

# 事先财务和股权因素对我国制造业上市公司多元化决策的影响

陈 嗣

(厦门大学管理学院, 福建厦门 361005)

**[摘要]** 我国制造业上市公司是否选择多元化受到事先财务和股权特征的影响。事先营运能力越弱, 自由现金流量越少的企业越可能选择多元化, 其对企业选择多元化概率的边际影响在5%~6%之间; 第一大股东持股比例越高的企业越不可能选择多元化, 其边际影响约在4%~7%之间。

**[关键词]** 事先财务因素; 股权因素; 多元化决策

**[中图分类号]** F271 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000—596X (2008) 05—0068—06

企业多元化问题研究可分为事先决策和事后续效两个视角。虽然以往多数研究采取事后续效的视角, 但是由于企业多元化之前的“事先”决策因素可能对企业多元化之后的“事后”绩效产生影响, 所以, 基于事先决策的研究视角近来开始受到学者们的重视。本文拟从事先决策的视角出发, 为企业事先财务和股权因素对企业多元化决策的影响提供直接和清楚的证据。

## 一、假说的提出

### (一) 财务特征

对财务状况不佳的企业来说, 转向多元化是经济理性、个人理性、组织理性一致的选择。首先, 从利润最大化的经济理性的角度看, 多元化为困境企业股东提供了摆脱企业困境, 提高企业盈利能力, 加速增长, 降低负债, 提高生产率, 提高价值

的可能方案。其次, 从管理者个人理性的角度看, 困境企业的管理者更需要稳固的地位, 而多元化提供了管理者机会。第一, 多元化构建的内部资本市场和企业之间的关联性为管理者提供了更多操纵会计数字, 粉饰难看的会计报表的空间。第二, 多元化通常使得企业规模扩大, 从而减少了被兼并收购的可能。这既增加了管理者留任的可能性, 又增加了管理者薪酬和在职消费。第三, 多元化为管理者提供了引导企业业务向自身专长上发展的机会, 即管理者为稳固自身地位而构筑所谓的“壕沟”, 从而增加了企业对管理者的长期依赖。最后, 从降低企业关键性资源的不确定性和避免被接管的组织理性的角度看, 根据中国证监会《亏损上市公司暂停上市和终止上市实施办法(修订)》, 连续三年的亏损将招致证监会摘牌的处罚。为保住上市公司关键性的“壳”资源, 企业亦有强烈的动机通过多元化来寻求新的收入来源, 阻止财务状况的恶化, 避

**[收稿日期]** 2007-10-28

**[作者简介]** 陈 嗣 (1979—), 男, 福建漳州人, 厦门大学管理学院博士研究生。

感谢匿名评审人提出的意见, 笔者已作了相应的修改, 本文文责自负。

免企业被接管。

另外,从风险的角度看,业绩好的上市公司虽然具备更强的实力进行多元化,但企业寻求新的利润增长点的需求并没有财务状况差的公司紧迫,企业还可以在传统行业内选择增长策略,不一定要冒险进入一个新行业;加上企业大股东和高管对多元化风险的厌恶程度也不同,对富余资源是否投入多元化意见不同,从而使得企业的多元化难以实现。而对困境中的企业来说,鲍曼(Bowman)认为它们更可能成为行业风险追逐者,<sup>[1]</sup>松坂(Matsusaka)则认为是否进入新行业取决于新行业潜在的最高可能回报。<sup>[2]</sup>与绩效好的企业相比,困境中的企业对于改变现状的要求更迫切,更有可能做出在平常看来冒险的举动。因此,财务状况差的企业更可能陷入困境而倾向于选择具有较大风险的新行业进入策略,从而形成企业经营多元化。

综上所述,笔者认为,财务状况差的企业相对财务状况好的企业而言更可能选择多元化,具体而言:

假说1:其他条件不变,盈利能力越弱企业越可能选择多元化。

假说2:其他条件不变,偿债能力越弱企业越可能选择多元化。

假说3:其他条件不变,营运能力越弱企业越可能选择多元化。

假说4:其他条件不变,现金越匮乏的企业越可能选择多元化。

## (二) 股权特征

多元化决策作为重大战略决策需要有效的公司治理机制的监督,而决定公司治理机制有效性的最重要的因素是股权结构。本文从大股东的角度出发认识股权特征对多元化决策的影响,大股东会更谨慎地对待企业多元化。因为大股东是企业失败结果的最终承受人,在涉及进入新行业决策时,对多元化风险更为敏感;多元化操作常需要进行借贷或者股权稀释,而大股东很可能不愿意出让控制权;大股东可以更换经营业绩不善企业的管理者;可以自己构建投资组合分散风险;还可以通过部分或全部地出售企业获利。由于涉及自身的重大利益,多元化后的企业未来收益分布又是未知的,因此,拥有

众多可选方案的大股东未必选择企业多元化。另外,大股东更有积极性和能力对管理层减少自身风险、满足私利的多元化经营动议实施监管。艾密胡德和列夫(Amihud and Lev)认为,股东控制型企业能抑制多元化的管理者动机,<sup>[3]</sup>而我国上市公司多为股东控制型企业,<sup>[4]</sup>因此,我国上市公司多元化将很可能广泛地受到大股东的抑制。

基于以上分析,笔者提出:

假说5:其他条件不变,第一大股东持股比例越高的企业越不可能选择多元化。

## 二、研究设计

### (一) 解释变量

1. 财务变量。本文选取资产报酬率( $ROA$ )、资产负债率( $DtoA$ )、总资产周转率( $TTot$ )、和自由现金流量( $FCF$ )作为企业盈利能力、偿债能力、营运能力、现金流量的代表,均为 $t-1$ 年期末值。采用 $ROA$ 不仅因为它较常用,而且是因为与 $ROE$ 相比 $ROA$ 不受财务杠杆的影响,与 $ROS$ 等销售类业绩指标相比受外部环境和管理者行为影响较小。资产负债率和总资产周转率因其衡量企业的偿债能力和营运能力全面性得以入选。选择自由现金流量而不是经营性现金流量是考虑到自由现金流量能反映出企业可以直接利用来进行多元化操作的闲置资源信息。数据来自Wind资讯和CCER。

2. 股权变量。本文选择第一大股东持股比例( $LSHR$ )、第一大股东与企业前十大股东持股比例的比值( $LT$ )、第一大股东与第二大股东持股比例的比值( $Z$ )来考察大股东股权结构与多元化选择之间的关系,均取 $t-1$ 年期末值。数据来自CCER。

### (二) 控制变量

本文采用企业期末总资产作为企业规模( $LnA$ )的代理变量;将企业年龄作为企业战略成熟度( $Age$ )的代理变量,取值为企业多元化决策之前的上市年限;还设置两个哑变量( $Year1$ ,  $Year2$ )以控制年度影响。当企业的多元化选择发生在2003年末-2004年末时, $Year1$ 取1,否则

取0;当企业的多元化选择发生在2004年末-2005年末时, *Year 2*取1, 否则取0。数据来自CCER。

(三) 样本和反应变量

本文按照中国证监会的行业划分标准, 选取制造业上市公司作为样本。这是因为: 多元化战略与产业结构相关, 跨行业研究显得较为粗略; 不同行业门类内的公司之间的资本结构存在着显著差异, 而同一行业门类内不同行业大类公司之间的资本结构差异较小, 对同一行业门类内的公司进行研究能减轻资本结构对多元化决策的影响; 而中国制造业企业数量占全部A股上市公司的半壁江山, 具有代表性; 针对全行业的多元化研究通常加入行业哑变量的方法来控制行业因素, 但行业因素也可能影响研究变量的斜率, 而行业哑变量与解释变量交叉项的研究设计对样本容量的要求又太高<sup>①</sup>。需要指出的是, 证监会标准下的制造业仍然是个涵盖广阔的行业, 选取制造业上市公司并不能完全排除“粗略”的嫌疑, 而是顾及到样本量的权宜之计。

我国上市公司的多元化研究直到2001年《上市公司行业分类指引》的颁布才有了较统一的比较口径, 而各上市公司行业信息的实际披露直到2002年才逐步规范起来。笔者先从Wind资讯数据库中提取2002-2005年披露了主营业务收入行业构成的我国制造业上市公司主营业务收入行业数据, 然后运用SAS9.1编程: (1) 剔除B股公司和披露有误的公司(某行业收入小于零, 各行业收入占比总和不等于100%)。 (2) 与许多多元化研究一致, 以最大行业主营业务收入占公司合并收入是否大于10%作为企业涉足一个行业的标准, 整理出各期专业化或多元化经营的公司。 (3) 对比*t-1*期和*t*期公司经营情况, 进而整理出*t-1*期为专业化、*t*期转为多元化的观测数87个, 其中有两个为重复观测, 仅取后一次, 得到85个观测数。同时整理出*t-1*期和*t*期均为专业化的观测数298个, 其中无重复观测。确认这85个和298个观测数之间无重复观测, 从而得到共383个观测数作为本研究的初始样本。

① 依据经验法则, 逻辑斯蒂模型中反应变量的事件数至少应为每变量10个, 低于每变量事件数会给逻辑斯蒂模型的有效性带来大问题。

本文定义反应变量  $D = 1$ , 代表选择多元化;  $D = 0$ , 代表保持专业化。在按照1%和99%标准剔除财务解释变量和规模控制变量极值, 以及  $ROA < -50\%$  或  $DtoA > 100\%$  的极值后, 得到最终样本358个观测数, 其中  $D = 1$  的观测数78个,  $D = 0$  的280个。此外, 本文降低企业涉足一个行业的收入标准至5%, 得到最终样本318个观测数, 其中  $D = 1$  的76个,  $D = 0$  的242个。

(四) 模型

为探究企业事先财务和股权特征与企业多元化决策的关系, 本文进行了二分逻辑斯蒂(binomial logistic)参数回归估计。实证模型如下:

$$\ln\left(\frac{p_t}{1-p_t}\right) = a + \sum_{k=1}^4 b_k FIN_{t-1} + b_5 OWNSTR_{t-1} + b_6 LnA_{t-1} + b_7 Age + b_8 Year 1 + b_9 Year 2 + e_t$$

式中,  $p_t$  为*t*期企业选择多元化(多元化指示变量  $D = 1$ )的概率; 因变量为多元化事件发生概率与不发生概率之比的自然对数;  $a$  为截距项,  $b$  为待估计的系数;  $FIN_{t-1}$  为企业选择多元化之前一年的企业财务指标, 包括  $ROA$ ,  $DtoA$ ,  $TTot$ ,  $FCF$ ;  $OWNSTR_{t-1}$  为企业选择多元化之前一年企业股权变量之一,  $LSHR$ ,  $LT$ ,  $Z$  为股权具体变量;  $e$  为*i. i. d.*的随机扰动项。

三、实证结果

(一) 描述性统计和单变量检验

10% (见表1)、5% (未报告) 标准下样本分组描述性统计和单变量检验情况显示: (1) 就平均值差异而言, 1组的  $ROA$  更小,  $DtoA$  更大,  $TTot$  更小,  $FCF$  更小, 股权也相对分散。 (2) 从T检验结果看, 采用假设同方差的Pooled方法和采用假设异方差的Satterthwaite方法, 都发现1组和0组的  $FCF$ ,  $LSHR$ ,  $LT$ ,  $Z$  均存在着显著差异。 (3) Wilcoxon秩和非参数检验的结果与T

检验相似。另外，在 10% 标准下，两组的  $TTot$  存在 0.01 水平的显著差异。结果表明 1 组与 0 组确实存在事先财务和股权特征上的差异。

表 1 10% 标准下样本分组描述性统计，T 检验和 Wilcoxon 秩和检验

D	变量	N	标准差	最小值	最大值	中位数	均值	均值差异	T 检验	W 检验
0	ROA	280	7.431	-26.57	21.35	5.9839	5.3745	1.07	1.12 (0.264)	-1.3231
1		78	7.62	-34.376	19.26	4.9703	4.3043		1.10 (0.272)	(0.093)
0	toA	280	18.011	10.253	96.05	43.4063	44.3231	-2.224	-0.96 (0.336)	0.9953
1		78	18.152	9.72	90.97	43.7094	46.5472		-0.96 (0.340)	(0.160)
0	Tot	280	0.444	0.031	2.25	0.5942	0.7115	0.142	2.59 (0.010)	2.6642
1		78	0.362	0.045	1.76	0.5134	0.5698		2.90 (0.004)	(0.004)
0	CF	280	225.856	-695.819	1494.21	-1.4421	10.6624	6.831	2.07 (0.039)	-1.2687
1		78	164.135	-659.913	349.29	-14.2204	-46.1685		2.47 (0.014)	(0.102)
0	SHR	239	16.631	12.92	84.85	49.28	48.0774	4.767	2.19 (0.029)	-2.1155
1		77	16.579	12.98	75	43.002	43.3107		2.19 (0.030)	(0.017)
0	T	239	0.215	0.165	0.99	0.8158	0.7518	0.066	2.32 (0.021)	-2.4611
1		77	0.224	0.219	0.99	0.6821	0.6857		2.27 (0.025)	(0.007)
0	Z	239	148.165	1	1.066	11.9464	65.441	3.374	1.88 (0.060)	3.0291
1		77	81.725	1	446.95	4.0339	32.0671		2.50 (0.013)	(0.001)

说明：括号内为  $p$  值；T 检验为采用 Pooled 和 Satterthwaite 方法双尾检验；W 检验为单尾 Wilcoxon 秩和检验。

此外，两标准下相关性分析（未报告）显示， $FCF$ 、 $LSHR$ 、 $LT$ 、 $Z$  均与反应变量至少在 0.10 的水平上显著负相关，支持假说 4 和 5。在 10% 标准下， $TTOT$  与反应变量在约 0.01 水平显著负相关，支持假说 3。

(二) 回归结果

加入控制变量后财务和股权特征变量同回归的结果（见表 2）与分别回归（未报告）的结果一致。10% 标准下， $TTot$ 、 $FCF$  在 0.05 水平左右显著为负； $LT$  在 0.10 水平显著为负， $Z$  仍然在 0.10 水平边际显著。而  $ROA$  受其他相关变量的影响，显著水平提高至 0.10 附近， $DtoA$  仍然不显著， $LSHR$  不显著。5% 标准下， $FCF$  在 0.05 水平左右显著为负； $LSHR$ 、 $LT$ 、 $Z$  分别在 0.05、0.01 和 0.10 水平显著为负；而  $ROA$ 、 $DtoA$ 、 $TTot$  仍然不显著。似然比 ( $LR$ ) 测试表明所有回归均通过似然比测试，说明自变量的有用性及其对逻辑斯蒂模型的较大贡献；判别能力  $c$  均在 0.65 左右，明显大于 0.5 偶然概率，说明模型能较好地区分出专业化和多元化公司； $NagelkerkeR^2$  在 0.10 左右。回归结果均支持假说 4、假说 5；假说 3 仅在 10% 标准下得到支持。

本文将逻辑斯蒂系数进一步转化为自变量对事件发生概率  $p_i$  的边际影响，解决“影响因素大小不清楚的问题”。发现 10% 标准下， $TTot$  减少 1%，会使企业选择多元化的概率增加约 5%， $FCF$  减少 1%，会使企业选择多元化的概率增加约 6%； $LT$  增加 1%，会使企业选择多元化的概率减少近 4%；5% 标准下， $FCF$  减少 1%，会使企业选择多元化的概率增加约 6%；股权特征变量 ( $LSHR$ 、 $LT$ 、 $Z$ ) 增加 1%，会使企业选择多元化的概率减少 7% 左右。

四、稳健性测试

第一， $Logit$  与自变量的线性关系。虽然逻辑斯蒂模型不要求反应变量与自变量呈线性关系，但却假设因变量  $Logit$ ，即  $\ln [p_i / (1 - p_i)]$ ，与自变量之间呈线性关系。违反这一假设将低估自变量与因变量之间的关系，从而未能发现企业实力多元化的证据，笔者采用自变量和其自然对数的乘积形式执行了 Box-Tidwell 转换测试，结果（未报告）不能拒绝  $Logit$  与自变量呈线性关系的原假设。第二，线性概率模型和多重共线性。本文利用线性概

率模型重新拟合了全样本数据。因为自变量间的多重共线性将影响估计系数的可信度,所以笔者执行了方差膨胀因子测试。测试结果(未报告)表明:线性概率模型回归的结果与逻辑斯蒂回归基本一

致; *VIF* 值最大为 1.61,模型中不存在严重的多重共线性问题。第三,Probit 模型。本文利用 Probit 模型重新拟合了全样本数据,结果(未报告)与逻辑斯蒂模型回归结果颇为一致(见表 2)。

表 2 财务、股权特征与多元化决策回归结果

变量和统计量	以 10% 为划分行业标准						以 5% 为划分行业标准					
	系数	边际影响	系数	边际影响	系数	边际影响	系数	边际影响	系数	边际影响	系数	边际影响
截距	-1.543*** (0.00)	-0.162	-1.559*** (0.00)	-0.162	-1.689*** (0.00)	-0.169	-1.171*** (0.00)	-0.150	-1.174*** (0.00)	-0.150	-1.259*** (0.00)	-0.144
<i>ROA</i>	0.282 (0.11)	0.052	0.287 (0.10)	0.053	0.238 (0.18)	0.043	0.207 (0.23)	0.04	0.223 (0.20)	0.042	0.148 (0.39)	0.026
<i>DtoA</i>	0.002 (0.99)	0.000	-0.001 (0.99)	-0.000	-0.003 (0.98)	-0.001	-0.047 (0.77)	-0.008	-0.041 (0.80)	-0.007	-0.040 (0.80)	-0.006
<i>TTot</i>	-0.340* (0.05)	-0.052	-0.342* (0.05)	-0.052	-0.360** (0.04)	-0.055	-0.046 (0.78)	-0.008	-0.053 (0.75)	-0.009	-0.086 (0.61)	-0.014
<i>FCF</i>	-0.374** (0.04)	-0.057	-0.380** (0.03)	-0.058	-0.390** (0.03)	-0.059	-0.356* (0.06)	-0.059	-0.362** (0.05)	-0.06	-0.351* (0.06)	-0.053
<i>LSHR</i>	-0.180 (0.22)	-0.029	—	—	—	—	-0.370** (0.02)	-0.061	—	—	—	—
<i>LT</i>	—	—	-0.243* (0.08)	-0.039	—	—	—	—	-0.452*** (0.00)	-0.072	—	—
<i>Z</i>	—	—	—	—	-0.345 (0.11)	-0.053	—	—	—	—	-0.533* (0.06)	-0.077
控制变量	有		有		有		有		有		有	
<i>LR</i>	23.115 (0.01)		24.641 (0.00)		24.727 (0.00)		18.384 (0.03)		22.291 (0.01)		17.610 (0.04)	
<i>c</i>	0.67		0.67		0.67		0.64		0.67		0.65	
<i>N-R<sup>2</sup></i>	0.11		0.11		0.11		0.09		0.11		0.09	
<i>D=1/ D=0</i>	77/239		77/239		77/239		73/206		73/206		73/206	

注:\*, \*\*, \*\*\* 分别表示系数的 Wald 统计量在小于 10%, 5%, 1% 水平显著; 括号内为 *p* 值。

## 五、结论与讨论

### (一) 财务特征

本文首次发现事先自由现金流少、营运能力差的我国制造业企业更可能选择多元化。这与我国企业实力多元化的观点不太一致,与美国研究的观点更为接近。

事先营运能力在 10% 标准下显著,而在 5% 标准下不显著。在现实中,企业常自愿或被迫涉足一些辅助性的业务,这些业务可能并不构成严格意义上的多元化的一“元”。例如,一家制造业企业涉

足社会服务业,开展餐饮和旅馆等业务以方便企业活动;受政府控股的上市公司参与地方的经济建设,进行能源、交通和房地产等行业的投资。企业通常并不预期其对主营业务的收入有太大的贡献,而且这些辅助业务带来的收入往往只在一个小的收入范围中波动。因此,与 10% 标准相比,5% 标准可能更偏离了企业多元化的实质。事先营运能力在 10% 标准下显著,恰好可以说明企业营运能力对企业实质性多元化决策的影响。

由于营运能力弱和自由现金流匮乏的企业更可能选择多元化,多元化从一开始便缺乏良好的企业内部基础,从而从源头上解释了企业的多元化程度

与经济绩效负相关的实证结果。

## (二) 股权特征

第一大股东的高持股比例与企业多元化选择之间存在着显著负相关关系。该结果与艾密胡德和列夫、王化成和胡国柳等学者研究结果一致, 本文首次从多元化决策的角度丰富了股权结构与多元化关系的文献。大股东对企业多元化的抑制作用一方面反映了大股东的谨慎态度, 另一方面也体现了在外

部治理较为缺乏的中国市场环境中, 集中的内部所有权结构能替代地发挥有效监督与约束作用这一公司治理理论的基本观点。此外, 本文对边际效应的考察表明: 企业股权特征变量的边际影响在 10% 和 5% 标准下分别为约 4% 和约 7%, 区别较大。本文推测, 那些只能给企业带来较少收入的非实质性多元化更难得到企业大股东的支持。

## 参考文献

- [1] E. H. Bownman. Risk Seeking Troubled Firms [J]. Sloan Management Review, 1982, (21): 17-31.
- [2] J. Matsusaka. Corporate Diversification, Value Maximization, and Organizational Capabilities [J]. Journal of Business, 2001, (74): 409-431.
- [3] Y. Amihud, B. Lev. Risk Reduction as A Managerial Motive for Conglomerate Mergers [J]. Bell Journal of Economics, 1981, (12): 650-617.
- [4] 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).

(责任编辑: 付 敏)

# THE EX-ANTE FINANCIAL AND OWNERSHIP EFFECT ON LISTED CHINESE MANUFACTURING FIRMS' DIVERSIFICATION DECISIONS

CHEN Ding-si

(School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** This paper shows that ex-ante financial and ownership factors affect Chinese manufacturing firms' diversification decisions. Firms with low operation capability or low free cash flow are more likely to choose diversification, such marginal probability effect is about 5% ~ 6%; firms with high largest shareholder holding ratio are less likely to choose diversification, such marginal effect is about 4% ~ 7%.

**Key Words:** ex-ante financial factors; ownership factors; diversification decision