

土地流转一定会导致“非粮化”吗？*

——基于全国 1740 个种植业家庭农场监测数据的实证分析

张宗毅 杜志雄

内容提要:近年来,土地流转导致“非粮化”进而影响粮食安全的问题受到了广泛关注和担忧。本文运用全国 1740 个种植业家庭农场数据进行定量实证分析,结果表明:由于非粮作物与粮食作物在劳动生产率上存在的显著差异,使得家庭农场通过土地流转实现的经营规模较小时,非粮化的比例较高,而随着土地经营规模的扩大,非粮作物种植比例显著下降,土地经营规模较大的样本更倾向于较高比例种植粮食作物。因此,本文认为,在严格监管耕地用途前提下,无须过度担心土地流转、规模经营所导致的“非粮化”问题。

关键词:土地流转 非粮化 机械化 劳动生产率

一、问题提出

尽管保持较高的粮食自给率是否合理受到质疑(卢锋,1997;黄季焜等,2012),但鉴于我国粮食消费总量较大,自给率每降低 1%就会挤占 2%的世界粮食市场份额(刘振伟,2004),再加上计划经济下粮食短缺的惨痛记忆,粮食安全问题仍然受到决策层的高度重视。即使通过土地流转发展规模经营是提高农业生产经济效益、发展现代农业和提升我国农产品国际竞争力的必经途径已成为共识(艾云航,1994;韩俊,1998;黄祖辉、陈欣欣,1998;梅建明,2002;黄季焜,2013),然而关于土地流转会导致“非粮化”甚至“非农化”进而影响粮食安全的担忧,仍然不断被提及(陈先发等,2011;刘建华,2014;陈相花,2014;杜志雄、王新志,2013)。

这种担忧也在一定程度上影响了决策层,如陈锡文(2014)提出“土地被转租之后非粮化、非农化现象必须被遏制”。因“非农化”问题是土地用

途管制问题,土地流转导致的“非农化”问题属于政府监管范畴,故不作为本文研究内容。本文重点分析:在耕地用途严格管制条件下,在粮食作物与非粮作物之间进行选择,土地流转是否必然导致“非粮化”?^①

关于土地流转是否必然导致“非粮化”的研究,相关文献较少,均定性认为经济因素驱动经营者必然采取“非粮化”决策,但所提到的流转规模均相对较小,或者调查样本的非粮作物种植比例其实低于全国平均水平。如李晓俐(2012)提到的江苏省赣榆县墩尚镇银河村改水稻种植为泥鳅养殖的例子,2.1 万亩土地从全镇 9800 个农户手中流转到 6000 个农户手中,人均耕地面积只不过从 2.14 亩提高到 3.5 亩而已,仍然是小规模、劳动密集型经营,与常见的流转数十上百亩存在差距。尹成林、胡卫(2015)的调查表明:2014 年 7 月,安徽界首市流转耕地 44.2 万亩,其中非粮食作物共 5.3 万亩,约占总流转面积的 12%。而 2013 年全国非粮作物播种面积占

* 张宗毅,中国社会科学院农村发展研究所、农业部南京农业机械化研究所,邮政编码:210014,电子邮箱:zhongyi@163.com;杜志雄,中国社会科学院农村发展研究所,邮政编码:100732,电子邮箱:duzhixiong@sina.com。本文得到农业部农村经济体制与经营管理司委托项目“国家家庭农场监测”、国家自然科学基金青年项目“我国农业要素禀赋相对稀缺性动态变化及农业技术创新反应滞后性研究”(71303125)、国家社科基金重大项目“加快构建新型农业经营体系研究”(14ZDA037)的资助。作者感谢中国社科院农村发展研究所部亮亮副研究员和危薇博士、山东师范大学肖卫东副教授、湖州师范学院蔡颖萍教授、山东省社会科学院王新志副研究员在前期数据处理上的贡献;同时感谢中国社科院农村发展研究所胡冰川副研究员有价值的建议。当然,文责自负。

52671 千公顷,占当年农作物播种面积的 32%。王勇等(2011)提到浙江金华市郊农户流转土地面积中有 75.2%用于种植非粮作物。但该课题组另外一篇文献(易小燕、陈印军,2010)提到调研样本流转土地后平均经营规模仅从 3.88 亩增加到 26 亩,经营规模仍然较小,同时通过 Logist 模型分析表明转入耕地面积与种植非粮作物行为存在显著负向关系,但却没给出清晰的解释。

这些文献中,一个重要的事实被忽略,即粮食作物和非粮作物的劳动生产率存在巨大差异。如 2013 年水稻、小麦、玉米三种粮食每亩用工量全国平均为 6.17 天,而每亩蔬菜平均用工量高达 32.80 天、棉花 19.44 天、甘蔗 15.24 天、苹果 37.89 天(参见《全国农产品成本收益汇编 2014》)。由于产业特征导致对劳动力需求差异再加上生产机械化水平的巨大差异(张宗毅,2015)导致非粮作物的用工量大都远远大于粮食作物。同时,随着规模的扩大,这种差异所导致的边际成本变化也是不同的。以往研究均忽略了这种差异,认为无论土地流转规模多大,土地流入方均可自由选择种植粮食作物或非粮作物。但实际上,由于非粮作物和粮食作物劳动生产率的巨大差异,导致非粮作物和粮食作物的经济规模存在较大差异,一个农户可以管理上千亩的粮食作物农场,但一定无法管理上千亩的蔬菜、花卉或其他经济作物的农场。

二、理论分析

假定非粮作物和粮食作物正常情况下的单产分别为 \bar{g}_1 和 \bar{g}_2 ,为达到该单产水平,在目前既定的劳动生产率水平下(或者既定的机械化水平下),非粮作物需要投入劳动力和其他要素量分别为 L_1 和 I_1 ,粮食作物需要投入劳动力和其他要素量分别为 L_2 和 I_2 。

同时,由于家庭自有劳动力有限,随着生产规模的扩大,需要雇用的劳动力规模也将扩大,而农业的季节性、周期性又较强,因此雇用的劳动力将主要以临时雇用为主,也意味着随着生产规模的扩大,单位面积的劳动力交易成本(包括直接支付的雇工费用、谈判成本、监督成本等)将上升,也可简化为随着生产规模的扩大, L_1 和 L_2 将正向增加。由此,假定为了达到正常单产水平 \bar{g}_1 和 \bar{g}_2 ,存在以下简化线性关系:

$$L_1 = a_1 + b_1 A_1 \quad (1)$$

$$L_2 = a_2 + b_2 A_2 \quad (2)$$

其中, A_1 表示农户种植非粮作物面积, A_2 表示农户种植粮食作物面积。设非粮作物和粮食作物的价格分别为 P_1 、 P_2 ,劳动力价格为 P_L ,土地租金为 P_A ,非粮作物其他投入要素(种子、化肥、农药、机械、基础设施建设等)平均价格为 P_{I_1} ,粮食作物其他投入要素平均价格为 P_{I_2} ,农户经营土地面积总规模为 A 。 b_1 和 b_2 分别主要受非粮作物和粮食作物的生产机械化水平影响,机械化水平越高该值越小,若机械化水平高到一定程度该值可能为负,若低到一定程度该值为正。则可构建农户利润函数如下:

$$\begin{aligned} \pi(A_1, A_2, L_1, L_2) = & \bar{g}_1 P_1 A_1 + \bar{g}_2 P_2 A_2 \\ & - P_A (A_1 + A_2) \\ & - P_L (A_1 L_1 + A_2 L_2) \\ & - P_{I_1} A_1 I_1 - P_{I_2} A_2 I_2 \end{aligned} \quad (3)$$

构建优化模型如下:

$$\text{Max } \pi(A_1, A_2, L_1, L_2)$$

$$\text{s. t. } A = A_1 + A_2$$

$$L_1 = a_1 + b_1 A_1$$

$$L_2 = a_2 + b_2 A_2 \quad (4)$$

运用拉格朗日乘数法,可以求得在劳动生产率受限情况下利润最大化时的非粮作物种植面积 A_1^* ,具体表达式如下:

$$\begin{aligned} A_1^* = & \frac{A}{b_1/b_2 + 1} + \\ & \frac{(\bar{g}_1 P_1 - \bar{g}_2 P_2) - (P_{I_1} I_1 - P_{I_2} I_2) - (a_1 - a_2)}{2(b_1 + b_2)P_L} \end{aligned} \quad (5)$$

用 A_1^* 除以总种植面积 A 即可得到非粮作物种植面积比例,则非粮作物种植比例的函数形式 $f(\cdot)$ 可以表达为如下形式:

$$\begin{aligned} f(\cdot) = & \frac{A_1^*}{A} = \frac{1}{b_1/b_2 + 1} + \\ & \frac{(\bar{g}_1 P_1 - \bar{g}_2 P_2) - (P_{I_1} I_1 - P_{I_2} I_2) - (a_1 - a_2)}{2(b_1 + b_2)P_L A} \end{aligned} \quad (6)$$

由于 $(\bar{g}_1 P_1 - \bar{g}_2 P_2)$ 为非粮作物与粮食作物单位面积毛收入差, $(P_{I_1} I_1 - P_{I_2} I_2)$ 为非粮作物与粮食作物单位面积其他要素投入成本差,因此可定义 $R_d = (\bar{g}_1 P_1 - \bar{g}_2 P_2) - (P_{I_1} I_1 - P_{I_2} I_2)$ 为非粮作物与粮食作物单位面积净利润差; $\gamma = a_1 - a_2$ 表示完全人工作业情况下单位面积种植非粮作物与粮食作物的劳动力需求差,通常情况下该值大于 0。

令 $\alpha = \frac{1}{b_1/b_2 + 1}$, $\beta = \frac{1}{2(b_1 + b_2)P_L}$, 则 $f(\cdot)$ 可表达为:

$$f(\cdot) = \alpha + \beta \frac{\gamma + R_d}{A} \quad (7)$$

显然, 如果 $\beta > 0$, 则 $f(\cdot)$ 是关于 R_d 的增函数, 关于总经营规模 A 的减函数。也即是非粮作物与粮食作物单位面积净利润差 R_d 越大, 则非粮作物种植比例越高; 总经营规模越大, 则非粮作物种植比例越低。

根据泰勒公式, 在任意一点 (R_{d0}, A_0) , 对 $f(\cdot)$ 进行展开, 并只保留一阶泰勒公式, 得到:

$$f(\cdot) \approx f(R_{d0}, A_0) + [(R_d - R_{d0}) \frac{\partial}{\partial R_d} + (A - A_0) \frac{\partial}{\partial A}] f(R_{d0}, A_0) \quad (8)$$

根据公式(7)分别对 R_d 、 A 求偏导得到 $\frac{\partial f}{\partial R_d}$ 、 $\frac{\partial f}{\partial A}$ 并代入公式(8), 可得到:

$$f(\cdot) \approx \alpha + \frac{\beta(\gamma + R_{d0})}{A_0} + \frac{\beta}{A_0} R_d - \frac{\beta(\gamma + R_{d0})}{A_0} A \quad (9)$$

进一步简化为:

$$f(\cdot) \approx k_1 + k_2 R_d - k_3 A \quad (10)$$

其中, $k_1 \sim k_3$ 为简化的待估计参数, 分别对应公式(9)中的相应参数。

除了非粮作物与粮食作物净利润差、经营规模等经营特征变量外, 农户种植决策还受到户主年龄、性别、受教育程度等个人特征变量的影响(易小燕、陈印军, 2010; 吕开宇等, 2013; 薛艳等, 2014), 以及

地块数量(徐庆等, 2011; Wan G. H. & Cheng E., 2001)和耕地地形(张宗毅、曹光乔, 2011)等耕地资源禀赋因素的影响。这里不考虑规避风险、减少家庭劳动力投入等多目标决策(刘莹、黄季焜, 2010)。因此将模型(10)修正为:

$$f(\cdot) \approx k_1 + k_2 R_d - k_3 A + k_4 AGE + k_5 SEX + k_6 EDU + k_7 RNum + k_8 Hill \quad (11)$$

其中, $k_1 \sim k_8$ 为待估计参数, AGE 、 SEX 、 EDU 分别表示户主年龄、性别和受教育程度等个人特征控制变量, $RNum$ 和 $Hill$ 分别表示地块数量的倒数和耕地中丘陵山地占比等耕地资源禀赋控制变量。

三、数据来源与样本描述

(一)数据来源与处理说明

2014年受农业部委托, 中国社会科学院农村发展研究所开始对全国家庭农场展开长期固定监测工作, 项目团队在全国按照经济水平高低每个省选择2~3个代表县, 每个县选择30~50个家庭农场, 数据采集由地方农业经管部门组织家庭农场经过培训后在线填报。2014年, 全国共计3092个家庭农场样本被纳入监测, 本文数据即来源于该数据集。为准确刻画耕地面积与种植粮食作物或非粮作物行为决策之间的关系, 本文只使用了全部样本中1740个种植业为主的家庭农场, 养殖业等非种植类家庭农场未被纳入。变量定义及简要的数据处理说明与对因变量影响预期方向如表1。

表1 样本家庭农场变量处理说明

变量	计算方法	预期方向
非粮作物种植比例(%)	直接询问得到	
耕地规模(亩)	鉴于各地复种指数差异较大, 本处用实际耕地面积乘以复种指数, 以代表真实经营规模	-
利润差(元/亩)	利润差 = 毛收入差 - 生产成本差	+
性别(男=1, 女=0)	调查数据	+
年龄(岁)	调查数据	-
受教育程度	调查数据; 文盲=1, 小学=2, 中学=3, 中专、职高或高中=4, 大专=5, 本科及以上=6	+
地块数量倒数	调查地块数据倒数	+
耕地中丘陵山地比例(%)	调查数据, 用耕地中平地以外的地块面积和除以耕地总面积	+

注: 毛收入差 = 农场种植主要非粮作物每亩毛收入 - 主要粮食作物每亩毛收入, 若没有种植非粮作物或者没有种植粮食作物则用所在县样本平均数替代。生产成本差 = 非粮作物每亩投入成本 - 粮食作物每亩投入成本。若农场主要以非粮作物种植为主, 则其粮食作物生产成本为本县其他粮食作物家庭农场平均数; 若农场主要以粮食作物种植为主, 则非粮作物生产成本为本县其他非粮作物家庭农场平均数。

(二) 样本地区分布

样本的地域分布情况见表 2,可以看出,本次样本分

布在全国除西藏外的 30 个省、各省样本占比除黑龙江较多外大致均衡,因此本样本在地域上具有一定的代表性。

表 2 样本家庭农场地域分布

省份	样本数	占比(%)	省份	样本数	占比(%)
北京	21	1.21	湖北	25	1.44
天津	25	1.44	湖南	51	2.93
河北	63	3.62	广东	34	1.95
山西	61	3.51	广西	30	1.72
内蒙古	39	2.24	海南	29	1.67
辽宁	79	4.54	重庆	49	2.82
吉林	146	8.39	四川	48	2.76
黑龙江	251	14.43	贵州	36	2.07
上海	77	4.43	云南	98	5.63
江苏	47	2.70	西藏	0	0
浙江	44	2.53	陕西	48	2.76
安徽	75	4.31	甘肃	34	1.95
福建	44	2.53	青海	50	2.87
江西	33	1.90	宁夏	52	2.99
山东	44	2.53	新疆	30	1.72
河南	77	4.43	合计	1740	100

(三) 主要变量描述

表 3 对监测样本的变量描述表明,样本农场平均非粮作物种植比例仅为 23.34%,远低于全国平均水平的 32%;而考虑复种指数后的种植规模,平均为 546.15 亩,远远高于全国平均不足 10 亩的水平;单位面积利润非粮作物比粮食作物平均高 8725.61 元/亩,主要是由于种植非粮作物样本中,

种植果树和蔬菜的样本占比较高(见表 4),以苹果为例亩产 3000 公斤毛收入即可达到 1 万多元,可见仅从土地产出率看家庭农场是有利益驱动去生产非粮作物;家庭农场主平均年龄为 45.22 岁,户主以男性为主,平均受教育程度介于初中至高中之间,耕地地块数量倒数平均为 0.27。此外,耕地中丘陵山地比例平均为 24.42%。

表 3 样本家庭农场主要变量描述

变量	均值	标准差	最小值	最大值
非粮作物种植比例	23.34	37.96	0.00	100.00
种植规模	546.15	769.67	8.00	12000.00
毛收入差	10202.77	3583.62	200.00	19400.00
生产成本差	1477.16	1831.81	1.05	13543.64
利润差	8725.61	3824.80	64.75	19243.00
性别	0.91	0.29	0.00	1.00
年龄	45.22	8.56	18.00	74.00
受教育程度	3.49	0.77	1.00	6.00
地块数量倒数	0.27	0.29	0.00	1.00
耕地中丘陵山地比例	24.42	38.33	0.00	100.00

表4 样本家庭农场种植作物中产值第一的作物

作物名称	样本数(个)	百分比	累计百分比	作物名称	样本数(个)	百分比	累计百分比
小麦	162	9.31%	9.31%	烟叶	18	1.03%	64.89%
玉米	386	22.18%	31.49%	蔬菜	171	9.83%	74.71%
稻谷	370	21.26%	52.76%	果树	287	16.49%	91.21%
薯类	84	4.83%	57.59%	茶叶	73	4.20%	95.40%
豆类	62	3.56%	61.15%	草药	33	1.90%	97.30%
高粱	7	0.40%	61.55%	橡胶	24	1.38%	98.68%
燕麦	16	0.92%	62.47%	其他	23	1.32%	100.00%
棉花	14	0.80%	63.28%	合计	1740	100.00%	—
花生	10	0.57%	63.85%				

(四)种植规模与非粮作物种植面积比例关系描述

依据不同土地规模分组,计算不同分组的非粮作物平均种植比例,得到种植规模与非粮作物种植面积比例关系见图1。从中可以看出,随着经营规模的扩大,非粮作物种植比例快速下降。其中,(0,50]亩分组的非粮作物平均种植比例高达74.07%,而(50,100]亩分组则快速下降到44.68%,(100,150]亩分组下降到29.20%,此后下降相对平缓,至3000亩以上分组降至12.40%。

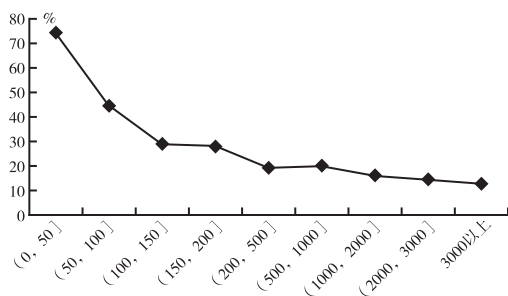


图1 种植规模与非粮作物种植面积比例关系

可见,种植规模与非粮作物种植面积比例的方向与基本公式(7)和泰勒级数展开式(11)是一致的,即随着种植面积的上升,非粮作物种植比例下降。然而,由于公式(11)为了使估计模型不因为估计参数过多导致自由度下降以及变量的高次项导致的共线性问题而影响估计效果,只保留了泰勒级数一阶展开式,经营规模与非粮作物之间呈线性关系,未能准确刻画出两者之间的曲线关系。为了使模型更加逼近同时又不增加估计参数,对模型(11)进一步修正,将种植面积的线性形式改为对数形式,得到(12)式。

$$f(\cdot) \approx k_1 + k_2 R_d - k_3 \ln A + k_4 AGE + k_5 SEX + k_6 EDU + k_7 RNum + k_8 Hill \quad (12)$$

四、实证分析

由于因变量存在上限和下限,因此本处采用Tobit模型,将数据分别代入模型(12)进行回归,得到估计结果,见表5。

表5 模型估计结果

变量	估计系数	标准差	t值	
核心变量	耕地规模(LnA)	-22.958***	3.783	-6.07
	单位面积净利润差(R _d)	0.008***	0.001	9.21
控制变量	性别(SEX)	-20.619*	11.939	-1.73
	年龄(AGE)	0.014	0.426	0.03
	受教育程度(EDU)	13.888***	4.945	2.81
	地块数量倒数(RNum)	29.921**	12.830	2.33
	耕地中丘陵山地比例(Hill)	0.605***	0.094	6.44
	常数(_cons)	-26.917	37.195	-0.72

注:表中的标准差为Huber-White异方差稳健性(heteroscedastic-robust)标准差。***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著,后同。

进一步,求各解释变量 x_j 对非粮作物种植比率的条件期望偏效应 $\partial E(f(\cdot)|f(\cdot)>0,x)/\partial x_j$,可得到表6。

从表6可以得出:

(1)耕地规模对非粮作物种植比例的影响方向为负,与预期方向一致。也即是随着经营规模的扩大,边际劳动投入和管理成本上升而导致非粮作物种植比例下降,耕地规模每增加一亩则非粮作物种植比例下降5.710/A个百分点,1740个样本平均经营规模为546.15亩,则因为耕地规模导致的样本平均非粮作物种植比例累计变化值为 $-5.710 \times Ln(546.15) = -35.99$ 个百分点。可以看出,在严格

限制耕地用途情况下,土地规模经营并不必然导致非粮化,反而是由于劳动生产率的差异导致管理成本快速上升,进而使非粮作物种植比例快速下降,粮食作物种植比例快速上升。

(2)单位面积非粮作物与粮食作物净利润差对非粮作物种植比例的影响方向为正,与预期方向一致,即追求更高的经济收益是种植非粮作物的驱动力。单位面积净利润差每增加1元,非粮作物种植比例增加0.002个百分点。1740个样本单位面积非粮作物与粮食作物净利润差平均为8725.61元,净利润差导致样本平均非粮作物种植比例变动为 $0.002 \times 8725.61 = 17.93$ 个百分点。

表6 各变量的条件期望偏效应

变量		dy/dx	标准差	z值
核心变量	耕地规模(LnA)	-5.710***	0.899	-6.35
	单位面积净利润差(Ra)	0.002***	0.000	10.54
控制变量	性别(SEX)	-5.128*	2.964	-1.73
	年龄(AGE)	0.003	0.106	0.03
	受教育程度(EDU)	3.454***	1.219	2.83
	地块数量倒数(RNum)	7.442**	3.178	2.34
	耕地中丘陵山地比例(Hill)	0.150***	0.022	6.76

(3)个人特征变量中,年龄变量不显著,性别变量和受教育程度变量显著。性别特征在10%水平上显著,方向与预期相反,即男性种植非粮作物比例比女性低,这可能是由于男性农场主一般在农闲时从事其他兼职,其收入远远高于其种植非粮作物带来的收入,性别特征导致样本平均非粮作物种植比例下降4.67个百分点。受教育程度对非粮作物种植比例的作用方向显著为正,与预期方向一致。种植非粮作物需要的知识储备、管理能力和相关技能要求更高,因此受教育程度高的农户中种植非粮作物比例更高。受教育程度每提高一个档次则非粮作物种植比例提高3.454个百分点。1740个样本平均受教育程度为3.49,则受教育程度导致样本平均非粮作物种植比例变动为 $3.454 \times 3.49 = 12.06$ 个百分点。

均种植非粮作物比例提高了 $7.442 \times 0.27 = 2.01$ 个百分点。

(5)耕地中丘陵山地比例对非粮作物种植比例的影响方向为正,与预期方向一致。丘陵山地即使有相应机械也会由于地块狭小而使用效率低下,与种植非粮作物相比劳动用工量差异不大。同时由于环境较好,种植有机蔬菜、有机茶等作物产值更高,因此丘陵山地更容易被用来种植果、蔬、茶等非粮作物。耕地中丘陵山地比例每增加1个百分点,非粮作物种植比例增加0.150个百分点。1740个样本耕地中丘陵山地比例平均值为24.42%,则样本平均种植非粮作物比例提高了 $0.150 \times 24.42 = 3.67$ 个百分点。

可以看出,以上变量中,耕地规模对非粮作物种植比例的影响最大,使样本平均非粮作物种植比例下降了35.99%。

五、研究结论

针对关于土地流转是否一定导致“非粮化”问题,本文假设由于非粮作物目前与粮食作物劳动生产率存在巨大差异,使得非粮作物种植规模扩大时

的相对和绝对劳动成本都会快速上升,因此非粮作物种植规模会随着土地经营规模增加而快速下降。本文进行了理论分析和模型构建,并运用全国1740个家庭农场数据进行了实证分析。研究表明:

土地经营规模扩大,非粮作物种植比例显著下降,土地经营规模变量使样本平均非粮作物种植比例下降了35.99%。土地经营规模的扩大,在非粮作物劳动生产率相对较低的生产条件下,必然伴随着劳动用工量的快速上升,非粮作物的最优种植规模存在天花板。因此,土地流转并不必然带来“非粮化”,反而是相对较小的经营规模(如50亩以内)更容易“非粮化”,较大的土地经营规模在不转变耕地用途前提下更倾向于种植粮食作物。

单位面积非粮作物与粮食作物的净利润差对非粮作物种植比例有显著正向影响。男性农场主种植非粮作物比例较女性低,受教育程度、地块数量、耕地中丘陵山地比例等控制变量对非粮作物种植比例也有显著正向影响。

目前由于机械化生产技术供给过低,导致的非粮作物与粮食作物劳动生产率差距较大,进而导致非粮作物种植比例过低这种现状,会随着需求的进一步提升和技术的突破而改变。不过,这正是市场配置资源的力量所在,只有如此才能使我国资源配置效率不断优化。

注:

①这个强政策导向的研究问题可转化为学术化的问题是:农户在不同经营规模条件下,如何因不同产业(品)特征决定的劳动生产率不同而选择不同的经营策略——“产业(品)单一化生产”与“产业(品)多元化”?

参考文献:

艾云航,1994:《实现农业集约化、现代化的必由之路——浙江乐清县土地适度规模经营的调查》,《农业技术经济》第4期。
陈锡文,2014:《进行土地制度改革“四个不能”是底线》,新华网1月22日。
陈先发 姜刚 徐海涛,2011:《皖流转土地“非粮化”明显》,《新华每日电讯》6月21日。
陈相花,2014:《土地流转“非粮化”必须遏制》,《中国国土资源报》2月27日。

杜志雄 王新志,2013:《中国农业基本经营制度变革的理论思考》,《理论探讨》第4期。
韩俊,1998:《从小规模均田制走向适度规模经营》,《调研世界》第5期。
黄季焜 杨军 仇焕广,2012:《新时期国家粮食安全战略和政策的思考》,《农业经济问题》第3期。
黄季焜,2013:《新时期的中国农业发展:机遇、挑战和战略选择》,《中国科学院院刊》第3期。
黄祖辉 陈欣欣,1998:《农户粮田规模经营效率:实证分析与若干结论》,《农业经济问题》第11期。
李晓刚,2012:《防止耕地流转中的“非粮化”》,《中国粮食经济》第7期。
刘建华,2014:《非农非粮化倾向必须遏制》,《人民日报》2月11日。
刘莹 黄季焜,2010:《农户多目标种植决策模型与目标权重的估计》,《经济研究》第1期。
刘振伟,2004:《我国粮食安全的几个问题》,《农业经济问题》第12期。
卢锋,1997:《比较优势与食物贸易结构——我国食物政策调整的第三种选择》,《经济研究》第2期。
吕开宇 俞冰心 邢鹏,2013:《新阶段的粮农生产决策行为分析——粮价上涨对非贫困和贫困种植户的影响》,《中国农村经济》第9期。
梅建明,2002:《再论农地适度规模经营——兼评当前流行的“土地规模经营危害论”》,《中国农村经济》第9期。
王勇等,2011:《耕地流转中的“非粮化”问题与对策建议》,《中国农业资源与区划》第4期。
徐庆 尹荣 梁章辉,2011:《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营》,《经济研究》第3期。
薛艳 郭淑静 徐志刚,2014:《经济效益、风险态度与农户转基因作物种植意愿——对中国五省723户农户的实地调查》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期。
易小燕 陈印军,2010:《农户转入耕地及其“非粮化”种植行为与规模的影响因素分析》,《中国农村观察》第6期。
尹成林 胡卫,2015:《耕地流转“非粮化”趋势应引起重视》,《中国粮食经济》第2期。
张宗毅 曹光乔,2011:《农户油菜种植及油菜生产机械化需求意愿实证研究》,《江西农业大学学报(社会科学版)》第2期。
中国社会科学院农发所 国家统计局农村社会调查司,2015:《中国农村经济形势分析与预测(2014—2015)》,社会科学文献出版社。

(责任编辑:谭易)