浙 江 大 学 学 报(人文社会科学版)
Journal of Zhejiang University(Humanities and Social Sciences)

金融深化的指标体系及其关系

战 明 华
(浙江大学 农业经济管理系, 浙江 杭州 310029)

[摘 要] 按照爱德华·S·肖的标准,可建立衡量一国金融深化发展水平的指标体系,在此基础之上,利用这一指标体系对我国的金融发展水平进行评价,并对各指标类型中的代表性变量长期内是否具有均衡关系进行协整分析,所得结果表明,我国金融深化呈现出的特征与理论假定相比,既有一致的地方,也有相悖之处,而且我国的金融深化进程安排可能是不协调的。

[关键词] 金融深化;指标体系;协整检验
[中图分类号] F830.9 [文献标志码] A [文章编号] 1008-942X(2002)05-0103-07

从改革开放至今,中国的金融改革已经历了 20 多年的历程。同其他大多数发展中国家一样,这一制度变迁的过程也是一个消除金融抑制的过程。因此,金融改革所处的阶段与特点,在很大程度上可通过金融深化的发展水平体现出来。考虑到金融深化发展水平是一个可以量化的指标,因此金融深化与金融改革的这种关系在实证中显得更有意义。

一、衡量金融深化水平的指标体系

按照美国金融专家爱德华·S·肖[①]的标准,一国的金融深化程度可以从以下三个方面来量化:

1.金融存量指标,即利用反映一国在某一时点的金融发展状况的指标体系来衡量其金融深化程度。这些指标包括:(1)金融资产存量与国民收入之比(ID_1)。肖认为与金融深化相伴随的是流动性资产存量的增加,由于金融资产的流动性大于实物资产,因此在宏观上这一过程就体现为一国金融资产存量与国民收入之比的提高。(2)金融资产存量的结构特征(ID_2)。肖认为金融深化也会导致金融资产结构的变化,因此一定时点上各金融资产存量之间的比例关系是表征金融深化程度的又一指标。

2.金融流量指标,即利用一个时段内的金融发展状况来反映一国的金融深化程度。这些指标包括:(1)投资来源构成中财政所占的比重(ID_3)。肖指出,随着金融深化的深入,投资中财政所占的比重应当逐渐减少。(2)居民总储蓄中银行储蓄所占的比重(ID_4)。从理论上说,这一比例将随着金融深化程度的加深而减少。(3)企业融资中银行贷款的比例(ID_5)变化。金融深化将使这一指标有渐趋缩小的趋势。

3.金融资产价格指标。即用金融市场的各种价格水平来表征金融深化的程度,肖认为这一指

[收稿日期] 2002-04-26

[作者简介] 战明华(1971-),男,山东莱西人,浙江大学管理学院农业经济管理系博士研究生,主要从事金融与经济增长方面的研究。

① 爱德华·S·肖(1927-) 斯坦福大学教授,1973 年与罗纳德·I·麦金农共同提出了发展中国家的金融深化理论,是金融深化理论的奠基人之一。

标体系‘也许是金融深化与否的最明显的表现’[1](p.7)。它包括:(1)实际利率水平(ID_6)。这一指标与金融深化程度是正相关的。(2)利率的期限结构(ID_7)。金融深化将促使利率的期限结构渐趋合理并能反映消费者延迟消费的非意愿程度。

二、中国金融深化的指标体系评价实证

(一)金融存量指标

从存量指标来看,我国金融深化呈现出如下特点:

第一,金融深化程度在不断加深(见图1)。这一点可从金融资产总额与GNP(国民生产总值)以及M_2(广义货币供应量)与GNP之比的变化趋势得到印证。实际上,在从1980到1998年的不到20年的时间内我国的金融资产与GNP之比增加为原来的2.5倍,M_2与GNP之比则增加为原来的近1.5倍。按照麦金农的分析,金融深化的一个重要表征是人们更愿意用流动性强的金融资产代替对实物资产的持有,因此就这一指标而言,从金融角度看,我国的改革开放过程是符合麦金农所定义的金融深化过程的。

第二,体制外融资在金融市场中所占的比重呈不断增大之势。这一结论是从初级证券与间接证券之比的变化趋势间接推断而得。由于按照我们的统计方式,初级证券是体制内非金融支出单位的所有负债和所发行股票,间接证券是体制内金融机构所发行的证券,而且非金融支出单位的非债券筹资来自金融机构,因此间接证券与初级证券减非金融支出单位所发行的债券和股票之比就表示金融机构的资源流向体制内非金融机构的比例,在存款乘数不变的条件下,这一比例的下降意味着金融机构的更大比例资源流向体外部门。

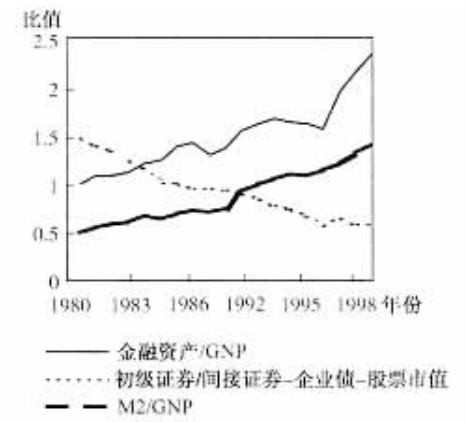


图1 几个主要宏观存量指标走势

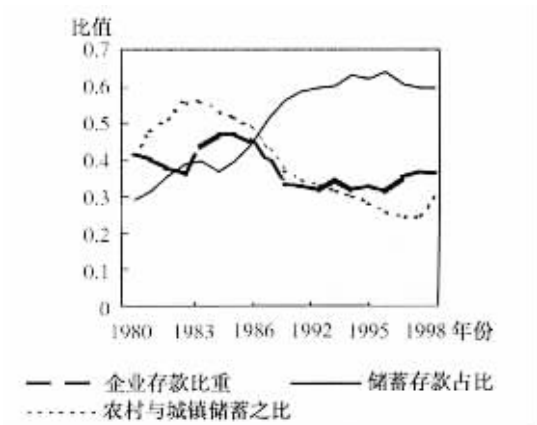


图2 存款结构

注 统计数据分别来自1985、1991、1996、2000年的《中国统计年鉴》和1993、1996、2000年的《中国金融年鉴》以及国家统计局统计信息网站(www.stats.gov.cn)。

第三,家庭部门的储蓄逐渐成为银行存款的主体,但在储蓄存款的构成中,除20世纪80年代上半期的短暂上升期外,农村居民在储蓄存款中的比重呈逐渐下降的趋势(见图2)。储蓄主体的易位,说明我国的金融改革达到了动员国内储蓄的目的,这是与金融深化理论的预期相一致的。但是储蓄结构的变化说明我国的金融改革并没有达到促进收入分配平等的目的,这是与金融深化理论的预期不一致的。

第四，就对资本的获取而言，金融深化没有减弱资本市场的分割性（见图 3）。按照麦金农的分析，金融深化的一个重要效应就是逐渐消除受政府特殊保护的企业依靠国家垄断地位廉价获取金融资源的能力，从而促进资本市场的统一。但从银行贷款结构来看，国有企业所得贷款比重一直占绝对优势，其他所有制企业从银行所获贷款的比例则一直是微乎其微。可见，尽管经过近 20 年的改革，但严重的分割性仍是我国资本市场的重要特征。

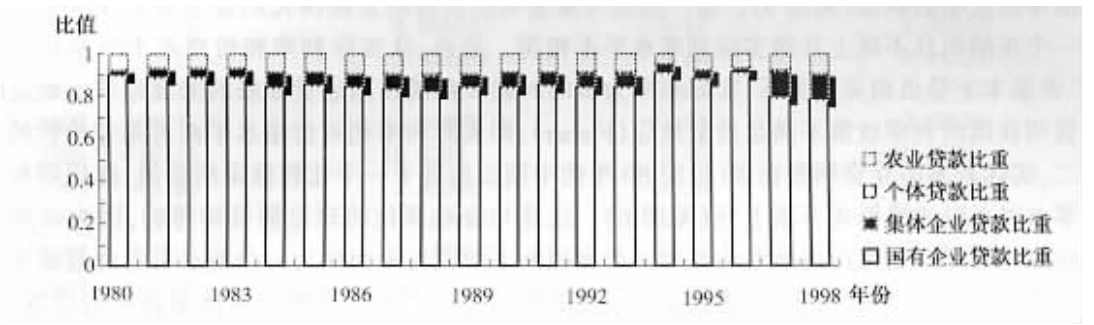


图 3　贷款结构

注　统计数据分别来自 1985、1991、1996、2000 年的《中国统计年鉴》和 1993、1996、2000 年的《中国金融年鉴》以及国家统计局统计信息网站（www.stats.gov.cn）。

（二）流量指标

对照金融深化理论，由图 4 知，我国的金融流量指标也显示出两面性：

第一，财政投资在全社会固定资产形成中的作用日渐削弱，这是与金融深化理论相一致的。麦金农和肖认为，随着金融深化程度的加深，市场在金融资源的配置中将日益起主导作用，赤字部门对财政资金的依赖将逐渐减少。从我国的固定资产投资结构变化趋势来看，1981 年财政投资所占比重为近 20%，然后逐年减少，至 1992 年已不足 5%，可见这一指标所展示的变化轨迹是符合金融深化的一般发展规律的。

第二，国有企业融资结构中间接融资占绝对优势的状况几乎没有改变，这是与金融深化理论相悖的。按照麦金农和肖的分析，金融深化将促使金融工具的多样化，因此企业可以逐渐地改变金融抑制状态下的主要依赖银行贷款的间接融资方式而可以更多地以其他方式获得资金。不过，尽管已经过了 20 年的改革，但我国国有企业的这一指标从来没有低于 95%，这显示了金融改革过程中国有企业对银行信贷资金的高依赖性。

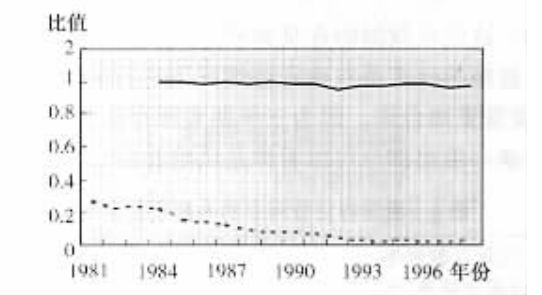


图 4　主要流量指标

注　统计数据分别来自 1985、1991、1996、2000 年的《中国统计年鉴》和 1993、1996、2000 年的《中国金融年鉴》。

(三)金融资产价格指标

根据上面的分析,从利率的角度看,我国的金融深化呈现出以下的特点:

第一,尽管名义利率具有逐年增加的趋势,但实际利率却不是单调递增的,而且总起来看它们处于围绕零点波动的状态(见图 5)。这一点是与麦金农所坚持的金融深化的最主要表征应是金融市场有一个正的而且不断上升的实际利率水平不相符。另外,从实际利率和价格水平的变化关系来看,二者基本上呈负相关的关系,实际利率为负的时候大多是在高通货膨胀的宏观经济不稳定时期。这说明我国的利率政策不满足费歇效应(Fisher),即实际利率相对价格水平而言是非中性的。

第二,实际利率的存贷利差在 20 世纪 80 年代中期以前处于一个比较稳定的负值,此后则基本上是在零点以上以波浪形式不断上升(见图 6)。这是与金融深化的理论假设相符的,因为该理论认为金融深化将把商业银行逐渐地从政府的严密控制下解脱出来而成为一个追求自身利益最大化的经济主体。实际上,对我国而言,造成这一变化的原因可以归功于我国信贷体制改革的成效,因为从 1985 年开始我国开始实行'统一计划、划分资金、实贷实存、相互融通'的信贷资金管理办法,这为商业银行追求自身的盈利提供了激励机制。

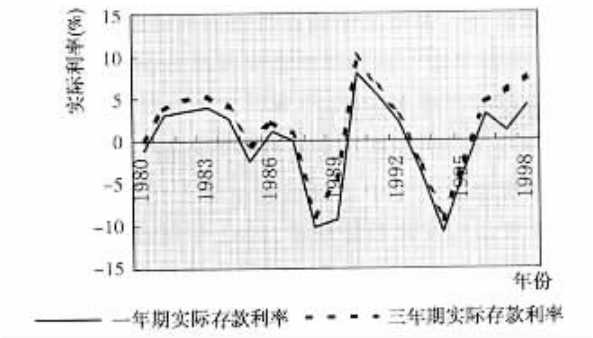


图 5　实际存款利率变化

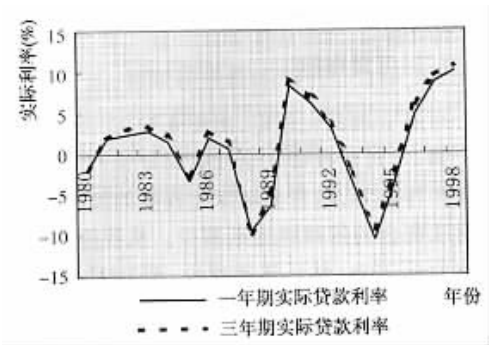


图 6　实际贷款利率的变化

注 统计数据来自 1993、1996、2000 年的《中国金融年鉴》。

第三,从利率的期限结构设置来看,我国的三年期实际存贷款利率与一年期的实际存贷款利率的相对价格基本上是合理的(见表 1)。由于内部收益率是最能反映资金使用效益的指标,因此我们利用这一指标对利率的期限结构进行了考察。从所得结果来看,三年期的存贷款利率内部收益率与一年期基本上是相同的,这说明我国的存贷款利率的设置是考虑了时间因素的。不过需要指出的是,我们这里对内部收益率的计算是在确定性情况下进行的,如果考虑到随机(风险)因素,那么有理由认为存款利率的设置更加合理。因为三年期实际存款利率的内部收益率略大于一年期实际存款利率的内部收益率,这一溢出部分可以看作是风险补贴。

表 1　我国存贷款利率的内部收益率情况

年份	实际存款利率内部收益率(%)		实际贷款利率内部收益率(%)	
	一年期	三年期	一年期	三年期
1980	-1.14	0.119856	-1.8	-1.83341
1981	3	3.589606	1.8	1.768538
1982	3.5	4.714265	2.9	2.819743
1983	3.9	5.077796	3.3	3.196721
1984	2.6	3.886958	2	1.961282

（续上表）

1985	-2.5	-0.52273	-2.8	-2.88228
1986	1.2	2.229906	2.64	2.573218
1987	-0.1	0.97055	1.34	1.322435
1988	-10.04	-9.68832	-9.86	-11.0324
1989	-9.34	-4.89577	-5.02	-5.29547
1990	7.92	8.802437	9.12	8.395441
1991	5.2	5.922335	6.64	6.242237
1992	2.16	2.800822	3.6	3.477657
1993	-3.96	-3.09479	-2.52	-2.58631
1994	-10.72	-10.5299	-9.46	-10.5299
1995	-3.82	-2.62848	-2.56	-2.62848
1996	3.11	4.164188	6.02	5.690088
1997	1.05	5.465807	9.37	8.607798
1998	4.18	6.963798	10.63	9.665651
1999	2.29	2.67	5.57	5.73

注：三年期存贷款利率的内部收益率计算公式为：IRR = 100((1 + 3r_t/100)^(1/3) - 1)。

三、各指标体系之间的均衡关系

从理论上来说，上面表述金融深化发展状况的三个指标体系不应是相互独立的，它们从不同角度进行阐述并统一于金融深化的过程当中。因此从长期来看，它们之间应是一个均衡互动的关系。但是从上面对我国的情况分析来看，这三个指标体系却得出了有关我国金融深化状况的互相矛盾的结论，因此这里有必要利用统计数据从实证角度对它们之间的关系进行考察。由于检验统计量的分布取决于所用样本数据的平稳特征，因此在选用具体方法之前，必须检验变量的平稳性。

（一）变量选择及其平稳性检验

我们从上面三个指标体系中选取具有代表性且样本数据齐全的三个指标：金融资产总量/GNP（FIR_t）、财政投资/总投资（GRI_t）以及三年期实际存款利率（R_{3t}）做为考察的对象。变量的平稳性检验采取通常的 ADF（Dickey and Fuller，1979）法[2]，即假设数据生成过程为：

$$\Delta y_t = \alpha + \delta t + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (3.1)$$

对假设 $H_1 : \beta = 0$ 进行参数检验，这里 ε_t 是一白噪过程，所得检验结果见表 2。

表 2　变量的单位根检验结果

变　量	变量 ADF 检验		残差游程检验		残差 Q 检验	
	检验形式（α，δ，n）	ADF 值	游程个数	临界域（95%）	$Q(K)$值	$x^2(K)$临界值（90%）
水平数据：						
FIR	（α，δ，3）	-3.38	7	[-4.82，12.12]	7.75(13)	19.81
GRI	（α，δ，3）	-0.57	8	[-4.41，11.31]	9.53(12)	18.55
R_{3t}	（α，δ，2）	-3.67	9	[-4.41，11.31]	8.97(12)	18.55
一阶差分：						
DFIR	（α，0，2）	-2.97*	2	[-4.41，11.31]	12..64(11)	17.27
DGRI	（α，δ，1）	-7.18***	1	[-4.82，12.12]	11.23(12)	18.55
DR_{3t}	（α，δ，1）	-4.06*	1	[-4.69，11.71]	11.64(10)	15.99

注：＊＊＊和＊分别表示有关变量的平稳性假设是在1%和10%的显著性水平下成立的；残差的游程和 Q 检验均是用来检验残差是否是白噪声的，其中 K 为计算残差自相关函数的最大滞后阶数；考虑到样本容量的有限性，模型检验形式中最优滞后步长的设定是在令 $n = 1、2、3、4$ 中选取使 $FPE = SER^2(N + n)/N$ 最小的 n 值。这里 N 是样本容量，SER 为回归标准差。

从上面的检验结果可以看到，所有三个变量在水平数据上是不平稳的而其一阶差分则是平稳的，同时由于游程个数均落入临界域内和值均小于值，因此回归结果残差的游程检验和检验表明我们对模型的检验形式没有违背扰动项是白噪声的假设。为研究这种齐次非平稳时间序列在水平数据上的关系，下面我们将采用通常所用的协整(cointegration)分析的方法进行考察。

(二)变量之间关系的协整检验

协整检验的经济学意义是要考察一组经济变量在长期内是否具有均衡关系。对向量单位根过程的协整检验的基础性工作是由约翰逊(Soren Johansen)[3]、[4]完成的，其基本原理是首先将向量单位根过程写成向量自回归(VAR)形式，然后对其进行差分变换，最后在误差项的正态性假设下对协整向量(cointegrating vector)进行极大似然估计。为了下面说明的方便，这里设用于极大似然估计的 VAR(p)的差分形式为：

$$\Delta y_t = \delta + \sum_{j=1}^{p-1} r_j \Delta y_{t-j} + \alpha(u + \beta' y_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad (3.2)$$

此处 α 为调整参数矩阵，β 为协整向量矩阵，$\{\varepsilon_t\}$ 的各分量序列是独立的且服从正态分布。利用样本数据对 FIR、GRI、R_{3t} 利用约翰逊特征值迹统计量进行协整检验，得 β 的秩的个数(或 y_t 各分量的协整关系个数)，所得结果列于表3。

表3　变量关系的协整检验结果

原假设	备择假设	Johansen 特征值迹检验			VAR(P)残差 Q 检验		VAR(P)残差正态性 K－S 检验	
		检验形式 (δ, u, p)	Johansen 统计值	临界值(95%)	Q(H)值	$x^2(H)$临界值(95%)	Z 统计值	$P\{\lvert Z\rvert \geqslant Z_{\frac{\alpha}{2}}\}$
r = 0	r = 1	$(\delta, u, 2)$	23.05	29.68	7.17(12)	21.03	0.570	0.901
					9.32(11)	19.68	0.710	0.695
					16.98(12)	21.03	0.462	0.983
r = 0	r = 1	(0,0,2)	31.71	34.91	9.68(12)	21.03	0.514	0.954
					7.94(11)	19.68	0.600	0.865
					17.45(10)	18.31	0.597	0.868

注：H 为计算残差自相关函数的最大滞后阶数，r 为协整关系的个数。

检验结果显示，在设定的两种检验形式下 Johansen 统计值均小于临界值，而且对相应的 VAR(P)残差向量序列各分量的白噪声 Q 检验和正态性 K－S 检验表明我们的模型设定形式满足 Johansen 特征值迹检验所要求的统计假定，因此原假设 r = 0 即 FIR、GRI、R_{3t} 之间不存在协整关系的假定是可以被接受的。这表明尽管 FIR、GRI、R_{3t} 同为衡量我国金融深化程度的三个不同指标，但长期内它们之间并不存在一个均衡的关系，这与肖的理论上的分析是不一致的。

四、小　结

从以上对金融深化指标体系的分析来看，我国的金融深化过程呈现出以下特点：

第一，与理论预期相比，从存量、流量和价格三个指标体系所呈现出来的金融深化特征既有与

其相符之处也有相悖之处,这说明我国的金融深化具有多元化特征。因此在实证中要对我国的金融深化给出比较全面的描述,必须从多个角度做出阐述。而且根据分析结果,由于同一类型指标体系在说明同一问题上的非一致性,因此即使在同一类型指标体系内也应从不同角度选取相应的指标。

第二,指标体系的实证分析与理论假设的非一致性的深层次上的意义,说明了我国金融深化所处的宏微观环境和所做的路径选择有自己的特殊性。对我国金融深化的外部环境与路径选择与理论上的设定加以比较,并对其经济效应做出规范意义上的分析,对于我们正确评价我国的金融深化成果和以后的路径设定具有重要意义。

第三,三个指标体系所选的代表性指标的均衡性检验说明我国的金融深化进程安排可能缺乏协调性。显然,这种不协调性会造成一些不利的经济后果。因此,对产生这种不协调性背后的内在机制作出分析并对如何保持协调性加以探讨是需要我们进一步解决的问题。

[参 考 文 献]

[1] 爱德华·S·肖.经济发展中的金融深化[M].上海:三联书店,1992.

[2] Dickey.D. A. and Fuller.W. A.likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root[J].Econometrca, 1981,(50):1057 – 1072.

[3] Johansen.S. and Juselius.K..Testing structural hypotheses in amultivariate coingegration analysis of the PPP and UIP[J]. Journal of Econometrics ,1992,(53):211 – 44.

[4] Johansen.S..Estimation and Hypothesis is Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models[J]. Econometrica ,1991,(59):1551 – 1580.

[责任编辑 曾建林]

The Index System of Financial Depth and the Relationship among Its Indexes

ZHAN Ming-hua

(*Department of Agricultural Economics Management*, *Zhejiang University*, *Hangzhou* 310029, *China*)

Abstract: An index system can be constructed according to Shaw's criterion to measure the degree of one country's financial depth. The level of China's financial development can be assessed with this system while analyzing through the co-integration test the equilibrium relationship among the representative variables of various index types. The results indicate that there are both identical and different aspects between the hypothesis and the features presented by China's financial depth. Moreover, its financial depth agenda is possibly less coordinated.

Key words: Financial depth; index system; co-integration test