



我国银行治理特征与银行稳健性的关系研究

陈守东,张丁育

(吉林大学 数量经济研究中心/商学院,吉林 长春 130012)

摘要:银行治理的有效运行直接影响着银行的风险状况,本文从治理结构特征、激励特征、股权特征三个方面衡量我国商业银行的治理特征,通过广义动态因子模型将多个银行治理特征变量合成银行治理特征因子,并构建 Panel SVAR 模型分析了银行治理特征对银行稳健性的影响,结果表明对国有控股商业银行和股份制商业银行而言,银行治理效率因子对银行稳健性均产生正向冲击,银行治理非效率因子对银行稳健性具有短期的负向影响,而银行的稳健性水平均对银行治理效率因子具有正向影响。

关键词:银行治理特征;银行稳健性;Panel SVAR 模型

中图分类号:F830 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2015)01-0099-09

一、引言

Minsky(1982)提出的“金融不稳定假说”认为银行业自身具有内在的不稳定性,是由其高负债经营的行业特点决定的,经济繁荣阶段,风险偏好型和投机性的借款人所占比例可能导致频繁违约,从而引发大规模的银行破产,导致金融危机的发生^[1]。大量的理论和实证研究表明,商业银行监管不力是美国次贷危机的重要成因之一,金融危机造成的影响大部分是由银行危机引起的,因此银行业的稳定是金融稳定的核心。

亚洲金融危机爆发后,诸多学者从理论和实践层面研究了我国银行的不稳定性问题,认为我国银行存在东亚银行体系的通病,即政府的干预更强,同时政府的担保导致银行盲目扩张信贷^[2],使银行承担的风险更大,我国的银行体系脆弱性主要表现为大量不良资产^[3]。近年来学者们开始对我国银行的风险水平进行定量度量,万晓莉(2008)选取了中央银行对金融机构的信贷等5项银行内外部风险指标对银行面临的风险进行评价^[4],陈守东等(2011)从信贷、流动性、汇率风险三个方面选取了6项指标构建了我国银行脆弱性测度指数,发现我国银行脆弱性自2007年开始处于较高的水平,未来一段时间也将持续这种高水平^[5]。在研究银行风险和风险水平时,大多数学者认为我国银行面临着较高的风险。曹廷求和王裕瑾(2011)认为商业银行倒闭的根本原因是银行治理结构的缺陷以及由此产生的薄弱风险控制体系^[6]。在银行的风险控制活动中,起主导性地位的是银行的治理行为,因此对商业银行治理特征的研究有助于规避银行风险。

Basel 银行监管委员会于1999年提出加强银行的公司治理有助于提高监管效率,认为公司治理对于保证金融系统的稳健发展是必要的,并于2003年进一步强调了董事会在风险控制中的作用,建

收稿日期:2014-05-04

基金项目:国家社科基金项目“系统性金融风险与宏观审慎监管研究”(12BJY158);教育部重点研究基地重大项目“中国系统性金融风险防范与金融稳定性计量研究”(14JJD790043)

作者简介:陈守东,男,吉林大学商学院教授,博士生导师,研究方向为金融与财务决策。E-mail:chensd@jlu.edu.cn。

张丁育,女,吉林大学商学院博士研究生,研究方向为金融计量分析。

议银行通过强化公司治理规避风险。银行的经营方式和所有权结构都与一般企业有所不同,银行作为一种以货币为经营对象的特殊企业,股本在银行总资产中的比例很低,且不用于日常经营和购买流动性资产;银行在经营过程中要兼顾银行股东与公众利益,因此金融监管当局往往通过行政性法规、命令、指引或经济手段,限制银行管理者追求股东利益最大化的行为。尽管银行的所有权结构和经营目标具有特殊性,但只要所有者与经营者之间存在利益不一致,由于交易费用的存在使这种冲突无法通过建立完全契约解决,代理问题就必然存在^[7]。

目前,商业银行治理与银行风险之间的关系正逐渐成为全球银行界和理论界关注的热点,银行治理与银行风险之间关系密切,有效的银行治理对规避风险具有积极作用^[8]。国外学者基于日本、印尼、澳大利亚和美国的研究都认为银行治理对银行风险控制具有积极作用,学者们普遍认为控股股东性质,股权集中度,高管薪酬和董事会规模等银行治理特征变量与对银行的治理绩效有显著的影响^[6]。我国商业银行治理的研究起步较晚,但近年来学者们对银行治理的重视逐渐增加。杨军和姜彦福(2003)引入了银行治理结构这一概念,以西方商业银行为例介绍了银行公司治理的重要性,提出了国有商业银行治理结构改革的建议^[9],应展宇(2007)回顾了美国银行事前治理与事后治理模式的融合形成,并比较了美、日等银行的不同治理模式^[10],王森等(2013)将董事会特征的多个变量建立了董事会组织结构和董事会运作效率的评价指标体系,并分析得出二者均对银行稳健性具有正向促进作用^[11]。

国内外学者以不同的样本进行了银行治理的研究,普遍认为董事会规模、独立董事比例等银行治理因素对银行的绩效和风险控制具有显著影响,但以往银行治理的研究较多集中于治理与绩效之间的关系方面,对银行治理与银行经营稳健性关系的研究较少;同时,探究银行治理特征与银行经营业绩之间的关系时,大多仅考察了少数董事会治理特征指标,然而银行的治理特征包括董事会、监事会及高管的特征,各特征之间往往具有显著的相关性,分析少数变量对银行绩效的独立影响并不能很好地反映银行公司治理效果。因此,本文从治理结构特征、激励特征、股权特征三个方面共选择30个变量提取银行治理特征的动态共同因子,从资产质量、资本充足性和流动性方面选取度量银行风险的9个变量构建了银行稳健性指标体系,并运用Panel SVAR模型刻画了银行治理特征因子与银行稳健性之间的相互影响关系。

二、银行治理的特征变量

银行治理的有效运行依赖于董事会、监事会、管理层及其他银行治理主体的运行状况。董事会具有决定可用资本、确定债务评级及为银行业务单元分配风险额度三大风险管理职能^[12],对提高银行稳健性十分重要,监事会在治理结构中承担着监督公司经营运作的功能,管理层则是企业日常运作的主导。根据董事会、监事会及管理层及股东治理的职能,银行治理的特征可划分为治理结构特征、激励特征、股权特征三个方面。

银行治理结构对银行的稳健性具有较大影响,以董事会特征为例,董事会的规模会影响到企业的决策乃至价值创造活动,董事会规模的适度扩大会增强决策能力,但过大会影响到董事会的协调和组织能力^[13];大多数学者认为引入独立董事能提高董事会的独立性,广泛接收不同意见,使决策更客观和科学,独立董事的比例与银行绩效具有正相关关系^[14];专业委员会是董事履行职责的重要平台,独立董事作用的发挥也很大程度依托于专业委员会,因此专业委员会的完善程度对董事会的运行具有较大影响;董事会会议主要讨论公司的相关制度建设和人事变化等,使董事会成员有机会交流对高管的监控和公司战略方面的意见,因此董事会会议的频率越高,董事会对高管的监控越强,咨询职能也越完善^[15]。监事会、管理层和股东治理的相关研究较少,对监事会的研究大多选择监事会规模和监事会会议次数并认为监事会特征与企业的绩效表现相关,对管理层的研究与监事会相似。银行治理结构特征中,董事会特征变量选择董事会会议次数、董事会规模、独立董事比例、独立董事出席董事会比例、专业委员会总数,监事会和管理层特征以监事会会议次数、股东大会次数、监事会规模、高管

人数衡量。

商业银行激励机制主要包括现金形式的工资和奖金,股份或股票期权激励及其他形式的福利。对高管人员的激励对商业银行的经营绩效有重要影响^[16],薪酬是对员工努力工作的激励措施,过低的薪酬不利于银行获得和维持优质的人力资源,从而损害商业银行的竞争优势^[17]。董事会成员持股比例是重要的激励机制,董事与经理层持股比例处于较低水平时,随着持股比例的增加会使其更加关心企业价值^[18]。因此,银行治理激励特征变量选择董事前三名薪酬总额、高管前三名薪酬总额和董事、监事及高管年薪总额衡量银行的薪酬激励水平,以董事会持股比例、监事会持股比例及管理层持股比例衡量银行的长期激励(股票和期权),同时考察了董事、监事未领取薪酬人数。

股权特征的不同会引起公司治理方式的差异,学者们研究银行公司治理时往往将长期表现与国有控股、股份制、外资等所有制联系起来。对这些所有制及这些所有制发生的私有化、并购等动态效应的分析认为,国有银行的业绩表现更差,但经过私有化后绩效有明显提高^[19]。美国银行的股权分散度比德、日等国家更高,2007 年底,美国银行、花旗银行、摩根大通等银行最大股东的持股比例不足 5%,前五大股东总持股比例低于 20%,股权的高度分散使美国银行的大股东对银行的控制力更弱,导致银行经营活动的风险控制力不足。对股权分散程度的度量,选择第一大股东和前十大股东持股比例、前两大股东持股数之比的 Z 指数以及衡量股东持股比例平方和的 Herfindahl 指数。

三、变量和模型

1. 变量和数据

银行治理的特征变量中,治理结构特征变量来源于上市银行年报及 CSMAR 数据库,激励特征变量和股权特征变量来源于 CSMAR 数据库。变量的计算和处理方法如表 1:

表 1 银行治理特征变量操作性定义

类别	代码	变量名称	单位	处理方法	备注
治理结构特征	BMeet	董事会会议次数	数值	1	当期董事会会议次数
	SMeet	监事会会议次数	数值	1	当期监事会会议次数
	GMeet	股东大会次数	数值	1	当期股东大会次数
	BSize	董事会规模	数值	3	当期董事会成员数量
	Ssize	监事会规模	数值	3	当期监事会成员数量
	Esize	高管人数	数值	1	当期高管数量
	DBR	独立董事比例	%	2	独立董事数量占董事会总人数比例
	DBMeet	独立董事出席董事会比例	%	1	独立董事出席董事会会议次数比例
激励特征	CN	专业委员会总数	数值	2	当期董事会专业委员会数量
	BSto	董事会持股比例	%	2	董事会成员总持股比例
	SSto	监事会持股比例	%	1	监事会成员总持股比例
	ESto	管理层持股比例	%	2	管理者总持股比例
	TSal	董事、监事及高管年薪总额	百万	3	董事、监事及高管年薪总额
	BSal	董事前三名薪酬总额	百万	3	董事前三名薪酬总额
	ESal	高管前三名薪酬总额	百万	3	高管前三名薪酬总额
	BUP	董事未领取薪酬人数	数值	1	董事未领取薪酬人数
SUP	监事未领取薪酬人数	数值	1	监事未领取薪酬人数	
股权特征	PR	第一大股东性质	0,1	1	0=国有股,1=其他
	OCS	两权分离度	%	1	直接所有权和实际控制权分离程度
	OC1	第一大股东持股比例	%	1	第一大股东持股比例
	OC10	前十大股东持股比例	%	2	前十大股东持股比例
	Z2	Z 指数	%	3	第一第二大股东持股数之比
	H1	Herfindahl 指数	%	2	第一大股东持股比例平方和
	H3	Herfindahl3 指数	%	2	前三大股东平方和
	H5	Herfindahl5 指数	%	2	前五大股东平方和
	H10	Herfindahl10 指数	%	2	前十大股东平方和

注:数据的处理方法,1=无转换,2=1 阶差分,3=取自然对数,4=取自然对数后 1 阶差分。

描述银行稳健性的变量包括资产质量、资本充足性和流动性三方面,选取不良贷款率、拨备覆盖率、总资本充足率、资产收益率、净资产收益率、净利差、成本收入比、流动资产比例和存贷比指标,以均值和标准差为基准对以上指标标准化后,通过算术平均的方法合成银行稳健性指标(BSI)。不良贷款率、成本收入比和存贷比指标与其他指标的经济含义相反,因此取倒数纳入模型。

$$BSI_{i,t} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \left(\frac{x_{i,j,t} - \mu_{i,j}}{\sigma_{i,j}} \right), i = 1, \dots, n; j = 1, 2, \dots, m \quad (1)$$

其中, $x_{i,j,t}$ 为银行稳健性指标, i 表示第 i 家银行, j 表示银行稳健性变量的第 j 个指标。 $\mu_{i,j}$ 和 $\sigma_{i,j}$ 分别为 $x_{i,t}$ 的均值和方差, $\mu_{i,j} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\mu_{i,j,t})$, $\sigma_{i,j} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\sigma_{i,j,t})$

根据数据的可获得性和准确性原则,本文选取我国 16 家上市的商业银行作为研究样本,其中国有控股的商业银行(以下简称国有商业银行)5 家,包括工商银行、中国银行、交通银行、建设银行和农业银行;股份制商业银行 11 家,包括深圳发展银行、上海浦东发展银行、民生银行、招商银行、华夏银行、兴业银行、中信银行、光大银行、宁波银行、南京银行和北京银行,其中城市商业银行宁波银行、南京银行和北京银行按股权属性划分为股份制银行。由于 2005 年以前银行治理特征变量的缺失值较多,因此选择 2006—2012 年为样本期,银行稳健性数据来源于 Wind 数据库,银行治理特征数据来源于各上市银行财务报表及国泰安 CSMAR 数据库。

2. Panel SVAR 模型

VAR 模型对于总体经济变量在资料描述和预测方面有良好的表现,但受限于参数的自由度限制,其关注变量的个数往往较少,然而现实经济中,各元素往往存在复杂的相关性,低维度的模型可能会遗漏重要信息。因子扩展的向量自回归模型(FAVAR 模型)以共同因子捕捉大量原始变量 X_t , 将因子分子与 VAR 模型相结合^[20], 本文借鉴了 FAVAR 模型的思想,通过广义动态因子模型对银行治理变量提取动态共同因子,并据此分析银行治理特征因子与银行稳健性之间的影响。面板数据动态因子模型的形式如下:

$$Z_{it} = \Lambda F_{it} + e_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it+h} = \beta'_F F_{it} + \beta'_W W_{it} + \varepsilon_{it+h}, i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

其中, i 和 t 分别为截面维度和时间维度, Z_{it} 为可观测解释变量银行治理特征, Y_{it+h} 为 $t+h$ 时刻响应变量的观测值, F_{it} 为 $r \times 1$ 维的潜在因子, Λ 是 $p \times r$ 维因子载荷向量(系数), $q \times 1$ 维向量 W_{it} 表示不可观测的滞后项成分; ε 为随机误差项,其中误差项允许含有序列相关性和弱截面相关性^[21]。共同因子的个数可根据不同因子个数下的估计结果来判定^[22], 因此我们对银行治理特征提取了两个动态共同因子 F_1 和 F_2 。

由于本文样本为我国 16 家上市银行,同行业的样本差异性很小,因此将模型设定为固定效应模型。Panel SVAR 模型中,简缩的 PVAR 形式可表示为:

$$X_{it} = \Gamma_1 X_{it-1} + \Gamma_2 X_{it-2} + \dots + \Gamma_p X_{it-p} + f_i + u_{it} = \Gamma(L) X_{it} + f_i + u_{it} \quad (4)$$

其中, i 和 t 分别表示银行和年份,此时 X_{it} 为 3×1 的向量($X_{it} = [F_1, F_2, BSI]$), 其中, F_1 和 F_2 是对银行治理特征提取的动态共同因子, BSI 是银行稳健性指数。 f_i 表示时间效应, L 为滞后期, $\Gamma(L)$ 为 3×3 的协方差矩阵, u_{it} 为服从正态分布的随机扰动项。

SVAR 模型在每个方程中包含内生变量的即期影响,在同期内银行稳健性可能受到银行治理的影响,如董事会会议做出的决策能否有效应对风险? 独立董事能否提供合理的外部建议? 薪酬激励能否促进董监事会应对风险的效率? 股权结构是否合理等? 因此,银行治理机制与银行稳健性之间很可能具有同期反应。对所有样本银行,SVAR 模型的 A 和 B(L) 矩阵都是一致的^[23]。SVAR 模型可表示为(5)式:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{F}_t^1 \\ \hat{F}_t^2 \\ B\hat{S}I_t \end{bmatrix} = B(L) \begin{bmatrix} \hat{F}_{t-1}^1 \\ \hat{F}_{t-1}^2 \\ B\hat{S}I_{t-1} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中, \hat{F}_1, \hat{F}_2 和 $B\hat{S}I$ 表示每个观察值中减去其组内平均值, 通过截面均值差分除去每个变量不随时间变化的部分。A 为体现内生变量同期关系的 3×3 维的矩阵, A 的非对角元素代表不同变量之间的同期相关性, L 为滞后算子, $B(L) = B_0 + B_1L + B_2L^2 + \dots$ 为滞后算子多项式, ε_t 服从零均值、无序列相关的分布。本文通过截面均值差分去除时间效应, 克服其造成的估计系数偏差, 对模型进行 GMM 估计, 根据脉冲响应函数的收敛情况选择滞后期为 2 期。

四、银行治理特征与银行稳健性的计量分析

1. 平稳性检验与面板动态因子分析

面板单位根检验结果显示, 董事会会议次数、监事会会议次数、股东大会次数、高管人数、独立董事出席董事会比例、董事长与总经理兼任情况、监事会持股比例、董事未领取薪酬人数、监事未领取薪酬人数、第一大股东性质、两权分离度、第一大股东持股比例通过平稳性检验, 服从 $I(0)$ 过程; 董事会规模、监事会规模、高管前三名薪酬总额、董事前三名薪酬总额、董事、监事及高管年薪总额和 Z 指数经对数化后平稳; 独立董事比例、专业委员会总数、董事会持股比例、管理层持股比例、前十大股东持股比例、H3 指数、H5 指数、H10 指数经过一阶差分后均平稳, 服从 $I(1)$ 过程。银行治理特征动态共同因子 F_1 和 F_2 与其自身的相关系数分别由图 1 和图 2 表示。

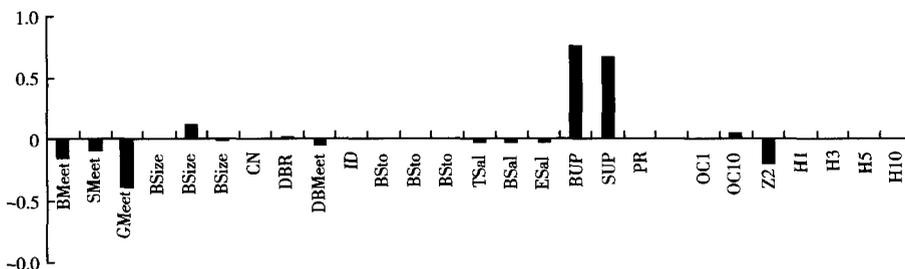


图 1 银行治理特征因子 F_1 对其形成变量的相关系数图

由图 1 可知, 银行治理特征因子 F_1 与大多数治理特征变量呈负相关关系, 仅与董事会规模、未领取薪酬董监事人数为正向相关关系, 与董事会会议次数、监事会会议次数、股东大会会议次数和 Z 指数均有显著的负相关性。在银行治理中, 薪酬往往被视为有效的激励因素, 因此未领取薪酬人数的增加会降低银行治理效率, 董事会规模的扩大也可能导致监督和决策的效率降低。因此, 将银行治理特征因子 F_1 命名为银行治理非效率因子 (F_{IE})。

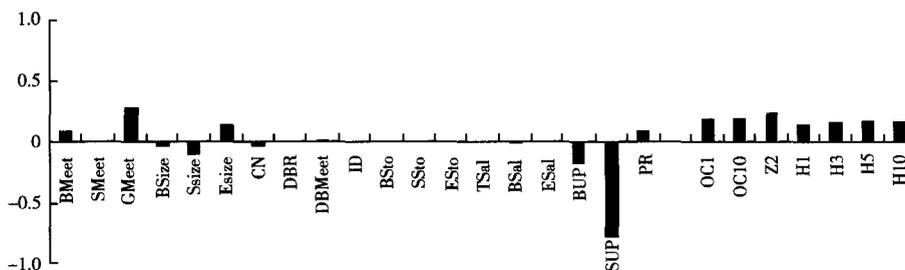


图 2 银行治理特征因子 F_2 对其形成变量的相关系数图

图 2 表示银行治理特征因子 F_2 与董监事会会议次数、监事会规模、第一大股东性质、Z 指数、股权集中指标、Herfindahl 指数、H3 指数、H5 指数及 H10 指数均有较高的正向相关关系, 仅与未领取薪酬董事、监事人数之间具有较高的负向相关性。因此, 将银行治理特征因子 F_2 命名为银行治理效率因子 (F_E)。

2. 面板协整检验

分别对国有商业银行 (State-owned) 和股份制商业银行 (Joint-Stock) 采用 Pedroni Residual 协整检

验和 Kao Residual 协整检验,检验结果如表 2。

表 2 面板协整检验

银行类型	国有商业银行		股份制商业银行	
	t 统计量	概率	t 统计量	概率
Pedroni Residual 协整检验				
面板 v-统计量	-0.87634	0.80957	-1.89059	0.97066
面板 rho-统计量	0.57337	0.71680	1.31265	0.90534
面板 PP-统计量	0.00759	0.50301	0.81959	0.79377
面板 ADF-统计量	1.35722	0.91264	-8.80515	0.00000
Kao Residual 协整检验				
ADF 检验	-12.79378	0.0000	-3.3176	0.00053

Kao 残差协整检验结果显示,国有和股份制商业银行的 ADF 检验结果均在 1% 的显著性水平下显著,因此,我们认为银行稳健性与银行治理特征因子之间存在着长期均衡关系。

3. 脉冲响应分析

本文分别对国有商业银行和股份制商业银行的银行治理特征因子与银行稳健性进行脉冲响应分析,通过给予各变量一个标准差的冲击,得到滞后期数为 8 期的脉冲响应图,并给出 95% 的置信区间。图 3 和图 4 分别为国有商业银行和股份制商业银行的脉冲响应图。

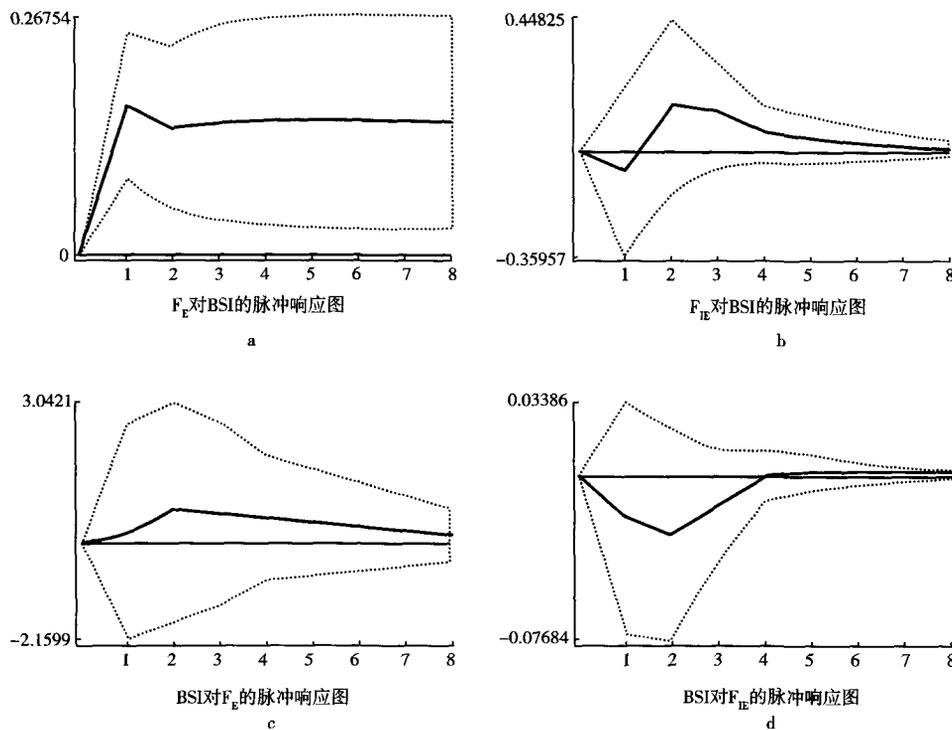


图 3 国有商业银行二阶滞后 F_e 、 F_{ie} 和 BSI 脉冲响应图

图 3 的脉冲响应结果表明,(1)如图 3a 所示,给 F_e 一个标准差的冲击,最初会对 BSI 产生迅速增加的正向影响,影响程度在第二期后基本保持平稳,说明银行治理效率因子对银行稳健性具有长期的正向影响;(2)如图 3b 所示,给 F_{ie} 的冲击会在 0~1 期对 BSI 产生负向影响,随后在第 2 期转为正向且响应值,且逐渐减小,可见 F_{ie} 对 BSI 有短期的负向冲击,但长期影响并不明确;(3)如图 3c 所示,对 BSI 施加一个标准差的冲击,会在前两期产生正向影响并逐渐减弱,说明银行稳健性对银行治理特征效率因子具有滞后的长期正向促进作用;(4)如图 3d 所示,给 BSI 的冲击会在当期对 F_{ie} 产生微小的负向影响,响应值在 2~4 期,逐渐减小并在第 5 期转为正向,但总体来说银行稳健性对银行治理非效率因子的影响极为微弱。

因此,国有商业银行的银行治理效率因子对银行稳健性产生当期和长期的正向冲击,对银行稳健

性水平的提高具有积极意义,银行治理非效率因子在短期内对银行稳健性产生负向影响;银行治理效率因子受到银行的稳健性的正向影响,而银行的稳健性水平对非效率因子的影响较弱。

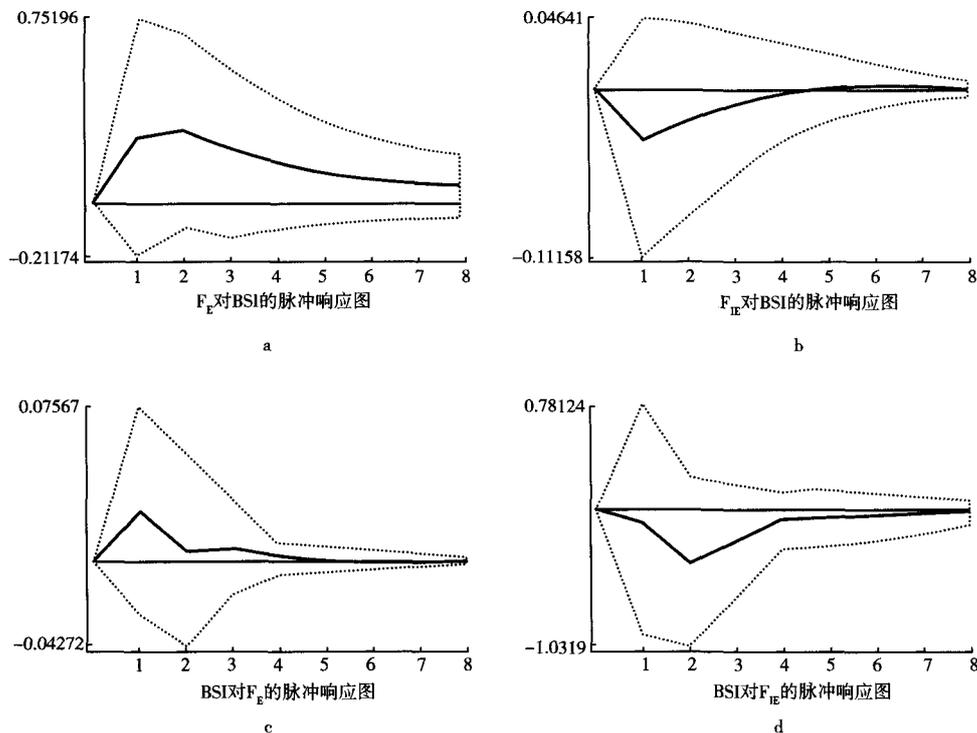


图 4 股份制商业银行二阶滞后 F_e 、 F_{ie} 和 BSI 脉冲响应图

由图 4 的脉冲响应结果可知, (1) 如图 4a 所示, 对 F_e 的冲击会立刻使 BSI 产生正的响应状态, 从第 3 期开始影响程度有所减少, 说明银行治理效率因子会对银行稳健性产生短期和长期的正向冲击; (2) 如图 4b 所示, 给 F_{ie} 一个标准差的冲击, 会迅速对 BSI 产生当期的负向冲击并逐渐减弱, 可见 F_{ie} 对 BSI 有短期的正向冲击, 但长期影响并不显著; (3) 如图 4c 所示, 对 BSI 的冲击最初会产生微弱的正向影响, 但这种冲击在第二期开始减弱并趋向于零, 说明银行稳健性对银行治理特征效率因子产生正向作用, 但影响不具有长期性; (4) 如图 4d 所示, 给 BSI 施加一个标准差的冲击会产生负的反应状态, 响应值在前两期逐渐增大, 随后在 2~4 期逐渐减小, 说明银行稳健性的变动对银行治理非效率因子有着微弱的负向影响, 但影响程度先增大后减小。

因此, 对于股份制商业银行而言, 银行治理效率因子会对银行稳健性产生短期正向冲击, 银行治理非效率因子对银行稳健性的影响较弱; 而银行的稳健性水平对银行治理效率因子具有较小的正向影响, 对银行治理非效率因子具有负向影响。

4. 方差分解

为了直观准确地观察银行稳健性与银行治理特征因子之间的相互影响程度, 利用方差分解得出国有和股份制商业银行 SVAR 方程的冲击反应对内生变量波动的贡献度。选取 10 个预测期的分析结果和 20 个预测期的结果基本一致, 由此可见系统在第 10 个预测期之后已基本稳定, 不再对结果造成影响, 见表 3。

国有商业银行的银行治理效率因子自身的方差贡献率约为 80%, 银行稳健性对银行治理效率因子的波动解释程度超过了 10%, 而股份制商业银行稳健性对银行治理效率因子的影响接近 20%, 说明银行稳健性对银行治理效率因子具有一定的影响, 且股份制商业银行稳健性对银行治理效率因子的影响比国有商业银行更大。国有商业银行的银行治理非效率因子自身的方差贡献率超过 80%, 股份制商业银行则为 70% 左右, 说明国有商业银行的银行治理非效率性粘性比股份制商业银行更加严重。同时, 国有商业银行治理的非效率因子受到银行稳健性的影响较小, 这可能是因为国有商业银行

中,根据银行稳健性水平对董监事会和管理层进行结构和薪酬调整更为困难,而股份制商业银行能够更好地根据银行面临的风险来调整银行治理模式。

表 3 面板结构方差分解

	滞后阶数	F_E			F_{IE}			BSI		
		\hat{F}_E	\hat{F}_{IE}	BSI	\hat{F}_E	\hat{F}_{IE}	BSI	\hat{F}_E	\hat{F}_{IE}	BSI
国有商业银行	1	0.8104	0.1407	0.0489	0.0467	0.8723	0.081	0.0553	0.0053	0.9394
	2	0.8006	0.1509	0.0485	0.0558	0.8378	0.1064	0.0550	0.0191	0.9259
	3	0.7981	0.1549	0.0470	0.0675	0.8166	0.1159	0.0545	0.0224	0.9231
	4	0.7801	0.1552	0.0647	0.0653	0.8107	0.1240	0.0397	0.0370	0.9233
	5	0.7812	0.1551	0.0637	0.0665	0.8104	0.1231	0.0176	0.0594	0.9230
股份制商业银行	10	0.7816	0.1551	0.0633	0.0666	0.8105	0.1229	0.0198	0.0572	0.9230
	1	0.7553	0.0537	0.1910	0.1225	0.7166	0.1609	0.0737	0.0319	0.8944
	2	0.7948	0.0539	0.1513	0.1193	0.7130	0.1677	0.0856	0.0219	0.8925
	3	0.7875	0.0439	0.1686	0.1122	0.7069	0.1809	0.0979	0.0134	0.8887
	4	0.7915	0.0422	0.1663	0.1208	0.7027	0.1765	0.1005	0.0111	0.8884
	5	0.7769	0.0417	0.1813	0.1205	0.7002	0.1793	0.1116	0.0083	0.8801
	10	0.7792	0.0404	0.1804	0.1229	0.6988	0.1783	0.1045	0.0069	0.8886

银行稳健性主要受自身和 F_E 的影响,说明银行治理特征效率因子能够增强银行的稳健性。国有商业银行中稳健性受自身的影响更大,而股份制商业银行中治理效率因子的贡献更高,说明股份制商业银行能够更好地通过银行治理来增强银行的稳健性,银行治理效率更高。由方差分解的结果可以看出,股份制商业银行治理对银行稳健性影响比国有商业银行更强。

五、结论

本文选取 30 个银行治理特征变量进行动态因子提取得到银行治理因子,通过构建 Panel SVAR 模型分析了银行治理特征对银行稳健的影响,结果表明银行治理特征对银行稳健性的影响呈显著的正相关关系,即提高银行治理效率能够促进银行的稳健经营。本文得出以下结论:

(1)对于国有商业银行和股份制商业银行而言,银行治理效率因子均会对银行稳健性产生正向冲击,对银行稳健性水平的提高具有积极意义,银行治理非效率因子对银行稳健性具有较弱的负向影响;而银行稳健性对银行治理效率因子均具有较小的正向影响。这说明,提高银行治理水平能够对银行稳健性产生积极影响,银行治理的非效率性会损害银行的稳健性;而银行的稳健性水平对银行治理效率具有较小的正向促进作用,说明银行在稳健性较高,即面临风险水平较低的情况下能更好地提升银行治理效率。

(2)股份制商业银行 BSI 对银行治理非效率因子具有负向影响,说明股份制商业银行稳健性水平较高时,能够抑制银行治理的非效率性,促进银行治理效率的提升;而国有商业银行 BSI 对银行治理非效率因子的影响由最初的负向冲击转向为正向冲击,说明国有商业银行治理对银行稳健性变动的反应更慢,并且可能由于过度调整而导致银行治理非效率性的加剧。

(3)股份制商业银行中银行稳健性对银行治理效率因子的影响更大,银行稳健性对非效率因子的方差贡献率也比国有商业银行更大。这说明国有银行的银行治理应对环境变化的能力更差,这可能是因为国有银行受到更多的制度约束,内部人控制问题也更加突出。国有商业银行非效率因子自身的方差贡献率非常高,受到银行稳健性的影响较小且对银行稳健性的反应较为迟缓,说明国有银行治理的非效率性具有粘性,银行治理应对外部环境变化的能力较差,国有银行的层级化更为严重,可能导致银行治理需要更多的时间应对银行稳健性的变化。

(4)国有商业银行中银行稳健性自身的方差贡献率较高,而股份制商业银行治理效率因子对稳健性的贡献更高,说明股份制商业银行能够更好地通过提升银行治理效率来增强银行的稳健性。而国有商业银行治理对银行稳健性的影响较小,则可能由于政府对国有银行的干预较为严重,这种行政干预对银行治理目标的实现产生了负面影响。

银行治理效率能够对银行稳健性产生正向影响,因此提高我国商业银行治理水平对增强银行稳健性十分重要,尤其是国有商业银行治理机制仍有待完善。为改善这种现状,我国应精简银行组织结构,完善涵盖董事会、监事会和高管层的绩效考核体系,提出更为有效的激励机制。

参考文献:

- [1] Minsky H, The Financial Fragility Hypothesis: Capitalist Process and Behavior of the Economy in Financial Crisis [M]. Cambridge: Cambridge University Press, Cambridge: 1982.
- [2] 胡祖六. 东亚的银行体系与金融危机[J]. 国际经济评论, 1998(3): 13-17.
- [3] 黄金老. 论金融脆弱性[J]. 金融研究, 2001(3): 41-49.
- [4] 万晓莉. 中国 1987—2006 年金融体系脆弱性的判断和测度[J]. 金融研究, 2008(6): 80-93.
- [5] 陈守东, 王森. 中国银行体系的稳健性研究——基于面板 VAR 的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(10): 64-77.
- [6] 曹廷求, 王裕瑾. 商业银行治理结构与治理绩效关系相关研究进展[J]. 理论学刊, 2011(5): 73-75.
- [7] Hart O. Firms, Contracts, and Financial Structure [M]. Oxford: Carendon Press, 1995.
- [8] Egoavil M. The Intersection of Corporate Governance and Operational Risk [J]. Bank Accounting and Finance, 2003, 16(5): 43.
- [9] 杨军, 姜彦福. 国有商业银行改革的关键: 完善银行治理结构[J]. 清华大学学报: 哲学社会科学版, 2003(3): 47-58.
- [10] 应展宇. 美国商业银行治理: 政治经济视角的一个历史考察[J]. 国际金融研 2007(6): 32-41.
- [11] 王森, 陈守东. 董事会治理对我国银行稳健性的影响研究[J]. 经济与管理研究, 2013(3): 82-87.
- [12] Morrison C. The Fundamental of Risk Measurement [M]. Cambridge: McGraw Hill Professional, 2009.
- [13] Lipton M, Lorsch J. A Modest Proposal for Improved Corporate Governance [J]. Business Lawyer, 1992(2): 59-77.
- [14] Cornett M, McNutt J, Tehranian H. Corporate governance and earnings management at large U. S. bank holding companies [J]. Journal of Corporation Finance, 2009, 15(4): 412-430.
- [15] Andres P, Vallelado E. Corporate governance in banking: The role of the board of directors. [J]. Journal of Banking and Finance, 2008, 32: 2570-2580.
- [16] 陈学彬. 中国商业银行薪酬激励机制分析[J]. 金融研究, 2005(7): 76-94.
- [17] 李克文, 郑录军. 高管人员激励机制与商业银行经营绩效[J]. 南开学报, 2005(01): 71-76.
- [18] 潘敏, 李义鹏. 商业银行董事会治理: 特征与绩效——基于美国银行业的实证研究[J]. 金融研究, 2008(7): 133-144.
- [19] Berger A, Clarke G, Cull R, Klapper L, Udell G. Corporate Governance and Bank Performance: A Joint Analysis of the Static, Selection, and Dynamic Effects of Domestic, Foreign, and State Ownership [J]. Journal of Banking and Finance, 2005, 29(8/9): 2179-2221.
- [20] Bernanke B. Monetary Policy in a Data-Rich Environment [J]. Journal of Monetary Economics, 2003, 50: 525-546.
- [21] Stock J, Watson M. Forecasting using principal components from a large number of predictors [J]. Journal of the American Statistical Association, 2002, 97: 1167-1179.
- [22] Bernanke B, Boivin J, Elias P. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach [J]. Quarterly Journal of Economics, 2005, 120: 387-422.
- [23] Ravn M, Schmitt-Grohes, Uribe M. Consumption, Government Spending and the Real Exchange Rate [J]. Journal of Monetary Economics, 2012, 59: 215-234.

(责任编辑: 宋雪飞)