

# 产业组织模式对农户种植收入的影响\*

## ——基于河北省、浙江省蔬菜种植户的实证分析

李霖 郭红东

**摘要：**本文将中国蔬菜产业组织模式分成完全市场交易模式、部分横向合作模式、完全横向合作模式和纵向协作模式，基于河北、浙江2省13县（区）410户蔬菜种植户的调查数据，采用BFG两步法模型和倾向得分匹配法分别控制不可观测因素和可观测因素引起的选择性偏差后，分析了不同产业组织模式对农户蔬菜种植净收入的影响。结果表明：与完全市场交易模式相比，部分横向合作模式和完全横向合作模式能够显著增加蔬菜种植户的净收入；但纵向协作模式在促进农户增收方面没有显著优势。

**关键词：**农户 蔬菜 产业组织模式 收入 BFG 两步法模型

**中图分类号：**F323.8, F321.42, F224 **文献标识码：**A

### 一、引言

始于20世纪80年代的中国农业家庭承包经营制度改革，虽然调动了农民的生产积极性，促进了农业和农村经济迅速发展，但也形成了农业生产经营小规模 and 分散化的格局，导致了农业产业组织化程度、专业化服务水平和产业化经营水平不高以及竞争力不足等问题。为了解决这些矛盾，自20世纪90年代以来，政府出台了一系列旨在促进农业产业组织发展与产业化经营的政策措施，积极支持各类农民专业合作社和农业龙头企业发展。这些扶持政策的实施，促进了不同产业组织模式的发展。这些产业组织模式能否有效地促进农户增收？对此，目前已有不少学者进行了卓有成效的研究（例如胡定寰等，2006；杜吟棠，2005；陈富桥等，2013）。

但从已有研究看，仍存在一些不足。首先，大部分学者在研究产业组织模式对农户收入影响的相关问题时，通常仅针对某一种产业组织模式对农户收入增长的作用进行实证分析，如探讨加入合作社或签约公司对农户收入的影响（例如张晋华等，2012；苏群、陈杰，2014；谢欣、周向阳，2016），较少有学者比较不同产业组织模式对农户收入的影响。其次，国内学者在研究有合作社参与的产业

---

\*本文系国家自然科学基金重点学科群项目“农业产业组织体系与农民合作社发展：以农民合作组织发展为中心的农业产业组织体系创新与优化研究”（编号：71333011）的阶段性成果。

组织模式时，很少考虑社员的部分销售（side-selling）现象（例如张晋华等，2012；苏群、陈杰，2014；陈富桥等，2013）。另外，从研究方法上看，当处理多元选择的效用评估时，国内学者未曾考虑并去除不可观测因素造成的选择性偏差对估计结果的影响（例如孙艳华等，2008；陈富桥等，2013）。

为弥补上述研究不足，本文拟基于河北、浙江 2 省 13 县（区）410 户蔬菜种植户的调查数据，通过 BFG 两步法模型和倾向得分匹配法分别解决不可观测因素和可观测因素造成的选择性偏差后，检验不同产业组织模式和其他重要因素对农户蔬菜种植净收入的影响。本文结构安排如下：首先，对相关文献进行梳理，定义产业组织模式的内涵和分类，讨论产业组织模式对农户蔬菜种植净收入的影响，提出待检验假说，并介绍研究方法；接着，介绍本文所用的计量模型、数据来源和变量；然后，通过对调查数据的计量分析来检验提出的假说；最后，总结本文的研究结论并提出政策启示。

## 二、 分析框架和研究假说

### （一）产业组织模式的内涵与分类

很多学者定义过产业组织模式的内涵。例如，Ford et al.（2012）将产业组织模式定义为公司和消费者或供应者和下游组织之间相互作用的行为模式。钟真、孔祥智（2012）则将其定义为产业链上各主体之间通过某种联结机制组合在一起，形成具有特定产业形态和功能的经营方式。本文将产业组织模式限定为农户与下游交易者之间相互作用的联结机制。下游交易者包括贩销户、批发商、零售商、蔬菜专业合作社和蔬菜公司等。

在以往文献中，针对产业组织模式也出现过不同的分类方式。例如，杜吟棠（2005）将中国农业产业组织模式分为 5 种，即“市场+农户”“基地+农户”“公司+农户”“合作社+农户”和“中介+农户”。李英、张越杰（2013）将生产组织模式划分为三类：“市场+农户”“公司+农户”和“合作社+农户”。胡定寰等（2006）认为，农产品交易组织模式有三种，即市场交易方式、组织内部交易方式和完全一体化方式。然而，国内学者对产业组织模式进行分类时，很少将“合作社+农户”这一模式细分，他们在研究产业组织模式对农户的影响时，也很少考虑社员的部分销售（side-selling）现象，并未把农户是否参与合作社与参与合作社的农户是否将产品卖给合作社区分开（例如张晋华等，2012；苏群、陈杰，2014；陈富桥等，2013）。

为弥补上述研究不足，对产业组织模式进行更细致、更综合的研究，本文通过梳理相关文献（例如 Xu et al., 2011；崔言民、王骞，2012；李春艳、周德翼，2009），并结合实地调查，将中国蔬菜产业组织模式总结为以下四类：①完全市场交易模式，即农户与下游交易者之间是纯粹的市场买卖关系，不存在任何合作、协作关系，农户自主进行蔬菜生产和销售；②部分横向合作模式，即农户加入蔬菜专业合作社成为社员，接受合作社提供的相关服务，但产品并不通过合作社销售，而是通过其他渠道进行完全市场交易；③完全横向合作模式，即农户加入蔬菜专业合作社成为社员，接受合作社提供的相关服务，同时其产品由合作社统一销售；④纵向协作模式，即农户与下游蔬菜公司有销售契约关系，接受公司提供的相关服务，同时按照公司的要求生产一定数量与质量的蔬菜，并按照契约卖给该公司。

## （二）不同产业组织模式对农户收入的影响

很多学者针对农户与合作社间的横向合作模式或农户与下游公司间的纵向协作模式能否提高农户收入进行过研究。大部分学者的研究表明，农户与合作社间的横向合作模式对提高农户收入有积极影响（例如 Fischer and Qaim, 2012; Tolno et al., 2015; 张晋华等, 2012）。尽管通过合作社进行集体销售的完全横向合作模式可以为农户带来更高的价格和更稳定的收入，但在现实中仍有很多社员选择部分横向合作的产业组织模式。Mujawamariya et al. (2013) 认为，通常合作社收购产品时对产品的质量要求较高，而贩销商等下游交易者则可以接受相对低的产品质量。在国内，由于大部分合作社发展弱小，无法提供完善的销售服务，迫使很多社员选择部分横向合作模式。而选择部分横向合作模式的农户，虽然没有享受到合作社的销售服务为他们带来的价格优惠和销售保障，但他们仍然能够从合作社获取很多其他服务，如低价高质的农业投入品（种子和化肥）、信贷和培训等，从而获取较高的收入（Hellin et al., 2009; Tolno et al., 2015）。由此，本文提出如下假说：

**H1:** 相较于完全市场交易模式，农户选择部分横向合作模式，能够提升蔬菜种植净收入。

农户与合作社之间的完全横向合作模式不仅可以为农户提供各项服务，帮助农户提高产品质量和产量，还能够帮助他们开展集体销售，并依据产品品质分级收购农产品，给农户提供最低保护价或不低于市场价的收购价格（Song et al., 2014）。因而这种集体销售服务可以帮助农户进入市场，降低销售风险，并提高产品的销售利润，从而促进农户增收（Fischer and Qaim, 2012; 陈富桥等, 2013）。由此，本文提出如下假说：

**H2:** 相较于完全市场交易模式，农户选择完全横向合作模式，能够提升蔬菜种植净收入。

很多学者发现，农户与下游公司间的纵向协作模式，能够提高产品的产量和销售价格，增加农户收入（Ma and Abdulai, 2016; Mishra et al., 2016; 祝宏辉, 2007）。公司与农户签订合同，会规定一系列质量标准，并为农户提供高质量的投入品和相应的生产技术，帮助农户提高产品质量，从而获取价格溢价（Bijman, 2008; 胡定寰等, 2006）。尽管有些选择纵向协作模式的农户，由于质量标准的提高和新技术的应用会提高其生产成本，但高质量带来的价格溢价可以弥补生产成本的提高，使得农户仍可以获取较高的净收入（Escobal and Caverro, 2012; 刘晓鸥、邸元, 2013）。另外，公司能够通过生产技术指导、市场信息分享及信贷帮助等，帮助农户降低不确定性和交易风险，稳定和提升其收入（谢欣、周向阳, 2016）。由此，本文提出如下假说：

**H3:** 相较于完全市场交易模式，农户选择纵向协作模式，能够提升蔬菜种植净收入。

## （三）研究方法的选择

国内学者做过大量关于产业组织模式对农户收入影响的实证研究，但大部分研究未考虑样本选择性偏差对估计结果的影响。例如，国内很多学者仅使用多元线性回归（例如胡定寰等, 2006; 孙艳华等, 2008）、C-D 生产函数（例如祝宏辉, 2007）、稳健回归方法（RWLS）和可行广义最小二乘法（例如陈富桥等, 2013）等计量方法检验产业组织模式对农户收入的影响。这些方法既无法去除可观测因素造成的选择性偏差，更无法去除不可观测因素造成的选择性偏差。也有些学者在研究产业组织模式对农户收入的影响时使用倾向得分匹配法（例如苏群、陈杰, 2014），但该方法只能

消除可观测因素造成的选择性偏差（参见 Miyata et al., 2009）。也有一些学者使用 Heckman 两阶段模型估计产业组织模式对农户收入的影响（例如谢欣、周向阳, 2016; 张晋华等, 2012），该模型虽然可以控制不可观测因素造成的选择性偏差，但只能处理基于二元选择的效果评估，而无法处理多元选择的情况。为弥补上述研究不足，本文通过 BFG 两步法模型和倾向得分匹配法分别解决不可观测因素和可观测因素造成的选择性偏差，来提高估计产业组织模式对农户收入影响的准确性。

### 三、模型设定

BFG 两步法模型用以检验农户蔬菜种植净收入的影响因素和是否存在不可观测因素引起的选择性偏差。若经证实无不可观测因素引起的选择性偏差，则再使用倾向得分匹配法分析不同产业组织模式对农户蔬菜种植净收入的影响。

#### （一）BFG 两步法模型

本文假定农户在 4 种不同的产业组织模式中，会且只会选择一种，若有两种及以上选择，则按蔬菜销售量最高的模式为准。在农户选择 4 种不同的模式时，获取高收入是其做出选择的首要目标。农户每亩蔬菜种植净收入  $Y$  表示为：

$$Y = P \times Q - C \quad (1)$$

(1) 式中， $P$ 、 $Q$ 、 $C$  分别代表每公斤蔬菜价格、每亩蔬菜产量、每亩生产要素投入成本<sup>①</sup>。

农户以效用最大化为目标在  $M$  种产业组织模式中做出选择。效用  $TM_j^*$  则受产业组织模式本身特征、农户特征以及地区特征的影响。农户从  $M$  种产业组织模式中做出选择时，受一系列可观测的外生变量  $Z$  和不可观测的随机误差项  $\eta_j$  的影响，即：

$$TM_j^* = Z\gamma_j + \eta_j \quad (2)$$

(2) 式中， $j$  ( $j=1,2, \dots, M$ ) 为第  $j$  种产业组织模式： $j=1$ ，代表完全市场交易模式； $j=2$ ，代表部分横向合作模式； $j=3$ ，代表完全横向合作模式； $j=4$ ，代表纵向协作模式。若农户选择第  $j$  种模式，则  $TM_j^* > \max(TM_M^*)$  (其中  $j \neq M$ )。选择第  $j$  种模式对农户每亩蔬菜生产净收入的影响可表述为：

$$Y_j = \beta_j X + \phi_j TM_j + u_j \quad (3)$$

(3) 式中， $X$  为一系列外生变量。 $TM_j$  为农户是否选择第  $j$  种产业组织模式的虚拟变量：当  $TM_j=1$  时，表示农户选择第  $j$  种模式；当  $TM_j=0$  时，表示农户不选择第  $j$  种模式。 $\beta_j$ 、 $\phi_j$  为估计系数。 $u_j$  为随机误差项，满足： $E(u_j | X)=0$ ， $Var(u_j | X) = \sigma^2$ 。若农户选择某种产业组织

<sup>①</sup>包括种子或种苗成本、肥料成本、农药成本、用工成本、机械使用成本、灌溉成本和农膜成本。

模式是随机的，则不同模式的选择对农户净收入的影响可通过对 (3) 式采用普通最小二乘法估计得出。然而，通常情况下，由于存在不可观测因素的影响，(2) 式中的误差项  $\eta_j$  与 (3) 式中的误差项  $u_j$  相关（即  $\text{corr}(\eta_j, u_j) \neq 0$ ），因而估计结果会有偏差。

产生选择性偏差的原因是：产业组织模式不是随机分配给农户的，而是农户“自选择”的结果。农户选择某种模式与否由其资源禀赋特征和各类其他特征决定。然而，这些特征在决定农户产业组织模式选择行为的同时也决定了其蔬菜种植净收入水平。即使某种模式和农户蔬菜种植净收入正相关，也难以区分是该种产业组织模式增加了农户蔬菜种植净收入，还是蔬菜种植净收入水平高的农户更可能选择该产业组织模式。选择性偏差在现实中通常由两类因素导致：第一类是可观测因素，包括农户的个体特征和生产特征等；第二类则是不可观测因素，例如农户的经营管理能力等。这两类因素的存在，使得采用多元回归方法估计不同产业组织模式对农户蔬菜种植净收入的影响时，其估计结果会有选择性偏差。

因此，为了在多元选择的效应评估中消除上述两类因素造成的选择性偏差，Bourguignon et al. (2007) 提出采用基于多元 Logit 回归的两步法模型来修正，该方法被称为“BFG 两步法模型”。BFG 两步法模型可以依据  $M$  个选择产生  $M$  个选择修正项，根据选择修正项的显著性可以看出选择性偏差到底来源于哪个或哪几个选择，同时可根据选择修正项估计值的符号来判断选择性偏差的方向（参见 Park et al., 2014）。

BFG 两步法模型的第一步采用多元无序 Logit 回归模型，用以分析农户选择不同产业组织模式的影响因素。第一步估计会产生 4 个选择修正项<sup>①</sup>，为第二步关于蔬菜种植净收入的效应评估的无偏估计做铺垫。多元 Logit 回归的因变量为产业组织模式的虚拟变量，自变量为农户选择不同产业组织模式的影响因素和工具变量。农户选择第  $j$  种产业组织模式的可能性为：

$$\Pr(TM_j) = \frac{e^{Z_j \gamma_j}}{\sum_{j=1}^4 e^{Z_j \gamma_j}} \quad (4)$$

(4) 式中，多元 Logit 回归的参数采取最大似然法估计。假定  $\eta_j^*$  服从正态分布，定义  $\eta_j^*$  为：

$$\eta_j^* = \phi^{-1}[G(\eta_j)] \quad (5)$$

(5) 式中， $\phi$  为标准正态累积分布函数。同时假定  $\eta_j^*$ 、 $u_j$  的期望值对于任意  $j$  均线性相关，即：

$$E(u_j | \eta_1, \dots, \eta_M) = \sigma_j \sum_{j=1, \dots, M} (r_j^* \eta_j^*) \quad (6)$$

<sup>①</sup>本文有 4 种模式可供选择，每一个修正项代表一种模式的修正。

(6) 式中,  $r_j^*$  代表  $\eta_j$  与  $u_j$  的相关系数,  $\sigma_j$  为净收入方程扰动项的标准差。从 BFG 模型第一步多元 Logit 回归中得到的  $\eta_j^*$  的条件期望, 即选择修正项, 会被加入到第二步蔬菜种植净收入方程中, 用以修正选择性偏差。

BFG 两步法模型的第二步检验农户蔬菜种植净收入的影响因素和是否存在不可观测因素引起的选择性偏差。第二步包含 4 个用最小二乘法估计的蔬菜种植净收入方程。这 4 个蔬菜种植净收入方程的因变量分别为选择第  $j$  种 ( $j=1, 2, 3, 4$ ) 产业组织模式的农户每亩蔬菜种植净收入, 蔬菜种植净收入方程的自变量由第一步多元 Logit 回归中的自变量 (不包含工具变量) 和多元 Logit 回归产生的 4 个选择修正项组成。以农户选择完全市场交易模式 ( $j=1$ ) 为例, 其蔬菜种植净收入方程  $Y_1$  可表示为:

$$Y_1 = \beta_1 X + \sigma_1 [r_1^* m(p_1) + r_2^* m(p_2) \frac{(p_2)}{(p_2)-1} + \dots + r_j^* m(p_j) \frac{(p_j)}{(p_j)-1}] + w_1 \quad (7)$$

(7) 式中,  $X$  表示外生变量;  $j$  代表第  $j$  种模式;  $p_j$  是选择第  $j$  种模式的可能性;  $m(p_1)$ ,

$m(p_2), \dots, m(p_j)$  为  $\eta_1^*, \eta_2^*, \dots, \eta_j^*$  的条件期望, 用来修正选择性偏差;  $m(p_j) \frac{(p_j)}{(p_j)-1}$  则

为  $\eta_j^*$  的期望 ( $j \neq 1$ );  $w_1$  为残差项。选择其他 3 种产业组织模式的净收入方程也可写为类似 (7)

式方程的形式。

每个蔬菜种植净收入方程均会加入 4 个产业组织模式的选择修正项, 因而 BFG 两步法模型最终会有 16 个修正项。在选择某个产业组织模式的农户的蔬菜种植净收入方程中, 若有一个选择修正项的估计值为正 (负), 则代表选择该模式的农户相较于随机选择的农户有更高 (低) 的蔬菜种植净收入。例如, 选择完全市场交易模式的农户的蔬菜种植净收入方程 ( $Y_1$ ) 中, 会加入 4 种模式的选择修正项, 若部分选择横向合作模式产生的选择修正项的估计值显著且为正, 则表明选择完全市场交易模式的农户有“自选择性”: 选择完全市场交易模式的农户相较于随机选择的农户, 有更高的蔬菜种植净收入。也就是说, 若选择完全市场交易模式的农户蔬菜种植净收入比选择部分横向合作模式的农户高, 有一部分原因是蔬菜种植净收入水平高的农户更可能选择完全市场交易模式。若 4 个蔬菜种植净收入方程中的任何一个选择修正项均不显著, 则表明该样本选择并未受到不可观测因素的影响, 农户选择 4 种模式是随机的。

尽管 BFG 两步法模型可以验证和修正样本选择性偏差, 并估计各自变量对农户蔬菜种植净收入的影响, 但受到模型本身的限制, 产业组织模式的虚拟变量未加入到 4 个蔬菜种植净收入方程中, 因而无法直接估计不同产业组织模式对农户蔬菜种植净收入的影响。故仍需在验证样本选择是否受

到不可观测因素的影响之后，对产业组织模式选择与农户蔬菜种植净收入间的因果效应进行分析。本文在后续因果效应的验证中，考虑到若使用简单的多元回归分析，仍有可观测因素导致的样本选择性偏差，从而造成结果的有偏估计，故而采用倾向得分匹配法进行分析。

## （二）倾向得分匹配法

倾向得分匹配方法的基本思想是：实验组（部分横向合作模式、完全横向合作模式和纵向协作模式）的农户和对照组（完全市场交易模式）的农户通过一定的方式匹配后，在其他条件完全相同的情况下，通过实验组和对照组在蔬菜种植净收入上的差异来判断产业组织模式选择与蔬菜种植净收入之间的因果关系。倾向得分匹配法包括两个阶段：首先，通过 Probit 模型估算出实验组的倾向得分；其次，基于倾向得分计算出匹配后的平均处理效应。

倾向得分（以实验组选择部分横向合作模式为例）可表示为：

$$PS(X_2) = \Pr(TM_2 = 1 | X_2) = \frac{e^{\alpha X_2}}{1 + e^{\alpha X_2}} \quad (8)$$

(8) 式中， $TM_2=1$ ，代表实验组，该组农户选择部分横向合作模式； $TM_2=0$ ，代表对照组，该组农户选择完全市场交易模式。 $\frac{e^{\alpha X_2}}{1 + e^{\alpha X_2}}$  为累积分布函数。

平均处理效应（以实验组选择部分横向合作模式为例）可表示为：

$$\begin{aligned} ATT &= E(Y_1 - Y_0 | TM_2 = 1) \\ &= E\left\{E[Y_1 | TM_2 = 1, P(X_2)] - E[Y_0 | TM_2 = 0, P(X_2) | TM_2 = 1]\right\} \end{aligned} \quad (9)$$

(9) 式中， $Y_1$  表示选择部分横向合作模式的农户蔬菜种植净收入， $Y_0$  表示选择完全市场交易模式的农户蔬菜种植净收入的反事实估计。其他两个实验组（完全横向合作模式和纵向协作模式）的平均处理效应也可写为类似 (9) 式的形式。

## 四、数据来源与变量的统计性描述

### （一）数据来源

本课题组于 2015 年 7 月和 8 月份对河北省和浙江省的蔬菜种植户进行了面对面问卷访谈。课题组在收集数据时，采取了分层随机抽样法。首先，选定河北省和浙江省两个省份。河北省是蔬菜种植大省，2014 年蔬菜产量为 813 万吨，占中国蔬菜总产量的 10.7%<sup>①</sup>。而浙江省则为典型的人多地少、自然资源匮乏、经济发达的省份，其农业产业主要是蔬菜水果种植等高附加值产业（Liang and Hendrikse, 2013）。因而这两个省份的蔬菜种植情况在全国范围内具有一定代表性。其次，选取这

<sup>①</sup>数据来源：《中国农村统计年鉴 2015》（国家统计局农村社会经济调查司编，中国统计出版社出版，2015 年）。

两个省份中的 13 个蔬菜种植大县<sup>①</sup>，这 13 个县（区、市）的蔬菜种植情况基本可代表两省蔬菜种植的总体情况。第三，在这 13 个县（区、市）中，每个省各随机选择 20 个蔬菜合作社和 10 个蔬菜公司<sup>②</sup>。第四，随机选取蔬菜合作社或蔬菜公司主要辐射的 1 个村。最后，在每个村中随机选取 3 个蔬菜合作社社员或 3 个蔬菜公司签约农户和 4 个独立蔬菜种植农户，共 7 户农户。综上，本课题组共访谈种菜农户 420 户。剔除存在被访谈农户答案前后矛盾或缺失等问题的无效问卷，最后得到有效问卷 410 份，问卷有效回收率达 97.62%。

## （二）变量选择和统计性描述

1. 农户个体与生产特征变量。本文选取农户户主受教育程度（参见 Mishra et al., 2016）、蔬菜种植面积占总耕地面积比例、大棚面积占蔬菜种植面积比例和采摘后到销售前产品损耗率（参见 Weinberger et al., 2008）来表征农户的个体特征和生产特征。考虑到当年蔬菜种植面积比例与农户选择产业组织模式之间有内生性，本文假定两年前农户还未选择横向合作或纵向协作模式，该滞后数据（lagged data）不受农户选择产业组织模式的影响，因此，本文选取 2012 年蔬菜种植面积占总耕地面积比例数据代替 2014 年蔬菜种植面积比例数据（参见 Fischer and Qaim, 2012）。

2. 不确定性变量。不确定性是影响交易费用高低的三个维度之一，它会影响农户选择产业组织模式的行为，同时也会对农户蔬菜种植净收入有重要作用。不确定性由自然无序行为和信息不对称造成（Williamson, 1985）。不确定性变量可分成两种：生产不确定性和环境不确定性（Geyskens et al., 1998; Moschini and Hennessy, 2001）。生产不确定性指农户生产过程中由天气、病虫害等原因造成产品质量和产出数量无法准确预知（Moschini and Hennessy, 2001; Just and Pope, 1978）。本文采用农户对于蔬菜种植中自然风险程度的自我感知来衡量。环境不确定性指的是由于交易环境变化过快，农户无法在交易前准确获取相关市场信息，并做出预测（Geyskens et al., 1998）。本文采用当地市场蔬菜价格波动程度（参见 Tolno et al., 2015）、是否能够便利地从多个渠道（政府、媒体和乡亲等）获取市场信息（参见 Wollni and Zeller, 2007）、农户所在村庄到乡镇政府距离（参见 Ito et al., 2012）和是否在批发市场上有固定摊位来衡量。第一个变量用以测定蔬菜市场价格波动程度，后 3 个变量用以测定市场信息获取便利性。若农户所在村庄距乡镇政府较远或农户在批发市场上没有固定摊位，又或者农户没有获取市场信息的便利渠道，则该农户较难获取市场信息。若农户无法便利地获取市场信息或蔬菜市场价格波动较大，则农户面临较大的环境不确定性。

3. 村庄变量。本文采用农户所在村中提供销售服务的蔬菜合作社数量、不提供销售服务的蔬菜合作社数量和蔬菜公司数量来表征。这三个变量既可以表征可供农户选择的产业组织模式的数量，也可表征当地蔬菜市场的竞争程度（参见 Wollni and Zeller, 2007）。

4. 工具变量。本文在第一步多元 Logit 模型中加入一个工具变量——农户对合作社的了解程度，

<sup>①</sup>河北省选取饶阳县、枣强县、肃宁县和青县；浙江省选取余姚市、慈溪市、宁海县、丽水市莲都区、缙云县、临海市、温岭县、三门县和杭州市萧山区。

<sup>②</sup>样本蔬菜合作社和公司数量比例依据在当地工商局注册的蔬菜合作社和公司总体数目的比例来确定。

该工具变量在三个选择模型（部分横向合作、完全横向合作和纵向协作模式）中均显著（见表2），但它与因变量不相关<sup>①</sup>，且不出现在第二步蔬菜种植净收入方程中。

本文所用到的农户个体与生产特征变量、不确定性变量、村庄变量和工具变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量描述与描述性统计分析

变量	变量描述	均值	标准差	最小值	最大值
农户个体与生产特征变量					
受教育程度	农户户主受教育程度为初中及以上=1, 农户户主受教育程度为小学及以下=0	0.65	0.48	0	1
蔬菜面积比例	2012年蔬菜种植面积占总耕地面积（亩）的比例	0.69	0.33	0	1
大棚面积比例	大棚面积占蔬菜种植面积的比例	0.49	0.48	0	1
采摘后损耗率	蔬菜采摘后到销售前的损耗率（%）	0.79	1.51	0	10
不确定性变量					
自然风险	农户对蔬菜种植中自然风险程度的自我感知（风险很小=1, 风险比较小=2, 风险正常=3, 风险比较大=4, 风险非常大=5）	3.12	1.22	1	5
价格波动	当地市场上2014年全年蔬菜价格波动大于300%=1, 价格波动小于或等于300%=0	0.34	0.48	0	1
信息获取渠道	能够从政府、媒体（网络、电视和报纸等）和乡亲处获取市场信息=1, 无法从上述渠道获取市场信息=0	0.62	0.49	0	1
乡镇政府距离	到乡镇政府距离（公里）	5.68	6.06	0.3	30
批发市场摊位	在蔬菜批发市场上有固定摊位=1, 在蔬菜批发市场上没有固定摊位=0	0.04	0.20	0	1
村庄变量					
有销售服务合作社数量	本村提供销售服务的蔬菜合作社数量	1.39	1.59	0	8
无销售服务合作社数量	本村不提供销售服务的蔬菜合作社数量	1.12	1.15	0	5
公司数量	本村蔬菜公司数量	1.00	1.72	0	10
工具变量					
对合作社了解程度	农户参加合作社前（若未参与合作社则直接回答）对合作社运作的了解程度（完全不了解=1, 比较不了解=2, 一般=3, 比较了解=4, 非常了解=5）	2.32	1.37	1	5

在410户样本农户中，选择完全市场交易模式的农户有250户，选择部分横向合作模式的农户有57户，选择完全横向合作模式的农户有61户，选择纵向协作模式的农户有42户。选择完全市场

<sup>①</sup>经过相关性检验，每亩蔬菜种植净收入与农户对合作社的了解程度的相关性系数为0.016，相关性系数的p值为0.744。

交易模式农户的平均蔬菜净收入为 4799.63 元，选择部分横向合作模式农户的蔬菜净收入的平均值为 8519.26 元，选择完全横向合作模式农户的蔬菜净收入的平均值为 6566.86 元，选择纵向协作模式农户的平均蔬菜净收入为 2697.69 元。其中，有 65% 的样本农户户主的受教育程度是初中及以上，表明大部分菜农有较高的受教育水平。样本农户 2012 年蔬菜种植面积占总耕地面积比例的均值为 0.69，反映出大部分样本农户蔬菜种植比例较高，属于蔬菜种植专业户。样本农户大棚面积占蔬菜总面积比例的均值将近 0.5，即菜农采用温室大棚种植蔬菜的比例较高。样本农户自我感知蔬菜种植中自然风险程度的均值为 3.12，标准差为 1.22，表明总体来说，菜农们认为蔬菜种植中自然风险略微偏高。大概有 1/3 的样本农户认为当地蔬菜市场上的价格波动程度超过了 300%，体现出蔬菜市场价格波动非常剧烈，给菜农带来较大的环境不确定性。值得注意的是，本文发现，大部分样本农户所在村庄距离乡镇政府较远（均值为 5.68 公里），且仅有 4% 的样本农户在批发市场上有固定摊位，从中可知大部分农户获取市场信息并不容易。另外，本文还发现，平均每个村庄有 1.39 个提供销售服务的蔬菜合作社、1.12 个不提供销售服务的蔬菜合作社和 1 个蔬菜公司，表明目前河北省和浙江省村庄中可供菜农选择的产业组织已有一定规模。

## 五、实证结果分析

### （一）BFG 两步法模型估计结果

为了解决估计量异方差问题，BFG 两步法模型的估计量方差通过 100 次自助法（bootstrap）计算得到（参见 Ma and Abdulai, 2016）。BFG 两步法模型的第一步多元 Logit 回归结果见表 2。本文侧重于讨论不同产业组织模式和其他因素对农户蔬菜种植净收入的影响，因而主要讨论 BFG 两步法模型第二步的回归结果（见表 3）。

表 2 BFG 两步法模型第一步：多元 Logit 回归结果

变量	部分横向合作	完全横向合作	纵向协作
受教育程度	0.292 (0.393)	0.500 (0.389)	0.558 (0.424)
蔬菜面积比例	-0.986* (0.532)	-0.051 (0.557)	-0.977 (0.603)
大棚面积比例	0.156 (0.103)	-0.039 (0.117)	-0.126 (0.158)
采摘后损耗率	-0.525 (0.839)	-0.882 (1.100)	0.874 (0.906)
自然风险	0.049 (0.149)	0.001 (0.143)	0.344** (0.163)
价格波动	0.343 (0.339)	-0.274 (0.354)	-0.126 (0.435)

产业组织模式对农户种植收入的影响

信息获取渠道	0.114 (0.349)	-0.637* (0.336)	-0.285 (0.399)
乡镇政府距离	0.790* (0.419)	-0.797** (0.395)	-1.222** (0.506)
批发市场摊位	-0.102** (0.042)	-0.018 (0.036)	0.045 (0.029)
有销售服务合作社数量	0.286* (0.173)	0.509*** (0.158)	-0.964*** (0.249)
无销售服务合作社数量	0.240 (0.164)	-0.233 (0.167)	0.038 (0.196)
公司数量	-0.507*** (0.192)	-0.483*** (0.146)	0.794*** (0.208)
对合作社了解程度	0.650*** (0.126)	0.813*** (0.127)	0.487*** (0.147)
常数项	-3.387*** (0.815)	-2.880*** (0.753)	-3.374*** (0.870)
Pseudo R <sup>2</sup>		0.223	

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的统计显著性水平；括号内为标准误差。

BFG 两步法模型第二步的因变量为选择 4 种产业组织模式农户的每亩蔬菜种植净收入的自然对数。从表 3 可以看出，大棚面积比例显著增加了选择完全市场交易模式和纵向协作模式农户的蔬菜种植净收入。这说明，种植大棚蔬菜的比例越高，农户越有可能获取高销售利润。采摘后损耗率在 5%的水平上显著，对选择部分横向合作模式农户的蔬菜种植净收入有显著的负向影响。这之前学者针对采摘后损耗和农户蔬菜种植净收入关系的研究结论相一致（参见 Weinberger et al., 2008），即采摘后损耗率会降低农户蔬菜种植净收入。当地市场蔬菜价格波动程度大（超过 300%）对选择部分横向合作模式农户的每亩蔬菜种植净收入有显著的负向影响。可能的原因是，当地市场蔬菜价格波动大，农户所面临的环境不确定性程度高，从而给交易带来较大的风险，进而降低了农户蔬菜种植净收入。农户所在村庄到乡镇政府的距离对选择完全市场交易模式和纵向协作模式农户的蔬菜种植净收入均有显著的负向影响。这可能是由于距离乡镇政府较远的村庄，其地理位置较为偏远，农户较难获取市场信息（Barrett et al., 2012）。农户是否在批发市场上有固定摊位通过了 10%水平的显著性检验，且系数为负。村庄中提供销售服务的蔬菜合作社数量，在 5%的水平上显著提升了选择完全横向合作农户的蔬菜种植净收入。该结果表明，村庄中可供农户选择的销售类合作社越多，选择该模式的农户越能够提升其蔬菜种植净收入。比较令人意外的结果是，村庄中不提供销售服务的合作社数量，对选择部分横向合作模式农户的蔬菜种植净收入有显著的负向作用。本文认为，出现这个结果的原因可能是：村中大量合作社不提供销售服务，代表村中有大量发展不完善的合作社，农户间的横向合作仍处于比较低级的阶段；与大量贩销商或公司相比，农户的市场势力还很小，无

法在市场交易中有一席之地，其销售利润也没有保障。村中蔬菜公司数量则对选择完全市场交易模式和完全横向合作模式农户的蔬菜种植净收入有显著的负向作用。可能的原因是，村庄中蔬菜公司数量较多会阻碍其他产业组织模式的发展，降低它们的利润空间，造成选择其他模式的农户蔬菜种植净收入下降。

表 3 BFG 两步法模型第二步：蔬菜种植净收入方程

变量	完全市场交易模式	部分横向合作模式	完全横向合作模式	纵向协作模式
受教育程度	-0.082 (0.132)	-0.942 (-0.901)	-0.735 (-0.592)	-0.432 (-1.126)
蔬菜面积比例	-0.222 (0.243)	1.509 (-2.363)	1.071 (-1.059)	1.471 (-1.535)
大棚面积比例	1.168*** (0.246)	-6.356 (-4.272)	0.332 (-0.918)	3.310** (-1.596)
采摘后损耗率	0.061 (0.057)	-0.825** (-0.365)	-0.088 (-0.224)	0.272 (-0.662)
自然风险	0.030 (0.054)	0.183 (-0.347)	-0.172 (-0.188)	-0.611 (-0.567)
价格波动	0.214 (0.134)	-2.025* (-1.162)	-0.205 (-0.511)	-0.369 (-1.022)
信息获取渠道	0.028 (0.165)	-1.482 (-1.173)	0.266 (-0.492)	0.081 (-0.934)
乡镇政府距离	-0.047*** (0.014)	0.208 (-0.158)	-0.037 (-0.075)	-0.102* (-0.062)
批发市场摊位	0.009 (0.549)	-8.942 (-8.628)	-0.608 (-1.037)	-2.969* (-1.584)
有销售服务合作社数量	0.081 (0.092)	-0.551 (-1.182)	0.861** (-0.398)	2.023 (-1.647)
无销售服务合作社数量	0.108 (0.078)	-1.164** (-0.542)	-0.473 (-0.347)	-0.171 (-0.442)
公司数量	-0.156** (0.079)	0.936 (-1.168)	-0.546* (-0.307)	-1.766 (-1.380)
常数项	7.906*** (0.364)	28.751** (10.138)	5.004** (2.147)	14.626* (7.659)
选择修正项				
Mills 1	-0.293 (0.583)	5.605 (-4.923)	0.422 (-2.282)	-1.521 (-3.353)
Mills 2	0.568	-3.636	-4.742	3.827

产业组织模式对农户种植收入的影响

	(1.293)	(-3.185)	(-3.869)	(-5.418)
Mills 3	-0.118	15.223	1.418	4.437
	(1.167)	(-9.268)	(-0.947)	(-5.032)
Mills 4	-0.417	26.762	-6.001	-3.513
	(1.137)	(-17.635)	(-3.766)	(-2.677)

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为标准误差。

从表 3 可以发现，4 种产业组织模式所对应的 4 个选择修正项在 4 个产业组织模式下的蔬菜种植净收入方程中均不显著，即表明上述估计结果并没有受到由不可观测因素引起的选择性偏差的影响。因此，在估计不同产业组织模式对农户蔬菜种植净收入的作用时，可以只考虑可观测因素带来的选择性偏差。故本文进一步采用倾向得分匹配法对不同产业组织模式和农户蔬菜种植净收入之间的因果效应进行检验，并利用不同的匹配算法来验证评估结果的稳健性。

### (二) 倾向得分匹配法估计结果

为分析不同产业组织模式对农户蔬菜种植净收入的影响，本文分别使用 3 个实验组（部分横向合作模式、完全横向合作模式和纵向协作模式）的农户和对照组（完全市场交易模式）的农户进行了 3 次倾向得分匹配法回归，并使用近邻匹配、核匹配和半径匹配 3 种算法用于执行匹配，以验证估计结果的稳健性。经计算得到 3 次倾向得分匹配回归模型的 Pseudo R<sup>2</sup> 值（见表 4）证实变量的选择满足平衡性的要求。第一步 Probit 回归结果见表 4。本文侧重于讨论产业组织模式对农户蔬菜种植净收入的影响，因而主要讨论倾向得分匹配法第二步的结果（见表 5）。

表 4 倾向得分的 Probit 回归结果

变量	部分横向合作模式	完全横向合作模式	纵向协作模式
受教育程度	0.292 (0.223)	0.164 (0.224)	0.306 (0.238)
蔬菜面积比例	-0.461 (0.302)	0.095 (0.306)	-0.432 (0.326)
大棚面积比例	0.085 (0.060)	-0.015 (0.068)	-0.059 (0.082)
采摘后损耗率	-0.296 (0.444)	-0.773 (0.658)	0.627 (0.500)
自然风险	0.033 (0.085)	0.010 (0.083)	0.183* (0.094)
价格波动	0.203 (0.198)	0.076 (0.207)	-0.139 (0.241)
信息获取渠道	0.085 (0.204)	-0.365* (0.197)	-0.136 (0.231)

产业组织模式对农户种植收入的影响

乡镇政府距离	0.450** (0.223)	-0.311 (0.223)	-0.788*** (0.276)
批发市场摊位	-0.055** (0.022)	-0.004 (0.020)	0.028* (0.016)
有销售服务合作社数量	0.147 (0.101)	0.244*** (0.084)	-0.476*** (0.123)
无销售服务合作社数量	0.150 (0.094)	-0.174* (0.102)	0.079 (0.118)
公司数量	-0.284*** (0.110)	-0.215*** (0.082)	0.383*** (0.105)
对合作社了解程度	0.369*** (0.073)	0.481*** (0.074)	0.252*** (0.083)
常数项	-2.076*** (0.458)	-1.751*** (0.408)	-1.941*** (0.506)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.211	0.248	0.264

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平；括号内为标准误差。

从表 5 可以看出，无论采取何种匹配算法匹配后，选择部分横向合作模式的农户，其每亩蔬菜种植净收入均显著高于选择完全市场交易模式的农户。3 种匹配算法得出的结果差异较小，估计结果稳健。以近邻匹配法为例，与完全市场交易模式相比，在 5% 的显著性水平上选择部分横向合作模式使得农户的每亩蔬菜种植净收入增加了 2099.52 元，提高幅度达 32.70%<sup>①</sup>。尽管与匹配前相比，平均处理效应的显著性和绝对值下降，但仍可以说明在剥离可观测因素的影响后，选择部分横向合作模式对农户的每亩蔬菜种植净收入有显著的提升作用。这说明，本文的假说 1 得到了证实。也就是说，农户成为合作社社员后，即使不接受合作社提供的销售服务，不与合作社发生惠顾关系，也可以通过享受其他服务（例如生产资料购买服务、培训和技术指导、信贷帮助等）来降低生产成本和交易费用，提高蔬菜种植净收入。

从估计结果可以看出，选择完全横向合作模式的农户，其蔬菜种植净收入显著高于选择完全市场交易模式的农户（近邻匹配法除外）。以核匹配法为例，在 10% 的显著性水平上该产业组织模式使得农户的每亩蔬菜种植净收入增加了 2291.69 元，提高幅度达到 52.47%<sup>②</sup>。该估计结果基本证实了本文的假说 2。这是由于农户成为合作社社员并享受合作社的集体销售服务后，合作社能够帮助他们进入市场，降低他们所面临的市场风险，保障产品的销售渠道，并为他们提供优惠的价格，从而较大幅度地提升农户收益。上述两个假说得以验证表明，农户参与合作社，不论与合作社是否有惠顾关系，是否发生产品交易，均可增加其收入。

<sup>①</sup>(2099.52/6419.73)×100%=32.70%。

<sup>②</sup>(2291.69/4367.95)×100%=52.47%。

从表 5 可以看出，匹配后，选择纵向协作模式的农户与选择完全市场交易模式的农户在蔬菜种植净收入上无显著差异。即相较于完全市场交易模式，农户选择纵向协作模式无法显著地提升其蔬菜种植净收入。本文的假说 3 未得到证实。该结果与 Wang et al. (2011) 的研究结果类似。他们也发现，在中国选择契约安排的农户并不一定比未选择契约的农户获取更高的利润。这种结果出现的原因可能是：尽管农户通过与公司签订合同可以提高产品质量和销售价格，并享受相关服务，但选择契约安排的农户与签约公司相比属于其获利能力被削弱 (Wu, 2006)。

表 5 倾向得分匹配法平均处理效应计算结果

不同匹配模式	每亩蔬菜种植净收入 (元)			
	部分横向合作农户	完全市场交易农户	平均处理效应	标准误
匹配前	8519.26	4799.63	3719.62 <sup>***</sup>	865.51
近邻匹配法 (k=4)	8519.26	6419.73	2099.52 <sup>**</sup>	1050.43
核匹配法	8412.56	6589.16	1823.40 <sup>*</sup>	1035.81
半径匹配法	8591.86	6425.40	2166.46 <sup>*</sup>	1006.67
不同匹配模式	完全横向合作农户	完全市场交易农户	平均处理效应	标准误
匹配前	6566.86	4799.63	1767.23 <sup>**</sup>	889.98
近邻匹配法 (k=4)	6566.86	4529.23	2037.63	1291.41
核匹配法	6659.64	4367.95	2291.69 <sup>*</sup>	1269.15
半径匹配法	6744.94	4461.87	2283.08 <sup>*</sup>	1276.86
不同匹配模式	纵向协作农户	完全市场交易农户	平均处理效应	标准误
匹配前	2697.69	4799.63	-2101.95 <sup>**</sup>	870.89
近邻匹配法 (k=4)	2789.67	3139.51	349.84	789.79
核匹配法	2789.67	3344.10	-554.43	659.35
半径匹配法	2789.67	3340.69	-551.02	609.35

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；处理效应的显著性和标准误由自助法 (bootstrap) 得到。

## 六、结论与启示

本文利用河北、浙江两省 13 个县 (区、市) 410 户蔬菜种植户的调查数据，通过 BFG 两步法模型和倾向得分匹配法分别解决不可观测因素和可观测因素引起的选择性偏差，就不同产业组织模式和其他重要因素对农户蔬菜种植净收入的影响进行了无偏检验。本文得出如下结论：第一，农户选择完全市场交易模式、部分横向合作模式、完全横向合作模式和纵向协作模式 4 种产业组织模式，都没有受到不可观测因素的影响 (即选择都是随机的)。第二，与完全市场交易模式相比，部分横向合作模式和完全横向合作模式能够显著增加农户的每亩蔬菜种植净收入。即农户加入蔬菜合作社后，无论与合作社是否有交易关系，均可以显著提高其蔬菜种植净收入。而纵向协作模式在促进农户增

收方面，与完全市场交易模式相比，并没有显著优势。第三，大棚蔬菜种植面积比例、采摘后损耗率、市场上蔬菜价格波动程度、是否租用批发市场摊位、所在村庄到乡镇政府的距离、村庄中蔬菜专业合作社数量、村庄中蔬菜公司数量等，对农户蔬菜种植净收入也具有显著影响。

基于以上结论，可以得到如下启示：第一，政府应继续大力推广农户与合作社之间的横向合作模式。这样不仅可以降低农户面临的交易费用，还能够提高农户的市场势力，使其有机会获得稳定的高收入。第二，政府要规范农户与公司间的纵向协作关系。从理论上讲，纵向协作能够帮助农户更好地进入市场，促进农户增收。但从本文研究结果来看，这一作用并没有发挥出来。可能的原因在于，相较于普通农户，公司的市场势力较大，较容易产生机会主义行为，损害农户利益。所以，今后政府部门须进一步规范公司与农户间契约关系的发展，避免有损害农户利益的现象发生。第三，鉴于市场信息获取困难会降低农户收入，在较为偏远的农村地区，政府应该通过报纸、广播、电视和手机等形式向农户及时传递市场信息，降低他们面临的环境不确定性，为农户进入市场创造便利。

#### 参考文献

- 1.陈富桥、丁士军、姜爱芹，2013：《产销对接模式对农户农产品销售收入的影响——基于茶叶种植户的实证研究》，《农业技术经济》第7期。
- 2.崔言民、王骞，2012：《不同组织模式下无公害蔬菜生产效率评价研究》，《农业技术经济》第9期。
- 3.杜吟棠，2005：《农业产业化经营和农民组织创新对农民收入的影响》，《中国农村观察》第3期。
- 4.胡定寰、陈志钢、孙庆珍、多田稔，2006：《合同生产模式对农户收入和食品安全的影响——以山东省苹果产业为例》，《中国农村经济》第11期。
- 5.李春艳、周德翼，2009：《蔬菜供应链的组织模式与食品安全控制》，《生态经济（中文版）》第12期。
- 6.李英、张越杰，2013：《基于质量安全视角的稻米生产组织模式选择及其影响因素分析——以吉林省为例》，《中国农村经济》第5期。
- 7.刘晓鸥、邸元，2013：《订单农业对农户农业生产的影响——基于三省（区）1041个农户调查数据的分析》，《中国农村经济》第4期。
- 8.苏群、陈杰，2014：《农民专业合作社对稻农增收效果分析——以江苏省海安县水稻合作社为例》，《农业技术经济》第8期。
- 9.孙艳华、刘湘辉、周发明、周力、应瑞瑶，2008：《生产合同模式对农户增收绩效的实证研究——基于江苏省肉鸡行业的调查数据》，《农业技术经济》第4期。
- 10.谢欣、周向阳，2016：《农户参与订单生产对其收入影响的实证研究——以湖北省建始县和重庆市黔江区为例》，《中国物价》第2期。
- 11.张晋华、冯开文、黄英伟，2012：《农民专业合作社对农户增收绩效的实证研究》，《中国农村经济》第9期。
- 12.钟真、孔祥智，2012：《产业组织模式对农产品质量安全的影响：来自奶业的例证》，《管理世界》第1期。
- 13.祝宏辉，2007：《新疆番茄产业实施订单农业生产模式的效果评析》，《农业技术经济》第3期。
- 14.Barrett, C. B., M. E. Bachke, M. F. Bellemare, H. C. Michelson, S. Narayanan, and T. F. Walker, 2012, "Smallholder

Participation in Contract Farming: Comparative Evidence from Five Countries”, *World Development*, 40(4): 715-730.

15.Bijman, J., 2008, “*Contract Farming in Developing Countries: An Overview*”, working paper, Department of Business Administration, Wageningen University.

16.Bourguignon, F., M. Fournier, and M. Gurgand, 2007, “Selection Bias Corrections Based on the Multinomial Logit Model: Monte Carlo Comparisons”, *Journal of Economic Surveys*, 21(1): 174-205.

17.Escobal, J. A., and D. Cavero, 2012, “Transaction Costs, Institutional Arrangements and Inequality Outcomes: Potato Marketing by Small Producers in Rural Peru”, *World Development*, 40(2): 329-341.

18.Fischer, E., and M. Qaim, 2012, “Linking Smallholders to Markets: Determinants and Impacts of Farmer Collective Action in Kenya”, *World Development*, 40(6): 1255-1268.

19.Ford, D., L. Gadde, H. Hakansson, and I. Snehota, 2012, *Managing Business Relationships*, Chichester: John Wiley & Sons.

20.Geyskens, I., J. E. M. Steenkamp, and N. Kumar, 1998: “Generalizations about Trust in Marketing Channel Relationships Using Meta-analysis”, *International Journal of Research in Marketing*, 15(3): 223-248.

21.Hellin, J., M. Lundy, M. Meijer, R. Meinzen Dick, H. Markelova, and S. Dohrn, 2009, “Farmer Organization, Collective Action and Market Access in Meso-America”, *Food Policy*, 34(1): 16-22.

22.Ito, J., Z. S. Bao, and Q. Su, 2012, “Distributional Effects of Agricultural Cooperatives in China: Exclusion of Smallholders and Potential Gains on Participation”, *Food Policy*, 37(6): 700-709.

23.Just, R. E., and R. D. Pope, 1978, “Stochastic Specification of Production Functions and Economic Implications”, *Journal of Econometrics*, 7(1):67-86.

24.Liang, Q., and G Hendrikse, 2013, “Core and Common Members in the Genesis of Farmer Cooperatives in China”, *Managerial and Decision Economics*, 34(3-5): 244-257.

25.Ma, W. L., and A. Abdulai, 2016, “Linking Apple Farmers to Markets: Determinants and Impacts of Marketing Contracts in China”, *China Agricultural Economic Review*, 8(1): 2-21.

26.Mishra, A. K., A. Kumar, P. K. Joshi, and A. D'Souza, 2016, “Impact of Contracts in High Yielding Varieties Seed Production on Profits and Yield: The Case of Nepal”, *Food Policy*, 62: 110-121.

27.Miyata, S., N. Minot, and D. Hu, 2009, “Impact of Contract Farming on Income: Linking Small Farmers, Packers, and Supermarkets in China”, *World Development*, 37(11): 1781-1790.

28.Moschini, G., and D. A. Hennessy, 2001, “Uncertainty, Risk Aversion, and Risk Management for Agricultural Producers”, in Gardner, B. L. and G. C. Rausser (eds.), *Handbook of Agricultural Economics 1 (A)*, North Holland: Elsevier B. V., 87-153.29.Mujawamariya, G., M. D'Haese, and S. Speelman, 2013, “Exploring Double Side-selling in Cooperatives, Case Study of Four Coffee Cooperatives in Rwanda”, *Food Policy*, 39(2): 72-83.

30.Park, T., A. K. Mishra, and S. J. Wozniak, 2014, “Do Farm Operators Benefit from Direct to Consumer Marketing Strategies?”, *Agricultural Economics*, 45(2): 213-224.

31.Song, Y. C., G. B. Qi, Y. Y. Zhang, and R. Vernooy, 2014, “Farmer Cooperatives in China: Diverse Pathways to

Sustainable Rural Development”, *International Journal of Agricultural Sustainability*, 12(2): 95-108.

32.Tolno, E., H. Kobayashi, M. Ichizen, M. Esham, and B. S. Balde, 2015, “Economic Analysis of the Role of Farmer Organizations in Enhancing Smallholder Potato Farmers' Income in Middle Guinea”, *Journal of Agricultural Science*, 7(3): 123-137.

33.Wang, H. H., Y. P. Zhang, and L. P. Wu, 2011, “Is Contract Farming a Risk Management Instrument for Chinese Farmers? Evidence from a Survey of Vegetable Farmers in Shandong”, *China Agricultural Economic Review*, 3(4): 489-505.

34.Weinberger, K., C. Genova II, and A. Acedo, 2008, “Quantifying Postharvest Loss in Vegetables along the Supply Chain in Vietnam, Cambodia and Laos”, *International Journal of Postharvest Technology and Innovation*, 1(3): 288-297.

35.Williamson, O. E. 1985, *The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets, Relational Contracting*, New York: The Free Press.

36.Wollni, M., and M. Zeller, 2007, “Do Farmers Benefit from Participating in Specialty Markets and Cooperatives? The Case of Coffee Marketing in Costa Rica”, *Agricultural Economics*, 37(2-3): 243-248.

37.Wu, S. Y., 2006, “Contract Theory and Agricultural Policy Analysis: A Discussion and Survey of Recent Developments”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 50(4): 490-509.

38.Xu, X. C., K. Shao, Q. Liang, H. D. Guo, and Z. H. Huang, 2011, “*Chinese Small Farmers' Entry into Big Markets: From Led by Leading Enterprises to Relying on Farmer Cooperatives*”, paper presented at ICA Global Research Conference 2011: New Opportunities for Cooperatives, Mikkeli, Finland.

(作者单位: 浙江大学中国农村发展研究院)

(责任编辑: 何欢)

## **The Impact of Industrial Organization Models on Farmers' Production Income: The Case of Vegetable Farmers in Hebei and Zhejiang Provinces**

Li Lin Guo Hongdong

**Abstract:** This article aims to analyze the impact of different industrial organization models on farmers' vegetable production income. It classifies industrial organization models of vegetable industry in China into four types, namely, complete market transaction, partial horizontal cooperation, complete horizontal cooperation and vertical coordination. To control selectivity bias arising from both unobserved and observed factors, the study applies a BFG two-stage model and propensity score matching to the data collected from 410 farmers in 13 counties of Hebei and Zhejiang provinces. The results suggest that compared with complete market transaction, partial horizontal cooperation and complete horizontal cooperation models significantly improve farmers' vegetable production income, with vertical coordination model showing no significant impact.

**Key Words:** Farmer; Vegetable Production; Industrial Organization Model; Income; BFG Two-Stage Model