

上市公司债务融资综合效应分析

——来自西南四省市53家公司的经验证据

李洋 周沁馨

(四川师范大学商学院 成都 610101 暨南大学管理学院 广州 510632)

【摘要】 本文以我国西南四省市53家上市公司为样本,基于税盾效应与财务杠杆效应的关联性,运用主成分分析法构建了债务融资效应的综合指标,并运用回归分析法检验了综合指标与上述两种效应之间的相关关系及显著性水平。研究结果显示:无论上市公司盈利的能力是强是弱,提高资产负债率均能在一定程度上增强债务融资综合效应;盈利能力强的公司由于税盾效应与财务杠杆正效应同时存在,应该适度扩大负债比例;盈利能力弱的公司由于税盾效应大于财务杠杆负效应的影响力,同样可以谨慎增加负债,但要防止将来财务杠杆负效应增大而出现的不确定性。

【关键词】 债务融资 税盾效应 财务杠杆效应 综合效应

一、文献回顾

在动荡的国际金融背景下,企业债务融资凭借其税盾效应、财务杠杆效应等优势,成为资本结构决策的焦点。

Modigliani和Miller(1963)通过MM定理Ⅱ首次引出税盾效应,即在考虑企业所得税的情况下,企业价值随着负债比例的增大而上升。近年来,债务融资效应的实证研究已经取得较为丰硕的成果。比如,税盾效应方面,Groh等(2009)指出债务税盾与折旧税盾共同导致企业价值的增长,他通过选取相关参数,设计了税盾效应影响程度的评价方法。贺伊琦(2010)通过构建证券市场供需双方均衡模型,论证了税盾效应对现金流量和企业价值的影响,以此指导资本结构决策。

对于财务杠杆效应,杨照江(2009)以我国上市公司2003~2006年的数据为样本,研究债务融资与现金流量之间的关系,结果显示负债程度越高,财务杠杆效应的敏感性越强。Kim Hiang Liow(2010)以2000~2006年的房地产上市公司为样本,对企业价值的决定因素进行实证分析,证明利用财务杠杆正效应会增强企业的成长能力与盈利能力。

目前大部分文献局限于债务融资某一方面效应的研究,忽略了不同效应的内在联系,而更为新颖的观点则转向了债务融资综合效应。Maurizio等(2009)指出债务融资呈现出多样化的效应,且各种效应之间具有不同的关联性,建议后续研究应着重分析债务融资的综合效应。本文采纳Maurizio的观点,以税盾效应与财务杠杆效应的关联性为视角,探究我国上市公司债务融资综合效应的运行现状及影响因素。

二、理论分析与研究假设

1. 理论分析。 债务融资的税盾效应,是指企业通过资本结构中负债比例的选择而对企业价值产生的影响。债务利息作为财务费用在税前利润中扣除,能够抵减所得税,为企业带来债务税盾,进而增加现金流入,提升企业价值,且负债比例越高,债务利息越多,抵税作用越明显,企业价值也就越大。荣

树新(2008)认为,税盾效应的发挥必须以利息保障倍数大于1为前提。若息税前利润足以弥补债务利息,即利息保障倍数大于1时,企业应缴纳所得税就能产生税盾效应;若息税前利润不足以弥补债务利息即利息保障倍数小于1时,负债不但无法利用税盾效应,反而会使企业陷入更深的财务困境。

债务融资的财务杠杆效应,是指债务利息在税前对利润的影响,即息税前利润的变动能够使每股利润产生更大幅度的变动。在资本结构一定的条件下,企业需要支付的债务利息是相对固定的,当息税前利润增长时,每一元息税前利润所负担的债务利息会相对减少、每股利润相对增长,即产生财务杠杆正效应;反之,会出现财务杠杆负效应。

周沁馨、李洋(2010)认为,财务杠杆正效应必须以总资产收益率大于债务利息率为前提。若总资产收益率大于债务利息率,企业适度增加负债就能提高净资产收益率,产生财务杠杆正效应;若总资产收益率小于债务利息率,企业盲目增加负债就会降低净资产收益率,产生财务杠杆负效应。

由上述分析可见,债务利息具有两个基本特征:一是税前抵扣,产生税盾效应;二是固定额度,产生财务杠杆效应。税盾效应是债务融资的根本性效应,而财务杠杆效应则是债务融资的延续性效应。可以说,税盾效应是财务杠杆效应的根源,财务杠杆效应是税盾效应的延伸,二者是一个系统的整体,是债务融资综合效应最直接的表现。

2. 研究假设。 企业盈利能力较强,总资产收益率大于债务利息率,息税前利润扣除利息费用后需要缴纳所得税。如果企业提高负债比例,一方面能够抵减更多税负,增大税盾效应;另一方面能够进一步提高净资产收益率,增大财务杠杆正效应,会使债务融资综合效应增强。因此,本文提出如下假设:

H1: 总资产收益率大于债务利息率的企业,提高负债比例会同时增大税盾效应与财务杠杆正效应,债务融资综合效应随着资产负债率的上升而增强。

企业盈利能力较弱,总资产收益率小于债务利息率,只要息税前利润足以弥补债务利息,税前利润大于零,仍需缴纳所得税。如果企业提高负债比例,既能抵减税负、增大税盾效应,又能降低净资产收益率、增大财务杠杆负效应。此时应比较两种效应的影响程度:若税盾效应大于财务杠杆负效应,会使债务融资综合效应增强;若税盾效应小于财务杠杆负效应,导致债务融资综合效应减弱。因此,本文提出如下假设:

H2:总资产收益率小于债务利息率的企业,提高负债比例会同时增大税盾效应与财务杠杆负效应,债务融资综合效应随着资产负债率的上升呈现不确定性。

三、研究设计

1. 研究变量。根据前面理论分析,本文选取资产负债率、利息保障倍数、净资产收益率、总资产收益率、财务杠杆系数作为债务融资效应的研究变量。其中,资产负债率表示债务融资的规模,可以同时反映税盾效应与财务杠杆效应;利息保障倍数主要反映税盾效应;净资产收益率、总资产收益率、财务杠杆系数主要反映财务杠杆效应。税盾效应与财务杠杆效应是一个系统的整体,不能将其割裂。5个变量之间既相互联系又各有侧重,还具备一定的交叉补充作用,它们紧密围绕债务融资综合效应构成了一套指标体系,如表1所示:

表1 债务融资综合效应的研究变量

	变量名称	变量定义
债务融资规模	资产负债率(ALR)	总负债/总资产,反映企业的债务融资规模和资本结构现状,直接关系到税盾效应与财务杠杆效应的大小
税盾效应	利息保障倍数(IPM)	息税前利润/债务利息,反映企业利用经营所得支付利息费用的能力,指标值大于1是获取税盾效应的前提
财务杠杆效应	净资产收益率(ROE)	净利润/净资产,反映企业权益资本的获利能力,指标值大于总资产收益率是获取财务杠杆正效应的表现
	总资产收益率(ROA)	息税前利润/总资产,反映企业资产利用的综合效果,指标值大于债务利息率是获取财务杠杆正效应的前提
	财务杠杆系数(DFL)	息税前利润/税前利润,反映企业息税前利润的变动对每股利润的影响程度,量化财务杠杆效应的大小

2. 样本选取与数据来源。本文基于西部大开发的时代背景,以西南四省市作为样本区域,以2007~2010年作为考察时限,首先选取了沪市73家上市公司,然后剔除了ST、金融类及部分数据缺失的公司20家,最终得到53家公司作为研究样本。所有样本数据均来源于CCER中国经济研究中心数据库,并经过手工整理,数据分析通过SPSS17.0统计软件完成。

四、债务融资效应描述

1. 税盾效应现状。本文以财务费用、资产负债率(ALR)、利息保障倍数(IPM)作为样本公司税盾效应现状描述指标。其中,财务费用包括利息支出(减利息收入)、汇兑损失(减汇兑收益)、相关手续费等,由于利息支出占据绝大部分,其他费用甚少,因此本文以财务费用代替债务利息。根据53家样本公司年报数据,其税盾效应的现状如表2所示:

表2 样本公司税盾效应的现状描述

年度	ALR均值	财务费用 ≤ 0		财务费用 > 0 时的IPM					
				小于1		[1,2)		大于2	
		个数	比例	个数	比例	个数	比例	个数	比例
2007	51.39%	8	15.09%	0	0	6	11.32%	39	73.59%
2008	53.38%	8	15.09%	4	7.55%	10	18.87%	31	58.49%
2009	54.23%	7	13.21%	1	1.89%	12	22.64%	33	62.26%
2010	53.95%	11	20.76%	4	7.55%	5	9.43%	33	62.26%

表2表明:样本公司的ALR均值略大于50%且稳中有升,其债务融资规模缓慢扩张;少数公司的财务费用小于0,表明其利息收入大于利息支出,没有债务利息抵减所得税,不能获取税盾效应;个别公司的IPM小于1,表明其盈利能力较弱,息税前利润不足以弥补债务利息,无法发挥税盾效应;绝大多数公司的IPM大于1,表明其能有效利用税盾效应。

2. 财务杠杆效应的现状。本文以净资产收益率(ROE)、总资产收益率(ROA)、财务杠杆系数(DFL)、债务利息率(Rd)作为样本公司财务杠杆效应描述的指标。由于我国上市公司的流动负债在负债总额中所占比重较大,且主要是短期借款,因此本文以中国人民银行公布的“金融机构一年期贷款利率”按天数加权平均后作为债务利息率。2007~2010年的利息率分别为6.72%、7.17%、5.31%、5.36%。根据53家样本公司的年报数据,其财务杠杆效应的现状如表3所示:

表3 样本公司财务杠杆效应描述

年度	ROA > Rd		ROA < Rd		ROA均值	ROE均值	DFL均值
	个数	比例	个数	比例			
2007	25	47.17%	28	52.83%	0.0820	0.1174	1.55
2008	17	32.08%	36	67.92%	0.0682	0.0859	1.49
2009	25	47.17%	28	52.83%	0.0622	0.0841	1.68
2010	22	41.51%	31	58.49%	0.0607	0.1303	1.80

由表3可知,虽然大部分样本公司可以利用税盾效应,但是能够获取财务杠杆正效应的公司却不足50%。以2010年为例,通过提高ALR取得IPM大于1的公司共38家,占71.69%,而ROA大于Rd的公司只有22家,占41.51%,剩余58.49%的公司提高ALR只会产生财务杠杆负效应。同时,在大多数公司ROA小于Rd、盈利能力普遍较弱的情况下,DFL均值却在逐年提高,由此带来的财务风险不容忽视。

总体而言,我国西南地区上市公司的债务融资能够同时发挥税盾效应与财务杠杆正效应的公司只占少数,大部分公司尽管能够利用税盾效应,但又产生了财务杠杆负效应。究竟哪种效应的影响程度较大,综合效应与债务规模、盈利能力之间具有怎样的关系,需要进行更深入的检验。

五、实证检验

(一)主成分分析

债务融资由税盾效应、财务杠杆效应等相互作用产生综合效应。本文运用主成分分析法,剔除表1中各原变量ALR、IPM、ROE、ROA、DFL的重叠因素,但保留了原变量的大部分信息,然后,将各主成分按累计贡献率的大小进行加权平

均,得到反映债务融资效应的综合指标。

1. 相关性检验。KMO验证变量间的偏相关度的大小,而Bartlett验证相关阵是否为单位阵。由表4可知,KMO值为0.521,大于0.5,说明原变量之间信息的重叠度较高,适合做因子分析;Bartlett检验的显著性概率Sig.为0,小于显著性水平0.05,说明原变量间具有较强相关性,满足因子分析前提条件。

表4 KMO和Bartlett检验

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		0.521
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	84.521
	df	10
	Sig.	0

2. 提取主成分。各成分的特征根、方差贡献率和累计贡献率,是判断主成分解释原变量信息涵盖量的重要指标。为了检验其解释力度,本文运用SPSS软件提取前2个主成分进行测度,结果(见表5)显示,其累计贡献率达到88.611%,即前2个主成分包含了原变量的大部分信息。

表5 总方差解释

Component	Initial Eigen Values			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	2.690	53.801	53.801	2.690	53.801	53.801
2	1.741	34.810	88.611	1.741	34.810	88.611
3	0.327	6.544	95.155			
4	0.168	3.357	98.512			
5	0.074	1.488	100.000			

表6给出了5个原变量对2个主成分的因子载荷矩阵,得到各主成分与各原变量之间的相关系数,以此对各主成分做出经济解释。由表6可知,主成分1在ALR、IPM上有较大的载荷,说明可以用来衡量税盾效应;主成分2在ALR、DFL上有较大的载荷,说明可以用来衡量财务杠杆效应。

表6 旋转后的因子载荷矩阵

Component	ALR	IPM	ROE	ROA	DFL
1	0.746	0.921	-0.353	-0.213	0.177
2	0.808	0.189	0.362	0.294	0.875

3. 计算综合指标P。表7给出了因子得分系数矩阵,据此推导2个主成分的得分模型,分别为P₁、P₂。

表7 因子得分系数矩阵

Component	ALR	IPM	ROE	ROA	DFL
1	0.449	0.514	-0.135	-0.105	0.071
2	0.415	0.084	0.183	0.141	0.476

$$P_1 = 0.449ALR + 0.514IPM - 0.135ROE - 0.105ROA + 0.071DFL \quad (1)$$

$$P_2 = 0.415ALR + 0.084IPM - 0.183ROE - 0.141ROA + 0.476DFL \quad (2)$$

根据表5的数据,本文构建了主成分预测模型,将2个主成分的得分P₁、P₂分别乘以各自的方差贡献率,再除以累计贡献率,即可得到样本公司债务融资效应的综合指标P:

$$P = \frac{53.801}{88.611} P_1 + \frac{34.810}{88.611} P_2 = 0.6072P_1 + 0.3928P_2 \quad (3)$$

由于篇幅限制,53家样本公司2007~2010年P₁、P₂、P的具体得分统计已省略。

(二)回归分析

本文运用回归分析法从数量上考察税盾效应、财务杠杆效应对综合指标P的影响程度,揭示综合效应与债务融资规模及两种效应之间的相关关系及显著水平。

1. 回归变量。通过主成分分析比较5个原变量对2个主成分的影响程度,并剔除在主成分上载荷较小的ROE、ROA两个变量,保留ALR、IPM、DFL三个变量,分别衡量债务融资规模、税盾效应与财务杠杆效应。本文以债务融资效应的综合指标P作为被解释变量,以原变量ALR、IPM、DFL作为解释变量,并引入公司规模(SIZE)、公司成长性(GROWTH)作为控制变量,据此构建回归变量定义表,如表8所示:

表8 回归变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
解释变量	综合指标(P)	主成分预测模型,衡量综合效应
被解释变量	资产负债率(ALR)	总负债/总资产,同时衡量税盾效应与财务杠杆效应
	利息保障倍数(IPM)	息税前利润/债务利息,衡量税盾效应
	财务杠杆系数(DFL)	息税前利润/税前利润-债务利息,衡量财务杠杆效应
控制变量	公司规模(SIZE)	ln总资产
	公司成长性(GROWTH)	经济增加值(EVA)=税后营业净利润-综合资本成本

2. 回归模型。根据回归变量定义表(表8),本文构建多元回归模型如下:

$$P = \beta_0 + \beta_1 \times ALR + \beta_2 \times IPM + \beta_3 \times DFL + \beta_4 \times SIZE + \beta_5 \times GROWTH + \xi \quad (4)$$

其中: β_0 为常数项; β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 分别为各解释变量与控制变量的回归系数; ξ 为误差项,代表回归模型未包括的其他因素对债务融资综合效应的影响。

3. 回归结果。为了避免盈利能力的强弱对回归结果产生影响,本文分别对ROA>R_d和ROA<R_d的样本公司数据进行回归分析。由表3可知,ROA>R_d的样本公司2007~2010年共89家;ROA<R_d的样本公司2007~2010年共123家。其中:

(1)ROA>R_d的样本公司回归结果如表9所示:

表9 回归结果(ROA>R_d)

N	R ²	Adjusted R ²	F	Sig.
89	0.831	0.809	28.381	0.000
	Regression Coefficients	Std. Error	t	Sig.
Constant	-1.625	0.298	-3.458	0.001
ALR	1.561	0.598	3.939	0.056
IPM	1.894	0.001	6.995	0.000
DFL	1.136	1.553	0.730	0.468
SIZE	0.739	1.883	1.879	0.064
GROWTH	0.823	0.204	1.583	0.117

根据表9的回归系数,可以得到 $ROA > R_d$ 样本公司的多元回归模型如下:

$$P = -1.625 + 1.561ALR + 1.894IPM + 1.136DFL + 0.739SIZE + 0.823GROWTH \quad (5)$$

调整后的 $R^2 = 0.809$,说明该回归方程的拟合优度较好,且 $sig. = 0.000 < 0.05$,说明回归结果总体上是显著的。

由表9可以看出,自由度为83的 $t_{0.025} = 1.9901$,DFL、SIZE、GROWTH没有通过t检验,而ALR、IPM通过了t检验,且各变量的回归系数均大于0,说明综合指标P与DFL、SIZE、GROWTH分别不具有显著正相关关系,而与ALR、IPM分别具有显著正相关关系。

(2) $ROA < R_d$ 的样本公司回归结果如表10所示:

表10 回归结果($ROA < R_d$)

N	R ²	Adjusted R ²	F	Sig.
123	0.936	0.933	23.413	0.000
	Regression Coefficients	Std. Error	t	Sig.
Constant	-1.134	0.049	-23.304	0.000
ALR	2.232	0.078	28.752	0.000
IPM	2.076	0.000	8.433	0.000
DFL	1.781	0.051	11.447	0.000
SIZE	0.889	0.441	6.551	0.000
GROWTH	0.578	0.004	18.030	0.000

根据表10的回归系数,可以得到 $ROA < R_d$ 样本公司的多元回归模型如下:

$$P = -1.134 + 2.232ALR + 2.076IPM + 1.781DFL + 0.889SIZE + 0.578GROWTH \quad (6)$$

调整后的 $R^2 = 0.933$,说明该回归方程的拟合优度较好,且 $sig. = 0.000 < 0.05$,说明回归结果总体上是显著的。

由表10可以看出,自由度为117的 $t_{0.025} = 1.9799$,ALR、IPM、DFL、SIZE、GROWTH都通过了t检验,且各变量的回归系数均大于0,说明综合指标P与ALR、IPM、DFL、SIZE、GROWTH分别具有显著正相关关系。

4. 回归结果解释。

一是盈利能力较强的样本公司($ROA > R_d$),其债务融资综合效应与债务融资规模、税盾效应显著正相关,与财务杠杆正效应不显著正相关。这说明当公司的盈利能力较强时,提高资产负债率可以同时增大税盾效应与财务杠杆正效应,在一定程度上增强了债务融资综合效应。据前文的融资效应描述,盈利能力强的上市公司均能利用税盾效应,对综合效应具有显著的影响,但只有少数公司可以获取财务杠杆正效应,对综合效应的影响并不显著;同时,上市公司的资产负债率整体偏低,债务融资规模还有较大的上升空间,只要适度提高负债比例,就能有效增强综合效应。因此,假设1成立。

二是盈利能力不强的样本公司($ROA < R_d$),其债务融资综合效应与债务融资规模、税盾效应、财务杠杆负效应显著正相关。这说明即使上市公司的盈利能力较弱,提高资产负债率也能增大税盾效应,但同时增大了财务杠杆负效应,两种效应都影响显著且相互博弈,债务融资综合效应随着资产负债率

的上升呈现不确定性。据前文的现状描述,由于绝大多数公司能够利用税盾效应,却无法获取财务杠杆正效应,所以税盾效应大于财务杠杆负效应的影响程度,从而增强了债务融资综合效应。因此,假设2部分成立。

需要注意的是,上市公司要想取得债务融资的综合效应,必须保持适度的负债水平,防止财务杠杆负效应在将来可能超过税盾效应的影响程度,以免导致债务融资综合效应随着资产负债率的上升而减弱。

六、研究结论

通过上述实证研究,本文得出以下研究结论:无论盈利能力的强弱,我国西南四省市的上市公司均能在一定程度上发挥债务融资的积极作用。盈利能力较强的公司,由于税盾效应与财务杠杆正效应同时存在,因而提高资产负债率能够增强债务融资综合效应,可以适度扩大负债比例;盈利能力较弱的公司,由于税盾效应大于财务杠杆负效应影响所带来的确定性,因而提高资产负债率同样能够增强债务融资综合效应,但需要谨慎负债,控制负债规模,防止将来财务杠杆负效应的增大而带来的风险。

本文的结论是否具有普遍适用性还有待进一步检验,但可以肯定的是,它为监管部门加强资本市场监督,从宏观上制定规范的融资政策,营造良好的融资环境,促使上市公司健康发展提供了有力证据。同时,它为上市公司理性融资,合理制定债务规模,不断优化资本结构,提供了参考。

【注】本文系四川省教育厅面上项目“四川省上市公司债务融资综合效应分析——基于多样化效应的关联性”(项目编号:12SB103)和四川师范大学科研项目“基于公司治理的金融控股集团风险管控研究”(项目编号:11YBW02)的阶段性研究成果。

主要参考文献

1. Modigliani F, Miller M. H.. Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction. American Economic Review, 1963; 3
2. Baxter N. D.. Leverage, Risk of Ruin and the Cost of Capital. Journal of Finance, 1967; 3
3. Groh Alexander P., Henseleit Christoph. The Valuation of Tax Shields Induced by Asset Step-ups in Corporate Acquisitions. Review of Business, 2009; 30
4. 贺伊琦.非债务税盾与公司最优资本结构研究——对MM理论的扩展.华东经济管理, 2010; 9
5. 杨照江.债务杠杆、现金流量与企业投资规模.山西财经大学学报, 2009; 1
6. La Rocca Maurizio, La Rocca Tiziana, Gerace Dionigi, Smark Ciorstan. Effect of Diversification on Capital Structure. Accounting & Finance, 2009; 49
7. 荣树新.对利息支出抵税作用的思考——兼析债务资金成本的计算.中国管理信息化, 2008; 7
8. 周沁馨,李洋.电力行业上市公司的财务杠杆效应分析——基于2006~2009年的经验数据.财务与金融, 2010; 4