中国农村金融发展与农民收入 增长关系的实证分析

□张颖慧 [西安石油大学 西安 710065]

[摘 要] 本文在对农村金融发展对农民收入增长的影响问题进行分析的基础上,站在农村金融发展的视角,结合农民收入的现实状况,从1978~2004年实际数据出发,对农村金融发展水平与农民收入增长的关系进行了实证研究。结果显示出:在1978~2004年间农户从业人员的就业结构变化、农产品收购价格指数和农村金融发展与农民收入增长之间呈正相关关系,而格兰杰因果检验结果表明,农村金融发展是农民收入增长的Granger原因,最后提出了农村金融发展促进农民收入增长的路径选择。

[关键词] 农村金融; 农村金融发展; 农民收入增长 [中图分类号] F304.8 [文献标识码]A [文章编号]1008-8105(2009)04-0031-05

一、文献回顾

农民收入增长问题是当前整个农村经济和社会 发展所面临的重大问题,并被放在了整个农村经济 工作的突出位置。农村改革20多年来,我国农民家 庭人均纯收入从1979年的160.17元提高到2003年的 2622.24元,按1990年不变价格计算,年均增长 7.43%。值得注意的是,在农民收入增速趋缓的同时, 农村金融业相比之下却发展很快,农村金融机构贷 款和农户储蓄分别从1979年的177.30亿元和78.43亿 元增加到2003年的18455.57亿元和18177.68亿元,按 1990年不变价格计算,实际分别增长了24.3倍和80.1 倍。随着我国金融业的不断发展和金融对经济各方 面渗透力的加强,有关金融支持农民收入增长问题 的研究已经有了不少成果。刘福毅等研究了金融抑 制所导致的资金外流是造成农村经济要素投入不 足、农民收入水平无法快速增长的主要因素。许崇 正等则从影响农民收入增长的几个关键性因素入 手,实证分析了金融对农民增收的支持不力。中国 人民银行武汉分行课题组将制约农民收入增长的因 素归结于农村生产模式及农村金融体系效率的低下 等。为什么在农村金融快速增幅的同时,而农民收入增长速度却出现阶段性递减趋势呢?农村金融发展究竟在多大程度上能够解释农民收入增长?本研究则是从影响农村金融发展水平的几个关键性因素入手,以1978~2004年农村金融发展和农民收入增长的实际数据为依据,运用时间序列分析方法实证中国改革开放以来农村金融发展与农民收入增长的关系,并以此为依据提出促进农民收入增长的农村金融发展的路径选择。

二、指标选择、数据来源与实证方法

(一) 指标选择

1. 农民收入指标

本文选择农户人均纯收入作为衡量我国农民收入增长指标变量,用Y表示。在统计年鉴上的农户人均纯收入包括两项,即生产性纯收入和非生产性经营收入两个方面。生产性纯收入包括从集体统一经营中的所得,从经济联合体得到的收入和家庭经营收入;而非生产性经营收入包括在外人员寄回、带回和国家财政救济、各种补贴等非经营性收入。考虑到我国农村人口基数特别大和国家财政的有限

[收稿日期] 2009-02-20

[基金项目] "西安石油大学博士生研究启动基金资助"项目编号: Z09002 [作者简介] 张颖慧(1976 –)女,博士,西安石油大学经济学院教师.

性,这种财政救济和各种补贴在人均纯收入(非生产性的经营收入)中所占的份额特别小,非生产性的经营收入中绝大部分为在外打工者带回的收入。 在外打工人员的流动性大,相关的统计数据大多是估计值,故纯收入部分选择的是生产性纯收入。

2. 农户就业结构的变化指标

农户就业结构的变化是农民收入增长的一个重要影响因素。而从事非农业生产的人口越多,农民收入的增长越快。因为按照刘易斯的二元经济发展模式而言,在发展中国家,农业部门的劳动生产率远远低于工业部门的劳动生产率,把一部分劳动生产率低的农业劳动力转移到劳动生产率较高的工业部门中去,那么社会生产力就提高了,劳动效率就会提高,创造的社会财富就会增加,从而农民收入也会增加。因此,农户就业结构的变化是农民收入增长的一个重要因素,用A表示,因此,本文暂定为正号。

3. 农产品价格 (P) 指标

这里使用农产品的收购价格指数来表示。农产品收购价格指数是反映国有商业、集体商业、个体商业、外贸部门、国家机关、社会团体等各种经济类型的商业企业和有关部门收购农产品价格的变动趋势和程度相对指数(《中国统计年鉴》2001年

P.299),农产品价格指数反映了农民出售农产品时价格情况,且农产品价格越高,农民收入增长就越快,因此,本研究也暂定为正号。

4. 农村金融发展指标

Allen等认为中国存在一个明显的银行导向型金融结构,在中国,广大农村地区资本市场的力量极其微弱。所以用农村贷款余额与农村GDP之比(简记为RLG)来衡量中国农村金融发展程度是比较合理的。按照西方经济学中的生产函数理论,在其他条件不变的情况下,资本的增加会带来产出的增加,农村中信贷投资的增加导致农民人均资本存量的增加,从而引起人均产出的增加和人均收入的增长,其符号为正。

(二) 数据说明

本研究涉及的变量和数据资料主要包括农民收入、农户就业结构、农产品收购价格指数及农村金融发展等几个方面。

1. 农村人均纯收入

本文选择了《中国统计年鉴》中的1978~2004 年农民人均纯收入的数据进行分析研究。

2. 农户就业结构

这里用从事非农人员数与从事农林牧渔业的人 数之比来表示。

表1 1978~2004年农林牧渔人员与农村非农人员数

单位: 万人

| | | - | C 1 1770 | 2001 1011 1072 | =/ () () () | N/ \) \ >X | | 十四: 777 |
|------|---------|----------------|-----------------|--------------------|----------------|-------------|---------|----------------|
| 年份 | 农林牧渔人员 | 农村劳动力 中非农人员 | 年份 | 农林牧渔人员 | 农村劳动力 中非农人员 | 年份 | 农林牧渔人员 | 农村劳动力 中非农人员 |
| 1978 | 28318.0 | 2521.0 | 1987 | 30870.0 | 8130.4 | 1996 | 32260.4 | 13027.6 |
| 1979 | 29425.0 | 2637.0 | 1988 | 31455.7 | 8611.0 | 1997 | 32434.9 | 13527.2 |
| 1980 | 29122.0 | 2714.0 | 1989 | 32440.5 | 8498.3 | 1998 | 32626.4 | 13805.9 |
| 1981 | 29777.0 | 2895.0 | 1990 | 33336.4 | 8673.1 | 1999 | 32911.8 | 13984.6 |
| 1982 | 30859.0 | 3008.0 | 1991 | 34186.3 | 8906.2 | 2000 | 32797.5 | 15164.6 |
| 1983 | 31645.1 | 3044.7 | 1992 | 34037.0 | 9764.6 | 2001 | 32451.0 | 15777.9 |
| 1984 | 31685.0 | 4284.6 | 1993 | 33258.2 | 10997.6 | 2002 | 31990.6 | 16536.3 |
| 1985 | 30351.5 | 6713.6 | 1994 | 32690.3 | 11963.9 | 2003 | 31259.6 | 17711.4 |
| 1986 | 30467.9 | 7521.9 | 1995 | 32334.5 | 12707.4 | 2004 | 30596.0 | 19099.3 |

注: ①1978, 1979, 1980, 1981, 1982年数据来源于《中国统计年鉴(1999)》p.8-9; ②1983~1993年数据来源于《中国统计年鉴(1994)》p.328; ③1994~2001年数据来源于《中国统计年鉴(2002)》p.384; ④2002年数据来源于《中国统计年鉴(2002)》p.414; ⑤2003~2004年数据来源于《中国统计年鉴(2005)》。

3. 农产品价格

这里使用农产品的收购价格指数表示农民出售农产品时的价格情况,是以1978年价格指数为100来计算的。

4. 农村金融发展指标

本文选用农村贷款余额与农村GDP之比来衡量中国农村金融发展程度,即以农村GDP乘上农村GDP占全国GDP的比重表示,其全国GDP数据来源于《中国统计年鉴》2005年,农村GDP占全国GDP的比重直接来源于历年《中国农村经济形势分析与

预测》。农村贷款余额为国家银行和农村信用社的乡镇企业贷款与国家银行与农村信用社的农业贷款之和,数据直接来源于《中国金融年鉴》(1990,1995,1997,2002,2003,2005)。

(三) 实证方法

协整检验方法有两种:一种是基于回归系数的 协整检验;另一种是基于回归残差的协整检验,如: CRDW(Co integration regression, Durbin···Watson)检 验、DF检验和ADF检验。

考虑到VAR模型较单方程模型具有更高的可靠性以及我们所考察的指标变量多数是水平变量,具有非平稳性,为了避免出现伪回归现象,因此,首先将利用Dickey和Fuller提出的考虑了残差项序列相关的ADF单位根之检验方法,检验变量的平稳性。对于非平稳性变量进行差分处理使之成为平稳时间

序列。如果变量是单整的,我们将采用Engle和Granger提出的协整检验方法来检验农村金融发展与农民收入增长之间的长期相关性。如果变量间存在长期协整关系,我们将建立向量误差修正模型(VECM)进行短期因果关系分析,进一步用格兰杰因果检验法(Granger Causality Test)来检验中国农村金融发展与农民收入增长的因果关系。格兰杰因果检验中最重要的是最优滞后期数的确定,如果滞后期数是随机确定的,会导致检验结果的错误,本研究中最优滞后期数的确定,遵循Schwarz评价标准确定的。

三、实证检验结果与分析

(一) 变量的单位根检验

| 变量 | 检验形式[C.T.L] | 检验值 临界值(显著水平) | | 著水平) | SC | |
|----------------|-------------|---------------|---------|-------|-----------|--|
| $\ln Y$ | [C.T.1] | -2.977649 | -3.6027 | (5%) | -3.016937 | |
| $\Delta \ln Y$ | [C.T.2] | -3.398463* | -3.2474 | (10%) | -2.723196 | |
| $\ln P$ | [C.T.1] | -2.758723 | -3.6027 | (5%) | -2.042471 | |
| $\Delta \ln P$ | [C.0.1] | -3.194463** | -2.9907 | (5%) | -2.048568 | |
| $\ln A$ | [C.T.1] | -2.861287 | -3.6027 | (5%) | -1.630319 | |
| $\Delta \ln A$ | [C.T.1] | -3.670761** | -3.6118 | (5%) | -1.436809 | |
| ln(L/RGDP) | [C.T.1] | -2.816259 | -3.6027 | (5%) | -1.221690 | |

表2 ADF检验结果

注:①*、**和***分别表示检验值在10%、5%和1%的置信水平下拒绝有单位根的原假设。②[C.T.L]表示检验模型含有常数项、趋势项、滞后阶数为L。③ $\Delta \ln Y$ 表示 $\ln Y$ 的一阶差分,其余类同。

[C.0.1] -3.035387** -2.9907

协整检验首先对农民收入(Y)、农产品价格(P)、农村从业人员就业结构(A)以及农村金融发展(L/RGDP)等指标进行单位根检验,以确定各变量的平稳性。对于非平稳的变量,我们采取差分方法进行处理,使之成为平稳的时间序列。

 $\Delta \ln(L/\text{RGDP})$

从表2可以看出,上述变量均为非平稳的变量,经过差分处理的变量均拒绝了有单位根的假设,表明差分变量是平稳的。因此本文认为上述四个变量均是一阶单整的,即I(1),因此,他们满足构造VAR模型的必要条件。

(二) 协整检验

经过各变量的单位根检验后发现农村金融发展与农民收入增长的各指标是单整的,对于这些非平稳的经济变量不能采用普通回归分析方法检验它们之间的相关性,而应采用Johansen检验方法进行检验分析。而Johansen检验是一种基于向量自回归模型的

检验方法,VAR模型中的一个重要问题就是滞后阶数的确定,在检验之前必须首先确定VAR模型的结构。根据AIC准则和SC准则来确定滞后阶数,当滞后阶数为3时AIC的值最小(-11.480602),而滞后阶数为2时SC值最小(SC=-9.418859),这时我们利用LR可以确定Y、P、A、L/RGDP的VAR模型的最优滞后期数为2;同时我们利用怀特检验和JB检验进一步检验滞后期数为2的VAR模型,发现其拟和优度较好,残差序列具有平稳性,的确是最优模型。在此基础上可以得到协整检验的具体结果,如表3所示。

(5%)

表中协整检验中的迹统计量和最大特征根统计量的结果显示,全部拒绝协整向量秩为零的假设,说明至少存在一个协整向量,这说明在1978~2004年样本区间无论如何组合,*Y、A、P、L/*RGDP这四个变量之间都存在一个协整关系。

表3 Johansen协整检验结果

| 零假设协整 | 特征值 | 迹统计量 | 临界值(5% | 临界值(1% | | |
|-------------|----------|----------|--------|--------|--|--|
| 向量数目 | 付征徂 | か | 显著水平) | 显著水平) | | |
| None** | 0.832127 | 102.1341 | 62.99 | 70.05 | | |
| At most 1** | 0.674794 | 59.30496 | 42.44 | 48.45 | | |
| At most 2** | 0.617411 | 32.34584 | 25.32 | 30.45 | | |
| At most 3 | 0.320874 | 9.86780 | 12.25 | 16.26 | | |

注: **表示在1%显著水平下拒绝零假设; *表示在5%显 著水平下拒绝零假设。

根据向量误差修正模型我们得到均衡向量如下: $\beta' = (1.000000, -6.511570, -3.997153, -1.332886)$ 其表达式为:

Ln*Y*= 6.511570 Ln*A* + 3.997153 Ln*P* + 1.332886 Ln*L*/*R*GDP

(3.53824) (2.60205) (0.68123) (-1.84034) (-1.53616) (-1.95659)

上述协整方程表明了在1978~2004年间上述四个变量之间存在长期均衡关系。根据表3中协整向量符号可知,在1978~2004年间农户从业人员的就业结构、农产品价格收购指数及农村金融发展水平与农民收入增长之间呈正相关关系。这表明在1978~2004年间,中国农村就业结构的变化、农产品价格的提高、农村金融发展水平的提高从总体上讲,是有利于农民收入增长的。

通过协整检验确定了农民收入增长与农户就业结构、农产品价格及农村金融发展水平之间的长期相关关系后,本文可以进一步确定向量误差修正模型反映变量间的短期动态关系。在实际分析中我们发现误差修正项系数在5%显著水平都能通过检验,然后对Y与P、Y与A和Y与L/RGDP分别进行协整检验,发现Y与P、Y与A和Y与L/RGDP仍然存在协整关系,于是分别建立它们之间的误差修正模型并进行分析,结果为所有误差修正项系数在10%显著水平下都能通过检验。因此从短期来看,中国农户从业人员的就业结构变化,农产品价格的提高及农村金融发展水平提高是有利于农民收入增长的。

(三) Granger 因果检验

农民收入增长与农户从业人员的就业结构、农产品价格、农村金融发展水平这四个变量之间存在长期相关关系,我们进一步利用格兰杰因果检验对变量之间的因果关系予以分析。表4检验的是农民收入增长与农村金融发展之间的格兰杰因果关系。

表4 格兰杰因果关系检验结果

| | 考察变量 | 零假设 | 样本 | F统 计值 | 概率 |
|---|--------|-------------------------|----|----------|----------|
| - | | 农村金融发展不是Y的 Granger原因 | 25 | 3.82242 | 0.07305* |
| i | L/RGDP | Y不是农村金融发展的 Granger原因 | 25 | 1.17215 | 0.33832 |

注:统计量的P值为检验的概率值,若P值小于0.05,表示因果关系在5%的显著性水平下成立;若P值小于0.1,表示因果关系在10%的显著性水平下成立,反之,因果关系不成立。

表4数据显示,农村金融发展变量是农民收入增 长的Granger原因,与协整检验结果保持一致。这表 明,我国农民收入增长状况在1978~2004年间随着 农村金融发展状况改变而发生了相应的变化,但不 是很显著。由于金融抑制所造成的农村金融体制改 革过于僵硬,致使农村金融市场效率低下,农村金 融组织单一化、业务商业化和垄断化,金融服务不 到位。农业贷款比率下降,除了信用社的贷款规模 小之外, 农村资金外流也很严重, 农业贷款结构不 合理,贷款的结构直接影响到贷款的效率,在我国 金融系统对农业的贷款中,短期贷款比重比较大, 但用于农业发展和农村基础设施建设的长期贷款比 重不高,主要受农村资金投入滞后作用是很长的, 显性比较慢等问题的影响, 而导致这一问题的复杂 原因是农业产业本身收益率较低及农业贷款风险较 大等不显著因素。总之,农村金融发展水平提高还 是有利于农民收入增长的。

四、提高农村金融发展对农民增收效果的 路径选择

通过1979~2003年中国农村金融发展与农民收入增长数据的回归分析结果表明,农村金融相关比率能以72.9%的程度解释农民收入的变动,农村金融机构信贷比率能以73.7%的程度来解释农民收入的变动,这充分说明历史上农村金融发展的确对农民收入增长起到过重要作用。但是随着农村金融相关比率和农村金融机构信贷比率的提高,对农民收入增长的贡献度呈逐年递减趋势,这一结果显然不能支持农村金融发展与农民收入增长贡献度的主要原因是由于中国农村金融体制的弊端所导致中国农村金融结构和功能的失衡,从而导致中国农村金融体系

效率的低下, 使农村金融不可能在支持农民收入增 长中发挥重大作用。

随着农村经济体制改革的不断深入,将农民收入增长作为中国农村经济和农村金融发展的主要目标已成为不争的事实,为了实现这一发展目标,我们必须从以下几方面着手:

- 1) 加快农村金融体制改革的步伐,在健全和完善正规金融的基础上,规范和发展农村民间金融,实现农村金融体系多元化、多样化,只有这样才能解决农村居民融资难的问题,从而能有效地促进农村金融体系适应农村经济的发展。
- 2) 重塑农村金融市场主体,推动农村金融市场 正常发育,扭转由于农村金融体系效率低下导致的 农村资金的配置效率低效所造成的农村资本金大量 流失的趋势,保证农村社会发展能够有充足的资金 支持,实现农村金融与农村经济协调发展,以提高 农村金融对农民收入增长的贡献度。
- 3)加大对农村信贷投资的力度,加强对农村的金融支持,农村中信贷投资的增加,将导致农民人均资本存量的增加,从而引起人均产出的增加和农民人均收入的增长。

参考文献

[1] 中国人民银行武汉分行课题组. 关于金融支持湖北农民增收问题的调查与思考[J]. 金融研究, 2005(7): 150-162.

- [2] 刘福毅,等. 从金融抑制到政策导向型金融深化:农民增收的金融支持研究[J]. 金融研究, 2004(12): 128-134.
- [3] 许崇正, 高希武. 农村金融对增加农民收入支持状况的实证分析[J]. 金融研究, 2005(9): 173-185.
- [4] 罗来武, 刘玉平, 卢宇荣. 从"机构观"到"功能观": 中国农村金融制度创新的路径选择[J]. 中国农村经济, 2004(8): 20-25.
- [5] 张杰. 中国金融制度的结构与变迁[M]. 太原: 山西经济出版社, 1998.
- [6] 林毅夫, 蔡昉, 李周. 中国的奇迹: 发展战略与经济改革[M]. 上海: 上海人民出版社, 1994.
- [7] 郑泽华.中国农村发展问题研究[J]. 金融与保险, 2004(4): 51-56.
- [8] 黄季, 马恒运. 从资金流动看改革20年农业基础作用[J]. 改革, 1998(5): 18-24.
- [9] 韩俊,程郁.促进中国农村金融制度创新[R].研究报告,2004.[出版地不详]
- [10] 何广文. 中国农村金融转型与金融机构多元化[J]. 中国农村观察, 2004(2): 12-21.
- [11] 郭晓明. 农村金融: 现实挑战和发展选择[J]. 农村经济导刊, 2005(10): 117-121.
- [12] 姚耀军. 中国农村金融发展水平及金融结构分析 [J]. 中国软科学, 2004(11): 36-41.
- [13] 温涛, 冉光和, 熊德平. 中国金融发展与农民收入增长[J]. 经济研究, 2005(9): 30-43.

Evidential Analysis of Relationship between Chinese Rural Financial Development and Farmer's Income

ZHANG Ying-hui (Xi'an Shiyou University Xi'an 710065 China)

Abstract This paper analyzes the impact of rural financial development on the increase of farmer's income. On this basis, it does the evidential research between the two items according to the data of 1978 to 2004. The results show that in the years from 1978 to 2004, the change of rural employment structure, the purchasing price index of agriculture products and the rural financial development are positively related to the increase of farmer's income. The Granger test results show that the rural financial development is the Granger cause of the increase of farmer's income.

Key words rural finance; rural financial development; the increase of farmer's income

编辑 何 婧