# 种植行为及保险决策在不同收入结构 农户间的差异分析

# 

(北京师范大学地表过程与资源生态国家重点实验室 北京 100875)

内容提要 本文基于 2007—2010 年在湖南省常德市匡家桥村对全村农户的连续观察和调研 选择其中连续种植水稻并参与农业保险的农户样本 运用协方差分析模型和分位数回归模型 分析了在受灾概率明显不同的早、晚稻种植上,不同收入结构农户在化肥和农药投入上的差异,并结合参保原因对农户的保险认知与保险产品偏好进行了讨论。结果表明,受灾概率较高时 农业收入占比较低的农户会倾向投入更多的农药 表现出 "减损型"的行为特点 他们对保险产品信息的认知更加理性敏锐并更倾向现行灾害农业保险 而农业收入占比较高的农户会倾向投入更多化肥 表现出 "增产型"的行为特点,对保险产品的接受相对较慢,并更易受到来自村干部压力和从众心理的影响。受灾概率较低时,"减损型"农户相比"增产型"农户而言 在化学品投入上会有所减少。

关键词 农业保险 收入结构 分位数回归 种植行为 化学品投入

# 一、引言

农民的种植行为尤其是农业生产过程中的化学品投入会直接影响生态环境。研究表明非农就业会导致"兼业效应"与"收入效应"从而改变农户的种植行为(Taylor等,1996; Shi 等,2010; 王图展等 2005; 李明艳等 2010)。我国已成为世界上化肥使用量最高的国家之一(OECD 2005),随着城市化进程加快,中国农民的收入结构中以工资性收入为代表的非农收入占比持续升高(叶彩霞等,2010),这一结构性变化对农户的农用化学品投入有何影响,这一问题与未来中国的农业生产环境及粮食安全息息相关。农民的风险态度与行为受其收入影响(Ye等 2013),我国自 2007 年开始试行的新型政策性农业保险(Wang等 2011)是解决"三农"问题的一项重要举措,有关它对不同收入结构农户的适用性研究有利于促进保险产品与政策完善发挥保险作用,实现农业保险可持续发展。

国内外对于农户种植行为中化学品投入的相关研究较为丰富(Quasem ,1978; Rahma 2003; 蔡书凯等 2011; Bürger 等 2012)。农业保险在国外开展较早,亦有学者讨论了保险对化学品投入的作用 却并未得到一致结论,Horowitz 等(1993)认为参与农业保险会促使农户更多地使用化肥和农药,但 Smith 等(1996)研究得到由于道德风险存在,参保农户会投入更少的化学品。近年来,国外学者以非农工作与收入为关注点,大量讨论了其对农户种植行为的影响,包括非农工作与生产效率(Goodwin 等 2004; Nehring 等 2005)、非农工作与农用化学品投入(Menally 2002; Phimister 等 2006; Shi 等 ,2010; Chang 等 2012)等。Chang 等(2012)研究了农业保险与非农工作对农户化学品(化肥)使用的

<sup>\*</sup> 汪明为本文通讯作者

**<sup>—</sup>** 46 **—** 

影响,通过对 2003 年获得的 1757 个样本建立分位数回归模型,指出非农工作会降低化肥使用并且在较高的分位数上更加明显。但相关文献在我国还比较匮乏,且对于农用化学品这类风险相关性的投入,国内外研究对风险环境的考虑以及农业投入种类的详细划分都较为欠缺。

为丰富我国农户种植行为相关研究的内容和方法,本文以非农收入占比作为收入结构的划分依据,将其作为农业投入的重要影响因素纳入模型,不仅把农业化学品投入分为农药和化肥两种,并且进一步区分早、晚稻,考虑两者受灾概率上存在的差异,还初步探讨了我国农业保险对农户化学品投入的影响。

# 二、数据与方法

# (一)研究区及数据

本文使用的数据来自 2007—2010 年连续四年在匡家桥村进行的农户级全样本问卷调查 ,匡家桥村位于湖南省常德市谢家铺镇 ,当地农户以种植双季水稻为主 极少数农户养殖牲畜 ,可近似认为水稻种植收入即为当地农户的农业总收入。该村四年来农户农业收入占总收入比重的均值为 22% ,根据农业收入占比将农户按收入结构划分为三组 ,分组标准及样本分布见表 1 ,本文选取了农业收入占比较高和较低的两组进行比较分析。

	收入构成	样本数	占比(%)
0	农业收入占比较高(种植收入占比 > 30%)	172	34. 13
	农业收入占比为一般水平(种植收入占比20%~30%)	144	28. 57
1	农业收入占比较低(种植收入占比 < 20%)	188	37. 30

表 1 收入构成组的划分及样本分布

经过对调研结果中农户受灾经历的统计,发现匡家桥村早稻农户受灾概率达到 1/3,而晚稻受灾概率仅约 1/25 因而将当地农户农业投入按早、晚稻进行区分。作为农业生产中两种重要的化学品,农药可以降低作物受到病虫草害后的损失从而保护产量(Thrupp,1990;卢怡等 2003),化肥则可以提高土地营养达到增产目的(Di Tomaso,1995)。病虫害是湖南省主要农业灾害之一,农药的施用能够表征农户在降低灾害损失方面的意愿,而化肥的施用可以表明农户增产增收的意愿。因此,本文还将农户的农药、化肥投入进行区分,用以探索两种受灾概率下,不同收入结构的农户在不同农业化学品投入上有何差异。这样,一方面考虑了受灾概率在不同收入结构农户间的投入差异,另一方面区分了与生态环境紧密相关的两种作用不同的化学品,在考虑农民投入对环境影响的同时,也能够反映出面对风险时不同收入结构的农户在种植行为上存在的差异。

2008 年新型农业种植业保险首次在研究区试行,保险覆盖的灾害主要是暴雨、洪水(政府行蓄洪外)、内涝、风灾、雹灾、冻灾、旱灾、病虫鼠害等。考虑到对农业保险政策作用的探究以及数据时长,本文将2007—2010 年数据合并为一个混合的横截面数据。并且由于2008 年当地首次试行农业保险,保险作用在当年还未显现,因此将2007 年与2008 年农户行为定义为未受到保险影响的样本。除不同收入结构外,本文还加入了被调查农户(主要是户主)的其他信息以丰富模型,表2展示了分析模型中涉及的所有变量及统计信息,四年连续种植水稻并且从2008 年开始连续投保的农户将进入分析模型,共有样本264 个,其中农业收入占比较高组有样本120 个,农业收入占比较低组有144 个。

表 2 变量及样本信息统计							
变量	变量定义	均值	标准差				
因变量							
早稻农药	每收获1公斤早稻的农药投入(元/公斤)	0.08	0. 03				
早稻化肥	每收获1公斤早稻的化肥投入(元/公斤)	0. 27	0.09				
晚稻农药	每收获1公斤晚稻的农药投入(元/公斤)	0. 15	0. 05				
晚稻化肥	每收获1公斤晚稻的化肥投入(元/公斤)	0. 27	0. 10				
自变量							
收入组别	按照农户农业收入占比划分的农户收入组(0或1)	0. 55	0.50				
保险影响	农户种植行为是否发生在参加并初步了解农业保险之后 (2009 年、2010 年 = 1;2007 年、2008 年 = 0)	0.50	0. 50				
受教育程度	户主的受教育水平 $($ 小学 = $0$ ,初中 = $1$ ,高中 = $2)$	0.76	0. 63				
年龄	户主年龄	52. 56	11. 43				
种植面积	农户家庭种植水稻面积(亩)	9. 17	15. 24				
早稻产量波动	早稻在 2007—2010 年未受灾情况下的产量方差	1415. 42	1779. 99				
晚稻产量波动	晚稻在 2007—2010 年未受灾情况下的产量方差	1122. 82	1585. 95				

表 2 变量及样本信息统计

注: 本文根据《中国统计年鉴》2007—2010 年湖南省农业生产资料价格指数数据,以 2007 年为基年,对农药与化肥投入分别进行了换算

# (二)方法模型

本文在分析种植投入行为在不同收入结构农户间的差异时,使用协方差分析模型进行初步分析, 并用分位数回归模型进行进一步验证和补充。

由于"收入组别"自变量为定性变量。因此使用协方差分析模型作为基本模型:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_{1i} + \beta_2 D_{2i} + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (i = 1 \ 2 \ 3 \cdots \ n)$$

其中, $Y_i$  为农户的单位产量投入(早稻或晚稻的农药及化肥投入)。  $D_{1i}$ 和  $D_{2i}$ 分别表示"收入组别"和 "保险影响"虚拟自变量  $\beta_1$  和  $\beta_2$  则是分别相应于它们的系数。  $X_i$  表示的是可能影响农户投入行为的其他自变量  $\beta$  是相应的系数矩阵。  $\epsilon_i \sim N(0 \ \sigma^2)$  表示随机扰动项。在进行模型系数的估计前,对自变量进行共线性诊断,其 VIF 均在 1.5 以下,可以认为自变量间不存在严重的多重共线性,模型将使用最小二乘法进行系数估计。

将协方差分析模型拓展到相应的分位数回归模型,可以实现回归系数在因变量整个分布上的变化研究,进一步得到收入结构的不同对各投入水平农户的作用有何异同。

$$Y_{i} = \beta_{0}^{(p)} + \beta_{1}^{(p)} D_{1i} + \beta_{2}^{(p)} D_{2i} + \beta_{1}^{(p)} X_{i} + \varepsilon_{i}^{(p)}$$

$$= \beta_{0}^{(p)} + \beta_{1}^{(p)} D_{1i} + \beta_{2}^{(p)} D_{2i} + \beta_{1}^{(p)} X_{i} \quad (i = 1 \ 2 \ 3 \cdots n)$$

其中 0 表示投入数值小于第 <math>p 分位数的比例。 $Q^{(p)}$  (  $Y_i \mid D_{1i}$  , $D_{2i}$  , $X_i$ ) 表示  $Y_i$  在特定  $D_{1i}$  , $D_{2i}$  ,  $X_i$  值下的分位点为 p 的条件分位数函数( 郝令昕等 2012; Cade 等 2003) 。模型采用自举法( Bootstrap Method) 进行 2000 次自举来估计方程系数。

#### 三、结果与讨论

# (一)不同收入结构农户的种植行为比较

1. 协方差分析模型结果。农户早稻投入(包括农药和化肥)方程的估计结果见表 3。在 5% 显著 — 48 — 程度下,两方程均通过显著性检验。对于早稻农药投入,根据回归结果,"收入组别"和"保险影响"两变量显著且系数为正,这表明在受灾概率较大的情况下,非农收入占比较高的农户单位产量的农药投入较多;同时,参加保险后农户也会表现出更多的农药投入行为。在其他条件不变的情况下,农业收入占比较低的农户(以下简称为"低组")比农业收入占比较高的农户(以下简称为"高组")农药投入多 0.011 元/公斤,这约为当地农户该项平均投入的 14%。也就是说,在较高受灾概率情况下,相比高组农户,低组农户会更多地使用农药以降低其可能面临的灾害损失,因此可以将这类农户定义为"减损型"农户。

在早稻化肥投入上,"收入组别"变量的系数显著且为负值,说明低组农户单位产量的化肥投入要明显少于高组农户,平均水平上降低 0.052 元/公斤,约是当地农户该项平均投入的 19%。这意味着即使面临较高的投入风险,高组农户仍会施用相对多的化肥以增加产量,因此可以将这种情形下的高组农户定义为"增产型"农户。

由上述结果可以看出,在较高受灾概率情况下,收入结构对农户的种植投入行为确实产生了较为显著的影响,并且两类农户分别表现出"减损"与"增产"的特性,这一行为的变化与 Phimister 等 (2006)的研究结果一致。

当地的晚稻种植处于较低受灾概率的环境 表 4 表明在 5% 显著程度下,晚稻投入两方程均通过显著性检验。结果显示,"收入组别"变量的系数在两回归方程中均达到显著水平,并且系数均为负,说明高组农户的晚稻农药和化肥投入水平明显高于低组农户,农药投入在平均水平上高出约 0.02元/公斤,化肥投入高出约 0.03元/公斤,均达到当地农户相应项目平均投入的 10%。这说明,当受灾概率较低时,表现为高组农户倾向于增加农药和化肥的投入,反映了此处的"兼业效应"(Shi等,2010)。非农业收入增加会导致农户生产投入的减少,这与 Chang等(2012)得到的化肥施用强度随非农劳动力增加而减少的研究结论一致,但本文研究进一步表明,这一结论仅出现在农户的生产投入处于较低受灾概率的环境中。

	早稻农药投	入(元/亩)	早稻化肥投	入(元/亩)
变量	系数	标准误差	系数	标准误差
常量	0. 081 ***	0.016	0. 376 ****	0. 051
收入组别	0. 011 **	0.005	- 0. 052 ****	0.016
保险影响	0. 021 ***	0.000	0.006	0.015
受教育程度	-0.004	0.004	-0.023	0. 014
年龄	-0.000	0.000	0.000	0.001
种植面积	0.000	0.000	- 0. 001 **	0.000
早稻产量波动	0.000	0.000	0.000	0.000
回归方程显著性检 验 Sig.	0. 0005		0. 0025	

表 3 早稻投入的协方差分析模型估计结果

注: \*、\*\*\* 分别表示结果在 10%、5%、1% 水平上显著。下同

表 4 晚稻投入的协方差分析模型估计结果							
变量	晚稻农药报	8入(元/亩)	晚稻化肥投入(元/亩)				
<b>受里</b>	系数	标准误差	系数	标准误差			
常量	0. 147 ***	0. 022	0. 345 ***	0. 046			
收入组别	- 0. 020 ***	0. 007	- 0. 030 ***	0. 015			
保险影响	0. 018 ***	0. 007	0. 012	0. 015			
受教育程度	0.009	0.006	0.002	0. 013			
年龄	0.000	0.000	0.000	0.001			
种植面积	- 0. 001 ***	0.000	- 0. 001 ****	0.000			
晚稻产量波动	0. 000 ****	0.000	0.000	0.000			
回归方程显著性检验 Sig.	0.0000		0. 0354				

表 4 晚稻投入的协方差分析模型估计结果

对于低组农户来说,农业收入在其收入构成中比重小,较高的务工收入降低了农业耕种的重要性。上述结果反映了收入结构对农户投入的影响由于受灾概率的不同也存在差异,当处于低受灾概率环境时,"兼业效应"降低了低组农户的农业种植资本投入,即为应对劳动力缺失而减少化学品投入(Chang 等 2012)。虽然并不依赖水稻种植带来的农业收入,但是水稻也用于当地农户的自我消费,同时为防止农业耕种带来负收入,因此当受灾概率较高时,低组农户就会增加降低病虫草害的农药投入,维持较为稳定的水稻产量以降低大量损失的风险。但与农业收入占比较高的增产型农户相比,减损型农户并不会投入更多化肥以追求较高的产量。

2. 分位数回归模型结果。表 5~表 8 分别为早稻农药、早稻化肥、晚稻农药、晚稻化肥投入在 0. 25、0. 5、0. 75 分位点的回归结果,包含模型中所有自变量。为更好地展示农户收入结构的变化在 化学品投入整个分布上的效应 图 1 绘制了每间隔 0. 05 分位数的估计结果连成的曲线(实线),以及 90% 置信区间的上下界曲线(虚线),从第 0. 05 分位数到 0. 95 分位数。

依据表 5 及图 1(a),"收入组别"自变量在早稻农药投入的整个分布上,从第 0.1 到 0.8 分位数之间的回归系数均达到 10% 显著水平,且越接近中位数越显著。显著水平下回归系数均大于零,表明减损型低组农户有较高的早稻农药投入,这与协方差回归模型结果一致。由图 1(a)可以看出收入组别回归系数呈逐渐增大趋势,这意味着收入结构变化的边际效应是增加的,即当农户的收入结构转变为农业收入占比较低时,原本农药投入较高的农户其投入增加量会更高。这反映了农药投入水平较高的农户具有更强烈的减损意愿,当农户非农收入比重增加时其收入水平往往也会增加(朱玲,1992; De Janvry等 2005),这使农户资金条件更加宽裕从而促进农药投入,即产生"收入效应"。对于早稻化肥投入,"收入组别"自变量回归系数为负且负值绝对值逐渐减小(见表6 图 1(b)),直至第 0.7 分位数以上,两组农户的投入差别不再显著。这说明,此处收入结构变化的边际效应是减弱的,即收入结构向低组转变将降低早稻化肥投入(与协方差模型结果一致),但原本投入水平高的农户降低得较少。这可能是由于和低投入水平农户相比,较高投入水平的农户的增产意愿较强,因此收入效应增大,造成收入结构整体上的投入降低作用减弱,回归系数值变大。

0.004

0.000

0.000

0.000

变量

常量

收入组别

保险影响

受教育程度

年龄

种植面积

早稻产量波动

系数

0. 055 \*\*\*

0.013\*\*

0.009\*\*

-0.001

-0.000

0.000

0.000\*\*

	表 5 早稻	农药投入的分位数	回归估计结果			_		
0. 25		0. 50 0. 75						
	SE	系数	SE	系数	SE			
	0.016	0.064 ****	0.017	0. 077 ***	0. 018			
	0.005	0. 022 ****	0.004	0. 019 **	0.009			
	0.004	0. 015 ****	0.004	0. 022 ***	0.007			

0.005

0.000

0.000

0.000

0.004

-0.000

-0.000

0.000

0.007

0.000

0.000

0.000

表6 早稻化肥投入的分位数同归估计结里

0.001

-0.000

-0.000

0.000

表 6 早档化肥投入的分位数回归估计结果							
变量	0. 25		0. :	0. 50		75	
	系数	SE	系数	SE	系数	SE	
常量	0. 309 ***	0. 076	0. 371 ***	0. 079	0. 404 ***	0. 045	
收入组别	- 0. 093 ***	0. 016	- 0. 049 **	0. 025	-0.025	0. 017	
保险影响	0. 012	0. 016	0.011	0. 020	-0.009	0.019	
受教育程度	-0.011	0. 017	-0.020	0. 017	-0.012	0. 017	
年龄	-0.000	0. 001	-0.000	0. 001	-0.000	0.001	
种植面积	-0.001	0. 001	-0.001	0. 001	- 0. 002	0.001	
早稻产量波动	-0.000	0.000	0.000	0.000	0.000*	0.000	

表 7 晚稻农药投入的分位数回归估计结果

变量	0.2	25	0.5	50	0.	. 75
	系数	SE	系数	SE	系数	SE
常量	0. 129 ***	0. 036	0. 152 ***	0. 029	0. 179 ***	0. 024
收入组别	- 0. 031 ***	0.010	- 0. 031 ***	0. 011	-0.014	0. 011
保险影响	0. 016*	0.009	0. 018*	0.009	0. 023 **	0. 010
受教育程度	0.008	0.010	-0.001	0. 011	0.006	0.007
年龄	-0.000	0. 001	0.000	0.000	0.000	0.000
种植面积	-0.000	0.000	-0.001	0.000	- 0. 001 ***	0.000
晚稻产量波动	0. 000*	0.000	0. 000 ***	0.000	0. 000 **	0.000

衣8 兜伯化肥技人的力也数四归估订结果							
变量	0. 25		0. :	0.50		75	
	系数	SE	系数	SE	系数	SE	
常量	0. 321 ***	0. 093	0. 391 ***	0. 047	0. 446 ***	0. 035	
收入组别	- 0. 085 ***	0.020	- 0. 049 **	0. 022	- 0. 027 ***	0.011	
保险影响	0.006	0. 017	0. 012	0.016	0. 015	0.010	
受教育程度	-0.001	0. 026	-0.005	0. 011	0.002	0.007	
年龄	-0.001	0. 001	-0.001	0. 001	- 0. 001 ***	0.001	
种植面积	-0.001	0. 001	-0.001	0. 001	- 0. 002 <sup>*</sup>	0.001	
晚稻产量波动	0.000	0.000	0.000	0.000	0. 000 ***	0.000	

表 8 晚稻化肥投入的分位数回归估计结果

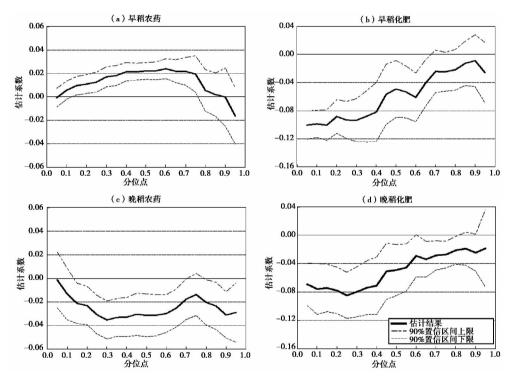


图 1 "收入组别"自变量的分位数回归系数及 bootstrap 置信区间

图 1(c)显示 除个别分位点(第0.05 及第0.1、0.75 分位点间)外 ,收入组别对晚稻农药投入的影响在其整个分布上均达到 10%显著水平。与协方差分析模型结果一致 ,较低的农业收入比重会对晚稻农药投入产生负影响。不同于图 1(a)中收入组别系数的缓慢上升曲线 ,此处回归结果在投入的整个分布上较为稳定。根据图 1(d)中晚稻化肥分位数回归模型估计结果,"收入组别"系数在第0.8分位点以下显著。其系数在整个分布上为负值 ,这一结果同样支持了协方差分析模型中得到的结论。且曲线变化与图 1(b)中类似 ,收入结构变化的边际效应也是减弱的。在晚稻化学品投入整个分布上绘制的"收入组别"变量的回归系数曲线(图 1(c)、(d))与相应早稻投入的曲线(图 1(a)、(b))相比 ,不同分位点处农户间的投入差距要小一些 ,这也许说明了 ,当不同分位点处农户的行为受到其他 — 52 —

因素影响而发生变化时 较大的受灾概率会扩大这些变化间的差异 使研究者更易捕捉到不同农户的行为特点和偏好。

在分位数回归系数曲线中,投入分布的两尾往往出现收入结构回归系数过大、过小或不显著,这可能与样本量或分布两端的农户缺少农药、化肥施用经验,导致行为波动性大有关。

# (二)不同收入结构农户的投保决策

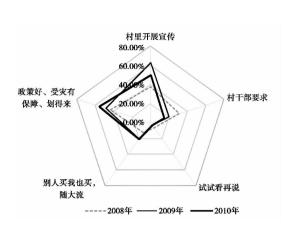
农户的种植投入行为反映了风险偏好,而这一偏好直接影响其对现行农业灾害保险的参与决策。表9统计了自2008年研究区试行农业保险后,两收入结构组中农户的投保人数及比例变化。经过第一年试行2009年投保户数在低组增加明显,达到91.49%,且2010年也维持这一水平。而高组在2009年却没有出现大幅提升,甚至在2010年出现投保户数减少,这一现象反映出现行的农业灾害保险更受到低组农户青睐。结合上文的讨论发现,在受灾概率较高时,低组农户进行更多的减损性投入,而该情形下高组农户则进行增产性投入。此外,非农收入的增加使低组农户的整体收入水平高于高组,拥有更宽裕的资金参加农业保险。因此,减损型农户更倾向现行农业灾害保险应该是一个较为合理的推断。

收入结构组				2009 年投保		2010 年投保	
	(户)	人数(人)	占比(%)	人数(人)	占比(%)	人数(人)	占比(%)
农业收入占比较高	43	32	74. 42	35	81. 40	34	79. 07
农业收入占比较低	47	36	76. 60	43	91.49	43	91.49

表 9 不同收入结构组农户的投保决策变化

由于在农业保险试行初期,当地政府会进行政策宣传,甚至存在强制要求而影响村民的自愿投保决策。图 2 和图 3 分别描述了 2008—2010 年两组中参加保险农户的投保原因 农户可就原因进行多项选择,百分比表示的是该选项在该组农户中的出现频率。村里强制要求表明管理者的直接干预作用 村里宣传和随大流两个原因表明了周围环境中的间接干预对农户投保决策的影响,而对政策感到满意、认识到保险的保障作用则表明了农户对保险的理性认知和投保的主动性。对比图 2、3 可以发现: 首先,"村干部要求"比例在两组中逐年减小,且在低组中占比更小,说明越来越少的农户在决策时感受到强制性干预,且低组农户的决策被直接干预的比例更低。第二,"随大流"现象在高组比例更大,且逐年增加,而在低组逐年降低,表明低组农户的保险主观意识更强,不易产生"从众心理"。第三,两组中"政策好、受灾有保障、划得来"选项的比例逐年增加,值得注意的是,低组中该选项增加得更为迅速,这意味着低组农户对新政策能更快达到理性认知,其适应新政策的能力更强。最后,"村里开展宣传"选项在两组中的年际变化相似,但在低组农户间出现比例更高,这一方面说明政策实施初期,管理者的合理宣传对农户正确认识政策起到促进作用;另一方面说明低组农户在接收信息方面更加敏锐和准确。

综合投保决策及原因分析发现,低组农户能更迅速准确地把握政策信息,达到对农业保险的理性认知,更好地适应新的保险政策,这对保险需求的可持续性十分重要。此外,这类农户在农业生产中属"减损型",且决策不易受到外在影响,无论是从投保决策还是主观认识都更青睐现行农业灾害保险。是此项保险的主要潜在受益者。



村里开展宣传 80.00% 66.00% 村干部要求 根障、划得来 加付来 加付来 加付来 加付来 加付来 加付来 加付于部要求

图 2 农业收入占比较高农户的投保原因变化

图 3 农业收入占比较低农户的投保原因变化

#### 四、结论

- 1. 非农工作和收入对农户种植行为影响的研究丰富,但却未能得到一致的结论。本研究结果表明,在不同受灾概率情景下,农户不同种植投入的水平将发生变化,这一变化在不同收入结构农户中也将产生明显差异,并且收入结构的影响大小与农户原投入水平相关。因此,我们应该注意到研究区不同作物的整体受灾概率以及农户投入的种类和水平,这有利于更好地了解农户的种植行为特点以及风险偏好,从而更清楚地剖析包括收入结构在内的各因素如何影响农户农业种植行为。
- 2. 当受灾概率较大时,农业收入占比较低的农户倾向于通过较高的农药投入来减少灾害损失,表现出"减损型"农户特点;而农业收入占比较高的农户会投入相对多的化肥用以增产,表现出"增产型"农户特点。但当受灾概率较小时,农业收入占比较低的农户会表现为在两方面的投入均较少,"兼业效应"的影响较大。
- 3. 农业收入占比较低的"减损型"农户更青睐现行农业保险政策,在此类政策的认知和参与过程中,他们反应更迅速、准确并拥有更强的主观性。因此,需要完善我国农业保险产品以适用于更为依赖农业收入的"增产型"农户群体。
- 4. 本研究发现参与农业保险会影响农户生产行为,但并非一定产生正或负向影响,这同样与农户所处环境的受灾概率以及种植投入的种类有关。对本研究区,目前推行的农业保险会促进农户的保护性投入,且高受灾概率下所产生的影响更大,但不会提高相应情况下的增产投入。此研究没有证明道德风险的存在。

#### 参考文献

- Shi X ,Heerink N ,Qu F. Does off-farm employment contribute to agriculture-based environmental pollution? New insights from a village–level analysis in Jiangxi Province ,China. China Economic Review 2010 22(4):524 ~533
- 2. OECD. Agricultural policy reform in China. www. oecd. org/publications/Policybriefs 2005
- 3. Ye T ,Wang M. Exploring risk attitude by a comparative experimental approach and its implication to disaster insurance practice in China. Journal of Risk Research 2013 ,16(7):861 ~878
- 4. Wang M Shi P ,Ye T ,et al. Agriculture insurance in China: History ,experience ,and lessons learned. International Journal of Disaster Risk Science 2011 2(2):10 ~ 22
- 5. Quasem M A. Factors affecting the use of fertilizers in Bangladesh. Bangladesh Development Studies 1978  $\beta(3):330\sim338$

**—** 54 **—** 

- Rahman S. Farm-level pesticide use in Bangladesh: determinants and awareness. Agriculture ,Ecosystems and Environment ,2003 ,95
   (1): 241 ~ 252
- Bürger J ,de Mol F ,Gerowitt B. Influence of cropping system factors on pesticide use intensity-A multivariate analysis of on-farm data in North East Germany. European Journal of Agronomy 2012 40:54 ~ 63
- 8. Horowitz J K ,Lichtenberg E. Insurance ,Moral Hazard ,and Chemical Use in Agriculture. American Journal of Agricultural Economics , 1993 ,75(4):926 ~935
- 9. Smith V H Goodwin B K. Crop Insurance Moral Hazard and Agricultural Chemical Use. American Journal of Agricultural Economics , 1996 78(2): 428 ~438
- 10. Goodwin B K Mishra A K. Farming efficiency and the determinants of multiple job holding by farm operators. American Journal Of Agricultural Economics 2004 86(3):722 ~729
- 11. Nehring R Fernandez-Cornejo J. The Impacts of Off-Farm Income on Farm Efficiency Scale and Profitability for Corn Farms. Economic Research Service USDA Washington 2005
- 12. Mcnally S. Are 'Other Gainful Activities' on farms good for the environment? Journal of Environmental Management 2002 66(1):57
- 13. Phimister E ,Roberts D. The Effect of Off-farm Work on the Intensity of Agricultural Production. Environmental and Resource Economics 2006 34(4):493 ~515
- Chang H Mishra A K. Chemical usage in production agriculture: do crop insurance and off-farm work play a part? Journal of environmental management 2012, 105:76
- 15. Thrupp L A. Inappropriate incentives for pesticide use: Agricultural credit requirements in developing countries. Agriculture and Human Values  $1990.7(3.4):62\sim69$
- 16. Di Tomaso J M. Approaches for improving crop competitiveness through the manipulation of fertilization strategies. Weed Science ,1995 , 43(3):491 ~ 497
- Cade B S Noon B R. A gentle introduction to quantile regression for ecologists. Frontiers in Ecology and the Environment 2003 1(8):
   412 ~ 420
- De Janvry A Sadoulet E Zhu N. The role of non-farm incomes in reducing rural poverty and inequality inChina. Department of Agricultural & Resource Economics JUC Berkeley ,Working Paper Series 2005
- 19. 王图展 周应恒 胡 浩. 农户兼业化过程中的"兼业效应"、"收入效应". 江海学刊 2005(3):70~75
- 20. 李明艳,陈利根,石晓平. 非农就业与农户土地利用行为实证分析: 配置效应、兼业效应与投资效应——基于 2005 年江西省农户调研数据. 农业技术经济 2010(3):41~51
- 21. 叶彩霞 徐 霞 胡志丽. 城市化进程对农民收入结构的影响分析. 城市发展研究 2010(10):26~30
- 22. 蔡书凯 李 靖. 水稻农药施用强度及其影响因素研究——基于粮食主产区农户调研数据. 中国农业科学 2011 A4(11): 2403~2410
- 23. 卢 怡, 张无敌. 农药与环境的可持续发展. 农业与技术 2003 23(1):1~5
- 24. 郝令昕 、丹尼尔・奈曼. 分位数回归模型. 上海人民出版社 2012
- 25. 朱 玲. 非农产业活动对农户收入分配格局的影响. 经济研究 ,1992(3):23~30

责任编辑 张 宁