# 中国农业投入和产出的关系
## ——基于偏最小二乘回归法的分析

董梅生
(安徽工业大学 经济学院 ,安徽 马鞍山 243002)

**摘 要**:利用 1985 —2006 年关于中国农业投入与产出的相关数据 ,采用偏最小二乘回归法 ,对中国农业投入和产出的关系进行了研究。研究发现:我国农业产出主要受家庭经营费用支出、国家财政支农支出和化肥投入量的影响 ,受播种面积的影响不大;农林牧渔业从业人员数越多 ,农业产出反而越小。提出如下建议:增加国家财政支农支出 ,以提高农村机械化水平和加强农业基础设施建设;改革农村土地流转模式 ,以促进农村剩余劳动力转移 ,进而提高农业生产效率。

**关键词**:农业投入;农业产出;偏最小二乘回归
**中图分类号**:S11 **文献标识码**:A **文章编号**:1002 - 980X(2009)01 - 0037 - 05

农业是我国国民经济的基础。20 世纪 80 年代以来 ,随着我国"三农"问题的逐渐凸现 ,国内外学术界对相关农业问题进行了大量研究 ,并取得了许多有价值的研究成果。如林毅夫[1]、McMillan 等[2]、冯海发[3]、黄少安等[4]从制度经济学角度对我国农业产出进行了分析。他们认为 ,我国农村经济体制改革对农业产出增长起到了至关重要的作用。近年来 ,许多学者采用各种计量经济学方法从实证方面对影响我国农业产出的因素进行了分析。如:常春华[5]采用多元回归方法对中国农业产值的影响因素进行了分析 ,得出了农民自身投入对农业产值的影响最大、政府投入和农业从业人员投入对农业产值的影响甚微的结论。舒伟军[6]利用 C-D 生产函数和多元回归分析法测得浙江省同期农业机械化对农业产出的年均贡献率为 12. 43 %。李国璋、周琦[7]采用脉冲响应函数和方差分解法对我国农业产值的影响因素进行了分析 ,得出的结论是:化肥施用量始终是我国农业产出增产的主要因素 ,其贡献率高达 40 % ,且短期内的影响显著;随着我国农业机械化的实现 ,农机动力的推动作用逐渐增强 ,其贡献率可达 20 %。孔朝莉、杨启昌[8]运用主成分回归分析法建立了多个农业产出和农业投入的回归模型 ,得出的结论是 ,我国农林牧渔业总产值和农业劳动生产率与劳动力数量有显著的负相关关系、与农业机械化程度和化肥施用量有显著的正相关性、与政府财政投入没有什么关系。张华初[8]利用 2002 年中国农业投入产出数据 ,对农业生产中各投入要素的中间使用和最终使用的直接消耗系数、间接消耗系数、完全消耗系数进行了测定 ,得出农业产出直接消耗系数最大的是化肥制造业的结论。

从上述学者的研究结果来看 ,固定资产投入、农业机械投入、化肥施用量是影响我国农业产出的主要因素 ,而农业耕种面积、农业劳动力投入对农业产出的影响不大。从实证分析指标的选取来看 ,学者们主要用多个投入指标来测定其对单个农业产值指标的影响程度 ,即使少数学者(如孔朝莉、杨启昌等)在研究中考虑到了多个产出指标 ,但在分析时仍是针对单个产出指标逐一分析其影响因素 ,没有充分考虑多个产出指标之间的关联信息。鉴于此 ,本文将采取偏最小二乘回归法来综合考虑多个农业产出指标与多个农业投入指标之间的关系。本文结构安排如下:首先 ,选择农业投入指标和农业产出指标 ,并对其进行描述性统计分析;然后 ,采取偏最小二乘回归法对多个投入指标和多个产出指标之间的关系进行实证分析;最后得出主要结论 ,同时针对性地提出相关的对策建议。

## 1 指标选择

### 1.1 农业投入指标的选择

鉴于土地、资本、劳动力、技术是农业投入的主要因素 ,故本文选取表 1 所示的多个农业投入指标。研究数据主要来自 1986 —2007 年的《中国统计年鉴》①,部分根据《中国统计年鉴》的数据整理而得②。

**收稿日期**:2008 - 11 - 21
**作者简介**:董梅生(1976 —) ,女 ,安徽潜山人 ,安徽工业大学经济学院讲师 ,研究方向:公司治理、数量经济。

①因《中国统计年鉴》(2008) 还未出版 ,所以本文的数据分析年度截至 2006 年。

②因《中国统计年鉴》(2007) 中未披露 2006 年的农村用电量、灌溉面积、化肥施用量、农林牧渔业从业人员数的数据 ,所以上述指标 2006 年的数据是根据 1985 - 2005 年的平均发展速度计算而来的。



© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表 1 显示了 1985 —2006 年各农业投入指标的平均增长速度以及 2006 年统计数据与 1985 年的比值。由表 1 可知:1985 —2006 年我国农业机械总动力、农村用电量、化肥施用量一直处于上升趋势,2006 年的农业机械总动力是 1985 年的 3.48 倍,年均上涨 6 %,2006 年农村用电量是 1985 年的 9.46 倍,年均上涨 11 %,2006 年化肥施用量是 1985 年的 2.81 倍,年均上涨 5 %,这些均说明我国农业的技术投入和资本投入在大幅增加;2006 年农业灌溉面积是 1985 年的 1.3 倍,年均上涨 1 %,可以认为其是平稳小幅上涨;而我国农作物播种面积在 1985 —2006 年间年均增长率仅为 0.4 %,其中粮食作物播种面积的年均增长率为 - 0.15 %,油料播种面积的年均增长率仅为 1 %,这说明我国农业投入受土地资源的制约,土地面积可利用资源的挖掘潜力不大。

从表 1 还可发现:1985 —2006 年我国农林牧渔业从业人员数年均下降约 1 %;我国家庭经营费用支出和国家财政支农支出均呈快速增长的态势,年均增长率分别为 12 %和 15 %,这说明农业生产的人力投入在减少,而物质投入在快速增加。

表 1　1985 —2006 年农业投入指标的增长比例及年均增长率

| 指标 | 2006 年与 1985 年指标比值(倍) | 1985 - 2006 年年均增长率(%) |
|---|---|---|
| 农业机械总动力(万千瓦)($X_1$) | 3.48 | 6 |
| 农村用电量(亿千瓦时)($X_2$) | 9.46 | 11 |
| 灌溉面积(千公顷)($X_3$) | 1.30 | 1 |
| 农作物总播种面积(千公顷)($X_4$) | 1.09 | 0.4 |
| 粮食作物播种面积(千公顷)($X_5$) | 0.97 | - 0.15 |
| 油料播种面积(千公顷)($X_6$) | 1.16 | 1 |
| 化肥施用量(纯量)(万吨)($X_7$) | 2.81 | 5 |
| 家庭经营费用支出(元)($X_8$) | 10.23 | 12 |
| 农林牧渔业从业人员数(万人)($X_9$) | 0.99 | - 0.06 |
| 国家财政支农支出(亿元)($X_{10}$) | 21.39 | 16 |

### 1.2　农业产出指标的选择

鉴于农业产出包括实物量产出和价值量产出,故本文选取如表 2 所示的多个农业产出指标。

由表 2 可发现:1985 —2006 年粮食作物总产量的年均增长率只有 1.3 %,全国人均粮食占有量的年均增长率只有 0.24 %,油料总产量的年均增长率为 3.2 %,高于粮食作物总产量的年均增长速度,全国人均食用植物油占有量的年均增长速度为 6.81 %,也远高于全国人均粮食占有量的年均增长速度,这是因为随着我国人民生活水平的提高,居民对肉、蛋、植物油等产品的需求增长较快,而对粮食的需求则增长不大;农村居民家庭人均纯收入、农林牧渔业总产值、农业总产值的年均增长速度均超过 10 %,说明我国农业产出的价值量增长很快,农村居民的收入水平也得到了较大幅度提高。

表 2　1985 —2006 年农业产出指标的年均增长率　%

| 指 标 | 年均增长率 |
|---|---|
| 粮食作物总产量(万吨)($Y_1$) | 1.3 |
| 全国人均粮食占有量(千克/人)($Y_2$) | 0.24 |
| 油料总产量(万吨)($Y_3$) | 3.2 |
| 全国人均食用植物油占有量(千克/人)($Y_4$) | 6.81 |
| 农村居民家庭人均纯收入(元)($Y_5$) | 11.04 |
| 农林牧渔业总产值(亿元)($Y_6$) | 12.44 |
| 农业总产值(亿元)($Y_7$) | 10.79 |

## 2　农业投入和农业产出的关系分析

### 2.1　偏最小二乘回归法的原理

偏最小二乘回归[9]提供了一种多对多线性回归建模的方法,与传统多元线性回归模型相比,它具有以下优点:1) 能够在自变量存在严重多重相关性的条件下进行回归建模;2) 允许在样本点个数少于变量个数的条件下进行回归建模;3) 偏最小二乘回归在最终模型中包含原有的所有自变量;4) 偏最小二乘回归模型更易于辨识系统信息与噪声(甚至一些非随机性的噪声);5) 在偏最小二乘回归模型中,每一个自变量的回归系数将更容易被解释。鉴于此,本文采用偏最小二乘回归方法来分析农业投入与产出之间的关系。

偏最小二乘回归的步骤如下:1) 假设有 $p$ 个因变量 $Y_1$、$Y_2$、…、$Y_p$ 与 $m$ 个自变量 $X_1$、$X_2$、…、$X_m$,收集了 $n$ 个样本点,因此得到因变量和自变量的数据阵 $Y$ 和 $X$;从 $X$ 中提取第一个成分 $T_1$($T_1$ 是尽可能多得包含 $X$ 变异信息的线性组合),同时从 $Y$ 中提取第一个成分 $U_1$($U_1$ 是尽可能多得包含 $Y$ 变异信息的线性组合),同时还必须满足 $T_1$ 与 $U_1$ 的相关程度达到最大,则得到第一对成分 $T_1$ 和 $U_1$;2) 在第一对成分被提取后,分别实施 $X$ 对 $T_1$ 的回归以及 $Y$ 对 $T_1$ 的回归,如果回归方程已达到满意的精度,则算法终止,否则继续第二对成分的提取(此时用 $Y_1$、$Y_2$、…、$Y_p$ 与 $T_1$ 的回归残差阵 $F_1$ 和 $X_1$、$X_2$、…、$X_m$ 与 $T_1$ 的回归残差阵 $E_1$ 代替 $Y$ 和 $X$,重复 $T_1$ 与 $U_1$ 的提取步骤,得到 $T_2$ 与 $U_2$);3) 分别建立 $F_1$ 和 $E_1$ 与 $T_2$ 的回归方程,如果回归方程达到满意的精度,则算法终止。如此往复,直到取得满意的精度为止。4) 若最终从 $X$ 中提取了 $r$ 个成分 $T_1$、$T_2$、…、$T_r$,从 $Y$ 中提取了 $r$ 个成分 $U_1$、$U_2$、…、$U_r$,可先建立 $Y_1$、$Y_2$、…、$Y_p$ 与 $T_1$、$T_2$、…、$T_r$ 的回归方程,然后再表示为 $Y_1$、$Y_2$、…、$Y_p$ 与 $X_1$、$X_2$、…、$X_m$ 的回归方程式,此即为偏最小二乘回归方程式。

偏最小二乘回归法对所抽取的成分逐个计算 $Y$ 的残差预测平方和 PRESS(prediction residual sum of squares),然后选取使 $Y$ 的 PRESS 值达到最小的



© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

成分作为最终成分个数。PRESS 值的计算过程如下:将 $n$ 个样本中的 1 个样本作为检验样本,将其余 $n-1$ 个样本作为训练样本;第 1 次先将第 1 个样本留下作为检验样本,用其余的 $n-1$ 个样本建模,然后将检验样本代入模型,可求得第 1 个样本的估计值,记为 $\hat{y}_1$;第 2 次再将第 2 个样本留作检验样本,用其余的样本建模,再将第 2 个检验样本代入模型,求得第 2 个样本的估计值 $\hat{y}_2$;如此进行 $n$ 次,每次都留下 1 个样本作为估计,这样可求出第 $n$ 个样本的估计值 $\hat{y}_n$;再将这 $n$ 个残差值平方求和,即为 PRESS 值。具体计算公式见式(1)。

$$PERSS = \sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{y}_i)^2 \text{。} \quad (1)$$

式(1)中:$y_i$ 为第 $i$ 个原始因变量值;$\hat{y}_i$ 为第 $i$ 个样本的估计值。

## 2.2 关系分析

利用 SAS9.0 软件中的 PLS 过程进行偏最小二乘回归分析,相关结果见表 3、表 4。

从表 3 可以看出:从自变量中抽取的 3 个成分可解释变差的百分比分别为 77.9887%、13.3985%、5.2653%,且前 2 个成分解释了自变量信息的 91.387%;从因变量中抽取的 3 个成分可解释变差的百分比分别为 72.0391%、15.0129%、4.4491%,且前 2 个成分解释了因变量信息的 87.05%。按照统计上的 85%的信息量原则,可选取 2 对成分。另外,通过计算发现,第 1 对成分 $T_1$ 与 $U_1$ 的 $PRESS = 0.574998$,第 2 对成分 $T_2$ 与 $U_2$ 的 $PRESS = 0.422307$,第 3 对成分 $T_3$ 与 $U_3$ 的 $PRESS = 0.52430$。根据 PRESS 最小原则,应取 2 对成分,其组合模型为:

$$T_1 = 0.355987X_1 + 0.351818X_2 + 0.345833X_3 + 0.316556X_4 - 0.247459X_5 + 0.318840X_6 + 0.344809X_7 + 0.34466X_8 - 0.116852X_9 + 0.339788X_{10};$$

$$U_1 = 0.293928Y_1 - 0.020561Y_2 + 0.434074Y_3 + 0.387716Y_4 + 0.440630Y_5 + 0.439107Y_6 + 0.432977Y_7;$$

$$T_2 = -0.022684X_1 - 0.091784X_2 + 0.183128X_3 + 0.37679X_4 + 0.553562X_5 - 0.02919X_6 + 0.201126X_7 + 0.0613X_8 + 0.66565X_9 - 0.1448X_{10};$$

$$U_2 = 0.65048Y_1 + 0.72245Y_2 + 0.02151Y_3 - 0.16014Y_4 + 0.0687Y_5 + 0.0579Y_6 + 0.1441Y_7 \text{。}$$

建立因变量与 $T_1$、$T_2$ 的回归模型,其调整的 $R^2$ 值、F 检验值见表 4。

表 3 被偏最小二乘因子解释的变差的百分比

| 提取成分个数 | 自变量可解释变差的百分比 | 自变量可解释变差的累计百分比 | 因变量可解释变差的百分比 | 因变量可解释变差的累计百分比 |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 77.9887 | 77.9887 | 72.0391 | 72.0391 |
| 2 | 13.3985 | 91.3871 | 15.0129 | 87.0520 |
| 3 | 5.2653 | 96.6524 | 4.4491 | 91.5011 |

表 4 回归模型检验统计量

| 统计指标 | $Y_1$ | $Y_2$ | $Y_3$ | $Y_4$ |
|---|---|---|---|---|
| 调整的 $R^2$ | 0.915 | 0.728 | 0.955 | 0.750 |
| F 检验值 | 76.71 | 19.71 | 149.65 | 21.96 |
| 统计指标 | $Y_5$ | $Y_6$ | $Y_7$ | |
| 调整的 $R^2$ | 0.992 | 0.988 | 0.978 | |
| F 检验值 | 859.17 | 588.07 | 313.19 | |

注:F 检验值的显著性水平均为 0.001。

从表 4 可以看出:调整的 $R^2$ 值均超过 0.7,也即 $T_1$、$T_2$ 解释了各因变量 70%以上的信息,且在 99%的置信度下均通过了 F 检验,所以各因变量与 $T_1$、$T_2$ 存在线性关系,因此因变量与 $T_1$、$T_2$ 的回归模型效果比较理想。因此,将因变量与 $T_1$、$T_2$ 的回归模型表示为因变量与自变量的回归方程,得到的偏最小二乘回归式见式(2)~式(8)。

$$Y_1 = -76971.88 + 0.0098X_1 + 0.2314X_2 + 0.16X_3 + 0.28X_4 + 0.56X_5 - 0.30X_6 + 1.06X_7 + 3.76X_8 + 0.26X_9 + 0.56X_{10}; \quad (2)$$

$$Y_2 = -248.14 + 0.0001X_1 + 0.00019X_2 + 0.0004X_3 + 0.001X_4 + 0.005X_5 - 0.005X_6 + 0.005X_7 + 0.02X_8 - 0.0009X_9 + 0.002X_{10}; \quad (3)$$

$$Y_3 = -1301.01 + 0.00534X_1 + 0.05385X_2 + 0.02X_3 + 0.024X_4 - 0.02X_5 + 0.07X_6 + 0.07X_7 + 0.14X_8 + 0.03X_9 + 0.10X_{10}; \quad (4)$$

$$Y_4 = 16.25 + 0.00002X_1 + 0.00029X_2 + 0.00007X_3 + 0.00003X_4 - 0.0002X_5 + 0.0003X_6 + 0.0002X_7 + 0.0007X_8 - 0.0002X_9 + 0.0006X_{10}; \quad (5)$$

$$Y_5 = -6127.52 + 0.00716X_1 + 0.10373X_2 + 0.03X_3 + 0.03X_4 + 0.01X_5 + 0.03X_6 + 0.16X_7 + 0.58X_8 - 0.06X_9 + 0.24X_{10}; \quad (6)$$

$$Y_6 = -68123.56 + 0.08338X_1 + 1.26399X_2 + 0.36X_3 + 0.38X_4 + 0.20X_5 + 0.28X_6 + 1.91X_7 + 7.35X_8 - 0.99X_9 + 2.93X_{10}; \quad (7)$$

$$Y_7 = -53920.11 + 0.03956X_1 + 0.59641X_2 + 0.197X_3 + 0.224X_4 + 0.185X_5 + 0.097X_6 + 1.05X_7 + 3.87X_8 - 0.32X_9 + 1.37X_{10} \text{。} \quad (8)$$



© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

从式(2)可以看出:粮食作物总产量($Y_1$)与油料播种面积($X_6$)呈反向变化关系,与其他自变量均呈正向变化关系,这说明,受我国耕地面积的限制,油料播种面积的增加会使粮食播种面积减少,从而造成粮食减产——这与事实相符合。从系数来看,化肥施用量($X_7$)、家庭经营费用支出($X_8$)对粮食作物产量的影响最大,农业机械总动力($X_1$)对粮食作物产量的影响最小,这是因为我国农村人多地少,土地的条块分割使大规模机械化作业在农村不能被广泛推广,农民主要还是依靠化肥农药的粗放式投入来提高粮食产量,从而导致农业生产率低下。这说明粮食作物产量受家庭物力和财力投入的影响较大,受人力投入的影响较小。

从式(3)可以看出:全国人均粮食占有量($Y_2$)与油料播种面积($X_6$)、农林牧渔业从业人员数($X_9$)呈反向变化关系,与其他自变量均呈正向变化关系。全国人均粮食占有量($Y_2$)与农林牧渔业从业人员数($X_9$)呈反向变化关系的原因是:虽然第一产业生产占用的人力较多,但是很多年富力强的农村劳动力都出去打工了,从事农业生产的主要是老人和妇女,他们受体力、资金限制,其生产效率比较低下,不可能带来粮食总产量的大幅增长(由表 1 可知,1985—2006 年粮食总产量年均增长率为 1.3%),而我国人口却越来越多,因此全国人均粮食占有量($Y_2$)越少。从系数来看,家庭经营费用支出每增加 1 元,全国人均粮食占有量将增加 0.02 千克,而其他指标的变化对全国人均粮食占有量的影响均较小(因为其系数均小于 0.001)。

从式(4)可以看出:油料总产量($Y_3$)与粮食作物播种面积($X_5$)呈反向变化关系,与其他自变量均呈正向变化关系。从系数来看,家庭经营费用支出($X_8$)和国家财政支农支出($X_{10}$)对油料总产量($Y_3$)的影响较大,而农业机械总动力($X_1$)对油料总产量($Y_3$)的影响较小。

从式(5)可以看出:全国人均食用植物油占有量($Y_4$)与粮食作物播种面积($X_5$)、农林牧渔业从业人员数($X_9$)呈反向变化关系,与其他自变量均呈正向变化关系。从系数来看,各指标的系数均小于 0.001,因此各指标的变动对人均食用植物油占有量的影响不大。

从式(6)可以看出:农村居民家庭人均纯收入($Y_5$)与农林牧渔业从业人员数($X_9$)呈反向变化关系,与其他自变量均呈正向变化关系。农村居民家庭人均纯收入($Y_5$)与农林牧渔业从业人员数($X_9$)呈现反向关系的原因是:受工农业价格"剪刀差"的影响,农民种地收益较低,所以从事农林牧渔业的从业人员数越多,农民获得的相对收益就越少,因而农村居民家庭人均纯收入越少。从系数来看,家庭经营费用支出($X_8$)、国家财政支农支出($X_{10}$)、化肥施用量($X_7$)、农村用电量($X_2$)对农村居民家庭人均纯收入($Y_5$)的影响较大,这说明我国农村居民家庭人均纯收入受家庭物力和财力投入的影响较大,受人力投入的影响较小。

从式(7)可以看出:农林牧渔业总产值($Y_6$)与农林牧渔业从业人员数($X_9$)呈反向变化关系,与其他自变量均呈正向变化关系,其中农村用电量($X_2$)、化肥施用量($X_7$)、家庭经营费用支出($X_8$)、农林牧渔业从业人员数($X_9$)对农林牧渔业总产值($Y_6$)的影响最大。这说明农林牧渔业总产值受家庭物力和财力投入的影响较大,受人力投入的影响较小。

从式(8)可以看出:农业总产值($Y_7$)与农林牧渔业从业人员数($X_9$)呈反向变化关系,与其他自变量均呈正向变化关系,其中,化肥施用量($X_7$)、家庭经营费用支出($X_8$)、国家财政支农支出($X_{10}$)对农业总产值($Y_7$)的影响最大。这说明农业总产值受家庭物力和财力投入的影响较大,受人力投入的影响较小。

## 3　主要结论与建议

通过实证分析可以看出,我国农业产出主要受家庭经营费用支出和国家财政支农支出影响,受播种面积的影响不大,而农林牧渔业从业人员数越多,农业产出反而越小,这与李国璋、周琦等学者的研究结论一致。因此,要提高我国农业产出,就必须增加家庭经营费用支出和国家财政支农支出,转移农村剩余劳动力。具体措施如下:

1)增加国家财政支农支出。一方面,由于农业生产能力逐步提高,大量的农村劳动力从农业生产中剩余出来,并向非农产业转移,这就要求国家应加大对农村剩余劳动力进行技能培训的力度,提高劳动者的素质,使其能够顺利在城市中就业;另一方面,十七大报告和 2008 年中央一号文件①都提出"积极推进新农村建设、加快推进现代农业"的要求,这就需要国家应增加农业机械动力投入和农村水利设施投入,以大大提高劳动效率,减轻劳动强度,解放和替代大量的农村劳动力:因而,增加国家财政支农支出是提高农业产出的一项有效措施。

① 《关于切实加强农业基础建设进一步促进农业发展农民增收的若干意见》。



© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

2)改革我国土地流转模式,促进农村剩余劳动力转移。目前我国农业用地被分割到每户农民手上,其规模很小,不能实现规模经济。进行土地流转后,在确保18亿耕地红线的前提下,能够有效改善土地资源配置效率,为农业规模化、集约化、高效化经营提供广阔空间。另一方面,构建和规范农村集体建设用地的流转机制,解决了农村剩余劳动力转移的后顾之忧,使其安心在城市创业发展,还可以使农民更充分地分享城市化、工业化的成果,显化集体土地资产价值,促进农民获得财产性收入。因此,中共十七届三中全会通过决定允许农民以转包、出租等形式流转土地承包经营权,发展多种形式的适度规模经营将会极大程度地解放农村生产力,大幅提高农业产出水平。

## 参考文献


[1] 林毅夫. 中国的农村改革与农业增长[M]. 上海:上海三联书店,1994.

[2] MCMILLAN J, WHALLEY J, ZHU L. The impact of China's economic reform on agricultural productivity growth[J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(4): 781-807.

[3] 冯海发. 总要素生产率与农业发展[M]. 北京:中国人民大学出版社,1992.

[4] 黄少安,孙圣民,宫明波. 中国土地产权制度对农业增长的影响[J]. 中国社会科学,2005(3):38-47.

[5] 常春华. 中国农业产值的影响因素分析[J]. 农村经济与科技,2006(8):51-52.

[6] 舒伟军. 浙江省农业机械化对农业产出贡献率的测算研究[J]. 中国农机化,2007(5):25-27.

[7] 李国璋,周琦. 我国农业产值的影响因素分析[J]. 统计与决策,2007(22):83-85.

[8] 孔朝莉,杨启昌. 农业投入产出变量的主成分回归分析模型[J]. 鞍山师范学院学报,2006(4):25-30.

[9] 张华初. 关于我国农业的投入产出分析[J]. 统计与决策,2007(9):87-89.

[10] 高惠璇. 偏最小二乘回归与PLS过程[J]. 数理统计与管理,2002(3):58-64.


## The Relationship between Input and Output of Agriculture in China: Analysis Based on Partial Least Squares Regression Model


Dong Meisheng

(School of Economics, Anhui University of Technology, Ma'anshan Anhui 243002, China)



**Abstract:** Using the statistical data about agricultural input and output during 1985 - 2006, this paper analyzes the relationship between input and output of agriculture in China by the partial least squares regression method. The result shows that: the agricultural output is mainly affected by the expenditure for household management, the financial expenditure for supporting agriculture and the fertilizer input, and is less affected by the input of cultivated area; the more the labour force engaged in farming, animal husbandry forestry and fishery are, the less the agricultural output are. Finally, it proposes suggestions as follows: the financial input for supporting agriculture should be increased to enhance the level of agricultural mechanization and to strengthen agricultural infrastructure construction; the pattern on rural land circulation should be reformed to promote the transfer of rural surplus labor force, thereby enhancing the agricultural production efficiency.



**Key words:** agricultural input; agricultural output; partial least squares regression


(上接第10页)

## Research on Technological Innovation in China


Yang Delin, Zhou Liang, Wu Guisheng

(School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China)



**Abstract:** By searching the data-bases like Chinese National Knowledge Infrastructure (core periodical of economy and management), Chinese Social Sciences Citation Index (CSSCI) and Social Sciences Citation Index (SSCI), and analyzing the data obtained, this paper reveals the process of research on technological innovation in Mainland China. According to the published literatures, it divides the process of research on technological innovation in Mainland China into three phases: the assimilation of theory of innovation (1989 - 1992); the local practical application of theory of innovation (1993 - 2000); the enrichment of theory of innovation with deepening understanding of the great emerging economy (year after 2001). Then it analyzes the three phases on the research characteristics, the change of research direction, the interaction between the research work and the economic development detailedly. Finally, it forecasts the developing trend of research on technological innovation in Mainland China.



**Key words:** technological innovation; research review; Mainland China




© 1994-2009 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net