基于 GPRS 的远程土壤 pH 值快速检测系统设计

胡永强[1], 姜 晟[2,3], 叶 云[4], 王卫星[2,3], 李亮斌[2]
(1.青海省科学技术信息研究所, 青海 西宁 810008; 2.华南农业大学工程学院, 广东 广州 510642;
3.广东省土地利用与整治重点实验室, 广东 广州 510642;
4.华南农业大学信息学院, 广东 广州 510642)

摘 要:针对传统土壤 pH 值检测技术手段落后、数据实时性差且无法与检测现场地理信息数据融合、检测设备功能单一、灵活性差等问题,研究了一种基于 GPRS 的远程土壤 pH 值快速检测系统。集成土壤 pH 值参数快速检测、实时显示、远程传输等技术于一体,采用高性能、低功耗的微控制器 STM32F103RBT6 为核心处理芯片,ZA-SOPH-A101 为土壤 pH 值检测传感器,以 GPRS 网络为载体实现了现场检测数据的远程实时传输。在青海省西宁市大通县景阳镇进行了测试,结果表明:该设计结构合理、运行稳定,实现了现场土壤 pH 数据的快速检测以及实时远程传输,并具有精度高、灵活性强、可靠性好等特点,满足土壤 pH 值快速检测的应用需求。

关键词:快速检测; 远程数据传输; 土壤 pH 值
中图分类号:S24;TP242 **文献标识码**:A **文章编号**:1004-874X(2014)20-0178-04

Design of remote soil pH rapid detection system based on GPRS

HU Yong-qiang[1], JIANG Sheng[2,3], YE Yun[4], WANG Wei-xing[2,3], LI Liang-bin[2]
(1. Science and Technology Information Institute of QingHai, Xining 810008, China;
2.Engineering College, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China;
3.Guangdong Province Key Laboratory of Land Use and Consolidation, Guangzhou 510642, China;
4. InFormation College, South China Agricultural Universtiy, Guangzhou 510642, China)

Abstract: The determination of soil pH value is essential for improving the quality of soil environment. The laggard conventional technology of pH value determination performs poorly in collecting real-time data and fails to integrate with geographic informations of the testing field. Meanwhile, the device has simple functions and low flexibility. This paper presented a remote soil pH value rapid detection system based on GPRS, functions of which included fast pH value determination, real-time displaying, remote transmission. The pH value transducer transmited remote real-time data based on GPRS technology, using Micro-controller STM32F103RBT6 as the core, which had high performance and low energy consumption, using ZA-SOPH-A101 soil pH value sensor as its sensor module. According to the experiment on spot taken in Jingyang Town, Xining City, Qinghai Province, the design was reasonable and worked well. It achieved fast soil pH value determination and remote real-time data transmission with high accuracy, flexibility and reliability. The results indicate that the pH value transducer meets the application requirements of fast soil pH determination.

Key words: rapid detection; remote data transmission; soil pH value

pH 值是反映土壤质量的最重要基本性质之一[1-3],不仅对土壤的一系列其他性质有着深刻影响, 而且还对植物生长发育[4]、土壤微生物活性有着重要作用[5],pH 不合适甚至还对粮食安全及人体健康带来不良影响[6-8]。研究表明,土壤 pH 偏高或偏低,都会不同程度地降低土壤养分及肥力的有效性[9],难以形成良好的土壤结构,严重抑制土壤微生物的活动,影响各种作物生长发育。随着工业化、城市化、农业集约化和社会经济的快速发展以及不合理的农业生产方式, 导致土壤资源的数量逐渐减少,质量不断退化,特别是土壤酸碱化问题日益突出[10-12]。因此,研究土壤 pH 值参数的快速检测技术和设备具有重大的实现意义。

传统的土壤 pH 值检测采用实验室手工分析方法,

收稿日期:2014-08-19
基金项目:国家“十二五”科技支撑计划项目(2012BAK17B15)
作者简介:胡永强(1970-),男,副研究员,E-mail:yqhuu@163.com

存在耗时费力、测试数据不能实时反映现场土壤 pH 值参数特性等弊端。采用传统检测仪表设备需要结合人工操作记录数据,且存在需市电供电、体积大、应用范围小等限制。目前,针对各种环境参数的快速检测设备发展较为迅猛[13-15],这对提高土壤 pH 值的快速检测水平也起到了重要的推动作用。周云波和高立平分别提出了二线制变送器和 pH 变送器的设计,改变了传统 pH 数据检测所采用的速测比色法和电位法的检测效率[16-17];刘倩等[18]提出了水产养殖水质 pH 值智能变送器设计实现了水质现场 pH 值的监测;贾伟锋等[19]针对工业现场 pH 检测干扰大、精度低等问题,提出了一种采用 89C52 单片机设计的 pH 值智能变送器,采用玻璃电极作为测量传感器,采用 7650 运放组成的差动电路作输入电路、采用 Pt100 热电阻对 pH 检测结果进行温度补偿,具有抗干扰能力强、测量精度高等特点。虽然上述检测设备突破了传统实验室检测的技术瓶颈,实现了原位数据快速检测,但还存在着体积大、应用灵活性差以及采集数据无法与地理信息数据相融合等缺点。本研究针对上述检测设备缺点,设计了一种基于 GPRS 的远程土壤 pH 值快速检测系统,实现了现场土壤 pH 数据的快速检测以及实时远程传输。

1 硬件系统设计

系统主要由处理器模块、传感器模块、键盘模块、GPRS 通信模块、液晶显示模块以及电源供电模块组成,硬件结构如图 1 所示,实物如图 2 所示。

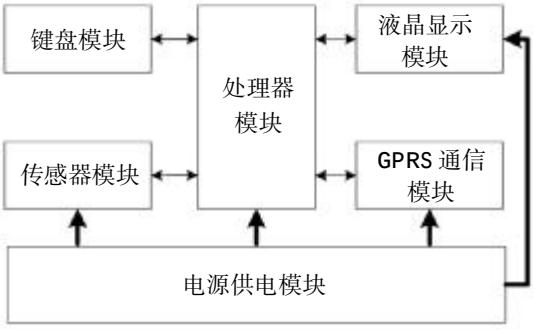

图 1 硬件结构

图 2 硬件实物

1.1 处理器模块

核心处理器是系统的核心,主要负责完成设备控制、数据计算等工作。采用 ST 公司基于 Cortex-M3 内核的高性能微控制器 STM32F103RBT6 为核心芯片。STM32F103RBT6 时钟频率可达 72 MHz,内嵌 128KB FLASH 程序存储器,且具有丰富的外设。本设计处理器模块具有上电自动复位及手动按键复位功能,晶体振荡电路为系统提供工作所需要的时钟信号,所有的任务调度、数据处理、功能协调、通信控制都在此模块的支持下完成。

1.2 传感器模块

传感器模块主要负责采集监测区域内相应的数据。根据土壤 pH 值的变化范围以及检测精度要求,采用上海左岸芯慧电子科技有限公司的 ZA-SOPH-A101 智能传感器实现对土壤 pH 值的测量,该传感器检测精度高,能在 1 d 内完成 90%读数,且分辨率高达 0.01pH),传感器输出数据为数字信号,可由处理器模块直接读取。传感器电源由继电器控制输出,当需要执行数据采集任务时,继电器导通输出 5 V 电源,当系统进入休眠状态时断开继电器,关闭 5 V 电源输出,传感器接口电路如图 3 所示。

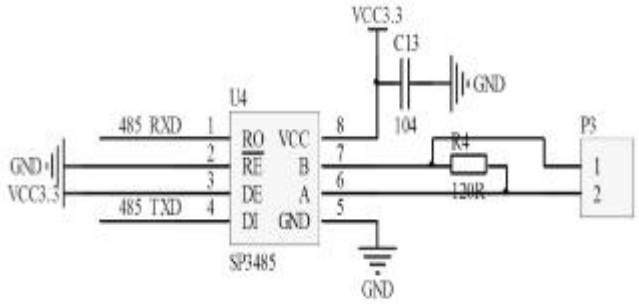

图 3 传感器接口电路原理

1.3 键盘模块

键盘模块主要提高了手持式检测设备的灵活性,利用处理器 STM32F103RBT6 的 I/O 端口扩展设计,实现对键值数据的采集。通过键盘模块设定样品采集地理信息以及发送采集命令和数据传输命令。

1.4 GPRS 通信模块

GPRS 通信模块主要负责系统与外部网络的数据交换和发送。本设计采用西门子公司的 MC55 作为 GPRS 通信模块主控芯片,其工作电压范围为 4.6~16 V,覆盖了当今全球所有 GSM/GPRS 网络的四频模块,适用于欧洲和亚洲以及北美的频段(850、900、1 800、1 900 MHz),该芯片具有数据传输稳定、价格低廉、易开发等优点。处理器通过 RS232 串口将检测数据和控制指令发送到 GPRS 通信模块,并将数据通过

GPRS 网络接入至 Internet 网络远程传输至监测中心服务器进行存储与处理，GPRS 通信模块接口电路如图 4 所示。

1.5 液晶显示模块

液晶显示模块采用 128×96 图形点阵显示屏为显示器件，支持 FSTN-Pos、STN-Blue、FSTN-Neg 以及 TAB 等结构，工作电压 3.3 V，支持四级灰度以及高效率白 LED 背光，具有体积小、功耗低等优点，广泛适用于手持仪器，本设计中主要用于显示检测结果以及系统工作状态。

1.6 电源供电模块

由于本设计的系统为手持式，需灵活、方便地应用于户外环境，因此电源供电模块的设计对于系统性能来说至关重要。电源供电模块采用双电源系统供电，供电电源包括 3 节锂电池，1 节锂电池为处理器模块和液晶显示模块供电；另外 2 节锂电池串联后经 LT1129-5 直流稳压芯片降压至 5 V 为 GPRS 通信模块和传感器模块供电，其中 5 V 电压转换电路如图 5 所示。

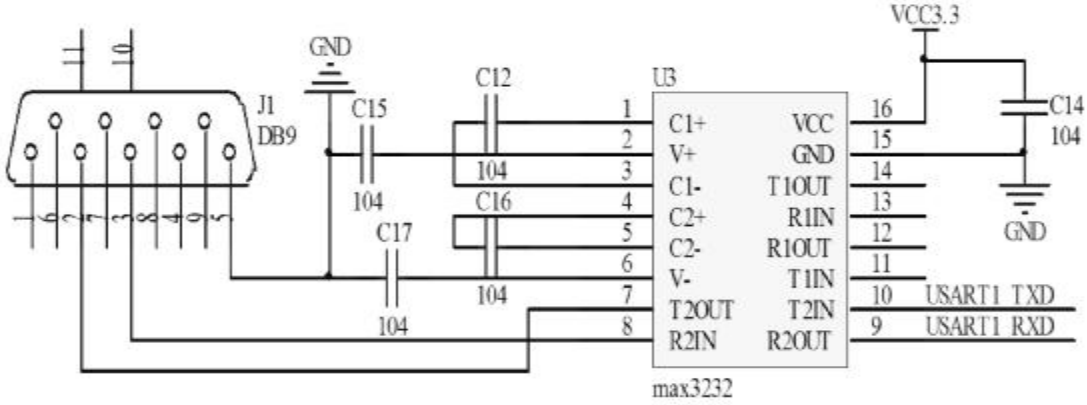

图 4 GPRS 通信模块接口电路原理

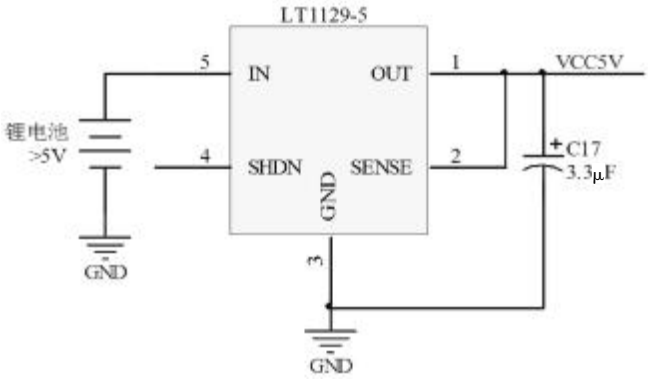

图 5 5V 电压转换原理

2 软件系统设计

2.1 应用程序设计

系统应用程序的设计主要包括硬件初始化、地理信息设定、数据采集，显示及传输。采用键盘扫描的工作方式，上电后进行初始化工作并检测是否启动完整，连续键盘扫描等待地理信息输入，若有输入命令，设定完成，否则继续扫描键盘。确定地理信息后进行数据采集，将采集数据发送至处理器进行解析并由液晶显示模块实时显示，同时将解析数据通过 GPRS 通信模块接入至 Internet 网络并传输至远程监测中心服务器。判断数据是否发送成功，若不成功则进行重复发送，每次显示并发送完本轮采集数据后，主控程序将返回至键盘扫描状态。系统应用序流程如图 6 所示。

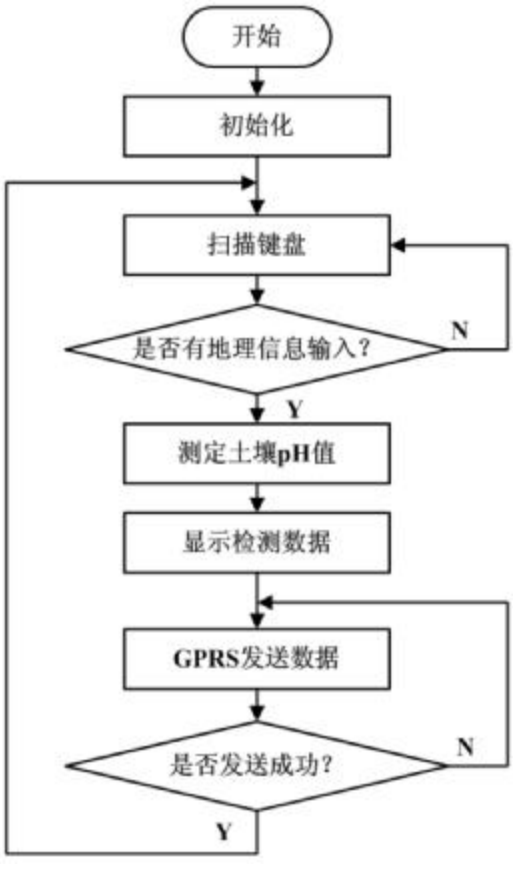

图 6 系统应用程序流程

2.2 GPRS 收发程序

用于进行采集数据接入 Internet 网络传输至远程监测中心服务器的 GPRS 收发程序在接收到处理器命令后进行初始化，通过与网络连通发送数据并返回应答的握手方式以确保数据的正确传输。由于是通过外部网络的数据传输，在网络状态不好时可能会导致数据的丢失，为此将对网络状态的情况进行判断后再发送，为保证数据丢包率小，在网络状态不正常时将数据存入缓冲。GPRS 收发程序流程如图 7 所示。

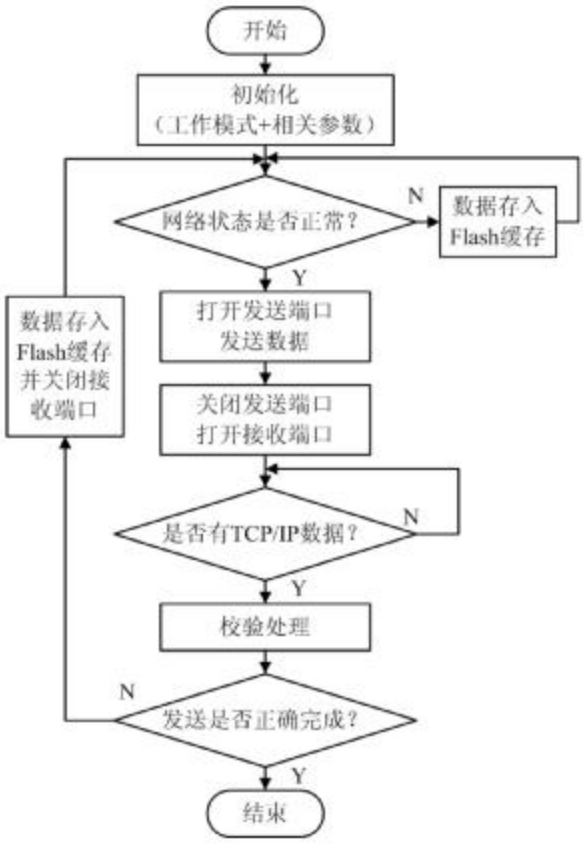

图 7 GPRS 收发程序流程

3 测试结果

2013 年 7 月，利用本文设计的基于 GPRS 的手持式土壤 pH 值快速检测系统，在青海省西宁市大通县景阳镇的 6 670 m² 耕地进行了实地试验，实测了耕地土壤 pH 值并实现了快速检测、远程数据传输和数据存储。通过试验测试系统在户外的工作性能以及实时性和可视性是否达到要求；远程数据传输的稳定性可靠性是否达到要求。远程监测中心服务器监测界面如图 8 所示。

表 1 为 2013 年 7 月不同时间的测定数据，由系统屏幕读取的数据与主机记录的数据对比，测试参数结果完全一致。由测试结果可知，系统能实时显示土壤 pH 值的检测数据，可视性性能良好；能够按要求快速对土壤 pH 值进行检测；并能将数据远程传送到监测中心并记录，所获得的数据能够真实反映土壤 pH 值的变化趋势。实现了系统显示屏直接显示相关信息，快速检测并远程记录测定参数，方便管理人员直观了解土壤 pH 值参数变化及后期对比分析。

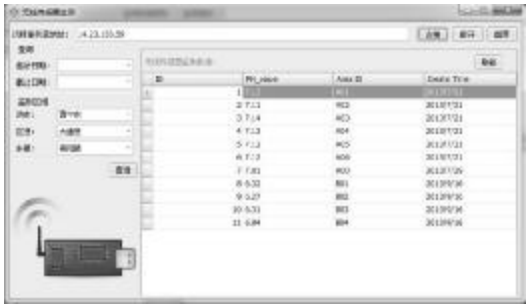

图 8 远程监测中心服务器监测界面

表 1 试验田实地测定数据记录

序号	酸碱度(pH 值)	测定区域	测定时间
1	7.13	A01	2013-07-21
2	7.11	A02	2013-07-21
3	7.14	A03	2013-07-21
4	7.13	A04	2013-07-21
5	7.12	A05	2013-07-21
6	7.12	A06	2013-07-21
7	7.01	A00	2013-07-29
8	6.32	B01	2013-09-16
9	6.27	B02	2013-09-16
10	6.31	B03	2013-09-16

4 结语

本文设计的基于 GPRS 的手持式土壤 pH 值快速检测系统，相比于传统测定手段及设备更加智能化，克服了以往测定数据滞后时间长、仅能手动记录等缺点，实现了对测定数据的远程传输记录、与现场地理信息融合功能，使测定的数据更具有价值及分析意义。该系统主要具有以下特点：体积小，功能强，携带方便，灵活度高；快速检测、采集数据实时读取，同时实现数据无线远程传输记录，现场读取与远程数据存储技术相结合，实现区域数据比较，适合户外数据采集操作；采用 STM32F103RBT6 高性能、低功耗的微控制器，实现了低功耗、高性能运行。通过实践表明，该基于 GPRS 的手持式土壤 pH 值快速检测系统结构合理，软硬件设计可行，并且具有良好的实用性，拥有广阔的应用前景。

参考文献：

[1] 毛应明，桑树勋，王学松，等.徐州市城区土壤 pH 值分布特征研究[J].环境科学与技术，2013(8):77-80.

[2] 许彦，罗丰，许如意，等.三亚地区农业土壤 pH 值测定方法初

（下转第 200 页）

广西香蕉种植户技术需求意愿及影响因素分析

张 佳[1], 柯佑鹏[1], 过建春[2], 张玉梅[3]
(1.海南大学经济与管理学院, 海南 海口 570228; 2.琼州学院, 海南 三亚 572000;
3.中国农业科学院农业信息研究所, 北京 100081)

摘 要:以广西 12 个县(区)的 257 户香蕉种植户的实地调查资料为依据,通过对广西香蕉种植户技术需求优先序的分析,运用二元 Logistic 模型实证分析其技术需求的影响因素。结果表明,广西香蕉种植户最需要的 4 种技术依次为病虫害防治技术、高品质管理技术、施肥技术、新品种技术;而生产决策者特征、家庭因素、组织因素、风险因素、技术信息服务等也不同程度地影响着广西香蕉种植户技术的需求行为。

关键词:香蕉; 种植户; 技术需求; 影响因素
中图分类号:S668.1 **文献标识码**:A **文章编号**:1004-874X(2014)20-0182-06

Analysis on technical requirements of banana-growers and its influence factors in Guangxi

ZHANG Jia[1], KE You-peng[1], GUO Jian-chun[2], ZHANG Yu-mei[3]
(1.College of Economic and Management, Hainan University, Haikou 570228, China;
2.Qiongzhou University, Sanya 572000, China;
3.Agricultural Information Institute, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China)

Abstract: Based on the field survey data of 257 banana-growers from 12 counties (districts) in Guangxi, this paper used the binary Logistic model to empirically analyze the banana-growers' priority of technical requirements as well as its influence factors. The results showed that the most needed technologies were pest control techniques, high-quality management techniques, fertilization techniques, and new varieties. And, characteristics of production policymakers, family factors, organizational factors, risk factors, and services of technology and information had varying degrees of impact on the behavior of banana-growers.

Key words: banana; growers; technical requirements; influence factors

据联合国粮农组织(FAO)统计,2012 年我国香蕉收获面积 40.47 万 hm^2,产量 1 235 万 t,面积和产量分别居世界第 4 位和第 2 位。我国香蕉主要分布在广东、广西、云南、福建、海南等省,对华南农村经济的发展和农民收入水平的提高发挥了重要作用,随之而来的是蕉农对技术的需求越来越多。此外,随着香蕉种植面积的扩大,也带来了新的问题,如香蕉枯萎病,因此对新的香蕉生产技术需求越来越强烈。而目前的科研与技术需求不协调,为了更好地做好科研及技术推广,因此有必要对香蕉种植户技术需求意愿及影响因素进行分析。

收稿日期:2014-08-18
基金项目:国家香蕉产业技术体系产业经济岗位专项资金(CARS-32-10);2013 年海南省教育厅研究生创新项目(S201333)、海南大学研究生优秀学位论文培育计划项目
作者简介:张佳(1989-),女,在读硕士生,E-mail:1019778522@qq.com
通讯作者:柯佑鹏(1964-),男,硕士,教授,E-mail:ypke64@163.com

科学技术是第一生产力。贺梅英[1]实证研究,表明 1996—2009 年广东香蕉的科技贡献率为 54.84%,远低于 1991—2007 年我国柑橘的科技贡献率 65.58%,更低于美国柑橘的科技贡献率 89.57%。造成这一结果的主要原因是技术供给方对技术需求认识不足,技术科研、技术推广与香蕉种植户实际需求相脱节等。

香蕉种植户是技术需求的主体, 其技术的需求意愿是多种因素共同作用的结果。长期以来,我国实行的是"自上而下"被动式的农技推广方式,导致了农业技术有效需求不足[2-3]。国外学者认为影响农户选择新技术的因素主要有农户的自身特征、农户所处的外部环境和技术本身特征等 3 个方面[4]。Griliches(1957)首先运用实证研究对美国杂交玉米农户技术选择进行了分析。20 世纪 90 年代起,我国学者逐渐由定性向定量分析方法的转变,从农户个人特征、技术诱导因素、政策制度、风险变量、信息变量等方面实证分析对农户技术应用的影响[5-8]。而从农户角度出发研究农户对农技推广服务的需求则较少。黄秀娟等[9]认为农技推广很少站

在农户的立场考虑，很少对农户最需要的技术及技术接受情况等进行深入分析，缺乏来自农户的反馈信息。

从国内外研究成果来看，有关农户技术选择行为方面的研究成果颇丰，但主要集中在农业行业或某一粮食作物的研究，但对其它热带水果的研究相对较少，尤其是对系统的生产技术链中农户技术需求行为及影响因素的研究更少。目前香蕉技术需求强烈，而对香蕉的农技推广非常有限，技术供给和需求不协调，而现有文献对这方面的研究较少，因此有必要对香蕉种植户的技术需求及其影响因素进行研究以填补该领域的研究空白。

本研究旨在从香蕉种植户的需求为切入点，对香蕉种植户技术需求影响因素进行实证分析，提高农技服务的针对性和实效性，增强产业竞争力，达到国家香蕉产业技术体系“十二五”目标之一。

1 问卷调查与样本选取

根据 2013 中国统计年鉴统计，2012 年广西香蕉产量和种植面积分别为 210 万 t、8 万 hm^2，分别占全国的 19.28%、21.70%。虽然广西香蕉种植面积居全国第 2 位，但产量却居全国第 3 位，主要是由于香蕉生产技术水平较低，单产水平较低。广西是一个较新的香蕉种植区，发展前景良好，气候条件适宜，受台风等自然灾害影响较小，因此成为近年来发展最为迅猛的一个区域，但广西很多蕉农技术缺乏，较多技术处于起步阶段，并且广西香蕉技术推广机制有待于进一步改进，以促进技术供需相协调，选择广西作为研究对象极具代表性。

本研究主要通过问卷调查与实地访谈的形式收集广西香蕉种植户技术需求情况，对种植户的生产决策者特征、家庭因素、组织因素、风险因素、技术信息服务等进行全面调研。其中，从香蕉的生产环节将香蕉技术分为新品种、施肥、灌溉、病虫害防治、高品质管理、土壤改良、防风抗寒、采收与保鲜包装 8 类技术，让蕉农按优先序选出前 4 项，用统计数字 1、2、3、4 依次代表第一、第二、第三、第四重要，5 代表没有被选择的技术，之后运用 SPSS17.0 软件进行描述统计分析，比较均值的大小，均值越小表示越需要，反之则越不需要。所选择的香蕉主产县(区)中，笔者主要采用重点调查方法对重点市、县、镇进行调查(表 1)，同时结合广西香蕉生产实际，确定重点调查的村镇，例如钦州主要调查浦北县的大成镇。调查样本覆盖了北海、钦州、玉林、南宁、百色、崇左 6 个市 12 个县(区)，共获得有效问卷 257 份。

2 广西香蕉种植户技术需求优先序情况

2.1 农户对香蕉新技术需求强烈

在调研的 257 户香蕉种植户中，有 249 户需要香蕉新技术进行技术改进，只有 8 户不需要，分别占调研样本量的 96.89%、3.11%，表明当前广西香蕉种植户的技术需求意愿极强。

表 1 广西香蕉调研样本地区分布情况

地区		样本数(户)	占比(%)
北海	铁山港区	9	3.50
钦州	浦北县	22	8.56
	灵山县	15	5.83
玉林	福绵区	9	3.50
	北流区	8	3.11
南宁	西乡塘	105	40.86
	隆安县	24	9.34
	武鸣县	4	1.56
百色	田阳县	26	10.12
崇左	江洲区	1	0.39
	龙州县	8	3.11
	扶绥县	26	10.12
	合计	257	100.0

2.2 香蕉种植户技术需求类别优先序

根据表 2 可以看出，香蕉种植户的技术需求优先序，其中均值越小表示对技术越需要，反之则越不需要。广西蕉农技术需求优先序依次为病虫害防治技术、高品质管理技术、施肥技术、新品种技术。可见病虫害是当前香蕉种植户最为关注的问题，尤其是香蕉枯萎病问题，主要是因为枯萎病的传染性极强，必须共同努力连片防治，而广西蕉园连片的病虫害防治措施还没有真正做起来。其次，品质也是当前香蕉种植户较为关注的问题，香蕉种植不仅注重产量，更重视品质，只有品质取胜才可能获得更多收益。在香蕉种植户技术需求的优先序中，施肥技术排第 3 位，因为香蕉种植所需成本上，化肥成本占据了较大的比重，科学的施肥技术可以提高化肥的利用率，节省成本，提高香蕉品质。新品种技术排第 4 位，主要是当前几乎整个广西都受香蕉枯萎病的威胁，而现有的香蕉品种中，很少有抗病性很强尤其是抗香蕉枯萎病的品种，因此需要新品种技术。

表 2 技术需求类别的优先序

技术需求类别	n	均值	标准差
病虫害防治技术	249	1.44	0.855
高品质管理技术	249	2.94	1.120
施肥技术	249	3.53	1.248
新品种技术	249	3.82	1.291
土壤改良技术	249	4.12	1.047
防风抗寒技术	249	4.57	0.978
灌溉技术	249	4.61	1.057
采收与保鲜包装技术	249	4.98	0.179

2.3 香蕉种植户对具体技术需求情况

在对香蕉种植户技术需求类别优先序分析的基础上，笔者对香蕉种植户每种技术类别具体需要的技术情况进一步分析。研究发现，香蕉种植户具体需要的技术为：病虫害防治技术中最需要抗香蕉枯萎病和抗叶斑病技术，高品质管理技术中最需要抹花技术，施肥技术中最需要测土配方施肥技术及一些提高化肥利用率的技术，新品种技术中需要抗香蕉枯萎病的新品种。

2.4 不同地区的技术需求差异

由于香蕉种植户把新品种技术、施肥技术、病虫害防治技术、高品质管理技术作为最需要的4种技术，我们进一步分析了不同地区的技术需求情况。从表3可以看出，不同地区的技术需求情况，其平均数越小表示对该技术的需求越强烈，反之则较次。新品种技术中，对该技术的需求由强到弱依次为北海、玉林、百色、南宁、钦州、崇左；施肥技术中，对该技术的需求由强到弱依次为百色、崇左、南宁、钦州、玉林、北海；病虫害防治技术中，对该技术的需求由强到弱依次为崇左、玉林、南宁、钦州、百色、北海；高品质管理技术中，对该技术的需求由强到弱依次为钦州、崇左、玉林、百色、北海、南宁。

从表4可以看出，就“新品种”、“施肥技术”、“病虫害防治技术”、“高品质管理技术”的依变量而言，整体检验的F值分别为3.219（P=0.008<0.01）、6.132（P=0.000<0.01）、2.052（P=0.072<0.1）、3.466（P=0.005<0.01），均达到显著性水平，因此拒绝虚无假设，接受对立假设，表示不同地区之间在“新品种”、“施肥技术”、“病虫害防治技术”、“高品质管理技术”间均存在显著性差异。因此，令A、B、C、D、E、F分别代表北海、钦州、玉林、南宁、百色、崇左，对组别间的差异是否达到显著性水平进行事后比较。从比较结果来看，Scheffe法和HSD法比较的结果存在差异，这是因为Scheffe法是各种方差分析事后比较方法中最严格、统计检验力最低的一种多重比较方法，其平均数差异性检验较为严谨。从两种事后比较的结果来看，在施肥技术中，钦州对施肥技术的需求显著高于南宁对施肥技术的需求。此外HSD法还检验出，就“新品种”依变量而言，钦州对新品种技术的需求显著高于北海对新品种技术的需求，崇左对新品种技术的需求显著高于北海对新品种技术的

表3 香蕉种植散户最需要的4种技术在不同地区需求差异的描述统计量

检验变量	地市	个数	平均数	标准差
新品种	北海(A)	9	2.78	1.563
	钦州(B)	35	4.14	1.115
	玉林(C)	17	3.29	1.448
	南宁(D)	133	3.83	1.238
	百色(E)	21	3.43	1.434
	崇左(F)	34	4.18	1.218
施肥技术	北海(A)	9	4.67	0.707
	钦州(B)	35	4.14	1.216
	玉林(C)	17	4.24	1.033
	南宁(D)	133	3.33	1.260
	百色(E)	21	3.24	1.091
	崇左(F)	34	3.24	1.075
病虫害防治技术	北海(A)	9	1.89	1.054
	钦州(B)	35	1.60	1.117
	玉林(C)	17	1.35	0.606
	南宁(D)	133	1.35	0.718
	百色(E)	21	1.81	1.327
	崇左(F)	34	1.32	0.638
高品质管理技术	北海(A)	9	3.00	1.323
	钦州(B)	35	2.57	1.145
	玉林(C)	17	2.65	0.931
	南宁(D)	133	3.20	1.085
	百色(E)	21	2.71	1.231
	崇左(F)	34	2.59	0.988

从两种事后比较的结果来看，在施肥技术中，钦州对施肥技术的需求显著高于南宁对施肥技术的需求。此外HSD法还检验出，就“新品种”依变量而言，钦州对新品种技术的需求显著高于北海对新品种技术的需求，崇左对新品种技术的需求显著高于北海对新品种技术的

表4 香蕉种植散户最需要的4种技术在不同地区需求差异的方差分析

检验变量	比较范围	平方和	自由度	平均平方和	F值	事后比较(Scheffe法)	事后比较(HSD法)
新品种	组间	25.686	5	5.137	3.219***	n.s.	B>A
	组内	387.816	243	1.596			F>A
	总和	413.502	248				
施肥技术	组间	43.245	5	8.649	6.132***	B>D	A>D,A>E,A>F
	组内	342.715	243	1.410			B>D,B>F,C>D
	总和	385.960	248				
病虫害防治技术	组间	7.344	5	1.469	2.052*	n.s.	n.s.
	组内	173.941	243	0.716			
高品质管理技术	总和	181.285	248				
	组间	20.719	5	4.144	3.466**	n.s.	D>B
	组内	290.494	243	1.195			D>F
	总和	311.213	248				

注：n.s.表示P>0.05，“*”表示P<0.1，“**”表示P<0.05，“***”表示P<0.01。

需求;就“施肥技术”依变量而言,北海对施肥技术的需求显著高于南宁、百色、崇左对施肥技术的需求,钦州对施肥技术的需求显著高于南宁和崇左对施肥技术的需求,玉林对施肥技术的需求显著高于南宁对施肥技术的需求;就“高品质管理技术”依变量而言,南宁对高品质管理技术的需求显著高于钦州和崇左对高品质管理技术的需求。而事后比较中,病虫害防治技术并无明显的地区差异,结合现阶段香蕉产业的实际情况考虑,几乎所有的香蕉种植户都受香蕉病虫害的威胁,尤其是香蕉黄叶病的威胁,甚至2014年4月香蕉产业再次受“香蕉艾滋”谣言事件的重创,可以看出,现阶段香蕉产业病虫害防治技术的重要性,几乎是所有人都需要的技术,因此在下文的技术需求影响因素分析中,不再对病虫害防治技术进行分析。

3 研究方法与变量选择

3.1 研究方法

本研究将技术需求具有明显地区差异的3种技术转化为虚拟变量,即把问题转化为主要研究选择需要新品种技术、施肥技术、高品质管理技术行为发生的概率,是一个二元逻辑选择问题,因此选择了二元logistic模型分析方法。

其基本表达式如式(1)[10]:

$$P=(y_i=1|x_i)=P[\varepsilon_1\leqslant(\alpha+\beta x_i)]=\frac{1}{1+e^{-\delta_i}}$$

将上式转换成logistic回归模型,即将事件发生的概率标注为$P(y_i=1|x_i)=P_i$,可得到logistic回归模型如式2[10]:

$$P_i=\frac{1}{1+e^{-(\alpha+\beta x_i)}}=\frac{e^{\alpha+\beta x_i}}{1+e^{\alpha+\beta x_i}}$$

其中x_i为自变量,α为回归截距,β为回归系数,P_i为第i个案例事件发生的概率。采用最大似然法(ML)对模型进行估计,表达式为[10]:

$$L=\prod_{yi=0}[1-F(x'_i\beta)]\prod_{yi=1}F(x'_i\beta)$$

3.2 变量选择及描述性统计分析

根据需求与供给理论、农户行为理论等以及已有研究成果,将影响技术需求的解释变量设置为5类10项。将需要的技术转化为虚拟变量,因变量分别设置为Y_1是否选择新品种技术、Y_2是否选择施肥技术、Y_3是否选择高品质管理技术。

根据前文可知,调研的样本量中有249户香蕉种植户需要新技术,因此我们对249个样本量作进一步分析。因变量Y_1、Y_2、Y_3的均值分别为0.57、0.62、0.86,分别表示广西香蕉种植户对新品种、施肥技术、高品质管理技术需求的百分比依次为57%、62%、86%。表5是对相应变量的描述性统计分析。

表5 变量描述性统计分析

变量类型	变量名称	变量含义	均值	标准差
因变量	Y_1(是否选择新品种技术)	0=否;1=是	0.57	0.495
	Y_2(是否选择施肥技术)	0=否;1=是	0.62	0.486
	Y_3(是否选择高品质管理技术)	0=否;1=是	0.86	0.352
生产决策者变量	X_1(年龄)	1=31岁及以下;2=31~45岁;3=45岁及以上	2.33	0.584
	X_2(文化程度)	1=小学及以下;2=初中;3=高中(中专)及以上	2.16	0.583
家庭禀赋变量	X_3(家里总人口)	家里的人口数	4.88	1.963
	X_4(种植面积)	种植香蕉的亩数	25.114	54.8693
	X_5(种植年限)	从事香蕉种植的年数	15.53	9.523
组织因素变量	X_6(是否村干部)	0=否;1=是	0.10	0.296
	X_7(是否企业或合作社成员)	0=否;1=是	0.20	0.401
风险因素变量	X_8(风险偏好)	1=喜欢;2=没有风险或风险很小时才采用;3=不喜欢	1.66	0.671
	X_9(新技术态度)	1=积极采用;2=小面积试用,看结果再做决定;3=看别人的使用情况再做决定	2.48	0.719
技术信息服务	X_{10}(技术服务满意度)	0=不满意;1=满意	0.28	0.450

4 影响广西香蕉种植户技术需求因素的模型估计结果与分析

表6为运用SPSS17.0软件二元logistic模型对技术需求影响因素的实证分析结果。本研究主要是基于风险及技术服务角度对香蕉种植户技术需求影响因素进行分析。

4.1 新品种技术需求的影响因素分析

新品种技术模型中,大部分变量都通过了5%显著性检验,其中种植面积、种植年限、风险偏好(喜欢)、技术服务满意度呈正向的影响,家里总人口、新技术态度(积极采用)呈负向的影响。这可能是因为种植面积越

表 6　模型估计结果

变量名称	新品种		施肥技术		高品质	
	B	P值	B	P值	B	P值
年龄		0.277	**	0.012		0.149
31岁及以下	0.502	0.453	-1.722**	0.011	-0.832	0.402
31~45岁	0.548	0.110	-0.949***	0.010	0.743	0.153
文化程度		0.668	*	0.051	***	0.001
小学及以下	-0.543	0.377	-0.494	0.411	-3.278***	0.001
初中	-0.126	0.735	0.582	0.114	-1.087	0.114
家里总人口	-0.278***	0.008	-0.009	0.909	0.547***	0.008
种蕉面积	0.008**	0.027	0.001	0.638	-0.010***	0.006
种蕉年限	0.044**	0.011	-0.077***	0.000	-0.028	0.243
是否村干部	-0.916	0.101	0.156	0.772	-1.594**	0.028
是否成员	-0.171	0.723	-0.952**	0.036	-0.659	0.295
风险偏好	***	0.000	*	0.074	***	0.000
喜欢	1.009*	0.052	-0.911*	0.100	2.695***	0.000
没有风险或风险很小时才采用	-0.541	0.260	-0.223	0.677	2.227***	0.000
新技术态度						
积极采用	***	0.006	***	0.010		0.121
小面积试用,看结果再做决定	-1.548***	0.002	1.635***	0.003	-1.216*	0.062
技术服务满意度	-0.633*	0.099	0.217	0.555	0.102	0.873
-2log likelihood						
Nagelkerke R Square	1.189***	0.008	-0.465	0.265	-0.112	0.852
	283.680		279.856		147.339	
	0.271		0.249		0.372	

注:“*”、“**”、“***”分别表示达10%、5%、1%显著水平;类别变量中,以最后一个选项作为参考类别。

大的香蕉种植户承担风险的能力越强，越容易接受新事物,此外对农技服务满意者,大部分也较容易接受新事物,而现阶段很少有真正抗病的香蕉品种出现,因此对新品种技术需求较为强烈。

其中风险偏好(喜欢)系数为正,表示与“不喜欢”风险的人相比,“喜欢”风险的人对新品种技术需求更强烈。新技术态度(积极采用)和新技术态度(小面积试用,看结果再做决定)系数都为负,并且前者系数小于后者系数,表示对新品种技术需求的强烈程度由强到弱依次为“看别人的使用情况再做决定”、“小面积试用,看结果再做决定”、“积极采用”,这与理论预测相反。这可能是因为与经营风险有关,一般对新技术态度较积极的都属于种植面积较大者,更换品种的风险较大,而新技术态度较保守的,一般种植面积较小,更换品种的风险小,因此新技术态度积极的人对新品种技术的需求较弱。

4.2　施肥技术需求的影响因素分析

施肥技术模型中，大部分变量都通过了10%显著性检验,其中新技术态度(积极采用)呈正向影响,表示与“看别人的使用情况再做决定”的人相比,“积极采用”新技术的人更需要施肥技术;年龄(31岁及以下)、年龄(31~45岁)、种植年限、是否企业或合作社成员、风险偏好(喜欢)呈负向影响。其中,年龄(31岁及以下)的系数小于年龄(31~45岁)的系数,表示对施肥技术需求的强烈程度由强到弱依次为“45岁及以上”、“31~45岁”、“31岁及以下”;风险偏好(喜欢)呈负向影响,表示与“不喜欢”风险的人相比,“喜欢”风险的人对施肥技术需求相对较弱。

这可能是因为对待新技术有积极态度的，大多掌握了常规施肥技术,并且具有良好的成本意识,随着化肥成本的不断上涨,越是需要对施肥技术进行改进,如测土配方施肥等,以提高化肥是利用率,同时年龄较大者学习新技术较慢,因此对施肥技术需求较为强烈;此外,随着种植年限的增加其种植经验也逐渐增加,能够较好地掌握施肥技术，再加上现阶段企业或合作社较多地重视施肥技术的改进,对成员进行技术培训,因此这部分人对施肥技术的需求相对较弱。

4.3　高品质管理技术需求的影响因素分析

高品质管理技术模型中,大部分变量都通过了5%显著性检验,其中家里总人口、风险偏好呈正向影响,并且风险偏好(喜欢)的系数大于风险偏好(没有风险或风险很小时才采用)的系数,表示对高品质管理技术需求的强烈程度由强到弱依次“喜欢”风险的人、“没有风险或风险很小时才采用”的人、“不喜欢”风险的人;文化程度(小学及以下)、种植面积、是否村干部呈负向影响,其中文化程度表示,与“高中(中专)及以上”的人相比,“小学及以下”文化程度的人对高品质管理技术

的需求相对较弱。这可能是因为风险偏爱者和文化程度较高者大多思想前卫,喜欢接受新事物,具有较强的市场竞争意识,倾向以品质取胜,因此对高品质管理技术需求较强。

值得注意的是,种植面积系数为负,表示种植面积越大对高品质管理技术需求越强烈,这与理论预测相反。一般认为种植面积越大越具有商品意识,越注重品质。但可能一般种植面积较大的种植户,大多属于技术较先进者,反而是一些种植面积较小的香蕉种植户,还处于较原始的种植方式,不懂得高品质管理技术。

5 结论与建议

5.1 研究结论

广西香蕉种植户最需要的4种技术依次为病虫害防治技术(抗枯萎病和抗叶斑病技术)、高品质管理技术(抹花技术)、施肥技术(测土配方施肥技术及一些提高化肥利用率的技术)、新品种技术(抗香蕉枯萎病),尤其是病虫害防治技术几乎是所有香蕉种植户都需要的技术。此外,家里总人口、种植面积、种植年限、风险偏好(喜欢)、技术态度(积极采用)、技术态度(小面积试用,看结果再做决定)、农技服务满意度对新品种技术的需求具有明显的影响;年龄(31岁及以下)、年龄(31~45岁)、种植年限、企业或合作社成员、风险偏好(喜欢)、技术态度(积极采用)对施肥技术需求具有明显的影响;文化程度(小学及以下)、家里总人口越多、种植面积、是否村干部、风险偏好(喜欢)、风险偏好(没有风险或风险很小时才采用)对高品质管理技术的需求具有明显的影响。

5.2 对策建议

(1)根据香蕉种植户的技术需求优先序,加速香蕉病虫害防治技术(抗香蕉枯萎病和抗叶斑病技术)、高品质管理技术(抹花技术)、施肥技术(测土配方施肥技术及一些提高化肥利用率的技术)、新品种技术(抗香蕉枯萎病)的研究和推广,尤其是香蕉枯萎病的防治和相关新品种的研究推广,实现技术需求、技术研发与推广相协调,帮助蕉农切实解决香蕉生产实际问题。

(2)刺激香蕉种植户对新技术的有效需求。首先,建立香蕉技术选择的风险保障机制,有效化解蕉农对新技术的疑虑,降低技术选择的风险。其次,政府应做好新技术信息的辨别防范措施,加强监管力度,防止假冒伪劣的新技术进入市场,提升蕉农对新技术的信任感,并加大对新技术信息的宣传力度。如引导蕉农正确认识香蕉枯萎病并做好防范措施。

(3)建立以需求为导向的香蕉生产技术推广机制,使技术供需相协调。由于香蕉种植户年龄、文化程度等的差异,农技推广人员应注重沟通的方式,了解蕉农的心理、行为及技术需求意愿,使农技推广的内容、方式与蕉农的自身能力及接受程度相符合。其次,注重与蕉农的双向沟通,实行多元化的技术推广,实现“从上到下”和“从下到上”的有机结合。针对家里总人口较少、种植面积较大、种植年限较长、“喜欢”风险的人、“看别人的使用情况再做决定”是否采用新技术的人、对农技服务感到满意的推广新品种技术;重点针对“45岁及以上”的人、种植年限较短、非企业或合作社成员、“不喜欢”风险的人、“积极采用”新技术的人推广施肥技术;针对“高中(中专)及以上”的人、家里总人口较多、种植面积较小、非村干部家庭、“喜欢”风险的人推广高品质管理技术。

(4)针对不同地区的技术需求差异,分地区实行差异化的技术推广。除对所有地区加强病虫害防治技术的推广外,重点对钦州、崇左进行新品种技术的推广,对北海、钦州、玉林进行施肥技术的推广,对南宁地区进行高品质管理技术的推广。

(5)香蕉生产技术推广方式的多样化。通过小组辅导(包括现场会、试验示范、培训班等)、通过示范户或种植大户带动、个别辅导等方式进行香蕉生产技术的推广,同时通过信息化手机短信等方式提醒蕉农做好各种防范措施等。

(6)加快建立香蕉产业信息网络系统及预警监测系统。以龙头企业为主导,充分发挥产业相关部门的信息优势,加强对香蕉产业的市场波动、自然灾害、生产技术等各方面信息共享与预测分析,做好应对措施,规避各种风险。

参考文献:

[1] 贺梅英.广东荔枝、香蕉产业生产要素优化配置比较研究[J].中国农业资源与区划,2012(8):78.

[2] 高启杰.国际农业推广改革与我国的对策[J].中国农村观察,2000(4):19-23.

[3] 黄季焜,胡瑞法,张林秀,等.中国农业科技投资经济[M].北京:中国农业出版社,2000:6-8.

[4] 杨丽.农户技术选择行为研究综述[J].生产力研究,2010(2):245.

[5] 崔宁波.我国大豆生产技术及应用的经济分析[D].哈尔滨:东北农业大学,2008.

[6] 覃保荣.广西植保技术推广改革发展的对策研究——结合现行植保技术推广模式评价及农户植保行为的理性思考[D].北京:中国农业大学,2006.

[7] 高明国.水稻直播技术推广的影响因素分析——以河南、湖南、湖北6县(市)为例[J].广东农业科学,2012(11):7-10.

[8] 徐翔,陶雯,袁新华.农户青虾新品种采纳行为分析——基于江苏省青虾主产区466户农户的调查[J].农业技术经济,2013(5):86.

[9] 黄秀娟,王文烂.农业技术推广及其绩效评价研究述评[J].台湾农业探索,2011(10):36.

[10] 柯佑鹏,过建春,伍薇.海南省香蕉种植户风险管理行为研究[M].经济科学出版社,2014(2):73.

(责任编辑 崔建勋)

中国财政支农与农业经济发展关系实证分析

于苗苗，刘清军
（石河子大学经济与管理学院，新疆 石河子 832000）

摘 要：“三农”问题一直是中央政府关注和扶持的重点，财政支农资金也因此呈现逐年增长的态势。通过对1981—2012年统计数据的实证分析，得出财政支农与农业经济发展存在长期协整关系，是农业产值增加的格兰杰意义上的原因，财政支农促进了农业经济的发展；同时，影响农业经济发展的其他几个主要因素，也是农业产值增加的格兰杰原因，但其支农绩效小于财政支农。为提高财政支农对农业经济发展的促进作用，提高农业的综合生产能力，提出了相关对策建议。

关键词：财政支农；绩效分析；协整分析；格兰杰因果检验
中图分类号：F810.4 **文献标识码**：A **文章编号**：1004-874X(2014)20-0188-05

Empirical analysis of the relationship between Chinese financial support for agriculture and the development of agricultural economy

YU Miao-miao, LIU Qing-jun
(College of Economic and Management, Shihezi University, Shihezi 832000, China)

Abstract: The issues of agriculture, countryside and farmers have been the focus of national attention and support, financial funds for agricultural expenditure have been showing yearly growth. Based on the empirical analysis of the statistical data of 1981—2012, it is included that the financial support for agriculture and agricultural economic development exist the cointegration relationship, and also is the Granger cause of increasing agricultural output, and financial support for agriculture promotes the development of agricultural economy; meanwhile, other major factors affecting the development of agriculture economy also are the Granger cause of increasing agricultural output, but the performance are lower than the financial support for agriculture. To improve the role of fiscal support on the agricultural economic development, and improve the comprehensive agricultural production capacity, the ralated countermeasures and suggestions are put forward.

Key words: financial support for agriculture; performance analysis; cointegration; Granger causality test

我国经济社会发展正处在转型期，农村改革、发展面临的环境更加复杂，困难挑战增多。工业化、信息化、城镇化快速发展对同步推进农业经济发展的要求更为紧迫，保障粮食等重要农产品供给与资源环境承载能力的矛盾日益尖锐，农村土地制度改革对农民种粮积极性也产生至关重要的影响，经济社会结构深刻变化对创新农村社会管理提出了亟待破解的难题。财政支农政策是国家实施的促进农业经济发展、实现农民增收的必要手段，为此财政支农政策必须全面贯彻落实党的十八大和十八届三中全会精神，进一步解放思想，稳中求进，改革创新，坚决破除体制机制弊端，坚持农业基础地位不动摇，加快推进农业现代化，积极推进农业农村经济的改革和发展，促进农民的持续增收[1]。财政支农政策对我国“三农”问题的解决发挥着至关重要的作用，因此对于财政支农资金的绩效研究也是衡量我国实施的财政支农政策对农业经济发展的影响水平。在发展现代农业的背景下，提高财政支农资金绩效已经成为我国解决“三农”问题的当务之急。

1 文献综述

目前，我国关于财政支农支出绩效评价的研究主要集中在两个方面：一是财政支农支出能否促进农民收入增加，进而缩小城乡居民收入差距；二是财政支农支出能否有效促进农业经济发展，进而促进国民经济的良好稳定发展。

封明川等[2]通过运用 Granger 因果检验得出财政支

收稿日期：2014-08-03
基金项目：石河子大学研究生创新基金（YJXC2010-Y20）
作者简介：于苗苗（1988-），女，在读硕士生，E-mail:ymmhlz@163.com
通讯简介：刘清军（1969-），男，硕士，教授，E-mail:869482260@qq.com

农资金并不是农业产值的 Granger 原因,进而得出财政支农支出绩效不稳定,且效率偏低。崔元锋等[3]、何军等[4]通过 DEA 模型检验,得出我国财政支农资金效率较低,且存在逐年下降的趋势,认为财政支出结构偏差是导致财政支农资源配置的低效率的最主要原因。欧阳华[5]、谭晶晶等[6]通过实证分析得出财政支农资金效率不断下降,应该增加财政支农资金总量,优化财政支农投资结构,加大财政支农资金使用与管理的监督机制。黄黎平[7]研究得出财政支农政策可以促进农业经济的可持续发展,为实现不同的经济增长目标,可以采取具有不同侧重点的财政支农政策。辛兵海等[8]通过回归面板模型对我国财政支农资金进行绩效实证分析,结果得出财政支农资金忽略对基础设施和科技投入是影响我国财政支农绩效问题的主要原因。厉伟等[9]在剥离外部环境和随机误差效率值的影响后,通过 3 阶段 DEA 模型研究得出,财政支农效率整体呈现下滑趋势,但在样本期内,财政支农绩效逐步得到改善。

综合上述学者分析可以看出,国内学者对财政支农绩效问题的研究已较为广泛和成熟,学者们主要从财政支农资金总量与支农结构角度出发,研究对农业经济发展的影响。本文在进行财政支农绩效研究时,在研究财政支农资金与农业经济发展关系的基础上,还分析了劳动力、化肥施用量、农作物种植面积以及农业机械总动力因素与农业经济发展之间的协整关系及 Granger 因果关系,充分分析了影响财政支农绩效的因素,为进一步落实支农惠农政策提供了有效的论证。

2 财政支农现状

2014 年,中共中央、国务院一号文件公布,连续 11 年聚焦“三农”。从促进农民增收、提高农业综合生产能力、推进社会主义新农村建设、发展现代农业等方面,实施了一系列强农惠农的财政政策,实现了总量持续增加、比例稳步提高的基本要求,有力地促进了农业农村较快发展。随着我国支农力度的不断加大,我国农业经济得到稳定快速的发展。农林牧渔业总产值从 1981 年的 2 180.62 亿元,增加到 2012 年的 89 453 亿元,增长了 40 倍,说明我国农业经济发展增长态势良好。

我国自 1981 年以来的财政支农支出情况见表 1。从表 1 可以看出,自 1981 年以来,随着国家财政支出的逐年增加,财政支出用于支农方面支出的绝对规模呈逐年增加的趋势,财政支农绝对支出规模从 1981 年的 110.21 亿元增长到 2012 年的 11 973.88 亿元,增长了 107.64 倍,增幅显著。1989 年国家实施扩张性财政政策,促进了支农支出的增加;从 1994 年国家开始实行分税制改革开始,国家财政收入大幅增加,财政支农支出也随之增加;随着 1998 年我国扩张性财政政策的实施,国家财政支出增加,财政支农支出也随之水涨船高,达到 1 154.76 亿元;2004 年国家继续实施积极的财政政策,财政支出的重点向“三农”倾斜,财政支农支出大幅增加,突破 2 000 亿元大关,达到 2 337.63 亿元;2008 年,国家继续实施稳健的财政政策,较大幅度地增加“三农”方面的支出,财政支出增加了 1 000 多亿元;2012 年在积极的财政政策下,财政支农继续增加。

虽然我国财政支农绝对量逐年增加,但绝对量的增长并不代表我国财政支农力度的变化,就其支出相对规模来说,财政支农所占财政支出的比重从 1981 年的 9.9%变化为 2012 年的 9.51%,支农比重并没有明显的增加,并且期间呈波动趋势。

表 1 1981—2012 年财政支农支出情况(亿元)

年份	财政支出	财政支农
1981	1138.41	110.21
1982	1229.98	120.49
1983	1409.52	132.49
1984	1701.02	141.29
1985	2004.25	153.62
1986	2204.91	184.62
1987	2262.18	195.46
1988	2491.21	214.07
1989	2823.78	265.94
1990	3083.59	307.84
1991	3386.62	347.57
1992	3742.20	376.02
1993	4642.30	440.45
1994	5792.62	532.98
1995	6823.72	574.93
1996	7937.55	700.43
1997	9233.56	766.39
1998	10798.18	1154.76
1999	13187.67	1085.76
2000	15886.50	1231.54
2001	18902.58	1456.73
2002	22053.15	1580.76
2003	24649.95	1754.45
2004	28486.89	2337.63
2005	33930.28	2450.31
2006	40422.73	3172.97
2007	49781.35	3404.70
2008	62592.66	4544.01
2009	76299.93	6720.41
2010	89874.16	8129.58
2011	109247.79	9937.55
2012	125952.97	11973.88

注:数据来源于《中国统计年鉴 2013》。

从图 1 可见，虽然我国财政支农总量呈逐年增加的趋势,但支农相对规模却没有明显增加,支农支出占国家财政支出的比重波动幅度较大，表明支农力度不稳定，财政支农工作缺少长期合理的规划，随意性较强。进而说明,国家财政用于农业的支出还没有达到实际的农业发展需要，支农资金规模与现实需要存在较大差距。近几年呈逐年上升趋势,说明国家财政支农逐步加强,支农力度逐年加大。

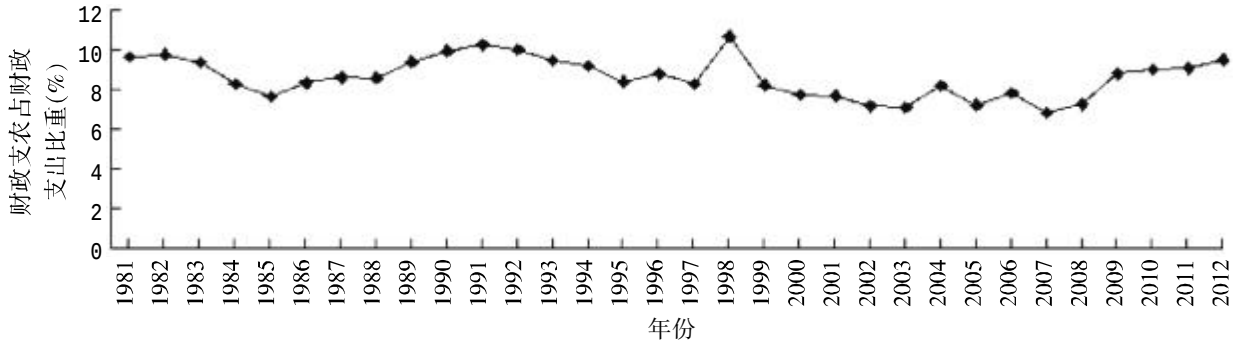

图 1　1981-2012 年财政支农占财政支出比重变化趋势

3　财政支农绩效实证分析

财政支农效益就是在农业投资领域和农业投资活动中,以最小的财政支出,提供最大限度的公共效用,即财政农业投入与财政农业产出效益之间的对比关系。为进行我国财政支农支出与农业经济发展关系的研究分析,本文主要通过 1981—2012 年我国财政支农支出、农林牧渔业总产值、农业种植面积、第一产业劳动力数量、农业机械总动力以及化肥施用量等方面的数据,研究我国财政支农与农业经济发展之间的关系。

3.1　时间序列数据的平稳性检验

本文通过《中国统计年鉴》1981—2012 年的相关支农数据进行实证分析。取农林牧渔业总产值(Y)作为被解释变量，财政支农资金总量（T)、农业机械总动力(E)、农作物种植面积(S)、化肥施用量(H)与农业就业人数(N)作为解释变量进行分析检验,为避免时间序列数据出现伪回归,对各个变量进行单位根检验,验证时间序列数据是否是平稳的。单位根检验过程中各变量滞后项的选择以施瓦茨信息准则(SC)为准。为消除异方差性以及减少数据的波动，对各个变量进行取对数处理,使数据处理结果更加有意义。本文通过 Augment Dicky-Fuller(ADF)单位根检验法对各变量进行平稳性检验，表 2 为由 Eviews 6.0 统计软件得到的单位根检验结果。由表 2 结果可以看出,各变量在 10%的显著性水平上均表现为一阶单整，表明各变量为一阶差分平稳序列。

表 2　各变量单位根检验结果

变量	ADF 统计量	1%显著水平	5%显著水平	10%显著水平	结论
lnY	-0.9376	-3.7880	-3.0124	-2.6461	非平稳
d(lnY)	-4.9978	-3.8574	-3.0404	-2.6606	平稳
lnT	1.5960	-3.8085	-3.0207	-2.6504	非平稳
d(lnT)	-6.0785	-3.8085	-3.0207	-2.6504	平稳
lnE	1.1477	-3.8574	-3.0404	-2.6606	非平稳
d(lnE)	-3.1185	-3.8315	-3.0300	-2.6552	平稳
lnS	0.0273	-3.7880	-3.0124	-2.6461	非平稳
d(lnS)	-3.1995	-3.8085	-3.0207	-2.6504	平稳
lnH	-0.7340	-3.8868	-3.0522	-2.6666	非平稳
d(lnH)	-4.8530	-3.8868	-3.0522	-2.6666	平稳
lnN	-1.8041	-3.8085	-3.0207	-2.6504	非平稳
d(lnN)	-2.9345	-3.8315	-3.0300	-2.6552	平稳

注:d 表示-阶差分。

3.2　协整检验

单位根检验结果显示,各变量具有一阶单整特性,即可以进行各个变量的协整分析，以下运用协整检验探讨农林牧渔业总产值与各个自变量是否存在长期均衡关系。协整检验方法包括 EG 协整检验和 Johansen 检验,EG 协整检验一般用来检验双变量的协整关系,Johansen 检验一般检验多变量之间的协整关系。因本文中涉及多个变量，所以运用 Johansen 检验对各个变量进行协整检验,所得协整回归方程如下：

$$\ln Y = 361.2798 + 0.6642\ln T + 0.3474\ln S + 0.3853\ln N + 0.2245\ln E + 0.1578\ln H$$

(0.0969)　(0.7393)　(0.1943)　(0.2281)　(0.2475)

$R^2=0.9956$　$\bar{R}^2=0.9942$　$F=720.2416$　$DW=2.6166$

从上述方程可以看出,调整后的拟合优度为 0.99,说明自变量对因变量有很强的解释力度。各自变量对农林牧渔业总产值的产出弹性为：财政支农资金每增加 1%,农林牧渔业总产值增加 0.66%;农作物种植面积每增加 1%,农林牧渔业总产值将增加 0.35%;第一产业劳动力每增加 1%，农林牧渔业总产值会增加 0.38%;农业机械总动力每增加 1%,农林牧渔业总产值

会增加 0.22%;化肥施用量每增加 1%,农林牧渔业总产值会增加 0.16%。由此说明,财政支农对农业经济增长的贡献最大,其次是劳动力数量和农作物种植面积,农业机械总动力和化肥施用量对农业经济发展的贡献率最低。

3.3 残差平稳性检验

通过协整检验,F 检验值非常大,而 DW 检验值太小,不能通过检验,这是典型的“伪回归”现象。因此,对该方程的残差序列进行平稳性检验,判定各个变量之间是否存在长期均衡关系。残差序列平稳性检验结果见表 3。残差序列平稳性检验结果表明,残差不存在单位根,是平稳序列,即我国农林牧渔业总产值与各个解释变量存在长期均衡关系。

表 3 残差序列平稳性检验结果

变量	ADF 统计量	1%显著水平	5%显著水平	10%显著水平	结论
e	-5.6828	-3.6999	-2.9763	-2.6274	平稳

3.4 滞后阶数选择及格兰杰因果检验

在建立格兰杰检验之前,必须确定最优滞后阶数,根据 AIC(赤池信息准则)、SC(施瓦茨准则)等准则数值最小值所对应的滞后期的最大值。根据施瓦茨准则最小原则,确定格兰杰因果检验的最优滞后阶数为 2。滞后期结果选择见表 4。

表 4 滞后期选择信息表

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	163.8317	NA	7.55e-13	-10.8849	-10.6021	-10.7963
1	392.5581	347.0332	1.35e-18	-24.1764	-22.1962	-23.5562
2	456.1841	70.2080*	2.86e-19*	-26.0817	-22.4041*	-24.9299
3	507.8820	35.6537	3.03e-19	-27.1643*	-21.7894	-25.4809*

注:“*”表示最优滞后阶数。

通过上述的协整检验可以得出,农林牧渔业总产值与各个自变量之间存在长期均衡关系,但各个变量之间的因果关系尚未确定。因此,本文进行格兰杰因果检验,验证各变量之间的因果关系。表 5 为格兰杰因果检验滞后 2 阶的检验结果。从表 5 可以看出,财政支农增加是农林牧渔业总产值增加的格兰杰原因,财政支农增加会促进农林牧渔业总产值的增加,而农林牧渔业总产值则不是财政支农增加的格兰杰原因,说明我国财政支农偏低,不能满足农业经济发展的需要;农作物种植面积是农林牧渔业产值增加的格兰杰原因,种植面积增加,农作物产量增加,进而农业经济得到良好发展,但农林牧渔业总产值的增加不是农作物种植面积增加的格兰杰原因;农业机械总动力是农林牧渔业总产值增加的格兰杰原因,农业机械动力的增加会提高农业机械化水平,降低农业生产成本,促进农业经济发展,但农林牧渔业总产值不是农业机械总动力增加的格兰杰原因,说明,目前农业经济发展不能有效地促进农业机械总动力的增加;第一产业劳动力数量是农林牧渔业总产值增加的格兰杰原因,第一产业劳动力数量的增加会促进农业经济的发展,但农林牧渔业总产值的增加不是第一产业劳动力数量增加的格兰杰原因。

表 5 格兰杰因果检验结果

原假设 HO	F 值	P 值	结论
T dose not Granger Cause Y	4.7043	0.0215	拒绝原假设
Y dose not Granger Cause T	1.1167	0.3808	接受原假设
S dose not Granger Cause Y	2.4972	0.0394	拒绝原假设
Y dose not Granger Cause S	3.8774	0.0875	接受原假设
E dose not Granger Cause Y	0.3482	0.0479	拒绝原假设
Y dose not Granger Cause E	3.5482	0.7912	接受原假设
H dose not Granger Cause Y	2.1445	0.0337	拒绝原假设
Y dose not Granger Cause H	1.2915	0.3221	接受原假设
N dose not Granger Cause Y	4.7252	0.0212	拒绝原假设
Y dose not Granger Cause N	0.6762	0.5831	接受原假设

4 结论与建议

4.1 结论

对于我国财政支农绩效的研究,本文从我国财政支农资金、农作物种植面积、第一产业劳动力数量、农业机械总动力以及化肥施用量和农林渔牧业总产值的关系入手进行分析,通过实证分析,得到如下结论:

(1)虽然我国财政支农资金绝对量在逐年增加,但财政支农支出占财政支出的比重却仍然较低,支农相对水平较低且呈波动趋势。说明我国财政财政支农不稳定,现阶段财政支农支出不能满足现实农业经济发展的需要。

(2)通过对我国 1981—2012 年财政支农数据的实证分析,得出财政支农支出与农业经济发展存在长期协整关系,且财政支农支出是农林牧渔业总产值增加的 Granger 意义上的原因,但财政支农资金对农林牧渔业总产值的增加效果不是很显著,财政支农绩效偏低。

(3)通过对其他几个影响农业经济发展的主要因素分析,得出农作物种植面积、第一产业劳动力数量、农业机械总动力以及化肥施用量与农业经济发展均存在长期协整关系,说明各个变量对农业经济发展均有不同程度的促进作用,但其支农绩效均小于财政支农

支出对农业经发展的贡献度。

4.2 对策建议

基于上述实证分析，为提高财政支农对农业经济发展的促进作用，提高农业的综合生产能力，提出以下几点建议：

4.2.1 增加财政支出，提高财政支农力度 鉴于我国农业在国民经济中的基础产业地位以及其特有的弱质型行业特征，我国政府必须对农业的发展提供财政支持。通过对我国财政支农绩效研究结果可以看出，我国财政支农支出总量偏低且不稳定。因此，在全面推进社会主义新农村建设的背景下，政府应完善财政支农政策，公共财政应坚持把“三农”作为支出重点，不断加大对“三农”的资金投入，优先保证“三农”投入稳定增长，建立与现代农业发展相适应的财政投入机制。拓宽“三农”投入资金渠道，充分发挥财政资金引导作用，通过贴息、奖励、风险补偿、税费减免等措施，带动金融和社会资金更多投入农业农村，投向农村基础设施建设和现代化农业发展重点产业、项目和先导性企业，有效带动产业发展[10]，使农村经济有新发展，农民生活有新改善，农村实现可持续发展。

4.2.2 整合财政支农资金，提高财政支农绩效 国家应该进行财政支农资金的整合与监管工作，提高支农资金的绩效[11]。对于支农资金的分配使用，应该坚持支农资金使用效益最大化，以主导产业和优势产业为重点，在不减少支农资金总量的前提下，稳步推进从财政预算编制环节清理和归并整合涉农资金。同时，改革项目管理办法，加快项目实施和预算执行，加强财政支农资金法制化管理[12]，切实提高监管水平，充实已有的监管平台，加强国家政策的宣传力度，增加财政支农资金运行的透明度，让广大农民这一利益相关体参与到监管中来[13]。

4.2.3 重视其他影响因素，充分挖掘财政支农绩效 财政支农绩效的发挥不仅依靠国家财政支农支出，对于影响农业经济发展的其他主要因素，也会间接影响财政支农绩效。因此，国家应该通过制定和颁布相应的政策法规，坚守“18亿亩耕地红线”，保证农业发展的基础；同时应加强农民技能培训，实施青年农民培育工程，造就一支高素质农业经营者队伍[14]，提高农业种植技术水平和农业机械化水平，使农民充分享受国家科技支农带来的成果。

参考文献：

[1] 赵鸣骥.在改革和发展中不断完善的农业财政政策[J].中国财政,2008(17):28-30.

[2] 封明川,吴平.财政支出资金绩效的实证分析——基于发展现代农业的视角[J].四川农业大学学报,2009(3):124-128.

[3] 崔元锋,严立东.基于DEA的财政农业支出资金绩效评价[J].农业经济问题,2006(9):37-40.

[4] 何军,胡亮.基于DEA模型的国家财政支农资金效率评价[J].生产力研究,2010(8):73-74.

[5] 欧阳华.财政支农资金使用效益的实证研究[J].重庆社会科学,2006(9):19-23.

[6] 谭晶晶,向萍.中国财政支农资金结构效率研究——基于数据包络分析法[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2008(8):30-33.

[7] 黄黎平. 财政支农支出对我国农业经济可持续发展的影响研究[J].农业经济,2013(6):10-11.

[8] 辛兵海,马丽斌.财政支农资金绩效的面板模型分析[J].农村经济,2009(11):69-71.

[9] 厉伟,姜玲,华坚.基于三阶段DEA模型的我国省际财政支农绩效分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2014(1):69-77.

[10] 朱洁,运京雷,陈岩岭.创新财政支农资金整合方式优化“三农”发展环境[J].农村财政与财务,2014(4):42-44.

[11] 蒋俊朋,田国强,郭沛.中国区域财政支农投入:地区差异的度量及分解[J].中国农村经济,2011(8):33-40.

[12] 张韶华.财政支农资金管理行为若干问题分析[J].农村经济,2007(2):50-52.

[13] 屈霞.中央财政在支持“三农”中的责任探析[J].中国财政,2013(14):53-55.

[14] 彭克强,易新福,邱雁.改革以来我国农业投入产出关系的协整分析[J].农业技术经济,2013(4):59-68.

（责任编辑 崔建勋）

农业贷款与农业财政支出对主产区粮食增产效果的比较分析

徐永金[1], 苗珊珊[2], 许增巍[3]
(1.中山大学新华学院, 广东 广州 510935; 2.河南理工大学应急管理学院, 河南 焦作 454003;
3.河南理工大学电气工程与自动化学院, 河南 焦作 454003)

摘 要:基于粮食主产区 1979—2010 年粮食产量、农业贷款和农业财政支出的相关数据,运用协整检验、误差修正模型分析农业贷款和农业财政支出对主产区粮食产量的影响。结果表明:当期农业贷款和农业财政支出对主产区粮食产量有显著正向影响,且农业贷款大于农业财政支出对主产区粮食产量的影响,方差分解的结果表明农业贷款大于农业财政支出对主产区粮食产量的贡献率。在此基础上,提出改进我国主产区农业生产的农业金融和财政政策,提高粮食产量,保障我国粮食安全。

关键词:主产区; 粮食产量; 农业贷款; 农业财政支出
中图分类号:F326.1 **文献标识码**:A 文章**编号**:1004-874X(2014)20-0193-04

Gomparative analysis on effects of agricultural loans and agricultural financial expenditure on grain yield in major grain producing areas

XU Yong-jin[1], MIAO Shan-shan[2], XU Zeng-wei[3]
(1.College of Xinhua, Sun Yat-sen Univeristy, Guangzhou 510935, China;
2. School of Emergency Management, Henan Polytechnic University, Jiaozuo 454003, China;
3. School of Electrical Engineering and Automation, Henan Polytechnic University, Jiaozuo 454003, China)

Abstract: Based on the date of grain production, agricultural loans and agricultural financial expenditure in major grain producing areas in 1979—2010, the cointegration test and VAR model were employed to analyze the impact of agricultural loans and agricultural financial expenditure on grain production in major grain producing areas. The results showed that, the current agricultural loans and agricultural financial expenditure both had significant positive effect on grain production, and agricultural loans had greater impact compared to agricultural financial expenditure on grain production in major grain producing areas. Variance decomposition results showed that the contribution of agricultural loans was greater than that of agricultural financial expenditure on grain production in main producing areas; on this basis, this paper proposed that we should modify Chinese agricultural financial and fiscal policies, for increasing food production and ensuring food security.

Key Words: major producing areas; grain yield; agricultural loans; agricultural financial expenditure

国以民为本,民以食为天,食以安为先。粮食安全不仅关系经济问题, 更是关乎国家长治久安的社会问题。我国地域辽阔,自然环境差异较大,不同区域对我国粮食产量增长贡献不同。我国粮食主产区自然资源良好,粮食生产条件优越,生产经验丰富,粮食产业发展潜力大, 粮食产量占全国粮食产量的比例呈现出在波动中上升的趋势 (从 1979 年的 69.31%上升到 2010 年的 74.81%,年均递增 0.17%),为我国粮食产量作出巨大贡献。

农业生产是自然再生产和经济再生产交织的过程,粮食生产逐渐向粮食主产区聚拢,粮食产量不仅受自然环境、劳动力、技术等社会生产要素的影响,而且受资本的影响。而农业生产的资本主要来自农业贷款和农业财政支出。农业贷款是指金融机构针对农业生产的需要,提供给从事农业生产的企业、个人、农业生产前生产资料供应、生产后农产品加工和运销等的贷款。主产区农业贷款整体上呈现出波动中上升的趋势,占全国农业贷款的比例基本维持在 63.33%,其投

收稿日期:2014-06-04
基金项目:河南省哲学社会科学规划项目(2014CJJ066);河南省教育厅重点项目(2014-zd-066);河南省科技厅项目(142400410396);河南理工大学博士基金(72103001028)
作者简介:徐永金(1987-),女,硕士,讲师,E-mail:AJIN2G@163.com

入量除个别年份有小幅下降外(1993 年),其他年份均呈现正增长。增长率超过 30%的年份有 1990、1994、1995、2004 年;不考虑通货膨胀的因素,主产区农业贷款的总量增长迅速,从 1979 年的 66.7669 亿元上涨到 2010 年的 12 012.561 亿元,年均上涨 18.73%。而农业财政支出是指国家财政预算中用于农业的各种支出。在内容上,农业财政支出既包括国家农业项目投入的农业资金,也包括用于农业的各种补贴、事业费等支出。主产区农业财政支出整体上呈现出波动中上升的趋势,占全国农业财政支出的比例基本维持在 52.63%,其投入量除个别年份(1981、1983、2005 年)有小幅下降外,其他年份均呈现正增长,但涨幅整体小于农业贷款。在 2004 年国家加大了农业财政支出的投入量,使得农业财政支出增长较快,尤其是在 2007 年农业财政支出增长了将近 1 倍。不考虑通货膨胀的因素,主产区农业财政支出的总量增长迅速,从 1979 年的 32.6303 亿元上涨到 2010 年的 2 798.896 亿元,年均上涨 16.73%。

1 农业贷款与财政投资现状及相关研究概况

农业投资是农业发展的关键要素,由于农业的弱质性,单靠微观主体投资往往导致农业投资不足,需要通过农业贷款和农业财政支出等政策手段增强农业的资金支持力度,实现农业综合生产能力提升。但是目前关于农业贷款和农业财政支出对农业增产的作用效果尚未取得一致性的结论。大多数学者认为农村金融政策和财政支农政策对中国农业增长至关重要,应大幅度增加农业科技投入,适度增加农业基础设施投入[1-3]。高峰等[4]研究表明,财政支农支出和农业贷款每增长 1 个百分点,将分别拉动农业产业增加值增长 0.33 和 0.13 个百分点。也有一些学者提出了相反的观点:农业贷款和农业财政支出对农业增长作用不大。孙文生[5]研究表明,财政支农投入和农业贷款与农民收入增长之间存在长期稳定的关系,但其增长作用不大,短期内财政支农的作用大于农业贷款;从长期来看,农业贷款的作用大于财政支农。而温涛等[6-7]认为中国财政支农资金的增加不仅无助于农业经济的增长和农民收入水平的提高,反而还起到了抑制作用;农业贷款的增长也并没有成为促进农业经济增长和农民收入水平提高的重要资源要素。翟雪玲等[8-10]进一步指出,我国农业财政支农的规模结构存在严重问题,规模效益、结构效益和管理效益低下,中国农业和农村经济发展存在资金投入不足和资金配置低效率的双重瓶颈。

总之,学者们主要对我国农业贷款和农业财政支出与农业 GDP 和农民收入之间的关系进行了深入的研究,但研究结论莫衷一是;此外,农业贷款和农业财政支出是农业投资的两个主要方面,两者对粮食产量的作用效果,现有研究存在明显不足。因此,本文基于我国粮食生产分工格局的现状,以粮食主产区为研究对象,比较分析农业贷款和农业财政支出对主产区粮食产量增产效果,以期为提高我国农业资金利用效率提供实证依据。

2 主产区粮食增产的实证分析

本文数据来源主要有中国国家统计局数据库(http://www.stats.gov.cn/tjsj/)及各年度的《中国统计年鉴》,《新中国 60 年统计资料汇编》,选取主产区各省 1979—2010 年的粮食产量(Q)、农业贷款(L)和农业财政支出(F)的数据,对其进行分类加总,得到主产区的粮食产量、农业贷款和农业财政支出数据,再对其取对数值进行研究。

为防止“伪回归”现象的存在,应对所选各个变量进行单位根检验(ADF 检验)。检验结果(表 1)表明,主产区粮食产量、农业贷款和农业财政支出的对数值在零阶水平上均为不平稳序列;对其进行一阶差分后均为平稳序列,预示着这 3 个变量之间可能存在协整关系。

2.1 主产区粮食产量与农业贷款和农业财政支出的协整检验

在检验 LnQ 和 LnL,LnF 为一阶单整序列的基础

表 1 变量的平稳性检验结果

变量	检验类型(C,T,K)	ADF 统计量	临界值(1%)	临界值(5%)	临界值(10%)	平稳性
LN(Q)	(C,T,3)	-3.0586	-4.3240	-3.5806	-3.2253	不平稳
ΔLN(Q)	(C,T,4)	-3.2833**	-3.7115	-2.9810	-2.6299	平稳
LN(L)	(C,T,0)	-0.1830	-3.6617	-2.9604	-2.6192	不平稳
ΔLN(L)	(C,T,0)	-5.5685***	-3.6702	-2.964	-2.6210	平稳
LN(F)	(C,T,0)	2.9839	-3.6617	-2.9604	-2.6192	不平稳
ΔLN(F)	(C,T,0)	-4.384***	-3.6702	-2.964	-2.6210	平稳

注:检验类型(C,T,K)表示单位根检验方程,其中 C,T,K 分别表示单位根检验方程中的常数项、时间趋势和滞后阶数;(2)“***”表示 1%显著水平,“**”表示 5%显著水平,“*”表示 10%显著水平;(3)“Δ”表示序列的一阶差分。

上，采用 Johansen 检验法检验 3 个变量间是否存在长期均衡关系。Johansen 检验法是基于向量自回归(VAR)模型的检验方法，根据 LR 统计量（5%的置信区间）、FPE 最终预测误差、AIC 信息准则、SC 信息准则与 HQ(Hannan-Quinn)准则等 5 个指标进行判断，最终选取最优滞后阶数为 3，即 VAR(3)。在确定的 VAR(3)的基础上，对 LnQ 与 LnF 和 LnL 进行协整检验，Johansen 统计量检验结果见表 2。

表 2　Johansen 统计量检验结果

特征值	零假设(H_0)	迹统计量	临界值(5%)	P 值	最大特征根值统计量	临界值(5%)	P 值
0.7256	R=0*	32.4035	29.7971	0.0245	22.3677	21.1316	0.0334
0.4660	R≤1	10.0358	15.4947	0.2780	6.6419	14.2646	0.5323
0.0476	R≤2	3.3939	3.8415	0.0654	3.3939	3.8415	0.0654

注：“*”表示 10%显著水平。

Johansen 协整检验迹统计量和最大特征值统计量检验结果均表明，LnQ、LnF、LnL 之间存在一个协整关系，具体的协整方程估计如下：

$$Ln(Q_t)=7.169+0.278Ln(L_t)-0.231Ln(F_t) \quad (1)$$
$$(0.038)\qquad(0.041)$$
$$Loglikelihood=112.451$$

由估计的协整方程可知，主产区粮食产量与农业贷款存在长期共同趋势关系，即农业贷款每增加 1 单位，主产区粮食产量就会增加 0.278 单位。而主产区粮食产量与农业财政支出存在长期反向趋势，即农业财政支出每增加 1 单位，主产区粮食产量相应减少 0.231 单位，说明农业财政支出是效率低下，与预期相违背，这一研究结果与姜长云等[11]研究结果相似，一方面可能是由于农业财政支出按人头支出未真正用在农业生产上，导致地方财政负担过重，打击了主产区农民种粮的积极性，挫伤了地方政府增加粮食产量的积极性；另一方面，也可能是农业财政支出与农业贷款之间存在较大的相关性与替代性，导致农业财政支出的效率损失。

2.2　误差修正模型的建立

根据 Granger 表述定理，若变量之间存在协整关系，则这些变量必有误差修正模型表达式存在。在主产区粮食产量与农业贷款和农业财政支出存在长期关系的基础上，建立误差修正模型，以分析农业贷款和农业财政支出对主产区粮食产量的短期波动关系。由于 LnQ 与 LnL、LnF 的回归方程存在显著自相关。如仍利用模型进行回归分析，将会导致参数估计量虽具有线性无偏性，但却不具有有效性。因此，需加入适当的滞后阶数以消除模型的自相关性，最终得到 LnQ、LnL、LnF 消除自相关的滞后回归方程：

$$Ln(Q_t)=3.176+0.647Ln(Q_{t-1})+0.237Ln(L_t)-0.206Ln \quad (2)$$
$$(4.663***)\quad(2.609**)\quad(-2.069**)$$
$$(L_{t-1})+0.107Ln(F_t)-0.117Ln(F_{t-1})$$
$$(1.504*)\quad(-1.660*)$$

$\bar{R}^2=0.914$，Loglikehood=54.940，F=64.923，DW=1.956

对 LnQ 与 LnL 和 LnF 滞后回归模型的残差序列进行平稳性检验，表明残差序列在 1%显著水平下平稳(表 3)，再次验证了主产区粮食产量与农业贷款和农业财政支出之间存在长期稳定的均衡关系，方程(2)即为其协整回归方程。从方程(2)可知，农业贷款和农业财政支出在当期对主产区粮食产量均有显著正向影响，且农业贷款大于农业财政支出对主产区粮食产量的影响程度。

表 3　残差序列单位根检验

零假设	检验类型(C,T,K)	ADF 统计量	临界值(1%)	临界值(5%)	临界值(10%)	结论
消除自相关后的回归方程存在单位根	(C,T,0)	-5.2610***	-3.6702	-2.9640	-2.6210	平稳
误差修正模型存在单位根	(C,N,4)	-2.6823***	-2.6607	-1.9550	-1.6091	平稳

2.2.1　*误差修正模型*　E-G 两步法检验已表明主产区粮食产量与农业贷款、农业财政支出存在长期稳定的均衡关系，这就意味着两者存在内在的均衡机制，如果两者在某个时期受到干扰后偏离其长期均衡点，则均衡机制将会在下一期进行调整，以使其回到均衡状态。因此，可在方程 2 的基础上建立误差修正模型(ECM)来分析两者的短期波动与长期均衡的关系。VECM 模型如下所示：

$$\Delta LnQ_t=0.113\Delta LnQ_{t-1}+0.221\Delta LnL_t-0.127\Delta LnL_{t-1}$$
$$+0.022\Delta LnF_t-0.013\Delta LnF_{t-1}-0.344ECM_{t-1}$$
$$Loglikehood=51.796,\ DW=1.861$$

对 ΔLnQ_t、ΔLnQ_{t-1}、ΔLnL_t、ΔLnL_{t-1}、ΔLnF_t 和 ΔLnF_{t-1} 的误差修正模型的残差序列进行平稳性检验，得出残差序列在 1%显著水平下平稳(表 4)，说明模型设定较为合

表 4　主产区粮食产量的短期方差分解（n=10）

响应期	S.E.	LnQ	LnL	LnF
1	0.0553	100	0.0000	0.0000
2	0.0655	99.9678	0.0190	0.0132
3	0.0692	97.8380	1.0148	1.1472
4	0.0720	92.9746	3.7170	3.3084
5	0.0746	87.6226	6.8459	5.5315
6	0.7680	83.0810	9.5851	7.3339
7	0.0786	79.6007	11.7379	8.6614
8	0.0800	77.0369	13.3636	9.5995
9	0.0810	75.1725	14.5776	10.2499
10	0.0818	73.8179	15.4857	10.6964

理。模型中被解释变量的波动可分为两部分,一部分是短期波动,一部分是长期均衡,差分反映了变量短期波动的影响。根据方程 3 的参数估计结果,说明短期内,农业贷款和农业财政支出每增加 1 单位，将引起主产区粮食产量分别增加 0.221 单位、0.022 单位。进一步得出，农业贷款大于农业财政支出对粮食产量的影响。ECM_{t-1} 的系数反映了修正项对偏离长期均衡的调整力度,误差修正项的系数为-0.344,说明主产区粮食产量受到干扰偏离均衡产量时,将受到一个相反的调整力,使其能在短期内向长期均衡状态收敛。

2.2.2　*方差分解*　方差分解提供了另一种描述系统动态变化的方法。该方法将系统的预测均方误差分解成系统中各变量冲击所作的贡献,以此可考察 VAR 系统中任意一个变量冲击的相对重要性。本研究运用方差分解考察农业贷款和农业财政支出对主产区粮食产量的影响程度。

农业贷款和农业财政支出对主产区粮食产量的预测误差分解结果见表 4，分别列出了 10 个预测期内农业贷款和农业财政支出对主产区粮食产量的预测误差分解结果,从表 4 可以看出,农业贷款对主产区粮食产量变动的贡献率大于农业财政支出的贡献率，农业贷款的贡献率在 0~15.4857%,而农业财政支出的贡献率在 0~10.6964%。

3　结论与启示

主产区粮食产量与农业贷款和农业财政支出存在长期均衡关系。在其他影响因素固定的情况下,农业贷款与主产区粮食产量的变化存在共同趋势，而农业财政支出与主产区粮食产量存在反向趋势；从弹性系数和方差分解的结果来看，农业贷款对主产区粮食产量的贡献大于农业财政支出对主产区粮食产量的贡献。

通过上述结论，可以发现在农业和农业经济发展的过程来看我国农业贷款的使用效率高于农业财政支出的使用效率，这可能是由于农业贷款规定在一定期限内归还,因而使用效率相对比较高;而农业财政支出属于补贴性质,因而无法有效激发农民的积极性。因此合理分配资金,提高资金利用率,使其真正用在农业生产过程中是非常必要的。这就需要政府加强和完善农村金融市场、金融制度和农业经营风险的管理体系,优化农村公共财政支出的体系建设,提高资金配置结构,实现农业财政支出的高效转化和有效监控，进而促进农村经济的健康发展,提高主产区粮食产量,为我国粮食安全提供有效保障。

参考文献：

[1] 李焕彰,钱忠好.财政支农政策与中国农业增长:因果与结构分析[J].中国农村经济,2004(8):38-43.

[2] 石泓,余志刚,张占友.黑龙江省农业财政支持与农业经济增长的实证分析[J].农业技术经济,2010(6):86-90.

[3] 禹跃军,王菁华.基于 VAR 模型的中国农村金融发展与农村经济增长关系研究[J].经济问题,2011(12):106-110.

[4] 高峰,徐界华,赵礼恩.财政支农和农业贷款对农业产业增加值的影响——基于山东省的实证分析政府因何提高 2008 年稻谷最低收购价[J].山东工商学院学报,2010(6):33-36.

[5] 孙文生,李建平.基于 VAR 模型的农业贷款、财政支农对农民收人增长的动态性分析——以河北为例 [J]. 广东农业科学,2011(1):235-238.

[6] 温涛,王煜宇.政府主导的农业信贷、财政支农模式的经济效应—基于中国 1952—2002 年的经验验证[J].中国农村经济,2005(10):18-27.

[7] 周定娥.农业信贷、财政支农与农业经济增长——基于宁波 1979—2010 年时序数据的实证分析[J].经营与管理,2011(11):115-117.

[8] 翟雪玲,曹文莉.我国财政支农的规模结构及存在问题[J].调研世界,2004(6):16-17.

[9] 孙少茹,郑少锋.财政农业支出及其效益研究[D].杨凌:西北农林科技大学,2007.

[10] 马智宇,周小平,卢艳霞.我国财政支农存在的问题与对策[J].经济纵横,2011(4):63-66.

[11] 姜长云.中国粮食安全的现状与前景[J].经济研究参考,2012(40):12-35.

（责任编辑　白雪娜）

家庭农场信贷需求影响因素实证分析
——基于许昌市 230 个样本的调查

梁 月，杨立社
（西北农林科技大学经济管理学院，陕西 杨凌 712100）

摘 要：对河南省许昌市的家庭农场聚集地鄢陵县和襄城县 230 个家庭农场的问卷调查数据进行统计分析，运用二分类 logistic 模型，分析了影响家庭农场主正规信贷需求的主要因素。结果表明：农场主文化程度、农业收入占家庭总收入的比例、种植规模、种植类型、对金融支持政策的认知和对金融服务的评价 6 个因素对家庭农场主正规信贷需求有正向影响，家庭农场主的经营时间对农场主的正规信贷需求有负向影响，家庭农场主的年龄和借贷经历对家庭农场主正规信贷需求没有显著影响。

关键词：家庭农场；信贷需求；logistic 模型
中图分类号：F323.9 **文献标识码**：A **文章编号**：1004-874X(2014)20-0197-04

Empirical study on factors influencing family farm credit demand
—Taking the date from Xuchang city as an example

LIANG Yue, YANG Li-she
(College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China)

Abstract: Based on the survey of 230 family farms in Yanling and Xiangcheng in Xuchang, Henan province, by using the binary classification logistic model, this paper analyzed the influence factors on family farmers demand for formal credit. The results showed that the farmer cultural degree, agriculture account for the proportion of total household income, scale of planting, plant type, cognition of financial support policies and evaluation of financial services had positive effects on their demand for formal credit. Family farmers operation time had a negative effect on farmers formal credit demand. Family farmers age and borrowing experience had no significant influence on family farmers credit demand.

Key words: family farm; credit demand; logistic model

2013 年中央一号文件提出要鼓励和支持承包土地向专业大户、家庭农场及农民合作社流转，其中家庭农场的概念首次在中央一号文件中出现。“家庭农场”意味着规模化、集约化及商品化生产经营，是我国农业现代化发展的方向[1]。但是家庭农场在我国才刚刚起步，发展过程中还面临着很多困境。其中融资困难是影响我国家庭农场发展的重要因素之一[2]。近几年一些学者对家庭农场的研究大部分仅限于理论研究，对影响家庭农场信贷需求的实证分析较少。国内现有的研究很多都是针对小农户的信贷需求，对专业大户特别是家庭农场的信贷需求的研究很少。诸多研究表明，农户信贷需求与农户的年龄、土地面积、家庭收入、信用状况等因素有关[3-5]。因此在农业规模化生产，产业化经营的新趋势下，深入分析影响家庭农场主正规信贷需求的影响因素，对于政府制定符合家庭农场的金融支持政策，提高农村的金融机构服务水平，促进家庭农场健康、稳步的发展有着重要的理论和实践意义。

1 数据来源与样本描述

1.1 数据来源

本研究的数据为本课题组 2013—2014 年在河南省许昌市家庭农场聚集地鄢陵县和襄城县调研所得，调研对象主要为专业种植大户。样本村的选取是综合考虑地区家庭农场发展状况和当地经济发展水平及村庄的空间分布特征后随机确定的。本次调研采用了问卷调查和访谈结合的方式，对种植规模在 66 700 m^2 以上的家庭农场主进行问卷调查。调查内容主要包括家庭农场主的基本特征、农场的经营情况、农场主的借贷经历、对金融政策的理性认识和对金融服务的评价及家庭农场主未来的发展规划等。本次调研采用入户调查，保证被调查对象反馈信息的真实性，共发放问卷 250 份，收回有效问卷 230 份，问卷有效率为 92.4%。

收稿日期：2014-05-24
作者简介：梁月(1989-)，女，在读硕士生，E-mail：1065719725@qq.com
通讯作者：杨立社(1963-)，男，硕士，教授，E-mail：yls1335@163.com

1.2 样本基本特征描述

被访问的230个农场主中,有58.7%的农场主有过正规金融机构借贷的经历,41.3%的农场主没有正规金融机构借贷的经历;农场主年龄主要集中在30~45岁,所占比例为92%;农场主的文化程度在初中以上的占77.8%;农场主的土地经营规模平均值为135 734.5 m^2;经营年数的平均值为5.06年;农业收入占家庭总收入的比例超过50%的有136户,所占比例为60%;农业收入的纯收入超过2 000元/667m^2·年的共有115户,所占比例为50%;对金融政策"十分了解"的占29.1%,"比较了解"和"不了解"的占70.9%;对金融机构服务"十分满意"的占43.1%,"比较满意"和"不满意"的占56.9%;61.7%的农场主有扩大种植规模的打算,而只有38.3%的农场主无扩大种植规模的打算。

2 实证分析

2.1 模型构造

将问卷问题中"未来一年您是否有正规信贷需求"作为被解释变量,如果回答"是"则赋值y=1,如果回答"否"则赋值y=0。由于y是一个二分类变量,故采用二分类Logistic模型进行分析,其模型形式表示如下:

$$p(y=1/x_i)=\exp(\beta_0+\sum_{i=1}^{k}\beta_i x_i)/[1+\exp(\beta_0+\sum_{i=1}^{k}\beta_i x_i)]$$

式中,y为二分类虚拟变量,x_i为k个影响农场主正规信贷需求的因素;β_0为该回归方程的常数项;β_i为回归系数。家庭农场主未来1年是否有正规金融机构借贷需求与其影响因素的关系可用以下函数表示:

$$P=f(F, B, D, C, K)$$

式中,P是家庭农场主回答"是"与"否"两种情况中一种的概率;F是指农场主的基本特征,包括农场主年龄、农场主受教育程度程度;B是指家庭农场的经营状况,包括经营的时间、农场的规模,农场的每年纯收入,农场的净资产等;D是指家庭农场主过去两年内的正规金融机构的借贷经历;C是指家庭农场主的理性认知,包括农场主对金融扶持政策的认知程度、对金融服务的评价;K是家庭农场主未来发展的规划,模型中各影响因素选取的具体变量、主要统计量及预期影响方向见表1。

表1 模型变量定义及说明

变量名称	变量定义	平均值	标准差	预期方向
家庭农场主的基本特征				
场主年龄(X_1)	实际测量	42.44	7.657	负
场主文化程度(X_2)	初中及以下=1,高中=2,大专及以上=3	2.13	0.736	正
家庭农场的经营状况				
经营规模(X_3)	实际测量	203.35	108.530	正
经营年数(X_4)	实际测量	5.06	2.058	负
农业纯收入(667m^2·年)(X_5)	2000=1,2000~4000=2,4000以上=3	1.53	0.658	负
农业收入/家庭总收入(X_6)	30%~50%=1,50%~70%=2,70%~90%=3,90%以上=4	2.17	1.048	正
种植种类(X_7)	大宗农作物=1,经济作物=2	1.44	0.498	正
农场主的理性认知				
对金融支持政策的认识(X_8)	十分了解=1,比较了解=2,不了解=3	1.93	0.809	正
对金融机构服务的评价(X_9)	十分满意=1,比较满意=2,不满意=3	1.65	0.505	正
农场主的借贷经历(X_{10})	有=1,无=2	1.43	0.497	正
农场主未来发展的规划				
有无扩大规模的打算(X_{11})	有=1,无=2	1.40	0.492	正

2.2 回归结果分析

本研究运用SPSS17.0统计软件对许昌市230个样本进行二分类logistic模型分析,选用的方法是全部进入法。具体的模型估计结果见表2。

3.2.1 *家庭农场主的年龄,文化程度等对家庭农场主正规信贷需求的影响* 家庭农场主的文化程度对家庭农场主的正规信贷意愿具有正面影响,且影响程度较大,解释变量系数>0,绝对值>1,达到1%的显著水平,回归结果与预期方向一致。表明家庭农场主的文化程度越高,越愿意向正规金融机构借贷。可能的原因是家庭农场主的年龄越大,自身财产积累越多,资金缺口越小,并且一般年龄越大,越不愿意承担借贷风险,所以正规信贷需求不强;家庭农场主的年龄未通过显著性检验,表明家庭农场主的年龄并不是影响其借贷意愿的主要原因。可能的原因是根据所调研数据分析,家庭农场主的年龄比较集中,主要集中在35~45岁之间。

3.2.2 *家庭农场的基本经营状况对家庭农场主正规信贷需求的影响* 家庭农场的基本经营状况的4个解释变量中,有3个变量对家庭农场主的正规信贷需求呈较强的正影响。农业收入与家庭总收入的比例通过了

表 2　家庭农场主正规信贷需求影响因素的回归分析结果

解释变量/常量	B	S.E.	Wals	P	Exp(B)
年龄(X_1)	0.101	0.069	2.131	0.144	1.106
文化程度(X_2)	6.428	2.211	8.454	0.004**	0.002
经营规模(X_3)	0.175	0.063	7.712	0.005**	1.192
经营年数(X_4)	1.287	0.510	6.361	0.012*	3.621
农业经营纯收入(X_5)	-.008	0.007	1.093	0.296	0.992
农业收入/家庭总收入(X_6)	3.827	1.279	8.960	0.003**	45.922
种植类型(X_7)	-1.793	0.817	4.818	0.028*	6.007
是否了解当地金融支持政策(X_8)	3.298	0.592	30.987	0.000**	0.037
对金融机构服务的评价(X_9)	6.944	2.236	9.643	0.002**	0.001
借贷经历(X_{10})	-.322	0.693	0.216	0.642	0.725
是否有扩大规模打算(X_{11})	4.137	0.912	20.596	0.000**	0.016
常量	6.944	2.236	9.643	0.002**	0.001

注:“*”、“**”分别表示差异显著和极显著。

1%的显著性检验,系数符号为正且绝对值大于 1,表明农业收入占家庭总收入的比例越高，家庭农场主的借贷需求越大,回归结果与预期方向一致。农业收入比例越高,当农场出现资金缺口时,能用来弥补其资金缺口的其他非农业收入越少,所以信贷需求大。家庭农场的经营年数通过了 5%的显著性检验,系数符号为正且绝对值大于 1,表明家庭农场的经营年数越久,农场主越愿意向正规金融机构借贷。回归结果与预期方向相反,可能的原因是一般经营年数长的家庭农场主都有扩大规模的打算,资金需求大,并且经营年数长的家庭农场主一般具有很高的信誉度，更容易取得正规金融机构的贷款。家庭农场的经营规模通过了 1%的显著检验,系数符号为正，表明家庭农场的经营规模对家庭农场主的正规信贷需求呈正影响，回归结果与预期方向相同。但是因为变量系数的绝对值小于 0.25,说明家庭农场的经营规模并不是决定正规信贷需求的关键因素。家庭农场的种植类型通过了 5%的显著检验,系数符号为负，表明家庭农场的种植类型对家庭农场主的借贷意愿呈负影响,回归结果与预期方向一致。表明种植大宗农作物(小麦、玉米、粮油等)的农场主的正规金融机构信贷需求小,而种植经济作物(瓜果、蔬菜、苗木、花卉等)的农场主的正规金融机构信贷需求大。其原因可能是种植经济作物的农场资金投入大,资金周转慢,所以家庭农场主的正规信贷需求强，种植大宗粮食作物的农场资金投入小、周转快,家庭农场主的正规信贷需求不强。家庭农场纯收入没有通过显著检验,回归结果与预期不符。

2.2.3　家庭农场主的理性认知对农场主正规信贷需求的影响　家庭农场主对金融支持政策的理性认识和对金融机构服务的评价对家庭农场主的借贷意愿都具有较强的正影响。其系数大于 0,绝对值均大于 1,达到 1%的显著性检验,回归结果与原假设一致,说明家庭农场主对金融支持政策的理性认识越深，对金融机构服务的评价越高,当遇到资金短缺时,越愿意像正规金融机构借贷,正规信贷需求越大。

2.2.4　家庭农场主的借贷经历对家庭农场主信贷需求的影响　家庭农场主的借贷经历未通过检验，表明家庭农场主的借贷经历对农场主的借贷意愿没有显著的影响,这一回归结果与预期不符。可能原因是一部分有过正规金融机构借贷经历的家庭农场主觉得正规金融机构借贷手续比较复杂,借贷期限短,可得性不高等原因，反而在未来一年里不再倾向于向正规金融机构借贷，而另一部分有过正规金融机构借贷经历的家庭农场主更加了解当地的金融政策，并且正规金融机构的利率要低于民间借贷并且资金充裕，所以有过借贷经历的家庭农场主仍比较倾向于正规金融机构借贷。所以借贷经历对家庭农场主正规金融机构信贷需求的影响比较复杂,具体方向不确定。

2.2.5　家庭农场主扩大规模的打算对家庭农场主信贷需求的影响　家庭农场主扩大规模的打算对家庭农场主信贷需求有比较大的正影响，通过了 1%的显著性检验,因素系数大于 0,且绝对值大于 1。回归结果与预期方向一致。表明家庭农场主扩大经营规模的主要制约因素是资金短缺,家庭农场主扩大规模打算的意愿越强,家庭农场主的正规金融机构借贷需求也越强。

3　结论与建议

3.1　结论

本研究基于河南省许昌市两个县 230 个样本的调研数据,运用二分类 Logit 模型进行回归分析,研究表明:农场主文化程度、经营规模、经营年数、农业收入占家庭总收入的比重、种植类型、对金融支持政策的理性认知和金融机构服务的评价以及扩大规模的打算等 8

个因素是影响家庭农场主未来一年正规金融机构信贷需求的主要因素。其中农场主文化程度越高,经营规模越大,经营年数越久,农业收入占家庭总收入的比重越大,对金融支持政策了解越深、对金融机构服务的评价越高,越能增加农场主的信贷需求。种植大宗农作物的正规金融信贷需求不强,而种植经济作物的农场主的正规金融信贷需求很强。有扩大规模打算的农场主的正规金融机构信贷需求强,没有扩大规模打算的农场主的正规金融机构信贷需求不强。另外有无借贷经历与农业经营纯收入对农场主正规金融机构信贷需求没有直接因果关系。

3.2 对策建议

3.2.1 加大信贷投入 目前金融机构缺少专门针对家庭农场信贷需求特点的信贷服务方式。对家庭农场的贷款发放仍然参照农户小额贷款的做法。由于家庭农场具有规模化、集约化、商品化等特点,所以其信贷需求与普通农户的信贷需求存在着较大的差异。家庭农场的信贷需求更强烈,并且资金需求的期限长,数额大。单纯将普通农户的借贷模式套入家庭农场中,必将导致家庭农场的信贷需求得不到满足。所以各金融机构必须结合家庭农场的信贷需求的特点,并且结合自身机构的特征,探索出适合本行以及家庭农场的金融支持模式。

3.2.2 创新信贷模式 由于家庭农场的资金薄弱,管理不规范,缺乏专业的财务人员等特点,导致作为盈利机构的金融机构对家庭农场金融支持的积极性不高,缺少动力,金融机构没有针对家庭农场发展量身定做信贷产品。由于缺乏有效的抵押物,家庭农场的借贷方式仍然是以信用贷款为主。但是家庭农场与金融机构之间的信息严重不对称,导致家庭农场依靠信用贷款的方式获得所需资金十分困难。为有效解决家庭农场的信贷需求不足的难题,金融机构应该针对家庭农场自身的特点,进行信贷模式的创新,解决农场主可抵押品少的借贷困境。在风险可控的前提下,大胆尝试土地经营的收益权抵押,订单抵押,大型农机具抵押等贷款形式。创新联保模式,对有固定合作企业的农场,尝试“农场+农业企业+金融机构”的联保模式,鼓励与家庭农场有日常业务往来的农业企业,为家庭农场的生产性融资提供担保,由于双方之间十分了解,可以以农业企业的实力以及信誉来作为担保,从而分散贷款风险,减少金融机构的顾虑,提高金融机构的积极性。

参考文献:

[1] 肖斌,付小红.关于发展家庭农场的若干思考[J]当代经济研究,2013(10):41-47.

[2] 刘向华.我国家庭农场发展的困境[J]毛泽东邓小平理论研究,2013(10):31-35.

[3] 马晓晴.信贷需求与融资渠道偏好影响因素的实证分析[J]中国农村经济,2012(5):65-76.

[4] 孔荣,陈传梅.农户正规信贷可得性影响因素的实证分析[J]农业经济问题,2010(3):36-46.

[5] 刘杰,秦富.我国农户金融参与意愿及其影响因素分析[J]技术经济,2009(4):81-87.

(责任编辑 白雪娜)

(上接第 181 页)

探[J].长江蔬菜,2011(24):50-51.

[3] 尹辉,蒋忠诚,杨奇勇,等.典型岩溶区土壤 pH 值的空间异质性研究[J].广东农业科学,2013(11):48-51.

[4] 张旭,刘彦卓,孔清霓,等.土壤 pH 对华南双季稻旱育秧素质的影响试验初报[J].广东农业科学,1998(2):8-10.

[5] 章倩,王登峰,魏志远,等.氮磷对农田土壤 pH 及有机质含量影响的研究[J].广东农业科学,2013(16):67-68.

[6] 唐琨,朱伟文,周文新,等.土壤 pH 对植物生长发育影响的研究进展[J].作物研究,2013(2):207-212.

[7] 王崇臣,王鹏,刘铮.北京地区公路两侧土壤 pH 分布情况调查[J].中国农学通报,2010(1):121-125.

[8] 孙宝利,赤杰,范中南,等.土壤及植物复合体系中有机酸的测定[J].环境科学与技术,2010(9):130-134.

[9] 乔红波,张慧,高瑞,等.三门峡烟区土壤 pH 时空变异特征[J].中国烟草科学,2010(4):48-51.

[10] 赵其国.土壤科学发展的战略思考[J].土壤,2009(5):681-688.

[11] 王志刚,赵永存,廖启林,等.近 20 年来江苏省土壤 pH 值时空变化及其驱动力[J].生态学报,2008(2):720-727.

[12] 郭治兴,王静,柴敏,等.近 30 年来广东省土壤 pH 值的时空变化[J].应用生态学报,2011(2):425-430.

[13] 刘玉萌,李民赞,安晓飞,等.一种便携式土壤氮素光谱检测仪设计[C].创新农业工程科技推进现代农业发展——中国农业工程学会 2011 年学术年会,中国重庆,2011.

[14] 陈鸣慰,周杏鹏,刘秀宁.基于 ATmega16 的 pH 参数在线测控仪设计[J].东南大学学报(自然科学版),2005(S2):75-78.

[15] 李民赞,潘娈,郑立华,等.基于近红外漫反射测量的便携式土壤有机质测定仪的开发[J].光谱学与光谱分析,2010(4):1146-1150.

[16] 高立平,李宗科,徐德民.一种新型 pH 变送器的设计[J].传感器技术,1997(4):26-28.

[17] 周云波.带现场显示的二线制变送器[J].中国仪器仪表,1996(5):11-12.

[18] 刘倩,李道亮,马道坤,等.水产养殖水质 pH 值智能变送器设计[J].农业工程学报,2008(S2):138-141.

[19] 贾伟锋,林玉池,王汶成.基于 MSP430F4250 的温湿度变送器的设计[J].仪表技术与传感器,2010(2):18-21.

(责任编辑 张辉玲)