

我国商业银行稳定性的实证研究——基于市场信息的角度

郑鸣¹ 张翼² 倪玉娟¹ 刘林¹

(1. 厦门大学经济学院金融系 361005; 2. 厦门大学王亚南经济研究院 361005)

【摘要】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月年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，在一定程度上弥补基于会计信息的评估银行稳定性方法的不足。本文还进一步运用因子分析法、OLS和E-G协整方法研究影响我国银行发生财务困境概率的宏观因素，发现信贷的快速增长、通货膨胀、利率的提高增加了商业银行的不稳定性，经济的稳定增长提高了银行的稳定性，而外汇储备的增长和国内消费对商业银行的稳定性影响不显著。

【关键词】银行发生财务困境概率；股票价格；金融稳定

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，世界货币基金组织的研究（2002）表明，发生银行危机之后，累积的产出损失平均达到11.6%，如果货币危机和银行危机同时发生，累计产出损失平均会上升到14.4%。另一方面，银行危机导致投资者对银行体系丧失信心、加重经济萧条、阻碍国民储蓄流向最有生产力的领域、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，都会迅速的波及到其他国家。因此，金融稳定尤其是银行体系的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是基于两个假设是：一是商业银行可以分为两类：经营稳健的和有破产风险的；二是，两类银行在财务表现和行为模式上存在一定的差别，其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, 1975; Spahr, 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，比较两类银行不同的财务特征，并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^②。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，最快也只有季度数据，所以模型使用数据的频率太低，致使基于会计信息方法的预测很难做到及时。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。再次，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，对未来做出预测的能力有限，导致基于会计信息方法的模型对未来的预测性能力不强。

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等（1980）对美国公司破产概率的衡量。Joseph等利用市场数据研究了1970年~1978年美国公司的破

^①自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）。

^②通常建立模型分为两个部分，一是指标的选择，由于影响银行风险状况的因素主要是资本充足性，资产质量，管理水平，盈利能力和流动性等，因此通常预警模型对解释变量的选择也是围绕这几个指标，选用单个财务指标或因子分析法生产的共同因子作为解释变量。二是模型的选择，比较常见的模型包括判别分析法、logit模型、probit模型和线性概率模型等。

产概率，并对破产公司和非破产公司进行了对比，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 (1980) 同时对比研究 6 家大的破产银行以及 6 家作为参照的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 (1980) 研究了银行股票价格作为一种预警信号的可能性，并发现对于银行评级的变化，股票价格至少提前 15 个月做出反应。Aghimien (1993) 研究 1965~1984 年间美国倒闭的十家大银行，实证结果显示利用残差分析法将银行股票的周收益对市场收益进行回归可以在监管当局采取行动的 123 周之前将有问题银行识别出来。Curry 等 (2001) 也对股票价格、收益率波动等指标预测银行评级变化进行了研究，发现在评级下调前至少一年股票价格持续下跌且收益率波动持续上升。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，这也是上述研究的缺点。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 (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 至 1987 年的破产概率。随后 Clare (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。Clare&Priestley (2002) 又对挪威的银行体系进行了研究，发现在 80 年代中期解除金融管制之后，银行破产概率不断升高，一直延续到 1991 年爆发银行危机。Bystrom (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，并对得出的银行破产概率和评级机构的评级进行相关性分析，发现市场信息对于预测未来银行发生危机的反应速度远快于评级机构。Tabak&Staub (2007) 也对巴西的银行体系做了类似的研究。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。这主要可能是由于中国股票市场成立时间较短，另外，我国股票市场成立之初市场经济不够完善，投资者也不成熟，导致成立之初我国股票市场并非有效性的，所以运用市场信息法准确性就大打折扣。但随着 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。如张敏等 (2007) 利用检验鞅差序列的非参数统计量检验，认为中国股票市场是弱式有效的。廖理和刘碧波 (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动态银行体系的发生财务困境的概率，进而评估银行体系的稳定性。并从宏观经济层面探讨哪些宏观经济因素影响银行体系稳定性。本文结构安排如下：第二部分是银行发生财务困境概率的模型推导，第三部分是我国五家股份制银行发生财务困境概率的估计，第四部分分析宏观经济因素与银行体系稳定性的关系，最后一部分是结论和不足。

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一个随机扰动项 ε_t ，即：

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

其中 ε_t 期望值为 0，方差为 $\sigma_{\varepsilon_t}^2$ 。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，即式（5）的条件方差为：

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

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：

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

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 $\frac{1}{\sigma_{\varepsilon_t}} = 2.33$ 表示在 $t-1$ 到 t 的

时期内有百分之二的概率发生财务困境，而 $\frac{1}{\sigma_{\varepsilon_t}} = 3.09$ 表示千分之一的概率发生财务困境的。实际上，

式（7）即银行发生财务困境概率的指标和银行发生财务困境概率是成一对应的反向关系（Bystrom, 2003）。

由上可知模型的关键在于对随机误差项的标准差 σ_{ε_t} 的估计，目前的估计方法主要有两种。一是基于 APT 模型（Tabak&Staub, 2007），首先根据探测性因子分析或指定性因子分析确定多因素模型的结构，然后利用线性的两路径回归方法分别对因子敏感度和因子风险溢价进行估计，或是将 APT 作为一个非线性系统，通过 NLSUR 联合估计各个资产对于因子的敏感性系数和风险溢价，最终对模型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，一方面收益率具体受哪些因素影响没有一致结论和确实理论依据，另一方面，各个因素之间一般存在相关甚至共线关系，用这些因素作为解

释变量来解释收益率时可能存在回归系数不准备的问题, 从而影响 σ_{ε_t} 的估计。因此本文利用 CAPM 模型, 并利用 GARCH 模型对波动率进行估计。一般的 GARCH (p, q) 模型的形式如下:

$$\begin{aligned} Y_t &= X_t \beta + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= \sqrt{h_t} v_t \\ h_t &= a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q b_j \sigma_{\varepsilon_{t-j}}^2 \end{aligned}$$

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) 模型已经能够很好的模拟金融数据的波动性, 然而金融时间序列往往具有尖峰厚尾的特征 (余卫军, 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:

$$\begin{aligned} R_{it} - RF_t &= \beta_i (RM_t - RF_t) + \varepsilon_{it} \\ \sigma_{\varepsilon_{it}}^2 &= \alpha_1 + \alpha_2 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \alpha_3 \sigma_{\varepsilon_{i,t-1}}^2 \end{aligned} \quad (8)$$

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。 $\sigma_{\varepsilon_{it}}$ 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。由 (8) 式我们可以得到日波动率 σ_{ε_t} 的估计值, 接着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^③。月波动率采用下式进行估计方法:

$$\sqrt{\frac{21}{I} \sum_{i=1}^I \sigma_{\varepsilon_i}} \quad (9)$$

其中 I 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^④。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:

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

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^⑤。其中中国银行、工商银行、兴业银行、中信银行、交通银行、宁波银行、南京银行、北京银行和建设银行这 9 家银行都是 2006 年以后上市的, 考虑到数据时期过短, 计量回归的可靠性不强, 所以本文选择另外 5 家上市较早的银行作为分析样本, 它们是: 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。另外, 这五家股份制银行,

^③ 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。

^④ 因为公司重大事项需要停牌等原因会导致即使在同一月份各个银行股票的交易天数也可能不同, 如果通过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, 因此本文采用每月 21 个交易日对月方差进行标准化, 以便于不同银行之间的比较。

^⑤ 它们是深圳发展银行、浦东发展银行、民生银行、招商银行、华夏银行、北京银行、宁波银行、兴业银行、中国工商银行、中国建设银行、中国银行、南京银行、交通银行和中信银行。

国有的成份相对较小，政府干预的情况相对较少，所以其经营行为及股价表现相对更为市场化。虽然这五家银行的规模不及四大国有银行，但考虑到银行体系内部明显的多米诺骨牌效应（李艳丽等，2006），那么这五家银行发生危机也对整个银行体系，甚至整个金融体系产生或多或少的不良影响。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。

另外，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

图 1 是五家上市股份制银行以日收益率图，从图中我们可以看出收益率的波动随着时间而变化，在一段时间内的连续偏高或偏低，呈现出波动的聚类现象。

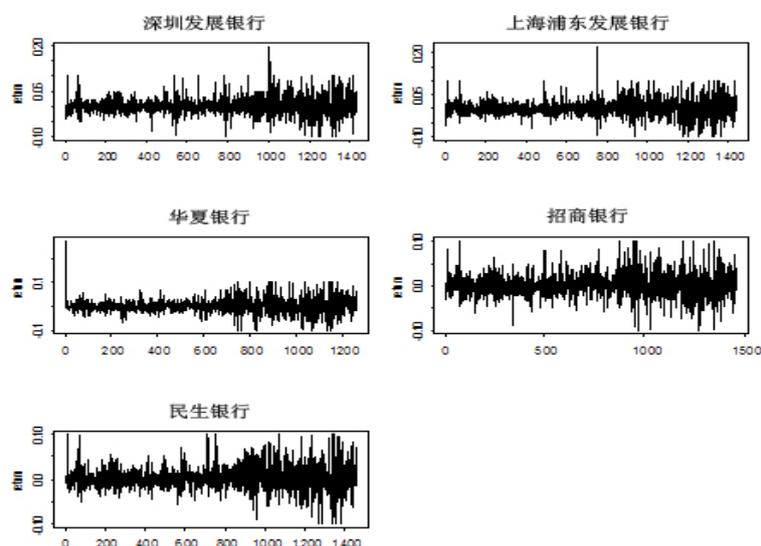


图 1 股票日收益率线性图

从表 1 中可以看出所有序列的峰度均大于 3，且标准差远大于均值，说明存在明显的尖峰厚尾特征，JB 统计量表明所有收益率序列都拒绝正态分布假定。因此初步判断股票收益率时间序列可能存在 ARCH 现象。

表 1 收益率的描述性统计量

	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量
华夏银行	0.001351	0.276786	-0.100478	0.031478	0.714224	9.060178	2044.918
民生银行	0.001272	0.10101	-0.100000	0.02707	0.238319	4.943045	244.993
浦发银行	0.0014	0.222191	-0.100262	0.02997	0.480772	6.608544	841.9994
深发展	0.00099	0.195852	-0.100228	0.030129	0.433269	5.822364	522.2713
招商银行	0.001379	0.100304	-0.100074	0.02687	0.285363	5.325681	349.3278

[®] 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。

在估计模型之前，还需要对数据进平稳性检验以及 ARCH 效应的统计检验。首先我们对样本的日收益率序列进行 ADF 单位根检验，结果显示在所有序列的统计量的 P 值都趋近于 0，表明所有日收益率序列不存在单位根，是平稳序列。对 ARCH 效应的检验我们采取最常用的拉格朗日乘法，即 LM 检验，检验结果表明在 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 2 所示。

表 2 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

如果 GARCH 模型能够正确的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也不再存在 ARCH 效应，因此我们对标准化残差序列和标准化残差的平方序列做 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。

表 3 Ljung-Box 检验 LM 检验的 P 值

	华夏银行	招商银行	浦发银行	民生银行	深发展
Ljung-Box-1	0.3485	0.0456**	0.1373	0.0659***	0.0391**
Ljung-Box-2	0.9858	0.2382	0.0001*	0.9741	0.9755
LM	0.6947	0.2115	0.0001*	0.9644	0.9747

注：Ljung-Box-1 和 Ljung-Box-2 分别表示对标准化的残差序列和标准化残差的平方序列进行检验，*、**、***表示在 1%、5%、10%的显著性水平下存在 ARCH 效应

由表 3 可以看出，除了对浦发银行，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，或是因为分布显著易于正态分布，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 2 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条件方差，利用 (10) 式可以计算出衡量银行月发生财务困境概率的指标，如果误差项服从正态分布成立，就可以得到银行月发生财务困境概率的估计值。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 $\sqrt{12}$ 转化为年度衡量单位之后再来计算概率。

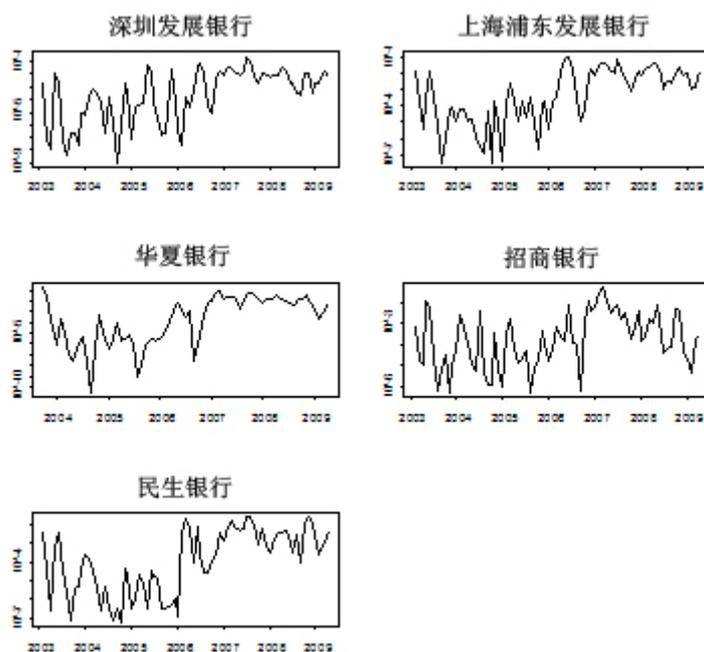


图 2 银行发生财务困境的年概率 (%)

图 2 描述了五家银行从 2003 年 1 月到 2009 年 3 月期间每个月的发生财务困境概率，可以看出在 2006 年初，五家银行的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 年美国次贷危机暴发，我们各商业银行受到不同程度的冲击。图 2 中的指标一定程度上提前反应了这种情况。从图中还可以看出招商银行在 2006 年初的反应最为剧烈，其原因可能在于招行是五家银行中唯一直接购买了美国次级按揭贷款的银行。总体看来深圳发展银行的发生财务困境概率波动最为剧烈，而且绝对值也比其他银行高，这一点也在表 4 中的财务数据得到了说明。按照 CAMELS 的分析框架中所采用的变量，资本充足性、资产质量、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。表 4 中列举了衡量资本充足性、资产质量和收益赢利性的三个指标，从中可以看出，深圳发展银行的资本充足率是五家银行中最低的，远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。

表 4 2003~2007 年度资本充足率、不良贷款率、净资产收益率表

		2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年
深发展	资本充足率	6.96	2.30	3.70	3.71	5.77
	不良贷款率	8.49	11.41	9.33	7.98	5.62
	净资产收益率	7.98	6.19	6.97	20.12	20.37
浦发银行	资本充足率	8.64	8.03	8.04	9.27	9.15
	不良贷款率	1.92	2.45	1.97	1.83	1.46
	净资产收益率	13.04	14.29	16.01	13.57	19.43
民生银行	资本充足率	8.62	8.59	8.26	8.12	10.73
	不良贷款率	1.29	1.31	1.28	1.23	1.22
	净资产收益率	14.42	15.79	17.48	19.85	12.62
招商银行	资本充足率	9.49	9.55	9.06	11.40	10.67
	不良贷款率	3.15	2.87	2.58	2.12	1.54

	净资产收益率	12.21	15.06	15.93	12.89	22.42
华夏 银行	资本充足率	10.32	8.61	8.23	8.28	8.27
	不良贷款率	4.23	3.96	3.04	2.73	2.25
	净资产收益率	9.29	10.58	12.33	12.51	16.09

数据来源：CSMAR 数据库

四、银行发生财务困境概率与宏观经济因素的关系分析

银行财务困境的发生往往是以一系列宏观经济和金融指标的异常变动为先兆，我们通过监测和分析国家整体经济变量指标的变动，可以客观地反映系统性银行风险，这有利于银行风险的事前防范和化解。以往的很多研究也多是利用这些经济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长速度代替 GDP 增长速度^⑦。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长速度、进出口增长速度、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，所以外汇储备增长速度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长速度、CPI、出口增长速度、进口增长速度、固定资产投资增长速度、储蓄增长速度、长期贷款增长速度、短期贷款增长速度、外汇储备增长速度、M2 增长速度、消费者信心指数、短期利率、利率期限结构和信用溢价共 14 个经济指标。

数据来源于 CSMAR 金融数据库，其中短期利率用国债七日回购利率表示，利率期限结构用当月最新发行的 20 年期国债的月开盘日到期收益率与 7 天国债回购利率的差额表示，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日到期收益率之差表示，数据中所有的增长速度均为同比增长速度。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 5 可以看出前五个因子已经可以解释 80.38% 的方差，根据图 3 可以看出，前 5 个公共因子变量的特征值变化非常明显，而从第 6 个公共因子变量开始，特征值的变化趋于平稳，这说明提取前 5 个公共因子变量对原始指标变量的信息描述有显著的解释能力，因此本文选择前 5 个公共因子变量。

表 5 方差贡献表

因子	方差贡献率 (%)	累计方差贡献 (%)
1	26.65	26.65
2	24.62	51.26
3	12.71	63.97
4	9.08	73.05
5	7.33	80.38

^⑦在我国工业是推动经济增长的主要动力，工业增加值在 GDP 中占很大的比例，所以工业增加值的增长率可代替 GDP 增长率来反映整体国民经济的状况。

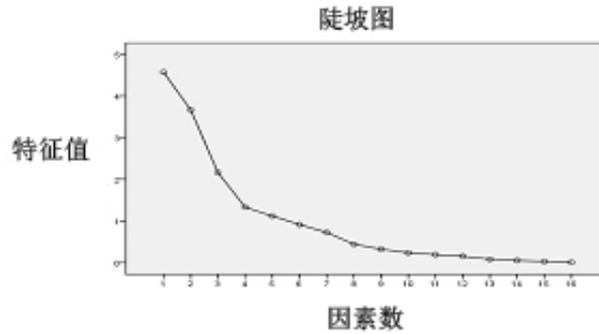


图 3 公共因子变量与其特征值的散点图

表 6 旋转前后因子负荷矩阵

	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 6 列出了各个指标变量对公共因子变量的载荷。从表 6 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，工业增加值增长速度、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 2 中估计银行财务困境概率是假定了正态分布，为了避免正态分布假设对概率估计造成的误差，我们用衡量银行月发生财务困境概率的指标 $(1/\sqrt{\frac{21}{I} \sum_{i=1}^I \sigma_{\varepsilon_i}})$ 来代替银行月发生财务困境

概率来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。因为银行发生财务困境概率的指标和银行发生财务困境概率是成反向关系，所以回归中系数为正的宏观因子对降低银行发生财务困境概率是有利的，反之，回归系数为负的宏观因子对降低银行发生财务困境概率是不利的。在分别对每个银行进行时间序列回归之前，需对所有序列做平稳性检验，ADF 检验（不含截距项）表明五家银行的发生财务困境概率指标和 5 个宏观因子在 5% 的显著性水平下都是平稳。

表 7 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

回归结果如表7所示，为防止伪回归的出现，本文又对表7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 7 所示，有四家银行发生财务困境概率指标对第一个因子的回归是显著且系数为负，结合表 6，在第一个因子中，利率的载荷为正的，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^⑥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流动性补充，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。这与一些学者的观点相符，Miskin（1996）认为高利率政策恶化了银行的资产负债表和降低了企业的净值，这主要是由于高利率吸引资本流入导致过度的负债和较高的信用风险，或者由于外国资本流入而出现币种的不匹配，这些都会造成金融不稳定。Schinasi（2003）也指出，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。第一个因子中，长短期贷款的载荷也为正的，这表示银行信贷的增加也是导致银行发生财务困境概率升高的因素之一。这主要是因为金融不稳定的根源在于信用过度扩张，过度的信用扩张使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或其他突发性事件时更加脆弱（王自立，2005）。同时过度的信贷是不良贷款主要原因，且不良贷款又是银行体系稳定的主要威胁^⑦。对于 2007 年美国发生次贷危机，其发生的原因固然是多方面的，但过度的发放次级贷款也是最主要原因之一，而贷款机构又不具备相应的风险管理能力，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，这也说明了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，它对四家银行发生财务困境指标都是显著为正的，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。第三个因子的 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的稳定有利于金融体系的稳定（Schwartz 1988、1995），因为通货膨胀的波动会使得使信贷市场本身存在的信息不对称问题变得更为严重。通货膨胀的存在，使得作为贷款方的银行

^⑥这里的利率并不是单指居民储蓄的储备利率（居民储蓄在中国对利率并不敏感），而是指市场上其他的流动性补充手段，比如票据贴现，债券回购、质押等等，利率上升导致融资成本增加。

^⑦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。

在区别借款人和项目质量上变得更为困难,从而使贷款方的风险暴露加大,威胁金融系统的稳定性[®]。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,不利于金融稳定,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,当经济扩张时企业信用风险下降,风险溢价减少,这时企业的盈利能力强,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,如果溢价升高,说明经济处在衰退期,企业风险增加,银行不良贷款率升高就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。其中第四个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,由于多年来的出口导向型政策以及内需的不足,形成了巨大的贸易顺差,到2002年底我国外汇储备就达2700亿美元,使我国成为仅次于日本的第二大外汇储备持有国,如此巨额的外汇储备已经足以实现保证对外支付和干预外汇市场以维持汇率稳定的目标。而到目前,外汇储备已经突破两万亿,随着外汇储备继续快速增加,其对于增强金融稳定的边际效用已经很小,并且巨额的外汇储备会导致人民币升值压力加大,热钱涌入积聚国内资本市场风险,央行为维持汇率稳定,又不得不大量买入外汇,同时投入相应的基础货币,形成外汇占款,造成国内货币供应量扩大,由此必然会加剧信用扩张和通货膨胀压力,而且过高的外汇储备增加了管理难度和机会成本。所以这些都是外汇储备过高对经济的负面影响。因此,在外汇储备已经很多的情况下,外汇储备的进一步增加对提高银行体系以及金融系统的稳定性的作用不是很显著。

第五个因子对银行体系稳定的影响也是不显著,但系数的符号都为正。第五个因子主要指标是消费者信心指数。对于消费者信心因子,其系数虽然并不显著,但是它的符号还是符合我们的预期的,消费者信心反映了人们的经济预期,而整体经济的运行状况与银行的发生财务困境概率是负相关的,所以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

国内鲜有文献从市场信息的视角来评估银行体系的稳定性,而大多数文章采用会计信息评估银行体系或者金融系统稳定性,由于会计信息的种种缺陷,不能提供事前的预测。本文试图从另一个视角来前瞻性地研究我国银行体系的稳定性。考虑的数据合适性,我们分析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,运用CAMP模型估计出单个银行股票收益率的波动性,并利用理论模型中推导出的公式进一步估计出在2003年1月至2009年3月之间银行发生财务危机的概率。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的发生财务困境概率有明显的升高,证明市场信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,首先我们因子分析的方法在众多的宏观经济指标中找出5个主要因子,然后研究这5个宏观因子与银行发生财务困境概率之间的关系。我们发现信贷的快速增长、通货膨胀则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,这说明一定程度上货

[®] Bordo&Wheelock 指出不考虑是因为货币因素还是非货币因素引起的价格波动,金融危机通常都出现在,由持续的通货膨胀迅速转变为通货紧缩这样的价格水平急剧变化的环境中。因此,货币不稳定确实对金融体系的不稳定有影响。

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，投资都也不够成熟，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性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，若能估计出银行间的发生财务困境的联合概率将更能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] 廖理, 刘碧波, 郗金梁. 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.
- [2] 张敏, 陈敏, 田萍. 再论中国股票市场的弱有效性[J]. 数理统计与管理, 2007年11月第26卷第6期, 第1091-1099页。
- [3] 王自力. 金融稳定与货币稳定关系论[J]. 金融研究, 2005(5): 1-11.
- [4] 王佳妮, 李文浩. GARCH模型能否提供好的波动率预测[J]. 数量经济技术经济研究, 2005(6): 74-87.
- [5] 陆磊. 非均衡博弈、央行的微观独立性与最优金融稳定政策[J]. 经济研究, 2005(8): 32-43.
- [6] 施红俊, 陈伟忠. 股票月收益实际波动率的实证研究[J]. 同济大学学报(自然科学版), 2005(2): 264-268.
- [7] 邵锡栋, 殷炼乾. 基于实现极差和实现波动率的中国金融市场风险测度研究[J]. 金融研究, 2008(6): 109-121.
- [8] 苗文龙. 金融稳定与货币稳定——基于信息约束经济中央行独立性的分析[J]. 金融研究, 2007(1): 163-174.
- [9] 余卫军, 张新生. 上证指数收益率分布的拟合[J]. 经济数学, 2004(3): 56-63.
- [10] Aghimien, P.A. Using market information to select candidates for going concern opinions: The case of large commercial banks [J]. Mid-Atlantic Journal of Business, 1993, 29: 75-95.
- [11] Andrew D. Clare. Using the Arbitrage Pricing Theory to Calculate the Probability of Financial Institution Failure[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1995, Vol. 27, No. 3:920-926
- [12] Bystrom, H. Estimating default probabilities using stock prices: the Swedish banking sector during the 1990 banking crisis. Working paper, Lund University, Department of Economics.
http://econpapers.repec.org/paper/hhslunewp/2003_5f001.htm, 2003
- [13] Benjamin M. Tabak, Roberta B. Staub. Assessing financial instability: The case of Brazil[J]. Research in International Business and Finance, 2007(21): 188-202
- [14] Curry, T.J, P.J. Elmer, G.S. Fissel. Regulator Use of Market Data to Improve the Identification of Bank Financial Distress. FDIC Working Paper Series, <http://www.fdic.gov>. 2001, No. 2001-01
- [15] 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.
- [16] Joseph Aharony, Charles P. Jones, Itzhak Swary. An Analysis of Risk and Return Characteristics of Corporate Bankruptcy Using Capital Market Data [J]. Journal of Finance, 1980, Vol. 35, No.4:1001-1016.
- [17] Oriana Bandiera, Gerard Caprio, Patrick Honohan, et al. Dose Financial Reform Raise Or Reduce Saving?[J]. The Review of Economics and Statistics, 2000, Vol.82, No.2:239-263.
- [18] Richard H. Pettway, Joseph F. Sinkey. Establishing On-Site Bank Examination Priorities [J]. The Journal of Finance, 1980, Vol. 35, No.1:137-150.
- [19] Sinkey, Joseph F. A Multivariate Statistical Analysis of the Characteristics of Problem Banks[J]. Journal of Finance, 1975, Vol.xxx, No.1:21-36.
- [20] Spahr, Ronald W. Predicting Bank Failures and International Assessment of Bank Risk[J]. Journal of Business Research, 1989, 19:179-185.
- [21] Schinasi, Garry J. Responsibility of Central Banks for Stability in Financial Markets. IMF Working Paper, No. 03/121.

[22] Shick, R. A, Sherman, L. F. Bank stock prices as an early warning system for changes in condition [J]. Journal of Bank Research, 1980(11): 136-46.

The Empirical Study on Stability of Chinese Commercial Banks
—— From the perspective of market information

Abstract: Based on market method, we utilize bank stock prices to estimate the probability of bank failures. For Chinese banks, we utilize the CAMP and GARCH model to estimate the probability of bank failures from January of 2003 to March of 2009, and the empirical results show that the market based method can reveal bank failure in advance, which make up the weakness of the accounting based method. We further use factor analysis, OLS and EG cointegration method to study the macro-financial factors which could impact the probability of bank failure, and find that rapid credit growth, inflation, interest rates increased the bank failure, economic growth improved the stability of the bank, while foreign exchange reserves and domestic consumption growth affected the stability of commercial banks insignificantly.

Keywords: Bank failure; Stock price; Financial stability