

附录*

一、模型设定

（一）模型设定

1.双向固定效应模型。为了定量分析分析高标准农田建设对耕地质量的影响，本文构建了如下双向固定效应模型^①：

$$Y_{it} = \alpha + \beta High_{i(t-1)} + \lambda X_{i(t-1)} + \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式（1）中， Y_{it} 为第*i*省份（直辖市、自治区）第*t*年的耕地面积和耕地质量。 $High_{i(t-1)}$ 为第*i*省份（直辖市、自治区）第*t-1*年的高标准农田建设水平。 $X_{i(t-1)}$ 为第*i*省份（直辖市、自治区）第*t-1*年的控制变量。 η_i 为地区固定效应， γ_t 为时间固定效应， ε_{it} 为随机误差项。 α 、 β 和 λ 为待估参数。

2.潜在内生性问题的解决。内生性问题可能导致高标准农田建设对耕地质量的影响出现有偏的估计结果。引发内生性问题的根源来自以下两个方面：一是遗漏变量。计量经济模型设定中可能容易遗漏随时间变化且不可观测的变量。二是反向因果关系问题。实践中，由于自身耕地质量较好的地区，从而更容易被选为高标准农田建设区域。对此，本文从如下两个方面解决潜在的内生性问题：一是采用时间固定和地区固定的双固定效应模型，克服不随时间变化的遗漏变量问题。二是采用工具变量法解决反向因果关系和遗漏了随时间变化且不可观测变量的内生性问题。本文采用耕地相对重要性（即各地区耕地面积占全国耕地面积的比例）作为高标准农田建设状况的工具变量。其选择依据如下：一是工具变量具有相关性。耕地相对重要的地区进行高标准农田建设的可能性更大。二是工具变量具有较好的外生性。耕地的相对重要性地位并不会直接影响耕地质量水平。

（二）变量选取与数据来源

上述计量经济模型的变量选择包括因变量、核心自变量、工具变量、机制变量以及控制变量5类。有关变量的具体定义、赋值和描述性统计结果见表1。

*附录由作者提供，文责自负。

^①在研究设计方面，将连续变量（例如土地整治面积占比、农业综合开发资金投入、高标准农田建设面积）区分实验组（连续变量取值较大的样本）和控制组（连续变量取值较小的样本），进而采用连续型双重差分估计方法，违背了控制组不受影响的基本假设（陈林和伍海军，2015）。因此本文采用地区和时间的双向固定效应模型，而不是渐进性双重差分法（*staggered DID*）。

1.因变量——耕地质量等别。借鉴程锋等（2014）的做法，耕地质量则采用等别面积加权法测算各地区耕地质量等别（反向指标），数据来源于原国土资源部公布的耕地质量等别（从高到低依次分为1~15等）及面积。具体数据来源如下：胡存智，2013：《中国耕地质量等级调查与评定（全国卷）》，北京：中国大地出版社，第343-348页；《2015年全国耕地质量等别更新评价主要数据成果》，http://g.mnr.gov.cn/201702/t20170224_1440924.html；《2016年全国耕地质量等别更新评价主要数据成果》，http://g.mnr.gov.cn/201712/t20171226_1711147.html；自然资源部农用地质量与监控重点实验室，2019：《中国农用地质量发展研究报告（2018）》，北京：中国农业大学出版社，第4-5页；自然资源部农用地质量与监控重点实验室，2020：《中国农用地质量发展研究报告（2019）》，北京：中国农业大学出版社，第45-46页；《2019年全国耕地质量等别更新评价主要数据成果》，<https://www.360docs.net/doc/2414543031.html>。

$$Q_{it} = \frac{\sum_j j \times A_{ij}}{\sum_j A_{ij}} \quad (2)$$

式（2）中， i 、 t 和 j 分别表示省份（直辖市、自治区）、年份和耕地质量等别（1-15等）。 A_{ij} 表示 i 省（直辖市、自治区） t 年 j 等级别的耕地所占面积大小。

2.核心自变量——高标准农田建设。采用2009~2018年30个省份（不含西藏、港澳台地区，下同）中低产田改造和高标准农田建设总面积来测度，数据来源来自《中国财政年鉴》。

3.工具变量——耕地相对重要性。采用2009~2018年30个省份耕地面积占全国耕地面积的比例进行测度，数据来自《中国农业年鉴》。

4.机制变量。本文以农户农业投入品使用（Agricultural inputs）作为中介变量，包括单位粮食播种面积的化肥施用量、塑料薄膜使用量和农药使用量。

5.控制变量。考虑数据可得性并参考已有研究，选取城镇化、工业化、基础设施建设、农用地征收、农田灌溉设施和自然灾害作为控制变量。（1）城镇化。城市扩张将导致耕地面积减少和耕地质量下降（Zhou et al., 2022）。城镇化包括土地城镇化、人口城镇化和就地城镇化3种类型（高延雷和王志刚，2020）。首先，土地城镇化采用城市建成区面积占省行政区划面积的比例来衡量。其中，城市建成区面积和省行政区划面积的数据来源于《中国城市统计年鉴》和《中国城市建设统计年鉴》。其次，人口城镇化采用分地区年末城镇人口比例来测度，数据来自《中国统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》。再次，就地城镇化采用乡村私营企业就业人数与个体就业人数之和占乡村人口数的比例进行测度。其中，乡村私营企业就业人数、个体就业人数、乡村人口数的数据来自《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》。（2）工业化。采用第二第三产业产值之和占地区GDP的比例测度（胡新艳和戴明宏，2022）。（3）基础设施建设。采用交通运输用地面积占建设用地面积的比例测度，数据来源于《中国统计年鉴》。（4）农用地征收。采用农用地征收面积占农用地面积的比例测度，数据来自《中国国土资源年鉴》。（5）农田灌溉设施。提升灌溉设施水平可缓解耕地压力（高延雷和王志刚，2020）。农田灌溉设施采用耕地有效灌溉面积占耕地面积的比重来测度。其中，有效灌溉面积和耕地面积的数据来源于《中国统计年鉴》。（6）自然灾害。自然灾害会降低耕地质量（张慧和王洋，2017）。

自然灾害采用受灾面积占农作物总播种面积的比例来测度，数据来源于《中国统计年鉴》。

表1 变量选取与描述性统计

变量	变量名称	变量含义与赋值	平均值	标准差
因变量	耕地质量等别	反向指标，等别面积加权法的耕地质量等别（1-15等）	9.52	2.25
核心自变量	高标准农田建设	中低产田改造和高标准农田建设总面积（万公顷）	128.93	81.83
工具变量	耕地相对重要性	各地区耕地面积占全国耕地面积的比例（%）	3.32	2.43
机制变量	化肥施用量	单位粮食播种面积的化肥施用量（吨/公顷）	0.59	0.26
	塑料薄膜使用量	单位粮食播种面积的塑料薄膜使用量（吨/公顷）	0.03	0.03
	农药使用量	单位粮食播种面积的农药使用量（吨/公顷）	0.02	0.02
控制变量	土地城镇化	城市建成区面积占省行政区划面积的比例（%）	1.98	3.39
	人口城镇化	城镇常住人口占总人口的比例（%）	55.07	13.31
	就地城镇化	乡村私营企业就业人数与个体就业人数之和占乡村人口的比例（%）	17.84	23.04
	工业化	第二三产业产值之和占地区GDP的比例（%）	89.55	5.40
	基础设施建设	交通运输用地面积占建设用地面积的比例（%）	9.09	2.14
	农用地征收	农用地征收面积占农用地面积的比例（%）	0.08	0.14
	农田灌溉设施	有效灌溉面积占耕地面积的比例（%）	52.47	23.01
	自然灾害	农作物受灾面积占农作物总播种面积的（%）	19.54	13.70

二、实证结果与分析

从表2可知，工具变量（耕地相对重要性）对内生变量（高标准农田建设）影响的估计系数值为21.83，且在1%的统计水平上显著不为零。可见，耕地面积占全国耕地面积的比例相对较大的地区，更有可能进行高标准农田建设。

表2 工具变量（耕地相对重要性）对内生变量（高标准农田建设）的影响

变量	系数值	标准误	t值	P值
耕地相对重要性	21.83***	5.31	4.11	0.00
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
F值		17.84***		
观测值		300		

注：***表示1%的显著性水平，标准误为省级层面的聚类稳健标准误。

表3汇报了高标准农田建设对耕地质量的影响及作用机制的回归结果。在采用IV-2SLS模型估计的第一阶段的Kleibergen-Paap LM统计值（简称KP统计值）明显大于Stock & Yogo（2005）审定的F值在10%偏误水平下的临界值（16.38）。这说明采用耕地相对重要性（即各地区耕地面积占全国耕地面积的比例）作为高标准农田建设状况的工具变量不存在弱工具变量问题。表3的F值至少在5%

的统计水平上显著不为零，表明高标准农田建设对耕地质量的影响及作用机制的模型拟合效果较好，具有进一步分析的价值。

首先，高标准农田建设提升了耕地质量。高标准农田建设对耕地质量等别影响的估计系数值为-0.004，且在10%的统计水平上显著不为零（表3回归1）。可见，高标准农田建设每增加1万公顷，耕地质量将提升0.004个等别。

其次，高标准农田建设通过降低农户使用化肥、塑料薄膜和农药，进而间接改善了耕地质量。高标准农田建设对单位面积化肥施用量、塑料薄膜使用量和农药使用量影响的估计系数值分别为-0.006、-0.0003和-0.0001，且至少在10%的统计水平上显著不为零。这与梁志会等（2021）的实证研究结果相一致。同时，减少化肥、农药和农膜的施用，能够减轻土壤中重金属残留和面源污染，进而改善耕地质量。

表3 高标准农田建设对耕地质量的影响及作用机制

变量	回归1 耕地质量等别	回归2 化肥施用量	回归3 塑料薄膜使用量	回归4 农药使用量
高标准农田建设	-0.004** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.0003* (0.0002)	-0.0001* (0.0001)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	300	300	300	300
F值	3.57**	12.51***	5.46**	3.31**
KP统计值	16.87	16.87	16.87	16.87

注：***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误。Stock & Yogo (2005) 审定的F值在10%偏误水平下的临界值为16.38。

参考文献

- 1.陈林、伍海军，2015：《国内双重差分法的研究现状与潜在问题》，《数量经济技术经济研究》第7期，第133-148页。
- 2.程锋、王洪波、郇文聚，2014：《中国耕地质量等级调查与评定》，《中国土地科学》第2期，第75-82页、第97页。
- 3.高延雷、王志刚，2020：《城镇化是否带来了耕地压力的增加？——来自中国的经验证据》，《中国农村经济》第9期，第65-85页。
- 4.胡新艳、戴明宏，2022：《高标准农田建设政策的粮食增产效应》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第5期，第71-85页。
- 5.梁志会、张露、张俊飏，2021：《土地整治与化肥减量——来自中国高标准基本农田建设政策的准自然实验证据》，《中国农村经济》第4期，第123-144页。

6.张慧、王洋, 2017: 《中国耕地压力的空间分异及社会经济因素影响——基于 342 个地级行政区的面板数据》, 《地理研究》第 4 期, 第 731-742 页。

7.Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, In: Andrews, D. W. K, and Stock, J. H. (eds.) *Identification and Inference for Econometric Models, Essays in honor of Thomas Rothenberg*, New York: Cambridge University Press, pp. 80-108.

8.Zhou, Y., Z. Zhong, and G. Cheng, 2023, “Cultivated land loss and construction land expansion in China: Evidence from national land surveys in 1996, 2009 and 2019”, *Land Use Policy*, 2023, 125: 106496.