

最终控制人所有权和控制权对企业财务失败预警的影响

——配对方法与嵌套模型的应用

梁琪^{1 2} 郝项超²

(1. 中国立信风险管理研究院; 2. 南开大学 经济学院金融学系 天津 300071)

摘要: 本文通过在 Taylor 展开式基础上构建的嵌套 logistic 模型研究了最终控制人所有权、控制权、两权分离以及最终控制人类型等信息对企业财务失败预警的影响。基于采用配对方法选择的研究样本的实证结果显示嵌套模型具有更高的拟合优度、更好的预警功效以及更强的稳健性。更为重要的是, 研究发现传统上对财务比率与企业财务失败预警之间存在稳定关系的理解并不成立, 两者间关系取决于企业最终控制人的所有权和控制权结构以及最终控制人的类型, 而导致稳定关系发生变化的主要原因是最终控制人为实现利益输送而采取的盈余管理行为。研究结论为上市公司所有权改革, 增强财务信息透明度和质量提供了新的经验证据。

关键词: 最终控制人信息; 财务失败; 嵌套模型; 配对方法; 盈余管理

中图分类号: F **文献标识码:** A

1 前言

企业财务失败的预警研究对于企业实施风险管理和损失控制以及投资者实施企业价值评价和投资决策等具有重要意义。企业财务失败预警的经典研究最早可以追溯到 Fitzpatrick (1932)。从那以来, 众多学者从理论研究和实证分析的角度, 针对不同国家和不同行业的企业, 并采用截面数据、时间序列数据和面板数据方法等对企业财务失败预警进行了深入和广泛地研究。综合与本文研究相关的国内外文献的历史和现状来看, 企业财务失败预警研究主要沿着以下两个方面展开: 一是研究方法的拓展, 经历了上个世纪六十年代始的一元判别分析 (Beaver, 1966) 和多元判别分析 (Altman, 1968, 1977)、七十年代始的 logit/probit 模型 (Martin, 1977; Zmijewski, 1984) 和八十年代始的神经网络分析 (Dutta 和 Shekhar, 1988)。¹Back 等人 (1996) 对判别分析、logistic 模型和神经网络分析进行了比较研究, 发现不同模型选择的指标不尽相同, 而且预测准确率也有差异, 企业破产前 3 年的综合预测准确率排名依次为神经网络、logistic 模型和判别分析。然而, Altman 等人 (1994) 的研究认为与判别分析相比, 神经网络的预测效果没有实质性的改善。而且, Laitinen 和 Laitinen (2000) 指出神经网络的缺陷是容易导致模型的过度拟合。此外, 这种方法的经济和金融理论基础薄弱, 解释变量的选择以及方程的拟合过多地依赖于人工智能法, 模型结果缺乏经济意义上的说服力。因此, 现阶段国内对于企业财务失败的预警研究多基于改进的 logistic 模型。譬如, 针对我国上市公司信用数据具有高维性和高相关性的特点, 一些研究采用结合主成分分

¹ KMV 公司 (Vasicek, 1984; Kealhofer, 2003) 在风险资产定价理论的基础上提出了期权推理法 (Option-theoretic Approach), 该方法通过企业股本的市场价值及其波动来推算企业资产的市场价值及其波动, 进而结合企业到期债务价值来计算企业的预期违约频率。Altman 和 Saunders (1998) 对企业股票价格的波动能否作为一个准确的替代度量指标来推算企业资产市场价值的波动提出了强烈置疑。而且, 期权推理分析法完全建立在资本市场数据基础上, 在现阶段应用到我国企业财务失败预警研究还有相当大的难度 (孙小琰等人, 2008)。

析的 logistic 模型（王春峰和李汶华，2000；张爱民等，2001；梁琪，2005）；针对样本个体选择的同质性和选择之间的相关性问题，一些研究采用了混合 logistic 模型（鲜文铎和向锐，2004）。二是解释变量选取范畴的扩大。传统上，企业财务失败预警模型选取解释变量时多依赖于企业财务报表中的财务信息（Beaver, 1966; Altman, 1968; 陈静，1999；吴世农和卢贤义，2001）。²然而，财务信息只反映企业过去的经营状况和财务实力，是企业过去经济活动的综合结果。而且，企业经济活动可能会受到管理层的操纵从而导致其财务信息失真（靳明，2000；吴联生，2002）。事实上对财务信息可靠性的质疑一直都没有停止过，近年来国际上发生的大量企业财务丑闻及其导致的严重后果一再提醒人们必须慎重使用财务信息。鉴于此，一些学者开始借助于能够反映公司治理状况的非财务信息，如反映企业内部人信息预期性质的企业所有权、控制权、所有权与控制权分离等来研究企业的财务失败预警。Abdullah (2006)考查了董事会的独立性、CEO 的二元性以及所有权结构对企业财务失败的影响，发现大宗股权持有人与企业财务失败发生概率负相关。曹德芳和夏好琴（2005）分析了国家股比例、法人股比例、流通股比例、第一大股东持股比例以及以前十大股东持股比例度量的股权集中度与企业财务失败的关系，发现包含上述五个非财务信息的主成分判别模型具有更好的预测效果。邓晓岚等人（2006）考查了股权集中度、国家股比例、高管持股比例、股东大会出席率、审计意见等 10 个非财务变量，结果发现审计意见和年度累计超额收益率对财务失败预警具有显著影响。这些研究考查的公司治理信息主要来自直接持有企业的第一大股东。然而，多数情况下这种信息无法反映隐藏在大股东背后的控制性股东，即最终控制人（Ultimate Owner）的真实意图（La Porta 等人，1999）。一些学者的研究表明最终控制人的行为与企业价值、业绩密切相关，体现为企业价值与反映最终控制人意图的所有权正相关，而与所有权与控制权的分离负相关（Claessens 等人，2000；张华等人，2004；王鹏和周黎安，2006；王鹏，2008）；企业业绩与最终控制人的所有权之间正相关（Wiwattanakantang, 2001），且存在非线性关系（Kumar, 2003）。

受上述研究成果的启发，并考虑到最终控制人行为对企业价值和业绩的影响，本文在 Taylor 展开式的基础上构建了一个嵌套模型，将最终控制人的所有权与控制权信息作为间接变量引入企业财务失败预警模型，并通过所有权和控制权信息与财务信息的交互项来研究前者对企业财务失败的影响。³此外，本文还从以下两个方面对企业财务失败预警研究进行了完善。一是引入医学等研究领域的配对方法（Matching Method）进行财务失败配对组样本企业的选取，这样做的目的是在比较分析财务失败组样本和财务正常组样本时能够达到其他条件不变（Ceteris Paribus）；二是拓宽了财务失败企业的范畴，将通过控制权转移等并购活动从而避免其股票被证券交易所实施特别处理（ST）的公司纳入了财务失败样本。

本文以下内容是这样构成的。第二部分介绍了嵌套模型的构建；第三部分对样本构建和变量选取进行了说明，并给出了数据来源以及数据的简单统计性描述；在此基础上，第四部分以配对后的企业为样本，采用综合最终控制人所有权和控制权信息以及财务信息的嵌套模型对我国上市公司的财务失败预警进行了实证研究，并对最终控制人信息如何影响企业财务失败进行了分析；第五部分总结全文。

2 研究方法

² 若干前期研究在选取解释变量时还考虑了能够反映企业未来盈利能力和经营前景的企业资产、债务等的市场价值或价格（Donaldson, 1985; Gilson, 1989）。

³ 与前期研究构建企业财务失败预警模型时直接将公司治理信息等非财务信息作为模型解释变量不同的是，本文构建的嵌套模型将最终控制人的所有权与控制权信息作为影响企业财务失败的间接变量来处理，即认为最终控制人的所有权与控制权信息首先影响企业价值和业绩，进而影响企业财务失败发生的概率。

遵循 Laitinen 和 Laitinen (2000), 设 $Z = f(X_i)$ 为连续函数, n 维随机向量 X_i 表示财务比率解释变量, 且对 X_i 的一阶和二阶微分都存在, 那么 $Z = f(X_i)$ 在解释变量均值点 \overline{X}_i 处的泰勒展开式可以写成

$$f(X_1, X_2 \cdots X_n) = f(\overline{X}_1, \overline{X}_2 \cdots \overline{X}_n) + \sum_{i=1}^n f_i(\overline{X}_1, \overline{X}_2 \cdots \overline{X}_n)(X_i - \overline{X}_i) + \frac{1}{2!} \left[\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n f_{ij}(\overline{X}_1, \overline{X}_2 \cdots \overline{X}_n)(X_i - \overline{X}_i)(X_j - \overline{X}_j) \right] + o(X_1, X_2 \cdots X_n) \quad (1)$$

其中 f_i 是函数 $f(\cdot)$ 对 $X_i (i=1, 2, \cdots, n)$ 的偏微分, $\overline{X}_1, \overline{X}_2 \cdots \overline{X}_n$ 为各个解释变量的均值, $o(X_1, X_2 \cdots X_n)$ 表示其它剩余各项之和。对式 (1) 进一步整理可得 LL 模型, 即

$$Z = f(X_i) = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i + \sum_{j=1, k=1}^n \gamma_{jk} X_j X_k + o(X_1, X_2 \cdots X_n) \quad (2)$$

进而, 考虑在 LL 模型中加入企业最终控制人的所有权与控制权信息 (G)。鉴于 G 通过财务比率间接影响企业财务失败预警结果, 因此模型中变量 G 与原有财务比率之间只存在交叉项。那么, 包含 G 的 LL 模型可以写成

$$Z = f(X_i) = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i + \left(\sum_{j=1, k=1}^n \gamma_{jk} X_j X_k + \sum_{k=1}^n \gamma_k X_k G_i \right) + o(X_1, X_2 \cdots X_n) \quad (3)$$

Laitinen 和 Laitinen (2000) 指出 LL 模型只在解释变量有限的情况下适用。⁴ 然而, 在企业财务失败预警模型中一般都要考虑多个财务比率, 因此本文采用主成分分析法对解释变量进行处理来满足模型的要求。根据主成分分析法, 可从 n 个解释变量中提取出 p ($p < n$) 个正交不相关的主成分, 那么 LL 模型可以进一步写成⁵

$$Z = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i PCA_i + \sum_{k=1}^p \gamma_k PCA_k G + \varepsilon \quad (4)$$

其中 $\varepsilon = o(X_1, X_2 \cdots X_n)$, PCA 为提取的主成分。对式 (4) 做进一步整理, 并令 $\omega_i = \varphi_i + \gamma_i G$, 则可得

$$Z = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i PCA_i + \sum_{k=1}^p \gamma_k PCA_k G + \varepsilon = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \omega_i X_i + \varepsilon \quad (5)$$

$$\omega_i = \varphi_i + \gamma_i G \quad (6)$$

⁴ 财务失败的企业样本容量一般都比较小, 因此过多的变量和交叉项可能导致模型无法识别。

⁵ 由于 p 个主成分是正交不相关的, 因此模型可以忽略主成分的二次项和交叉项。

上述式(5)和式(6)的联立方程即为本文构建的综合最终控制人所有权和控制权信息的嵌套模型。对式(5)的 X_i 求偏微分,可得

$$\frac{\partial Z}{\partial X_i} = \omega_i = \varphi_i + \gamma_i G \quad (7)$$

可以看出,嵌套模型中解释变量与财务失败发生概率之间的关系是非线性的。进一步考虑两个变量 X_i 和 X_j 的全微分,即

$$\frac{\partial Z}{\partial X_i} dX_i + \frac{\partial Z}{\partial X_j} dX_j = 0 \Rightarrow \frac{dX_i}{dX_j} = \frac{\beta_i + \gamma_i G}{\beta_j + \gamma_j G} \quad (8)$$

式(8)显示解释变量间的关系为非完全线性互补,取决于 G 。这说明 G 对不同财务比率的边际效应是不一样的。依据嵌套模型,有如下假设:

(1)若 $\varphi_i > 0, \gamma_i > 0$ 或者 $\varphi_i < 0, \gamma_i < 0$,则 G 会强化第 i 个主成分与财务失败的关系;

(2)若 $\varphi_i > 0, \gamma_i < 0$ 或者 $\varphi_i < 0, \gamma_i > 0$,则 G 会对第 i 个主成分与财务失败的关系产生反向影响。

3 样本构建、变量选择和数据描述

3.1 样本构建

3.1.1 财务失败组样本的界定

国外财务失败预警研究主要以企业违约或破产作为财务失败发生的标准。考虑到数据的可获得性,国内同类研究多以上市公司被ST作为判定企业发生财务失败的依据。以ST作为标准固然操作简便,但却忽视了一个问题,即可能发生财务失败的上市公司一般来说最终有两种结果:一是被ST,属于显性财务失败;另一种则是通过股权拍卖或转让、债务重组等资本市场手段摆脱了被ST,属于隐性财务失败。笔者认为财务失败组样本应该同时包括发生显性和隐性财务失败的企业,这样才能比较全面地捕捉到发生财务失败企业的特征并据此进行准确的预警。

3.1.2 财务失败组样本的配对

已有研究选择财务正常组样本以匹配财务失败组样本时通常采用企业的资产规模或行业分类作为标准(Beaver, 1966; Altman, 1968; Elloumi 和 Gueyié, 2001; 陈静, 1999; 曹德芳和夏好琴, 2005)。但是,这种简单的划分标准会将那些看似正常但实际已经陷入财务失败的企业视为财务正常样本,容易产生样本错配问题,进而影响模型参数的估计和模型预警的功效。为了消除财务失败组和财务正常组样本企业在模型估计初始点的差异,从而达到其他条件不变的要求,本文引入马氏距离配对方法(Mahalanobis Metric Matching Method)⁶,从多维角度选择了总资产规模、主营业务收入、股东权益、资产负债率等四个特征变量⁷,并在同一行业内部对财务失败组的样本企业进行了配对。⁸我们预期配对后的样本企业具有同

⁶ 马氏距离配对方法不受量纲影响,且考虑了特征变量间的相关性,配对效果更为合理和准确。

⁷ 已有企业财务失败预警研究都将资产负债率作为解释变量,但是我们注意到资产负债率高的企业发生失败的概率相应也高。因此,如果不排除负债负担的影响,就可能高估模型的预警功效。

⁸ 行业划分标准为全球行业标准分类(Global Industry Classification Standard, GICS)。

类行业内部实力比较接近、市场地位相当、股东投入接近和资本结构类似的特性。此外，已有研究多采用财务失败发生前一年的数据作为配对的依据，这无疑会高估模型的预测准确率。为了避免这一问题，本文采用失败发生前五年的企业特征变量数据作为配对的依据。

3.1.3 构建样本

依据对财务失败的界定，本文选取了 2006 年被 ST 的 60 家和 2005 年控制权发生转移的 42 家，共 102 家上市公司作为财务失败组样本。为了保证嵌套模型的稳健性并检验其预警功效，本文还将财务失败组样本随机划分为估计样本和测试样本，估计样本由 49 家 ST 公司和 21 家控制权发生转移的公司组成；测试样本由 11 家 ST 公司和 21 家控制权发生转移的公司组成。进而，依据马氏距离配对方法，从持续经营 5 年以上、未被 ST 以及 2001-2006 期间未发生控制权转移的上市公司中，按照特征变量对失败组样本进行了一比一的样本配对，得到 102 家上市公司，作为财务正常组样本。表 1 给出了配对结果，考虑四维特征变量进行样本配对后财务正常组和失败组企业在财务指标上几乎没有显著差异。⁹

表 1 配对后估计样本和测试样本的特征变量均值比较

估计样本									
变量	配对前			配对后（四维特征变量）			配对后（单维特征变量）		
	正常	失败	T 检验	正常	失败	T 检验	正常	失败	T 检验
资产规模	22.51	10.80	4.73***	9.93	10.80	-0.75	10.74	10.80	-0.05
股东权益	3.85	1.97	5.94***	1.86	1.97	-0.55	2.12	1.97	0.73
主营业务收入	11.45	4.55	7.38***	4.74	4.55	0.27	5.86	4.55	1.20*
资产负债率	39.77	44.92	-2.72***	43.76	44.92	-0.47	40.25	44.92	-1.99**
测试样本									
变量	配对前			配对后（四维特征变量）			配对后（单维特征变量）		
	正常	失败	T 检验	正常	失败	T 检验	正常	失败	T 检验
资产规模	22.51	10.80	4.73***	11.38	10.88	0.16	10.92	10.88	0.01
股东权益	3.85	1.97	5.94***	2.21	2.24	-0.06	2.39	2.23	0.28
主营业务收入	11.45	4.55	7.38***	6.25	5.40	0.37	5.59	5.47	0.06
资产负债率	39.77	44.92	-2.72***	52.69	54.48	-0.40	39.55	54.48	-3.18***

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平显著。

3.2 变量选择

3.2.1 财务比率

在参考已有研究文献、考虑我国上市公司特色以及本研究需要的基础上，本文选取了 21 个财务比率作为企业财务失败的财务信息解释变量（参见表 2）。

表 2 嵌套模型选取的财务比率

变量名称	变量名称	变量名称	变量名称	变量名称
主营业务利润率	利息支付倍数	应收账款周转率	总资产增长率	市盈率
总资产利润率	流动比率	存货周转率	净利润增长率	
净资产收益率	速动比率	固定资产周转率	企业留存总资产比	
每股收益	营运资本资产比	总资产周转率	股东权益比率	

⁹ 本文还进行了资产规模一维特征变量配对。配对结果显示虽然资产规模的差异基本消除，但估计样本中资产负债率和主营业务收入分别在 5%和 1%的水平，测试样本中资产负债率在 10%水平存在显著差异。

3.2.2 最终控制人所有权与控制权指标

正如前文所述，企业最终控制人的信息对于公司价值和业绩具有重要影响，而大股东的直接持股比例并不能准确反映公司最终控制人与企业之间的利益关系。因此，本文在非财务信息的选取上从大股东的相关信息扩展到了最终控制人的所有权与控制权以及所有权与控制权分离。相应的，本文选取了三类最终控制人信息。¹⁰第一类为 La Porta 等人（1999）和 Claessens 等人（2000）提出的最终控制人的现金流权（CASH）和表决权（VOTE），现金流权度量最终控制人持有上市公司的所有权，表决权度量控制权。所有权越大，激励效应越强，利益输送的动机越小。表决权越高，最终控制人就越容易实施利益输送。第二类为度量所有权与控制权分离的变量，包括现金流权与表决权比率（CVV）（Claessens 等人，1999；Fan 和 Wong，2002）以及表决权与现金流权之差（V_C）（Claessens 等人，2002；王鹏和周黎安，2006）。CVV 越小（或 V_C 越大）表明所有权与控制权的分离程度越高，意味着最终控制人侵占小股东的动机越强烈，利益输送的概率越高（Claessens 等人，2000）。第三类为所有权性质（TYPE）。已有研究表明不同所有权性质的最终控制人在行为动机和机制等方面存在显著差异（Chen 等人，2008）。结合已有研究，本文主要考查的所有权性质为最终控制人类型是否为私人控股，私人控制为 1，否则为 0。

3.3 数据来源和变量统计描述

研究样本数据的时间跨度为 2001-2006 年，企业财务比率数据来自 WIND 数据库，最终控制人信息来自上市公司年度报告、股权收购协议或股权转让公告。¹¹表 3 给出了按照四维特征变量配对后样本企业在财务失败发生前三年的财务比率统计量。可以看出，财务正常组和失败组的样本企业除了企业留存总资产比和市盈率在 10% 水平有显著差异外，其它财务比率并无显著差异，说明配对后的两组样本在财务指标方面基本达到了其他条件不变的要求。

表 3 失败前三年估计样本企业财务比率统计量

财务变量	财务正常		财务失败		T 检验	财务变量	财务正常		财务失败		T 检验
	均值	中值	均值	中值			均值	中值	均值	中值	
主营业务利润率	0.03	0.04	0.70	0.03	-1.01	存货周转率	3.99	3.10	4.29	2.95	-0.28
总资产利润率	2.63	2.39	1.52	1.28	1.71	固定资产周转率	8.83	1.90	5.99	1.91	0.54
净资产收益率	3.94	4.68	3.03	2.43	0.53	总资产周转率	0.54	0.46	0.49	0.36	0.71
每股收益	0.07	0.07	0.05	0.05	0.37	总资产增长率	20.94	14.33	18.98	12.42	0.33
每股净资产	1.87	1.60	2.16	1.92	-1.65	净利润增长率	-77.39	18.49	-15.08	0.71	-0.49
利息支付倍数	12.98	3.28	22.10	2.04	-0.46	企业留存总资产比	0.08	0.09	0.05	0.06	2.59*
流动比率	1.44	1.14	1.43	1.21	0.03	股东权益比率	0.49	0.48	0.44	0.40	1.69
速动比率	0.98	0.80	1.02	0.87	-0.35	流通市值比负债	1.27	0.88	1.08	0.71	0.87
营运资本资产比	0.11	0.08	0.11	0.11	0.13	市盈率	88.80	40.36	191.57	83.76	-2.41*
现金流动比	0.09	0.06	0.01	0.04	1.50	主营业务收入增长率	0.35	0.23	0.30	0.18	0.41
应收账款周转率	24.32	6.45	13.64	4.17	0.99						

注：*表示在 10% 的水平显著。

¹⁰ 作者感谢匿名审稿人在变量选取上所提的宝贵建议。

¹¹ 2004-2006 年的企业最终控制人信息来自上市公司年报中公司与最终控制人产权及控制关系图，2004 年前的最终控制人信息依据上市公司年报整理而得。股权质押比例通过上市公司年报信息直接或者经过简单计算获得。

表 4 给出了按照四维特征变量配对后样本企业在财务失败发生前三年最终控制人信息指标的统计量。可以看出,两组样本企业的现金流权和表决权在 5%水平以及两权分离在 10%水平存在显著差异,即财务正常组样本企业最终控制人的所有权和控制权均高于财务失败组的,但财务失败组企业最终控制人的两权分离程度更高,说明财务失败组样本企业最终控制人侵占小股东利益的动机和进行利益输送的概率很可能高于正常样本组的。

表 4 失败前三年估计样本企业最终控制人信息指标统计量

	最终控制人信息指标	财务正常组	财务失败组	单边 T 检验
		均值	均值	
第一层	现金流权	0.37	0.29	2.60**
	表决权	0.41	0.34	2.62**
第二层	现金流权与表决权之比	0.90	0.81	1.64*
	表决权与现金流权之差	0.04	0.05	-0.19

注: **、*分别表示在 5%和 10%的水平显著。

4 实证结果与分析

在估计模型参数之前,笔者首先检验了所有财务比率的相关性,结果表明多个财务比率之间存在较强相关性,最大值达到了 0.97。因此,结合主成分分析构建模型对于消除多元共线性是必要的。根据主成分分析方法,本文选择了特征值大于 1 的六个主成分,能够反映 69.36%的财务比率解释变量变异信息。¹²根据负荷因子,分别界定为流动性、盈利能力、短期偿债能力、营运能力、增长能力以及市盈率,并令其依次为 PCA1-PCA6。

4.1 实证结果

依据企业财务比率和最终控制人信息指标界定,可以得到需要估计的 7 个嵌套模型:模型 1 为财务比率主成分模型,模型 2、3、4、5、6 分别为结合财务比率主成分与 CASH、VOTE、CVV、V_C 和 TYPE 的模型,模型 7 为结合财务比率主成分与 CASH、V_C 和 TYPE 的模型。表 5 给出了模型的估计值和相关检验,结果显示:模型 1 和 2 的拟合度欠佳;模型 3 中主成分 2 和 5 与财务失败的发生负相关,且在 5%水平显著。主成分 6 与财务失败的发生正相关,且在 10%水平显著。进而,主成分 2、4、5 和 6 与控制权指标的交叉项在 10%水平显著。模型的 LR 值为 18.40, 10%水平显著, H-L 值为 12.06, 不显著,说明整体上模型的拟合度较好;模型 4、5 和 6 的 LR 值不显著,且绝大多数财务比率主成分及其与最终控制人信息的交叉项都没有通过显著性检验,模型拟合度较差;模型 7 中主成分 2 和 5 在 5%水平显著,且与所有权指标的交叉项也在 5%水平显著。模型的 LR 值为 34.41, 1%水平显著, H-L 值为 7.96, 不显著,说明整体上模型的拟合度较好。

表 5 模型估计和检验结果

模型 1		模型 2		模型 3		模型 7	
变量	参数 β						
截据项	0	截据项	-0.03	截据项	-0.08	截据项	-0.04
PCA1	-0.09	PCA1	-0.07	PCA1	-0.1	PCA1	-0.27

¹² 偏最小二乘法则指出主成分分析方法在提取主成分时只考虑了与解释变量变异信息的相关性,没有考虑与被解释变量的相关性(Wold 等人, 1984)。因此,本文在确定主成分个数时没有遵循 Scree 检验,而是保留了六个特征值大于 1 的主成分,以保证模型能够获得足够的财务比率信息。

PCA2	-0.07	PCA2	-0.69**	PCA2	-0.64*	PCA2	-1.45**
PCA3	-0.15	PCA3	0.35	PCA3	0.06	PCA3	0.96
PCA4	-0.2	PCA4	1.10	PCA4	0.84	PCA4	-0.7
PCA5	-0.03	PCA5	-0.77	PCA5	-1.28**	PCA5	-2.59**
PCA6	0.14	PCA6	1.08*	PCA6	1.00*	PCA6	0.09
		P1_CASH	0.1	P1_VOTE	0.15	P1_CASH	0.57
		P2_CASH	2.12**	P2_VOTE	1.77*	P2_CASH	3.33**
		P3_CASH	-2.09	P3_VOTE	-1.27	P3_CASH	-3.27
		P4_CASH	-5.28**	P4_VOTE	-3.94*	P4_CASH	-2.24
		P5_CASH	1.88	P5_VOTE	2.7	P5_CASH	5.17**
		P6_CASH	-3.07*	P6_VOTE	-2.51*	P6_CASH	-1.33
LR	5.91	LR	19.77*	LR	18.40*	P1_V_C	0.38
H-L	18.17***	H-L	19.73***	H-L	12.06	P2_V_C	-3.74
模型 4		模型 5		模型 6		P3_V_C	3.45
变量	参数 β	变量	参数 β	变量	参数 β	P4_V_C	13.1*
截据项	0.03	截据项	0.07	截据项	-0.11	P5_V_C	5.77
PCA1	-0.23	PCA1	-0.09	PCA1	-0.01	P6_V_C	0.57
PCA2	-1.24*	PCA2	-0.01	PCA2	-0.08	P1_TYPE	-0.07
PCA3	0.52	PCA3	-0.18	PCA3	-0.13	P2_TYPE	0.72*
PCA4	2.03	PCA4	-0.26	PCA4	-0.92*	P3_TYPE	-0.58
PCA5	-0.27	PCA5	0.01	PCA5	-0.14	P4_TYPE	0.86
PCA6	1.39	PCA6	0.21	PCA6	-0.29	P5_TYPE	1.2
P1_CVV	0.15	P1_V_C	-0.63	P1_TYPE	-0.1	P6_TYPE	1.16*
P2_CVV	1.24*	P2_V_C	-4.47**	P2_TYPE	-0.05	LR	34.41*
P3_CVV	-0.68	P3_V_C	4.26	P3_TYPE	-0.26	H-L	7.96
P4_CVV	-2.27	P4_V_C	10.94*	P4_TYPE	0.79		
P5_CVV	0.33	P5_V_C	2.5	P5_TYPE	-0.25		
P6_CVV	-1.23	P6_V_C	2.32	P6_TYPE	0.8*		
LR	10.78	LR	12.07	LR	12.48		
H-L	2.11	H-L	5.94	H-L	7.88		

注：Pi_CASH、Pi_VOTE、Pi_CVV、Pi_V_C以及Pi_TYPE分别表示第i个财务比率主成分与CASH、VOTE、CVV、V_C和TYPE的交叉项。***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平显著。

本文进一步检验了模型的企业财务失败预测结果。¹³从表6可以看出，模型7、5和3在估计样本和测试样本中的预测准确率较高，总体预测准确率分别达到了70.00%和51.57%、64.29%和59.38%以及64.29%和56.25%。¹⁴综合考虑模型拟合度和预警效果，模型3和7整体上优于其它模型。因此，接下来的最终控制人信息对企业财务失败的影响分析将主要围绕这两个模型进行。

¹³ 考虑到多维财务比率配对方法构建的研究样本，财务失败组与正常组样本企业的多数财务比率并无显著差异，因此模型1的预测结果符合预期。

¹⁴ 模型在测试样本中预测准确率的下降与样本结构有关。测试样本中通过并购活动避免被ST的失败公司占比接近2/3，而估计样本中则不到1/3。一般而言，发生并购的失败公司要比ST公司的投资价值高，因此二者的财务比率存在较大差异，这种差异可能对失败的预警产生一定影响。

表 6 模型预测准确率和错误率 (%)

模型	预测准确率				错误率			
	估计样本		测试样本		估计样本		测试样本	
	失败组	正常组	失败组	正常组	类型 I	类型 II	类型 I	类型 II
模型 1	100.00	0.00	100.00	0.00	0.00	100.00	0.00	100.00
模型 2	61.43	61.43	59.38	50.00	38.57	38.57	40.62	50.00
模型 3	64.29	61.43	56.25	68.75	35.71	38.57	43.75	31.25
模型 4	34.29	71.43	59.38	75.00	65.71	28.57	40.62	25.00
模型 5	68.57	60.00	78.13	40.63	31.43	40.00	21.87	59.38
模型 6	62.86	65.71	65.63	50.00	38.57	47.14	34.37	50.00
模型 7	72.86	67.14	53.13	50.00	27.14	32.86	46.87	50.00

4.2 最终控制人控制权影响企业财务失败的分析

模型 3 中, 通过显著性检验的财务比率解释变量分别为反映上市公司盈利能力、增长能力和市场指标的主成分 2、5 和 6, 前两者与财务失败的发生负相关, 后者与财务失败的发生正相关, 表明盈利能力好、增长能力强以及市盈率低的企业发生财务失败的概率低。这一结果与理论分析和实际经济观测基本一致。值得注意的是, 主成分 2、5 和 6 与最终控制人控制权指标的交叉项在 10%水平显著, 相应的嵌套方程式为

$$\omega_2^3 = -0.64 + 1.77VOTE \quad (9-A)$$

$$\omega_5^3 = -1.28 + 2.70VOTE \quad (9-B)$$

$$\omega_6^3 = 1.00 - 2.51VOTE \quad (9-C)$$

可以看出, 盈利能力、增长能力和市盈率三个主成分系数的大小和符号, 即财务比率对企业财务失败预警的影响取决于最终控制人持有的表决权水平。以式 (9-A) 为例, $\varphi_2^3 = -0.64 < 0$, 说明盈利能力与企业财务失败预警负相关, 即盈利能力越强, 财务失败概率越低。然而, $\gamma_2^3 = 1.77 > 0$ 意味着最终控制人的表决权水平可对上述关系产生反向作用, 即随着最终控制人表决权的提高, ω_2^3 将增加, 使得盈利能力与财务失败的负相关程度降低。当最终控制人的表决权大于 36% ($vote < 0.64/1.77 = 0.36$) 时, ω_2^3 将大于零, 意味着盈利能力与企业财务失败预警之间演变为正相关。同理, 对于最终控制人表决权水平较低的公司 ($vote < 47\%/40\%$), 其增长能力越强 (或市盈率越低), 财务失败发生的概率越低; 反之, 随着最终控制人表决权的提高 ($vote > 47\%/40\%$), 增长能力和市盈率预警企业发生财务失败概率的功效将弱化。

类似的, 对于模型 7 可以得到相应的嵌套方程:

$$\omega_2^7 = -1.45 + 3.33CASH + 0.72TYPE \quad (10-A)$$

$$\omega_5^7 = -2.59 + 5.17CASH \quad (10-B)$$

式 (10-A) 表明盈利能力与企业发生财务失败的概率是负相关的, 但最终控制人现金流权大小以及是否为私人控股可对上述关系产生反向影响。随着现金流权的增加, 盈利能力与企业失败概率的负相关性逐渐减弱, 当现金流权足够大时就可能转变为正相关的关系。对于

国有控股公司，当现金流权大于 0.44 时， ω_2^7 将大于零；对于私人控股公司，当现金流权大于 0.33 时， ω_2^7 将大于零，这说明私人控股公司能够更为快速地完成上述转换过程。同理，式 (10-B) 表明增长能力与企业失败的概率也是负相关，但现金流权可对上述关系产生反向影响，即随着现金流权的增加 ($CASH > 0.50$)，这种负相关性将转变为正相关。

这是一个有趣和值得进一步探讨的研究结论。一般认为财务比率与企业财务失败预警之间的关系是稳定的。但是本文的研究结果表明两者之间的关系并非稳定不变，而是取决于企业最终控制人的表决权、现金流权和最终控制人类型。那么，为什么最终控制人的信息会影响财务比率与财务失败预警结果之间的关系？前文分析显示财务失败组样本企业的所有权与控制权分离程度要显著高于正常组企业的，这意味着财务失败组企业的最终控制人更可能发生侵占小股东利益和实施隧道效应的操纵行为。更进一步，我们对样本数据进行了挖掘分析。一方面，我们依据表决权临界值在财务正常组和财务失败组内分别划分出高于临界值 (A) 和低于临界值 (B) 的两组子样本，进而分别比较 A 和 B 两组子样本的财务比率主成分均值，我们发现正常组样本内两个分组子样本的盈利能力没有显著差异，但是失败组样本内 A 组的盈利能力明显高于 B 组的；对于增长能力，正常组样本内 A 组的低于 B 组的，而失败组样本内没有显著差异。但是，如果进一步分析 ST 样本，则 A 组的明显高于 B 组的；另一方面，我们依据现金流权临界值和最终控制人类型对两组样本进行了类似的分析，发现虽然国有控股公司盈利能力没有显著差异，但是私人控股的 ST 公司中高于现金流权临界值公司的盈利能力明显高于低于临界值公司的盈利能力。而且，国有控股的 ST 公司中高于现金流权临界值公司的增长能力明显高于低于临界值公司的增长能力。这些结果表明正常组样本财务数据差异明显小于失败组样本的，意味着财务失败组样本内最终控制人表决权和现金流权水平较高（超过临界值）以及私人控股公司存在更多操纵财务数据的情况。

综上所述，财务比率与企业财务失败预警之间非稳定关系的出现源于最终控制人信息对财务失败预警的影响过程（参见图 1）。最终控制人信息对财务失败预警的影响可分为两个过程。首先，最终控制人通过所有权与控制权安排，影响上市公司的公司治理效果，进而影响公司价值和业绩等财务指标。其次，外部投资者根据上市公司公布的财务比率判断该公司的财务状况。前者是财务数据的生成过程，后者是财务数据的使用过程。显然，最终控制人可以通过一定的方式影响数据生成过程。本文认为最终控制人实施上述影响的方式为盈余管理，其最终目的是实现利益输送。

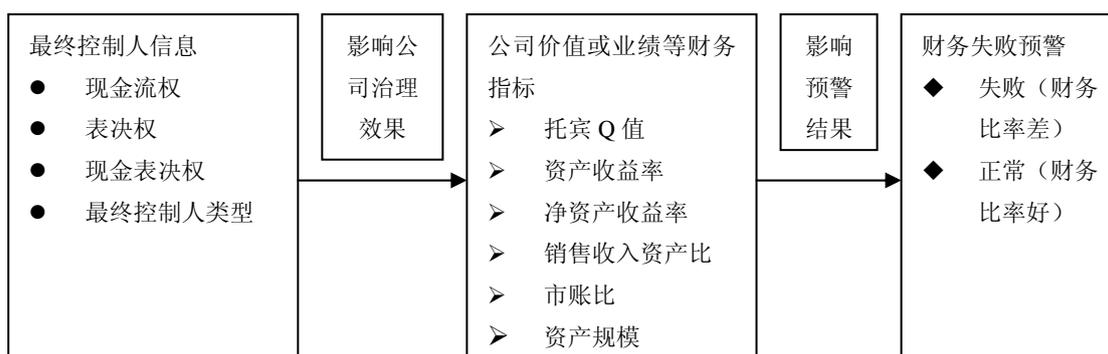


图 1 最终控制人信息影响企业财务失败的路径

Friedman 等人 (2003) 认为利益输送分为两种，一种是向上的利益输送，也称隧道效应，是指最终控制人侵占上市公司利益的行为；一种是向下的利益输送，也称支持效应。陈小悦等人 (2001) 和李增泉等人 (2005) 证实了由于中国证监会对上市公司股权融资进行了严格

的限制,因此上市公司为了满足配股、增发等股权融资的要求具有强烈的盈余管理动机。刘峰等人(2004)通过案例分析揭示了大股东运用控制权维持上市公司业绩的目的是为了更好的实现隧道效应。Teoh 等人(1998)和 Xie(2001)指出连续性的操纵盈余通常难以持续,因此公司业绩在完成股权融资等之后会迅速恶化。但无论是为实现何种利益输送而进行的盈余管理,都表现为最终控制人对财务信息操纵的行为,然而实施操纵的关键正是其所持有的表决权水平以及法律保护强度(La Porta 等,2002)。本研究结果充分表明了在当前中国较弱的中小投资者保护机制下,由于较高现金流权和表决权水平能够保障最终控制人轻易实现隧道效应和支持效应,因此其所控制的上市公司的财务信息非常容易失真,这将对投资者的投资决策造成严重误导,并且这种情况对于私人控股公司更为严重。相反,对于所有权和控制权相对分散的公司,最终控制人实现隧道效应和支持效应的成本较高,因此财务信息相对真实和可靠,对投资者的决策干扰也相对较弱。

5 结论

本文探讨了企业最终控制人的所有权与控制权信息对企业财务失败预警的影响。在对失败样本进行拓展界定以及采用配对方法选择研究样本的基础上,论文在 Taylor 展开式的基础上构建了一个能够反映最终控制人信息间接影响企业财务失败预警的嵌套 logistic 模型。实证研究结果显示综合最终控制人所有权与控制权信息的企业财务失败嵌套模型不仅具有更高的拟合优度、更好的预警功效以及更低的错误率,而且模型参数和预警结果更加稳健和可靠。更为重要的是,研究发现传统上对财务比率与企业财务失败预警之间存在稳定关系的理解并不成立,两者间关系取决于企业最终控制人的所有权和控制权结构,而导致稳定关系发生变化的主要原因是最终控制人为实现利益输送而采取的盈余管理行为。现阶段,我国法律对中小投资者的保护有限,因此所有权和表决权水平高的最终控制人比较容易实施盈余管理行为,进而影响到企业的财务比率,导致财务比率失真,从而影响企业财务失败预警模型的功效。本文的研究结果为上市公司所有权改革,增强其财务信息透明度和质量提供了新的经验证据,同时还警示外部投资者在根据财务信息进行投资决策时,非常有必要结合企业最终控制人的所有权与控制权信息,慎重判断财务信息的可靠性,否则就可能误将原本陷入财务危机的公司视为经营良好的公司,导致决策失败。

参考文献

- [1] 曹德芳,夏好琴.基于股权结构的财务失败预警模型构建.南开管理评论.2005(6):85~90.
- [2] 陈静.上市公司财务恶化预测的实证分析.会计研究.1999(4):31~38.
- [3] 陈小悦,肖星,过晓燕.配股权与上市公司利润操纵.经济研究.2001(1):30~36.
- [4] 邓晓岚,王宗军,李红侠,杨忠诚.非财务视角下的财务困境预警——对中国上市公司的实证研究.管理科学.2006(3):71~80.
- [5] 靳明.从ROE的实证分析看上市公司的业绩操纵行为.中国工业经济.2000(2):64~69.
- [6] 李增泉,余谦,王晓坤.掏空、支持与并购重组.经济研究.2005(1):95~105.
- [7] 梁琪.企业经营管理预警:主成分分析在Logistic回归分析方法中的应用.管理工程学报.2005(1):100~103.

- [8] 刘峰, 贺建刚, 魏明海. 控制权、业绩与利益输送——基于五粮液的案例研究. *管理世界*. 2004(8): 102 ~ 110.
- [9] 孙小琰, 沈悦, 罗璐琦. 基于 KMV 模型的我国上市公司价值评估实证研究. *管理工程学报*. 2008(1): 102 ~ 108.
- [10] 王春峰, 李文华. 商业银行信用风险评估: 投影寻踪判别分析模型. *管理工程学报*. 2000(14): 43 ~ 46.
- [11] 王鹏, 周黎安. 控股股东的控制权、所有权与公司绩效: 基于中国上市公司的证据. *金融研究*. 2006(2): 88 ~ 98.
- [12] 王鹏. 投资者保护、代理成本与公司绩效. *经济研究*. 2008(2): 68 ~ 82.
- [13] 吴联生. 会计域秩序与会计信息规则性失真. *经济研究*. 2002(4): 68 ~ 75.
- [14] 吴世农, 卢贤义. 我国上市公司财务困境的预测模型研究. *经济研究*. 2001(6): 46 ~ 53.
- [15] 鲜文铎, 向锐. 基于混合 Logit 模型的财务困境预测研究. *数量经济技术经济研究*. 2007(9): 68 ~ 76.
- [16] 张爱民, 祝春山, 许丹健. 上市公司财务失败的主成分预测模型及其实证研究. *金融研究*. 2001(3): 10 ~ 25.
- [17] 张华, 张俊喜, 宋敏. 所有权和控制权分离对企业价值的影响——我国民营上市企业的实证研究. *经济学(季刊)*. 2004(1): 1 ~ 14.
- [18] ABDULLAH, SHAMSUL N., 2006. Board structure and ownership in Malaysia: The Case of Distressed Listed Companies. *Corporate Governance* 6, 582-594.
- [19] ALTMAN, EDWARD I., 1968. Financial Ratios, Discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23, 589-609.
- [20] ALTMAN, EDWARD I., HARLDEMAN, ROBERT G., NARAYANAN, P., 1977. ZETA analysis: a new model to identify bankruptcy risk of corporations. *Journal of Banking and Finance* 1, 29-54.
- [21] ALTMAN, EDWARD I., MARCO, G., VARETTO, F., 1994. Corporate distress diagnosis: comparison using linear discriminate analysis and neural networks. *Journal of Banking and Finance* 18(1), 505-529.
- [22] ALTMAN, EDWARD I., SAUNDERS A. 1998. Credit risk measurement: Development over the last 20 years. *Journal of Banking and Finance* 20, 1721-1742.
- [23] BACK, B., LAITINEN, T., SERE, K., WEZEL, M.V., 1996. Choosing bankruptcy predictors: using discriminant analysis, logit Analysis, and genetic algorithms. Turku Centre for Computer Science Technical Report No.40.
- [24] BEAVER, W. H., 1966. Financial ratios as predictors of failure. *Journal of Accounting Research* 4,

71-111.

[25] CHEN, G., FIRTH, M., XU, L. P., 2008. Does the Type of Ownership Control Matter? Evidence from China's Listed Companies. *Journal of Banking & Finance*, forthcoming.

[26] CLAESSENS, S., FJANKOV, S., FAN, J., LANG, L., 2002. Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings. *Journal of Finance*, 57: 2741~2771

[27] CLAESSENS, S., FJANKOV, S., LANG, L., 2000. The separation of ownership and control in East Asian corporations. *Journal of Financial Economics* 58, 81-112.

[28] DONALDSON, G., 1985. Financial goals and strategic consequences. *Harvard Business Review* 8, 57-69.

[29] DUTTA, S., SHEKHAR, S., 1988. Bond rating: A non-conservative application of neural networks. *Proceedings of IEEE International Conference on Neural Networks* 2, 443-450.

[30] ELLOUMI, FATHI, GUEYIE, JEAN-PIERRE, 2001. Financial distress and corporate governance: a empirical analysis. *Corporate Governance* 1, 15-23.

[31] FITZPATRICK, P.J., 1932. A comparison of ratios of successful industrial enterprises with those of failed firms. *Certified Public Accountant* 12 (October, November, December), 598-605, 656-662, 727-731.

[32] FRIEDMAN, ERIC, JOHNSON, SIMON, MITTON, TODD, 2003. Propping and tunneling. *Journal of Comparative Economics* 31, 732-750.

[33] GILSON, S. C., 1989. Management turnaround and financial distress. *Journal of Financial Economics* 25, 241-262.

[34] KEALHOFER, STEPHEN, 2003. Qualifying credit risk I: default prediction. *Financial Analysis Journal* January/February, 30-44.

[35] KUMAR, JAYESH, 2003. Does ownership structure influence firm value? Evidence from India. SSRN working paper.

[36] LA PORTA, R., LOPEZ-DE-SILANES, F., SHLEIFER, A., 1999. Corporate ownership around the world. *Journal of Finance* 54, 471-517.

[37] LA PORTA, R., LOPEZ-DE-SILANES, F., SHLEIFER, A., VISHNY, R., 2002. Investor protection and corporate valuation. *Journal of Finance* 57, 1147-1170.

[38] LAITINEN, E., AND T. LAITINEN, 2000. Bankruptcy prediction: application of the Taylor's expansion in logistic regression. *International Review of Financial Analysis* 9, 327-349.

[39] MARTIN, DANIEL. 1977. Early Warning of Bank Failure: A logit Regression Approach. *Journal of*

Banking and Finance 1, 249-276.

- [40] TEOH, S., WELCH, I., WONG, T. J., 1998. Earnings management and the long term market performance of initial public offerings. *Journal of Finance* 46, 1935-1974.
- [41] VASICEK, OLDRICH, 1984. Credit valuation, Manuscript, Moody's KMV.
- [42] WIWATTANAKANTANG, Y., 2001. Controlling shareholders and corporate value: evidence from Thailand. *Pacific-Basin Finance Journal* 9, 323-362.
- [43] WOLD, S., RUHE, A., WOLD. H., 1984. The collinearity problem in linear regression. The Partial Least Squares (PLS) Approach to Generalized Inverses, *SIAMJ Science Statistics Computer* 5(2), 735-743.
- [44] XIE, H., 2001. Are discretionary accruals mispriced? A reexamination. *The Accounting Review* 76, 357-373.
- [45] ZMIJEWSKI, M. E., 1984. Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models. *Journal of Accounting Research* 22, 59-82

The Impact of Ultimate Owner Behavior on Corporate Financial Distress

LIANG Qi1, HAO Xiang-chao2

(1. Institute of Li-Xin Risk Management; 2. Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: This paper explores the impact of ultimate owner information on corporate financial distress utilizing a Taylor's expansion based interactive logistic model. With model sample selected by matching method, the empirical results show that the model has better goodness of fit, prediction power and robustness. Most importantly, we find that there exist a non-stable relationship between financial ratios and financial distress which is highly dependent on the behavior of ultimate owner. This phenomenon might be ascribed to earnings management which aims for implementation of tunneling. We consider this finding is strong empirical evidence for the reformation of corporate ownership and improvement of financial transparency and quality.

Key Words: Ultimate Owner Behavior; Financial Distress; Interactive Model; Matching Method; Earning Management

收稿日期: 2010-09-30;

基金项目：本文得到中国立信风险管理研究院开放课题“基于公司治理的企业财务失败预警研究”和教育
部人文社会科学重点研究基地重大项目“基于公司治理评价的投资者保护机制研究”的资助

作者简介：梁琪，教授，CFA，中国立信风险管理研究院，南开大学经济学院金融学系，南开大学公司治理
研究中心；(300071)天津市南开大学经济学院金融学系；电子邮箱：liangqi@nankai.edu.cn。郝项超，南
开大学经济学院金融学系博士生；电子邮箱：haoxiangchao@126.com。