

【工商管理】

董事会结构、公司治理与绩效

——基于动态内生性视角的经验证据

郝云宏, 周翼翔

(浙江工商大学工商管理学院, 浙江 杭州 310018)

[摘要] 在董事会与公司绩效关系的研究中,以往文献大都先验地把董事会结构作为外生变量来处理,并认为二者之间是一种静态关系。本文以我国1999—2008年间沪、深两市509家上市公司为研究对象,在动态面板数据模型中控制住内生性问题的影响后发现:在当期,董事会独立性对公司绩效无明显的促进效应,不过绩效对董事会独立性却呈现出显著的反馈效应;董事会独立性与绩效之间存在着跨期联系,独立董事比重的提升虽不必然导致绩效的提高,但绩效的提高却导致了董事会独立性的下降;董事会独立性的增加对绩效的影响从短期来看有负面的倾向,从长期来看表现的是正面性;无论是长期还是在短期,董事会规模与绩效均无显著关联。

[关键词] 董事会结构; 公司治理; 绩效; 内生性

[中图分类号]JF276.6 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2010)05-0110-11

一、引言

董事会作为联结股东与经理层的纽带,是公司治理的重要组成部分,其治理效率直接关系到公司绩效和股东利益,故长期以来,董事会与公司绩效关系一直是国内外财务界关注的焦点。然而,尽管相关文献非常丰富,但到目前为止,这个问题仍处在争议之中,并没有取得一致意见。针对这个问题,Davidson and Rowe(2004)、Wintoki et al.(2010)认为以前的研究结论之所以差异很大,除了缺乏清晰的概念定义、获取数据时间上的不一致以及依赖不完美的研究模型外,还可能受到两个问题的困扰:一是没有考虑到董事会结构的内生属性;二是忽略了董事会结构与绩效之间存在跨期影响的可能。即董事会结构是动态内生的,在实证中若不加考虑,获得的估计系数往往是有偏的,这在作者以及Tang(2007)、Bhagat and Bolton(2009)等人的研究中得到了确认。

国内学者中,较早关注该问题的是于东智(2003)、于东智和池国华(2004),他们认为独立董事作用的发挥可能具有“时滞性”,不过此假设并没有得到经验证据上的支持。后来,李汉军和张俊喜(2007)、丁平(2008)通过扩大样本规模、选用不同的估计方法,对上市公司绩效和董事会结构之间的动态关系做了进一步探讨,结果发现董事会独立性和公司绩效之间的影响存在长达3年的滞后

[收稿日期] 2010-04-10

[基金项目] 国家自然科学基金项目“基于利益相关者理论的企业经营绩效综合评价体系研究”(批准号70472076);国家自然科学基金项目“组织公正的多水平建构与互动效应研究”(批准号70601024)。

[作者简介] 郝云宏(1962—),男,陕西宜川人,浙江工商大学工商管理学院院长,教授,博士生导师;周翼翔(1976—),男,安徽枞阳人,浙江工商大学工商管理学院博士研究生。

效应。董事会规模的跨期影响虽然不如董事会独立性那样显著,但确实有证据表明二者之间的作用并非仅停留在当期。总的说来,正如 Davidson and Rowe(2004)等人所言,二者之间是一种动态内生(Dynamic Endogeneity)或跨期内生(Intertemporal Endogeneity)的关系。不过需要指出的是,国内的研究目前还存在着许多不足,如在实证方法的选择上,大多数文献采用的是固定效应模型(FE),而根据 Wintoki et al.(2010)的模拟分析,动态面板数据模型中 FE 估计得出的系数是有偏的。基于此,本文拟采用 GMM 估计重新考察二者之间可能存在的动态内生性关系。

二、动态内生性的理论分析框架

在对董事会结构与绩效关系跨期作用的机理研究中,Hermalin and Weisbach (1998)认为董事会结构的形成是股东与管理者之间讨价还价的产物,它在很大程度上由过去的绩效决定。McIntyre and Murphy(2008)则把这种讨价还价看做是管理者与 CEO 之间的博弈过程:在第一阶段,管理者并不清楚 CEO 的能力如何,他们只能凭借前期绩效对 CEO 的能力进行推测,如果从前期得出管理者能力较佳的结论,就雇佣 CEO,并在董事会的构成上达成一种妥协,反之,就可能成为另外一种状态,因此前期绩效在一定程度上决定着当期的董事会结构,它对董事会的影响具有滞后性。同时,董事会结构一旦决定下来,它势必又会对当期绩效产生影响。在第二阶段,绩效的高低又对下一阶段 CEO 的去留以及董事会结构产生影响……另外,尽管理论上各变量之间的相互作用可以瞬时地调整到新的均衡,但实际上,绩效反映的是一个时间段内公司的运营状况,它是定期测量和报告的。通常公司按季度和年度来报告绩效,它很少频繁地报告经营结果。这样它对董事会结构的影响就有时滞问题。同时,董事会结构在一个时间段也是相对稳定的,董事一旦被选举,通常都有 1—3 年的任期,随时被取代的情况并不常见。因此,在达到一个新的均衡时就存在着一定滞后期。如本期差的绩效可能直到几年后才会对董事会结构产生影响。同理,董事会结构的改变也不会迅速影响公司绩效,也存在着一个时差问题。如图 1 所示,这就是所谓的“跨期内生性”或“动态内生性”。



图 1 董事会组成与公司绩效的跨期内生性

资料来源:Davidson III, W. N. & Rowe, W. Intertemporal Endogeneity in Board Composition and Financial Performance[J]. Corporate Ownership and Control, 2004, 1(4).

对于动态内生性情况下估计方法的选择,Wintoki et al.(2010)认为,通常情况下我们需控制的内生性有两种:联立性(Simultaneity)和不可观察的异质性(Unobservable Heteogeneity)。对于前者,一般使用方程组系统来估计,而对于后者,最常用的估计方法是固定效应回归或组内估计。但仅仅当解释变量与被解释变量过去值完全无关时估计值才一致,这意味着对董事会与绩效而言,如果过去绩效对当前董事会变量产生影响,那么固定效应估计得出的值将是有偏的,即在动态内生性的情况下,不能采用固定效应估计方法。若采用固定效应估计会出现怎样的结果呢?以方程(1)为例,Wintoki et al.(2010)证明此时即使 x 与 y 之间没有因果关联,固定效应模型也能得到 x 对 y 作用的一个伪回归。

$$y_{it} = \alpha + \sum_s \kappa_s y_{i,t-s} + \beta x_{it} + \gamma z_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \cdots s=1, \cdots, p \tag{1}$$

对于方程(1),为了获得一致无偏的估计,在计量中我们通常采用动态面板 GMM 估计,该方法

由 Holtz-Eakin, Newey and Rosen (1988) 首先提出, 在 Arellano and Bover (1995) 等论文中得到了进一步发展。它的基本估计过程包括如下: 我们先写出方程(1)的一阶差分形式:

$$\Delta y_{it} = \alpha + \kappa_p \sum_p \Delta y_{it-p} + \beta \Delta x_{it} + \gamma \Delta z_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \cdots p > 0 \quad (2)$$

一阶差分排除了不可观察的异质性所带来的潜在估计偏差。在 GMM 估计中, 我们使用解释变量的滞后值作为当前解释变量的工具, 即我们在估计方程(1)或(2)的工具变量来自因变量或自变量的滞后值, 如 y_{t-k} 、 x_{t-k} 和 z_{t-k} ($k > p$)。需要注意的是, 被采用的工具变量要满足两个标准: 一是它们能够解释当期的治理(董事会)结构; 二是作为工具变量的滞后值必须是外生于当期治理(董事会)结构的变化, 即与方程(1)的误差项无关。方程(1)中 p 阶滞后期意味着所有的滞后效应都已经被包括, 任何超过 $t-p$ 阶的滞后期与其他变量之间相互外生。

然而, 方程(2)的 GMM 估计在计量上至少存在三个方面的缺陷: 一是 Beck, Levine and Loayza (2000) 认为如果原始模型在水平状态是概念型的, 那么差分形式可能会削弱 GMM 估计的效果; 二是 Arellano and Bover (1995) 等暗示水平状态的变量对一阶差分方程来说可能是弱工具变量; 三是一阶差分可能会加剧测量误差对因变量的影响。针对这些问题, Arellano and Bover (1995) 认为最好的解决方法是进行联合估计, 构建水平和差分形式的方程组。在这个 GMM 估计系统中, 我们可用一阶差分变量作为水平状态方程的工具变量, 不过问题是水平形式的方程仍然包括不可观察的异质性。为此, 我们假设尽管董事会结构与不可观察的异质性可能相关, 但短期内二者却无关。考虑到董事的能力以及管理效率等符合这个特征, 因此这是个合理的假设。一旦控制住联立性、不可观察的异质性和动态内生性的影响后, 我们获得的便是一个有效估计。

三、研究设计

1. 研究假设

对于董事会与绩效间的跨期作用, Hermalin and Weisbach (1998) 认为如果之前董事会对 CEO 的能力已经有了一个精确的了解, 那么后期董事会对 CEO 的监督强度会下降, 反之, 监督强度将会上升。在任何特定的期限内董事会独立性与公司经理的能力负向相关, 而能力往往由先期绩效来表现, 故董事会独立性与公司过去绩效是有关联的, 二者为负相关关系, 差的绩效往往会导致董事会独立性增加。Davidson and Rowe (2004) 构建了跨期内生性方程组, 发现上期董事会独立性对当期公司绩效的作用效果不是很显著, 它主要取决于绩效和董事会独立性的定义以及设定的模型类型(固定效应模型和随机效应模型), 上期绩效对当期董事会独立性的作用是显著的, 不过这也取决于董事会独立性的定义。当公司绩效用基金年报酬率减去基准报酬率来替代, 董事会独立性用外部非执行董事比重或基金家族董事(Fund Family Directors)与独立董事比重和来表示, 或者董事会独立性的表示方法不变, 绩效用 Alpha 来表示时, 上期绩效显著负向影响着当期的董事会独立性。Tang (2007) 以日本上市为例, 发现在滞后 2 期的情况下, 前期董事会越独立, 则后期绩效表现得就越好。董事会规模正好相反, 它负向显著地影响着后期的公司绩效。李汉军和张俊喜 (2007) 在控制了政策因素、控制权性质、企业规模、资产负债率、董事会规模以及董事长和总经理兼职情况等因素后, 发现绩效差的上市公司也更倾向于第 2 年增加独立董事。丁平 (2008) 发现这种相关性还与绩效指标的选择有关, 当上期公司绩效用托宾 Q 表示时, 它会显著影响下期董事会独立性, 但用 ROE 代表公司绩效时, 二者虽然还是负向作用关系, 显著性却消失了。上期独立董事比重与本期绩效为正相关关系, 董事会规模负向影响本期绩效但缺乏显著性。Wintoki et al. (2010) 也证实, 当公司绩效用 ROA 表示时, 滞后一期的 ROA 与董事会独立性显著负相关。

对于董事会规模与绩效间的跨期影响, Boone et al. (2007) 认为大公司层级体制明显, 信息的传递与交流频繁, 因此它需要规模更大的董事会来批准和监督高层经理的决定, Coles et al. (2008)、

Linck et al.(2008)对此进行了进一步确认。在此基础上,Wintoki et al.(2010)得出过去绩效间接影响当期的董事会结构的结论:“如果董事会结构由公司特征决定(公司规模、成长机会、上市时间和财务杠杆等),并且这些特征与过去绩效相关,那么董事会可通过绩效对公司特征的作用而与过去绩效相关。或者说绩效越好,公司规模就越有扩张的可能性,通过公司规模,董事会规模可与过去绩效正相关”。与对董事会的独立性研究一样,丁平(2008)亦找到了上期绩效正向影响下期董事会规模的证据,但对不同绩效表示方法却有差异,ROE 仍然不显著。根据以上分析,我们提出:

假设 1:在控制住动态内生性的影响后,当期公司绩效与董事会结构(规模、独立性)无关。

假设 2:在控制住动态内生性的影响后,前期董事会独立性与当期绩效正相关。

假设 3:在控制住动态内生性的影响后,前期董事会规模与当期绩效负相关。

假设 4:在控制住动态内生性的影响后,前期绩效与当期董事会独立性负相关。

假设 5:在控制住动态内生性的影响后,前期绩效与当期董事会规模正相关。

2. 变量定义

(1)董事会结构:本文用规模(*BSIZE*)、独立性(*INDEP*)两个指标表示董事会结构。其中,董事会规模指董事会中所包含董事的总数,董事会独立性指独立董事人数占董事会规模的比例。

(2)公司绩效:绩效的表示方法通常有财务指标与市场指标两种方式。考虑到托宾 *Q* 在对非流通股价值的衡量上并不统一,出现较大的争议,本文用 *ROA* 来表示公司绩效。

(3)两权设置情况(*DUAL*):如果董事与总经理兼任,取 1;否则为 0。

(4)公司规模(*LNA*):一般来说,衡量公司规模大小可选择人数、资产规模和销售额等,考虑到资产指标相对人数指标的使用可以降低一些劳动密集型行业特点对估计结果的影响,本文以企业年末总资产的自然对数值作为公司规模的衡量指标。

(5)企业风险(*SE*):本文用不考虑现金红利投资的月个股回报率的标准差表示企业风险。

(6)资产负债率(*DBR*):已有的研究表明,资产负债率与公司绩效是密切相关的,故本文将其作为控制变量纳入回归方程,它用负债总额除以年末总资产的比值来表示。

(7)上市时间(*AGE*):它指公司上市距样本观察期的年限,理论文献表明公司上市时间对制度化会有积极的影响,公司持续经营得越久,制度化程度越高,协调各业务单元的成本也许会更高。因此,我们加入上市时间这一控制变量。

3. 数据来源

本文选取我国 1999—2008 年间沪、深两市上市公司为样本,数据主要来源于 CCER 和深圳国泰安信息技术有限公司(*GTA*)中国上市公司数据库。在筛选样本时,我们按以下标准进行:剔除资料不可获得、无法判断股权结构和财务数据不全的公司;剔除被 *ST*、**ST* 和 *PT* 处理的公司;剔除同时发行 *B* 股和 *H* 股的上市公司;考虑到金融行业的特殊性,剔除金融类和包含有金融类经营单元的上市公司。最终的样本包括 509 家样本公司的 10 年平衡 Panel Data,共 5090 个有效样本观测点。

4. 模型设计

基于以上分析,并结合本文的实证要求,我们构建了下面的模型:

$$y_{it} = \alpha_1 + \sum_s \kappa_s y_{it-s} + \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{it-1} + \gamma z_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \cdots s \geq 1$$

$$x_{it} = \alpha_2 + \sum_p \lambda_p x_{it-p} + \phi_1 y_{it} + \phi_2 y_{it-1} + \pi z_{it} + \eta_i + \xi_{it} \cdots p \geq 1$$

这里 y_{it} 、 x_{it} 分别表示公司绩效和董事会结构(独立性与规模), z_{it} 代表董事会特征以及其他控制变量,包括公司规模、公司上市时间、资产负债率、企业风险、两权设置情况。

5. 描述性统计分析

根据表 1 的描述性统计,我们发现在 1999—2008 年间,公司绩效 *ROA* 的最小值和最大值分别

是-0.435970 和 0.355021,标准差为 0.0497440,显示上市公司绩效总体相差巨大,其他变量的情况也基本类似。就均值而言,董事会规模平均近似接近 10 人,偏离了 Jensen(1993)所认为的最优董事会规模(7—8 名董事),在这种情况下,董事会规模可能会缺乏效率,不利于绩效的提高。对于董事会独立性,分年度统计表(限于篇幅,未列出)显示 2002 年前,独立董事比重均值大都在 8% 以下,而 2002 年后,基本稳定在 30% 以上,并有逐渐上升的趋势。这与 2001 中国证监会颁布的《关于上市公司建立独立董事制度的指导意见》的规定有很大关系。根据要求,从 2003 年 6 月 30 之前,上市公司董事会成员中应当至少包括 1/3 的独立董事,这从分年度统计表中得到了很好的反映,它也从另一个侧面反映了独立董事是内生的特征。

表 1		变量的描述性统计		
变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
<i>BSIZE</i>	9.5911590	2.2949280	2	20
<i>INDEP</i>	0.2370650	0.1581350	0	0.666667
<i>DUAL</i>	0.1111984	0.3144086	0	1
<i>ROA</i>	0.0363610	0.0497440	-0.435970	0.355021
<i>LNA</i>	21.3443900	0.9104800	19.033140	25.404070
<i>DBR</i>	0.4650290	0.1710190	0.008143	1.640913
<i>SE</i>	0.1245080	0.0649100	0.014917	1.120214
<i>AGE</i>	7.2603140	3.4960630	0	18

四、实证结果

1. 滞后期长度的确定

在运用 GMM 回归前,了解公司绩效和董事会结构影响的滞后期非常重要,因为它直接关系到工具变量选择的准确性。在存在滞后影响的情况下,如果不能捕获前期对当期所有的影响则意味着回归方程被误设。在实证中,Warner et al.(1988)研究了美国公司的股价和高管变动之间的联系,发现高管变动对差绩效的反应不是同期的,一般来说,有 2 年的滞后期。Wintoki et al.(2010)对董事会结构与绩效间跨期影响进行了研究,亦发现滞后 2 期就可以将所有的动态影响包括。本文借鉴 Wintoki et al.(2010)确定滞后期的方法,证实了绩效和董事会结构变量之间滞后 2 期以上就可满足工具变量的外生性要求(限于篇幅,结果未列出)。

2. 董事会结构对公司绩效促进效应的验证

为检查不同估计方法对结果可能造成的影响,在表 2 模型中,我们在做董事会结构对公司绩效影响(*ROA*)的分析时,列出了静态模型和动态模型下的回归结果。其中,静态模型指的是 OLS、固定效应模型和 2SLS 回归,动态模型指的是 GMM 回归。OLS 估计并不考虑内生性问题,这也是传统外生性视角所得的结论。固定效应模型和 2SLS 回归显示的是考虑内生性问题的结果。GMM 考察在动态内生性情况下董事会结构与绩效之间的关系,其中模型 4 考虑的是在动态面板数据中董事会结构对影响的情况,它用来验证本文的假设 1。模型 5 是为验证本文的假设 2 和假设 3 而设定,主要用来考察上期的治理结构是否会对本期绩效产生影响。

结论显示在 OLS 回归中,董事会规模、独立性与公司绩效均为负相关关系,这与大多数外生性视角的研究结论相一致。在 FE 回归中,作用方向未发生变化,董事会规模、独立性与公司绩效仍然显著负相关,这与黄之骏(2006)的结论类似,它显示在本模型中由不可观测异质性引起的内生性问题并不严重。在 2SLS 回归中,董事会独立性的显著性与作用方向均未改变,但董事会规模已不再显著相关。这表明无论是否考虑内生性问题,独立董事比重都显著负向影响着公司绩效,该结论与

表 2 董事会结构对绩效(ROA)的促进效应

ROA	模型 1 OLS	模型 2 FE	模型 3 2SLS	模型 4 GMM	模型 5 GMM
<i>BSIZE</i>	-0.0006** (-2.32)	-0.0008** (-2.27)	-0.0027 (-0.46)	-0.0005 (-0.62)	
<i>INDEP</i>	-0.0329*** (-6.14)	-0.012* (-1.64)	-0.2823** (-2.55)	-0.0312 (-0.91)	
<i>BSIZE</i> (-1)					0.0005 (0.58)
<i>INDEP</i> (-1)					0.0177 (0.56)
<i>DUAL</i>	-0.0039** (-2.00)	-0.0004 (-0.18)	0.0016 (0.32)	0.001 (0.13)	-0.0004 (-0.04)
<i>LNA</i>	0.0129*** (14.56)	0.0195*** (5.98)	0.0288*** (5.20)	0.0077*** (2.71)	0.0074*** (2.59)
<i>SE</i>	0.0520*** (4.01)	0.0886*** (6.93)	0.0515*** (2.96)	0.0696 (0.95)	0.1023 (1.32)
<i>AGE</i>	-0.0012*** (-4.65)	-0.0029*** (-4.71)	0.0002 (0.18)	0.0000 (-0.03)	0.0001 (0.12)
<i>DBR</i>	-0.1007*** (-19.04)	-0.1465*** (-12.94)	-0.1994*** (-10.82)	-0.0514*** (-3.68)	-0.0542*** (-3.78)
<i>ROA</i> (-1)				0.4354*** (4.90)	0.4096*** (4.51)
<i>ROA</i> (-2)				0.1590*** (3.34)	0.1712*** (3.79)
<i>C</i>	-0.1828*** (-10.58)	-0.2910*** (-4.58)		-0.1340** (-2.03)	-0.1636** (-2.45)
<i>R</i> ²	0.1536	0.1442	0.0256		
Aderson LR			32.217***		
Sargan (P 值)			1.156(0.5609)		
AR(1) Test (P 值)				0.000	0.000
AR(2)Test (P 值)				0.341	0.450
Hansen Test				0.436	0.303
Difference-in-Hansen Tests				0.103	0.380

注：①* 表示在 10%的水平上显著,** 表示在 5%的水平上显著,*** 表示在 1%的水平上显著；②括号内的数字为 t 值；③ Aderson LR 和 Sargan 检验用来考察 2SLS 估计是否存在识别不足和过度识别问题；④AR(1)、AR(2)用来验证 GMM 估计中是否存在一阶和二阶序列相关,Hansen Test 和 Difference-in-Hansen Tests 用来验证 GMM 估计中水平和差分形式的工具变量是否合法；⑤表 3 表示方法相同。

Agrawal and Knoeber(1996)的相一致。Agrawal and Knoeber(1996)发现并不像预期那样的独立董事比重越高,绩效就越好,相反,独立董事比重的增加反而对绩效产生了损害。他们认为这是由于一些政治上的原因使得过多的外部董事加入到董事会,这些外部董事的目标函数并非与企业的目标一致。黄之骏(2006)亦发现,无论采用何种方法,独立董事比例均对企业价值有显著的负向影响。但 Drakos and Bekiris(2010)等的研究结论正好相反,独立董事对公司绩效有着显著的正向促进效应。为什么本文的结论与他们的不一致呢?一种可能的解释是,在发达国家,市场的激励与约束机制已经十分完善,独立董事能真正起到监督内部董事与高管、维护公司整体利益的作用,从而有利于公

司绩效的提高。而在中国,尽管最近几年在独立董事的引入速度上发展很快,但上市公司中独立董事的设置更多的是受到政策驱动的影响,还未变成公司自身的需要,因而所起的作用有限。另外,在制度建设上还有待完善,如对于独立董事的选聘,大股东控制独立董事的任职就非常明显。一项调查显示:64%的独立董事由董事会提名产生,36%的独立董事由第一大股东提名产生。这种大股东控制独立董事任职的现象不可避免地将影响独立董事行权的独立性,并极有可能造成独立董事与管理层的互通一气,损害公司的整体利益。故独立董事不但没有促进公司绩效,反而削弱了公司业绩。

在模型4中,无论董事会独立性,还是董事会规模都与绩效无显著相关性。与模型2、模型3相比,说明绩效之间的跨期作用确实对董事会结构的显著性产生了影响,这也与Wintoki et al.(2010)的结论相一致。由模型5的估计结果可知,前期董事会结构对本期绩效并无显著影响,不过,根据Davidson and Rowe(2004)的研究,这种显著性会受估计方法的选择以及绩效变量定义的影响^①。表2同时还表明绩效具有两期滞后效应:前期绩效越好,对本期绩效的提高就越有利。按照Baird and Rasmussen(2008)以及Wintoki et al.(2010)的分析,绩效和董事结构都可能与过去的绩效相关,这表明如果忽略过去绩效的作用,就有可能导致遗漏变量偏差。同时,前面的理论分析告诉我们,在绩效自身存在动态作用的情况下,无论是OLS模型还是FE模型,得到的结果都是有偏估计,故我们更愿意接受模型4和模型5的估计结果,即董事会结构对公司绩效并无显著的促进效应。这样,本文提出的假设1得到了验证,假设2和假设3则被拒绝。

对于其他控制变量,我们发现公司规模、风险与公司绩效均显著正相关,表明公司规模越大,风险越高越是有利于绩效提高。资产负债率与绩效负相关,这与黄之骏(2006)、兰小春等(2008)对中国上市公司的实证结果一致,显示负债融资不但没有对绩效的提高产生帮助,反而降低了绩效的增长。分析原因,我们认为有两点:一是由于中国上市公司大部分由国有企业改制而来的,在债务率较高时,管理层并不担心被接管或替换,相反,他们会通过进一步举债来增加自己的实际控制权,如不问效果的过度投资等,这直接导致了公司整体绩效下降。二是中国上市公司的融资主体主要来自于银行,银行的国有性质使其很难寻找被融资对象时不受政策的影响,它对企业更多的是一种软约束,平时也不太关心企业的发展,只是在破产清算时才正式介入。在这种情况下,企业融资得来的钱在用途上也就很难有效率,还可能把一部分用于在职消费等非生产性投资,这点与欧美成熟市场国家是有区别的。另外,与大多数文献的结论一致,我们发现董事长兼任总经理不利于公司绩效的提高。AGE的系数为负,说明中国上市公司确实存在“一年绩优,二年水平,三年ST,四年重组”的现象。

3. 公司绩效对董事会结构反馈效应的验证

表3是公司绩效对董事会结构反馈效应的验证结果。其中方程模型1、模型4显示的是OLS估计下的结果,方程模型2、模型5是考察在动态面板数据中当期绩效对董事会结构的影响,模型3、模型6是为验证本文假设4和假设5而设立,主要考察前期绩效是否对当期的董事会结构产生影响。

^① 李汉军和张俊喜(2007)认为独立董事刚刚进入董事会时,一般对公司的业务不太了解,同时管理层存在故意隐瞒公司业务状况的现象,造成独立董事获得的信息不充分,很难有效行使职权,此时独立董事对公司绩效的促进作用很难发挥出来。但是随着独立董事对上市公司业务、对本身职能的深入了解,以及外部监管机制的不断完善,独立董事的优势才会慢慢显现出来,这个滞后期为2—3年。我们试着对董事会独立性和规模取滞后2期、3期、4期进行回归,遗憾的是,我们并没有发现这种规律。这可能与我们没有把独立董事分组有关,因为政策的原因,中国上市公司独立董事比重在2003年后有大幅度上升,这就是作者所说的被动增加独立董事比重对提高公司绩效并无显著影响,主动增加才会提高未来几年的绩效。作为一个改进,我们设置了一个年度虚拟变量,把本文的时间分为1999—2003和2004—2008两段,上市公司处于2004年之前的这段时间取1,之后的取0,然后重新用GMM方法回归,发现虚拟变量在15%的水平上显著,这说明不同的时间段内上市公司绩效是有差异的,但董事会独立性滞后2期、3期、4期对绩效的影响还是不显著。不过有趣的是,我们发现当期的董事会独立性虽然与公司绩效显著负相关,但从滞后1期起,尽管不显著,其影响方向却由负变为正。这说明董事会独立性显示的正面效应确实存在着一定的滞后期。

表 3 公司绩效 (ROA) 对董事会结构的反馈效应

	INDEP			BSIZE		
	模型 1 OLS	模型 2 GMM	模型 3 GMM	模型 4 OLS	模型 5 GMM	模型 6 GMM
ROA	-0.1946*** (-5.74)	-0.1646** (-2.44)		0.0004 (0.61)	-0.546 (-0.33)	
ROA(-1)			-0.1515** (-2.19)			-0.0436 (-0.03)
DUAL	-0.0240*** (-4.57)	0.0031 (0.26)	0.0034 (0.31)	3.80E-05 (0.67)	-0.2327 (-0.99)	-0.2132 (-0.89)
LNA	0.0216*** (11.30)	0.0025 (0.66)	0.0017 (0.47)	2.02E-05 (0.59)	0.1535* (1.71)	0.1406* (1.72)
SE	-0.1101*** (-4.47)	0.0251 (1.15)	0.0396* (1.79)	0.0007 (1.54)	-0.9099 (-0.38)	-0.9134 (-0.38)
AGE	0.0293*** (64.24)	-0.0225 (-0.20)	-0.0647 (-0.60)	-7.30E-06 (-0.85)	-0.0672 (-1.33)	-0.0694 (-1.35)
DBR	0.0260** (2.37)	0.0027 (1.40)	0.003 (1.38)	0.0001 (0.78)	-0.5197 (-0.97)	-0.4705 (-0.92)
BSIZE(-1)				0.7449*** (6.83)		0.7494*** (6.86)
BSIZE(-2)				-0.0332 (-0.44)		-0.036 (-0.47)
INDEP(-1)		0.4256*** (4.51)	0.4390*** (4.69)			
INDEP(-2)		0.005 (0.16)	-0.0059 (-0.19)			
C	-0.4723*** (-12.20)	0.1429* (1.69)	0.1227 (1.39)	0.0000169 (0.03)	0.4369 (0.23)	0.7297 (0.40)
R ²	0.4955			0.0645		
AR(1) Test (P 值)		0.000	0.000		0.000	0.000
AR(2) Test (P 值)		0.332	0.469		0.191	0.180
Hansen Test		0.241	0.108		0.103	0.197
Difference-in-Hansen Tests		0.296	0.163		0.187	0.271

由表 3 可知,对于董事会独立性,无论是本期、还是上期绩效都与其显著负相关,它表明绩效差的公司倾向于更加独立的董事会结构,这验证了 Hermalin and Weisbach (1998)、Davidson and Rowe(2004)、Denis and Sarin(2009)的研究结论,他们证实差的绩效往往会导致董事会独立性的提高。这是因为独立董事的存在有助于制衡控股股东,监督经营者,维护所有股东利益。为了扭转企业绩效下降趋势,作为一种均衡的博弈结果,会有更多的独立董事加入董事会以加强对经营者的监督,这也说明董事会独立性确实是内生而非外生。Bhagat and Black(2002)进一步发现虽然差的绩效之后往往是董事会独立性增加,但没有证据表明董事会独立程度的提高必然会导致绩效提高,本文的实证结果与其类似。在动态面板模型中,本文发现本期与上期绩效对独立董事比重仍有显著负影响,这不同于 Wintoki et al.(2010)的研究结论,他们发现无论绩效无论是用 ROA、ROS 还是用托宾 Q 来表示,在动态面板模型中绩效对董事会独立性均无显著影响。这样本文的假设 4 得到了验证。

对于董事会规模,无论是在静态模型还是在动态模型中,本期与上期的绩效对其均无显著影响,这类似于 Wintoki et al.(2010)的发现,显示董事会规模并不受绩效的影响,一个可能的解释是董事会规模是个独立的治理机制,中国上市公司目前可能已最优地选择了所要求的董事会规模。这个结果相异于 Boone et al.(2007)、Coles, Daniel and Naveen(2008)、Linck, Netter and Yang(2008)的研究,他们认为过去绩效好的公司规模会更大,并倾向于扩大董事会规模。丁平(2008)的研究还显示上期绩效会影响当期的董事会规模,但受绩效变量选择的影响,当用托宾 Q 代表绩效时,在固定效应模型中,它们在 5%的水平上显著正相关,用 ROE 表示绩效时相关性却消失了,也就是说最终的结果会受绩效变量选择的影响。这样本文的假设 5 未得到验证。

就控制变量对董事会独立性的影响而言,在 OLS 回归中, DUAL 前的符号为负,说明两职兼任削弱了董事会的独立性,这验证了 Hermalin and Weisbach(1998)的推测:董事会独立性是由 CEO 和董事会其他成员的相互博弈而内生决定的,当 CEO 的影响力越大时,董事会中独立董事的比例越低。但在 GMM 回归中,这种显著性消失了,说明若考虑绩效和治理机制的跨期作用,CEO 和董事会其他成员的相互博弈对董事会独立性不构成实质性影响。LNA、SE、DBR 和 AGE 对董事会独立性的影响和 DUAL 的情况基本类似。至于控制变量对董事会规模的影响,我们发现除了公司规模,其它控制变量均不显著。说明随着公司规模的扩大,董事会的规模也随着扩大,这与 Linck, Netter and Yang(2008)的研究结论相一致。

4. 稳健性测试

本文进行了如下的稳健性测试:①控制行业因素、地区和年份因素;②采用多维的绩效指标,用 ROE 来替代 ROA;③考虑资产负债率可能的内生性。经过以上处理,当我们再次对原方程进行回归后发现结论并未发生改变,这表明本文的分析结果基本上是稳定的。

五、研究结论与政策启示

在董事会结构与绩效关系的研究中,研究者通常都先验地把董事会结构作为外生变量处理,并认为二者之间是一种静态关系。本文采用动态面板数据模型和 GMM 估计方法,通过对中国上市公司 1999—2008 年 509 家样本企业的实证分析后发现:①在当期,董事会结构缺乏对公司绩效显著的促进效应,不过绩效对董事会独立性却存在明显的反馈效应;②董事会独立性与绩效之间存在跨期关联,独立董事比重的增加虽不必然导致绩效的提高,但绩效的提高却导致了董事会独立性下降;③董事会独立性对绩效的作用从短期看有负面影响的倾向,但从长期来看却表现出正面性;④董事会规模与公司绩效之间关系非常弱,尤其是在考虑跨期作用的情况下更是如此。以上发现表明董事会结构与绩效间的作用存在着时滞,以前基于静态框架下的研究文献,从总体思路上首先就排除了二者之间跨期作用的可能性,在这种理论指导下得出的结论是值得商榷的。因此,我们相信本文除了对现有文献是个有益的补充之外,对具体政策制度的制定实施也具有一定的启发和指导意义。

第一,我国目前正在为构建现代企业制度而努力,它要求我们必须按照《公司法》的要求,在企业内部建立起由股东大会、董事会、监事会、经理层构成的相互依赖又相互制衡的治理结构。作为其中的重要一环,董事会结构的内生性属性决定了我们在构建现代企业制度时不能简单地照搬西方其他国家的模式,应根据上市公司的实际情况建立适合我国企业发展的最优模式,并具体依照内生性问题所关联的因素进行确定。比如说董事会规模,来自西方发达国家市场的分析表明一般维持在 7—8 名董事为最优,而本文对中国上市公司的实证显示在考虑董事会结构与绩效跨期影响的情况下,平均而言,9—10 人左右组成的董事会是比较适合中国实际情况的。如果不加区分照搬西方发达国家的模式,不但难以起到促进绩效的作用,反而有可能引起绩效的下降。同理,在确定董事会独立性最优比例时除了要考虑国别的差异外,对不同类型公司也应根据个体的实际情况加以考虑。如相对于其他类型的公司而言,集团型公司业务范围广泛,涉及行业多样,因此它需要更多的外部董

事提供智力、战略支持;而对高科技公司特别是那些新兴的高科技公司,通常它们具有高成长、增长价值高的特点,并且其产品也难以监督,这就要求企业的经营者保持长期稳定,需要更多的内部董事以发挥内部信息优势,不可做一刀切的规定。

第二,董事会结构与绩效之间的相互作用是个复杂的过程,它们既可能存在同期的作用,也可能存在跨期间的滞后影响,并且这种影响并非一成不变,有可能先展现出其有利的一面,然后又出现不利的局势,也有可能正好相反,这对我们独立董事制度的建立具有一定的启发意义。对我国独立董事制度的引入,理论界和实务界一直都存在着分歧,作为一项在西方企业被广泛采用的制度,许多人一开始都抱着热切的期盼,希望它给中国上市公司也能带来立竿见影的效果,可以一劳永逸地解决企业在发展过程中因制度缺陷而带来的一系列问题,当这种愿望落空之后,一部分人开始怀疑独立董事制度的有效性,思考它对中国企业究竟适用不适用的问题,我们的研究表明如果考虑它本身的动态调整特征以及与绩效之间作用的时滞性,也许我们对这项制度有一些新的认识。比如说本文就发现董事会独立性对公司绩效的提高短期来说表现出负面影响的倾向,但长期来看却有着正面促进的作用,这表明独立董事制度从引入到其积极作用的发挥需要一个过程,不能因为短期之内难见成效而轻言放弃。在这期间,我们除了对独立董事制度抱有足够的信心和耐心外,还应应对独立董事的职能定位、选聘、考核和激励机制加以完善,以促进独立董事的正面效应更早期得以发挥。

第三,对于董事会规模,一般认为,规模过大会限制董事们对关键问题讨论的参与程度,使独裁型的总经理操纵和控制董事会的可能性提高,并会降低为应付危机在必须保证关键人物都到场的前提下迅速召集董事会议的灵活性,这些都有损于公司绩效的提高。规模过小虽然便于协调,但不足以组合出一支知识、能力和阅历相匹配的董事队伍,难以充分发挥集体思维的优势,对公司绩效的提升同样是不利的。只有适度的规模在给董事会带来必要的知识、能力和技术的同时,又能使董事会保持足够凝聚力。本文研究表明,虽不能排除个别企业董事会规模仍处于一种“非均衡”状态而有待优化,但从整体上来说,中国上市公司目前平均而言极可能已选择了适合自己的最优规模,处于一种“均衡”状态。故对董事会的改革,我们的重点不在于通过增加或减少董事数目来改善企业的经营绩效,而应创造一个良好激励与约束环境,使得董事会中每个董事的能力都得到充分发挥。

[参考文献]

- [1]Agrawal, A., and Knoeber, C. R. Firm Performance and Mechanisms to Control Agency Problems between Managers and Shareholders[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1996, 31(3).
- [2]Arellano, M., and Bover, O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Component Models [J]. Journal of Econometrics, 1995, 68(1).
- [3]Baird, D. G., and Rasmussen R. K. The Prime Directive[R]. Working Paper,2008.
- [4]Beck, T., Levine, R., and Loayza, N. Finance and the Sources of Growth[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1-2).
- [5]Bhagat, S., and Black, B. The Non-Correlation between Board Independence and Long Term Firm Performance [J]. Journal of Corporation Law, 2002, 27(2)
- [6]Bhagat S., and Bolton, B. Corporate Governance and Firm Performance: Recent Evidence[R]. Working Paper,2009.
- [7]Boone, A., Field, L., and Karpoff, J., et al. The Determinants of Corporate Board Size and Composition: An Empirical Analysis[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 85(1).
- [8]Coles, J. L., Daniel, N. D., and Naveen, L. Boards: Does One Size Fit All[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 87(2).
- [9]Davidson III, W. N., and Rowe, W. Intertemporal Endogeneity in Board Composition and Financial Performance[J]. Corporate Ownership and Control, 2004, 1(4).
- [10]Drakos, A. A., and Bekiris, F. V. Corporate Performance, Managerial Ownership and Endogeneity: A Simultaneous Equations Analysis for the Athens Stock Exchange[J]. Research in International Business and Finance, 2010, 24(1).

- [11]Denis, D. J., and Sarin, A. Ownership and Board Structures in Publicly Traded Firms[R]. Working Paper,1997.
- [12]Hermalin, B. E., and Weisbach, M. S. The Determinants of Board Composition[J]. The Rand Journal of Economics, 1988, 19(4).
- [13]Hermalin, B. E., and Weisbach, M. S. Endogenously Chosen Boards of Directors[J]. American Economic Review, 1998,88(1).
- [14]Holtz –Eakin, D., Newey, W., and Rosen, H. S. Estimating Vector Autoregressions with Panel Data [J]. Econometrica, 1988,56(6).
- [15]Jensen, M. C. The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems[J]. Journal of Finance, 1993, 48(3).
- [16]Linck, J. S., Netter, J. M., and Yang, T. The Determinants of Board Structure[J]. Journal of Financial Economics, 2008,87(2).
- [17]McIntyre, M. L., and Murphy, S. A. Board of Director Performance Reporting[J]. Corporate Governance, 2008, 8(2).
- [18]Tang, L. A Simultaneous Approach to Analyzing the Relation between Board Structure, Corporate Governance Mechanisms and Performance of Japanese Firms (1989—2001)[D]. Saskatchewan: University of Saskatchewan Saskatoon, 2007.
- [19]Warner, J. R., Watts, R. L., and Wruck, K. H. Stock Prices and Top–Management Changes[J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20(1–2).
- [20]Wintoki, M. B., Linck, J. S., and Netter, J. M. Endogeneity and the Dynamics of Internal Corporate Governance[R]. Working Paper,2010.
- [21]丁平. 董事会特征的跨期内生性研究——基于中国市场的实证分析[D]. 上海:复旦大学,2008.
- [22]黄之骏. 经营者股权激励与企业价值:基于内生性视角的理论分析与经验证据[D]. 广东:暨南大学,2006.
- [23]兰小春,姜振寰,惠晓峰. 上市公司内部治理机制间交互关系实证研究[J]. 哈尔滨工程大学学报,2008,(7).
- [24]李汉军,张俊喜. 董事会独立性和有效性的动态分析[J]. 南开经济研究,2007,(6).
- [25]于东智. 董事会、公司治理与绩效——对中国上市公司的经验分析[J]. 中国社会科学,2003,(4).
- [26]于东智,池国华. 董事会规模、稳定性与公司绩效:理论与经验分析[J]. 经济研究,2004,(4).

Board Structure, Corporate Governance and Performance——The Empirical Evidence Based on Dynamic Endogeneity

HAO Yun-hong, ZHOU Yi-xiang

(School of Business Administration of Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310038, China)

Abstract: On the study of corporate governance, most previous literatures deem prior the structure of the board as exogenous variables to deal with and believe there exists a static relationship between the board and corporate performance. In this paper, we take China's 509 listed companies of Shanghai and Shenzhen during 1999—2008 as the research object, after controlling the effect of past performance, simultaneity, as well as unobservable heterogeneity in the use of dynamic panel GMM model, we found: ①Current board independence lacks obvious interacting effects on corporate performance, but the performance has a significant feedback effects on board independence. ②There exists intertemporal relationship between board independence and performance. The increase in the proportion of independent directors doesn't necessarily lead to the improvement of performance, but performance improvement helps to the decline in the independence of the board. ③In the short term, there has a tendency that the role of board independence exerts a negative impact on performance, but, in the long run, it demonstrates a positive nature. Both of them are not statistically significant. ④Whether currently or in the inter-period, board size and performance are not significantly correlated.

Key Words: board structure; corporate governance; corporate performance; endogeneity

〔责任编辑:王燕梅〕