

中国农业的绿色生产率革命：1978—2008 年

李谷成*

摘 要 论文在采用单元调查评估法对分省农业污染排放量进行核算的基础上，应用考虑非合意产出的非径向、非角度 SBM 方向性距离函数表述的全要素生产率模型，对资源与环境双重约束下农业绿色生产率增长进行核算，考察农业发展与资源、环境的统筹兼顾关系，阐释绿色生产率增长背后的制度原因。论文认为，环境问题很大程度上仍是一个发展问题，农业增长要处理好资源、环境与发展关系，通过实现绿色生产率革命来推动农业“又好又快”的发展。

关键词 绿色全要素生产率，SBM 模型，方向性距离函数

一、引 言

改革开放以来，我国农业以占世界不到 10% 的耕地成功养活了世界 20% 以上的人口。其中，以高产良种为中心并配合以灌溉、施肥技术改进的农业“绿色革命”功不可没。但这一成功并非没有代价，除人多地少传统资源约束外，农业发展可能付出了较大环境代价。2006 年 10 月至 2009 年 7 月第一次污染源普查表明，农业总化学需氧量（COD_{cr}）、总氮（TN）和总磷（TP）排放量分别为 1324.09 万吨、270.46 万吨和 28.47 万吨，分别占总排放量的 43.7%、57.2% 和 67.4%，表明农业已成为整个 COD_{cr}、TN 和 TP 排放的主要来源。因此，农业发展已不再局限于如何在资源刚性约束下确保农产品基本供需平衡，还必须充分考虑其资源承载能力及可能导致的环境灾难问题。

有科学家提出用 EPI（environmental performance index，环境绩效指数）来评估环境政策的有效性，但 EPI 只反映环境质量，没有考虑到对发展的要求。绿色 GDP 核算体系因为现实操作的困难也久久未能实施。从传统意义上

* 华中农业大学经济管理学院、湖北农村发展研究中心。通信地址：华中农业大学经济管理学院，430070；电话：(027)87286896；E-mail:lgcabc@mail.hzau.edu.cn。本文受国家自然科学基金(70903027, 71273103)、教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-11-0647)、湖北省新世纪高层次人才工程、中央高校基本科研业务费专项基金(2011PY133, 2012PY002)和华中农大“人文社会学科优秀青年人才培养计划”资助。对两位匿名审稿人宝贵意见表示感谢，文责自负。

资源与发展的“两难困境”到当前资源、环境与发展“三方纠结”，如何来协调资源、环境与发展之间的矛盾？又有什么可行的分析框架？经济增长理论致力于分析资源节约与经济增长的关系，其中全要素生产率（total factor productivity, TFP）分析框架得到了广泛应用。长期以来，这种度量局限于要素投入，较少考虑环境因素，但实际上其在环境经济领域应用前景广阔。

本文在传统 TFP 分析基础上，采用基于方向性距离函数（directional distance function, DDF）的环境规制行为分析模型（activity analysis model, AAM），设计考虑非合意产出的非径向、非角度 SBM（slacks-based measure, SBM）生产率指数模型综合考察资源节约、环境友好与农业发展的统筹兼顾，并将其定义为“绿色生产率革命”，从而将资源、环境与发展纳入一个统一分析框架，然后进一步对绿色生产率增长进行制度变迁视角的解释。论文不仅对从科学发展观角度考察农业增长模式具有重要意义，而且相对 EPI、绿色 GDP 等指标体系，实际上可为中央政府“两型”理念提供一个替代性分析框架。

二、文献综述

增长理论主要致力于探索经济增长的决定性因素，TFP 分析因具有良好的系统性和结构性框架得到了广泛应用。本文重点关心农业 TFP 增长分析。McMillan (1989)、Lin (1992)、Wen (1993) 等较早对农业 TFP 进行测算，认为人民公社体制下农业 TFP 基本停滞；家庭联产承包责任制为代表的农业改革成功，导致 TFP 短期内迅速上升；1984 年开始，农业 TFP 增长减缓，进入一个阶段性波动阶段。Fan and Zhang (2002) 表明官方数据可能会夸大农业改革的贡献。从研究方法看，受“索洛余值”法影响，研究者大多以平均生产函数如 Griliches 生产函数为主。

随着研究者对 TFP 认识不断深入，以随机前沿生产函数（stochastic frontier analysis, SFA）和数据包络分析（data envelopment analysis, DEA）为代表的生产前沿面方法得到广泛应用。Mao *et al.* (1997)、Lambert and Parker (1998)、Wu *et al.* (2001) 及李谷成 (2009)¹ 等利用 Malmquist 指数对不同时间段加总数据进行分解，认为改革开放以来农业 TFP 实现了较快增长，但呈阶段性波动，主要由技术进步贡献，技术效率是恶化的。与 DEA 不同，SFA 构建的是随机性生产前沿面，较为符合农业生产特征，但也因为需要预设生产函数和技术非效率项分布形式受到批评。SFA 研究表明，技术进步是农业 TFP 增长的主要来源，普遍的技术进步与效率损失主要发生在 20 世

¹ 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，第 60—68 页。

纪90年代以来，80年代并不明显（石慧等，2008²；全炯振，2008³）。

上述研究对我们深入理解农业发展与资源节约关系具有重要意义，但他们几乎都没有涉及环境因素。已有关于农业发展与环境污染的研究，主要沿着另一条主线——环境库兹涅茨假说（environmental kuznets curve, EKC）在发展。EKC文献主要利用化肥、农药等（人均）使用量作为污染代理变量与（人均）农业产出做EKC检验，大都支持农业面源污染EKC假说。但这至少存在以下问题：（1）与宏观经济和工业不同，农业污染源化肥、农药等是农业投入，并非单纯污染“副产品”，这种相互关系导致单方程EKC检验存在内生性问题；（2）即使EKC是存在的，也仅仅是对现象的一种归纳，缺乏经济学基础；（3）EKC检验很难将资源约束纳入分析框架，无法权衡资源、环境与发展三者关系。

如果能在传统TFP框架纳入环境因素，那么就可以综合考虑资源、环境与发展三者关系。经济学常将各污染物视作非市场性质的非合意产出（undesirable output），而传统TFP分析仅考虑市场性质的合意产出（desirable output），其中一个原因在于非合意产出的价格信息无法被获取。已有文献尝试将环境因素纳入TFP框架，存在两个思路：（1）将污染治理费用作为要素投入，但实证很难将用于污染治理和用于合意产出生产的要素投入区分开来；（2）将污染视作一种不受欢迎的非合意产出，与合意产出一同被生产出来。Chung *et al.*（1997）在谢泼德距离函数基础上，引入方向性距离函数，创造性地将曼奎斯特生产率指数发展成为曼奎斯特-卢恩伯格生产率指数（Malmquist-Luenberger productivity index, MLPI）。按第二种思路，方向性距离函数通过设定合意产出增加、非合意产出减少的方向，使得捕捉环境约束的真实经济效应成为可能，将TFP与环境污染纳入一个统一框架。ML指数继承了传统TFP技术的系统性和结构框架，具备良好生产经济学含义，还可同时模拟多投入和多产出生产过程，不需要价格信息（Ball *et al.*，2001；Piot-Lepetit *et al.*，2007）。以方向性距离函数为代表的环境规制行为分析模型已成为低碳经济分析的理想框架。

首先，我们尚未发现有文献关注环境规制对中国农业生产率的影响，这可能存在两个原因：（1）农业污染排放物的价格信息无法被准确获取；（2）农业污染源常以投入形式出现，无法进行有效核算。已有文献大都采用（人均）化肥和农药使用量等作为代理变量，但化肥、农药等实际上只构成了污染源，并非本身，只有那些没有被农作物吸收而流失到土壤和水中的部分才会构成面源污染。这暗含了一个假设：农作物对化肥或农药的吸收量在相当长时期

² 石慧、孟令杰、王怀明，“中国农业生产率的地区差距及波动性研究”，《经济科学》，2008年第3期，第20—33页。

³ 全炯振，“中国农业全要素生产率增长的实证研究”，《中国农村经济》，2009年第9期，第36—47页。

内不会变化。但农业技术变化非常明显,农作物吸收量常随单产提高而增加。其次, Malmquist-Luenberger 指数虽然得到了应用,但从技术层面看,该指数存在以下问题:(1)采用径向(radical)⁴和线性分段(piece-wise linear)形式 DEA 技术,保证了生产前沿面凸性,但当存在投入过度或产出不足时,径向 DEA 会高估生产者效率;(2)需要对测度角度⁵进行选择,这会忽视投入或产出某一方面,导致效率估计有偏;(3)线性规划存在不可行解,如 $t+1$ 期投入产出值在 t 期生产技术下不可行时,就无法估计。

本文试图对文献进行以下扩展:(1)应用单元调查评估法核算农业污染物排放量,这既是绿色生产率核算的基础,也可以弥补我国农业污染排放估计的缺失;(2)沿用方向性距离函数和 Malmquist-Luenberger 指数代表的第二种思路,对农业绿色生产率增长进行核算和分解;(3)与一般径向角度 DEA 不同,本文采用非径向、非角度基于松弛的方向性距离函数(undesirable SBM approach)来处理非合意产出和构造 Malmquist 指数,这样,一是可以考虑投入和产出松弛量对效率评价的影响,二是不需要选择测度角度,可同时考虑投入减少和产出增加,与利润最大化假设一致,三是有效解决线性规划不可行问题;(4)考虑到经典文献常将农业生产率变化与制度变迁相联系,论文扩充发展和进一步量化已有文献相关农业制度变量,在 SBM-Malmquist 指数基础上对绿色生产率增长背后的制度原因进行实证。

三、方法与模型

(一) 环境生产技术

论文将各省份当成一个生产单位(decision making unit, DMU)置于相同技术结构下构造生产前沿面,除了生产合意产出外,还不可避免地生产一些“副产品”(非合意产出)。这就需要构造一个既包含合意产出(desirable or Good Output, g)又包含非合意产出(undesirable or bad output, b)的生产可能性集,即环境生产技术(the environmental production technology)。

某 DMU 使用 N 种投入 $x = (x_1, \dots, x_N) \in R_+^N$ 生产 M 种合意产出 $y = (y_1, \dots, y_M) \in R_+^M$ 和 I 种非合意产出 $b = (b_1, \dots, b_I) \in R_+^I$, 环境生产技术为:

$$T = [(x, y, b); x \text{ 可以生产 } (y, b)]. \quad (1)$$

$$\text{集合形式表述为: } P(x) = [(y, b); (x, y, b) \in T]. \quad (2)$$

⁴ 一般,“径向的”主要是指技术效率评价时从原点出发构造射线型的生产前沿面,这要求投入或产出同比例变动。

⁵ 一般,“角度的”是指技术效率评价时需要选择基于投入最小化(假定产出不变)或基于产出最大化(假定投入不变)的测评角度进行选择。

$$\text{即 } T = [(x, y, b) : (y, b) \in P(x), x \in R_+^N]. \quad (3)$$

根据 Fare *et al.* (2007), $P(x)$ 是一个有界闭集, 具备以下性质:

(1) 合意产出与非合意产出的联合弱可处置性 (jointly weak disposability)。

$$\text{如果 } (y, b) \in P(x), \text{ 且 } 0 \leq \theta \leq 1, \text{ 则 } (\theta y, \theta b) \in P(x). \quad (4)$$

(2) 投入和合意产出的强可处置性 (strong or free disposability)。

$$\text{如果 } x' \leq x, \text{ 那么 } P(x') \subseteq P(x); \quad (5)$$

$$\text{如果 } (y, b) \in P(x), \text{ 且 } y' \leq y, \text{ 那么 } (y', b) \in P(x). \quad (6)$$

(3) 合意产出与非合意产出的零结合性 (null-jointness)。

$$\text{如果 } (y, b) \in P(x), \text{ 且 } b = 0, \text{ 则 } y = 0. \quad (7)$$

DMU 在获得合意产出的同时, 一定会有非合意产出, 并保证 $P(x)$ 通过原点。

环境生产技术可通过 DEA 表达, 假设时期 $t=1, \dots, T$, 有 $k=1, \dots, K$ 个生产单位, 投入产出向量为 (x_k^t, y_k^t, b_k^t) ,

$$P^t(x^t) = \left[\begin{array}{l} (y^t, b^t) : \sum_{k=1}^K z_k^t y_{k,m}^t \geq y_m^t, m = 1, \dots, M; \\ \sum_{k=1}^K z_k^t b_{k,i}^t = b_i^t, i = 1, \dots, I; \\ \sum_{k=1}^K z_k^t x_{k,n}^t \leq x_n^t, n = 1, \dots, N; z_k^t \geq 0, k = 1, \dots, K \end{array} \right]. \quad (8)$$

式 (8) 是一个规模报酬不变⁶ 环境生产技术, 由 $z_k^t \geq 0$ 表达, z_k^t 为密度变量, 表示 DMU $k=1, \dots, K$ 在构造环境技术结构时各自权重。 x 和 y 的两个不等式约束表示两者的强可处置性, b 的等式约束表示其弱可处置性, 三者一起表示合意产出与非合意产出的联合弱可处置性。

为表达合意产出与非合意产出的零结合性, 假定:

$$\sum_{k=1}^K b_{k,i}^t > 0, i = 1, \dots, I; \quad (9)$$

$$\sum_{i=1}^I b_{k,i}^t > 0, k = 1, \dots, K. \quad (10)$$

式 (9) 表示至少有一个生产单位在生产每一种非合意产出, 式 (10) 表示每一个生产单位至少生产一种非合意产出。

⁶ 即存在 $P(\lambda x) = \lambda P(x), \lambda > 0$ 。对于规模报酬可变 (VRTS) 环境技术, 需添加 $\sum_{k=1}^K z_k^t = 1$ 约束条件。

(二) 非径向非角度 SBM 方向性距离函数模型

DEA 模型大都采取径向和线性分段形式, 这保证了生产可能性集凸性, 但当存在投入过度 (“拥挤”, congestion) 或产出不足时, 径向 DEA 会高估 DMU 的效率。严格的完全有效率状态应该是既没有径向无效率也没有投入或产出松弛。Tone (2001) 通过在目标函数中引入投入和产出松弛量, 提出了一个非径向非角度的基于松弛的 (slacks-based measure, SBM) 效率模型, 有效解决了上述缺陷。他进一步证明 SBM 有效当且仅当 CCR 有效 (松弛为 0) 且 SBM 效率值小于或等于 CCR 效率值。借鉴 Tone (2001, 2003) 的思路, 本文在式 (8) 基础上, 构造生产单位 k' ($x_{k'}^t, y_{k'}^t, b_{k'}^t$) 在时期 t 包含非合意产出的非径向非角度 SBM 方向性距离函数模型。

$$\begin{aligned} \bar{S}_c^t(x_{k'}^t, y_{k'}^t, b_{k'}^t) = \rho^* = \min & \frac{1 - \left[\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N s_n^x / x_n^{k'} \right]}{1 + \left[\frac{1}{M+I} \left(\sum_{m=1}^M s_m^y / y_m^{k'} + \sum_{i=1}^I s_i^b / b_i^{k'} \right) \right]}; \\ \text{s. t. } & \sum_{k=1}^K z_k^t y_{k,m}^t - s_m^y = y_{k',m}^t, m = 1, \dots, M; \\ & \sum_{k=1}^K z_k^t b_{k,i}^t + s_i^b = b_{k',i}^t, i = 1, \dots, I; \\ & \sum_{k=1}^K z_k^t x_{k,n}^t + s_n^x = x_{k',n}^t, n = 1, \dots, N; \\ & z_k^t \geq 0, s_m^y \geq 0, s_i^b \geq 0, s_n^x \geq 0, k = 1, \dots, K. \end{aligned} \quad (11)$$

式 (11) 中, 目标函数 ρ^* 分子、分母分别测度生产单位实际投入、产出与生产前沿面的平均距离, 即投入无效率和产出无效率程度。该目标函数直接包含投入与产出松弛量 s^x 、 s^y 、 s^b , 分别表示投入过剩和产出不足, 有效解决了投入产出松弛的问题。 ρ^* 关于 s^x 、 s^y 、 s^b 严格递减, 且 $\rho^* \in [0, 1]$, 当且仅当 $\rho^* = 1$ 时, 生产单位完全有效率, 此时 $s^x = s^y = s^b = 0$, 即最优解中不存在投入过剩和产出不足。 $\rho^* < 1$ 表示生产单位存在效率损失, 在投入产出上存在进一步改进的空间。式 (11) 除了考虑环境污染损失和松弛量影响外, 还具有非角度 (non-oriented) 性质, 兼顾投入减少和产出增加。

(三) 基于 SBM 方向性距离函数的 Malmquist-Luenberger 生产率指数

引入跨期动态概念, 本文仿照 Malmquist 指数几何平均值思路, 构造从时期 t 到 $t+1$ 基于乘除结构和相邻参比的基于 SBM 方向性距离函数的 TFP 指数, 并定义为绿色 (全要素) 生产率指数。

$$M(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; x^t, y^t, b^t) = \left(\frac{\bar{S}_c^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{\bar{S}_c^t(x^t, y^t, b^t)} \times \frac{\bar{S}_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{\bar{S}_c^{t+1}(x^t, y^t, b^t)} \right)^{1/2}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\bar{S}_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{\bar{S}_c^t(x^t, y^t, b^t)} \\
&\quad \times \left(\frac{\bar{S}_c^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{\bar{S}_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \times \frac{\bar{S}_c^t(x^t, y^t, b^t)}{\bar{S}_c^{t+1}(x^t, y^t, b^t)} \right)^{1/2} \\
&= \text{TEC}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; x^t, y^t, b^t) \\
&\quad \times \text{TP}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; x^t, y^t, b^t). \tag{12}
\end{aligned}$$

式(12)可以分解为(环境)技术效率变化(TEC)和(环境)技术进步(TP)。TEC(·)衡量生产单位在 t 期到 $t+1$ 期从实际生产点向生产前沿面的逼近；TP(·)是一个几何平均值，衡量生产前沿面向外扩张的动态变化。 $M(\cdot)$ 、TEC(·)和TP(·)大于(小于)1分别表示绿色生产率增长(下降)、前沿技术进步(退步)和环境效率改善(恶化)。式(12)的计算涉及四个SBM方向性距离函数，需对应求解四个线性规划。

四、变量界定与数据处理

(一) 农业投入变量

- (1) 劳动投入。以农林牧渔总劳动力计算，单位为万人。
- (2) 土地投入。以农作物总播种面积计算，单位为千公顷。
- (3) 机械动力投入。以农业机械总动力计算，单位为万千瓦。
- (4) 化肥投入。以本年度用于农业生产的化肥施用量(折纯量)计算，单位为万吨。
- (5) 役畜投入。以本年度各省拥有大牲畜数量中包含农用役畜数量计算，单位为万头。
- (6) 灌溉投入。以每年实际有效灌溉面积计算，单位为千公顷。

(二) 农业产出变量

- (1) 合意产出变量。与农业投入统计口径一致，本文采用广义农业总产值，以1978年不变价农林牧渔业总产值表示，单位为亿元。
- (2) 非合意产出变量。综合比较各种核算方法及数据可得性等因素，论文采用清华大学环境科学与工程系⁷单元调查评估法核算各农业源污染排放量。单元调查评估法是一种基于单元调查和单元分析的定量方法，详细介绍可参

⁷ 对清华大学环境科学与工程系杜鹏飞副教授等的帮助表示感谢，文责自负。

考赖斯芸等 (2004)⁸ 和陈敏鹏等 (2006)⁹ 等, 且与第一次全国污染源普查农业普查原理一致。

本文所定义农业源污染是指农业生产过程中总化学需氧量 (COD_{Cr})、总氮 (TN) 和总磷 (TP) 的产生量, 及其通过地表径流、农田排水和地下淋溶等途径汇入水体所产生的排放量 (不估算农药和农膜污染), 包括化肥流失、畜禽养殖污染、农业有机固体废弃物 (农作物秸秆) 和水产养殖污染 4 种类型。论文将各类污染源分解为单元 (elementary unit, EU), 建立起单元、污染产生量和污染排放量之间的数量关系 (式 13), COD_{Cr}、TN 和 TP 与其他投入产出变量之间的匹配性可通过表 1 和公式 (13) 说明。

表 1 农业非点源产污单元清单列表

活动	类别	单元	调查指标	单位	排放清单
化肥	地表径流流失	氮肥	施用量	万吨	TN、TP
	地下淋溶流失	磷肥	(折纯)		
		复合肥			
农业固体废弃物	粮食作物	稻谷、小麦	总产量	万吨	COD _{Cr} 、TN、TP
		玉米、大豆			
	经济作物	薯类、油料			
畜禽养殖	大牲畜	牛	年末存栏量	万头	COD _{Cr} 、TN、TP
	其他	猪	年内出栏量		
		羊	年末存栏量		
		家禽(鸡鸭平均)	年内出栏量		
水产养殖	海洋	海水养殖	总产量	吨	COD _{Cr} 、TN、TP
	内河	淡水养殖			

注: 畜禽养殖存栏量与出栏量依据各自生长周期确定, 牛和羊平均饲养期一般长于 1 年, 其当年饲养量就是年末存栏数, 猪和肉禽平均饲养期分别为 180 天和 55 天, 其当年饲养量为其年内出栏数。

农业污染物排放量和排放强度计算公式为:

$$E_j = \sum_i EU_i \rho_{ij} (1 - \eta_i) C_{ij} (EU_{ij}, S) = \sum_i PE_{ij} \rho_{ij} (1 - \eta_i) C_{ij} (EU_{ij}, S), \quad (13)$$

E_j 为农业污染物 j 排放量, EU_i 为单元 i 指标统计数, ρ_{ij} 为单元 i 污染物 j 产污强度系数, η_i 为表征相关资源利用效率的系数, PE_{ij} 为污染物 j 产生量, 即不考虑资源综合利用和管理因素时农业生产所造成最大潜在污染量, C_{ij} 为单元 i 污染物 j 排放系数, 由单元和空间特征 S 决定, 表征各省区环境、降雨、水文及各种管理措施对农业污染物排放的综合影响。

各非点源产污单元调查指标 (表 1) 数据均来自官方年鉴, 各产污强度

⁸ 赖斯芸、杜鹏飞、陈吉宁, “基于单元分析的非点源污染调查评估方法”, 《清华大学学报 (自然科学版)》2004 年第 44 卷第 9 期, 第 1184—1187 页。

⁹ 陈敏鹏、陈吉宁、赖斯芸, “中国农业和农村污染的清单分析与空间特征识别”, 《中国环境科学》, 2006 年第 26 卷第 6 期, 第 751—755 页。

系数和排污系数等参数值（表 2）通过广泛调研和综合文献比较所得。除清华大学环境科学与工程系及其总结的各参数值外，本文重点参照《污染源普查农业源系数手册》分省参数值，最终建立起不同产污单元省级农业污染产污强度系数、资源综合利用系数和流失系数等数据库。图 1 提供了全国汇总后排放总量变化，其与农业普查数据出入不大，各污染排放总量基本在不断攀升。

表 2 农业非点源产污单元产污强度影响参数表

活动类别	影响参数
化肥	复合肥的氮、磷含量(%)，氮、磷利用率(%),地表径流流失率(%),地下淋溶流失率(%)及流失量
农作物	秸秆产量比(kg/kg),秸秆的氮、磷、COD _{Cr} 含量(%),流失率(%)及流失量
畜禽养殖	生长期(d/头),粪尿排放量及其 TN、TP、COD _{Cr} 排泄量(kg/(头×d))折算、流失率(%)及流失量
水产养殖	养殖量、产污系数、排污系数(g/kg)

资料来源：由作者整理清华大学环境科学与工程系相关文献和国务院第一次全国污染源普查领导小组办公室《全国第一次污染源普查农业源系数手册》等文献所得。

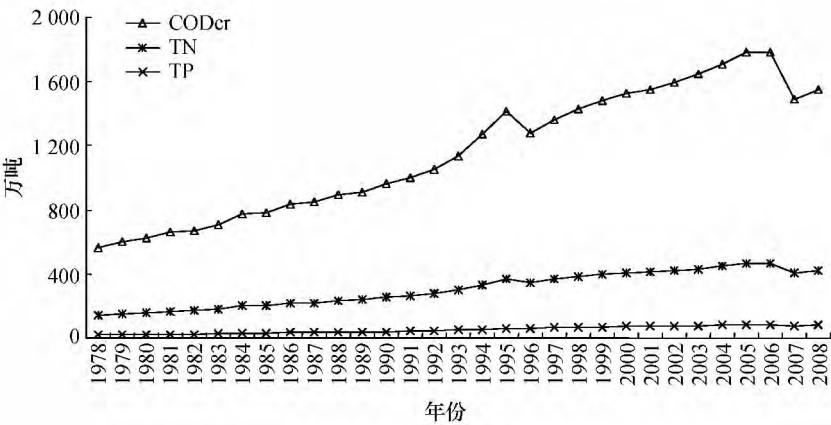


图 1 中国农业非点源污染主要污染物排放量变化示意图（1978—2008 年）

（三）数据来源

考虑到西藏特殊资源禀赋条件和 DEA 对异常数据的敏感性，实证没有包括西藏；为保持统计口径一致，将 1988 年后海南和 1998 年后重庆分别纳入广东和四川。¹⁰ 各产污单元及投入产出数据、制度数据均来自历年《中国统计年鉴》《中国农业年鉴》《中国畜牧业年鉴》《中国渔业年鉴》《新中国六十年农业统计资料》及一些地方年鉴。

¹⁰ 考虑到数据可得性，分析边界没有包括中国台湾、香港和澳门地区，这都限于一种学术处理。

五、农业绿色生产率增长及其成分的实证分析

(一) 农业绿色生产率增长与源泉变化

从绿色生产率增长及源泉看(见表3),在严格环境约束条件下,转型期农业经历了程度较为适中的生产率增长,年均增长2.94%。该速度丝毫不比同期宏观经济和工业部门逊色,可对比王兵等(2010)¹¹和陈诗一(2010)¹²等。改革开放以来农业不仅获得了较高产出增长,而且在资源与环境双重约束下,生产率也获得了较快增长,这一定程度反映了农业综合生产能力的提高,其产出增长并非单纯由要素贡献。然而,农业绿色生产率增长模式与宏观经济或工业存在较大不同。从增长源泉看,农业前沿技术进步率年均6.08%,环境技术效率年均下降2.95%。这初步表明其是一种典型的技术推进型增长,生产率增长主要来自“最佳实践者”的“最佳实践”和生产边界向外扩张,由“落后者”省区向“最佳实践者”的“追赶效应”不足,省区差距扩大。另外,前文文献综述表明没有考虑环境因素的农业TFP亦呈技术进步与效率损失并存的状态,所以,本文发现是否考虑环境约束的影响,其并没有对农业生产率的具体增长模式产生显著影响。

表3 中国农业绿色生产率增长及其源泉变化(1978—2008年)

年 份	技术效率 变化指数	前沿技术 进步指数	绿色生产率 变化指数	年 份	技术效率 变化指数	前沿技术 进步指数	绿色生产率 变化指数
1978—1979	1.0159	0.9570	0.9723	1994—1995	0.9368	1.0829	1.0145
1979—1980	0.6756	1.4381	0.9716	1995—1996	1.0052	1.0471	1.0525
1980—1981	0.9822	1.0592	1.0404	平 均	0.9866	1.0503	1.0362
1981—1982	1.0952	0.9871	1.0811	1996—1997	0.9604	1.0752	1.0326
1982—1983	0.9534	1.1017	1.0504	1997—1998	0.9590	1.0797	1.0354
1983—1984	0.9644	1.1315	1.0913	1998—1999	1.0034	1.0044	1.0078
平 均	0.9375	1.1023	1.0334	1999—2000	0.8637	1.1903	1.0281
1984—1985	1.0000	1.0236	1.0236	2000—2001	0.9651	1.0730	1.0356
1985—1986	0.9654	1.0380	1.0021	平 均	0.9492	1.0829	1.0278
1986—1987	1.0216	0.9977	1.0193	2001—2002	0.9732	1.0751	1.0463
1987—1988	0.9998	1.0112	1.0110	2002—2003	0.9297	1.1126	1.0344
1988—1989	0.9588	1.0331	0.9905	2003—2004	1.0222	0.9990	1.0212
1989—1990	0.9950	1.0442	1.0389	2004—2005	1.0475	1.0332	1.0823
1990—1991	0.9507	1.0563	1.0042	2005—2006	0.9669	1.0477	1.0130
平 均	0.9842	1.0290	1.0127	2006—2007	1.0023	1.0646	1.0670

¹¹ 王兵、吴延瑞、颜鹏飞,“中国区域环境效率与环境全要素生产率增长”,《经济研究》,2010年第5期,第95—109页。

¹² 陈诗一,“中国的绿色工业革命”,《经济研究》,2010年第11期,第21—34页。

(续表)

年 份	技术效率 变化指数	前沿技术 进步指数	绿色生产率 变化指数	年 份	技术效率 变化指数	前沿技术 进步指数	绿色生产率 变化指数
1991—1992	0.9883	1.0469	1.0347	2007—2008	0.9905	1.0225	1.0128
1992—1993	1.0028	1.0441	1.0471	平 均	0.9897	1.0501	1.0393
1993—1994	1.0017	1.0309	1.0327	总平均	0.9705	1.0608	1.0294

注：本表中指数为历年各省份的几何平均数，所取平均数亦为各年份的几何平均数。

(二) 农业绿色生产率增长的空间分布

按一般东中西区域划分，东部绿色生产率增长水平最高，西部次之，中部最低。这初步说明，中部农业大省农业发展所面临资源节约与环境保护压力最大，农业增效和节能减排任务最艰巨。表 4 表明绿色生产率增长省际差异十分明显，北京最快，内蒙古最慢，贵州是下降的。论文将其分为“高速组”、“快速组”、“中速组”和“慢速组”。其中，纳入高速组的为北京和江苏，其增长速度要显著高于其他省区和平均水平。几乎所有东部省区都被纳入快速组和中速组，以快速组居多，如浙江、上海、广东等。西部差异性较大，在四个组中均有分布，除青海、陕西外，大部分西部省区表现不理想。作为粮食主产区的中部六省及四川、黑龙江等传统农业大省全被纳入慢速组，这某种程度说明这些农业大省的农业发展已付出了较大资源消耗和环境代价，农业发展与资源、环境处于失衡状态。加上贵州、内蒙古等的表现，本文表明环境问题在很大程度上仍是一个发展问题，尤其对那些落后地区而言。

表 4 中国分省农业绿色生产率增长及其分解(1978—2008 年)

省 份	技术效率 变化指数	技术进步 指数	曼奎斯特生 产率指数	省 份	技术效率 变化指数	技术进步 指数	曼奎斯特生 产率指数
北 京	1.0000	1.0821	1.0821	宁 夏	1.0000	1.0234	1.0234
江 苏	0.9904	1.0782	1.0679	广 西	0.9666	1.0580	1.0226
高速组	0.9952	1.0802	1.0750	中速组	0.9704	1.0606	1.0290
浙 江	0.9701	1.0822	1.0498	河 南	0.9589	1.0637	1.0199
青 海	1.0000	1.0496	1.0496	湖 北	0.9614	1.0594	1.0185
上 海	1.0000	1.0437	1.0437	安 徽	0.9541	1.0658	1.0169
陕 西	0.9770	1.0680	1.0435	四 川	0.9628	1.0529	1.0137
辽 宁	0.9764	1.0668	1.0417	新 疆	0.9662	1.0475	1.0122
广 东	0.9784	1.0634	1.0404	湖 南	0.9526	1.0615	1.0112
天 津	1.0000	1.0398	1.0398	江 西	0.9536	1.0577	1.0087
快速组	0.9860	1.0591	1.0441	黑龙江	0.9424	1.0689	1.0074
福 建	0.9704	1.0677	1.0361	内蒙古	0.9469	1.0601	1.0038
甘 肃	0.9733	1.0628	1.0344	贵 州	0.9519	1.0473	0.9968
山 东	0.9683	1.0665	1.0327	慢速组	0.9551	1.0585	1.0109

(续表)

省 份	技术效率 变化指数	技术进步 指数	曼奎斯特生 产率指数	省 份	技术效率 变化指数	技术进步 指数	曼奎斯特生 产率指数
吉 林	0.9680	1.0659	1.0317	东 部	0.9819	1.0658	1.0465
河 北	0.9660	1.0680	1.0317	中 部	0.9562	1.0639	1.0173
云 南	0.9621	1.0647	1.0244	西 部	0.9705	1.0534	1.0223
山 西	0.9588	1.0680	1.0240	总平均	0.9705	1.0608	1.0294

注:各指数为分省历年几何平均数,总平均数为各年几何平均数。东部包括北京、天津、河北、广东、福建、江苏、辽宁、上海、浙江和山东,中部包括吉林、湖北、黑龙江、湖南、山西、河南、江西和安徽,西部包括内蒙古、广西、陕西、新疆、甘肃、宁夏、青海、四川、云南和贵州。

从增长源泉看,几乎所有省区绿色生产率增长均由前沿技术进步单独驱动,除北京、青海、上海、天津和宁夏外,各省区环境技术效率均存在不同程度恶化。这说明省区农业环境生产技术创新差距在不断扩大,只有少部分省区在主导着生产技术创新,大部分省区落在了生产前沿面内部。从政策含义看,这表明转型期绝大多数省区农业技术推广不是很理想,导致“落后者”与“最佳实践者”前沿技术差距不断扩大。当然,这也说明依靠技术效率改善来提高绿色生产率潜力较大。

(三)“最佳实践者”与“环境技术创新者”

我们试图识别出哪些省区位于生产可能性边界而成为环境技术的“最佳实践者”,哪些省区在移动着生产可能性边界而成为环境生产技术的“创新者”。“最佳实践者”定义为:

$$\vec{S}_C^t(x_k^t, y_k^t, b_k^t) = 1, \quad (14)$$

式(14)表明,该省区当期生产处于当期生产可能性边界上。但这只构成了环境生产技术“创新者”的必要条件,本文借鉴 Fare *et al.* (2001) 思路,认为“创新者”须满足三个条件:

$$\begin{cases} TP_t^{t+1} > 1 \\ \vec{S}_C^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) > 1, \\ \vec{S}_C^t(x^t, y^t, b^t) = 1 \end{cases} \quad (15)$$

第一个条件表示从 t 期到 $t+1$ 期生产可能性边界是向外扩张的;第二个条件表示下一期投入产出值在当期环境生产技术结构下不可行;第三个条件表示环境生产技术“创新者”首先必须是“最佳实践者”。

实证表明,“最佳实践者”和“创新者”省区相对稳定(表5)。从“最佳实践者”看,以京津沪和宁夏、青海为代表,它们在绝大多数年份直接构成了生产可能性边界,中部地区没有“最佳实践者”。从技术“创新者”看,基本也是上述省区在“引领”着农业前沿技术进步。其中,北京、天津和上海

最突出，分别移动生产可能性边界 26、26 和 24 次，宁夏和青海各移动 11 次。这与前文实证一致，只有少数省区在主导着农业环境生产技术创新，绝大部分省区并不理想，一直处于生产可能性边界内部。也进一步说明这些省区尤其是中部农业大省面临的资源与环境压力较大，单纯依靠要素投入和牺牲环境为代价的发展模式亟须转变。

表 5 农业环境生产技术“最佳实践者”和“创新者”的身份识别(1979—2008 年)

时期	东部	中部	西部
1979—1980 年	上海(2,2)、天津(2,2)、北京(2,1)	—	青海(2,1)、宁夏(2,1)
“六五”	北京(5,5)、上海(5,4)、天津(5,3)	—	青海(5,4)、宁夏(5,3)
“七五”	上海(5,5)、天津(5,5)、北京(5,4)	—	青海(5,3)、宁夏(5,2)
“八五”	上海(5,5)、北京(5,5)、天津(5,5)	—	宁夏(5,2)、青海(4,1)
“九五”	北京(5,5)、天津(5,4)、上海(5,3)	—	宁夏(5,3)
“十五”	北京(5,5)、天津(5,4)、上海(5,3)	—	青海(1,1)、宁夏(5,0)
2006—2008 年	天津(3,3)、上海(3,2)、北京(3,1)	—	青海(3,1)、宁夏(3,0)
合 计	北京(30,26)、天津(30,26)、上海(30,24)	—	宁夏(30,11)、青海(20,11)

注：括号内数据分别表示相应省区各时间段充当农业环境生产技术“最佳实践者”和“创新者”身份次数。

(四) 农业绿色生产率增长的时间趋势

从时间趋势看，绿色生产率增长呈明显阶段性波动，大致可分为 1978—1984 年、1985—1991 年、1992—1996 年、1997—2001 年和 2002—2008 年五个阶段（图 2 和表 3），不同时期绿色生产率增长模式存在一定差异，但与农业周期性波动相比，基本不存在逆周期变化情况。这某种程度上说明，绿色生产率增长不仅是农业增长的重要源泉，其波动性变化也可能是农业波动的重要来源。

第一阶段，改革开放始于农村，绿色生产率迎来了第一个高速增长期，年均增长 3.34%，主要由前沿技术进步贡献（10.23%）。如果不计算最初两年的话，1980—1984 年绿色生产率年均增长 6.56%。这应该与家庭联产承包责任制（household responsibility system, HRS）在最初两年并不被中央政府正式承认，直到后四年才突出发展有关。

第二阶段，农业绿色生产率增速明显放缓，或陷入停滞，年均增长 1.27%，表现为前沿技术进步减缓（2.90%）与环境技术效率恶化（-1.58%）并存。1984 年农业首次出现“卖粮难”后，1985—1988 年农业增长明显减缓。1989—1991 年“治理整顿”阶段，农业虽呈恢复性增长，生产率 1989/1990 年亦出现一个 3.89% 小高峰，但从整个生产率增长看，其并未发生根本性变化，1988/1989、1990/1991 增速均很低。标志性变化发生在 1992 年，我们从生产率和制度变迁视角将 1989—1991 年划入第二阶段。

第三阶段，邓小平发表“南方谈话”以及“十四大”以后，市场化进程加速，绿色生产率出现恢复性增长，年均增长 3.62%，主要由前沿技术进步

贡献 (5.03%), 环境技术效率仍是恶化的 (-1.34%)。

第四阶段, 1997 年开始, 农业重新陷入困境, 绿色生产率增长有所放缓, 年均增长 2.78%, 并于 1998/1999 年跌入谷底 (0.78%), 主要原因是环境技术效率持续恶化 (-5.08%), 而技术进步还是较快的 (8.29%)。

第五阶段, 21 世纪伊始, 绿色生产率出现较快增长, 年均增长 3.93%, 主要由前沿技术进步贡献 (5.01%)。不过, 以农业支持政策为代表的制度创新以一次性“水平效应”为主, “增长效应”有限, 绿色生产率在 2005/2006、2007/2008 年开始出现放缓迹象。

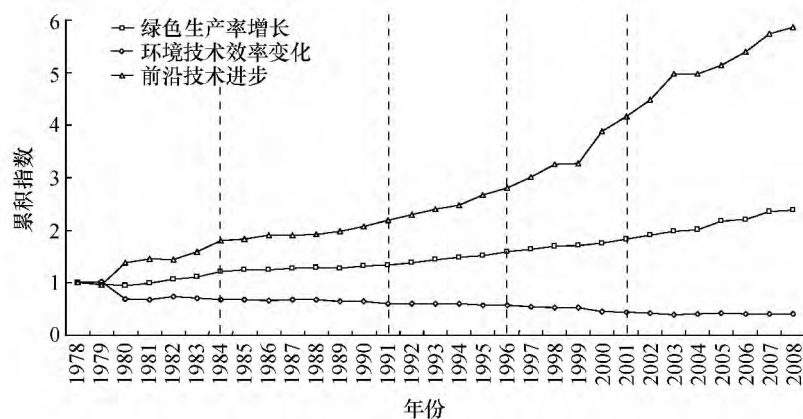


图 2 中国农业绿色生产率累积指数及其源泉变化示意图 (1978—2008 年)

六、农业绿色生产率增长的制度因素分析

论文重点分析了改革开放以来农业绿色生产率增长及其成分, 并将其定义为农业绿色生产率革命。但从时间趋势看, 农业绿色生产率增长长效机制尚未形成, 生产率变化与农业政策及宏观经济环境存在高度相关性。我们根据不同时期农业政策特点进一步阐释绿色生产率增长背后的制度原因。根据已有研究和数据可获得性, 论文确定各制度变量如下: (1) 家庭联产承包责任制, 借鉴 Lin (1992) 用实施 HRS 的生产队占总生产队数比重表示; (2) 农产品价格体制改革, 采用农业对工业品贸易条件计算, 即 1978 年不变价表示的农副产品收购价格指数¹³与农业生产资料价格指数之比率; (3) 农村工业化变量, 用乡镇企业总产值占农村总产值比重表示; (4) 农业公共投资变量, 采用财政农业总支出占财政总支出比重表示; (5) 农业税费改革, 采用农业税征收总量¹⁴占农林牧

¹³ 2001 年该指数改用农产品生产价格指数表示。

¹⁴ 本文所统计征收总量包括牧业税、农业税、农业特产税、耕地占用税和契税等。现有统计还不能单独分离出农业税征收数量。实际上, 从较早时期开始, 耕地占用税和契税就已占到了农业四税较大份额。

渔总产值比重计算；（6）农业开放度变量，采用人民币对美元年平均汇价折算后的农业进口值占农林牧渔总产值比重计算。其他控制变量包括：（1）城市化变量，用城市人口占总人口比重表示；（2）农村工业化与城市化变量交互项，考察城市化与工业化的交互作用；（3）农业结构调整系数，用粮食作物播种面积占有农作物总播种面积比重表示；（4）受灾率，反映不可控气候因素影响。本文核算绿色生产率增长及其成分是以上年为 100 的环比指数，我们将其转化为 1978 年为 100 的累积增长指数，然后对其进行对数转换来作为被解释变量。转换公式为 $\ln(1+TFP)$ ，TP 和 TEC 指数处理相同。因为论文已采取分阶段估计，时间维度较短，具体采用面板数据横截面固定效应模型估计。

$$Y_{k,t}^w = \beta_0 + \beta_j X_{k,t}^j + \phi_k D_k + \varepsilon_{k,t}, \quad (16)$$

其中， $w=1, 2, 3$ 表示转换后的 TFP、TP 和 TEC 因变量； $j=1, 2, \dots, J$ 表示各制度变量及控制变量； $k=1, 2, \dots, 28$ 表示中国大陆 28 个省区； t 表示年份； $\phi_k D_k$ 表示不可观测省区固定效应，是非时变的； $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项，提供常数项为各省区公共形态，估计结果如表 6—表 8 所示。

（一）第一阶段：1979—1984 年

改革开放初期，可以清楚看到 HRS 对绿色生产率的显著正向作用，其正向效应主要作用于前沿技术进步，对环境技术效率作用不显著。这说明 HRS 主要通过生产前沿面扩张来推动绿色生产率增长。农产品第一次政策性提价对绿色生产率增长产生了一定作用，但不显著，主要因为该变量对环境技术效率产生了显著负效应，抵消了对前沿技术进步的显著正效应。中央政府试图通过改善农业贸易条件来恢复农业生产，这一努力主要对“最佳实践者”产生了显著作用，但一定程度上扩大了“落后者”对“最佳实践者”的技术效率差距。此时，城市化尚处于起步阶段，乡镇企业性质尚不明朗，工业化和城市化变量没有对绿色生产率产生显著作用，但均对环境技术效率产生了一定负面影响。交互项显著为正，说明农村工业化与城市化是互补的。中央政府对农业的主动支持主要体现在政策设计上，财政投入没有大幅增加，农业公共投资比重变量对绿色生产率和环境技术效率作用不显著，对前沿技术进步作用甚至为负。

（二）第二阶段：1985—1991 年

HRS 的一次性增量效应到 1984 年基本释放完毕，后文不再包括该变量。1985 年开始农业重新陷入困境。实证表明，农村工业化是绿色生产率停滞的主要原因。1984 年社队企业正式更名为乡镇企业，迎来了第一个高速发展期。在缺乏必要的“反哺”机制下¹⁵，农村工业化导致农业资源净流出，对绿色生

¹⁵ 例如，本文农业公共投资变量的一贯表现表明了这一点。

产率及其成分产生了负面影响。农业贸易条件有所恶化,对绿色生产率和前沿技术进步产生了一定负影响,但不显著。该变量对环境技术效率产生了显著正影响,促进了环境技术“落后者”对“最佳实践者”的追赶。此时,城市化尚不明显,未能给绿色生产率增长及其成分产生显著影响,但与农村工业化仍是互补的。

表 6 农村经济制度变迁对农业绿色生产率增长及其成分的影响估计

(1979—1984 年、1985—1991 年)

变量名	1979—1984 年			1985—1991 年		
	TP	TEC	TFP	TP	TEC	TFP
常数项	-1.9667*** (0.733)	2.6273*** (0.781)	0.6887* (0.371)	0.4641* (0.253)	-0.0487 (0.273)	0.4436 (0.284)
家庭联产承包责任制	0.0921** (0.043)	0.0401 (0.045)	0.1322*** (0.022)			
农业贸易条件	1.0507*** (0.213)	-1.0635*** (0.227)	0.2141 (0.108)	-0.1787 (0.043)	0.1486*** (0.046)	-0.0301 (0.530)
农村工业化进程	0.7212 (0.478)	-0.9342* (0.509)	-0.2130 (0.242)	-0.0067 (0.168)	-0.6265*** (0.182)	-0.6332*** (0.189)
农业公共投资比重	-2.3575* (1.388)	1.8963 (1.478)	-0.4612 (0.703)	-0.6192 (0.499)	0.7960 (0.538)	0.1768 (0.560)
农村城市化进程	6.8369*** (2.220)	-8.1661*** (2.364)	-1.3292 (1.124)	0.7795 (0.821)	-0.6522 (0.885)	0.1274 (0.920)
农村工业化与城市化交互项	0.0912 (1.429)	3.7427** (1.522)	3.8340*** (0.724)	2.2276*** (0.624)	0.7422 (0.673)	2.9698*** (0.699)
农业结构调整系数	-0.9351 (0.706)	0.2992 (0.752)	-0.6359* (0.357)	0.0613 (0.211)	-0.3954* (0.228)	-0.3342 (0.237)
受灾率	-0.0493 (0.101)	-0.2486** (0.108)	-1.9937*** (0.051)	-0.0217 (0.038)	-0.1129*** (0.042)	-0.1346*** (0.043)
省级虚拟变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
样本数	168	168	168	196	196	196
年数	6	6	6	7	7	7
Adj-R ²	0.7649	0.7971	0.8852	0.7104	0.7569	0.8341

注:括号内数字为标准误,***、**和*分别表示该参数至少在1%、5%和10%水平显著。

(三) 第三阶段: 1992—1996 年

该阶段最大特征是市场化突飞猛进,废除了农产品统销制度,实现购销同价和“保量放价”,政府大幅提高粮食、棉花等收购价格。农业贸易条件改善扩大了其比较效益,对绿色生产率增长和环境技术效率产生了显著正作用,但对前沿技术进步作用不显著,主要作用于“落后者”对“最佳实践者”的追赶。城市化显著加速,对绿色生产率和技术进步产生了显著正效应,但对环境技术效率作用不明显。这一定程度说明农业存在大量剩余劳动力,劳动

力转移有利于促进绿色生产率增长，而且更多体现在“最佳实践者”上。其他制度变量均不显著。

（四）第四阶段：1997—2001 年

受亚洲金融危机、通货紧缩等因素影响，农产品市场由卖方市场转向结构性买方市场，农业贸易条件恶化。“谷贱伤农”，该变量对绿色生产率增长和前沿技术进步产生了显著负效应，但对“落后者”向“最佳实践者”的追赶产生了显著正影响。乡镇企业进入到一个艰难适应性阶段，发展趋缓，工业化和城市化变量及交互项均不显著。分税制改革后，农村“三乱”和农民负担日益严重，我们开始引入农业税负变量¹⁶。该变量对绿色生产率增长及环境技术效率产生了显著负影响，对前沿技术进步作用不显著，这可能与“最佳实践者”农业税负较轻、“落后者”较重等所谓“倒挂”现象有关。农业公共投资变量对前沿技术进步和环境技术效率产生了显著负影响，这与税负变量表现较一致，政府无法对农业做到“少取”，也就没有做到“多予”。农业开放变量基本不显著。

表 7 农村经济制度变迁对农业绿色生产率增长及其成分的影响估计
(1992—1996 年、1997—2001 年)

变量名	1992—1996 年			1997—2001 年		
	TP	TEC	TFP	TP	TEC	TFP
常数项	-0.2486 (0.255)	-0.6993 (0.475)	-0.9198** (0.380)	3.3457*** (0.634)	-2.1684*** (0.643)	1.2052*** (0.306)
农业贸易条件	-0.0739 (0.064)	0.2463** (0.119)	0.1724* (0.095)	-0.4959*** (0.115)	0.3197*** (0.116)	-0.1763*** (0.055)
农村工业化进程	0.1205 (0.223)	-0.0450 (0.415)	0.0754 (0.332)	0.3572 (0.465)	-0.2246 (0.471)	0.1326 (0.224)
农业公共投资比重	0.1703 (0.405)	-1.0719 (0.755)	-0.9015 (0.605)	-2.6404*** (0.939)	-2.4272*** (0.952)	-0.2131 (0.453)
农业税负比重	0.9684 (0.814)	-0.0762 (1.518)	0.8923 (1.215)	1.8178 (1.289)	-5.1000*** (1.307)	-3.2822*** (0.622)
农业开放度				-0.0351 (0.299)	-0.1954 (0.303)	-0.2306 (0.144)
农村城市化进程	3.5841*** (0.808)	0.0366 (1.507)	3.6207*** (1.207)	-0.3479 (1.571)	1.5136 (1.593)	1.1657 (0.758)
农村工业化与城市化交互项	1.4967* (0.794)	-1.3936 (1.480)	0.0932 (1.185)	0.2139 (1.389)	-1.3803 (1.408)	-1.1663* (0.670)
农业结构调整系数	-0.1856 (0.211)	0.2862 (0.394)	0.1006 (0.315)	-2.008*** (-0.273)	1.1461** (0.277)	-0.8621*** (0.132)

¹⁶ 数据可获得性也是一个重要原因，农业开放度变量亦如此。

(续表)

变量名	1992—1996 年			1997—2001 年		
	TP	TEC	TFP	TP	TEC	TFP
受灾率	0.0284 (0.056)	-0.2492** (0.104)	-0.2209*** (0.083)	-0.0252 (0.056)	-0.1252 (0.057)	-0.1505*** (0.027)
省级虚拟变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
样本数	140	140	140	140	140	140
年数	5	5	5	5	5	5
Adj-R ²	0.7506	0.8062	0.7414	0.8267	0.7690	0.7028

注：括号内数字为标准误，***、**和*分别表示该参数至少在1%、5%和10%水平显著。

(五) 第五阶段：2002—2008 年

21 世纪以来，中央政府正式拉开统筹城乡发展和新农村建设大幕，绿色生产率增长出现拐点。此时，农产品市场基本实现市场化，政府对基本农产品采取托市收购政策，但因为生产资料价格上涨幅度较大，一定程度上抵消了农产品价格支持政策的努力。农业贸易条件上一阶段的显著负影响不再显著。乡镇企业绝大部分朝着民营化方向发展，已难续 20 世纪 80 年代的辉煌，不再显著。但城市化却在加速，该变量继续对生产率增长和前沿技术进步产生显著正影响，对环境技术效率不显著。除前沿技术进步外，税负变量上一阶段所产生的严重负效应不再显著，这应该与中央政府取消农业税等政策有关，政策效果对“落后者”尤其显著。随着一系列强农惠农政策出台，公共投资变量上一阶段显著的负效应不再显著，而且对“最佳实践者”及前沿技术进步产生了显著正作用，可能与其支农力度较大有关。反映进口冲击的开放度变量仍不显著。

表 8 农村经济制度变迁对农业绿色生产率增长及其成分的影响估计(2002—2008 年)

变量名	TP	TEC	TFP
常数项	1.1811*** (0.260)	-0.6960 (0.458)	0.5132 (0.538)
农业贸易条件	-0.0806 (0.085)	-0.0382 (0.1502)	-0.1187 (0.176)
农村工业化进程	0.2025 (0.215)	-0.1492 (0.379)	-0.3518 (0.445)
农业公共投资比重	1.8976*** (0.491)	-0.3187 (0.864)	1.5789 (1.015)
农业税负比重	-1.1761*** (0.400)	0.1004 (0.704)	-1.0757 (0.827)
农业开放度	-0.0708 (0.076)	0.0246 (0.134)	-0.0462 (0.157)

(续表)			
变量名	TP	TEC	TFP
农村城市化进程	0.8007* (0.412)	-0.8467 (0.725)	1.6474* (0.851)
农村工业化与城市化交互项	-0.1874 (0.501)	-1.2346 (0.880)	-1.4220 (1.034)
农业结构调整系数	0.6896* (0.263)	0.0977 (0.463)	0.7873 (0.544)
受灾率	-0.1267** (0.060)	-0.2442** (0.106)	-0.3709*** (0.124)
省级虚拟变量	yes	yes	yes
样本数	196	196	196
年数	7	7	7
Adj-R ²	0.7341	0.7052	0.8960

注：括号内数字为标准误，***、**和*分别表示该参数至少在1%、5%和10%水平显著。

（六）其他变量的表现

（1）农业公共投资变量。该变量除在第四阶段对绿色生产率增长及其成分产生显著负影响外，其他阶段基本不显著，这似乎不符合理论预期。按绝对量计算，农业公共投资一直快速增长，本文定义的是相对量，可以充分反映农业在宏观经济布局中的地位。实证表明，农业虽然一直是国民经济的基础，但其公共支出相对量长期未发生太大变化，宏观经济政策仍存在“工业偏向”，该变量大多数时期不显著甚至为负。

（2）农业结构调整和受灾率变量。因为本文采用广义农业口径，故引入结构调整控制变量。其除在第四阶段产生显著负影响外，其他时期均不显著。确保粮食安全很大程度上构成了农业政策的底线，结构调整力度不大，有时可能还偏离了比较优势方向，导致其不显著或为负。与直观感觉一致，受灾率变量在各时期均给绿色生产率及其成分产生了显著负影响，这与农业的特殊性有关。

七、基本结论

第一，在施加环境约束下，转型期农业绿色生产率增长明显，环境规制与农业发展的波特“双赢”假说是存在的，其对农业增长的作用是顺周期的，可以划分为五个阶段，每个阶段都表现出了不同增长模式。

第二，绿色生产率增长主要由前沿技术进步贡献，环境技术效率改善相对滞后。生产率增长的理想模式是由技术进步与技术效率共同推动，未来通过改善环境技术效率来进一步实现生产率革命的潜力巨大，否则将导致技术

成果闲置和地区农业发展失衡。

第三,从区域看,东部绿色生产率增长最快,西部次之,中部最慢。从分省看,各省区绿色生产率增长及成分差异性明显。从“最佳实践者”和“创新者”看,东部京津沪和西部宁夏、青海等表现突出,许多农业大省尤其是中部省区面临资源与环境压力较大,成为“追赶者”。环境问题很大程度上仍是一个发展问题,传统依靠要素投入和环境损失的发展模式恐难以为继。

第四,农业绿色生产率增长背后有着深刻的制度原因。例如 HRS、农产品价格体制改革、农村工业化与城市化进程、税费改革及农业公共支出变迁等是影响绿色生产率增长的重要变量,不同时期各制度变量作用不尽相同。应努力从制度创新角度充分调动农民积极性,寻找农业绿色生产率革命的突破口。

论文仍存在一定不足。第一,我们重点对农业 COD_{Cr} 、TN 和 TP 排放量进行了核算,未考虑其他类型污染物,这可能会影响绿色生产率核算的准确性。

第二,绿色生产率增长背后不仅仅局限于制度变迁的作用,但究竟应包含哪些变量,已有文献没有提供充分依据,我们只提供了一个制度变迁的视角。

第三,论文采用大农业口径,属于宏观层面讨论,一些实证微观机理尚不清晰,根据研究结论讨论政策建议时仍需采取一种审慎态度。

第四,技术方法学上,DEA 采取一种相对效率评价方法,前沿技术进步与技术效率变化存在某种程度背离。例如,技术进步越快意味着生产前沿面扩张越快,即使实际生产点没有发生变化,其技术效率也会恶化;反之,技术进步越慢,技术效率则会提高。这一问题需要进一步讨论和解决。

参 考 文 献

- [1] Ball, E., R. Fare, S. Grosskopf, and R. Nehring, “Productivity of the U. S. Agricultural Sector: The Case of Undesirable Outputs”, in Hulten, C., E. Dean, and M. Harper (eds.), *New Developments in Productivity Analysis*. University of Chicago Press, 2001, 541—586.
- [2] Chen, M., J. Chen, and S. Lai, “Inventory Analysis and Spatial Distribution of Chinese Agricultural and Rural Pollution”, *Journal of China Environmental Science*, 2006, 26(6), 751—755. (in Chinese)
- [3] Chen, S., “Green Industrial Revolution in China”, *Economic Research Journal*, 2010, (11), 21—34. (in Chinese).
- [4] Chung, Y., R. Fare, and S. Grosskopf, “Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach”, *Journal of Environmental Management*, 1997, 51, 229—240.
- [5] Fan, S., and X. Zhang, “Production and Productivity Growth in Chinese Agriculture: New National and Regional Measures”, *Economic Development and Cultural Change*, 2002, 50(4), 819—838.

- [6] Fare, R., S. Grosskopf, and D. Margaritis, "APEC and the Asian Economic Crisis: Early Signals from Productivity Trends", *Asian Economic Journal*, 2001, 15(3), 325—342.
- [7] Fare, R., S. Grosskopf, and C. Pasurka, "Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Function", *Energy*, 2007, 32, 1055—1066.
- [8] Lai, S., P. Du, and J. Chen, "Evaluation of Non-point Source Pollution Based on Unit Analysis", *Journal of Tsinghua University (Science and Technology)*, 2004, 44(9), 1184—1187. (in Chinese).
- [9] Lambert, D., and E. Parker, "Productivity in Chinese Provincial Agriculture", *Journal of Agricultural Economics*, 1998, 49(3), 378—392.
- [10] Li, G., "Technical Progress, Technical Efficiency, and Productivity Growth of China's Agriculture", *Journal of Economic Review*, 2009, (1), 60—68. (in Chinese)
- [11] Lin, Justin Yifu, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *American Economic Review*, 1992, 82(1), 34—51.
- [12] Mao, W., and W. Koo, "Productivity Growth, Technological Progress, and Efficiency Change In Chinese Agriculture After Rural Economic Reforms: A DEA Approach", *China Economic Review*, 1997, 2, 157—174.
- [13] McMillan, J., J. Whalley, and L. Zhu, "The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth", *Journal of Political Economy*, 1989, 97(4), 781—807.
- [14] Piot-Lepetit, I., and M. Moing, "Productivity and Environmental Regulation: the Effect of the Nitrates Directive in the French Pig Sector", *Environ Resource Econ*, 2007, 38, 433—46.
- [15] Quan, J., "An Empirical Study on the Total Factor Productivity Growth of Chinese Agriculture", *Journal of Chinese Rural Economy*, 2009, (9), 36—47. (in Chinese)
- [16] Shi, H., L. Meng, and H. Wang, "A Study on Regional Gap and Volatility of Chinese Agricultural Productivity", *Journal of Economic Science*, 2008, (3), 20—33. (in Chinese)
- [17] Tone, K. "A Slacks-based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis", *European Journal of Operational Research*, 2001, 130, 498—509.
- [18] Tone, K. "Dealing with Undesirable Outputs in DEA: a Slacks-based Measure (SBM) Approach", GRIPS Research Report Series, 2003, I-2003—0005.
- [19] Wang, B., Y. Wu, and P. Yan, "Environmental Efficiency and Environmental Total Factor Productivity Growth in China's Regional Economies", *Economic Research Journal*, 2010, (5), 95—109. (in Chinese)
- [20] Wen, G., "Total Factor Productivity Change in China's Farming Sector: 1952—89", *Economic Development and Cultural Change*, 1993, 42, 1—41.
- [21] Wu, S., W. David, and D. Stephen, "Productivity Growth and its Components in Chinese Agriculture after Reforms", *Review of Development Economics*, 2001, 5(3), 375—391.

The Green Productivity Revolution of Agriculture in China from 1978 to 2008

GUCHENG LI*

(*Huazhong Agricultural University*)

Abstract Using the Unit Investigation and Evaluation Method to evaluate the agricultural pollutants emissions in Mainland China, the paper designs a new TFP index based on Slacks-based Measure directional distance function to calculate the agricultural TFP growth and its components in 1978—2008. The paper examines the influencing factors of TFP growth from the perspective of institutional changes. At last, the paper points out, the environment problem is still a development problem, and the trade-off among resources, environment and growth must be taken into consideration. So the agricultural “Quality and Speed” development should be realized by the green productivity revolution.

JEL Classification Q18, D24, Q16

* Corresponding Author: College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, No. 1, Shizishan Street, Hongshan District, Wuhan, 430070, China; Tel: 86-27-87286896; E-mail: lgcabc@mail.hzau.edu.cn.