

# 扶贫先扶志:转变经济态度 能否提升农户收入水平

唐林<sup>1,2</sup>, 罗小锋<sup>1,2</sup>, 杜三峡<sup>1,2</sup>, 闫阿倩<sup>1,2</sup>

(华中农业大学 1.经济管理学院;2.湖北农村发展研究中心,湖北 武汉 430070)

**摘要:**本文基于鄂、赣、浙三省农户的调研数据,采用内生转换模型(ESR)构建反事实框架估计经济态度对农户收入水平的影响,并在此基础上,进一步分析经济态度对不同群体收入效应影响的差异,以及经济态度影响农民收入水平的内在机制。研究表明:第一,51.1%的样本农户属于节余型经济态度,48.9%的样本农户持生活型经济态度。第二,总体来看,节余型经济态度的收入效应要显著高于生活型经济态度的收入效应,即在反事实的假设下,节余型农户若形成生活型经济态度,则其收入水平将下降34.45%,而生活型农户若形成节余型经济态度,则其收入水平将增加92.18%。第三,从群组差异来看,受教育程度较高、规模户、年轻组与男性的生活型农户的收入效应和收入水平要高于受教育程度较低、老龄组与女性的生活型农户。第四,经济态度还通过劳动力非农转移和劳动供给时间两条路径间接影响农户收入水平。

**关键词:**节余型经济态度;生活型经济态度;农民收入;劳动供给;非农转移

**中图分类号:**F323.8   **文献标识码:**A   **文章编号:**1673-9841(2022)05-0073-13

## 一、引言

我国农村经济取得了飞速发展的同时,农村内部的收入差距也在逐步扩大,农民收入分配趋于复杂化<sup>[1]</sup>。为了缩小农村收入差距,实现全面小康,党和政府制定了精准扶贫的重大战略,目前脱贫攻坚已取得全面胜利。然而,精准扶贫过程中,依然存在“虚假式”脱贫、“指标式”脱贫等现象,究其原因,更多的是部分农民缺少脱贫的志气,自觉脱贫的内生动力不足<sup>[2]</sup>,更有甚者,有的坐享其成。因此,有学者就提出了“扶贫先扶志”,即要转变农民的观念和态度,增强农民脱贫的勇气和信心<sup>[3]</sup>。也有学者认为贫穷的人更注重眼前的利益而做出短视的决定<sup>[4]</sup>,从而降低“扶志”的实际效果。那么,转变农民的观念和态度是否能够改变农户家庭的收入状况?对这一问题的探究,对进一步提高农户家庭收入水平,巩固脱贫攻坚的成果具有重要的意义。

农村发展的根本目的是提升农民收入水平。众多学者就如何提高农民收入水平等方面做了

**作者简介:**唐林,华中农业大学经济管理学院,博士研究生。

**通讯作者:**罗小锋,华中农业大学经济管理学院,教授,博士生导师。

**基金项目:**国家自然科学基金面上项目“信息不对称、技术推广服务与稻农采纳行为:基于生物农药的理论与实证研究”(72073048),项目负责人:罗小锋;国家社会科学基金重点项目“基于经济高质量发展的农业自然资源高效利用研究”(20AZD091),项目负责人:张俊飏;清华大学中国农村研究博士论文奖学金项目“从集中到分类:农户参与生活垃圾处理的福利变化及提升策略研究”(202105),项目负责人:唐林。

大量且卓有成效的研究,也为本文的研究提供了文献支撑。已有研究大体上从三个角度进行了有益的探索:一是从农业生产的角度,通过农村土地整治<sup>[5]</sup>、大力发展农村订单农业<sup>[6]</sup>、完善农村农业机械服务体系建设<sup>[7]</sup>、加速农地的流转<sup>[8]</sup>等方式推动农户收入的增长;二是从社会保障的角度,通过强化农村养老保险制度设计<sup>[9]</sup>、完善农村合作医疗服务体系<sup>[10]</sup>、加大农业补贴力度<sup>[11]</sup>等方式提升农户收入水平;三是从政策制度的角度,主张通过异地扶贫搬迁<sup>[12]</sup>、退耕还林还湿及生态公益林补偿<sup>[13-14]</sup>、实施精准扶贫政策<sup>[15]</sup>、农地确权<sup>[16]</sup>等制度设计改善农户收入状况。

通过对文献的归纳和梳理,不难发现已有研究无一不是强调外在因素的影响,重点研究外部条件改变所引起的农户家庭收入水平的变化。然而,已有研究忽略了农户家庭内部因素的改变所引起的家庭经济态度的变化。而且,从理论上讲,内因是事物发展的动力和源泉,外因通过内因起作用。外部条件的改变所导致的家庭收入变化,一定程度上也会通过改变家庭经济态度,进而影响家庭福利。农户家庭的经济态度是在一定的社会文化、家庭伦理、家庭资源禀赋等因素的作用下形成的<sup>[17]</sup>,会影响到家庭内的投入和产出以及内部资源的分配方式。那么,经济态度的差异是否会导致农户在劳动投入以及时间分配上也存在差异,进而对农户家庭的收入水平产生不同的影响?已有文献鲜有对农民经济态度进行研究,对农民经济态度的收入效应进行估计的文献更是寥寥无几。基于此,本文重点考虑农户内部因素,探究农民经济态度及其收入效应,通过构建实证模型评估经济态度对农户家庭收入水平的影响。相比于已有文献,本文的边际贡献是:其一,重点关注农户内部因素,定量分析了经济态度及其收入效应;其二,就经济态度对农民收入水平影响的作用机理进行了理论分析,并利用农户调研数据进行了实证检验。

## 二、逻辑线索:理论与模型

### (一)农民经济态度收入效应的机理分析

经济态度是指农民在满足自身闲暇欲望以及忍受劳动痛苦之间做出的权衡和选择<sup>[18]</sup>。在不同的经济态度下,农民会作出不同的经济行为和目标选择<sup>[17]</sup>,进而会产生不同的福利效应。费孝通等将农民的生活方式分为了两类<sup>[18]</sup>:一是忍受劳动带来的痛苦,但可以赚取更多收入进而创造将来可以享受的效用;二是享受当下的生活,享受闲暇。节余型经济态度属于第一种生活方式,是指农户家庭在资源配置中更加注重劳动生产和财富的积累,并通过减少日常闲暇时间来赚取更多财富,以应对各种突发事件(如大病)以及满足家庭将来的需求(子女升学、成家等)。而生活型经济态度则属于第二种,是指农户家庭在日常生产生活中享受较多的闲暇时光,保持较高的消费水平的高消费、高闲暇的生活方式。很明显,两种经济态度的农民对待劳动和闲暇的态度存在差异,节余型经济态度的主要特征是不计成本的劳动投入(包括数量和时间)并以收入(工资)为依据将劳动力投入到相关行业,闲暇对劳动的替代率较低<sup>[17]</sup>。而生活型经济态度的特征相反,闲暇对劳动的替代率较高。当然,生活型经济态度并非指农民完全不劳动,而是在完成必要的劳动之后,通过闲暇满足享受的需求。理论上,两种经济态度的农民在劳动与闲暇的时间分配、劳动力的行业选择等方面均存在差异,这势必会导致两类农户收入水平存在差异。具体来看,经济态度主要通过以下两条路径对农民收入产生影响。

其一,经济态度通过改变劳动力的行业选择,促使劳动力非农转移,从而对农户家庭收入产生影响。对节余型农户而言,为了积累更多的家庭财富,会选择收入相对较高的非农就业,以便赚取更多的收入。而对于生活型农户而言,在满足其基本生存需要的基础上,会选择从事劳动强度相对较低的农业生产(农业机械化的普及大大降低了农业劳动强度),增加获得闲暇的机会,从而提高家庭收入水平<sup>[19]</sup>。其二,经济态度通过改变农户在劳动与闲暇之间的时间分配,改变劳

动供给时间,进而影响家庭收入水平。根据 Becker 提出的家庭时间配置理论<sup>[20]</sup>,在个体总时间和可支配时间一定的情况下,个体会将时间分配为闲暇、市场劳动(本文包括农业劳动和非农劳动)以及家庭劳动。对节余型农户而言,为了积累家庭财富会增加劳动供给的时间和强度,以便获取更高的收入;而生活型农户,则会通过增加闲暇的时间来获得生活的满足和享受。

总体而言,中国农村家庭的经济行为有其特有的社会文化基础,而家庭经济态度在其中扮演着重要的角色<sup>[17]</sup>,并影响着家庭内部的资源配置,以实现劳动辛苦程度和需求满足程度的均衡<sup>[21]</sup>。节余型农户通常会增加劳动供给或从事收益更高的非农生产,以获取更高的收入;生活型农户则通常会增加闲暇时间来获得满足和享受。基于此,提出本文的研究假说:相较于生活型农户,节余型农户的家庭收入水平更高,且节余型农户的收入效应主要通过增加劳动力供给和促使劳动力非农转移实现。

## (二)模型设定

1. 经济态度对农民收入水平影响的模型设定。本文主要关注经济态度对农户家庭收入水平的影响。但由于无法同时观测同一农户在节余型经济态度和生活型经济态度两种情形下家庭收入状况,故不能直接估计经济态度对农户家庭收入的影响。农户形成何种经济态度并非是随机分配的,形成何种经济态度是农户在特定的社会环境和家庭资源禀赋条件下的自选择。而且还会存在一些不可观测的因素,同时影响着经济态度和家庭收入,比如农民的个人能力等。如果忽略该问题,则其结果是有偏差的。Miguel 等指出非随机的对照试验也无法得出反事实结果,很难区别可观测和不可观测因素导致的选择性偏误问题<sup>[22]</sup>。本文将使用 Maddala 提出的内生转换回归模型(ESR)来分析农民经济态度对家庭收入水平的影响<sup>[23]</sup>。该方法的优势在于能够同时考虑可观测因素和不可观测因素的影响。另外,该方法还考虑到了处理效应异质性的问题,能够考察各变量影响的差异,并实现反事实分析。

内生转换回归模型(ESR)实质上也是两阶段回归,第一阶段构建选择模型,主要考察农户经济态度的影响因素。本文构建如下的选择模型:

$$A_i = \gamma Z_i + \alpha I_i + \mu_i \quad (1)$$

式(1)中, $A_i$  表示农民经济态度的二元选择变量, $A_i = 1$  表示农民  $i$  是节余型经济态度, $A_i = 0$  表示农户  $i$  是生活型经济态度; $Z_i$  是外生解释变量向量,具体包括受访者个人特征、家庭特征和村庄特征,变量的设定和描述性统计结果如表 1 所示; $I_i$  是工具变量,用于模型的识别; $\gamma$  是待估参数; $\mu_i$  是随机干扰项。

第二阶段构建收入水平决定模型,主要考察经济态度对农户收入水平的影响。节余型农户和生活型农户对应的收入水平模型分别如下所示:

$$Y_{ia} = X_{ia}\beta_a + \epsilon_{ia}, \text{ if } A_i = 1 \quad (2)$$

$$Y_{in} = X_{in}\beta_n + \epsilon_{in}, \text{ if } A_i = 0 \quad (3)$$

(2)和(3)式中  $Y_{ia}$ 、 $Y_{in}$  分别表示节余型农户和生活型农户的收入水平; $X_{ia}$ 、 $X_{in}$  表示影响两类农户收入水平的因素; $\epsilon_{ia}$ 、 $\epsilon_{in}$  是随机扰动项。

2. 农民经济态度的收入效应的估计方法。为了更好地估计经济态度的收入效应,本文进一步运用反事实分析框架,通过比较真实情景与反事实假设情景下节余型农户和生活型农户收入水平的期望值,从而估计农民经济态度对收入水平影响的平均处理效应。

节余型农户的收入水平期望值:

$$E[Y_{ia} | A_i = 1] = X_{ia}\beta_a + \sigma_{ua}\lambda_{ia} \quad (4)$$

生活型农户的收入水平期望值:

$$E[Y_{in} | A_i = 0] = X_{in}\beta_n + \sigma_{un}\lambda_{in} \quad (5)$$

在反事实情况下的节余型农户在生活型态度下的收入水平期望值:

$$E[Y_{in} = 1] = X_{ia}\beta_n + \sigma_{un}\lambda_{ia} \quad (6)$$

反事实情况下的生活型农户在节余型态度下的收入水平期望值:

$$E[Y_{ia} | A_i = 0] = X_{in}\beta_a + \sigma_{ua}\lambda_{in} \quad (7)$$

由(4)式和(6)式,可以得到节余型农户收入水平的平均处理效应为:

$$ATT = E[Y_{ia} | A_i = 1] - E[Y_{in} | A_i = 1] = X_{ia}(\beta_a - \beta_n) + (\sigma_{ua} - \sigma_{un})\lambda_{ia} \quad (8)$$

类似地,生活型农户收入水平的平均处理效应为:

$$ATU_i = E[Y_{ia} | A_i = 0] - E[Y_{in} | A_i = 0] = X_{in}(\beta_a - \beta_n) + (\sigma_{ua} - \sigma_{un})\lambda_{in} \quad (9)$$

综上所述,本文将利用  $ATT_i$ 、 $ATU_i$  的平均值来估计两类农户经济态度对家庭收入水平的平均处理效应。

### 三、数据来源与变量选择

#### (一)数据来源

本研究使用的数据来源于课题组 2019 年 7—9 月对湖北省、江西省和浙江省开展的农户调查。使用该套数据的原因有以下四点:其一,地区经济发展水平<sup>①</sup>。该套数据包含了不同经济发展水平省份的农户样本,浙江省经济发展水平较高,湖北省处于中偏上水平,江西省的经济发展水平则相对较弱。其二,该套数据的翔实可靠程度较高。该数据调研样本遵循随机取样和分层抽样的原则总共收集了 3 省 6 县 850 户农户问卷。具体抽样方式如下:首先,依据经济发展水平状况选取湖北、江西和浙江 3 个省 6 个县;其次,依据各县统计年鉴的相关数据,在经济发展水平的高中低三个层次中分别选取 1~2 个乡镇,每个县共选取 4~5 个乡镇;再次,在每个乡镇选取 5~8 个行政村;最后依据村庄花名册,采用等距抽样的方式随机抽取 8~10 个农户。问卷内容包含详细的农户家庭基本特征、农业生产经营以及村庄基本情况等相关的各项数据。调研方式主要以接受过多次培训的研究生来组建团队开展农户一对一的问卷访谈,并由调查员根据农户的明确表述来填制问卷。数据处理时,剔除了问卷信息缺失过多、存在异常值以及前后答案不一致的劣质问卷,最终获得有效问卷 816 份。

#### (二)变量选择及描述统计

1. 被解释变量:经济态度和家庭年收入。根据文章模型的设定,实证分析中主要包括两个模型:经济态度决定模型和收入水平模型。模型的因变量分别为农户经济态度和收入水平。对于选择模型而言,已有研究主要是通过采用虚拟变量的形式衡量选择变量<sup>[19,24]</sup>。本文借鉴相关研究,采用同样的处理方式,即若农户的经济态度为节余型经济态度,则赋值为 1;若农户的经济态度为生活型经济态度,则赋值为 0。依据相关定义,本文设置的具体测量题项为“在日常生产生活中,您会利用闲暇的时间来赚取更多收益还是倾向于休闲娱乐?”若农户的回答为“赚取更多收益”,则属于节余型经济态度;若回答为“更倾向于休闲娱乐”,则属于生活型经济态度。

对于农户收入水平的测度,考虑到数据的可得性以及可靠性,本文选择了农户家庭年收入作为衡量农户收入水平的指标。从另一角度考虑,无论是农户的生活消费支出还是家庭成员闲暇状况等都在很大程度上取决于农户家庭收入水平<sup>[24]</sup>。因此,可以认为用家庭年收入衡量家庭收入状况是合理的。此外,还考虑到农户收入差距过大而导致样本方差过大的问题。本文借鉴陈

<sup>①</sup> 根据各省政府工作报告及统计年鉴数据整理排序而得。

前恒等的处理办法<sup>[25]</sup>,把农户家庭年收入进行对数化处理。

2. 解释变量:个人特征、家庭特征和村庄特征。在借鉴相关研究成果基础上<sup>[26-27]</sup>,本文选取受访者个人特征、家庭经营特征、村庄特征、地区虚拟变量等4类16个变量作为解释变量。其中,个人特征包括受访者的性别、年龄、健康状况、受教育程度、技术培训等变量;家庭经营特征变量包括政治身份、家庭总人口数、赡养比、社会网络、耕地面积、土壤肥力、购买农业机械服务等变量;村庄特征变量包括到乡镇距离和地形特征变量;地区虚拟变量主要以湖北省为参照,包括浙江省和江西省两个变量。需要说明的是,社会网络难以被直接观测,学者们往往用其他指标代理,本文主要参考焦克源等的处理办法<sup>[28]</sup>,通过探索性因子分析从四个指标中提取了一个公因子,其中四个指标均用李克特五分量表测度。

3. 工具变量:村庄氛围。为了更好地解决存在的内生性问题,以及更好地识别模型,本文选取了村庄劳动力外出务工氛围(以下简称“村庄氛围”)作为工具变量。选取该变量作为工具变量的原因是,中国农村社会是一个熟人社会,村民长期的日常生活和交往中,逐渐形成一种社会风气、习俗和社会文化<sup>[29]</sup>。生活在村庄的农民会不自觉地受到村庄氛围和文化的影响。村庄休闲和劳动的氛围对农户的经济态度具有直接的影响,若村庄保持着浓厚的劳动氛围,则农民形成节余型经济态度的概率会显著提高,反之亦然。但同时村庄的氛围又不直接影响农民的家庭收入。依据这一逻辑并结合经济态度的概念,若村庄劳动力外出务工的氛围浓厚,则农民形成节余型经济态度选择外出务工的可能性更大。钱龙等采用村庄层面的外出务工率作为外出务工的工具变量<sup>[30]</sup>。本文参照其研究,选择村庄劳动力外出务工氛围作为经济态度的工具变量。各变量的定义及描述性统计结果如表1所示。

表1 变量定义及描述性统计结果

| 变量名称     | 含义                                           | 节余型农户  | 生活型农户  | 差异        |
|----------|----------------------------------------------|--------|--------|-----------|
|          |                                              | 均值     | 均值     |           |
| 经济态度     | 农户更倾向于劳动还是闲暇:节余型经济态度(倾向劳动)=1,生活型经济态度(倾向闲暇)=0 | 1      | 0      | —         |
| 农户收入水平   | 家庭年收入(万元)取对数                                 | 2.235  | 1.419  | 0.816***  |
| 性别       | 男性=1;女性=0                                    | 0.815  | 0.737  | 0.078***  |
| 年龄       | 受访者实际年龄(岁)                                   | 55.288 | 59.263 | -3.975*** |
| 健康状况     | 很差=1,较差=2,一般=3,较好=4,很好=5                     | 4.055  | 3.802  | 0.253***  |
| 受教育程度    | 受访者受教育年限(年)                                  | 7.777  | 6.571  | 1.206***  |
| 技术培训     | 是否接受了技术培训:是=1,否=0                            | 0.559  | 0.378  | 0.181***  |
| 政治身份     | 家中是否有党员或村干部:是=1,否=0                          | 0.146  | 0.098  | 0.048**   |
| 家庭总人口数   | 家庭总人数数量(人)                                   | 4.837  | 5.121  | -0.284*   |
| 赡养比      | 60岁以上老人和6岁以下儿童占家庭总人口中的比重                     | 0.337  | 0.383  | -0.046*   |
| 社会网络     | 根据因子分析计算而得                                   | 0.004  | -0.003 | 0.007     |
| 耕地面积     | 家庭经营的耕地面积(亩)                                 | 81.604 | 24.289 | 57.315*** |
| 土壤肥力     | 很差=1,较差=2,一般=3,较好=4,很好=5                     | 3.372  | 3.351  | 0.021     |
| 购买农业机械服务 | 家庭是否购买农业机械服务:是=1,否=0                         | 0.808  | 0.897  | -0.089*** |
| 到乡镇距离    | 农户住处到乡镇的距离(km)                               | 5.095  | 4.879  | 0.216     |
| 地形特征     | 山地=1,丘陵=2,平原=3                               | 2.278  | 2.213  | 0.065***  |
| 浙江省      | 浙江省=1,其他=0                                   | 0.163  | 0.083  | 0.080***  |
| 江西省      | 江西省=1,其他=0                                   | 0.168  | 0.331  | -0.163*** |
| 村庄氛围     | 村庄劳动力外出务工氛围是否浓厚:是=1,否=0                      | 0.228  | 0.158  | 0.070**   |
| 样本量      | —                                            | 417    | 399    | —         |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著;下同

四、实证结果与分析

(一)农民经济态度与农民收入模型联立估计

表 2 汇报了农民经济态度决定模型与农户收入模型联立估计的结果,其中两阶段方程独立性 LR 检验在 1%的显著性水平上拒绝了选择模型和结果模型相互独立的原假设。 $\rho_{ua}$  和  $\rho_{un}$  分别是经济态度决定模型和节余型农户收入模型、生活型农户收入模型随机误差项的相关系数。表 3 中的结果表明,两个相关系数均在 1%的显著性水平上显著,说明样本存在自选择问题,需要对此进行纠正,也说明了采用 ESR 模型是合理的。

1. 农户经济态度决定模型估计结果。表 2 经济态度决定模型结果显示,个人特征中,性别对经济态度具有正向影响,即男性农户相比于女性,属于节余型经济态度的概率更高。这是因为男性劳动力是家庭收入的主要来源,男性需要付出更多的劳动,赚取更多收入,以便更好地承担较重的家庭负担,因而男性农户更有可能持有节余型经济态度。年龄变量对经济态度具有正向影响,即年龄越大的农户越有可能持有节余型经济态度。现阶段农村的老年人大多经历过战乱、饥荒等岁月,生活习惯于勤俭节约<sup>[31]</sup>,而且农村养老和社会保障体系不完善,农村青壮年大量外流,这些都加大了农村老年人的劳动压力<sup>[32]</sup>。

表 2 农民经济态度决定模型与农户收入模型联立估计结果

| 变量              | 经济态度决定模型  |       | 农户收入模型     |       |           |       |
|-----------------|-----------|-------|------------|-------|-----------|-------|
|                 |           |       | 节余型农户      |       | 生活型农户     |       |
|                 | 系数        | 标准误   | 系数         | 标准误   | 系数        | 标准误   |
| 性别              | 0.271**   | 0.109 | 0.004      | 0.117 | 0.199     | 0.129 |
| 年龄              | 0.028***  | 0.006 | -0.011     | 0.007 | -0.008    | 0.007 |
| 健康状况            | 0.036     | 0.053 | 0.228***   | 0.051 | 0.183***  | 0.062 |
| 受教育程度           | 0.019     | 0.015 | 0.012      | 0.015 | 0.012     | 0.018 |
| 技术培训            | 0.072     | 0.097 | 0.431***   | 0.096 | 0.360***  | 0.117 |
| 政治身份            | 0.063     | 0.146 | -0.158     | 0.122 | 0.221     | 0.182 |
| 家庭总人口数          | -0.043**  | 0.052 | 0.130***   | 0.021 | 0.109***  | 0.025 |
| 赡养比             | -0.131    | 0.135 | -0.327***  | 0.109 | -0.503*** | 0.178 |
| 社会网络            | -0.011    | 0.046 | -0.049     | 0.043 | -0.028    | 0.054 |
| 耕地面积            | 0.157***  | 0.052 | 0.018***   | 0.005 | 0.019**   | 0.008 |
| 土壤肥力            | -0.044    | 0.052 | 0.019      | 0.049 | -0.066    | 0.062 |
| 购买农业机械服务        | -0.229*   | 0.129 | 0.524***   | 0.108 | -0.414**  | 0.164 |
| 到乡镇距离           | -0.001    | 0.01  | -0.014     | 0.009 | -0.002    | 0.012 |
| 地形特征            | 0.344***  | 0.112 | 0.572***   | 0.121 | 0.620***  | 0.133 |
| 浙江省             | -0.086    | 0.161 | 0.605***   | 0.142 | 0.056     | 0.197 |
| 江西省             | -0.501*** | 0.107 | 0.004      | 0.141 | -0.735*** | 0.126 |
| 村庄氛围            | 0.197**   | 0.083 | —          | —     | —         | —     |
| 常数项             | 1.086**   | 0.534 | 0.047      | 0.489 | 1.921***  | 0.641 |
| $ln\sigma_{ua}$ | —         | —     | 0.231***   | 0.038 | —         | —     |
| $\rho_{ua}$     | —         | —     | 0.174***   | 0.067 | —         | —     |
| $ln\sigma_{un}$ | —         | —     | —          | —     | 0.218***  | 0.053 |
| $\rho_{un}$     | —         | —     | —          | —     | -2.069*** | 0.233 |
| 卡方              |           |       | 257.220*** |       |           |       |
| LR              |           |       | 49.340***  |       |           |       |
| Log likelihood  |           |       | -1 468.333 |       |           |       |
| 样本量             |           |       | 816        |       |           |       |

家庭特征中,家庭总人口数越多,则农户属于生活型经济态度的可能性越大。家庭总人口越多也就意味着家庭劳动力越多,则赚取收入的人口越多,家庭经济条件相对更好,进而农民持有

生活型经济态度的可能性越大。描述新统计结果也显示了属于生活型经济态度的农户家庭总人口更多。耕地面积显著正向影响农民的经济态度,越多的耕地面积意味着家庭劳动力确定的情况下,劳动力需要付出更多的劳动(减少闲暇的时间)来经营耕地,这也意味着农户越有可能持有节余型经济态度。购买农业机械服务显著负向影响农民的经济态度,即购买农业机械服务的农户持有生活型经济态度的概率更高。理论上机械化可以通过提高生产效率、降低成本影响农户收入,同时实现对劳动力的替代<sup>[33-34]</sup>。机械替代劳动力进行农业生产,则农民会拥有更多的闲暇时间。

村庄特征中,地形特征对农民经济态度产生了显著正向影响,即平原地区的农民更容易形成节余型的经济态度,而山地、丘陵地区的农民更易形成生活型的经济态度。贺雪峰指出平原地区的村庄结构主要是以“小亲族”为基础的分裂型村庄,而山地、丘陵等地区会形成原子化<sup>①</sup>程度较高的分散型村庄<sup>[29]</sup>。在分裂型村庄结构中,存在着“代际剥削”<sup>②</sup>,在子代成家立业后,父代为了帮助子代减轻压力,仍然会辛勤劳动<sup>[17]</sup>。而在分散型村庄结构中的“代际剥削”相对较弱,在子代成家后,父代开始积攒养老费用,追求独立生活,享受闲暇。

在工具变量方面,结果显示村庄氛围对农民经济态度有显著的正向影响,即村庄劳动氛围越浓厚,则农户越有可能形成节约型经济态度,工具变量满足了相关性条件。Cragg-Donald Wald F 统计量的值为 16.38,表明工具变量是弱工具变量的可能性较小。但 Hansen J 统计量为 0,说明模型是恰好识别的,在恰好识别的情况下无法直接检验工具变量的外生性。为了更好地验证工具变量的有效性,本文借鉴唐林等的处理办法进行“排他性检验”<sup>[7]</sup>。在纳入控制变量的前提下,本文分别将工具变量和家庭年收入、工具变量和经济态度与家庭年收入进行回归。结果显示,单独的回归中,工具变量对家庭年收入的影响在 5% 的统计水平上显著,但在纳入经济态度变量后,工具变量的影响不显著。这表明工具变量仅通过经济态度影响农户家庭收入,说明工具变量满足有效性条件。

2. 农户收入模型估计结果分析。个人特征中,健康状况与技术培训对节余型农户和生活型农户的家庭年收入均有显著的正向影响。健康状况越好的农户会增加劳动供给,其就业参与也会明显提高。这与廖宇航的研究结论基本一致<sup>[35]</sup>。相应的,劳动供给的增加和就业参与的提高,均会使农民获得高收入的可能性增加。技术培训是劳动力人力资本积累的重要途径,对有效带动农民增收和农村减贫具有重要作用<sup>[36]</sup>。参与技术培训的农民会有意识地按照更有生产效率的劳动分工水平进行分工,也会在科技进步的背景下,率先使用先进技术,提高劳动生产率,进而增加农民收入。

家庭特征方面,家庭总人口数、耕地面积和购买农业机械服务对节余型农户和生活型农户的家庭年收入均有显著的正向影响,而赡养比则对节余型农户和生活型农户的家庭年收入有显著的负向影响。家庭总人口越多也就意味着家庭劳动力越多,则赚取收入的人口越多,家庭经济条件相对更好。耕地资源是农民赖以生存和发展的物质基础,耕地面积越大,农业生产越容易形成规模经营,产生规模效应;从风险的角度来看,耕地面积越大,农户可以开展多样化经营,从而降低了各种风险对农业生产的影响,相应地获取高收入的可能性增加。购买农业机械服务能够显著提高农户家庭收入。这是因为购买机械服务能够提高生产效率,减少劳动时间,提高农业生产产出<sup>[37]</sup>。而且机械生产能够提高生产率,节约劳动。农户将节约的劳动用于其他农业生产或者

---

① 原子化是单位制度变迁过程中社会联结状态发生变化的过程。在农村社会中比较准确的是农民的原子化,这是对农民分散状态的形象化说法。这一方面描述了农民的生活状态,另一方面与传统社会而言,由“团结性”走向“分散性”。

② 代际剥削是指农民家庭内部的代际不平衡,即父代对子代拥有无限的责任和义务,而子代对父代只是有限的责任和义务。

外出务工,进而赚取更多收入。赡抚比是家庭负担的重要体现<sup>[38]</sup>,一方面老人的赡养和儿童的抚养需要花费大量的资金,这会影响到农户家庭可支配收入的分配,另一方面在家赡养老人和抚养儿童不仅给年轻人带来了较大的时间成本,而且还会限制年轻人生产行为的选择,不能外出从事收入较高的非农生产。

村庄特征中,地形特征对节余型农户和生活型农户的家庭年收入均有显著的正向影响,即平原地区的农户家庭年收入要显著高于山地、丘陵地区的农户收入。可能的解释是平原地区地势较平坦,道路、农田水利等基础设施较为完善,有利于机械化耕作。而山地和丘陵地区大宗农产品产量及其商品率相对较低,致使农户农业经营收入偏低<sup>[39]</sup>,而且山区基础设施落后,制约了农业机械化的发展,进而降低了农民收入。此外,由于地区的异质性,浙江省节余型农户的家庭年收入要显著高于湖北省节余型农户家庭年收入,而江西省生活型农户的家庭年收入要显著低于湖北省生活型农户。这是因为,浙江省的经济发展水平更高,劳动力的工资水平相对较高,节余型农户从事生产活动所获得的报酬也相对较高。对于江西省生活型农户而言,在经济发展水平低于湖北省,工资水平也相对较低的情况下,减少劳动只会使得收入差距加大。

(二)经济态度对农民收入影响的处理效应分析

表 3 汇报了节余型农户和生活型农户的收入水平的处理效应估计结果。其中,(a)和(d)情形分别表示节余型农户和生活型农户收入水平的事实结果;(c)和(b)情形分别表示节余型农户和生活型农户收入水平的反事实结果。表 3 的结果表明,农民经济态度对家庭年收入有显著的正向处理效应,通过了 1%的显著性水平检验。在反事实的假设下,节余型农户若形成生活型经济态度,则其收入水平将下降 0.77,下降 34.45%。而生活型农户若形成节余型经济态度,则其收入水平将增加 1.308,增加 92.18%。这说明,节余型经济态度的收入效应更高。

表 3 经济态度对农户收入影响的平均处理效应

| 农户类别  | 节余型经济态度  | 生活型经济态度  | ATT      | ATU      |
|-------|----------|----------|----------|----------|
| 节余型农户 | (a)2.235 | (c)1.465 | 0.770*** | —        |
| 生活型农户 | (b)2.727 | (d)1.419 | —        | 1.308*** |

注:\*\*\*表示在 1%的统计水平上显著,ATT、ATU 分别表示节余型农户和生活型农户的平均处理效应

(三)稳健性检验

为了保证估计的稳健性,本文采用了工具变量法来解决可能存在的内生性问题,同时采用倾向得分匹配法(PSM)计算经济态度收入效应的平均处理效应,以此来作稳健性检验。其结果显示<sup>①</sup>,用工具变量法解决内生性问题后,经济态度对家庭年收入仍然产生了显著的正向影响,即节余型经济态度的收入效应较强。通过 PSM 方法计算的平均处理效应也在 1%的统计水平上显著,表明经济态度对农户收入水平的平均处理效应有显著正向影响。因此,稳健性检验结果表明本文的估计结果是稳健的。

五、进一步讨论:农民经济态度收入效应的机制分析

(一)农民经济态度收入效应的群组差异性分析

由于资源禀赋分配的不平等,使得农户的异质性普遍存在。资源禀赋的个体差异导致个体农户面临着不同的约束条件,进而作出不同的行为选择。为了更好地分析不同群体农户经济态度对收入水平影响的差异性,本文进一步以性别、年龄、受教育程度以及耕地面积为依据对农户进行分组。需要说明的是,本文参考相关研究的做法将受访者年龄在 60 岁以上的农户定义为

① 限于篇幅,本文未汇报稳健性检验的详细结果,如果需要,可向作者索取。

“老龄组农户”,将年龄在 60 岁及以下的农户定义为“年轻组农户”<sup>[40]</sup>。受教育程度借鉴曾亿武等的做法<sup>[41]</sup>,以全样本农户受教育程度均值为依据,分为“大于均值”和“小于均值”两组进行分析。就耕地面积而言,以经营规模 30 亩为划分标准,将农户自主经营规模在 30 亩以下的定义为小农户,30 亩及以上的定义为规模户。表 4 汇报了不同群体农户经济态度收入效应的测算结果。

表 4 农民经济态度收入效应的群组差异的比较结果

|       | 类型   |       | 节余型经济态度 | 生活型经济态度 | ATT      | ATU      |
|-------|------|-------|---------|---------|----------|----------|
| 性别    | 男性   | 节余型农户 | 2.965   | 2.276   | 0.689*** | —        |
|       |      | 生活型农户 | 2.823   | 1.467   | —        | 1.356*** |
|       | 女性   | 节余型农户 | 2.257   | 1.261   | 0.996*** | —        |
|       |      | 生活型农户 | 2.304   | 1.279   | —        | 1.025*** |
| 年龄    | 老龄组  | 节余型农户 | 2.063   | 1.055   | 1.008*** | —        |
|       |      | 生活型农户 | 2.354   | 1.294   | —        | 1.060*** |
|       | 年轻组  | 节余型农户 | 2.942   | 2.311   | 0.631*** | —        |
|       |      | 生活型农户 | 2.891   | 1.522   | —        | 1.369*** |
| 受教育程度 | 小于均值 | 节余型农户 | 2.071   | 1.243   | 0.828*** | —        |
|       |      | 生活型农户 | 2.428   | 1.347   | —        | 1.081*** |
|       | 大于均值 | 节余型农户 | 3.003   | 2.358   | 0.645*** | —        |
|       |      | 生活型农户 | 2.949   | 1.523   | —        | 1.426*** |
| 耕地面积  | 小农户  | 节余型农户 | 2.767   | 1.967   | 0.800*** | —        |
|       |      | 生活型农户 | 2.456   | 1.343   | —        | 1.113*** |
|       | 规模户  | 节余型农户 | 3.131   | 2.543   | 0.588*** | —        |
|       |      | 生活型农户 | 3.038   | 1.682   | —        | 1.356*** |

注:\*\*\*表示在 1%的统计水平上显著,ATT、ATU 分别表示各类型节余型农户和生活型农户的平均处理效应

表 4 的结果显示,受教育程度较高、年轻组与男性的生活型农户的收入效应和收入水平要高于受教育程度较低、老龄组与女性的生活型农户。受教育程度、性别与年龄都是农户家庭人力资本的重要指标,是农户行为决策的重要依据,不仅决定了农民的经济态度,也对农户家庭收入具有重要影响。男性在身体素质、劳动体能以及信息获取等方面较女性具有优势,进而会使男性较女性更易获取就业机会。受传统观念的影响,女性或多或少受到了传统“男主外、女主内”等思想的束缚,一定程度上抑制了女性的劳动供给与职业选择。张川川等的研究也表明了受传统思想影响较重的地区,女性从业概率和工资收入均较低<sup>[42]</sup>。所以,生活型的男性农户一旦形成节余型经济态度,则其劳动获得的收入变化要大于生活型的女性农户。与年轻农户相比,老龄农户的身体状况、知识体系、认知能力和学习能力均较差<sup>[43]</sup>,严重影响了劳动生产率,进而影响农业产出效益。所以,生活型的年轻农户一旦形成节余型经济态度,则其劳动获得的收入变化要大于生活型的老龄农户。教育是农民身份转换的“通行证”,首先教育通过影响农村劳动力的流动进而对收入产生影响。其次,受教育程度的提高意味着知识水平的提升和能力的提高,为获取更高收入提供了可能。最后,教育具有溢出效应,尤其是高等教育的溢出效应更大,对收入的影响也更大。而且教育扶贫具有累积效应,受教育年限的增加会增强教育扶贫效果,提高收入水平<sup>[44]</sup>。所以,生活型的较高受教育程度农户一旦形成节余型经济态度,则其劳动获得的收入变化要大于生活型的受教育程度较低农户。耕地面积的多寡意味着家庭物质资本的积累程度大小,拥有更多的土地则意味着拥有更多的财产。家庭经营的耕地面积越大,意味着农户拥有更多的赚取收入的物质资源。所以,生活型的规模户一旦形成节余型经济态度,则其劳动获得的收入变化要大于生活型小农户。

## (二)经济态度对农民收入影响的机制分析

通过理论分析,经济态度会决定农民劳动的供给状态,进而影响农民收入。这种对农民收入的影响可能通过两条路径:一是经济态度会改变农民的劳动供给方式,即促进或者抑制劳动力的非农转移,进而影响农户家庭收入水平和结构;二是经济态度会通过改变农民劳动供给时间,进而影响农户家庭收入水平。

1. 劳动非农转移路径的中介效应检验。首先检验经济态度是否通过改变劳动供给方式而影响农民收入水平。其中,被解释变量为家庭年收入,解释变量为经济态度,中介变量为劳动力非农转移。需要说明的是,本文具体将劳动力在户籍所在村或以外地区从事与农业生产无关的情况视为劳动力非农转移。本文借鉴仇童伟等的研究<sup>[45]</sup>,以家庭非农转移劳动力的人数占家庭劳动力总人数的比重来衡量。理论上来说,如果劳动力非农转移的中介效应显著,则可认为经济态度对农民收入影响是通过劳动力非农转移路径产生的。表5汇报了影响机制的估计结果,方程(1)的结果说明经济态度对农户家庭年收入具有显著的直接作用。方程(2)的结果表明经济态度对劳动力非农转移有显著的正向影响,即节余型经济态度的农户更加倾向于非农转移,生活型经济态度的农户则倾向于农业生产。方程(3)的结果表明在控制了经济态度变量后,两个变量均对家庭年收入产生了显著的正向影响,初步说明了劳动力非农转移的中介作用是存在的。在此基础上,借鉴温忠麟等总结的检验方法<sup>[46]</sup>,对中介效应进行检验,结果表明存在部分中介作用,且中介效应占总效应的比重为0.179<sup>①</sup>。这意味着,样本区域内经济态度对农民收入的影响大约有17.9%是通过劳动力非农转移的中介作用来实现的。

表5 经济态度对农民收入的影响机制

| 变量                | 劳动非农转移路径            |                     |                     | 劳动供给时间路径            |                     |                     |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                   | 方程(1)               | 方程(2)               | 方程(3)               | 方程(4)               | 方程(5)               | 方程(6)               |
|                   | 家庭年收入               | 劳动力非农转移             | 家庭年收入               | 家庭年收入               | 劳动供给时间              | 家庭年收入               |
| 经济态度              | 0.549***<br>(0.062) | 0.457***<br>(0.102) | 0.579***<br>(0.062) | 0.549***<br>(0.062) | 2.615***<br>(0.127) | 0.583***<br>(0.076) |
| 劳动力非农转移           | —                   | —                   | 0.216***<br>(0.067) | —                   | —                   | —                   |
| 劳动供给时间            | —                   | —                   | —                   | —                   | —                   | 0.064***<br>(0.014) |
| 控制变量              | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 |
| F统计量              | 51.030***           | —                   | 48.650***           | 51.030***           | 35.950***           | 47.400***           |
| 调整的R <sup>2</sup> | 0.444               | —                   | 0.451               | 0.444               | 0.358               | 0.443               |
| 卡方                | —                   | 147.040***          | —                   | —                   | —                   | —                   |
| 样本量               | 816                 | 816                 | 816                 | 816                 | 816                 | 816                 |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著;括号内的为标准误

2. 劳动供给时间路径的中介效应检验。其次检验经济态度是否会通过改变农民劳动供给时间,进而影响农户家庭收入水平。其中,被解释变量为家庭年收入,解释变量为经济态度,中介变量为劳动力供给时间。需要说明的是,以往文献主要通过劳动供给时间或是否参与劳动市场来测量劳动供给<sup>[47]</sup>。本文借鉴已有的方法,用劳动供给时间来表征劳动供给,具体通过询问农民“过去一年,您进行劳动生产(包括农业生产和非农生产)的时间(月)?”来测量。理论上,节余型农户更倾向于劳动,则其劳动供给时间要多于生活型农户,在其他条件不变的情况下,其收入也应当高于生活型农户的收入。表5方程(4)的结果说明经济态度对农户家庭年收入具有显著

① 计算公式为:(0.457 \* 0.216) / 0.549 ≈ 0.179。

的直接作用。方程(5)的结果说明经济态度对劳动供给时间有显著的正向影响,即节余型经济态度的农户劳动供给时间越多,生活型经济态度的农户劳动供给时间越少。方程(6)的结果表明在控制了经济态度变量后,两个变量均对家庭年收入产生了显著的正向影响,初步说明了劳动供给时间的中介作用是存在的。在此基础上,对中介效应进行检验,结果表明同样存在部分中介作用,且中介效应占总效应的比重为0.305<sup>①</sup>。这意味着,样本区域内经济态度对农民收入的影响大约有30.5%是通过劳动供给时间的中介作用来实现的。

## 六、结论与启示

本文基于农户内部因素视角,利用鄂、赣、浙三省农户的调研数据,采用内生转换模型(ESR),实证检验了经济态度对农户收入水平的影响,并在反事实框架下探究了节余型经济态度和生活型经济态度收入效应的绝对水平和相对水平的影响效果。研究结果表明:第一,51.1%的样本农户属于节余型经济态度,48.9%的样本农户持生活型经济态度;第二,总体来看,节余型经济态度的收入效应要显著高于生活型经济态度的收入效应,即在反事实的假设下,节余型农户若形成生活型经济态度,则其收入水平将下降34.45%,而生活型农户若形成节余型经济态度,则其收入水平将增加92.18%;第三,经济态度收入效应存在着禀赋差异,受教育程度较高、年轻组与男性的生活型农户的收入效应和收入水平要高于受教育程度较低、规模户、老龄组与女性的生活型农户;第四,受访者性别、年龄、耕地面积以及地形特征对农民经济态度具有正向促进作用,而家庭总人口数、购买农业机械服务以及村庄氛围对农民经济态度有显著抑制作用;第五,经济态度对农户收入水平既具有显著的直接作用,也通过劳动力非农转移和劳动供给时间的部分中介作用间接影响农户收入水平,两种路径的中介效应占总效应的比重分别为17.9%和30.5%。

虽然我国已经取得脱贫攻坚的全面胜利,但为了防止农户返贫,需要转变农户的发展观念和经济态度,提高精准扶贫的成效,提高农户收入。本文认为:一方面,节余型农户的收入水平要高于生活型农户的收入水平。因此,需要充分发挥政府部门及基层党员干部宣传、教育和引导的作用,促使农民经济态度的转变,即强化舆论宣传,倡导并弘扬艰苦奋斗的优良传统,宣传社会主义核心价值观;开展扶志教育,帮助农民树立积极向上的精神,培养自力更生意识;加强思想引导,积极引导农民转变发展观念,树立艰苦奋斗的精神,充分激发农民的内生动力。另一方面,在农民态度转变的基础上,要为农民增收创造良好的社会环境和条件。具体而言,节余型经济态度会促使农民非农转移和增加劳动供给,因此需要进一步消除农村劳动力非农转移的制度性屏障和非制度性阻碍。政府应该建立和完善农民就业信息服务平台,拓宽农民转移就业渠道,同时加大对农民的技能培训,提高农民的就业能力和综合素质,促使农民高质量就业。最后应该进一步完善农村社会保障体系,加强农村医疗卫生、教育以及养老的保障体系建设,为农民解决后顾之忧。

### 参考文献:

- [1] 魏后凯,黄秉信. 中国农村经济形势分析与预测(2016—2017)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2017.
- [2] 王宇. 统筹扶志与扶智在精准扶贫中的关系[J]. 人民论坛,2019(20):66-67.
- [3] 孙哈霖,王倩茹,刘新智. 教育对欠发达地区脱贫群体生计可持续的影响研究——基于货币效应与非货币效应的分析[J]. 西南大学学报(社会科学版),2021,47(6):51-63.
- [4] SHAHA A K, MULLAINATHAN S, SHAFIR E. Some consequences of having too little [J]. Science, 2012(6107):682-685.
- [5] 张超正,杨钢桥. 农地整治何以促进农户收入增加——基于整治模式和地貌类型的异质分析[J], 自然资源学报,2021(12):3114-3130.

---

<sup>①</sup> 计算公式为:(2.615 \* 0.064)/0.549≈0.305。

- [6] 郑黎阳,张心灵. 订单农业参与行为能否提升农户经济获得感[J]. 干旱区资源与环境,2021(5):22-27.
- [7] 唐林,罗小锋,张俊飏. 购买农业机械服务增加了农户收入吗——基于老龄化视角的检验[J]. 农业技术经济,2021(1):46-60.
- [8] 高静,王志章,龚燕玲,等. 土地转出何以影响小农户收入:理性解释与千份数据检验[J]. 中国软科学,2020(4):70-81.
- [9] 杨晶,邓悦. 中国农村养老保险制度对农户收入不平等影响研究[J]. 数量经济技术经济研究,2020,37(10):83-100.
- [10] 于长永. 农民对新型农村合作医疗的福利认同及其影响因素[J]. 中国农村经济,2012(4):76-86.
- [11] 杨丹,王晓丽,唐羽. 农业补贴、农户增收与收入不平等[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2020(5):60-70.
- [12] 朱永甜,余劲. 易地扶贫搬迁对农户收入及收入差距的影响——基于陕南三市 1680 份农户数据[J]. 资源科学,2021(10):2013-2025.
- [13] 谢晨,张坤,王佳男,等. 退耕还林动态减贫:收入贫困和多维贫困的共同分析[J]. 中国农村经济,2021(5):18-37.
- [14] 李军龙,邓祥征,张帆,等. 激励相容理论视角下生态公益林补偿对农户的增收效应——以福建三明为例[J]. 自然资源学报,2020(12):2942-2955.
- [15] 李玉山,卢敏,朱冰洁. 多元精准扶贫政策实施与脱贫农户生计脆弱性——基于湘鄂渝黔毗邻民族地区的经验分析[J]. 中国农村经济,2021(5):60-82.
- [16] 许恒周,牛坤在,王大哲. 农地确权的收入效应[J]. 中国人口·资源与环境,2020(10):165-173.
- [17] 袁明宝. 节余与生活:当前农民家庭经济态度的类型分析[J]. 社会科学论坛,2016(10):205-213.
- [18] 费孝通,张之毅. 云南三村[M]. 天津:天津人民出版社,1990.
- [19] 段培,王礼力,罗剑朝. 种植业技术密集环节外包的个体响应及影响因素研究——以河南和山西 631 户小麦种植户为例[J]. 中国农村经济,2017(8):29-44.
- [20] BECKER G S. A theory of the allocation of time [J]. The economic journal, 1965(299):493-517.
- [21] 恰亚诺夫. 农民经济组织[M],萧正洪,译. 北京:中央编译出版社,1996.
- [22] MIGUEL E, KREMER M. Worms:identifying impacts on education and health in the presence of treatment externalities [J]. Econometrica, 2004(1):159-217.
- [23] MADDALA G S. Limited dependent and qualitative variables in econometrics [M]. Cambridge, UK:Cambridge university press, 1983.
- [24] 杨志海. 生产环节外包改善了农户福利吗? ——来自长江流域水稻种植农户的证据[J]. 中国农村经济,2019(4):73-91.
- [25] 陈前恒,林海,吕之望. 村庄民主能够增加幸福吗? ——基于中国中西部 120 个贫困村 1800 个农户的调查[J]. 经济学(季刊),2014(2):723-744.
- [26] GILLESPIELL J, NEHRING R, SANDRETTO C, et al. Forage outsourcing in the dairy sector:the extent of use and impact on farm profitability [J]. Agricultural and resource economics review, 2010(3):399-414.
- [27] MA W L, RENWICK A, GRAFTON Q. Farm machinery use, off-farm employment and farm performance in China [J]. Australian journal of agricultural and resource economics, 2018(2):279-298.
- [28] 焦克源,陈晨. 社会资本对农村贫困代际传递影响机制研究[J]. 中国人口·资源与环境,2020(4):166-176.
- [29] 贺雪峰. 新乡土中国[M]. 北京:北京大学出版社,2013.
- [30] 钱龙,张忠明,李宁. 外出务工对留守人员农业劳动供给的影响——基于 CFPS2012 的实证分析[J]. 中国农业大学学报,2018(2):169-181.
- [31] 原新,刘志晓. 中国老年人储蓄对家庭消费的影响——基于 CHARLS 面板数据的分析[J]. 人口与经济,2020(2):26-36.
- [32] 谭娜,周先波. 中国农村老年人“无休止劳动”存在吗? ——基于年龄和健康对劳动供给时间影响的研究[J]. 经济评论,2013(2):19-29.
- [33] LIU Y M, HU W Y, JETTE-NANTEL S, et al. The influence of labor price change on agricultural machinery usage in Chinese agriculture [J]. Canadian journal of agricultural economics-revue canadienne d agroeconomie, 2014(2):219-243.
- [34] WANG X B, YAMAUCHI F, HUANG J K. Rising wages, mechanization, and the substitution between capital and labor:evidence from small scale farm system in China [J]. Agricultural economics, 2016(3):309-317.
- [35] 廖宇航. 健康风险冲击对劳动参与的影响——一个反事实的因果分析[J]. 人口与经济,2019(4):30-46.
- [36] 阿马蒂亚·森. 贫困与饥荒[M]. 北京:商务印书馆,2001.
- [37] BENIN S. Impact of Ghana's agricultural mechanization services center program [J]. Agricultural economics, 2015(S1):103-117.
- [38] 陈璐,范红丽,赵娜,等. 家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究[J]. 经济研究,2016(3):176-189.
- [39] 周晶,陈玉萍,阮冬燕. 地形条件对农业机械化发展区域不平衡的影响——基于湖北省县级面板数据的实证分析[J]. 中国农村经济,2013(9):63-77.

- [40] 唐林,罗小锋,张俊飏. 社会监督、群体认同与农户生活垃圾集中处理行为——基于面子观念的中介和调节作用[J]. 中国农村观察,2019(2):18-33.
- [41] 曾亿武,郭红东,金松青. 电子商务有益于农民增收吗? ——来自江苏沭阳的证据[J]. 中国农村经济,2018(2):49-64.
- [42] 张川川,王靖雯. 性别角色与女性劳动力市场表现[J]. 经济学(季刊),2020(3):977-994.
- [43] 杨志海. 老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证[J]. 中国农村观察,2018(4):44-58.
- [44] 严仲连,花笋,李键江. 教育扶贫、教育公平与教育效率的互动效应研究——基于中国省际面板数据联立方程组的实证检验[J]. 西南大学学报(社会科学版),2021(5):110-122.
- [45] 仇童伟,罗必良. 农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗? [J]. 中国农村观察,2017(4):57-71.
- [46] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014(5):731-745.
- [47] 吴海青,锁凌燕,孙祁祥. 新农保对农村中老年人劳动供给时间的影响——基于年龄与家庭收入的异质性分析[J]. 财经理论与实践,2020(3):39-45.

### Ambition Support before Poverty Alleviation: The Effect of Economic Attitudes on Farmers' Income

TANG Lin<sup>1</sup>, LUO Xiaofeng<sup>2</sup>, DU Sanxia<sup>3</sup>, YAN Aqian<sup>4</sup>

(1. College of Economics & Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430074, China;  
2. Hubei Rural Development Research Center, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430074, China)

**Abstract:** Based on the survey data of farmers in Hubei, Jiangxi and Zhejiang provinces, this paper uses the endogenous switching model (ESR) to construct a counterfactual framework to estimate the impact of economic attitudes on farmers' income levels. On this basis, this paper analyzes the difference in the impact of economic attitudes on the income effect of different groups, as well as the internal mechanism of economic attitudes affecting farmers' income levels. The research has the following findings. First, 51.1% of the sample farmers have a surplus economic attitude, and 48.9% of the sample farmers have a life economic attitude. Second, on the whole, the income effect of surplus economic attitudes is significantly higher than that of life economic attitudes. That is, in terms of counterfactual assumptions, if the surplus farmers form a life economic attitude, their income level will drop by 34.45%. However, if the life farmers form a surplus economic attitude, their income level will increase by 92.18%. Third, from the perspective of group differences, the income effect and income level of households with higher education, large-scale households, younger groups and male life-type households are higher than those with lower education, elderly groups and female life-type households. Fourth, economic attitudes also indirectly affect the income of farmers from the two aspects of labor non-agricultural transfer and labor supply time.

**Key words:** surplus economic attitude; life economic attitude; farmers' income; labor supply; non-agricultural transfer

责任编辑 张颖超  
网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>