2015 年第 3 期
（第 14 卷）
华南农业大学学报（社会科学版）
JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
（SOCIAL SCIENCE EDITION）

碳排放约束与农业全要素生产率增长及分解

张 林，冉光和，蓝震森

（重庆大学 经济与工商管理学院，重庆 400044）

摘 要：针对传统 ML 指数不具有传递性特征并且面临潜在线性规划无解的问题，将 Global Malmquist-Luenberger 生产率指数引入到农业全要素生产率的分析框架中，并利用中国 31 个省市 1993—2013 年的面板数据测算了碳排放约束条件下农业全要素生产率的增长及其分解。研究表明：是否考虑农业碳排放因素会对农业全要素生产率的测算产生较大影响，忽略碳排放约束会高估区域农业全要素生产率，测算结果可能导致政策偏误；在碳排放约束条件下，中国农业发展普遍存在效率恶化与技术进步并存的局面，农业全要素生产率增长主要由技术进步贡献，农业技术效率不增反减；中国农业全要素生产率增长存在显著的区域差异，东部地区要明显优于其他地区；中国农业大省在碳排放约束条件下未能表现出特别明显的农业优势，农业大省并非农业强省。

关键词：碳排放约束；农业全要素生产率；GML 指数；技术效率；技术进步

中图分类号：F323.5 **文献标识码：**A **文章编号：**1672－0202(2015)03－0022－11

一、引言

随着农药、农膜、化肥、农用机械等现代农业生产资料使用量的不断增加，农业全要素生产率随之提高，但同时农业碳排放总量也与日俱增，导致中国农业正呈现出“高投入、高产出、高污染、高排放”的粗放型增长趋势。因此，研究碳排放约束条件下的区域农业全要素生产率增长无疑具有重要的理论和实践意义。

Chung 等[1]所提出的基于方向性距离函数的 Malmquist-Luenberger 指数（ML 指数）可以将农业生产的合意产出和非合意产出同时纳入全要素生产率的分析框架，进而测出环境约束下的农业全要素生产率。目前，已有部分学者利用 ML 指数测算了环境管制下的中国农业全要素生产率，但更多的是考虑农业面源污染，仅有少数学者专门考虑农业碳排放约束问题。比如李谷成等[2]、杨俊和陈怡[3]、闵锐和李谷成[4]、韩彬和赵丽芬[5]在利用单元调查评估法对农业面源污染进行核算的基础上，采用 ML 指数分析了中国各省环境约束下的农业全要素生产率；潘丹和应瑞瑶[6]利用 ML 指数将水资源和农业面源污染纳入农业全要素生产率分析框架并进行了实证研究；刘玉琼等[7]利用 ML 指数测算了碳排放约束下的中国农业生产率；潘丹和孔凡斌[8]利用 ML 指数测算了考虑环境污染因素的农业全要素生产率及其收敛；杨璐嘉[9]利用 ML 指数测算了考虑碳排放的粮食主产区的农业全要素生产率；刘战伟[10]测算了同时考虑农业面源污染和碳排放约束的农业全要素生产率。

尽管采用 ML 指数可以测算碳排放约束下的农业全要素生产率，但 ML 指数也同样存在一些

收稿日期：2015－05－03 **DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2015.03.003

基金项目：国家社会科学基金重大项目（11&ZD141）；国家社会科学基金青年项目（14CJY049）

作者简介：张 林（1986—），男，重庆巫山人，重庆大学经济与工商管理学院博士研究生，主要研究方向为金融学、农业经济学。E-mail：zhanglin2762@126.com

不足之处：一是 ML 指数在测度混合期方向性距离函数时面临一个潜在的线性规划无解问题，二是几何平均形式表示的 ML 指数不具备循环性或传递性特征。针对这两个问题，Oh[11] 将 Global Malmquist（GM）指数和方向性距离函数相结合，构建了 Global Malmquist-Luenberger（GML）指数。GML 指数不仅有效地避免了传统 ML 指数的缺陷，还能很好地应对多投入多产出问题以及环境污染问题。已有学者将 GML 指数运用到中国各省的环境全要素生产率[12]、商业银行全要素生产率[13]和水资源全要素生产率[14]的研究中，但还没有文献利用 GML 指数测算碳排放约束下的中国农业全要素生产率。基于此，本文将 Oh 所构建的 GML 指数引入到农业全要素生产率的测算中，利用中国 31 省市 1993—2013 年的面板数据分析碳排放约束对农业全要素生产率测度的影响，重新估算了碳排放约束条件下的区域农业全要素生产率增长及其分解。

二、理论、方法与模型

（一）碳排放约束对农业全要素生产率影响的理论分析

研究碳排放约束条件下的农业全要素生产率增长必须首先弄清楚碳排放约束和农业全要素生产率的概念及二者的作用关系。碳排放约束是指通过制定碳排放上限、碳税、碳交易、碳减排扶持等政策措施对某个地区或某个产业的碳排放加以约束。农业碳排放是指农业生产过程中由于化肥、农药、能源消费，农业机械设备使用以及土地翻耕过程中所直接或间接导致的温室气体排放[15]。农业全要素生产率是衡量单位农业投入所能创造总产出的生产率指标，即总产量与全部要素投入量之比。碳排放约束对农业全要素生产率的影响主要表现在两个方面：（1）碳排放约束影响农业生产过程和农业生产方式。在所有生产要素中，化肥、农药、农膜、柴油、农业机械设备等既是影响农业全要素生产率的重要因素，也是农业碳排放的主要来源。在碳排放约束下，一方面农业生产部门将选择碳排放系数低的“清洁型”生产要素来代替碳排放系数高的“污染型”生产要素，或是直接减少“污染型”生产要素的投入，另一方面农业生产部门将更加谨慎地选择和使用各种现代农业机械设备。农业生产要素和生产设备的改变将直接导致农业生产过程和生产方式的改变，进而影响农业全要素生产率。（2）碳排放约束影响农业产业结构和农业资源配置。广义上的农业包括农（种植业）、林、牧、渔、副业等，不同农业产业的碳排放强度各不相同。当对某地区农业碳排放实施总量约束时，农业部门将不断调整农业产业结构，扩大低碳产业的比例，并引导农业资源向低碳产业转移，从而改变农业碳排放结构和减少农业碳排放总量。

概括来讲，碳排放约束会促使农业生产过程、生产方式的改变和农业产业结构、资源配置的调整。在农业现代化发展进程中，不管是农业生产过程和生产方式的改变，还是农业产业结构和资源配置的调整，都将直接影响农业全要素生产率的变化。因此，将碳排放约束纳入区域农业全要素生产率的分析框架是非常必要的。

（二）全域生产可能性集合与方向性距离函数

1. 全域生产可能性集合

为了将二氧化碳排放纳入农业全要素生产率的分析框架中，首先需要构建一个既包含“好”产出又包含“坏”产出的生产可能性集合。假设每个省份为一个生产决策单元，各省市使用 N 种要素投入 $x \in R_+^N$ 得到 M 种好产出 $y \in R_+^M$ 和一种“坏”产出 b——CO_2。利用第 K 省第 t 期的投入产出值 $(x^{k,t}, y^{k,t}, b^{k,t})$ 构建如下生产可能性集合：

$$P(x) = \{(y,b): x \text{ 可以生产}(y,b)\} \qquad x \in P_+^N \tag{1}$$

为了构建具有传递性的生产率指数，Oh[11] 提出了一种新的参考技术集合——全域生产可能性集合。全域生产可能性集合可以表示为 $P^G(x) = P^1(x^1) \cup P^2(x^2) \cup \cdots \cup P^T(x^T)$，即所有当期生

产技术集的并集。全域生产可能性集合可以表示为:

$$P^G(x) = \{(y^t,b^t): \sum_{t=1}^{T}\sum_{k=1}^{K} Z_k y_{km}^t \geqslant y_m^t; \sum_{t=1}^{T}\sum_{k=1}^{K} Z_k b_k^t = b^t; \sum_{t=1}^{T}\sum_{k=1}^{K} Z_k x_{kn}^t \leqslant x_n^t\} \tag{2}$$

式中 Z_k 表示每个横截面观测值的权重,$Z_k \geqslant 0$ 表示生产技术规模报酬不变。

2. 方向性距离函数

环境约束的目标是在保持合意产出增长的同时尽量减少非合意产出,这样的生产过程可以用方向性距离函数将其模型化。假设产出增长方向向量 $g=(g_y,-g_b)$,基于产出视角的方向性距离函数为:

$$D_0^t(x^t,y^t,b^t;g) = \sup\{\beta:(y^t,b^t)+\beta g \in P^t(x^t)\} \tag{3}$$

上式表示在既定投入 x 和技术结构 $P(x)$ 下,产出向量 (y,b) 沿着方向向量 g 所能扩张和收缩的最大倍数 β。当方向向量 $g=(y,0)$ 时,方向性距离函数就变成了传统的 Shephard 产出距离函数。时期 t 生产单位 $k^1(x_k^t,y_k^t,b_k^t)$ 在当期环境技术下的方向性距离函数可以通过线性规划求解:

$$\begin{cases} \vec{D}_0^t(x_k^t,y_{k'}^t,b_{k'}^t;y_{k'}^t,-b_{k'}^t) = \max\beta \\ \text{s.t.} \sum_{k=1}^{K} Z_k^t y_{km}^t \geqslant (1+\beta)y_{k'm}^t, m=1,2,\cdots,M; \\ \sum_{k=1}^{K} Z_k^t b_k^t = (1-\beta)b_{k'}^t; \\ \sum_{k=1}^{K} Z_k^t x_{kn}^t \leqslant (1-\beta)x_{k'n}^t, n=1,2,\cdots,N \end{cases} \tag{4}$$

通过构建全域方向性距离函数 $\vec{D}_0^G$ 可以克服混合方向性距离函数存在无解的问题,可以通过以下线性规划方程求解:

$$\begin{cases} \vec{D}_0^G(x_{k'}^t,y_{k'}^t,b_{k'}^t;y_{k'}^t,-b_{k'}^t) = \max\beta \\ \text{s.t.} \sum_{t=1}^{T}\sum_{k=1}^{K} Z_k^t y_{km}^t \geqslant (1+\beta)y_{k'm}^t, m=1,2,\cdots,M; \\ \sum_{t=1}^{T}\sum_{k=1}^{K} Z_k^t b_k^t = (1-\beta)b_{k'}^t; \\ \sum_{t=1}^{T}\sum_{k=1}^{K} Z_k^t x_{kn}^t \leqslant (1-\beta)x_{k'n}^t, n=1,2,\cdots,N \end{cases} \tag{5}$$

(三)全域 Malmquist-Luenberger 生产率指数(GML)

传统的 ML 指数采用几何平均形式,不具有循环累乘性,无法观察生产效率的长期变动,而且混合方向性距离函数容易导致线性规划无可行解,如图 1 中的 A 点。GML 指数能有效地克服传统 ML 指数的缺陷和避免生产前沿面向内偏移的可能性,即"技术倒退"现象。在全域方向性距离函数的基础上构建产出导向的 GML 生产率指数为:

$$GML_t^{t+1} = \frac{1+\vec{D}_0^G(x^t,y^t,b^t;y^t,-b^t)}{1+\vec{D}_0^G(x^{t+1},y^{t+1},b^{t+1};y^{t+1},-b^{t+1})} \tag{6}$$

GML 指数具有传递性特征,即 $GML_t^{t+1} \times GML_{t+1}^{t+2} = GML_t^{t+2}$。GML 指数大于 1 表示从 t 期到 $t+1$ 期农业全要素生产率增长,小于 1 表示下降,等于 1 表示不变。

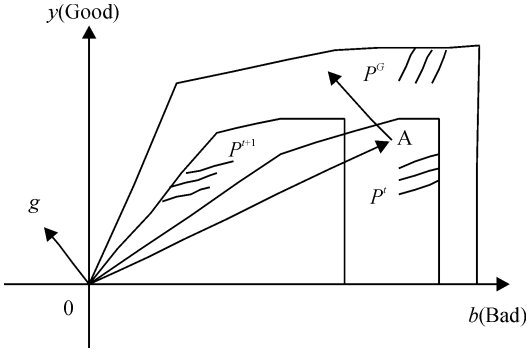


图 1　全域方向性距离函数及生产边界

GML_t^{t+1} 指数还可以进一步分解为全域技术效率变化指数 $GEFFCH_t^{t+1}$ 和全域技术进步指数 $GTECH_t^{t+1}$。

$$GML_t^{t+1} = GTECH_t^{t+1} \times GEFFCH_t^{t+1} \tag{7}$$

$$GTECH_t^{t+1} = \frac{1+\vec{D}_0^{\,G}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1+\vec{D}_0^{\,t}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)} \times \frac{1+\vec{D}_0^{\,t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})}{1+\vec{D}_0^{\,G}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \tag{8}$$

$$GEFFCH_t^{t+1} = \frac{1+\vec{D}_0^{t}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1+\vec{D}_0^{\,t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \tag{9}$$

全域技术效率变化指数 $GEFFCH_t^{t+1}$ 大于 1 表示技术效率改进并对全要素生产率增长有贡献，全域技术进步指数 $GTECH_t^{t+1}$ 大于 1 表示技术进步并对全要素生产率增长有贡献。

三、农业 GML 生产率指数测算与分析

（一）变量选取和数据说明

1. 农业投入变量

农业投入变量包括劳动、土地、机械动力、化肥、灌溉和役畜 6 个方面：（1）劳动投入，以第一产业从业人员年底数进行计算；（2）土地投入，以各省农作物总播种面积计算。考虑到中国普遍存在的农业复种、休耕、弃耕现象，采用农作物总播种面积比采用耕地面积代替农业土地投入更为准确；（3）机械动力投入，采用农用机械总动力计算，主要包括耕作机械、排灌机械、收割机械、农用运输机械等；（4）化肥投入，采用年度内实际用于农业生产的化肥施用量（折纯量）计算，主要包括氮肥、钾肥、磷肥和复合肥；（5）灌溉投入，以每年的农业有效灌溉面积计算；（6）役畜投入，本文借鉴王兵等[16]做法，采用乡村农户数和农村居民家庭平均每百户年底拥有农用役畜数量相乘计算得到①。

2. 农业产出变量

鉴于农业投入口径中农业劳动、机械、役畜等都是广义农业口径，农业合意产出采用 1993 年不变价格的农林牧渔总产值进行计算。农业非合意产出用农业生产过程中所排放的二氧化碳代替，农业二氧化碳排放量借鉴李波等[17]和鲁钊阳等[15]的方法进行估算。假设农业生产的碳排放总量为 C，各碳源的排放量为 C_i，各碳源的农业消耗量为 T_i，各碳源的碳排放系数为 δ_i，那么农业生产碳

① 虽然近年来农业机械化程度不断提高，役畜在农业生产中作用不断下降，但由于本文研究跨度较长，役畜长期作为一种重要投入，仍考虑将其纳入。

排放的估算公式为:$C = \sum C_i = \sum T_i \times \delta_i$。各碳排放源的碳排放系数如表1所示。

表1 农业碳排放源、碳排放系数

碳源	碳排放系数	碳源	碳排放参数
化肥	0.8956 kg/kg	翻耕	20.476 kg/hm^2
农药	4.9341 kg/kg	农业灌溉	312.6 kg/km^2
农膜	5.18 kg/kg	柴油	0.5927 kg/kg

考虑到各变量原始数据的连续性和完整性,本文选择的样本区间为1993—2013年,样本包括中国31个省、自治区和直辖市。各指标的原始数据分别来源于历年的《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国农业统计资料》以及其他权威网站①。由于研究的样本时间跨度较长,本文将以1993年为基期,采用各省市的GDP平减指数对所有与价格有关的指标变量都进行了平减处理。

(二)碳排放约束对农业全要素生产率影响的检验

为了检验碳排放约束对农业全要素生产率增长的影响,本文测算了不考虑碳排放约束的农业GM指数和考虑碳排放约束的GML指数,测算结果如图2所示。从图2可以看出,1993—2013年间特别是进入21世纪以后,累积GM指数要明显高于累积GML指数,而且两者间的差距呈逐年扩大的趋势。分别计算有、无碳排放约束时平均农业全要素生产率增长的T统计量,对应的单侧显著性概率为0.0213,说明不考虑碳排放约束会高估中国区域农业全要素生产率。因此,忽略碳排放约束的农业全要素生产率测算结果可能导致政策偏误,将农业碳排放约束纳入区域农业全要素生产率的测算框架是很有必要的。

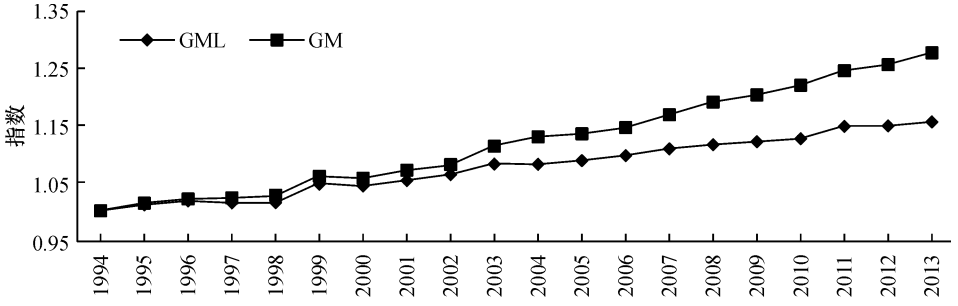


图2 累积GML指数和GM指数的时间趋势图

(三)农业GML生产率指数及其分解

1.全样本GML生产率指数及其分解

表2列举了全样本1993—2013年GML生产率指数及其分解的估算结果。从表2可以看出,中国各省市农业全要素生产率整体上呈现增长趋势,1993—2013年间中国农业全要素生产率年均增长0.72%。将农业全要素生产率进一步分解成技术效率和技术进步,技术进步年均增长1.21%,而技术效率不增反减,年均下降0.46%,表明中国农业全要素生产率的增长主要源于技术进步的推动。从变化趋势来看,除1996—1997年以及2003—2004年中国农业全要素生产率略有下降趋势以外,其他年份均表现出增长势头;农业技术进步除1997—1998年、2004—2005年以及2011—2013年呈略微下降趋势以外,其他年份都表现出不同程度的增长;2000年以前,农业技术效率在大多数年份均呈下降趋势,进入新世纪以后,随着中国农村改革的不断深入,以及自2003年以

① 重庆市1993—1997年的数据主要来源于《新中国60年统计资料汇编》和相关年份的《重庆统计年鉴》。

来连续多年中央一号文件聚焦“三农”问题，中国农业发展取得了显著成效，全域农业技术效率得到了明显的改善。综合分析可以发现，在碳排放约束条件下，中国农业发展长期存在技术进步和技术效率恶化并存的局面，农业全要素生产率的增长主要靠技术进步贡献，农业技术效率提高一直是中国农业经济发展的瓶颈，大多数地区农业经济仍属于“粗放型”增长。

表 2　中国农业 GML 生产率指数及其分解(1993—2013)

年份	GML	GEFFCH	GTECH	年份	GML	GEFFCH	GTECH
1993—1994	1.0027	0.9980	1.0047	2004—2005	1.0068	1.0088	0.9980
1994—1995	1.0067	0.9793	1.0280	2005—2006	1.0085	1.0079	1.0006
1995—1996	1.0075	0.9888	1.0189	2006—2007	1.0085	0.9938	1.0148
1996—1997	0.9994	0.9613	1.0396	2007—2008	1.0075	1.0035	1.0040
1997—1998	1.0024	1.0275	0.9756	2008—2009	1.0050	0.9693	1.0368
1998—1999	1.0260	0.9829	1.0438	2009—2010	1.0059	1.0029	1.0030
1999— 2000	1.0000	0.9955	1.0045	2010—2011	1.0173	1.0166	1.0007
2000—2001	1.0094	0.9887	1.0209	2011—2012	1.0028	1.0029	0.9999
2001—2002	1.0081	1.0005	1.0076	2012—2013	1.0038	1.0016	1.0012
2002—2003	1.0177	0.9901	1.0279	均值	1.0072	0.9954	1.0121
2003—2004	0.9997	0.9892	1.0106				

2. 各省市平均 GML 生产率指数及其分解

下表 3 列举了各省市平均 GML 指数及其分解结果。总体来看，碳排放约束下中国各地区农业全要素生产率增长呈现出明显的区域差异，东部地区要明显优于其他地区。分区域来看，在碳排放约束条件下，东部、东北部、中部和西部四个地区的农业全要素生产率均呈增长趋势，样本区间内平均年增长率分别为 1.61%、0.8%、0.58% 和 0.15%；技术进步的变化趋势亦如此，平均年增长率分别为 1.61%、1.23%、1.19% 和 1.02%；技术效率在东北部、中部和西部地区均呈现下降趋势，平均年增长率分别下降了 0.42%、0.6% 和 0.86%。东部地区的全要素生产率及其分解均高于全国平均水平，东北部地区的全要素生产率和技术效率高于全国平均水平，而技术进步略低于全国平均水平，中西部地区的全要素生产率及其分解均低于全国平均水平。分省市来看，农业全要素生产率在内蒙古、西藏和甘肃三省呈下降趋势，在其他 28 省市均呈增长趋势；东部 8 省(河北和海南除外)、辽宁、安徽、广西等 11 省市的农业全要素生产率高于全国平均水平，而其他全部 20 省市的农业全要素生产率均低于全国平均水平。北京、河北、上海、安徽、福建、山东、广东和海南 8 省市的农业技术效率和技术进步均呈现不同程度的增长，共同推动农业全要素生产率增长，表明这 8 省市的农业经济增长与环境保护相对较为协调。尽管其他 23 省市的农业技术进步都呈现出不同程度的增长，但技术效率却出现了不同程度的恶化，说明这些省市需要加快转变农业经济增长方式，不断提高农业生产经营效率，实现经济增长和环境保护同步协调发展。

3. 农业大省 GML 生产率指数及其分解

辽宁、吉林、黑龙江、内蒙古、河北、河南、山东、四川、湖北、湖南、安徽、江西、安徽等 13 个省是中国农业大省(粮食主产区)和农业碳排放大省，因此有必要单独分析农业大省碳排放约束下的农业全要素生产率。表 4 列举了 13 个农业大省的农业 GML 指数及其分解结果。结果显示，13 个农业大省的农业全要素生产率及技术进步总体上均呈上升趋势，其中全要素生产率年均增长 0.80%，技术进步年均增长 1.09%，而技术效率则出现了恶化，年均下降 0.25%。这说明农业大省的农业全要素生产率增长同样主要源于农业技术进步的推动。与全国平均水平相比，粮食主产区的全要素生产率和技术效率略高于全国平均水平，技术进步低于全国平均水平。与非农业大省相

表3 各省市农业GML指数及其分解

地区	GML	GEFFCH	GTECH	地区	GML	GEFFCH	GTECH
北京	1.0165	1.0000	1.0165	广东	1.0178	1.0000	1.0178
天津	1.0111	0.9914	1.0199	广西	1.0087	0.9952	1.0136
河北	1.0075	1.0015	1.0060	海南	1.0072	1.0000	1.0072
山西	1.0021	0.9938	1.0084	重庆	1.0010	0.9821	1.0192
内蒙古	0.9980	0.9865	1.0117	四川	1.0057	0.9880	1.0179
辽宁	1.0129	0.9959	1.0171	贵州	1.0017	0.9887	1.0131
吉林	1.0045	0.9927	1.0119	云南	1.0016	0.9919	1.0098
黑龙江	1.0067	0.9989	1.0078	西藏	0.9932	0.9925	1.0007
上海	1.0276	1.0000	1.0276	陕西	1.0028	0.9911	1.0118
江苏	1.0125	0.9995	1.0130	甘肃	0.9995	0.9918	1.0078
浙江	1.0124	0.9937	1.0188	青海	1.0043	0.9994	1.0049
安徽	1.0086	1.0016	1.0070	宁夏	1.0011	0.9980	1.0031
福建	1.0191	1.0002	1.0189	新疆	1.0003	0.9919	1.0085
江西	1.0061	0.9882	1.0181	东部均值	1.0161	1.0000	1.0161
山东	1.0300	1.0141	1.0157	东北部均值	1.0080	0.9958	1.0123
河南	1.0068	0.9992	1.0076	中部均值	1.0058	0.9940	1.0119
湖北	1.0048	0.9916	1.0133	西部均值	1.0015	0.9914	1.0102
湖南	1.0062	0.9897	1.0167	全国均值	1.0072	0.9954	1.0121

比,农业大省的全要素生产率和技术效率略高于非农业大省的全要素生产率(1.0075)和技术效率(0.9959),而技术进步略低于非农业大省(1.0116)。这说明中国农业大省相比非农业大省并没有表现出明显的农业优势,农业大省并未成为农业强省。

表4 农业大省农业GML指数及其分解

年份	GML	GEFFCH	GTECH	年份	GML	GEFFCH	GTECH
1993—1994	1.0029	1.0013	1.0016	2004—2005	1.0101	1.0182	0.9920
1994—1995	1.0043	0.9772	1.0277	2005—2006	1.0125	1.0189	0.9937
1995—1996	1.0185	0.9909	1.0279	2006—2007	1.0033	0.9907	1.0127
1996—1997	0.9951	0.9524	1.0448	2007—2008	1.0157	1.0078	1.0078
1997—1998	1.0092	1.0232	0.9863	2008—2009	1.0065	0.9554	1.0535
1998—1999	1.0049	0.9881	1.0170	2009—2010	1.0079	1.0035	1.0044
1999—2000	1.0061	0.9960	1.0101	2010—2011	1.0331	1.0436	0.9899
2000—2001	1.0050	0.9849	1.0204	2011—2012	0.9991	1.0183	0.9811
2001—2002	1.0095	1.0048	1.0047	2012—2013	1.0026	1.0131	0.9896
2002—2003	1.0053	0.9661	1.0406	均值	1.0080	0.9975	1.0109
2003—2004	1.0047	0.9817	1.0234				

(四)农业“环境技术创新者”识别

Fare等[18]提出了传统ML指数分析框架下“环境技术创新者”的识别条件,本文在此基础上构建了GML指数分析框架下的识别条件:

$$\begin{cases} GTECH_t^{t+1} > 1 \\ D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}) < 0 \\ D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1}) = 0 \end{cases} \tag{10}$$

同时满足上述三个条件者就是“环境技术创新者”。表 5 显示了中国 1993—2013 年间农业“环境技术创新者”的识别情况。在碳排放约束条件下，1994—2013 年间总共有 13 个省市至少一次充当“环境技术创新者”，其中北京（18 次）、上海（18 次）、山东（15 次）、福建（11 次）、江苏（9 次）和浙江（10 次）表现较为突出，特别是北京和上海在 18 年内都是环境技术创新者，说明这些地区的农业生产更加注重资源效率和环境保护。分地区来看，东部沿海地区经济发达省市充当“环境技术创新者”的次数明显高于中西部地区，这与前面各区域全要素生产率、技术效率和技术进步的变化情况是一致的。作为粮食主产区的 13 个农业大省中，除山东（15 次）、江苏（9 次）、安徽（7 次）和四川（6 次）表现稍好之外，其他省份表现均不理想，再次证明中国农业大省并非农业强省。

表 5　中国农业“环境技术创新者”（1993—2013）

年份	环境技术创新者
1994—1997	北京（3）、上海（3）、山东（2）、福建（2）、海南（1）、吉林（1）、浙江（1）、
1997—2002	北京（4）、上海（4）、山东（4）、江苏（3）、福建（3）、海南（1）、四川（1）、浙江（2）、广东（1）
2002—2007	北京（5）、上海（5）、山东（4）、浙江（3）、江苏（3）、福建（3）、安徽（3）、广东（2）、四川（2）、重庆（1）、海南（1）、辽宁（1）、
2007—2013	北京（6）、上海（6）、山东（5）、浙江（4）、安徽（4）、江苏（3）、福建（3）、四川（3）、辽宁（2）、广东（2）、重庆（1）、
合计	北京（18）、上海（18）、山东（15）、福建（11）、浙江（10）、江苏（9）、安徽（7）、四川（6）、广东（5）、辽宁（3）、重庆（2）、海南（2）、吉林（1）

注：括号内数字表示该省充当“环境技术创新者”的次数。

（五）全域 ML 指数和序列 ML 指数的传递性检验

本文参照柯孔林和冯宗宪[13]的做法，随机选取农业大省河南省为例①对 GML 指数和序列 ML 指数是否满足传递性进行了实证检验，表 6 显示了河南省 GML 生产率指数的传递性检验结果。从表 6 中的结果可以看出，河南省 2013 年的累积农业 GML 生产率比 1993 年超出了 9.51%，使用 1993 年和 2013 年的数据计算 GML 指数得到同样的结果，表明 GML 指数具有传递性特征。同样的，全域技术效率变化指数和全域技术进步指数都具有传递性特征。相反，序列 ML 指数检验结果表明②，1993—2013 年间河南省累积生产率增长 8.32%，使用 1993 年和 2013 年数据计算序列 ML 指数得出生产率增长 6.89%，说明序列 ML 指数不具有传递性特征，采用 GML 指数测算农业全要素生产率更为科学合理。

① 根据前面的计算公式，以其他任何一个省市为例均可得出同样的结论，限于篇幅，本文仅随机选取河南省为例进行验证。

② 限于篇幅，序列 ML 指数及其分解结果未予列出。

表6 河南省农业全域ML生产率指数传递性检验结果

年份	GML	GEFFCH	GTECH	年份	GML	GEFFCH	GTECH
1993—1994	0.9946	0.9754	1.0197	2004—2005	1.0062	1.0478	0.9603
1994—1995	1.0241	1.0277	0.9965	2005—2006	1.0242	1.0800	0.9483
1995—1996	1.0129	0.9937	1.0193	2006—2007	0.9871	0.9849	1.0022
1996—1997	1.0028	1.0068	0.9960	2007—2008	1.0034	0.9768	1.0272
1997—1998	0.9987	0.9968	1.0019	2008—2009	1.0028	0.9016	1.1123
1998—1999	1.0056	1.0106	0.9951	2009—2010	1.0049	1.0008	1.0041
1999—2000	1.0015	0.9822	1.0197	2010—2011	0.9979	1.0539	0.9469
2000—2001	1.0019	0.9523	1.0521	2011—2012	1.0053	1.0609	0.9476
2001—2002	0.9984	1.0358	0.9639	2012—2013	1.0051	1.0529	0.9546
2002—2003	0.9962	0.8993	1.1077	累积生产率	1.0951	1.0146	1.0794
2003—2004	1.0182	0.9967	1.0216	1993—2013	1.0951	1.0146	1.0794

四、研究结论与政策建议

本文将全域Malmquist-Luenberger生产率指数引入到农业全要素生产率的研究中,并利用中国31个省市1993—2013年的面板数据测算了碳排放约束下的区域农业全要素生产率增长及其分解。研究表明:(1)是否考虑农业碳排放因素会对农业全要素生产率的测算产生较大影响,将农业碳排放约束纳入农业全要素生产率分析框架具有必要性。忽略碳排放因素会高估农业全要素生产率,忽略碳排放因素的农业全要素生产率要明显高于考虑农业碳排放因素的全要素生产率。(2)在1993—2013年间,碳排放约束条件下中国农业全要素生产率年均增长0.72个百分点,但主要由农业技术进步所贡献,农业技术效率不增反减。(3)中国碳排放约束下的农业全要素生产率具有明显的区域差异,东部地区要明显优于其他地区。(4)中国农业大省碳排放约束下的农业全要素生产率和技术效率与全国平均水平和非农业大省相比均未表现出特别明显的优势,而且农业大省充当"环境技术创新者"的次数也明显偏少,中国农业大省并非农业强省。(5)GML指数能有效克服序列ML指数不具有传递性的缺陷,采用GML指数测算碳排放约束下的农业全要素生产率比序列ML指数更为科学合理。

基于以上研究结论,本文为中国农业发展提出以下几点政策建议:(1)在碳排放约束条件下要改善区域农业全要素生产率,进一步推动环境友好型农业技术进步至关重要。一是要加大农业科技创新经费投入,扎实做好农业科研基础设施建设,为低碳型化肥、农药、农膜、农业机械的研发提供条件。二是完善农业科技成果转化机制,健全农业科技成果推广体系,创新农业科技成果转化手段,加快清洁型农业技术创新成果的有效转化、推广与应用。(2)中国农业发展应实行差别化的区域资源环境管理政策。针对农业环境全要素生产率较高的省份,建立科学合理的激励机制推动清洁型、环保型农业生产技术进一步发展、扩散与应用,创新"资源节约、环境友好"的新型农业发展模式和发展路径。对于农业环境全要素生产率较低的省份,应充分结合自身农业资源禀赋条件,整合农业生产资源,调整农业生产结构,转变农业生产方式,最大限度地提高化肥、农膜、农药和农机等生产要素的利用效率。(3)强化不同地区不同省份间的交流合作。一是创建全国统一的农业信息、技术共享平台,同时组织全国性农业技术交流会,促进新型农业生产技术和手段以最快速度在全国范围推广;二是制定相关政策引导和鼓励先进的农业资源环境技术向中西部地区转移

和扩散，鼓励中西部地区自主研发环境友好型农业生产技术，引进先进的农业管理经验。

参考文献：

[1]CHUNG Y H, FARE R, GROSSKOPF S. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach [J]. Journal of Environmental Management, 1997, 51(3):229 - 240.

[2]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[J]. 中国人口·资源与环境，2011，21(11):153 - 160.

[3]杨　俊，陈　怡. 基于环境因素的中国农业生产率增长研究[J]. 中国人口·资源与环境，2011，21(6):153 - 157.

[4]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——基于省域面板数据与序列 Malmquist-Luenberger 指数的观察[J]. 经济评论，2012，(5):34 - 42.

[5]韩海彬，赵丽芬. 环境约束下中国农业全要素生产率增长及收敛分析[J]. 中国人口·资源与环境，2013，23(3):70 - 76.

[6]潘　丹，应瑞瑶. 资源环境约束下的中国农业全要素生产率增长研究[J]. 资源科学，2013，35(7):1329 - 1338.

[7]刘玉琼，谭安富，曾玉祥，等. 碳排放约束下我国农业生产率的测算及提升路径[J]. 贵州农业科学，2012，40(12):232 - 236.

[8]潘　丹，孔凡斌. 我国农业全要素生产率差异及收敛分析——基于环境污染视角[J]. 江西社会科学，2013，(9):43 - 47.

[9]杨璐嘉. 低碳视角下粮食主产区农业全要素生产率比较——基于中国 13 省 2002—2011 年数据的分析[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版)，2013，14(6):27 - 32.

[10]刘战伟. 环境管制与中国农业全要素生产率增长研究[J]. 科技管理研究，2014，(18):232 - 237.

[11]DONG-HYUN OH. A Global Malmquist-Luenberger Productivity Index [J]. Journal of Productivity Analysis, 2010, 34(2):183 - 197.

[12]齐亚伟，陶长琪. 我国区域环境全要素生产率增长的测度与分解——基于 Global Malmquist-Luenberger 指数[J]. 上海经济研究，2012，(10):3 - 14.

[13]柯孔林，冯宗宪. 中国商业银行全要素生产率增长及其收敛性研究——基于 GML 指数的实证分析[J]. 金融研究，2013，(6):146 - 159.

[14]赵良仕，孙才志. 基于 Global-Malmquist-Luenberger 指数的中国水资源全要素生产率增长评价[J]. 资源科学，2013，35(6):1229 - 1237.

[15]鲁钊阳. 省域视角下农业科技进步对农业碳排放的影响研究[J]. 科学学研究，2013，31(5):674 - 683.

[16]王　兵，杨　华，朱　宁. 中国各省份农业效率和全要素生产率增长——基于 SBM 方向性距离函数的实证分析[J]. 南方经济，2011，(10):12 - 26.

[17]李　波，张俊飚，李海鹏. 中国农业碳排放时空特征及影响因素分解[J]. 中国人口资源与环境，2011，21(8):80 - 86.

[18]FARE R, GROSSKOPF S, PASURKA C. Accounting for Air Pollution Emissions in Measuring of State Manufacturing Productivity Growth [J]. Journal of Regional Science, 2001, 41(3): 381 - 409.

Growth and Decomposition of Agricultural Total Factor Productivity in China Under Carbon Emission Constraints

ZHANG Lin, RAN Guang-he, LAN Zhen-sen

(*School of Economics and Business Administration*, *Chongqing University*, *Chongqing* 400044, *China*)

Abstract: This paper takes the leading in introducing the Global Malmquist Luenberger productivity index into research on agricultural total factor productivity, and applies the index to re-estimate the agricultural total factor productivity and its decomposition under carbon emission constraints in Chinese 31 provinces from 1993 to 2013. The results indicate that whether accounting agricultural carbon emission has a significant impact on the calculation of agricultural TFP, ignoring carbon emission constraints will overestimate the regional agricultural TFP growth, the evaluation results may lead to policy errors. The dual situation of agricultural technology progress and technical efficiency degradation exists widely in Chinese agricultural development under carbon emission regulations, technology progress is the main source of regional agricultural TFP growth, and agricultural technical efficiency are decreasing rather than increasing. Regional agricultural TFP growth have significant regional difference, eastern provinces are superior to other regions. Chinese major agricultural provinces have not particularly obvious agricultural advantage than other provinces under carbon emission regulations. Major agricultural provinces are not advancing agricultural provinces.

Key Words: carbon emission constraints; agricultural TFP; Global Malmquist-Luenberger Index; technical efficiency; technological progress