

四川省磷肥施用量的影响因素

——基于 VAR 模型实证分析

江映虹 史一杉¹

(云南农业大学 经济管理学院, 云南 昆明 650201)

【摘要】: 基于 1988-2019 年四川磷肥的相关统计数据, 采用 VAR 模型对磷肥施用量与人均 GDP 和农业机械化总动力进行实证研究。结果表明: 磷肥施用量与人均 GDP 和农业机械化总动力之间存在长期协整关系, 且存在着单向的格兰杰因果关系, 即人均 GDP 的增长是推动磷肥施用量增加的格兰杰原因; 人均 GDP 对磷肥施用量的增长是趋于平缓的正向冲击, 农业机械总动力对磷肥施用量短期内呈现轻微增加的负向冲击, 之后就为趋于平稳的正向冲击; 农业机械化总动力对磷肥施用量的贡献度大于人均 GDP 对磷肥施用量的贡献度。

【关键词】: 磷肥 人均 GDP 农业机械化总动力 VAR 模型

【中图分类号】 S143.2; S147 **【文献标识码】** A

我国是一个人口基数大的农业生产大国, 对于磷肥是刚需的。在农业及农作物产量方面磷肥是必不可缺的, 它对农作物生长发育起着举足轻重的作用。虽然磷肥对农作物的产量起到很大的促进作用, 但过量的施用则会造成地面水源以及地下水的污染; 催化农作物的生长发育, 使农作物的产量综合条件较差; 增加土壤的有害物质的积累, 危害生物的健康等问题。此外, 从 2012 年开始, 相关人员对四川什邡、绵竹当地的五家大型磷化工企业进行检测, 发现由于技术条件落后, 在制成磷肥的过程中产生了大量的磷石膏, 不仅造成粉尘污染, 甚至还存在危害健康的放射性物质。综上所述, 研究磷肥施用量对农作物的产量有着重大的意义。

1 模型简介

1.1 VAR 模型简介

VAR 模型全称为向量自回归模型, 它是由克里斯托弗·西姆斯在 1980 年提出的一种常用的计量经济学模型。在展望时间序列的关系和随机扰动方面有着重要的作用, 运用 VAR 模型进行分析能够清晰的表明, 各种经济变量在经济的冲击下的变化以及所受到的影响。表达式如下:

$$Bt = C_1 y_{t-1} + C_2 y_{t-2} + \dots + C_p y_{t-p} + N x_t + \varepsilon_t \quad (t = 1, 2, \dots, Q)$$

¹作者简介: 江映虹(1998-), 女, 福建宁德人, 研究方向: 资源经济。

基金项目: 国家自然科学基金“基于磷矿产量峰值预测的我国磷肥产能优化配置研究”(项目编号: 71763034); 云南农业大学杰出人才专项资助计划项目“我国磷资源可持续利用与生态足迹长期协整的动态评估”(项目编号: 2020JY08)

其中 B 代表着 k 维内生变量向量, x 则是 d 维外生变量向量, p 是滞后阶数, Q 是样本个数, $C_1, C_2 \dots C_p$ 和 N 是待估计的系数矩阵, et 是随机扰动向量。

1.2 变量及数据选取

研究选取衡量四川省磷肥消费规律的磷肥施用量(记作 SY), 量化经济水平代表的人均 GDP(记作 GD), 可以衡量技术进步的农业机械化总动力(记为 JX)。数据的收集大部分来自于中国 and 四川统计局网站以及前瞻网站, 样本选取 1988-2019 年四川省的磷肥施用量、人均 GDP 及农业机械化总动力变量的时间序列数据。为防止伪回归对数据的影响, 对原数据进行对数处理并各自记为 $\ln SY$ 、 $\ln GD$ 、 $\ln JX$, 该处理以及结果均通过 Eviews7.0 软件进行操作分析。

2 实证分析

2.1 数据平稳性检验

时间序列数据绝大多数都具备着随机性, 因而需要进行 ADF 检验来检验其是否具有平稳性。从表 1 得出, 原序列当中 $\ln JX$ 在 5%的显著水平下不平稳, 是以进行一阶差分, 由于一阶差分后仍然存在不平稳, 因而对数据进行二阶差分得 $D2(\ln SY)$ 、 $D2(\ln GD)$ 、 $D2(\ln JX)$ 结果显示在显著水平 5%下, 拒绝原假设, 即该序列平稳, 可以建立 VAR 模型。

表 1 ADF 检验结果

变量	检验类型	ADF 值	1%水平	5%水平	10%水平	P 值	结果
$\ln SY$	(C, 0, 0)	-3.0265	-3.6617	-2.9604	-2.6192	0.0434	平稳
$\ln GD$	(C, T, 3)	-4.3500	-4.3240	-3.5806	-3.2253	0.0094	平稳
$\ln JX$	(C, T, 3)	-2.2969	-4.3240	-3.5806	-3.2253	0.4219	不平稳
$D(\ln SY)$	(C, T, 0)	-4.0238	-2.6443	-1.9525	-1.6102	0.0002	平稳
$D(\ln GD)$	(C, T, 0)	-2.5232	-3.6702	-2.9640	-2.6210	0.1202	不平稳
$D(\ln JX)$	(C, T, 1)	-6.2841	-3.6794	-2.9678	-2.6230	0.0000	平稳
$D2(\ln SY)$	(C, 0, 2)	-2.6405	-2.6607	-1.9550	-1.6091	0.0105	平稳
$D2(\ln GD)$	(C, 0, 0)	-5.7352	-2.6471	-1.9530	-1.6100	0.0000	平稳
$D2(\ln JX)$	(C, T, 0)	-6.4217	-2.6471	-1.9530	-1.6100	0.0000	平稳

2.2 滞后阶数选择

为了保障 VAR 模型的参数接受能力具有较强的接受性, 本文基于 LR, FPE, AIC, SC, HQ 准则判断。从表 2 的分析结果得出滞后阶数 $p=1$ 为最佳滞后期, 所以进行建立 VAR(1)模型。

表 2VAR 滞后阶数 p 的选择结果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	31.66705	NA	2.97e-05	-1.911137	-1.771017	-1.866311
1	151.0007	206.8449*	1.91e-08	-9.266711	-8.706232*	-9.087408*
2	161.1222	15.51790	1.81e-08*	-9.341480*	-8.360642	-9.027702

对 VAR(1) 模型进行平稳性检验，可以得到该模型的根图 AR，如图 1 所示。单位圆中包含着 3 个单位根，由此可断定 VAR(1) 模型具有稳定性，可以对模型进行参数估计：

$$\ln SY=1.7385+0.6982*\ln SY(-1)+0.0511*\ln GD(-1)-0.1355\ln JX(-1)$$

$$\ln GD=0.2492*\ln SY(-1)+1.0073*\ln GD(-1)-0.0871*\ln JX(-1)-0.2141$$

$$\ln JX=0.1052*\ln SY(-1)+0.3028*\ln GD(-1)+0.2743*\ln JX(-1)+2.4869$$

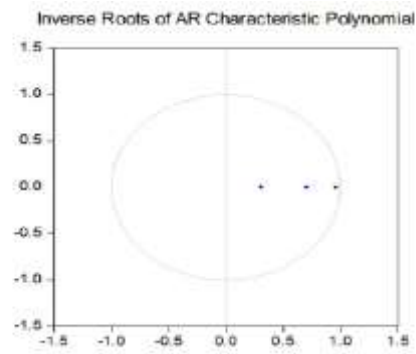


图 1VAR(1) 模型的 AR 根

2.3 协整关系检验

虽然原序列不平稳，但原序列之间可能存在协整关系，所以下文运用 Johansen 协整检验，以此来评判变量之间是否具有长期均衡关系，结果如表 3、表 4 所示。

表 3 基于迹统计量的变量协整检验

假设的 CE(s) 的数量	特征值	G 检验	0.05 临界值	P
None*	0.604156	47.81531	29.79707	0.0002
Atmost1*	0.473543	20.01327	15.49471	0.0097
Atmost2	0.025200	0.765686	3.841466	0.3816

表 4 基于最大特征值的变量协整检验

假设的 CE(s) 的数量	特征值	最大特征值	0.05 临界值	P
None*	0.604156	27.80203	21.13162	0.0050
Atmost1*	0.473543	19.24759	14.26460	0.0075
Atmost2	0.025200	0.765686	3.841466	0.3816

从表 3、表 4 可得，迹统计量检验和最大特征值检验的结果保持一致，即在 0.05 的临界值水平下 $\ln SY$ 、 $\ln GD$ 、 $\ln JX$ 这 3 个变量中存在 2 个协整关系，因而该变量之间存在长期均衡关系。

2.4 格兰杰因果关系检验

因为协整检验只能推断出变量之间是否存在协整关系，而不能推断出变量在时间上的相互影响的因果关系，是以需要进行 Granger 因果检验来判断变量间的滞后关系。通过检验 VAR(1) 模型，结果如表 5 所示。

表 5 Granger 因果关系检验结果

原假设	F 统计量	P 值	结论
LNGD does not Granger Cause LNSY	3.76711	0.0372	拒绝
LNSY does not Granger Cause LNGD	0.55242	0.5824	不拒绝
LNJX does not Granger Cause LNSY	0.44837	0.6437	不拒绝
LNSY does not Granger Cause LNJX	0.07725	0.9253	不拒绝

从表 5 可知，人均 GDP 是造成磷肥施用量的 Granger 原因，农业机械化总动力不是造成磷肥施用量的 Granger 原因，而磷肥施用量不是造成人均 GDP 和农业机械总动力的 Granger 原因，说明虽然磷肥施用量的过去值不能帮助人均 GDP 和农业机械化总动力的未来值，但人均 GDP 的过去值可以帮助预测磷肥施用量的未来值。这充分说明了四川的磷肥施用量在一定程度上受人均 GDP 很大的影响。

2.5 脉冲响应分析

利用 Eviews7.0 取得各变量对标准差冲击的反应，如图 2 所示，图中横轴代表滞后期(单位：年)，纵轴表示脉冲响应程度。

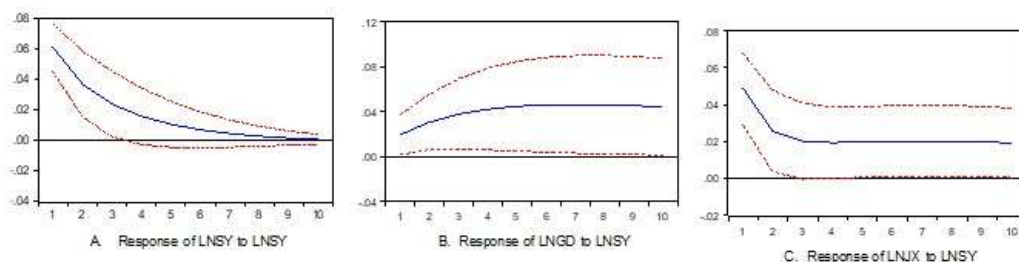


图 2 脉冲响应结果

由图 2A 可得，磷肥施用量($\ln SY$)对自身的冲击较为敏感，整体趋势体现为正向降低的影响。第 1 期为峰值(0.061)随后一直下降至第 7 期 0.005 后逐渐趋于平缓。

由图 2B 可知，人均 GDP($\ln GD$)在受到磷肥施用量($\ln SY$)的冲击后，整体呈现为较为平缓的上升趋势，从第 1 期的 0.019 正向上升，到第 8 期的峰值(0.046)，随后逐渐缓慢下降趋于稳定。这表明磷肥施用量对人均 GDP 具有正向冲击效应，人均 GDP 的增加会带动磷肥施用量的增加，从经济角度分析，人均 GDP 的增加会刺激人民对磷肥消费，带动货币流动，扩大磷肥消费市场，使得有意愿经营相关的磷肥产业，促进产业的发展，加快产业升级。

由图 2C 可得，在第 1 期给磷肥施用量一单位的正向冲击后，农业机械化总动力从第 1 期的最大值 0.049 开始逐渐降低，直至第三期开始趋于平缓，表明农业机械化总动力在刚开始时对磷肥的施用量有很大程度的影响作用，后期在适应农业机械化总动力后，磷肥的施用量有了一定的调整，减少了不必要的浪费。

2.6 方差分解

利用 Eviews7.0 进行方差分解，分析 $\ln SY$ 、 $\ln GD$ 对 $\ln JX$ 的贡献度，具体如表 6 所示。

从表 6 可得出，磷肥施用量($\ln SY$)对自身的贡献率最大，贡献值为 100%，随后逐渐降低趋于平缓状态，自身贡献率围绕着 98%上下波动。人均 GDP($\ln GD$)对磷肥施用量的贡献率从第 2 期开始缓慢增加，到第 10 期时达到最大值 0.11%，说明人均 GDP 对磷肥施用量的带动十分有限。而农业机械化总动力($\ln JX$)对磷肥施用量的贡献率与人均 GDP 一样从第 2 期开始逐渐增加，第 10 期为峰值(1.55%)，从整体上看，农业机械总动力对磷肥施用量的变动影响大于人均 GDP，但其影响程度也是十分有限。

2.7 模型分析结果与讨论

本文通过采用 VAR 模型，对四川省磷肥施用量、人均 GDP 和农业机械总动力的 1988-2019 年数据进行协整检验、格兰杰因果检验、脉冲分析和方差分解，研究结果得出以下结论：

表 6 $\ln SY$ 的方差分解

Period	S. E.	$\ln SY$	$\ln GD$	$\ln JX$
1	0.060877	100	0	0
2	0.071417	99.37315	0.047169	0.579677

3	0.075505	98.88491	0.072374	1.04272
4	0.077275	98.61626	0.078193	1.305543
5	0.078059	98.484	0.077385	1.438615
6	0.078402	98.4206	0.077246	1.502151
7	0.078546	98.38852	0.080406	1.531069
8	0.078604	98.36941	0.087113	1.543477
9	0.078626	98.35499	0.096691	1.548315
10	0.078635	98.34189	0.108247	1.549863

(1)四川的磷肥施用量、人均 GDP 和农业机械化总动力之间存在长期的均衡关系，协整方程表明，长期来看四川的磷肥施用量不仅促进了四川的经济增长，还实现了节能降耗和经济可持续发展的双赢。脉冲响应分析进一步验证了该结论。

(2)方差分解分析结果表明，磷肥施用量对农业机械化总动力的贡献率呈现先上升后下降的倒对勾型趋势，人均 GDP 对农业机械化总动力的影响都比较大，而农业机械化总动力对磷肥施用量和人均 GDP 的影响相对较小。

(3)根据以上 VAR 模型的研究分析，可以得出随着人均 GDP 的增长，人们对磷肥消费的需求也会随之增长。人们对磷肥的需求还是有着不错的潜在市场。

3 结语

磷肥产业关乎着四川的经济发展、生态环境污染和农作物生产产量等相关问题，对农业产业发展有着至关重要的作用。因此，不仅是四川省的磷肥企业还是其他地域上的磷肥企业都应该调整产业结构、提高生产技术、加大绿色创新的投入，使磷肥产业能够健康、绿色、可持续发展。

参考文献:

- [1]倪文卿. 京津冀产业一体化测度及可行性研究[J]. 资源与产业, 2019, 21 (03) :31-37.
- [2]许珂, 刘峰, 李柳洋. 社交网络指数期货交易可行性分析[J]. 特区经济, 2019 (12) :50-55.
- [3]杨惠钧. 湖南省对外贸易与经济增长的实证研究[D]. 长沙: 湖南师范大学, 2010.
- [4]张晓燕, 季健. 经济新常态下金融支持科技创新问题研究——以江苏盐城市为例[J]. 财会月刊, 2016 (02) :114-117.
- [5]张峰, 董会忠, 万里洋. 知识密集型生产者服务业与制造业联动发展分析——基于 VAR 模型的实证研究[J]. 科技管理研究, 2016, 36 (02) :139-144.
- [6]杨茗媛, 白杨. 江苏省机场与区域经济发展的关联性分析[J]. 哈尔滨商业大学学报(自然科学版), 2018, 34 (05) :611-618.