

农村金融结构变动与农业经济增长的适应性

张乐¹, 李德慧²

(1.华南农业大学经济管理学院, 广东 广州 510642; 2.湖南农业大学经济学院, 湖南 长沙 410128)

摘要: 基于中国 29 个省市 1996—2011 年的平衡面板数据, 实证分析农村金融结构变动、农业经济结构变动与经济增长的关系, 结果表明: 中国农村金融结构变动内生于农业经济结构变动; 只有当农村金融结构变动与农业经济结构变动相适应时, 农村金融结构变动才有助于农业经济增长; 对于目前中国农业经济整体而言, 较之银行金融机构, 非银行金融机构贷款份额的提高更适应于农业经济主体的金融需求。

关键词: 农村金融结构; 农业经济结构; 农业经济增长

中图分类号: F323.3

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2015)01-0009-05

Suitability between rural financial structure and agricultural economic growth

ZHANG Le¹, LI De-hui²

(1.College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou 510642, China;

2.College of Economics, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

Abstract: Based on 29 provinces balanced panel data from 1996 to 2011 in China, this paper analyzed empirical the relationship among rural financial structure change, agricultural economic structure change and agricultural economic growth. The results showed that: rural financial structure change was endogenous variable of agricultural economic structure change; only when the rural financial structure change adapted to the agricultural economic structure changes, can the rural financial structure change be helpful to the agricultural economic growth; the share raise of loan in non-bank financial institutions but bank was better for the demand of agricultural economic entities.

Key words: rural financial structure; agricultural economic structure; agriculture economic growth

一、问题的提出

为应对农产品供大于求的情况和进入世界贸易组织的新形势, 围绕增加农民收入的基本目标, 中国对农业和农村经济结构作出了战略性调整^[1]。随着调整的深入和完善, 农业经济结构发生了明显变化: 1998—2011 年间, 农业生产结构方面, 狭义农业产值占农林牧渔总产值比重由 58.03% 下降至 51.64%, 林业、畜牧业和渔业占比别由 41.97% 上升至 48.36% (数据来源于《中国农村统计年鉴》)。经济结构变动致使农业和农村的资金需求呈现出新的特点, 资金需求量激增、资金需求结构复杂化, 迫切需要调整农村金融结构以适应新的形势^[2]。

但纵观国内有关文献, 很少探究农村金融结构与农业经济结构相适应的问题, 更鲜有以中国农业经济整体为研究对象, 考察内生性的农村金融结构与农业经济增长的关系。丁俊峰^[3]虽然将农村金融结构作为内生变量揭示了农村金融结构内生于农村社会结构, 而并未考察农村金融结构与农业经济结构之间的关系。董晓林和杨小丽^[4]的研究虽然涉及农村金融结构与农村经济结构的关系, 但其重点却是农村中小企业信贷的可获取性与农村金融结构的关系, 仍未考虑农业经济结构, 且其研究对象仅限于江苏省。基于此, 笔者拟借鉴已有的理论分析, 实证检验中国农村金融结构变动是否源于农业经济结构变动的需求, 即农村金融结构变动是否内生于农业经济结构变动, 并同时探讨何种农村金融结构才能与目前的农业经济结构相适应, 以期有助于农业经济增长。

收稿日期: 2014-12-05

作者简介: 张乐(1988—), 男, 湖南株洲人, 博士研究生, 主要研究方向为农村金融与农业贸易。

二、理论视角与研究方法

1. 理论视角

对于促进经济发展与增长的最优金融结构, 学界的观点目前难以一致: 一种观点支持银行主导型金融结构, 另一种观点支持市场主导型金融结构^[5-11]。两种观点大相径庭, 这主要是因为它们仅从信息经济学角度去分析金融结构。若从要素禀赋结构决定经济结构及其对金融结构的要求这一角度看, 两种观点并不相悖。在经济发展初级阶段, 劳动力是丰裕要素, 资本是稀缺要素, 劳动密集型产业具有比较优势, 从而会形成以劳动密集型产业为主导产业的经济结构。劳动密集型产业具有低风险、稳定性收益的特点, 而银行金融机构具有天生的谨慎性倾向, 在低风险和具有稳定性收益部门(即传统经济实物部门)贷款中具有比较优势, 因此, 经济中的金融系统以银行主导型金融结构为佳。随着经济发展和人均收入的提高, 资本密集型产业逐渐具有比较优势, 从而会形成以资本密集型产业为主导产业的经济结构。资本密集型产业具有高风险、高收益的特点, 而市场能将信息迅速汇集并处理, 在高风险和高收益性部门(即新兴经济实物部门)贷款中具有比较优势, 因此, 经济中的金融系统以市场主导型金融结构为佳。也就是说, 在不同经济发展阶段, 要素禀赋结构不同所决定的经济结构也不同, 不同的经济结构对金融系统所提供的金融服务要求不同, 而不同的金融结构在提供金融服务方面各具有比较优势, 因此, 随着经济发展, 伴随经济结构的变动, 就会形成不同的金融结构^[12]。据此可知, 金融结构内生于经济结构, 只有当它与经济结构相适应时, 才能有效地满足经济主体的融资需求, 从而促进经济增长。基于此, 可以检验目前农村金融结构、农业经济结构与农业经济增长之间的关系。

为便于分析, 笔者首先假设经济体封闭, 且经济领域从宏观上只分为实物部门和金融部门, 经济体总产出便取决于经济体资本总量在金融部门与实物部门之间的分配。根据前述理论分析, 伴随经济结构的变动, 新兴经济农业实物部门发展将内生出对新兴经济农村金融部门发展的需求, 笔者提出

假说 1:

H₁: 在新兴经济农业实物部门发展水平较高的地区, 存在较高的新兴经济农村金融部门发展水平, 将有利于农业经济增长。

同时, 鉴于中国农业、农村普遍存在金融抑制的事实, 本文提出假说 2:

H₂: 在新兴经济中, 提高农村金融部门发展水平能促使新兴经济内部的结构均衡, 从而有利于新兴经济的资本配置。

2. 研究方法

为考察农村金融结构变动与农业经济结构变动的关系, 笔者构建了衡量新兴经济金融部门发展的农村金融结构指标与衡量新兴经济农业实物部门发展的农业经济结构指标, 并主要通过单位根检验、协整检验和格兰杰因果检验来考察二者的关系。如果单位根检验表明二者存在同阶单整, 则进一步用协整检验考察二者是否存在长期稳定的均衡关系; 如果通过了协整检验, 再用格兰杰因果关系检验确定农村金融结构与农业经济结构的内生关系。如果上述检验表明农村金融结构变动内生于农业经济结构变动, 笔者再进一步考察这种结构变动对农业经济增长的影响。研究主要通过构建以下两个计量方程来进行分析:

$$\text{Growth}_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \text{FS}_{it} \cdot \text{ES}_{it} + \beta_2 \text{CV}_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

$$\text{Growth}_{it} = \alpha'_{it} + \beta_3 \text{FS}_{it} / \text{ES}_{it} + \beta_4 \text{CV}_{it} + \mu'_{it} \quad (2)$$

式(1)和式(2)中, Growth 为农业经济增长水平; FS 为农村金融结构, 衡量新兴经济农村金融部门发展水平; ES 为农业经济结构, 衡量新兴经济农业实物部门发展水平; CV 为控制变量; α 和 α' 表示截距项; β_j ($j=1,2,3,4$) 为待估计参数, 根据假说 1 和假说 2, 分别预期 β_1 和 β_3 均显著为正; μ 和 μ' 表示随机误差项; 下标 i 和 t 分别表示 i 省和 t 时期。FS_{it} · ES 表示新兴经济总体发展水平, 衡量新兴经济农村金融部门与农业实物部门的相互作用。FS/ES 表示新兴经济中的农村金融部门相对发展水平, 衡量新兴经济农村金融部门发展与实物部门发展的结构比例。

农业经济增长(Growth)指标用人均农林牧渔产值的对数来衡量, 名义农林牧渔总产值用农林牧渔总产值指数进行平减。用人均农林牧渔产值衡量农业经济增长, 是因为农林牧渔总产值与农业劳动力

投入密切相关。相对于农林牧渔总产值指标,人均农林牧渔产值指标剔除了农业劳动力投入对农业总产值的影响,在分析其他因素对农业经济增长的影响时,人均农林牧渔产值的波动更具有稳定性。

农业经济结构(ES):从农业生产结构调整的特点来看,1996—2011年,农林牧渔总产值中,狭义农业总产值比重逐渐下降,林牧渔业总产值比重逐年上升;从生产要素构成与资金需求来看,相对于狭义农业而言,林牧渔业更倾向属于资本和技术密集型产业,其发展需要更多的资金支持,因此,笔者用林牧渔业总产值的比重作为农业经济结构的替代指标,衡量新兴经济农业实物部门发展水平。

农村金融结构(FS):农村金融部门主要包括农村商业性金融机构(中国农业银行)、农村政策性金融机构(中国农业发展银行)和农村合作性金融机构(农村信用合作社),其中,前二者属于银行金融机构,后者属于非银行金融机构。从农村金融机构的贷款份额来看,1996—2011年,农村金融机构总贷款中,农村银行金融机构贷款份额逐年下降,非银行金融机构贷款份额逐年上升。Weinstein 和 Yafeh 认为银行通常不鼓励投资于具有风险性和盈利性的企业(或产业),在银行主导型的金融体制下,企业(或产业)也会采取保守型成长策略,从而抑制增长^[14]。农村金融机构在低风险和具有稳定性收益部门(即传统经济实物部门)贷款中具有比较优势,而非银行金融机构基于农村经济主体自发形成和自愿组合,具有一定的市场性特点,在高风险和高收益性部门(即新兴经济实物部门)贷款中具有比较优势。基于此,笔者用农村合作性金融机构贷款的份额作为农村金融结构指标,衡量新兴经济农村金融部门发展水平。

控制变量(CV):为较准确地检验结构变动与与农业经济增长的关系,必须在模型中引入控制变量。从以往研究看,已使用的控制变量主要包括宏观经济环境指标和制度环境指标两大类。宏观经济环境指标主要包括对外贸易程度(TRADE)、农业人力资本水平(HC)和农业固定资产投资比重(FAI);制度环境指标主要包括地方政府的经济控制程度(EC)和地方金融机构的金融控制程度(FC)。农业对外贸易程度以农产品进出口总额与农林牧渔总产值的比值衡量,反映农业经济的开放程度;农业人力资

本水平以农村居民家庭初中及以上学历的劳动力比重衡量,反映农业人力资本状况;农业固定资产投资比重以农业固定资产投资与农林牧渔总产值的比值衡量,反映农业实物资本投入状况。由于地方政府的经济控制源于晋升压力和财政收支压力,地方政府的经济控制程度以地方政府财政支出与财政收入的比值衡量;地方金融机构的金融控制源于发展的资源约束和存贷压力,为争夺金融资源,地方金融机构通常向本地特别是具有特权的组织或集体配给信贷资源(即提高了FC)^[15],因此,地方金融机构的金融控制程度以农村金融机构总贷款与总存款的比值衡量。

三、数据来源与计量结果分析

1. 数据来源

笔者采用 1996—2011 年中国 29 个省市(不含港澳台、西藏、重庆,由于重庆是在 1997 年才成为直辖市的,以后各年的重庆数据并入四川)的平衡面板数据,所有指标均以 1996 年为基年,按相应的价格指数进行平减。所有数据均来源于历年《中国农村统计年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国农业发展银行统计年鉴》、《中国农业年鉴》、《中国国内生产总值核算历史资料:1952—1995 年、1996—2002 年》、《中国固定资产投资统计年鉴》和《中国统计年鉴》。对外贸易程度在具体计算过程中,由于资料显示的农产品进出口总额单位为美元,因此,笔者对农产品进出口总额的原始数据按当年汇率进行平减。1996—2011 年中国农业经济和农村金融结构变动与农业经济增长的时序图如图 1 所示。

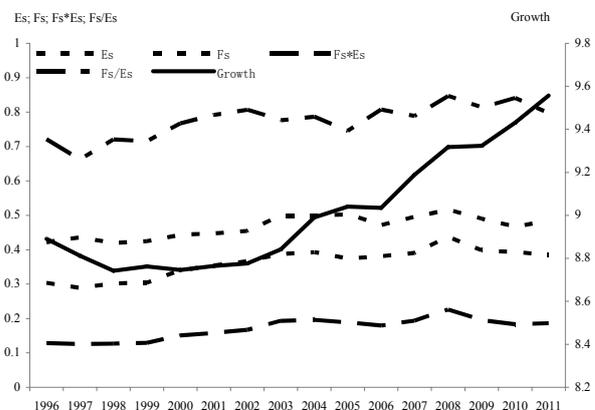


图 1 1996-2011 年中国农业经济和农村金融结构变动与农业经济增长时序图

由图可知,ES 变动与 FS 的正相关性较为明显,FS · ES、FS/ES 与 Growth 也存在一定的正相

关关系,初步验证了前文的理论预期。笔者计算了以上时序的相关系数 ρ ,结果显示, ρ_{ES-FS} 、 $\rho_{FS \cdot ES-Growth}$ 和 $\rho_{FS/ES-Growth}$ 均在5%水平下显著为正(三种相关系数依次为0.911 5、0.675 1、0.615 2),这与图1的描述结果是一致的。

2. 计量结果分析

表1、表2和表3分别显示了中国农业经济结构与农村金融结构的单位根检验结果、协整检验结果和格兰杰因果关系检验结果。

(1)单位根检验。表1显示,ES与FS均为非平稳变量,但它们的一阶差分ES与FS在5%显著水平下都是平稳的,这表明ES与FS均存在一阶单整,两变量可能存在长期稳定的均衡关系。

(2)协整检验。由于ES与FS均为一阶单整序列,因此可利用Johansen检验(JJ检验)来判断他们

之间是否存在协整关系。表2的检验结果显示,在样本区间内,ES与FS在5%显著水平下均存在一个协整关系,即ES与FS存在长期稳定的均衡关系。

(3)格兰杰因果检验。为进一步确定ES与FS的内生关系,再用格兰杰因果检验对变量间的关系予以分析。表3的检验结果显示,ES与FS在5%显著水平下互为格兰杰因果关系,这表明ES与FS是相互内生关系。

上述检验结果表明,对于中国农业经济整体而言,ES与FS存在长期稳定的均衡关系,且FS内生于ES,因此可进行简单回归分析,以确定变量间的符号关系。表4显示,ES的系数均为正,且显著。由此可知,中国农业经济结构(ES)改变将成为促进农村金融结构(FS)改变的内生变量。

表1 ES与FS的单位根检验结果

变量	检验类型 (C,T,P)	检验方法及相伴概率				平稳性 (5%水平)	
		LLC 检验值	相伴概率	ADF 检验值	相伴概率		
中国农业经济整体	ES	(C,0,2)	-4.358 29	0.000 0	60.309 9	0.392 3	否
	ES	(0,0,2)	-20.458 30	0.000 0	405.953 0	0.000 0	是
	FS	(C,T,2)	-1.663 80	0.048 1	73.597 3	0.081 3	否
	FS	(0,0,2)	-12.689 10	0.000 0	260.165 0	0.000 0	是

表2 ES与FS的协整检验结果

协整向量个数原假设	迹统计量	迹统计检验		最大特征值统计检验	
		迹统计量	相伴概率	最大特征值统计量	相伴概率
中国农业经济整体	R=0	215.20	0.000 0	197.0	0.000 0
	R 1	70.70	0.122 4	70.70	0.122 4

表3 ES与FS的格兰杰因果关系检验结果

原假设	滞后阶数	F 统计量	自由度(v1,v2)	相伴概率
ES不是FS的Granger原因	3	10.192 9	(3,342)	0.000 0
FS不是ES的Granger原因	3	3.542 9	(3,342)	0.014 9

表4 ES与FS的面板数据回归结果

因变量:FS	截距项	ES	Adj.R ²	DW	F 统计量	Hausman Test(P-value)	样本量
中国农业经济整体	-0.1763*** [-7.1487]	1.0868*** [20.4692]	0.768 6	0.490 8	54.036 2	0.000 0	464

由于FS内生于ES,因此可以利用式(1)和式(2)分析农村金融结构变动、农业经济结构与农业经济增长的关系。表5显示了对中国农业经济整体而言,式(1)和式(2)回归结果。

对式(1)的回归结果列于结果I至结果III。结果I包括了基本解释变量与农业宏观经济环境变量的估计结果,其中FS·ES系数在1%水平下显著为正;结果II包括了基本解释变量与农业制度环境变量的估计结果,FS·ES系数在5%水平下仍显著为

正;结果III在包括基本解释变量的同时,还控制住了农业宏观经济环境与制度环境变量,FS·ES系数在1%水平下显著为正。三个估计结果均符合合理理论预期,即在新兴经济农业实物部门发展水平较高的省区,存在较高的新兴经济农村金融部门发展水平,将有利于农业经济增长。换句话说,对于中国农业经济整体,较之银行金融机构,非银行金融机构贷款份额的提高更能适应于农业经济主体的金融需求,假说H₁得到了验证。

对式(2)的回归结果列于结果IV至结果VI。结果IV中,FS/ES系数在1%水平下显著为正;结果V中,FS/ES系数为正,但不显著;结果VI中,FS/ES系数在1%水平下显著为正。三个估计结果中,仅有结果V对FS/ES的系数估计不显著(但仍为正),其余估计结果均符合理论预期,即在新兴经济中,提高农村金融部门发展水平能促使新兴经济内部的结构均衡,从而有利于农业经济增长,对中国农业经济整体而言,假说 H_2 得到了验证。

结果I至结果VI中,反映农业宏观经济环境的所有变量(TRADE、HC、FAI)估计系数在不同显著水平下均为正,反映农业制度环境的所有变量(EC、FC)估计系数在不同显著水平下均为负,这表明中国农业宏观经济环境(包括对外贸易程度、人力资本水平和固定资产投资水平)的改善均有利于农业经济增长,而农业制度控制程度(包括经济控制程度和金融控制程度)的提高则不利于农业经济增长。

表 5 结构变动与农业经济增长关系的估计结果

变量	结果 I	结果 II	结果 III	结果 IV	结果 V	结果 VI
	随机效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应
截距项	7.462 4*** [52.289 1]	9.761 2*** [82.430 9]	7.985 5*** [46.280 4]	7.456 7*** [67.009 2]	9.856 2*** [90.199 9]	7.897 5*** [44.534 8]
FS*ES	0.716 2*** [2.762 1]	0.521 7** [2.125 3]	0.985 0*** [3.469 9]			
FS/ES				0.294 6*** [5.191 0]	0.064 1 [1.041 4]	0.266 9*** [3.982 6]
TRADE	0.409 1*** [6.741 9]		0.306 5*** [5.352 9]	0.292 8*** [5.230 7]		0.279 7*** [5.053 3]
HC	2.250 1*** [9.572 7]		2.015 8*** [8.371 3]	2.111 6*** [10.177 6]		2.203 6*** [9.630 0]
FAI	0.462 0*** [2.586 0]		0.316 8* [1.842 2]	0.555 2*** [3.576 8]		0.361 9** [2.104 7]
EC		-0.070 3** [-2.218 9]	-0.116 4*** [-3.696 3]		-0.075 2** [-2.272 6]	-0.141 3*** [-4.612 2]
FC		-0.599 6*** [-11.037 1]	-0.149 6*** [-2.698 4]		-0.652 9*** [-13.876 1]	-0.165 0*** [-3.166 1]
样本量	464	464	464	464	464	464
Adj. R^2	0.482 6	0.926 7	0.931 2	0.928 6	0.926 3	0.931 5
F 统计量	108.955 6	189.824 4	185.377 3	189.103 4	188.776 0	186.262 3
DW	0.327 5	0.277 8	0.384 3	0.431 4	0.288 8	0.422 6
Hausman Test(P-value)	0.505 3	0.006 8	0.062 0	0.001 2	0.000 0	0.000 0

四、结论及启示

上述分析表明:第一,总体而言,中国农村金融结构变动内生于农业经济结构变动。农业经济结构变动与农村金融结构变动之间存在长期稳定的均衡关系,且农业经济结构变动是农村金融结构的格兰杰原因。第二,只有当农村金融结构变动与农业经济结构变动相适应时,农村金融结构变动才有助于农业经济增长。对于中国农业经济整体的计量分析表明,新兴经济总体发展水平和农村金融部门相对发展水平的估计系数均为正,且较为显著,这表明在新兴经济农业实物部门发展水平较高的省区,存在较高的新兴经济农村金融部门发展水平,且较之农业实物部门发展,进一步提高农村金融部门发展水平,将有助于农业经济增长。换句话说,对于目前中国农业经济整体而言,较之银行金融机构,非银行金融机构贷款份额的提高更适应于农业经济主体的金融需求。据此,一定程度上可以证实经济欠发达地区,非银行金融机构确实需要发挥

着主要作用,而随着经济发展,银行金融机构的作用才会日显突出^[16];同时反驳农村金融机构贷款过于集中在非银行金融机构(即农村合作性金融机构)会不利于竞争,从而不利于资金最优配置^[17]。

当然,以上研究虽从较新的视角探讨了农村金融结构变动、农业经济结构变动与农业经济增长关系,但粗略地将农村合作性金融贷款份额变动和农牧渔业产值份额变动作为衡量农村金融结构变动和农业经济结构变动的指标是远不够的。不同的结构变动指标是否会导致不同的结果有待于未来进一步的研究。

参考文献:

- [1] 范小建. 对农业和农村经济结构战略性调整的回顾与思考[J]. 中国农村经济, 2003(6): 4-10.
- [2] 夏永祥. 我国农业与农村经济结构调整中的金融支持[J]. 农业经济问题, 2003(4): 62-66.
- [3] 丁俊峰. 城市化进程中的中国农村金融结构转型分析[J]. 经济学家, 2009(5): 69-75.

(下转第 20 页)