

农业保险与农用化学品施用关系研究

——对新疆玛纳斯河流域农户的经验分析

钟甫宁 宁满秀 邢 鹏 苗 齐*

摘 要 在我国加入 WTO 后, 政府已经明确提出将农业保险及其补贴政策作为促进农业发展和稳定农民收入的替代性政策。然而, 农业保险制度可能导致生态环境恶化。本文以新疆玛纳斯河流域为例, 运用联立方程组对现行农业保险制度与农户农用化学要素施用行为之间的关系进行实证分析。实证结果显示, 化肥、农药、农膜的施用决策对农户购买农业保险决策的影响不尽相同; 同时, 农户农业保险购买决策对其化肥、农药、农膜的施用行为以不同的方式产生影响。此外, 本研究也表明了在我国现行“低保费、低理赔”的农作物保险制度下, 鼓励农户参保并不会给环境带来显著的负面影响。

关键词 农业保险, 化学物质投入, 生态环境

一、引 言

在我国加入 WTO 以后, 以小规模、分散经营为主要特点的农业经济脆弱性显得更加突出。同时, 农业支持政策已经发生变化, 政府决策部门正在寻找符合 WTO 规则的可替代政策来对农业提供财政支持和保护。作为分散农业生产风险、补偿经济损失、稳定农民收入和促进农业发展的一种机制, 农业保险及其补贴政策已成为国际上最重要的非价格农业保护工具之一, 是 WTO 规则所允许的“绿箱政策”。

但是, 已有研究表明, 农业保险制度通过刺激农户增加或减少化学要素施用而对生态环境产生负面或正面的影响。如果保险制度刺激农户施用更多的农用化学要素¹, 从而引起生态环境的恶化, 进而影响整个农业的进一步发展和增长, 那么, 长期来看, 对农业保险进行财政补贴所带来的结果将有悖于保险本身的政策目标。显然, 农业保险制度的环境效果取决于既定的社会、

* 钟甫宁、宁满秀、苗齐, 南京农业大学经济管理学院; 邢鹏, 中国农业科学院国际农业农村发展中心。通讯作者及地址: 钟甫宁, 江苏省南京市卫岗 1 号南京农业大学经济管理学院, 210095; 电话: 025-84395735; E-mail: fnzhong@njau.edu.cn。本研究得到东南亚环境经济项目 (EEPSEA)《作物保险与农用化学品投入的关系——新疆玛纳斯河流域的案例研究》(项目编号: 109013) 与国家自然科学基金《农业保险与农业可持续发展——以新疆生产建设兵团为例》(项目批准号: 70473040) 的资助; 中华联合财产保险股份有限公司农险处的李东方和吴学明以及新疆农业大学经管学院、石河子大学农学院和经贸学院等单位对调查给予了热情帮助; 匿名评审人提供了宝贵的修改意见。在此深表谢忱。

¹ 因为增加化学要素施用会增加期望产量的同时也增加了产量方差即波动性, 而保险对低于期望产量的部分给予部分补偿的话, 农户就有动机去增加化学要素的施用。

经济与环境条件以及特定的农业保险条款下农户对农用化学要素的使用决策。那么,我国现行农业保险制度下农户投保决策与化学要素施用行为之间的关系将是怎样?农业保险制度在稳定农民收入的同时会不会带来影响农业可持续发展的生态环境问题,其影响程度又如何?

因此,本研究的总目标是:增强对农业保险制度下农户生产行为,尤其是化肥、农药、农膜等施用行为的科学理解,以期对政府农业保险政策的环境效果进行评价。²本研究主要回答以下几个问题:

(1) 农户投保决策是否影响各种化学要素的投入决策?这种影响是否显著?

(2) 影响农户购买农业保险以及化学要素施用决策的因素是什么?

(3) 现行农业保险制度是否引起生态环境的恶化?

本文结构如下:第二部分是文献回顾与简评;第三部分进行理论框架分析;第四部分是构建实证模型,以及说明数据来源;第五部分对实证结果进行讨论;最后给出本文的研究结论和政策含义。

二、文献回顾与简评

农业生产的环境影响已经引起政策制定者、环境、经济学家们的广泛关注。大量学者对农业保险与化学要素投入之间的关系进行了理论探讨和实证研究(如,Quiggin, 1992; Ramaswami, 1993; Horowitz and Lichtenberg, 1993; Smith and Goodwin, 1996; Babcock and Hennessy, 1996)。许多实证研究对农业保险与化学要素投入之间的关系进行了分析,却得出相互矛盾的结论。其主要原因在于农业生产条件(如气候、降雨量等)、农业保险条款(如保障水平、理赔额度、保费等)因区域和作物的变化而不同,以及对农户决策过程的假设(联立或递归)并不一致。

Smith and Goodwin (1996) 运用联立方程对美国堪萨斯州的麦农购买农业保险和化学物质施用行为作了实证分析,表明购买保险的农户的氮肥投入会降低 5 美元/公顷。他们的研究验证了传统的观点:农业保险制度下的道德风险效应导致农户减少要素投入。与此相反,Horowitz and Lichtenberg (1993) 以农业保险影响农户化学品施用行为但反过来则影响不大、农户是风险规避者、化肥农药施用较多会引发减产以及农业保险的购买决策在化学要素实际投入之前做出等为基本假定,利用递归模型研究发现,美国中西部购买了农业保险的谷农倾向于多施用化肥约 19%,农药约 21%,除草剂等的施用也相对较多。

² 本文中的农业保险制度仅指作物保险,不包括养殖业保险。尤其是,本文以新疆棉花保险作为研究对象。

Horowitz and Lichtenberg (1994) 认为化肥及其他化学要素对产量分布具有两种不同的作用：增加化学要素施用 in 提高产量预期的同时也增加了产量的方差即波动性。当产量方差大到足以抵消其期望值时，增加化学要素投入能提高减产概率。如果农业保险对减产带来的损失进行补偿的话，那么农户将增加化学要素的施用。因此，理论上，作为分摊生产风险的农业保险对化学要素施用（包括化肥、农药、农膜）的作用方向并无定论，这除了取决于农业生产区域环境以外，还依赖于农业保险条款的性质。

然而，普遍认为农药不能直接增加产量，它只有在发生病虫害的情况下才影响产量 (Lichtenberg and Zilberman, 1986)。因此，增施农药应当降低减产概率。这说明，购买保险的农户应该减少而不是增加农药的投入 (Babcock and Hennessy, 1996)。

Babcock and Hennessy (1996) 对爱荷华州的农户运用蒙特卡罗模拟进行了分析，发现如果保障水平低于（或等于）70% 时，农业保险计划会引致氮肥施用的少量减少，而如果保障水平为 90% 时，高风险规避型的农户会减少化肥施用约 10%。他们的研究结果也说明，农户风险态度与农业保险保障水平对化学要素的施用产生显著影响。

以上文献表明农业保险与农用化学要素投入之间的关系取决于农户决策行为、农业生产环境、化学要素类型以及农业保险条款。因此，任一特定条款的农业保险制度在具体区域内对环境的影响是一个实证研究的课题。

三、理论框架

从农户服从“理性经济人”的基本假设出发，在特定的市场环境、技术与风险条件下，农户选择包括购买农业保险在内的各种不同组合的生产要素从事棉花生产，从而使得棉花生产利润的预期效用最大化 (Wu and Adams, 2001; Babcock and Hennessy, 1996; Horowitz and Lichtenberg, 1993; Quiggin, 1992)。农业保险制度下，农户将调整其耕作方式以达到投保后农业生产预期收益效用最大化的目的。同时，农户生产方式的调整也会影响到农业保险的购买决策 (Smith and Goodwin, 1996)。

假设棉花生产函数可以定义为： $y = f(x, v)$ ，其中： y 代表产出，且有 $y \in [y_{\min}, y_{\max}]$ ， $g(y)$ 为产量概率密度函数； x 代表各种可变投入要素，诸如化肥、农药等； v 是随机的自然环境状态，包括所有的气候条件（降雨量、土壤肥力等）和农户不能控制的因素等，即产生风险的源泉（旱灾、洪灾、冰雹、病虫害等）。一般地，对任意水平的可变投入要素 $x \geq 0$ ，有 $y = f(x, v) \geq 0$ 。令 p 是产出的单位价格， r 是可变投入要素的单位价格，且假定 p, r 是确定的，则在没有农业保险框架下，农户从事棉花生产的目标函数是：

$$\max_x EU(\pi) = \int_{y_{\min}}^{y_{\max}} U(py - rx)g(y)dy, \quad (1)$$

其中 π 表示棉花生产的利润, $U(\pi)$ 是 von Neuman-Morgenstern 效用函数, 并且 $U'(\pi) > 0, U''(\pi) \leq 0$ 。

在农业保险框架下, 令 y_c 为保险理赔临界产量, δ 为平均每亩费率, 且 y_c, δ 是外生变量。当农户的棉花实际产量 y 低于临界产量 y_c 时, 农户将会获得保险公司的理赔额为 $I[\delta, (y_c - y)]$ 。因此, 农业保险框架下农户的净收入函数是:

$$\pi_2 = \begin{cases} py + I[\delta, (y_c - y)] - \delta - rx & \text{当 } y < y_c, \\ py - \delta - rx & \text{当 } y \geq y_c. \end{cases} \quad (2)$$

因此, 结合 (2) 式, 农业保险框架下农户棉花生产利润预期效用最大化的目标函数可以表示为:

$$\begin{aligned} \max_x EU(\pi) = & \int_{y_{\min}}^{y_c} U(py + I[\delta, y_c - y] - \delta - rx)g(y)dy \\ & + \int_{y_c}^{y_{\max}} U(py - rx - \delta)g(y)dy. \end{aligned} \quad (3)$$

表达式 (3) 说明了农业保险购买决策及各种可变投入要素与农户预期利润效用最大化之间的关系。所以, 农户棉花生产预期利润效用最大化的必要条件是 (3) 式分别对 x, δ 的一阶偏导数同时等于 0, 则可以得到包括农业保险在内的各投入要素的需求函数, 即:

$$x = h(p, r, \delta, v)^3, \quad (4)$$

$$\delta = h(p, r, x, v). \quad (5)$$

(4)、(5) 式表明, 农户农业保险购买决策与农用化学品投入决策是一种相互影响的过程, 这并不意味着两者决策的时间同时发生, 而仅仅要求决策的过程共同产生作用。由于化肥、农药具有不同的风险性质 (Pope and Kramer, 1979; Quiggin, 1992; Loehman and Nelson, 1992)⁴, 并且它们各自的风险属性取决于特定的自然环境如气候、降雨量、病虫害发生率等, 因此, 本文分别考虑三种农用化学品施用决策与农业保险决策之间的联立性关系是非常合理与必要的。

³ 给定效用函数的具体形式, 从利润的效用最大化函数可以看出, 化学品投入要素的需求及投保决策还取决于农户的风险规避度。

⁴ 化肥, 农膜普遍被认为是风险增加型要素, 这些要素的施用不仅增加产量均值, 更增加了产量的波动性; 一般地, 农药是抗险型要素, 存在病虫害时, 增加农药的施用减少产量向下波动的概率。

四、实证模型与数据

(一) 模型构建

根据以上理论分析，本文构建以下联立方程组：

$$y_{1t} = \alpha_1 y_{2t}^i + \beta_1 X_{1t} + \mu_{1t}, \quad y_{2t}^i = \alpha_2 y_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \mu_{2t}^i, \quad (6)$$

式中： y_{1t}, y_{2t}^i 是内生变量 ($I=1, 2, 3$)，分别代表购买农业保险决策 (0-1 选择变量) 和化肥、农药、农膜施用量， X 是外生变量向量，是与购买农业保险以及化学品投入决策有关的相关变量； u 是不可测因素，假设其为有常数项方差的正态分布。

以上结构式模型的简化式为：

$$y_{1t} = Z_t' \Pi_1 + \nu_{1t}, \quad y_{2t}^i = Z_t' \Pi_2 + \nu_{2t}, \quad (7)$$

其中， Z 为适当定义的工具变量。

选用 Maddala (1983) 提出的两阶段法 (two-stage procedure) 来求解以上联立方程组：在第一阶段，运用 Probit 模型估计影响农户购买农业保险的简化式方程；运用多元线性模型估计影响农户化学品投入量的简化式方程。在第二阶段，将 $Z_t' \hat{\Pi}_2$ 替代 y_{2t}^i ，运用 Probit 模型估计影响农户购买农业保险的结构式方程；将 $Z_t' \hat{\Pi}_1$ 替代 y_{1t} ，运用 OLS 估计影响农户化学要素投入量的结构式方程。但是，对含有限值内生变量的结构方程组，在估计过程中，各参数的方差矩阵及参数的置信区间得不到有效的估计 (Maddala, p. 244)，因此，本研究采用 Efron (1979, 1987) 提出的自助法 (Bootstrap Method) 对结构方程进行估计以得到一致的方差估计。

利用 Bootstrap 法得到的一致有效的参数估计与方差矩阵计算 Wu-Hausman 统计量，对农业保险与化学要素决策的联立性进行检验。具体计算方法是：

$$q = (\beta_0 - \beta_1) [V(\beta_0) - V(\beta_1)]^{-1} (\beta_0 - \beta_1)', \quad (8)$$

式中， q 是 Wu-Hausman 统计量，服从 χ^2 分布，其自由度是被检验变量个数； β_0 与 β_1 分别指 OLS/Probit 与工具变量法的参数估计， $V(\beta_0)$ 与 $V(\beta_1)$ 是相应的方差矩阵。

(二) 数据来源

中华联合财产保险公司早在 1986 年开始恢复试办农业保险⁵，尤其是棉

⁵ 最初是凭借兵团特有的行政体制在新疆生产建设兵团内部开办，随着市场化改革的不断深入，建设兵团的职能逐渐转向行政管理与服务，随着农户的生产经营权的逐步放宽，农户拥有越来越多的生产决策权和自主权。

花保险, 至今已经连续开展农业保险长达近二十年之久。近年来, 农险业务已经不再局限于兵团范围内部, 逐步扩展到全新疆以及其他省份, 农险业务得到持续发展, 投保面积稳定增长。兵团范围内种植业投保率从 1986 年的 6.65%, 发展到 2003 年的 83.56%。⁶ 目前, 新疆棉花保险的费率约为 20 元/亩, 保险金额为物化成本的 60%, 即约为 250 元/亩, 因此, 新疆的农业保险实际上是一种成本保险, 而不是产量保险。保险期限确定为生长期保险(即见苗起保, 成熟截止), 农作物保险责任确定为风、洪、冻、雹、旱五种责任, 尽管原则上病虫害不在险责之内, 但是一旦发生严重的病虫害, 保险公司会通融理赔。农户目前没有保险补贴, 保险公司仅有对农业保险免征营业税的优惠政策(中华联合财产保险公司报告, 2004)。

上述条款可以表示为:

$$\delta = \delta(c, y, \omega) \approx 20 \text{ 元 / 亩}, \quad (9)$$

c, y 分别表示历年平均成本和产量数据, ω 为影响生产的自然灾害事件, δ 为平均每亩保费, 近两年保费固定不变, 且无地区差别。

当农户灾后实际产量低于正常年景产量的 50% 时进行赔付, 赔付根据出险当日最高赔付比率(各种作物投入的物化成本价值转移时间表确定)与损失率来确定, 最高赔付一般不超过保险金额, 即:

$$I = \lambda I[\delta, (y_c - y)] \leq 250 \text{ 元 / 亩}, \quad (10)$$

$$\lambda = \begin{cases} 1, & \text{当 } y < y_c \text{ 时, 农户获得理赔;} \\ 0, & \text{当 } y \geq y_c \text{ 时, 农户得不到理赔,} \end{cases}$$

其中: I 为赔付额; y 表示灾后实际产量, 且 $y = y(\omega)$ 表示实际产量是自然灾害随机事件的函数; y_c 为理赔临界产量。

本研究主要考察农业保险制度下农户生产行为方式对农业生态环境保护的潜在含义, 因此, 样本选择的基本标准是: 标准一, 棉花生产在当地农业生产中的重要性; 标准二, 农业保险在该流域已经实践长达 18 年, 农户参与度的提高说明, 农户对购买农业保险的成本与收益有相当的熟悉程度, 从而在农业生产决策过程中会考虑农业保险的购买决策; 标准三, 该流域生态环境问题已经引起相关部门的关注。玛纳斯河流域地处欧亚大陆中心, 远离海洋, 干旱少雨, 水源不足, 玛纳斯河是该流域工、农业生产和居民生活用水的主要源泉; 再加上流域的封闭性, 对于农作物大田生产所造成的非点源污染的自净能力不够, 农作物生产中的化肥、农药等农用化学要素的大量残留主要集中在本流域。因此, 该地区生态环境不仅对于农业生产, 也对当地居

⁶ 由于新疆兵团以外的农险覆盖率相对较低, 全疆的棉花投保率仅为 45%, 作物投保率大约在 25%—30% 之间。

民生活条件都有很大的影响。

据此，本研究选择新疆玛纳斯河流域建设兵团和乡镇作为样本点，对棉农进行问卷调查。抽样调查分为三个阶段：第一阶段，在玛纳斯河流域根据棉花播种面积按照等距抽样原则选取五个团（县）；第二阶段，在每个团（县）根据棉花单产按照等距抽样原则选取四个连队（村）；第三阶段，在所抽取的连队和村庄随机选择大约二十户农户进行问卷调查。调查内容主要包括 2003 年农户种植作物种类、各种作物生产与成本资料尤其是农用化学品投入量、种植方式、棉花生产风险、是否购买保险、收入来源以及人口统计特征等。

（三）变量定义与描述性统计分析

样本共采 450 份，有效样本有 340 份，购买保险的 113（33.3%）户，不购买保险有 227（66.7%）户。模型的具体设定、变量定义与描述性统计见表 1 和表 2。

表 1 模型设定与变量定义

变量	定义
模型设定	
农业保险购买 = f (FERTILIZER, PESTICIDES, AGROFILM, CV, FTF, DISR, CA, EDU, FEXPER, RISKATT)	
化肥施用量 = f (COTTINS, EDU, FEXPER, DENSITY, DISEASE, SHROFF, LC, AVGCY, RISKATT)	
农药施用量 = f (COTTINS, EDU, FEXPER, DENSITY, DISEASE, SHROFF, LC, AVGCY, RISKATT)	
农膜施用量 = f (COTTINS, EDU, FEXPER, DENSITY, DISEASE, SHROFF, LC, AVGCY, RISKATT)	
COTTINS	2003 年农户是否购买农业保险(1=购买,0=没有购买)
FERTILIZER	2003 年棉田化肥施用量(元/亩)
PESTICIDES	2003 年棉田农药施用量(元/亩)
AGROFILM	2003 年农膜施用量(元/亩)
DENSITY	2003 年棉花种植密度(1000 株/亩)
DISESAE	近四年来棉田遭受病虫害损失程度(1=平均产量损失 80%以上,5=平均产量损失 20%以下)
CV	1980—2002 年各团场和乡镇棉花产量变异系数(%)
AVGCY	近两年棉花平均单产(千克/亩)
CA	棉花播种面积(亩)
LC	土地质量(1=高,2=一般,3=差)
SHROFF	养殖业收入与非农收入占总纯收入的比重(%)
DISR	近四年来是否接受政府的救灾补贴(1=是,0=否)
RISKATT	户主对农村医疗保险的风险态度(1=风险爱好,5=风险规避)
FEXPER	户主务农时间(年)
FTF	户主是否全职从事农业生产(1=是,0=否)
EDU	户主受教育年限(年)

表2 变量的描述性统计

变量	均值	标准差
COTTINS	0.3324	0.4718
FERTILIZER	94.0903	37.1337
PESTICIDES	26.2502	18.8074
AGROFILM	31.5155	8.1560
EDU	7.7412	2.6189
FEXPER	18.6206	11.3228
FTF	0.6265	0.4845
DISR	0.5382	0.4993
CV	16.5813	7.2850
CA	68.6176	75.9404
RISKATT	3.3559	1.3236
DENSITY	15.7342	6.4713
DISEASE	2.5147	1.6428
LC	2.0353	0.7634
AVGCY	206.4651	53.2625
SHROFF	8.4543	17.1037

资料来源:本研究调查计算,2005。

为了得到参数的一致估计,对联立方程组模型而言,所有的估计方法都必须对模型外生变量进行过度识别约束(排除性约束)检验,因此,有必要对模型进行理论上合理的先验约束,而后通过实证方法进行检验。一般来讲,那些在较大区域内影响棉花产量年度间波动(或波动期望)的变量将影响农户购买农业保险的决策而不是化学要素施用决策;相比之下,影响棉花产量水平(而不是产量波动)的因素将影响农户化学要素施用行为而不是其保险购买决策。

棉花产量标准差系数反映农户棉花生产的波动性即生产风险。我们利用团场(县)1980—2002年棉花产量数据来计算产量变异系数(CV, coefficient of variability)^{7,8}。由于农业保险的理赔临界产量根据团场(县)历年平均产量来确定,因此,农户根据团场(县)的平均棉花产量波动来选择风险管理措施。产量波动性越大,农户购买农业保险的可能性就越大。该变量反映的是较大范围内每个农户遭受自然灾害的一般趋势,而对单个农户当年种植季节的化学要素施用决策没有明显作用。

棉花播种面积变量反映规模效应,假说认为,棉花播种面积与农户投保决策之间存在正相关关系。相对于小规模农户来讲,规模越大的农户遭受自然灾害的损失越严重,从而更可能购买农业保险。该变量没有包含在化学要

⁷ 团场和县、乡一级1980—2002年棉花产量数据来自石河子市统计局与玛纳斯县农业局。

⁸ Goodwin (1993), Smith and Goodwin (1996)与 Goodwin (2001)也采用同样的方法来反映生产风险。在实际生产历史农业保险计划下,保障水平与费率根据团(县)级前10年的平均产量确定,目的在于避免逆向选择的严重发生。

素施用方程里，其原因在于要素投入是亩均施用量而不是总施用量。

全职从事农业生产的农户相对于兼业户来讲，更倾向于购买农业保险，因为全职农户没有其他收入来源来分摊农业生产风险。但是，正如 Goodwin (1993) 指出，全职农户购买农业保险的可能性较小，因为全职农户的专业化生产技能较强。

政府救灾补贴变量主要考察“救灾”项目与“保险”项目之间的关系。一般认为，传统的救灾补贴会降低农户对通过支付保费来分摊灾害损失的农业保险的需求。但是，由于我国政府对农户的灾后救灾补贴不是一种生产补贴，而是为了维持和保障农户基本生活，接受政府救灾补贴的农户说明其受灾程度较严重。因此，对于受灾程度很重的农户而言，即使有政府的救灾补贴，他也可能会选择购买农业保险。

农户的种植方式如棉花种植密度影响农户对棉田农用化学物质要素的施用方式，密度越高，棉田农药、农膜施用量相应较高，而化肥的使用量较少，因为高密度导致高频率的病虫害发生，从而损失程度越大。

此外，近年来棉田遭受病虫害的平均产量损失度反映了单个农户在特定地点、生产环境和气候条件下的受灾情况，与大范围内的产量波动没有多大关系。因此，该变量仅影响农户化学要素施用行为。

非农业收入与养殖业收入占总收入的比重用以反映其对农户化学要素投入的预算约束。同时，该变量从另一个侧面反映了农户多样化生产程度从而影响农户投保决策。但考虑到联立方程组的可识别性，本文采用是否全职务农这一变量来反映农户多样化生产对投保决策的影响。

土地质量、近两年棉花平均产量也是影响农户化学要素投入决策的直接原因。土地质量对农户棉花产量产生长期稳定的影响，而与产量波动没有明显的关系。同理，前两年的平均单产是过去要素投入的结果，它反映了要素投入与产出之间的生产关系，这种滞后的结果影响现在的要素投入决策而不是农户投保决策。

农户的风险态度同样影响到保险的购买决策与要素施用行为，显然，直接衡量农户的风险态度较为困难。本文采用户主对农村医疗保险的陈述性偏好（李克特 5 点量表）来作为农户对农业风险态度的代理变量。

另外，户主的社会经济统计特征如务农时间、受教育年限等影响到农户的技术接受与采纳，从而影响其化学要素投入方式与农业保险购买决策。这些变量对农户生产方式与保险购买决策产生或正面或负面的作用。

为了统计上检验排除性约束的有效性，对农业保险结构方程采用似然比检验 (LR Test) (Bollen, Guilkey and Mroz, 1995; Wooldridge, 2002)，对化学要素使用结构方程采用 Hausman 过度识别约束检验（也称为 Lagrange Multiplier Test, Hausman, 1983) (Wooldridge, 2002)。具体方法如下：

对农业保险购买方程而言，估计农业保险结构方程与其简化形式方程，

分别得到两者的对数似然函数值,对两者的似然函数值进行比较,则有:

$$-2[L_{ur}(\beta) - L_r(\beta)] \sim \chi_n^2, \quad (11)$$

其中, $L(\beta_{ur})$ 是简化式方程的对数似然函数值, $L(\beta_r)$ 是结构方程的对数似然函数值, n 为自由度, 其个数等于被排除的外生变量数减去内生解释变量数(在农业保险结构方程中, 被排除的外生变量个数等于 5, 内生解释变量个数等于 3, 故自由度等于 2)。原假设: 两个似然函数值之差在统计上不显著则表示, 工具变量可以安全地被排除在农业保险结构方程里。

对化学要素施用方程而言, 用两阶段法估计获取化学要素施用结构方程的残差 $\hat{\mu}_{2t}^i$, 将 $\hat{\mu}_{2t}^i$ 对所有外生变量回归, 获得 R^2 , 在所有工具变量与 $\hat{\mu}_{2t}^i$ 不相关的虚拟假设下, $nR^2 \sim \chi_q^2$, 其中 q 是自由度, 其个数等于被排除的外生变量数减去内生解释变量数(在化学要素施用结构方程中, 被排除的外生变量个数等于 4, 内生解释变量个数等于 1, 故自由度等于 3)。如果原假设不能被拒绝, 则工具变量可以安全地被排除在农用化学要素施用结构方程中, 即工具变量的选择是合适的。

五、实证结果与讨论

(一) 农业保险购买决策与化学要素投入决策的内生性检验

通过对农业保险与化学要素施用结构方程组执行 Likelihood Ratio 与 Lagrange Multiplier Test 检验, 判断工具变量选择的有效性, 对保险购买方程而言, 似然比(LR)统计值为 4.11, 在 10% 的统计水平上不显著(临界值为 $\chi_{2,0.1}^2 = 4.61$); 对化肥、农膜与农药要素施用方程来说, 其 Lagrange multiplier 统计量分别为 5.88、5.54、2.58, 在 10% 的统计水平上均不显著(临界值为 $\chi_{3,0.1}^2 = 6.25$), 这说明, 我们不能拒绝原假设, 换言之, 工具变量的选择是有效的。

Wu-Hausman 统计量用来检验农用化学品施用与农业保险购买决策之间的联立性, 具体结果见表 3。

表 3 Wu-Hausman 确认检验结果

原假设	Wu-Hausman χ^2 统计量	P 值
保险方程里化学物质要素施用的外生性	33.37	0.0000***
保险方程里的化肥施用的外生性	32.48	0.0000***
保险方程里的农药施用的外生性	2.97	0.085*
保险方程里的农膜施用的外生性	4.09	0.043**
化肥方程里农业保险的外生性	0.09	0.76
农药方程里农业保险的外生性	3.11	0.078*
农膜方程里农业保险的外生性	0.59	0.441

注: *, **, *** 分别表示在 10%, 5% 与 1% 水平上具有统计显著性。

资料来源: 本研究计算, 2005。

农业保险方程里的化肥、农膜、农药施用决策总体外生性在 1% 置信水平上具有统计显著性；并且，单个来说，化肥、农膜、农药的外生性分别在 1%、5%、10% 显著性水平上拒绝。这表明包含农药、化肥、农膜在内的农用化学物质要素的投入决策对农业保险购买决策而言是内生的；对农用化学品投入方程来讲，农业保险购买决策在农药施用方程里的 χ^2 值为 3.11，且在 10% 置信水平上统计显著，这一结果说明，农业保险购买决策对农户的农药施用而言是内生的；相比之下，农业保险购买决策对农膜、化肥施用的外生性不能在 10% 置信水平上拒绝。

Wu-Hausman 精确检验结果表明农户的农用化学要素使用决策对其农业保险购买决策有显著影响；而农业保险购买决策仅对农药的施用决策有显著影响，对化肥、农膜的施用决策的影响统计上不显著。尽管如此，运用联立方程组来讨论农用化学物质要素投入与农业保险购买决策之间的相互关系是合理的，因为农业保险制度在玛河流域已经开展长达 18 年之久，农户在做出投保决策的同时就已经做出了整个生产季节农用化学品投入的决策。农业保险购买决策与农用化学物质要素施用决策实际上是联合决定的，换言之，这两者是互为影响但在不同时间上执行的决策。

（二）影响农业保险购买决策的因素分析

对农业保险方程运用 Bootstrap 估计法（重复抽样 1000 次）得到各影响因素系数与方差的一致有效估计，表 4 中最后一列反映了各影响因素的边际变化对农户购买农业保险边际概率的影响。从表中可以看出，似然比统计量在 1% 水平上统计显著，拟 R^2 值为 0.9293，正确预测度达 99%，说明该方程总体模拟效果较好。

如表 4 所示，户主务农时间与受教育年限对农户购买农业保险决策的影响为负，且分别在 1% 和 5% 水平上具有统计显著性。这一结果表明务农时间越长、文化程度越高的农户购买农业保险的概率较低，其边际概率显示，其他变量保持不变时，务农时间、受教育年限每增加一年，农户购买农业保险的概率将分别降低 3.07% 与 13.73%。出现这一结果的可能解释是这些农户具备较好的风险管理技能。

与预期假说相符的是，总棉花播种面积与农户是否全职务农对农户购买农业保险决策的作用分别在 1% 和 5% 置信水平上显著为正。这说明，全职农户更倾向于购买农业保险，因为他们没有其他收入来源来分散农业生产风险；规模越大的农户，相对于小规模农户而言，购买农业保险的可能性越大，因为他们遭受自然灾害的损失更严重。棉花产量变异系数对农户的保险购买行为的影响具有高度的正统计显著性，表明产量波动大的团场农户更愿意购买农业保险。

表4 农业保险方程参数 Bootstrap 估计结果

变量	回归系数 ^a	标准误	边际概率 ^b (dy/dx)
常数项	-119.3245 **	33.7683	n. a
AGROFILM	1.2775 **	0.3741	0.2637
PESTICIDES	-0.4682 **	0.1609	-0.0966
FERTILIZER	0.2165 **	0.0797	0.0581
FEXPER	-0.1486 **	0.0525	-0.0307
RISKATT	-0.1004	0.2321	-0.0207
DISR	0.6319	0.9272	0.1346
FTF	3.1369 *	1.3954	0.7829
EDU	-0.6652 *	0.2886	-0.1373
CV	4.1384 **	1.2736	0.8543
CA	0.0488 **	0.0163	0.0100
LR $\chi^2(10) = 401.78$	Prob $> \chi^2 = 0.0000$		
Pseudo $R^2 = 0.9293$	Number of observation = 340		
Percent correctly predicted = 98.82			

注: a *, ** 分别表示在 5%, 1% 水平上具有统计显著性; 样本数 = 340。

b dy/dx 对虚拟变量是指从 0 到 1 的离散变化。

资料来源: 本研究计算, 2005。

政府救灾补贴虚拟变量反映的是政府的风险管理措施对农户农业保险购买行为的影响, 该变量系数为正但不显著, 说明农户在遭受自然灾害损失时, 尽管能得到政府的部分救灾补贴以维持其基本的生活。但是, 这种补贴远远不足以弥补其生产损失, 从而难以恢复生产; 同时也说明接受救灾补贴的农户棉花生产受灾程度相对较重。因此, 政府救灾补贴的存在并没有取代农户对农业保险的需求。户主风险态度对保险购买决策影响并不显著, 可能的原因是农户对医疗保险的陈述性偏好度并不是农业风险规避度的理想代理变量, 或者, 农户的实际行为与其陈述偏好不一致。

在农业保险方程里, 最为关心的是考察农用化学物质要素的使用量对农户投保决策的作用。如表 4 所示, 农膜与化肥的施用对农户农业保险的购买决策在 1% 的统计水平上具有正的显著性影响; 而农药的喷施对农户农业保险购买行为的作用在 1% 的置信水平上统计显著为负。这一结果表明, 使用更多农膜、化肥的农户购买农业保险的概率较高, 与此相反, 施用较多农药的农户倾向于不购买农业保险。一种可能的解释是: 增加农膜、化肥的投入与施用将导致棉花个体生长过于旺盛, 从而带来较高的预期产量以及更大的产量波动性, 从而减产概率也随之增加; 农药普遍被认为是不能增加潜在产量的生产要素, 农药的施用只能使病虫害的产量损失减少 (Lichtenberg and Zilberman, 1986), 本文的研究结果恰好说明施用更多农药的农户购买农业保险的可能性较低, 因为随着农药施用的增加, 作物减产的概率将降低。

本文的研究结果验证了传统观点: 化肥是风险增加性投入要素, 而农药是风险降低性投入要素; 同时, 在特定的生产环境下, 农膜具有与化肥一样

的风险属性特征。实证结果表明：在其他条件保持不变的情况下，平均每亩每增加一元钱的化肥、农膜的施用，农户购买农业保险的概率将分别增加 5.81% 与 26.37%；而平均每亩每增加一元钱农药的喷施，农户购买农业保险的概率将降低 9.66%。

（三）影响农户化学品施用的因素分析

对农用化学物质要素使用行为的结构方程同样运用 Bootstrap 估计法得到各参数标准误的有效一致估计，具体结果见表 5。

表 5 化学要素方程参数 Bootstrap 估计结果

变量	农药方程		化肥方程		农膜方程	
	回归系数 ^a	标准误	回归系数 ^a	标准误	回归系数 ^a	标准误
常数项	18.3145***	7.8097	61.1593***	14.0200	24.2183***	2.5357
COTTINS	-5.0825**	2.6764	2.6714	6.3768	5.8695***	1.0898
EDU	-0.0803	0.3321	2.5650***	0.7777	-0.0157	0.1746
LC	2.1939*	1.4367	4.2422*	2.7169	0.3700	0.5144
SHROFF	0.0278	0.0523	0.0343	0.1308	0.0462	2.2116
DENSITY	0.2978**	0.1728	-0.1634	0.2527	0.0097	0.0600
DISEASE	-1.7042***	0.5351	1.9309*	1.2648	0.3794*	0.2609
FEXPER	-0.1767**	0.0968	0.2069	0.1948	0.0027	0.0437
AVGCY	0.0469**	0.0211	-0.0026	0.0486	0.0177**	0.0083
RISKATT	-0.5926	0.8495	-0.6676	1.6139	-0.0269	0.2857
Adj. R ²	0.0325		0.0188		0.1704	

注：*、**与*** 分别表示在 10%、5% 与 1% 水平上具有统计显著性；样本数=340。

棉花种植密度对农户农药、农膜施用的作用为正，而对化肥使用的影响为负，但是只对农药的喷施在 5% 的置信水平上具有统计显著性。这表明农户采用高密度的种植方式，棉田发生病虫害的可能性就越大，从而农药的喷施量也就越多。另一方面，为了保证棉花个体的健康生长，农户种植密度越高，施用的化肥就相应要少。由于该流域干旱少雨，绝大多数农户采用滴灌等节水灌溉技术，同时农膜的施用主要是为了防止水分蒸发，从而高密度的种植方式必然需要大量农膜的投入。

棉花遭受病虫害的产量损失程度对农药喷施的影响在 1% 置信水平上显著为负，而对化肥、农膜使用的作用在 10% 置信水平上显著为正。这一结果说明：近几年来棉花生产因病虫害引起的产量损失程度越低，农户对农药的喷施越少、对化肥、农膜的施用越多。这一结果与实际农业生产实践是一致的，即当区域内干旱少雨时，农膜、化肥的施用量和病虫害的发生频率与损失程度之间是正相关关系。

土壤特征对农膜、农药、化肥的影响为正，但只对农药和化肥使用在 10% 置信水平上统计显著。农户的土地质量越低，倾向于施用更多的化学要素。同样地，近两年来棉花平均单产对农膜、农药与化肥的作用为正，且对

农药、农膜施用在 5% 水平上统计显著, 这表明棉株的茁壮生长需要更好地采用防病、防虫及防旱的田间管理措施。非农收入与养殖业收入占总收入的比重对农户农用化学物质要素使用的影响为正, 但是在三个方程里都不显著, 主要原因在于该流域农户主要收入来源是棉花生产、养殖业不发达、非农就业机会少, 从而, 非农收入与养殖业收入对农户生产投入决策的作用较小。

同样, 本文最感兴趣的是探讨农业保险制度对农户化学要素施用行为的影响。如表 5 所示, 农户的农业保险购买决策与农药使用行为之间是负相关关系, 并在 5% 水平上呈现出统计显著性; 而与农户对化肥与农膜的使用行为之间是正相关关系, 但是对农膜的使用影响在 1% 置信水平上统计显著, 而对化肥施用的影响并不显著。这一结果表明: 农户购买农业保险的概率越高, 他倾向于施用更少的农药而投入更多的农膜与化肥。这恰好验证了 Horowitz 与 Lichtenberg 的假定, 即农药是风险降低性投入要素, 而化肥与农膜是风险增加性投入要素。事实上, 该地区干旱严重⁹, 土壤肥力低下, 蚜虫的发生率相当频繁, 而农膜与化肥的大量使用更加剧了病虫害的大面积泛滥, 使得棉花产量损失更为严重。¹⁰ 在这种情况下, 增加农膜与化肥的投入在增加产量期望值的同时更增加产量的方差即生产波动性。因此, 增施化肥、农膜能提高棉花减产的概率, 而增施农药将降低棉花减产概率。这就说明, 投保农户将增加化肥与农膜的投入而减少农药的施用。

实证结果显示, 其他条件不变, 相对于未投保的农户而言, 投保农户将平均增加 5.87 元/亩农膜的投入与 2.67 元/亩化肥的投入, 比未投保农户的施用量分别高出 20.2% 与 2.9%; 而减少 5.08 元/亩的农药施用, 比未投保农户的施用量低 18.99%。

此外, 户主的人口统计特征对其生产投入行为也产生重要作用。结果显示, 户主的受教育年限对其化肥的使用在 1% 统计水平上显著为正。这一结果说明文化程度越高的农户将投入更多的化肥。出现这一结果的原因是受过良好教育的农户更善于采集和加工来自各种渠道的信息, 从而综合运用这些信息来处理农业生产过程中的具体问题 (Mishra, Nimon and El-Osta, 2005)。但是这一变量对于农药和农膜的使用影响为负, 且不显著。户主的务农时间对农药施用的影响为负且在 5% 水平上统计显著, 而对农膜与化肥投入的影响为正, 且不呈统计显著性, 这表明, 该流域农药总体施用量可能已经过高, 经验越丰富的农户对农药的施用种类、时机与施用方法等技能越熟知, 从而倾向于施用更少的农药。户主的风险态度对其农用化学品投入的影响为负, 且都不具统计显著性, 其原因是农户对医疗保险的陈述性偏好并不是农户风

⁹ 事实上, 该流域的年总降雨量在 85.7 毫米到 272.4 毫米之间, 而且, 在作物生产季节(4—9 月)的降雨量仅为 63.9 毫米到 187.1 毫米(石河子市统计局, 2005)。

¹⁰ 已有专家指出, 病虫害已成为新疆目前主要灾害之一, 并且其损失严重程度正在加剧(新疆农业厅, 2005)。

险态度较好的代理变量。

六、结论与政策含义

(一) 研究结论

本研究采用类似于 Smith and Goodwin (1996) 的联立方程组对农业保险购买与农用化学物质要素之间的关系进行了实证分析,但是实证结果有所不同。本文的主要研究结论如下:

第一,农业保险购买决策取决于农户的生产行为。使用更多化肥、农膜的农户倾向于购买农业保险,而喷施更多农药的农户购买农业保险的可能性将降低。

第二,农户农用化学要素的使用决策也受到农业保险购买决策的影响。购买农业保险的农户将施用较少的农药,而使用较多的化肥与农膜,尽管,对化肥投入的影响统计上并不显著;相比之下,Smith 与 Goodwin 的研究结论是购买保险的农户将施用更少的化学要素,其理由是随着要素施用的增加,农户购买农业保险的预期收益下降。

本文的研究结论与 Smith 和 Goodwin 的差异可以由以下两个方面解释:一方面,本文单个讨论化肥、农药、农膜与农业保险之间的关系,与加总的化学要素相比,可能导致不同的结果。既然农药、化肥与农膜对产出的影响并不一致,且具有不同的风险特征,因此,分别讨论三者与农业保险制度之间的关系是非常必要的。本文也确实证明了农业保险对化肥、农药、农膜的作用与影响并不一致。另一方面,新疆农业保险制度仅保大灾之年农业生产过程中的部分物质成本,农户期望理赔额远低于欧美国家产量保险的理赔额。事实上,理赔临界值低于平均产量两倍标准差,绝收之年的最大赔付仅为平均物质成本的 60%,在目前这种条款下,农户通过增加化肥、农膜施用以提高期望产量从而导致更大的产量波动来获取保险理赔的动机较小。因此,目前农业保险条款下道德风险并不是一个大问题。农户购买保险主要是为了防备大灾之年的严重损失而不是因化学要素的增施引起更大的产量波动。

第三,研究结果证明了农药是风险降低性投入要素,而化肥、农膜是风险增加性要素,并且对农户的投保决策产生不同作用。

第四,在现行“低保额、低保费、低理赔”的条款下,除了增加残膜碎片在土壤中的积累以外,农业保险制度对环境并没有带来显著的负面影响:与目前平均施用水平相比,化肥使用量增加相对较少且在统计上并不显著,而农药的喷施却是显著地减少。

(二) 农业保险制度的环境政策含义

如果政府对新疆地区农业保险进行保费补贴鼓励农户购买农业保险,使得棉花投保率由目前的 44.84% 增加到 80% 时,且假定棉花播种面积没有变化,全区农药使用总量将减少约 2%,而农膜使用总量将增加 8.38%;同时,如果忽略化肥的不显著性,化肥使用总量将增加 2.3%。

如果政府对农业保险进行补贴,使得农户的保费保持不变,而理赔额将增加,同时假定棉花播种面积以及农户的投保率不变,这时,农用化学要素施用变化情况与上述情形类似:即当理赔额由目前物质成本的 60% 增加到 80% 时,农户将进一步增加 1.17 元/亩的农膜、0.53 元/亩的化肥的施用,而减少 1.02 元/亩的农药的施用。这说明,新疆地区农膜使用总量将增加 3.7%,化肥使用总量增加 0.56%,农药施用总量将减少 3.89%。

值得一提的是,新疆地区的农作物主要为单季作物,而全国其他大部分地区的农作物则是双季或三季作物。农用化学要素的使用率以农作物种植为基础,因此,土壤中的化学物质残留却可能很低。同时新疆地区农膜的高使用率是与当地恶劣的气候条件相联系的,使用农膜主要为了防止土壤水分蒸发以及在作物生长早期阶段以提高土壤温度来保证作物的正常生长。因此,农膜的重要性和使用率在我国中部和南部地区将大大下降。

总之,如果新疆地区现行农业保险条款没有发生显著变化,对农业保险进行补贴是 WTO 框架下支持农业发展和稳定农民收入可接受的政策选择。如果补贴计划设计合理,随着保费下降或理赔增加,农户的整体福利将增加;同时,也有利于刺激农户的农业生产。为了防止农业保险制度下残膜积累对环境的潜在威胁,保险补贴政策应该在农膜不是生产必需要素的地区和作物得到更好的实施、运用。同时,应该鼓励易回收农膜产品的开发与使用以及鼓励对残膜进行机械清理;将参与农业保险与保险补贴政策相联系,如果投保农户不采取农膜回收技术对残膜进行回收清理,就不能享受政府补贴。通过这种利益诱导机制,减少甚至消除农业保险制度下因农膜施用增加而引起的环境恶化问题。

参考文献

- [1] Bollen, Kenneth A., David K. Guilkey and Thomas A. Mroz, "Binary Outcomes and Endogenous Explanatory Variables: Tests and Solutions with an Application to the Demand for Contraceptive Use in Tunisia", *Demography*, 1995, 32(1), 111—131.
- [2] Babcock, Bruce and David A. Hennessy, "Input Demand under Yield and Revenue Insurance", *American Journal of Agricultural Economics*, 1996, 78(4), 416—427.
- [3] Efron, Bradley, "Bootstrap Methods; Another Look at the Jackknife", *The Annals of Statistics*, 1979, 7(1), 1—26.

- [4] Efron, Bradley, "Better Bootstrap Confidence Intervals and Bootstrap Approximations", *Journal of the American Statistical Association*, 1987, 82(1), 171—185.
- [5] Goodwin, Barry K. , "An Empirical Analysis of the Demand for Multiple Peril Crop Insurance", *American Journal of Agricultural Economics*, 1993, 75(2), 425—434.
- [6] Goodwin, Barry K. , Monte L. Vandever and John Deal. 2001, "The Federal Crop Insurance Programs: An Empirical Analysis of Regional Differences in Acreage Response and Participation", Papers in The American Agricultural Economics Association's Annual Meeting, August 5—8, 2001. Chicago, Illinois.
- [7] Hausman, Jerry. A. , "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 1978, 46(6), 1251—1272.
- [8] Horowitz, John and Erik Lichtenberg, "Insurance, Moral Hazard, and Chemical Use in Agriculture", *American Journal of Agricultural Economics*, 1993, 75(4), 926—935.
- [9] Horowitz, John and Erik Lichtenberg, "Risk-Reducing and Risk-Increasing Effects of Pesticides", *Journal of Agricultural Economics*, 1994, 45(1), 82—89.
- [10] Lichtenberg, Erik and David Zilberman, "The Econometrics of Damage Control: Why Specification Matters", *American Journal of Agricultural Economics*, 1986, 68(2), 261—273.
- [11] Loehman, E. and C. Nelson, "Optimal Risk Management, Risk Aversion, and Production Function Properties", *Journal of Agricultural and Resources Economics*, 1992, 17(2), 219—231.
- [12] Maddala, G. S. , *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, 1983.
- [13] Mishra, Ashok, Wesley Nimon and Hisham El-Osta, "Is Moral Hazard Good for The Environment? Revenue Insurance and Chemical Input Use", *Journal of Environmental Management*, 2005, 74(1), 11—20.
- [14] Nelson, Forrest and Lawrence Olson, "Specification and Estimation of a Simultaneous Equation Model with Limited Dependent Variables", *International Economic Review*, 1978, 19 (3), 695—709.
- [15] Pope, Rulon and Randall Kramer, "Production Uncertainty and Factor Demands for the Competitive Firm", *Southern Economic Journal*, 1979, 46(2), 489—501.
- [16] Quiggin, John, "Some Observations on Insurance, Bankruptcy and Input Demand", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1992, 18(1), 101—110.
- [17] Ramaswami, Bharat, "Supply Response to agricultural Insurance: Risk Reduction and Moral Hazard Effects", *American Journal of Agricultural Economics*, 1993, 75(4), 914—925.
- [18] Smith, Vincent and Barry Goodwin, "Crop Insurance, Moral Hazard, and Agricultural Chemical Use", *American Journal of Agricultural Economics*, 1996, 78(2), 428—438.
- [19] Smith, Vincent and Alan E. Baquet, "The Demand for Multiple Peril Crop Insurance: Evidence from Montana Wheat Farms", *American Journal of Agricultural Economics*, 1996, 78(1), 189—201.
- [20] Wooldridge, Jeffery, *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. MIT Press, 2002.
- [21] Wu, De-Min, "Alternative Tests of Independence Between Stochastic Regressors and Disturbances", *Econometrica*, 1973, 41(4), 733—750.

- [22] Wu, J. , “Crop Insurance, Acreage Decisions, and Non-point Source Pollution”, *American Journal of Agricultural Economics*, 1999, 81(2), 305—320.
- [23] Wu, J. and Richard M. Adams, “Production Risks, Acreage Decisions and Implications for Revenue Insurance Programs”, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 2001, 49(1), 19—35.

A Study on the Relationship between Crop Insurance and Agrochemical Uses —An Empirical Analysis of the Manas Watershed, Xinjiang, China

FUNING ZHONG MANXIU NING QI MIAO

(*Nanjing Agricultural University*)

LI XING

(*Chinese Academy of Agricultural Sciences*)

Abstract Government subsidy to crop insurance has been advocated as a policy alternative to support growth of agricultural production and farmers' income in China since the country joined in the WTO. However, cautions have been raised as the crop insurance program may impact the environment negatively. This study assesses agrochemical uses with household data using a simultaneous-equation system consisted of disaggregated inputs. It is found that fertilizers, pesticides and agro-film do have different impacts on crop insurance, and are influenced by crop insurance in different ways. The results also imply that encouraging farmers' participation in crop insurance under the current “low-premium, low indemnity” terms may not bring significant impacts on the environment.

JEL Classification Q01, Q12, Q18