

考虑技术差距的中国农业环境技术效率库兹涅茨曲线再估计：地理空间的视角^{*}

沈 能 周晶晶 王群伟

内容提要：针对农业污染的立体交叉特征及对中国生态环境退化造成的负面影响，本文首先在充分考虑环境技术差距的基础上，结合拓展的SBM方向性距离函数和Meta-frontier效率函数估算了中国（东部、中部和西部三大区域）的农业环境技术效率；然后采用空间面板模型考察了不同环境技术下农业环境技术效率的库兹涅茨曲线特征及其空间效应。研究发现：由于不同区域的农业环境技术存在较大差异，导致农业环境技术效率呈现东部、西部、中部依次递减的格局。农业环境技术效率库兹涅茨曲线在中国基本上得到了支持，但环境技术差距使得不同区域的农业环境技术效率的库兹涅茨曲线的转折点和所处阶段各异。农业环境效率的空间溢出效应明显，农业污染倾销和政府间环境政策的“邻里仿效”效应使得农业环境技术效率呈现出空间集聚特征。

关键词：农业环境技术效率 技术差距 空间溢出 EKC

一、问题的提出

改革开放以来，中国农业发展取得了巨大的成就，凭借占世界不到10%的耕地养活了世界1/5的人口，有力地回答了“谁来养活中国”的质疑，而且成功消化了经济转轨给农业部门所带来的冲击，为传统工业向现代工业转型做出了巨大贡献。但是，这一成绩的取得是以牺牲资源与生态环境为代价的（李谷成等，2011）。一方面，中国已逼近土地资源承载力阈值，人均耕地面积仅为世界平均水平的40%，排名世界第126位，耕地保护压力较大；另一方面，为了追求农业产量，耕地资源的短缺直接导致了化肥、农药投入强度的增加。农业污染导致中国生态环境退化，已经直接威胁到人体健康、食品安全、农产品国际贸易和国家生态安全，造成难以估量的经济损失和社会成本，严重阻碍了中国农业的可持续发展。然后，目前农业环境研究主要集中在工程和技术层面，过于强调农业环境的技术性表征和影响农业环境技术变化的因素，这使得农业环境研究更偏重于自然科学，而忽视了技术性表征背后的经济学和社会学根源，这种认识上的偏差显然不利于农业环境政策的制定。笔者期望从更为宏观的角度对中国农业可持续发展现状进行评价，考察除了传统的投入要素之外还有哪些因素影响农业增长。如果资源既定，环境污染不可避免，那么，目前资源环境与农业增长之间呈现一种什么样的趋势？中国实现“两型农业”的突破口在哪里？

^{*}本文为国家自然科学基金项目“区域低碳创新网络共生机理与路径仿真：以苏南自主创新示范区为例”（项目编号：71373169）的阶段性成果。

二、文献综述



随着全球环境问题日益突出，部分学者开始关注环境污染与经济增长之间的关系。Grossman and Krueger (1995) 认为，经济增长与资源消耗和污染排放之间呈现“倒 U 型”曲线特征，即环境库兹涅茨曲线 (EKC)。按照 EKC 假说，自然资源消耗和污染排放会随着收入水平提高而增大，但当收入水平跨过某一门槛后，资源消耗和环境质量会随着收入水平的提高而改善。随后，国内外学者从不同的角度，利用各国数据来验证 EKC 曲线的存在，但研究对象主要集中于工业领域，对农业领域中的 EKC 研究不多（例如刘扬，2009；张晖、胡浩，2009；曹大宇、李谷成，2011）。而且关于中国农业 EKC 曲线是否存在及其特征的结论并未达成一致。传统农业 EKC 研究存在的问题在于：①大部分文献忽略了农业投入转化为农业产值和污染排放的生产过程和环节。实际上，农业生产效率的改进有可能在提高产值的基础上改善环境质量 (Zaim and Taskin, 2000)。②以往文献的一个共同特点是只采用各种单一污染物的污染强度或污染绝对量作为表征农业环境质量退化的指标，无法体现日益复杂的“农业立体污染”现象。这种扑朔迷离的结论无法从整体上考察农业增长对资源消耗和环境污染的影响，也难以作为“两型农业”政策的制定提供一致性的依据。

关于农业技术效率的研究大致包括单一资源约束下的农业技术效率和资源环境双重约束下的农业技术效率。以往文献主要基于两种思路：一是将治污费用作为投入变量处理（例如 Hailu and Veeman, 2001），但 Murty et al. (2002) 认为实证分析中很难区分用于生产合意产出和治污的投入要素，而且这样做扭曲了实际投入产出的关系；二是将污染排放作为弱可处置性的非合意产出，与合意产出一同被生产出来（例如 Färe et al., 2007）。关于农业领域，李谷成等 (2011) 采用方向性距离函数方法，将资源节约、环境保护和农业增长纳入一个统一框架，运用非径向、非角度 SBM 方向性距离函数，将环境污染变量纳入对中国农业技术效率的评价。但是，所有文献在测算地区农业技术效率时，其潜在的假定是，所有地区都面对相同或类似的技术边界，即技术同质性假设，然后考察地区技术无效的根源。考虑到不同地区在资源禀赋、农业制度和发展水平上的明显差异，各地区的农业技术边界必定存在一定程度上的差异。为了解决技术异质性问题，Hayami (1969) 首先提出了共同生产函数 (meta production function) 概念。近年来，部分文献将共同前沿 (meta-frontier) 生产率指数运用到不同领域的效率测算中（例如 Chen and Huffman, 2006; Bos and Schmiedel, 2007; 王兵等, 2011）。其中，王群伟等 (2010) 和刘玉海、武鹏 (2011) 运用该方法测算了区域（工业）环境技术效率。但遗憾的是，现有文献都忽视了环境技术边界差异对农业环境技术效率评价的影响。

对传统 EKC 实证研究的另一个批评是，以往文献往往仅考虑本地区经济增长对环境的影响，而忽略了环境问题的空间相关性，这显然与现实不符。由于“地理学第一定律”的存在，大多数空间数据都具有或强或弱的空间依赖性 (Anselin and Getis, 1992)。一国（地区）的环境技术效率不可避免地会受到相邻地区的影响 (吴玉鸣、田斌, 2012)。而具体到农业 EKC 的研究，却很少关注这种地理空间因素。加之中国地域辽阔，各地区农业发展程度、资源禀赋、技术水平等方面各异，空间依赖关系对农业环境的影响可能更加复杂。一方面，农药化肥等通过地表和流域的扩散，使得地理邻接地区之间农业“环境倾销”问题更严重；另一方面，由于邻近地区地理环境、气候及种植品种等方面的原因，农业环境技术扩散又会相对更容易发生。为了弥补以往相关研究的不足，本文将环境技术差距和空间依赖性纳入对农业环境技术效率与农业增长非线性关系的研究框架中。首先，结合拓展的 SBM 方向性距离函数和 meta-frontier 效率函数测算中国（区域）的环境技术效率，以充分考虑环境技术差距对农业环境技术效率评价的影响；其次，利用空间面板模型 (spatial panel model)

检验不同环境技术水平下农业环境技术效率的EKC曲线特征及农业环境技术效率的空间效应。

三、农业环境技术效率的估算

(一) SBM方向性距离函数

Färe et al. (2007) 在Tone (2003) 非径向、非角度的SBM (Slack-Based Measure) 效率函数的基础上, 提出了更加一般化的非径向、非角度的方向性距离函数。该方法将松弛变量直接纳入目标函数中, 一方面解决了忽视非合意产出给效率评价带来的误差, 另一方面也解决了投入产出松弛的问题。根据Tone (2003) 的研究方法, 本文定义资源和环境约束下的SBM方向性距离函数为:

$$S'_V(x^{t,k'}, y^{t,k'}, b^{t,k'}, g^x, g^y, g^b) = \max_{s^x, s^y, s^b} \frac{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^x}{g_n^x} + \frac{1}{M+1} \left[\sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{g_m^y} + \sum_{i=1}^I \frac{s_i^b}{g_i^b} \right]}{2} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} s.t. & \sum_{k=1}^K z_k' x_{kn}' + s_n^x = x_{kn}', \forall n; \sum_{k=1}^K z_k' y_{km}' - s_m^y = y_{km}', \forall m; \sum_{k=1}^K z_k' b_{ki}' + s_i^b = b_{ki}', \forall i; \\ & \sum_{k=1}^K z_k' = 1, z_k' \geq 0, \forall k; s_n^x \geq 0, \forall n; s_m^y \geq 0, \forall m; s_i^b \geq 0, \forall i \end{aligned}$$

(1) 式中, x, y, b 分别表示投入、合意产出和非合意产出, N, M, I 分别表示投入、合意产出和非合意产出的可能数量; $(x^{t,k'}, y^{t,k'}, b^{t,k'})$ 是 t 时期 k' 省份的投入、合意产出和非合意产出的向量; (s_n^x, s_m^y, s_i^b) 表示投入、合意产出和非合意产出松弛的向量; (g^x, g^y, g^b) 表示投入压缩、合意产出扩张和非合意产出的取值为正的方向向量; z_k' 代表权重变量。考虑到线性规划的约束条件为等式, (s_n^x, s_m^y, s_i^b) 均大于零, 表示投入和非合意产出大于边界的投入和产出, 而合意产出则小于边界的产出。那么, (s_n^x, s_m^y, s_i^b) 表示投入冗余、非合意产出过度生产和合意产出生产不足的量。

为了使得回归结果符合传统习惯, 本文利用公式 $E = 1 / (1 + IE)$, 将环境无效率值转换为环境效率值, 转换之后的值在 0 与 1 之间。为此, 本文将 以该 SBM 方向性距离函数为计算方法, 在考虑接下来异质性环境技术的前提下测算中国 (区域) 农业环境技术效率。

(二) meta-frontier效率函数

传统DEA方法假定所有决策单元都面临同质性的技术水平。但是, 当决策单元为地区时, 由于各地区在资源禀赋、经济制度和经济结构方面的巨大差异, 各地区的技术边界存在异质性。如果利用全体样本数据对技术效率进行评价, 各地区的技术效率值的估计结果就会产生偏差。为此, O'Donnell et al. (2008) 进构建了基于DEA方法的共同边界和组群边界的分析框架。该方法的基本思路是构建组群边界, 不同组群分别对应相应的技术边界, 不同组群可以构建一个共同边界。

对于DEA模型中的决策单元 (DMU), 通过投入 $x (x \in R_+^M)$ 可以得到产出 $y (y \in R_+^L)$ 。当考虑所有决策单元时, 其面对的共同技术集合为: $T^{meta} = \{(x, y) | x \geq 0; y \geq 0; x \text{ 能生产出 } y\}$, 则生产可能性集 P 被定义为: $P^{meta}(x) = \{y | (x, y) \in T^{meta}\}$, 其上界即为共同边界 (meta-frontier)。此时, 基于共同技术效率的共同距离函数可以表示为:

$$0 \leq D^{meta}(x, y) = \inf_{\theta} \{\theta > 0 | (y/\theta) \in T(x)\} = 1/TE^{meta}(x, y) \leq 1 \quad (2)$$

(2) 式中, θ 表示该非合意产出的最大收缩比例。

同理，倘若按照一定的标准将所有决策单元划分为 k 个组群，每个样本所面对的是所在组群的技术集合 $T^k = \{(x, y) | x \geq 0; y \geq 0; x \text{ 能生产出 } y\}$ ，则生产可能性集可被定义为： $P^k(x) = \{y | (x, y) \in T^k\}$ ，其上界即为组群边界（group-frontier）。此时，基于组群技术效率的组群距离函数可以表示为：

$$0 \leq D^k(x, y) = \inf_{\theta} \{\theta > 0 | (y/\theta) \in T^k(x)\} = 1/TE^{group-k}(x, y) \leq 1 \quad (3)$$

根据组群边界下的实际产出水平与共同边界下的实际产出水平的比值可以得到共同技术比率（meta technology ratio, MTR），其运算表达式如下：

$$0 \leq MTR^k(x, y) = \frac{D^{meta}(x, y)}{D^k(x, y)} = \frac{TE^{group-k}(x, y)}{TE^{meta}(x, y)} \leq 1 \quad (4)$$

(4) 式表示，在相同的要素投入水平下，决策单元在组群 k 下的生产技术水平相对于共同边界生产技术的差距，这一技术水平差距是由特定组群的制度结构所造成的。MTR 值越高，表明决策单元所使用生产技术的水平越接近潜在的生产技术水平；反之则反。(4) 式可进一步整理为 (5) 式，表明共同技术效率可以进一步分解成两部分的乘积：一部分是组群边界技术效率，另一部分是共同技术比率。

$$TE^{meta}(x, y) = TE^{group-k}(x, y) \times MTR^k(x, y) \quad (5)$$

由于本文在考虑非合意性产出（污染排放）的前提下测算各组群的技术效率。共同技术效率亦可称为共同环境技术效率（meta environmental technology efficiency, METE），组群技术效率亦可称为组群环境技术效率（group environmental technology efficiency, GETE），而共同技术比率则可称为共同环境技术比率（meta environmental technology ratio, METR）。

（三）指标选取

为了充分考虑农业环境技术差距，本文沿用东部地区、中部地区和西部地区的区域划分法将中国各省份作为样本划分为三个技术异质性组群（区域）^①。样本涵盖了中国 29 个省、自治区和直辖市，不包括西藏和海南（数据部分缺失）和港澳台地区。参考以往文献，结合数据的可得性，本文选取相关农业投入和产出指标，样本期间为 1998~2010 年。数据来源于历年的《中国统计年鉴》^②、《中国农业年鉴》^③、《中国农村统计年鉴》^④、《中国环境统计年鉴》^⑤、《中国区域统计年鉴》^⑥。指标选取界定如下：

投入变量主要包括劳动力、土地、农业机械、化肥、役畜和灌溉 6 个方面。劳动力投入采用的是第一产业就业人数，指农林牧渔业总劳动力数量，不包括农村从事工业、服务业等的劳动力；土地投入以农作物总播种面积表示；农业机械投入包括农林牧渔业各种农业机械总动力（农业机械动力

^①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、山东、广东、福建、上海、浙江、江苏 10 省（市）；中部地区包括山西、河南、安徽、江西、湖北、湖南、吉林、黑龙江 8 省；西部地区包括重庆、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古 11 省（区、市）。

^②国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（1999~2011 年，历年），中国统计出版社。

^③国家统计局（编）：《中国农业年鉴》（1999~2011 年，历年），中国农业出版社。

^④国家统计局农村社会经济调查司（编）：《中国农村统计年鉴》（1999~2011 年，历年），中国统计出版社。

^⑤国家统计局和环境保护总局（编）：《中国环境统计年鉴》（1999~2011 年，历年），中国统计出版社。

^⑥国家统计局国民经济综合统计司（编）：《中国区域统计年鉴》（1999~2011 年，历年），中国统计出版社。

的额定功率之和)，不包括非农用途的农业机械；化肥投入主要包括磷肥、氮肥、钾肥和复合肥等，以实际化肥施用量（折纯量）折算；役畜投入以农用役畜数量计算，特指用于农林牧渔生产的役畜；灌溉投入以每年各省份实际有效灌溉面积计算，包括能正常进行农田灌溉的水田和水浇地面积。

考虑到与农业投入指标中的广义农业口径一致，本文的农业合意产出指的是各省份以1990年不变价表示的农林牧渔业总产值。农业非合意产出指的是农业污染排放总量。考虑到数据的可得性以及各种核算方法的优劣，本文选用单元调查评估方法对各省份农业污染排放总量进行核算。单元调查评估方法是基于单元调查和单元分析的一种定量分析方法，对其详细介绍可以进一步参考赖斯芸、杜鹏飞（2004）和李谷成等（2011）和《污染源普查产排污系数手册》^[1]。其中，本文所定义的农业污染主要是指农业生产过程中的化学需氧量（COD）、总氮（TN）排放量和总磷（TP）排放量。表1是全国及三大地区各变量的统计指标。

表1	1998~2010年各变量的平均增长率						单位：%	
	劳动投入	机械投入	土地投入	化肥投入	灌溉投入	役畜投入	农林牧渔业总产出	污染排放量
全国平均	-0.1013	1.3304	0.0053	0.5478	0.2549	-0.5295	2.1114	1.0177
东部平均	-0.1434	0.5903	-0.1578	0.3409	0.0674	-0.6752	1.7073	0.9856
中部平均	-0.0401	1.8001	0.1130	0.6441	0.4142	-0.5534	2.3610	1.0278
西部平均	-0.1063	1.6641	0.0811	0.6745	0.2833	-0.3625	2.3077	1.0245

（四）测算结果

共同环境技术效率（METE）反映了地区在考虑非合意污染排放时，其相同投入条件下实际产出到共同边界产出之间的距离；组群环境技术效率（GETE）则反映了地区实际产出到组群边界之间的距离。农业环境技术效率的地区差异如表2所示。

表2 农业环境技术效率的地区差异（1998~2010年）

组群环境技术效率				组群环境技术效率			
地区	与共同环境技术效率平均值			地区	与共同环境技术效率平均值		
	GETE	METE	METR		GETE	METE	METR
东部地区				河南	0.9134	0.7042	0.7709
北京	0.9681	0.9484	0.9797	湖北	0.8907	0.7765	0.8717
天津	0.9650	0.9422	0.9767	湖南	0.9203	0.7443	0.8087
河北	0.9123	0.8113	0.8891	平均值	0.9071	0.7198	0.7937
山东	0.9473	0.9289	0.9805	西部地区			
上海	0.9631	0.9564	0.9930	内蒙古	0.9302	0.7765	0.8347
江苏	0.9589	0.9428	0.9832	广西	0.9038	0.7865	0.8702
浙江	0.9715	0.9536	0.9815	重庆	0.9292	0.8376	0.9014
福建	0.9283	0.9052	0.9751	四川	0.8976	0.7884	0.8783
广东	0.9620	0.9502	0.9877	贵州	0.8765	0.6906	0.7879
辽宁	0.9143	0.8645	0.9455	云南	0.9270	0.7400	0.7982
平均值	0.9497	0.9203	0.9692	陕西	0.9076	0.7386	0.8137

¹第一次全国污染源普查资料编撰委员会：《污染源普查产排污系数手册》，中国环境科学出版社，2011年。

(续表2)

中部地区				甘肃	0.9132	0.7285	0.7977
吉林	0.9231	0.7154	0.7749	青海	0.9307	0.7466	0.8022
黑龙江	0.9172	0.6876	0.7496	宁夏	0.8987	0.7703	0.8571
安徽	0.9014	0.7187	0.7973	新疆	0.9203	0.7982	0.8673
江西	0.8876	0.6809	0.7671	平均值	0.9123	0.7638	0.8371
山西	0.9034	0.7315	0.8097				

注：GETE为组群环境技术效率的平均值；METE为共同环境技术效率的平均值；METR为共同环境技术比率的平均值。

(1) 组群环境技术效率的区域比较。从各组群METE的平均值来看，从高到低依次排列的是东部地区、西部地区和中部地区。这表明，作为中国粮食主产区，中部和西部地区资源、环境与农业发展处于失衡的状态；某种程度上也说明，中部和西部地区环境技术效率有较大的提升空间。其中，从各组群平均METE来看，若参考共同生产边界，东部、中部和西部地区三大组群分别有7.97%、28.02%和23.62%的环境技术效率改善空间。东部地区表现最好的省份是浙江，其对应的GETE值和METE值分别为0.9715和0.9536；河北表现最差，其对应的GETE值和METE值分别为0.9123和0.8113。这表明，与东部地区组群生产边界相比，浙江和河北在农业生产上仍有2.85%和8.77%的环境技术效率提升空间；而与潜在共同生产边界相比，两省则仍分别有4.64%和18.87%的环境技术效率提升空间。同理，在西部地区中，与组群生产边界相比，GETE表现最好的内蒙古和表现最差的贵州仍有6.98%和12.35%的环境技术效率提升空间；而与共同生产边界相比，两省（区）则仍分别有22.35%和30.94%的环境技术效率提升空间。在中部地区中，与组群生产边界相比，GETE表现最好的吉林和表现最差的江西仍有7.69%和11.24%的环境技术效率提升空间；而与共同生产边界相比，两省则仍分别有28.46%和31.91%的环境技术效率提升空间。

(2) 共同环境技术比率的区域比较。东部地区的METR为0.9692，表明其现有农业环境技术能够达到潜在共同边界技术的96.92%。一方面，东部地区地处沿海，在吸收和利用国内外先进的农业环保技术方面存在很大优势。另一方面，东部地区的环境规制水平和环境技术创新能力都处于全国最先进水平；西部和中部地区的农业环境技术前景不容乐观，其采用的环境技术水平仅分别达到潜在共同边界技术的83.71%和79.37%。长期实施的非均衡战略挤压了中西部地区的发展空间，加之中西部地区农业环保资金和人力投入不足，严重抑制了中西部地区农业环境技术革新，从而加剧了中西部地区与东部地区农业环境技术水平差距。在东部地区组群中，平均METR最高的省份是上海（0.9930）。这表明，将污染排放纳入农业技术效率评价框架之后，上海在东部地区组群中环境技术水平最高，其实际环境技术水平能达到潜在共同边界环境技术水平99.30%。重庆和湖北分别在西部地区和中部地区组群中环境技术水平最高，其实际环境技术水平分别能达到潜在共同边界环境技术水平90.14%和87.17%。

四、农业环境技术效率的库兹涅茨曲线检验

(一) EKC空间模型

1. EKC计量模型设计。为了体现农业投入到农业产出的生产过程，同时能统筹资源、环境与农业发展三者之间的关系，本文将EKC模型的被解释变量界定为农业环境技术效率，解释变量为农业增长水平及其平方，此模型称为EKC的二次模型；如果解释变量进一步包括农业增长水平的三次方，则模型称为EKC的三次模型。本文先尝试农业EKC的二次模型；当二次模型存在一定的不足时，再

考虑通过三次模型进行改善。农业环境技术效率EKC曲线的表达式如下：

$$\ln TE_{it} = \mu_i + \theta_t + \alpha_1 \ln agri_{it} + \alpha_2 \ln agri_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

沿袭已有的研究方法，为了分析各控制变量对农业环境技术效率EKC的影响，在简约式（6）式的基础上加入控制变量，即得：

$$\begin{aligned} \ln TE_{it} = & \mu_i + \theta_t + \beta_1 \ln agri_{it} + \beta_2 \ln agri_{it}^2 + \beta_3 \ln inco_{it} \\ & + \beta_4 \ln open_{it} + \beta_5 \ln pate_{it} + \beta_6 \ln stru_{it} + \beta_7 \ln fina_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

（6）式、（7）式中，下标 i 、 t 分别表示第 i 个省份、第 t 年； μ_i 表示特定地区的截面效应； θ_t 表示特定的时序效应。 $agri$ 表示农业增长； $inco$ 、 $open$ 、 $pate$ 、 $stru$ 和 $fina$ 分别表示收入差距、对外开放度、农业技术水平、农业比重和农业财政支持等控制变量。被解释变量表示第 i 个省份在第 t 年的农业环境效率（ TE_{it} ）。根据评价地区处于共同边界或组群边界的不同情形， TE_{it} 分别表示共同环境技术效率和组群环境技术效率。为了消除异方差，所有数据取对数。根据 $\ln agri_{it}$ 的回归系数，可以判断农业增长与环境技术效率之间的关系：当 $\beta_1 > 0$ （或 $\beta_1 < 0$ ）且 $\beta_2 = 0$ 时，两者关系为单调递增（或递减）；当 $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2 < 0$ 时，两者呈现“倒U型”曲线关系；当 $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2 > 0$ 时，两者呈现“正U型”曲线关系。

2. 考虑空间因素的EKC模型。大多数传统的EKC模型没有考虑空间溢出效应，如果农业环境技术效率存在空间依赖性，EKC模型的估计结果就会产生偏差。因此，本文在检验空间溢出检验的基础上，利用空间滞后模型（SLM）和空间误差模型（SEM）对传统农业EKC假设进行修正。

空间滞后模型（SLM）将内生邻近滞后变量纳入模型，探讨农业环境技术效率是否存在空间扩散效应，其表达式为：

$$Y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad (8)$$

（8）式中， Y 为被解释变量向量； X 为解释变量向量； β 为解释变量系数向量； ρ 为空间自相关系数，反映相邻区域的农业环境技术效率对本地区影响方向和程度； W 为 $n \times n$ 阶空间权值矩阵。

空间误差模型（SEM）将空间相关性作为误差项纳入模型，反映邻接地区农业环境技术效率误差冲击的相互作用和关系，其表达式为：

$$Y = X \beta + \varepsilon ; \varepsilon = \lambda W \varepsilon + \mu \quad (9)$$

（9）式中， ε 和 μ 为随机误差项向量； λ 为空间误差系数，且呈正态分布。其中，空间权值矩阵 W 表示某个地区与其它地区的邻近关系，邻近关系一般用邻接标准或距离标准测度。国内大部分相关文献选择二元邻接矩阵，本文选择距离权重矩阵，因为环境技术效率的溢出不仅发生在相邻地区之间，还可以在更远的空间单元之间发生联系。考虑到省会城市一般为所在省份的知识技术中心，所以，两省份之间的距离以省会距离为准。这样处理既可以避免权重的计算结果太小所导致的误差，也可以消除不同距离度量单位对估计结果的影响。

对于空间面板模型，传统最小二乘法（OLS）估计会产生系数估计值有偏或无效，本文拟采用极大似然法（MLE）对模型进行估计，同时使用空间固定效应模型。

（二）变量选取

借鉴以往相关文献的研究成果，并考虑到数据的可得性，除了农业增长指标外，本文还选取了

对外开放度、农业比重、农业技术水平、收入差距和农业财政支持5个控制变量。①农业增长。用各省份人均农业产值来反映，并用历年农业生产总值指数进行平减，以消除物价因素的影响。②对外开放度。以各省份农产品进出口总值与农业生产总值的比例作为农业部门对外开放度的指标，并按每年的汇率对进出口总值进行换算。③农业比重。用各省份农业生产总值占国内生产总值的比重反映，并分别用地区农业生产总值指数和地区国内生产总值指数进行平减。④农业技术水平。用各省份农业科研机构研发经费支出来反映。⑤收入差距。借鉴陆铭等（2005）的方法，以各省份城乡居民人均收入之比作为各地收入差距的代理指标，并分别用城市和农村消费价格指数进行平减。⑥农业财政支持。用各省份政府财政支农支出与其农业生产总值的比例来反映，其中，政府财政支农支出包括支农支出（支持农村各项生产）和政策性补贴支出（国家财政用于粮棉油等产品的价格补贴支出）。相关数据来源已在前文说明，样本期为1998~2010年。

（三）农业环境技术效率EKC的实证结果

本文首先采用空间滞后模型（SLM）和空间误差模型（SEM），针对无固定效应（nonF）、空间固定效应（sF）、时间固定效应（tF）、既有空间又有时间固定效应（stF）四种模型对共同环境技术效率的EKC曲线进行拟合。本文采用Matlab7.6软件对上述模型进行估计。为了比较，本文还给出了广义空间模型（包含空间滞后和空间误差的混合模型）的估计结果，并用常规OLS方法对（11）式进行估计。

1.EKC的特征分析。表3为基于全国面板数据的回归结果。结果显示，采用常规OLS方法估计的解释变量系数大部分未通过显著性检验（仅有少部分系数通过10%水平显著性检验），且模型拟合效果较差（ R^2 值较低），而空间滞后加空间误差的广义混合空间模型的参数 λ 未通过显著性检验。这说明，以上两种模型均不合适。

表3 共同环境技术效率EKC模型估计结果

变量	空间滞后模型（SLM）				空间误差模型（SEM）				OLS模型	广义空间模型
	nonF	sF	tF	stF	nonF	sF	tF	stF		
<i>Lnagri</i>	-1.250***	-1.328***	-1.298***	-1.402***	-1.126***	-1.260***	-1.182***	-1.282***	-1.423*	-1.455***
<i>Lnagri</i> ²	0.068***	0.074***	0.071***	0.079***	0.063***	0.069***	0.065***	0.070***	0.205	0.081***
<i>Lninco</i>	-0.025**	-0.032**	-0.039**	-0.027***	-0.035**	-0.029***	-0.041**	-0.039***	-0.090*	-0.021*
<i>Lnopen</i>	0.067	0.048	0.116	0.076	0.298	0.176	0.117	0.145	0.096	0.145
<i>Lnrate</i>	0.187	0.098	0.076	0.118	0.173	0.118	0.209	0.189	0.228	0.078
<i>Lnstru</i>	0.067**	0.087*	0.079***	0.072***	0.063**	0.068**	0.071**	0.068***	0.045*	0.072**
<i>Lnfin</i>	-0.030***	-0.028***	-0.037***	-0.032***	-0.041**	-0.038***	-0.040***	-0.041***	0.143	0.198
ρ	0.251**	0.209***	0.187***	0.218***	—	—	—	—	—	—
λ	—	—	—	—	0.544**	0.513***	0.576***	0.537***	—	0.409
R^2	0.478	0.584	0.542	0.621	0.568	0.779	0.812	0.848	0.509	0.680
LogL	-108.3	-144.8	-114.9	-69.8	-23.0	-18.9	-21.3	13.7	-97.5	132.5
转折点（元）	—	—	—	7115	—	—	—	—	—	9414

注：*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

SLM和SEM的空间项参数（ ρ 和 λ ）均通过了1%水平的显著性检验。这说明，中国的农业环境技术效率具有明显的空间依赖特征，一个省份的农业环境政策和环境技术都会对相邻省份产生

外部性，由此可以看出以往农业环境技术效率 EKC 实证研究中忽视空间效应的缺陷。另外，SLM 模型中的 ρ 和 SEM 模型中 λ 显著且为正，说明中国农业环境技术效率体现出一种空间集聚效应。

一方面，效率较高的省份相对地与效率也较高的省份邻近。比如，由于环境政策具有正外部性，好的环境政策会在相邻地方政府间产生“邻里仿效”；环境技术也会在相邻地区扩散。另一方面，效率较低的省份相对地趋于与效率也较低的省份相邻，比如，地区间出现污染倾销和转嫁现象。

就 SLM 和 SEM 的优劣来看，SEM 模型的极大似然值 (LogL) 和拟合优度 (R^2) 要优于 SLM，因此，SEM 更优。而且从模型拟合效果来看，既有空间固定效应又有时间固定效应 SLM 和 SEM 的模型 (LogL 和 R^2 值更大，各解释变量更显著) 比较符合客观实际。

同样，采用固定效应的 SEM 模型，按东部地区、中部地区、西部地区三大区域分别进行估计，结果如表 4 所示。结果显示，既有空间固定效应又有时间固定效应的模型更符合实际，且三大区域 SEM 模型的 λ 都显著且为正，说明东部、中部、西部地区三大区域内部农业环境技术效率的空间依赖特征较为显著，加之区域内部均质化程度较高，表现为相似的农业发展水平、农业结构和环境技术等，导致区域内部农业环境技术效率呈现“俱乐部收敛”的趋势。

在共同环境技术效率 EKC 模型中，农业增长变量一次项和二次项系数的符号分别是负号和正号，并通过了 1% 水平的显著性检验。这表明，农业增长与环境技术效率之间表现出类似于 EKC 的“正 U 型”曲线特征，其拐点大约在 9414 元左右。这也意味着，在人均农业产值在 9414 元以下时，随着人均农业产值增长，农业环境技术效率开始下降；而当人均农业产值超过最低转折点以后，农业环境技术效率将随着人均农业产值增长而不断上升。就中国人均农业产值地区分布的实际情况来看，2010 年，人均农业产值的均值为 4428 元，所有省份的人均农业产值均低于转折点。总体而言，中国农业环境技术效率仍然处于“正 U 型”曲线的下降阶段，即随着农业增长，农业环境技术效率趋于恶化。

表 4 组群环境技术效率 EKC 模型估计结果

变量	东部地区组群				中部地区组群			
	nonF	sF	tF	stF	nonF	sF	tF	stF
<i>Lnagri</i>	-1.695***	-1.721***	-1.660***	-1.726***	-1.465***	-1.498***	-1.523***	-1.514***
<i>Lnagri</i> ²	0.094**	0.105***	0.089***	0.102***	0.089***	0.078**	0.097**	0.086***
<i>Lninco</i>	-0.011*	-0.016**	-0.020**	-0.015***	-0.037**	-0.039**	-0.045**	-0.041***
<i>Lnopen</i>	0.067**	0.058**	0.070**	0.066**	-0.048*	-0.038**	-0.042*	-0.039*
<i>Ln pate</i>	0.015*	0.019***	0.028***	0.021***	0.109	0.067	0.145	0.098
<i>Lnstru</i>	0.045*	0.053***	0.057***	0.059***	0.143*	0.165***	0.148***	0.155***
<i>Ln fina</i>	-0.043**	-0.038***	-0.039***	-0.033***	-0.065**	-0.072***	-0.066***	-0.071***
λ	0.335**	0.316***	0.309***	0.328***	0.296**	0.303***	0.323***	0.309***
R^2	0.728	0.798	0.783	0.832	0.734	0.812	0.822	0.859
LogL	-45.1	-56.7	-35.5	12.9	-46.3	-47.8	-39.7	14.8
转折点 (元)	—	—	—	4722	—	—	—	6634

变量	西部地区组群			
	NonF	sF	tF	stF
<i>Lnagri</i>	-1.521***	-1.623***	-1.487***	-1.540***
<i>Lnagri</i> ²	0.087***	0.093***	0.077***	0.088***

(续表4)

<i>Lninco</i>	-0.051**	-0.045**	-0.055**	-0.057***
<i>Lnopen</i>	-0.055*	-0.050**	-0.047*	-0.058*
<i>Ln pate</i>	0.056	0.032	0.066*	0.031
<i>Lnstru</i>	0.118**	0.098***	0.120***	0.109**
<i>Ln fina</i>	-0.055**	-0.052***	-0.048***	-0.050**
λ	0.277***	0.269***	0.298***	0.287***
R ²	0.758	0.812	0.812	0.838
LogL	-36.9	-35.6	-34.7	12.7
转折点(元)	—	—	—	6310

注：*、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

与共同环境技术效率的情况类似，三大区域农业增长与环境技术效率之间也呈现“正U型”曲线特征，这同时也验证了共同环境技术效率EKC模型估计结果是稳健的。尽管三大区域的曲线形态一致，但是，其最低转折点有所不同，东部、中部和西部地区的转折点分别是4722元、6634元和6310元。其中，中部和西部地区的转折点显著高于东部地区，说明由于农业环境技术的差距，在实现环境技术效率由降转升的过程中，中西部欠发达地区的农业产值门槛值更高。从三大区域各自的实际情况来看，2010年，东部、中部、西部地区人均农业产值的平均值分别为4082元、4996元和4329元。这表明，从平均意义上讲，东部地区已经逼近转折点，即东部地区将会是最早步入农业环境技术效率EKC上升阶段的地区。

2.控制变量分析。究竟如何解释农业增长与环境技术效率之间的“正U型”曲线特征呢？接着，本文针对全国和分区域分别讨论控制变量的影响。

(1) 收入差距。在共同环境技术效率EKC模型中，城乡收入差距通过了1%水平的显著性检验且系数为-0.039，表明城乡收入差距扩大导致了农业环境退化。城乡收入差距的持续扩大迫使农民提高单位面积农药、化肥等生产要素的投入以提高农产品产量，这势必会加剧农业面源污染排放。在组群环境技术效率EKC中，由于东部地区城乡收入差距明显小于中西部地区，且东部地区环境技术水平较高，所以，东部地区城乡收入差距对农业环境退化的负向影响要小。

(2) 对外开放度。国际贸易会在一定程度上影响本地的生态环境，但其影响效果不确定。例如，Williams and Shumway (2000) 发现，贸易自由化刺激了美国化肥和农药的施用量以及墨西哥的化肥施用量，却使得墨西哥农药施用量减少。共同环境技术效率EKC模型中对外开放度变量系数不显著，但该变量对不同区域环境技术效率的影响迥异。对于东部地区，对外开放度显著且其系数为正，可能的原因在于：发达国家严格的农产品环境规制（例如农药、化肥最低残留标准等）促使东部地区通过加快农业技术推广和普及、改进农业化学投入品的生产流程与工艺等方式应对出口农产品的质量要求；而且东部地区在吸收国外先进的环境友好型技术方面具有区位优势，从而提高了农业生产率和技术水平，降低了农业生产对环境的污染。而对于中西部地区，对外开放度的系数为负，该变量尽管只在10%的水平上通过了显著性检验，但在某种程度上说明，农产品贸易量的增大反而会导致中西部地区农业环境退化。其原因在于：中西部地区环境技术水平落后，为了扩大农产品贸易规模、增加贸易量，只能依靠投入要素来提高农业产量，势必增加了对资源的消耗与污染物的排放。

(3) 农业比重。在共同环境技术效率EKC模型中，农业比重显著且其系数为正，表明虽然农业份额逐渐下降，但农业环境技术效率却递减。在组群环境技术效率EKC模型中，中部和西部地区

的这一特征更加明显。由于受到土地资源紧缺和大量农村青壮年劳动力流失的制约，中西部地区农业生产只能通过增加单位面积农药化肥施用量来增加农产品产量。

(4) 农业技术水平。在共同环境技术效率EKC模型中，农业技术水平未通过显著性检验。这说明，农业技术发展过程中会同时出现环境友好型和非环境友好型技术，导致农业技术水平对农业而源污染物排放缓减效果不明显。对于东部地区而言，该变量系数为0.021，且通过了1%水平的显著性检验，说明农业技术水平的环境友好效应一定程度上在东部地区得到了体现：一是技术通过替代或减少资源消耗来达到减少污染排放的目的；二是农民掌握技术后可以改善资源利用方式；三是专门的治污技术为环境问题的解决提供了有效途径。

(5) 农业财政支持。不论是在共同环境技术效率EKC模型还是组群环境技术效率EKC模型中，农业财政支持都显著，且其系数为负，说明农业环境技术效率随着财政支农支出（包括政策性补贴支出）占国家财政总支出比例的提高而降低。农业发展离不开财政的扶持，但不当的财政支持政策可能会对农业发展产生一定的扭曲作用。

五、结论与政策含义

本文将环境技术水平差距及其空间溢出纳入传统农业EKC曲线检验的分析框架中，考察不同环境技术水平下农业环境技术效率EKC曲线的特征以及空间效应。

首先，不同区域之间确实存在农业环境技术水平上的差异，区域农业环境技术的较大差异导致农业环境技术效率呈现东部—西部—中部依次递减的格局。这也说明，对于因精耕细作导致农药化肥高投入的中部地区农业大省而言，提升农业环境技术水平，建立高效的环境友好型农业技术的推广体系至关重要。

其次，全国和三大区域的农业增长与环境技术效率之间均呈现“正U型”曲线特征。即随着农业增长，农业环境技术效率开始下降，而当农业增长超过拐点以后，农业环境技术效率将随着农业增长而不断上升。但是，由于环境技术水平的差距，不同区域所对应的曲线转折点和所处的阶段各异。需要注意的是，农业环境技术效率EKC的“正U型”特征决不能被用作农业增长过程“先污染，后治理”的借口。尽管随着农业增长，化肥、农药的施用和排放会减少，但这一过程不会自动发生。如果不积极应对，“正U型”曲线拐点的出现就会推迟，其上升趋势也会变得不那么明显。因此，政府在制定农业产业政策和农业环保政策时，应针对不同区域的实际情况，通过提高财政支农效率、加强农业技术研发、缩小城乡收入差距等措施，加快农业发展方式的转变。

最后，农业环境技术效率的空间溢出效应明显，其政策含义在于：农业环境技术效率区域之间的溢出和追赶是欠发达地区提升环境技术效率的重要途径。可以考虑积极培育区域农业增长极，加强农业技术创新资源的整合，形成布局合理、联系紧密、协调发展的区域农业空间结构，加快农业环境技术的创新和扩散。

参考文献

1. Anselin, L. and Getis, A.: Spatial Statistical Analysis and Geographic Information Systems, *Annals of Regional Science*, 26(1): 19-33, 1992.
2. Bos, J. W. B. and Schmiedel, H.: Is There a Single Frontier in a Single European Banking Market? *Journal of Banking & Finance*, 31(7): 2081-2102, 2007.
3. Chen, Z. and Huffman, W.: Measuring County-level Technical Efficiency of Chinese Agriculture: A Spatial Analysis, in

- Dong, X-Y; Song, S. and Zhang, X.(eds.): *China's Agricultural Development*, Ashgate Publishing Limited, UK, 2006.
- 4.Färe R.; Grosskopf, S. and Pasurka, Carl A.: Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions, *Energy*, 32(2): 1055-1066, 2007.
- 5.Grossman, G. M. and Krueger, A. B.: Economic Growth and the Environment, *Quarterly Journal of Economics*, 110(2): 353-377, 1995.
- 6.Tone, B.: An Equity First, Risk Based Framework for Managing Global Climate Change, *Global Environmental Change*, 13(1): 295-306, 2003.
- 7.Zaim, O. and Taskin, F.: A Kuznets Curve in Environmental Efficiency: An Application on OECD Countries, *Environmental & Resource Economics*, 17(1): 21-36, 2000.
- 8.Hailu, A. and Veeman, T. S.: Non-parametric Productivity Analysis with Undesirable Outputs: An Application to the Canadian Pulp and Paper Industry, *American Journal of Agricultural Economics*, 83(4): 605-616, 2001.
- 9.Hayami, Y.: Sources of Agricultural Productivity Gap among Selected Countries, *American Journal of Agricultural Economics*, 51(3): 564-575, 1969.
- 10.Murty, D.; Kirschbaum, M. U.; McMurtrie, R. E. and McGilvray, H.: Does the Conversion of Forest to Agricultural Land Change Soil Carbon and Nitrogen? A Review of the Literature, *Global Change Biology*, 8(3): 105-123, 2002.
- 11.O'Donnell, C. J.; Rao, D. S. P. and Battese, G. E.: Meta-frontier Frameworks for the Study of Firm-level Efficiency and Technology Ratios, *Empirical Economics*, 34(3): 231-255, 2008.
- 12.Williams, S. P. and Shumway, C. R.: Trade Liberalization and Agricultural Chemical Use: United States and Mexico, *American Journal of Agricultural Economics*, 82(1): 183-199, 2000.
- 13.刘玉海、武鹏：《能源消耗、二氧化碳排放与 APEC 地区经济增长》，《经济评论》2011 年第 6 期。
- 14.刘扬、陈劲锋、张云芳：《中国农业 EKC 研究：以化肥为例》，《中国农学通报》2009 年第 16 期。
- 15.李谷成、范丽霞、闵锐：《资源、环境与农业发展的协调性》，《数量经济技术经济研究》2011 年第 10 期。
- 16.吴玉鸣、田斌：《省域环境库兹涅茨曲线的扩展及其决定因素——空间计量经济学模型实证》，《地理研究》2012 年第 4 期。
- 17.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》，《南方经济》2011 年第 10 期。
- 18.王群伟、周德群、周鹏：《中国全要素二氧化碳排放绩效的区域差异：考虑非期望产出共同前沿函数的研究》，《财贸经济》2010 年第 9 期。
- 19.张晖、胡浩：《农业面源污染的环境库兹涅茨曲线验证——基于江苏省时序数据的分析》，《中国农村经济》2009 年第 4 期。
- 20.曹大宇、李谷成：《我国农业环境库兹涅茨曲线的实证研究：基于联立方程模型的估计》，《软科学》2011 年第 7 期。
- 21.陆铭、陈钊、万广华：《因患寡，而患不均：中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响》，《经济研究》2005 年第 12 期。
- 22.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（自然科学学版）》2004 年第 6 期。

（作者单位：苏州大学东吴商学院）

（责任编辑：黄慧芬）