

农户加入农民专业合作社对粮食生产率的影响： 一个农户模型及实证分析*

张琛 彭超 钟真 孔祥智**

摘要 本文通过构建一个包含静态和动态农户家庭生产行为的理论模型，运用2009~2013年全国农村固定观察点大样本微观农户数据，以农户是否从农民专业合作社获得分红作为衡量农户是否加入农民专业合作社的依据，建立随机前沿生产函数模型，分析了农户加入农民专业合作社对农户家庭粮食生产率的影响。研究结论表明：农户加入农民专业合作社能够显著提升农户家庭粮食生产率水平。从短期来看，农户加入农民专业合作社能够增加单位劳动力农业生产性资料投入量，缩短生产前沿面的距离；从长期来看，农民专业合作社通过农业社会化服务的方式可以实现社员农业生产性资料投入的合理化，实现农户粮食生产率水平的提升。因此，本文认为，完善农民合作社盈余分配制度，充分发挥农民合作社农业社会化服务的外溢作用，拓宽农

* 本文为国家自然科学基金“成员异质性、合作社理论创新与农民专业合作社发展政策体系构建”（批准号71273267）、国家自然科学基金项目国际合作与交流项目“变化市场中农产品价值链转型及价格、食品安全的互动关系——以蔬菜、渔产品和乳制品为例”（批准号71361140369）和教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“我国新型农业经营体系构建与实践案例研究”（批准号14JJD790030）的阶段性成果。感谢世界银行农业组首席经济学家 Madhur Gautam 在论文写作中给予的帮助。

** 张琛，中国人民大学农业与农村发展学院博士研究生，主要研究方向为农业政策分析、合作经济；彭超，农业部农村经济研究中心副研究员，主要研究方向为农业补贴、农业机械化；钟真，中国人民大学农业与农村发展学院副教授，主要研究方向为农户经营行为、农业社会化服务、农业机械化；孔祥智，中国人民大学中国合作社研究院院长，农业与农村发展学院二级教授、博士生导师，主要研究方向为农业政策分析、合作经济。

产品价值链和大力发展农村新产业新业态是提升农户粮食生产率的重要举措。

关键词 农民合作社 生产率 农户模型

一 引言

自2007年《中华人民共和国农民专业合作社法》实施以来,农民专业合作社(以下简称“农民合作社”)的数量呈现出快速增长的趋势。截至2016年底,全国已有农民合作社179.4万家,入社农户占全国农户总数的44.4%。作为衔接小农户与大市场的重要组织形式,农民合作社已成为促进农民增收、实现贫困户脱贫的重要组织形式。Ma和Abdulai(2016)、Ahmed和Mesfin(2017)分别采用内生转换模型对中国和埃塞俄比亚的研究发现,加入农民合作社能够显著提升农户的家庭福利。Verhofstadt和Maertens(2015)的研究结果表明,农民合作社对卢旺达农村贫困人口的减少具有显著影响。张琛和高强(2017)对两家农民合作社的案例分析也证实了农民合作社是脱贫攻坚的重要组织形式。

生产率水平的提升是农业增效的重要标志。理论层面上,农民合作社能够提升农户生产率水平已被证实。张晓山(2009)认为农民合作社通过专业化分工与服务、内部横向一体化替代外部纵向一体化的方式,降低了不确定性和交易成本,实现了农业分工与合作。由于样本数据和研究方法的不同,不同学者在实证层面上对农民合作社提升农户生产率的认识存在着不一致性。有学者对尼日利亚水稻和马铃薯的种植户的研究发现,合作社社员对农户生产技术效率具有显著正向影响(Idiong, 2007; Adewumi & Adebayo, 2008)。王太祥和周应恒(2012)通过对河北和新疆两省(区)387个梨农的研究发现,“合作社+农户”模式能够提高农户生产效率。Abate等(2014)对埃塞俄比亚农户的研究也证实了农民合作社能够提升社员农业生产率。苏昕和刘昊龙(2017)运用2010~2014年省际面板数据,研究表明农民合作社平均成员数量的提高有助于实现农业生产率水平的提升。也有一部分学者对农民合作社能够提升社员生产率水平这一观点持反对意见,认为农民合作社并不能显著提升社员农业生产率。Bravo-Ureta和

Lee (1988) 对新英格兰奶业合作社社员和非社员的研究发现，农民合作社社员与非社员的生产率并不存在显著差异。黄祖辉和朋文欢 (2016) 运用倾向值匹配方法解决样本选择偏误后，研究发现参与农民合作社并不能显著提升农户的生产率，合作社服务功能弱化是其主要原因。Agbo 等 (2015) 通过构建博弈矩阵，认为农民合作社虽然能够实现统一销售，但随着农产品交易量的上升，农户产销积极性的降低不利于农业生产效率的提升。

现有文献中会出现农民合作社对农户生产率影响结果的不一致，主要原因有以下三个方面：第一，农民合作社定义的模糊。许多学者对农民合作社的发展存在质疑，加入合作社的农户究竟是不是合作社社员值得商榷。因合作社的亲资本性，传统的“一人一票”为基础的民主控制的本质规定性正在发生变化 (黄祖辉、邵科，2009)，成员边界游移的现象也逐步显现 (李琳琳、任大鹏，2014)。邓衡山和王文灿 (2014) 认为中国绝大多数的合作社不具备“所有者与惠顾者同一”这一本质规定。可能存在着农户虽然是合作社社员，但不享受合作社社员的权利，也不履行合作社成员的义务，甚至是“被加入”到合作社 (潘劲，2011；王鹏、霍学喜，2012)，单纯以农户是否加入农民合作社作为判定农民合作社社员的指标有失偏颇。第二，研究样本的局限性。现有研究对合作社社员生产率的实证分析样本量较小，因而研究结论缺乏可信性。第三，研究对象的单一性。农户家庭作为一个微观决策主体，同时存在着内部种植多样化的特性，研究中单纯分析某一种作物生产率不能完全涵盖农户生产决策的投资。

针对已有研究中存在的问题，本文采用如下办法进行解决：第一，采用农户是否是从农民合作社中获得红利收入这一指标作为衡量农户是否为农民合作社社员的依据。这是因为，农民合作社要求“所有者与惠顾者同一” (邓衡山、王文灿，2014)。农户从农民合作社中获得红利收入，可以肯定农户与农民合作社发生了实际交易或是在农民合作社具有股金。因此，采用这一指标能够在一定程度中避免单纯依据“是否加入合作社”这一传统指标判断农户是否是农民合作社社员所带来的局限性。农户不享受农民合作社社员的权利，也不履行农民合作社成员义务的可能性极低。第二，本文选取全国层面大样本微观农户数据作为研究样本，以解决现有研究样本量不足的问题。第三，本文摒弃了以往研究对单一作物的分析，从农户

家庭这一微观决策单元出发,充分考虑到农户种植的多样性。

二 理论分析

农户的生产行为是一个连续的、动态的过程(Singh et al., 1986)。为此,本文构建了一个包含静态和动态的理论分析模型,以期能够从短期和长期两个角度全方面考虑农户加入农民合作社对其生产率水平的影响。静态模型能够反映出农户在短期内的最优行为选择,动态模型则能够考虑农户在不同时期的最优行为选择。

(一) 静态模型

依据 Nakajima (1986) 和蔡基宏 (2005) 的分析,本文在构建农户模型时充分考虑中国农村劳动力的快速流动和土地流转行为大量出现这一现实情形。假定农户满足家庭效用最大化这一条件,表示 c 消费, l 表示闲暇时间,其中 $U_c > 0, U_l > 0, U_{cc} < 0, U_{ll} < 0, U_{lc} < 0$ 。假设该农户拥有初始土地禀赋为 \bar{A} , 劳动力初始禀赋为 \bar{L} , 时间禀赋为 \bar{T} , 农产品销售价格为 P_s , 资本的价格利率为 r , 劳动力价格为 w , 生产性投资的价格为 p 。由于劳动力市场的快速发展,多种外在因素诱导会促使农村劳动力向外流动(Cai et al., 2010; 张琛等, 2017),这意味着农户中一部分劳动力外出务工获得非农收入,一部分劳动力从事农业生产,假定 A_f 表示农户自家土地, A_h 表示转入的土地,则用于农业生产的土地为 $A = A_f + A_h$, A_m 表示转出的土地, L_A 表示用于农业生产的劳动力, L_w 表示从事非农就业的劳动力, T_A 表示从事农业生产的时间, T_w 表示外出务工的时间。假定农户生产函数为 $F(L, I, A)$, 其中 I 表示农业生产性投资,生产函数满足规模报酬不同的特征,即 $F(L, I, A) = Af\left(\frac{L}{A}, \frac{I}{A}\right), F_A > 0, F_L > 0, F_I > 0, F_{LL} = \frac{f_{11}}{A} < 0, F_{II} = \frac{f_{22}}{A} < 0, F_{LI} = f_{12} \left(\frac{-L}{A^2}\right) + f_{11} \left(\frac{-I}{A^2}\right) > 0, F_{IA} = f_{21} \left(\frac{-L}{A^2}\right) + f_{22} \left(\frac{-I}{A^2}\right) > 0, F_{LI} = \frac{f_{12}}{A} > 0$ 。农户会根据自身家庭的情况以及外界形式的变化进行农业生产,因此农民面临的优化问题为:

$$\text{Max } U(c, l) \tag{1}$$

$$\text{s. t. } c = P_s F(L, I, A) - pI - rA_h + wT_w \tag{2}$$

$$L_A + L_w \leq \bar{L} \tag{3}$$

$$T_A + T_w + l \leq \bar{T} \tag{4}$$

$$A_f + A_m \leq \bar{A} \tag{5}$$

$$c, l, L_A, L_w, T_A, T_w, I \geq 0 \tag{6}$$

要素市场完善，由此可以得到：

$$F_l = f_2 = \frac{p}{P_s} \tag{7}$$

构建拉格朗日函数，分别对 c 和 l 求偏导可以得出：

$$U_c P_s F_L = U_l \tag{8}$$

令 $P_s = 1$ ，表示为相对价格。对（8）式运用隐函数定理求导，可以得出：

$$\frac{dL}{dT_w} = \frac{-\frac{f_{22}}{A} [U_{cc} w f_1 - U_{cl} (f_1 + w) + U_{ll}]}{\frac{U_c}{A^2} (f_{11} f_{12} - f_{12}^2) + \frac{f_{22}}{A} \alpha} \tag{9}$$

$$\frac{dI}{dT_w} = \frac{\frac{f_{12}}{A} [U_{cc} w f_1 - U_{cl} (f_1 + w) + U_{ll}]}{\frac{U_c}{A^2} (f_{11} f_{12} - f_{12}^2) + \frac{f_{22}}{A} \alpha} \tag{10}$$

$$\frac{dI}{dL} = \frac{dI}{dT_w} \times \frac{dT_w}{dL} = -\frac{f_{12}}{f_{22}} > 0 \tag{11}$$

其中， $\alpha = U_{cc} f_1^2 - 2U_{lc} f_1 + U_{ll} < 0$ ， $\beta = f - \frac{L}{A} f_1 - \frac{I}{A} f_2 > 0$ 。因为 $F_{LA} > 0$ 和 $F_{IA} > 0$ ，因此 $f_{11} f_{12} - f_{12}^2 > 0$ 。进一步由（7）式和（8）式可以得出：

$$\frac{dI}{dA} = \frac{I}{A} \frac{\frac{U_c}{A^2} (f_{11} f_{12} - f_{12}^2) + \frac{f_{22}}{A} \alpha + \frac{U_{cc} f_1 f_{12}}{N} \beta - \frac{U_{lc} f_{12}}{N} \beta + \frac{L}{IA} f_{12} \alpha}{\frac{U_c}{A^2} (f_{11} f_{12} - f_{12}^2) + \frac{f_{22}}{A} \alpha} < \frac{I}{A} \tag{12}$$

$$\frac{dL}{dA} = \frac{L}{A} \frac{\frac{U_c}{A^2} (f_{11} f_{12} - f_{12}^2) - \beta \frac{U_{cc} f_1 f_{22}}{L} + \beta \frac{U_{lc} f_{22}}{L}}{\frac{U_c}{A^2} (f_{11} f_{12} - f_{12}^2) + \frac{f_{22}}{A} \alpha} < \frac{L}{A} \tag{13}$$

$$\frac{dI}{dL} = \frac{dI}{dA} \times \frac{dA}{dL} = \frac{I}{L} \frac{\frac{U_c}{A^2}(f_{11}f_{12} - f_{12}^2) + \frac{f_{22}}{A}\alpha + \frac{U_{cc}f_1f_{12}}{N}\beta - \frac{U_{lc}f_{12}}{N}\beta + \frac{L}{IA}f_{12}\alpha}{\frac{U_c}{A^2}(f_{11}f_{12} - f_{12}^2) - \beta \frac{U_{cc}f_1f_{22}}{L} + \beta \frac{U_{lc}f_{22}}{L}} < \frac{I}{L} \quad (14)$$

随着城镇化进程的快速发展,大量农村劳动力外出务工获得工资性收入,造成现有留守在农村从事农业生产的劳动力多为“993861”部队。农业生产的老龄化和女性化,导致农业生产过程中劳动力投入数量和质量的不断降低,这在一定程度上不利于农业生产。农户加入农民合作社能够充分解决农业生产老龄化和女性化的问题。农民合作社通过农业社会化服务的形式,指导农户更加有效地使用农业生产资料,降低生产资料价格,使得每单位劳动力可以拥有的生产性资料投入量增加,即农业生产性投资 I 不断增加,依据(14)式,每单位劳动力所拥有的生产性资料投入量提升,促进农业生产率水平的提升。

(二) 动态模型

农户农业生产行为并非一成不变,是处于一个动态变化的过程中,即农户成为农民合作社社员后生产行为决策势必会受到影响。此外随着农户加入农民合作社的时间变长,时间因素也会进一步影响农户的生产行为决策,进而影响农户生产率水平。借鉴 Leight (2016) 的研究,本文假定农户追求利润最大化,生产函数仍满足规模报酬不变的假定。本文在跨期选择中将农业生产性投资作为流量进行考虑。 F_t 表示第 t 期农业生产性资料投资量,其产出弹性为 α_c ; F_{t-1} 表示第 $t-1$ 期农业生产性资料投资量,此时农户还没有加入农民合作社,没有对农业生产性资料投入进行合理利用,其产出弹性为 α_f 。 γ 表示农户农业生产性资料使用分配比率,一方面随着农户加入农民合作社,农民合作社通过农业社会化服务的形式对农户农业生产进行指导,农户更加合理地将农业生产性资料投入进行分配,以期获得更大的产出利润。假定农户每一期的农业产出为 Y_t ,当期的利润为 π_t 。

$$Y_t = AL_t^{\alpha_c} N_t^{\alpha_c} F_t^{\alpha_c} (1 - \gamma) F_{t-1}^{\alpha_f} \quad (15)$$

(15) 式中 L_t 表示土地投入, N_t 表示劳动力投入。

$$\pi_t = P_t Y_t - C_t \quad (16)$$

(16) 式中 P_t 表示农产品销售价格, C_t 表示农业生产总成本, π_t 表示

第 t 期农户获得的利润。此外，本文定义 σ_t 是农户当期农业生产过程中没有合理利用农业生产性资料，下一期所获得的收益为：

$$\sigma_t = \frac{\partial \pi_{t+1}}{\partial F_t} = \alpha_f A_{t+1} L_{t+1}^{\alpha_c} N_{t+1}^{\alpha_s} F_{t+1}^{\alpha_c-1} F_{t+1}^{\alpha_s-1} \quad (17)$$

根据 (15) 式 ~ (17) 式，构建拉格朗日函数对劳动力和农业生产性资料投入进行求导，可以得出：

$$0 = \frac{P_t \alpha_N A_t L_t^{\alpha_c} F_{t-1}^{\alpha_c} N_t^{\alpha_s-1} F_t^{\alpha_c}}{P_t \alpha_c A_t L_t^{\alpha_c} F_{t-1}^{\alpha_c-1} F_t^{\alpha_c-1} N_t^{\alpha_s} + (1-\gamma) P_{t+1} \sigma_t} - \frac{w_t}{r_t} \quad (18)$$

(18) 式中 w_t 表示劳动力成本， r_t 表示农业生产性资料投入品的成本。为了方便进行推导，令：

$$\eta_1 = P_t \alpha_N A_t L_t^{\alpha_c} F_{t-1}^{\alpha_c} N_t^{\alpha_s-1} F_t^{\alpha_c} \quad (19)$$

$$\eta_2 = P_t \alpha_c A_t L_t^{\alpha_c} F_{t-1}^{\alpha_c-1} F_t^{\alpha_c-1} N_t^{\alpha_s} + (1-\gamma) P_{t+1} \sigma_t \quad (20)$$

根据 (19) 式 ~ (20) 式，(18) 式可以表示为： $0 = \frac{\eta_1}{\eta_2} - \frac{w_t}{r_t}$ 。令 $\psi = \frac{\eta_1}{\eta_2} -$

$\frac{w_t}{r_t}$ ，可以得出：

$$\psi'(\gamma) = \frac{\eta_1}{\eta_2 \times \eta_2} \quad (21)$$

$$\begin{aligned} \psi'(F) = & -\frac{1}{\eta_2 \times \eta_2} [\eta_2 P_t \alpha_N \alpha_c A_t L_t^{\alpha_c} F_{t-1}^{\alpha_c-1} F_t^{\alpha_c-1} N_t^{\alpha_s-1} \\ & - \eta_1 P_t \alpha_c (\alpha_c - 1) A_t L_t^{\alpha_c} F_{t-1}^{\alpha_c-2} F_t^{\alpha_c-2} N_t^{\alpha_s} \\ & - \eta_1 P_{t+1} (1-\gamma) A_{t+1} L_{t+1}^{\alpha_c} F_{t+1}^{\alpha_c} \alpha_p (\alpha_f - 1) F_{t+1}^{\alpha_c-2} F_{t+1}^{\alpha_s-2} N_{t+1}^{\alpha_s}] \end{aligned} \quad (22)$$

根据 (21) 式和 (22) 式及隐函数求导法则能够得出 $\frac{dF}{d\gamma} < 0$ ，这意味着随着农户加入农民合作社，农户将逐步合理利用农业生产性资料。随着农民不断接受农民合作社提供的社会化服务， γ 将不断提升，农业生产性资料投入量 F_t 随之减少。农户能够充分利用农业生产性资料，逐步缩小与技术前沿面的距离，有助于提升农业生产效率。为了进一步衡量农民合作社农业社会化服务对于农业生产性资料投入的作用效果，本文进一步设定农户合理使用农业生产性资料的最优投入量为 $F_t^B = \frac{w_t \alpha_c}{r_t \alpha_N} N_t$ ，没有合理使用农

业生产性资料的最优投入量为 F_i^{NB} , 其中 F_i^{NB} 为 (18) 式最优解。根据隐函数求导法则能够得出 $\frac{d(F_i^{NB} - F_i^B)}{d\alpha_f} > 0$, 这说明农民合作社通过提供农业社会化服务能够有效地实现农业生产性投入要素边际收益的提升, 进而提高要素的使用效率。

三 数据来源、模型设定与变量选取

(一) 数据来源

本研究采用农业部全国农村固定观察点大样本微观农户数据, 探究农户加入农民合作社对其粮食生产率的影响。农业部全国农村固定观察点是 20 世纪 80 年代中期经中央书记处批准建立, 由中共中央政策研究室和农业部具体组织指导的组织, 在全国各省份连续跟踪调查农村工作, 在微观层面上提供农户全景性的生产生活数据资料。农业部全国农村固定观察点所涉及的农户微观数据具有以下两个方面的鲜明特征及优势: 一是调查范围广、样本量大。该调查覆盖了全国绝大多数省份, 每年调查 2 万户左右。农村固定观察点农户所分布的区域范围具体如图 1 所示。二是内容丰富。调查

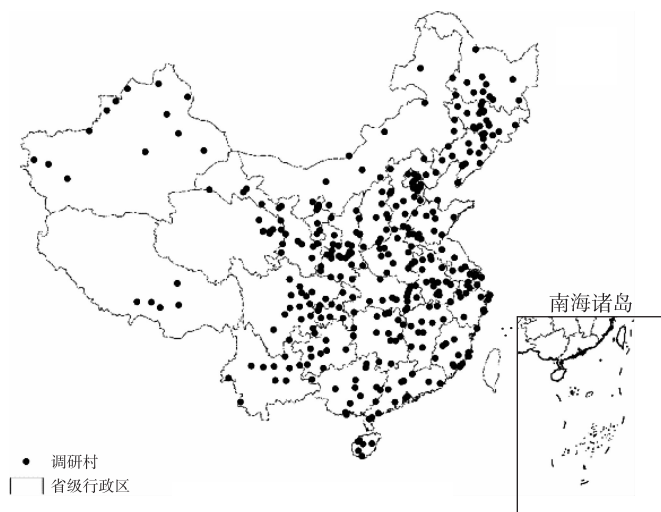


图 1 农业部全国农村固定观察点农户分布范围

涵盖了农户家庭生产、消费、就业、生活及其他各项活动，十分具有代表性。由于从 2009 年起，农业部农村固定观察点在“家庭全年收支情况”部分中涉及农民合作社相关问题，为此本文选取 2009 ~ 2013 年的数据进行分析。

(二) 模型设定

已有文献通常采用一步法和两步法测度农户农业生产率。本文采用一步法并借鉴 Aigner 等 (1977) 和 Meeusen 等 (1977) 的使用随机前沿生产函数模型的方法对生产技术效率进行测算，函数的一般形式为：

$$\text{Lny}_{it} = \text{Ln}f(x_{ij}, t/\beta) + V_{it} - U_{it} \quad (23)$$

同时参照 Battese 和 Coelli (1995) 提出的对前沿函数和技术无效率函数的参数进行估计的随机前沿生产函数模型，本文设定的具体模型为：

$$\text{Lny}_{it} = \alpha_0 + \sum \text{Ln}x_{it} + \beta t + v_{it} - u_{it} \quad (24)$$

y_{it} 表示第 i 个农户第 t 年粮食亩均收入； x_{it} 表示第 i 个农户第 t 年各投入要素； t 为时间趋势； v_{it} 表示随机误差项，服从正态分布； u_{it} 是独立于 v_{it} 的非负随机变量，表示样本单元的技术无效率部分。一般情况下假定 u_{it} 服从均值为 u_{it} ，方差为 σ_u^2 的截断正态分布。

样本单元的技术无效率函数为：

$$u_{it} = \delta_0 + \sum_{k=1}^n \delta_k z_{it} + \varepsilon \quad (25)$$

(25) 式中， ε 为服从极值分布的随机变量； z_{it} 表示决定技术无效率的外生变量； δ_0 和 δ_k 分别表示待估参数。根据 (24) 式和 (25) 式，可以通过最大似然法估计得出：

$$\delta^2 = \delta_u^2 + \delta_\varepsilon^2, \gamma = \delta_u^2 / (\delta_u^2 + \delta_\varepsilon^2) \quad (26)$$

(26) 式中， γ 取值为 0 到 1 之间，反映随机扰动项中技术无效项所占的比例。 γ 越接近于 0，表明实际产出与最大可能产出的差值主要来自不可控的随机因素，使用 OLS 即可实现参数估计； γ 越趋近 1，说明误差越是主要来源于技术无效率，随机前沿生产函数模型更为适合刻画农户粮食生产过程。

(三) 变量选取

模型估计过程中考虑的是农户家庭层面的粮食生产率,因此需要考虑农户种植的所有粮食作物品种。具体来说,本文将农业部全国农村固定观察点的农户所涉及的6种粮食作物(小麦、玉米、水稻、大豆、薯类、其他粮食作物)进行加总分析。产出变量选取加总后的农户亩均粮食作物产值对数,投入变量共选取了9个变量:粮食作物种植面积对数、肥料投入对数、有机肥投入占比、劳动力投入对数、雇用劳动力与自家劳动力投入比例、其他物质资料投入对数和固定资产投入对数。其中,种植面积对数是加总农户所有粮食作物的种植面积对数,肥料投入对数、劳动力投入对数、其他物质资料投入对数均是加总农户所有粮食作物费用后的每亩投入金额。值得注意的是,之所以考虑农户层面的生产率,主要包括以下两个方面的原因:一是全国农业部农村固定观察点所涉及的农户数据并非地块层面的数据,倘若直接按照品种类型进行分析可能存在偏误;二是农户种植粮食作物存在多样性,一些生产成本投入(如固定资产)无法精确地涵盖每一种作物生产,会对生产函数的估计结果产生影响,不能全面地反映出农户真实农业生产状况。

在技术无效率项选取中,本文选取了是否是农民合作社社员、非农产业收入对数、是否接触互联网、家庭劳动力基本信息(老龄劳动力个数^①、女性劳动力个数)、家庭外出务工时间比例、农产品销售比例、氮肥施用比例、是否是党员以及年份虚拟变量。其中非农产业收入主要指的是农户在建筑业、工业、交通运输业、餐饮业、文化服务业等非农领域所获得的收入。是否接触互联网这一变量能够反映农户能否接触到互联网,是衡量新业态(“互联网+”)对生产率影响的代理变量^②。农户家庭劳动力基本信

① 本文将年龄为65岁及以上的农村家庭人口定义为老龄人口,与胡雪枝、钟甫宁(2012)的定义有所不同。胡雪枝、钟甫宁(2012)将60岁作为界定农户是否是老龄农户的指标。随着人口结构的快速变化,现如今从事农业生产的人口年龄也不断增大,许多学者都将农村老龄人口界定为65岁及以上(Zhong, 2011; 刘华军、刘传明, 2016)。

② 虽然农户接触互联网并不一定是为了更好地服务于农业生产,但本文认为这一变量是基于已有数据衡量农户接触新业态的最优选择,这也为农户更好地参与“互联网+”提供了物质基础。

息能够反映出当前农户进行粮食生产过程中劳动力的主要特征，主要考虑农业生产的老龄化和女性化情况。农户家庭外出务工时间比例这一变量是反映农户家庭成员外出务工从事非农就业的代理变量^①，采用家庭外出务工时间比例能够全面地反映出农户家庭的就业状况，避免以往单一考虑户主特征所带来的局限性。农产品销售比例这一变量反映的是农户农产品销售情况，销售比例较高意味着农户具有较高的商品化率，进而从农产品需求侧反作用于农户的农业生产，影响农户的生产行为，对生产率水平产生影响。氮肥施用比例这一变量指的是农户购买尿素的金额除以农户购买化肥总金额，用以反映农业生产中氮元素的投入量，氮元素是农作物植物体内氨基酸和蛋白质的组成部分，对农作物生长起着非常重要的作用，但是氮元素的过量投入也会对农作物生产产生不利影响，进而不利于农业产出。是否是党员这一变量反映的是农户的社会资本，已有研究已证实农户的社会资本能够实现生产率水平的提升（苏小松、何广文，2013）。年份虚拟变量用于反映农户随着时间的变化对农户生产率的影响。随机前沿生产函数所涉及的所有数据均以2003年为基期按照各省份的居民消费价格指数进行了平减，以消除价格因素对估计结果的干扰。具体来说，模型估计中主要变量描述性统计如表1所示。

表1 各户粮食作物产值随机前沿生产函数主要变量定义及描述性统计

变量名称	定义	样本数	平均值	标准差	最大值	最小值
<i>Lny</i>	亩均粮食作物产值对数	65792	6.141	0.435	4.008	7.067
<i>Lnland</i>	粮食作物种植面积对数	67978	1.696	1.007	-2.303	4.093
<i>Lnfer</i>	肥料投入对数	67135	3.845	2.495	-11.512	5.472
<i>Organfer_ratio</i>	有机肥投入占比	67978	0.081	0.174	0	1
<i>Lnlabor</i>	劳动力投入对数	66974	4.037	5.622	-11.513	7.806
<i>Hlabor_ratio</i>	雇用劳动力与自家劳动力投入比例	67978	0.013	0.071	0	5.278
<i>Lnothercost</i>	其他物质资料投入对数	67762	4.155	2.103	-11.513	5.991

^① 农业部全国农村固定观察点中有关农户家庭信息中外出务工时间包括本乡镇内从事非农劳动时间和外出就业时间，这里本文考虑的是外出就业时间。

续表

变量名称	定义	样本数	平均值	标准差	最大值	最小值
<i>Lnfixcapital</i>	固定资产投入对数	67111	3.430	6.586	-11.513	10.175
<i>Coop</i>	是否是农民专业合作社社员	67978	0.004	0.063	0	1
<i>Lnnincome</i>	非农产业收入对数	67978	-4.625	8.005	-9.210	19.807
<i>Internet</i>	是否接触互联网	67978	0.092	0.289	0	1
<i>Aglabor_old</i>	老龄劳动力个数	67974	0.161	0.461	0	4
<i>Aglabor_female</i>	女性劳动力个数	67974	0.802	0.399	0	1
<i>Nonfarm_ratio</i>	家庭外出务工时间比例	67978	0.298	0.339	0	1
<i>Sale_ratio</i>	农产品销售比例	67978	0.467	0.398	0	1
<i>Nitrogen_ratio</i>	氮肥施用比例	67978	0.310	0.268	0	1
<i>Party_member</i>	是否是党员	67978	0.148	0.355	0	1
<i>Lnfarmsize</i>	土地经营规模对数	66751	1.984	1.025	-2.303	4.920

四 实证结果

表 2 显示了农户粮食作物产值的随机前沿生产函数估计结果。在生产函数方程中,分别设定两种不同情形的生产函数,一个是不考虑有机肥投入占比、雇用劳动力与自家劳动力投入比例,另一个是考虑有机肥投入占比、雇用劳动力与自家劳动力投入比例,进而判断估计结果的稳健性。表 2 的估计中,模型(1)~模型(3)显示了不考虑有机肥投入占比、雇用劳动力与自家劳动力投入比例情况下农户粮食作物农业生产函数估计结果。农户粮食作物生产率的估计方法为一步法,模型(1)是只考虑生产函数不考虑技术无效率项情形下的估计结果,模型(2)是在模型(1)的基础上考虑技术无效率项,模型(3)是在模型(2)的基础上进一步加入技术无效率项。模型(4)~模型(6)显示了考虑有机肥投入占比、雇用劳动力与自家劳动力投入比例情况下农户粮食作物产值生产函数估计结果。与模型(1)~模型(3)相似,模型(4)~模型(6)分别呈现了随机前沿生产函数中不加入技术无效率项、加入技术无效率项和进一步加入技术无效率变量三种情形下的估计结果。

表2 农户粮食作物产值随机前沿生产函数估计结果

项目	不考虑有机肥投入占比、雇用劳动力 与自家劳动力投入比例			考虑有机肥投入占比、雇用劳动力 与自家劳动力投入比例		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Lnland</i>	-0.076 *** (-44.91)	-0.087 *** (-52.89)	-0.073 *** (-42.66)	-0.078 *** (-46.00)	-0.089 *** (-53.63)	-0.741 *** (-43.18)
<i>Lnfer</i>	0.017 *** (21.69)	0.016 *** (20.33)	0.015 *** (18.97)	0.018 *** (22.40)	0.016 *** (20.54)	0.015 *** (18.89)
<i>Organfer_ratio</i>	—	—	—	-0.053 *** (-6.05)	-0.022 ** (-2.52)	-0.001 (-0.12)
<i>Lnlabor</i>	-0.001 *** (-5.21)	-0.001 *** (-3.95)	-0.001 *** (-4.34)	-0.001 *** (-5.59)	-0.001 *** (-4.38)	-0.001 *** (-4.74)
<i>Hlabor_ratio</i>	—	—	—	0.281 *** (12.57)	0.242 *** (12.07)	0.223 *** (11.13)
<i>Lnothercost</i>	0.043 *** (43.20)	0.045 *** (44.86)	0.044 *** (44.24)	0.042 *** (42.74)	0.045 *** (44.45)	0.044 *** (43.92)
<i>Lnfixcapital</i>	0.001 *** (4.61)	0.001 *** (7.28)	0.002 *** (11.00)	0.001 *** (4.93)	0.001 *** (7.37)	0.002 *** (10.89)
<i>Year 2010</i>	0.005 (1.26)	-0.011 ** (-2.21)	-0.029 ** (-2.63)	0.005 (1.27)	-0.011 ** (-2.13)	-0.013 *** (-2.59)
<i>Year 2011</i>	0.032 *** (7.61)	0.036 *** (7.33)	0.031 *** (6.30)	0.032 *** (7.60)	0.037 *** (7.45)	0.031 *** (6.38)
<i>Year 2012</i>	0.062 *** (14.58)	0.059 *** (11.99)	0.054 *** (11.06)	0.062 *** (14.66)	0.060 *** (12.13)	0.055 *** (11.20)
<i>Year 2013</i>	0.028 *** (6.64)	0.023 *** (4.68)	0.174 *** (3.51)	0.029 *** (6.85)	0.024 *** (4.90)	0.019 *** (3.74)
常数项	6.557 *** (259.58)	6.398 *** (294.54)	6.390 *** (299.99)	6.550 *** (258.81)	6.391 *** (294.95)	6.384 *** (300.51)
年份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
γ	—	0.978 ***	0.974 ***	—	0.979 ***	0.974 ***
Wald	13929.91	16071.51	15479.38	14116.80	16257.86	15638.93
Prob > chi (2)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
似然函数值	-26372.333	-22874.733	-21862.708	-26265.391	-22788.857	-21792.301
样本数	63402	63398	62282	63402	63398	62282

注：括号外的数字为估计系数，括号内的数字为该系数下的t值；**、***分别代表5%、1%显著性水平。

表2中的模型(2)、模型(3)、模型(5)、模型(6)的 γ 估计值分别为0.978、0.974、0.979和0.974,均通过了1%水平的显著性检验,这说明影响样本农户农业生产率的各项随机因素对技术无效率解释率达到了97%以上,只有不到3%来自统计误差等外部因素。 γ 估计值的结果表明随机前沿生产函数的估计结果较为合理,可以用来作为分析农户生产率的工具。

从表2的估计结果可以看出,模型(1)~模型(6)中粮食作物种植面积对数变量的估计系数均为负,通过1%水平下显著性水平检验,这表明土地的产出弹性为负。中国农业经营规模存在着土地细碎化问题,此外样本农户粮食种植的规模在5亩左右,远远还没达到实现土地规模经济的要求。模型(1)~模型(6)中肥料投入对数变量的估计系数为0.015~0.017,通过了1%水平下显著性检验,这说明增加肥料投入能够提升粮食作物的产出,肥料投入增加1%,粮食作物产出将增加0.015%~0.017%,这也与我国粮食作物生产中高化肥投入带来高产出的实际情况相吻合。模型(4)~模型(5)中有机肥投入占比变量的估计系数为负,且通过1%水平下显著性检验,而模型(6)的有机肥投入占比变量没有通过显著性水平检验,这说明当有机肥投入占比下降时,将不利于粮食产出水平的增加。这是因为,施用有机肥能够改良土壤,增加土壤肥力,但化肥的过度施用已造成土地质量的下降,不利于农业的可持续生产。模型(1)~模型(6)中劳动力投入对数变量估计系数为负,通过了1%水平下显著性检验,说明劳动力投入的增加不利于粮食作物产出水平的增加。估计系数为-0.001,说明当劳动力投入增加1%,农业产出将减少0.001%,主要原因在于粮食作物的机械化水平近年来得到快速提升,农业机械已成为替代劳动力的重要方式(周振等,2016)。根据农业部农机化司的数据显示,2015年三大粮食(小麦、玉米和水稻)的综合机械化水平分别为93.66%、78.12%和81.21%^①。模型(4)~模型(6)中雇工劳动力与自家劳动力投入比例变量系数为正,均

^① 综合机械化水平是按照机耕、机播和机收水平以0.4、0.3、0.3的权重加权计算。其中,2015年小麦机耕、机播和机收水平分别为97.06%、87.54%和95.23%,玉米机耕、机播和机收水平分别为98.94%、42.26%和86.21%,水稻机耕、机播和机收水平分别为89.92%、86.62%和64.18%。

通过了1%水平下显著性检验，这说明增加雇工也能够有效提升农业产出，增加劳动的有效供给仍是提升粮食产出的重要方式。模型（1）~模型（6）中其他物质资料投入对数变量和固定资产投资对数变量的估计系数均为正，均通过了1%水平下显著性检验，这说明增加种子、农业机械服务费用、农药、农膜等其他物质资料投入以及增加农户固定资产存量有助于粮食作物产出的增加。模型（1）~模型（6）中其他物质资料投入对数变量的估计系数为0.042~0.045，说明其他物质资料投入增加1%，粮食作物产出将增加0.042%~0.045%。固定资产投资对数变量的估计系数在模型（1）~模型（6）中的估计系数为0.001~0.002，这说明固定资产投资增加1%，粮食作物产出将增加0.001%~0.002%。年份虚拟变量除2010年外，估计系数均为正，均通过了1%水平的显著性水平检验，这说明随着时间的推移农户粮食作物产出水平得到了不断上升。

表3显示了影响种粮农户生产率水平的重要因素，其中模型（1）~模型（4）分别不考虑加入有机肥投入占比、雇用劳动力与自家劳动力比例及考虑加入两种情形下的估计结果。

表3 农户粮食作物产值技术无效率项的随机前沿生产函数估计结果

项目	不考虑有机肥投入占比、雇用劳动力与自家劳动力投入比例		考虑有机肥投入占比、雇用劳动力与自家劳动力投入比例	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Coop</i>	-3.916 ***	-3.301 ***	-4.100 **	-3.401 **
	(-3.32)	(-3.60)	(-3.29)	(-3.61)
<i>Lnngincome</i>	-0.008 ***	-0.013 ***	-0.009 **	-0.014 **
	(-1.86)	(-3.53)	(-1.96)	(-3.56)
<i>Internet</i>	-1.741 ***	-1.174 ***	-1.794 ***	-1.183 ***
	(-6.25)	(-6.84)	(-6.04)	(-6.75)
<i>Aglabor_old</i>	0.349 ***	0.371 ***	0.371 ***	0.383 ***
	(4.57)	(5.98)	(4.55)	(6.00)
<i>Aglabor_female</i>	-0.175 ***	-0.382 ***	-0.190 **	-0.391 **
	(-2.07)	(-4.91)	(-2.14)	(-4.91)

续表

项目	不考虑有机肥投入占比、雇用劳动力 与自家劳动力投入比例		考虑有机肥投入占比、雇用劳动力 与自家劳动力投入比例	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Nonfarm_ratio</i>	-0.916***	-0.555***	-0.958***	-0.573***
	(-5.69)	(-5.50)	(-5.55)	(-5.52)
<i>Sale_ratio</i>	-5.899***	-4.718***	-6.121***	-4.787***
	(-7.24)	(-9.35)	(-6.94)	(-9.19)
<i>Nitrogen_ratio</i>	0.357***	0.499***	0.335***	0.482***
	(2.93)	(4.79)	(2.65)	(4.58)
<i>Party_member</i>	-0.279***	-0.245***	-0.279***	-0.239***
	(-5.50)	(-3.07)	(-2.67)	(-2.95)
<i>Year. 2010</i>	-0.238*	-0.269*	-0.239*	-0.269**
	(-1.85)	(-2.60)	(-1.78)	(-2.55)
<i>Year. 2011</i>	0.215*	0.073	0.246*	0.086
	(1.77)	(0.76)	(1.77)	(0.88)
<i>Year. 2012</i>	-0.050	-0.170*	-0.043	-0.168
	(-0.41)	(-1.69)	(-0.33)	(-1.64)
<i>Year. 2013</i>	0.079	-0.075	0.092	-0.070
	(0.63)	(-0.73)	(0.70)	(-0.67)
<i>Lnfarmsize</i>	—	1.043***	—	1.062***
	—	(7.15)	—	(7.08)
<i>Lnfarmsize_{sq}</i>	—	-0.071***	—	-0.073***
	—	(-3.49)	—	(-3.52)
常数项	-3.663***	-4.461***	-3.865***	-4.550***
	(-5.50)	(-7.36)	(-5.34)	(-7.27)
样本数	63398	62282	63398	62282

注：括号外的数字为估计系数，括号内的数字为该系数下的t值；*、**、***分别代表10%、5%、1%显著性水平。

从表3的估计结果可以得出，是否是农民合作社社员这一变量在模型(1)~模型(4)中，估计系数均为负，均通过了1%水平下的显著性检验，这说明农户加入合作社能够显著提升农户粮食作物生产率水平，并且估计结果是稳健的。农户非农产业收入对数这一变量在模型(1)~模型(4)中

的估计结果均为负，估计系数为 $-0.014 \sim -0.008$ ，通过了 1% 或 5% 水平下的显著性检验，这说明农户从事第二、三产业获得收入能够提升农户粮食作物的生产率水平。充分发挥第一、二、三产融合，是提升农户粮食作物生产率水平的一条有效途径。是否接触互联网变量在模型（1）~模型（4）中的估计系数为负，均通过了 1% 水平下显著性检验，这说明农户接触互联网能够实现生产率水平的提升。因此，大力发展新业态是实现农户粮食作物生产率水平提升的重要路径。模型（1）~模型（4）中农户家庭劳动力基本情况中老龄劳动力个数和女性劳动力个数的估计系数分别为正和负，均通过了 1% 或 5% 水平下显著性检验，这说明农业生产的老龄化不利于粮食作物生产率水平的提升，而女性化则有助于提高农户粮食作物生产率水平。老龄化的劳动力因生理因素和年龄因素，难以接受新技术、掌握新方法，无法实现农户粮食作物生产率水平的提升，而女性化则可以通过借助农业社会化服务以及农业生产性服务等多种渠道方式进行农业生产。农户家庭外出务工时间比例这一变量在模型（1）~模型（4）中的估计系数均为负，通过了 1% 水平下显著性检验，这说明农户外出务工并不会对粮食作物生产产生负面影响，这一结论与 Chen 等（2009）的研究结论相一致。模型（1）~模型（4）中农产品销售比例变量估计系数均为负，通过了 1% 水平下显著性检验，这说明农产品销售比例的提升将有助于提高农户粮食作物生产率。完善农户流通环节，拓宽农产品产业链、延伸价值链，促使农户加入价值链，分享价值增值，进而农户粮食作物生产率水平得到提升。氮肥施用比例变量在模型（1）~模型（4）中的估计系数均为正，均通过了 1% 的显著性水平检验，这说明当前中国粮食作物生产过程中农户氮元素投入呈现出过量的现象，需警惕其对农业生产的不利影响。模型（1）~模型（4）中，是否是党员这一变量的估计系数均为负，也均通过 1% 水平下显著性检验，表明农户的政治身份能够实现农户粮食作物生产率水平的提升。党员作为农户的一种政治身份，能够借助自身的关系网络，获得广泛的资源，增强自身收入水平（程名望等，2016）。模型（1）~模型（4）中年份虚拟变量部分没有通过显著性水平检验，这说明技术变化能够提升农户粮食作物生产率水平，但效果并不十分显著。模型（2）和模型（4）中农户土地经营规模对数和土地经营规模对数平方项的估计系数分别为正数和负

数,均通过了1%水平下显著性检验,说明农户土地经营规模变量与农户粮食作物生产率水平二者的关系是正“U”形,即随着规模的扩大,粮食作物生产率水平呈现出先下降后上升的趋势,这一结论与Newell等(1977)和张忠明和钱文荣(2010)的观点相一致,扩大农户土地经营规模将充分发挥规模经营优势,可以预期的是新型农业经营主体将是未来的发展趋势。

五 结论与讨论

与以往文献不同,本文以农户是否从农民合作社获得分红作为判断农户是否是农民合作社社员的重要依据,遵循“所有者与惠顾者同一”这一本质规定,构建了一个包含静态和动态的农户家庭生产行为的理论模型,并借助全国农村固定观察点大样本微观农户数据进行了实证分析。理论模型结论表明,农户加入农民合作社从短期和长期两个方面有助于实现农户生产率水平的提升,短期能够实现农户单位劳动力可使用的农业生产性资料投入量增加,缩短与生产技术前沿面的差距,长期通过接受农民合作社提供的农业社会化服务,动态地实现农业生产性资料投入的合理化,减少农业生产性资料的无效使用。实证模型结果也证实了农户加入农民合作社能够显著提升农户家庭粮食作物的生产率水平这一结论。此外,农产品销售比例、农户家庭外出务工时间比例、非农产业收入对数、是否接触互联网、是否是党员和女性劳动力个数对农户粮食作物生产率具有正向影响,氮肥施用比例、劳动力的老龄化不利于农户粮食作物生产率水平的提升。

因此,实现农户粮食作物生产率水平的提升需要做到以下四个方面,首先,完善农民合作社的盈余分配制度。农民合作社盈余分配制度是促进农民合作社绩效水平提升的重要途径(周振、孔祥智,2015),也是实现“所有者与惠顾者同一”这一本质规定的必然选择,是真正发挥农民合作社提升农户生产率水平作用效果的保障;其次,发挥农民合作社农业社会化服务的外溢功能,通过给予社员农业生产方面的指导,实现社员要素的合理配置;再次,拓宽农产品产业链,延伸价值链。农产品价值链的延伸能够使农户充分分享价值增值收益,提高农户农产品商品化率,从需求侧反作用于农业生产,提升生产率水平;最后,大力发展农村新业态。通过加

快实施“互联网+”现代农业行动，以信息技术为依托，提升农户生产率水平。

参考文献

- 蔡基宏，2005，《关于农地规模与兼业程度对土地产出率影响争议的一个解答——基于农户模型的讨论》，《数量经济技术经济研究》第3期。
- 程名望、史清华、Jin Yanhong、盖庆恩，2016，《市场化，政治身份及其收入效应——来自中国农户的证据》，《管理世界》第3期。
- 邓衡山、王文烂，2014，《合作社的本质规定与现实检视——中国到底有没有真正的农民专业合作社？》，《中国农村经济》第7期。
- 胡雪枝、钟甫宁，2012，《农村人口老龄化对粮食生产的影响——基于农村固定观察点数据的分析》，《中国农村经济》第7期。
- 黄祖辉、朋文欢，2016，《农民专业合作社的生产技术效率评析及其相关讨论——来自安徽砀山县5镇（乡）果农的证据》，《农业技术经济》第8期。
- 黄祖辉、邵科，2009，《合作社的本质规定性及其漂移》，《浙江大学学报》（人文社会科学版）第1期。
- 李琳琳、任大鹏，2014，《不稳定的边界——合作社成员边界游移现象的研究》，《东岳论丛》第4期。
- 刘华军、刘传明，2016，《城镇化与农村人口老龄化的双向反馈效应——基于中国省际面板数据联立方程组的经验估计》，《农业经济问题》第1期。
- 潘劲，2011，《中国农民专业合作社：数据背后的解读》，《中国农村观察》第6期。
- 苏小松、何广文，2013，《农户社会资本对农业生产效率的影响分析——基于山东省高青县的农户调查数据》，《农业技术经济》第10期。
- 苏昕、刘昊龙，2017，《农村劳动力转移背景下农业合作经营对农业生产效率的影响》，《中国农村经济》第5期。
- 王鹏、霍学喜，2012，《合作社中农民退社的方式及诱因分析——基于渤海湾优势区苹果合作社354位退社果农的追踪调查》，《中国农村观察》第5期。
- 王太祥、周应恒，2012，《“合作社+农户”模式真的能提高农户的生产技术效率吗——来自河北、新疆两省区387户梨农的证据》，《石河子大学学报》（哲学社会科学版）第1期。
- 张琛、高强，2017，《论新型农业经营主体对贫困户的脱贫作用》，《西北农林科技大学学报》（社会科学版）第2期。
- 张琛、周振、孔祥智，2017，《撤县（市）设区与农村劳动力转移——来自江苏省的经

- 验证据》，《农业技术经济》第7期。
- 张晓山，2009，《农民专业合作社的发展趋势探析》，《管理世界》第5期。
- 张忠明、钱文荣，2010，《农户土地经营规模与粮食生产效率关系实证研究》，《中国土地科学》第8期。
- 周振、孔祥智，2015，《盈余分配方式对农民合作社经营绩效的影响——以黑龙江省克山县仁发农机合作社为例》，《中国农村观察》第5期。
- 周振、马庆超、孔祥智，2016，《农业机械化对农村劳动力转移贡献的量化研究》，《农业技术经济》第2期。
- Abate, G. T., Francesconi, G. N., Getnet, K. 2014. "Impact of Agricultural Cooperatives on Smallholders' Technical Efficiency: Empirical Evidence from Ethiopia." *Annals of Public and Cooperative Economics*, 85 (2): 257 - 286.
- Adewumi, M. O., Adebayo, F. A. 2008, "Profitability and Technical Efficiency of Sweet Potato Production in Nigeria." *Journal of Rural Development*, 31 (5): 105 - 120.
- Agbo, M., Rousselière, D., Salanié, J. 2015. "Agricultural Marketing Cooperatives with Direct Selling: A Cooperative-non-cooperative Game." *Journal of Economic Behavior & Organization*, 109 (1): 56 - 71.
- Ahmed, M. H., Mesfin, H. M. 2017. "The Impact of Agricultural Cooperatives Membership on the Wellbeing of Smallholder Farmers: empirical Evidence from Eastern Ethiopia." *Agricultural and Food Economics*, 5 (1): 1 - 20.
- Aigner, D., Lovell, C. A. K., Schmidt, P. 1977. "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models." *Journal of Econometrics*, 6 (1): 21 - 37.
- Battese, G. E., Coelli, T. J. 1995. "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data." *Empirical Economics*, 20 (2): 325 - 332.
- Bravo-Ureta, B., E., Lee, T. C. 1988. "Socioeconomic and Technical Characteristics of New England Dairy Cooperative Members and Nonmembers." *Journal of Agricultural Cooperation*, (3): 12 - 27.
- Cai, F., Wang, M. 2010. "Growth and Structural Changes in Employment in Transition China." *Journal of Comparative Economics*, (1): 71 - 81.
- Chen, Z., Huffman, W. E., Rozelle, S. 2009. "Farm Technology and Technical Efficiency: Evidence from Four Regions in China." *China Economic Review*, 20 (2): 153 - 161.
- Idiong, I. C. 2007. "Estimation of Farm Level Technical Efficiency in Small-scale Swamp Rice Production in Cross River State of Nigeria: A Stochastic Frontier Approach." *World Jour-*

- nal of Agricultural Sciences*, 3 (5): 653 – 658.
- Leight, J. 2016. “Reallocating Wealth? Insecure Property Rights and Agricultural Investment in Rural China.” *China Economic Review*, 40: 207 – 227.
- Ma, W. , Abdulai, A. 2016. “Does Cooperative Membership Improve Household Welfare? Evidence from Apple Farmers in China.” *Food Policy*, 58: 94 – 102.
- Meeusen, W. , Van, Den, Broeck, J. 1977. “Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error.” *International Economic Review*, 18 (2): 435 – 444.
- Nakajima, C. 1986. *Subjective Equilibrium Theory of the Farm Household*. Amsterdam: Elsevier.
- Newell, A. , Pandya, K. Symons, J. 1997. “Farm Size and the Intensity of Land Use in Gujarat.” *Oxford Economic Papers*, 49 (2): 307 – 315.
- Singh, I. , Squire, L. , Strauss, J. 1986. *Agricultural Household Models: Extensions, applications, and policy*. The World Bank.
- Verhofstadt, E. , Maertens, M. 2015. “Can Agricultural Cooperatives Reduce Poverty? Heterogeneous Impact of Cooperative Membership on Farmers’ Welfare in Rwanda.” *Applied Economic Perspectives and Policy*, 37 (1): 86 – 106.
- Zhong, H. 2011. “The Impact of Population Aging on Income Inequality in Developing Countries: Evidence from Rural China.” *China Economic Review*, 22 (1): 98 – 107.

The Effect of Farmers’ Participation in Farmer Cooperatives on Grain Productivity: A Household Model and Empirical Analysis

Zhang Chen Peng Chao Zhong Zhen Kong Xiangzhi

Abstract: In this paper, we construct a theoretical model of a static and dynamic behavior of household production, use the national rural fixed observation point large sample data of farmers from 2009 to 2013, define whether farmers receive dividends from farmers’ cooperatives as a measure of whether farmers join the

farmer cooperatives, analyses the influence of joining in farmers' cooperatives for household grain productivity on the basis of the establishment of stochastic frontier production function model. The results show that farmers' participation in farmers' cooperatives can significantly increase the productivity of the family's grain crops. In the short term, farmers join to farmers' cooperatives can increase the agricultural inputs of unit labor, to shorten the distance to the production frontier. In the long run, the farmer cooperatives will realize the rationalization of farmers' input of agricultural productive materials and realize the improvement of the grain productivity of the farmers through the means of agricultural social services. In addition, the sale of agricultural products, the ratio of non-agricultural income and proportion of outside working time, access to the Internet, whether it is the party members and feminization of labor force have a positive impact on farmers' grain crop productivity. Nitrogen ratio, aging of labor force is not conducive to the upgrading of the level of farmers' grain productivity. Therefore, improve the surplus distribution system of farmers' cooperatives, give full play to the spillover effect based on agricultural social service, broaden the value chain of agricultural products, develop new formats and new industries in rural areas are some important measure to improve farmers' grain productivity.

Key words: farmers' cooperatives; production rate; household models