

中国地区农业全要素生产率及其影响因素的空间计量分析^{*}

——基于 1992~2007 年省域空间面板数据

王 珏 宋文飞 韩先锋

内容提要: 本文运用 Malmquist 指数方法对中国各地区 1992~2007 年的农业全要素生产率进行了测算,并建立了空间计量模型对影响中国各地区农业全要素生产率的因素进行了实证分析。结果表明:地理因素、土地利用能力、工业化进程、对外开放和科技水平对中国农业全要素生产率增长具有显著影响,而电力利用水平、自然环境、需求因素对农业全要素生产率增长的影响并不显著。

关键词: 农业全要素生产率 空间计量分析 Malmquist 指数

一、引言

农业生产率问题是农业经济发展的根本问题。Johnson & Richard (1997) 曾指出,对于像中国这样的发展中国家而言,农业生产率是国民财富增长的核心。由于农业全要素生产率 (total factor productivity, TFP) 增长包括农业技术进步和农业技术效率提高两个部分,它关系着农业经济的可持续发展,因此,农业全要素生产率增长指标是衡量农业生产率增长的最重要的定量指标。中国农业全要素生产率增长及其对农业经济发展的作用问题已经引起了国内外学者的广泛注意和研究。在对中国农业全要素生产率增长的原因的研究中,比较典型的文献有: Lin (1992) 指出,农村经济体制改革对中国农业全要素生产率增长具有重要作用; Mao & Koo (1997), 孟令杰 (2000), 顾海、孟令杰 (2002) 则认为,技术进步是中国农业全要素生产率增长的主要来源。而在农业全要素生产率增长对农业经济增长的作用的研究方面,比较典型的文献有: Fan (1991) 曾指出,中国农业增长的一半以上是靠要素投入驱动,而不是靠农业全要素生产率增长;与之相似的是, Scott Rozelle、黄季焜 (2005) 指出,中国农业产出增长在过去 20 年主要依靠要素投入,而这种模式是不可持续的,中国农业发展的根本出路在于农业全要素生产率的增长。

然而,鲜有学者在对中国农业全要素生产率的分析中考虑到经济地理因素的影响。不可否认,中国农业生产长期以来处于自给自足的封闭状态,农业经济增长的空间溢出效应不大,但是,由于相邻地区地理环境、自然资源相似等因素的影响,农业全要素生产率还是会出现相邻地区趋同的现象。自 1978 年改革开放以来,中国对外开放水平的不断提高和工业化的高速发展,使得影响农业全要素生产率的一系列因素逐渐变得紧密起来,各种因素不断地突破地理局限促使农业发生空间集聚现象。空间计量经济学理论认为,一个地区空间单元上某种经济地理现象或某一属性值与邻近地区

^{*} 本文受陕西省重点学科 (世界经济) 专项资金建设项目的支持。

空间单元上同一经济地理现象或属性值是相关的 (Anselin, 1988)。同样, 分析农业全要素生产率增长及其影响因素, 不能不考虑经济地理因素的影响, 否则, 对农业全要素生产率的分析就会缺乏全面性、科学性、客观性。

近年来, 空间计量分析已经逐渐成为经济学研究中重要的分析技术。在主流的经济学分析中, 普遍使用忽视空间效应的最小二乘法 (OLS) 进行模型估计, 因而往往存在模型的设定偏差问题, 进而导致经济学研究得出的各种结果和推论不够完整、科学, 缺乏应有的解释力 (吴玉鸣, 2006)。因此, 本文借鉴空间计量分析技术, 建立关于农业全要素生产率的空间计量模型, 并对影响农业全要素生产率的各种因素进行分析, 以求得出科学、客观、全面的结论。

二、研究方法、变量和数据来源

(一) 研究方法

1. Malmquist 指数法。作为一种确定性前沿生产函数法, Malmquist 指数是用来测度全要素生产率变化的专门指数, 并在规模报酬不变 (CRS) 的假设下, 把全要素生产率分解为技术变化 (TECH) 和技术效率变化 (EFFCH), 在规模报酬可变 (VRS) 的假设下, 进一步把技术效率变化分解为纯技术效率变化 (PECH) 和规模效率变化 (SECH)。

根据 Fare et al. (1994) 提出的 DEA-Malmquist 指数方法, 从 t 到 $t+1$ 时期 Malmquist 分解如下式所示:

$$\begin{aligned} m_i(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) &= \left[\frac{d_i^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_i^t(x_t, y_t)} \times \frac{d_i^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_i^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2} \\ &= \frac{d_i^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_i^t(x_t, y_t)} \times \left[\frac{d_i^t(x_t, y_t)}{d_i^{t+1}(x_t, y_t)} \times \frac{d_i^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_i^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \right]^{1/2} \end{aligned} \quad (1)$$

(1) 式中, 前一项表示技术效率变化指数 (EFFCH), 后一项表示技术变化指数 (TECH), d_i 表示投入导向的距离函数。决策单元的 Malmquist 指数大于 1, 表示生产水平有所提高; 小于 1, 表示生产水平有所降低; 等于 1, 表示生产水平不变。根据 Fare et al. (1994) 的研究, 技术效率变化指数进一步可以分解为纯技术效率变化指数和规模效率变化指数, (1) 式可以进一步分解为:

$$\begin{aligned} m_i(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) &= \frac{d_i^t(x_t, y_t)}{d_i^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{d_i^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} / VRS)}{d_i^t(x_t, y_t / VRS)} \\ &\quad \times \left[\frac{d_i^t(x_t, y_t)}{d_i^{t+1}(x_t, y_t)} \times \frac{d_i^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_i^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \right]^{1/2} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) 式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), 最后一项表示技术变化 (TECH), 因此, 全要素生产率可以分解为: 规模效率变化、纯技术效率变化和技术进步。

2. 空间计量模型的建立。空间计量经济学在研究经济现象时首先需要对经济现象进行空间依赖性检验。常用的方法有: Moran 指数 (Moran's I) 法、空间误差最大似然 (LM-Error) 检验法以及空间滞后最大似然 (LM-Lag) 检验法 (Anselin, 1988)。

空间自相关的度量通常基于 Moran's I 统计量。对于任一年份, 该统计量的计算公式为:

$$I_t = \frac{n}{s_0} \cdot \frac{z_t' W_{z_t}}{z_t' z_t} \quad (3)$$

(3) 式中, z_t 表示第 t 年 n 个地区观测值的离差向量, s_0 等于权重矩阵所有元素之和。 W_{z_t} 表示空间权重矩阵, 包含了地区空间位置依赖关系的信息, 其中, 位于主对角线上的元素 w_{ii} 等于 0, 而其他元素 w_{ij} 表明地区 i 与地区 j 之间的空间位置关系。空间权重矩阵主要有两种衡量指标来表示地区间的空间位置关系: 相邻性指标或距离指标。本文采取距离指标来衡量中国地区农业全要素生产率的空间依赖程度。权重矩阵定义如下:

$$\begin{cases} w_{ij}(k) = 0, \text{若 } i = j \\ w_{ij}(k) = 1, \text{若 } d_{ij} \leq d_i(k) \\ w_{ij}(k) = 0, \text{若 } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (4)$$

(4) 式中, $d_i(k)$ 表示每个地区的截至距离, 以使每个地区拥有 k 个相邻区域; d_{ij} 表示 i 地区和 j 地区之间的距离。为了将每个地区的外部影响标准化, 定义空间权重矩阵为行标准化矩阵(使每行中所有元素之和为 1)。行标准化矩阵下, $s_0 = n$, 因此, (3) 式可以进一步简化为:

$$I_t = \frac{z_t' W_{z_t}}{z_t' z_t} \quad (5)$$

当 I_t 大于其期望值 ($E(I_t) = -1/(n-1)$) 时, 观测值存在正的空间自相关; 反之, 则存在负的空间自相关。

根据 Wu (2003) 的研究结果, 本文采用 C-D 生产函数来表示农业投入和产出之间的关系:

$$Y_{i,t} = f(X, Z, t) = A(t) K_{i,t}^\alpha L_{i,t}^\beta E_{i,t}^\theta \exp(v_{i,t} - u_{i,t}) \quad (6)$$

(6) 式中, X 表示各种投入变量, t 表示时间变量, Z 表示随机影响变量; $Y_{i,t}$ 表示产出; $A(t)$ 、 $K_{i,t}$ 、 $L_{i,t}$ 分别表示技术进步变量、资本投入变量、劳动力投入变量; $E_{i,t}$ 则表示其它要素投入变量; $v_{i,t}$ 表示随机统计误差, 假定服从截尾正态分布; $u_{i,t}$ 表示技术效率损失引起的误差; α 、 β 、 θ 为未知参数。其中, $A(t) = \exp(A_0 + \tau t)$, 表示 t 时期全国的前沿技术水平, τ 表示前沿技术进步速度。假定 $v_{i,t} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 、 $u_{i,t} \sim N(u, \sigma_u^2)$ 且 $cov(v_{i,t}, u_{i,t}) = 0$ 。对 (6) 式两边取对数, 则得到如下表达式:

$$\ln Y_{i,t} = \ln A(t) + \alpha \ln K_{i,t} + \beta \ln L_{i,t} + \theta \ln E_{i,t} + v_{i,t} - u_{i,t} \quad (7)$$

其中, 技术效率可以表示为:

$$TE_{i,t} = \frac{\exp[y_{i,t} | u_{i,t}, x_{i,t}]}{\exp[y_{i,t} | u_{i,t} = 0, x_{i,t}]} = \exp(-u_{i,t}) \quad (8)$$

对 (7) 式进行全微分得到如下表达式:

$$\overline{Y_{i,t}} = f_t + f_x \cdot X + \overline{TE_{i,t}} \quad (9)$$

(9) 式中, f_t 、 f_x 分别是对 t 和 X 的偏导数, 分别表示技术进步和要素投入变化。由于全要素生产率可以分解为技术效率和技术进步, 因此, 可以进一步定义全要素生产率的表达方式为:

$$TFP_{i,t} = f_t + \overline{TE}_{i,t} = \overline{Y}_{i,t} - f_x \cdot X \quad (10)$$

(10) 式中, $\overline{Y}_{i,t} - f_x \cdot X$ 也即所谓的“索洛残差”, 它是经济增长率去掉资本、劳动力等要素投入增长后的部分, 也即全要素生产率。因此, 可以将 (10) 式进一步转化为含有经济增长率和要素投入的动态面板数据模型 (dynamic panel data model), 即加入被解释变量的滞后项, 考虑各地区农业全要素生产率滞后一期对当期的影响, 其数学表达公式如下:

$$TFP_{i,t} = \overline{Y}_{i,t} - f_x \cdot X = \gamma TFP_{i,t-1} + g - \alpha \Delta K - \beta \Delta L + \mu_{i,t} \quad (11)$$

进一步建立变截距的动态面板数据模型为:

$$TFP_{i,t} = \overline{Y}_{i,t} - f_x \cdot X = \gamma TFP_{i,t-1} + g - \alpha \Delta K - \beta \Delta L + Control + \mu_{i,t} \quad (12)$$

(12) 式中, $Control$ 表示影响农业全要素生产率的各种因素的控制变量, 本文将考虑自然环境、需求、农业科技水平、对外开放水平、工业化进程、要素投入水平、资源有效利用等因素对农业全要素生产率的影响。 $\mu_{i,t}$ 表示随机误差项, 且 $\mu_{i,t} \sim N(0, \sigma_\mu^2)$, ΔK 、 ΔL 、 g 分别表示农业资本存量增长率、农林牧渔业劳动力增长率和农林牧渔业经济增长率, γ 、 α 、 β 为未知参数。

Anselin (1988) 指出, 有两种方法研究空间自相关, 即在普通的回归模型中引入内生变量或者引入剩余项: 加入加权的内生变量的模型即空间滞后模型 (SLM); 引入剩余项的模型即空间误差模型 (SEM)。本文借鉴 Anselin 的做法, 建立关于农业全要素生产率的空间计量模型。

建立农业全要素生产率的空间滞后模型如下:

$$TFP_{i,t} = \overline{Y}_{i,t} - f_x \cdot X = \rho w_{i,t} TFP_{i,t-1} + g - \alpha \Delta K - \beta \Delta L + Control + \mu_{i,t} \quad (13)$$

建立农业全要素生产率的空间误差模型如下:

$$\begin{aligned} TFP_{i,t} &= \overline{Y}_{i,t} - f_x \cdot X = g - \alpha \Delta K - \beta \Delta L + Control + \mu_{i,t} \\ \mu_{i,t} &= \lambda w_{i,t} \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (14)$$

(14) 式中, $\varepsilon_{i,t}$ 为服从正态分布的随机误差变量; 参数 ρ 表示空间回归相关系数; λ 为 $n \times 1$ 阶的截面因变量向量的空间误差系数, 它衡量了农业全要素生产率的空间依赖程度, 即相邻地区农业全要素生产率的变化对本地区农业全要素生产率变化的影响方向和程度。

在实际的计量模型应用中, 模型的精确选择关系着研究结论的准确性和科学性。如果中国各地区农业全要素生产率存在着空间自相关性, 那么, 普通最小二乘法 (OLS) 估计方法就不适用于对其进行分析, 而应采用空间计量模型。对于空间计量模型的选择有必要进一步进行空间相关性检验。判断应采用空间滞后模型或空间误差模型的标准主要有两个: 一是判断空间滞后模型的拉格朗日乘子 (LMLAG) 和空间误差模型的拉格朗日乘子 (LMERR) 的统计显著性, 如果前者更为显著则应选择空间滞后模型, 反之, 选择空间误差模型; 二是 Anselin et al. (2004) 提出了判别空间滞后模型和空间误差模型的标准: 除了拟合优度 R^2 以外, 常用的检验标准还有自然对数似然函数值 (log-likelihood, LogL)、似然比率 (likelihood ratio, LR)、赤池信息准则值 (Akaike information criterion, AIC)、施瓦茨准则值 (Schwartz criterion, SC), 一般而言, 对数似然函数值越大、似然

比率越小、赤池信息准则值和施瓦茨准则值越小，模型拟合效果越好。

（二）变量

本文对中国各地区农业全要素生产率的测算中使用的投入指标为各地区机械总动力 x_1 （万千瓦）、化肥施用量 x_2 （万吨）、农村劳动力就业人数 x_3 （万人）、农作物总播种面积 x_4 （千公顷），产出指标为农林牧渔业总产值 Y （亿元）。

至于中国各地区农业全要素生产率的影响因素指标，本文主要选取：

（1）自然环境因素。考虑到各地区受灾面积与自然环境的紧密相关性，本文用各地区受灾面积（万千公顷）与耕地总面积（万千公顷）比值的对数值（ $LnDisaster$ ）来表示该因素。一般而言，各地区受灾面积与耕地总面积比值越大，自然环境越恶劣。

（2）资源利用因素。本文采用两个指标来衡量各地区的资源利用水平：用各地区每亩电力消耗（千瓦/亩）的对数值（ $LnElectricity$ ）来衡量电力利用水平，用各地区有效灌溉面积（万千公顷）与耕地总面积（万千公顷）比值的对数值（ $LnWater$ ）来衡量土地利用能力。

（3）需求条件。农村需求潜力与农民收入水平和消费水平息息相关。本文用各地区农村人均收入（元/人）的对数值（ $LnIncome$ ）来衡量农民的收入水平，用各地区农村人均生活消费支出（元/人）的对数值（ $LnConsump$ ）来衡量农民的消费水平。

（4）工业化进程。本文用各地区第二产业增加值（亿元）与各地区生产总值（亿元）比值的对数值（ $LnIndustry$ ）来表示该因素。

（5）对外开放水平。本文用各地区进出口总额（亿元）与各地区生产总值（亿元）比值的对数值（ $LnOpen$ ）来表示该因素。

（6）要素投入水平。要素投入主要包括资本和劳动力两个方面的投入。对于农业资本投入，本文采用各地区农业固定资本存量来衡量资本投入水平，农业固定资本存量用各地区农业固定资产原值（元/户）与农业户口数（户）乘积的对数值（ LnK ）来表示。对于劳动力投入水平，本文采用各地区农林牧渔业就业劳动力（万人）的对数值（ LnL ）来衡量。

（7）科技水平。本文用各地区农业科研投入（亿元）与各地区财政支出（亿元）比值的对数值（ $LnScience$ ）来表示该因素。

（三）数据来源

1992~2007年的受灾面积、农业机械总动力、农作物总播种面积、耕地总面积、化肥施用量、每亩地电力消耗、有效灌溉面积、农业固定资产原值、农村人口户数、农村劳动力就业人数、农林牧渔业总产值来源于《中国农业年鉴》（1993~2008年，历年）^①；各地区生产总值、进出口总额、人均消费支出、人均收入、农业科研投入来源于《中国统计年鉴》（1993~2008年，历年）^②和《新中国五十五年统计资料汇编》^③。本文在实际的计算中，为了统一口径，将重庆市1996年后的数据并入四川省计算。

各变量的描述性统计结果见表1。

^① 《中国农业年鉴》编辑委员会：《中国农业年鉴》（1993~2008年，历年），中国农业出版社。

^② 国家统计局：《中国统计年鉴》（1993~2008年，历年），中国统计出版社。

^③ 国家统计局国民经济综合统计司：《新中国五十五年统计资料汇编》，中国统计出版社，2005年。

表 1 各变量的描述性统计

变量	平均值	最大值	最小值	标准差
Y	878.398	4766.200	22.450	780.141
x_1	1681.652	9917.800	57.200	1799.702
x_2	135.068	569.700	1.500	113.378
x_3	1039.156	4310.600	46.100	851.923
x_4	4850.864	14185.600	215.000	3317.174
$LnDisaster$	-0.396	1.060	-2.460	0.403
$LnWater$	-0.295	0.950	-0.940	0.311
$LnElectricity$	1.573	3.060	-0.700	0.671
$LnConsump$	3.205	3.950	2.550	0.240
$LnIncome$	3.271	3.960	2.630	0.263
$LnIndustry$	-0.439	-0.140	-0.650	0.069
$LnOpen$	-0.776	0.370	-1.500	0.446
LnK	6.266	7.260	5.050	0.453
LnL	2.804	3.630	1.660	0.503
$LnScience$	0.015	0.830	0.004	0.197
$LnTFP$	-0.008	0.943	-0.983	0.859

三、实证分析结果

（一）农业全要素生产率的测算结果

本文对中国各地区农业全要素生产率的测算是基于投入导向的 Malmquist 指数法，假设规模报酬可变（VRS），使用的软件是 MATLAB6.5 软件。

表 2 是 1992~2007 年中国各地区农业全要素生产率变动情况。从总体上看，中国各地区农业全要素生产率变化整体上呈东、中、西依次递减的趋势。这与李静、孟令杰（2006）和李谷成（2009）的研究结论是相似的。具体来讲，东部地区农业全要素生产率平均增长 1.4%，远远高于中部地区的 -3.3% 和西部地区的 -6.0%，与东部地区大部分省（市）农业全要素生产率出现增长势头形成鲜明对比的是，中部、西部大部分省（区）农业全要素生产率处于停滞或倒退状态。东部地区除辽宁、海南两省以外其他省（市）农业全要素生产率均处于增长状态，其中，增长速度最快的是浙江省，年均增长 4.5%；中部地区除吉林、江西、湖北三省以外其他省农业全要素生产率均处于下降状态；西部地区各省（区）农业全要素生产率则均处于下降状态。这说明，中国农业全要素生产率的增长状态与区域经济背景密切相关。中国区域农业全要素生产率在表现出空间差异的同时也存在着空间集聚现象。比较明显的是，东部地区形成了事实上的农业全要素生产率高增长区，而西部地区则形成了事实上的农业全要素生产率低增长区。这在一定程度上说明，相邻地区由于历史背景或经济地理等因素的影响，农业全要素生产率增长存在着空间相关性和空间溢出效应。

中国大部分地区农业生产都存在着规模收益递增现象。全国农业生产规模效率年均增长 1.2%，其中，增长最快的为东部地区，年均增长高达 2.2%；而中部、西部地区农业生产规模效率也有着不同程度的提高，分别增长 1.0% 和 0.2%。这说明，中国各地区农业存在着由投入增长带来的规模经济效益。中国农业全要素生产率的提升在很大程度上与农业规模效率有关，扩大农业要素投入可以获

取农业规模经济效益。Fan (1991) 曾指出, 中国农业产出增长的57.7%来自于农业投入的增长; Scott Rozelle、黄季焜 (2005) 曾指出, 要素投入是中国农业产出增长的重要原因。他们的研究在一定程度上说明了投入要素对中国农业产出增长的作用。本文认为, 正是不断增加农业投入以不断地获取农业规模经济效益, 才使得农业产出不断增长。

中国农业全要素生产率的增长基本上是由技术进步带来的, 而各地区技术效率则存在着普遍的下降趋势。全国技术进步年均增长率为 2.0%, 而技术效率水平仅为 0.956, 处于倒退状态。Yao & Liu (1998) 早就指出, 1987~1992 年中国农业技术效率只有 64.1%; 而全炯振 (2009) 指出, 1978~2007 年期间中国农业技术效率表现出负增长, 同期农业技术进步年均增长率为 6.5%。这些也与 Mao & Koo (1996), Spitzer (1997), Lambert & Parker (1998), 李静、孟令杰 (2006) 的研究结论相似。从本文的测算结果看, 1992~2007 年, 中国各地区普遍存在着农业技术水平进步和农业技术效率恶化并存的局面, 这也与以上学者的结论是一致的。中国各地区农业技术效率普遍降低说明, 中国农业发展带有“粗放型”的特征, 同时, 在农业发展中技术效率提升的空间很大。

表 2 各地区农业全要素生产率变动情况 (1992~2007 年)

	TECH	EFFCH	PECH	SECH	TFPCH
东部地区					
北京	1.014	1.000	0.983	1.017	1.013
天津	1.010	1.000	0.985	1.015	1.009
河北	1.007	0.999	0.987	1.012	1.005
辽宁	1.017	0.977	0.949	1.029	0.994
上海	1.073	0.948	0.902	1.050	1.017
江苏	1.049	0.992	0.972	1.020	1.041
浙江	1.067	0.979	0.960	1.020	1.045
福建	1.099	0.925	0.885	1.045	1.017
山东	1.021	1.000	0.985	1.014	1.020
广东	1.079	0.927	0.912	1.016	1.000
海南	1.065	0.928	0.923	1.006	0.988
东部平均	1.046	0.970	0.949	1.022	1.014
中部地区					
山西	0.990	0.955	0.956	0.999	0.946
吉林	1.023	0.986	0.967	1.020	1.009
黑龙江	0.976	0.999	0.992	1.007	0.975
安徽	0.943	0.956	0.947	1.009	0.901
江西	0.999	1.017	1.009	1.007	1.015
河南	0.974	0.946	0.937	1.009	0.921
湖北	0.999	1.023	1.010	1.012	1.022
湖南	1.050	0.899	0.881	1.020	0.944
中部平均	0.994	0.973	0.962	1.010	0.967

(续表 2)

西部地区					
内蒙古	0.995	0.999	0.987	1.012	0.994
广西	1.084	0.889	0.878	1.013	0.964
四川	0.979	0.893	0.888	1.006	0.874
贵州	1.026	0.890	0.885	1.005	0.913
云南	1.022	0.878	0.876	1.002	0.897
陕西	1.055	0.884	0.867	1.019	0.932
甘肃	0.996	0.930	0.928	1.002	0.926
青海	1.008	0.931	0.931	1.000	0.938
新疆	0.987	0.995	1.008	0.987	0.982
西藏	1.016	0.943	0.943	1.000	0.958
宁夏	0.982	0.977	1.002	0.975	0.959
西部平均	1.014	0.928	0.927	1.002	0.940
全国					
全国平均	1.020	0.956	0.945	1.012	0.974

(二) 空间计量模型拟合结果

本文建立的空间计量模型中因变量为各地区历年农业全要素生产率变化值的对数值，自变量为各影响因素指标值。

表 3 是空间相关性检验结果。从 Moran 指数来看，其值为 0.19150 且在 5%的水平下通过了显著性检验，表明中国农业全要素生产率（1992~2007 年）在空间分布上具有明显的正自相关关系，地区农业全要素生产率存在空间溢出效应，中国农业全要素生产率空间分布并非是随机的，而是呈现出空间集聚趋势。因此，普通最小二乘（OLS）估计方法就不适用于对农业全要素生产率及其影响因素问题进行分析，否则得出的结论是有偏的，需要进一步选择空间计量模型对其进行研究；从空间滞后模型（LMLAG）和空间误差模型（LMERR）的检验结果来看，空间滞后模型在 1%的显著性水平下通过了空间依赖性检验，因此，本文预期空间滞后模型要优于空间误差模型。

表 3 空间相关性检验结果		
检验项目	指数或自由度 (DF)	t 统计值
Moran 指数	0.19150	2.12400**
LMLAG	1	2.84806***
Robust LMLAG	1	2.34691***
LMERR	1	0.09039
Robust LMERR	1	1.93840

注：“指数或自由度”一列中，第一行的数字为 Moran 指数，其他行的数字均为自由度。*、**、***分别表示变量在 10%、5%、1%水平下通过显著性检验。

本文进一步进行空间滞后模型和空间误差模型拟合分析，以观察经济地理因素对中国农业全要素生产率的影响，其结果见表 4 和表 5。

从表 4 和表 5 的模拟结果来看，空间滞后模型的 LogL 值 29.24820 大于空间误差模型的 LogL

值 23.11266, 空间滞后模型的 AIC 值-32.49640 和 SC 值-13.44190 分别小于空间误差模型的 AIC 值 -22.22530 和 SC 值-4.63650, 表明空间滞后模型拟合结果要优于空间误差模型拟合结果。因此, 本文着重根据空间滞后模型对影响农业全要素生产率增长的各种因素进行分析, 得到如下结论:

表 4 空间滞后模型估计结果

	变量	回归系数	标准误	t 统计值
截距项	C	0.15027	0.06216	2.41720
地理因素	$WLnTFP_{i,t-1}$	0.22373***	0.07125	3.13980
自然环境因素	$LnDisaster$	-0.12738	0.09115	-1.39730
资源利用因素	$LnElectricity$	-0.00057	0.00063	-0.89849
	$LnWater$	1.35150***	2.78690	1.92010
需求条件	$LnConsump$	0.00023	0.00029	0.80833
	$LnIncome$	1.35915	0.00025	0.05393
工业化进程	$LnIndustry$	0.59393**	0.26718	2.22290
对外开放水平	$LnOpen$	0.25218***	0.06390	3.94650
要素投入水平	LnK	-0.00016**	6.18070	-2.53130
	LnL	-0.04359**	0.01680	-2.59450
科技水平	$LnScience$	0.08026**	0.03682	2.17979
R^2		0.83888		
LogL		29.24820		
LR		1.88270 (DF=1, p=0.18668)		
AIC		-32.49640		
SC		-13.44190		

注: *, **, ***分别表示变量在 10%、5%、1%水平下通过显著性检验。

表 5 空间误差模型估计结果

	模型	回归系数	标准误	t 统计值
截距项	C	0.18790***	0.05320	3.53155
地理因素	λ	1.03190***	0.22167	4.65520
自然环境因素	$LnDisaster$	-1.64950	3.80032	0.43403
资源利用因素	$LnElectricity$	-0.00115	0.00076	-1.51624
	$LnWater$	1.21130	2.50640	1.28120
需求条件	$LnConsump$	0.00069**	0.00028	2.41820
	$LnIncome$	-0.00041*	0.00023	-1.77020
工业化进程	$LnIndustry$	0.52027**	0.24144	2.15485
对外开放水平	$LnOpen$	0.26039***	0.04980	5.22920
要素投入水平	LnK	-0.18589	4.81170	-1.07770
	LnL	-0.00412	0.01101	-0.37457
科技水平	$LnScience$	0.10301***	0.03923	2.62600

(续表 5)

R ²	0.79542
LogL	23.11266
LR	0.09150 (DF=1, p=0.76220)
AIC	-22.22530
SC	-4.63650

注：*、**、***分别表示变量在 10%、5%、1%水平下通过显著性检验。

第一，地理因素对中国农业全要素生产率增长有着显著的正向作用。地理因素对农业全要素生产率的影响系数为 0.22373，且在 1%的水平下通过了显著性检验。这说明，中国农业全要素生产率增长受地理环境的影响是比较显著的。相邻地区地理环境相似，有利于农业生产技术的相互扩散和传播，产生相邻地区农业全要素生产率趋同的现象。

第二，工业化进程、对外开放水平和科技水平对中国农业全要素生产率增长具有显著的正向影响。工业化进程、对外开放水平、科技水平对农业全要素生产率的影响系数分别是 0.59393、0.25218、0.08026，依次在 5%、1%、5%的水平下通过了显著性检验。对外开放水平与工业化进程和科技水平三者是相互关联、相互促进的，因此，三者对农业全要素生产率的影响是同向的。从中国农业经济发展的现状来看，东部地区由于对外开放水平较高，工业化水平和科技水平相对于中部、西部地区也较高，农业全要素生产率呈现出东、中、西依次递减的趋势。工业化水平的提高对中国农业全要素生产率的影响是显著的，这是由中国农业经济发展与工业经济发展的紧密联系所决定的。随着工业化进程的不断推进，中国城市化水平也在不断提高，城市吸纳了大量的农村剩余劳动力；同时，工业化水平的提高为中国农业经济的发展不断提供新技术并为农业产业化提供动力。这些都促进了农业劳动力的自由流动，打破农业生产的地域界限，加速了农业市场一体化进程。农业科技水平的提高对于农业全要素生产率的改善具有重要意义。

第三，要素投入水平对农业全要素生产率增长具有显著的负向影响。资本投入和劳动力投入对农业全要素生产率的影响系数分别为-0.00016、-0.04359，并且都在 5%的水平下通过了显著性检验。这说明，单纯地依靠要素投入来实现农业经济增长对于农业全要素生产率增长是不利的。

第四，需求条件对中国农业全要素生产率增长的影响并不显著。虽然农民收入和消费对农业全要素生产率增长都有正向影响，但是，其影响并没有通过显著性检验。这说明，中国农民收入和消费水平虽然一直在提高，但是对农业全要素生产率增长的影响是不稳定的。从理论上讲，农民收入和消费水平的提高，对于提高农民科技文化素质、培育农村市场进而促进农业科技水平的提高具有重要意义。但是，许多因素制约了中国农民收入和消费水平的提高。从中国的现实情况来看，城乡二元分割的状况并未得到根本性的改善，“三农”问题也并未得到根本性的解决。在中国工业化不断推进的同时，农村与城市的差距也在不断扩大，农村需求潜力相对城市而言并未得到很大的开发。同时，这也与中国产业发展在世界产业链条中处于低端位置有关。随着中国城市化的不断发展，大量的农村剩余劳动力涌入中国工业生产中充当廉价劳动力，中国经济发展在充分享用“人口红利”的同时，由于中国产业链条处于世界产业链条的低端，农民工的工资水平并未得到根本性的改善。中国农村社会保障水平不高，农民看病难、教育支出高等问题制约了农民消费。这些因素不利于农民收入水平和消费水平的提高，阻碍了农业科技水平的提高。

第五，提高资源利用水平有利于中国农业全要素生产率增长。有效灌溉面积越大说明水利条件越好，它对农业全要素生产率的影响系数为 1.35150，且在 1%的水平下通过了显著性检验，说明水

利条件对农业全要素生产率的影响是显著的,并且影响程度比较高。因此,有效地提高土地利用能力有利于农业全要素生产率增长。每亩耗电量越高说明资源利用水平越低,因此,它对农业全要素生产率的影响系数是-0.00057,但并不显著,表明电力利用水平低不利于农业全要素生产率的增长,需要提高电力利用水平以促进中国农业全要素生产率增长。

第六,受灾面积与耕地总面积比值对农业全要素生产率增长具有负向影响,但并不显著。这说明,农业自然环境因素对中国农业全要素生产率增长有一定的影响,但并不是主要影响因素。

四、主要结论及启示

本文建立了关于中国地区农业全要素生产率的空间计量模型,并对中国各地区农业全要素生产率进行了空间依赖性检验,发现中国地区农业全要素生产率存在着正的空间相关关系。因此本文进一步建立经济地理因素对中国地区农业全要素生产率增长影响的空间计量模型进行分析,模拟结果表明空间滞后模型优于空间误差模型,根据空间滞后模型拟合结果得出以下几点重要结论及启示:

第一,地理环境因素对中国地区农业全要素生产率增长的影响是显著的。相邻地区地理环境相似,有利于农业生产技术的相互扩散和传播,产生相邻地区农业全要素生产率趋同的现象。因此,对于农业经济长远发展而言,相邻地区应加强合作,促进农业生产的空间集聚水平,为农业生产区域化和一体化铺平道路。

第二,从中国地区农业全要素生产率增长的影响因素来看,对外开放水平、工业化进程、农业科技水平的影响是显著的,而需求因素的影响是不显著的。虽然中国在改革开放以后经济发展取得了重大成就,但是,随着工业化的推进,农业发展水平与工业发展水平的差距不断扩大,城乡二元分割的状况没有得到根本改善,制约农民收入和消费的客观因素也没有得到根本性的消除。从长远来讲,充分利用对外开放、工业化进程给农业经济发展带来的好处,不断实现农业科技进步,改变农民收入和消费提高难的现状,对于提高农业全要素生产率进而实现农业可持续发展具有重要意义。

第三,提高资源利用水平有利于中国地区农业全要素生产率增长。在日常的农业生产中提高资源利用率、合理配置农业资源,改善农业投入效率,对于农业经济发展具有重要意义。

第四,自然环境因素对中国地区农业全要素生产率增长具有不显著的负向影响。自然环境恶劣在一定程度上不利于地区农业全要素生产率的提高。这与农业生产的特征有关。虽然中国农业科技不断进步,但是,中国农业生产总体上现代化程度不高,农业生产还不能完全摆脱自然环境的约束。因此,在不断促进农业经济发展的同时要保护农业生态环境,走农业可持续发展之路。

参考文献

1. Anselin, L.: Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity, *Geographical Analysis*, 20(1):1-17, 1988.
2. Anselin, L. and Griffith, D.: Do Spatial Effects Really Matter in Regression Analysis? *Papers of the Regional Science Association*, 65:11-34, 1988.
3. Fan, S.: Effects of Technological Change and Institutional Reform on Production Growth in Chinese Agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 73(2): 266-275, 1991.
4. Fare, R.; Grosskopf, S.; Norris, M. et al.: Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Changes in Industrialized Countries, *American Economic Review*, 84: 66-83, 1994.
5. Johnson, D. G. and Richard, T.: Ely Lecture: Agriculture and the Wealth of Nations, *American Economic Review*, 97:

- 1-111,1997.
- 6.Jorgenson, D. W. and Gollop, F. M.: Productivity Growth in U. S. Agriculture: a Postwar Perspective, *American Journal of Agricultural Economics*, 74 (3) : 745-750,1992.
- 7.Lambert, D. K. and Parker, E.: Productivity in Chinese Provincial Agriculture, *Journal of Agricultural Economics*, 9(3): 378-392, 1998.
- 8.Lin, J. Y.: Rural Reforms and Agricultural Growth in China, *American Economic Review*, 82: 34-511, 1992.
- 9.Mao, Weining; Koo, Won W.: Productivity Growth, Technological Progress and Efficiency Change in Chinese Agriculture after Rural Economic Reforms: A DEA Approach, *China Economic Review*, 2: 157-174, 1997.
- 10.Mao, W. and Koo, W.: *Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Chinese Agricultural Production from 1984 to 1993*, Department of Agricultural Economics, Agricultural Experiment Station, North Dakota State University, Agricultural Economics Report, 362, September 1996.
- 11.Spitzer, M.: *Interregional Comparison of Agricultural Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in China's Agriculture: A Nonparametric Index Approach*, International Institute for Applied Systems Analysis, INTERIM Report IR-97-89, December 1997.
- 12.Wu, S.: *Export Potential and Determinants among the Chinese Regions*, working paper, 2003.
- 13.Scott Rozelle、黄季焜:《中国的农村经济与通向现代工业国之路》,《经济学(季刊)》2005年第4期。
- 14.顾海、孟令杰:《中国农业 TFP 的增长及其构成》,《数量经济技术经济研究》2002年第10期。
- 15.李谷成:《人力资本与中国区域农业全要素生产率增长——基于 DEA 视角的实证分析》,《财经研究》2009年第8期。
- 16.李静、孟令杰:《中国农业生产率的变动与分解分析:1978~2004年》,《数量经济技术经济研究》2006年第5期。
- 17.全炯振:《中国农业全要素生产率增长的实证分析:1978~2007年——于随机前沿分析(SFA)方法》,《中国农村经济》2009年第9期。
- 18.孟令杰:《中国农业生产技术效率动态研究》,《农业技术经济》2000年第5期。
- 19.吴玉鸣:《空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究》,《数量经济技术经济研究》2006年第5期。

(作者单位: 西北大学经济管理学院)

(责任编辑: 靖 飞)

本刊重要启事

近来,有人以中国农村经济杂志社或编辑部的名义在社会上联系广告业务,并称本刊在承接客户广告的同时承诺刊发其若干篇文章,变相收取版面费,在社会上造成不良影响。另外,本刊接到作者举报,有人假冒本刊编辑部的名义向作者索要版面费,并要求汇款至指定的个人账户。

为维护学术刊物的纯洁性,针对以上情况,本刊郑重声明:本刊目前没有委托任何机构和个人承揽广告业务,目前不收取任何形式的版面费。

本刊提请广大读者注意:任何单位如果需要在本刊做广告,请直接与本杂志社联系;作者向本刊投稿,最好使用电子邮件的方式;任何单位或作者如果遇到有人以本刊的名义联系广告或索要版面费的情况,请及时与本刊杂志社或编辑部联系;广告费必须汇到本杂志社的账户。本刊的联系方式请见版权页。