

商业银行董事会结构的内生性与外生性研究

——来自58家商业银行的经验证据

马丽华^{1,2}(副教授) 王振山¹(博士生导师)

(1.东北财经大学金融学院 大连 116025 2.河北大学经济学院 河北保定 071002)

【摘要】 本文以我国58家商业银行为研究样本,选择其2005~2011年间的相关数据,采用动态面板差分广义矩阵估计法,从内生性和外生性两个维度考察商业银行董事会结构的决定因素。研究结论表明,商业银行董事会结构是由经营范围、监督成本、CEO谈判能力等内生因素和政府行政干预这一外生因素共同作用的结果。这一结果证明了我国商业银行董事会结构是内生有效的,同时凸显了深化国有股改革的必要性。

【关键词】 商业银行 公司治理 董事会结构 内生性 外生性

一、引言

董事会是现代公司治理机制的核心。而关于董事会结构的决定因素,存在两种不同的观点:一是有效董事会假说,认为董事会结构是内生有效的,即董事会结构是由公司特征因素和监督成本与收益权衡的内生性决定的;二是无效董事会假说,认为董事会结构是外生的,即董事会结构是被动接受外部监管的结果,由监管部门统一推广所谓“最优”的董事会结构,而这种统一的监管规则并不一定适合所有的公司,必然影响到治理效率。

商业银行的董事会结构同样存在内生性和外生性的问题。一方面,由于公司价值最大化经营目标的驱动,商业银行会内生地选择符合自身经营特征的董事会结构,以提高治理效率和银行业绩。另一方面,鉴于银行业经营活动的特殊性和全球金融危机的教训,各国对银行业的监管非常严格,而外部监管会对银行的内部监督机制产生替代效应,从而影响其治理结构。特别是政府的过度干预会在一定程度上阻碍银行基于收益最大化原则自主地选择董事会结构。由此可见,商业银行董事会结构有可能是内生因素和外生因素共同作用的结果。

我国商业银行的公司治理改革基本上是在政府的主导下推进的。政府主导型改革的效果比较显著,具有“一刀切”的特点,在董事会结构方面就是无论董事会规模还是构成,都受到监管法规的约束。如2001年证监会发布了《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》,要求在2003年6月30日前上市公司董事会成员中应当至少包括三分之一独立董事。2005年银监会发布的《股份制商业银行董事会尽职指引》,要求注册资本在10亿元人民币以上的股份制商业银行和城市商业银行,独立董事的人数

不得少于3人。而且外部监管的行政干预色彩非常浓,如行政化选聘董事和高层管理人员。这些外生因素干扰了银行董事会结构的内生性作用,致使我国商业银行董事会结构成了外部监管的产物。

本文以我国商业银行为样本,从内生性和外生性两个维度考察商业银行董事会结构的决定因素,检验商业银行董事会结构对银行提高治理效率的内生性要求,以期对银行业未来的公司治理改革提供一些政策建议。

二、文献回顾与研究假设

关于董事会结构的决定因素问题,国内外已有不少文献对非金融公司进行过探讨。其中,Denis和Sarin(1999),Bakers和Gompers(2003),Boone等(2007),Coles等(2008),Linck等(2008),Lehn等(2009)学者的实证研究发现,非金融公司董事会的结构受到公司规模、经营年限和业务多样性等的影响,因而是内生有效的。而Mak和Li(2001),Prevost等(2002),Peasnell等(2003)学者在对新加坡、新西兰和英国公司的研究中证实,公司规模和经营复杂度对董事会结构没有显著的影响。

然而对于金融公司而言,考虑到其资本结构的特殊性和监管上的特殊要求,现有的实证研究大都将其从研究样本中剔除。只有少数研究者开展了针对商业银行董事会结构相关问题的研究。

本文基于非金融公司的相关研究文献,结合我国银行业公司治理的现实情况,从董事会构成和规模两个维度研究完善的商业银行董事会结构的决定因素。

本文将选取的变量分为两大类:内生因素和外生因素。其中,内生因素包括经营范围、监督成本以及CEO谈判能力;外生因素包括政府的行政干预。

(一)内生因素

1. 经营范围。经营范围是指公司的经营规模、经营业务的多样性和经营活动的复杂性。这些会影响董事会的规模。与小公司相比,大公司不仅业务量大,而且从事更加复杂的、多样化的业务活动,如在不同产品或不同地区的市场上开展业务,使用更加复杂的融资和营销技术,从而引发了更多的信息需求,相应的,董事会的规模也较大(Lehn等,2009)。此外,大公司也需要更多的董事在董事会专门委员会任职,如负责财务信息的审计、拟定薪酬方案、提名董事候选人和高管人选等(Boone等,2007)。

公司的经营范围也会影响董事会独立董事的比例。与内部董事相比,独立董事具备更加丰富的专业知识和更广的人脉,能够对公司事务做出客观独立的判断,因而能够更加有效地发挥监督和建议职能(Linck等,2008; Guest,2008)。而且随着公司规模扩大,公司经营业务的复杂程度加大,对公司进行监督的难度也加大,所有者与经营者之间的代理冲突愈加严重。为了缓解代理冲突,也需要更多的独立董事对管理层进行监督(Lehn等,2009)。具体到银行业,由于银行业务经营的高度复杂性和多样性,因而需要更大规模的董事会对管理层进行监督,也需要更多的独立董事凭借其专业知识和经验提供新产品市场、技术和监管等方面的建议(Pathan和Skully,2010)。

基于上述分析,本文提出假设H1A和H1B:

H1A:董事会规模与银行经营范围正相关。

H1B:独立董事比例与银行经营范围正相关。

2. 监督成本。董事会监督成本来自于两个方面:①信息传递成本;②协调成本和直接成本(如独立董事薪酬)。监督成本与信息不对称的程度直接相关(Fama和Jensen,1983; Gillan, Hartzell和Starks,2006)。在存在严重信息不对称的条件下,要想顺利实现独立董事的专业知识向公司转化,需要花费一定的信息传递成本。与非金融公司相比,银行业信息不对称问题更加严重,监督成本也更高。因此,本文提出假设H2A和H2B:

H2A:董事会规模与监督成本负相关。

H2B:独立董事比例与监管成本负相关。

3. CEO谈判能力。谈判理论认为,董事会结构尤其是董事会的独立性,是董事会和CEO之间谈判的结果。CEO谈判能力是指CEO对董事会决策的影响力,这种影响力取决于公司的经营业绩、CEO的年龄以及任职年限(Hermalin和Weisbach,1998; Bakers和Gompers,2003; Linck等,2008; Pathan和Skully,2010)。首先,公司的不良业绩表现会降低董事会对CEO能力的评价,削弱CEO的议价能力,迫使CEO接受董事会增加独立董事的决策。其次,CEO任职年限越长,从业经验越丰富,影响力越大,独立董事比例就越低。再次,CEO年龄越大,通常任职时间

也越长,影响力越大。因此,当行长年龄较大接近退休时,容易引发道德风险,比如安排关系密切的内部人进入董事会(于一、何维达,2012)。因此,本文提出假设H3:

H3:独立董事比例与CEO谈判能力负相关。

(二)外生因素

本文的研究将政府的行政干预作为影响董事会结构的外生因素。我国商业银行的显著特征之一是国有股权占主导地位。国有股的存在导致了政府的行政干预。根据监督机制之间的替代效应,国有股权对银行的内部治理机制会产生一定的替代性,从而弱化银行基于收益最大化原则理性自主地选择董事会结构的能力。

目前,国内外研究国有股权对董事会结构影响的文献还不多。Mak和Li(2001)在对新加坡公司的研究中指出,国有控股公司倾向于设立较少的独立董事,原因在于国有控股公司的财务业绩压力小,融资便利,市场环境宽松,因而缺少控制代理问题的动机。Chen(2001)等在对中国上市公司的研究中发现,国有股权会导致无效的监督、高额的行政支出和较低的经营效率。基于上述分析,本文提出假设H4A和H4B:

H4A:董事会规模与国有股比例正相关。

H4B:独立董事比例与国有股比例负相关。

三、研究设计

(一)样本选择

本文选取我国58家治理结构比较完善的商业银行作为样本。选择上述样本2005~2011年间的数据库,从而在一定程度上排除了制度因素的影响。本文选取的58家商业银行包括4家国有控股商业银行、13家股份制商业银行和41家城市商业银行。58家样本银行在我国银行业中的市场份额达到71.2%(以2010年末的总资产为衡量标准)。

上市银行的财务数据来自Wind数据库,非上市银行的财务数据来自Bankscope数据库,其他相关数据从各银行年报手工搜集而成。由于部分银行年报缺失或信息披露不完整,最终得到了一个非平行面板数据。本文数据处理和模型估计使用Stata/SE 11.0完成。

(二)变量定义

具体变量定义及预期影响见表1。说明如下:

1. 资本比率。我们预期资本比率与董事会规模和独立性正相关。因为资本比率越高,负债水平越低。负债,如次级债务,是一种重要的约束银行管理层的市场监督机制。因此,在这种监督机制缺失的条件下,其他内部治理机制,如独立董事,会更加重要(Pathan和Skully,2010)。

2. 资产增长率。Lasfer等(2006)和Lehn等(2009)的研究指出,监督成本与公司的增长机会(托宾Q)正相关。考虑到本文的研究样本大部分是非上市银行,我们用资产增长率代替托宾Q来衡量增长机会。

3. 资产收益率。考虑到公司经营业绩对董事会结构影响的滞后性,我们取资产收益率的滞后一期。

4. 国有股比例。受我国股权分置改革实施时间不一致的影响,样本期内该指标的统计口径不一致,导致数据缺乏连续性,可靠性也有所降低。因此,我们手工搜集了样本期内各银行年报,用银行前十大股东中国有股和国有法人股持股比例之和作为股权结构的代理变量,以反映政府干预这一外生因素的影响。

表 1 变量定义及预期影响

| 变量名称 | | 变量说明 | 对因变量的预期影响 | |
|-----------|-----------------|-----------------------|-----------|--------------|
| | | | 董事会规模(bs) | 独立董事比例(indr) |
| 董事会结构变量 | 董事会规模(bs) | 董事会总人数 | | |
| | 独立董事比例(indr) | 独立董事人数/董事会总人数 | | |
| 经营范围变量 | 经营规模(ta) | 年末总资产(取自然对数) | + | + |
| | 收入多样性(diver) | 非利息收入/营业收入 | + | + |
| | 资产结构(loan) | 贷款余额/总资产 | + | + |
| | 资本比率(cap) | 银行股东权益/总资产 | + | + |
| 监督成本变量 | 资产增长率(gta) | 过去三年资产增长率的算术平均 | - | - |
| CEO谈判能力变量 | 资产收益率(roat) | 税后净利润/平均资产总额 | | - |
| | CEO年龄(bage) | 当行长年龄大于等于57时取值为1,否则为0 | | - |
| | CEO任职年限(tenure) | 担任行长之日到目前的时间 | | - |
| 股权结构变量 | 国有股比例(state) | 前十大股东中国有股和国有法人股持股比例之和 | + | - |

表 2 董事会结构变量的描述性统计

| | 董事会规模 | | | | 董事会独立性 | | | |
|----------|--------|-------|-----|-----|--------|-------|-------|-------|
| | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| 全样本 | 14.188 | 2.721 | 6 | 20 | 0.258 | 0.112 | 0 | 0.444 |
| 国有控股商业银行 | 15.208 | 1.414 | 11 | 17 | 0.300 | 0.063 | 0.182 | 0.4 |
| 股份制商业银行 | 15.930 | 2.016 | 11 | 20 | 0.296 | 0.084 | 0.083 | 0.444 |
| 城市商业银行 | 13.231 | 2.691 | 6 | 19 | 0.235 | 0.103 | 0 | 0.417 |
| 子样本1 | 14.147 | 2.551 | 6 | 17 | 0.247 | 0.093 | 0 | 0.4 |
| 子样本2 | 13.878 | 3.145 | 7 | 20 | 0.266 | 0.101 | 0.083 | 0.444 |

注:子样本1由国有股比例均值最高的15家银行组成;子样本2由国有股比例均值最低的15家银行组成。

(三)统计概述

1. 描述性统计。表2列示了样本银行董事会结构的变量,可以看出,样本期内我国商业银行董事会规模的均值为14.188,不仅高于国内非金融上市公司,而且高于美国银行持股公司;董事会独立性的均值为0.258,略高于国内非金融公司,但远低于美国银行持股公司。

对比不同类型的银行董事会结构来看,国有控股银行和股份制银行无论是董事会规模还是独立性,都比较接近。而城市商业银行董事会结构则表现出规模小、独立性较低且差异化明显的特征。

特别的,国有股比例不同的银行之间,董事会结构存在着显著差异。如,与子样本2相比,子样本1的董事会规模较大,而独立董事比例则较低。

2. 相关性分析。下页表3列出了主要变量的相关系数矩阵,证实了我们之前的一些推测。如,经营规模(ta)、资产结构(loan)、资本比率(cap)等公司特征因素与董事会结构之间具有显著的正相关关系。监督成本(gta)与董事会结构显著负相关。国有股权(state)对董事会结构也有显著的影响。此外,从表3中可以看出,两个解释变量之间的相关系数没有特别高的(最高为-0.410),因此,模型不会受到多重共线性问题的影响。

另外,我们还通过计算方差膨胀因子(VIF)来检验是否存在多重共线性问题,所有的VIF都比较低(最大为1.51),均值小于2,表明不存在多重共线性问题。

(四)实证模型与估计方法

通常情况下,董事会结构具有相对稳定性,除非经历并购等重要事件,否则一般不会进行大规模调整。因此,我们在模型中加入董事会结构变量的滞后项,从而形成动态面板模型。建立模型如下:

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_0 \cdot Y_{i,t-1} + \beta_1 \cdot X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

式中:Y_{i,t}代表董事会结构变量;X_{i,t}代表经营范围变量、监督成本变量、CEO谈判能力变量和股权结构变量;ε_{i,t}为干扰项。

值得注意的是,由于董事会结构也会在一定程度上影响公司的经营范围,使得模型中出现解释变量和被解释变量相互作用(即逆向因果关系)而引发的内生性问题。基于上述原因,运用混合普通最小二乘法(OLS)和面板数据的固定效应模型(FE)得到的估计结果都有片面性,因此,我们使用Arellano和Bond(1991)提出的一阶差分广义矩估计法(GMM)对动态模型进行估计。同时混合使用OLS和FE对静态模型(不包括董事会结构变量的滞后一期)进行估计,并对三种方法的估计结果进行对比。

表3 主要变量的相关系数矩阵

| | | | | | | | | | | | |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|---------|---------|--------|---------|-------|
| | bs | indr | ta | diver | loan | cap | gta | roa | bage | tenure | state |
| bs | 1.000 | | | | | | | | | | |
| indr | 0.396* | 1.000 | | | | | | | | | |
| ta | 0.523* | 0.458* | 1.000 | | | | | | | | |
| diver | 0.070 | 0.030 | 0.191* | 1.000 | | | | | | | |
| loan | 0.201* | 0.198* | 0.051 | -0.284* | 1.000 | | | | | | |
| cap | 0.117* | 0.028 | -0.254* | 0.085 | -0.122* | 1.000 | | | | | |
| gta | -0.298* | -0.133* | -0.221* | 0.077 | -0.410* | 0.261* | 1.000 | | | | |
| roa | -0.143* | 0.151 | -0.133* | 0.136* | -0.106 | 0.247* | -0.113* | 1.000 | | | |
| bage | 0.090 | 0.154* | 0.309* | 0.127* | -0.057 | -0.013 | 0.051 | -0.075 | 1.000 | | |
| tenure | -0.039 | 0.104 | 0.003 | 0.075 | -0.089 | 0.054 | 0.009 | 0.224* | 0.131* | 1.000 | |
| state | 0.162* | -0.180* | 0.311* | 0.181* | -0.195* | 0.002 | -0.002 | -0.196* | 0.048 | -0.157* | 1.000 |

注:*表示统计值在5%的水平上显著。

表4 模型的回归结果

| | 董事会规模(bs) | | | 董事会独立性(indr) | | |
|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 模型(1) OLS | 模型(2) FE | 模型(3) DGMM | 模型(4) OLS | 模型(5) FE | 模型(6) DGMM |
| ta | 0.800*** (9.98) | 0.459** (2.20) | 0.427*** (2.87) | 0.033*** (8.99) | 0.030*** (5.28) | 0.014*** (3.63) |
| diver | 1.034 (0.72) | 0.342 (0.24) | 2.476* (1.78) | -0.043 (-0.68) | 0.073 (1.03) | 0.119* (1.96) |
| loan | 2.860* (1.71) | -1.910 (-0.99) | 1.805** (2.20) | 0.135* (1.90) | 0.159** (2.18) | 0.041* (1.74) |
| cap | 9.895 (1.28) | 7.975** (2.33) | 9.200 (1.45) | 0.276 (0.91) | 0.292 (1.32) | 0.193 (1.36) |
| gta | -1.808** (-2.32) | -1.900** (-2.41) | -5.347*** (-2.77) | 0.074 (0.94) | -0.082*** (-2.78) | -0.078*** (-2.66) |
| roa | | | | 2.041 (1.52) | -1.293 (-1.17) | -1.025 (-1.48) |
| bage | | | | -0.011 (-0.77) | -0.023* (-1.79) | -0.016* (-1.80) |
| tenure | | | | 0.003 (1.42) | -0.003 (-1.29) | -0.001 (-0.47) |
| state | 1.919** (2.18) | 0.485* (1.84) | 2.468** (2.24) | -0.103*** (-3.68) | -0.038* (-1.94) | -0.041*** (-3.89) |
| bs _{it-1} | | | -0.189*** (-2.85) | | | |
| indr _{it-1} | | | | | | 0.263* (1.65) |
| 常数项 | 3.710*** (2.64) | 9.507*** (2.86) | 9.129*** (3.15) | -0.224*** (-3.41) | -0.237*** (-2.70) | -0.010*** (-3.09) |
| 调整后的R ² | 0.331 | 0.528 | | 0.284 | 0.465 | |
| AR(1)P值 | | | 0.405 | | | 0.291 |
| AR(2)P值 | | | 0.183 | | | 0.361 |
| Sargan P值 | | | 0.719 | | | 0.768 |

注:①*、**和***分别表示统计值在10%、5%和1%的水平上显著;②括号内的数字为t值;③AR(1)P值和AR(2)P值分别为检验差分方程的残差是否存在一阶和二阶序列相关得到的P值;④Sargan P值为对工具变量是否合理进行过度识别检验得到的P值。

四、实证结果

(一)参数估计与回归分析

表4列出了关于董事会结构的模型回归结果。其中,模型(1)和模型(4)是对静态模型执行混合OLS估计的结果,该方法没有考虑个体的异质性。模型(2)和模型(5)是对静态模型执行FE估计的结果,固定效应模型的设定考虑了个体的异质性。模型

(3)和模型(6)是采用一阶差分GMM对动态模型估计的结果,控制了个体异质性和内生性问题。

1. 对经营范围因素检验。我们用经营规模(ta)、收入多样性(diver)、资产结构(loan)和资本比率(cap)作为经营范围的代理变量。虽然代理变量设定过多可能会造成“衰减偏误”,但是在回归结果中,ta、diver和loan等系数仍然是显著为正的,尤其是在回归模型(3)和模型(6)中,上述系数的正向性非常明显。

这一系数估计的结果表明,银行董事会规模和独立性与银行经营范围正相关,从而证实了假设H1A和H1B。具体而言,ta、diver和loan的系数显著为正,说明银行的经营规模越大,经营业务越复杂,获取经营活动信息的需求就越强,相应的,银行董事会的规模就越大。同时,经营规模越大、董事会规模越大,代理问题便越突出,越需要较多的独立董事进行监督。经营活动的多样化程度越高,越需要更多的独立董事对不同领域的经营活动进行监督。

唯一例外的是,资本比率(cap)的系数在回归模型(1)、模型(3)、模型(4)、模型(5)和模型(6)中的正向关系并不显著。这说明在我国尚未建立起完善的市场机制的情况下,负债对银行管理层的市场约束作用十分

有限。因而,即使银行资本比率较低,负债比率较高,也无法替代独立董事的监督作用。

2. 对监督成本因素检验。我们以过去三年样本银行平均资产增长率(gta)作为监督成本的代理变量,回归结果表明,其与董事会规模及其独立性呈显著负相关关系,假设H2A和H2B得到了验证。

具体来说, gta 数值越大,意味着银行有更高的增长机会和增长潜力。而高成长性的银行面临着更严重的信息不对称,这不仅增加了包括信息传递成本在内的董事会的监督成本,而且削弱了独立董事履行建议职能的能力,也降低了董事会的决策效率。因此,在这种情况下,银行没有增强董事会独立性的动机。

3. 对CEO谈判能力因素的检验。与我们的预期不同,在衡量行长谈判能力的指标中,只有CEO年龄虚拟变量($Bage$)的系数在10%的水平上显著为负,资产收益率(roa)和CEO任职年限($tenure$)系数的负向关系均不显著。假设H3只得到了部分验证。

CEO年龄虚拟变量($Bage$)的系数为负,说明行长在接近退休时有可能倾向于安排与自己关系密切的内部人进入董事会,以保证退休后仍能拥有银行的部分控制权,这样必然会降低独立董事比例,从而弱化董事会的独立性。资产收益率(roa)和CEO任职年限($tenure$)系数的负向关系不显著,说明由于我国尚未建立起市场化选任银行经理人的机制,以致行长的人选主要由相应级别的政府主管部门来确定,使得CEO仅凭良好的经营业绩和丰富的从业经验也不能增加其与董事会谈判的砝码。

4. 对股权结构因素的检验。我们用样本银行国有股比例($state$)作为股权结构的代理变量,以考察政府干预对董事会结构的影响。表4的回归结果显示,国有股比例与董事会规模显著正相关,与董事会独立性显著负相关,印证了假设H4A和H4B。

我国商业银行的股权结构呈现出国有股份占主导地位的特征。国有股股东为行使所有者的权利,会增设有政府背景的董事,从而直接扩大了董事会的规模。国有股权占控股地位,会延长委托代理链条,虚置产权主体,从而弱化监督机制。在这种情况下,行长可以成功地安排与自己利益一致的人进入董事会,并抵制独立董事的设立,以强化对银行的实际控制权。

(二)稳健性检验

为了确保实证研究回归结果的可靠性,我们运用了多种检验方法和测量方法,主要包括:

1. 混合运用OLS、FE和GMM三种方法对模型的稳健性进行估计,结果表明,主要变量的系数符号和显著性是一致的,具体见表4。

2. 使用Winsorize处理方法,将1%以下和99%以上的

数值分别替代为1%和99%的取值,以消除离群值的影响,实证结果没有显著的变化。

3. 用前十大股东中国有股(剔除国有法人股)比例之和作为股权结构($state$)的代理变量,结果是稳健的。限于篇幅,后两项检验结果已省略。

五、研究结论

本文以2005~2011年间我国58家商业银行为研究样本,采用动态面板差分广义矩估计法,从内生和外生两个维度考察商业银行董事会结构的决定因素。实证结果表明,商业银行董事会结构是内生因素和外生因素共同作用的结果。具体分析如下:

1. 商业银行董事会是由经营范围、监督成本和行长谈判能力等内生因素决定的。董事会规模和独立性与银行经营规模、收入多样性和资产结构正相关,与监督成本负相关;董事会独立性与行长年龄负相关。

这些结果支持了有效董事会假说,说明我国商业银行为获得最大化治理收益,需要独立自主地选择董事会结构,也证明了由监管部门统一推广“最优”的董事会结构是行不通的。

2. 政府的行政干预对商业银行董事会结构有显著的外生影响。董事会规模与国有股股权正相关,董事会独立性与国有股股权负相关。这一结果表明银行的监督机制之间存在替代效应,国有股占比越高,越会抵制独立董事的监督。因此,政府应采取措消除这种替代效应的消极影响,减少对银行的不适度干预,降低国有股股份,完善商业银行的治理结构。

主要参考文献

1. 于一,何维达. 商业银行董事会结构:内生创新还是外生合规. 山西财经大学学报,2012;2
2. 朱博文,潘旭. 商业银行董事会结构的内生决定因素. 金融论坛,2011;11
3. Adams R. B., Mehran H.. Corporate Performance, Board Structure, and Their Determinants in the Banking Industry. Staff reports, Federal Reserve Bank of New York, 2008
4. Baker M., Gompers P. A.. The Determinants of Board Structure at the Initial Public Offering. Journal of Law and Economics,2003;46
5. Boone A. L., Field L. C., Karpoff J. M., Raheja C. G.. The Determinants of Corporate Board Size and Composition: An Empirical Analysis. Journal of Financial Economics,2007;85
6. Chen J.. Ownership Structure as Corporate Governance Mechanism: Evidence from Chinese Listed Companies. Economics of Planning,2001;34