

农村金融发展与农村经济增长的相关性研究——以辽宁省为例

陈辉 刘钟钦*, 贾伟生 (沈阳农业大学经济管理学院, 辽宁沈阳110161)

摘要 长期以来,农村金融发展与农村经济增长的关系一直是人们广泛关注的问题。以辽宁省为研究对象,依据辽宁省农村金融发展和经济增长的实际数据,构造和使用金融相关率、金融支农程度等指标,依次使用平稳性检验、协整检验和格朗杰因果检验等计量经济学方法,对辽宁省农村金融发展和经济增长进行了实证检验,进而明确辽宁省农村金融发展在促进经济增长中的作用,并以此为依据提出农村商业性金融要多种类型并存与竞争,农村合作性金融要构建纵向合作金融体系,农村政策性金融应拓宽业务与经营范围等政策建议。

关键词 农村金融; 经济增长; 农业经济

中图分类号 F323 **文献标识码** A **文章编号** 0517-6611(2008)30-13347-03

有关农村金融发展与农村经济增长关系的研究,一直被隐含在金融发展与经济增长的研究之中,鲜有直接实证农村金融发展与农村经济增长关系的文献。农村金融发展与农村经济增长的关系自然地金融发展与经济增长的正向关系所替代。金融发展尤其是农村金融发展被假定为我国农村经济增长的重要前提和条件,并广泛应用于提高农村经济增长的政策研究。事实上,观察我国经济、金融发展和农村经济增值的相关指标就可以发现,改革开放以来,尤其是20世纪90年代后,在我国经济持续高速增长、金融发展迅速的同时,农村经济增长并没有出现与之相协调的景象。1978~2003年间,我国经济年平均实际增长9.4%,经济总量增长了8.4倍,人均GDP增长了6倍多,农村贷款和农户储蓄分别从1978年的160.7亿元和55.7亿元增加到2002年的13696.9亿元和15405.8亿元,剔除物价因素的影响,实际分别增长了23.8倍和79.4倍。而农民收入在1978~2003年间仅增长了4.5倍,农村经济并没有预期中增长得那么快^[1]。笔者将以辽宁省为研究对象,对辽宁省农村金融发展与农村经济增长进行实证分析,以明确辽宁省农村金融发展在促进经济增长中是否起到了重要作用,并以此为依据提出政策建议。

1 模型的选用

由于在我国农村,可利用的样本观测值是有限的,这就使简单模型的应用成为必要,这些模型只能考察我们所关心的基本内容。该文引用总生产函数的传统分析框架,把金融发展水平当作一项“投入”用于生产过程,其基本模型表示为:

$$Y = f(K, L, F) \quad (1)$$

式中, Y 代表总的经济产出, K 是总的资本投入, L 代表劳动力投入, F 代表金融发展水平。为了单独衡量金融发展水平以及与之相关的资本要素对产出增长的作用,按照 Parente and Prescott 的作法可以对劳动投入加一个容量限制^[2],从而有:

$$Y = f(K, F) \min(L, \bar{L}) \quad (2)$$

令 $m = (\bar{L})$, 表示经济的最大生产能力,此时一旦达到最大劳动力容量,经济就面临恒定的规模收益,总产出就取决于总的资本投入与金融发展的水平。公式变为

$$Y = mf(K, F) \quad (3)$$

对方程(3)取全微分,得下式:

$$dY = m \frac{f}{K} dK + m \frac{f}{F} dF \quad (4)$$

式中, F 表示金融发展水平,用公式表示:

$$F = h(XA, XB, XC, \dots) \quad (5)$$

式中, XA, XB, XC 分别代表衡量金融发展水平的指标,对(5)式取全微分,得:

$$dF = \frac{F}{XA} dXA + \frac{F}{XB} dXB + \frac{F}{XC} dXC + \dots \quad (6)$$

将(6)式代入(4)式整理得:

$$dY = m \frac{f}{K} dK + m \frac{f}{XA} dXA + m \frac{f}{XB} dXB + m \frac{f}{XC} dXC + \dots \quad (7)$$

在(7)式中,分别用 a_1 代表资本的边际产出,用 $b_i (i=1, 2, 3, \dots)$ 代表各金融指标的边际产出,再对两边同时除以 m ,则得到人均产出增长模型:

$$dY/m = a_1 \times dK + b_1 \times dXA + b_2 \times dXB + b_3 \times dXC + \dots \quad (8)$$

2 指标设计、数据来源与研究方法

2.1 指标设计 近年来,关于金融发展水平的主要指标体系有以下观点:金融发展水平提高的一个主要表现为金融资产规模相对于国民财富的扩展,国际上通常采用戈氏和麦氏这2种指标来进行衡量。戈德史密斯提出金融相关率(financial interrelations ratio, FIR)概念,金融相关率是指“某一时点上现存金融资产总额(含有重复计算成分)与国民财富——实物资产总额加上对外净资产之比”^[7]。通常人们将其简化为金融资产总量与GDP之比。麦金农在衡量金融发展水平时,主要使用货币存量(M)与国民生产总值的比重这一指标,并认为“货币负债对国民生产总值的比率——向政府和私人部门提供银行资金的镜子——看来是经济中货币体系的重要性‘实际规模’的最简单标尺”。通常人们将其简化为M与GDP之比。

Kar and Pertecost 又在研究中采用了5种金融发展指标:第一,货币与收入的比率;第二,银行储蓄与收入的比率;第三,私人部门贷款与收入的比率;第四,私人部门贷款与国内贷款的比率;第五,国内贷款与收入的比率。

为了揭示中国农村金融发展与经济增长的关系,该文将使用农村金融规模指标和农村金融支农程度指标作为农村金融发展规模的指标,农民人均纯收入增长率作为农村经济

增长的指标。

2.1.1 农村金融发展水平指标的选取。

2.1.1.1 农村金融规模指标。在衡量我国农村金融发展水平时,由于缺乏农村金融资产和 M 的统计数据,故无法直接使用戈氏和麦氏指标,只能利用农村存贷款的数据来设计农村金融发展规模的一个窄的衡量指标。定义农村金融相关率为:

$$RFIR = \frac{RD + RL}{RGDP} \quad (9)$$

式中, $RFIR$ 表示农村金融相关率, RD 表示农村存款余额, RL 表示农村贷款余额, $RGDP$ 表示农村 GDP。以涉及到农村存贷款的农村金融相关率作为农村金融规模指标的设计方法受到谢平、张杰、易纲、邓丽等的启发。

2.1.1.2 农村金融支农程度指标。由于经济增长主要依赖于金融部门的功能,因此银行信用是度量金融发展的有用指

标。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支农程度是比较合理的。

2.1.2 农村经济增长指标的选取。农村经济增长最终表现为农民收入的增加,因此该文用农民收入增长率表示农村经济增长,为了减轻通货膨胀带来的失真,对辽宁省农民收入增长率通过官方公布的辽宁省农村居民消费价格指数(以 1978 年为基年)加以调整。Chow 认为,可以直接使用官方公布的价格指数来衡量通货膨胀。该文一些重要的数据参见表 1。

2.2 数据 考虑到政策的连贯性,该文采用农村信用社从农业银行独立处理后的相关统计数据。有关辽宁省金融的各项指标和农村经济发展的各项指标主要来自于《辽宁经济统计年鉴》1986~1994 和《辽宁统计年鉴》1995~2005 年各期。样本时间跨度为 1985~2004 年。具体资料见表 1。

表 1 辽宁省农村贷款、存款、GDP、农民人均收入增长率、金融相关率

年份	RM 亿元	RL 亿元	农林牧渔总产值 亿元	RHR	RLG	不变价格增长率 RD
1985	58.40	40.00	118.10	0.833 2	0.338 7	- 0.049 7
1986	75.50	61.00	142.00	0.961 3	0.429 6	0.047 8
1987	93.80	79.90	169.20	1.026 6	0.472 2	0.067 9
1988	101.90	78.70	227.40	0.794 2	0.346 1	0.008 4
1989	112.50	90.90	222.80	0.912 9	0.408 0	- 0.142 9
1990	142.48	115.20	273.80	0.941 1	0.420 7	0.007 9
1991	171.40	143.50	295.90	1.064 2	0.485 0	0.112 9
1992	214.20	184.90	330.10	1.209 0	0.560 1	0.086 7
1993	240.90	221.50	452.70	1.021 4	0.489 3	0.057 7
1994	234.00	230.70	546.80	0.849 9	0.421 9	0.017 0
1995	279.10	285.90	691.80	0.816 7	0.413 3	0.074 0
1996	348.90	341.00	804.70	0.857 3	0.423 8	0.156 0
1997	413.50	379.20	834.70	0.949 7	0.454 3	0.049 5
1998	471.50	439.30	969.80	0.939 2	0.453 0	0.133 9
1999	529.80	454.90	977.10	1.007 8	0.465 6	- 0.013 5
2000	572.95	440.50	967.40	1.047 6	0.455 3	- 0.055 1
2001	616.91	459.80	1 045.70	1.029 7	0.439 7	0.083 9
2002	681.41	493.70	1 132.50	1.037 6	0.435 9	0.088 6
2003	776.21	539.80	1 215.00	1.083 1	0.444 3	0.029 5
2004	815.16	611.70	1 510.50	0.944 6	0.405 0	0.064 1

注:以上数据由《辽宁经济统计年鉴》1986~1994 年和《辽宁统计年鉴》1995~2005 年相关数据整理得来。农村贷款余额为乡镇企业贷款余额与农业贷款余额之和。农村存款余额为农户储蓄存款余额与农业存款余额之和。农村 GDP 用农林牧渔生产总值代替。

2.3 研究方法 为了避免模型出现伪回归的现象,在该研究中首先将利用 Dickey & Fuller 提出的考虑残差项序列相关的 ADF 单位根检验法,检验变量的平稳性,对于非平稳性的变量进行处理使之成为平稳时间序列。如果变量是单整的,那么我们将对相关变量进行协整检验(Co-integration Test)确定农村金融发展与农村经济增长之间的长期关系。协整理论是研究分析非平稳时间序列的一个重要方法。Engle and Granger 指出,如果 2 个或 2 个以上的非平稳时间序列(含有单位根的时间序列)的线性组合能构成平稳的时间序列,则称这些非平稳时间序列是协整的,称得到的平稳的线性组合为协整方程,可以认为协整方程的存在说明这些变量(即非平稳的时间序列)之间存在长期的均衡关系。该文将采用 Johansen 提出的协整检验(JJ 检验)方法来检验变量之间的协整关系。得出协整检验的结果以后,如果变量间存在协整关系,我们将建立误差修正模型(ECM)进行短期因果关系分

析;如果变量间不存在协整关系,我们将利用变量的差分进行格朗杰因果关系检验(Granger Causality Test)以展开对这些变量之间关系的进一步分析。格朗杰因果关系的基本原理是,如果变量 Y_2 过去和现在的信息有助于改进变量 Y_1 的预测,则说变量 Y_1 是由变量 Y_2 格朗杰原因引起的(Granger-caused)。格朗杰因果检验中最重要的是滞后时间长度的确定,在实际分析中检验的功效取决于最优滞后期数的确定。如果滞后期数随机确定,会导致检验结果的错误。在该项研究中,最优滞后期数的确定是按 Schwarz 评价标准(SC)确定的^[3]。

3 实证分析过程

3.1 变量的平稳性检验 该研究利用 Eviews 软件,对各变量进行单位根检验,其中滞后阶数的选取以 D. W. 值接近 2 为标准。为确定变量的平稳性,该文用剔除通货膨胀率后的辽宁省农民人均纯收入增长率代替农村经济增长,用 RD 表

示;用农村存贷款余额与农村 GDP 的比率衡量农村金融发展规模,用 RHR 表示;用农村信贷余额与农村 GDP 的比率衡量

农村金融支农程度,用 RLG 表示。ADF 检验结果如表 2 所示。

表2 单位根检验

变量	ADF 检验	检验类型	滞后阶数	D. W.	显著水平 临界值
RD	- 3.360 370	含常数项和趋势项	1	2.064 144	1%(- 4.574 3) 5%(- 3.692 0)
RD	- 4.788 195	含常数项和趋势项	1	2.326 936	1%(- 4.619 3) 5%(- 3.711 9)
RHR	- 3.014 876	含常数项	1	2.065 625	5%(- 3.040 0)
RHR	- 3.609 331	含常数项	1	1.683 510	5%(- 3.052 1)
RLG	- 2.898 053	含常数项和趋势项	1	1.946 892	5%(- 3.692 0)
RLG	- 4.155 647	含常数项和趋势项	1	1.630 604	5%(- 3.711 9)

根据 ADF 检验结果, RD、RHR 和 RLG 在 5% 显著水平下为非平稳变量。对于非平稳变量的处理采用差分法, 结果见表 2。其中 RD、RHR 和 RLG 分别表示对相关变量取一阶差分值。从表 2 可以看出, 经过处理后各变量的差分在 1% 显著水平下皆是平稳变量, 同时也是一阶单整的。

3.2 协整检验 由于上述变量都是单整的, 因此, 我们可以利用 Johansen 检验判断它们之间是否存在协整关系, 并进一步确定相关变量之间的符号关系。由单位根检验我们可以知道, RD、RHR 和 RLG 时间序列均含常数项, 相应地协整方程也应该包含常数项。而 Johansen 协整检验是一种基于向量自回归模型的检验方法, 在检验之前, 必须首先确定 VAR 模型的结构。根据 SC 准则可以确定 RD、RHR 和 RLG 的 VAR 模型的最优滞后期数为 1, 表 3 反映的是 RD 与 RHR, RLG 之间的协整检验结果。由表 3 可知, 协整检验表明, 存在协整向量时的迹统计量明显小于 5% 显著水平的临界值, 因此在 1985 ~ 2004 年的样本区间内, RD 与 RHR, RLG 这 3 个变量之间并不存在长期的关系; 对 FR 与 RL, FR 与 RS 分别进行协整检验也显示变量之间不存在长期的关系。Robert . G. King 和 Ross .Levine 运用 80 个国家 1960 ~ 1989 年的时间序列资料所证实的金融与经济之间的相互促进关系在辽宁省的农村经济与农村金融发展中并没有出现。

金融组织和金融交易发展的观点, 在我国农村信贷发展中也没有得到验证。

表4 辽宁省农村经济增长与农村金融发展的 Granger 因果检验

变量	零假设	最优滞后期	样本数	F 统计量	概率
RHR	RHR 不是 RD 的 Granger 原因	1	18	1.077 26	0.369 07
	RHR 不是 RD 的 Granger 原因	1	18	1.143 15	0.348 87
RLG	RHR 不是 RD 的 Granger 原因	1	18	1.285 43	0.309 46
	RHR 不是 RD 的 Granger 原因	1	18	0.980 58	0.401 20

4 结论与讨论

实证结果表明, 在过去 20 多年, 辽宁省农村金融并没有起到“供给主导”作用, 而辽宁省农村经济增长也不是农村金融发展的 Granger 原因, 这表明辽宁省农村金融也没有处于“需求遵从”的地位, 辽宁省农村金融可能正处于“需求遵从”向“供给主导”的过渡阶段。这一结果显然没有支持现行金融发展与农村经济和农民收入增长正向关系的假设, 对矫正农村经济、农民收入增长和有关金融发展理论与政策研究的意义是显而易见的。但是, 这一结论并不能得出农村金融发展和农村经济、农民收入增长是不可兼得的关系, 也不能否定我国金融发展与经济增长之间的正向作用关系适用于农村经济、农民收入增长的理论有效性。理论和实证分析结果所揭示的是由经济发展战略和金融制度导致的我国农村金融发展在结构和功能上与农村经济发展和农民收入增长实际需求间不协调的事实。在我国, 农村经济发展和农民收入增长作为经济发展的重要标志和金融发展的重要目标是不应动摇的, 农村金融发展和农村经济增长及农民收入增长的正向作用关系不仅在理论和逻辑上是应该的和存在的, 而且也应存在于实际农村经济发展中。

值得注意的是, 该文以农村金融发展规模和农村金融支农程度度量的是辽宁省农村正规金融发展程度。事实上, 在辽宁省农村, 还存在着尽管受到国家的压制, 但规模仍然巨大的非正规金融。据郭沛估计, 按照窄口径, 我国农村非正规金融规模 1997 ~ 2002 年一直在 1 802 亿 ~ 2001 亿元; 按照宽口径, 则在 2 238 亿 ~ 2 750 亿元。由此可知, 考察真实的农村金融发展程度还必须注意到非正规金融的存在。

表3 辽宁省农村经济增长与农村金融发展的协整检验结果

零假设: 协整向量的数目	特征值	迹统计量	临界值	
			5%显著水平	1%显著水平
0	0.724 811	34.185 430	29.68	35.65
至多 1 个	0.375 866	10.960 080	15.41	20.04
至多 2 个	0.128 482	2.475 338	3.76	6.65

注: 样本区间: 1985 ~ 2003 年。下表同。

3.3 Granger 因果检验 由于 RD 与 RHR, RLG 这 3 个变量之间并不存在长期的关系, 我们进一步利用格朗杰因果检验对这些变量间的关系予以分析。表 4 检验的是农村经济增长与农村金融发展的关系。从表 4 可知, 在最优滞后期时, 无论是农村金融发展规模还是农村金融支农程度, 在 10% 的置信度下都没有成为农民收入增长的格朗杰原因, 农村金融中介的发展并不是促进农民收入增长的显著性因素, 这与协整检验的结果保持一致。另一方面, 农民收入增长是农村金融发展规模还是农村金融支农程度提高的格朗杰原因也被拒绝。农村金融对农民收入增长的正向促进作用同样没有得到证实, Greenwood 和 Jovanovic 所揭示的收入水平提高推动

$$+ 0.261 ZX_5 + 0.194 ZX_6 - 0.041 ZX_7 + 0.178 ZX_8 - 0.100 ZX_9 + 0.265 ZX_{10} + 0.265 ZX_{11} + 0.151 ZX_{12}$$

表3 初始因子载荷矩阵

Table 3 Loading matrix of initial factor

指标Index	主成分 Principal component		
	1	2	3
非农业人口占总人口比例	0.891	- 0.170	0.337
人均社会消费零售额	0.720	- 0.451	0.445
农村从业人数占总人数比例	- 0.608	0.479	0.543
人均社会固定资产投资	0.643	0.660	- 0.184
人均财政收入	0.575	0.689	0.061
招商引资到位资金	0.790	- 0.169	0.316
人均粮食量	- 0.677	0.362	0.537
工业总产值	0.833	- 0.302	0.286
年末耕地面积	- 0.695	0.165	0.346
人均现价农业产值	0.540	0.818	- 0.031
人均农村经济收入	0.540	0.818	- 0.031
每万人口刑事案件发案率	0.830	- 0.231	0.070

根据主成分综合模型即可计算综合主成分值,并对其按

表4 综合主成分值

Table 4 Comprehensive principle component value

乡镇 Township	F ₁	排名 Rank	F ₂	排名 Rank	F ₃	排名 Rank	综合分 Comprehensive score	排名 Rank
北温泉街道 Bi wenquan street	5.349	1	- 3.448	15	1.562	1	2.277	2
龙凤桥街道 Longfengqiao street	2.081	3	- 0.045	9	- 0.214	11	1.171	3
东阳街道 Dongyang street	1.008	4	- 0.966	12	- 0.140	10	0.283	5
蔡家岗镇 Cajiagang Town	- 0.757	9	1.787	2	0.660	5	0.170	7
童家溪镇 Tongjiaxi Town	4.408	2	4.298	1	- 1.314	13	3.682	1
歇马镇 Xiema Town	0.891	5	0.373	5	0.380	7	0.675	4
澄江镇 Chengjiang Town	- 1.153	10	0.953	3	1.081	2	- 0.257	9
天府镇 Tianfu Town	0.524	6	- 0.230	11	- 0.239	12	0.208	6
施家梁镇 Shijieliang Town	- 0.439	7	- 1.964	14	- 2.471	15	- 1.138	11
水土镇 Shuitu Town	- 0.444	8	0.438	4	0.535	6	- 0.063	8
静观镇 Jinguan Town	- 2.265	13	0.236	6	1.037	3	- 1.122	10
复兴镇 Fuxing Town	- 1.977	11	- 1.678	13	- 1.787	14	- 1.865	15
柳荫镇 Liuyin Town	- 2.727	15	0.096	8	0.753	4	- 1.467	14
三圣镇 Sansheng Town	- 2.418	14	0.235	7	0.289	8	- 1.302	13
金刀峡镇 Jindaoxia Town	- 2.081	12	- 0.086	10	- 0.133	9	- 1.252	12

笔者认为,基于建设用地需求优先度评价的耕地指标分配只是合理配置土地的一种定性评价,仅能定性地指导各区域所应分配耕地保有量的任务大小,而不能具体确定其耕地指标的数量。由主成分分析的综合得分有欠考虑地理位置的协调性,结合相关空间分析软件进行空间相关性分析是今后值得研究的方向之一。该文的重点旨在方法论上的探讨,在具体应用中,评价单元的确定可进一步细化^[3],如在县域范围进行村镇建设用地需求优先度评价时,可把自然村或者

综合主成分值进行排序,即可对各地区进行综合评价比较,结果见表4。

5 结论与讨论

从综合得分情况看(详见表4),童家溪镇>北温泉街道>龙凤桥街道>歇马镇>东阳街道>天府镇>蔡家岗镇>水土镇>澄江镇>静观镇>施家梁镇>金刀峡镇>三圣镇>柳荫镇>复兴镇。这说明就建设用地需求优先度来看,童家溪镇>北温泉街道>龙凤桥街道>歇马镇>东阳街道>天府镇>蔡家岗镇>水土镇>澄江镇>静观镇>施家梁镇>金刀峡镇>三圣镇>柳荫镇>复兴镇。为了正确处理“建设”与“吃饭”的关系,在建设用地指标分配上应优先考虑童家溪镇、北温泉街道、龙凤桥街道、歇马镇、东阳街道、天府镇、蔡家岗镇、水土镇,因为一般情况下每个区域的土地总面积是一定的,所以优先安排建设用地的乡镇其所安排的耕地面积占其总面积的比例相对较小,反之,澄江镇、静观镇、施家梁镇、金刀峡镇、三圣镇、柳荫镇、复兴镇所分配的耕地指标占其总面积的比例应该较大,而且基本农田占耕地面积的比例应尽量大。

行政村作为评价单元,这样评价得到的结果就更具操作性。评价指标的选取要根据评价的目标、资料获取的可能性等实际情况进行确定。

参考文献

[1] 张文霖.主成分分析在SPSS 中的操作应用[J].理论与方法,2007(7):31-34.
 [2] 王松林.土地利用总体规划与经济社会可持续发展研究论文集[C].北京:中国大地出版社,2004:31-35.
 [3] 王彩方,吴宇哲,张晓玲.基于主成分分析的村镇用地整理优先度研究[J].农机化研究,2007(7):43-47.
 [2] 陈海明,段进东.我国农村实际利率与农村经济增长相关性的实证检验及比较分析[J].技术经济与管理研究,2003(1):60-61.
 [3] 温涛,冉光和.中国金融发展与农民收入增长[J].经济研究,2005(9):30-43.

(上接第13349页)

参考文献

[1] 曹啸,吴军.我国金融发展与经济增长关系的格朗杰检验和特征分析[J].财贸经济,2002,(5):40-43.