

农户种植结构调整中的羊群效应

——以辽宁省玉米种植户为例

张 雪,周 密

(沈阳农业大学 经济管理学院,辽宁 沈阳 110866)



摘 要 种植结构调整是深化农业供给侧结构性改革的必由之路,但是“跟风”调整带来的过度调整将对我国粮食安全和食物安全带来巨大挑战。本文采用 Bootstrap 中介检验和工具变量法,以辽宁省 467 户玉米种植户为例,验证了种植结构调整中的羊群效应及其形成机制。研究发现:农户的种植结构调整意愿倾向于模仿群体内他人的意愿,且亲缘网络中其他农户意愿带来的影响强于地缘网络中其他农户意愿带来的影响,即农户的种植结构调整中存在羊群效应。农户种植结构调整中羊群效应的形成机制主要在于农户之间的学习型模仿和风险分担,且相对于大规模农户而言小规模农户更易表现出羊群效应。因此,可以将羊群效应与正规制度互为补充,共同推进种植结构优化,重视新型经营主体对小农户的引领作用,同时,要避免“跟风”行为造成的过度调整。

关键词 种植结构调整;影响机理;工具变量;多重中介效应

中图分类号:F 326.11 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2019)04-0054-09

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2019.04.006

当前农业发展不平衡不充分问题的主要表现之一是农产品供给不平衡^①,调整和优化农业种植结构成为我国农业经济发展的重要任务。2016 年原农业部印发的《全国种植业结构调整规划(2016—2020 年)》,明确提出“到 2020 年调减‘镰刀弯’地区玉米面积 5 000 万亩”的目标^②,2017 年和 2018 年的中央“一号文件”继续对种植结构调整工作进行了重要部署。我国农业生产以分散的小农经营为主,若种植结构调整过程中出现“跟风”行为,粮食的总量和质量将难以控制,对粮食安全和食物安全带来挑战。特别是,辽宁省作为粮食主产区和种植结构调整重点区域,若出现过度调整情况,将会阻碍农业种植结构调整和农业供给侧结构性改革。在此背景下,研究农户种植结构调整意愿之间的相互影响,对避免“跟风”行为造成粮食产量过度波动,确保国家粮食安全和食物安全,促进农民稳定增收具有重要意义。

尽管农户普遍具有追求经济利益最大化的倾向,但行为经济学研究表明,农户个体行为意愿也会受到其所在群体内其他个体行为影响,即可能存在“羊群效应”^[1]。羊群效应是指个体在信息不对称或者受信息辨别能力限制而导致的信息不充分时,往往从他人的行为中提取信息,并进行模仿以获取效用最大化的行为^[2]。这一研究视角扩充了经典经济理论,在个体与市场的互动关系之外加入了其

收稿日期:2018-11-27

基金项目:国家自然科学基金项目“农民工非技能型人力资本的测度及其对城市融合的影响机制与实证”(71573197);辽宁省社科规划基金重点项目“城镇化背景下辽宁省村级公共产品供给机制创新:一事一议财政奖补制度的运行机制及其适用性”(L17AGL009)。

作者简介:张 雪(1986-),女,博士研究生;研究方向:农业经济理论与政策。

通讯作者:周 密(1984-),男,副教授,博士;研究方向:农村公共产品供给、农民工市民化。

① 资料来源:2018 年中共中央、国务院印发的文件《关于实施乡村振兴战略的意见》,新华网(www.xinhuanet.com),2018 年 2 月 4 日。

② 资料来源:2016 年 4 月 28 日原农业部印发的《全国种植业结构调整规划(2016-2020 年)》,中华人民共和国农业部(www.moa.gov.cn),2016 年 4 月 28 日。

他个体的影响^[3]。针对农户种植结构调整行为的研究,目前主要以对经济因素的分析为主^[4-6],忽视了其他农户意愿对其可能产生的影响。有研究发现农户的意愿中存在羊群效应,即农户意愿并非完全取决于其自身特征,还会受到其他农户的影响,而且其影响力甚至要大于其他影响因素^[7]。由此可以推测农户种植结构调整意愿也可能受到其他农户的影响,存在羊群效应。目前已有学者从定性角度验证了这一推测^[8],但却并未对其内在影响机制给出有效解释,且缺少具有规模的调研数据进行充分检验。可能的原因有两点,其一,2016年国家取消玉米临时收储政策改为市场化收购,新的粮食价格机制还在形成阶段,政策效力尚未完全体现;其二,政策所涉及的非优势玉米种植区,地区分布较为分散,数据获取存在一定难度。本文试图通过中介效应检验方法,运用467份辽宁省实地调研数据,重点分析农户种植结构调整中是否存在羊群效应及羊群效应在不同农户间的差异。

一、理论分析与研究假设

1. 农户种植结构调整意愿的羊群效应

国际上早期关于羊群效应的文献主要集中于对社会学行为的研究,近期被引入到经济学领域。部分学者将羊群效应视为一种有效的信息渠道,认为独立决策意愿成本过高,却可以从他人决策中获取信息时,会表现出羊群效应^[9-10]。另外一些学者则认为,羊群效应是他人决策行为通过影响个体对预期收益的判断,进而对其决策行为产生影响^[11-12]。Manski根据羊群效应的不同作用机制将其归结为偏好互动和期望互动,即他人行为或特征既可以直接影响个体决策者的行为偏好,又可以通过信息以期望的形式进入该个体的决策函数^[2]。具体到农户种植结构调整意愿,由于市场及政策的动态变化,当已有的生产经营结构受到冲击时,农户需要及时调整自己的生产经营行为以适应市场的变化。但受到有限知识和信息的影响,农户无法在短期内对形式形成确切的认知与评价,可能会选择直接模仿他人的意愿,也可能将他人意愿作为一种参考,在理性判断利弊得失之后做出决策。但不能否认,无论农户的最终决策是源于简单模仿还是理性判断,他人决策在其中都起到了不可忽视的作用。特别是相对于城市人员的流动性,农民依傍土地资源以村落形式居住在一起,并保持着由“亲”而“信”的网络关系^[13]。因此,农户种植结构调整意愿会受到网络中他人意愿的影响,导致群体意愿出现趋同性,表现出羊群效应。本文借鉴周小刚等的研究方法^[14],根据情感强度和互动时间的不同将网络划分为亲缘网络和地缘网络两类。亲缘网络包括有血缘关系的直系或非直系亲属;地缘网络包括居住在同一地域范围内群体,本文将这一范围限定为同村。基于此,提出本文研究假设:

H₁₋₁:农户种植结构调整意愿会模仿亲缘网络中他人的意愿,表现出羊群效应;

H₁₋₂:农户种植结构调整意愿会模仿地缘网络中他人的意愿,表现出羊群效应。

2. 农户种植结构调整影响的中介作用

行为经济学认为,羊群效应源自信息的不充分性、结果的不确定性以及决策者的风险规避偏好,而导致的个体趋于与群体保持一致的决策行为^[15]。因此,可以将决策者看作是单独个体,从个体层面对羊群效应进行分析,也可以将决策者看成是由一群相互关联的个体所组成的集合,从群体层面进行分析^[12]。个体层面上,农户之间的相互学习会正向促进意愿的趋同性,进而产生羊群效应。群体层面上,群体对风险的分担功能会正向促进农户之间意愿的关联性,进而产生羊群效应。因此本文认为,农户之间的学习型模仿和风险分担在亲缘网络和地缘网络对农户种植结构调整的影响中具有中介作用。

(1)学习型模仿的中介作用。社会学习理论认为,个体决策受其他个体决策的影响主要是通过观察、学习等方式实现的。这一理论与Manski提出的期望互动理论相一致,强调了羊群效应的信息本质^[2]。农户决策过程中需要多方面信息的支持,除了认知的先验信息外,同伴行为也是重要的参考依据^[10],农户会通过观察或当面交流等方式了解同伴的决策倾向^[9],特别是当外部不确定性较大、自身信息质量较低时,其学习的动机会更强^[12]。因此,当农户自身所拥有的信息不足以支持其做出种植结构调整决策时,就有了学习他人行为的动机,导致了行为的相似性,从而产生了基于学习型模仿的羊群效应。

H_{2-1} :亲缘网络对农户种植结构调整中的学习型模仿有正向促进作用;

H_{2-2} :地缘网络对农户种植结构调整中的学习型模仿有正向促进作用;

H_{2-3} :学习型模仿正向促进农户种植结构调整。

(2)风险分担的中介作用。随着市场化价格机制的逐渐形成,农户面临的经营风险更加复杂。基于农户群体的脆弱性,完善的风险分担机制成为消除或减轻风险冲击造成损失的主要渠道^[16]。由于涉农保险的特殊性,正规农业及农村保险因经济效益较低,没有得到有效开展,未能为农户提供有效的风险分担^[17]。在保险市场缺失的情况下,亲缘网络和地缘网络的风险分担功能在农户决策过程中发挥了重要作用^[18]。根据行为经济学对人的非理性行为的分析,人是群聚类动物,其行为若偏离大众方向,就会产生恐慌感。借鉴这种思路,农户种植结构调整意愿往往倾向于模仿其他农户意愿,这样后果可由多数人共同承担,即行为经济学中“共同承担责备效应”,从而减轻因失败产生的恐惧和压力,达到一种行为与认知的平衡^[19]。因此,农户倾向于与其他农户做出相同的种植结构调整决策以分担不确定性带来的风险,表现出羊群效应。

H_{3-1} :亲缘网络对农户种植结构调整中的风险分担有正向促进作用;

H_{3-2} :地缘网络对农户种植结构调整中的风险分担有正向促进作用;

H_{3-3} :风险分担正向促进农户种植结构调整。

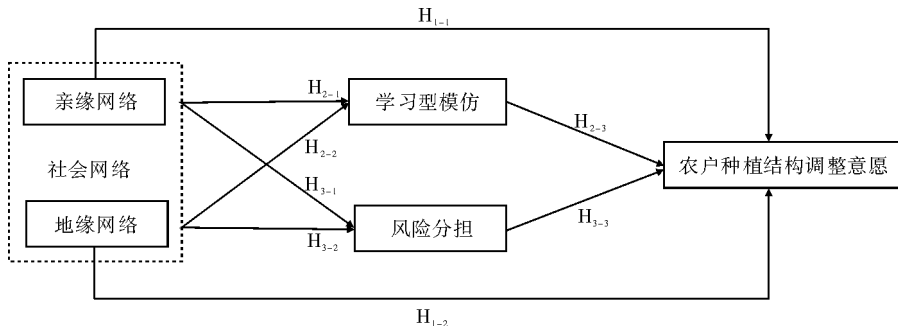


图1 农户种植结构调整羊群效应理论框架

二、数据来源与变量设置

1. 数据来源

本文采用实地调查的方法收集数据,调查时间为2016年10月至12月(玉米市场化价格改革起点时间为2016年),调查地点包括辽宁省阜新市、锦州市、沈阳市、鞍山市、本溪市、铁岭市。这些目标地区的选择依据为:根据地理分布将辽宁省所辖地域划分为东部、中部、西部地区,在每个地区随机抽取两个城市。由于辽宁东部地区的本溪市为丘陵地形,农户以经济林为主要收入来源,种植玉米的农户较为有限,仅抽取2个乡镇,但同属东部地区的另一个城市铁岭市为辽宁省玉米播种面积最大的城市,因此,辽宁省东部地区的抽样主要集中在铁岭市(抽取7个乡镇),其余城市均抽取4个乡镇。每个乡镇发放20份问卷。此次调查共发放问卷500份,剔除调查信息不完整和作答不真实的问卷,最终获得有效问卷467份,问卷有效率达到93.40%。

2. 样本特征

样本特征如表1所示。由表1可知,42%的样本农户愿意进行种植结构调整,其中耕种规模在10亩以下的农户进行种植结构调整意愿最强烈,愿意进行种植结构调整的农户占该耕种规模农户总数的68%,耕种规模在10亩及以上的农户进行种植结构调整意愿无明显差异;亲缘网络和地缘网络中其他农户进行种植结构调整均值分别为3.19和3.00,说明进行种植结构调整的农户和不进行种植结构调整的农户数量相近;从农机拥有量上看,亲缘网络和地缘网络中其他农户拥有农机情况均值分别为2.79和2.90,说明接近一半的农户家庭拥有农机;从学习型模仿和风险分担上看,近半数的农户认为种植结构调整中存在学习型模仿和风险分担,且相对于风险分担,农户认为种植结构调整中学习型模

仿的作用更强;从样本基本特征看,户主为男性的样本农户占绝大部分(86.08%);农户户主的受教育程度普遍较低,小学及以下受教育程度的样本达到47.54%;样本农户家庭务农人数较少,近72%的农户家庭仅有2人务农;样本农户家庭耕种规模不大,近56%的农户家庭耕种规模在10亩及以下,与官方公布的统计数据相近^①。样本农户户主年龄分布总体比较均衡,以40~49岁的中青年人为主(47.54%)。样本农户以非农兼业户和农业兼业户为主,占比分别为47.75%和28.48%。

3. 变量设置

被解释变量。本文的被解释变量为农户种植结构调整意愿,即农户是否愿意将目前种植玉米的土地全部或者部分改种为其他作物,若选“不调整”,赋值为0,若选“调整”,赋值为1。

解释变量。关于亲缘网络和地缘网络的测量,鉴于羊群效应主要是考察样本行为是否受群体平均特征的影响^[20],本文将问卷中“亲朋好友中多数人的调整态度?”和“本村内多数农户的调整态度?”作为亲缘网络和地缘网络变量,若选“都不调整”,赋值为1,以此类推,若选“都调整”,赋值为5。

工具变量。由于农户种植结构调整意愿与亲缘网络、地缘网络中其他农户种植结构调整意愿可能存在互为因果关系,本文参考晏艳阳等将家庭医疗支出占总收入的平均比例作为邻里效应工具变量的做法^[21],将“亲朋好友家是否拥有农机”作为亲缘网络工具变量,将“同村其他农户家是否拥有农机”作为地缘网络工具变量。若选“都没有”,赋值为1,以此类推,若选“都有”,赋值为5。本文构造的工具变量基本能够满足工具变量所要求的条件。首先,玉米是机械作业化程度比较完善的作物,各生产环节基本都可依赖机械化作业。其次,辽宁省地形以平原为主,在大型机械的连片作业方面具有地形优势。如果农户将原来连片种植玉米的土地改种为其他作物,因作业时间差异以及机械类型需求差异,将导致农户的生产成本增加,进而抑制农户进行种植结构调整。反之,如果农户自家拥有农机便可以降低对租赁农机服务的依赖,有效缓解作业方式对种植结构调整的制约。因此,农机平均拥有量会对群体平均种植结构调整意愿产生显著正向影响。

中介变量。对于学习型模仿的测量,本文参照王兵将“您认为接触的创业者能成功吗?”作为创业活动中羊群效应中介变量的做法^[22],将问卷中“您认为身边进行种植结构调整的农户能持续增收吗?”作为学习型模仿中介变量。若选“不会持续增收”,赋值为1,以此类推,若选“会持续增收”,赋值为5。对于风险分担的衡量,利用问卷中的“您认为跟随多数人的行为能分散风险吗?”若选“不能分散风险”,赋值为1,以此类推,若选“能分散风险”,赋值为5。

控制变量。本文控制变量的选取以目前常用的行为经济学分析范式为基础,选取户主特征变量和家庭禀赋变量作为控制变量。首先,户主年龄、性别、受教育程度会影响其对外界信息的关注程度和认知水平,而户主对种植结构调整政策的认知程度及对未来价格的预期将直接影响其对预期收益的判断^[8],因此,选取以上变量作为户主特征变量。其次,农户会根据耕种规模、务农劳动力人数和农户类型、投入产出收益等因素做出符合实际情况的种植结构调整决策^[23],因此,选取以上变量作为家庭禀赋变量。所用变量的测量方式及描述性统计如表1所示。

三、实证分析

1. 识别策略与模型构建

(1)回归分析及识别方法。由于被解释变量“是否愿意进行种植结构调整”为二项选择行为,因此本文采用Probit模型进行回归分析。同时,考虑到个体与群体行为共同变动的作用机制可分为内生互动、情境互动和关联效应三种,其中,情境互动是指个体意愿受所处群体外部特征的影响,关联效应是指拥有相似资源条件或者相似特征的不同个体在某些活动中出现共同变动的情况。而内生互动,即个体行为随着所处群体的行为发生变化,羊群效应正是内生互动的体现^[21]。就本研究而言,农户种植结构调整中的羊群效应不能仅通过农户种植结构调整意愿受到群体态度影响而做出推断,其原因在于:首先,农户所处背景相似,环境因素可能会促使农户具有相同种植结构调整意愿,导致羊群效

① 数据来源:《辽宁省统计年鉴》2017。

表 1 变量描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
种植结构调整意愿	不调整=0;调整=1	0.42	0.49	0	1
耕种规模 ^a	不调整=0;调整=1	0.68	0.47	0	1
耕种规模 ^b	不调整=0;调整=1	0.11	0.31	0	1
耕种规模 ^c	不调整=0;调整=1	0.10	0.31	0	1
解释变量					
亲缘网络	您的亲属中有多少人愿意进行种植结构调整:都不愿意调整=1;较少人愿意调整=2;一般=3;较多人愿意调整=4;都愿意调整=5	3.19	1	1	5
地缘网络	同村其他农户中有多少人愿意进行种植结构调整:都不愿意调整=1;较少人愿意调整=2;一般=3;较多人愿意调整=4;都愿意调整=5	3.00	1.03	1	5
工具变量					
亲缘网络农机拥有量	亲戚家是否拥有农机:都没有=1;很少有=2;各占一半=3;很多有=4;都有=5	2.79	0.84	1	5
地缘网络农机拥有量	同村其他农户家是否拥有农机:都没有=1;很少有=2;各占一半=3;很多有=4;都有=5	2.90	0.79	1	5
中介变量					
学习型模仿	进行种植结构调整的农户能否持续增收:不能=1;可能性很小=2;一般=3;可能性很大=4;能=5	2.81	0.97	1	5
风险分担	跟随多数人的选择能否分散风险:不能=1;可能性很小=2;一般=3;可能性很大=4;能=5	2.77	0.96	1	5
户主特征变量					
年龄	年龄/岁	47.55	8.12	26	73
性别	男=0;女=1	0.14	0.35	0	1
受教育程度	小学及以下=1;初中=2;高中/中专=3;大专及以上=4	1.66	0.79	1	4
政策认知	对政策了解详细程度:不了解=1;不是特别了解=2;一般=3;比较了解=4;非常了解=5	2.98	1.36	1	5
价格预期	对玉米未来价格判断:大幅下降=1;小幅下降=2;与目前持平=3;小幅上涨=4;大幅上涨=5	2.83	1.18	1	5
家庭禀赋变量					
耕种规模	耕种面积/亩	10.91	6.48	3	36.5
务农劳动力人数	人数	1.91	0.62	1	4
投入产出收益	亩均产出/亩均投入	1.55	0.25	1.07	2.64
农户类型虚拟标量(以纯农业户为参照)					
农业兼业户	25%≤农业收入占比<50%	0.21	0.41	0	1
非农兼业户	50%≤农业收入占比<75%	0.38	0.48	0	1
非农业户	75%≤农业收入占比<100%	0.39	0.49	0	1

注:耕种规模^a:面积<10亩;耕种规模^b:10亩≤面积<20亩;耕种规模^c:面积≥20亩。亲缘网络:指有血缘关系的直系或非直系亲属;地缘网络:指居住在同一地域范围内群体,本文将这一范围限定为同村。

应的估计值有可能被高估;其次,农户的行为会相互影响,农户在受到群体行为影响的同时,农户本身的行为也会对群体产生影响,因此,可能存在互为因果的关系。鉴于工具变量法能够在一定程度上缓解度量误差问题、反射性问题以及遗漏变量等问题^[24],本文参考 Manski 的研究方法^[2],采用二阶段最小二乘法(2SLS)和 IVProbit 模型解决羊群效应可能存在的内生性问题,其表达式为(1)~(3)式。

$$Probit(Y) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \sum_{n=1}^n \beta_n D_n + \mu + \epsilon \quad (1)$$

$$X_i = \gamma_0 + \gamma_1 IV_i + \gamma_2 \sum_{n=1}^n \beta_n D_n + \omega \quad (2)$$

$$IVProbit(Y) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 IV_1 + \beta_4 IV_2 + \sum_{n=1}^n \beta_n D_n + \epsilon \quad (3)$$

式(1)~(3)中, $Probit(Y)$ 为农户种植结构调整意愿, X_1 为亲缘网络变量, X_2 为地缘网络变量, D_n ($n=1, 2, \dots, n$) 为户主特征和家庭禀赋特征等控制变量, IV_1 和 IV_2 为工具变量, β_0 为常数项, β_1 、 β_2 是本文关注的核心系数, ω 和 ϵ 为误差项。为了排除区域效应对农户行为相关性的影响,本文

控制了村庄固定效应 μ , 如果控制了村庄特征后, 回归系数显著为正, 则表明存在羊群效应。

(2) Bootstrap 模型。为检验学习型模仿和风险分担在羊群效应中的中介作用, 本文采用 Bootstrap 中介效应检验方法。所谓 Bootstrap 技术, 是利用重抽样样本数据计算统计量和估计样本分布, 通过估计统计量方差对区间估计进行非参数统计的方法。该方法克服了逐步回归的局限性(系数乘积不一定会服从正态分布), 有效提高了中介变量的回归系数^[25]。中介检验的基本模型为(4)~(6)式。

$$Y = i + cX_j + e_1 \tag{4}$$

$$M_g = i + aX_j + e_2 \tag{5}$$

$$Y = i + c'X_j + bM_g + e_3 \tag{6}$$

式(4)~(6)中, Y 为农户种植结构调整意愿, $X_j (j=1)$ 为亲缘网络变量, $X_j (j=2)$ 为地缘网络变量, $M_g (g=1)$ 为学习型模仿中介变量, $M_g (g=2)$ 为风险分担中介变量。 a 为解释变量影响中介变量的系数估计值, c' 和 b 为解释变量与中介变量共同影响被解释变量的系数估计值。 Bootstrap 中介效应检验的基本分析程序是, 在确定 $a \times b$ 中介路径是否显著后, 再检验 c' 。若 c' 不显著, 则表明模型中假设的中介变量是唯一的中介; 若 c' 显著, 则表明仍可能存在其他的中介路径。若 $a \times b \times c' > 0$, 则说明可能还存在同方向的其他中介变量; 若 $a \times b \times c' < 0$, 则说明可能还存在反方向的其他中介变量。需要指出的是, Bootstrap 检验不要求 c 必须显著。

2. 羊群效应存在性检验

为验证农户种植结构调整意愿是否受到其他农户意愿的显著影响, 本文运用 Probit 模型进行回归分析。在进行回归分析之前, 对各变量之间可能存在的多重共线性问题进行了检验。一般认为, 方差膨胀因子 VIF 值越大, 变量间多重共线性问题越严重, 只有 VIF 值在 10 以下, 才可认为变量之间不存在较为严重的共线性问题^[26]。经检验, 解释变量的 VIF 值小于 10, 说明各变量之间不存在严重的共线性问题, 满足独立性原则, 回归结果如表 2 所示。

模型(1)回归结果显示, 亲缘网络变量在 1% 统计水平上显著, 说明亲缘网络中其他农户种植结构调整意愿对农户种植结构调整意愿产生了正向促进作用, 亲缘网络中其他农户进行种植结构调整倾向每提高一个单位, 农户进行种植结构调整的概率将提高 67.04%。可能因为在农村特有的网络结构中, 亲缘网络作为农户认可度最高、关系最密切的群体, 其意愿对农户种植结构调整意愿具有重要参考意义。模型(2)回归结果显示, 地缘网络变量在 1% 统计水平上显著, 说明地缘网络中其他农户进行种植结构调整倾向每提高一个单位, 农户进行种植结构调整的概率将提高 58.34%。地缘网络是农户信息交流最频繁的群体, 因此, 农户会视其意愿为自己的参考。由此可以得出农户种植结构调整中存在模仿和跟随行为, 表现出羊群效应。此结论与国内学者杨卫忠^[10]、晏艳阳等^[21]的观点相似。从回归系数看, 亲缘网络变量的回归系数大于地缘网络变量, 说明亲缘网络中其他农户意愿带来的影响强于地缘网络中其他农户意愿带来的影响。可能的原因是, 农户对先赋性亲

表 2 农户种植结构调整中羊群效应回归结果

变量	被解释变量: 农户种植结构调整意愿 (0=不调整; 1=调整)	
	模型(1)	模型(2)
亲缘网络	0.670 4*** (0.099 6)	
地缘网络		0.583 4*** (0.095 1)
户主年龄	-0.022 9** (0.010 3)	-0.019 8* (0.010 1)
户主性别	0.127 2 (0.220 7)	-0.117 5 (0.215 9)
户主受教育程度	0.345 8*** (0.109 7)	0.369 5*** (0.108 9)
政策认知	-0.004 3 (0.057 0)	-0.020 5 (0.056 1)
价格预期	-0.248 3*** (0.069 1)	-0.265 6*** (0.068 9)
耕种规模	-0.079 0*** (0.029 9)	-0.082 7*** (0.029 9)
务农劳动力人数	0.235 2* (0.121 4)	0.223 0* (0.119 3)
投入产出效益	-1.346 8*** (0.328 7)	-1.195 3*** (0.323 1)
农户类型虚拟变量(以纯农业户为参照)		
农业兼业户	-0.863 2 (0.536 0)	-0.761 8 (0.527 4)
非农兼业户	-0.888 4* (0.529 7)	-0.854 9 (0.523 5)
非农业户	-0.905 2* (0.530 8)	-0.886 9* (0.525 4)
村庄固定效应	是	是
样本数	467	467

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

缘关系的信任大于地理上相邻的地缘关系。

户主年龄、受教育程度、价格预期、耕种规模、务农劳动力人数、投入产出效益是影响农户种植结构调整的重要因素。具体来看,户主年龄在 5%统计水平上负向显著,说明户主年龄越小越倾向于进行种植结构调整。户主受教育程度在 1%统计水平上正向显著,说明受教育程度越高的户主越倾向于进行种植结构调整。可能受教育程度高的户主对市场变化的反应能力较强且拥有更加丰富的阅历和见识,同时在捕捉市场信息和接受新技术方面具有一定优势;价格预期变量在 1%统计水平上负向显著,说明农户对玉米价格的预期会影响农户种植结构调整意愿;耕种规模变量在 1%统计水平上负向显著,说明耕种规模越大的农户越不倾向进行种植结构调整。可能的原因是耕种规模与农户所承担的风险成正比,耕种规模越大的农户承担的风险也会越大。家庭参与务农劳动力人数在 10%统计水平上正向显著,说明家庭劳动力越充裕的农户进行种植结构调整的意愿越强烈。可能是由于玉米种植已经基本实现了全程机械化作业,如果改种其他作物则需要有更多的劳动力投入,这一结果与钟甫宁等^[6]的研究结论一致。投入产出效益在 1%统计水平上负向显著,说明投入产出效益越低的农户越倾向于进行种植结构调整。农户类型中,非农兼业户和非农业户在 10%统计水平上负向显著,说明兼业程度越低的农户越倾向于进行种植结构调整。户主性别、政策认知变量没有通过显著性检验,说明这两个变量对农户种植结构调整影响有限。可能是因为当农户能够从他处获取足够信息的时候,便会放弃对政策信息的搜寻和解读^[12]。

由于 Probit 回归无法有效解决羊群效应识别中的关联效应和反射性问题。为了处理基准模型中可能存在的内生性问题,本文采用二阶段最小二乘法(2SLS)对样本数据进行回归分析,并通过弱工具变量检验及内生性检验判断平均拥有农机量变量的内生性以及工具变量的有效性。回归结果显示如表 3 所示,2SLS 结果中的 F 统计量分别为 17.762 和 24.446,大于经验值 10, P 值均为 0.000,表明可以拒绝“弱工具变量”的原假设。IVProbit 的估计结果同样证实农户种植结构调整中存在羊群效应。

3. 羊群效应形成机制

前文已经分析,农户种植结构调整受亲缘网络和地缘网络中其他农户意愿的影响,表现出羊群效应。接下来本文使用 SPSS 软件,利用基本 Bootstrap 再抽样技术检验学习型模仿和风险分担中介作用的显著性,进一步分析羊群效应的形成机理。从表 4 的 Bootstrap 中介效应检验结果可知,学习型模仿和风险分担的中介效应均通过了 1%的显著性检验,说明这两个变量都具有中介作用。具体来看,学习型模仿对亲缘网络和地缘网络影响种植结构调整的中介检验结果都没有包含 0,中介区间分别为($LLCL = 0.096\ 1, ULCI = 0.564\ 0$)和($LLCL = 0.140\ 8, ULCI = 0.559\ 9$),中介效应($a \times b$)大小分别为 0.319 5 和 0.342 1,在直接效应(c')中的占比分别为 37.15%和 44.61%;风险分担对亲缘网络和地缘网络影响种植结构调整的中介检验结果也都没有包含 0,中介区间分别为($LLCL = 0.034\ 6, ULCI = 0.655\ 2$)和($LLCL = 0.223\ 2, ULCI = 0.558\ 1$),中介效应大小分别为 0.358 7 和 0.389 1,在直接效应中的占比分别为 42.39%和 51.04%。

表 4 Bootstrap 中介效应检验结果

中介效应	a	b	中介效应 ($a \times b$)	直接效应	中介效应 占比/%	检验 结果
亲缘网络→学习型模仿→种植结构调整	0.671 2***	0.794 3***	0.319 5	0.860 0***	37.15	成立
地缘网络→学习型模仿→种植结构调整	0.676 8***	0.505 5***	0.342 1	0.766 7***	44.61	成立
亲缘网络→风险分担→种植结构调整	0.842 8***	0.425 6***	0.358 7	0.828 6***	43.29	成立
地缘网络→风险分担→种植结构调整	0.594 6***	0.654 4***	0.389 1	0.762 3***	51.04	成立

表 3 农户种植结构调整中羊群效应:IV 结果

变量	被解释变量:农户种植结构调整意愿	
	亲缘网络	地缘网络
亲缘网络	0.704 8*** (0.218 4)	0.221 9* (0.126 4)
地缘网络	0.293 2** (0.135 4)	0.903 9** (1.386 3)
户主特征变量 ^a	控制	控制
家庭禀赋变量 ^b	控制	控制

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著,户主特征变量^a包括:户主年龄、性别、受教育程度、价格预期、政策认知;家庭禀赋变量^b包括:耕种规模、务农劳动力人数、投入产出效益、农户类型。下同。

$n = 467$

基于此,本文研究假说均得到证实。并可以进一步说明,农户种植结构调整中的羊群效应,这一看似非理性的行为,实际上是农户在信息不对称和风险规避偏好下的理性反应。

4.羊群效应异质性检验

考虑到存在土地流转情况,农户的耕种成本会存在较大差异,本文借鉴“自然实验”中“对照组”的思想,对不同耕种规模农户的种植结构调整意愿进行了分类分析。回归结果如表5所示,不同耕种规模农户种植结构调整中均存在羊群效应,亲缘网络变量和地缘网络变量对不同耕种规模农户种植结构调整意愿均存在显著影响。比较回归系数发现,亲缘网络变量和地缘网络变量的系数随着耕种规模扩大而不断变小,这说明相对于大规模农户,小规模农户种植结构调整更易表现出羊群效应,且亲缘网络中其他农户意愿带来的影响作用更强。

表5 羊群效应异质性检验回归结果

被解释变量: 农户种植结构 调整意愿	耕种规模		
	10亩以下	[10,20)亩	20亩及以上
亲缘网络	0.625 5*** (0.170 6)	0.568 1* (0.326 2)	0.437 2* (0.244 5)
地缘网络	0.439 8** (0.182 9)	0.433 4* (0.257 9)	0.411 8* (0.243 6)
户主特征变量 ^a	控制	控制	控制
家庭禀赋变量 ^b	控制	控制	控制
村庄固定效应	是	是	是
样本数	258	132	77

四、结论与启示

本文利用辽宁省467户玉米种植户的调查数据,运用中介效应检验及工具变量方法对农户种植结构调整中羊群效应的形成机制进行了定量研究。研究发现:第一,农户种植结构调整中存在羊群效应,即农户种植结构调整意愿倾向于模仿群体内他人的意愿,且对亲缘网络中其他农户的模仿程度强于地缘网络。第二,羊群效应主要源于学习型模仿和风险分担两种机制的推动,即农户在信息不充分情况下的相互学习,以及风险规避偏好下跟随多数人,以减轻对失败恐惧的认知心理。第三,对羊群效应可能存在的异质性进行分析发现,相对于大农户,小规模农户更易表现出羊群效应。

本文研究结论的政策含义为:首先,各级政府要对调整总量进行规划。省市级政府对各地区调整数量进行具体规划,乡镇级政府在农业生产资料筹备阶段对调整情况进行及时汇总,根据偏离数量,引导规模种植户进行调节。其次,将羊群效应与正规制度互为补充,发挥规模经营主体在种植相对短缺作物,特别是种植符合当地环境作物方面对小农户的带头作用,同时政府应组织技术培训,改进基础设施,加强配套农机具的研发和推广,确保农户生产收益。最后,可通过土地流转或者加入合作社的方式将土地集中,组织建设标准化生产基地,打造地理标志农产品品牌,并充分利用互联网平台实现产销衔接。

参 考 文 献

- [1] DUFLO E, SAEZ E. Participation and investment decisions in a retirement plan: the influence of colleagues choices[J]. Journal of public economics, 2002, 85(1): 121-148.
- [2] MANSKI C K. Economics analysis of social interactions [J]. Journal of economic perspectives, 2000, 14(3): 115-136.
- [3] 郑风田, 郎晓娟. 同群效应理论研究的若干新进展[J]. 经济动态, 2007(2): 69-73.
- [4] 刘莹, 黄季焜. 农户多目标种植决策模型与目标权重的估计[J]. 经济研究, 2010(1): 148-158.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] STONE G D, FLACHS A, DIEPENBROCK C. Rhythms of the herd: long term dynamics in seed choice by Indian farmers[J]. Journal of technology in society, 2014, 36(2): 26-38.
- [8] 崔宁波, 张正岩. 临储政策取消下玉米种植结构调整的影响因素与收入效应——基于黑龙江省镰刀弯地区调查数据的分析[J]. 商业研究, 2017(11): 153-163.
- [9] 吴玉锋, 吴中宇. 村域社会资本、互动与新农保参保行为研究[J]. 人口与经济, 2011(2): 62-68.

- [10] 杨卫忠.农村土地经营权流转中的农户羊群效应——来自浙江省嘉兴市农户的调查数据[J].中国农村经济,2015(2):38-52.
- [11] 周密,张广胜,刘华等.一事一议财政奖补制度实施的双重效应及其协调机制——基于空间计量模型的实证分析[J].中国农村经济,2017(3):60-72.
- [12] 钟田丽,张天宇.我国企业资本结构决策行为的“同伴效应”——来自深沪两市 A 股上市公司面板数据的实证检验[J].南开管理评论,2017,20(2):58-70.
- [13] 费孝通.乡土中国[M].北京:北京大学出版社,2012:37.
- [14] 周小刚,陈熹.关系强度、融资渠道与农户借贷福利效应——基于信任视角的实证研究[J].中国农村经济,2017(1):16-29.
- [15] 朱月季.社会网络视角下的农业创新采纳与扩散[J].中国农村经济,2016(9):58-71.
- [16] 万良勇,梁婵娟,饶静.上市公司并购意愿的行业同群效应研究[J].南开管理评论,2016,19(3):40-50.
- [17] 王宏州,黄季焜.农民的风险和共担风险偏好[J].农业经济问题,2016,37(11):86-94.
- [18] 吴本健,郭晶晶,马九杰.社会资本与农户风险的非正规分担机制:理论框架与经验证据[J].农业技术经济,2014(4):4-13.
- [19] CARDENA J C,CARPENTER J.Risk attitudes and economic well-being in Latin America[J].Journal of development economics,2013,103(4):52-61.
- [20] AHERN K R,DUCHIN R,SHUMWAY T.Peer effects in risk aversion and trust[J].Review of financial studies,2014,27(11):3213-3240.
- [21] 晏艳阳,邓嘉宜,文丹艳.邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响——来自中国家庭追踪调查(CFPS)数据的证据[J].经济动态,2017(2):76-87.
- [22] 王兵,杨宝,冯子珈.同群效应:同辈群体影响大学生创业意愿吗[J].科学学研究,2017,35(4):593-599.
- [23] 祝华军,楼江,田志宏.农业种植结构调整:政策响应、相对收益与农机服务——来自湖北省 541 户农民玉米种植面积调整的实证[J].农业技术经济,2018(1):111-121.
- [24] NIE P,SOUZA P A,HE X B.Peer effects on childhood and adolescent obesity in China[J].China economic review,2015(35):47-69.
- [25] SHROU P E,BOLGER N.Mediation in experimental and non-experimental studies:new procedures and recommendations [J].Psychological methods,2002,7(4):422-445.
- [26] CONLEY T G,UDRY C R.Learning about a new technology:pineapple in Ghana [J].American journal of economic review,2010,100(1):35-69.

(责任编辑:金会平)