

# 湖北省财政支农资金对农业总产出影响的实证研究

徐合帆<sup>1</sup> 郑军<sup>2</sup> 余家凤<sup>1,2</sup> 马艾<sup>1</sup>

(1.长江大学 经济与管理学院,湖北 荆州 434023;2.长江大学 长江经济带发展研究院,湖北 荆州 434023)

**摘 要:**选取湖北省 2001~2017 年的涉农数据,以农业总产出为被解释变量,财政支农资金为解释变量,农业机械总动力和有效灌溉面积为控制变量,通过采用 E-G 两步法建立协整方程,使用 ECM 模型对湖北省财政支农资金与农业总产出的关系进行实证研究。结果表明:湖北省财政支农资金与农业总产出之间存在长期的均衡关系;财政支农资金的变化对农业总产出的影响存在滞后效应;财政支农资金的增长是农业总产出增长的 Grange 原因。据此,提出了以乡村振兴为平台,创新财政支农投入方式,从而建立保证农业总产出持续稳定增长机制的建议。

**关键词:**财政支农资金;农业总产出;ECM 模型;乡村振兴

**分类号:**F812.8 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395 (2020)03-0070-04

## 一、财政支农资金对农业总产出影响研究评述

“三农”问题是一个事关国家发展全局的战略性问题,已连续多年成为中央一号文件的主题<sup>[1]</sup>。财政支农资金作为政府调控和保护农业的重要工具,其重要性越来越为政府和学者所关注。湖北省作为我国农业大省,目前其农业正处于由传统农业向现代农业转化的过渡期。对湖北省财政支农资金与农业总产出关系进行深入剖析,对于推动当地农业现代化、保障粮食安全以及有效实施乡村振兴战略具有重要的理论和现实意义。

关于财政支农资金对农业总产出的影响,学者们进行了大量的研究。研究成果主要表现在以下两个方面。

第一,采用全国层面的数据对财政支农资金与农业总产出之间的关系进行研究。Townsen(2001)利用 AK 模型,对美国 20 世纪的涉农数据进行了深入的探究,发现财政支农资金对农业总产出有显著

的正向影响<sup>[2]</sup>。范晔(2012)利用偏最小二乘回归模型,对我国 1981 年到 2006 年的涉农数据进行了研究,发现财政支农资金投入的增加对农业总产出的提高有较高贡献率<sup>[3]</sup>。王金媛等(2015)使用 Cobb-Douglas 生产函数构建 VAR 方程,对中国 1978 年到 2014 年的涉农数据进行了研究,认为财政支农资金投入的增加是农业总产出增长的关键因素,并且它们之间形成了良性循环机制<sup>[4]</sup>。吕诚伦和江海潮(2016)利用 VAR 模型,对中国 1952 年到 2013 年的涉农数据进行分析,结果表明财政支农资金投入的增长给农业总产出带来了直接正效应<sup>[5]</sup>。

第二,采用区域或省级层面的数据对财政支农资金与农业总产出之间的关系进行研究。Misra(2009)对美国农业区财政支农效果做了深入的探究,发现财政支农资金与农业总产出之间具有显著的正向关系<sup>[6]</sup>。Pandey 等(2012)对 Andhra Pradesh 地区 39 年的涉农数据做了全面的研究,结果表明:财政支农资金投入的增加对一个地区农业总产出的增长有显著的正向促进作用,且对贫困地

收稿日期:2020-03-01

基金项目:国家社会科学基金一般项目“新常态下新型职业农民培育机制与政策研究”(15BJY092);湖北省教育厅人文社会科学研究项目“一般性转移支付增长机制研究”(15D019);长江大学社会科学基金一般项目“城乡统筹与农村公共产品财政供给机制研究”(2016csy002)

第一作者简介:徐合帆(1993—),男,湖北襄阳人,硕士研究生。

通信作者:余家凤(1965—),男,湖北洪湖人,教授,主要从事财税理论与政策研究,E-mail:549689059@qq.com。

区的促进作用更大<sup>[7]</sup>。孙学涛(2015)借助 ECM 模型,对辽宁省 1980 年到 2012 年的财政支农数据进行了研究,计算发现辽宁省财政支农资金对农业总产出的影响系数,在长期为 0.86,在短期为 0.04,这两个数均小于东部地区<sup>[8]</sup>。吴怀军等(2017)运用对比分析的方法,对江苏省财政支农资金使用效率进行了分析,认为财政支农资金对农业产出有正向促进作用<sup>[9]</sup>。

综上可知,目前国内关于财政支农资金对农业总产出的影响,从全国层面进行研究的比较多,从省级层面探讨的相对较少。并且,这些研究一般采用实证的方法,大多数实证结果表明财政支农资金对农业总产出有显著影响,但影响的大小,因地区的不同而存在差异,其对策也过于宽泛,针对性不强。基于此,本研究的边际贡献就在于利用湖北省 2001 年到 2017 年涉农数据,通过采用 E-G 两步法建立协整方程、使用 ECM 模型以及脉冲响应函数对湖北省财政支农资金与农业总产出的关系进行深入的剖析,得出湖北省财政支农资金投入的增加对农业总产出有显著的正影响,且影响系数在短期为 0.1221,在长期为 0.1583 的结论,并据此提出相应的政策建议,以此提高湖北财政支农资金使用效率,进而增加农业总产出,最终促使乡村振兴战略顺利实施。

二、模型设定和方法说明

(一)模型的设定

为了探究财政支农资金对农业总产出的影响,参考孙学涛等的研究方法,建立协整方程如下:

$$\text{Ln}Y = C + \beta_1 \text{Ln}X_1 + \beta_2 \text{Ln}X_2 + \beta_3 \text{Ln}X_3 + \mu$$

(1)

式中,C 为常数项,LnY、LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 和 LnX<sub>3</sub> 分别表示农业总产出、财政支农资金、农业机械总动力和有效灌溉面积的对数,β<sub>1</sub>、β<sub>2</sub> 和 β<sub>3</sub> 分别为财政支农资金、农业机械总动力和有效灌溉面积对农业总产出的弹性,μ 为随机误差项。

(二)相关的变量

1.被解释变量

选取湖北省 2001~2017 年的农业总产出作为

被解释变量,记为 Y,参考现有研究成果,用农林牧副渔总产值表示。

2.解释变量

选取湖北省 2001~2017 年的财政支农资金作为解释变量,记为 X<sub>1</sub>,反映国家对农业发展的支持力度。2001 年以来,我国财政支农资金统计口径变化了三次,以下是财政支农资金数值的计算方法。

2001~2003 年,财政支农资金=支援农村生产支出+农业综合支出+农林水利气象部门事业费。

2004~2006 年,财政支农资金=农业支出+林业支出+水利气象支出。

2007 年至今,财政支农资金=农林水事务支出。

3.控制变量

借鉴孙致陆(2013)<sup>[10]</sup>的研究成果,并立足于湖北省农业生产的实际,选取湖北省 2001~2017 年的农业机械总动力和有效灌溉面积作为控制变量,分别记为 X<sub>2</sub> 和 X<sub>3</sub>。

(三)数据说明

本研究的数据主要通过湖北省统计局历年《统计年鉴》和湖北省农业厅历年《农业统计年鉴》的数据整理得来。为了消除变量之间的异方差问题,在正式分析之前,对原始数据进行了对数化处理。因而此处对农业总产出(Y)、财政支农资金(X<sub>1</sub>)、农业机械总动力(X<sub>2</sub>)和有效灌溉面积(X<sub>3</sub>)取对数,分别用 LnY、LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 和 LnX<sub>3</sub> 表示。

三、实证分析

为了分析因变量与自变量之间的长期及短期波动的相互影响,笔者设立了协整方程和 ECM 模型。为避免协整分析过程中出现伪回归问题,首先对所选的变量进行了 ADF 检验。

(一)ADF 单位根检验

通过最常用的 ADF 检验,来判断 LnY、LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 以及 LnX<sub>3</sub> 的平稳性。表 1 为借助计量工具 Eviews8.0 分别对 LnY、LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 以及 LnX<sub>3</sub> 的时间序列数据进行 ADF 检验的输出结果。

表 1 ADF 检验

变量	检验形式(C,T,K)	ADF 检验统计量	5%临界值	结论
LnY	(C,T,2)	-4.2566	-3.8753	平稳
LnX <sub>1</sub>	(C,T,2)	-5.2083	-3.8290	平稳
LnX <sub>2</sub>	(C,T,2)	-4.4830	-3.8290	平稳
LnX <sub>3</sub>	(C,T,2)	-5.3007	-3.9334	平稳

注:检验形式中的 C 和 T 表示带有常数项和趋势项,K 表示滞后阶数,滞后阶数的选择遵循 SIC 准则,下同。

由表 1 的输出结果可知,在以 5% 的显著性水平为条件的情况下,LnY、LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 以及 LnX<sub>3</sub> 的 *t* 值都通过了 *t* 检验,均为平稳序列,即 LnY、LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 以及 LnX<sub>3</sub> 均为二阶单整序列,可以运用协整方程进行进一步分析。

(二)协整分析

由于 LnY、LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 和 LnX<sub>3</sub> 均为二阶单

$$\text{LnY} = -7.3670 + 0.1583\text{LnX}_1 + 0.6319\text{LnX}_2 + 1.2250\text{LnX}_3$$

(-3.0070)(1.7928)(2.4124)(4.0084)

$$R^2 = 0.9914 \text{ 调整 } R^2 = 0.9894 \quad F = 499.8285 \quad DW = 1.5662$$

由以上回归结果可知,*R*<sup>2</sup> 为 0.9914,且调整后的 *R*<sup>2</sup> 为 0.9894,表明方程整体拟合程度较好。*F* 统计量为 499.8285,比显著性水平为 5% 的临界值大,通过了显著性检验,说明回归模型在总体上显著,被解释变量与解释变量之间存在明显的线性关系。*t* 检验过程中,LnX<sub>1</sub> 在显著性为 1% 条件下通过检验,LnX<sub>2</sub>、LnX<sub>3</sub> 在显著性为 5% 条件下均通过

整序列,所以它们之间可能存在协整关系。下面运用比较常用的 E-G 两步法,来检验它们之间的这种关系是否存在。前面已完成了 E-G 两步法中的前一步单位根检验,所以,下面需要完成后一步,构建协整方程,并对其残差进行 ADF 检验。

运用 OLS 方法进行估计,回归结果为:

检验。在长期内 LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub>、LnX<sub>3</sub> 对 LnY 的影响分别为 0.1583、0.6319、1.2250,说明长期内财政支农资金、农业机械总动力和有效灌溉面积对农业总产出的弹性分别为 0.1583、0.6319、1.2250。但是,模型是不是经济变量的协整方程,还要对其残差项 *μ* 做 ADF 单位根检验,其输出结果如表 2 所示。

表 2 残差的 ADF 单位根检验结果

变量	检验形式(C, T, K)	ADF 检验统计量	1%临界值	结论
<i>μ</i>	(0, 0, 0)	-5.5805	-2.7283	平稳

从表 2 可知,残差 *μ* 的 ADF 检验统计量为 -5.5805,比 1% 的临界值 -2.7283 小,表明残差项 *μ* 是平稳的,即 LnY、LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 以及 LnX<sub>3</sub> 间的协整关系成立。说明长期内财政支农资金、农业机械总动力和有效灌溉面积与农业总产出之间存在均衡关系。

(三)建立 ECM 模型

以上分析表明,LnY、LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 以及 LnX<sub>3</sub> 间具有长期均衡关系,但 LnY 与 LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 和 LnX<sub>3</sub> 间有没有短期均衡关系,还有需要进一步检

$$DLnY = 0.0460 + 0.1221DLnX_1 + 0.2000DLnX_2 + 0.9990DLnX_3 - 0.7811ECM_{t-1}$$

(1.7268)(2.2657)(0.6608)(2.2299)(-3.1143)

$$R^2 = 0.6455 \text{ 调整 } R^2 = 0.5166 \quad F = 5.0079 \quad DW = 1.8783$$

从回归结果可知,*F* 统计量的值为 5.0079,比显著性水平为 5% 条件下的临界值大,通过了 *F* 检验,但 *R*<sup>2</sup> 的值相对较低。短期内财政支农资金每增加 1%,就会引起农业总产出增加 0.1221%;农业机械总动力每增加 1%,就会引起农业总产出增加 0.2000%;有效灌溉面积每增加 1%,就会引起农业总产出增加 1%;随机误差项对农业总产出有一定的影响,且纠正速度为 0.7811。

(四)Granger 因果关系检验

通过 ADF 单位根检验、协整分析和 ECM 模

验。在方程(2)的基础上,将其残差项 *μ* 的相反数作为误差修正项 ECM<sub>*t*-1</sub>,并把 ECM<sub>*t*-1</sub> 作为一个解释变量,联同 LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub>、LnX<sub>3</sub> 的差分 DLnX<sub>1</sub>、DLnX<sub>2</sub>、DLnX<sub>3</sub> 作为解释变量,以 DLnY 作为被解释变量,建立 ECM 模型,考察财政支农资金、农业机械总动力和有效灌溉面积对农业总产出的短期影响,以及农业总产出对其自身长期均衡趋势偏离的纠正速度。采用 OLS 估计法对 DLnY、DLnX<sub>1</sub>、DLnX<sub>2</sub>、DLnX<sub>3</sub>、ECM<sub>*t*-1</sub> 进行回归,得到以下回归方程。

型,只能证明 LnY、LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 以及 LnX<sub>3</sub> 间存在短期和长期的均衡关系,但 LnY 与 LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 和 LnX<sub>3</sub> 之间有没有因果关系,仍需做进一步的验证。笔者利用 Granger 因果关系检验法,来验证 LnY 与 LnX<sub>1</sub>、LnX<sub>2</sub> 和 LnX<sub>3</sub> 之间因果关系。表 3 为其输出结果。

由表 3 可知,在滞后 3 期时,原假设财政支农资金增加不是农业总产出增加的 Granger 原因的概率为 0.0287,小于 0.05,因此,拒绝原假设,即财政支农资金增加是农业总产出增加的 Granger 原因;原

表 3 Granger 因果关系检验结果

原假设	滞后期数	F 统计量	P 值	结论
$LN X_1$ 不是 $LN Y$ 的格兰杰原因	3	5.55915	0.0287	拒绝
$LN X_2$ 不是 $LN Y$ 的格兰杰原因	3	11.5786	0.0042	拒绝
$LN X_3$ 不是 $LN Y$ 的格兰杰原因	3	3.38221	0.0835	拒绝

假设农业机械总动力增加不是农业总产出增加的 Granger 原因的概率为 0.0042, 小于 0.05, 因此, 拒绝原假设, 即农业机械总动力增加是农业总产出增加的 Granger 原因。原假设有效灌溉面积增加不是农业总产出增加的 Granger 原因的概率为 0.0835, 小于 0.1, 因此, 拒绝原假设, 即有效灌溉面积增加是农业总产出增加的 Granger 原因。

四、结论与启示

(一) 结论

综上所述, 笔者得出以下结论。

第一, 协整检验结果表明: 湖北省财政支农资金、农业机械总动力以及有效灌溉面积这三者的增加对农业总产出的提高具有正向促进作用, 且财政支农资金、农业机械总动力、有效灌溉面积每增加 1%, 将分别引起农业总产出增加 0.1583%、0.6319%、1.2250%。

第二, Granger 因果关系检验表明: 在显著性水平为 5%、滞后期数为 3 的条件下, 财政支农资金增长、农业机械总动力扩大、有效灌溉面积增加均是农业总产出增长的 Grange 原因。

第三, 脉冲响应函数检验结果表明: 湖北省农业总产出与财政支农资金、农业机械总动力、有效灌溉面积之间存在比较显著的动态路径, 并且存在一定的时滞。这是因为财政支农资金、农业机械总动力、有效灌溉面积的变化对农业总产出产生影响需要一定的时间, 所以它们对农业总产出的增加存在滞后效应。

(二) 启示

根据上述结论, 可得到如下启示。

第一, 以乡村振兴为平台, 创新财政支农投入方式。由以上研究可知, 湖北省财政支农资金的增加促进了农业总产出的增长, 这说明其财政支农资金配置是有效的。因此, 要通过政策引导, 鼓励县乡财政增加支农投入。同时, 注重发挥财政资金的引导作用, 撬动非农经营主体资本和国内外金融资本更多地投向农业。再者, 通过乡村振兴这一平台, 推进财政支农资金的整合, 使财政支农投入方式在乡村振兴实践中不断得到创新, 以建立既提高农业总产出, 又充分发挥其效益的长效机制。

第二, 加大农业科技投入, 促进农业机械化快速发展, 为提高农业总产出提供技术支持。以上研究表明, 增加湖北省农业机械总动力, 将会带动其农业总产出的提高。因此, 应增加农业科技方面的投入, 加快农业科技创新体系的建设, 提高农业科技成果转化。同时, 须加强产学研合作, 提高湖北省农业“耕种收”综合机械化水平, 以缓解农业劳动力结构性短缺的矛盾, 为农业总产出稳定增长的长效机制建立奠定技术基础。

第三, 加强农田水利建设, 推进现代农业节水灌溉系统的建设和改造, 夯实提高农业总产出的根基。以上研究发现, 湖北省有效灌溉面积的变化对农业总产出的增长具有显著的正向拉动作用, 因此, 有必要继续增加农业基础设施建设方面的投入, 特别是要加强农田水利建设, 尤其是要加快对鄂北水资源匮乏地区水资源调剂工程的建设, 以提高抵抗自然灾害的能力。同时, 抓紧改造和建设农业节水灌溉系统, 建造一批高效节水的农业灌溉设施, 为湖北省农业总产出的持续增长创造条件。

参考文献:

[1]唐启飞,何蒲明.国外经验对我国耕地休耕制度建立的启示——以美国、日本和欧盟为例[J].长江大学学报(自科版),2017(22).

[2]Townsend.The credit risk-contingency system of an Asian Development Bank of Chicago [J].Journal of finance,2001(10).

[3]范晖.财政支农政策对农业经济增长的影响效应研究[J].扬州大学学报(人文社会科学版),2012(6).

[4]王金媛,吴伟博,张启文.财政支农资金投入对农业产出增长影响分析[J].经济研究参考,2015(64).

[5]吕诚伦,江海潮.财政农业支出影响农业经济增长效应研究——基于 1952~2012 年的数据分析[J].财经理论与实践,2016(6).

[6]Mishra.Effect of Agricultural Policy on Regional Income Inequality Among Farm Households [J].Journal of Policy Modeling, 2009(3).

[7]Lalmani Pandey,Cynthia Bantilan,P.Parthasarathy Rao,et al.Supply Response and Investment in Agricultural in Andhra Pradesh [J].Asia Journal of Agricultural and Development,2012(2).

[8]孙学涛.财政支农对农业产出影响的实证分析——基于辽宁省的时间序列数据[J].南方农村,2015(4).

[9]吴怀军,周曙东,刘吉双.财政支农支出对农业生产的影响研究:江苏证据[J].财经问题研究,2017(7).

[10]孙致陆,肖海峰.地方财政支农支出对农民收入影响的实证分析——基于 1994 年~2009 年省级面板数据[J].地方财政研究, 2013(4).