

# 补贴减少了粮食生产效率损失吗？<sup>\*</sup>

——基于动态资产贫困理论的分析

□高 鸣 宋洪远 Michael Carter

**摘要:**本文基于动态资产贫困理论,使用2003~2014年全国农村固定观察点的微观数据,运用DEA方法下最新技术EBM模型分析了2009~2014年河南省小麦生产效率损失情况,然后使用Heckman样本选择模型估计了农业补贴对小麦生产效率损失的影响,最后通过工具变量和多种估计方法对研究结果进行稳健性检验。研究得出:2009~2014年,虽然河南省小麦生产效率逐年提高,但损失仍然严重;农业补贴会促使受限于资产贫困的农户选择高生产效率的生产方式,从而减少粮食生产效率损失;农业补贴在小麦生产过程中的作用至关重要,并且粮食直补政策在小麦生产效率损失中起到了积极作用,良种补贴有利于减少播种面积为0~6亩的农户的小麦生产效率损失,而农资补贴则对播种面积大于6亩的农户来说影响更为显著。对此,本文提出相关对策建议。

**关键词:**农业补贴 粮食安全 效率损失 动态资产贫困 EBM模型

## 一、引言

农业补贴是当前各国政府支持农业发展的有效政策工具之一(Hennessy, 1998; 钟甫宁, 2008)。2004年,中国开始减免农业税并建立了农业补贴体系,到2006年,全面取消农业税并开始实行农业“四项补贴”政策,标志着“工业反哺农业,城市支持农村”的发展政策加强(陈锡文, 2013)。随着连续12个“中央一号文件”的颁布,支持与扶持农业发展的力度到达了一个高峰。据统计,全国农业补贴额由2004年的145亿元增长到2014年的1535亿元,与此同时,中国粮食总产量由2004年的46946.95万吨增长到2014年的60702.61万吨。此外,中国的农业补贴政策也经历了一系列的改革,例如,1978年,全国实施以提高粮食价格为基础的市场化改革,并且各级政府加大了对财政的支农支出,这在一定程度上提高了农民种粮的积极性(程淑兰, 1999; 王德文、黄季焜, 2001);1990年,实行粮食专项储备制度,使用保护价对粮食进行收购,完善粮食的市场化进程(程国强、朱满德, 2012);2002年,国家启动了良种补贴试点;2004年开始实行农机具购置补贴、粮食直接补贴;2006年建立了农资综合补贴等(宋洪远等, 2012)。

农业补贴的改革与农业发展的弱质性、实时性有关,并且要与世界农业贸易政策相适应。当前,关于农业补贴的争论较多。国内外学者对农业补贴的争论主要集中在农业补贴方式、农业补贴的作用等方面。一方面,有学者认为,农业补贴会扭曲农产品市场的作用,降

\*本文研究受到清华大学中国农村研究院重点研究课题(编号: CIRS2017-8)、教育部留学基金委项目(编号: 201506350008)、国家自然科学基金青年项目(编号: 71703158)和中央高校基本科研业务费专项资金(编号: 2015RW007)的共同资助。本文作者感谢美国加州大学戴维斯分校Steve Boucher教授、朱恒博士、马梅琳博士、葛洪胜同学以及中国农业大学白军飞教授、陈祁晖副教授、朱晨副教授、中国社会科学院陈秋红副研究员对本文给予的帮助和意见。文责自负。

低农产品市场的流通效率,扭曲农产品价格,尤其是农业的“黄箱补贴”政策会扭曲农产品进出口贸易市场(Rucker et al., 1995; Sumner and Wolf, 1996; 韩一军、柯炳生, 2004);另一方面,也有学者认为,农业补贴是政府转移支付的方式之一,不仅有利于提高农民的收入,还能促进农民的种粮积极性,确保粮食的有效供给(Just and Kropp, 2013; Weber and Key, 2012; 王欧、杨进, 2014; 郭玮, 2003)。至今为止,关于农业补贴的作用,国内外都没有形成统一的认识。但是,大部分相关专家学者都认为农业补贴尤其是与农产品价格无关的脱钩补贴,能有效提高农民收入。据估算,当前中国的农业补贴额占农户年收入的3%左右,并且农业补贴总额呈年度递增趋势。另外,中国的粮食总产量也呈现了连续十二年的增长态势。与此同时,中国粮食生产面临着新的挑战和问题,例如,中国的粮食生产效率不高,效率损失成为制约中国粮食经济增长的主要因素之一(高鸣、宋洪远, 2015)。值得思考的是,中国的粮食生产效率损失是由什么因素导致的? 农业补贴是导致粮食生产效率损失的因素之一吗? 亦或是农业补贴对降低粮食生产效率损失有积极意义呢? 在中国的农业“四项补贴”政策中,哪一项补贴政策对粮食生产效率损失具有显著作用呢? 带着这些思考,本文基于动态资产贫困理论为分析框架,使用多个工具变量和多个估计方法来实证分析农业补贴对粮食生产效率损失的影响。

当前,关于农业补贴与粮食生产效率的研究主要集中在分析农业补贴政策的作用、粮食安全和粮食生产效率、农业补贴对农业生产的影响等。

首先,在农业补贴政策的影响及作用方面。Ricker-Gilbert等(2011)使用多种估计方法,以化肥补贴为例,分析了马拉维的农业补贴及其挤出效应,认为对农村贫困地区的化肥补贴力度应与每个地区的化肥使用量的分布呈正比。Kazukauskas等(2013)基于欧盟共同农业政策的改革背景,使用欧盟15个国家的2001~2007年数据,分析了农业补贴政策改革的影响,并认为欧盟农业补贴政策的变化影响了农户进行生产性投资和扩大生产规模的决策,进而影响粮食产量。马晓河和蓝海涛(2002)分析了中国加入WTO后农业遇到的机遇和挑战,并根据WTO准则和中国农业的实际情况,设计了农

业补贴政策的实施方式并提出了完善农业补贴政策的建议。程国强和朱满德(2012)梳理了自建国以来中国农业补贴制度的改革和政策选择,并认为当前中国进入了中国工业化中期阶段,需要从国情出发,因地制宜地进行补贴。冯海发(2015)认为当前的农业补贴政策在粮食增产、农民增收等方面起到了积极作用,同时存在补贴目标不清晰、操作体系不健全、激励效果在减弱等问题,对此,建议按照“绿箱目标、项目整合、产量依据、政策配套”思路,积极推进农业补贴政策的进一步改革。此外,何忠伟和蒋和平(2003)、郭玮(2003)、方松海和王为农(2009)、黄季焜等(2011)、Bhaskar和beghin(2009)等也做了相关研究。

其次,在粮食安全和粮食生产效率等方面。王德文和黄季焜(2001)认为,由于农业补贴等政策的作用和农业资源禀赋条件在省份间存在差异,中国粮食生产呈现出区域化特征,各区域需要研发和创新农业生产技术,创新农业补贴方式,以保障粮食的有效供给。吕捷和林宇洁(2013)认为国际玉米价格进出口贸易通过影响中国玉米价格,进而通过替代效应影响其他粮食价格,并认为这会激发玉米投机行为、诱引国际游资涌入中国粮食市场。陈飞等(2010)使用GMM方法,分析了农业补贴政策与中国粮食产量、粮食生产能力之间的关系,并认为农业补贴对粮食增产有显著影响。高鸣和宋洪远(2014)基于1978~2013年的面板数据,分析了中国各省份的粮食生产技术效率变化和空间效应,并认为农业补贴的实施,使得技术进步正逐步替代人力资本要素和实物要素的投入以实现粮食经济发展的有效性。此外,Srinivasan和Jha(2001)、Azzam(1991)、武拉平(2000)、朱晶(2003)、陶然等(2004)、高鸣和马铃(2015)、高鸣和宋洪远(2015)等分别以不同视角在这方面进行了研究。

另外,在农业补贴对农业(粮食)生产的影响方面。Burfisher等(2000)以美国、加拿大和墨西哥为例,使用CGE模型分析了风险溢价变化的情况下农业补贴对粮食产量的影响,并认为部分农户得到农业补贴后会购买农业保险、扩大生产,使粮食产量提高。Goodwin和Mishra(2006)通过假设农户的资产期望效用最大化,并使用USDA数据库,实证分析了收入补贴对粮食生产的影响,指出美

国收入类补贴政策的实施可以提高玉米、大豆和小麦的产量,同时认为收入类补贴会促使农户扩大农地规模。在此基础上,Weber和Key(2012)使用历史的油籽产量为工具变量,并使用2SLS估计法,分析了补贴对油籽产量的影响,并认为农业补贴的实施有利于保障油籽产量的有效供给。此外,有一些研究具体分析了农业补贴对农业生产率的影响。例如,McCloud和Kumbhakar(2008)使用欧盟国家的数据,分析了农业补贴对农业生产率的影响,研究发现,农业补贴对农业生产率具有积极意义,并且农业补贴力度会改变农户的生产行为。Kumbhakar和Lien(2010)将农业补贴作为内生变量引入评价农业生产率和非效率模型中,并使用1991~2006年北欧各国的面板数据进行实证分析,认为农业补贴对农业生产率具有消极影响,但是对生产效率、技术效率都具有积极影响。此外,Just和Kropp(2013)、Moro和Sckokai(2013)、Ahearn等(2006)、钟甫宁等(2008)、王欧和杨进(2014)等国内外学者就农业补贴对粮食生产的影响也做出了相关研究,并一致认为农业补贴对粮食供给起到了保障作用。

综上可知,国内外学者更关心农业补贴对农产品(粮食)市场的影响,在农业补贴对农业生产的影响方面也做了一些研究和探索,但现有相关研究还存在一些不足,这主要表现在:(1)大多基于宏观政策的视角来分析农业补贴的作用,鲜有从动态资产贫困理论的视角来分析农业补贴对粮食生产的影响;(2)较少有研究以效率损失为视角来分析粮食生产效率损失和影响因素,并且较少衡量粮食的生产效率损失情况;(3)少有基于微观农户的面板数据和大样本信息来分析农业补贴对粮食生产效率损失的影响机制等。对此,本文将做如下改进:第一,首次基于动态资产贫困理论,构建农业补贴对粮食生产效率损失影响的理论框架;第二,以效率损失为视角,并使用DEA方法下的最新技术EBM模型来衡量中国的粮食生产效率损失情况;第三,基于2003~2014年全国农村固定观察的数据,以河南省为例,实证分析农业补贴对小麦生产效率损失的影响。

本文的章节安排如下:第一部分是引言;第二部分主要介绍动态资产贫困理论,即本文的理论框

架;第三部分是研究方法设计;第四部分是农业补贴对粮食生产效率损失的实证分析和检验;第五部分是实证结果的稳健性检验;最后一部分提出简要结论和对策。

## 二、理论分析框架

在理论分析之前需要将概念界定清晰。首先,生产效率是指在一定的投入要素下,实际产出与最优产出之间的比率。而生产效率损失是指受技术和制度等的约束,实际产出无法达到最优的产出水平,导致生产效率的损失(赵自芳、史晋川,2006)。其次,关于农业(粮食)生产效率的内涵和定义,不同的学者提出了不同的观点,基于要素投入的数量,有关定义可大致归纳为:第一,单一要素投入和产出水平的生产效率,例如农业劳动生产率、农业土地生产率等(胡华江,2002;高帆,2008);第二,多要素投入和产出的生产效率(陈卫平,2006;孟令杰,2001);第三,全要素生产率及其分解的要素,包括技术效率、技术进步、要素投入和人力资本投入等(李谷成,2009;匡远凤,2012)。本文结合C-D生产函数和已有的学者对生产效率、生产效率损失的定义,选择多要素投入和产出的视角,将粮食生产效率损失定义为:粮食的单位要素总投入所带来的粮食产量与其最优产量的比率与最优生产效率的差(与最优生产前沿面的距离)。

新古典经济增长理论认为,在农户的时间偏好、生产技术和政策约束等条件被给定的前提下,农户对生产性资产的不同分配,会形成两条差异明显的生产曲线(设为 $F_1$ 和 $F_2$ )。如图1所示, $F_1$ 为生产率较低的生产线, $F_2$ 为生产率相对较高的生产线。假定,当某农户的资产为 $A_1$ 时,受制于资产约束,其生产线为 $F_1$ ,对应的效用为 $U_1$ ;当其资产为 $A_2$ 时,农户会选择更高生产率的生产线 $F_2$ ,其对应的效用函数为 $U_H$ 。Carter和Barrett(2006)认为,当农户的资产落在 $A_1$ (或稍高一点)时,由于不存在非贫困均衡点,该农户陷入了资产贫困陷阱。 $F_1$ 和 $F_2$ 的交点为 $A_s$ ,当农户的资产位于 $A_s$ 右边时,农户会选择生产率较高的生产线 $F_2$ 进行生产;当农户的资产位于 $A_s$ 左边时,农户受到了资产约束,只能选择生产率较低的生产线 $F_1$ 。因此,Weber和Key



(2012)认为,补贴是缓解农户资产约束的有效方式之一,补贴可以将左边且靠近均衡点  $A_s$  的农户推向均衡点右边,使得农户可以选择较高生产率水平的生产线( $F_2$ )。

如果均衡点长期不变,农户可以准确利用均衡信息进行融资贷款和积累资产,以缓解自身的贫困约束。但是,从长期来看, $F_1$ 和 $F_2$ 是动态变化的,即 $A_s$ 均衡点在不断变化,使得农户在生产时很难有明确预期,导致生产效率损失。而在动态资产贫困(Dynamic Asset Poverty)框架中,找出均衡点,有利于政府因地制宜地进行补贴,以期使农户生产时尽量避开贫困陷阱(Binswanger et al., 1993)。如图2所示,若当期农户的资产为 $A_1$ ,其对应的生产线为 $F_1$ ,效用为 $U_L$ ;若当期农户的资产为 $A_2$ ,其对应的生产线为 $F_2$ ,效用为 $U_H$ 。和静态模型

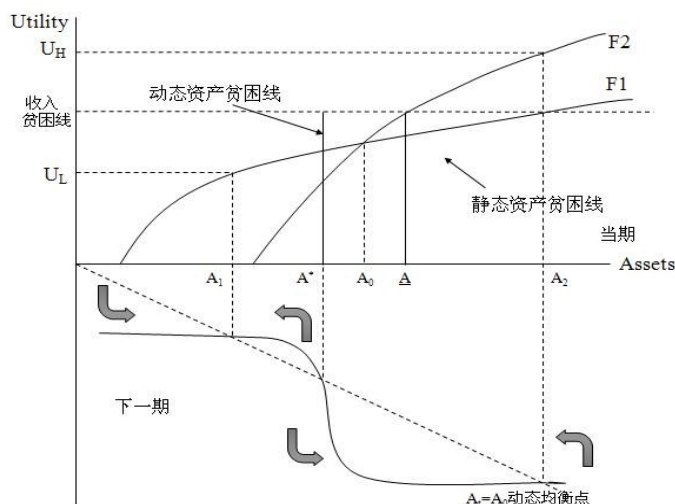


图1 农户在资产贫困约束下的生产选择

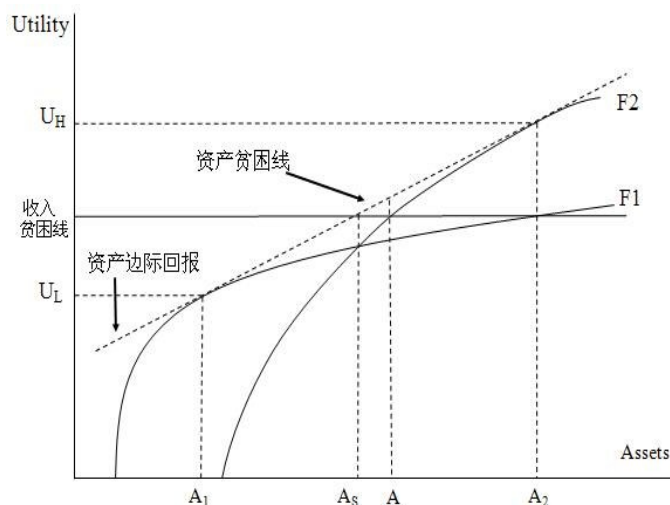


图2 资产贫困的动态均衡与农户的选择

一样, $A_2$ 大于 $A_1$ , $U_H$ 大于 $U_L$ , $F_2$ 为生产率较高的生产线。和静态资产贫困模型不同,在动态资产贫困模型中,若原始资产处在均衡点的左边时,该点不一定会导致农户陷入贫困陷阱,因为农户可以利用时间变化进行资产积累以期选择较高生产率的生产线,因此,动态贫困线会向均衡点左移一点。此动态资产贫困线又被称为Micawber 阈线(Micawber Threshold)。该阈线是划分农户在动态模型中如何选择生产线的重要依据(Zimmerman and Carter, 2003; Carter and Barrett, 2006)。假设该线落在 $A^*$ 上,农户在当期只能采用生产率较低的生产线 $F_1$ 进行生产,但是在下一期,该农户可以通过资产积累或政府补贴选择生产率较高的生产线 $F_2$ 。如图2的下面部分所示,下一期资产的动态变化情况是以Micawber 阈线为划分依据的。 $A_1$ 为低水平的均衡,其对应的是较低的初始资产和较低的生产率水平; $A_2$ 为高水平的均衡,其对应的是较高的初始资产和较高的生产率水平。当资产处在 $A^*$ 左边时,农户的预期受到影响,最后变化到较低水平的 $A_1$ ,达到均衡;当资产处在 $A^*$ 右边时,农户会提高预期和选择积累资产,最后达到高水平均衡点 $A_2$ ,农户会选择生产率较高的生产线 $F_2$ 。因此,对位于 $A^*$ 左边的农户进行补贴,能使其对下一期的生产线资产有较高预期,从而选择生产率较高的生产线 $F_2$ 。

根据以上理论分析可知,政府补贴通过影响农户生产行为从而影响粮食生产率。为了进一步量化分析补贴对粮食生产率的影响,本文将构建补贴对粮食生产效率影响的生产函数。

假设在非完全竞争市场条件下,补贴对粮食生产率影响的生产函数为 $f_i(\cdot)$ 、效用函数为 $U_i(\cdot)$ 。生产函数和效用函数同时满足凹性、连续性和齐次性。结合新古典经济增长理论和C-D生产函数,可知其生产函数为:

$$f_i(L_i, K_i) = A_i L_i^\alpha K_i^{1-\alpha} \quad (1)$$

根据前文的理论分析可将(1)式写成:

$$f_i(L_i, K_i) = \begin{cases} f_1(L_1, K_1) = A_1 L_1^\alpha K_1^{1-\alpha} \\ f_2(L_2, K_2) = A_2 L_2^\beta K_2^{1-\beta} \end{cases} \quad (2)$$

在(2)式中, $f_1(\cdot)$ 为生产率较低的生产函数, $f_2(\cdot)$ 为生产率较高的生产方程, $FC_1$ 和 $FC_2$ 分别表示固定资产消耗, $FC_2$ 严格大于 $FC_1$ 。 $L_i$ 表示粮

食生产所需的劳动力(包括劳动力的数量和质量),  $K_i$  表示所需资产投入(包括资金和技术等),  $A_1$  和  $A_2$  分别表示不同生产率下的技术进步。假设劳动力价格为  $\bar{w}$ , 粮食生产的投入品价格为  $\bar{r}$ ,  $P_i$  表示粮食价格,  $C_i$  表示农户除生产外的其他支出, 由此可知:

$$\bar{w}L_i + \bar{r}K_i + C_i \leq f_i(L_i, K_i) \times P_i \quad (3)$$

在生产过程中, 补贴会使农民收入增加<sup>①</sup>, 假设补贴是关于  $\bar{T}$  的函数, 用  $S(\bar{T})$  来表示<sup>②</sup>, (3) 式则可以改写为:

$$\bar{w}L_i + \bar{r}K_i + C_i \leq f_i(L_i, K_i) \times P_i + S(\bar{T}) \quad (4)$$

农户除受限于资产约束外, 同样追求利润最大化。假设农户生产粮食后获得的收入为  $\bar{Y}$ , 因此, 本文的求解方程和约束方程为:

$$\begin{aligned} \max & f_i(L_i, K_i)P_i - \bar{w}L - \bar{r}K \\ \text{s.t.} & \{\bar{w}L + \bar{r}K \leq \bar{Y} + S(\bar{T})\} \end{aligned} \quad (5)$$

根据(5)式构建拉格朗日方程, 可知:

$$\begin{aligned} L &= f(L_i, K_i)P_i - \bar{w}L - \bar{r}K \\ &- [\lambda(\bar{w}L + \bar{r}K - \bar{Y} - S(\bar{T}))] \end{aligned} \quad (6)$$

将(6)式分别对  $L$  和  $K$  进行一阶求导, 可得出:

$$\begin{aligned} f'_L - \bar{w} - \lambda\bar{w} &= 0, \quad f'_K - \bar{r} - \lambda\bar{r} = 0, \\ \bar{w}L + \bar{r}K - \bar{Y} - S(\bar{T}) &= 0 \end{aligned} \quad (7)$$

将(7)式进行整理, 可得出:

$$f'_L = (1 + \lambda)\bar{w}, \quad f'_K = (1 + \lambda)\bar{r} \quad (8)$$

由(8)式可知, 当  $\lambda = 0$  时, 农户不受资产约束, 可选择最优的劳动力、资产和技术, 则达到生产效率最优, 即方程的最优解为  $f'_L = \bar{w}$  和  $f'_K = \bar{r}$ 。当  $\lambda \neq 0$  时, 农户受到了资产贫困约束, 无法选择高生产率的生产方式, 如图3所示。

从图3可知, 当农户受到资产约束时, 农户无法选择最优的生产投入, 导致农户在劳动力数量和质量供给、资金供给和技术支持都不够, 产生效率损

失。当补贴变量  $S(\bar{T})$  使  $\lambda$  趋近于 0 时, 农户不再受制于资金约束, 可以选择高生产率的方式, 从而减少粮食生产过程中的效率损失。

因此, 本文提出假说: 受资产约束的农户得到政府补贴以后, 农户会选择高生产率的生产方式, 从而减少粮食生产效率的损失。

### 三、方法设计、变量与数据来源

#### (一) 方法设计

研究粮食生产效率损失与农业补贴的关系, 需要分步来计算并分析。首先, 需要衡量出各农户的粮食生产效率情况; 其次, 根据粮食生产效率值再计算出各农户的粮食生产效率损失值; 最后, 使用计量模型来估计粮食生产效率损失与农业补贴的关系。当前, 虽然研究粮食生产效率的方法较多, 但主要集中为生产可能性边界估计法 (Farrell, 1957)。该方法主要是由参数下的随机前沿分析法 (SFA) 和非参数下的数据包络分析法 (DEA) 组成。相比 SFA 方法, DEA 法在计算效率时, 可以解决技术中性和技术非有效等问题。因此, 本文将选择 DEA 法下的最新技术 EBM 模型来测算粮食生产效率, 在此基础上计算效率损失值。另外, 在估计补贴对粮食生产效率损失的影响时, 需要考虑样本的选择性、变量的内生性和有效性, 对此, 本文研究选择了面板 Heckman 两步法模型 (Heckman, 1976)。

#### 1. EBM (Epsilon Based Measure) 模型

传统的 DEA 模型 (例如 CCR 或者 BCC 模型) 不能在效率评价时考虑冗余量、副产出等因素。对此, Tone 于 2004 年提出了非径向的 SBM 模型以衡量效率评价中的非合意产出, 并运用于各领域的效率评价中 (曾福生、高鸣, 2013; 李谷成等, 2011)。但是, 由于 SBM 模型考虑了非径向下的冗余变量,

规避了投入要素同比例变化的前提假设, 使效率前沿投影值的原始比例信息损失, 最终在评价效率时会出现误差。为了解决这个问题, Tone 和 Tsutsui (2010) 提出了 EBM 模型, 该模型同时考虑了径向和非径向的混合距离函数。该函数表达式为:

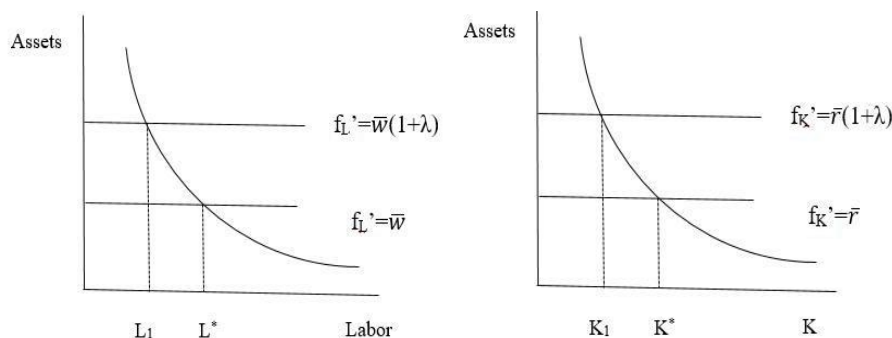


图3 资产约束下的  $L$  和  $K$  的最优解

$$\gamma^* = \min \theta - \epsilon_x \sum_{i=1}^m \frac{w_i^- s_i^-}{x_0} \quad (9)$$

$$s.t. \{ \theta x_0 - X\lambda - s^- = 0; Y\lambda \geq y_0; \lambda \geq 0, s^- \geq 0 \}$$

(9)式的对偶表达式为:

$$\gamma^* = \max u y_0$$

$$s.t. \left\{ u x_0 = 1; -vX + uY \leq 0; v_i \geq \frac{\epsilon_x w_i^-}{x_{i0}}; u \geq 0 \right\} \quad (10)$$

在(9)、(10)式中, $\gamma^*$ 表示的是测算的效率值, $\theta$ 为径向效率值, $s^-$ 表示的是非径向投入要素的冗余量, $\lambda$ 表示参考权重, $\epsilon_x$ 是考虑了径向效率值和非径向冗余值下的参数。该模型满足6个定理:第一, $\gamma^*$ 满足  $0 \leq \gamma^* \leq 1$ ,并且其单位不变;第二,当  $\epsilon_x=0$  时,EBM 效率值将等同于投入导向下 CCR 模型的效率值;第三,当  $\theta=1$  且  $\epsilon=1$  时,EBM 效率值等同于投入导向下的 SBM 效率值;第四,(9)式和(10)式有一个有限的最优解,并且满足  $\epsilon_x \in [0, 1]$ ;第五,当  $\epsilon_x > 1$  时,(10)式没有可行解,(9)式有无穷解;第六,对于  $\epsilon_x, \gamma^*$  是非增变量。

## 2. 效率损失评价模型

经(9)式求出粮食生产效率值后,还需要进一步计算各农户的粮食生产效率损失值。由于 DEA 求出的是生产前沿面下的效率值,因此效率值最优为 1,而各农户的粮食生产效率值与 1 的差值为粮食生产效率损失值。该方法是当前评价效率损失值时,较为认可且常用的方法之一(赵自芳、史晋川,2006)。由此,可知:

$$E_{Loss} = 1 - \gamma^*; s.t. \{ 0 \leq E_{Loss} \leq 1; 0 \leq \gamma^* \leq 1 \} \quad (11)$$

由(11)式可知,效率损失值也是介于 0~1 之间的数值,并且  $E_{Loss}$  变量满足 EBM 模型的 6 个定理。

## 3. Heckman 样本选择模型

在被调查的农户中,有些农户得到了政府补贴,但并没有种植粮食作物<sup>③</sup>,如果将这些农户的数据放入回归模型中,将会导致估计系数存在选择性偏差(Selection bias)。Heckman 样本选择模型是解决这一问题的有效且广泛应用的方法之一(Heckman, 1977)。该模型不仅解决了最小二乘法(OLS)无法避免样本选择导致的误差,而且还使用工具变量(IV)来估计变量间的关系。Heckman 样本选择模型将数据分为两个阶段进行估计。

第一阶段,以“是否种植粮食(小麦)”作为估计方程的被解释变量。估计时,以所有样本的数据进

行 Probit 估计,以确定种植粮食作物的主要影响因素。其估计方程为:

$$P_{it}^* = Z_{it}\gamma + u_{it}$$

$$P_{it} = 1, \text{ if } (Z_{it}\gamma + u_{it} > 0) \quad (12)$$

在(12)式中, $P_{it}^*$ 为“是否种植粮食”发生的概率, $Z_{it}$ 为解释变量, $u_{it}$ 为随机扰动项。根据第一阶段的估计结果以及其期望方程,可以计算出逆米尔斯比率(Inverse Mills Ratio)。

$$\lambda = \frac{\phi(z_{it}\gamma/\sigma_0)}{\Phi(z_{it}\gamma/\sigma_0)} \quad (13)$$

(13)式中, $\phi(\cdot)$ 满足标准正态分布, $\Phi(\cdot)$ 满足相应的累积分布。根据该比例,可以进行下一阶段的估计。

第二阶段,使用 OLS 方法进行估计,将  $\lambda$  以控制变量带入估计方程,以期纠正选择性偏误,该方程的表达式为:

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \alpha \lambda + \eta_{it} \quad (14)$$

根据(12)~(14)式可以估计出粮食生产技术效率损失是否由补贴导致,具体变量的选择在后文给出。

## (二)变量与数据来源

本文所用数据均来自全国农村固定观察点。1986年,中共中央书记处批准设立的全国农村固定观察点调查系统正式运行,并由中央政策研究室和农业部共同负责。该数据库具有两个明显的优势:第一,以微观农户为基础的跟踪数据(面板数据)且样本量大。调查自 1986 年至今,每年跟踪调查农户 23000 户,涉及 360 个行政村,样本分布在中国除港澳台外的 31 个省(区、市);第二,其涉及内容涵盖农户的各个方面。农村固定观察点调查内容主要涉及农户及家庭成员的生产、经营、消费、投资等各方面(宋洪远等,2005)。因此,在实证研究中使用该数据库的优势,不仅表现为样本量的充足,还为控制变量的选择提供了多样性。

需要指出的是,农业补贴政策起始于 2006 年,由于全国农村固定观察点的调查问卷没有及时调整,因此,农业补贴数据的跟踪开始于 2009 年。又由于河南省作为中国的小麦生产第一大省,是中国最为典型的粮食种植大省。所以,本文选择了以河南省“全国农村固定观察点”跟踪的 1000 户农户为截面样本,由 2009~2014 年相关数据组成的面



板数据<sup>④</sup>。因此,本文将以河南省的小麦种植为例,来分析补贴对小麦生产率损失的影响。

本文数据的处理主要分为以下几步:第一,根据户主信息以及标识码,将家庭成员信息和户主信息对接;第二,对样本信息的缺失值和异常值进行处理;第三,根据每户的标识码,将每年的数据进行拼接,形成本文所需的2009~2014年面板数据。河南省固定追踪调查样本农户为1000户,在进行数据处理后,有效农户为983户,有效率达98.3%。

### 1. 粮食生产率的变量选取

本文结合前期研究成果和粮食生产特征(高鸣、宋洪远,2014),并遵循DEA方法所需的投入产出指标,最终建立了小麦生产率的投入产出指标体系,如表1所示。由于DEA方法是将截面数据进行效率评价,因此,在评价小麦生产率时,本文将数据拆分成6年的数据分别进行计算,然后,将结果整理成面板数据(李谷成等,2011)。

### 2. 估计方程的变量选取

根据方法设计中的模型所需,本文将估计方程的变量分为3类:核心解释变量、控制变量和工具变量(见表2)。

(1)核心解释变量主要包括5项<sup>⑤</sup>:一是农业四大补贴(简称“农业四补贴”)。国内的政界和学界将粮食直接补贴、农机补贴、良种补贴、农资补贴统称为农业四补贴。为了研究这农业四补贴对小麦生产率损失的影响,本文将农业四补贴变量定义为2009~2014年河南省各农户的农业四补贴额之和(钟春平等,2013)。二是粮食直接补贴政策(简称“粮食直补”)。粮食直补政策是农业四补贴中唯一的脱钩补贴政策<sup>⑥</sup>,它是将之前给予国有粮食企业的补贴资金改为直接对种粮农民给予补贴的政策。本文研究用农户年度内得到的粮食直补金额来测量该变量。三是良种补贴。良种补贴是根据某品种在某地区种植时具有明显的优势,将对该品种给予一定的资金补贴。本文研究用农户在被调查年份所获得的良种补贴额来测量该变

量。四是农资综合补贴(简称“农资补贴”)。该补贴主要是政府对农民购买的农业生产资料(例如,化肥、柴油、农药等)实行的一种补贴政策。本文研究用农户年度内得到的农资补贴总额来测量该变量。五是农机具购置补贴(简称“农机补贴”)。该补贴主要是对用于农业生产而购置和更新大型农机具给予的部分补贴。本文研究用农户在被调查年份中所获得的农机补贴总额来测量该变量。

(2)控制变量主要包括7项:一是户主性别。根据全国农村固定观察点调查问卷的内容(简称“问卷”),本文定义“1=男”,“0=女”。二是户主年龄。根据被调查当年,户主的年龄(周岁)为标准。三是户主的受教育程度。此处以户主所受到的教育年限为该变量的数据。四是户主是否受过农业培训。根据问卷的内容,此处将其定义为“1=是”,“0=否”。五是农业固定资产投资额。在被调查的当年,该户用于农业生产性的固定资产投资额,单位:元/户。六是农户总收入。根据问卷内容,此处包含该户所有家庭成员在被调查当年的

表1 粮食生产率的指标体系

指标体系	体系层	指标层		
	产出	小麦生产量(千克/户)		
	投入	小麦播种面积(亩/户) <sup>a</sup>	小麦生产过程中投入的物质费用(元/户) <sup>b</sup>	小麦生产所投入的劳动力(人/户)

注:a.小麦播种面积主要指农户实际的播种面积,包括自家耕地和租赁(流入)的土地。b.小麦生产过程中投入的物质费用包括:种子种苗费、农家肥折价、化肥费用、农膜费用、农药费用、水电及灌溉费用、畜力费、机械作用费、固定资产折旧及修理费、小农具购置费、雇工费、其他费用。

表2 各变量的含义、单位及统计分析

类别	变量名称	含义和单位	均值	标准差
投入产出变量	总产量	小麦生产总量(千克/户)	1617.70	1126.51
	播种面积	小麦播种面积(亩/户)	3.91	3.68
	物质总费用	小麦生产投入所需的物质费用(元/户)	1025.46	1572.26
	劳动力	小麦生产劳动力数量(人/户)	1.50	1.17
估计变量				
核心解释变量	农业四补贴	四补贴(粮食直补、农机补贴、良种补贴、农资补贴)之和(元/户)	359.25	416.81
	粮食直补	粮食直接补贴(元/户)	185.23	219.93
	良种补贴	两种补贴(元/户)	41.18	69.05
	农资补贴	购买生产资料综合补贴(元/户)	126.34	194.64
	农机补贴	购置和更新大型农机具补贴(元/户)	6.49	315.09
控制变量	户主性别	1=男,0=女	0.94	0.24
	户主年龄	户主当年年龄(周岁)	56.17	11.92
	户主文化程度	受教育年限(年)	6.66	2.86
	户主是否受过农业培训	1=是,0=否	0.06	0.24
	农业固定资产投资额	年度生产性固定资产投资额(元/户)	1862.42	14674.91
	农户总收入	农户年度总收入(元/户)	37490.58	51462.79
	机械总动力	农业生产性机械动力数(千瓦/户)	3.80	105.54
工具变量	非劳动力人数	大于60和小于16岁的总人数(人/户)	3.85	1.77
	历史的小麦产量	2003~2008年相应各户的小麦产量(千克/户)	1357.05	1029.73

注:表中均值和标准差都是以每年的983户农户(含种麦户和非种麦户)取均值而求得。

总收入,单位:元/户。七是机械总动力。被调查当年,农户用户农业生产性的机械动力数,单位:千瓦/户。

(3)工具变量主要包括2项<sup>⑦</sup>:一是非劳动力人数。该变量主要是指农户家庭成员中大于60岁和小于16岁的成员人数。农户非劳动力人数不参与农业生产,然而农户的农业生产决策者会考虑他们的生活消费等。虽然不是直接对粮食生产产生作用,但是间接影响粮食生产情况。另外,补贴额与农户的非劳动力人数无关。因此,该变量常以工具变量的方式用于解释农业政策与农业生产之间的关系(Chau and De Gorter, 2005)。因此,本文选用这一变量为本文主要的工具变量,来分别识别农业四补贴、粮食直补、良种补贴、农资补贴、农机补贴与小麦生产效率损失值的关系。二是历史小麦产量。为了对文章进一步分析,本文在做稳健性检验时选用该变量为(替代的)工具变量。历史小麦产量和当前补贴额、小麦产量是没有直接关系的,但是农户可以通过历史小麦产量对未来的产量进行预期,然后调整其生产行为,从而使小麦产量受到间接影响。Weber和Key(2012)使用了油籽的历史产量作为工具变量,选用2SLS模型来分析分析美国的补贴对油籽产量的影响。随后,该工具变量的选用得到了国际学者们的认可,并多次被其他学者在研究中应用(Borowiecki, 2013; Glaeser et al., 2015)。因此,本文选用该变量来检验农业补贴和小麦生产效率损失的关系。由于本文所使用的数据是2009~2014年小麦产量,因此,此处选用2003~2008年对应该户的小麦历史产量为工具变量,即2009年对应的是2003年的小麦历史产量,以此类推,单位为千克/户。

## 四、实证分析

### (一)粮食生产效率损失分析

以2009~2014年河南省983户样本农户面板数据为基础,采用前文介绍的EBM模型,利用Maxdea软件,计算出各农户的小麦生产效率,然后根据(11)式计算得出各农户的小麦生产效率损失值。此处,需要说明的是,在983户农户中,种植小麦的样本户有758户,因此,此处的生产效率损失值是基于758户的样本求得。

根据表3可知:

第一,2009~2014年,河南省小麦生产效率均值在逐年提高,即河南省小麦生产效率的损失值在逐年递减。可能的原因有3点:一是河南省小麦新品种的推广和使用。自2000年以来,河南省培育出的26个小麦新品种成为小麦增产的主力军。据统计,2000~2014年,新品种的累积种植面积达到2.2亿亩,亩均产量达到400公斤左右,是典型的高产田。除增产外,新品种的小麦质量也得到了提高,河南省推广小麦高质技术的同时将低质小麦进行加工处理,以实现小麦的高产高质<sup>⑧</sup>。二是政策引导和扶持。(1)河南省坚持耕地红线政策。2003年河南省小麦播种面积为7206万亩,增长到2014年的8110万亩,年均增长率达1.08%,确保了小麦的增产。(2)实行小麦的最低收购价政策。2006年开始,河南省开始实行小麦的最低收购价政策。2006~2007年,河南省小麦的最低收购价维持在0.68元/斤,2008~2015年,国家连续8年提高小麦的最低收购价,2015年达到了1.18元/斤,年均增长率达5.67%。三是农民专业合作社的发展与农业机械化的普及。(1)农民专业合作社的发展迅速(潘劲,2011)。截至2014年底,河南省共有农民专业合作社约为9.21万个,是2008年合作社的近15倍,并且河南省的农民专业合作社占全国合作社的6.7%,平均每个村约有2个合作社,为粮食技术推广和土地流转提供了便利。(2)农业机械化的普及。河南省的农业机械总动力由1999年的4764.4万千瓦增长到2015年的11476.8万千瓦,年均增长率为5.65%。此外,大中型农用拖拉机也由1999年的5.86万台增长到2015年的37.81万台,年均涨幅达12.3%。

第二,2009~2014年,河南省的小麦生产具有最优生产前沿的农户,即有农户的小麦生产效率值达到了1。原因主要有3点:一是补贴力度逐年加大,提高了农民的种粮积极性。以河南省农村

表3 2009~2014年小麦生产效率值及其损失值

年份	小麦生产效率值				小麦生产效率损失值			
	最大值	最小值	均值	标准差	最大值	最小值	均值	标准差
2009	1	0.047	0.433	0.145	0.953	0	0.567	0.224
2010	1	0.063	0.537	0.170	0.937	0	0.463	0.274
2011	1	0.004	0.547	0.180	0.996	0	0.453	0.281
2012	1	0.045	0.589	0.147	0.955	0	0.411	0.159
2013	1	0.075	0.603	0.179	0.925	0	0.397	0.299
2014	1	0.095	0.610	0.160	0.905	0	0.390	0.283



固定观察点的农户为例,平均每户农户获得的农业四大补贴金额由2009年的327.85元增长到2014年412.46元,年均增长率达到3.9%,其中,涨幅最大的为农资综合补贴,年均增长率达11.41%。二是农户户主受教育程度提高。根据河南省全国农村固定观察点的数据显示,河南省农村居民的平均受教育年限由2009年的6.3年增长到2014年的7.14年。此外,2014年接受过农业技术培训的农户占样本农户的21.3%,而2009年该指标仅为15.1%。三是农户对粮食生产性基础设施的改善。在样本农户中,2009年对农业生产性用房的投入资金为686.15元/户,而2014年该指标增长到户均2186.74元/户。此外,基础设施投资也由2009年的78.12元/户增长到2014年的217.33元/户。

第三,虽然小麦生产效率损失值在逐年递减,但是损失依然严重。从表3的结果可知,虽然河南省小麦生产效率损失均值由2009年的0.567减少到2014年的0.390<sup>⑨</sup>,但农户的最大效率损失值为0.905,损失仍然较大。可能的原因有3点:一是农业科技在粮食生产中的贡献率仍较低。据计算,2014年的中国农业科技贡献率为0.58,而美国的农业科技贡献率达到了0.95。和发达国家相比,农业科技贡献率较低约束了粮食生产效率值的提高。二是耕地的零散不适于粮食的规模化经营。在跟踪调查的1000户样本户中,2009年,所经营耕地面积(包括流转的耕地面积)大于10亩的农户仅有19户,小于5亩的农户却有760户;2014年的这一情况变化并不大,所经营耕地大于10亩的农户为22户,小于5亩耕地的农户有735户。小规模农户的粮食生产方式不适合规模化和机械化经营,从而影响粮食生产效率值的有效提高(许庆等,2011)。三是农户自身的资源禀赋条件的约束。资金约束是农户难以提高粮食生产效率的主要原因之一,而中国的农村金融体系不完善,导致农户很难从金融机构获得贷款以扩大农业生产(李明贤、周孟良,2010)。2009~2014年,河南省全国农村固定观察点的样本农户中,获得生产性贷款的农户比例维持在0.5%~0.6%的水平。此外,小麦生产技术、人力资本等都是约束粮食生产效率提高的因素之一。

## (二)农业四补贴对粮食生产效率损失的影响

为了检验农业四补贴变量与小麦生产效率损

失的关系,本文利用2009~2014年河南省农村固定观察点983户有效样本农户的面板数据,运用面板Heckman样本选择模型,以每户农户中非劳动力的人数为工具变量,运用STATA 13.0软件对数据进行了估计,结果详见表4。需要说明的是,在估计前,本文对变量进行了共线性检验,从检验结果看,通过了共线性检验,满足建立估计方程的前提。

从表4的结果可知,农业四补贴对第一阶段农户是否种植小麦具有显著的积极影响,而对第二阶段小麦效率损失有显著的负向影响,即农业四补贴不仅可以提高农户的种粮意愿,还可以促进小麦生产效率的提高。从Heckman样本选择模型结果可知,逆米尔斯比率值为-0.225,在1%显著性水平下显著,说明了方程的有效性和工具变量的适用性。从前文分析的资产贫困理论来看,农业补贴直接(或间接)增加了农户的收入,缓解了预算约束,使农户可以选择较高生产率的生产线,从而使小麦生产效率损失降低。因此,该结论证明了前文的理论假设。

从第一阶段来看:

1. 农业四补贴变量对农户种植小麦具有积极影响。从表4中的结果可知,该变量的估计系数为0.447,在1%的统计水平上显著,说明农业补贴对小

表4 农业四补贴对小麦生产效率损失的影响估计

变量	第一阶段 “是否种植小麦”	第二阶段 “小麦生产效率的损失值”
农业四补贴	0.447*** (0.077)	-0.098*** (0.013)
户主性别	0.024 (0.095)	0.021 (0.016)
户主年龄	-0.004** (0.0017)	0.001*** (0.0001)
受教育年限	-0.047*** (0.009)	-0.002 (0.001)
是否受培训	0.128 (0.216)	-0.049 (0.039)
农业固定资产投资额	0.001 (0.001)	0.001*** (0.0001)
农业机械总动力	0.023*** (0.005)	-0.001 (0.001)
农户收入	-0.083*** (0.024)	-0.026*** (0.005)
非劳动力人数	0.058*** (0.013)	—
常数项	-0.799 (0.527)	1.532*** (0.118)
逆米尔斯比率		-0.225*** (0.059)

注:(1)\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平;(2)括号中的数字为估计的标准误。

麦种植具有促进作用。这与前人的研究成果一致(王欧、杨进,2014)。可能的原因在于:其一,对于受制于资金约束的农户来说,得到补贴可以缓解其约束,有利于小麦生产过程中的扩大再生产;对于不受资金约束的农户来说,农业补贴不仅可以改善农业生产条件,还能提高农民的种粮积极性,这是由于农业补贴的替代效应在发生作用(钟春平等,2013)。其二,从收入的角度来看,农业补贴提高了农民的收入。在表2的统计分析中可知,2009~2014年,河南省户均的农业四补贴之和为359.25元/年,也就是意味着农民从政府拿到相应的补贴额,在一定程度上提高了农民的收入水平。据估计,当前中国的农业四补贴总额占农民收入的3%左右(宋洪远等,2012)。

2. 户主个人特征的影响。第一,户主性别的变量对种植小麦的影响不显著,这也反映了户主的性别不是农户种植粮食的决定性因素。第二,户主年龄的变量对“是否种植小麦”影响的系数为-0.004,在5%显著性水平下显著,说明了户主年龄越大,种植小麦的可能性越小。第三,受教育程度变量的估计系数为-0.047,在1%水平下显著,说明了户主的受教育程度越高,则越不愿意种植小麦,这可以由托达罗人口理论模型来解释。当户主的受教育程度提升后,由于城乡的工资(收入)差,农民会选择去城市务工以增加收入。第四,户主是否接受过农业培训对是否种植小麦的影响不显著,这说明了农户进行农业培训,不一定会对种植产生影响。

3. 农户经济特征的影响。第一,农业生产性的固定资产投资额对种植小麦的影响不显著,说明了农户选择种粮的关键因素不在生产性固定资产投资。第二,农业机械总动力变量的估计系数为0.023,在1%显著性水平下显著,充分说明了农业机械总动力对种植小麦具有积极影响,也反映了农户在选择种粮时会考虑农户的农业机械总动力水平。第三,农户收入变量对种植小麦的影响为负,其估计系数为-0.083,在1%显著性水平条件下显著,这说明了当农户的收入越高,种植粮食的意愿越低。

4. 农户家庭中非劳动力人数变量对种植小麦的影响显著。该变量是本文的第一个工具变量,其估计系数为0.058,在1%的统计水平上显著,说明家

庭中非劳动力人数越多,农户种植小麦的可能性越大。其原因可能是:当家庭中的非劳动力人数较多时,家庭中的劳动力需要更多地考虑非劳动力的生计问题,从而种粮积极性越高,使粮食产量和收入得意提高。家庭的非劳动力人数间接影响粮食生产,和其他变量无关,满足工具变量的基础条件。从变量的显著性和表4中的逆米尔斯比例的显著性来看,该工具变量的选择具有合理性。

从第二阶段来看:

1. 农业四补贴变量对小麦生产效率损失有负向的显著影响,其估计系数是-0.098,在1%的统计条件下显著。这充分说明,农业补贴额越高,小麦生产效率损失越小,即农业补贴能显著提高小麦生产效率。其主要原因可能是:第一,农业补贴的种类涵盖了粮食生产的各个环节,有利于减少粮食生产效率的损失,例如,良种补贴主要是对优质的品种进行补贴,这无疑对减少生产效率损失起到了关键作用。第二,中国的农业补贴力度在逐年加大,使得粮食连续“十二年增”。全国的农业补贴总额由2004年的145亿元增加到2014年1535亿元。而2004年至今,全国累计增产小麦3932.1万吨,其中,河南增产小麦1036.5万吨,占全国小麦增产总量的26.1%<sup>⑨</sup>。

2. 户主个人特征的影响。第一,户主性别变量对小麦生产效率损失的影响不显著,从前文的分析可知,农户户主的性别不是粮食生产的关键性因素之一。第二,户主的年龄变量对小麦生产效率损失的影响系数为0.001,在1%显著性水平下显著,这说明了户主的年龄越大,小麦生产的损失越大。这可能由于年龄较大者,对技术的掌握、生产要素的使用等相对较弱,导致小麦生产效率损失较大。第三,户主的受教育程度对小麦生产效率损失的影响不显著,说明了当前农村的受教育程度的提高并不能减少小麦生产效率的损失。

3. 农户经济特征的影响。第一,农业固定资产投资额对小麦生产效率损失的影响为正,该变量的系数为0.001,在1%显著性水平下显著,这可能是由于农户资金的粗放型使得生产效率较低。第二,农业机械总动力变量对小麦生产效率损失的影响为负,该变量的估计系数为-0.001,在1%显著性水平下显著,这说明了农业机械水平的提高和普及,

有利于小麦生产效率的提高。第三,农户收入变量对小麦生产效率损失的影响系数为-0.026,在1%显著性水平下显著,说明了在已经种植了小麦的农户中,农户收入越高,小麦生产效率损失越低,这主要是由于收入较高的农户可以选用较为先进的生产技术,租赁土地以扩大生产规模等,从而使得粮食生产效率进一步的提高。

综上,基于动态资产视角下的农业四补贴对小麦生产效率损失具有影响,即农业补贴能减少小麦生产效率的损失。为了厘清农业四补贴对小麦生产效率损失的具体影响,还需要分别对四补贴进行分析。

### (三)农业四补贴分别对粮食生产效率损失的影响

为了进一步细致分析农业补贴对小麦生产效率损失的影响,本文将分别分析农业四项补贴对河南省小麦生产效率损失的影响。同样使用2009~2014年河南省农村固定观察点的983有效样本农户的面板数据,选用面板Heckman样本选择模型进行拟合,得到结果见表5。需要说明的是,在983户有效样本农户中,仅有34户获得了农机补贴<sup>①</sup>,在计量估计时,属于小概率事件,很难无偏地估计出农机补贴与小麦生产效率损失的关系。对此,本文将不对农机补贴进行分析,但为了研究的完整性,仅呈现计量结果。

根据表5的结果,可具体分析:

1. 粮食直补的影响。从第一阶段的结果可知,粮食直补变量对农户“是否种植小麦”具有积极影响,其估计系数为0.132,在1%的统计水平下显著,说明了粮食直补政策对提高农户种植小麦的积极性有显著正向影响。此外,农业机械总动力变量、非劳动力人数变量都对农户“是否种植粮食”具有正向影响,系数分别是0.032和0.069,同时在1%的统计水平条件下显著;而户主年龄变量和受教育程度变量对农户“是否种植粮食”具有显著负向影响,系数分别是-0.004和-0.053。从第二阶段的估计结果来看,粮食直补对小麦生产效率损失的影响为负,该变量的估计系数为-0.017,在1%的统计水平下显著,说明粮食直补对提高小麦生产效率有积极作用。从全国范围来看,粮食直补直接增加了农民的收入,使农民对选择较高生产率的生产方式产生

了预期,从而降低了小麦生产效率的损失。此外,户主年龄变量、农业固定资产投资额变量、农户收入变量对小麦生产效率损失变量具有显著负向影响,即户主年龄越大、农业固定资产投资额越多、农户收入越多,则小麦生产效率损失越小。而户主性别对小麦生产效率损失有显著的正向影响。

2. 良种补贴的影响。从第一阶段的结果来看,良种补贴对农户“是否种植小麦”的影响为正,其估计系数为0.319,在1%的统计水平下显著,说明良种补贴有利于提高农户种植小麦的积极性。和其他补贴相比,良种补贴的估计系数最大,也反映了良种补贴在粮食生产过程中对提高农户种粮积极性的影响最大。此外,户主的收入变量和受教育程度

表5 农业四项补贴对小麦生产效率损失的影响结果

变量	农业四项补贴			
	粮食直补	良种补贴	农资补贴	农机补贴
第一阶段				
补贴变量	0.132*** (0.020)	0.319*** (0.034)	0.211*** (0.034)	0.204 (0.327)
户主性别	-0.037 (0.093)	0.090 (0.109)	0.102 (0.148)	0.614 (0.725)
户主年龄	-0.004** (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.011*** (0.003)	-0.511*** (0.056)
受教育年限	-0.053*** (0.009)	-0.042*** (0.009)	-0.053*** (0.013)	-0.388 (0.265)
是否受培训	0.145 (0.216)	0.069 (0.239)	-0.591 (0.493)	-0.329 (0.366)
农业固定资产投资	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
农业机械总动力	0.032*** (0.005)	0.021 (0.005)	0.005 (0.006)	0.017 (0.032)
农户收入	-0.003 (0.023)	-0.088*** (0.028)	-0.073** (0.035)	-0.415 (0.759)
非劳动力人数	0.069*** (0.013)	0.052 (0.014)	0.039** (0.018)	0.002 (0.208)
常数项	0.192 (0.521)	0.611 (0.582)	2.403** (1.081)	0.825 (0.738)
第二阶段				
补贴变量	-0.017*** (0.005)	-0.052*** (0.011)	-0.089 (0.059)	0.065 (0.088)
户主性别	0.026* (0.016)	0.023 (0.017)	-0.032 (0.089)	-0.191 (0.449)
户主年龄	-0.001*** (0.0001)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.003)	0.012 (0.017)
受教育年限	0.008 (0.002)	0.002 (0.002)	0.012 (0.014)	0.065 (0.444)
是否受培训	-0.056 (0.037)	-0.061 (0.039)	0.094 (0.249)	-0.049 (0.392)
固定资产投资额	-0.001** (0.0001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
农业机械总动力	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
农户收入	-0.046*** (0.004)	-0.037*** (0.005)	-0.023 (0.024)	-0.026 (0.005)
常数项	1.241*** (0.096)	1.243*** (0.103)	1.131** (0.526)	1.532 (1.118)
逆米尔斯比率	-0.112*** (0.021)	-0.153** (0.069)	-0.877 (0.615)	-0.409 (0.665)

注:(1)\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平;(2)括号中的数字为估计的标准误。



度与“是否种植小麦”变量呈显著的负影响,影响系数分别是-0.088和-0.042。从第二阶段的结果来看,良种补贴变量与小麦生产效率损失变量呈显著的负影响,该变量的估计系数为-0.052,说明了良种补贴对降低小麦生产效率损失有积极影响。这和良种补贴的本质密不可分,良种补贴对优质的粮食种子进行补贴,优质粮食种子的利用提高了粮食生产效率。从动态资产理论的角度来看,良种补贴提高了农户的收入水平,使农户可以购买的起优质种子,从前文理论分析可知,良种补贴使农户会选择生产率较高的F2生产线。此外,农户收入变量与小麦生产效率损失变量呈负影响,估计系数为-0.037,说明了农户收入越多,则小麦生产效率损失越小。

3. 农资补贴的影响。从第一阶段的结果来看,农资补贴对农户“是否种植小麦”的影响为正,估计系数为0.211,且在1%的统计水平下显著,说明农资补贴对提高农户种植小麦的积极性也有积极意义。户主的年龄、受教育程度和收入对农户“是否种植小麦”的影响显著为负,其估计系数分别是-0.011、-0.053和-0.073,说明户主年龄越大、受教育程度越高、收入越多,则农户不会选择种植小麦。有意思的是,从第二阶段的估计结果来看,农资补贴和其他相关变量对小麦生产效率损失的影响并不显著,这和前人的研究结果(黄季焜等,2011)相类似。农资补贴对农业生产投入要素(例如化肥、农药)进行补贴,从理论上来看,农业生产投入要素的供给量会随着补贴而增多,但是生产要素的增多并不意味着生产率的提高(降低),因此该变量不显著。

综上所述,粮食直补、良种补贴和农资补贴对提高农民种植小麦的积极性有显著的效果,但是仅粮食直补和良种补贴对减少小麦生产效率损失具有积极影响。由此,可以得出启示,加大脱钩补贴的力度,不仅遵守了WTO的黄箱补贴准则<sup>②</sup>,还可以降低粮食生产效率损失。

## 五、稳健性检验

为了分析农业补贴政策与小麦生产效率损失的关系,本文试图通过对样本进行分组回归、使用其他估计方法(2SLS)、替换工具变量等多个方式对回归结果进行稳健性检验。

### (一)稳健性检验:分组回归

在调研中发现,农户会根据自己所拥有的耕地来考虑是否种植粮食,此外,耕地规模的大小、种植结构也和农业补贴息息相关。因此,根据样本耕地规模的数值区间,本文将2009~2014年983户农户组成的面板数据分为3组,分别是0~3亩、3~6亩、大于6亩。以3亩和6亩为分界点的原因主要在于河南省的户均耕地规模偏小(张丽丽等,2013)。在河南省农村固定观察点的有效样本中,面积为0~1亩、1~2亩、2~3亩、3~4亩、4~5亩、5~6亩、6~7亩、7~8亩、8~9亩、9~10亩、10亩以上的农户分别占8.44%、21.46%、19.63%、12.61%、11.09%、8.44%、4.48%、5.29%、3.66%、1.42%、3.46%。从样本的上述分布情况可知,河南省农村固定观察点样本农户的小麦种植规模主要为0~3亩(这类农户有487户,占49.54%),其次是3~6亩(这类农户有316户,占32.15%),再次是6亩以上(这类农户有180户,占18.31%)。因此,以3亩和6亩为分界点符合河南省固定农村观察点的调查现实,并且便于文章展开对比分析。同样使用面板Heckman样本选择估计法进行分组回归,得到结果见表6。如前文所述,获得农机补贴的样本量很少,不能确保得出的估计结果真实有效,因此,此处仅呈现估计结果,并不做

表6 基于耕地规模的样本分组回归估计结果

	农业四补贴	粮食直补	良种补贴	农资补贴	农机补贴
A组:耕地面积∈[0, 3)亩					
Sub	-0.002*** (0.0004)	-0.001*** (0.0001)	-0.002** (0.0011)	-0.001*** (0.0001)	0.009 (0.0080)
Wald	45.34***	28.38***	24.95***	33.65***	18.3*
M	-0.175** (0.071)	-0.174*** (0.066)	-0.0137 (0.049)	-0.055 (0.057)	-0.062 (0.055)
B组:耕地面积∈(3, 6]亩					
Sub	-0.041*** (0.014)	-0.019*** (0.006)	-0.038*** (0.010)	-0.013 (0.086)	-
Wald	53.16***	51.79***	49.23***	1.44	-
M	0.006 (0.172)	0.069 (0.154)	-0.080 (0.206)	0.652 (0.386)	-
C组:耕地面积>6亩以上					
Sub	-0.042** (0.022)	-0.026*** (0.010)	-0.024 (0.030)	-0.031** (0.016)	0.001 (0.001)
Wald	18.84**	24.57***	4.66	16.45***	2.47*
M	-0.267 (0.173)	-0.262 (0.164)	-0.475 (0.419)	-0.117 (0.152)	-0.803 (0.219)

注:(1)每一列代表一个估计方程,且与表1和表2中的变量一样,为了节省版面,其他控制变量的估计结果在此表中没有呈现出来,如有需要可以与作者联系。(2)Sub表示补贴变量,Wald表示Wald chi<sup>2</sup>值,R<sup>2</sup>表示方程的拟合优度值,M表示Heckman样本选择模型下的逆米尔斯比率值。(3)\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著;(4)括号中的数字为估计的标准误。(5)需要说明的是,此处的估计是包含了和表4相同的变量,为了节省版面,此处仅报告补贴变量与小麦生产效率损失变量的估计系数和误差项(Heckman样本选择模型下的第二阶段结果),如需其他变量的相关结果,可以与作者联系索取。

分析。

从A组(0~3亩)的估计结果来看,补贴变量对小规模农户的小麦生产效率损失的影响为负,且大多数参数估计结果显著,即农业补贴有利于降低小规模农户的小麦生产效率损失。横向比较各项补贴对小麦生产效率损失的影响可知,农资补贴在小规模农户中起到的作用最大。分别来看各补贴变量对小麦生产效率损失的影响:(1)农业四补贴。农业四补贴对小麦生产效率损失的估计系数为-0.002,在1%显著性水平下显著,反映了当前中国的农业四补贴对土地规模小于3亩的农户来说具有显著的积极意义。(2)粮食直补。粮食直补政策对小规模农户的小麦生产效率损失的估计系数为-0.001,在1%显著性水平下显著。(3)良种补贴。良种补贴对小规模农户的小麦生产效率损失的影响系数为-0.002,在5%显著性水平下显著。(4)农资补贴。农资补贴对小规模农户的小麦生产效率损失的影响系数为-0.001,在1%显著性水平下显著。

从B组(3~6亩)的估计结果来看,补贴变量对中等规模农户的小麦生产效率损失的影响为负,且影响显著,但农资补贴对中等规模农户的小麦生产效率损失的影响不显著。另外,在中等规模农户中,良种补贴发挥的作用最大。(1)农业四补贴。相比较小规模农户来说,农业四补贴对小麦生产效率损失的影响更大,其影响系数为-0.041,在1%显著性水平下显著。(2)粮食直补。粮食直补对中等规模农户的小麦生产效率损失的影响系数为-0.019,在1%显著性水平下显著。(3)良种补贴。良种补贴对中等规模农户的影响最大,该变量对小麦生产效率损失的影响系数为-0.038,在1%显著性水平下显著。这表明,在中等规模农户中,选用优质的良种不仅可以获得良种补贴,而且还可以降低小麦生产效率损失。(4)农资补贴。农资补贴对中等规模农户的小麦生产效率损失的影响不显著。

从C组(大于6亩)的估计结果来看,补贴变量对小麦生产效率损失的影响较为显著,尤其是农资补贴的影响最大,但良种补贴的影响不显著。(1)农业四补贴。相比较其他规模来说,农业四补贴在大规模的农户的影响最大,其估计系数为-0.042,在1%显著性水平条件下显著。(2)粮食直补。粮食直补对小麦生产效率损失的影响系数为-0.026,在1%

显著性条件下显著。与其他规模相比,粮食直补的影响系数最大,也反映了粮食直补在大规模农户中发挥的作用最大。(3)良种补贴。良种补贴在大规模农户的影响不显著,这可能由于良种补贴的额度较小,不足以对大规模农户的小麦生产效率损失产生影响。经计算,2014年在大规模农户的样本中,良种补贴平均额仅为61.93元/户,远远低于粮食直补的212.6元/户和农资补贴的332元/户。(4)农资补贴。农资补贴对大规模农户的小麦生产效率损失的影响最大,其估计系数为-0.031,在1%显著性水平下显著。这和大规模农户所购买的农业生产资料有关,生产规模越大,对农资的需求越高,农资补贴额也随之变大,从而影响小麦生产效率损失。

纵向来看,可以得出以下结论:(1)农业补贴对较大规模农户的小麦生产效率损失的影响最大,且显著降低了小麦生产效率损失。例如,在各组的农业四补贴变量对小麦生产效率损失的估计系数中,大规模农户的系数为-0.042,比中等规模和小规模农户的这一系数大。(2)生产规模越大,粮食直补的作用越大。从表6的结果可知,粮食直补对从A组、B组、C组样本的影响系数分别是-0.001、-0.019、-0.026。(3)良种补贴对中等规模农户的影响最大,而对大规模农户的影响不显著。(4)农资补贴对大规模农户的作用和积极影响最大。从分组估计结果可得出启示,应加大对大规模农户的补贴力度,这一结论与当前中国的补贴改革方向相一致(程国强、朱满德,2012;冯海发,2015)。

## (二)稳健性检验:工具变量与估计方法的再检验

此处,本文将通过更换工具变量和估计方法来进行进一步对估计结果进行稳健性检验。首先,使用历史小麦产量<sup>®</sup>作为工具变量,替代前文所使用的农户家庭中的非劳动力人数;其次,使用2SLS估计方法来进行进一步检验结果。具体结果见表7。

表7的估计结果进一步论证了前文的理论假说,即从资产贫困的角度来看,农业补贴有利于农户选择生产效率较高的生产曲线,从而减少粮食生产过程中的效率损失。具体分析可知:(1)农业四补贴变量与小麦生产效率损失呈负显著影响,不同估计方法下的系数分别为-0.055和-0.037,且都分别通过了显著性检验。(2)作为四项补贴中唯一的

脱钩类补贴,粮食直补对小麦生产效率损失的减少有着显著的积极作用,从表7的结果来看,估计结果分别是-0.013和-0.016,说明了脱钩类补贴对减少小麦生产效率损失的影响较为明显。(3)良种补贴变量对小麦生产效率损失的影响不显著,而农资补贴在 Heckman 样本选择模型下的估计系数为-0.027,在 10%显著性水平下通过检验。

综上所述,通过分组检验、替换工具变量和估计方法的再检验可知,从动态资产贫困的角度来看,农业补贴对粮食生产效率的减少有显著的积极影响。而具体来看,每一项补贴政策都发挥着不同的作用。

## 六、结论与启示

本文使用 DEA 方法下的最新技术 EBM 效率评价模型、Heckman 样本选择模型,以 2003~2014 年河南省全国农村固定观察点的 983 户农户为样本,具体分析了 2009~2014 年河南省的小麦生产效率损失情况,并进一步分析了农业补贴对小麦生产效率损失的影响,然后,选用不同计量方法和不同工具变量对估计结果进行了稳健性检验,得出了以下结论:(1)2009~2014 年,河南省的小麦生产效率逐年提高,相应地,小麦生产效率损失在逐年递减。但是,河南省小麦生产效率损失情况依然严重;(2)基于动态资产贫困视角,农业补贴对降低小麦生产效率损失有显著影响,即农业补贴会促使受限于资产贫困的农户选择高生产效率的生产方式,从而减少粮食生产效率损失;(3)粮食直补政策对减少小麦生产效率损失有显著的影响,但是,(从估计系数来看)影响相对较小;良种补贴可以减少小麦生产效率的损失,即对优质粮种进行补贴可以促进粮食品种的优胜劣汰,还能减少粮食生产效率的损失;农

资补贴对提高农户种植小麦积极性有显著作用,但是对减少小麦生产效率损失的影响不明显。(4)农业补贴对经营耕地面积大于 6 亩的农户影响更大更明显,尤其是粮食直补和农资补贴。而对于小规模农户来说,农业补贴对减少小麦生产效率损失有显著影响,但是影响较小。综上所述,基于动态资产贫困理论可知,农业补贴对粮食安全有着至关重要的作用,证明了农业补贴在粮食生产环节的重要性。

基于以上结论,可得出以下启示:首先,创新和研发粮食生产技术,促进粮食生产技术的转型升级,优化粮食生产的要素投入结构,降低粮食生产效率损失。其次,加大脱钩类补贴力度,并将其纳入 WTO“绿箱”直接收入支付,着力提高粮食主产区的农资补贴和良种补贴强度,实现补贴与实际种植面积挂钩。另外,加大对贫困农户的补贴支持,引导农户选择粮食的前沿生产方式,提高农户的产粮积极性和农户居民收入水平。此外,调整农业补贴方式,加大对大规模农户的补贴力度,提高大规模农户的粮食生产技术,发挥大规模农户种粮的示范性。最后,通过农业补贴的方式降低农户的粮食生产成本,提高粮食生产效率和效益,提升其在市场上的竞争力。

(作者单位:高鸣、宋洪远,农业部农村经济研究中心;Michael Carter,美国加州大学戴维斯分校农业与资源经济系;责任编辑:程淑兰)

### 注释

①脱钩补贴是增加农民收入的有效方式之一。而挂钩补贴主要和粮食生产挂钩,虽然不是直接增加农民收入,但是在生产过程中的支出减少,也是变相的增加收入。

②本文的补贴主要包括:粮食直接补贴、良种补贴、农机补贴、农资补贴。

③正如前文的理论分析可知,补贴分为脱钩补贴和挂钩补贴,我国当前两类补贴并存。农民只要有耕地,就可以获得(粮食直补类的)收入补贴。

④近年来,农业部农村经济研究中心对全国农村观点观察点的调研人员定期进行培训,因此,近年来的数据质量较高,主要表现在:(和前些年份相比)缺失值减少、奇异值减少、年份间的数据可以较好的衔接等。

⑤由于核心解释变量共有 5 个,为了避免存在严重的共线性,因此,每个核心解释变量单独为一个方程,即在每一个估计方法下构建 5 个估计方程。

⑥粮食直补是根据农户承包的耕地面积进行补贴,与农民种植什么品种、生产多少无关,也

表7 基于工具变量和估计方法的稳健性检验

	农业四补贴		粮食直补		良种补贴		农资补贴		农机补贴	
	Heck.	2SLS	Heck.	2SLS	Heck.	2SLS	Heck.	2SLS	Heck.	2SLS
Sub	-0.055*** (0.016)	-0.037** (0.015)	-0.013** (0.006)	-0.016* (0.009)	-0.012 (0.015)	-0.009 (0.015)	-0.027* (0.015)	-0.012 (0.174)	0.017 (0.030)	0.003 (0.015)
Wald	73.75***	28.25***	65.51***	24.62***	51.57***	19.66**	39.37***	13.37*	7.56	5.75
R <sup>2</sup>	-	0.258	-	0.251	-	0.151	-	0.154	-	0.271
M	-0.071	-	0.074	-	0.139	-	-0.092	-	0.060	-

注:(1)每一列代表一个估计方程,且与表1、2中的变量一样,但是为了节省版面,其他控制变量的估计结果没有呈现出来,如有需要可以与作者联系。(2)Sub表示补贴变量,Wald表示Wald chi<sup>2</sup>值,R<sup>2</sup>表示方程的拟合优度值,M表示Heckman样本选择模型下的逆米尔斯比率值。(3)\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。(4)括号中的数字为估计的标准误。(5)需要说明的是,此处的估计是包含了和表4相同的变量,为了节省版面,此处仅报告补贴变量与小麦生产效率损失变量的估计系数和误差项,如需其他变量的相关结果,可以与作者联系索取。



与生产价格无关。这类补贴又称为脱钩补贴、收入补贴等。值得注意的是,粮食直补被定义为脱钩补贴的原因还在于:第一,虽然从OECD的PSE政策分类来看,中国的粮食直补与面积挂钩,也属于挂钩补贴,但是在补贴的实际操作中,并没有遵循挂钩补贴的原则;第二,中国共产党第十七届三中全会明确粮食直补为收入补贴和脱钩补贴类型;第三,为应对国际舆论,中国政府通报给世界贸易组织(WTO),将粮食直补归为脱钩类的收入补贴。因此,学界通常将粮食直补类的补贴定义为脱钩补贴。

⑦本文使用的工具变量共两个,“非劳动力人数”和“历史小麦产量”。在正文分析中将使用“非劳动力人数”作为核心解释变量与被解释变量的工具变量。在后文的稳健性检验中,将“历史小麦产量”代替“非劳动力人数”作为工具变量来检验估计结果的有效性。

⑧信息来源于2015年5月13日的新华网《26个新品种成增产干将,助河南小麦产业保值增值》([http://www.ha.xinhuanet.com/hnxw/2015-05/13/c\\_1115263953.htm](http://www.ha.xinhuanet.com/hnxw/2015-05/13/c_1115263953.htm))。

⑨如果效率值以0.6为及格基础线的话(曾福生、高鸣,2013),2014年的小麦生产效率值0.61,刚达到基础线。所以,2014年的效率损失均值0.39,可知小麦生产效率损失仍较为严重。

⑩数据来源:中经网统计数据库和历年的《中国统计年鉴》。

⑪这是因为只有农户购买了大型农机具后才能获得农机补贴。大型农业机械价格昂贵,且小规模农户很少需要大规模的农机,因而,购买大型农机具获得农机补贴的农户较少。

⑫“黄箱补贴政策”是WTO农业协议规定需要承诺削减的补贴。

⑬关于此工具变量的选择依据和理由,在前文的变量选择部分已经阐述,此处不再复述。而具体使用的是2003~2008年间河南省相应各农户的小麦产量。

#### 参考文献

- (1)陈锡文:《当前我国农村改革发展面临的几个重大问题》,《农业经济问题》,2013年第1期。
- (2)陈飞、范庆泉、高铁梅:《农业政策、粮食产量与粮食生产调整能力》,《经济研究》,2010年第11期。
- (3)陈卫平:《中国农业生产率增长、技术进步与效率变化:1990~2003年》,《中国农村观察》,2006年第1期。
- (4)程漱兰:《中国农村发展:理论和实践》,中国人民大学出版社,1999年。
- (5)程国强、朱满德:《中国工业化中期阶段的农业补贴制度与政策选择》,《管理世界》,2012年第1期。
- (6)冯海发:《农业补贴制度改革的思路 and 措施》,《农业经济问题》,2015年第3期。
- (7)方松海、王为农:《成本快速上升背景下的农业补贴政策研究》,《管理世界》,2009年第9期。
- (8)高帆:《中国农业生产率提高的优先序及政策选择》,《经济理论与经济管理》,2008年第8期。
- (9)高鸣、宋洪远:《粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异——兼论技术扩散的空间涟漪效应》,《管理世界》,2014年第7期。
- (10)高鸣、宋洪远:《生产率视角下的中国粮食经济增长要素分析》,《中国人口科学》,2015年第1期。
- (11)高鸣、马铃:《贫困视角下粮食生产技术效率及其影响因素——基于EBM-Goprobit二步法模型的实证分析》,《中国农村观察》,2015年第4期。

(12)郭玮:《农业补贴的政策转型与具体操作》,《中国农村经济》,2003年第10期。

(13)韩一军、柯炳生:《美国棉花补贴所引起的WTO贸易争端及启示》,《农业经济问题》,2004年第9期。

(14)胡华江:《我国农业综合生产率地区差异分析》,《农业技术经济》,2002年第3期。

(15)黄季焜、王晓兵、智华勇、黄珠容、Scott Rozelle:《粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响》,《农业技术经济》,2011年第1期。

(16)许庆、尹荣梁、章辉:《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》,《经济研究》,2011年第3期。

(17)何忠伟、蒋和平:《我国农业补贴政策的演变与走向》,《中国软科学》,2003年第10期。

(18)匡远凤:《技术效率、技术进步、要素积累与中国农业经济增长——基于SFA的经验分析》,《数量经济技术经济研究》,2012年第1期。

(19)吕捷、林宇洁:《国际玉米价格波动特性及其对中国粮食安全影响》,《管理世界》,2013年第5期。

(20)李谷成:《技术效率、技术进步与中国农业生产率增长》,《经济评论》,2009年第1期。

(21)李谷成、范丽霞、闵锐:《资源、环境与农业发展的协调性——基于环境规制的省级农业环境效率排名》,《数量经济技术经济研究》,2011年第10期。

(22)李明贤、周孟亮:《我国小额信贷公司的扩张与目标偏移研究》,《农业经济问题》,2010年第12期。

(23)马晓河、蓝海涛:《加入WTO后我国农业补贴政策研究》,《管理世界》,2002年第5期。

(24)孟令杰:《美国农业生产率的增长与启示》,《农业经济问题》,2001年第3期。

(25)潘劲:《中国农民专业合作社:数据背后的解读》,《中国农村观察》,2011年第6期。

(26)陶然、徐志刚、徐晋涛:《退耕还林,粮食政策与可持续发展》,《中国社会科学》,2004年第6期。

(27)宋洪远、赵海、徐雪高:《从积贫积弱到全面小康——百年以来中国农业农村发展回顾与展望》,《中国农村经济》,2012年第1期。

(28)宋洪远等著:《中国主产区粮食综合生产能力建设问题调研报告》,中国财政经济出版社,2005年9月。

(29)王德文、黄季焜:《双轨制度下中国农户粮食供给反应分析》,《经济研究》,2001年第12期。

(30)王欧、杨进:《农业补贴对中国农户粮食生产的影响》,《中国农村经济》,2014年第5期。

(31)武拉平:《农产品地区差价和地区间价格波动规律研究——以小麦、玉米和生猪市场为例》,《农业经济问题》,2000年第10期。

(32)曾福生、高鸣:《中国农业现代化、工业化和城镇化协调发展及其影响因素分析——基于现代农业视角》,《中国农村经济》,2013年第1期。

(33)曾福生、高鸣:《我国粮食生产效率核算及其影响因素分析——基于SBM-Tobit模型二步法的实证研究》,《农业技术经济》,2012年第7期。

(34)朱晶:《贫困缺粮地区的粮食消费和食品安全》,《经济学(季刊)》,2003年第2期。

(35)赵自芳、史晋川:《中国要素市场扭曲的产业效率损失——基于DEA方法的实证分析》,《中国工业经济》,2006年

第10期。

(36)张丽丽、张丹、朱俊峰:《中国小麦主产区农地经营规模与效率的实证研究——基于山东、河南、河北三省的问卷调查》,《中国农学通报》,2013年第17期。

(37)钟甫宁、顾和军、纪月清:《农民角色分化与农业补贴政策的收入分配效应——江苏省农业税减免、粮食直补收入分配效应的实证研究》,《管理世界》,2008年第5期。

(38)钟春平、陈三攀、徐长生:《结构变迁、要素相对价格及农户行为——农业补贴的理论模型与微观经验证据》,《金融研究》,2013年第5期。

(39)Ahearn, M. C., El-Osta, H. and Dewbre, J., 2006, "The Impact of Coupled and Decoupled Government Subsidies on Off-Farm Labor Participation of US Farm Operators", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.88(2), pp.393~408.

(40)Azzam, A. M., 1991, "Food Subsidies and Market Interdependence: The Case of The Moroccan Soft Wheat Subsidy", *Agricultural Economics*, Vol. 5(4), pp.325~339.

(41)Bhaskar, A. and Beghin, J. C., 2009, "How Coupled are Decoupled Farm Payments? A Review of The Evidence", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol.34(1), pp.130~153.

(42)Binswanger, H. P., Khandker, S. R. and Rosenzweig, M. R., 1993, "How Infrastructure and Financial Institutions Affect Agricultural Output and Investment in India", *Journal of Development Economics*, Vol.41(2), pp.337~366.

(43)Borowiecki, K. J., 2013, "Geographic Clustering and Productivity: An Instrumental Variable Approach for Classical Composers", *Journal of Urban Economics*, Vol.73(1), pp.94~110.

(44)Burfisher, M. E., Robinson, S. and Thierfelder, K., 2000, "North American Farm Programs and the WTO", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.82(3), pp.768~774.

(45)Carter, M. R. and Barrett, C. B., 2006, "The Economics of Poverty Traps and Persistent Poverty: An Asset-Based Approach", *The Journal of Development Studies*, Vol.42(2), pp.178~199.

(46)Chau, N. H. and De Gorter, H., 2005, "Disentangling the Consequences of Direct Payment Schemes in Agriculture on Fixed Costs, Exit Decisions, and Output", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.87(5), pp.1174~1181.

(47)Farrell, M. J., 1957, "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, Vol.120(3), pp.253~290.

(48)Glaeser, E. L., Kerr, S. P. and Kerr, W. R., 2015, "Entrepreneurship and Urban Growth: An Empirical Assessment with Historical Mines", *Review of Economics and Statistics*, Vol.97(2), pp.498~520.

(49)Goodwin, B. K. and Mishra, A. K., 2006, "Are 'Decoupled' Farm Program Payments Really Decoupled? An Empirical Evaluation", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.88(1), pp.73~89.

(50)Heckman, J. J., 1977, "Sample Selection Bias as a

Specification Error (With an Application to the Estimation of Labor Supply Functions)", NBER Working Paper, pp.475~482.

(51)Hennessy, D. A., 1998, "The Production Effects of Agricultural Income Support Policies Under Uncertainty", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.80(1), pp.46~57.

(52)Just, D. R. and Kropp, J. D., 2013, "Production Incentives from Static Decoupling: Land Use Exclusion Restrictions", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 95(5), pp.1049~1067.

(53)Kazukauskas, A., Newman, C., Clancy, D. and Sauer, J., 2013, "Disinvestment, Farm Size and Gradual Farm Exit: The Impact of Subsidy Decoupling in A European Context", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.95(5), pp.1~20.

(54)Kumbhakar, S. C. and Lien, G., 2010, "Impact of Subsidies on Farm Productivity and Efficiency", *In the Economic Impact of Public Support to Agriculture*, pp.109~124, Springer New York.

(55)McCloud, N. and Kumbhakar, S. C., 2008, "Do Subsidies Drive Productivity? A Cross-Country Analysis of Nordic Dairy Farms", *Advances in Econometrics*, Vol.23, pp.245~274.

(56)Moro, D. and Schokai, P., 2013, "The Impact of Decoupled Payments on Farm Choices: Conceptual and Methodological Challenges", *Food Policy*, Vol.41, pp.28~38.

(57)Rucker, R. R., Thurman, W. N. and Sumner, D. A., 1995, "Restricting the Market for Quota: An Analysis of Tobacco Production Rights with Corroboration from Congressional Testimony", *Journal of Political Economy*, Vol.103(1), pp.142~175.

(58)Ricker-Gilbert, J., Jayne, T. S. and Chirwa, E., 2011, "Subsidies and Crowding Out: A Double-Hurdle Model of Fertilizer Demand in Malawi", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.93(1), pp.26~42.

(59)Srinivasan, P. V. and Jha, S., 2001, "Liberalized Trade and Domestic Price Stability. The Case of Rice and Wheat in India", *Journal of Development Economics*, Vol.65(2), pp.417~441.

(60)Sumner, D. A. and Wolf, C. A., 1996, "Quotas Without Supply Control: Effects of Dairy Quota Policy in California", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.78(2), pp.354~366.

(61)Tone, K., 2004, "Malmquist Productivity Index", *Handbook on Data Envelopment Analysis*, Vol.71(1), pp.203~227.

(62)Tone, K. and Tsutsui, M., 2010, "Dynamic DEA: A Slacks-Based Measure Approach", *Omega*, Vol.38(3), pp.145~156.

(63)Weber, J. G. and Key, N., 2012, "How Much Do Decoupled Payments Affect Production? An Instrumental Variable Approach with Panel Data", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.94(1), pp.52~66.

(64)Zimmerman, F. J. and Carter, M. R., 2003, "Asset Smoothing, Consumption Smoothing and The Reproduction of Inequality Under Risk and Subsistence Constraints", *Journal of Development Economics*, Vol.71(2), pp.233~260.