

基于 EKC 假设的浙江省农业经济增长与 环境污染关系分析

王义加

(浙江水利水电专科学校, 杭州 310018)

【摘要】以资源与环境经济学的相关原理等为研究基础,采取理论分析与实证分析相结合的方法,对浙江省农业增长与环境污染问题进行了研究。以环境库兹涅茨曲线(EKC)理论及其实证研究范式为基础,定量分析农业增长与环境污染之间的关系,以判断目前浙江省农业污染所处的阶段。运用简约式 EKC 估计模型,定量分析农业增长与农业环境污染之间的趋势。模型估计结果说明,目前化学品投入及人口、畜禽数量处于 EKC 左半段,如环境相关要素随着农业增长而进一步增加,环境污染状况将进一步恶化。

【关键词】农业经济增长; 环境污染; 环境库兹涅茨曲线法; 浙江

【中图分类号】F323

【文献标识码】A

【文章编号】1007-2284(2011)06-0036-04

浙江省 2008 年农业总产值为 1 057.07 亿元,比 2000 年增加近 70%,2008 年全省化肥施用总量为 92.98 万 t(折纯),平均每公顷耕地用量达 590 kg,远远超出国际上认可的水体免受污染所允许化肥用量临界值 225 kg/hm²(数据来源:浙江省统计年鉴),研究表明浙江在农业生产中对化学品的使用存在较强的依赖,农业污染已经成为浙江省污染的主要根源和空气污染的重要来源。有报告指出太湖水体富营养化的总氮贡献率中,农业污染占 59%;总磷的贡献率中,农业污染占 30%^[1]。据浙江省农业厅统计资料,浙江每公顷播种面积化肥施用量(折纯)从 2000 年的 216 kg 增加到 2007 年的 406 kg。浙江地表水环境质量持续下降,水体主要污染氨氮、总磷、高锰酸盐指数、生化需氧量等指标,从 2000 年的 78.4%下降到 2006 年的 62.0%(169 个省控断面水质监测结果统计),环境中氨氮污染因子的浓度值在逐渐上升。且相关试验表明,施肥季节水体中各种所测污染物含量明显高于非施肥季节,杭州湾水体 40%的氮素污染来自化肥。

不可否认,包括化肥在内的化学品的施用对于浙江农业增长有显著的贡献。但在新时期,怎样理解浙江的农业增长与环境污染之间的关系?本文将借助简约式 ECK 模型定量研究农业增长与环境污染之间的关系。

1 关于环境库兹涅茨曲线假设

经济增长与资源环境利用及保护之间的关系长期以来一直是学者们争论的主题。人们普遍认为经济的快速增长会对环境构成威胁,但有学者则认为经济增长与环境之间是一种相互促进与和谐的关系,技术进步将直接提高资源利用效率和减少污染物的排放,资源的循环利用亦将缓解经济增长的环境压力,经济增长能够在不损害环境的情况下实现。经济增长本身就是改善生态环境的前提条件,尤其是对于发展中国家来说,促进经济增长是保护环境资源的有效手段,其中最为重要的研究文献之一就是著名

收稿日期:2010-12-27

基金项目:浙江省社科规划课题,“环境约束下的浙江农业增长途径转变研究”(10CGYD19YBQ)。

作者简介:王义加(1975-),男,硕士,讲师,技术经济研究方向。E-mail: wangxj@zjwchc.com。

的环境库兹涅茨曲线 (Environmental Kuznets Curve, EKC) 假设 (图 1)。

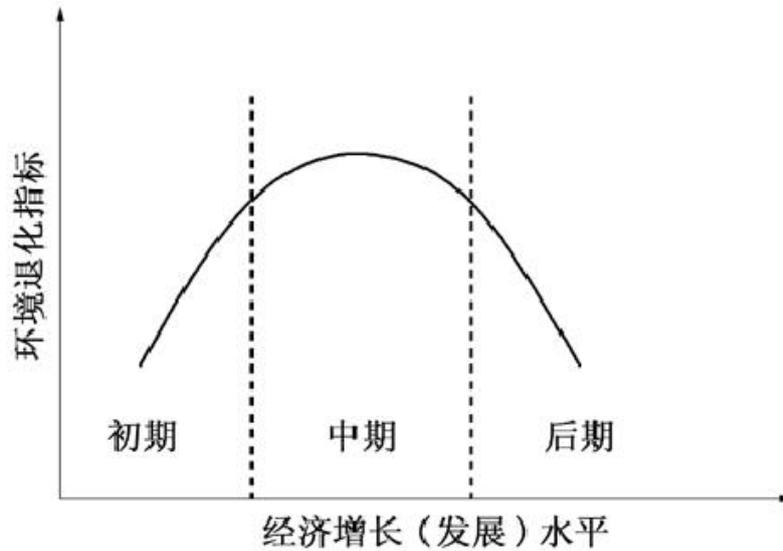


图 1 环境库兹涅茨曲线 (EKC) 图
Fig. 1 Environmental Kuznets Curve

如图 1 所示, 这个形似倒 U 形的曲线最初是用来描述经济增长与收入之间的关系。20 世纪 90 年代, 学者 Grossman 发现环境污染同经济发展之间也存在着类似于 EKC 曲线的倒 U 形关系, 即在经济发展初期, 经济增长导致环境质量下降, 当经济增长超过临界点后, 经济发展会有助于环境质量的改善。实际上, 环境 EKC 曲线描述的是由清洁的农业经济向污染的工业经济并最终发展成清洁的服务经济这么一个经济发展过程^[2]。

EKC 概念的提出引起了学者的广泛关注, 他们从不同角度验证选定的环境污染 (退化) 指标与经济增长之间是否存在倒 U 形曲线关系。经过推导与证明, 给出了 EKC 关系存在的条件^[3], 实证分析通常采用如下简约式方程验证 EKC 在各个领域的存在性:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{it}^2 + \beta_3 x_{it}^3 + \beta_4 z_{it} + \epsilon_{it}$$

式中: y 和 x 分别为环境质量与经济增长变量; z 为其他影响环境质量的变量; i 表示国家; t 为时间; α 为固定截距项; β_k 为待估系数。

y 和 x 之间的关系有以下 7 种: ① $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$, 没有必然联系; ② $\beta_1 > 0$ 并且 $\beta_2 = \beta_3 = 0$, 单调递增的线性关系; ③ $\beta_1 < 0$ 并且 $\beta_2 = \beta_3 = 0$, 单调递减的线性关系; ④ $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ 且 $\beta_3 = 0$, 存在 EKC 关系; ⑤ $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ 且 $\beta_3 = 0$, U 形曲线关系; ⑥ $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ 且 $\beta_3 > 0$, N 形曲线关系; ⑦ $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ 且 $\beta_3 < 0$, “U 形+倒 U” 形 (倒 N 形) 曲线关系。EKC 曲线仅仅在 ④ 中出现, 转折点为: $x^* > -\beta_1 / (2\beta_2)$ 。大量研究采用上式 (或各变量的自然对数形式) 来计量分析收入与环境污染之间的关系。

2 浙江省农业增长与农业环境污染现状

本文所指的农业增长即对农业经济增长的简称, 是指一定时期内国家或地区农业产品数量或价值的增加。用于衡量农业增长

的指标主要有农产品产量和农业总产值。2008年,浙江省实现农林牧渔服务业总产值1780.01亿元,其中农业总产值813.10亿元,林业总产值106.95亿元,牧业总产值418.86亿元,渔业总产值407.82亿元,农林牧渔服务业产值33.28亿元。对比本文选取的数据起点2000年,各项数据均有大幅增长。其中,农林牧渔服务业总产值增长接近7成,农业总产值增长近6成,牧业总产值约为2000年2.3倍(图2)。

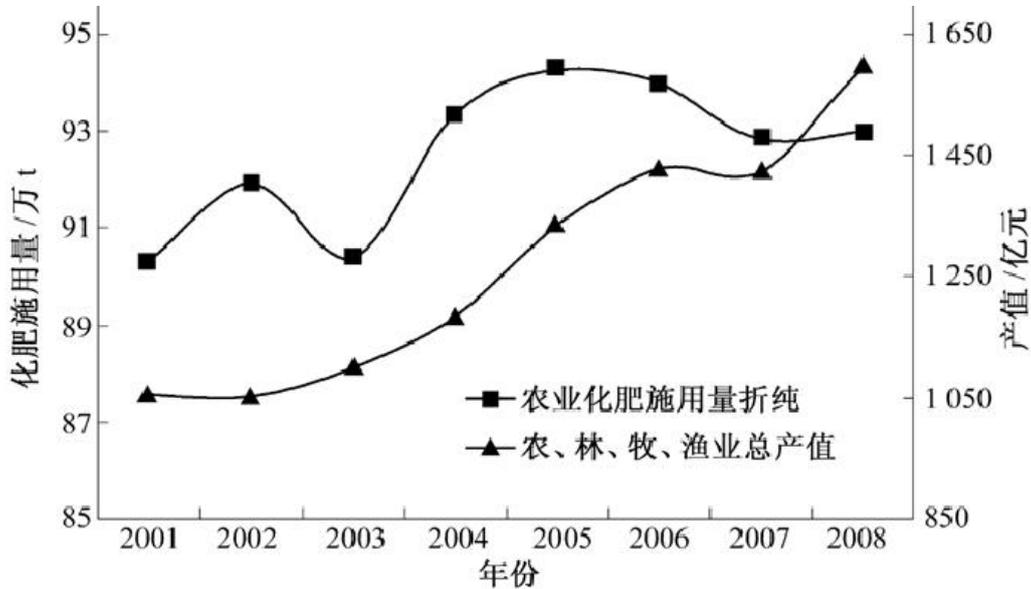


图2 浙江省化肥施用量与农林牧渔总产值走势图

而农业环境污染,是指来自农业生产过程和农村其他生产、生活过程对环境的污染,包括农药、化肥等农用化学物质的使用及其他形式污染排放所造成的水体污染^[4]。农用化学品的不合理使用、滥用以及畜禽养殖粪便的不适当排放会引起土壤、水体环境的污染,CCICED(2004年)的研究报告表明,每年在粮食和蔬菜作物上施用的氮肥,接近一半从农田流入到各大水域,已经对当地和全球范围的环境和生态系统功能产生严重的影响。目前,浙江省非点源污染已成为影响水体环境质量的重要污染源,浙江省农业农村排放的固体废物占全省排放总量的2/3,废水排放量接近浙江省污排放总量的1/3,化学需氧量(COD)排放超过全省排放总量的1/3;浙江省畜禽存栏总数超过1.5亿头(只),养殖业产生的污染已成为农村环境的重要污染源;浙江省畜禽养殖污水排放量达8.68亿t,相当于全省工业废水排放量的64%,化学需氧量排放量为20.1万吨,相当于同期全省工业化学需氧量排放量的59%;在农药使用方面,浙江省农村农药使用品种多、用量大,农药施用水平高于全国平均值,蔬菜、水果等经济作物农药施用频繁,其污染状况比粮食作物更为严重;另外,随着大棚农业的普及,地膜污染日趋严重。据浙江省环保局调查结果显示,被调查区地膜平均残留量为3178t/km²,造成减产损失达到产值的1/5左右。

有调查表明,浙江省农村生活污染物的产生量及污染程度与当地农村人口数量和人口密度有关,重点污染地区集中在农村人口稠密区。

3 浙江省农业环境库兹涅茨曲线分析

3.1 变量选取和数据说明

3.1.1 农业增长变量

本文采集浙江省 10 个地市 2000 年至 2008 年的面板数据,数据均来自于各地区《统计年鉴》(2009 年)。为了分析农业经济增长变量,农林牧渔业总产值无疑是代表性指标,但相对于总量指标,人均农林牧渔业总产值(即农林牧渔业总产值/农村人口)能够反映出更加真实的农业经济发展水平,因此本文选择浙江省 10 个地市的人均农林牧渔业总产值(x_i)作为经济增长的代理变量。同时,所用数据根据浙江省同期价格水平进行了消胀处理。在经济发展指标方面,可能对环境质量产生影响的经济因素还应包括技术进步、经济结构调整等因素,考虑此类指标是经济增长的内生因素,可以认为在上述指标中已充分体现,因此不再选取此类指标。

3.1.2 环境污染变量

农业增长的促进因素很多,如劳动力、土地、化肥、农业机械等生产性投入,其中化学品的投入具有重要的贡献;有学者研究发现技术进步、化肥对农业生产率增长的贡献分别为 58%、19%;农业环境污染的研究大都选用农用化肥或农药的使用作为环境表征变量,另外农用塑料薄膜塑料残留物对环境产生的破坏也不能忽视,因此也将农用薄膜作为污染变量引入。借鉴已有研究,排污量计算方法可以表达为:养殖业污染负荷=畜禽年养殖量 \times 畜禽粪尿年污染物排放量 \times 污染物流失率;种植业污染负荷=肥料养分投入总量 \times 养分流失率;农村生活污水排污量=农村人均生活污染排放量 \times 农村总人口。而上述计算方法中的污染物流失率在一定时期内表现得较为稳定,结合研究区内施肥种类、施肥量情况,有研究显示农田氮素流失率约 61%^[11];有研究结果显示磷素流失量接近 40%^[12]。基于上述研究,本文认为农业污染排放量和农业化学品投入及农村人口数量直接相关,且存在较稳定的比例关系。因此,本文所以选用浙江省 10 个地市的农业化肥施用量(y_{i1})、农药使用量(y_{i2})、农用塑料薄膜使用量(y_{i3})、生猪年末存栏头数(y_{i4})、家禽年末存栏只数(y_{i5})、农村人口(y_{i6})共 6 个指标作为环境污染变量。但是上述这 6 个指标覆盖较广,也不适用统一的量纲进行定量分析,因此本研究采用因子分析法对其进行处理。限于篇幅,本文仅以杭州市数据为例,见表 1。

表 1 2001—2008 年杭州市农业增长与环境污染相关指标^[13-14]

Tab. 1 Descriptive statistic of variable in Hangzhou from 2001 to 2008

年份	农林牧渔业总产值 $x_1 / (\text{元} \cdot \text{人}^{-1})$	农业化肥施用量 (折纯) y_{11} / t	农药使用量 y_{12} / t	农用塑料薄膜使用量 y_{13} / t	生猪年末存栏头数 $y_{14} / \text{万头}$	家禽年末存栏只数 $y_{15} / \text{万只}$	农村人口 $y_{16} / \text{万人}$
2001	4 297.7	120 204	9 166	5 215	179.14	1 938.51	383.92
2002	4 039.3	129 178	8 779	5 519	172.49	2 269.78	418.49
2003	4 258.1	129 587	8 911	7 105	165.81	2 437.12	429.08
2004	4 128.4	130 865	8 939	6 684	164.87	2 049.57	437.33
2005	4 771.4	130 462	9 458	6 893	165.28	1 804.27	447.36
2006	5 217.2	130 177	9 475	7 436	152.47	1 818.83	444.27
2007	5 084.0	130 364	9 232	7 567	151.94	1 754.21	443.49
2008	5 738.9	119 295	9 132	7 487	170.43	1 980.13	433.39

3.2 计量结果分析

3.2.1 农业环境污染综合指数

因子分析法从研究多个变量之间的相互关系入手,寻找少量能够控制所有变量起决定作用的公因子,再现原始变量与公共因子之间的相关关系,依照公因子得分对每个样本对象进行评价。公共因子变量能够反映原始指标变量的绝大部分信息,并且由于它比原始指标变量的数量大为减少,所以含义更能反映事物的本质。选取与农业污染相关的六项指标,避免了单指标的片面性,最终得到一个综合值,本文命名为“农业环境污染综合指数(y_i)”。

因子分析有一个潜在的要求,即原有变量之间要具有比较强的相关性。以杭州市数据为例,表 2 显示了这些变量之间的相关系数矩阵,显示超过半数的相关系数大于 0.3,认为适合因子分析。

表 2 变量间的相关系数矩阵表

Tab. 2 Correlation matrix

y	y_{11}	y_{12}	y_{13}	y_{14}	y_{15}	y_{16}
y_{11}	1.00	0.31	-0.21	-0.25	0.83	-0.39
y_{12}	0.31	1.00	0.12	0.79	-0.30	-0.22
y_{13}	-0.21	0.12	1.00	-0.07	0.42	-0.32
y_{14}	-0.25	0.79	-0.07	1.00	0.76	0.37
y_{15}	0.83	-0.30	0.42	0.76	1.00	0.22
y_{16}	-0.39	-0.22	-0.32	0.37	0.22	1.00

表 3 因子方差贡献表

Tab. 3 Total variance explained

因子	因子初始解		
	特征根值	方差贡献率/%	累计方差贡献率/%
1	5.36	58.77	58.77
2	2.81	32.18	90.47
3	0.87	9.16	100.00

注:提取方法为主成分分析法。

表 3 显示所提取各因子方差贡献,第二列方差贡献是衡量因子重要程度的指标。第三列方差贡献率描述该因子方差占原有变量总方差的比例。从因子方差贡献表中可以看到,第一个因子变量,就能表达出这 6 个指标所代表的 58.77%的信息,且前两个因子可以代表 90.47%的信息量。在 SPSS 中运用方差极大法对因子载荷矩阵旋转,经旋转的载荷矩阵中,因子变量含义更清楚。对应因子分析的数学模型部分, $Y= A F+\alpha \varepsilon$

即

$$\begin{cases} y_{11} = 0.941 F_1 + 0.217 F_2 \\ y_{12} = -0.939 F_1 - 0.059 F_2 \\ \vdots \\ y_{16} = -0.351 F_1 + 0.879 F_2 \end{cases}$$

可以看出公共因子 F1 在 y11、y12、y14、y15,即农业化肥施用量、农药使用量、生猪年末存栏头数、家禽年末存栏只数这 4 个变量上载荷较大。公共因子 F2 在 y13、y16,即农用塑料薄膜使用量、农村人口这 2 个变量上载荷较大。

表 4 因子得分系数矩阵表

Tab. 4 Component score coefficient matrix

y	因子名称		y	因子名称	
	F ₁	F ₂		F ₁	F ₂
y ₁₁	0.162	0.066	y ₁₄	-0.166	0.291
y ₁₂	-0.183	-0.004	y ₁₅	0.218	-0.071
y ₁₃	-0.011	0.179	y ₁₆	0.087	0.348

表 4 显示因子得分矩阵,是用回归算法计算出来的因子得分函数的系数,根据这个表格可以得到下面的因子得分函数:

$$\begin{cases} F_1 = 0.162 y_{11} - 0.183 y_{12} + \dots - 0.087 y_{16} \\ F_2 = 0.066 y_{11} - 0.004 y_{12} + \dots + 0.348 y_{16} \end{cases}$$

根据这个得分函数分别计算 2 个因子得分。综合得分模型 $\sum_{j=1}^m w_j F_j$,其中因子方差贡献率 $w_j = \sigma_j^2 / \sum_{j=1}^m \sigma_j^2$, $w_1 = 0.565, w_2 = 0.426$ 。计算出 2001- 2008 年“杭州市农业污染综合指数(y1)”,见表 5。

表 5 2001—2008 年杭州市“农业污染综合指数”计算表
Tab.5 The index of agricultural environmental pollution (IAEP) in Hangzhou from 2001 to 2008

年份	因 子		杭州市“农业污染综合指数”
	F_1	F_2	y_1
2001	-0.954 7	-1.077 9	-0.998 5
2002	-0.694 7	0.332 9	-0.003 9
2003	-0.531 2	1.334 7	0.133 0
2004	-0.316 2	0.349 1	0.174 3
2005	-0.091 2	-0.179 4	0.510 7
2006	0.650 3	-0.019 2	0.738 8
2007	0.759 1	-0.712 0	0.698 9
2008	1.335 6	-0.237 5	0.875 6

3.2.2 简约式 EKC 估计实证结果分析

通过以上处理过程, 可得以下数据, 见表 6。限于篇幅, 省略其他样本地市数据。

表 6 2001—2008 年浙江省 10 地市“农业污染综合指数”与人均农林牧渔业总产值列表

Tab.6 IAEP and agricultural output per capita of 10 cities in Zhejiang from 2001 to 2008

年份	杭 州	
	农业环境污染综合指数	人均农林牧渔业总产值/ (元·人 ⁻¹)
	y_1	x_1
2001	-0.998 5	4 297.7
2002	-0.003 9	4 039.3
2003	0.133 0	4 258.1
2004	0.174 3	4 128.4
2005	0.510 7	4 771.4
2006	0.738 8	5 217.2
2007	0.698 9	5 084.0
2008	0.875 6	5 738.9

根据前述简约式 EKC 模型,对“农业污染综合指数(y)-人均农林牧渔业总产值(x)”方程进行估计,结果如表 7 所示,列出了根据最终选用方程所计算出的转折点。

表 7 “农业污染综合指数-人均农林牧渔业总产值”估计结果
Tab.7 Estimation results of “IAEP-agricultural output per capita”

变量	FE	RE	FE	RE
y	2.344 1 *** (3.512 7)	3.333 3 ** (1.690 6)	1.887 9 ** (1.694 4)	2.817 (0.867 3)
X	10.517 0 *** (17.928 1)	9.457 1 *** (7.0357)	11.116 9 *** (7.1467)	10.178 2 *** (2.9234)
X ²	-1.000 3 *** (-7.119 0)	-0.823 4 *** (-3.674 6)	-1.562 1 ** (-2.211 9)	-1.196 (-1.011 9)
X ³	—	—	0.065 9 (0.886)	0.032 8 (0.291 1)
样本	10	10	10	10
调整后 R ²	0.967 4	—	0.967 1	—
F 值	514.127 0	58.221 0	467.561 1	40.132 4
Wald x ²	—	121.110 2	—	120.227 5
Hausman 检验	16.021 7(0.000 4)		31.221 6(0.000 0)	
模型选择	FE		FE	
曲线形状	倒 U 形			
转折点/ (元·人 ⁻¹)	6 418.7			

注:***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。

Hansman 检验结果说明,“农业污染综合指数-人均农林牧渔业总产值”方程选用固定效应模型。由 x 项系数显著性来看,不包含收入立方项的模型效果更好。

估计结果支持“农业污染综合指数”与“人均农林牧渔业总产值”之间存在倒 U 形曲线特征。表显示了“农业污染综合指数-人均农林牧渔业总产值”方程及其一阶条件,由转折点所对应的人均农林牧渔业总产值水平来看,转折点在 6 418.7(元/人)达到,本文研究的浙江省 10 个地市样本均未达 U 形曲线的转折点。就浙江全省来看,人均农林牧渔业总产值为 3 857.04 元,离转折点尚有较大距离;就农业经济发展水平较高的杭州市来看,2008 年人均农林牧渔业总产值为 5 738.9 元,也尚未达到。

因此,就分析结果看,浙江省农业经济仍然处于 EKC 的左半段。化肥、农药和农膜的投入量及畜禽存栏量和农村人口数量如随着农业增长而进一步增加,农业环境污染状况将进一步恶化。

参考文献:

-
- [1] 杨桂山,王德建.太湖流域经济发展,水环境,水灾害[M].北京:科学出版社,2003.
- [2] 黄少安.中国土地产权制度对农业经济增长的影响对1949-1978年中国大陆农业生产效率的实证分析[J].中国社会科学,2005,(3):38-47.
- [3] 刘玉铭,刘伟.土地制度、科技进步与农业增长以1952-2005年黑龙江垦区农业生产为例[J].经济科学,2007,(2):52-55.
- [4] 张玉龙.农业环境保护[M].2版.北京:中国农业出版社,2004.
- [5] 浙江省农业农村面源污染状况调查[Z].
- [6] 袁晓燕.浙北地区平原河网农村小流域面源污染调查与防治对策[J].生态与农村环境学报,2010,26(3):193-198.
- [7] 杜伟.长三角地区典型稻作农业小流域氮素平衡及其污染潜势[J].生态与农村环境学报,2010,26(1):9-14.
- [8] 王国峰,黄锦法.浙北嘉兴平原土壤养分的平衡状况及改善对策的探讨[J].土壤通报,1999,30(3):104-107.
- [9] 浙江省各地市统计年鉴[Z].杭州.
- [10] 王伟.我国水利资金配置问题研究[J].中国水利,2002,(2).
- [11] 马庆国.管理统计数据获取、统计原理、SPSS工具与应用研究[M].北京:科学出版社,2003.
- [12] Lopez R. The Environment as a Factor of Production: The Effects of Economic Growth and Trade Liberalization. Journal of Environmental Economics and Management, 1994,27(2):163-184.
- [13] Liu Y, Wang X. Technological Progress and Chinese Agricultural Growth in the 1990s[J]. China Economic Review, 2005,16(4):419-440.