

分析师现金流预测 对上市公司盈余管理的影响

纪茂利(教授), 刘梦思

(渤海大学管理学院, 辽宁锦州 121013)

【摘要】本文以我国沪深两市A股上市公司2008~2013年的数据为样本,考察分析师现金流预测对上市公司盈余管理水平的影响,进一步分析分析师良好的职业声誉是否能够增强现金流预测对公司盈余管理水平的影响。研究表明:分析师发布现金流预测能够约束上市公司管理层通过应计项目操纵盈余的行为,进而提高盈余质量;相对于普通分析师,“明星分析师”发布现金流预测更能够抑制公司的盈余管理行为。

【关键词】分析师现金流预测; 盈余管理; 分析师声誉

一、引言

随着资本市场的发展和完善,作为投资者与管理层之间的媒介,证券分析师发挥的作用越来越重要。证券分析师发布盈余预测信息和经营性现金流预测(下文统称“现金流预测”),已引起了投资者的关注。根据分析师发布的盈余预测和现金流预测,可以了解盈余、应计项目和现金流之间的关系(应计项目是盈余与经营现金流之间的差额),从而估计出应计项目的预测值,使应计项目的信息更透明,这是否有利于抑制上市公司通过应计项目操纵盈余的行为?

我国证券分析师大多任职于综合类券商,分析师与投资者之间存在着严重的利益冲突问题,而职业声誉可以抑制分析师为谋取私利而损害客户利益的行为,确保其提供可信用度较高的预测信息。我国《新财富》杂志自2003年起,每一年评选出年度“最佳分析师”,赋予分析师良好的声誉。那么良好的声誉是否能加强分析师现金流预测对上市公司盈余操纵行为的约束作用?

本文以我国沪深两市A股上市公司为样本,研究分析师现金流预测与公司盈余管理程度之间的关系以及分析师的职业声誉差异是否会影响到二者之间的关系,以期能够拓展盈余管理影响因素的研究范围、丰富分析师行为经济后果方面的研究。

二、理论分析与研究假设

(一)分析师现金流预测对盈余管理的影响

上市公司的应计项目总额是盈余总额与经营现金流之间的差额,可分为可操纵性应计和非操纵性应计两个部分。分析师提供盈余预测的同时,又提供现金流预测,这意味着为企业设定了一个应计项目的预测值,使得上市公司选择操纵应计项目这种方式进行盈余管理更易被

发觉,增加了企业和管理者的预期成本,从而限制上市公司通过应计项目操纵盈余的空间。

Wasley和Wu(2006)研究证明,对管理层现金流进行预测,有助于约束管理层通过应计项目操纵盈余的行为。分析师作为独立第三方,其现金流预测同样可能抑制管理层的盈余管理行为。

McInnis和Collins(2011)以美国公司为样本,证明了分析师提供现金流预测能够对管理层的应计项目盈余操控行为产生制约作用。

据此,本文认为相对于分析师发布了现金流预测的公司,没有发布现金流预测的公司应计盈余质量更低。据此提出如下研究假设:

H1a:分析师对上市公司发布现金流预测的人数与其应计盈余管理程度呈负相关关系。

H1b:分析师对上市公司发布现金流预测的次数与其应计盈余管理程度呈负相关关系。

(二)分析师职业声誉差异对现金流预测与盈余管理之间关系的影响

分析师运用专业知识解读和分析企业的财务数据,在企业 and 投资者的信息沟通中起着桥梁作用。职业声誉是分析师成为信息提供者的基础,作为反映分析师专业能力和信息可信度的信号,已经被市场识别并认可,即分析师存在“明星效应”。明星分析师对市场的影响力更大,发布现金流预测更能受到管理层和投资者的重视(于静等,2008)。同时随着资本市场的发展和完善,分析师面临的利益冲突更加激烈,而声誉能有效抑制分析师的利益冲突行为(Fang、Yasuda,2009)。普通分析师的利益冲突严重,其为了获取私利而调高盈余预测结果,因此即使其提供现金流预测,也会由于调高了盈余预测结果而降低现

金流预测对公司盈余管理行为的抑制作用。而明星分析师的职业声望能够为其带来丰厚的年薪收入和更多晋升机会,其出于职业生涯的考虑,会积极维护自身声誉,避免利益冲突行为。

所以本文认为,相对于普通分析师,明星分析师发布现金流预测更能够约束企业的应计盈余管理行为。据此,本文提出如下研究假设:

H2:在分析师发布现金流预测的情况下,当存在明星分析师时,上市公司的盈余管理水平会更低。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选取2008~2013年间我国深沪两市A股上市公司作为初始样本,并对初始数据进行了技术处理:①剔除金融保险类的公司;②剔除财务数据缺失的公司;③剔除没有被分析师发布盈余预测的公司;④剔除每年度行业内公司不足10家的上市公司;⑤考虑到研究结果的稳健性,对所有连续变量进行了1%和99%的缩尾处理。最终,得到5540家上市公司作为有效观测样本,其中分析师发布现金流预测的公司有4197家。

本文使用的上市公司财务数据、分析师预测数据均来自于CSMAR数据库,分析师职业声誉的数据来自于《新财富》杂志主办的年度“最佳分析师”评选结果。数据处理采用STATA12.0、EXCEL等软件完成。

(二)模型设计及变量含义

1. 盈余质量的计量模型。由于正或负的可操控性应

计利润都表示公司披露的盈余与其真实盈余的偏离,所以本文以可操控性应计利润(DA)的绝对值EQ来衡量盈余管理的程度,其值越大,说明该企业盈余管理水平越高。可操控性应计利润的估算则采用Dechow等(1995)的截面修正Jones模型。其模型如下:

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = \alpha_1(1/A_{i,t-1}) + \alpha_2(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}/A_{i,t-1}) + \alpha_3(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中:TA_{i,t}表示公司当年的总应计利润,为当年净利润减去经营活动现金流;A_{i,t-1}表示公司当年的年初总资产;ΔREV_{i,t}表示公司当年的主营业务收入相对于上一年的变动额;ΔREC_{i,t}表示公司当年的应收账款相对于上一年的变动额;PPE_{i,t}表示公司当年年末的固定资产原值;残差ε_{i,t}表示公司当年的可操控性应计利润。

2. Heckman两阶段回归模型。考虑到分析师提供现金流预测的行为可能存在内生性问题(De Fond和Hung, 2003),本文借鉴Heckman(1979)两阶段回归模型来控制内生性问题造成的回归结果失真。运用Heckman(1979)第一阶段的Probit回归模型对以CF为因变量的全样本进行分析,估计出公司被发布现金流预测的可能性,由第一阶段的回归结果得到误差调整项(又称选择校正项),即逆米尔斯比率(IMR);在第二阶段,将IMR作为控制变量添加到回归模型中。

第一阶段回归模型如下:

$$\text{Probit}(CF_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 CI_{i,t} + \beta_2 EV_{i,t} + \beta_3 MV_{i,t} + \beta_4 Acc_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

表1 变量定义

变量类型	变量名称及符号	变量定义	变量类型	变量名称及符号	变量定义
被解释变量	盈余质量EQ	可操控性应计利润(DA)的绝对值	控制变量	净资产收益率Roe	净利润与股东权益平均余额的比值
	总应计利润TA	净利润与经营活动现金流的差额		资产负债率Lev	负债总额与资产总额的比值
解释变量	资本密集度CI	固定资产净额加在建工程净额之和与期初总资产的比值		公司成长性Growth	当年和上一年主营业务收入差额与上一年主营业务收入的比值
	盈余波动性EV	每三年的盈余标准差与盈余均值的比值		公司规模Size	期初总资产的自然对数
	市场价值MV	所有者权益市场价值的自然对数		上市年限Age	公司上市年限的自然对数
	应计项目占比Acc	总应计利润与期初总资产的比值		分析师现金流预测哑变量CF	被分析师至少发布过一次现金流预测,取值为1,否则为0
	分析师现金流预测次数CF_n	公司i第t年发布现金流预测的次数加1的自然对数		明星分析师现金流预测哑变量CF_s	被至少一名明星分析师发布现金流预测,取值为1,否则为0
	分析师现金流预测人数CF_f	公司i第t年被发布现金流预测的分析师人数加1的自然对数		是否亏损Loss	公司被发布标准无保留意见,取值为1,否则为0
	年初总资产A	公司当年年初总资产		公司性质State	公司年初最终控制人为国有股,取值为1,否则为0
	主营业务收入差额ΔREV	当年和上一年的主营业务收入差额		年度Year	样本取值为2008年时取1,否则取0,依此类推设置5个年度虚拟变量
应收账款差额ΔREC	当年和上一年的应收账款差额	行业Ind		观测值属于某行业时取1,否则取0;按照2001年证监会发布的行业分类标准,剔除金融业后设置11个行业虚拟变量	
固定资产PPE	公司当年年末固定资产原值				

第二阶段回归共设计三个模型,其中模型(3)、模型(4)用于检验H1a、H1b;模型(5)用于检验H2。即:

$$EQ_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CF_{-n_{i,t}} + \gamma_2 Roe_{i,t} + \gamma_3 Growth_{i,t} + \gamma_4 Lev_{i,t} + \gamma_5 Size_{i,t} + \gamma_6 Loss_{i,t} + \gamma_7 State_{i,t} + \gamma_8 Age_{i,t} + \gamma_9 IMR_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$EQ_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CF_{-f_{i,t}} + \gamma_2 Roe_{i,t} + \gamma_3 Growth_{i,t} + \gamma_4 Lev_{i,t} + \gamma_5 Size_{i,t} + \gamma_6 Loss_{i,t} + \gamma_7 State_{i,t} + \gamma_8 Age_{i,t} + \gamma_9 IMR_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

假设2的检验模型:

$$EQ_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CF_{-s_{i,t}} + \gamma_2 Roe_{i,t} + \gamma_3 Growth_{i,t} + \gamma_4 Lev_{i,t} + \gamma_5 Size_{i,t} + \gamma_6 Loss_{i,t} + \gamma_7 State_{i,t} + \gamma_8 Age_{i,t} + \gamma_9 IMR_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

各模型中变量的含义如表1所示。

对表1中未列入模型的各变量做如下补充说明:

其中:CF_{i,t}为虚拟变量,如果第t年分析师对公司i至少发布过一次现金流预测,取值为1,否则为0;CI_{i,t}表示资本密集度,即公司i第t年末的固定资产净额加在建工程净额之和与期初总资产的比值;EV_{i,t}表示盈余波动性,即公司i每三年的盈余标准差与盈余均值的比值;MV_{i,t}表示公司i第t年所有者权益市场价值的自然对数;Acc_{i,t}表示应计项目所占比重,即公司i第t年的总应计利润与期初总资产的比值。

EQ_{i,t}为被解释变量,表示可操控性应计利润(DA)的绝对值。

CF_{-n_{i,t}}为解释变量,表示第t年分析师对公司i发布现金流预测的次数加1的自然对数;CF_{-f_{i,t}}表示公司i第t年被发布现金流预测的分析师人数加1的自然对数。

CF_{-s_{i,t}}为虚拟变量,如果公司i在第t年至少被一名明星分析师进行现金流预测,取值为1,否则取值为0。

控制变量:净资产收益率(Roe)、资产负债率(Lev)、公司成长性(Growth)、公司规模(Size)、是否亏损(Loss)、公司性质(State)、上市年限(Age)。

四、实证研究

(一)描述性统计与分析

本文对研究中所用到的各变量进行了描述性统计,结果如表2、表3所示。

表2 Heckman 第一阶段模型主要变量的描述性统计

变量	N	最小值	均值	中位数	最大值	标准差
CF	5 540	0	0.758	1	1	0.429
CI	5 540	0.003	0.373	0.327	1.127	0.252
EV	5 540	-9.131	0.317	0.322	8.445	1.723
MV	5 540	13.680	15.577	15.463	18.404	0.977
Acc	5 540	-0.231	-0.006	-0.012	0.272	0.086

表2列示了Heckman第一阶段模型(模型(1))中变量的描述性统计,从中可以看出,CF的均值为0.758,表明全

样本中有75.8%的公司发布了现金流预测。CI的均值为0.373,表明公司资产中平均有37.3%为固定资产投资。EV的均值为0.317,中位数为0.322。MV的均值为15.577,中位数为15.463。Acc的均值为-0.006,中位数为-0.012。

表3 假设1模型中主要变量的描述性统计

变量	N	最小值	均值	中位数	最大值	标准差
DA	5 540	-0.769	0.000	-0.003	0.911	0.081
EQ	5 540	0.000	0.056	0.040	0.911	0.058
CF _{-n}	5 540	0	2.175	2.303	4.852	1.502
CF _{-f}	5 540	0	1.343	1.386	3.258	0.986
CF _{-s}	4 197	0	0.593	1	1	0.491
Lev	5 540	0.079	0.502	0.512	0.870	0.190
Roe	5 540	-0.328	0.100	0.093	0.415	0.106
Growth	5 540	-0.640	0.353	0.092	7.470	1.097
Size	5 540	19.953	22.230	22.071	25.928	1.243
State	5 540	0	0.203	0	1	0.402
Loss	5 540	0	0.062	0	1	0.241
Age	5 540	1.099	2.314	2.398	3.045	0.495

从表3的描述性统计中可以看出,可操控性应计利润DA的均值为0.000,中位数为-0.003,这与Daniel等(2008)的研究结论相一致,即分年度、分行业回归得到的DA应该接近于零。盈余质量EQ的均值为0.056,中位数为0.040。

分析师现金流预测次数CF_{-n}的均值为2.175,表明公司被发布现金流预测的平均次数为7.802。分析师现金流预测人数CF_{-f}的均值为1.343,表明公司被发布现金流预测的平均人数为2.831。明星分析现金流预测次数CF_{-s}的均值为0.593,表示被发布现金流预测的样本公司中,59.3%的公司至少被一名明星分析师发布过现金流预测。

(二)相关性检验

表4列出了相关系数矩阵,从中可以看出,资本密集度CI、盈余波动性EV、所有者权益市场价值MV、总应计利润占比Acc与因变量CF均正相关,且在1%的水平上显著,初步表明公司的经营状况对分析师现金流预测有显著的正向影响。

表4 Heckman 第一阶段模型主要变量间相关性检验

	CF	CI	EV	MV	Acc
CF	1.000				
CI	0.067***	1.000			
EV	0.042***	-0.029**	1.000		
MV	0.360***	0.069***	-0.004	1.000	
Acc	0.040***	-0.325***	0.049***	0.052***	1.000

注:***、**、*分别表示统计值在1%、5%和10%的水平(双尾检验)上显著,下同。

表 5 Heckman 第二阶段模型主要变量间相关性检验

	EQ	CF_n	CF_f	CF_s	Lev	Roe	Growth	Size	State	Loss	Age
EQ	1.000										
CF_n	-0.073***	1.000									
CF_f	-0.079***	0.962***	1.000								
CF_s	-0.049***	0.518***	0.539***	1.000							
Lev	0.068***	-0.074***	-0.072***	-0.086***	1.000						
Roe	0.065***	0.357***	0.356***	0.206***	-0.125***	1.000					
Growth	0.118***	-0.046***	-0.041***	-0.064***	0.118***	0.053***	1.000				
Size	-0.105***	0.319***	0.338***	0.123***	0.458***	0.027**	0.003	1.000			
State	-0.009	-0.036***	-0.030**	-0.016	0.066***	-0.046***	-0.026*	0.037***	1.000		
Loss	0.048***	-0.158***	-0.157***	-0.062***	0.158***	-0.589***	-0.042***	0.016	0.032**	1.000	
Age	0.011	-0.056***	-0.048***	0.011	0.261***	0.003	0.061***	0.261***	0.112***	0.029**	1.000

表 5 列示了 Person 相关系数,从中可以看出:盈余管理程度 EQ 与衡量分析师现金流预测的变量 CF_n 和 CF_f 的相关系数分别为 -0.073 和 -0.079,而且在 1% 的水平上显著,这与我们的预期相一致;EQ 与衡量是否被明星分析师发布现金流预测的变量 CF_s 的相关系数为 -0.049,而且在 1% 的水平上显著,表明分析师现金流预测能够降低上市公司的盈余管理水平,而且明星分析师发挥的治理作用更加明显;CF_n 和 CF_f 之间高度相关,表明它们在衡量分析师现金流预测上是等效的。

从表 5 还可以看出,盈余质量 EQ 与资产负债率 Lev、净资产收益率 Roe、公司成长性 Growth 和是否亏损 Loss 显著正相关,说明高负债水平、强盈利能力、高发展潜力和亏损的公司,其盈余管理水平更高;EQ 与 Size 显著正相关,说明规模大的公司的盈余管理水平较低;而 EQ 与公司性质 State、上市年限 Age 的关系不显著。模型的解释变量与控制变量之间的相关程度相对较低,所以不存在严重的多重共线性问题。

(三)回归分析

1. Heckman 第一阶段回归。

表 6 Heckman 第一阶段回归结果

解释变量	被解释变量:CF	
	系数	t 值
Constant	-9.629***	-24.250
CI	0.387***	4.480
EV	0.035***	3.010
MV	0.663***	25.510
Acc	0.477**	1.960
Log likelihood	-2 628.198	
LR Chi-Square	880.280***	
Pseudo R ²	0.143	
N	5 540	

表 6 列示了 Heckman 第一阶段 Probit 模型的回归分析结果,从中可以看出,被解释变量为二元哑变量 CF,即公司是否被分析师发布现金流预测,各解释变量的取舍标准是看其是否影响分析师有选择地发布现金流预测。从回归所得出的解释变量的系数及其显著性可知,公司的资本密集度 CI、盈余波动性 EV 及应计利润占比 Acc 均与分析师现金流预测行为显著正相关,即分析师倾向于选择资本密集度较高、盈余波动性大及应计利润比重大的公司发布现金流预测,这与 DeFond 和 Hung(2003)的研究结论相一致。同时,分析师现金流预测行为还与公司的应计项目所占比重显著正相关。

2. Heckman 第二阶段回归。表 7 为第二阶段模型(3)、模型(4)、模型(5)的回归结果,反映了分析师现金流预测与盈余管理水平的关系,我们根据分析师发布现金流预测的次数(CF_n)、人数(CF_f)及公司是否被明星分析师发布现金流预测(CF_s)得到三组回归结果,三个模型的 F 值分别为 26.070、26.140 和 17.720,且 sig 值均为 0.000,表明三个模型均有统计学意义;DW 值分别为 1.990、1.989 和 2.033,接近 2,说明不存在序列自相关问题;容差均大于 0.1, VIF 值均小于 3,可排除存在严重的多重共线性问题。由此可见,H1 和 H2 的回归方程是有效的。

从表 7 可以看出,CF_n 与因变量 EQ 显著负相关(回归系数为 -0.149,在 5% 的水平上显著),表明分析师对上市公司进行现金流预测的次数越多,其盈余管理水平越低;CF_f 同样与因变量 EQ 显著负相关(回归系数为 -0.262,在 1% 的水平上显著),表明对上市公司跟踪发布现金流预测的分析师人数越多,其盈余管理水平越低。这与我们的预期一致,H1 得到了验证。这说明分析师发布现金流预测能够抑制上市公司的盈余管理行为,发挥了积极的治理作用。

从表 7 还可以看出,CF_s 的回归系数为 -0.353,且在 5% 的水平上显著,表明分析师职业声誉与公司的盈余管

理程度呈显著负相关关系,即明星分析师现金流预测比普通分析师现金流预测对公司管理层通过应计项目操纵盈余管理的抑制作用更强。

表7 分析师现金流预测与盈余管理水平的回归结果

解释变量	被解释变量:EQ					
	假设1			假设2		
	系数	t值	系数	t值	系数	t值
CF_n	-0.149**	-2.310				
CF_f			-0.262***	-2.630		
CF_s					-0.353**	-2.020
Lev	3.745***	7.200	3.725***	7.160	4.018***	6.940
Roe	4.665***	4.640	4.753***	4.720	6.900***	6.420
Growth	0.188**	2.500	0.188**	2.500	0.083	0.950
Size	-1.295***	-11.750	-1.286***	-11.640	-1.091***	-9.180
State	-0.107	-0.570	-0.104	-0.560	-0.055	-0.270
Loss	2.779***	7.180	2.789***	7.210	3.549***	7.600
Age	-0.122	-0.74	-0.127	-0.76	-0.102	-0.580
IMR	-4.075***	-7.580	-4.108***	-7.660	-11.930***	-11.310
Constant	34.657***	13.400	34.492***	13.330	79.182***	14.300
Year	控制		控制		控制	
IND	控制		控制		控制	
Adj- R ²	0.102		0.102		0.091	
F	26.070		26.140		17.720	
Prob>F	0.000		0.000		0.000	
DW	1.990		1.989		2.033	
N	5 540		5 540		4 197	

从其他控制变量的回归结果来看,Lev、Roe、Growth、Loss的系数均显著为正,说明资产负债率较高、盈利能力较强、成长性较好和亏损的公司,其管理层越有动机进行盈余管理;Size与EQ显著负相关,表明公司规模越小,其盈余管理水平越高。这与以往的研究结果(薄仙慧、吴联生,2009;苏冬蔚、林大庆,2010;李增福、周婷,2013)相吻合。通过第一阶段回归得到的IMR,作为控制变量,其系数显著,说明控制了内生性问题。

五、结论

本文以2008~2013年我国沪深两市A股上市公司为研究样本,实证研究分析师现金流预测对盈余管理水平的的影响。得出如下结论:

第一,公司被分析师发布现金流预测的次数越多、人数越多,其盈余管理水平越低,即分析师现金流预测能够提高上市公司的应计质量,约束其盈余管理行为。

第二,明星分析师发布现金流预测对盈余管理水平的的影响更显著,更能抑制上市公司的盈余管理,即明星分析师对公司的治理效应更显著。

本文的研究结论对监管机构具有一定的参考意义:

一方面,促进分析师行业的发展,注重分析师专业水平的提升,鼓励专业分析师发布现金流预测,完善公司的外部治理机制,对上市公司管理层的行为进行严格监管,进而使公司的盈余质量得到提高,避免投资者的相关利益受到侵害;另一方面,建立一套科学合理的职业声誉回报机制,以评估分析师的业绩,充分发挥声誉机制对分析师利益冲突行为的抑制作用,规范分析师的行为,确保分析师的客观性、独立性、公正性,引导分析师承担其外部监督职能,将保护投资者利益放在首要位置。

主要参考文献

Andreas Markou, Simon Taylor. Are analyst Free Cash Flow forecasts valuable? Evidence from target price changes [D]. Working paper, University of Cambridge, 2014.

萧松华,肖志源.声誉机制与证券分析师的利益冲突行为研究[J].南方金融,2009(12).

Call A., Chen S., Tong Y.. Are Earnings Forecasts Accompanied by Cash Flow Forecasts More Accurate? [J]. Review of Accounting Studies, 2009(14).

Pawel Bilinski. Do Analysts Disclose Cash Flow Forecasts with Earnings Estimates When Earnings Quality is Low? [D]. Working paper, City University London - Sir John Cass Business School, 2014.

David Burgstahler, Michael Eames. Management of Earnings and Analysts' Forecasts to Achieve Zero and Small Positive Earnings Surprises [J]. Journal of Business Finance Accounting, 2006(5).

McInnis J., Collins D. W.. The Effect of Cash Flow Forecasts on Accrual Quality and Benchmark Beating [J]. Journal of Accounting and Economics, 2011(51).

储一昀,仓勇涛.财务分析师预测的价格可信吗?——来自中国证券市场的经验证据[J].管理世界,2008(3).

于静,陈工孟,孙彬.最佳证券分析师能战胜市场吗? [J].财经科学,2008(5).

Fang L., Yasuda A.. The Effectiveness of Reputation as A Disciplinary Mechanism in Sell-Side Research [J]. The Review of Financial Studies, 2009(22).

Daniel N.D., Denis D. J., Naveen L.. Do Firms Manage Earnings to Meet Dividend Thresholds? [J]. Journal of Accounting and Economics, 2008(45).

王会娟,张然,张鹏.分析师为什么选择性的发布现金流预测?——基于信息需求理论的实证研究[J].投资研究,2012(7).

【基金项目】辽宁省社科基金课题“辽宁科技型小微企业融资模式创新研究”(课题编号:L14BGL010);辽宁省教育厅项目“辽宁小微工业企业发展‘瓶颈’问题及对策研究”(项目编号:W2014165)