

文章编号:1003-207(2014)02-0119-10

股权制衡与公司价值创造能力“倒 U 型”假说检验 ——基于面板数据模型的实证

阮素梅^{1,2}, 丁忠明³, 刘银国⁴, 杨善林¹

(1. 合肥工业大学管理学院, 安徽 合肥 230009; 2. 安徽财经大学商学院, 安徽 蚌埠 233041;
3. 安徽财经大学金融学院, 安徽 蚌埠 233041; 4. 安徽财经大学会计学院, 安徽 蚌埠 233041))

摘要:现代公司治理理论认为股权制衡与股权控制对公司价值创造能力能够产生显著影响,然而就影响范式、影响效果等问题的研究尚未达成一致结论。基于部分线性非平衡面板数据模型,本文对此进行了再研究,讨论了股权制衡度对公司价值创造能力的不同影响范式:线性与非线性,并给出优选方案。最后,对我国 A 股 214 家上市公司 2000 年—2011 年共 6674 个样本数据进行了实证研究,结果表明:股权制衡度对公司价值创造能力呈现非线性影响模式,表现出“倒 U 型”变动规律,并且其他因素的影响会改变最优的股权制衡度,这为进一步寻找最优股权制衡规模的主要影响因素提供了理论依据和实施有效的公司治理提供了决策参考。

关键词:价值创造;股权制衡度;“倒 U 型”曲线;面板数据模型

中图分类号:F421.36 **文献标识码:**A

1 引言

现代公司治理理论认为股权制衡与股权控制对公司价值创造能力能够产生显著影响,然而就影响范式、影响效果等问题的研究尚未达成一致结论。股权制衡能否有助于改善公司治理、解决两类委托代理问题、降低代理成本以提高公司价值,学界对此一直不断研究和探讨, Pagano^[1], Bennedsen^[2]等关于股权制衡理论的研究为解决这一难题提供了新思路。然而在大多数国家,股权并非高度分散而是呈现出相对集中的普遍态势。Shleifer 和 Vishny^[3]研究认为适度的股权控制是必要的,因为大股东具有限制经理层以牺牲中小股东利益来谋取自身收益的动机和能力,这既能有效监督经理层的行为,又能避免股权高度分散下的“免费搭便车”问题;而针对控股股东的利益侵占行为,部分学者认为在公司中建立股权制衡机制能够有效抑制控股股东对中小股东的利益侵占^[1,2,4]。

关于股权控制与公司价值创造关系的研究成果较丰厚,一种观点认为,第一大股东持股比例与公司价值创造线性相关,既包含正向线性相关关系,也包含反向线性相关关系。如:安焯^[4]运用混合面板数据模型实证得出股权集中度与公司绩效正线性相关;而曹裕^[5]、李亚静^[6]等的研究结论则相反,他们认为公司价值创造与股权控制制度显著负相关,并且大股东控制产生的“损耗效应”是中国资本市场资源配置无效率的根本原因^[7]。另一种观点,以 Morck^[8]为代表的学者认为第一大股东持股比例与公司价值创造并非线性相关,而是呈现出非线性相关关系。如:施东晖^[9]、白重恩^[10]、陈德萍^[11]等研究发现公司价值创造与第一大股东持股比例呈“正 U 型”非线性相关;以谢军^[12]、罗进辉^[13]等为代表的学者认为公司价值创造与第一大股东持股比例存在显著的“N”型三次非线性相关;而孙永祥^[14]、张佳^[15]等的研究却发现上市公司价值创造与第一大股东持股比例存在“倒 U 型”关系。因此,从对上述文献的梳理研究发现,学界对股权控制与公司价值创造关系研究较为深入,取得了较好的研究成果。虽然,绝大多数研究成果支持股权控制与公司价值创造之间存在密切联系或显著的关联关系,但这种关联关系是线性的还是非线性的,学界并未达成一致结论。

目前学界关于股权制衡与公司价值创造关系的

收稿日期:2012-08-17;修订日期:2012-11-24

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71172190);安徽省社科规划项目(AHJK09-10D10);中央高校基本科研业务费专项资金(2011HGRJ0006)

作者简介:阮素梅(1974—),女(汉族),安徽太和人,合肥工业大学管理学院博士,安徽财经大学副教授、硕士生导师,研究方向:公司金融、农村金融。

研究成果相对较少,主流观点认为股权制衡可以弱化控股股东的侵害能力,进而提高公司效率和企业价值^[16-18];同时股权制衡对并购公司价值的正面促进作用不受大股东之间股权性质异同的影响^[19];且在一定程度上能有效降低真实交易盈余管理和整体调节利润的操纵程度^[20]。而孙永祥^[14]、赵景文^[21]等研究认为股权制衡度低的公司其绩效优于股权制衡度高的公司;安灵等^[22]运用门槛面板模型实证研究得出股权制衡对大股东利益主导下的过度投资行为具有一定的抑制作用,但过度的股权制衡也会带来投资不足的问题;吴红军等^[23]的研究发现当其他大股东对第一大股东制衡能力处于很强或很弱的两端时,比处于中间水平更有利于上市公司的价值创造,公司价值随其他大股东制衡能力的增强呈现出“U型”形态。

总之,我们认为股权制衡和股权控制是影响公司价值创造的重要因素,已有相关研究成果很多但分歧较大,究其原因受所选样本、时间窗、研究方法、度量指标及股权分置改革等因素影响,研究结果缺乏稳健性。本文通过系统梳理文献发现,关于股权制衡与公司价值创造关系的研究成果较少且缺乏系统深入,大多是基于线性范式的讨论,非线性范式方面的研究成果较少,尤其是关于最优股权制衡度规模及影响因素的研究成果更是匮乏。与以往单独考虑股权控制或股权制衡对公司绩效的影响不同,本文在综合考虑股权制衡与股权控制对公司价值创造影响的基础上,选择从2000年到2010年11个年度共6674个样本数据进行了实证研究,基于具有灵活形式的部分线性面板数据模型,讨论股权制衡度对上市公司价值创造能力的影响效果,并对最优股权制衡度规模进行了深入研究。本文创新性工作表现为:第一,同时考虑了股权制衡与股权控制对公司价值创造能力的影响,避免单独考虑股权制衡或者股权控制而导致实证结果的偏差,为最优股权制衡度的提出与分析奠定了基础;第二,建立了部分线性面板数据模型,并给出相应的检验方法,用于线性与非线性影响模式选择,其实证研究结果发现上市公司价值创造能力随股权制衡度呈现“倒U型”曲线,并进一步给出了最优股权制衡度规模及其变动规律。

2 理论假说

控股股东具有两面性:一方面,控股股东与公司的利益协同效应导致公司价值创造能力增加。随着控股股东持股比例增加,其与公司的利益协同效应

相应增加,掏空公司的动机越来越弱,提高公司价值创造的动机越来越强,并且当公司处于困境时,控股股东还会利用私人资源向公司转移资产或利润以对公司提供支持。另一方面,控股股东的利益侵占效应导致公司价值创造能力降低。随着控股股东持股比例的增加,其更有条件和能力利用公司内部信息使大股东的关联公司获得超额利润,或者通过地下隧道转移、侵占公司财产等形式造成对小股东利益的侵占。对于控股股东和其他大股东来说,大股东间的共谋与监督影响着公司的价值创造能力:如果选择共谋,其他大股东将与控股股东就控制权收益的分配进行讨价还价,对公司的掏空效应增加;如果选择监督,在增加控股股东掏空风险和成本的同时,大股东之间及其与公司的利益协同效应增加。因此,公司价值创造能力受控股股东的股权控制制度和其他大股东股权制衡度的制约。

2.1 股权制衡对上市公司价值创造能力的影响

股权制衡度是衡量公司大股东之间相互制衡的程度和公司股东之间股权分布的竞争程度,主要表现为除第一大股东之外的其他大股东对第一大股东的制衡程度。实际中,公司控制权往往由几个大股东共同分享,通过内部牵制,使得任何一个大股东都无法单独控制企业的决策,从而达到大股东相互监督的股权安排模式,这就是股权制衡。本文认为股权制衡对公司价值创造能力的影响具有区间特征,股权制衡效果取决于其他大股东对控股股东的股权制衡度,过低与过高的股权制衡度都会给公司价值带来不利影响。若其他大股东股权制衡度过低,意味着控股股东的股权控制度过高,控股股东超强的利益侵占效应导致股权制衡和民主作用的严重破坏,不利于公司价值创造能力的提高。随着股权制衡度增加(即控股股东的控制度降低),其他大股东对公司的监督效应增加,控股股东较高的掏空风险和成本将降低其对公司的侵占效应,导致公司价值创造能力增加。当股权制衡度过高时,其他大股东超强的监督效应往往使大股东间过度民主或趋于合谋。过度民主会导致控股股东治理效应的严重弱化和难以形成有效率的集中决策、投资不足以及机会丧失等问题,而合谋的利益侵占效应也会导致公司价值创造能力的降低。因此,就股权制衡度而言,可能存在某个合理的区域(即最优股权制衡度规模),并且这一合理的区域可能受到其他因素(如:公司规模、股权性质等)的影响。

假说1:股权制衡对公司价值创造能力的影响

是非线性的,存在一个最优股权制衡度规模,随着股权制衡度增加,公司价值创造能力呈现“倒U型”变化规律,并且其他因素的影响会改变最优的股权制衡度规模。

2.2 股权控制对上市公司价值创造能力的影响

所有权适当集中于大股东能够对经理人实施有效的监督,其他大股东对控股股东的“监督效应”可以提升公司的价值创造^[24],然而当控股股东持股比例达到一定程度后,对公司的控制权大大超过其拥有的所有权,此时大股东很有可能运用超强的控制权来掠夺公司的整体利益^[25-26],导致公司价值创造能力降低,并且大股东与经营者的合谋行为导致中小股东收入水平下降^[27]。

假说2:股权控制制度与上市公司价值创造能力显著负相关,即股权控制制度越高公司价值创造能力越低。

3 部分线性面板数据模型

3.1 模型表示

面板数据为由截面数据与时间序列组成的二维数据,综合了两个维度的信息,从而可以提供单纯依靠截面数据或时间序列数据无法揭示的经济规律。在面板数据模型中,线性面板数据模型最为常用,可以体现解释变量对被解释变量的线性影响。然而,现实中,可能一些解释变量的影响是线性的,而另外一些解释变量的影响却是非线性的。为此,需要建立部分线性面板数据模型:

$$y_{it} = m(x_{it}) + z'_{it}\beta + u_{it} \quad (1)$$

式中, y_{it} 为被解释变量; x_{it} 为一个解释变量, $m(\cdot)$ 为任一非线性函数,体现 x_{it} 对 y_{it} 的非线性影响; z'_{it} 为解释变量组成的向量,通过回归系数向量 β ,对 y_{it} 产生线性影响; $i = 1, 2, \dots, n_i$ 表示截面单位, $t = 1, 2, \dots, T$ 表示观察时期。当 n_i 相等时,式(1)为平衡面板数据模型;否则,式(1)为不平衡面板数据模型。对于式(1)中的误差项 u_{it} ,可以进一步分离出个体效应与时期效应,得到:

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中, μ_i 为个体效应; λ_t 为时期效应,误差项 ε_{it} 满足 $E(\varepsilon_{it} | x_{it}, z'_{it}) = 0$ 。

3.2 模型估计

综合式(1)与式(2)可得:

$$y_{it} = m(x_{it}) + z'_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

要想实现式(3)的估计,需要确定非线性函数 $m(\cdot)$ 的形式。本文拟采用三种参数设置

$$\text{线性形式: } m(x) = a_1x \quad (4)$$

$$\text{二次形式: } m(x) = a_1x + a_2x^2 \quad (5)$$

$$\text{三次形式: } m(x) = a_1x + a_2x^2 + a_3x^3 \quad (6)$$

实现解释变量 x_{it} 对 y_{it} 的非线性影响,其中线性形式作为对比的基础。不仅如此,还可以根据非线性函数 $m(\cdot)$ 的形式,判定 x_{it} 对 y_{it} 的边际贡献能否达到最大以及何时达到最大。

根据样本数据性质的不同,部分线性面板数据模型还可以表示为确定效应模型和随机效应模型,并分别对应不同的参数估计方法。确定效应模型是指把原模型中遗漏的个体特征或时期特征当作未知的确定参数,随机效应模型则把它们视为如同随机扰动项一样的随机变量。一般情况下,如果仅以样本自身效应为条件进行推论,宜使用确定效应模型;如果欲以样本对总体效应进行推论,则采用随机效应模型。可以通过 Hausman 检验 (Hausman, 1978) 判定模型采用随机效应模型还是固定效应模型。

3.3 模型选择

由前面的分析可以看出,本文拟建立三个互相嵌套的部分线性面板数据模型:

$$\text{线性模型: } y_{it} = a_1x + z'_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\text{二次模型: } y_{it} = a_1x + a_2x^2 + z'_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\text{三次模型: } y_{it} = a_1x + a_2x^2 + a_3x^3 + z'_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

即如果式(9)成立,则不能建立式(8)或式(7);如果式(8)成立,则不能建立式(7)。需要从中选取最为适合的模型,作为最终的实证模型。为此,需要判定三个模型是否存在显著性差异,即依次提出原假设: $H_0^{(\text{linearV. S. quadratic})}$: 二次模型比线性模型并无显著改进、 $H_0^{(\text{quadraticV. S. cubic})}$: 三次模型比二次模型并无显著改进。在这两个原假设基础上,可以构造如下检验统计量:

$$F^{(\text{linearV. S. quadratic})} = \frac{(RSS^{(\text{linear})} - RSS^{(\text{quadratic})}) / (df^{(\text{linear})} - df^{(\text{quadratic})})}{RSS^{(\text{quadratic})} / df^{(\text{quadratic})}} \sim F(df^{(\text{linear})} - df^{(\text{quadratic})}, df^{(\text{quadratic})}) \quad (10)$$

$$F^{(\text{quadraticV. S. cubic})} = \frac{(RSS^{(\text{quadratic})} - RSS^{(\text{cubic})}) / (df^{(\text{quadratic})} - df^{(\text{cubic})})}{RSS^{(\text{cubic})} / df^{(\text{cubic})}} \sim F(df^{(\text{quadratic})} - df^{(\text{cubic})}, df^{(\text{cubic})}) \quad (11)$$

式中, $RSS^{(\text{linear})}$, $RSS^{(\text{quadratic})}$, $RSS^{(\text{cubic})}$ 分别为式(7)、式(8)与式(9)的残差平方和; $df^{(\text{linear})}$, $df^{(\text{quadratic})}$, $df^{(\text{cubic})}$ 分别为对应的自由度,满足:自由

度 = 样本量 - (个体效应 + 时期效应) - 变量个数。由于 F 统计值越大对原假设越不利,故这里的假设检验为单侧假设检验。

实际模型选择过程可以分为两个步骤,第一步,利用 $F^{(linearV.S.quadratic)}$ 检验 $H_0^{(linearV.S.quadratic)}$ 是否成立,若接受,则建立线性模型,若拒绝,则至少建立二次模型;第二,利用 $F^{(quadraticV.S.cubic)}$ 检验 $H_0^{(quadraticV.S.cubic)}$ 是否成立,若接受,则建立二次模型,若拒绝,则建立三次模型。

4 实证研究

4.1 样本与变量

4.1.1 样本选择

本文以沪深交易所 A 股上市公司为研究对象,样本选取过程如下:第一,为避免 A 股、B 股以及境外上市股票之间的差异,本文仅考虑那些只发行 A 股的上市公司;第二,剔除了金融保险行业上市公司,因为这类行业上市公司较为特殊且适用的会计准则与会计方法和其他行业的上市公司有所不同,其财务指标揭示的内容也不同;第三,考虑到数据完整性,剔除了财务数据缺失的上市公司;第四,剔除了样本观测期间那些经济性质在国有企业和其他类型企业之间不断变化的上市公司。在做了上述剔除后,最终剩下 214 家上市公司,样本区间为 2000 年到 2010 年共 11 个年度,样本测值数为 6674 个。所

有符合条件的上市公司,组成了非平衡的面板数据,所有数据均来自 RESSET 金融研究数据库 (www.resset.cn)。

样本样本筛选与数据处理都使用了 R2.15.0 (<http://www.R-project.org/>)进行编程计算,感兴趣的读者可以来函索取源代码。

4.1.2 变量设计

本文主要涉及的变量其功能及属性特征详见表 1。除“所有制性质”这一变量外,其余变量取值均可直接观测。对于变量“所有制性质”而言,数据库中并无该变量的实际数据。在 2000 年—2010 年间,所有上市公司(共 2100 家公司)中,只有 214 家上市公司的经济性质完全没有发生变化。为此,我们将经济性质(主要有 9 种企业类型,它们是:1—国家单位;2—国有独资;3—国有控股;4—中外合资;5—外资独资;6—民营;7—集体企业;8—自然人;9—其它)进行合并,将“1—国家单位”、“2—国有独资”、“3—国有控股”视为国有企业,其余视为非国有企业。

4.2 描述统计与分析

为讨论股权制衡度对上市公司价值创造能力的影响,首先给出 EBD 与 QVal 的散点图见图 1。由图 1 可见,在 EBD 与 QVal 中都存在一个异常值,对这两个样本点进行剔除。图 2 为剔除异常值之后的散点图,其中左侧小图为 QVal 的箱线图,下方小图为 EBD 的箱线图,可以看出这两个变量都呈现有

表 1 变量列表

序号	代码	名称	功能	属性	取值
1	QVal	托宾 Q 值	被解释变量:表征公司价值创造能力	连续变量	连续取值:取值为正,且取值越大,代表公司价值创造能力越强
2	State	所有制性质	解释变量:表征公司所有制属性	分类变量	离散取值:1 代表国有,0 代表非国有
3	OwnCon1	第 1 大股东持股比例	解释变量:表征公司股东控制权	连续变量	连续取值:0—1 之间取值,取值越大,代表第 1 大股东控制能力越强
4	OwnCon2_10	股权集中度 2—10	解释变量:表征公司股东控制权	连续变量	连续取值:0—1 之间取值,取值越大,代表第 2 至第 10 大股东控制能力越强
5	EBD	股权制衡度 ^①	解释变量:表征公司股东制衡权	连续变量	连续取值:取值为正,且取值越大,代表公司大股东控制能力弱,制衡力强
6	Currt	流动比率	解释变量:表征公司财务状况	连续变量	连续取值:取值为正,且取值越大,表明偿还负债的能力越强
7	ROA	资产净利率	解释变量:表征公司盈利能力	连续变量	连续取值:取值可正可负,该指标越高,表明公司投入产出水平越高
8	Ln(size)	公司规模 ^②	控制变量:控制公司规模	连续变量	连续取值:取值为正,且取值越大,表明公司规模越大
9	CLASS01…… CLASS11	行业 ^③	控制变量:控制公司行业属性	分类变量	离散取值:13 个行业,剔除金融、保险,用 11 个虚拟变量来表示

注:①股权制衡度 = 前五大股东持股总数/第一大持股总数,值越大表示股权制衡度越强。②公司规模是指公司总资产的自然对数。③行业分类:A、农、林、牧、渔业;B、采掘业;C、制造业;D、电力、煤气及水的生产和供应业;E、建筑业;F、交通运输、仓储业;G、信息技术业;H、批发和零售贸易;I、金融、保险业;J、房地产业;K、社会服务业;L、传播与文化产业;M、综合类。

偏的分布。图 2 大图中的绿色椭圆表明, 大多数企业处理 EBD 与 QVal 都较小的区域; 红色实的曲线为由 R 软件中 lowess 函数拟合所得, 该曲线基本水平, 表明 QVal 仿佛不随 EBD 的变化而变化, 二者之间并不存在什么关系。然而, 造成这一假象的原因可能在于, 没有细分企业和年份, 导致 EBD 与 QVal 的关系并不显著。

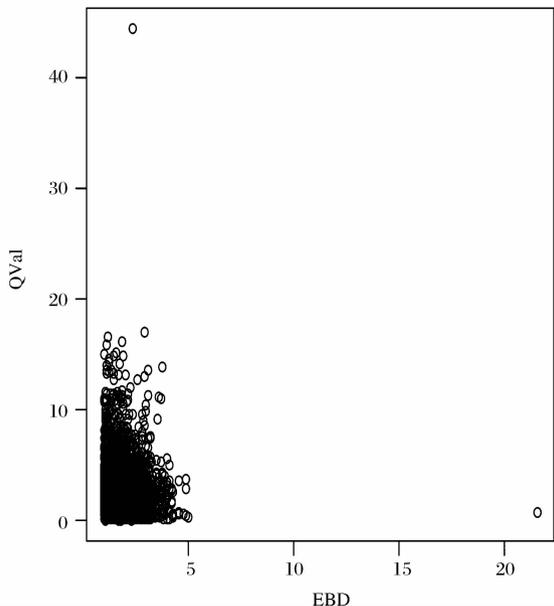


图 1 QVal 与 EBD 落脚点图(所有观测)

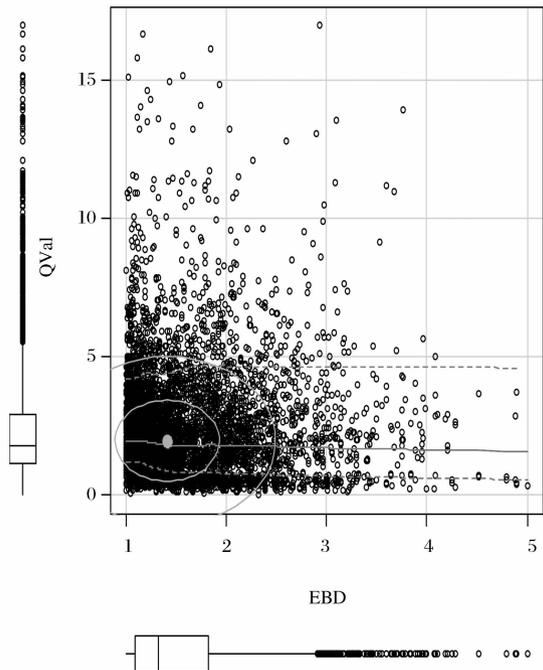


图 2 QVal 与 EBD 落脚点图(剔除异常观测)

为此, 图 3 给出了 QVal 在不同年份的箱线图, 图中, 箱子中粗实线为均值, 箱子与引线分别代表

上、下四分之三分位数与 95% 置信区间。由图 3 可以看出, 上市公司价值创造能力在 2000 年到 2010 年之间不断发生变化, 其中平均价值创造能力呈现先降低到再增加的过程。其中 2005 年上市公司价值创造能力最低, 2007 年公司价值创造能力暴增。原因是 05 年开始实施的股权分置改革效应尚未在公司价值创造上得以体现; 而 07 年的超级大牛市 (07 年一年新开户增长约是 06 年的 25 倍) 使得证券市场投机氛围浓厚, 部分投机资金导致公司价值创造能力的表面增加。与此同时, 公司价值创造能力的差异度也表现为先降低后增加的过程。这样, 可以初步认为, 上市公司价值创造能力不仅在各个企业之间存在差异, 表现为个体效应, 而且在各个年份之间也存在差异, 表现为时期效应。因此, 在建立模型时, 需要建立同时带有个体效应与时期效应的面板数据模型。

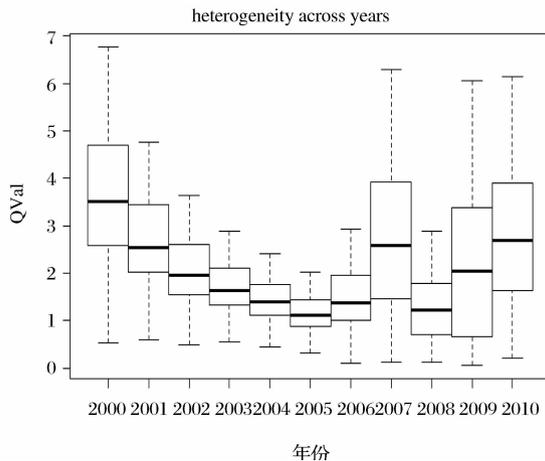


图 3 QVal 箱线图

在图 4 中, 可以看出上市公司在各个年度平均公司制衡度的变化情况, 可见上市公司的公司制衡度呈现逐年增加的情况, 由 2000 年的平均值 1.334, 增加到 2010 年的平均值为 1.609。其中, 从 2000 年到 2005 年呈现迅速提高趋势, 年均提高 3.234%; 从 2006 年到 2010 年呈现缓慢上升趋势, 年均上升 0.568%。

现在分年度考察股权制衡度与公司价值创造能力之间相关性, 表 2 给出了 EBD 与 QVal 之间的相关系数及其检验结果。Pearson 相关系数为线性相关系数的典型代表, 可以看出在整个时间范围内, 线性相关系数仅为 0.018, 并且不显著; 按照年度统计结果, 只有在 2000 年、2001 年、2010 年, 线性相关关系显著, 在其余年份都不显著。Kendall 相关系数为基于评秩的非参数相关系数度量方法, 可以描述变量

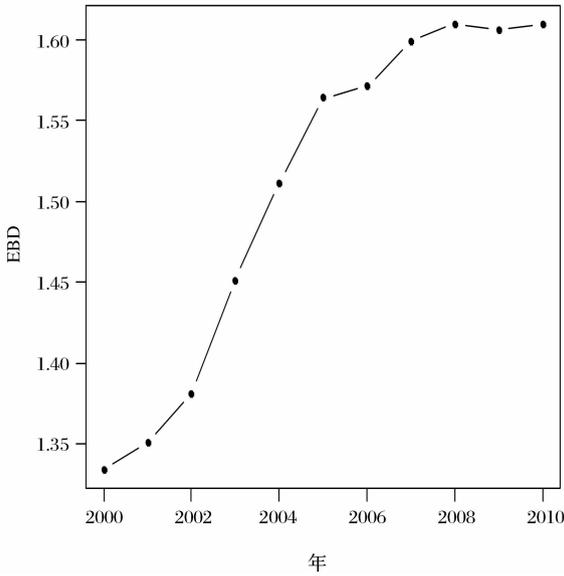


图4 历年上市公司股权制衡度

间的非线性相关关系。由表2,与 Pearson 相关系数不同,在 11 个年度中,相关性不显著的年份只有 4 个,并且在整个样本区间,EBD 与 QVal 之间呈现出显著的负相关。综合表 2 中 Pearson 相关与 Kendall 相关统计结果,第一,EBD 与 QVal 之间可能存在非线性相关关系;第二,EBD 与 QVal 之间相关模式在不同年度有不同表现,需要利用面板数据模型加以综合考虑。

4.3 模型结果与讨论

首先,估计带有个体效应与时期效应的面板数据模型,发现同时带有两个效应的面板数据模型的方程整体显著性检验 F 检验并不显著,而带有时期效应的面板数据模型对应的 F 检验显著。为此,本文建立带有时期效应的部分线性非平衡面板数据模型。

其次,按照不含有控制变量和含有控制变量两个类型进行建模,并且在每一类型中,分别考虑线性模型、二次模型和三次模型,估计结果见表 3。由表 3 的 LM 检验结果可知,在所有的模型中,时期效应显著;由 Hausman 检验结果可知,应该建立固定效应模型。通过前文给出的用于模型形式选择的 F 检验,由表 4 的结果可知,无论不含控制变量还是含有控制变量,都可以判定最终选择二次模型形式。这一结果显著支持股权制衡度对公司价值创造能力的影响模式为二次抛物线非线性,既与安焱^[4]、曹裕^[5]、李亚静^[6]的线性影响模式有所不同,也与谢军^[12]、罗进辉^[13]得到的三次曲线非线性相关不同。

对于不含控制变量的二次模型,能够体现 EBD 对 QVal 的总贡献,并且二次项前面的系数为负,表现公司价值创造能力随着股权制衡度增加呈现出“倒 U 型”变化规律,并且容易计算出其拐点为 EBD = 2.548,如图 5 所示。这样,当股权制衡度小于 2.548 时,公司价值创造能力随着股权制衡度增加而增加;当股权制衡度大于 2.548 时,公司价值创造能力停止增加,转而下降。当我们在模型中增加控制变量时,就可以度量出 EBD 对 QVal 的边际影响。由表 3 可知,“倒 U 型”曲线变化规律依然成立,此时拐点变为 EBD=3.242,拐点向右发生了偏移,如图 5 所示,表明:存在其他影响因素时,股权制衡度对公司价值创造能力影响的最优值由 2.548 提高到 3.242。由图 5,还可以进一步看出,含有控制变量对应的曲线在不含控制变量对应曲线的上方,这表明:实际中,考虑其他因素影响时,股权制衡度对公司价值创造能力的影响还要大一些,超出仅存在股权制衡时的总贡献,这一超出部分将被股权控

表 2 相关系数(QVal V. S. EBD)

年份	Pearson				Kendall			
	相关系数 ρ	t-检验	尾概率	显著性	相关系数 τ	z-检验	尾概率	显著性
2000—2010	0.018	1.485	0.138		-0.034	-4.114	0.000	***
2000	0.148	2.861	0.004	***	0.162	4.614	0.000	***
2001	0.127	2.486	0.013	**	0.131	3.822	0.000	***
2002	0.066	1.312	0.190		0.093	2.767	0.006	***
2003	-0.025	-0.525	0.600		-0.024	-0.761	0.447	
2004	0.012	0.267	0.789		0.009	0.286	0.775	
2005	-0.024	-0.557	0.578		-0.083	-2.933	0.003	***
2006	-0.003	-0.076	0.940		-0.037	-1.333	0.182	
2007	0.017	0.462	0.644		-0.039	-1.545	0.122	
2008	0.049	1.426	0.154		-0.042	-1.841	0.066	*
2009	-0.010	-0.299	0.765		-0.050	-2.278	0.023	**
2010	0.098	3.000	0.003	***	0.112	5.110	0.000	***

注:***、**、* 分别表示 1%、5%和 10%显著水平下显著。

表 3 参数估计结果

变量与指标	不含控制变量			含有控制变量		
	线性模型	二次模型	三次模型	模型 1	模型 2	模型 3
EBD	0.110 ***	0.586 ***	-0.058	0.432 ***	2.756 ***	4.163 ***
EBD ²		-0.115 ***	0.183		-0.425 ***	-1.009 ***
EBD ³			-0.041			0.076 **
State				-0.074	0.001	0.020
OwnCon1				-1.585 ***	-0.834 ***	-0.723 ***
OwnCon2_10				-3.616 ***	-5.349 ***	-5.587 ***
Currt				0.126 ***	0.123 ***	0.123 ***
ROA				-0.177 ***	-0.177 ***	-0.178 ***
Ln(size)				-0.262 ***	-0.267 ***	-0.266 ***
CLASS				控制 ***	控制 ***	控制 ***
F-检验	10.022 ***	10.023 ***	7.171 ***	62.045 ***	63.830 ***	60.920 ***
调整 R ²	0.001	0.003	0.003	0.143	0.1537	0.154
LM 检验	728.789 ***	732.813 ***	732.155 ***	687.628 ***	689.500 ***	689.328 ***
Hausman 检验	31.997 ***	30.570 ***	31.469 ***	918.976 ***	931.277 ***	1027.059 ***
模型选择		√			√√	

注:①***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 显著水平下显著;②这里的 F-检验为方程整体显著性的检验;③LM 检验为由 Honda 给出的用于检验时期效应是否显著的方法;④Hausman 检验为检验模型为随机效应模型还是固定效应模型。

表 4 模型形式选择检验结果

模型比较	F-统计值	第一自由度	第二自由度	尾概率	结论
不含控制变量					
线性模型 V. S. 二次模型	10.010	1	6661	0.002	建立二次以上模型
二次模型 V. S. 三次模型	1.464	1	6660	0.226	建立二次模型
含有控制变量					
线性模型 V. S. 二次模型	82.306	1	6644	0.000	建立二次以上模型
二次模型 V. S. 三次模型	2.909	1	6643	0.088	建立二次模型

制度、公司规模等因素所抵消。支持假说 1。由前面的分析可知,如今中国 A 股上市公司的股权制衡度为 1.609,离最优股权制衡还有相当的空间,可以进一步扩大股权制衡,以提升上市公司价值创造能力。这一实证结果与孙永祥^[14]、张佳^[15]等的研究却发现上市公司价值创造与第一大股东持股比例存在“倒 U 型”关系类似。不过,本文在此基础上进一步讨论了最优股权制衡度问题,使用本文提出的方法进行实证得到结论:如果存在其他影响因素,最优股权制衡度会发生偏移。这一结论,一方面,为寻找股权制衡度的影响因素提供了方向;另一方面,为最优股权制衡度的测算提供了方法和参考值,便于制定有效的公司治理方案。

此外,由表 3 还可以看出:第一,所有制性质对公司价值创造能力的影响并不显著。在公司盈利能力等相关主题研究中,不少文献(如:徐莉萍等^[28]、安灵等^[22]、徐向艺等^[29]),认为所有制性质能够显著影响公司盈利能力,特别是国有企业由于其往往独占资源、享受政策优惠等,往往具有更多的盈利能力。显然,公司价值创造能力区别于公司盈利能力,

本文的实证结果认为:对于公司价值创造能力而言,所有制性质并非显著影响因素,这为民营企业也可以提高公司价值创造能力提供了理论基础。第二,股权控制制度对公司价值创造能力存在显著的负影响,即股权控制制度越高,对应的公司价值创造能力越低,表现为 OwnCon1 和 OwnCon2_10 前面的回归系数均为负。第三,公司规模对公司价值创造能力存在显著的负影响,规模越大的企业其公司价值创造能力越弱,表现为变量 Ln(size)前面的回归系数为负。

在获得面板数据模型的估计结果之后,最终选择含有控制变量的二次模型,图 6 给出了该模型的时期效应。在现有文献中,尚未见到类似研究成果。由图 6 可以看出,这一时期效应的结果与图 3 的结果类似,除 2007 年外,随着时间的推移,公司价值创造能力在 2005 年达到最低,总体表现为先减后增的“U 型”变化规律。主要原因在于:股权分置改革从 2005 年开始实施,股改效应尚未在公司价值创造上得以体现;05 年股改前,股票的流动性对大股东发挥了锁定效应,控股股东监督职能的更多发挥导

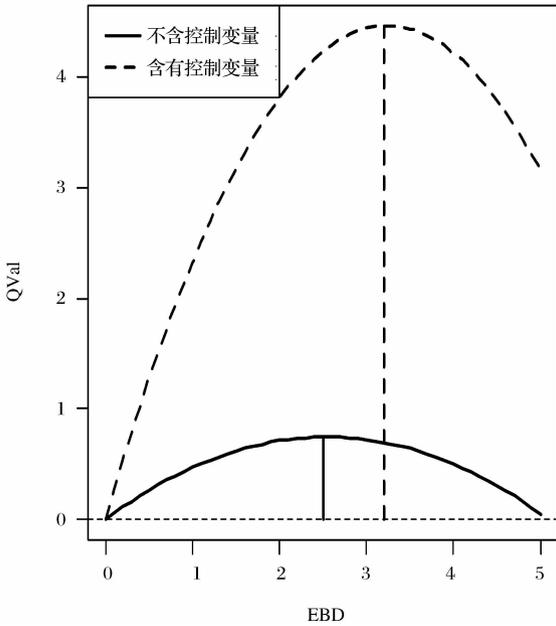


图5 股权制衡度对公司价值创造能力的非线性影响

致公司价值创造能力较高;05年股改后公司价值创造能力增加,说明股权分置改革在一定程度上解决了制约中国证券市场发展的体制性障碍,增加了股票市场的流动性,公司价值创造能力较高,总体表现为先减后增的“U型”变化规律。

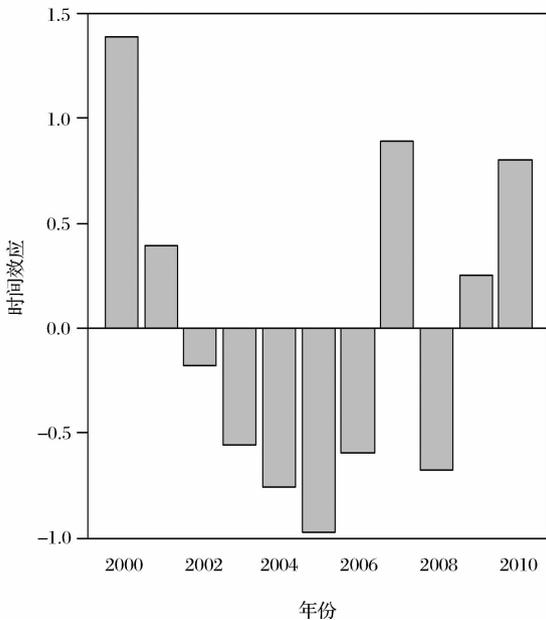


图6 面板数据模型的时期效应

5 结语

本文主要从股权制衡角度,深入剖析股权制衡度对上市公司价值创造能力影响的效果及程度。基于非平衡面板数据模型,对中国A股上市公司进行

了实证研究。通过本文提出的部分线性选择方法,确定选择二次模型形式,实证发现:在不考虑其他因素情况下,最优股权制衡度规模为2.548,当股权制衡度小于2.548时,公司价值创造能力随着股权制衡度增加而增加;当股权制衡度大于2.548时,公司价值创造能力随股权制衡度增加反而降低,呈现“倒U型”变化规律;若考虑公司规模、股权控制制度等因素的影响,最优股权制衡度规模则为3.242,仍然呈现“倒U型”变化规律。而从实际看,我国上市公司股权制衡度平均值从2000年的1.334到2010年的1.609,相对于最优股权制衡度规模,仍然偏低。

这一结果,为完善中国上市公司治理结构、提高公司价值创造能力提供了经验证据,具有重要的经济意义:第一,在进行公司治理时,不能无限度地提高股权制衡度,而应将股权制衡度控制在一个最优规模,过高与过低的股权制衡度都不利于公司价值创造能力的提升;第二,考虑到现实中多种因素的共同作用,股权制衡效果会被股权控制制度、公司规模等因素抵消一部分,因此在制定最优股权制衡度时,要考虑到其他因素的影响,否则确定的最优股权制衡度往往偏低;第三,现行中国A股上市公司实际股权制衡度远远低于最优股权制衡度,可以进一步提升其制衡能力,以提升上市公司价值创造能力。

参考文献:

[1] Pagano M, Roell A. The choice of stock ownership structure: Agency costs, monitoring and the decision to go public[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1998, 113(1):187-225.

[2] Bennedsen M, Wolfenzon D. The balance of power in closely held corporations[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1):113-139.

[3] Shleifer A, Vishny R W. Large shareholders and corporate control[J]. The Journal of Political Economy, 1986, 94(3):461-488.

[4] 安烨,钟廷勇. 股权集中度、股权制衡度与公司绩效关联性研究—基于中国制造业上市公司的实证分析[J]. 东北师大学报(哲学社会科学版), 2011, (06):46-52

[5] 曹裕,陈晓红,万光羽. 控制权、现金流权与公司价值—基于企业生命周期的视角[J]. 中国管理科学, 2010, (3):185-192.

[6] 李亚静,朱宏泉,黄登仕. 股权结构与公司价值创造[J]. 管理科学学报, 2006, (05):65-74.

[7] 冉茂盛,钟海燕,文守逊. 大股东控制影响上市公司投资效率的路径研究[J]. 中国管理科学, 2010(04):165-172.

- [8] Morck R, Shleifer A, Vishny R W. Management ownership and market valuation: An empirical analysis [J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 20: 293-315.
- [9] 施东辉. 转轨经济中的所有权与竞争: 来自中国上市公司的经验证据[J]. *经济研究*, 2003, (08): 46-54(92).
- [10] 白重恩, 刘俏, 陆州. 中国上市公司治理结构的实证研究[J]. *经济研究*, 2005, (02): 81-91.
- [11] 陈德萍, 陈永圣. 股权集中度、股权制衡度与公司绩效关系研究—2007~2009年中小企业板块的实证检验[J]. *会计研究*, 2011, (01): 38-43.
- [12] 谢军. 第一大股东持股和公司价值: 激励效应和防御效应[J]. *南开管理评论*, 2007, (01): 21-25.
- [13] 罗进辉, 万迪昉. 大股东持股对公司价值影响的区间特征[J]. *数理统计与管理*, 2010, (06): 1084-1095.
- [14] 孙永祥, 黄祖辉. 上市公司的股权结构与绩效[J]. *经济研究*, 1999, (12): 23-30+39.
- [15] 张佳, 韩立岩. 基于控制权转移视角的股权结构与公司价值—来自并购中上市目标公司的证据[J]. *系统工程*, 2011(04): 1-9.
- [16] 高楠, 马连福. 股权制衡、两权特征与公司价值—基于中国民营上市公司的实证研究[J]. *经济与管理研究*, 2011, (11): 24-29.
- [17] Maury B, Pajuste A. Multiple large shareholders and firm value[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2005, 29(7): 1813-1834.
- [18] 仇冬芳, 刘益平, 沈丽, 等. 基于CCR模型的控制权转移、股东制衡与公司效率研究—来自上市公司大宗股权转让的经验数据[J]. *软科学*, 2012, (12): 108-111(116).
- [19] 蒋弘, 刘星. 股权制衡、并购信息披露质量与主并公司价值——基于中国上市公司的模型与实证研究[J]. *管理工程学报*, 2012(04): 17-25(126).
- [20] 林芳, 许慧. 基于真实交易盈余管理的股权制衡治理效应[J]. *山西财经大学学报*, 2012, (01): 83-93.
- [21] 赵景文, 于增彪. 股权制衡与公司经营业绩[J]. *会计研究*, 2005, (12): 59-64(96).
- [22] 安灵, 刘星, 白艺昕. 股权制衡、终极所有权性质与上市企业非效率投资[J]. *管理工程学报*, 2008, (02): 122-129.
- [23] 吴红军, 吴世农. 股权制衡、大股东掏空与企业价值[J]. *经济管理*, 2009, (03): 44-52.
- [24] Grossman S J, Hart O D. Takeover bids, the free-rider problem and the theory of the corporation[J]. *The Bell Journal of Economics*, 1980, 11(1): 42-64.
- [25] Shleifer A, Vishny R W. A survey of corporate governance[J]. *The Journal of Political Economy*, 1997, 105(2): 737-783.
- [26] 肖作平. 终极所有权结构对资本结构选择的影响——来自中国上市公司的经验证据[J]. *中国管理科学*, 2012, (04): 167-176.
- [27] 潘泽清, 张维. 大股东与经营者合谋行为及法律约束措施[J]. *中国管理科学*, 2004, 12(6): 118-122.
- [28] 徐莉萍, 辛宇, 陈工孟. 控股股东的性质与公司经营绩效[J]. *世界经济*, 2006, (10): 78-89.
- [29] 徐向艺, 张立达. 上市公司股权结构与公司价值关系研究—一个分组检验的结果[J]. *中国工业经济*, 2008, (04): 102-109.

“Inverse-U” Shape Hypothesis Testing on Equity Restriction and Value-creating Ability of Companies ——Empirical Results based on Panel Data Model

RUAN Su-mei^{1,2}, DING Zhon-ming³, LIU Yin-guo⁴, YANG Shan-lin¹

(1. School of Management, Hefei University of Technology, Hefei 230009, China;

2. Business Institute, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233041, China;

3. Institute of Finance, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu China, 233041;

4. School of Accountancy, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233041, China)

Abstract: According to the theory of the modern enterprise, equity restriction and interest control will exert obvious influence on the corporate ability to create. However, it have not yet reached consensus on research of its influential modes and effects. In some empirical researches, the linear equation is used mostly to discuss its linear influence, sometimes polynomial equation is resorted to discuss its nonlinear influence. The results of the above researches are sometimes widely divergent because different models and various sample ranges are selected. Therefore, based on some linear unbalanced panel data models, a study is conducted on this topic in this paper. Different influential modes of equity restriction ratio are discussed on the corporate ability to create values; linearity and nonlinearity and corresponding model selection methods are proposed. The model proposed in this paper can solve key problems from three aspects. Firstly, the deter-

mination of influential models which equity restriction ratio and interest control will exert on the corporate ability to create values are based on the F test statistics. Secondly, the influential elements on the corporate ability to create values and the effect from those elements on the optimal equity restriction ratio can be confirmed by the extreme point of nonlinear function. Thirdly, the measurement of Period effect of the corporate ability to create values can reveal its dynamic fluctuation rule. Finally, empirical research is carried out on 6674 data samples from 214 public listed companies of A share market of China from the year of 2000 to 2011, its result reveals that the effect of equity restriction ratio on the corporate ability to create values is in a quadratic parabola nonlinear influential model and appears an inverse-U shape changing regular pattern. Moreover, the influence from some other elements will change the optimal equity restriction ratio, which provide theoretical basis to find further main influential factors of the dimensions of the optimal equity restriction ratio, and decision support to implement effective corporate governance.

Key words: the value creation ability; equity restriction ratio; an inverse-U shape curve; panel data models