

# 适度金融资本与中国农业经济增长

## ——基于向量自回归(VAR)模型的实证分析

张 乐<sup>1</sup>,潘武军<sup>2</sup>

(1. 华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642;

2. 湖南炎陵县农业局, 湖南 炎陵 412500)



**摘 要** 应用新古典经济增长模型对适度金融资本与经济增长之间的关系进行了理论分析。基于 VAR 模型对中国农村金融资本与农业经济增长的数量关系进行了实证检验。实证结果表明,1985—2011 年间中国农村金融发展并不与农业经济增长相适应。具有外生性的农村金融资本深化率并没有成为农业经济增长的有利因素,而具有内生性的农村金融资本比率和农业金融资本比率却有助于农业经济增长。

**关键词** 经济增长;金融资本;协调增长;农业

**中图分类号**:F 830.6 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2015)02-0063-10

**DOI 编码** 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2015.02.009

金融发展与经济增长之间的关系一直是学术界研究的热点。早期关于金融发展与经济增长的研究讨论了金融与经济之间的相互促进机制。一方面,金融发展通过动员储蓄、配置资源、规避风险、加强内部人员控制和便利交易的职能减少了市场中的交易成本,促进了资本形成,从而促使经济增长<sup>[1]</sup>;另一方面,经济发展通过专业化分工和提高经济主体收入、财富水平的途径,增加了金融交易规模与频率,从而促使金融增长<sup>[2]</sup>。然而,在经济欠发达地区,不完善的金融体系、滞后的经济发展、金融与经济的制度约束等,这些都使金融与经济之间的相互促进机制难以实现。

20 世纪 90 年代,随着内生经济增长理论的发展,许多金融经济学家将着眼点放在了相互内生的金融发展与经济增长,以此来考察二者之间的相互关系<sup>[3]</sup>。国内相关金融发展与经济增长关系的研究主要包含 3 个方面:一是“金融抑制”与“金融深化”理论在中国经济的实证研究<sup>[4-5]</sup>;二是金融发展与经济增长的因果关系研究<sup>[6-7]</sup>;三是适应性金融与经济增长协调增长的研究<sup>[8-9]</sup>。关于农村金融发展与农业经济增长关系的理论发展及实证研究较缺乏,研究对象仍集中在对农村金融发展与农业经济增长之间相

关关系或因果关系的实证研究<sup>[10-11]</sup>。相关关系或因果关系的研究只能提供二者关系事实的基本属性,而不能为改善二者关系提供更多的研究参考。在转型时期,如何实现农村金融与农业经济的协调增长,建立起二者相互促进的内在机制,以促使金融与经济持续、稳定增长是较之相关关系或因果关系研究更深入和更具有理论与实践意义的研究。

在市场经济的利益驱动下,农村金融可能扭曲其职能,而主要服务于低效组织或非农经济,这种农村金融增长并不能与农业经济建立长期均衡、相互促进的协调增长机制。那么,目前中国农村金融与农业经济是否实现了这种协调增长机制?中国农村金融资本是否适度?这是本文所需回答的问题。

## 一、理论分析

### 1. 适度金融资本促进经济增长的理论逻辑

参照熊德平<sup>[12]</sup>、王定祥等<sup>[9]</sup>的研究,通过引入新古典经济增长模型对适度金融资本与经济增长之间的关系进行理论分析。便于分析,本文先给出以下假设:①经济体封闭,且只包含金融部门和实物部门;②不存在制度障碍,资源可以自由流动;③技术进步中性,且规模报酬不变;④经济结构不变,且金

融部门内部和实物部门内部均处于资本要素的帕累托最优。在上述假设条件下,如果再对经济体中的劳动力施加一个容量限制,在经济体资本总量约束下,经济体总产出则取决于经济体的资本总量在金融部门与实物部门之间的分配。即存在以下生产函数:

$$\begin{cases} Q = F(K_a, K_f) \\ s. t. \\ K_a + K_f = K \end{cases} \quad (1)$$

其中,  $K_a$ 、 $K_f$ 、 $K$  分别表示经济体实物资本存量、金融资本存量、总资本存量。以  $Q = F(K_a, K_f)$  为等产量线,  $K_a + K_f = K$  为预算约束线, 则可形成图 1。在  $t$  和  $L_t (t=0, 1, \dots, n)$  确定的条件下, 满足式(1)的点必然是等产量线与当期预算约束线相切的点(如, 点  $E_0$ )。这一点即为实现金融与经济协调增长的资本要素配置最优点。通过连接不同时期资本要素配置的最优点可形成一条经过原点的直线  $N$ 。在直线  $N$  上的任一点均可实现金融与经济的协调增长, 即  $N$  为金融与经济的协调增长路径。

任何偏离协调增长路径  $N$  的点均为金融与经济的非协调增长点。假如这一点在  $N$  的左侧, 如  $A$  点所示。在预算约束  $L_0$  确定的情况下, 在  $A$  点生产所使用的金融资本小于在  $E_0$  点生产所使用的金融资本; 所使用的实物资本大于在  $E_0$  点生产所使用的实物资本, 从而经济出现金融抑制。然而, 在以上假设都成立的前提下, 经济主体将在利益驱使下自我调正, 并回到最优点  $E_0$ 。相比最优点  $E_0$ , 由于在  $A$  点生产的金融资本边际产出较高, 实物资本边际产出较低, 因此理性的经济主体将增加对金融资本存量的投入, 而减少对实物资本存量的投入, 此时资本由实物部门流向金融部门, 直至达到  $E_0$  点<sup>①</sup>。(同理, 可分析路径  $N$  右侧的  $B$  点)

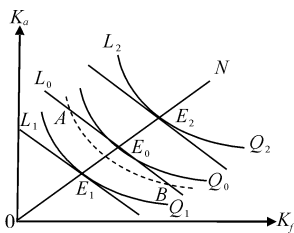


图 1 适度金融资本与经济稳定增长

## 2. 适度金融资本比例与经济成长的关系

在式(1)中, 由于规模报酬不变, 因此经济总产出  $Q$  可写为:

$$Q = K_a \times F\left(1, \frac{K_f}{K_a}\right) \quad (2)$$

$$\frac{Q}{K_a} = f\left(\frac{K_f}{K_a}\right) \quad (3)$$

令  $\frac{Q}{K_a} = q$ ,  $q$  表示单位实物资本存量的经济产出;  $\frac{K_f}{K_a} = k$ ,  $k$  表示金融资本存量与实物资本存量的比例。因此, 式(3)可写为:

$$q = f(k) \quad (4)$$

假定金融资本存量和实物资本存量的边际产出递减, 则实际产出函数  $f(k)$  具备索洛 Solow<sup>[13]</sup> 新古典经济增长模型的性质。即存在:

$$\frac{q'}{q} = \frac{dq/dt}{q} = \frac{Q'/K_a - QK_a'/K_a^2}{Q/K_a} = \frac{Q'}{Q} - \frac{K_a'}{K_a} \quad (5)$$

$$\frac{k'}{k} = \frac{dk/dt}{k} = \frac{K_f'/K_a - K_fK_a'/K_a^2}{K_f/K_a} = \frac{K_f'}{K_f} - \frac{K_a'}{K_a} \quad (6)$$

由于  $q = f(k)$ , 则有,

$$\begin{aligned} \frac{q'}{q} &= \frac{k'f'(k)}{f(k)} = \frac{k'f'(k)}{f(k)} \times \frac{k'}{k} = \\ \lambda(k) \times \frac{k'}{k} &= \lambda_k \times \left(\frac{K_f'}{K_f} - \frac{K_a'}{K_a}\right) \end{aligned} \quad (7)$$

式(7)中,  $\lambda_k$  表示金融资本存量的产出弹性。

令  $\frac{K_a'}{K_a} = n$ ,  $n$  表示实物资本存量的增长率, 并将式(7)代入式(5)可得,

$$\frac{Q'}{Q} - n = \lambda_k \times \left(\frac{K_f'}{K_f} - n\right) \quad (8)$$

令  $K_f' = bQ$ ,  $b$  表示金融资本存量的增量占经济总产出的比例, 并将其代入式(6)可得:

$$k' = k \left(\frac{bQ}{K_f} - n\right) = bf(k) - nk \quad (9)$$

式(9)表明, 若金融资本存量的增量占经济总产出的比例  $b$  和实物资本存量的增长率  $n$  不变, 则  $k$  将稳定在  $k' = 0$  时的均衡解  $k^*$  附近。式(6)和式(8)表明, 当  $k$  稳定在合意比例  $k^*$  时, 在金融资本存量的产出弹性不变的前提下, 金融资本存量、实物资本存量和经济总产出将同速增长, 此时经济将处于稳定均衡增长状态。

上述理论分析表明, 在一系列假设前提下, 只有金融资本投入比例适度时, 经济体才能在资本总量约束下实现最大化产出, 并处于稳定均衡增长状态。然而实际中, 由于假设条件不能充分满足, 经济体金融资本投入比例将偏离最优比例, 且不能实现自我调整, 从而影响经济体的资本配置效率与产出增长。

## 二、中国农村金融资本与农业经济增长:实证分析

### 1. 实证模型推导、数据采集与研究方法

(1)实证模型推导。基于式(1),在4个基本假设前提下,且根据 Parente and Prescott<sup>[14]</sup>对经济体中的劳动力施加容量限制,从而有:

$$Y = F [K_a, K_f, \min (L, \bar{L})^\theta] \quad (10)$$

其中,  $\theta > 0$ ,  $Y$  表示经济总产出。令  $m = (\bar{L})^\theta$  表示经济体最大生产能力。假设在样本期(1995—2011年)内,中国农业一直存在隐性失业,则有  $\min (L, \bar{L})^\theta = m$ 。此时,经济将面临恒定的规模收益。即,式(10)可写为:

$$\frac{Y}{m} = F [K_a, K_f] \quad (11)$$

在资本总量约束的前提下,由于技术进步中性,且规模报酬不变,式(11)可写为:

$$\frac{Y}{m} = \frac{K}{k+1} \times f(k) = g(k) \quad (12)$$

其中,  $K = K_a + K_f$  ( $K$  为常数),  $k$  为金融资本比率(前文分析中的  $k$  值)。将式(12)对时期  $t$  求导,再同除以  $Y/m$  可得:

$$\frac{\partial \left( \frac{Y}{m} \right)}{\partial t} = \frac{\partial k}{k} \times \left[ \frac{\partial g}{\partial k} \times \frac{k}{g(k)} \right] \quad (13)$$

对式(13)求时期  $t$  的积分可得:

$$\ln \left( \frac{Y}{m} \right) = \beta_0 + \beta_1 \times \ln(k) \quad (14)$$

其中,  $\beta_0$  为常数项;  $\beta_1 = \frac{\partial g}{\partial k} \times \frac{k}{g(k)}$ , 为金融资本比率的产出弹性。式(14)反映了适度金融资本比率与人均产出增长的关系:当金融资本比率的产出弹性  $\beta_1 > 0$  时,提高金融资本比率将有助于人均产出增长;当金融资本比率的产出弹性  $\beta_1 < 0$  时,降低金融资本比率将有助于人均产出增长。这与前文的理论分析是一致的。

为便于比较分析,且较全面地衡量人均产出增长的金融因素,参照 King 等<sup>[15]</sup>的研究,本文还选取了金融资本深化率指标,用以反映金融资本形成的相对规模。用  $KR$  和  $KFR$  分别表示金融资本比率和金融资本深化率。因此有:

$$\ln \left( \frac{Y}{m} \right) = \beta_0 + \beta_1 \times \ln(KR) + \beta_2 \times \ln(KFR) + \mu \quad (15)$$

式(15)中;  $\mu$  表示随机干扰项;  $\beta_2$  表示金融资本深化率的产出弹性。如果不考虑制度因素、技术进度、结构变动、开放经济等因素的影响,利用式(15)可以考察农村金融资本形成与农业经济增长之间的关系。

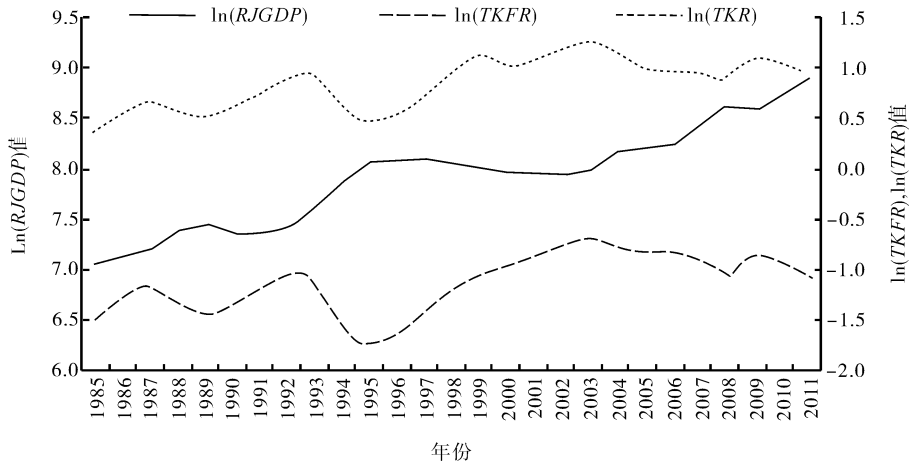
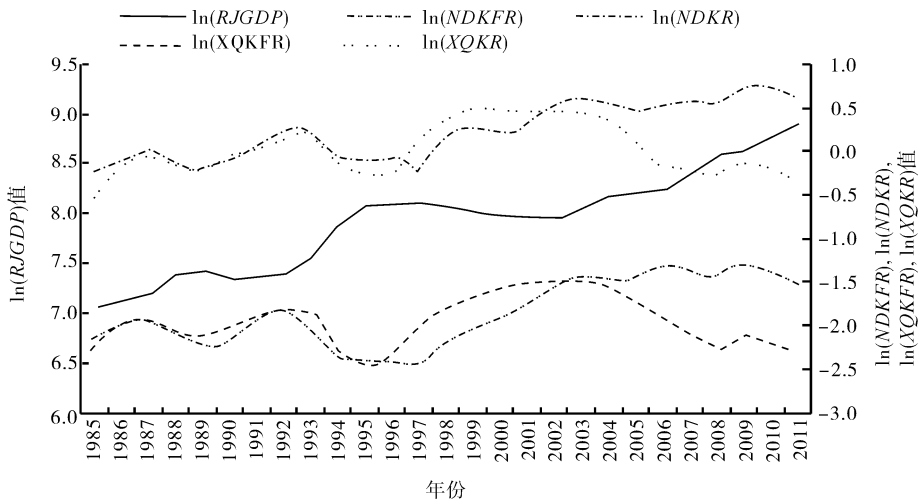
根据式(15)可知,  $\ln \left( \frac{Y}{m} \right)$  与  $\ln(KR)$ 、 $\ln(KFR)$  及其滞后期同样存在稳定的关系。基于此,本节最终设定了如下向量自回归(VAR)模型来进行实证分析:

$$\ln \left( \frac{Y}{m_t} \right) = \beta_0^* + \sum_{i=1}^n [\beta_{1i}^* \times \ln(KR_{t-i})] + \sum_{i=1}^n [\beta_{2i}^* \times \ln(KFR_{t-i})] + \mu_t^* \quad (16)$$

(2)数据采集与研究方法。在数据采集方面。本文实证分析所使用的指标总共包含两大类:一是农业经济增长指标;二是农村金融资本比率和金融资本深化率指标。所有数据均来源历年《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》《中国农村统计年鉴》和《新中国六十年统计资料汇编》,时间跨度均为1985—2011年<sup>②</sup>。

对于农业经济增长指标。根据式(16),本文将农林牧渔总产值除以第一产业劳动力数,用人均农林牧渔产值( $RJGDP$ )衡量农业经济增长。

对于农村金融资本比率和金融资本深化率指标。农村金融资本比率( $TKR$ )用农村贷款与农林牧渔生产性费用现金支出的比值衡量;农村金融资本深化率( $TKFR$ )用农村贷款与农林牧渔总产值的比值衡量<sup>③</sup>。同时,为更详细地分析农村金融结构对农业经济增长的影响,本文还将农村贷款分解为农业贷款和乡镇企业贷款,分别构建了农业金融资本比率( $NDKR$ )、农业金融资本深化率( $NDKFR$ )、乡镇企业金融资本比率( $XQKR$ )和乡镇企业金融资本深化率( $XQKFR$ )指标。其中,  $NDKR$  用农业贷款与农林牧渔生产性费用现金支出的比值衡量,  $NDKFR$  用农业贷款与农林牧渔总产值的比值衡量;  $XQKR$  用乡镇企业贷款与农林牧渔生产性费用现金支出的比值衡量,  $XQKFR$  用乡镇企业贷款与农林牧渔产值的比值衡量。图2和图3描绘了  $\ln(RJGDP)$  与  $\ln(TKFR)$ 、 $\ln(TKR)$ 、 $\ln(NDKFR)$ 、 $\ln(NDKR)$ 、 $\ln(XQKFR)$ 、 $\ln(XQKR)$  的时间趋势。

图 2  $\ln(RJGDP)$ 、 $\ln(TKFR)$ 、 $\ln(TKR)$  的时序图 3  $\ln(RJGDP)$ 、 $\ln(NDKFR)$ 、 $\ln(NDKR)$ 、 $\ln(XQKFR)$  与  $\ln(XQKR)$  的时序

为避免出现伪回归,先利用 Dickey and Fuller<sup>[16]</sup>提出的 ADF 检验法来检验各变量的平稳性。对于非平稳的变量,将其差分处理,使之成为平稳序列。如果各变量存在同阶单整,再对变量间进行协整检验,最终确定金融资本比率、金融资本深化率与经济增长之间的长期关系。本文采用 Johansen 检验法来检验各变量间可能存在的协整关系。由于协整检验只能确定各变量间的长期相关关系,而不能确定其因果关系,本文还将在各变量协整的基础上进行格兰杰因果关系检验。

## 2. 实证分析与结果

(1)单位根检验。本文利用 ADF 检验法来检验各变量的平稳性。检验结果见表 1, $\ln(RJGDP)$ 、 $\ln(TKFR)$ 、 $\ln(TKR)$ 、 $\ln(NDKFR)$ 、 $\ln(XQKFR)$ 、

$\ln(NDKR)$ 、 $\ln(XQKR)$ 均为非平稳变量。再对所有变量的一阶差分进行单位根检验, $\Delta\ln(RJGDP)$ 、 $\Delta\ln(TKFR)$ 、 $\Delta\ln(TKR)$ 、 $\Delta\ln(NDKFR)$ 、 $\Delta\ln(XQKFR)$ 、 $\Delta\ln(NDKR)$ 、 $\Delta\ln(XQKR)$ 分别表示相关变量的一阶差分值。检验结果显示,所有变量的一阶差分均在 5% 水平上拒绝原假设,表明是平稳变量。因此,所有变量均为一阶单整。

(2)协整检验。由于单位根检验结果显示,各变量均为一阶单整,因此各变量间可能存在某种平稳的线性组合,来反映各变量间的协整关系。本文利用 Johansen 检验来判断 VAR 模型中各变量间是否存在协整关系。在 JJ 检验过程中,本文将根据各变量的单位根检验结果来确定 VAR 模型的结构。

表 1 各变量的单位根检验结果

变量	检验值	检验类型(C, T)	滞后阶数	显著水平(临界值)	AIC 值
ln(RJGDP)	-2.950 5	C, T	3	10%(-3.248 6)	-2.276 3
Δln(RJGDP)	-3.082 7***	C, 0	3	5%(-3.004 9)	-2.141 7
ln(TKFR)	-0.552 5	0, 0	2	10%(-1.608 8)	-0.704 2
Δln(TKFR)	-4.225 9***	0, 0	1	1%(-2.664 9)	-0.773 1
ln(TKR)	0.777 2	0, 0	4	10%(-1.608 2)	-0.887 4
Δln(TKR)	-3.767 2***	0, 0	3	1%(-2.674 3)	-0.943 4
ln(NDKFR)	-0.919 5	0, 0	0	10%(-1.609 3)	-0.524 0
Δln(NDKFR)	-4.199 0***	0, 0	0	1%(-2.660 7)	-0.499 0
ln(XQKFR)	-2.194 0	C, 0	1	10%(-2.632 6)	-0.491 4
Δln(XQKFR)	-3.746 8***	0, 0	0	1%(-2.660 7)	-0.444 0
ln(NDKR)	-1.335 3	C, 0	0	10%(-2.629 9)	-0.797 5
Δln(NDKR)	-3.220 1***	0, 0	3	1%(-2.674 3)	-0.735 0
ln(XQKR)	-1.952 8	C, 0	1	10%(-2.632 6)	-0.574 1
Δln(XQKR)	-3.882 4***	0, 0	0	1%(-2.660 7)	-0.570 7

注: \*\*、\*\*\* 分别表示在 5%、1% 水平上显著; C 和 T 分别代表常数项和趋势项。

首先, 本文对 ln(RJGDP) 与 ln(TKFR)、ln(TKR) 进行协整检验。为保证合理的自由度和消除残差自相关, 根据 AIC、SC、LR 等统计量联合确定检验的最佳滞后期为 2。检验结果见表 2。1985—2011 年间, ln(RJGDP) 与 ln(TKFR)、

ln(TKR) 在 10% 水平下存在两个协整关系。其中之一协整向量为:

$$\beta = (1.000\ 0, 1.942\ 3, -5.869\ 7) \quad (17)$$

因此, 这 3 个变量其中之一的协整方程为:

$$\ln(RJGDP) = -1.942\ 3 \ln(TKFR) + 5.869\ 7 \ln(TKR) \quad (18)$$

该协整方程表明, TKFR 对 RJGDP 的产出弹性为负, 即农村金融资本深化率与人均农林牧渔产值之间存在负向作用关系; TKR 对 RJGDP 的产出弹性为正, 即农村金融资本比率与人均农林牧渔产值之间存在正向作用关系。为进一步确定 TKFR、TKR 与 RJGDP 的协整关系, 再单独对 ln(RJGDP) 与 ln(TKFR)、ln(RJGDP) 与 ln(TKR) 分别进行协整检验。检验结果显示, ln(RJGDP) 与 ln(TKFR)、ln(RJGDP) 与 ln(TKR) 的长期均衡关系仍存在, 协整方程中各变量均在 1% 显著水平通过检验, 且符号不变。这说明 1985—2011 年间, TKFR、TKR 与 RJGDP 之间确实存在长期稳定的均衡关系, 且 TKFR 与 RJGDP 之间存在负向作用关系, TKR 与 RJGDP 之间存在正向作用关系。

表 2 ln(RJGDP) 与 ln(TKFR)、ln(TKR) 的协整检验结果

原假设: 协整向量的个数	特征根	迹统计量 (P 值)	λ-max 统计量 (P 值)
0 个	0.481 6	30.085 7(0.008 3)***	17.423 6(0.079 4)*
至多 1 个	0.360 2	12.320 9(0.029 6)**	11.224 8(0.051 2)*
至多 2 个	0.095 1	4.129 9(0.134 7)	4.129 9(0.134 7)

注: \*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

对农业经济增长的影响, 本文分别对 ln(NDKFR)、ln(XQKFR) 与 ln(RJGDP), ln(NDKR)、ln(XQKR) 与 ln(RJGDP) 进行协整检验。ln(NDKFR)、ln(XQKFR) 与 ln(RJGDP) 的协整检验结果和协整方程分别见表 3 和式(19)。ln(NDKR)、ln(XQKR) 与 ln(RJGDP) 的协整检验结果和协整方程分别见表 4 和式(20)。

表 3 表明, 在 1% 水平下, ln(RJGDP) 与 ln(NDKFR)、ln(XQKFR) 之间仅存在一个协整关系。式(19)表明, NDKFR 对 RJGDP 的产出弹性为正, 即农业金融资本深化率与人均农林牧渔产值之间存在正向作用关系; XQKFR 对 RJGDP 的产出弹性为负, 即乡镇企业金融资本深化率与人均农林牧渔产值之间存在负向作用关系。再单独对 ln(RJGDP) 与 ln(NDKFR), ln(RJGDP) 与 ln(XQKFR) 分别进行协整检验。检验结果显示, ln(RJGDP) 与 ln(NDKFR), ln(RJGDP) 与 ln(XQKFR) 仍存在长期均衡关系。在协整方程中, ln(XQKFR) 在 1% 水平下通过检验, 且 ln(RJGDP) 与 ln(XQKFR) 的相关性符号仍为负; ln(NDKFR) 在 5% 水平下通过检验, ln(RJGDP) 与 ln(NDKFR) 相关性符号变为负。这说明 1985—

为考察农村金融结构中资本比率与资本深化率

2011 年间,乡镇企业金融资本深化率与人均农林牧渔产值之间确实存在长期稳定的均衡关系,且这一均衡关系是负向作用关系;仅当同时考虑乡镇企业

金融资本深化率与农业金融资本深化率时,农业金融资本深化率与人均农林牧渔产值之间才存在正向作用关系。

$$\ln(RJGDP) = 9.8898 + 1.8958 \ln(NDKFR) - 1.4655 \ln(XQKFR) \quad (19)$$

$\begin{matrix} (0.5165) \\ [-3.6715] \end{matrix}$ 
 $\begin{matrix} (0.6668) \\ [2.1980] \end{matrix}$

表 3  $\ln(RJGDP)$  与  $\ln(NDKFR)$ 、 $\ln(XQKFR)$  的协整检验结果

原假设: 协整向量的个数	特征根	迹统计量 (P 值)	$\lambda$ -max 统计量 (P 值)
0 个	0.762 5	52.041 9(0.000 3)***	37.373 9(0.000 2)***
至多 1 个	0.332 7	14.668 0(0.246 0)	10.516 4(0.289 6)
至多 2 个	0.147 6	4.151 6(0.390 0)	4.151 6(0.390 0)

注:\*\*\*表示在 1%水平上显著。

表 4 表明,在 5%显著水平下, $\ln(RJGDP)$  与  $\ln(NDKR)$ 、 $\ln(XQKR)$  之间仅存在一个协整关系。式(20)表明, $NDKR$  与  $XQKR$  对  $RJGDP$  的产出弹性均为正,即农业金融资本比率、乡镇企业资本比

率与人均农林牧渔产值之间均存在正向作用关系。再单独对  $\ln(RJGDP)$  与  $\ln(NDKR)$ 、 $\ln(RJGDP)$  与  $\ln(XQKR)$  分别进行协整检验。检验结果显示, $\ln(RJGDP)$  与  $\ln(NDKR)$ 、 $\ln(RJGDP)$  与  $\ln(XQKR)$  也存在长期均衡关系。在协整方程中, $\ln(NDKR)$  与  $\ln(XQKR)$  均在 1%水平下通过检验,且二者相关性符号不变。这说明 1985—2011 年间,农业金融资本比率、乡镇企业金融资本比率与人均农林牧渔产值之间确实存在长期稳定的均衡关系,且这种均衡关系均为正向作用关系。

$$\ln(RJGDP) = 7.5110 + 2.3320 \ln(NDKR) + 0.6514 \ln(XQKR) \quad (20)$$

$\begin{matrix} (0.3212) \\ [-7.2594] \end{matrix}$ 
 $\begin{matrix} (0.3557) \\ [-1.8311] \end{matrix}$

表 4  $\ln(RJGDP)$  与  $\ln(NDKR)$ 、 $\ln(XQKR)$  的协整检验结果  $n=25$

原假设: 协整向量的个数	特征根	迹统计量 (P 值)	$\lambda$ -max 统计量 (P 值)
0 个	0.647 8	41.896 3(0.008 2)***	26.087 2(0.014 1)**
至多 1 个	0.371 3	15.809 1(0.183 5)	11.601 7(0.210 3)
至多 2 个	0.154 9	4.207 5(0.382 1)	4.207 5(0.382 1)

注:\*\*\*表示在 5%水平上显著,\*\*表示在 1%水平上显著。

(3) 格兰杰因果检验。协整检验只能表明各变量间的长期相关关系,而不能表明各变量间的因果关系,因此本文利用格兰杰因果检验对变量间的因果关系予以分析。表 5 反映了农村金融资本比率、

金融资本深化率与农业经济增长的格兰杰因果检验结果。从中可知,在 5%显著水平下,除  $XQKFR$ 、 $XQKR$  不是  $RJGDP$  的格兰杰原因以外,其余变量均是  $RJGDP$  的格兰杰原因。与此同时, $RJGDP$  是所有变量的格兰杰原因。

结合协整检验结果可知:第一,在 1985—2011 年间,农村金融资本比率的提高有助于农业经济增长,而农村金融资本深化率的提高则不利于农业经济增长。这可能是因为中国农村金融深化发展主要是外生的。自启动工业化以来,中国农村金融与经

表 5 各变量与农业经济增长的 Granger 因果检验结果

变量	原假设	最优滞后期	F 统计量	P 值
$\ln(TKFR)$	$\ln(TKFR)$ 不是 $\ln(RJGDP)$ 的 Granger 原因	2	5.476 4	0.012 7
	$\ln(RJGDP)$ 不是 $\ln(TKFR)$ 的 Granger 原因	2	5.041 1	0.016 9
$\ln(TKR)$	$\ln(TKR)$ 不是 $\ln(RJGDP)$ 的 Granger 原因	2	7.111 0	0.004 6
	$\ln(RJGDP)$ 不是 $\ln(TKR)$ 的 Granger 原因	2	7.112 7	0.004 6
$\ln(NDKFR)$	$\ln(NDKFR)$ 不是 $\ln(RJGDP)$ 的 Granger 原因	2	6.066 8	0.008 7
	$\ln(RJGDP)$ 不是 $\ln(NDKFR)$ 的 Granger 原因	2	4.242 7	0.029 1
$\ln(XQKFR)$	$\ln(XQKFR)$ 不是 $\ln(RJGDP)$ 的 Granger 原因	2	1.266 3	0.303 5
	$\ln(RJGDP)$ 不是 $\ln(XQKFR)$ 的 Granger 原因	2	6.018 0	0.009 0
$\ln(NDKR)$	$\ln(NDKR)$ 不是 $\ln(RJGDP)$ 的 Granger 原因	2	9.714 8	0.001 1
	$\ln(RJGDP)$ 不是 $\ln(NDKR)$ 的 Granger 原因	2	4.172 5	0.030 6
$\ln(XQKR)$	$\ln(XQKR)$ 不是 $\ln(RJGDP)$ 的 Granger 原因	2	0.656 5	0.529 5
	$\ln(RJGDP)$ 不是 $\ln(XQKR)$ 的 Granger 原因	2	4.272 3	0.028 5

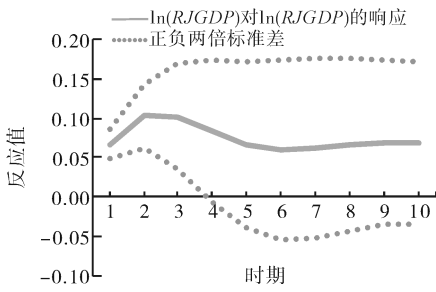
济都遭到了政府权力的过度入侵,而成为政府整体经济战略发展的资源库。然而,随着中国农业经济的发展,农业经济制度变迁的主体逐渐由中央政府转向农村经济主体,农业经济制度变迁的过程不仅包括自上而下的强制性变迁,还包括自下而上的诱致性制度变迁。与农业经济制度变迁不同的是,随着农村金融的发展,中国农村金融制度变迁的主体仅是中央政府,制度变迁的过程仅是自上而下的强制性变迁。因此,随着农村金融内生性的不断丧失,农村金融深化发展也不再依附于农业经济发展的需求。这点与王晋斌<sup>[17]</sup>的研究结论相似,即政府控制下的金融发展并无利于经济增长。第二,农业金融资本深化率的提高有利于农业经济增长,而乡镇企业金融资本深化率并不是农业经济增长的格兰杰原因。第三,农业金融资本比率的提高有利于农业经济增长,而乡镇企业金融资本比率也不是农业经济增长的格兰杰原因。乡镇企业金融资本深化率和乡镇企业金融资本比率之所以没有成为农业经济增长的格兰杰原因可能是因为乡镇企业金融资本更多地流入非农业领域,而没有流入农业领域的缘故<sup>④</sup>。

由于格兰杰检验证实了  $TKFR$ 、 $TKR$ 、 $NDKFR$  和  $NDKR$  是  $RJGDP$  的格兰杰原因,因此本文可利用向量自回归(VAR)技术进行冲击反应分析,以考察变量间的动态关系<sup>[18]</sup>。由于冲击分析不仅需要变量间存在格兰杰原因,而且需要具有平稳的 VAR 模型,因此本文在调整 VAR 模型滞后期以使其平稳的基础上,再确定 VAR 模型的最优滞后期,最终确定具有格兰杰原因的 VAR 模型。VAR 模型调整结果表明,存在  $\ln(TKR)$  与  $\ln(RJGDP)$  滞后 2 期的平稳 VAR 模型,且在 1% 显著水平下,  $\ln(TKR)$  与  $\ln(RJGDP)$  互为格兰杰原因;存在  $\ln(NDKR)$  与  $\ln(RJGDP)$  滞后 1 期的平稳 VAR 模型,且在 1% 显著水平下,  $\ln(NDKR)$  是  $\ln(RJGDP)$  的格兰杰原因。基于此,本文对  $\ln(TKR)$  与  $\ln(RJGDP)$  滞后 2 期的 VAR 模型、 $\ln(NDKR)$  与  $\ln(RJGDP)$  滞后 1 期的 VAR 模型进行冲击分析。同时,为防止 VAR 模型因变量间

的顺序变化给冲击反应函数带来的敏感性变化,本文采用检验变量间关系的一般冲击反应作为回避正交化反应变量顺序依赖性的方法<sup>⑤</sup>。

图 4 至图 7、图 8 至图 11 分别显示了  $\ln(TKR)$  与  $\ln(RJGDP)$ 、 $\ln(NDKR)$  与  $\ln(RJGDP)$  对相关冲击标准差( $\pm SD$ )的动态反应。从中可以发现:①  $\ln(RJGDP)$  的正向冲击均有利于自身的改善;②  $\ln(TKR)$  和  $\ln(NDKR)$  对  $\ln(RJGDP)$  的正向冲击,一开始都会恶化,但滞后 3 期以后均被其正面效应所代替,滞后 7 期以后  $\ln(RJGDP)$  对正向冲击的反应趋于稳定,且均为正。这表明,农村金融资本比率与农业金融资本比率对农业经济增长的促进作用均存在滞后期;农村金融资本比率与农业金融资本比率也没有达到理想状态下金融资本投入比例  $k^*$ 。根据  $\ln(RJGDP)$  对  $\ln(TKR)$  的 VAR 模型方差分解结果,其对  $\ln(RJGDP)$  的影响最大可占到  $\ln(RJGDP)$  预测误差的 45.56%;根据  $\ln(RJGDP)$  对  $\ln(NDKR)$  的 VAR 模型方差分解结果,其对  $\ln(RJGDP)$  的影响最大可占到  $\ln(RJGDP)$  预测误差的 75.77%。③  $\ln(RJGDP)$  对  $\ln(TKR)$  的正向冲击一开始会恶化,但滞后 5 期以后其效应转为正;  $\ln(RJGDP)$  对  $\ln(NDKR)$  的正向冲击则始终为负。这说明,农业经济增长在滞后 1—5 期均无法内生出农村金融资本比率,且一直无助于农业金融资本比率的提高。④ 无论是  $\ln(TKR)$  还是  $\ln(NDKR)$ ,其正向冲击均不利于自身的改善,这点在滞后 4 期以后尤为明显。

VAR 模型的分析结果充分说明了 1985—2011 年间,中国农村金融资本比率和农业金融资本比率的提高对农业经济增长起到的重要促进作用。这不仅印证了林毅夫等<sup>[20]</sup>关于经济发展中存在最优金融结构的观点,还印证了熊德平等<sup>[12]</sup>关于农村金融与农业经济发展不协调的事实。因此,通过积极鼓励和引导农村金融资本的内生形成,提高农村金融资本比率(尤其是农业金融资本比率),促使农村金融资本达到理想比例  $k^*$ ,将有助于中国农业经济长期稳定增长。



注:基于  $\ln(TKR)$  与  $\ln(RJGDP)$  的 VAR 模型  
图 4  $\ln(RJGDP)$  对  $\ln(RJGDP)$  正向冲击的反应

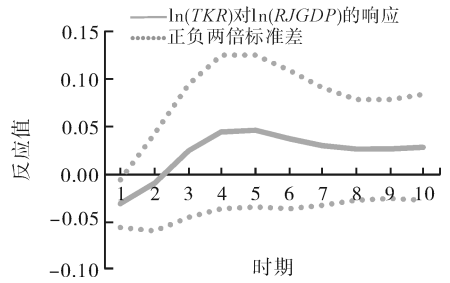


图 5  $\ln(TKR)$  对  $\ln(RJGDP)$  正向冲击的反应

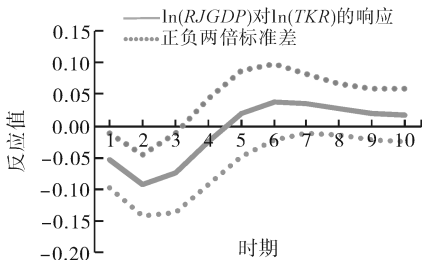


图 6  $\ln(RJGDP)$  对  $\ln(TKR)$  正向冲击的反应

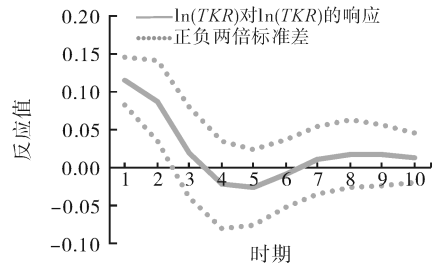
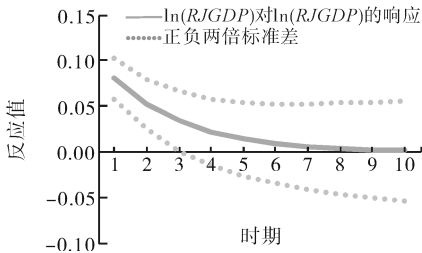


图 7  $\ln(TKR)$  对  $\ln(TKR)$  正向冲击的反应



注:基于  $\ln(NDKR)$  与  $\ln(RJGDP)$  的 VAR 模型  
图 8  $\ln(RJGDP)$  对  $\ln(RJGDP)$  正向冲击的反应

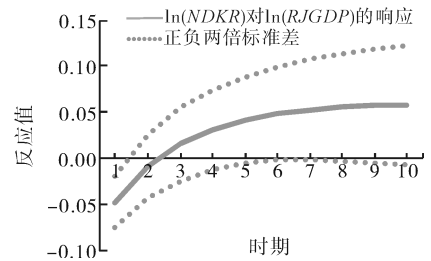


图 9  $\ln(NDKR)$  对  $\ln(RJGDP)$  正向冲击的反应

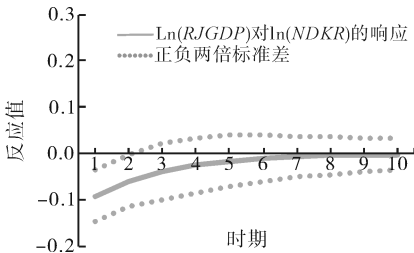


图 10  $\ln(RJGDP)$  对  $\ln(NDKR)$  正向冲击的反应

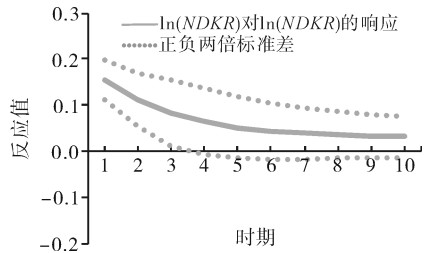


图 11  $\ln(NDKR)$  对  $\ln(NDKR)$  正向冲击的反应

### 四、结论与政策含义

基于 VAR 模型,对 1985—2011 年中国农村金融资本比率、金融资本深化率与农业经济增长之间的关系进行了实证分析。实证结果显示:1985—

2011 年间,中国农村金融资本比率、农村金融资本深化率及其分解中,只有农村金融资本比率和农业金融资本比率的提高是促进农业经济增长的重要变量,而农村金融资本深化率的提高却不利于农业经济增长。这可能是因为中国农村金融深化发展(特



别是乡镇企业金融资本深化)主要是外生的,农村金融资本更多地流入了低效的组织、集体或非农业领域。长期以来,由政府推行的外生性农村金融深化发展,使得农村金融资本深化率并没有成为促进农业经济增长的重要动因。本文理论与实证分析结果所揭示的是由现行农村金融制度所导致的中国农村金融发展在结构上,与农业经济增长实际需求不协调的事实。

农村金融作为农业经济的核心,促进农村金融与农业经济协调增长的重要目标是不应动摇的。在目前中国农业经济发展中,农村金融资本比率与农业经济增长之间的正向作用关系不仅存在于理论与逻辑上,而且在实践中对中国农业经济增长本身也是至关重要的。中国农业要利用农村金融资本有效促进农业经济增长,就应当防止外生性农村金融过度,而致力于优化现行农村金融结构。通过调整和改善农村金融制度,健全农村金融组织体系,推动农村金融市场正常发育,促使农村金融发展适应于农业经济发展的要求,以实现农村金融与农业经济之间的协调增长。

### 参 考 文 献

- [1] LEVINE R. Financial development and economic growth: views and agenda [J]. Journal of economic literature, 1997, 35(2): 688-726.
- [2] [美]戈德史密斯. 金融结构与金融发展[M]. 周朔,译. 上海: 上海人民出版社, 1994.
- [3] GREENWOOD J, JOVANOVIĆ B. Financial development, growth, and the distribution of income [J]. The Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 1076-1107.
- [4] 宾国强. 实际利率、金融深化与中国的经济增长[J]. 经济科学, 1999(3): 32-38.
- [5] 沈坤荣, 汪建. 实际利率水平与中国经济增长[J]. 金融研究,

- 2000(8): 25-34.
- [6] 谈儒勇. 中国金融发展和经济增长关系的实证研究[J]. 经济研究, 1999(10): 337-363.
- [7] 曹啸, 吴军. 我国金融发展与经济增长关系的格兰杰检验和特征分析[J]. 财贸经济, 2002(5): 40-43.
- [8] 米建国, 李建伟. 我国金融发展与经济增长关系的理论思考与实证分析[J]. 管理世界, 2002(4): 23-30.
- [9] 王定祥, 李伶俐, 冉光和. 金融资本形成与经济增长[J]. 经济研究, 2009(9): 39-51.
- [10] 张杰. 中国农村金融制度: 结构, 变迁与政策[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2003.
- [11] 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.
- [12] 熊德平. 农村金融与农村经济协调发展研究[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2009.
- [13] SOLOW R M. Technical change and the aggregate production function [J]. The Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3): 312-320.
- [14] PARENTE S L, PRESCOTT E C. Barriers to technology adoption and development[J]. Journal of Political Economy, 1994, 102(2): 298-321.
- [15] KING R G, LEVINE R. Finance and growth: schumpeter might be right [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3): 717-737.
- [16] DICKEY D A, FULLER W A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root[J]. Econometrica, 1981, 49(4): 1057-1072.
- [17] 王晋斌. 金融控制政策下的金融发展与经济增长[J]. 经济研究, 2007, 42(10): 95-104.
- [18] SIMS C A. Macroeconomics and reality[J]. Econometrica, 1980, 48(1): 1-48.
- [19] [英]米尔斯. 金融时间序列的经济计量学模型[M]. 俞卓菁, 译. 北京: 经济科学出版社, 2002.
- [20] 林毅夫, 孙希芳, 姜烨. 经济发展中的最优金融结构理论初探[J]. 经济研究, 2009(8): 4-17.

### 注 释:

- ① 在  $E_0$  点, 金融资本边际产出与实物资本边际产出之比等于金融资本价格与实物资本价格之比(即,  $Mp_f/Mp_a = P_f/P_a$ ); 在  $A$  点, 金融资本边际产出与实物资本边际产出之比大于金融资本价格与实物资本价格之比(即,  $Mp_f/Mp_a = P_f/P_a$ )。因此, 处于  $A$  点的理性生产者将增加对金融资本存量的投入, 减少对实物资本存量的投入。在下文所述的  $B$  点, 金融资本边际产出与实物资本边际产出之比小于金融资本价格与实物资本价格之比(即,  $Mp_f/Mp_a = P_f/P_a$ )。因此, 处于  $B$  点的理性生产者将增加对实物资本存量的投入, 减少对金融资本存量的投入。
- ② 数据来源: 中华人民共和国国家统计局(编):《中国统计年鉴》(2009~2012年, 历年), 中国统计出版社。中国金融年鉴编辑部(编):《中国金融年鉴》(1986~2012年, 历年), 中国金融年鉴编辑部。国家统计局农村社会经济调查总队(编):《中国农村统计年鉴》(1986~2012年, 历年), 中国统计出版社。国家统计局国民经济综合统计司(编):《新中国六十年统计资料汇编》(1949~2008年, 历年), 中国统计出版社。
- ③ 由于缺乏农业实物资本存量数据, 本文选取农林牧渔生产性费用现金支出作为衡量农业实物资本存量的指标。农林

牧渔生产性费用现金支出包括农林牧渔生产经营费用现金支出以及农林牧渔生产性固定资产现金支出两部分,因此在一定程度上可以衡量农业实物资本存量。

- ④ 由于缺乏乡镇企业金融资本具体投向数据,这里用乡镇企业农林牧渔总产值占乡镇企业总产值的比例借以说明。一般来讲,如果乡镇企业金融资本更多地投向了农业领域,则乡镇企业总产值中农林牧渔总产值的比例应较高。1985-2011年间,乡镇企业农林牧渔总产值占乡镇企业总产值的比例均低于3%。2011年乡镇企业总产值中农林牧渔总产值的比例仅1.25%。这说明乡镇企业金融资本可能更多地是流入了非农业领域。
- ⑤ 米尔斯(2002)认为,一般冲击反应不随变量顺序变化而变化,是唯一的,而且全面考虑了不同冲击时间观察到的相关性历史模式。

## Modest Financial Capital and Agricultural Economic Growth in China

—An Empirical Analysis Based on Vector Auto Regression(VAR) Model

ZHANG Le<sup>1</sup>, PAN Wu-jun<sup>2</sup>

(1. College of Economics and Management, South China Agricultural University,

Guangzhou, Guangdong, 510642;

2. Yanling Bureau of Agriculture, Yanling, Hunan, 412500)

**Abstract** By using neo-classical economic growth model, this paper identifies the theory relationships between the modest financial capital and economic growth. Based on VAR model, this paper also empirically examines the quantitative relationships between the rural financial capital and agricultural economic growth in China. The result shows that the rural financial capital was not adapted to the agricultural economic growth in China from 1985 to 2011. The deepening of exogenous rural finance has not become the positive factor to promote agricultural economic growth. On the contrary, the capital ratio of endogenous rural finance and agricultural finance is beneficial to the agricultural economic growth.

**Key words** economic growth; financial capital; harmonious growth; agriculture

(责任编辑:金会平)