

我国商业银行稳定性的实证研究

——基于市场信息的视角

□郑 鸣 张 翼

(厦门大学 王亚南经济研究院、经济学院金融系, 福建 厦门 361005)

本文尝试采用市场信息法,利用银行股票价格所包含的信息估计银行发生财务困境的概率,并以国内上市银行为例,运用CAPM和GARCH模型估计了2003年1月至2009年3月银行财务困境发生的概率,实证结果表明市场信息法能够提前对银行体系的不稳定性做出反应,在一定程度上弥补了基于会计信息评估银行稳定性方法的不足。

关键词: 银行财务困境; 股票价格; 金融稳定

中图分类号: F830.33 文献标识码: A 文章编号: 1003—5656(2010)01—0067—09

一、引言

近十几年来,伴随着全球金融的高速发展,银行危机也频繁爆发^①。银行危机一方面会产生很高的财政成本,另一方面导致投资者对银行体系丧失信心、限制货币政策的操作空间,并且增加发生货币危机和外债危机的可能性。在金融危机的高度传染性和溢出效应的作用下,一旦一国发生金融危机或银行危机,都会迅速地波及到其他国家。因此,金融稳定越来越受到各国政府的高度重视,各国都在努力寻求各种途径强化金融系统的稳定性,保障经济健康持续发展。银行是金融体系的核心,因此银行稳定是整个金融体系稳定的关键,对银行体系稳定性的评估和预警是当前迫切需要研究的课题。

已有关于银行体系稳定性的评估文献主要使用两种方法,一种基于会计信息,另一种是基于市场信息的方法。基于会计信息的方法一般基于两个假设:一是商业银行可以分为经营稳健的和有破产风险的两类;二是两类银行的差别可以通过若干财务比率表现出来。这方面研究的学者(Sinkey^[1],1975; Spahr^[2],1989)主要是基于这两个假设,收集破产银行和稳健银行的财务数据进行比较,找出对银行风险有显著解释能力的指标,然后利用一定的数量统计方法建立预警模型。但是基于会计信息的方法有着明显的缺陷:首先模型所使用会计数据多是基于年度数据或是季度数据,频率较低,时效性较差。其次,由于监管部门和银行之间可能存在的委托代理等问题,这使会计数据有被操纵的可能,从而使数据的真实性受到质疑。更重要的是模型所使用的财务指标过于注重历史,是一种回顾性的评估方法,导致基于会计信息方法的模型对未来的预测性能力不强。

基金项目:本文为教育部人文社会科学研究规划基金项目“中国金融稳定理论及政策协调机制构建——基于经济全球化背景的视角”(08JA790110)资助成果之一

①自20世纪70年代末以来,已经有93个国家发生超过112次的系统性银行危机(Caprio&Honohan,2000)。

针对基于会计信息方法的不足,一些相信市场定价机制的学者提出可以利用市场数据信息,通过分析银行股票的价格数据来衡量和预测银行体系的稳定性。最早运用这种方法的是 Joseph^[3]等(1980)对美国公司破产概率的衡量。Joseph 等利用市场数据对比研究了 1970—1978 年美国的破产公司和非破产公司,发现破产公司收益率的总方差相对于非破产公司在破产前 150 周左右开始显著升高,并持续到破产实际发生,而且这种趋势主要是由非系统性风险的显著升高造成的。随后 Pettway&Sinkey^[4](1980)对比研究 6 家大的破产银行以及 6 家正常经营银行的股票价格,研究结果表明在监管当局对银行进行检查并将银行判断为有问题银行之前的 33—53 周市场就已经发出了早期预警信号。Shick&Sherman^[5](1980)研究了银行股票价格作为一种预警信号的可能性,发现股票价格至少提前 15 个月对于银行评级的变化做出反应。上述文献仅仅对于市场信息和银行体系稳定性做出了统计上的相关性检验,并没有金融理论的依据,而且不能将这种相关性转化为银行破产的概率。最早把金融理论和统计方法结合起来研究银行体系的稳定性的是 Miles&Hall^[6](1990),他基于市场有效性和 CAPM 模型建立了利用股票价格预测银行破产的概率的模型,并估计了四家英国银行在 1975—1987 年的破产概率。随后 Clare^[7](1995)在 Miles&Hall 的基础上利用多因素模型评估了英国金融机构的破产概率。Bystrom^[8](2003)拓展了 Miles&Hall(1990)的方法,利用极值理论对 90 年代瑞典银行危机中瑞典的主要银行做了类似的研究。上述研究都表明,利用市场信息可以更早地预测银行危机发生的可能性,这种方法的优点在于主要依靠市场数据,数据容易取得且更新快、频率高,可以弥补会计信息的不足。但是市场数据分析方法的基本前提假设是市场有效且其定价机制准确,而且该方法不适用于非上市银行。

国内鲜有学者利用市场数据评估和预测银行体系稳定性。随着 2005 年的股权分置改革,我国股票市场发生了重大的变化,股票市场的有效性也得到很大的提高。廖理和刘碧波^[9](2008)通过实证检验,证明了股改之后中国股票市场的有效性,目前大多数研究都倾向于认为中国股票市场至少是弱式有效的。因此本文借鉴 Miles&Hall(1990)的方法,尝试利用国内上市银行股票价格的数据估计银行体系发生财务困境的概率,进而评估其稳定性,并探讨宏观经济因素的影响。

二、理论模型

我们借鉴 Miles&Hall(1990)的方法,推导估计银行发生财务困境概率的模型。银行的整体价值可以看作银行资产总价值减去负债总价值,假设银行的各项资产和负债都能够被市场正确的定价,则银行的股票价格 S_t 可以表示为:

$$S_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^I P_{it} X_{it} \quad (1)$$

其中, N 是股票数量, P_{it} 是银行的资产或者负债 i 在 t 时刻的价格, X_{it} 是资产或者负债的数量(资产为正,负债为负)。如果(1)式成立的话,则可以根据股票未来的期望价格和波动率来预测银行发生财务困境概率的信息(Bystrom, 2003)。

根据 CAPM 模型,股票在 t 时刻的期望收益率 $E(R_t)$, 可以表示为无风险收益 RF_t 加上风险补偿 RP_t :

$$E(R_t) = \frac{E(S_t - S_{t-1})}{S_{t-1}} = RF_t + RP_t \quad (2)$$

若市场是有效的,则(2)式在长期看来是正确的,具体到每一时刻的实际收益率,可以表示为期望收益加上随机扰动项 ε_t :

$$R_t = RF_t + RP_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中, ε_t 期望值为 0, 方差为 σ_{ε}^2 。则 t 时刻银行的期望价值和实际价值可表示为:

$$E(S_t N) = S_{t-1} N (1 + RF_t + RP_t) \quad (4)$$

$$S_t N = S_{t-1} N (1 + RF_t + RP_t + \varepsilon_t) = E(S_t N) + S_{t-1} N \varepsilon_t \quad (5)$$

所以在 $t-1$ 时刻衡量的 t 时刻银行价值的条件方差为:

$$\text{var}(S_t N | t-1) = (S_{t-1} N)^2 \sigma_{\varepsilon}^2 \quad (6)$$

根据条件方差,可以推导出在 $t-1$ 时刻衡量 t 时刻银行发生财务困境概率的指标为:

$$\frac{S_{t-1} N}{\sqrt{(S_{t-1} N)^2 \sigma_{\varepsilon}^2}} = \frac{1}{\sigma_{\varepsilon}} \quad (7)$$

如果假设残差项是正态分布的,就可以得到银行破产的概率,例如, $\frac{1}{\sigma_{\varepsilon}} = 2.33$ 表示在 $t-1$ 到 t 的时期内有 1% 的概率发生财务困境,而 $\frac{1}{\sigma_{\varepsilon}} = 3.09$ 表示 1‰ 的概率发生财务困境。

模型的关键在于对随机误差项标准差的估计,目前的估计方法主要有两种。一是基于 APT 模型 (Tabak & Staub^[10], 2007) 对随机误差项的标准差进行估计。另一种方法是基于 CAPM 模型,利用 GARCH 类模型估计波动率。由于 APT 模型在公共因子的筛选上存在很大的困难,会影响 σ_{ε} 的估计。因此本文利用 CAPM 模型和 GARCH 模型对波动率进行估计。一般的 GARCH(p, q) 模型的形式如下:

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} v_t$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q b_j \sigma_{\varepsilon, t-j}^2$$

其中, X_t 为外生变量,并假设 v_t 服从正态分布。实践中证明 GARCH(1, 1) 模型已经能够很好地模拟金融数据的波动性,而金融时间序列往往具有尖峰厚尾的特征 (余卫军^[11], 2004), 并不满足正态分布,因此本文用带 t 分布的 GARCH(1, 1) 模型对股票收益率的波动进行估计。模型的具体形式如下:

$$R_{it} - RF_t = \beta_i (RM_t - RF_t) + \varepsilon_{it}$$

$$\sigma_{\varepsilon, i}^2 = \alpha_1 + \alpha_2 \varepsilon_{i, t-1}^2 + \alpha_3 \sigma_{\varepsilon, i, t-1}^2 \quad (8)$$

其中, R_{it} 、 RF_t 、 RM_t 分别表示第 i 只股票的收益率、无风险利率和市场组合收益率。 $\sigma_{\varepsilon, i}$ 表示股票 i 的收益率的标准差。

若采用低频率数据建立 GARCH 模型,则容易影响参数估计过程中的收敛性或稳定性,本文选取日收益率作为研究样本对模型进行估计,然后我们根据日波动率近似估计月波动率,再根据月波动率估计银行发生财务困境概率的月度数据^①。月波动率采用下式进行估计:

$$\sqrt{\frac{21}{1} \sum_{i=1}^1 \sigma_{\varepsilon, i}^2} \quad (9)$$

① 本文不用日数据或周数据的波动率,是因为它们可能含有太多的噪音。

其中 J 表示股票当月实际交易的天数, 本文采用每月 21 个交易日对月方差进行标准化^①。根据(7)式, 衡量银行发生财务困境概率的月度指标就可以表示为:

$$1/\sqrt{\frac{21}{T} \sum_{i=1}^T \sigma_{e_i}} \quad (10)$$

三、银行发生财务困境概率的估计

(一) 样本选择和数据选取

目前已经在沪深 A 股上市的银行共有 14 家。除了深圳发展银行、浦东发展银行、民生银行、招商银行和华夏银行五家银行上市较早外, 其它 9 家银行都是 2006 年以后上市的, 考虑到数据时期过短, 本文选择前面 5 家银行作为分析样本。另外, 这五家银行国有成份相对较小, 政府干预相对较少, 所以其经营行为及股价表现更为市场化。虽然它们的规模不及四大国有银行, 但考虑到银行体系存在多米诺骨牌效应, 这五家银行发生危机对整个银行体系, 甚至整个金融体系也会产生不良影响。因此我们认为分析这五家上市银行也具有重要的意义。

鉴于 2004 年和 2005 年两年间, 银行体系发生了重要的制度变迁, 经过一连串改革事件, 银行体系的稳定性有了明显变化, 而 2007 年次贷危机席卷全球, 对银行体系的稳定性造成巨大冲击, 我们采用 2003 年 1 月至 2009 年 3 月^②的银行股票价格数据来对不同阶段银行体系稳定性进行评估。

我们用考虑现金红利再投资的综合市场收益率(总市值加权平均)来表示市场组合收益率(RM_t), 用七天国债回购利率来表示无风险利率(RF_t)。 R_{it} ($i=1, 2, \dots, 5$) 分别表示五家样本银行的股票收益率。所有的数据均来自 CSMAR 证券市场数据库。下面我们运用 R2. 8. 1 软件对(8)式进行估计。

(二) GARCH 模型估计银行收益率的波动率

五家银行股票收益率的波动呈现出明显的聚类现象, 所有序列的峰度均大于 3, 存在明显的尖峰厚尾特征, JB 统计量都拒绝了正态分布假定, 因此初步判断股票收益率时间序列可能存在 ARCH 现象。

在估计模型之前, 还需要对数据进行平稳性以及 ARCH 效应的统计检验。首先我们对样本进行 ADF 单位根检验, 结果显示所有序列的统计量的 P 值都趋近于 0, 不存在单位根, 是平稳序列。我们采取拉格朗日乘数法检验 ARCH 效应, 结果表明

表 1 GARCH 模型的参数估计

	华夏银行	招商银行	浦发银行	民生银行	深发展
β	1.00E+00 (2.33E-02*)	0.889182 (2.17E-02*)	9.83E-01 (2.51E-02*)	9.51E-01 (2.03E-02*)	1.052419 (2.21E-02*)
α_1	6.38E-06 (2.31E-06*)	5.73E-06 (2.34E-06*)	6.25E-06 (2.49E-06*)	1.30E-05 (4.35E-06*)	1.09E-05 (3.46E-06*)
α_2	1.26E-01 (2.44E-02*)	7.40E-02 (1.55E-02*)	9.51E-02 (1.83E-02*)	1.17E-01 (2.44E-02*)	1.67E-01 (2.87E-02*)
α_3	8.72E-01 (1.89E-02*)	9.14E-01 (1.72E-02*)	8.99E-01 (1.77E-02*)	8.54E-01 (2.72E-02*)	8.28E-01 (2.52E-02*)

注: 括号内数字表示参数估计值的标准差, * 和 * * 分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。

^①因为同一月份各个银行股票的交易天数可能不同, 简单的加总月内每个交易日的方差得到月方差可能产生偏误, 不利于不同银行之间的比较。

^②华夏银行股票于 2003 年 9 月 12 日在上海证券交易所上市交易, 所以华夏银行的样本从 2003 年 9 月 12 日开始。

在 1% 显著性水平下所有序列均拒绝零假设，说明收益率残差序列确实存在 ARCH 效应，适宜采用 GARCH 模型。本文采用 GARCH(1, 1) 运用 BHHH 算法对模型(8)式进行估计，估计结果如表 1 所示。

如果 GARCH 模型能够正确地模拟股票收益率的波动，那么残差序列应该不存在自相关性和 ARCH 效应，因此我们对标准化残差序列及其平方序列做 Ljung - Box 检验来验证自相关性，并对标准化的残差序列做 LM 检验来验证 ARCH 效应是否被消除。结果表明除了浦发银行，模型对其他银行的拟合效果较好。之所以对浦发银行拟合较差，可能是因为收益率序列的自相关性较强，或是因为分布异于 t 分布，可以考虑在模型中加入自回归项，用一般误差分布(GED)或有偏的 t 分布代替一般的 t 分布加以解决，但为了保证结果的可比性以及模型的简洁性，我们仍采用表 1 结果对银行股票收益率的波动性进行近似估计。

(三) 银行发生财务困境概率的估计

通过 GARCH 模型的估计我们可以得到各个银行股票收益率的日波动率，利用(10)式可以计算出衡量银行发生财务困境月概率的指标，如果误差项服从正态分布成立，就可以得到银行发生财务困境月概率的估计值。因为发生财务困境概率通常以年度来衡量，所以我们将月度衡量指标除以 $\sqrt{12}$ 转化为年度衡量指标之后再计算概率。

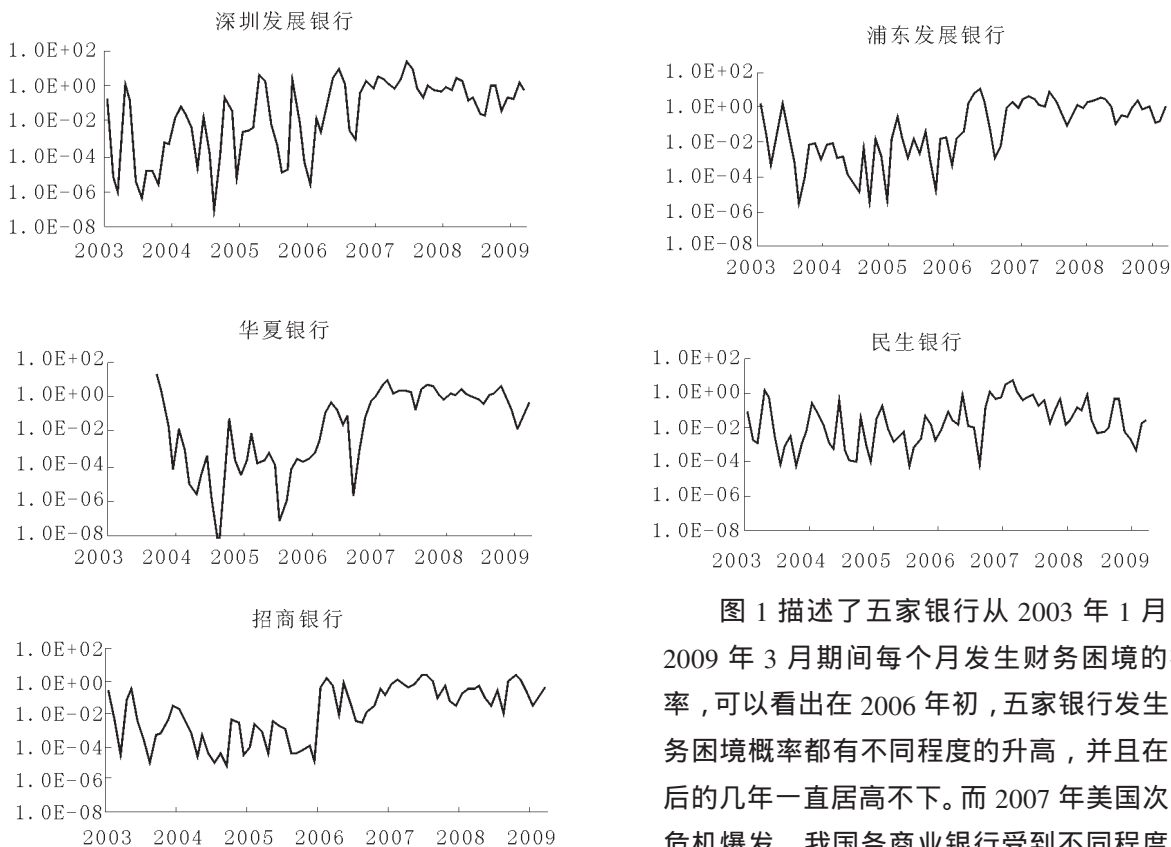


图 1 银行发生财务困境的年概率

这种情况。总体看来深圳发展银行发生财务困境的概率波动最为剧烈，而且绝对值也比其他银行高，这一点也在财务数据中得到了说明。按照 CAMELS 的分析框架中所采用的变量，资本充足性、资产质量、

图 1 描述了五家银行从 2003 年 1 月到 2009 年 3 月期间每个月发生财务困境的概率，可以看出在 2006 年初，五家银行发生财务困境概率都有不同程度的升高，并且在之后的几年一直居高不下。而 2007 年美国次贷危机爆发，我国各商业银行受到不同程度的冲击。图 1 中的指标一定程度上提前反映了

管理稳健性、收益和盈利性、流动性和对市场风险的敏感性都对银行的稳定性有重要的影响。深发展银行的资本充足率在 2003—2007 年之间都远低于其他四家银行,并没有达到巴塞尔协议所规定的 8% 的临界水平,而且不良贷款率也大大高于其他几家银行。

四、银行发生财务困境概率与宏观经济因素的关系分析

以往的很多研究也多是利用一系列宏观经济和金融指标建立模型预警银行危机,所以下面将利用估计得出的发生财务困境概率,分析具体哪些宏观经济指标对我国银行的稳定性有重要的影响。

(一) 指标选取和数据来源

最具有代表性的衡量宏观经济的因素是 GDP 和 CPI,但由于我国没有提供 GDP 的月度数据,因此我们选择工业增加值增速代替 GDP 增速。投资、进出口和消费对拉动经济增长有显著的作用,因此我们也选择固定资产投资增速、进出口增速、消费者信心指数作为衡量的指标。外汇储备对于金融稳定的影响是多方面的,一方面充沛的外汇储备有利于维护金融稳定,另一方面外汇储备的持续攀升会加大央行的货币政策难度,对金融稳定造成不利影响,所以外汇储备增速也是一个反映宏观经济的指标。货币供应量 M2 的增长率、利率对宏观经济有重要的影响,是国家宏观调控的重要手段,信贷增长既关系着银行体系的盈利能力,也关系着一国的经济增长和金融稳定,最后利率期限结构以及企业债券的信用溢价也可以在一定程度上反映人们对于经济的预期。综上,我们选择的指标包括工业增加值增速、CPI、出口增速、进口增速、固定投资增速、储蓄增速、长期贷款增速、短期贷款增速、外汇储备增速、M2 增速、消费者信心指数、短期利率、利率期限结构和信用溢价共 14 个指标。

数据来源于 CSMAR 金融数据库,其中短期利率用七天回购利率表示,利率期限结构用当月最新发行的 20 年期国债的月开盘到期收益率与 7 天国债回购利率之差表示,信用溢价用当月最新发行的 10 年期以上的企业债的与同样期限的当月最新发行的国债的月开盘到期收益率之差表示,数据中所有的增速均为同比增速,区间从 2003 年 1 月到 2009 年 3 月。

(二) 因子分析法

由于这些宏观指标之间可能存在共线性并且指标数量较多不容易直接进行分析,因此我们通过 SPSS 13.0 软件利用因子分析法对上述 14 个指标进行降维。由表 2 可以看出前五个因子已经可以解释 80.39% 的方差,根据图 2 可以看出前 5 个因子的特征值变化非常明显,而从第 6 个因子开始,特征值的变化趋于平稳,因此本文选择前 5 个因子作为解释变量。

表 3 列出了各个变量对公共因子变量的载荷。从表 3 中可以看出,货币供给、利率、利率期限结构以及长短期贷款对第一个因子的载荷比较大,工业增加值增速、进出口和投资对第二个因子的载荷较大,CPI、储蓄、利率和信用溢价对第三个因子的载荷较大,外汇储备对第四个因子的载荷较大,消费者信心对第五个因子的载荷较大。

(三) 银行财务困境概率和宏观因子的回归分析

因为图 1 中估计银行财务困境概率假定了正态分布,为了避免正态分布假设对概率估计造成的误

表 2 方差贡献表

因子	方差贡献率(%)	累计方差贡献率(%)
1	26.65	26.65
2	24.62	51.27
3	12.71	63.98
4	9.08	73.06
5	7.33	80.39

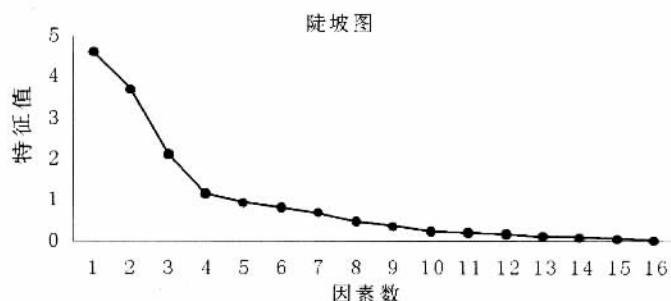


图2 公共因子变量与其特征值的散点图

表3 旋转后因子载荷矩阵

	因子1	因子2	因子3	因子4	因子5
工业增加值	0.10	0.60	0.03	0.37	0.44
CPI	0.15	0.01	0.93	-0.01	-0.11
出口	-0.13	0.70	-0.06	0.19	0.21
进口	0.19	0.88	0.03	0.12	0.05
投资	-0.05	0.77	-0.17	-0.27	-0.16
储蓄	-0.12	0.02	-0.78	-0.33	-0.30
外汇储备	-0.12	0.09	0.09	0.89	0.03
M2	0.65	0.23	-0.39	0.49	-0.07
利率	0.69	-0.04	0.59	-0.14	0.05
利率期限结构	-0.90	0.20	-0.08	0.16	-0.07
短期贷款	0.89	0.12	0.28	-0.03	-0.04
长期贷款	0.65	0.58	0.06	0.19	-0.09
消费者信心	-0.01	0.05	0.02	-0.02	0.88
信用溢价	0.12	-0.41	0.61	-0.22	-0.45

表4 OLS 参数估计结果

	因子1	因子2	因子3	因子4	因子5
深发展	-0.43 (0.48)	1.33 (0.48*)	-1.79 (0.48*)	0.36 (0.48)	0.46 (0.48)
浦发银行	-1.15 (0.38*)	1.74 (0.38*)	-1.12 (0.38*)	0.58 (0.38)	0.19 (0.38)
华夏银行	-3.08 (0.39*)	1.81 (0.37*)	-1.12 (0.40*)	0.18 (0.37)	-0.29 (0.47)
民生银行	-0.62 (0.33***)	0.45 (0.33)	-0.71 (0.33**)	0.31 (0.33)	0.37 (0.33)
招商银行	-1.40 (0.33*)	1.43 (0.33*)	-1.00 (0.33*)	0.57 (0.33***)	0.32 (0.33)

注:括号内数字表示参数估计值的标准差,*、**和***分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

差,我们用衡量银行发生财务困境月概率的指标 $(1/1/\sqrt{\frac{21}{I} \sum_{i=1}^I \sigma_{it}})$ 代替概率对上述五个因子进行回归,进而判断哪些宏观因子对银行发生财务困境概率有显著的影响。因为指标和估计的概率是负相关的,所以回归系数为正表示因子增加会降低银行发生财务困境的概率。在分别对每个银行进行时间序列回归之前,需对序列做平稳性检验,ADF 检验表明五家银行发生财务困境的概率指标和5个宏观因子在5%的显著性水平下都是平稳的。

回归结果如表4所示,为防止伪回归的出现,本文又对表4中的5个回归方程做了E-G协整检验。5个回归方程的残差的ADF检验都表明残差序列是平稳的,所以上述的变量之间存在E-G协整关系,5个回归方程也不是伪回归。另外5个回归方程也通过了序列相关检验(Breusch-Godfrey LM 检验)和异方差检验(White 检验),表明不存在序列相关和异方差。

如表4所示,有四家银行发生财务困境的概率指标对第一个因子的系数是显著为负的,结合表3,在第一个因子中,利率的载荷为正,说明短期内提高利率会造成银行发生财务困境的概率升高。这主要是因为市场利率^①的提高一方面使流动性不足的银行难以在市场上及时获得必要的补充,或者必须支付很高的成本;另一方面又使银行原有负债的成本提高,这些都可能会增加银行体系的不稳定。Miskin(1996)认为高利率政策恶化了银行的资产负债表,降低了企业的净值,会造成金融不稳定。Schinasi^[12](2003)也指

①这里的利率是指市场上的流动性补充手段,如票据贴现,债券回购等等,利率上升导致融资成本增加。

出, 中央银行提高利率的结果可能会使一些对利率非常敏感的大银行面临更大波动性的风险。长短期贷款的载荷也是正的, 这表示银行信贷的增加也会导致银行发生财务困境的概率升高。这主要是因为金融不稳定的根源在于信用过度扩张, 它使得本身就存在脆弱性的金融机构和金融体系在面临外部冲击时更加脆弱(王自立^[13], 2005)。过度放贷使贷款机构一旦面临利率升高这样的外部冲击, 就会产生大量的不良贷款, 对银行体系的稳定性造成威胁^①, 这也说明短期内利率的提高和信贷的迅速扩张确实会对金融系统的稳定产生威胁。

第二个因子可以看作是经济增长方面的因素, 它对四家银行都是显著为正的, 其中工业增加值、进出口和投资的载荷都是正的, 说明稳定的经济增长对银行体系的稳定是有利的。

第三个因子可以看作是经济稳定方面的因素, 它对所有银行都是显著为负的。其中 CPI、利率和信用溢价的载荷都是正的。首先, 通货膨胀率是反映一国经济稳定的基本指标, 传统观点认为维持货币稳定有利于金融体系的稳定(Schwartz, 1988、1995), 通货膨胀的存在, 使得作为贷款方的银行在区别借款人 and 项目质量上变得更为困难, 从而使贷款方的风险暴露加大, 威胁金融体系的稳定性。其次, 对于利率, 不论是在第一个因子中还是在第三个因子中, 利率的提高都会对银行体系产生不利影响, 所以以实现货币稳定为目标的货币政策有可能加大了金融体系的潜在风险, 这说明在短期内金融稳定与货币稳定存在一定的冲突。Cukierman(1992)认为保持低通胀的货币政策会带来金融不稳定的隐患, 保持低通胀的政策要求迅速和实质性地提高利率, 如果银行不能迅速地进行资产和负债的转化, 就会加大利率的不匹配, 从而面临较大的市场风险。再次, 对于信用溢价, 它反映了人们对于企业信用风险的补偿, 风险溢价减少表示企业经营状况良好, 相应的银行的不良贷款率就会下降从而增加银行的稳定性, 反之则会导致银行体系不稳定性增加。

第四个因子对银行体系稳定的影响是不显著的, 但系数的符号都为正。第四个因子的主要指标是外汇储备。对于储备因子, 与一般的看法不同的是外汇储备对发生财务困境概率指标的影响并不显著。一般认为充足的外汇储备会促进金融稳定, 但就我国的具体情况来看, 到 2002 年底我国外汇储备就达 2700 亿美元, 到目前为止已经突破两万亿美元, 外汇储备的继续增加对于金融稳定的边际效用已经很小。而巨额的外汇储备会导致人民币升值压力加大, 增加了管理难度和机会成本。因此, 我国外汇储备进一步增加的作用不是很显著。

第五个因子主要指标是消费者信心指数, 虽然系数的符号为正但并不显著。消费者信心反映了人们的经济预期, 消费者信心的增加有利于银行体系的稳定, 但由于我国一直处于内需不足的状态, 国内消费不足, 因此消费对于银行体系稳定的影响效果有限。

五、结论和不足

本文试图从市场信息的视角来前瞻性地研究我国银行体系的稳定性。我们分析了五大股份制银行: 深圳发展银行、浦东发展银行、民生银行、招商银行和华夏银行, 利用市场信息估计出单个银行股票收益率的波动性, 并进一步估计出在 2003 年 1 月至 2009 年 3 月之间银行发生财务困境的概率。我们发现在 2007 年美国次贷危机爆发前半年到一年各家银行发生财务困境的概率有明显的升高, 证明市场信

^①根据国际货币基金组织的统计, 自 1980 年以来由于银行不良贷款过高引发金融问题的国家占有所有发生金融问题国家的 66% 以上, 而由于不良贷款过高引发金融危机的占 58% 以上。

息能够对银行危机的产生起到一定的预警作用。

进一步地,我们对影响银行发生财务困境概率的宏观因素进行了研究,我们发现信贷的快速增长、通货膨胀增加了银行体系的不稳定性,并且短期内央行对于抑制通货膨胀所采取的提高利率的政策也会对金融体系的稳定产生冲击,这说明货币稳定和金融稳定在短期内是可能冲突的。另外,稳定的经济增长对银行体系的稳定是有利的,但在我国外汇储备进一步增加和消费对于银行体系稳定的影响并不明显。

我国股票市场成立时间较短,市场交易机制不尽完善,投资者也不够成熟,这些都影响了股票市场的有效性,进而影响本文的结论。本文在我国股票市场弱有效的条件下尝试运用市场信息法提供一种前瞻性的评估方法,随着中国股票市场的有效性的提高,运用这种方法将更准确,这为以后的研究提供一个参考。另外本文评估的是单个银行发生财务困境的概率,若能估计出银行间发生财务困境的联合概率将能更全面评估银行体系的稳定性,这也是以后可以进一步研究的方向。

参考文献:

- [1] SINKEY, JOSEPH F. A Multivariate Statistical Analysis of the Characteristics of Problem Banks[J]. The Journal of Finance(S0022 - 1082), 1975, Vol. 30, No. 1: 21 - 36.
- [2] SPAHR, RONALD W. Predicting Bank Failures and International Assessment of Bank Risk[J]. Journal of Business Research(S0418 - 2963), 1989, 19: 179 - 185.
- [3] JOSEPH AHARONY, CHARLES P. JONES, ITZHAK SWARY. An Analysis of Risk and Return Characteristics of Corporate Bankruptcy Using Capital Market Data [J]. The Journal of Finance(S0022 - 1082), 1980, Vol. 35, No. 4: 1001 - 1016.
- [4] RICHARD H. PETTWAY, JOSEPH F. SINKEY. Establishing On - Site Bank Examination Priorities [J]. The Journal of Finance(S0022 - 1082), 1980, Vol. 35, No. 1: 137 - 150.
- [5] SHICK, R. A, SHERMAN, L. F. Bank Stock Prices as an Early Warning System for Changes in Condition [J]. Journal of Bank Research(S0021 - 9215), 1980, 11: 136 - 46.
- [6] HALL, S. G., MILES, D. K. Measuring the Risk of Financial Institutions Portfolios: Some Suggestions For Alternative Techniques: Using Stock Prices. LSE Financial Markets Group Discussion Paper Series, 1988, 0029.
- [7] ANDREW D, CLARE. Using the Arbitrage Pricing Theory to Calculate the Probability of Financial Institution Failure[J]. Journal of Money, Credit and Banking(S0022 - 2879), 1995, Vol. 27, No. 3: 920 - 926
- [8] BYSTROM, H. Estimating Default Probabilities Using Stock Prices: The Swedish Banking Sector during the 1990 Banking Crisis. Working paper, Lund University, Department of Economics. 2003
- [9] 廖理, 刘碧波, 酃金梁. 道德风险、信息发现与市场有效性——来自于股权分置改革的证据[J]. 金融研究, 2008 ,(4): 146 - 173.
- [10] BENJAMIN M. TABAK, ROBERTA B. STAUB. Assessing Financial Instability: The Case of Brazil[J]. Research in International Business and Finance(S0275 - 5319), 2007, Vol. 21, No. 2: 188 - 202
- [11] 余卫军, 张新生. 上证指数收益率分布的拟合[J]. 经济科学, 2004 ,(3): 56 - 63.
- [12] SCHINASI, GARRY J. Responsibility of Central Banks for Stability in Financial Markets. IMF Working Paper, No. 03/121.
- [13] 王自力. 金融稳定与货币稳定关系论[J]. 金融研究, 2005 ,(5): 1 - 11.

(收稿日期 2009—06—19 责任编辑 赵爱清)