

农村金融发展与农业技术进步关系实证研究： 以广东省为例

张乐柱^{1,2} 李锦宇² 于卉兰³

(1. 华南农业大学农村经济研究中心, 广东 广州 510642; 2. 华南农业大学经济管理学院, 广东 广州 510642;
3. 华南农业大学图书馆, 广东 广州 510642)

[摘 要] 基于 1982 - 2010 年广东省统计数据, 运用 C - D 生产函数模型和索洛余值法测算农业技术进步水平时间序列, 结合农村金融发展衡量指标, 实证分析农村金融发展与农业技术进步关系。结果表明: 尽管广东农村金融发展与农业技术进步存在长期均衡协整关系, 但二者仅具有单向格兰杰因果联系, 即农业技术进步是农村金融发展效率的 Granger 原因, 而农村金融发展规模和效率均不是农业技术进步的 Granger 原因。故广东农村金融发展与农业技术进步间良性互动机制尚未形成。

[关键词] 农村金融; 农业技术进步; 规模; 效率

[DOI 编码] 10. 13962/j. cnki. 37 - 1486/f. 2015. 01. 015

[中图分类号] F832. 5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2095 - 3410(2015)01 - 0110 - 07

一、引言与相关文献综述

2012 年中央一号文件指出, 农业发展的根本出路在科技, 而农业技术进步是一个不断探索发现和推广实践的过程, 需要大量资金。作为资源配置主渠道, 农村金融的支撑作用尤为重要。然而, 从良性发展角度看, 促进技术创新进步的金融发展才是经济社会及金融体系可持续发展的保证。

早在 1912 年熊彼特就论证了功能完善的银行系统可以通过识别并向最有机会在产品创新和生产过程中的企业家提供融资以促进技术创新。继之, 对金融发展与技术进步的理论研究主要从金融工具、金融市场与金融体系发展等多角度展开^[1]。King 和 Levine(1993) 认为金融中介能通过信息甄别, 对生产过程中潜在的企业家进行融资支持, 促进技术创新^[2]。Paul(1992) 指出金融体系能将具有不同期限、不同融资成本、不同流动性特征的金融工具加以组合, 以优化技术创新投资配置, 促进投资者选

择更加专业化的技术^[3]。

然而学术界对金融发展与农业技术进步关系的实证研究依然存在较大争议。刘凤朝、沈能(2007) 通过对金融发展与技术进步因果关系及动态演进的实证检验, 发现无论从长期还是短期看, 我国金融规模与技术进步正相关且两者具有双向因果关系^[4]。也有众多学者认为这种正向关系并非完全线性, Zilibotti(1994)、Rioja(2004) 及师文明、王毓槐(2010) 研究得出相同结论, 即金融发展在水平较低的初始阶段不利于技术进步, 但当金融发展水平越过某个门槛后, 金融发展将会促进技术进步^{[5][6][7]}。而陈刚、李树(2009) 研究发现, 由于中国金融中介职能的发挥受到扭曲和制约, 导致金融发展作用只局限于促进劳均资本积累, 在某种程度上却阻碍了技术进步和技术效率的改善^[8]。

农村金融与农业技术进步方面的研究亦存在不同认识。肖干、徐鲲(2012) 研究表明, 农村金融发

[基金项目] 本文是国家社会科学基金项目“民间信贷交易与农村微型金融中介体发展研究”(项目编号: 12BJY096) 的阶段性成果, 并得到“211 工程”重点学科建设项目资助。

[作者简介] 张乐柱(1965 -), 男, 山东莱芜人, 华南农业大学农村经济研究中心研究员、经济管理学院教授、博士生导师。主要研究方向: 农业经济管理、农村金融与公共经济。

展的结构、规模和效率与农业科技进步贡献率呈现正相关关系^[9]。而曹冰玉、雷颖(2010)基于1985-2005年的时间序列数据实证分析认为:我国农村金融发展与农业技术进步间存在着长期、均衡、单向因果关系,即农业技术进步对农村金融发展有着推动作用,而农村金融发展对农业技术进步的作用不明显^[10]。宋春光、那娜(2010)从合作金融和政策性金融角度分析了金融对农业技术效率的影响,指出合作金融对中国农业技术效率的提高有明显促进作用,而政策性金融对农业技术效率的作用不显著^[11]。

综上,目前研究多集中于国家层面金融发展与技术进步关系的探讨。但由于我国区域金融发展与技术创新水平不平衡,可能导致金融发展和技术进步间关系存在一定的区域差异。鉴于此,对广东省金融发展与技术进步关系进行实证检验,既可以弥补现有文献在农村金融发展与技术进步关系研究的不足,又进一步充实区域实证的研究成果。

二、广东省农业技术进步水平测算与分析

农业技术进步水平测算是实证检验的关键环节。本文采用科布-道格拉斯(C-D)生产函数基础上的索洛余值法测算广东省农业技术进步水平。

1928年,柯布(Cobb)和道格拉斯(Dauglas)在研究中指出生产活动中的主要贡献要素是资本和劳动,即 $Y = AK^\alpha L^\beta$,其中 Y 为产出, K 、 L 分别为资本投入和劳动投入, α 、 β 分别表示资本与劳动的产出弹性。 A 为效率系数,反映广义的技术进步水平。1957年索洛对C-D生产函数进行了改进,假设 A 为时间 t 的函数且 $A(t) = A_0 e^{\varepsilon t}$,则C-D生产函数变为:

$$Y_t = A_0 e^{\varepsilon t} K_t^\alpha L_t^\beta \quad (1)$$

对上式两边取对数并对 t 求导可得:

$$\frac{1}{Y_t} \frac{dY_t}{dt} = \alpha \frac{1}{K_t} \frac{dK_t}{dt} + \beta \frac{1}{L_t} \frac{dL_t}{dt} + \gamma \frac{1}{M_t} \frac{dM_t}{dt} + \varepsilon \quad (2)$$

令 $y = \frac{dY_t}{Y_t}$, $k = \frac{dK_t}{K_t}$, $l = \frac{dL_t}{L_t}$, 则有:

$$\varepsilon = y - (\alpha k + \beta l) \quad (3)$$

上式即为索洛余值公式,其中, y 为总产出变化率, k 为资本变化率, l 为劳动变化率, ε 为技术进步指数(即TFP),反映了将资本增长和劳动增长对经

济增长的贡献部分剔除后的剩余部分,可通过估算出参数 α 和 β ,进而计算 ε 的具体数值,用以衡量农业技术进步状况。

(一) 测算模型与变量设定

鉴于土地要素是农业生产中不可或缺的因素,将上述模型的函数形式设定为:

$$Y_t = A_0 e^{\varepsilon t} K_t^\alpha L_t^\beta M_t^\gamma \quad (0 < \alpha, \beta, \gamma < 1) \quad (4)$$

其中, A 为常数, Y_t 是农业总产值, K_t 、 L_t 、 M_t 分别表示相应生产要素投入,即资本费、劳动力及土地耗费,同(3)式,则有:

$$\varepsilon = y - (\alpha k + \beta l + \gamma m) \quad (5)$$

其中 y 、 k 、 l 、 r 分别表示农业总产出、资本、劳动及土地的变化率,即全要素生产率反映技术进步水平。

结合广东省农业发展实际,对相关变量的确定如下:

(1) 农业总产出,直接选取《广东省统计年鉴》中农业总产值的原始数据。

(2) 农业的资本耗费,采用农业固定资产投资总额作为衡量指标。

(3) 劳动力耗费,经济学中常用劳动者工资、劳动时间或劳动人数等统计指标衡量(李子彪,2006),若考虑农村剩余劳动力的存在,计算时采用农业生产实际投入的劳动力数量较为合适,但因缺乏相关统计资料,借鉴周端明(2009)的做法,选择第一产业从业人数作为计量指标。

(4) 土地耗费,考虑到广东省农村土地撂荒的普遍性,采用农作物播种面积代替常用的耕地面积变量。采取同样做法的有全炯振(2009)^[12]、赵芝俊等(2006)^[13]。

(二) 参数估计

本文选取广东省1982-2011三十年的统计数据拟合生产函数,测算出各投入要素的参数。为避免多种共线性对参数估计的影响,假设规模报酬不变,则有 $\alpha + \beta + \gamma = 1$,生产函数式(4)可变为:

$$\frac{Y_t}{L_t} = A_0 e^{\varepsilon t} \left(\frac{K_t}{L_t} \right)^\alpha \left(\frac{M_t}{L_t} \right)^\gamma \quad (6)$$

对上式两边取对数,令 $Y^* = \ln \frac{Y_t}{L_t}$, $K^* = \ln \frac{K_t}{L_t}$,

$M^* = \ln \frac{M_t}{L_t}$, $A^* = \ln A_0$, 有:

$$Y^* = A^* + \alpha K^* + \gamma M^* + \varepsilon t \tag{7}$$

运行 Eviews5. 1, 对 (7) 式进行最小二乘法分析:

| 表 1 农业生产函数参数估计结果 | | | | |
|----------------------|-------------|-----------------------|---------------|------------|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t - Statistic | Prob. |
| C | -3. 200504 | 0. 609600 | -5. 250175 | 0. 0001 |
| K | 0. 246979 | 0. 071394 | 3. 459391 | 0. 0028 |
| M | 1. 804976 | 0. 326304 | 5. 531576 | 0. 0000 |
| T | 0. 063041 | 0. 011900 | 5. 297472 | 0. 0000 |
| R - squared | 0. 976831 | Mean dependent var | | 0. 246824 |
| Adjusted R - squared | 0. 972970 | S. D. dependent var | | 0. 545280 |
| S. E. of regression | 0. 089648 | Akaike info criterion | | -1. 822879 |
| Sum squared resid | 0. 144663 | Schwarz criterion | | -1. 624508 |
| Log likelihood | 24. 05167 | F - statistic | | 252. 9720 |
| Durbin - Watson stat | 0. 930172 | Prob(F - statistic) | | 0. 000000 |

由表 1 可见,将农作物总播种面积作为变量时,其系数 $\gamma = 1.8 > 1$,与原假设 $0 < \alpha, \beta, \gamma < 1$ 不相符,究其原因,可能与土地投入面积中统计数据的精度、播种面积与渔业养殖面积统计口径上的差异等因素有关。考虑到历年广东省人均土地占有量的变动性不是很大,可将农作物播种面积 M 视为常量,并将其设为农业部在《我国农业科技进步贡献率测算方法》中给定的全国统一值 0. 25^①,在边际规模报酬不变条件下,有 $\alpha + \beta = 1 - \gamma = 0. 75$,则式(7)可变为:

$$Y^* = A^* + \alpha K^* + 0. 25 M^* + \varepsilon t \tag{8}$$

同样,采用 Eviews5. 1 对式(8)进行最小二乘法分析。

| 表 2 以土地为常量的农业生产函数参数估计结果 | | | | |
|-------------------------|-------------|-----------------------|---------------|------------|
| Variable | Coefficient | Std. Error | t - Statistic | Prob. |
| C | -1. 060919 | 0. 575057 | -1. 844895 | 0. 0765 |
| K | 0. 351650 | 0. 133506 | 2. 633968 | 0. 0140 |
| T | 0. 051999 | 0. 024580 | 2. 115522 | 0. 0441 |
| R - squared | 0. 945631 | Mean dependent var | | -0. 828470 |
| Adjusted R - squared | 0. 941449 | S. D. dependent var | | 1. 015868 |
| S. E. of regression | 0. 245813 | Akaike info criterion | | 0. 129205 |
| Sum squared resid | 1. 571024 | Schwarz criterion | | 0. 270650 |
| Log likelihood | 1. 126525 | F - statistic | | 226. 1077 |
| Durbin - Watson stat | 0. 246697 | Prob(F - statistic) | | 0. 000000 |

由表 2 可知,模型的拟合优度较好,达到了 0. 941499,同时方程本身和各参数变量均通过显著性检验,另外异方差和自相关检验均能通过,模型的解释能力强,可用来计算科技进步贡献率。

由上述结论可知,1982 年至 2012 年间,广东省农业资本投入的弹性系数 $\alpha = 0. 3517$,土地投入的弹性系数 $\gamma = 0. 25$,劳动力投入的弹性系数 $\beta = 1 - \alpha - \gamma = 0. 3983$ 。即资本投入、土地投入及劳动力投入每增加 1%,农业总产值分别增加约 0. 35%、

0. 25% 和 0. 40%。可以看到弹性系数最大的是劳动力投入,意味着目前广东省农业产出相对更依赖于人力资本的增加,属于典型传统的劳动密集型产业,与某些省份相比^②,资本投入与劳动力投入的弹性系数相差不大,可粗略认为目前广东省农业发展处于由劳动密集型转向资金密集型的过渡期。

(三)广东省农业技术水平测算结果及分析

根据上文所得参数估计结果,结合(5)式,对广东省 1982 - 2012 年农业技术进步水平进行测算。

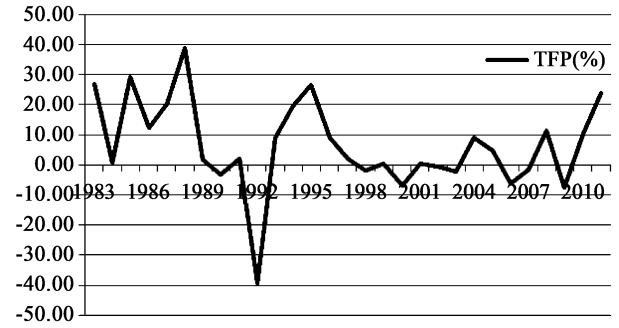


图 1 1982 - 2011 广东省农业技术进步趋势图

可以看到,30 年间广东省农业技术进步增长率表现出较大的波动性,甚至有些年份出现负值(图 1)。这一方面与广东省自然灾害频繁,农业生产总值波动较大不无关联;另一方面,所测算的农业技术进步为广义全要素生产率(TFP),不仅包括科技进步本身,还受资源配置效率和其他随机因素的影响。如 1992 年,资本投入增长率达到 153. 51%,而农业总产值增长率仅为 12. 57%,出现了投入多而有效产出少的情况。在剔除生产要素投入之后,农业技术进步水平不可避免地出现负值,但这并不能说明农业科技进步对广东省农业经济增长没有发挥积极作用。1998 年以后,农业技术进步水平的波动幅度开始趋缓,自 2007 年基本保持着向上趋势,说明资金配置效率可能在一定程度上得到改观,但这需要更多数据支持。

三、实证检验

(一)变量的选取与数据说明

金融发展水平提高的一个主要表现就是金融资产规模相对于国民经济财富的扩展。对于金融发展水平的衡量,考虑到目前广东省农村金融结构相对简单及数据的可得性,拟从农村金融发展的规模和效率两个维度进行考量。

金融发展规模指标方面,鉴于广东省农村金融

以存贷业务为主,结合一般做法,选择农村存贷款余额之和与农业 GDP 之比为金融发展规模的衡量指标。但因 1990 年前后乡镇企业贷款余额的统计口径明显不同,而 1995 年后统计年鉴重新对金融机构贷款余额进行了划分,导致城乡居民储蓄存贷款余额与研究所需数据口径相差太大,故而采用农业存款余额和农业贷款余额替代农村存贷款以反映农村金融状况。

金融发展效率指标方面,参考王志强、孙刚(2003)的做法,选用农业贷款与农业存款之比作为衡量农村金融发展的效率指标^[14]。采用这一指标还基于以下考虑:首先,农村金融发展的目的是服务农村实体经济,这一比值越大,越能反映农村金融机构对农业的支持力度;其次,该指标可以衡量农村金融机构将存款转化为贷款的能力,显示农村金融机构对金融资源配置的效率;还可在一定程度上反映当前农村资金外流状况。

农业科技进步方面,直接选取上面测算出的广东省农业技术进步增长率为实证变量。以上三个变量分别用 RGM、RXL 和 TFP 表示。

由于银行资金来源项目自 2011 年起使用新的分类,广东省统计年鉴不再提供农业存贷款余额等相关数据指标,故截取 1983 - 2010 年度样本数据,样本数据均来源于《广东省统计年鉴》及《广东省农村统计年鉴》。各变量的描述性统计及变化趋势如表 3 和图 2 所示:

| 广东省农村金融发展与农业技术进步水平 | | | | | |
|--------------------|-------------------|----------|----------|----------|----------|
| 表 3 指标描述性统计 | | | | | |
| 变量 | 描述 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| 农村金融发展规模指标 (RGM) | 农业存贷款余额与农业 GDP 之比 | 0.436011 | 0.029348 | 0.222952 | 0.708275 |
| 农村金融发展效率指标 (RXL) | 农业贷款余额与农业存款余额之比 | 0.647446 | 0.067651 | 0.170757 | 1.485398 |
| 农业技术进步水平 (TFP) | 农业技术对经济增长的贡献率 | 0.058756 | 0.028099 | -0.39345 | 0.388712 |

在这里主要对农村金融发展规模指标和效率指标进行分析,由表 3 和图 2 可看到:

(1)农业存贷款余额占 GDP 的比重尽管在个别年份有所下降,但整体上呈增长趋势,尤其在 1992 年之后上升速度明显加快。截止 2010 年末,该比值达到 0.67,相比 1982 年增长近 1.5 倍,说明广东省

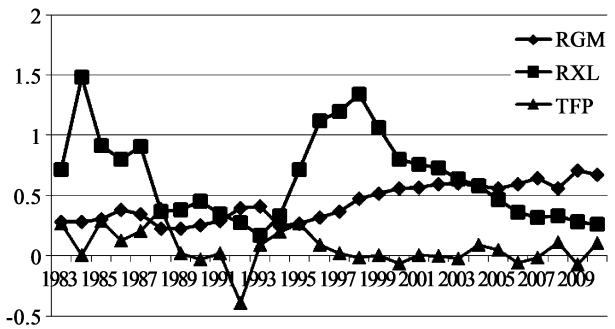


图 2 1983 - 2010 各变量变化趋势图
农村金融资产比例不断提升,农村金融规模不断扩大。

(2)农村金融发展效率指标的变动趋势:1998 年以前,农业贷款占农业存款的比值呈现较大波动,在 1983 年达最大值后,1994 年降至最低点。这是因为 1983 年农村经济体制率先改革,众多资金流向农村;但随着 1984 年经济体制改革重点转向城市,农业贷款占比急剧下降,且在 1998 - 2000 年间出现大幅度回落。大量资金流向城市,农户与农村中小企业融资难制约了农村经济发展。

(3)2006 年广东省开始逐步推进农村新型金融机构改革,但从图 2 可以看出,农村金融发展效率持续下降趋势并未因此明显改善,相反,农村金融发展规模指标出现了近 10 年来少有的大幅度波动,这意味着目前新型金融机构改革并未达到预期效果。

(二)单位根检验

由于经济变量的时间序列数据往往都是非平稳的,若直接将其引入模型进行经典线性估计,很可能出现伪回归现象,因此,有必要先对各时间序列进行平稳性检验。通过 Eviews5.1 进行 ADF 检验,各变量的检验结果见表 4。

| 表 4 ADF 单位根检验结果 | | | | | |
|-----------------|------------|-----------|-----------|--------|-----|
| 变量名称 | 检验类型 | 5% 临界值 | ADF 值 | P 值 | 结论 |
| TFP | 含线性趋势项和常数项 | -3.595026 | -3.072374 | 0.1334 | 非平稳 |
| D(TFP) | 含线性趋势项和常数项 | -3.603202 | -4.942427 | 0.0028 | 平稳 |
| RGM | 含线性趋势项和常数项 | -3.595026 | -2.664751 | 0.2577 | 非平稳 |
| D(RGM) | 含线性趋势项和常数项 | -3.603202 | -4.081933 | 0.0188 | 平稳 |
| RXL | 含线性趋势项和常数项 | -3.595026 | -2.222857 | 0.4582 | 非平稳 |
| D(RXL) | 含常数项 | -2.986225 | -3.180334 | 0.0334 | 平稳 |

从表 4 的检验结果可看出,原有时间序列数据的 ADF 检验值均大于 5% 的临界值,即三组变量在 5% 的显著性水平下是非平稳的,而对其取一阶差分后,序列 D(TFP)、D(RGM)以及 D(RXL)的 ADF 值都小于 5% 显著性水平下的临界值,表现为平稳序列。换

言之,原有时间序列都是一阶单整的 I(1) 序列,故可进一步检验三组变量之间是否存在协整关系。

(三) 协整检验

由于上述变量都是一阶单整的 I(1) 序列,因此可采用 Johansen 协整检验来判断它们之间是否存在长期均衡关系。Johansen 协整检验法是一种基于

表 5 VAR 模型滞后阶数判断结果

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|------------|------------|-------------|-------------|-------------|
| 0 | 19.91295 | NA | 5.19e-05 | -1.353036 | -1.206771 | -1.312468 |
| 1 | 65.95361 | 77.34832 * | 2.70e-06 * | -4.316289 * | -3.731229 * | -4.154018 * |
| 2 | 71.27789 | 7.666959 | 3.76e-06 | -4.022231 | -2.998376 | -3.738257 |
| 3 | 82.28108 | 13.20382 | 3.53e-06 | -4.182486 | -2.719835 | -3.776809 |

注: * 表示该准则确定的最优滞后期。

结果显示,无论是 AIC 还是 SC 甚至其他如 LR 统计量等,均认为滞后阶数为 1 的 VAR 模型即 VAR(1) 模型较为合理。另外通过单位根检验对 VAR(1) 模型的稳定性检验结果显示,全部根的倒数都位于单位圆曲线内(图 3),即 VAR(1) 模型是稳定的。协整检验模型的滞后期等于 VAR 模型的最优滞后阶数减 1,故确定为 0。表 6 为 Johansen 协整检验结果。

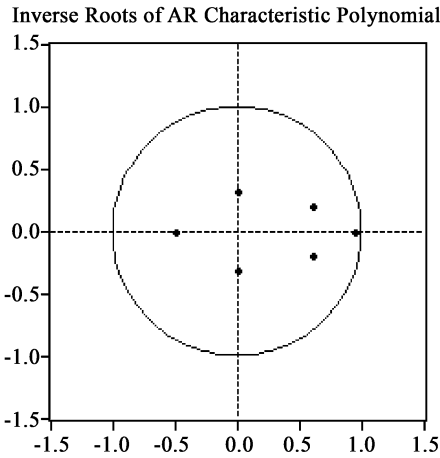


图 3 VAR 模型单位根图

表 6 Johansen 协整检验结果

| 协整向量个数的原假设 | 特征值 | 迹统计量 | 5% 临界值 | P 值 |
|------------|----------|----------|----------|--------|
| 0 | 0.669334 | 29.87944 | 25.82321 | 0.0138 |
| 至多一个 | 0.341586 | 11.28389 | 19.38704 | 0.4845 |
| 至多两个 | 0.121599 | 3.500620 | 12.51798 | 0.8125 |

结果表明,在 5% 的显著水平下,变量之间存在协整关系。对协整均衡向量进行标准化后,可写出三个变量的协整方程如下:

$$TFP = 0.421947RGM - 0.188170RXL \quad (9)$$

方程(9)表明 1982 - 2010 年上述三个变量间存在长期均衡关系,可以发现 1982 - 2010 年农村金

融发展规模与农业技术进步正相关,而农村金融发展效率与农业技术进步存在反向作用关系。亦可看出,农村金融发展规模的取值每增加 1%,农业技术进步会同向变动 0.42 个百分点;农村金融发展效率的取值增加 1 个单位,农业技术进步会下降 0.19 个百分点。另外进一步对 TFP 与 RGM、TFP 与 RXL 两两分别进行协整检验,同样发现它们之间也存在协整关系,说明广东省农村金融发展与农业技术进步间确实保持稳定的均衡关系。

(四) VEC 向量误差修正模型

上面的分析给出了 VAR(1) 模型中的三个变量间存在长期均衡协整关系的结论,但这种均衡关系在短期内如何调整,需通过建立 VEC 模型进一步探讨。根据 AIC、SC 准则,确定 VEC 模型的最优滞后阶数为 1,所得 VEC 模型结果如表 7 所示。

表 7 VEC 模型估计结果

| Error Correction; | D(TFP) | D(RGM) | D(RXL) |
|-------------------|-------------|-------------|-------------|
| CointEq1 | -0.555930 | -0.067820 | 0.962618 |
| | (0.30786) | (0.13290) | (0.38981) |
| | [-1.80580] | [-0.51031] | [2.46948] |
| D(TFP(-1)) | -0.082227 | -0.093544 | -0.176779 |
| | (0.22716) | (0.09806) | (0.28763) |
| | [-0.36198] | [-0.95391] | [-0.61461] |
| D(RGM(-1)) | -0.069311 | -0.283453 | 0.892723 |
| | (0.66989) | (0.28919) | (0.84821) |
| | [-0.10347] | [-0.98017] | [1.05248] |
| D(RXL(-1)) | 0.092993 | -0.018580 | 0.075230 |
| | (0.13555) | (0.05851) | (0.17163) |
| | [0.68607] | [-0.31753] | [0.43834] |
| C | 0.005316 | 0.018249 | -0.062704 |
| | (0.03345) | (0.01444) | (0.04236) |
| | [0.15892] | [1.26375] | [-1.48041] |

由表 7 可以看到,VEC 模型中 TFP 与 RXL 的误差修正项分别为 -0.555930 和 0.962618,且在统计

上是显著的,说明系统内变量间如果在短期内出现正向非均衡状态,RXL 会同向修正而 TFP 会出现反向修正,相比而言,RXL 的修正幅度较大,即长期稳定关系对农业技术进步和农村金融发展效率具有显著的调节作用,调节效应分别为 55.59%和96.26%。

(五) 格兰杰因果检验

检验了广东省农业技术进步与农村金融发展规模、农村金融发展效率之间存在长期均衡关系,但变量间的因果关系尚不明朗,因此用格兰杰因果关系检验来验证变量间的因果联系。格兰杰因果关系实质上是检验一个变量的滞后项对另一变量是否有预测作用,也即如果一个变量受到其他变量的滞后项影响,就称这两个变量间存在格兰杰因果关系。对各变量进行一阶差分以满足格兰杰因果检验所要求的时间序列平稳性,检验结果如表 8 所示。

| 表 8 格兰杰因果关系检验表 | | | |
|---------------------------|---------|---------|---------|
| 原假设 | 样本数 | F 值 | P 值 |
| DRGM 不是 DTFP 的 Granger 原因 | 25 | 1.84025 | 0.18467 |
| DTFP 不是 DRGM 的 Granger 原因 | 0.58387 | 0.56696 | |
| DRXL 不是 DTFP 的 Granger 原因 | 25 | 1.35684 | 0.28017 |
| DTFP 不是 DCXL 的 Granger 原因 | 3.25378 | 0.05979 | |

由表 8 的检验结果可看出,在 1% 的显著性水平下农业技术进步是农村金融发展效率的 Granger 原因,而农村金融发展规模和农村金融发展效率均不是农业技术进步的 Granger 原因。

四、结论与启示

在运用 C-D 生产函数模型和索洛余值法测算广东省农业技术进步水平时间序列基础上,结合衡量广东省农村金融发展指标对农村金融发展与农业技术进步关系进行实证分析。结果表明:尽管广东省农村金融发展与农业技术进步间存在长期均衡协整关系,但二者间仅具有单向格兰杰因果联系。广东省农村金融发展与农业技术进步之间良性互动机制尚未形成。基于广东农业经济发展实际,以上实证结果可得如下启示。

(1) 农业技术进步可通过提高农业生产率促进农村经济发展,从而为农村金融发展创造条件。亦即农业技术进步对农村金融发展的影响主要以农村经济发展为纽带。农村经济发展既为农村金融发展提供了赖以生存和发展的资本源泉;又衍生出对特定金融产品和金融服务的需求,从而有效推动农村

金融发展。

(2) 广东省农村金融应在农业技术研发和推广方面起应有作用。目前广东省大部分科技成果来自于科研院所和高等院校,研发资金多来自于政府财政,农村金融机构在此方面的资源配置角色几近缺位。2010 年广东省农业科研和技术开发经费 113262 万元中,政府拨款 87151 万元,占比 76%,而企业和其他社会资金占比 24%。另一方面,近年广东农村地区的贷存比呈现逐年下降势态,不利于农业科技推广。2010 年广东农村地区 14.60% 的存贷比远低于 56% 的全国平均水平。而新型金融机构的脱农倾向加重了这一趋势。数据显示,2013 年广东省小额贷款公司累计投放服务业、工业贷款分别为 450 亿元、107 亿元,占比 65%、19%;而农业贷款累计投放 130 亿元,占比仅为 16%。需要尽快纠正。

(3) 完善广东农村金融体系功能。广东省农村金融组织体系存在严重缺陷:农业发展银行定位不清晰,政策性业务单一;农村信用社系统经营环境复杂,经营管理能力有待提高;以农业银行为主的商业银行出于自身盈利性和资金安全性考虑,科技贷款的积极性不高;村镇银行与小额贷款公司等新型农村金融机构因主导的商业银行缺乏明显的监督比较优势,难以长期持续经营,更不用说其对农业技术进步的支撑作用^[15]。基于此,一是需优化农业发展银行的服务职能。明确服务功能与职责,通过与各方联合建立支农贷款保险或担保基金等方式适度涉足担保和资金批发业务,为涉农信贷及高科技农业项目投资提供担保,为农村中小金融机构提供资金批发支持。二是商业性金融机构应结合农业科技企业特点,以融资主体的需求为导向,加大金融产品创新。三是发展互助性担保和鼓励商业性担保,建立健全广东省乡镇企业、农户的征信系统,进一步完善农村信贷担保体系,建立良好的农村金融生态。四是地方政府可通过设立农业高科技产业投资基金,吸引社会资金流向处于种子期尤其是创建期的农业科技企业,同时加大对农业保险的保费补贴,充分发挥保险在农业技术推广中的风险分担杠杆作用。

【注】

①陈丽媛(2012)在研究中也采用过同样的做法。

②何宜强(2010)曾在研究中测算出江西省农业生产资本投入的弹性系数为劳动力的两倍以上,而王淑慧(2009)同样方法测算出黑龙江省劳动力的弹性系数远高于资本投入。

参考文献:

[1] Schumpeter, Joseph. The Theory of Economic Development[M]. Oxford University Press, 1969.

[2] King R G, R Levine. Finance, Entrepreneurship and Growth: Theory and Evidence[J]. Journal of Monetary Economics, 1993(32): 513-542.

[3] Saint - Paul G. Technological Choice, Financial Markets and Economic Development[J]. European Economic Review, 1992(36): 763-781.

[4] 刘凤朝, 沈能. 金融发展与技术进步的 Geweke 因果分解检验及协整分析[J]. 管理评论, 2007, (05).

[5] Zilibotti Fabrizio. Endogenous Growth and Intermediation in an "Archipelago" Economy[J]. Economic Journal, Royal Economic Society, 1994, 104(423): 462-73.

[6] Rioja Felix, Valev Neven. Does one size fit all: a reexamination of the finance and growth relationship[J]. Journal of Development Economics, Elsevier, 2004, 74(2): 429-447.

[7] 师文明, 王毓槐. 金融发展对技术进步影响的门槛

效应检验——基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 山西财经大学学报, 2010, (09).

[8] 陈刚, 李树. 金融发展与增长源泉: 要素积累、技术进步与效率改善[J]. 南方经济, 2009, (05).

[9] 肖干, 徐鲲. 农村金融发展对农业科技进步贡献率的影响——基于省级动态面板数据模型的实证研究[J]. 农业技术经济, 2012, (08).

[10] 曹冰玉, 雷颖. 关于我国农村金融与农业技术进步的实证分析——基于时间序列数据的研究[J]. 中南林业科技大学学报(社会科学版), 2010, (05).

[11] 宋春光, 那娜. 农村金融支持对农业技术效率影响的实证研究[J]. 学术交流, 2010, (02).

[12] 全炯振. 中国农业全要素生产率增长的实证分析: 1978~2007年——基于随机前沿分析(SFA)方法[J]. 中国农村经济, 2009, (09).

[13] 赵芝俊, 张社梅. 近20年中国农业技术进步贡献率的变动趋势[J]. 中国农村经济, 2006, (03).

[14] 王志强, 孙刚. 中国金融发展规模、结构、效率与经济增长关系的经验分析[J]. 管理世界, 2003, (07).

[15] 洪正. 新型农村金融机构改革可行吗?——基于监督效率视角的分析[J]. 经济研究, 2011, (02).

(责任编辑: 刘 军)

An Empirical Study on the Relationship between Rural Financial Development and Agricultural Technology Progress: A Case of Guangdong

ZHANG Lezhu^{1,2}, LI Jinyu², YU Huilan³

(1. Agricultural Economy Research Center, South China Agricultural University, Guangdong 510642, China;
2. College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China;
3. South China Agricultural University Library, Guangzhou 510642, China)

Abstract: This empirical case study, on the basis of the statistical data of Guangdong Province (1982-2010), using the C-D production function model and Solow Residual Method, calculates the time series of the agricultural technology progress level of Guangdong Province in China and analyzes the relationship between rural financial development and agricultural technology progress, combining with the measurement index of rural financial development. The results show that there is only a one-way Granger causal relationship between Guangdong's rural financial development and agricultural technology progress despite a long-term equilibrium co-integration relationship between the two. That is, agricultural technology progress is the Granger cause of the efficiency of rural financial development, but rural financial development scale and the development efficiency are not the progress of agricultural technology Granger cause. A conclusion is thus drawn that the mechanism of benign interaction between rural financial development and agricultural technology progress has not yet formed in Guangdong Province.

Key Words: rural finance; agricultural technology progress; scale; efficiency