

资产专用性、资产一体化 与公司并购绩效的实证研究^{*}

李青原 王永海

摘要：从资产一体化和资产专用性的角度来实证检验我国上市公司并购绩效。我们采用一种以财务指标为基础的因子分析法来综合评价 2000 年我国深沪两地上市公司发生的并购事件对收购公司绩效的影响,结果表明收购公司并购绩效从整体上呈上升与下降交错的趋势,且与资产专用性正相关,同时前者不仅与股权控制变量短期内存在显著相关性,也与组织控制变量存在较大的相关性。

关键词：资产专用性 资产一体化 公司并购绩效

根据 Grossman - Hart - Moore (GHM) 的研究思路,公司资产的基本特征是资产一体化,而不是投资分散化,它从整体上反映了公司/组织对所属资产控制的强度大小。Williamson (1985) 指出,资产专用性是形成公司资产一体化的重要决定因素之一。现实中,公司并购正好是资产一体化的重要表现形式之一。李青原 (2005) 指出,在激烈的市场竞争中,资产专用性越高的公司,越易获得超额利润,公司资产一体化(并购)的程度相应越高。自从 1993 年“宝延事件”发生以来,我国深沪两市上市公司的并购重组便风起云涌,并购的数量和金额迅速增加,日益引起了国内学者们的关注。冯根福和吴林江 (2001)、李善民 (2003)、张新 (2003)、李心丹等 (2003)、李增泉等 (2005) 都对我国上市公司并购绩效进行了多方面的考证,得出了许多新颖的结论,提出了许多有益的建议。上市公司的实践表明,资产一体化和资产专用性对上市公司并购绩效有直接和重要的影响,因此很有必要从资产一体化和资产专用性的角度来探讨我国上市公司并购绩效。

我们拟对 2000 年我国深沪两地上市公司发生的并购事件对收购公司绩效的影响进行检验。结构安排如下:首先设计实证检验框架,提出检验指标、检验方法、样本选择和数据来源以及检验步骤;然后是实证检验结果和分析;最后是结论与建议。

一、实证检验框架

(一) 实证检验指标

1. 资产专用性

与那些非耐久性资产相比,生产过程中耐久性资产的作用越重要,公司的资产一体化程度相应越高,因此我们采用德姆塞茨 (1999) 定义的固定资产总额与资产总额的比率来度量资产专用性高低的替代变量。

2. 资产一体化

我们使用股权控制和组织控制两个指标来衡量资产一体化的程度。其中,股权控制采用第一大股东持股比例、股权集中度和股权制衡度等指标来度量股权控制的强度,采用 U 型(单元结构)、M 型(事业部型)和 H 型(控股型)组织结构类型来度量组织控制的强度。

3. 上市公司并购绩效

一般而言,主营业务收入衡量公司的经营规模能力;净利润衡量公司的盈利能力;净资产收益率综合概括上市公司利润的增长速度和股本的扩张性,用它来衡量上市公司的经营业绩以及是否有发展前景比较符合我国国情,而且中国证监会把它作为测度公司绩效的基本指标,规定公司有无配股资格取决于它的净资产收益率(NROA);加之在当今“现金为王”的财务理念下,现金流量指标较难被人为地自由操纵,真实性也较高。因此,评价我国上市公司并购绩效时,这里选取的公司经营绩效指标主要是以公司的利润指标和现金流量指标为主,具体包括: G_1 :主营业务收入/总资产; G_2 :净利润/总资产; G_3 :每股经营现金流量; G_4 :净资产收益率。

实际上, G_1 和 G_2 以总资产为分母旨在消除公司规模的影响。除金融和保险行业以外,我们根据

^{*} 这是李青原的博士论文《公司并购协同效应、影响成本与资产专用性》的一部分。感谢国家自然科学基金项目《基于协同效应、影响成本和资产专用性的公司并购绩效研究》(70672066)、第四十批博士后科学基金一等资助金项目《纵向一体化与公司并购绩效的研究》(20060400075)对本研究项目的资助。当然,文责自负。

中国证券监督管理委员会 (CSRC) 2001 年 4 月颁布的《上市公司行业分类标准》将上市公司按所属板块分为农林牧渔业,采掘业,制造业,房地产业,建筑业,电力、煤气和水等公用事业,交通运输仓储业,批发零售贸易业,社会服务业,传播文化,信息技术业和综合等 12 大类行业。由于各个行业的经营业绩和成长水平不相一致,因此我们再将 G_1 、 G_2 、 G_3 、 G_4 分别减去不同年度各自行业平均水平,建立 4 个新指标 g_1 、 g_2 、 g_3 、 g_4 ,以消除行业经济景气的影响。令 AG_1 、 AG_2 、 AG_3 和 AG_4 分别表示不同年度该公司所属行业的 G_1 、 G_2 、 G_3 和 G_4 的平均水平,则 $g_1 = G_1 - AG_1$, $g_2 = G_2 - AG_2$, $g_3 = G_3 - AG_3$ 以及 $g_4 = G_4 - AG_4$ 。

(二) 检验方法

尽管 Bruner (2001) 指出,事件研究法和会计指标研究法是国际学术界研究公司并购绩效的主流方法,但是李青原 (2005) 在对我国上市公司并购绩效实证研究的述评中发现,我国资本市场的内在制度缺陷使事件研究法不太适合我国上市公司并购绩效研究,而在使用传统的会计指标研究法评价时也存在一些难以克服的缺陷。因此,我们决定以若干上市公司财务指标为基础,运用因子分析法以构建一个综合评价模型来检验我国上市公司并购前后绩效的变化,即:

表 1 2000 年拟研究收购公司样本的行业分布状况

农、林、牧、渔	采掘	制造	电力、煤气及水	交通运输、仓储业	信息技术	批发和零售等	房地产业	社会服务	传播与文化业	综合
3	3	56	5	3	12	7	6	5	2	15

(四) 实证检验步骤

研究的基本步骤如下:

第一,选取 2000 年发生并购重组活动的公司连续 5 年 (1999 - 2003 年) 的 4 个财务指标,再分别减去该公司所属行业相应年份该指标的平均数,得到新的财务指标。

第二,将新的财务指标按公司并购前 1 年、并购当年、并购第 1 年、并购第 2 年、并购第 3 年分别做因子分析,构建一个综合评价函数,计算出各公司并购前后不同年度的业绩综合得分。

第三,通过对比发生收购兼并活动的收购公司在并购前后的综合得分,推导出公司并购绩效实证检验的一般分析。

第四,检验资产专用性与公司并购绩效 (收购公司的综合得分差值) 的相关性。

第五,检验资产一体化程度与公司并购绩效 (收购公司的综合得分差值) 的相关性。

二、实证检验结果的一般分析

(一) 综合得分的计算

计算综合得分所需的行业数据及公司财务数据均来源于色诺芬中国证券市场数据库。研究发现,1999 - 2003 年数据的 KMO 测度检验 (Kaiser - Meyer -

$$F_i = a_{i1} Y_{i1} + a_{i2} Y_{i2} + a_{i3} Y_{i3} + a_{i4} Y_{i4}$$

其中 F_i 是第 i 个公司并购绩效的综合得分, a_{ij} 是第 i 个公司第 j 个因子的方差贡献率, Y_{ij} 是第 i 个公司第 j 个因子的得分。

(三) 数据来源及样本选取

本研究将以 2000 年完成的深沪两市上市公司收购兼并活动为研究对象,数据来源于中国证监会网站和国泰安数据库 (CSMAR 数据库)。同时,为了尽量使研究结果更客观,选取样本时按照一定的标准对这些并购事件进行一些剔除和筛选,主要标准有: (1) 同一个公司在 2000 年发生不同类型且规模相仿的并购予以剔除,若不同类型并购规模相差很大,则以较大规模的并购为主; (2) 考虑到因子分析方法对数据的要求,样本公司至少需要 5 年以上的财务数据,因此剔除那些在 1999 年后才上市的样本; (3) 由于金融类上市公司具有与其他行业上市公司差别很大的经营和财务特征,因此剔除这类发生并购重组的样本; (4) 为了更好地检验 2000 年并购重组事件对经营绩效的影响,剔除 2001 - 2003 年间发生并购重组活动的样本; (5) 剔除那些财务指标极端异常值的样本; (6) 剔除 ST 类及未获得目标公司控股权的样本。经过这样一系列的剔除和筛选,我们从中选取了 117 个并购案例作为分析的最终样本,见表 1。

Olkin) 均大于 0.5,巴特利球体检验在 0.01 的显著性水平上拒绝了相关系数矩阵为单位阵的假设。因此,我们可以运用社会科学统计软件包 (SPSS 12.0) 以因子分析法对样本公司并购前后各年剔除行业经济景气影响后的 4 个指标 g_1 、 g_2 、 g_3 、 g_4 按公司并购前 1 年、并购当年、并购第 1 年、并购第 2 年和并购第 3 年分别进行因子分析,提取四个公共因子 Y_1 、 Y_2 、 Y_3 、 Y_4 ,然后再根据各个因子的得分和方差贡献率,得出 5 个综合得分函数:

并购前 1 年: $F^{-1} = 0.39115 Y_1 + 0.25081 Y_2 + 0.25041 Y_3 + 0.10763 Y_4$

并购当年: $F^0 = 0.25207 Y_1 + 0.25109 Y_2 + 0.25045 Y_3 + 0.2464 Y_4$

并购第 1 年: $F^1 = 0.2555 Y_1 + 0.25258 Y_2 + 0.25141 Y_3 + 0.24051 Y_4$

并购第 2 年: $F^2 = 0.25031 Y_1 + 0.25081 Y_2 + 0.24983 Y_3 + 0.24968 Y_4$

并购第 3 年: $F^3 = 0.25139 Y_1 + 0.25040 Y_2 + 0.25025 Y_3 + 0.24797 Y_4$

再根据以上 5 个综合得分函数计算出各样本公司并购前后相应年份的业绩综合得分。

(二) 全部并购样本的综合检验

首先根据公司并购前后相应年份综合得分差值

对全部并购样本进行均值和比率检验。表 2 显示, $F^0 - F^{-1}$ 、 $F^1 - F^0$ 、 $F^2 - F^1$ 和 $F^3 - F^2$ 综合得分差值的均值分别是 0.0021、- 0.0256、0.0286 和 - 0.0024,正值比率先下降后又不断上升,但仅 $F^0 - F^{-1}$ 、 $F^2 - F^1$ 及其正值比率在 10 %的置信水平下统计显著。然而,2000 年第 4 季度公司并购发生数量约占当年的 40 %左右,意味着我国许多上市公司可能通过报表性重组或创造性会计来提升公司并购当年的经营绩效($F^0 - F^{-1}$),后来公司管理层通过并购整合显著性地提高了并购第 2 年的绩效,但随之经营绩效又有些下降。总之,我国上市公司并购第 3 年与并购前 1 年之间综合得分差值的均值稍有增加(0.0027),统计上也不显著,且该均值呈上升与下降交错的“M”型趋势,即整体上看我国上市公司并购绩效表现难尽人意。这与冯根福和吴林江(2001)、张新(2003)等研究结论略有差异,此差异较大程度上可归因于

样本选择、指标选取以及研究方法。

实践中,整个 20 世纪 80 年代美国资本市场上收购公司股东财富的损失是 70 亿美元,1998 年至 2001 年这四年间竟达到了 2 400 亿美元,平均每支付 1 美元的并购金额股东财富就会损失 0.12 美元,这主要因为竞争异常激烈的公司并购市场和有效的资本市场,甚或公司管理层的过高估价(Moeller, Schlin Gemann & Stulz, 2005)。尽管我国资本市场成立以来,公司并购市场取得了长足的进步,但是并购市场的竞争激烈程度仍较缓和,未达到完全竞争的市场状态,加之我国正处于转轨时期,经济效率提高的空间还很大,产业结构改善的方向也较明显,因此相对美国而言我国上市公司并购重组行为应更能创造股东财富。结果事与愿违,意味着大多数我国上市公司并购可能通过报表性重组等非战略性并购动机来试图增强公司核心竞争力,持续提升公司的经营绩效。

表 2 全部并购样本的均值检验及比率检验结果

F 差值	$F^0 - F^{-1}$	$F^1 - F^0$	$F^2 - F^1$	$F^3 - F^2$	$F^2 - F^{-1}$	$F^3 - F^2$	$F^3 - F^{-1}$
样本量 N	117	117	117	117	117	117	117
均值	0.0021	- 0.0256	- 0.0235	0.0286	0.0051	- 0.0024	0.0027
t 检验值	1.842 **	- 1.023	- 0.705	1.951 **	1.772 **	- 1.224	1.267
正值率	0.4872	0.4359	0.4530	0.4872	0.5214	0.5214	0.5812
z 检验值	- 1.866 **	- 1.241	- 1.362	- 2.227 ***	- 1.956 **	- 0.739	- 1.093

注: F^{-1} 、 F^0 、 F^1 、 F^2 和 F^3 分别表示公司并购前 1 年、并购当年、并购第 1 年、并购第 2 年和并购第 3 年样本公司的综合得分; $F^0 - F^{-1}$:2000 年综合得分与 1999 年综合得分差值; $F^1 - F^0$:2001 年综合得分与 2000 年综合得分差值; $F^2 - F^1$:2002 年综合得分与 2001 年综合得分差值; $F^3 - F^2$:2003 年综合得分与 2002 年综合得分差值; $F^2 - F^{-1}$:2002 年综合得分与 1999 年综合得分差值; $F^3 - F^{-1}$:2003 年综合得分与 1999 年综合得分差值;均值:综合得分的算术平均,均值的正负表示业绩的上升或下降,均值的大小表示业绩变动的相对程度;正值比率:综合得分差值为正的样本数与全部样本数的比值; *、**、*** 分别表示双侧检验在 15 %、10 %、5 %的水平下显著。

三、资产专用性与公司并购绩效

对 117 个并购样本进行统计发现,并购前 1 年(1999 年)公司资产专用性的平均值为 0.3051。为了研究的方便,我们将 117 个并购样本细分为两类:一类是资产专用性超过 0.3051 的 64 个样本;另外 53 个样本作为资产专用性低的第二类。表 3 显示,资产专用性高的公司并购当年及第 1 年的平均绩效与并购前 1 年相比均有所上升,随后到第 2 年又迅速下滑甚至远远低于其在并购前 1 年的平均绩效,但统计上不显著,再至第 3 年又处于显著性的上升趋势,正值比率也呈先降后升的趋势,直至该类公司并购绩效总体上远远超过其在并购前 1 年的平均绩效;相反资产专用性低的公司并购绩效不仅差于前者,而且升降趋势也表现出与前者呈 x 轴相对称的倒“N”型,即前者先降、再升而后又降。究其原因,一方面,收购公司资产专用性越高,战略资源越多,那么公司并购整合时就能“送出去”更多的核心能力,从而可以通过迅速改善目标公司绩效来提升公司的整体绩效;另一方面,并购第 2 年并购绩效的突然下滑可能归因于核心能力在公司并购双方间相互转移时产生了一定的摩擦和碰撞,暂时削弱了双方的竞争优势,但是只要双方并购整合成功,那么公司

双方都将获得可持续竞争优势,从而长久地提升公司经营绩效。相反,收购公司资产专用性较低,战略资源较少,那么并购整合时能“送出去”的核心能力就更少,这样也就不能通过迅速改善目标公司绩效来提升公司整体绩效,而并购第 2 年并购绩效的突然上升可能归因于收购公司暂时将对方的核心能力“拿进来”,但是这不能从总体上提高收购公司的竞争优势。不可否认,这里衡量资产专用性高低的指标存在某些局限性,在一定程度上影响了研究结论的成立,这是因为,对于高科技公司而言,一方面固定资产占总资产的比重较低;另一方面大量的研发和广告支出也具较强的专用性,但是这里计算资产专用性时却忽略了这些专用性支出。

再以 Wilcoxon 秩和检验对资产专用性高和低对公司并购绩效是否有显著差异进行检验。表 4 显示,并购前 1 年直至并购第 3 年前,并购前 1 年资产专用性较高的公司综合得分差值与此时资产专用性低的公司无显著性差异。此后,前者至少在 5 %的置信水平下优于后者,而且这两者累积的综合得分差值也在 10 %的置信水平下存在显著性差异。虽然这里衡量资产专用性的指标具有一定的片面性,但这仍然进一步支持了公司并购绩效与资产专用性正相关的结论。

表 3 不同资产专用性下公司并购综合得分差值的均值与检验

F 差值		$F^0 - F^{-1}$	$F^1 - F^0$	$F^1 - F^{-1}$	$F^2 - F^1$	$F^2 - F^{-1}$	$F^3 - F^2$	$F^3 - F^{-1}$
专用性高	N	64	64	64	64	64	64	64
	均值	0.0133	0.0033	0.0166	- 0.0682	- 0.0516	0.0952	0.0436
	t 检验值	0.147	0.088	0.169	- 1.095	- 0.456	1.697 *	2.060 ***
	正值率	0.625	0.5156	0.625	0.3281	0.5469	0.6094	0.5938
	z 检验值	- 1.237	- 0.518	- 0.891	- 1.315	- 1.138	- 1.616 *	- 2.342 ***
专用性低	N	53	53	53	53	53	53	53
	均值	- 0.0108	- 0.0027	- 0.0135	0.0482	0.0347	- 0.0776	- 0.0429
	t 检验值	- 0.12	- 0.04	- 0.161	0.602	0.365	- 1.108	- 0.455
	正值率	0.5846	0.5538	0.5231	0.4154	0.4769	0.4308	0.5385
	z 检验值	- 1.116	- 0.225	- 0.199	- 0.239	- 0.444	- 1.392	- 0.578

注 :N 表示检验的样本量 ,其他定义同上。

表 4 资产专用性高与低情形下公司并购综合得分差值的秩和检验结果

检验对象	$F^0 - F^{-1}$	$F^1 - F^0$	$F^1 - F^{-1}$	$F^2 - F^1$	$F^2 - F^{-1}$	$F^3 - F^2$	$F^3 - F^{-1}$
N ₁	64	64	64	64	64	64	64
N ₂	53	53	53	53	53	53	53
R ₁	3 220	3 306	3 404.5	3 129	3 265	3 583.5	3 418
z 检验值	- 0.038	- 0.502	- 1.034	- 1.254	- 0.281	- 2.001 ***	- 1.835 **

注 :N₁、N₂ 分别表示资产专用性高与低时公司并购的样本量 ,R₁ 表示资产专用性高时样本公司的并购前后因子得分差值的秩和 ,其他定义同上。

四、资产一体化程度与公司并购绩效

(一) 股权控制与公司并购绩效

从第一大股东持股比例、股权集中度以及股权制衡度等变量来反映资产一体化程度与公司并购绩效间的相关性。

1. 第一大股东持股比例与公司并购绩效

将公司并购重组的综合得分差值 ($F^i - F^j$) 与 j 期的第一大股东持股比例进行线性回归分析。表 5 显示 ,我国上市公司 1999 - 2003 年间第一大股东持股比例的均值逐步下降 ,且分别为 0.4426、0.4063、0.3939、0.3893 以及 0.3806。由表 6 的回归结果可以看出 ,并购前 1 年上市公司第一大股东持股比例与 $F^0 - F^{-1}$ 呈现出 10 %的置信水平下显著正相关 ;并购第 1 年时上市公司第一大股东持股比例与 $F^2 - F^1$ 也呈现出 15 %的置信水平下显著正相关 ,而在其他时期 ,第一大股东持股比例与综合得分差值基本上没有统计上的显著相关性。

表 5 并购样本的股权结构统计信息

	1999	2000	2001	2002	2003
第一大股东持股比例	0.4226	0.4063	0.3939	0.3893	0.3806
股权集中度	0.5704	0.5537	0.542	0.5346	0.5251
股权制衡度	15.12	18.62	20.69	17.01	15.63

注 :股权集中度是指上市公司前五大股东持股比例之和 ,股权制衡度是指第二、三、四、五位大股东持股比例之和与第一大股东持股比例的比值。

究其原因 : (1) 财务性并购的流行。一般而言 ,公司进行财务性并购的主要动机是通过并购效益较好的公司以迅速改善自身的财务报表。事实上 ,此种财务报表的改善不是来自于公司内生的增长 ,而更是一种粉饰财务报表的投机性并购行为。中国证

监会 2000 年 5 月至 7 月相继出台了增发新股的政策规定 ,即实施重大资产重组且符合其他条件的上市公司可以增发新股 ,因此这种改善又可以给公司带来保留配股资格甚或增发新股的机会。从 2000 年上市公司发生并购活动的时间分布来看 ,第 4 季度公司并购发生数量约占当年的 40 %左右 ,这个时期恰好是财务性并购较为集中的时期。浙江大学课题组 (2003) 指出 ,上市公司第一大股东的持股比例越大 ,越容易通过对本公司的财务活动进行控制和操纵以获得控制权溢价 ,因此一些不符合配股资格的上市公司大股东为了使其公司达到配股或增发新股 (圈钱) 的目的 ,可能通过并购进行盈余操纵 ,忽视了通过并购整合来提升公司核心能力 ;李增泉等 (2005) 的研究也表明 ,当公司具有配股或避亏动机时进行的购并活动能够在短期内显著提升公司的会计业绩 ,因此并购绩效往往体现在并购当年也就不足为奇。 (2) 地方政府或主管部门的干预。2000 年的并购样本中 ,并购前 1 年上市公司第一大股东是国家占 57.63 % ,平均持股比例为 49.84 %。一些地方政府或主管部门出于各种目的 ,把本地区或本行业一些经营状况较好的公司或资产出售给上市公司 ,但是它们未从根本上对这些资源进行重新配置与整合 ,因而这种“父子眷顾之情”只能缓解暂时之痛 ,并不能从根本上解决公司的长远发展问题 ,显然这类上市公司的并购绩效往往也是短期性的。 (3) 战略并购浪潮的兴起。尽管我国众多上市公司实施财务性并购行为 ,但是许多优势上市公司开始了战略并购重组行为。与财务性并购相反 ,战略并购是基于公司战略的考虑和为公司长期发展进行的并购行为 ,这些战略考虑主要包括获取规模效应 ,拓展市场 ,取得补充性资产 ,进入新的产业领域或者搭建战略平台进行竞争等。对于我国而言 ,战略并购重组

均是立足主业,在同行业中实施并购重组,加之传统行业的竞争激烈,因此这些战略并购重组主要发生在啤酒、航空、制药和商业等传统领域,目的是想通过战略并购重组迅速地扩大规模,创造规模经济优势,在同行业竞争中占据有利的位置。

表 6 第一大股东持股比例与综合得分差值的线性回归结果

因变量	标准化参数估计值	T 检验值	R ²	D - W 检验值
$F^0 - F^{-1}$	0.081	1.875 **	0.070	2.019
$F^1 - F^0$	- 0.037	- 0.403	0.001	1.889
$F^1 - F^{-1}$	0.067	0.718	0.004	1.869
$F^2 - F^1$	0.001	1.584 *	0.047	2.008
$F^2 - F^{-1}$	0.053	1.268	0.003	2.159
$F^3 - F^2$	- 0.075	- 0.809	0.006	2.057
$F^3 - F^{-1}$	0.027	1.291	0.001	2.079

注:各种定义同上。

2. 股权集中度与公司并购绩效

LLSV(1998)指出,经济转轨过程中,由于现有的法律法规没有为投资者提供足够的保护,因而股权集中可视为法律对股东保护不足的一种替代。一方面,股权相对集中有利于减少合约签订和执行中的交易费用(Jensen & Meckling,1976);另一方面,股权相对集中也有助于大股东既具有较强的激励又具有足够的能力去监督或替换代理人,从而降低代理成本(LLSV,1998)。表 5 显示,我国上市公司 1999 - 2003 年间股权集中度的均值是逐渐降低的,分别为 0.5704、0.5537、0.542、0.5346 以及 0.3806。从表 7 可以看出,并购第 1 年的股权集中度与上市公司综合得分差值具有 10 %水平的显著正相关性。虽然大多数年份的股权集中度与上市公司综合得分差值都不具有显著的正相关性,但是这仍说明了我国上市公司的主要股东积极参与并购整合,努力提升公司并购绩效。当然,股权集中可能造成大股东通过并购来转移、掏空上市公司优势资源,从而造成上市公司经营绩效每况愈下。

表 7 股权集中度与综合得分差值的线性回归结果

因变量	标准化参数估计值	T 检验值	R ²	D - W 检验值
$F^0 - F^{-1}$	0.0065	0.70	0.004	2.003
$F^1 - F^0$	0.011	1.223	0	1.966
$F^1 - F^{-1}$	- 0.025	- 0.065	0.001	1.953
$F^2 - F^1$	0.057	1.667 **	0.003	2.006
$F^2 - F^{-1}$	- 0.063	- 0.681	0.004	2.186
$F^3 - F^2$	0.112	0.974	0.005	2.115
$F^3 - F^{-1}$	0.001	0.615	0.002	2.087

注:各种定义同上。

3. 股权制衡度与公司并购绩效

股权集中条件下的股权制衡,是抑制大股东掠夺、保护中小股东权益的重要措施,也是短期内改善公司治理结构切实可行的方法。真正意义上的股权制衡(而非表面制衡)是指由若干位大股东分享公

司控制权,通过内部牵制,使得任何一个大股东都无法单独控制公司的经营决策,达到互相监督、抑制掠夺的效果,从而使得各大股东有能力、也有动力从内部抑制大股东的掠夺,形成互相监督态势,进而完善公司治理结构,提升公司并购绩效。当然,虽然股权制衡有利于抑制内部人的掠夺,但是这种互相牵制也有负面效应,那就是增加运行成本、导致效率损失。

表 5 显示,我国上市公司 1999 - 2003 年间股权制衡度的均值逐步下降,分别为 15.12、18.62、20.69、17.01 以及 15.63。由表 8 的回归结果可以看出,上市公司的股权制衡度与综合得分差值基本上没有统计上的显著相关性。从同济大学和上海证券联合课题组(2002)的研究成果来看,这种现象的存在可能与目前我国上市公司的股权制衡度普遍偏高有关,从而造成这些大股东间沟通的交易费用过高,难以达成经营决策的协调和成功的并购整合,进而导致在并购第 1 年和第 3 年上市公司股权制衡度与综合得分差值负相关。

(二) 组织控制与公司并购绩效

公司并购成功与否的关键在于公司是否具备在复杂多变的内外环境中,合理配置各种资源以达到效率最大化的能力,配置资源的效率又取决于公司整个组织的有效性。Bolton 和 Scharfstein(1998)指出,通用汽车公司(General Motors)并购费希尔车身公司(Fisher Body)的成功关键在于通用汽车公司的组织结构。如果费希尔车身公司并入的是 H 型结构的控股公司,那么这次并购可能不会创造股东财富,相反通用汽车公司新任总裁 A. Sloan 创立的 M 型结构能够使其获得两家公司合并带来的协同效应,且也未削弱费希尔车身公司的创新和变革精神。Hoskisson 等(1991)也实证研究发现,投资者对公司并购战略支持与公司 M 型结构的采用显著正相关。将样本中 117 家上市公司组织结构分为 U 型、M 型和 H 型,以证明公司组织控制与公司并购绩效间的相关性。

表 8 股权制衡度与综合得分差值的回归结果

因变量	标准化参数估计值	T 检验值	R ²	D - W 检验值
$F^0 - F^{-1}$	0.13	1.019	0.017	2.295
$F^1 - F^0$	- 0.031	- 0.337	0.001	1.90
$F^1 - F^{-1}$	0.084	0.905	0.007	1.845
$F^2 - F^1$	0.036	0.385	0.001	1.989
$F^2 - F^{-1}$	0.084	0.908	0.007	2.14
$F^3 - F^2$	- 0.094	- 1.021	0	2.045
$F^3 - F^{-1}$	0.097	1.048	0.009	2.054

注:各种定义同上。

对 117 个并购样本 2000 年的组织结构进行统计发现,U 型与 H 型上市公司各占我国上市公司样本数的 48.72 %和 41.88 %,采用 M 型的上市公司仅占样本数的 9.40 %。从表 9 可以看出,就 U 型结构的收购公司绩效而言,并购当年的平均绩效与并购

重组前 1 年相比有所上升,随后又迅速下滑甚至远远低于其在并购前 1 年的平均绩效,而且 $F^3 - F^{-1}$ 值等于 - 0.1262,统计意义上弱显著;就 M 型结构的收购公司绩效而言,并购当年和第 1 年的平均绩效与并购重组前 1 年相比均有所上升,随后到第 2 年又迅速下滑,但在检验期内仍然远远高于其在并购前 1 年的平均绩效,统计上呈弱显著性;就 H 型结构的收购公司绩效而言,并购绩效从负到正,且一路迅速向上攀升,但是第 3 年末仍远远低于 M 型结构的公司绩效。当然,M 型结构的收购公司绩效在第 2 年后略有些下降,但是它仍然明显强于 H 型结构的公司,这可以从表 10 中 Wilcoxon 秩和检验结果得到进一步的确认。究其原因,M 型结构的收购公司绩效后来的下降可能归因于目标公司受到收购公

司的过度干预或公司间缺乏内部沟通等,从而削弱了 M 型结构能最佳实现预期协同效应的潜力,进而影响到收购公司的长期经营绩效,也间接反映了我国缺乏高素质的专业管理人员和综合管理人员来有效保证 M 型结构公司的统一决策、灵活运营。与此相反,H 型结构分权程度更大,各控股公司自主经营,对公司总部管理的压力也较小,这样既能在一定程度上实现风险分散化的好处,又能避免收购公司对目标公司的不恰当干预,但是该种结构难以实现公司内部潜在的协同效应,从而抑制了收购公司长期经营绩效的提升。当然,对于具有 U 型结构的公司而言,大量的日常管理活动使得收购公司管理者难以具有充足的时间来考虑公司并购的长远利益,因此公司并购绩效由正旋即为负也是理所当然。

表 9 不同公司组织结构下样本的均值检验及比率

F 差值		$F^0 - F^{-1}$	$F^1 - F^0$	$F^1 - F^{-1}$	$F^2 - F^1$	$F^2 - F^{-1}$	$F^3 - F^2$	$F^3 - F^{-1}$
U 型	N	57	57	57	57	57	57	57
	均值	0.0011	- 0.0860	- 0.0849	- 0.0008	- 0.0857	- 0.0405	- 0.1262
	t 值	0.014	- 1.336	- 0.879	- 0.015	- 0.954	- 0.617	- 1.572 *
M 型	N	11	11	11	11	11	11	11
	均值	0.1386	0.1287	0.2673	- 0.0268	0.2405	- 0.0821	0.1584
	t 值	0.378	1.597 *	0.797	- 0.271	0.649	- 1.205	1.832 **
H 型	N	49	49	49	49	49	49	49
	均值	- 0.0317	0.0697	0.0380	0.0068	0.0448	0.0642	0.1090
	t 值	- 0.342	1.244	0.538	0.077	0.496	0.861	1.471 *

注:N 表示检验的样本量,其他定义同上。

表 10 M 型和 H 型组织结构下公司并购综合得分差值的秩和检验结果

检验对象	$F^0 - F^{-1}$	$F^1 - F^0$	$F^1 - F^{-1}$	$F^2 - F^1$	$F^2 - F^{-1}$	$F^3 - F^2$	$F^3 - F^{-1}$
N_1	11	11	11	11	11	11	11
N_2	49	49	49	49	49	49	49
R_1	387.5	387.5	414.5	332	414	260	385
z 检验值	- 0.872	- 0.872	- 1.609 *	- 0.169	- 1.869 **	- 1.519 *	- 0.825

注: N_1 、 N_2 分别表示 M 型与 H 型组织结构下公司并购的样本量, R_1 表示 M 型样本公司并购前后因子得分差值的秩和,其他定义同上。

五、结论与建议

我们主要运用因子分析建立了以公司利润指标和现金流量指标为主的 4 个财务指标的综合得分评价体系,然后据此对资产专用性和资产一体化等变量进行了深入的探讨,得出以下结论:

第一,尽管从整体上看公司并购当年和第 2 年经营绩效得到了一定程度的提高,只是后者在统计上更显著,但是在其他年份,业绩又呈普遍下滑的趋势。

第二,从资产专用性变量来看,资产专用性高与低的两类公司并购绩效走势截然相反,但从长期来看,资产专用性与公司并购绩效正相关。

第三,从股权控制变量来看,并购前 1 年第一大股东持股比例与并购重组当年的并购绩效显著正相关;并购第 1 年的股权集中度与上市公司综合得分差值显著正相关,而其他股权控制变量与综合得分差值基本上无统计上的显著相关性。与此同时,从

组织控制变量来看,M 型结构公司绩效 > H 型结构公司绩效 > U 型结构公司绩效。

当然,这里的实证研究也存在一些缺陷:(1) 利用利润指标和现金流量等财务指标建立绩效评估体系是否全面而又准确地反映了公司并购绩效的改善或恶化状况,有待商榷;(2) 上市公司并购信息披露精确度和全面性有限,可能导致并购样本的选取以及其他样本特征不准确甚至错误,可能影响或扭曲本实证研究的结论;(3) 资产专用性的计量指标及其是否准确又全面有待进一步的商榷;(4) 实证研究结论是建立在大样本基础上的,由于信息披露和其他原因,选取的样本容量有限,不具有较强的解释力。尽管如此,我们仍然能借助我国上市公司并购绩效来有效地解释前面所示的资产专用性、公司治理结构等变量对公司并购绩效的影响,也能为提升我国上市公司并购绩效的政策建议提供大量的理论依据和实证支持。为了有效地提升我国上市公司并购绩效,实现上市公司、资本市场和股东(下转第 109 页)

本外逃的主要原因之一,这说明内外资的差别待遇导致许多国内资本的外流,或者说内资外逃回流以后获得优惠待遇和非法“洗钱”是中国资本外逃的重要因素。(3)外债规模因素并非中国资本外逃的主要原因,实证研究也未发现当期的通货膨胀水平对中国的资本外逃有着显著的影响,这可能是相对于现期的通货膨胀水平,中国的资本外逃更受预期通货膨胀水平的影响。由于资本外逃对一国宏观经济运行会产生种种不良的影响,对中国政府来说,保持宏观经济的持续、稳定、健康发展,建立灵活、市场化的利率和汇率形成机制,实行稳健的财政与货币政策,进一步消除内外资的差别待遇是防止资本外逃最根本的措施。

参考文献:

1. Cuddington, J. Y., 1986. "Capital Flight: Estimate, Issues and Explanation." Princeton Studies in International Finance, No. 58.
2. Cuddington, J. Y., 1987. "Macroeconomic Determinants of Capital Flight: an Econometric Investigation," in D. R. Lessard and J. Williamson, eds., "Capital Flight and Third World Debt." Institute for International Economics, Washington, D. C..
3. Dooley, M. P., 1988. "Capital Flight: Are Sponseto Differences in Financial Risks." IMF Staff Papers, 35, pp. 422 - 436.
4. Khan, Mohsin and Haque, Nadeem, 1985. "Foreign Borrowing and Capital Flight." IMF Staff Papers, Dec., 32 (4), pp. 606 - 628.

(上接第 95 页)“共赢”的良好局面,主要的政策建议是:(1)重塑上市公司组织结构,凸现公司总部协同效应创造的重要角色;(2)再造上市公司股权结构,规范公司治理结构,提高公司并购绩效;(3)大力推动产业整合,积极引导上市公司并购重组行为的战略性转变;(4)公司战略性重组过程中应该尽量避免资产专用性较高的公司破产清算,要尽量寻找收购公司对其进行兼并重组、重新配置资源。

参考文献:

1. 奥利弗·E·威廉姆森:《资本主义经济制度:论企业契约与市场契约》,中文版,北京,商务印书馆,2002。
2. 陈晓、陈小悦、刘钊:《A股盈余报告的有用性研究》,载《经济研究》,1999(5)。
3. 冯根福、吴林江:《我国上市公司并购绩效的实证研究》,载《经济研究》,2001(1)。
4. 哈罗德·德姆塞茨:《所有权、控制与企业》,中文版,北京,经济科学出版社,1999。
5. 李青原:《公司并购协同效应、影响成本与资产专用性》,武汉大学商学院博士论文,2005。
6. 李善民等:《中国上市公司并购与重组的实证研究》,北京,中国财政经济出版社,2003。
7. 李心丹、朱洪亮、张兵、罗浩:《基于 DEA 的上市公司并购效率研究》,载《经济研究》,2003(10)。

5. Schineller, Lisa, 1997. "An Econometric Model of Capital Flight from Developing Countries." International Finance Discussion Papers, 579, Board of Governors of the Federal Reserve System (US).

6. Mikkelsen, Jan Gehm, 1991. "An Econometric Investigation of Capital Flight." Applied Economics, 23, pp. 73 - 85.

7. 曹元涛:《中国资本外逃问题宏观决定模型分析》,载《南开经济研究》,2005(3)。

8. 金军:《中国资本外逃的影响因素分析》,载《东北财经大学学报》,2003(4)。

9. 李庆云、田晓霞:《中国资本外逃的影响因素》,载《世界经济》,2000(9)。

10. 李心丹、钟伟:《国际资本逃避理论及对我国的实证分析》,载《统计研究》,1998(6)。

11. 孟昊:《影响中国资本外逃因素的定量分析》,载《现代财经》,2001(5)。

12. 宋文兵:《中国资本外逃问题研究:1987 - 1997》,载《经济研究》,1999(5)。

13. 汪洋:《中国的资本流动:1982 - 2002》,载《管理世界》,2004(7)。

14. 修晶、张明:《中国资本外逃的规模测算和因素分析》,载《世界经济文汇》,2002(1)。

15. 徐扬、李治国:《转型期中国表外资本流动实证研究》,载《世界经济研究》,2005(4)。

16. 杨海珍、罗立永:《中国资本外逃影响因素的计量分析》,载《数理统计与管理》,2002(11)。

17. 杨胜刚等:《中国资本外逃决定因素的动态计量经济分析》,载《财经理论与实践》,2003(3)。

(作者单位:南京大学商学院 南京 210093)
(责任编辑:N、K、S)

8. 李增泉、余谦、王晓坤:《掏空、支持与并购重组——来自我国上市公司的经验证据》,载《经济研究》,2005(1)。

9. 同济大学、上海证券联合课题组:《中国上市公司股权制衡研究》,载《上证研究》,2002(2)。

10. 王永海、范明:《资产一体化、市场均衡与资产定价》,载《数量经济技术经济研究》,2004(4)。

11. 张新:《并购重组是否创造价值?——中国证券市场的理论与实证研究》,载《经济研究》,2003(5)。

12. 浙江大学课题组:《中国上市公司购并动机:治理因素分析》,载《上证研究》,2003(1)。

13. Hoskisson, Robert E.; Harrison, Jeffrey S. and Dubofsky, David A., 1991. "Capital Market Evaluation of M - Form Implementation and Diversification Strategy." Strategic Management Journal, Vol. 12, pp. 271 - 279.

14. Bolton, Patrick and Schaffstein, David S., 1998. "Corporate Finance, and the Theory of the Firm, and Organizations." Journal of Economic Perspectives, Vol. 12, pp. 95 - 114.

15. Moeller, Sara B.; Schlingemann, Frederik P. and Stulz, Rene M., 2005. "Wealth Destruction on a Massive Scale? A Study of Acquiring - Firm Returns in the Recent Merger Wave." The Journal of Finance, Vol. 60, pp. 757 - 782.

(作者单位:武汉大学经济与管理学院 武汉 430072)
(责任编辑:K)