

张振宇, 田明华, 李建军, 等. 农地流转中农户行为决策及其福利效应[J]. 江苏农业学报, 2020, 36(4): 1060-1067.

doi: 10.3969/j.issn.1000-4440.2020.04.036

农地流转中农户行为决策及其福利效应

张振宇^{1,2}, 田明华¹, 李建军², 杨 娱³, 王 芳¹

(1.北京林业大学经济管理学院, 北京 100083; 2.山西农业大学农业资源与经济研究所, 山西 太原 030006; 3.天津农学院经济管理学院, 天津 300384)

摘要: 从农户视角出发, 基于中国家庭追踪调查数据(CFPS), 应用Logit模型分析农地流转决策的影响因素, 进而通过倾向得分匹配法(PSM)和双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID)测算和比较分析农地流转农户的福利效应。研究发现, 农户非农收入比重、村庄经济环境、城市居民收入水平等是农户转出农地的重要诱因, 农地价值、农机价值和农业补贴等显著正向影响农户转入土地。用PSM控制样本农户禀赋差异后, 分析结果表明农地转出对农户人均收入、人均非食品消费、户主健康有改善作用; 农地转入对农户人均收入有改善作用, 对农户人均非食品消费和户主健康的影响不显著。用PSM-DID进一步控制经济社会条件变化趋势差异后, 分析结果表明农地转出对农户人均收入、人均非食品消费仍有改善作用, 但对户主健康有负向影响; 农地转入对农户人均收入仍有改善作用, 对农户人均非食品消费和户主健康的影响仍不显著。建议在关注农地流转户增收问题的同时, 应采取针对性措施改善进城务工农户和留村农地流转农户的健康、消费支出等福利。

关键词: 农地流转; 农户福利效应; 倾向得分匹配法; 双重差分倾向得分匹配法

中图分类号: F301.24 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4440(2020)04-1060-08

Decision-making of peasant households and its welfare effect in farmland transfer

ZHANG Zhen-yu^{1,2}, TIAN Ming-hua¹, LI Jian-jun², YANG Yu³, WANG Fang¹

(1.School of Economics and Management, Beijing Forestry University, Beijing 100083, China; 2.School of Agricultural Economics and Management, Shanxi Agricultural University, Taiyuan 030006, China; 3.School of Economics and Management, Tianjin Agricultural College, Tianjin 300384, China)

Abstract: From the perspective of peasant households, based on the data of China Family Panel Studies(CFPS), the logit model was used to analyze the influencing factors of decision in farmland transfer, and the welfare effect of peasant households was calculated and compared through propensity score matching(PSM) method and propensity score matching-difference in difference(PSM-DID) approach. The results showed that the value of farmland and agricultural machinery, and agricultural subsidies were the main incentives to transfer in farmland for peasant households. The proportion of non-agricultural income of farmers, the economic environment of villages and the urban residents income level had a significant positive impact on transferring out farmland for peasant households. After the endowment differences of the sample farmers were controlled by PSM, the welfare of the farmers from the income per capita, non-food consumption per capita and the health of peasant householders was significantly improved by transferring out farmland. In addition, the income per capita of

peasant households was improved by transferring in farmland, but the changes of non-food consumption per capita and the health of peasant householders were not significant. After the trend differences of economic and social conditions were controlled by PSM-DID, the income per capita and the non-food consumption per capita of peasant households were significantly improved by transferring out

收稿日期: 2020-02-26

基金项目: 中央高校基本科研业务费专项资金(2019YC20); 山西省软科学研究项目(2018041071-3); 山西省哲学社科规划项目(2019B436); 山西省农业科学院其他项目(YCX2018D2R01)

作者简介: 张振宇(1984-), 男, 山西忻州人, 博士研究生, 研究方向为土地经济与农户福利。(Email) penjv84@163.com

通讯作者: 田明华, (Email) tmhbjfu@163.com

farmland, but the health welfare of peasant householders was reduced. Moreover, the income per capita of peasant households was improved by transferring in farmland, but the changes of non-food consumption per capita and the health of peasant householders were not significant. It is suggested that the income increase of peasant households in farmland transfer should be paid attention to, and targeted measures should be taken to improve the multi-dimensional welfare such as health and consumption of peasant households working in cities or staying in villages.

Key words: farmland transfer; farmers' welfare effect; propensity score matching(PSM) method; propensity score matching-difference in difference(PSM-DID) method

随着城镇化、工业化进程的稳步推进,为了拓宽就业渠道和提高收入水平,越来越多的农村劳动力向城市和非农部门转移,难以将更多精力和资源投入到所承包农地的耕作上,产生农地转出意愿;同时家庭承包制下“小而全”的分散经营与大市场下的分工协作矛盾日益显现,通过适度农地流转实现农地“规模经营”成为大势所趋。截至2016年底,中国耕地流转面积为 $3.067 \times 10^5 \text{ hm}^2$,流转面积占全国耕地面积的比例约为1/3,但中西部耕地流转比例远低于30%。较低的农地流转水平影响农地资源有效配置,制约农业的专业化、规模化经营^[1],不利于农户福利改善^[2]。在此背景下,国家高度重视农地流转问题,先后出台一系列政策落实“三权分置”及农地流转奖补工作,推进农地流转有序开展,以更有效地提高农地配置效率,带动农户福利改善。同时,学术界也对一系列相关问题进行了研究。

当前学者研究认为影响农地流转的因素可概括为3类:第一类是自然环境、资源禀赋等因素,如耕地资源禀赋及地形地貌^[3]、农地零碎程度^[4];第二类是宏观的社会经济因素,如经济发展和非农就业^[5-6]、惠农政策^[7]等;第三类是微观层面的农户家庭特征因素,如农地耕种效率^[4]、农户年龄和受教育程度、家庭收入水平^[8]、农户职业和经济分化程度^[9]等。上述研究多从外部因素或农户特征视角分别研究农户转出或转入农地的影响因素,较少在同一层面上比较分析转出户和转入户参与流转的影响因素差异,也未涉及农地流转后农户福利变动对其流转决策的反馈作用。

早期的福利研究大多关注宏观层面社会福利水平的测度^[10],而微观层面研究个人或家庭福利水平,特别是土地流转对农户福利影响的研究相对薄弱且未取得一致结论。部分学者认为农地流转有利于资源有效配置,从而促进农业生产效率的提升^[11]以及农业生产收入和农地租金收入的增加^[12-13],带

动其非食品消费能力提高^[12];农地流转可以促进农地转出户非农就业渠道的拓展,实现非农收入的改善^[14]。也有学者认为由于农地流转规模不经济^[15]、非农就业渠道不畅等原因^[16],农地流转户可能面临收入降低风险^[17];而农地转入户由于农业生产规模和支出扩大,其非食品消费增长幅度会放缓甚至降低^[2]。此外,部分学者认为农户转出土地进城务工后将面临生活环境、工作条件、劳动强度等方面的问题,导致其健康福利恶化^[14,18];而有的学者认为农地转出户进城后随着可支配收入、医疗卫生条件的改善,健康福利会得到改善^[19]。以上研究大多忽略了农地流转中农户的“自选择”特征,容易导致农户福利效应被高估。陈飞等运用倾向得分匹配法尝试解决农地流转中的农户“自选择”问题,认为农地转入和转出均显著促进了农户人均纯收入的增长和贫困发生率的降低^[8]。

从研究内容来看,已有文献大多关注农地流转对农户收入的影响,而较少考虑农地流转对农户消费及其他非经济福利的影响。事实上,农地流转对农户的影响是一个综合和复杂的过程,仅考虑其对农户收入的影响是片面和欠妥的。从研究数据及研究方法来看,已有研究大多采用横截面数据结合倾向得分匹配法的方式来分析农地流转农户福利效应,这样虽然能够剔除农户和农地等样本特征对农地流转农户福利效应的干扰,但忽视了经济社会条件变化对农地流转后农户福利的影响,可能导致“自选择”内生性问题解决不彻底和处理效应的估计偏差^[20]。严格来说,对于农地流转农户福利效应评估的研究,若采用面板数据且运用双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID),可以同时消除时间趋势下经济社会条件变化与样本特征差异的影响,从而更科学地识别农地流转的净福利效应。

基于此,本研究充分考虑农户福利的多维性,引入农户人均收入指标来考察农户经济福利^[8,10]、人

均非食品消费指标来考察农户消费福利^[12,21]、户主健康指标来考察农户健康福利^[14,18],可以更全面分析农地流转对农户的影响。在反事实分析框架下应用双重差分倾向得分匹配法妥善解决样本“自选择”问题,采用大样本微观数据库中国家庭追踪调查(CFPS)面板数据,全面分析农户转入农地和转出农地的影响因素及其农户福利效应的差异,以期进一步深入分析农地流转的制约因素和农地流转对农户福利的作用机制,更有针对性地提出政策建议,为推进农地流转和改善农户福利提供参考。

1 研究设计

1.1 数据来源

数据主要来源于“中国家庭追踪调查”数据库(CFPS)2014 年与 2016 年数据,覆盖中国 25 个省、市、自治区,样本规模分别为 13 946 户和 14 033 户。农户福利变动平行趋势分析,涉及 2010 年和 2012 年部分数据。首先,选取 2016 年的农地转出户、转入户和未流转户数据;其次,鉴于本研究旨在研究农地流转相关问题,剔除了京沪津渝 4 个直辖市样本、调整户样本(既转入农地又转出农地农户)以及部分空白值、奇异值样本。最终得到农地转出户 563 户、转入户 985 户、未流转户 6 187 户。

1.2 研究方法

1.2.1 农地流转决策方程的估计 应用倾向得分匹配法(PSM)进行样本匹配前,首先估计农地流转决策方程的参数,以便得到倾向得分匹配模型的协变量。基于 Logit 模型构建农户参与农地流转决策方程:

$$\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 age_i + \beta_2 eyear_i + \beta_3 nag_{-i} + \beta_4 \ln mac_{-i} + \beta_5 \ln land_{-i} + \beta_6 \ln sub_i + \beta_7 \ln debt_i + \beta_8 par_i + \beta_9 \ln dep_i + \beta_{10} time_i + \beta_{11} \ln inc_i + \beta_{12} gdp_i + u_i \quad (1)$$

其中, $i=1,2,\dots,n$ 表示农户, p_i 是农户 i 参与农地流转的概率, u_i 是误差项。解释变量向量包括户主特征:户主年龄(age)和受教育年限($eyear$);经济特征:上期家庭非农收入比重(nag)、上期农用机械价值对数($\ln mac$)、上期农地价值对数($\ln land$)、农业补贴对数($\ln sub$)和金融负债对数($\ln debt$);社会资本:家庭是否有党员(par);村庄特征:村庄人均现金存款对数($\ln dep$)和村庄到商业中心交通时间($time$);宏观环境变量:城市居民人均收入对数($\ln inc$),省第二、第三产业增加值指数(gdp)。

1.2.2 农地流转农户福利效应的倾向得分匹配法分析 应用倾向得分匹配法(PSM)为每个参与农地流转的农户挑选一个或几个未参与流转农户,同组农户除了是否流转这一决策变量不同外,其他解释变量都近似相同。同组农户的结果变量(农户福利)可看作是同一农户进行了农地是否流转的不同试验结果,而结果变量的差值即农地流转对农户福利的净影响。

定义农户参与土地流转的净福利效应(流转组平均处理效应)为:

$$ATT = \frac{1}{N} \sum_{i \in I_1 \cap R} [w_{1i} - \sum_{\kappa \in I_0} v(i, \kappa) w_{0\kappa}] \quad (2)$$

其中, I_1 是流转户样本集合, I_0 是未流转户样本集合, w_{1i} 是流转户的福利值, w_{0j} 是与流转户 i 相匹配的未流转户的福利值, R 是共同支撑域, N 是流转户的样本个数。 w_{0j} 的加权和被作为流转户 i 在不参与流转假设下的福利值,权重 $v(i, \kappa)$ 的取值与匹配方法有关。为了使测算结果更加稳健,采用 4 类方法匹配农户样本,综合各个匹配结果进行比较分析。

1.2.3 农地流转农户福利效应的双重差分倾向得分匹配法分析 双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID)将“前后差异”和“有无差异”有效结合,在一定程度上可控制考察范围以外干扰因素的影响。假设有 2 期面板数据,试验前期记为 t' ,试验后期记为 t 。在试验前期,试验还未发生,所有样本的潜在结果均可记为 $y_{0t'}$;在试验后期,试验已经发生,可能存在 2 种潜在结果,分别记为 y_{1t} (如果参与试验)和 y_{0t} (如果未参与试验)。

PSM-DID 成立的前提为以下均值可忽略性假定:

$$E(y_{0t} - y_{0t'} | x, D = 1) = E(y_{0t} - y_{0t'} | x, D = 0) \quad (3)$$

如果假定(3)成立,则可一致地估计 ATT 。

$$ATT = \frac{1}{N_1} \sum_{i: i \in I_1 \cap S_p} [(y_{1ti} - y_{0ti'}) - \sum_{j: j \in I_0 \cap S_p} \omega(i, j) (y_{0tj} - y_{0tj'})] \quad (4)$$

其中, S_p 为共同支撑域, $I_1 = \{i: D_i = 1\}$ (实验组的集合), $I_0 = \{i: D_i = 0\}$ (对照组的集合), N_1 为集合 $I_1 \cap S_p$ 所包含试验组个体数,而权重 $\omega(i, j)$ 为对应配对 $y_{1ti} - y_{0ti'}$ 的权重。 $y_{1ti} - y_{0ti'}$ 为试验组个体 i 试验前后的变化, $y_{0tj} - y_{0tj'}$ 为对照组个体 j 试验前后的变化。

1.3 描述性统计

如表 1 所示,流转户和未流转户样本的各项指

标有显著的统计差异,这有助于分析农户农地流转决策的影响因素。值得注意的是,由于农地流转存在农户“自选择”,各项指标的检验结果可能不完全由农地流转所导致,也可能受到其他因素影响。如转入户的人均非食品消费额仅为1 573.47元,比未流转户低 122.64 元,但转入户的非食品消费总额略

高于未流转户,原因在于转入户的人口规模普遍大于未流转户,存在人口规模大的农户更倾向于转入农地的情况。基于上述分析,本研究尝试采用倾向得分匹配法和双重差分倾向得分匹配法解决农户“自选择”问题。

表 1 农田流转农户与农田未流转农户指标的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of the indicators between transfer and non-transfer peasant households

类别	指标名称	未流转户均值 (A)	转出户均值 (B)	B-A 显著性检验	转入户均值 (C)	C-A 显著性检验
福利指标	人均收入(元)	8 969.77	11 332.15	2 362.38 **	10 698.26	1 728.49 **
	人均非食品消费(元)	1 696.11	1 870.35	174.24 **	1 573.47	-122.64 *
	户主健康(评价等级)	5.484 7	5.521 8	0.037 1 **	5.546 2	0.061 5 *
户主特征	户主年龄(年)	49.26	48.63	-0.63 *	50.73	1.47 *
	户主受教育年限(年)	6.57	6.82	0.25 **	6.96	0.39 **
经济特征	上期非农收入比重(%)	58.21	67.42	9.21 ***	53.65	-4.56 **
	上期农用机械价值(元)	1 529.07	792.34	-736.73 **	3 371.29	1 842.22 ***
	上期农地价值(元)	29 732.58	21 753.01	-7 979.57 **	60 743.47	31 010.89 **
	农业补贴(元)	429.97	347.63	-82.34 *	582.53	152.56 ***
	金融负债(元)	11 525.46	12 833.73	1 308.27	14 291.08	2 765.62 *
社会资本	是否有党员干部	0.127 2	0.148 6	0.021 4 *	0.104 9	-0.022 3
村庄特征	村人均现金存款(元)	4 391.82	5 205.27	813.45 **	3 769.46	-622.36 **
	村庄到商业中心交通时间(min)	35.81	22.49	-13.32 ***	32.49	-3.32 *
经济环境	城市居民人均收入(元)	20 715.32	22 187.64	1 472.32 **	20 274.51	-440.81 *
	省二、第三产业增加值指数(%)	107.75	107.91	0.16 **	107.69	-0.06

显著性检验采用 z 检验法,***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.10 水平上显著。计量软件为 Stata13.0。

2 结果与分析

2.1 农地流转决策方程的估计

如表 2 所示,户主年龄对农户转入农地有显著正向影响,对转出农地有显著负向影响。表明年长户主非农就业能力相对较弱,对农业生产的依附性较大,更倾向于转入农地;年轻户主通常身体状态更好,就业竞争力更大,更倾向于转出农地寻求边际收益更高的非农就业机会。户主受教育年限对农地的转入与转出决策都具有显著正向影响。产业转型升级对就业者的受教育程度有了更高的要求,部分受教育程度相对较高的农户,往往更倾向于转出农地实现非农就业。同样,部分文化水平较高的专业农户或返乡创业农户,通过发展特色农畜业及产业化经营,可以获得较一般农户更高的农业收益,也更具有转入农地的积极性。

非农收入比重显著负向影响农户转入农地,而显著正向影响农户转出农地。由于农业的比较收益

低,非农就业成为农户养家致富的一个重要渠道。通常来说,农户的非农就业能力越强,越可能转出农地。否则,便对农地的依附性更强,更偏好转入农地。农地价值和农用机械价值可显著提高农户转入农地的可能性,而降低农户转出农地的可能性。农地或农机作为农户重要的农业生产资料,其价值水平很大程度上反映了农户的生产经营规模。农户拥有的农机和农地价值越大,其转入农地就越容易产生规模效应,降低成本提高收益,转入农地的可能性越大,其转出土地的沉没成本反而高,转出土地的可能性越小。农业补贴和金融负债可显著提高农户转入农地的可能性。农地规模经营补贴和农机具补贴等农业补贴,是对农户前期扩大经营规模的奖励,同时也有利于农户当期减少成本增加净收益,从而提高其继续转入农地扩大经营规模的可能性。农业生产周期较长,期间回笼资金困难且需追加管理投入,有农地转入需求的农户面临较大资金压力。较强的借贷能力有利于潜在的农地转入户获得资金支持,

扩大经营规模。

农户家庭拥有党员会显著正向影响农户农地转出。农村党员通常是当地较优秀村民,拥有较强的人际沟通和组织协调能力,能为家庭建立更广泛的人际关系网络。党员家庭良好的社会关系网能为其提供更多的非农就业机会,非农生产经营活动的增加会促使其更倾向于转出农地。

村庄人均现金存款对农地转入决策有显著负向影响,对农地转出决策有显著正向影响。人均现金存款较多的村庄,往往非农产业发达或者外出务工人员

较多,可以交流更多的非农创业或就业信息,促使更多农户倾向于转出农地。村庄到商业中心的交通时间显著负向影响农地转出。通常来说村庄距城市越近,该村农户越容易扩大城市社交网络,降低非农就业成本,获得非农就业机会,从而更倾向于转出农地。

省级城市居民收入水平和第二、第三产业增加值指数对农户转出农地有显著正向影响。通常来说,较高的城市居民收入水平和大量的第二、第三产业就业机会^[22],可促使更多农户放弃农业生产方式实现非农就业。

表 2 农地流转决策方程估计结果

Table 2 Estimation results of decision equation in farmland transfer

指标类型	指标名称	转出方程		转入方程	
		系数	几率比	系数	几率比
户主特征	户主年龄(age_i)	-0.092 1 ***	0.912 0	0.060 4 **	1.062 3
	户主受教育年限($eyear_i$)	0.032 7 **	1.033 2	0.029 5 *	1.029 9
家庭特征	上期非农收入比重(nag_{-it})	0.597 3 ***	1.817 2	-0.243 6 ***	0.783 8
	上期农机价值对数($lnmac_{-it}$)	-0.392 6 **	0.675 3	0.403 6 ***	1.497 2
	上期土地价值对数($lnland_{-it}$)	-0.403 5 *	0.668 0	0.644 3 ***	1.904 7
	农业补贴对数($lnsub_i$)			0.156 0 **	1.168 8
	金融负债对数($lndebt_i$)			0.056 3 *	1.057 9
社会资本	家庭是否有党员(par_i)	0.029 4 *	1.029 8		
村庄特征	村人均现金存款对数($lndep_i$)	0.284 0 **	1.328 4	-0.083 9 *	0.919 5
	村庄到商业中心交通时间($time_i$)	-0.903 7 ***	0.405 1		
经济环境	城市居民人均收入对数($lninc_i$)	0.617 1 *	1.853 5		
	省第二、第三产业增加值指数(gdp_i)	0.039 4 **	1.040 2		

几率比是指农户参与农地流转的概率(p)与农户不参与农地流转的概率($1-p$)的比值。***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.10 水平上显著。

2.2 农地流转福利效应

2.2.1 农地流转福利效应的倾向得分匹配法估计结果与分析 如表 3 所示,4 类匹配法测度的结果有明显差异,但从定性角度看,流转的影响结果基本是一致的。农地转出对农户三项福利均有显著正向影响;农地转入对农户人均收入有显著正向影响,对人均非食品消费及户主健康的影响不显著;农地转出福利效应大于农地转入福利效应。

2.2.2 农地流转福利效应的双重差分倾向得分匹配法估计结果与分析 倾向得分匹配法估计重点考察了在农户个体特征、村庄特征等农地流转影响因素相似的条件下,流转户和未流转户在收入、消费支出、健康等方面的福利变化差异,但是忽略了农户所在地区经济社会条件变化对农地流转农户福利效应的影响,因而在解决农户“自选择”问题时仍有不

足。通常来说,不同区域间的经济环境、城市就业机会的差异是不可观测的,但是它们通常不随时间的改变而发生突变,而是呈现一定的稳健趋势。于是,我们尝试在倾向得分匹配法的基础上,应用双重差分法进一步解决农地流转与农户福利之间内生性问题,以便更准确地测算农地流转农户福利效应。

双重差分估计的假设前提是,如果没有干预,试验组和对照组的个体会有同样的变化趋势^[23]。也就是说,即使试验组和对照组存在差异,但只要两组之间的差异相对固定,对照组即通过检验。如图 1 所示,农地流转前,流转户与未流转户的福利大致保持了相同变动趋势,而在农地流转后,试验组和对照组的农户福利增长趋势出现明显改变。所以农地流转前后农户福利的变化符合相同时间趋势的假设条件,本研究采用 PSM-DID 模型来检验农地流转对农户福利的影响。

表 3 倾向得分匹配法估计结果

Table 3 Estimation results of propensity score matching(PSM) method

匹配方法	福利指标	农地转出		农地转入	
		净福利效应 (ATT^{out})	$p>z$	净福利效应 (ATT^{in})	$p>z$
最近邻居法(1-5 匹配)	人均收入(元)	714.75 **	0.041 7	539.73 *	0.081 3
	人均非食品消费(元)	67.21 *	0.073 5	-56.04	0.149 4
	户主健康(评价等级)	0.008 5 *	0.081 3	0.006 2	0.361 1
最近邻居法(1-10 匹配)	人均收入(元)	681.02 **	0.037 2	621.4 *	0.062 7
	人均非食品消费(元)	73.49 **	0.041 0	-71.25	0.179 2
	户主健康(评价等级)	0.009 1 *	0.072 6	0.008 1	0.251 4
核匹配 I (窗宽=0.06)	人均收入(元)	831.52 *	0.061 7	674.69 *	0.075 0
	人均非食品消费(元)	82.94 *	0.070 9	-63.07	0.217 1
	户主健康(评价等级)	0.013 7 *	0.083 4	0.016 5	0.254 4
核匹配 II (窗宽=0.10)	人均收入(元)	1 043.76 **	0.031 7	739.54 *	0.065 8
	人均非食品消费(元)	76.17 *	0.074 9	-68.07	0.147 6
	户主健康(评价等级)	0.009 4 *	0.061 5	0.007 2	0.201 5
平均值	人均收入(元)	817.76		643.84	
	人均非食品消费(元)	74.95		-64.61	
	户主健康(评价等级)	0.010 2		0.009 5	

**、* 分别表示在 0.05、0.10 水平上显著。

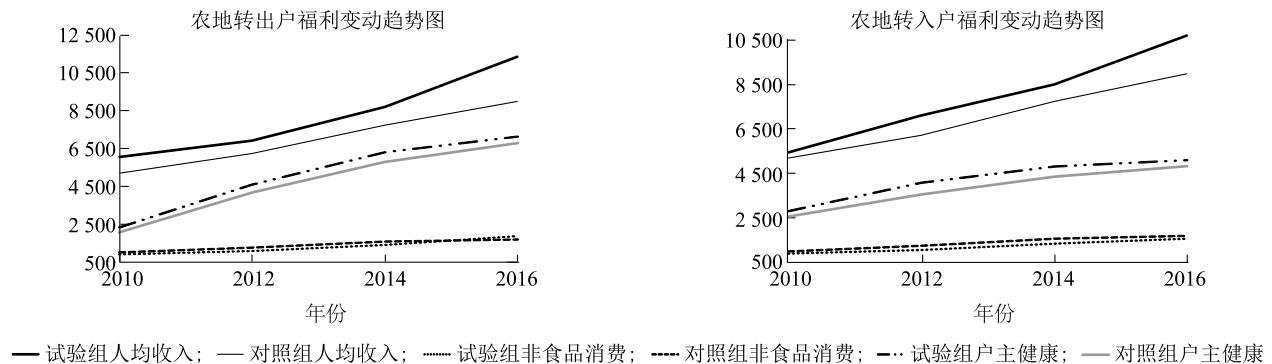


图 1 农地流转农户福利效应的平行趋势

Fig.1 Parallel trends of peasant households' welfare effect in farmland transfer

双重差分倾向得分匹配法的估计结果如表 4 所示,农地转出户的人均收入、人均非食品消费增加值比农田未流转农户分别高 582.97 元、139.58 元,表明农地转出显著促进了农户经济福利的提高。农户根据自身家庭特征及资源禀赋等条件转出土地后,不仅可以得到一部分租金收入作为报酬,也便于一定期限内摆脱农地牵挂实现非农就业,从而新增或扩大非农收入。农地转出户的户主健康水平增加值比农田未流转农户低 0.061 8,说明农地转出户在农地流转后可能面临健康恶化的风险。可能的原因是,一方面部分农户转出农地后,进城务工从事报酬更高但生存环境陌生、劳动强度较大的工作,可能导

致农田转出户心理压力大、休闲时间减少、工伤风险增加等一系列问题,损害其身心健康;另一方面部分年长农户转出农地后,进城帮子女看护孩子,“老两口”或者都进城一人看护孩子一人打工,或者两地分隔一人进城一人留村,期间对城市生活和工作的不习惯以及看护孩子的劳累,会给农户健康造成一定的不利影响。此外,部分(年长)农户因健康原因而转出农地后,虽然劳动强度降低和休闲时间增加有利于健康的改善,但身体机能本身的下降可能导致其健康水平难以显著提高。

农地转入户的人均收入增加值比农田未流转户高 252.82 元。可能的解释是,农地转入虽然短期内

会对农田转入规模较大的经营户产生漏出效应,但是对于大多数农田转入规模不大的普通小农户来说,经营规模扩大的规模效应高于漏出效应,农地转入对农户收入的正向影响更显著。与农田未流转户相比,农地转入户的人均消费支出和健康水平增加值变动并不显著。农地转入的增收效应与农田转入户增加生产支出而抑制消费支出的偏好共同作用,

可能会导致农地转入对农田转入户消费支出的影响不显著。此外,农地转入户转入土地通常不会对其生存环境、工作条件、工伤风险造成较大改变,且农田转入户对劳动时间及强度也有更多的自主决策权,这可能造成农地转入对农田转入户健康福利的影响不显著。

表 4 双重差分倾向得分匹配法估计结果

Table 4 The estimation results of propensity score matching-difference in difference (PSM-DID) method

匹配方法	福利指标	农地转出			农地转入		
		净福利效应 (ATT^{out})	$p>z$	ATT^{out} 比重 (%)	净福利效应 (ATT^{in})	$p>z$	ATT^{in} 比重 (%)
最近邻居法 (1-5 匹配)	人均收入 (元)	569.32 *	0.074 1	5.02	397.93 *	0.083 4	3.72
	人均非食品消费 (元)	157.39 **	0.041 6	8.42	93.74	0.364 7	5.96
	户主健康 (评价等级)	-0.062 9 *	0.071 5	-1.14	-0.054 9	0.271 5	-0.99
最近邻居法 (1-10 匹配)	人均收入 (元)	528.61 **	0.049 2	4.66	268.51 **	0.046 2	2.51
	人均非食品消费 (元)	93.27 *	0.070 9	4.99	83.25	0.244 3	5.29
	户主健康 (评价等级)	-0.058 1 *	0.085 4	-1.05	-0.046 1	0.251 6	-0.83
核匹配 I (窗宽=0.06)	人均收入 (元)	635.47 *	0.079 3	5.61	197.20 *	0.073 9	1.84
	人均非食品消费 (元)	134.62 *	0.062 2	7.20	137.72	0.166 1	8.75
	户主健康 (评价等级)	-0.0673 *	0.0730	-1.22	-0.057 2	0.1362	-1.03
核匹配 II (窗宽=0.10)	人均收入 (元)	598.49 *	0.514 0	5.28	147.64 *	0.075 5	1.38
	人均非食品消费 (元)	173.02 **	0.048 7	9.25	162.15	0.171 4	10.31
	户主健康 (评价等级)	-0.0590 *	0.063 8	-1.07	-0.0429	0.216 5	-0.77
平均值	人均收入 (元)	582.97		5.14	252.82		2.36
	人均非食品消费 (元)	139.58		7.46	119.22		7.58
	户主健康 (评价等级)	-0.061 8		-1.12	-0.050 3		-0.91

ATT^{out} 比重表示农地转出的净福利效应与对应福利指标均值的比值, ATT^{in} 比重表示农地转入的净福利效应与对应福利指标均值的比值。*、* 分别表示在 0.05、0.10 水平上显著。

3 结论与政策建议

3.1 结论

本研究采用 Logit 模型与倾向得分匹配法及双重差分倾向得分匹配法,利用中国家庭追踪调查数据 (CFPS),比较分析影响农地流转决策的因素以及农田流转农户福利效应,得出以下结论:第一,农户户主受教育程度、非农收入比重、拥有党员干部,以及村庄人均存款、城市居民收入水平和第二、第三产业增加值对农地转出有显著正向影响,户主年龄、农地价值、农机价值及村庄到商业中心的交通时间对农地转出有显著负向影响;农户户主年龄和受教育程度、农地价值、农机价值、农业补贴及金融负债对农地转入有显著正向影响,而农户非农收入比重及村庄人均存款对农地转入有显著负向影响。第二,农地流转对农田

流转农户福利的影响主要体现在经济福利方面,农地转出促使农地转出农户人均收入和人均非食品消费分别显著增加 582.97 元、139.58 元,对其人均收入和人均非食品消费的贡献率分别为 5.14%、7.46%;农地转入促使农地转入农户人均收入显著增加 252.82 元,对其人均收入的贡献率为 2.36%,农地转入对农地转入农户人均非食品消费的影响不显著。第三,农地转出导致农田转出农户户主健康评价等级下降 0.061 8,对其健康水平的贡献率为 1.12%,而农地转入对农田转入户户主健康水平的影响不显著。

3.2 政策建议

基于以上分析结果,提高农田流转农户福利水平和农地配置效率,需要采取以下综合性、针对性的政策措施:(1)关注农地流转改善农户收入的同时,也应充分重视其对农户健康、消费支出等的影响。一方

面,完善新型农业经营主体发展环境,降低农户的农田流转成本、生产成本,提高其从事农业生产的收益,优化新型经营主体与本地农户的利益联动机制,带动更多的农地转出农户收入增加;另一方面,在推进农地流转时应加强对农地流转户非经济福利的保障,通过一系列制度安排提高其可持续生存能力,如通过促进三产融合和扶持农民工回乡创业,扩大农村当地就业空间,缓解农田转出农户外出务工的就业困难和环境不适应等问题;增加城镇非农就业机会,改善农村劳动力工作条件,拓宽外来务工者融入当地生活的渠道,提高农田转出农户进城务工时安全生产健康工作的保障水平。(2)厘清农地流转一系列影响因素的作用机制,完善农地流转工作的制度设计,推进农地流转有序开展。第一,完善粮食直补与农资综合直补政策,建立健全地方特色作物种植补贴、技术推广补贴、自然灾害补贴等专项补贴,降低农业生产负担和风险,提高农户从事农业生产的积极性。第二,增强政府在农业规模经营补贴、农机补贴、农业生产社会化服务等方面的扶持力度,建立多元化的农机惠农扶持渠道,提升农业生产的规模化、机械化水平。第三,优化农村金融市场体系,拓宽农户借贷途径,提高愿意从事农业生产的潜在农地转入农户金融信贷的可获得性。第四,加强农户就业技能培训,提高农田转出农户的非农就业能力和农田转入农户的农业生产及经营管理水平,保障农田转出农户非农就业和农田转入农户农业生产的良性互动。

参考文献:

- [1] 陈良,张云.农村土地规模经营问题探析——以苏北为例[J].农村经济,2009(3):39-42.
- [2] 陈治国,李成友,辛冲冲.农户土地流转决策行为及其福利效应检验——基于CHIP2013数据的实证研究[J].商业研究,2018(5):163-171.
- [3] 徐志刚,谭鑫,郑旭媛,等.农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件[J].中国农村经济,2017(9):26-43.
- [4] 史清华,贾生华.农户家庭农地要素流动趋势及其根源比较[J].管理世界,2002(1):71-77.
- [5] JIN S, DEININGER K. Land rental markets in the process of rural structural transformation: Productivity and equity impacts from China[J]. Journal of Comparative Economics, 2009, 37(4): 629-646.
- [6] 闫小欢,霍学喜.农民就业、农村社会保障和土地流转——基于河南省479个农户调查的分析[J].农业技术经济,2013(7):34-44.
- [7] 杨佳.湖北省农村土地承包经营权流转市场研究[D].武汉:华中农业大学,2009.
- [8] 陈飞,翟伟娟.农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究[J].经济研究,2015(10):163-177.
- [9] 刘玥汐,许恒周.农地确权对农村土地流转的影响研究——基于农民分化的视角[J].干旱区资源与环境,2016,30(5):25-29.
- [10] ANAND P, KRISHNAKUMAR J, TRAN N B. Measuring welfare: Latent variable models for happiness and capabilities in the presence of unobservable heterogeneity[J]. Journal of Public Economics, 2011, 95(3):205-215.
- [11] 戚焦耳,郭贯成,陈永生.农地流转对农业生产效率的影响研究——基于DEA-Tobit模型的分析[J].资源科学,2015,37(9):1816-1824.
- [12] 李庆海,李锐,王兆华.农户土地租赁行为及其福利效果[J].经济学(季刊),2011,10(1):269-288.
- [13] 廖沛玲,赵健,夏显力.农地转出前后农户福利变化及差异研究——以关天经济区政府主导型农地流转为例[J].资源科学,2018,40(7):1354-1364.
- [14] 游和远,吴次芳,鲍海君.农地流转、非农就业与农地转出户福利——来自黔浙鲁农户的证据[J].农业经济问题,2013(3):16-25.
- [15] 王雪琪,曹铁毅,邹伟.地方政府干预农地流转对生产效率的影响——基于水稻种植户的分析[J].中国人口·资源与环境,2018,28(9):133-141.
- [16] 刘凤芹.农业土地规模经营的条件与效果研究:以东北农村为例[J].管理世界,2006(9):71-79,171-172.
- [17] JIN S, JAYNE T S. Land rental markets in Kenya: Implications for efficiency, equity, household income, and poverty[J]. Land Economics, 2013, 89(2):246-271.
- [18] 苑会娜.进城农民工的健康与收入——来自北京市农民工调查的证据[J].管理世界,2009(5):56-66.
- [19] 陆文昊.农地经营权资本化对农户福利效应的影响[D].咸阳:西北农林科技大学,2018.
- [20] ALMOND D, LI H, ZHANG S. Land reform and sex selection in China[J]. Journal of Political Economy, 2013(127):560-585.
- [21] 夏显力,贾书楠,蔡洁,等.农地流转中转出户的福利效应——基于政府主导与市场主导两种模式的比较分析[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2018,18(2):79-85.
- [22] ARIF G M, NAZLI H, HAQ R, et al. Rural non-agriculture employment and poverty in Pakistan[J]. The Pakistan Development Review, 2000, 39(4):1089-1110.
- [23] BERTRAND M, DUFLO E, MULLAINATHAN S. How much should we trust differences-in-differences estimates? [J]. Social Science Electronic Publishing, 2004, 119(1):249-275.

(责任编辑:张震林)