

农地流转对农地与劳动力资源利用效率的影响 ——基于甘肃省农户调查数据的实证研究

刘颖^{1,2}, 南志标¹

(1. 兰州大学管理学院, 兰州 730000; 2. 兰州大学草地农业生态系统国家重点实验室/兰州大学草地农业科技学院, 兰州 730020)

摘要: 本研究采用倾向得分匹配法(PSM)分别就农地流转对农地、农业劳动力、非农劳动力和总劳动力资源利用效率的影响进行了分析。结果表明, 农户的农地转入和转出行为都能有效提高总劳动力资源利用效率, 而农地转出行为在一定程度上降低了农地资源利用效率。农地转入户的总劳动力和农业劳动力资源利用效率比未参与流转的农户分别高 2026.153 元/人和 4844.289 元/人, 两组农户间的农地资源利用效率差异不显著; 农地转出户的总劳动力和非农劳动力资源利用效率比未参与流转的农户分别高 3315.577 元/人和 2581.883 元/人, 其农地资源利用效率比未参与流转的农户低 466.488 元/亩。因此, 农地流转不一定会提高农地资源利用效率, 但有利于促进农村劳动力专业化, 从而提高农村总劳动力资源利用效率。

关键词: 农地流转; 劳动力资源; 农地资源; 规模化经营; 倾向得分匹配法; 资源利用效率

中国人口数量占全球人口数量比例超过 22%, 其可利用耕地面积却不足全球 9%^[1-2]。并且, 我国人口数量依然在逐渐增加, 而可利用耕地面积却在日益减少, 这使得我国农业发展面临农地资源短缺的巨大挑战。同时, 随着我国经济的不断发展和非农就业市场的迅速繁荣, 大量人口从农村向城市转移。农业劳动力的非农转化以及农村人口的大量外流导致农业劳动力短缺, 农业从业人口减少。加之, 非农就业较高的收益极大地打击了农民从事农业生产的积极性, 使得农业生产被忽视, 最终导致农业生产效率低下^[3]。因此, 提高农村劳动力和土地资源利用效率成为我国现代农业发展过程中缓解日益增长的粮食需求与有限土地资源之间的矛盾, 提高农民收入, 推动农村经济发展亟需解决的重要问题。

农地流转是我国农村土地制度继家庭联产承包责任制以来的又一重大改革, 其主要目的是提高农业生产效率, 缓解人地矛盾。近年来, 我国农地流转政策环境良好, 非农就业市场的繁荣也为农地流转添加了助力, 这使得我国农地流转市场得以迅速发展。2007 年全国流转农地比例仅 5.2%, 而到 2015 年已达 33.3%^[4]。大量研究表明, 通过农地流转发展土地的适度规模经营对于优化农业生产资源配置, 提高农业生产效率和保障粮食安全具有重要意义^[5-9]。此外, 农地流转将大量农村剩余劳动力从农业生产中解放出来, 能够有效地缓解人地矛盾和增加农民收入^[10-13]。

目前学术界就农地流转对农业生产效率影响的研究主要集中于规模效率、技术效

收稿日期: 2018-09-30; 修订日期: 2019-02-21

基金项目: 中国工程院重点咨询项目 (2016-XZ-38)

作者简介: 刘颖 (1985-), 女, 湖南郴州人, 博士, 讲师, 研究方向为土地资源管理。E-mail: lygl@lzu.edu.cn

通讯作者: 南志标 (1951-), 男, 河北曲阳人, 博士, 教授, 研究方向为草业科学和农业经济。

E-mail: zhibiao@lzu.edu.cn

率、综合效率、农作物产量等^[14-17],而有关农地流转分别对农地和劳动力利用效率影响的研究并不多见,且这些研究仅对其相关性做了初步探讨,并未就其因果关系做出明确推断^[18-19]。事实上,除了农户的农地流转行为,一些其他因素也会影响农地和劳动力资源利用效率,例如农户自身属性的差异,包括农业生产资源、农业生产经验、相关信息的获取能力等^[17]。转入或转出农地的农户与未参与流转的农户在这些相关属性上原本就有所差异,这导致处于不同农地流转状态的农户在农地和劳动力利用效率上的差异。值得注意的是,大部分研究并未将其他因素带来的影响剔除,这样的分析存在一定的选择性偏误,可能导致结论不全面,具有一定的误导性。

鉴于此,本研究对来自甘肃省8个县的900份问卷调查数据进行了分析,利用倾向得分匹配法(PSM)就农户的农地转出和转入行为对农地和劳动力利用效率的因果效应进行了估计。PSM能够就农户的农地流转行为与其农地和劳动力利用效率间的因果关系进行准确推断,并且能够通过构建反事实框架有效解决数据中存在的选择性偏误问题。

1 理论与机理分析

在以农地均分为特点的家庭联产承包责任制下,我国农业生产模式普遍以小农户为生产单位,狭小的农业生产模式不利于现代新进农业的发展,且农地细碎化问题极其严重。农地流转能够扩大农地经营规模,有效降低农地细碎化程度。通过农地流转扩大农业生产规模有利于农业生产资源的优化配置,提高资源配置效率(图1)。同时,农地流转推动了农村劳动力的合理分工,促进农村劳动力的专业化,从而使农业劳动力资源利用效率得到有效提高。

具体来说,一方面在农地流转所带来的边际产出拉平效应的影响下,农业生产边际收益低的农户会将土地流转给农业生产边际收益高的农户。根据边际报酬递减规律,农地转入户与农地转出户的农业边际收益最终趋于相等,进而达到最优资源配置效率^[20-21]。因此,即使农地流转对农户的农业生产效率没有任何影响,发生流转的这部分农地的利用效率也会有一定程度的提高。另一方面,转入农地的农户通常具有更丰富的农业生产经验和较高的农地经营能力^[17]。转入农地后农业生产规模的扩大促使这部分农户掌握更多的科技、信息和资源。因此,农业生产规模扩大后,农业生产技术通常也会进步,进

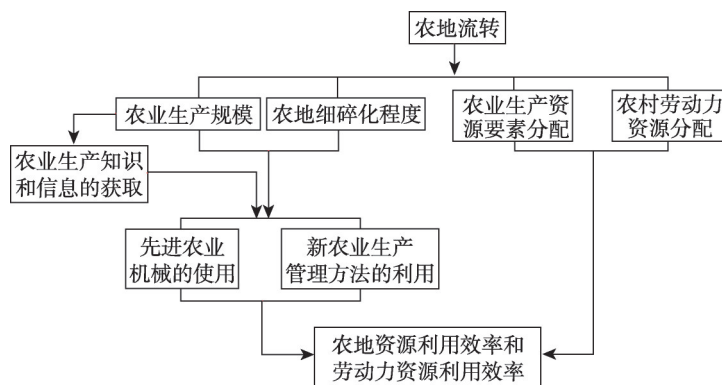


图1 农地流转对农地和劳动力资源利用效率的作用关系

Fig. 1 The relationship between the use efficiencies of farmland and rural labor

而产生一定的规模效益。这种规模效益的产生包括两个方面,其一是农地规模扩大后农户会采用更先进的科学技术和农业生产管理方法^[18];其二是农业生产规模的扩大会提高不同生产要素之间的协调率,从而使各农业生产要素间的组合生产力达到最大,进而有效提高农业生产效率^[17]。

其次,农地流转和农地经营规模的扩大能够有效降低农地细碎化程度。农地细碎化不但使新的农业机械和生产技术无法使用,而且大大增加了农业生产的物质投入成本,地块边界也造成了农地的严重浪费。高度细碎化的农地使得农业劳动力在不同地块间来回奔波,劳动效率损失严重。通过农地流转扩大农地经营规模不仅能有效降低农地细碎化程度,减少地块边界造成的农地资源浪费以及农业劳动力在地块间奔波导致的劳动效率损失,减少农业生产投入成本,还为先进农业机械和生产技术的使用提供了基础,有利于提高农业生产效率。

此外,转出农地的这部分农户通常由于农业资本和劳动力等农业生产要素资源匮乏导致农业生产效率低,他们将农地流转出去以后,剩余的农业生产要素配置水平得到一定程度的提高,进而提高农业生产效率^[22];而且原本能从非农就业中获得高收益的农户彻底从农地束缚中解放出来从事非农就业,进而获得更多非农收入,提高非农劳动力效率。

2 研究方法与数据来源

2.1 研究区概况

本研究所用数据来源于2015年对甘肃省8个区县进行的农户调查(图2)。甘肃省地处黄河上游,是内蒙古高原、青藏高原和黄土高原的交汇处,属于典型的干旱半干旱地区。全省面积45.37万km²,占全国面积的4.72%。甘肃省2015年粮食作物种植面积占全国的2.5%,高于绝大部分西部省份,是我国西部重要的粮食产区之一。甘肃省经济发展水平较为落后,农业生产条件相对较差,农地流转市场的发展为该地区的农业生产和经济发展带来了新的机遇。近年来,甘肃省农地流转发展迅速,2010年9月只有4.1%的农地发生流转,而2016年9月已达24.6%^[23]。因此,研究甘肃省的农地流转情况对农地流转相关政策的制定和实施具有一定的指导意义。

2.2 数据来源

农户调查根据黄季焜等^[6]的方法,按照甘肃省各县(区)2012年人均工业总产值^[24]的高低进行分层随机抽样,选择甘肃省西峰区、榆中县、民乐县、古浪县、灵台县、静宁县、会宁县和岷县作为调查区域(图2)。这8个县(区)分布在甘肃省的不同地区,且具有不同的经济发展水平。调查区域包含了甘肃省的主要农地类型和农业生产模式,比如黄土高原的会宁县以及河西走廊的民乐县。调查时间为2015年4月至9月,从选择的8个样本县(区)中各随机抽取5个样本乡(镇),再从每个乡(镇)中随机抽取1个样本村,每个村随机抽取25~30户样本农户。采取户主访谈的方法进行农户问卷调查,对家庭基本情况、农地流转情况、农地资源拥有情况、农地种植情况、各农作物的投入产出情况、家庭收入结构等信息进行详细记录。共获得问卷903份,其中有效问卷900份,有效问卷比例为99.67%,分别来自岷县149份、会宁县132份、静宁137份、灵台县30份、古浪县28份、民乐县123份、榆中县157份、西峰区144份。受各因素的限制,古浪县只有3个村的数据,灵台县只有1个村的数据,但采用PSM法时将地域因素考虑在

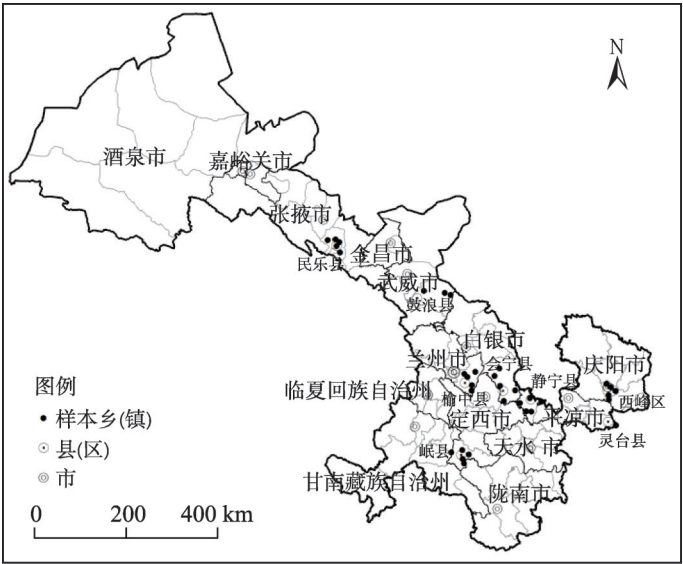


图2 研究调查区域

Fig. 2 The study area

内，因此这并不会影响数据分析结果。

调查样本农地流转情况如表1所示。在900户农户中，转入农地的农户有114户，转出农地的农户有209户。114户农地转入户全部参与种植业生产，其中90户同时参与了非农工作；只有113户农地转出户参与种植业生产，其中有26户参与种植业以外的农业生产活动，例如家畜或家禽养殖等，有176户农地转出户从事非农工作；未参与农地流转的农户中，有569户参与种植业生产，有1户参与种植业以外的农业生产，有720户参与非农就业。

表1 样本农户农地流转现状

Table 1 Farmland transfer situation of sample households (户)

农户类型	转入农地	转出农地	未参与流转	合计
参与种植业生产的农户	114	113	569	796
参与农业生产的农户	114	139	570	823
参与非农工作的农户	90	176	454	720
总样本	114	209	577	900

2.3 研究方法

2.3.1 模型设定

一项干预对某一个体产生的影响是指在保持其他要素不变的条件下，这一个体参与和不参与该干预之间的差异。但实际上我们无法同时观察到该个体参与和不参与干预的结果。在这种情况下，最理想的情况是设置干预组 and 对照组，通过实验数据获得反事实情况下的信息，从而对干预的影响进行因果推断，即通过对比干预组和对照组的差异来估计干预对个体产生的影响^[25]。事实上，所有基于调查的研究都存在一定的“数据缺失”问题，即不满足上述理想状态^[26]。因此，在估计某项干预产生的影响时，直接利用干预组和对照组之间的差异进行估计会存在一定的选择性偏误^[27]。本研究中的情况是，具有较低劳动力和农地利用效率的农户倾向于转出农地，而具有较高劳动力和农地利用

效率的农户倾向于转入农地^[28-29]。因此,即使农地流转这一干预不存在,转入或转出农地的农户与未参与流转的农户间本身就有差异,造成了分析过程中选择性偏误问题的存在。

PSM能够通过构建一个类似于试验的反事实框架来进行因果推断,从而将其他因素的影响剔除干净,只保留干预产生的影响,从而被广泛地运用于上述选择性偏误问题的解决^[25,27]。其基本思想是在大量未参与干预的个体中找到与参与干预个体相关属性最相似的个体,通过对比参与和未参与干预个体组之间的差异对干预所产生的影响进行估计。

首先,PSM通过仅对比由一系列相关属性估计得到的个体参与某一项干预的可能性来降低比较维度^[30-31]。条件概率可用于表示个体参与项干预的可能性,本研究的干预是农户是否转入或转出农地。因此,可以用Logit模型来表示农户*i*参与流转的条件概率:

$$P(X_i) = \Pr(T_i = 1|X_i) = \exp(X_i' \beta_i) / [1 + \exp(X_i' \beta_i)] \quad (1)$$

式中: $P(X_i)$ 为农户*i*转入或转出农地的条件概率,即倾向得分; T_i 表示农户*i*是否转入或转出农地的二值变量,即个体是否参与干预; X_i 为一组外生变量的向量; X_i' 为 X_i 的转置矩阵; β_i 为变量系数。其中,农户是否转入或转出农地的条件概率被视作根据相关属性得到的农户是否转入或转出农地的倾向得分,倾向得分相同或相近的农户被认为具有相同或相似的属性。这使得研究能够通过比较具有相似属性的转入农户组或转出农户组与未参与流转农户组之间的农地和劳动力利用效率的差异来估计农地转入或转出行为对农地和劳动力利用效率所产生的影响。

在估计农地转入行为的影响时,研究的干预组为转入农地的农户组,对照组为未参与流转的农户组;在估计农地转出行为的影响时,研究的干预组为转出农地的农户组,对照组为未参与流转的农户组。对农户参与流转的可能性进行打分后,利用倾向得分对干预组和对照组的农户进行配对。按照倾向得分的大小为每一位农地转入或转出组的农户找到一户来自未参与流转组的农户进行配对。本研究采用的配对方法为目前运用最广泛的最近邻匹配法(NNM)、半径匹配法(RBM)与核匹配法(KBM)。

匹配必须满足共同支撑假设,即农地转入或转出组的农户与未参与流转组的农户具有相似的倾向得分密度方程,从而确保配对个体属性*X*相似。同时,通过平行假设检验配对农户间相关属性是否确实相似。平行假设假定分别来自干预组和对照组的农户具有相似的属性*X*。当匹配同时满足共同支撑假设和平行假设时,认为配对农户之间具有相似的农地流转行为。由此,可得到转入农地或转出农地对农地或劳动力利用效率的影响:

$$f(X_i) = E(Y_i^1 - Y_i^0|X_i) = E(Y_i^1|T=1, X_i) - E(Y_i^1|T=0, X_i) \quad (2)$$

式中: $f(X_i)$ 为来自农地转入或转出组的农户*i*和与之配对的来自未参与流转组的农户的农地或劳动力利用效率之间的差异; Y_i^1 为来自农地转入或转出组的农户*i*的农地或劳动力利用效率; Y_i^0 为与农户*i*配对的来自未参与流转组的农户的农地或劳动力利用效率; $T=1$ 表示农户转入或转出农地; $T=0$ 表示农户不参与农地流转。从而,可以得到农户的转入或转出行为对农地或劳动力利用效率所产生的影响:

$$ATT = E[f(X_i)] \quad (3)$$

式中: ATT 为转入农地或转出农地对农地或劳动力利用效率产生的平均影响。然而,分析过程中依然存在小样本量带来的估计偏差。为了减少这种偏差,本研究采用Bootstrap数据生成法来计算 ATT 的标准误差。

2.3.2 变量选择

参考已有文献及根据模型设定，本研究的变量包括：

（1）农地与劳动力资源利用效率。农地资源利用效率为农地产出率，采用单位面积农作物的纯利润来表示^[32-33]。劳动力资源利用效率包括两部分，即农业劳动力和非农劳动力利用效率，二者均用单个劳动力的年均产出价值，即纯利润来表示^[34-35]，同时计算总劳动力资源利用效率。研究区农地和劳动力资源利用效率的描述性统计见表2。

（2）农地流转。农地流转是干预变量。为了分别估计农户的农地转入和转出行为对农地和劳动力利用效率所产生的影响，设置“是否转入农地”与“是否转出农地”两个二值变量来表示农户的农地流转行为。

（3）农地流转的影响因素。由于农户参与农地流转的倾向得分需要通过一系列控制变量，利用Logit模型估计得到。参考已有文献，分别引入农户特征、家庭特征、农地特征、其他因素以及区域变量来估算农户参与农地流转的条件概率^[36-40]。农户特征包含户主的年龄、职业、受教育年限与健康状况；家庭特征包含劳动力比例、家庭人均年收入与非农收入比例；农地特征包含人均承包农地面积、农地灌溉条件、农地地形以及地块平均面积；其他因素包含土地调整次数与农地流转相关政策；区域变量为地区虚拟变量。

Logit模型中各变量定义及描述性统计见表3。

表2 农户的农地和劳动力资源利用效率描述性统计
Table 2 Statistic description of farmland and labor efficiencies

农户类型	资源利用效率	均值	标准差	最小值	最大值	样本数/户
转入农地	农地资源利用效率/(元/亩)	1005.39	1152.77	66.60	8862.00	114
	农业劳动力资源利用效率/(元/人)	15168.96	22919.80	241.50	116466.70	114
	非农劳动力资源利用效率/(元/人)	30512.25	15649.45	1000.00	118918.90	90
	总劳动力资源利用效率/(元/人)	19756.39	19075.70	905.00	114650.00	114
转出农地	农地资源利用效率/(元/亩)	943.03	1306.76	40.00	8670.00	113
	农业劳动力资源利用效率/(元/人)	6418.46	9610.34	41.25	72439.04	139
	非农劳动力资源利用效率/(元/人)	37059.76	16826.78	8000.00	131000.00	176
	总劳动力资源利用效率/(元/人)	23280.52	15525.11	184.00	90890.56	200
未参与流转	农地资源利用效率/(元/亩)	1108.78	1463.57	40.00	11200.00	569
	农业劳动力资源利用效率/(元/人)	8630.88	12538.71	84.00	107223.00	570
	非农劳动力资源利用效率/(元/人)	34124.66	16170.11	675.17	129066.70	454
	总劳动力资源利用效率/(元/人)	16495.13	11911.13	93.33	104291.30	577

注：农地转出户的总劳动力利用效率只有200户是因为，在209户农地转出户中有9户农户既未参与非农就业也未参与农业生产。农地资源利用效率=总种植业纯收益/总经营农地面积，其中，总经营农地面积=承包农地面积+转入农地面积-转出农地面积。总种植业纯收益= $\sum_{k=1}^n$ 作物面积_k×(作物产量_k×作物价格_k×作物面积_k-作物单亩生产成本_k)，其中，k为农户种植的第k种作物，作物种植成本包括种子成本、机械成本、灌溉成本、农药和化肥成本、雇用劳动力成本和其他农业生产资料及服务成本，不包括农地成本和自用劳动力成本。农业劳动力资源利用效率=(总种植业纯收益+其他农业生产纯收益)/家庭农业劳动力数量，其中，其他农业生产纯收益的计算不包括自用劳动力，数据由农户直接提供。非农劳动力资源利用效率=家庭非农就业收入/家庭非农劳动力数量，非农就业收入包括农户家庭的打工收入、个体经营纯收入等。兼业劳动力按照劳动力的实际时间计算，如某劳动力打工6个月，务农6个月，则将其计算为0.5个非农劳动力和0.5个农业劳动力。

表3 Logit模型各变量描述性统计
Table 3 Statistics description of variables in Logit model

变量名称	变量定义	平均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
转入农地	转入农地=1; 未转入农地=0	0.13	0.33	0	1
转出农地	转出农地=1; 未转入农地=0	0.23	0.42	0	1
自变量					
农户特征					
户主年龄	户主的实际年龄/岁	50.76	11.14	21	81
户主职业	户主参与农业生产=1; 其他=0	0.81	0.39	0	1
户主受教育年限	户主的实际受教育年限/年	6.14	3.81	0	16
户主健康状况	户主身体健康=1; 其他=0	0.76	0.43	0	1
家庭特征					
劳动力比例	家庭劳动力占家庭总人口比例	0.66	0.23	0	1
家庭人均收入	家庭人均年收入/10 ³ 元	11.65	9.88	0.18	101.16
非农收入比例	非农收入占家庭总收入比例	0.69	0.32	0	1
农地特征					
人均承包地面积	家庭人均承包耕地面积/亩	2.59	2.14	0.06	16.50
灌溉条件	农户所在村可灌溉农地面积所占比例	0.36	0.43	0	1
农地所在地形	农户所在村处于平原地区的农地面积所占比例	0.72	0.29	0	1
地块面积	农户所在村农地的平均地块面积/亩	1.75	0.88	0.58	3.95
其他变量					
农地调整次数	自家庭联产承包责任制以来村内农地调整次数	1.11	0.95	0	3
农地流转政策认知	农户知道国家在推动农地流转=1; 其他=0	0.49	0.50	0	1
区域变量					
西峰区	农户所在区县为西峰区=1; 其他=0	0.16	0.37	0	1
榆中县	农户所在区县为榆中县=1; 其他=0	0.17	0.38	0	1
民乐县	农户所在区县为民乐县=1; 其他=0	0.14	0.34	0	1
古浪县	农户所在区县为古浪县=1; 其他=0	0.03	0.17	0	1
灵台县	农户所在区县为灵台县=1; 其他=0	0.03	0.18	0	1
静宁县	农户所在区县为静宁县=1; 其他=0	0.15	0.36	0	1
会宁县	农户所在区县为会宁县=1; 其他=0	0.15	0.35	0	1
岷县	农户所在区县为岷县=1; 其他=0	0.17	0.37	0	1

注: 数据样本量为900户, 将具有劳动能力且未上学、年龄在16~65岁间的家庭成员定义为劳动力^[37]。

3 结果分析

3.1 Logit模型估计结果

利用Logit模型估计农户农地转入和转出行为的条件概率方程结果表明, 农户特征对农户的农地流转行为具有重要影响(表4)。其中, 户主年龄对农户农地转入行为有显著影响($P<0.01$)。农地转入行为与户主年龄呈倒“U”型关系, 在50.430岁达到峰值。农地转出行为与户主职业呈显著负相关关系($P<0.01$), 即户主参与农业生产的农户倾向保留农地。家庭特征因素中, 农地转入和转出行为均与农户家庭人均收入呈显著正相关关

系 ($P<0.1$); 农地转入行为与非农收入比例呈显著负相关关系 ($P<0.01$), 而农地转出行为与非农收入比例呈显著正相关关系 ($P<0.01$), 即非农收入比例高的农户不愿意转入农地, 更愿意将农地流转出去, 非农收入比例低的农户则倾向于转入农地。这与 Kung^[41]和 Huang 等^[37]的研究结果一致。农地特征因素中, 农地转出行为与家庭人均承包农地面积呈显著正相关关系 ($P<0.05$), 表明一部分农地资源丰富, 但没有足够农业劳动力的农户家庭更愿意将农地流转出去。农户的农地转入行为与农地灌溉条件 ($P<0.1$) 及农地所在地形 ($P<0.05$) 都呈显著正相关关系, 反映农户对高质量农地的需求。农地转出行为与地块面积呈显著负相关关系 ($P<0.01$), 表明农户不愿意将地块面积大的农地流转出去。农地转入和转出行为均与农地调整次数呈显著负相关关系 ($P<0.01$), 而与农地流转政策呈显著正相关关系 ($P<0.01$), 表明良好的政策环境与稳定的地权有利于农地流转的发

表4 对农户农地转入和转出行为倾向得分的估计

Table 4 Estimation of the propensity score for renting land and renting out land

变量	转入农地		转出农地	
	回归系数	稳健性标准误	回归系数	稳健性标准误
常数项	-11.882***	3.770	-0.046	2.062
户主年龄	0.403***	0.147	0.112	0.077
户主年龄的平方	-0.004***	0.002	-0.001	0.001
户主职业	0.579	0.460	-1.749***	0.261
户主受教育年限	-0.050	0.350	-0.047	0.033
户主健康状况	0.004	0.322	-0.502*	0.279
劳动力比例	0.166	0.546	-0.486	0.502
家庭人均收入	0.014*	0.010	0.019*	0.010
非农收入比例	-1.022***	0.374	0.815***	0.146
人均承包地面积	-0.026	0.072	0.136**	0.053
灌溉条件	1.172*	0.627	0.720	0.640
农地所在地形	2.121**	1.050	-1.151	0.981
地块面积	0.310	0.503	-1.110**	0.442
农地调整次数	-0.556***	0.179	-1.121***	0.172
农地流转政策	1.170***	0.304	1.395***	0.254
西峰区	-2.960*	1.661	2.863**	1.419
榆中县	-0.241	0.588	0.084	0.592
民乐县	-0.163	0.833	-0.628	0.869
古浪县	0.063	0.993	-0.145	1.147
灵台县	0.340	0.724	-0.790*	1.054
静宁县	0.277	0.678	1.155**	0.662
会宁县	0.386	0.660	-1.602	0.738
观察值个数		691		786
Wald χ^2		78.44		208.42
Prob. > χ^2		0.000		0.000
Pseudo R^2		0.171		0.337
Log pseudolikelihood		-256.598		-301.945

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著, 下同。

展。此外, 不同地区间农户的农地流转行为存在一定差异。

3.2 配对检验结果

PSM通过仅比较农户的农地流转倾向得分将匹配过程中来自农地转入或转出组农户与来自未参与流转组农户的特征维度降低到1, 从而让每一户来自农地转入或转出组的农户都能与一户来自未参与流转组且与其具有相近倾向得分的农户进行匹配。本研究采用NNM、RBM和KBM三种匹配方法进行配对, 结果十分相近, 表明结果具有较强的稳健性。研究以NNM为例进行了匹配质量检验。

对NNM所得结果的平行假设检验表明(表5~表8), 匹配前农地转入组和转出组农户与未参与流转组农户在部分特征上存在显著偏误, 而匹配后这些偏误都变得不显著^[42], 且匹配后所有标准偏误均小于10%, 所以匹配结果都满足平行假设^[43-44]。

由共同支撑假设检验结果可见(图3), 农地转入组和转出组农户与未参与流转组农户的倾向得分核密度曲线在匹配前存在较大差异, 在匹配后差异明显变小, 且农地转入组和转出组农户与未参与流转组农户的倾向得分密度曲线变得十分相似, 因此匹配结果都满足共同支撑假设^[25]。

3.3 农地流转对农地和劳动力资源利用效率的影响

农地转入和转出行为对农地和劳动力利用效率的平均因果效应如表9所示。结果表明, 转入农地可能对农地利用效率有负向影响, 但影响不显著($P>0.1$)。这与Rada等^[16]粮食产量与农地经营规模呈负相关关系的结论一致, 但与钱龙等^[18]结果相悖, 地区间差异可能导致不同的结果。与农地规模化经营相比较, 精耕细作的小农户生产模式下农地产出通常都达到较理想的状态, 但对劳动力资源消耗较大。因此, 农户转入农地后产出不一定增加, 反而有可能减少。此外, 转入农地对非农劳动力资源利用效率有显著负向影响($P<0.1$)。利用NNM所得转入农地对非农劳动力利用效率的平均因果效应是-4367.017元/人, 表明农户转入农地比不参与流转的情况下单个非农劳动力的年收益平均低4367.017元/人。这可能是由于, 农地转入户的主要收入来源是农业生产, 他们只能利用农闲时间进行非农工作, 导致其工作的时间和地域受到极大限制, 造成非农就业收入普遍较低。然而, 农户的农地转入行为对农业劳动力利用效率有显著正向影响($P<0.01$)。运用NNM所得转入农地对农业劳动力利用效率的平均因果效应是4844.289元/人, 即农户转入农地比不参与流转的情况下单个农业劳动力的年收益平均高4844.289元/人。其主要原因可能是, 农地流转发生后农地经营规模扩大, 这不仅会产生一定的规模效益, 还为先进农业生产技术和管理方法的使用提供了条件, Liu等^[4]利用随机边界分析方法(SFA)分析农地流转对农业生产成本效率所得结果也证明了这一点。一般来说, 农地转入户具有更丰富的农业生产经验和生产资源。农户转入农地后, 其农地经营规模得到扩大, 促使他们从各种渠道掌握更多的信息和资源, 从而促进先进农业生产技术和管理方法的使用, 进而使农业劳动力效率得到有效提高。农地转入户农业劳动力利用效率的大幅提高使得总劳动力利用效率也得到显著提高($P<0.01$)。利用NNM所得转入农地对总劳动力利用效率的平均因果效应是2026.153元/人, 表明农户转入农地比不参与流转的情况下单个劳动力年收益平均高2026.153元/人。

农户的农地转出行为对农地和劳动力利用效率也有一定影响(表10)。结果表明, 转出农地对农地($P<0.05$)和农业劳动力($P<0.01$)利用效率均有显著负向影响。通过NNM所得转出农地对农地利用效率的平均因果效应为-466.488元/亩, 表明农户转出农

表5 农地资源利用效率匹配分析平行假设检验结果
Table 5 The balancing hypothesis test results for land use efficiency analysis

变量	转入农地				转出农地		
	U M	干预组 平均值	对照组 平均值	标准化 偏差/%	干预组 平均值	对照组 平均值	标准化 偏差/%
户主年龄	U	48.920	50.467	-15.1	50.628	50.467	1.4
	M	49.036	49.840	-7.9	50.284	50.933	-5.7
户主年龄的平方	U	2475.900	2672.400	-18.9*	2699.100	2672.400	2.3
	M	2487.600	2569.700	-7.9	2662.800	2717.100	-4.6
户主职业	U	0.956	0.886	26.0**	0.814	0.886	-20.2**
	M	0.955	0.955	0	0.826	0.821	1.3
受教育年限	U	6.566	6.074	13.2	6.204	6.074	3.3
	M	6.577	6.525	1.4	6.257	6.044	5.4
户主健康状况	U	0.823	0.760	15.6	0.717	0.760	-9.7
	M	0.820	0.842	-5.5	0.725	0.716	2.1
劳动力比例	U	0.672	0.659	6.1	0.673	0.659	6.0
	M	0.675	0.670	2.4	0.672	0.667	2.2
家庭人均收入	U	12.403	10.752	15.6*	13.291	10.752	25.0***
	M	11.479	10.887	5.0	12.763	12.963	-2.0
非农收入比例	U	0.618	0.662	-13.7	0.725	0.663	19.9*
	M	0.629	0.622	2.3	0.721	0.720	0.3
人均承包地面积	U	2.800	2.369	21.6**	2.929	2.369	24.7***
	M	2.705	2.872	-8.3	2.772	2.834	-2.7
灌溉条件	U	0.416	0.308	24.8**	0.265	0.308	-10.9
	M	0.409	0.451	-9.5	0.265	0.247	4.6
农地所在地形	U	0.731	0.691	13.9	0.763	0.691	26.0**
	M	0.728	0.721	2.4	0.763	0.779	-5.6
地块面积	U	1.637	1.779	-17.8	2.078	1.779	32.0***
	M	1.638	1.679	-5.2	2.086	2.063	2.4
农地调整次数	U	0.858	1.390	-59.6***	0.619	1.390	-90.8***
	M	0.898	0.912	-1.6	0.642	0.626	1.9
农地流转政策	U	0.735	0.425	66.0***	0.398	0.425	-5.3
	M	0.722	0.731	-2.0	0.404	0.404	0
西峰区	U	0.062	0.175	-35.6***	0.301	0.175	29.7***
	M	0.064	0.063	0.2	0.303	0.289	3.2
榆中县	U	0.071	0.160	-28.0**	0.142	0.160	-5.0
	M	0.073	0.076	-1.0	0.147	0.151	-1.3
民乐县	U	0.177	0.082	28.3***	0.097	0.082	5.2
	M	0.173	0.172	0.1	0.092	0.071	7.1
古浪县	U	0.035	0.039	-1.7	0	0.039	-28.3**
	M	0.036	0.029	3.9	0	0	0
灵台县	U	0.062	0.037	11.6	0.018	0.037	-11.7
	M	0.055	0.050	1.9	0.018	0.023	12.8
静宁县	U	0.248	0.125	32.0***	0.336	0.125	51.8***
	M	0.245	0.270	-6.5	0.330	0.358	-6.7
会宁县	U	0.221	0.172	12.4	0.044	0.172	-41.9***
	M	0.227	0.215	3.0	0.046	0.030	5.2
岷县	U	0.124	0.211	-23.3**	0.062	0.211	-44.3***
	M	0.127	0.124	1.0	0.064	0.078	-4.1
干预组样本数			114			113	
对照组样本数			569			569	
总样本数			683			682	

注：U、M分别表示匹配前、匹配后，下同。

表6 农业劳动力资源利用效率匹配分析平行假设检验结果

Table 6 The balancing hypothesis test results for agricultural labor use efficiency analysis

变量	转入农地				转出农地		
	U M	干预组 平均值	对照组 平均值	标准化 偏差/%	干预组 平均值	对照组 平均值	标准化 偏差/%
户主年龄	U	48.920	50.464	-15.1	51.496	50.464	9.0
	M	49.018	49.683	-6.5	51.031	51.9260	-7.8
户主年龄的平方	U	2475.900	2672.000	-18.9*	2787.600	2672.000	9.8
	M	2485.100	2556.000	-6.8	2739.800	2835.100	-8.1
户主职业	U	0.956	0.884	26.5**	0.763	0.884	-32.3***
	M	0.955	0.953	0.8	0.789	0.822	-8.8
受教育年限	U	6.566	6.084	12.9	6.115	6.084	0.8
	M	6.563	6.567	-0.1	6.227	6.289	-1.6
户主健康状况	U	0.823	0.760	15.5	0.691	0.760	-15.6*
	M	0.821	0.808	3.3	0.719	0.691	6.1
劳动力比例	U	0.672	0.659	6.1	0.663	0.659	1.7
	M	0.672	0.674	-0.8	0.663	0.644	8.3
家庭人均收入	U	12.403	10.743	15.6*	13.434	10.743	26.5***
	M	11.612	11.857	-2.3	12.875	12.801	0.7
非农收入比例	U	0.618	0.663	-13.7	0.740	0.663	25.3**
	M	0.624	0.616	2.3	0.736	0.717	6.1
人均承包地面积	U	2.800	2.371	21.5**	3.001	2.371	28.1***
	M	2.805	2.873	-3.4	2.677	2.612	2.9
灌溉条件	U	0.416	0.308	25.0**	0.383	0.308	17.5*
	M	0.411	0.381	6.8	0.352	0.382	-6.8
农地所在地形	U	0.731	0.691	14.0	0.793	0.691	36.8***
	M	0.728	0.705	8.2	0.781	0.793	-4.1
地块面积	U	1.637	1.779	-17.8	1.928	1.779	16.1*
	M	1.639	1.671	-4.0	1.969	2.015	-5.0
农地调整次数	U	0.858	1.389	-59.5***	0.525	1.389	-103.2***
	M	0.898	0.921	-2.6	0.549	0.564	-1.8
农地流转政策	U	0.735	0.426	65.7***	0.496	0.426	14.2
	M	0.722	0.745	-4.9	0.496	0.453	8.7
西峰区	U	0.062	0.175	-35.5***	0.245	0.175	17.1*
	M	0.063	0.063	0	0.258	0.299	-9.99
榆中县	U	0.071	0.159	-28.0**	0.144	0.159	-4.3
	M	0.071	0.047	7.8	0.156	0.168	-3.3
民乐县	U	0.177	0.082	28.4***	0.230	0.082	41.5***
	M	0.170	0.161	2.7	0.188	0.191	-1.1
古浪县	U	0.035	0.039	-1.7	0	0.039	-28.3**
	M	0.036	0.047	-5.9	0	0.004	-2.9
灵台县	U	0.062	0.037	11.6	0.014	0.037	-14.2
	M	0.063	0.010	9.98	0.016	0.004	7.4
静宁县	U	0.248	0.124	32.0***	0.273	0.124	37.9***
	M	0.250	0.250	0	0.281	0.256	6.5
会宁县	U	0.221	0.173	12.0	0.036	0.173	-46.0***
	M	0.223	0.259	-9.0	0.039	0.029	3.3
岷县	U	0.124	0.210	-23.23**	0.058	0.210	-45.9***
	M	0.125	0.134	-2.4	0.063	0.049	4.1
干预组样本数			114			139	
对照组样本数			570			570	
总样本数			684			709	

表7 非农劳动力资源利用效率匹配分析平行假设检验结果

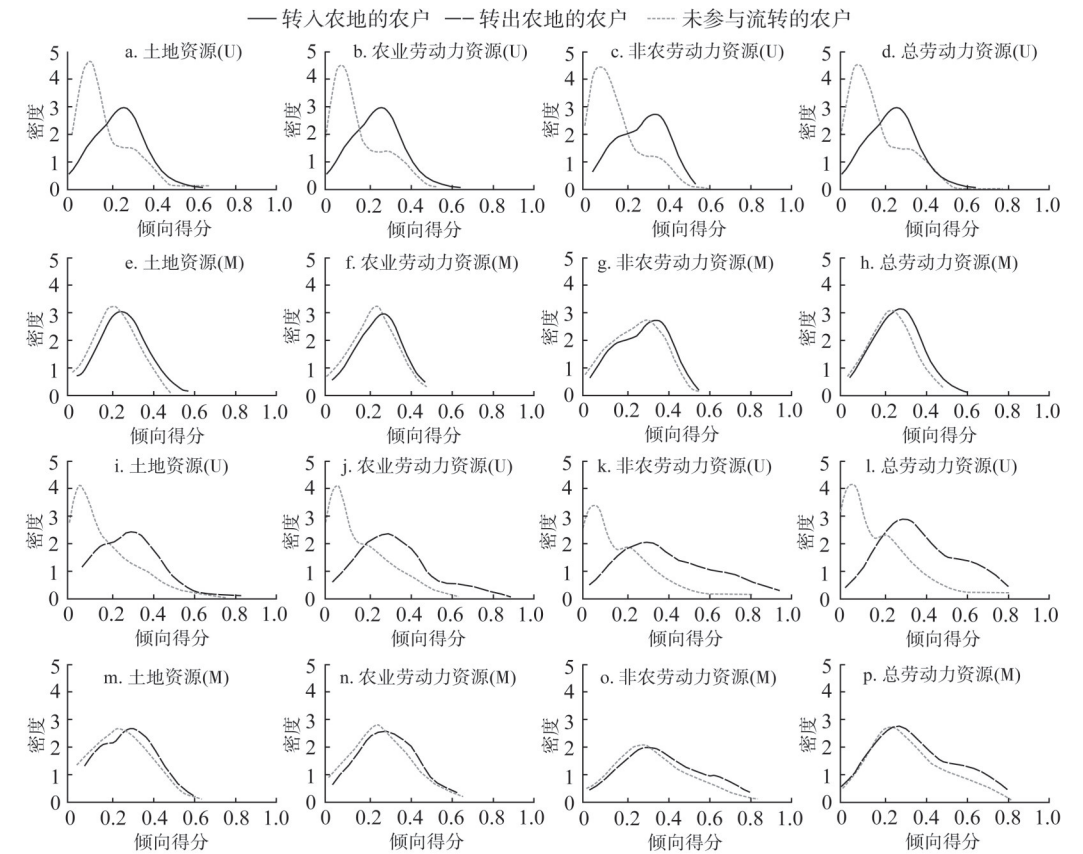
Table 7 The balancing hypothesis test results for off-farm labor use efficiency analysis

变量	转入农地				转出农地		
	U M	干预组 平均值	对照组 平均值	标准化 偏差/%	干预组 平均值	对照组 平均值	标准化 偏差/%
户主年龄	U	48.856	50.615	-17.0	51.517	50.615	8.1
	M	48.856	49.078	-2.1	51.265	50.648	5.5
户主年龄的平方	U	2474.500	2687.400	-20.3*	2778.600	2687.400	7.9
	M	2474.500	2512.900	-3.7	2760.000	2712.800	4.1
户主职业	U	0.933	0.857	25.1**	0.534	0.857	-74.6***
	M	0.933	0.919	4.6	0.623	0.592	7.1
户主受教育年限	U	6.433	6.139	8.1	6.322	6.139	4.8
	M	6.433	6.611	-4.9	6.315	6.551	-6.2
户主健康状况	U	0.822	0.758	15.8	0.730	0.758	-6.4
	M	0.822	0.817	4.6	0.732	0.750	-4.2
劳动力比例	U	0.697	0.679	9.1	0.688	0.679	4.3
	M	0.697	0.689	4.5	0.702	0.692	4.7
家庭人均收入	U	13.760	12.197	16.8	15.060	12.197	29.4***
	M	13.760	14.722	-9.3	14.751	14.284	4.8
非农收入比例	U	0.736	0.795	-26.4**	0.864	0.795	36.6***
	M	0.736	0.732	1.7	0.864	0.847	8.6
人均承包地面积	U	2.628	2.232	22.1**	2.847	2.232	29.1***
	M	2.628	2.631	-0.2	2.539	2.684	-6.9
灌溉条件	U	0.423	0.297	28.9**	0.507	0.297	48.9***
	M	0.423	0.437	-3.2	0.427	0.386	8.9
农地所在地形	U	0.741	0.695	16.2	0.821	0.695	45.5***
	M	0.741	0.752	-3.9	0.795	0.774	7.8
地块面积	U	1.620	1.801	-23.9*	1.739	1.801	-7.8
	M	1.620	1.632	-1.4	1.836	1.872	-4.0
农地调整次数	U	0.820	1.363	-62.1***	0.431	1.363	-113.2***
	M	0.815	0.846	-3.5	0.591	0.645	-6.7
农地流转政策	U	0.730	0.421	65.8***	0.569	0.421	29.9***
	M	0.704	0.694	2.0	0.457	0.453	0.8
西峰区	U	0.056	0.187	-41.1***	0.190	0.187	0.6
	M	0.056	0.053	0.9	0.221	0.221	0
榆中县	U	0.078	0.125	-23.4**	0.230	0.152	19.9**
	M	0.078	0.069	2.6	0.220	0.243	4.7
民乐县	U	0.200	0.093	30.7***	0.316	0.093	57.6***
	M	0.200	0.228	-7.9	0.208	0.195	3.5
古浪县	U	0.044	0.040	2.4	0	0.040	-28.7***
	M	0.044	0.058	-6.9	0.013	0.005	5.3
灵台县	U	0.078	0.037	17.3*	0.011	0.037	-16.8*
	M	0.078	0.064	6.0	0.013	0.010	2.2
静宁县	U	0.222	0.104	32.4***	0.161	0.104	17.0**
	M	0.222	0.253	-8.4	0.175	0.227	-15.4
会宁县	U	0.211	0.187	6.0	0.034	0.187	-50.1***
	M	0.211	0.183	6.9	0.040	0.035	1.7
岷县	U	0.111	0.200	-24.8*	0.057	0.200	-43.6***
	M	0.111	0.092	5.4	0.067	0.064	1.0
干预组样本数			90			176	
对照组样本数			454			454	
总样本数			544			630	

表8 总劳动力资源利用效率匹配分析平行假设检验结果

Table 8 The balancing hypothesis test results for total labor use efficiency analysis

变量	转入农地				转出农地		
	U M	干预组 平均值	对照组 平均值	标准化 偏差/%	干预组 平均值	对照组 平均值	标准化 偏差/%
户主年龄	U	48.920	50.523	-15.7	52.212	50.523	14.9 [*]
	M	49.018	49.364	-3.4	52.000	51.163	7.4
户主年龄的平方	U	2475.900	2678.600	-19.5 [*]	2855.900	2678.600	15.0 [*]
	M	2485.100	2518.200	-3.2	2838.900	2767.500	6.1
户主职业	U	0.956	0.879	28.2 ^{**}	0.571	0.879	-73.3 ^{***}
	M	0.955	0.951	1.6	0.659	0.675	-3.8
户主受教育年限	U	6.566	6.062	13.5	6.177	6.062	3.0
	M	6.563	6.650	-2.3	6.118	6.232	-3.0
户主健康状况	U	0.823	0.761	15.3	0.722	0.761	-8.8
	M	0.830	0.813	4.3	0.722	0.754	-7.4
劳动力比例	U	0.672	0.660	5.5	0.670	0.660	4.1
	M	0.672	0.675	-1.5	0.682	0.669	5.6
家庭人均收入	U	12.403	10.767	15.4 [*]	13.823	10.767	31.3 ^{***}
	M	11.612	12.144	-5.0	13.545	13.190	3.6
非农收入比例	U	0.618	0.666	-14.7	0.796	0.666	43.7 ^{***}
	M	0.624	0.629	-1.7	0.785	0.757	9.5
人均承包地面积	U	2.800	2.392	20.2 ^{**}	2.930	2.392	24.3 ^{***}
	M	2.805	2.815	-0.5	2.661	2.776	-5.2
灌溉条件	U	0.146	0.305	25.7 ^{***}	0.474	0.305	39.6 ^{***}
	M	0.411	0.386	5.6	0.402	0.374	6.5
农地所在地形	U	0.731	0.686	15.7	0.804	0.686	42.7 ^{***}
	M	0.728	0.710	6.3	0.783	0.781	0.8
地块面积	U	1.637	1.778	-17.7	1.742	1.778	-4.0
	M	1.639	1.683	-5.5	1.830	1.891	-6.9
农地调整次数	U	0.858	1.387	-59.4 ^{***}	0.480	1.387	-109.7 ^{***}
	M	0.898	0.924	-2.9	0.519	0.549	-3.6
农地流转政策	U	0.735	0.421	66.7 ^{***}	0.545	0.421	25.0 ^{***}
	M	0.722	0.748	-5.4	0.488	0.451	7.6
西峰区	U	0.062	0.173	-35.0 ^{***}	0.187	0.173	3.5
	M	0.063	0.061	0.4	0.214	0.235	-5.5
榆中县	U	0.071	0.166	-29.8 ^{***}	0.227	0.166	15.3 [*]
	M	0.080	0.081	-0.3	0.254	0.238	4.0
民乐县	U	0.177	0.081	28.7 ^{***}	0.278	0.081	52.8 ^{***}
	M	0.170	0.170	0	0.179	0.168	3.0
古浪县	U	0.035	0.038	-1.4	0	0.038	-28.1 ^{***}
	M	0.036	0.032	2.1	0.012	0.009	1.9
灵台县	U	0.062	0.036	11.8	0.010	0.036	-17.5 [*]
	M	0.054	0.049	2.0	0.012	0.010	1.0
静宁县	U	0.248	0.123	32.4 ^{***}	0.192	0.123	19.0 ^{**}
	M	0.250	0.272	-5.8	0.208	0.234	-7.2
会宁县	U	0.221	0.172	12.5	0.040	0.172	-43.6 ^{***}
	M	0.223	0.213	2.5	0.046	0.030	5.3
岷县	U	0.124	0.210	-23.1 ^{**}	0.066	0.210	-42.7 ^{***}
	M	0.125	0.121	1.1	0.075	0.075	0
干预组样本数			114			200	
对照组样本数			577			577	
总样本数			691			777	



注：a、b、c和d分别为农地转入户的农地利用效率、农业劳动力利用效率、非农劳动力利用效率和总劳动利用效率匹配前的倾向得分密度；e、f、g和h分别为农地转入户的农地利用效率、农业劳动力利用效率、非农劳动力利用效率和总劳动力利用效率匹配后的倾向得分密度；i、j、k和l分别为农地转出户的农地利用效率、农业劳动力利用效率、非农劳动力利用效率和总劳动力利用效率匹配前的倾向得分密度；m、n、o和p分别为农地转出户的农地利用效率、农业劳动力利用效率、非农劳动力利用效率和总劳动力利用效率匹配后的倾向得分密度。

图3 共同支持假设检验结果
Fig. 3 Common support assumption test results

表9 农地流转对农地和劳动力利用效率的平均效应

Table 9 The average effect of farmland transfer on farmland and labor use efficiency

资源利用效率	转入农地			转出农地		
	NNM	RBM	KBM	NNM	RBM	KBM
农地利用	-99.795	-128.215	-129.528	-466.488**	-402.297***	-390.713**
效率/(元/亩)	(115.242)	(125.194)	(130.686)	(189.494)	(150.469)	(152.072)
农业劳动力利	4844.289***	4911.378***	4884.664***	-5077.704***	-5008.441***	-5100.720***
用效率/(元/人)	(1715.358)	(1816.882)	(1777.199)	(1694.323)	(1432.187)	(1553.679)
非农劳动力利	-4367.017**	-4176.867**	-4255.969**	2581.883***	2455.703***	2528.332***
用效率/(元/人)	(1928.831)	(1955.328)	(1713.261)	(912.414)	(854.808)	(815.062)
总劳动力利	2026.153**	2259.391**	1959.756**	3315.577***	3086.614***	2982.475***
用效率/(元/人)	(963.890)	(920.610)	(879.656)	(1248.123)	(900.438)	(1104.838)

注：标准误差通过Bootstrap的方法获得，重复取样次数为10000次。

地比不参与流转的情况下单亩农地的年收益平均低466.488元/亩。并且,利用NNM所得转出农地对农业劳动力利用效率的平均因果效应是-5077.704元/人,表明农户转出农地比不参与流转的情况下单个农业劳动力的年收益平均低5077.704元/人。其可能原因是,农地转出户通常以非农就业为家庭主要收入来源,这部分农户将主要精力集中于非农就业,从而导致其对农业生产的忽视,造成农地产出降低,最终体现出其农地和农业劳动力利用效率的显著下降。这也与Liu等^[4]的研究结果一致。此外,农地转出行为显著提高了非农劳动力利用效率($P<0.01$)。利用NNM所得转出农地对非农劳动力利用效率的平均因果效应为2581.883元/人,表明农户转出农地比不参与流转的情况下单个非农劳动力的年收益平均高2581.883元/人。其主要原因是,农地转出户通常能够从非农就业中获得较高的收益,将农地流转出去后能彻底从农地束缚中解放出来,完全投入到非农就业中。农地流转出去后,农户选择非农就业的自由度大大增加,不再因农业生产而被限定于特点的地域和时间,能够选择为其带来最大收益的非农工作,进而使得其非农劳动力利用效率得到有效提高。农地转出户非农劳动力利用效率的有效提高使得其总劳动力利用效率也得到显著提高($P<0.01$)。利用NNM所得转出农地对总劳动力利用效率的平均因果效应是3315.577元/人,表明农户转出农地比不参与流转的情况下单个劳动力的年收益平均高3315.577元/人。

4 结论

在我国人口数量不断增加、可利用耕地面积逐渐减小的背景下,如何通过农地制度改革提高农业生产效率和农民收入,促进我国农村经济健康发展,成为我国农业发展过程中面临的重大议题。农地流转市场发展为我国农地矛盾的缓解以及农村经济的发展带来了新希望,所以研究农地流转对农地和农村劳动力利用效率的影响具有重要意义。本研究以甘肃省为例,利用900份农户调查数据就农户的农地转入和转出行为分别对农地、农业劳动力、非农劳动力和总劳动力的利用效率进行了研究,并且利用PSM解决了调查数据带来的选择性偏误问题。结果表明,农户的农地转入行为对农地利用效率影响不显著,显著提高了农业劳动力利用效率,但显著降低了非农劳动力利用效率,综合表现为对总劳动力利用效率的提高作用;农户的农地转出行为显著降低了农地利用效率和农业劳动力利用效率,显著提高了非农劳动力利用效率,综合表现为对总劳动力利用效率的提高作用。因此,农地流转降低了农地资源利用效率,但显著提高了农户的总劳动力资源利用效率。

总体而言,农地流转有利于农村劳动力的合理分工,促进农村劳动力的专业化,让擅长非农就业的农户彻底从农业生产的束缚中摆脱出来,专注于非农工作,同时也让擅长农业生产的农户通过转入农地扩大农地经营规模,专注于农业生产。这能够有效提高农业劳动力和非农劳动力利用效率,进而提高农村劳动力的总利用效率。因此,农地流转发展将继续有利于我国农村劳动力的合理分配,提高我国农村劳动力总利用效率。然而,农地流转并不一定会提高农地利用效率。因此,提高农地产出还需要通过降低农业生产各项投入要素的成本,培养优良农作物品种等方法来实现。

参考文献(References):

- [1] HUBACEK K, GUAN D B, BARUA A. Changing lifestyles and consumption patterns in developing countries: A scenario analysis for China and India. *Futures*, 2007, 39(9): 1084-1096.
- [2] ZHANG F S, CUI Z L, ZHANG W F. Managing nutrient for both food security and environmental sustainability in China: An experiment for the world. *Frontiers of Agricultural Science and Engineering*, 2014, 1(1): 53-61.
- [3] 盖庆恩, 朱喜, 史清华. 劳动力转移对中国农业生产的影响. *经济学: 季刊*, 2014, 13(3): 1147-1170. [GAI Q E, ZHU X, SHI Q H. Labor's migration and Chinese agricultural production. *China Economic Quarterly*, 2014, 13(3): 1147-1170.]
- [4] LIU Y, WANG C G, TANG Z, et al. Farmland rental and productivity of wheat and maize: An empirical study in Gansu, China. *Sustainability*, 2017, 9: 1678. Doi: 10.3390/su9101678.
- [5] 王景新. 中国农村土地制度变迁30年: 回眸与展望. *现代经济探讨*, 2008, (6): 5-11. [WANG J X. China's land institutional changes in recent 30 years: Review and preview. *Modern Economic Research*, 2008, (6): 5-11.]
- [6] 黄季焜, 邵亮亮, 冀县卿, 等. 中国的农地制度、农地流转和农地投资. 上海: 格致出版社, 2012. [HUANG J K, GAO L L, JI X Q, et al. *China's Farmland Tenure, Farmland Transfer, and Farmland Investment*. Shanghai: Truth & Wisdom Press, 2012.]
- [7] YAO Y. The development of the land lease market in rural China. *Land Economics*, 2000, 76(2): 252-266.
- [8] JIN S Q, DEININGER K. Land rental markets in the process of rural structural transformation: Productivity and equity impacts from China. *Journal of Comparative Economics*, 2009, 37: 629-646.
- [9] ZHANG Y J, WANG X B, GLAUBEN T, et al. The impact of land relocation on technical efficiency: Evidence from China. *Agricultural Economics*, 2011, 42: 495-507.
- [10] GAO L L, HUANG J K, ROZELLE S. Rental markets for cultivated land and agricultural investments in China. *Agricultural Economics*, 2012, 43: 391-403.
- [11] 黄洪坚. 人地矛盾与农地流转. *广东农业科学*, 2009, (12): 318-320. [HUANG H J. Man and land contradiction and transfer of rural land. *Guangdong Agricultural Science*, 2009, (12): 318-320.]
- [12] 徐旭, 蒋文华, 应凤其. 我国农村土地流转的动因分析. *管理世界*, 2002, (9): 144-145. [XU X, JIANG W H, YING F Q. Analysis of the drivers of China's farmland transfer. *Management World*, 2009, (9): 144-145.]
- [13] 杨少垒. 土地承包经营权流转的动力机制研究. *经济与管理研究*, 2009, (6): 100-103, 107. [YANG S L. Analysis of driving mechanism of farmland transfer. *Research on Economics Management*, 2009, (6): 100-103, 107.]
- [14] FENG S Y. Land rental, off-farm employment and technical efficiency of farm households in Jiangxi province, China. *NJAS*, 2008, 55: 363-378.
- [15] WANG J Y, CHEN K Z, GUPTA S D, et al. Is small still beautiful: A comparative study of rice farm size and productivity in China and India. *China Agricultural Economic Review*, 2015, 7: 484-509.
- [16] RADA N, WANG C G, QIN L J. Subsidy or market reform: Rethinking China's farm consolidation strategy. *Food Policy*, 2015, 57: 93-103.
- [17] 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. *资源科学*, 2015, 37(9): 1816-1824. [QI J E, GUO G C, CHEN Y S. The impact of farmland transfer on agricultural production efficiency based on the DEA-Tobit model. *Resources Science*, 2015, 37(9): 1816-1824.]
- [18] 钱龙, 洪名勇. 非农就业、土地流转与农业生产效率变化: 基于CFPS的实证分析. *中国农村经济*, 2016, (12): 2-16. [QIAN L, HONG M Y. Off-farm employ, land transfer, and changes of agricultural production efficiency: An empirical analysis based on CFPS. *Chinese Rural Economy*, 2016, (12): 2-16.]
- [19] 张建, 诸培新. 不同农地流转模式对农业生产效率的影响分析: 以江苏省四县为例. *资源科学*, 2017, 39(4): 629-640. [ZHANG J, ZHU P X. The effect of different farmland transfer patterns on household agricultural productivity based on surveys of for counties in Jiangsu province. *Resources Science*, 2017, 39(4): 629-640.]
- [20] 姚洋. 土地、制度和农业发展. 北京: 北京大学出版社, 2004. [YAO Y. *Farmland, Institution, and Development of Agriculture*. Beijing: Peking University Press, 2004.]
- [21] 黄延廷. 中国农地规模化的路径: 基于农场经营规模与农业生产效率、农地配置状态的关系的假说. *农村经济*, 2010, (11): 25-28. [HUANG Y T. The path of China's large size farm: Hypothesis based on relationship of large scale farm and agricultural production efficiency as well as farmland allocation status. *Rural Economics*, 2010, (11): 25-28.]
- [22] 朱建军, 郭霞, 常向阳. 农地流转对土地生产率影响的对比分析. *农业技术经济*, 2011, (4): 78-84. [ZHU J J, GUO X, CHANG X Y. Comparative analysis of impacts of farmland rental on farmland production efficiency. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2011, (4): 78-84.]

- [23] 马雪娟. 精准施策我省土地流转活力显现: “十二五”以来全省农村土地流转工作综述. 甘肃农民报: 农牧特刊, 2016年11月29日. [MA X J. Farmland transfer shows great vitality in Gansu province with implementing policies precisely: A work summary for the whole province since the "Twelfth Five-Year Plan". Gansu Farmers Newspaper: Special issue for Agricultural and Animal Husbandry, November 29th, 2016.]
- [24] 甘肃省统计局. 甘肃发展年鉴2013. 北京: 中国统计出版社, 2013. [Statistics Bureau of Gansu Province. Gansu Development Yearbook 2013. Beijing: China Statistics Press, 2013.]
- [25] MENDOLA M. Agricultural technology adoption and poverty reduction: A propensity-score matching analysis for rural Bangladesh. *Food Policy*, 2007, 32: 372-393.
- [26] BLUNDELL R, COSTA D. Evaluation methods for non-experimental data. *Fiscal Studies*, 2000, 21(4): 427-468.
- [27] CALIENDO M, KOPEINIG S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 2008, 22(1): 31-72.
- [28] CARTER M R, YAO Y. Local versus global separability in agricultural household models: The factor price equalization effect of land transfer rights. *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84: 702-715.
- [29] CONNING J H, ROBINSON J A. Property rights and the political organization of agriculture. *Journal of Development Economics*, 2007, 82: 416-447.
- [30] HECKMAN J J, ICHIMURA H, TODD P E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *The Review of Economic Studies*, 1997, 64(4): 605-654.
- [31] HAVILAND A, ROSENBAUM P R, NAGIN D S, et al. Combining group-based trajectory modeling and propensity score matching for casual inferences in nonexperimental longitudinal data. *Developmental Psychology*, 2008, 44(2): 422-436.
- [32] LAMB R L. Inverse productivity: Land quality, labor markets, and measurement error. *Journal of Development Economics*, 2003, 71(1): 71-95.
- [33] CARLETTO C, SAVASTANO S, ZEZZA A. Fact or artifact: The impact of measurement errors on the farm size-productivity relationship. *Journal of Development Economics*, 2013, 103: 254-261.
- [34] 李谷成, 冯中朝, 范霞丽. 小农户真的更加具有效率吗: 来自湖北省的经验证据. 经济学: 季刊, 2009, 9(1): 95-124. [LI G C, FENG Z C, FAN X L. Is the small-sized rural household more efficient: The empirical evidence from Hubei province. *China Economic Quarterly*, 2009, 9(1): 95-124.]
- [35] 孙屹, 杨俊孝, 刘凯辉. 农户农地流转的土地生产效率影响因素实证研究: 以新疆天山北坡经济带玛纳斯县为例. 干旱区研究, 2014, 31(6): 1170-1175. [SUN Y, YANG J X, LIU K H. Empirical studies on land productivity under the effects of farmland transfer: A case study of Manas county in the northern slope economic zone of the Tianshan Mountains, Xinjiang. *Arid Zone Research*, 2014, 31(6): 1170-1175.]
- [36] FENG S Y, HEERINK N. Are farm households' land renting and migration decisions inter-related in rural China?. *NJAS*, 2008, 55(4): 345-362.
- [37] HUANG J K, GAO L L, ROZELLE S. The effect of off-farm employment on the decisions of households to rent out and rent in farmland in China. *China Agricultural Economic Review*, 2012, 4(1): 5-17.
- [38] CHE Y. Off-farm employments and land rental behavior: Evidence from rural China. *China Agricultural Economic Review*, 2016, 8(1): 37-54.
- [39] 陈美球, 肖鹤亮, 何维佳, 等. 耕地流转农户行为影响因素的实证分析: 基于江西省1396户农户耕地流转行为现状的调研. 自然资源学报, 2008, 23(3): 369-374. [CHEN M Q, XIAO H L, HE W J, et al. An empirical study on factors affecting the households' behavior in cultivated land transfer. *Journal of Natural Resources*, 2008, 23(3): 369-374.]
- [40] 吕晓, 黄贤金, 钟太洋, 等. 中国农地细碎化问题研究进展. 自然资源学报, 2011, 26(3): 530-540. [LYU X, HUANG X J, ZHONG T Y, et al. Review on the research of farmland fragmentation in China. *Journal of Natural Resources*, 2011, 26(3): 530-540.]
- [41] KUNG J K. Off-farm labor markets and the emergence of land rental markets in rural China. *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30: 395-414.
- [42] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. Constructing a control-group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician*, 1985, 39(1): 33-38.
- [43] D'AGOSTINO RB. Tutorial in biostatistics propensity score methods for bias reduction in the comparison of a treatment to a non-randomized control group. *Statistics in Medicine*, 1998, 17: 2265-2281.
- [44] OAKES J M, KAUFMAN J S. *Methods in Social Epidemiology*. San Francisco, CA, US: John Wiley & Sons, 2017.

Impact of farmland transfer on farmland and labor use efficiency: An empirical study of survey data from Gansu province, China

LIU Ying^{1,2}, NAN Zhi-biao¹

(1. School of Management, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China;

2. State Key Laboratory of Grassland and Agro-ecosystems/College of Pastoral Agricultural Science and Technology, Lanzhou University, Lanzhou 730020, China)

Abstract: Inadequate farmland resources and reducing agricultural labors resulting from urbanization are main factors restricting the agricultural development of China. Farmland transfer is one of the most important ways to enlarge farmland scale, improve agricultural productivity and increase farmers' income in China. Thus, it is important to understand the effects of farmland transfer on the use efficiencies of farmland and labor resources, especially under the background of rapid development of farmland rental markets. To solve the selection bias problem of survey data, the propensity score matching (PSM) method was employed to estimate the effects of renting-in land and renting-out land on farmland, agricultural labor, off-farm labor and total labor use efficiencies. The results showed that, farmland transfer significantly improved the total labor use efficiency of households renting-in land and renting-out land, while renting-out land significantly reduced farmland use efficiency. Renting-in land significantly increased the agricultural labor use efficiency and total labor use efficiency by 4844.289 yuan per labor and 2026.153 yuan per labor, respectively, but it had no significant effect on farmland use efficiency. Renting-out land significantly increased the off-farm labor use efficiency and total labor use efficiency by 2581.883 yuan per labor and 3315.577 yuan per labor, respectively, but it significantly decreased the farmland use efficiency by 466.488 yuan per mu. Therefore, farmland transfer is not necessary to improve farmland use efficiency, while it is beneficial to specialization of agricultural labors and off-farm labors, and consequently improve labor use efficiency. The farmland transfer policy in China should continue to give great benefit to improving rural labor use efficiency, and some other ways such as breeding new crop varieties and reducing input costs should focus on improving the output of farmland.

Keywords: farmland transfer; labor resources; land resources; moderate scale farm; propensity score matching; resource use efficiency