

# 农村金融深化与 农村经济增长的动态关系<sup>\*</sup>

## ——基于中国农村统计数据的时间序列分析

季凯文 武 鹏

**摘要:** 随着中国社会主义新农村建设工作的深入开展,农村金融在农村经济增长中发挥了越来越重要的作用。中国农村金融深化在一定程度上促进了农村经济增长,但农村金融深化对农村经济增长的拉动作用还不够明显,没有给当前农村经济增长带来明显的效果,并且二者之间不存在显著的格兰杰因果关系,其原因在于中国农村正规金融的运作相对于农村经济增长的要求来说是缺乏效率的。因此,国家应该大力发展现有的农村正规金融机构,改善其经营管理,拓展其覆盖面,真正把农村正规金融机构的职责履行到位,使它能够更好地服务于农村的经济建设和发展。

**关键词:** 农村金融深化 农村经济增长 Granger因果检验 脉冲响应

### 一、问题的提出和文献回顾

自从 Mckinnon 和 Shaw(1973) 提出金融深化理论以来,关于金融深化与经济增长相关性问题的研究受到了许多学者的关注并取得了很大的进展。金融深化与经济增长的关系是实施金融深化过程中最受关注的问题。以 Goldsmith、Levine、King 等为首的一大批学者运用计量经济学的方法从不同的角度和层面进行了大量实证研究。Goldsmith(1969) 的实证研究表明,金融发展是经济增长的必要条件,但是不能确定金融发展与经济增长的因果关系。King 和 Levine(1993) 从金融功能的角度入手研究金融发展对经济增长的影响,尤其是对全要素生产力的影响。Rajan、Zingales、Demirguc-Kunt 和 Maksimovic 等学者从微观的角度分析了金融发展与经济增长之间的关系。Rajan 和 Zingales(1996) 分析了不同国家产业层面的绩效与金融发展的关系,发现在金融中介有着良好发展的国家里,那些主要依赖外部融资的产业发展迅速。Demirguc-Kunt 和 Maksimovic(1996) 则使用 30 个国家企业层面的数据论证了企业越容易进入股票市场,增长也就越快。而 Demetriades 和 Hussein 等学者则从宏观的角度分析了金融发展与经济增长之间的关系。Demetriades 和 Hussein(1996) 选取 16 个国家相当长的时间序列数据进行分析,发现二者的因果关系是双向的。近几年来,金融学家们如 Neusser 和 Kugler(1998)、Beck、Levin 和 Loyaza(2000) 等也利用不同的计量方法验证了金融发展在经济增长中的作用。Beck、Levin 和 Loyaza(2000) 采用了矩方法对二者关系进行了研究。尽管这些方法并没能证明金融发展与经济增长之间的因果关系,但大量的证据表明:金融发展促进了全要素生产力的提高,刺激了长期经济增长。

近几年来,国内学者借鉴国外的研究成果,尝试运用金融发展理论对我国金融发展与经济增长关系进行实证研究。沈坤荣等(2000)、韩廷春(2001) 认为金融发展对我国经济有着显著的促进作用;曹啸和吴军(2002) 运用格兰杰因果检验法分析我国金融发展与经济增长之间的关系,结论是我国的金融发展确实构成

\* 季凯文,南开大学经济与社会发展研究院,邮政编码:300071,电子信箱:jikaiwen668@163.com;武鹏,南开大学经济学院,邮政编码:300071。本文受国家自然科学基金项目“国家综合配套改革试验区建设与区域经济发展”(批准号:70741007)资助。

了经济增长的原因,但主要是通过金融资产数量上的扩张而不是通过提高金融资源的配置效率,从而促进经济增长的;庞晓波等(2003)通过计量分析却认为我国金融发展与经济增长之间仅存在着很弱的相关性;韩旺红和杨海(2003)的实证分析表明,金融发展的主要指标与经济增长之间的确存在很强的相关关系。但是这些研究都是在全国整体经济情况出发,而没有考虑城市经济和农村经济之间有着重要的差异。由于我国农村人口比重大、经济较为落后,农村经济在国民经济中占有非常重要的位置,将其笼统地与城市经济放在一起进行分析,显然是不合适的。鉴于此,本文首先将从理论推导的角度探索农村金融深化与农村经济增长的关系,然后运用我国农村的相关数据对理论结论进行实证验证,并提出相应的政策和建议。

## 二、理论模型的建立

麦金农(1973)根据发展中国家的金融现状,剖析了金融深化对经济增长的传导机制,对于发展中国家解除金融压抑、实现经济增长起到了重要作用。立足于麦金农的金融深化理论模型,本文利用内生经济理论中的 Pagano 模型(Pagano,1993),从理论上对农村金融深化与农村经济增长之间的关系进行分析。通过对农村金融如何把储蓄转化为投资,并将转化的比例引入均衡方程,来考察农村金融发展与农村经济增长的关联性。

总产出模型为:

$$Y = AK \quad (2.1)$$

式中,  $A$  为资本的边际生产率;  $K$  为资本存量。

根据  $K_{t+1} - K_t = I_t$ , 并代入(2.1)式整理得:

$$\frac{Y_{t+1}}{Y_t} = A \frac{I_t}{Y_t} \quad (2.2)$$

在(2.2)式中,  $I_t$  代表第  $t$  期的投资。

在均衡条件下:  $\alpha S_t = I_t$ , 其中  $\alpha$  为储蓄向投资的转化率。 (2.3)

将(2.3)式代入(2.2)式得:

$$g = \frac{Y_{t+1}}{Y_t} = A \frac{I_t}{Y_t} = A \times \alpha \times \frac{S_t}{Y_t} = A \times \alpha \times s \quad (2.4)$$

在(2.4)式中,  $g$  为经济增长率,  $s$  为储蓄率。该方程所反映的定性含义是经济增长率依赖于边际资本生产率、储蓄率和储蓄向投资的转化率。根据该模型所反映的各指标间的关系,储蓄向投资的转化率  $\alpha$  代表了金融发展水平和金融部门的效率。金融发展水平用金融资产的总量与 GDP 的比率(即金融相关比率)来衡量,具体到我国农村金融领域用农村金融相关比率来衡量。储蓄向投资的有效转化代表了金融发展的水平及金融部门的效率。金融发展水平和金融部门效率高可以促使储蓄更多更快地转化为投资。而债券市场和股票市场的收益变化也会影响金融部门将储蓄转化为投资的效率。金融发展水平和金融效率一般可以用一国全部资产价值与其 GNP 或 GDP 之比加以衡量,也可以用货币化比重 ( $M_2/GDP$ ) 来表示,即储蓄向投资的转化率  $\alpha$  的行为影响因素表示为:

$$\alpha = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{M_2}{GDP} + u_t \quad (2.5)$$

(2.5) 式中的  $u_t$  为随机误差项。但这些指标是用来衡量一个国家整体上的金融发展水平的,不能直接用来衡量我国农村金融的发展水平。从理论上分析,农村贷款作为一种货币资金,对农村的产出应当具有促进作用。即农村贷款投入的规模越大,农村社会产出的规模也应该越大,两者之间应呈正相关关系。

## 三、实证分析

### (一) 相关指标选取和数据来源

#### 1. 相关指标选取

结合我国农村金融资产的实际情况,本文选用农村金融相关比率(Rural Financial Interrelations Ratio, 简记为  $R FIR$ ) 作为衡量我国农村金融深化程度的指标,进行实证检验。农村经济增长指标为农村 GDP。在金融

发展与经济增长关系的实证研究中一般用 GDP增长率或用人均 GDP的增长率来测量经济的增长。本文用农村 GDP的增长率(RuralGrossDomesticProduct, 简记为 *RGDP*)来衡量农村经济的增长。

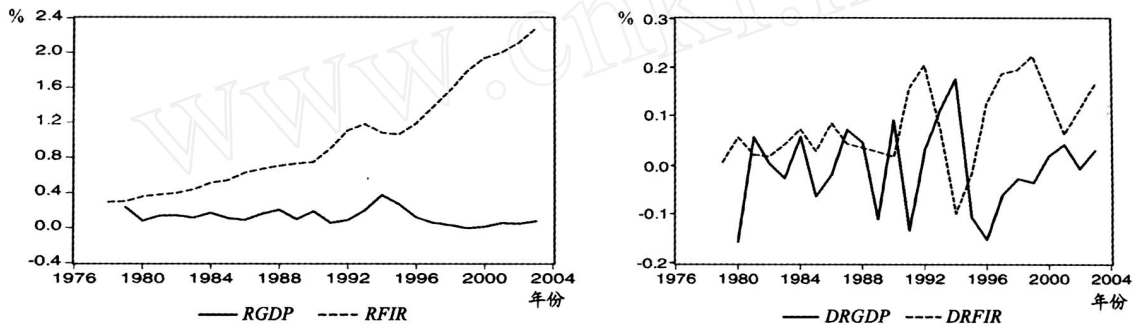
## 2. 相关指标计算方法及数据来源

农村金融相关比率的计算公式为： $R FIR = R FT / R WT$ (其中 *R FT* 为一定时期的农村金融活动总量, *R WT* 为农村经济活动总量)。其简易计算公式为:农村全部金融资产与同期农村 GDP的比值。由于一定时期的农村金融活动总量和经济活动总量统计数据较难获取,所以本文考虑采用农村金融相关比率的简易计算公式。

同时,本文参照 GoldSmith 和张兵等(2002) 对农村金融相关比率的研究方法,并考虑统计上的便利和准确,选取了“农户手中持有现金”、“农户储蓄存款余额”、“农业存款”作为农村金融资产总量的主要构成内容,以“农林畜牧渔业增加值”代表农村 GDP。农户手中持有现金为农户人均持有现金和农村居民人数的乘积,其中前者来源于《中国农村住户调查年鉴》和《中国农村居民收支调查资料》各卷,后者来源于《中国统计年鉴》;农户存款和农业存款来源于《中国金融年鉴》、《中国金融统计》(1952-1996)和《中国金融统计》(1997-1999);农村 GDP(农林牧渔业增加值)来源于《中国农村统计年鉴》。此外,其他一些数据是根据相关各年的《中国金融年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国农村住户调查年鉴》和《中国农业发展报告》有关资料整理所得。

### (二) 单位根检验(ADF 检验)

为了避免模型中出现伪回归的问题,本文需要对时间序列进行平稳性检验。本文使用目前最为有效的时间序列稳定性检验工具——ADF法来考察时间序列的平稳性。若 ADF 检验值小于临界值,则时间序列为平稳序列,反之则为非平稳序列。对于非稳定序列,还需要检验其一阶差分序列的平稳性,若其一阶差分序列为  $I(0)$  序列(即平稳的时间序列),则此变量是一阶单整的。



注: *RFIR* 表示农村金融相关比率, *RGDP* 表示农村经济增长率。

图 1 *RFIR* 和 *RGDP* 的时间序列趋势图

图 2 *RFIR* 和 *RGDP* 的一阶差分序列趋势图

本文通过对 1978 - 2003 年 *RFIR* 和 *RGDP* 的时间序列趋势图的观察,可以判断出, *RFIR* 序列应选择含截距项和线性趋势项的检验方程进行检验, *RGDP* 序列应选择无截距项和线性趋势项的检验方程进行检验。而通过对它们的一阶差分的时间序列趋势图的观察,可以判断出, *RFIR* 序列的一阶差分序列 *DRFIR* 应选择无截距项和线性趋势项的检验方程进行检验, *RGDP* 序列的一阶差分序列 *DRGDP* 应选择有截距项,但无线性趋势项的检验方程进行检验。ADF 检验结果如表 1 所示。

GoldSmith 认为金融资产应包括现金、储蓄存款、股票、债券、基金、保险项目等。考虑到目前我国缺乏农村全部金融资产的详细统计资料,本文的农村金融资产包括农村现金和农村储蓄存款。

徐笑波、邓英淘等(1994)认为,农村金融相关比率在数值上等于“行社存款”与“农村国民收入”之比。张元红(1999)计算农村金融相关比率的方法与前者类似,采用的是“行社存款”与“农村 GDP”之比,这种计算农村金融相关率的方法存在着系统性误差。通过对各年的统计数据进行分析可以发现:农业银行和农村信用社的业务领域已不再局限于农村(张兵等,2002),所以“行社存款”指标值显然大于农村实际金融资产数值。

现有的统计口径无法确定在农村领域流通的现金,因此本文以“农户手中持有现金”作为农村经济领域的现金量。

本文用“农户储蓄存款余额和农业存款合计数”代替农村储蓄存款。其中“农户储蓄存款余额”包括国有各金融机构吸收的农户活期存款和定期存款;“农业存款”为国有各金融机构吸收的农村企业存款。

限于篇幅,作者略去相关的原始数据,感兴趣者可向作者索要。

表 1 给出了  $RFIR$  和  $RGDP$  的原序列及其一阶差分序列单位根检验的 ADF 统计值与 5% 水平下的 ADF 临界值。ADF 检验表明,在 5% 的显著水平下,  $RFIR$  和  $RGDP$  的原序列均存在单位根,是非平稳的时间序列,而它们的一阶差分序列不存在单位根,是平稳的时间序列,因此  $RFIR$  和  $RGDP$  是一阶单整的序列。

表 1 单位根检验结果

时间序列	检验类型 $(c, t, p)$	ADF 检验值	5% 显著水平的 Mackinnon 临界值	是否平稳
$RFIR$	$(c, t, 2)$	- 0.301	- 3.622	否
$RGDP$	$(0, 0, 1)$	- 1.832	- 1.956	否
$DRFIR$	$(c, t, 2)$	- 5.459	- 3.622	是
$DRGDP$	$(0, 0, 1)$	- 5.381	- 1.956	是

注:  $p$  为滞后阶数,  $c, t$  分别表示检验中存在截距项及时间趋势项;  $DRFIR$  表示  $RFIR$  的一阶差分序列,  $DRGDP$  表示  $RGDP$  的一阶差分序列。

### (三) 协整检验

当两个序列均为非平稳的时间序列时,用这两个变量所进行的回归分析将有可能导致伪回归现象。但是如果在一个回归中仅涉及两个序列,并且它们是“一起漂移”,或者说“同步”,即这两个时间序列是同阶单整,就可能存在协整关系,从而可以有效避免伪回归问题。此外,对经济变量进行协整检验是为了揭示时间序列变量之间的长期稳定的关系。

从上文的分析来看,  $RFIR$  和  $RGDP$  是一阶单整的序列,因此可以继续进行协整检验。协整检验的方法主要有两种:第一种是 EG 检验,是 Engle 和 Granger 针对单方程模型提出的两步检验法;另外一种是 JJ 检验,是 Johanson 和 Juselius 基于 VAR 模型的 Johanson 协整检验。本文采用 Johanson 协整检验方法,即通过建立基于最大特征值的似然比统计量来检验  $RFIR$  和  $RGDP$  是否存在一种长期稳定的均衡关系。

本文以 AIC、SC 信息准则和 LR 统计量作为确定协整检验滞后期数的检验标准。经过反复试验和比较,滞后阶数为 2 时, AIC 和 SC 值最小,同时本文选择含截距项但无确定趋势的 VAR(2) 模型来进行协整检验。检验结果如表 2 所示。

表 2 Johanson 协整检验结果

特征值	迹统计量	临界值	最大特征值统计量	临界值	协整方程数
0.561	22.268	20.262	18.097	15.892	None *
0.173	4.172	9.165	4.172	9.165	Atmost 1

注: \*表示 5% 置信水平下拒绝原假设。

表 2 说明在 5% 的临界水平下,  $RFIR$  和  $RGDP$  之间仅有一个协整关系。协整系数可以标准化,在只考虑仅有一个协整关系的假定下,经过标准化的协整系数见表 3。

表 3 标准化的协整系数

农村经济增长率	农村金融相关比率	常数项
1.000	-0.309 (0.114)	-0.261 (0.099)

似然估计值:72.716

注:括号内的数字为标准差。

表 3 给出了估计出的标准化协整系数,因此可以得出  $RFIR$  和  $RGDP$  的长期方程:  $CE = RGDP - 0.309 \times RFIR - 0.261$ 。对  $CE$  进行 ADF 单位根检验,可以得出  $CE$  是一个平稳的时间序列。

因此,以上分析反映了  $RFIR$  和  $RGDP$  之间存在一种长期的均衡关系,且长期协整方程为  $RGDP = 0.309 \times RFIR + 0.261$ 。即从长期来看,农村金融相关比率  $RFIR$  每增加 1 个单位,将会促使农村经济增长率增加 0.309 个单位,这也表明,从长期看农村金融深化对农村经济增长拉动作用不明显。

### (四) 误差修正模型 (VEC) 的建立

根据格兰杰定理,如果若干个非平稳变量存在协整关系,则这些变量必有误差修正模型表达式存在。误差修正模型最初由萨干 (Saigan, 1964) 提出,后经亨德里·安德森 (Hendry Anderson, 1977) 和戴维森 (Davidson, 1977) 等进一步修正。

由于 VAR 协整检验模型实际上是对无约束的 VAR 模型加以约束后得到的 VAR 模型,该模型的滞后期是无约束 VAR 模型一阶差分的滞后期,因此协整检验的 VAR 模型的滞后期为 2。根据以上分析,建立 VEC

模型(结果如表4所示),所估计的系数大部分在统计上是显著的,只有个别的不甚显著,这是因为一个方程有同样变量的多个滞后值产生了多重共线性,这些系数在标准检验的基础上是显著的。另外,调整后的  $R^2$  值分别达到了 0.974 和 0.81, 说明该模型有很强的解释力。

表4 误差修正模型(VEC)

VEC	解释变量	ECM	DRGDP(- 1)	DRGDP(- 2)	DRFIR(- 1)	DRFIR(- 2)	常数项
模型1	DRGDP	0.155 (1.014)	- 0.357 (- 0.974)	0.018 (0.076)	0.086 (0.185)	0.815 (1.920)	- 0.0729 (- 1.934)
模型2	DRFIR	- 0.280 (- 2.625)	- 0.011 (- 0.045)	- 0.114 (- 0.673)	0.411 (1.278)	- 0.763 (- 2.581)	0.111 (4.244)

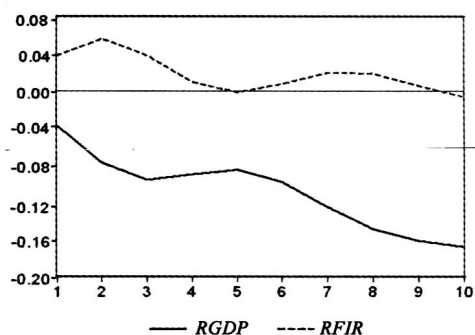
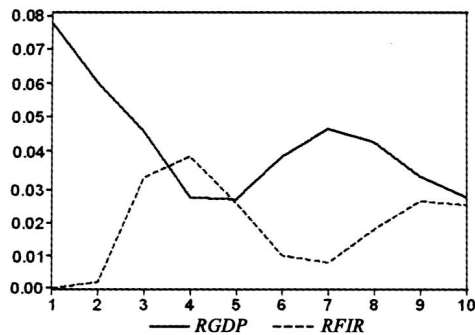
注:括号中的数值为  $t$  统计值,VEC为误差修正模型,ECM为误差修正项,DRGDP(- 1)和DRFIR(- 1)分别表示农村经济增长率和农村金融相关比率的滞后一期,DRGDP(- 2)和DRFIR(- 2)分别表示农村经济增长率和农村金融相关比率的滞后二期。其中, $ECM = RGDP(- 1) - 0.2446 \times RFIR(- 1) + 0.134$ 。  
(- 2.556)

根据表4中误差修正模型1和模型2,可知模型1的误差修正项系数为0.155(大于0),模型2的误差修正项系数为- 0.28(小于0),并且两者在统计上都是显著的。模型1的误差修正项系数为正说明当农村经济增长率  $RGDP$  偏离均衡状态时,误差修正项对其具有正向的调整作用,即当农村经济增长率  $RGDP$  偏离均衡状态时,误差修正项会对非均衡状态进行正向修正;模型2的误差修正项系数为负说明当农村金融深化指标  $RFIR$  偏离均衡状态时,误差修正项对其具有负向的调整作用,即当农村金融深化指标  $RFIR$  偏离均衡状态时,误差修正项会对非均衡状态进行负向修正。

(五) 广义脉冲响应分析

在向量自回归模型中,某一变量  $t$  时期发生扰动后,通过变量之间的动态联系,对  $t$  时期以后的各变量将会产生连锁变动效应。脉冲响应函数可以描述系统对于单位冲击的动态反应。同时,通过比较不同变量的脉冲响应,可以判断不同变量所受到的冲击效果的大小,进而判断变量之间的互动关系。

因此,为了进一步分析农村经济增长率  $RGDP$  与农村金融深化比率  $RFIR$  之间的关系,本文利用上面得出的 VEC 模型分别计算和分析  $RGDP$  和  $RFIR$  对于一个标准新生信息的广义脉冲响应。图3和图4是基于上述的 VEC 模型和 1000 次蒙特卡罗模拟的脉冲响应函数曲线,横轴代表响应函数的追踪期数,纵轴代表响应程度。在模型中,本文将响应函数的追踪期数设定为 10 期。



注:RFIR表示农村金融相关比率,RGDP表示农村经济增长率。

图3 RGDP 对一个标准信息扰动的脉冲响应

图4 RFIR 对一个标准信息扰动的脉冲响应

首先,本文分析农村经济增长率对于自身信息和农村金融深化比率信息的一个标准差扰动的脉冲响应。由图3可以看出,农村经济增长率  $RGDP$  对于自身信息的一个标准差扰动的脉冲响应在第一期就达到最大,约为0.78,然后逐渐下降,在第四期下降至0.25左右,而后又逐步上升,在第七期达到0.5左右,然后又下降,直至降到最低(约为0.2);农村经济增长率对于农村金融深化比率信息的一个标准差扰动在第一期为零,然后逐步上升,在第四期达到最大(约为0.4),而后逐步下降至最低(第七期为最低,约为0.08),然后又逐步上升,最后稳定在0.2左右。因此,从总体上来看,农村经济增长率对于自身信息的一个标准差扰动的脉冲响应,较之于其对农村金融深化比率信息的一个标准差扰动的脉冲响应,相对较弱。

其次,本文分析农村金融深化比率对于自身信息和农村经济增长率信息的一个标准差扰动的脉冲响应。

由图 4 可以看出,农村金融深化比率  $RFIR$  对于自身信息的一个标准差扰动的脉冲响应在第一期迅速上升,第二期达到最大(约为 0.06),而后逐步下降至最低(第五期达最低,为 0),最后在 0 附近上下小幅度波动;农村金融深化比率  $RFIR$  对于农村经济增长率信息的一个标准差扰动的脉冲响应在第一期最大(为 -0.04),然后就一直下降,直至降为最低(为 -0.16)。

通过上述农村经济增长率和农村金融深化比率对 1 个标准新生信息的脉冲响应分析,可以得出以下结论: $RGDP$ 对 1 个标准新生信息的脉冲响应要远远大于  $RFIR$ 对 1 个标准新生信息的脉冲响应; $RGDP$ 对  $RFIR$ 信息的一个标准差扰动的脉冲响应,较之于对其自身信息的脉冲响应更大。以上结论说明,农村金融深化比率对农村经济增长率的影响要大于农村经济增长率对农村金融深化比率的影响。

### (六) 预测均方误差分解

预测均方误差分解可以用来描述冲击在经济变量的动态变化中的相对重要性。<sup>4</sup>由于预测均方误差分解对变量的顺序比较敏感,因此分别变换  $RGDP$ 和  $RFIR$ 的顺序,利用上述的 VEC 模型和 1000 次蒙特卡罗模拟进行两者的预测均方误差分解。其分解结果如表 5 和图 5、图 6、图 7、图 8 所示。在表 5 的方差分解列中,该列分别表示各因变量的方程信息对各期预测误差的贡献度,并且每行结果相加是 100。

表 5 农村经济增长率和农村金融相关比率的预测均方误差分解

时期	分解顺序:先 $RGDP$ 后 $RFIR$				分解顺序:先 $RFIR$ 后 $RGDP$			
	$RGDP$ 的方差分解		$RFIR$ 的方差分解		$RGDP$ 的方差分解		$RFIR$ 的方差分解	
	$RGDP$ (%)	$RFIR$ (%)	$RGDP$ (%)	$RFIR$ (%)	$RGDP$ (%)	$RFIR$ (%)	$RGDP$ (%)	$RFIR$ (%)
1	100.00	0.00	49.04	50.96	50.96	49.04	0.00	100.00
2	99.97	0.03	61.61	38.39	52.10	47.90	2.11	97.89
3	91.81	8.19	73.28	26.72	63.24	36.76	8.85	91.15
4	83.10	16.90	80.07	19.93	68.09	31.91	17.18	82.82
5	80.60	19.40	83.86	16.14	70.64	29.36	23.92	76.08
6	81.80	18.20	87.02	12.98	70.96	29.04	27.80	72.20
7	83.55	16.45	89.66	10.34	70.47	29.53	29.69	70.31
8	83.79	16.21	91.94	8.06	71.89	28.11	31.98	68.02
9	82.23	17.77	93.77	6.23	73.81	26.19	35.53	64.47
10	80.80	19.20	94.99	5.01	75.15	24.85	39.37	60.63

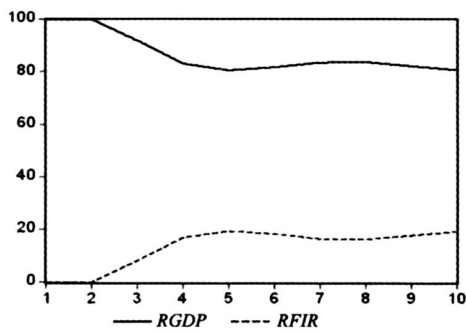


图 5  $RGDP$  对一个标准信息扰动的脉冲响应

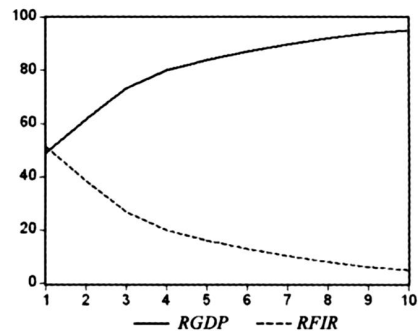
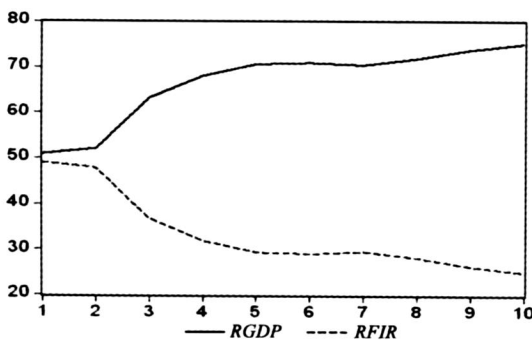


图 6  $RFIR$  对一个标准信息扰动的脉冲响应



注:  $RFIR$  表示农村金融相关比率,  $RGDP$  表示农村经济增长率。

图 7  $RGDP$  对一个标准信息扰动的脉冲响应

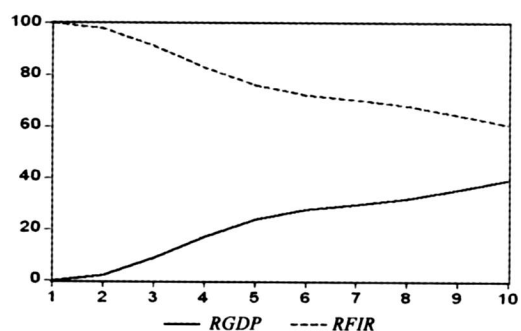


图 8  $RFIR$  对一个标准信息扰动的脉冲响应

如果按照先  $RGDP$ 、后  $RFIR$  的顺序进行预测均方误差的分解(如表 5 和图 5、6 所示),则在  $RGDP$  预测均方误差分解中,第一期仅表现为自身的变动,然后在第二期以后  $RGDP$  的贡献维持在 80% ~ 90% 左右,受自身影响更大;在  $RFIR$  预测均方误差分解中,  $RGDP$  的贡献逐年上升,在第十期高达 94.99%,而其自身的贡献逐年下降,在第十期仅为 5.01%。

如果按照先  $RFIR$ 、后  $RGDP$  的顺序进行预测均方误差的分解(如表 5 和图 7、图 8 所示),则在  $RGDP$  预测均方误差分解中,其自身的贡献逐年上升,在第十期达到了 75.15%,而  $RFIR$  的贡献逐年下降,在第十期降至 24.85%;在  $RFIR$  预测均方误差分解中,  $RGDP$  的贡献虽逐年上升,在第十期达到 39.37%,而其自身的贡献却逐年下降,在第十期为 60.63%。

以上预测均方误差分解的分析验证了脉冲响应分析的结论:农村经济增长率  $RGDP$  对农村金融相关比率  $RFIR$  的影响对于农村金融相关比率  $RFIR$  对农村经济增长率  $RGDP$  的影响更为显著。

### (七) 格兰杰因果关系检验

协整检验的结果,一方面表明农村经济增长率与农村金融相关比率之间存在着长期稳定的均衡关系;另一方面也为它们之间因果关系的检验提供了基础。Granger(1998)指出,因果关系的检验只有在两个变量协整的关系下才是有效的。本文在协整检验的基础上,进一步对  $RGDP$  与  $RFIR$  之间的因果关系进行检验。由于 Granger 因果检验的任何一种检验结果都和滞后期数的选择有关,因此本文根据 AIC 和 SIC 信息准则分别选择 2 期、3 期、4 期、5 期、6 期和 7 期进行 Granger 因果检验,检验结果如表 6 所示。

零假设	滞后期	F 统计量	P 值
$RFIR$ 不是 $RGDP$ 的格兰杰原因 $RGDP$ 不是 $RFIR$ 的格兰杰原因	2	0.640 2.742	0.539 0.0919
$RFIR$ 不是 $RGDP$ 的格兰杰原因 $RGDP$ 不是 $RFIR$ 的格兰杰原因	3	1.373 0.435	0.2899 0.731
$RFIR$ 不是 $RGDP$ 的格兰杰原因 $RGDP$ 不是 $RFIR$ 的格兰杰原因	4	1.705 1.443	0.213 0.280
$RFIR$ 不是 $RGDP$ 的格兰杰原因 $RGDP$ 不是 $RFIR$ 的格兰杰原因	5	1.359 2.639	0.324 0.0977
$RFIR$ 不是 $RGDP$ 的格兰杰原因 $RGDP$ 不是 $RFIR$ 的格兰杰原因	6	5.417 1.482	0.029 0.322
$RFIR$ 不是 $RGDP$ 的格兰杰原因 $RGDP$ 不是 $RFIR$ 的格兰杰原因	7	24.530 2.402	0.012 0.253

注:  $RFIR$  表示农村金融相关比率,  $RGDP$  表示农村经济增长率。

表 6 结果表明,在滞后 5 期前(包括滞后 5 期),  $RFIR$  不是  $RGDP$  的格兰杰原因,即农村金融深化不是农村经济增长的原因。在滞后 3、4、6 或者 7 期时,  $RGDP$  也不是  $RFIR$  的格兰杰原因,即农村经济增长不是农村金融深化的原因。

## 四、结论与建议

从以上理论分析来看,农村金融深化与农村经济增长是一种正相关的关系,并且农村金融深化对农村经济增长具有较为显著的促进作用,其传导机制是:利率 农村储蓄 农村投资 农村经济增长。

从实证分析的角度来看,协整检验的结果表明,我国农村金融深化与农村经济增长之间存在着一种长期稳定的均衡关系。从长期来看,农村金融深化指标  $RFIR$  每增加 1 个单位,将会促使农村经济增长率增加 0.3089 个单位。这表明:在长期中农村金融深化对农村经济增长的拉动作用不够明显;Granger 因果关系的分析显示,我国农村金融深化与农村经济增长之间不存在 Granger 因果关系;通过建立误差修正模型,本文可以知道,误差修正项对我国农村经济增长具有正向的调整作用,而对农村金融深化具有负向的调整作用;根据脉冲响应的反应程度和预测均方误差分解分析,农村经济增长对农村金融深化的影响,较之于农村金融深化对农村经济增长的影响更为显著。

综合以上分析,尽管我国农村金融深化与农村经济增长表现为正向的相关关系,但是农村金融深化对农

村经济增长的拉动作用并不明显,这与理论分析是不尽相符的。同时,我国农村金融深化与农村经济增长之间不存在 Granger 因果关系这一结论,说明我国农村金融并没有随着农村经济的发展而改善,同时农村经济也没有随着农村金融深化程度的改善而发展。这与目前我国农村的现实是相吻合的:近些年来农村金融体制的改革,并没有给当前农村经济增长带来明显的效果。金融相关比率度量的是农村正规金融发展的程度,而当前农村金融体制的改革主要针对的也正是农村正规金融,并且我国农村正规金融的运作相对于农村经济增长的要求来说是缺乏效率的。农村正规金融作为农村金融体制的核心,同时也是中国金融体制改革过程中的薄弱环节,它在农村经济发展中具有重要的作用。因此,国家应该大力发展现有的农村正规金融机构,改善其经营管理,拓展其覆盖面,真正把农村正规金融机构的职责履行到位,同时还要不断提高中国农村正规金融机构的效率,使它能够更好地服务于农村的经济建设和发展,为中国农村经济的发展提供有力的资金支持。国家也要放开对农村正规金融机构的过度管制,减少对农村正规金融机构的政策性限制,使其根据中国农村的实际开展各自的业务,从而真正成为服务于农村、农业和农民的金融机构。另外,在大力发展现有的农村正规金融机构的同时,可以积极谨慎地促进农村非正规金融发展和改革创新,有条件地放宽对非正规金融发展的限制和约束,允许其在合法范围内经营,并加强农村正规金融和非正规金融之间的联系与合作,共同发挥它们对中国农村经济发展的促进作用。

### 参考文献:

1. 约翰·格利、爱德华·S·肖:《金融理论中的货币》,中文版,上海,上海人民出版社,1997。
2. 罗纳德·I·麦金农:《经济发展中的货币与资本》,中文版,上海,三联书店,1988。
3. 雷蒙德·W·戈德史密斯:《金融结构与金融发展》,中文版,上海,三联书店,1990。
4. 沈坤荣、张成:《金融发展与中国经济增长》,载《管理世界》,2004(7)。
5. 韩廷春:《金融发展与经济增长:基于中国的实证分析》,载《经济科学》,2001(3)。
6. 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》,载《财贸经济》,2002(5)。
7. 庞晓波、赵玉龙:《我国金融发展与经济增长的弱相关性及其启示》,载《数量经济技术经济研究》,2003(9)。
8. 韩旺红、杨海:《对我国金融中介与经济增长关系的经验分析》,载《武汉金融》,2003(1)。
9. 谈儒勇:《中国金融发展和经济增长关系的实证研究》,载《经济研究》,1999(10)。
10. 姚耀军:《中国农村金融发展与经济增长关系的实证分析》,载《经济科学》,2004(5)。
11. King, R. and Levin, R., 1993. "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108 (3), pp. 717-738.
12. King, R. and Levin, R., 1993. "Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence." *Journal of Monetary Economics*, Vol. 3, pp. 523-542.
13. Rajan, R. and Zingales, L., 1996. *Financial Dependence and Growth*. University of Chicago Mimeo.
14. Demirgüç-Kunt, A. and Maksimovic, V., 1996. "Stock Market Development and Firm Financing Choices." *World Bank Economic Review*, Vol. 10, pp. 341-370.
15. Demetriades, P. and Hussein, K., 1996. "Does Financial Development Cause Economic Growth? Time Series Evidence from 16 Countries." *Journal of Development Economics*, Vol. 51, pp. 387-411.
16. Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. and Levin, R., 1996. "A New Database on Financial Development and Structure." *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 2146, pp. 5-19.
17. Neusser, K. and Kugler, M., 1998. "Manufacturing Growth and Financial Development: Evidence from OECD Countries." *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 15, pp. 638-646.
18. Beck, T., Levin, R. and Loyaza, N., 2000. "Finance and the Sources of Growth." *Journal of Financial Economics*, Vol. 58, pp. 261-300.
19. Pagano, 1993. "Financial Markets and Growth: An Overview." *European Economic Review*, Vol. 7, pp. 613-622.

(责任编辑:王红霞)