华南农业大学学报(社会科学版)
2010年第3期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 3 2010
(第9卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 9)

基于 Malmquist 指数的主产区粮食直补效率研究

高玉强[1], 贺伊琦[2]

(1. 安徽财经大学 财政与公共管理学院,安徽 蚌埠 233030;2. 南京财经大学 会计学院,江苏 南京 210046)

摘 要: 从理论上梳理了粮食直补的传导机制,基于省际面板数据的回归分析,从整体上检验了粮食直补传导机制的有效性,运用 DEA 方法和 Malmquist 生产率指数测度了 2004—2008 年粮食主产区的粮食直补效率。研究发现,主产区粮食直补效率不高的主要原因是技术无效率;粮食直补的 Malmquist 生产率年均增长 3.6%,这主要源于技术进步及规模效率的提高而不是纯技术效率的改进。

关键词: 粮食直接补贴; 面板数据; 数据包络分析法; Malmquist 指数

中图分类号: F810.4 **文献标识码**: A **文章编号**:1672-0202(2010)03-0049-09

一、引言

农业补贴是当今世界各国政府支持与保护农业、保障粮食安全、促进农民增收最主要的常用政策工具,只是不同国家、不同时期的补贴方式及水平不尽相同。“政以民为本,民以食为天”,粮食问题始终是各国关注的最基本民生问题,所以,粮食补贴理所当然成为世界各国农业补贴政策的核心。中国的粮食补贴政策实施多年,历经“粮食消费者补贴”(1960—1993 年)、“粮食保护价制度”(1993—2003 年)和“种粮农民直接补贴”(2004 年后)等三个阶段。自 2004 年以来,我国先后出台了粮食直接补贴、良种补贴、农机购置补贴、粮食最低收购价、农资综合直接补贴等一系列农业补贴政策,业已初步形成了综合性收入补贴、生产性专项补贴和最低收购价政策相结合、兼顾国家粮食安全与种粮农民收入的粮食补贴政策体系[1]。其中,粮食直接补贴因具有符合 WTO《农业协定》要求、受益直接、简便高效、价格扭曲程度较低等优点而倍受青睐。所谓粮食直接补贴(以下简称粮食直补),是指政府基于保障粮食安全、促进农民增收等政策目标,以农户计税面积、实际粮食种植面积或实际出售商品粮数量为补贴依据,在生产环节直接给予粮农一定经济补偿的转移性财政支出。我国粮食直补政策于 2002 年开始在吉林省东丰县和安徽省天长县、来安县试点,2003 年试点范围扩大至 16 个省(自治区、直辖市),并于 2004 年起在全国普及,此后中央财政安排粮食直补资金的规模逐年增加①。这一政策在提高农民种粮积极性、促进农民增收、创新粮食补贴制度等方面成效显著,同时也暴露出粮食直补传导机制梗塞、补贴效率较低等一系列新问题。因此,从理论上梳理粮食直补的传导机制、从定量角度考察粮食直补的效率变动轨迹,对粮食直补政策目标的确定、粮食直补的制度设计及优化均有重要的理论价值与现实意义。

收稿日期:2010-05-28

基金项目:国家社会科学基金青年项目(09CJY063);教育部人文社会科学研究青年项目(09YJC790002);高校省级优秀青年人才基金项目(2010SQRW083);中华全国供销合作总社课题(GXZSKY0701)

作者简介:高玉强(1980—),男,山东胶南人,安徽财经大学财政与公共管理学院讲师,主要研究方向为财政理论与经济计量学.

① 2004—2007 年,粮食直补资金的总额分别为 116、132、142、151 亿元。资料来源:中华人民共和国中央人民政府等官方网站。

二、粮食直补传导机制的理论分析

除粮食直补制度设计的科学性及粮食生产技术水平等影响因素外,粮食直补的政策效果在很大程度上取决于粮食直补传导机制的顺畅性与有效性,因此,为了提升粮食直补的政策效力,有必要从理论上深入剖析粮食直补的传导机制。根据主要收入来源的差别,可以将农民分为农民工、专业农民和兼业农民等三类。农民工是以进城打工为收入来源,自身几乎不从事农业生产。专业农民则专门从事农业生产或其收入几乎全部源于农业。兼业农民是指既进城打工又从事农业生产的农民,通常在农闲时就近入城打工,而在农忙时返乡务农,所以其收入来源有两部分。由于农民工、专业农民以及兼业农民的粮食直补传导机制存在一定差异,所以,应对三种情形下的传导机制分别梳理。

1. 农民工的粮食直补传导机制分析。由于从事农业生产所承担的风险较大、获取的比较效益低,而且有些农民工尤其是年青的或掌握一定技术的农民在打工方面具有一定的人力资本比较优势,使其打工取得的收入相对较高,因此,不少农村地区的农民弃地涌入城市务工,甚至弃农务工成为一些地区"时代潮流",这无疑将导致农田撂荒与闲置浪费、粮食总产量下降,最终危及粮食安全。粮食直补政策实施产生的直接收入效应,刺激农民工转让农田经营权的意愿,农民工可以采用撂荒土地代耕制将闲置的农田租给专业农民耕种,从而实现了农田出租方(农民工)、承租方(专业农民)及政府的三方共赢:出租土地的农民工获得了土地租金收入;承租农田的专业农民得到了粮食直补,在一定程度上有利于缩小城乡收入差距;对于政府而言,粮食播种面积的增加、粮食总产量的提高有助于加强粮食安全。

2. 专业农民的粮食直补传导机制分析。粮食直补对专业农民产生的经济效应,主要体现在直接的收入效应、间接的产出效应以及规模效应三个方面:一是粮食直补的直接收入效应。粮食直补是政府在生产环节直接给予粮农一定经济补偿的转移性财政资金,粮农获得的粮食直补资金数额与其计税面积、实际种粮面积或实际出售商品粮数量成正比,因此,农民种植粮食面积或实际出售商品粮数量越多,则获得的财政补贴越多,从而在一定程度上提高专业农民的收入水平、缩小城乡收入差距、提高农村居民整体的福利水平。二粮食直补的间接产出效应。农业客观上是自然风险和市场风险交织叠加的弱质产业,主观上又受我国长期以来实施的"农业支持工业、农村支持城市"的"非均衡"发展战略和与之密切配合的"偏向性"财税制度的双重制约,原本步履维艰的农业更是雪上加霜,农业生产率较低、比较效益每况愈下。如果仅仅依靠农业自身有限的资金积累,在短期内很难实现农业现代化。在农民自有积累资金不足的情况下,政府逐年增加的粮食直补资金势必与农民自有积累资金合龙,共同投入到农业生产,用于改善农业生产生活条件、优化农业生产要素的配置结构、提高粮食生产率,从而提高粮食的数量与质量、保障国家粮食安全。三是粮食直补的规模效应。粮食直补政策落实后,一部分专业农民会通过租种农民工农田等办法扩大粮食种植规模,有助于实现规模经营,充分发挥规模效应。

3. 兼业农民的粮食直补传导机制分析。兼业农民会在总劳动时间既定的前提下,以收入最大化为标准,在打工和务农间作出理性的选择。粮食直补政策的推行导致打工与务农之间的工资比例下降,因此,兼业农民可以通过替代效应,即适当减小进城打工的时间并增加务农时间而提高总收入;同时从事农业生产的时间增加,有利于粮食种植的精耕细作,从而提高了粮食单产,最终增加粮食总产量和收入水平。

综合上述粮食直补的传导机制分析可以得出,粮食直补主要通过直接收入效应、间接产出效应以及规模效应的发挥,实现保障粮食安全和缩小城乡收入差距的现实目标。上述三种情形下的

粮食直补传导机制大致可以图 1 示意。

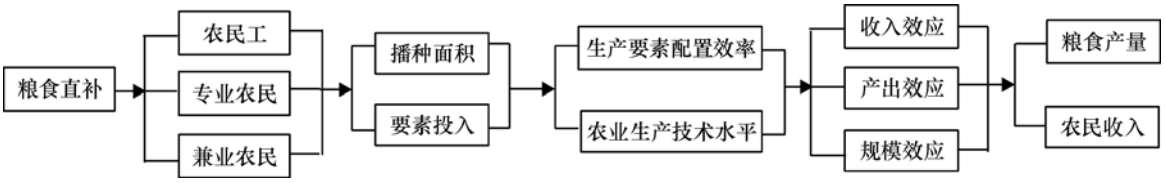


图 1　粮食直补政策传导机制

三、粮食直补传导机制的有效性：基于省际面板数据的经验分析

（一）模型：柯布-道格拉斯生产函数的拓展

用于研究生产要素投入与产出之间关系且使用非常广泛的生产函数是柯布-道格拉斯生产函数。它由数学家 Cobb 和经济学家 Douglas 于 1928 年提出的。最初用于预测国家和地区的工业系统或大企业的生产及分析发展生产的途径[2]。其基本的形式为：

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta}\mu \tag{1}$$

式(1)中 Y、A、L、K 分别为工业总产值、综合技术水平、投入劳动力及资本的数量，α、β 依次为劳动力与资本的产出弹性系数，μ 为随机扰动项。从此模型可看出，决定工业系统发展水平的主要因素是投入的劳动力数量、固定资产和综合技术水平。根据 α 与 β 的组合情况，有三种类型：其和大于 1，为递增报酬型，表明按现有技术用扩大生产规模来增加产出是有利的；其和小于 1，为递减报酬型，表明按现有技术用扩大生产规模来增加产出是得不偿失的；其和等于 1，为不变报酬型，表明生产效率并不会随着生产规模的扩大而提高，只有提高技术水平，才能提高经济效益。

为了测算粮食直补等各种农业生产投入与农业产出的数量关系，本文将对初始的柯布-道格拉斯生产函数进行改进和拓展。农业生产对象是有生命活力的生物有机体。农业再生产过程始终是生物有机体生命力的保持和延续，因此，农业再生产过程是自然再生产过程与经济再生产过程的融合，这是农业生产的根本特征[3]。它决定了农业生产要素与工业生产要素存在巨大差异，农业生产要素主要包括劳动力、土地、粮食直补和自然环境等。农业生产要素的差异性与多元化决定了继续使用初始的柯布-道格拉斯生产函数测度农业产出是不可行的，必须对其改进和拓展[4]。由于自然环境难以用某一具体指标进行准确衡量，所以将自然环境等其它因素放入随机扰动项。因此，拓展后的用于测度农业产出的柯布-道格拉斯生产函数具体形式设定为：

$$Y = AL^{\beta_1}K^{\beta_2}S^{\beta_3}e^{\mu} \tag{2}$$

其中，Y 表示粮食总产量，A 是综合技术水平，L、K、S 依次表示各地区农业从业人员、农作物总播种面积及粮食直补总额，β_1、β_2、β_3 分别为各种农业生产投入的产出弹性系数，μ 为随机扰动项。为获得更为精确的参数估计结果，对式(2)两边同时取自然对数，可变换为线性于参数的面板数据模型：

$$\ln Y_{it} = \ln A + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln S_{it} + \mu_{it} \tag{3}$$

（二）数据来源

本研究所使用的年度数据，除粮食直补总额来源于 2004—2008 年各地区预算执行情况报告、各地区农业信息网及中华人民共和国中央人民政府网官方网站外，其余数据均来自 2005—2009 年《中国统计年鉴》。由于统计年鉴未给出 2006 年农业从业人员数，本文使用 2005 年和 2007 年的平均数代替。

(三)实证分析与统计检验

由于各省区的农业生产规模、生产技术水平及粮食直补规模等存在不同程度的差异,本文采用广义最小二乘法(Cross-section weights),利用2004—2008年的省际面板数据,对模型(3)作参数估计,结果如下:

$$\ln \hat{Y} = -1.7911 + 0.1944\ln L + 0.7326\ln K + 0.1497\ln S$$

$t = -15.51 \quad 7.94 \quad 20.51 \quad 13.93$

$P = 0.0000 \quad 0.0000 \quad 0.0000 \quad 0.0000$

$\bar{R}^2 = 0.9899 \quad F = 3273.09 \quad Prob(\text{F-statistic}) = 0.0000$

该面板数据模型的拟合优度高达98.99%,表明农业从业人员、农作物总播种面积及粮食直补总额等所有解释变量对被解释变量粮食产量的整体影响是高度显著的。各解释变量对粮食产量的个别影响同样高度显著,各偏回归系数的符号亦与理论预期相同。粮食产量对粮食直补的弹性系数为0.1497,经验数据分析支持了政府安排的粮食直补对粮食产量的影响显著这一结论,即整体而言,粮食直补政策产出效应的传导机制是有效的。实质上,这也从经验数据上检验了后续的DEA模型中投入产出指标选取的合理性。

四、基于DEA的粮食直补效率评价

(一)实证模型

1. *数据包络分析*

DEA方法最先由Charnes,Cooper and Rhodes[5]提出,它主要是利用线性规划构建有效率的凸性生产前沿,通过与该前沿的比较识别各决策单元的相对效率。利用DEA方法既可以从投入角度也可以从产出角度进行分析,但在规模报酬不变假定下,上述两种分析是完全相同的。假定存在规模报酬不变的生产技术水平,则基于投入的DEA方法实质上是对下面线性规划问题求解:

$$\begin{cases} \min_{\theta,\lambda}\theta \\ s.t. \ -y_i + Y\lambda \geqslant 0 \\ \theta x_i - X\lambda \geqslant 0 \\ e\lambda = 1, \lambda > 0 \end{cases}$$

其中,x_i、y_i分别是第i个生产决策单元的投入和产出向量,X与Y分别为矩阵$K \times N$和矩阵$M \times N$,表示全部生产决策单元的总投入和产出量,e为单位向量。约束条件$e\lambda = 1$可以确保前沿面满足凸性,表明规模收益可变。经求解,θ的值即为第i个生产决策单元的效率值。若$\theta = 1$,则说明该单元具有完美的技术效率,否则就说明其位于生产前沿面之下,存在着$1 - \theta$的技术效率损失。由于上述方法是假设所有生产决策单元都是在最优规模上进行的,而事实上由于不完全竞争、资金约束等问题的存在,决策单元并不会在最优规模上进行生产,通常存在一定的规模效率损失问题,所以,Banker,Charnes and Cooper以规模报酬变动取代了CCR模型中规模报酬不变的假设,将CCR模型发展成BCC模型[6]。BCC模型能将纯粹技术效率和规模效率分解开,可以衡量决策单元在既定的生产技术情况下,是否处于最佳生产规模状态。最后以CCR模型下计算的技术效率值除以BCC模型下计算的纯技术效率值,可得到各决策单元的规模效率值。

2. *Malmquist生产率指数*

Malmquist指数是Malmquist1953年在消费分析过程中首次提出的。此后与DEA理论相结合,在效率测算中的应用日益广泛。为了客观衡量技术效率变动、技术变动与全要素生产率之间的关

系，本文使用 Caves、Christensen and Diewert 所提出的第 t 期及第 $t+1$ 期的 Malmquist 生产力指数的几何平均数[7]，公式如下：

$$M(x_t,y_t,x_{t+1},y_{t+1})=\left[\frac{D^t(x_{t+1},y_{t+1})}{D^t(x_t,y_t)}\times\frac{D^{t+1}(x_{t+1},y_{t+1})}{D^{t+1}(x_t,y_t)}\right]^{1/2} \quad (4)$$

其中，(x_t,y_t)和(x_{t+1},y_{t+1})分别为第 t 期和第 $t+1$ 期的投入产出关系。$D^t(x_t,y_t)$ 和 $D^{t+1}(x_{t+1},y_{t+1})$是分别根据生产点在相同时间段（即 t 和 $t+1$）同前沿面技术相比较得到的投入距离函数；$D^t(x_{t+1},y_{t+1})$ 和 $D^{t+1}(x_t,y_t)$分别是根据生产点在混合期间同前沿面技术相比较得到的投入距离函数。

根据 Färe et al（1994）研究，Malmquist 生产力指数可以分解为技术效率变化和技术变化两部分，其中技术效率变化又可进一步分解为纯技术效率变化和规模效率变化[8]。据此，公式（4）可进一步转换为：

$$M(x_t,y_t,x_{t+1},y_{t+1})=\frac{S^t(x_t,y_t)}{S^t(x_{t+1},y_{t+1})}\times\frac{D^t(x_{t+1},y_{t+1}/VRS)}{D^t(x_t,y_t/VRS)}\times\left[\frac{D^t(x_{t+1},y_{t+1})}{D^{t+1}(x_{t+1},y_{t+1})}\times\frac{D^t(x_t,y_t)}{D^{t+1}(x_t,y_t)}\right] \quad (5)$$

其中，第一项表示规模效率变化 Sech，第二项表示纯技术效率变化 Pech，第三项表示技术变化 Techch，且第一项和第二项的乘积为技术效率变化 Effch。根据公式（5），全要素生产率 TFP 的变化就分解为规模效率变化、纯技术效率变化以及技术变化。规模效率大于 1 意味着改变了要素投入，提高了规模效率；纯技术效率大于 1 意味着管理改善使效率得到了改进；技术变化大于 1 意味着技术在考察期实现了跨越，即实现了技术进步；TFPch 大于 1 意味着生产力有所改善。反之，上述指标值小于 1，则表明相应效率恶化。

（二）投入产出指标选取

叶慧、王雅鹏运用数据包络分析法评估了中国 2004 年 26 个省区的粮食直补政策的效率，认为中国粮食直补的效率普遍不高[9]。张红玉、李雪运用 DEA 超效率模型测算了我国 2004—2005 年 26 个省区的粮食直补政策的超效率，研究结果表明粮食直补规模不足是导致效率低下的重要原因[10]。他们都选取了各地区粮食直补总规模、粮食补贴标准和粮食补贴品种作为投入指标，将粮食产量作为主要产出指标之一。存在的共同问题是忽略了中国粮食主产区与非主产区间农业生产规模及生产条件的显著差异，违背了 DEA 法对决策单元同质性的要求，导致各省区效率测度的准确度与可信度降低。

从前文的面板数据回归分析结果可知，对粮食产量具有高度显著性影响的投入指标是农业从业人员、农作物总播种面积与粮食直补总额等。因此，本文选取的投入指标为农业从业人员、农作物总播种面积与粮食直补总额。我国粮食直补政策的目标定位对粮食直补效率水平的影响至关重要，学术界对粮食直补的现实目标定位主要存在两种观点：一是主张保障国家粮食安全[11-14]；二是力求提高农民收入，缩小城乡居民收入差距[15]。我们认为，我国经济发展水平与财政能力现状直接决定了粮食直补政策的现实目标选择。我国粮食直补政策的近期主要目标为保障国家粮食安全，长远目标为提高农民收入水平、缩小城乡居民收入差距，而粮食产量和农民人均收入水平分别是衡量国家粮食安全和农民收入水平的最佳指标，所以，将粮食产量和农民人均纯收入作为产出指标。由于粮食主产区和非主产区的农业生产规模、生产技术水平及粮食直补规模等存在显著差异[8]，2004—2008 年粮食主产区的粮食直补资金总额占全国粮食直补总规模的比重均超过 80%，基于 DEA 对决策单元同质性的要求，加之受到非粮食主产区各省区粮食直补总额数据可得性的限制，本文仅对粮食主产区的 13 个省区的粮食直补效率展开考察，从而在一定程度上提高了效率测定结果的精确度及可信度。

(三)实证分析结果

1. 基本效率评价

将2004—2008年粮食主产区的13个省区的投入产出数据经过DEAP2.1运行计算所得到的基于产出角度的综合效率值、技术效率值和规模效率值的结果进行整理,可以求出各年度效率的平均值,将其列于表1。

表1 主产区粮食直补平均效率值

年份	综合效率平均值	技术效率平均值	规模效率平均值
2004	0.918	0.964	0.952
2005	0.937	0.960	0.976
2006	0.892	0.923	0.968
2007	0.895	0.942	0.950
2008	0.904	0.944	0.958

从表1可以看出,粮食主产区的粮食直补的技术效率平均值较低,除2004年外,其他年份的技术效率平均值均低于规模效率平均值,由此推断,主产区粮食直补效率低主要源于技术无效率。技术效率视为粮食直补资金的发放效率,用于衡量粮食直补资金的发放程序简便性、合理化水平及操作成本的高低。规模效率是在粮食直补制度设计既定的前提下,用以考察各地区的粮食直补资金规模与其农业生产规模的优化程度和配置比例,即最佳补贴规模的确定问题。如果规模效率值为1,则意味着此时的粮食直补资金规模是最优的,处在规模报酬不变的最佳状态。因此,主产区粮食直补的低效率主要有两方面原因:一是技术效率低,即各地粮食直补资金的发放程序较繁琐、发放所需的操作成本较高,这是主要原因。二是规模效率低,这可能是由各省区的粮食直补资金规模与其农业生产规模的配置比例未达到最佳引致的。

表2列示了2004年和2008年两个年度13省区的粮食直补综合效率和它两个组成部分(技术效率和规模效率)及5年间的效率平均值。

表2 2004年、2008年主产区粮食直补效率

地区	综合效率			纯技术效率			规模效率		
	2004	2008	平均	2004	2008	平均	2004	2008	平均
河北	0.817	0.778	0.802	0.827	0.809	0.823	0.988	0.963	0.974
内蒙古	1	1	0.997	1	1	1	1	1	0.997
辽宁	1	1	1	1	1	1	1	1	1
吉林	1	1	1	1	1	1	1	1	1
黑龙江	0.899	1	0.956	1	1	1	0.899	1	0.956
江苏	1	1	1	1	1	1	1	1	1
安徽	0.827	0.773	0.774	0.861	0.815	0.808	0.960	0.949	0.958
江西	0.831	0.824	0.821	1	1	0.953	0.831	0.824	0.868
山东	0.934	0.929	0.942	1	1	1	0.934	0.929	0.942
河南	0.825	0.866	0.858	1	1	1	0.825	0.866	0.858
湖北	0.798	0.703	0.752	0.843	0.708	0.769	0.947	0.993	0.979
湖南	1	0.964	0.978	1	1	1	1	0.964	0.978
四川	1	0.913	0.937	1	0.938	0.951	1	0.973	0.984
平均	0.918	0.904	0.909	0.964	0.944	0.947	0.952	0.958	0.961

从纯技术效率看,2004年只有河北、安徽和湖北三个省份的纯技术效率未达到有效前沿,2008年安徽、湖北和四川等三省的纯技术效率没有达到有效前沿,其他地区的粮食直补纯技术效率均是有效的。平均而言,粮食直补的技术效率略有下降,从2004年的96.4%降至2008年的94.4%。

从规模效率看,2004年规模有效的决策单元有6个,2008年减少至5个。规模效率的平均值

略有上升，从 95.2% 上升到 95.8%。2008 年规模效率最低的是江西省的 82.4%，倒数第二位是河南省。其余地区粮食直补的规模效率值均高于 90%。这表明除个别地区外，大部分地区的粮食直补规模与其农业生产规模基本上是相匹配的。

综合效率等于技术效率与规模效率的乘积，对综合效率的分析需要将技术效率与规模效率结合起来。2004 年内蒙古、辽宁、吉林、江苏、湖南和四川等 6 个地区综合效率是有效的，2008 年减少至 5 个地区。从考察期末的分析可以看出，只有江西、山东、河南、湖南四个地区的规模效率值低于其技术效率值，其他地区的规模效率值均高于其技术效率值。整体而言，这五年的规模效率平均值高于技术效率平均值，再次验证了我国粮食直补综合效率不高的主要原因是技术效率较低，而不是规模效率较低。

2. 粮食直补效率动态评价

粮食直补动态效率考察的是在技术可变条件下的效率变动情况。假设使用三种投入（农业从业人员、农作物总播种面积及粮食直补总额）生产两种产出（粮食产量和农民人均纯收入）的规模报酬不变的基于产出角度的粮食直补生产函数。用 DEAP2.1 软件计算了 2004—2008 年我国粮食主区的 13 省份逐年粮食直补 Malmquist 生产率指数及其分解技术效率和技术进步的变化情况。表 3 列示了 2004—2008 年粮食直补 Malmquist 生产率指数及其分解值，表 4 列出了分省区的平均 Malmquist 指数及其分解值。

表 3　2004—2008 年主产区粮食直补 Malmquist 指数变动

年份	技术效率变动	技术变动	纯技术效率变动	规模效率变动	Malmquist 指数
2004	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2005	1.021	0.971	0.994	1.026	0.991
2006	0.950	1.077	0.958	0.991	1.023
2007	1.004	1.060	1.023	0.981	1.064
2008	1.010	1.059	1.001	1.009	1.070
平均	0.996	1.041	0.994	1.002	1.036

从表 3 我们可知，2004 年为基期，其 Malmquist 指数为 1。五年间，只有 2005 年的 Malmquist 指数小于1，说明当年的生产率指数下降了，以后年份均呈现上升态势。整体而言，生产率指数处于

表 4　粮食主产区粮食直补 Malmquist 指数分析

地区	技术效率变动	技术变动	纯技术效率变动	规模效率变动	Malmquist 指数
河北	0.988	1.019	0.994	0.994	1.007
内蒙古	1.000	1.139	1.000	1.000	1.139
辽宁	1.000	1.070	1.000	1.000	1.070
吉林	1.000	1.067	1.000	1.000	1.067
黑龙江	1.027	1.037	1.000	1.027	1.065
江苏	1.000	1.095	1.000	1.000	1.095
安徽	0.983	1.025	0.986	0.997	1.008
江西	0.998	1.030	1.000	0.998	1.027
山东	0.999	1.026	1.000	0.999	1.025
河南	1.012	1.030	1.000	1.012	1.043
湖北	0.969	1.026	0.957	1.012	0.994
湖南	0.991	0.990	1.000	0.991	0.981
四川	0.977	0.988	0.984	0.993	0.966
平均	0.996	1.041	0.994	1.002	1.036

上升态势,其平均值为1.036。从引起生产率变动的原因来看,粮食直补生产率上升的主要原因是技术进步及规模效率的提高而不是纯技术效率的提高,在本文的测算中,五年间技术进步水平的平均值为4.1%,规模效率变动的平均值为0.2%,而纯技术效率却平均下降了0.6%。

由表4可以看出,2004—2008年有3个省份的粮食直补的Malmquist指数有所下降,分别是湖北、湖南和四川,其他10个省区的Malmquist指数均有不同程度的提高,其中内蒙古和江苏的增幅最大。除湖南和四川外,其他省份的技术进步指数都大于1,这是农民补贴网的建设及其完善、发放程序不断简化合理、操作成本有所降低的必然结果。

当然,以上分析只是在所获取数据基础上通过经验分析得出的结论。实际上,还有很多其它因素制约着我国粮食直补效率的提高。如粮食直补制度目标定位的准确度、粮食直补制度的健全程度、各地区的农业生产条件和生产技术水平等。

五、结论与政策建议

(一)结论

借鉴经济学中的投入产出核算方法,我们将农业从业人员、农作物总播种面积与粮食直补总额作为投入指标,粮食产量和农民人均纯收入作为产出指标,用DEA方法对2004—2008年粮食主产区13个省份的粮食直补效率进行测算,并将粮食直补的综合效率分解为技术效率和规模效率。研究结果显示,我国粮食直补效率不高的主要原因是技术无效率。粮食直补的Malmquist生产率年均增长3.6%,粮食直补生产率上升主要源于技术进步及规模效率的提高而不是纯技术效率的提高。

(二)政策建议

第一,加强粮食直补工作的信息化建设,简化补贴资金发放程序,降低操作成本。上述分析结果显示,我国粮食直补效率不高的主要原因是技术效率较低,因此,提高技术效率是提升粮食直补综合效率的关键。应加快中国农民补贴网的建设,使补贴资金通过中国农民补贴网,以“一卡通”的方式,不经过任何中间环节,直接拨付到种粮农民账户,可有效防止补贴资金被截留、挪用或克扣,方便政府和农民对补贴政策和补贴资金的查询与监督。

第二,在财政能力可及的情况下,适度提高补贴标准,扩大补贴规模。上述分析表明,部分地区粮食直补是规模无效率的,因此,应适当扩大这些地区的粮食直补总规模,使粮食直补的规模达到最优,使补贴规模与其农业生产规模配置状态达到最佳,最终使粮食直补的效率显著提高。

第三,由于各地区的农业生产规模、生产技术水平、粮食直补规模、补贴范围、补贴依据、补贴标准等各不相同,导致各地区粮食直补的技术效率、规模效率与综合效率存在较大差异,因此,粮食直补制度的优化应区别对待,分类实施。

第四,在推动农业生产技术进步的同时,还须不断提高农业生产率和粮食直补资金自身的使用效率。另外,农业生产技术水平的提升、效率的改进均与农业生产规模高度相关,因此,应鼓励农民采取多种形式,推进农村土地经营权的流转,扩大农业生产规模,发挥规模经济的优势。

致谢:作者感谢郑尚植博士、陈俊杰博士对本文提出的有益建议。

参考文献:

[1] 张照新,陈金强.我国粮食补贴政策的框架、问题及政策建议[J].农业经济问题,2007,(7):11-16.

[2] HAL R. VARIAN. Microeconomic Analysis[M]. third edition. New York: W. W. Norton & Company, Inc. 1992:18.

[3] 李建平.我国农业保护政策研究[M].北京:人民出版社,2007.39-42.

[4] 高玉强. 农机购置补贴与财政支农支出的传导机制有效性研究[J]. 财贸经济,2010,(4):61 - 68.
[5] A CHARNES, W W COOPER, E RHODES. Measuring the Efficiency of Decision Making Units[J]. European Journal of Operational Research,1978,(2)6:429 - 444.
[6] R D BANKER, A CHARNES, W W COOPER. Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis[J]. Management Science,1984,30(9):1078 - 1092.
[7] CAVES D W, CHRISTENSEN L R, DIEWERT W E. The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity[J]. Econometrica,1982,50(6):1393 - 1414.
[8] ROLF FÄRE, SHAWNA GROSSKOPF, MARY NORRIS, ZHONGYANG ZHANG. Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries[J]. The American Economic Review,1994,84(1): 66 - 83.
[9] 叶　慧,王雅鹏. 采用数据包络分析法的粮食直接补贴效率分析及政策启示[J]. 农业现代化研究,2006,(5):356 - 359.
[10] 张红玉,李　雪. 我国增收型粮食补贴最佳规模[J]. 上海立信会计学院学报,2009,(3):86 - 90.
[11] 梁世夫. 粮食安全背景下直接补贴政策的改进问题[J]. 农业经济问题,2005,(4):4 - 7.
[12] 王　姣. 我国粮食直接补贴政策存在的问题[J]. 中国粮食经济,2005,(6):25.
[13] 向　丽. 粮食安全背景下粮食直接补贴政策的经济学解析[J]. 安徽农业科学,2008,(10):12944 - 12945.
[14] 侯石安. 粮食安全与财政补贴政策的优化[J]. 管理世界,2008,(11):172 - 173.
[15] 李成贵. 粮食直接补贴不能代替价格支持[J]. 中国农村经济,2004,(8):54 - 57.

Study on Grain Direct Subsidy Efficiency in Main Grain Producing Areas Based on Malmquist TFP Index

GAO Yu-qiang[1], HE Yi-qi[2]

(1. *School of Public Finance & Administration*, *Anhui University of Finance and Economics*, *Bengbu* 233030, *China*;
2. *School of Accounting*, *Nanjing University of Finance and Economics*, *Nanjing* 210046, *China*)

Abstract: Grain direct subsidy is the core in the agricultural subsidy policy system, which plays very significant role in ensuring grain safety and heightening peasants' income level. The conduction mechanism of grain direct subsidy is analyzed theoretically. Then the effectiveness of the conduction mechanism is tested on the whole based on regression analysis of inter-provincial panel data. And the efficiency of the grain direct subsidy in main grain producing areas from 2004 to 2008 is evaluated by using DEA approach and Malmquist TFP index. The results show that the main reason leads to the low efficiency of grain direct subsidy is the inefficiency of technology. And the annual increase of grain direct subsidy Malmquist TFP index is 3.6%, which comes from technical progress and the increasing scale efficiency instead of pure technical efficiency improvement.

Key Words: Grain Direct Subsidy; Panel Data; Data Envelopment Analysis; Malmquist TFP Index