

引用格式: 蔡荣, 朱西慧, 刘婷, 等. 土地流转对农户技术效率的影响[J]. 资源科学, 2018, 40(4): 707-718. [Cai R, Zhu X H, Liu T, et al. The effects of land transfer on technical efficiency[J]. *Resources Science*, 2018, 40(4): 707-718.] DOI: 10.18402/resci.2018.04.05

土地流转对农户技术效率的影响

蔡荣^{1,2}, 朱西慧^{1,2}, 刘婷^{1,2}, 易小兰^{1,2}

(1. 南京财经大学粮食安全与战略研究中心, 南京 210003;

2. 江苏省现代粮食流通与安全协同创新中心, 南京 210003)

摘要: 土地租赁市场的迅速发展对农业生产具有重要影响。本文利用河南省延津县 331 个胡萝卜种植户的问卷调查数据, 采用超越对数随机前沿生产函数和倾向值匹配估计法等计量模型分析了土地流转对农户技术效率的影响。得出以下结论: 被调查地区胡萝卜种植户技术效率异质性特征明显, 技术效率介于 0.41~0.98 之间, 平均为 0.85, 仍存在较大上升空间; 土地转入行为的微观决策受到户主年龄、性别、文化程度、种植经验、家庭务农人数、距农资市场距离和是否存在非正规信贷约束等因素的显著影响; 土地转入能够使农户技术效率得到显著提升, 流转户的实际技术效率比不参与流转的反事实技术效率平均高出 12.8~14.4 个百分点, 非流转户若参与土地流转, 其技术效率平均也将提升约 12.5~13.2 个百分点; 敏感性分析和稳健性检验进一步证实了土地流转对农户技术效率的积极影响。在此基础上, 本文提出了相关的政策启示。

关键词: 土地流转; 技术效率; 随机前沿生产函数; 倾向值匹配估计法; 回归分析法; 胡萝卜种植户; 延津县

DOI: 10.18402/resci.2018.04.05

1 引言

土地资源配置是影响一国经济发展的重要因素。20 世纪 70 年代末至 80 年代初推行的家庭联产承包责任制对改革初期的中国经济增长发挥了决定性作用, 但是, 平均分配土地也造成了农户承包土地面积的“超小规模”经营格局, 并且地块零碎、分散, 严重阻碍了农业生产效率的进一步提升。据统计, 1995 年中国户均耕地规模只有 0.52hm², 远低于世界银行将 2hm² 作为小规模经营的定义标准^[1]。为了克服家庭超小规模分散式经营引发的农业生产效率低下问题, 自 20 世纪 80 年代末期以来, 全国各地开展了一系列土地流转创新实践, 并出台法律法规和政策对其进行规范和指导。1998 年, 宪法修正案正式承认了土地流转的合法性。之后, 相关政策及法律法规对土地流转作了规范化要求^[1]。近年来, 中央“一号文件”更是连年提出鼓励土地流转,

提升农业生产效率。在这一背景下, 土地流转规模不断扩大, 截止 2011 年底, 全国家庭承包土地流转总面积达到 0.152 亿 hm², 占家庭承包经营土地面积的 17.8%^[2]。就流转速度而言, 2009—2012 年家庭承包耕地流转总面积平均增长速度达到 22.47%, 土地流转农户数量逐年增加, 2012 年已占到总农户数的 19.32%。

针对土地流转所产生的影响, 以往研究给予了不少关注。例如, Deininger 等、冒佩华等分析了土地流转对农户家庭收入的影响, 发现流转户较未流转户相比, 家庭收入显著上升^[3,4]; 钱龙等、朱建军等分析了土地流转的生产率效应, 发现转入土地能够显著提升土地生产率, 但这一效果可能受到土地流转市场发育程度的影响^[5,6]。但是, 除黄祖辉等^[7]之外, 以往研究对土地流转与农户技术效率的关系却甚少关注, 他们利用江西省稻农调查数据研究发

收稿日期: 2017-07-25; 修订日期: 2018-01-21

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71203044); 国家重点研发计划重点项目专项(2017YFD0401401); 江苏省高校哲学社会科学基金一般项目(2015SJB140)。

作者简介: 蔡荣, 男, 江苏盐城人, 博士, 副教授, 主要从事农业经济与农村发展研究。E-mail: xiaopg918@126.com

通讯作者: 刘婷, E-mail: wgjx001@126.com

现,土地产权对农户技术效率的影响不显著。不足的是,该文未考虑样本选择偏差问题,分析结果可能存在偏误。为了准确揭示土地流转对农户技术效率的影响,本文以河南省延津县331个胡萝卜种植户的问卷调查数据为例,先使用随机前沿生产函数(SFA)对农户技术效率进行测度,再使用倾向得分匹配估计方法(PSM)分析参与土地流转对流转户和非流转户技术效率影响的平均处理效应(ATT和ATU),最后使用回归分析法(RBM)对分析结果进行稳健性检验。基于ATT和ATU方法的估计结果不仅能够弄清已经参与土地流转的农户技术效率变化情况,也能够反映尚未参与土地流转的农户在未来参与土地流转后其技术效率的潜在变化,这对未来政府制定相应的激励政策具有良好的参考意义。并且,通过对比ATT和ATU方法的估计结果,还能够在一定程度上回答究竟是土地流转还是其他不可观测因素(如农户种植能力、风险偏好、土壤肥力等)造成了农户技术效率的变化,从而有效揭示出土地流转对农户技术效率的因果效应。

2 数据说明及统计描述

2.1 数据说明

本文所使用数据资料来自课题组2017年1—2月在河南省最大的胡萝卜主产区(延津)所开展的农户问卷调查。胡萝卜,又名红根、金笋,起源于中亚和地中海地区,距今已有2000多年的栽培历史。元朝末年,胡萝卜开始传入中国,在南北方均有栽培。胡萝卜具有很高的营养价值,既可以提高机体防癌能力,也具有抗氧化和延缓衰老的功效,享有“小人参”的美誉。据农业部统计,中国胡萝卜栽培面积约48万 hm^2 ,占世界栽培面积的40%,年产量908万t,占世界总产量的32%,是当之无愧的胡萝卜生产大国;在地理分布上,胡萝卜栽培面积最大的3个省依次为河南、山东和河北。在河南,延津县作为最重要的胡萝卜栽培区域,种植历史悠久,质量上乘,其生产出的胡萝卜曾在明朝万历年间被列为贡品而名扬海内外。近年来,延津县胡萝卜产区先后获得了“河南省无公害农产品产地”、“河南省科普示范生产基地”、“河南省农业标准化种植示范基地”等称号,并且“延津胡萝卜”也是河南省农业系统继“延津小麦”之后获得的第二个国家级地理

标志农产品称号。

考虑到调研便利性,课题组将胡萝卜种植比较集中的小潭乡选为调查区域。问卷调查内容包括土地流转、成本收益、劳动力转移、耕地特征、生产性社会化服务使用以及农户基本特征等等。调查采取分层抽样的方式进行。首先,根据小潭乡农业局提供的所辖各村的胡萝卜栽培情况,选择栽培规模较大的4个村作为被调查村庄(冯庄村、东里七村、西里七村和小吴村);然后,对各村内部所有胡萝卜种植户进行问卷调查。最终,共走访调查363个胡萝卜种植户,剔除信息不全及失真的问卷,有效问卷331份,占91.2%。

2.2 统计描述

经统计发现,户主年龄介于25~78岁之间,平均年龄约50岁,其中65岁及以上的样本占12.7%、55~65岁之间的样本占18.1%、45~55岁之间的样本占36.9%;户主文化程度大多数为初中水平,有201户,占60.7%,高中文化水平的有29户,占8.8%,其余均为小学文化水平,占30.5%,说明该地区胡萝卜种植户的文化程度相对较低;此外,户主中有18户(5.4%)为女性。受访农户的家庭人口数平均4.3人,劳动力个数平均2.5人,介于1~5人之间,家庭负担系数平均为0.33,介于0~1之间;有54.1%的农户家庭可以使用宽带上网。样本农户胡萝卜种植经验平均约22年,其中有35.6%的农户表示曾经接受过胡萝卜种植技术指导,其余64.4%的农户表示从未接受过胡萝卜种植技术指导,很多农户在遇到种植管理的困惑时,习惯于将农资销售商或者邻居作为咨询对象。户均承包耕地面积约0.76 hm^2 ,其分布以0.33 hm^2 以下的为主,占42.0%,其次是介于0.33~0.67 hm^2 之间,占37.5%,0.67 hm^2 及以上的有20.5%。非农收入是农户家庭收入的重要来源,非农收入比重不足25%的农户只有13.9%,非农收入比重介于25%~50%之间的农户占24.5%,介于50%~75%的农户达56.4%,有少数农户的非农收入比重甚至在75%及以上。样本农户到最近农资销售点的距离介于0.01~4.0km,平均距离为0.6km。在信贷约束方面,存在正规信贷约束的有77户,占23.3%,存在非正规信贷约束的农户有27户,占8.2%。农户特征分布情况具体见表1。

2018年4月

全部样本、流转户和非流转户的胡萝卜单产及生产要素投入情况的统计结果见表2。针对全部样本,胡萝卜平均产量为41 292 kg/hm²,最低产量24 300 kg/hm²,最高产量61 800 kg/hm²,产量差距较大,标准差有6175kg/hm²;在生产要素方面,劳动投入数量

平均约129日/hm²,包括家庭用工天数和雇工天数,除了少数大规模胡萝卜种植户以外,大部分农户以家庭用工为主;种子投入平均约1038元/hm²,介于210~3600元之间,之所以存在这么大差距,其原因是使用了不同品种的胡萝卜种子,不同品种的价格

表1 研究区农户特征分布情况

Table 1 The distribution of farmer characteristics in study area

变量	户数/户	比例/%	变量	户数/户	比例/%
年龄/岁			农资市场距离/km		
<45	107	32.3	<1	243	73.4
45~55	122	36.9	1~2	19	5.7
55~65	60	18.1	≥2	69	20.9
≥65	42	12.7	家庭抚养负担		
性别			<0.5	231	69.8
男	313	94.6	≥0.5	100	30.2
女	18	5.4	正规信贷约束		
文化程度			是	77	23.3
小学	101	30.5	否	254	76.7
初中	201	60.7	非正规信贷约束		
高中	29	8.8	是	27	8.2
农技指导			否	304	91.8
有	118	35.6	非农收入占比/%		
没有	213	64.4	<25	46	13.9
种植经验/年			25~50	81	24.5
<10	22	6.7	50~75	187	56.4
10~20	162	48.9	≥75	17	5.2
≥20	147	44.4	承包耕地面积/hm ²		
务农人数/人			<0.33	139	42.0
1~2	203	61.3	0.33~0.67	124	37.5
3~4	120	36.3	≥0.67	68	20.5
≥5	8	2.4	家庭人口数/人		
有无宽带			1~3	94	28.4
是	179	54.1	4~5	151	45.6
否	152	45.9	≥6	86	26.0

表2 胡萝卜单产和生产要素投入情况

Table 2 Input of production factors and per unit output of carrot

	全部样本		流转户		非流转户	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
胡萝卜产量/(kg/hm ²)	41 292	6 176	46 039	4 272	38 897	5 579
劳动投入/(日/hm ²)	129	35	128	34	129	36
种子投入/(元/hm ²)	1 038	528	1 065	565	1 025	509
肥料投入/(元/hm ²)	1 875	476	1 859	421	1 882	502
农药投入/(元/hm ²)	670	267	696	291	657	253
其他资本/(元/hm ²)	1 750	568	1 825	848	1 712	348

差异较大;肥料投入平均约1875元/hm²,最小值为0,说明有的农户不使用肥料,而是采用动物粪便来肥沃土地,最大值为4530元/hm²,远远超过平均水平;农药投入平均为670元/hm²,分布差异较大,介于(75~2400)元/hm²之间,农药费用较高的农户,不仅使用了除草剂,还会使用预防害虫的农药来规避产量损失风险;其他资本投入包括土地平整费用、灌溉费用和机器播种的费用,平均约1750元/hm²,介于450~7800元之间,差距较大,主要是由于农户之间的土地平整费用和机器播种费用差异较大造成。

对比流转户和非流转户的胡萝卜单产及生产要素投入情况发现:参与土地流转农户的胡萝卜单产要比未参与土地流转的农户高约7142kg/hm²,并且两者在要素投入方面并不存在明显差异,两者之间的这种单产差异是否源于土地流转带来的技术效率提高,还需要通过计量分析模型作进一步验证。

3 理论分析及模型设定

3.1 理论分析

技术效率并非旨在衡量收入或者产出,而是对农户管理效率和生产效率的测量。农地市场的形成及农地的自由流转,主要是通过从低效率生产农户向高效率生产农户转移土地,从而使得农地的边际产出在各农户之间趋于一致,最终提高资本、劳动等生产要素的配置效率和农业生产效率,这对农业生产和宏观经济发展均具有重要意义。从逻辑上讲,农地流转提升技术效率的作用机制可以归为三类:一是土地流转在推进适度规模经营的同时,一定程度上促使转入户的劳动资本投入之比趋于合理;二是土地流转可以降低耕地细碎化程度,在不降低耕地产出的情况下,既为机械化耕作创造了有利条件,也减少了生产管理过程中的劳动投入;三是土地流转将使农地转入户的收入结构发生变化,即农业收入的地位或重要性上升,这将促使转入户努力提升自身农业生产和管理技能。

3.2 模型设定

在此基础上,本文将基于Stata14.0软件首先使用随机前沿生产函数(SFA)对农户技术效率进行测度,然后使用倾向得分匹配估计方法(PSM)分析参与土地流转对流转户和非流转户技术效率影响的平均处理效应(ATT和ATU),最后使用回归分析法

(RBM)对分析结果进行稳健性检验。

3.2.1 技术效率测算:随机前沿生产函数(SFA)

生产技术效率是个体在农业生产过程中生产要素利用和配置效率受到既定投入结构和生产方式的影响,反映的是实际产出与最大产出数量之比。随机前沿生产函数(SFA)是常用的测量个体技术效率的方法,以具体的生产函数形式来估计生产前沿面并以此为基准确定生产的技术效率,特别适用于分析多投入单产出的生产^[8]。随机前沿生产函数的基本形式为:

$$\ln(Y_i) = f(I_i, \beta) + v_i - u_i \quad (1)$$

式中 Y_i 表示第 i 个个体的产出变量; x_i 表示可观测的一组投入变量; $f(I_i, \beta)$ 表示生产前沿面的确定性部分; β 表示待估计的投入转化为产出的技术参数。模型误差项包括两部分: v_i 为传统对称的随机扰动项,服从独立正态同分布 $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$; u_i 表示技术非效率,不同估计方式对其有不同的分布要求,包括半正态分布、截断正态分布、指数分布等。个体的技术效率 TE 通过将非效率 u_i 从混合误差项 $v_i - u_i$ 中分离出来计算, TE 等于1表示该个体处于完全技术效率状态,技术效率位于生产前沿面上, TE 在0~1之间表示该个体存在技术效率损失,技术效率位于生产前沿面以下。模型通常使用极大似然估计方法(MLE)进行估计得到 β 。当产出变量取对数时,测算技术效率的表达式可表示为:

$$TE_i = \frac{E(Y_i | u_i, I_i)}{E(Y_i | u_i = 0, I_i)} = \exp^{(-u_i)} \quad (2)$$

在具体操作时,将产出变量 y_i 定义为胡萝卜种植平均单产(kg/hm²),将投入变量 x_i 定义为劳动投入(日/hm²)、种子投入(元/hm²)、肥料投入(元/hm²)、农药投入(元/hm²)和其他资本(元/hm²)。其中,其他资本包含土地平整费、灌溉费和机器播种费,劳动投入包含自有劳动力和雇佣劳动力两部分。此外,采用随机前沿生产函数还涉及函数形式的选择问题,常用的生产函数模型有CD生产函数和超越对数生产函数等。其中CD生产函数优势在于其参数较少,模型比较简单,因而在以往的实证研究中应用比较广泛。然而,正是由于其形式比较简单,因而也就不能很好地模拟现实中边际产出随要素

2018年4月

投入数量先增后减的情形,且CD生产函数另一个缺陷在于假定各种要素的替代弹性始终为1,不随样本的变化而变化。相比之下,超越对数生产函数更加灵活,其对规模经济和要素替代弹性不强加任何限制条件,并且超越对数生产函数具有比较强的包容性,可以证明CD生产函数是超越对数生产函数的特例。因此,本文选取超越对数生产函数进行技术效率的测算。

3.2.2 效应评估:倾向值匹配估计法(PSM)

该方法最早由 Rosenbaum 等^[9]提出,基本思路是将影响土地流转(0/1 变量)的多个特征变量进行降维,浓缩成一个指标,即倾向值(PS值),通过匹配PS值,从控制组(或处理组)中匹配出与处理组(或控制组)最具可比性的个体作为处理组的对照组,两组农户技术效率平均值的差值即为土地流转对技术效率的平均处理效应。一般而言,倾向值匹配估计法(PSM)包括三个基本步骤:

(1)计算PS值。PS值是指给定样本特征 X 的情况下农户参与土地流转的条件概率,通常使用 Logit 或 Probit 模型进行估计,具体计算见公式(3)。其中, X 是户主特征、家庭特征、经营特征等因素构成的一组协变量, β 为估计得到的系数向量。 $\nabla=0$ 表示未参与土地流转, $\nabla=1$ 表示参与土地流转。

$$PS_i = P(X_i) = \Pr[\nabla = 1 | X_i] = \frac{\exp(X_i\beta)}{1 + \exp(X_i\beta)} \quad (3)$$

(2)根据计算出的PS值检验共同支撑假设是否满足以及平衡性检验是否通过,在此基础上选择匹配方法对分组样本进行匹配。常用的匹配方法包括最近邻匹配(NNM)、核匹配(KM)、局部线性回归匹配(LLRM)、半径匹配(RM)等。

(3)根据匹配后样本计算平均处理效应。土地流转影响流转户、非流转户技术效率的平均处理效应分别为公式(4)、公式(5),其中, $N_1 = \sum_i D_i$ 为处理组个体数, $N_0 = \sum_j (1 - D_j)$ 为控制组个体数, $\sum_{i:D_i=1}$ 表示仅对处理组个体进行加总,而 $\sum_{j:D_j=0}$ 表示仅对控制组个体进行加总。 y_{1i} 和 y_{0j} 分别表示处理组和控制组农户的实际技术效率值, \hat{y}_{0i} 和 \hat{y}_{1j} 分别表示处理组和控制组农户的反事实技术效率值。

$$ATT = \frac{1}{N_1} \sum_{i:D_i=1} (y_{0i} - \hat{y}_{0i}) \quad (4)$$

$$ATU = \frac{1}{N_0} \sum_{j:D_j=0} (\hat{y}_{1j} - y_{0j}) \quad (5)$$

值得注意的是,倾向值匹配估计法(PSM)的一个重要假设是条件独立分布(CIA),即在一组不受土地流转影响的观测的协变量 X 下,潜在的技术效率独立于土地流转行为。在这个假设下,土地流转行为具有随机性,从而就可以比较相同特征的农户在不同流转行为下的技术效率。协变量 X 的定义见表3。

3.2.3 稳健性检验:回归分析法(RBM)

为了对上述研究方法得到的平均处理效应进行稳健性检验,使用回归分析法(Regression-Based Method)分析土地流转对技术效率的影响^[10]。该方法同样依赖于条件独立性假设条件(CI),其参数表达式可以写为:

$$E(Y^0 | X) = \alpha_0 + (X - \bar{X})\beta_0; E(Y^1 | X) = \alpha_1 + (X - \bar{X})\beta_1 \quad (6)$$

式中 X 表示一组可观测变量(含义同上); \bar{X} 表示所列变量的各自平均值。据此,得到由可观察变量决定的条件期望值 Y 。即:

$$E(Y | X, D) = \delta + \alpha D + X\beta + D(X - \bar{X})\gamma \quad (7)$$

利用普通最小二乘法(OLS)得到 δ 、 α 、 β 、 γ 的估计值。此时,若不存在影响 Y 的不可观测因素,则得到平均处理效应(ATT 和 ATU)的无偏一致估计,其计算表达式分别为:

$$ATT = E(\hat{\alpha} + (X - \bar{X})\hat{\gamma} | D = 1) = \hat{\alpha} + \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} D_i (X_i - \bar{X})\hat{\gamma} \quad (8)$$

$$ATU = E(\hat{\alpha} + (X - \bar{X})\hat{\gamma} | D = 0) = \hat{\alpha} + \frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^{N_0} (X_i - \bar{X})\hat{\gamma} \quad (9)$$

接着,评价不可观测因素对平均处理效应的干扰强度是否较大。根据 Altonji 等^[11]提出的方法思路,利用依可观测因素选择的相关信息来判断依不可观测因素选择是否会严重影响上述分析得到的平均处理效应。具体地,在公式(7)的基础上,利用公式(10)评价不可观测因素对平均处理效应的影响:

$$\frac{E(\varepsilon | D = 1) - E(\varepsilon | D = 0)}{\text{Var}(\varepsilon)} = \frac{E(X\beta | D = 1) - E(X\beta | D = 0)}{\text{Var}(X\beta)} \quad (10)$$

公式(10)意味着处理变量 D 和影响技术效率的不可观测因素(残差项 ε)之方差校正均值两者之间的关系与处理变量 D 和影响技术效率的可观测因素(X)之方差校正均值两者之间的关系完全等

表3 协变量X的定义

Table 3 The definition of covariate X

变量	定义	均值	标准差
年龄/岁	户主年龄	49.86	10.71
性别	户主性别:1=男,0=女	0.95	0.23
文化程度/年	小学=5年,初中=8年,高中=11年	6.95	2.60
家庭人口数/个	2016年家庭常驻人口及在外学习或工作人口总数	4.32	1.66
务农人数	从事务农工作在6个月以上的人数	2.54	0.89
种植经验/年	农户种植胡萝卜的时间	21.84	9.26
农技培训	是否曾接受过胡萝卜种植技术指导或培训:是=1,否=0	0.36	0.48
非农收入份额/%	2016年家庭非农收入之和/2016年家庭总收入	0.48	0.26
家庭抚养负担/%	家中≥65岁的老人个数与≤15岁的小孩个数之和占家庭总人数的比例	0.33	0.26
是否安装宽带	1=是,0=否	0.56	0.53
承包耕地面积/hm ²	从村集体承包耕地面积	7.46	3.28
农资市场距离/km	距常去的农资销售点距离	0.60	0.62
正规信贷约束	存在=1,不存在=0	0.23	0.42
非正规信贷约束	存在=1,不存在=0	0.08	0.27

同。为了揭示隐性偏差(不可观测因素对上述分析结果的影响)的大小,进一步将处理变量 D 对可观测因素 X 进行线性回归,即 $D=X\theta+\tilde{D}$,其中 $X\theta$ 为预测值, \tilde{D} 为残差项。据此,得到隐性偏差的评价表达式:

$$bias(\hat{\alpha}) = \frac{Var(D)}{Var(\hat{D})}[E(\varepsilon|D=1)-E(\varepsilon|D=0)] \quad (11)$$

至于隐性偏差造成的影响是否严重,可以借助公式(11)进行判定。如果 τ 大于1,不可观测因素(ε)对依可观测因素(X)估计得到的平均处理效应的影响相对较小, τ 值越大,其影响越能够被忽略;如果 τ 小于1,那么依可观测因素(X)估计得到的平均处理效应就需要谨慎对待。

$$\tau = \frac{\hat{\alpha}}{bias(\hat{\alpha})} \quad (12)$$

4 结果分析及讨论

4.1 随机前沿生产函数(SFA)估计结果

在对技术效率进行测度之前,先对随机前沿模型的设定形式进行检验。分为两步:一是检验随机无效率项($-u_i$)是否存在,只有存在技术效率损失时才能使用随机前沿生产函数(SFA);二是存在技术效率损失时,进一步检验随机前沿生产函数是采用CD函数形式还是超越对数函数形式。根据广义对数似然值(GLR)检验结果可以判断随机无效率项

($-u_i$) 是否存在,其统计量为 $-2[L(H_0)-L(H_1)]$, $L(H_0)$ 和 $L(H_1)$ 分别表示有约束模型(OLS)和无约束模型(SFA)的对数似然值, $L(H_0)=172.82$, $L(H_1)=202.76$, 据此得到 $GLR=59.89$, 远远大于拒绝原假设(不存在随机无效率项)时的混合卡方分布(自由度=1)临界值5.41,故使用随机前沿生产函数合理。接着,仍根据广义对数似然值(GLR)检验结果来选择恰当的随机前沿生产函数的具体形式,其统计量为 $-2[L(H_3)-L(H_4)]$, $L(H_3)$ 和 $L(H_4)$ 分别为CD生产函数和超越对数生产函数的对数似然值, $L(H_3)=202.76$, $L(H_4)=221.26$, 据此得到 $GLR=36.98$, 也远远大于拒绝原假设(使用CD生产函数)时的混合卡方分布(自由度=15)临界值5.22,故选择超越对数生产函数合理。

表4是超越对数随机前沿生产函数的参数估计结果。由表可知,除 $\ln(S)$ 和 $\ln(C)$ 的系数小于0之外(但都不显著), $\ln(L)$ 、 $\ln(F)$ 、 $\ln(P)$ 的系数均大于0,符合生产函数的单调性假设, $[\ln(L)]^2$ 、 $[\ln(S)]^2$ 、 $[\ln(F)]^2$ 、 $[\ln(P)]^2$ 和 $[\ln(C)]^2$ 的系数均小于0,符合边际报酬随要素投入增加而递减的规律。由于超越对数函数的要素产出弹性可变,本文计算出各投入要素在样本均值水平上的产出弹性:

劳动投入的产出弹性=0.079;
种子投入的产出弹性=0.152;

表4 超越对数SFA参数估计结果

Table 4 Estimation results of stochastic frontier production function analysis (SFA) in logarithmic form

变量	系数	标准误	变量	系数	标准误
ln(L)	1.619**	0.660	ln(L)ln(S)	-0.153***	0.057
ln(S)	-0.209	0.314	ln(L)ln(F)	0.003	0.054
ln(F)	0.151	0.205	ln(L) ln(P)	-0.122*	0.068
ln(P)	0.373	0.454	ln(L)ln(C)	0.025	0.087
ln(C)	-0.745	0.467	ln(S) ln(F)	0.050	0.039
[ln(L)] ²	-0.138**	0.057	ln(S)ln(P)	0.012	0.041
[ln(S)] ²	-0.047**	0.023	ln(S) ln(C)	0.167	0.058
[ln(F)] ²	-0.010	0.008	ln(F) ln(P)	-0.072	0.051
[ln(P)] ²	-0.055	0.035	ln(F)ln(C)	-0.004	0.033
[ln(C)] ²	-0.045	0.055	ln(P)ln(C)	0.122	0.068
对数似然值=223.55 Wald卡方值=160.26 显著性=0.000					

注:(1)L、S、F、P、C分别表示劳动投入、种子投入、肥料投入、农药投入、其他资本投入;(2)少数农户肥料投入费用为0值,取对数时进行加1处理;(3)*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

肥料投入的产出弹性=-0.027;
农药投入的产出弹性=-0.012;
其他资本投入的产出弹性=0.048。

据此可知,种子投入的产出弹性最大,每增加1%的种子投入,产出将增加0.15%。肥料和农药的产出弹性均小幅低于0,这可能与该地区普遍存在的过量施肥和过量使用农药现象有关。在现实中,为了提高作物产量和规避生产风险,过量施用肥料和农药的行为在农业生产中广泛存在^[12,13]。劳动的产出弹性为正,说明在其他条件不变的情况下,该地区增加劳动力投入可以促进胡萝卜产量提高,这一结论与以往研究结论不太一致。以往一些研究发现劳动投入的产出弹性为负,即农村劳动力存在剩余现象^[14,15]。一个可能的解释是,该地区农户多为兼业经营,且距离县城较近,为非农就业提供了便利,因而不存在农业劳动力剩余的现象。但必须说明的是,单纯依靠劳动投入的增加提高产量是非常有限的,产出弹性仅为0.079。其他资本投入的产出弹性为正,但值较小,说明依靠其他资本投入对提高产量的作用微乎其微。

表5是流转户、非流转户及全部农户的技术效率均值、最小值及最大值情况,表6是技术效率的分布情况。可以看出,在全部样本中,农户技术效率介于0.41~0.98之间,平均值为0.85,说明总体而言农户的技术效率水平较高,但仍有较大上升空间。

进一步对比流转户和非流转户的技术效率,很显然,非流转户相比,流转户的技术效率相对较高。但技术效率差异是否由土地流转引起,至此只能给出初步判断,下文将进行正式检验。

4.2 倾向值匹配(PSM)估计结果

表7汇报了倾向值匹配估计法(PSM)的第一阶段计算结果,显示户主年龄、性别、文化程度、种植经验、务农人数、农资市场距离和非正规信贷约束对农户土地流转行为存在显著影响。

户主年龄的系数为负,在5%的水平上显著,说明户主年龄越大的农户越不倾向于转入土地,这与

表5 不同样本技术效率的基本统计

Table 5 The basic statistics of technical efficiency

	全部样本	子样本(流转户)	子样本(非流转户)
平均值	0.85	0.93	0.80
最大值	0.98	0.98	0.95
最小值	0.41	0.72	0.41

表6 不同样本技术效率分布情况

Table 6 The distribution of technical efficiency

技术效率 分布值	全部样本		子样本(流转户)		子样本(非流转户)	
	频数	比例/%	频数	比例/%	频数	比例/%
<0.6	17	0.06	0	0	17	0.07
0.6~0.7	20	0.06	0	0	20	0.09
0.7~0.8	39	0.12	1	0.01	38	0.17
0.8~0.9	119	0.36	9	0.08	110	0.50
≥0.9	136	0.41	101	0.91	35	0.16

表7 土地流转影响因素估计结果

Table 7 Estimation results of determinants of land transfer

变量	系数(标准误)	Z值	变量	系数(标准误)	Z值
年龄	-0.022(0.01)**	-2.09	农资市场距离	0.492(0.13)***	3.60
性别	1.082(0.52)**	2.06	家庭抚养负担	0.185(0.33)	0.56
文化年限	0.193(0.04)***	4.20	正规信贷约束	0.196(0.19)	0.99
农技指导	0.135(0.19)	0.70	非正规信贷约束	-0.784(0.34)**	-2.25
种植经验	0.020(0.01)*	1.83	有无宽带	-0.014(0.17)	-0.08
务农人数	0.185(0.09)**	1.97	非农收入占比	0.233(0.32)	0.72
家庭人口数	0.050(0.06)	0.79	承包耕地面积	-0.930(0.45)*	-1.86

注: *、**、***分别表示系数在10%、5%和1%的水平显著。

宋辉等、许恒周等分析结论一致^[16,17]。户主年龄越大,意味着劳动能力越弱,从而没有能力转入土地进行规模种植。户主性别为女性的家庭转入土地的概率相对较低,其原因主要在于,户主为女性的家庭一般缺少男性劳动力,加上近年来农业雇工的工资水平不断上升,女性户主家庭通过农地转入的方式从事规模种植的积极性不足。农户文化程度越高,越倾向于转入土地,这一结果在1%的水平下显著。说明文化程度越高的农户越容易接受和使用农业新科技,从而转入土地进行规模种植。该地区农户的文化程度普遍不高,90%以上的农户只接受过小学和初中教育,不足10%的农户为高中毕业。从统计结果来看,胡萝卜种植经验越丰富的农户,越倾向于转入土地,主要原因是种植经验丰富的农户更有能力应对胡萝卜种植过程中的风险,也更愿意转入土地对胡萝卜进行规模种植。家庭农业劳动力总数越多的农户越倾向于转入土地。很显然,家庭农业劳动力人数越多,为了发挥劳动力的作用,农户会转入土地进行规模种植,这一结果与何欣等^[18]的分析结论一致。农资市场距离在1%的水平上正向显著,说明离最近的农资市场距离越近的农户越愿意转入土地,这是因为,离农资市场的距离越近,越是给农户购买农资产品提供了便利的条件,促使农户转入更多土地进行规模种植。非正规信贷约束对土地转入存在显著抑制效应,并且在5%的水平上显著。一般而言,受到非正规信贷约束的农户是家庭收入较低的农户,他们对土地的依赖性较大,想要转入更多土地进行规模种植提高收入,但由于家庭收入较低未能从亲戚朋友那里借到期望借款而无法转入土地。自家承包耕地面积越多

的农户越不倾向于转入土地。一方面,是农户的精力有限,如果家庭自有耕地较多,农户还需要兼顾非农就业,转入土地的概率会下降。类似地,郜亮亮等^[19]在分析村级管制对土地流转的影响时也发现,自家耕地面积越多的农户越不倾向于转入土地。

在得到土地流转方程的参数估计结果之后,利用公式(3)中的解释变量来计算各个农户参与土地流转的条件概率拟合值,此概率值即为倾向值(PS)。为了保证样本的匹配质量,一方面要求流转户(处理组)和非流转户(控制组)样本的倾向值区间具有相当大范围的重叠(共同支持域),因为重叠区间太窄将会导致过多的流转户样本无法实现有效匹配,另一方面要求在样本匹配之后,解释变量的分布满足随机性条件,即在两组样本之间解释变量的差异不再具有统计显著性。在获得有效的匹配样本之后,进一步依据公式(2)定义估计土地流转对技术效率的影响,即土地流转对技术效率的平均处理效应(包括ATT和ATU)。表8汇报了分别利用最近邻匹配($k=1$)、核匹配(窗宽=0.06)、半径匹配(窗宽=0.01)和局部线性回归匹配四种方法测算的平均处理效应(ATT)以及实现匹配的处理组和控制组样本个数。平均处理效应(ATT和ATU)的显著性检验结果利用自助法(Bootstrap)得到,重复抽样次数为200次。从总体来讲,尽管各种匹配方法得到不同的平均处理效应数值,但从定性角度而言,四种方法的估计结果却具有一致性(结果见表8)。总体而言,对于流转户,参与土地流转时的实际技术效率将比未参与土地流转时的反事实技术效率平均高出12.8~14.4个百分点,而对于非流转户,参与土地流转时的反事实技术效率将比目前的实际

2018年4月

表8 流转对技术效率的平均处理效应

Table 8 The average treatment effect (ATE) of land transfer on technical efficiency

匹配方法	平均处理效应	Z值	敏感性检验($\Gamma=2$): sig+	控制组	处理组
最近邻匹配($k=1$)	ATT:0.133	6.61***	***	188	106
	ATU:0.126	12.12***	***		
核匹配(窗宽=0.06)	ATT:0.142	10.19***	***	188	106
	ATU:0.126	13.41***	***		
半径匹配(半径=0.01)	ATT:0.128	6.04***	***	156	93
	ATU:0.132	10.07***	***		
局部线性回归匹配	ATT:0.144	9.50***	***	188	106
	ATU:0.125	13.00***	***		

注: *、**、***分别表示系数在10%、5%和1%的水平显著。

技术效率平均提升约12.5~13.2个百分点。值得指出的是,以往一些研究在分析土地流转对农户技术效率的影响时,忽略样本选择偏误(或内生性)或仅控制可观测因素造成的样本选择偏误,其得到的平均处理效应(ATT)往往难以将土地流转和其他不可观测因素的作用进行区分,因而无法准确识别土地流转对农户技术效率的影响。而在本文中,增加了对非流转户的反事实分析(ATU),将其与流转户平均处理效应(ATT)进行对比发现,不论是流转户还是非流转户,只要参与土地流转,其技术效率都将得到提升,并且提升的幅度较为接近,这从一定程度上说明,土地流转确实对农户技术效率具有提升作用。

需要进一步指出,倾向值匹配法(PSM)是一种有效控制由于可观测变量引起的选择性偏差的工具,然而,如果不可观测变量同时影响选择和结果变量,隐藏性的偏差或不可观测变量引起的选择性偏差可能会导致PSM方法估计的结果不再有效。因此,考虑到PSM方法的局限性,本文使用Rosenbaum^[20]提出的“卢森堡姆边界(Rosenbaum Bounds)”法则来评估不可观测因素对PSM估计结果的影响,从而检验PSM方法的估计结果是否有效。一般而言,伽马值(Γ)等于2时,如果对应的P值(sig+)依然显著,就可以认为不可观测因素对结果的影响不大,即PSM估计结果通过敏感性检验。在表8中,伽马值(Γ)等于2时P值(sig+)仍在1%的水平上显著,说明不可观测因素对于结果的影响相对较小,PSM的估计结果比较可靠。

4.3 稳健性检验结果

表9为了技术效率影响因素的参数估计结果,

与前文分析结果接近,土地流转对技术效率的影响显著为正,与未流转的情景相比,流转情景下的农户技术效率要增加12.3个百分点(值得注意的是,该值是针对全部样本户的平均处理效应ATE)。胡萝卜种植规模越大,农户技术效率越高,估计结果显示,胡萝卜种植规模的系数为正,在1%的水平上显著,这与以往的研究结论一致,如郭晓鸣等、王晓兵等^[21,22],表明规模经营能够在有限投入的约束下实现更高水平的产出。另外,与非流转户相比,流转户(转入)胡萝卜种植规模的扩大更能够促进技术效率的提升,这在一定程度上也说明土地流转对农户主动提升自身生产管理能力具有积极促进作用。

表10为回归分析法得到的平均处理效应,与PSM估计结果十分接近,对于流转户,参与土地流转时的技术效率将比未参与土地流转时的技术效率平均高出12.2个百分点,而对于非流转户,参与土地流转时的技术效率将比未参与土地流转时的技术效率平均减少约12.4个百分点。另外,评价隐性偏差的 τ 值增加1,说明不可观测因素对模型估计结果的影响并不是很严重,基于可观测因素估计得到的平均处理效应具有参考意义。这一结果也进一步证实了前文的推断,即:土地流转对农户技术效率确实具有积极的提升作用,对于本文在计量模型中未能控制的不可观测因素(如农户种植能力、风险偏好、土壤肥力等),其对本文研究结论的影响可以忽略。

5 结论与启示

5.1 结论

利用河南省延津县小潭乡331个胡萝卜种植户

表9 技术效率影响因素估计结果

Table 9 Estimation results of determinants of technical efficiency

变量	系数(标准误)	T 值	变量	系数(标准误)	T 值
年龄	-0.001(0.001)	-0.82	年龄离差×土地流转	0.000(0.001)	0.41
性别	0.007(0.021)	0.43	性别离差×土地流转	-0.052(0.109)	-0.59
文化年限	-0.005(0.003)	-1.14	文化年限离差×土地流转	0.003(0.006)	0.42
农技指导	0.014(0.018)	1.12	农技指导离差×土地流转	-0.010(0.022)	-0.49
种植经验	0.000(0.001)	0.49	种植经验离差×土地流转	-0.001(0.001)	-0.67
务农人数	0.002(0.006)	0.19	务农人数离差×土地流转	0.003(0.015)	0.35
家庭人口数	0.006(0.005)	1.09	家庭人口数离差×土地流转	0.000(0.009)	0.03
农资市场距离	0.011(0.015)	0.98	农资市场距离离差×土地流转	-0.011(0.020)	-0.86
家庭抚养负担	-0.041(0.029)	-1.52	家庭抚养负担离差×土地流转	0.007(0.045)	0.13
正规信贷约束	0.006(0.014)	0.47	正规信贷约束离差×土地流转	-0.006(0.026)	-0.23
非正规信贷约束	0.012(0.023)	0.59	非正规信贷约束离差×土地流转	-0.022(0.056)	-0.29
有无宽带	-0.003(0.013)	-0.32	有无宽带离差×土地流转	0.000(0.022)	0.01
非农收入占比	-0.005(0.029)	-0.30	非农收入占比离差×土地流转	0.024(0.057)	0.40
承包耕地面积	-0.030(0.030)	-1.26	承包耕地面积离差×土地流转	0.285(0.855)	0.12
胡萝卜种植规模	0.195(0.135)	3.32***	胡萝卜种植规模离差×土地流转	0.255(0.645)	2.08**
土地流转	0.123(0.013)	8.09***	常数项	0.821(0.051)	10.34***

注:(1)×表示两个变量的交互项;(2)*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

表10 土地流转对技术效率的平均处理效应

Table 10 The average treatment effect of land transfer on technical efficiency

平均处理效应	T 检验 (ATT/ATU=0)	最小值	最大值	标准差	τ 值
ATT:0.122	69.97***	0.072	0.181	0.021	3.882
ATU:0.124	73.25***	0.070	0.227	0.029	

注:*、**、***分别表示系数在10%、5%和1%的水平显著。

调研数据,本文结合超越对数随机前沿生产函数(SFA)、倾向值匹配估计法(PSM)等计量模型分析了土地流转(是否转入)对农户技术效率的影响效应。主要有以下几点研究发现:

(1)农户技术效率异质性特征较为突出,技术效率水平介于0.41~0.98之间,平均为0.85;

(2)农户土地流转的行为决策受到户主年龄、性别、文化程度、种植经验、务农人数、农资市场距离和非正规信贷约束等因素的显著影响;

(3)土地流转能够使农户技术效率得到提升,流转户参与土地流转后的技术效率比参与流转前的技术效率平均高出12.8~14.4个百分点,非流转户若参与土地流转,其技术效率平均也将提升约12.5~13.2个百分点;

(4)不论是对倾向值匹配法的分析结果进行敏感性分析,还是利用回归分析法对平均处理效应进行稳健性检验,都证实本文研究结论稳健且可靠。

5.2 启示

根据本文的研究发现,可以得到一些启发性的政策含义。

(1)目前农户平均技术效率仍有较大上升空间,并且调查地区农技指导未能有效发挥提升农户技术效率,对此需要创新当地基层组织的农技推广机制,着重加强农业生产性服务以及先进技术的推广力度,从而确保耕地转入户能够及时获取种植新技术及管理新措施,提升资源配置能力和生产技术效率。

(2)加快土地流转进程,鼓励青壮年和文化程度相对较高的劳动力参与农地流转,开展适度规模经营,与此同时,通过发展农村互助资金组织缓解农户非正规信贷约束也有助于促进土地流转市场的发展,据此不仅可以提高土地利用效率,对土地转入户来说,也能在一定程度上促进其技术效率的改进。

(3)鉴于调查地区胡萝卜种植中普遍存在的化肥、农药过量施用现象,当地基层政府组织应该积极推广减量使用化肥和农药的有效措施,现场提供应用集成示范,提升农户能够合理使用化肥和农药

2018年4月

的能力,一方面既不会造成作物产量减少,另一方面也有助于缓解农业面源污染不断加剧的压力。

参考文献(References):

- [1] 陈海磊,史清华,顾海英.农户土地流转是有效率的吗[J].中国农村经济,2014,(7): 61-71. [Chen H L, Shi Q H, Gu H Y. Is rural land transfer efficient? [J]. *Chinese Rural Economy*, 2014, (7): 61-71.]
- [2] 聂建亮,钟涨宝.农户分化程度对土地流转行为及规模的影响[J].资源科学,2014,36(4): 749-757. [Nie J L, Zhong Z B. The effect of the degree of farmer differentiation on the behavior and scale of land transfer[J]. *Resources Science*, 2014, 36(4): 749-757.]
- [3] Deininger K, Jin S. The potential of land rental markets in the process of economic development: evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2005, 78(1): 241-270.
- [4] 冒佩华,徐骥.土地制度、土地经营权流转与农民收入增长[J].管理世界,2015,(5): 63-74. [Mao P H, Xu J. Land system, circulation of land management right and increasing of farmers' income [J]. *Management World*, 2015, (5): 63-74.]
- [5] 钱龙,洪名勇.非农就业、土地流转与农业生产效率变化[J].中国农村经济,2016,(12): 2-16. [Qian L, Hong M Y. Off-farm employment, land transfer and the change of agricultural efficiency [J]. *Chinese Rural Economy*, 2016, (12): 2-16.]
- [6] 朱建军,郭霞,常向阳.土地流转对土地生产率影响的对比分析[J].农业技术经济,2011,(4): 78-84. [Zhu J J, Guo X, Chang X Y. Comparative analysis of the effect of land circulation on land productivity[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2011, (4): 78-84.]
- [7] 黄祖辉,王建英,陈志钢.非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响[J].中国农村经济,2014,(11): 4-16. [Huang Z H, Wang J Y, Chen Z G. The effect of off-farm employment, land transfer and land fragmentation on the technical efficiency of rice growers[J]. *Chinese Rural Economy*, 2014, (11): 4-16.]
- [8] Battese G, Coelli T. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data[J]. *Empirical Economics*, 1995, 20(2): 325-332.
- [9] Rosenbaum P, Rubin B. The Bias due to incomplete matching[J]. *Biometrics*, 1985, 41(1): 103-116.
- [10] Godtland E, Sadoulet E, Alde J, et al. The impact of farmer field schools on knowledge and productivity: a study of potato farmers in the Peruvian Andes[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2004, 53(1): 63-92.
- [11] Altonji J, Elder T, Taber G. Selection on observed and unobserved variables: assessing the effectiveness of catholic schools[J]. *Journal of Political Economy*, 2005, 113(1): 151-184.
- [12] 王常伟,顾海英.市场VS政府:什么力量影响了我国菜农农药用量的选择[J].管理世界,2013,(11): 50-66. [Wang C W, Gu H Y. What affect the choice of dosage of pesticide in China: the market or the government?[J]. *Management World*, 2013, (11): 50-66.]
- [13] 仇焕广,栾昊,李瑾.风险规避对农户化肥过量施用行为的影响[J].中国农村经济,2014,(3): 85-96. [Qiu H G, Luan H, Li J. The effect of risk aversion on the excessive use of chemical fertilizer [J]. *Chinese Rural Economy*, 2014, (3): 85-96.]
- [14] 张海鑫,杨钢桥.耕地细碎化及其对粮食生产技术效率的影响[J].资源科学,2012,34(5): 903-910. [Zhang H X, Yang G Q. The effect of land fragmentation on technical efficiency of food production[J]. *Resources Science*, 2012, 34(5): 903-910.]
- [15] 周曙东,王艳,朱思柱.中国花生种植户生产技术效率及影响因素分析[J].中国农村经济,2013,(3): 27-36. [Zhou S D, Wang Y, Zhu S Z. Analysis of the determinants of technical efficiency of peanut growers in China[J]. *Chinese Rural Economy*, 2013, (3): 27-36.]
- [16] 宋辉,钟涨宝.基于农户行为的土地流转实证研究[J].资源科学,2013,35(5): 943-949. [Song H, Zhong Z B. An empirical analysis of farmers' behavior of land transfer[J]. *Resources Science*, 2013, 35(5): 943-949.]
- [17] 许恒周,郭忠兴.农村土地流转影响因素的理论及实证研究[J].中国人口·资源与环境,2011,21(3): 94-98. [Xu H Z, Guo Z X. Theoretical and empirical research on the determinants of rural land transfer[J]. *China Population Resources and Environment*, 2011, 21(3): 94-98.]
- [18] 何欣,蒋涛,郭良燕,等.中国农地流转市场的发展与农户流转土地行为研究[J].管理世界,2016,(6): 79-89. [He X, Jiang T, Guo L Y, et al. Research on the development of land transfer market and the farmers' behavior of land transfer[J]. *Management World*, 2016, (6): 79-89.]
- [19] 邵亮亮,黄季焜,冀县卿.村级流转管制对土地流转的影响及其变迁[J].中国农村经济,2014,(12): 18-29. [Gao L L, Huang J K, Ji X Q. The effect and transition of control of village-level on land transfer[J]. *Chinese Rural Economy*, 2014, (12): 18-29.]
- [20] Rosenbaum P. *Observational Studies*[M]. New York: Springer, 2002.
- [21] 郭晓鸣,左喆瑜.基于老龄化视角的传统农区农户生产技术选择与技术效率分析[J].农业技术经济,2015,(1): 42-53. [Guo X M, Zuo Z Y. The analysis of technology selection and technical efficiency of farmers in traditional farming areas based on the perspective of aging[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2015, (1): 42-53.]
- [22] 王晓兵,许迪,张砚杰,等.农场规模、劳动力投入量与技术效率及其相关性问题研究[J].资源科学,2016,38(3): 476-484. [Wang X B, Xu D, Zhang Y J, et al. Research on farm size, labor force input, technical efficiency and related questions[J]. *Resources Science*, 2016, 38(3): 476-484.]

The effects of land transfer on technical efficiency

CAI Rong^{1,2}, ZHU Xihui^{1,2}, LIU Ting^{1,2}, YI Xiaolan^{1,2}

(1. Center for Food Security and Strategic Studies, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210003, China;

2. Collaborative Innovation Center of Modern Grain Circulation and Safety, Nanjing 210003, China)

Abstract: Land rental is one of the main ways in which operational land holdings are supposed to be expanded. Cultivated land rental will play an important role in China's agricultural development strategy. However, the relationship between rural land transfer and agricultural production efficiency is an important ongoing area of research in both the theoretical and empirical literature. In this article, survey data from 331 carrot farmers from Yanjin County and two different models (stochastic frontier production function analysis in logarithmic form and propensity score matching) were employed to assess the effect of land transfer on technical efficiency. According to the results, carrot farmers present heterogeneity characteristics in technical efficiency, ranging from 0.41~0.98 (average=0.85). The decision of land transfer is significantly influenced by factors related to the householder such as age, gender, degree of education, planting experience, the number of farming members, distance from agricultural market and informal credit constraints. Technical efficiency is improved by land transfer by 12.8%~14.4% compared with before and the technical efficiency of non-land transfer farmers could be promoted by 12.5%~13.2% if they participant in land transfer. Sensitivity analysis and robust tests verify the average treatment effect of land transfer on technical efficiency. Farmland transfer is an effective way to improve the efficiency of agricultural production, but government should increase production service investment and advanced technology in agriculture to raise technical efficiency and create more opportunities for land transfer to encourage conditional farmers to roll out land to let them have the best ratio of production factors to improve their production efficiency. Government should encourage farming experts to roll in land in order to achieve scale operations to further improve efficiency.

Key words: land transfer; technical efficiency; stochastic frontier production function; propensity score matching; regression analysis; carrot farmers; Yanjin County