# 综合性收入补贴对中国玉米全要素 生产率的影响分析\*

# ——基于省级面板数据的 DEA-Tobit 两阶段法

朱满德1,2 李辛一1,2 程国强3

内容提要:本文运用 DEA-Tobit 两阶段法,在测度 2004~2008 年中国玉米全要素生产率的基础上,进一步探究了粮食综合性收入补贴对玉米全要素生产率的影响。研究表明: 2004~2008 年期间,中国玉米全要素生产率有所提高,这主要是技术进步作用的结果;西部地区玉米全要素生产率提升极为显著,东部和东北地区玉米全要素生产率改善则较为缓慢;综合性收入补贴对提高玉米全要素生产率具有正向影响,农村劳动力人均受教育年限和耕地有效灌溉率也有正向影响,年平均气温和年日照时数则有负向影响,劳均玉米种植面积和亩均耕地农机动力的影响并不显著。从政策操作的角度看,综合性收入补贴与粮食生产有脱钩的趋势;但从实际效果来看,它仍有助于提高粮食全要素生产率,也没有引起市场扭曲和效率损失,因此是一种可选用的补贴方案。

关键词: 综合性收入补贴 全要素生产率 DEA-Tobit 两阶段法 玉米

## 一、问题的提出

"民以食为天",粮食是安天下、稳民心的战略性产业。进入新世纪以来,中国以保障国家粮食安全为重点,初步构建了以价格支持为基础、直接补贴<sup>①</sup>为主体的农业支持保护制度(程国强,2011)。伴随中国农业支持保护体系的完善和农业政策改革的推进,旨在促进粮食生产的直接补贴政策不断拓展,范围逐步扩大,强度持续增加。例如,良种补贴的范围由 2002 年试点的大豆,逐步扩展到小麦、稻谷、玉米、油菜、花生等 10 多个品种,稻谷、小麦、玉米和棉花良种补贴也由补贴优势产区扩大到覆盖全国;2004 年试点实行种粮农民直接补贴(简称"粮食直补")和农机具购置补贴,2006年出台农业生产资料综合直接补贴(简称"农资综合补贴"),补贴标准均不断提高;此后,2007年新增农业保险保费补贴,2012 年开展农机报废更新补贴,2014 年试点目标价格补贴,……。其中,良种补贴、农机具购置补贴、粮食直补、农资综合补贴"四项补贴"总额由 2002 年的 1 亿元、2008

<sup>\*</sup>本文为教育部人文社会科学研究青年项目"供需紧平衡格局下提高粮食补贴政策效率研究"(编号: 12YJC790296)和国家自然科学基金项目"供需紧平衡格局下我国稻谷生产支持政策效应研究"(编号: 71273069)、"国家粮食安全新战略视野下谷物生产支持政策体系研究"(编号: 71473052)的阶段性成果。

<sup>&</sup>quot;狭义的直接补贴指由政府财政负担,按照一定条件和标准给予农业生产者的补贴支持,例如农资综合补贴、良种补贴、农机具购置补贴等。广义的直接补贴还包括政府财政给予整个农业部门的补贴支持,它不针对农民和具体农产品,例如农业基础设施建设、农业技术推广、农业资源环境保护等方面的投入或补贴。

年的 1028 亿元,稳定增加到 2014 年的 1701 亿元<sup>①</sup>。

引起广泛讨论的是,以粮食直补、农资综合补贴、农作物良种补贴为代表的综合性收入补贴<sup>20</sup>在2014年已经增加到1436亿元。它们与粮食生产逐步"脱钩",其政策效果究竟如何?它们是否还能激励粮食生产?或者需要改革调整,进一步提高综合性收入补贴的精确性和有效性?陈慧萍等(2010)、刘克春(2010)、陈飞等(2011)、吴海涛等(2015)的研究显示,综合性收入补贴对粮食生产中农民土地、资本、劳动时间等要素投入具有显著的正向激励效应,既增加了粮食播种面积,也增加了粮食总产量;程国强(2011)研究进一步发现,粮食直补和农资综合补贴具有政策效应递减的特征,近年来其生产效应逐步消失,已经演变为与生产脱钩的收入补贴;也有研究显示,综合性收入补贴由于补贴方式和补贴强度等原因,一直没有激励粮食生产的政策效果,或者粮食生产激励效应极弱(例如王姣、肖海峰,2006;张照新、陈金强,2007;黄季焜等,2011)。

但是,综合性收入补贴对中国粮食生产效率的影响被严重忽视。它是否提高了粮食生产效率特别是粮食全要素生产率?如果综合性收入补贴有效提升了粮食全要素生产率,这是否也能表明它的有效性?而且,提高全要素生产率是现阶段中国经济供给侧结构性改革的核心,是中国农业供给侧结构性改革的重要内容。尽管国内学者运用随机前沿分析法(SFA)、数据包络分析法(DEA)等对中国农业全要素生产率进行了测度和分析,进一步探讨了经济环境、自然条件、要素投入等驱动因素的作用,例如李谷成、冯中朝(2010),赵文、程杰(2011)和肖红波、王济民(2012),但是,鲜有将"农业政策"(例如综合性收入补贴、专项性生产补贴、价格支持措施)纳入经济环境予以考虑的研究成果,因而未能有效地回应综合性收入补贴是否能提高粮食全要素生产率这一重要关切。为此,本文将关注现行的粮食综合性收入补贴对中国粮食全要素生产率的影响。这关系到中国粮食补贴政策改革的方向选择——如果综合性收入补贴既无法促进粮食生产,又不能提高粮食全要素生产率,今后它是否还应继续实施?如果它对提高粮食全要素生产率或增加农民收入仍然有现实意义,是否应借鉴发达国家的经验将生产性专项补贴逐步调整转型为综合性收入补贴?

# 二、理论分析与研究方案设计

#### (一)综合性收入补贴对全要素生产率的影响机理

有关农业补贴的大量研究表明,无论是与农业生产挂钩的,还是与农业生产不挂钩的直接补贴政策,将通过财富效应、保险效应或者预期效应,不同程度地影响各类农业经营主体的生产决策和经营行为(OECD,2001; Baffes and Meerman,1998)。对中国的粮食综合性收入补贴而言,最重要的一种影响机制是以财富效应体现。作为一种财政转移性支付,综合性收入补贴将直接提高拥有土地承包权的农户的收入水平和财富水平,可以增强其农业投资能力,进而影响其农业投资决策和生产决策,导致农业投入品使用量及其结构、农业生产结构、农产品产量水平等变化,其中,农业投入品结构变化可能带来技术进步,农业生产结构变化则会引起规模效率变化,由此影响全要素生

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup>2002 年和 2008 年数据来源:程国强(2011); 2014 年数据根据财政部《2014 年全国财政决算》计算,参见 http://yss.mof.gov.cn/2014czys/201507/t20150709\_1269855.html。

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup>《〈中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定〉辅导读本》指出,中国已经初步建立了功能互补、综合补贴和专项补贴相结合的农业补贴政策体系,并将粮食直补和农资综合补贴归类为"农民收入补贴政策"(本文称为"综合性收入补贴"),旨在增加农民收入;将良种补贴和农机具购置补贴归类为"农产品生产补贴政策"(亦称"专项性生产补贴"),旨在促进农业生产(参见本书编写组,2008)。政策实践中,以现金方式发放的农作物良种补贴,与农资综合补贴的操作方式和实施效果基本相同,因此可看作"综合性收入补贴"。2016年,中国政府把粮食直补、农资综合补贴和农作物良种补贴三项补贴整合为"农业支持保护补贴",也反映出这三项补贴的类似性。因此,本文探讨的"综合性收入补贴"包括粮食直补、农资综合补贴和农作物良种补贴三项补贴。

产率提高或下降。第二种影响机制以预期效应体现。如果农民预期到农资综合补贴将与粮食实际种植面积挂钩,农作物良种补贴会与良种实际购买价格及购买量挂钩,他们将会根据获得该项补贴的条件而调整其生产决策和投入结构,进而影响粮食全要素生产率。反之,如果农民预期到综合性收入补贴与他们具体的粮食生产行为不挂钩,那么他们的行为也会做出适应性调整,从而改变其生产决策(例如减少各种要素的投入),进一步影响到全要素生产率。

#### (二) 研究方案设计

研究中国粮食综合性收入补贴对粮食全要素生产率的影响,难点在于如何剥离政府其他干预性政策的作用,特别是同时实施的粮食最低收购价和临时收储两项价格支持措施的影响。一部分实证研究指出,中国粮食最低收购价和临时收储政策对粮食种植面积和产量具有显著的激励作用,这两项政策是中国粮食连续增产的核心原因,而非综合性收入补贴促进了粮食增产(刘克春,2010;张爽,2013)。为此,本文在探究粮食综合性收入补贴对中国粮食全要素生产率的影响时,力争将粮食价格支持政策的影响排除在外。

具体方法是,选择一个只实施了粮食综合性收入补贴、且同期没有实施粮食最低收购价和临时 收储政策的时间段进行研究。本文探究的中国粮食综合性收入补贴包括粮食直补、农资综合补贴和 农作物良种补贴,其中农作物良种补贴最早在 2002 年开始试点,粮食直补和农资综合补贴分别于 2004 年和 2006 年开始实施,因此,可以把研究粮食综合性收入补贴对粮食全要素生产率影响的起 点时间设为 2002 年。但是,中国在相当长时期内对国内粮食市场价格和购销都进行了干预,例如, 上世纪 90 年代对稻谷、小麦、玉米、大豆实施最低保护价制度,这一政策直到 2003 年粮食市场化 改革时才取消。这也意味着2003年之前,中国粮食生产一直伴随着粮食最低保护价政策的作用。为 了维护粮食市场稳定,2004年中国政府对水稻出台了最低收购价政策;2006年又将最低收购价政策 扩展到小麦。这表明,2004年以来的水稻和2006年以来的小麦又进入粮食最低收购价政策的保护。 此间,小麦生产在2004~2005年没有最低收购价政策的作用,但考虑到2年时间较短,因此,本文 没有选择小麦作为研究对象。2004 年,中国玉米市场也全面放开;直到 2008 年受金融危机影响全 球粮价大幅下滑,为保护国内种粮农民利益,中国政府方才在2008年下半年出台了玉米临时收储政 策<sup>①</sup>,因此,在2004~2008年这一时期,中国玉米生产没有受到粮食最低收购价和临时收储两项价 格支持政策的影响,同期只有粮食综合性收入补贴的作用。而且,2012年,玉米产量开始超过水稻, 跃居为中国第一大粮食品种。 鉴于此, 本文选择 2004~2008 年玉米为研究对象, 探究这一时期粮食 综合性收入补贴对玉米全要素生产率的影响,其中政策环境变量影响所体现的即为综合性收入补贴 的政策效应,且没有掺杂价格支持政策的作用。

因此,本文以玉米为例,运用 DEA-Tobit 两阶段法就粮食综合性收入补贴对中国玉米全要素生产率的影响进行评估。第一阶段,采用 DEA-Malmquist 指数方法测度 2004~2008 年全国及各省份玉米全要素生产率及其变化;第二阶段,以玉米全要素生产率水平作被解释变量,综合性收入补贴、经济因素、自然条件等为解释变量,运用截断回归 Tobit 模型探究综合性收入补贴对玉米全要素生产率的实际影响。

<sup>&</sup>lt;sup>©</sup>2008 年 10 月和 12 月,中国政府在东北三省和内蒙古启动了三批次共计 3000 万吨的玉米临时收储。

# 三、中国玉米全要素生产率的测度

#### (一)模型设定

测度生产效率可采用基于随机前沿分析(SFA)的参数方法,或者基于数据包络分析(DEA)的非参数方法。其中,参数方法即 SFA 先假定投入与产出之间关系的生产函数的具体形式,然后利用计量经济方法对函数中的未知参数进行估计; 非参数方法即 DEA 是运用线性规划方法构建不同决策单元(DMU)观测数据的非参数分段前沿面,并进行效率计算。尽管 SFA 考虑到生产前沿的随机性,因而可将随机扰动与非效率性有效分开,但其缺陷在于容易出现函数形式设定偏误,导致生产效率测度失效。DEA 测度生产效率的优势在于,不需要事前知道生产函数的形式,不易出现函数形式设定错误的问题。因此,本文采用 DEA 方法测度玉米生产效率,把每个省份看作一个 DMU。中国农村普遍存在小规模经营现象,农业生产可能尚未实现最优经营规模,因此,本文选用产出导向的规模报酬可变(VRS)模型,具体形式如下:

$$\min_{\theta,\lambda} \theta$$

$$st \begin{cases}
-q_i + Q\lambda \ge 0 \\
\theta x_i - X\lambda \ge 0
\end{cases}$$

$$I1'\lambda = 1 \\
\lambda \ge 0$$
(1)

(1)式中,q 表示单个 DMU 的产出向量,x 表示单个 DMU 的投入向量,Q 表示所有 DMU 的产出矩阵,X 表示所有 DMU 的投入矩阵,I1表示元素为 1 的 I × 1 向量, $\theta$  表示标量, $\lambda$  表示一个常数向量,下标i 表示第i 个 DMU。

全要素生产率(TFP)实质上就是所有 DMU 的产出与投入的比值。当 DMU 的生产过程由单一投入、单一产出扩展到多投入、多产出时,测度全要素生产率就需要将多投入、多产出汇总为单一指数(O'Donnell,2011)。以 $x_{it}=(x_{1it},...,x_{Kit})'$  和  $q_{it}=(q_{1it},...,q_{Jit})'$  分别表示 t 时期  $DMU_i$  的投入向量和产出向量, $X_{it}=X(x_{it})$  和  $Q_{it}=Q(q_{it})$  分别表示其投入集与产出集, $DMU_i$  在 t 时期多投入、多产出全要素生产率则表示为:

$$TFP_{it} \equiv \frac{Q_{it}}{X_{it}} \tag{2}$$

Malmquist 指数广泛应用于 DEA 对全要素生产率变化(即全要素生产率指数)的测度,它由 Caves et al. (1982)提出,是在参照技术下利用基于两期投入和产出的距离函数测算全要素生产率变化。使用 Malmquist 指数测度全要素生产率变化的优点在于:它适用于面板数据的分析;全要素生产率变化可分解为技术效率变化和技术变化(即技术进步,下文称作"技术进步"),其中,技术效率变化可进一步分解为纯技术效率变化和规模效率变化;它不需要相关的价格信息,避免了价格数据不易获取的困难(肖红波、王济民,2012)。因此,本文采用产出导向的 DEA 结合 Malmquist 指数测度中国玉米全要素生产率变化。

一个 DMU 产出导向的 Malmquist 指数为基于 s 时期技术与基于 t 时期技术的两个 Malmquist 指数的几何平均值,由(3)式给出:

$$M_{o}(q_{s}, q_{t}, x_{s}, x_{t}) = \left[\frac{D_{o}^{s}(x_{t}, q_{t})}{D_{o}^{s}(x_{s}, q_{s})} \times \frac{D_{o}^{t}(x_{t}, q_{t})}{D_{o}^{t}(x_{s}, q_{s})}\right]^{\frac{1}{2}}$$
(3)

(3) 式中, $D_s(x_i,q_i)$ 表示以 s 时期技术表示的 t 时期技术效率水平, $D_s(x_s,q_s)$ 表示以 s 时期技术表示的当期技术效率水平, $D_s(x_s,q_s)$ 表示以 t 时期技术表示的当期技术效率水平, $D_s(x_s,q_s)$ 表示以 t 时期技术表示的 s 时期技术效率水平。真实经济中,大多数 DMU 在生产过程中通常具有不同程度的技术无效,因此,反映在 Malmquist 指数中的全要素生产率变化可能是技术进步与技术效率变化共同作用的结果。此种情况下,可将(3)式所表达的 Malmquist 指数分解为技术进步和技术效率变化两部分;(4)式中方括号内的部分表示技术进步,方括号外的部分表示技术效率变化:

$$M_{o}(q_{s}, q_{t}, x_{s}, x_{t}) = \frac{D_{o}^{t}(x_{t}, q_{t})}{D_{o}^{s}(x_{s}, q_{s})} \left[ \frac{D_{o}^{s}(x_{t}, q_{t})}{D_{o}^{t}(x_{t}, q_{t})} \times \frac{D_{o}^{s}(x_{s}, q_{s})}{D_{o}^{t}(x_{s}, q_{s})} \right]^{\frac{1}{2}}$$
(4)

上述分解为规模报酬不变(CRS)条件下全要素生产率变化的估计。在规模报酬可变(VRS)的假设条件下,还可能存在全要素生产率变化的其余来源。(4)式所表达的 Malmquist 指数中技术效率变化部分可进一步分解为纯技术效率变化和规模效率变化两部分。因此,Malmquist 指数进一步被改写为:

$$M_{o}(q_{s}, q_{t}, x_{s}, x_{t}) = \left[\frac{D_{o}'(x_{t}, q_{t} | VRS) / D_{o}'(x_{t}, q_{t} | CRS)}{D_{o}'(x_{s}, q_{s} | VRS) / D_{o}'(x_{s}, q_{s} | CRS)} \times \frac{D_{o}'(x_{t}, q_{t} | VRS) / D_{o}'(x_{t}, q_{t} | CRS)}{D_{o}'(x_{s}, q_{s} | VRS) / D_{o}'(x_{s}, q_{s} | CRS)}\right]^{\frac{1}{2}}$$

$$\times \frac{D_{o}'(x_{t}, q_{t} | VRS)}{D_{o}'(x_{s}, q_{s} | VRS)} \times \left[\frac{D_{o}'(x_{t}, q_{t})}{D_{o}'(x_{t}, q_{t})} \times \frac{D_{o}'(x_{s}, q_{s})}{D_{o}'(x_{s}, q_{s})}\right]^{\frac{1}{2}}$$

$$= \frac{S_{o}'(x_{t}, q_{t})}{S_{o}'(x_{s}, q_{s})} \times \frac{D_{o}'(x_{t}, q_{t} | VRS)}{D_{o}'(x_{s}, q_{s} | VRS)} \times \left[\frac{D_{o}'(x_{t}, q_{t})}{D_{o}'(x_{t}, q_{t})} \times \frac{D_{o}'(x_{s}, q_{s})}{D_{o}'(x_{s}, q_{s})}\right]^{\frac{1}{2}}$$

$$(5)$$

(5)式中,右边分解式自左至右依次分别为规模效率变化、纯技术效率变化和技术进步。本文将在(5)式的框架基础上对中国玉米全要素生产率变化进行测度和分解。

根据农业生产函数特征,本文选取玉米亩均产量作为产出指标,玉米亩均用工数量、亩均种子用量、亩均化肥施用量、亩均机械作业费分别代表玉米种植中的劳动投入、资本投入等投入指标。为消除价格因素的影响,亩均机械作业费使用农业生产资料价格指数平减。相关数据来自《全国农产品成本收益资料汇编》<sup>①</sup>、《中国统计年鉴》<sup>②</sup>。考虑到统计数据的可获得性和连续性,除全国层面以外,省级层面包括了内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、河北、山西、江苏、安徽、山东、河南、湖北、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆共18个省(区)<sup>③</sup>,对于个别省份缺少某一年度数据的情况,考虑到年度之间数据差异较小,本文采用 Lagrange 插值法以该年度前后各一年数据的平均数进行插值,从而补全数据集。

# (二) 玉米全要素生产率测度结果及解释

本文利用 DPIN3.0 程序,运用 DEA-Malmquist 指数方法首先测度了全国层面的玉米全要素生产率及其变化,结果见表 1。2004~2008 年,中国玉米全要素生产率变化呈"正 N型",其中,2005 年玉米

<sup>&</sup>lt;sup>©</sup>国家发展和改革委员会价格司(编):《全国农产品成本收益资料汇编》(2005~2009年,历年),中国统计出版社。 <sup>®</sup>国家统计局(编):《中国统计年鉴》(2005~2009年,历年),中国统计出版社。

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup>2014 年, 这 18 个省(区) 玉米产量合计 20539 万吨, 占全国玉米总产量的 95.2%。

全要素生产率提高了 1.71%,但 2006 年和 2007 年分别下滑了 1.74%和 2.34%,此后 2008 年大幅提高了 10.75%;总体上看,中国玉米全要素生产率有明显提高,由 0.6956 提高到 0.7519,增长了 8.09%。期间,只有技术进步持续大于或等于 1,表明玉米生产技术进步相对稳定,总的技术进步率为 8.15%<sup>©</sup>;纯技术效率变化呈"正 V 型",2004~2007 年纯技术效率连续下降,尽管 2008 年提高了 7.4%,但仍未恢复到 2004 年水平,纯技术效率由 2004 年的 0.9161 下滑到 2008 年的 0.8848,下降了 3.42%;规模效率变化 呈"正 W 型",表现为小幅"交错升降"的震荡态势,规模效率由 2004 年的 0.9162 提高到 2008 年的 0.9481,提高了 3.48%。这也表明:2004~2008 年期间,中国玉米全要素生产率的提高主要是技术进步作用的结果,而非纯技术效率变化和规模效率变化作用的结果。

2004~2008年中国玉米全要素生产率及其变化

年份	全要素 生产率	纯技术效率	规模效率	全要素 生产率变化	技术进步	纯技术 效率变化	规模效率 变化
2004	0.6956	0.9161	0.9162	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
2005	0.7075	0.9048	0.9025	1.0171	1.0454	0.9878	0.9849
2006	0.6952	0.8562	0.9242	0.9826	1.0140	0.9463	1.0240
2007	0.6789	0.8238	0.9194	0.9766	1.0203	0.9622	0.9948
2008	0.7519	0.8848	0.9481	1.1075	1.0000	1.0740	1.0312

注: ①全要素生产率变化=技术进步×纯技术效率变化×规模效率变化,即(5)式,本式中指标均为环比指数。 ②全要素生产率、纯技术效率和规模效率为 DPIN3.0 测度的水平值。

本文同时测度了 2004~2008 年内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、河北等 18 个省(区)的玉米全 要素生产率及其变化,结果见表 2。数据显示,2004~2008 年期间,各省(区)玉米全要素生产率 呈现非均衡增长: ①西部欠发达地区玉米全要素生产率的提升幅度最显著。其中,贵州表现最突出, 由 0.5328 大幅提升到 0.7834, 提高了 47.03%; 甘肃、宁夏、陕西、云南分别提高了 29.14%、25.79%、 24.07%、22.77%;即便提升幅度相对较低的四川和新疆,也分别提高了 11.51%和 10.59%,都显著 高于全国平均 8.09%的提升幅度;但内蒙古例外,其玉米全要素生产率由 0.7669 下滑到 0.7154,下 降了 6.72%。②中部地区中,湖北与河南玉米全要素生产率改善较为明显,分别提高了 15.81%与 13.46%,高于全国平均提升幅度;但山西和安徽分别提高了 7.89%和 1.02%,低于全国平均提升幅 度。③东部地区和东北地区玉米全要素生产率提升相对缓慢,皆落后于全国平均提升幅度。其中, 黑龙江表现略好,提高了 5.31%;河北和山东只提高了 3.23%和 1.83%;江苏、吉林、辽宁三省玉 米全要素生产率较 2004 年均有所下降,辽宁下降了 5.90%。作为全要素生产率非均衡增长的结果, 2004年玉米全要素生产率低于全国水平的宁夏、贵州两省(区)在2008年已经超过全国水平。2008 年,玉米全要素生产率低于全国水平的有江苏、河北、四川、甘肃、陕西、云南、内蒙古7个省(区), 其中,甘肃、陕西、云南 3 个省仍没有达到 2004 年的全国水平,但它们与全国水平的差距在显著缩 小。不可忽视的是,作为传统优势主产区的东北产区(黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古)和华北产区 (河北、河南、山东、山西),玉米全要素生产率优势已不再突出。2004年,上述8个省(区)玉 米全要素生产率均领先于全国平均水平; 2008年, 一部分省份玉米全要素生产率高于全国水平的优 势逐步缩小,内蒙古与河北甚至已开始低于全国水平。

从全要素生产率变化看,2005年,除云南和内蒙古以外的西部6个省(区)玉米全要素生产率较2004年都有较大幅度的提升,但中部地区的山西、湖北、安徽3个省和东北地区的辽宁省,以及

<sup>『</sup>根据 2004~2008 年技术进步数据计算。

东部地区的山东、江苏 2 个省,玉米全要素生产率都有一定幅度的下滑。2006 年和 2007 年,所观测的 18 个省(区)中有一半的省份玉米全要素生产率下滑,表现为东北地区和中部地区的整体性下滑。例如,这两个年份,东北地区都有 2 个省份玉米全要素生产率下降;2007 年,中部地区只有山西玉米全要素生产率有所提高,湖北、安徽、河南 3 个省玉米全要素生产率都出现下降。2008 年,除山西和新疆以外的 16 个省(区)玉米全要素生产率全面大幅提升。各省(区)玉米全要素生产率年际变化的整体趋势与全国玉米全要素生产率年际变化趋势基本一致。与此同时,这种全要素生产率变化的地域差异,一种可能是农业结构调整的作用。一个地区经济发展水平越高,农业在当地经济中所占比重越低,农业生产经营已经向畜牧水产、经济作物等方向调整,粮食生产越来越少,提高粮食全要素生产率也就越难引起重视,玉米也不例外。另一种可能是农业经营方式的改变。本世纪初西部地区多还处于传统生计型农业阶段,玉米全要素生产率水平较低。由于农业基础设施建设和技术推广力度的加大,玉米全要素生产率得以快速提高;而中部地区和东北地区地势平坦,在 2004年时农业集约化水平本已相对较高,后期玉米全要素生产率难以大幅度提高。

表 2	2004~2008 年各省(	区) 玉米仝	要去生产率及其变化
12 4	2009 - 2000 午17日 (		女杀工厂平仪共文化

区域 省份		全要素生产率					全要素生产率变化				
<b>丛</b> 場	区域 目 0	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年
	山东	0.7671	0.7116	0.7161	0.7293	0.7811	1.0000	0.9276	1.0063	1.0184	1.0710
东部	江苏	0.7470	0.4670	0.6608	0.6235	0.7362	1.0000	0.6252	1.4150	0.9436	1.1808
	河北	0.7114	0.7667	0.7216	0.7072	0.7344	1.0000	1.0777	0.9412	0.9800	1.0385
	山西	0.7325	0.6930	0.7530	0.7931	0.7903	1.0000	0.9461	1.0866	1.0533	0.9965
中部	湖北	0.6984	0.6477	0.7077	0.7066	0.8088	1.0000	0.9274	1.0926	0.9984	1.1446
4¤ T	安徽	0.7553	0.6073	0.7716	0.6256	0.7630	1.0000	0.8041	1.2705	0.8108	1.2196
	河南	0.7200	0.7487	0.7469	0.7448	0.8169	1.0000	1.0399	0.9976	0.9972	1.0968
	宁夏	0.6709	0.7285	0.7853	0.7887	0.8439	1.0000	1.0859	1.0780	1.0043	1.0700
	贵州	0.5328	0.5772	0.5802	0.6842	0.7834	1.0000	1.0833	1.0052	1.1792	1.1450
	四川	0.6535	0.6831	0.5968	0.5957	0.7287	1.0000	1.0453	0.8737	0.9982	1.2233
西部	新疆	0.7846	0.8664	0.8785	0.8963	0.8677	1.0000	1.1043	1.0140	1.0203	0.9681
	甘肃	0.5028	0.6138	0.5958	0.5958	0.6493	1.0000	1.2208	0.9707	1.0000	1.0898
	陝西	0.5143	0.6145	0.5416	0.5926	0.6381	1.0000	1.1948	0.8814	1.0942	1.0768
	云南	0.4726	0.4652	0.5152	0.5260	0.5802	1.0000	0.9843	1.1075	1.0210	1.1030
	内蒙古	0.7669	0.7482	0.6650	0.6601	0.7154	1.0000	0.9756	0.8888	0.9926	1.0838
	黑龙江	0.7647	0.8125	0.8158	0.6815	0.8053	1.0000	1.0625	1.0041	0.8354	1.1817
东北	吉林	0.7755	0.7937	0.7194	0.5950	0.7634	1.0000	1.0235	0.9064	0.8271	1.2830
	辽宁	0.8288	0.7413	0.7096	0.7128	0.7799	1.0000	0.8944	0.9572	1.0045	1.0941

注: 全要素生产率变化为环比指数。根据《中国统计年鉴》进行东部、中部、西部和东北地区的划分。

# 四、综合性收入补贴真的提高了玉米全要素生产率?

## (一)模型与数据

本部分旨在探究粮食综合性收入补贴对中国玉米全要素生产率的影响。以 DEA-Malmquist 指数

方法所测度的全要素生产率水平作为被解释变量,其取值范围局限于[0,1],属于典型的两端截断 "受限被解释变量"。对归并回归模型而言,虽然有全部观测数据,但有些被解释变量被压缩归并后,由最小二乘法不能得到一致的估计结果。在这种情况下应当运用最大似然估计法估计(陈强,2013)。因此,本文采用受限被解释变量模型中的 Tobit 截断回归模型。

设被解释变量为y,,解释变量向量为Z',构建如下回归模型:

$$y_{i} = Z_{i}'\beta + \varepsilon_{i} \tag{6}$$

# (6) 式中,下标i表示不同的玉米生产省份。

被解释变量 y, 使用 DEA-Malmquist 指数方法测度的各省(区)玉米全要素生产率水平作为指标。 影响玉米全要素生产率的环境变量复杂多样,例如经济社会因素、资源环境条件、人力资源、制度 因素等。本文探究玉米全要素生产率的影响因素时,选取了每亩玉米补贴收入(反映综合性收入补 贴强度) ①、人均地区生产总值、农村劳动力人均受教育年限、耕地有效灌溉率、亩均耕地农机动力、 劳均玉米种植面积、年平均气温、年日照时数8个指标作为解释变量z.,分别代表政策因素、经济 发展水平、人力资源质量、耕地质量、农业机械化水平、经营规模、自然环境,建立截断回归 Tobit 模型。其中,本文关注的重点是粮食综合性收入补贴对玉米全要素生产率的影响。理论分析表明, 综合性收入补贴可以提高农民的投资能力,促进农民通过投资使用新技术和新设备(Baffes and Meerman, 1998), 进而可能提高玉米全要素生产率, 因此预计该因素存在正向影响。一个地区经济 发展水平越高,农民增收越不依赖于农业生产,提高玉米全要素生产率也就越可能被忽视,故预计 人均地区生产总值有负向影响。人力资源和耕地的质量越好,越有利于先进技术的普及使用和规模 经营的稳定推进,也就是说,技术进步和规模效率的提高可以推动玉米全要素生产率提升;农业机 械化水平亦是如此,机械化水平越高,生产率越高(李谷成、冯中朝,2010;吴海涛等,2015)。因 此,预计农村劳动力人均受教育年限、耕地有效灌溉率和亩均耕地农机动力三个因素有正向影响。 农业经营规模的大小在一定程度上影响规模效率,适度的经营规模有助于提高农业全要素生产率, 但规模过小或者过大都可能造成全要素生产率下降; 气温和日照对玉米产量存在影响(崔静等, 2011<sup>a</sup>,2011<sup>b</sup>),但对全要素生产率的影响还需要进一步验证,因此,难以预计劳均玉米种植面积、 年平均气温和年日照时数对玉米全要素生产率的影响及其方向。

Tobit 截断回归模型所使用的数据来源如下:每亩玉米补贴收入来自《全国农产品成本收益资料汇编》,人均地区生产总值来自《中国统计年鉴》,农村劳动力人均受教育年限、耕地有效灌溉率、亩均耕地农机动力、劳均玉米种植面积<sup>®</sup>根据《中国农村统计年鉴》<sup>®</sup>数据计算,年平均气温、年日照时数使用各省(区)省会城市的数据替代,相关数据来自《中国气象年鉴》<sup>®</sup>。

#### (二)模型估计结果及其解释

本文运用 Stata 12.0 软件对 Tobit 截断回归模型进行回归,结果见表 3。

政策变量即每亩玉米补贴收入对中国玉米全要素生产率具有正向影响,且通过了 5%水平的显著性检验。回归系数为 0.0012,意味着每亩玉米补贴收入每增加 100 元,中国玉米全要素生产率将

<sup>©</sup>这一阶段玉米的每亩补贴收入包括粮食直补、农资综合补贴和良种补贴,即综合性收入补贴。

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup>耕地有效灌溉率根据有效灌溉面积与耕地面积计算,亩均耕地农机动力根据农机总动力与耕地面积计算,劳均玉米种植面积则根据玉米种植面积和农业从业人员估计。

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup>国家统计局农村社会经济调查司(编):《中国农村统计年鉴》(2005~2009年,历年),中国统计出版社。

<sup>®</sup>中国气象年鉴编辑部(编):《中国气象年鉴》(2005~2009年,历年),气象出版社。

会提高 0.1246,表明 2004~2008 年期间实施的综合性收入补贴政策有效提高了玉米全要素生产率。特别是 2008 年粮食综合性收入补贴大幅增长,全国平均每亩玉米补贴收入由 2007 年的 21.6 元增加到 43.0 元。伴随补贴强度的加大,中国玉米全要素生产率也在 2008 年实现了大幅度提升,所观测的 18 个省(区)中有 16 个省(区)玉米全要素生产率显著提高。这也进一步证明,综合性收入补贴作有效提高玉米全要素生产率,不会造成玉米生产的无效率。结合玉米全要素生产率变化的分解结果看,综合性收入补贴对玉米生产技术进步有重要的推动作用,它通过财富效应提高农民的投资能力,会加快玉米生产者采用新技术(例如优质良种),优化要素投入及其组合。

反映经济发展水平的人均地区生产总值对玉米全要素生产率产生了负向影响,并通过了 1%水平的显著性检验。这与 18 个省(区)玉米全要素生产率水平的测度结果也能相互印证——人均地区生产总值较高的省份,玉米全要素生产率偏低且提高相对缓慢,例如江苏、山东、内蒙古。该回归结果同时显示,中国人均地区生产总值每上升 10000 元,玉米全要素生产率仅下降 0.0529,表明它对玉米全要素生产率的影响程度较小。

增加农村劳动力人均受教育年限对提高玉米全要素生产率起到明显的促进作用。农村劳动力人均受教育年限每增加1年,玉米全要素生产率将提高0.0330。从这个角度看,今后中国西部地区玉米全要素生产率仍有进一步提升的空间。尽管它与预期相符,增加农村人力资本投资能大幅提升农业全要素生产率,但仍要注意的是,目前受教育程度较高的农村青壮年劳动力不断外流到城市和非农产业,如何有指向性地提高农业从业人员的素质和能力要引起重视。

改善农田水利条件,提高耕地有效灌溉率,对提高玉米全要素生产率有显著的积极影响。中国 玉米优势种植区主要是东北产区和华北产区,但二者都属于资源型缺水区,华北产区水资源严重匮 乏,东北产区以雨养农业为主,加强农田水利基础设施建设,改善耕地生产条件,可以显著提高玉 米全要素生产率。近年来,西南产区和西北产区玉米种植面积在快速扩张,但西南产区属工程型缺 水区,西北产区属资源型缺水区,在这两个产区提高玉米全要素生产率还需进一步改善其灌溉条件。

自然环境变量中,年平均气温对玉米全要素生产率具有显著的负向影响,年日照时数有微弱的负向影响,它们分别通过了1%水平、10%水平的显著性检验。尽管目前鲜有关于气候变化对农业全要素生产率影响的探讨,但崔静等(2011<sup>a</sup>,2011<sup>b</sup>)研究了1975~2008年气候变化对中国29个省(区)粮食单产水平的影响。结果表明,气温和日照均有显著的负向影响。这与本文模型回归结果中年平均气温、年日照时数对中国18个省(区)玉米全要素生产率均有负向影响极为类似,在影响方向上保持一致,且均通过了显著性检验。

劳均玉米种植面积对玉米全要素生产率有负向影响,亩均耕地农机动力则有正向影响,但均未通过显著性检验。不应忽视的事实是,2004~2008年,玉米生产各环节的机械作业尚未推广应用,特别是收获环节要耗费大量劳动,这成为当时种粮大户扩大玉米种植规模的最大瓶颈。因此,这一时期如果劳均玉米种植面积不断扩大,玉米全要素生产率甚至可能偏低。但是,实践经验也表明,相比于人工作业,机械作业更加富有效率,能够进一步推动规模经营,因而可以同时实现技术进步和规模效率的提高。特别是 2010年以来,玉米种植全程机械作业快速推广,单位劳动力可承担的经营规模大幅度增加,现阶段劳均玉米种植面积或不再对玉米全要素生产率有负向影响,亩均耕地农机动力或许能够显著提高玉米全要素生产率。这两点有待进一步验证。

表 3	Tobit 截断回归模型	<u> </u> 回归结果:中国玉米:	全要素生产率的影响因素				
解释变量与常数项	单位	系数估计值	标准误	t 值			
每亩玉米补贴收入	元	0.0012**	0.0005	2.34			
人均地区生产总值	元	-5.29E-06***	1.87E-06	-2.83			
农村劳动力人均受教育年	艮 年	0.0330**	0.0163	2.02			
耕地有效灌溉率	%	0.3134***	0.0550	5.70			
劳均玉米种植面积	亩	-0.0041	0.0034	-1.21			
年平均气温	°C	-0.0170***	0.0031	-5.47			
年日照时数	小时	-3.85E-05*	2.13E-05	-1.81			
亩均耕地农机动力	千瓦	0.0512	0.0477	1.07			
常数项		0.6488***	0.1421	4.57			
似然比检验							
$\chi^2(8)$		66.05					
Prob> $\chi^2$		0.0000					
Pseudo R <sup>2</sup>		-0.4078					
Log likelihood		114.0116					

注: \*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

# 五、结论与政策含义

本文运用 DEA-Tobit 两阶段法在测度了 2004~2008 年中国玉米全要素生产率及其变化的基础上,进一步探讨了粮食综合性收入补贴对玉米全要素生产率的影响。研究发现: 2004~2008 年期间,中国玉米全要素生产率显著提高,这主要是技术进步作用的结果;玉米全要素生产率呈现出非均衡增长的态势,其中,西部地区玉米全要素生产率提升最为显著,中部地区次之,东北地区和东部地区玉米全要素生产率改善则较为缓慢;综合性收入补贴政策对玉米全要素生产率具有显著的促进作用,提高农村劳动力受教育程度、改善耕地灌溉条件,对玉米全要素生产率也有正向影响,这为提高中国玉米全要素生产率指明了努力的方向。

现阶段,国内农业生产成本仍在快速攀升,国内农产品价格已经普遍高于国际价格,在"双重挤压"下如何创新中国农业支持保护政策?或应重新审视现行的粮食综合性收入补贴政策。特别是农资综合补贴,从其政策目标和财政部相关表述来看,是为了缓解农业生产资料价格上涨对农民种粮的影响,进而促进粮食生产,它明确指向了"农业生产资料",属典型的 WTO "黄箱政策";农作物良种补贴也明确指向农业投入品"优质良种",也是典型的 WTO "黄箱政策"。但是,在实际操作中,农资综合补贴、发放现金方式的农作物良种补贴与粮食直补类似,且很多省份是按照计税土地面积或计税常产进行补贴<sup>©</sup>。单就这种补贴方式而言,它基本符合 WTO "绿箱政策"的标准。黄季焜等(2011)对粮食生产补贴与农户生产行为关系的实证分析也显示,中国实施的粮食直补和农资综合补贴只是收入转移项目,没有影响到农户的生产决策,也没有产生市场扭曲的作用,因而本质上属于"绿箱政策",没有违背中国对 WTO 所做的承诺。本文分析显示,2004~2008 年,中

<sup>&</sup>lt;sup>®</sup>例如,黑龙江、吉林、内蒙古、河南等省(区)按照计税土地面积或计税常产补贴,也有一部分省(区)按照实际 种植面积补贴,例如湖北、河北。

国包括粮食直补、农资综合补贴、农作物良种补贴在内的综合性收入补贴有效地提高了玉米全要素生产率,推动了技术进步。一种没有扭曲生产和市场,却能够提高全要素生产率的综合性收入补贴政策,理应成为"双重挤压"下中国农业支持保护体系的政策选择之一。

但是,农资综合补贴资金总量较大,由2006年的260亿元、2008年的716亿元,快速增加到2014年1071亿元<sup>①</sup>,作为"黄箱政策"已经引起国际关注;农作物良种补贴已经影响到中国对特定农产品"黄箱政策"的选择,面临可能突破"黄箱天花板"的风险<sup>②</sup>。因此,一种改革方案是,把农资综合补贴、农作物良种补贴与农民种粮行为有效挂钩,调整为真正有效的"黄箱政策",提高补贴政策的指向性和有效性。另一种改革方案是,将农资综合补贴和农作物良种补贴调整为真正的"绿箱政策"<sup>③</sup>,可当作对综合性"收入补贴"事实的认可,这样做既符合WTO农业国内支持政策的改革方向,也能降低中国的"黄箱"支持水平,为新"黄箱"腾出政策空间,但这同时需要对农资综合补贴和农作物良种补贴的政策目标、操作方式等进行调整和规范,以吻合WTO"绿箱"条款。2015年,财政部在山东、安徽、湖南、四川、浙江5省开展农业"三项补贴政策"(即粮食直补、农资综合补贴、农作物良种补贴)改革试点,将其合并为"农业支持保护补贴",用于耕地地力保护和粮食产能提升<sup>⑤</sup>,其本质即是把综合性收入补贴由"黄箱政策"向"绿箱政策"转型调整。要竭力避免以"黄箱"之名行"绿箱"之实,为中国农业支持政策改革拓展有效的空间,营造宽松的国际环境。

#### 参考文献

1.本书编写组:《〈中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定〉辅导读本》,人民出版社,2008年。

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.陈慧萍、武拉平、王玉斌:《补贴政策对我国粮食生产的影响——基于 2004~2007 年分省数据的实证》,《农业技术经济》 2010 年第 4 期。

4.陈强:《高级计量经济学及 Stata 应用 (第二版)》,高等教育出版社,2013 年。

5.程国强:《中国农业补贴:制度设计与政策选择》,中国发展出版社,2011年。

6.崔静、王秀清、辛贤:《气候变化对中国粮食生产的影响研究》,《经济社会体制比较》2011ª年第2期。

7.崔静、王秀清、辛贤、吴文斌:《生长期气候变化对中国主要粮食作物单产的影响》,《中国农村经济》2011<sup>b</sup>年第9期。 8.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。

9.李谷成、冯中朝:《中国农业全要素生产率增长:技术推进抑或效率驱动———项基于随机前沿生产函数的行业比较研究》,《农业技术经济》2010年第5期。

(下转第53页)

<sup>©2006</sup> 年和 2008 年数据来源:程国强(2011); 2014 年的数据根据财政部《2014 年全国财政决算》计算,参见 http://yss.mof.gov.cn/2014czys/201507/t20150709 1269855.html。

<sup>&</sup>lt;sup>©</sup>中国加入 WTO 时,承诺对非特定农产品的"黄箱"支持不超过农业总产值的 8.5%;对特定农产品的"黄箱"支持不超过该产品产值的 8.5%。现阶段,中国大豆、油菜籽等已经面临特定农产品"黄箱天花板"的约束。

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup>2008年,中国已经将粮食直补作为"绿箱政策"向WTO通报。

<sup>&</sup>lt;sup>⑤</sup>改革试点中,按照财政部出台的《关于调整完善农业三项补贴政策的指导意见》,将粮食直补资金、农作物良种补贴资金和80%的农资综合补贴存量资金,用作耕地地力保护,按照农民拥有的承包地面积以现金方式补贴给农民,享受补贴的农民要保证耕地不撂荒、地力不降低(属"绿箱政策");将20%的农资综合补贴存量资金、种粮大户补贴资金和三项补贴增量资金用于支持提升粮食产能和推动适度规模经营,包括对规模种粮主体的信贷担保、信贷利息补贴和适量现金补贴(属"黄箱政策")。

37. Train, K. E.: Discrete Choice Methods with Simulation, second edition, Cambridge University Press, 2009.

38.van Loo, E. J.; Caputo, V.; Nayga, J. R. M.; Meullenet, J. F. and Ricke, S. C.: Consumers' Willingness to Pay for Organic Chicken Breast: Evidence from Choice Experiment, *Food Quality and Preference*, 22 (7): 603-613, 2011.

39. Wu, L. H.; Xu, L. L.; Zhu, D. and Wang, X.: Factors Affecting Consumer Willingness to Pay for Certified Traceable Food in Jiangsu Province of China, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 60(3): 317-333, 2012.

(作者单位: 1曲阜师范大学山东省食品安全治理政策研究中心; 2江南大学江苏省食品安全研究基地; 3江南大学江苏食品安全与营养协同创新中心)

(责任编辑: 小 林)

## (上接第14页)

10.林而达、张厚宜、王京华:《全球气候变化对中国农业影响的模拟》,中国农业出版社,1997年。

11.刘克春:《粮食生产补贴政策对农户粮食种植决策行为的影响与作用机理分析——以江西省为例》,《中国农村经济》 2010 年第 2 期。

12.王姣、肖海峰:《中国粮食直接补贴政策效果评价》,《中国农村经济》2006 年第12期。

13.吴海涛、霍增辉、臧凯波:《农业补贴对农户农业生产行为的影响分析——来自湖北农村的实证》,《华中农业大学学报(社会科学版)》2015 年第 5 期。

14. 肖红波、王济民:《新世纪以来我国粮食综合技术效率和全要素生产率分析》,《农业技术经济》2012 年第1期。

15.张爽:《粮食最低收购价政策对主产区农户供给行为影响的实证研究》,《经济评论》2013年第1期。

16.张照新、陈金强:《我国粮食补贴政策的框架、问题及政策建议》,《农业经济问题》2007年第7期。

17.赵文、程杰:《中国农业全要素生产率的重新考察——对基础数据的修正和两种方法的比较》,《中国农村经济》2011 年第 10 期。

18. Baffes, J. and Meerman, J.: From Prices to Incomes: Agricultural Subsidization without Protection, *World Bank Research Observer*, 13(2):191-211, 1998.

19. Caves, D. W.; Christensen, L. R. and Diewert, W. E.: The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity, *Econometrica*, 50(6): 1393-1414, 1982.

20.OECD: Decoupling: A Conceptual Overview, The 1999/2000 Programme of Committee for Agriculture Working Paper, http://www.oecd.org/agriculture/agricultural-policies/25481500.pdf, 2001.

21.O'Donnell, C. J.: *DPIN 3.0 ——A Program for Decomposing Productivity Index Numbers*, User's Guide of DPIN3.0, http://www.uq.edu.au/economics/cepa/dpin.php, University of Queensland, 2011.

(作者单位: 1贵州大学经济学院;

2贵州大学中国西部发展能力研究中心;

3国务院发展研究中心学术委员会)

(责任编辑:霜雪明)