孙飞，曹守慧，陈玉萍. 农作物生产专业化、技术效率与农户种植收入［J］. 山西农业大学学报（社会科学版），2022，21（3）：20-32.
SUN Fei，CAO Shouhui，CHEN Yuping. Crop production specialization，technical efficiency and farmers′ planting income［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2022，21（3）：20-32.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2022.03.003

农作物生产专业化、技术效率与农户种植收入

孙飞[1]，曹守慧[2]，陈玉萍[2]
（1. 中共徐州市委党校（徐州市行政学院），江苏 徐州 221009；2. 中南财经政法大学 工商管理学院，湖北 武汉 430073）

摘 要：基于湖北省866个农户微观调查数据，在构建“农作物生产专业化—种植业技术效率—农户种植收入”理论分析框架的基础上，实证研究了农作物生产专业化对农户种植收入的平均和异质性影响，以及种植业技术效率在其中发挥的中介效应。结果表明：农作物生产专业化对农户种植收入具有显著的促进作用，表明中国的“大国小农”由传统“小而全”的多样化生产模式转向农作物生产专业化为其收入增加提供了新的路径；农作物生产专业化对农户种植收入的影响具有明显的异质性，主要表现为对高收入分位点农户、山区农户的农业增收效应更强；农作物生产专业化对农户种植收入的影响很大一部分是通过作用于种植业技术效率施加的，其中介效应的影响占到34.99%。因此，应积极引导并鼓励广大农户由传统“小而全”的“多样化小农”转变为“专业化小农”，并注重技术效率在收入增长中的助推作用，大力培育有文化、懂技术、善经营、会管理的新型职业农民与新型农业经营主体，以更大程度地发挥农作物生产专业化的农业增收效果。

关键词：农作物生产专业化；种植收入；技术效率；分工与专业化
中图分类号：F304 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2022）03-0020-13

一、引言与文献综述

不断拓宽农民增收渠道，让亿万农民走上共同富裕道路是实施乡村振兴战略的根本要求。随着中国经济发展阶段的转变，学术界一般认为以往增加农民收入的源泉渐趋枯竭，发展具有规模经济效应的适度规模经营是当前促进农民增收的重要途径[1-2]。然而，中国人地矛盾突出、各地农业资源禀赋差异大，短时间内全面实行规模化经营尚不具备实践可行性，在当前和今后较长时期内，小农户仍是中国农业生产的主体[3]，中国“大国小农”的基本国情农情仍将长期存在。因此，亟需在理论和实践上寻找促进农民增收的新的立足点。理论方面，根据古典经济学与新兴古典经济学的观点，规模经济的本质是分工与专业化，经济增长的递增报酬也来源于分工与专业化经济[4]，在农业经济增长中的递增报酬同样来自农户的劳动分工与农业专业化生产[5-6]，其中，农作物生产专业化作为农户劳动分工与农业专业化生产的具体体现，是现代农业经济转型的必然要求[7]；政策实践方面，中共中央或国务院印发的《关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见》《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》《“十四五”推进农业农村现代化规划》和全国人大常委会通过的《中华人民共和国乡村振兴促进法》指出，要积极引导小农户及新型农业经营主体开展专业化生产经营，合理配置生产要素，实现小规模基础上的高产出高效益，显然，中国的“大国小农”由传统“小而全”的多样化生产模式转向农作物生产专业化也为其收入增加提供了新的可能性。

农作物生产专业化是指参与农业社会分工的

收稿日期：2021-12-27 **修回日期：**2022-02-25
基金项目：国家社会科学基金项目（20BGL249）；教育部人文社科规划基金项目（18YJA790013）
作者简介：孙飞，研究方向：农户经济与农业农村发展。

农户根据比较优势原则专门从事某种或某几种农作物种植的生产经营方式，从理论上来看，农作物生产专业化可以提高农户收入，部分学者基于农户微观数据也证实了这一结论。Kim等采用2003—2007年韩国6735个水稻种植户调查数据研究表明，农户水稻种植收入主要来源于水稻种植的专业化而非规模化，这也解释了为何亚洲水稻种植呈现出小规模与专业化相结合的典型特征[8]；Rahman和Kazal采用随机投入距离函数法对孟加拉国2075个农户的调查数据研究发现，农作物生产专业化能够显著提高农户粮食作物的种植收益及技术能源效率[9]。而且来自肯尼亚的经验证据则表明小规模农户更倾向于选择生产专业化[10]。然而，也有部分研究得出相反的结论，认为与专业化相对应的农作物种植多样化能够促进农户增收。Makate等和Mofya—Mukuka与Hichaambwa分别采用津巴布韦、赞比亚的全国农户调查数据研究发现，农作物种植多样化能够显著增加农户家庭总收入或农业总收入，并促进家庭粮食和营养安全[11-12]，Feliciano和Mccord等则进一步指出，对于处在食品生存阶段的贫困农户而言，农作物种植多样化是他们降低家庭收入不确定性与生计脆弱性最为“经济有效”的方式之一[13-14]，并且收入越低的农户越倾向于多样化种植[15]。至于中国农作物生产专业化与农户收入的关系如何，有学者通过对相关文献梳理后发现，现有关于农业专业化的文献较少从农户微观层面进行研究[16]，罗必良等、石志恒等虽然认识到农户微观层面的农作物生产专业化是农业专业化发展的首要任务，并测度了样本地区农户生产专业化水平[17-18]，但遗憾的是未能进一步分析农作物生产专业化对农户收入的影响。

无疑，已有研究具有重要的借鉴意义。但也应注意到，以不同国家微观农户为样本的文献在研究结论上还存在较大分歧，在研究方法上主要采用线性均值回归模型探索农作物生产专业化对农户收入的平均影响程度，鲜有提及农作物生产专业化在虚拟平移变换下对农户各收入分位点上的影响异质性问题，并且均未能进一步剖析农作物生产专业化对农户收入影响的内在形成机制。此外，在农户收入来源日趋多元化的背景下，部分文献仅笼统分析农作物生产专业化对农户家庭总收入或农业总收入的影响，未能厘清对与专业化种植密切相关的农户种植收入（即狭义上的农业收入）的影响程度；另一方面，农业生产的季节性以及农户与生俱来的多样化种植的偏好[19]，使得农户在一个生产周期内一般会种植多种农作物，但部分文献仅简单分析农户某种农作物专业化种植的收入增长效应，未能全面考察农户的综合生产专业化水平对农户种植收入的影响状况。同时，在中国农户快速朝着农作物生产专业化方向转型的背景下[20-21]，虽然有必要基于中国农户微观数据考察农作物生产专业化是否具有增收效应，进而为政府的政策措施制定提供经验证据支持与指引，但鲜有文献基于中国样本对此进行实证检验。

鉴于此，本研究拟从以下3个方面丰富已有文献：第一，利用中国国家统计局湖北调查总队农村调查队的农作物种植户微观调查数据，采用可行广义最小二乘法（FGLS）与无条件分位数回归（UQR）估计方法，全面考察农作物生产专业化对农户种植收入的平均影响以及在各收入分位点上影响的异质性；第二，将农户按村域地形特征、生产类型分组，采用分组估计与似无相关模型检验（SUEST）方法，探讨农作物生产专业化对农户内部不同群体种植收入影响差异的现实情景；第三，引入种植业技术效率作为中介变量，构建“农作物生产专业化—种植业技术效率—农户种植收入”的理论分析框架及中介效应检验模型，深入剖析农作物生产专业化对农户种植收入的内在影响机制和作用路径。本研究可以为科学推进“大国小农”由传统“小而全”的“多样化小农”转向“专业化小农”、提高农户收入提供微观证据支撑与决策参考。

二、理论分析与研究假说

由亚当·斯密开创的古典经济学传统主要关注分工与专业化对经济增长的作用，以及价格机制如何作用于分工与专业化水平，而在边际革命之后，这个传统让位于新古典主义的资源配置问题研究，后来杨小凯、黄有光等人重回古典传统，将古典经济学中关于分工与专业化的思想转变为均衡模型，使用现代数学非线性规划工具创建了超边际分析的新兴古典经济学框架，在新的

高度上研究分工与专业化经济[22]。新兴古典经济学分析框架抛弃了新古典经济学中规模经济的概念和生产者与消费者绝对分离的标准假定，改用专业化经济来表征经济个体的生产条件及其经济增长效应，并认为每个经济个体都既是生产者又是消费者，这大大提高了经济学的解释能力和范围[23]。在农业生产社会化、市场化的背景下，每个农户单元既是农作物的生产者，同样也是消费者，为分析农作物生产专业化收入增长效应，新兴古典经济学及其超边际分析方法自然成为本研究首选的理论分析工具。

基于新兴古典经济学分析框架的特点[4]，本研究将农户农作物生产专业化的动态演进过程归纳为自给自足、部分专业化、完全专业化3个阶段，如图1所示（其中n表示农作物种植种类数），假定在经济系统中只有4个作为生产者—消费者的种植业农户，每个农户可以选择种植1～4种农作物（为简化分析，这里不考虑农作物种植的季节性、复种问题），并且每个农户都有多样化消费倾向，要消费这4种农作物。在图1（a）自给自足状态下，每个农户都只消费自己生产的4种农作物，这时每个农户的生产专业化水平很低，整个社会没有市场，农户间互不往来交易，家庭内部处于“男耕女织”封闭式的小农经济状态，在新兴古典经济学视阈下，专业化水平低即意味着生产力及收入水平低。在图1（b）和图1（c）的部分专业化状态下，每个农户种植的农作物种类数减为3种或2种，此时农户的专业化水平提高，农产品交易市场从无到有，农户的农业生产力与种植收入水平都有一定程度的提高。到图1（d）完全专业化的状态下，每个农户仅专业化种植1种具有比较优势的农作物，这时农户的生产专业化程度以及社会的市场化程度都大幅提高，农户的农业生产力与种植收入水平也随之提高。

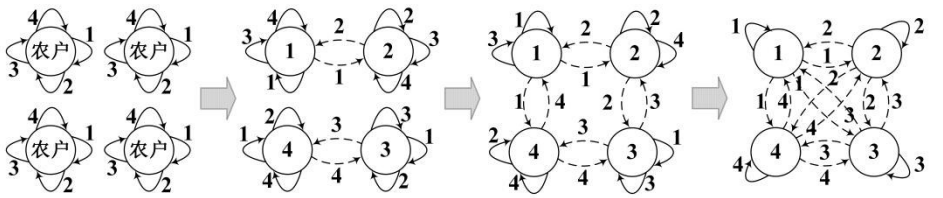


图1 农作物生产专业化的动态演进

接下来使用数学分析工具进一步论证农作物生产专业化对农户种植收入的影响，假定农户只种植了2种农作物x和y，设农户的生产函数为：

$$x^p = x^d + x^s = S_x^a \tag{1}$$

$$y^p = y^d + y^s = S_y^a \tag{2}$$

式中，x^p和y^p分别为农户每种农作物种植总收益，x^d与y^d、x^s与y^s分别表示农户用于自给和销售的部分。S_x、S_y代表每种农作物的种植面积，将其定义为农户在该农作物上的生产专业化水平，a为专业化经济程度参数（$a>1$），S_x^a、S_y^a则分别表示农户专业化生产农作物x和y带来的专业化收益。假设农户农作物种植面积的总份额为1，则农作物种植约束（即农户的土地要素禀赋约束）为：

$$S_x + S_y = 1 \tag{3}$$

此时，式（1）～（3）则被称为农户的农业生产系统。不难证明：

$$\frac{dx^p}{dS_x} = aS_x^{a-1} > 0,\ \frac{d^2x^p}{dS_x^2} = a(a-1)S_x^{a-2} > 0 \tag{4}$$

$$\frac{dy^p}{dS_y} = aS_y^{a-1} > 0,\ \frac{d^2y^p}{dS_y^2} = a(a-1)S_y^{a-2} > 0 \tag{5}$$

式中，$\frac{dx^p}{dS_x}$、$\frac{dy^p}{dS_y}$分别为农作物x、y的边际收益，边际收益大于0表示$x^p(S_x)$和$y^p(S_y)$均是增函数，即表示农作物的种植收益随着生产专业化水平的提高而增加；x^p对S_x的二次导和y^p对S_y的二次导数仍然大于0，这意味着农户的边际收益也随农作物生产专业化水平的提高而增加。就平均收益AR_i而言：

$$AR_x = \frac{x^p}{S_x} = S_x^{a-1},\ \frac{dAR_x}{dS_x} = (a-1)S_x^{a-2} > 0$$

（6）

$$AR_y=\frac{y^p}{S_y}=S_y^{a-1},\ \ \frac{dAR_y}{dS_y}=(a-1)S_y^{a-2}>0$$

（7）

从上式可以看出，种植业平均收益也会随着农户农作物生产专业化水平的提高而提高。因此，本研究得出如下研究假设：

H1：农作物生产专业化对农户种植收入具有正向影响。

农业技术进步踏车理论、诱致性农业技术变迁理论等农业经济理论与大量经验证据均表明农业技术进步也是推动农户增收的重要因素[24-25]，据国家统计数据显示，2020年中国农业科技进步贡献率达到60%。在经济学意义上农业技术进步（TFP）是指一定数量的产出需要更少的农业生产要素的投入（或者是一定数量的农业生产要素投入能够生产更多的产出）。具体地，农业技术进步可以分解为农业前沿技术进步和农业技术效率两个方面，其中，农业前沿技术进步表示在既定要素投入下生产函数的外沿移动，主要源于农业机械技术、生物信息技术等物化“硬技术”水平的提高及其应用；农业技术效率表示在既定生产函数下农业实际产出与“最佳产出”的差距，差距越大，效率损失越大，技术效率水平越低，农业技术效率水平的提高主要来源于农业生产要素配置与管理方式等“软技术”的进步，已有研究表明较之于农业前沿技术进步，农业技术效率具有更强的增收效应[26]。

那么，农作物生产专业化作为一种土地要素配置方式与农业种植管理模式能否提高种植业技术效率呢？根据盛洪、杨小凯的观点，专业化具有熟能生巧的经济效应，当生产者重复专业化从事自己具有比较优势的某项活动时“他可以出色的研究这个活动的细节和从熟能生巧中得到更多的经验”，专业化经验（人力资本）的积累能够“避免过去所犯的错误”，并节约或减少因变换生产活动而损失的各项成本，从而不断缩小与“最佳产出”的差距，即提高技术效率[27-28]，有学者分别基于波兰和中国甘肃省红岘村的农户面板数据也证实了农作物生产专业化能够显著提高种植业技术效率[29-30]。因此，本研究得出如下研究假说：

H2：农作物生产专业化可以通过提高种植业技术效率促进农户种植收入增加，即种植业技术效率在农作物生产专业化影响农户种植收入中发挥中介效应。

三、数据来源与研究方法

（一）数据来源

本研究使用国家统计局湖北调查总队农村调查队2016年在湖北省56个县、市、区收集的农户微观调查数据验证上述研究假说。该项调查采用分层随机抽样方法和农户每日记账方式进行数据收集，每个县选取1～7个村，每个村选取8～12户，2016年共调查农户2564个。与其他数据相比，该数据较为全面地反映了农户各类农作物播种面积、投入产出以及家庭各项收入来源等信息，可以为本研究提供丰富的数据支持和数据质量保证。同时，为了准确识别农作物生产专业化对农户种植收入的净影响效应及作用机制，本研究剔除了非农户以及农作物种植收入低于家庭农、林、牧、渔业经营总收入50%的非以农作物种植业为主的农户，最终获得866个有效观测值。

（二）模型设定与变量说明

为检验研究假说1，并考虑影响农户种植收入的其他因素，借鉴经典的Mincer收入决定方程以及已有实证研究[11-12, 31]，本研究扩展并构建如下的半对数基准模型：

$$\begin{aligned}lninc_i=&\alpha_0+\alpha_1 hi_i+\alpha_2 land_i+\alpha_3 mi_i+\\&\alpha_4 cps_i+\alpha_5 labor_i+\alpha_6 health_i\\&+\alpha_7 education_i+\varepsilon_1\end{aligned}\tag{8}$$

为验证种植业技术效率在农作物生产专业化影响农户种植收入中是否具有中介作用，在（8）式的基础上构建如下的中介效应模型：

$$\begin{aligned}lnte_i=&\beta_0+\beta_1 hi_i+\beta_2 land_i+\beta_3 mi_i+\\&\beta_4 cps_i+\beta_5 labor_i\\&+\beta_6 health_i+\beta_7 education_i+\varepsilon_2\end{aligned}\tag{9}$$

$$\begin{aligned}lninc_i=&\gamma_0+\gamma_1 hi_i+\gamma_2 te_i+\gamma_3 land_i+\\&\gamma_4 mi_i+\gamma_5 cps_i+\gamma_6 labor_i\\&+\gamma_7 health_i+\gamma_8 education_i+\varepsilon_3\end{aligned}\tag{10}$$

模型（8）～（10）式中，inc_i是本研究的核心被解释变量，表示第i个农户从事农作物种植业获得的经营性净收入，即狭义上的农业收入，lninc_i表示农户种植收入的对数。hi_i表示第i个农

户的农作物生产专业化水平，作为本研究的核心解释变量，选择合适的测量指标至关重要，目前，学术界一般采用赫芬达尔指数来反映农作物生产专业化水平[30, 32]，赫芬达尔指数不仅考虑了农作物的规模分布，而且涵盖了农户农作物种植种类总数。赫芬达尔指数的计算公式如下：

$$hi=\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{S_i}{\sum_{i=1}^{n}S_i}\right)^2,\ 0\leqslant hi\leqslant 1 \quad (11)$$

其中，S_i为农作物i的播种面积，$\sum_{i=1}^{n}S_i$为农户n种农作物（本研究中主要包括小麦、水稻、玉米、大豆、红薯、马铃薯、棉花、油菜、花生、芝麻、蔬菜、瓜果等12种（类））播种总面积，赫芬达尔指数hi即代表农作物生产专业化水平，表示农户每种农作物播种面积占播种总面积比重的平方和。hi的取值范围在0～1之间，hi越小，农作物生产专业化水平越低；反之，hi越大，农作物生产专业化水平越高，若hi取值为1，则说明农户只种植一种农作物。

模型中te_i为中介变量，即种植业技术效率，$lnte_i$为种植业技术效率的对数。本研究采用随机前沿分析方法测算种植业技术效率，前沿生产函数使用超越对数的形式。随机前沿超越对数生产函数包容性强、形式灵活，能够近似更好地拟合数据，反映出解释变量对被解释变量的交互作用，用于测算种植业技术效率比较客观可靠[30]。参考已有研究，本研究构造如下的随机前沿超越对数生产函数：

$$\begin{aligned}lninc_i=&\beta_0+\beta_l lnl_i+\beta_s lns_i+\beta_k lnk_i+\\&\frac{1}{2}\beta_{ll}\left(lnl_i\right)^2+\frac{1}{2}\beta_{ss}\left(lns_i\right)^2+\\&\frac{1}{2}\beta_{kk}\left(lnk_i\right)^2+\beta_{ls}\left(lnl_i\right)\left(lns_i\right)+\\&\beta_{lk}\left(lnl_i\right)\left(lnk_i\right)+\beta_{sk}\left(lns_i\right)\left(lnk_i\right)+v_i-\mu_i\end{aligned} \quad (12)$$

式中，inc_i表示第i个农户的农作物种植业总产值，l_i表示第i个农户家庭从事农业自营劳动力人数，s_i表示第i个农户的农作物种植面积，k_i表示第i个农户从事农作物种植的物质生产资料（种子、农药、化肥、地膜等）总投入；β代表待估计系数，v_i表示随机误差项，μ_i表示技术无效率项，且v_i与μ_i相互独立，$v\sim N(0,\ \sigma_v^2)$，$\mu\sim N(0,\ \sigma_\mu^2)$。

$$te_i=\frac{inc_i}{exp(\beta\boldsymbol{X}_i+v_i)}=\frac{exp(\beta\boldsymbol{X}_i+v_i-\mu_i)}{exp(\beta\boldsymbol{X}_i+v_i)}=exp(-\mu_i) \quad (13)$$

式中te_i即为第i个农户的技术效率，表示农作物总产出与随机前沿生产面上的可能最大产出的比值，即农户i通过既定的投入来获取最大产出的能力。其中，$\boldsymbol{X}_i$是（4）式中所有投入对数及其交互项和半对数平方的列向量，β表示（12）式中待估计系数β的列向量。本研究中，采用随机前沿分析软件Frontier4.1对随机前沿超越对数生产函数的所有参数进行估计。

模型中$land_i$、mi_i、cps_i、$labor_i$、$health_i$、$education_i$分别表示土地经营特征层面的农地规模、复种指数、农用资产以及家庭特征层面的劳动力数量、健康状况、教育程度。其中，复种指数等于农作物播种总面积与农户耕地面积的比值，它反映了农户对耕地资源的利用水平。所有变量的定义及描述性统计如表1所示。

（三）计量方法

在考察农作物生产专业化对农户种植收入的影响及其作用机制的过程中，数据的异方差问题是面临的首要难题。为了克服存在异方差的情况下使用传统的普通最小二乘法（OLS）造成的估计偏误，根据Reed和Ye的建议[33]，采用可行广义最小二乘法（FGLS）对上述模型进行估计，该方法能够允许数据异方差及自相关的存在，十分适合用于农户微观调查数据分析。

此外，无论是OLS估计，还是FGLS估计皆为条件均值回归，描述的仅仅是变量间的平均影响程度，无法深入剖析农作物生产专业化对不同收入层次农户种植收入的异质性影响。为解决这一问题，本研究拟进一步使用Firpo等提出的无条件分位数回归方法（UQR）[34]，全面考察农作物生产专业化在虚拟平移变换（Location Shift）下对农户种植收入inc无条件分布$\tau_$分位数上的影响差异。无条件分位数回归假设包括农作物生产专业化在内的各影响因素X是外生的，基本定义如下：

$$UQR(\tau)=\int\frac{\partial E(RIF(Q_\tau,inc,F_{inc})|X)}{\partial X}dF_X \quad (14)$$

式中，$RIF(Q_\tau,inc,F_{inc})$是F_{inc}的$\tau_$分位数所对应

表1 变量的定义与描述性统计

变量	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
农户种植业收入	农户家庭种植业经营净收入（元，取对数）	9.563	0.882	6.188	13.201
核心解释变量					
生产专业化	每种农作物播种面积占播种总面积比重的平方和（即赫芬达尔指数）	0.493	0.220	0.154	1
中介变量					
技术效率	种植总产出与随机前沿生产面上最大产出的比值	0.680	0.119	0.174	0.986
其他控制变量					
农地规模	家庭实际经营耕地面积（公顷）	1.015	1.516	0.007	30.015
复种指数	农作物播种面积与家庭年末耕地面积的比值	1.433	0.673	0.014	10.600
农用资产	期末农业生产性固定资产原价（元，取对数）	7.754	2.489	0	13.363
劳动力数量	家庭从事农业自营劳动力人数（人）	1.745	0.603	1	4
健康状况	家庭成员的平均健康水平：生活不能自理=1；不健康但生活能自理=2；基本健康=3；健康=4	3.857	0.331	2	4
受教育水平	户主受教育水平：未上过学=1；小学=2；初中=3；高中=4；大学专科=5；大学本科及以上=6	2.749	0.696	1	5

的再中心化影响函数，Q_τ表示农户生计发展水平的无条件分位数。

为验证假说2，采用由Baron和Kenny提出并广泛应用的逐步回归法（Causal Steps Approach）[35]对种植业技术效率的中介效应进行检验。中介效应检验方法及判断准则为：第一步，在不考虑中介变量的情况下，对（8）式进行估计，检验农作物生产专业化回归系数α_1的显著性，若显著则转入后续检验。第二步，对（9）～（10）式进行估计，依次检验系数β_1和γ_2，如果两者均达到统计显著水平，则说明农作物生产专业化对农户种植收入的影响至少有一部分是通过中介变量种植业技术效率实现的，并继续转入第三步；如果系数β_1和γ_2至少有一个不显著，则转入第四步。第三步，做完全中介效应检验，检验种植业技术效率回归系数γ_1的显著性，如果不显著，则说明存在完全中介效应，否则存在部分中介效应。第四步，做Sobel检验，若检验结果显著，则意味着种植业技术效率的中介效应显著，否则认为中介效应不显著。中介效应的检验示意图如图2所示。

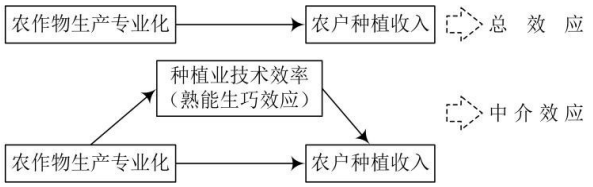


图2 技术效率的中介效应检验

四、实证结果分析与讨论

（一）基准回归：农作物生产专业化对农户种植收入的影响

本研究运用Stata15.0软件，首先对方程（8）进行估计以验证假说1关于农作物生产专业化对农户种植收入的影响，估计结果如表2所示。在实证过程中，表2回归（1）仅考察了核心解释变量农作物生产专业化水平（即赫芬达尔指数）对农户种植收入的边际影响，回归（2）进一步加入所有控制变量，结果显示，无论是否加入控制变量，赫芬达尔指数的估计系数均在1%的显著水平上为正，说明农作物生产专业化对农户种植收入具有显著的正向影响，即农作物生产专业化

有助于提高农户种植收入，农作物生产专业化水平越高，农户种植收入也将随之提高。这与Makate等以及Mofya－Mukuka和Hichaambwa分别基于津巴布韦、赞比亚农户调查数据的研究结果（农作物种植多样化对农户家庭总收入及农业总收入的半弹性系数分别为0.9142、0.5830、0.1230）[11-12]相反，可能的原因是津巴布韦和赞比亚均为非洲以农业为主的欠发达国家，农业市场化发展水平较低，大部分农民尚徘徊在温饱线上，按照杨小凯和黄有光的观点[4]，在交易效率及生产力水平较低的市场条件下，农产品交易费用超过农作物生产专业化带来的经济效应，进而导致“小而全”的自给自足种植模式是津巴布韦、赞比亚农户实现效用最大化及收入增加的最优决策。但包括湖北在内的中国的市场条件则不同，经过改革开放四十年的不懈努力，新时代下中国农业生产力水平与农业市场化程度取得了质的飞跃，稳定解决了人们温饱问题，尤其近年来针对农村地区的脱贫攻坚战及乡村振兴战略的开展，农村道路、通信等基础设施得到显著改善，农产品交易信息网络、物流与电子商务体系日益完善，使得农产品交易效率明显提高，广大农户能够享受到专业化带来的好处，所以本文使用中国样本的实证得出农作物生产专业化对农户种植收入具有正向影响的结果。

表2 农作物生产专业化对农户种植收入影响的估计结果

变量	(1) FGLS	(2) FGLS	(3) Q_{25}	(4) Q_{50}	(5) Q_{75}
生产专业化	0.7297***	0.6492***	0.5581***	0.3765***	0.6522***
	(0.1357)	(0.1069)	(0.1559)	(0.1252)	(0.1082)
农地规模		0.4205***	0.4116***	0.5741***	0.4963***
		(0.0234)	(0.1170)	(0.0781)	(0.0633)
复种指数		0.1416***	0.1807***	0.2427***	0.1314**
		(0.0275)	(0.0642)	(0.0483)	(0.0525)
农用资产		0.0153***	0.0115*	0.0104**	0.0128***
		(0.0043)	(0.0066)	(0.0043)	(0.0049)
劳动力数量		0.2056***	0.1885***	0.1235**	0.1064*
		(0.0381)	(0.0600)	(0.0498)	(0.0545)
健康状况		0.2001***	0.2278**	0.1800**	0.1706
		(0.0691)	(0.1043)	(0.0774)	(0.1184)
受教育水平		0.1150***	0.1768***	0.1079***	0.1022**
		(0.0338)	(0.0630)	(0.0395)	(0.0435)
常数项	9.2062***	7.0883***	6.4250***	7.1808***	7.7802***
	(0.0721)	(0.2770)	(0.4962)	(0.3427)	(0.4955)
Prob>F	0.0000	0.0000			
R^2	0.0324	0.3873			
Pseudo R^2			0.2159	0.2638	0.2509

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号内的数字为标准误

表2回归（3）～（5）分别汇报了无条件分位数回归下农户种植收入在低分位点（Q_{25}）、中等分位点（Q_{50}）和高分位点（Q_{75}）的估计结果，可以看出，农作物生产专业化在3个分位点上均对农户种植收入具有显著的正向作用。而且对于不同收入分位点的农户而言，农作物生产专业化的促进作用存在差异，收入水平在高分位点时估计系数最大，即农作物生产专业化对高收入水平的农户具有更高的增收效应，这在一定程度上也解释了Sambuichi等关于收入越高的农户越不倾向于多样化种植的研究结论[15]。综上计量结果来看，无论是均值效应还是各无条件分位点上，本文提出的核心假说1都得到了充分验证。

就其他控制变量而言，无论是FGLS估计还

是UQR估计，农地规模、复种指数对农户种植收入均在1%的显著水平上有正向影响，表明发展农业规模经营与减少抛荒、提高耕地复种指数确实是现阶段提高农户收入的有效途径[2]。劳动力数量、健康状况、教育程度3个变量在所有模型中，除劳动力数量在中高分位点不显著外，其他变量均对农户种植收入具有显著正向影响；从各分位点的具体系数来看，三者对农户种植收入的边际影响总体上呈下降趋势，可能的原因是高收入农户拥有更多信贷等机会，他们往往更愿意加大对农业资金、科技的投入[6]，对家庭劳动形成替代效应，这也符合蔡昉和王美艳提出的关于中国农业生产方式将朝着资本替代劳动的劳动节约型方向发展的观点[1]。

（二）稳健性检验内生性分析

为确保上述估计结果的稳健性，本部分采取替换核心解释变量、被解释变量及估计模型的方式进行检验。具体地，借鉴程竹和陈前恒等已有研究[30]，使用最大化指数（*MI*）替换赫芬达尔指数（*HI*）来测算核心解释变量农作物生产专业化水平；并对被解释变量采取分类办法，将农户种植业收入以均值为界替换为二分变量（大于等于均值设为1，小于均值设为0），依据被解释变量的处理方式，选取Probit模型对其进行估计。其中，最大化指数是指农户播种面积最大的一类农作物占播种总面积的比重，该比重越大则表示专业化水平越高，反之则相反。表3汇报了替换变量与模型的稳健性检验结果。

表3　稳健性检验结果

变量	(1) FGLS	(2) Probit	(3) 边际效应	(4) Q_{25}	(5) Q_{50}	(6) Q_{75}
最大化指数	0.6305***	1.0022***	0.2676***	0.5667***	0.3678***	0.5816***
	(0.1126)	(0.2580)	(0.0670)	(0.1561)	(0.1195)	(0.1836)
控制变量	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制
常数项	6.9592***	−3.9693***		6.1135***	7.1845***	7.7111***
	(0.2925)	(0.6617)		(0.4277)	(0.3196)	(0.5291)
Prob>F	0.0000	0.0000				
R^2	0.3850					
Pseudo R^2		0.3245		0.2157	0.2621	0.2476

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号内数字为标准误

结果显示，最大化指数的系数值在正负号、显著性上均与基准模型估计结果中的系数值保持一致，两者系数值的大小也仅有细微差别（稳健性检验的估计结果与基准估计结果相差2.88%）。回归（2）同时替换了农作物生产专业化、农户种植业收入以及回归模型，需要指出的是，由于Probit模型直接估计出的系数值并不具备如普通最小二乘法（OLS）或可行广义最小二乘法（FGLS）等通常回归意义上的经济学含义，因此，回归（3）给出了通过Probit模型（即回归结果（2））转换的边际效应值，结果显示在替换了变量与模型后，农作物生产专业化对农户种植业收入也均在1%的显著水平上有正向影响；无条件分位数回归（UQR）的估计结果（4）～（6）同样表明，在不同分位点上以最大化指数表征的农作物生产专业化对农户种植业收入也有显著正向影响，尤其在高分位点上的边际影响最大，与上文的分析结果保持一致。综上可以看出，基准模型估计结果不会随着核心解释变量、被解释变量的测算方式以及模型的改变而改变，说明上文主要结论具有稳健性。

此外，不可否认内生性是实证研究中不能忽视的重要计量问题。一般而言，内生性的来源主要包括测量误差、遗漏变量与联立因果等三个方面。本研究使用的是国家统计局湖北调查总队农村调查队的农户微观调查数据，该项调查的基础数据来源于调查户记账和调查人员入户访问，每季度末，调查人员会对调查户的样本信息、记账数据和问卷调查数据进行编码、录入与审核，有效避免了数据采集过程中的测量误差，数据质量较高；而且，稳健性检验结果显示，替换核心解释变量、被解释变量的测算方式依然不会影响基准回归部分的主要结论，所以本部分可以排除测量误差型内生性问题。而针对遗漏变量和联立因

果型内生性问题，则分别采用Oster开发的遗漏变量偏误估计方法和联立方程法进行检验，并基于检验结果（存在联立因果型内生性问题），进一步使用引入工具变量的IV－2SLS与IV－GQR估计方法来克服内生性问题。结果发现，在克服内生性问题后的估计结果与基准估计结果具有较高的一致性，说明农作物生产专业化与农户种植业收入间的内生性问题不会对主要研究结论产生干扰，这再次证明上文主要结论的稳健性与可靠性[①]。

（三）基于农户分组的扩展分析

上文证实了农作物生产专业化对农户种植业收入具有显著的正向影响，并且对高分位点农户具有更强的增收效应。在中国的区域和群体间发展不平衡持续扩大的背景下，进一步考察农作物生产专业化对农户内部不同群体种植业收入的影响差异，对政府制定有针对性的政策措施具有重要的参考价值。因此，本部分采取分组估计方法，将农户按生产类型（包括纯农业户、农业兼业户、非农兼业户）、村域地形特征（包括平原、丘陵、山区）分组进行比较分析，分组估计结果如表4所示。

表4 农户分组估计及系数差异检验结果

变量	按农户生产类型分组			按村域地形特征分组		
	（1）纯农业户	（2）农业兼业户	（3）非农兼业户	（4）平原	（5）丘陵	（6）山区
生产专业化	0.5132**	0.4785***	0.2762**	0.5635***	0.1433	1.8386***
	（0.1976）	（0.1511）	（0.1129）	（0.1453）	（0.1470）	（0.3555）
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	8.1915***	7.4985***	6.9084***	6.7776***	7.4026***	4.4833***
	（0.6147）	（0.2992）	（0.4214）	（0.3762）	（0.3919）	（0.8307）
Prob>*F*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R^2	0.4099	0.4964	0.4704	0.5010	0.5124	0.3243
系数差异检验（SUEST模型）	对比组		检验结果	对比组		检验结果
	纯农业户与农业兼业户		0.21 [0.6465]	平原与丘陵		1.37 [0.2420]
	纯农业户与非农兼业户		2.12 [0.1454]	平原与山区		11.27*** [0.0008]
	农业兼业户与非农兼业户		1.15 [0.2841]	丘陵与山区		16.61*** [0.0000]

注：圆括号内数字为标准误，方括号内数字为系数差异检验的经验*P*值；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著

需要说明的是，仅仅通过简单比较不同农户组间系数的估计值大小及其显著水平来判断农作物生产专业化的差异性影响，缺乏统计检验的支持，所以在分组估计的基础上采取似无相关模型检验（SUEST）方法对回归系数进行了差异检验。其中，回归（1）～（3）给出的是按农户生产类型分组的估计结果，就各组的估计系数而言，其显著性水平均达到5%以上，且纯农业户的系数值最大，但各组间的系数差异均未通过统计性检验，表明农作物生产专业化对不同生产类型农户种植业收入的影响并不存在系统性差异。回归（4）～（6）给出了按村域地形特征分组的估计结果，可以看出在平原和山区，农作物生产专业化对农户种植业收入具有显著的正向影响，而且山区农户组的估计系数最大，平原最小，但在丘陵地区这种影响并不显著；从组间系数差异检验结果来看，平原与山区、丘陵与山区的估计系数差异都达到1%的显著性水平，表明农作物生产专业化对山区农户的种植业收入具有更强的促进作用，可能的原因是相较于平原及丘陵地

① 本研究选取村级层面的集聚数据（即村级层面的农作物生产专业化水平指标）作为工具变量。限于篇幅，遗漏变量偏误估计、联立方程估计以及引入工具变量的IV－2SLS与IV－GQR估计结果未予报告，留存备索。

区，山区地形起伏、农地破碎、耕作半径较远，农户从事作物专业化种植能够更大程度地节约往返于农地的各类转换成本，更强的节本效应进而转化为更高的增收效果。

（四）技术效率的中介效应检验

在确定了农作物生产专业化确实会对农户种植收入产生影响及其影响的异质性后，为进一步厘清两者关系的内在形成机制，本部分依据逐步回归法检验种植业技术效率在农作物生产专业化影响农户种植收入过程中是否发挥了中介效应，检验结果如表5（上半部分）所示，此外，在分析过程中还需联合表2回归（1）～（2）的估计结果共同讨论。

表5 技术效率的中介效应检验结果

检验方法	变量		(1) Y=技术效率	(2) Y=技术效率	(3) Y=农户种植业收入
逐步回归法	生产专业化		0.0747***	0.0725***	0.5383***
			(0.0222)	(0.0220)	(0.0709)
	技术效率		—	—	3.7041***
					(0.1289)
	控制变量		未控制	已控制	控制
	常数项		−0.3734***	−0.5982***	6.0169***
			(0.0121)	(0.0712)	(0.2501)
	Prob>F		0.0000	0.0000	0.0000
	R^2		0.0129	0.0461	0.6792
Bootstrap法	类别	点估计	Percentile 90% CI		Bis−Corrected 90% CI	
			下限	上限	下限	上限
	直接效应	0.3637	0.1762	0.5541	0.1732	0.5541
	间接效应	0.1957	0.0526	0.3404	0.0437	0.3369
	总效应	0.5593	0.3144	0.8043	0.3144	0.8043
	间接效应占总效应的比重	0.3499	0.1248	0.5497	0.1270	0.5569

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号中数字为标准误

首先，在不考虑中介变量的情况下，由表2回归（1）～（2）的估计结果可以看出，无论是否加入控制变量农作物生产专业化回归系数α_1均在1%的水上显著，所以可以转入后续检验。然后，对式（9）～（10）进行估计依次检验系数β_1和γ_2，表5回归（1）～（2）是对式（9）的估计结果，可以看出无论是否加入控制变量农作物生产专业化回归系数β_1都在1%的水平上显著为正，表明农作物生产专业化对种植业技术效率具有显著正向影响，这与Latruffe等以及程竹和陈前恒等已有文献的研究结论一致[29-30]；表5回归（3）是对式（10）的估计结果，结果显示γ_2依然是在1%的水平上显著为正，所以此时可以进行最后一步的完全中介效应检验，根据Baron和Kenny提出的中介效应判断准则[35]，回归（3）中农作物生产专业化回归系数γ_1在1%的水平上显著为正，表明种植业技术效率在农作物生产专业化对农户种植收入的影响中发挥了部分中介效应，因此，本研究提出的核心假说2都得到了验证。

此外，逐步回归法虽然是检验中介效应最为流行的分析方法，但近年来在方法的合理性与有效性等方面也受到越来越多的批评和质疑，部分学者甚至呼吁改用具有更高检验效力的非参数Bootstrap法替代逐步回归法[37]，因此，为保证本研究中介效应检验结果的可靠性，笔者进一步使用非参数Bootstrap法对种植业技术效率的中介效应进行检验。非参数Bootstrap法的基本原理是将原始样本当做随机抽样总体，通过有放回的再

抽样（重复抽样次数一般至少1000次，推荐5000次）抽取足够多新的子样本并构造统计量，其实质是一种模拟抽样统计推断方法，统计推断的标准是检验统计量的置信区间是否包含0，若不包含0则认为中介效应存在。根据置信区间估计方式的不同，非参数Bootstrap法又可分为非参数百分位Bootstrap法与偏差校正的非参数百分位Bootstrap法。本研究中，设定重复抽样次数为5000次，置信区间为95%，分别采取非参数百分位Bootstrap法和偏差校正的非参数百分位Bootstrap法的估计结果如表5（下半部分）所示，可以看出无论采取何种置信区间估计方式，总效应、直接效应和间接效应（即中介效应）的置信区间均不包含0，所以可以判定本研究中种植业技术效率具有中介效应，从点估计值的具体数值可知，中介效应占总效应的比重为34.99%，即种植业技术效率在农作物生产专业化与农户种植收入之间发挥了部分中介效应，表明上述逐步回归法得出的主要结论是可靠的。

五、结论与启示

本研究基于国家统计局湖北调查总队农村调查队2016年农户调查数据，在构建“农作物生产专业化—种植业技术效率—农户种植收入”理论分析框架的基础上，采用可行广义最小二乘法（FGLS）、无条件分位数回归（UQR）、分组回归和中介效应检验等方法，研究了农作物生产专业化对农户种植收入的平均与异质性影响，以及种植业技术效率在其中发挥的中介作用。本研究的主要结论可归纳如下：（1）从总体均值效应来看，农作物生产专业化对农户种植收入具有显著的促进作用，表明中国的“大国小农”由传统“小而全”的多样化生产模式转向农作物专业化生产也为其收入增加提供了新的路径。（2）从无条件分位数回归（UQR）和分组回归结果来看，农作物生产专业化对农户种植收入的影响具有明显的异质性。具体而言，农作物生产专业化对高收入分位点农户、山区农户的种植收入具有更强的促进作用，但对不同农业生产类型农户种植收入影响的差异并不显著。（3）通过农作物生产专业化对农户种植收入影响的机制研究发现，农作物生产专业化对农户种植收入的影响很大一部分是通过作用于种植业技术效率施加的，其中介效应的影响占到34.99%。

基于以上主要研究结论，可以得出如下启示：第一，在大力实施乡村振兴战略与推动小农户和现代农业发展有机衔接的背景下，应积极引导并鼓励广大农户由传统多样化生产模式转向农作物的专业化生产，为农户增收创造新的增长点，助推乡村振兴战略目标的全面实现。第二，相较于平原和丘陵地区，提高落后山区农户的收入水平是实施乡村振兴战略的重点和难点，而农作物生产专业化对山区农户的种植收入具有更强的促进作用，据此，在推进农作物生产专业化的过程中应以山区为重点，结合“一村一品”强村富民工程并立足山区优势，因地制宜地精准种植具有当地特色的农作物，如入选“全国一村一品示范村”的湖北省恩施市大山顶村，农户们根据当地特殊地理条件和气候特点专业化种植“大山鼎”蔬菜，有效实现了增收致富。第三，种植业技术效率在农作物生产专业化影响农户种植收入中发挥了重要的中介效应，并且种植业技术效率水平的提高主要来源于管理方式等“软技术”的进步，所以应不断优化农业从业者结构，大力培育有文化、懂技术、善经营、会管理的新型职业农民与新型农业经营主体，从而更大程度地发挥农作物生产专业化的农业增收效果。

参 考 文 献

[1] 蔡昉，王美艳．从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战[J]．经济研究，2016，51（5）：14-26.

[2] 陈玉萍，丁士军，孙飞．新时代中国农业农村的发展困境与出路——基于邓小平农业“两个飞跃”理论的视角[J]．毛泽东邓小平理论研究，2018（3）：12-18，113.

[3] 张红宇．大国小农：迈向现代化的历史抉择[J]．求索，2019（1）：68-75.

[4] 杨小凯，黄有光．专业化与经济组织——一种新兴古典微观经济学框架[M]．北京：经济科学出版社，1999：23-46，185.

[5] 舒尔茨．报酬递增的源泉[M]．北京：北京大学出版社，2001：46.

[6] 艾利思．农民经济学：农民家庭农业和农业发展[M]．上海：上海人民出版社，2006：106，227.

[7] Raymond A B D. Detaching from agriculture? Field-

crop specialization as a challenge to family farming in Northern Côte d′Or, France[J]. Journal of Rural Studies, 2013, 32 (32): 283-294.

[8] Kim K, Chavas J P, Barham B, et al.. Specialization, diversification, and productivity: A panel data analysis of rice farms in Korea[J]. Agricultural Economics, 2012, 43 (6): 687-700.

[9] Rahman S, Kazal M M H. Whether crop diversification is energy efficient: An empirical analysis from Bangladesh[J]. Elsevier Ltd, 2015 (45): 745-754.

[10] Omamo S W. Farm-to-market transaction costs and specialisation in small-scale agriculture: Explorations with a non-separable household model[J]. Journal Of Development Studies, 1998, 35 (2): 152-163.

[11] Makate C, Wang R, Makate M, et al. Crop diversification and livelihoods of smallholder farmers in Zimbabwe: Adaptive management for environmental change [J]. Springerplus, 2016, 5 (1): 1-18.

[12] Mofya-mukuka R, Hichaambwa M. Livelihood effects of crop diversification: A panel data analysis of rural farm households in Zambia[J]. Food Security, 2018, 10 (6): 1449-1462.

[13] Mccord P F, Cox M, Schmitt-harsh M, et al. Crop diversi fi cation as a smallholder livelihood strategy within semi-arid agricultural systems near Mount Kenya[J]. Land Use Policy, 2015 (42): 738-750.

[14] Feliciano D. A Review on the contribution of crop diversification to sustainable development goal 1 "no poverty" in different world regions[J]. Sustainable Development, 2019, 27 (2): 1-14.

[15] Sambuichi R H R, Pereira R M, Galindo E P, et al. Production diversity and socioeconomic characteristics of household farms[J]. Journal of Agricultural Science, 2016, 8 (12): 50-60.

[16] 王留鑫，何炼成. 农业专业化分工：研究进展与述评[J]. 农林经济管理学报，2017，16 (3)：293-300.

[17] 罗必良. 农业家庭经营：走向分工经济[M]. 北京：中国农业出版社，2017：17.

[18] 石志恒，慕宏杰，晋荣荣. 种植业农户专业化指标体系构建及水平测度——以张掖市为例[J]. 中国农业资源与区划，2019，40 (4)：217-225.

[19] Pellegrini P, Tasciotti L. Crop diversification dietary diversity and agricultural income empirical evidence from eight developing countries[J]. Canadian Journal of Development Studies, 2014, 35 (2): 211-227.

[20] Wang X B, Huang J K, Rozelle S. Off-farm employment and agricultural specialization in China[J]. China Economic Review, 2017 (42): 155-165.

[21] Qin Y, Zhang X. The road to specialization in agricultural production: Evidence from rural China [J]. World Development, 2016 (77): 1-16.

[22] 文传浩. 经济学研究方法论：理论与实务[M]. 重庆：重庆大学出版社，2015：45.

[23] 杨小凯，张永生. 新兴古典经济学与超边际分析(修订版)[M]. 北京：社会科学文献出版社，2003：10-19.

[24] Huang J K, Rozelle S. Technological change: The rediscovery of the engine of productivity growth in China's rural economy[J]. Journal of Development Economics, 1996, 49 (2): 337-369.

[25] 黄季焜. 四十年中国农业发展改革和未来政策选择[J]. 农业技术经济，2018 (3)：6-17.

[26] 李婕，张兰婷. 农业前沿技术进步、技术效率和农民增收[J]. 世界农业，2019 (2)：70-76，107.

[27] 盛洪. 分工与交易：一个一般理论及其对中国非专业化问题的应用分析[M]. 上海：上海三联书店，1994：39-45.

[28] 杨小凯. 经济学：新兴古典与新古典框架[M]. 北京：社会科学文献出版社，2003：429-431.

[29] Latruffe L, Balcombe K, Davidova S, et al. Technical and scale efficiency of crop and livestock farms in Poland: Does specialization matter?[J]. Agricultural Economics, 2005, 32 (3): 281-296.

[30] 程竹，陈前恒. 种植专业化会提高小农生产技术效率吗[J]. 财经科学，2018 (9)：50-62.

[31] Mincer J. *Schooling, experience and earnings*[M]. New York: Columbia University Press, 1974: 15-32.

[32] Nguyen H Q. Analyzing the economies of crop diversification in rural vietnam using an input distance function [J]. Agricultural Systems, 2017 (153): 148-156.

[33] Reed W R, Ye H. Which panel data estimator should I use?[J]. Applied Economics, 2011, 43 (8): 985-1000.

[34] Firpo S, Fortin N M, Lemieux T. Unconditional quantile regressions[J]. Econometrica, 2009, 77 (3): 953-973.

[35] Baron R M, Kenny D A. The moderator - mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, Strategic and statistical considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51 (6): 1173-1182.

[36] Oster E. Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2019, 37 (2): 187-204.

[37] Zhao X H, Lynch J G, Chen Q M. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis[J]. Journal of Consumer Research, 2010, 27 (2): 197-206.

Crop production specialization, technical efficiency and farmers´ planting income

SUN Fei[1], CAO Shouhui[2], CHEN Yuping[2]

(1. *Party School of CPC Xuzhou Municipal Committee, Xuzhou* 221009, *China*; 2. *School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan* 430073, *China*)

Abstract: Based on the microscopic survey data of 866 farmers in Hubei province in 2016, it constructed the theoretical analysis framework of crop production specialization, technical efficiency, and farmers income, and made an emperical study on the average and heterogeneous effects of crop production specialization on farmers' planting income and the mediating effect of technical efficiency. The results show that the specialization has a significant promoting effect on farmers′ planting income, indicating that Chinese farmers's shift from the traditional "small and complete" planting mode to the specialization provides a new way for farmers to increase their income. The influence of specialization on farmers' planting income is obviously heterogeneous, which is mainly manifested in the stronger effect of agricultural income increase on high-income farmers and mountainous farmers. A large part of the effect is exerted by the technical efficiency of planting industry, and the mediating effect accounts for 34.99%. Therefore, we should actively guide and encourage farmers to transform from the traditional planting patterns to a specialized one,, stress the boosting role of technical efficiency, and cultivate new professional farmers who are literate, skilled in technology, good at operation and management in order to develop the agricultural increase effect of crop production specialization to greater extent.

Keywords: Crop production specialization; Planting income; Technical efficiency; Division of labor and specialization

（编辑：程俐萍）