

DOI: 10.13733/j.jcam.issn.2095-5553.2025.06.044

庞义章, 李平. 农业机械化、财政支出与农业碳排放量的关系研究——基于 VAR 模型的实证分析[J]. 中国农机学报, 2025, 46(6): 313—321

Pang Yizhang, Li Ping. Study on the relationship between agricultural mechanization, fiscal expenditure and agricultural carbon emission: Empirical analysis based on VAR model [J]. Journal of Chinese Agricultural Mechanization, 2025, 46(6): 313—321

农业机械化、财政支出与农业碳排放量的关系研究^{*}

——基于 VAR 模型的实证分析

庞义章^{1, 2}, 李平^{1, 2}

(1. 湖北工业大学经济与管理学院, 武汉市, 430068;
2. 湖北农业装备制造产业发展研究中心, 武汉市, 430068)

摘要:农机装备领域减排固碳是我国实现农业绿色低碳发展目标的重要组成部分,财税制度是推动农业机械化和绿色低碳发展的重要支撑,需要进一步发挥其职能作用。为探究农业机械化、财政支出与农业碳排放量之间的动态关系,基于我国 2000—2022 年的数据,通过构建 VAR 模型,利用脉冲响应分析和方差分解研究农业机械化、财政支出与农业碳排放量三者之间的动态关系。结果表明,农业机械化是财政支出和农业碳排放量的格兰杰原因,财政支出与农业碳排放量存在双向格兰杰因果关系。方差分解结果表明,在第 2 期及以后,农业机械化和财政支出对农业碳排放量波动的贡献率逐渐上升,分别达到 14.06%、22.36%,说明农业机械化和财政支出对降低农业碳排放量具有重要的推动作用。

关键词:农业机械化;财政支出;农业碳排放;VAR 模型

中图分类号:F3 文献标识码:A 文章编号:2095-5553 (2025) 06-0313-09

Study on the relationship between agricultural mechanization, fiscal expenditure and agricultural carbon emission: Empirical analysis based on VAR model

Pang Yizhang^{1, 2}, Li Ping^{1, 2}

(1. School of Economics & Management, Hubei University of Technology, Wuhan, 430068, China;
2. Hubei Development Research Center of Agricultural Equipment Manufacturing Industry, Wuhan, 430068, China)

Abstract: Carbon emissions reduction and carbon sequestration in the field of agricultural machinery and equipment is an important component of China's goal of achieving green and low-carbon agricultural development. The financial and taxation system is an important support for promoting agricultural mechanization and green and low-carbon development, and needs to further play its functional role. In order to explore the dynamic relationship between agricultural mechanization, fiscal expenditure and agricultural carbon emission, based on China's 2000 to 2022 data, the dynamic relationship between agricultural mechanization, fiscal expenditure and agricultural carbon emission was studied by constructing a VAR model, using pulse response analysis and variance decomposition. The results showed that agricultural mechanization was the Granger cause of fiscal expenditure and agricultural carbon emission, and there was a two-way Granger causal relationship between fiscal expenditure and agricultural carbon emission. The results of variance decomposition showed that the contribution rates of agricultural mechanization and fiscal expenditure on agricultural carbon emissions gradually increased in the second and later periods, reached 14.06% and 22.36% respectively, indicating that agricultural mechanization and fiscal expenditure had strong effects on promoting the reduction of agricultural carbon emissions.

Keywords: agricultural mechanization; financial expenditure; agricultural carbon emissions; VAR model

收稿日期:2023 年 10 月 27 日 修回日期:2024 年 2 月 15 日

* 基金项目:国家社会科学基金后期资助项目(23FGLB041);2021 年湖北省教育厅哲学社会科学研究重大项目(21ZD056);教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(21JZD030)

第一作者:庞义章,男,1999 年生,湖北孝感人,硕士研究生;研究方向为产业绿色发展、农业经济。E-mail: 860519011@qq.com

通讯作者:李平,男,1985 年生,湖北潜江人,博士,教授;研究方向为产业绿色发展、农业经济。E-mail: dixiaheliping@163.com

0 引言

农业机械化一直是农业发展的关键领域之一,对提高农业生产效率、降低劳动强度、减少农业碳排放具有重要作用。随着农业机械化的不断推进,农机装备领域减排固碳已成为我国实现农业绿色低碳发展目标的重要组成部分。然而,目前仍存在一些问题需要解决。首先,农机装备智能化、低碳化是农业机械化发展的一个重要方向。智能化农机装备的应用可以提高农业生产效率,减少资源浪费和环境污染。然而,由于我国农机装备智能化水平相对较低,智能化、低碳化的推广和应用面临一系列的制度和政策问题。其次,财政支出在推动农业机械化和绿色低碳发展方面具有重要支撑作用。财政支出可以用于农机装备的购置、技术研发和推广应用等方面,对推动农机装备智能化低碳化具有积极意义。然而,目前财税制度在农业机械化发展中的职能作用尚未充分发挥,存在着财政支出不足、财税政策不完善等问题。

在以上背景基础上,农业碳排放量成为了一个现实难点问题。随着农业机械化的推进,尽管农机装备智能化低碳化取得了一定进展,但农业碳排放量仍然较高。农业碳排放不仅与农机装备的智能化低碳化水平有关,也与其他因素有关。劳动投入和资本存量能够降低农业碳排放量^[1],经营规模和化肥的合理施用对降低农业碳排放量也有一定的贡献^[2]。但是,财政支出的力度和效果起着更为重要的作用,表现出负向的空间溢出效应^[3]。因此,有必要开展农业机械化、财政支出与农业碳排放量的动态关系研究,以寻找解决这一问题的有效途径。

综上所述,农机装备领域减排固碳是我国实现农业绿色低碳发展目标的重要组成部分,财政支出是推动农业机械化和绿色低碳发展的重要支撑,通过财政资金的投入,可以促进农业机械化程度的提升,同时推动农业向绿色低碳方向发展,实现可持续农业发展的目标,因此,需要进一步发挥其职能作用。通过支持农机设备的购置和更新、推动农业科技创新和示范推广,以及修复和保护农业生态环境,财政支出能够为农业现代化进程提供强有力的支持,推动农业向着高效、可持续的方向发展。当前,农业碳排放量仍然较高,需要深入研究农机装备智能化、低碳化与财政支出对农业碳排放量的影响,以解决现实难点问题,推动我国农业绿色低碳发展。

本文基于 2000—2022 年全国的时间序列数据,通过构建 VAR 模型研究农业机械化、财政支出与农业碳排放量三者之间的动态关系,以期为推进农业领域碳达峰、碳中和行动提供新思路,为农业发展政策的

制定提供科学依据,促进农业可持续发展,减少农业碳排放,实现生态环境协调与和谐。

1 研究现状与研究假设

1.1 研究现状

已有讨论农业机械化对农业碳排放量影响的文献较为丰富,但其中文献大多单独开展农业机械化与碳排放之间的关系研究,主要研究的是前者对后者的单项影响。贺青等^[4]通过构建环境库兹涅茨模型和分位数回归模型分析了农业机械化对农业碳排放的影响效应,发现农业机械化水平的提高能够显著促进农业现代化和农业绿色生产效率的提升。陈银娥等^[5]通过构建农业机械化、产业升级与农业碳排放相互关系的联立方程组模型,发现农业碳排放与农业机械化呈负相关关系,农业碳排放与产业升级呈正相关关系。

在农业机械化对农业碳排放的影响机制的研究上,不同学者有不同的见解。方师乐等^[6]从现实路径和中国特色两个维度出发,提出将农业机械化发展过程中其内部的结构化转变作为划分标准,需要积极推进农机服务的产业集群,推进农机服务专业化与规模化。褚力其等^[7]研究发现,财政支出规模是导致碳排放增长的首要因素,且我国碳排放增长受生产产值和政策规制影响较大。研究农业碳排放量对农业机械化影响的文章比较少,李伟娟等^[8]通过研究发现提高农业机械化一定程度上会提高农业碳排放量,对农业碳排放量的约束会影响农业机械化的推广。

有关财政支出对农业碳减排的研究结果见仁见智。大部分学者的研究表明财政支出能够降低农业碳排放量。吴伟伟^[9]研究发现,农业财政支出有利于降低农田利用碳排放强度,减排效应的区域差异与经济发展水平和农产品种植结构相关。陈苗苗等^[10]研究发现,财政支农能显著促进农业碳排放的减少。Yuan 等^[11]研究发现,政府的绿色财政支出能够提高碳减排效果,且具有时空效应。Zhu 等^[12]的研究发现,财政支出主要是通过提高绿色创新、经济结构升级、能源消费结构和能源效率对碳排放具有显著的负向影响。也有学者发现财政支出对农业二氧化碳排放具有促进作用,例如 Galinato 等^[13]研究发现,政府总支出的增加在短期内显著增加了用于农业生产的林地清理,从而导致更多的二氧化碳排放。有关农业机械化和财政支出的相互关系研究中,龚斌磊等^[14]研究发现,财政支出可以通过提升化肥和农机质量来提高农业产出。

结合以上的文献梳理,本文在以下方面进行拓展:一是研究农业机械化和农业碳排放量之间相互关系、研究财政支出和农业碳排放量之间的相互关系的文章较

少,通过研究三者的相互关系可以丰富这方面的研究。二是已有文献大多考虑农业机械化、财政支出、农业碳排放量中两两变量的作用关系,没有考虑三者之间可能存在相互影响的动态关系,采用 VAR 模型来研究三者之间相互的动态关系,希望能够进一步丰富已有文献。

1.2 研究假设

农业机械化一直被认为是提高农业生产效率和减少劳动力成本的重要手段。随着农业现代化进程的加快,农业机械化在农业生产中的应用越来越广泛。然而,农业机械化对环境的影响一直备受关注,尤其是与农业碳排放量之间的关系。随着“双碳战略”的提出,我国越来越重视绿色农业的发展,越来越多的财政支出投入到农业碳减排事业中。农业机械化水平提高推动更多资金投入在农机设备、培养农民新技术等方面,政府的财政支出也不断提高。财政支出的提高能够促进农业碳减排技术的创新发展,进而降低农业碳排放量。因此,提出假设 1:农业机械化水平对农业碳排放量产生直接影响不明显。农业机械的使用具有一定的碳减排效应:农业机械化可以提高农业生产效率,减少土地开垦,同时也能优化农业生产方式,减少碳排放。实际上,农业机械的使用也会产生一定的碳排放。在原材料采集、加工制造到运输等环节,都会消耗大量的能源和排放大量的二氧化碳。正、反两方面的作用可能会使农业机械化对农业碳排放量的动态影响不明显。

假设 2:财政支出的增加会对农业碳排放量产生负面影响。财政支出可以用于农业碳减排技术的研发和提供农民的培训和教育,通过投入资金,政府可以支持农业科研机构和农民开展相关技术研究,推动农业碳减排技术的创新与应用。同时政府可以通过财政支出,开展农民培训和教育项目,提高农民的意识和技能,使其能够更好地应用和推广农业碳减排技术。

假设 3:农业机械化和财政支出之间存在相互关系。农业机械化的推进需要财政支持,财政支出的增加可以促进农业机械化的发展。因此,农业机械化和财政支出之间的可能存在动态相关关系。

假设 4:财政支出可能在农业机械化和农业碳排放量之间产生中介效应。农业机械化水平的提高需要大量资金支持,这种大量的资金投资使得财政支出提高;在农业机械化水平提高后生产资料的购买和使用也会提高财政支出。因此,农业机械化水平的提高可能借助财政支出的提高间接影响农业碳排放量。

2 模型建立与变量选择

2.1 模型建立

着重探讨农业机械化、财政支出和农业碳排放量

三者之间的关系,而传统的计量模型通常一开始就设定一种或多种自变量,并且研究这些自变量对因变量的作用通常是预先设定的因果关系,并有一定的限制。因此,采用 VAR 模型,可以打破传统的经济计量模型的限制,不附加预设约束,平等对待每一个变量,将所考察的变量全部视为解释变量和被解释变量,采用多个方程联立的方法,将所有内生变量的滞后项分别进行回归,从而全面地分析各个变量间的相互作用。VAR 模型的表达式(1)所示。

$$Y_t = \sum_{i=1}^n A_i Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

式中: Y_t ——($n \times 1$)维随机变量;

A_i ——系数矩阵;

ϵ_t ——随机扰动项。

2.2 变量选择与处理

为研究农业机械化、财政支出和农业碳排放量三者之间的动态关系,采用的变量分别为农业机械化水平(AM)、财政支出(FE)和农业碳排放总量(ACE),建立 VAR 模型来分析它们之间的动态关系,再建立协整关系进行具体的结构解释。

2.2.1 农业碳排放总量的测算

根据丁宝根^[15]和史常亮^[16]等的研究,采用加权法,从 6 个方面(农用化肥、农用塑料薄膜使用量、农用柴油使用量、农药使用量、农作物总播种面积、有效灌溉面积)对我国的农业碳排放总量进行测算,计算如式(2)所示。

$$ACE = \sum C_i = \sum T_i \lambda_i \quad (2)$$

式中: ACE ——农业碳排放总量;

C ——各类碳源的碳排放量;

T ——第 i 种碳源的数量;

λ ——第 i 种碳源的碳排放系数。

6 种碳源及其对应的碳排放系数如表 1 所示。

表 1 农业主要碳排放源及碳排放系数

Tab. 1 Main agricultural carbon emission sources and carbon emission coefficient

碳源	碳排放系数	参考来源
农用化肥	0.89 kg/kg	美国橡树岭国家实验室 ^[17]
农药	4.93 kg/kg	美国橡树岭国家实验室 ^[17]
农用塑料薄膜	5.18 kg/kg	南京农业大学农业资源与生态环境研究所 ^[18]
农用柴油	0.59 kg/kg	IPCC2013 ^[19]
农作物总播种面积(翻耕)	312.60 kg/hm ²	李波等 ^[20]
有效灌溉面积	266.48 kg/km ²	段华平等 ^[21]

由于农用塑料薄膜使用量、农用柴油使用量和农

药使用量在 2019 年以后已停止统计,采取线性插值法补充 2020 年、2021 年、2022 年的数据。

2.2.2 变量选择与数据来源

农业机械化水平采用农业机械总动力来衡量。一般而言,农业机械总动力越高代表一个国家或地区农业机械化和现代化水平越高,新一代的农业机械采用了先进的燃烧技术和能源回收技术,能够更高效地利用燃料,减少能源的浪费,对节能减排具有一定的促进作用。然而农业机械化水平的提高也会对环境造成一定的负面影响:一方面,农业机械的广泛使用会加快能源消耗,尤其是化石能源,从而增加二氧化碳等温室气体的排放。另一方面,农业机械的过度使用也可能导致土壤侵蚀和环境污染,进而影响碳循环。因此,农业机械化是影响农业碳排放总量的重要因素。财政支出水平采用全国层面的财政支出数据来衡量。财政支出对农业碳排放量有着重要的影响。通过资助低碳农业措施、推动碳汇项目发展以及支持农业研发和创新,财政支出可以促进农业的可持续发展,减少碳排放,为应对气候变化作出贡献。

采用 2000—2022 年我国全国层面的时间序列数据,相关变量的数据来源于《中国统计年鉴》。各变量的具体含义如表 2 所示。

表 2 各变量表示及具体含义

Tab. 2 Representation of each variable and its specific meaning

变量	含义
ACE	农业碳排放总量
AM	农业机械总动力
FE	财政支出水平
lnACE	农业碳排放总量对数
lnAM	农业机械总动力对数
lnFE	财政支出水平对数

2.2.3 时序图分析

时间序列数据首先应该做出数据的时序图进行初步分析。使用 Eviews 9.0 做出原变量和对数处理后变量的时序图如图 1 所示。可以看出,原序列 ACE、

AM 和 FE 都是非平稳的,2000—2022 年我国农业机械化水平、财政支出水平和农业碳排放总量变化趋势大体一致,都为上升趋势。但 2015 年后我国农业碳排放总量有明显的下降趋势,农业机械化水平呈现先下降后上升的趋势。

从图 1 可以看出取对数后的变量也都是非平稳的,lnACE、lnAM、lnFE 三条曲线都具有明显的上升趋势。取完对数之后的变量数值范围变得很小,大体为 8~13,这有利于后面的数据处理和分析,因此,本文的协整检验部分选择对数处理后的变量进行分析。

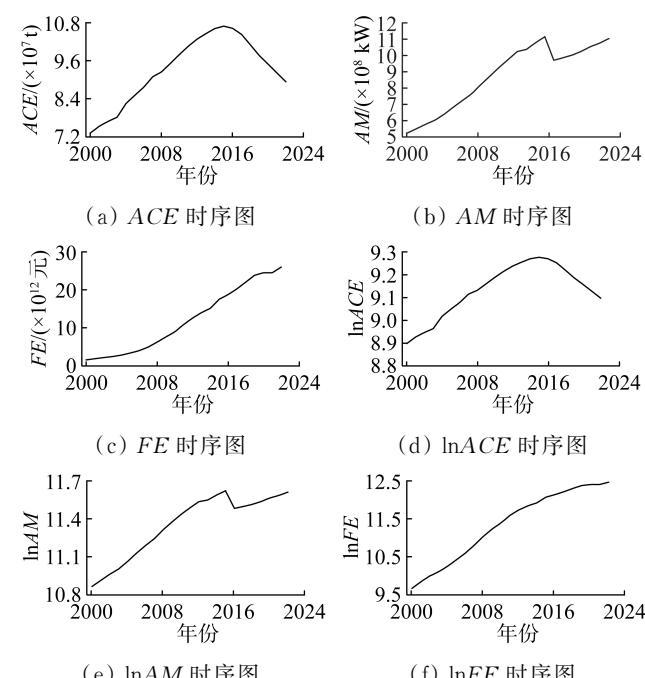


图 1 各变量时序图

Fig. 1 Time series diagram of each variable

2.2.4 变量描述性统计分析

在进行时序图分析后,需要了解这些时间序列数据变量的统计学特征,必要时需要排除不合适的变量,为后面进行更进一步分析和 VAR 建模奠定基础。用 Eviews 9.0 对原变量和用对数处理后变量的描述性统计分析如表 3 所示。

表 3 各变量的描述性统计

Tab. 3 Descriptive statistics of each variable

变量	ACE	AM	FE	lnACE	lnAM	lnFE
均值	9 313.856	87 704.09	120 370.5	9.132 77	11.353 96	11.347 4
中位数	9 489.312	97 245.59	109 247.8	9.157 921	11.484 99	11.601 37
最大值	10 691.93	111 728.1	260 609.2	9.277 245	11.623 82	12.470 78
最小值	7 324.873	52 573.61	15 886.5	8.899 031	10.869 97	9.673 225
标准差	1 060.84	19 877.35	86 538.51	0.117 839	0.248 54	0.944 328

从表 3 可以看出,2000—2022 年,AM 和 FE 的均值分别为 87 704.09、120 370.5,最小值分别为

52 573.61、15 886.5,最大值分别为 111 728.1、260 609.2,这说明我国全国的农业机械化和财政支出

均值较高,且在 2000—2022 年共 23 年的时间里增长迅速。 $\ln ACE$ 、 $\ln AM$ 、 $\ln FE$ 的标准差分别为 0.118、0.249、0.944,其中 $\ln ACE$ 的标准差相对而言较小。经过对数处理过后变量的统计学特征较好,不需要剔除,后续将基于 $\ln ACE$ 、 $\ln AM$ 、 $\ln FE$ 这三个变量进行分析。

3 实证分析

3.1 平稳性检验

由于本文所选择的数据均为时间序列数据,因此,为了防止时间序列数据的非平稳而产生“伪回归”现象,首先,对用自然对数处理过后的变量 $\ln ACE$ 、 $\ln AM$ 、 $\ln FE$ 运用 ADF 检验法进行单位根检验。由表 4 可知,在 5% 的显著性水平下, $\ln ACE$ 、 $\ln AM$ 、 $\ln FE$ 的 P 值分别为 0.142 7、0.140 3、0.337 5,均大于 0.05,说明三者都为非平稳序列。故将 3 个变量进行

一阶差分,得到 $D\ln ACE$ 、 $D\ln AM$ 、 $D\ln FE$,再次进行单位根检验,得到在 5% 的显著性水平下 $D\ln AM$ 的 P 值为 0.023 6,小于 5%,这说明在 5% 的显著性水平下可以认为 $D\ln AM$ 为平稳序列,但 $D\ln ACE$ 和 $D\ln ACE$ 的 P 值仍大于 10%,说明 $D\ln ACE$ 和 $D\ln ACE$ 仍不是平稳序列。对 $D\ln ACE$ 和 $D\ln ACE$ 再进行一阶差分得到二阶差分 $DD\ln ACE$ 和 $DD\ln FE$,进行单位根检验,结果 P 值分别为 0.126 8、0.000 5,说明在 5% 的显著性水平下可以认为 $DD\ln FE$ 是平稳序列, $DD\ln ACE$ 仍不是平稳序列。对 $DD\ln ACE$ 再进行一阶差分得到三阶差分 $DDD\ln ACE$,进行单位根检验得出其 P 值为 0.040 9,小于 5%,可以认为它是平稳序列。因此, $\ln ACE$ 、 $\ln FE$ 、 $\ln ACE$ 三者之间可能存在协整关系,采用 Johansen 协整检验方法来研究和验证 3 个变量间的协整关系。

表 4 ADF 检验结果

Tab. 4 ADF test results

变量	ADF 统计量	ADF 检验的临界值			P 值	结论
		1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值		
$\ln ACE$	-2.446 128	-3.920 35	-3.020 686	-2.650 413	0.142 7	非平稳
$\ln AM$	-2.451 062	-3.769 597	-3.004 861	-2.642 242	0.140 3	非平稳
$\ln FE$	-1.873 200	-3.788 030	-3.012 363	-2.646 119	0.337 5	非平稳
$D\ln ACE$	-0.637 520	-3.788 030	-3.012 363	-2.646 119	0.841 7	非平稳
$D\ln AM$	-3.384 087	-3.788 030	-3.012 363	-2.646 119	0.023 6	平稳
$D\ln FE$	-1.351 702	-3.788 030	-3.012 363	-2.646 119	0.585 5	非平稳
$DD\ln ACE$	-2.527 209	-3.886 751	-3.052 169	-2.666 593	0.126 8	非平稳
$DD\ln FE$	-5.253 954	-3.808 546	-3.020 686	-2.650 413	0.000 5	平稳
$DDD\ln ACE$	-3.175 288	-3.920 350	-3.065 585	-2.673 459	0.040 9	平稳

3.2 Johansen 协整检验

由平稳性检验可知, AM 、 FE 、 ACE 之间可能存在协整关系。运用 Johansen 协整检验方法对三者长期、稳定的关系进行检验,检验结果如表 5 所示。

表 5 Johansen 协整检验结果

Tab. 5 Johansen cointegration test results

协整关系数量	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob. **
None*	0.666 321	38.492 68	24.275 96	0.000 4
At most 1*	0.419 691	15.443 59	12.320 90	0.014 5
At most 2	0.174 045	4.015 507	4.129 906	0.053 5

注:右上角标*表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设,右上角标**表示麦金农—豪格—米歇尔 P 值。

从表 5 可以看出,结果表明在 5% 的显著性水平下, AM 、 FE 、 ACE 三个变量间存在显著的协整关系,并且协整关系不唯一。因此,可以得出的结论是农业机械化水平、财政支出和农业碳排放量三者之间存在显著的协整关系。

3.3 格兰杰因果检验

在经济变量中会出现一些变量在统计学上显著相关,但不一定都有经济学上的意义,采用格兰杰因果关系检验来判断农业机械化、财政支出和农业碳排放量三者间的经济关系是否存在因果联系。检验结果如表 6 所示。

原假设“ AM 不是 ACE 的格兰杰原因”, P 值为 0.015 9,小于 5%,表明在 5% 的显著性水平下拒绝原假设,认为 AM 是 ACE 的格兰杰原因。原假设“ ACE 不是 AM 的格兰杰原因”, P 值为 0.970 6,大于 5%,表明在 5% 的显著性水平下接受原假设,认为 ACE 不是 AM 的格兰杰原因。因此, AM 是引起 ACE 变化的格兰杰原因, ACE 不是引起 AM 变化的格兰杰原因。

原假设“ FE 不是 ACE 的格兰杰原因”, P 值为 3×10^{-8} ,小于 5%,表明在 5% 的显著性水平下拒绝原假设,可以认为 FE 是 ACE 的格兰杰原因。原假

设“ACE 不是 FE 的格兰杰原因”, P 值为 0.000 1, 小于 5%, 表明在 5% 的显著性水平下拒绝原假设, 可以认为 ACE 是 FE 的格兰杰原因。因此, FE 和 ACE 互为格兰杰原因。

表 6 格兰杰因果检验结果

Tab. 6 Granger causality test results

原假设	Obs	F—Statistic	Prob.	结果
AM 不是 ACE 的格兰杰原因	22	7.013 33	0.015 9	拒绝
ACE 不是 AM 的格兰杰原因		0.001 40	0.970 6	接受
FE 不是 ACE 的格兰杰原因	22	79.106 0	3×10^{-8}	拒绝
ACE 不是 FE 的格兰杰原因		24.059 4	0.000 1	拒绝
FE 不是 AM 的格兰杰原因	22	0.045 34	0.833 6	接受
AM 不是 FE 的格兰杰原因		15.464 4	0.000 9	拒绝

原假设“FE 不是 AM 的格兰杰原因”, P 值为 0.833 6, 大于 5%, 表明在 5% 的显著性水平下接受原假设, 认为 FE 不是 AM 的格兰杰原因。

原假设“AM 不是 FE 的格兰杰原因”, P 值为 0.000 9, 小于 5%, 表明在 5% 的显著性水平下拒绝

原假设, 可以认为 AM 是 FE 的格兰杰原因。因此, FE 不是引起 AM 变化的格兰杰原因, 但 AM 是引起 FE 变化的格兰杰原因。

3.4 滞后阶数的选择

VAR 模型通常是建立在稳定时间序列数据基础上的, 故使用 3 个平稳的变量 DlnAM、DDlnFE 和 DDDlnACE 构建 VAR 模型。VAR 模型中一个关键参数需要确定, 就是滞后阶数。滞后阶数的选择, 既不能太大也不能太小, 如果滞后阶数选择太大, 会减小方程的自由度, 降低模型的估计精度; 如果滞后阶数选择太小, 会导致方程的有效信息不足, 影响参数的有效性。所以需要在信息获取与自由度减少之间进行权衡来取得最优解。为得到最优的 VAR 模型滞后阶数, 采用信息准则来确定 VAR 的最佳滞后阶数: 当似然比(LR)检验统计量、最终预测误差(FPE)、赤池信息量(AIC)值、施瓦茨信息准则(SC)值、汉南—奎因信息准则(HQ)值中超半数以上或者最多的判断标准的值达到最小时, 则可以确定最优滞后阶数。检验用的是 2 阶的滞后序列, 结果见表 7, 可以看到有超过一半(3 项)的判断标准的值最小都落在 2 阶, 即根据信息准则判断有超过一半多的准则选出的滞后阶数都是 2 阶, 由此判断 VAR 模型的最佳滞后阶数为 2, 建立 VAR(2)模型。

表 7 VAR 模型最优滞后阶数检验
Tab. 7 Optimal lag order test of VAR model

滞后阶数	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	111.541 4	NA*	1.16×10^{-9}	-12.060 16	-11.911 77*	-12.039 70
1	121.508 7	15.504 63	1.07×10^{-9}	-12.167 63	-11.574 05	-12.085 79
2	132.055 3	12.890 25	1.00×10^{-9} *	-12.339 47*	-11.300 71	-12.196 24*

注:右上角标*表示最优滞后阶数。

3.5 模型平稳性检验

为判断农业机械化、财政支出和农业碳排放量之间的冲击响应幅度, 需要进行脉冲响应函数的检验, 这一冲击将对未来的因变量产生影响, 所以在进行脉冲响应分析前, 必须对所构建的 VAR 模型进行平稳性测试。具体而言, 判断整个 VAR 模型是否平稳需要考虑整个系统的平稳性条件, 即计算特征根多项式的值。对于具有 K 个内生变量和滞后长度为 M 的 VAR 模型, 特征根多项式共有 $M \times K$ 个特征根。如果所有特征根的倒数模 < 1 (即在单位圆内), 则 VAR 模型是平稳的; 反之, VAR 模型不稳定, 需要重新设定。使用 Eviews9.0 做出 VAR(2)模型的 AR 根图见图 2。由图 2 可知, 通过滞后结构(Lag Structure)检验发现, 所有单位根均落在单位圆内, 由此可知建立的 VAR(2)模型是稳定的。

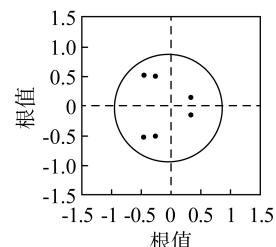


图 2 VAR(2)模型单位根检验图

Fig. 2 VAR(2) model unit test chart

3.6 脉冲响应分析

脉冲响应函数(Impulse Response Function)是指系统对其中某一变量的一个冲击或新生所做的反映, 从根本上说能够描述一个内生变量对误差冲击的反应。为避免各变量进入 VAR 模型的顺序对脉冲响应函数的结果产生影响, 选择建立以 DDDlnACE 与 DDlnFE 互为脉冲变量和响应变量的脉冲响应函数以

及 $DlnAM$ 对 $DDlnFE$ 的脉冲响应函数,设置期限为 10 期,得到的脉冲响应如图 3 和图 4 所示。

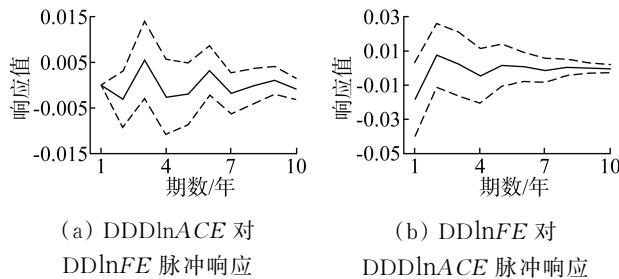


图 3 DDDlnACE 与 DDlnFE 的脉冲响应

Fig. 3 Impulse response of DDDlnACE and DDlnFE

如图 3(a)所示,当在第 1 期给财政支出施加一个标准差的冲击后,农业碳排放量的脉冲响应值为 0,随后可以看到农业碳排放量的脉冲响应值开始下降,在第 1~2 期中财政支出对农业碳排放量的负向作用先增大后减小,在第 2 期末变为 0,随后财政支出对农业碳排放量开始产生正向作用。农业碳排放量在第 3 期达到最大脉冲响应值为 0.0055。第 3 期之后正向作用开始下降,直到第 3 期结束变为 0,这种正向作用一直持续到第 3 期结束。从第 4 期开始直到第 5 期结束,财政支出对农业碳排放量的作用都是负向作用,但负向作用较小,最大的负向作用也仅仅在第 4 期达到-0.0026。在第 6 期之后财政支出对农业碳排放量的作用呈现正负交替,最终将在 0 值附近波动。说明财政支出在短期内对农业碳排放量存在显著的负向冲击,第 6 期开始财政支出在短期内对农业碳排放量存在微弱的正负交替作用,第 8 期后财政支出在短期内对农业碳排放量的影响在 0 值附近波动。因此,财政支出在短期内对农业碳排放量存在显著的负向效应,随着时间的推移,这种效应将逐渐变得平稳。

如图 3(b)所示,当在第 1 期给农业碳排放量施加一个标准差的冲击后,财政支出的脉冲响应值为-0.018,随后这种负向作用开始减弱并在第 1 期末

变为 0,之后农业碳排放量对财政支出产生正向作用并不断增强,第 2 期达到最大值为 0.007。第 2 期后正向作用开始减弱,在第 3 期末变为 0,随后产生负向作用。从第 4 期开始农业碳排放量对财政支出产生正负交替的作用,并在第 8 期后农业碳排放量对财政支出的影响在 0 值附近波动。因此,农业碳排放量在短期内对财政支出存在显著的负向效应,随着时间的推移,这种效应逐渐变得平稳并趋于 0。

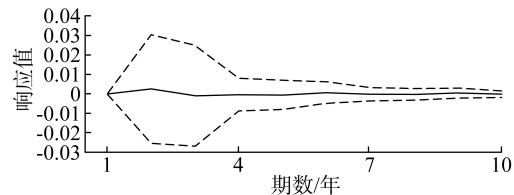


图 4 DDlnFE 对 DlnAM 的脉冲响应

Fig. 4 Impulse response of DDlnFE to DlnAM

从图 4 可以看出,当在第 1 期给农业机械化施加一个标准差的冲击后,财政支出的脉冲响应值为 0,随后开始上升并在第 2 期达到最大值为 0.003,之后正向作用开始减弱,第 3 期初变为 0。第 3 期初开始,农业机械化对财政政策的负向作用先增强后减弱,第 3 期达到负向作用最大值为-0.001。直到第 6 期初农业机械化对财政支出都呈现出负向作用,第 6 期后这种作用趋于 0。这说明农业机械化对财政支出在短期内存在显著的正向效应,但随着时间的推移,这种效应将逐渐变得平稳并趋于 0。

3.7 方差分解分析

预测方差分解是一种判断经济序列变量之间动态相关性的重要方法。它实质上是一个新生计算过程,是将系统的预测均方误差分解为系统中各变量冲击所作的贡献。通过方差分解能够得出各扰动项的条件对 VAR 模型中其他变量的影响程度,通过衡量每个结构冲击对内生变量的贡献程度来评价不同结构冲击的重要性。农业碳排放量的方差分解如表 8 和图 5 所示。

表 8 农业碳排放量的方差分解

Tab. 8 Variance decomposition of agricultural carbon emissions

期数/年	S.E.	DDDlnACE	DDlnFE	DlnAM
1	0.010 193	100.000 0	0.000 000	0.000 000
2	0.013 774	89.121 59	4.984 067	5.894 345
3	0.015 589	69.971 75	16.557 67	13.470 59
4	0.016 187	68.075 39	17.847 21	14.077 40
5	0.016 512	67.926 97	18.516 45	13.556 58
6	0.016 911	64.993 14	21.239 41	13.767 45
7	0.017 055	63.978 15	21.961 73	14.060 13
8	0.017 075	64.011 62	21.920 76	14.067 62
9	0.017 116	63.767 47	22.198 92	14.033 62
10	0.017 141	63.578 10	22.362 60	14.059 30

从表 8 和图 5 可以看出,在初始状态农业碳排放量对自身变化的解释程度为 100%,在第 2 期后农业机械化和财政支出对农业碳排放量的解释程度逐渐上升。到了第 10 期,农业碳排放量对自身变化的解释程度超过了 60%,农业机械化和财政支出对农业碳排放量的解释程度分别达到 14.06%、22.36%。

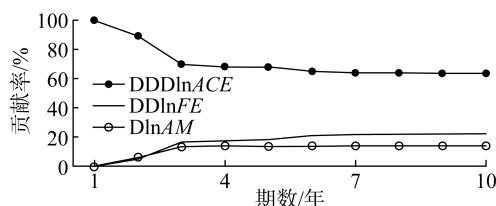


图 5 农业碳排放量的方差分解图

Fig. 5 Variance decomposition diagram of agricultural carbon emissions

4 结论与建议

4.1 结论

选取 2000—2022 年全国的农业机械化、财政支出和农业碳排放量的数据,建立 VAR 模型分析三者之间的动态关系。

1) 从协整检验的结果可知,农业机械化、财政支出和农业碳排放量之间存在着长期的均衡关系。

2) 格兰杰因果关系检验结果显示,农业机械化是农业碳排放量和财政支出的格兰杰原因,财政支出和农业碳排放量互为格兰杰原因。结合方差分解的结果可知,农业机械化对农业碳排放量的解释程度低于财政支出对农业碳排放量的解释程度,原因可能是二者之间并不存在直接的关系,假设 1 成立,农业机械化更多地通过提高财政支出、优化农业生产要素配置、合理优化农业种植结构等间接影响农业碳排放量。

3) 脉冲响应的结果显示,财政支出在短期内对农业碳排放量存在显著的负向效应,假设 2 成立;农业碳排放量在短期内对财政支出也存在显著的负向效应。农业机械化对财政支出在短期内存在显著的正向效应,假设 3 成立。随着时间的推移,这些效应都将逐渐变得平稳并趋于 0。农业机械化对农业碳排放量的直接影响不明显,财政支出在短期内对农业碳排放量存在显著的负向效应,财政支出可能在农业机械化和农业碳排放量之间充当中介效应。假设 4 成立。

4) 方差分解的结果显示,农业碳排放量的变化大部分来源于自身,在第 2 期及以后,农业机械化和财政支出对农业碳排放量的解释程度逐渐上升,最终分别达到 14.06%、22.36%。

4.2 建议

1) 加强农业机械化,这是减少农业碳排放的重要

途径之一。传统的农业生产方式往往依赖大量的人力劳动,不仅效率低下,还会导致大量的碳排放。因此,政府应加大对农业机械化的投入,提供财政支持,鼓励农民使用现代化农业机械设备。同时,应加强对农民的培训和技术指导,提高他们对农业机械的使用和维护能力,充分发挥农业机械化的优势,降低碳排放量。

2) 优化财政支出,这是实现农业碳排放减少的关键。政府在农业领域的财政支出应更加注重环境友好型项目的资助。例如,可以鼓励农民采用节水灌溉技术、有机农业技术等,减少农业化肥和农药的使用,从而降低碳排放量。此外,政府还可以加大对农业科技研发的投入,推动农业科技创新,提高农业生产效率,减少资源的浪费,实现农业碳排放的持续降低。

参 考 文 献

- [1] 朱嘉晴, 秦会艳, 张梦春. 基于时变参数 C—D 生产函数的江西省农业碳排放驱动因素及脱钩效应 [J]. 应用生态学报, 2023, 34(11): 3085—3094.
Zhu Jiaqing, Qin Huiyan, Zhang Mengchun. Driving factors and decoupling effects of agricultural carbon emissions in Jiangxi Province based on time-varying parameter C—D production function [J]. Chinese Journal of Applied Ecology, 2023, 34(11): 3085—3094.
- [2] 祝伟, 王瑞梅. 技术进步和经营规模对农业碳排放的影响研究 [J]. 农业经济, 2023(2): 13—15.
Zhu Wei, Wang Ruimei. Research on the impact of technological progress and operation scale on agricultural carbon emission [J]. Agricultural Economy, 2023 (2) : 13—15.
- [3] 田云, 尹志昊, 张蕙杰. 我国农村能源碳排放时空格局、影响因素及空间溢出效应 [J]. 中国农业科学, 2023, 56(13): 2547—2562.
Tian Yun, Yin Minhai, Zhang Huijie. Spatial-temporal pattern, influencing factors and spatial spillover effect of rural energy carbon emissions in China [J]. Scientia Agricultura Sinica, 2023, 56(13): 2547—2562.
- [4] 贺青, 张俊彪, 张虎. 农业机械化对农业碳排放的影响——来自粮食主产区的实证 [J]. 统计与决策, 2023, 39(1): 88—92.
He Qing, Zhang Junbiao, Zhang Hu. Impact of agricultural mechanization on agricultural carbon emission: Evidence from major grain producing areas [J]. Statistics & Decision, 2023, 39(1): 88—92.
- [5] 陈银娥, 陈薇. 农业机械化、产业升级与农业碳排放关系研究——基于动态面板数据模型的经验分析 [J]. 农业技术经济, 2018(5): 122—133.
Chen Yin'e, Chen Wei. A study on the relationship among agricultural mechanization, industrial upgrading and

- agricultural carbon emission: The empirical research based on dynamic panel data model [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2018(5): 122—133.
- [6] 方师乐, 黄祖辉. 新中国成立 70 年来我国农业机械化的阶段性演变与发展趋势[J]. *农业经济问题*, 2019(10): 36—49.
Fang Shile, Huang Zuhui. 70th anniversary of the founding of the PRC: The transition, influence factor and trend of China's agricultural mechanization [J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2019(10): 36—49.
- [7] 褚力其, 姜志德, 任天驰. 中国农业碳排放经验分解与峰值预测——基于动态政策情景视角[J]. *中国农业大学学报*, 2020, 25(10): 187—201.
Chu Liqi, Jiang Zhide, Ren Tianchi. Empirical decomposition and peak prediction of agricultural carbon emissions in China: From the perspective of dynamic policy scenarios [J]. *Journal of China Agricultural University*, 2020, 25(10): 187—201.
- [8] 李伟娟, 张朋程. 山东省粮食安全, 农业机械化与农业碳排放的关联及发展建议[J]. *湖北农业科学*, 2022, 61(11): 181—185.
Li Weijuan, Zhang Pengcheng. Correlation and development suggestions of food security, agricultural mechanization and agricultural carbon emission in Shandong Province [J]. *Hubei Agricultural Sciences*, 2022, 61(11): 181—185.
- [9] 吴伟伟. 农业财政支出影响农田利用碳排放的区域差异研究[J]. *上海农业学报*, 2017, 33(6): 107—112.
Wu Weiwei. Research on regional difference of impact of fiscal expenditure of agriculture on carbon emission from farmland use [J]. *Acta Agriculturae Shanghai*, 2017, 33(6): 107—112.
- [10] 陈苗苗, 陈妍妍. 财政支农, 金融支农促进了农业低碳化发展吗? ——基于 STIRPAT 模型的研究[J]. *金融发展评论*, 2022(2): 29—41.
Chen Miaomiao, Chen Yanyan. Have fiscal and financial support to agriculture promoted the development of low-carbon agriculture in China? Study based on the STIRPAT model [J]. *Financial Development Review*, 2022(2): 29—41.
- [11] Yuan S, Pan X. The spatiotemporal effects of green fiscal expenditure on low-carbon transition: Empirical evidence from China's low-carbon pilot cities [J]. *The Annals of Regional Science*, 2022, 70(2): 507—533.
- [12] Zhu Y, Liu Z, Feng S, et al. The role of fiscal expenditure on science and technology in carbon reduction: Evidence from provincial data in China [J]. *Environmental Science and Pollution Research International*, 2022, 29(54): 82030—82044.
- [13] Galinato I G, Galinato P S. The effects of government spending on deforestation due to agricultural land expansion and CO₂ related emissions [J]. *Ecological Economics*, 2016, 122: 43—53.
- [14] 龚斌磊, 王硕. 财政支出对我国农业增长的多途径影响[J]. *农业经济问题*, 2021(1): 54—68.
Gong Binlei, Wang Shuo. The multi-channel effects of fiscal expenditure on China's agricultural growth [J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2021(1): 54—68.
- [15] 丁宝根, 赵玉, 邓俊红. 中国种植业碳排放的测度, 脱钩特征及驱动因素研究[J]. *中国农业资源与区划*, 2022, 43(5): 1—11.
Ding Baogen, Zhao Yu, Deng Junhong. Calculation, decoupling effects and driving factors of carbon emission from planting industry in China [J]. *Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning*, 2022, 43(5): 1—11.
- [16] 史常亮, 郭焱, 占鹏, 等. 中国农业能源消费碳排放驱动因素及脱钩效应[J]. *中国科技论坛*, 2017(1): 136—143.
Shi Changliang, Guo Yan, Zhan Peng, et al. Driving factors and decoupling effect of carbon emissions from energy consumption: Evidence from China's agricultural sector [J]. *Forum on Science and Technology in China*, 2017(1): 136—143.
- [17] 马涛. 上海农业碳源碳汇现状评估及增加碳汇潜力分析[J]. *农业环境与发展*, 2011, 28(5): 38—41.
- [18] 王宝义, 张卫国. 中国农业生态效率测度及时空差异研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2016, 26(6): 11—19.
Wang Baoyi, Zhang Weiguo. A research of agricultural eco-efficiency measure in China and space-time differences [J]. *China Population, Resources and Environment*, 2016, 26(6): 11—19.
- [19] Ofipcc W G I. Climate change 2013: The physical science basis [J]. *Contribution of Working*, 2013, 43 (22) : 866—871.
- [20] 李波, 张俊彪. 基于投入视角的我国农业碳排放与经济发展脱钩研究[J]. *经济经纬*, 2012(4): 27—31.
Li Bo, Zhang Junbiao. Decoupling of China's agriculture carbon emissions and economic development based on the input perspective [J]. *Economic Survey*, 2012 (4) : 27—31.
- [21] 段华平, 张悦, 赵建波, 等. 中国农田生态系统的碳足迹分析[J]. *水土保持学报*, 2011, 25(5): 203—208.
Duan Huaping, Zhang Yue, Zhao Jianbo, et al. Carbon footprint analysis of farmland ecosystem in China [J]. *Journal of Soil and Water Conservation*, 2011, 25 (5) : 203—208.