

“十四五”时期中国农村发展若干重大问题*

魏后凯

摘要：“十四五”时期是中国经济社会发展的重要转折时期，其规划制定必须处理好继承和创新的关系，实现继承性与创新性相统一。新中国70年的持续发展、40多年的农村改革经验以及“十三五”规划的有序推进，为“十四五”时期中国农村发展奠定了坚实的基础。随着2020年全面建成小康社会和脱贫攻坚目标的实现，中国将进入高水平全面建成小康社会进而向富裕社会迈进的“后小康”时代，国家“三农”工作的重点将逐步由脱贫攻坚转移到全面实施乡村振兴战略上来。在“十四五”时期，立足“两个阶段”发展目标，进一步巩固提高农村全面小康质量、为农业农村基本现代化开好局将成为核心主题。围绕这一核心主题，中国农村发展需要着力解决好五个重大问题，即建设高水平的农村全面小康、夯实农业农村基本现代化的基础、实现由脱贫攻坚到乡村振兴的转型、破解粮食安全和农民增收难题以及推动农村改革由试点走向全面推开。

关键词：“十四五”规划 农村发展 乡村振兴 小康社会

中图分类号：F320.3 **文献标识码：**A

一、引言

“十四五”时期是中国经济社会发展的重要转折时期，也是实现全面建成小康社会目标后向全面建成社会主义现代化强国迈进的承上启下的关键时期。中共十八大报告提出了“两个一百年”的奋斗目标，即在中国共产党成立一百年时全面建成小康社会，在新中国成立一百年时建成富强民主文明和谐的社会主义现代化国家^①。中共十九大报告又提出了全面建成社会主义现代化强国的“两个阶段”发展目标，即到2035年基本实现社会主义现代化，到本世纪中叶建成富强民主文明和谐美丽的社会主义现代化强国^②。作为开启全面建设社会主义现代化国家新征程的第一个五年规划，“十四五”规划需要处理好继承和创新的关系，既要保持现有制度和政策的相对稳定性，又要根据新时代的要求和国内外环境的变化，在观念、体制机制和政策措施上大胆创新，实现继承性和创新性相统一。从继承性看，新中国70年的持续发展、40多年的农村改革经验以及“十三五”规划的有序推进，将为今后顺

*本文为中国社会科学院创新工程重大科研规划项目之二“‘十四五’经济社会发展若干重大问题研究”的阶段性成果之一。

^① 胡锦涛，2012：《坚定不移沿着中国特色社会主义道路前进 为全面建成小康社会而奋斗》，北京：人民出版社。

^② 习近平，2017：《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》，北京：人民出版社。

利实现“两个阶段”发展目标和实施“十四五”农村发展规划奠定坚实的基础。

新中国成立以来，中国农村制度变迁经历了从合作化、公社化的“统”到家庭联产承包责任制的“分”再到新型集体经济的“合”，从高度集中的计划体制到各领域的市场化改革再到全面深化改革，从人民公社的“政社合一”到“乡政村治”再到乡村善治，从城乡分割的二元体制到城乡统筹、城乡发展一体化再到城乡融合发展的体制机制转变。尽管这期间农村发展经历了一些波折，但总体上看，70年来中国农村发展取得了辉煌的成就，全国粮食产量和农业综合生产能力稳步提升，农民收入和生活水平显著改善，农村贫困人口大幅度减少，为促进世界农业农村发展尤其是保障世界粮食安全和全球减贫事业做出了巨大贡献。经过70年的长期艰辛探索和持续发展，中国逐步走出了一条符合中国国情、有中国特色的农村发展道路。这条道路就是从中国国情出发，走具有中国特色的多元化、合作共享型农村发展道路（魏后凯等，2019）。特别是，改革开放以来，在长达40多年的改革实践探索中，中国坚持以家庭承包经营为基础，以保障农民权益和主体地位为核心，采取了从单领域到全方位、从点到面、从试点到推广的渐进式市场化改革模式（魏后凯、刘长全，2019）。正是由于这种渐进式市场化改革，才极大地激发了农民积极性和农村发展活力，并减少了改革阻力，降低了改革成本。

表1 中国城乡居民可支配收入和消费水平增长及差距变化

指标	2015年	2016年	2017年	2018年	2016~2018年 年均增长(%)
城镇居民人均可支配收入(元)	31194.8	33616.2	36396.2	39250.8	5.87
农村居民人均可支配收入(元)	11421.7	12363.4	13432.4	14617.0	6.68
城乡居民人均可支配收入比	2.73	2.72	2.71	2.69	—
城镇居民消费水平(元)	27210	29295	31098	33282	4.87
农村居民消费水平(元)	9679	10783	11691	13062	8.62
城乡居民消费水平比	2.81	2.72	2.66	2.55	—

注：城乡居民可支配收入和消费水平绝对数按当年价格计算，城乡居民可支配收入增长率按可比价格计算，城乡居民消费水平增长率按不变价格计算。

数据来源：根据《中国统计摘要2019》计算整理得到。

在“十三五”期间，随着脱贫攻坚战的全面打响以及农业供给侧结构性改革和乡村振兴战略的推进，中国农业农村发展取得了可喜成效。2016~2018年，全国粮食产量每年保持在6.5亿吨以上，人均粮食产量超过470公斤，自2008年以来已连续11年超过国际公认的400公斤安全线，为确保“谷物基本自给、口粮绝对安全”奠定了坚实的基础。中国农业经济呈现持续稳定增长态势，各种农产品供应日益丰富，供给质量和效率稳步提升。按不变价格计算，“十三五”前3年全国农林牧渔业增加值年均增长3.73%；按可比价格计算，全国农林牧渔业总产值年均增长3.67%，其中农业总产值年均增长4.26%，林业总产值年均增长7.20%，牧业总产值年均增长1.63%，渔业总产值年均增长2.80%^①。

^① 以上数据均根据国家统计局编《中国统计年鉴2019》和《中国统计摘要2019》中的数据计算。除特别说明外，本文使用的数据，均来自《中国统计年鉴2019》和《中国统计摘要2019》。

相比之下，农林业总产值增长速度远高于牧渔业。随着城镇化的快速推进、现代高效农业的发展和农村产业融合的加快，农村居民收入和生活水平明显提升。若按可比价格计算，2016~2018年中国农村居民人均可支配收入年均增长6.68%，比城镇居民年均增速高0.81个百分点；若按不变价格计算，这期间全国农村居民消费水平年均增长8.62%，比城镇居民年均增速高3.75个百分点。目前，城乡居民收入和生活水平差距尽管仍处于较高水平，但近年来已经出现持续稳定下降的趋势。其中，全国城乡居民人均可支配收入比从2015年的2.73下降到2018年的2.69，城乡居民消费水平比则由2.81下降到2.55（见表1）。

从创新性看，“十四五”规划是中国特色社会主义进入新时代、开启全面建设社会主义现代化国家新征程的第一个五年规划，随着发展阶段、国内外环境、国家战略重点和发展动能等的变化，“十四五”农村发展规划需要突出创新思维，按照“两个阶段”发展目标和高质量发展的要求，围绕乡村振兴和城乡融合发展主题，系统研究提出新的思路、新的方法和新的举措。特别是，要深刻把握“十四五”时期农村发展战略目标和重大任务的变化。首先，在2020年实现全面建成小康社会目标后，中国将进入“后小康”时代。在新形势下，如何采取有效措施，加快农业农村现代化进程，实现中国由农业大国向农业强国转变，将成为新时期农村发展的一个中心任务。当然，实现这种战略转变将是一项长期艰巨的任务，“十四五”时期重点是开好局、起好步，为农业农村基本现代化奠定好坚实的基础。其次，在2020年实现脱贫攻坚目标后，国家反贫困战略将逐步从超常规扶贫转向常规性的反贫困，着重建立农民持续稳定增收和城乡相对贫困减少的长效机制，国家“三农”工作的重点也需要从脱贫攻坚转向乡村振兴。乡村振兴战略是一项管全局管长远的大战略（韩俊，2018）。在实施乡村振兴战略中，农业农村优先发展的总方针必须长期坚持下去。在脱贫攻坚目标实现后，国家对农业农村发展的支持力度非但不能减弱，反而应该进一步加大。但是，国家资金投入和政策支持的重点要逐步转移到实施乡村振兴战略上来。正是由于这种战略转变，当前亟需从国家战略层面，对“十四五”中国农村发展的若干重大问题展开全面深入研讨。

二、建设高水平的农村全面小康

农村是全面建成小康社会的最大短板，也是其难点和重点所在。建设小康社会的构想，是改革开放初期邓小平在阐述“中国式的现代化”时率先提出来的（吕书正，2000），后来逐步纳入到国家战略之中。1982年，中共十二大报告明确把人民物质生活“达到小康水平”作为主要奋斗目标^①；1987年，中共十三大报告把“人民生活达到小康水平”作为“三步走”发展战略的第二步目标^②；1997年，中共十五大报告提出“建设小康社会”的历史新任务^③；2002年，中共十六大报告提出“全面建设小

^① 胡耀邦，1982：《全面开创社会主义现代化建设的新局面》，北京：人民出版社。

^② 赵紫阳，1987：《沿着有中国特色的社会主义道路前进》，北京：人民出版社。

^③ 江泽民，1997：《高举邓小平理论伟大旗帜 把建设有中国特色社会主义事业全面推向二十一世纪》，北京：人民出版社。

康社会”的目标任务^①；2012年，中共十八大报告又明确提出确保到2020年实现“全面建成小康社会”的宏伟目标^②。从“建设小康社会”到“全面建设小康社会”再到“全面建成小康社会”，既反映了中央政策继承和创新的有机统一，又反映了人们对小康社会科学内涵理解的不断深化。为加快推进全面建成小康社会，近年来中央先后实施了打赢脱贫攻坚战和乡村振兴战略，加大了脱贫攻坚以及“三农”投入和政策支持力度。在一系列强农惠农政策的支持下，中国农村贫困人口大幅减少，农村经济社会发展、人民生活、政治民主和环境治理等方面均取得了显著成效，农村全面建成小康社会实现程度稳步提升。笔者研究团队采用经济发展、人民生活、社会发展、政治民主、农村环境5个一级指标和23个二级指标对中国农村全面建成小康社会实现程度进行综合评价，结果表明，如果按照现有实现程度和近年来的推进速度，到2020年中国农村总体上可以实现全面建成小康社会的目标（魏后凯等，2016；魏后凯、张瑞娟，2016）。

表2 2017年中国城乡公用设施水平差距

指标	公用设施水平 (%)					相对水平 (以城市为1)				
	城市	县城	建制镇	乡	村庄	城市	县城	建制镇	乡	村庄
供水普及率	98.30	92.87	88.10	78.78	75.51	1	0.94	0.90	0.80	0.77
燃气普及率	96.26	81.35	52.11	25.02	27.00	1	0.85	0.54	0.26	0.28
生活污水处理率	94.54	90.21	49.35	17.19	20 ^a	1	0.95	0.52	0.18	0.21
# 污水处理厂集中处理率	91.98	88.89	39.56	8.20	—	1	0.97	0.43	0.09	—
生活垃圾处理率	99.00	96.11	87.19	72.99	65 ^b	1	0.97	0.88	0.74	0.66
# 生活垃圾无害化处理率	97.74	91.00	51.17	23.62	—	1	0.93	0.52	0.24	—

注：a为2016年对生活污水进行处理的行政村比例；b为2016年对生活垃圾进行处理的行政村比例。

数据来源：根据2016年和2017年《中国城乡建设统计年鉴》整理计算得到。

但是，应该看到，目前中国城乡区域差距仍然较大，即使到2020年，全国农村实现了全面建成小康社会目标，但相比较而言，农村这种全面小康仍然是一种较低水平的全面小康。首先，中国城乡发展差距大，城市与农村全面建成小康社会的实现程度相差十分悬殊。与城市尤其是一些大城市相比，农村居民收入水平仍然较低，基础设施和公共服务仍严重滞后，农村人居环境质量亟待提升。从表2中可以看出，尽管城乡居民供水普及率差距较小，但燃气普及率、生活污水处理率和生活垃圾无害化处理率差距十分明显。即使到2020年全国农村达到了全面建成小康社会的标准，但由于农村标准定得不高，农村全面小康的水平依然较低。从某种程度上讲，它仅仅是一种带有入门性质的达标而已。其次，从各个指标的具体实现程度来看，目前农村全面小康仍存在一些短板和薄弱环节。评估结果表明，在五个一级指标中，社会发展指标和农村环境指标的实现程度较低；在23个二级指标中，仍有部分指标实现程度较低，到2020年较难或很难达到标准值，由此成为了短板中的短板和薄弱环节（魏后凯等，2016；魏后凯、张瑞娟，2016）。如果不尽快补齐这些短板，强化薄弱环节，将会降低农村全面建成

^① 江泽民，2002：《全面建设小康社会 开创中国特色社会主义事业新局面》，北京：人民出版社。

^② 胡锦涛，2012：《坚定不移沿着中国特色社会主义道路前进 为全面建成小康社会而奋斗》，北京：人民出版社。

小康社会的质量，进而影响到农业农村现代化的进程。最后，不同地区农村全面建成小康社会的实现程度严重不平衡。目前，一些发达地区农村和大城市郊区早已提前实现了全面小康目标，而少数农村贫困地区到2020年同步实现全面小康仍有一定难度。在“十三五”时期，浙江、江苏等沿海发达省份就已经明确提出高水平全面建成小康社会，而中西部一些落后地区尤其是深度贫困地区，到2020年实现脱贫攻坚的任务仍十分繁重。很明显，实现现有标准下农村贫困人口全部脱贫，这是全面建成小康社会的底线任务。从收入指标看，2018年甘肃、贵州农村居民人均可支配收入还不到1万元，城乡居民收入比仍在3.2以上，按照现有推进速度，到2020年还难以达到农村全面小康的目标值。

在2020年实现全面建成小康社会目标后，中国将进入高水平全面建成小康社会进而向富裕社会迈进的“后小康”时代。所谓“后小康”时代，是指实现全面建成小康社会目标之后的发展阶段，它是由小康社会向富裕社会迈进的必然阶段。从国际经验看，小康社会之后将是发达、富足、包容的富裕社会。因此，从狭义看，“后小康”时代是实现全面建成小康社会目标后向富裕社会迈进的过渡阶段。在这一过渡阶段，整个社会仍将处于全面小康社会。只有越过这一阶段，社会才能进入到富裕时代。从广义看，也可以把“后小康”时代泛指为实现全面建成小康社会之后的发展阶段。在2020年实现全面建成小康社会目标之后，中国不可能马上进入到富裕社会。这是因为，目前中国仍是发展中国家，发展水平仍然较低，发展不充分不平衡的问题依然突出。尽管这一时期小康社会已经“全面建成”，但仍需要提高全面小康的质量和水平，高水平全面建成小康社会仍然是核心任务。从某种程度上讲，2020年实现全面建成小康社会目标，将标志中国整体上告别贫困，在解决温饱 and 实现总体小康的基础上，真正整体迈入了全面小康社会。因此，“十四五”时期也是中国整体迈入全面小康社会的起点。无论是总体小康还是全面小康，都属于小康社会的重要阶段。可以说，在进入“后小康”时代之后相当长一段时期内，中国属于全面小康社会的性质依旧没有改变。

在“十四五”时期，尽管农村全面建成小康社会的目标已经实现，但仍需要巩固农村全面小康的成果，提高农村全面小康的质量，建设高水平的农村全面小康。如何建设高水平的农村全面小康？一是围绕农村基础设施、公共服务、环境治理等薄弱环节，通过实施一批国家重大建设工程，如农村公路提档升级工程、村庄生活污水处理工程、乡村治理能力提升工程、智慧乡村建设工程等，进一步补齐农村全面小康的短板，切实提高农村全面小康的质量和水平。二是对已摘帽的深度贫困县和相对落后的农村地区或者相对贫困地区，加大政策扶持和财政转移支付力度，着力巩固农村脱贫攻坚和全面小康的成果，尽快建立农民稳定增收和减少相对贫困的长效机制，进一步增强其发展的可持续性。三是按照城乡融合发展的理念，加快推进城乡基本公共服务均等化、城乡居民收入均衡化和生活质量等值化，大幅减少城乡全面小康实现程度的差距。

三、夯实农业农村基本现代化的基础

早在1954年，中国政府就提出了实现农业现代化的任务。2017年，中共十九大报告又明确提出

实施乡村振兴战略，加快推进农业农村现代化^①，由此将农业现代化拓展到了农业农村现代化。实施乡村振兴战略，农业农村现代化是总目标，产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕是总要求（中共中央党史和文献研究院，2019）。按照中央的规划部署，到2035年要基本实现农业农村现代化，到2050年要实现乡村全面振兴^②。从某种程度上讲，实现乡村全面振兴的过程也就是全面实现农业农村现代化的过程。然而，关于农业农村现代化的概念，目前学术界具有不同的理解。最常见的是一种两分法，即把农业农村现代化学理解为农业现代化加上农村现代化（陈锡文，2018）。早在20世纪末，就已经有学者提出了“农业和农村现代化”的概念（顾益康，1999；章猛进，2000），把农业现代化与农村现代化二者并列起来。也有人把农业农村现代化学理解为农业现代化的简单延伸，而农业现代化过去常被泛化为“三农”的现代化，即农业、农村和农民的现代化（赵景阳等，2007）。最近，还有学者把农业农村现代化学理解为产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕（张应武、欧阳子怡，2019），这实际上是把乡村振兴战略的总目标与总要求等同起来。笔者以为，农业农村现代化具有丰富的科学内涵，它既不是农业现代化的简单延伸，也不是农业现代化和农村现代化的简单叠加。在乡村振兴大背景下，农业农村现代化是农村产业现代化、农村文化现代化、农村生态现代化、乡村治理现代化和农民生活现代化“五位一体”的有机整体，其中农业现代化是农村产业现代化的核心内容（魏后凯，2019）。

基于对农业农村现代化“五位一体”有机整体的理解，笔者研究团队构建了综合指标体系对中国农业农村现代化的实现程度进行了评价。结果表明，按照2050年全面现代化的目标值，中国农业农村现代化的实现程度由2010年的43.78%提高到2016年的54.02%。按照现有的推进速度，到2035年总体上可以基本实现农业农村现代化（总报告课题组，2018）。当然，这是就采用简单算术平均法测算的综合指数而言的。实际上，各个指标的实现程度差异很大。特别是，一些核心指标的实现程度较低，成为了农业农村基本现代化的短板和薄弱环节。这些短板和薄弱环节主要集中在农业劳动生产率、农村居民收入、农村公共服务、农民文化素质和农村环境治理等领域。从农业劳动生产率看，根据世界银行世界发展指标（WDI）数据库^③，2016年中国劳均农业增加值为3515美元（2010年美元），虽略高于世界平均水平，但比中上等收入经济体平均水平低22.5%，仅相当于高收入经济体平均水平的8.8%，不到挪威、新西兰、美国、以色列、荷兰、瑞典、芬兰等的5%，只有比利时、丹麦、法国、英国、德国等的5%~10%，也只有日本的15.5%。如果农业劳动生产率得不到大幅提高，实现农业现代化将无从谈起。从农村居民收入看，目前一些发达国家农村居民收入已经超过或者接近城镇居民，而2018年中国农村居民人均可支配收入仅有城镇居民的37.2%，仍低于20世纪80年代的水平。国际经验表明，要全面实现农业农村现代化目标，就必须在进一步减少农村人口的基础上，大幅地增加农村居民收入，加快推进城乡居民收入均衡化，使农村居民收入逐步接近城镇居民。从农村公共服务看，

^① 习近平，2017：《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》，北京：人民出版社。

^② 资料来源：《中共中央国务院关于实施乡村振兴战略的意见》，《人民日报》2018年2月5日。

^③ 资料来源：<http://wdi.worldbank.org/table/3.3>。

目前农村教育文化、医疗卫生、社会保障等公共服务严重滞后，还远不能适应城乡基本公共服务均等化和农业农村现代化的需要。近年来，虽然国家对城乡居民医疗和养老保险实行了并轨，但其参保者绝大部分都是农村居民，城镇居民主要参加职工和事业单位的医疗和养老保险，各地城乡低保大都还没有并轨，建立城乡统一的公共服务体系和社会保障制度依然任重道远。从农民文化素质看，伴随着城镇化的快速推进，大量学历较高的年轻人不断涌向城市，农村人口老龄化日益凸显，各类人才流失严重，一些年份农村文盲率甚至出现了小幅提升的趋势。根据全国人口变动情况抽样调查数据，中国乡村文盲人口占15岁及以上人口的比重由2013年的7.21%提升到2016年的8.58%，其中女性文盲率由10.43%提高到12.53%^①。从农村环境治理看，目前化肥、农药等农业投入品使用过量，农业面源污染严重，村庄生活污水处理率极低，2016年全国80%的行政村未对生活污水进行处理，这些都严重影响了农业农村现代化进程。

“十四五”规划是加快推进农业农村现代化的第一个五年规划，需要开好头、起好步，为2035年基本实现农业农村现代化奠定好基础。夯实农业农村基本现代化的基础，是“十四五”农业农村发展的核心任务之一。在“十四五”期间，要坚持农业农村优先发展，补短板、强弱项、调结构、建机制，因地制宜、梯次推进农业农村现代化进程。当前，中国各地区农村发展条件差异较大，其所处发展阶段和现代化实现程度不一。比如，2018年上海农村居民人均可支配收入已达30374.7元，而甘肃只有8804.1元，按照2011~2018年全国农村居民人均可支配收入年均增速8.5%推算，甘肃农村居民收入水平至少比上海落后15年。考虑到这种悬殊的地区差异，各地推进农业农村现代化要从实际出发，实行梯次推进的多元化战略。所谓梯次推进，就是要因地制宜，遵循发展规律，既要防止各地不顾条件盲目攀比、拔苗助长，又要允许和鼓励沿海经济发达地区、大城市郊区等有条件的地区，率先基本实现农业农村现代化。当前，可以考虑在不同类型地区，选择一些代表性地区建立国家农业农村现代化创新发展试验区，鼓励其在农业农村现代化方面大胆进行体制机制创新和试验，为其他地区积累经验。所谓多元化，就是各地应该从自身实际出发，以加快推进农业农村现代化为目标，在各个领域进行大胆改革和创新，积极探索多元化的农业农村现代化模式。需要指出的是，农业农村现代化首先是发展和治理能力的现代化。因此，加快推进农业农村现代化，首要任务就是填补能力缺口，加快推进能力的现代化，尤其是乡村治理体系和治理能力的现代化。要对标农业农村现代化的目标值，以能力缺口大小作为依据，不断提高农业农村现代化的支撑能力、可持续发展能力和治理能力。

四、实现由脱贫攻坚到乡村振兴的转型

中国的农村减贫工作经历了从救济式扶贫到开发式扶贫再到精准扶贫的转变。经过新中国成立70年以来尤其是改革开放40多年来的持续探索，中国农村减贫事业取得了世界公认的巨大成效。按照2010年农村贫困标准，中国农村贫困人口由1978年的77039万人减少到2018年的1660万人，共减少了7.54亿人，平均每年减少1884万人；同期全国农村贫困发生率由97.5%下降到1.7%。中国农村

^① 资料来源：国家统计局人口和就业统计司编：《中国人口和就业统计年鉴》（2014、2017），北京：中国统计出版社。

减贫工作之所以取得巨大成效，是发展减贫、城镇化减贫和政策减贫综合作用的结果。从发展减贫看，中国经济的持续快速增长，尤其是农业和农村经济的持续增长，以及各项社会事业的持续发展、生态环境的不断改善和经济发展包容性的逐步提高等，是改革开放以来大规模减贫的主要推动力（汪三贵，2008；吴国宝等，2018）。1979~2018年，中国GDP年均增长9.4%，居民人均可支配收入年均增长8.41%。这种长达40年的中国经济持续快速增长和社会进步，为农村大规模持续减贫奠定了坚实的基础。从城镇化减贫看，中国城镇化率从1978年的17.92%提高2018年的59.58%，共新增城镇人口6.59亿人，平均每年新增城镇人口1647万人，城镇化率年均提高1.04个百分点，远高于这期间世界城市化率平均增速。这种大规模的快速城镇化带来了大规模的乡城人口迁移，不仅大量减少了包括贫困人口在内的农村人口，而且有力促进了农业规模化经营和农民收入增长。更重要的是，在大规模快速城镇化的进程中，由于城市经济的快速增长创造了较多的就业机会，加上政府的就业指导和高度重视城市规划建设，这种大规模乡城人口迁移并没有伴随农村贫困向城市的转移，没有在城市产生贫民窟现象。这是改革开放以来中国城镇化的一条重要经验。从政策减贫看，自1986年开始的全国大规模扶贫开发，到1994年的“八七扶贫攻坚计划”以及随后两个十年农村扶贫开发纲要，再到2013年以后的精准扶贫和打赢脱贫攻坚战，中国政府将农村扶贫工作提高到了前所未有的高度，制定实施了一系列规划和政策措施，全力加大资金投入，凝聚全党全社会力量，共同参与扶贫开发，形成了专项扶贫、行业扶贫、社会扶贫互为支撑、共同推进的大扶贫格局，走出了一条具有中国特色的扶贫开发道路。值得注意的是，随着扶贫开发的不断推进，扶贫资金投入力度和脱贫难度都在加大，政策减贫的效果尤其是财政扶贫资金的减贫边际效果也在明显下降（朱玲、何伟，2018）。

按照目前的政策支持力度和农村减贫推进速度，到2020年实现中央提出的脱贫攻坚战目标，即“现行标准下农村贫困人口实现脱贫，贫困县全部摘帽，解决区域性整体贫困”^①，应该是有保障的。但是，现在面临的关键问题是如何提高脱贫的质量，增强脱贫的可持续性。农村脱贫的质量和可持续性，事关打赢脱贫攻坚战、决胜全面建成小康社会的全局。从全国脱贫攻坚的情况看，当前仍有诸多因素影响了农村脱贫的质量和可持续性。一是目前深度贫困地区脱贫攻坚的任务仍十分艰巨。2012年以来，尽管贫困地区农村贫困发生率减少的幅度较大，但其贫困人口规模的下降幅度却低于全国平均水平，导致贫困地区农村贫困人口占全国的比重在不断提高（见表3）。截至2018年末，贫困地区农村贫困发生率仍在4%以上，一些深度贫困地区农村贫困发生率更高，如云南怒江州农村贫困发生率仍接近三分之一，南疆四地州为10.4%，甘肃临夏州为8.97%，四川凉山州为7.1%^②。二是一些贫困地区虽然实现了脱贫，但并没有建立起农民稳定增收的长效机制。如有的贫困地区缺乏长效扶贫产业，农民增收主要依靠外出打工的工资性收入或者政府的转移性收入，显然这种农民增收模式是不可持续的。

^① 习近平，2017：《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》，北京：人民出版社。

^② 资料来源：《10万乡亲“挪穷窝”》，《人民日报》2019年4月16日第8版；《产业做起来 群众富起来》，《人民日报》2019年4月9日第10版；《短板补一补 脱贫多条路》，《人民日报》2019年4月22日第13版；《致富路修到了家门口》，《人民日报》2019年4月11日第10版。

三是现有剩余的农村贫困人口大多是因病因残、缺乏劳动力引起的贫困，需要政府财政兜底来解决，而贫困地区地方财力有限，如果缺乏上级政府和外部的支持，地方财政将难以承受。四是由于政府把大量资金投向了建档立卡贫困人口，对处于贫困线边缘的低收入人口产生了一定“挤压”效应。2014~2017年，中国农村居民20%的低收入户人均可支配收入年均名义增长仅有3.5%，其中2014年和2016年甚至出现了下降的趋势（魏后凯，2018）。2018年，尽管20%的低收入户人均可支配收入增长较快，名义增长率达到11.0%，但中等偏下收入户名义增长率仅有1.9%。根据农村居民按收入五等份分组的人均可支配收入计算的变异系数，由2013年的0.70提高到2017年的0.74，2018年又进一步提高到0.76。这表明，近年来中国农村地区居民收入差异在不断扩大。

表3 2012年以来中国贫困地区农村贫困状况的变化

	贫困人口 (万人)		下降 幅度 (%)	占全国比重 (%)		比重变化 (百分点)	贫困发生率 (%)		发生率变化 (百分点)
	2012	2018		2012	2018		2012	2018	
全国	9899	1660	-83.2	100.0	100.0		10.2	1.7	-8.5
贫困地区	6039	1115	-81.5	61.0	67.2	6.2	23.2	4.2	-19.0
集中连片特困地区	5067	935	-81.5	51.2	56.3	5.1	24.4	4.5	-19.9
592个国家扶贫开发工作重点县	5105	915	-82.1	51.6	55.1	3.5	24.4	4.3	-20.1
民族八省区	3121	602	-80.7	31.5	36.3	4.8	21.1	4.0	-17.1

注：贫困地区包括集中连片特困地区和片区外的国家扶贫开发工作重点县，共832个县；民族八省区包括内蒙古、宁夏、新疆、西藏、广西5个少数民族自治区和少数民族分布集中的青海、贵州、云南3省。

数据来源：《扶贫开发持续强力推进 脱贫攻坚取得历史性重大成就——新中国成立70周年经济社会发展成就系列报告之十五》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201908/t20190812_1690526.html。

因此，在“十四五”时期，既要巩固脱贫攻坚的成果，又要发力全面实施乡村振兴战略。一方面，尽管到2020年打赢脱贫攻坚战的目标已经实现，但由于前述的影响脱贫质量和可持续性的不稳定因素，“十四五”期间仍需要花较大精力巩固脱贫攻坚的成果，进一步提高脱贫的质量，有效防止低收入人口返贫致贫，切实增强脱贫的可持续性。另一方面，“十四五”时期又是实施乡村振兴战略的发力期，要在巩固脱贫攻坚成果的基础上，逐步把国家“三农”工作的重点从脱贫攻坚转移到全面实施乡村振兴战略上来。也就是说，在2020年实现脱贫攻坚战目标之后，国家对“三农”工作的支持力度应该进一步加大，要建立政府涉农资金稳定增长机制，并将长期以来被证明是行之有效的扶贫制度安排和政策措施，逐步扩大和延伸到支持乡村振兴上来。要通过乡村振兴战略的全面实施，不断完善体制机制、法律制度和政策体系，推动形成农民稳定增收和乡村全面振兴的长效机制。需要指出的是，反贫困是一个永恒的课题，打赢脱贫攻坚战并不意味着反贫困的终结。随着超常规的脱贫攻坚战的结束，中国的贫困问题将转变为相对贫困和多维贫困问题，统筹解决城乡贫困问题也将提上议程（魏后凯，2018；陈志钢等，2019；孙久文、夏添，2019）。在这种情况下，中国的反贫困战略需要实现三大转变，即由绝对贫困治理向相对贫困治理转变，由收入贫困治理向多维贫困治理转变，由超常规扶贫攻坚向常规性贫困治理转变。实现这种反贫困战略的转变，需要改变过去那种超常规的扶贫举措和

做法，树立常规化、制度化的贫困治理思维，建立城乡统一的贫困标准和减少相对贫困的长效机制。

五、破解粮食安全和农民增收的难题

确保粮食安全和促进农民增收是中国农业政策的两个核心目标。一方面，中国人口众多，粮食生产所需要的土地和淡水资源有限，人地矛盾突出，确保粮食安全是一个重大国家战略。为确保国家粮食安全，新中国成立以来，中国政府历来高度重视粮食生产，始终把确保粮食安全作为治国安邦的首要任务，走出了一条中国特色粮食安全之路^①。另一方面，确保农民持续稳定增收，这是打赢脱贫攻坚战、推进农村全面小康建设和实施乡村振兴战略的关键所在，也是改革开放以来中央再三强调的“三农”政策核心目标之一。特别是自2003年以来，中共中央、国务院发布了多个促进农民增收的文件，有关部门和地方政府还制定实施了一系列促进农民增收的政策措施。从单个目标来进行评价，无论是确保粮食安全还是促进农民增收，这两个目标都取得了较好的成效。从确保粮食安全目标看，从1978年到2018年，中国粮食总产量增长了1.16倍，年均增长1.94%，人均粮食产量自2008年以来一直稳定在400公斤的国际安全线之上，粮食等主要农产品供应充足。从农民增收目标看，1979~2018年中国农村居民人均可支配收入年均增长7.70%，其中2010~2018年年均增长8.84%，分别比城镇居民增速高0.48个和1.78个百分点（魏后凯等，2019）。

然而，需要引起注意的是，由于种粮的比较效益较低，农民增收并非主要靠种植粮食，种粮对农民增收的贡献已经很小，种植玉米、大豆近年来甚至出现了连续多年亏损的现象。尽管中央对农民种粮给予了各种补贴，但相对于瓜果、蔬菜、花卉、中药材等高附加值作物而言，种植粮食的比较经济效益较低。从表4中可以看出，无论是每亩净利润、成本利润率还是每个用工实现净利润，种植粮食的净利润都远低于种植水果和蔬菜。由于这种比较效益的差异，近年来农民种粮和地方抓粮的积极性下降，种植粮食对农民增收的贡献也在不断下降。在农村居民可支配收入增长来源中，农业（种植业）经营净收入的贡献2014年为13.9%，2015年下降到11.3%，2016年又下降到2.9%，2017年略有回升，也仅有7.8%^②。总体上看，目前种粮对农民增收的贡献已经微乎其微。农民种粮积极性下降主要是经济效益问题。2012年，全国三种粮食（稻谷、小麦、玉米）每亩净利润为168.40元，2015年下降到19.55元，2016年和2017年则分别亏损80.28元和12.53元，其中玉米在2015~2017年出现连续3年亏损^③。生产成本过高、上涨过快，尤其是土地成本上涨过快，而粮食销售价格上涨受限，2015~2016年三种粮食每50公斤主产品平均出售价格甚至下降12.9%^④，这是导致近年来粮食每亩净利润下降甚至亏损的根本原因。地方抓粮积极性下降，除了经济效益方面的原因，还有财政收入方面的动机。自

^① 资料来源：中华人民共和国国务院办公厅，《中国的粮食安全》，http://www.xinhuanet.com/politics/2019-10/14/c_1125102709.htm。

^② 资料来源：国家统计局农村社会经济调查司编，《中国农村统计年鉴》（2016、2018），北京：中国统计出版社。

^③ 资料来源：国家发展和改革委员会价格司编，2019：《全国农产品成本收益资料汇编2018》，中国统计出版社。

^④ 资料来源：国家发展和改革委员会价格司编，2019：《全国农产品成本收益资料汇编2018》，中国统计出版社。

2006年全面免除农业税和农业特产税后，虽然国家加大了对粮食生产的支持力度，但种粮毕竟不能给地方带来税收，而且需要地方加大财政投入。因此，在确保国家粮食安全目标和增加地方财政收入目标的抉择中，地方政府很容易把着重点放在增加财政收入上面，由此导致地方抓粮的积极性不高。

表4 2017年中国粮食和果蔬种植利润比较

指标	粮食					果蔬			
	三种粮食平均	稻谷	小麦	玉米	大豆	苹果	柑	桔	蔬菜平均
每亩净利润(元)	-12.53	132.55	6.10	-175.79	-130.89	1909.61	2755.60	1802.56	1776.86
成本利润率(%)	-1.16	10.95	0.61	-17.13	-19.57	39.07	76.31	53.78	40.09
每亩用工数量(日)	5.04	5.51	4.34	5.26	2.52	35.48	18.46	19.93	27.88
每个用工净利润(元)	-2.49	24.06	1.40	-33.42	-51.94	53.82	149.27	90.44	63.73

注：三种粮食指稻谷、小麦、玉米。

数据来源：国家发展和改革委员会价格司编，2019：《全国农产品成本收益资料汇编2018》，中国统计出版社。

在这种情况下，既要确保粮食安全，又要促进农民增收，就成为一个两难的难题。很明显，在现有的经营格局和制度安排下，如果农民多种粮，保障了国家粮食安全，但农民收入却难以较快地大幅提高。这意味着，种粮农民为确保国家粮食安全做出了贡献，但却不能更多增加自身收入。如果农民减少粮食种植或者不种粮，改种效益更高的瓜果、蔬菜、花卉、中药材等经济作物，显然能够获得更高的经济效益，农民家庭收入也会得到大幅提高，但如果这种转变成为一种普遍的行为，并突破安全的底线，那将会严重威胁国家的粮食安全。当前，中国粮食供给相对充裕，粮食储备处于较高水平。在粮食供应充裕的情况下，国家实施了“藏粮于地、藏粮于技”战略，加快了农业供给侧结构性改革步伐。各地在农业供给侧结构性改革过程中，纷纷加大农产品结构调整力度，不断减少粮食播种面积，增加高附加值经济作物种植。在2017年至2018年，全国粮食播种面积连续减少，共减少3288万亩，下降了1.84%，其中，稻谷下降1.81%，小麦下降1.73%，玉米下降4.63%；而同期非粮作物播种面积增长了2.42%。从短期看，由于国内粮食供应相对充裕，谷物自给率保持在95%以上^①，这种因结构调整带来的非粮化趋势不会对粮食安全产生太大影响。但从长期看，如果这种趋势持续下去并进一步加剧，势必会对国家粮食安全构成威胁。初步估计，按照2017~2018年的非粮化速度，到2025年全国粮食播种面积将再减少1.15亿亩，按现有单产水平计算，播种面积减少将导致粮食减产863亿斤，约占2018年粮食总产量的6.6%。可见，在推进农业供给侧结构性改革过程中，虽然可以通过产业结构调整来增加农民收入，但这种结构调整是有限度的，其底线是“确保谷物基本自给、口粮绝对安全”。而在当前国内外粮食价格倒挂的情况下，依靠粮食价格上涨来增加农民收入的空间已经十分有限。

中国未来的农业政策必须兼顾粮食安全和农民增收两大核心目标，妥善处理好保障粮食安全和促进农民增收的关系。一方面，促进农民增收必须以确保粮食安全为前提，农业结构调整不能突破粮食

^① 资料来源：中华人民共和国国务院新闻办公室，《中国的粮食安全》，http://www.xinhuanet.com/politics/2019-10/14/c_1125102709.htm。

安全底线；另一方面，对于从事粮食生产的农民，必须建立多元化的增收长效机制，使种粮农民收入同样能够获得持续稳定的快速增长。在“十四五”时期，必须多管齐下，切实采取有效措施，从根本上破解粮食安全与农民增收的难题。一是提高粮食生产的劳动生产率。劳动生产率是产出与从业之比。提高劳动生产率，核心是减少分母，增加分子。从减少分母看，要加快农业劳动力转移步伐，进一步减少种粮农民，尽快改变目前粮食生产普遍存在的小规模分散经营、高度兼业化的状况，全面提高粮食种植的规模化和专业化水平。从增加分子看，要通过推进适度规模经营、加快科技创新和良种培育、提高机械化和智能化水平、完善社会化服务体系、实行品牌化和绿色化生产等途径，不断提高粮食种植的产出水平和质量。二是推动粮食产业深度融合。粮食产业融合是一个世界性的发展趋势，也是实现种粮农民增收的重要途径。在推进粮食产业融合的过程中，一方面要加快转变粮食生产方式，不断延伸粮食产业链，提升价值链，打造供应链，实行产业链、价值链和供应链“三链”协调联动，从而构建纵向融合和一体化的粮食全产业链；另一方面，要充分挖掘粮食生产的多维功能，尤其是经济、文化、教育、生态、景观等功能，推动粮食生产与粮食加工、电商物流、文化旅游、休闲康养、教育体验等全面深度融合，促进粮食产业的横向融合和一体化。只有实现这种纵、横向交织的产业融合和一体化，并建立公平合理的利益分配机制和制度安排，才有可能形成粮食产业的利益共同体，使种粮农民能够更多地分享粮食产业链增值的收益。三是完善粮食利益补偿机制。如前所述，种粮农民为保障国家粮食安全做出了贡献，但由于种粮比较效益较低，在收入上做出了牺牲，因而需要对粮食种植给予利益补偿。改革开放以来，中国沿着粮食生产者补偿和粮食主产区补偿两条不同路径，逐步建立和完善了粮食利益补偿机制。下一步，在进一步完善粮食生产者和主产区利益补偿机制的基础上，还应积极开展建立粮食生态补偿机制的探索，可以考虑从粮食主产区先行试点。与森林、草原、湿地一样，粮食种植同样创造了生态服务价值，需要给予补偿。

六、推动农村改革由试点走向全面推开

中国的改革是从农村起步的，农村改革的主要做法是先试点，通过试点逐步积累经验，待条件成熟后再在全国范围内全面推开。近年来，中国在农村领域推行了一系列的改革试点。例如，2009年以来，农业农村部（原农业部）分两批设立了58个农村改革试验区，承担中央部署和地方设置的各项改革试验任务；2013年以来，国家标准化管理委员会等部门先后分三批启动实施了农村综合改革标准化试点工作；2015年以来，经全国人大常委会授权，自然资源部（原国土资源部）会同有关部门组织开展了农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度“三项改革”试点，中国人民银行会同有关部门组织开展了承包地经营权和农民住房财产权“两权”抵押贷款试点；从2015年开始，中央农办、农业农村部先后分四批在全国范围内开展了农村集体产权制度改革试点；2016年以来，农业农村部会同有关部门开始探索和扩大耕地轮作休耕制度试点；2019年，中央农办等6部门联合发布《关于开展乡村治理体系建设试点示范工作的通知》，随后启动实施了乡村治理试点示范和乡村治理示范村镇创建活动；其他部门也开展了一系列农村改革试点工作。通过试点探索，各地在农村土地改革、集体产权制度、轮作休耕制度等方面取得了诸多改革经验和具体实效，各地试点证明可行的一些改革

举措已经体现到已修订的相关法律法规中。2018年12月29日，十三届全国人大常委会第七次会议审议通过了《关于修改〈中华人民共和国农村土地承包法〉的决定》；2019年8月26日，十三届全国人大常委会第十二次会议又审议通过了《中华人民共和国土地管理法》修正案，为下一步全面推进农村土地制度改革提供了法律保障。

然而，从总体上看，近年来中国的农村改革还主要停留在试点层面，各项改革试点多，但全面推开的少。譬如，受社会高度关注的农村土地制度“三项改革”和“两权”抵押贷款改革，由于突破了国家有关法律规定，只能在全国人大常委会授权的少数试点地区进行探索。同时，由于现行相关法律制度严重滞后，在相关法律尚未修订完善的情况下，超前进行改革探索可能存在“违法”甚至“违宪”的风险，由此造成地方主动改革的动力不足。此外，受部门利益和条块分割的影响，近年来农村改革还呈现出部门化、碎片化的倾向，一些关键领域的重点改革进展缓慢，各项改革的整体性和协调性不够，相关改革的配套性较差。在“两权”抵押贷款改革的过程中，由于基础制度不配套，部分改革试点成效不够理想。虽然中国的改革是从农村开始，但相对于城市改革而言，目前农村改革已经严重滞后，成为了制约农村发展和乡村振兴的制度瓶颈。当前，中国已经进入全面深化农村改革的新时期。在新时期，为适应乡村振兴和城乡融合发展的需要，中国的农村改革不能仅停留在试点阶段，也不宜再采取零敲碎打的办法，而必须加强顶层设计，突出整体性和协调性，采取综合配套、整体推进的“一揽子”改革方式。在“十四五”乃至今后较长一段时期内，必须以土地制度改革为核心，强化相关改革的配套协调，全面深化农村各项改革，在认真总结近年来改革试点经验和完善相关法律制度的基础上，逐步推动农村改革由试点走向全面推开。这是因为，只有全面深化农村改革，才能极大地释放农村改革的红利，全面激活农村要素、主体和市场，激发农村发展的活力。

全面深化农村改革，其核心是土地制度改革。当前，农村土地承包法和土地管理法修正案已经通过，急需出台相关配套法规和实施细则，以推动农村各项土地改革试点尽快在全国全面推开，使新的法律能够得到有效的贯彻实施。在城乡融合发展的体制机制框架下，中国土地制度改革的基本方向是建立城乡统一的土地市场，首先是搭建城乡统一的土地市场交易平台，尽快建立城乡统一的建设用地市场。最近，中央已经明确提出：到2022年，要“基本建成”城乡统一的建设用地市场；到2035年，要“全面形成”城乡统一的建设用地市场^①。这是城乡融合发展背景下农村土地制度改革的重点和核心目标。然而，至今为止，中国的土地市场尤其是建设用地市场仍然是城乡分割的，中国的房地产市场仍然是一个不完整的跛足的市场。与城市房地产市场相比，农村房地产市场起步晚，开放程度低，发育严重滞后，远不能适应乡村振兴的需要。近年来，虽然全国已经开展了农村房地一体不动产权登记工作，一些地方搭建了区域性的农村土地流转、产权交易、闲置房产交易平台，但农民承包地和宅基地各种权能仍缺乏有效的实现渠道，集体土地产权仍处于与国有土地产权不平等的地位（郑振源、蔡继明，2019），由此限制了农民财产性增收渠道的拓宽。2018年，全国农村居民人均财产净收入仅相当于城镇居民的8.5%，财产净收入对农村居民可支配收入增长的贡献率只有2.9%。此外，房地产

^①资料来源：《中共中央国务院关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》，《人民日报》2019年5月6日。

市场的城乡分割和不均衡，农村房产交易受限和各种权能缺失，也是导致近年来一些大城市城区房价过高、上涨过快的重要原因之一。

为此，应在确权登记的基础上，以赋权赋能为核心，加快农村土地市场化改革的步伐。要全面推进农村房地一体不动产确权登记，并逐步将农民承包地纳入不动产登记范围。同时，在总结各地试点经验的基础上，尽快在全国范围内开展农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革等各项改革。关于宅基地制度改革，重点是在完善集体成员资格认定办法和严格宅基地取得条件的基础上，按照所有权、资格权、使用权“三权分置”的思路，放开搞活宅基地和农民房屋使用权，增加市场的开放性和交易半径，加快房地一体化改革，最终实现可对外出租和转让。对于农民自愿退出的合规宅基地，要通过相关的制度安排和政策措施，打通宅基地退出与集体经营性建设用地入市的连接渠道。在集体经营性建设用地有偿出让转让制度建立起来后，可允许符合条件且自愿退出的宅基地有条件地转换为集体经营性建设用地，并在其入市后纳入集体经营性建设用地予以管理。在城镇化快速推进和城乡融合发展的背景下，实行宅基地退出与集体经营性建设用地入市的有效衔接，不仅有利于加快形成城乡统一的建设用地市场，而且可以对城乡居民不动产实行市场开放上的平等待遇。

参考文献

- 1.陈锡文，2018：《实施乡村振兴战略，推进农业农村现代化》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第1期。
- 2.陈志钢、毕洁颖、吴国宝、何晓军、王子妹一，2019：《中国扶贫现状与演进以及2020年后的扶贫愿景和战略重点》，《中国农村经济》第1期。
- 3.顾益康，1999：《沿海地区率先基本实现农业和农村现代化的战略对策》，《农业技术经济》第8期。
- 4.韩俊，2018：《新时代乡村振兴的政策蓝图》，《人民日报》2月5日第4版。
- 5.吕书正，2000：《邓小平小康社会思想的科学内涵》，《党的文献》第2期。
- 6.孙久文、夏添，2019：《中国扶贫战略与2020年后相对贫困线划定——基于理论、政策和数据的分析》，《中国农村经济》第10期。
- 7.汪三贵，2008：《在发展中战胜贫困——对中国30年大规模减贫经验的总结与评价》，《管理世界》第11期。
- 8.魏后凯，2018：《2020年后中国减贫的新战略》，《中州学刊》第9期。
- 9.魏后凯，2019：《深刻把握农业农村现代化的科学内涵》，《农村工作通讯》第2期。
- 10.魏后凯、刘长全，2019：《中国农村改革的基本脉络、经验与展望》，《中国农村经济》第2期。
- 11.魏后凯、卢宪英、张瑞娟，2016：《中国农村全面建成小康社会评估及总体战略》，载魏后凯、潘晨光主编：《中国农村发展报告2016》，北京：中国社会科学出版社。
- 12.魏后凯、谭秋成、罗万纯、卢宪英，2019：《中国农村发展70年》，北京：经济科学出版社。
- 13.魏后凯、张瑞娟，2016：《中国农村全面建成小康社会进程评估》，《人民论坛·学术前沿》第18期。
- 14.吴国宝等，2018：《中国减贫与发展：1978~2018》，北京：社会科学文献出版社。
- 15.张应武、欧阳子怡，2019：《我国农业农村现代化发展水平动态演进及比较》，《统计与决策》第20期。
- 16.章猛进，2000：《沿海地区农业和农村现代化实践的理论思考》，《中国农村经济》第1期。

- 17.赵景阳、郭艳红、米庆华, 2007: 《广义农业现代化的内涵与评价研究——以山东省为例》, 《农业现代化研究》第1期。
- 18.郑振源、蔡继明, 2019: 《城乡融合发展的制度保障: 集体土地与国有土地同权》, 《中国农村经济》第11期。
- 19.中共中央党史和文献研究院, 2019: 《习近平关于“三农”工作论述摘编》, 北京: 中央文献出版社。
- 20.朱玲、何伟, 2018: 《工业化城市化进程中的乡村减贫40年》, 《劳动经济研究》第4期。
- 21.总报告课题组, 2018: 《走中国特色的乡村全面振兴之路》, 载魏后凯、闫坤主编: 《中国农村发展报告2018》, 北京: 中国社会科学出版社。

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所;
中国社会科学院大学)
(责任编辑: 曙光)

Major Issues of China's Rural Development During the 14th Five-year Plan Period

Wei Houkai

Abstract: The 14th five-year plan period is an important turning point of China's economic and social development, thus the plan needs to deal with the relationship between inheritance and innovation to achieve the unity of inheritance and innovation. The 70 years of sustained development of new China, more than 40 years of rural reform experience and the orderly progress of the 13th five-year plan laid a solid foundation for China's rural development during the 14th five-year plan period. With the realization of the goal of building a moderately prosperous society in an all-round way and overcoming poverty in 2020, China will enter the "post moderately prosperous" era of building a moderately prosperous society in an all-round way at a high level and moving forward to a prosperous society. Meanwhile, the focus of the national work on agriculture, rural areas and farmers will gradually shift from poverty alleviation to comprehensive implementation of Rural Revitalization Strategy. During the 14th five-year plan period, based on the development goal of "two stages", the core themes are to further consolidate and improve the quality of moderately prosperous society in rural areas and to start a good situation for the basic modernization of agriculture and rural areas. Around these core themes, China's rural development needs to focus on five major issues, namely, building a high-level rural well-off society in an all-round way, consolidating the foundation of the basic modernization of agriculture and rural areas, realizing the transformation from poverty alleviation to rural revitalization, solving the problems of food security and increasing farmers' income, as well as promoting rural reform from pilot to comprehensive implementation.

Key Words: The 14th Five-year Plan; Rural Development; Rural Revitalization; Moderately Prosperous Society

习惯形成与中国农民消费行为变迁： 改革开放以来的经验验证*

王小华^{1,2} 温涛¹ 韩林松¹

摘要：利用1978~2017年中国31个省（市、区）的农村居民住户调查数据，在构建了具有内部习惯形成和收入不确定性的农民消费行为计量模型基础上，本文运用SYS-GMM估计方法对农民消费行为的时期演化轨迹进行了实证分析。结果表明：改革开放以来，中国农民消费行为变动不仅在整体上呈现出对收入变动的过度敏感性，而且还表现出了显著的习惯形成效应；过度敏感性和习惯形成效应都因农民收入增长速度的阶段性不同而存在极大差异，特别是在2004年前后表现出了明显的“消费压抑”和“消费释放”这一两极分化现象，而习惯形成效应表现出了明显的先缓慢降低之后又快速扩大的趋势；同一类消费在不同阶段的习惯形成效应和不同类消费在同一阶段的习惯形成效应都存在显著差异，各项消费同样存在从“压抑”向“释放”的转变趋势。本文研究的启示在于：提高农民消费水平，扩大内需已经到了最佳时期。必须增强支农政策的稳定性、延续性和准确性，构建促进农民持续较快增收的长效政策机制，进一步转变农民消费观念，改善农村消费环境，顺应消费升级趋势，才能真正实现人民生活高质量发展和居民福利水平全面改善。

关键词：农民消费行为 习惯形成 不确定性 消费升级

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、问题的提出

改革开放以来，在经济高速增长的背后，中国曾一度形成了由投资和外需拉动为主的经济增长模式，内需不足成为制约经济发展的重要因素，而中国存在的消费不足主要表现为农村居民的消费不足（周建等，2013）。尤其是农村居民占比较高时，农民的消费抑制会引致最终消费率难以提高，这种格局会对增长产生不利作用（高帆，2014）。所以，转变经济发展方式、实现经济内生增长，尤其依

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“农村金融市场‘精英俘获’困境破解与包容性成长研究”（项目编号：71773099）、中宣部文化名家暨“四个一批”人才项目“中国特色金融扶贫理论及机制创新研究”（中宣办发[2017]年47号）、国家社会科学基金青年项目“基于社会责任视角的农村金融服务乡村振兴战略研究”（项目编号：19CJY031）的资助。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见。

赖农村居民消费困境的破解（王小华、温涛，2015）。将农村消费市场作为当前深挖消费潜力、促进消费转型升级的主攻方向显得尤为迫切（张永丽、徐腊梅，2019）。学者们关于农村消费不足以及破解农民消费困境的研究中，一直强调只有农民增收得到保障，农村消费才能成为拉动中国经济增长的重要力量（朱信凯、骆晨，2011；温涛等，2013；周建等，2013；王小华等，2016），但是现有研究对改革开放以来中国农民收入增长和消费行为变迁的历史背景和经济政策重心调整的论述不足，由此得出的应对消费不足的方案必然存在局限。

事实上，由于城市偏向发展战略实施和长时期农业发展战略扭曲（温涛等，2018），特别是分税制改革后，中央政府对农村公共服务的供给基本消失（张海鹏，2019），农民长期面临收入不确定性的影响，难以形成稳定的收入预期，其消费必然会采取十分谨慎的态度，进而导致农村高储蓄率和消费严重不足的局面。其中，米一五（1990）针对农民消费严重不足的局面，首次提出消费压抑概念予以描述。林致远、苑德宇（2009）从收入分配角度揭示了消费压抑的形成机理。正是由于长期以来城乡发展不平衡和农村发展不充分以及支农政策不稳定、不持续和不精确，导致了农民收入在各年的增长悬殊，进而引致长期的消费压抑，使得农村消费市场迟迟“启而不动”。加之城乡消费市场分割以及城乡消费差距进一步拉大，对经济增长产生了负面效应（高帆，2014）。进入21世纪以来，随着中国经济进一步发展，破除城乡二元经济体制不断向社会领域纵深推进，政府稳定的直接投入逐渐成为调整城乡关系和扩大内需的主要手段。特别是党的十八大以来，全面开启了构建城乡融合发展体制机制，坚持“工业反哺农业、城市支持农村”的强农、惠农政策和“多予、少取、放活”的总方针，使农业、农村发展取得了长足进步，农民收入也得到了持续、快速和稳定的增长（王小华等，2016），农民消费能力得到快速提升，消费意愿得到全面释放，使得近年来内需逐渐成为拉动经济增长的绝对力量。因此，围绕改革开放以来中国农民的消费行为变迁开展实证研究，对掌握农民消费行为的阶段性特征、刺激农村消费市场、释放农民消费潜力、引导农民消费升级、助力乡村振兴、拉动经济增长都具有十分重要的现实意义。

本文基于改革开放四十年中国31个省（市、区）的农村居民住户调查数据，重点根据城乡居民实际收入增速和城乡居民消费比的变化规律对1978~2017年的样本进行阶段性划分，初步探索农民消费水平及结构变迁的阶段性特征。在此基础上，构建具有习惯形成、收入不确定性的农民消费行为计量分析模型，运用SYS-GMM估计方法对改革开放以来中国农民消费行为的时期演化轨迹进行分析，旨在考察农民消费行为的阶段性变化特征，进一步讨论农民消费行为是否遵循“由压抑到释放”这一特殊规律，并从中找到与现实和逻辑相符的答案，最终为新时期提高农民消费水平、扩大内需和满足人民日益增长的美好生活需要提供可靠的现实依据和可行的决策思路。

二、文献回顾与评述

（一）农民消费的习惯形成效应

毋庸置疑，收入是影响消费最为核心的因素，然而，消费者的消费支出不仅受到收入的影响，也受到自己曾经实现的消费水平的影响。Duesenberry（1949）首次将习惯的影响纳入消费决策分析，他

批判了凯恩斯消费函数中关于消费在时间上具有可逆性的假设，认为消费行为要受个人过去消费经历的影响。Duesenberry（1949）发现，当家庭收入减少时当期消费水平并不会随之下降，人们往往愿意牺牲储蓄来维持当期生活水准。在这一决策中，消费者关于过去实际收入峰值和消费状况的记忆起着重要作用，这些记忆让消费者在面对当前收入变化时产生了消费惯性。由此，Duesenberry提出了“棘轮效应”这一习惯形成效应的重要概念，即过去的消费模式和消费水平会在一定时间内缓解当期收入减少对消费带来的影响。从而，消费者的消费水平既会受到消费惯性的影响，也会受到收入水平的影响。在作用机制上，习惯形成对消费者的影响越大，消费者的消费行为就会变得越谨慎，收入不确定性或者劳动收入风险对消费的影响就会越小（Deaton, 1992; Seckin, 1999; Angelini, 2009）。

Duesenberry开创性的研究在后来得到了学术界持续的回应。国内外大量学者的研究支持了居民消费的习惯形成效应。Heien and Durham（1991）首次使用美国劳动统计局的家庭层面访谈面板数据验证了消费中习惯形成效应的存在；Alessie and Lusardi（1997）发现，现期消费的变化取决于持久收入、劳动收入风险和以前的消费；Chetty and Szeidl（2016）分析了家庭层面的支出调整对总消费水平的影响，结果发现，消费的过度敏感和过度平滑大致都可以归因于习惯形成。Havranek et al.（2017）使用月度数据估计得出的习惯形成参数明显小于使用季度和年度数据估计得出的参数，也就是说居民的习惯形成效应在短期内的表现较弱，但是长期来看的习惯形成效应却很强。当然，国外也有部分学者针对不同国家的样本进行了相关研究，其结论并未支持消费中的习惯形成效应（Muellbauer, 1988; Heaton, 1993; Koichiro, 2011）。同时，国内有关居民消费习惯形成效应的研究也逐渐增多，且主要从以下三个方面展开。一是将习惯形成理论同时运用于城乡居民消费行为的比较研究。艾春荣、汪伟（2008）发现，在非耐用消费品支出上，农村居民表现出一定的习惯，但城镇居民的消费习惯几乎不存在。二是将习惯形成理论运用于城镇居民消费行为的研究。这些研究基本上一致地认为城镇居民消费存在显著的习惯形成效应，同时也存在一定差异（杭斌，2010, 2011；贾男、张亮亮，2011；杭斌、闫新华，2013；崔海燕、杭斌，2014；臧旭恒、陈浩，2019）。崔海燕、杭斌（2014）发现，低收入等级城镇居民的消费习惯明显强于中等收入等级城镇居民，高收入等级城镇居民的消费行为表现出耐久性。臧旭恒、陈浩（2019）发现，低收入居民的消费习惯较弱、消费倾向较高，中等收入居民的习惯较强、消费较谨慎，高收入居民的习惯较强、地位性消费较活跃。三是将习惯形成理论运用于农村居民消费行为的研究。这些研究的结论高度一致，即农村居民消费表现出了显著的习惯形成（杭斌，2009；雷钦礼，2009；贾男等，2011；崔海燕、范纪珍，2011；王小华等，2016）。

（二）农民消费行为的阶段性差异

在借鉴国外经典的收入—消费理论的基础上，早期的国内学者对居民消费行为进行了初步探索。一是有关绝对收入假说的研究。虽然这一理论很好地解释了中国计划经济时期的消费者行为（臧旭恒，1994），但是在解释经济过渡时期的消费者行为时具有严重局限（齐天翔，2000），因为随着中国经济体制改革不断深入以及收入的快速增长，人们的消费行为也发生了重大变化。二是关于相对收入假说的研究。厉以宁（1992）和臧旭恒（1994）对这种假说进行了实证分析，发现相对收入假说可以很好地解释改革开放以前的消费行为，在经济转型时期，尽管它的功能比绝对收入假说更好，但也是不

够的。三是关于生命周期—持久收入假说（life cycle-permanent income hypothesis, 简记为LC-PIH）的研究。虽然生命周期—持久收入假说能很好地解释中国过渡时期的居民消费行为，但是对其他时期的消费行为解释力度有限（厉以宁，1992；臧旭恒，1994；赵志君，1998）。这说明长期以来的中国居民消费行为并非一成不变，而是在不同时期表现出显著不同的消费行为特点。所以，某种单一消费理论并不能完美地解释改革开放四十年来中国居民的消费行为，有必要更好地结合宏观经济政策背景和改革的推进程度进行阶段性划分，以此更好地揭示中国居民消费行为的阶段性变迁特征。

在新型城乡关系初步确立之前，中国农村改革的不确定性直接导致了农民收入增长的阶段性剧烈波动，从而导致农民消费行为出现阶段性差异。虽然中国经济改革率先由农村发起，家庭联产承包责任制在农户层面重建了农业生产的激励机制（魏后凯、刘长全，2019），打破了人民公社时期农民收入长期处于徘徊与停滞的状态，1978~1984年的农民收入在初始水平极低的情况下成功实现了“超常规增长”（陈锡文，1987；农牧渔业部经济政策研究中心经济增长问题课题组，1987；王小华、温涛，2016）。但是，从1984年10月《关于经济体制改革的决定》发布开始，中国经济体制改革的重心由农村全面转向城市。直到20世纪末，政府对农村的投入在改革开放前的基础上继续降低，特别是在财政分税制改革后，中央政府对农村公共服务的供给基本消失（张海鹏，2019）。农民收入增速在1985~2000年间出现剧烈波动，年均实际增速只有4.12%，比同期城镇居民低2.28个百分点。进入21世纪，随着国家发展阶段的转变以及工业化、城镇化的不断推进，国家经济实力和综合国力显著增强，中国开始进入城乡关系的重要转折时期（魏后凯、刘长全，2019）。特别是2004年以来，中共中央每年都发布了指导“三农”工作的一号文件，对“三农”的政策倾斜也由此开始，农民收入增速才逐渐得以恢复并趋于稳定。高帆（2014）发现，城市化导致中国的城乡消费差距呈现出先增后减的“倒U型”趋势，“倒U型”拐点大致发生在2003年。王小华等（2016）发现，农民消费的习惯形成效应因收入的剧烈波动而存在明显的阶段性差异，当期消费对过去消费的依赖性在2004年以后有明显增强的趋势。很明显，农民收入增速的剧烈波动和中国经济改革重心的调整是密不可分的，因为改革过程中所产生的不确定性和不适应性直接影响到了农民收入增长的稳定性，而农民收入的波动也必然影响着农民的消费行为。

（三）不同种类商品消费的习惯形成效应差异

根据对收入变化的不同反应，可以将商品划分为劣等品和正常品，正常商品的消费量随着居民收入的增加随之增加，而劣质商品则相反。根据时间维度可以将商品划分为耐用品、易耗品，消费习惯对于这两类商品的影响具有异质性。当期拥有耐用消费品的存量越多，效用则越大，耐用品在不同时期的消费呈现替代关系，习惯形成参数应该为负；反之，易耗品则是互补关系。恩格尔定律认为，随着收入的上升，食品在总支出中的比重不断下降，这在客观上反映了不同居民家庭，其食品的习惯形成效应可能存在一定差异。国外不少学者专门针对居民食品消费的习惯形成效应进行了检验，Naik and Moore(1996)使用美国收入动态面板数据（PSID）中的城镇居民食品消费面板数据，Guariglia and Rossi (2002)利用1992~1997年英国家庭调查（BHPS）的微观面板数据，Browning and Collado（2007）利用1985~1996年3200个西班牙住户的食品消费季度面板数据，均证明了居民的食品消费存在显著的习惯形成效应。Musarskaya et al.（2017）则探讨了家庭饮食习惯对儿童海鲜消费习惯形成的影响，发现一

系列诸如态度、偏好和行为规范等因素影响着孩子们可持续饮食习惯的形成。当然，国外也有学者的研究并未支持食品消费的习惯形成效应（例如Meghir and Weber, 1996），因为食品消费和其他物品消费是严格区分开的（Dyanan, 2000）。此外，Steger(2000)还提出了生产性消费，以区别于一般性消费，认为生产性消费能够给未来带来更多的收益，其习惯形成效应较大。国内学者同样发现中国城乡居民的食品消费习惯形成效应明显（贾男等，2011；齐福全、王志伟，2007），并且不同类别食品消费的习惯形成效应强度随年份的变化规律略有不同，总体而言，习惯形成的影响随年份呈波动性下降的趋势（翟天昶、胡冰川，2017）。闫新华、杭斌（2010）还发现，居住、交通通讯、教育文化娱乐服务及医疗保健消费同样存在显著的习惯形成效应。

通过文献梳理发现，对农民消费行为的研究一直在不断深入。总体来看，现有研究为本文的理论依据、数据获取、研究方法和计量模型选择都提供了很好的借鉴。但相关文献仍然存在两个方面不足，从而为本文提供了充分的研究空间。一是绝大多数研究只是基于中国某一特定阶段的历史数据进行分析，看不出改革开放以来中国农民消费行为变迁的历史过程以及阶段性变化差异。二是目前国内关于农民消费行为的研究，没有学者指出农民消费行为在2004年前后表现出的“消费压抑”和“消费释放”这一明显差异，更没有对这一变化过程进行验证和给出合理解释。所以，现有研究不能准确揭示改革开放以来中国农民消费行为的变迁及其特征，自然就无法找到长期制约农民消费水平提升和推动当前农民消费快速增长的深层次因素。

三、改革开放以来中国农民消费水平和消费结构变迁的特征事实

（一）农民消费水平变迁特征：1978~2003年

以土地家庭联产承包责任制为标志的农村改革，拉开了中国改革的序幕，以家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制，极大地调动了亿万农民的生产积极性，大大解放了农村生产力，打破了农民收入水平此前长达二十多年的长期徘徊和停滞状态。其中，1978~1984年农民收入的年平均实际增长达到了惊人的14.06%，这一速度远远超过了同一时期的城镇居民（参考图1和表1）。但是，1985年开始，随着中国经济改革重心的转移，农民收入紧接着进入了三十多年的阶段性“起伏不定”的增长时期。特别是伴随市场经济迅猛发展和国际竞争加剧，这种家庭联产承包经营制度安排的局限性逐渐显露，其对农业生产的激励效应在农村经济改革后很快就达到了极限（骆友生、张红宇，1995；温涛等，2015），最直接的体现是在农民增收渠道有限且严重受阻的情况下，农民收入年平均实际增速在1985~1991年间降低到了1.45%。1992年至1996年间由于市场经济改革红利的影响以及农村剩余劳动力的逐渐转移，使得农民收入增速得到了迅速提升，阶段性农民收入增速再次高于了城镇居民。可是好景不长，农民增收不可持续的问题再次暴露，其中出现了1997~2000年农民收入连续大幅度下降的不利局面，再加上2001~2003年的粮食逐年减产，导致1997~2003年的农民收入年平均实际增速只有4.24%，远远低于同期城镇居民。另外，根据2003年以前的农民收入在各年表现出的具体情况来看，直到1994年才突破千元大关，就算是2003年也只有2622.24元，而这一年城镇居民收入达到了8472.2元，城乡居民收入差距可见一斑。在剔除物价因素之后，1978年至2003年的农民收入实际值年平均增速为

6.84%，这一增速事实上并不低，甚至十分接近保障农民每10年就可以实现收入翻番目标的增速（7%），但这一阶段的农民实际消费水平的年平均增速只有5.25%。

所以，改革开放以来至2003年的这段时间，农民收入水平虽然整体上得到了较快提升，但是这一增速是在农民的初始收入水平极低的情况下创造的，并且收入在2003年及以前的波动频率和波动幅度都显著高于城镇居民，收入稳定性明显不足，收入不确定性不断提高。再加上长期以来的城市偏向发展战略的影响以及城乡劳动力市场和消费市场的分割，导致农民长期以来并没有足够的能力和意愿随着收入水平的提高而“顺理成章”地提高其消费水平，因此表现出消费“压抑”的局面。

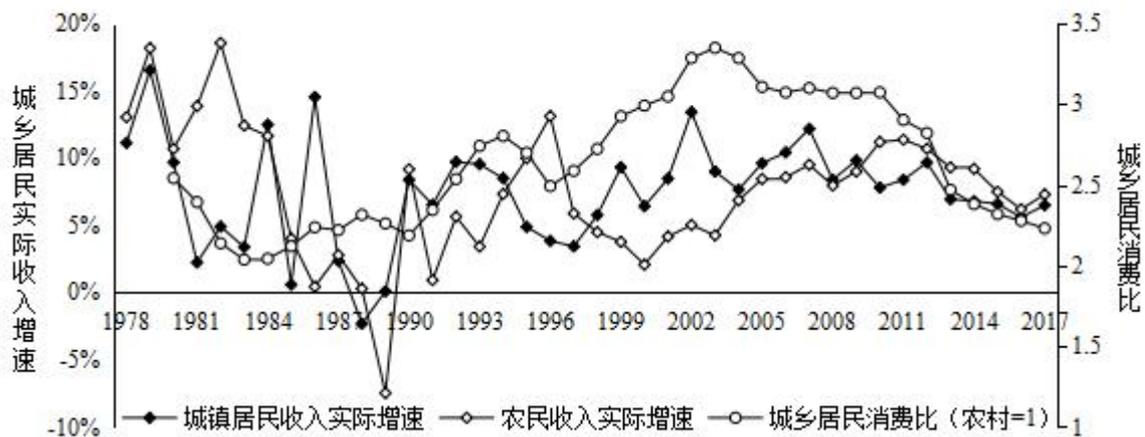


图1 改革开放40年城乡居民收入实际增速和城乡居民消费比

注：①2013年以后国家统计局网站不再公布农村居民人均纯收入，改为公布农村居民可支配收入。实际增速采用1978年为基期的城乡居民消费价格指数折算。②国家统计局网站公布城乡居民消费数据分别有“人民生活”栏目与“国民经济核算”栏目，但是两个栏目公布的居民消费水平存在一定差异。为了与实证研究数据的来源保持一致，此处的城乡居民消费数据来源于“人民生活”栏目，因此，本图缺失1978年和1979年城乡居民消费比的数据。

数据来源：国家统计局网站，<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

（二）农民消费水平变迁特征：2004~2017年

为了调整长期以来的城市偏向发展战略，补缺“三农”发展严重滞后这一国民经济发展中的短板，党的“十六大”提出了“城乡经济统筹发展”的基本战略，并且自2004年起，中共中央连续发布了16个（2004~2019年）指导“三农”工作的“一号文件”，逐步形成了系统的支农、强农、惠农和富农政策框架，对中国“三农”事业的发展产生了深刻而长远影响。因此，该阶段农民收入增长再次进入了改革开放以来的又一快速通道，实现了新中国有史以来的首个农民收入增长“十四连快”（2004~2017年），农民收入的年平均实际增速达到了8.80%，比1978年至2003年的平均值高出将近两个百分点。该阶段的农民消费水平年平均实际增速更是一反常态地达到了10.02%（几乎接近1978~2003年农民消费水平年平均实际增速的两倍），比农民收入年平均实际增速还高出1.22个百分点。根据表1的数据对比不难发现，该阶段是改革开放以来第二次阶段性农民消费增速超越收入增速的时期，而第一次阶段性农民消费增速超越收入增速的1985~1991年，其主要原因还是由于这一阶段的农民收入处于停滞状

态。具体来看,农民收入经历了1978~2003年的长期积累以及2004~2009年的快速上涨,名义值在2009年已经达到了5153.17元,并且2004~2009年的农民收入年平均实际增速达到了8.39%,可以认为这一阶段的农民收入已经积累到了一个相当“可观”的水平,能够为农民消费水平的跳跃式提升或者消费“释放”奠定坚实的基础。2009年以后,随着农民收入总量的进一步扩大和实际收入增速连续8年超越城镇居民,农民收入名义值在2017年达到了13432元,城乡居民收入比由历史最高的3.33(2009年)稳步下降到了2017年的2.71,城乡居民消费比也由2009年的3.07快速下降到2017年的2.23,很明显这一阶段的农民消费得到了进一步释放。所以,由于城乡一体化、城乡统筹协调发展、新型城镇化等战略的实施和深入推进以及农村经济改革全面落实,2004年伊始,农民收入和消费水平在2003年这一相对较高的基础上都得到了快速提升,消费水平增速已持续超越了收入增速,消费行为发生了极大变化。

表1 1978~2017年中国城乡居民收入和GDP的实际值增长情况比较

时 期	农民收入增长的阶段 性特征表现		GDP 实 际增速	居民收入实际增速		居民消费实际增速		城乡居 民消 费比
				城镇居民	农村居民	城镇居民	农村居民	
1978~2017年	—		9.40%	7.48%	7.52%	6.31%	7.05%	2.64
1978~1984年	超常规增长阶段		8.51%	8.63%	14.06%	5.53%	11.43%	2.23
1985~1991年	增长缓慢与停滞阶段		8.90%	4.31%	1.45%	4.40%	3.28%	2.24
1992~1996年	增长恢复阶段		12.44%	7.30%	7.90%	6.15%	6.44%	2.66
1997~2003年	增长持续下滑后回升 阶段		8.65%	7.98%	4.24%	7.14%	2.48%	2.99
2004~2009年	增长“十 四连快”	恢复阶段	11.18%	9.68%	8.39%	8.35%	9.16%	3.12
2010~2017年		回落阶段	7.95%	7.29%	9.10%	6.20%	10.66%	2.56

注:本表1978~2017年和1978~1984年的城乡居民消费统计数据缺失1978年和1979年,具体原因参考图1注释。

数据来源:国家统计局网站(<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>)。

(三) 改革开放以来农民消费结构变迁特征

从国家统计局网站公布的数据来看,农民消费又可以分为八大类,分别是食品、衣着、居住、家庭设备及服务(以下简称家庭设备)、交通和通讯(以下简称交通通讯)、文教娱乐用品及服务(以下简称文教娱乐)、医疗保健、其他商品及服务(以下简称其他)^①。本文进一步将农民的消费按照生存型消费和发展享受型消费进行分类^②,从表2可以发现,农民生存型消费占比从1980年的87.98%下降到了

^①这里的消费分类为2012年及以前的,2013年以后农民消费分类有所变化,分别包括:食品烟酒、衣着、居住、生活用品及服务、交通通讯、教育文化和娱乐、医疗保健、其他用品及服务消费。为了保持一致性,本文仍然统一根据2012年及以前的分类进行分析。

^②通常将吃、穿、住等方面的消费定义为生存型消费,将教育、交通通讯、医疗保健的消费定义为发展型消费,将娱乐文化服务、家庭设备、耐用消费品支出、其他商品和服务的消费定义为享受型消费。由于国家统计局网站公布的数据并没将文教娱乐分开统计,所以,本文只能将发展享受型消费作为整体进行分析。农民的生存型消费比重下降,发展享受型消费比重上升,说明农民的生活水平提高。尤其教育和健康消费的上升,都是为了追求更好的发展奠定基础。

2017年的58.25%，发展享受型消费占比则不断上升。其中，生存型消费当中的食品消费支出占比一直保持着稳定的下降趋势，居住消费占比在波动中有明显的上升，发展享受型消费当中的交通通讯和医疗保健类消费的占比均呈不断上升的趋势。此外，从城乡居民消费结构的对比来看，城乡居民同一类别的消费支出占比在2017年基本上没有太大差异，且两者的生存型消费和发展享受型消费占比几乎相等。这说明改革开放40年来，随着农民收入水平的不断提高，各项消费都得到了快速提升，消费结构也出现了较大的变化（见表2）。一是农民食品消费的支出比重（恩格尔系数）明显下降，食品消费品质不断提高，膳食结构更趋合理；二是农民衣着消费呈现出三个方面的转变，从“保暖御寒”向“美观舒适”转变、从“一衣多季”向“一季多衣”转变、从“自制或裁缝做衣”向“购衣”转变；三是耐用消费品不断加速升级换代，“三大件”由改革开放初期的手表、自行车和缝纫机变成了20世纪90年代的冰箱、洗衣机和彩色电视机，进入21世纪，移动电话、智能手机、计算机、汽车飞入寻常百姓家；四是居住条件和质量显著提升，特别是厕所卫生条件得到明显改善；五是交通通讯和文教娱乐类消费比重持续上升；六是医疗保健服务水平全面提高，农民不再是大病小治、小病不治^①。所以，农民消费行为表现出的阶段性差异，并不仅仅是因为收入的长期积累和2004年以来的持续快速增长，同时更是由于农民生存型消费向发展享受型消费转向而引起的消费升级，农民消费潜力得到了进一步释放。

表2 城乡居民消费结构对比

		吃、穿、住（生存型消费）			发展享受型消费				
		食品	衣着	居住	交通通讯	家庭设备	文教娱乐	医疗保健	其他
农民 消费 支出 金额 (元)	1980	100.2	20.0	22.5	0.6	4.1	8.3	3.4	3.2
	1990	343.8	45.4	101.0	8.4	30.9	31.4	19.0	4.3
	2000	820.5	96.0	258.3	93.1	75.4	186.7	87.6	52.5
	2010	1800.7	264.0	835.2	461.1	234.1	366.7	326.0	94.0
	2017	3415.0	612.0	2354.0	1509.0	634.0	1171.0	1059.0	201.0
农民 各项 消费 支出 占比	1980	61.78%	12.33%	13.87%	0.37%	2.53%	5.12%	2.10%	1.97%
		87.98%			12.02%				
	1985	57.78%	9.70%	18.24%	1.76%	5.10%	3.91%	2.43%	1.13%
	1990	58.81%	7.77%	17.35%	1.44%	5.29%	5.37%	3.25%	0.74%
	1995	58.62%	6.85%	13.90%	2.58%	5.23%	7.81%	3.24%	1.76%
	2000	49.13%	5.75%	15.47%	5.57%	4.51%	11.18%	5.25%	3.14%
		70.35%			29.65%				
	2005	45.48%	5.82%	14.49%	9.59%	4.36%	11.56%	6.58%	2.13%
2010	41.09%	6.02%	19.06%	10.52%	5.34%	8.37%	7.44%	2.15%	
2015	33.05%	5.96%	20.88%	12.61%	5.92%	10.51%	9.17%	1.89%	

^①关于改革开放以来农民消费结构变化和消费升级的相关论述以及详细证据，可参见国家统计局住户调查办公室：《居民生活水平不断提高 消费质量明显改善——改革开放40年经济社会发展成就系列报告之四》，http://www.stats.gov.cn/zjt/c/ztfx/ggkf40n/201808/t20180831_1620079.html。

(续表 2)

	2017	31.17%	5.59%	21.49%	13.77%	5.79%	10.69%	9.67%	1.83%
		58.25%			41.75%				
城镇 居民 各项 消费 支出 占比	1995	50.09%	13.55%	8.02%	3.11%	7.45%	5.18%	9.36%	3.25%
	2000	39.44%	10.01%	11.31%	7.49%	6.36%	8.54%	13.40%	3.44%
	2005	36.69%	10.08%	10.18%	7.57%	5.62%	12.55%	13.82%	3.50%
	2010	35.67%	10.72%	9.89%	6.74%	6.47%	14.73%	12.08%	3.71%
	2015	29.73%	7.95%	22.09%	6.11%	13.53%	11.14%	6.75%	2.70%
	2017	28.64%	7.19%	22.76%	13.59%	6.24%	11.65%	7.27%	2.67%
		58.59%			41.41%				

注：本表部分年份的数据已省略。

数据来源：国家统计局网站 (<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>)。

四、实证研究设计

(一) 计量模型构建与计量方法

关于消费习惯的测度模型，学者们大多以Naik and Moore (1996) 的研究为基础：

$$c_{it} = \beta_0 + \beta_1 c_{it-1} + \beta_2 y_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

(1) 式中， c_{it} 表示农民当期消费水平， c_{it-1} 表示农民前期消费水平， y_{it} 表示农民当期收入水平。 β_1 反映农民的习惯形成效应强度， β_2 表示农民的边际消费倾向。 μ_{it} 为扰动项，反映随机因素、遗漏变量等对模型的影响。

当然，农民消费水平除了受到习惯形成和当期收入的影响，还会受到不确定性因素的影响，于是在 (1) 式中可以直接引入不确定性因素，进一步得到农民消费的方程如下：

$$c_{it} = \beta_0 + \beta_1 c_{it-1} + \beta_2 y_{it} + \beta_3 g_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

(2) 式是实证分析模型一， g 表示不确定性，如果 $\beta_3 < 0$ ，则表示不确定性与农民当期消费负相关，即农民收入一旦存在不稳定的情况，就必然会不利于农民消费水平的提高，因为农民收入在一个阶段内波动频率越大（尤其是持续降低），未来的收入不确定性就越大，家庭出于谨慎的考虑，就会直接减少当期消费。反之，如果 $\beta_3 > 0$ ，就说明家庭会根据收入的稳定增长决定增加当期消费。

为了进一步弄清楚农民的不同类型消费支出行为的差异，于是可以得到如下方程：

$$c_{jit} = \beta_0 + \beta_1 c_{jit-1} + \beta_2 y_{it} + \beta_3 g_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

(3) 式是实证分析模型二，其中， $j=1,2, \dots, 8$ ， c_{1it} ， c_{2it} ， \dots ， c_{8it} 分别表示第 t 年农民的食品、衣着、居住、家庭设备、交通通讯、文教娱乐、医疗保健、其他消费水平，与此对应的是， c_{1it-1}

则表示上一期农民的食品消费水平。

对于实证分析模型一和模型二，即（2）式和（3）式的估计，需要加入被解释变量的滞后一期内生变量（ C_{it-1} ）来体现农民消费习惯形成效应，另外被解释变量的滞后变量（ C_{it-1} ）与随机误差项（ μ_{it} ）相关，这两个因素导致该模型实际上是一个动态面板模型。此时，如果采用最小二乘法进行估计，就会导致有偏而且非一致的估计量；如果使用一阶差分法估计，就会导致样本信息遗失，使得工具变量的有效性减弱，最终导致估计结果渐进非有效等问题。为了克服上述这些问题，Blundell and Bond (1998) 在 Arellano and Bond (1991) 和 Arellano and Bover (1995) 的研究基础上将水平和差分方程结合在一起形成了一个方程系统，即系统广义矩估计方法（SYS-GMM）。该方法对消费习惯形成的研究提供了非常大的帮助，几乎已成为当前研究消费习惯形成的学者们必用的系数估计方法（Grariglia and Rossi, 2002; Alessie and Teppa, 2010; Browning and Collado, 2010; Koichiro, 2011; 贾男、张亮亮, 2011; 杭斌、闫新华, 2013; 王小华等, 2016）。

（二）变量选择与数据说明

1. 被解释变量。被解释变量为农民消费（ c ），模型一的被解释变量以农村居民家庭平均每人消费支出表示，模型二的被解释变量分别为农民的食品、衣着、居住、家庭设备、交通通讯、文教娱乐、医疗保健、其他消费支出。

2. 核心解释变量。核心解释变量为习惯形成（ c_{it-1} ）和农民收入（ y ），分别以上一期农村居民家庭平均每人消费支出和当期农村居民家庭人均可支配收入表示，两个变量的选择依据在第二部分已经进行了详细论述。

3. 控制变量。不确定性（ g ）是控制变量，有关这一指标的衡量，现有文献多以收入或者消费的波动率替代（Guariglia and Rossi, 2002; 罗楚亮, 2004; 贾男等, 2011），对于中国的农民来说，为了维持既定的效用水平，必然会根据收入的变化来确定消费的变化。结合本文分析的重点和阶段性划分依据，本文研究以农民真实收入的增长率衡量不确定性，即以不变价格表示的农民当年收入相对上一期农民收入变化的百分比。

本文使用的数据为1978~2017中国31个省（市、区）农村居民和城镇居民家庭收支调查汇总的面板数据，所有数据均来自中华人民共和国国家统计局网站（<http://www.stats.gov.cn>）。为了减少模型以外的波动性，同时为了消除其可能存在的异方差特性，所有变量（不确定性变量除外）取对数。

需要特别注意和详细说明的是：①结合本文第三部分的分析，综合考虑城乡居民消费水平之比和城乡居民实际收入增长率的变化情况，然后将1978~2017年中国农民消费行为特征的探讨分为以下六个阶段进行对比分析：1978~1984年，1985~1991年，1992~1996年，1997~2003年，2004~2009年，2010~2017年。②由于各地区1985年以前的农村居民消费价格指数（上年=100）无法获取，所以1978~1984年这一阶段的实证分析使用的数据为名义值而非实际值，其他阶段的数据均以1985年的实际值表示。为保证数据的一致性，实证过程中同时罗列1985~2017年而非1978~2017年的回归结果，这样做的目的主要在于可以更好地与其他六个阶段进行对比，更好地找出农民消费行为在不同阶段的差异，同时又不直接影响实证分析的对比效果。③1985年之后的实证分析所使用的数据均以1985年的实际值

进行表示，但折算过程中，由于四个直辖市的农村居民消费价格指数没有公布，在此遵循王小华等（2016）的做法，直辖市使用该地区的居民消费价格指数代替农村居民消费价格指数来进行相应的折算。④模型一的分阶段主要包括七个部分，除了前述六个阶段以外，同样给出1985~2017年的估计结果。为了进一步对农民不同类别消费的消费行为及其阶段性差异进行分析，同时根据农民不同类别消费数据的可获得性，将模型二分为四个阶段，且与模型一的后四个阶段完全对应，包括：第三阶段1993~1996年^①，第四阶段1997~2003年，第五阶段2004~2009年，第六阶段2010~2017年。

五、农民消费行为变迁的实证结果及分析

（一）改革开放以来农民消费行为变迁分析

为了探讨农民消费行为是否因为收入增速的阶段性变化而表现出明显差异，本文分别就各个阶段单独进行实证检验，并将1985年至2017年的检验结果作为对比。模型一的SYSGMM估计结果详细参考表3所示，根据表中汇报的具体情况来看，Sargan检验结果的P值均大于0.15，意味着不同时段的工具变量都是整体有效的；残差序列相关检验显示，差分后的残差均不存在二阶序列相关，由此可以认为原模型的误差项不存在序列相关；Wald检验的P值说明模型一当中各个阶段的消费模型总体上均是高度显著的。根据表3汇报的各变量估计结果来看，1985年至2017年的习惯形成效应系数估计值为0.432，且在1%的水平上显著；农民收入水平的系数为0.580，在1%的水平上显著。说明中国农民消费行为既表现出显著的习惯形成效应，又对收入形成了强烈的依赖。从阶段性划分结果对比来看：习惯形成效应仅仅在1997~2003年这一阶段显著为负，其他五个阶段的系数均显著且系数为正；农民收入水平的系数仅仅在1979~1984年这一阶段不显著，其他五个阶段均显著且系数为正。也就是说，中国农民消费行为的变动不仅仅在整体上呈现出对收入变动的过度敏感性，而且还表现出显著的习惯形成，即农民消费存在着明显的棘轮效应，并且不管是这种过度敏感性还是棘轮效应都因为农民收入增速的阶段性不同而各异，这同样说明了中国农民的当期消费对过去消费和现在收入水平的依赖性并非一成不变，而是随着收入增速的阶段性波动表现出了显著的阶段性差异。除此之外，不确定性的系数在1997~2003年显著为负，2010~2017年显著为正。如果说魏世勇、沈利生（2014）从理论上回答了为什么收入的上升有助于启动消费，那么，本文这一结论正好从实证上回答了确保农民收入持续较快增长切实有助于启动消费。

表3 模型一的SYSGMM估计结果

	1985~2017	1979~1984 第一阶段	1985~1991 第二阶段	1992~1996 第三阶段	1997~2003 第四阶段	2004~2009 第五阶段	2010~2017 第六阶段
习惯形成	0.432*** (0.000)	0.479* (0.090)	0.419*** (0.000)	0.398** (0.014)	-0.166* (0.077)	0.240* (0.052)	0.591*** (0.000)
收入水平	0.580*** (0.000)	0.396 (0.131)	0.553*** (0.000)	0.507*** (0.001)	1.616*** (0.000)	0.683*** (0.000)	0.539*** (0.000)

^①模型二的第三阶段为1993~1996年而非1992~1996年，是由于1992年的农民分类消费数据缺失。

(续表 3)

不确定性	0.000 (0.710)	-0.000 (0.910)	0.001 (0.144)	0.003 (0.157)	-0.021*** (0.000)	0.000 (0.793)	0.008** (0.010)
Wald检验	30107.45*** (0.000)	1128.55*** (0.000)	300.50*** (0.000)	336.42*** (0.000)	190.59*** (0.000)	997.89*** (0.000)	2291.18*** (0.000)
Sargan检验	0.9992	0.3377	0.2434	0.1519	0.2041	0.1522	0.1571
AR(1)	0.0000	0.1119	0.0630	0.0465	0.2179	0.7204	0.0079
AR(2)	0.4437	0.3259	0.3279	0.3562	0.7864	0.1019	0.1146

根据六个阶段习惯形成效应的具体表现情况来看，从第一阶段到第四阶段，农民消费习惯形成效应处于稳步下降的趋势，第四阶段甚至降低到了-0.166，第五阶段快速回升，到第六阶段已经明显高于了前面五个阶段。而农民的边际消费倾向在最后三个阶段的表现却刚好与习惯形成效应相反，直接从第四阶段的1.616下降到了第六阶段的0.539。也就是说农民消费行为在2004年前后出现了两极分化，确实表现出了从消费“压抑”过渡到“释放”这一特点。究其原因，农民在消费“压抑”的四个阶段主要是受制于初始收入水平低、收入剧烈波动导致的收入高度不确定性和消费习惯形成效应下降的影响；消费“释放”的两个阶段是由于收入的长期积累、消费习惯形成效应提高、2004年以来收入快速且稳定的增长，农民消费潜力和消费意愿得到充分释放。从理论上讲，居民消费的惯性越强，收入用于当前消费的比例就越低（杭斌，2011），即居民的消费习惯形成效应与边际消费倾向是此消彼长的。很明显，这并不能完美地解释前四个阶段农民消费行为的表现，需要对其原因进行深入探索。

本文重点关注的问题是农民消费行为的变迁，对于农民消费行为表现出的阶段性变化特征和看似“奇怪”的两极分化现象，本文的解释如下：第一阶段作为改革开放初期，虽然因为农村家庭联产承包经营这一农业基本经营制度的确立，极大地调动了农民营农积极性、打破了此前人民公社时期的农民收入水平在二十多年长期徘徊和停滞的状态，农民收入年平均实际增速达到了14.06%（参见表1），但这时候的中国在整体上才刚刚解决国家层面的温饱问题，并且各地区农村改革步伐又明显不一致，所以农民此时的消费行为并未形成对收入的强烈依赖，而是表现出显著的习惯形成效应。第二阶段农民收入年平均实际增速仅有1.45%（参见表1），但是有第一阶段的农民收入“超常规增长”作为坚实后盾，农民消费开始对收入形成了强烈的依赖，农民消费的习惯形成效应仍然显著且系数为正。第三阶段是社会主义市场经济体制改革目标模式的确立初期，这为农民增收带来了极大的推动作用（年平均增速回升到了7.90%），同时也从根本上改变了居民消费行为的制度基础（杭斌，2011），直接表现为农民消费行为的习惯形成效应和对收入的依赖均出现明显下降。从前四个阶段来看，农民收入总是在发生阶段性快速增长之后很快陷入了增长困境（参见表1和图1），再加上第四阶段是中国工业化和城镇化加速推进时期，导致城市经济快速增长，农业的弱势地位再次凸显和“三农”发展滞后全方位暴露，农民收入的不确定性大大增强，因此不确定性对消费的影响显著为负。第五阶段和第六阶段作为中国“三农”发展真正的“黄金时期”，农民收入年平均实际增速分别达到了8.39%和9.10%，这种长达十多年的高速增长是新中国历史上绝无仅有的。有了收入的保障，农民消费意愿得到提升和消费能力得到“释放”，农民消费水平也因此节节攀升，两个阶段的农民消费年平均增速分别达到了

9.16%和10.66%，明显大于同阶段的收入增速。据此，本文发现：农民消费水平的提高并非单一地取决于某一年度收入水平的高低，同时也受到消费习惯形成的影响，又取决于收入增长惯性和稳定性。

（二）农民分类消费的消费行为变迁分析

从表4汇报的实证结果来看：①对于生存型消费而言，食品消费的习惯形成效应在四个阶段表现出了明显的先快速降低后急速增加的趋势；衣着消费的习惯形成效应在各阶段均显著为正，且波动幅度较低；居住消费的习惯形成效应仅仅在后两个阶段显著为正，并且第六阶段的系数在第五阶段的基础上有明显提高。②对于发展享受型消费而言，交通通讯的习惯形成效应在第三阶段显著为负，在其他三个阶段均显著为正；家庭设备类消费的习惯形成效应在第四、第五阶段显著为正；文教娱乐类消费的习惯形成效应在各阶段均显著为正，且系数较大；医疗保健类消费的习惯形成效应在后三个阶段均显著为正，且系数逐渐提高；其他消费的习惯形成效应在第四和第六阶段均显著为正。③从各项消费对收入的依赖性来看，整体上表现为农民生存型消费对收入的依赖性逐渐减弱，而发展享受型消费对收入的依赖逐渐增强。其中，食品类消费对收入的依赖性在第四五六阶段均显著且系数为正，系数逐渐递减；衣着类消费对收入的依赖性在各阶段均显著且系数为正，系数逐渐递减；居住类消费对收入的依赖性在第三、四、六阶段均显著为正，但第六阶段的系数最小；交通通讯类消费对收入的依赖性在第三、五、六阶段均显著为正，第六阶段的系数最小；家庭设备类消费对收入的依赖性在各阶段均显著为正，系数表现出先降低后扩大的趋势；文教娱乐类消费对收入的依赖性仅仅在第六阶段显著为正，且系数仅次于第六阶段的家庭设备类消费；医疗保健类消费对收入的依赖性在各阶段均显著为正，系数呈先扩大后降低的趋势；其他消费对收入的依赖性在第三和第五阶段显著为正。上述结论充分说明了同一类别消费的习惯形成效应以及同一类别的消费对收入的依赖程度在四个阶段的表现均存在明显差异，不同类别的消费习惯形成效应与不同类别的消费对收入的依赖程度在同一时期也都存在显著的差异。

此外，本文的结论进一步证实不同类别的消费在2004年前后也存在消费“压抑”向消费“释放”跨越这一特点。第四阶段作为20世纪90年代以来农民收入增长最艰难和收入增速持续下降阶段，收入不确定性极不利于食品、交通通讯、医疗保健和其他类消费水平的提高；相反，在收入增速较高且最为稳定的第六阶段，不确定性的降低能够显著提高食品、衣着、家庭设备、文教娱乐和医疗保健类消费水平。同样在第六阶段，食品、衣着、居住、文教娱乐和医疗保健这五大类消费的习惯形成效应都要远远大于其他任何阶段，并且除了家庭设备和文教娱乐这两类消费以外的其余各项消费对收入的依赖性在这一阶段都达到了历史最低值。也就是说，在农民收入增速越低、波动幅度越大且波动越频繁的阶段，各项消费对收入的依赖性越强；反之，在收入越稳定且收入增速较高的阶段，农民对未来的消费更容易形成稳定且良好的预期，消费水平的提高因此越依赖于消费的惯性。

表4 模型二的SYSGMM估计结果

		食品	衣着	居住	交通通讯	家庭设备	文教娱乐	医疗保健	其他
习惯形成	第三阶段	0.478* (0.068)	0.513*** (0.001)	0.301 (0.312)	-0.425*** (0.001)	0.224 (0.659)	0.792*** (0.001)	0.443 (0.117)	0.171 (0.152)
	第四阶段	-0.262*** (0.000)	0.555*** (0.000)	0.277 (0.227)	0.966*** (0.000)	0.804*** (0.000)	0.653*** (0.003)	0.409** (0.038)	0.667*** (0.000)
	第五阶段	-0.403* (0.052)	0.316** (0.013)	0.588** (0.040)	0.291** (0.011)	0.479** (0.049)	0.788*** (0.000)	0.597*** (0.001)	0.152 (0.438)
	第六阶段	0.841*** (0.000)	0.641*** (0.000)	0.667*** (0.000)	0.868*** (0.000)	0.344 (0.113)	0.955*** (0.000)	0.744*** (0.000)	0.493*** (0.002)
	第三阶段	0.150 (0.567)	0.600*** (0.006)	0.778*** (0.000)	3.526*** (0.000)	0.875** (0.010)	0.326 (0.187)	0.896*** (0.000)	1.321*** (0.000)
	第四阶段	1.269*** (0.000)	0.573*** (0.000)	1.140*** (0.003)	0.417 (0.457)	0.172* (0.070)	0.645 (0.120)	1.541*** (0.000)	-0.098 (0.818)
收入水平	第五阶段	1.057*** (0.000)	0.552*** (0.000)	0.674 (0.232)	0.635*** (0.002)	0.659* (0.059)	-0.089 (0.461)	0.375* (0.086)	0.722*** (0.000)
	第六阶段	0.119** (0.010)	0.313*** (0.002)	0.489*** (0.001)	0.228* (0.082)	0.850*** (0.002)	0.740* (0.076)	0.282** (0.049)	0.034 (0.862)
	第三阶段	0.008*** (0.006)	0.001 (0.775)	-0.004 (0.396)	-0.010** (0.015)	-0.007** (0.015)	0.000 (0.901)	0.002 (0.681)	-0.006 (0.374)
	第四阶段	-0.034*** (0.000)	0.002 (0.184)	-0.010 (0.181)	-0.010* (0.081)	0.004 (0.151)	-0.005 (0.242)	-0.007* (0.096)	-0.016** (0.046)
	第五阶段	-0.003 (0.241)	0.001 (0.742)	0.001 (0.867)	0.002 (0.506)	-0.000 (0.972)	0.008 (0.286)	-0.011 (0.182)	0.001 (0.753)
	第六阶段	0.007*** (0.000)	0.011*** (0.002)	0.006 (0.112)	0.005 (0.123)	0.007* (0.060)	0.049*** (0.000)	0.008** (0.020)	-0.003 (0.485)

注：由于版面限制，本文在此省略了Wald检验、Sargan检验、AR(1)、AR(2)的结果。

(三) 实证结果的进一步讨论

上述研究结论充分说明农民收入在初始水平极低的前提下经历了1978~2003年的长期积累之后，随着2004年以后农民的收入水平进一步提高、收入增速高位趋稳、收入增速波动频率和幅度双双降低、农村消费环境迅速改善，农民消费观念也会随之发生改变，农民消费潜力得到全面激发，消费结构正面临着转型升级，这就是农民消费行为从“压抑”向“释放”进行转变的根本原因所在。农民消费直接表现为从某一单项消费占比过高向消费结构逐渐合理转变和从注重量的满足向追求质的提升转变。农民除了会根据前期消费习惯继续提高衣食住行和医疗保健类消费水平以外，为了追求更好的发展和更多的享受，必然会更倾向于加大文教娱乐类和家庭设备类消费支出，即农民用于发展享受型消费（包括教育、娱乐用品、某些精神文化用品及服务）的比重在生存型消费得到充足保障的前提下会不断提高。所以，最终情况是农民的生存型消费比重不断降低、食品消费品质不断改善和发展享受型消费

占比不断提高。

这同样预示着，2004年以来，尤其是党的十八大以来，一方面以习近平同志为核心的党中央始终坚持把解决好“三农”问题作为全党工作的重中之重，持续加大强农惠农富农政策支持力度，这一系列政策措施的贯彻落实，极大地提高了农民增收保障，增强了农民的购买能力，提升了农民的消费意愿。另一方面，为解决中国消费品市场发展进程中的城乡不平衡等问题，国家在交通、物流、通信等消费基础设施建设、消费政策和收入分配政策等多方面加大了对农村地区的支持力度，比如，“万村千乡市场工程”和“双百市场工程”的实施，极大地改善了农村商品流通状况，为农村消费品市场发展创造了良好的外部条件，再加上互联网和智能手机的普及，电子商务不断向广大农村地区渗透，促进了农民消费潜力持续释放。其中，2017年的农村消费品零售额达到了51972亿元，是1978年的64倍，年均增长11.3%^①；2013~2017年，乡村消费品零售额年均增长12.9%，年均增速比改革开放至2017年和同期城镇消费品零售额分别高1.6个和1.8个百分点；农村消费品零售额占社会消费品零售总额的比重由2012年的13.2%提升至2017年的14.2%^②。

六、结论与政策含义

党的十九大报告明确指出中国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。报告中关于人们对美好生活无限向往的内涵解读无疑是丰富的，更是意义深远的。简单来讲，人民日益增长的美好生活需要，无非就是不断增长的消费需求和收入保障，以及从基本的吃穿消费向发展和享受型消费倾斜，其核心在于提高居民收入、扩大居民消费，从而提升居民福利水平。本文利用改革开放40年中国31个省（市、区）的农村居民住户调查数据，运用SYSGMM估计方法对农民消费行为的时期演化轨迹进行了实证分析。结果表明：（1）中国农民消费行为的变动不仅在整体上呈现出对收入变动的过度敏感性，而且还表现出了显著的习惯形成效应，不管是过度敏感性还是习惯形成效应都存在明显的阶段性差异；习惯形成效应表现出先缓慢降低，并于第四阶段到达最低值，之后又快速扩大的趋势。（2）农民消费行为在2004年前后表现出了明显的“消费压抑”和“消费释放”这一两极分化现象，前者因为农民的初始收入水平低下、增收高度不确定性和强烈的消费习惯形成效应，导致农民“有钱”却不愿意消费或者不能消费；后者是因为消费习惯形成效应提高、收入长期积累、增收稳定性加强、消费结构不断优化升级和消费环境不断改善，使得农民消费潜力得到全面释放。（3）同一类别消费在不同阶段的习惯形成效应和不同类别的消费习惯形成效应在同一时期都存在显著的差异，在农民收入增速波动幅度越大且波动越频繁的阶段，各项消费对收入的依赖性越强，在收入增速较高且稳定性越强的阶段，农民消费水平的提高越依赖于消费的惯性。

^①参见国家统计局农村司：《农村改革书写辉煌历史 乡村振兴擘画宏伟蓝图——改革开放40年经济社会发展成就系列报告之二十》，http://www.stats.gov.cn/zjcz/ztfx/ggkf40n/201809/t20180918_1623595.html。

^②参见国家统计局贸易外经司：《国内市场繁荣活跃 消费结构转型升级——改革开放40年经济社会发展成就系列报告之七》，http://www.stats.gov.cn/zjcz/ztfx/ggkf40n/201809/t20180905_1621054.html。

本文的启示在于：提高农民消费水平，扩大内需已经到了最佳时期。当然，没有农民收入的快速稳定增长，奢谈农民消费水平的进一步提高和满足日益增长的美好生活需要。2018年6月，习近平在山东考察时指出：“农业农村工作，说一千、道一万，增加农民收入是关键。要加快构建促进农民持续较快增收的长效政策机制，让广大农民都尽快富裕起来。”如此，才是顺应民意，才是抓住了满足人们日益增长的美好生活需要的本质问题。

本文提出如下政策建议：首先应全面保障农民收入增长的稳定性。一是大力推进农业供给侧结构性改革，调整农业种养结构，发展高产、优质、高效、生态、安全农业，优化配置农业生产要素，挖掘传统农业收入增长潜力。二是突破原有家庭经营模式，引入分工机制，对土地要素进行重组，带动其他农业生产要素进行重组和优化配置，实现农业生产经营规模化、分工化、专业化、集约化、组织化，挖掘现代农业收入增长潜力。三是引导农业剩余劳动力到城镇二三产业或农村其他新兴产业就业，让农民成为职业农民、产业工人、城市建设者，成为劳资关系中的重要角色，提高农民工资性收入。四是改革农村土地要素征用制度，推进农村建设用地市场化配置，积极推进农业土地要素资本化、金融化、市场化，提高农民财产性收入。五是逐步加大财政转移支付力度的同时，不断提高财政转移支付政策的稳定性、延续性和准确性，着力加大粮食、农资、良种和农机具补贴，确保农民转移性收入稳定增长。

其次应加大统筹城乡消费市场力度，转变农民消费观念，改善农村居民消费环境。促进消费市场持续向农村延伸，不断丰富农村消费品种类和提高农村消费品质量，为农民扩大消费提供更多的可能；加强农村基础设施投资与建设，建立“以城带乡”的辐射带动交通运输和网络服务体系，为农民进城消费或网上购物等提供便利，刺激农民消费需求的规模扩张。

再次应以新发展理念为引领，顺应农民消费升级大趋势，多领域着力培育消费新供给，激发农民消费新动力。当前农民的整体生活水平正从小康转向相对富裕，也是消费结构调整最大的机遇期，要实现农民生活水平提高和生活质量改善的目标，就必须顺应消费升级趋势，提倡绿色环保、追求高品质、注重多元发展的更高级和可持续的消费模式，引导消费层次从基本的生理需求转向精神需求、从温饱转向享受和自我发展，真正实现人民生活高质量发展和居民福利水平的全面改善。

参考文献

- 1.艾春荣、汪伟，2008：《习惯偏好下的中国居民消费的过度敏感性——基于1995~2005年省际动态面板数据的分析》，《数量经济技术经济研究》第11期。
- 2.陈锡文，1987：《中国农村经济：从超常规增长转向常规增长》，《经济研究》第12期。
- 3.崔海燕、范纪珍，2011：《内部和外部习惯形成与中国农村居民消费行为——基于省级动态面板数据的实证分析》，《中国农村经济》第7期。
- 4.崔海燕、杭斌，2014：《收入差距、习惯形成与城镇居民消费行为》，《管理工程学报》第3期。
- 5.高帆，2014：《中国城乡消费差距的拐点判定及其增长效应》，《统计研究》第12期。
- 6.杭斌，2009：《习惯形成下的农户缓冲储备行为》，《经济研究》第1期。
- 7.杭斌，2011：《理性习惯偏好与居民消费行为》，《统计研究》第3期。

- 8.杭斌、闫新华, 2013: 《经济快速增长时期的居民消费行为——基于习惯形成的实证分析》, 《经济学(季刊)》第6期。
- 9.杭斌, 2010: 《城镇居民的平均消费倾向为何持续下降——基于消费习惯形成的实证分析》, 《数量经济技术经济研究》第6期。
- 10.贾男、张亮亮, 2011: 《城镇居民消费的“习惯形成”效应》, 《统计研究》第8期。
- 11.贾男、张亮亮、甘犁, 2011 《不确定性下农村家庭食品消费的“习惯形成”检验》, 《经济学(季刊)》第1期。
- 12.厉以宁, 1992: 《中国宏观经济的实证分析》, 北京: 北京大学出版社。
- 13.林致远、苑德宇, 2009: 《消费压抑、增长失衡与收入分配》, 《东南学术》第1期。
- 14.罗楚亮, 2004: 《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》, 《经济研究》第4期。
- 15.雷钦礼, 2009: 《财富积累、习惯、偏好改变、不确定性与家庭消费决策》, 《经济学(季刊)》, 第3期。
- 16.骆友生、张红宇, 1995: 《家庭承包责任制后的农地制度创新》, 《经济研究》第1期。
- 17.米一五, 1990: 《高储蓄与消费压抑》, 《消费经济》第4期。
- 18.农牧渔业部经济政策研究中心经济增长问题课题组, 1987: 《常规增长,抑或发展迟滞——对农村经济发展的现实判断》, 《经济研究》第9期。
- 19.齐福全、王志伟, 2007: 《北京市农村居民消费习惯实证分析》, 《中国农村经济》第7期。
- 20.齐天翔, 2000: 《经济转轨时期的中国居民储蓄研究——兼论不确定性与居民储蓄的关系》, 《经济研究》第9期。
- 21.王小华、温涛, 2016: 《农民收入“超常规增长”的理论依据、积累效果与政策启示》, 《西南大学学报(社会科学版)》第1期。
- 22.王小华、温涛、朱炯, 2016: 《习惯形成、收入结构失衡与农村居民消费行为演化研究》, 《经济学动态》第10期。
- 23.王小华、温涛, 2015: 《城乡居民消费行为及结构演化的差异研究》, 《数量经济技术经济研究》第10期。
- 24.魏世勇、沈利生, 2014: 《基于心理账户的习惯形成》, 《统计研究》第4期。
- 25.魏后凯、刘长全, 2019: 《中国农村改革的基本脉络、经验与展望》, 《中国农村经济》第2期。
- 26.温涛、何茜、王煜宇, 2018: 《改革开放40年中国农民收入增长的总体格局与未来展望》, 《西南大学学报(社会科学版)》第4期。
- 27.温涛、田纪华、王小华, 2013: 《农民收入结构对消费结构的总体影响与区域差异研究》, 《中国软科学》第3期。
- 28.温涛、王小华、杨丹、朱炯, 2015: 《新形势下农户参与合作经济组织的行为特征、利益机制及决策效果》, 《管理世界》第7期。
- 29.闫新华、杭斌, 2010: 《内、外部习惯形成及居民消费结构——基于中国农村居民的实证研究》, 《统计研究》第5期。
- 30.翟天昶、胡冰川, 2017: 《农村居民食品消费习惯形成效应的演进研究》, 《中国农村经济》第8期。
- 31.臧旭恒, 1994: 《中国消费函数分析》, 上海: 三联书店上海分店。
- 32.赵志君, 1998: 《我国居民储蓄率的变动和因素分析》, 《数量经济技术经济研究》第8期。
- 33.张海鹏, 2019: 《中国城乡关系演变70年:从分割到融合》, 《中国农村经济》第3期。
- 34.张永丽、徐腊梅, 2019: 《互联网使用对西部贫困地区农户家庭生活消费的影响——基于甘肃省1735个农户的调查》, 《中国农村经济》第2期。

- 35.臧旭恒、陈浩, 2019: 《习惯形成、收入阶层异质性与我国城镇居民消费行为研究》, 《经济理论与经济管理》第5期。
- 36.周建、艾春荣、王丹枫、唐莹, 2013: 《中国农村消费与收入的结构效应》, 《经济研究》第2期。
- 37.朱信凯、骆晨, 2011: 《消费函数的理论逻辑与中国化: 一个文献综述》, 《经济研究》第1期。
- 38.Alessie, R., and Lusardi, A., 1997, "Saving and income smoothing: Evidence from panel data", *European Economic Review*, 41(7): 1251-1279.
- 39.Angelini, V., 2009, "Consumption and habit formation when time horizon is finite", *Economics Letters*, 103(2): 113-116.
- 40.Arellano, M., and Bond, S., 1991, "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *The review of economic studies*, 58(2): 277-297.
- 41.Arellano, M., and Bover, O., 1995, "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", *Journal of econometrics*, 68(1): 29-51.
- 42.Alessie, R., and Teppa, F., 2010, "Saving and habit formation: evidence from Dutch panel data", *Empirical Economics*, 38(2): 385-407.
43. Browning, M., and Collado, M. D., 2007, "Habits and heterogeneity in demands: a panel data analysis", *Journal of Applied Econometrics*, 22(3): 625-640.
- 44.Blundell, R., and Bond, S., 1998, "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of econometrics*, 87(1): 115-143.
- 45.Chetty, R., and Szeidl, A., 2016, "Consumption commitments and habit formation", *Econometrica*, 84(2): 855-890.
- 46.Deaton, A., 1992, "Saving and income smoothing in Cote d'Ivoire", *Journal of African economies*, 1(1): 1-24.
- 47.Dynan, K. E., 2000, "Habit formation in consumer preferences: Evidence from panel data", *American Economic Review*, 90(3): 391-406.
- 48.Duesenberry, J. S., 1949, "Income, saving, and the theory of consumer behavior", Harvard University Press.
- 49.Guariglia, A., and Rossi, M., 2002, "Consumption, habit formation, and precautionary saving: evidence from the British Household Panel Survey", *Oxford Economic Papers*, 54(1): 1-19.
- 50.Havranek, T., Rusnak, M., and Sokolova, A., 2017, "Habit formation in consumption: a meta-analysis", *European Economic Review*, 95(6): 142-167.
- 51.Heaton, J., 1993, "The interaction between time-nonseparable preferences and time aggregation", *Econometrica*, 61(2): 353-385.
- 52.Heien, D., and Durham, C., 1991, "A test of the habit formation hypothesis using household data", *Review of Economics & Statistics*, 73(2): 189-199.
- 53.Koichiro, I., 2011, "Food consumption expenditure and habit formation: evidence from Japanese household panel data", Esri Discussion Paper.
- 54.Meghir, C., and Weber, G., 1996, "Intertemporal nonseparability or borrowing restrictions? a disaggregate analysis using a U.S. consumption panel", *Econometrica*, 64(5): 1151-1181.

55. Muellbauer, J.,1988, “ Habits, rationality and myopia in the life cycle consumption function”, *Annales Déconomie Et De Statistique*, 9(9):47-70.

56. Musarskaya, M., Birch, D., and Memery, J. ,2017, “To eat or not to eat: seafood consumption habit formation”, *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*,(1):1-9.

57. Naik, N. Y., and Moore, M. J.,1996, “Habit formation and intertemporal substitution in individual food consumption”, *The Review of Economics and Statistics*,78(2): 321-328.

58. Seekin, A.,1999,“Essays on Consumption with Habits Formation”, Ph. D. Dissertation, Carleton University, Ottawa, Canada.

59. Steger, T. M. , 2000, “Productive Consumption and Growth in Developing Countries”, *Review of Development Economics*, 4(3), 365-375.

(作者单位：¹西南大学经济管理学院；

²西南大学普惠金融与农业农村发展研究中心)

(责任编辑：陈静怡)

The Evolvement of Habit Formation and Farmers' Consumption Behavior: An Empirical Verification Since China's Reform and Opening-up

Wang Xiaohua Wen Tao Han Linsong

Abstract: Based on the survey data of rural residents in 31 provinces from 1978 to 2017, this article establishes an econometric model of farmers' consumption behavior with internal habit formation and income uncertainty, and uses the SYS-GMM estimation method to measure the changes of farmers' consumption behavior. The study finds that the changes in Chinese farmers' consumption behavior since the reform and opening-up not only show excessive sensitivity to income changes, but also show significant habit formation effects; excessive sensitivity and habit formation effects are greatly different due to the different stages of farmers' income growth. There are great differences in stages, especially in the years before and after 2004, showing obvious polarization of “consumption depression” and “consumption release”, while the habit formation effect shows the obvious trend of slow decrease first and then rapid expansion; Both the habit formation effect of the same kind of consumption at different stages and the habit formation effect of different types of consumption at the same stage are significantly different. All kinds of consumption also have a transition trend from “depression” to “release”. The enlightenment of the study is that it has reached the best time to raise farmers' consumption level and expand domestic demand. It is necessary to enhance the stability, continuity and accuracy of the agricultural support policy, establish a long-term mechanism to promote sustained and rapid increase of farmers' income, further change farmers' outlook on consumption, improve rural consumption environment, and conform to the trend of consumption upgrading. Only by doing so can we truly achieve the high-quality development of people's life and the overall improvement of residents' welfare level.

Key Words: Farmers' Consumption Behavior; Habit Formation; Uncertainty; Consumption Upgrading

农村公共品供给中的“市场包干制”： 运作模式与实践逻辑*

安永军

摘要：建设与分散小农户有效对接的公共品供给机制是乡村善治的关键命题。国家在外部监控的前提下将公共品供给事务承包给私人主体，生成了“市场包干制”，它能够实现前台治理与后台治理的分离，形成了双层治理格局。市场机制能够通过激励清晰化实现服务专业化，而村社组织的支持能够降低协调成本，二者协同实现水利体系与分散小农的高效对接。由此可见，国家是公共品供给的第一责任主体，高效的公共品供给离不开国家的引导与支持；而市场机制具有调动积极性的优势，国家在有效监控的前提下利用市场机制的优势能够提高公共品供给效率。

关键词：公共品供给 农田水利 用水户协会 村社组织 基层治理

中图分类号：C913 **文献标识码：**A

一、引言

中国是一个小农国家，建立与分散小农户的需求有效对接的公共品供给机制是实现乡村善治的关键命题。一方面，公共品供给必须及时回应农户的生产生活需求，供给与需求有效对接；另一方面，公共品供给必须是低成本的，在农户的承受范围以内。小农户需要的是低成本高效率的公共品供给机制。

如何实现高效的公共品供给是学界共同关心的核心问题，但是，在农村公共品供给主体这个问题上，却存在很大的争论。概括而言，主要有两大观点。一是国家派的观点，认为国家应当在公共品供给中发挥主导作用，这派学者所强调的国家主要是指国家在农村的代理人——村社组织。公共品供给最核心的问题是要解决搭便车问题，这导致分散小农户的合作成本非常高昂，村社组织借助国家的强制力支持才能降低合作成本，是与小农户有效对接的最有效的组织载体（贺雪峰、罗兴佐，2006；贺雪峰、郭亮，2010）。二是市场派的观点，认为市场应当成为农村公共品供给的主导力量。

*本文系国家社会科学基金“基于小农户需求的农业社会化服务的内生性发展路径研究”（编号：18BSH040）的阶段性成果。感谢中国乡村治理研究中心宁夏平罗调研团队的全体成员，调研现场的集体讨论给予了笔者很大的启发。感谢匿名评审专家的修改建议。当然，文责自负。

这派学者认为行政主导的国家供给模式太过单一僵化，国家缺乏积极性回应农民日益分化的公共品需求，供需之间存在错位，而市场化引入的私人供给模式则能够实现产权明晰化，进而调动起社会内部的积极性，通过市场竞争提高公共品供给的效率并实现供需匹配（林万龙，2001；张军、蒋维，1998）。

实际上，无论是国家主导还是市场主导，两种供给主体都存在一定的局限，都可能会失灵。国家与市场之间并不必然是对立的关系，二者也可以是协作的关系（刘建平、龚冬生，2005），关键是如何整合二者的优势，生成一种更加有效的公共品供给模式。因此，应当跳出供给主体的认识角度，转而从更加具有包容性的供给方式的角度来认识公共品供给问题，应当探索什么样的公共品供给方式更加高效。

本文以宁夏平罗县头闸镇的农田水利灌溉为经验基础，提出一种新的国家与市场可以兼容的公共品供给模式，并称之为“市场包干制”。通过对“市场包干制”的分析，本文进一步探析国家与市场在公共品供给中的角色。

二、市场失灵与国家归位：“市场包干制”的生成

宁夏平罗县的水利灌溉属于大水利工程，只能在支渠这一层级建立对农户的排他性，支渠因此成为水利工程与小农户对接的接口，也是小农户达成集体行动的组织边界。而政府对于公共品供给的制度供给也主要围绕着如何达成支渠一级农户的有效集体行动来进行，在经历了水利市场化的困局以后，生成了运作有效的“市场包干制”。

（一）支渠：水利工程与小农户对接的接口

惠农渠是一个大型的引黄灌溉水利工程，干渠最大引水流量 97 立方米/秒，全长 256 公里，灌溉面积 113.4 万亩。惠农渠由宁夏回族自治区水利厅下属的惠农渠管理处管理，下设 9 个水利所分段管理，头闸镇归第六水管所管理，位于下游灌区。水管所主要是作为供水单位而存在，负责调配水源并收取水费。为了便于管理，惠农渠管理处对全灌区的种植结构进行限制，上游 4 个水管所为稻作区，一年放 8 轮水，下游 5 个水管所为旱作区，一年放 5 轮水。头闸镇所属的第六水管所为旱作区，旱作区的 5 轮水是以主要作物小麦的生长周期来安排的，玉米、葵花等其他旱作物服从于小麦的灌溉周期。

头闸镇的水利灌溉在支渠以外可以排他，在支渠以内则具有非排他性，支渠是一个最小灌溉单位，是水利工程和小农户实现对接的接口。惠农渠灌区的渠道体系共分为干、支、斗、农四级^①。惠农渠第六水管所的灌溉面积为 9 万多亩，共有支渠 79 条。支渠的大小不一，平均每条支渠的灌溉面积 1100 多亩，较大的支渠灌溉面积能够达到 8000~10000 亩。水管所选择以支渠为单位来调配

^①干渠直接从黄河引水向全灌区输送，支渠、斗渠和农渠则依次从更上一级的干渠、支渠和斗渠开口引水，农渠是到达农户地头的最末一级渠道。支渠上的阀门由水管所的管理员直接管理，借此能够实现对水源的技术性控制。因此，只有在支渠这一级水管所才能建立对农户的排他性，在支渠以内农户之间用水具有非排他性。

水源和计量总用水量，并按照政府规定的水价计算总水费，这使得支渠成为一个最小灌溉单位，支渠范围内的农户必须组织起来，达成集体行动，以将水管所的水进一步引到各个农户的农田之中。支渠范围内的分散小农户与水管所之间就需要一个中间组织来对接，这个中间组织就是水利末端系统，是公共品供给的“最后一公里”（李元洪、桂华，2018），它直接关系到农田水利的运转效率。因此，支渠成为农户达成集体行动的组织边界^①。奥斯特罗姆（2000）指出公共品供给在无法建立排他性的情况下会出现搭便车问题，而在支渠这一最小灌溉单位内，水利供给不具有排他性，从而为搭便车创造了条件（奥斯特罗姆，2000），因此会出现“水灌下去、钱收不上来”的钉子户。以支渠的平均灌溉面积1100亩、户均15亩计算，支渠范围内涉及的农户平均数量为73户，支渠灌溉需要与数量众多的分散小农户打交道，就会产生极高的协调成本，尤其是钉子户的治理更是难点所在。这个协调成本能否消化是影响集体行动成败的关键。

（二）国家退场与市场失灵：水利市场化的困局

税费改革以前，农田水利的末端系统由村社组织直接进行组织，可以称之为行政主导的水利秩序。在行政主导阶段，村社组织雇用一名支渠长在灌溉时间与水管所对接为村民放水；而水费则以共同生产费的名义与农业税费捆绑在一起，由村社组织统一收取，再缴纳给水管所。在此一阶段，水利秩序运行良好，这主要得益于农业税费汲取所具有的强制性。

税费改革之后，税费汲取上的国家强制性授权被取消，共同生产费的收取也面临困境，地方政府随之对水利制度进行了市场化改革，此一阶段可以称之为完全市场化的水利秩序。在此一阶段，农田水利的组织方式是以支渠为单位将水利供给承包给私人来承担，由承包人向农户供水并收取水费，并与水管所对接，替代了之前村社组织的角色。承包人由村社组织选拔，自负盈亏。承包制确立了承包人对水的私有产权，其角色相当于中间商，在向水管所购买水资源之后转而卖给农户并从中赚取差价。地方政府与村社组织通过承包制将水利供给与基层治理脱钩，而完全交给市场化的私人来承担。

完全市场化的水利供给为了治理钉子户引入私人暴力，最终转变为水利供给的成本，导致水费失控和农民负担加重。承包人一般超越了自然村的范围，与村民之间的社会关联较为松散，难以依靠熟人社会内部的社会资本治理钉子户；而法律对产权的保护也非常不足，向法院起诉钉子户的时间成本极高且缺少强制约束力。在上述合法手段无法约束钉子户的情况下，承包人只能采用私人暴力的方式来治理钉子户，水利市场化中出现了“南霸天”（贺雪峰，2017）。承包人一般是村庄中或者村庄外资金实力较强、势力较大的“狠人”，如果不“狠”，就做不了承包人。在私人暴力的保护下，承包人又会通过各种方式增加水费，赚取超额利润，成为谋利型的乡村精英（刘敏，2015）。承包人经常使用的手段主要有两个：一是搭车收费，即利用农户对实际水费的不知情加收水费；二是扩大收费面积，即对本不属于计费范围的开荒地也收取水费。在承包人私自提高水费的情况下，

^①需要说明的是，支渠的分布与行政边界不完全吻合，但由于大部分支渠都在行政村范围内，水利灌溉也是在行政村范围内组织的，跨村的支渠由灌溉面积最大的行政村牵头组织。

农户通过拖欠乃至拒交的手段来抵制，这进一步提高了收费的难度，也加剧了水费收取的暴力性。

地方政府和村社组织对于完全市场化所产生的问题，则采取不出事就不介入的消极态度（贺雪峰、刘岳，2010）。地方政府和村社组织的关注点是确保水利供给的有效性，防止因为水利供给不足导致的农民利益受损，否则会引起农民上访，成为基层治理的负担。私人供给能够将水及时供给到户，避免水利供给不足从而引发治理矛盾。完全市场化下的暴力供给方式能够形成一种短期的均衡，解决了钉子户治理难题，减轻了基层治理负担，将地方政府和村社组织从水利供给事务中解放出来，因此地方政府和村社组织对其产生的问题采取忽视的态度。

总之，完全市场化的水利供给方式虽能把水灌下去把钱收上来，然而是以引入私人暴力为前提的，暴力引入推高了农户用水成本，并且会消解基层政权的合法性，这在经济上不高效、政治上不合法。这说明，在完全市场化的水利秩序中市场是失灵的。

（三）国家归位与制度供给：“市场包干制”的生成

为了解决市场放任所导致的暴力泛滥问题，地方政府从2007年推行用水户协会改革，加强了对承包人的监督和控制。用水户协会由乡镇水利站主导成立，将各村各个支渠的承包人纳入其中进行管理，成员除了承包人以外，还包括乡镇水利站的站长；用水户协会拥有自己的独立账目，由乡镇财经站派人兼任会计进行管理。用水户协会表面上是民间组织，背后还是由乡镇水利站控制，水利站主要通过经济手段控制支渠承包人。一是“小票”制度，即水管所将水费直接计算到户，以户为单位开具正式发票。首先，这需要地方水利部门与水管所的联动，先由乡镇水利站将各户灌溉面积报给水管所，水管所再根据当年总水费结合各户灌溉面积算出每户的水费，并开具机打发票；其次，通过乡镇的大力宣传，农户在缴纳水费时要求提供“小票”，否则拒绝缴纳。二是账目管理制度，即承包人将水费交给水管所，水管所再将其中的30%返还给用水户协会，协会再将其中的30%返还给承包人。这样一来承包人的利润就被固定化了，约为总水费的9%，而水利站也可以通过账目返还的手段控制用水户协会。

用水户协会改革的核心在于限制承包人的盈利空间，使其处于透明状态和合理区间内。有学者指出，水利设施的盈利能力是吸引社会资源介入和产权制度改革的关键（宋洪远、吴仲斌，2009）。在改革之前，水管所和农户之间存在信息不对称，承包人作为中间人就可以借此从中加收水费、赚取超额差价。正因为水利承包的盈利空间非常大，所以才会吸引暴力因素的介入。改革以后，承包人追求超额利润的空间被堵死了：“小票”制度消除了水管所与农户之间的信息不对称，而账目管理制度又将承包人所能获取的盈利空间限制在合理区间内。盈利空间的缩小使得暴力因素的超额利润激励被取消，因为无利可图“狠人”退出了承包人的序列。在这种情况下，承包人发生了精英更替，从“狠人”转变为专业人，专业人一般是之前代表村社组织与水管所对接的支渠长，他们渠道管理经验丰富，并与水管所维持着良好的关系，能够快速协调水源并确保灌溉的及时性，同时能够确保渠道安全使水源顺利抵达农户地头，因此在灌溉服务中具有人力资本优势。

盈利空间的缩小降低了对承包人的激励强度，进而使得承包人与村社组织的关系发生变化。在用水户协会改革以前，盈利空间比较大，承包人所受到的激励强度较高，该职位的竞争非常激烈，

村社组织作为发包方处于主动地位。村社组织之所以愿意挑选“狠人”，是因为“狠人”能够使村社组织从水利供给中退出，使自身的责任最小化。用水户协会改革压缩盈利空间以后，承包人的激励强度降低，竞争程度也迅速减弱，从“卖方市场”转变为“买方市场”，承包人占据主动，村社组织则要想方设法地进行动员才能找到合适且稳定的承包人。这样一来，村社组织也必须重新参与到水利供给中，配合承包人的工作。也即，盈利空间的缩小使得村社组织的责任边界又扩大了。

地方政府主导的用水户协会改革体现了国家力量的回归。国家介入的具体方式就是制度供给，用水户协会是国家介入所依靠的制度工具。通过制度供给，国家从外部对水利市场化的运作建立了控制框架，对其进行引导和监督。本文将国家控制下的市场化水利供给机制称之为“市场包干制”。

（四）“市场包干制”的内涵

“包干制”最初来自经济领域，最有名的是家庭联产承包制改革中的“大包干”。“包干制”中涉及两个主体：一是发包人，二是承包人。所谓“包干”就是发包人将某一事项发包给承包人，赋予承包人一定的自主权，承包人只向发包人缴纳一定的定额利益，这样就实现了产权的清晰化和对承包人的经济激励。在公共行政领域，则形成了“行政包干制”。与经济领域的“包干制”不同，“行政包干制”不能创造出增量财富。“行政包干制”必须实现权力和责任的双重下放，只有赋予下级组织一定的自主空间，才能够激励其积极完成上级组织发包的具体任务（郭亮，2015）。

“市场包干制”也发生在公共行政领域，只是承包人不再是政府内部的下级组织，而是政府外部的市场主体。“市场包干制”具有两个构成部分。一是公共事务发包，公共品的供给属于政府及其下属的村社组织的职责，而政府将其发包给私人承包人承担。二是适度利益激励，承包人接受政府的外部控制，只能从公共品供给中获得适度的盈利空间；而判断是否适度的一个标准是市场主体的盈利性与公共品供给的公益性的兼容，即保证公共品供给的价格在农户可承受范围之内。

“市场包干制”与完全市场化最大的不同在于国家力量的介入，前者的运行受到国家的约束，国家对承包人建立了外部控制关系，能够有效约束承包人的行为，而后者的运行中国家是缺位的。总的来看，“市场包干制”是国家以市场为手段所实行的一种间接治理方式，如图1所示。

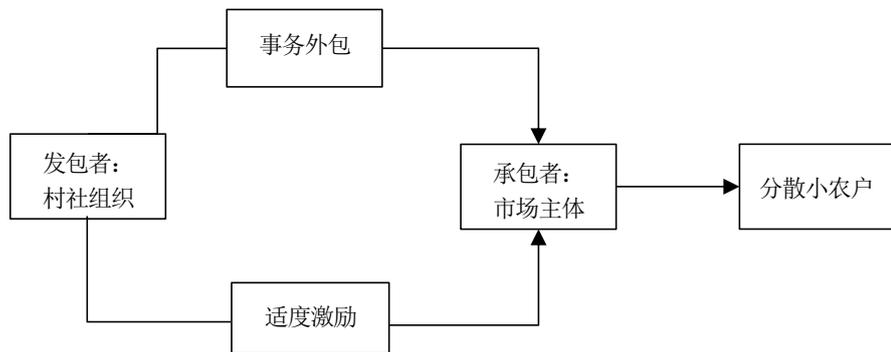


图1 “市场包干制”的内涵

三、前台与后台的分离：“市场包干制”的运作模式

“市场包干制”在生成以后，是如何运作的呢？其有效运作的关键在于形成了政治与经济的前后台分离，即前台治理由承包人承担，通过市场化的方式为农户提供用水服务，后台治理由村社组织承担，通过动员监督对前台治理进行控制。

（一）政治与经济的前后台分离

在“市场包干制”中，存在两层性质不同的关系，即经济关系和政治关系。承包人和农户之间是一种经济关系，承包人为农户提供灌溉服务，而农户则缴费购买承包人的服务，这种情况下的水是一种商品，是“商品水”。经济关系是一种契约关系，具有可退出性。而村社组织与农户之间则是一种政治关系，水利作为影响农户生计的一项基本公共品，本身是村庄治理的固有内容，具有强烈的政治意涵，这种情况下的水是一种具有政治属性的公共品，是“政治水”。政治关系具有不可退出性，村社组织必须确保水利供给的基本秩序。

在“市场包干制”中，发包方村社组织作为农户的代表和承包人建立契约关系，将水利供给事务作为一个整体发包给承包人，从而村社组织与农户之间的政治关系转化为了承包人与农户之间的经济关系。这样一来，承包人成了直接服务农户的主体，通过服务农户来获取适度盈利，同时从外部与村社组织建立关联；而村社组织从水利供给事务中退出，通过动员监督承包人来间接实现有效治理。需要指出的是，村社组织虽然不直接参与水利事务，但是仍然要承担政治上的兜底责任，它必须确保市场服务的有效性，并为后者提供必要的支持。因此，可以将承包人的服务视为前台治理，而将村社组织的动员监督视为后台治理。“市场包干制”的运作模式如图2所示。

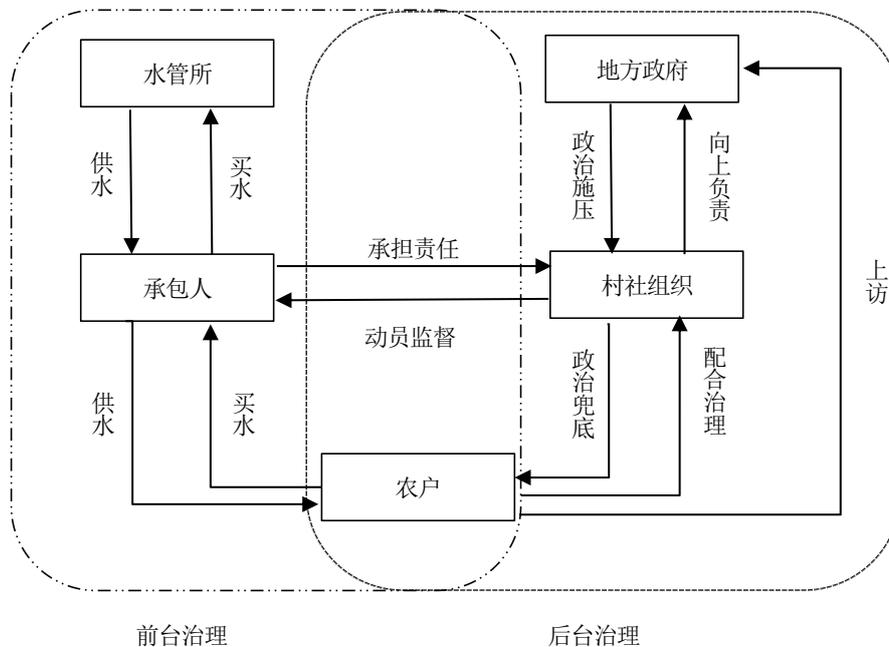


图2 “市场包干制”的运作模式

前台与后台的分离正是“市场包干制”的核心特征。值得指出的是，前台治理与后台治理是相对独立的，但同时二者是作为一个整体存在的，尤其是前台治理是在后台治理的基础上作为后台治理的一个延伸部分而存在的。村社组织的后台治理依托承包人的前台治理形成富有弹性的治理结构，承包人的水利供给服务则借助村社组织获得稳定的运行基础。

（二）前台治理：承包人的水利供给服务

市场机制的引入使得承包人成为介于水管所与农户之间的中间商。首先，承包人以支渠为单位向水管所交钱买水。水管所能够通过技术手段在支渠口对总水量进行测量，将水量作为一个整体卖给承包人。而承包人则必须按时足额缴纳水费，否则水管所则可以在支渠口进行控制，拒绝供水。一般农户每年要放5轮水，其中第3轮最为关键，水管所一般要求在第3轮水之前缴纳80%的水费，否则拒绝供水。也就是说，水管所可以通过技术手段对承包人进行制约，不缴费就不会供水。

而承包人又要与分散小农户对接，将支渠的水按户灌溉到地里。农户则要求承包人必须确保按时足额供水，才愿意缴纳水费，其缴纳水费的积极性取决于承包人供水服务的质量。在这中间存在一个矛盾关系，即“水管所不给钱不放水，农户不放水不给钱”。这就需要承包人自己垫付一定的费用，在放水之后再向农户收取。农户对承包人的制约关系有助于承包人积极提高水利服务的质量。

承包人作为前台治理者对接农户，在农户与村社组织之间建立起了一个“冲突隔离域”，借助前台治理消化了大量的治理矛盾，防止其消解村社组织的治理权威。承包人的利益激励与其服务质量直接相关，因此有足够强的动力积极回应农户的需求，防止因为水利供给不到位从而引发矛盾。而村社组织直接治理的情况下，一旦公共品供给发生问题，就会演变成治理问题^①。

（三）后台治理：村社组织的动员监督

村社组织虽然不直接参与到水利供给事务中，但也是水利供给的责任主体。水利供给发生问题，就会影响到农户的农业收成，导致农户利益受损，农户无法直接对村干部形成制约，但是可以通过上访向地方政府求援（焦长权，2010），而地方政府出于维稳的考虑，又会对村干部进行施压，以使其积极维护水利秩序。正是在这个意义上可以理解头闸镇头闸村村干部的这句话——“水放好了，村干部也就当好了”。

在“市场包干制”中，村社组织不直接介入到水利供给中，而是通过对承包人的动员监督促成水利秩序的良好运行。首先，在盈利空间较小的情况下，村社组织必须积极进行动员才能找到合适的承包人。村干部倾向于选择在村民中具有较高权威、同时与水管所维持良好关系的人，一般都是税费改革之前村里雇用的管水的支渠长，其人力资本优势和职位的性质是匹配的，有能力为农户提供较为优质的服务。但是由于盈利空间比较有限，支渠长做承包人的意愿并不是很高，这就需要村社组织进行动员，包括利用熟人社会的关系进行动员、通过村民代表会议允许承包人多收水费或者

^①2009年，头闸镇的头闸村因为找不到合适的承包人，而由村委会直接管理水利事务。当年村委会的失误导致2组十几户村民未放上第5轮的冬水，2组农户为此多次到县里集体上访。最后县里下派工作组，经过调查后对村委会主任进行了处理。

从办公经费里拿出一部分对承包人进行补贴。

头闸镇的头闸村在用水户协会改革以后，支渠的承包人觉得利润太低不干了，村里先是动员一个村民小组长来做，因为没经验亏损不做了；中间村里代管了一年，结果因为灌溉不到位引发村民上访；村里又动员另外一个小组长来做，并额外补贴 5000 元钱，结果这个小组长自己不愿投入，有事都推给村里，村里也不满意；直到 2011 年村里听说隔壁村的一个承包人做得很好，于是动员其兼任本村的承包人，通过村民代表大会允许其每亩加收 1 元水费，才使得承包人稳定下来。

其次，村社组织积极协助承包人治理钉子户，以降低承包人收缴水费的成本。盈利空间缩小将“狠人”排挤出了承包人职位，但是，承包人如何解决与分散小农户对接的协调成本仍然是一个问题，钉子户的治理是难点所在。仅仅依靠承包人的个人能力承担与小农户对接的协调成本，显然不太可能，这样就必然导致无人愿意担任承包人。在这种情况下，村社组织就必须积极介入，协助承包人对钉子户进行治理，才能够动员承包人的积极性。每年收水费前，村里都会召集小组长开会，要求其协助承包人收水费，同时，对于拖欠水费的钉子户，村里也会利用自身的权力进行治理。

当然，村社组织对承包人不仅要进行动员，还要从外部进行监督。村干部对承包人的监督，主要是督促其积极履行职责。每到灌溉季节，村干部都会到灌溉的第一线去查看，与承包人一起到第一线蹲守，直到全部农户放完水才结束。

可见，村社组织作为后台治理，为承包人的前台治理提供了有效支持。后台治理的支持降低了前台治理的成本，提高了前台治理的积极性，有助于维系前台治理的稳定性，最终提升公共品供给的效率，这种间接治理也是非常有效的。在这里可以看到，后台治理是前台治理有效运行的基础。

四、双层协同治理：“市场包干制”的实践逻辑

“市场包干制”在实践中能够获得较高的制度绩效，维持良性的水利均衡秩序，其有效运行的核心逻辑又是什么呢？“市场包干制”将公共品供给分为前台治理和后台治理两个层面，这两个层面既相互独立，又相互协同，最终将各自的优势整合起来，形成了合力，笔者称之为“双层协同治理”。而双层协同治理背后又反映了国家与市场在公共品供给中的角色定位。

（一）“市场包干制”的制度绩效

衡量公共品供给制度绩效的标准，可以分为两个大的层面。首先是经济层面，即公共品供给的投入产出比。具体可以分为两个标准：一是供给有效，体现在能够按时保障农户的用水需求上；二是最低成本，体现在农户的用水成本上。其次是政治层面，即公共品的供给不引发次生的治理问题。

相较于完全市场化，“市场包干制”无疑取得了更好的制度绩效。从经济层面来看，完全市场化和“市场包干制”都能够保障供给有效，但是，后者降低了农户的用水成本，所以更加有效率。这里以头闸镇 2007 年用水户协会改革前后的用水成本进行比较：在改革前的 2007 年，农户每次灌溉亩均用水成本为 60 元左右；而改革以后的 2008 年，农户的亩均用水成本降低到了 40 元左右，

降低了1/3^①。而这正是国家对承包人的盈利空间进行限制的结果。

从政治层面来看，“市场包干制”没有引发次生的治理问题。在完全市场化阶段，水利秩序虽然达成了一种均衡状态，但是这种均衡状态是以引入私人暴力为代价的，在保障水利秩序的同时引起了农户对政府的不满，积累了很多基层治理矛盾。而“市场包干制”中把村社组织的积极性调动了起来，使其介入其中，防止了承包人与农户之间产生治理矛盾，维护了基层稳定。

（二）双层协同治理：事务型治理与动员型治理的结合

有学者在研究村改居社区的物业治理时，指出转型社区的物业治理可以分为两个层面：一是以专业化的物业部门所承担的物业服务，属于事务型治理；二是村社组织为物业治理所提供的支持，属于动员型治理（杜鹏，2016）。事务型治理与动员型治理的区分对于理解“市场包干制”中前台治理的分离具有启发性，实际上，在“市场包干制”所形成的双层治理格局中，承包人的前台治理属于事务型治理，而村社组织的后台治理就属于动员型治理。事务型治理能够实现激励的清晰化，而动员型治理则能够降低公共品供给的协调成本，最终建立激励与协调的均衡（柴盈，2014），从而解决大水利与小农户对接的难题。

1.事务型治理与激励的清晰化。在“市场包干制”中，前台治理中的承包人承担公共品供给这一事务，能够从中获得清晰的利益激励，并且建立专业化的服务。在村社组织直接管理水利的情况下，水利供给与村社组织的其他任务是混杂在一起的，作为一个整体成为村社组织的治理内容。在这种情况下，水利供给容易受到其他事务的影响，缺少独立性，更重要的是村社组织作为组织者缺乏组织的动力。从政治的角度来看，水利供给作为一项公共性事务，属于公共利益的范畴，村社组织对此承担政治责任，必须确保水利的有效供给，这是对村干部的政治激励；但是，从经济的角度来看，由于协调成本较高，在固定工资的情况下，村干部没有动力去维系水利供给的低价，必然会像承包人一样从中寻求额外的经济激励，这些额外激励就会转嫁为农户的水费负担。而村社组织的逐利行为会损害其作为公共利益代表者的权威性，成为农民利益的损害者，进而危及基层政权的稳定性。为了解决政治激励与经济激励的不兼容性，彻底限制村干部可能的越轨行为，“市场包干制”引入市场主体，将经济激励转移到市场主体身上，使得激励设计更加清晰化。而激励设计的清晰化能够实现专事专办，实现公共品供给单项任务的独立性，从而提高治理效率。

2.动员型治理与协调成本的降低。村社组织是一个公共性组织，其在村民中间具有谈判力和动员力，具有一定的治理资源，而这些公共性的治理资源协助治理钉子户，能够有效降低公共品供给的协调成本。也即，村社组织的介入具有公益性，不会转嫁为农户负担，这与完全市场化下私人暴力的泛滥形成了鲜明的对比。任何公共品供给都要解决搭便车的钉子户治理问题，完全市场化的水利秩序中，由私人暴力来解决钉子户治理问题，但问题在于，私人暴力一则是违法的治理方式，二则会转化为农户的用水成本，即使有效其成本也十分高昂。而村社组织是介于国家与农民之间的组织，在村社组织内部拥有一定的治理能力，同时还能够得到国家的支持，村社组织介入对钉子户进

^①数据来源于头闸镇水利站的统计。

行治理比私人暴力更加有效，且更加低成本。

（三）公共品供给中的国家与市场角色

“市场包干制”是国家与市场相互协同所形成的一种公共品供给模式。显然，国家与市场之间并不是相互对立的关系，而是可以并存的。因此，需要追问的是在协同治理中国家和市场各自发挥了什么样的作用。

市场机制必须在国家的约束和协同下才能够发挥作用。首先，“市场包干制”的运作要确保国家能够对市场主体进行有效的监控。在完全市场化的公共品供给中，国家从中退出，市场主体与农户之间进行博弈，而市场主体的基本动机是追求利润最大化，这与公共品供给的公益属性存在一定的张力。这种情况下，私人暴力等各种失序行为就被引入到了公共品供给中，最终还是会转变成农户与国家之间的矛盾，销蚀国家在基层的合法性。而国家监控将市场主体的盈利空间锁定，这样就能够抑制市场主体为追求利益最大化采取失序行为，保护农户的利益。国家监控对市场主体的盈利空间进行约束，确保了市场主体的盈利性和公共品供给的公益性的兼容。其次，“市场包干制”中国家在基层的村社组织所承担的兜底功能也非常重要。兜底功能的存在说明公共品供给首先属于国家的职责范围，国家是第一位的责任主体，国家不能从中完全退出，而是需要为其提供治理能力支援。这一点主要体现在钉子户治理问题上，由于小农户的协调成本太高，解决搭便车问题依靠自愿合作和市场契约都很难有实际约束力，必须依靠国家基层组织这一公共组织的介入和支持，这是一个组织问题而非合作问题（桂华，2010）。

而市场机制的功能在于提供专业化的服务。借用经济学理论来分析，“市场包干制”中市场所发挥的作用并不是通过竞争机制实现资源配置的高效率，而是分工机制在起作用，通过分工实现激励的明晰化，进而建立专业化的市场服务。西方学者的研究指出，在可以排他的情况下，私人企业能够有效提供公共产品，并且能够实现竞争性均衡和效率最优（Demsetz, 1970）。在本文案例的完全市场化阶段，盈利空间较高，承包人职位确实存在高度竞争，但是竞争的是获利机会，而不是提高水利供给质量；而村社组织作为发包方优先考虑的也不是水利供给质量，而是如何将自己的责任最小化。之所以如此，原因在于农户比较分散，难以通过合作来表达需求，用水户协会等促进农民合作的民间组织在发展中面临困境（王亚华、高瑞，2015），因此只能通过村社组织作为代理人与市场主体对接，而村社组织具有自身独立的特殊利益，并不会完全代表农户的利益。简言之，竞争机制之所以难以发挥作用，是因为村社组织作为代理人扭曲了农户的需求，使得农户的真实需求难以有效表达。在“市场包干制”阶段，政府缩小承包人的盈利空间之后，承包人职位的竞争程度就减弱了，反而需要村社组织的动员。在竞争减弱的情况下，水利秩序之所以还能取得高效率的根本原因就在于市场化分工所建立的明晰激励。但是，市场机制是无法单独发挥作用的，确切地说，可以将其理解为国家所选择的一种治理工具。作为一种治理工具，“市场包干制”能够帮助国家实现间接治理，同时，治理工具的选择本身就是国家意志的体现，而且治理工具的有效运行也离不开国家的支持。

总之，国家是公共品供给的第一责任主体，不应从公共品供给中完全退出，高效的公共品供给离不开国家的引导与支持。而市场机制从工具层面具有调动积极性的优势，国家在有效监控的前提

下可以引入市场机制，灵活利用市场机制的优势提高公共品供给的效率。

五、结论与讨论

在本文的宁夏平罗县头闸镇案例中，税费改革以后，国家试图建立完全市场化的水利秩序，但在实践中却产生了私人暴力泛滥和水费失控的问题，最终以失败告终，并且导致了国家的再进入。国家再进入之后建立了“市场包干制”，形成了以承包人为主体的前台治理与以村社组织为主体的后台治理相互协同的双层治理格局，市场机制在国家的约束和支持下能够发挥专业化治理的作用，是国家所采取的一种间接治理方式。

“市场包干制”的理论价值体现在它进一步辨析了政府与市场的作用边界。从政府的角度而言，市场本质上只是一种治理工具，而这种工具并不能完全替代政府的角色。政府的角色主要体现在两点：一是限制公共品供给的盈利空间，确保其公益性；二是治理钉子户，降低公共品供给的协调成本。政府需要把握好市场化工具的限度，并且灵活地去使用它。从市场的角度而言，市场发挥作用依靠的不是竞争机制，而是分工机制。分工能够提供专业化的服务，使政府从事务性的工作中解脱出来，将市场主体的专业优势和治理主体的治理优势结合起来，实现政府和市场各自比较优势的结合和协同治理。

“市场包干制”的实践启示在于，水利市场化要取得好的效果，需要加强基层组织建设。村社组织是国家与农民对接的最基层的一级组织，而公共品供给是村社组织的重要治理内容。市场主体的优势在于提供专业化服务，但是必须在村社组织的支持下才能发挥其优势。而村社组织能否对公共品供给提供支持，取决于它的治理能力。有学者指出，社区能力弱化是农户之间用水合作解体的主要原因，而重塑社区能力，核心在于重建基层组织（吴秋菊、林辉煌，2017）。应当赋予村社组织适当的强制力和充分的治理资源，加强其治理能力，这最终会转化为多数农户的公共品供给福利。

参考文献

- 1.埃莉诺·奥斯特罗姆，2000：《公共事务的治理之道》，上海：上海三联出版社。
- 2.柴盈，2014：《西方农田水利管理制度研究述评：激励与协调视角》，《中国农村水利水电》第1期。
- 3.杜鹏，2016：《村级物业化治理：农村社区组织治理转型路径与反思》，《学习与实践》第10期。
- 4.桂华，2010：《组织与合作：论中国基层治理二难困境——从农田水利治理谈起》，《社会科学》第11期。
- 5.郭亮，2015：《土地征收中的“行政包干制”及其后果》，《政治学研究》第1期。
- 6.贺雪峰，2017：《最后一公里村庄》，北京：中信出版集团。
- 7.贺雪峰、郭亮，2010：《农田水利的利益主体及其成本收益分析——以湖北省沙洋县农田水利调查为基础》，《管理世界》第7期。
- 8.贺雪峰、罗兴佐，2006：《论农村公共物品供给中的均衡》，《经济学家》第1期。
- 9.贺雪峰、刘岳，2010：《基层治理中的“不出事逻辑”》，《学术研究》第6期。
- 10.焦长权，2010：《政权“悬浮”与市场“困局”：一种农民上访行为的解释框架——基于鄂中G镇农民农田

水利上访行为的分析》，《开放时代》第6期。

11.林万龙，2001：《家庭承包制后中国农村公共产品供给制度诱致性变迁模式及影响因素研究》，《农业技术经济》第4期。

12.李元洪、桂华，2018：《分配型民主机制下农村公共品供给模式研究》，《中州学刊》第7期。

13.刘敏，2015：《农田水利工程管理体制改革的社区实践及其困境——基于产权社会学的视角》，《农业经济问题》第4期。

14.刘建平、龚冬生，2005：《税费改革后农村公共产品供给的多中心体制探讨》，《中国行政管理》第7期。

15.宋洪远、吴仲斌，2009：《盈利能力、社会资源介入与产权制度改革》，《中国农村经济》第3期。

16.王亚华、高瑞，2015：《走向稳定、秩序与良治——现代化进程中的乡村公共事务治理》，《人民论坛·学术前沿》第3期。

17.吴秋菊、林辉煌，2017：《重复博弈、社区能力与农田水利合作》，《中国农村观察》第6期。

18.张军、蒋维，1998：《改革后中国农村公共产品的供给：理论与经验研究》，《社会科学战线》第1期。

19.Demsetz, H.,1970, "The Private Production of Public Goods", *Journal of Law and Economics*,13 (2):293-306.

（作者单位：华中科技大学中国乡村治理研究中心）

（责任编辑：何欢）

“Market Contract System” in Rural Public Goods Supply: Operation Mode and Practice Logic

An Yongjun

Abstract: Building a public goods supply mechanism that effectively connects with farmers is a key proposition of good governance in rural areas. Under the premise of external monitoring, the state has contracted the public goods supply to the private entities and generated a “market contract system”, which can realize the separation of front-end governance and back-end governance, and form a double-layer governance structure. The market mechanism can realize service specialization through clear incentives, and the support of village communities can reduce coordination cost. The two cooperate to realize the efficient connection between water conservancy system and scattered small-scale farmers. It can be seen that the state is the first responsible subject of public goods supply. Efficient supply of public goods is inseparable from the guidance and support of the state. The market mechanism has the advantage of mobilizing enthusiasm, and the state can improve the efficiency of public goods supply by using the advantages of market mechanism under the premise of effective monitoring.

Key Words: Public Goods Supply; Farmland Irrigation; Water Users' Association; Community Organization; Grassroots Governance

农民工教育与职业的匹配及其工资效应*

——基于城市规模视角

屈小博¹ 余文智²

摘要：农民工教育与职业的匹配状况对提高劳动力资源利用、增加劳动供给质量具有重要意义。本文使用中国流动人口动态监测调查 2011~2016 年微观数据，基于城市规模视角分析了农民工教育与职业的匹配状况对工资效应的差别。研究发现：人口规模越大的城市，农民工教育与职业的错配比例越高；中小城市农民工教育过度对工资的影响呈现工资嘉赏效应，大城市农民工教育过度对工资的影响以工资惩罚为主；而教育不足对农民工工资则普遍存在负向影响。农民工教育与职业不匹配对工资影响的理论机制表明，中小城市支持人力资本理论模型，而大城市和特大城市则支持分配理论模型。这意味着，农民工在中小城市表现出学历越高人力资本回报越高的特点；而在大城市，教育与职业适配则更为重要。因此，改善城市层面的教育-职业的适配性，让农民工在城市劳动力市场上自由流动和工作转换，进一步增强城市间劳动力资源的流动是相关政策调节的重点。

关键词：农民工教育职业适配 城市规模 V-V 模型 D-H 模型

中图分类号：C971 **文献标识码：**A

一、引言

伴随改革开放 40 年的发展，中国流动人口规模不断扩大，由 1982 年的 670 万增长至 2017 年的 2.44 亿，增长了 36.6 倍，人口流动已然成为中国人口变动的主要因素。2017 年，全国外出农民工达 17185 万人，占全国流动人口的 70%^①。同时，随着劳动年龄人口减少，人口红利消失，普通劳动力供给短缺（蔡昉，2010），农民工总量自 2012 年起增幅开始出现明显的下降趋势。因此，如果劳动供给形势的变化对长期的经济增长形成约束，那么，从劳动力供求匹配的角度进行分析，提高职业

*本文研究得到国家社会科学基金一般项目“户籍制度改革的成本与收益研究”（编号：14BJY034）、国家自然科学基金应急管理项目“供给侧结构性改革中的人力资本积累问题研究”（编号：71642003）、中国社会科学院创新工程项目“新时代就业结构与生产率提升问题研究”（编号：2019RKSA02）的资助。作者感谢国家卫生健康委流动人口服务中心提供全国流动人口动态监测调查数据，感谢匿名审稿专家的宝贵意见，但文责自负。

^①数据来源：国家统计局 2017 年《农民工监测调查报告》。

与受教育程度的匹配度，进一步提高以农民工为主的普通劳动力资源的利用效率，就显得尤为重要。

劳动力供求匹配可以通过受教育程度与职业是否匹配进行衡量。受教育程度与职业的匹配（以下简称教育-职业匹配）可分为以下3种情形：当工作岗位所需受教育程度与自身所受教育程度恰好相等，即教育程度适配（以下简称为教育-职业适配）^①。当劳动者受教育程度超出工作所需受教育程度时，则称为教育程度过度（以下简称为教育过度）；反之劳动者受教育程度低于工作所需受教育程度，则称为教育程度不足（以下简称为教育不足），教育过度与教育不足统称为教育-职业错配。

教育过度对于个人、企业和社会都存在一定的负面影响。从宏观层面来看，教育过度情形下的社会生产力显然会低于教育-职业适配情形下的社会生产力。从企业层面来看，教育过度对个人生产率存在负向影响。Tsang（1987）就利用美国企业员工数据研究发现，平均每减少一年教育过度年限，公司产出就会相应增加8%，约给企业增收50亿美元。对个人而言，教育过度者有着更低的工作满意度（Battu and Sloane, 2000）。

教育-职业不适配的研究始于20世纪70年代的美国（Freeman, 1976），随着技术进步引致的劳动力市场需求转变，对高技能人才的需求促使发达国家纷纷进行大学扩招（Iriondo, 2015）。现有文献对教育-职业匹配的实证研究，结论主要集中在：第一，教育-职业适配情形下的教育回报率最高，并且高于明瑟工资方程估计的教育回报率（Robst, 2011）。第二，教育过度情形下的教育回报率显著为正，但远低于教育-职业适配情形下的教育回报率（Groot and Brink, 1998）。第三，教育不足的收益率稳定为负（Duncan and Hoffman, 1981; Bauer, 2002; 范皑皑, 2012）。

有研究表明，教育过度不仅发生在大学生群体中，低学历群体也存在这一情况（Ramírez, 1993）。事实上，在中国规模巨大的农民工群体中同样存在着教育-职业不适配的现象。由于农民工的分布和流动具有明显的区域特征，特大城市的农民工具有学历更高、年纪更轻的特点，从城市规模角度区分不同农民工群体的研究能够在一定程度上捕捉到这种异质性的存在（屈小博、余文智, 2018）。已有国内文献对于教育-职业匹配的估计结果缺乏完整的理论检验，不能很好地解释教育过度发生的原因，如颜敏和王维国（2018）检验了人力资本理论和工作竞争理论，认为两种理论同时成立，这与已有理论及经验研究的观察相悖。还有研究发现，教育不足会给农民工收入带来明显的工资惩罚，而教育过度情形之所以未遭受工资惩罚，很可能是因为雇主为留住较高学历的劳动力而做出了让步（王广慧、徐桂珍, 2014; 叶尔肯拜·苏琴、伍山林, 2017）。而周密等（2018）同样从城市规模角度讨论了农民工教育-职业的匹配情况，发现不同城市规模下教育-职业匹配的工资效应并不相同，但并未进一步深入分析其理论机制，且样本不具有全国代表性。综上所述，本文的边际贡献主要体现在：第一，相对于单一横截面的经验研究，本文使用全国有代表性的跨期微观数据，研究结果及其启示具有很好的外部有效性和基本面的判断。第二，本文采用工具变量纠正了核心解释变量的测量误差，在此基础上分析不同规模城市的农民工教育-职业匹配状况对工资效应的差别，并进行稳健性检验。第三，从理论上检验不同规模城市农民工教育-职业不适配情形中教育过度的工资效应适用

^①本文中，受教育程度指接受正规学历教育的年限。

什么理论解释,较已有文献的研究更为深入。

本文下面的结构安排为:第二部分基于城市规模视角,构建农民工教育-职业匹配分析框架和教育回报实证模型,提出教育-职业不匹配情形的理论解释机制和实证检验方法;第三部分是数据来源、变量处理和描述性统计结果分析;第四部分是模型分析及稳健性检验;第五部分是农民工教育-职业不匹配对于工资效应的理论机制检验;第六部分是结论与政策含义。

二、教育-职业匹配实证模型与理论机制

(一) 模型

1.工资方程。经济学对教育收益率的估计以明瑟工资方程模型为基础,本文按照城市规模将样本进行分类,建立工资方程为:

$$\ln w_{ij} = \alpha_0 + \beta_j S_{ij} + \gamma_j X_{ij} + \mu \quad (j=1, 2, 3) \quad (1)$$

(1)式中, i 表示不同的个体, j 表示不同规模的城市(1=中小城市,2=大城市,3=特大城市), w_{ij} 表示个体 i 在规模为 j 的城市中的月平均工资, S_{ij} 表示城市规模为 j 的个体 i 的受教育水平, X_{ij} 表示城市规模为 j 的个体 i 的控制变量。本文中农民工个人的控制变量有婚姻、性别、职业、行业、家庭月支出对数、单位性质、就业身份、工作经验和工作经验平方项。城市层面的控制变量有市辖区人均GDP的对数。另外,本文还加入了年份虚拟变量,以控制时间固定效应。 α_0 为截距项, β_j 表示估计的教育回报率, γ_j 表示城市规模为 j 的个体 i 的控制变量的估计系数, μ 为随机误差。

2.V-V模型与D-H模型。用于测度教育-职业匹配的收益率模型主要有两种:一种是将教育过度和教育不足设置为虚拟变量的V-V模型(Verdugo and Verdugo, 1989);另一种是计算出具体教育过度、教育不足、工作所需教育年限并计算其回报率的D-H模型(Duncan and Hoffman, 1981)。以上两个模型均是基于明瑟收入方程对受教育年限 S 这一变量进行拆分:

$$S_a = S_r + S_o - S_u \quad (2)$$

(2)式中, S_a 表示实际所受教育年限, S_r 表示工作所需平均受教育年限, S_o 表示教育过度年限, S_u 表示教育不足年限。

在D-H模型中,对 S_o 和 S_u 的具体测度如下:

$$\begin{cases} S_o = S_a - S_r, S_a - S_r > A \\ S_o = 0, S_a - S_r \leq A \end{cases} \quad \begin{cases} S_u = S_r - S_a, S_r - S_a > A \\ S_u = 0, S_r - S_a \leq A \end{cases}$$

在V-V模型中, S_o 表示教育过度虚拟变量, S_u 表示教育不足虚拟变量。具体测度如下:

$$\begin{cases} S_o = 1, S_a - S_r > A \\ S_o = 0, S_a - S_r \leq A \end{cases} \quad \begin{cases} S_u = 1, S_r - S_a > A \\ S_u = 0, S_r - S_a \leq A \end{cases}$$

其中, A 表示农民工实际教育年限偏离工作所需受教育年限的数值, A 的取值决定了教育-职业适配的区间。 A 在两类模型当中的含义一致, 但随着测量方法不同, A 的取值也略有不同。本文在众数法测度下 A 的取值是 1^①, 在标准差法测度下 A 则统一取实际受教育年限 S_a 的标准差。D-H 模型的具体表达式为 (3) 式, V-V 模型的具体表达式为 (4) 式:

$$\ln w_i = \alpha_0 + \beta_o S_o + \beta_u S_u + \beta_r S_r + \gamma_i X_i + \mu \quad (3)$$

$$\ln w_i = \alpha_0 + \beta_o S_o + \beta_u S_u + \beta_a S_a + \gamma_i X_i + \mu \quad (4)$$

与 D-H 模型相比, V-V 模型将工作所需受教育年限替换为了实际受教育年限, 并将教育过度和教育不足年限替换为了虚拟变量放入模型中。

(二) 理论解释与机制检验

学术界对于教育-职业不匹配中教育过度情形是否存在工资惩罚及相应的理论解释机制存在争论, 对于教育过度的作用机制和结果, 不同理论有着不同的解释和回答。从中, 本文采用了 3 种主流的理论检验机制。

1. 人力资本理论。人力资本理论模型主要从劳动供给角度解释和回答了教育-职业不匹配问题。由 Becker (1964) 最先提出, 核心模型是经典明瑟工资方程。该理论认为教育回报率独立于工作与教育的匹配状况, 但并未对教育-工作错配状况进行区分。人力资本理论对于观察到的教育过度员工遭受更低教育回报率的情形, 给出以下解释。

教育过度的员工得到了其他形式的补偿。首先, 教育过度者可能存在其他形式的人力资本的欠缺, 超过工作所需受教育程度的这部分受教育年限只是对于工作经验或是在职培训缺乏的一种补偿。其次, 教育过度的员工更加可能受到雇主的特殊培训, 从而从培训中获得工资嘉赏。最后, 教育过度的员工更可能获得晋升的机会, 这也是对于较低工资的一种隐形补偿。

可见, 人力资本理论的核心假设是教育过度、教育职业适配和教育不足情形下的教育回报率应当趋向于一致。所以该理论相对于 D-H 模型中的联合系数检验设定为: $\beta_o = \beta_u = \beta_r$ 。V-V 模型对于公式 (4) 相应的联合系数检验则为: $\beta_o = \beta_u = 0$ 。

2. 工作竞争理论。工作竞争理论是从劳动力市场需求角度解释教育与职业不匹配的现象。Thurow (1975) 最早提出该理论, 认为不同岗位的工作内容和具体要求差别显著, 工作岗位特征决定了岗位生产率的高低, 从而决定了该岗位的工资水平。这意味着, 同等受教育程度的人从事不同的工作可以得到不同水平的工资回报, 这是工作竞争理论区别于人力资本理论最明显的一点。工作竞争理论认为, 教育过度只提高了获得某项工作的可能性, 而非直接提高工资 (Muysken and Weel, 1999)。

总之, 在工作竞争模型中, 工资完全是由工作所需的受教育程度决定, 即教育过度与教育不足的回报率均为 0。因此, 工作竞争理论在 D-H 模型公式 (3) 相应的联合系数检验设定为: $\beta_o = \beta_u = 0$, 在 V-V 模型公式 (4) 相应的联合系数检验为: $-\beta_o = \beta_u = \beta_a$ 。

^①经过分类后众数法计算的工作所需受教育年限出现了多个缺省值, 查看数据结构后用中位数替代众数进行了填补, 而中位数不同于众数有少数存在着小数的情况, 因此将 A 赋值为 1。

3.分配理论。Sattinger (1993) 根据人力资本理论和工作竞争理论, 形成一种更为均衡的理论——分配理论。该理论认为劳动力市场的作用是将不同求职者根据其相关特征与市场上提供的工作岗位进行具体分配, 而工资则是分配的均衡结果。分配模型详细地介绍了工人之间的相对差异、与工作相关的技能以及工人的个人特征是如何影响产出的, 还有分配工人到具体工作的机制是如何作用的 (McGuinness, 2006)。在人力资本模型中, 期望工资完全与获得的教育或其他个人特征相关; 在工作竞争模型中, 期望工资与工作的性质 (工作所需受教育年限) 完全相关。而分配理论模型的解释则处于两者之间。

综上所述, 分配理论认为教育过度、教育不足以及工作所需的教育回报率都不应当为 0, 更为具体的说明是教育过度回报率应当小于工作所需的教育回报率, 而教育不足的回报率应当为负。分配理论在 D-H 模型公式 (3) 的联合系数检验为: $\beta_o = \beta_u = \beta_r = 0$, 在 V-V 模型公式 (4) 相应的联合系数检验则为: $-\beta_o = \beta_u = \beta_a = 0$ 。当且仅当 V-V 模型和 D-H 模型下三类假设检验均被推翻时, 分配理论才予以成立, 故人力资本理论和工作竞争理论是分配理论的特殊形式 (Allen and Velden, 2001; Hartog and Oosterbeek, 1988)。

上述三种理论机制表明, 在 V-V 模型下, 人力资本理论和工作竞争理论认为教育过度均不会对于个体工资水平造成显著的工资惩罚效应, S_o 的系数值不会显著为负, 并且在 D-H 模型下, S_o 的回报率也不会显著低于 S_r 的回报率。根据分配理论, D-H 模型下, S_o 的回报率将显著低于 S_r 的回报率; 而在 V-V 模型中, S_u 显著为正, S_o 显著为负。

三、数据来源、变量处理及描述性统计分析

(一) 变量处理

1.教育-职业匹配指标。由于 D-H 模型和 V-V 模型均是基于明瑟工资方程的估计, 所以与教育程度相关的遗漏能力变量问题不可忽视。该问题不仅影响明瑟工资方程的教育回报率估计, 也会影响 D-H 模型和 V-V 模型中教育过度、教育不足和工作所需受教育年限的回报率, 会造成整体的有偏且不一致估计。有研究表明, 遗漏能力变量将大大减少教育过度的工资惩罚效应 (Chevalier, 2003)。

需要强调的是, 本文研究重点在于不同城市规模下农民工教育-职业不适配的工资惩罚效应是否存在及其相应的理论机制。而估计结果的大小, 并不是本文研究要揭示的重点。同时, 由于工资惩罚效应不仅仅是通过教育过度回报率是否低于工作所需受教育年限的回报率来决定, 更重要的是同等教育程度下, 教育过度者的工资水平在统计上会不会显著低于教育-职业适配者的工资, 而解决这个问题的重点是纠正核心变量的度量误差, 不将教育-职业适配者错误地计算成教育过度者。

教育-职业适配指标的具体测度方法有 3 种: 实际匹配法 (即标准差法和众数法)、主观评价法以及外部评估法 (Hartog, 2000; Cohn and Khan, 1995)。本文使用实际匹配法测度教育-职业适配, 其中标准差法为主要测量方法, 众数法为辅助测度方法, 均按照城市-年份-职业的方式进行划分。

教育-职业不适配年限测度的偏误会导致估计的有偏和不一致性。假设 $S_o^* = S_o^1 + e_1$, 其中 S_o^* 为

真实值，而 S_o^1 为测量值， e_1 为测量误差，如果 e_1 与 S_o^1 相关，但与 S_o^* 无关，即 $\text{cov}(S_o^*, e_1) = 0$ 且 $\text{cov}(S_o^1, e_1) \neq 0$ ，那么，在含误差变量经典假设（CEV）下， S_o^* 的 OLS 估计将有朝零偏误。解决的办法是获取 S_o^* 真实值的第二种度量方法，假设 $S_o^* = S_o^2 + e_2$ ，其中 S_o^2 是真实值的第二种度量，即 S_o^2 和 S_o^1 均错误地度量了 S_o^* ，但它们的测量误差 e_1 和 e_2 不相关，同时 S_o^2 和 S_o^1 通过与真实值 S_o^* 的相关而相关，此时可以用 S_o^2 作为 S_o^1 的工具变量，从而得到更为有效和一致的估计结果。

本文主要采用标准差法对于教育-职业不匹配变量进行测度，用众数法度量下的教育过度和教育不足变量作为标准差法度量下的相应变量的工具变量，V-V 模型下两种测度方法的教育过度、教育不足的相关系数分别为 0.71、0.87，D-H 模型下分别为 0.83、0.92，说明变量测度中测量误差占到 29%~8%。两类模型下工具变量的最小特征值分别为 37533、629998，均大于 10，通过了弱识别检验，可以认为该工具变量是有效的。

本文将教育-职业不匹配变量中的教育过度定义为超出标准差法构造的教育-职业适配区间向右的情形，赋值为 1；其它情形下，则赋值为 0；将教育不足定义为超出标准差法构造的教育-职业适配区间向左的情形，赋值为 1；其它情形下，则赋值为 0。教育过度年限是自身实际所受教育年限减去工作所需受教育年限。教育不足年限则为工作所需受教育年限减去自身所获受教育年限。落入标准差法构造下的教育-职业适配区间内的即为工作所需受教育年限^①。

2.其他变量的处理。第一类是个人特征变量。受教育年限方面，0=未上过学，6=小学，9=初中，12=高中/中专，15=大学专科，16=大学本科，19=研究生；婚姻状况方面，1=在婚，0=其他；性别方面，1=男性，0=女性。工作经验采用国际通用法则，用实际年龄减去受教育年限再减去入学年龄 6 岁得出，而受教育年限小于等于 9 年的，用年龄减去 16 作为代理。

第二类是就业特征变量，指标来源于《中国统计年鉴 2017》和 2011~2016 年全国流动人口动态监测调查数据。其中，实际月工资对数是使用《中国统计年鉴 2017》中 2012~2016 年每年各省份的居民消费物价指数，以 2011 年为基期对名义月工资进行了平减，将其转化为不变价格工资，并取对数。家庭月支出取对数作为对农民工生活成本的控制放入到回归方程中。单位性质包括 5 种，分别为国有企业、私营企业、外资企业、集体企业和其他企业。就业身份包括 4 种，分别为雇员、雇主、自营劳动者和其他。行业变量包括商业运输业、生活服务业、教育福利业、公共服务业、制造采矿业和建筑水利业^②。职业变量包括 6 种，分别是单位负责人、专业技术人员、办事人员、服务型人

^①在区间内部，样本自身受教育年限即为工作所需受教育年限，此时，过度教育年限和教育不足年限均为 0。如果是教育过度或者教育不足情形，那么，需要有一个工作所需受教育年限作为基准，此时这个基准值就是按照城市、年份、职业归类算出来的平均值。

^②依据国家统计局《关于建立第三产业统计的报告》中将第三产业划分为 2 个部门、4 个层次的标准，本文将第三产业划分为 4 类，而将第二产业划分为 2 类。

员、生产运输工人和其它职业人员^①。

第三类是城市层面变量，指标来源于 2012~2017 年《中国城市统计年鉴》。人口规模变量以市辖区的常住人口数来表示。因目前国家统计局只公布了地级市市辖区的年末户籍人口，故用 2012~2017 年《中国城市统计年鉴》中的市辖区年末总人口作为衡量城市规模的唯一变量。根据 2014 年国务院印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》，将人口规模在 100 万以下、100 万~500 万以及 500 万以上的城市分别定义为中小城市、大城市和特大城市。市辖区人均 GDP 变量数据来自 2012~2017 年的《中国城市统计年鉴》，并将其取对数放入回归方程中以控制城市经济发展水平的影响。其中，个别缺省值用市人均 GDP 作为替代。

（二）数据集的处理说明

本文分析所用核心数据是 2011~2016 年全国流动人口动态监测调查数据，总样本达到了 1086910 人，其中农民工为 868847 人。剔除未就业和本地户籍的样本，并将样本年龄控制在 16~59 岁，保留地级市市辖区样本，并剔除从事第一产业的农业户口人员，最后获得样本量为 469674 人^②。第二个数据集来自 2012~2017 年《中国城市统计年鉴》，选取 2011~2016 年市辖区人均 GDP 和地级市年末总人口指标，以 2011 年的行政区划为标准进行调整，共有 288 个地级市 6 年的数据，剔除缺省值后，合计 1654 个城市的指标。第三个数据集是 2017 年《中国统计年鉴》，收集了 2012~2016 年各省的居民消费价格指数。

（三）描述性统计分析

1. 基本特征。表 1 是不同规模城市农民工基本特征的描述性统计分析结果。从中可以看到，随着城市规模的扩大而递增的变量有实际月工资及其对数、实际受教育年限、家庭月支出以及市辖区人均 GDP。表 2 是不同职业在不同城市规模下的受教育年限平均值。表 3 则是本文重点关注的教育-职业匹配变量。可以看出，在标准差法测度下，规模越大的城市教育过度年限越高，工作所需受教育年限越高。从不同职业的平均受教育年限来看，该数值随着城市规模出现了递增的趋势，并且除了单位负责人和办事人员之外，其他职业的平均受教育年限也存在较大差异。从教育-职业匹配的比例来看，整体上，农民工群体中教育过度的比例已经超出了教育不足的比例，教育-职业不匹配情形

^①全国流动人口动态监测调查数据中共有 20 个职业类别，其中单位负责人对应的是国家机关、党群组织、企事业单位负责人；专业技术人员对应的是专业技术人员；办事人员对应的是公务员、办事人员和有关人员；服务型人员则包括商业、服务业人员、餐饮家政、保洁、保安、装修、其他商业服务人员。生产运输工人包含有农林牧渔水利业生产人员、生产运输设备操作人员及有关人员、生产运输建筑人员、其他生产运输设备操作人员及有关人员。其他职业人员指的是其他职业从业者。

^②本文还剔除了经商、商贩、无固定职业者样本，原因是经商、商贩和无固定职业者无法确定其收入是劳动所得还是资本所得。同时，根据 2011 年实行的《全国最低月工资标准》，各省最低一档的月工资为 500 元，因此筛选并剔除了月工资为 500 元以下的样本。此外，本文所研究农民工的范围是在城市中从事非农产业的外来农业户籍人员。需要说明的是，由于从事职业、行业及身份的相似性，在进行教育-职业匹配时包含了本地农民工，匹配后才予以剔除。

中的教育过度现象更为常见。教育-职业适配比例随着城市规模扩大而减少，同时，综合两种测量法来看，较大规模的城市，教育过度的比例较高。

表1 不同规模城市农民工的特征

城市类型	中小城市	大城市	特大城市
实际月工资	2992.99	3007.23	3165.17
在婚	0.74	0.72	0.71
男性	0.64	0.59	0.58
年龄	33.78	32.87	33.17
受教育年限	9.30	9.70	9.95
未上过学	1,894	3,010	1,191
小学	16,010	29,826	12,227
初中	58955	143302	63536
高中/中专	19319	53953	27663
大学专科	4720	15759	8495
大学本科	1371	4883	3242
研究生	35	149	134
单位负责人	312	642	642
专业技术人员	7378	19910	19910
办事人员	1085	3667	3667
服务型人员	50935	114781	114781
生产运输工人	40322	107112	107112
其他职业	2272	4770	4770
家庭月支出	2298.74	2466.19	2561.57
市辖区人均 GDP	65344.11	94735	100169.2
观测值	102304	250882	116488

数据来源：2011~2016 年全国流动人口动态监测调查数据、2012~2017 年《中国城市统计年鉴》和 2017 年《中国统计年鉴》。

表2 不同规模城市与职业的受教育年限平均值

	中小城市	大城市	特大城市
单位负责人	12.21	12.39	12.81
专业技术人员	10.93	11.43	11.90
办事人员	12.56	12.58	12.93
服务型人员	9.40	9.80	9.86
生产运输工人	8.80	9.15	9.38
其他职业	9.04	10.02	10.29

	中小城市	大城市	特大城市
	教育过度年限	0.55 (0.81)	0.59 (1.00)
教育不足年限	0.50 (0.68)	0.49 (0.53)	0.53 (0.48)
工作所需受教育年限	9.26 (9.17)	9.60 (9.24)	9.87 (9.23)
教育过度比例	14.64 (22.33)	16.03 (26.58)	15.83 (31.17)
教育不足比例	12.84 (18.56)	12.56 (14.98)	12.90 (13.26)
教育-职业适配比例	72.52 (59.11)	71.41 (58.45)	71.26 (55.58)

注：括号内是众数法测度的教育-职业匹配各情形的值。

数据来源：2011~2016年全国流动人口动态监测调查数据、2012~2017年《中国城市统计年鉴》和2017年《中国统计年鉴》。

2.个体层面的教育-职业匹配情况。表4描述了不同学历和性别的农民工在不同规模城市的教育-职业匹配比例。可以发现，教育过度现象更常见于女性 and 大专以上学历者中。女性整体的教育-职业适配率较低；而教育不足的农民工群体则为初中及以下学历者，说明9年制义务教育已经不能够很好地满足劳动力市场对于农民工的用工需求。整体上，大专以上学历的农民工从事教育-职业适配的职业较少，而只能向下寻找。从结构上分析可以发现，之所以大城市和特大城市的农民工教育-职业适配率更低，是因为占农民工绝大比例的初中及以下文化程度者在人口规模越小的城市中越能够找到教育-职业适配的工作，其教育-职业适配率自然越高。相应地，高中及以上学历的农民工在大城市中的教育-职业适配率明显要更高，这也符合现实观察。

表4 不同规模城市农民工群体的教育-职业匹配情况

城市类型		中小城市		
		教育过度比例	教育不足比例	教育-职业适配比例
分教育程度	初中及以下	0.05	17.01	82.94
	高中（中职）	51.82	0.24	47.94
	大专及以上	80.51	0.13	19.36
分性别	女性	14.96	15.47	69.57
	男性	14.46	11.33	74.21
城市类型		大城市		

(续表 4)

		教育过度比例	教育不足比例	教育-职业适配比例
分教育程度	初中及以下	0.02	17.83	82.15
	高中(中职)	42.22	0.19	57.59
	大专及以上	83.72	0.04	16.23
分性别	女性	15.75	14.86	69.39
	男性	16.23	10.96	72.81
城市类型		特大城市		
		教育过度比例	教育不足比例	教育-职业适配比例
分教育程度	初中及以下	0.00	19.49	80.51
	高中(中职)	32.34	0.11	67.55
	大专及以上	80.01	0.03	19.96
分性别	女性	15.87	14.82	69.31
	男性	15.81	11.49	72.71

数据来源：2011~2016 年全国流动人口动态监测调查数据和 2012~2017 年《中国城市统计年鉴》。

四、模型分析及稳健性检验

(一) 模型结果

表 5 是分城市规模的明瑟工资方程 OLS 估计结果和 D-H、V-V 模型的 OLS 和 IV 估计结果。首先, 单从明瑟工资方程的结果来看, 随着城市规模越大, 农民工教育回报率相应越高。其次, 在 D-H 模型和 V-V 模型的估计结果中, 农民工工作所需的受教育年限和实际受教育年限的教育回报率整体上要高于明瑟工资方程估计的教育回报率。再者, D-H 模型的三项系数值分别表示处于教育不足、教育过度或教育-职业适配情形下, 每提高一年受教育年限所获得的相应工资回报是多少。而 V-V 模型中, 教育过度的系数值表明了同等受教育程度处于教育过度的个体与处于教育-职业适配的个体的平均工资回报的差异。因此, 教育过度虚拟变量的系数值理论上应当为负。教育不足虚拟变量的系数值的解释以此类推。

值得注意的是, 中小城市样本中的农民工教育年限的估计系数大小、影响方向及显著性等与大城市和特大城市存在一定差异。表现在: 一是在 D-H 模型的 IV 估计结果, 中小城市的教育过度回报率高出教育-职业适配情形下的教育回报率 0.3 个百分点, 而其他两类城市规模下, 教育过度的回报率均低于工作所需受教育年限的回报率。二是 V-V 模型中, 三类城市规模下, 教育过度的系数估计值均显著为负, 也就是说在同等受教育程度背景下, 教育过度情形的劳动者工资水平在三类城市规模下均显著低于教育-职业适配情形, 但这与 D-H 模型中观察到的教育过度回报率高于教育-职业

适配工资回报率并不矛盾。从 V-V 模型中可以观察到, 中小城市教育过度和教育不足虚拟变量的系数绝对值要远远低于大城市和特大城市, 即教育过度情形对于工资的负向影响在中小城市远远低于在特大城市和大城市。从而在进行 D-H 模型估计时, 将教育过度虚拟变量替换为教育过度年限, 会出现教育过度平均回报率高于教育-职业适配的工资回报率的结果。

结合 D-H 模型和 V-V 模型来看, 特大城市中农民工教育过度和教育不足的工资惩罚效应要远远高出在其他两类规模城市, 体现为: 一是与其他两类城市规模相比, 在 D-H 模型估计中, 教育过度的工资回报率远远低于教育-职业适配的工资回报率; 二是与其他两类城市规模相比, V-V 模型中同等受教育程度下处于教育过度情形的劳动者工资水平远远低于教育-职业适配者, 这意味着在特大城市从事教育-职业不匹配的工作, 遭受着更大的工资惩罚效应。

表 5 不同规模城市农民工教育-职业匹配状况的估计结果

城市类型	中小城市 (观测数: 98520)				
	明瑟工资方程	D-H 模型		V-V 模型	
	OLS 估计	OLS 估计	IV 估计	OLS 估计	IV 估计
实际受教育年限	0.0121*** (0.0006)	-	-	0.0113*** (0.0009)	0.0163*** (0.0016)
工作所需受教育年限	-	0.0104*** (0.0011)	0.0101*** (0.0011)	-	-
教育过度	-	0.0160*** (0.0011)	0.0133*** (0.0012)	0.0093* (0.0051)	-0.0304*** (0.0102)
教育不足	-	-0.0117*** (0.0010)	-0.0109*** (0.0011)	-0.0087 (0.0057)	0.0146 (0.0101)
其他变量	是	是	是	是	是
拟合优度	0.2859	0.2777	0.2776	0.2776	0.2772
城市类型	大城市 (观测数: 244406)				
	明瑟工资方程	D-H 模型		V-V 模型	
	OLS 估计	OLS 估计	IV 估计	OLS 估计	IV 估计
实际受教育年限	0.0186*** (0.0004)	-	-	0.0222*** (0.0006)	0.0338*** (0.0011)
工作所需受教育年限	-	0.0233*** (0.0006)	0.0227*** (0.0006)	-	-
教育过度	-	0.0232*** (0.0006)	0.0214*** (0.0007)	-0.0065** (0.0029)	-0.0930*** (0.0080)
教育不足	-	-0.0145*** (0.0006)	-0.0108*** (0.0007)	0.0222*** (0.0033)	0.0790*** (0.0052)
其他变量	是	是	是	是	是
拟合优度	0.3140	0.3057	0.3056	0.3055	0.3055
城市类型	特大城市 (观测数: 112686)				

(续表 5)

	明瑟工资方程	D-H 模型		V-V 模型	
	OLS 回归	OLS 回归	IV 估计	OLS 回归	IV 估计
实际受教育年限	0.0254*** (0.0006)	-	-	0.0354*** (0.0008)	0.0603*** (0.0023)
工作所需受教育年限	-	0.0383*** (0.0009)	0.0374*** (0.0009)	-	-
教育过度	-	0.0314*** (0.0009)	0.0263*** (0.0010)	-0.0285*** (0.0042)	-0.2487*** (0.0185)
教育不足	-	-0.0189*** (0.0009)	-0.0179*** (0.0009)	0.0605*** (0.0048)	0.1363*** (0.0083)
其他变量	是	是	是	是	是
拟合优度	0.3690	0.3605	0.3602	0.3598	0.3449

注：其他变量包括是否在婚、性别、工龄及其平方、市辖区人均 GDP 对数、单位性质、就业身份、家庭月支出对数、行业虚拟变量和年份固定效应，其中明瑟工资方程中还包括职业虚拟变量。括号内数值为标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

综上分析，中小城市中农民工教育过度对工资的影响主要以工资嘉赏效应（即教育过度平均回报率高于教育-职业适配回报率）为主，而大规模城市中农民工教育过度对工资的影响则以工资惩罚（即教育过度平均回报率低于教育-职业适配回报率）为主，教育不足对于农民工工资则普遍存在着负向影响。但是，在不同城市规模下，教育过度是否均存在工资惩罚效应，还需要经过严谨的检验才能判断。本文在第五部分对估计结果做进一步的理论检验，以期寻求更为合理和有效的解释机制。

(二) 稳健性检验

为进一步验证上述结果，本文依次对 D-H 模型和 V-V 模型的 IV 估计结果进行稳健性检验。上文中，D-H 模型是用标准差法测算得出的 S_o 、 S_u 和 S_r 作为核心解释变量，用众数法测度的 S_o 、 S_u 作为工具变量放入相应的 IV 估计模型中^①。下面用众数法测度的工作所需受教育年限 S_r 作为标准差法下 S_r 的工具变量进行估计，并在 V-V 模型估计时，将加入城市层面的控制变量市辖区人均 GDP 对数改用控制城市固定效应，进行重新估计，估计所得结果如下表 6 所示。与表 5 相比较，各变量估计系数的方向性和显著性基本没有差别，这说明估计结果比较稳健。

表 6 IV 估计的稳健性检验结果

城市类型	D-H 模型-IV 估计			V-V 模型-IV 估计		
	中小城市	大城市	特大城市	中小城市	大城市	特大城市
实际受教育年限	-	-	-	0.0218***	0.0362***	0.0622***

^①需要说明的是，由于 $S_o + S_u + S_r =$ 实际受教育年限，IV 估计时将出现多重共线性的问题，只能选取 S_r 或者 S_o 和 S_u 作为工具变量进行测算。由于本文关注的是过度教育变量，于是选取后者作为工具变量进行测算。

(续表 6)

	-	-	-	(0.0017)	(0.0011)	(0.0023)
工作所需受教育年限	0.0207*** (0.0020)	0.0408*** (0.0013)	0.0577*** (0.0020)	-	-	-
教育过度	0.0170*** (0.0011)	0.0245*** (0.0006)	0.0338*** (0.0009)	-0.0384*** (0.0106)	-0.0923*** (0.0006)	-0.2504*** (0.0187)
教育不足	-0.0121*** (0.0010)	-0.0161*** (0.0006)	-0.0212*** (0.0009)	0.0137 (0.0104)	0.0673*** (0.0053)	0.1365*** (0.0084)
其他变量	是	是	是	是	是	是
观测数	98520	244406	112686	98520	244406	112686

注：其他控制变量同表 5。括号内数值是标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平下显著。

数据来源：2011~2016 年全国流动人口动态监测调查数据和 2012~2017 年《中国城市统计年鉴》。

五、农民工教育-职业不匹配对工资影响的理论机制检验

对于教育-职业不匹配的理论解释并不存在统一的范式，总结起来共有 3 种主流经济学模型，分别是人力资本理论模型、工作竞争理论模型以及分配模型。这 3 种模型依次对应 3 种假设，根据其提出的假设条件进行检验，可以明确哪种理论更加适用解释哪种情形的教育-职业不匹配现象。

从表 7 可知，对中小城市，根据 P 值进行判断，在 V-V 模型的 IV 估计下，接受工作竞争理论模型。而对于大城市和特大规模城市，三类假设均被拒绝，也即分配理论模型被接受。不同的是在 D-H 模型中，中小城市接受人力资本理论模型，而大城市和特大规模城市则支持分配理论模型。

表 7 标准差法度量下的 3 种理论机制实证检验

	D-H 模型-IV 估计			V-V 模型-IV 估计		
	中小城市	大城市	特大城市	中小城市	大城市	特大城市
人力资本理论模型： $\beta_o = \beta_u = \beta_r$ (D-H 模型) $\beta_o = \beta_u = 0$ (V-V 模型)	x^2 (2) =4.44 $P > x^2$ (2) =0.1086	x^2 (2) =196.08 $P > x^2$ (2) =0.0000	x^2 (2) =262.55 $P > x^2$ (2) =0.0000	x^2 (2) =9.18 $P > x^2$ (2) =0.0101	x^2 (2) =232.12 $P > x^2$ (2) =0.0000	x^2 (2) =271.47 $P > x^2$ (2) =0.0000
工作竞争理论模型： $\beta_o = \beta_u = 0$ (D-H 模型) $-\beta_o = \beta_u = \beta_a$ (V-V 模型)	x^2 (2) =244.80 $P > x^2$ (2) =0.0000	x^2 (2) =1399.01 $P > x^2$ (2) =0.0000	x^2 (2) =1117.65 $P > x^2$ (2) =0.0000	x^2 (2) =3.88 $P > x^2$ (2) =0.1437	x^2 (2) =113.27 $P > x^2$ (2) =0.0000	x^2 (2) =161.82 $P > x^2$ (2) =0.0000
分配理论模型： $\beta_o = -\beta_u = \beta_r = 0$ (D-H 模型) $-\beta_o = \beta_u = \beta_a = 0$ (V-V 模型)	x^2 (2) =303.25 $P > x^2$ (2) =0.0000	x^2 (2) =2331.20 $P > x^2$ (2) =0.0000	x^2 (2) =2306.23 $P > x^2$ (2) =0.0000	x^2 (2) =420.34 $P > x^2$ (2) =0.0000	x^2 (2) =3036.95 $P > x^2$ (2) =0.0000	x^2 (2) =2689.27 $P > x^2$ (2) =0.0000

(续表 7)

观测数	98520	244406	112686	98520	244406	112686
-----	-------	--------	--------	-------	--------	--------

数据来源：2011~2016 年全国流动人口动态监测调查数据和 2012~2017 年《中国城市统计年鉴》。

可以看出，D-H 模型和 V-V 模型在中小城市的检验出现了不一致的情况，而其中核心问题在于教育过度在中小城市中到底是适用于人力资本理论还是工作竞争理论的解释^①。为此，本文采用 PSM 方法来进行检验^②，将标准差法下存在教育不足情形的样本予以剔除，只保留教育过度和教育-职业适配的样本，获得总样本量为 410000 人。在选用与表 5、表 6 完全一致的控制变量作为匹配变量后，采用 logit 模型将教育过度的概率作为匹配时参考的倾向性得分进行 k 近邻匹配（选用 k=1）。PSM 估计结果如表 8 所示。从中可以看出，在大城市和特大城市中，处理组和对照组的差距均通过了 T 检验，且大城市中教育过度组低于教育-职业适配组约 2.54%，而特大城市中这一数值提高到了 10.56%。在中小城市中，两组之间差距为负，但并不显著。这说明中小城市，在匹配了受教育年限、性别、工龄等的前提下，教育过度情形相较于教育-职业匹配情形对农民工工资水平不会产生显著的负向影响。根据人力资本理论的核心概念，工资取决于实际受教育年限而非教育-职业适配状态，那么在匹配了实际受教育年限的前提下，处理组和对照组之间没有明显差距的中小城市样本的检验结果则进一步验证了该理论，同时拒绝了工作竞争理论模型的解释。因为在工作竞争理论中，工资取决于工作所需受教育年限，这意味着即使在受教育年限相同的前提下，教育过度状态仍然对工资水平存在显著影响。所以，这一结果倾向于支持 D-H 模型的检验结果，进而可以判定，中小城市适用于人力资本理论模型。中小城市、大城市和特大城市教育过度对于工资效应有不同影响，实际上反映的是三类城市规模下劳动力市场结构的问题，即高学历工人的供给问题。这很可能说明了在大城市劳动力市场中，高学历工人的供给超过了某一水平后，学历越高工资越高的经验并不成立；而对于农民工个人而言，衡量其自身的教育成本收益，以及决策到哪种规模城市的劳动力市场进行求职，也是极其必要的。

表 8 采用 PSM 估计方法检验过度教育是否存在工资惩罚效应^③

	中小城市		大城市		特大城市	
	OLS	ATT	OLS	ATT	OLS	ATT
处理组	7.8800	7.8798	7.9455	7.9451	8.0203	8.0176

^①如果同时支持工作竞争理论和人力资本理论，则分配理论成立，3 项系数检验结果均应被拒绝。反之，若分配理论不成立，则人力资本理论和工作竞争理论无法同时成立。

^②关于 PSM 估计方法本文不再累述，参见屈小博（2013）。

^③一般认为，T 值大于 1.96 就通过了 T 检验，即可以认为处理组与对照组之间存在着显著差异。同时，平衡性检验结果均小于 15%，可以认为匹配结果是有效的。需要说明的是，上文中控制了工作年龄平方项，而在 PSM 匹配中由于已经匹配了工作年龄，因此将这一项予以剔除。其余匹配变量分别为性别、实际受教育年限、是否已婚、工龄、行业、年份和市辖区人均 GDP 对数。

(续表 8)

对照组	7.8719	7.8902	7.8924	7.9704	7.9276	8.1232
差距	0.0080	-0.0104	0.0532	-0.0254	0.0927	-0.1056
标准误	0.0047	0.0102	0.0026	0.0062	0.0040	0.0102
T 检验值	1.72	-1.02	20.32	-4.06	23.33	-10.30

数据来源：2011~2016 年全国流动人口动态监测调查数据和 2012~2017 年《中国城市统计年鉴》。

六、结论与政策含义

本文重点分析了不同规模城市农民工教育与职业不匹配对其平均工资的效应。很多研究都估计了教育-职业不匹配情形下的教育回报率，但都面临内生性难以解决的问题，从而受到广泛质疑。本文采用工具变量法纠正教育-职业不匹配的有偏估计，主要结论包括：第一，中小城市农民工教育不足程度要高于大城市，而工作所需受教育年限和教育过度年限均低于大城市和特大城市，大城市实际受教育程度的教育回报率要高于中小城市。第二，在教育-职业适配的收益 D-H 模型中，中小城市农民工教育过度回报率要高于教育-职业适配情形的回报率；而在大城市和特大城市，农民工教育过度回报率显著低于适度教育的回报率，教育不足的工资惩罚效应也十分显著。第三，农民工实际受教育年限超过工作所需教育年限的教育过度现象在不同规模城市普遍存在，但有着显著差别。农民工教育与职业不匹配情形的理论机制检验表明，人力资本理论模型适用于中小城市，而大城市和特大城市的教育过度现象则适用于分配理论模型的解释。因此，中小城市农民工教育过度存在工资嘉赏效应，说明教育程度越高，越有利于农民工工资的提升；而在大城市和特大城市，教育过度和教育不足对农民工工资都产生了显著的负向影响。从劳动力供求理论分析，中小城市对于较高教育程度的农民工有着较大的需求，而大城市教育过度的工资惩罚效应则意味着人力资本没有被充分利用造成了一定浪费。对农民工来说，学历越高收入越高这一观点可能仅适用于中小城市，而对于特大城市和大城市的农民工来说，教育与职业匹配可能更为重要。

本文研究对于全面了解中国城市劳动力市场的教育与职业的适配性及其城市间差异，以及进一步增强以农民工为主的劳动力流动与劳动供给具有重要意义。比如，应增加中小城市农民工教育培训的投资，提高中小城市普通劳动力尤其是流动群体的人力资本积累水平；通过政策调整吸引大城市的高学历人才返乡创业、返乡就业，从而促进教育资源和人力资源的合理配置。由于大城市的教育回报率明显更高，应通过全面户籍制度改革减少大城市的农民工群体的进入壁垒，促进不同受教育程度的农民工群体在城市之间自由流动。本文研究为农民工有效利用自身人力资本，提高个体劳动力利用效率，进行合理择业和迁移提供了理论依据和参考价值，从而能够进一步促进劳动力流动和改善农民工结构性短缺现状。

参考文献

1. 蔡昉, 2010: 《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》, 《经济研究》第 4 期。

- 2.范皑皑, 2012: 《大学生人力资本的过度与不足——基于弥补型教育过度视角的实证分析》, 《北京大学教育评论》第4期。
- 3.屈小博、余文智, 2018: 《不同规模城市的农民工工资结构存在差异吗?》, 《城市与环境研究》第2期。
- 4.屈小博, 2013: 《培训对农民工人力资本收益贡献的净效应——基于平均处理效应的估计》, 《中国农村经济》第8期。
- 5.王广慧、徐桂珍, 2014: 《教育-工作匹配程度对新生代农民工收入的影响》, 《中国农村经济》第6期。
- 6.叶尔肯拜·苏琴、伍山林, 2016: 《农民工教育与工作匹配状态及收入效应》, 《财经研究》第11期。
- 7.颜敏、王维国, 2018: 《教育错配对工资的惩罚效应——来自中国微观面板数据的证据》, 《财经研究》第3期。
- 8.周密、罗婷婷、赵晓琳和谭晓婷, 2018: 《城市规模与农民工工资溢价效应——基于教育-工作匹配视角》, 《农业技术经济》第8期。
- 9.Alba-Ramirez, A., 1993, "Mismatch in the Spanish Labor Market: Overeducation?", *Journal of Human Resources*, 28(2):259-278.
- 10.Allen, J., and R. van der Velden, 2001, "Educational Mismatches versus Skill Mismatches: Effects on Wages, Job Satisfaction, and On-the-Job Search", *Oxford Economic Papers*, 53(3):434-452.
- 11.Battu H., and Sloane P., 2000, "Overeducation and Crowding Out in Britain", In Borghans, Lex and Andries de Grip (eds.) *The Overeducated worker?: the Economics of Skill Utilization*, Edward Elgar Cheltenham, pp157-174.
- 12.Becker, G. S., 1964, "*Human capital*", New York: National Bureau of Economic Research.
- 13.Belfield, C. R., and R. D. F. Harris, 2002, "How Well Do Theories of Job Matching Explain Variations in Job Satisfaction Across Education Levels? Evidence for UK Graduates", *Applied Economics*, 34(5):535-548.
- 14.Bauer, T. K., 2002, "Educational Mismatch and Wages: a Panel Analysis", *Economics of Education Review*, 21(3):221-229.
- 15.Chevalier A., 2003, "Measuring Over-education", *Economica*, 70(279): 509-531.
- 16.Cohn E., and K. P.Khan, 1995, "The Wage Effects of Over Schooling Revisited", *Labour Economics*, 2(1):67-76.
- 17.Duncan, G.J., and S.D. Hoffman, 1981, "The Incidence and Wage Effects of Overeducation", *Economics of Education Review*, 1(1):75-86.
- 18.Freeman, R., 1976, "*The Overeducated American*", New York: Academic Press.
- 19.Groot, W., and H. M. V. D. Brink, 2000, "Overeducation in the Labor Market: a Meta-Analysis", *Economics of Education Review*, 19(2):149-158.
- 20.Hartog, J., 2000, "Over-education and Earnings: Where Are We, Where Should We Go?", *Economics of Education Review*, 19(2):131-147.
- 21.Hartog, J., and H. Oosterbeek, 1988, "Allocation and Earnings in the Netherlands: Over-Schooling?", *Economics of Education Review*, 7(2):185-194.
- 22.Iriondo I, Pérez-Amaral T., 2015, "The Effect of Educational Mismatch on Wages in Europe", *Journal of Policy Modeling*, 38(2):304-323.

23. McGuinness, S., 2006, "Overeducation in the Labour Market", *Journal of Economic Surveys*, 20(3):387-418.
24. Muysken, Joan and Ter Weel B., 1999, "Overeducation, Job Competition and Unemployment", the European Association of Labour Economists Annual Conference.
25. Robst, J., 2011, "Measurement Error and the Returns to Excess Schooling", *Applied Economics Letters*, 1(9):142-144.
26. Sattinger, M., 1993, "Assignment Models of the Distribution of Earnings", *Journal of Economic Literature*, 31(2):831-880.
27. Thurow, L. C., 1975, "Generating Inequality", New York: Basic Books.
28. Tsang M C., 1987, "The Impact of Underutilization of Education on Productivity: A Case Study of the U.S. Bell Companies", *Economics of Education Review*, 6(3):239-254.

(作者单位: ¹ 中国社会科学院人口与劳动经济研究所;

² 上海大学上海研究院)

(责任编辑: 云 音)

The Matching of Education and Occupation of Migrant Workers and Its Wage Effect: From the Perspective of Urban Scale

Qu Xiaobo Yu Wenzhi

Abstract: The matching of education and occupation of migrant workers is of great significance to improve the utilization of labor resources and enhance the quality of labor supply. This article uses the micro data of China Migrants Dynamic Survey (CMDS) from 2011 to 2016 and empirically analyzes the different effect of education-occupation matching on wages from the perspective of urban scale. The results show that the larger the population scale of cities, the higher the mismatch ratio of migrant workers' education and occupation. In small and medium-sized cities, the over-education of migrant workers mainly results in wage premiums effect, while in large-scale cities over-education results in a wage penalty effect, and inadequate education overall shows a negative effect on wages. The empirical test of the theoretical mechanism of the education-occupation mismatch effect on wages shows that small and medium-sized cities support the theoretical model of human capital, while large cities and megacities support the theoretical model of distribution. This means that for migrant workers in small and medium-sized cities, the higher the degree of education, the higher the returns on human capital, while in large cities, a best match of education and occupation is more important. Therefore, improving the matching degree of education and occupation in urban areas and further enhancing the mobility and allocation efficiency of labor resources should be the policy concerns.

Key Words: Matching of Education and Occupation of Migrant Worker; City Scale; V-V Model; D-H Model

农户向家庭农场流转土地的续约意愿 及影响因素研究*

兰 勇^{1,2} 蒋 颀¹ 杜志雄²

摘要：当前，农地流转期限普遍较短、流转合同不规范、合同违约率高等问题导致家庭农场土地经营权不稳定，严重抑制了家庭农场主对流入土地的长期投入。因此，如何引导农户向家庭农场长期稳定地流转土地，成为推动家庭农场可持续发展的关键所在。本文基于湖南省498家农户土地流转数据，运用计划行为理论和结构方程模型分析了农户向家庭农场流转土地的续约意愿及其影响因素。研究结果表明：①在农户向家庭农场流转土地的续约意愿模型中，行为态度是主要影响因素，主观行为规范和知觉行为控制也是重要影响因素；②在农户行为态度方面，农户对土地流转预期收益越有信心，或农户对家庭农场上一轮土地流转行为越满意，在此基础上构建起的行为态度越能促进农户土地流转续约意愿的形成；③在主观行为规范方面，当农户感知到来自周围的人特别是亲人对农户续约的支持态度越强烈，在此基础上构建的主观行为规范越能促进农户土地流转续约意愿的形成；④在知觉行为控制方面，农户对农户禀赋和环境禀赋两方面的感知会影响农户土地流转续约意愿的形成，其中户主工作性质和上一轮流转期限影响最大。

关键词：家庭农场 土地流转 续约意愿 计划行为理论 结构方程模型

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

随着中央和地方鼓励家庭农场发展系列政策陆续出台，全国各地家庭农场近几年得到蓬勃发展。然而，中国基本土地制度决定了租地农场是中国家庭农场区别于国外家庭农场的显著特征（杜志雄、王新志，2013）。农业农村部公布的数据显示，截至2018年年底，进入农业农村部名录的家庭农场有60万家，土地经营面积1.6亿亩，其中71.7%的土地来自流转。同时，中国大部分地区土地流转期限分布在5~10年的区间段，而最长的不超过30年，最短的少于3年（肖鹏、吕之望，2016）。农地流转期限较短和契约不规范，不仅给双方租赁关系增加了不稳定性，同时也不利于租入方的长

*本文是国家社会科学基金项目“生命周期视角下家庭农场土地经营权稳定的长效机制研究”（项目编号：16BJY093）的阶段性研究成果。

期投入和规模经营（孔祥智、徐珍源，2010）。因此，土地流转是否长期稳定成为影响中国家庭农场可持续发展的关键因素。此外，家庭农场一般流转本村村民的土地，具有天然的地缘和亲缘优势，相比合作社、企业、大户等农业经营主体，能够更加便捷地流转土地（邹秀清等，2017）；在农村熟人社会中，农户对家庭农场主更为信任，土地转出意愿也更加强烈（李德轩，2016）；同时笔者在调研中发现，农户即使向合作社、企业、大户等其他农业经营主体流转土地，一般也是在政府、村委会等第三方的推动下进行的。基于此背景，深入研究农户向家庭农场流转土地的续约意愿问题，对提高土地经营权稳定性从而促进家庭农场可持续发展具有重要意义。

土地流转是否续约主要取决于双方意愿，且大部分情况下，农户转出意愿在土地流转中起着决定作用。因此，本文主要针对农户向家庭农场流转土地的续约意愿及其影响因素展开探讨。已有文献对农户土地流转意愿开展了较多研究。一方面，农户自身因素会对农户流转意愿产生较大影响（江淑斌、苏群，2014），这些因素主要包括农户受教育程度和家庭农业人口数量（杜培华、欧名豪，2008）、农户家庭收入及构成（李启宇、张文秀，2010）、预计找到工作和拿到工资的概率（赵晓秋、李后建，2009）、农地退出心理成本以及农地非农化意愿（罗必良等，2012）。另一方面，外部因素也会影响农户土地流转意愿。如土地承包权安全性（Mullan K. et al., 2011; Giles and Mu, 2018）、农地流转价格（李启宇、张文秀，2010）、土地承包期长短（罗必良等，2012）、基础设施状况和农产品价格水平（Khantachavana et al., 2013; Yu et al., 2013）、社会保障水平和土地流转制度完善程度（兰勇等，2018）、自然风险和租金风险（赵晓秋、李后建，2009）等。

到目前为止，学者们对农户土地流转续约意愿问题的研究却很少。郭斌等（2013）运用社会网络理论和渠道行为理论分析农地流入方的渠道权力应用方式对农地流出方续约倾向的影响时，发现保护农地流出方利益、降低流入方农地投资风险、提高流转交易关系稳定性等方式有利于提升流转双方续约意愿；薛建良（2018）利用全国东、中、西部4个县（市、区）的土地流转调研数据分析土地流转经营权稳定性时，发现规定新型农业经营主体享有到期“同价优先”的续约权利，为其长期从事农业规模经营建立了制度保障，提升了流转土地经营权的稳定性；肖鹏、王丹（2015）基于102个家庭农场的数据分析，认为赋予家庭农场流转合同期限届满后同等条件下的优先续约权，是对其生存基础的基本保障，是由农业生产的特点决定的，也是农业适度规模经营的重要条件。

总而言之，现有文献对农户土地流转续约意愿的研究还有待深入。尽管影响流转意愿的各种因素可能会影响续约意愿，但续约行为作为一种过去行为的延续，具有其自身的独特性，其影响因素也不尽相同。例如，农户在进行续约决策时，往往会潜意识地关注家庭农场主在上一轮流转期内的土地使用行为、农场经营状况、租金预期实现状况、国家土地政策变化趋势等因素。从心理学角度考虑，农户土地流转续约意愿的产生过程复杂多变。计划行为理论对个体行为意愿的形成过程具有较强的解释力，也能够全面反映农户向家庭农场流转土地的心理及行为。本文以计划行为理论为基础构建模型，探讨农户向家庭农场流转土地的续约意愿及其影响因素，以期相关政策制定提供依据。

二、理论模型与研究假说

（一）理论基础

理性行为理论是由美国学者 Fishbein 与 Ajzen 共同提出，通过行为态度和主观行为规范来解释个体行为的经典理论之一。后来，Fishbein and Ajzen (1975) 为了进一步提高理性行为理论的解释力，引入感知行为控制变量，提出计划行为理论。在计划行为理论中，个体行为在某种程度上可由行为意愿 (behavioral intention, BI) 进行推断，而行为意愿有 3 个决定因素：行为态度 (attitude toward the behavior, AB)、主观行为规范 (subjective norms, SN) 和知觉行为控制 (perceived behavioral control, PBC)。其中，行为态度是指个体对执行某种行为的喜爱或不喜爱程度；主观行为规范是指个体感知到身边重要的组织或个人对其执行或不执行某种特定行为所产生的压力程度；知觉行为控制是指个体感知在采取某种特定行为时自身可以掌握 (或控制) 资源的程度。随后，Ajzen (1985) 又将影响行为态度、主观行为规范、知觉行为控制的要素具体分为结果评价 (evaluation of results, ER)、结果信念 (result belief, RB)、规范信念 (normative belief, NB)、顺从动机 (motivation to comply, MC) 和控制信念 (control belief, CB) 五类，增强了模型解释力。他运用计划行为理论有效地分析和预测了个体行为意愿和实际行为，并显著提高了个体行为意愿影响因素的解释力。目前，该理论主要在购买行为 (武瑞娟等, 2010)、慈善行为 (张进美等, 2011)、低碳环保行为 (侯博、应瑞瑶, 2015)、信用行为 (王大海等, 2011)、网络与社交行为 (刘人境、柴婧, 2013) 等个体行为研究中被运用。

（二）研究假说

基于计划行为理论，本研究假设农户向家庭农场流转土地的续约意愿受到行为态度、主观行为规范和知觉行为控制等三个因素的影响，同时这三个因素也受到农户自身禀赋、资源环境、社会环境等内外部因素的影响。相应地，提出农户向家庭农场流转土地续约意愿的假说模型 (如图 1 所示)。

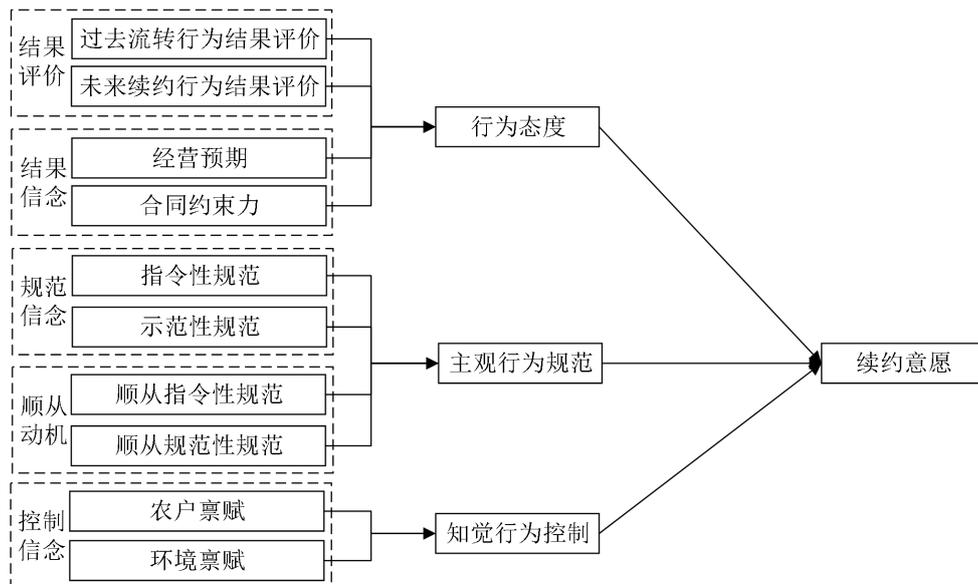


图 1 影响农户向家庭农场流转土地续约意愿因素的假说模型

1.行为态度与农户土地流转续约意愿。与计划行为理论一致,行为态度是指农户对执行向家庭农场流转土地续约行为的喜爱或不喜爱程度。一般而言,行为态度越积极,农户向家庭农场流转土地的续约意愿越强烈,反之则越弱。其次,根据计划行为理论,农户行为态度主要受到两个维度的因素影响:一是结果评价,即对行为结果的评估;二是结果信念,即对行为结果发生可能性的评估(Ajzen, 1985)。

由于农户流转土地的续约行为是一种持续行为,因而过去行为的满意度对行为态度存在显著影响(Oliver, 1980)。因此,结果评价除了包括对未来续约行为的结果评价之外,还应包括对过去流转行为的结果评价。何欣等(2016)在研究农户流转行为时,发现农户流出土地的一个重要原因是获得土地租金。此外,转入户的违约行为使农户不但无法获得土地租金,甚至要承担复耕成本,严重挫伤了农户流转土地的积极性(吕军书、贾威, 2017)。因此,农户对过去流转行为的结果评价,自然会关注对上一轮土地流转租金收益、家庭农场地力保护状况、家庭农场主履约状况等方面的满意度;农户对未来续约行为的结果评价,自然会关注对下一轮土地流转租金预期收益的满意度。徐珍源、孔祥智(2010)在研究中还发现低价值的土地流转收益一般较低,农户更偏向于通过延长流转期限来提高流转收益。因此,农户未来续约行为的结果评价还会关注下一轮土地流转期限。

根据计划行为理论,每个结果评价必然和一个结果信念相关联(Ajzen, 1985)。在农户向家庭农场流转土地的续约意愿模型中,结果信念是指农户认为下一轮土地流转租金预期收益实现的可能性。一个人的结果信念越强,他执行这一行为的态度就越强。研究结果表明,农户的结果信念强度首先体现在对上一轮土地流转周期内家庭农场经营状况的评价上。例如,罗必良等(2012)在研究土地经营权退出意愿时就发现,农户担心把土地流转出去后,转入户因经营状况或履约状况太差而无法按时支付租金。农户的结果信念强度还体现在对上一轮土地流转合同的约束力评价上。例如,罗必良、刘茜(2013)在研究农户土地流转契约期限时,发现农地流转中普遍存在的关系型合约、口头合约以及合约不完全等问题极易诱发事后机会主义行为,并由此产生纠纷;Hart and Moore(1988)指出不同合约形式的约束力是不同的,粗糙的契约形式会带来投机行为,当事人的利益得不到保障。

基于上述分析,可以推断:农户行为态度越积极,其向家庭农场流转土地的续约意愿就越强烈;农户感知到的结果评价和结果信念越强,其行为态度就越积极。基于此,本文研究提出如下假说:

H1:行为态度对农户向家庭农场流转土地的续约意愿有正向影响;

H2:结果评价对农户行为态度有正向影响;

H3:结果信念对农户行为态度有正向影响。

2.主观行为规范与农户土地流转续约意愿。主观行为规范是指农户在形成向家庭农场流转土地的续约意愿时所感知到的社会压力。这种压力一般来自政府、亲人、朋友、邻居等方面。根据计划行为理论,个体主观行为规范是个体规范信念乘以个体顺从动机的集合。

规范信念是指农户认为重要的个人或组织赞成农户向家庭农场进行土地流转续约的程度。这种规范信念具体包括指令性规范和示范性规范(Ajzen, 1985)。徐敬俊等(2016)利用计划行为理论

研究高铁乘客意向选择行为时，发现来自家人及朋友的建议示范和大众及媒体的宣传示范与高铁乘客的主观行为规范存在很大关系；张高亮等（2015）在研究渔民参与专业合作社行为时也发现，政府支持（指令性规范）和邻居支持（示范性规范）对渔民行为意愿产生较大的正向影响。据此推断，农户在进行土地流转续约行为决策时，可能会考虑来自亲友、亲友以外的重要个人、政府组织或社会团体的规范性要求，即他们对农场主是否进行续约的支持力度。这种规范信念，一般建立在亲友、亲友以外的重要个人以及政府组织或社会团体对上一轮土地流转的满意度或支持度上。

顺从动机是指个体服从规范信念的倾向（Fishbein and Ajzen, 1975）。张进美等（2011）在进行居民慈善捐赠行为实证分析时，发现规范信念只有乘以相应的顺从动机后才构成实际的主观行为规范。徐敬俊等（2016）、张高亮等（2015）等研究也证明了这一观点。因此，农户主观行为规范就是其顺来自亲友、亲友以外的重要个人、政府组织或社会团体的规范信念概率。

基于上述分析，可以推断：农户感受到外界强烈支持其进行续约，并且产生了强烈的顺从动机，会形成较强的续约意愿。基于此，提出如下假说：

H4:主观行为规范对农户向家庭农场进行土地流转续约意愿有正向影响；

H5:规范信念对农户主观行为规范有正向影响；

H6:顺从动机对农户主观行为规范有正向影响；

3.知觉行为控制与土地流转续约意愿。知觉行为控制是指农户对向家庭农场进行土地流转续约难易程度的感知。一般来说，农户感知他们所拥有的资源和机会越多，他们的预期障碍就越少，知觉行为控制就越大，随之产生续约意愿的可能性就越大。然而，农户流转土地续约是一种合约的延续，因此影响其知觉行为控制的因素还应该包括对过去经验的感知。

农户控制信念因素包括农户禀赋（内部，internal）和环境禀赋（外部，external）两个维度（张复宏、胡继连，2013）。其中，农户禀赋包括自身禀赋（以户主为代表的成员禀赋）和家庭禀赋（收入结构、劳动力构成等）。张复宏、胡继连（2013）在研究果农无公害种植行为时，发现果农年龄、性别、文化程度等自身禀赋对果农行为决策存在很大关系。何欣等（2016）认为，劳动力构成、收入结构等家庭禀赋对农户参与土地流转产生显著影响。由此可见，农户禀赋对农户续约意愿的知觉行为控制产生影响。同时，影响农户流转土地续约意愿的农户禀赋不仅应包括当前农户禀赋，也应包括上一轮流转周期内的农户禀赋。

环境禀赋对农户知觉行为控制的影响同样不容忽视。何欣等（2016）发现，土地禀赋对农户参与土地流转产生显著影响。孔祥智、徐珍源（2010）发现，农地流转双方的关系对土地经营权稳定性存在较大影响。一般来说，当农地流转行为发生在熟人社会，由于传统人情关系、风俗习惯的协调作用及较高的相互信任度，违约风险相对较低，土地经营权相对比较稳定。徐珍源、孔祥智（2010）还发现随着社会保障制度的不断完善，农地特有保障功能不断下降，农户更加偏重于农地的长期流转。同时，代瑞熙、蔡海龙（2016）在对河南和山东两省的土地流转分析中，发现流转市场不健全、相关法律法规缺失、农户对土地流转政策不了解等因素都会导致土地纠纷频频发生，造成农户对土地长期流转心怀顾虑。

基于上述分析,可以推断:农户对农户禀赋和环境禀赋中拥有的资源越自信,感知预期的阻碍越小,其向家庭农场流转土地的续约意愿会越强烈。基于此,提出如下假说:

H7:知觉行为控制对农户土地流转续约意愿有正向影响;

H8:农户禀赋对农户知觉行为有正向影响;

H9:环境禀赋对农户知觉行为有正向影响。

三、数据来源与研究方法

(一) 样本选择和数据收集

本文数据来源于课题组对农户的问卷调查。调研组成员主要由企业管理专业的老师、硕士、本科生组成,共计约30名。在调研前,课题组的专家统一对师生进行了问卷及调研注意事项的培训,具体内容包括问卷含义、调查方式以及具体抽样方法等。课题组于2018年6~8月在湖南省14个市(州)进行抽样调查,从每个市(州)随机抽取2~3个有家庭农场的行政村,共40个村,从每个村正在或已经向家庭农场流转土地的农户中随机选取15位进行调查,具体样本包括刚与家庭农场签订土地流转合同(合同签订不到1年)的农户、正在与家庭农场履行合同的农户以及与家庭农场合同即将到期(距合同到期不到1年)的农户。为保证问卷的有效性,本课题组首先在湖南省长沙县进行了预调查,并根据调查结果对原始问卷和模型进行了修改,此数据不参与最终模型分析。课题组成员共发放600份问卷,回收550份,剔除填写不完整及答案多为极端值、答案全部一样的无效问卷之后,剩余有效问卷498份,有效回收率90.5%。样本农户的基本特征如表1所示。

表1 样本农户的基本特征

特征	分类	人数	比例(%)	特征	分类	人数	比例(%)	
性别	男	451	90.56%	流转面积	2亩及以下	8	1.61%	
	女	47	9.44%		2~4亩(含)	38	7.63%	
户主	是	463	92.97%		4~6亩(含)	66	13.25%	
	否	35	7.03%		6亩~8亩(含)	211	42.37%	
年龄	25岁以下	39	7.83%		8亩以上	175	35.14%	
	26~35岁	56	11.24%		流转年限	2年及以下	50	10.04%
	36~45岁	84	16.87%			2~4年(含)	54	10.84%
	46~55岁	140	28.11%			4~6年(含)	118	23.69%
	56岁以上	179	35.94%	6~8年(含)		275	55.02%	
8年以上	2	0.41%						
学历	小学及以下	227	45.58%	流转租金	200元及以下	10	2.01%	
	初中	187	37.55%		200元~400元(含)	54	10.84%	
	高中或中专	51	10.24%		400元~600元(含)	81	16.27%	
	大专或本科	33	6.63%		600元~800元(含)	322	64.66%	
	研究生	0	0%					

(续表 1)

家庭收入	0.5 万元及以下	31	6.22%	全部流转	800 元以上	32	6.43%
	0.5 万~1 万元 (含)	50	10.04%		是	339	68.07%
	1 万~1.5 万元 (含)	62	12.45%	否	159	31.93%	
	1.5 万元~2 万元(含)	28	5.62%	非农收入占 总收入比例	20%及以下	56	11.24%
	2 万元以上	327	65.66%		20%~40% (含)	22	4.42%
外务工	有	369	74.10%		40%~60% (含)	11	2.21%
	无	129	25.90%	60%~80% (含)	59	11.85%	
					80%以上	350	70.28%

如表 1 所示, 被调查对象中户主占 92.97%, 男性占 90.56%, 92.17% 的年龄在 26 岁以上。从受教育程度上来看, 受访对象拥有小学及以下学历者 227 人 (占比 45.58%), 初中学历者 187 人 (占比 37.55%), 高中或中专学历者 51 人 (占比 10.24%), 大专或本科学历者 33 人 (占比 6.63%)。从收入水平上来看, 65.66% 受访农户家庭年收入在 2 万元以上, 74.10% 家庭拥有外出务工人员, 82.13% 的家庭非农收入比例超过总收入的 60%。从实际流转情况来看, 将土地全部流转给家庭农场的农户占比 68.07%, 向家庭农场流转土地面积在 2 亩以上的农户占比 98.39%; 土地流转年限集中在 4 年以上至 8 年的区间内 (占比 78.71%), 土地流转租金集中在 200 元以上至 800 元区间内 (占比 91.56%)。由此可见, 受访农户受教育程度较低, 家庭有人外出务工比例较高, 家庭非农收入占比较高, 家庭收入对农业收入依赖程度较低, 超过一半的农户将土地全部流转给了家庭农场。

(二) 问卷设计

1. 题项设计与测量方式。为了确保问卷设计的科学性, 本文问卷量表在参考国内外成熟量表的基础上, 根据农户向家庭农场流转土地的续约意愿特征与实地调研资料, 对每个变量进行了题项设计。问卷共设计续约意愿、行为态度、主观行为规范、知觉行为控制、结果评价、结果信念、规范信念、顺从动机、农户禀赋以及环境禀赋 10 个潜变量和 50 个相关可观测变量。问卷主要测量方式采用李克特五分量表法 (完全不同意=1; 不同意=2; 一般=3; 同意=4; 非常同意=5), 并根据实际调研情况将连续数值型变量转化为分类变量, 降低样本极值对最终测量结果的影响, 如表 2 所示。

表 2 问卷测量题项及定义

潜变量	可测变量	定义
续约意愿	Bi1: 目前农户参与土地流转续约的意愿强度	完全不愿意=1; 不愿意=2; 一般=3; 愿意=4; 非常愿意=5
	Bi2: 农户愿意努力促成土地流转续约的意愿强度	完全不愿意=1; 不愿意=2; 一般=3; 愿意=4; 非常愿意=5
	Bi3: 合同签订时, 农户的续约意愿强度	完全不愿意=1; 不愿意=2; 一般=3; 愿意=4; 非常愿意=5
行为态度	Ab1: 农户认为续约对自己有益的程度	完全无益处=1; 无益处=2; 一般=3; 有益=4; 非常有益=5
	Ab2: 农户认为续约会带来收益的概率	完全不可能=1; 不可能=2; 一般=3; 可能=4; 非常可能=5
	Ab3: 农户对上一轮土地流转行为的满意程度	完全不满意=1; 不满意=2; 一般=3; 满意=4; 非常满意=5

(续表 2)

结果评价	Ab4:农户对上一轮流转租金的满意程度	完全不满意=1; 不满意=2; 一般=3; 满意=4; 非常满意=5
	Ab5:农户对上一轮流转地力保护状况的满意程度	完全不满意=1; 不满意=2; 一般=3; 满意=4; 非常满意=5
	Ab6:农户对上一轮流转履约状况的满意程度	完全不满意=1; 不满意=2; 一般=3; 满意=4; 非常满意=5
	Ab7:农户对下一轮流转租金预期的满意程度	完全不满意=1; 不满意=2; 一般=3; 满意=4; 非常满意=5
	Ab8:农户对下一轮流转期限的满意程度	完全不满意=1; 不满意=2; 一般=3; 满意=4; 非常满意=5
结果信念	Ab9:合同签约形式	口头协议=1; 书面协议=2
	Ab10:流转是否有政府或第三方参与	是=1; 否=0
	Ab11:合同是否有第三方参与	是=1; 否=0
	Ab12:农户认为上一轮流转期内家庭农场的项目经营前景	完全无前景=1; 无前景=2; 一般=3; 有前景=4; 非常有前景=5
主观规范	Sn1:土地流转续约完全由农户决策的程度	完全不是=1; 不是=2; 一般=3; 是=4; 完全是=5
	Sn2:农户对他人支持不支持续约的顺从程度	完全不顺从=1; 不顺从=2; 一般=3; 顺从=4; 非常顺从=5
	Sn3:他人对农户续约的支持力度	完全不支持=1; 不支持=2; 一般=3; 支持=4; 非常支持=5
规范信念	Nb1:亲人对农户土地流转续约的支持力度	完全不支持=1; 不支持=2; 一般=3; 支持=4; 非常支持=5
	Nb2:朋友对农户土地流转续约的支持力度	完全不支持=1; 不支持=2; 一般=3; 支持=4; 非常支持=5
	Nb3:政府或村集体对土地流转续约的支持力度	完全不支持=1; 不支持=2; 一般=3; 支持=4; 非常支持=5
	Nb4:其他流转户对土地流转续约的支持力度	完全不支持=1; 不支持=2; 一般=3; 支持=4; 非常支持=5
顺从动机	Mc1:农户对来自亲人支不支持续约的顺从程度	完全不顺从=1; 不顺从=2; 一般=3; 顺从=4; 非常顺从=5
	Mc2:农户对来自朋友支不支持续约的顺从程度	完全不顺从=1; 不顺从=2; 一般=3; 顺从=4; 非常顺从=5
	Mc3:农户对来自政府或村集体支不支持续约的顺从程度	完全不顺从=1; 不顺从=2; 一般=3; 顺从=4; 非常顺从=5
	Mc4:农户对来自其他流转户支不支持续约的顺从程度	完全不顺从=1; 不顺从=2; 一般=3; 顺从=4; 非常顺从=5
知觉行为控制	Pbc1:农户想续约的概率	完全不可能=1; 不可能=2; 一般=3; 有可能=4; 非常有可能=5
	Pbc2:农户认为续约的困难程度	非常有困难=1; 有困难=2; 一般=3; 容易=4; 非常容易=5
	Pbc3:农户愿意克服困难进行续约的意愿强度	非常不愿意=1; 不愿意=2; 一般=3; 愿意=4; 非常愿意=5
农户禀赋	Ipb1:户主的年龄	25 岁以下=1; 26~35 岁=2; 36~45 岁=3; 46~55 岁=4; 56 岁以上=5
	Ipb2:户主的受教育程度	小学及以下=1; 初中=2; 高中或中专=3; 大专或本科=4; 研究生及以上=5
	Ipb3:户主的身体状况	非常不健康=1; 不健康=2; 一般=3; 健康=4; 非常健康=5
	Ipb4:户主的工作性质	务农(非农收入占 20%以下)=1; 务农为主, 非农为辅(非农收入占 20%~40%)=2; 一般(非农收入占 40%~60%)=3; 非农为主, 务农为辅(非农收入占 60%~80%)=4; 非农(非农收入占 80%以上)=5

(续表 2)

	Ipb5:户主的工作非常稳定	完全不同意=1; 不同意=2; 一般=3; 同意=4; 非常同意=5
	Ipb6:家庭成员中年龄在 18-59 岁的占比	20%及以下=1; 20%~40% (含)=2, 40%~60% (含)=3, 60%~80% (含)=4; 80%以上=5
	Ipb7:家庭成员中的务工人员比例	20%及以下=1; 20%~40% (含)=2, 40%~60% (含)=3, 60%~80% (含)=4; 80%以上=5
	Ipb8:去年家庭非农收入占总收入比例	20%及以下=1; 20%~40% (含)=2, 40%~60% (含)=3, 60%~80% (含)=4; 80%以上=5
	Epb1:农户向家庭农场流转出的土地面积	2 亩及以下=1; 2~4 亩 (含)=2; 4~6 亩 (含)=3; 6~8 亩 (含)=4; 8 亩以上=5
	Epb2:农户流转出的土地面积占自有土地比例	20%及以下=1; 20%~40% (含)=2, 40%~60% (含)=3, 60%~80% (含)=4; 80%以上=5
	Epb3:上一轮土地流转租金 (元/亩·年)	200 元及以下=1; 200~400 元 (含)=2; 400~600 元 (含)=3; 600~800 元 (含)=4; 800 元以上=5
	Epb4:上一轮土地流转期限	2 年及以下=1; 2~4 年 (含)=2; 4~6 年 (含)=3; 6~8 年 (含)=4; 8 年以上=5
环境 禀赋	Epb5:农户流转出的土地细碎化程度	完全不连片=1; 不连片=2; 一般=3; 连片=4; 完全连片=5
	Epb6:农户流转出的土地平整程度	非常不平整=1; 不平整=2; 一般=3; 平整=4; 非常平整=5
	Epb7:农户流转出土地的肥沃程度	非常贫瘠=1; 贫瘠=2; 一般=3; 肥沃=4; 非常肥沃=5
	Epb8:农户流转出的土地配套设施完善程度	非常不完善=1; 不完善=2; 一般=3; 完善=4; 非常完善=5
	Epb9:农户流转出的土地交通便利程度	非常不便利=1; 不便利=2; 一般=3; 便利=4; 非常便利=5
	Epb10:农户流转出的土地是否确权	否=0; 是=1
	Epb11:农户对土地流转政策的熟悉程度	完全不熟悉=1; 不熟悉=2; 一般=3; 熟悉=4; 非常熟悉=5
	Epb12:农户与家庭农场主关系的亲密程度	外村人=1; 同村人=2; 邻居=3; 朋友=4; 亲人=5
	Epb13:农户土地流转的便利程度	非常不便利=1; 不便利=2; 一般=3; 便利=4; 非常便利=5

2.题项说明。(1) 续约意愿。本文基于 Ajzen (1985) 的研究, 结合农户向家庭农场流转土地续约意愿特征设置农户续约意愿量表, 包括“目前农户参与土地流转续约的意愿强度”“农户愿意努力促成土地流转续约的意愿强度”和“合同签订时, 农户的续约意愿强度”等 3 个题项 (Bi1-3)。

(2) 行为态度。根据 Ajzen (1985)、Oliver (1980)、何欣等 (2016)、吕军书等 (2017)、罗必良、刘茜 (2013)、徐珍源、孔祥智 (2010) 和 Hart and Moore (1988) 等研究结论, 本文设计农户续约意愿的行为态度问卷量表。具体包括“农户认为续约对自己有益的程度”“农户认为续约会带来收益的概率”和“农户对上一轮土地流转的满意程度”3 个题项 (Ab1-3)。同时, 从结果评价和结果信念两个方面感知来考察农户参与土地流转续约意愿的行为态度影响因素, 包括农户对上一轮土地流转的满意度、农户对下一轮土地流转的满意度、合同约束力, 政府或第三方参与度和上一轮流转期内的家庭农场经营前景等因素, 共 9 个题项 (Ab4-12)。

(3) 主观行为规范。根据 Ajzen (1985)、张进美等 (2011)、徐敬俊等 (2016)、张高亮等

(2015)等学者的研究成果,本文设计了农户土地流转续约意愿的主观行为规范量表。具体包括“土地流转续约完全由农户决策的程度”“农户对他人支不支持续约的顺从程度”和“他人对农户续约的支持力度”3个题项(Sn1-3)。同时,从规范信念和顺从动机两个维度来考察主观行为规范的影响因素。其中,规范信念主要测度来自亲友、亲友以外的重要个人、政府组织或社会团体的规范性要求,共设4个测量题项(Nb1-4)。与规范信念相对应的顺从动机,共设4个测量题项(Mc1-4)。

(4)知觉行为控制。依照Ajzen(1985)、张复宏、胡继连(2013)、何欣等(2016)、孔祥智、徐珍源(2010)和代瑞熙、蔡海龙(2016)的研究结论,本文设计了农户土地流转续约意愿的知觉行为控制量表。具体包括“农户想续约的概率”“农户认为续约的困难程度”和“农户克服困难进行续约的意愿强度”3个题项(Pbc1-3)。同时,从农户禀赋和环境禀赋两方面测量控制信念因素。其中,农户禀赋主要评价农户对上一轮流转期内的自身禀赋(自身的年龄、受教育程度、身体状况、工作性质、工作稳定性)、家庭禀赋(家庭成员的年龄构成、务工比例、非农收入比例)等方面的感知,共8个题项(Ipbc1-8);环境禀赋主要涉及农户对上一轮流转期内的土地禀赋(流转面积、流转租金、流转年限、细碎化程度、平整程度、肥沃程度、设施状况、交通状况、确权情况等)和流转环境因素(政策了解程度、双方关系、流转便利程度)的感知,共13个题项(Epbc1-13)。

(三) 计量分析方法

本文基于TPB构建假说模型,主要研究农户行为态度、主观行为规范、知觉行为控制与农户向家庭农场流转土地的续约意愿等抽象变量(潜变量)之间的相互作用关系。一般而言,抽象变量不能被直接观测。然而,结构方程模型可以通过一些直接可观测的变量来反映难以观测的潜变量,同时处理多个因变量来估计因子和因子结构间的关系,并允许一定的测量误差。因此,本文运用结构方程模型对农户向家庭农场流转土地的续约意愿及其影响因素进行分析,其测量方程和结构方程如下:

结构方程:

$$\eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (1)$$

测量方程:

$$x = \Lambda_x\xi + \delta \quad (2)$$

$$y = \Lambda_y\eta + \varepsilon \quad (3)$$

在结构方程公式(1)中, $B\eta$ 描述了内生变量 η 之间的彼此影响; $\Gamma\xi$ 描述了外生潜变量 ξ 对内生潜变量 η 的影响; ζ 表示残差项。在测量方程中,公式(2)表示外生潜变量的测量方程,公式(3)表示内生潜变量的测量方程。在本文的结构方程模型中,内生潜变量 η 为农户向家庭农场流转土地的续约意愿、行为态度、主观行为规范和知觉行为控制,外生潜变量 ξ 包括结果评价、结果信念、规范信念、顺从动机、农户禀赋、环境禀赋等。

四、结果分析

（一）问卷的信度和效度

1.数据的信度检验。首先，将数据导入 SPSS 24.0 中，采用最大方差法（Vari-max Rotation）对 50 个指标进行因子旋转分析，剔除因子载荷系数低于 0.5 的 17 个指标，剩余 33 个指标。然后，对剩余的 33 个指标进行了巴特立球体检验，KMO 值均大于 0.7，巴特立球体检验的结果在 $P=0.000$ 的水平上显著，说明量表具有较好的相关性。其次，对保留的 33 个指标进行信度分析，Cronbach's Alpha 值均大于 0.6（见表 3），说明量表具有可靠的信度。

表 3 潜变量的信度检验

潜变量	Cronbach's Alpha	可测变量个数
续约意愿	0.741	3
行为态度	0.692	3
结果评价	0.800	3
结果信念	0.601	4
主观行为规范	0.678	3
规范信念	0.850	4
顺从动机	0.827	4
知觉行为控制因	0.749	3
农户禀赋	0.627	3
环境禀赋	0.750	3

注：Cronbach's Alpha 的值最好超过 0.7，数值在 0.6~0.7 可以接受，如果在 0.6 以下就要考虑重新编问卷。

2.数据的效度检验。本次调查问卷的潜变量路径构想和问题设定是基于相关理论、文献综述、预调研数据等综合考虑的结果，因此问卷具有良好的内容效度和准则效度。如表 4 所示，各量表的因子载荷标准化系数都大于 0.5，且具有高度显著性，这说明数据具有较高的效度，表明续约意愿、行为态度、主观行为规范、知觉行为控制、结果评价、结果信念、规范信念、顺从动机、农户禀赋和环境禀赋等潜变量均能被其对应的观测变量较好地诠释出来。

表 4 问卷效度检验

潜变量	可测变量	因子载荷	标准误	均值	P 值
续约意愿	Bi1:目前，农户参与土地流转续约的意愿强度	0.910	0.041	3.79	0.000
	Bi2:农户愿意努力促成土地流转续约的意愿强度	0.885	0.041	3.61	0.000
	Bi3:合同签订时，农户的续约意愿强度	0.629	0.044	3.44	0.000
行为态度	Ab1:农户认为续约对自己有益的程度	0.809	0.043	3.65	0.000
	Ab2:农户认为续约会带来收益的概率	0.775	0.036	3.43	0.000
	Ab3:农户对上一轮土地流转的满意程度	0.824	0.042	3.41	0.000

(续表 4)

结果评价	Ab4:农户对上一轮流转租金的满意程度	0.794	0.047	3.32	0.000
	Ab5:农户对上一轮流转地力维护状况的满意程度	0.882	0.038	3.43	0.000
	Ab6:农户对上一轮流转履约状况的满意程度	0.867	0.040	3.62	0.000
结果信念	Ab9:合同签订形式	0.813	0.028	1.52	0.000
	Ab10:流转是否有政府或第三方参与	0.923	0.027	0.40	0.000
	Ab11:合同是否存在第三方参与	0.906	0.026	0.34	0.000
	Ab12:农户认为上一轮土地流转期内家庭农场的项目经营前景	0.553	0.048	3.17	0.000
主观行为 规范	Sn1:土地流转续约完全由农户决策的程度	0.769	0.045	3.99	0.000
	Sn2:农户对他人支不支持续约的顺从程度	0.721	0.046	3.39	0.000
	Sn3:他人对农户续约的支持力度	0.688	0.035	3.83	0.000
规范信念	Nb1:亲人对农户土地流转续约的支持力度	0.840	0.038	3.94	0.000
	Nb2:朋友对农户土地流转续约的支持力度	0.848	0.041	3.82	0.000
	Nb3:政府或村集体对土地流转续约的支持力度	0.777	0.036	3.89	0.000
	Nb4:其他流转户对土地流转续约的支持力度	0.888	0.037	3.74	0.000
顺从动机	Mc1:农户对来自亲人规范信念的顺从程度	0.796	0.050	3.29	0.000
	Mc2:农户对来自朋友规范信念的顺从程度	0.804	0.046	2.99	0.000
	Mc3:农户对来自政府或村集体规范信念的顺从程度	0.784	0.049	3.37	0.000
	Mc4:农户对来自其他流转户规范信念的顺从程度	0.802	0.048	3.30	0.000
知觉行为 控制	Pbc1:农户想续约的概率	0.821	0.039	3.81	0.000
	Pbc2:农户认为续约的困难程度	0.782	0.039	3.58	0.000
	Pbc3:农户愿意克服困难进行续约的意愿强度	0.879	0.033	3.79	0.000
农户禀赋	Ipbc4:户主的工作性质	0.793	0.055	3.25	0.000
	Ipbc7:家庭成员中的务工人员比例	0.755	0.071	3.86	0.000
	Ipbc8:去年家庭非农收入占总收入比例	0.762	0.064	4.42	0.000
环境禀赋	Epbc3:上一轮土地流转租金	0.739	0.098	2.74	0.000
	Epbc4:上一轮土地流转期限	0.869	0.067	2.39	0.000
	Epbc12:农户与家庭农场主关系的亲密程度	0.717	0.065	3.85	0.000

(二) 模型拟合结果

根据农户向家庭农场流转土地的续约意愿假设模型与样本数据,运用 Amos24.0 软件对结构方程模型进行拟合,发现顺从动机对农户主观行为规范的路径系数不显著,假说 H6 不成立。同时,结合实际发现来农户顺从动机观测指标显示数值较低,表示农户对规范信念的顺从动机强度不高,对农户主观行为规范的影响不明显,因此把顺从动机到农户主观行为规范的路径删除,得到了初始模型图 2。

根据初始结构方程模型路径图 2,运用 Amos24.0,得到初始模型的拟合值,初始模型拟合结果

及评价标准如表 5。

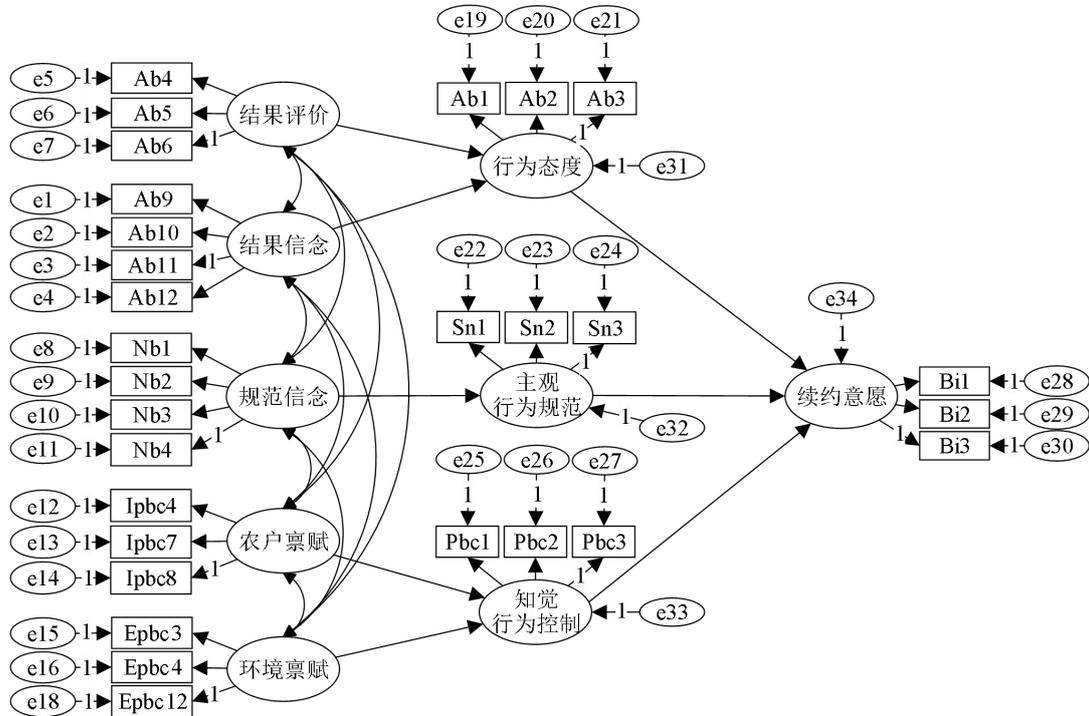


图 2 农户向家庭农场流转土地的续约意愿的初始路径

表 5 结构方程整体适配度的评价指标体系及拟合结果

指数名称		评价标准	初始拟合值	结果
绝对拟合指数	χ^2 / df	越小越好	1870/420	不好
	GFI	大于 0.9	0.867	不好
	RMSEA	小于 0.08 尚可, 小于 0.05 较好	0.058	尚可
	ECVI	应小于饱和模型和独立模型值	3.441	理想
	NFI	大于 0.9, 越接近 1 越好	0.733	不好
	IFI	大于 0.9, 越接近 1 越好	0.843	不好
相对拟合指数	TLI	大于 0.9, 越接近 1 越好	0.793	不好
	CFI	大于 0.9, 越接近 1 越好	0.821	不好
	AIC	越小越好	1317.218	不好
信息指数	PNFI	大于 0.5	0.631	理想
	PCFI	大于 0.5	0.680	理想

注: GFI 表示拟合优度指数; RMSEA 表示近似误差均方根; NFI 代表规范拟合指数; TLI 代表塔克—刘易斯指数; CFI 代表比较拟合指数; IFI 代表增量拟合指数; AIC 代表赤池信息准则。

(三) 模型的修正和最终确定

1. 模型的修正。由于初始模型拟合效果不佳, 所以应当提高模型的拟合的优度, 对农户土地流

转续约意愿影响因素初始模型进行修正。因样本数据经过科学性检验，问卷信度很好，因此潜变量的可测变量指标不进行修改，只对协方差修正指数 MI 进行修正，按照每次释放一个参数的原则并结合实际调研情况依次对模型进行修正，一共增加了 4 个残差相关路径，最终得到最优模型（如图 3 所示）。

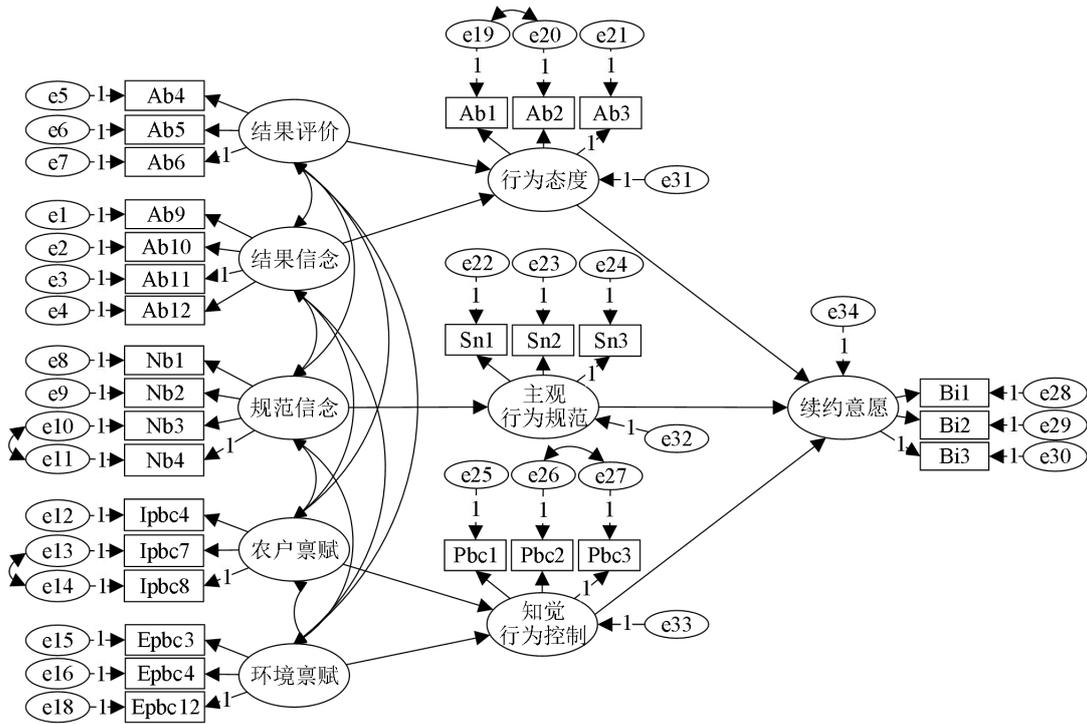


图 3 农户向家庭农场流转土地的续约意愿的优化路径

2.修正后模型最优结果。从表 6 可以看出， χ^2/df 明显变小，各拟合指数都得到较大的改善，特别是拟合优度指数（GFI）初始值为 0.867（见表 5），调整后为 0.912，大于接受标准 0.9。同时，其他指数值均达到模型可接受标准。这表明本文提出的农户土地流转续约意愿的理论模型修正后具有良好的拟合度。

表 6 修正后的模型拟合指数计算结果

拟合	χ^2/df	GFI	RMS EA	ECVI	NFI	IFI	TLI	CFI	AIC	PNFI	PCFI
结果	936.901/441	0.912	0.047	3.341	0.916	0.928	0.945	0.922	856211	0.711	0.763

同时，对样本数据进行标准化，得到优化模型潜变量效应（见表 7）和优化模型各路径系数估计（见表 8）。模型各个路径系数的临界比值为 19.392~3.022（见表 8），且从 P 值可以看出，优化模型路径关系都在 1%的水平上存在显著性差异。

表 7 模型中各潜在变量之间的直接效应、间接效应以及总效应标准化的结果

变量	效应	环境 禀赋	农户 禀赋	规范 信念	结果 评价	结果 信念	知觉行 为控制	主观 规范	行为 态度	行为 意愿
知觉行 为控制	总效应	0.438	0.308	0	0	0	0	0	0	0
	直接效应	0.438	0.308	0	0	0	0	0	0	0
	间接效应	0	0	0	0	0	0	0	0	0
主观 规范	总效应	0	0	0.988	0	0	0	0	0	0
	直接效应	0	0	0.988	0	0	0	0	0	0
	间接效应	0	0	0	0	0	0	0	0	0
行为 态度	总效应	0	0	0	0.861	0.494	0	0	0	0
	直接效应	0	0	0	0.861	0.494	0	0	0	0
	间接效应	0	0	0	0	0	0	0	0	0
行为 意愿	总效应	0.027	0.056	0.325	0.41	0.042	0.183	0.329	0.476	0
	直接效应	0	0	0	0	0	0.183	0.329	0.476	0
	间接效应	0.027	0.056	0.325	0.41	0.042	0	0	0	0

(四) 结果分析

根据图 3 所示，本文提出的农户向家庭农场流转土地的续约意愿理论模型得到证实。从表 7 中可以看出，农户行为态度、主观行为规范、知觉行为控制对农户续约意愿存在显著正向直接效应，且路径系数分别为 0.476、0.329、0.183，从而验证了假设 H1、假设 H4 和假设 H7。这表明，在农户向家庭农场流转土地的续约意愿模型中，农户续约意愿受到农户行为态度、主观行为规范和行为态度的直接影响，其中农户行为态度影响最大。同时，从实证结果上来看，农户续约意愿还受到结果评价、结果信念、规范信念、农户禀赋和环境禀赋的间接影响，其作用强度依次是结果评价 (0.41) > 规范信念 (0.325) > 农户禀赋 (0.056) > 结果信念 (0.042) > 环境禀赋 (0.027)。这也表明结果评价和规范信念对续约意愿的间接影响不容忽视。

表 8 优化模型各路径系数估计

路径关系	路径系数	标准误差	临界比	P
Bi←续约意愿	0.925	0.289	7.213	***
Bi2←续约意愿	0.81	0.261	7.121	***
Bi3←续约意愿	0.399			
行为态度→续约意愿	0.476	0.067	4.668	***
Ab1←行为态度	0.805	0.118	11.106	***
Ab2←行为态度	0.584	0.081	7.96	***
Ab3←行为态度	0.64			
结果评价→行为态度	0.861	0.11	8.249	***
Ab4←结果评价	0.699	0.127	10.15	***
Ab5←结果评价	0.708	0.078	13.537	***
Ab6←结果评价	0.64			

(续表 8)

结果信念→行为态度	0.494	0.06	3.684	***
Ab9←结果信念	0.646	0.061	13.135	***
Ab10←结果信念	0.955	0.06	19.392	***
Ab11←结果信念	0.846			
Ab12←结果信念	0.459	0.117	3.121	0.003
主观行为规范→续约意愿	0.329	0.163	3.022	***
Sn1←主观行为规范	0.31	0.327	3.602	***
Sn2←主观行为规范	0.256			
Sn3←主观行为规范	0.873	0.573	4.515	***
规范信念→主观行为规范	0.988	0.096	4.436	***
Nb1←规范信念	0.875	0.074	16.235	***
Nb2←规范信念	0.794	0.082	14.549	***
Nb3←规范信念	0.561	0.059	12.572	***
Nb4←规范信念	0.746			
知觉行为控制→续约意愿	0.183	0.033	3.397	***
Pbc1←知觉行为控制	0.709	0.092	10.434	***
Pbc2←知觉行为控制	0.614	0.087	9.605	***
Pbc3←知觉行为控制	0.871			
农户禀赋→知觉行为控制	0.308	0.06	3.978	***
Ipbc4←农户禀赋	0.674	0.144	6.969	***
Ipbc7←农户禀赋	0.591	0.166	6.826	***
Ipbc8←农户禀赋	0.59			
环境禀赋→知觉行为控制	0.438	0.042	3.602	***
Epb3←环境禀赋	0.512	0.136	8.419	***
Epb4←环境禀赋	0.743	0.1	11.478	***
Epb12←环境禀赋	0.67			

注：***表示显著水平小于 0.001。

1. 农户土地流转续约意愿的行为态度及其影响因素。农户行为态度对农户向家庭农场流转土地的续约意愿有正向影响。从表 8 中可知，农户行为态度的三个观测变量：农户认为续约对自己有益的程度（Ab1）、农户认为续约会带来收益的概率（Ab2）和农户对上一轮土地流转满意程度（Ab3）均在 1%的水平上显著，路径系数分别为 0.805、0.584、0.64。这表明，在农户向家庭农场流转土地的续约意愿形成过程中，农户行为态度客观上受到 Ab1、Ab2 和 Ab3 的共同作用，且农户认为续约对自己有益的程度是农户形成积极续约行为态度的最主要因素。

在影响农户行为态度的潜变量中，结果评价路径系数（0.861）>结果信念路径系数（0.494），且在 1%的水平上显著，从而证明了假设 H2 和假设 H3 成立，结果评价是影响农户行为态度的最主要因素。从表 8 可知，结果评价所有观测指标在该变量的负载均大于 0.6，且均在 1%的水平上达到

显著, 这表明租金满意度 (Ab4)、地力保护满意度 (Ab5) 和履约情况满意度 (Ab6) 等因素对结果评价起到显著正向作用, 并通过行为态度显著作用于农户续约意愿。同时也证明只有提高农户对家庭农场上一轮土地流转租金、地力保护、履约情况等三方面满意度, 才能提高农户对续约的结果评价, 进而增强农户续约行为态度的积极性。此外, 模型分析结果显示, 农户结果信念的四个观测变量: 合同签约形式 (Ab9)、流转是否有政府或第三方参与 (Ab10)、合同是否存在第三方参与 (Ab11) 和家庭农场经营前景 (Ab12) 在 1% 的水平上显著, 且路径系数分别为 0.646、0.955、0.846、0.459。这表明, 农户结果信念分别受到 Ab9、Ab10、Ab11 和 Ab12 等因素共同作用。流转是否有政府或第三方参与和合同是否存在第三方参与是农户结果信念形成的最主要因素。

2. 农户土地流转续约意愿的主观行为规范及其影响因素。农户主观行为规范对农户向家庭农场流转土地的续约意愿有正向影响。模型的实证结果显示, 农户主观行为规范受到关于续约的农户自主决策度 (Sn1)、他人支持影响度 (Sn2) 和他人支持度 (Sn3) 三个观测变量的共同作用, 均在 1% 的水平上显著, 且路径系数分别为 0.31、0.256、0.873。这表明, 在农户向家庭农场流转土地的续约意愿形成过程中, 农户主观行为规范受到农户自主决策度、他人支持影响度、他人支持度的共同作用, 且他人支持度是形成农户主观行为规范的主要因素。

影响农户主观行为规范潜变量的规范信念在 1% 的水平上显著, 且路径系数为 0.988, 证明假设 H5 成立。农户规范信念的四个观测指标负载均超过了 0.5, 其中亲人对续约的支持度 (Nb1)、朋友对续约的支持度 (Nb2) 和其他流转户对续约的支持度 (Nb4) 的负载超过了 0.7 (如表 8 所示)。这进一步说明来自亲人、朋友、政府或村集体和其他流转户的续约支持度对农户规范信念起显著作用, 并通过规范信念显著作用于主观行为规范, 进而影响农户向家庭农场流转土地的续约意愿, 且来自亲人的续约支持力度是农户形成规范信念的最主要因素。

3. 农户土地流转续约意愿的知觉行为控制及其影响因素。农户知觉行为控制对农户向家庭农场流转土地的续约意愿有正向影响。从表 8 可知, 知觉行为控制的三个观测指标的负载均大于 0.6, 且在 1% 的水平上显著, 表明农户想续约的概率 (Pbc1)、续约困难程度 (Pbc2) 和克服困难意愿 (Pbc3) 等因素作用于农户知觉行为控制, 进而影响农户向家庭农场流转土地的续约意愿。这说明当农户续约越便捷, 遇到的续约阻碍越小, 克服困难续约的意愿越强, 农户知觉行为控制能力也就越强, 从而农户更加愿意继续将土地流转给家庭农场。

作为农户知觉行为控制的控制信念, 环境禀赋路径系数 (0.438) > 农户禀赋路径系数 (0.308), 且在 1% 的水平上显著, 从而验证了假设 H8 和假设 H9。这表明, 在农户知觉行为控制方面, 农户对环境禀赋的感知大于农户对自身禀赋的感知。同时, 由表 8 可知, 户主工作性质 (Ipbc4)、家庭成员务工比例 (Ipbc7) 和家庭非农收入比例 (Ipbc8) 对农户禀赋的作用负载分别为 0.674、0.591、0.59, 表明三个观测指标对农户禀赋起显著作用, 并通过知觉行为控制显著影响农户土地流转续约意愿, 其中户主工作性质影响最大。这也说明通过改变户主工作性质、家庭成员务工比例、家庭非农收入比例等农户禀赋因素, 可通过影响农户知觉行为控制进而影响农户续约意愿。另一方面, 由表 8 可知, 上一轮土地流转租金 (Epbc3)、上一轮土地流转期限 (Epbc4)、流转双方关系 (Epbc12)

等观测指标对环境禀赋的负载分别为 0.512、0.743、0.67，说明该 3 项指标通过环境禀赋影响农户知觉行为控制，进而影响农户土地流转续约意愿，其中上一轮土地流转期限最为显著。

五、研究结论与政策启示

（一）研究结论

本文以湖南省 498 个已经参与向家庭农场流转土地的农户作为样本，以计划行为理论作为理论基础，运用 Amos24.0 软件实证分析了农户向家庭农场流转土地的续约意愿及其影响因素。从实际调研结果上来看，498 个被调查的农户中有 73.9% 愿意把土地继续流转给家庭农场；当土地流转续约遇到困难，只有 56.02% 的农户表示愿意努力促成土地流转续约；在上一轮土地流转合同签订时就考虑过续约的农户仅占样本总数的 53.61%。因此，绝大多数农户在土地流转合同到期后愿意继续把土地流转给家庭农场。然而，也有一部分农户在土地流转合同到期后不愿意续约或者续约积极性不高，这严重影响转入方的土地经营权稳定性。

同时，本文通过实证分析，验证了行为态度、主观行为规范和知觉行为控制对农户向家庭农场流转土地的续约意愿的影响，探讨了结果评价、结果信念、规范信念、农户禀赋和环境禀赋对农户向家庭农场流转土地的续约意愿的间接影响，从整体上剖析和揭示了农户向家庭农场流转土地的续约意愿的形成机制。具体结论如下：第一，农户的行为态度、主观行为规范和知觉行为控制对农户向家庭农场流转土地的续约意愿存在正向显著影响，尤其是农户行为态度的影响力更强烈；第二，在行为态度方面，当农户对续约预期收益越有信心，或对家庭农场上一轮土地流转行为越满意，在此基础上构建起的行为态度越能促进农户土地流转续约意愿的形成；第三，在主观行为规范方面，当农户感知到来自周围的人特别是亲人对农户续约的支持态度越强烈，在此基础上构建的主观行为规范越能促进农户土地流转续约意愿的形成；第四，在知觉行为控制方面，来自农户自身禀赋和环境禀赋两方面的控制信念因素会影响到农户土地流转的续约意愿的形成，其中户主工作性质和上一轮的流转期限影响最大。

（二）政策启示

基于以上结论，可以通过三种干预路径来提升农户的土地流转续约意愿：①通过提高农户土地流转满意度或增强农户土地流转信心来培育农户积极的行为态度；②通过提高农户规范信念的期望值来强化主观规范的正向影响；③通过优化农户自身禀赋结构或提升流转环境禀赋来增强知觉行为控制。

针对农户行为态度积极性不高的问题，政府应采取针对性措施来强化结果评价和结果信念。从强化结果评价来看，重点在于提高农户对上一轮土地流转租金水平、履约状况和地力保护的满意度。一是完善土地流转市场机制，特别是完善土地流转定价机制，构建更加科学的土地流转租金形成机制，引导农户与家庭农场形成合理的流转租金预期，从而提高双方对流转租金的满意度；二是完善土地流转监管机制，确保流转双方按流转合同履行职责和义务，确保地力得到保护。从强化结果信念来看，重点在于强化合同约束力，提高家庭农场经营前景，增强农户对下一轮土地流转获取预期

收益的信心。一方面,合理定位地方政府角色,规范合同条款与签订形式,增强流转合同约束力,保护流转双方合法权益。另一方面,应严格规范家庭农场创建标准,聚焦家庭农场发展难点,加强对家庭农场社会化服务,提高家庭农场经营前景。

针对农户主观行为规范正向影响不足的问题,政府应强化来自农户亲人、朋友、政府或村集体及其他流转户的规范信念。一是要加强土地流转政策宣传,提高农户亲朋对土地流转政策的了解程度。二是要加大对土地流转的鼓励和补贴,提高农户亲人和朋友对土地流转的支持度。三是要降低土地流转交易成本和保护农户合法权益,提高已经流转农户的续约支持度。

针对农户知觉行为控制不足的问题,政府应强化农户对农户禀赋和环境禀赋的控制信念。强化对农户禀赋的控制信念,应重点加强农户就业培训和服务,增加农户非农就业机会,提高农户家庭非农收入比例;完善农村社会保障体系,降低农户的非农就业风险和对土地的依赖程度。强化对环境禀赋控制信念,应重点建立土地流转信息平台,推动市场机制更好发挥作用,促进形成合理的流转价格和期限;加强土地流转的管理协调工作,完善流转双方的沟通机制和纠纷调解机制,帮助改善流转双方关系。

参考文献

- 1.杜志雄、王新志,2013:《加快家庭农场发展的思考与建议》,《中国合作经济》第8期。
- 2.杜培华、欧名豪,2008:《农户土地流转行为影响因素的实证研究——以江苏省为例》,《国土资源科技管理》第1期。
- 3.代瑞熙、蔡海龙,2016:《土地流转的现状、问题与政策建议——基于河南和山东两省的调研分析》,《农业经济》第5期。
- 4.郭斌、魏阁宏、占绍文,2013:《农村土地流转交易关系中流出方续约倾向研究——基于社会网络理论和渠道行为理论》,《会计与经济研究》第1期。
- 5.侯博、应瑞瑶,2015:《分散农户低碳生产行为决策研究——基于TPB和SEM的实证分析》,《农业技术经济》第2期。
- 6.何欣、蒋涛、郭良燕、甘犁,2016:《中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于2013~2015年29省的农户调查数据》,《管理世界》第6期。
- 7.江淑斌、苏群,2014:《经济发达地区农户土地流转影响因素分析——基于江苏684个农户调查样本的实证》,《生态经济》第5期。
- 8.孔祥智、徐珍源,2010:《转出土地农户选择流转对象的影响因素分析——基于综合视角的实证分析》,《中国农村经济》第12期。
- 9.罗必良、刘茜,2013:《农地流转纠纷:基于合约视角的分析——来自广东省的农户问卷》,《广东社会科学》第1期。
- 10.罗必良、何应龙、汪沙、尤娜莉,2012:《土地承包经营权:农户退出意愿及其影响因素分析——基于广东省的农户问卷》,《中国农村经济》第6期。

11. 兰勇、熊彬雁、易朝辉, 2018: 《家庭农场土地经营权流转的动力机制》, 《农业现代化研究》第4期。
12. 李启宇、张文秀, 2010: 《城乡统筹背景下农户农地经营权流转意愿及其影响因素分析——基于成渝地区428户农户的调查数据》, 《农业技术经济》第5期。
13. 李启宇, 2014: 《农地承包经营权流转问题的经济学分析》, 《农业经济》第10期。
14. 吕军书、贾威, 2017: 《“三权分置”制度下农村土地流转失约风险的防范机制研究》, 《理论与改革》第6期。
15. 李德轩, 2016: 《交易成本对土地流转价格的影响分析》, 华中农业大学硕士论文。
16. 刘人境、柴婧, 2013: 《SNS 社交网络个人用户持续使用行为的影响因素研究》, 《软科学》第4期。
17. 武瑞娟、李东进、吴波, 2010: 《中国农民消费者对下乡家电产品的购买意向分析》, 《中国软科学》第1期。
18. 王大海、姚飞、郑玉香, 2011: 《基于计划行为理论的信用卡使用意向分析及其营销策略研究》, 《管理学报》第11期。
19. 肖鹏、王丹, 2015: 《试论土地经营权租赁合同的完善——基于102个家庭农场的调研》, 《中国土地科学》第10期。
20. 薛建良, 2018: 《流转土地经营权稳定性评价——基于新型农业经营主体的视角》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第2期。
21. 徐敬俊、权锡鉴、葛珊珊, 2016: 《基于计划行为理论的高铁乘客选择行为意向研究》, 《经济管理》第2期。
22. 肖鹏、吕之望, 2016: 《土地经营权抵押的制约与创新》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第4期。
23. 徐珍源、孔祥智, 2010: 《转出土地流转期限影响因素实证分析——基于转出农户收益与风险视角》, 《农业技术经济》第7期。
24. 邹秀清、郭敏、周凡、王彦、刘杨倩宇、邹孙忠, 2017: 《发展家庭农场对农户流转土地意愿的影响——来自江西省新余市的经验证据》, 《资源科学》第8期。
25. 赵晓秋、李后建, 2009: 《西部地区农民土地转出意愿影响因素的实证分析》, 《中国农村经济》第8期。
26. 张进美、刘天翠、刘武, 2011: 《基于计划行为理论的公民慈善捐赠行为影响因素分析——以辽宁省数据为例》, 《软科学》第8期。
27. 张高亮、张璐璐、邱咸, 2015: 《基于计划行为理论的渔民参与专业合作组织行为的产生机理》, 《农业经济问题》第8期。
28. 张复宏、胡继连, 2013: 《基于计划行为理论的果农无公害种植行为的作用机理分析——来自山东省16个地市(区)苹果种植户的调查》, 《农业经济问题》第7期。
29. Ajzen, 1985, "From Intentions to Actions: A Theory of Planned Behavior", in J. Kuhl & J. Beckmann (eds.) *Action-control: From cognition to behavior*, pp11-39.
30. Hart, O. D., and J. Moore, 1988, "Incomplete Contracts and Renegotiation", *Econometrica* 56 (4):755-786.
31. Khantachavana, S. V., C. G. Turvey, R. Kong, and X. L. Xia, 2013, "On the Transaction Values of Land Use Rights in Rural China", *Journal of Comparative Economics*, 41 (3):863-878.
32. Mullan, K., P. Grosjean, and A. Kontoleon, 2011, "Land Tenure Arrangements and Rural-urban Migration in China", *World Development*, (3): 123-133.

33. Giles J., and R. Mu, 2018, "Village Political Economy, Land Tenure Insecurity, and the Rural to Urban Migration Decision: Evidence from China", *American Journal of Agricultural Economics*, 100 (3):521-544.

34. Fishbein, M., and I. Ajzen, 1975, "Belief Attitude Intention and Behavior: *An Introduction to Theory and Research*", Reading, MA: Addison-Wesley.

35. Oliver, R. L., 1980, "A Cognitive Model of the Antecedents and Consequences of Satisfaction", *Journal of Marketing research*, 17 (3):460—469.

36. Yu, Q., W. Wu, P. H. Verburg, J. Van Vliet, P. Yang, and Q. Zhou et al., 2013, "A Survey-based Exploration of Land-System Dynamics in An Agricultural Region of Northeast China", *Agricultural Systems*, 121:106-116.

(作者单位: ¹湖南农业大学商学院;

²中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 陈静怡)

A Study on Contract Extension Willingness and Influencing Factors of Land Transfer from Farmers to Family Farms

Lan Yong Jiang Min Du Zhixiong

Abstract: At present, some problems exist such as short term of farmland transfer, a lack of contract standardization and a high rate of contract default, which leads to the instability of land management right of family farms. It seriously inhibits the long-term investment of family farmers into land. Therefore, how to steadily guide farmers to transfer land to family farms has become the key to promote the sustainable development of family farms. Based on the survey data of land transfer from 498 farmers in Hunan Province, this article utilizes the planned behavior theory and structural equation model to analyze the willingness of farmers to renew their land transfer to family farms and its influencing factors. The results reveal that, first, in the contract extension model of farmers' land transfer, behavior attitude is the main influencing factor, and subjective norms and perceptual behavior control are also significant influencing factors. Second, in terms of farmers' behavior attitude, the more confidence farmers have on expected earning of land transfer, or the more satisfied farmers become with the previous round of land transfer behavior of family farms, the more possibility there exists that behavior attitude constructed on this basis can promote the formation of farmers' willingness to renew contract. Third, in terms of subjective norms, the more support farmers perceive from their surrounding people especially their relatives on contract extension, the more possibility there exists that subjective norms constructed on this basis can promote the formation of farmers' willingness to renew contract. Fourth, in terms of perceptual behavior control, farmers' perception about farmer endowment and environmental endowment will affect the formation of farmers' willingness to renew contract, among which the work nature of farmers and previous transfer period have the greatest impact.

Key Words: Family Farm; Land Transfer; Willingness to Renew Contract; Planned Behavior Theory; Structural Equation Model

新一轮收储制度改革导致玉米减产了吗： 基于 DID 模型的分析*

阮荣平 刘爽 郑风田

摘要：2016 年中国开始了新一轮玉米收储制度改革，其间经历了临时收储政策取消以及玉米生产者补贴制度建立两个阶段。利用 2010~2017 年全国 31 个省份的省级面板数据，基于 DID 设计，本文分析了此次收储制度改革对玉米生产的影响。本文研究结果表明，收储制度改革对玉米生产的影响具有较强的时间异质性。在收储制度改革的第一年，改革对玉米总产量、播种面积和单位面积总投入均有很强的负向影响；在收储制度改革的第二年，虽然改革对玉米单位面积总投入依然具有较强的负向影响，但是对玉米总产量以及播种面积则呈现出正向影响。其原因在于，对玉米生产者来说，改革第一年没有配套支持制度，玉米种植收益下降；而在改革第二年，以生产者补贴为主的配套支持制度建立，玉米种植收益上升。

关键词：收储制度改革 DID 模型 农业支持政策 政策评估

中图分类号：F32 **文献标识码：**A

一、引言

近年来，中国农业的主要矛盾由总量不足转变为结构性失衡，突出表现为阶段性供过于求和供给不足并存，矛盾的主要方面在供给侧。2016 年中央“一号文件”提出推进农业供给侧结构性改革，加快转变农业发展方式，2017 年中央“一号文件”直接以深入推进农业供给侧结构性改革为题，提出“要在确保国家粮食安全的基础上，紧紧围绕市场需求变化，以增加农民收入、保障有效供给为主要目标，以提高农业供给质量为主攻方向，……促进农业农村发展由过度依赖资源消耗、主要满足量的需求，向追求绿色生态可持续、更加注重满足质的需求转变。”^①

*本文为国家自然科学基金项目“农民教育决策行为研究”（编号：71573266）和“‘毁约跑路’还是‘逆势加码’：收储制度改革背景下粮食规模户经营行为调整与风险化解机制研究”（编号：71903187）的阶段性成果。感谢匿名审稿人和编辑部的中肯意见以及建设性建议。作者文责自负。本文通讯作者：郑风田。

^①《中共中央国务院关于深入推进农业供给侧结构性改革加快培育农业农村发展新动能的若干意见》，http://www.moa.gov.cn/ztl/yhwj2017/zywj/201702/t20170206_5468567.htm。

在这样的背景下，推进农业供给侧结构性改革逐渐成为农业领域发展的主线。而供给侧改革实施的一个重要抓手是农业支持政策改革。实际上，早在 2014 年，农业供给侧结构性改革就在农产品价格支持领域拉开帷幕（见表 1）。按照目前的改革思路，下一步要做的很可能是主粮（即水稻、小麦）的供给侧结构性改革。如此大规模、持续性的农产品价格支持政策改革究竟对中国农产品的供给和生产方式将产生怎样的影响，自然也将成为每一个关注中国农业发展的学者关心的焦点。鉴于此，本文以玉米收储制度改革为例，分析供给侧结构性改革对中国玉米生产的影响，抛砖引玉，以期为后续的政策改革提供借鉴。

表 1 2014 年至今农产品价格支持政策改革的重要事件

时间	事件
2014 年	大豆、棉花的临时收储政策改为目标价格制度
2015 年	玉米临时收储价格首次下调
2016 年	玉米临时收储政策（以下简称“临储政策”）调整为“市场化收购”加“生产者补贴制度”，早籼稻价格首次下调
2017 年	稻谷最低收购价首次全面下调
2018 年	稻谷最低收购价再次全面下调，小麦最低收购价首次下调
2019 年	小麦最低收购价再次下调

2016 年中央取消了已经实施了 8 年的玉米临时收储政策，对玉米生产者进行直接补贴。这一轮的玉米收储制度改革波及黑龙江、吉林、辽宁和内蒙古（以下简称“东北三省一区”）4 省份。这四个省份 2016 年的玉米产量为 9565.84 万吨，占全国玉米产量的 44%，玉米播种面积为 1434 万公顷，占全国玉米播种面积的 39%。仅 2016 年的生产者补贴中央财政就拨付了 390 亿元。作为粮食支持制度改革的“重头戏”，玉米收储制度改革直接影响包括小麦、水稻等整个粮食支持制度的改革，进而影响农业供给侧结构性改革。因此有必要总结收储制度改革的成效，而总结收储制度改革成效的第一步就是对改革的效果进行科学评价。基于上述考虑，本文拟利用收储制度改革实施地区以及时间的异质性，基于全国 31 个省份^①的玉米生产数据对此次收储制度改革进行评价，讨论收储制度改革对中国玉米生产的影响以及作用机制。

收储制度改革实施的地区是东北三省一区，其余省份不涉及此项改革。根据这一异质性，可以将全国各省份划分为受改革影响的处理组（东北三省一区）和不受改革影响的对照组（东北三省一区以外的省份）。如果在没有收储制度改革时处理组和对照组的变动趋势一致，那么就可以用对照组的变动趋势估计出处理组在没有改革发生时的反事实情形，结合处理组在改革发生时的真实情形，可以估计出收储制度改革的影响。基于这一思路，本文构造了双重差分模型（difference-in-differences model, DID）用于估计收储制度改革的影响。

与本文研究相关的文献主要围绕评估农业保护和支持政策的效果展开。在目前众多的农业保护措施中，农业补贴已经成为各国政府支持农业发展的有效政策工具之一（钟甫宁等，2008；Hennessy，

^①不包括香港、澳门、台湾。

1998)。这些政策在保护农民收益、刺激粮食生产、保证国家粮食安全方面发挥了重要作用(郭沛、肖亦天, 2018)。中国对农业的补贴已经进入快速增长阶段, 农业支持总量和主要农产品补贴水平大幅提高(朱满德、程国强, 2011)。2004年全国农业补贴额为145亿元, 2008年已经提高到1028亿元(蔡昉, 2008), 而2014年为1535亿元(高鸣, 2017)。但是, 农业保护和支持政策并不是中国的独创, 许多发达国家和发展中国家为保证国家粮食安全和种植者的收益, 也在补贴农业(郁建兴、高翔, 2009; Pierre et al., 2018)。虽然各个国家补贴政策的内容千差万别, 但是总的来说, 可归为以下四大类: 成本补贴、收入补贴、价格支持和自然风险规避(吴坚、黄祖辉, 2000; Dimitri and Oberholtzer, 2015)。现有研究大多关注美国和欧盟等发达国家和地区农业保护和支持政策的做法及影响。Young and Westcott(2000)通过理论分析发现, 美国实施的灵活性生产合同计划(Production Flexibility Contract Payments, PFC), 作物和收入保险计划(Crop and Revenue Insurance)、农业贷款计划(Marketing Loan)、农业灾害救助计划(Disaster Assistance)等四项农业支持计划可以同时影响生产者的财富收入、收入预期以及风险对抗能力, 从而影响其种植决策, 并在一定程度上增加美国农作物的产量。Westcott(2005)的实证分析发现, 美国2002年农场法案中确定的反周期补贴法案虽然对农业生产者的收入预期产生了一定影响, 但是生产者是否会扩大生产还是取决于作物的市场价格。Im(2014)通过数据分析说明2014年美国新农业法案中的农业收入支持计划增加了农民的财富收入和收入预期, 从而使生产者有扩大经营规模的动力。Kurkalova et al.(2006)构建了理论模型并进行实证研究发现, 适当的农业补贴有利于提高农民保护性耕作的采用率。Glickman and Hennessy(2015)通过理论模型和实证检验发现, 欧盟按照播种面积而不是产量补贴生产者促进了农业劳动力向非农就业流动。与美国和欧盟等发达国家和地区相比, 中国的农业保护和支持政策较为独特, 体现出了较强的政府干预性。如在价格支持中, 中国实施最低收购价制度、临时收储政策, 而这些做法在美国和欧盟很少采用。基于此, 研究中国收储制度改革的影响对于现有农业保护和支持政策研究具有一定的拓展意义。也正是因为这个原因, 近几年中国收储制度改革引起了越来越多学者的关注。中国收储制度改革表现出了两个方向: 一个是以棉花、大豆为代表的临储政策改为目标价格制度, 一个是以玉米为代表的临储政策改为生产者补贴制度。现有研究主要针对的是前者, 如黄季焜等(2015), 张杰、杜珉(2016), 刘宇等(2016)和贺超飞、于冷(2018)等均从不同角度评价了目标价格改革的影响。由于后一种收储制度改革方向实施时间较晚, 现有研究中严肃评价其影响的并不多见。刘文霞等(2018)在这一方面做出了重要尝试, 他们分析了玉米收储制度改革对生产者销售渠道选择的影响。一个重要发现是, 临储政策取消导致生产者必须自行解决玉米销售问题, 为了应对这一问题, 加入合作社便成了生产者的一个重要选项。然而, 无论是取消玉米临时收储政策还是增加生产者补贴制度, 政策设计的初衷都是为了推进农业供给侧结构性改革, 因此仅仅考虑收储制度改革对销售渠道的影响是远远不够的。为此, 不少研究试图识别玉米收储制度改革对玉米总产量及玉米生产方式的影响。如顾莉丽、郭庆海(2017)分析了收储制度改革后农户玉米播种面积的变化, 认为新的玉米支持政策虽为初始状态, 但也开始释放某些效应, 如农民收入的显著下降、市场结构的不适应、改革方案的不完善。张磊、李冬艳(2017)发现, 收储制度改革后

玉米价格下降、农业生产风险加大，规模经营放缓。但是，上述研究所使用的方法大都是对政策影响区（东北三省一区）收储制度改革前后玉米生产相关指标的均值进行比较，这种方法的主要缺点是无法剔除宏观经济趋势的影响，故而其研究结果可能存在较大的偏误。

与其他研究相比，本研究有如下贡献：首先，基于 DID 设计更有效地控制了其他共时性因素的影响以及改革地区和非改革地区在改革前的差异，从而能更好地解决回归分析中的内生性问题，进而对政策影响的因果性效应进行识别。其次，本研究区分了收储制度改革的两个阶段，分别考察临储取消和生产者补贴对玉米生产的影响及作用机制，识别出了临储取消、生产者补贴两项措施不同的作用效果及作用强度，从而更能捕捉到政策变动的效果。本文分析结果显示，当进行了这一区分后，收储制度改革对玉米生产的影响具有很强的时间异质性。这一结果说明，在对收储制度改革的评价中区分上述改革内容的重要性。区分收储制度改革中的两个阶段对于理解收储制度改革的影响具有较强的指导意义，同时为后续收储制度改革的研究提供借鉴。

本文其余内容安排如下：第二节回顾玉米临储政策到生产者补贴制度的演变；第三节在理论层面分析收储制度改革影响玉米生产的机制；第四节阐述研究方法，包括模型构建、数据来源与描述性统计；第五节给出实证分析结果；第六节对 DID 设计的有效性、估计结果的稳健性进行检验；第七节归纳主要结论及其政策含义。

二、玉米临储政策到生产者补贴制度的演变

玉米收储制度改革主要包括临储政策取消、生产者补贴实施两个阶段。虽然本文主要关注上述收储制度改革的影响，但是对收储制度改革的理解离不开对于收储制度建立的理解，为此本节将回顾收储制度建立到收储制度改革的全过程。

（一）玉米临时收储政策实施

图 1 给出了 2004 年以来中国粮食作物收购制度的演变以及标志性事件。在计划经济时期，粮食不能自由买卖，国家完全垄断了粮食的收购和销售。随着粮食流通体制改革的不断深化，中国全面放开了粮食购销市场。市场经济条件下，粮食生产受蛛网原理影响，势必会有较大的粮价波动。此时通过政策干预稳定粮价、保护农业生产者的种粮积极性、保障粮食安全就十分必要。在经历了连年粮食产量下滑之后，2004 年粮食丰收，价格下行压力大。为了防止谷贱伤农、保障农民种粮积极性，国家于 2004 年出台了水稻、小麦最低保护价制度，并分别在 2005 年和 2006 年对水稻和小麦实行最低收购价。2008 年受国际金融危机的影响，国际市场粮食价格大幅下降，中国玉米、大豆等粮食作物价格下行压力增加。在此背景下，国家在 2008 年启动大豆、玉米、棉花、油菜籽等作物的临时收储政策，其中，玉米临储政策所实施的区域为“东北三省一区”。

临储政策的主要做法是由国家发展和改革委员会根据具体的市场情况，制定本年实行 1 次或者多次的临储价格和临储数量，并委托国有粮食企业按照临储价格收购。临储政策的主要目标是平抑粮价波动、维持种粮收益、保障粮食安全，主要手段是通过国家制定价格，并按照此价格进行收购。临储收购价格公布时间是在粮食收获之后。玉米临储价格制定的原则在政策实施之初与政策执行过

程中存在较大的区别。在玉米临储政策刚出台时，临储价格的定位主要是“托市”，保障粮食生产者的最低收益。在玉米临储政策执行的中后段，临储价格的定位则逐年演变成“增收”（陈锡文，2016）。

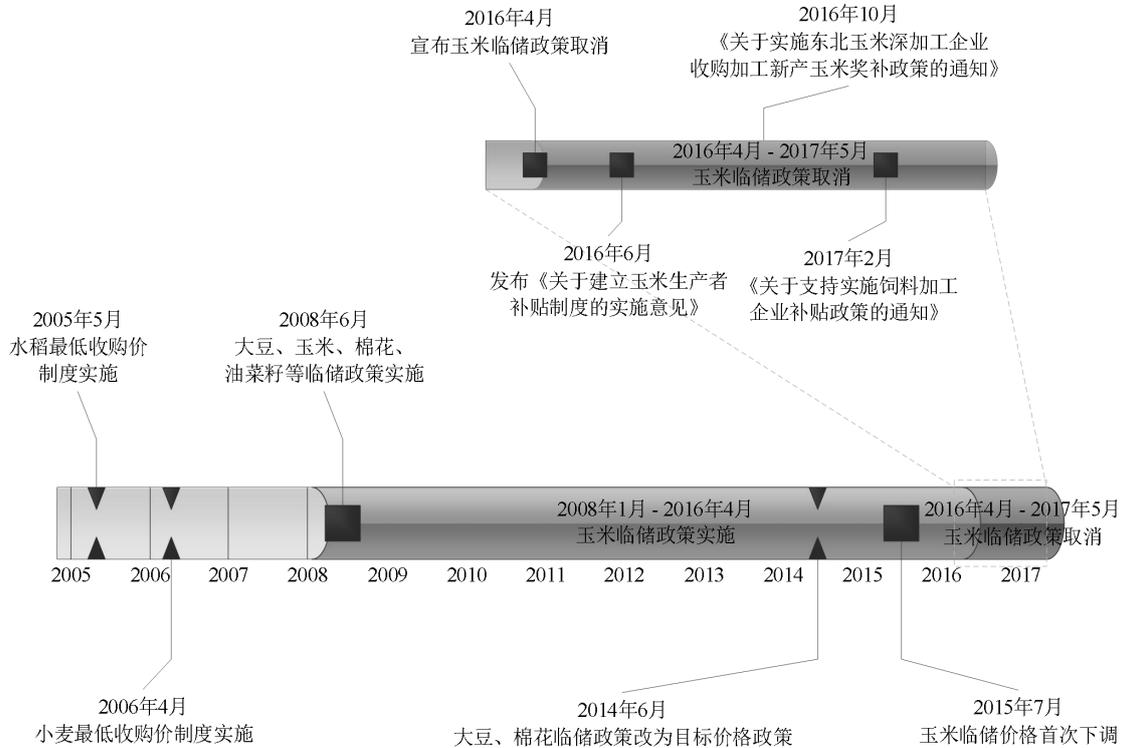


图1 中国粮食作物收购制度发展历程（2004~2017年）

在玉米临储政策实施的第一年，临储收购有数量限制，如2008年国家对于玉米收购的数量限制是4000万吨^①，占当年东北三省一区玉米产量的60%以上。不过在玉米临储政策执行的第二年，国家便效仿最低收购价制度取消了玉米临储收购数量的限制，按照所公布的价格对玉米敞开收购。具体的临时收储数量由市场情况决定。但是如果玉米供不应求，价格行情较好，就不会对玉米进行收储。

（二）收储制度改革：临时收储政策取消，生产者补贴制度实施

1.改革背景。价格干预的一个重要后果是市场调节机制受限，其中一个重要表现是国内粮食价格和国际粮食价格的长期背离（参见图2），由此会导致粮食供需长期处于失衡状态。在库存不断增加的背景下，粮食产量也在不断增加，粮食进口量也在不断增加，即所谓的“三量齐增”。在此背景下，国家再次启动了粮食价格制度改革。其标志性事件是2014年棉花和大豆的目标价格改革，主要做法是取消临储政策，根据目标价格与实际价格之间的差异，对棉花和大豆生产者进行补贴。

^①收购计划分四批下达，首批玉米临时收储计划于2008年10月下旬下达，仅计划收储500万吨；12月初国家下达了第二批临时收储计划，计划收储500万吨；当月下旬，又下达了第三批计划，计划收储2000万吨；到2009年2月中旬，进一步下达了第四批计划，追加收储1000万吨。

2015 年国家下调玉米临储收购价格，2016 年正式开启玉米收储制度改革。与棉花和大豆收储制度改革不同的是，玉米收储制度改革不是将原有的收储制度改为目标价格制度而是将其改为生产者补贴制度。

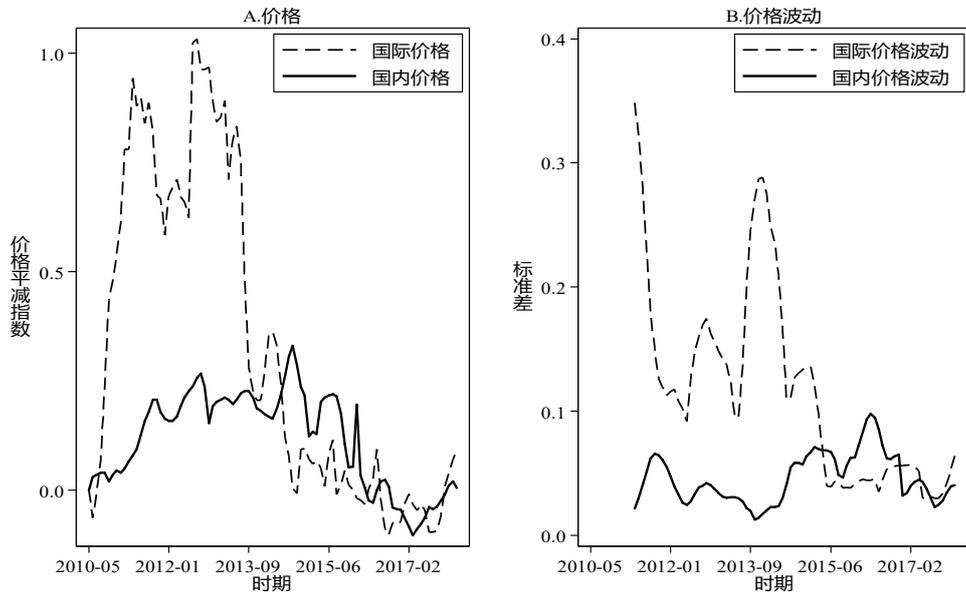


图2 国际与国内玉米价格和价格波动（2010年5月~2018年5月）

注：玉米价格波动的衡量指标为该期前12个月价格的标准差，价格平减指数为以2010年5月为基期进行平减后的价格数据。国际玉米价格数据来自wind数据库（<http://www.wind.com.cn/>）；国内玉米价格为玉米集市价格，数据来自布瑞克数据库（<http://www.agdata.cn/>）。

2.改革内容。2016年玉米收储制度改革的主要内容一般被概括为“市场定价、价补分离”。市场定价的含义是，国家不再直接干预玉米价格的形成机制，不再以制定临时收储价格的手段来调节玉米的生产和需求，以政府的退出来激活市场的活力；价补分离的含义是，生产者随行就市出售玉米，国家建立玉米生产者补贴制度，基于生产者的种植面积给予其一定财政补贴。国家退出价格干预有可能严重损害农业生产者的利益，进而导致种粮积极性下降，最终可能形成粮食危机。为了避免这一状况的形成，国家对农业生产者进行直接补贴，从而保障其基本收益。这一政策的实施区域即为玉米临储政策执行的区域（即东北三省一区）。简而言之，本次改革就是取消临储政策，实施生产者补贴制度。而生产者补贴制度所涉及的关键环节是补贴额度和补贴对象的确定。

关于补贴额度，国家负责核算东北三省一区各省的补贴总额。这一过程大体可以分为两步。第一步估算每亩补贴标准。估算方法是2016年玉米市场价格与2015年玉米价格相比的下降幅度，与2014年东北三省一区的平均亩产相乘，由此核算出来的补贴标准为170元/亩。第二步是根据估算出的每亩补贴标准乘以各地区2014年玉米播种面积得到全国以及各省的补贴总额。由此得到全国2016年补贴总额为390.39亿元，其中内蒙古自治区的补贴额为86.70亿元，辽宁省的补贴额为59.91亿元，吉林

省的补贴额为95.05亿元，黑龙江省的补贴额为148.72亿元。

生产者补贴的主要对象是玉米的实际生产者。对于非流转土地的种植者而言，通过生产者申报、政府核实的方法来确定补贴面积，根据当地政府制定的补贴标准来确定其补贴总额。而对于流转土地的种植者而言，原则上补贴土地租种者，而非出租者。但是实际操作中，如果流转合同中有约定的，按照约定确定补贴对象；对于没有约定的，则按照双方的协商结果确定补贴对象；对于没有约定，同时协商不成的，则补贴给租种者。总体而言，租种者得到补贴的概率要低于非租种者。

3.阶段划分。本文所评价的玉米收储制度改革主要针对的是“临储政策取消、生产者补贴实施”这一阶段的改革。国家对玉米收储制度改革信号的释放大体可以分为两个阶段。第一个阶段是2015年底至2016年4月，这一阶段释放的主要信号是临储政策取消；第二个阶段是在2016年6月之后，这一阶段发布了《关于建立玉米生产者补贴制度的实施意见》，其释放的主要信号是实行生产者补贴制度。一般情况下，玉米播种时间是在4月20号谷雨前后，东北三省一区的玉米播种期在4月末到5月初，也就是说，改革地区种植玉米的时间刚好在4月份国家宣布取消临储政策后，6月份出台生产者补贴制度之前。因此，2016年玉米生产情况的变化衡量的是临储政策取消的影响。而玉米生产者在2017年播种玉米之前已经知晓临储政策取消和生产者补贴制度实施这两个信息，因此，2017年的玉米生产情况的变化衡量的是临储政策取消、生产者补贴制度实施两个方面的影响。

三、收储制度改革影响玉米生产的理论分析

(一) 临储政策取消的影响

图3显示了临储取消对玉米生产的影响。

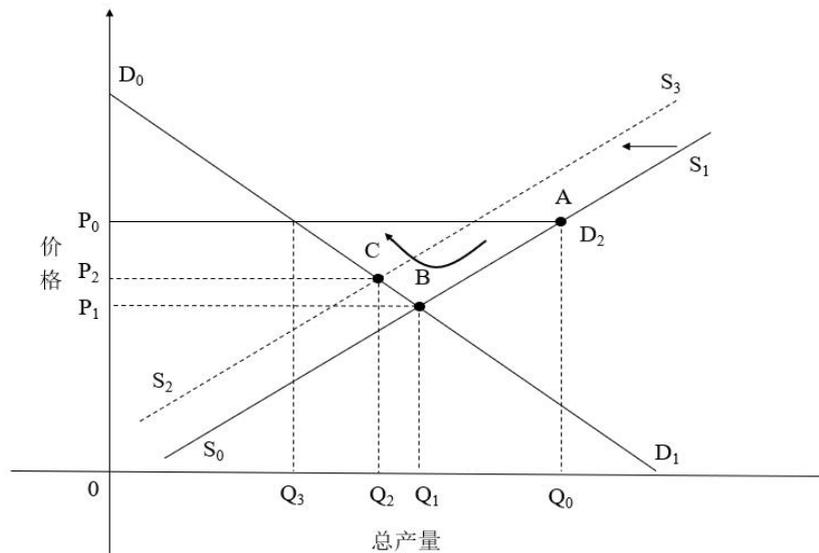


图3 临储取消对玉米生产的影响

首先，从收益的角度出发，临储政策取消后，玉米的价格由市场调节，政策保障收益的效应随

之消失，玉米的需求曲线由临储政策存在时的折线 D_0D_2 ^①变为直线 D_0D_1 ，此时如果供给曲线仍为 S_0S_1 ，则由市场调节的玉米价格和产量都低于临储取消之前的情况，其中价格大幅下降至 P_1 。但是，玉米生产者作为理性投资者，金融学中对理性投资者的基本假定是风险一定的情形下使收益最大化或者在收益一定的情形下使风险最小化（Markowitz, 1952）。临储取消导致需求曲线由折线 D_0D_2 变为直线 D_0D_1 ，价格由 P_0 下降为 P_1 ，此时玉米种植收益则由 P_0AS_0 下降为 P_1BS_0 。这时，理性的生产者在玉米种植收益下降时会选择减少玉米的播种面积，同时也可能减少玉米单位面积的总投入，从而导致供给曲线由 S_0S_1 左移至 S_2S_3 ，此时玉米的价格 P_2 高于 P_1 低于 P_0 ，但是产量会进一步减少。其次，从风险的角度出发，临储政策以临储价格作为激发条件，因此价格波动会小于由市场供需关系所调节的价格波动。这样临储政策执行下的玉米种植风险将小于临储政策取消下的玉米种植风险。

综合上述两种作用机制可以看出，临储政策取消后，收益下降同时风险增加，因此理性玉米生产者的反应应是减少玉米生产（包括播种面积和单位面积总投入），玉米总产量由 Q_0 变为 Q_2 。

（二）增加生产者补贴制度的影响

图 4 显示了增加生产者补贴对玉米生产的影响。从收益的角度出发，生产者补贴制度的本质可以理解为降低玉米生产的成本。从短期市场均衡来看，生产者补贴将会导致供给曲线向右移动，由取消临储政策后的 S_2S_3 移动到 S_4S_5 或者 S_6S_7 ，具体的移动幅度取决于生产者补贴的激励作用，而不同移动幅度对应的总产量既有可能高于也有可能低于收储制度改革实施之前的总产量。因此，相对于临储政策取消阶段，增加生产者补贴将导致玉米种植收益增加；而相对于临储实施阶段，玉米种植收益增加与否取决于补贴的强度。

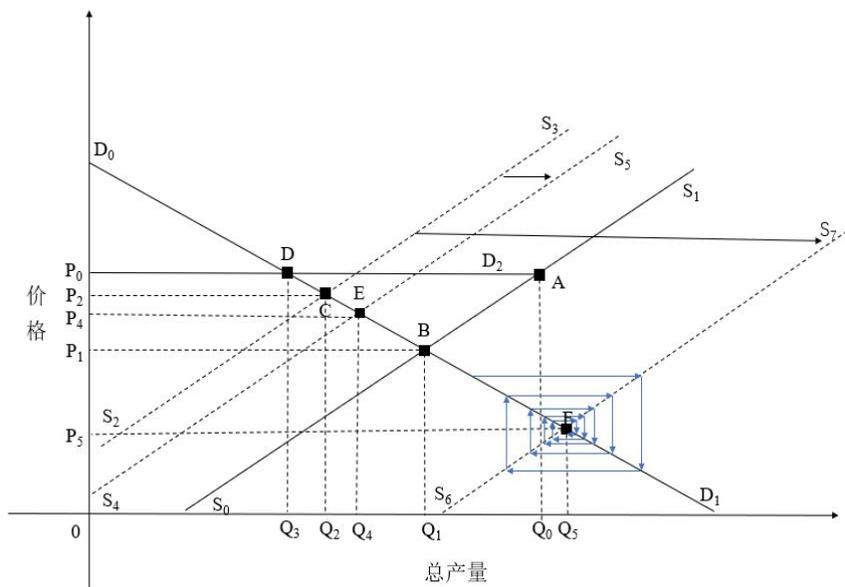


图 4 增加生产者补贴对玉米生产的影响

^①假定当年市场价格低于临储价格，临储政策实施。

综合以上分析，玉米收储制度改革对玉米生产的影响可归纳为图 5。

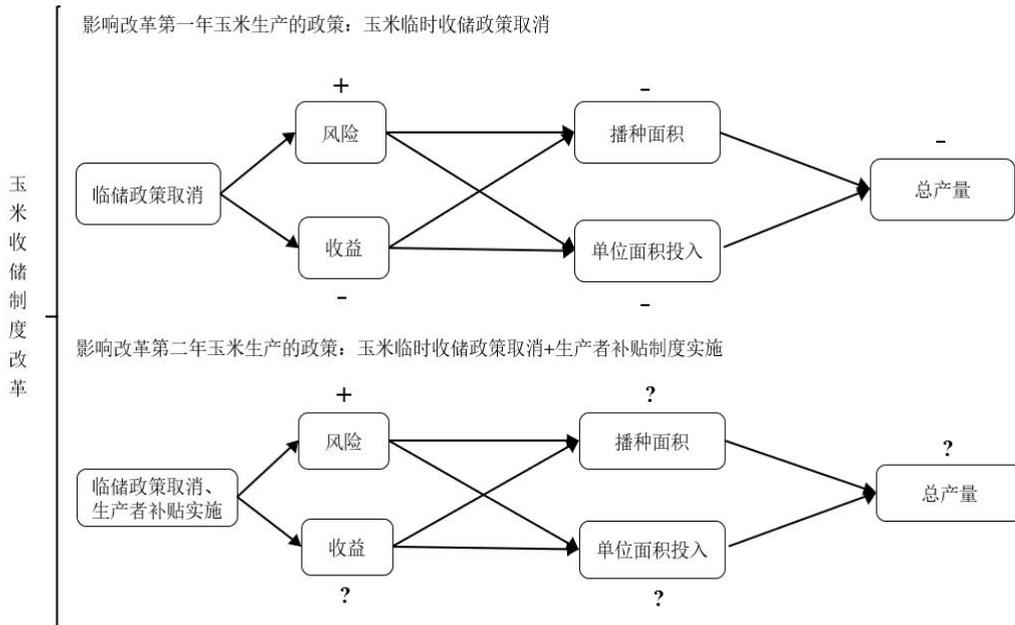


图 5 收储制度改革对玉米生产影响的分析框架图

四、研究方法

(一) 研究方法

1. DID 模型构建。大多数文献在研究玉米收储制度改革对玉米生产的影响时，或是直接比较改革前后玉米生产（如面积、总产量等）的变化，或是基于面板数据控制不可观测的固定效应进行 OLS 回归，但是无论哪种做法，均无法准确识别玉米收储制度改革的净效应，也无法说明政策改革与玉米生产变化的因果关系。因此，本文采用 DID 模型，以改革涉及的东北三省一区作为实验组，全国其他省份作为对照组进行分析。因此，共时性因素对被解释变量的影响可通过截面维度的差分予以消除，不随时间变化的因素对被解释变量的影响可通过时间维度的差分予以消除（Angrist and Pischke, 2008; Gertler et al., 2016; Wooldridge, 2007）。

识别收储制度改革因果性效应的难点在于评估改革地区在没有收储制度改革时的状态，即处理组的反事实状态。对处理组反事实状态估计最为有效的方式是随机化处理措施。如果收储制度改革在地区之间通过随机分配的方式来实现，非改革区的玉米生产状态就可以近似代表改革区的反事实状态。值得注意的一点是，虽然临储政策是中央政府经过慎重选择而做出的，但收储制度改革仍具有较强的外生性，因为对于各个省份的地方政府来说，他们并不能自主选择这些主要由中央政府来制定的政策。受限于信息、财政等因素，中央政府对于政策影响地区的选择以及政策生效时机的选择具有一定的随机性。这是很多研究愿意将中央政府决策作为自然实验的主要原因。其次，更为重要的一点是政策的地点选择也会依赖于处理组和对照组的固定特征而非随时间变动特征的影响。对于这一特征的选择性，处理组的反事实状态可以通过 DID 模型来予以估计。如果日照、温度、降水

等因素是收储制度改革与生产者经营行为的最为重要的混合因素，那么这一特征将会保证如果没有外生政策的冲击，处理组与对照组玉米生产的变动趋势基本一致^①。这样，我们就可以使用对照组玉米生产的变动趋势作为处理组玉米生产变动趋势的一种反事实状态。

基于上述分析，本文设定的 DID 模型如下：

$$y_{st} = \sum_{t=2016}^{2017} \beta_t \cdot treat_s \times time_t + \alpha treat_s + \lambda_t + \varphi x_{st} + \varepsilon_{st} \quad (1)$$

(1) 式中， y_{st} 示结果变量，主要用以表征玉米生产情况。借鉴黄季焜等（2015）、张杰、杜珉（2016）以及顾莉丽、郭庆海（2017）的做法，本文选择玉米总产量、玉米播种面积、玉米单位面积总投入来对玉米生产情况进行度量。在遗漏变量检验中，结果变量还包括了稻谷总产量、稻谷播种面积、稻谷单位面积总投入以及小麦总产量、小麦播种面积、小麦单位面积总投入。在作用机制分析中，根据本文第三部分收储制度改革影响玉米生产的理论分析，结果变量还包括玉米出售价格和净利润。

根据 DID 模型设计要求，为了估计临储改革对处理组的处理效应，需要设定两个虚拟变量及其交乘项。其中一个虚拟变量表示是否受政策影响，一个虚拟变量表示政策发生时间，二者交乘项的估计系数即为 DID 的结果。为此，本文用 $treat_s$ 表示政策变量， $treat_s = 1$ 表示受收储制度改革影响的地区，即东北三省一区， $treat_s = 0$ 表示不受收储制度改革影响的地区，即除了三省一区外的省份； $time_t$ 为政策发生时间的虚拟变量，2016 年和 2017 年为收储制度改革第一年及第二年，故令 $time_{2016} = time_{2017} = 1$ ，其余年份 $time_t = 0$ ； λ_t 为时间固定效应，用以控制对所有省份的玉米种植有共同影响的宏观趋势。 ε_{st} 为随机扰动项。 β_t 、 α 、 φ 待估参数。

β_t 是本文感兴趣的参数，表示的是处理组在收储制度改革前后的变动与对照组在收储制度改革前后的变动的差异，即 DID 的结果。对该参数进行无偏估计要求处理状态与潜在结果变量之间无关。如果处理措施的分配仅仅取决于地理位置等不随时间变动的因素，通过模型（1）仅仅控制 $treat_s$ 以及 λ_t 便可以得到 β_t 的无偏估计，此时不需要额外控制任何变量。本文将通过共同趋势检验来对这一假设进行检验，检验结果显示，上述假设是成立的（参见后文第六节“共同趋势检验”部分）。尽管在共同趋势假设成立的情形下，在模型中增加影响玉米潜在生产状况的变量，不会影响估计结果的无偏性，但是却可以提高模型的估计精度（Angrist and Pischke, 2008）。为此，本文进一步控制了各省的人均 GDP（用以衡量各省经济发展程度）、农作物种植总面积（用以各省农业资源禀赋）、上年玉米播种面积、上年玉米总产量和上年玉米总消费等对玉米生产有重要影响的变量，来提升 β_t 估计结果的精度。

样本区间设置为 2010~2017 年。在进行模型回归时，考虑到回归中可能存在的异方差及序列相关问题，本文采用省级层面的聚类标准误（cluster）进行分析。

^①关于改革地区和非改革地区拥有共同趋势的计量证据见本文第六节第一部分。

2.共同趋势检验。采用 DID 模型准确估计收储制度改革对玉米生产影响的前提条件是：如果没有收储制度改革发生，改革地区与非改革地区玉米生产情况的变动应一致。这一假设也被称为共同趋势假设。在现实情况中，我们无法观测到改革地区在没有改革发生的反事实结果，因此，实践中对共同趋势假设的检验主要是比较改革发生前改革地区和非改革地区的变动趋势。如果二者的变动趋势相同，则认为共同趋势假设可以得到满足，这样就可以使用非改革地区在改革后的变动趋势推断改革地区在没有改革发生时的反事实结果，进而得到收储制度改革对改革地区的因果性影响，即处理组的处理效应。为了检验共同趋势假设，本文设定了如下模型：

$$y_{st} = \sum_{k=2010}^{2017} \beta_k \cdot treat_s \times time_k + \alpha treat_s + \lambda_t + \phi x_{st} + \varepsilon_{st} \quad (k \neq 2015) \quad (2)$$

(2) 式中，各变量含义与 (1) 式相同。以 2015 年为对照组，如果改革地区和非改革地区在改革前变动趋势相同的话，那么 $\beta_{2010} \sim \beta_{2014}$ 的估计系数应与零没有显著差异。

(二) 数据来源与描述性统计

根据前文对于变量选取的分析，本文所涉及的变量包括玉米总产量、玉米播种面积、玉米单位面积总投入、玉米总消费、玉米出售价格、净利润、稻谷总产量、稻谷播种面积、稻谷单位面积总投入、稻谷总消费、小麦总产量、小麦播种面积、小麦单位面积总投入、小麦总消费、农作物种植总面积、人均 GDP 等。其中，除农作物种植总面积和人均 GDP 两个变量的数据来自国家统计局网站^①外，其余变量数据均来自布瑞克数据库^②。对于玉米单位面积总投入、平均出售价格、净利润等变量，笔者基于布瑞克公布的数据按国家统计局公布的第一产业 GDP 平减指数以 2000 年为基期进行了平减。各省的人均 GDP 由笔者基于国家统计局公布的各省生产总值、总人口计算得到，并且按照全国 GDP 平减指数以 2000 年为基期进行了平减。各省稻谷单位面积总投入由笔者基于籼稻及粳稻的单位面积总投入按照种植面积加权平均得到。上述变量的描述性统计见表 2。

表 2 变量的描述性统计

变量名	单位	总样本		改革试点区		非改革试点区		非改革试点区-改革试点区
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
玉米总产量	万吨	702.061	857.846	2296.741	734.731	461.355	569.483	-1835.386***
玉米播种面积	万公顷	119.095	135.874	354.559	115.616	83.720	98.325	-270.839***
玉米单位面积总投入	元/亩	546.505	199.298	524.768	83.560	551.473	217.194	26.706
玉米总消费	万吨	615.352	639.773	1072.742	1065.380	547.591	520.407	-525.151***
玉米出售价格	元/公	1.110	0.376	1.141	0.241	1.103	0.401	-0.038
玉米净利润	元/千克	-0.033	0.347	0.103	0.262	-0.065	0.357	-0.167**

^①国家统计局网址为：<http://data.stats.gov.cn>。

^②布瑞克农产品数据终端是由北京布瑞克农业信息科技有限责任公司开发的中国农业大数据应用平台，该平台汇总了农业生产、销售、期货行情、农业气象等多方面数据，是国内首个面向涉农产业决策者、投资者、经营者及涉农学科研究者的专业信息终端。数据终端网址为：<http://www.agdata.cn/>。

(续表 2)

稻谷总产量	万吨	666.299	763.854	843.930	847.193	639.737	749.148	-204.193
稻谷播种面积	万公顷	99.111	114.330	115.323	122.733	96.664	113.113	-18.659
稻谷单位面积总投入	元/亩	472.837	309.444	768.460	72.302	426.915	306.840	-341.546***
稻谷总消费	万吨	635.517	486.488	480.967	173.294	658.413	513.307	177.446*
小麦总产量	万吨	418.111	760.028	61.404	73.237	469.559	799.692	408.155***
小麦播种面积	万公顷	81.097	125.653	19.644	24.892	90.256	131.961	70.611***
小麦单位面积总投入	元/亩	674.470	407.410	815.645	272.781	658.336	417.735	-157.309
小麦总消费	万吨	106.783	347.591	28.300	72.585	118.410	370.141	90.109
农作物种植总面积	万公顷	535.702	372.519	744.864	328.758	504.714	369.276	-240.150***
人均 GDP	万元/人	1.324	0.594	1.422	0.333	1.309	0.623	-0.112

注：①样本期为 2010~2017 年；②*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

五、实证分析结果

(一) 收储制度改革对玉米生产的影响

1. 图形分析。假设没有收储制度改革发生时处理组与对照组的变动趋势一致，那么按照对照组的变动趋势就可以估计处理组在没有政策发生时的情形。图 6、图 7、图 8 分别给出了 2010~2017 年处理组与对照组玉米总产量、播种面积、单位面积总投入的变动情况。

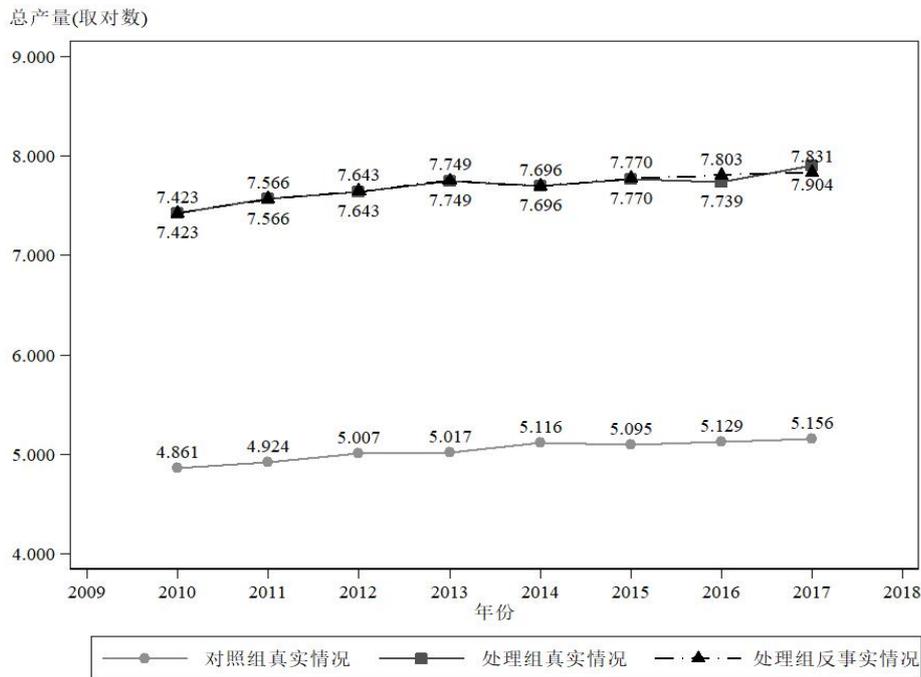


图 6 2010~2017 年处理组与对照组玉米总产量的变动

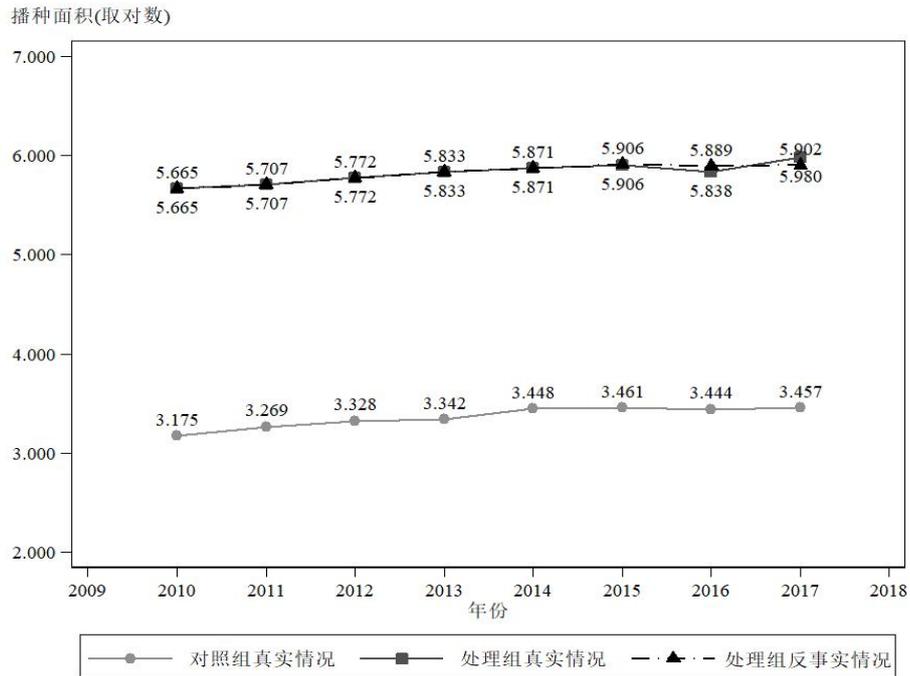


图 7 2010~2017 年处理组与对照组玉米播种面积的变动

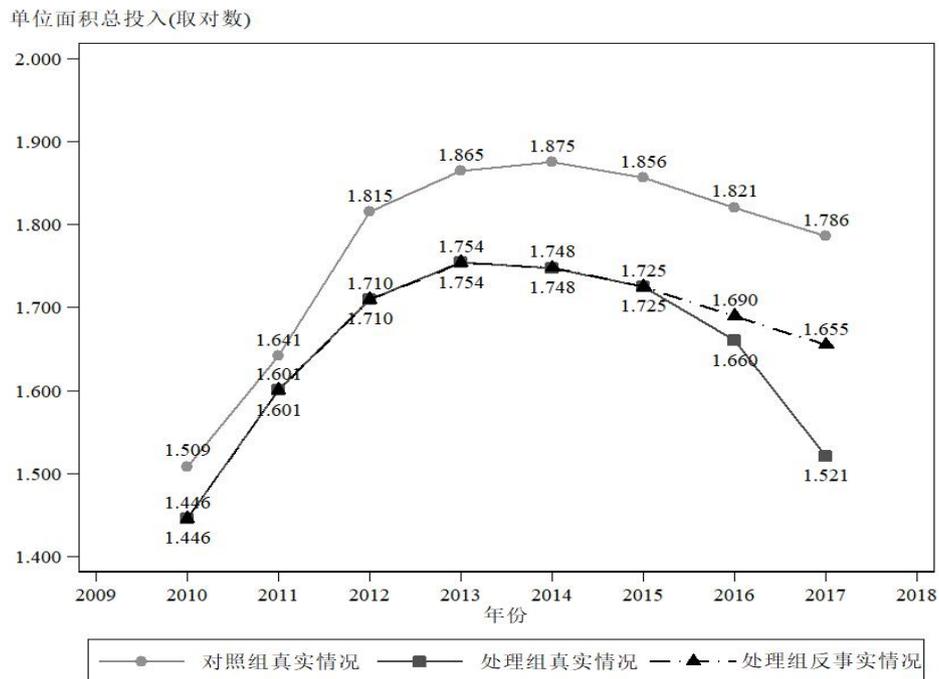


图 8 2010~2017 年处理组与对照组玉米单位面积总投入的变动

其中圆点表示对照组真实情况，方点表示处理组真实情况，三角点表示按照对照组变动趋势估计出的处理组的反事实情形。由此可以看出，在 2016 年，收储制度改革导致玉米总产量下降了 6.4%，

播种面积下降了 5.1%，单位面积总投入下降了 3.0%；在 2017 年，收储制度改革导致玉米总产量上升了 7.3%，播种面积上升了 7.8%，但大幅降低了玉米单位面积总投入，降低幅度达到 13.4%。根据第三节的理论分析，2016 年玉米生产情况的变动衡量的是临储政策取消的影响，而 2017 年玉米生产情况的变动衡量的是临储取消和生产者补贴的综合影响。

2.回归分析。为了更加精确地考察上述影响，本文进一步使用 DID 模型来检验收储制度改革对玉米生产的影响。模型设定见（1）式。与图 6~图 8 所展示的图形法相比，回归方法的一个明显的优势在于可以控制更多的变量，从而提高估计精度。表 3 给出了基于模型（1）估计出的 DID 结果。表 3（1）、（2）、（3）列分别考察对照组和处理组在收储制度改革前和收储制度改革的第一、第二年玉米总产量、播种面积、单位面积总投入的差异。三个回归均控制了时间固定效应、地区固定效应、省级特征和影响玉米生产的其他控制变量（上年玉米播种面积、上年玉米总产量和上年玉米总消费）。

表 3 收储制度改革对玉米总产量、播种面积、单位面积总投入的影响

变量名	(1)	(2)	(3)
	总产量	播种面积	单位面积总投入
改革地区×收储制度改革第一年	-0.092* (-1.725)	-0.079*** (-3.353)	-0.076** (-2.660)
改革地区×收储制度改革第二年	0.103** (2.088)	0.096* (1.946)	-0.199*** (-4.579)
时间固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
省级特征	控制	控制	控制
上年玉米播种面积	控制	控制	控制
上年玉米总产量	控制	控制	控制
上年玉米总消费	控制	控制	控制
常数项	0.307 (0.895)	0.387* (1.729)	4.416*** (3.665)
观测值	244	244	160
R ²	0.993	0.996	0.724

注：① *、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为 t 值；②（3）列与（1）列、（2）列相比观测值个数减少是因为部分地区的玉米单位面积总投入数据缺失；③总产量、播种面积、单位面积总投入为对数形式。

从上述回归结果可以看出，在收储制度改革的第一年，收储制度改革对玉米生产表现出全面且强烈的负向影响。收储制度改革导致总产量下降了 9.2%，播种面积下降了 7.9%，单位面积总投入下降了 7.6%。根据第二节的制度演变梳理及第三节的理论分析可知，此时国家刚刚公布取消临储政策但是还未实施生产者补贴制度，此时收储制度改革更多地体现为玉米价格支持政策取消的影响。此阶段，播种面积和单位面积总投入均大幅下降，进而导致了玉米总产量的下降。通过比较收储制度改革对播种面积和单位面积总投入的影响程度，发现在这一阶段中播种面积和单位面积总投入的

政策敏感性基本一致。

在增加了生产者补贴后，即收储制度改革的第二年，玉米支持政策由基于产量的价格支持改为基于面积的成本支持，而这一阶段收储制度改革对玉米生产的影响与上一阶段相比体现出明显的异质性。在增加了生产者补贴制度后，收储制度改革非但没有引起总产量的下降反而导致了总产量的增加，从回归结果可以看出，此时收储制度改革对总产量表现出显著的正向影响，导致总产量增加了 10.3%。同时，此阶段的收储制度改革对播种面积也表现出显著的正向影响，导致播种面积增加了 9.6%。但是，值得注意的是，此阶段的收储制度改革对单位面积总投入表现出更加强烈的负向影响，导致单位面积总投入减少了 19.9%。同样地，根据第二节的制度演变梳理及第三节的理论分析可知，此时生产者补贴制度已经正式出台，收储制度改革更多地体现为玉米价格支持政策转换的影响，既包含临储政策取消带来的负向影响，也包含生产者补贴制度实施带来的正向影响。此阶段，播种面积增加，但是单位面积总投入进一步下降。总体而言，播种面积增加的效应大于单位面积总投入下降的效应，总产量的增加主要是通过增加种植面积来获得。通过比较收储制度改革对播种面积和单位面积总投入的影响程度，发现播种面积的政策敏感性弱于单位面积总投入的政策敏感性，这一阶段的收储制度改革导致单位面积总投入减少了 19.9%，如此大幅的下降程度值得引起重视。该结果表明收储制度改革很可能带来了生产模式的改变，鼓励了粗放式经营倾向。此阶段中，当改革地区农民努力耕作增加产量获取的收益不如增加播种面积以获取补贴的收益多时，农民便有动力在增加玉米播种面积的同时减少对于每亩地的总投入，而这种生产行为可能导致土地资源的浪费。

（二）收储制度改革影响玉米生产的作用机制：收益与风险

1.收储制度改革的第一年：生产者补贴未实施。影响理性生产者生产决策的关键因素在于收益和风险，因此收储制度改革影响玉米生产决策的核心机制在于其对玉米种植收益以及风险的影响。由图 2A 可以看出，临储政策取消之后，玉米价格大幅下降。表 4（1）列的估计结果进一步证实了这一观察。玉米价格是影响玉米种植收益的一个关键因素，因此玉米价格下降极有可能导致玉米种植收益的下降。为了进一步考察收储制度改革对玉米种植的影响，本文进一步使用 DID 模型估计了收储制度改革对玉米种植净利润的影响。估计结果显示在收储制度改革第一年，玉米种植收益大幅下降（参见表 4（2）列）。与此同时，收储制度改革之后相对于国际玉米价格波动，国内玉米价格波动上升了很多（参见图 2B），即玉米种植的风险（种植收益的不确定性）增加。在收益下降、风险增加的共同作用下，生产者种植玉米的积极性下降。表 3 中的估计结果也显示，玉米总产量、播种面积、单位面积总投入在收储制度改革的第一年均出现较大幅度的下降。

2.收储制度改革第二年：生产者补贴实施。生产者补贴制度的实施将会导致玉米种植成本的下降，由此相对于收储制度改革第一年，收储制度改革第二年的种植收益将会增加。但是与临储政策取消前的玉米种植收益相比，孰大孰小则取决于临储政策下的价格效应与生产者补贴政策下的成本效应孰强孰弱。从表 4 中的估计结果可以看出，生产者补贴制度实施后的玉米种植收益高于临储政策取消前的水平，这说明生产者补贴政策下的成本效应大于临储政策下的价格效应。

就风险而言，生产者补贴将会导致玉米供给曲线向右平移（参见图 4），因此相对收储制度改革

改革第一年，收储制度改革第二年的价格波动幅度并未发生太大变化。图 2B 也基本支持这一判断。收储制度改革第一年的风险高于临储政策取消之前的风险，而收储制度改革第二年的风险与收储制度改革第一年相当，因此，尽管增加了生产者补贴制度，但收储制度改革第二年的玉米种植风险仍旧高于临储政策取消之前的风险。

收益增加与风险增加对玉米生产会产生两种截然相反的影响，因此收储制度改革第二年对玉米生产的影响取决于这两种影响的相对强度。由于收储制度改革刚刚实施，对于收储制度改革下的价格波动，农户没有办法获得足够多的信息，因此其对风险的认知在此时可能存在不完全性。在此背景下，其生产决策可能会更多地受玉米种植收益的影响。表 3 第 5 行中的估计结果与这一推断相符。

表 4 收储制度改革对玉米种植效益的影响

变量名	(1)	(2)
	平均出售价格	净利润
改革地区×收储制度改革第一年	-0.207*** (-7.907)	-0.143*** (-69.318)
改革地区×收储制度改革第二年	-0.193*** (-4.244)	0.104** (13.546)
时间固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
省级特征	控制	控制
上年玉米播种面积	控制	控制
上年玉米总产量	控制	控制
上年玉米总消费	控制	控制
常数项	3.339*** (3.014)	-3.545** (-49.326)
观测值	172	172
R ²	0.791	0.724

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为 t 值。

六、模型检验

(一) 共同趋势检验

如前文所述，采用 DID 模型准确估计收储制度改革对玉米生产影响的前提条件是，改革地区和非改革地区玉米生产满足共同趋势假设。基于 (2) 式，表 5 给出了对共同趋势假设的检验结果。从中可以看出，当选择 2015 年为基期时，2010~2014 年对应的系数值绝大部分不显著。这说明在 2010~2014 年期间，改革地区与非改革地区的玉米生产情况的差异均与二者在 2015 年的差异基本相同。这表明，改革地区与非改革地区玉米生产情况在收储制度改革前具备共同趋势，通过 DID 模型可以较好地估计收储制度改革对玉米生产的因果性影响。

表 5 玉米总产量、播种面积、单位面积总投入共同趋势检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	总产量	播种面积	单位面积总投入
改革地区×2010 年	-0.114 (-1.528)	0.001 (0.070)	0.083* (1.932)
改革地区×2011 年	-0.023 (-0.364)	-0.054 (-1.405)	0.101** (2.323)
改革地区×2012 年	-0.094 (-1.648)	-0.025 (-0.663)	0.036 (1.466)
改革地区×2013 年	0.005 (0.095)	0.016 (0.427)	0.025 (1.111)
改革地区×2014 年	-0.141 (-1.334)	-0.017 (-0.509)	0.006 (0.461)
改革地区×2016 年	-0.154* (-1.846)	-0.092*** (-3.389)	-0.034** (-2.145)
改革地区×2017 年	0.042 (0.707)	0.083* (1.700)	-0.158*** (-3.370)
观测值	244	244	160
R ²	0.993	0.996	0.728

注：①控制变量与表 3 相同；② *、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为 t 值；③总产量、播种面积、单位面积总投入为对数形式。

（二）安慰剂检验

安慰剂检验思路是，在对照组中通过随机的方式构造虚拟处理组，以此来检验对照组中的某些省份是否与其他省份在收储制度改革前后存在不同趋势，此方法还可以检验表 3 的估计结果是否仅仅是一种偶然的发现。基于此，本文在对照组中随机选择四个省份，将这四个省份作为改革地区，将其余省份作为非改革地区，如果对照组收储制度改革前后存在不同趋势的话，那么将有可能再次出现与表 3 相同的估计结果。本文借鉴 Chetty et al. (2009) 的做法，从对照组中随机抽取 4 个省份作为虚假改革地区，并将 $faketreat_s$ 分别与 $time_{2016}$ 、 $time_{2017}$ 交互。然后，使用 $faketreat_s \times time_{2016}$ 与 $faketreat_s \times time_{2017}$ 分别替代 $treat_s \times time_{2016}$ 和 $treat_s \times time_{2017}$ ，使用模型 (1) 重新估计虚构出来的处理效应。将上述过程重复 20 次，发现没有一个伪处理效应可以达到真实处理效应水平。该检验说明对于不受改革影响的省份，玉米总产量、播种面积、单位面积总投入在收储制度改革前后的变动基本一致。本文认为这是处理组在不受改革影响情形下与对照组变动趋势一致的另一证据^①。

（三）遗漏变量检验

为了检验遗漏变量的影响，本部分考察收储制度改革对其他作物生产的影响。如果表 3 中的结

^①为节省篇幅，安慰剂检验结果省略。读者若有需要，可向笔者索取。

果——玉米总产量、播种面积、单位面积总投入在改革前后的显著变化不是由收储制度改革而是由遗漏变量（如农作物生产的条件得到改善）导致的，那么这些遗漏变量同时也会显著影响其他作物的生产情况。因此，本文进一步使用 DID 模型来检验收储制度改革对稻谷、小麦生产情况的影响，模型设定同（1）式。如果玉米生产情况的变化确实是由遗漏变量导致的，那么这些遗漏变量同时也会影响稻谷和小麦的生产情况，使它们体现出和玉米生产情况一致的变动。如果稻谷和小麦的生产情况在收储政策前后并没有体现出与玉米一致的变动，或者体现出与玉米相反的变动^①，则证明玉米生产情况的变动确实是由于收储制度改革导致的，从而排除遗漏变量的影响。

表 6 给出了基于模型（1）估计出的 DID 结果。由表 6 中稻谷的回归结果可以看出，收储制度改革并没有对稻谷的总产量、播种面积和单位面积总投入产生显著的影响，而由表 6 中小麦的回归结果可以看出，在收储制度改革的第一年，小麦总产量和播种面积显著增加^②，该变动情况与玉米变动情况相反，体现出了小麦对于玉米的替代作用。这两种替代作物生产情况的变动均排除了遗漏变量的影响，验证了表 3 中玉米生产情况的变动确实是由于收储制度改革导致的。

表 6 收储制度改革对稻谷及小麦总产量、播种面积、单位面积总投入的影响

变量名	稻谷			小麦		
	总产量	播种面积	单位面积 总投入	总产量	播种面积	单位面积 总投入
改革地区×收储制度 改革第一年	0.055 (1.046)	0.077 (1.284)	-0.022 (-0.948)	0.331* (1.993)	0.231*** (2.964)	0.374 (1.264)
改革地区×收储制度 改革第二年	0.122 (1.207)	0.116 (1.455)	-0.048 (-1.004)	0.450 (1.467)	0.838 (1.464)	0.214 (0.630)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省级特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
上年作物播种面积	控制	控制	控制	控制	控制	控制
上年作物总产量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
上年作物总消费	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.219 (0.213)	0.109 (0.304)	5.266* (2.074)	-0.624 (-0.806)	0.142 (0.353)	-0.893 (-0.119)
观测值	239	239	184	238	239	248
R ²	0.997	0.996	0.355	0.989	0.989	0.734

^①考虑到玉米、小麦、水稻这三大粮食作物之间可能存在一定的替代性，因此玉米收储制度改革可能会出现抑制玉米生产，但促进其他替代作物生产的情况。

^②值得注意的是，东北三省一区小麦种植时间为春节后，而临储政策正式取消的时间是 2016 年 4 月份，所以从种植时间上可以推断 2016 年小麦生产情况的变化并不是由玉米临储政策取消导致的，这一变化很可能是由 2015 年玉米临储价格下调导致的。

注：① *、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为 t 值；②总产量、播种面积、单位面积总投入为对数形式。

七、主要结论与政策启示

（一）基本结论

基于全国 31 个省 2010~2017 年玉米生产的省级面板数据，利用新一轮玉米收储制度改革实施地区以及时间的异质性，本文构造了 DID 模型详细地考察了收储制度改革对玉米生产的影响。研究表明，在收储制度改革初期，收储制度改革的具体内容存在较大异质性，由此导致收储制度改革对玉米生产的影响具有较强的时间异质性。在收储制度改革第一年，临储政策取消同时配套支持制度（以生产者补贴制度为主）没有建立，此时收储制度改革对玉米生产具有较大的负向冲击，玉米总产量、播种面积及单位面积总投入均出现较大幅度下降。在收储制度改革第二年，由于生产者补贴制度建立，临储政策取消对玉米生产的负向影响被弱化。这一阶段的玉米支持政策由基于产量的价格支持改为基于面积的成本支持，由于这种激励方式的转变，此时玉米播种面积增加，但单位面积总投入却减少，且播种面积增加的效应大于单位面积总投入减少的效应，最终导致玉米总产量的增加。进一步的风险收益分析表明，在收益方面，玉米种植收益在收储制度改革的第一年降低，第二年显著提高。在风险方面，收储制度改革导致了玉米种植风险的增加。但是由于改革尚处于初期，农户无法获得收储制度改革时价格波动的相关信息，因此对农户来说，风险效应小于收益效应。

在上述过程中，需要进一步指出的是，在收储制度改革第二年，播种面积的政策敏感性要弱于生产投入的政策敏感性，总产量的增加主要通过增加播种面积而非单产量来获得。这一阶段的收储制度改革导致单位面积总投入减少了 19.9%，如此大幅的下降值得引起重视。该结果表明生产者补贴制度依然对玉米生产者的生产行为造成一定程度的扭曲。此阶段中，当改革地区农民努力耕作增加产量获取的收益不如增加播种面积以获取补贴的收益多时，农民便有动力在增加玉米播种面积的同时减少对于每亩地的投入，而这种生产行为可能导致土地资源的浪费。

总体来看，就收储制度改革“市场定价、价补分离”目标的设定而言，此次改革使得临储政策制度下的价格高企趋势得到抑制，同时生产者补贴制度的实施在很大程度上弱化了临储政策取消对玉米生产者种植收益的影响，收储制度改革初期的政策效果基本符合收储制度改革的目标设定。不过，基于种植面积的生产者补贴制度所引发的种植面积增加但单位面积总投入下降的现象需得到重视。

囿于观察时间限制，本文所考察的收储制度改革对玉米生产的影响仅限于改革初期，有关收储制度改革的长期影响有待进一步观察。一个简单的预测是，在改革初期，由于临储政策取消下的玉米价格波动信息并没有被农户完全掌握，或者农户依然会按照临储政策下的玉米价格波动信息来预测玉米种植风险，在此情形下风险对玉米种植的影响可能并未完全显现。随着改革的持续推进，农户对玉米种植风险信息的掌握越来越完善。在此过程中，风险效应对玉米生产的作用可能会逐渐变强，甚至超过生产者补贴所带来的收益效应，从而导致玉米生产的下降。这一推断对于玉米收储制度改革具有重要影响，因此对于玉米收储制度改革效果的完整评价，需要进一步观察。

（二）政策启示

首先，粮食支持制度改革应坚持以市场调节为主的基本方向。收储制度改革的主要动机在于临储政策对于生产者行为的扭曲，从而导致价格机制失灵以及三量齐增。临储政策取消导致价格机制开始生效，国内粮食价格的变动特征趋于国际粮食价格变动特征。但是在收储制度改革中，即便是对于玉米生产产生了积极作用的生产者补贴制度，对玉米生产者的行为依然具有一定的扭曲激励。本文结果表明，生产者补贴导致了玉米播种面积增加及单位面积总投入大幅下降。因此，进一步深化市场调节为主的粮食支持制度改革，依然任重而道远。

其次，在粮食支持制度改革过程中应坚持渐进性原则，坚持市场化改革取向和保护农民利益并重。本文的分析结果表明，现阶段农户对粮食支持制度具有很强的敏感性，临储政策取消对玉米总产量、播种面积、单位面积总投入均具有较强的负向影响。因此激进的粮食支持制度改革有可能造成粮食产量的剧烈波动，威胁粮食安全。

再者，粮食支持制度改革应注重配套制度的建设，坚持统筹兼顾综合施策，这样有助于粮食生产的平稳过渡，削弱粮食支持制度改革对粮食生产者福利的不利影响。目前的收储制度改革中，引入生产者补贴对于保持农户玉米生产的积极性具有很强的促进作用，可以在很大程度上削弱临储政策取消的负向冲击。生产者补贴制度的引入增加了玉米种植收益，同时没有在很大程度上干扰玉米价格向市场回归的趋势，因此生产者补贴制度对收储制度改革“市场定价”目标的设定并没有产生较大影响。但生产者补贴制度依然对玉米生产者的生产行为造成一定程度的扭曲，这一点也应引起重视。

最后，收储制度改革后期玉米种植风险的增加也应引起足够的关注。目前收储制度改革的配套支持制度建设中，主要关注的是玉米种植收益，这一点在当前配套支持制度——生产者补贴制度的建设中有所体现。本文分析结果也表明，短期内这些配套支持制度对于维持玉米生产者的积极性是十分有效的。但是种植收益并不是收储制度改革影响玉米生产的唯一途径，种植风险是收储制度改革影响玉米生产的另一个重要途径。本文分析表明，市场调节下的价格波动将会大大高于以临储价格为核心的临储政策下的价格波动。但是短期内由于信息不完全，收储制度改革所导致的玉米种植风险增加对玉米生产的影响可能并没有完全显示出来。随着改革的推进，种植风险对玉米生产的影响将会逐渐强化。目前以生产者补贴制度为主的配套支持制度并不能有效化解这一风险，因此未来配套支持制度建设的重点在调节种植风险。

参考文献

1. 蔡昉, 2008: 《中国农村改革三十年——制度经济学的分析》, 《中国社会科学》第6期。
2. 陈锡文, 2016: 《落实发展新理念 破解农业新难题》, 《农业经济问题》第3期。
3. 高鸣, 2017: 《脱钩收入补贴对小麦生产率有影响吗?——基于农户的微观证据》, 《中国农村经济》第11期。
4. 顾莉丽、郭庆海, 2017: 《玉米收储政策改革及其效应分析》, 《农业经济问题》第7期。
5. 郭沛、肖亦天, 2018: 《中国农业农村改革四十年:回顾发展与展望未来——第二届农业经济理论前沿论坛综述》,

《经济研究》第6期。

6.贺超飞、于冷, 2018: 《临时收储政策改为目标价格制度促进大豆扩种了么?——基于双重差分方法的分析》, 《中国农村经济》第9期。

7.黄季焜、王丹、胡继亮, 2015: 《对实施农产品目标价格政策的思考——基于新疆棉花目标价格改革试点的分析》, 《中国农村经济》第5期。

8.刘文霞、杜志雄、郜亮亮, 2018: 《玉米收储制度改革对家庭农场加入合作社行为影响的实证研究——基于全国家庭农场监测数据》, 《中国农村经济》第4期。

9.刘宇、周梅芳、郑明波, 2016: 《财政成本视角下的棉花目标价格改革影响分析——基于CGE模型的测算》, 《中国农村经济》第10期。

10.吴坚、黄祖辉, 2000: 《试论现阶段我国粮食保护政策及其改革》, 《管理世界》第4期。

11.郁建兴、高翔, 2009: 《农业农村发展中的政府与市场、社会: 一个分析框架》, 《中国社会科学》第6期。

12.张杰、杜珉, 2016: 《新疆棉花目标价格补贴实施效果调查研究》, 《农业经济问题》第2期。

13.张磊、李冬艳, 2017: 《玉米收储政策改革带来的新问题及其应对——以吉林省为例》, 《中州学刊》第7期。

14.钟甫宁、顾和军、纪月清, 2008: 《农民角色分化与农业补贴政策的收入分配效应——江苏省农业税减免、粮食直补收入分配效应的实证研究》, 《管理世界》第5期。

15.朱满德、程国强, 2011: 《中国农业政策:支持水平、补贴效应与结构特征》, 《管理世界》第7期。

16.Angrist, J. D., and J. S. Pischke, 2008, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton university press.

17.Chetty, R., A. Looney and K. Kroft, 2009, "Salience and Taxation: Theory and Evidence", *American Economic Review*, 99(4): 1145-1177.

18.Dimitri, C., and L. Oberholtzer, 2015, "Potential National Economic Benefits of the Food Insecurity and Nutrition Incentives Program of the U.S. Agricultural Act of 2014", *Journal of Agriculture, Food Systems, and Community Development*, 5(4): 49-61.

19.Gertler, P. J., S. Martinez, P. Premand, L. B. Rawlings and C. M. Vermeersch, 2016, *Impact Evaluation in Practice*, The World Bank.

20.Glickman, M. E., and J. Hennessy, 2015, "A Stochastic Rank Ordered Logit Model for Rating Multi-Competitor Games and Sports", *Journal of Quantitative Analysis in Sports*, 11(3).

21.Hennessy, D. A., 1998, "The Production Effects of Agricultural Income Support Policies Under Uncertainty", *American Journal of Agricultural Economics*, 80(1): 46-57.

22.Im, J. B., 2014, "An Analysis of Farm Income Support Program in the 2014 US New Farm Bill", *The Journal of the Korean Society of International Agriculture*, 26(3): 210-218.

23.Kurkalova, L., C. Kling and J. H. Zhao, 2006, "Green Subsidies in Agriculture: Estimating the Adoption Costs of Conservation Tillage from Observed Behavior", *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue Canadienne D 'agroeconomie*, 54(2): 247-267.

24. Markowitz, H., 1952, "Portfolio Selection", *The Journal of Finance*, 7(1): 77-91.
25. Pierre, G., K. Pauw and E. Magrini, 2018, "The Effect of the National Food Reserve Agency on Maize Market Prices in Tanzania", *Review of Development Economics*, 22(2): 540-557.
26. Westcott, P. C., 2005, "Counter-Cyclical Payments Under the 2002 Farm Act: Production Effects Likely to be Limited", *Choices*, 20(3): 201-205.
27. Wooldridge, J., 2007, "What's New in Econometrics? Lecture 10 Difference-In-Differences Estimation", NBER Summer Institute, Available at: www.nber.org/WNE/Slides7--31--07/slides_10_diffindiffs.pdf, accessed April, 9, 2011.
28. Young, C. E., and P. C. Westcott, 2000, "How Decoupled is US Agricultural Support for Major Crops?", *American Journal of Agricultural Economics*, 82(3): 762-767.

(作者单位：中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑：陈静怡)

Does the Reform of Corn Purchasing and Storage Policy Lead to a Reduction in Corn Production? An Analysis Based on a Difference-in-differences Technique

Ruan Rongping Liu Shuang Zheng Fengtian

Abstract: China launched a new round of corn purchasing and storage policy reform in 2016, including the cancelation of previous policy as well as the establishment of corn producer subsidy policy. Based on the provincial panel data of 31 provinces from 2010 to 2017 and a DID model, this article investigates the impact of this policy reform on corn production. The results of the study indicate that the impact of this policy reform on corn production is highly heterogeneous. In the first year of reform, the cancelation of corn purchasing and storage policy had a strong negative impact on the total production, planting area and total input per unit area of corn. In the second year of reform, although the policy reform still had a strong negative impact on the total input per unit area of corn, it showed a positive impact on the total production and planting area. The reason is that, for corn producers, there was no supporting system in the first year of reform, and the income from corn plantation had declined. In the second year of reform, the supporting system based on producer subsidies has been established, and the income from corn plantation increased.

Key Words: Purchasing and Storage Policy Reform; DID Model; Agricultural Support Policy; Policy Evaluation

增产加剧污染？*

——基于粮食主产区政策的经验研究

罗斯炫^{1,2} 何 可^{1,3} 张俊飏^{1,2}

摘要：本文以粮食主产区政策为切入点，将2004年全国设立13个粮食主产区视为一次准自然实验，利用双重差分法，考察了粮食主产区政策对化肥面源污染的影响及其作用机制。研究主要发现：①基础回归分析表明，粮食主产区政策对化肥面源污染具有显著的削减效应，尤其针对氮污染排放量；②影响机制分析表明，上述削减效应主要得益于粮食种植规模的扩大，即通过发挥粮食作物生产的规模效应以降低化肥污染排放量；③异质性分析表明，促进劳动力转移与扩大土地经营规模有助于粮食主产区发展适度规模经营以获取规模效应，进而实现对化肥面源污染的削减效应。据此，本文研究为粮食主产区不存在增产加剧污染的可能性提供了经验性证据，也为在粮食安全的目标下兼顾农业发展与生态环境保护提供了有益的政策启示。

关键词：农业发展 生态环境保护 粮食主产区 粮食安全 化肥面源污染

中图分类号：F326.11 F323.22 **文献标识码：**A

一、引言

中国农业是经济增长、社会进步、国家发展的压舱石与推进器，其发展决定着国计民生的底色与潜力。自改革开放以来，党和政府高度重视农业发展，在一系列行之有效的政策执行下，中国农业经济获得了巨大增长。然而，中国农业系统中长期存在着农业发展与生态环境保护之间的矛盾与冲突不容忽视（陈锡文，2002；闵继胜、孔祥智，2016）。在取得农业发展显著成果的背后，许多农区却呈现出地下水位下降、土壤肥力衰退、农业面源污染加重等日益严峻的生态环境问题（Zhang and Chen, 2013；Lu et al., 2015）。

*本文受到国家自然科学基金青年项目“集约化畜禽养殖有机废弃物循环利用的减碳补偿机理及政策设计研究：基于‘养治统一’与‘养治分离’视角”（编号：71703051）、中央农办 农业农村部乡村振兴专家咨询委员会软科学课题“政府主导型与市场主导型农业生态补偿机制研究”（编号：RKX2019020A）、中宣部文化名家暨“四个一批”人才项目“中国农村绿色发展问题研究”的资助。笔者感谢匿名审稿专家的建设性意见。当然，文责自负。本文通讯作者：何可。

对于粮食主产区而言，在强调粮食安全的目标之下，农业发展与生态环境保护之间的矛盾与冲突更集中，且具体表现在“增产会否导致增污”的问题上。一般认为，由于受到自然条件的约束，农业生产往往呈现明显的集聚特征（郑风田、程郁，2005）。相比于非粮食主产区，粮食主产区内农业生产活动集聚程度较高，单位空间上农业面源污染量会随生产规模的增长而增长，从而产生环境污染效应。但考虑到粮食主产区因生产集聚而更具有规模报酬递增性质（林坚、李德洗，2013）以及污染排放与治理可能具有规模经济性质（陆铭、冯皓，2014），则粮食主产区内增产不一定加剧污染，甚至存在降低污染的可能。那么，在粮食安全的压力下，粮食主产区内是否存在增产加剧污染的现象？目前尚不得知。考虑到粮食主产区设立是中央政府于2004年实施的一项区域性政策干预，本文将从评估粮食主产区政策对化肥面源污染影响的角度对上述问题展开经验研究。

目前，国内外诸多学者对农业发展、农业面源污染等问题做出了许多探索性研究，本文研究涉及三类文献。第一类文献主要从宏观或微观视角考察了农业面源污染的影响因素（例如李海鹏、张俊飏，2009；葛继红、周曙东，2012；仇焕广等，2014），从经济增长、要素市场、风险规避等方面对农业面源污染的影响效应和发生机制展开基础性研究。第二类文献集中于考察农业发展与农业面源污染（或生态环境保护）之间的关系（例如梁流涛等，2010；葛继红、周曙东，2011；潘丹，2014），认为农业发展过程中种植业比重与粮经比的下降是农业面源污染加重的影响因素之一。此外，在农业发展过程中，长期存在的二元社会结构及伴随城镇化出现的劳动力成本上升、人口流动现象，亦是不断催生农户选择通过增施化肥以替代劳动的原因之一（Avraham et al., 2011；仇焕广等，2014；胡浩、杨泳冰，2015）。Schreinemachers and Tipraqsa（2012）利用跨国面板数据同样证明了产量增长与环境污染间的矛盾关系。第三类文献则重点探讨了粮食安全状况对农业面源污染的影响，且与本文研究的主题较为接近。例如，倪国华、郑风田（2012）通过梳理新中国成立以来的农业发展历程，认为中国的粮食安全战略过度依赖自给自足，粮食生产中使用了大量的化肥、农药等化学品，加剧了粮食安全、生态安全及食品安全三者间的矛盾。曾靖等（2010）认可了保障粮食安全而提高化肥施用投入的必要性，但也指出了化肥过量投入所带来的弊端。向涛、綦勇（2015）利用2002~2009年包含72国的跨国面板数据分析得出，粮食安全状况不仅会直接影响农业面源污染，而且会通过农业保护和粮食贸易政策间接地影响农业面源污染。

虽然上述文献重点研究了粮食安全与农业面源污染之间的关系，亦有文献关注了粮食安全对农业面源污染的影响，但鲜有研究聚焦于中国粮食生产的重要基地——粮食主产区。粮食主产区政策作为一项特殊的区域性农业发展战略，其实施是否催生化肥面源污染的进一步增长？对于这个问题学界依然未有明确回应。此外，鲜有文献基于政策评估的视角量化分析粮食安全或粮食主产区政策对农业面源污染的政策效应，进而无法对政策效果给予科学、准确的评价，通过相关性分析得出的结论亦不足以真实地反映因果上的规律，相关测度指标总是难以涵盖粮食安全的全貌。

因此，考虑到粮食主产区设立是一项区域性政策干预行为，该政策实施后13个粮食主产区省份对于保障粮食安全的责任愈发突出，受到稳定增产的政策压力也愈强。本文将2004年全国设立13个粮食主产区视为一次部分省份粮食安全压力激增的准自然实验，以化肥面源污染为研究对象，考

察粮食主产区政策对化肥面源污染的影响及其作用机制，以期对粮食主产区内是否存在增产加剧污染的疑问给予回应。

本文余下的结构安排如下：第二部分介绍农业发展与生态环境保护、粮食主产区政策等相关制度背景与理论分析；第三部分为计量回归模型设计与识别策略说明；第四部分为计量结果汇报，并对计量模型的关键性假设展开检验；第五部分验证粮食主产区政策对化肥面源污染的影响机制；第六部分讨论劳动力转移、土地经营规模背景下粮食主产区政策对化肥面源污染影响的异质性；最后为全文的结论性评述。

二、制度背景、理论分析与特征性事实

（一）制度背景

粮食主产区承担着维护国家粮食安全的重要任务。粮食主产区政策实施之前，1999~2003年粮食产量连年下降、产不足需，2003年粮食种植面积减少到新中国成立以来的最低水平，几乎动摇了中国粮食安全的基础。在此形势下，国家着手设立粮食主产区^①，并在政策支持上向主产区倾斜，以稳定粮食生产。从长远来看，稳住了粮食主产区的生产能力在很大程度上就稳住了全国粮食安全^②的大局，粮食主产区设立的意义就在于此（张利国，2013；蒋黎、朱福守，2015）。因此，在粮食安全的压力下，粮食主产区的农业发展以增产为主要目的（张红宇等，2015）^③。从2004年起，中国粮食生产实现了可喜的“十二连增”，从2003年的4.31亿吨^④增长至2015年的6.21亿吨^⑤，增长率达44%。在这其中，粮食主产区的贡献巨大。数据显示，2004年粮食增产总量的91%来自粮食主产区^⑥，到2011年该比例提高至95%^⑦。据此，自实施粮食主产区政策后，粮食主产区内的粮食生产水平得到了极大提升，在农业发展上成果斐然。

^①这13个省份大多数处于平原或浅丘区，因气候湿润或半湿润，雨量充沛，光、热、水资源条件较好，土壤有机质含量较高，易于耕作和水土保持，适合农作物生长，故而综合生产能力强，且具有较大的生产潜力，是中国粮食生产的重要基地和保障粮食安全的重要基础（张利国，2013）。

^②粮食安全包括数量安全和质量安全。由于中国是人口庞大的发展中大国，粮食数量安全尤为关键。确保重要农产品有效供给、保障粮食数量安全是国家安全的基本要求（张利国，2013）。本文主要强调的是粮食安全中的数量安全。

^③中国农业发展目标包含高产、优质、高效、生态、安全、竞争力等多个方面，在操作层面上面向全国农业生产。相比较而言，粮食主产区的主要任务是提高粮食产量、保障粮食安全。

^④资料来源：《2003年国民经济和社会发展统计公报》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/ndtjgb/qgndtjgb/200402/t20040226_30017.html。

^⑤资料来源：《2015年国民经济和社会发展统计公报》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201602/t20160229_1323991.html。

^⑥资料来源：《农村经济呈现两大亮点：粮食增产 农民增收》，http://www.stats.gov.cn/ztc/ztfx/gbjd/200503/t20050303_52604.html。

^⑦资料来源：《收获夏粮 中国粮食主产区传出利好》，<http://www.chinanews.com/cj/2011/05-26/3070533.shtml>。

然而，粮食主产区内的生态环境却呈现出不容乐观的态势，其中化肥面源污染尤为突出^①。尤其是近年来出现多个粮食主产区化肥过量施用的报道，资源浪费给生态环境带来巨大损害^②，甚至粮食主产区主导的连年增产被质疑是化肥“喂”出来的^③。在此背景下，农业农村部（原农业部）于2015年颁布了《到2020年化肥使用量零增长行动方案》，以解决不合理或过量施用化肥带来的环境污染问题^④。同时，为了应对粮食主区内日益严峻的农业面源污染问题，农业农村部在2017年《对十二届全国人大五次会议第1283号建议的答复》中进一步表示，将开展推进肥料管理立法、加强耕地质量保护的工作部署。从形势上看，粮食主区内农业发展与生态环境保护之间的矛盾与冲突似乎已到了刻不容缓的地步。

总之，粮食主产区取得了连年增产的同时付出了巨大的环境代价。那么，在粮食安全压力下，粮食主产区是否无可避免地因增产而导致加剧污染？对这一问题有待进一步思考。

（二）理论分析

特殊的政治定位以及得天独厚的资源优势，使得粮食主产区具有生产活动高度集聚的特征（郑风田、程郁，2005），进而对生态环境的作用具有两面性。具体而言：

其一，在粮食安全的压力下，粮食主区内存在增产加剧污染的可能。理论上，农业产业在空间上的集聚能够促进产能、规模扩张，也会增加资源消耗，提高污染排放水平。由于粮食主产区存在内部的政策压力，相比非粮食主产区，粮食主产区更多地承担着维护国家粮食安全的重任，稳定增产已成为粮食主产区行政系统的执政关键词（魏后凯、王业强，2012；毛学峰、孔祥智，2019）。当前，中国农业主要依靠化学品等物质投入以实现增产的局面仍未扭转，且全国层面单位化肥投入换来的实际粮食产量增量不断下降已是不争之事实（Huang et al., 2008）。在农业生产活动集聚的同时但又未转变农业发展方式的情况下，继续依赖化肥的超量施用以提高单产的做法势必加剧粮食主产区内的化肥面源污染，从而形成了单位空间上化肥污染排放量随生产规模增长而增长的环境污

^①资料来源：《对十二届全国人大五次会议第1283号建议的答复》，http://jiuban.moa.gov.cn/zwlml/tzgg/tz/201709/t20170912_5812571.htm。

^②资料来源：《减少农业污染 留住绿水青山》，<http://politics.people.com.cn/n/2015/0312/c70731-26678771.html?appinstall=0>。

^③资料来源：《农业部部长：粮食增产不是用化肥“喂”出来的》，<http://www.nbd.com.cn/articles/2018-03-05/1196343.html>。

^④《到2020年化肥使用量零增长行动方案》（资料来源：《到2020年化肥使用量零增长行动方案》，http://jiuban.moa.gov.cn/zwlml/tzgg/tz/201503/t20150318_4444765.htm。）指出，2013年中国化肥投入量达到了5912万吨，平均每公顷化肥投入量达到了328.5千克，远超每公顷120千克的世界平均水平，且是美国的2.6倍、欧盟的2.5倍。中国农户的化肥施用量不仅超过了国际上为防止水体污染而设置的每公顷225千克的安全施用上限，还超过了其经济意义上的最优施用水平。必须肯定的是，自改革开放以来，化肥在促进粮食增产方面发挥了至关重要的贡献，是各投入要素中最为重要的驱动力量（Lin, 1992; Huang and Rozelle, 1995）。但值得警示的是，生产过程中因不合理施用或过量施用化肥所带来的土壤养分流失，业已成为现阶段中国农业面源污染最主要的来源之一（张维理等，2004）。

染效应。换言之，在粮食安全的高压之下，向土地要产量、向农业要效益的结果可能是粮食主产区因增产而加剧化肥面源污染（闵继胜、孔祥智，2016）。

其二，在粮食安全的压力下，粮食主产区内存在增产降低污染的可能。粮食主产区因生产集中更容易发展规模经营，从而催生出农业产业的横向分工与纵向分工，进而更具有针对农业面源污染治理的规模效应。具体而言，一方面，粮食主产区内粮食种植布局集中且呈规模化，种粮农户参与横向分工，促进了粮食生产区域的连片专业化与组织化（罗必良，2017），使得技术、要素、设施等实现了共享，也为大范围推广环保型生产技术提供了可能（Hosoe and Naito, 2006），进而有助于降低资源消耗以实现污染减少。另一方面，粮食主产区内高水平的横向分工以及在此之上形成的区域专业化与生产组织化，亦深化了粮食主产区内的纵向分工水平（罗必良，2017），粮食生产“从种到收”的每一个环节得以细化、专业化（陈昭玖、胡雯，2016），故而在施肥环节上有利于化肥利用效率的提高（王志刚等，2011），进而直接从源头上降低氮磷流失带来的化肥面源污染水平，使得粮食主产区在农业生产上更具有规模报酬递增的性质（林坚、李德洗，2013）。此外，与工业污染呈现集中排放的特征所不同，农业面源污染具有分散性、隐蔽性、随机性、难观测性与不确定性等特点。在相对分散的种植模式下，减少化肥面源污染需投入更高的人力、物力和财力。而在粮食主产区，由于生产集中、规模经营，污染排放与治理更具有规模经济性质（陆铭、冯皓，2014）。因此，粮食主产区因集聚带来的规模化程度较高，化肥面源污染形势并不比非粮食主产区严峻。换言之，以粮食安全为导向的农业发展未必会导致农业面源污染增加（闵继胜、孔祥智，2016），粮食主产区亦可能在增产的同时实现化肥面源污染的有效治理。

（三）特征性事实

在计量检验之前，本文试图先通过对特征性事实的描述以发现初步证据。以化肥施用为例，图1和图2展示了中国种植业1997~2017年粮食主产区与非粮食主产区平均化肥施用的绝对量与强度^①的变化情况，并以2004年粮食主产区设立为时间节点进行分段考察。

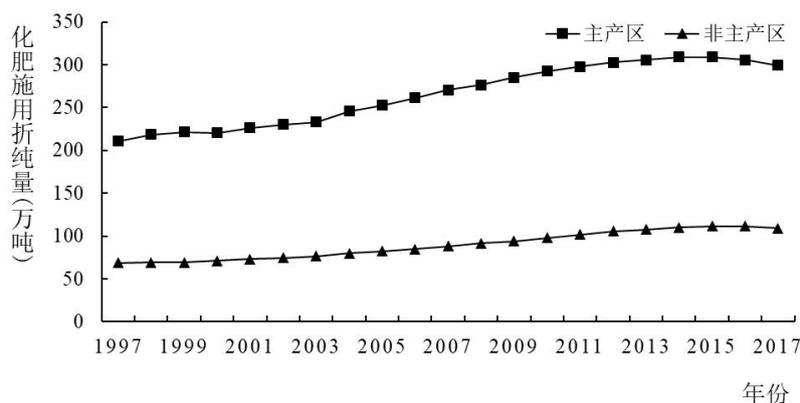


图1 1997~2017年化肥施用绝对量情况

^①化肥施用强度通过每公顷农作物总播种面积的化肥施用折纯量来衡量。

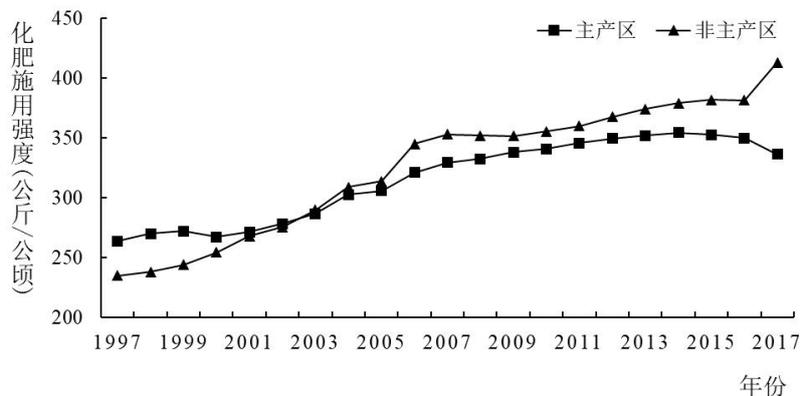


图2 1997~2017年化肥施用强度情况

从图1来看,2004年以前,粮食主产区与非粮食主产区在平均化肥施用绝对量的变化趋势上保持平行;但2004年后,粮食主产区平均化肥施用绝对量呈现突变式增长,而非粮食主产区平均化肥施用绝对量一直保持平稳。这似乎从侧面表明了粮食主区内存在环境污染效应。但是,粮食主产区本身即为产粮大省,高化肥投入亦是必然,当把化肥施用的绝对量转换成化肥施用强度进行考察时,结果与之相反。

从图2来看,在2004年前,粮食主产区的平均化肥施用强度高于非粮食主产区;但2004年后,非粮食主产区的平均化肥施用强度反超粮食主产区,且在随后的2005~2007年拉开差距。虽然2007~2009年二者差距略有缩小,但此后二者在增长态势上逐渐分离。图2反映出2004年后粮食主产区与非粮食主产区相比具有较低的化肥施用强度与缓慢的增长趋势。因而,理论上粮食主产区的化肥施用效率可能更具有规模报酬递增的性质。这一结果初步表明,在粮食安全的压力下,粮食主产区增产未必就会加剧污染。

三、识别策略与模型设定

(一) 识别策略

要准确估计粮食安全对化肥面源污染的因果效应并非易事,在实证上面临两大挑战:其一,已有多项相关农业政策以粮食安全为导向,若要识别每一种政策对化肥面源污染的影响则是一项复杂的工作,并且单个粮食安全的测度指标(或表征变量)难以涵盖粮食安全的全貌。其二,由于部分农业政策与社会经济环境高度相关,故干扰因果识别的最大障碍来自遗漏变量与逆向因果所致的内生性问题。

为此,本文选择2004年全国设立13个粮食主产区这一事件展开分析,可以有效避免上述难点,具体原因如下:一方面,粮食主产区设立是国家确保粮食安全的重要举措与典型代表,与非粮食主产区相比,2004年被确立为粮食主产区的省份受到促进稳定增产、保障粮食安全的政策压力更大、政治目的更强(魏后凯、王业强,2012;毛学峰、孔祥智,2019)。因此,可将粮食主产区设立视为一次部分省份粮食安全压力激增的准自然实验,并采用基于反事实框架的研究方法来评估粮食主

产区政策发生与否对主产区省份化肥面源污染的影响。另一方面，2004年后，国家“三农”发展的各项政策措施均向粮食主产区倾斜。事实上，面向粮食主产区是一揽子政策，除了各项面对全国的生产者补贴政策外，还包括其他各项仅面向粮食主产区实施的政策^①。从现行粮食主产区政策构想与设计上看，这一揽子政策最终目标在于提高粮食产量、保障粮食安全。因此，2004年粮食主产区设立这一事件，实际上包含了一揽子面向主产区的农业政策影响，由于其政策方向是一致的，故避免了识别和剥离每一项政策影响的难点^②。分析粮食安全对化肥面源污染的因果效应便转化为识别粮食主产区政策对化肥面源污染的处理效应。

据此，本文研究是以2004年13个粮食主产区设立为一次准自然实验而展开政策效应分析。13个粮食主产省份分别为黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、河南、山东、江苏、安徽、江西、湖北、湖南和四川^③。根据政策评估方法，将上述13个省份作为处理组，其余18个非粮食主产区省份作为控制组，以2004年为干预时点。本文的政策效应识别策略是，利用控制组2004年前后及处理组2004年前这三类主体信息来构造2004年后处理组未受政策干预的“反事实”结果。考虑到处理组相较于控制组具有生产上的优势，故本文借助双重差分法（difference-in-difference, DID），并基于1997~2017年21期31个省份的面板数据，在控制省份与年份固定效应的基础上，消除政策干预前后两组间在自然、地理、经济等条件上不随时间变化的差异和来自全国层面的外部冲击，以尽可能在排除其他因素干扰的前提下，估计粮食主产区政策对化肥面源污染的处理效应。

（二）基础模型设定

为了估计粮食主产区政策对化肥面源污染的处理效应，本文构建如下双重差分回归模型：

$$\ln pollution_{it} = \alpha + \beta(group_i \times post_t) + \gamma \ln X + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中， $i=1, \dots, 31$ ； $t=1997, \dots, 2017$ 。结果变量 $pollution_{it}$ 表示省份 i 在 t 年的化肥面源污染排放量，包括单位面积氮污染排放量、单位面积磷污染排放量和单位面积等标污染排放量； $group_i$ 表示是否为粮食主产区的虚拟变量，即当省份 i 为粮食主产区时取1，反之取0； $post_t$ 表示粮食主产区设立时点的虚拟变量，即当 $t \geq 2004$ 时取1，反之取0； X 表示一系列与农业生产直接相关且影响结果变量的控制变量，以尽可能消除处理组与控制组之间趋势不平行所致的内生性偏差； μ_i 表示省份固定效应， λ_t 表示时间固定效应； ε_{it} 表示随机扰动项。交互项 $group_i \times post_t$ 为本文待评估的粮食主产区政策，由于（1）式中控制了双向固定效应，其估计系数 β 即为粮食主产

^①仅面向粮食主产区的相关政策包括优质粮食产业政策、产粮大县奖励政策、大型商品粮基地政策以及粮食生产核心区政策等，面向全国的相关政策包括种植补贴、良种推广补贴、粮食收储、竞价交易等（杜锐、毛学峰，2017）。

^②此外，由于其他面向全国的农业政策是普惠性的，故可视其对粮食主产区与非粮食主产区的影响不存在明显的组间差异，因而对处理效应的估计不造成干扰。

^③资料来源：《关于改革和完善农业综合开发若干政策措施的意见》，http://nfb.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/zhengcefabu/zongheguanlilei/200806/t20080618_46353.html。

区设立对化肥面源污染排放量变动的双重差分后的处理效应。在计量分析过程中, 本文将被解释变量与控制变量均作取对数处理。

此外, 为检验平行趋势假定以及考察处理效应在时间维度上的动态变化, 本文利用事件分析法(event study methods), 进一步将(1)式改写如下:

$$\ln pollution_{it} = \alpha + \beta_i \left(group_i \times \sum_{t=1997}^{2017} d_t \right) + \gamma \ln X + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中, 表示各 t 期的虚拟变量 $\sum_{t=1997}^{2017} d_t$ (例如, 当 $t=1997$ 时, d_{1997} 取1; 反之, 取0) 替代了(1)式中的 $post_t$ 变量。事件分析法的基本逻辑为: 通过将政策干预时点提前, 若处理组与控制组在政策干预前的发展趋势并无明显差异, 则满足平行趋势假设; 通过将政策干预时点置后, 利用交互项的估计系数 β_i 以捕捉政策干预后各时期处理效应的动态变化^①。

(三) 变量介绍与数据说明

1. 结果变量: 化肥面源污染排放量 $pollution$ 。参考赖斯芸等(2003)、陈敏鹏等(2006)的基于单元调查的清单分析方法, 本文将产污染源确定为氮肥、磷肥及复合肥三类, 故各省份历年的化肥面源污染排放量的一般计算公式如下:

$$E = \sum_l EU_l \rho_l C_l = \sum_l PE_l C_l \quad (3)$$

(3)式中, E 为化肥面源污染排放量; EU_l 为产污单元 l 指标统计数, 具体为氮肥、磷肥及复合肥施用折纯量; ρ_l 为产污单元 l 的产污系数, 产污来源主要为化肥中所含的氮、磷元素, 本文参考赖斯芸等(2003)的研究, 根据化肥折纯的化学成分来计算产污系数 ρ_l , 其中氮肥、磷肥和复合肥的氮元素产污系数分别为1、0和0.33, 氮肥、磷肥和复合肥的磷元素产污系数分别为0、0.44和0.15; PE_l 为产污单元 l 的污染产生量; C_l 为产污单元 l 的污染排放系数, 它由单元特性、空间特征和资源利用率共同决定, 表示区域环境、降雨、水文及各种管理措施对农业污染排放的综合影响(陈敏鹏等, 2006), 本文参考赖斯芸等(2003)的研究成果, 根据各省份化肥流失情况来确定污染排放系数^②。最后, 本文将化肥污染排放量除以农作物播种面积, 以此表征单位面积上各污染成分的集聚程度以及对生态环境的影响大小。

具体地, 本文测算了三种污染排放水平, 分别是: ①单位面积氮污染排放量(TN , 千克/公顷); ②单位面积磷污染排放量(TP , 千克/公顷); ③单位面积等标污染排放量(EPS , 立方米/公顷)。为了对化肥污染排放总量的考核保持统一标准, 本文根据《地表水环境质量标准》(GB3838-2002)

^①与绘制处理组与控制组的结果变量趋势图的做法相比, 使用事件分析法进行平行趋势检验及考察处理效应的动态变化更为合理、准确。该方法已被广泛认可为双重差分法文献中的标准做法(Moser and Voena, 2012)。

^②限于篇幅, 中国化肥流失分省情况详见赖斯芸等(2004)。

^①中的Ⅲ类水质标准，将氮、磷污染转换为等标污染（equal standard pollution）排放量，其计算公式为：等标污染排放量=农业污染排放量/污染排放评价标准，其中氮、磷污染排放评价标准分别是1毫克/升和0.2毫克/升。

2.控制变量 X 。基于考虑要素替代难度的诱致性变迁理论，本文选取如下控制变量。^①单位面积农业劳动力投入（*labor*，人/公顷）：用第一产业从业人员数代替农业劳动力数量，再将农业总产值占农林牧渔业总产值的比重作为权重，计算所得即为种植业的劳动力投入，最后再除以农作物播种面积^②。^②单位面积农业机械投入（*machine*，千瓦/公顷）：同对单位面积农业劳动力投入变量的处理一样，本文将农业总产值占农林牧渔业总产值的比重作为权重，并与农业机械总动力相乘，可得到种植业的机械动力投入，最后再除以农作物播种面积。^③单位面积农药投入（*chemicals*，千克/公顷）：用各省份历年单位农作物播种面积的农药使用量来反映。^④灌溉率（*irrigation*，%）：用各省份历年有效灌溉面积与农作物播种面积的比例来反映。^⑤受灾率（*disaster*，%）：用各省份历年受灾面积占农作物播种面积的比重来反映。

此外，考虑到行为主体的农业生产决策在一定程度上会参考过去的经验信息，本文还控制了如下因素：上一年粮食产量（*laggrain*，万吨）和上一年农村居民家庭人均纯收入（*lagincome*，元）^⑥。上述控制变量为农业生产中最主要的投入要素或影响因素，且与化肥施用量存在较强的相关性，其他干扰因素大多通过影响上述变量来左右结果变量。因此，控制上述变量可以在很大程度上防止遗漏变量偏误所致的内生性问题（Wooldridge，2004）。

本文数据主要来自《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》与各省（区、市）的统计年鉴。对于本文的研究设计，需要说明的是：其一，就农业面源污染中的总氮和总磷的贡献度而言，化肥施用和畜禽养殖当数前两位（闵继胜、孔祥智，2016）。由于本文研究只涉及种植业，故以化肥面源污染作为重点研究对象。其二，基于数据的可获得性并考虑到重庆1997年才设立直辖市，故本文选取1997~2017年作为样本期。

表1汇报了上述各变量的描述性统计结果与数据来源。在本文的样本期内，单位面积氮、磷及等标污染排放量整体上呈现上升趋势，其年增长率分别为1.304%、2.486%及1.517%。通过均值 t 检验可发现^⑦，无论是处理组还是控制组，政策干预前的三类污染排放量均在1%水平上显著小于政策干预后；无论是政策干预前还是政策干预后，控制组的单位面积氮、等标污染排放量均在1%水平上显著大于处理组，而控制组的单位面积磷污染排放量均在1%水平上显著小于处理组。

^①参见国家环境保护总局（编），2002：《地表水环境质量标准》（GB3838-2002），北京：中国环境科学出版社。

^②由于现有统计资料未将农业从业人员从农林牧渔业从业人员数据中单独区分，故本文借鉴黄少安等（2005）的做法。

^③其中，重庆1996年农村居民家庭人均纯收入缺失值通过线性插值法补齐。

^④限于篇幅，均值 t 检验结果未能展示。

表 1 各变量数据来源及描述性统计结果

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值	数据来源
<i>TN</i>	651	36.302	25.414	6.111	132.462	《中国农村统计年鉴》
<i>TP</i>	651	1.613	0.908	0.515	5.297	《中国农村统计年鉴》
<i>ESP</i>	651	44366.46	27557.340	8913.937	153967.500	根据《地表水环境质量标准》(GB3838-2002) 计算获得
<i>labor</i>	651	414.631	387.968	7.144	2377.515	《中国统计年鉴》、各省(区、市)的统计年鉴
<i>machine</i>	651	988.583	1032.964	21.291	4852.608	《中国农村统计年鉴》
<i>chemicals</i>	651	10.486	8.116	1.319	56.426	《中国农村统计年鉴》
<i>irrigation</i>	651	40.705	17.628	13.911	102.906	《中国农村统计年鉴》
<i>disaster</i>	651	25.875	16.206	0.262	93.592	《中国农村统计年鉴》
<i>laggrain</i>	651	1689.751	1356.891	53.690	6323.960	《中国农村统计年鉴》
<i>lagincome</i>	651	5201.015	3910.094	1100.590	25520.400	《中国统计年鉴》
<i>intensity</i>	651	321.474	117.360	108.202	750.771	《中国统计年鉴》
<i>proportion</i>	651	66.608	12.216	32.814	95.847	《中国农村统计年鉴》
<i>ratio</i>	651	321.046	321.084	60.819	3832.000	《中国农村统计年鉴》
<i>transfer</i>	651	42.096	16.044	3.092	76.267	《中国统计年鉴》
<i>scale</i>	496	2.308	2.251	0.260	13.560	《中国农村统计年鉴》

注：①国家统计局农村社会经济调查司(编)：《中国农村统计年鉴》1998~2018年历年，北京：中国统计出版社；②国家统计局(编)：《中国统计年鉴》1998~2018年历年，北京：中国统计出版社；③各省(区、市)统计年鉴来源于各省(区、市)统计局官网，不再赘述。

四、计量结果分析

(一) 基准模型结果分析

本文接下来使用双重差分回归模型展开计量检验。在控制了双向固定效应后，(1)式的基准回归结果如表2所示。由列(1)、(3)可知，本文关注的交互项 $group \times post$ 的估计系数 β 均为负，其中粮食主产区政策对氮污染排放水平的处理效应在统计上显著，即与非粮食主产区相比，粮食主产区在2004~2017年间的单位面积氮污染排放量增加较少，这表明粮食主产区政策降低了13个粮食主产区省份内的氮污染水平。在纳入控制变量后，由列(2)、(4)可知，交互项 $group \times post$ 的估计系数 β 的绝对值略有下降，说明遗漏与化肥相关的其他投入要素和生产配置等因素会高估处理效应，但粮食主产区设立对氮污染排放水平的负效应依然显著。仅从参数估计结果来看，在其他条件不变的情况下，设立粮食主产区后在2004~2017年间平均降低了处理组单位面积氮污染排放量的7.5%。当前，农用化肥施用中氮元素为最大的营养元素，其产生的氮损失也是化肥面源污染的主要成分，而估计结果中粮食主产区设立对化肥中氮污染排放水平的降低作用亦大于对磷污染排放水平的降低作用。本文进一步将结果变量替换为单位面积等标污染排放量。列(5)、(6)的结果也表明，粮食主产区政策显著减少了等标污染排放量，即在2004~2017年间平均降低了粮食主产区

单位面积等标污染排放量的 6.6%~8.8%。这亦说明，基准回归模型结果具有一定的可靠性。

此外，本文还通过替换结果变量来进行稳健性检验。参考李海鹏、张俊飏（2009）及葛继红、周曙东（2012）的做法，本文选取单位播种面积上的化肥施用量来计算化肥施用强度（*intensity*，千克/公顷），作为化肥面源污染排放量的替代指标。由列（7）可知，在其他条件不变的情况下，粮食主产区政策使得处理组的化肥施用强度显著降低了 7.2%。该结果在一定程度上表明上述模型具有稳健性，同时对图 2 的特征性事实分析也给予了经验研究上的回应。

表 2 粮食主产区设立对化肥面源污染的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	ln TN	ln TN	ln TP	ln TP	ln ESP	ln ESP	ln intensity
<i>group × post</i>	-0.098*** (0.018)	-0.075*** (0.017)	-0.084 (0.063)	-0.048 (0.053)	-0.088*** (0.018)	-0.066*** (0.017)	-0.072*** (0.016)
ln labor	—	0.016 (0.022)	—	0.069 (0.050)	—	0.024 (0.021)	0.037* (0.020)
ln machine	—	-0.022 (0.023)	—	0.005 (0.063)	—	0.001 (0.023)	-0.001 (0.022)
ln chemicals	—	0.235*** (0.022)	—	0.185 (0.128)	—	0.221*** (0.021)	0.234*** (0.020)
ln irrigation	—	0.162*** (0.039)	—	0.021 (0.090)	—	0.149*** (0.038)	0.140*** (0.036)
ln disaster	—	-0.001 (0.007)	—	-0.002 (0.013)	—	0.000 (0.007)	-0.003 (0.006)
ln laggrain	—	-0.008 (0.027)	—	-0.080 (0.056)	—	-0.003 (0.027)	0.007 (0.025)
ln lagincome	—	0.467*** (0.072)	—	0.694*** (0.243)	—	0.546*** (0.071)	0.593*** (0.068)
常数项	3.179*** (0.019)	-1.248** (0.581)	0.055* (0.028)	-5.010** (1.906)	10.325*** (0.019)	5.315*** (0.571)	0.047 (0.545)
组内 R ²	0.463	0.618	0.705	0.764	0.535	0.675	0.789

注：①括号内为标准误；②***、**、*分别表示估计系数在 1%、5%、10%水平上显著；③省份固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略。

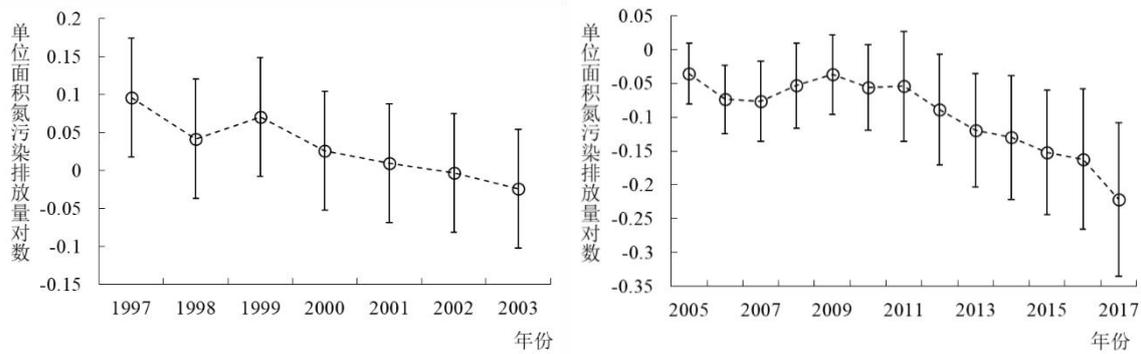
总之，上述估计结果均表明，粮食主产区政策对化肥污染排放量具有显著的削减效果。在粮食安全的压力下，虽然粮食主产区不留余地稳定增产，但理论上认为的化肥面源污染加剧现象并未出现。换言之，倘若未实施粮食主产区政策，13 个省份的化肥面源污染排放量会同其他省份的排放量保持相对增长，甚至可能存在进一步加速增长的情况。于此而言，粮食主产区设立政策减缓了 13 个省份的化肥污染排放量增速，也极有可能在一定程度上大幅度遏制了其潜在的化肥面源污染问题恶化的趋势。因此，可在很大把握上认为，在粮食安全的压力下，粮食主产区并未陷入增产加剧污

染的不利境地。

(二) 平行趋势检验

表 2 中基于双重差分回归模型估计所得的处理效应是否真实反映粮食安全对化肥面源污染的因果效应，还需对平行趋势假设进行验证。平行趋势假设是指在控制了一系列可观测因素的条件下，若未实施粮食主产区政策，处理组与控制组的化肥污染排放量在时间上的变动趋势是一致的。

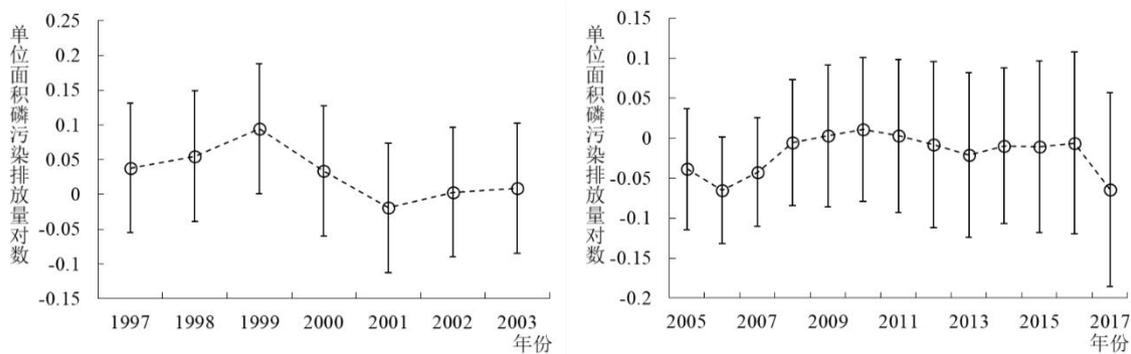
在表 2 列 (2)、(4)、(6) 回归形式的基础上，本文通过估计 (2) 式中分组变量与各时期虚拟变量的交互项的系数 β_t ，以检验 1997~2003 年间平行趋势是否满足 (以 2004 年为基准组)。由图 3、图 4、图 5 所示，在控制了一系列可观测因素的条件下，粮食主产区政策实施前处理组与控制组之间的变化趋势并无明显差异，表现为 1997~2003 年系数 β_t 在 0 值附近徘徊，即处理组与控制组在 2004 年政策实施前具有可比性。考虑到模型中存在较多高度相关的交互项易导致共线性问题，进而使得对单个变量的贡献估计不准确 (Wooldridge, 2004)，故本文进一步对 1997~2003 年各估计系数 β_t 执行联合假设检验。由表 3 列 (1) 可知，政策实施前各时期估计系数均联合不显著，故暂未发现违背平行趋势假设的证据。



(a) 政策干预前 (b) 政策干预后

图 3 平行趋势检验与处理效应动态变化趋势：单位面积氮污染排放量

注：图中过圆点竖线为相应估计参数的 90%置信区间，图 4~5 同。



(a) 政策干预前 (b) 政策干预后

图 4 平行趋势检验与处理效应动态变化趋势：单位面积磷污染排放量

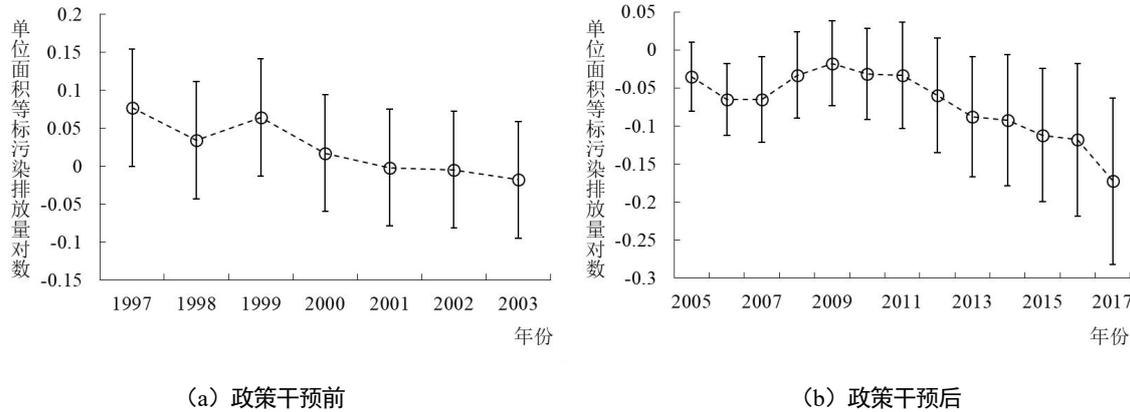


图5 平行趋势检验与处理效应动态变化趋势：单位面积等标污染排放量

为获得更为稳健的结果，本文参考 Moser and Voena (2012) 的做法，在 (2) 式的基础上进一步纳入各省份特定的线性趋势，即省份虚拟变量与时间趋势项的交互项 $\mu_i \times T$ ，以消除处理组与控制组干预前因时间趋势差异对结果造成的偏误。由表 3 列 (2) 的结果可知，政策实施前各时期估计系数 β_t 依然联合不显著^①。综合来看，上述回归模型均满足平行趋势假设，即在一定程度上排除了未观测因素造成的内生性问题，则上文所估计的处理效应可作因果意义上的解释。

表 3 1997~2003 年、2005~2017 年各时期估计系数联合假设检验

时间范围及原假设	结果变量	(1) 未考虑线性时间趋势		(2) 考虑线性时间趋势	
		F 统计量	p 值	F 统计量	p 值
政策干预前：1997~2003 年 $H_0: \beta_{1997} = \dots = \beta_{2003} = 0$	ln TN	1.42	0.193	1.25	0.273
	ln TP	0.81	0.580	1.24	0.279
	ln ESP	1.08	0.375	1.05	0.394
政策干预后：2005~2017 年 $H_0: \beta_{2005} = \dots = \beta_{2017} = 0$	ln TN	7.04	0.000	1.85	0.038
	ln TP	2.77	0.010	1.40	0.161
	ln ESP	5.51	0.000	1.93	0.028

注：①以政策干预元年即 2004 年为基准组；②列 (1) 对应图 3~图 5 的联合假设检验结果。

(三) 处理效应的动态变化

既然粮食主产区政策对化肥污染排放量具有显著的处理效应，即削减效果，那么 2004 年后的各时期中，这种削减效果在处理组内具体呈现何种变化？本文继续利用事件分析法来分析处理效应的动态变化趋势。由图 3~图 5 可知，对于单位面积氮污染排放量和单位面积等标污染排放量而言，粮食主产区设立政策实施后在 2005~2017 年间估计系数 β_t 整体上均呈现在相同的波动中下降的趋势。表 3 中的联合假设检验结果也表明，2005~2017 年各时期估计系数在 1% 水平上联合显著。

具体来看，第一阶段为 2005~2007 年，粮食主区内氮污染、等标污染排放量迅速下降。这一阶段内粮食主产区政策对化肥污染排放量的削减效果立竿见影。第二阶段为 2007~2009 年，削减效

^①限于篇幅，包含交互项 $\mu_i \times T$ 的平行趋势检验与处理效应动态变化趋势图不再展示。

果出现减弱趋势。可能的原因在于，2007年开始的国内化肥价格剧烈波动以及2008年世界粮食价格水平总体下移，造成粮食生产领域降低了对化肥的需求量。相比于非粮食主产区，这一外生因素可能对有着稳定增产任务的粮食主产区而言影响偏小，故使得这一阶段内粮食主产区政策对化肥面源污染增速的遏制效果弱化，但整体上依然存在削减效果。第三阶段为2009~2017年，削减效果开始加速提高。尤其是2016~2017年，削减效果明显增强。这应与2015年制定的《到2020年化肥使用量零增长行动方案》开始显现政策成效有关。由于该方案在全国层面上统一实施，这恰好说明粮食主产区省份对于“零增长”目标的执行更加有效^①。相比之下，对于单位面积磷污染排放量而言，2005~2017年各时期估计系数 β_i 未通过1%显著性水平的联合检验，其值多位于0值偏下处浮动，其中2009~2011年期间向上超过0值，但同样在2016~2017年间受《到2020年化肥使用量零增长行动方案》的影响而加速下降。这说明，粮食主产区设立对磷污染排放量的削减效果尚未显现。

总之，粮食主产区设立对化肥污染排放量的削减效果主要体现在对处理组的化肥污染源氮污染排放量增速的减缓上，并以此来实现在粮食安全的压力下保障粮食增产的同时兼顾化肥面源污染治理。

五、影响机制分析：粮食主产区做对了什么？

以上结论表明，粮食主产区政策显著地降低了粮食主产区内的化肥面源污染水平。那么，其具体的影响机制是什么？换言之，粮食主产区做对了什么，使得增产的同时又不加剧污染？本文将从粮食主产区最高政治任务——粮食增产的角度展开具体考察。

（一）理论分析

造成1999~2003年间粮食连年减产的重要原因之一是粮食种植面积的持续下降。一方面，2001年中央政府放开了沿海8个省份的粮食市场，不再下达粮食生产量指标，由此加快了各地在种植业结构中进一步降低粮食作物比例的速度，粮食播种面积到2003年已不足1亿公顷，即9941万公顷，比1998年减少了1438万公顷（朱希刚，2004）。另一方面，相比之下，种植经济作物的收入较高，粮食生产的经济效益下滑，使得农民的种粮积极性越来越低（蒋黎、朱福守，2015）。农民种粮缺乏足够激励，开始转种经济作物，“非粮化”趋势不断上升，这就造成粮食稳定增产的压力越来越大（肖海峰、王姣，2004）。鉴于此，中央政府实施粮食主产区政策，设立粮食主产区的同时，在《国务院关于进一步深化粮食流通体制改革的意见》中明确提出“扩大粮食播种面积，保护和提高粮食综合生产能力”的政策要求^②。此后，优质粮食产业、产粮大县奖励、大型商品粮基地及粮食生产核心区等面向粮食主产区的公共政策开始推行，从政策构想与设计上而言，其政策初衷更多地

^①金书秦等（2019）对全国化肥零增长行动展开了中期评估：①总量与强度双减的省份共16个，其中粮食主产区省份10个；②总量减与强度增的省份共8个，其中粮食主产区省份2个；③总量增与强度减的省份共2个，其中粮食主产区省份1个；④总量、强度双增的省份共5个。

^②资料来源：《国务院关于进一步深化粮食流通体制改革的意见》，http://www.gov.cn/zwggk/2005-08/12/content_21917.htm。

表现为扩大粮食播种面积（杜锐、毛雪峰，2017）。因此，相比于非粮食主产区，在粮食安全的压力下，粮食主产区对扩大粮食种植规模的要求较高。

然而，化肥施用量的提高也与种植业结构中“非粮化”趋势密切相关。一方面，单位面积上经济作物的化肥用量平均高于大田粮食作物，且化肥利用率更低（张维理等，2004）。另一方面，种植菜果花的农田由于集约化种植频繁而使用各种速溶化肥，使得土壤更易富含水溶性氮、磷元素（葛继红等，2011）。也就是说，经济作物种植过程中的氮、磷排放量高于粮食作物。与之相反，粮食主产区内的生产活动高度集中，扩大粮食种植规模能够形成专业化、规模化生产，因而更具有规模效应（许庆等，2011），进而可以降低单位面积上的资源消耗、提高资源利用效率，故扩大粮食种植规模不仅可以扭转“非粮化”趋势，还可以降低化肥面源污染。因此，本文认为，相比于非粮食主产区，粮食主产区对化肥面源污染量所产生的削减效果可能是通过扩大粮食种植规模而实现的^①。

（二）计量检验

1.模型设定。本文继续使用双重差分回归模型，以单位面积等标污染排放量为例，并借鉴中介效应分析方法，以验证上述影响机制。双重差分模型的表达式如下：

$$\ln M_{it} = \alpha + \tau(\text{group}_i \times \text{post}_t) + \gamma \ln X + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln EPS_{it} = \alpha + \delta(\text{group}_i \times \text{post}_t) + \kappa \ln M_{it} + \gamma \ln X + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

（4）、（5）式中， M_{it} 为本文关心的机制变量，分别选取粮食作物播种面积占农作物总播种面积的比重（*propotion*，%）、粮食作物播种面积与经济作物播种面积之比（*ratio*，%），从两方面来表征种植业结构中粮食种植规模的调整。接下来，本文将（4）、（5）式的回归结果同（2）式做比较，以揭示影响机制的作用方向和大小。

2.估计结果分析。表4列（1）、（3）的估计结果显示，粮食主产区政策对提高粮食播种面积在种植业结构中的比重具有显著的正效应，说明粮食主产区达到了为保障粮食安全而扩大粮食播种面积的政策要求。列（2）、（4）的估计结果表明，提高粮食作物在种植业结构中的比重能显著降低化肥面源污染排放量，这与上述理论相符。进一步同表2列（6）的结果相比较，当模型中加入中介变量后，交互项 *group* × *post* 的估计系数的绝对值由 0.066 分别减少至 0.044、0.042。这表明，粮食主产区政策对化肥面源污染排放量的一部分削减效应是通过扩大粮食种植规模而实现，故上述影响机制得以验证。

在此基础上，本文借鉴 Heckman et al.（2013）与 Gelbach（2016）的做法对影响机制进行量化^②。

^①此处感谢匿名审稿专家的建议。

^②Gelbach（2016）已证明： $\hat{\beta} = \hat{\delta} + \sum_j \hat{\kappa}^j \hat{\tau}^j$ 。其中，机制 *j* 所能解释的效果为： $\hat{\kappa}^j \hat{\tau}^j$ ，其影响程度为： $\frac{\hat{\kappa}^j \hat{\tau}^j}{\hat{\beta}} \times 100\%$ 。

具体而言，以粮食作物播种面积占农作物总播种面积的比重为中介变量，粮食主产区政策对化肥污染排放量削减效应的 34.639% 可由此机制解释；或以粮食作物播种面积与经济作物播种面积之比作为中介变量，上述削减效应的 35.333% 可由此机制解释。换言之，无论使用哪种种植业结构指标来分析，粮食主产区政策对化肥污染排放量的削减效应中有至少三成源于粮食种植规模的扩大。这一结论验证了前文理论部分的论述，即相比于非粮食主产区，粮食主产区内高度集中且呈规模化的粮食生产活动必然催生出有助于治理化肥面源污染的规模效应。同时，该结论也表明本文所选取的影响机制具有较强的代表性与解释力。

综合来看，扩大粮食种植规模本是粮食主产区为保障粮食安全的一项政策要求，其意外之喜是提高粮食生产的同时降低了化肥面源污染。

表 4 影响机制分析回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln propotion$	$\ln ESP$	$\ln ratio$	$\ln ESP$
$group \times post$	0.071*** (0.010)	-0.044** (0.017)	0.212*** (0.033)	-0.042** (0.017)
$\ln propotion$	—	-0.322*** (0.066)	—	—
$\ln ratio$	—	—	—	-0.110*** (0.021)
常数项	4.589*** (0.321)	6.844*** (0.642)	6.889*** (1.040)	5.839*** (0.567)
组内 R ²	0.571	0.687	0.554	0.689

注：①控制变量同表 2 列 (6)，估计结果略；②省份固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略。

六、异质性分析：粮食主产区怎样做得更好？

前文已表明粮食主产区政策对化肥面源污染具有削减效应，且存在粮食主产区政策通过扩大粮食种植规模以降低化肥面源污染的影响机制。显然，基础回归与影响机制分析的结果均表明，粮食主产区内农业发展与生态环境保护之间矛盾与冲突的纾解源于生产集聚带来的规模效应。那么，如何在保障粮食安全的前提下，避免陷入增产加剧污染的不利境地？本文接下来对这一问题展开讨论。

(一) 理论分析

本质上，粮食主产区政策对化肥面源污染的削减效应是生产集聚产生规模效应的结果，进一步改善粮食主产区化肥面源污染现状的前提则是如何能充分发挥规模效应。理论上，粮食生产的规模效应离不开农业适度规模经营。不少学者肯定了从发展适度规模经营的过程中获取规模效应的必要性，并且视之为中国农业发展的一条重要的途径（韩俊，1998；许庆等，2011）。在政策层面上，1987 年中共中央在 5 号文件中首次明确提出要采取不同形式实行适度规模经营，此后中央政府连续在“一号文件”中提到要发展适度规模经营，并寄希望于通过发展多种形式的适度规模经营以发展专业化的种

植大户并形成规模化的集中连片种植，进而达到保障粮食安全的目的（尚旭东、朱守银，2017）。因此，对于粮食主产区而言，发展适度规模经营以获取规模效应并实现粮食安全具有重要意义。

当前，中国发展适度规模经营是在农业劳动力大规模转入非农就业部门的背景下，通过推进土地适度规模经营为基础的农业规模化生产来实现的（倪国华、蔡昉，2015）。而现阶段实现土地适度规模经营的主要途径又在于提高土地经营规模（许庆等，2011）。因此，劳动力转移与提升土地经营规模是发展适度规模经营的主要动力与基础条件。但是，短期内劳动力转移与土地经营规模扩大对化肥面源污染亦可能存在影响。具体而言：一是城市化的快速发展吸引了大量青壮年劳动力进城务工，由此带来农村劳动力数量和质量下降，使得以大量劳动力投入为特征的传统农业生产方式难以为继（黄祖辉等，2014）。根据诱致性技术变迁理论，为纾解农业生产过程中劳动力不足的掣肘，农民短期内倾向于选择增加化肥施用量以节约劳动投入^①（胡雪枝、钟甫宁，2012；胡浩、杨泳冰，2015），这必然会造成资源利用的不可持续以及严重的环境污染问题（闵继胜、孔祥智，2016）。二是对于主粮种植农户而言，其化肥施用行为多依靠传统经验与过去习惯（高晶晶等，2008），故随着土地经营面积的提高农户不一定会降低化肥施用量。只有当土地规模达到一定程度、耕地细碎化程度有效降低后，农户才有可能采用先进的农业生产技术与管理方式，进而降低化肥投入（纪龙等，2018）。

虽然从长远来看，促进劳动力转移与扩大土地经营规模能有助于粮食主产区发展适度规模经营以取得规模效应，进而降低化肥面源污染，但在这过程中同样存在短期内加剧污染的可能性。对于本文研究而言，粮食主产区政策对化肥面源污染的削减效应很有可能在受到劳动力转移与土地经营规模的作用下呈现异质性。那么，是否可以通过促进劳动力转移与扩大土地经营规模来发展适度规模经营以充分发挥规模效应，从而更好地实现粮食主产区对化肥面源污染的削减效应？本文将对这一问题展开异质性分析。

（二）计量检验

1.模型设定。本文在（2）式的基础上，以单位面积等标污染排放量为结果变量，引入劳动力转移与土地经营规模两个变量分别与粮食主产区政策（即 $group_i \times post_t$ ）作三重交互项，进行异质性双重差分分析，模型形式具体设定如下：

$$\ln pollution_{it} = \alpha + \beta (group_i \times post_t) + \phi \ln Z_{it} + \varphi (group_i \times post_t) \times \ln Z_{it} + \gamma \ln X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

（6）式中， Z_{it} 表示导致粮食主产区政策对化肥面源污染的处理效应呈现异质性的变量，具体劳动力转移变量和土地规模变量。^①劳动力转移（ $transfer$ ，%），根据配第一克拉克定理及刘易斯二

^①相较于农业机械替代劳动力易受到土地规模、耕地细碎化程度等的限制，化肥、农药等生产要素价格比农业机械要素价格与劳动力要素价格低且受政策扶持，因而较容易成为农户节约农业生产成本或劳动力投入的首选（闵继胜、孔祥智，2016）。在此，感谢匿名审稿专家的意见。

元经济理论，考虑到数据的可获得性并参考李谷成等（2018）的做法，本文选取农业劳动力数量占就业人员总数量的比重作为反向表示劳动力转移程度的代理变量，以此反映当前农业劳动力大规模转入非农就业部门的趋势。农业劳动力数量用第一产业从业人员数量表示。②土地经营规模（*scale*，亩/人），借鉴游和远、吴次芳（2010）的做法，本文采用农村居民家庭经营耕地面积，以间接反映土地经营规模不断扩大、集中的趋势^①。上述数据分别来源于《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》。其中，农村居民家庭经营耕地面积数据只统计到2012年，故样本观测值为496个^②。

需要说明的是，（2）式估计的是处理组的“同质性处理效应”（homogeneous treatment effects），而（6）式则放松了该假定，估计的是处理组的“异质性处理效应”（heterogeneous treatment effects）^③。因此，三重交互项（ $group_i \times post_t$ ） $\times \ln Z_{it}$ 的估计系数 ϕ 反映的是在劳动力转移、土地经营规模的变化下粮食主产区政策对化肥面源污染量影响的异质性。

进一步地，考虑到劳动力转移或土地经营规模的变化，粮食主产区政策与化肥面源污染之间可能存在非线性关系，本文在（6）式的基础上再纳入劳动力转移、土地经营规模的平方项，模型形式具体设定如下：

$$\begin{aligned} \ln pollution_{it} = & \alpha + \beta (group_i \times post_t) + \phi \ln Z_{it} + \varphi (group_i \times post_t) \times \ln Z_{it} \\ & + \theta (\ln Z_{it})^2 + \vartheta (group_i \times post_t) \times (\ln Z_{it})^2 \\ & + \gamma \ln X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

2. 估计结果分析。异质性分析回归结果如表5所示。

表5 异质性分析回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln ESP$	$\ln ESP$	$\ln ESP$	$\ln ESP$
$group \times post$	-0.938*** (0.295)	-9.198* (4.880)	-0.092*** (0.025)	-0.077** (0.031)
$\ln transfer$	-0.029 (0.035)	0.452* (0.252)	—	—
$group \times post \times \ln transfer$	0.225*** (0.075)	4.492* (2.551)	—	—
$\ln transfer \times \ln transfer$	—	-0.078** (0.038)	—	—
$group \times post \times (\ln transfer)^2$	—	-0.549	—	—

^①必须承认，微观个体数据更适用于对土地经营规模的考察。

^②由于河南省1997年农村居民家庭经营耕地面积的数据缺失，本文采用线性插值方法补齐。

^③本质上，同质性处理效应与异质性处理效应均是对处理组平均处理效应（average treatment effect for the treated, ATT）的体现。

(续表 5)

	—	(0.333)	—	—
<i>ln scale</i>	—	—	0.193***	-0.025
	—	—	(0.045)	(0.058)
<i>group × post × ln scale</i>	—	—	0.047	-0.278***
	—	—	(0.030)	(0.089)
<i>ln scale × ln scale</i>	—	—	—	0.108**
	—	—	—	(0.046)
<i>group × post × (ln scale)²</i>	—	—	—	0.256***
	—	—	—	(0.051)
常数项	6.294***	9.699***	5.878***	6.790***
	(0.584)	(2.075)	(0.795)	(0.800)
组内 R ²	0.689	0.712	0.661	0.690

注：①由于模型中包含了劳动力转移变量，故列（1）、（2）的回归中不再纳入单位面积农业劳动力投入变量，以避免控制因素过多（over controlling for factors）问题（参见 Wooldridge, 2008）；②控制变量同表 2 列（6），估计结果略，省份固定效应和年份固定效应的估计结果亦省略；③列（1）、（3）为（6）式的估计结果，列（2）、（4）为（7）式的估计结果。

（1）劳动力转移的异质性影响。由列（1）可知，三重交互项 *group × post × ln transfer* 显著且系数为正。这说明，农业劳动力数量占比提高会弱化粮食主产区政策对单位面积等标污染排放量的负效应；反过来，随着农村劳动力不断转移，粮食主产区设立更好地发挥了对化肥面源污染的削减效应。这一结果与上述劳动力转移增加化肥面源污染的分析相悖，为此，本文进一步考察包含劳动力转移平方项的结果。由列（2）可知，虽然 *group × post × (ln transfer)²* 并不显著，但考虑到交互项过多所导致的共线性干扰，本文对估计系数 β 、 φ 和 ϑ 进行联合假设检验，结果发现不能拒绝三者同时为 0 的原假设^①，因此，本文按列（2）的估计结果解读。可发现，粮食主产区政策对单位面积等标污染排放量的影响随劳动力占比变化呈现“倒 U”型曲线。随着劳动力转移，粮食主产区设立对化肥面源污染的削减效应在第一阶段表现为弱化的趋势，当劳动力转移变量 *transfer* 达到临界点 59.804 时^②，此时削减效应最小值^③为 -0.009；而当劳动力转移变量从右至左越过临界点后，

^①表 5 列（2）中，*group × post* 与 *group × post × ln transfer* 的估计系数 β 、 φ 显著不为 0，且联合假设检验（原假设 $H_0: \beta = \varphi = \vartheta = 0$ ）的 F 统计量为 4.99，p 值为 0.002，因此可一定程度上认为 *group × post × (ln transfer)²* 的估计系数 ϑ 亦不为 0。

^②临界点为以 *transfer* 计算二次函数的对称轴，计算公式为： $\exp\{-4.492 \div [2 \times (-0.549)]\} = 59.804$ 。本文样本中，位于临界点以下（即对称轴左侧）且属于粮食主产区的观测值为 258，13 个粮食主产区中只有四川 1997~1999 年、安徽 1998~2000 年、河南 1999~2003 年和湖南 1998~2001 年的观测值位于临界点以上。

^③需要注意的是，此处削减效应最小值为 *group × post* 对 *ln ESP* 边际影响的二次函数的最大值。下文关于土地规模经营异质性分析中的削减效应最大值亦是此相反理解。

削减效应则在第二阶段表现为强化趋势。从本文样本来看，处理组基本从2004年（即粮食主产区政策元年）起，摆脱了上述第一阶段，进入第二阶段，这也侧面回应了列（1）结果的可靠性。列（2）结果也表明，对于粮食主产区而言，短期内劳动力转移所致污染增长的现象已不复存在，随着劳动力不断转移，发展适度规模经营提升了规模效应，从而更有助于化肥面源污染治理。

（2）土地经营规模的异质性影响。由列（3）可知，三重交互项 $group \times post \times \ln scale$ 不显著，但对 β 、 ϕ 和 φ 的联合假设检验在1%水平上不能拒绝三者同时为0的原假设^①，即存在随农村居民家庭经营耕地面积扩大而弱化粮食主产区政策对单位面积等标污染排放量负效应的可能性。由列（4）可知， $group \times post \times (\ln scale)^2$ 显著且系数为正。这表明，粮食主产区政策对单位面积等标污染排放量的影响随土地规模变化呈现“U”型曲线。随着土地经营规模扩大，粮食主产区设立对化肥面源污染的削减效应在第一阶段表现为强化的趋势，当土地经营规模变量 $scale$ 达到临界点1.721时^②，此时削减效应最大值为-0.152；而当土地经营规模变量从左至右越过临界点后，削减效应在第二阶段表现为弱化的趋势。这说明，对于粮食主产区而言，通过扩大土地经营规模以获取规模效应来降低化肥面源污染存在一个临界水平。虽然农村居民家庭经营耕地面积数据只统计到2012年，并不能反映此后土地经营规模的变化情况，但这一结果仍有一定的参考意义。随着土地经营规模逐年扩大，对于化肥面源污染的治理，还需生产环节外包等社会化服务的积极配合，从而推移临界点的到来或不落于削减效应弱化的区间，进而更好地发挥粮食主产区对降低化肥面源污染的集聚优势与规模效应^③。

综上所述，促进劳动力转移与扩大土地经营规模为发展适度规模经营提供了有利条件与必要基础，有助于粮食主产区借助规模效应从而达到对化肥面源污染的有效治理，进一步避免了陷入增产加剧污染的不利境地。但同时也应警惕，土地经营规模并非越大越好，治理化肥面源污染还需一系列社会化服务的配合与支持，如此才能充分发挥规模效应，以实现农业发展与生态环境保护的双赢。

七、结论与政策含义

本文以粮食主产区政策为切入点，将2004年全国设立13个粮食主产区视为一次部分省份粮食安全压力激增的准自然实验，通过评估粮食主产区政策对化肥面源污染是否存在显著的因果效应，以期回答在粮食安全的压力下，粮食主产区是否存在增产加剧污染的可能性。

^①表5列（3）中， $group \times post$ 与 $\ln scale$ 估计系数 β 、 ϕ 显著不为0，且联合假设检验（原假设 $H_0: \beta = \phi = \varphi = 0$ ）的F统计量为9.12，p值为0.000，因此可一定程度上认为 $group \times post \times \ln scale$ 的估计系数 φ 亦不为0。

^②临界点为以 $scale$ 计算二次函数的对称轴，计算公式为： $\exp\{-(-0.278) \div [2 \times 0.256]\} = 1.721$ 。本文样本中，位于临界点以上（即对称轴右侧）且属于粮食主产区的观测值为86个，具体为：内蒙古1997~2012年、吉林1997~2012年、安徽2007~2012年、河北1997~2012年、辽宁1997~2012年、黑龙江1997~2012年。

^③诚然，通过在土地经营规模之上发展生产环节外包等社会化服务来降低化肥面源污染这一议题，还有待使用更为全面的宏观数据或使用微观个体数据展开研究。

本文的主要结论包括以下三个方面：第一，基础回归结果表明，粮食主产区政策对化肥面源污染具有显著的削减效应，尤其是氮污染排放量，即在粮食安全的压力下，粮食主产区在增产的同时降低了化肥面源污染。第二，影响机制分析结果表明，粮食主产区政策对化肥面源污染的削减效应可通过扩大粮食种植规模而实现，即通过发挥粮食作物生产的规模效应以降低化肥污染排放量。换言之，扩大粮食种植规模本是粮食主产区为保障粮食安全的一项政策任务，其结果是粮食增产的同时降低了化肥面源污染。第三，异质性分析结果表明，劳动力转移与土地经营规模提高有助于粮食主产区发展适度规模经营以获取规模效应，从而实现对化肥面源污染的削减效应，进一步避免了粮食主产区陷入增产加剧污染的不利境地。但也应警惕，通过提高土地经营规模以获取规模效应来降低化肥面源污染可能存在规模临界水平。

本质上，增产加剧污染的背后反映的是中国农业系统长期存在的农业发展与生态环境保护之间的矛盾与冲突。因此，本文的研究结论具有以下三方面的政策含义：首先，粮食主产区因生产集中更容易发展规模经营，从而更具有农业面源污染治理的规模效应。在粮食主产区区内，增产并不加剧污染，这意味着农业发展与生态环境保护之间的矛盾与冲突并非不可调和。中国农业可以做到保护生态环境与发展生产的有机统一、相辅相成，实现“既要绿水青山，又要金山银山”的“双赢”。其次，由于粮食主产区定位的特殊性，其农业发展更侧重于稳定增产。在粮食安全目标下，粮食主产区通过粮食作物的集约化、规模化生产不仅促进了农业发展，还实现了对农业面源污染治理的规模效应。因此，坚持以粮食安全为导向的农业发展也可统筹兼顾生态环境保护。最后，当前劳动力外流和土地集约化生产已是必然趋势，发展适度规模经营已是中国农业的必由之路，粮食主产区更须以身作则。合理、有序地引导剩余劳动力向第二、三产业转移，积极开展土地适度规模经营并建立和完善社会化服务配套体系，为发展适度规模经营提供有利条件和必要基础，进而实现粮食主产区区内农业发展更快、生态环境更优。综上所述，本文研究为粮食主产区区内是否存在增产加剧污染的可能性提供了经验性证据，也为在粮食安全的目标下实现农业发展与生态环境保护并举提供了有益的政策启示。

参考文献

- 1.陈敏鹏、陈吉宁、赖斯芸，2006：《中国农业和农村污染的清单分析与空间特征识别》，《中国环境科学》第6期。
- 2.陈锡文，2002：《环境问题与中国农村发展》，《管理世界》第1期。
- 3.陈昭玖、胡雯，2016：《农地确权、交易装置与农户生产环节外包——基于“斯密—杨格”定理的分工演化逻辑》，《农业经济问题》第8期。
- 4.仇焕广、栾昊、李瑾、汪阳洁，2014：《风险规避对农户化肥过量施用行为的影响》，《中国农村经济》第3期。
- 5.杜锐、毛学峰，2017：《基于合成控制法的粮食主产区政策效果评估》，《中国软科学》第6期。
- 6.高晶晶、彭超、史清华，2019：《中国化肥高用量与小农户的施肥行为研究——基于1995~2016年全国农村固定观察点数据的发现》，《管理世界》第10期。

- 7.葛继红、周曙东, 2011: 《农业面源污染的经济影响因素分析——基于1978~2009年的江苏省数据》, 《中国农村经济》第5期。
- 8.葛继红、周曙东, 2012: 《要素市场扭曲是否激发了农业面源污染——以化肥为例》, 《农业经济问题》第3期。
- 9.韩俊, 1998: 《土地政策: 从小规模均田制走向适度规模经营》, 《调研世界》第5期。
- 10.胡浩、杨泳冰, 2015: 《要素替代视角下农户化肥施用研究——基于全国农村固定观察点农户数据》, 《农业技术经济》第3期。
- 11.胡雪枝、钟甫宁, 2012: 《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》第7期。
- 12.黄少安、孙圣民、宫明波, 2005: 《中国土地产权制度对农业经济增长的影响——对1949~1978年中国大陆农业生产效率的实证分析》, 《中国社会科学》第3期。
- 13.黄祖辉、王建英、陈志钢, 2014: 《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》第11期。
- 14.纪龙、徐春春、李凤博、方福平, 2018: 《农地经营对水稻化肥减量投入的影响》, 《资源科学》第12期。
- 15.蒋黎、朱福守, 2015: 《我国主产区粮食生产现状和政策建议》, 《农业经济问题》第12期。
- 16.金书秦、张惠、付饶、刘静, 2019: 《化肥零增长行动实施状况中期评估》, 《环境保护》第2期。
- 17.赖斯芸, 2003: 《非点源污染调查评估方法及其应用研究》, 清华大学硕士学位论文。
- 18.李谷成、李焯阳、周晓时, 2018: 《农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果?》, 《中国农村经济》第11期。
- 19.李海鹏、张俊飏, 2009: 《中国农业面源污染与经济发展关系的实证研究》, 《长江流域资源与环境》第6期。
- 20.梁流涛、冯淑怡、曲福田, 2010: 《农业面源污染形成机制: 理论与实证》, 《中国人口·资源与环境》第4期。
- 21.林坚、李德洗, 2013: 《非农就业与粮食生产: 替代抑或互补——基于粮食主产区农户视角的分析》, 《中国农村经济》第9期。
- 22.陆铭、冯皓, 2014: 《集聚与减排: 城市规模差距影响工业污染强度的经验研究》, 《世界经济》第7期。
- 23.罗必良, 2017: 《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》, 《中国农村经济》第11期。
- 24.毛学峰、孔祥智, 2019: 《重塑中国粮食安全观》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期。
- 25.闵继胜、孔祥智, 2016: 《我国农业面源污染问题的研究进展》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 26.倪国华、蔡昉, 2015: 《农户究竟需要多大的农地经营规模? ——农地经营规模决策图谱研究》, 《经济研究》第3期。
- 27.倪国华、郑风田, 2012: 《粮食安全背景下的生态安全与食品安全》, 《中国农村观察》第4期。
- 28.潘丹, 2014: 《中国化肥施用强度变动的因素分解分析》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 29.尚旭东、朱守银, 2017: 《农地流转补贴政策效应分析——基于挤出效应、政府创租和目标偏离视角》, 《中国农村观察》第6期。
- 30.王志刚、申红芳、廖西元, 2011: 《农业规模经营: 从生产环节外包开始——以水稻为例》, 《中国农村经济》第9期。

- 31.魏后凯、王业强, 2012: 《中央支持粮食主产区发展的理论基础与政策导向》, 《经济学动态》第11期。
- 32.向涛、綦勇, 2015: 《粮食安全与农业面源污染——以农地禀赋对化肥投入强度的影响为例》, 《财经研究》第7期。
- 33.肖海峰、王姣, 2004: 《我国粮食综合生产能力影响因素分析》, 《农业技术经济》第6期。
- 34.许庆、尹荣梁、章辉, 2011: 《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》, 《经济研究》第3期。
- 35.游和远、吴次芳, 2010: 《农地流转、禀赋依赖与农村劳动力转移》, 《管理世界》第3期。
- 36.曾靖、常春华、王雅鹏, 2010: 《基于粮食安全的我国化肥投入研究》, 《农业经济问题》第5期。
- 37.张红宇、张海阳、李伟毅、李冠佑, 2015: 《中国特色农业现代化: 目标定位与改革创新》, 《中国农村经济》第1期。
- 38.张利国, 2013, 《新中国成立以来我国粮食主产区粮食生产演变探析》, 《农业经济问题》第1期。
- 39.张维理、武淑霞、冀宏杰、H. Kolbe, 2004: 《中国农业面源污染形势估计及控制对策 I. 21 世纪初中国农
业面源污染的形势估计》, 《中国农业科学》第7期。
- 40.郑风田、程郁, 2005: 《从农业产业化到农业产业区——竞争型农业产业化发展的可行性分析》, 《管理世界》第7期。
- 41.朱希刚, 2004: 《中国粮食供需平衡分析》, 《农业经济问题》第12期。
- 42.Ebenstein, A., J. Zhang, M. S. McMillan, and K. Chen, 2011, “Chemical Fertilizer and Migration in China”, NBER Working Papers 17245, <https://www.nber.org/papers/w17245>.
- 43.Gelbach, J. B., 2016, “When Do Covariates Matter? And Which Ones, and How Much?”, *Journal of Labor Economics*, 34(2):509-543.
- 44.Heckman, J., R. Pinto, and P. Savelyev, 2013, “Understanding the Mechanisms Through Which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult Outcomes”, *American Economic Review*, 103(6):2052-2086.
- 45.Hosoe, M., and T. Naito, 2006, “Trans-boundary Pollution Transmission and Regional Agglomeration Effects”, *Regional Science*, 85(1):99-120.
- 46.Huang, J., and S. Rozelle, 1995, “Environmental Stress and Grain Yields in China”, *American Journal of Agricultural Economics*, 77(4):853-864.
- 47.Huang, J., R. Hu, J. Cao, and S. Rozelle, 2008, “Training Programs and In-the-field Guidance to Reduce China’s Overuse of Fertilizer without Hurting Profitability”, *Journal of Soil and Water Conservation*, 63(5):165-167.
- 48.Lin, J. Y., 1992, “Rural Reforms and Agricultural Growth in China”, *American Economic Review*, 82(1):34-51.
- 49.Lu, Y., A. Jenkins, R. C. Ferrier, M. Bailey, I. J. Gordon, S. Song, J. Huang, S. Jia, F. Zhang, X. Liu, Z. Feng, and Z. Zhang, 2015, “Addressing China’s Grand Challenge of Achieving Food Security While Ensuring Environmental Sustainability”, *Science Advances*, 1(1):1-5.
- 50.Moser, P., and A. Voena, 2012, “Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act”, *American Economics Review*, 102(1):396-427.

51.Schreinemachers, P., and P. Tipraqsa, 2012, "Agricultural Pesticides and Land Use Intensification in High, Middle and Low Income Countries", *Food Policy*, 37(6):616-626.

52.Wooldridge, J. M., 2008, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Chula Vista: South-Western College Pub Press.

(作者单位: ¹华中农业大学经济管理学院;

²湖北农村发展研究中心;

³湖北生态文明建设研究院)

(责任编辑: 何 欢)

The More Grain Production, the More Fertilizers Pollution? Empirical Evidence from Major Grain-producing Areas in China

Luo Sixuan He Ke Zhang Junbiao

Abstract: China's agricultural system has been confronted with contradictions and conflicts between agricultural development and eco-environmental protection for a long time. In particular, the problem of non-point source pollution of chemical fertilizers in the major grain-producing areas has been receiving much attention. Focusing on the policies in major grain-producing areas, this article regards the establishment of 13 major grain-producing areas in China in 2004 as a quasi-natural experiment, and systematically examines the impact of policies in major grain producing-areas on the non-point source pollution of chemical fertilizers and its mechanism by using a difference-in-differences method. The main conclusions of this study are as follows. First, the basic regression analysis shows that the policies in major grain-producing areas have a significant reduction effect on non-point source pollution of chemical fertilizers, especially for nitrogen pollution emissions. Second, the impact mechanism analysis shows that the above reduction effect is mainly due to the expansion of grain plantation scale, that is, the scale effect of grain crop production can be brought into play to reduce the emission of chemical fertilizers pollution. Third, the promotion of labor transfer and the expansion of land management scale are conducive to the development of moderate scale operation in major grain-producing areas to obtain the scale effect, which helps to generate the reduction effect on the non-point source pollution of chemical fertilizers. Therefore, this study argues that the policies in major grain-producing areas can contribute to achieving a win-win goal of agricultural development and eco-environmental protection. To a certain extent, the results not only provide empirical evidence for resolving the contradictions and conflicts between agricultural development and eco-environmental protection, but also provide policy implications in major grain-producing areas for promoting agricultural development and improving eco-environmental protection under the goal of food security.

Key Words: Agricultural Development; Eco-environmental Protection; Major Grain-producing Area; Grain Security; Non-point Source Pollution of Chemical Fertilizer

“十四五”时期农业农村优先发展的重要意义、 主要任务和措施选择

——“十四五”规划与农业农村优先发展研讨会 暨第十五届全国社科农经协作网络大会会议综述

芦千文

2019年11月2~3日,由中国社会科学院农村发展研究所、江西省社会科学院主办,永修县委、县人民政府承办的“第十五届全国社科农经协作网络大会”在江西省永修县召开。来自中国社会科学院、全国地方社会科学院、高等院校等25家单位的160多位专家学者参加会议,围绕“十四五”规划与农业农村优先发展进行了深入研讨。全国人民代表大会常务委员会委员、全国人民代表大会社会建设委员会副主任委员、中国社会科学院学部委员李培林做了题为《关于农村和农民的几个问题》的主旨演讲,中国社会科学院学部委员张晓山、清华大学中国农村研究院副院长张红宇、中国社会科学院农村发展研究所所长魏后凯、江西省社会科学院副院长龚建文、中国社会科学院农村发展研究所市场与贸易研究室主任李国祥、山东省社会科学院党委副书记王兴国、中国社会科学院农村发展研究所农村环境与生态经济研究室主任于法稳、吉林省社会科学院副院长郭连强、中国社会科学院农村发展研究所研究员张军、贵州省社会科学院副院长黄勇、湖南师范大学特聘教授暨中央农办乡村振兴专家咨询委员会委员陈文胜,依次做了题为《关于深化农业供给侧结构性改革的几个问题》《乡村产业:现代农业4.0版》《“十四五”中国农业农村发展的若干重大问题》《新时代推进江西农业农村现代化的思考》《中美贸易摩擦对中国农业发展的影响》《山东农业转型发展乡村振兴》《生态补偿能推动农业高质量发展吗?》《新中国成立以来农村土地经营权流转成就、现实问题与推进方向》《以5G技术为支撑推动农业“新四化”发展》《“十四五”贵州山地农业高质量发展路径思考》《农业农村优先发展的三个基本问题》的主题报告。本次大会收到会议论文53篇,以“农业农村优先发展与现代化”“乡村振兴与脱贫攻坚”两个主题设立分论坛。现将与会专家和会议论文的主要观点予以综述。

一、“十四五”时期坚持农业农村优先发展的重要意义

新中国成立70年来,农业农村发展取得了国际公认的成就,做出了历史性贡献。魏后凯把这些贡献归纳为以下三个方面:一是有效保障了国家粮食安全,二是为世界减贫做出了巨大贡献,三是顺利

推动农业人口大规模向城市转移。中国农业人口大规模的快速转移，并没有带来城市贫民窟问题。李培林指出，从来没有哪个国家能像中国这样，数以亿计农民工在短时期内从农业向工业、从乡村向城市流动，且未出现西方发达国家引入欠发达国家移民所出现的社会问题。这些成就正是制定和实施“十四五”规划的基础。

“十四五”时期是中国重要的发展转型阶段。具体来说，“十四五”时期是全面建成小康社会目标实现后的第一个五年规划期，是脱贫攻坚目标实现后的第一个五年规划期，是启动实现农业农村现代化目标的第一个五年规划期。同时，中国即将迈入高收入发展阶段。根据李培林的测算，在2023年或2024年，中国人均GDP可能超过12600美元，将实现从中高收入发展阶段进入高收入发展阶段的重大跨越。在这样一个重要的转型时期，应该清醒地看到，农业农村基础差、底子薄、发展滞后的状况尚未得到根本改变，这是中国仍处于并将长期处于社会主义初级阶段特征的重要表现。与会专家认为，当前乡村发展面临着现代农业发展乏力、城乡二元经济结构转化滞后、农村环境问题突出、老龄化和空心化问题日益严重、农业劳动力的人力资本水平较低、农民增收难度加大等现实困境。在新时代，要从根本上破解人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾，必须坚持农业农村优先发展，加快农业农村现代化进程，并把它作为新时代做好“三农”工作的总方针贯彻到“十四五”规划的编制和实施中。这既是开启全面建设社会主义现代化国家新征程的必然要求，也是科学有序实施乡村振兴战略的现实需要。“十四五”时期坚持农业农村优先发展的重要意义，主要体现在缩小城乡差距、补足发展短板、振兴乡村产业、巩固扶贫成果、保障粮食安全等方面。

（一）缩小城乡差距、促进农民增收致富的必然要求

在发达国家，农民通常属于中等甚至中等以上收入的人群，他们的收入已经接近或超过城镇居民收入。而目前，中国城乡居民的收入差距还很大。2018年，城镇居民人均可支配收入是农村居民的2.69倍；城乡居民财产性收入的差距更大，比例将近12:1。魏后凯测算，如果按照目前规划的城乡收入倍差每年缩小0.01的速度，到2050年将难以实现农业农村现代化的目标。社会发展方面的城乡差距尤其突出。湖北省社会科学院研究员邹进泰等指出，80%左右的卫生资源集中在大城市，农村教育、就业服务、社会保障水平明显低于城市。李培林认为，与发达国家相比，城乡发展差距是中国最关键的软肋。因此，缩小城乡发展差距，促进农民共同富裕，必然要通过农业农村优先发展来实现。

（二）补足发展短板、提高农村全面小康社会建设水平的必然要求

与会专家认为，2020年如期实现的全面小康社会，仍然是较低水平的全面小康，仍有一些薄弱环节。中国社会科学院农村发展研究所农村全面建成小康社会重大问题研究课题组用经济发展、农民生活、社会发展、政治民主、农村环境5个方面的一级指标和23个二级指标，对农村全面小康社会的实现程度进行了评价。根据评价结果，农村社会发展、农村环境建设是农村实现全面小康的薄弱环节，西藏、甘肃、贵州、云南、青海、安徽等省（自治区）是农村发展的薄弱区域。这就要求农业农村优先发展，聚焦农业农村发展的薄弱环节、薄弱区域，提高农村全面小康社会建设水平。

（三）振兴乡村产业、加快推进农业农村现代化的必然要求

对于多数地区来说，乡村产业发展滞后、产业链不完整是制约农业农村现代化的关键因素。乡村产业发展滞后的主要表现是：农业大而不强、竞争力弱，优质农产品供应不足；产业结构亟待优化，农产品加工层次低，二三产业经济效益低，不同地区间非农产业同质化严重；经营主体散弱小，组织模式落后，发展能力不足。特别是东北地区、边远山区的乡村产业空心化问题较为严重。黑龙江省社会科学院研究员赵勤认为，乡村产业空心化是城镇化、工业化过程中的必然现象，是乡村的一种不良演化过程。实现乡村产业兴旺，推动优质生产要素加快流向乡村产业，必然要通过农业农村优先发展的制度安排来实现。

（四）巩固扶贫成果、增加脱贫可持续性的必然要求

魏后凯指出，一些脱贫地区没有本地产业，没有建立农民稳定增收的长效机制，返贫的可能性仍然存在；而且，超常规的扶贫措施对临近贫困线的边缘人口产生了一定的挤压效应，容易产生新的贫困人口。河南省社会科学院研究员陈明星认为，反贫困是一项长期、动态的艰巨任务，当前只是消除了现行标准下的温饱型绝对贫困，并非意味着贫困的终结，2020年后除了要巩固提升脱贫攻坚成果，还需对贫困标准做出重新认定。新的贫困线下的贫困治理面临更大挑战，不仅体现在收入层面，还体现在公共服务、发展机会等的不平等方面。这就要求：在“十四五”时期，要通过农业农村优先发展，继续聚焦贫困治理，巩固脱贫攻坚成果，推动脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接。

（五）保障粮食安全、确保农产品有效供给的必然要求

中国未来粮食安全仍然存在不稳定因素。魏后凯认为，这些不稳定因素主要有四个：一是国内粮食供求仍然是“紧平衡”关系；二是农民种粮的积极性不高，地方政府对粮食生产的重视程度不够；三是耕地面积减少且质量下降的趋势明显；四是农地流转过程中非粮化倾向较为明显。邹进泰等认为，农业综合生产能力的提升仍然滞后于确保农产品有效供给的实际需要，具体表现是：耕地质量亟待提升、农田基础设施建设亟待加强、机械化服务能力严重不足、农业科技和信息化支撑能力不够、新型农业经营主体和职业农民成长缓慢、农业面源污染较为严重。因此，与会专家认为，“十四五”及今后任何一个时期，确保国家粮食安全这根弦一刻都不能放松，是坚持农业农村优先发展的核心主题之一。

二、“十四五”时期面临的农业农村发展新形势

随着工业化、城镇化、信息化的深入推进，中国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段，农业农村发展的物质基础发生了翻天覆地的变化。开启全面建设社会主义现代化国家新征程，向第二个百年奋斗目标进军，也使农业农村发展迎来大变革、大转型的关键时期。与会专家认为，“十四五”时期要准确把握农业农村发展的新情况、新方向，为实现农业农村现代化开好局、起好步、奠定好基础。

（一）乡村产业进入新的发展阶段

张红宇认为，以实施乡村振兴战略为标志，中国乡村产业发展进入了新阶段，乡村产业的发展形势发生了很大变化。具体来说，一是功能在变：农业为国民经济提供土地、劳动力等要素的功能和出口创汇功能在弱化，其就业和增收功能趋于稳定，农产品有效供给功能在强化，生态保护、休闲娱乐、健康养生、文化传承等新功能迅速显现；二是业态在变：由单一物质产出向非物质产出并重转变，互

联网农业、智慧农业和休闲农业迅速替代传统农业业态；三是机制在变：从分工分业向产业融合转变，要素跨界渗透推动农旅结合、农贸结合、农文结合等，构成了乡村产业的主要特征；四是政策在变：乡村产业发展政策由聚焦农业和农产品供给转向聚焦乡村多种产业和不同业态，特别是支持新产业、新业态发展。

（二）新技术改变了农业现代化的内涵

农业现代化是动态发展的过程，其内涵随着技术条件的改变而变化。互联网信息技术的迅速升级，深刻改变着农业发展的基础，使现代农业的新业态、新模式加速涌现。张军认为，5G技术的普及将支撑和推动现代农业的“新四化”。他认为，以机械化、水利化、电气化、化学化为典型特征的传统农业现代化，属于生产过程领域内的现代化，没有突出生产链、产业链的融合和组织模式、管理方式的创新。而以5G为核心的新技术应用，将为现代农业的产业融合、智能生产、智慧管理、网络服务奠定基础，使得以融合化、智能化、信息化、网络化为内容的“新四化”成为农业现代化的新特征。在这种情况下，推进农业现代化，就是用现代科技和现代工业来装备农业，用现代经济科学来管理农业，创造高产、优质、低耗的农业生产体系和合理利用资源、保护环境、有较高转化效率的农业生态系统。

（三）国际市场的不确定性持续存在

未来农产品国际贸易的不稳定性、不确定性持续存在，需要妥善应对国际市场风险。与会专家认为，中美贸易摩擦是影响“十四五”时期中国农产品贸易的主要不确定因素。辽宁省社会科学院研究员侯荣娜认为，中国大豆将在一个时期内面临供需困局，国内大豆产业发展将受到严重影响。李国祥认为，如果对美国要求放开农业市场的诉求作出让步，中国将大规模扩大对美国农产品的进口，对此，必须调整国内农业生产结构和布局。如果美国由从WTO“退群”转向利用WTO规则解决中美贸易争端，中国需要调整农业支持保护策略，适时调整农产品价格支持政策。如果WTO农业规则新一轮谈判的零壁垒、零关税、零补贴目标得以实现，中国农业在国际竞争中处于弱势的状况势必会加剧，这将加大中国守住发展中国家“差别对待”待遇的难度。这将使中国粮食产业受到更大冲击，小麦、稻谷高库存将成为常态，需要构建完整的口粮供应链，依赖加工业消化超期储备。不管中美贸易摩擦的走向如何，中国粮食产业都将面临居民直接口粮需求不断减少、国际竞争压力越来越大、稻谷和小麦收储政策调整的压力越来越大等挑战。

（四）逆城镇化端倪逐步显现

“逆城镇化”是城镇化的一个发展阶段^①。2018年，习近平总书记在参加第十三届全国人民代表大会广东代表团审议时强调，“城镇化、逆城镇化两个方面都要致力推动”。李培林认为，实施乡村振兴战略在学理上的含义就是推进逆城镇化。实施乡村振兴战略，将改善农村生产生活环境，吸引部分农业转移人口返乡、城市居民下乡，加快逆城镇化。中国的逆城镇化具有特殊性。由于区域发展不

^①城镇化可划分为初始城镇化、郊区城镇化、逆城镇化、再城镇化四个阶段。逆城镇化的特征是：乡村人口外流出现逆转，但农耕者的数量可能继续减少；乡村居住人口的结构发生变化，绝大多数乡村居民成为非农从业人员；乡村凋敝和衰落状况得以改善。

均衡，中国城镇化呈现多阶段叠加的特征，在总体上尚未完成人口从乡村向城市集中的时候，逆城镇化现象已经产生。中国的逆城镇化不是城市常住人口向乡村的流动，而是特有制度约束下形成的部分人群从城市走入乡村、走向小城镇的短期流动现象，例如从大城市到小城镇和乡村的异地养老、租房居住、休闲旅游的短期流动人口越来越多。此外，返乡下乡创业就业的人口也越来越多。这些趋势预示着逆城镇化现象将在很多地方以多种形式呈现出来。

三、“十四五”时期农业农村优先发展的原则和思路

“十四五”时期坚持农业农村优先发展，关键要把中央关于新时代“三农”工作的总部署、总要求、总战略落到实处。与会专家一致认为，要践行新发展理念、落实高质量发展要求，以实施乡村振兴战略为总抓手，以提高农村全面小康水平、缩小城乡发展差距为总目标，协调推进乡村振兴战略和新型城镇化战略，顺利开启农业农村现代化新征程。与会专家从不同角度阐释了坚持农业农村优先发展的原则和思路。

（一）坚持农民主体地位，增进农民民生福祉

要调动农民在乡村振兴中的积极性，必须充分尊重农民意愿，维护农民根本利益，提升农民的获得感、幸福感和安全感。与会专家认为，坚持农业农村优先发展最关键的是促进农民持续增收，实现农民增收的主要思路是推进农村产业融合发展，把更多产业环节留在乡村。李培林认为，小农户要富裕起来，必须走出“内卷化”困境，提高农业劳动生产率，增加农产品附加值，发展农村电商、乡村旅游、健康养老等产业，充分利用农民剩余劳动时间。魏后凯提出，破解保障粮食安全和促进农民增收的两难问题，要推动农业向规模化、集约化、绿色化、社会化、智能化方向发展，走农村一二三产业融合发展之路。

（二）坚持优先发展理念，确保资源和要素的供给

坚持农业农村优先发展，要做到“在干部配备上优先考虑，在要素配置上优先满足，在资金投入上优先保障，在公共服务上优先安排”。与会专家认为，要通过全面深化改革来撬动各项资源投向农业和农村发展。龚建文认为，推进新一轮农村改革，要继续坚持市场化改革方向，突出土地制度和金融服务两大关键领域的改革。魏后凯认为，应以土地制度改革为核心，以产权制度改革为重点，推动改革由试点走向全面推开，构建城乡统一的建设用地市场。

（三）坚持乡村全面振兴，加快农业农村现代化

农业农村现代化是“十四五”农业农村发展规划的一个核心主题。魏后凯认为，农业农村现代化是农村产业现代化、农村生态现代化、乡村治理现代化、农村文化现代化、农民生活现代化“五位一体”的有机整体。中国社会科学院农村发展研究所农村全面建成小康社会重大问题研究课题组的测算表明，农民收入、农业劳动生产率、农村公共服务、农民文化素质、农村环境污染五个方面是推进农业农村现代化的短板，应成为未来加快推进农业农村现代化的主攻方向。产业发展是农村改革的前提，实现乡村振兴首先要在提升产业上下工夫，以产业振兴带动人才振兴、文化振兴、生态振兴、组织振兴。张红宇认为，发展乡村产业要以确保国家粮食安全、提高农业发展质量、实现可持续发展、增加

农民收入为方向。江西省社会科学院研究实习员万欣指出，要将农业产业链作为一个有机整体，以农产品精深加工为主攻方向，延长产业链、升级供应链、提升价值链。

（四）坚持城乡融合发展，缩小城乡发展差距

推动城乡融合发展是破解新时代社会主要矛盾的关键抓手，要协调实施乡村振兴战略和新型城镇化战略，加快形成工农互促、城乡互补、全面融合、共同繁荣的新型工农城乡关系。福建省社会科学院研究员吴肇光等提出，要以城乡产业融合为重点、以城乡人才融合为支撑，围绕中小城市和特色小（城）镇，加快推动城乡居民收入均衡化、基本公共服务均等化、基础设施联通化、产业发展融合化、要素配置合理化。山东省社会科学院研究员张清津认为，农村城镇化是乡村振兴的必然结果，实施乡村振兴战略要结合农村城镇化的基本格局展开。福建省社会科学院副研究员林昌华认为，在后小康社会，城乡融合步入新阶段，加快推进农村公共服务体系建设、弥合城乡生产生活环境差距，是破除城乡融合难题的关键。

（五）坚持绿色高效发展，创新“两山”转化模式

以绿色发展引领乡村振兴是高质量发展的基本要求。与会专家认为，要牢固树立和践行“绿水青山就是金山银山”的理念，落实节约优先、保护优先、自然恢复为主的方针。邹进泰等提出，要把农村环境保护规划放在与城市环境保护规划同等重要的位置，以生态环境友好和资源永续利用为方向，普及农业绿色生产方式，实现投入品减量化、生产清洁化、废弃物资源化、生产模式生态化。王兴国指出，要推动经济生态化、生态经济化，把乡村生态优势转化为产业优势和可持续发展优势。于法稳认为，在确保粮食安全的前提下，应以生产方式绿色化为手段，以水土资源保护为核心，以提升农产品质量为根本，以国内外两个市场为导向，同时实现农业生产环境改善、农产品质量提升和市场竞争力的提高、农民收入增加。

（六）坚持因地制宜发展，探索循序渐进路径

乡村振兴是一个长期的发展战略，没有固定模式，也不可能一蹴而就。魏后凯认为，中国的地域差异较大，应该允许和鼓励有条件的地区先行先试，以不同步调、不同形式探索发展路径。为探索多元化的乡村产业发展路径，黄勇指出，贵州省要发展现代山地特色高效产业；龚建文认为，江西省要打造全国重要的优质粮食生产核心区，建设全国优质农产品生产基地。

四、“十四五”时期农业农村优先发展的重点领域

“十四五”时期要通过制度化安排和战略化推动，把农业农村优先发展落到实处，需要关注基础性、关键性、引领性的重点领域，例如保障国家粮食安全、深化农业供给侧结构性改革、实现脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接、联动推进乡村振兴与新型城镇化、推进农业农村绿色发展。围绕这些重点领域，与会专家展开了深入探讨和交流。

（一）推进农业高质量发展

一要深化农业供给侧结构性改革。农业是乡村产业的核心，要围绕满足消费者对农产品迅速升级的需求，推动战略性调整，使农产品供给能更好地适应市场需求。张晓山认为，政策调控要找到保供

给和保环境的结合点，遵循市场主体响应政策调整的客观规律，使政策调整和创新能平稳推进；要在法律框架内为市场在资源配置中起决定性作用创造条件，不能自上而下地强行逼迫农民调整生产结构。龚建文认为，要建立农产品质量安全追溯体系，建立优化农产品结构的正面清单和负面清单制度。江西省社会科学院研究员李志萌等指出，要升级农产品物流体系，支持建设冷链物流中心、中转仓储冷藏保鲜设施，建立线上线下、生产消费高效衔接的新型农产品供应链。福建省社会科学院副研究员马晓红提出，要培育一批具有国际竞争力的企业集团。与会专家较多关注了农业品牌发展问题，认为要健全品牌服务体系，建设公共服务平台，构建公用品牌、企业品牌、产品品牌协同发展的农产品品牌体系。

二要培育新型农业经营主体。发展现代农业，保障粮食安全，升级产业结构，都需要新型农业经营主体来承担。张晓山认为，要培育以高素质农民为骨干的新型农业经营主体，让新生代农民坚守农业或回归农业，成为农业现代化的主力军和人才基础。同时，要因地制宜、分类施策，采取不同路径培育和创新多种形式的农业经营模式和组织形式，促进小农户与现代农业发展有机衔接。赵勤提出，要把联结带动小农户作为扶持新型农业经营主体的前置条件。万欣指出，要发展农业产业化联合体，创新产业化经营模式。黄勇认为，要建立职业农民制度，开展职业农民职称评定试点，培养各类乡村专业人才。与会专家还提出，应实施家庭农场培育工程、农民合作社示范工程、龙头企业培育工程、新型职业农民培育工程、农民素质提升工程等。

三要提高科技创新驱动能力。张红宇认为，农业科技应在生物技术、装备技术、信息技术、降耗技术四个方面取得突破。张军提出，要加快农业领域5G技术的应用步伐，加快农业生产者知识结构的升级，加快建设现代农业融合化、智能化、信息化、网络化支持体系。江西省社会科学院副研究员杨锦琦指出，要重点攻克适应绿色食品工业化生产的新一代信息技术、生物工程技术、现代包装技术、物联网技术等共性和关键技术。马晓红提出，要组织联合育种攻关，选育优质、专用、特色新品种，推动主要农产品品种新一轮的更新换代。辽宁省社会科学院研究员王丹认为，要整合农业科研资源，形成以农业自然生产区划为基础的科研资源布局。为提高农业科技成果转化，广西壮族自治区社会科学院副研究员周明钧提出，要建立“特色产业+专家团队+农科人员+带头人+农户”的科技成果转化机制；天津市社会科学院副研究员王艳婷认为，要加快建设以农业龙头企业和大型企业集团为核心的农业技术创新体系；与会专家还指出，要建设农业科技中介服务体系，发展市场化农业科技服务主体。

四要提升国家粮食安全保障能力。与会专家认为，要树立“大粮食安全观”，完善粮食主产区利益补偿机制，推进高标准农田建设，优化粮食供给结构，建设种质资源平台，完善产后服务体系，推进粮食精深加工业的发展，打造从田间到餐桌的全产业链条。李国祥提出，要加快粮食产业升级，构建完整的供给链，增加优质、专用粮食的比重，发展饲料产业、精深加工业，提高粮食产业竞争力。为推进东北大豆产业振兴，侯荣娜认为，要把大豆产业提高到国家战略层面，推广高产品种、高效种植模式，推进全程机械化，调动农民种植大豆的积极性；健全大豆良种繁育和推广体系，加快高油、

高蛋白品种的推广；提高补贴标准，推动大豆与小麦、玉米、杂粮等作物轮作；发挥非转基因比较优势，建立大豆种质资源保护机制；培育加工龙头企业，提升大豆产业链竞争力。

（二）健全现代乡村产业体系

一要因地制宜发展特色产业。赵勤提出，以增强乡村产业与资源环境、市场需求结构的匹配度为基点，以支持创新创业和农民增收为取向，构建区域化、差异化、特色化的乡村产业新格局。具体而言，城郊型乡村要重点加快城乡产业融合，发展都市型农业和城市配套产业；平原型乡村要提升主导产业优势，加快产业集群集聚发展，破解增产不增收和同质竞争困境；山区型乡村要立足资源特色，重点发展山区采集、种养殖、旅游观光、农林产品加工等特色产业；边境型乡村要发挥沿边区域优势，重点发展外向型农业和文旅、物流产业。周明钧认为，要以特色产业为抓手，培育“一村一品”，整合特色农业产业链，促进特色产业集群的发展。

二要培育乡村新型服务业。农业生产性服务业和农村生活性服务业已经成为引领乡村产业升级的关键产业。与会专家认为，要把发展乡村新型服务业作为培育新动能的重要抓手，支持发展农业生产性服务业，为小农户提供专业服务和托管服务；支持发展现代物流、连锁经营、电子商务等新型流通业，提高农村生产生活方面的物质供给效率；支持发展休闲旅游、批发零售、养老托幼、环境卫生等乡村生活性服务业，满足城乡居民追求美好生活的需要。对于乡村文化产业发展，邹进泰等提出，要建立文化再生产创新机制，将保护与培育文化产业结合起来，推动文化与农业、旅游业融合，与互联网科技融合，传承地域文化、农耕文化。

三要推进农村产业融合发展。与会专家认为，要聚焦重点产业，突出集群成链，完善利益联结机制，培育新业态、新模式、新功能，重点发展以“农业+旅游”为主的农业观光休闲产业、以“农业+文化”为主的农业文化创意产业、以“农业+健康”为主的康养农业、以“农业+互联网”为主的智慧农业。陕西省社会科学院副研究员于宁锴提出，要以农民合作社、集体经济组织为形式，推动现代农业横向整合；通过组建联合体、发展订单农业和股份合作等，推动农村产业纵向整合；通过建设特色小镇、田园综合体，促进经营产品多元化，推动需求整合；以循环经济模式开发农业副产品和乡村产业的多种功能，推动供给整合。对于促进乡村创业就业，与会专家认为，要营造公平竞争环境，强化乡村就业创业服务，整合、创建一批返乡下乡在乡人员创新创业园区（基地），培育壮大创新创业主体。

（三）推进农业农村绿色发展

一要加强生态保护与修复。于法稳认为，要通过保护耕地与提高土壤质量、保护水资源和提高灌溉用水水质、保护农作物种质资源，提高农业可持续发展能力。邹进泰等提出，要建立农业农村污染检测、管控体系，并在法律法规层面得到体现；要将农村环境保护和治理纳入各级财政预算；要以县为单位建立耕地、水、废弃物资源台账和农业产业准入负面清单制度，全面开展耕地质量保护与提升行动。赵勤指出，要推进东北黑土地保护利用。李志萌等提出，要把产业链和生态链统一起来，建立农业资源环境保护协作机制。

二要推动农业绿色转型。于法稳认为，要建立生态补偿制度，在生产方式层面对农业生产技术绿色化进行补偿，在资源利用层面对农业资源可持续利用进行补偿，在生态系统层面对生态系统服务价

值进行补偿，在农产品主产区层面对优质安全农产品供给进行补偿。赵勤建议，选择部分粮食主产区开展生态补偿试点。马晓红提出，要建设规模养殖场信息平台，完善畜禽污染防治长效机制，建立台账、建档立卡，健全常态化监管机制。与会专家还提出，要积极发展生态循环农业，推广绿色种养模式，实施化肥农药减量增效和有机肥替代化肥行动，扩大病虫害绿色防控和统防统治的覆盖面，全面推进农业面源污染治理与废弃物资源化利用。

（四）推进重大发展战略的有机衔接

一要实现脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接。魏后凯认为，在今后相当长的一个时期内，贫困治理要更加重视相对贫困和多维贫困问题，建立城乡统一的贫困标准和减少相对贫困的长效机制，实现由绝对贫困治理向相对贫困治理、收入贫困治理向多维贫困治理、超常规脱贫攻坚向常规性贫困治理转变。黑龙江省社会科学院副研究员王化冰指出，从产业扶贫到产业振兴，要实现战略重点从脱贫转向致富，关注对象从群体转向区域，政策导向从推动转向牵动。

对于脱贫攻坚与乡村振兴的衔接重点，四川省社会科学院研究员张克俊认为，要推动脱贫地区产业长远发展、多元发展、特色发展，探索贫困村与非贫困村的协同发展路径，实现产业脱贫与产业振兴的衔接；要培育农民的自主参与动力，提高农民的组织化程度，实现智力脱贫与智力振兴的衔接；要推行“生态+污染治理”模式、“生态+农业旅养”模式，开发碳汇资源，实施生态保护补偿，实现生态脱贫与生态振兴的衔接；要深度挖掘和保护农村文化，推动乡村文化产业化，实现文化脱贫与文化振兴的衔接。陈明星提出，要突出理念衔接、目标衔接、成果衔接和政策衔接，强化战略规划衔接、资源要素保障与风险防范化解。

对于推进脱贫攻坚与乡村振兴衔接的政策举措，江西省社会科学院副研究员张宜红等提出，要尽快出台脱贫攻坚与乡村振兴有机衔接的实施意见，将脱贫攻坚形成的产业项目、资产设施、重大行动与乡村振兴战略衔接，延续脱贫攻坚时期的用地优惠、专项资金支持和金融信贷扶持等政策。张克俊建议，把“五级书记一起抓”的组织机制延续应用到乡村振兴实践中，构建农村区域间的协作共享机制，加强区域间基础设施的共建共享、互联互通。陈明星建议，要拓展“两不愁三保障”的覆盖面，适当提高保障标准，构建全覆盖、兜底线、可持续的社会保障网。

二要推进乡村振兴战略与新型城镇化有机衔接。山东省社会科学院副研究员刘爱梅认为，实现这两者间有机衔接的关键在于打破城乡二元体制，推动土地制度、基础设施、公共服务、要素投入、产业发展等方面的衔接。吴肇光指出，要以推进城乡基本公共服务普惠共享为重点，建立全民覆盖、城乡一体的基本公共服务体系；要以城乡基础设施互联互通为先导，一体化规划、建设、管护城乡基础设施；要以推进城乡产业协同发展为载体，加快要素资源下乡，推进城乡产业融合发展；要以构建城乡统一的建设用地市场为突破，破解城乡二元土地制度，推动城乡要素配置合理化。提高农村公共服务水平、推进城乡公共服务一体化是实现城乡融合发展的难题。与会专家认为，要实施公共服务提升和生活宜居建设工程，完善乡村公共服务基础设施，加快推进人居环境整治，建设舒适的农村生产生活环境。林昌华提出，要推动公共服务供给模式、渠道和主体的创新，建立政府、市场、社会组织多元协同的公共服务供给机制；要构建自下而上的需求主导型供给决策机制，畅通信息沟通渠道，完善

农民利益诉求表达机制，提高农民在公共决策中的参与度；要强化对农村公共服务供给的监督，建立以政府和农民为主体的双向评价机制。与会专家还认为，要高标准规划建设农村公共基础设施，全面提高农村义务教育、医疗保障、养老保障的水平，构建城乡一体的就业创业制度和服务体系。

（五）创新乡村治理体系

现代意识、科学精神、文明理念、治理体系等发展能力方面的现代化是农业农村现代化中更重要的方面。魏后凯认为，推进农业农村现代化，首先要补齐现代化的能力缺口，尤其是要推进乡村治理体系和治理能力的现代化。对此，与会专家提出了对策性建议。

一要加强党对农村工作的全面领导。龚建文提出，要加强村党组织对村民委员会、村务监督委员会以及村集体经济组织、农民合作社等的全面领导，实施村党组织带头人素质提升行动，健全村级重要事项、重大问题的村级党组织研究讨论机制，完善村级党组织参与乡村治理的体制机制。邹进泰等提出，要加强对村党组织书记的教育培训，建立后备干部选拔使用机制，把更多村干部培养成村民脱贫致富的带头人。

二要创新农村集体经济的有效实现形式。振兴农村集体经济，能为乡村治理现代化提供坚实的物质基础。广西壮族自治区社会科学院研究员刘东燕等认为，应启动村级集体经济发展中长期规划的编制工作。与会专家建议，应设立新型集体经济组织发展基金，落实集体经济发展的税费支持政策，建立集体经济股权流转机制，探索集体资产委托经营、信托管理的新方式，引进经济管理人才、聘任职业经理人，创办农村集体经济投资开发公司，参股新型农业经营主体和工商企业。山西省社会科学院研究员赵旭强等提出，应探索集体经济多村联营制，鼓励通过等额出资的方式联合成立多村合作的集体经济组织。

三要创新基层治理模式。龚建文提出，要发挥农民首创精神，创新乡村法治宣传和法治实践，综合运用村规民约、法律政策、道德舆论等治理方式，探索自治、法治、德治相结合的乡村善治新模式。与会专家建议，应借助信息化管理技术，以网格化和社会化为方向，建立健全村民自我服务与政府公共服务、社会公益服务有效衔接的农村基层综合服务管理平台。

（六）全面深化农村改革

“十四五”时期，中国进入全面深化改革的新时期，要通过深化改革撬动人才、土地、资金等资源，满足农业农村优先发展的需要。与会专家就其中重点领域的改革提出了对策性建议。

一要巩固和完善农村基本经营制度。在明确农村土地集体所有权、保障农民土地承包经营权的基础上，要探索流转、入股、托管等多种适度规模经营形式，积极引导土地经营权向家庭农场、农民合作社等新型农业经营主体集中。郭连强认为，要从完善制度政策入手，建立土地流转价值动态调整制度、流转期限制度，规范流转程序，及时纠正土地流转实践中的偏差。

二要推进农村产权制度改革。黄勇提出，要深化农村“三变”改革，全面完成对农村集体资产的清产核资，推进农村产权交易市场建设。邹进泰等指出，要创新放活农房使用权，推动实现农房使用权资本化，完善土地经营权抵押担保、入市转让、有偿使用等制度。李培林认为，要借鉴国际经验，

推动农民住宅产权制度改革，探索农民住宅入市和建立城乡统一的住房市场的可行性，在实践中摸索成熟经验并建立相应的制度和规范。

三要推进农村土地制度改革。福建省社会科学院副研究员蔡承彬认为，要在坚持宅基地所有权属于村集体、资格权属于集体经济组织成员的基础上，按照用益物权的原则明确和强化农户宅基地使用权，加快推进房地一体的宅基地使用权确权登记颁证工作，适度放活宅基地和农民房屋使用权。为破解用地难题，魏后凯提出，要探索将农民宅基地向经营性建设用地转换的可行机制，将进城农民自愿退出的宅基地转变为经营性建设用地；蔡承彬提出，应允许农村集体经济组织以出租、合作等方式盘活利用空闲农房及宅基地。但吴肇光等提出，要审慎改革农村宅基地制度，不能放开对城里人到农村购买宅基地的限制，严格禁止下乡利用宅基地建设别墅大院和私人会馆。为规范农村土地管理，赵勤指出，要加快建立农村土地确权登记数据库，通过建立土地经营权抵押担保风险基金、利用交易平台提供担保、支持商业性保险和担保机构开展相关业务等分散抵押贷款风险。

四要建立乡村人才振兴机制。乡村人才振兴是一项长期任务，要坚持城乡融合发展的方向，推进城乡人力资源的统筹开发和优化配置。湖南省社会科学院研究员王文强指出，要促进城乡人才流动，有耐心地分步破除二元户籍制度，推进户籍与相关权益分离，还原户籍作为统计与服务手段的本来面目，让居民有公平的自由迁移权；要促进下乡返乡创业，着重构建风险防控机制，以公正的权益保障、适当的政府扶持、科学的服务支撑，引导下乡返乡创业者树立合理预期，预防潜在风险，提高创业质量；要发挥人才支撑乡村振兴的作用，着重创新激励机制，将吸引、留住人才与引进智力相结合，行政推动与制度激励相结合，科学管理与人文关怀相结合，做到人才城乡双交流、服务创业同支持，职称评定和晋升向下返乡人才倾斜，保持人才政策的延续性、规范性、稳定性；要增加农村人力资本投资，着重激发市场主体的积极性，加强对农村人力资本投资主体的激励与约束，采用中央转移支付和区域横向补偿相结合、就业培训奖励和劳动制度规范相结合、教育培训宣传和畅通成长渠道相结合的策略，加快推进农村人力资本开发。

五要健全财政支农体系。与会专家认为，要继续将“三农”作为公共财政优先保障的领域，提高支农支出在财政总支出中的比重。辽宁省社会科学院研究员李志国等指出，应通过财政补助、贷款贴息、税收优惠、购买服务等方式，撬动社会资本投向农业农村；要统筹整合县级各类支农专项，构建以增强县级财政支农能力为主的财政支撑机制。邹进泰等提出，要构建财政支农资金统筹平台，构建财政项目竞争性分配机制；要支持各地建立乡村振兴融资平台、乡村振兴基金，拓展包括股权、债券、基金、信托等多种形式在内的融资渠道。与会专家还认为，要大力发展乡村数字普惠金融，发展产业链、供应链金融服务新模式，鼓励地方发行“三农”专项金融债券，支持地方探索特色保险品种，加快完善“三农”融资担保体系，防范金融风险。

五、农业农村发展领域当前值得研究的重大问题

“十四五”时期要顺利开启农业农村现代化新征程，有许多战略性、全局性、综合性问题需要理论界进行全方面、多视角的研究和探索。对此，魏后凯梳理了以下八个方面值得研究的重大问题：

一是全面建成小康社会的短板以及建成全面小康社会后的发展战略问题。对标中央提出的目标，要研究全面建成小康社会的短板有哪些，怎样补足这些短板；全面建成小康社会后，中国将处于什么发展阶段，是“后小康”时代？这一阶段将延续到什么时候，其发展战略和发展政策应该如何调整？

二是脱贫攻坚目标实现后国家反贫困战略的调整问题。脱贫攻坚目标实现后，贫困问题依然存在。国家的反贫困战略应如何调整，如何将脱贫攻坚与乡村振兴、新的反贫困战略衔接起来，这些问题值得研究。

三是“十四五”规划中的农业农村发展问题。例如，实施乡村振兴战略，推动农业农村现代化，推进新型城镇化，构建城乡融合发展的体制机制等，如何细化落实到“十四五”规划中，需要得到系统性的研究。

四是农业农村现代化的“两阶段”发展问题。中央已经提出，到2035年基本实现农业农村现代化，到2050年全面实现农业农村现代化，建成社会主义现代化强国。总的目标是有了，但具体怎么走，选择什么样的道路和模式，不同地区的路径有什么差异，需要开展系统的理论、战略和政策研究。

五是农业国际合作问题。如何应对中美贸易摩擦？如何促进“一带一路”国家的农业合作？如何加强与非洲国家的农业合作？中国农业发展的经验有哪些？如何推动中国农业发展经验、发展模式“走出去”？这些问题需要以一种更加开放的国际化视野来研究。

六是进一步推进农村全面深化改革的问题。虽然农村改革最先起步，但是，到目前为止，改革的最薄弱环节、最薄弱地区还是农村。随着《农村土地承包法》《土地管理法》等法律修订完成，土地“三权分置”改革已经有了法律依据。下一步，推进农村“三块地”改革，要在试点的基础上在全国大范围推广。这需要研究怎样推广，怎样继续深化农村全面改革。

七是为农业农村现代化提供法律保障的问题。实施乡村振兴战略、推进农业农村现代化涉及诸多法律层面的问题，需要完善或新出台一系列法律。怎样为农业农村优先发展提供坚实的制度保障、法律支撑，以更好地促进乡村全面振兴、加快推进农业农村现代化，需要开展全面、深入、细致的研究。

八是建立科学有效的生态补偿制度问题。农业具有多维功能，除了生产农产品外，还提供了重要的生态产品等。如何科学评估农业生态系统服务价值及生态产品价值，如何建立与完善农业生态补偿的机制和政策，包括补偿对象、补偿标准、谁来补偿、价格机制等，需要进行深入的研究。

（作者单位：中国社会科学院农村发展研究所）

（责任编辑：陈秋红）