

# 农业综合开发投资对农民收入的影响分析\*

## ——基于中国省级面板数据

赵勇智<sup>1</sup> 罗尔呷<sup>2</sup> 李建平<sup>1</sup>

**摘要：**本文基于中国31个省（市、区）2006~2016年的面板数据，对静态面板模型进行固定效应和随机效应的参数估计，利用工具变量法和系统广义矩估计（GMM）解决模型内生性问题，系统考察了农业综合开发投资对农民收入的影响，同时结合农业综合开发的资金使用方式，从理论上分析了农业综合开发投资影响农民收入的内在机制，并对潜在传导路径进行了实证检验。研究发现：农业综合开发投资能够显著提高农民收入，而且会持续带动农民增收；通过土地治理项目和产业化经营项目，农业综合开发投资从不同的路径影响了农民收入水平。其中，土地治理项目能够提高农业生产能力，促进粮食增产，进而实现农民经营性收入的增长；产业化经营项目一方面能为农民提供更多的就业岗位，拓宽农民增收渠道，实现非农就业收入的增长，另一方面能够改变传统“小农”生产模式，释放农村劳动力，促进农民向二三产业转移，从而提高农民的工资性收入。

**关键词：**农业综合开发 投资 农民收入 土地治理项目 产业化经营项目

**中图分类号：**F323.8 **文献标识码：**A

### 一、引言

2018年9月，中共中央、国务院正式印发《乡村振兴战略规划（2018~2022年）》，确立了国家层面的战略指导，标志着乡村振兴战略进入建设落实阶段。乡村振兴，农民是主体，核心目标是增加农民收入，实现农民生活富裕。党的十八大以来，农民收入持续快速增长，2017年农村居民收入首次突破1.3万元，比2012年增长了60.1%，城乡居民收入相对差距进一步缩小（韩俊，2018）。农业综合开发作为中央在“三农”工作部署中的重头戏，在推进农业农村现代化和农业可持续发展方面发挥了重要作用，在建设高标准农田、打造农业优势特色产业集群等工作中取得了显著成效，切实保障了农产品的有效供给，显著提高了农民收入水平（卢贵敏，2017）。但在当前外部环境发生深刻变化、国内经济下行压力加大的复杂形势下，农民收入增速逐渐放缓，增收进入“减速带”已

\*笔者感谢清华大学中国农村研究院臧良震、中国农业科学院农业资源与农业区划研究所李俊杰提出的宝贵意见和有益评论，感谢编辑老师与匿名审稿专家。当然，文责自负。本文通讯作者：李建平。

经是不争的事实（韩俊，2018）。对此，党和国家提出乡村振兴战略，把维护农民群众根本利益、促进农民共同富裕作为出发点和落脚点，充分挖掘乡村潜能，拓展农业多功能性，加快补齐农业农村短板，千方百计拓宽农民增收渠道，确保广大农民群众充分享受改革开放的成果。在乡村振兴战略背景下，深入剖析农业综合开发投资带动农民增收的内在机制，有助于优化财政支农结构、提高资金使用效率。

已有关于农业综合开发投资对农民收入影响的研究较少。白晚才（2004）以农业综合开发在山西省晋城市的实践为例，论述了农业综合开发促进农民增收的有效途径。杨安文等（2013）利用1989~2010年的时间序列数据，对农业综合开发投资与农民收入之间的关系进行研究，发现农业综合开发投资能够持续、显著提高农民收入，但财政资金、银行贷款和自筹资金促进农民增收的效果存在差异。此外，也有学者重点关注农业综合开发的产业化经营项目，利用全国数据建立VAR、VECM等时间序列模型，研究产业化经营项目投资对农民收入的影响，发现产业化经营项目投资能够显著提高农民收入（朱湖根等，2007；田祥宇、孔荣，2010；郭海丽等，2012），且这种增收作用的长期效果优于短期效果（田祥宇、孔荣，2010）。与农业综合开发投资类似，产业化经营项目投资的不同资金来源也会导致其带动农民增收的效果出现差异，财政资金促进农民增收的效果显著，而银行贷款和自筹资金带动农民增收的作用相对较弱（郭海丽等，2012）。

综上所述，现有文献主要围绕投资效果展开研究，充分论证了农业综合开发投资对农民增收的积极作用，但尚无学者深入探讨农业综合开发投资影响农民收入的内在机制。而且现有针对农业综合开发投资及其对农民收入影响的定量研究，基本采用全国层面的时间序列数据，基于省级面板数据的相关研究几乎没有，因此，现有文献可能存在遗漏变量、样本量过小等缺陷，从而造成估计结果出现偏误，影响结论的可靠性。

故此，本文基于中国31个省（市、区）2006~2016年的统计数据，建立静态面板模型，利用工具变量法和系统广义矩估计（GMM）克服内生性问题，系统分析农业综合开发投资对农民收入的影响。同时，本文从农业综合开发投资的资金使用路径出发，试图在理论上揭示农业综合开发投资影响农民收入的内在机制，并结合省级面板数据进行实证检验。以期在乡村振兴战略背景下，农业综合开发投入政策以及相关财政支农政策的制定，提供一定的理论指导和数据支撑。

## 二、分析框架

### （一）农业综合开发的发展历程及现状分析

20世纪80年代，受到自然条件与技术因素的制约，中国主要农产品产量多年徘徊不前，农产品有效供给难以满足市场的多元化需求，供需矛盾凸显。为提高中国农业综合生产能力，化解农业供给侧与需求侧的不平衡，国务院决定于1988年设立国家土地开发建设基金（后改为国家农业综合开发资金），统筹实施农业综合开发（卢贵敏，2017）。

国家自1988年开始农业综合开发的立项与实施，随着不同阶段历史任务的变化，农业综合开发项目内容也相应进行了多次调整。1988~1993年，农业综合开发以提升主要农产品产量为首要目的，

实施了一系列中低产田改造工程项目。1994年开始，在继续对农地治理的基础上，新增了多种经营项目，试图增加农民就业机会，提高农民收入水平。1999年起，中国粮食产量基本实现供需平衡，农业综合开发在原有中低产田改造工程和多种经营项目的基础上，新增了科技示范项目，以强化科技在农业领域的应用，加强科技对农业生产的推动作用。自2004年起，农业综合开发不再设立科技示范项目，仅保留土地治理项目和产业化经营项目。土地治理项目在中低产田改造工程的基础上新增生态综合治理项目，力图通过改良重点草场、开展小流域治理以及土地沙化治理等手段，保护项目区生态环境，发展优质、高产、高效、绿色的现代农业。2013年起，在原有两大类项目的基础上新增了现代农业试点项目，旨在推动农村一二三产业融合，提升农业农村现代化水平。2018年，国务院机构改革方案中，原隶属于财政部的国家农业综合开发办公室划归农业农村部，其原有职能是否全部保留尚在商定之中。

纵观农业综合开发30年的实施历程，土地治理项目始终是主线，产业化经营项目自1994年实施以来，因其良好的效果而逐渐发展成熟，成为农业综合开发推动农业产业化进程的重要手段。图1给出了2006~2016年农业综合开发分项目投资的情况<sup>①</sup>。

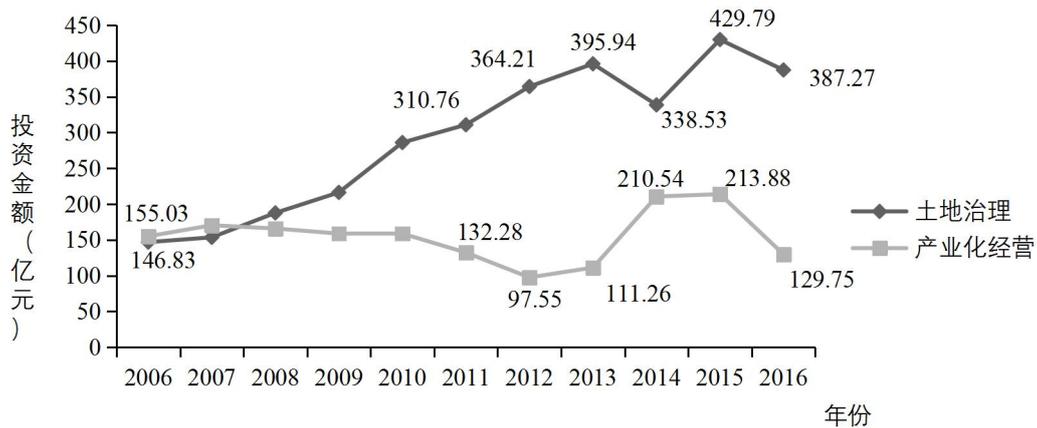


图1 农业综合开发分项目投资金额变动趋势图（2006~2016年）

数据来源：中国财政年鉴编辑委员会（编）：《中国财政年鉴》（2007~2017年，历年），北京：中国财政杂志社。

从图1可以看出，土地治理项目投资呈现明显的上升趋势，年均新增投资35亿元。2006年土地治理项目投资146.83亿元，2013年达到395.94亿元，2014年稍有下降之后，在2015年达到最大值429.79亿元，2016年减少为387.27亿元。产业化经营项目投资近10年间稳中有增，每年的投资金额在154.92亿元的均值上下小范围浮动。2012年出现最小值97.55亿元，2015年出现最大值213.88亿元。土地治理项目对于中国农业发展具有战略意义，经过30年的项目实施，累计已建设高标准农田7.8亿亩，重点中型灌区配套节水灌溉改造1340处，显著提升了中国农业综合生产能力。产业化经营项目扶持了

<sup>①</sup>注：图中所用数据包括31个省（市、区）以及新疆兵团、黑龙江农垦、广东农垦的农业综合开发项目投资；由中央农口有关部门组织实施的农业综合开发项目以及农业综合开发外资项目，不在图中所用数据的统计之列。

一大批工厂化种养殖项目、加工流通类高效农业项目（卢贵敏，2017），对农业农村现代化进程起到了显著的推动作用，为保障中国粮食安全、实现农民增产增收做出了重要贡献。

## （二）农业综合开发投资对农民收入的影响路径

农民收入的主要来源包括农业生产的经营性收入和非农就业的工资性收入。与之相对应，农业综合开发的土地治理项目和产业化经营项目分别有利于促进农业生产和为农民提供更多的非农就业机会。农业综合开发投资对农民收入的影响路径如图 2 所示。

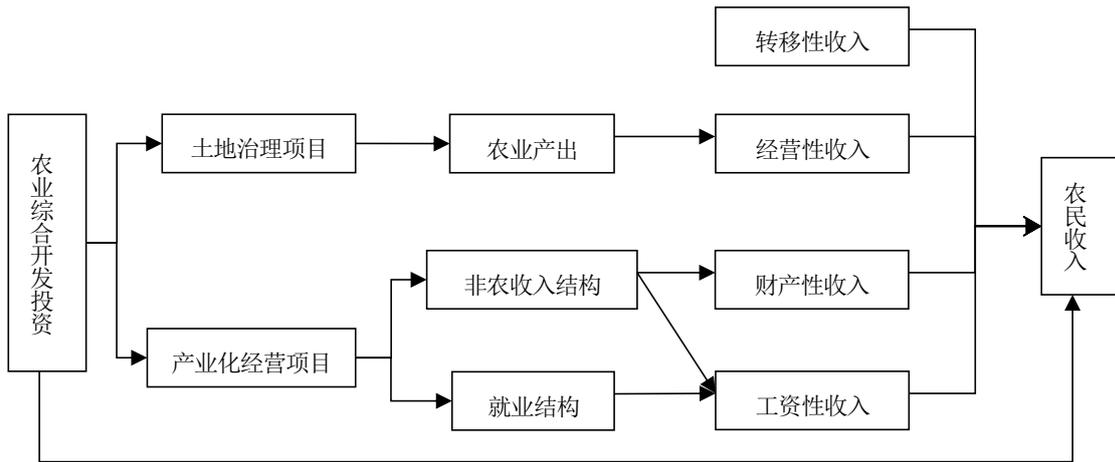


图 2 理论框架图

土地治理项目可以细分为中低产田改造、高标准农田示范工程、草原（场）建设、小流域治理、土地沙化治理、中型灌区节水配套改造工程，这些项目通过平整土地、优化排水灌溉、修建田间道路、改善土地肥力等方式，极大地改善了农田质量。土地治理项目通过改善农业生产条件，从而提高农业生产能力，提高粮食等主要农产品产量，增加土地产出率，进而实现农业增效和农民增收（肖卫、肖琳子，2013；王欧、杨进，2014）。同时，通过农业生产条件的改善，土地治理项目可以提高劳动效率，为农民节省农业劳动时间，释放农村劳动力，为青壮年参与非农生产性活动提供可能性（Renkow et al., 2004； Bayes, 2001）。鉴于文章篇幅有限，本文并未对此条路径进行验证。

产业化经营项目可以细分为种养殖基地项目、新建及改扩建加工项目、农业生产服务项目，这些项目以农业龙头企业、农民专业合作社以及新型经营主体为扶持对象，支持其进行规模化的农业生产与现代化的加工和流通，改变了传统“小农”生产模式，为当地农民提供了潜在非农就业机会，提高了农民非农就业收入（Nguyen et al., 2015）。首先，农民专业合作社和新型经营主体在产业化经营项目的扶持下，参与农副产品的加工、销售、流通等环节，可以实现农产品价值的显著提升（卫龙宝、李静，2014；杜吟棠，2005），市场地位独立的农户还有机会参与经营利润的分成（苑鹏，2013；郭建宇，2008）。其次，农业龙头企业在产业化经营项目的扶持下，可以扩大生产经营规模，能够为更多的农民提供就业岗位以及更加丰厚的劳动报酬，提高农民的工资性收入（李谷成等，2018）。此外，产业化经营项目改变了传统“小农”生产模式，提高了农业现代化水平，释放农村劳动力，促进农民向工资水平更高的二三产业转移，进而获得更高的工资性收入（刘伟、蔡志洲，2017；刘晓

光等, 2015)。总之, 产业化经营项目通过支持农业规模化生产、产业化发展, 一方面扩宽农民收入渠道, 另一方面促进农村劳动力向二三产业转移, 进而实现了农民收入的增长。

基于以上讨论, 本文提出如下研究假说:

H1: 土地治理项目通过提高农业生产能力, 提高粮食等主要农作物的产量, 从而提高农民的经营性收入。

H2: 产业化经营项目有利于拓宽农民收入渠道, 增加农民的非农就业收入。

H3: 产业化经营项目有利于释放农村劳动力, 促进农民向二三产业转移, 进而提高农民的工资性收入。

### 三、研究设计与数据说明

#### (一) 模型设定及变量说明

1. 农业综合开发投资对农民收入的影响。为了分析农业综合开发投资对农民收入的影响, 本文在明瑟收入方程 (Mincer, 1974) 的基础上进行调整, 忽略工作经历对收入的影响, 引入农业综合开发投资和其他控制变量, 得到如下基准计量模型:

$$income_{it} = \beta_0 + \beta_1 fund_{it} + \beta_2 edu_{it} + \beta_3 str_{it} + \beta_4 urb_{it} + \beta_5 pow_{it} + \beta_6 sow_{it} + \beta_7 irr_{it} + \beta_8 fer_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中,  $income$  为农民收入, 用农村居民人均纯收入指标来反映;  $fund$  为农业综合开发投资, 是模型核心解释变量, 包括用于农业综合开发的中央财政资金、地方政府配套资金、项目建设主体的自筹资金以及银行贷款;  $edu$  为农民受教育水平, 本文以农村居民人口比例为权重, 测算农村居民平均受教育年限 (小学 $\times 6$ +初中 $\times 9$ +高中 $\times 12$ +大专及以上 $\times 16$ ), 将其作为衡量农民受教育水平的指标;  $str$  为产业结构, 用第一产业产值与 GDP 的比重来衡量;  $urb$  为城镇化率, 表示城镇人口与总人口的比重;  $pow$  为农业机械总动力, 是农业生产过程中技术要素的体现;  $sow$  为农作物总播种面积, 表示土地资源要素;  $irr$  为农田有效灌溉面积;  $fer$  为化肥施用量, 表示农资投入;  $u_i$  为地区固定效应, 它反映了模型中其他不随时间变化的地区性随机因素;  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。

为防止模型设定偏误, 本文将农业综合开发投资的滞后项引入模型。从实践经验来看, 新增农业综合开发的资金投入, 无论是土地治理项目还是产业化经营项目, 都有一定的项目建设周期, 而且农产品也有一定的生长周期, 只有农产品成功销售才能为农民带来收益。故此, 本文以农业综合开发项目 1~2 年的建设周期为依据, 将农业综合开发投资的投入产出周期设定为 2 年, 在模型中加入农业综合开发投资的一阶滞后项和二阶滞后项, 建立如下模型:

$$income_{it} = \beta_0 + \alpha_1 fund_{i,t-1} + \alpha_2 fund_{i,t-2} + \beta_1 fund_{it} + \beta_2 edu_{it} + \beta_3 str_{it} + \beta_4 urb_{it} + \beta_5 pow_{it} + \beta_6 sow_{it} + \beta_7 irr_{it} + \beta_8 fer_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中, 新增变量  $fund_{i,t-1}$ 、 $fund_{i,t-2}$  分别表示农业综合开发投资的一阶滞后项和二阶滞

后项;  $fund$  为模型核心解释变量, 表示农业综合开发投资; (2) 式中其他变量含义与 (1) 式相同;  $u_i$  为地区固定效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。

2. 农业综合开发投资对农民收入影响机制的检验。首先, 为验证土地治理项目对农业产出的影响, 本文建立如下模型:

$$\begin{aligned} grain_{it} = & \beta_0 + \alpha_1 land_{i,t-1} + \alpha_2 land_{i,t-2} + \beta_1 land_{it} \\ & + \beta_2 pow_{it} + \beta_3 sow_{it} + \beta_4 irr_{it} + \beta_5 fer_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

(3) 式中,  $grain$  表示农业产出, 本文选用粮食总产量指标来反映农业生产情况;  $land_{i,t-1}$ 、 $land_{i,t-2}$  分别为土地治理项目投资的一阶滞后项和二阶滞后项;  $land$  为模型核心解释变量, 表示土地治理项目投资; (3) 式其他变量含义与 (1) 式相同;  $u_i$  为地区固定效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。

其次, 为验证产业化经营项目对非农收入结构的影响, 建立如下回归模型:

$$\begin{aligned} non\_agriP_{it} = & \beta_0 + \alpha_1 ind_{i,t-1} + \alpha_2 ind_{i,t-2} + \beta_1 ind_{it} \\ & + \beta_2 edu_{it} + \beta_3 str_{it} + \beta_4 urb_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

(4) 式中,  $non\_agriP$  为非农收入结构, 用农村居民工资性收入与财产性收入之和占人均纯收入的比重表示;  $ind_{i,t-1}$ 、 $ind_{i,t-2}$  分别为产业化经营项目投资的一阶滞后项和二阶滞后项;  $ind$  为产业化经营项目投资, 是模型核心解释变量; (4) 式中其他变量含义与 (1) 式相同;  $u_i$  为地区固定效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。

最后, 为验证产业化经营项目对就业结构的影响, 建立如下回归模型:

$$workerFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 ind_{it} + \beta_2 edu_{it} + \beta_3 str_{it} + \beta_4 urb_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5) 式中,  $workerFP$  为就业结构, 用第一产业从业人员占总从业人员的比重表示;  $ind$  为产业化经营项目投资, 是模型核心解释变量; (5) 式中其他变量含义与 (1) 式相同;  $u_i$  为地区固定效应,  $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。

## (二) 数据来源

由于 2006 年以前的面板数据缺失较为严重, 故本文研究选取了 31 个省(市、区) 2006~2016 年的面板数据(不包括港澳台)。其中, 农民收入、农业产出、非农收入结构、农业机械总动力、农作物总播种面积数据来自历年《中国农村统计年鉴》<sup>①</sup>; 城镇化率、产业结构、农田有效灌溉面积、化肥施用量数据来自历年《中国统计年鉴》<sup>②</sup>; 农业综合开发投资、土地治理项目投资、产业化经营项目投资数据来自历年《中国财政年鉴》<sup>③</sup>; 农民受教育水平数据来自历年《中国人口和就业统

<sup>①</sup>国家统计局农村社会经济调查司(编):《中国农村统计年鉴》(2007~2017年, 历年), 北京: 中国统计出版社。

<sup>②</sup>国家统计局(编):《中国统计年鉴》(2007~2017年, 历年), 北京: 中国统计出版社。

<sup>③</sup>中国财政年鉴编辑委员会(编):《中国财政年鉴》(2007~2017年, 历年), 北京: 中国财政杂志社。

计年鉴》<sup>①</sup>；就业结构的计算数据来自历年各省（市、区）统计年鉴<sup>②</sup>。由于所用面板数据中的截面个数大于时间点个数，因此不再进行面板单位根检验（Anderson and Cheng, 1982; Bai, 2004, 2009）。相关变量的描述性统计结果详见表 1。

表 1 变量描述性统计分析

变量	单位	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
农民收入	元	341	7880.97	4282.79	1984.60	25520.40
农业产出	万吨	341	1825.81	1510.20	53.70	6324.00
非农收入结构	%	341	41.80	14.58	11.43	81.17
就业结构	%	341	37.92	15.29	2.45	76.15
农业综合开发投资	亿元	341	16.24	9.54	2.25	57.22
土地治理项目投资	亿元	341	8.78	5.93	0.56	36.55
产业化经营项目投资	亿元	341	4.82	3.55	0.03	23.29
农民受教育水平	年	341	7.44	0.85	3.82	9.76
产业结构	%	341	10.89	5.46	0.40	29.60
城镇化率	%	341	52.00	14.46	22.60	89.60
农业机械总动力	万千瓦时	341	3028.77	2868.34	95.30	13353.00
农作物总播种面积	千公顷	341	5190.58	3661.51	151.40	14472.30
农田有效灌溉面积	千公顷	341	1988.68	1532.19	128.50	5932.70
化肥施用量	万吨	341	183.67	145.14	4.21	735.24

注：2015 年及以后的中国统计年鉴中，“农村居民人均可支配收入”替代了“农村居民家庭人均纯收入”；“耕地灌溉面积”替代了“有效灌溉面积”。经查阅年鉴使用手册，发现两组指标统计口径差异较小，故 2014~2016 年农民收入水平的衡量指标直接采用了农村居民人均可支配收入；2014~2016 年农田有效灌溉面积数据直接采用了耕地灌溉面积指标数据。

### （三）内生性问题及处理

尽管农业综合开发项目资金投入总额能够很好地反映农业综合开发投资，但在（1）式中，农业综合开发投资可能是一个内生变量，因为该变量与模型中的其他变量可能存在互为因果的关系。农业综合开发的立项依据主要分为两种：一种是等额扶持，所有地区不存在差异，都有相关项目资金；另一种是差额扶持，即对申报项目的所有主体，根据相关要求，择优推荐立项。如果是前者，那么农业综合开发投资是典型的外生变量；而在后者的情况中，一些经济条件相对发达的省份可能会吸引到更多的中央财政资金，省级财政配套资金、项目主体的自筹资金、银行贷款也可能更加充足。而这些经济条件相对发达的省份往往城镇化率也更高，农民收入也更多。这暗含着城镇化率高、农民收入多的省份会吸引更多的农业综合开发投资的逻辑，这种典型的逆向因果关系将导致农业综合开发投资和城镇化率的内生性问题难以避免。

<sup>①</sup>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》（2007~2017 年，历年），北京：中国统计出版社。

<sup>②</sup><http://data.cnki.net/>。

(1)式中的农民受教育水平也是一个潜在的内生变量。农民的收入水平主要取决于农民的能力，而能力水平无法量化，在模型设定中只能将这一变量归入残差项中。但是受教育水平会影响农民的能力，一般而言，个人能力会随着受教育年限的提高而增加，这也不可避免地造成了受教育水平的内生性问题。同理，(3)(4)(5)式中的被解释变量与经济发展水平也存在一定的内在联系，而各式中的核心解释变量也不可避免地受到经济条件的影响，从而也导致了核心解释变量的内生性问题。此外，(4)式中还需要考虑农民受教育水平与产业结构的内生性问题。农民受教育水平会通过影响能力，进而影响农民非农就业收入；而产业结构与非农收入结构也可能存在逆向因果关系。

为了解决模型设定中可能存在的内生性问题，本文引入工具变量来进行参数估计，同时使用聚类稳健的标准误进行检验，力求估计结果的可靠性。在实证检验部分，本文首先利用固定效应和随机效应模型对(1)式和(2)式进行回归，对比分析农业综合开发投资带动农民增收的时效性问题。然后引入潜在内生变量的滞后项作为工具变量，对(1)式进行稳健性检验。最后，本文结合所提出的3个假说，对农业综合开发投资影响农民收入的路径进行验证，同时利用工具变量法和系统广义矩估计(GMM)克服模型内生性问题，作为稳健性检验，加强估计结果的可靠性。

## 四、估计结果与分析

### (一) 农业综合开发投资对农民收入的影响

1.静态面板模型的估计结果。本文利用固定效应(FE)和随机效应(RE)分别对(1)式和(2)式进行参数估计，同时进行豪斯曼检验，对比两种模型回归参数的准确性。本文所用统计软件为Stata15。各参数估计结果如表2所示。

总体而言，固定效应和随机效应模型所得到的有效参数大体一致，且与预期结果吻合度较高。回归(1)的结果显示，农业综合开发投资变量对农民收入的影响高度显著，且估计系数为正。回归(2)的结果表明，农业综合开发投资对农民收入的正向作用显著，而且农业综合开发投资的一阶滞后项在固定效应和随机效应模型中的估计系数也为正，且影响显著。这表明农业综合开发投资能够有效提高农民收入，而且促进农民增收的作用具有一定的持续性。

对比回归(2)的固定效应和随机效应估计结果发现，农业综合开发投资及其一阶滞后项在固定效应模型中的估计系数偏小。回归(2)的固定效应估计结果表明，农业综合开发投资每增加1亿元，当期农民收入会增加45元，下一期农民收入可以增加52元；而随机效应估计结果中，农业综合开发投资每增加1亿元，当期农民收入会增加82元，下一期农民收入可以增加69元。从豪斯曼检验结果来看，回归(1)和回归(2)均拒绝原假设，表明固定效应模型的估计结果更加准确，而随机效应可能会高估农业综合开发投资促进农民增收的作用。

此外，城镇化率和农民受教育水平变量在估计结果中也呈现出较好的显著性，而且系数值均较高。这表明城镇化率和农民受教育水平也是影响农民收入的重要因素。

表2 农业综合开发投资对农民收入的影响

	回归 (1)		回归 (2)	
	FE	RE	FE	RE
农业综合开发投资	118.68*** (33.48)	212.28*** (37.41)	45.16** (18.28)	81.86*** (20.39)
农业综合开发投资的一阶滞后项	—	—	51.83*** (17.79)	68.58*** (15.81)
农业综合开发投资的二阶滞后项	—	—	53.41 (47.00)	113.73*** (41.49)
农民受教育水平	2773.05** (1271.20)	1205.02 (998.41)	2372.58** (1112.07)	578.36 (997.61)
产业结构	-154.38 (164.97)	-78.46 (97.91)	-115.46 (130.45)	-49.47 (87.07)
城镇化率	400.66*** (81.04)	203.87*** (63.05)	461.11*** (93.44)	238.27*** (59.34)
农业机械总动力	-0.28 (0.25)	0.20 (0.21)	-0.08 (0.18)	0.22 (0.18)
农作物总播种面积	-1.29 (1.02)	-0.32 (0.25)	-1.46 (1.20)	-0.40* (0.24)
农田有效灌溉面积	1.16* (0.61)	0.03 (0.38)	0.61 (0.65)	-0.07 (0.47)
化肥施用量	-8.18** (3.99)	-3.75 (3.34)	-5.55 (4.46)	-3.07 (3.29)
常数项	-27083.48*** (8273.77)	-12597.79 (8047.69)	-27162.55*** (7793.13)	-9931.88 (7956.22)
样本个数	341	341	279	279
R <sup>2</sup>	0.75	0.64	0.75	0.66
Hausman 检验 $\chi^2$ 值	92.54		77.74	
Hausman 检验p值	0.00		0.00	

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

2.工具变量法的估计结果。为了尽可能减少内生变量对估计结果的干扰，本文引入潜在内生变量的滞后项作为工具变量，进行稳健性检验。根据前文讨论，本文选取农业综合开发投资的一阶滞后项和二阶滞后项、受教育水平的一阶滞后项、城镇化率的一阶滞后项作为工具变量。由于模型中工具变量个数多于内生变量个数，故需要对工具变量的有效性进行检验，即过度识别约束检验（Sargan检验），用以判断工具变量的外生性。参数估计结果及相关检验结果见表3。

工具变量法的估计结果中，农业综合开发投资变量在固定效应和随机效应模型中均显著，且估计系数为正，这表明在克服模型内生性问题之后，农业综合开发投资依旧可以显著促进农民增收。

Sargan检验的结果表明，模型所选取的工具变量是有效的，参数估计结果较为可靠。

表3 农业综合开发投资对农民收入的影响（工具变量法）

	回归 (1)		回归 (1)	
	FE	RE	FE_IV	RE_IV
农业综合开发投资	118.68*** (33.48)	212.28*** (37.41)	255.39*** (78.39)	315.68*** (39.89)
农民受教育水平	2773.05** (1271.20)	1205.02 (998.41)	7262.44*** (2095.53)	971.88 (672.54)
产业结构	-154.38 (164.97)	-78.46 (97.91)	-42.36 (133.26)	-75.97 (78.67)
城镇化率	400.66*** (81.04)	203.87*** (63.05)	251.05** (124.84)	175.23*** (49.28)
农业机械总动力	-0.28 (0.25)	0.20 (0.21)	-0.77** (0.37)	0.01 (0.20)
农作物总播种面积	-1.29 (1.02)	-0.32 (0.25)	-1.99** (0.89)	-0.55*** (0.21)
农田有效灌溉面积	1.16* (0.61)	0.03 (0.38)	0.23 (0.66)	-0.17 (0.39)
化肥施用量	-8.18** (3.99)	-3.75 (3.34)	-3.88 (7.84)	-0.22 (4.42)
常数项	-27083.48*** (8273.77)	-12597.79 (8047.69)	-50166.94*** (11819.26)	-9386.06*** (3315.26)
样本个数	341	341	279	279
R <sup>2</sup>	0.75	0.64	0.60	0.63
Hausman 检验 $\chi^2$ 值	92.54		—	
Hausman 检验p值	0.00		—	
Sargan检验 $\chi^2$ 值	—	—	1.66	2.38
Sargan检验p值	—	—	0.20	0.12

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

此外，城镇化率和农民受教育水平变量在工具变量法的回归中显著，且系数为正。这表明城镇化率和农民受教育水平也会促进农民增收。城镇化率变量在固定效应和随机效应模型估计中均显著；而农民受教育水平变量仅在固定效应模型估计中显著。农作物总播种面积变量在固定效应和随机效应模型估计中均显著，且系数为负，这可能是种植业效益较低所致。种植业的劳动边际产出远低于其他行业，从而限制了农民增收，并对农民收入产生了负向影响。

### （二）农业综合开发投资对农民收入影响机制的检验

通过上文分析，本文初步证实了农业综合开发投资对农民收入的正向影响。但是农业综合开发投资究竟是以何种路径促进农民增收呢？为进一步探究农业综合开发投资促进农民增收的内在机制，

本文分别对 (3) (4) (5) 式进行回归, 试图验证本文假说。

本文利用工具变量法和系统广义矩估计 (GMM) 克服模型内生性问题。其中, 回归 (3) 选用土地治理项目投资的三阶滞后项和四阶滞后项作为工具变量。回归 (4) 选用农民受教育水平的一阶滞后项、产业结构和农作物总播种面积作为工具变量, 但弱工具变量问题导致核心解释变量不显著。为得到有效的参数估计值, 本文又利用 Blundell and Bond (1998) 提出的系统广义矩估计 (GMM) 进行参数估计。回归 (5) 选用产业化经营项目投资的一阶滞后项作为工具变量。各模型的回归结果详见表4、表5和表6。

1. 土地治理项目对农业产出的影响。本文用粮食总产量来衡量农业产出。如表 4 所示, 土地治理项目投资及其滞后项对粮食产量的影响显著, 且系数为正, 这表明土地治理项目投资可以持续促进粮食增产。工具变量法的估计结果也佐证了这一结论, 而且在克服内生性问题之后, 土地治理项目投资对粮食产量的正向影响有所增强。Sargan 检验结果表明, 模型所选取的工具变量是有效的, 参数估计结果基本可靠。关于粮食产量对农民收入的影响, 学界普遍认为粮食增产能够显著提高农民收入 (肖卫、肖琳子, 2013; 王欧、杨进, 2014)。综上, 土地治理项目可以提高农业生产能力, 提高粮食等主要农作物产量, 进而提高农民的经营性收入。研究假说 H1 得证。

表 4 土地治理项目投资对粮食产量影响的回归结果

	回归 (3)		回归 (3)	
	FE	RE	FE_IV	RE_IV
土地治理项目投资	13.33*** (4.34)	11.86*** (4.22)	24.77*** (8.69)	19.03** (8.47)
土地治理项目投资的一阶滞后项	8.87** (4.20)	6.40* (3.86)	9.55*** (2.80)	6.79** (2.66)
土地治理项目投资的二阶滞后项	12.71*** (4.36)	11.41** (4.50)	9.76** (4.58)	10.39** (4.61)
农业机械总动力	0.01 (0.01)	-0.00 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.01)
农作物总播种面积	-0.06 (0.12)	0.18*** (0.04)	-0.07 (0.06)	0.20*** (0.03)
农田有效灌溉面积	0.35** (0.14)	0.34** (0.17)	0.20*** (0.04)	0.21*** (0.04)
化肥施用量	1.16 (0.75)	0.73 (0.52)	1.98*** (0.69)	0.95 (0.61)
常数项	946.05** (449.34)	-176.64* (100.47)	1060.00*** (277.35)	-123.30 (145.62)
样本个数	279	279	217	217
R <sup>2</sup>	0.72	0.91	0.64	0.92
Hausman 检验 $\chi^2$ 值	48.19		—	

农业综合开发投资对农民收入的影响分析

Hausman 检验p值	0.00		—	
Sargan检验 $\chi^2$ 值	—	—	0.72	0.17
Sargan检验p值	—	—	0.40	0.68

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

2. 产业化经营项目对非农收入结构的影响。如表5所示，在静态面板模型估计结果中，产业化经营项目投资对非农收入结构的影响显著且估计系数为负，产业化经营项目投资一阶滞后项的影响不显著，产业化经营项目投资二阶滞后项的影响显著且系数为正。这表明，产业化经营项目投资促进农民非农收入的增长在时间上具有滞后性，而投资的增收效果在第三年才会实现，这也与产业化经营项目的投入产出周期相吻合。项目建设阶段由项目主体全额出资，财政补助形式的扶持资金在项目验收通过后下发，贷款贴息形式的扶持资金为项目主体补贴贷款利息。当项目竣工并投入运营后，农民可以获得入股分红的收益、兼业劳动的报酬，其工资性收入和财产性收入实现增长。

在工具变量法的估计结果中，产业化经营项目投资及其滞后项的显著性较差，经检验模型存在弱工具变量问题。本文采用系统广义矩估计（GMM）再次进行回归，发现各参数显著性得到改善，产业化经营项目投资的影响显著且估计系数为正，产业化经营项目投资一阶滞后项不显著，产业化经营项目投资的二阶滞后项显著且估计系数为正。扰动项自相关性的检验结果表明，AR（1）存在序列相关，AR（2）不存在序列相关；Sargan检验结果表明，模型所选取的工具变量是有效的。所以，可以认为系统广义矩估计（GMM）的回归结果是可靠的。综上，产业化经营项目可以拓宽农民收入渠道，提高农民工资性收入和财产性收入。研究假说H2基本得证。

表5 产业化经营项目投资对非农收入结构影响的回归结果

	回归（4）		回归（4）		回归（4）
	FE	RE	FE_IV	RE_IV	SysGMM
非农收入结构的一阶滞后项	—	—	—	—	0.84***
	—	—	—	—	(0.08)
产业化经营项目投资	-0.18**	-0.17**	0.56	-2.38	0.24*
	(0.08)	(0.08)	(1.05)	(1.91)	(0.14)
产业化经营项目投资的一阶滞后项	-0.03	-0.03	-0.35	1.01	0.16
	(0.06)	(0.05)	(0.50)	(0.91)	(0.11)
产业化经营项目投资的二阶滞后项	0.25*	0.26**	0.54*	-0.16	0.32***
	(0.12)	(0.11)	(0.28)	(0.46)	(0.11)
农民受教育水平	3.48	2.68	13.79***	10.06*	0.83
	(2.30)	(2.12)	(4.70)	(5.63)	(1.36)
产业结构	0.32	-0.29	—	—	-0.74*
	(0.42)	(0.40)	—	—	(0.39)
城镇化率	-0.08	0.02	-0.52***	-0.35	-0.13
	(0.16)	(0.16)	(0.20)	(0.25)	(0.12)
常数项	16.71	23.66*	-37.28	-7.53	11.81

农业综合开发投资对农民收入的影响分析

	(13.40)	(12.93)	(27.00)	(31.51)	(9.25)
样本个数	279	279	279	279	279
R <sup>2</sup>	0.06	0.49	0.00	0.01	—
Hausman 检验 $\chi^2$ 值	40.20		—		—
Hausman 检验p值	0.00		—		—
Sargan检验 $\chi^2$ 值	—	—	2.01	1.54	29.16
Sargan检验p值	—	—	0.16	0.22	0.61
AR (1) 检验p值	—	—	—	—	0.00
AR (2) 检验p值	—	—	—	—	0.68

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

3. 产业化经营项目对就业结构的影响。如表 6 所示，产业化经营项目投资变量的估计系数为负，在工具变量法的估计结果中该变量的显著性较好。本文以第一产业从业人员数占总从业人员数的比重来衡量就业结构，产业化经营项目投资变量对就业结构的影响显著且估计系数为负，表明产业化经营项目投资会显著降低第一产业从业人员的比例，即可以释放农村劳动力，促进农民向二三产业转移。产业化经营项目通过生产示范基地的建设和加工物流项目的实施等方式，改变了传统“小农”生产模式，提高了农业生产效率，释放农村劳动力。农民得益于产业化经营项目，获得了更多进入二三产业就业的机会，其工资性收入得到提升。研究假说 H3 得证。

表 6 产业化经营项目投资对就业结构影响的回归结果

	回归 (5)		回归 (5)	
	FE	RE	FE_IV	RE_IV
产业化经营项目投资	-0.05 (0.04)	-0.06* (0.04)	-0.28* (0.15)	-0.30*** (0.11)
农民受教育水平	-0.44 (0.76)	-0.17 (0.62)	-0.11 (0.79)	0.19 (0.83)
产业结构	0.59 (0.46)	0.66* (0.39)	0.57* (0.33)	0.65** (0.27)
城镇化率	-0.64*** (0.10)	-0.65*** (0.10)	-0.67*** (0.06)	-0.68*** (0.06)
常数项	68.14*** (12.69)	66.24*** (11.53)	68.37*** (9.61)	66.04*** (9.33)
样本个数	341	341	310	310
R <sup>2</sup>	0.67	0.82	0.62	0.82
Hausman 检验 $\chi^2$ 值	4.47		—	
Hausman 检验p值	0.48		—	
Sargan检验 $\chi^2$ 值	—	—	0.00	0.00
Sargan检验p值	—	—	—	—

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

## 五、主要结论与政策启示

本文基于中国 31 个省（市、区）2006~2016 年的面板数据，在静态面板模型的基础上引入工具变量，利用固定效应和随机效应模型进行参数估计，分析了农业综合开发投资对农民收入的影响。静态面板模型的估计结果表明，农业综合开发投资对农民收入有着极为显著的正向影响，而且农业综合开发投资会持续带动农民增收。利用工具变量克服模型内生性问题之后，农业综合开发投资依旧可以促进农民增收。此外，本文还发现，农民受教育水平和城镇化率也会显著促进农民增收，而农作物总播种面积对农民收入则存在显著的负向影响。

本文还讨论了农业综合开发投资促进农民增收的内在机制。通过对省级面板数据的回归，基本验证了农业综合开发投资对农业产出、农民非农收入以及就业转移的正向影响，揭示了农业综合开发投资促进农民增收的三条路径：第一，土地治理项目通过高标准农田建设项目、中低产田改造工程等方式，提高农业生产能力，提高粮食等主要农作物产量，进而提高农民的经营性收入；第二，产业化经营项目通过扶持农业龙头企业、农民专业合作社和新型经营主体，解决农民二次就业问题，实现部分农民的入股分红，拓宽收入渠道，提高农民工资性收入和财产性收入；第三，产业化经营项目通过生产示范基地建设、加工物流项目和生产性服务项目等方式，提高农业生产效率，释放农村劳动力，促进农民向二三产业转移，进而提高农民的工资性收入。农业综合开发投资通过上述三条路径，推动了社会财富的再分配，实现了农民收入的持续性增长。

结合乡村振兴战略，本文试从以下三个角度提出相关政策建议，以力求完善制度安排，切实保证农民持续稳定增收。一是要深化土地治理项目，在农田整治的基础上推进土地规模经营，提高农业机械化水平，保障粮食增产增效，同时稳定粮食市场，以粮食增产带动农民增收。二是要持续推进产业化经营项目，适当延长财政扶持周期，同时完善农村金融服务体系，为产业化经营项目提供充足的启动资金，有效缓解产业化经营项目促进农民增收的滞后效果，以农业产业化发展，为乡村振兴战略提供产业支撑。三是要加强农民非农职业技能培训，完善相关制度设计，平稳实现农民向非农产业的就业转移。相关部门要加强农民非农职业技能培训，有效引导农民非农就业转移，同时要逐步完善相关社会福利与保障体系，妥善解决诸如社会福利、医疗保障、子女教育等系列问题，确保农民在非农就业和进城务工过程中，平等地享有各项社会权利与公共服务。

### 参考文献

- 1.白晚才，2004：《农业综合开发是实现农民增收的最佳途径》，《经济问题》第6期。
- 2.杜吟棠，2005：《农业产业化经营和农民组织创新对农民收入的影响》，《中国农村观察》第3期。
- 3.郭海丽、王礼力、李敏，2012：《资金来源方式与农民收入的动态关系研究——以农业综合开发产业化经营项目为例》，《软科学》第7期。
- 4.郭建宇，2008：《农业产业化的农户增收效应分析——以山西省为例》，《中国农村经济》第11期。
- 5.韩俊，2018：《关于实施乡村振兴战略的八个关键性问题》，《中国党政干部论坛》第4期。

- 6.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。
- 7.刘伟、蔡志洲, 2017:《完善国民收入分配结构与深化供给侧结构性改革》,《经济研究》第8期。
- 8.刘晓光、张勋、方文全, 2015:《基础设施的城乡收入分配效应:基于劳动力转移的视角》,《世界经济》第3期。
- 9.卢贵敏, 2017:《为农业综合开发插上科技之翼, 积极助力农业供给侧结构性改革》,《中国科学院院刊》第10期。
- 10.田祥宇、孔荣, 2010:《农业综合开发产业化经营项目投资绩效分析——基于农民收入促进作用的视角》,《财政研究》第7期。
- 11.王欧、杨进, 2014:《农业补贴对中国农户粮食生产的影响》,《中国农村经济》第5期。
- 12.卫龙宝、李静, 2014:《农业产业集群内社会资本和人力资本对农民收入的影响——基于安徽省茶叶产业集群的微观数据》,《农业经济问题》第12期。
- 13.肖卫、肖琳子, 2013:《二元经济中的农业技术进步、粮食增产与农民增收——来自2001~2010年中国省级面板数据的经验证据》,《中国农村经济》第6期。
- 14.杨安文、潘泽江、陈池波, 2013:《农业综合开发投入促进农民增收的实证分析》,《统计与决策》第10期。
- 15.苑鹏, 2013:《“公司+合作社+农户”下的四种农业产业化经营模式探析——从农户福利改善的视角》,《中国农村经济》第4期。
- 16.朱湖根、万伦来、金炎, 2007:《中国财政支持农业产业化经营项目对农民收入增长影响的实证分析》,《中国农村经济》第12期。
- 17.Anderson, T. W., and H. Cheng, 1982, “Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 18(1): 47-82.
- 18.Bai, J., 2004, “Estimating Cross-section Common Stochastic Trends in Nonstationary Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 122(1): 137-183.
- 19.Bai, J., 2009, “Panel Data Models with Interactive Fixed Effects”, *Econometrica*, 77(4): 1229-1279.
- 20.Bayes, A., 2001, “Infrastructure and Rural Development: Insights from a Grameen Bank Village Phone Initiative in Bangladesh”, *Agricultural Economics*, 25(2-3): 261-272.
- 21.Blundell, R., and S. Bond, 1998, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 87(1): 115-143.
- 22.Mincer, J., 1974, *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.
- 23.Nguyen, L., D. Raabe, and U. Grote, 2015, “Rural-urban Migration, Household Vulnerability and Welfare in Vietnam”, *World Development*, 71(3): 79-93.
- 24.Renkow, M., D.G. Hallstrom, and D. D. Karanja, 2004, “Rural Infrastructure, Transactions Costs and Market Participation in Kenya”, *Journal of Development Economics*, 73(1): 349-367.

（作者单位：<sup>1</sup>中国农业科学院农业资源与农业区划研究所；

<sup>2</sup> 中国农业科学院农业经济与发展研究所)

(责任编辑: 陈静怡)

## **The Impacts of the Investment in the Integrated Agricultural Development Projects on Rural Household Income: An Analysis Based on China's Provincial Panel Data**

Zhao Yongzhi Luo Erga Li Jianping

**Abstract:** Based on the panel data of 31 provinces (cities, regions) from 2006 to 2016, this article estimates the parameters of fixed and random effects of static panel models, and uses instrumental variable and systematic generalized moment estimation (GMM) to solve the variable endogenous problem of the model. The study systematically examines the impact of investment in the integrated agricultural development projects on rural household income. At the same time, it conducts a theoretical analysis of the internal mechanism whereby the investment in the integrated agricultural development projects affect rural household income, taking into account the use of funds for the integrated agricultural development projects. It further carries out an empirical test on the potential transmission path. The study finds that the investment in the integrated agricultural development projects can significantly increase rural household income and will continue to increase rural household income. Through land harnessing projects and industrialization projects, the integrated agricultural development projects have affected the income level of farmers from different paths. Among them, land harnessing projects can improve agricultural production capacity, promote grain production, and increase farmers' operating income. Industrial management projects, on one hand, can provide more jobs for farmers, broaden the channels to increase their income, and increase their non-agricultural employment income. On the other hand, they can change the traditional small-scale farmers' production mode, release rural labor force, and promote the transfer of farmers to the secondary and tertiary industries to increase their wage income.

**Key Words:** Integrated Agricultural Development Project; Investment; Rural Household Income; Land Harnessing Project; Industrialization Project