

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2023.10.009

张应良, 崔超, 徐亚东. 农地流转对农产品成本利润率的影响研究——基于 32 种主要农产品的实证分析 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2023, 45(10): 81-91.

农地流转对农产品成本利润率的影响研究

——基于 32 种主要农产品的实证分析

张应良, 崔超, 徐亚东

西南大学 经济管理学院, 重庆 400715

摘要: 本文基于 32 种主要农产品的 2011—2020 年数据, 实证分析了农地流转对农产品利润率的影响。实证结果表明, 农地流转提高了农产品成本利润率。虽然农地流转同时提高了农产品的产量和总成本, 但是对前者的影响远大于后者, 从而提高成本利润率。并且, 农地流转显著提高了土地成本, 但是对生产成本的降低较小, 从而总体上提高了总成本。重新测算农地流转率后上述结果较为稳健。异质性分析表明, 农地流转对粮油农产品和非粮油农产品的影响相反, 降低了粮油农产品的成本利润率, 主要原因是农地流转显著提高了粮油农产品的土地成本, 但是并没有提高产量、减低生产成本, 从而增加了总成本。进一步分析表明, 出租转包形式占比显著降低粮油农产品的成本利润率, 而股份合作形式则相反, 能够提高成本利润率, 主要原因是股份合作形式虽然没有增加产量和降低生产成本, 但是显著减低了土地成本, 从而降低了总成本。

关键词: 土地流转; 农地流转; 农产品; 成本利润率; 产量;

生产成本; 土地成本; 乡村振兴

中图分类号: F301; F326

文献标志码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



文章编号: 1673-9868(2023)10-0081-11

Research on the Influence of Agricultural Land Transfer on the Profit Margin of Agricultural Product Cost

——Based on Empirical Analysis of 32 Kinds of Main Agricultural Products

ZHANG Yingliang, CUI Chao, XU Yadong

School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China

Abstract: Based on the data of 32 major agricultural products from 2011 to 2020, this paper empirically analyzes the impact of farmland transfer on agricultural profit rate. The empirical analysis results show that the agricultural land transfer increased the cost-profit margin of agricultural products. Although farmland

收稿日期: 2022-11-16

基金项目: 国家社科基金重点项目(21AZD032, 20AGL023); 重庆市研究生科研创新项目(CYB2022086).

作者简介: 张应良, 博士, 教授, 博士研究生导师, 主要从事农业经济研究.

transfer increased both the output and total cost of agricultural products at the same time, but the impact on the former was much greater than the latter, thus increasing the cost profit margin. In addition, the transfer of farmland significantly increased the land cost, but the reduction on production cost was small, thus increasing the total cost. The above results are relatively consistent after re-calculating the farmland transfer rate. Heterogeneity analysis shows that land transfer had opposite effects on grain and oil agricultural products and non-grain and oil agricultural products, and reduced the cost profit margin of grain and oil agricultural products. The main reason is that farmland transfer significantly increased the land cost of grain, oil and agricultural products, but it did not increase the output or reduce the production cost, thus increasing the total cost. Further analysis shows that the proportion of leasing and subcontracting significantly reduced the cost-profit margin of grain, oil and agricultural products, while the share cooperative system could increase the cost-profit margin. The main reason is that although the form of joint-stock did not increase the output and reduce the production cost, but it significantly reduced the land cost, thus reducing the total cost.

Key words: land transfer; transfer of agricultural land; agricultural product; cost-profit margin; yield; cost of production; cost of land; rural revitalization

1 问题提出与文献综述

习近平总书记在党的二十大报告中明确提出,“确保粮食、能源资源、重要产业链供应链安全”,粮食安全是国家安全的基础。但是,确保粮食安全还面临一些重大问题,需要全方位夯实粮食安全根基。例如,落实党政同责、守住耕地红线、加强耕地建设、实施种业振兴,以及保障种粮农民收益等。保障粮食安全,亿万农民是主体。所以,需要调动和保护好“两个积极性”,要让农民种粮有利可图、让主产区抓粮有积极性。同时,如果不能显著提高农业生产中资本投入报酬,无论资本投入对提高其他资源要素的报酬率和地区或全局资源要素综合报酬率有多大作用,农村主体可能没有动力提高农业投入^[1]。由此,需要提高农业生产种植的成本利润率。在“大食物观”的指引下,需要全方位提高各类农产品的成本利润率。但是,我国主要农产品成本利润率处于逐年下降趋势,且主要农产品成本利润率之间的差距也在不断扩大。据《全国农产品成本收益资料汇编 2021》统计,在 2020 年我国主要农产品成本收益情况中,早籼稻、小麦、大豆、油菜籽、棉花和桑蚕茧这 6 种农产品的成本利润率均小于零。其中,桑蚕茧的成本利润率最低为 -18.21%,其他农产品成本利润率为正数,且露地西红柿和露地菜花的成本利润率均超过 100%,露地菜花成本利润率最高达到 121.08%。同时,我国农产品平均成本利润率从 2011 年的 44.56% 降至 2020 年的 37.72%,总体呈下降趋势。因此,对于造成我国农产品成本利润率差距的变大以及农产品成本利润率总体下降的原因是需要讨论的问题。

随着我国向农业现代化发展推进,农业适度规模化经营是实现我国农业现代化发展的重要途径,而农地流转则是农业适度规模经营的主要方式。我国农地流转从提出至今发展迅速。据农业农村部政策与改革司统计,截至 2020 年底,我国农地流转面积增至 0.38 亿公顷,占家庭承包经营总面积的 36.15%。由此,需要讨论农地流转对农产品成本利润率的影响,从而为新时期新征程农地流转政策取向提供依据。从农地流转现状来看,我国农地流转发展迅速且形式多样,包括转包、出租、互换、转让和股份合作等 5 种形式,其中,主要以转包形式进行农地流转^[2]。农地流转对象从亲友流转逐步转向本村农户之间的流转,同时,农地流转的合约形式也在发生转变,从以往口头合约转变为书面合约^[3]。随着农地流转的快速进步,农户对农地流转的满意度较高,农地流转越发规范^[4]。从农地流转的影响因素来看,可以将农地流转因素分为宏观因素和微观因素两类。宏观因素主要包括经济发展水平^[5],劳动力转移^[6],农村土地状况(土地资源禀赋^[5]、土地细碎化^[7]、土地质量^[8]、土地确权^[9]等),互联网的使用^[10]等;微观因素主要包括家庭结构特

征^[11](家庭人口特征、家庭决策特征、家庭收入特征^[12]等),农户个体特征^[13](农户性别、农户年龄、农户受教育程度^[14]等),村集体组织(村集体中介服务^[15]、村庄特征^[8]等),农地流转主体与用途^[16]等。

农地流转不仅可以解决“有地没人种,有人没地种”的现实问题,也可以促进农地适度规模经营,改善农业生产基础条件,使农村土地资源得到有效配置和充分利用,提高土地生产利用率,进而增加农民收入^[17-18]。然而,农地流转在促进农地适度规模经营的同时,也提高了农地流转成本,进而对农产品的成本利润率造成一定的影响。一是农地流转具有“产量效应”。袁承程^[19]、许彩华^[20]等分别从农地流转对水稻、小麦产量的影响研究,发现农地流转可以有效提高水稻、小麦的产量。而牛星等^[21]则认为农地流转与粮食产量呈负相关,特别是政府主导的农地流转^[22]。现有研究指出农地流转既有可能提高了农产品产量,也可能是降低农产品产量,从而对农产品产量的影响也是不确定的。二是农地流转具有“规模效应”。匡远配^[23]、李光跃^[24]、文雄^[25]等认为农地流转可以实现农业适度规模经营,彭继权^[26]基于湖北 1 120 个农户调查数据,利用 PSM 和 GPM 方法实证分析出土地流转能够有效降低农业生产成本。唐轲^[27]、蔡瑞林^[28]等均认为农业适度规模经营也可以降低农业生产成本。现有研究指出农地流转通过实现适度规模经营来降低农业生产成本。三是农地流转具有“租金效应”。农地流转提高了农地市场中农地需求,在供给不变的情况下提高了农地流转价格,从而提高农业生产中的用地成本^[29-30]。由于同时存在“规模效应”和“租金效应”,农地流转对农产品生产总成本的影响是不确定的。

通过对已有文献的整理和归纳发现,大量学者对农地流转的研究集中于农地流转的影响因素分析,对农地流转影响农产品成本利润率的研究较少。因此,本文重点讨论以下三个方面的问题:一是宏观层面上农地流转对农产品利润率的影响是正还是负,抑或是不影响?二是宏观层面上是否存在“产量效应”“规模效应”和“租金效应”,以及“产量效应”“规模效应”和“租金效应”三者中谁大?是否能验证第一个问题?三是农地流转形式,以及粮油农产品和非粮油农产品之间是否会有不同的影响?鉴于此,本文基于我国 32 种主要农产品 2011—2020 年数据,通过构建相关计量模型进行实证分析,揭示农地流转及其方式对农产品成本利润率的影响,为农地流转政策取向提供有力依据。

2 计量模型、数据来源与估计方法

2.1 计量模型构建

根据农产品成本利润的计算公式,农产品成本利润率为农产品的总收入和总成本的差与总成本之间的比值,其中总收入为农产品当期价格与生产产量的乘积,具体公式如下:

$$N = (Q \times P - C) / C = Q \times P / C - 1 \quad (1)$$

其中, N 为农产品的成本利润率; Q 为农产品当期的每公顷生产产量; P 为农产品当期价格; C 为农产品的每公顷总成本,包括每公顷生产成本 C_1 和每公顷土地成本 C_2 。对公式(1)进行移项并两边取对数,得:

$$\ln(N + 1) = \ln(Q \times P / C) = \ln Q + \ln P - \ln C \quad (2)$$

一般而言,有 $\ln(N + 1) \approx N$,所以公式(2)转化为:

$$N = \ln Q + \ln P - \ln C \quad (3)$$

基于公式(3)构建本文的计量经济学模型,具体模型如下:

$$N_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LTR_{it} + \alpha_2 \ln Q_{it} + \alpha_3 \ln P_{it} - \alpha_4 \ln C_{it} + b_i + T_t + u_{it} \quad (4)$$

其中, i 代表第 i 类农产品; t 代表第 t 年; LTR 代表农地流转率,为家庭承包耕地流转总面积与家庭承包经营的耕地面积的比值,前者包括耕地转包面积、耕地出租面积、耕地互换面积、耕地转让面积、耕地入股面积,以及耕地其他流转形式面积; α_0 为截距项, $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ 分别表示农地流转率、产量对数、价格对数、成本对数的回归系数; b_i 代表农产品种类的个体固定效应; T_t 代表时间固定效应; u 为随机扰动项;其他变量与公式(1)相同。 α_1 是本文关注的核心系数,当 $\alpha_1 > 0$ 且通过统计学检验时,表明农地流转提高了农产品成本利润率;当 $\alpha_1 < 0$ 且通过统计学检验时,表明农地流转降低了农产品成本利润率;当 $\alpha_1 = 0$

或者没有通过统计学检验时,表明农地流转对农产品成本利润率的影响并不明显.无论 α_1 的估计结果如何,都需要进行机制分析来佐证 α_1 的估计结果,构建计量经济学模型如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 LTR_{it} + \beta_i \ln X_{it} + b_i + T_i + u_{it} \quad (5)$$

其中, Y 代表机制分析时的被解释变量,包括每公顷生产产量对数和每公顷总成本对数.为前者时,控制变量 X 为单价对数;为后者时,控制变量 X 为每公顷生产成本对数和每公顷土地成本对数. β_0 为截距项, β_1 和 β_i 分别表示农地流转率和控制变量的回归系数.由于总成本可以进一步分为生产成本和土地成本,所以进一步讨论了农地流转对两类成本的影响.此时被解释变量为生产成本对数或者土地成本对数,对应的控制变量 X 分别为物质与服务费用对数和人工成本对数,以及流转地租金对数和自营地折租对数.

2.2 数据来源

无论是基准回归还是机制分析,本文的核心解释变量均为农地流转率,该变量的数据来源于《中国农村经营管理统计年报》(2011—2018年)与《中国农村政策与改革统计年报》(2019—2020年).其他变量诸如基准回归中被解释变量和控制变量,以及机制分析中被解释变量和控制变量,数据均来源于《全国农产品成本收益资料汇编》(2012—2021年).需要说明的是,由于疫情原因,该资料汇编缺失 2019 年数据,从而使用插值法解决缺失值问题.年份为 2011—2020 年,个体为 32 种农产品,样本为 320 个平衡面板数据.指标的描述分析结果见表 1,数据显示,农产品的成本利润率差距较大,最低值超过 -40%,而最大值超过 120%.

表 1 描述性分析结果

指标	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
成本利润率	320	31.554	32.342	-40.270	121.080
农地流转率	320	0.283	0.063	0.159	0.341
产量对数	320	9.695	1.337	7.139	11.419
单价对数	320	1.080	0.989	-0.892	3.820
总成本对数	320	10.532	0.709	8.900	11.898
生产成本对数	320	10.404	0.781	8.463	11.843
土地成本对数	320	8.227	0.354	7.168	9.044
物质与服务费用对数	320	9.520	0.728	7.890	10.916
人工成本对数	320	9.835	0.862	7.624	11.391
流转地租金对数	320	6.418	0.828	4.660	8.645
自营地折租对数	320	7.996	0.285	7.082	8.713

2.3 估计方法

本文使用的数据为平衡面板数据,所以采用面板回归模型进行估计.面板模型分为混合回归、固定效应和随机效应 3 类,通过 F 检验、LM 检验和 Hausman 检验确定使用具体的模型.固定效应模型较好解决“不随时间而变但随个体而变”的遗漏变量问题,但是没有解决“不随个体而变但随时间而变”的遗漏变量问题,所以进一步使用双向固定效应模型对回归结果加以验证.

3 实证分析

3.1 基准回归

表 2 汇报了农地流转率对农产品利润率的回归结果,第(1)和(2)列是没有控制时间固定效应的回归结果, Hausman 检验结果表明选择随机效应模型.第(1)列的回归结果表明,农地流转率的回归系数值在 5% 显著性水平下为 8.284.第(3)和(4)列为双向固定效应模型的回归结果, Hausman 检验结果表明选择随机效应模型.第(3)列的回归结果表明,农地流转率的回归系数值在 5% 显著性水平下为 13.719,经济学含义为,农地流转率提高 1%,农产品成本利润率平均提高 0.14%.2011 年和 2020 年的农地流转率分别为 15.91% 和 34.08%,增长了 18.17%,依据本文的回归结果,农地流转率促进农产品成本利润率提高了

2.54%。然而, 中国 2011 年和 2020 年成本利润率均值分别为 44.56% 和 37.72%, 下降了 6.84%。由此, 农产品成本利润率是由于其他原因导致的, 不过农地流转可以减缓其下降趋势。

基于第(3)列汇报控制变量的回归结果, 产量对数的回归系数值在 1% 显著性水平下为 129.140, 表明产量提高 1%, 成本利润率平均提高 1.29%。单价对数的回归系数值在 1% 显著性水平下为 130.397, 表明单价提高 1%, 成本利润率平均提高 1.30%。总成本对数的回归系数值在 1% 显著性水平下为 -129.713, 表明总成本下降 1%, 成本利润率平均提高 1.30%。控制变量的回归结果与理论预期相同。

表 2 基准回归结果

	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应
	(1)	(2)	(3)	(4)
农地流转率	8.284** (4.028)	10.709** (4.892)	13.719** (5.839)	17.683** (7.071)
产量对数	129.323*** (1.708)	135.632*** (3.041)	129.140*** (1.781)	135.437*** (3.206)
单价对数	130.623*** (1.899)	128.933*** (2.299)	130.397*** (1.984)	128.411*** (2.466)
总成本对数	-129.852*** (2.156)	-131.425*** (2.840)	-129.713*** (2.231)	-132.042*** (2.905)
常数项	-1.946 (7.768)	-41.514 (28.003)	1.535 (7.832)	-34.049 (29.405)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制
Wald χ^2/F	7 515.65	1 189.93	7 472.68	393.40
样本量	320	320	320	320
R-squared		0.944		0.945
Hausman 检验		0.168 1		0.162 5

注: **、*、* 分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$, 括号内为标准误。后表同。

3.2 机制分析

表 3 汇报了农地流转率对农产品产量和总成本的回归结果, 考虑到“不随个体而变但随时间而变”的遗漏变量问题, 采用双向固定效应模型进行回归; Hausman 检验结果表明选择固定效应模型, 同时也汇报了另一个回归结果作为参考。第(2)列的回归结果表明, 农地流转率的回归系数值在 1% 显著性水平下为 0.486, 即农地流转率提高 1%, 农产品产量平均提高 0.49%。同时, 农产品单价对数的回归系数值为负, 表明农产品当期价格与产量之间为负相关。主要原因是农产品价格与产量之间的“蛛网理论逻辑”依旧存在。经营主体会依据上一期农产品的价格决定当前农业生产, 当上一期农产品单价较高时, 其会扩大产量, 而当需要保持稳定时, 大量产出就会导致当期价格下降, 所以农产品当期价格与产量之间表现为负相关。第(4)列的回归结果表明, 农地流转率的回归系数值在 10% 显著性水平下为 0.024, 即农地流转率提高 1%, 农产品总成本平均提高 0.02%。同时, 生产成本对数和土地成本对数的回归系数值均在 1% 显著性水平下为正, 即生产成本和土地成本的提高导致了农产品生产总成本的上升。对比第(2)列和第(4)列中农地流转率的回归系数值大小, 农地流转率对产量的影响远高于总成本。假定单价为 1 元, 农地流转率对产值的影响是总成本的 20.25 倍; 当单价大于 1 元时, 其影响倍数更大。根据表 1 的数据, 单价对数的均值为 1.080, 远大于 1 元。所以, 农地流转导致农产品产量提升效应远大于总成本提升效应, 从而提高了农产品成本利润率。

表 3 机制分析结果 I

被解释变量	产量对数		总成本对数	
	随机效应 (1)	固定效应 (2)	随机效应 (3)	固定效应 (4)
农地流转率	0.563*** (0.136)	0.486*** (0.131)	0.027** (0.013)	0.024* (0.013)
单价对数	-0.216*** (0.049)	-0.140*** (0.049)		
生产成本对数			0.893*** (0.004)	0.900*** (0.004)
土地成本对数			0.103*** (0.004)	0.099*** (0.004)
常数项	9.818*** (0.173)	9.755*** (0.052)	0.893*** (0.004)	0.344*** (0.040)
个体固定效应	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
Wald χ^2/F	44.14	3.50	128 776.96	10 543.74
样本量	320	320	320	320
R-squared		0.112		0.998
Hausman 检验		0.000 0		0.001 2

进一步分析农地流转对农产品总成本的影响,表 4 汇报了农地流转率对农产品生产成本和土地成本的回归结果,考虑到“不随个体而变但随时间而变”的遗漏变量问题,采用双向固定效应模型进行回归;Hausman 检验结果表明选择固定效应模型,同时也汇报了另一个回归结果作为参考.第(2)列的回归结果表明,农地流转率的回归系数值在 10% 显著性水平下为 -0.064,即农地流转率提高 1%,农产品生产成本平均下降 0.06%.同时,物质与服务费用对数和人工成本对数的回归系数值均在 1% 显著性水平下为正,即物质与服务费用和人工成本的提高导致了农产品生产成本的上升.第(4)列的回归结果表明,农地流转率的回归系数值在 1% 显著性水平下为 0.802,即农地流转率提高 1%,农产品生产成本平均上涨 0.80%.同时,流转地租金对数和自营地折租对数的回归系数值均在 1% 显著性水平下为正,即流转地租金和自营地折租的提高导致了农产品土地成本的上升.对比第(2)列和第(4)列中农地流转率的回归系数值大小,农地流转率对土地成本的影响远高于生产成本.2011—2020 年中国农产品生产成本和土地成本均值分别为 43 575.53 元和 3 976.40 元,依据本文的回归结果,假定农地流转率提升 1%,那么农产品生产成本平均下降 27.90 元,而土地成本则平均上涨 31.89 元,最终导致总成本上涨 3.99 元,影响较小,与表 3 的回归结果相匹配.2011—2020 年的农地流转率增长了 18.17%,导致总成本上涨 72.50 元,对总成本的影响相对较小.

表 4 机制分析结果 II

被解释变量	生产成本对数		土地成本对数	
	随机效应 (1)	固定效应 (2)	随机效应 (3)	固定效应 (4)
农地流转率	-0.034 (0.028)	-0.064* (0.034)	0.574*** (0.184)	0.802*** (0.197)
物质与服务费用对数	0.445*** (0.006)	0.467*** (0.007)		

续表 4

被解释变量	生产成本对数		土地成本对数	
	随机效应 (1)	固定效应 (2)	随机效应 (3)	固定效应 (4)
人工成本对数	0.568*** (0.006)	0.576*** (0.010)		
流转地租金对数			0.311*** (0.020)	0.275*** (0.024)
自营地折租对数			0.038*** (0.009)	0.030*** (0.008)
常数项	0.601*** (0.048)	0.601*** (0.048)	0.955*** (0.123)	1.504*** (0.167)
个体固定效应	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
Wald χ^2/F	47 429.54	1 890.21	727.09	59.92
样本量	320	320	320	320
<i>R-squared</i>		0.987		0.930
Hausman 检验		0.000 0		0.000 0

3.3 稳健性分析

表 5 更换了被解释变量, 使用纯利润变量和现金收益变量刻画农产品利润率. 考虑到“不随个体而变但随时间而变”的遗漏变量问题, 采用双向固定效应模型进行回归; Hausman 检验结果表明第(1)和(2)列中选择随机效应模型, 第(3)和(4)列中选择固定效应模型, 同时也汇报了另一个回归结果作为参考. 第(1)和(4)列的回归结果表明, 农地流转率的回归系数值在 1% 显著性水平下分别为 2 361.849 和 5 319.932, 即农地流转率提高 1%, 农产品纯利润和现金收益平均提高 23.62 元和 53.20 元. 验证了农地流转对农产品利润率的促进作用较为稳健.

表 5 稳健性分析结果 I

被解释变量	纯利润		现金收益	
	随机效应 (1)	固定效应 (2)	随机效应 (3)	固定效应 (4)
农地流转率	2,361.849*** (658.072)	1,788.553** (732.478)	5,048.399*** (812.990)	5,319.932*** (883.258)
常数项	-14,068.573*** (1,699.776)	-18,227.973*** (3,046.027)	-22,447.861*** (2,239.599)	-28,509.849*** (3,673.047)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	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
Wald χ^2/F	553.46	39.20	561.47	39.99
样本量	320	320	320	320
<i>R-squared</i>		0.630		0.635
Hausman 检验		0.358 2		0.043 1

基准回归和机制分析中, 农地流转率的计算并没有考虑互换和转让的耕地面积. 表 6 将这两类面积也纳入农地流转面积, 重新计算农地流转率, 并进行新农地流转率对农产品成本利润率、产量对数、总成本对数、生产成本对数和土地成本对数的回归分析. 考虑到“不随个体而变但随时间而变”的遗漏变量问题, 采用双向固定效应模型进行回归; Hausman 检验结果表明第(1)列选择随机效应模型, 其他的选择固定效应模型. 同时考虑到版面问题, 没有呈现另一个回归结果. 回归结果表明新农地流转率显著提高了农产品成本利润率; 虽然同时提高了农产品的产量和总成本, 但是对前者的影响远大于后者, 从而整体上提高了成本利润率. 另外, 新农地流转率降低了农产品生产成本, 但是提高了土地成本, 从而整体上促进了总成本的提升. 这一结论与基准回归和机制分析的结论相同.

表 6 稳健性分析结果 II

被解释变量	成本利润率	产量对数	总成本对数	生产成本对数	土地成本对数
	随机效应 (1)	固定效应 (2)	固定效应 (3)	固定效应 (4)	固定效应 (5)
新农地流转率	13.911** (5.778)	0.483*** (0.130)	0.023* (0.013)	-0.063* (0.033)	0.796*** (0.195)
常数项	-1.588 (5.650)	9.746*** (0.053)	0.343*** (0.040)	0.318*** (0.091)	4.119*** (0.079)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	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	已控制
Wald χ^2/F	7 619.54	3.50	10 543.74	1 890.20	59.92
样本量	320	320	320	320	320
R-squared		0.112	0.998	0.987	0.704
Hausman 检验	0.171 1	0.000 0	0.001 2	0.000 0	0.000 0

4 异质性分析

农产品品种的成本利润率差距较大, 经济作物的成本利润率远高于大田作物. 所以本文将样本分为粮油农产品和非粮油农产品两类, 研究方法与表 6 相同, 结果见表 7. 第(1)和(2)列分别是农地流转率对非粮油作物和粮油农产品的成本利润率的回归结果, 结果表明, 农地流转率的回归系数值分别在 5% 显著性水平下为 13.489 和在 10% 显著性水平下为 -46.390, 农地流转率提高 1%, 非粮油农产品成本利润率平均提高 0.14%, 与表 2 的回归结果相似; 而粮油农产品成本利润率平均下降 0.46%, 农地流转对粮油农产品和非粮油农产品成本利润率的影响相反, 其扩大会降低粮油农产品的成本利润率. 第(3)至(6)列分别是农地流转率对粮油农产品的产量对数、总成本对数、生产成本对数和土地成本对数的回归结果, 结果表明, 农地流转率的回归系数值分别不显著为 0.112、显著为 0.142, 不显著为 -0.056 和显著为 0.371, 即农地流转显著提高了粮油农产品的土地成本, 但是并没有提高产量和减低生产成本, 从而增加了总成本, 降低了成本利润率.

对于粮油农产品而言, 农地流转导致的结果并不尽如人意, 显著增加了土地成本, 没有显著节约生产成本, 同时也没有显著增加产量. 但是, 农地流转是适度规模经营的主要路径, 即农地流转的趋势是确定的, 所以有必要进一步研究农地流转形式对粮油农产品成本利润率的影响. 根据农业农村部政策与改革司的统计数据, 2020 年全国农户农地流转面积达 3 547.93 万公顷. 其中, 出租转包面积为 3 166.48 万公顷 (出租面积为 2 807.46 万公顷), 占比 89.25% (出租面积占比 79.13%); 股份合作面积为 195.11 万公顷, 占比 5.50%; 其他形式流转面积为 186.34 万公顷, 占比 5.25%. 出租转包形式是农地“经营权”流转最主要的方式, 其次是入股形式. 所以, 表 8 进一步分析了出租转包占流转地比重对粮油农产品成本利润率的影响, 以及股份合作占流转地比重对粮油农产品成本利润率的影响, 研究方法与表 6 相同. 回归结果表明,

出租转包占流转地比重的回归系数值在第(1)至(5)列中分别显著为负(经济学含义为, 出租转包占流转地比重提高 1%, 粮油农产品成本利润率平均下降 5.20%), 不显著为正, 显著为正, 不显著为负和显著为正, 即出租转包占流转地比重降低了粮油农产品的成本利润率, 主要原因是出租转包占流转地比重显著提高了粮油农产品的土地成本, 但是并没有显著提高产量和减低生产成本, 从而显著提高了总成本, 降低了成本利润率。股份合作占流转地比重的回归系数值在第(1)至(5)列中分别显著为正(经济学含义为, 股份合作占流转地比重提高 1%, 粮油农产品成本利润率平均提高 11.19%), 不显著为负, 显著为负, 不显著为正和显著为负, 即股份合作占流转地比重提高了粮油农产品的成本利润率, 主要原因是股份合作占流转地比重显著降低了粮油农产品的土地成本, 但是并没有显著降低产量和提高生产成本, 从而显著降低了总成本, 提高了成本利润率。可以发现, 股份合作占流转地比重的影响与出租转包占流转地比重的影响完全相反。虽然出租转包和股份合作都属于土地流转, 但是不同形式对粮油农产品成本收益率的影响具有较大差异。

表 7 异质性分析结果

被解释变量	成本利润率		产量对数	总成本对数	生产成本对数	土地成本对数
	固定效应	固定效应	固定效应	随机效应	随机效应	固定效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农地流转率	13.489** (6.385)	-46.390* (27.830)	0.112 (0.107)	0.142*** (0.038)	-0.056 (0.044)	0.371*** (0.104)
常数项	10.110 (11.410)	95.405*** (130.029)	8.356*** (0.082)	1.054*** (0.137)	0.704*** (0.150)	1.396*** (0.317)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	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	已控制	已控制
Wald χ^2/F	6 571.02	284.24	1.08	35 218.45	14 316.75	746.73
样本量	230	90	90	90	90	90
R-squared		0.980	0.132			0.992
Hausman 检验	0.161 1	0.029 0	0.005 8	0.997 8	0.452 0	0.000 0

表 8 进一步异质性分析结果

被解释变量	成本利润率	产量对数	总成本对数	生产成本对数	土地成本对数
	固定效应	固定效应	随机效应	随机效应	固定效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
出租转包占流转地比重的影响					
出租转包占流转地比重	-519.887* (310.543)	1.250 (1.200)	1.589*** (0.424)	-0.629 (0.487)	4.145*** (1.163)
常数项	541.734*** (164.880)	7.279*** (1.042)	0.734*** (0.013)	1.247*** (0.317)	-2.177*** (0.796)
Hausman 检验	0.029 0	0.005 8	0.954 8	0.452 0	0.000 0
股份合作占流转地比重的影响					
股份合作占流转地比重	1,118.928* (668.367)	-2.690 (2.582)	-3.420*** (0.912)	1.354 (1.048)	-8.292*** (2.503)
常数项	18.310 (172.207)	8.542*** (0.192)	1.290*** (0.195)	0.611*** (0.212)	2.013*** (0.460)
Hausman 检验	0.029 0	0.005 8	0.954 8	0.452 0	0.000 0

5 研究结论与政策启示

5.1 研究结论

在农地制度改革、提升农业竞争力及促进农业产业规模化经营的背景下,关于农地流转对农产品成本利润率的影响研究有着重要意义.本文基于我国 32 种主要农产品 2011—2020 年数据,通过构建计量经济模型,利用面板数据模型分析了农地流转对农产品成本利润率的影响,可得到如下结论:

通过基准回归分析,农地流转率的系数值显著为 13.719,表明农地流转率提高 1%,农产品成本利润率平均提高 0.14%,即农地流转提高了农产品成本利润率.在分析农地流转对农产品产量的影响中,农地流转率的系数值显著为 0.486,表明农地流转率提高 1%,农产品产量平均提高 0.49%,即农地流转可以提高农产品产量.在分析农地流转对农产品总成本的影响中,农地流转率的系数值显著为 0.024,表明农地流转率提高 1%,农产品总成本平均提高 0.02%,即农地流转率也可以提高农产品总成本.虽然农地流转同时提高了农产品的产量和总成本,但是对前者的影响远大于后者,从而提高农产品成本利润率.另外,农地流转显著提高了土地成本,但是对生产成本的降低较小,从而总体上提高了总成本.重新测算农地流转率后上述结果较为稳健.

通过异质性分析得出,农地流转率的回归系数值分别在 5% 显著性水平下为 13.489 和在 10% 显著性水平下为 -46.390,表明农地流转率提高 1%,非粮油农产品成本利润率平均提高 0.14%,而粮油农产品成本利润率平均下降 0.46%,即农地流转对粮油农产品和非粮油农产品的影响相反.农地流转率对粮油农产品的产量对数、总成本对数、生产成本对数和土地成本对数的回归系数值分别不显著为 0.112、显著为 0.142,不显著为 -0.056 和显著为 0.371,表明农地流转显著提高了粮油农产品的土地成本,但是并没有提高产量、减低生产成本,从而增加了总成本,降低了成本利润率.进一步分析发现,出租转包占流转地比重的回归系数值显著为 -519.887,表明出租转包占流转地比重提高 1%,粮油农产品成本利润率平均下降 5.20%,即出租转包形式占比显著降低粮油农产品的成本利润率.而股份合作占流转地比重的回归系数值显著为 1118.928,表明股份合作占流转地比重提高 1%,粮油农产品成本利润率平均提高 11.19%,即股份合作形式能够提高成本利润率.主要原因是股份合作形式虽然没有增加产量和降低生产成本,但是显著减低了土地成本,从而降低了总成本.

5.2 政策启示

基于上述研究结论,本文得到以下政策启示:其一,政府应该重视农地流转对农产品成本利润率的影响,农地流转在促进农业规模化经营的同时,也在增加土地成本.政府决策时不能一味追求扩大农地流转促使农业规模化经营,应根据农产品实际成本收益情况,适度扩大农地流转,促使适度规模经营.同时,政府应该加强农地流转监督,适当调整农产品种植结构,以缩小农产品成本利润率之间的差距,使得农地流转能够有效促进农产品成本利润率的提高.其二,理清农地流转对粮油农产品与非粮油农产品的不同影响,适度加大农田土地的流转,通过规模经营效率促使粮食生产成本下降及粮食比较收益的提高,运用市场自动调节机制让农户自发调整农业种植结构,以提高粮油农产品的收益,进而提高粮油农产品的成本利润率.其三,政府在不同类型土地流转指导价格的基础上,应该认清不同类型的农地流转对农产品的成本利润率有着不同的影响,积极鼓励农户实行股份合作形式进行农地流转.股份合作形式虽然不能够增加农产品产量和降低农产品的生产成本,但通过股份合作形式进行农地流转可以有效降低土地成本,进而降低农产品生产过程中的总成本,以实现提高农产品成本利润率的目标.

参考文献:

- [1] 钟甫宁. 中国农村脱贫历史性成就的经济学解释 [J]. 农业经济问题, 2021, 42(5): 4-11.
- [2] 郜亮亮. 中国农地流转市场的现状及完善建议 [J]. 中州学刊, 2018(2): 46-52.
- [3] 仇童伟, 罗必良. 流转“差序格局”撕裂与农地“非粮化”: 基于中国 29 省调查的证据 [J]. 管理世界, 2022, 38(9): 96-113.
- [4] 钱忠好, 冀县卿. 中国农地流转现状及其政策改进——基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省(区)调查数据的分析 [J].

- 管理世界, 2016(2): 71-81.
- [5] 王佳月, 李秀彬, 辛良杰. 中国土地流转的时空演变特征及影响因素研究 [J]. 自然资源学报, 2018, 33(12): 2067-2083.
- [6] 赵思诚, 许庆, 刘进. 劳动力转移、资本深化与农地流转 [J]. 农业技术经济, 2020(3): 4-19.
- [7] 杨昭熙, 杨钢桥. 农地细碎化对农户农地流转决策的影响研究 [J]. 中国土地科学, 2017, 31(4): 33-42, 79.
- [8] 王亚辉, 李秀彬, 辛良杰, 等. 中国土地流转的区域差异及其影响因素——基于 2003-2013 年农村固定观察点数据 [J]. 地理学报, 2018, 73(3): 487-502.
- [9] 任天驰, 杨沛华. 农地确权、确权方式与农地转出多维决策——基于云贵川 1 490 户农户的调查 [J]. 长江流域资源与环境, 2021, 30(2): 507-518.
- [10] 张景娜, 张雪凯. 互联网使用对农地转出决策的影响及机制研究——来自 CFPS 的微观证据 [J]. 中国农村经济, 2020(3): 57-77.
- [11] 张占录, 张雅婷, 康明明. 家庭结构对农地流转意愿的影响——基于结构方程模型的实证分析 [J]. 中国土地科学, 2019, 33(10): 74-83.
- [12] 钟晓兰, 李江涛, 冯艳芬, 等. 农户认知视角下广东省农村土地流转意愿与流转行为研究 [J]. 资源科学, 2013, 35(10): 2082-2093.
- [13] 宋辉, 钟宝资. 基于农户行为的农地流转实证研究——以湖北省襄阳市 312 户农户为例 [J]. 资源科学, 2013, 35(5): 943-949.
- [14] 南光耀, 诸培新. 农地流转中禀赋效应的影响因素分析——基于江苏省两县区的调查数据 [J]. 经济经纬, 2020, 37(3): 54-61.
- [15] 栾健, 韩一军, 金书秦. 村集体中介服务能否促进农地高效流转与农民增收的双赢? [J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2022(5): 168-179.
- [16] 许红梅, 郭炎, 李志刚, 等. 大城市近郊农地流转的时空特征及影响因素——武汉蔡甸区为例 [J]. 地理科学, 2020, 40(12): 2055-2063.
- [17] 鄢姣, 王锋, 袁威. 农地流转、适度规模经营与农业生产效率 [J]. 资源开发与市场, 2018, 34(7): 947-955.
- [18] 洪名勇, 何玉凤, 宋恒飞. 中国农地流转与农民收入的时空耦合关系及空间效应 [J]. 自然资源学报, 2021, 36(12): 3084-3098.
- [19] 袁承程, 刘黎明, 任国平, 等. 农地流转对洞庭湖区水稻产量与氮素污染的影响 [J]. 农业工程学报, 2016, 32(17): 182-190.
- [20] 许彩华. 农户农地流转和服务外包行为及影响效应研究——基于粮食主产区面板数据的分析 [D]. 杨凌: 西北农林科技大学, 2022.
- [21] 牛星, 吴岳婷, 吴冠岑. 农地规模化流转对粮食产量的影响——基于上海郊区的实证分析 [J]. 国土资源科技管理, 2018, 35(2): 116-126.
- [22] 王雪琪, 邹伟, 朱高立, 等. 地方政府主导农地流转对农户转入规模与粮食单产的影响——以江苏省五地市为例 [J]. 资源科学, 2018, 40(2): 326-334.
- [23] 匡远配, 陆钰凤. 我国农地流转“内卷化”陷阱及其出路 [J]. 农业经济问题, 2018, 39(9): 33-43.
- [24] 李光跃, 彭华, 高超华, 等. 农地流转促进适度规模经营的基本思考——基于四川省的调查分析 [J]. 农村经济, 2014(7): 52-55.
- [25] 文雄. 农地流转促进农业适度规模经营问题研究 [D]. 长沙: 湖南农业大学, 2011.
- [26] 彭继权. 土地流转会降低农业的生产成本吗? ——基于湖北 1 120 个农户的实证分析 [J]. 农林经济管理学报, 2021, 20(3): 366-375.
- [27] 唐轲, 王建英, 陈志钢. 农户耕地经营规模对粮食单产和生产成本的影响——基于跨时期和地区的实证研究 [J]. 管理世界, 2017(5): 79-91.
- [28] 蔡瑞林, 陈万明, 朱雪春. 成本收益: 耕地流转非粮化的内因与破解关键 [J]. 农村经济, 2015(7): 44-49.
- [29] 尚旭东, 常倩, 王士权. 政府主导农地流转的价格机制及政策效应研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(8): 116-124.
- [30] 熊岳炜, 肖青. 我国农村土地流转的供求分析与现实论证 [J]. 绿色科技, 2009(5): 13-21.