业已经开始实施更高级别的认证标准,如美国大型食品分销商组织推出的Safety Quality Food(SQF)。考虑到较难实现进口食品的整链追溯,相应的控制制度也以安全认证为主。

1979年欧盟开始建立食品和饲料快速预警系统(RASFF)(Pei等,2011),依据2002年的法律正式启动,主要是针对各成员国内部由于食品不符合安全要求或标示不准确等原因引起的风险和可能带来的问题及时通报各成员国,使消费者避开风险,由欧盟食品安全局、健康与消费者保护总司和成员国协同运行。

#### (六)贯穿全产业链且信息完整有效的追溯体系

欧盟最早开始进行食品安全追溯,主要目的是应对疯牛病事件。2002年进一步将追溯范围扩大到全部食品,可追溯性成为市场准入的最基本要求。欧盟各国普遍采用由全球统一标识系统来开展质量安全追溯,生产阶段要求每一地块农药、肥料等的使用情况进行报备,牲畜饲料、防疫、管理等方面的信息被录入编码中,牲畜的身份信息在地方政府管理部门、农场以及屠宰场均有保存。加工阶段会对牛重新编号,来自同一农场、相同饲养管理条件下的牛可使用一个编号,而若是牛肉、猪肉等制作的混合肉,标签中则需包括动物品种、部位、数量、农场、屠宰场及操作人员等相关信息。销售阶段产品标签应包含供应链各环节的信息,来自非欧盟国家的产品须在标签中明确显示。各环节政府部门记录的信息在产品出售两个月后才能清除(周峰等,2007)。

2002年因“911事件”美国国会通过了《生物反恐法案》，要求实行从“农田到餐桌”全程追溯的风险管理。但企业出于个人隐私和商业秘密的考虑，抵触政府对其生产行为和财务支出的监管，加之完整记录生产信息的巨额成本，强制追溯只能变为自愿执行，但对跨州运输的牲畜要求必须按各州要求记录相关信息，联邦政府有权提取检查。FSMA法案要求企业有一份完整的产品追溯和强制执行登记报告(Charlebois等, 2014; Dandage等, 2017)，并将档案至少保留2年。从农田到餐桌各环节的相关信息都要被记录，包括产品品种、生产时间、农场信息，以及种植处理、土壤消毒、栽培方式、化肥农药施用情况、灌溉、收获采摘等。美国遵循国际标准化组织(ISO)制定的规则制作一维条形码、二维码和射频识别标签(RFID)等，高速收集信息集合至数据库，终端为面向公众的信息平台。

#### (七) 市场机制与社会治理相结合的治理方式

政府依法履行监管职能、创造公平竞争的市场环境，社会力量参与食品安全协作监管。美国立法保障消费者权益，法律法规制定程序的透明度很高并向公众公开，多种形式对消费者进行食品安全知识教育，提高其预防食品风险的能力，如美国农业部、FDA等多部门与食品企业主办食品安全电视节目、制作影碟小册子、创办消费者热线等，民间的消费者保护团体等起到了敦促政府监管落实的作用。这也促使行业、企业的自律作用得到强化，食品企业自愿采纳一系列食品企业通用规范并融入自身管理系统。

欧盟高度重视消费者利益，通过标签、广告的真实性以及信息公开保证风险交流信息的透明度，帮助建立专家与消费者之间的沟通平台，使消费者能够了解到食品营养等各种知识(Houghton等, 2008)。欧盟定期发布消费者市场记分牌，反映消费者对市场服务的评价，消费者也可以对产品进行监督、投诉、参与风险沟通，成员国对投诉分类统一标准以便处理。

### 四、我国食品安全监管体制未来改革的展望

#### (一) 建设多层次多元化的标准制定与评定体系

完善食品安全法律法规和标准体系的建设，需要填补法律法规和标准的空白、解决部门法律法规冲突问题，但更关键的是强化标准的基础研究，建立多层次多元化的标准制定与评估体系。食品安全“十三五规划”中已经明确提出要“鼓励食品生产企业制定严于食品安全国家标准、地方标准的企业标准，鼓励行业协会制定严于食品安全国家标准的团体标准”，但无论是企业标准还是行业标准，都具有一定的外部性，因此政府如何“鼓励”才能最大程度上激发企业和行业参与标准制定的积极性，值得研究。同时，要发挥市场在标准制定中的激励作用，使食品安全恐慌状态下的消费者能够接受并信任国家标准之外的标准，除了完善食品安全标准网上公开和查询平台建设以增加信息透明度之外，还需探索如何强化对这类标准制定过程和使用的监管。最后，如何发挥高校、科研院所等机构在标准制定与标准评估中的作用，增强标准基础研究的科学性，提升标准研究的及时性和实效性，亦值得研究。

#### (二) 监管流程、资源与手段的集成优化

在“下变上不变”的基本格局下，要加强基层的监管能力，不应仅仅是保障监管机构业务用房、执法车辆、执法装备等监管资源配备的标准化和强化人员队伍的培训，更重要的是从流程、资源与

手段三方面入手,做好集成创新与优化,以最大限度满足“食品安全风险隐患凸显和食品安全事件集中爆发期”的监管要求。流程、资源与手段的集成创新,关键是食品安全信息的及时有效沟通。食品安全风险识别与评估是食品安全信息的重要来源,因此如何通过与企业、新闻媒体等多元主体协作,建设完善的食品安全风险监测数据分享机制,扩大食品安全风险源的监测范围。同时如何控制政府之外信息源的信息质量确保监测数据的准确性,也是至关重要。在强化风险监测与评估能力的基础上,还需进一步探索应如何完善风险信息的交流,如何将加快信息横向纵向传播速度与行政扁平化改革相结合以优化机构设置与资源配置。在信息交流中,需要处理好消费者知情权与促进行业发展的关系,确保增进消费者信任的同时避免非理性恐慌对行业的过度冲击,这就需要从消费者视角进行深入研究。最后,如何依据不同行业、不同环节、不同主体风险特征差异,重塑监管流程,制定差异化的风险控制策略与监管手段,同样值得关注。

### (三)部门间横向协作机制的建设与资源的整合

建立长效的横向协作机制,破除部门壁垒提升监管资源的利用效率,是提升治理能力、实现严厉处罚的基础。横向协作一方面体现在部门间政策与技术的整合。以源头污染治理为例,虽然食品安全十三五规划明确将源头污染治理的有效治理列为重要目标,也专门出台了针对重金属污染与土壤污染、兽药农药残留、农业标准化生产与过程控制等一系列措施,但这些措施的背后是农业、国土、环保等多个管理部门,措施也往往是由主导部门负责推行实施,而事实上环境污染治理、农业生产与质量安全监管本就相互交织相互影响,都是安全产品生产过程中不可或缺的。因此,如何从政策和技术等层面实现源头治理过程中环境治理、生产标准化与质量安全管理整合,增强绿色安全生产的发展动力,对于源头污染治理的实现至关重要。横向协作还体现在部门资源的整合与专项行动的合作上,如何将散布于不同部门的食品安全检测机构与检测资源进行优化整合,如何推进第三方检测机构的发展,提升技术支撑能力,对于提升监管资源利用效率具有重要意义。探索专项整治的实施流程的优化,做好专项整治与日常监督巡查的衔接,使之能够在确保提升专项治理效果的同时降低基层负担,值得关注。最后,立足于行政村这一级别行政力量薄弱的现实条件,探索实现食品安全监管与治安管理网络两网“合并”的路径,对提升基层网格发现问题能力具有重要意义。

### (四)他律完善基础上自律的规范与发展

他律与自律相结合,以他律促进食品行业从业主体自律的发展,严格落实企业主体责任,推动食品质量安全信用体系建设,大幅提升失信失德违规违法主体的惩处力度,从而重塑良好的市场秩序。严格落实企业主体责任,不仅需要食品企业生产经营许可证的时候强化各项资质的认定,更需要建立严格的全程管理制度,完善召回制度与不符合标准或存在安全隐患的食品的处理制度。同时,还应充分发挥保险的风险控制和社会管理功能,总结食品安全责任保险的试点的经验与推广条件,探索建立行业组织、保险机构、企业、消费者多方参与、互动共赢的激励约束机制和风险防控机制,完善食品安全责任保险政策。最后,建立跨部门的信用体系,将生产主体的惩罚与其信用信息挂钩,探索如将个人信用状况与火车票等出行票务购买挂钩限制失信者购买票务购买,对违规者采取像交通违规处罚处罚类似的小额多次但递增的违规惩罚方式等一系列灵活的惩戒措施,督促无知或无良的生产者诚信经营。

#### (五)食品安全全程追溯体系的完善与源头追溯要求的调整

尽管我国食品安全追溯体系建设试点过程中暴露出一系列问题,但从国外发达国家尤其是欧盟、美国的经验来看,贯穿食品产业链全程的追溯体系仍是保障食品安全、强化食品安全监管不可或缺的重要工具。因此,如何在技术上实现不同部门不同主体追溯信息平台的整合,发挥信息平台的规模效应,降低其运行成本越低,不仅有助于扩大追溯体系的覆盖范围,同样有助于追溯信息格式与内容标准的统一,从而解决不同环节信息对接的问题。其次,探索食品安全追溯与“三品一标”、GAP等安全认证的融合,在提升认证产品可信度的同时亦可降低消费者质量安全信息的搜寻成本,从而提升消费者对可追溯体系与安全认证产品的信任程度。最后,在分散的家庭经营将长期存在的现实下,如何立足小农户的认知特征与决策习惯,调整源头追溯的重心,使之从真伪难辨的繁杂信息转向可信度更高的身份特征,并据此优化生产档案设计,对解决源头追溯的落实难题具有重要意义。

#### (六)政府主导下多元共治格局的建设

政府仍旧是多元共治的核心,因此不断提升政府治理能力才能更好的担负其核心重任。提升治理能力,不仅要提升按规矩治理的能力,还要提升治理的积极性与主动性。因此,从监管主体激励的视角探索不同类型的激励或惩戒政策对其主动治理意愿或行为的影响,建立正负激励相结合的多元化激励政策体系,无疑有助于提升其主动治理的积极性。同时,探索如何调整免责条款,如何制定更为科学合理明确的过程考核标准,实现问责制度从结果导向到问题导向的转变,同样有助于鼓励监管人员主动发现问题、报告问题、处理问题。调动社会各方力量,实现多元共治,首先需要明确的主体责任界定与相应的约束规则。无论是鼓励新闻媒体发挥其在曝光食品事件的监督作用,还是鼓励行业协会在破解“行业潜规则”中发挥作用,都需要从法律层面首先对其主体责任和义务做出明确说明;其次,如何创建公开且具有公信力的食品安全信息交流平台,使政府、食品从业主体、行业协会、专家学者、消费者能够汇聚一堂进行热点问题的面对面对话与交流,在消除知识鸿沟的同时降低各类噪声因素对沟通效果的影响,从而使专业的、权威的观点能够更好服务食品安全治理事业;再次,如何通过法律条款的完善推动职业打假人转型,推动食品行业敲钟人制度的建设;最后,如何从信息爆炸时代消费者信息处理与食品选择习惯处罚出发,优化食品安全知识科普宣传的设计,最大化提升消费者食品安全素养,引领消费观念升级。

#### 参考文献

- [1] Bánáti, D., Consumer response to food scandals and scares, Trends in Food Science & Technology, 2011(22):56~60.
- [2] Charlebois, S., Sterling, B. and Haratifar, S. et al., Comparison of Global Food Traceability Regulations and Requirements, Comprehensive Reviews in Food Science and Food Safety, 2014(13):1104~1123.
- [3] Chen, K., WANG, X. and SONG, H., Food safety regulatory systems in Europe and China: A study of how co-regulation can improve regulatory effectiveness, Journal of Integrative Agriculture, 2015(14):2203~2217.
- [4] Dandage, K., Badia-Melis, R. and Ruiz-García, L., Indian perspective in food traceability: A review, Food Control, 2017(71):217~227.
- [5] Garcia Martinez, M., Fearne, A. and Caswell, J. A. et al., Co-regulation as a possible model for food safety governance:

- Opportunities for public – private partnerships, Food Policy, 2007(32):299 ~ 314.
- [6] Houghton, J. R., Rowe, G. and Frewer, L. J. et al., The quality of food risk management in Europe: Perspectives and priorities, Food Policy, 2008(33):13 ~ 26.
- [7] Jia, C. and Jukes, D., The national food safety control system of China – A systematic review, Food Control, 2013(32):236 ~ 245.
- [8] Liu, P., Tracing and periodizing China's food safety regulation: A study on China's food safety regime change, Regulation & Governance, 2010(4):244 ~ 260.
- [9] McCarthy, M., Cluzel, E. and Dressel, K. et al., Food and health research in Europe: Structures, gaps and futures, Food Policy, 2013(39):64 ~ 71.
- [10] Mensah, L., D. and Julien, D., Implementation of food safety management systems in the UK, Food Control, 2011, 22(8):1216 ~ 1225.
- [11] Pei, X., Tandon A., Alldrick A., Giorgi L., Huang, W., Yang, R., The China melamine milk scandal and its implications for food safety regulation, Food Policy, 2011(36):412 ~ 420.
- [12] Rouvière E. and Caswell, J. A., From punishment to prevention: A French case study of the introduction of co-regulation in enforcing food safety, Food Policy, 2012(37)246 ~ 254.
- [13] Wu, X., Ye, Y. and Hu, D. et al., Food safety assurance systems in Hong Kong, Food Control, 2014(37):141 ~ 145.
- [14] Xue J., Zhang W., Understanding China's food safety problem: An analysis of 2387 incidents of acute foodborne illness, Food Control, 2013(30):311 ~ 317.
- [15] Xiu C., Klein K. K., Melamine in milk products in China: Examining the factors that led to deliberate use of the contaminant, Food Policy, 2010(35):463 ~ 470.
- [16] 何猛. 发达国家食品安全监管体系研究. 食品工业科技, 2012(33):49 ~ 53.
- [17] 胡颖廉. 统一市场监管与食品安全保障——基于“协调力-专业化”框架的分类研究. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 2016(02):8 ~ 15.
- [18] 李婷, 刘武兵. 美国食品安全管理做法及启示. 世界农业, 2014(08):12 ~ 14.
- [19] 马小芳. 深化我国食品安全监管体制改革. 经济研究参考, 2014(30):5-12.
- [20] 曲峻岭. 借鉴国外经验提高我国食品安全监管水平. 农业经济问题, 2012(05):107 ~ 109.
- [21] 王向阳. 美国食品安全规制研究. 世界农业, 2017(03):91 ~ 96.
- [22] 毋晓蕾. 美国和日本两国激励公众参与食品安全监管制度及其经验借鉴. 世界农业, 2015(06):81 ~ 85.
- [23] 周峰, 徐翔. 欧盟食品安全可追溯制度对我国的启示. 经济纵横, 2007(19):71 ~ 73.
- [24] 周永刚, 王志刚. 基于国际比较视角下的我国食品安全监管体系研究. 宏观质量研究, 2014(02):74 ~ 81.

# 农业机械化的空间溢出效应及其分布规律\*

## ——农机跨区服务的视角

方师乐<sup>①</sup> 卫龙宝<sup>②</sup> 伍骏骞<sup>③</sup>

**摘要:**农机跨区服务实现了区域间技术外溢和农业内部分工。本文基于2001-2014年省级面板数据,运用空间Durbin模型研究农机化水平对谷物产量的空间溢出效应,得出的主要结论有:第一,农机的跨区服务导致农机化水平对谷物产量有空间溢出效应,即其他区域的农机化水平对本区域谷物产量有显著的正向影响;第二:从空间范围来看,农机化的空间溢出效应辐射面广,经济距离半天之内的地区空间溢出效应占比为68.3%,一天之内的地区占比为85.4%;第三,从空间分布来看,农机化水平的空间溢出效应发生在纬度不同的区域之间,而在纬度相近的区域之间并不显著,这契合了中国农机跨纬度作业的实际情况;第四,从时间范围来看,2001-2014年间,农机化水平的空间溢出效应呈现出逐年递增的趋势,其中2011-2014年空间溢出效应是2001-2005年的4.6倍,这契合了我国农机跨区服务规模逐年上升的发展趋势。

**关键词:**空间溢出效应;农业机械跨区服务;谷物产量;农业分工;时空范围

### 一、引言

2015年中央农村工作会议首次提出“农业供给侧结构性改革”的概念,这不仅是2015年中央经济工作会议所提出的“供给侧结构性改革”的延续,也是快速城镇化背景下中国农业生产条件深刻变革的内在要求(杨进等,2016)。农业供给侧结构性改革的目的是培育新型农业经营主体,变革传统农业

\*本文得到国家社会科学基金重点项目“中国特色农业现代化道路研究”(编号:07AJY09)、国家自然科学基金青年项目“空间计量经济学视角下产业集群对农村减贫作用的研究”(编号:71503212)、国家自然科学基金面上项目“劳动力成本上升对农业生产的影响机理与实证研究”(编号:71473100)、浙江省哲学社会科学规划项目“农产品目标价格制度路径选择及风险管理”(编号:17NDJC110YB)的资助。作者感谢“2017年首届农业经济理论前沿论坛”与会专家的点评,感谢匿名审稿人对文章修改提出的意见,当然文责自负。本文的通讯作者是卫龙宝

①方师乐,浙江大学中国农村发展研究院、广东省农业科学院农业经济与农村发展研究所;

②卫龙宝,浙江大学中国农村发展研究院;

③伍骏骞,西南财经大学中国西部经济研究中心。

发展模式,实现农业现代化和“四化”同步发展(孔祥智,2016)。其中,农机的社会化服务体系是新型农业经营主体的表现形式之一(李显刚,2013)。2017年中央一号文件指出,鼓励发展农业生产全程社会化服务,扶持培育农机作业等经营性服务组织。

事实上,早在500年前,中国就出现了横跨数百公里提供专业割麦服务的“麦客”(伍骏骞等,2017)。而在现代,城镇化的快速发展导致了农村劳动力的大量流失<sup>①</sup>,在某些地区开始出现驾驶大中型农机提供粮食收割服务的“现代麦客”。20世纪九十年代中期以后,农业机械作业服务的社会化、市场化进程加快,1995年以来出现的横跨全国范围的小麦机收服务就是这一进程的典型(李斯华,2004)。值得一提的是,这种跨区作业是农机户在现实农业生产中摸索出的一种极具中国特色的商业模式。它的出现、推广与成熟推动了中国小农户在耕地细碎化的约束下实现机械化生产(Yang et al.,2013)。

农机跨区服务的出现改变了我国农业机械化的发展路径。由于非农就业的小农户和兼营农户更倾向于购买农机服务而并非直接投资农机(纪月清和钟甫宁,2013;Wang et al.,2016),通过大型农机提供农机服务成为小农户实现农机化的主流,加之国家政策逐渐向大中型农机倾斜,2001年后,我国的农业机械化呈现出明显的大型化趋势。与此同时,大范围的农机跨区服务使得农机对于粮食产量产生了空间溢出效应。这种效应表现为某个地区的农机储备不仅服务于当地的粮食生产,也对周边地区的粮食生产产生辐射作用(伍骏骞等,2017)。

研究农机跨区服务有多重意义。首先,从理论研究来看,农业难以实现生产环节的分工和专业化是主流经济学家的共识。斯密(Smith,1776)认为分工是经济增长的源泉,但是农业由于其自身特性,无法实现工业生产那样流水线式的分工。马歇尔(Marshall,1920)在规模经济、报酬递增等古典经济学的框架下讨论分工效应。但他认为这种分工局限于工业领域,农业难以实现分工的规模经济。此后,学界从不同角度论述了农业分工的不可能性,例如,农业生产的季节性、中间产出的不可剥离性导致分工会产生较高的协调费用和考核费用(Shi and Yang,1995;韩朝华,2017),农产品的鲜活易腐性导致使得农业分工伴随着很高的交易费用并限制了农产品市场规模的扩大(Stigler,1951)。但是,农业虽然在自身领域内难以实现分工,其专业化水平的提高可以通过农业机械从工业“进口”分工经济、增加生产迂回度而获得(杨小凯和张永生,2000)。因此,农业机械化是农业和工业部门间分工的表现形式。而农机的跨区作业则进一步提高农业部门内部的分工水平,产生了只参与农业生产某一特定环节的专业化服务组织。因此,研究农业机械跨区服务,能够打破传统经济学理论对于农业不可分工的假定,为中国现阶段推行的社会化、专业化的现代农业经营体系提供理论支撑。其次,从实证研究来看,如果用农业机械总动力作为衡量农业机械化水平的指标但不考虑其对粮食产量的空间溢出效应,将高估农机化发展水平对当地粮食产出的直接影响,而低估农业机械发展水平对粮食产出的总效应(即直接影响和空间溢出效应的总和)。例如王跃梅等(2013)利用农业机械总动力表征农业资本,得出其对粮食产量没有显著性影响的结论。再次,从政策研究来看,农机跨区服务是极具中国特色的农业机械化实现方式,研究这一现象能够立足中国全局,在家庭联产承包责任制的制度约束和土地细碎化的资源禀赋下,科学地制定符合中国国情的农业机械化推进战略和发展政策。

<sup>①</sup>1990-2015年间,第一产业就业人员的数量减少了约1.7亿,占全部就业人员比重由60%缩减至28.3%,数据由历年《中国统计年鉴》计算而得。

## 二、文献综述

在发达国家的农业生产中机器是不可或缺的生产要素,贯穿于农业生产的各个环节,其重要性是显而易见的。大多数研究聚焦于人多地少的发展中国家农业机械对粮食产量的影响,尤其是分析在种粮劳动力大规模迁移的背景下,农业机械对于劳动力的替代性。对于农业机械化是否能够促进粮食产出的问题,早期有学者指出,发展中国家的农业生产中普遍存在劳动力剩余的情况,所以一味地追求劳动效率的提高和农业机械化是行不通的(刘运梓和宋养琰,1980)。传统的精耕细作的农业生产方式能够充分利用相对稀缺的土地资源,农业机械化虽然能够提高劳动生产率,但是不能增加每块土地的粮食产出(罗象谷,1985)。发展中国家忽略自身资源禀赋,一味效仿发达国家追求农业机械化的失败经验,使得国内对于农业机械化的讨论变得十分敏感。

但是随着全球范围发展中国家城镇化浪潮的兴起,在农业劳动力流失的背景下农业机械化对粮食的增产效应得到了学界普遍的共识(Zhang et al., 2017; Yang et al., 2016; Yamauchi, 2016; Gollin et al., 2014; Takeshima, 2013; 王鸥等, 2016; 王建英等, 2015)。现阶段的研究热点是小农户如何在全球化的背景下适应农业规模化发展的趋势,其中一个重要的方面是小农户如何对接大农机? 不少学者指出,中国土地产权制度所造成的耕地细碎化阻碍了农业机械化的实现(例如 Ruttan, 2001; Pingali, 2007; Otsuka, 2012; Manjunatha et al., 2013; 祖辉等, 2014),从而难以突破小农经营的困境(Yamauchi, 2016)。而有部分学者认为,在中国土地产权制度的约束下,寻求农业生产规模经济的途径应由土地的规模化转向服务的规模化(例如 Ji et al., 2017; 罗必良, 2017)。在农村青壮年劳动力流失、农村劳动力老龄化、妇女化的背景下,由于以农机服务为代表的社会化服务体系的支撑作用,各类粮食生产效率并未出现明显下降(胡雪枝和钟甫宁, 2012; 周宏等, 2014; 彭代彦和文乐, 2016; 周振等, 2016)。杨进(2015)在四川农村的调研中发现,来自江苏的专业化农机服务团队横跨数千公里在农忙时节为当地的农民提供专业的水稻收割机械化服务。而同样的农机服务市场也存在于湖南、河北、黑龙江等十多个省份。纪月清和钟甫宁(2013)的实证研究表明小农户在非农就业导致农业劳动力不足时倾向于购买农机服务而并非直接投资农机。可见,在农业劳动力短缺、耕地过于细碎化的背景下,专业化的农业生产服务组织相比于小规模农业生产更具优势(罗必良, 2017),而这些组织的出现也使得农业分工成为可能。传统的认为农业不可分工的理论需要被重新审视。

现有研究主要关注的是微观层面农业机械对于粮食产量的直接影响,但是,宏观上来看,由于我国农机跨区服务的广泛存在,农机化水平除了直接影响本区域粮食产量外,还会辐射到周边区域,形成空间溢出效应。现有的关于中国农机跨区服务的案例研究(例如 Yang et al., 2013; Houssou et al., 2013)可以揭示其形成的机理以及其对中国粮食生产方式的影响,但只能局限于现象层面的探讨。少数实证研究方面,杨进(2015)和 Zhang et al. (2017)利用省级层面的宏观数据发现农业机械对粮食产出的影响并不显著,而利用农户层面的微观数据却发现农业机械对于粮食产量有显著的正向影响,并指出大规模的农机跨省服务是这一矛盾性结论的原因。高鸣和宋洪远(2014)利用 1978–2012 年的省级数据和空间分析的研究方法得出,粮食生产的技术效率呈现出空间自相关,且这种自相关性不会随着距离的扩大和降低,形成这一现象的主要原因是农机的跨区作业,其不仅提高了农业机械化利用率,

还将先进的农业生产技术传播至周边地区,成为技术溢出的途径和工具。但空间自相关性不能推出因果性关系,其研究结论无法直接验证农机跨区服务是粮食生产技术效率呈现出空间自相关的原因。由于研究方法的制约,上述的实证研究也无法回答农机化水平对粮食产量的空间溢出效应有多大、统计上是否显著、在时间和空间上呈现出哪些特征、为什么会有这些特征等问题。

与本文视角和方法相近的是伍骏骞等(2017)的研究,他们创新性地从跨区服务的视角利用空间计量经济学的研究方法定量测算了农机化水平对粮食产量的空间溢出效应,得出的结论为1999年后农机化发展水平的空间溢出效应显著,且这种效应主要发生在纬度不同的区域。该研究但存在如下不足:(1)农机跨区服务主要发生在粮食生产领域,而中国地区间农业内部结构差异性大,使用农业机械总动力(包括农、林、牧、副、渔业)作为衡量农业机械化发展水平的指标不能准确的体现地区间粮食生产机械化水平的差异;(2)进行跨区服务的主要是大中型农机,该文将农业机械作为一个整体研究,不能得出农机化发展水平的空间外溢性的来源是农机跨区服务这一结论;(3)该文研究的是农机化水平对粮食产量的空间溢出效应,但其计量模型中的控制变量诸如化肥、播种面积等指标口径均为种植业,存在被解释变量和解释变量口径不一致的问题;(4)其计量模型中缺失了农业劳动力这一重要生产要素,重要控制变量的缺失导致估计结果是有偏的。

因此,本文拟在已有研究的基础上,重点强调农机跨区作业对粮食产量的空间溢出效应,即一个地区的农机化发展通过跨区服务对其他地区的粮食产量产生重要影响。为此,本文将从以下几个方面展开研究:(1)运用空间分析的方法,测算大中型农机和小型农机的全域Moran'I指数及其演化趋势的差异,对比大中型农机和粮食产量的Moran散点图,研究它们在空间自相关性上的关系。(2)在区分大中型农机和小型农机的基础上,构建空间Durbin模型,验证并测算农机化发展水平对谷物产量的空间溢出效应和产生这种效应的原因。(3)考虑到空间溢出效应存在时空差异(参见Rosenthal and Strange, 2004),本文将进一步测算农机化发展水平对谷物产量空间溢出效应的空间分布和时间变化趋势。

本文对已有研究可能存在以下边际贡献:(1)理论视角方面,传统的经济学理论认为农业不可分工,本文认为农机跨区服务其实是农业分工的表现形式,农业不可分工的理论需要被重新审视;(2)研究内容方面,本文在已有研究强调农机跨区服务会产生空间溢出效应(例如高鸣和宋鸿远,2014;伍骏骞等,2017)的基础上,采用空间计量方法测算了这种空间溢出效应的大小,且对其在时空两个维度做了进一步讨论;(3)研究方法方面,本文以区分大中型和小型农业机械为突破口,证明跨区服务是导致农机化发展水平空间溢出效应的原因。此外,本文采用经济距离的倒数作为空间权重矩阵,突破了常用设定方式(如0-1矩阵和两地直线距离矩阵等)的局限性,并将数据口径统一调整至谷物生产领域,所以空间计量分析的结果比以往实证研究更加精确。

### 三、统计分析

#### (一)我国农业机械化发展及其路径的转变

改革开放以来,我国农机化水平呈现平稳上升的趋势,2015年农机总动力达到11亿千瓦,为1978年的9.5倍,截止到2014年,机耕、机播、机收水平分别为77.5%、50.8%和51.3%,综合机械化水平达到

①数据来源:中国农业科学技术出版社编,《中国机械化年鉴2015》。

61.6%<sup>①</sup>。虽然总量上农机化发展平稳,但其内部结构在2000年左右发生了明显转变。如图1和表1所示,1978-2000年间,我国的农机化是由小型农机主导的,小型拖拉机动力值在这一期间年均增长率达到10%;而大型农机增长乏力,大中型拖拉机动力值年均增长率仅为1.4%。但是新世纪以来,城镇化的快速发展催生了就业非农化的浪潮,非农就业的小农户和兼营农户更倾向于购买农机服务而并非直接投资农机,大中型农机跨区服务流行开来,加之国家补贴政策逐渐向大中型农机倾斜,2001年后,我国的农机化呈现出明显的大型化趋势。由图1可以看出,2001年是我国大型农用机械发展的分水岭,之后10余年间出现指数式的上升,2001-2014年年均增长率达到15.9%。而相比之下,小型农业机械市场已经接近饱和,机械动力更是在2013年和2014年连续下降。2014年,我国大中型农用拖拉机总动力第一次超过了小型拖拉机动力,成为最主要的农业机械。

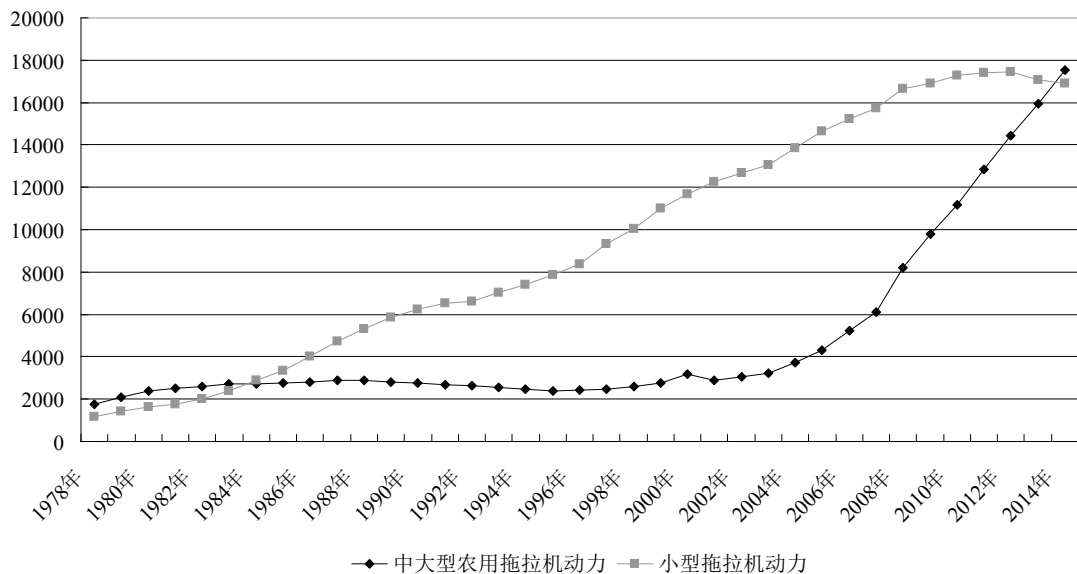


图1 1978-2014年我国分类别农业机械动力变化图(单位:万千瓦)

数据来源:历年《中国农业机械化年鉴》。

表1 1980-2014年主要年份中国主要农业机械数量和增长率

| 年份           | 小型拖拉机<br>(万台) | 年均增长<br>率(%) | 大中型拖拉机<br>(万台) | 年均增长率<br>(%) | 联合收割机<br>(万台) | 年均增长率<br>(%) |
|--------------|---------------|--------------|----------------|--------------|---------------|--------------|
| 1980         | 187           | —            | 74             | —            | 2.7           | —            |
| 1985         | 382           | 15.4         | 85             | 2.8          | 3.5           | 5.3          |
| 1990         | 698           | 12.8         | 81             | -1.0         | 3.9           | 2.2          |
| 1995         | 865           | 4.4          | 67             | -3.7         | 7.5           | 14.0         |
| 2000         | 1264          | 7.9          | 97             | 7.7          | 26            | 28.2         |
| 1980-2000 平均 | —             | 10.0         | —              | 1.4          | —             | 12.0         |
| 2001         | 1305          | —            | 83             | —            | 28            | —            |
| 2006         | 1568          | 3.7          | 172            | 15.7         | 57            | 15.3         |
| 2011         | 1811          | 2.9          | 441            | 20.7         | 111           | 14.3         |
| 2014         | 1730          | -1.5         | 568            | 8.8          | 158           | 12.5         |
| 2001-2014 平均 | —             | 2.2          | —              | 15.9         | —             | 14.2         |

数据来源:原始数据摘自历年《中国统计年鉴》,笔者采用复式计算法则得到年均增长率。

(二)我国农机跨区服务发展的历史与现状

最初的跨区机收小麦是由北方农机手发起的。据《人民日报》报道,1986年,山西省太谷县五家堡村农民温廷玉驾驶自己购买的大型东风牌联合收割机,和同村另外五位农民一起,先到运城地区帮助当地农民机收小麦,然后再返回老家收麦,利用麦熟时间差,率先搞起了“南征北战”,获得了可观的经济收入(李斯华,2004)。二十世纪九十年代初开始,陕西省农业厅开始推广跨区机收小麦这一农民自发兴起的商业模式,虽然有了政府的引导,但操作过程中组织化程度较低、规模较小。

在经历了从无到有的摸索之后,农机手逐渐意识到跨区机收所蕴藏的巨大商机,随后的1996-1999年,迎来了井喷式的增长。随着政府对于农机跨区服务的支持和管理,市场运作也逐渐正规化,这激发了越来越多的农机户参与到跨区服务的队伍中。小麦的农机服务开始出现跨省的规模,并覆盖至全国,农忙时节出现了农机服务供不应求的现象,农机户通过参与跨区服务获得了丰厚的经济效益。但是作业过程中出现了很多乱象。例如地方保护主义、截机、拦机等现象层出不穷。

新世纪以来,农机跨区服务迎来了全面推进的阶段。2000年农业部颁发的《联合收割机跨区作业管理暂行办法》对农机跨区作业的组织管理、服务质量和信息服务做出了具体的规定,这标志着中国的农机跨区服务进入了综合管理和全面发展的阶段。政府由过去的组织者、推动者和协调者转变为监管者和信息发布者,而跨区服务的主体也由单一的农机大户变为组织化程度更高的农机合作社和农机服务公司。

表2 2004-2014年中国主要粮食作物跨区机收面积与增长率

| 年份   | 跨区机收小麦  |        | 跨区机收水稻  |        | 跨区机收玉米  |        |
|------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|
|      | 面积(千公顷) | 增长率(%) | 面积(千公顷) | 增长率(%) | 面积(千公顷) | 增长率(%) |
| 2004 | 12011.5 |        | 3046.7  |        | 85.4    |        |
| 2005 | 11501.9 | -4.2%  | 3646.1  | 19.7%  | 187.7   | 119.8% |
| 2006 | 10718.6 | -6.8%  | 4288.7  | 17.6%  | 206.7   | 10.1%  |
| 2007 | 11189.4 | 4.4%   | 4789.7  | 11.7%  | 406.6   | 96.7%  |
| 2008 | 12339.8 | 10.3%  | 4872.7  | 1.7%   | 680.9   | 67.5%  |
| 2009 | 13126.2 | 6.4%   | 5985.5  | 22.8%  | 989.6   | 45.3%  |
| 2010 | 13556.0 | 3.3%   | 6180.0  | 3.2%   | 1374.0  | 38.8%  |
| 2011 | 14789.7 | 9.1%   | 6418.2  | 3.9%   | 2238.5  | 62.9%  |
| 2012 | 14161.8 | -4.2%  | 7425.4  | 15.7%  | 2744.1  | 22.6%  |
| 2013 | 14425.7 | 1.9%   | 7696.7  | 3.7%   | 3250.9  | 18.5%  |
| 2014 | 8376.3  | -41.9% | 4884.5  | -36.5% | 3171.9  | -2.4%  |

数据来源:历年《中国农业机械化年鉴》。

虽然农机跨区服务面积一直呈现稳步上升态势,但是增长点发生了变化。从作物类别来看,随着农业结构的调整,小麦的播种面积不断下降,部分地区的小麦机收市场已经接近饱和,参加小麦机收的收割机数量增长率开始回落。与此同时,水稻、玉米等其他物种成为跨区机收新的增长点(如表2所示)。从生产环节来看,如图2所示,跨区机耕和机播增长速度较快,虽然这一时期机收依然占到总跨区面积的一半以上,但增长速度放缓,2008-2013年年均增长率仅为7.4%。而这一时期跨区机播面积

和机耕面积的年均增长率则分别达到12.3%和10.8%。

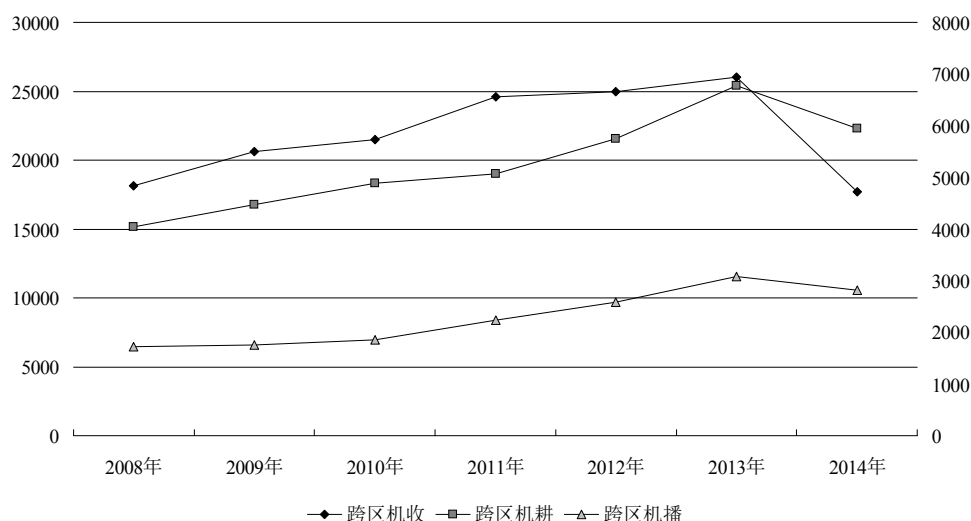


图2 2008-2014年中国农机跨区面积(单位:千公顷)

注:跨区机收为主坐标轴,跨区机耕和跨区机播为次坐标轴。数据来源:历年《中国农业机械化年鉴》。

但自2014年,中国农机跨区服务面积出现了骤减,比2013年减少了约700万公顷(见表2),下降幅度达19%,机收面积下降了32%,其中机收小麦、机收水稻、机收玉米同比分别下降41.9%、36.5%和2.4%。仇叶(2017)在调研中发现,由于农村中“熟人社会”的特征,内生性农机服务开始替代外地市场占据主导地位,大范围的农机跨区服务市场萎缩,辐射空间变小。

### (三) 谷物产量和农机化水平的空间分布

再来看2014年农机动力和谷物产量的空间分布,如图3所示,谷物生产主要集中在粮食的主产区,以河南、山东、黑龙江为龙头省份,而农业机械大省也主要集中在这些地区。同时可以发现,无论是谷物产量还是农机化水平,都存在一定的空间正自相关性,即一个地区的数值越大(小),其周边地区的相应数值也越大(小),这可能是由于地理、气候上的相似性和技术的外溢性。另外值得注意的是,机械化水平高的区域,其周边的粮食产量也普遍较高,表明农机化水平可能不仅仅对本地区的粮食生产有促进作用,还存在一定的空间溢出效应。

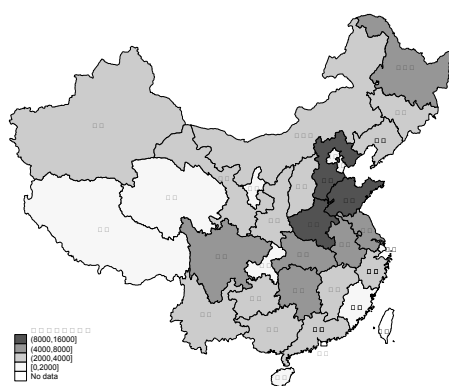


图3a 2014年中国各地区农业机械动力

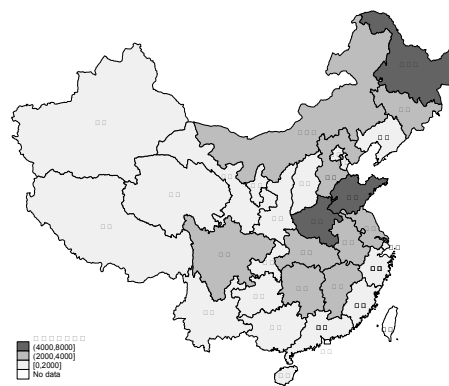


图3b 2014年中国各地区谷物产量

数据来源:《中国农村统计年鉴2015》。

#### (四)大中型和小型农业机械空间自相关性的差异

虽然农机动力整体上存在空间自相关性,但大型农机和小型农机在省级层面的空间自相关性是不同的。小型农机的作业范围一般不超过村一级,而大型农机主要由农机户或者农机服务公司使用,农用大中型拖拉机、联合收割机跨区、跨省作业的现象十分普遍,从而导致其空间范围内出现自相关。图4体现了2001至2014年间中国大中型和小型农用拖拉机动力值全局 Moran'I 指数的动态变化。全局 Moran'I 指数的计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}}$$

其中,  $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$  为样本方差,  $\omega_{ij}$  为空间权重矩阵的(i,j)元素(用来度量区域i与区域j

之间的经济距离)<sup>①</sup>。Moran'I 指数的取值介于-1到1之间,大于0表示空间正自相关,小于0表示空间负自相关,接近于0表示空间分布是随机的。由图4可以看出,农用大中型拖拉机的空间正相关性较高,Moran'I 指数集中在0.02至0.05的区间范围,并显著为正,在08年后呈现出逐年增长的态势;而小型拖拉机的空间相关性低,Moran'I 指数大致分布于0.01左右,统计上不显著<sup>②</sup>,且自2011年后逐年递减。两者的 Moran'I 指数在数值和趋势上的分化体现出中国农业机械化路径的特色,大中型农机跨区服务的广泛存在导致了其在空间上显著的自相关性。

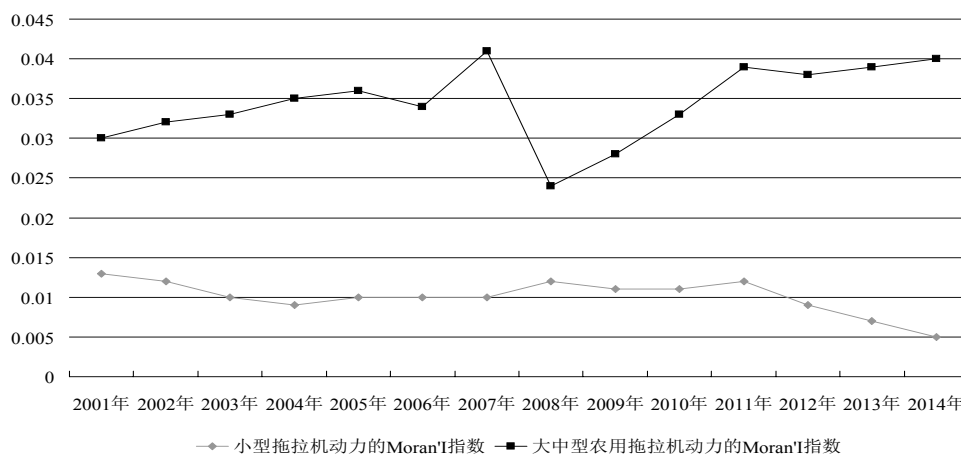


图4 2001-2014年农用大中型和小型拖拉机的 Moran'I 指数

①本文采用的空间权重矩阵为各个省的省会城市之间的经济距离的倒数,经济距离的计算使用 Google map 查询到的两地的行车时间(精确到分钟)。经济距离是商品、服务、劳务、资本、信息和观念穿越空间的难易程度,体现了时间和货币成本,是对市场准入和供给获得难易程度的有效衡量(Redding and Venables, 2004)。以往研究大多采用两地间的欧氏直线距离,将其倒数作为权重引入空间计量模型中。但是,交通运输基础设施的位置和质量、运输的便利性可能会极大影响任何两个区域间的经济距离,尽管它们之间的数字距离可能相等(世界银行, 2009)。因此,采用欧氏直线距离作为空间权重也可能造成一定的偏误。选取区域间交通时间的倒数构造空间权重矩阵,突破了常用设定方式(如0-1矩阵和两地直线距离矩阵等)的局限性。由于本文的交通时间计算基于实际距离,考虑了实际道路的通勤效率,更接近经济距离,因而使本文的空间计量分析比以往研究的估计结果更加准确。

②实际上,除2001年外,历年农用大中型拖拉机的动力值的 Moran'I 指数均在5%的显著性水平下显著为正;除2014年外,历年小型拖拉机的动力值的 Moran'I 指数仅在10%的显著性水平下显著为正,2014年的p值为0.11。

基于以上分析可得,农机化水平在空间上的自相关性主要是由大中型农机所引致的。为了探究农机化水平是否对谷物产量具有空间溢出效应,可以首先观察二者的 Moran 散点图是否具有相似性。Moran 散点图的每个点代表一个地区,纵轴为某变量标准化后的局部 Moran's I 指数,横轴为该变量标准化后的数值。可以用来检测同一指标在不同地区的空间相关性,从而度量空间单元属性值的集聚程度和溢出效应。类似于全局 Moran's I 指数,局部 Moran's I 指数取值范围是-1 到 1 之间。

以 2014 年谷物产量的 Moran's I 散点图为例,散点位于第一象限表明谷物产量高的地区其周边区域粮食产量也高,第二象限表明谷物产量低的地区被谷物产量高的地区包围,第三象限表明谷物产量低的地区其周边区域谷物产量也低,第四象限表明谷物产量高的地区被粮食产量低的地区包围。由图 5 可知,谷物产量和农业机械动力水平的 Moran's I 散点图极为相似,4 个象限均有散点分布,并以第二、三象限为主,位于第一象限的数目最少。一方面,这种相似性说明农机化水平与谷物产量之间存在空间上的某种关联;另一方面, Moran's I 散点大多分布在第二象限,即农机化水平低的地区其周边地区的农机化水平反而可能更高,这说明农机存在空间上的竞争性,即一个地区的农机化水平高,会增加对其周边地区农机服务的供应,从而降低这些地区的农业机械存量,相反,若该区的农机化水平低,会增加对其周边地区农机服务的需求,增加这些地区的农业机械存量。但拟合线斜率为正表示两类指标均存在一定程度的空间正自相关性<sup>①</sup>,这与图 3 的直观印象是相吻合的。

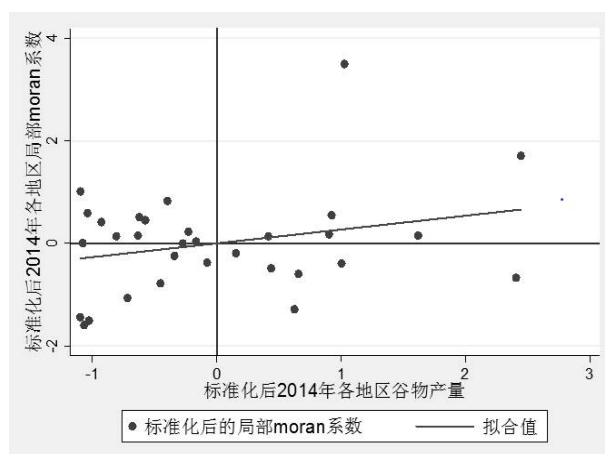


图 5a 2014 年谷物产量的 Moran 散点图

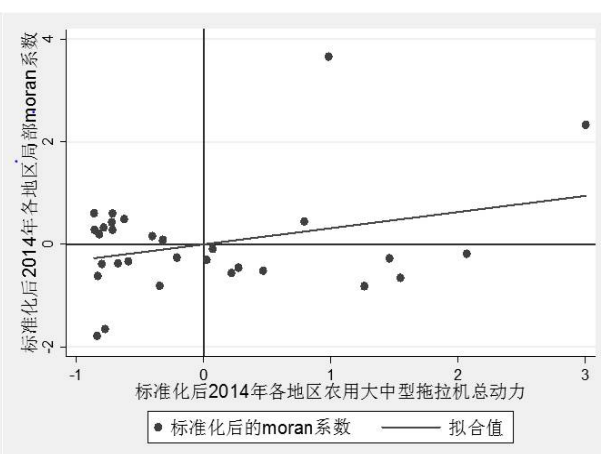


图 5b 2014 年大中型农用拖拉机动力的 Moran 散点图

#### 四、计量分析:来自全国数据和省级数据的矛盾

在农村青壮年劳动力流失、农村人口呈现老龄化和妇女化的背景下,我国粮食产量却自 2003—2015 年间实现了“十二连增”,农业机械化的迅速发展在其中起到了关键的作用(Yang et al, 2013)。农业机械化对粮食产量的正向影响体现在以下 3 个方面:(1)在种粮劳动力短缺的条件下,农业机械成为了必不可少的种粮生产要素,避免了劳动力减少对于粮食产量的负向影响;(2)减少了生产环节由于人工操作而带来的无效率损失,根据安徽等地的农机管理部门的对比试验,手动收割小麦、水稻一般

<sup>①</sup>实际上,标准化后的 2014 年各地区大中型农用拖拉机动力值和其 Moran's I 指数的相关系数为 0.31,并在 10% 的显著性条件下显著;标准化后的 2014 年各地区谷物产量和 Moran's I 的相关系数为 0.27,但在 10% 的显著性条件下并不显著。

要经历收割、捆绑、装运、碾打和清选等五道程序,自然损失率为10%–12%,而联合收割机能将五道工序一次完成,损失率在3%左右。按照比手工收获减少总损失8%测算,2013年单单小麦和稻谷的跨区机收环节就可以为农户增加143亿千克粮食的收益;(3)粮食生产各个环节对时令有着严格的要求,农机化减少了由于人工效率低而引发的错失时令的风险。

基于我国粮食生产过程中农业机械的重要地位,本节提出假说一:利用全国数据,农机化水平对粮食产量有显著的正向影响。

但是我国的农业机械化经历了特殊的发展路径。机收的跨区服务面积占总机收面积的一半以上,并且大范围的跨省农机服务占据了很大比重。地区之间的大型农业机械储备是十分不平衡的,某些地区组建了大规模的跨区机收队伍,成立了专门的合作社,而某些地区没有大型农机储备,粮食生产各个环节的机械化均靠购买农机服务实现。依据《中国农业机械化年鉴》的统计口径描述,农业机械动力的归属地依照农机的归属地。比如江苏省的跨区农机队在四川省完成水稻的机收服务,产生的农机动力被统计到江苏省,但粮食产量被统计至四川省。做一个比较极端的假设,从统计数据来看,即使四川省农机动力值为0,粮食生产中依然可以依赖外省的农机动力输出实现增产,所以一个省的农机动力和该省的粮食产量并没有显著的关系。

基于以上分析,本节提出假说二:利用省级数据,农机化水平对粮食产量的影响不显著。

为了验证以上两个假说,本节构建Cobb–Douglas形式的生产函数,假说一需要采用面板的回归方法,假说二需要采用时间序列的回归方法,基本的计量模型为:

$$\ln p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln m_{it} + \alpha_2 \ln f_{it} + \alpha_3 \ln land_{it} + \alpha_4 \ln labor_{it} + \varepsilon_{it} \cdots \cdots (1)$$

其中, $\ln p_{it}$ 表示在t年,i区域的谷物<sup>①</sup>产量的自然对数,是本节的因变量。 $\ln m_{it}$ 是自变量,代表投入于谷物生产的农业机械总动力的自然对数,用于衡量谷物生产过程中农业机械化的发展水平。另外,选取影响谷物产量的劳动力数量(labor)、化肥施用量(f)和谷物播种面积(land)作为控制变量<sup>②</sup>。 $\varepsilon_{it}$ 表示服从独立同分布的误差项,均值为0,方差为 $\sigma$ ;

同时,考虑到技术进步等因素和各个地区的资源禀赋、农业生产方式的差异,有必要在控制个体效应的同时也控制时间效应,模型中加入时间趋势变量T和个体效应 $\mu_i$ ,得到:

$$\ln p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln m_{it} + \alpha_2 \ln f_{it} + \alpha_3 \ln land_{it} + \alpha_4 \ln labor_{it} + \varphi T + \mu_i + \varepsilon_{it} \cdots \cdots (2)$$

①由中国统计年鉴的分类标准,谷物包括小麦、稻谷和玉米,是中国最重要的粮食作物种类。本文之所以采用谷物而非粮食的口径,主要是因为在中国,粮食作物下划三个大类:谷物、豆类和薯类,农业机械主要是应用于谷物类的生产、收割环节,而豆类和薯类的生产环节机械化程度低,所以农机跨区服务的对象主要是谷物,采用谷物的各类指标作为本文的研究范畴更加贴近实际生产。

②由于各类宏观数据库均没有省级的专门投入于谷物生产的劳动力、农业机械和化肥使用量的指标(实际上由于家庭农业生产活动的多样性,这类数据也无法采集),本文参考Lin(1992)和李宁等(2017)的做法,对数据进行如下处理: $labor_{it} = cv_{it}/av_{it} * al_{it}$ ,其中, $cv_{it}$ 为i地区第t年的谷物产值(按当年价格计算), $av_{it}$ 为i地区第t年的农林牧渔业总产值(按当年价格计算), $al_{it}$ 为i地区第t年的农林牧渔业劳动人口; $mit = (cv_{it}/av_{it}) * tp_{mit}$ , $tp_{mit}$ 为i地区第t年的农业机械总动力; $fit = (cv_{it}/crv_{it}) * cf_{it}$ , $crv_{it}$ 为第i地区第t年的种植业产值(按当年价格计算), $cf_{it}$ 为i地区第t年的化肥使用量。由此大致估算出各个指标的数值。全国数据也采用同样的处理方法。

数据来源于历年的《中国农村统计年鉴》、《中国农业年鉴》。由于大规模的跨省农机服务是新世纪后才开始出现的,结合数据可得性,搜集了全国31个省、地区、直辖市2001–2014年的面板数据以及1978–2014年的全国数据。

对省级面板数据的处理,首先检验其平稳性,Hadri LM 面板单位根检验和协整秩迹检验的结果表明,各变量均存在一阶单整过程,但存在长期均衡关系,所以可以不对变量进行差分处理。首先考虑既没有时间趋势也没有个体效应的混合回归,利用稳健最小二乘回归得到回归结果(1);进而考虑个体时间效应模型,通过固定效应<sup>①</sup>和可行广义最小二乘(FGLS)的方法分别得到回归结果(2)和(3)。

由表3的回归结果,可以得到以下结论:1)如果不控制时间趋势和个体效应,劳动力的产出弹性为负,这显然不符合常识。说明模型可能遗漏重要信息,事实上,在个体时间效应模型中,地区虚拟变量和时间虚拟变量的联合F检验均不为0,说明生产函数在时间和空间维度都存在显著差异,对其进行控制是必要的。2)播种面积和化肥施用量在各类模型中均显著为正,说明土地和化肥依然是粮食生产中重要的投入要素;近些年来我国谷物播种面积的持续下降对粮食安全构成一定威胁;3)农用机械在混合回归中并不显著,这表明虽然总体来看田间农机数量上升很快,但是单纯从数字上来看,农机发展迅速的省份谷物产出量增长速度不一定快。

表3 省级数据的回归结果

| 解释变量                    | 混合回归      |       | 个体时间效应模型 |       |           |       |
|-------------------------|-----------|-------|----------|-------|-----------|-------|
|                         | (1)       |       | (2)      |       | (3)       |       |
|                         | 系数        | 标准误   | 系数       | 标准误   | 系数        | 标准误   |
| Ln(机械总动力)               | 0.029     | 0.021 | 0.026    | 0.032 | -0.0004   | 0.017 |
| Ln(化肥)                  | 0.275***  | 0.063 | 0.073*** | 0.025 | 0.277***  | 0.026 |
| Ln(播种面积)                | 0.804***  | 0.051 | 0.863*** | 0.050 | 0.793***  | 0.037 |
| Ln(劳动力)                 | -0.119*** | 0.020 | 0.048    | 0.047 | -0.082*** | 0.018 |
| Regional dummy          | No        |       | Yes      |       | Yes       |       |
| Time trend              | No        |       | Yes      |       | Yes       |       |
| Adjusted R <sup>2</sup> | 0.982     |       | 0.978    |       | 0.977     |       |
| RHO                     |           |       | 0.900    |       | 0.878     |       |

注:\*\*\*、\*\*、\*和分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

Adjusted R<sup>2</sup>值表明,在FE和FGLS对数据的拟合效果均很好,考虑到截面相关性和组间异方差的存在,本文采用上表中模型三的结果解释。在模型三中,代表农业机械化水平系数为负,但是不显著。表明在其他因素相同时,一个地区农业机械化水平并不会显著影响当地的粮食产量。劳动力的系数显著为负,说明如果不考虑到农业机械化水平的空间溢出效应,劳动力的边际产出甚至为负,这一方面可能与谷物生产领域劳动力数量测算的误差有关,另一方面证明我国农业剩余劳动力的广泛存在,部分地区虽然劳动力充裕,但效率低,导致劳动力对于粮食产量造成了负面影响。

对全国时间序列数据的处理,ADF单位根检验结果表明各变量均存在一阶单整,但最大特征值检验表明变量间存在长期均衡,故采用EG-ADF两步法直接回归,回归方程不包括时间趋势项得到回归

<sup>①</sup>在Sargan-Hansen检验中,统计量显著不为0,说明 $\mu_{it}$ 与自变量相关,应采用FE模型。

结果(4),包括时间趋势项得到回归结果(5)。如表4所示,Adjusted R<sup>2</sup>值表明模型五的拟合效果更好,反映出谷物生产函数的动态变化,应考虑时间趋势。参考模型五的回归结果,首先农机动力值在5%的条件下显著,表明全国范围内看农机是谷物的重要生产要素,播种面积的弹性系数大于1,表明土地的规模效应,也从侧面反映出我国耕地细碎化程度严重。此外劳动力不显著,说明剩余劳动力存在的普遍性。

表4 全国数据的回归结果

| 解释变量                    | (4)      |       | (5)      |       |
|-------------------------|----------|-------|----------|-------|
|                         | 系数       | 标准误   | 系数       | 标准误   |
| Ln(机械总动力)               | 0.041    | 0.091 | 0.258**  | 0.122 |
| Ln(化肥)                  | 0.316*** | 0.061 | 0.434*** | 0.074 |
| Ln(播种面积)                | 1.210*** | 0.130 | 1.110*** | 0.128 |
| Ln(劳动力)                 | 0.038    | 0.097 | -0.106   | 0.107 |
| Time trend              | No       |       | Yes      |       |
| Adjusted R <sup>2</sup> | 0.973    |       | 0.977    |       |

注:\*\*\*、\*\*、\*和分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

基于以上实证结果,本文验证了假设一和假设二,即使用全国数据和省级数据所得出的矛盾结论。本文进一步假设,这种显著性上的矛盾来自于大范围的跨省农机服务,并且形成了省级范围内农业机械对粮食产出的空间溢出效应。高鸣和宋洪远(2014)认为中国各省区的粮食生产技术效率存在空间收敛现象,其中一个重要原因就是农机跨区作业。进一步,他们认为农机跨区作业可以将先进的农机技术推广到其他行政区域,使得其成为技术溢出的一种途径和工具。因此,农业机械的跨区作业已经成为中国农业机械化发展的重要模式。农业机械跨区作业不仅使农业产业实现了专业化分工,产生了规模效应,并且通过生产要素的空间流动,在不同区域之间产生了空间溢出效应。

五、空间计量分析

从统计分析可以看出农业机械化水平和谷物产出之间的空间自相关性相似,农业机械化水平可能对谷物产出具有空间溢出效应。为了探究这种空间溢出效应是否显著,在空间范围内的分布规律,以及大型农业机械和小型农业机械在空间溢出效应上的差异,本节采用空间计量经济学的方法实证分析验证农业机械发展对粮食产出的直接影响和空间溢出效应。

(一)基本模型设定与估计

首先为了将空间变量引入计量模型中,本文采用LeSage和Pace(2009)构建的一个相比空间滞后模型和空间误差模型更一般的空间面板模型——空间Durbin模型。该模型同时包含空间滞后的内生变量和外生变量,是一个捕捉不同类型空间溢出效应的合适框架模型(Beer and Riedl,2012)。它具有如下优点:一是无论真实的数据生成过程是空间滞后模式还是空间误差模式,其都能保证模型系数的无偏估计;二是其对潜在空间溢出效应的规模没有提前施加任何限制(参见Elhorst,2010)。

本文将谷物生产函数的空间面板Durbin模型设定形式如下:

$$\ln p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln m_{it} + \alpha_2 \ln f_{it} + \alpha_3 \ln land_{it} + \alpha_4 \ln labor_{it} + \gamma_1 \sum_{j=1}^N \omega_{ij} \ln p_{jt} + \beta_1 \sum_{j=1}^N \omega_{ij} \ln m_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \cdots \cdots \cdots (3)$$

类似于方程(1),  $\ln p_{it}$  代表  $t$  年度  $i$  地区谷物产量的自然对数,  $\ln m_{it}$  代表各省投入于谷物生产的农业机械总动力的自然对数, 用于衡量谷物生产过程中农业机械化的发展水平。另外, 选取影响谷物产量的劳动力数量(labor)、化肥施用量( $f$ )和谷物播种面积(land)作为控制变量。各变量的计算方式等参照注释⑦,  $\varepsilon_{it}$  表示服从独立同分布的误差项, 均值为0, 方差为 $\sigma$ ;  $\mu_i$  和  $\lambda_t$  分别表示空间和时间上的特定效应。需要说明的是  $\sum_{j=1}^N \omega_{ij}$  ⑧代表空间权重矩阵, 是  $N$  阶的对称矩阵, 其中  $\omega_{ij} = \omega_{ji}$ , 对角线上的元素  $\omega_{11} = \omega_{22} = \dots \omega_{NN}$ , (其形式如下), 因此空间权重矩阵与相应变量相乘得出的空间变量是代表其他区域变量的加权总和:

$$\sum_{j=1}^N \omega_{ij} = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} & \cdots & \omega_{1N} \\ \omega_{21} & \omega_{22} & \cdots & \omega_{2N} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \omega_{N1} & \omega_{N2} & \cdots & \omega_{NN} \end{bmatrix}$$

式(3)将农业机械动力做为一个整体带入空间计量回归方程中, 而忽略了大型和小型农业机械在对谷物产出的直接效应和空间溢出效应上的不同。为了研究二者的差异性, 构建计量方程(4), 表达式如下:

$$\ln p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln m_{it} + \alpha_2 \ln sm_{it} + \alpha_3 \ln f_{it} + \alpha_4 \ln land_{it} + \alpha_5 \ln labor_{it} + \gamma_1 \sum_{j=1}^N \omega_{ij} \ln p_{jt} + \beta_1 \sum_{j=1}^N \omega_{ij} \ln m_{jt} + \beta_2 \sum_{j=1}^N \omega_{ij} \ln sm_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \cdots \cdots \cdots (4)$$

其中  $\ln m_{it}$  和  $\ln sm_{it}$  是自变量, 分别代表  $i$  地区  $t$  年份投入于谷物生产的农用大中型拖拉机和小型拖拉机动力的自然对数, 用于衡量各省投入谷物生产的大型农机和小型农机的发展水平⑨。其余变量的经济意义均与方程(3)相同。

本节的原始数据来源于2002-2015年《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国农业机械化年鉴》。采用该区间的数据是因为:(1)此时间段为农业机械跨区服务兴起的阶段, 而农机跨区服务是引致农机对谷物产量空间溢出效应的现实基础;(2)此时间段为我国农业机械大型化发展阶段, 因而可以更好地捕捉到大型农机和小型农机空间溢出效应的差异。

在空间面板 Durbin 模型中, 解释变量中包括被解释变量的变形, 违反了传统计量模型中关于解释变量严格外生性的假设, 因此采用普通最小二乘估计(OLS)方法得到的结果是有偏且不一致的。为此, 本文根据 Lee 和 Yu(2010)的建议, 采取极大似然估计(MLE)对回归方程(3)和(4)进行参数估计。通过 Hausman 检验确定使用个体固定效应形式⑩, 回归结果见表5。

①该处  $\omega_{it}$  的计算参考前文计算 Moran' I 时的方法, 采用的是两地经济距离的倒数。

② $\ln m_{it}$  和  $\ln sm_{it}$  的估算方法同样参照 Lin(1992)和李宁等(2017),  $\ln m_{it} = (\text{cvit}/\text{avit}) * \text{tpalmit}$ ,  $\text{tpalmit}$  为  $i$  地区第  $t$  年的农用大中型拖拉机动力,  $\ln sm_{it} = (\text{cvit}/\text{avit}) * \text{tpasmit}$ ,  $\text{tpasmit}$  为  $i$  地区第  $t$  年的小型拖拉机动力。

③本文分别采用了随机效应、个体固定效应、时间固定效应和个体时间双固定效应进行回归, 其中个体固定效应为最优, 为节约篇幅, 这里仅报告了个体固定效应的结果。如对其他结果感兴趣, 可向作者索要。

表5 方程(3)和(4)的回归结果

| 解释变量                   | 方程(3)     |       | 方程(4)    |       |
|------------------------|-----------|-------|----------|-------|
|                        | 系数        | 标准误   | 系数       | 标准误   |
| Ln(机械总动力)              | 0.109***  | 0.016 |          |       |
| Ln(大中型拖拉机动力)           |           |       | 0.035*** | 0.007 |
| Ln(小型拖拉机动力)            |           |       | -0.010   | 0.010 |
| Ln(化肥)                 | 0.066***  | 0.016 | 0.099*** | 0.016 |
| Ln(播种面积)               | 0.845***  | 0.037 | 0.804*** | 0.037 |
| Ln(劳动力)                | -0.042*** | 0.016 | 0.062*** | 0.016 |
| $\omega$ *Ln(机械总动力)    | 0.045     | 0.062 |          |       |
| $\omega$ *Ln(大中型拖拉机动力) |           |       | 0.096*** | 0.025 |
| $\omega$ *Ln(小型拖拉机动力)  |           |       | 0.008    | 0.049 |
| R <sup>2</sup>         | 0.654     |       | 0.914    |       |
| sigma2                 | 0.003***  |       | 0.003*** |       |
| rho                    | 8.437***  |       | 3.029    |       |
| 观测值                    | 434       |       | 434      |       |

注:\*\*\*、\*\*、\*和分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

从方程(3)的回归结果可以看出,在控制了影响本地谷物产量( $lnp_{it}$ )的主要影响因素后,用于测度 $lnp_{it}$ 空间效应的空间滞后系数rho通过了显著性检验。这意味着在其他影响因素不变的情况下,周边省份谷物产量加权值每提升1%,本地谷物产量提升约8.4%。测度农机化空间溢出效应的回归参数 $\beta_1$ 的t值仅为0.73,没有通过显著性检验,这表明将农机化水平作为一个整体无法检测出其对谷物产量显著的空间溢出效应,这一结论与伍骏骞等(2017)年的实证结果相反,原因可能是他们的模型中没有加入劳动力变量,也没有对数据进行口径上的处理。另外在方程(3)中,劳动力的系数显著为负,这意味着农业劳动力对谷物产出造成了负面影响,这显然是不符合实际的,因而有必要将大型农机和小型农机加以区分。

方程(4)的回归结果表明:第一,在考虑到谷物生产中大型农机和小型农机的功能性差异后,模型的拟合度显著提升,达到0.914,总体回归的可信度提升;第二,rho系数不再显著,即谷物产量的空间自相关性消失,结合此模型中 $\beta_1$ 系数的显著性和方程(3)的回归结果,可以得出谷物产量在空间上的自相关性其实是由于大型农业机械化水平的空间溢出效应所引致的。该结论也与高鸣和宋洪远(2014)结论一致,他们认为粮食生产的技术效率在空间存在收敛性,其中一个重要原因就是农机的跨区作业;第三, $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 的方向和显著性符合理论预期,验证了农业机械化水平对谷物产量的确存在显著的空间溢出效应,并且是通过大型农机化水平实现的,小型农机的发展水平并没有这种空间溢出效应;第四, $\alpha_1$ 和 $\alpha_2$ 的方向和显著性符合理论预期,表明真正影响谷物产出的是农业大型机械,小型拖拉机等小型农业机械更多的是扮演交通工具的作用,而并非直接作用于农业生产;第五,劳动力的弹性系数 $\alpha_3$ 显著为正,从而更进一步验证了回归方程(4)相对于(3)的合理性。

但是,空间Durbin模型的估计参数并不是直接影响和空间溢出效应的大小,需要通过求解偏微分

方法求解(Lesage and Pace, 2009; Elhorst, 2010)。参照伍骏骞等(2017)的做法,进一步估计出各变量的直接影响、空间溢出效应和总效应,如表6所示。

表6 方程(4)中解释变量直接影响、溢出效应和总体效应的计算结果

| 解释变量         | 直接影响     | 标准误   | 空间溢出效应   | 标准误   | 总体效应     | 标准误   |
|--------------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|
| Ln(大中型拖拉机动力) | 0.036*** | 0.008 | 0.082*** | 0.011 | 0.117*** | 0.011 |
| Ln(小型拖拉机动力)  | -0.010   | 0.011 | 0.004    | 0.040 | -0.006   | 0.040 |
| Ln(化肥)       | 0.099*** | 0.014 | 0.011    | 0.010 | 0.110*** | 0.018 |
| Ln(播种面积)     | 0.809*** | 0.035 | 0.095    | 0.080 | 0.904*** | 0.086 |
| Ln(劳动力)      | 0.063*** | 0.019 | 0.007    | 0.006 | 0.070*** | 0.021 |

注:\*\*\*、\*\*、\*和分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

由表6的结果可得:第一,在直接影响方面,除小型农机之外,其余变量均显著为正,这与回归方程的结论是一致的。在我国,土地依然是谷物生产中最重要生产要素,弹性约为0.81,农用大中型拖拉机动力的弹性为0.036,表明大型农机化水平每上升1%,可提高本地谷物产量0.036%。将各生产要素的直接影响系数相加得0.997,这表明如果不考虑空间溢出效应,我国谷物生产大致处在规模报酬不变的阶段。第二,在空间溢出效应方面,只有农用大中型拖拉机动力是显著的,这也是与实际相符的,其他的生产要素不存在跨区服务的现象,自然不存在空间溢出性。从系数的大小来看,农用大中型拖拉机动力的空间溢出弹性达到了0.082,是其直接效应弹性的2.3倍,这表明,在中国,大型农机对于谷物的产出贡献主要体现在其空间溢出效应上,大型农机的服务对象不仅是本省,更为主要的是周边省份。第三,将总体效应中的系数相加得1.195,并显著大于1,这表明,在考虑空间溢出效应后,我国谷物生产实际处在规模报酬递增的阶段,也从侧面证明了罗必良(2017)提出的由土地规模化向服务规模化的转变的存在性和合理性。

## (二)空间溢出效应的空间分布规律

上述是从总体上探究农业机械化对于谷物产出的空间溢出效应及其实现方式,那么,农业机械化空间溢出效应的空间范围到底有多大呢?地理学第一定律认为任何事物之间均相关,离的较近事物总比离的较远的事物相关性要高(Tobler, 1970)。实际上,由于运输费用或交易费用的存在,农业机械作业也存在空间溢出效应的强弱之分,距离越远,农机跨区作业的成本越大、不确定性因素越多,农机化的溢出效应越弱,直至这种溢出效应几乎为零。为了研究其在空间上的分布规律,分别构建方程(5)和方程(6):

$$\ln p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln l m_{it} + \alpha_2 \ln s m_{it} + \alpha_3 \ln f_{it} + \alpha_4 \ln l a n d_{it} + \alpha_5 \ln l a b o r_{it} + \gamma_1 \sum_{j=1}^N \varphi_{ij} \ln p_{jt} + \beta_1 \sum_{j=1}^N \varphi_{ij} \ln l m_{jt} + \beta_2 \sum_{j=1}^N \varphi_{ij} \ln s m_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \cdots \cdots (5)$$

$$\ln p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln l m_{it} + \alpha_2 \ln s m_{it} + \alpha_3 \ln f_{it} + \alpha_4 \ln l a n d_{it} + \alpha_5 \ln l a b o r_{it} + \gamma_1 \sum_{j=1}^N \phi_{ij} \ln p_{jt} + \beta_1 \sum_{j=1}^N \phi_{ij} \ln l m_{jt} + \beta_2 \sum_{j=1}^N \phi_{ij} \ln s m_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \cdots \cdots (6)$$

方程(4)和方程(5)、(6)的区别在于空间权重矩阵的设定,  $\varphi_{ij}$  和  $\phi_{ij}$  可由以下公式得出<sup>①</sup>:

$$\varphi_{ij} = \begin{cases} \omega_{ij} & \omega_{ij} \geq \frac{1}{720} \\ 0 & \omega_{ij} < \frac{1}{720} \end{cases}, \quad \phi_{ij} = \begin{cases} \omega_{ij} & \omega_{ij} \geq \frac{1}{1440} \\ 0 & \omega_{ij} < \frac{1}{1440} \end{cases} \dots\dots\dots(7)$$

利用回归方程(5)可以测算空间溢出效应在经济距离为半天之内数值,利用回归方程(6)可以测算溢出效应在经济距离为一天之内数值。

表7列出了方程(4)、(5)、(6)中农用大中型拖拉机动力的直接影响、空间溢出效应和总体效应。由此可得如下结论:第一,将空间权重矩阵调整为经济距离为半天之内( $\varphi_{ij}$ )和一天之内( $\phi_{ij}$ )的形式并不影响农用大中型拖拉机动力的直接影响、空间溢出效应和总体效应的显著性;第二,从影响数值的大小来看,三个模型的总体效应接近,在0.110–0.117之间变动,但在直接影响和空间溢出效应上的分布不同。权重矩阵所包含的范围越广,空间溢出效应占比越大,但变化幅度均匀,这与现实发生的全国大范围农机跨区作业是相符合的。Yang et al.(2013)的调研发现,江苏省农机户的跨区机收服务北至黑龙江、南至广西、西至四川,纵横中国的大江南北,这种空间溢出的范围是非常大的,并不会随着地理距离的扩大而迅速消逝。半天之内辐射区域的空间溢出效应为0.056,占全部空间溢出效应的68.3%,一天之内辐射区域的空间溢出效应为0.070,占全部空间溢出效应的85.4%。这意味着约15%的空间溢出效应可以辐射到经济距离为一天之外的区域。

表7 空间维度的估计结果

| 模型     | 直接影响     | 空间溢出效应   | 总体效应     | R <sup>2</sup> | rho    | sigma2   |
|--------|----------|----------|----------|----------------|--------|----------|
| 方程(4)  | 0.036*** | 0.082*** | 0.117*** | 0.914          | 3.029  | 0.003*** |
| (基准模型) | (0.008)  | (0.011)  | (0.011)  |                |        |          |
| 方程(5)  | 0.054*** | 0.056*** | 0.110*** | 0.855          | 0.143* | 0.003*** |
| (半天之内) | (0.007)  | (0.008)  | (0.010)  |                |        |          |
| 方程(6)  | 0.044*** | 0.070*** | 0.114*** | 0.875          | 0.189* | 0.003*** |
| (一天之内) | (0.008)  | (0.011)  | (0.011)  |                |        |          |

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

### (三)跨经纬度的空间溢出效应分析

我国幅员辽阔,区域间的谷物生产周期差异性明显,这就为农机跨区服务创造了时间差。从实际出发,农机化水平对谷物产量的空间溢出效应在跨经度和跨纬度有所不同,跨纬度的溢出效应比跨经度的溢出效应要明显。原因在于谷物生产对时令要求较高,不能错过了各个生产环节的最佳时机。所以只有相同生产环节有足够时间差的地区之间,农机跨区服务才能开展。所以,这种跨区服务通常跨纬度而行,因为处于同一纬度的地区耕种收的时间点大体相同,农机无法分身两地进行跨区作业,而纬度不同的地区之间谷物生产环节有时间间隔,农机在对一地完成作业后,有充足时间转移至另一地。

①由于本文采用的是经济距离的倒数,半天为720分钟,一天为1440分钟,所以半天之内是指行车时间不超过720分钟所能到达的地区,大致是北京到上海的经济距离;一天之内是指行车时间不超过1440分钟所能达到的地区,大致是北京到广西南宁的经济距离。

表8 位于同一经度的典型省份估计结果

| 解释变量           | 直接影响     | 标准误   | 空间溢出效应   | 标准误   | 总体效应     | 标准误   |
|----------------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|
| Ln(大中型拖拉机动力)   | 0.024    | 0.019 | 0.093*** | 0.027 | 0.117*** | 0.028 |
| Ln(小型拖拉机动力)    | -0.076** | 0.031 | 0.113    | 0.072 | 0.037    | 0.081 |
| R <sup>2</sup> |          |       | 0.994    |       |          |       |
| Sigma2         |          |       | 0.003*** |       |          |       |
| rho            |          |       | -0.040   |       |          |       |

注:\*\*\*、\*\*、\*和分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

表9 位于同一纬度的典型省份估计结果

| 解释变量           | 直接影响   | 标准误   | 空间溢出效应   | 标准误   | 总体效应   | 标准误   |
|----------------|--------|-------|----------|-------|--------|-------|
| Ln(大中型拖拉机动力)   | -0.016 | 0.019 | -0.042   | 0.052 | -0.058 | 0.070 |
| Ln(小型拖拉机动力)    | -0.031 | 0.041 | 0.001    | 0.112 | -0.029 | 0.147 |
| R <sup>2</sup> |        |       | 0.418    |       |        |       |
| sigma2         |        |       | 0.001*** |       |        |       |
| rho            |        |       | 0.031**  |       |        |       |

注:\*\*\*、\*\*、\*和分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

因此,本文选取了我国地理分布上大致位于同一经度和同一纬度的谷物生产典型省份,具体为:同一经度的省份有河北、辽宁、吉林、黑龙江、河南、湖北、湖南和广东;同一纬度的省份有江苏、安徽、湖北、重庆。空间Durbin模型的形式和空间权重矩阵的设定参照主模型。由此,分别对处于同一经度和同一纬度的省份做空间计量回归估计得出模型十和模型十一,结果参见表8和表9。

通过对比可以看出,处于同一经度的省份之间,农用大中型机械动力对谷物产量的空间溢出效应十分显著,占到其总效应的79.5%,而对本地谷物产量的直接效应在统计上不显著,从而进一步验证了我国大型农业机械主要用于跨区服务的论点。处于同一纬度的省份之间,农用大中型机械动力对谷物产量的空间溢出效应在统计上不显著,这也与我国农机跨区作业南北而行的事实相符。

#### (四)时间维度的空间溢出效应分析

为了研究农机化水平的空间溢出效应随时间的变化趋势,本文将研究区间分成三个时间段,分别为2001-2005年、2006-2010年以及2011-2014年,采用公式(4)对各自区间样本进行空间计量回归,回归结果如表10所示:

表10 时间维度空间溢出效应估计结果

| 解释变量           | 2001-2005年 |       | 2006-2010年 |       | 2011-2014年 |       |
|----------------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|
|                | 空间溢出效应     | 标准误   | 空间溢出效应     | 标准误   | 空间溢出效应     | 标准误   |
| Ln(大中型拖拉机动力)   | 0.049*     | 0.029 | 0.089**    | 0.038 | 0.227***   | 0.081 |
| Ln(小型拖拉机动力)    | 0.028      | 0.041 | 0.060      | 0.140 | 0.166*     | 0.085 |
| R <sup>2</sup> | 0.860      |       | 0.879      |       | 0.737      |       |
| sigma2         | 0.002***   |       | 0.001***   |       | 0.001***   |       |
| rho            | 0.150      |       | 0.201      |       | 0.224      |       |

注:\*\*\*、\*\*、\*和分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

从估计系数的大小来看,空间溢出效应呈现出递增的趋势,2001–2005年仅为0.049,而2011–2014年达到0.227,从显著性来看,三个阶段分别在10%、5%和1%的显著性条件下显著。这表明,2001–2005年间,虽然农机跨区作业初具规模,但还不足以在省级范围产生显著性的空间溢出效应,新世纪以来,中国的农机服务市场由期初的混乱走向成熟,组织化程度进一步加强,农机合作社、农机公司成为农机跨区服务的主力军,大规模的农机跨区服务成为农户实现农业机械化的主流方式,深刻影响了种粮农户的生产方式,从而产生了越来越大、越来越显著的空间溢出效应。伍骏骞等(2017)的实证结论也表明,由于农机跨区服务自新世纪才开始壮大,1999年之前农机化的空间溢出效应不显著,甚至在1989–1998年间显著为负。时间维度的分析结果同我国农机跨区作业发展历史的事实相符。

## 六、结论与讨论

本文首先从利用省级数据和全国数据所得出的矛盾性回归结果入手,认为之所以产生这种矛盾是因为大范围的农机跨省服务。在谷物生产中,因为种粮劳动力的流失和农业机械对劳动力的有效替代,全国范围内看,农业机械化对谷物生产有着显著的积极影响。但是一省的农业机械化水平不仅对当地的谷物产出产生正向影响,而且可以辐射到周边地区,所以如果不考虑空间溢出性,利用省级数据无法观测到农业机械化对于谷物产出的显著性作用。

这一矛盾性的结论引导笔者利用空间计量经济学的方法,研究这种空间溢出效应的显著性以及空间分布规律,得出的主要结论有:

第一,农业机械化水平对谷物产量有显著的空间溢出效应,即其他区域的农业机械发展水平对当地谷物产量有显著的正向影响。这种空间溢出效应是通过大中型农机的跨区服务产生的,小型农机不会产生空间溢出效应。这一结论证明我国大范围的农机跨省服务已经成为农业机械化的重要实现途径,以农机服务组织为代表的各类农业生产性服务主体正在重新定义我国农业生产方式,这是农业分工的表现形式。

第二,农机化的空间溢出效应随着地理范围的扩大而增强,经济距离半天之内的地区空间溢出效应占比为68.3%,一天之内的地区空间溢出效应占比为85.4%。这一结论说明我国的农机跨区服务辐射范围非常广,从而空间溢出效应的范围很大,并不会随着地理距离的扩大而迅速消逝,这是同我国实际发生的横跨南北的农机服务的现实相吻合的。

第三,从空间范围来看,农机化水平的空间溢出效应主要发生在纬度不同的区域,农业机械发展水平在同一纬度区域之间的溢出效应不显著,契合了中国农业机械跨纬度作业的现实情况。

第四,从时间范围来看,2001–2014年间,农机化水平的空间溢出效应呈现出逐年递增的趋势,其中2011–2014年空间溢出效应是2001–2005年的4.6倍,且显著性大幅增加。这契合了新世纪来农机跨区服务规模不断壮大、组织化程度不断提高的发展趋势。

不足之处和未来的研究方向:

第一,本文在定量研究农机跨区服务所引致的农机化水平对谷物产出的空间溢出效应时,因为数据的限制,特指农机的跨省服务。而普遍存在的省内农机跨区服务所产生的空间溢出效应则不能被本研究捕捉。更加微观的空间溢出性需要市、县级的数据和空间权重矩阵来进行定量研究。

第二,由于农机跨区服务是快速城镇化和土地细碎化背景下的时代产物,在未来土地流转加速、农地经营规模持续扩大成为不可逆转之发展趋势的条件下,农机跨区服务将会受到怎样的冲击,而由其所引致的空间溢出效应是否会消退,则是未来需要进一步研究的方向。

#### 参考文献

- [1] Beer, C., & Riedl, A., 2012, "Modeling Spatial Externalities in Panel Data: The Spatial Durbin model revisited", *Papers in Regional Science*, 91(2), pp. 299~318.
- [2] Elhorst, J. P., 2010, "Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar", *Spatial Economic Analysis*, 5(1), pp. 9~28.
- [3] Gollin, D., Lagakos, D., & Waugh, M. E., 2014, "Agricultural Productivity Differences across Countries", *American Economic Review*, 104(5), pp. 165~170.
- [4] Houssou, N., Diao, X., Cossar, F., & et al., 2013, "Agricultural Mechanization in Ghana: is Specialized Agricultural Mechanization Service Provision a Viable Business Model?", *American Journal of Agricultural Economics*, 95(5), pp. 1237~1244.
- [5] Ji, C., Guo, H. D., Jin, S. Q., & et al., 2017, "Outsourcing Agricultural Production: Evidence from Rice Farmers in Zhejiang Province", *PLoS one*, 12(1), 1~16.
- [6] Lee, L., & Yu, J., 2012, "Spatial Panels: Random Components versus Fixed Effects", *International Economic Review*, 53(4), pp. 1369~1412.
- [7] LeSage, J. P., & Pace, P. K., 2009, *Introduction to Spatial Econometrics (Statistics, Textbooks and Monographs)*, Boca Raton: CRC Press.
- [8] Lin, J. Y., 1992, "Rural Reform and Agricultural Growth in China", *American Economic Review*, 82(1), pp. 34~51.
- [9] Manjunatha, A. V., Anik, A. R., Speelman, S., & et al., 2013, "Impact of Land Fragmentation, Farm Size, Land Ownership and Crop Diversity on Profit and Efficiency of Irrigated Farms in India", *Land Use Policy*, 31, pp. 397~405.
- [10] Otsuka, K., 2013, "Food Insecurity, Income Inequality, and the Changing Comparative Advantage in World Agriculture", *Agricultural Economics*, 44, 7~8.
- [11] Pingali, P., 2007, "Agricultural Mechanization: Adoption Patterns and Economic Impact", in *Handbook of Agricultural Economics*, Vol.3, edited by Everson, R., & Pingali, P. Elsevier, 2780~2800.
- [12] Redding, S., & Venables, A. J., 2004, "Economic Geography and International Inequality", *Journal of International Economics*, 62(1), pp. 53~82.
- [13] Rosenthal, S. S., & Strange, W. C., 2004, "Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies", in *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol.4, edited by Henderson, V., & Thisse, J. F. Elsevier, 2119~2171.
- [14] Ruttan, V. W., 2001, *Growth and Development: An Induced Innovation Perspective*, Oxford University Press.
- [15] Shi, H., & Yang, X., 1995, "A New Theory of Industrialization", *Journal of Comparative Economics*, 20(2), pp. 171~189.
- [16] Stigler, G. J., 1951, "The Division of Labor is Limited by the Extent of the Market", *Journal of Political Economy*, 59(3), pp. 185~193.
- [17] Takeshima, H., Pratt, A. N., & Diao, X., 2013, "Mechanization and Agricultural Technology Evolution, Agricultural Intensification in Sub-Saharan Africa: Typology of Agricultural Mechanization in Nigeria", *American Journal of Agricultural Economics*, 95(6), pp. 1230~1236.
- [18] Tobler, W., 1970, "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region", *Economic Geography*, 46, pp. 234~240.

- [19] Wang, X. B., Yamauchi, F., Otsuka, F., & et al., 2016, “Wage Growth, Landholding, and Mechanization in Chinese Agriculture”, *World Development*, 86, pp. 30~45.
- [20] Yamauchi, F., 2016, “Rising Real Wages, Mechanization and Growing Advantage of Large Farms: Evidence from Indonesia”, *Food Policy*, 58, pp. 62~69.
- [21] Yang, J., Wang, H., Jin, S., & et al., 2016, “Migration, Local Off-farm Employment, and Agricultural Production Efficiency: Evidence from China”. *Journal of Productivity Analysis*, 45(3), pp. 274~259.
- [22] Yang, J., Huang, Z., Zhang X., & et al., 2013, “The Rapid Rise of Cross-regional Agricultural Mechanization Services in China”, *American Journal of Agricultural Economics*, 95(5), pp. 1245~1251.
- [23] Zhang, X., Yang, J., & Reardon, T., 2017, “Mechanization Outsourcing Clusters and Division of Labor in Chinese Agriculture”, *China Economic Review*, 43, pp. 184~195.
- [24] 阿弗里德·马歇尔:《经济学原理》,华夏出版社,2013年.
- [25] 高鸣、宋洪远:《粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异》,《管理世界》,2014年第7期.
- [26] 韩朝华:《个体农户和农业规模化经营:家庭农场理论评述》,《经济研究》,2017年第7期.
- [27] 胡雪枝、钟甫宁:《农村人口老龄化对粮食生产的影响——基于农村固定观察点数据的分析》,《中国农村经济》,2012年第7期.
- [28] 黄祖辉、王建英、陈志钢:《非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响》,《中国农村经济》,2014年第11期.
- [29] 纪月清、钟甫宁:《非农就业与农户农机服务利用》,《南京农业大学学报(社会科学版)》,2013年第5期.
- [30] 孔祥智:《农业供给侧结构性改革的基本内涵与政策建议》,《改革》,2016年第2期.
- [31] 李宁、何文剑、仇童伟、陈利根:《农地产权结构、生产要素效率与农业绩效》,《管理世界》,2017年第3期.
- [32] 李斯华:《我国跨区机收的发展现状、效益分析及对策研究》,《农机化研究》,2004年第1期.
- [33] 李显刚:《现代农机专业合作社是创新农业经营主体的成功探索》,《农业经济问题》,2013年第9期.
- [34] 刘运梓、宋养琰:《农业机械化是农业现代化的核心和基本内容么?》,《社会学辑刊》,1980年第2期.
- [35] 罗必良:《农业家庭经营:走向分工经济》,中国农业出版社,2017年.
- [36] 罗象谷:《农业机械化是农业的根本出路吗?》,《中国农村经济》,1985年第7期.
- [37] 彭代彦、文乐:《农村劳动力老龄化、女性化降低了粮食生产效率么——基于随机前沿的南北方比较分析》,《农业技术经济》,2016年第2期.
- [38] 仇叶:《小规模土地农业机械化的道路选择与实现机制——对基层内生机械服务市场的分析》,《农业经济问题》,2017年第2期.
- [39] 世界银行:《2009年世界发展报告: 重塑世界经济地理》,清华大学出版社,2009年.
- [40] 王建英、陈志钢、黄祖辉、Thomas Reardon:《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》,2015年第9期.
- [41] 王欧、唐轲、郑华懋:《农业机械对劳动力替代强度和粮食产出的影响》,《中国农村经济》,2016年第12期.
- [42] 王跃梅、姚先国、周明海:《农村劳动力外流、区域差异与粮食生产》,《管理世界》,2013年第11期.
- [43] 伍骏骞、阮建青、徐广彤:《经济集聚、经济距离与农民增收:直接影响与空间溢出效应》,《经济学(季刊)》,2017年第1期.
- [44] 伍骏骞、方师乐、李谷成、许广彤:《中国农业机械化水平对粮食产量的空间溢出效应分析:基于跨区作业的视角》,《中国农村经济》,2017年第6期.

- [45] 亚当·斯密.《国民财富的性质和原因的研究》,商务印书馆,2011年.
- [46] 杨进、钟甫宁、陈志钢、彭超:《农村劳动力价格、人口结构变化对粮食种植结构的影响》,《管理世界》,2016年第1期.
- [47] 杨进:《中国农业机械化服务与粮食生产》,浙江大学博士学位论文,2015年.
- [48] 杨小凯、张永生:《新兴古典经济学与超边际分析》,社会科学文献出版社,2003年.
- [49] 周宏、王全忠、张倩:《农村劳动力老龄化与水稻生产效率缺失——基于社会化服务的视角》,《中国人口科学》,2014年第3期.
- [50] 周振、张琛、彭超、孔祥智:《农业机械化与农民收入:来自农机具购置补贴政策的证据》,《中国农村经济》,2016年第2期.

# 电子商务有益于农民增收吗？\*

——来自江苏沐阳的证据

曾亿武<sup>①</sup> 郭红东<sup>②</sup> 金松青<sup>③</sup>

**摘要:**本文利用江苏省沐阳县1009个花木农户的问卷调查数据,采用倾向得分匹配法研究电子商务采纳对农户农业收入的影响效应。研究发现,电子商务采纳能够对农户农业收入产生显著的促进作用,利润率和销量的提升构成增收效应的来源机制;与此同时,电子商务加剧了农户内部的收入不平等程度,包括物质资本、人力资本和社会资本在内的资本禀赋状况是导致电商农户增收差异的重要因素。政府应继续缩小互联网接入可及性差异,为更多地区的农户创造良好的电子商务创业环境,同时要有意识为贫困地区和弱势农户进行政策倾斜。

**关键词:**数字鸿沟;数字红利;信息沟通技术;电子商务;农民收入

**中图分类号:**F304.3 F328 **文献标识码:**A

## 一、引言

伴随信息沟通技术的不断发展,发达地区与欠发达地区、城市与农村之间、贫富阶层之间会划下一道更加难以逾越的数字鸿沟(digital divide),还是大多数生产者尤其是农村地区和传统产业中的小农能够在信息沟通技术的帮助下分享到数字红利(digital dividends)?对于这一问题,学界一直存在较大的争议。学者认为发展中国家的小农难以分享数字红利的原因可归结为两点:一是信息技术基础设施的可接入机会欠缺;另一是信息技术的使用能力不足(DiMaggio et al., 2004)。即便随着发展中国家的经济社会发展,手机和互联网等信息沟通技术逐渐得到普及和应用, Britz and Blignaut

\*本文系国家自然科学基金项目“中国淘宝村形成机理及其‘三农’影响效应研究”(编号:71673244)和国家自然科学基金重点学科群项目“农业产业组织体系与农民合作社发展:以农民合作组织发展为中心的农业产业组织体系创新与优化研究”(编号:71333011)的阶段性研究成果。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见,但笔者文责自负

①曾亿武,浙江大学中国农村发展研究院博士生;

②郭红东,浙江大学中国农村发展研究院教授,博导;

③金松青,浙江大学中国农村发展研究院教授,浙江省千人计划学者。

(2001)、DiMaggio and Hargittai(2001)和Bonfadelli(2002)等人坚持认为,信息通信技术只会对受教育程度和收入水平高的富裕阶层有利,并会造成低收入人群和高收入人群之间的差距越来越大。另有学者使用部分发展中国家的调查数据证明,手机和互联网的普及对增加农产品市场销量、提高农产品销售价格和改善农民的福利有着显著的积极作用(例如Jensen,2007;许竹青等,2013;Burga and Barreto,2014;Shimamoto et al.,2015);但也有个别学者的研究没有得到与上述一致的结论,他们发现信息通信技术未必能够给发展中国家的农民带来显著的积极影响(例如Molony,2008;Futch and McIntosh,2009;Fafchamps and Minten,2012)。

近年来,随着农村交通和网络基础设施日益完善,互联网普及率和网民规模快速增长,物流快递配送体系不断往农村地区蔓延辐射以及第三方电子商务平台的兴起,中国农业电子商务迎来了蓬勃发展的态势(曾亿武等,2016)。在部分农村地区,电子商务广泛地与当地特色农业产业和农户有机融合,催生了一批主营大闸蟹、山核桃、花木、蜂蜜、苹果等农产品的电子商务专业村,由于农户主要以淘宝网为交易平台,这些专业村常被称为“淘宝村”。部分地区的淘宝村甚至实现连片发展,产生了“淘宝村集群”的现象。中国农村电子商务的快速发展,本质上就是数字红利往“三农”领域的扩散过程,淘宝村的出现是这一过程的典型产物和生动证据。本文试图为发展中国家小农的数字红利问题提供一个电子商务发展视角的理论考察以及来自中国的经验证据,即在理论分析的基础上,利用江苏省沭阳县1009个花木农户的问卷调查数据,采用倾向得分匹配法实证研究电子商务采纳对农户农业收入的影响效应。这既是对手机和互联网使用效应研究的进一步深化,又有助于加深对农户采纳视角下电子商务发展效应的理解和认识,同时拓展了农业与农村电子商务领域农户微观视角的定量研究,并为中国农业和农村电子商务的深化发展提供依据和启示。

## 二、理论分析

### (一)电子商务采纳的增收效应:群体平均效应

在经济学看来,农民是理性且精于计算的,他们追求自身效用最大化,并对价格的变化或潜在的赢利机会有着迅速而正确的反应(Schultz,1964)。农村电子商务兴起的经济本质在于实现了消费者和农民网商之间的双赢。当采纳电子商务的净收益大于传统销售方式的净收益时,农户便会选择采纳电子商务。归纳起来,电子商务采纳促进农户增收的逻辑在于以下两方面:

第一,电子商务有助于提升农户的利润率。在传统的中间商收购模式下,农产品交易的中间环节多,加上中间商可以利用信息和区位的垄断优势,压低农产品收购价格、抬高销售价格,获取高额利润,使农户和消费者利益受损。电子商务市场通过直接匹配买卖双方,使中间商从分销渠道中被排除(Bakos,1998)。对于农户而言,采纳电子商务可以有效填补信息和渠道上的短板,改善自身的市场地位,摆脱被中间商低价收购的命运,获得比原来更高的利润率。另外,传统的商业环境受到地域限制,信息比较分散和不充分,信息传递的滞后性、失真性情况严重,这不但无法给农户生产提供指导,有时反而会产生误导,甚至会加速滞销问题的产生,而供给过剩是导致农户利润率低下的经常性因素。电子商务的出现使大量买家和卖家可以突破时空限制,集聚在虚拟的平台上,进而产生各种即时信息和过往记录,形成大数据。电子商务有助于提升网商搜集和利用信息的能力,更好引导

生产(Baorakis et al., 2002)。电子商务还促进实现以销定产,例如,有的地区通过开展农产品网上预售活动,拉长了农产品的销售周期,提前获得农业生产投入所需的资金,并根据预售的情况制定生产计划,避免了盲目生产、过度供给及其引发的低价贱卖情况的发生。从另外一个角度看,根据施振荣(1996)提出的“微笑曲线”理论,生产制造位于曲线中间的最低端,附加值和利润率最低,而研发设计和营销服务分别位于曲线左右两端,附加值和利润率高得多,农户通过采纳电子商务实现营销和售后服务内部化,有助于提升其产品的附加值和利润率。

第二,电子商务有助于提升农户的产品销量。众多研究表明,电子商务能够促进采纳主体扩大其市场份额、发掘潜在的客户,以及开发新的市场(Fraser et al., 2000; Baourakis et al., 2002; Montealegre et al., 2007)。对于农户,在传统的中间商收购模式下,假定其农产品的收购价格是 $P_0$ ,单位流通成本是 $C$ ,农产品市场价格是 $P_m$ ,对应的市场需求数量是 $Q$ ,则有 $P_m=P_0+C$ ;而 $C$ 又是流通环节数量 $I$ 的递增函数,即 $C=C(I)$ ,且 $\partial C(I)/\partial I>0$ 。因此 $P_m=P(I)$ ,且 $\partial P(I)/\partial I>0$ ,对于需求曲线而言,存在 $\partial Q(P)/\partial P<0$ ,则 $\partial Q/\partial I<0$ 。也就是说,给定其他条件不变的情况下,电子商务通过减少流通环节、降低流通成本,能够提高农产品的市场需求量。电子商务还有助于降低信息搜寻成本,促进解决信息不对称(Varian et al., 2004)。从消费者的角度看,电子商务有助于使更多消费者获取到产品信息从而成为新增的购买群体或者让原本知道产品却不知何处购买的消费者的购买愿望成为现实,进而扩大产品的市场需求量。此外,在传统的农产品流通模式中,农户与消费者通常是分离的,很多时候农户不知道自己生产的农产品最终卖到谁的手里,消费者购买的产品也不知道是哪个农户生产的,而电子商务可以实现农户和消费者之间的一对一互动。在反复的互动中,消费者可以了解到农户的生产过程、故事、理念和价值观等方面的信息,从而形成认同、信任和黏性,这既能提升消费者的回购率,又能促进消费者将产品推荐给更多的消费者。

虽然在现实中,并非每个农户都适合电商创业,也并非每个参与电商创业的农户就一定能够取得成功,但从整个农民群体的角度讲,他们在行为努力上具有与其他任何社会群体、任何社会阶层同样的人性和能力,即追求并实现利益最大化。从群体平均效应的角度来看,给定其他因素不变的条件下,电子商务采纳能够对农户农业收入产生正向作用。

## (二)电子商务采纳的增收效应:群体内部差异

现实中,农户之间的异质性是毋庸置疑的。根据邱泽奇等(2016)的观点,这些异质性在转化成为“互联网资本”之后,会在网络市场规模的乘数效应和人气口碑传播的循环累积作用下,催生出农户之间的数字红利差异。本文认为,资本禀赋是农户异质性因素的重要方面。由于资本禀赋因素的作用,农户对于数字红利的分享不会是同质、等量的状态,农民内部出现电子商务采纳增收差异现象具有必然性,并导致农民收入差距扩大的结果。社会实践理论认为,资本是一组可被使用的资源和权力,资本状况会影响个体的实践活动和行为选择(Bourdieu, 1986)。电商创业作为农户的一项实践活动,其经营过程中的决策、行为及绩效同样会受到资本禀赋的影响。在本文,资本禀赋具体指农民网商个人及其家庭所拥有的资源和能力的总和。进一步地,按照资本的表现形态,本文将资本禀赋划分为物质资本、人力资本和社会资本三种基本类型。

物质资本是最基础的资本禀赋,在这里,具体指农民网商及其家庭拥有的有形物资。学者的研

究表明,家庭耕地、经营支出等物质资本因素对农户内部的收入差距有正向影响,例如,冯振东、惠宁(2010)经调查发现,物质资本是拉开农民收入差距的间接力量;Wan and Zhou(2005)的研究表明,物质资本对中国农村收入差距的影响正在快速提高。对于电子商务的实施而言,随着时间的推移,农户所需的物质投入呈递增趋势:在农村电商早期发展阶段,开网店的农户尚且不多,电商创业的门槛较低,所需投入的资金还不大;随着网商队伍的壮大,线上竞争日益激烈,农户在网店装修、宝贝展示、广告促销、客户服务以及线下产品供应管理等方面需要越来越多的资金投入(邵占鹏,2017)。拥有丰富物质资本的农户可以在激烈的电商市场竞争中保持良好的主动权和抗压力,在应对同质化竞争的问题上也会具有更好的转型条件。相反,随着电商市场竞争不断加剧,在“水涨船高”的网络营销费用以及差异化经营需要的双重压力下,部分物质资本匮乏的农户可能会丧失电商创业的积极性 and 信心。综上,农户物质资本越丰富,其电子商务采纳增收效应越大。

人力资本是蕴藏在劳动者体内的体力、知识和技能的总和。众多学者的研究已表明,人力资本是影响农户收入增长与农户内部收入不平等的重要因素(例如高梦滔、姚洋,2006;Fleisher et al., 2010)。健康投资是其他人力资本投资的前提,农户的健康程度决定了其工作的体力,而体力又是智力或精神活动的基础。只有拥有健康体魄,农户才能成就持续良好的工作绩效,获得更多收入。对于电商农户,由于电子商务采纳使其比从前更加充分利用每天的时间,工作的强度有所增强,身体素质显得尤为重要。教育投资是提升人力资本的有效途径。一般地,用户受教育程度越高,其越能利用互联网获取收益(DiMaggio and Hargittai, 2001; Bonfadelli, 2002)。从淘宝村的实践来看,电子商务的快速发展和激烈竞争要求农户具备较强的素质,既包括计算机使用技能、文字表达能力、宝贝拍照和图片处理能力,又包括品牌认知水平、产品质量意识、客户服务态度、经营管理理念等方面。受教育程度高的农户,往往具有较强的学习能力和创新意识,更经得起日新月异的网络市场竞争。崔丽丽等(2014)的实证研究表明,大专以上学历的网商是带动淘宝村商户网络销售增长的主要群体,他们更懂得使用网络和管理知识改善其网店经营,进而提高网络销售业绩。综上,农户人力资本越丰富,其电子商务采纳增收效应越大。

社会资本概念最早由布迪厄(Bourdieu, 1986)提出,他认为社会资本是通过对制度化的关系网络的占有而获得的,此后 Coleman(1990)对社会资本进行了较为系统的论述并使之产生了深厚的影响力,他认为社会资本存在于人际关系和社会组织之中,是一种社会结构资源,为社会组织内部行动者的特定行为提供了便利。本文融合 Lin(2001)和 Uslaner(2002)对社会资本的分类逻辑<sup>①</sup>,按照异同性将个体拥有的社会资本划分为差异性社会资本和共有性社会资本。由于本文关心的是相同地区和产业情况下导致电商农户收入变化差异的个体层面因素,因此本文对社会资本的分析只限于电商农户的个体差异性社会资本。从理论上讲,电商农户的人际关系越广、交往越密切、信任程度越高、在集群网络中越靠近中心位置、参与的行业组织越多,则其差异性社会资本存量越多。但是,社会资本的积累是要花费时间、精力和金钱的,即所谓的社会资本投资,投资的越多,朋友也就越多,关系就越

<sup>①</sup>Lin(2001)按照主体类型将社会资本划分为个人的社会资本和团体的社会资本;Uslaner(2002)将社会资本分为特定性社会资本(紧密性人际信任和排他型社会网络)和共通性社会资本(包容性社会信任和开放型社会网络)。

广,感情就越深,最后获得的收益就越多(张克中,2010)。社会资本不仅对农户增收具有直接促进作用,还通过提升农户信息获取能力、新技术获取能力、抗风险能力、信贷能力和政治参与能力而实现收入增加(路慧玲等,2014)。周晔馨(2013)的实证研究表明,家庭社会资本投资(亲友邻礼物支出)对农户收入有显著的正向作用。崔丽丽等(2014)的实证研究表明,邻里示范、社交示范、网商协会组织等社会资本有关因素能够显著促进淘宝村商户的网络销售业绩增长。综上,农户社会资本越丰富,其电子商务采纳增收效应越大。

### 三、方法、数据和变量

#### (一)实证方法

为度量电子商务采纳对农户农业收入的影响,建立如下的计量模型:

$$Y_i = \alpha + \delta D_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1)式中, $i$ 表示不同的农户; $Y$ 表示农户的农业收入; $D$ 为农户是否采纳电子商务的虚拟变量,如果采纳了电子商务则 $D_i=1$ ,否则等于零; $X$ 是其他解释变量向量; $\alpha$ 是常数项; $\varepsilon$ 是随机干扰项。若农户是被随机分配到电商组和非电商组中,则参数 $\delta$ 能够精确反映电子商务采纳的增收效应。然而,是否采纳电子商务是农户根据自身特质和资源等有关因素而有意识选择的结果(后文表3的结果证实了这一点),如果不考虑农户潜在的自选择过程而直接估计上述模型,参数的估计结果是有偏的,因为前后两个过程的误差项是相关的,换句话说,农户是否采纳电子商务是内生的。

倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)方法是处理自选择问题的一种常用方法。本文将运用PSM处理农户电子商务采纳的自选择问题,通过从非电商农户样本中为每个电商农户挑选一个非电商农户,并使这两个农户除了在电子商务采纳行为方面不同之外,其他方面的特征均近似相同。于是,两样本个体的结果变量可看作是同一个农户的两次不同实验(采纳电子商务和不采纳电子商务)结果,其结果变量差值即为电子商务采纳的净效应。对整个电商农户组而言,这个净效应称为平均处理效应(average treatment effect of the treated, ATT),其表达式是:

$$ATT = E(Y_1 | D=1) - E(Y_0 | D=1) = E(Y_1 - Y_0 | D=1) \quad (2)$$

(2)式中, $Y_1$ 为农户采纳电子商务采纳后的农业收入水平, $Y_0$ 为农户不采纳电子商务时的农业收入水平。该式中,只能观测到 $E(Y_1 | D=1)$ 的结果,而 $E(Y_0 | D=1)$ 是不可观测的,称为反事实结果,可以利用PSM方法来构造它的替代指标。

倾向得分估计主要是基于可观测解释变量,影响决策变量的不可观测特性不直接发挥作用。如果可观测变量设定不正确,则不可观测特性将导致倾向得分的有偏估计和错误的样本匹配(Heckman and Navarro-Lazano, 2004)。由于潜在偏误难以直接测量,Rosenbaum(2002)提出敏感性分析的方法,即通过考察随着所设定之不可观测因素对是否接受处理的几率作用幅度大小的变化来评估这类因素影响处理效果的敏感性,本文将使用敏感性分析方法检验不可观测因素的影响程度。

为了检验电子商务采纳是否导致农户内部收入差距扩大,本文将根据PSM得出每个电商农户的反事实收入,计算得出电商农户在采纳电子商务之前的收入不平等程度,然后根据真实观察的收入

计算出电商农户事后的收入不平等程度,通过比较观察电子商务采纳后电商农户内部收入差距的变化情况。基尼系数(Gini coefficient)是衡量收入差距最常见的评价指标,国内外不少学者对其计算方法进行了研究,但绝大多数计算公式无论是数学推导过程还是实际计算过程都过于复杂繁琐,既难于理解,又不便于记忆和应用。鉴于此,张建华(2005)提出一种简便易用的计算方法:

$$G=1-\frac{1}{n}(2\sum_{i=1}^{n-1}W_i+1) \quad (3)$$

(3)式中, $G$ 表示基尼系数, $n$ 表示全部人口的分组数量, $W_i$ 表示从第1组到第*i*组的人口总收入占全部人口总收入的比重。本文将借鉴该方法计算电商农户采纳电子商务前后的基尼系数。

本文还将使用PSM分组比较的方法检验电子商务采纳对农户收入的差别性影响。首先,按照分组变量(即影响因素)将总样本分为若干个子样本,接着各子样本分别进行PSM,最后将各子样本的PSM测算结果进行比较。使用PSM分组比较的方法研究某个变量影响效应的差异性,学界不乏先例,例如,Mendola(2007)使用PSM分组比较的方法研究农场规模和土地质量对农业技术采纳减贫效应的影响;陈飞、翟伟娟(2015)使用PSM比较分析得出,农户参与土地流转的福利效应随着教育水平的提高而增加,以及随着人均耕地面积和家庭非农收入占比的增大而增加。

## (二)数据来源

本文使用的数据来自课题组于2016年5月对江苏省沭阳县22个淘宝村花木农户的问卷调查<sup>①</sup>。沭阳县素有“中国花木之乡”的美誉,同时也是全国电子商务进农村综合示范县。沭阳全县的花木种植面积和销售额分别由上世纪九十年代初的0.3万亩、100余万元,发展到2015年底的48.1万亩、85亿元,沭阳成为江苏省花木种植面积最大的县域。经过近十年的探索,沭阳县成功实现电子商务与花木产业的融合发展。据统计,2014年和2015年沭阳在阿里零售平台上的农产品交易总额稳居全国县域排名第三的位置<sup>②</sup>。2015年沭阳全县拥有22个淘宝村,多数淘宝村几乎所有家庭都有从事花木的种植,参与网店经营的平均家庭比例在35%左右。根据研究需要,课题组分别设计了“沭阳县淘宝村电商农户调查问卷”和“沭阳县淘宝村非电商农户调查问卷”<sup>③</sup>。针对电商农户的问卷总共发放500份,每个村的发放量在兼顾本村电商农户数量的同时控制在15~25份的区间范围内;针对非电商农户的问卷总共发放1000份,每个村的发放量在兼顾本村非电商农户数量的同时控制在30~50份的区间范围内。最终,电商农户有效回收347份问卷,非电商农户有效回收826份问卷;由于本文所涉及变量的部分问卷存在数据缺失的情况,剔除掉这些问卷以及极端值问卷后,最终进行PSM的样本容量是1009个,其中电商农户327个,非电商农户682个。一般来说,非电商农户数量大

①选取沭阳县为例的原因在于:一是截至2016年8月全国已发现的38个淘宝村集群中,只有沭阳县淘宝村集群属于真正意义上的农产品淘宝村集群,另有淘宝村集群主营加工后的干货农产品,其产品特性近似于工业品;二是从分析方法角度来看,样本集中于同一地区且经营同一个产业的电商农户和非电商农户,使得试验组和对照组农户更有可比性,从而使实证分析获得的电商采纳对农业增收的影响的因果关系更加可信;三是调研的开展具备有利条件。

②参见阿里研究院(编):《阿里农产品电子商务白皮书(2015)》,http://www.aliresearch.com/blog/article/detail/id/20897.html。

③对于电商农户,接受调查的是家庭网店经营的主要决策者;对于非电商农户,则是家庭花木生产经营的主要决策者。两组农户涉及到的相关变量总体上大同小异,可比性较强,即便碰到个别变量(如销量增幅)由于技术原因存在度量差异,课题组也是尽可能地保证其可比性。

于电商农户数量更有利于样本匹配成功。

### (三) 变量选取和描述性统计

本文同时采用总纯收入和人均纯收入两个指标测度农户的农业收入水平,对于沭阳县的淘宝村而言,农户的总纯收入具体是指农村家庭从事花木产业的年净收入,人均纯收入则是农村家庭花木产业成员的人均净收入,由花木总纯收入除以家庭里专门从事花木产业的人数所得。前文的理论分析指出,电子商务采纳通过影响利润率和销量进而引起农户的收入增加,为检验这种农户收入效应的来源机制是否成立,本文增加利润率和销量增幅两个结果变量。利润率是指花木产品的年净收入占花木产品的年销售收入的比重;销量增幅对于电商农户是指相比于开网店前而言的花木产品销售总量变化率,对于非电商农户则是相比于2013年而言的花木产品销售总量变化率(以2013年作为基期是因为沭阳县从2013年开始出现淘宝村,进而带动整个地区向淘宝村集群演进)。

对于PSM的匹配变量,本文采用以理论和前期经验研究为基础,以匹配效果为导向的选取思路,即既要从理论上尽可能将同时影响农户农业收入与电子商务采纳行为的相关变量考虑进来,同时又要根据匹配效果对变量组合进行调整,直到实现电商样本损失少、平衡性检验结果满意的匹配效果。经过反复的操作尝试,最终选取的匹配变量包括性别、年龄、受教育程度、健康程度、工作经验、工作经验平方、创业经历、家庭耕地面积、亲友是否公务员。其中,对于电商农户,工作经验和创业经历都是询问其在开网店之前的相应情况;家庭耕地面积指的是农户从村集体那里所分配到的耕地规模。对于开展PSM分组比较的变量,本文分别采用经营支出水平反映物质资本因素,健康程度和受教育程度反映人力资本因素,家庭送礼支出反映社会资本因素。其中,经营支出水平是指农户家庭在花木产业上各项经营支出的总和,电商农户的经营支出由种植投入、雇工成本、物流运输支出、产品包装支出、网店经营投入和宽带网络费用六项加总而得,非电商农户的经营支出由种植投入、雇工成本、物流运输支出和产品包装支出四项加总而得。

所有变量的基本情况见表1。从表1的均值一栏可以看出,这些农户的平均总纯收入8.76万元,人均纯收入4.39万元,平均利润率和销量增幅约为33%和24%;主要经营决策者以男性为主,平均年龄在40岁左右,学历主要集中在初中及以下、高中或中专,多数健康程度很好,平均拥有8年多的先前工作经验以及1.6次的先前创业经历,家庭分配到的耕地面积平均4.16亩,多数农户没有亲友担任公务员;农户每年平均经营支出11.32万元,平均送礼支出是2721.65元。

表2是两组农户进行PSM的结果变量与匹配变量的描述性统计结果。可以看到,电商农户的总纯收入和人均纯收入分别是12.27万元和6.00万元,显著地比非电商农户分别多出5.19万元和2.38万元,电商农户的利润率和销量增幅分别显著地比非电商农户约多出12.8和14.1个百分点;匹配变量方面,两组农户在性别、年龄、受教育程度、健康程度、工作经验等变量上表现出显著差异,电商农户比非电商农户拥有更多的女性经营决策者,年龄上更为年轻,受教育程度更高,健康程度更好,工作经验少很多,而创业经历、家庭耕地面积和亲友是否公务员没有表现出显著的统计差异。

表1 变量说明及描述性统计

| 变量类型 | 变量名称    | 变量说明及赋值                        | 全部样本    |         |
|------|---------|--------------------------------|---------|---------|
|      |         |                                | 均值      | 标准差     |
| 结果变量 | 总纯收入    | 花木产业净收入,单位:万元                  | 8.76    | 13.13   |
|      | 人均纯收入   | 花木产业成员人均净收入,单位:万元              | 4.39    | 6.38    |
|      | 利润率     | 花木产业净收入占总收入的比重,单位:%            | 33.50   | 22.15   |
|      | 销量增幅    | 花木产品销售总量变化率,单位:%               | 24.30   | 24.02   |
| 匹配变量 | 性别      | 男=1;女=0                        | 0.90    | 0.30    |
|      | 年龄      | 单位:周岁                          | 39.88   | 11.68   |
|      | 受教育程度   | 初中及以下=1;高中或中专=2;大专或本科=3;本科以上=4 | 1.33    | 0.58    |
|      | 健康程度    | 很好=1;一般=2;不太好=3                | 1.24    | 0.52    |
|      | 工作经验    | 先前工作年限,单位:年                    | 8.86    | 8.07    |
|      | 创业经历    | 先前创业次数,单位:次                    | 1.62    | 2.28    |
|      | 家庭耕地面积  | 从村集体分配到的耕地,单位:亩                | 4.16    | 3.01    |
| 分组变量 | 亲友是否公务员 | 是=1;否=0                        | 0.18    | 0.39    |
|      | 经营支出水平  | 花木产业各项经营支出总和,单位:万元             | 11.32   | 22.23   |
|      | 家庭送礼费用  | 单位:元                           | 2721.65 | 6120.67 |

注:受教育程度和健康程度既是匹配变量也是分组变量,不重复列出。

表2 电商农户与非电商农户变量差异的描述性统计

| 变量类型 | 变量名称    | 电商农户  |       | 非电商农户 |       | 均值差<br>(T检验) |
|------|---------|-------|-------|-------|-------|--------------|
|      |         | 均值    | 标准差   | 均值    | 标准差   |              |
| 结果变量 | 总纯收入    | 12.27 | 20.24 | 7.07  | 7.10  | 5.19***      |
|      | 人均纯收入   | 6.00  | 9.19  | 3.62  | 4.23  | 2.38***      |
|      | 利润率     | 42.12 | 22.65 | 29.36 | 20.68 | 12.77***     |
|      | 销量增幅    | 33.83 | 28.38 | 19.74 | 20.09 | 14.09***     |
| 匹配变量 | 性别      | 0.86  | 0.35  | 0.92  | 0.28  | -0.06***     |
|      | 年龄      | 29.97 | 6.08  | 44.63 | 10.70 | -14.66***    |
|      | 受教育程度   | 1.47  | 0.66  | 1.27  | 0.53  | 0.20***      |
|      | 健康程度    | 1.06  | 0.27  | 1.32  | 0.58  | -0.26***     |
|      | 工作经验    | 4.16  | 3.95  | 11.11 | 8.56  | -6.97***     |
|      | 创业经历    | 1.58  | 3.47  | 1.65  | 1.39  | -0.07        |
|      | 家庭耕地面积  | 3.99  | 2.28  | 4.25  | 3.30  | -0.26        |
|      | 亲友是否公务员 | 0.21  | 0.41  | 0.17  | 0.37  | 0.04         |

注:\*,\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

#### 四、实证结果分析

##### (一)农户电子商务采纳决策方程估计

表3是Logit模型的估计结果,可以看到,性别、年龄、健康程度、工作经验、工作经验平方、创业经

历和亲友是否公务员等变量显著影响农户的电子商务采纳行为。具体地,以女性为主要经营决策者的家庭具有更高的概率参与电子商务,体现了电子商务在促进女性创业方面的积极作用;受访者的年龄越大,其越不倾向于开展电子商务;受访者的健康程度越好,越能为其从事电子商务提供支持;工作经验的回归系数为负且高度显著,说明受访者的先前工作年限越长,其越不倾向于采纳电子商务,可能的解释是,受访者的先前工作多为传统的线下产业,常年累积下来,商业思维和营销渠道的偏好上可能形成一定的路径依赖性,造成其与电子商务等新业态格格不入或是对互联网思维难以适应,从而对其电商采纳行为产生阻碍作用;但是,工作经验平方的系数正向且显著,说明工作经验对农户电子商务采纳行为存在非线性的因果关系,影响效应呈U型,当先前工作年限超过某一阈值时,其对电子商务采纳决策的影响作用开始减弱;受访者的先前创业经历越丰富,则其越有可能开展电子商务创业;亲友有当公务员的农户相比于没有政治资本的农户,其从事电子商务的可能性更大。此外,受教育程度和家庭耕地面积两个变量虽然回归系数为正,但并没有通过显著性检验,在统计上不构成影响农户电商采纳决策的重要原因。

表3 基于Logit模型的农户电子商务采纳决策方程估计结果

|                       | 系数        | 标准误   | Z统计量   | P值    |
|-----------------------|-----------|-------|--------|-------|
| 性别                    | -0.600**  | 0.293 | -2.05  | 0.041 |
| 年龄                    | -0.149*** | 0.013 | -11.34 | 0.000 |
| 受教育程度                 | 0.060     | 0.146 | 0.41   | 0.681 |
| 健康程度                  | -0.853*** | 0.292 | -2.92  | 0.003 |
| 工作经验                  | -0.216*** | 0.033 | -6.46  | 0.000 |
| 工作经验平方                | 0.004***  | 0.001 | 3.85   | 0.000 |
| 创业经历                  | 0.179***  | 0.065 | 2.76   | 0.006 |
| 家庭耕地面积                | 0.006     | 0.037 | 0.16   | 0.896 |
| 亲友是否公务员               | 0.428*    | 0.243 | 1.76   | 0.078 |
| 常数项                   | 6.810***  | 0.685 | 9.93   | 0.000 |
| Pseudo-R <sup>2</sup> | 0.4101    |       |        |       |
| LR统计量                 | 521.36*** |       |        |       |
| 样本量                   | 1009      |       |        |       |

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

(二)共同支撑域与平衡性检验

电商农户和非电商农户的倾向得分区间会有一定范围的重叠,此重叠区间称为“共同支撑域”。通过查阅数据表发现,电商农户的倾向得分区间为[0.0064,0.9981],非电商农户的倾向得分区间为[0.0002,0.9704],共同支撑域为[0.0064,0.9704]。共同支撑域的范围越大,匹配过程中样本损失的可能性就越小。不同的匹配方法会产生不同的样本损失值,为了让电商农户样本得到最充分利用,本文在匹配方法上最终选择了最近邻匹配(1~5匹配)、最近邻匹配(1~10匹配)、核匹配(窗宽=0.06)

和核匹配(窗宽=0.10)四种方法<sup>①</sup>。上述四种匹配方法的电商农户样本损失值均为2个,损失的比例很小,因而共同支撑域条件是令人满意的。

另外,匹配后多数解释变量的标准偏差有了较大幅度的减少,并且所有解释变量的标准偏差都在10%以内,匹配后试验组与对照组的农户在所有解释变量上均不再有显著差异。从表4可以看到,Pseudo-R<sup>2</sup>值由匹配前的0.406显著下降到匹配后的0.010~0.012;LR统计量由匹配前的516.29显著下降到匹配后的8.95~10.64,解释变量的联合显著性检验由匹配前的高度显著变得在10%水平上总是被拒绝;解释变量的均值偏差由匹配前的53.0%减少到4.0%~4.8%,中位数偏差由匹配前的33.2%减少到4.5%~5.4%,大大降低了总偏误。上述检验结果表明,倾向得分估计和样本匹配是成功的,匹配后的电商农户与非电商农户之间基本一致。

表4 匹配前后解释变量的平衡性检验结果

| 匹配方法          | Pseudo-R <sup>2</sup> | LR统计量  | P值    | 均值偏差 | 中位数偏差 |
|---------------|-----------------------|--------|-------|------|-------|
| 匹配前           | 0.406                 | 516.29 | 0.000 | 53.0 | 33.2  |
| 最近邻匹配(1~5匹配)  | 0.011                 | 9.63   | 0.382 | 4.0  | 5.4   |
| 最近邻匹配(1~10匹配) | 0.012                 | 10.64  | 0.301 | 4.8  | 4.5   |
| 核匹配(窗宽=0.06)  | 0.010                 | 8.95   | 0.442 | 4.5  | 4.7   |
| 核匹配(窗宽=0.10)  | 0.010                 | 9.34   | 0.407 | 4.7  | 4.6   |

(三)农户电子商务采纳增收效应测算结果

表5报告了分别利用四种匹配方案所得到的试验组和对照组的总纯收入和人均纯收入水平及其相减所得的ATT值,可以看到,各种匹配方法所得到的结果非常接近,从四种匹配方案测算结果的平均值来看,电商农户如果没有采纳电子商务,其总纯收入和人均纯收入分别约6.41万元和3.51万元,但由于采纳了电子商务,总纯收入和人均纯收入分别增加到12.28万元和5.98万元,分别增收5.88万元和2.48万元,并且在1%水平上显著。实证结果显示了电子商务应用对于农户农业收入的促进作用,反映了以淘宝村现象为代表的农村电子商务新发展正在逐步使中国农民分享互联网红利成为事实,并且已经在局部地区给不少农户带来了可观的收入增长。

按照前文的理论分析,农户采纳电子商务后,正是利润率和销量随之发生变化而引起农户收入的增加。表6报告了电子商务采纳对农户利润率和销量增幅的影响测算结果,从中可以看到,各种匹配方法所得到的结果非常接近,并且都在1%水平上通过显著性检验,最后一行的平均值显示,电子商务采纳使农户的产品利润率和销量分别显著增加10%和16%。实证结果与理论分析一致,证明了利润率和销量的提升构成农户电子商务采纳增收效应的来源机制。

<sup>①</sup>最近邻匹配(1~5匹配)和最近邻匹配(1~10匹配)即是分别为每个电商农户寻找倾向得分与之最接近的5个和10个非电商农户,并将这5个和10个非电商农户进行加权平均得到1个样本个体,该样本个体作为电商农户的匹配对象;核匹配(窗宽=0.06)和核匹配(窗宽=0.10)即是分别将倾向得分在窗宽0.06和0.10内的所有非电商农户样本个体进行加权平均后与电商农户样本个体进行匹配。

表5 农户电子商务采纳的增收效应测算结果

| 匹配方法          | 总纯收入(万元) |       |          | 人均纯收入(万元) |       |          |
|---------------|----------|-------|----------|-----------|-------|----------|
|               | 试验组      | 对照组   | ATT      | 试验组       | 对照组   | ATT      |
| 最近邻匹配(1~5匹配)  | 12.282   | 6.502 | 5.780*** | 5.981     | 3.527 | 2.454*** |
| 最近邻匹配(1~10匹配) | 12.282   | 6.391 | 5.891*** | 5.981     | 3.490 | 2.491*** |
| 核匹配(窗宽=0.06)  | 12.282   | 6.364 | 5.918*** | 5.981     | 3.497 | 2.484*** |
| 核匹配(窗宽=0.10)  | 12.282   | 6.361 | 5.921*** | 5.981     | 3.504 | 2.477*** |
| 平均值           | 12.282   | 6.405 | 5.877    | 5.981     | 3.505 | 2.476    |

注:\*\*\*表示在1%水平上显著;ATT值的显著性检验结果利用自助法得到,重复抽样次数为300次。

表6 电子商务采纳对农户利润率和销量增幅的影响测算结果

| 匹配方法          | 利润率(%) |        |           | 销量增幅(%) |        |           |
|---------------|--------|--------|-----------|---------|--------|-----------|
|               | 试验组    | 对照组    | ATT       | 试验组     | 对照组    | ATT       |
| 最近邻匹配(1~5匹配)  | 42.049 | 32.151 | 9.898***  | 33.857  | 17.874 | 15.983*** |
| 最近邻匹配(1~10匹配) | 42.049 | 31.651 | 10.398*** | 33.857  | 17.545 | 16.312*** |
| 核匹配(窗宽=0.06)  | 42.049 | 31.487 | 10.562*** | 33.857  | 17.910 | 15.947*** |
| 核匹配(窗宽=0.10)  | 42.049 | 31.466 | 10.583*** | 33.857  | 18.073 | 15.784*** |
| 平均值           | 42.049 | 31.689 | 10.360    | 33.857  | 17.851 | 16.006    |

注:\*\*\*表示在1%水平上显著;ATT值的显著性检验结果利用自助法得到,重复抽样次数为300次。

表7 农户电子商务采纳总纯收入ATT的敏感性分析

| Gamma | sig <sup>+</sup> | sig <sup>-</sup> | t-hat <sup>+</sup> | t-hat <sup>-</sup> | CI <sup>+</sup> | CI <sup>-</sup> |
|-------|------------------|------------------|--------------------|--------------------|-----------------|-----------------|
| 1.0   | 3.2E-09          | 3.2E-09          | 2.05               | 2.05               | 1.31667         | 2.8             |
| 1.1   | 2.0E-07          | 2.7E-11          | 1.75               | 2.3                | 1.06667         | 3.1             |
| 1.2   | 5.3E-06          | 2.0E-13          | 1.5                | 2.6                | 0.85            | 3.41667         |
| 1.3   | 0.000072         | 1.2E-15          | 1.3                | 2.8                | 0.6             | 3.7             |
| 1.4   | 0.000581         | 0                | 1.1                | 3.05               | 0.42            | 4               |
| 1.5   | 0.003097         | 0                | 0.916666           | 3.3                | 0.25            | 4.25            |
| 1.6   | 0.011835         | 0                | 0.75               | 3.55               | 0.1             | 4.51            |
| 1.7   | 0.034492         | 0                | 0.6                | 3.75               | -0.05           | 4.75            |
| 1.8   | 0.080529         | 0                | 0.45               | 3.96667            | -0.2            | 5               |
| 1.9   | 0.156697         | 0                | 0.3                | 4.15               | -0.3            | 5.25            |
| 2.0   | 0.262518         | 0                | 0.2                | 4.31667            | -0.433333       | 5.5             |

注:Gamma表示由于未控制因素导致的不同安排的对数发生比,sig<sup>+</sup>表示显著性水平上界,sig<sup>-</sup>表示显著性水平下界,t-hat<sup>+</sup>表示Hodges-Lehmann点估计上界,t-hat<sup>-</sup>表示Hodges-Lehmann点估计下界,CI<sup>+</sup>表示置信区间上界(0.95),CI<sup>-</sup>表示置信区间下界(0.95);人均纯收入、利润率和销量增幅ATT的敏感性分析结果与之相近。

#### (四)敏感性分析

表7报告了农户电商采纳总纯收入ATT的敏感性分析结果,其中,伽玛系数被用来指代被忽视的因素变量对农户是否采纳电子商务产生的影响。如果在伽玛系数接近1的时候已有的结论就已

经不显著了,那么实证结果就经不起推敲;如果在伽玛系数取值很大(通常接近2)的时候,已有的结论才变得不显著,那么实证结果是站得住脚的(Rosenbaum and Rubin, 1983)。从表7可以看到,当伽玛系数增加到1.8时,已有结论才在0.05的水平上变得不显著,因此可以断定,虽然不可观测因素可能存在,但处理效应估计对这些潜在因素并不十分敏感,这在一定程度上消除了我们对于不可观测因素等未控制变量可能导致前文PSM测算结果存在较大偏差的担忧。

(五) 电商农户内部收入差距变化情况

前文已述,四种匹配方法的电商农户样本损失值均为2个,换句话说,有325个电商农户样本个体参与了PSM。本文将这些完成PSM后的电商农户按照收入变量升序排列后,均等分为5组,每组有65个农户。表8是根据式(3)计算得出反映电商农户内部差距的基尼系数,可以看到,电商采纳前,这些电商农户的总纯收入基尼系数在0.48~0.51之间,人均纯收入基尼系数在0.48~0.54之间,采纳电子商务后,收入基尼系数扩大到接近0.63,表明电商农户之间的电商采纳增收效应存在较大差异,从而加剧了电商农户内部收入的不平等程度。国际上通常把0.4作为贫富差距的警戒线,而当基尼系数大于0.5时,则意味着贫富差距悬殊,从这个意义上讲,电子商务采纳导致沭阳县淘宝村电商农户内部的收入差距扩大至悬殊的程度。

实证研究表明,利润率和销量增幅构成农户电商采纳增收效应的来源机制,因此可以预料,利润率和销量增幅的基尼系数也会有类似的变化。从表8可以看到,采纳电子商务后,电商农户之间利润率和销量增幅内部差距都有所扩大。由于收入变化是利润率和销量增幅的叠加结果,因此,收入变量的基尼系数变化幅度要大于利润率和销量增幅基尼系数的变化幅度,而实际结果也是如此。

表8 电子商务采纳前后电商农户内部基尼系数

| 变量    | 采纳前              |                   |                  |                  | 采纳后    |
|-------|------------------|-------------------|------------------|------------------|--------|
|       | 最近邻匹配<br>(1~5匹配) | 最近邻匹配<br>(1~10匹配) | 核匹配<br>(窗宽=0.06) | 核匹配<br>(窗宽=0.10) |        |
| 总纯收入  | 0.5097           | 0.4999            | 0.4893           | 0.4877           | 0.6283 |
| 人均纯收入 | 0.5336           | 0.5162            | 0.4968           | 0.4887           | 0.6278 |
| 利润率   | 0.5067           | 0.4982            | 0.4924           | 0.4931           | 0.5446 |
| 销量增幅  | 0.5581           | 0.5237            | 0.5123           | 0.4985           | 0.5691 |

(六) 农户电子商务采纳增收效应的差异性分析

由于样本容量所限,为保证匹配效果,同时也便于组间的比较,本文对所有分组变量统一划分为两个组别。健康程度的“很不好”选项、受教育程度的“大专或本科”和“本科以上”两个选项,都因为所涉及的样本量过少而无法进行PSM,不得不将这些选项与邻近选项进行合并。对于连续型的分组变量,首先计算出它们的均值,然后分为大于均值和小于均值两个组别进行PSM。

从表9可以看到,采纳电子商务以后,经营支出水平较高的农户在总纯收入和人均纯收入上分别增收7.82万元和4.71万元,而经营支出水平较低的农户仅分别增收5.05万元和1.72万元。健康程度方面,身体很健康的农户采纳电子商务后实现显著的增收,总纯收入和人均纯收入分别增收6.56万元和2.50万元,这说明身体素质越好越有利于农户收获电子商务所带来的红利,而健康程度一般或不健康的农户采纳电子商务后的增收幅度相对小些,总纯收入和人均纯收入分别增收4.04万元和

2.33 万元,不可否认的是,电子商务确实为个别身体较差甚至是残疾的农户提供了创业机会,并且出现通过电商创业实现大幅创收的案例。受教育程度方面,初中以上学历的农户采纳电子商务后的增收效果显著,总纯收入和人均纯收入分别增收 13.38 万元和 5.41 万元,而初中及以下学历的农户采纳电子商务后总纯收入和人均纯收入分别仅增收 3.13 万元和 1.42 万元。家庭送礼费用所衡量的社会资本方面,社会资本较多的农户总纯收入和人均纯收入分别显著增收 10.73 万元和 4.88 万元,而社会资本较少的农户分别仅增收 3.22 万元和 1.15 万元。

PSM 分组比较的结果证明,物质资本、人力资本、社会资本等资本禀赋因素影响电子商务采纳的农户增收效应。伴随中国城乡一级数字鸿沟的不断缩小,部分地区农户开始分享数字红利,与此同时,农户群体内部的红利差异也不可避免地存在着,形成新的数字鸿沟;甚至可以这么说,以电子商务为代表的信息技术应用,已经在局部地区构成农户内部收入差距的重要源泉。正如邱泽奇等(2016)所指出的,从互联网红利中受益的差异已经替代了早期的接入鸿沟,成为了数字鸿沟的新形态;互联网资本的组合作用让用户很难具有完全同质、等量的资本,并由此造就了红利差异。

表 9 农户电子商务采纳增收差异的影响因素

| 分组变量   |        | 总纯收入(万元) |       |           | 人均纯收入(万元) |       |          |
|--------|--------|----------|-------|-----------|-----------|-------|----------|
|        |        | 试验组      | 对照组   | ATT       | 试验组       | 对照组   | ATT      |
| 经营支出水平 | 大于均值   | 14.772   | 6.948 | 7.824***  | 7.450     | 2.739 | 4.711*** |
|        | 小于均值   | 11.309   | 6.263 | 5.046***  | 5.397     | 3.680 | 1.717**  |
| 健康程度   | 很健康    | 13.141   | 6.583 | 6.558***  | 6.359     | 3.858 | 2.501*** |
|        | 一般或不健康 | 8.872    | 4.832 | 4.040*    | 4.524     | 2.190 | 2.334**  |
| 受教育程度  | 初中以上   | 19.985   | 6.606 | 13.379*** | 8.955     | 3.547 | 5.408*** |
|        | 初中及以下  | 9.283    | 6.158 | 3.125***  | 4.836     | 3.419 | 1.417**  |
| 家庭送礼费用 | 大于均值   | 16.104   | 5.370 | 10.734*** | 7.970     | 3.090 | 4.880*** |
|        | 小于均值   | 9.502    | 6.280 | 3.222***  | 4.526     | 3.381 | 1.145**  |

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著;本表列出的是核匹配(窗宽=0.10)的测算结果,其他三种匹配方法的测算结果与之都比较相近。

五、结论与启示

电子商务作为信息沟通技术的一项重要应用,能够帮助农户跳过中间商直接对接消费者,实现营销和售后服务内部化。基于江苏省沭阳县花木农户调查数据的研究表明,电子商务采纳能够对农户农业收入产生显著的促进作用,利润率和销量的提升构成增收效应的来源机制。在中国,电子商务正在成为数字红利向农村地区和农业领域扩散的实现路径和重要形态,未来电子商务的进一步发展还将帮助更多农户分享到数字红利。另一方面,农户对于数字红利的分享不会是同质、等量的状态,由于资本禀赋不同,农民内部必然出现电子商务采纳的增收差异现象。

本文的研究对于政府政策和农户经营实践具有重要指导意义。既然电子商务在部分地区已经成为促进农民增收的一条有效途径,未来政府要继续缩小互联网接入可及性差异,为更多地区的农户创造良好的电子商务创业环境。与此同时,政府要保证公共产品和公共服务的有效供给,尤其要

为贫困地区和弱势农户提供金融信贷、技能培训、创业孵化等政策扶持,将数字红利差距控制在适度合理的范围内。对于电商农户,要重视提升身体素质和素质,增强学习能力,适度进行社会资本投资,建立起良好的社交网络,加强与其他网商之间的交流。

## 参考文献

- [1] 陈飞、翟伟娟,2015:《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》,《经济研究》第10期。
- [2] 崔丽丽、王骊静、王井泉,2014:《社会创新因素促进“淘宝村”电子商务发展的实证分析——以浙江丽水为例》,《中国农村经济》第12期。
- [3] 冯振东、惠宁,2010:《农户家庭收入的着力点与方式选择:陕西证据》,《改革》第8期。
- [4] 高梦滔、姚洋,2006:《农户收入差距的微观基础:物质资本还是人力资本》,《经济研究》第12期。
- [5] 路慧玲、赵雪雁、侯彩霞,2014:《社会资本对农户收入的影响机理研究——以甘肃省张掖市、甘南藏族自治州与临夏回族自治州为例》,《干旱区资源与环境》第10期。
- [6] 邱泽奇、张树沁、刘世定,2016:《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》,《中国社会科学》第10期。
- [7] 邵占鹏,2017:《规则与资本的逻辑:淘宝村中农民网店的型塑机制》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第4期。
- [8] 施振荣,1996:《再造宏基》,上海:上海远东出版社。
- [9] 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。
- [10] 曾亿武、万粒、郭红东,2016:《农业电子商务国内外研究现状与展望》,《中国农村观察》第3期。
- [11] 张建华,2005:《经济学——入门与创新》,北京:中国农业出版社。
- [12] 张克中,2010:《社会资本:中国经济转型与发展的新视角》,北京:人民出版社。
- [13] 周晔馨,2012:《社会资本是穷人的资本吗? ——基于中国农户收入的经验证据》,《管理世界》第7期。
- [14] Bakos, J. Y., 1998, “The Emerging Role of Electronic Marketplaces on the Internet”, Communications of the ACM, 41(8): 35-42.
- [15] 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.
- [16] Bonfadelli, H., 2002, “The Internet and Knowledge Gaps: A Theoretical and Empirical Investigation”, European Journal of Communication, 17(1): 65-84.
- [17] Bourdieu, P., 1986, “The Forms of Capital”, in Richardson, J. G. (ed), Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education, New York: Greenwood Press, pp. 248-253.
- [18] Britz, J. J., and J. N. Blignaut, 2001, “Information Poverty and Social Justice”, South African Journal of Library and Information Science, 67(2): 63-92.
- [19] Burga, R., and M. E. G. Barreto, 2014, “The Effect of Internet and Cell Phones on Employment and Agricultural Production in Rural Villages in Peru”, Universidad de Piura.
- [20] Coleman, J. S., 1990, Foundations of Social Theory, Cambridge: Belknap Press of Harvard University Press.
- [21] DiMaggio, P., E. Hargittai, C. Celeste, and S. Shafer, 2004, “From Unequal Access to Differentiated Use: A Literature Review and Agenda for Research on Digital Inequality”, Report prepared for the Russell Sage Foundation, Working Report 29, Princeton University, Center for Arts and Cultural Policy Studies.

- [22] DiMaggio, P., and E. Hargittai, 2001, “From the ‘Digital Divide’ to Digital Inequality: Studying Internet Use as Penetration Increases”, Working paper 15, Princeton University, Center for Arts and Cultural Policy Studies.
- [23] Fafchamps, M., and B. Minten, 2012, “Impact of SMS-based Agricultural Information on Indian Farmers”, *The World Bank Economic Review*, 26(3): 383–414.
- [24] Fleisher, B., H. Li, and M. Q. Zhao, 2010, “Human Capital, Economic Growth, and Regional Inequality in China”, *Journal of Development Economics*, 92(2): 215–231.
- [25] Fraser, J., N. Fraser, and F. McDonald, 2000, “The Strategic Challenge of Electronic Commerce”, *Supply Chain Management: An International Journal*, 5(1): 7–14.
- [26] Futch, M. D., and C. T. McIntosh, 2009, “Tracking the Introduction of the Village Phone Product in Rwanda”, *Information Technologies & International Development*, 5(3): 54–81.
- [27] Heckman, J. J., and S. Navarro-Lazano, 2004, “Using Matching, Instrumental Variables, and Control Functions to Estimate Economic Choice Models”, *The Review of Economics and Statistics*, 86(1): 30–57.
- [28] Jensen, R., 2007, “The Digital Divide: Information (technology), Market Performance, and Welfare in the South Indian Fisheries Sector”, *Quarterly Journal of Economics*, 122(3): 879–924.
- [29] Lin, N., 2001, “Building a Network Theory of Social Capital”, in Lin, N., K. Cook, and R. S. Burt (eds.), *Social Capital: Theory and Research*. New York: Aldine De Gruyter, pp. 28–51.
- [30] Mendola, M., 2007, “Agricultural Technology Adoption and Poverty Reduction: A Propensity-score Matching Analysis for Rural Bangladesh”, *Food Policy*, 32(3): 372–393.
- [31] Molony, T., 2008, “Running Out of Credit: The Limitations of Mobile Telephony in a Tanzanian Agricultural Marketing System”, *Journal of Modern African Studies*, 46(4): 637–658.
- [32] Montealegre, F., S. Thompson, and J. S. Eales, 2007, “An Empirical Analysis of the Determinants of Success of Food and Agribusiness E-commerce Firms”, *International Food and Agribusiness Management Review*, 10(1): 61–81.
- [33] Rosenbaum, P. R., 2002, *Observational Studies*, New York: Springer.
- [34] Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70(1): 41–55.
- [35] Schultz, T. W., 1964, *Transforming Traditional Agriculture*, New Haven: Yale University Press.
- [36] Shimamoto, D., H. Yamada, and M. Gummert, 2015, “Mobile Phones and Market Information: Evidence from Rural Cambodia”, *Food Policy*, 57(11): 135–141.
- [37] Uslaner, E. M., 2002, *The Moral Foundations of Trust*, New York: Cambridge University Press.
- [38] Varian, H., J. Farrell, and C. Shapiro, 2004, *The Economics of Information Technology: An Introduction*, New York: Cambridge University Press.
- [39] Wan, G., and Z. Zhou, 2005, “Income Inequality in Rural China: Regression-based Decomposition Using Household Data”, *Review of Development Economics*, 9(1): 107–120.

# 农户人力资源变迁对家庭收入的影响\*

——来自中国综合社会调查的证据

张艳虹<sup>①</sup> 卫龙宝<sup>②</sup> 高叙文<sup>③</sup>

**摘要:**本文利用中国综合社会调查的农村卷数据,采用逐步 OLS 回归的方法估计了农户人力资源变迁对家庭总收入和农业经营收入的影响。研究发现,代表人力资源数量变迁的外出务工人数对家庭总收入产生显著的正向影响,但对于农业经营收入产生显著的负向影响;在代表人力资源质量变迁的年龄指标中,老龄化对于农业收入存在显著负向影响;衡量教育水平的各个指标总体上正向影响总收入与农业经营收入;代表观念因素的两类指标中,家庭对于未来的正面预期对于提升家庭收入和农业收入有着显著积极影响。通过进一步的讨论表明,针对样本中人均总收入和人均农业经营收入高低不同的组别来说,人力资源变迁产生的影响不尽相同。从政策建议方面来讲,政府应当积极推进城镇化建设与劳动力外出务工以此增加农户收入,同时还需要考虑到劳动力数量减少对于农业收入下降带来的影响;在人力资源质量方面,既要重视老龄化带来的影响,又要继续提升教育水平与引导农户树立积极乐观的生活态度。

**关键词:**人力资源;家庭收入;农业经营收入

**中图分类号:**F323.6      **文献标志码:**A

## 一、引言

伴随着城镇化进程对于农村劳动力吸引力的提升,农户家庭的人力资源呈现城市-农村的双重配置,农户在从事以往的农业生产活动之外,有选择性地进城务工获取工资性收入,丰富家庭获得收入的渠道;同时进城务工农户接受到来自城镇文化与思想观念的冲击,由此带来个人、家庭甚

\*项目来源:农业部“十三五”规划前期重大课题“十三五”农业现代化发展重大政策创设研究(No. 500000-900205)

①张艳虹,浙江大学中国农村发展研究院博士研究生;

②卫龙宝,浙江大学中国农村发展研究院教授,博导;

③高叙文,浙江大学中国农村发展研究院博士研究生。

至村庄层面的素质、思想观念等系列变化。而从另一方面农村内部变迁来看,伴随着社会主义新农村的建设,农户在教育、政治觉悟与思想意识等方面已经有了很大的改变。以上的这些转变所形成的农户人力资源数量与质量变迁,是自改革开放后的农村发展一大特征。

对于农户家庭来讲,以家庭收入最大化为经营目标是理性农户的最优选择,而家庭人力资源变迁对于收入产生的影响是萎缩还是扩张?尤其是在现阶段我国农业的生产模式下,务农的劳动力数量与劳动力素质直接对农业经营收入产生影响,而这种影响与家庭人力资源变迁对于家庭总收入的影响是否一致?

为了从实证角度解答以上的问题,本文采用中国综合社会调查的数据来分析农户人力资源变迁对于家庭总收入和农业经营收入的影响,以此提出针对性的政策建议来进一步巩固提升农户家庭收入。

## 二、文献综述

以往文献较多在新迁移经济学(New Economics of Labor Migration, NELM)的框架下关注外出务工劳动力数量的变化对农户家庭收入的影响。Rozelle et al. 和 Taylor et al. 采用 1995 年在我国河北、辽宁两省的调查数据发现外出务工的劳动力流失效应会对家庭收入产生负向影响,但是正向的汇款—产出效应会在一定程度补偿这种不利影响<sup>[1-2]</sup>。王子成采用迭代三阶段最小二乘法(3SLS)估计得出结论,外出务工对于农户家庭农业经营收入产生较大负面影响,但是外出务工的汇款可以部分补偿其负面影响<sup>[3]</sup>。钱文荣等基于江西省四个县的调研数据分析发现,外出务工并未对农业收入产生明显的消极影响,但会导致非农生产收入明显下降,从而使得家庭经营收入从总值上减少;但是他们从迁移的异质性角度出发,分析发现如果外出务工者是家庭户主,则会威胁农业生产,导致家庭经营明显萎缩<sup>[4]</sup>。

此外,还有文献在 Mincer 收入函数基础上,进行改进分析,如蒲艳萍结合我国西部地区 289 个自然村的截面数据和 2000-2007 年西部省份面板数据研究发现,农村劳动力流动对于农村居民收入、人均纯收入等具有积极影响<sup>[5]</sup>。时红艳采用陕西省安康市 3 县 1106 个农户的调查数据分析也得出类似结论<sup>[6]</sup>。

从家庭人力资源质量变迁角度出发,文献较多关注农村劳动力老龄化、女性化、低质化等对于家庭经营产生的影响,但是这些研究结论尚未达成一致。胡雪枝等以 2003-2010 年全国农村固定观察点的农户数据,从种植决策、要素投入水平、单产等角度研究发现农村人口老龄化对我国粮食生产并未产生负面影响<sup>[7]</sup>。李旻等以 2003-2006 年辽宁省的农村固定观察点数据分析发现,从生产技术、经营状况、经营收入和生产结构的维度出发,全省劳动力老龄化总体上不利于农业生产发展,他们通过统计分析发现,由老龄劳动力从事农业生产的农户,其家庭经营纯收入和第一产业纯收入处于明显劣势<sup>[8]</sup>。

总体来看,现有文献较多分别聚焦于外出务工引发的劳动力数量变化、质量变化对于家庭总收入、农业经营收入产生的相关影响,较少研究针对农户整体人力资源变迁对家庭收入产生影响展开分析。基于此,本文尝试做如下改进:(1)将农户家庭成员外出务工形成的劳动力数量变化和

家庭成员本身的质素变化统一于人力资源变迁的分析框架下,考察两者对于家庭总收入的影响,以及对于家庭农业经营收入带来的影响。(2)通过农户收入高低分组展开分样本回归分析,探究在不同收入水平下,人力资源变迁作用是否有差异。

### 三、理论基础与研究框架

#### (一)理论基础

新迁移经济学(New Economics of Labor Migration)认为劳动力做出的迁移决策不是由个体而是以家庭为单位进行决策,通过劳动力的迁移来克服市场缺失或者低效率带来的信贷、保险约束而进行的融资或者风险分散行为,由迁移得到的汇款收入则是实现这种自我融创及保险的主要手段<sup>[3,9-10]</sup>。但是,迁移也存在潜在的负面影响,由于迁移导致输出地家庭劳动资源和资本资源流失(包括人力资本流失),这种流失可能会对农户的农业生产以及非农经营产生不利影响<sup>[11]</sup>。

Schultz 开创性的系统阐述人力资本理论,指出改造传统农业的关键在于对农民的智力投资<sup>[12]</sup>,之后 Becker 从微观家庭视角,将人力资本投资理论与个人收入分配结合起来<sup>[13]</sup>。除此之外,在新经济增长理论框架下,Solow、Romer、Lucas 等人均对人力资本相关理论进行了深入的阐释<sup>[14-16]</sup>。

在人力资本对于收入的影响研究方面,Ben Porath 首先进行了明确的公式表达<sup>[17]</sup>:  $W_t = P_t \cdot H_t$ , 并且可以通过对数化处理转换成  $\log W_t = \log P_t + \log H_t$ 。其中  $W_t$  代表市场上的工资率, $P_t$  代表一系列劳动技能的价格, $H_t$  代表这些劳动技能(人力资本)的数量。Porath 的公式主要贡献在于明确  $H_t(\cdot)$  是可以被具体阐释为一系列可以观测到的人力资本变量。Mincer 在此基础上形成了经典的收入函数模型<sup>[18]</sup>,强调教育和工作经验的重要性,其标准表达式如下,  $\log W_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Schooling}_t + \beta_2 \cdot \text{exp}_t + \beta_3 \cdot \text{exp}_t^2 + \varepsilon_t$  其中  $W$  代表工资(收入), $\text{Schooling}$  代表教育收益率, $\text{exp}$  代表工作经验, $t$  代表时期, $\beta_0$  是截距项, $\beta_1$ - $\beta_3$  是各变量的相关系数, $\varepsilon_t$  代表误差项。此后大量研究以此模型为基础,进行改进研究,补充填入适当影响因素。

#### (二)研究框架

本文在新迁移经济学的分析框架下,结合人力资本理论,以农户家庭为决策单位,考量劳动力的迁移数量和农户家庭人力资源质量对于家庭总收入和农业收入的影响机理。(见图 1)

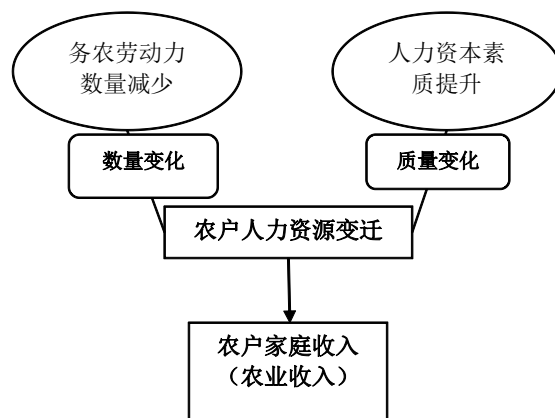


图 1 农户人力资源变迁对家庭收入(农业收入)影响作用机制

#### 四、数据来源与样本分析

本文的数据来自中国综合社会调查(CGSS)2006年度的农村卷部分。该年度调查针对农村住户展开关于个人、工作、家庭、社会经济活动与态度、行为等的抽样调查,覆盖范围较广,调查问题较为全面。在结合了本文研究主题后,经过筛选,剔除掉一些缺失样本、极值样本,最终获得的有效样本数量为3661个。

根据调查问卷的题目设计与实际情况,本文的农户家庭收入,定义为2005年度家庭农业经营收入、非农经营收入、资产性收入与务工汇款收入的总和。其中农业经营收入包括种植粮食作物、经济作物、水产养殖和禽畜养殖收入的合计;务工汇款收入经过处理后折算成2005年年度收入<sup>①</sup>;非农经营收入与资产性收入直接采用样本的数据。

关于人力资源的含义,本文将其细化为人力资源的数量与人力资源质量两方面。其中人力资源的数量通过农户家庭外出务工的人数来反应,因为伴随着城镇化进程的外出务工人员增加,稀释了农村务农的劳动力数量,使得从事农业生产的人力资源数量出现下降的趋势;但是同时这种数量的变化却又通过务工汇款收入弥补家庭农业收入的下降。人力资源的质量本文具体从以下几方面衡量,即年龄、教育、政治身份与观念因素。年龄在具体分析中采纳家庭成员中大于65岁的人数与小于15岁的人数,这两类年龄范围代表着农户家庭需要承担的非劳动力供养状况。教育通过衡量家庭成员四类文化水平的人数比例,具体来讲将调查问卷中列出的12类文化水平合并成四类教育层次,不识字或识字很少定义为低文化水平,小学定义为初级文化水平,初中到技校定义为中级文化水平,大学及以上为高级文化水平。除此之外,教育的分析指标中还加入了被访者是否在重点学校就读以及被访者教育年限。因为,被访者近45%是家庭的户主,是家庭各类活动的主要决策人,所以其教育水平指标在人力资源质量中起到重要影响力。政治因素通过家庭成员具有政治身份的比例来衡量,政治身份包括中国共产党员、民主党派和共青团员,通常拥有政治身份表明在同龄人中思想进步要求较高,以及个人素质较为优秀。观念因素通过采纳被访者认为家庭现在所处的社会经济地位以及未来家庭经济状况来衡量,前者包括上层、中上层、中层、中下层、下层以及不作选择共六类,后者变化包括越来越好、基本不变以及变差三类。

表1描述出不同人力资源状况的农户家庭收入的均值比较。从中可以发现,从人力资源数量角度来看,外出务工户的家庭总收入均值要高于未外出务工的家庭,但是农业经营收入要低于外出务工户。从人力资源质量角度来看,以年龄和教育水平两个维度为例。在年龄方面,将农户划分为低龄化和老龄化的典型家庭和青壮年为主体的典型家庭,前者指非劳动力成员(年龄大于65岁和年龄小于15岁)占比达到家庭成员数量一半以上,后者指劳动力成员(年龄16-64岁)占比达到家庭人数一半以上。可以明显发现,青壮年家庭的总收入和农业经营收入均高于对照组低龄化与老龄化家庭。在教育程度方面,将农户划分为低文化程度和高文化程度两种类别典型家庭。其中低文化程度指调查问题中不识字或者识字很少这类,高文化程度指接受过从小学到研究生以上

<sup>①</sup>参考王子成(2012)处理方法,通过计算家庭成员外出的起止时间,求出月度平均汇款值,然后乘以2005年外出月份得出个人汇款额度,最后进行加总得到家庭总体务工汇款收入。

等层次的文化教育。可以看到接受过高文化程度的教育农户家庭其农业收入、总收入均高于低文化程度。由此可以初步发现,人力资源质量会影响农户家庭的收入。

表1 不同人力资源状况农户收入均值比较

|             | 人力资源数量 |        |        | 人力资源质量  |        |        |        |
|-------------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|
|             | 全部     | 未外出务工户 | 外出务工户  | 年龄      |        | 教育     |        |
|             |        |        |        | 低龄化和老龄化 | 青壮年    | 低文化程度  | 高文化程度  |
| 样本数(户)      | 3661   | 1916   | 1745   | 693     | 2968   | 261    | 3400   |
| 家庭总收入(元)    | 7779.7 | 7349.9 | 7779.7 | 5895.3  | 8219.6 | 5697.5 | 7939.5 |
| 家庭农业经营收入(元) | 4386.8 | 4851   | 3877   | 3882.6  | 4504.5 | 3615.1 | 4446   |

五、模型设定、变量描述与估计方法

本文建立针对农户家庭收入的模型如下所示

$$\ln Y_k^c = \gamma_{0k} + \gamma_{1k} Mig + \gamma_{2k} Age + \gamma_{3k} Edu + \gamma_{4k} Pcy + \gamma_{5k} Con + \gamma_{6k} Sqr + \gamma_{7k} Hou + \varepsilon_k; \quad c = t, a. \quad (1)$$

其中  $Y_k^c$  代表第 k 个农户家庭收入, t 代表家庭总收入, a 代表家庭农业经营收入。Mig 代表家庭外出务工人员占家庭总人数的比例。Age 代表家庭年龄影响因素,具体进一步包括家庭大于 65 岁的人数(Ageold)和家庭小于 15 岁的人数(Agechd)。Edu 表示家庭教育影响因素,具体包括低级、初级、中级与高级家庭成员的比例(Edup1 到 Edup4),被访者是否在重点学校就读的虚拟变量(Eduimp,读过取值为 1,未读过为 0),被访者的教育年限(Eduyrs)。Pcy 代表政治因素,以家庭成员拥有政治身份的比例来衡量。Con 代表家庭成员的观念因素,具体分为被访者认为家庭现在所处的社会经济地位(Sta)和被访者认为家庭未来三年内的经济状况变化(Ftr),两者均为分类变量,将上层、中上层、中层、中下层、下层以及不作选择六类依次赋值为从 1 到 6,将未来变化、不变与变坏依次赋值 1 到 3。除此之外,模型中还包括家庭特征变量 Sqr 和 Hou,前者代表家庭承包的耕地总面积,后者表示家庭住房价值。衡量住房价值的指标包括以 Mtr 代表的家庭住宅墙体材料(分类变量,具体赋值为钢筋混凝土=1,砖石=2,木竹草泥坯=3,其他=4)和 Pri 表示的家庭住房现值的对数。 $\varepsilon_k$  代表随机误差项。 $\gamma_{0k}$  表示截距。 $\gamma_{1k}$  到  $\gamma_{7k}$  为各个变量前的回归系数。

表2 给出了变量具体的统计描述。

表2 变量的统计性描述

| 变量类别     | 变量名称       | 含义                     | 平均值  | 标准差  | 最小值 | 最大值   |
|----------|------------|------------------------|------|------|-----|-------|
| 家庭总收入    | $Y^t$      | 家庭年度总收入(元)             | 8.43 | 1.04 | 2.3 | 13.82 |
| 家庭农业经营收入 | $Y^a$      | 家庭农业经营收入(元)            | 8.05 | 0.94 | 2.3 | 11.08 |
| 人力资源数量   | 外出务工人数 Mig | 家庭外出务工人员占家庭成员的比例(%)    | 0.16 | 0.2  | 0   | 1     |
| 人力资源质量   | 年龄 Age     | Ageold 家庭大于 65 岁的人数(人) | 0.41 | 0.87 | 0   | 7     |
|          |            | Agechd 家庭小于 15 岁的人数(人) | 0.86 | 1.05 | 0   | 8     |

| 变量类别     | 变量名称   | 含义                                  | 平均值           | 标准差  | 最小值   | 最大值   |     |
|----------|--------|-------------------------------------|---------------|------|-------|-------|-----|
| 教育 Edu   | Edup1  | 家庭低文化水平的人数占比(%)                     | 0.2           | 0.22 | 0     | 1     |     |
|          | Edup2  | 家庭初级文化水平的人数占比(%)                    | 0.67          | 0.26 | 0     | 1     |     |
|          | Edup3  | 家庭中级文化水平的人数占比(%)                    | 0.1           | 0.17 | 0     | 1     |     |
|          | Edup4  | 家庭高级文化水平的人数占比(%)                    | 0.03          | 0.09 | 0     | 1     |     |
|          | Eduimp | 被访者是否曾经在重点学校就读<br>(读过=1,没读过=0)      | 0.09          | 0.28 | 0     | 1     |     |
|          | Eduyrs | 被访者教育年限(年)                          | 7.07          | 2.76 | 1     | 17    |     |
| 政治身份     | Pcy    | 家庭成员具有政治身份的比例(%)                    | 0.09          | 0.16 | 0     | 1     |     |
| 观念因素 Con | Sta    | 被访者认为的家庭现在所处的社会经济地位(分类变量,取值1-6)     | 4.18          | 0.99 | 1     | 6     |     |
|          | Ftr    | 被访者认为家庭未来三年内的经济状况变化(变好=1,不变=2,变差=3) | 1.44          | 0.59 | 1     | 3     |     |
| 家庭特征     | 耕地面积   | Sqr                                 | 家庭承包的耕地总面积(亩) | 7.04 | 11.54 | 0     | 228 |
| 住房价值 Hou | Mtr    | 家庭住宅墙体材料(钢筋混凝土=1,砖石=2,木竹草泥坯=3,其他=4) | 2.13          | 0.64 | 1     | 4     |     |
|          | Pri    | 家庭住房现值的对数                           | 9.66          | 1.32 | 4.61  | 16.11 |     |

本文采用逐步 OLS 回归分析来探究农户人力资源状况对于家庭收入的影响。具体来说即逐步加入(1)式的自变量,首先放入外出务工与年龄因素,其次在前者基础上依次递进添加教育、政治、观念因素,最终形成四个模型。

## 六、估计结果与解释

首先以农户家庭总收入为因变量对(1)式进行逐步 OLS 回归,表 3 是得到的结果。

表 3 人力资源状况对于农户家庭总收入影响机理的回归结果

|        | (1)                   | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
|--------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Mig    | 0.521***<br>(0.0828)  | 0.468***<br>(0.0921) | 0.471***<br>(0.0922) | 0.434***<br>(0.0908) |
| Ageold | -0.0427**<br>(0.0195) | -0.0332<br>(0.0227)  | -0.0331<br>(0.0227)  | -0.0283<br>(0.0223)  |
| Agechd | 0.0168<br>(0.0159)    | 0.0261<br>(0.0197)   | 0.0271<br>(0.0198)   | 0.0217<br>(0.0195)   |

|                    | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Edup1              |                        | 3.347<br>(2.095)       | 3.393<br>(2.097)       | 3.855*<br>(2.059)      |
| Edup2              |                        | 3.414<br>(2.095)       | 3.457*<br>(2.097)      | 3.937*<br>(2.059)      |
| Edup3              |                        | 3.272<br>(2.097)       | 3.297<br>(2.098)       | 3.744*<br>(2.060)      |
| Edup4              |                        | 3.181<br>(2.109)       | 3.189<br>(2.109)       | 3.668*<br>(2.071)      |
| Eduimp<br>(读过重点学校) |                        | -0.0433<br>(0.0668)    | -0.0442<br>(0.0668)    | -0.00664<br>(0.0657)   |
| Eduyrs             |                        | 0.0387***<br>(0.00745) | 0.0385***<br>(0.00746) | 0.0276***<br>(0.00740) |
| Pcy                |                        |                        | 0.0689<br>(0.124)      | 0.0394<br>(0.122)      |
| Sta<br>(中上层)       |                        |                        |                        | 0.532**<br>(0.237)     |
| Sta<br>(中层)        |                        |                        |                        | 0.281<br>(0.210)       |
| Sta<br>(中下层)       |                        |                        |                        | 0.253<br>(0.210)       |
| Sta<br>(下层)        |                        |                        |                        | -0.0169<br>(0.210)     |
| Sta<br>(不作选择)      |                        |                        |                        | 0.153<br>(0.223)       |
| Ftr<br>(不变)        |                        |                        |                        | -0.228***<br>(0.0404)  |
| Ftr<br>(变差)        |                        |                        |                        | -0.335***<br>(0.0847)  |
| Sqr                | 0.0193***<br>(0.00143) | 0.0183***<br>(0.00154) | 0.0183***<br>(0.00154) | 0.0178***<br>(0.00151) |
| Mtr<br>(砖石)        | 0.0638<br>(0.0520)     | 0.0351<br>(0.0563)     | 0.0374<br>(0.0564)     | 0.0253<br>(0.0555)     |
| Mtr<br>(木竹、草泥坯)    | 0.138**<br>(0.0655)    | 0.123*<br>(0.0724)     | 0.125*<br>(0.0725)     | 0.123*<br>(0.0715)     |
| Mtr<br>(其他)        | -0.190<br>(0.163)      | -0.390*<br>(0.201)     | -0.389*<br>(0.202)     | -0.389**<br>(0.198)    |
| Pri                | 0.194***               | 0.181***               | 0.181***               | 0.146***               |

|          | (1)      | (2)      | (3)      | (4)      |
|----------|----------|----------|----------|----------|
|          | (0.0150) | (0.0172) | (0.0172) | (0.0172) |
| Constant | 6.270*** | 2.796    | 2.749    | 2.643    |
|          | (0.171)  | (2.107)  | (2.109)  | (2.083)  |

注：\*\*\*、\*\*与\*分别表示在1%、5%与10%的水平上显著；括号内为标准误。

从表3可以看出外出务工人员显著正向影响农户家庭总体收入,其作用机理主要是伴随着外出务工人员数的增加,农户增加了务工汇款的增收渠道,有效提升了总收入。针对年龄的影响因素回归结果可以发现,代表家庭老龄化程度的65岁以上成员人数负向影响家庭总收入,但是除了(1)式,其影响程度均不显著。表明农户劳动力老龄化会导致家庭收入微弱的减少,但是影响的作用力有限。与此相应的代表家庭低龄化的15岁以下成员人数正向影响家庭总收入,但是影响程度不显著。由此可以发现家庭成员的老龄化和低龄化对于家庭总体收入作用力有限,不会显著影响到收入的增减。

家庭成员在四个类别教育程度占比的影响在(4)中呈现10%的显著性,通过回归系数发现,初级教育程度的比例影响程度高于其余三个教育程度的影响,可见在农户家庭中接受较为基础的初级教育水平即可以提升家庭收入,这也从反面反应农户从事的农业、非农等生产活动所需要的教育程度有限。纳入模型中的被访者两项教育程度指标的回归结果展示被访者曾经读过重点学校相较于没有读过重点学校的被访者对于收入影响不显著,但是被访者的教育年限在1%的显著性水平下正向影响家庭收入。鉴于样本中被访者45%为家庭户主,其教育年限的增加意味着可以更加有效应对家庭收入的决策,其知识储备的增长会带来相应的收入效应。

家庭成员拥有政治身份的比例正向影响收入,但是作用效果不显著。

针对观念因素的回归结果表明,以当前家庭经济状况处于上层为参照组,处于中上层的家庭显著正向影响家庭收入,表明中上层的家庭更有动力增加收入,更加积极提升家庭收入等级。而其余的中层、中下层、下层以及不作选择的家庭对于收入的影响作用力不显著。观念因素的另一个变量对于未来的预期,回归结果表明,以未来会变好为参照组,不变与变差的家庭在1%的显著性水平下降低家庭收入。这主要由于家庭对于未来的负面预期会降低家庭增收的积极性,影响家庭从事各类生产活动增加收入的信心。

其余控制变量中,耕地承包的面积在(1)-(4)中均1%的显著性水平正向影响家庭收入,因为农户大部分依然会从事农业生产活动,而耕地作为最为重要的生产要素,其投入量显著影响产出量,从而影响农业收入。家庭房屋材料的回归结果显示,以钢筋混凝土材质为参照组,砖石与木竹等结构房屋相对正向影响家庭收入,其他材质产生负向作用。这主要是因为选择次级材料的砖石、木竹等家庭更有动力改善家庭居住条件,因而对于其收入增长的贡献更明显。尤其是木竹结构房屋在(1)到(4)中在1%到10%的水平下显著,反应其对于收入的增长拉动十分明显。家庭房屋价值的对数在回归中均1%显著性水平下正向影响家庭收入,表明家庭的财富累积对于收入的增长呈现带动效应。

为进一步展示人力资源状况对于农户农业经营收入的影响,以此为因变量,对(1)式的逐步OLS回归结果如下表4。

表4 人力资源状况对于农户家庭农业经营收入影响机理的回归结果

|                    | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Mig                | -0.431***<br>(0.0760)  | -0.448***<br>(0.0845)  | -0.448***<br>(0.0846)  | -0.471***<br>(0.0842)  |
| Ageold             | -0.0694***<br>(0.0179) | -0.0553***<br>(0.0210) | -0.0553***<br>(0.0210) | -0.0524**<br>(0.0209)  |
| Agechd             | -0.000993<br>(0.0144)  | -0.00447<br>(0.0180)   | -0.00447<br>(0.0181)   | -0.00733<br>(0.0179)   |
| Edup1              |                        | 1.103<br>(1.876)       | 1.103<br>(1.878)       | 1.428<br>(1.862)       |
| Edup2              |                        | 1.148<br>(1.876)       | 1.147<br>(1.878)       | 1.484<br>(1.862)       |
| Edup3              |                        | 1.000<br>(1.878)       | 0.999<br>(1.879)       | 1.320<br>(1.863)       |
| Edup4              |                        | 0.642<br>(1.889)       | 0.642<br>(1.890)       | 0.970<br>(1.874)       |
| Eduimp<br>(读过重点学校) |                        | 0.0227<br>(0.0612)     | 0.0227<br>(0.0612)     | 0.0469<br>(0.0608)     |
| Eduyrs             |                        | 0.0164**<br>(0.00683)  | 0.0164**<br>(0.00684)  | 0.00949<br>(0.00685)   |
| Pcy                |                        |                        | -0.000339<br>(0.114)   | -0.0256<br>(0.113)     |
| Sta<br>(中上层)       |                        |                        |                        | 0.157<br>(0.221)       |
| Sta<br>(中层)        |                        |                        |                        | 0.0999<br>(0.194)      |
| Sta<br>(中下层)       |                        |                        |                        | 0.0991<br>(0.194)      |
| Sta<br>(下层)        |                        |                        |                        | -0.107<br>(0.194)      |
| Sta<br>(不作选择)      |                        |                        |                        | 0.0203<br>(0.207)      |
| Ftr<br>(不变)        |                        |                        |                        | -0.140***<br>(0.0372)  |
| Ftr<br>(变差)        |                        |                        |                        | -0.185**<br>(0.0786)   |
| Sqr                | 0.0233***<br>(0.00129) | 0.0233***<br>(0.00139) | 0.0233***<br>(0.00139) | 0.0231***<br>(0.00138) |
| Mtr                | 0.135***               | 0.129**                | 0.129**                | 0.119**                |

|          | (1)      | (2)      | (3)      | (4)       |
|----------|----------|----------|----------|-----------|
| (砖石)     | (0.0486) | (0.0527) | (0.0528) | (0.0524)  |
| Mtr      | 0.234*** | 0.240*** | 0.240*** | 0.236***  |
| (木竹、草泥坯) | (0.0603) | (0.0668) | (0.0669) | (0.0666)  |
| Mtr      | -0.131   | -0.292   | -0.292   | -0.294    |
| (其他)     | (0.148)  | (0.184)  | (0.184)  | (0.183)   |
| Pri      | 0.114*** | 0.109*** | 0.109*** | 0.0864*** |
|          | (0.0139) | (0.0159) | (0.0159) | (0.0160)  |
| Constant | 6.744*** | 5.585*** | 5.585*** | 5.571***  |
|          | (0.157)  | (1.888)  | (1.890)  | (1.884)   |

注：\*\*\*、\*\*与\*分别表示在1%、5%与10%的水平上显著；括号内为标准误。

从表4可以发现代表人力资源数量的外出务工人数在(1)-(4)中均是在1%的显著性水平下负向影响农业经营收入,与表3中其对于收入的影响方向呈现反向关系。这表明,家庭从事农业劳动力数量的减少显著影响了农业收入,劳动力数量的投入对于产出收入的影响依然拥有较强的解释力。

代表家庭老龄化程度的指标 Ageold在表4中在1%或5%的水平上显著,负向影响农户家庭收入,并且其对于农业经营收入的解释力度大于其对家庭总收入的影响程度。代表家庭低龄化的指标 Agechd负向影响农业经营收入,但是与表3中类似,其影响程度不显著。家庭成员各阶段教育水平占比均正向影响农业经营收入,但是回归结果影响系数不显著,其解释力度有限。衡量教育水平的其他两个针对被访者的相关指标,回归结果正向影响农业经营收入。政治因素负向影响农业收入,但是与表3中类似,其对于因变量的解释力度有限。观念因素的两个变量回归结果与表3中的结果,影响方向与解释力度相近。

控制变量中的耕地承包面积和房屋现值在表4中回归结果与表3类似,其均为1%显著性水平正向影响农业经营收入。而另一个控制变量家庭房屋材料与其在表3中的结果略有不同,房屋材料为砖石结构的家庭相较对照组钢筋混凝土材料,其在表4中1%水平上正向影响农业经营收入。

## 七、进一步的讨论

在上文分析的基础之上,本文开展进一步的讨论,分别按照家庭人均总收入和人均农业收入的高低,从低到高依次将样本划分为最低的25%、25%-50%、50%-75%和75%以上四个组别,然后按照式(1)进行回归分析。表5展示了两者的分组回归结果。

表5 按照人均家庭总收入与农业收入划分的分组回归结果

|        | 按照人均总收入分组 |          |          |          | 按照人均农业收入分组 |           |            |           |
|--------|-----------|----------|----------|----------|------------|-----------|------------|-----------|
|        | 最低的25%    | 25%-50%  | 50%-75%  | 75%以上    | 最低的25%     | 25%-50%   | 50%-75%    | 75%以上     |
| Mig    | -0.021    | 0.158    | 0.303*** | 0.278*** | -0.275*    | -0.332*** | -0.5996*** | -1.057*** |
|        | (0.1547)  | (0.0797) | (0.0634) | (0.095)  | (0.1605)   | (0.1109)  | (0.1097)   | (0.1415)  |
| Ageold | 0.129***  | 0.163*** | 0.198*** | 0.14***  | 0.127***   | 0.08***   | 0.084***   | -0.125**  |

|        | 按照人均总收入分组 |          |          |           | 按照人均农业收入分组 |          |          |          |
|--------|-----------|----------|----------|-----------|------------|----------|----------|----------|
|        | (0.0254)  | (0.0169) | (0.0183) | (0.0392)  | (0.027)    | (0.0238) | (0.0319) | (0.0578) |
| Agechd | 0.133***  | 0.153*** | 0.139*** | 0.0957*** | 0.122***   | 0.089*** | 0.024    | 0.058    |
|        | (0.0245)  | (0.0146) | (0.0147) | (0.0291)  | (0.0252)   | (0.0204) | (0.0258) | (0.0426) |

注：本表按照式(1)纳入了所有的自变量，但只报告了以上三个自变量的回归结果，其余变量结果从略。\*\*\*、\*\*与\*分别表示在1%、5%与10%的水平上显著；括号内为标准误。

从回归结果可以发现，人均总收入高低不同的组间比较，外出务工人数(Mig)对于家庭总收入的影响程度是不同的，其对于高的收入组的作用效果更明显，即50%以上的组别均在1%的显著性水平上显著；代表家庭65岁以上成员数量和15岁以下成员数量的两个变量均是在1%的显著性水平下正向影响各个收入组别。

与之相对应的，在人均农业收入高低不同的组间比较下，外出务工人数对于家庭农业经营收入的影响均为负向显著；老龄化指标的Ageold在人均农业收入位于全体排名75%以上这一组别呈现负向显著，其余为正向显著，这表明农业收入较高的家庭其受到老龄化的消极冲击比较明显；家庭低龄化指标Agechd在50%以上的两个组别不显著，表明高农业收入家庭较少受到青少年家庭占比的影响。

## 八、主要结论与政策建议

本文以中国综合社会调查的农村卷数据为样本，采用逐步OLS回归的方法估计了农户人力资源变迁对家庭总收入和农业经营收入的影响。研究发现，(1)代表人力资源数量变迁的外出务工人数对家庭总收入产生显著的正向影响，但对于农业经营收入产生显著的负向影响；(2)代表人力资源质量变迁的年龄指标对总收入不存在显著影响，但是对于农业收入，年龄指标之一的老龄化存在显著负向影响；衡量教育水平的各个指标总体上正向影响总收入与农业经营收入；政治身份在回归中的影响不显著；代表观念因素的两类指标中，家庭对于未来的正面预期对于提升家庭收入和农业收入有着显著积极影响；(3)通过进一步的讨论表明，针对样本中人均总收入和人均农业经营收入高低不同的组别来说，人力资源变迁产生的影响不尽相同。

根据以上研究结论，可以发现人力资源的数量变化，即外出务工人数的扩张，对于我国农业经营产生了不利的影响，为了继续保障务农收入，应该继续推进农业现代化进程，以科技要素代替农业生产中劳动力要素，实现技术替代，从根本上提升生产效率；除此之外还应该改善农村公共品供给环境、条件，创新农业经营模式，吸引人才与资金进入到农村地区。从农户总收入来讲，外出务工有效提高了家庭收入水平，为此应该继续健康、合理、有序地推动城镇化进程与引导适龄劳动力转移，进一步丰富农户收入来源；并且为了保障务工人员有效获得劳动报酬、形成务工汇款，应该建立健全政策法规，持续推动消除城乡二元化的劳动力身份歧视，让劳动者的付出得到等价回报。在人力资源质量变化方面，政府应当持续关注老龄化带来的影响，针对具体问题出台相应措施；应该继续加强社会主义新农村建设中的文化建设，着力继续提高教育水平，改善教育环境，使得农户素质可以适应日益科技化的农业生产；要引导农户树立积极向上的精神风貌，以此为动力

推进家庭向着更好的未来发展。

本文的研究仍然存在着若干不足,如衡量人力资源质量的指标中应该加入是否培训等这一类指标,因为当今科研院校、推广机构等大力加强对于农村生产的支持帮扶,其对于农业收入的提升大有裨益。但鉴于所用的调查中没有详尽涉及到此方面的问答,因此在方程设置中忽略了此项因素。除此之外,本文使用的是截面数据,仅能考察一年的相关情况,而中国综合社会调查之后的问卷结构有所更新,无法形成相一致的面板数据,使得数据的分析存在局限性。今后如何克服以上存在的若干不足是需要继续深入思考和改进的方向。

#### 参考文献

- [1] Rozelle S, Taylor J E, De Brauw A. Migration, Remittances and Agricultural Productivity in China[J]. American Economic Review, 1999, 89(2): 287-291.
- [2] Taylor J E, De Brauw A, Rozelle S. Migration and Incomes in Source Communities: A New Economics of Migration Perspective from China[J]. Economic Development and Cultural Change, 2003, 52: 75-102.
- [3] 王子成. 外出务工、汇款对农户家庭收入的影响——来自中国综合社会调查的证据[J]. 中国农村经济, 2012, (4): 4-14.
- [4] 钱文荣, 郑黎义. 劳动力外出务工对农户家庭经营收入的影响——基于江西省4个县农户调研的实证分析[J]. 农业技术经济, 2011, (1): 48-56.
- [5] 蒲艳萍. 劳动力流动对农村居民收入的影响效应分析——基于西部289个自然村的调查[J]. 财经科学, 2010, (12): 74-82.
- [6] 时红艳. 外出务工对农户收入影响机制的实证研究——基于陕西省安康市3县1106个农户的调查与分析[J]. 学术论坛, 2011, 34(4): 158-163.
- [7] 胡雪枝, 钟甫宁. 农村人口老龄化对粮食生产的影响——基于农村固定观察点数据的分析[J]. 中国农村经济, 2012, (7): 29-39.
- [8] 李旻, 赵连阁. 农业劳动力“老龄化”现象及其对农业生产的影响——基于辽宁省的实证分析[J]. 农业经济问题, 2009, (10): 12-18.
- [9] Stark O, Bloom D E. The New Economics of Labor Migration[J]. The American Economic Review, 1985, 75(2): 173-178.
- [10] Stark O. The migration of labor[M]. Cambridge: Basil Blackwell, Inc., 1991: 26.
- [11] Wouterse F, Taylor J E. Migration and Income Diversification: Evidence from Burkina Faso[J]. World Development, 2008, 36(4): 625-640.
- [12] Schultz T W. Transforming Traditional Agriculture[M]. New Haven: Yale University Press, 1964.
- [13] Becker G S. Human Capital[M]. (Third Edition) Chicago: The University of Chicago Press, 1964.
- [14] Solow R M. A Contribution to the Theory of Economic Growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1956, 70(1): 65-94.
- [15] Romer P M. Increasing Returns and Long-Run Growth[J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [16] Lucas R E. On the Mechanics of Economic Development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22(1): 3-42.
- [17] Ben-Porath Y. The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings[J]. Journal of Political Economy, 1967, 75(4): 352-365.
- [18] Mincer J A. Schooling, Experience and Earnings [M]// Schooling, Experience and Earnings. National Bureau of Economic Research Books, 1974.



## 中国淘宝村转型与发展研讨会 顺利召开

2017年12月28日上午由浙大CARD农村电商研究中心组织的《中国淘宝村转型与发展研讨会》在浙江大学紫金港校区圆正启真酒店召开。来自江苏宿城、河北清河、浙江温岭等淘宝村集群的政府负责人,浙江白牛村、山东西代庄村的电商带头人以及南京大学、上海财经大学、阿里巴巴研究院等专家学者参加本次研讨会。

会议由CARD农村电商中心主任郭红东教授开场,郭老师介绍了浙江大学CARD农村电商研究中心的研究方向、实践经验以及国家自然科学基金课题“中国淘宝村形成机理及其三农影响效应研究”的研究框架和研究进展。随后,来自淘宝村的代表们分享了本地淘宝村发展的现状、面临的问题与瓶颈、转型升级的思考与探索。各类淘宝村的发展经历,引起了与会嘉宾们的强烈兴趣。这些淘宝村在发展过程中均遇到了一些共性的问题,聚焦在:1、淘宝村的产品与产业升级,2、淘宝村的人才培养与留存,3、政府和政策环境如何助力淘宝村转型升级。

在共创环节,嘉宾们凭借在各自不同领域的研究和实践经验,分组针对这3个问题进行深度的探讨和碰撞,最终形成了一些体系化创新性并切实可行的解决方案。针对淘宝村的产品与产业升级提出淘宝村的跨区域协作,一方面弥补品类单一造成的季节性销售现象,拓宽品类,一方面运用成熟淘宝村的经验帮助更多区域产品进

行电商运营;针对淘宝村的人才培养与留存,提出“乡贤”文化的营造以及跨区域跨时空的新人才合作机制;针对政府和政策环境如何助力淘宝村转型升级,提出政府各部门之间需加强合作、整合资源,制定整体的电商规划、提升服务效率。这些观点和建议的输出,为淘宝村的转型升级带来了新的思考和思路,淘宝村的代表们表示可以马上操作和实践这些思路,并邀请各方专家持续关注实施效果。

本次研讨会既有经验分享又有协同共创,这种新的研讨方式受到了与会嘉宾的普遍欢迎。会议最后,嘉宾们都感叹时间太短,并纷纷加入淘宝村研究联盟,期待在今后的研究、合作与实践。浙大CARD农村电商研究中心的郭主任表示,浙江大学中国农村发展研究院将持续主办此类深度的研讨会,以聚焦话题,汇集各方智慧,共同为中国的三农发展提供决策建议。

## CARD电商中心主任郭红东教授应邀参加 2017年广东县域电商大会

2017年12月28日至29日,由南方报业传媒集团主办,汕头市网信办、商务局指导,南方日报社、南方农村报社、外砂镇人民政府承办的2017年第三届广东县域电商大会在中华毛衫名镇——汕头龙湖区外砂镇举办,会议主题为“开放 转型 融合 未来”。来自浙江大学、南京大学、中山大学、暨南大学、江苏师范大学和阿里研究院等院校机构的300多电商专家,在会上围绕数字经济时代传统产业转型、特色小镇和农特产品新零售等进行专题探讨,并对汕头市龙湖区、潮南区和澄海区的电商产业进行了调研。

我院电商中心主任郭红东教授应邀作了互联网促进实体经济发展的主题报告。郭红东教授指出,2016年,中国数字经济规模总量达22.58万亿元,跃居全球第二,占GDP比重达30.3%,以数字经济为代表的新经济蓬勃发展,但人才、产品(货)和系统不配套问题制约着“互联网+实体经济”发展,优化环境、做实产业、培育新人、拓宽通道、完善体系、搭建平台和壮大主体成为推进“互联网+实体经济”发展的关键。郭红东教授的报告受到与会代表好评,其观点被《南方农村报》、《广州日报》等报刊刊登。

## CARD电商中心主任郭红东教授 应邀参加中国青年电商助力脱贫攻坚论坛

为贯彻落实党中央、国务院关于脱贫攻坚和发展电子商务、培育经济新动力的工作

要求,着力突出青年电商人才在农业发展、农村改革和脱贫攻坚的重要作用,2017年12月16日,由中国农村青年致富带头人协会、中国青年电商联盟和中国农业电影电视中心(CCTV-7农业节目)共同主办的中国青年电商助力脱贫攻坚论坛在海南省白沙黎族自治县成功举办。

论坛由中国青年企业家协会党委委员、副秘书长,中国青年电商联盟秘书长郭鹏、中国农业电影电视中心(CCTV-7农业节目)主持人刘栋栋联合主持。本次论坛主题为“精准扶贫,青年电商在行动”,旨在向全国青年电商传播政策导向、发展机遇、转型路径,并聚合各类社会资源,推动电商精准扶贫。团中央青年发展部部长杨松、中国农业电影电视中心(CCTV-7农业节目)总编辑傅雪柳、海南省白沙黎族自治县县委书记张蔚兰出席论坛并致辞。杨松表示,中国青年一代是电子商务的主力军,而电商扶贫更是全国脱贫攻坚的重要力量,引领广大电商在助力脱贫中发挥生力军作用,是团中央的一项重要职责。傅雪柳表示,CCTV-7农业节目作为国家主流媒体,三农领域权威发布平台,用媒体的力量助力青年电商发展与精准扶贫,是我们义不容辞的责任,是历史赋予的义务与担当。阿里巴巴集团副总裁方建生、京东集团党委书记、副总裁龙宝正、苏宁控股集团总裁助理马康、农业部农村经济研究中心主任宋洪远、惠农网总裁申斌、赶街创始人兼总裁潘东明分别围绕“新时代背景下电商发展机遇与社会责任”、“电子商务发展与精准扶贫”主题进行了主旨演讲。CARD电商中心主任郭红东教授作为特邀嘉宾参加了圆桌论坛。

## 衢江区与CARD实施乡村振兴战略合作

1月8日下午,衢江区与浙江大学中国农村发展研究院实施乡村振兴战略签约仪式在衢江区举行。浙江大学中国农村发展研究院院长黄祖辉,院长助理、农经系主任金少胜等代表卡特出席会议,省委副秘书长、省农办(扶贫办)主任章文彪,浙江大学中国农村发展研究院特聘教授、省咨询委三农部部长顾益康以及衢江区党政班子领导出席会议。会议由区委副书记、区长朱素芳主持会议。

会上,区委副书记、区长朱素芳代表区政府与浙江大学中国农村发展研究院签订实施乡村振兴战略合作协议。衢州市政协副主席、衢江区委书记吴江平讲话并向黄祖辉、顾益康颁发衢江区实施乡村振兴战略顾问聘书。

签约仪式后,黄祖辉院长在发言中表示,浙大中国农村发展研究院将全力支持衢江区实施乡村振兴战略。衢江区具有“三农”发展的良好条件和基础。希望衢江区更好处理乡村振兴和城市化的关系,推动两者融合发展,通过改革创新,促进可持续发展。

顾益康教授说,衢江区既要努力成为实施乡村振兴战略的先行先试区,更要成为模

范区。要系统、全面推进乡村振兴战略的实施,建设产业兴旺的“特产”乡村、生态宜居的美丽乡村、乡风文明的人文乡村、治理有效的“三治合一”乡村、生活富裕的共富乡村;要在改革创新上先行先试,把构建城乡融合的体制机制和政策体系作为实施乡村振兴战略的新动能;要提供有力的领导、制度、投入、人才等保障,推进乡村振兴战略实施。

章文彪在讲话中强调,实施乡村振兴战略,关键是坚持城乡融合发展,最重要的是全面体现“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”的总要求,最根本的是坚持党的领导和人民主体地位。要明确定位,深刻理解城市化和乡村振兴是互相融合带动;要结合衢江区实际,细化实施乡村振兴的要求;要发动全区力量,凝心聚力推动乡村振兴战略的实施。

最后,吴江平作了总结发言,他强调要充分认识实施乡村振兴战略的重要意义,抓好各项工作落实,以党建为统领、生态为底本、产业为支撑、项目为抓手、文化为引领、平安为保障、民生为根本,为乡村振兴贡献衢江元素;各单位要把实施乡村振兴战略作为今后工作的主抓手,要动员部门、乡镇和每一个衢江百姓成为实施乡村振兴战略的主力军,主动融入、主动谋划,为衢江的乡村振兴贡献自己的力量。

## 黄祖辉院长等参加江西乡村振兴战略高峰论坛

1月6日至7日,由江西农业大学江西现代农业及其优势产业可持续发展的决策支持协同创新中心与北京大学中国农业政策研究中心共同主办的“新时代实施乡村振兴战略与深入推进农业供给侧结构性改革高峰论坛”在南昌举行。

江西省教育厅厅长叶仁荪、江西省农业厅副厅长唐安来,大会执行主席江西农业大学党委书记、中国科学院院士黄路生教授和北京大学中国农业政策研究中心主任、发展中国家科学院院士黄季焜教授生出席开幕式并致辞。论坛旨在深入学习贯彻党的十九大精神和习近平新时代中国特色社会主义思想,策应中央经济工作和中央农村工作会议精神,深刻理解和准确把握乡村振兴战略精神实质。国务院发展研究中心农村经济研究部部长叶兴庆研究员,南京农业大学钟甫宁教授,国务院参事、中国农业大学何秀荣教授,中国社科院农村发展研究所所长魏后凯研究员,浙江大学黄祖辉教授、郭红东教授,发展中国家科学院院士、中国科学院农业政策研究中心张林秀研究员,长江学者特聘教授、中国人民大学朱信凯教授等知名专家围绕小农分化与政策调整,农业供给侧结构性改革,实施乡村振兴战略的难点和政策导向等方面的内容,作论坛主旨报告;来自北京大学、浙江大学、中国人民大学、华南农业大学、中国社科院、中国科学院等以及江西师范大学、江西财经大学、江西省社科院、江西省农科院、江西省委党校、江西农业大学等省内外高校、科研院所的专家和师生共计210余位代表参加了本次论坛。

## 郭红东教授团队到河北清河县调研

应清河县政府邀请,浙江大学农村发展研究院电商中心主任郭红东教授率队于1月8日至10日赴清河县调研农村电子商务发展情况。

清河县隶属于河北省邢台市,面积502平方公里,辖6镇322个行政村,户籍人口385717人、常住人口386231人。清河县域经济发达,特色经济为羊绒制品,被誉为“中国羊绒之都”,被河北省列入全省首批扩权县和优先培育的中等城市之一。调研团队考察了中国最早的淘宝村之一东高村,并参观了清河县诸多羊绒加工企业、网商企业、供应商等。

在1月10号举行的清河电商发展研讨会上,电商中心副主任曲江老师首先结合阿里研究院内部数据进行了分享。她指出,清河县目前存在问题主要集中在四点。1.网商数量增长缓慢。2010年-2015年,清河县网店数量增长率普遍低于阿里平台各县域。即便是2015-2016年的返乡创业高峰期也没有明显增长。返乡人才能够带来新的思路和资源,而新河的表现不够突出;2.网商结构不健康。从阿里平台数据来看,理想的县域电商结构为:龙头带动,腰部坚实,草根野蛮生长。清河县虽具有传统的产业优势,但龙头企业电商转型仍有待推动,大型网商非常少,中型网商占比不高,核心力量不强,小型商家占比非常大,但盈利能力普遍较弱;3.清河各类品牌建设处于初级阶段。羊绒产业虽优势明显,但以品牌代工为主,缺乏区域公用品牌的认知和打造,企业品牌均侧重在生产端,缺乏消费者品牌的创建和传播;4.整体发展缺乏忧患意识。互联网更新换代极快,需要随时保持敏锐的洞察力,因势而变。而清河网商普遍生活满足感强,在对全国市场的竞争态势了解及未来发展规划上缺乏深入的思考。希望清河的各类经营主体,关注消费趋势的变化、勇于创新、敢于尝试,将传统产业优势与数据时代的特征相结合,以保持快速而稳定的发展。

郭红东教授结合各地调研经历,分享了他对互联网+大背景下传统产业如何利用互联网转型发展的几点思考。他谈到,清河产业基础雄厚且很早抓住互联网机遇,东高村更是最早的三个淘宝村之一。如何在中国普遍消费升级的大背景下,紧跟互联网+大势所趋,促进要素配置优化,是清河政府和网商需要重视的问题。他认为,互联网时代的趋势是共享。互联网+即是通过网络达成数据化、在线化、透明化、互动化、共享化。传统企业要紧跟消费趋势,做到柔性化生产,个性化营销,社会化供应链。政府则应做好服务,做实产业,营造健全的农村电商生态体系。清河县委常委、常务副县长樊英俊等领导陪同考察并一起参加了论坛。

## 首届“乡村振兴战略”高峰论坛顺利召开

乘着党的十九大、中央经济工作会议、中央农村工作会议的东风,加快推进乡村振兴的实践经验总结和理论研究,浙江大学全球农商研究院、中国农村发展研究院和新农村发展研究院于2018年1月10日在浙大紫金港校区联合举办了首届“乡村振兴战略”高峰论坛。来自国务院发展研究中心、农业部、国际食物政策研究所、北京大学、中国人民大学、上海交通大学、华南农业大学等单位的专家学者,湖南韶山市、河南兰考县、广西宜州区、江西泰和县、贵州湄潭县以及省内嘉善、安吉、长兴、龙泉等地的政府代表,大北农集团等企业负责人和新农人代表共计400多人参加了本次论坛。吴朝晖校长出席论坛并致辞,开幕式由罗卫东副校长主持。

吴校长在致辞中指出,实施乡村振兴战略是中央“三农”工作方针政策的继承和发展,是新时代做好“三农”工作的总抓手,浙江大学作为首批国家双一流建设的高校,服务于“三农”全面参与乡村振兴战略是浙江大学的历史使命和时代的呼唤,要为乡村振兴战略提供学科交叉汇聚的方案,探索出农业的国际合作的范例和推广“三农”成功转型的样本,并将积极与各兄弟单位展开深入合作,共同提供高水平的农业教育,培养高素质的农业人才,转化高质量的农业成果,为早日解决“三农”问题实现乡村振兴,决胜全面建成小康社会作出新的更大的贡献。

简单开幕仪式过后,论坛即进入了精彩纷呈的主题报告环节,首先由农业部农村经济体制与经济管理司张红宇司长做报告,他在报告中强调,实施乡村振兴一定要着眼于完善农村基本经营制度,以“三权”分置为统领,继续创新农村土地制度来提供强大的制度动力;必须深化农业供给侧改革,走质量兴农之路,并充分发挥新型经营主体在引领农业结构调整、发展新产业新业态等方面的重要作用。要将农村集体产权制度改革作为实现乡村振兴的一个重要抓手,来促进城乡要素平等交换和双向流动,增强农民的集体意识和文化认同、推进乡村治理体系和治理能力现代化,为实施乡村振兴战略、实现农民共同富裕奠定产权制度基础。

国务院发展研究中心资源与环境政策研究所副所长李佐军认为,实施乡村振兴战略,最关键就是要产业转型升级。产业结构要高级化,从农业延伸到二三产业,推进一二三产业融合发展。实现乡村振兴,农村产业需要不断朝着高端化、特色化、集群化、融合化、国际化和信息化等十个方向发展。同时,还要充分运用互联网条件,使产业信息化。

北京大学中国农业政策研究中心主任黄季焜教授建议:“要通过制度创新、技术进步,市场改革,农业投入,以及改变现有国家财政制度的体系来推进农业供给侧改革,要遵循农村经济转型规律,稳健推进乡村振兴战略,需要加快转型,但是不能搞大跃进。必须考虑区域差异,不能搞一刀切,需要充分发挥城市和经济转型的拉动作用,来促进实施

乡村振兴。”

中共农业部党校副校长、农业部管理干部学院副院长朱守银认为实施乡村振兴战略,必须要走向整体稳定,和谐有序,绿色协调,健康持续,必须依赖具有强大引力的市场机制,具有内生动力的竞争主体,具有孕育活力的乡村系统,具有有效推进的组织指导和政策支持。并强调在实施乡村振兴战略中要避免步入四个误区:一是猛打快球,急于求成;二是部门分割,各自为政;三是盲目模仿,千篇一律;四是以城市思维城建思路来推进乡村振兴。

浙江大学中国农村发展研究院黄祖辉教授强调,乡村振兴首先还是要放在城市化的背景下来做,乡村振兴一个最大的改革突破和前提就是要破解城乡二元结构,而且必须按照城乡一体、城乡互动的新型城市化战略来引领,以城带乡,以工兴农,城乡互促、城乡融合,并通过对市场、主体、要素、政策、组织的激活,把握住“政府主导、农民主体、科技支撑、企业助力、社会参与”五位一体,以及协调好“乡村与城市、政府与市场、人口与流动、表象与实质、短期与长期”五大关系来推进乡村振兴战略。

国际食物政策研究所资深研究员兼东亚东南亚和中亚办公室主任陈志钢博士从国际视角来反观乡村振兴战略,指出乡村振兴既要讲国内的城乡融合发展,也要更加注重国际和中国农业的融合发展。当前农业生产成本的激增、消费者对食品营养安全的关注以及持续的城乡不平衡等问题,造成了中国农业的竞争力非常有限,这也给实施乡村振兴带来了很大压力。他还认为粮食安全问题是无论是中国或是全球乡村振兴过程中都不能回避的问题,因此,中国要建立以营养为导向的粮食安全观,并积极地参与到全球粮食治理体系当中,通过有效的对外援助、农业投资等手段来主动营造良好的国际环境,以利于中国乡村振兴战略的顺利实施。

华南农业大学学术委员会副主任、国家农业制度与发展研究院院长罗必良教授提出振兴农业的核心是把农业做成有奔头的产业,要从以下三方面促进农业的转型发展,第一从产品竞争转型为功能性开发,从成本导向转向了差异策略。第二从资源的损耗转型为绿色发展,从资源的利用转向资源的功能性的开发,比如说养身体闲等,要保证资源安全,不要过度利用农业资源。第三从劳动力的挤出转型为分工合作,让更多的人在农村里面能够得到分工产品,多功能的就业与创业。

大北农业科技集团董事长圣牧高科董事长邵根伙博士从企业的视角来谈乡村振兴,强调要通过构建现代化的产业体系、经济体系和生产体系来创建有国际竞争力的农业企业,并积极参与农业增收、扶贫攻坚,生态建设,这是新时代农业企业或者农业企业家的三大责任,一定要将企业发展融入到国家大战略当中。

在下午的主题报告环节,浙江省咨询委“三农”发展组组长、浙大CARD特聘教授顾益康、浙江大学校长助理,新农村发展研究院院长陈昆松教授、浙江省供销合作社联合社党委书记、理事会主任邵峰博士、上海交通大学管理学院史清华教授、浙江大学新农村发展研究院常务副院长王珂教授、浙大CARD中国农民合作组织研究中心主任徐旭初教

授、中国人民大学深圳研究院常务副院长张利庠教授以及浙江物产化工集团有限公司、云集微店、北京农信互联科技有限公司等企业负责人也作了精彩报告。

在论坛的闭幕式上,浙江大学全球农商研究院负责人鲁柏祥博士还代表与会嘉宾发起了成立“乡村振兴战略促进联盟”的倡议。本次论坛三家主办单位以及竺可桢学院神农班的师生代表还宣读了“乡村振兴战略紫金宣言”。

## 黄祖辉教授应邀出席 乡村振兴与现代农业产业体系构建学术研讨会

1月25-26日,为深入探讨乡村振兴战略与现代农业产业体系构建问题,中国农村经济杂志社与华南农业大学经济管理学院联合举办“乡村振兴与现代农业产业体系构建”学术研讨会。浙江大学中国农村发展研究院黄祖辉教授、南京农业大学钟甫宁教授、中国农业大学何秀荣教授、中国社会科学院苑鹏教授、华南农业大学经济管理学院院长万俊毅教授等学者应邀出席研讨会。会议由华南农业大学经济管理学院副院长罗明忠教授主持。

《中国农村经济》杂志社编辑部主任潘劲研究员代表主办方致辞,希望研讨会能够取得丰硕成果。会上,各位专家代表就乡村振兴战略与现代农业产业体系构建的关系、重点、实施路径、政策进行了深入的讨论。黄祖辉教授作了题为“乡村振兴战略:若干关键与推进路径”的主题报告,受到参会代表们的好评。

## 美国麻省理工大学 和北京商业管理干部学院代表团访问卡特

1月22日-26日,美国麻省理工大学斯隆管理学院师生代表团和北京商业管理干部学院代表团访问卡特中心,周洁红教授和梁巧副教授作了热情的接待,并就水产品质量安全问题进行调研和座谈。

在周洁红教授和梁巧副教授的带领下,MIT和BBMC代表团首先考察了杭州和湖州等地批发市场,详细询问了水产品市场准入制度、索证索票实施执行情况以及水产品快速检测实验室建设状况,与市场相关负责人围绕批发市场水产品质量安全保障和建设问题等进行交流,并与市场经营户深入交流了水产品产地信息与运输等物流状况。

之后,MIT代表团、BBMC代表团在卡特中心会议室与周洁红教授团队进行了为

期2天的座谈交流。三方进一步围绕水产品质量安全问题进行深入探讨,周洁红教授和梁巧副教授根据批发市场调研情况梳理了现阶段中国水产品流通中质量问题,认为水产品市场准入制度,特别是水产品进入批发市场的相关管理和制度,对保障水产品质量安全问题至关重要,得到了与会人员的一致认同。座谈会气氛热烈,各方畅所欲言达成了高度的共识,并取得了预期的效果。

## 农业部干部管理学院闫石院长等 一行访问CARD

3月21日,农业部管理干部学院院长闫石教授等一行在浙江大学全球农商研究院负责人鲁柏祥博士陪同下来CARD卡特访问。浙江大学公共管理学院副院长、中国农村发展研究院执行院长钱文荣教授接待了来宾。

闫石院长一行首先参观了CARD成果展览室和学术走廊,观看了反映卡特历史与发展的宣传片。随后双方举行了座谈会,钱文荣执行院长向来宾详细介绍了CARD近年来在科学研究、人才培养、服务社会等方面所取得的成绩,接着双方就今后可能开展的合作事宜进行了初步探讨。

## 钱文荣教授等应邀参加 首届微观经济数据与经济学理论创新论坛

3月24日,由中国社会科学院经济研究所《经济研究》杂志社和中国高校数据调查共享平台主办,西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心承办的“首届微观经济数据与经济学理论创新论坛”在西南财经大学柳林校区召开。中国农村发展研究院执行院长钱文荣教授和博士生王大哲应邀参加并在“中国农村经济与代际流动”分论坛作了主题汇报。

中国高校数据调查共享平台由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心发起,成员单位包括西南财经大学、暨南大学、浙江大学、中国社会科学院财经战略研究院、北京师范大学、内蒙古大学、南京审计大学、首都经贸大学、北京大学等九所高等院校及科研机构(按照加入平台的时间排序)。会前,钱文荣教授参与了《经济研究》杂志社和平台成员单位举行的预备会议,并参与确定了论坛章程和论文审稿流程。

本次会议对微观经济数据的使用和经济学理论创新起到了重要推动作用,并进一步加强了平台成员单位间的合作。



## 学科建设 与人才培养

### 喜讯:浙大农经学科在全国第四轮 学科评估工作中再创佳绩

2017年12月28日,教育部学位与研究生教育发展中心公布全国第四轮学科评估结果,CARD核心学科农林经济与管理学科再创佳绩,摘得A+桂冠。此前,在2003、2006、2012年三轮国家一级学科评估中,浙大农经学科一直名(并)列国内同类学科第一,并于2017年9月顺利入选国家“双一流”建设学科。

据悉,第四轮学科评估自2016年4月22日正式启动,历时一年多。共有513个单位的7449个学科参加。与前三轮学科评估不同的是,第四轮学科评估首次采用“分档”方式公布评估结果,不公布得分、不公布名次,不强调单位间精细分数差异和名次前后。根据“学科整体水平得分”的位次百分位,将前70%的学科分为ABC三类九档公布:前10%为A类,其中前2%(或前2名)为A+;前40%为B类,其中前10%~20%为B+。评估结果相同的高校排序不分先后,按学校代码排列。浙江大学在此轮评估中表现优异,共获得11个A+,11个A,17个A-,评估结果为A类的学科有39个,占授权学科总数的64%;评估结果为A+学科数位列全国第三,A类学科数全国第一。

## 中国农村发展研究院 举行农经系文奇奖学金颁奖仪式

1月9日,2016-2017学年“浙江大学公共管理学院农经系文奇奖学金”颁奖仪式在中国农村发展研究院多媒体报告厅举行。仪式由公管学院农经系副主任阮建青教授主持,农经系校友三亚华信实业发展有限公司董事长钱文奇先生、中国农村发展研究院院长黄祖辉教授、公共管理学院党委副书记阮俊华老师、公管学院农经系周洁红教授、管理学院徐新灶老师、获奖学生出席此次颁奖仪式。

仪式开始前,中国农村发展研究院院长黄祖辉教授首先代表农经系对钱文奇校友不忘初心回馈母校,捐赠设立奖学金支持农经学子发展表示衷心感谢。黄祖辉教授对获奖学子谆谆嘱咐道:“在座的各位是我们农经系的优秀学子,应该把文奇奖学金作为鞭策和激励,怀着感恩的心,努力在自己的学科中耕耘,肩负社会责任,为国家的乡村振兴战略做出贡献。”

随后钱文奇先生、黄祖辉教授、阮俊华书记、阮建青教授、徐新灶老师共同向2016-2017学年获得“浙江大学公共管理学院农经系文奇奖学金”的20位优秀农经学子颁发荣誉证书并合影留念。

颁奖仪式后,钱文奇向获奖学子提出三点寄语。第一,在风华正茂的年纪,应该敢于吃苦、拼搏奋斗,所获得的厚重积累将会在人生的后半段熠熠生辉。父亲在其年少时的爱但不娇纵的培养使钱先生养成了吃苦的习惯,这在他创业初期的道路上发挥了重要作用。第二,无论是做事还是做学问,都是一场龟兔赛跑,只要盯住目标,保持努力和积累,坚持做乌龟,都会取得成就。大学时期“赚100万”的小目标促使钱先生瞄准股票市场,借钱借书学习金融理论,开始人生的第一次投资。在股市实践和理论学习的反复中,钱先生不断实现着自己的目标。第三,在前进的过程中,视野思路要宽广。从股票市场掘金之后,钱先生将业务扩展到了实业领域,并坚持着“先研究兵书再去实践,不断反复这个过程”的方法,在商海中不断发现新机会、把握新方向,将事业打造得越来越辉煌。钱文奇校友的一番人生经验赢得了大家阵阵认同的掌声。

最后,公共管理学院党委副书记阮俊华老师代表浙江大学公共管理学院再次感谢钱文奇校友对浙江大学人才培养、对农经学科的支持,并希望农经系能够用好这笔奖学金,激励农经学子不断前行。阮俊华书记深情地说道:“同学们应该学习钱文奇校友在创业中的艰苦奋斗精神,思考在最好的年华如何努力成长?学习钱文奇校友回馈社会的精神,思考自己的充分发展能够对未来农经、公共管理学院乃至对国家和社会有何贡献?希望大家在大学追求自己人生的方向,有朝一日成长起来,为国家和社会的进步发挥更大作用。”

仪式后,钱文奇校友还与农经系师生展开了亲切的交流。

## 卡特三农论坛第121期李冬教授学术报告会 顺利举行

3月28日下午,英国利物浦大学管理学院李冬教授在第121期卡特三农论坛上为卡特师生作了一场题为“Food waste reduction——a dynamic retailing approach”的学术报告。报告会由农业经济管理系周洁红教授主持,卡特老师及研究生参加了报告会。

报告会上,围绕减少食物浪费这一研究问题,李冬教授首先从管理质量和动态规划销售这一大的方向进行了阐释。其次,从消费的角度,依据质量进行食品 shelf-life 的动态定义,动态监控质量变化,实现由固定定价到动态定价,进而影响消费者需求的变化,实现以价格反映质量的变化,探讨如何减少食物浪费。最后,在技术创新背景下,他提出了食物供给链条的运营管理的创新思路。跟踪观测流程如何进一步完善?货架期如何可视化?动态运营管理如何管控?针对上述问题,李冬教授以模型实证分析结果的形式,用大量详实的图表向大家一一作了解答。

李冬教授的报告激发了卡特师生浓厚的兴趣,整场报告会在热烈的讨论氛围中圆满结束。

## 卡特三农论坛第122期于晓华教授学术报告会 成功举行

3月28日下午,德国哥廷根大学教授、浙江大学求是讲座教授于晓华在第122期卡特论坛上为卡特师生作了一场题为“乡村振兴的难点:人口学的视点”的学术报告。报告会由农业经济管理系周洁红教授主持,卡特老师及研究生参加了报告会。

于晓华教授的报告从十九大报告出发,解读了乡村振兴的总要求、总目标,以人口学的视角分析了乡村振兴的难点。在此基础上,于晓华教授具体结合当前我国农村社会面临的人口老龄化、受教育水平较低等挑战,通过对国际经验的介绍为我国乡村振兴提供了思路 and 方向。针对目前的粮食结构和农民收入结构面临的新问题和新挑战,于晓华教授指出要实现乡村振兴必须在乡村实现老有所养的养老模式,保证乡村壮有所用,幼有所交,将先进的管理和技术引入到乡村管理中。

报告最后,于晓华教授就当前研究成果和进一步研究内容与卡特师生展开了交流与讨论。



01

## 黄祖辉教授等撰写的对策性文章 获国务院扶贫办百优论文

据国务院扶贫办函信,经专家初选、两轮专家匿名评选,浙江大学中国农村发展研究院黄祖辉教授、胡伟斌、朋文欢博士生联合撰写的对策性文章《深化产业精准扶贫 打赢脱贫攻坚战》在2017年度“习近平总书记扶贫开发战略思想理论创新和实践创新”百优论文征选活动中荣获百优论文。

02

## 黄祖辉教授等撰写的决策报告 受到中农办和浙江省委领导肯定和批示

日前,浙江大学中国农村发展研究院黄祖辉教授研究团队撰写的两篇决策参考文章《践行“两山”思想 推进“两山”发展》和《浙江践行‘两山’理念与绿色发展建议》分别受到中央农办韩俊和浙江省委书记车俊、省长袁家军、副省长孙

景森等领导的重要批示。

两篇决策报告系浙江省咨询委首席专家黄祖辉教授研究团队在省咨询委智库项目《浙江践行“两山”思想与对策研究》总报告的基础上形成,该总报告主要包括三个部分的内容:一是阐述习近平总书记的“两山”思想精髓;二是概述浙江践行“两山”思想的实践,并且具体揭示了三种实践模式;三是对推进“两山”发展提出思路与建议。

### 03 中央农办韩俊主任 对卡特一决策报告作出重要批示

日前,中央农办主任、中央财办副主任韩俊对浙江大学中国农村发展研究院黄祖辉教授和西北农林科技大学霍学喜教授合作撰写的决策参考文章《开放引领、创新驱动、绿色主导、合作共赢——西部农业融入国家“一带一路”战略的建议》作出重要批示。

国家“一带一路”战略是西部大开发后的又一重大机遇,即西部大开放的机遇。抓住这一机遇来加快解决西部农业农村的发展问题,这对于西部地区的整体发展都具有至关重要的作用。报告作者在对西部农业和农村深入调研的基础上,提出了西部农业融入国家“一带一路”战略的思路与具体对策建议。





## 《人民日报》刊发黄祖辉院长观点文章： 基于乡情，探索“治理有效”

来源：本文首发于2018年1月9日《人民日报》20版

党的十九大报告提出“实施乡村振兴战略”，并提出“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”二十字总要求。其中“治理有效”相比原来的新农村建设要求中所提的“管理民主”，涵括的内容更为广泛、立意更加深远。一方面，“治理有效”是整个乡村振兴战略的重要目标与内在保障；另一方面，“治理有效”与第二个百年目标的社会主义现代化强国建设中的国家治理体系与治理能力现代化紧密对接，关乎整个发展大局。

基于中国国情深刻把握“治理有效”的中国特色。中国农村近40年的发展历程，积累了中国乡村治理的丰富经验，其中蕴含着深刻的中国智慧。从“家庭联产承包责任制”到“三权分置”“长久不变”的中国农村土地制度与经营制度的改革，都体现了这种基于中国国情的改革智慧。尽管在西方强大的语境中，全球的乡村现代化很多是按照西方标准而设定。但在新时代，中国需要建构平等的发展语境，进一步探索符合中国国情的治理措施。一是历史性维度。作为具有深厚农耕文明的文明古国，乡村文化依然以一种特殊的方式影响着乡村治理格局，要取其精华去其糟粕，使精华部分成为中国乡村

治理的文化资源;二是现实性维度。中国所选择的中国特色社会主义道路,决定中国乡村治理的特殊性。

深刻把握“治理有效”的逻辑。从当前乡村治理的现实来看,政府主导的治理模式推动了乡村的发展,改善了农民的福利。但是,现实中存在的乡村公共产品供给与乡村实际需求的不匹配;产业政策激励与农民经营能力的不匹配;某些乡村治理的创新之举,在现实中往往效果不佳;规划短视,政策补丁应接不暇,而需要深耕、培育的领域也被忽视……我国乡村的“治理有效”,应该从乡村微观主体的农民赋权和自主治理出发,然后建立一套平等的民主协商、市场议价机制,形成由内而外、内外结合的乡村治理结构。

以“三治结合”深入探索“治理有效”的实现路径。党的十九大报告提出“健全自治、法治、德治相结合的乡村治理体系”。“三治结合”的判断与架构,契合中国乡村治理的客观实际。深入到基层,在现实问题的解决中,乡村自治中的不少惯例有些可能与法律之间存在一定的摩擦。这就需要进一步研究法治与德治的匹配问题,自治与他治的边界与契合问题。在我国乡村社会转向中,从熟人社会转向半熟人、陌生人社会,维系乡村社群治理的传统社会逻辑被打破,有些乡村非正式制度的约束力被减弱,德治的价值共识弱化导致了自治的决策效率降低。这些问题的具体解答,需要在具体的路径、方法、机制上进行相应的系统性探索。简言之,我国乡村治理的复杂性,要求在治理路径上寻求“三治结合”的方案,在具体的情境中,需要探寻不同方法的应用。

