

基于Probit-AISM模型的生态农业采纳行为分析

——以湖南省298户小农户为例

田伟, 魏雪

湖南农业大学商学院(长沙 410128)

摘要 为探究小农户采纳生态农业的行为选择,利用Probit方法分析小农户是否采纳生态农业的因素,运用AISM模型评估影响因素的层级划分及内部影响关系。结果表明,农业年收入、学历层次、农业收入占比、健康状况、认知能力、邻里效应、合作社、技术培训、政策感知对小农户生态农业采纳行为有显著正向影响,年龄对小农户采纳生态农业行为存在显著负向影响。其中,户主年龄和邻里效应为根源性因素,学历层次、农业收入占比、健康状况、认知能力为潜在因素,年收入、政策效应、参与合作社、政策认知为表层因素。

关键词 生态农业;采纳行为;小农户;AISM;Probit

Analysis of Ecological Agriculture Adoption Behavior Based on Probit-AISM Model

—Taking 298 Small Farmers in Hunan Province as an Example

TIAN Wei, WEI Xue

School of Business, Hunan Agricultural University (Changsha 410128)

Abstract In order to explore the behavioral choices of small farmers in adopting ecological agriculture, the Probit method was used to analyze the factors that determine whether small farmers adopt ecological agriculture, and the AISM model was used to evaluate the hierarchical division of the influencing factors and the internal impact relationship. The results showed that annual agricultural income, education level, agricultural income share, health status, cognitive ability, neighborhood effect, cooperatives, technical training and policy perception had a significant positive effect on the adoption of ecological agriculture by small farmers. There was a significant negative impact on agricultural behavior. Among them, the age of the head of household and the neighborhood effect were the root factors; Education level, the proportion of agricultural income, health status and cognitive ability were the potential factors; Annual income, policy effects, participation in cooperatives and policy cognition were surface factors.

Keywords ecological agriculture; adoption behavior; small farmers; AISM; Probit

截至2016年底,中国小农户接近2.6亿户,占农户总数97%左右,经营的耕地占全国总面积82%左右^[1]。其中,湖南省小农户1 356.3万户,占湖南省农户总数的99.1%,这一状况将长期存在^[1]。由于历史原因,小农户一直处于弱势地位,为实现小农户的升级转型,乡村振兴战略提出“扶持小农户发展生态农业”^[2],这一指导思想不仅有利于减少农村的环境污染、促进生态平衡,也有利于提升农产品供给质量、保护消费者健康,从而加快中国生态文明建设和城乡和谐发展,因此从微观层面研究小农户对生态农业的采纳行为,可为实现小农户和现代生态农业体系的衔接的政策制定提供依据。

1 研究方法

运用Probit模型得到影响小农户采纳生态农业行为的影响因素,运用AISM模型划分因素层级并对因

素内部关系进行分析研究。使用的AISM是在ISM基础上进行改进的模型。ISM模型即解释结构模型法(Interpretative structural modeling method)的简称,应用领域广泛,其本质就是对研究的概念系统通过一系列拓扑运算,最终给出一个最精简层次化的有向拓扑图,一般用有向菊花链的形式表达;图形可将研究对象的因素的因果层次和阶梯结构进行全面展示;其经典求解层级过程是采用结果优先的方式求解出单个层级图,在层级图上看为从上至下放置层级要素。试验在ISM结果优先的层级抽取规则的基础上,运用博弈对抗思想,加入与之对立的原因优先的层级抽取规则,即从下至上放置要素,从而建立一组抽取规则相对立的,最简的层次化的有向拓扑层级图^[3]。把这2种对立求解过程称为对抗解释结构模型方法(AISM)。AISM由于抽取方式的不同,得到的对立层级图的因素内部关系可能并不一致,且分析结果

基金项目:2019年湖南省农业农村厅委托课题:开展柑橘生产销售运行情况调查分析(湘财农指[2019]B3号)湖南农业大学“双一流”建设项目“影响农民从事生态农业的关键因子与激励政策研究”(SYL201802027)

为2种图形的集合,由此展现的因素内部关系相较于ISM的单个层级图也更具说服力。运用Probit-ISM模型研究农户生态农业采纳行为往往只得到影响因素,但缺乏因素间内部关系分析,通过AISM深入剖析影响小农户采纳生态农业行为因素间的关系,可使研究结果更具参考价值。

2 数据来源及样本特征

2.1 数据来源

数据来自2017—2019年对湖南省浏阳市、岳阳市、株洲市、郴州市、永州市的实地调研。被调查的小农

户基本特征:种植规模为1年1熟制地区露地种植农作物的土地在100亩(1亩=0.067 hm²)以下,1年2熟及以上地区露地种植农作物的土地在50亩以下,设施农业的设施面积占地25亩以下,养殖业以生猪为例应在500只以下;小农户分为全职小农户和兼业型小农户,其中全职小农户从业收入中农业收入占比大于10%。

调查采取多阶段抽样法,每个市选取1~2个乡镇,每个乡镇随机选取2~3个村进行入户调查。样本农户的选取均采用随机抽样法,采用对采访户的户主进行面对面访谈的形式。调查共发放问卷305份,最终有效问卷298份,样本的统计描述分析如表1所示。

表1 模型变量赋值及描述性统计

| 变量 | 变量定义与赋值 | 均值 | 标准差 | 预期方向 |
|----------------------|--|-----------|-----------|------|
| 被解释变量 | | | | |
| 采纳生态农业Y | 是否采纳生态农业 0=采纳;1=不采纳 | 0.47 | 0.500 | |
| 解释变量 | | | | |
| 农户家庭特征 | | | | |
| 农业年收入X ₁ | 农业性质的净收入/万元 | 82 484.84 | 374 77.85 | + |
| 年龄X ₂ | 农户户主年龄/岁 | 52.20 | 6.190 | +/- |
| 学历层次X ₃ | 0=小学及以下;1=初中;2=高中或中专;3=大学;4=大学及以上 | 1.39 | 1.145 | + |
| 婚姻状况X ₄ | 0=已婚;1=未婚及其他 | 0.18 | 0.383 | +/- |
| 劳动力数量X ₅ | 人数/人 | 1.85 | 0.602 | + |
| 农业收入占比X ₆ | 农业收入占比在2019年是否超过家庭总收入的50%? 0=是;1=否 | 0.38 | 0.485 | + |
| 健康状况X ₇ | 0=差;1=较差;2=一般;3=良好;4=非常好 | 2.42 | 0.870 | + |
| 认知能力X ₈ | 以普通话能听懂的程度作为衡量标准 0=完全听不懂;1=比较差;2=一般;3=比较好;4=很好 | 1.81 | 1.074 | + |
| 风险预期 | | | | |
| 市场预期X ₉ | 若采纳生态农业技术,对市场需求的担心程度 0=非常担心;1=比较担心;2=不担心;3=非常有信心 | 1.73 | 1.032 | - |
| 成本预期X ₁₀ | 若采纳生态农业技术,对生产成本的担心程度 0=非常担心;1=比较担心;2=不担心;3=非常有信心 | 1.60 | 1.078 | - |
| 微观环境 | | | | |
| 邻里效应X ₁₁ | 受周围采用生态农业技术的小农户影响程度 0=有;1=没有 | 0.45 | 0.498 | + |
| 合作社X ₁₂ | 是否加入了合作社? 0=是;1=否 | 0.48 | 0.500 | + |
| 宏观环境 | | | | |
| 技术培训X ₁₃ | 是否希望得到农技部门的培训? 0=其他情况;1=是;2=否 | 0.77 | 0.790 | + |
| 政策感知X ₁₄ | 小农户对生态农业相关补贴政策是的了解程度 1=非常了解;2=比较了解;3=不太了解;4=完全不了解 | 3.07 | 1.233 | +/- |

注: +表示解释变量受解释变量正向影响; -表示被解释变量受解释变量负向影响; +/-表示不确定影响方向。

2.2 被解释变量

涉及的生态农业是指生产“三品一标”的农产品的农业生产方式,并且主要针对物种共生种养模式,例如稻田养鸭、林下养鸡相结合等模式。把小农户是否采用生态农业行为作为被解释变量,赋值:0=未采纳;1=采纳。

2.3 解释变量

近年来,农户的生态行为得到国内外学者广泛关注。有国内外学者开展实地调研,运用Probit、Logit

等方法得到农户生态农业行为采纳影响因素,主要分为内部因素和外部因素2个方面:内部因素主要集中在性别^[4]、年龄^[5-7]、文化程度^[8-9]、种植规模^[10],农户的家庭特征^[11]、经济收入水平^[14]等方面;外部因素主要集中在技术培训^[12]、环境认知^[13]、技术风险^[14]、技术风险^[15-16]等方面。这些研究都是针对农户采纳生态农业行为提出影响因素,但并未将影响因素进行进一步分层研究。但与生态农业生产方式目的一致的绿色农业和环境友好型农业方面,有学者采用Probit-ISM

模型,运用Probit得到农户环境友好相关采纳行为影响因素后,利用ISM模型进行因素层级分析,将其分为表层因素、中间因素及深层因素。表层因素集中在行为态度^[17]、农业收入^[18-19]。中间因素集中在技术风险认知^[17,19]、环境危害认知^[20]。深层因素集中在年龄^[21-22]、兼业程度^[22]、健康状况^[18,20]、教育程度^[23-24]。

对调查的小农户做出2种假定:一是小农户为理性经济人,经济利益促使小农户进行技术创新;二是根据行为经济学,小农户属于风险厌恶型决策者。由此小农户的决策可认为是理性分析过程,将这一过程分为内部因素和外部因素,具体可分为以下几类。

2.3.1 个人特征

小农户个人特征主要指年龄、学历程度、农业收入占比、健康状况、认知能力等影响因素。户主年龄对小农户采纳生态农业意愿呈不确定性,但是当小农户农业收入占比较大时,会更注重农业收益,从而增强采纳生态农业的意愿进行传统农业转型,同时学历程度较高、认知能力较强的小农户一般更容易掌握相关生态农业技术,因此对生态农业采纳行为产生正向影响。

2.3.2 风险预期

风险预期是指对市场需求和成本预期。由于小农户是理性人,因此选择向生态农业转型更大程度上是由于利益驱动,且不具备主动承担风险的意识,小农户往往趋向于采取市场需求高、生产成本低的农业技术,因此小农户风险承受能力对生态农业采纳行为有负向影响。

2.3.3 微观环境

微观环境是指直接影响小农户采纳生态农业行为的因素总称。列出邻里效应与合作社,由于种养氛围会影响小农户采用意愿,因此邻里效应对小农户采纳生态农业行为有正向影响。同时加入合作社通过统一管理,生态农业技术培训以及拓宽销售渠道也能使小农户减少风险厌恶,促使小农采纳生态农业。

2.3.4 宏观环境

宏观环境是指小农户无法直接控制的因素,通过影响微观环境来影响小农户采纳生态农业行为的社会力量。主要是指政策及技术培训对小农户的影响,政府推行的政策可能对小农采纳生态农业行为产生不确定影响:一方面能得到补贴,降低小农户发展生态农业的风险;另一方面可能造成盲目从众的现象,导致增加风险。技术培训主要指生态农业的相关部门技术支持,将生态农业相关技术提供给小农户,是小农户选择采纳生态农业的前提条件。它能增强小农采用生态农业信心,产生正向影响。

2.4 样本特征

在298份有效问卷中,在年龄构成上,以中老年农户为主。45岁以上的农户占总体的85.5%,这在一定程度上反映出农村务农人口老龄化的现状。样本农

户的受教育程度普遍不高。其中,小学及以下文化程度占比39.8%,而受过大专及以上学历正规教育的受访者仅占比1.5%。在家庭主要收入来源方面,仅有53.2%农户以农业收入为主,而其余46.8%农户收入主要来源于非农业,反映出农户兼业情况十分普遍。

3 实证分析——基于Probit模型小农户采纳生态农业行为影响因素分析

3.1 模型选择

选择采用Probit模型对小农户采纳生态农业行为因素进行分析,把Logit模型作为稳健性检验的方式。模型中把农户是否采纳生态农业作为Y,把户主年龄、学历层次等作为解释变量X,ε为随机误差项,则

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

此时Probit模型表示为

$$P(Y_i=1|X_i) = \varphi(X_i, \beta) = \varphi(\beta_0 + \sum_1^n \beta_1 X_i) \quad (2)$$

式中:P(Y_i=1/X)为在给定X情况下,小农户采用生态农业技术的概率;X为解释变量向量,表示影响小农户采用生态农业技术行为的诸多因素,概括为外部因素和内部因素;i为第i个观测样本;φ为标准正态分布的累积分布函数;β₁为解释变量系数;β₀为常数项;n=14。

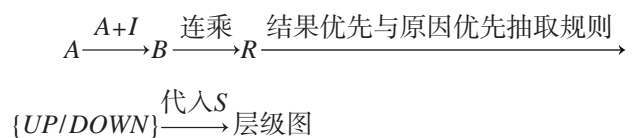
3.2 结果分析

运用Stata 16.0对数据进行Probit分析,并采用Logit回归结果与之相比较进行稳健性检验,结果显示基本一致。如表2所示。

运用Probit和Logit得到的回归结果基本一致,证明结果稳健性较好,R²拟合优度较高,证明数据有较强说服力。小农户农业年收入、学历层次、农业收入占比、健康状况、认知能力、邻里效应、合作社、政策补贴、技术培训对小农户采纳生态农业意愿产生正向影响,户主年龄对小农户采纳生态农业行为产生负向影响。

3.3 AISM模型的分析

通过Probit得到小农户的显著影响因素后,利用AISM模型,把小农户采纳生态技术看成一个结点,将存在因果关系的结点用有向线段标识,AISM最终以有向拓扑层级图的方式呈现结点间的因果关系,据此构建的模型基本过程:



1) 计算原始矩阵

根据Probit回归分析,提取显著因素X₁(农业年收入),X₂(年龄),X₃(学历层次),X₆(农业收入占比),X₇(健康状况),X₈(认知能力),X₁₁

(邻里效应), X_{12} (合作社), X_{13} (技术培训) 和 X_{14} (政策感知), 在分析讨论并咨询专家意见的基础上, 对各因素之间的逻辑关系进行判断, 得到因素逻辑关系图, 如式 (3) 所示, 分析得出的关系矩阵A (如表3所示)。

$$\begin{cases} 0, S_i \rightarrow S_j \text{ 不存在直接二元关系} \\ a_{ij} \\ 1, S_i \rightarrow S_j \text{ 存在直接二元关系} \end{cases} \quad (3)$$

表2 回归模型估计结果

| 变量名称 | Probit回归系数 | Logit回归系数 |
|-------------------|----------------------|-----------------------|
| 农业年收入 X_1 | -2.362*** (0.520) | -4.328*** (0.981) |
| 年龄 (X_2) | 0.095*** (0.034) | 0.178*** (0.063) |
| 学历层次 (X_3) | -0.635*** (0.156) | -1.160*** (0.285) |
| 婚姻状况 (X_4) | -0.378 (1.223) | -0.843 (2.325) |
| 劳动力数量 (X_5) | -0.513 (0.322) | -0.969 (0.559) |
| 农业收入占比 (X_6) | -1.210** (0.552) | -2.071* (0.996) |
| 健康状况 (X_7) | -1.031*** (0.355) | -1.927*** (0.652) |
| 认知能力 (X_8) | -0.590** (0.228) | -1.054** (0.430) |
| 市场预期 (X_9) | 0.279 (0.380) | -0.463 (0.672) |
| 生产预期 (X_{10}) | 0.227 (0.360) | 0.421 (0.631) |
| 邻里效应 (X_{11}) | -0.731* (0.382) | -1.357* (0.699) |
| 合作社 (X_{12}) | 1.881*** (0.316) | 3.501*** (0.626) |
| 技术培训 (X_{13}) | -0.489* (0.271) | -0.839* (0.491) |
| 政策感知 (X_{14}) | -0.586** (0.265) | -1.061** (0.515) |
| _cons | 29.136*** (6.103) | 53.022*** (11.392) |
| N | 298 | 298 |
| R ² | 0.719 5 | 0.718 9 |

注: *, **和***分别表示在0.1, 0.05和0.01水平上显著; 括号内为回归系数标准误差。

表3 关系矩阵

| $M_{10 \times 10}$ | X_1 | X_2 | X_3 | X_6 | X_7 | X_8 | X_{11} | X_{12} | X_{13} | X_{14} |
|--------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|----------|----------|----------|
| X_1 | - | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| X_2 | 1 | - | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| X_3 | 1 | 0 | - | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| X_6 | 0 | 0 | 0 | - | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| X_7 | 1 | 0 | 0 | 0 | - | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| X_8 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | - | 0 | 0 | 0 | 0 |
| X_{11} | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | - | 0 | 0 | 0 |
| X_{12} | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | - | 0 | 1 |
| X_{13} | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | - | 0 |
| X_{14} | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | - |

2) 计算可达矩阵

可达矩阵是指用矩阵形式来描述有向连接图各节点之间经过一定长度的通路后可达到的程度。对于任意的原始矩阵A, 其可达矩阵的计算方法如式 (4) 所示。

$$B = A + I \quad (4)$$

式中: B 为相乘矩阵, 即对角线都加上1得到; I 为单位矩阵, 对 B 进行连乘得到可达矩阵 R 。

$$(A+I)^{K-1} \neq (A+I)^K = (A+I)^{K+1} = R \quad (5)$$

$$\text{即 } B^{K-1} \neq B^K = B^{K+1} = R \quad (6)$$

表4 可达矩阵

| $M_{10 \times 10}$ | X_1 | X_2 | X_3 | X_6 | X_7 | X_8 | X_{11} | X_{12} | X_{13} | X_{14} |
|--------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|----------|----------|----------|
| X_1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| X_2 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 |
| X_3 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 |
| X_6 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| X_7 | 1 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| X_8 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| X_{11} | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| X_{12} | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 |
| X_{13} | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 |
| X_{14} | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 |

3) 层级抽取

对于可达矩阵, 有可达集合 R 、先行集合 Q 、共同集合 T , 其中 $T=R \cap Q$ 。以关系矩阵A为例, 对于其要素 e_i 有: 要素对应行值为1的所有要素被称为可达集合为 $R(e_i)$; 要素中对应列值为1的所有要素被称为先行集合为 $Q(e_i)$; 可达集合与先行集合的共同集合即 $R(e_i) \cap Q(e_i)$, 被称为 $T(e_i)$

进行抽取的方法为UP型拓扑层级图。UP型层级图也就是结果优先的层级抽取。规则方法为 $T(e_i) = R(e_i)$, 这个方法的本质是把系统中最终结果的要素抽取出来放到最上层, 依次类推地抽取。

DOWN型拓扑层级图。原因优先的层级抽取规则方法为 $T(e_i) = Q(e_i)$, 这个方法的本质是先把系统中根本原因的要素抽取出来放在最下层, 依次类推地抽取。结果如表5所示。

表5 要素分层

| 层级 | 结果优先——UP型 | 原因优先——DOWN型 |
|-----|----------------------------|---------------------------------|
| 第1层 | X_{12}, X_{14}, X_1, X_1 | X_{11} |
| 第2层 | X_{13}, X_6, X_8, X_7 | $X_{12}, X_{14}, X_6, X_8, X_1$ |
| 第3层 | X_3 | X_3, X_7 |
| 第4层 | X_2 | X_2, X_{13} |

4) 一般骨架性矩阵的计算

由可达矩阵进行缩点即把可达矩阵中的回路当成一个点, 称之为缩点。缩点后得可达矩阵 R' , 进行缩边运算, 缩边运算其本质是把重复的路径删除, 方法为:

$$S' = R' - (R' - 1)^2 - 1 \quad (7)$$

R' 进行缩边得到 S' ，即骨架矩阵，把回路要素代替回去即得 S ， S 即一般骨架性矩阵（如表6所示）。

5) 拓扑层级图绘制

左边为UP型层级图，即结果优先的层级划分，右边为DOWN型层级图，即原因优先的层级划分。小农户采纳生态农业技术行为各影响因素间的可达关系由有向线段进行表示，方框中的双向箭头表示形成回路，即互为可达关系，同时越下层表示影响因素越具有根源性，越上层表示影响因素越具有表层性。绘制结果如图1所示。

表6 一般性骨架矩阵

| $M_{10 \times 10}$ | X_1 | X_2 | X_3 | X_6 | X_7 | X_8 | X_{11} | X_{12} | X_{13} | X_{14} |
|--------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|----------|----------|----------|
| X_1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| X_2 | 0 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| X_3 | 1 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| X_6 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| X_7 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| X_8 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| X_{11} | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| X_{12} | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| X_{13} | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| X_{14} | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 |

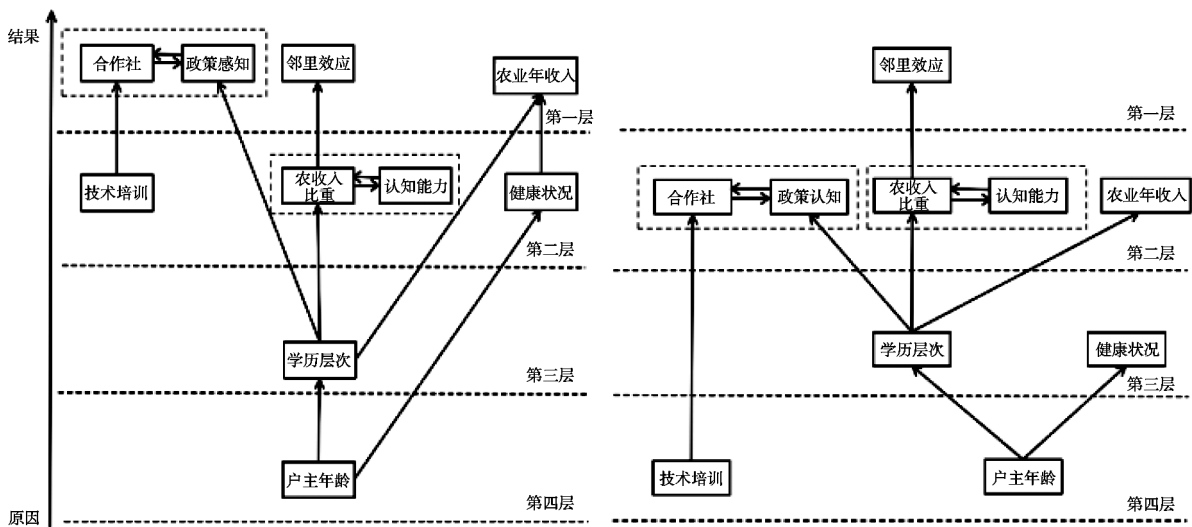


图1 拓扑型层级图

4 结论

4.1 小农户采纳生态农业行为影响因素层级关系

根据越上层越具有表层性，越下层越具有根源性的原理，结合UP型和DOWN型层级图可以得出，最上层属于表层因素，为两者最上层因素的交集，即邻里效应 (X_{11})、政策感知 (X_{14})、合作社 (X_{12})、农业年收入 (X_1)；中间层属于潜在因素，即学历层次 (X_3)、农业收入占比 (X_6)、健康状况 (X_7)、认知能力 (X_8)；最下层属于根源因素，为两者最下层因素的交集，即户主年龄 (X_2)、技术培训 (X_{13})。

4.2 影响因素间关系分析

由UP型和DOWN型层级图进行比较后可以发现，各因素间有向线段指向一致，且层级划分基本相同。根据影响因素的层级划分，各因素间因果关系为3类。

1) 根源因素对潜在因素的影响。一是户主年龄会影响学历层次及健康状况。数据显示，2017年中国农村中小学教育毛入学率从与2009年的24.2%增长至88.3%^[25]，由此证明相较于过去，年龄较大的小农户普遍教育层次不高于年龄较小的小农户，认知能力、政策认知相较也会更低，同时研究表明年龄与健康呈

非线性关系，约30岁以前呈正向关系，30岁以后健康随年龄增长而下降，而且呈加速趋势^[26]。二是技术培训会对小农户参与合作社的意愿产生影响。当农户通过农技部门或科研院校，接触生态农业并降低了风险厌恶时，会刺激其向生态农业转型，这就需要技术的支持，而技术具有较强的公共物品性质，合作社可以提供生态种养技术、病虫害防治技术服务，让当地小农户能够免费使用这些技术，因此会增他们加入合作社的意愿。

2) 潜在因素对上层因素的影响。一是小农户学历层次会影响其政策认知、农收入占比以及农业年收入。政策认知需要小农户具备一定的认知能力及信息接受程度，户主年龄导致受教育水平不同，因而导致认知能力不同。农村老龄化问题严重，返乡人员大多是认知能力较高的创业者，与传统小农相比，会将更多精力放置在农业生产上，目标更明确。同时当前传统小农普遍属于兼业型小农，兼业化是农业比较优势下降情况下农户的理性选择，且与收入之间呈现显著的正相关关系^[27]，因而会导致传统小农农收入占比降低。二是农业收入占比会影响邻里效应。邻里效应是指与邻近者交往，比和距离远的人交往所付出的代价

小。同时邻里效应对利益目标相同的人群影响更大, 农收入占比较高时, 会越发受周围农户种养行为的影响。

3) 回路中因素的影响关系。一是小农户农业收入占比和认知能力互相影响。研究表明认知能力越高, 农户兼业的可能性就越大, 农业收入占比会降低^[28]。二是小农户政策感知与参与合作社互相影响。据农业部统计, 截至2016年底, 中国经营规模在50亩以上新型经营主体约350万个, 占农户总数的3%左右^[29], 同时国家在政策上继续鼓励新型合作经营主体的发展。小农户加入合作社, 可以学习生态农业相关种养技术, 标准种养, 统一管理, 推动生态农业技术标准。合作社可以带领小农户领取政府补贴, 为小农户的生态农业技术创新、农资设备等提供帮助。因此对相关政策了解较多的小农户在利益驱动下会加入合作社, 而加入合作社后经过培训, 也会增加政策认知。

4.3 促进小农户采纳生态农业行为的建议

1) 鼓励大学生返乡创业。小农户文化水平普遍不高且老龄化问题严重, 而生态农业的发展需要高素质人才, 现在大学生基本具备较强生态意识, 也更了解城市居民对生态农产品的潜在需求, 极有可能成为建设生态农业的新生力量, 因此在大学校园应该多开展生态农业的讲座, 让那些未来有志于投身生态农业的大学生们更早期地去接触和了解生态农业; 此外, 在各种政治学习中, 应该突出强调生态农业对生态文明建设的保障作用, 推动生态农业在更大范围内的普及。如果整个社会都来关心和宣传生态农业, 小农户将积累更多发展生态农业的信心和动力。2) 增加生态农业技术获取途径。生态农业虽然在不断研发新技术, 但中国生态农业技术推广没有很好地利用新型经营主体跟小农户间的紧密联系, 推广体系单一, 导致很多地区实践效果差、推广效率低^[30], 小农户很难获取技术相关的第一手资料和经验。因此可以利用互联网平台, 以专业网站和微信公众号等形式, 增设技术交流和反馈等功能, 以此增加小农户对生态农业理解和认识。生态农业技术讲究因地制宜, 必须结合当地实际, 分析当地自然条件并反复实践和改良, 来提高生态农业技术的实际应用效果, 以促进小农户从传统农业向生态农业转型。

参考文献:

- [1] 中华人民共和国统计局. 第三次全国农业普查数据公报 [EB/OL]. http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/nypcgb/qgnyp-cgb/201712/t20171215_1563599.html.
- [2] 中共中央农村工作领导小组办公室. 国家乡村振兴战略规划 (2018—2022年) [EB/OL]. [2018-02-05] http://www.gov.cn/xinwen/2018-09/26/content_5325534.htm.
- [3] 黄炜. 黑客与反黑客思维研究的方法论启示——解释结构模型新探 [D]. 广州: 华南师范大学, 2003.
- [4] ADESINA A A, ZINNAH M M. Technology characteristics, farmers' perceptions and adoption decisions: A tobit model application in sierra leone [J]. *Agricultural Economics*, 1993(4): 297-311.
- [5] 黄季焜, 胡瑞法, 宋军, 等. 农业技术从产生到采用——政府、科研人员、技术推广人员与农民行为的比较 [J]. *科学学*, 1999(1): 27-31.
- [6] 孔祥智, 方松海. 西部地区农户禀赋对农业技术采纳的影响分析 [J]. *经济研究*, 2004(3): 85-95.
- [7] 李想. 粮食主产区农户技术采用及其效应研究 [D]. 北京: 中国农业大学, 2014.
- [8] EGBETOKUN O A, SHITTU B A, AYOADE M O. Determinants of market participation among maize farmers in Ogbomoso Zone, Oyo State, Nigeria [J]. *Cercetari Agronomice in Moldova*, 2017, 50(1): 109-118.
- [9] 汪三贵. 贫困地区农业技术进步问题研究 [J]. *农业科技管理*, 1992(1): 32-34.
- [10] 曹光乔, 张宗毅. 农户采纳保护性耕作技术影响因素研究 [J]. *农业经济问题*, 2008(8): 69-72.
- [11] ROUBÍK H, MAZANCOVÁ J, PHUNG L D, et al. Current approach to manure management for small-scale Southeast Asian farmers: Using Vietnamese biogas and non-biogas farms as an example [J]. *Renewable Energy*, 2018, 115: 362-370.
- [12] LAMBRECHT I, VANLAUWE B, MERCKX R, et al. Understanding the process of agricultural technology adoption: mineral fertilizer in eastern DR Congo [J]. *World development*, 2014(59): 132-146.
- [13] 项诚, 贾相平, 黄季焜, 等. 农业技术培训对农户氮肥施用行为的影响: 基于山东省寿光市玉米生产的实证研究 [J]. *农业技术经济*, 2012(9): 4-10.
- [14] KAMBLE S S, GUNASEKARAN A, SHARMA R. Modeling the blockchain enabled traceability in agriculture supply chain [J]. *International Journal of Information Management*, 2019(5): 8-10.
- [15] CAI Y, XIA C P. Interpretive structural analysis of interrelationships among the elements of characteristic agriculture development in Chinese rural poverty alleviation [J]. *Sustainability*, 2018, 10(3): 180-197.
- [16] TSEGAYE W, LAROVERE R, MWABU G, et al. Adoption and farm-level impact of conservation agriculture in Central Ethiopia [J]. *Environment, Development and Sustainability*, 2017, 19(6): 2517-2533.
- [17] 张园园, 孙世民, 王仁强. 生猪养殖规模化主体行为意愿的影响因素——基于Probit-ISM分析方法的实证研究 [J]. *技术经济*, 2015, 34(1): 95-100, 124.
- [18] 胡乃娟, 孙晓玲, 许雅婷, 等. 基于Logistic-ISM模型的农户有机肥施用行为影响因素及层次结构分解 [J]. *资源科学*, 2019, 41(6): 1120-1130.
- [19] 白月影, 刘军弟. 基于Logistic-ISM模型的农户高价值农

月桂酸添加量对淀粉三元复合物形成的影响

牛斌¹, 闫溢哲², 王书军^{1*}

1. 天津科技大学食品科学与工程学院(天津 300457); 2. 郑州轻工业大学食品与生物工程学院(郑州 450000)

摘要 以小麦淀粉、 β -乳球蛋白以及月桂酸为原料,研究了不同月桂酸添加量对小麦淀粉- β -乳球蛋白-月桂酸复合物形成及性质的影响。快速黏度分析仪(RVA)结果表明,随着月桂酸添加量的增加,样品在冷却阶段的黏度以及最终黏度先增加后逐渐不变。示差量热扫描仪(DSC)结果表明复合物的熔融焓(ΔH)也先增加后逐渐不变,且其熔融时的 $\Delta T(T_c-T_0)$ 随着脂肪酸添加量的增加而增加。X-射线衍射(XRD)以及拉曼结果表明样品的长程及短程有序性随着月桂酸添加量的增加先提高后逐渐趋于平稳。另外,三元体系复合物的数量多于二元体系的数量,且三元体系达到饱和所需要的月桂酸的量少于二元体系的量。

关键词 小麦淀粉; β -乳球蛋白;月桂酸;复合物;添加量

Effects of the Amount of Lauric Acid on the Formation of Starch Ternary Complex

NIU Bin¹, YAN Yizhe², WANG Shujun^{1*}

1. College of Food Science and Engineering, Tianjin University of Science & Technology (Tianjin 300457);

2. School of Food and Biological Engineering, Zhengzhou University of Light Industry (Zhengzhou 450000)

Abstract In this paper, wheat starch, β -lactoglobulin and lauric acid were used as raw materials to study the effect of different amount of lauric acid on the formation and properties of wheat starch- β -lactoglobulin-lauric acid complex. The results of RVA show that the viscosity at setback stage and final viscosity of the sample increases first and then tends to stabilized with the increase of lauric acid. The results of differential scanning calorimetry (DSC) show that the melting enthalpy (ΔH) of the complex increases first and then remains almost unchanged, and the $\Delta T(T_c-T_0)$ increases with the increase of fatty acid content. The results of X-ray diffraction (XRD) and Raman spectroscopy show that the long-range and short-range order of the samples increases first with the increase of lauric acid content, and then gradually unchanges. In addition, the amount of complex of ternary system is more than that of binary system, and the amount of lauric acid needed for ternary system to reach saturation is less than binary system.

Keywords wheat starch; β -lactoglobulin; lauric acid; complexes; amount

淀粉是食品中重要的供能物质之一,它能和食品中的脂质、蛋白质相互作用,形成淀粉-脂质复合物

或淀粉-脂质-蛋白质三元复合物^[1-2],从而影响淀粉基食品的诸多功能性质,如老化^[3-4]、黏度^[5-6]、消化

- 产品安全生产意愿分析[J]. 北方园艺, 2017(21): 189-196.
- [20] 吴雪莲, 张俊飏, 丰军辉. 农户绿色农业技术认知影响因素及其层级结构分解——基于Probit-ISM模型[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2017(5): 36-45, 145.
- [21] 葛继红, 徐慧君, 杨森, 等. 基于Logit-ISM模型的污染企业周边农户环保支付意愿发生机制分析——以苏皖两省为例[J]. 中国农村观察, 2017(2): 93-106.
- [22] 余霜, 李光, 冉瑞平. 基于Logistic-ISM模型的喀斯特地区农户耕地保护行为影响因素分析[J]. 地理与地理信息科学, 2014, 30(3): 140-144, 149.
- [23] 李楠楠, 李同昇, 于正松, 等. 基于Logistic-ISM模型的农户采用新技术影响因素——以甘肃省定西市马铃薯种植技术为例[J]. 地理科学进展, 2014, 33(4): 542-551.
- [24] 朱萌, 齐振宏, 蔡校海, 等. 究竟是什么影响了稻农水稻生产技术效率?——基于湖北省稻农的调查数据[J]. 科技管理研究, 2015, 35(8): 77-82, 95.
- [25] 中华人民共和国教育部. 2018年全国教育事业统计公报[EB/OL]. http://www.moe.gov.cn/jyb_sjzl/sjzl_fztjgb/201907/t20190724_392041.html.
- [26] 赵忠. 我国农村人口的健康状况及影响因素[J]. 管理世界, 2006(3): 78-85.
- [27] 李楠. 农户兼业行为及其影响因素研究[D]. 乌鲁木齐: 新疆农业大学, 2009.
- [28] 张童朝, 颜廷武, 何可, 等. 利他倾向、有限理性与农民绿色农业技术采纳行为[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2019, 19(5): 115-124.
- [29] 王文龙. 新型农业经营主体、小农户与中国农业现代化[J]. 宁夏社会科学, 2019(4): 101-108.
- [30] 梁云龙. 生态农业技术推广体系构建及实践举措分析[J]. 南方农业, 2019, 13(21): 156-157.