

# 非农就业、农业机械化与农业种植结构调整

张 琛<sup>1</sup>, 彭 超<sup>2</sup>, 毛学峰<sup>3</sup>

(1. 中国社会科学院 人口与劳动经济研究所, 北京 100006;

2. 农业农村部 管理干部学院, 北京 102208;

3. 中国人民大学 农业与农村发展学院, 北京 100872)

**摘 要:** 农业种植结构关系着农业供给体系质量, 是农业供给侧结构性改革的重点内容。基于 2004—2015 年全国农村固定观察点九省农户面板数据, 在纠正了以往研究关于全国农村固定观察点面板数据衔接使用偏误的基础上, 探究非农就业对农户农业种植结构的影响。研究结论表明: 非农就业程度越高, 农户越倾向于进行农业种植结构调整。作用机制分析表明, 非农就业影响农户农业种植结构调整主要受到农业机械化的调节作用。非农就业程度越高的农户越倾向于种植农业机械化水平较高的农作物 (如粮食作物), 最终表现为农业种植结构多样化指数降低。建议应有序推进农业转移人口市民化, 多措并举设计针对种粮农户的扶持政策, 实现农业机械化的区域平衡发展。

**关键词:** 非农就业; 农业机械化; 农业种植结构; 全国农村固定观察点

中图分类号: F323

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2022)06-0062-10

## Off-farm Employment, Agricultural Mechanization and Adjustment of Agricultural Planting Structure

ZHANG Chen<sup>1</sup>, PENG Chao<sup>2</sup>, MAO Xuefeng<sup>3</sup>

(1. Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006, China;

2. Administration and Management Institute, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Beijing 102208, China;

3. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

**Abstract:** Agricultural planting structure not only affects the quality of agricultural supply system, but also is the focus of agricultural supply side structural reform. Based on the panel data of farmers in nine provinces of National Fixed-site Rural Survey from 2004 to 2015, this paper explores the impact of off-farm employment on agricultural planting structure on the basis of correcting the errors in previous studies on the connection and use of panel data of National Fixed-site Rural Survey in rural areas. The results show that: the higher the degree of off-farm employment, the more inclined farmers are to adjust the planting structure. The mechanism analysis shows that off-farm employment affects the adjustment of agricultural planting structure, which is affected by the adjustment effect of agricultural mechanization. Farmers with higher degree of off-farm employment are more inclined to plant crops with high level of agricultural mechanization (such as grain), which will result in the decrease of diversification index of agricultural planting

收稿日期: 2021-07-22 修回日期: 2022-05-24

基金项目: 国家自然科学基金专项项目“中国人口转变的独特性、经济影响及政策研究”(72141310)。

作者简介: 张琛(1993—), 男, 安徽蚌埠人, 中国社会科学院人口与劳动经济研究所助理研究员, 博士, 研究方向为农业经济、劳动经济。通信作者: 毛学峰。

structure. In the future, the government should promote the citizenization of agricultural transfer population, design support policies for grain farmers, and achieve regional balanced development of agricultural mechanization.

**Key words:** off-farm employment; agricultural mechanization; agricultural planting structure; national fixed-site rural survey

乡村振兴,重点是产业兴旺。建设高质量的农业供给体系,关系着乡村产业发展的成效,是农业供给侧结构性改革的重要内容。当前农业的主要矛盾已由总量不足转变为结构性矛盾,农业发展步入到转型升级的重要节点,调整优化农业结构既符合现代农业发展的客观规律,又契合高质量发展的目标任务。以调整农业种植结构为着力点深入推进农业供给侧结构性改革,是当前和今后一个时期农业农村经济的重要任务。“调结构”成为农业生产中需要关注的重要话题,优化农业种植结构不仅关系着乡村产业兴旺,也影响着农产品的供给体系,是农业高质量发展的重要举措。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》明确指出“调整优化农业结构,提高农产品综合生产能力和质量安全水平,形成结构更加合理、保障更加有力的农产品有效供给”,凸显了农业种植结构调整在农业供给侧结构性改革中的战略地位。2017年出台的《农业部关于进一步调整优化农业结构的指导意见》更是明晰了调整优化农业结构的现实意义,即调整优化农业结构是提高农业发展质量和效益的现实选择,推动农业发展由注重数量增长向数量质量效益并重转变恰逢其时。当前,在以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的“双循环”新发展格局的背景下,调整优化农业结构不仅深刻影响着国家粮食安全,也将深刻影响着“双循环”战略的实施效果。

当前中国农业种植结构存在着品种结构不匹配以及难以适应农产品消费升级的需求等问题<sup>[1-2]</sup>。如何实现农户农业种植结构的优化是政策层面和学术层面关注的重要问题。已有研究表明,种植结构受到多种因素的影响。一部分学者的观点是农作物的种植结构是由成本收益所决定的。如钟甫宁等(2007)<sup>[3]</sup>以中国水稻为例,探究近20多年来中国水稻总播种面积和地区布局变动

背后的逻辑,研究发现水稻种植收益与替代种植作物种植收益的差异是影响中国水稻种植区域的关键因素。刘乃全等(2009)<sup>[4]</sup>对“良田种树风”的现象进行了解释,这一现象的出现是农户在综合比较收入效益的基础上所做出的积极反应。也有一部分学者从其他视角探究了影响农作物种植结构的因素,如地理区位因素<sup>[5]</sup>、交通基础设施<sup>[6]</sup>、现代零售市场<sup>[7]</sup>和气候因素<sup>[8]</sup>等。

随着经济的进一步发展,大量农村劳动力在非农就业部门工作并呈现出农户分化的态势<sup>[9]</sup>。截止到2021年年底,中国农民工数量达到29251万人。随着第一次人口红利逐渐褪去<sup>[10]</sup>,一些学者的研究表明中国非熟练工人的工资率水平将会不断提高<sup>[11-12]</sup>,而且工资率增长速度较快会逐渐超过亚洲的其他国家的工资率水平<sup>[13]</sup>。可以预期的是,未来中国劳动力成本将会越来越高,农村劳动力的成本也将相应上升<sup>[14-15]</sup>,高昂的农业劳动力成本将严重制约中国农业的竞争力水平。大量农村劳动力在非农部门就业,劳动力外出务工随之会产生农户如何进行土地要素配置的问题,本文正是从这一视角出发探究非农就业是否会对农业种植结构产生影响?如果产生影响,产生何种影响,背后的机制是什么?

已有研究对非农就业与农户农业种植结构之间的关系展开了大量研究,但尚未达成一致性结论,主要争议集中在以下两个方面:第一,非农就业是否会对农户农业种植结构调整产生影响没有得到一致结论。许多学者认为非农就业会影响农户农业种植结构<sup>[16-17]</sup>。但也有一部分学者的研究发现,非农就业对于改变农户种植结构的作用效果并不显著。如王翌秋等(2016)<sup>[18]</sup>基于对江苏、河南两省农户的调查数据研究发现,非农就业并不会显著地影响粮食作物的种植概率及比重。第二,即便非农就业对农户农业种植结构调整产生影响,但非农就业究竟是改变了粮食作物的种

植比例还是经济作物的种植比例,这一问题还存在争议。一部分学者认为非农就业会增加粮食作物的种植比例。如陈风波等(2006)<sup>[19]</sup>的研究表明,非农就业倾向于农户改变粮食作物种植品种。Qian 等(2016)<sup>[20]</sup>基于中国江西省 230 户农户的数据,研究结论表明非农就业的家庭更倾向于增加粮食作物的播种面积。钟甫宁等(2016)<sup>[21]</sup>基于农业部全国农村固定观察点的数据研究发现,农村劳动力外出务工并不会降低粮食作物播种面积,而是通过增加机械要素的方式提高了粮食播种面积比例。而一部分学者则对上述观点持有相反观点。如陆文聪等(2008)<sup>[22]</sup>采用 1978—2006 年 29 个省份的数据,采用空间误差模型研究发现,非农就业对于中国粮食作物的生产集中度具有显著的负向影响,即非农就业不利于粮食作物种植面积的增加。Wouterse 等(2008)<sup>[23]</sup>研究发现,外出务工的农户家庭倾向于减少粮食种植面积。Damon(2010)<sup>[24]</sup>的实证结果表明,非农就业的农户家庭更倾向于对自身农业生产进行结构调整,更倾向于种植具有较高附加值的经济作物。杨进等(2016)<sup>[25]</sup>基于全国农村固定观察点五个省份 2004—2008 年微观面板数据,实证结果表明农户非农就业会显著地降低粮食作物的种植比例,会显著地提高经济作物的种植比例。

总体而言,现有研究针对非农就业与农户农业种植结构存在以下几个方面的问题:一是已有研究从非农就业视角探究对农业种植结构调整的研究多是采用截面数据进行估计,难以动态地分析二者之间的关系。即便采用面板数据进行估计,也可能存在面板数据衔接偏误的问题;二是现有研究中探究农户农业种植结构调整多是从粮食作物和经济作物进行探究,并没有从农户种植结构多样化的角度予以分析。尤其是,已有研究多是采用粮食作物占总播种面积比例这一指标作为衡量农户种植结构变化的指标,但可能忽略了农户粮食作物或经济作物内部结构调整的变化(如减少玉米种植、增加大豆种植)。针对已有研究的不足,本文拟采用如下方式尝试解决已有研究的不足:一是依据期初土地面积、期末土地面积、土

地块数和房屋面积 4 个指标作为衔接全国农村固定观察点面板数据的指标,在纠正了以往研究中关于全国农村固定观察点数据使用偏误的基础上,利用 2004—2015 年全国农村固定观察点九省农户面板数据实证探究非农就业对农户农业种植结构的影响;二是以村庄层面极端天气降雨量和村庄层面非农就业劳动力比例作为农户非农就业的工具变量,从农业机械化调节效应的视角探究非农就业与农户农业种植结构调整的因果关系;三是为了避免已有研究忽略农户粮食作物或经济作物内部结构调整这一问题,采用 Minot 等(2006)<sup>[26]</sup>提出的多样化指数  $DI$  (Diversification Index) 作为衡量农户家庭层面农业种植结构的指标,以期能够更加全面地反映出农户农业种植结构变化的情况。

## 一、研究设计

### (一)模型构建

一般来说,农户农业种植结构的变化表现为农户种植农作物种类的变化。许多学者在探究农业种植结构调整的研究中都是采用粮食作物播种面积占总播种面积的比例作为衡量农户种植结构变化的指标<sup>[23,25]</sup>,但是采用粮食作物占总播种面积比例这一指标作为衡量农户种植结构变化却忽略了农户粮食作物或经济作物的内部结构调整。如实践中由于农业供给侧结构性改革导致东北地区减少玉米种植、增加大豆种植。基于此,本文并没有采用粮食作物占农作物总播种面积比例这一普遍衡量方式,而是采用 Minot 等(2006)<sup>[26]</sup>提出的多样化指数  $DI$  (Diversification Index) 作为衡量农户家庭层面农业种植结构的指标。多样化种植指数  $DI$  如式(1)所示:

$$DI = 1 - \sum_{i=1}^N p_i^2 \quad (1)$$

在式(1)中, $DI$  是农户种植结构多样化指数, $p_i$ 指的是每一种农作物播种面积占总播种面积的比例, $DI$  数值越大表明多样化程度越高。为了尽可能地获得一致性估计,因此本文在基准回归中采用面板数据双向固定效应模型进行估计,如式(2)所示:

$$DI_{it} = \alpha + \beta offfarm_{it} + \gamma X_{it} + \theta_i + \kappa_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在式(2)中,  $offfarm_{it}$  表示农户非农就业情况, 采用非农就业时间比例进行衡量, 并进一步将非农就业时间比例划分为本地非农就业时间比例和外出非农就业时间比例。 $X_{it}$  为影响农户农业种植结构调整的一系列控制变量。 $\theta_i$  为农户个体固定效应,  $\kappa_t$  表示时间固定效应。考虑到非农就业与农户农业种植结构调整之间可能存在着因反向因果导致的内生性问题, 本文在面板数据双向固定效应模型的基础上又进行了工具变量估计, 以降低二者之间潜在的内生性问题。具体来说, 本文借鉴已有研究<sup>[27-28]</sup>, 采用村庄层面极端天气降雨量和村庄层面劳动力非农就业比例作为工具变量。需要说明的是, 之所以采用村庄层面极端天气降雨量作为农户非农就业影响农户农业种植结构调整的一个工具变量, 是因为极端天气的偶发性使得农户难以预测或难以适应, 理论上不会对农户的农业种植结构调整行为产生直接影响, 尤其是气候变化让农户感知到并且做出适应性策略往往需要较长时间。此外, 采用社区行为变量的均值作为个体行为变量的工具变量也是工具变量选取的常用方式。因此, 本文选取了村庄层面极端天气降雨量和村庄层面非农就业劳动力比例作为工具变量。

## (二) 数据来源及描述性统计

本文的研究数据来自于全国农村固定观察点 2004—2015 年九省农户面板数据。这 9 个省分别是吉林、黑龙江、江苏、浙江、安徽、山东、河南、四川和陕西。之所以选取上述九省农户, 是因为上述 9 个省的选取不仅能够体现出中国经济发展高、中、低 3 个层次, 而且也涵盖了中国东、中、西部三

大区域, 具有一定的代表性。

考虑到面板数据衔接的有效性, 上述 9 个省农户数据的选取借鉴张云华等 (2019)<sup>[29]</sup>、张琛等 (2019)<sup>[30]</sup> 的筛选方式, 通过期初土地面积、期末土地面积、土地块数以及房屋面积 4 个指标生成欧几里得度量值进行筛选, 在一定程度上降低了全国农村固定观察点面板数据“张冠李戴”以及系统输入偏误的问题。最终本文的研究样本分布如表 1 所示。

从表 1 的分布可以得出, 样本在 2004—2015 年之间的分布较为平均。进一步地, 计算了农户非农就业时间比例和农户农业种植结构多样化指数  $DI$  分年分布情况, 具体结果如表 2 所示。

从表 2 中可以得出, 全国层面 2004—2015 年农户非农就业时间比例和农业种植结构多样化指数呈现出逐年增加的趋势。具体来说, 农户非农就业时间比例从 2004 年的 43.1% 增加到 2015 年的 64.5%, 农业种植结构多样化指数从 2004 年的 0.520 快速增加到 2015 年的 0.851, 增加了 32.1%。通过以上描述性统计结果, 可以得出如下结论: 第一, 2004—2015 年样本农户非农就业时间比例呈现出不断上升的趋势, 表明当前农户非农就业程度日益加深。第二, 2004—2015 年样本农户农业种植结构多样化指数整体上呈现出不断上升的趋势。农业种植结构多样化指数的逐年增加, 说明农户农业种植结构趋于多样化。参考已有研究<sup>[31]</sup>, 本文选取非农就业时间比例作为非农就业的度量方式。影响农户农业种植结构的控制变量, 借鉴以往研究从户主特征、家庭特征、村庄特征等方面进行分析<sup>[31-32]</sup>。具体的变量选取定义及描述性统计如表 3 所示。

表 1 研究样本的年度分布

| 年份  | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 样本数 | 1506 | 1497 | 1469 | 1398 | 1372 | 1538 | 1625 | 1151 | 1482 | 1517 | 1573 | 1654 |

表 2 非农就业时间比例和农业种植结构多样化指数的年度分布

| 年份       | 2004  | 2005  | 2006  | 2007  | 2008  | 2009  | 2010  | 2011  | 2012  | 2013  | 2014  | 2015  |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 非农就业时间比例 | 0.431 | 0.458 | 0.48  | 0.517 | 0.538 | 0.564 | 0.542 | 0.577 | 0.584 | 0.614 | 0.635 | 0.645 |
| $DI$     | 0.520 | 0.547 | 0.537 | 0.568 | 0.569 | 0.596 | 0.617 | 0.614 | 0.699 | 0.771 | 0.831 | 0.851 |

表 3 变量描述性统计

| 类型   | 细分变量        | 替代变量或度量方法                | 均值       | 标准差      |
|------|-------------|--------------------------|----------|----------|
| 因变量  | 农户种植结构多样化指数 | 1 - 不同作物播种面积占总播种面积比例的平方和 | 0.648    | 0.356    |
|      | 非农就业时间比例    | 家庭非农劳动力平均就业时间除以总就业时间     | 0.550    | 0.424    |
| 非农就业 | 本地非农就业时间比例  | 家庭本地非农劳动力平均就业时间除以总就业时间   | 0.218    | 0.349    |
|      | 外出非农就业时间比例  | 家庭外出非农劳动力平均就业时间除以总就业时间   | 0.335    | 0.408    |
| 户主特征 | 户主年龄        | 户主实际年龄(岁)                | 53.648   | 12.261   |
|      | 户主性别        | 男 = 1, 女 = 0             | 0.913    | 0.281    |
|      | 户主受教育程度     | 户主实际受教育程度(年)             | 6.150    | 2.959    |
|      | 户主是否是党员     | 是 = 1, 否 = 0             | 0.134    | 0.341    |
| 家庭特征 | 家庭年龄结构      | 家庭劳动力平均年龄(岁)             | 47.616   | 13.586   |
|      | 家庭人均收入      | 家庭人均年收入水平(元)             | 9279.536 | 6620.866 |
|      | 健康程度        | 健康状况为良以上的比例              | 0.804    | 0.340    |
|      | 技术培训比例      | 受过职业教育或技术培训劳动力比例         | 0.080    | 0.205    |
| 村庄   | 道路硬化比例      | 硬化道路占全村道路总长度的比重          | 0.768    | 0.261    |
| 特征   | 互联网接入率      | 接入互联网的户数占村庄总户数的比重        | 0.148    | 0.161    |

二、实证结果

(一)基准回归

基准回归中,本文首先采用面板数据双向固定效应模型进行分析,在回归过程中考虑到农户非农就业时间比例和不同类型农户非农就业时间比例。估计结果如表 4 所示。

表 4 汇报了面板数据双向固定效应模型的估计结果。从表 4 可以得出:模型(1)和模型(2)中非农就业时间比例变量的估计系数均为正,分别为 0.180 和 0.234,均通过了 1% 水平下显著性检验,表明非农就业时间比例越高的农户家庭越倾向于进行种植结构调整,以实现农业种植结构的多样化。表 4 的其他控制变量中,户主年龄与农业种植结构调整具有倒“U”型特征、户主是女性、户主受教育程度越高、户主是党员对农户农业种植结构调整具有显著正向影响。家庭年龄结构越大、健康状况不好、家庭收入水平较高的农户家庭更倾向于进行农业种植结构调整,村庄层面的道路硬化比例、互联网接入率与农户农业种植结构调整具有显著正向影响。表 4 中,模型(3)和模型(4)报告了将非农就业时间比例按照类型划分为本地非农就业时间比例和外出非农就业时间比例的估计结果。模型(3)和模型(4)中本地非农就业时间比例变量的估计系数分别为 0.147 和 0.173,均通过了 1% 水平下显著性检验,外出非农就业时间比例变量的估计系数分别为 0.197 和 0.275,均通过了 1% 水平下显著性检验,这表明即便考虑了非农就业的不同类型,非农就业时间比例与农户种植结构多样化指数仍呈现出显著的正向关系。

表 4 非农就业对农户农业种植结构的影响

| 变量             | 模型(1)                | 模型(2)                 | 模型(3)                | 模型(4)                 |
|----------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| 非农就业时间比例       | 0.180 ***<br>(0.006) | 0.234 ***<br>(0.007)  | ——                   | ——                    |
| 本地非农就业时间比例     | ——                   | ——                    | 0.147 ***<br>(0.008) | 0.173 ***<br>(0.008)  |
| 外出非农就业时间比例     | ——                   | ——                    | 0.197 ***<br>(0.007) | 0.275 ***<br>(0.007)  |
| 户主年龄           | ——                   | 0.007 ***<br>(0.002)  | ——                   | 0.006 ***<br>(0.002)  |
| 户主年龄平方项        | ——                   | -0.000 ***<br>(0.000) | ——                   | -0.000 ***<br>(0.000) |
| 户主教育程度         | ——                   | 0.003 ***<br>(0.001)  | ——                   | 0.003 ***<br>(0.001)  |
| 户主性别           | ——                   | -0.125 ***<br>(0.010) | ——                   | -0.121 ***<br>(0.010) |
| 是否是党员          | ——                   | 0.054 ***<br>(0.007)  | ——                   | 0.059 ***<br>(0.007)  |
| 家庭年龄结构         | ——                   | -0.013 ***<br>(0.002) | ——                   | -0.012 ***<br>(0.002) |
| 家庭年龄结构平方项      | ——                   | 0.000 ***<br>(0.000)  | ——                   | 0.000 ***<br>(0.000)  |
| 是否受过技术培训       | ——                   | -0.008<br>(0.012)     | ——                   | -0.013<br>(0.012)     |
| 健康状况           | ——                   | -0.106 ***<br>(0.009) | ——                   | -0.101 ***<br>(0.008) |
| 家庭人均收入对数       | ——                   | 0.024 ***<br>(0.004)  | ——                   | 0.026 ***<br>(0.004)  |
| 村庄道路硬化比例       | ——                   | 0.097 ***<br>(0.010)  | ——                   | 0.109 ***<br>(0.010)  |
| 村庄互联网接入率       | ——                   | 0.182 ***<br>(0.017)  | ——                   | 0.205 ***<br>(0.017)  |
| 常数项            | 0.549 ***<br>(0.004) | 0.437 ***<br>(0.057)  | 0.549 ***<br>(0.004) | 0.373 ***<br>(0.057)  |
| 时间固定效应         | 已控制                  | 已控制                   | 已控制                  | 已控制                   |
| 农户固定效应         | 已控制                  | 已控制                   | 已控制                  | 已控制                   |
| 观测值            | 17782                | 16843                 | 17782                | 16843                 |
| R <sup>2</sup> | 0.050                | 0.112                 | 0.052                | 0.121                 |

注:括号外的数字为估计系数,括号内的数字为该系数下的标准差;\*\*\* 代表 1% 显著性水平。

## (二)潜在内生性讨论

鉴于非农就业与农户农业种植结构二者之间可能存在着因反向因果导致的潜在内生性问题,本文采用村庄层面极端天气降雨量和村庄层面非农就业劳动力比例作为农户非农就业的工具变量,二阶段最小二乘法的估计结果如表5所示。

表5 非农就业对农户农业种植结构的影响  
——二阶段最小二乘法

| 变量             | 模型(1)                | 模型(2)                 | 模型(3)                | 模型(4)                 |
|----------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| 非农就业<br>时间比例   | 0.682 ***<br>(0.023) | 0.704 ***<br>(0.024)  | —                    | —                     |
| 本地非农就业<br>时间比例 | —                    | —                     | 0.724 ***<br>(0.039) | 0.623 ***<br>(0.043)  |
| 外出非农<br>就业时间比例 | —                    | —                     | 0.630 ***<br>(0.037) | 0.756 ***<br>(0.038)  |
| 户主年龄           | —                    | 0.005 **<br>(0.002)   | —                    | 0.005 *<br>(0.002)    |
| 户主年龄平方项        | —                    | -0.000 ***<br>(0.000) | —                    | -0.000 ***<br>(0.000) |
| 户主教育程度         | —                    | 0.000<br>(0.001)      | —                    | 0.001<br>(0.001)      |
| 户主性别           | —                    | -0.119 ***<br>(0.011) | —                    | -0.116 ***<br>(0.012) |
| 是否是党员          | —                    | 0.047 ***<br>(0.008)  | —                    | 0.054 ***<br>(0.009)  |
| 家庭年龄结构         | —                    | -0.019 ***<br>(0.002) | —                    | -0.017 ***<br>(0.002) |
| 家庭年龄结构<br>平方项  | —                    | 0.000 ***<br>(0.000)  | —                    | 0.000 ***<br>(0.000)  |
| 是否受过<br>技术培训   | —                    | 0.002<br>(0.014)      | —                    | -0.006<br>(0.014)     |
| 健康状况           | —                    | -0.120 ***<br>(0.010) | —                    | -0.114 ***<br>(0.010) |
| 家庭人均<br>收入对数   | —                    | -0.012 **<br>(0.005)  | —                    | -0.011 **<br>(0.005)  |
| 村庄道路<br>硬化比例   | —                    | 0.081 ***<br>(0.011)  | —                    | 0.096 ***<br>(0.014)  |
| 村庄互联网<br>接入率   | —                    | 0.109 ***<br>(0.019)  | —                    | 0.139 ***<br>(0.024)  |
| 时间固定效应         | 已控制                  | 已控制                   | 已控制                  | 已控制                   |
| 农户固定效应         | 已控制                  | 已控制                   | 已控制                  | 已控制                   |
| 观测值            | 17782                | 16843                 | 17782                | 16843                 |

注:括号外的数字为估计系数,括号内的数字为该系数下的标准差;\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%、1%显著性水平。

表5报告了面板数据工具变量模型的估计结果。从工具变量不可识别检验的结果来看,Kleibergen-Paap rk LM统计量对应的p值在1%水平上显著,强烈拒绝工具变量不可识别的原假设,以村庄层面极端天气降雨量和村庄层面非农就业劳动力比例作为农户层面非农就业的工具变量符合秩条件成立的基本要求。在弱工具变量检

验方面,Cragg-Donald统计量显著高于10%偏误下的临界值,强烈拒绝弱工具变量的原假设。由此可见,本研究采用村庄层面极端天气降雨量和村庄层面非农就业劳动力比例作为非农就业的工具变量进行分析是合适的。表5中,非农就业时间比例的估计系数在模型(1)和模型(2)中均为大于0且通过了1%水平下显著性检验。当考虑到不同就业类型可能存在的差异,模型(3)和模型(4)中的本地非农就业时间比例和外出非农就业时间比例的估计系数均大于0且通过了1%水平下显著性检验,这表明本地非农就业时间比例和外出非农就业时间比例与非农就业时间比例对农户提升种植结构多样化的结论相一致,二者均呈现显著正向影响。这表明,在考虑工具变量的情境下,非农就业水平越高的农户,越倾向于实现农业种植结构多样化的这一结论是显著且稳健的。

## (三)区域异质性

基准回归中,无论是面板数据双向固定效应模型,还是二阶段最小二乘估计法的结果均表明,非农就业与农户种植结构多样化二者之间呈现显著且较为稳健正向关系。不同区域之间因经济发展水平的差异造成农户非农就业也存在着差异。那么,不同经济发展水平的区域,非农就业对农户农业种植结构调整是否存在差异?表6汇报了不同地区非农就业对农户农业种植结构调整的影响。

表6 不同地区非农就业对农户农业种植结构的影响

| 变量             | 模型(1)<br>东部地区<br>OLS | 模型(2)<br>东部地区<br>IV  | 模型(3)<br>中部地区<br>OLS | 模型(4)<br>中部地区<br>IV  | 模型(5)<br>西部地区<br>OLS | 模型(6)<br>西部地区<br>IV  |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 非农就业<br>时间比例   | 0.119 ***<br>(0.014) | 0.297 ***<br>(0.036) | 0.263 ***<br>(0.008) | 0.613 ***<br>(0.026) | 0.202 ***<br>(0.021) | 0.432 ***<br>(0.067) |
| 控制变量           | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 时间<br>固定效应     | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 农户<br>固定效应     | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                  |
| 观测值            | 3049                 | 3049                 | 12523                | 12523                | 1271                 | 1271                 |
| R <sup>2</sup> | 0.070                | —                    | 0.118                | —                    | 0.146                | —                    |

注:括号外的数字为估计系数,括号内的数字为该系数下的标准差;\*\*\*代表1%显著性水平。

表6中,工具变量不可识别检验和弱工具变量检验分别拒绝了不可识别的原假设和弱工具变量的原假设。模型(1)中,东部地区非农就业时间比例变量的估计系数为0.119,通过了1%水平下显

著性水平检验。模型(2)中面板数据工具变量模型的估计结果也表明,非农就业时间比例的估计系数为正且通过了显著性水平检验。模型(3)中,中部地区非农就业时间比例变量的估计系数为0.263,通过了1%水平下显著性水平检验,模型(4)中的工具变量模型估计结果也证实了这一结论。模型(5)和模型(6)分别报告了西部地区面板数据双向固定效应模型和面板数据工具变量模型的估计结果。从模型(5)和模型(6)中可以得出,西部地区非农就业时间比例越高,农户越倾向于实现农业种植结构多样化。从表6中的结果可以得出,非农就业对农户农业种植结构调整的影响并不存在着区域异质性。

### 三、作用机制分析

基准回归结果表明,非农就业时间比例越高的农户,越倾向于进行农业种植结构调整并倾向于多样化种植。那么,为什么非农就业与农户农业种植结构多样化种植二者具有显著正向影响呢?首先,非农就业对农户农业种植结构的影响,不可避免地会受到了农业机械化的影响,且这一影响会随着农业机械化程度高低的变化而变化。值得注意的是,当前中国农业机械化发展道路是农机手购置农业机械,向农户提供农机社会化服务,普通农户花钱购买机械服务<sup>[33]</sup>。普通农户考虑到投资回报率以及专用性资产的特性,更倾向于购买农业机械化服务。鉴于农业机械与劳动力二者存在着替代效应,非农工资率水平上升幅度与农业机械服务价格上升幅度的差值意味着劳动力相对于农业机械的稀缺性。非农就业意味着农业劳动力离开农业生产,作为理性的农户更倾向于选择种植易于机械化操作的农作物。因此,农户农业机械化服务购买情况可以看作是非农就业与农业种植结构的调节变量。许多学者的研究表明当前小农户种植结构“趋粮化”趋势明显<sup>[34-35]</sup>。其次,农户土地多样化种植可以看作是农户分散自身农业经营风险的一种方式,尤其本文是考虑家庭层面的种植结构影响。但是受制于从事农业生产的劳动要素刚性约束,农户选择多样化种植需要投入更多的劳动要素,更容易受到农业机械

的替代影响。一方面,从成本收益的角度上看,种植农业机械化程度较高的农作物能够更好地实现生产成本的降低,进而释放农业劳动力从事非农就业;另一方面,随着农业机械租赁市场的快速发展,越来越多的农户选择购买农机社会化服务的方式进行农业生产,考虑到农机作业服务的资产专用性,农户也可能会因为社会化服务供给状况而进行结构调整。因此,本文重点从农业机械化的视角探究非农就业对农户农业种植结构调整的影响机制。

表7报告了基于农业机械化调节效应的非农就业对农户农业种植结构的估计结果。表7中,模型(1)首先报告了农业机械化对粮食作物种植比例的估计结果。模型(2)至模型(4)汇报了以农业机械化作为调节变量的面板数据双向固定效应模型的估计结果。模型(1)中农业机械化变量的估计系数为0.012,通过了1%水平下显著性水平检验,即农业机械化程度越高,农户越倾向于增加粮食作物的种植。模型(2)中非农就业时间比例估计系数为正,且通过了显著性水平检验。加入农业机械化变量后,模型(3)中农业机械化的估计系数为负,并通过了显著性水平检验,这表明农业机械化水平越高,农户越倾向于专业化种植。当加入非农就业与农业机械化的交互项后,农业机械化、交互项的估计系数均为负且均通过了1%水平下显著性水平检验,这表明非农就业程度越高的农户越倾向于种植农业机械化水平较高的农作物(如粮食作物)进而降低农作物的种植多样化程度。

表7中,模型(5)至模型(7)汇报了以农业机械化作为调节变量的面板数据工具变量模型估计结果。模型(5)至模型(7)中,Kleibergen-Paap rk LM 统计量对应的p值在1%水平上显著拒绝了不可识别的原假设;Cragg-Donald 统计量显著高于10%偏误下的临界值,拒绝了弱工具变量的原假设,即采用村庄层面极端天气降雨量和村庄层面非农就业劳动力比例作为非农就业的工具变量进行分析是合适的。非农就业时间比例的估计系数均大于0且通过了显著性水平检验,农业机械化的

估计系数均小于0且通过了显著性水平检验,非农就业时间比例与农业机械化的交互项估计系数为-0.031,通过了1%水平下显著性水平检验。这

进一步证实了在考虑工具变量下农业机械化对农户农业种植结构多样化具有负向调节效应的结论。

表7 非农就业对农户农业种植结构的影响——基于农业机械化调节效应

| 因变量              | 模型(1)                | 模型(2)                | 模型(3)                 | 模型(4)                 | 模型(5)                | 模型(6)                 | 模型(7)                 |
|------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                  | 粮食作物种植比例             | DI                   | DI                    | DI                    | DI                   | DI                    | DI                    |
| 非农就业时间比例         | ——                   | 0.234 ***<br>(0.007) | 0.177 ***<br>(0.006)  | 0.198 ***<br>(0.006)  | 0.704 ***<br>(0.024) | 0.553 ***<br>(0.022)  | 0.563 ***<br>(0.022)  |
| 农业机械化            | 0.012 ***<br>(0.000) | ——                   | -0.032 ***<br>(0.001) | -0.024 ***<br>(0.001) | ——                   | -0.027 ***<br>(0.001) | -0.006 ***<br>(0.001) |
| 非农就业时间比例 × 农业机械化 | ——                   | ——                   | ——                    | -0.012 ***<br>(0.001) | ——                   | ——                    | -0.031 ***<br>(0.002) |
| 控制变量             | 已控制                  | 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                   | 已控制                   |
| 农户固定效应           | 已控制                  | 已控制                  | 已控制                   | 已控制                   | 已控制                  | 已控制                   | 已控制                   |
| 观测值              | 9768                 | 16843                | 16843                 | 16843                 | 16843                | 16843                 | 16843                 |
| R <sup>2</sup>   | 0.074                | 0.112                | 0.268                 | 0.273                 | ——                   | ——                    | ——                    |

注:括号外的数字为估计系数,括号内的数字为该系数下的标准差;\*\*\*代表1%显著性水平。

#### 四、结论与启示

本文基于全国农村固定观察点2004—2015年九省农户面板数据,在纠正了以往研究关于全国农村固定观察点面板数据衔接偏误的基础上,探究了非农就业与农户农业种植结构二者之间的关系,并从农业机械化的视角出发探究了农业机械化对非农就业与农户农业种植结构的调节效应。研究表明:第一,非农就业对于农户农业种植结构调整具有显著影响,具体表现非农就业程度越高的农户,越倾向于进行农业种植结构调整。基准回归中,无论是面板数据固定效应模型,还是以村庄层面极端天气降雨量和村庄层面非农就业劳动力比例作为工具变量的二阶段最小二乘估计法结果均表明非农就业与农户农业种植结构调整二者之间呈现显著且较为稳健正向关系。第二,农业机械化对于非农就业与农户农业种植结构具有调节效应,非农就业程度越高的农户越倾向于种植农业机械化水平较高的农作物(如粮食作物)进而降低农业种植结构多样化指数。考虑到非农就业与农户农业种植结构二者之间可能存在潜在内生性的情况下,这一结论仍然成立。

针对本文的研究结论可以得出如下启示:

第一,有序推进农业转移人口市民化。样本数据显示2004—2015年农户非农就业时间比例不断增加,意味着当前农户非农就业日益加深。针对这一部分离开农业生产的农村人口,未来应有

序推进农业转移人口市民化进程,以产促城实现产城融合。在“双循环”新发展格局下,加大资本向工业倾斜,适当增加劳动密集型产业投资,为农村剩余劳动力创造更多的就业岗位,夯实人口转户基础。深化户籍制度改革,在做好制度设计的基础上实现“应落能落”,针对农业转移人口转移区域的差异,在中小城市应放宽落户标准;清理各种“玻璃门”“旋转门”,在特大城市可采用居住证、“积分制”的方式实现基本公共服务均衡化和普惠化。为农业转移人口提供公平的就业机会、就业环境、医疗、教育等公共服务,以基本公共服务均等化为抓手实现农业转移人口享有平等的城镇基本公共服务权益,建立健全农业转移人口社会保障制度。大力加强技能培训和职业教育,提升非农就业人口的就业能力和就业质量。

第二,多措并举设计针对种粮农户的扶持政策。实证结果表明随着非农就业程度增加,农户越来越倾向于种植机械化程度高的作物(如土地密集型农产品)进而降低农业种植结构多样化指数。未来,应有序引导有能力的种粮农户适度扩大农业经营规模,重点依托政府和市场等多方主体为种粮农户提供全方位服务。首先,需要为种粮农户营造良好的农业经营环境,激发种粮农户自身内在动力。其次,要顺应人口形势变化实现粮食和重要农产品的供需适配,稳步推进农产品价格形成机制和收储制度改革,创新粮食产销区

合作机制。最后,要逐步改善“撒胡椒面”式农业补贴制度,重点改革财政支农制度体制机制,完善农业补贴制度与改革财政支农投入机制,农业补贴需要逐步转向针对特定群体的特惠制补贴,尤其是要瞄准种粮农户和种粮新型农业经营主体。

第三,稳步推进农业机械化区域平衡发展。当前农业机械化的发展还存在着区域不平衡的问题。未来应在坚持中国特色农业机械化发展之路的基础上,大力发展农机社会化服务体系,完善农机具购置补贴政策,实现农业机械化区域平衡发展。首先,大力发展农机社会化服务体系。扶持有条件的农机户发展成为农机专业户、成立农机专业合作社,鼓励农机服务主体开展横向和纵向协作,扩大农机服务范围,提高社会化服务水平,培育一批新型农机社会化服务主体。重点推进以农机作业服务为核心,兼具技术推广、技能培训、机具维修、信息服务等为支撑的新型农机社会化服务体系建设,完善农机作业市场、维修市场和供应市场的培育,夯实农业社会化服务体系建设。培养一批既精通农机驾驶,又掌握农机维修、农艺栽培技术且符合市场需求的农机社会化服务人才。其次,完善农机具购置补贴政策。农机具购置补贴政策要突出补贴目标、明晰补贴对象、明确补贴标准,重点优化农机具购置补贴制度设计,实现与其他惠农政策的有效衔接。加大对机械研发和科技含量较高的农机资金投入,重点攻克农机农艺融合难题,实现农机与农艺相结合。积极推广重点作物关键环节农机化技术,解决薄弱品种、薄弱环节农机社会化服务难题,深入推进主要农作物生产全程机械化,提高农机社会化服务质量。实现农业机械化区域平衡性发展,形成各作物农业机械化发展水平协调、同步发展格局。

#### 参考文献:

- [1] 陈锡文. 落实发展新理念 破解农业新难题[J]. 农业经济问题, 2016 (3): 4-10.
- [2] 杨照, 栾义君. 粮食安全条件下我国农产品消费的“三元结构”[J]. 改革, 2014 (9): 61-66.
- [3] 钟甫宁, 刘顺飞. 中国水稻生产布局变动分析[J]. 中国农村经济, 2007 (9): 39-44.
- [4] 刘乃全, 刘学华. 劳动力流动、农业种植结构调整与粮食安全——基于“良田种树风”的一个分析[J]. 南方经济, 2009 (6): 15-24.
- [5] 董晓霞, 黄季煜, 王红林. 地理区位、交通基础设施与种植业结构调整研究[J]. 管理世界, 2006 (9): 59-63.
- [6] JACOBY H G. Access to markets and the benefits of rural roads [J]. The economic journal, 2000, 110 (465): 713-737.
- [7] HU D, REARDON T, ROZELLE S, et al. The emergence of supermarkets with Chinese characteristics: challenges and opportunities for China's agricultural development [J]. Development policy review, 2004, 22(5): 557-586.
- [8] DENG Z Y, ZHANG Q, PU J Y, et al. Impact of climate warming on crop planting and production in northwest China [J]. Stxben, 2008, 28(8): 3760-3768.
- [9] 张琛, 彭超, 孔祥智. 农户分化的演化逻辑、历史演变与未来展望[J]. 改革, 2019 (2): 5-16.
- [10] 蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J]. 经济研究, 2010 (4): 4-13.
- [11] CAI F, WANG M. Growth and structural changes in employment in transition China [J]. Journal of comparative economics, 2010, 38(1): 71-81.
- [12] CAI F, DU Y. Wage increases, wage convergence, and the lewis turning point in China [J]. China economic review, 2011, 22(4): 601-610.
- [13] LI H, LI L, WU B, et al. The end of cheap Chinese labor [J]. The journal of economic perspectives, 2012, 26 (4): 57-74.
- [14] WANG X, HUANG J, ZHANG L, et al. The rise of migration and the fall of self employment in rural China's labor market [J]. China economic review, 2011, 22(4): 573-584.
- [15] ZHANG L, YI H, LUO R, et al. The human capital roots of the middle income trap: the case of China [J]. Agricultural economics, 2013, 44(s1): 151-162.
- [16] MILUKA J, CARLETTO G, DAVIS B, et al. The vanishing farms? the impact of international migration on albanian family farming [M]. The world bank, 2007.
- [17] SCHMOOK B, RADEL C. International labor migration from a tropical development frontier: globalizing households and an incipient forest transition [J]. Human ecology, 2008, 36(6): 891-908.
- [18] 王翌秋, 陈玉珠. 劳动力外出务工对农户种植结构的影响研究——基于江苏和河南的调查数据 [J]. 农业经济问题, 2016 (2): 41-48.
- [19] 陈风波, 丁士军. 农村劳动力非农化与种植模式变迁——以江汉平原稻农水稻种植为例 [J]. 南方经济,

2006 (9): 43-52.

[20] QIAN W, WANG D, ZHENG L. The impact of migration on agricultural restructuring: evidence from Jiangxi province in China[J]. Journal of rural studies, 2016, 47: 542-551.

[21] 钟甫宁, 陆五一, 徐志刚. 农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗? ——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析[J]. 中国农村经济, 2016 (7): 36-47.

[22] 陆文聪, 梅燕, 李元龙. 中国粮食生产的区域变化: 人地关系、非农就业与劳动报酬的影响效应[J]. 中国人口科学, 2008 (3): 20-28.

[23] WOUTERSE F, TAYLOR J E. Migration and income diversification: evidence from Burkina Faso [J]. World development, 2008, 36(4): 625-640.

[24] DAMON A L. Agricultural land use and asset accumulation in migrant households: the case of El Salvador [J]. Journal of development studies, 2010, 46(1): 162-189.

[25] 杨进, 钟甫宁, 陈志钢, 等. 农村劳动力价格、人口结构变化对粮食种植结构的影响[J]. 管理世界, 2016 (1): 78-87.

[26] MINOT N, EPPRECHT N, TRUNG Q L. Income diversification and poverty in the northern uplands of Vietnam [R]. Washington DC: IFPRI Research Report, 2006, 145: 1-111.

[27] 张海鹏, 陈帅. 劳动力外出就业与农村犯罪——基于中国村级面板数据的实证分析[J]. 劳动经济研究, 2016

(4): 21-41.

[28] 马彪. 种植业保险对农户种植结构调整的影响研究——基于投保和理赔的视角[D]. 北京: 中国人民大学, 2022.

[29] 张云华, 彭超, 张琛. 氮元素施用与农户粮食生产效率: 来自全国农村固定观察点数据的证据[J]. 管理世界, 2019 (4): 98-118.

[30] 张琛, 彭超, 孔祥智. 中国农户收入极化的趋势与分解——来自全国农村固定观察点的证据[J]. 劳动经济研究, 2019(2): 21-41.

[31] YANG J, WANG H, JIN S, et al. Migration, local off-farm employment, and agricultural production efficiency: evidence from China [J]. Journal of productivity analysis, 2016, 45(3): 247-259.

[32] 钱龙, 袁航, 刘景景, 等. 非农就业、农地流转与粮食种植结构调整——基于固定观察点农户层面的微观实证[J]. 农业现代化研究, 2018 (5): 789-797.

[33] 孔祥智, 周振, 路玉彬. 我国农业机械化道路探索与政策建议[J]. 经济纵横, 2015 (7): 65-72.

[34] 仇童伟, 罗必良. 种植结构“趋粮化”的动因何在? ——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究[J]. 中国农村经济, 2018 (2): 65-80.

[35] 罗必良, 仇童伟. 中国农业种植结构调整: “非粮化”抑或“趋粮化”[J]. 社会科学战线, 2018 (2): 39-51.

(本文责编: 王延芳)