

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2013.01.005

我国农村金融作用农村经济的路径与实效^{*}

——基于农村金融运行效率的实证分析

汪艳涛, 高 强

(中国海洋大学 管理学院, 山东 青岛 266100)

摘 要:农村金融通过影响资本的边际生产率、影响储蓄率和影响储蓄向投资的转化效率对农村经济发展产生作用,基于内生增长模型和四维向量自回归模型对1978—2010年我国农村金融运行效率和农村经济发展的实证分析表明:我国农村金融与农村经济发展存在着长期稳定的均衡关系,农村储蓄—投资转化率与农村经济发展正相关;农村金融相关比率是农村经济发展的格兰杰原因,并对农村经济发展产生显著的正向冲击作用,而农村储蓄—投资转化率、农村储蓄率对农村经济发展产生负向冲击。因此,我国应在健全农村金融法规制度,完善农村金融市场体系的基础上,努力提高农村储蓄—投资转化速度和农村金融相关比率,增加农村金融机构的贷款数量和质量,培育农村中小型金融机构和农村非正式金融机构,以支持和促进农村经济发展。

关键词:农村金融效率;农村经济发展;AK模型;VAR模型;农村储蓄—投资转化率;农村金融相关比率;农村储蓄率

中图分类号:F30;F832.1

文献标志码:A

文章编号:1674-8131(2013)01-0035-10

一、引言

20世纪80年代中期,以罗默(1986)、卢卡斯(1988)为代表的一批经济学家提出了内生增长理论,认为一个国家在经历了主要依靠有形要素(资本和劳动力)的投入、结构的优化配置以及制度上的创新等手段实现经济发展之后,都面临着如何继续保持经济稳定增长的问题(邓莉等,2005)。要实现经济的持续稳定增长,必须实现增长方式的转变,即实现从依靠要素数量扩充的外延式增长转变为依靠全要素生产率提高的内涵式增长。在这种

转变过程中,需要有金融中介来动员居民储蓄,聚集金融资源,从而促进经济增长(董晓林等,2004;张颖慧,2007)。

农业是国民经济的基础产业,农村经济的发展需要大量资金的投入和积累,同样离不开农村金融的支持。现阶段,我国农村资金供求的变化对农村金融无论是在信贷总量方面,还是在信贷服务方面都提出了新的要求。但是,目前国内大部分社会资金均流向效益较高的非农部门,农村资金的大量外流使农业和农村经济的发展受到严

* 收稿日期:2012-11-14;修回日期:2012-12-21

感谢匿名专家的建设性修改建议,当然,文责自负。

作者简介:汪艳涛(1981—),男,山东济宁人;博士研究生,在中国海洋大学管理学院学习,主要从事农业经济理论与政策研究。

高强(1966—),男,陕西绥德人;教授,博士生导师,在中国海洋大学管理学院任教,主要从事农业经济管理和渔业经济管理研究。

重制约(刘健等, 2008)。缺乏有效的金融机构为农村和农民提供金融服务以及无法满足农村经济主体的融资需求, 构成了当前我国农村金融发展的困境, 也是造成农村经济发展缓慢的主要原因之一。因此, 农村金融问题是当前经济学界研究的热点和难点问题。

查阅相关文献我们发现, 现有关于农村金融的文献主要集中讨论农村金融发展对农村经济发展的作用。虽然张兵(2002)和安翔(2005)对我国农村金融与农村经济的相关性进行了研究, 但是他们的研究都没有对数据的平稳性进行检验, 因此所得出的结论缺乏可靠性(赵洪丹, 2011)。同时, 我国的农村经济并没有伴随着农村金融的迅速发展而发展, 二者之间出现了极其不协调的状况(邱美琴, 2005; 魏朗, 2007), 而对于两者之间不协调的原因, 现有文献也并没有做出解释。笔者认为其中主要原因是由于农村金融运行效率的低下所致。但是, 现有文献大多是从农村金融投入的绝对量上来分析, 很少针对其运行效率进行研究。中国的农村金融在运行效率上是否促进了农村经济发展? 他们之间是否存在着一个长期均衡关系? 如果存在长期均衡关系, 那么短期内它们之间又是如何波动? 农村金融运行效率是否和当前的经济发展相适应? 如果不相适应, 那又存在几期的滞后性? 基于上述问题, 本文从内生增长理论模型出发, 分析农村金融对农村经济发展的传导机制, 即农村金融主要通过怎样的路径作用于农村经济发展, 进而从运行效率角度对我国农村金融与农村经济发展的长期均衡和短期动态关系进行计量检验, 以期为我国农村金融更好地服务于农村经济提供理论和实证层面的支持。

二、农村金融对农村经济的作用路径

20世纪80年代以来, 以罗默(1986)、卢卡斯(1988)为代表的一批经济学家致力于技术进步的内生化研究, 探讨经济发展的内生机制, 认为金融发展不但可以先行于实体经济部门对金融服务的需求, 而且对于经济发展有积极主动的影响, 它能主动动员那些滞留在传统部门的资金转移到能够推动经济发展的现代部门, 从而促进资源配置效率的提高。其内生增长模型的总产出为:

$$Y = AK \quad (1)$$

A 为资本的边际生产率; K 为资本存量。令 $K_{t+1} - K_t = I_t$, 带入公式(1)整理得:

$$\frac{\Delta Y_{t+1}}{Y_{t+1}} = \frac{A I_t}{Y_t} - \delta \quad (2)$$

I_t 代表投资; δ 代表折旧率。在 $t+1$ 期的经济发展率 $\frac{\Delta Y_{t+1}}{Y_{t+1}}$ 等于第 t 期的资本边际生产率 A 与资本产出率的乘积减去折旧率。在均衡条件下, 总投资等于总储蓄率: $I_t = S_t$ 。假定储蓄在向投资转化的过程中存在一定的漏出, θ 为储蓄向投资的转化率, 实际转化为投资的储蓄为 θS_t 。

$$\theta S_t = I_t \quad (3)$$

$$\text{经整理得: } G = \frac{\Delta Y_{t+1}}{Y_{t+1}} = A \frac{\theta S_t}{Y_t} - \delta = A \theta S - \delta \quad (4)$$

为了进一步分析农村金融影响农村经济发展的具体路径, 我们借助方程(4)来分析: 经济增长率主要取决于资本的边际生产率 A 、储蓄率 S 、总储蓄向投资的转化比例 θ 以及资本折旧率 δ 。由于农村经济的特殊性, 资本折旧率 δ 在农村发展中可以假设为固定不变, 真正影响农村经济发展的主要是其他三个因素。因此, 农村金融发展对农村经济发展的作用路径主要在于三个:

1. 农村金融通过影响资本的边际生产率作用农村经济发展

农村金融体系的一个基本功能就是调整资源配置。一个性能优良的金融体系能够通过有效的方式把紧缺资金配置到资本边际生产率较高的生产中, 进而促进经济发展。因为金融中介具有信息功能, 能够有效解决交易双方的信息不对称问题, 从而降低资金使用的风险, 提高资金使用的效率。同时, 金融中介也为投资者提供了风险集中和风险分担的机会, 从而鼓励规模较大的高风险、高收益投资, 提高资本的边际生产率(崔慧霞, 2006)。另外, 金融中介也会促进技术创新。成功的创新能带来巨大的利润, 但是创新的风险很高, 金融中介能够提供分散风险的渠道, 鼓励技术创新, 提高生产效率(崔慧霞, 2006)。金融发展的一个重要表现就是通过金融中介效率的提高, 促进金融资源优化配置, 最终提高资本的边际生产率, 进而促进经济发展。

2. 农村金融通过影响储蓄率作用农村经济发展

储蓄率反映的是金融中介和金融市场聚集金融资源的能力。金融市场和信用中介的存在,降低了信息与交易费用,可以通过更好地动员居民储蓄来聚集现有的金融资源,使投资在更高的水平上进行,相应的加速经济的增长(程万鹏等,2007)。从内生经济发展模型可以看出经济运行体系中储蓄率的提高能够促进经济发展。那么关于金融中介的发展能否提高社会储蓄率,有着相反的两种观点:一种观点认为金融中介和金融市场的存在,会使得金融基础设施更加健全,金融工具更加丰富,金融功能更加完善,从而可以吸引更多储蓄(蒋满霖等,2008)。而另一种观点则认为,金融中介的发展及其效率的提高,会直接促进金融以及金融市场的发展与完善,使得用于直接投资的渠道增加,能够满足消费者需求的金融投资更加多元化,因此,有可能降低金融中介吸收存款的能力(李学春等,2009)。

3. 农村金融通过影响储蓄向投资的转化效率作用农村经济发展

储蓄向投资的转化率反映的是金融中介和金

融市场改进资源分配的效率,转化率越高,说明金融中介和金融市场运行的效率越高。传统理论都假定储蓄等于投资,即储蓄完全转化为投资。这是一种理想状态,现实是不可能的(孙艳英,2007)。原因在于:一是金融中介需要付出成本,二是金融中介需要承担各种风险损失(董晓林,2004)。金融中介的成本影响着储蓄向投资的转化,有一部分资金在转化过程中损失掉了,损失的那部分被金融中介吸收,以弥补金融中介成本(王丹等,2006)。所以,金融中介成本的存在将阻碍储蓄向投资的转化。金融的发展将会产生规模效应、学习效应和竞争效应,通过这些效应可以降低金融中介成本,进而提高储蓄向投资的转化效率。

三、指标选取及数据描述

尽管不同学者对金融的功能具有不同的认识,但金融的功能归根结底是对经济运行的功效或作用。由此我们在模型变量指标的选取上遵循以下三个原则:一是数据的可得性,二功能可以量化,三是对农村经济产生作用。基于以上三点,我们选择指标见表1。

表1 变量指标的选取及说明

变量	变量类型	数值衡量	变量选取说明
人均 GDP(<i>PGDP</i>)	因变量	农村 GDP/农村人口数	衡量农村经济发展状况
农村储蓄—投资转化率(<i>SIR</i>)	自变量	农村贷款/农村存款	衡量农村金融调整资金余缺的功能效率
农村储蓄率(<i>RSR</i>)	自变量	农村储蓄存款/农村增加值	衡量农村金融融通资金的功能效率
农村金融相关比率(<i>FIR</i>)	自变量	农村金融资金总额/农村生产总值	衡量农村金融发展水平效率

本文使用我国1978—2010年的时间序列数据进行实证分析。所采用的农村贷款余额由农业贷款余额与乡镇企业贷款余额构成,农村存款余额由农业存款余额与农户储蓄存款余额构成,数据来源于历年的《中国金融年鉴》和《中国农业年鉴》。农村GDP由农业总产值和农村非农业总产值构成,其中农业总产值数据直接来自《中国农业年鉴》(1987—2011);农村非农业总产值1986—1996年的数据来自《中国农业年鉴》(1987—1997),由于统计口径在1997年以后发生了改变,

1997年以后的农村非农业总产值用乡镇企业总产值代替,其数据直接来自于《中国乡镇企业年鉴》(1998—2011),这样有一定的误差,但误差较小。农村消费物价指数直接来源于《中国统计年鉴》(2011)。由于期间有年份数据缺失,对缺失的数据采用线性回归进行估计得出。在进行计量分析之前,为消除物价变动的影响,农村GDP数据用消费价格指数(1978=100)进行平减,得到以1978年为基期的实际值。各个指标的统计性描述见表2。

表 2 各变量的主要统计特征

	<i>PGDP</i>	<i>FIR</i>	<i>RSR</i>	<i>SIR</i>
平均值	1.550 494	0.211 241	1.241 671	0.817 949
中位数	0.839 137	0.195 839	0.842 157	0.782 958
最大值	5.025 486	0.350 809	7.282 913	1.140 080
最小值	0.025 152	0.144 352	-0.017 509	0.408 439
标准离差	1.731 522	0.049 055	1.451 527	0.186 707
偏度	0.897 395	1.218 334	2.853 823	0.217 560
峰度	2.368 516	3.711 239	11.198 73	2.149 436
Jarque-Bera 统计量	4.977 558	8.859 410	137.220 1	1.255 086
概率	0.043 011	0.011 918	0.000 000	0.039 002
合计	51.166 29	6.970 946	40.975 15	26.992 32
总离差平方和	95.941 43	0.077 005	67.421 76	1.115 502
样本数	33	33	33	33

四、我国农村金融运行效率实证分析

1. 计量模型

改革开放以来,我国农村经济、农村金融发展水平都有了不同程度的提高,但是两者是否存在理论上的长期均衡关系还需进一步作相关的实证检验。本文将构建 VAR 模型,运用现代计量方法分析农村金融发展与农村经济发展之间的静态效应和动态效应,旨在探索农村金融运行效率在力度和时效上对农村经济发展的影响。之所以选择此模型,主要有以下原因:(1)VAR 模型不必对模型中变量的内生性和外生性进行事先的假定。(2)VAR 模型更方便解释各种经济冲击对经济变量形成的影响,更有利于进行动态分析。(3)VAR 模型考虑到了变量滞后值的影响。(4)由于滞后值出现在等式的右边,所以不存在同期相关性,用普通 OLS 能得到 VAR 简化式模型的一致且有效的估计量。VAR(p)模型的数学表达式是:

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

β_1, \dots, β_p 是 4×4 矩阵, p 是滞后阶数, T 是样本个数, ε_t 表示白噪声。本文选取变量 $Y_t = (PGDP, SIR, RSR, FIR)'$, 由于本研究的重点是考察农村金融对农村经济发展的影响,所以设定了如下的向量自回归模型予以实证分析:

$$PGDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} SIR + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} RSR + \sum_{i=1}^n \beta_{3i} FIR + \sum_{i=1}^n \beta_{4i} RGDP + \mu_t$$

为了正确估计 VAR 模型,必需确定模型的滞后期。在选择滞后阶数 p 的时候,一方面滞后阶数要足够大,以便能够反映模型的动态特征;另一方面,滞后阶数越大,需要估计的参数就越多,模型的自由度就会减少,直接影响模型参数估计的有效性,因此需要综合权衡才能确定阶数。通常可采用两种方法:一是 LR(似然比)检验法,二是 AIC 信息准则和 SC 信息准则。根据样本数据计算相应的统计量,经判断初步选定滞后阶数为 2,建立二阶滞后的 VAR 模型,并进行稳定性检验。经检验,所有根的模的倒数都在单位圆内,表示模型稳定。

2. 农村金融对农村经济发展的静态效应分析

(1) 变量的平稳性检验

检验变量平稳性的常用方法是单位根检验法。本文采用 ADF (Augmented Dickey - Fuller) 方法进行序列单位根检验(高铁梅, 2009), 检验结果见表 3。从表 3 的检验结果可知,对于所有序列,在 5% 的显著性水平上存在单位根的原假设无法拒绝,经过一阶差分后,所有变量在 5% 的显著水平上可以拒绝非稳态的原假设,表明所有变量序列都是一阶

单整序列。

(2) Johansen 协整检验

单位根检验的结果表明, VAR 模型中的所有变

量都是一阶单整, 它们之间可能存在协整关系。本文采用多变量 Johansen 协整检验方法对各变量进行协整检验, 检验结果见表 4。

表 3 各变量单位根 ADF 检验结果

变量	ADF 检验值	检验类型 (c,t,k)	T 统计量		
			1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
<i>RGDP</i>	1.445 578	(c,t,2)	-4.390 330	-3.587 527	-3.229 230
$\Delta RGDP^{**}$	-4.950 177	(c,t,0)	-4.323 979	-3.580 623	-3.225 334
<i>SIR</i>	-1.945 311	(c,t,2)	-4.339330	-3.587527	-3.229 230
ΔSIR^*	-4.064 438	(c,t,2)	-4.356 068	-3.595 026	-3.233 456
<i>RSR</i>	-2.470 741	(c,0,2)	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420
ΔRSR^{**}	-4.271 456	(c,0,2)	-3.711 457	-2.981 038	-2.629 906
<i>FIR</i>	-2.158 955	(c,t,1)	-4.323 979	-3.580 623	-3.225 334
ΔFIR^{**}	-4.645 260	(c,t,1)	-4.339 330	-3.587 527	-3.229 230

注: * 表示在 5% 的水平上显著; ** 表示在 1% 的水平上显著; 检验类型中的 c 表示带有常数项, t 表示带有趋势项, k 表示采用的滞后阶数, 根据 AIC、SC 最优信息准则确定。

表 4 Johansen 协整检验的结果

特征值	迹统计量	5% 的临界值	1% 的临界值	协整方程个数假定
0.610 944	68.248 95	63.876 10	71.479 21	None *
0.504 787	42.760 12	42.915 25	49.362 75	At most 1
0.451 492	23.785 41	25.872 11	31.153 85	At most 2
0.244 510	7.5704 90	12.517 98	16.553 86	At most 3

注: * 表示以 5% 的显著性水平拒绝原假设; 选取滞后阶数为 2, 滞后期的选择以 AIC 和 SC 值最小为准。

表 4 的检验结果表明, 在 5% 的显著水平上, 我国的农村经济发展、农村储蓄 - 投资转化率、农村储蓄率和金融相关比率之间有唯一的协整方程, 即他们之间存在长期均衡关系。将其标准化后, 可得:

$$\begin{aligned}
 PGDP = & 10.962 6SIR - 1.071 0RSR - \\
 & (2.142 01) \quad (0.290 27) \\
 & 29.165 3FIR + 0.215 9TREND(79) \\
 & (4.940 98) \quad (0.031 83)
 \end{aligned}$$

极大似然值 = 105.427 8

该协整方程反映了我国农村经济、农村储蓄 - 投资转化率、农村储蓄率和农村金融相关比率之间存在着长期均衡关系。协整方程中 *RSR*、*FIR* 的系数均为负, 这并不意味着农村储蓄率和金融相关比

率的增长对经济发展起到负面影响, 而应该理解为当今我国农村储蓄率和金融相关比率与农村经济发展存在不协调性, 阻碍了我国农村经济的增长。农村储蓄 - 投资转化率对农村经济发展的弹性为正, 农村储蓄 - 投资转化率每增加 1%, 会引起农村经济增长 10.9626%。因此, 从上述协整分析的结果来看, 在长期里, 我国农村储蓄 - 投资转化率、农村储蓄率和金融相关比率对农村经济发展都有着较大程度的影响, 但作用效果却存在差异。

(3) Granger 因果关系检验

协整检验结果证明了 *PGDP* 与 *SIR*、*RSR*、*FIR* 之间存在长期稳定的均衡关系, 但这种均衡关系是否构成因果关系, 还需进一步检验。本文将采用 Granger 因果检验方法进行检验, 检验结果见表 5。

表 5 格兰杰因果关系检验结果

变量	因果关系假定	滞后期数	样本数	F 统计值	P 值
PGDP and SIR	SIR does not Granger Cause PGDP	1	32	0.144 64	0.706 80
	PGDP does not Granger Cause SIR	1	32	3.513 53	0.072 15
	SIR does not Granger Cause PGDP	2	31	0.202 61	0.818 04
	PGDP does not Granger Cause SIR	2	31	1.881 56	0.175 06
	SIR does not Granger Cause PGDP	3	30	1.089 37	0.376 43
	PGDP does not Granger Cause SIR	3	30	0.720 19	0.551 62
PGDP and RSR	RSR does not Granger Cause PGDP	1	32	0.053 35	0.819 14
	PGDP does not Granger Cause RSR	1	32	0.459 03	0.504 06
	RSR does not Granger Cause PGDP	2	31	0.089 32	0.914 87
	PGDP does not Granger Cause RSR	2	31	3.610 05	0.043 30*
	RSR does not Granger Cause PGDP	3	30	0.317 73	0.812 41
	PGDP does not Granger Cause RSR	3	30	0.862 76	0.476 56
PGDP and FIR	FIR does not Granger Cause PGDP	1	32	6.557 80	0.016 60*
	PGDP does not Granger Cause FIR	1	32	1.293 03	0.265 86
	FIR does not Granger Cause PGDP	2	31	2.751 45	0.084 85
	PGDP does not Granger Cause FIR	2	31	0.469 08	0.631 43
	FIR does not Granger Cause PGDP	3	30	1.682 22	1.682 22
	PGDP does not Granger Cause FIR	3	30	0.326 21	0.806 39

注: * 表示以 5% 的显著性水平拒绝原假设。

表 5 中检验结果表明: 滞后 1 期时 *FIR* 不是 *PGDP* 的原因的概率为 1.66%, 可以说明农村金融相关比率是农村经济发展的格兰杰原因; 滞后 2 期时 *PGDP* 不是 *RSR* 的原因的概率为 4.33%, 表明农村经济发展对农村金融储蓄率具有单向格兰杰因果性; 而滞后 1~3 期, *SIR* 不是 *PGDP* 原因的概率都在 7% 以上, 说明农村储蓄 - 投资转化率对农村经济发展不具有格兰杰因果关系性。由此, 可以认为, 自 1978 年以来中国农村金融相关比率的快速提高推动了农村经济的不断增长; 同时, 农村经济的不断增长也对农村金融储蓄率的提高有巨大的拉动作用; 但农村储蓄 - 投资转化率对农村经济发展的推动作用有限, 不能构成经济发展的格兰杰原因。

3. 农村金融对农村经济发展的动态效应分析

(1) 误差修正模型 (ECM)

协整关系只是反映了变量之间的长期均衡关系, 误差修正模型的使用是为了建立短期的动态模

型以弥补长期静态模型的不足, 它既能反映不同时间序列间的长期均衡关系又能反映短期偏离向长期均衡修正的机制。根据 AIC 和 SC 准则确定滞后期为 2, 以下是 ECM 的具体形式:

$$\begin{aligned} \Delta PGDP_t = & 0.061311VECM_{t-1} + \\ & (0.07786) \\ & 0.667773\Delta PGDP_{t-1} + 0.243173\Delta PGDP_{t-2} - \\ & (0.33528) \quad (0.35979) \\ & 0.145075\Delta SIR_{t-1} - 0.430076\Delta SIR_{t-2} - \\ & (0.73798) \quad (0.57177) \\ & 0.021718\Delta RSR_{t-1} + 0.018921\Delta RSR_{t-2} + \\ & (0.04405) \quad (0.05280) \\ & 2.039405\Delta FIR_{t-1} + 1.097110\Delta FIR_{t-2} + \\ & (2.016606) \quad (1.63962) \\ & 0.035541 \\ & (0.06519) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 = & 0.583873; \text{极大似然值} = 18.90486; \text{AIC} \\ = & -0.659619; \text{SC} = -0.179679 \end{aligned}$$

误差修正模型对因变量 $PGDP_t$ 短期波动 $\Delta PGDP_t$ 的成因进行了解析:来自于变量 ΔSIR_t 、 ΔRSR_t 、 ΔFIR_t 的短期波动影响以及误差修正项 $VECM_{t-1}$ 对偏离长期均衡的调整力度。可以看出,在短期内,我国农村储蓄—投资转化率、农村储蓄率和农村金融相关比率可能偏离其与农村经济发展的长期均衡水平,但它们的关系由短期偏离向长期均衡调整的速度很快。滞后一期的农村储蓄—投资转化率、农村储蓄率和金融相关比率分别以 $-0.145\ 075$ 、 $-0.021\ 718$ 、 $2.039\ 405$ 影响当期农村经济发展;同时滞后二期的农村储蓄—投资转化率、农村储蓄率和金融相关比率分别以 $-0.430\ 076$ 、 $-0.018\ 92$ 、 $1.097\ 110$ 影响当期农村经济发展。就平均而言,滞后一期的非均衡误差以 $0.061\ 311$ 的比率正向修正农村经济发展的偏离。

(2) 脉冲响应函数

为了进一步反映农村金融对农村经济发展的动态影响,在 VAR 模型的基础上建立一个农村金融对农村经济发展的脉冲响应模型。脉冲响应函数描述的是在扰动项上加一个标准差大小的冲击对内生变量当前和未来取值所能带来的影响。根据本文研究的目的,建立农村储蓄—投资转化率、农村储蓄率和金融相关比率对农村经济发展的脉冲响应模型,采用渐进解析法计算响应函数的标准差,脉冲响应函数的检验结果如图 1 所示。图 1 给出了农村储蓄—投资转化率、农村储蓄率、农村金融相关比率以及农村经济自身一个标准差大小的冲击对农村经济发展的脉冲响应函数。横轴表示冲击作用的期间数(年),纵轴表示农村经济的变化程度,曲线表示了脉冲响应函数,代表了各相应变量冲击的动态响应;两侧的虚线是脉冲响应函数加减两倍标准差的值,表明冲击响应的可能范围。

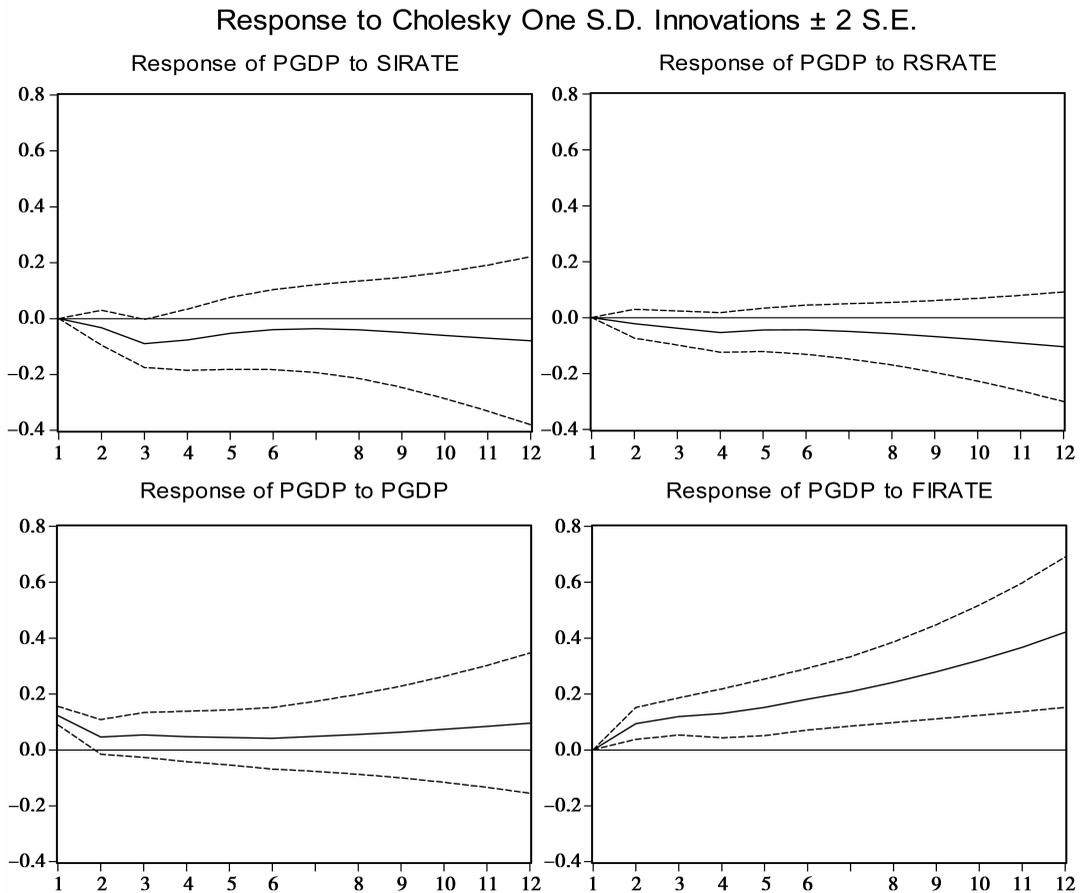


图 1 $PGDP$ 对 SIR 、 RSR 、 FIR 及自身冲击的响应图

(3) 预测方差分解

脉冲响应函数描述了 VAR 模型中一个内生变量的冲击给其它内生变量所带来的影响,而要分析每一个结构冲击对内生变量变化的贡献度,并评价不同结构冲击的重要性,则需建立预测方差分解模型。方差分解 (Variance Decomposition) 实质上一个

新息计算过程,它将系统的预测均方误差 (MSE) 分解为系统中各变量冲击所作的贡献。本文利用方差分解技术分析农村储蓄 - 投资转化率、农村储蓄率、农村金融相关比率对农村经济发展的贡献率,图 2 是 12 个预测期内农村经济发展的预测误差分解模型。

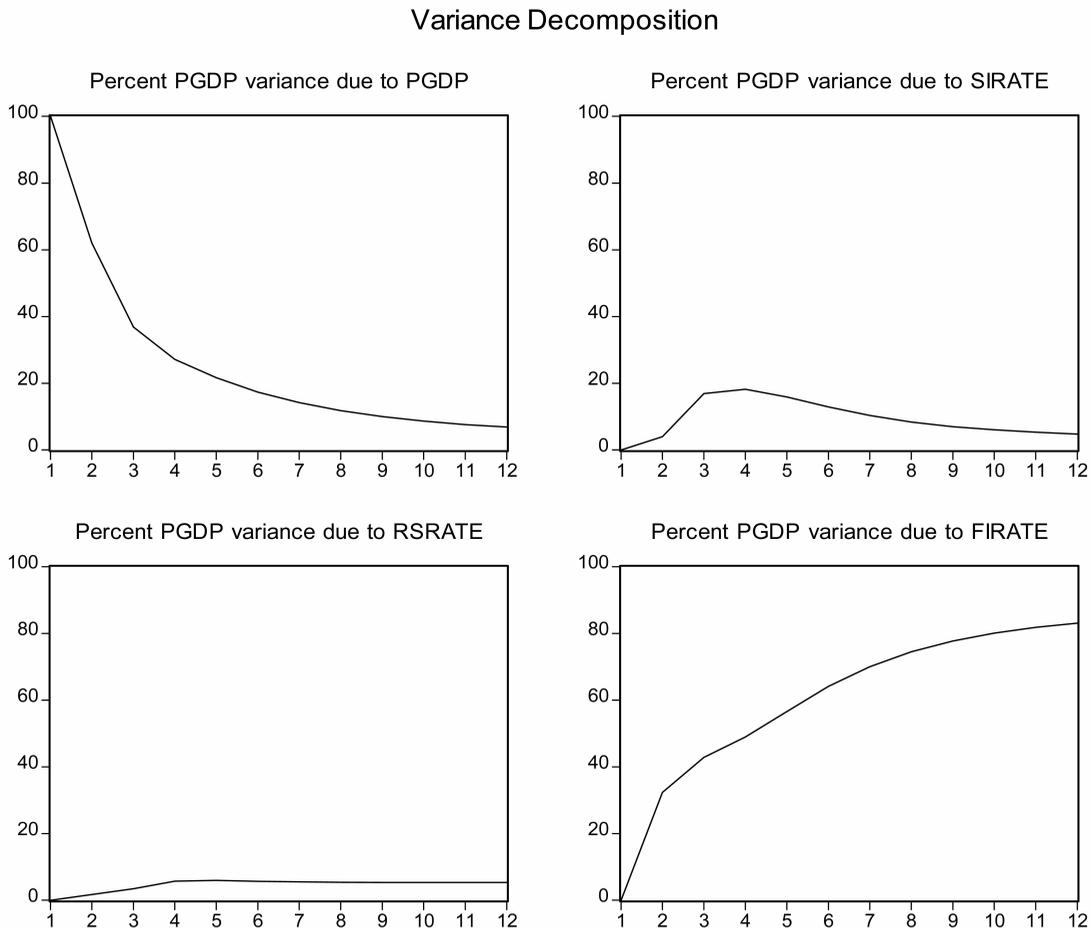


图 2 农村经济发展的方差分解图

从图 2 的检验结果可知,农村经济变化的变化主要由自身原因解释。具体来说,第 1 期农村经济发展的预测方差中完全由自己来解释,这是由于在建立 VAR 模型时我们把 *PGDP* 作为第一个因变量的缘故。随着时间的增加,农村经济发展自身的方差贡献率逐渐减小,其他变量的方差贡献率逐渐增大。农村储蓄 - 投资转化率对农村经济发展波动的冲击从第 2 期开始逐步增强,从第 2 期的 3.960 800% 迅速上升到第 4 期的 18.172 97%,从第 5 期开始急剧下降,最后其贡献度稳定在

4.766 866% 左右;农村储蓄率对农村经济发展的贡献率也逐步增强,由第 2 期的 1.7184 43% 增至第 5 期的 5.942 056%,然后缓慢降低,最后其贡献度稳定在 5.329 783% 左右;而农村金融相关比率对经济发展的贡献率一开始迅速增加,第 2 期就已达 32.305 48%,从第 3 期开始一直保持较高的增长率,最后贡献率稳定在 83.052 38% 左右。以上结果表明,从长期来看,农村金融相关比率是影响农村经济变化的主要原因,当金融机构资产充足时,可以为生产投资提供融资,从而提高产出,在一定程

度上可以促进经济的增长。因此,我国应该加强农村金融机构的贷款数量和质量,培育农村中小型金融机构,提高农村金融相关比率以促进农村经济发展。

五、结论及解释

本文主要探讨了我国农村金融运行的经济效果,首先基于内生经济增长模型分析了农村金融作用农村经济发展的主要路径,然后构建 VAR 模型,检验了我国农村金融运行效率在力度和时效上对农村经济发展的静态和动态效应,得出以下结论:

第一,我国农村金融和农村经济发展之间存在着长期稳定的均衡关系。农村储蓄—投资转化对农村经济发展具有正向影响,农村储蓄率和农村金融相关比率对农村经济发展具有负向影响。这表明虽然我国农村金融体系较以前有很大的进步,但由于我国农村金融的改革历来不是金融改革的重心,并且长期以来是农村经济支持工业经济的发展,造成了农村金融落后于整体金融发展水平(王辉,2008)。更为重要的是我国四大国有商业银行逐步退出农村金融市场,虽然这一举措在一定程度上给农村其它金融机构释放出了大量的市场份额,但是这些金融机构与国有商业银行相比,存在着规模小、单位成本高、承担风险能力差的缺点,还不足以承担起整个农村金融发展的重担。

第二,农村金融相关比率是农村经济发展的格兰杰原因,同时农村经济发展又与农村储蓄率具有单向格兰杰因果关系。这就表明,农村金融发展水平的提高可以促进农村经济的发展,同时农村经济的增长也会使得农村金融储蓄业务进一步向着服务农村经济的方向发展。农村储蓄—投资转化率与农村经济发展不存在格兰杰因果关系,说明我国农村金融中介机构的运营水平都较低,导致了其贷款的发放领域偏差和放贷过程中的低效率,进而一定程度上恶化了农村的资源配置,对农村经济产生了不利影响。事实上,我国农村贷款存在严重的表面化,即相当数量的农村贷款仅仅在名义上存在,而实际真正投入到农村、农业的并不多,由此产生的农村贷款非农村化现象比较严重(姚耀军,2004)。分析表明农村经济发展所增加的资金资源出现了较大规模的流出,显然是流向城市中的非农产业,这是资本逐利的结果,也说明了我国农村经济高风险、低收益的特征。

第三,农村储蓄—投资转化率、农村储蓄率、农村金融相关比率对农村经济发展的影响路径不同。农村储蓄—投资转化率、农村储蓄率始终对农村经济发展产生负向冲击,而农村金融相关比率始终对农村经济发展产生正向冲击。表明我国农村金融与农村经济发展还存在极大的不协调性,这是由于我国农村的基础设施较差,使得金融市场在信息处理上的效率不高,严重阻碍了农村金融市场的疏通能力,从而影响了乡镇企业对农村经济的推动作用。另外,农村金融相关比率对农村经济的稳定发展具有不可忽视的作用。

第四,长期来看,农村经济发展有 83.05% 是依靠农村金融相关比率获得,有 6.85% 是依靠农村储蓄—投资转化率获得,农村储蓄率对农村经济发展的贡献只占到 4.77% 左右。这说明改革开放以来,我国农村金融资产总量不断增加,农村金融规模不断扩大,促进了农村经济的增长。但是,农村金融效率并没有得到明显改善,农村存款转化为农业投资的效率很低,不但是农村存款转化为农村贷款的效率低下,而且农村贷款转化为农村投资的效率也非常低下。其根本原因在于我国金融是内生于工业和城市发展战略的,农村金融机构相对于农村经济是外生的,它不仅与农村经济发展目标和实际需求不协调,而且还需要政府压制农村经济内生出来的非正规金融机构才能得以生存。解决这一问题的出路在于,加快农村金融发展,建立健全农村金融的法规制度,完善农村金融的市场体系。只有这样,才能实现农村资金的高效配置,进一步推动农村经济的稳定增长。

参考文献:

- 安翔. 2005. 我国农村金融发展与农村经济增长的相关分析——基于帕加诺模型的实证检验[J]. 经济问题(10): 49-51.
- 崔慧霞. 2006. 中国农村民间金融效率分析[J]. 经济与管理(10):66-70.
- 程万鹏,李好好. 2007. 中国农村金融发展与农村经济发展关联性研究——基于 Pagano 模型的实证检验[J]. 山东省农业管理干部学院学报(1):35-36.
- 高铁梅. 2009. 计量经济分析方法与建模: EViews 应用及实例[M]. 北京: 清华大学出版社:267-318.
- 邓莉,冉光和. 2005. 重庆农村金融发展与农村经济发展的灰色关联分析[J]. 中国农村经济(8):52-57.
- 董晓林,王娟. 2004. 我国农村地区金融发展与经济发展[J].

- 南京农业大学学报(社会科学版)(4):44-48.
- 焦兵.2007.东西部农村金融对农村经济增长贡献的比较研究[J].统计与决策(1):70-72.
- 蒋满霖,王彪.2008.新农村建设中金融发展与经济发展互动研究[J].安徽工业大学学报(社会科学版)(1):32-34.
- 李学春,王家传.2009.中国农村金融功能发挥与农村经济发展关系的实证研究[J].生产力研究(3):28-30.
- 刘健,李前.2008.我国农村金融对农村经济发展的影响——基于我国1985~2006数据的协整分析和格兰杰因果检验[J].东岳论丛(2):74-79.
- 邱美琴.2005.我国农村金融对农业发展支持作用研究[D].南京:河海大学.
- 孙艳英.2007.我国农村经济发展的金融支持研究[D].哈尔滨:哈尔滨哈尔滨工程大学.
- 王丹,张懿.2006.农村金融发展与农业经济发展-基于安徽省的实证研究[J].金融研究(11):177-182.
- 王俊芹,宗义湘,赵帮宏.2009.农村信用合作社的金融发展水平与农村经济发展的实证分析—以河北省为例[J].农业技术经济(2):31-37.
- 王辉.2008.我国农村金融中介发展与农村经济发展的关系研究[D].青岛:中国海洋大学.
- 魏朗.2007.财政支农支出对我国农业经济发展影响的研究[J].中央财经大学学报(9):11-16.
- 姚耀军,和丕禅.2004.中国农村金融发展与经济发展关系的实证分析[J].经济科学(5):24-31.
- 赵洪丹.2011.中国农村金融发展与农村经济发展的关系——基于1978—2009年数据的实证研究[J].经济学家(11):58-63.
- 张兵,朱建华,贾红刚.2002.我国农村金融深化的实证检验与比较研究[J].南京农业大学学报(2):105-109.
- 张晓桐.2004.计量经济学软件Eviews使用指南[M].天津:南开大学出版社.
- 张颖慧.2007.中国农村金融发展与经济发展关系的实证分析[J].哈尔滨工业大学学报(社会科学版)(4):32-35.
- LUCAS RE. 1988. On the mechanics of economic development [J]. Journal of Monetary Economics, 22(1):3-42.
- ROMER. 1986. Increasing Returns and Long-run Growth [J]. Journal of Political Economy, 94(10):1002-1037.

Path and Effect of China's Rural Finance on Rural Economy

—An Empirical Test Based on the Operation Efficiency of Rural Finance

WANG Yan-tao, GAO Qiang

(College of Management, Ocean University of China, Shandong Qingdao 266100, China)

Abstract: Rural finance plays a role in rural economic development through affecting marginal productivity of capital, affecting savings rate and affecting the transformation efficiency of savings into investment, based on the endogenous growth model and four-dimension vector autoregression model, the empirical analysis of rural finance operation efficiency and rural economic development of China during 1978—2010 shows that there is a long-run stable equilibrium relation between China's rural finance and rural economic development, that there is a positive relation between the transformation rate of rural savings-investment and rural economic development, that the rate of rural finance correlation is Granger cause of rural economic development and produces significantly positive impact on rural economic development, however, the transformation rate of rural savings-investment and rural savings ratio have negative impact on rural economic development. Thus, China should studiously raise the transformation rate of rural savings-investment and rural finance correlation rate based on perfecting rural laws and regulations of rural finance and completing rural finance market system and cultivate rural small and medium-sized finance institutions and rural informal finance institutions to support and boost rural economic development.

Key words: rural finance efficiency; rural economic development; AK Model; VAR Model; transformation rate of rural savings-investment; rural finance correlation ratio; rural savings rate

CLC number: F30; F832.1 **Document code:** A **Article ID:** 1674-8131(2013)01-0035-10

(编辑:夏 冬)