

# 环境全要素生产率与农业增长： 基于 DEA-GML 指数与面板 Tobit 模型的 两阶段分析\*

杜江 王锐 王新华

**内容提要：**本文构建了 1991~2013 年省级种植业投入产出与污染排放面板数据，利用 GML 指数方法测算农业技术进步、环境技术效率与环境全要素生产率，并建立面板 Tobit 模型分析这三种指数的影响因素，同时验证三种指数与农业增长之间是否表现出类似于库兹涅茨曲线的“倒 U 型”曲线特征。本文主要结论有：①农业环境全要素生产率增长主要由技术进步推动。②环境全要素生产率及其成分变动的地区差异与省际分化明显。东部地区环境全要素生产率与技术进步代表全国最高水平，西部地区技术进步处于全国最低水平，而中部地区环境全要素生产率、环境技术效率最低；东部地区省份环境全要素生产率大多高于全国平均水平，中部地区省份环境全要素生产率则大多低于全国平均水平。③环境全要素生产率及技术进步与农业增长之间存在“倒 U 型”曲线关系，控制变量对三种指数变动的影响则各不相同。

**关键词：**农业增长 环境全要素生产率 “倒 U 型”曲线 GML 指数 面板 Tobit 模型

## 一、引言

改革开放以来，中国经济的发展举世瞩目。转型发展中“三农”问题历来受到党和政府的高度重视，也得到国内外学者的密切关注。在多年的转型过程中，中国做到了农业保增长、农村促进步、农民增收收入，以实际行动有力地回答了“谁来养活中国”的质疑。近些年，中央连续发布“一号文件”，不断把“三农”发展推上新高度。1978~2014 年，农业总产值由 1117.5 亿元（当年价）增长到 54771.55 亿元，年均实际增长率为 11.42%，在此期间，增长率在 10% 以上的有 20 年，负增长的有 3 年<sup>①</sup>。2014 年，粮食总产量达到 6071 亿公斤，比 2013 年增加 51.5 亿公斤，增长 0.9%，取得了连续 11 年增产，农民收入也实现了连续 11 年增长，人均年可支配收入首次接近万元<sup>②</sup>。

\*本文研究获得国家自然科学基金青年项目“农业发展的低碳转型：进程评估、影响因素及推进策略”（项目编号：71403199）、教育部人文社会科学基金青年项目“农业发展的环境绩效：基于非期望产出 SBM-DEA 模型的实证及政策含义”（项目编号：11YJC790037）、国家自然科学基金青年项目“食品安全治理机制研究：政府与供应链共生演化的视角”（项目编号：71203170）、国家社会科学基金青年项目“基于风险与收益分析的我国粮食‘适度进口’问题研究”（项目编号：14CJY081）、教育部人文社会科学基金规划项目“新型农业经营主体建设中的龙头企业与农民合作社紧密联结机制研究”（项目编号：15YJA630088）的资助。笔者衷心感谢匿名审稿人宝贵的修改意见，文责自负。

<sup>①</sup>数据来源：根据国家统计局网站年度数据查询库（<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>）的数据整理计算。

<sup>②</sup>数据来源：《2014 公报解读：粮食产量实现“十一连增”》，[http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjjd/201503/t20150310\\_691875.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/sjjd/201503/t20150310_691875.html)。

中国农业发展令人振奋，但农业污染却令人担忧。以高产良种为中心并配合以灌溉、施肥技术改进的农业发展模式可能付出较大的环境代价（李谷成，2014）。化学品过量使用、残留农膜弃之不整、农药用具随意清洗、秸秆大面积焚烧、牲畜粪便任意堆积等现象在农村普遍存在，严重污染了生态环境。第一次全国污染源普查发现，2007 年农业化学需氧量（COD）、总氮（TN）和总磷（TP）排放量分别占各自排放总量的 43.71%、57.19%和 67.27%<sup>①</sup>。2014 年，全国废水及其污染物排放中，COD 排放总量为 2294.6 万吨，其中，工业污染源、城镇生活污染源、农业污染源、集中式污染治理设施排放源分别占 13.57%、37.67%、48.04%、0.72%；氨氮排放总量为 238.5 万吨，四类排放源分别占 9.73%、57.9%、31.66%、0.71%<sup>②</sup>。对农业增长效果的评价不能忽视其对环境的影响。

传统增长理论没有重视经济增长与环境污染的关系，环境约束下，传统的增长绩效测算方法的应用受到自身缺陷的限制。农业生产中产品产量增加、品质提升的同时也产生了污染物，不考虑污染后果的测算可能高估全要素生产率甚至得出误导性的政策含义。Chung et al.（1997）通过设定方向性距离函数（DDF），在产出不变且污染排放减少的约束下拓展了传统框架，将污染物称为“非期望产出”，以区别于传统的“期望产出”，从而将环境因素整合到全要素生产率框架中。

本文构建 1991~2013 年省级层面包含污染产生及排放的种植业投入产出面板数据，利用由 Pastor and Lovell（2005）提出的全局（global）基准思想并由 Oh（2010）拓展的 GML 指数方法，从全国及省级层面测算农业增长的环境技术效率（environmental technical efficiency, ETE）、技术进步（technical change, TC）与环境全要素生产率（environmental total factor productivity, ETFP），进一步利用 Tobit 模型，分析农业环境全要素生产率及其成分变动的影响因素。本文内容安排如下：第一部分是引言；第二部分是文献综述；第三部分简要介绍测算技术与分析方法；第四部分说明变量选定及数据来源；第五部分测算农业环境全要素生产率并分析其成分的增长贡献；第六部分是农业环境全要素生产率及其成分变动的影响因素分析；第七部分为研究结论。

## 二、文献综述

上世纪八十年代，国内外学者尤其关注农村家庭联产承包责任制对农业增长的影响。他们利用 Griliches 生产函数或索罗增长核算法，认为承包责任制对中国农业的影响显著而短暂，农业全要素生产率在 1979~1984 年期间增长显著，而后增长渐缓甚至停滞（Lin, 1992; McMillan et al., 1989）。近些年围绕着农业全要素生产率的测算、影响因素及收敛性等方面展开的实证研究，采用的方法主要有随机前沿分析法（SFA）与数据包络分析法（DEA）。随机前沿分析方面，李谷成等（2007）认为，资源配置效率对湖北农户家庭经营的全要素生产率的变化起决定作用；石慧等（2009）对改革开放以来中国的增长以及地区差异进行了统计分析，发现农业产出的省级差异主要来自全要素生产率的差异。数据包络分析方面，高帆（2015）发现，省级 1992~2012 年农业全要素生产率年均增长 3.1%且不存  $\sigma$  收敛。上述研究由于忽略了环境因素而可能高估农业增长的真实绩效。虽然关于农业与环境关系问题的研究不少，但大多以污染物排放测算及现状描述、治理措施构建为主，不能建立农业增长与污染排放的动态联系。近几年，学者通过验证农业环境库兹涅茨曲线（EKC）的存在性（张晖、胡浩，2009）以及利用结构模型（葛继红、周曙东，2011）来探讨农业污染的时空变化特征，但研究文献尚存不足。其主要局限在于：①将化学投入量作为污染变量，忽视过量使用后流失的养分才构成污染的事实；②污染变量种类太少，对象单一。

<sup>①</sup>数据来源：《第一次全国污染源普查公报》，[http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/qttjgb/qgqttjgb/201002/t20100211\\_30641.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/qttjgb/qgqttjgb/201002/t20100211_30641.html)。

<sup>②</sup>数据来源：《2014 年全国环境统计公报》，[http://zls.mep.gov.cn/hjtj/qghjtjgb/201510/t20151029\\_315798.htm](http://zls.mep.gov.cn/hjtj/qghjtjgb/201510/t20151029_315798.htm)。

在理论上, Chung et al. (1997) 提出了 ML 指数方法, 为农业增长与环境污染的整合分析提供了依据。为消除测算中出现的技术伪倒退现象, Shestalova (2003) 提出了 DEA 贯序技术。Oh and Heshmati (2010) 将贯序 DEA 加入 ML 框架形成了 SML 指数。Pastor and Lovell (2005) 以所有测算时期作为前沿面参照系提出了全局基准思想, Oh (2010) 将其应用到 ML 框架形成了 GML 指数。农业环境绩效评价研究大多认为, M 指数高估了农业增长的真实绩效, ML 指数较 M 指数有一定程度的降低, 甚至显著降低 (Chen et al., 2007)。近几年, 国内关于农业环境全要素生产率的研究逐渐出现, 主要包括: 第一, 以农业碳排放为约束测算农业环境技术效率、减排效率或农业碳排放的影子价格 (例如田伟等, 2014; 吴贤荣等, 2015); 第二, 以 COD、TN、TP 污染为约束探讨农业环境技术效率或环境全要素生产率 (见表 1)。

表 1 农业环境技术效率、环境全要素生产率研究文献汇总

文献	污染单元	污染元素	方法与内容	ETFP (%)	ETE (%)	TC (%)
薛建良、李秉龙 (2011)	化肥、牲畜、固体废弃物、农村生活	COD、TN、TP	C-D; ETFP	3.47	—	—
李谷成等 (2011)	化肥、固体废弃物、牲畜、水产养殖	COD、TN、TP	ML; ETFP	0.44	0.18	0.26
杨俊、陈怡 (2011)	化肥、牲畜	COD、TN、TP	ML; ETFP	1.80	-0.30	2.10
王奇等 (2012)	化肥	N、P	M; ETFP	5.61	-0.15	5.77
闵锐、李谷成 (2012)	未说明	COD、TN、TP	SML; ETFP	0.93	-0.08	1.01
韩海彬、赵丽芬 (2013)	化肥、固体废弃物、牲畜、农村生活	TN、TP	ML; ETFP	1.89	-0.43	2.33
潘丹、应瑞瑶 (2013)	化肥、固体废弃物、牲畜、水产养殖	COD、TN、TP	ML; ETFP	2.90	0.10	2.80
李谷成 (2014)	化肥、固体废弃物、牲畜、水产养殖	COD、TN、TP	SML; ETFP	2.94	-2.95	6.08
崔晓、张屹山 (2014)	化肥、农药	N、P	M; ETFP	4.00	0.22	—
沈能、张斌 (2015)	农药	农药	GML; ETFP	0.89	—	—

注: ①污染元素多用单元调查法核算; ②研究 ETE、ETFP 及其成分的文献均给出全国均值。

表 1 中, 除王奇等 (2012) 外均将污染作产出处理, 大多以农林牧渔业为对象, 在数据选择与处理、投入与污染元素选择等方面存在差别, 测算结果也有较大差异。本文试图从以下几个方面进行拓展: ①以种植业为对象。现有研究大多将与种植业相关的灌溉、化肥、播种面积等作为农林牧渔业的投入变量, 可能导致指数的测算结果不精确。本文将种植业分离, 尽量做到投入与产出相对应。②以更多污染元素为约束。相关研究多以 COD、TN、TP 为污染变量, 而本文污染变量还包括农药流失和农膜残留。③环境评价与因素分析相结合。表 1 主要测算农业环境技术效率, 少数进行影响因素分析的文献采用了多元线性回归方法, 无法捕捉影响因素非线性变动的信息; 而 EKC 分析反映了农业增长与环境之间的非线性关系, 却不包含农业增长环境绩效方面的信息。④运用更合理的估计方法。在效率测算方面, 本文拟采用的全局技术在理论上有较大优势, 测算结果可能会更加精确。此外, 部分研究使用基于 OLS 的面板数据模型, 忽略了作为因变量的效率值具有非负截断 (truncated) 的特性, 对这类数据采用 Tobit 模型更加合适。总之, 本文拟将环境全要素生产率及其

成分测算、面板 Tobit 模型估计与“倒 U 型”曲线验证相结合，而类似的研究极少报道。

### 三、测算技术与方法

计算 M 指数时可以从投入导向和产出导向入手。两种导向在规模报酬不变的假定下得出相同的效率值，在规模报酬可变的假定下得出不同的效率值。考虑到在稀缺资源的约束下寻求产出最大化较符合中国目前农业发展实际，本文从规模报酬不变及产出角度定义各指数。

#### （一）环境技术（environmental technology）

参考经典文献，本文将中国各省份作为决策单元（DMU）构造农业生产前沿面。引入时期  $t$  并比较 DMU 实际生产点与前沿面映射点，测度技术效率和技术进步。设定  $k$  个 DMU 在时期  $t$  内使用  $N$  种投入要素  $x$ ，生产  $M$  种期望产出  $y$  与  $J$  种非期望产出  $b$ ，用生产可能性集合（PPS）表示环境技术  $P(x)$ ，环境技术对每一个投入向量  $x$  都可以生产出包含期望产出和非期望产出的组合  $(y, b)$ 。生产可能性集合描述如下：

$$P(x) = \{(y, b) | x \text{ 能够生产 } (y, b)\}, x \in R_+^N, y \in R_+^M, b \in R_+^J \quad (1)$$

（1）式中，环境技术生产函数须满足下述条件：①对于所有  $x \in R_+^N$ ，有  $(0, 0) \in P(x)$ ，表示既不投入也不生产的情况；②对于任何  $x \in R_+^N$ ， $P(x)$  是紧集，表示在有限的要素投入条件下生产有限的产出；③若  $x' \geq x$ ，则  $P(x') \supseteq P(x)$ ，表示投入强可处置，即投入增加后产出不可能减少；④若  $(y, b) \in P(x)$ ，且  $0 \leq \theta \leq 1$ ，则  $(\theta y, \theta b) \in P(x)$ ，表示非期望产出的减少必伴随着期望产出成比例的减少，即降低非期望产出需要付出代价；⑤若  $(y, b) \in P(x)$ ，且  $y' \leq y$ ，则  $(y', b) \in P(x)$ ，表示期望产出强可处置；⑥若  $(y, b) \in P(x)$ ，且  $b = 0$ ，则  $y = 0$ ，表示必须同时生产期望产出与非期望产出<sup>①</sup>。减少非期望产出需要额外耗费成本，环境技术要求所有投入和期望产出强可处置，期望产出与非期望产出联合弱可处置<sup>②</sup>。参考 Färe et al.（2007）、Chung et al.（1997），本文引入环境方向性距离函数。设定方向向量  $g = (g_y, g_b)$ ，其中  $g \in R_+^M \times R_+^J$ ，DDF 定义如下：

$$D(x, y, b; g_y, g_b) = \max \{ \beta | (y + \beta g_y, b - \beta g_b) \in P(x) \} \quad (2)$$

#### （二）环境技术效率与环境全要素生产率

理论上，在计算生产率指数时，首先根据当期基准构建生产前沿面，然后构造方向性距离函数并据此计算每一时期的决策单元的生产率，最后求解相邻两个时期的生产率指数的几何平均值，以此来度量生产率变化。生产率的变化可进一步分解为效率变化与技术进步，M 指数便是这一算法的典型代表。Pastor and Lovell（2005）指出，M 指数不具备循环性且用线性规划方法求解时甚至可能无解。Färe and Grosskopf（1996）认为，规模报酬不变条件下投入产出满足希克斯联合中性是保证指数循环性的充要条件，但这一条件的局限性极大。Xue and Harker（2002）给出了数据结构必须满足充要条件以避免线性规划求解时出现无解的情况，但这仅适用于计算超效率的情形且十分苛刻。Shestalova（2003）提出的贯序技术克服了无解情况的发生，但计算出的指数不具备循环性且不能反映技术退步的情形。鉴于上述种种缺陷，Pastor and Lovell（2005）提出了全局指数，将各决策单元的所有考察时期作为基准构建生产前沿面，这样做既可以满足循环性又不会产生无解的情况，且允许计算指数时存在技术退步。根据当期基准构建时期  $t$  的生产可能性集合参照集，其定义如下：

<sup>①</sup>这被称为“零结合性（null jointness）”或“副产品（byproduct）公理”。

<sup>②</sup>联合弱可处置（jointly weakly disposable）是指所有期望产出与非期望产出的减少必须是同时成比例的。

$$P_C^T(x^t) = \{(y^t, b^t) | x^t \text{ 能够生产 } (y^t, b^t)\} \quad (3)$$

与当期基准不同，全局基准定义为：  $P_G = P_C^1 \cup P_C^2 \cup \dots \cup P_C^3$ ，下标  $C$ 、 $G$  分别代表当期基准、全局基准，将所有当期基准全部包络形成单一的全局生产可能性集合参照集，其他各期都可与之比较。决策单元  $i$  的  $ML$  指数根据当期参照基准计算：

$$ML^S(x^t, y^t, b^t, x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) = \frac{1 + D_C^S(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_C^S(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \quad (4)$$

(4) 式中，上标  $S = t, t+1$ ，表示相邻的两个时期，下标  $C$  表示当期基准， $D(x, y, b)$  是简化了的方向性距离函数  $D(x, y, b; g_y, g_b)$ 。若生产活动产出更多的期望产出和更少的非期望产出，那么  $ML^S > 1$ ，表示生产率提高；若产出更少的期望产出和更多的非期望产出，那么  $ML^S < 1$ ，表示生产率降低。实证分析中， $ML$  指数定义为两个连续时期生产率指数  $ML^t$  和  $ML^{t+1}$  的几何平均值， $ML$  指数可进一步分解为效率变化 ( $EC$ ) 和技术进步 ( $TC$ )：

$$\begin{aligned} ML^{t,t+1}(x^t, y^t, b^t, x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) &= \left[ \frac{1 + D_C^t(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_C^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \times \frac{1 + D_C^{t+1}(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \right]^{1/2} \\ &= \frac{1 + D_C^t(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \times \left[ \frac{1 + D_C^{t+1}(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_C^t(x^t, y^t, b^t)} \times \frac{1 + D_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{1 + D_C^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \right]^{1/2} \\ &= \frac{TE^{t+1}}{TE^t} \times [TG_t^{t,t+1} \times TG_{t+1}^{t,t+1}]^{1/2} = EC^{t,t+1} \times TC^{t,t+1} \end{aligned} \quad (5)$$

参考 Pastor and Lovell (2005) 与 Oh (2010)，GML 指数定义如下：

$$GML^{t,t+1}(x^t, y^t, b^t, x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) = \frac{1 + D_G^T(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_G^T(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \quad (6)$$

(6) 式中， $D_G^T(x, y, b) = \max\{\beta | (y + \beta y, b - \beta b) \in P_G(x)\}$ ，根据全局生产可能性集合参照集  $P_G$  给出。若产出更多的期望产出和更少的非期望产出，那么  $GML^{t,t+1} > 1$ ，表示生产率提高；若产出更少的期望产出和更多的非期望产出，那么  $GML^{t,t+1} < 1$ ，表示生产率降低。GML 指数进一步分解如下：

$$\begin{aligned} GML^{t,t+1}(x^t, y^t, b^t, x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) &= \frac{1 + D_G^T(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_G^T(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \\ &= \frac{1 + D_C^t(x^t, y^t, b^t)}{1 + D_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \times \left[ \frac{(1 + D_G^T(x^t, y^t, b^t)) / (1 + D_C^t(x^t, y^t, b^t))}{(1 + D_G^T(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})) / (1 + D_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}))} \right] \\ &= \frac{TE^{t+1}}{TE^t} \times \left[ \frac{BPG_{t+1}^{t,t+1}}{BPG_t^{t,t+1}} \right] = EC^{t,t+1} \times BPC^{t,t+1} \end{aligned} \quad (7)$$

(7) 式中， $TE$  和  $EC$  分别表示技术效率和效率变化。 $BPG_s^{t,t+1}$  是当期与全局技术前沿的“最佳实践者差距 (best practice gap, BPG)”， $BPC^{t,t+1}$  衡量两个时期“最佳实践者差距”的变化 (即

技术变化),  $BPC^{t,t+1} > 1$  说明技术进步,  $BPC^{t,t+1} < 1$  说明技术倒退。

#### 四、变量、数据及描述性统计

##### (一) 变量设置

1. 投入和期望产出变量。本文中, 期望产出为以 1978 年不变价表示的农业总产值 ( $AgriGDP$ )。根据数据的可获得性并参考相关文献的做法, 本文选取劳动力、土地、机械、化肥、役畜和灌溉作为投入变量: ①劳动投入 ( $Labor$ )。该变量应使用种植业劳动力数, 但这一数据无法直接得到, 统计资料中只有农林牧渔业劳动力总数。参考黄少安等 (2005) 的做法, 本文以农业总产值占农林牧渔业总产值的比重为权重对农林牧渔业劳动力总数进行分离, 将种植业劳动力从农林牧渔业总劳动力中分离出来。②土地投入 ( $Land$ )。该变量以农作物总播种面积表示。期望产出主要是粮食和经济作物的产值而非仅是粮食作物的产值, 用农作物总播种面积为代理变量可以使农业生产中土地投入和产出的衡量对象相一致, 且农作物总播种面积比耕地面积更能反映土地的实际利用率。③机械投入 ( $Machine$ )。统计资料有农林牧渔业机械总动力, 同样以农业总产值比重为权重对其进行分离, 作为种植业生产中的机械总投入。④化肥投入 ( $Fertilizer$ )。相关研究以年度实际用于农业生产的化肥折纯量 (氮、磷、钾和复合肥) 作为化肥投入。本文沿用这一做法。⑤役畜投入 ( $Cattle$ )。该变量以大牲畜中农用役畜数量计算。随着农业现代化的推进, 农业机械化程度逐渐提高, 而传统耕作方式正慢慢受到摒弃, 但某些地区仍然采用畜力这一原始的耕作方式。意识到农业生产条件的区域不平衡性, 部分文献使用役畜作为投入变量, 本文也参照这一做法。⑥灌溉投入 ( $Water$ )。该变量以每年各省的实际有效灌溉面积计算。

2. 非期望产出。本文根据陈敏鹏等 (2006) 的“单元调查评估法”与第一次全国污染源普查 (农业污染源) 公布的系列手册, 确定农业污染产污单元清单列表。污染排放清单包括 COD、TN、TP、农药及农膜: 化肥 TN、TP 污染量根据《肥料流失系数手册》和“单元调查评估法”核算; 农作物 (稻谷、小麦、玉米、豆类、薯类、油料、蔬菜) 种植产生的秸秆等废弃物, 如果处理不当会产生 COD、TN、TP 污染, 其污染量根据相关文献所提供的产污系数核算; 农药与农膜的流失与残留量分别根据《农药流失系数手册》与《农田地膜残留系数手册》核算<sup>①</sup>。

##### (二) 数据说明

本文数据来源于历年《中国统计年鉴》<sup>②</sup>、《中国农业年鉴》<sup>③</sup>、《中国农村统计年鉴》<sup>④</sup>、《中国农业统计资料》<sup>⑤</sup>及《新中国五十年农业统计资料》<sup>⑥</sup>、《新中国农业 60 年统计资料》<sup>⑦</sup>、《新中国五十五年统计资料汇编》<sup>⑧</sup>, 缺失数据根据地方统计年鉴予以补充。由此, 本文最终构建了除西藏和重庆之外 1991~2013 年 29 个省份的农业投入产出面板数据。

<sup>①</sup> 每本手册依据地形和气候特征, 将全国种植业污染源划分为 6 大区域, 各调查点分散在不同区域中。有的同一省份的调查点分散在不同的区域。对于这种特殊情况, 本文将这一省份所有调查点的流失系数的算术平均值作为整个省份的污染流失系数。此外, 农药流失通过农田地表径流与地下淋溶这两种途径产生, 有的同一省份的农药流失同时通过这两种途径产生。对此, 本文将这两种流失途径的系数的算术平均值作为这些特殊省份的农药平均流失系数。

<sup>②</sup> 国家统计局 (编): 《中国统计年鉴》(1992~2014 年, 历年), 中国统计出版社。

<sup>③</sup> 中国农业年鉴编辑委员会 (编): 《中国农业年鉴》(1992~2014 年, 历年), 中国农业出版社。

<sup>④</sup> 国家统计局农村社会经济调查司 (编): 《中国农村统计年鉴》(1992~2014 年, 历年), 中国统计出版社。

<sup>⑤</sup> 中华人民共和国农业部 (编): 《中国农业统计资料》(1992~2014 年, 历年), 中国农业出版社。

<sup>⑥</sup> 国家统计局农村社会经济调查总队 (编): 《新中国五十年农业统计资料》, 中国统计出版社, 2000。

<sup>⑦</sup> 中华人民共和国农业部 (编): 《新中国农业 60 年统计资料》, 中国农业出版社, 2009。

<sup>⑧</sup> 国家统计局国民经济综合统计司 (编): 《新中国五十五年统计资料汇编》, 中国统计出版社, 2005。



农业污染产污单元清单列表和变量的描述性统计分别见表 2、表 3。

表 2 农业污染产污单元清单列表

污染因素	类别	单元	调查指标	单位	排放清单
化肥	地表径流、地下淋溶	氮肥、磷肥、复合肥	施用量	万吨	TN、TP
农业固体废弃物	粮食作物	稻谷、小麦、玉米、豆类	总产量	万吨	COD、TN、TP
	经济作物	薯类、油料、蔬菜			
农药	渗透	农药	使用量	吨	农药
农膜	残留	农膜	使用量	吨	农膜

表 3 变量描述性统计

变量	变量描述	单位	观测数	均值	标准差	中位数	最大值	最小值
<i>Land</i>	农作物总播面	万公顷	667	524.59	347.14	478.07	1432.35	24.25
<i>Water</i>	有效灌溉面积	万公顷	667	185.90	137.24	148.54	534.21	15.30
<i>Machine</i>	农机总动力	万千瓦	667	1541.62	1655.35	1023.85	8994.18	61.95
<i>Fertilizer</i>	化肥折纯量	万吨	667	156.11	125.06	120.93	696.40	5.80
<i>Cattle</i>	农用役畜	万头	667	258.71	217.76	209.62	1235.98	0.05
<i>Labor</i>	农业劳动力	万人	667	754.59	598.40	602.44	2899.17	24.81
<i>AgiGDP</i>	农业总产值	亿元	667	204.49	170.71	158.34	960.53	7.69
<i>COD</i>	化学需氧量流失	吨	667	299.29	298.86	230.76	1542.43	4.37
<i>TN</i>	总氮流失	吨	667	22710.40	24921.15	13213.95	118416.31	198.75
<i>TP</i>	总磷流失	吨	667	6721.59	5920.84	5014.47	23333.10	124.99
<i>Pesticide</i>	农药流失	吨	667	24.62	29.69	11.95	227.02	0.25
<i>Plastic</i>	农膜残留	吨	667	10940.45	13467.38	7244.97	88113.91	2.66

## 五、农业环境全要素生产率增长及其成分贡献<sup>①</sup>

### （一）全国及区域农业环境全要素生产率变动的特征与趋势

1. 全国农业环境全要素生产率及其成分变动的阶段性特征。表 4 中，1991~2013 年农业环境全要素生产率、技术进步年均分别增长 0.56%、1.14%，环境技术效率年均降低 0.57%，农业环境全要素生产率增长由技术进步推动。分阶段<sup>②</sup>看，“八五”时期、“十五”时期、“十一五”时期、“十二五”时期农业环境全要素生产率年均分别增长 2.23%、0.21%、1.99%、1.19%。其中，“八五”时期增长率最高，这一时期政府明确提出建立市场经济体制，改革进程显著加快，并提前 5 年完成了到 2000 年实现国民生产总值比 1980 年翻两番的战略目标。农业在良好环境下发展较为显著，农产品市场价格形成机制逐步建立。1993 年，粮食实现购销同价和“保量放价”，统购统销制度彻底退出了历史舞台。1991~1996 年，农产品由政府定价的份额由 22.2%下降至 16.9%，政府指导价的份额由 20%下降至 4.1%，市场调节价的份额由 57.8%上升至 79%；同时，1993 年出台粮食最低保护价政策。一系列惠农政策的激励促进了农业发展。上述各阶段中农业环境全要素生产率退步的唯一阶

<sup>①</sup>这部分所用的数据包络分析软件是 MaxDEA Pro 6.4 (R2015/3/27)。

<sup>②</sup>相关文献的阶段划分主观性较强且各不相同。本文参考国家“五年计(规)划”的划分标准，1991~2013 年期间就包括了第八个“五年计划”到第十二个“五年规划”，即“八五”到“十二五”。受数据可获得性限制，“十二五”时期只包括 2011~2013 年。

段是“九五”时期，年均降低 2.36%，且环境技术效率与技术进步均有不同程度的退步。可能的原因是，主要受亚洲金融危机、通货紧缩等大环境影响，这个时期“三农”问题特别突出。受上一阶段粮食持续增产影响，农产品出现结构性过剩。分税制改革对基层财政的影响日益明显，农民减负成为农业政策的重点。各种因素叠加，使得这一时期农业发展相对艰难。由分阶段的环境全要素生产率成分来看，技术进步仍然是生产率增长的源泉，各时期环境技术效率均呈负增长。

表 4 1991~2013 年全国农业环境全要素生产率及其成分变化

年份	ETE	TC	ETFP	年份	ETE	TC	ETFP
1991~1992	1.0079	0.9852	0.9930	2005~2006	0.9867	1.0205	1.0070
1992~1993	0.9774	1.0325	1.0092	“十五”平均	0.9937	1.0085	1.0021
1993~1994	0.9991	1.0991	1.0980	2006~2007	0.9895	1.0303	1.0195
1994~1995	0.9714	1.0569	1.0267	2007~2008	0.9845	1.0206	1.0048
1995~1996	1.0105	0.9779	0.9882	2008~2009	1.0108	0.9981	1.0089
“八五”平均	0.9932	1.0293	1.0223	2009~2010	0.9971	1.0515	1.0485
1996~1997	0.9865	0.9874	0.9740	2010~2011	0.9926	1.0261	1.0186
1997~1998	0.9983	0.9725	0.9709	“十一五”平均	0.9949	1.0252	1.0199
1998~1999	0.9989	0.9738	0.9727	2011~2012	0.9876	1.0237	1.0110
1999~2000	1.0124	0.9725	0.9845	2012~2013	0.9881	1.0251	1.0128
2000~2001	0.9952	0.9844	0.9797	“十二五”平均	0.9878	1.0244	1.0119
“九五”平均	0.9982	0.9781	0.9764	东部平均	0.9946	1.0117	1.0063
2001~2002	0.9943	0.9925	0.9868	中部平均	0.9932	1.0112	1.0043
2002~2003	1.0123	0.9909	1.0031	西部平均	0.9952	1.0110	1.0062
2003~2004	1.0043	1.0118	1.0161	总体平均	0.9943	1.0114	1.0056
2004~2005	0.9715	1.0272	0.9979				

注：如无特别说明，本表及后文表格中的平均值均为几何平均值。

2. 农业环境全要素生产率及其成分变动的区际差异。表 4 中，东部、中部、西部地区<sup>①</sup>环境全要素生产率变动差异较大。东部地区环境全要素生产率与技术进步的增长全国最高，年均分别增长 0.63%与 1.17%。中部、西部地区技术进步年均分别增长 1.12%、1.1%，低于全国平均水平且西部增长水平最低，全国技术进步由东部地区推动。中部、西部地区环境全要素生产率年均分别增长 0.43%、0.62%，西部地区高于全国均值而中部地区最低。东部、中部、西部地区环境技术效率年均分别降低 0.54%、0.68%、0.48%，中部地区下降程度最大。可见，不同地区农业环境全要素生产率增长的源泉也是技术进步，而环境技术效率拉低了环境全要素生产率增长。中部地区是粮食主产区，在技术进步偏慢、技术效率退步较快的作用下，农业环境全要素生产率增长最慢。

农业环境全要素生产率增长的主要动力是技术进步。实际上，中国政府一直重视农业技术创新问题，多年来逐渐建立了从中央到地方、从农业科研院所到涉农企业的一整套农业研发体系。但是，农业研发成果不能及时、有效地转化并推广使用，农业技术推广体系、社会化服务体系始终不能发挥应有作用。长期以来，基层农技推广体系“线断、网破、人散”和“最后一公里”问题未得到根

<sup>①</sup>东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南；中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。



本解决，创新和推广“两层皮”，一方面导致科研供给与市场需求脱节，另一方面导致科研成果闲置浪费、转化率低。在农业技术进步的同时技术效率低下，农技推广和扩散并不成功。

3.环境全要素生产率及其成分变动的累积性趋势对比。图1~图3根据以1991年为基期的环境技术效率、技术进步、环境全要素生产率后续年份的累积性变化而绘制<sup>①</sup>。图1中，全国及东部、中部、西部地区环境技术效率曲线表现出连续下降的趋势：全国指数降低11.73%，中部地区降低13.92%，西部地区降低9.98%而居高，东部地区降低11.23%而与全国平均水平相当。中部地区环境技术效率退势最为明显，而西部地区最缓慢。图3中，西部地区曲线居高，环境全要素生产率增长了14.57%，且除1993年外的所有累积性指数均大于1；最下方的中部地区环境全要素生产率增长了9.91%，且有10年指数值小于1；东部地区曲线居中但增幅最大，指数值增长了14.69%，且有6年小于1；全国平均增长了13.15%。区际技术进步变化差异不大（见图2），且随时间推移表现出增长的趋势：中部地区由1增长到1.2768（增长了27.68%），西部地区增长了27.27%，东部地区增长了29.21%，全国平均增长了28.2%。

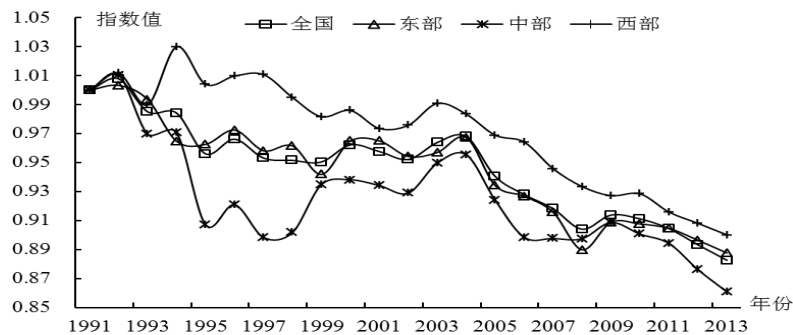


图1 1991~2013年环境技术效率区域累积性变动对比

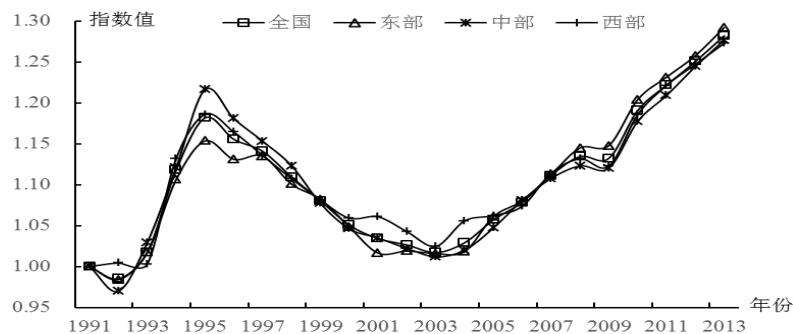


图2 1991~2013年技术进步区域累积性变动对比

环境技术效率退步的一般原因有：①当生产前沿面发生技术进步时，技术赶超速度（技术效率）低于技术进步速度；②当生产前沿面发生技术退步时，技术赶超速度的降幅大于技术退步的幅度（Oh, 2010）。这说明，整个平均水平的技术进步在发生，且推动了农业环境全要素生产率增长，但是，技术赶超速度较低，技术效率处在生产前沿面的内部，且距离生产前沿面有较大差距。

<sup>①</sup>即设定1991年的指数值为1，此后年份的指数值以1991年为基期发生变化。比如，图1中1995年对应的全国环境技术效率为0.9562，说明1991~1995年环境技术效率由1降低到0.9562，显然1995年比1991年降低了4.38%，为负增长。

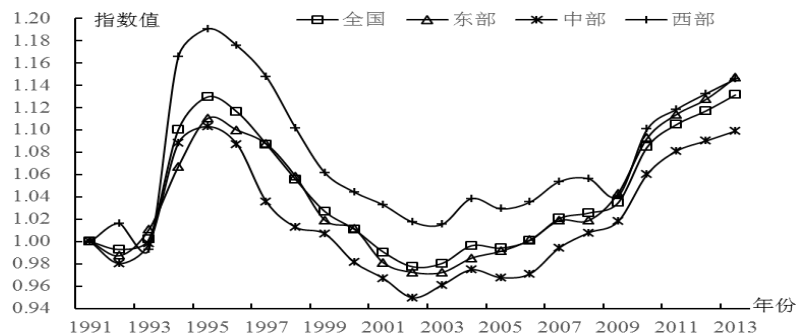


图3 1991~2013年环境全要素生产率区域累积性变动对比

## (二) 农业环境全要素生产率及其成分变动的省域对比

表5说明了农业环境全要素生产率及其成分变动的巨大省际差异。以全国环境全要素生产率年均增长率0.5632%为参照,超过一半省份(15个)位于其上。其中,东部地区有北京、天津、浙江、广东、河北、山东、辽宁,中部地区仅有湖南、湖北、山西,西部地区有5个省(区)。上海1991~2013年期间环境全要素生产率不变。吉林、云南、内蒙古、甘肃、海南环境全要素生产率负增长,且海南最低。环境技术效率全国年均降低-0.5658%,16个省份环境技术效率位于其上。其中,浙江、陕西、湖南环境技术效率均大于1,北京、上海、广东、四川、贵州、青海环境技术效率不变,介于均值与1之间的有湖北、宁夏、广西、黑龙江、山西、天津、江西,而海南环境技术效率年均下降幅度最大。技术进步的全国年均增长率为1.14%,有18个省份高于这一均值,东部、中部、西部地区各6个省份高于这一均值。东部地区北京、天津、河北、辽宁、山东、江苏6省排名前六位,西部地区省份排名整体靠后。

表5 1991~2013年分省农业环境全要素生产率及其成分变动对比

省份	ETE	TC	ETFP	省份	ETE	TC	ETFP
北京	1.0000	1.0188	1.0188	河南	0.9875	1.0131	1.0005
天津	0.9946	1.0186	1.0131	湖北	0.9975	1.0130	1.0104
河北	0.9923	1.0180	1.0102	湖南	1.0032	1.0124	1.0157
山西	0.9950	1.0130	1.0079	广东	1.0000	1.0113	1.0113
内蒙古	0.9901	1.0072	0.9972	广西	0.9974	1.0042	1.0015
辽宁	0.9915	1.0150	1.0063	海南	0.9784	1.0082	0.9864
吉林	0.9859	1.0140	0.9996	四川	1.0000	1.0130	1.0130
黑龙江	0.9961	1.0051	1.0012	贵州	1.0000	1.0069	1.0069
上海	1.0000	1.0000	1.0000	云南	0.9875	1.0114	0.9988
江苏	0.9912	1.0144	1.0054	陕西	1.0038	1.0122	1.0161
浙江	1.0043	1.0073	1.0116	甘肃	0.9836	1.0127	0.9961
安徽	0.9891	1.0118	1.0008	青海	1.0000	1.0080	1.0080
福建	0.9925	1.0102	1.0026	宁夏	0.9975	1.0122	1.0096
江西	0.9946	1.0111	1.0056	新疆	0.9896	1.0119	1.0014
山东	0.9933	1.0148	1.0080	总体均值	0.9943	1.0114	1.0056

## 六、农业环境全要素生产率及其成分变动的影响因素分析<sup>①</sup>

### （一）模型设定与变量的描述性统计

“环境库兹涅茨曲线（EKC）”理论认为，收入分配与经济增长之间存在“倒 U 型”曲线关系：经济增长最初导致环境质量降低，当增长超过临界点后，人均收入水平的提高有助于改善环境质量。上述关系被称为。通过简约式模型来验证污染物排放与收入水平之间是否存在“倒 U 型”关系，忽略了将投入转化为产出及污染物的生产过程，正是这一过程才可能引致环境质量在高收入水平上的改善（Färe et al., 2003）。鉴于此，可根据生产经济学原理构建包含生产过程的、单一的环境绩效指标，其中，利用方向性距离函数方法构建生产率指数并据此计算环境绩效的思路格外受到推崇<sup>②</sup>。

环境绩效与收入关系的研究较少且主要集中在工业领域，这些研究以工业污染物排放为约束验证环境绩效指数与人均收入之间是否存在“倒 U 型”曲线关系。Managi and Jena（2008）发现，二氧化硫、二氧化氮、颗粒悬浮物约束下印度环境全要素生产率与收入水平之间存在“倒 U 型”曲线关系；Kumar and Khanna（2009）测算了 38 个国家的环境效率与环境生产率，发现二者分别与收入之间存在 EKC 关系；Wang and Wei（2014）发现，中国二氧化碳排放效率与收入呈“正 N 型”关系。国内学者也发现，环境绩效水平与收入存在“倒 U 型”（杨俊、邵汉华，2009）、“正 U 型”

（王兵等，2010）曲线关系。农业环境绩效与收入关系的实证研究极少，本文拟进行尝试。效率与生产率值具有非负截断特征，对这类受限因变量模型的估计，用 OLS 法会得到有偏的结果，Tobit 模型更合适。固定效应 Tobit 模型通常不能得到一致、无偏的估计量，随机效应模型更好（陈强，2014）。本文建立如下随机效应 Tobit 模型：

$$Y_{k,it}^C = \alpha_{it} + \beta_1 I_{it} + \beta_2 I_{it}^2 + \sum_j \phi_j x_{j,it} + u_i + e_{it} \quad (8)$$

（8）式中， $Y$  为因变量，当  $k=1, 2, 3$  时，分别代表环境全要素生产率、环境技术效率、技术进步，上标  $C$  表示其累积性<sup>③</sup>取值； $I$  代表人均收入； $x$  代表控制变量； $u_i$  代表个体效应标准差（个体误差）； $e_{it}$  代表随机干扰项标准差（随机误差）； $i=1, 2, \dots, 29$ ，代表中国 29 个省（区、市）； $t$  代表年份； $j=1, 2, \dots, 9$ ，代表 9 个控制变量。根据数据的可获得性并参考相关研究的做法，本文选取如下自变量：①人均收入（千元）。参考 Magnani（2000）等学者选择人均收入变量的做法，本文该变量以 1978 年不变价的农业生产总值除以乡村总人口来表示，并且模型中引入收入平方项。②农业结构（ $x_1$ ）。该变量用粮食播种面积占农作物总播种面积的比重来表示。③经济结构变动（ $x_2$ ）。该变量用农业增加值与地区生产总值的比值表示，这也是参考了 Panayotou（1997）的做法<sup>④</sup>。④相对价格变动（ $x_3$ ）。农民生产决策受农业生产资料价格指数和农产品生产价格指数的影响，本文加入该两个指数的比值以反映相对价格的变动。⑤受灾率（ $x_4$ ）。该变量用受灾面积与农作物总播种面积的比值来表示。⑥农业财政支持（ $x_5$ ）。该变量用各地财政总支出中农业相关支出

<sup>①</sup>本文运用的计量经济学分析软件是 Stata 14。

<sup>②</sup>需要注意的是，传统 EKC 分析中，“倒 U 型”意味着伴随收入增加污染物排放先增加后降低，到达临界点前环境质量逐渐下降。在环境绩效与收入水平关系的分析中，“正 U 型”曲线关系直接说明伴随收入增加环境绩效先降低后提高，其含义类似于 EKC 的“倒 U 型”曲线特征。

<sup>③</sup>对于作为因变量的环境全要素生产率、环境技术效率、技术进步，是选择原值还是其累积性取值，国内外相关研究并无统一的处理方式。考虑到累积性取值更能体现各指数随年份推进的连续性、可比性变动，本文选择累积性取值。

<sup>④</sup>Panayotou（1997）在分析  $SO_2$  排放与经济增长之间的关系时，引入了工业增加值占 GDP 的比重来反映经济结构的变动情况，因为工业与能源使用密切相关，而后者是  $SO_2$  的主要来源。

所占比重来表示。⑦收入分配（ $x_6$ ）。该变量用城市居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值来表示。Boyce（1994）深入分析了政治权力和财富分配不平等与环境质量之间的关系，为后续实证研究奠定了理论基础。考虑到城镇居民与农民的相对收入变动可能对农民的生产决策产生影响，进而可能影响到农业增长的环境绩效水平。鉴于此，本文拟分析不平等状况对农业增长环境绩效的影响，用收入不平等作为不平等的代理变量。⑧农民收入构成（ $x_7$ ）。该变量用农民人均纯收入中工资性收入的比重来表示。⑨城市化率（ $x_8$ ）。该变量以城市人口与总人口的比值来表示。⑩对外开放度（ $x_9$ ）。该变量用经过汇率折算的各地进出口总值与地区生产总值的比值来表示<sup>①</sup>。

## （二）农业环境全要素生产率及其成分的影响因素分析

本文分别估计包含控制变量与否的 6 个模型。表 6 中，模型的个体误差和随机误差均较小，方差比即  $\rho$ <sup>②</sup> 在 0.5 以上，个体效应方差所占比重大且似然比（LR）值很大，强烈拒绝个体效应为零的原假设。模型拟合程度较好，使用随机效应面板 Tobit 模型回归合理。

表 6 估计结果对比

变量	无控制变量			有控制变量		
	ETFP	ETE	TC	ETFP	ETE	TC
常数	0.9570*** (46.08)	0.9890*** (69.27)	0.9630*** (41.31)	0.8330*** (11.14)	0.8450*** (14.71)	1.0110*** (13.47)
$I$	0.1230*** (10.43)	-0.0543*** (-5.89)	0.1960*** (17.59)	0.2060*** (11.69)	0.0032 (0.24)	0.2040*** (11.64)
$I^2$	-0.0102*** (-6.81)	0.0057*** (4.85)	-0.0177*** (-12.55)	-0.0174*** (-9.23)	0.0001 (0.10)	-0.0177*** (-9.46)
$x_1$	— —	— —	— —	0.1400** (2.24)	0.0212 (0.44)	0.1320** (2.12)
$x_2$	— —	— —	— —	0.7230*** (8.07)	0.6560*** (9.29)	-0.0649 (-0.72)
$x_3$	— —	— —	— —	-0.0932*** (-3.75)	-0.0466** (-2.40)	-0.0420* (-1.70)
$x_4$	— —	— —	— —	-0.0136 (-0.59)	0.0281 (1.54)	-0.0530** (-2.30)
$x_5$	— —	— —	— —	-0.1000 (-0.71)	-0.5940*** (-5.39)	0.7030*** (5.00)
$x_6$	— —	— —	— —	-0.0045 (-0.53)	0.0162** (2.45)	-0.0272*** (-3.18)
$x_7$	— —	— —	— —	0.2650*** (4.40)	0.1900*** (4.09)	0.0455 (0.76)

<sup>①</sup>根据本文研究目的，用农产品进出口总值与农业生产总值的比值来表示农业开放程度可能更加精确，但是，1997 年之前的农产品进出口总值数据无法获得，本文用各地进出口总值与地区生产总值的比值作为对外开放度的替代变量。

<sup>②</sup>所有无法观测因素（即复合误差）由  $u_i$  和  $e_{it}$  构成，方差比系数  $\rho$  代表个体效应的方差占复合误差的总方差比重，即  $\rho = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_e^2)$ 。

(续表 6)

$x_8$	—	—	—	-0.2750*** (-5.53)	-0.0950** (-2.44)	-0.1670*** (-3.36)
$x_9$	—	—	—	0.0263 (1.27)	0.0409** (2.56)	-0.0180 (-0.87)
$\sigma_u$	0.1007*** (7.31)	0.0669*** (7.23)	0.1169*** (7.35)	0.1113*** (7.34)	0.0735*** (7.16)	0.1153*** (7.27)
$\sigma_e$	0.0837*** (35.7)	0.0653*** (35.7)	0.0785*** (35.69)	0.0735*** (35.69)	0.0578*** (35.66)	0.0733*** (35.67)
$\rho$	0.5913	0.5117	0.6892	0.6964	0.6176	0.7122
LR	419.2000	336.0700	462.7600	494.1000	421.3500	474.7600

注：①  $\sigma_u$  是个体效应估计值， $\sigma_e$  是随机干扰项估计值；② 括号内数字是各系数的 z 统计值；③ \*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(1) 人均收入对环境全要素生产率、技术进步及环境技术效率产生不同的影响。加入控制变量前，环境全要素生产率模型、技术进步模型表现出显著的“倒 U 型”曲线特征，拐点收入分别为 12058.8 元、11073.4 元；环境技术效率模型表现出显著的“正 U 型”特征，拐点收入为 9559.8 元。加入控制变量后，环境技术效率模型收入平方项系数仍为正，但该平方项不再显著；环境全要素生产率模型与技术进步模型的“倒 U 型”曲线特征仍显著，拐点收入分别为 11839.1 元和 11525.4 元。样本人均收入最大观测值为 8991.4 元，环境全要素生产率与技术进步指数值均未到达倒拐点值。随着收入增长，环境全要素生产率与技术进步指数值将持续提高，而环境技术效率将降低。

(2) 农业结构调整对环境全要素生产率与技术进步的正向影响显著。1991~2013 年，全国粮食作物占农作物总播种面积的比重由 75.08% 下降到 68.01%<sup>①</sup>，实证分析结果说明，环境全要素生产率与技术进步指数值随之降低。直观判断，农业结构调整是为了优化农业产业结构、提高农业生产率，这与本文的实证分析结果似乎不符。农业结构调整包括农林牧渔业比例的调整，也包括部门内产品结构的调整。本文以种植业为对象并以粮食播种面积比重作为表征结构调整的变量，可能造成实证分析结果与直观判断的偏离。近些年，随着生活水平的提高，民众农产品消费结构发生了较大变化，口粮需求显著降低而蔬菜水果、肉蛋奶等的需求逐渐增加，这一变化拉动了农业产业结构升级。一般来讲，粮食作物对化肥的需求量大，而蔬菜等经济作物对农药的需求量大，伴随着农业结构调整，农药施用产生的环境问题可能越来越突出，农业环境绩效降低。

(3) 经济结构变动对环境全要素生产率与环境技术效率的正向影响显著。1978 年以来，第一产业增加值占 GDP 的比重由 28.4% 下降到 1991 年的 24.7%，再降到 2013 年的 10%<sup>②</sup>；农业产值占农林牧渔总产值的比重也由 79.99% 下降到 1991 年的 63.09%，再降到 2013 年的 53.09%<sup>③</sup>。实证结果说明，伴随着经济结构的变动，环境全要素生产率与环境技术效率也在降低。近些年，农业劳动力流动机制、农村土地流转机制逐步得到完善，“工业反哺农业、城市反哺农村”的政策导向日益明显，在良好形势下农业发展的规模化程度逐渐提高，粮食连年增产、农业稳定增长。因此，虽然第一产业在国民经济中的比重在降低，但是农业产值在绝对增长、农业产出在持续增加，其结果就是

<sup>①</sup>数据来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（1997 年、2014 年），中国统计出版社。

<sup>②</sup>数据来源：中国农业年鉴编辑委员会（编）：《中国农业年鉴》（2014 年），中国农业出版社。

<sup>③</sup>数据来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（2014 年），中国统计出版社。

加大了农业对环境的污染，农业环境绩效降低。

(4) 相对价格变动对环境全要素生产率、环境技术效率与技术进步的负向影响显著。本文用农业生产资料价格指数与农产品生产价格指数的比值来表示相对价格变动（即价格指数比），若前者的增幅小于后者则说明这一价格指数比下降。1991~2012 年，价格指数比由 1.05 下降到 1.03<sup>①</sup>。实证结果说明，随着价格指数比的下降，环境绩效有所提高。农民生产决策会受农业生产资料价格与农产品销售价格变动<sup>②</sup>的影响，生产资料价格增幅小于销售价格增幅使得农民的总收入增加和生活条件的改善，这有助于农民素质的提升以及健康意识、环保意识的增强，这种意识会激励农民采用环境友好型技术从事农业生产，其结果提升了农业增长的环境绩效。

(5) 受灾率对技术进步的负向影响显著。农业是自然再生产与经济再生产相交织的产业，各种灾害频发会直接影响农业产出，还会影响到农业技术的推广。虽然农业技术研发出种类繁多的、可抵御各种自然灾害的农业新品种，但农民在选择新品种时仍面临未来农业欠收的风险，影响了农业技术在农村地区的推广速度。

(6) 农业财政支持对环境技术效率的负向影响显著，对技术进步的正向影响显著。1992~2012 年，全国财政支农支出占财政总支出的比重由 10.1% 下降到 2007 年的 6.8%，再提高到 9.5%<sup>③</sup>。根据实证分析结果，财政支出是环境技术效率和技术进步变动的重要影响因素，但支出份额总体较小且变化不大，财政支农的影响幅度也不大。直观上看，财政支出一定时支农比重越高越有利于推动农业增长，但本文关于农业财政支持对环境技术效率产生显著负向影响的结论却不符合这一预期。这可能涉及财政支农政策的执行效率与结构问题。中国农业财政支持的结构与执行效率并不理想，妨碍了支农目标的顺利实现。李焕彰、钱忠好（2004）研究了财政支农的配置与效率问题，发现财政支农结构存在较大偏差，农业公共产品投入不足极大地制约着农业可持续发展的潜力。可见，逐步增加财政支农份额并合理配置支农项目结构，应该是未来推进农业发展的途径之一。

(7) 收入分配对环境技术效率的正向影响显著，对技术进步的负向影响显著。已有文献研究了不平等状况与环境的关系，但结果并不一致。Torras and Boyce（1998）认为，收入分配的平等化有利于环境质量的提高。Magnani（2000）认为，如果人均收入水平提高的同时不平等程度加深，那么伴随着经济增长，国家对生态环境的公共支出将降低，环境质量降低。本文实证分析结果包含了上述观点。改革开放以来，中国城乡收入差距逐年扩大，实证分析结果意味着环境技术效率逐渐提高（即环境改善）而技术进步指数值逐渐降低。

(8) 农民收入构成对环境全要素生产率与环境技术效率的正向影响显著。工资性收入是农民增收的重要来源之一。1990~2013 年，全国农民人均纯收入中工资性收入所占比重由 20.22% 提高到 45.25%<sup>④</sup>，增长了 1 倍多。本文实证结果说明，随着农民工资性收入比重的提高，农业环境绩效提高。收入构成可以在一定程度上反映农民的工作状况与生活水平，由于农业的比较收益低，工资性收入比重提高说明农民务工时间日益增加、农民收入增速加快且生活状况逐渐改善，类似于上述相对价格变动的影响，收入增长与生活条件改善的结果之一就是农业增长环境绩效的提高。

(9) 城市化率对环境全要素生产率、环境技术效率与技术进步的负向影响显著。理论上讲，城市应发挥增长极的作用，但实证分析结果却与之相悖。新中国建国初期的赶超战略、实行多年的户

<sup>①</sup>数据来源：根据国家统计局网站年度数据查询库（<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>）的数据整理计算，两种价格指数分别都是以 1990 年为基期，价格指数比据此计算得到。

<sup>②</sup>根据《中国统计年鉴》统计指标的解释，农产品生产价格指数反映农产品销售价格的变动情况。

<sup>③</sup>数据来源：中国农业年鉴编辑委员会（编）：《中国农业年鉴》（2014 年），中国农业出版社。

<sup>④</sup>数据来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴 2014》，中国统计出版社，2014 年。

籍制度以及长期以来的工农产品价格“剪刀差”等城市偏向政策，对快速提高工业化、城市化水平发挥了作用，却加重了中国经济的二元性，极大地阻碍了城市健康发展并限制了其增长极作用的发挥。2013 年，中国城市人口比重 53.73%，第二、第三产业产值比重分别为 43.9%、46.1%，而就业比重分别仅为 30.1%、38.5%<sup>①</sup>。在城市不具备吸纳能力、配套设施及制度安排不完善的情况下，大量农村青壮年劳动力涌入城市，削弱了农村有效生产力。农民工没有充分的就业机会与工作岗位为，农民进城后收入无法得到保障，农民工医疗、社保、子女就学等方面与城市人口差别较大。特别是离土又离乡的农民，他们在城市的身份转换并不顺利，无法真正融入城市，始终游离在城市的社会保障体系之外，基本生计面临较大困难。此外，城市发展也会在土地等资源方面与农业展开竞争，对农业增长的带动作用相当有限甚至有所限制。因此，本文的实证分析结果不难理解。

(10) 对外开放度对环境技术效率的正向影响显著。1991~2013 年，中国外贸依存度由 27.88% 提高到 40.6%；1997~2013 年，农产品进出口总额与农林牧渔业总产值（当年价）的比重由 7.83% 提高到 11.86%<sup>②</sup>。实际上，在贸易自由化程度逐渐提高的过程中，国家可以更充分地利用国内与国外这两种资源与两种市场，通过“虚拟水”、“虚拟土地”等形式进口资源，从而在农业生产中降低其对资源环境的压力、提升农业环境绩效。

## 七、研究结论

本文利用 DEA-GML 指数与面板 Tobit 模型分析了中国农业环境全要素生产率及其成分在全国趋势与区域、省际差异，并对其影响因素进行了剖析。主要结论如下：

第一，农业环境全要素生产率增长主要由技术进步推动。1991~2013 年，农业环境全要素生产率、技术进步指数值年均分别增长 0.56%、1.14%，而环境技术效率年均降低 0.57%。分阶段来看，技术进步也是环境全要素生产率增长的源泉，技术进步程度的高低与农业环境全要素生产率增长的快慢相关，而环境技术效率均呈负增长。

第二，农业环境全要素生产率的区域差异与省际分化明显。东部地区环境全要素生产率与技术进步增长全国最高，中部和西部地区技术进步的增长低于全国水平且西部地区垫底，西部地区环境全要素生产率增长高于全国水平而中部地区垫底；东部、中部、西部地区环境技术效率均呈负增长且中部地区下降幅度最大；各个地区农业环境全要素生产率增长的源泉是技术进步，而环境技术效率降低拉低了环境全要素生产率增长。东部地区省份环境全要素生产率及其成分的增长率大多高于全国水平，中部地区省份大多低于全国水平。

第三，不同因素对农业环境全要素生产率及其成分的变动产生不同程度的影响。①人均收入水平与环境绩效指数之间的关系验证。加入控制变量前，人均收入水平与环境全要素生产率、技术进步之间呈现“倒 U 型”曲线特征，人均收入水平与环境技术效率之间呈现“正 U 型”曲线特征；加入控制变量后，环境全要素生产率与技术进步的“倒 U 型”曲线特征依然显著，但环境技术效率不再呈现“正 U 型”曲线特征，由曲线最低点或最高点所对应的临界值俩来看，随收入增长环境全要素生产率与技术进步指数值将持续提高，而环境技术效率将降低。②控制变量。农业生产资料价格与农产品生产价格的相对价格变动、城市化率对环境全要素生产率及其成分均有显著的负向影响。此外，农业结构调整、经济结构变动、农民收入构成对环境全要素生产率产生显著的正向影响；经

<sup>①</sup>数据来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴 2014》，中国统计出版社，2014 年。

<sup>②</sup>数据来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（1992 年、2014 年），中国统计出版社；中国农业年鉴编辑委员会：《中国农业年鉴》（1998 年、2014 年），中国农业出版社。笔者根据数据计算整理。



济结构变动、收入分配、农民收入构成、对外开放度对环境技术效率产生显著的正向影响，农业财政支持产生显著的负向影响；农业结构调整、农业财政支持对技术进步有显著的正向影响，受灾率、收入分配有显著的负向影响。

本文研究存在一些不足之处。首先，农业污染源的确定及量化仍有缺陷。农业生产的分散特性使得污染源的定位与量化面临较大困难。本文选取的污染变量仅能反映农业生产的极小部分现状，使得估计结果可能不能精确反映环境约束下农业的真实全要素生产率。其次，影响因素的确定主观性较大，对农业环境全要素生产率及其成分变动原因的解釋可能不全面。本文实证分析的初衷是在农业领域对环境绩效分析、影响因素确定与 EKC 特征验证的结合研究方面进行尝试，今后还需要改进。

#### 参考文献

1. Boyce, J. K.: Inequality as Cause of Environmental Degradation, *Ecological Economics*, 11(3): 169-178, 1994.
2. Chen, P.; Yu, M.; Chang, C. and Hsu, S.: Productivity Change in Taiwan's Farmers' Credit Unions: A Nonparametric Risk-adjusted Malmquist Approach, *Agricultural Economics*, 36(2): 221-231, 2007.
3. Chung, Y. H.; Färe, R. and Grosskopf, S.: Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach, *Journal of Environmental Management*, 51(3): 229-240, 1997.
4. Färe, R. and Grosskopf, S.: *Intertemporal Production Frontiers*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1996.
5. Färe, R.; Grosskopf, S. and Pasurka, C.: Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions, *Energy*, 32(7): 1055-1066, 2007.
6. Färe, R.; Grosskopf, S. and Zaim, O.: An Environmental Kuznets Curve for the OECD Countries, in Färe, R. and Grosskopf, S. (eds.): *New Directions: Efficiency and Productivity*, Springer Science, 2003.
7. Kumar, S. and Khanna, M.: Measurement of Environmental Efficiency and Productivity: A Cross-country Analysis, *Environment and Development Economics*, 14(4): 473-495, 2009.
8. Lin, J. Y.: Rural Reforms and Agricultural Growth in China, *American Economic Review*, 82(1): 34-51, 1992.
9. Magnani, E.: The Environmental Kuznets Curve, Environmental Protection Policy and Income Distribution, *Ecological Economics*, 32(3): 431-443, 2000.
10. Managi, S. and Jena, P. R.: Environmental Productivity and Kuznets Curve in India, *Ecological Economics*, 65(2): 432-440, 2008.
11. McMillan, J.; Whalley, J. and Zhu, L.: The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth, *Journal of Political Economy*, 97(4): 781-807, 1989.
12. Oh, D.: A Global Malmquist-Luenberger Productivity Index, *Journal of Productivity Analysis*, 34(3): 183-197, 2010.
13. Oh, D. and Heshmati, A.: A Sequential Malmquist-Luenberger Productivity Index: Environmentally Sensitive Productivity Growth Considering Progressive Nature of Technology, *Energy Economics*, 32(6): 1345-1355, 2010.
14. Panayotou, T.: Demystifying the Environmental Kuznets Curve: Turning a Black Box into a Policy Tool, *Environment and Development Economics*, 2(4): 465-484, 1997.
15. Pastor, J. and Lovell, C. A.: A Global Malmquist Productivity Index, *Economics Letters*, 88 (2): 266-271, 2005.
16. Shestalova, V.: Sequential Malmquist Indices of Productivity Growth: An Application to OECD Industrial Activities, *Journal of Productivity Analysis*, 19(2-3): 211-226, 2003.
17. Torras, M. and Boyce, J. K.: Income, Inequality and Pollution: A Reassessment of the Environmental Kuznets Curve, *Ecological Economics*, 25(2): 147-160, 1998.

- 18.Wang, K. and Wei, Y.: China's Regional Industrial Energy Efficiency and Carbon Emissions Abatement Costs, *Applied Energy*, 130(1): 617-631, 2014.
- 19.Xue, M. and Harker, P. T.: Note: Ranking DMUs with Infeasible Super-efficiency DEA Models, *Management Science*, 48(5): 705-710, 2002.
- 20.陈敏鹏、陈吉宁、赖斯芸：《中国农业和农村污染清单分析与空间特征》，《中国环境科学》2006 年第 6 期。
- 21.陈强：《高级计量经济学及 Stata 应用（第 2 版）》，高等教育出版社，2014 年。
- 22.崔晓、张屹山：《中国农业环境效率与环境全要素生产率分析》，《中国农村经济》2014 年第 8 期。
- 23.高帆：《我国区域农业全要素生产率演变趋势与影响因素》，《数量经济技术经济研究》2015 年第 5 期。
- 24.葛继红、周曙东：《农业面源污染的经济影响因素分析》，《中国农村经济》2011 年第 5 期。
- 25.黄少安、孙圣民、宫明波：《中国土地产权制度对农业经济增长的影响》，《中国社会科学》2005 年第 3 期。
- 26.李谷成：《中国农业的绿色生产率革命：1978-2008 年》，《经济学（季刊）》2014 年第 2 期。
- 27.李谷成、陈宁陆、闵锐：《环境规制条件下中国农业全要素生产率增长与分解》，《中国人口资源与环境》2011 年第 11 期。
- 28.李谷成、冯中朝、范丽霞：《农户家庭经营技术效率与全要素生产率增长分解（1999-2003）——基于随机前沿生产函数与来自湖北省农户的微观证据》，《数量经济技术经济研究》2007 年第 8 期。
- 29.李焕彰、钱忠好：《财政支农政策与中国农业增长》，《中国农村经济》2004 年第 8 期。
- 30.闵锐、李谷成：《环境约束条件下的中国粮食全要素生产率增长与分解》，《经济评论》2012 年第 5 期。
- 31.沈能、张斌：《农业增长能改善环境生产率吗？》，《中国农村经济》2015 年第 7 期。
- 32.石慧、王怀明、孟令杰：《要素累积、全要素生产率与中国农业增长地区差异》，《农业技术经济》2009 年第 3 期。
- 33.田伟、杨璐嘉、姜静：《低碳视角下中国农业环境效率测算与分析》，《中国农村观察》2014 年第 5 期。
- 34.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。
- 35.王奇、王会、陈海丹：《中国农业绿色全要素生产率变化研究》，《经济评论》2012 年第 5 期。
- 36.吴贤荣、张俊飏、田云、薛龙飞：《基于公平与效率双重视角的中国农业碳减排潜力分析》，《自然资源学报》2015 年第 7 期。
- 37.薛建良、李秉龙：《基于环境修正的中国农业全要素生产率度量》，《中国人口资源与环境》2011 年第 5 期。
- 38.杨俊、陈怡：《基于环境因素的中国农业生产率增长研究》，《中国人口资源与环境》2011 年第 6 期。
- 39.杨俊、邵汉华：《环境约束下的中国工业增长状况研究》，《数量经济技术经济研究》2009 年第 9 期。
- 40.张晖、胡浩：《农业面源污染的环境库兹涅茨曲线验证》，《中国农村经济》2009 年第 4 期。

（作者单位：武汉轻工大学经济与管理学院）（责任编辑：黄慧芬）

（上接第 64 页）

- 14.钟真、孔祥智：《产业组织模式对农产品质量安全的影响：来自奶业的例证》，《管理世界》2012 年第 1 期。
- 15.周力、薛萃绮：《基于纵向协作关系的农户清洁生产行为研究——以生猪养殖为例》，《南京农业大学学报（社会科学版）》2014 年第 3 期。
- 16.周应恒、霍丽玥：《食品质量安全问题的经济学思考》，《南京农业大学学报》2003 年第 3 期。
- 17.Antle, J. M.: No Such Thing as a Free Safe Lunch: The Cost of Food Safety Regulation in the Meat Industry, *American Journal of Agricultural Economics*, 82(2): 310-322, 2000.
- 18.Caswell, J.; Bredahl, M. and Hooker N.: How Quality Management Metasystems are Affecting the Food Industry, *Review of Agricultural Economics*, 20(2): 547-557, 1998.

（作者单位：中国农业大学经济管理学院）（责任编辑：李腾飞）