粮食直补对农户种粮积极性的影响

周　振[1]，谭智心[2]，钟　真[1]

（1. 中国人民大学 农业与农村发展学院，北京 100872；2. 农业部 农村经济研究中心，北京 100810）

摘　要： 通过农户模型进行分析，理论推导的结论表明：在国内农业生产成本上升的背景下粮食补贴依然有效；运用 2003－2010 年全国农村固定观察点数据，使用面板 Tobit 模型以及面板数据分位数估计的方法证实了理论推导的结论。研究进一步表明，与粮食种植面积相挂钩的补贴方式对农户种粮积极性的激励作用要明显大于脱钩的补贴方式；此外，种粮成本对农户种粮积极性的抑制作用要远大于粮食直补的促进作用。

关键词： 粮食直补；种粮积极性；种粮成本；种粮面积

中图分类号： F326.11　　**文献标识码：** A　　**文章编号：** 1672－0202(2014)04－0024－13

一、问题的提出

正如 2014 年中央农村工作会议所言，解决好吃饭问题始终是治国理政的头等大事。一个国家只有立足粮食基本自给，才能掌握粮食安全主动权，进而才能掌控经济社会发展的大局。我国一直以来都高度关注国内粮食供给安全。新世纪初，国内粮食生产出现了不容乐观的局面：1998 年起全国粮食播种面积连年下滑，2003 年全国粮食产量仅 43069.5 万吨，比 1998 年锐减 1554.8 万吨，年均减产 3.4%，成为自 20 世纪 90 年代以来的历史最低点[1]。为扭转国内严峻的粮食生产形势，调动农户的种粮积极性，2004 年起国家出台了粮食直接补贴政策（以下简称“粮食直补”）。同年中央财政共安排粮食直补资金 116 亿元，2012 年补贴资金稳步增长到 151 亿元[2]。根据财政部发布的信息，绝大部分补贴直接发放给农民，而不是像以前那样发放给农业企业或政府机构，即粮食直补在执行中具有高度的有效性。

在实施中，我国的粮食直补政策在原则上要求尽可能剔除不种粮的因素，做到与种植面积接近①，因而从理论上讲补贴能对农户的种粮行为产生激励作用。然而，现有的研究中有大量的学者认为粮食直补政策还不能有效地调动农户的种粮积极性。例如马彦丽、杨云通过 373 个农户的调查数据，对比补贴前后农户的粮食种植面积，发现补贴的影响微乎其微[3]。Gale et al. 最早使用宏观统计数据分析粮食直补的政策效果，他们的结论表明粮食直补对农户的粮食生产几乎没有产生作用[4]。Heerink et al. 采用江西省两个村庄的数据，使用 CGE 模型测量粮食直补政策对农户种粮

收稿日期： 2014－09－01

基金项目： 国家社会科学基金重点项目（13AZD003）；国家自然科学基金面上项目（71273267）；国家社会科学基金青年项目（13CJY080）；国家自然科学基金项目（71203227）

作者简介： 周　振（1988—），男，湖北仙桃人，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与农村合作经济。E-mail：zhzruc@126.com

① 财政部、国家发展改革委、农业部、国家粮食局、中国农业发展银行印发《关于进一步完善对种粮农民直接补贴政策的意见》的通知财建[2005]59 号。

行为的影响，模型的结果也显示出粮食直补依旧没有调动农户的种粮积极性[5]。不过以上这些研究多局限于某一个区域的小样本分析，后 Huang et al. 、黄季焜等弥补了这一研究空白，他们使用中国 6 省份随机抽样调查所获得的 1000 多份的两期农户样本，通过两期样本的差分值进行多元线性回归，他们的研究仍然表明农户的粮食播种面积与粮食直补并不相关[6-7]。还有一些学者的研究也显示出粮食直补对农户的粮食生产没有起到促进作用[8-10]。

当然，也有一些学者的研究认为粮食直补政策能调动农户的种粮积极性[11-14]，不过这些研究缺少基于全国大样本农户调查面板数据的分析，因而在解释力上有所欠缺。不过，总结持反对观点人的研究，我们发现存在两个方面的不足：一是忽略了国内农业生产成本快速上涨的现实背景。例如 Huang et al. 、黄季焜等的研究就没有考虑种粮成本对农户种植行为的影响，从而得出了粮食直补对粮食种植面积没有影响的结论。殊不知，在我国实施粮食直补之际，正值国内农业生产投入成本快速上升[15]。据《全国农产品成本收益资料汇编》统计，2004 年全国三种粮食（稻谷、小麦和玉米）平均生产成本为 341.38 元/亩；2012 年增长到 770.23 元/亩，约为 2004 年的 2.3 倍，年均增长 10.7%。在成本的作用下，倘若不考虑生产投入成本，仅仅分析粮食直补与农户种粮面积之间的关系，很有可能得出粮食直补对种植面积没有正向影响的结论。二是采用大样本农户数据进行分析的仍然比较少，如同 Huang et al. 、黄季焜等使用大样本面板数据的研究不多。针对这些问题，本研究将从国内农业生产成本快速上升的现实背景出发，采用大样本农户面板数据，分析粮食直补政策在调动农户种粮积极性上的实际效果。

二、理论模型

（一）基础模型

我们以农户模型为基础进行分析[16]，考虑一个单一决策的农户；同时，结合彭超的理论模型[17]，我们将模型进一步拓展到成本上升的背景下。假设家庭消费是 X_m，农产品 X_a。农户的时间禀赋（T）分配为，农业劳动投入 L^f，非农劳动投入 L^o，闲暇 l；农户雇佣劳动投入 L^h。如此，L^f 与 L^h 之和就是农业生产（L）的劳动投入。农户的土地投入 A 是自有土地数量 A^E 和土地租赁数量 A^i 之和，或是 A^E 与租出土地 A^o 之差。我们仍以农户的粮食种植面积表征种粮积极性[7,11]。假设消费完全替代，即 $X = X_m + \theta X_a$。此时，农户的目标方程为：

$$Max\ U(X, l; F) \tag{1}$$

这里 F 为偏好转换矢量，如家庭统计学人口特征等。

1. 要素市场完全

假设农户面临的产品与要素市场都是完全市场，即农户所需要的任何要素都能在市场中获得，同时并不存在紧张的人地关系。这时，农户面临的约束条件为：

$$X_m = Y + W(L^o - L^h) + r(A^o - A^i) - P_\kappa K \tag{2}$$

Y 是农户收入，w 是市场工资，K 是在价格 P_κ 下的资本投入，r 为土地租金。假设农户获得一个外生的粮食补贴 s，那么此时农户的货币收入如（3）式所示，其中 $Q(A,K,L)$ 为农户的农业生产函数。

$$Y = P_a Q(A,K,L) + s \tag{3}$$

（3）式中，我们假设补贴完全外生，补贴演变成了一项纯粹的收入，此时的补贴成为了一种脱钩的补贴。如此，补贴对农户的种粮行为无法起到激励作用。倘若放松补贴完全外生的假设，即补贴是一种挂钩补贴，则有（4）式。实际由于农户生产与消费的不可分性，完全脱钩的补贴方式并不存在[18]。

$$s = \nu A \tag{4}$$

通过(4)式我们不难发现,挂钩补贴直接对农户的土地投入起到了激励作用。

2. 要素市场不完全

生产要素完全毕竟理想化,我们进一步假设要素市场不完全(针对土地与劳动力要素),或者说生产要素无法通过市场评价,而且粮食直补的依据是农户某种生产要素的投入。此外,农户某一种生产要素投入必然要与其他生产要素配合使用,因而补贴函数为 $s(A,K,L)$。如此,(2)式可改写为:

$$X = P_a Q(A,K,L) + s(A,K,L) \tag{5}$$

进一步简化分析,可以将补贴嵌入到农户的农业收入中,即 $\gamma_s(P_a,A,K,L)$。不难得出劳动投入的一阶最大化条件,求解可得:

$$\frac{\partial U(X,L;F)}{\partial L} = -\lambda_p \frac{\partial \gamma_s}{\partial L} \tag{6}$$

设农业生产中嵌入了补贴的影子工资为 w_s^*,那么:$w_s^* = \frac{\partial Y_s}{\partial L}$。

紧张的人地关系一直是我们无法忽略的重要国情,假设农业生产中劳动力与土地满足 $L = g(A)$ 的关系。如果农户的土地投入也满足效用最大化的原则,那么:

$$\frac{\partial U(X,L;F)}{\partial L}\frac{\partial L}{\partial A} = -\lambda\left(\frac{\partial Y_s}{\partial L}\frac{\partial L}{\partial A} + \frac{\partial Y_s}{\partial A}\right) \tag{7}$$

从(7)式可知,农户的土地投入不仅受影子工资的影响,而且还受影子地租 r_s^* ($r_s^* = \frac{\partial Y_s}{\partial A}$) 的影响。因而,(7)式可表达为:

$$\frac{\partial U(X,L;F)}{\partial L}\frac{\partial L}{\partial A} = -\lambda\left(W_s^*\frac{\partial L}{\partial A} + r_s^*\right) \tag{8}$$

进一步地,农业生产中的资本投入 K 也是与土地存在某种函数关系,假设为 $K = h(A)$. 如果农户的资本投入也满足效用最大化的原则,那么:

$$\frac{\partial U(X,L;F)}{\partial L}\frac{\partial L}{\partial A}\frac{\partial A}{\partial K} = -\lambda\left(\frac{\partial Y_s}{\partial L}\frac{\partial L}{\partial A}\frac{\partial A}{\partial K} + \frac{\partial Y_s}{\partial K}\right) \tag{9}$$

(9)式中$\frac{\partial Y_s}{\partial K}$为农业生产中资本要素投入价格,即生产资料的成本。从而,我们建立起了生产成本、农业补贴与粮食种植面积三者之间的函数关系。这里,我们暂时无法对补贴影响的方向做出预测,也无法分析生产成本变动下补贴的影响,不过后面我们将通过图形分析方法给出判断。

(二)成本上升背景下补贴与农户经营行为:图形分析

根据 Nakajima、Benjamin、Bardhan & Udry[19-21] 以及彭超的图形分析[17],中国"半工半农"的小规模农户,在多个市场中简化的决策行为如图 1 所示。

第一象限是常见的农户模型的表现形式。横轴 L 代表农户的劳动投入,纵轴 Y^* 表示影子收入,$F(\cdot)$ 为生产函数,w^* 是市场不完全情况下的影子工资,L_a 和 L_m 分别表示农业劳动投入与非农业劳动投入。第二象限表征了农户收入用于消费和再生产的情况,横轴 Z 为农户用于消费与生产的物品,$Z(Y)$ 为收入用于生产的部分。正如图所示,我们假定农户首先满足家庭生存消费需要的 Z_0 后,才进行农业的再生产,因而农户的生产行为与消费行为是不可分的。第三象限反应了农户在土地与资本生产要素之间的权衡,如曲线 Ⅰ 所示,Ⅰ 如同资本与土地两要素的等产量曲线;曲线 $M(K = h(A)$ 的函数曲线)表示土地和资本要素的最佳投入组合,即为生产扩展线[22]。第四象限

纵轴为土地，体现了农业生产中土地与劳动力之间的互补关系[23-24]。

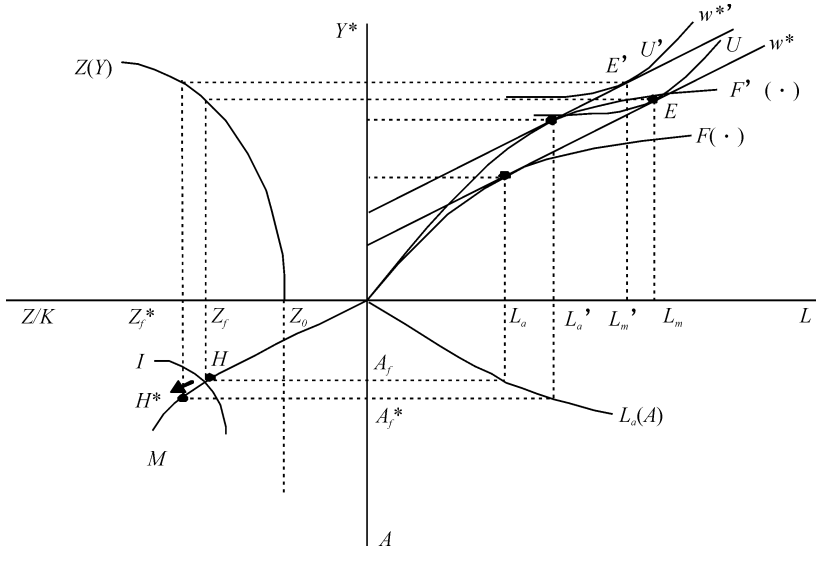


图 1　生产成本不变情况下补贴对农户微观经济行为的影响

如图 1 所示，当对粮食生产给予了一个补贴时，补贴提高了农业生产的现金收入，生产函数从 $F(\cdot)$ 移动到 $F'(\cdot)$。一般而言，农业补贴相对家庭收入而言占比较小，补贴导致的收入增加的替代效应大于收入效应。因此，随着农户主观福利从 E 上升到 E' 时，家庭农业劳动将从 L_a 增加到 L_a'；另一方面，由于农业劳动报酬增加，农户市场中非农劳动将从 L_m 减少到 L_m'。在农业生产资料（如种子、化肥、农业等）价格不发生变化时，或者说农业资本投入价格不变，此时家庭因收入增加可购买更多的消费品，并且可以使用更多的生产资料。因家庭农业生产资料投入增加，并且农业劳动投入的增加，内生地会要求扩大土地种植面积，于是可能带来农业生产资本和土地的权衡朝更有利的方向移动，即从 H 到 H^*。当然前提条件是这种扩张能在紧张的人地关系中得以实现。据此，我们有如下研究假说：

假说 1：当农业生产成本（资本价格）不变时，与农户粮食生产相挂钩的补贴政策能增加农户的土地投入。

但是，当农业生产资本价格发生变化时，我们假定价格上升，这意味着在同等收入水平下农户可消费的物品 Z 会减少，在图形中表现为曲线 $Z(Y)$ 的形状会出现右向偏移（不过与 Z 轴的交点 Z_o 不发生变化），如 $Z(Y)'$、$Z(Y)''$ 所示。当农业生产资本价格略微上涨时，如曲线 $Z(Y)'$ 所示，农户用于生产和消费的物品将从 Z_*^f 减少到 Z_f'。此时农户最优的土地、生产资料投资组合为 H' 点，土地投入规模为 A_f'，小于 A_f^* 但大于 A_f。进一步地，当生产资本价格迅速上涨时，如曲线 $Z(Y)''$ 时，农户可用物品进一步缩减至 Z_f''。农户最优的土地、生产资料投资组合移动至 H'' 点，从图中不难发现 H'' 点的土地投入规模（A_f''）明显小于 H 点时的规模（A_f）。由此可见，在农业生产资本价格迅速上涨时，即使存在农业补贴，农户的土地投资规模也可能下降。但是据此我们仍不能得出补贴无效的结论，应进一步与无补贴时的情况进行对比。

在图 2 中，我们发现当没有补贴时，随着农业生产资本价格迅速上涨（如曲线 $Z(Y)''$），农户的生产组合点为 H'''，此时的土地投入规模为 A_f'''，小于有补贴时的土地投入规模 A_f''。因此，$A_f''-A_f'''$ 是农业补贴对农户生产行为的激励。倘若不考虑农业生产成本，仅仅凭借补贴前后土地投入

的差值来判断补贴效果,很容易得出补贴无效的结论,殊不知在成本上升的背景下补贴缓冲了农户土地投入的减少。因此,这也从理论上证明了研究粮食直补对农户种粮积极性影响时,必须考虑成本因素。从而我们有如下假说:

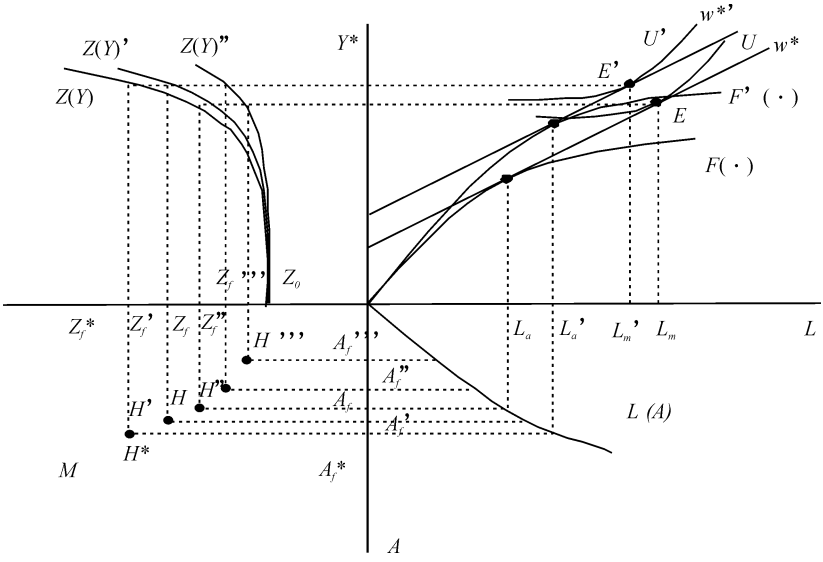


图2 生产成本上升背景下补贴对农户微观经济行为的影响

假说2:在农业生产成本迅速上升的背景下,粮食直补能缓冲农户种粮面积的减少,起到激励农户种粮的作用。

三、数据来源与估计方法

(一)数据来源

本文选择全国农村固定观察点数据做为研究样本。目前,全国农村固定观察点有调查户23000个,调查行政村355个,样本分布在全国除港、澳、台以外的31个省(自治区、直辖市)。调查内容包括人口、劳动力情况、土地情况、固定资产情况、农作物播种面积和主要农产品产量、出售农产品情况、购买生产、资料情况、家庭经营概况、家庭全年收支情况和全年主要食物消费量和主要耐用物品年末拥有量。以上数据都采用记账式的方式进行统计,数据具有真实可靠的特征,给我们的研究提供了较好的数据支撑。

2002年粮食直补在部分省份试点,2004年全面补贴正式执行。本文在时间跨度上选取2003-2010年。在变量选择上,以农户小麦、稻谷、玉米、大豆、薯类等粮食作物播种面积作为因变量Land(亩)。粮食直补数额(元)作为研究自变量①。在控制变量选取上,本文选取了上一年农户销售粮食的平均价格(L. price_grain)、上一年销售经济作物的平均价格(L. price_econ)作为价格因素;选取化肥价格(price_fertilizer)、农药价格(price_pesticide)、粮食种子种苗价格(price_seed_grain)、经济作物种子种苗价格(price_seed_econ)等价格变量,表征农业生产投入成本,这些价格均为平均价格,单位为元/kg;此外,本文还考虑了役畜(draft_stock)(头)、家庭农业机械动力(me-

① 2003-2008年的固定观察点数据中,粮食直补和退耕还林还草补贴合为一项指标进行统计,而2009-2010年的数据中单独列出了粮食直补的数值。不过,参与退耕还林还草的农户仅占调查样本的1.1%。因此本文选择粮食直补与退耕还林还草补贴作为研究自变量是合理的。

chanical_power)(千瓦)等农业动力因素对农户粮食播种面积的影响，以及农户特征变量如户主年龄(age)(年)、户主受教育年限(education)(年)和家庭人口规模(familysize)(人)。由于观察点数据中，土地租赁价格统计还不完善，本文暂不考虑土地租赁价格对农户粮食种植的影响。

(二)估计方法

依据理论模型，本文认为粮食补贴有助于激励农户的粮食种植行为，这种积极性主要表现为粮食作物种植面积的扩大。本文研究模型如下：

$$Land_{it} = a_i + \beta^T Subsidy_{it} + \sum \gamma_i Z_{it} + \mu_{it} \tag{10}$$

由于粮食直补至2004 年全面实施，并且补贴标准也在逐年提高，考虑时间因素产生的影响，因而本文选择面板数据模型。其中，*Land* 为农户粮食作物耕作面积(亩)，*Subsidy* 为农户获得的粮食直补资金(元)，Z 为包括种粮成本的研究控制变量，μ 为误差项。倘若我们的理论假说成立，在模型中应该表现为估计系数 β 大于0 且在统计上显著。

不过，由于因变量 *Land* 具有左截断的特征：一是 *Land* 的取值始终大于或等于0；二是由于当前农村广泛存在着土地流转，我们可以认为 *Land* 的取值并不存在上限。因此，我们建立面板 *Tobit* 受限因变量模型。

模型基本结构为：$Land_{it}^* = a_i + \beta^T X_{it} + \mu_{it}$，其中 X_{it} 代表自变量 $Subsidy_{it}$ 和控制变量 Z_{it}。$Land_{it} = Max(0, Land_{it}^*)$，其中 $i = 1, \cdots N; t = 1, \cdots T$。

这里假定误差项与 X_{it} 独立，且在任何时期对所有的个体都是独立同分布的。假设 *ai* 随机分布，密度函数为 $g(a)$，则标准 Tobit 模型的似然方程为：

$$\prod_{i=1}^{N} \int \{ \prod_{t=1}^{T} [1 - F(-\beta^T X_{it} - ai)^{-1}] f(y_{it} - \beta^T X_{it} - ai) \} g(ai)\, d\, ai \tag{11}$$

$f(\cdot)$ 为 μ_{it} 的密度函数，$F(a) = \int_{-\infty}^{a} f(\mu)\, d\mu$。对于截取数据，似然函数为：

$$\prod_{i=1}^{N} \int \{ \prod_{t \in ci}^{T} F(-\beta^T X_{it} - ai) \prod_{t \in \bar{ci}} f(y_{it} - \beta^T X_{it} - ai) \} g(ai)\, d\, ai \tag{12}$$

其中 $c_i = \{t \mid y_{it} = 0\}$，$\bar{ci}$ 表示 *ci* 的补集。由于我们的因变量具有 $Land_{it} = Max(0, Land_{it}^*)$ 特性，因此本研究应使用第Ⅱ型 *Tobit* 模型[25-26]。对第Ⅱ型 *Tobit* 模型，我们可以设定一个样本选择方程：

$$d_{it}^* = w'_{it} + \eta_i + \nu_{it} \tag{13}$$

观测到的 (y_{it}, d_{it}) 满足这样的规则 $d_{it}^* > 0$，则 $d_{it} = 1$，否则 $d_{it} = 0$；此外 $d_{it} = 1$，则 $y_{it}^* = y_{it}$，否则 y_{it}^* 未知。假设 (a_i, η_i) 的联合密度是 $g(a, \eta)$，则第Ⅱ型 *Tobit* 模型的似然函数为：

$$\prod_{i=1}^{N} \int [\prod_{t \in ci} Prob(d_{it} = 0 \mid w_{it}, a_i) \prod_{t \in \bar{ci}} Prob(d_{it} = 1 \mid w_{it}, a_i) \times f(y_{it} \mid X_{it}, W_{it}, a_i, \eta_i, d_{it} = 1)] g(a_i, \eta_i)\, da_i\, {}^d\eta_i$$

$$= \prod_{i=1}^{N} \int [\prod_{t \in ci} Prob(d_{it} = 0 \mid w_{it}, a_i) \prod_{t \in \bar{ci}} Prob(d_{it} = 1 \mid w_{it}, \eta_i, a_i, y_{it}, X_{it}) \times f(y_{it} \mid X_{it}, a_i)] g(a_i, \eta_i)\, {}^d a_i\, {}^d\eta_i \tag{14}$$

当 N 或 T 非常大时，采用渐进正态分布的方式，使用极大似然估计的方法即可估计出未知参数。这种模型也叫随机效应面板 Tobit 模型。

四、模型估计与分析

(一)粮食直补、种粮成本与农户粮食种植

表1 汇报了随机效应与固定效应两种模型的估计结果。其中，模型(1)～模型(4)采用随机效用面板 Tobit 模型估计，模型(5)～模型(8)使用固定效应面板 OLS 模型估计。

表1 随机效应与固定效应估计结果

解释变量	随机效应面板 Tobit 模型				固定效应面板 OLS 模型			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
subsidy	0.0007***	0.0008***	0.0014***	0.0015***	0.0003***	0.0003***	0.0007***	0.0007***
	(17.17)	(18.89)	(31.80)	(33.03)	(7.28)	(8.21)	(18.82)	(19.73)
Lprice_grain	-0.1643***	-0.1440***	-0.0382*	-0.0417**	-0.1162***	-0.1123***	-0.0335**	-0.0351**
	(-8.35)	(-7.33)	(-1.91)	(-2.09)	(-7.90)	(-7.65)	(-2.24)	(-2.35)
Lprice_econ	-0.0292***	-0.0270***	-0.0071**	-0.0052*	-0.0209***	-0.0199***	-0.0050**	-0.0040
	(-9.48)	(-8.83)	(-2.29)	(-1.70)	(-8.38)	(-7.97)	(-1.98)	(-1.61)
age		-0.0248***	-0.0097***	-0.0102***		-0.0109***	-0.0009	-0.0011
		(-12.63)	(-4.89)	(-5.14)		(-6.93)	(-0.58)	(-0.68)
education		-0.0370***	-0.0070	-0.0106		-0.0174***	0.0013	-0.0016
		(-4.65)	(-0.88)	(-1.33)		(-2.72)	(0.21)	(-0.25)
familysize		0.2384***	0.2256***	0.2228***		0.1564***	0.1479***	0.1473***
		(20.54)	(19.57)	(19.37)		(16.87)	(16.05)	(16.02)
price_fertilizer			-0.5023***	-0.4738***			-0.2785***	-0.2649***
			(-20.50)	(-19.36)			(-14.42)	(-13.73)
price_pesticide			-0.0011	-0.0011			-0.0011	-0.0012
			(-1.23)	(-1.16)			(-1.47)	(-1.50)
price_seed_grain			-0.0224***	-0.0225***			-0.0176***	-0.0175***
			(-22.40)	(-22.60)			(-21.66)	(-21.62)
price_seed_econ			-0.0023***	-0.0022***			-0.0011***	-0.0011***
			(-8.12)	(-7.81)			(-5.07)	(-4.90)
draft_stock				0.7377***				0.4732***
				(24.75)				(18.42)
mechanical_power				0.0001***				0.0001***
				(2.35)				(2.77)
_cons	4.9247***	5.4825***	5.8597***	5.6885***	6.1218***	6.1744***	6.3786***	6.2686***
	(70.06)	(35.52)	(37.83)	(36.86)	(288.53)	(54.96)	(56.46)	(55.52)
sigma_u_cons	7.3917***	7.3128***	7.2581***	7.1487***				
	(142.58)	(142.31)	(142.27)	(141.72)				
sigma_e_cons	3.1283***	3.1214***	3.0926***	3.0872***				
	(360.8)	(360.72)	(360.85)	(360.67)				
样本量	100805	100805	100805	100805	100805	100805	100805	100805

注: *** 代表显著性水平 <1%, ** 代表显著性水平 <5%, * 代表显著性水平 <10%;括号外的数值为该变量的估计系数,括号内的数值为该系数下的 Z 值或 T 值。

模型(1)仅考虑了粮食直补、粮食价格和经济作物价格对农户粮食种植的影响。从估计结果来看,subsidy 的估计系数显著大于0,意味着粮食直补对农户种粮积极性起到了促进作用。经济作物价格的估计系数显著小于0,这说明随着经济作物价格的上升,农户粮食种植面积会随之减少,反应了种粮机会成本对农户粮食种植的影响;这一效应在模型(1)~模型(8)中都显著存在。不

过，粮食价格对农户粮食种植却出现了显著地负效应，但是这种负效应并不稳定：在表 2 ~ 表 4 的估计中时而显著时而不显著，稳健性不高。

模型(2)在模型(1)的基础上加入了户主特征变量。随着变量的增多，subsidy 的估计系数依旧显著大于 0，而且系数值和 t 统计量都相继增大。从估计结果来看，农户的年龄对粮食种植面积具有显著地负向作用，即户主年龄越大粮食种植面积越少；户主的教育程度对粮食种植面积也具有负向作用，一般而言教育程度高的农户往往会选择外出务工而不是就地务农，不过这一效应仅在模型(2)和模型(6)中显著，结果并不稳健；而家庭规模对粮食种植却有着正向影响，而且结果在模型(2) ~ 模型(4)和模型(6) ~ 模型(8)中十分稳健，一般而言家庭规模较大劳动力也会较多，从而更具备从事粮食种植的劳动力条件。

模型(3)进一步考虑了生产成本的影响，结果显示：第一，粮食直补依然对农户的种粮积极性具有正向促进作用。值得注意的是，在加入种粮成本等变量后，粮食直补的边际效应增强，模型(3) ~ 模型(4)中补贴的边际系数比模型(1) ~ 模型(2)的增加了 1 倍。这说明在研究粮食直补作用效果时，必须控制生产成本的影响。倘若不对成本因素加以考虑容易低估粮食直补的边际效应，或者得出粮食直补没能提高农户种粮积极性的错误结论。我们认为这也是主流分析中忽略的重要事实，这也进一步证实了研究假说二。第二，生产成本对农户的粮食种植表现出了显著的抑制作用。我们发现化肥、粮种的估计系数均在 1% 水平下显著为负，而且在模型(3) ~ 模型(4)与模型(7) ~ 模型(8)中表现得非常稳健。我们还发现化肥、粮种价格的边际系数远大于粮食直补的。以模型(3)估计结果为例，化肥、粮种价格对农户粮食种植面积的抑制效应分别约为粮食直补促进效应的 360 倍和 16 倍。因此不难得出粮食直补对农户种粮积极性的促进作用要远小于种粮成本的抑制作用的结论。此外，模型估计结果还显示出经济作物种子价格也对农户种粮产生了显著地负面影响。实际上，经济作物种子价格在一定程度上反映出了种植业的生产成本。近年来，无论是粮食作物种子还是经济作物种子，其价格都出现了联动上涨的趋势，因此二者之间具有很强的相关性，我们数据分析显示二者之间的相关系数达到了 85% 以上。我们还在模型(3)的基础上去掉经济作物种子价格后进行了再估计(估计结果在表 2 中未列出)，估计结果显示粮种价格的边际效应比模型(3)的增强了，类似的情况在模型(7)中也出现了。

模型(4)考虑了家庭机械动力与畜力对粮食种植的影响，结果表明：无论是机械动力还是畜力都对农户粮食播种面积产生了正向影响；而且在模型(4)中粮食直补对农户种粮积极性的促进作用依然显著。模型(5) ~ 模型(8)汇报了固定效应面板 OLS 方法估计的结果，其结论与模型(1) ~ 模型(4)的保持一致。

整体来看，subsidy 的估计系数在模型(1) ~ 模型(8)始终为正，而且都在 1% 水平下保持显著。因此，我们不难得出粮食直补有利于促进农户种粮积极性的结论。其次，种粮成本对农户的粮食种植面积始终起到了显著的负效应，而且其边际效应远远高于粮食直补的。

(二)考虑农业税减免的再分析

2006 年，我国全面取消了农业税。考虑到农业税减免，对农户粮食种植可能带来的影响。我们在表 1 估计的基础上，引入了农户当年缴纳农业税这一控制变量。模型估计结果如表 2 所示。

在加入农业税这个变量后，我们发现粮食直补对农户的粮食播种面积依然存在着显著的正向促进作用，种粮成本的反向抑制作用也同样存在，而且种粮成本的边际效应依旧远远大于粮食直补的促进作用。值得注意的是，我们发现农业税与农户粮食种植之间呈 U 型曲线关系，即当农业税较高时，农户粮食种植面积也处于高位，反映了税费压力对农户粮食种植的推动作用；当农业税较低时，农户粮食种植面积也会较高，体现了税费减免政策对农户粮食种植的激励作用[27-28]。

表2 农业税减免下粮食直补对农户种粮积极性的影响

解释变量	随机效应面板 Tobit 模型		固定效应面板 OLS 模型	
	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)
subsidy	0.0015***	0.0015***	0.0007***	0.0007***
	(32.71)	(32.87)	(19.36)	(19.53)
Lprice_grain	-0.0200	-0.0116	-0.0090	-0.0033
	(-0.99)	(-0.57)	(-0.59)	(-0.22)
Lprice_econ	-0.0081***	-0.0092***	-0.0076***	-0.0083***
	(-2.61)	(-2.95)	(-2.99)	(-3.28)
age	-0.0107***	-0.0109***	-0.0018	-0.0019
	(-5.40)	(-5.49)	(-1.11)	(-1.18)
education	-0.0116	-0.0120	-0.0029	-0.0032
	(-1.46)	(-1.51)	(-0.46)	(-0.51)
familysize	0.2237***	0.2232***	0.1483***	0.1480***
	(19.46)	(19.42)	(16.14)	(16.10)
price_fertilizer	-0.4974***	-0.5020***	-0.2925***	-0.2957***
	(-20.11)	(-20.28)	(-15.02)	(-15.17)
price_pesticide	-0.0013	-0.0012	-0.0014*	-0.0013*
	(-1.38)	(-1.27)	(-1.80)	(-1.69)
price_seed_grain	-0.0249***	-0.0257***	-0.0204***	-0.0210***
	(-23.46)	(-23.87)	(-23.71)	(-24.06)
price_seed_econ	-0.0024***	-0.0025***	-0.0014***	-0.0014***
	(-8.58)	(-8.93)	(-6.24)	(-6.57)
draft_stock	0.7429***	0.7435***	0.4805***	0.4809***
	(24.93)	(24.95)	(18.71)	(18.73)
mechanical_power	0.0001**	0.0001**	0.0000**	0.0000**
	(2.16)	(2.10)	(2.48)	(2.44)
tax	-0.0022***	-0.0080***	-0.0027***	-0.0070***
	(-6.51)	(-6.00)	(-9.88)	(-6.47)
squartax		0.0000***		0.0000***
		(4.47)		(4.12)
_cons	5.8616***	5.9096***	6.4815***	6.5148***
	(37.43)	(37.66)	(56.41)	(56.57)
sigma_u_cons	7.1547***	7.1494***		
	(141.72)	(141.67)		
sigma_e_cons	3.0857***	3.0854***		
	(360.63)	(360.62)		

注:***代表显著性水平<1%,**代表显著性水平<5%,*代表显著性水平<10%;括号外的数值为该变量的估计系数,括号内的数值为该系数下的Z值或T值;样本量都是100805。

五、稳健性检验

(一)不同补贴方式的作用效果:挂钩补贴与脱钩补贴

2004年后,全国各省(自治区、直辖市)对粮食直补政策进行了调整。其中,有15个地区按照播种面积作为粮食直补的依据,其他地区按照计税面积或计税常产或粮食交售量作为补贴依据。总的来说,我国粮食直补实行了两种补贴方式:一是严格按照种植面积进行补贴;二是与种植面积相脱钩。为此,我们采用随机效应面板Tobit模型分别估计了这两种补贴方式的实施效果。

表 3　两种补贴方式作用效果的 Tobit 模型估计

解释变量	与种植面积相挂钩		与种植面积脱钩	
	模型(13)	模型(14)	模型(15)	模型(16)
subsidy	0.0021***	0.0021***	0.0011***	0.0011***
	(31.65)	(31.88)	(17.62)	(17.66)
Lprice_grain	−0.0277	−0.0141	−0.0240	−0.0201
	(−1.14)	(−0.58)	(−0.72)	(−0.60)
Lprice_econ	0.0046	0.0036	−0.0198***	−0.0205***
	(1.17)	(0.91)	(−4.04)	(−4.16)
age	−0.0116***	−0.0118***	−0.0083***	−0.0084***
	(−4.80)	(−4.92)	(−2.59)	(−2.61)
education	−0.0335***	−0.0341***	0.0216*	0.0214*
	(−3.47)	(−3.54)	(1.68)	(1.67)
familysize	0.2234***	0.2227***	0.2173***	0.2170***
	(15.68)	(15.64)	(11.88)	(11.87)
price_fertilizer	−0.4765***	−0.4843***	−0.5091***	−0.5111***
	(−16.47)	(−16.72)	(−12.03)	(−12.07)
price_pesticide	−0.0026**	−0.0024**	0.0016	0.0016
	(−2.38)	(−2.20)	(0.99)	(1.02)
price_seed_grain	−0.0194***	−0.0205***	−0.0328***	−0.0332***
	(−15.05)	(−15.73)	(−18.85)	(−18.76)
price_seed_econ	−0.0023***	−0.0025***	−0.0024***	−0.0024***
	(−6.57)	(−7.23)	(−5.25)	(−5.29)
draft_stock	0.6851***	0.6871***	0.7626***	0.7622***
	(18.64)	(18.70)	(15.95)	(15.94)
mechanical_power	−0.0000	−0.0000	0.0001***	0.0001***
	(−0.78)	(−0.86)	(3.44)	(3.42)
tax	−0.0010**	−0.0094***	−0.0034***	−0.0063***
	(−2.47)	(−6.23)	(−5.74)	(−2.60)
squartax		0.0001***		0.0000
		(5.78)		(1.22)
_cons	4.3850***	4.4588***	7.9389***	7.9613***
	(23.11)	(23.46)	(31.43)	(31.44)
sigma_u_cons	6.2450***	6.2365***	7.5082***	7.5049***
	(102.29)	(102.26)	(97.51)	(97.44)
sigma_e_cons	2.7324***	2.7316***	3.4453***	3.4454***
	(265.38)	(265.37)	(244.01)	(244.00)
样本量	57884	57884	42921	42921

注：*** 代表显著性水平 <1%，** 代表显著性水平 <5%，* 代表显著性水平 <10%；括号外的数值为该变量的估计系数，括号内的数值为该系数下的 Z 值。

表 3 报告了这两种补贴方式的模型估计结果。在表 3 中，我们发现这两种补贴方式都对农户种粮积极性起到了显著的正向促进作用。不过，这两种补贴方式的作用效果却存在较大的差异。模型(13)、模型(14)中 subsidy 的估计系数均高于模型(15)和模型(16)的，其边际效应约为模型

(15)和模型(16)的两倍。这说明按照播种面积实施的直补方式起到的实际效果要明显优于与种植面积脱钩的补贴方式。

在表3的估计结果中,我们同样观察到了粮食种植成本对农户粮食种植起到的抑制作用。模型(13)~模型(16)的估计结果均表明,化肥、种子等农资成本对粮食种植面积有着显著的负效应;而且种粮成本产生的负效应仍然远远大于粮食直补形成的促进作用。

(二)面板数据分位数估计

为了进一步分析粮食直补与农户粮食种植之间的关系,保证以上研究的稳健性。我们采取了分位数回归的方法。David给出了一种面板数据分位数估计的方法,该方法能够进行时间固定效应分析[29]。使用这种方法,我们估计出了时间固定效应下,粮食直补对农户粮食种植的分位效应,如表4所示。在表4中,我们仅罗列了部分分位时的估计结果。

表4 粮食直补与粮食种植面积的分位数估计

分位数	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
10	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
15	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
20	0.6***	0.6***	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
25	1.4***	1.4***	1.0***	0.6***	0.0	0.0	0.0
30	2.0***	2.0***	1.8***	1.5***	1.1***	1.0***	0.5***
35	2.7***	2.7***	2.4***	2.0***	1.9***	1.8***	1.4***
40	3.3***	3.3***	3.0***	2.8***	2.5***	2.4***	2.0***
45	4.0***	4.0***	3.8***	3.4***	3.0***	3.0***	2.8***
50	4.6***	4.6***	4.3***	4.0***	3.9***	3.8***	3.4***
55	5.2***	5.3***	5.0***	4.8***	4.5***	4.4***	4.0***
60	6.0***	6.0***	6.0***	5.5***	5.2***	5.2***	5.0***
65	7.0***	7.0***	6.7***	6.3***	6.0***	6.0***	6.0***
70	8.0***	8.0***	7.9***	7.4***	7.0***	7.0***	7.0***
75	9.0***	9.0***	9.0***	8.5***	8.0***	8.3***	8.0***
80	10.4***	10.5***	10.4***	10.0***	10.0***	10.0***	10.0***
85	12.4***	12.6***	12.3***	12.0***	12.0***	12.0***	12.0***
90	15.6***	15.8***	15.8***	15.8***	15.0***	15.8***	15.7***
95	23.0***	23.0***	23.9***	24.5***	23.0***	24.0***	24.0***

注: *** 代表显著性水平<1%, ** 代表显著性水平<5%, * 代表显著性水平<10%。

从表4中,我们能得到以下几个结论:一是整体而言,粮食直补确实对农户的种粮行为起到了积极的促进作用。二是这种促进作用在低分位时不显著,如2004年15分位时粮食直补的促进作用不显著,这说明低额度的补贴还不足以调动农户的种粮积极性。三是随着补贴额度的增大,粮食直补对农户种粮的促进作用由不显著变为显著,而且作用效果也在增强,如2004年估计结果中20分位时粮食直补的促进作用就比15分位时要显著,随着分位的增大,估计系数值也在变大;其他年份的估计结果也出现了类似的情况,这说明高额度的补贴更能调动农户种粮的积极性。四是随着年份的推移,粮食直补的激励作用在弱化。一方面表现为低分位估计逐渐不显著,如2004、2005年在20分位时粮食直补就能对农户的粮食种植行为起到显著的促进作用,但是2006、2007年时20分位估计值并不显著,在25分位时才表现为显著,2008-2010年时在30分位时才显著;另一方面表现为同一分位的估计,随着年份的增加估计系数数值在变小,如30分位时,2004年的估计值从2.0逐渐下降到2010年的0.5,这种现象在85分位以下的估计中普遍存在。85分位以

上的估计系数值虽没有表现出明显的下降趋势，但是整体上处于波动之中。究其原因，我们认为是种粮成本的上升导致了粮食直补功能的弱化，这是因为 2004 – 2010 年正是我国农资成本快速上升的时期，而且农资成本上升幅度远远超过了粮食直补的提升速度，多次模型分析业已证实了种粮成本对农户种粮积极性起到了显著抑制作用。

六、主要结论与政策含义

通过全文的分析，我们得到了如下研究结论：第一，现行的粮食直补制度对农户种粮积极性起到了明显的激励作用，多层次的实证分析结果显示补贴变量在提高农户种粮积极性上表现出了显著的正向促进作用。第二，与粮食种植面积挂钩的补贴方式对农户种粮积极性的激励作用要明显大于与粮食种植脱钩的补贴方式，实证估计的结果显示挂钩补贴方式的激励效应是脱钩的两倍。第三，种粮成本对农户种粮积极性的抑制作用远大于粮食直补产生的促进作用。这表明当前我国粮食直补的补贴标准还很低，补贴额度的增长幅度远远低于种粮成本的增长速度，这就意味着粮食直补标准急需调整，以此弥补种粮成本产生的负面效果；另一方面，这也反映出了农业直补政策存在着边际效应弱化的倾向，本文的分位数估计就证明了这一点。

本文研究结论对提高农户粮食生产积极性，促进粮食安全具有如下政策含义：首先，粮食直补政策对提升农户种粮积极性有着积极的作用，应继续实施。其次，粮食直补的补贴方式应尽可能地做到与种植面积相挂钩，最大限度地发挥除直补对农户种粮的激励效用；第三，在生产成本迅速上升的时期里，为强化粮食直补的政策效果，有必要建立补贴资金持续稳定增长的长效机制。这就需要一方面在补贴政策上，合理使用 WTO 农业协议的有关规定，加大农业“绿箱”政策投入；另一方面坚持增加总量、优化存量、用好增量，保证粮食直补资金的增幅既不低于财政收入增幅，也不低于农业生产物质费用的增幅。

参考文献：

[1] 孔祥智，郑力文，周　振. 新世纪十个“中央一号文件”：回顾与展望[J]. 教学与研究，2013，(7)：5 – 14.

[2] 农业部. 中国农业年鉴 2013[M]. 北京：中国农业出版社，2013：221.

[3] 马彦丽，杨　云. 粮食直补政策对农户种粮意愿、农民收入和生产投入的影响——一个基于河北案例的实证研究[J]. 农业技术经济，2005，(2)：7 – 13.

[4] GALE F, LOHMAR B, TUAN F. China’s new farm subsidies[J]. Technical report, United States Department of Agriculture, 2005, (5).

[5] HEERINK N, KUIPER M, SHI X. China’s new rural income support policy: Impacts on grain production and rural income inequality [J]. China & World Economy, 2006, 14(6): 8 – 69.

[6] HUANG J, WANG X, ZHI H, HUANG Z, ROZELLE S. Subsidies and distortions in China’s agriculture: Evidence from producer – level data [J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 2011, 55(1): 53 – 71.

[7] 黄季焜，王晓兵，智华勇，等. 粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响[J]. 农业技术经济，2011，(1)：4 – 12.

[8] 王　姣，肖海峰. 中国粮食直接补贴政策效果评价[J]. 中国农村经济，2006，(12)：4 – 12.

[9] 杜　辉，张美文，陈池波. 中国新农业补贴制度的困惑与出路：六年时间的理性反思[J]. 中国软科学，2010，(7)：1 – 7.

[10] 江喜林，陈池波. 直补模式下新农业补贴有效率吗？——基于农户要素配置的分析[J]. 经济经纬，2013，(1)：22 – 26.

[11] 陶建平，陈新建. 粮食直补对稻农参与非农劳动的影响分析——基于湖北 309 户农户入户调查的分析[J].

经济问题,2008,(9):74 - 77.
[12] YU W, JENSEN H G. China's agricultural policy transition: Impacts of recent reforms and future scenarios[J]. Journal of Agricultural Economics, 2009,61(1):1 - 26.
[13] 周应恒. 近期中国主要农业国内支持政策评估[J]. 农业经济问题,2009,(5):4 - 11.
[14] HANSEN J, TUAN F, SOMWARU A. Do China's agricultural policies matter for world commodity markets. China Agricultural Economic Review, 2011,3(1): 6 - 25.
[15] 方松海,王为农. 成本快速上升背景下的农业补贴政策研究[J]. 管理世界,2009,(9):91 - 108.
[16] SINGH I, SQUIRE L, STRAUSS J. A survey of agricultural household models: Recent findings and policy implications[J]. The World Bank Economic Review, 1986, 1(1): 149 - 179.
[17] 彭 超. 中国农业补贴政策的影响研究:宏观效果与微观行为[M]. 北京:中国农业出版社,2013:63 - 66.
[18] OECD. Decoupling: a Conceptual Overview[R]. Paris: OECD,2001:135.
[19] NAKAJIMA C. Subjective equilibrium theory of the farm household[M]. New York: Elsevier, 1986:182 - 184.
[20] BENJAMIN D. Household composition, labor markets, and labor demand: testing for separation in agricultural household models[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1992,60(2): 287 - 322.
[21] BARDHAN P, UDRY C. Development microeconomics[M]. London: Oxford University Press, 1999:217.
[22] 高鸿业. 西方经济学(微观部分)[M]. 北京:中国人民大学出版社,2007:135 - 136.
[23] 鲁公路. 中国南方水稻产区农业规模经济研究[D]. 北京:北京大学,1998.
[24] 姚 洋. 中国农地制度:一个分析框架[J]. 中国社会科学,2000,(2):54 - 65.
[25] HSIAO C. Analysis of Panel Data[M]. London: Cambridge University Press,2003:240 - 241.
[26] 周华林,李雪松. Tobit 模型估计方法与应用[J]. 经济学动态,2012,(5):105 - 119.
[27] 周黎安,陈 烨. 中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计[J]. 经济研究,2005,(8):44 - 53.
[28] 徐翠萍,史清华,HOLLY W. 税费改革对农户收入增长的影响:实证与解释——以长三角 15 村跟踪观察农户为例[J]. 中国农村经济,2009,(2):22 - 33.
[29] DAVID P. Unconditional Quantile Regression for Panel Data with Exogenous or Endogenou[R]. RAND working papers,2012.

The Influence of Direct Subsidies on Grain Producers' Initiatives

ZHOU Zhen[1], TAN Zhi-xin[2], ZHONG Zhen[1]
(1. *School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China, Beijing* 100872, *China*;
2. *Research Center for Rural Economy, Ministry of Agriculture of the People's Republic of China, Beijing* 100125, *China*)

Abstract: First, analysis has been made through agricultural household models and theoretical derivation indicates that grain subsidies has been effective in an overall environment of domestic agricultural production cost rising. Then the Tobit model and panel data quantile regression method are used to test the above hypothesis based on data collected from rural fixed observation points from year 2003-2010. Our research suggests that correlating subsidies with cultivated area is more incentive than separating them. Also, the negative effect of agricultural cost on the initiative of farmers has been greater than the positive effect of direct subsidies.

Key Words: direct subsidies to grain producers; initiative to Cultivate; cost of grain growing; grain size