

管理者过度自信与信用融资效应的实证研究^{*}

黄莲琴 傅元略 屈耀辉

[摘要]本文从行为公司金融视角出发,以沪深两市 2002~2007 年期间 A 股上市公司为样本,考察了过度自信管理者在利用供应商提供的信用融资后经营负债杠杆对公司创值能力与成长性的影响。研究结果发现,随着管理者过度自信程度的增强,公司的经营负债杠杆效应显著降低,即管理者过度自信公司运用信用融资发挥经营负债杠杆的创值效应与成长效应均显著低于一般管理者公司。

关键词: 管理者过度自信 信用融资 经营负债杠杆效应

JFL 分类号: C30 G31 G34

一、引言

近年来,不少公司注重营运资本的管理,控制存货、应收账款与预付账款的增长速度,善于运用供应商提供的信用融资,实施 OPM 战略,将占用在存货和应收账款上的资金及其资本成本转嫁给供应商,达到了“零营运资本”的境界,从而有效地降低资本占用,增强了公司自身的财务弹性和创值能力。例如,苏宁电器是典型的信用融资的实践者,从其经营期间来看(见表 1),不仅实现了“零营运资本”,而且维持负营运资本经营,苏宁的净营运资本从 2004 年的 -0.79 亿元增至 2007 年的 -50.44 亿元,无偿占用供应商的资金平均达 20 天,表明公司善于利用供应商赋予的商业信用政策,产生了大量的沉淀资金,占用在存货和应收账款上的资金完全由供应商的应付账款来解决,大大降低了资本的占用,节省了利息支出^①;虽然苏宁的资产负债率平均高达 65.79%,但流动负债占总负债的比率平均达到 99.96%,即利用规模优势与经营效率,通过延迟支付给供应商的应付款项,使用较多的流动负债,几乎回避了融资成本高、财务约束较强的有息负债融资,相应地降低了资本成本。正是苏宁对信用融资的有效运用,发挥经营负债的杠杆效应,增加了经营活动产生的现金流量(资产获现率平均为 8.15%),从而增强了公司的财务弹性;同时公司的营业收入增长率与净利润增长率逐年上升,净资产收益率从 2004 年的 22.01% 上升到 2007 年的 31.55%,显示了较强的成长性和盈利能力,为公司创值能力和竞争力的提升奠定了基础。

公司运用信用融资成功的关键之一是充分发挥经营负债的杠杆效应。因为企业在运作过程中会产生两种性质完全不同的负债:一种是企业在日常的生产经营活动中与供应商、客户、员工、政府等交易而产生的负债,如应付账款、应付票据、预收账款、应付工资、应交税费等,这是一种经营负债;另一种是企业为了日常生产经营活动的顺利进行以及扩大生产规模而举借的资金,如短期借款、长期债券、长期借款等,这是一种金融负债。这两种负债的来源机理不同决定了它们特质的差异性;但是目前的研究文献更多关注于债务水平、债务期限对公司盈利能力与成长性的影响,并通常以“总负债/总资产”来衡量债务水平,或以“长期负债/总负债”来度量债务期限;较少将企业的

* 黄莲琴,福州大学管理学院副教授,硕士生导师,管理学博士;傅元略,厦门大学会计系教授,博士生导师,经济学博士;屈耀辉,男,南京审计学院内部审计发展研究中心副教授,经济学博士,会计学博士后。本研究得到下面基金项目资助:国家自然科学基金项目(70872096);福建省教育厅社会科学研究项目(JZ10054S);福建省社会科学规划项目(2008B2028);南京审计学院校级一般课题(NSK2009/B13)。

① 根据苏宁 2007 年的净营运资本额 -50.44 亿元,如果按 2007 年 3 月 18 日公布的 6 个月至一年的贷款利率 6.39% 来测算,苏宁一年就可节约 3.22 亿元的利息支出,约占 2007 年净利润的 21.16%。

表 1 苏宁电器与国美电器的信用融资效应

| 项目 | 苏宁电器 | | | | 国美电器 | | | |
|-------------|-------|-------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|
| | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 |
| 净营运资本(百万元) | -79 | -544 | -1501 | -5044 | - | -2830 | -7620 | -7820 |
| 现金周转期(天) | -2 | -12 | -20 | -46 | - | -75 | -88 | -51 |
| 资产负债率(%) | 57.81 | 71.39 | 63.71 | 70.25 | 73.19 | 80.02 | 75.25 | 65.17 |
| 流动负债/总负债(%) | 100 | 100 | 99.92 | 99.94 | 100 | 100 | 93.85 | 83.21 |
| 资产获现率(%) | 5.89 | 3.45 | 1.70 | 21.54 | 11.57 | 5.58 | -0.60 | 8.58 |
| 营业收入增长率(%) | 50.94 | 74.99 | 56.42 | 61.08 | - | 84.84 | 37.70 | 71.77 |
| 净利润增长率(%) | 80.79 | 95.58 | 102.89 | 101.52 | - | 33.86 | 21.28 | 23.89 |
| 总资产收益率(%) | 9.28 | 8.61 | 8.54 | 9.39 | 11.35 | 8.30 | 4.45 | 3.91 |
| 净资产收益率(%) | 22.01 | 30.09 | 23.53 | 31.55 | 42.35 | 41.53 | 17.99 | 11.24 |

注:净营运资本=存货+应收账款-应付账款,其中,应收、应付账款中包括应收、应付给供应商的票据;现金周转期=存货周转期+应收账款周转期-应付账款周转期;资产获现率=经营性现金净流量/总资产。

负债分为经营负债与金融负债来考察对公司创值能力与成长性的影响而显得研究不够深入。此外,忽略了两种负债的杠杆效应也可能是不同的事实。研究显示,这两种负债的作用存在差异,如Nissim and Penman(2001)通过对ROE的分解,发现ROE的大小既与金融负债有关,也与经营负债有关;并发现两种形式负债的作用机理是不同的。Nissim and Penman(2003)研究发现,对于提升公司的盈利水平而言,经营负债杠杆效应大于金融负债杠杆效应;在总杠杆一定的情况下,拥有更多经营负债杠杆的公司将具有更高的成长性;但他们没有研究对公司创值能力的影响。

企业运用信用融资(经营负债杠杆)能产生如此积极效应,原因之一是企业凭借其规模经济优势对上游供应商拥有价格的话语权;Hackbarth(2008)认为公司的财务决策权掌握在管理者手中,管理者的特性显然影响公司的财务政策。因此,有必要从管理者行为视角研究企业利用信用融资后的创值能力与成长性问题。鉴于目前的研究秉承管理者理性假设的标准范式,认为管理者是理性的决策者,管理者的行为主观遵循贝叶斯学习法则和期望效用最大化原则,忽视了管理者在决策过程中会受到心理、情绪、信念与偏好的影响而出现系统性的认知偏差等非理性行为,尤其忽视了拥有资源控制权的管理者在不确定性决策判断时更易产生过度自信的行为偏差,可能还无法对公司实施信用融资效应做出全面的阐释。因此,本文拟以2002~2007年A股上市公司为样本观测值,从行为公司金融视角,考察过度自信管理者在运用信用融资中经营负债杠杆的创值效应和成长效应。

二、理论分析与研究假说

(一)经营负债杠杆的作用机理

传统财务分析体系的局限性之一是没有区分经营活动和金融活动。根据金融经济学家的观点,金融活动是净费用支出,不创造价值;而经营活动利用投资的资产来生产运营以实现投资预期的价值。Fletham and Ohlson(1995)认为公司金融活动相对而言存在于完备市场,其会计计量将是账面价值趋近市价,但这在经营活动中不成立,认为其会计计量一般是历史成本,使得账面价值低于市价,因而金融资产只获得平均利润,而经营资产则是创造价值的源泉。因此,从创造价值的理念出发,应该将公司的运作分为经营活动与金融活动;相应地,公司的资产分为经营资产与金融资

产,负债也分为经营负债与金融负债,净资产则由净经营资产和净金融负债构成,净利润包括了经营活动和金融活动的损益^①。依据 Nissim 和 Penman(2001)对净资产收益率(*ROE*)和净经营资产回报率(*RNOA*)的分解,则:

$$\begin{aligned} ROE &= RNOA + \frac{NFO}{BV} (ROOA - c) = ROOA + \frac{OL}{NOA} (ROOA - k) + \frac{NFO}{BV} (ROOA - c) \\ &= ROOA + Olev (ROOA - k) + Flev (RNOA - c) \end{aligned} \quad (1)$$

由(1)式可知,*ROE* 的高低取决于企业的经营资产综合回报率(*ROOA*)、经营负债杠杆(*Olev*)和金融负债杠杆(*Flev*)的大小。其中,*ROOA* 等于(经营收益+经营负债隐含利息)/经营资产;*Olev* 表示经营负债杠杆,等于经营负债(*OL*)/净经营资产(*NOA*),反映了净经营资产在多大程度上由经营负债构成;*k* 表示经营负债的隐含利率,等于经营负债的隐含利息/经营负债;*(ROOA - k)* 为经营负债杠杆差异率;*Flev* 表示金融负债杠杆,等于净金融负债(*NFO*)/净资产(*BV*),反映了净经营资产在多大程度上是由净金融负债或普通股权益融资形成的;*RNOA* 表示净经营资产回报率,等于经营收益/净经营资产;*c* 表示净借款成本,等于净财务费用/净金融负债;*(RNOA - c)* 为经营差异率,是将金融债务引入资本结构产生的增量(或减量)经济影响。

Ohlson(1995)基于股利贴现模型与净盈余关系,构建了剩余收益估价模型:

$$P_t = BV_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E(NI_{t+i} - rBV_{t+i-1})}{(1+r)^i} \quad (2)$$

其中:*P_t* 表示公司 *t* 时刻的权益价值,*BV* 表示净资产账面价值,*NI* 表示公司的净利润,*r* 表示贴现率或权益资本成本,*E(.)* 为期望值。而 *NI_{t+i} - rBV_{t+i-1}* 就是剩余收益(Residual Income,*RI*),是该估价模型的主要输入变量,其公式的进一步推导如下:

$$RI_t = NI_t - rBV_{t-1} = BV_{t-1} \left(\frac{NI_t}{BV_{t-1}} - r \right) = BV_{t-1} (ROE_t - r) \quad (3)$$

从公式(3)可以得出,剩余收益(*RI*)是指超过预期“正常”盈余的净收益,是从会计收益中扣除权益资本成本后的余额;而经济学中用来描述企业创造价值能力的一个概念是经济利润,它要求从企业收入中扣除所有投入生产要素(包括所有者投入的资本)的成本。因此,剩余收益符合经济利润的概念要求(谢诗芬和彭玉龙,2004),它是一个预示企业创值能力的指标,其值越大,说明企业创造的价值越多,创值能力越强。

由式(3)可知,剩余收益(*RI*)取决于 *ROE*、*BV* 与权益资本成本 *r*。对 *RI* 而言,由于 *BV* 是个前定的变量以及 *r* 是个常数,因此,*RI* 的大小取决于 *ROE*。而从(1)式可知,*ROE* 的高低与经营负债杠杆(*Olev*)、金融负债杠杆(*Flev*)的大小有关,即两种负债杠杆比率的高低综合影响创值能力的大小。

将(3)式代入(2)式,并将公式两边同除以 *BV_t*,得到市净率(*P/B*)的计算公式:

$$P/B = \frac{P_t}{BV_t} = 1 + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E(ROE_{t+i} - r)BV_{t+i-1}}{(1+r)^i BV_t} = 1 + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E(RI_{t+i})}{(1+r)^i BV_t} \quad (4)$$

P/B 是预示公司未来成长性的指标(宋剑峰,2000)。由(4)式可知,除了对所有的公司都一样的外在因素 *r* 外,*P/B* 的大小受到 *RI* 和 *BV* 的影响。显然,如前所述,*RI* 的大小与经营负债杠杆和金融负债杠杆有关,即两种负债杠杆的变化,意味着公司经营状况发生了变化,从而影响公司的未来成长。

可见,净资产收益率(*ROE*)的分解产生经营负债杠杆与金融负债杠杆,Ohlson 的剩余收益估

^① 净资产 *BV*=资产-负债=(经营资产+金融资产)-(经营负债+金融负债)=(经营资产-经营负债)-(金融负债-金融资产)=净经营资产(*NOA*)-净金融负债(*NFO*);净利润 *NI*=经营收益(*OI*)-净财务费用(*NFE*)。

价模型衍生了度量公司创值能力和成长性的指标,而 *ROE* 又是剩余收益估价模型的关键因素。因此,经营负债杠杆和金融负债杠杆的大小综合影响公司的创值能力与成长性。

(二)研究假说

公司运用供应商提供的信用融资是一种普遍现象(Petersen and Rajan, 1997; Love et al., 2007; Burkart and Ellingsen, 2004; Fisman and Love, 2003),这实质上也是一种经营竞争策略;因为从竞争程度看,企业进行交易的产品市场比资本市场少点竞争性,Brennan、Maksimovic and Zezhner(1988)主张产品市场的低竞争性使供应商产生了差异定价的动机;在厂商垄断市场交易信用视为一种战略手段,因为有的企业拥有垄断势力,是价格的决定者,可以从供应商、客户处获取价值,即企业不可能从资本市场债权人那里赚取收益,而是从交易债权人处赚取,从而为企业创造更多的价值。例如,国美电器和苏宁电器作为我国家电零售连锁业的标志性企业,凭借其大卖场的规模和连锁经营优势,增强了与供应商之间的议价能力,形成零售终端倒逼上游供应商的局面,使家电制造厂商逐渐丧失了产品定价的话语权,国美和苏宁在家电零售连锁业中基本形成了两个垄断寡头,在“渠道为王”的商业模式中,实施信用融资,利用别人的钱经营自己的事业,企业得以生存并持续发展壮大。

研究表明,在不确定性情况下,人们的判断和决策往往受到心理因素影响而产生认知偏差。公司管理者进行决策时面临的环境更为复杂以及未来项目高度的未知性,这种行为模式的非理性偏差可能更为明显。而心理学上最稳健的发现是人们在决策判断过程中存在过度自信的倾向(De bondt and Thaler, 1996),即人们往往过于相信自己的知识和判断能力,高估自己所拥有信息的准确性和成功的概率;这种心理倾向是人类最为显著的心理特征之一。Camerer and Lovallo(1999)和 Moore and Kim(2003)研究表明,这种过度自信倾向在拥有公司控制权的管理者中表现更为突出。中国传统文化中秉承的君臣之道和组织中“一把手”的绝对权威为企业的高层管理者产生自信心理埋下伏笔;现代企业虽说是三权分立,但所有者对管理者行为的制约有限,治理结构尚未完善,真正有效的外部监督机制尚未形成,掌握公司控制权的管理者极易产生过度自信心理;近年来,民营经济飞速发展,造就了不少成功的企业家,多年的经营成功和财富人生往往助长了他们的自信心理,高估自身的经营管理能力和抗风险能力,忽视潜在的风险。管理者过度自信的显著特征之一,是高估项目决策成功的概率,低估项目现金流的风险而导致公司价值的高估。因此,过度自信管理者认为市场低估公司股价,外部融资特别是权益融资代价过高,他们将遵循融资优序理论,当需要外部融资时,倾向于先选择债务融资后股权融资(Heaton, 2002; Malmendier, Tate and Yan, 2007, 黄莲琴等, 2010)。因此,从外源融资的资本成本来看,过度自信管理者将通过延期支付从交易的对方获得更多“无成本”的经营负债。

Malmendier and Tate(2005a, 2005b, 2008)、郝颖等(2005)、吴超鹏等(2008)和史永东等(2010)研究认为,过度自信管理者比一般管理者会从事更多的投资,实施更多的并购活动。因此,他们可能会不断利用供应商提供的经营负债用于规模扩张,并实施多元化战略。如果以 Doukas and Petmezas(2007)、吴超鹏等(2008)的并购次数来判断管理者是否过度自信^①,则国美电器的管理者存在过度自信的非理性行为,因为国美电器为了打败其竞争对手苏宁以抢占更大的市场份额,近年来进行了一轮又一轮的“圈地运动”,成功收购了上海永乐、北京大中、山东三联等,又加入房地产业、证券等领域,不断进行外延式扩张,国美在全国控制的销售网点不断增多,渠道规模迅速膨胀。从国美运用信用融资情况看(见表 1),其净营运资本最多达到-78.2 亿元,现金周转期最长为-88 天,显示了占用供应商资金的规模逐年增加,占用时间越来越长,表明国美与供应商之间的讨

^① Doukas 和 Petmezas(2007)将 3 年内进行五次或五次以上并购活动的管理者视为过度自信;吴超鹏等(2008)则以“首次并购成功与否”来度量管理者是否过度自信。

价议价能力不断增强;净营运资本为负,说明企业可能将流动负债投资于长期资产中,加大了财务风险。姜付秀等(2009)研究认为,过度自信管理者将从事更为激进的内外扩张方式,加大了企业陷入财务困境的可能性;从表 4 可知,国美电器的资产获现率波动性较大,2006 年甚至出现负数,表明公司的财务弹性较差,一旦出现所有供应商债权人向企业追款,资金链可能断裂而招致灭顶之灾。Doukas and Petmezas(2007)、吴超鹏等(2008)等研究发现,多次并购的成功易使管理者产生过度自信,从而在以后的并购中高估协同收益并支付过高的并购溢价,最终导致连续并购的财富依次下降。就国美的成长性而言,营业收入增长率与净利润增长率呈起伏式下降趋势;从业绩表现看,资产收益率与净资产收益率均呈逐年下降趋势,导致公司创值能力降低。鉴此,本文提出如下假说:

假说 1:过度自信管理者运用信用融资发挥经营负债杠杆效应不如一般管理者;即随着管理者过度自信程度的增强,信用融资效应降低。

假说 1a:管理者过度自信下经营负债杠杆的创值效应不如一般管理者。

假说 1b:管理者过度自信下经营负债杠杆的成长效应不如一般管理者。

三、研究设计

(一)模型构建

为了验证本文假说,构建以下模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Con_{it} + \beta_2 Olev_{it} + \beta_3 (Con * Olev)_{it} + \beta_4 Flev_{it} + \sum \gamma Var^{control}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, Y_{it} 表示 i 公司 t 期的创值能力或成长性; $Olev_{it}$ 表示 i 公司 t 期的经营负债杠杆; Con_{it} 表示 i 公司 t 期管理者过度自信; $(Con * Olev)_{it}$ 表示 i 公司 t 期的管理者过度自信和经营负债杠杆的交乘项; $Flev_{it}$ 表示 i 公司 t 期的金融负债杠杆; $Var^{control}_{it}$ 表示控制变量, ε_{it} 表示随机误差项; β 、 γ 分别表示变量的系数,其中, β_2 代表一般管理者的公司创值能力或成长性与经营负债杠杆之间的敏感系数; $(\beta_2 + \beta_3)$ 代表过度自信管理者的公司创值能力或成长性与经营负债杠杆之间的敏感系数;如果假说 1 成立,意味着过度自信管理者与一般管理者在敏感性方面的差异 β_3 是负值。

(二)变量设定

1. 管理者过度自信指标的构建

目前度量管理者过度自信的指标主要有五种:①根据管理者的具体行为来判断,如以管理者的股票期权或股票持有量(Malmendier and Tate, 2005a, 2008)、管理者盈余预测(Lin, Hu and Chen, 2005, 2008; 姜付秀等, 2009)、并购次数(Doukas and Petmezas, 2007; 吴超鹏等, 2008)等度量管理者是否过度自信;②根据管理者的身份来判断(Barros and Silveira, 2007);③根据外界的评价来判断(Malmendier and Tate, 2005b);④以消费者情绪指数或企业景气指数来度量(Oliver, 2005; 余明桂等, 2006);⑤以管理层薪酬差异来度量(Hayward and Hambrick, 1997; 姜付秀等, 2009)。鉴于我国的相关制度背景与上市公司实际情况,本文借鉴 Lin et al.(2008)的思路,采用上市公司盈余预告来设计管理者过度自信的度量指标。

从 2002 年开始,我国沪深交易所要求上市公司在第三季度报告中对公司全年经营业绩进行预告^①,上市公司的盈余预告才具有事前预测的功能,体现了管理者对该年公司业绩是否充满信心。因此,本文以 2002~2007 期间 A 股上市公司在第 3 季报中披露盈余预告的公司为样本选择的

^① 2002 年 9 月 28 日,沪深证券交易所发布了《关于做好上市公司 2002 年第 3 季度报告工作的通知》,规定:公司预测 2002 年全年经营成果可能亏损或者与上年相比发生大幅度变动(一般指净利润或扣除非经常性损益后的净利润与上年同期相同指标相比上升或下降 50% 或 50% 以上),应在第 3 季报中进行预告。

表 2 上市公司盈余预告与过度自信样本分布

| 年份 | 盈余预告样本(1) | 定量描述样本 | | 乐观预期样本 | | 本文研究观测值(6) | 其中:过度自信样本(7)=(3)+(5) |
|------|-----------|--------|--------------------|--------|----------------|------------|----------------------|
| | | 样本数(2) | 其中:预计比实际多 50%以上(3) | 样本数(4) | 其中:乐观预期变脸样本(5) | | |
| 2002 | 458 | 210 | 34 | | | 300 | 46 |
| 2003 | 436 | 214 | 13 | 259 | 13 | 318 | 26 |
| 2004 | 555 | 358 | 42 | 330 | 18 | 458 | 60 |
| 2005 | 549 | 393 | 48 | 242 | 20 | 440 | 68 |
| 2006 | 559 | 430 | 57 | 402 | 42 | 500 | 99 |
| 2007 | 793 | 657 | 96 | 640 | 69 | 755 | 165 |
| 合计 | 3350 | 2262 | 290 | 2081 | 174 | 2771 | 464 |

对象(数据取自聚源数据库与 Wind 数据库)。首先,剔除金融类公司和 ST 公司,获得了 3350 个盈余预告样本,如表 2 所示。其次,从两个方面设计过度自信指标,一是根据盈余预告的数据性质,选取定量描述样本,共计 2262 个观测值。Hribar 和 Yang(2007)发现过度自信增加了管理者在自愿披露盈余预测方面的乐观偏差,导致过于乐观的盈余预测,可见,过度自信管理者更可能提供向上偏误的预测。因此,本文将管理者的盈余预测与实际盈余之间的差额定义为预测误差(Forecast error, FE)。如果 FE 是正(负),说明管理者高估(低估)了公司业绩;如果 $FE \geq 50\%$ 以上,则把该公司的管理者视为过度自信,共有 290 个样本被定义为过度自信。二是参照余明桂等(2006)的方法,根据盈余预告的类型,选择乐观预期样本,共计 2081 个观测值,如果乐观预测在事后变脸,即预告的业绩与实际业绩不一致,则将该公司管理者视为过度自信,共有 174 个观测值被划分为过度自信。这样,综合两组样本形成了最初的研究样本 2771 个,其中过度自信样本为 464 个,占样本总数的 16.74%。以 Con 度量管理者过度自信的指标,当样本被定义为过度自信时,Con 取值为 1,否则取值为 0。

2. 经营负债杠杆与金融负债杠杆的度量

本文采用两组指标度量经营负债杠杆与金融负债杠杆。第一组是根据公式(1)来设定,即经营负债杠杆($Olev1$)=经营负债/净经营资产、金融负债杠杆($Flev1$)=净金融负债/净资产;第二组是将两种负债除以总资产来表征,即经营负债杠杆($Olev2$)=经营负债/总资产、金融负债杠杆($Flev2$)=金融负债/总资产;其中,金融负债=短期借款+一年内到期的长期负债+长期债务;经营负债=总负债-金融负债;金融资产=现金+短期投资+长期债权投资;经营资产=总资产-金融资产。

3. 信用融资效应指标的界定

根据前文的分析,本文以公司的创值能力($Value^{creation}$)与成长性($Growth$)来衡量公司信用融资的效应。创值能力($Value^{creation}$)以剩余收益估价模型中的剩余收益来度量,即股权剩余收益率,等于(年末净利润-权益资本成本×年初净资产)/年末净资产,其中,权益资本成本的度量利用盈余价格比来替代(Elliott, 1980; 肖珉和沈世峰, 2008)^①;成长性($Growth$)以市净率来表示,等于年末收盘价/每股净资产。

4. 控制变量

为了控制其它变量的影响,更好地反映管理者过度自信下经营负债杠杆对公司创值能力与成长性的影响,根据相关研究文献以及本文的研究特点,此处选择了 8 个控制变量:盈利能力、公司

^① Elliott(1980)用盈余价格比估算权益资本成本,认为该方法简单且完全可观测;肖珉和沈世峰(2008)也使用盈余价格比为权益资本成本的替代变量,认为结果是稳健的。

规模、股利支付、公司声誉、实际控制人类型、股权集中度、董事会规模、市场风险。其中,盈利能力(ROA)等于净利润/总资产;公司规模(LnS)用主营业务收入的自然对数来表征;股利支付(DPS)为每股现金股利;公司声誉(Age)用截止当年末公司股票的上市年限来表征;而实际控制人类型($Control$)设置哑变量,如果是国有控股,则 $Control$ 取 1,否则取 0;股权集中度($CR1$)为第一大股东持股比例;董事会规模($Bsize$)为董事会总人数;市场风险($Risk$)则用公司的 Beta 系数来度量。同时设置行业和年度哑变量(D^{ind} 、 D^{year}),以分别控制行业差异与宏观经济等时间序列因素的影响。

(三) 样本与数据来源

为保证数据的有效性,消除异常样本对研究的影响,对上文的初选样本进行处理,首先,剔除所有者权益和净经营资产为负数的公司;其次,剔除数据缺失与异常的上市公司,最后获得 2674 个观测值,其中,过度自信样本为 443 个,占样本总数的 16.57%。样本各年的分布情况为:2002 年 292 家,2003 年 310 家,2004 年 441 家,2005 年 423 家,2006 年 484 家,2007 年 724 家。样本公司 的财务数据、公司治理数据取自 CSMAR、CCER 数据库。

四、过度自信者的信用融资效应分析

表 3 主要变量的描述性统计

| 统计特征 | 均值 | 中位数 | 最大值 | 最小值 | 标准差 | 观察值 |
|--------------------|--------|--------|--------|--------|-------|------|
| $Value_{creation}$ | 0.064 | 0.044 | 9.142 | -1.822 | 0.241 | 2674 |
| $Growth$ | 4.020 | 2.959 | 85.623 | 0.637 | 4.307 | 2674 |
| Con | 0.166 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.372 | 2674 |
| $Olev1$ | 0.589 | 0.325 | 42.330 | -0.193 | 1.709 | 2674 |
| $Flev1$ | 0.398 | 0.243 | 12.908 | -1.265 | 0.860 | 2674 |
| $Olev2$ | 0.228 | 0.203 | 0.944 | -0.187 | 0.136 | 2674 |
| $Flev2$ | 0.257 | 0.252 | 0.779 | 0.000 | 0.157 | 2674 |
| ROA | 0.036 | 0.030 | 2.311 | -0.817 | 0.085 | 2674 |
| LnS | 20.632 | 20.598 | 27.104 | 0.000 | 1.413 | 2674 |
| $Control$ | 0.650 | 1.000 | 1.000 | 0.000 | 0.477 | 2674 |
| $Risk$ | 0.974 | 0.979 | 4.380 | -0.773 | 0.250 | 2674 |

(一) 描述性统计分析

表 3 列示了主要研究变量的描述性统计结果。由表 3 可知, $Value_{creation}$ 的中位数为 4.4%, 均值 6.4%, 说明我国上市公司的平均创值能力不高,且各公司间的创值能力存在很大的差异; $Growth$ 的中位数为 2.959, 均值 4.02, 即每股市价平均是每股净资产的 4 倍,显示了我国上市公司的经营状况稳定扎实,资产增值快,发展前景受到广大投资者的认同。从其最大值、最小值及标准差来看,各个公司间成长能力的差异远大于创值能力的差异。就经营负债杠杆和金融负债杠杆而言,第一组度量指标中 $Olev1$ 均值(0.589)明显大于 $Flev1$ 的均值(0.398),而第二组度量指标中 $Olev2$ 的均值略小于 $Flev2$ 的均值。控制变量中 ROA 的均值为 3.6%,意味着上市公司的盈利能力不高,是公司创值能力较弱的原因之一; LnS 的均值为 20.63,并显示了各公司规模存在一定的差异。

(二) 回归结果分析

1. 管理者过度自信下经营负债杠杆的创值效应分析

表 4 中的模型(1)、(2)报告了管理者过度自信下利用信用融资时,经营负债杠杆与公司创值能力关系的 OLS 回归估计结果。由 F test 的结果可知,模型(1)、(2)回归结果是显著有效的;DW

表 4 管理者过度自信与信用融资效应的回归结果

| Variable | Value ^{creation} | | | | Growth | | | |
|--------------------|---------------------------|--------|---------------------|--------|---------------------|--------|---------------------|--------|
| | 模型(1) | | 模型(2) | | 模型(3) | | 模型(4) | |
| | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 |
| Intercept | 0.156 ^a | 2.728 | 0.157 ^a | 2.703 | 21.263 ^a | 8.769 | 20.439 ^a | 8.122 |
| Con | 0.020 ^b | 2.009 | 0.040 ^b | 2.095 | 0.857 ^b | 1.998 | 1.439 ^c | 1.735 |
| Olev1 | 0.037 ^a | 14.860 | | | 1.780 ^a | 16.723 | | |
| Con*Olev1 | -0.038 ^a | -8.202 | | | -1.372 ^a | -7.001 | | |
| Olev2 | | | 0.402 ^a | 12.096 | | | 18.065 ^a | 12.552 |
| Con*Olev2 | | | -0.179 ^b | -2.498 | | | -5.731 ^c | -1.844 |
| Flev1 | 0.038 ^a | 8.449 | | | 2.254 ^a | 11.882 | | |
| Flev2 | | | 0.152 ^a | 5.846 | | | 4.930 ^a | 4.386 |
| ROA | 1.772 ^a | 39.996 | 1.783 ^a | 38.987 | 23.007 ^a | 12.208 | 21.963 ^a | 11.094 |
| LnS | -0.013 ^a | -4.630 | -0.018 ^a | -6.118 | -1.006 ^a | -8.364 | -1.165 ^a | -9.009 |
| DPS | -0.027 | -0.965 | -0.022 | -0.790 | -2.539 ^b | -2.168 | -2.837 ^b | -2.333 |
| Age | 0.004 ^a | 3.769 | 0.003 ^a | 3.026 | 0.200 ^a | 4.606 | 0.188 ^a | 4.180 |
| Control | -0.009 | -1.108 | -0.008 | -0.906 | -1.402 ^a | -3.928 | -1.366 ^a | -3.687 |
| CR1 | 0.021 | 0.873 | 0.017 | 0.673 | 0.985 | 0.953 | 0.521 | 0.486 |
| Bsize | 0.000 | 0.191 | 0.000 | 0.153 | 0.013 | 0.173 | 0.016 | 0.212 |
| Risk | 0.028 ^c | 1.926 | 0.035 ^b | 2.355 | -0.230 | -0.375 | 0.260 | 0.407 |
| D ^{ind} | 控制 | | 控制 | | 控制 | | 控制 | |
| D ^{year} | 控制 | | 控制 | | 控制 | | 控制 | |
| Adj-R ² | 0.421 | | 0.398 | | 0.183 | | 0.120 | |
| F test | 85.465 ^a | | 77.761 ^a | | 26.955 ^a | | 16.793 ^a | |
| DW test | 2.013 | | 2.001 | | 1.905 | | 1.912 | |
| 样本数 | 2674 | | 2674 | | 2674 | | 2674 | |

注:上标 a、b、c 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

test 检验值均在 2 左右,说明模型不存在序列自相关问题;从 Adj-R² 的值来看显示两个模型的拟合效果很好。

从模型(1)可知,经营负债杠杆(Olev1)的系数显著为正(0.037),说明在其它因素不变的情况下,一般管理者公司运用经营负债融资有利于提升公司的创值能力。管理者过度自信(Con)对公司创值能力具有显著的正面效应,但管理者过度自信与经营负债杠杆的交乘项(Con*Olev1)的系数显著为负(-0.038),即过度自信管理者与一般管理者在公司创值能力与经营负债杠杆之间的敏感系数相差-0.038,意味着在不考虑其它因素情况下,经营负债杠杆比率每增加一个单位,管理者过度自信公司创值能力的提升比一般管理者公司低 0.038 个单位,说明管理者过度自信程度的加强可能有利于公司创值能力的提升,但是,一旦使用经营负债融资,并随着经营负债杠杆比例的增加,公司创值能力反而下降,印证了假说 1a。从模型(2)来看,Olev2 的系数为正且高度显著,但 Con*Olev2 的系数显著为负(-0.179),同样说明在不考虑其它因素情况下,过度自信管理者运用经营负债杠杆对公司创值能力的提升显著低于一般管理者公司,进一步为假说 1a 提供了经验证据。

就控制变量而言,金融负债杠杆(Flev)的系数为正,说明金融负债杠杆对公司的创值能力具有高度显著的正面效应;盈利能力(ROA)显著为正,显然,公司的创值能力随着盈利能力的提升而增强;公司规模(LnS)显著为负,源于创值能力是用剩余收益/年末净资产(即单位净资产剩余收

益)来表示,公司规模显著为负意味着,与小公司相比,大公司的单位净资产创值能力相对较差,这可能因为尽管总量上大公司的剩余收益较高,但因其规模相对较大,单位净资产的创值能力可能就不如规模小的公司;公司声誉(*Age*)对公司创值能力具有显著的正面影响,意味着公司上市年限越久,具有较高的信誉和名声,对创值能力的提高具有促进作用;市场风险(*Risk*)对公司创值能力有低度显著的正面影响,这意味着适当的市场风险有助于促进公司提升管理水平,从而提高公司的创值能力。

2. 管理者过度自信下经营负债杠杆的成长效应分析

表4中的模型(3)、(4)报告了管理者过度自信下经营负债杠杆与公司成长性关系的OLS估计结果。由检验结果可知,两个模型的拟合效果较好,不存在序列自相关问题,且回归结果是显著有效的。从模型(3)可知,经营负债杠杆(*Olev1*)的系数显著为正(1.780),说明在其它因素不变的情况下,一般管理者公司的经营负债杠杆对公司成长性具有正面效应。管理者过度自信(*Con*)对公司成长具有显著的正面影响,但管理者过度自信与经营负债杠杆的交乘项(*Con***Olev1*)的系数显著为负(-1.372),显示了过度自信管理者与一般管理者在公司成长性与经营负债杠杆之间的敏感系数相差-1.372,意味着在不考虑其它因素情况下,经营负债杠杆比率每增加一个单位,管理者过度自信公司成长性的提升比一般管理者公司低1.372单位;说明管理者过度自信程度的增强可能有利于公司成长性的提升,但是,随着经营负债杠杆比例的增加,公司成长性的提升就如一般管理者的公司,印证了假说1b。从模型(4)看,*Olev2*的系数为正且显著,但*Con***Olev2*的系数显著为负(-5.731),同样也说明了过度自信管理者运用经营负债融资对公司成长性的提升显著低于一般管理者的公司,进一步为假说1b提供了经验证据。就控制变量来说,金融负债杠杆对公司的成长性具有高度显著的正面效应;公司规模与成长能力有显著的反向关系,意味着规模越大,公司成长的空间越有限;股利支付越多,越不利于公司的成长,说明随着现金股利支付的增加,公司成长所需要的内部现金流减少,需要靠外部融资而影响公司成长;公司声誉越好,越有利于公司成长;实际控制人类型对公司成长性具有显著的负面影响,从公司治理角度来看,当上市公司的实际控制人为国有控股时,国有股存在产权虚置,无法充分发挥股东的监督约束机制,造成管理者的内部人控制与道德风险,不利于公司的成长。

从以上结果可知,由于过度自信管理者高估收益,低估风险,利用更多的信用融资进行经营、或投资与并购等扩张过程中,可能只重视“量”的增加,忽视了“质”的提高,导致资源无法合理协调和配置而提高了经营成本,使得其在发挥经营负债杠杆的创值效应与成长效应方面显著低于一般管理者,从而验证了本文的研究假说。

(三)稳健性检验

本文进行以下三个方面的稳健性检验,以验证以上实证结果的可靠性。首先,替换管理者过度自信的表征指标。Paredes(2004)认为CEO过度自信的根源在于CEO过高的薪酬和对CEO过分的服从;Hayward和Hambrick(1997)认为自大的管理者会高估自身对公司的作用,而显著高于其他管理者的薪酬是实现其地位重要性的证明,并以管理层薪酬差异作为管理者自大的度量指标。因此,我们用“薪酬最高的前几名高管薪酬之和/所有高管的薪酬之和”来表征(姜付秀等,2009),并按中位数进行分组,该变量大于中位数取1,其余取0,并重复前面的检验过程,回归结果均显示*Con***Olev*的系数的方向性与显著性与前文分析的完全一致,显示了上文结论的稳健可靠。其次,对管理者过度自信指标滞后一期。由于存在自我归因偏差,人们无法通过不断的理性学习过程来修正自己的信念,以致形成动态的过度自信。Doukas和Petmezias(2007)证实了自我归因偏差是管理者过度自信的一个函数。因此管理者前期过度自信的认知偏差可能影响管理者下一期的心理与行为,从而影响下一期公司的财务决策。因此,本文将管理者过度自信指标滞后一期对研究假

说进行重新检验,这样也可以解决变量的内生性问题。回归结果显示 Con^*Olev 的系数均显著为负,验证了上文结论的稳健性。第三,替换因变量的表征指标。对于创值能力指标,将其计算公式:“创值能力=(年末净利润-权益资本成本×年初净资产)/年末净资产”中的权益资本成本按 CAPM 模型估算,即权益资本成本=无风险报酬率+ β ×市场风险溢价,其中,无风险报酬率采用 1 年期银行定期存款利率,2002 年至 2007 年分别为 2.025%、1.98%、2.025%、2.25%、2.34% 和 3.15%,市场风险溢价设定为 4%(李青原等,2007);对于成长性指标,考虑到成长性体现于公司的经营管理与发展趋势,本文从公司盈利能力、资产营运与发展潜力等方面选取了净资产收益率、净经营资产周转率、市净率、主营业务收入增长率与净资产增长率等五个指标来衡量公司的成长性(吴世农等,1999),并对五个指标进行主成分分析,求得度量成长性的合成指标。重复前面的检验过程,四个模型回归结果均显示, Con^*Olev 的系数显著为负,这意味着上文的分析及结论是稳健可靠的(参见附录)。

五、结论与启示

过度自信管理者实施信用融资效应如何?学者们还未对此进行实证研究。本文以沪深两市 2002~2007 年期间在第 3 季报中披露盈余预告的 A 股上市公司为样本观测值,考察了过度自信管理者在运用商业信用融资、实施 OPM 战略过程中经营负债杠杆对公司创值能力与成长性的影响。研究结果表明,过度自信管理者在利用信用融资过程中经营负债杠杆对公司创值能力与成长性产生显著的影响,但是,随着管理者过度自信程度的增强,运用信用融资发挥经营负债杠杆效应降低,即管理者过度自信公司发挥经营负债杠杆的创值效应与成长效应均显著低于一般管理者公司。

运用信用融资、实施 OPM 战略是近年来不少国内外公司奉行的财务激进策略,本质上是一种创新的盈利模式,即利用别人的钱经营自己的事业,降低了公司资本占用和资本成本,增强了财务弹性,取得了骄人的业绩,提高了公司的创值能力和成长性。高业绩与经营成功的经历不免使公司管理者产生心理或行为偏差,如过度自信的心理,他们往往低估风险,或忽视对企业风险的控制;但高收益与高风险相伴而生,管理者应克服过度自信的认知偏差,时刻关注经营负债融资存在资金链断裂的风险,注重与上游供应商的联盟合作,才能充分发挥经营负债的正面效应,真正实现信用融资效应。

参考文献

- 郝颖、刘星、林朝南(2005):《我国上市公司高管人员过度自信与投资决策的实证研究》,《中国管理科学》,第 5 期。
- 黄莲琴、傅元略(2010):《管理者过度自信与公司融资策略的选择》,《福州大学学报》(哲社版),第 4 期。
- 姜付秀、张敏、陆正飞、陈才东(2009):《管理者过度自信、企业扩张与财务困境》,《经济研究》,第 1 期。
- 李青原、陈晓、王永海(2007):《产品市场竞争、资产专用性与资本结构》,《金融研究》,第 4 期。
- 史永东、朱广印(2010):《管理者过度自信与企业并购行为的实证研究》,《金融评论》,第 2 期。
- 宋剑峰(2000):《净资产倍率、市盈率与公司的成长性》,《经济研究》,第 8 期。
- 吴超鹏、吴世农、郑方镳(2008):《管理者行为与连续并购绩效的理论与实证研究》,《管理世界》,第 7 期。
- 吴世农、李常青、余玮(1999):《我国上市公司成长性的判定分析和实证研究》,《南开管理评论》,第 4 期。
- 谢诗芬、彭玉龙(2004):《EVA 与剩余收益估价:联系与思考》,《财经论丛》,第 7 期。
- 肖珉、沈艺峰(2008):《跨地上市公司具有较低的权益资本成本吗》,《金融研究》,第 10 期。
- 余明桂、夏新平、邹振松(2006):《管理者过度自信与企业激进负债行为》,《管理世界》,第 8 期。
- Barros, L. and A. Silveira(2007):“Overconfidence, Managerial Optimism and the Determinants of Capital Structure”, SSRN Working Paper.
- Brennan, M., V. Maksimovic and J. Zeznner (1988): “Vendor Financing”, *Journal of Finance*, 43, 1127–1141.

- Burkart, M. and T. Ellingsen (2004): "In-Kind Finance: A Theory of Trade Credit", *American Economic Review*, 94, 569 - 589.
- Camerer, D. and C. Lovallo (1999): "Overconfidence and Excess Entry: an Experimental Approach", *American Economic Review*, 89, 306-318.
- De Bondt, W. and R. Thaler (1996): "Financial Decision-Making in Markets and Firms: A Behavioral Perspective", In *Handbook in Operations Research and Management Science*, 9, North Holland.
- Doukas, J. and D. Petmezias (2007): "Acquisitions, Overconfident Managers and Self-attribution Bias", *European Financial Management*, 13, 531-577.
- Elliott, J. (1980): "The Cost of Capital and U.S. Capital Investment: a Test of Alternative Concepts", *Journal of Finance*, 35, 981-999.
- Feltham, G. and J. Ohlson (1995): "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities", *Contemporary Accounting Research*, 11, 689-731.
- Fisman, R. and I. Love (2003): "Trade Credit, Financial Intermediary Development, and Industry Growth", *Journal of Finance*, 58, 353-374.
- Hackbarth, D.(2008):"Managerial Traits and Capital Structure Decisions", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43, 843-882.
- Hayward, M. and D. Hambrick (1997): "Explaining the Premiums Paid for Large Acquisitions: Evidence of CEO Hubris", *Administrative Science Quarterly*, 42, 103-127.
- Heaton, J. (2002): "Managerial Optimism and Corporate Finance", *Financial Management*, 31, 33-45.
- Hribar, P. and H. Yang (2007): "Does CEO Overconfidence Affect Management Forecasting and Subsequent Earnings Management", SSRN Working Paper.
- Love, I., L. Preve and V. Sarria-Allende (2007): "Trade Credit and Bank Credit: Evidence from Recent Financial Crises", *Journal of Financial Economics*, 83, 453-469.
- Lin, Y., S. Hu and M. Chen (2005): "Managerial Optimism and Corporate Investment: Some Empirical Evidence from Taiwan", *Pacific-Basin Finance Journal*, 13, 523-546.
- Lin, Y., S. Hu and M. Chen (2008): "Testing Pecking Order Prediction from the Viewpoint of Managerial Optimism", *Pacific-Basin Finance Journal*, 16, 160-181.
- Malmendier, U. and G. Tate (2005a): "CEO Overconfidence and Corporate Investment", *Journal of Finance*, 60, 2661-2700.
- Malmendier, U. and G. Tate(2005b):"Does Overconfidence Affect Corporate Investment? CEO Overconfidence Measures Revisited", *European Financial Management*, 11, 649-659.
- Malmendier, U. and G. Tate (2008): "Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and the Market's Reaction", *Journal of Financial Economics*, 89, 20-43.
- Malmendier, U., G. Tate and J. Yan (2007): "Corporate Financial Policies with Overconfident Managers", SSRN Working Paper.
- Moore, D and T. Kim (2003): "Myopic Social Prediction and the Solo Comparison Effect", *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 1121-1135.
- Nissim, D. and S. Penman(2001):"Ratio Analysis and Equity Valuation: From Research to Practice", *Review of Accounting Studies*, 6, 109-154.
- Nissim, D. and S. Penman (2003): "Financial Statement Analysis of Leverage and How It Informs About Profitability and Price-to-Book Ratios", *Review of Accounting Studies*, 8, 531-560.
- Ohlson, J. (1995): "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation", *Contemporary Accounting Research*, 11, 661-687.
- Oliver, B. (2005): "The Impact of Management Confidence on Capital Structure", SSRN Working Paper.
- Petersen, M. and R. Rajan(2007): "Trade Credit: Theories and Evidence", *Review of Financial Studies*, 10, 661-691.
- Paredes, T.(2004): "Too Much Pay, Too Much Deference: Is CEO Overconfidence the Product of Corporate Governance", SSRN Working Paper.

(责任编辑:罗 漾)

附录:稳健性检验结果

表 1 稳健性检验——替换管理者过度自信表征指标的回归结果

| Variable | Value ^{creation} | | | | Growth | | | |
|--------------------|---------------------------|---------|---------------------|--------|---------------------|---------|----------------------|--------|
| | 模型(1) | | 模型(2) | | 模型(3) | | 模型(4) | |
| | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 |
| Intercept | 0.121 ^b | 2.147 | 0.137 ^b | 2.292 | 19.842 ^a | 8.420 | 19.260 ^a | 7.478 |
| Con | 0.032 ^a | 4.224 | 0.060 ^a | 4.129 | 1.350 ^a | 4.296 | 3.355 ^a | 5.413 |
| Olev1 | 0.084 ^a | 21.585 | | | 4.034 ^a | 24.854 | | |
| Con*Olev1 | -0.079 ^a | -17.406 | | | -3.630 ^a | -19.179 | | |
| Olev2 | | | 0.541 ^a | 12.769 | | | 26.785 ^a | 14.680 |
| Con*Olev2 | | | -0.316 ^a | -5.834 | | | -17.935 ^a | -7.697 |
| Flev1 | 0.036 ^a | 8.236 | | | 2.169 ^a | 11.975 | | |
| Flev2 | | | 0.147 ^a | 5.620 | | | 4.674 ^a | 4.145 |
| ROA | 1.765 ^a | 41.433 | 1.789 ^a | 39.250 | 22.585 ^a | 12.653 | 22.044 ^a | 11.236 |
| LnS | -0.012 ^a | -4.375 | -0.018 ^a | -5.941 | -0.967 ^a | -8.375 | -1.149 ^a | -8.848 |
| DPS | -0.048 ^c | -1.799 | -0.027 | -0.959 | -3.614 ^a | -3.230 | -3.181 ^a | -2.617 |
| Age | 0.003 ^a | 3.462 | 0.003 ^a | 3.155 | 0.183 ^a | 4.432 | 0.197 ^a | 4.382 |
| Control | -0.005 | -0.616 | -0.005 | -0.611 | -1.228 ^a | -3.602 | -1.246 ^a | -3.362 |
| CR1 | 0.012 | 0.520 | 0.011 | 0.448 | 0.598 | 0.605 | 0.252 | 0.234 |
| Bsize | -0.001 | -0.341 | -0.001 | -0.481 | -0.028 | -0.401 | -0.044 | -0.571 |
| Risk | 0.027 ^c | 1.920 | 0.033 ^b | 2.267 | -0.278 | -0.473 | 0.156 | 0.243 |
| D ^{ind} | 控制 | | 控制 | | 控制 | | 控制 | |
| D ^{year} | 控制 | | 控制 | | 控制 | | 控制 | |
| Adj-R ² | 0.468 | | 0.404 | | 0.272 | | 0.140 | |
| F test | 101.957 ^a | | 78.856 ^a | | 43.795 ^a | | 19.699 ^a | |
| DW test | 2.031 | | 2.025 | | 1.921 | | 1.933 | |
| 样本数 | 2638 | | 2638 | | 2638 | | 2638 | |

注:上标 a、b、c 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。下同。

表2 稳健性检验——管理者过度自信指标滞后一期的回归结果

| Variable | Value ^{creation} | | | | Growth | | | |
|--------------------|---------------------------|--------|---------------------|--------|----------------------|--------|---------------------|--------|
| | 模型(1) | | 模型(2) | | 模型(3) | | 模型(4) | |
| | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 |
| Intercept | -0.073 ^b | -2.550 | -0.079 ^a | -2.809 | -0.656 ^a | -7.919 | -0.970 ^a | -4.596 |
| Con | 0.001 | 0.142 | 0.029 ^b | 2.569 | 0.056 ^b | 2.537 | 0.098 | 1.181 |
| Olev1 | 0.010 ^a | 7.000 | | | 0.295 ^a | 70.790 | | |
| Con*Olev1 | -0.019 ^c | -1.666 | | | -0.160 ^a | -4.814 | | |
| Olev2 | | | 0.146 ^a | 8.705 | | | 0.878 ^a | 6.969 |
| Con*Olev2 | | | -0.159 ^a | -3.846 | | | -0.594 ^c | -1.917 |
| Flev1 | 0.012 ^a | 4.130 | | | 0.023 ^a | 2.648 | | |
| Flev2 | | | 0.081 ^a | 5.982 | | | -0.089 | -0.877 |
| ROA | 1.187 ^a | 35.976 | 1.234 ^a | 37.174 | 1.783 ^a | 18.858 | 1.759 ^a | 7.104 |
| LnS | 0.006 ^a | 3.896 | 0.003 ^a | 2.287 | 0.024 ^a | 5.704 | 0.047 ^a | 4.310 |
| DPS | 0.029 ^b | 2.479 | 0.028 ^a | 2.450 | -0.1372 ^a | -4.118 | -0.121 | -1.428 |
| Age | 0.000 | 0.731 | 0.000 | 0.067 | -0.001 | -0.415 | -0.009 ^b | -2.216 |
| Control | -0.004 | -0.915 | -0.003 | -0.658 | -0.037 ^a | -2.804 | -0.063 ^c | -1.844 |
| CR1 | 0.011 | 0.850 | 0.008 | 0.594 | 0.005 | 0.121 | -0.053 | -0.545 |
| Bsize | -0.002 ^b | -2.008 | -0.002 ^b | -2.230 | -0.003 | -1.198 | -0.010 | -1.382 |
| Risk | -0.002 | -0.305 | 0.003 | 0.406 | -0.042 ^c | -1.860 | 0.000 | 0.008 |
| D ^{ind} | 控制 | | 控制 | | 控制 | | 控制 | |
| D ^{year} | 控制 | | 控制 | | 控制 | | 控制 | |
| Adj-R ² | 0.684 | | 0.694 | | 0.879 | | 0.202 | |
| F test | 83.812 ^a | | 87.602 ^a | | 273.279 ^a | | 10.518 ^a | |
| DW test | 1.861 | | 1.890 | | 2.066 | | 2.040 | |
| 样本数 | 881 | | 881 | | 881 | | 881 | |

表 3 稳健性检验——替换因变量表征指标的回归结果

| Variable | <i>Value</i> ^{creation} | | | | <i>Growth</i> | | | |
|--------------------------|----------------------------------|--------|----------------------|--------|---------------------|---------|---------------------|--------|
| | 模型(1) | | 模型(2) | | 模型(3) | | 模型(4) | |
| | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 |
| <i>Intercept</i> | 0.016 | 0.270 | 0.018 | 0.285 | -0.560 ^a | -4.540 | -0.591 ^a | -4.018 |
| <i>Con</i> | -0.008 | -0.710 | 0.025 | 1.210 | 0.028 | 1.260 | 0.079 | 1.633 |
| <i>Olev1</i> | 0.038 ^a | 14.489 | | | 0.201 ^a | 36.545 | | |
| <i>Con*Olev1</i> | -0.042 ^a | -8.498 | | | -0.105 ^a | -10.596 | | |
| <i>Olev2</i> | | | 0.390 ^a | 11.051 | | | 1.261 ^a | 14.926 |
| <i>Con*Olev2</i> | | | -0.243 ^a | -3.190 | | | -0.452 ^b | -2.485 |
| <i>Flev1</i> | 0.033 ^a | 7.072 | | | 0.038 ^a | 3.891 | | |
| <i>Flev2</i> | | | 0.142 ^a | 5.162 | | | -0.029 | -0.444 |
| <i>ROA</i> | 2.215 ^a | 47.166 | 2.228 ^a | 45.927 | 1.772 ^a | 18.621 | 1.800 ^a | 15.658 |
| <i>LnS</i> | -0.006b | -2.148 | -0.011 ^a | -3.543 | 0.018 ^a | 3.010 | 0.014 ^c | 1.823 |
| <i>DPS</i> | 0.023 | 0.780 | 0.029 | 0.980 | -0.099 ^c | -1.669 | -0.070 | -0.990 |
| <i>Age</i> | 0.003 ^a | 2.752 | 0.002b | 2.028 | 0.003 | 1.333 | -0.000 | -0.024 |
| <i>Control</i> | -0.014 | -1.586 | -0.013 | -1.389 | -0.084 ^a | -4.591 | -0.084 ^a | -3.845 |
| <i>CR1</i> | 0.028 | 1.088 | 0.024 | 0.926 | 0.069 | 1.305 | 0.036 | 0.576 |
| <i>Bsize</i> | 0.001 | 0.785 | 0.001 | 0.710 | -0.001 | -0.375 | -0.003 | -0.607 |
| <i>Risk</i> | -0.032 ^b | -2.117 | -0.027 ^c | -1.710 | -0.030 | -0.947 | -0.000 | -0.005 |
| <i>D^{ind}</i> | 控制 | | 控制 | | 控制 | | 控制 | |
| <i>D^{year}</i> | 控制 | | 控制 | | 控制 | | 控制 | |
| <i>Adj-R²</i> | 0.501 | | 0.481 | | 0.438 | | 0.201 | |
| <i>F test</i> | 117.898 ^a | | 108.675 ^a | | 88.787 ^a | | 29.334 ^a | |
| <i>DW test</i> | 2.011 | | 2.003 | | 2.009 | | 2.010 | |
| 样本数 | 2674 | | 2674 | | 2594 | | 2594 | |