

企业恶性增资行为判别模型的实证分析

贺云龙(教授), 张馨之

(长沙理工大学经济与管理学院, 长沙 410114)

【摘要】 本文以企业财务指标作为构建恶性增资判别模型的自变量,采用逻辑回归法构建了企业恶性增资行为的判别模型。在此基础上,以沪深A股数据为样本,对企业恶性增资行为判别模型进行了实证分析,实证结果表明:样本数据中50%的企业存在恶性增资行为,且现金持有量、总资产周转率两个财务指标在模型中非常显著。回验模型的准确率高达98%,但当概率接近0.5时,恶性增资判别模型的临界点比较模糊。

【关键词】 恶性增资; 逻辑回归; 资本预案; 判别模型

一、引言

在企业生产经营过程中往往出现这样一种情况,管理层决定在一个投资项目投入大量资金后,发现实际情况并没有预期的好,科学地分析客观情况,应该放弃该项目。但是,经营管理者并未放弃而是继续增加投入,从而产生“恶性增资”问题(Staw, 1976)。恶性增资行为的直接后果是导致企业产生巨大的资源浪费,甚至使企业在市场上失去应有的竞争力。因此,建立企业恶性增资行为的客观判别模型,利用模型来判断企业是否存在恶性增资行为,有利于遏制企业的恶性增资行为,减少企业的资源浪费,从而促进企业的可持续发展。

二、文献与研究方法

目前,对于恶性增资行为方面的研究,主要集中在恶性增资行为动因、判断标准及分析模型三个方面。

关于恶性增资行为的动因,主要有自辩理论(Festinger, 1957; Kiesler, 1971)、前景理论(Whyte, 1986)与代理理论(Jensen and Meckling, 1976; Eisenhardt, 1989)三种解释。Staw(1976)首次提出决策责任是导致企业恶性增资的主要原因,即当投资者对失败项目应承担相应责任时,其会选择恶性增资。Bazerman(1984)发现,高度负责条件下的个人与团体会表现出比低度负责条件下的个人与团体具有更强的恶性增资倾向。Arkes与Blumer(1985)发现在对待沉没成本时,不负责任的管理者也会存在恶性增资的显著倾向。李明芬(2007),唐洋、刘志远(2008, 2011)的研究结论表明决策责任与企业恶性增资行为显著相关。孟猛(2007)的研究结果表明:当企业决策者同时具备继续投资的愿望和财力时才会导致恶性增资行为的发生,且前一个条件是对决策者的行为倾向产生重大影响,后一个条件是行为过程中会受到资金的约束,即只有当投资者的主观意愿以及财力都具备时,恶性增资行为才能

发生,否则即便决策者具备继续投资的主观意愿也不会发生恶性增资行为。而Leatherwood与Conlon(1988)的研究表明,决策责任对恶性增资并无显著的影响。

恶性增资被界定为决策陷阱的分界点,应在投资决策中予以避免。但是国外研究却认为,在面对不成功项目的沉没成本时,约有75%的投资者后续决策会选择恶性增资(Conlon Parks, 1987)。目前对于恶性增资行为临界点的界定一存在争议,如毕马威将超过成本预算30%以上的项目划分为失控工程,从而判断企业存在恶性增资行为。也有学者将项目成本超过预算100%时才界定为失控工程,从而判断企业存在恶性增资行为。Mark Keil, Joan Mann和Arun Rai(2000)通过问卷调查计算,将成本超支均值在156%以上、工期均值超过133%的项目确定为恶性增资项目,从而判断企业存在恶性增资行为。

对于恶性增资行为模型的研究,学者们常常借鉴财务风险预警模型来对恶性增资行为进行预测,如采用单因素判定模型、Z-score模型与概率模型等。但这些模型在预测企业恶性增资行为时并未得到有力的证据支持。因此,本文采用逻辑回归法来构建企业恶性增资行为的判别模型,并采用样本数据来检验模型的准确性,从而为企业恶性增资判断模型提供有力的数据支持,增强恶性增资行为判别模型的解释力。

三、研究假设与模型的建立

无论是自辩理论、前景理论还是代理理论,其在解释恶性增资行为动因时,都包括决策责任和财力两个因素,前者是导致企业恶性增资行为产生的主要原因,而后者则是导致企业恶性增资行为产生的约束条件。

对于决策责任的承担,国有企业与民营企业存在着显著的差异:前者受政府干预的程度较大,后者受政府干预的程度较小。政府的行政干预会导致国有企业产生过

度投资行为(古志辉、李竑,2011),而过度投资行为增加了国有企业恶性增资行为的概率。政府还通过增加银行贷款、应付票据以及外商直接投资来降低企业面临的融资约束(陈德球、李思飞、王丛,2011)。因此,国有企业更加容易得到政府的支持,在同等条件下,其现金持有量要大于民营企业,从而增加了国有企业发生恶性增资行为的概率。据此,本文提出以下研究假设:

H1:政府控制的企业相对于民营控制的企业,更容易发生恶性增资行为。

作为恶性增资行为的约束条件,本文选择第一大股东持股比例、现金持有量、公司规模、总资产周转率、资产负债率、销售收入增长率、扣除非经常性损益后的加权平均净资产收益率增长率作为衡量的主要指标。Jensen指出,公司的自由现金流越多,管理层滥用资金的可能性就越大,越容易出现过度投资的问题。国外学者进行大量的实证研究支持了Jensen的理论(Vogt,1994;Harford,1999;Richardson,2006)。Jensen和Meckling(1976)指出,在负债较大的筹资结构下,管理层具有强烈的动机去从事那些尽管成功机会甚微但一旦成功获利颇丰的投资。伍利娜、陆正飞(2011)研究发现,资产负债率与过度投资行为呈正相关关系。公司规模是公司治理常用的控制变量,总资产周转率越大,企业资金周转的速度越快,越能提高企业资产使用效率与效益。营业收入增长率表示与上年相比,主营业务收入的增减变动情况,是企业本年主营业务收入总额同上年主营业务收入总额差值的比率,主营业务收入增长率是评价企业成长状况和发展能力的重要指标,企业成长得越快,获得的资金及利润越多,从而产生过度投资行为。过度投资行为增加了企业恶性增资行为发生的概率。因此,本文提出以下研究假设:

H2:现金持有量与企业恶性增资行为显著正相关。

H3:资产负债率与企业恶性增资行为显著正相关。

H4:总资产周转率与企业恶性增资行为显著正相关。

H5:主营业务收入增长率与企业恶性增资行为显著正相关。

企业是否发生恶性增资行为(用P表示)只有发生或者未发生两种结果。企业发生恶性增资行为时则P为0,企业未发生恶性增资行为时则P为1。因此,P成了一个0-1模型,于是,可以构建以下回归模型:

$$\text{LN}[P/(1-P)] = \beta_0 + \beta_1 \text{Firstp} + \beta_2 \text{Cash} + \beta_3 \text{Debar} + \beta_4 \text{Tatr} + \beta_5 \text{Irbv} + \mu$$

式中: $\beta_0 \sim \beta_5$ 为系数; μ 为常数项;Firstp为第一大股东的持股比例;Cash为现金持有量;Debar为资产负债率;Tatr为总资产周转率;Irbv为销售收入增长率。

四、样本的选择与数据来源

本文采用毕马威划分失控工程的临界点30%为标准来选择样本,即超过时间或成本预算30%以上的项目为失

控工程。需要说明的是,此处提到的项目是指在所选取的沪深两市A股上市公司所公布的年度财务报告中的“在建工程”科目,且这些项目需满足两个条件:①披露项目的预算金额;②披露项目的实际投入金额。

本文选取了60家上市公司的相关财务指标,其数据来自新浪财经,文中采用SPSS Statistics17.0对所整理的数据进行实证分析,观察其中哪些指标会对结果具有显著性影响,从而对本文所提出的假设进行验证。

通过筛选,发现沪深两市有31家公司存在工程失控现象。在建立恶性增资行为判别模型的基础上,本文的目标有二:一是分析各因素对企业恶性增资行为的影响程度;二是检验恶性增资判别模型的准确性。

根据临界点30%的标准,我们舍弃成本超支均值156%与工期均值超过133%的标准,并以成本超支为唯一划分标准,从而将存在失控工程项目的公司划分为两组:第一组为成本超支率为30%~100%;第二组为成本超支率为100%以上。相应的,第一组为非恶性增资行为组,第二组为恶性增资行为组。按照以上标准筛选,第一组样本包括29家公司,第二组样本包括31家公司。

本文以财务会计和非财务会计信息为基础进行样本指标的选取,其中财务指标占据了主要地位。从样本公司财务报告所披露出来的信息来看,对于恶性增资的判别,具有代表性的及较实用指标有:项目超出预算金额比例大小、公司规模、总资产等。

由于指标的多样性,且不同性质公司的指标区别较大,而很多上市公司并不存在项目超支比例这一指标,导致此指标难以判别,因此我们先选择以下指标进行检验:第一大股东持股比例、现金持有量、公司规模、资产负债率、总资产周转率、每股收益、销售收入增长率、扣除非经常性损益后的加权平均净资产收益率增长率。

上述指标为本文回归模型的主要变量。现说明如下:第一大股东持股比例主要是看民营企业与国有控股企业在恶性增资上的区别,即民营企业是否更容易发生恶性增资行为。现金持有量是看公司在持有大量现金的情况下,是否会加大恶性增资的概率。总资产周转率集中反映企业总资产的营运能力,若企业总资产周转率高则说明企业经营成果较好;反之,则企业经营成果较差。每股收益是指企业持有其他公司股票和买卖股票所获得的报酬率,其市价盈利越高时获得的资金越多,恶性增资的几率就越大。资产负债率用来衡量企业负债水平和风险程度,适宜的标准是40%~60%,经营风险低的企业应适用比较高的资产负债率。销售收入增长率是企业发展的指标,是企业未来发展的风向标,指数高,表明其能更快地增长,市场前景较好。净资产收益率通常用来衡量公司的盈利能力,盈利能力越强,投资的现金流会相对来说比较多,恶性增资发生的几率也会较大。

五、实证研究过程及结果

1. 描述性统计。变量的描述性统计见表1,单样本K-S检验结果如表2所示:

	N	均值	标准差	极小值	极大值
第一股东持股比例	60	36.271 7	15.972 43	7.45	75.84
现金持有量	60	4.81E9	1.241E10	3 060 074	6 7763 233 000
总资产	60	3.53E10	8.675E10	164 571 149	5.E11
公司规模	60	2.254 533E1	1.8 095 878E0	1.891 885E1	2.69 739 305E1
总资产周转率	59	0.726 805 1	0.683 6215 5	0.076 10	4.316 30
投资活动产生的现金流量净额	59	-1.371 162 2E9	4.067 869 8E9	-2.356 74E10	7.438 54E8
资产负债率	60	50.974 108	21.331 858 1	7.689 7	85.481 6
每股收益	60	0.344 6	.557 81	-0.64	2.10
销售收入增长率	60	6.850 8	27.757 51	-57.44	121.92
扣除非经常性损益后的加权平均净资产收益率增长率	54	3.204 370	55.432 522 2	-33.130 0	398.870 0
组别(1代表正常)	60	1.50	.504	1	2

由于原假设是无显著差异,若拒绝原假设,则sig值应较小,且小于置信水平,设定显著性水平 $\alpha=0.25$,则 $P > 0.25$ 时,即自变量在两种不同结果项目中出现的概率没有显著性差异,即该指标对项目是否会发生恶性增资没有显著性影响。当 $P < 0.25$ 时,则应拒绝原假设,即该指标对恶性增资的发生有显著影响。我们将此处具有显著性影响的指标筛选出来进行共线性判断与回归分析。

从回归结果看,第一股东持股比例的sig值为0.511,比显著值明显偏大,从样本数据统计的结果看,选取的60个样本中政府控制的34家企业发生恶性增资的为19家,恶性增资发生概率为55.89%;民营企业样本的26家企业中发生恶性增资行为的为12家,恶性增资的发生概率为46.15%。相对而言,民营企业发生恶性增资的概率比政府控制的企业稍微大一点,假设1没有得到支持。

从回归结果还可以看出,资产负债率的显著性也不强,即资产负债率的变化并不大。这可能是由于,经营管理者决策责任感有了一定的增强,对那些尽管成功机会甚微但一旦成功获利颇丰的投资已经没有原来那么强烈的动机,假设3没有得到支持。

至此,将对筛选后的现金持有量、总资产周转率、投资活动产生的现金净流量、每股收益、销售收入增长率、扣除非经营性损益后的加权平均净资产收益率增长率七个指标做进一步分析。

2. 多重共线性的判断分析。我们在构建逻辑回归模型前需对得到的指标进行是否存在多重共线性的判断,若多个自变量之间存在高度的相关性,会导致参数估计精确度降低,会因自变量没有显著影响而删除有显著影响的自变量。直观判定法、方差因子膨胀法、特征根判定法是三种常用的多重共线性的判别方法。

方差膨胀因子指标为 $VIF(\beta_j^2)=1/1-R_j^2$,在方差膨胀因子判别法中如果辅助回归方程的判断系数 R_j^2 等于0,其方差膨胀因子为1,则变量之间不存在多重共线性;若其方差膨胀因子比1大,则该变量与其他解释变量就具有一定程度的相关性,说明其存在多重共线性。通常情况下,若VIF大于5,说明解释变量之间存在很严重的多重共线性。

在本文中采用的是特征根条件数判别法,特征根条件数法来自于矩阵,在矩阵中行列式的值等于特征根的连乘积,即当矩阵至少有一个特征根为0时,说明行列式的值等于0。而在矩阵中若X的列向量存在多重共线性,则矩阵的行列式的值为0。记矩阵 $X'X$ 的最大特征根为 λ_m ,我们称 $ki = \sqrt{\lambda_m / \lambda_i}$ $i=0, 1, 2, \dots, P$ 为特征值的条件数,因为矩阵特征根的离散程度可以用条件数来作为判断标准,所以我们用条件数来衡量变量之间是否存在多

表2 单样本Kolmogorov-Smirnov检验

	第一股东持股比例	现金持有量	总资产	公司规模	总资产周转率	投资活动产生的现金流量净额	资产负债率	每股收益	销售收入增长率	扣除非经常性损益后的加权平均净资产收益率增长率	
N	60	60	60	60	59	59	60	60	60	54	
正态参数 a,b	均值	36.271 7	4.81E9	3.53E10	2.25453E1	0.726 805 1	-1.371 1E9	50.974 10	0.344 6	6.850 8	3.204 370
	标准差	15.972 43	1.241E1	8.675E1	1.8095E0	0.683 621 5	4.067 86E9	21.331 85	0.557 81	27.757 1	55.432 522 2
最极端差别	绝对值	0.106	0.349	.353	0.112	0.243	0.353	0.074	0.151	0.143	0.448
	正	0.106	0.345	0.353	0.112	0.243	0.312	0.074	0.151	0.143	0.448
	负	-0.066	-0.349	-0.343	-0.071	-0.172	-0.353	-0.070	-0.093	-0.117	-0.311
Kolmogorov-Smirnov Z	0.821	2.707	2.738	0.870	1.869	2.711	0.571	1.169	1.111	3.295	
渐近显著性(双侧)	0.511	0.000	0.000	0.435	0.002	0.000	0.900	0.130	0.170	0.000	

注:a. 检验分布为正态分布。b. 根据数据计算得到。

重共线性, 以及其共线性的严重程度。通常, $0 < k < 10$, 说明变量之间不存在共线性; 当 $10 \leq K < 100$ 时, 认为变量之间存在较强的共线性; 当 $K \geq 100$ 时, 则认为存在严重的共线性。表 3 反映了上述七个指标进行检测后的结果:

表 3 共线性诊断^a

模型	维数	特征值	条件索引	方差比例							
				(常量)	现金持有量	总资产	总资产周转率	投资活动产生的现金流量净额	每股收益	销售收入增长率	扣除非经常性损益后的加权平均净资产收益率增长率
1	1	3.049	1.000	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.02	0.02	0.00
	2	1.546	1.404	0.00	0.02	0.07	0.01	0.07	0.06	0.02	0.07
	3	1.159	1.622	0.00	0.00	0.01	0.02	0.04	0.03	0.11	0.36
	4	0.816	1.933	0.00	0.45	0.00	0.00	0.10	0.00	0.28	0.00
	5	0.686	2.108	0.07	0.27	0.00	0.03	0.01	0.00	0.46	0.08
	6	0.350	2.950	0.04	0.03	0.01	0.08	0.02	0.81	0.02	0.47
	7	0.236	3.597	0.00	0.17	0.82	0.03	0.75	0.05	0.00	0.01
	8	0.158	4.394	0.86	0.03	0.06	0.80	0.00	0.03	0.09	0.01

注: a 表示因变量, 即恶性增资超支项目数。

从表 3 可以看出, $0 < k < 10$, 这说明自变量之间不存在共线性。

3. 回归分析。将上述七个变量做回归分析后, 模型中最后剩余变量的统计检验数据如表 4 所示。同前面所提到的一样, sig 值较小比较好, 此处的 sig 值代表 wald 统计量检验的显著性概率, sig 值较小, 则此变量越显著; 反之, 如果 SIG 值较大, 则变化不显著, 应予消除。

表 4 方程中的变量

	B	SO.E.	Wals	df	Sig0.	Exp(B)
现金持有量	2.303E-10	0.000	2.344	1	0.126	1.000
总资产	0.000	0.000	1.125	1	0.289	1.000
总资产周转率	-1.389	0.813	2.922	1	0.087	0.249
投资活动产生的现金流量净额	0.000	0.000	0.346	1	0.556	1.000
每股收益	0.055	0.628	0.008	1	0.931	1.056
销售收入增长率	0.000	0.013	0.005	1	0.945	0.999
扣除非经常性损益后的加权平均净资产收益率增长率	-0.011	0.017	0.376	1	0.540	0.989
常量	0.465	0.593	0.614	1	0.433	1.592

注: a 表示在步骤 1 中输入的变量, 包括: 现金持有量、总资产、总资产周转率、投资活动产生的现金流量净额、每股收益、销售收入增长率、扣除非经常性损益后的加权平均净资产收益率增长率。

从回归结果来看, 现金持有量、总资产周转率的显著性水平分别在 15% 以下, 说明假设 H2、H4 得到了支持。而在销售收入增长率的回归分析结果中, sig 值远远高出显著性水平, 也就是说此项指标对于企业恶性增资的发生没有影响, 即假设 H5 没有得到验证。这可能是更多的企业对于销售收入增长额都倾向于购置固定资产或者

生产线等此类生产设备投资, 用来提升企业的生产效率, 而不是用于一些存在不确定性的项目投资。

六、研究结论

通过单样本 K-S 检验和共线性诊断, 现金持有量、总资产周转率两个自变量都是显著的, 即假设 2 和假设 4 得到支持。将计算出来的自变量系数值代入前述公式, 得到最终资本预算项目恶性增资判别模型:

$$LN(P/1-p) = -1.389Tatr + 2.303E-10Cash$$

$$P = \exp(-1.389Tatr + 2.303E-10Cash) / (1 + \exp(-1.389Tatr + 2.303E-10Cash))$$

式中: Tatr 为总资产周转率; Cash 为现金持有量。

模型的预测概率分割点: 本文根据 Morrison 比例机会判断模型来计算分割点, $C = \alpha^2 + (1 - \alpha)^2$ 。其中, α 为样本数据中属于

恶性增资项目的比例, $(1 - \alpha)$ 即为样本数据中不属于恶性增资项目的比例。本文的样本数据中属于恶性增资项目的比例为 50%, 经计算得 $C = 0.5$ 。因此, 本文判断模型的概率界限为 0.5, 即如果通过模型计算出的项目发生恶性增资的概率大于 0.5 即判断恶性增资发生; 反之, 则没有。

在对模型进行回归检验时, 我们随机抽取恶性增资企业中的 20 家进行检验, 发现正确率为 100%, 抽取非恶性增资企业的 23 家进行检验, 发现正确率为 98%。可见, 该模型的拟合程度比较高。

但在面对一些概率接近 0.5 的企业时, 此界点就相对而言比较模糊, 判断的准确率不高。这是由于本文中样本实验数据较少, 故不能完全反映企业的财务状况。

主要参考文献

刘超. 企业恶性增资: 委托代理视角及中国的实证[J]. 河北大学学报(哲学社会科学版), 2004(3).

刘志远, 刘超. 基于实验研究的恶性增资行为解释: 自辩理论还是前景理论?[J]. 中国会计评论, 2004(2).

孟猛. 我国转轨时期恶性增资形成机理研究[D]. 天津: 南开大学, 2007.

唐洋, 刘志远. 决策责任、原生性认知、资本预算项目恶性增资——基于模拟实验的证据[J]. 南开管理评论, 2008(1).

杨小锋, 赵兴楣. 委托代理视角下的国有企业绩效评价问题[J]. 审计月刊, 2010(5).

张功富. 企业的自由现金流量全部用于过度投资了吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 经济与管理研究, 2007(6).

唐雪松, 周晓苏, 马如静. 上市公司过度投资行为及其制约机制的行为研究[J]. 会计研究, 2007(7).