

基于因子分析的农业总产值影响因素研究

——以广东省为例

孙继荣

西藏大学经济与管理学院

DOI:10.12238/as.v8i2.2766

[摘要] 本文选取1990至2021年广东省的农业总产值、农业机械总动力、农用化肥施用量等9个指标进行概述,采用多元线性回归分析模型和因子分析法展开研究,得出了农村用电量、农作物总播种面积对广东省农业总产值有强烈的正向促进作用;农业机械总动力对广东省农业总产值有较小的正向促进作用的结论。

[关键词] 广东省; 农业总产值; 因子分析; Eviews

中图分类号: DF413.1 文献标识码: A

Research on the influencing factors of gross agricultural output value based on factor analysis

—taking Guangdong Province as an example

Jirong Sun

School of Economics and Management, Tibet University

[Abstract] This paper selects nine indicators of Guangdong Province from 1990 to 2021, including total agricultural output value, total power of agricultural machinery, and agricultural fertilizer application rate, and uses multiple linear regression analysis model and factor analysis method to carry out research, and concludes that rural electricity consumption and total crop sown area have a strong positive effect on the total agricultural output value of Guangdong Province. It is concluded that the total power of agricultural machinery has a small positive effect on the total agricultural output value of Guangdong Province.

[Key words] Guangdong Province; gross agricultural output; factor analysis; Eviews

引言

农业是基础性、战略性支撑,关乎国计民生的根本。与此同时,农业信息化和现代化建设在国内成为主流趋势,高技术的投入在农业生产中越来越受到重视,加上中国原有的城乡和区域发展不平衡的状况迫切需要得到改变,农业现代化的不断推进逐渐成为解决问题的必然选择。在乡村振兴战略的背景下,广东省农业总产值一直位居全国的前列水平。2021年广东省农业总产值达到83050400万元,同比增长5.11%,创下了历史新高,这一成就不仅彰显了广东省在农业领域的综合实力,也凸显了其在保障国家粮食安全中的重要地位^[1]。基于此,本文借助Eviews平台,利用因子分析法建立广东省1990-2021年农业总产值的影响因素纵向评价模型,从而找出短板,对症下药,助力广东现代农业强省建设。

1 研究方法

经过大量文献的阅读,本文主要选取了8个变量作为影响因素来对广东省农业总产值进行分析,即 X_1 到 X_8 ,其中 X_1 表示:农业

机械总动力(万千瓦); X_2 表示:农用化肥施用量(万吨); X_3 表示:农药使用量(万公斤); X_4 表示:农田灌溉面积(千公顷); X_5 表示:乡镇人口数量(万人); X_6 表示:农村用电量(万千瓦); X_7 表示:荒山造林面积(千公顷); X_8 表示:农作物总播种面积(千公顷),并以 Y 来表示农业总产值(亿元),以上指标的数据均来源于历年的《广东省统计年鉴》。根据以上变量构建的评价指标体系及相关假设构建如下模型:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + \beta_5 X_{5t} + \beta_6 X_{6t} + \beta_7 X_{7t} + \beta_8 X_{8t} + \mu_t$$

式中, β_0 为截距项, β_i ($i=1\cdots 7$) 为待估参数, μ_t 为随机误差。

2 数据分析

2.1 估计参数。在构建完模型后,我们进行参数估计,首先对数据进行多元回归分析,采用的是逐步回归分析法,从而得到分析结果,因此模型估计的结果为:

$Y = -13354.86 + 0.7792X_1 + 3.985X_2 + 81.0877X_3 + 2.8077X_4 - 0.6257X_5 + 6.3338X_6 - 3.9592X_7 + 1.1204X_8$

t-统计量为 (-2.75) (3.99) (0.37) (0.70) (1.86) (-1.18) (6.68) (-2.76) (2.85)

同时根据Eviews软件得到的结果,我们可以知道判定系数 $R^2 = 0.9718$, 而调整后的判定系数为 0.9621 , F-统计量的结果为 99.2482 , $df = n - k - 1 = 23$ 。

2.2模型的检验与修正。

2.2.1经济意义检验。由前面Eviews软件所得到的结果,我们可以知道所估计的参数为 $\beta_1 = 0.779212$, $\beta_2 = 3.984970$, $\beta_3 = 81.08772$, $\beta_4 = 2.807734$, $\beta_5 = -0.625727$, $\beta_6 = 6.333752$, $\beta_7 = -3.959179$, $\beta_8 = 1.120406$ 。

模型估计结果说明,在假定其它条件不变的情况下,农业机械总动力平均每提高1个单位,可导致农业总产值提高0.779212亿元。

在假定其它条件不变的情况下,农用化肥施用量平均每提高1个单位,可导致农业总产值提高3.984970亿元。

在假定其它条件不变的情况下,农药使用量平均每提高1个单位,可导致农业总产值提高81.08772亿元。

在假定其它条件不变的情况下,农田灌溉面积平均每提高1个单位,可导致农业总产值提高2.807734亿元。

在假定其它条件不变的情况下,乡镇人口数量平均每提高1个单位,可导致农业总产值减少0.625727亿元。

在假定其它条件不变的情况下,农村用电量平均每提高1个单位,可导致农业总产值提高6.333752亿元。

在假定其它条件不变的情况下,荒山造林面积平均每提高1个单位,可导致农业总产值减少3.959179亿元。

在假定其它条件不变的情况下,农作物总播种面积平均每提高1个单位,可导致农业总产值提高1.120406亿元。

这里涉及到产业经济学的相关知识,与我们所了解到的农业总产值与农业机械总动力,乡镇人口数量,荒山造林面积等影响因素的关系相符合。乡镇人口数量越多,农业平均产值则越少,因为农业总产值相对于人口因素增长来说比较缓慢,生产力有限,乡镇人口的增长会稀释农业平均产值,把超额的农业总产值拉回到平均值;而荒山造林面积因素对农业总产值也有类似的影响,土地资源是有限的,因此需要在两者之间协调以达到平衡,在本文的研究中两者的关系呈现负相关的态势^[2]。

2.2.2统计检验。(1)拟合优度:由Eviews软件所得到的结果可知 $R^2 = 0.9718$, 修正的可决系数为 $\bar{R}^2 = 0.9621$, 这说明模型对样本的拟合程度很好。

(2)F检验: 针对 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$, 给定显著性水平 $\alpha = 0.05$, 在F分布表中查出自由度 $K = 8$ 和 23 的临界值 $F_{(8,23)} = 2.37$ 。由前文参数回归结果中可得 $F = 99.2482$, 由于 $F = 99.2482 > F_{(8,23)} = 2.37$, 所以应拒绝原假设 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$, 说明回归方程显著,即“农业机械总动力”、“农用化肥施用量”、“农药使用量”、“农田灌溉面积”、“乡镇人口

数量”、“农村用电量”、“荒山造林面积”、“农作物总播种面积”等变量联合起来确实对“农业总产值”有显著影响。

(3)t检验: 分别对 $H_0: \beta_i = 0 (i = 0 \dots 7)$, 给定显著性水平 $\alpha = 0.05$, 查t分布表得自由度 $n - k = 24$ 临界值 $t_{\frac{\alpha}{2}}(24) = 2.0639$ 。由Eviews软件所得到的数据可得,与 $\beta_i = 0 (i = 0 \dots 7)$ 对应的t统计量分别为 3.9856 , 0.3697 , 0.6695 , 1.8633 , -1.1804 , 6.6789 , -2.7575 , 2.8526 , 其中 $\beta_0, \beta_1, \beta_6, \beta_7, \beta_8$ 对应的t值的绝对值均大于 $t_{\frac{\alpha}{2}}(24) = 2.0639$, 这说明分别都应该拒绝 $\beta_0, \beta_1, \beta_6, \beta_7, \beta_8 = 0$ 。

也就是说,当其他解释变量不变的情况下,解释变量“农业机械总动力”、“农村用电量”、“荒山造林面积”、“农作物总播种面积”分别对被解释变量“农业总产值”产生显著性影响。其中

$\beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ 对应的t值的绝对值均小于 $t_{\frac{\alpha}{2}}(24) = 2.0639$, 这说明不应当拒绝 $H_0: \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5 = 0$, 也就是说在其他解释变量不变的情况下,解释变量“农用化肥施用量”、“农药使用量”、“农田灌溉面积”、“乡镇人口数量”对被解释变量“农业总产值”都没有显著性影响^[3]。

2.2.3多重共线性检验。(1)相关系数检验。利用相关系数可以分析解释变量之间的两两相关情况。在Eviews软件中可以直接计算相关系数矩阵^[4]。

如表1所示, X_1 与 X_6 呈现中等相关, X_6 与 X_7 呈现弱相关; X_7 与 X_1, X_6 呈现弱相关。这说明该模型可能存在不严重的多重共线性。

表1 相关系数表

	X_1	X_6	X_7	X_8
X_1	1	0.6919	0.0692	-0.6198
X_6	0.6919	1	0.1431	-0.9194
X_7	0.0692	0.1431	1	-0.0222
X_8	-0.6198	-0.9194	-0.0222	1

表2 逐步回归法方程表

变量	系数	标准差	t-统计量	概率
X_6	4.9561	0.4663	10.6277	0
X_1	0.7805	0.1204	6.4834	0
X_8	1.3987	0.301	4.6461	0.0001
C	-11263.03	2502.378	-4.5009	0.0001

(2)利用逐步回归法处理多重共线性。如下表2逐步回归法方程表所示,最好修正不严重多重共线性影响后的回归结果为: $Y=0.7805*X_1+4.9561*X_6+1.3987*X_8-11263.03$ 。

2.2.4异方差检验与修正。(1)Park检验。如下表3 Park检验表所示的回归结果可以看出, $LN\hat{X}_1$ 、 $LN\hat{X}_6$ 、 $LN\hat{X}_8$ 的系数估计值只有在 $LN\hat{X}_1$ 不为0的情况下才能通过显著性检验,其它的都不能通过检验,即认为不存在异方差性。

表3 Park检验表

变量	系数	标准差	t-统计量	概率
C	74.2221	107.0963	0.693	0.494
$LN\hat{X}_1$	0.9877	0.536	1.8426	0.076
$LN\hat{X}_6$	-1.2959	1.0081	-1.2855	0.2092
$LN\hat{X}_8$	-6.8642	11.2934	-0.6078	0.5482

(2)White检验。经过White检验得到结果,在取得显著性水平 $\theta=0.05$ 的情况下, $P(F\text{-statistic})=0.000057<0.05$,所以认为存在异方差^[5]。

2.2.5序列相关性检验与修正。观察残值滞后一期的散点图,如下图1自相关散点图所示,大部分的点都落在一、三象限,因此考虑存在正自相关。

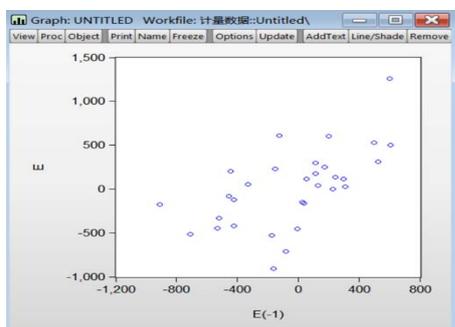


图1 自相关性散点图

选择BG检验,并滞后一期得到结果,辅助回归模型是不显著的(F检验通过 $p=0.0004<0.05$)。 $nR^2=12.1216$,临界概率 $p=0.0005<0.05$,存在自相关性。又因为 e_{t-1} 的回归系数(0.7565)不为0,但是通过T检验($p=0.4405>0.05$),说明模型确实存在一阶自相关性^[6]。

随后我们再进行BG检验,并滞后二期。辅助回归模型是不显著的(F检验通过 $p=0.002<0.05$)。 $nR^2=12.1243$,临界概率 $p=0.0023<0.05$,存在自相关性。又因为 e_{t-2} 的回归系数(-0.0144)不为0,但是通过T检验($p=0.002<0.05$),说明模型确实存在二阶自相关性。

2.3结果说明。综上所述,模型经过检验与修正后的结果为:

$$Y=0.7805*X_1+4.9561*X_6+1.3987*X_8-11263.03$$

即“农村用电量”、“农作物总播种面积”对广东省农业总

产值有强烈的正向促进作用;“农业机械总动力”对广东省农业总产值有较小的正向促进作用^[7]。

3 建议

本文通过研究得出结论,影响广东省农业总产值的主要因素有三个,即农作物总播种面积、农业机械总动力和农村用电量,并据此提出以下建议。

(1)促进农业绿色发展,建设高标准农田。建设高标准农田既要保证农业生产的开展,也要落实绿色发展的理念,将两者统一起来。我们要加快构建高标准农田管理体系,切实地提高农田单产潜力,共绘绿色发展蓝图^[8]。

(2)扩大农作物播种面积,加快土地流转和规模经营。在农业发展中我们必须完善土地管理政策,积极推进土地流转工作的开展,建立相应的土地流转平台,让闲置的土地重新焕发生机活力,实现人与地的生产力紧密配合。

(3)提高农业机械化率,推进智慧农机发展。要加强农业机械的推广和培训,让农民知道如何使用农业机械,如何农业管理,帮助他们提高单产,提高农业的机械化和现代化程度,组织农村技术合作社,改善农业发展状况。

(4)加快农村基础设施建设,保障农村用电供应。完备的农业基础设施是农业总产值提升的强大动力,要确保农村用电供应,加强电力基础设施建设,在农业生产用电上,给予农户相关补贴。

4 结语

通过对广东省农业机械总动力,农村用电量等八个影响因素进行研究,得出针对性的相关结论,在以后的农村建设中要重点突破,打赢经济攻坚战。

参考文献

- [1]肖帅,肖黎.基于因子分析的湖南省农产品出口竞争力实证研究[J].中国市场,2020(28):16-20.
- [2]张新蕾,杨小台.高标准农田建设项目审计实践与建议[J].农村财务会计,2021(10):35-38.
- [3]于元赫,吴健,李子君.山东省粮食生产时空格局演变及安全评价[J].中国农业大学学报,2020(9):176-186.
- [4]冯继红.双辽市秸秆还田免耕播种技术研究[J].农机使用与维修,2019(82):1-3.
- [5]李佳宜,薛选登,赵文捷.河南省农业总产值影响因素研究[D].河南科技大学经济学院,2022.
- [6]冯俊华,刘静洁.西北地区农业生产效率评价研究——以陕西省为例[J].价格理论与实践,2018(35):143-146.
- [7]宋时艳.广东省农业高质量发展路径研究[D].广东海洋大学,2022.
- [8]姜振.广东省农业绿色发展综合评价研究[D].黑龙江八一农垦大学,2023.

作者简介:

孙继荣(2002--),男,汉族,江西省赣州市于都县人,研究生,西藏大学经济与管理学院。