

年报风险披露与权益资本成本

王雄元 高 曦

(中南财经政法大学会计学院,湖北武汉 430013; 云南财经大学会计学院,云南昆明 650221)

摘 要: 本文从权益资本成本视角探究了中国上市公司年报风险披露的价值相关性及其信息性质。基于2007-2014年A股上市公司的研究发现:(1)年报风险披露长度及其变化值越大,公司权益资本成本及其变化值越小,说明披露的风险越多,市场给予的信任越多,因而要求的风险溢价越小,从而支持了风险披露的同质观;(2)风险披露与权益资本成本的负相关关系主要体现在信息环境差、显性风险较小的公司;(3)投资者对增加披露风险信息具有正向市场反应,且投资者异质信念降低,表明风险信息异质性较弱,而信息不对称是风险披露影响权益资本成本的不完全中介;(4)风险披露变化值越大,公司股权再融资的可能性越大、折价率越低,债券利差越小。本文首次检验了我国年报风险披露对权益资本成本的影响,得到与国外文献不一致的结论,丰富了信息披露与资本成本关系相关的文献。

关键词: 风险披露;权益资本成本;信息异质性

JEL 分类号: G14, G31, G32 文献标识码: A 文章编号: 1002-7246(2018)01-0174-17

一、引 言

近年来全球股票市场剧烈震荡现象频发,市场参与者对风险信息的需求日益旺盛(Kaplan 2011)。年度报告因缺乏有价值的风险信息而备受批评(Schrand and Elliott, 1998),因此各国监管机构均鼓励企业在年报中进行风险披露。美国证监会于2005年开始要求上市公司在年度报告首页专门讨论公司面临的重大风险因素,中国证监会也于2007年首次要求在年报中董事会报告部分披露对公司发展战略和经营目标产生不利影响的风险因素及其应对措施,并于2012年再次要求在年度报告目录之后单独刊登重大风险提示,披露公司面临的重大风险及其应对措施。至此,中国年报风险披露的规定与美国

收稿日期:2017-01-09

作者简介:王雄元,管理学博士,教授,中南财经政法大学会计学院,Email:wangxiongyuan72@163.com.

高 曦,管理学博士,中南财经政法大学会计学院,云南财经大学会计学院,Email:gaoxixi1989@163.com.

* 本文感谢国家自然科学基金项目(71172221)及国家自然科学基金项目(71472188)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

基本趋同。然而,从实际披露的状况来看,相比于美国年报中的长篇累牍、多达数页对公司风险因素的详细说明,中国年报中平均不超过半页的公司风险描述则略显单薄,寥寥数语,一笔带过的也不乏少数。在国外,年报风险信息常被质疑为模板式披露,无信息含量,而中国的年报风险披露是否具有价值相关性?对投资者的影响如何?这些问题在我国迄今仍处于研究空白阶段。

公司风险信息的匮乏,主要源于风险披露的特殊性。首先,公司基础风险具有不确定性,容易引发市场恐慌,致使市场参与者对公司的解读出现较大偏差(Gilbert and Vaughan, 1998),管理层有动机隐瞒风险以维护自身职业发展(Kothari et al., 2009)。其次,风险信息可能涉及商业机密,专有化成本较高(Dye, 1985),管理层有动机隐瞒以避免竞争力削弱。最后,风险披露属于定性披露,风险因素发生概率及其影响程度监管机构难以有效监管,即使披露不清晰,也不会受处罚。这些特点导致上市公司风险披露意愿普遍不足。

基于其特殊性,关于风险披露能否影响以及如何影响投资者风险感知能力,存在三种对立的观点。无用观认为年报风险信息多为应付监管要求的模板式披露,无信息含量,并不影响投资者风险感知水平。异质观则认为风险披露的内容更多是未知的风险因素及风险事项,提高了一部分投资者风险预判,使市场异质信念增强,这种性质我们称为异质性。同质观认为风险披露内容更多是已知的风险因素和风险事项,即对已知风险因素和事项的解释说明,增加了信息供给,缓解了信息不对称,使市场同质预期增强。我们把这种性质称为风险披露的同质性。

基于美国市场的研究近年来逐渐否定了无用观。研究发现年报风险披露并非无信息含量的模板式披露,相反风险披露会导致股价异常波动、分析师预测分歧,并且会提高市场的信息不对称程度(Kravit and Muslu, 2013; Campbell et al., 2014),从而支持异质观。然而基于美国市场的结论是否对中国适用?尽管在风险信息的披露要求上,两个市场已逐渐趋于一致,管理者也都均有隐藏风险的动机,但在对公司信息披露的监管上,两个市场仍有着较大差别。其一,在法制监管方面,美国市场有成熟而健全的投资者保护法律体系,涉及到欺诈、隐瞒风险的行为将受到法律严惩。为避免诉讼风险,美国公司管理层会更积极的进行风险揭示。而在国内,法制尚不够完善,投资者保护不到位,对信息披露有误、隐瞒、延迟等披露行为的惩罚力度不够,管理层对于“坏消息”更倾向于隐瞒。其二,在大股东监管方面,由于欧美公司的所有权相对分散,大股东对信息披露具有较高要求,以此实行对公司的监管。而我国股权结构较为集中,且国企的控制权占主导地位,大股东对信息披露的监督作用弱于欧美公司。其三,在机构投资者监督方面,我国市场以中小散户投资者为主,与西方相比机构投资者的比重较低。而在分析和理解信息方面,机构投资者起主导作用,有助于股价恰当地反映披露的信息。散户力量薄弱且分析能力有限,难以有效发掘信息和发挥市场监督的职能。除此以外,汉语言构词的丰富性及语法与英文的差异性,亦可能导致西方国家的研究结论无法直接应用于我国。由此,我们有待对中国年报风险披露进行进一步的探究。

信息披露是企业资本成本的一个重要影响因素(Dhaliwal et al., 2011),大量研究表

明信息披露能降低资本成本 (Verrecchia 2001; Botosan 2002) 然而由于风险信息具有特殊性,其能否降低资本成本还尚未可知。权益资本成本体现的是投资者对公司的风险预期,按照无用观的逻辑,风险披露不提供任何增量信息,不影响投资者风险预期,对资本成本也应无影响;按照异质观的逻辑,风险披露向市场参与者传递了更多未来不确定的信号,增加了投资者的风险感知和异质信念,投资者将要求更高的风险溢价;按照同质观的逻辑,风险信息与一般公共信息类似,它为投资者提供了更多信息以便预测公司未来发展状况及评估公司价值,从而降低了信息不对称程度,进而降低资本成本。风险披露对其影响究竟如何,是符合信息披露越透明从而资本成本越低的市场法则?还是披露越多,市场反而给予更负面的反应?这些问题都亟待探究。

本文可能的贡献在于:其一,基于美国的研究发现,年报风险披露并非模板式披露,并且符合异质观。而我们的研究结论与国外发现不一致,我国年报的风险披露具有正向市场回报,有助于降低权益资本成本,且总体上异质性较弱,说明我国年报风险披露没有提升投资者风险感知能力,仅提高了信息的透明度,降低了信息不对称,符合同质观。其二,现有研究集中于探讨年报风险披露与市场回报、未来业绩、分析师行为之间的关系,还没有文献检验风险披露与权益资本成本之间的直接效应,本文弥补了该空白。其三,本文运用文本分析法,首次对中国年报风险披露进行了大样本分析,为风险披露研究提供了独特的中国证据,丰富了信息披露与资本成本关系方面的文献。我们的研究发现我国年报较少披露异质性较强的风险信息,表明我国风险披露实践并没有很好的体现制度初衷,因此为监管部门加强风险披露监管提供了经验证据。

二、文献综述与假设提出

(一)文献综述

1. 风险披露文献综述

出于公司竞争力及自身职业发展的考虑,管理层通常不愿披露坏消息 (Kothari et al., 2009)。然而风险披露对企业而言也是有利可图的,比如 Heinle and Smith (2015) 研究发现,公司通过风险披露向投资者传递确定信号,减少投资者对公司未来经营状况和现金流水平的质疑,使其相信公司具有良好发展前景进而给予正面评价。因此风险披露是管理层权衡利弊后的策略行为。

风险可区分为投资者通过公开信息直接感知到的可识别风险,以及投资者无法观察亦无法控制的不可识别风险,因此既有文献对风险信息性质有两种理解。一方面,风险披露可增强投资者对已知风险的认识,提高投资者风险感知的一致性,降低分析师预测偏差 (Nichols and Wieland 2009),从而起到降低信息不对称的作用。另一方面,风险披露也可能提高投资者的认知偏差,加剧股价异常波动率,增大分析师预测偏差 (Kravet and Muslu 2013)。

现有文献从专有化成本、公司基础风险及企业间风险披露的传染效应等方面探究了

年报风险披露的影响因素。研究发现专有化成本越高,公司越少披露特质风险信息(Hope et al., 2014)。当公司面临某类风险,年报对该类风险的描述篇幅也更长(Campbell et al., 2014),这说明公司基础风险是风险披露的重要影响因素。如果美国SEC对行业领导企业、竞争对手企业、多数的同行业企业、有相同审计师的企业的风险披露状况作出评论,那么其它公司风险披露行为也会受到这些评论的影响(Brown et al., 2015)。

基于IPO公司招股说明书中风险信息的研究发现,招股说明书风险披露提高了信息透明度,降低了信息不对称程度,降低了上市首日的抑价率(姚颐与赵梅, 2016)。基于年报的国外研究发现,风险披露具有市场反应且能显著影响股价波动及预测偏差。Li (2006)发现风险词汇量与下期业绩及未来股价显著负相关。Kravet and Muslu (2013)发现风险词汇频率的变化值与股票回报波动性、异常交易量及分析师预测修正偏差显著正相关。Hope et al. (2015)研究发现当风险披露越多,市场反应以及交易量越大时,分析师能更好估计基础风险。Elliott et al. (2015)研究发现,风险披露可解释公司在负债率、投资、研发等方面的不利变化。

然而,现有年报风险披露文献尚缺少对披露经济后果的系统性检验,以及对披露经济后果形成逻辑的详细分析,尤其缺乏对与投资者风险感知密切关联的资本成本的检验。目前,尚无文献探讨我国年报风险披露的特质性及其经济后果,我国年报风险信息呈同质性还是异质性,有待探究。

2. 资本成本文献综述

既有文献认为制度环境(金智, 2013)、公司治理(Jensen and Meckling, 1976)、内部控制(Skaife et al., 2009)等因素均通过影响风险和信息披露进而影响资本成本。Welker (1995)研究发现信息披露水平与买卖价差显著负相关,Botosan (2002)发现信息透明度与资本成本负相关。高水平信息披露提高了证券流动性,有助于投资者了解公司当前经营和未来发展状况,降低了交易成本,从而有助于降低资本成本(Easley and O'Hara, 2004),相反,提高了资本成本。精确披露有助于降低公司现金流与市场股价的关联性,企业受市场风险影响越小,资本成本越低(Lambert et al., 2007)。而非财务信息的披露同样能改善资本市场信息环境,降低市场认知偏差(王艳艳等, 2014)。总体而言,信息披露可降低信息不对称及投资者风险感知偏差进而降低资本成本。

然而已有信息披露与资本成本的文献并未涉及年报风险信息。风险信息本身所具有的不确定性会加大股价波动、投资者感知偏差,进而与普通信息效应不同。而我国风险披露提供了何种性质的信息,其对资本成本有何影响,尚待研究。

(二) 假设提出:年报风险披露与权益资本成本

“坏消息”的披露能提高投资者对未来现金流的风险感知进而增加资本成本,而“好消息”则能降低投资者对未来现金流的风险感知进而降低资本成本(Kothari et al., 2009)。风险披露属于公共信息披露的一种,有利于投资者了解公司风险状况进而更准确评估公司价值,但其本身所表达的不确定性又具备独特的风险特性。由于公司基础风

险对市场参与者而言犹如黑箱,风险披露相当于打开了黑箱,投资者可获取更多信息,而信息不对称的降低将进一步降低资本成本。但不同类型投资者对相同信息可能做出不同的评估,当风险披露的异质性较强时,投资者风险感知差异增大,尤其当风险披露无法获得投资者信任或投资者感知到更大风险时,将会增加资本成本。

一方面,年报可能披露同质性较强的风险信息。风险信息可以解释已知风险因素和风险事件,因而增加了公共信息供给。因此风险披露有助于增加信息供给,起到了降低信息不对称的作用。当年报披露的风险因素多为已知风险时,披露信息可以增强投资者对这些可识别因素的认识,提高投资者对公司经营预判的一致性,进而降低了分析师预测偏差(Nichols and Wieland 2009)。风险披露有助于报告使用者了解公司未来经营发展,正确评估公司价值,从而有利于降低资本成本。因此披露的风险信息同质性越强,投资者要求的报酬率越低,权益资本成本越小。

另一方面,年报又可能披露异质性较强的风险信息。风险信息的认知异质性和不确定性较强,很难精确量化。风险披露带给市场参与者的是未来业绩范围而不是未来业绩水平,市场参与者对这些信息的判断呈现较强异质性(Kim and Verrecchia, 1991)。另外,风险披露能增加市场参与者对公司风险的直接感知,引发市场参与者对未知风险的恐惧,从而显著增加股票回报波动率和交易量(Kravet and Muslu, 2013; Campbell et al., 2014)。由于投资者意识到部分市场参与者可能掌握更多信息,可以通过内幕交易获取收益,因此会要求一定风险溢价以弥补信息不足所带来的损失。风险信息体现了管理层对公司当前存在及未来可能发生风险事项的预判,公司风险披露越多、越清晰,投资者将感知到越多未来不确定的信号,异质性越强,也容易使那些处于信息劣势的投资者误以为公司风险因素较多、风险水平较高。而公司风险越大,资本成本越高,增加不确定性信息的披露数量将增加权益资本成本(Kothari 2009)。因此风险披露越多,异质性越强,投资者要求的报酬率越高,权益资本成本越大。

综上提出本文的对立假说:

假设 1 即异质观假说,年报风险披露变化值与权益资本成本变动值显著正相关。

假设 2 即同质观假说,年报风险披露变化值与权益资本成本变动值显著负相关。

三、变量模型及描述性统计

(一) 样本选择

我国年报风险披露始于 2007 年,故本文以 2007 - 2014 年年度报告为研究对象,利用计算机程序从年报中进行风险信息提取。剔除了金融行业后,另有 3328 个样本没有提取到风险信息,最终得到 13579 个风险披露样本。为降低内生性,权益资本成本需滞后一期,剔除缺失值后,再运用一阶差分模型进行回归分析,最终样本减少到 7034 个。本文其他变量数据均取自 CSMAR 和 WIND 数据库。为避免极端值影响,本文对所有连续变量进行了上下 1% 的 Winsorize 缩尾处理。

(二) 回归模型

由于公司年报风险披露存在惯性,而差分能消除披露惯性的影响,因此本文参照 Kravet and Muslu(2013)的研究设立差分回归模型(1),以检验年报风险披露对资本成本的影响,同时将被解释变量滞后一期避免可能存在的内生性问题。

$$\begin{aligned} \Delta COC_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta RiskDes_{i,t} + \beta_2 \Delta Direct_w_{i,t} + \beta_3 \Delta Beta_{i,t} + \beta_4 \Delta Size_{i,t} \\ & + \beta_5 \Delta Lev_{i,t} + \beta_6 \Delta BTM_{i,t} + \beta_7 \Delta Roa_{i,t} + \beta_8 \Delta Gth_{i,t} + \beta_9 \Delta Share_{i,t} \\ & + \beta_{10} Y2012_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + e_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

模型(1)中,风险披露 RiskDes 为解释变量。本文以年报中“管理层讨论与分析”里描述未来风险的段落以及“重大风险提示”段落的长度之和除以年报全文总字数衡量风险披露 RiskDes¹。风险描述段落的长度,表达了管理层对风险披露准则及公司风险的重视程度,信息含量丰富,可以避免以关键字频率作为衡量方法造成的统计偏误。

权益资本成本 COC 为被解释变量。由于 Easton(2004)提出的 PEG 模型在中国市场上测试效果最佳(毛新述等 2012),本文依据 PEG 模型计算资本成本。

参考曾颖和陆正飞(2006)以及 Kravet and Muslu(2013),本文控制了公司规模 Size、Beta 值、资产负债率 Lev、账面市值比 BTM、总资产收益率 ROA、销售增长率 Gth,以及第一大股东持股比例 Share 等变量。由于风险披露因公司而异,为控制公司披露习惯,本文还控制了董事会报告总字数 Direct_w。考虑到 2012 年强制披露政策导致披露数量急剧增加,因此设置年度虚拟变量 Y2012,2012 年及以后年度设置为 1,其余年度为 0,以控制制度变化产生的影响。

(三) 描述性统计

表 1 为主要变量的描述性统计。数据显示:(1) $\Delta RiskDes$ 均值为 0.001,风险披露的平均增量为年报总字数的千分之一;(2)以 PEG 模型计算的资本成本 COC_PEG 平均增长幅度为 -0.01,表明近年来资本成本有下降的趋势。其余控制变量分布均在合理范围内。在未列出的相关系数表中, $\Delta RiskDes$ 与 ΔCOC_PEG 呈负相关且在 10% 水平上显著,这与本文假设 2 提出的同质观假说更为接近。

表 1 描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$\Delta RiskDes$	7034	0.001	0.012	-0.068	0.000	0.068
ΔCOC_PEG	7034	-0.010	0.052	-0.407	-0.009	0.419
$\Delta Direct_w$	7034	2.270	0.866	0.000	2.398	4.369

¹ 本文使用计算机 Python 语言设计提取程序,提取主要风险段落,并在每个目标段落中,统计整个段落中文字数(不包含数字、符号)、风险关键词出现频数。

四、实证分析

(一) 风险披露对权益资本成本的影响

表 2 列示了风险披露对权益资本成本影响的实证结果,分别采用了一阶差分模型及非差分形式下的固定效应模型进行回归。表 2 第(1)列列示了差分回归的结果:年报风险披露变化值 $\Delta RiskDes_{i,t}$ 与权益资本成本变化值 $\Delta COC_PEG_{i,t+1}$ 在 5% 水平上显著负相关。表 2 第(3)列为非差分形式的固定效应回归,数据显示:年报风险披露长度 $RiskDes_{i,t}$ 与权益资本成本 $COC_PEG_{i,t+1}$ 在 1% 水平上显著负相关。这些结论说明,我国年报风险披露显著降低了权益资本成本,表明风险披露越多,投资者给予公司信任越多,因而降低了权益资本成本。此外,参考 Ohlson and Juettner - nauroth (2005) 通过 OJ 模型计算得到权益资本成本,再重复先前的回归,回归结果如表 2 第(2)、(4)列所示,即使更换资本成本衡量方法,研究结论并不受影响。

以上结论表明我国年报风险披露满足“披露越充分,资本成本越低”的规则。从风险本身的属性及披露准则制定的初衷来看,年报风险披露应当起到风险“警示灯”的效用,即进行更多未知风险揭示,提高投资者风险意识,然而我们的研究结果发现风险披露反而给了投资者一颗“定心丸”,即披露越多投资者要求的风险溢价越低。说明我国年报风险信息具有同质性,证明了本文假说 2。

表 2 风险披露与权益资本成本

变量	差分模型		变量	固定效应模型	
	$\Delta COC_PEG_{i,t+1}$	$\Delta COC_OJ_{i,t+1}$		$COC_PEG_{i,t+1}$	$COC_OJ_{i,t+1}$
	(1)	(2)		(3)	(4)
$\Delta RiskDes_{i,t}$	-0.094** (-1.98)	-0.102** (-2.15)	$RiskDes_{i,t}$	-0.140*** (-3.06)	-0.162*** (-3.70)
$\Delta Direct_w_{i,t}$	0.001 (1.61)	0.001 (1.41)	$Direct_w_{i,t}$	0.001** (1.97)	0.002*** (2.97)
$\Delta Beta_{i,t}$	0.011*** (5.99)	0.011*** (5.78)	$Beta_{i,t}$	0.021*** (11.23)	0.021*** (11.31)
$\Delta Size_{i,t}$	0.002 (1.17)	0.003* (1.67)	$Size_{i,t}$	-0.011*** (-7.43)	-0.011*** (-9.31)
$\Delta Lev_{i,t}$	-0.003* (-1.93)	-0.003 (-1.62)	$Lev_{i,t}$	0.001 (0.22)	0.001 (0.28)
$\Delta BTM_{i,t}$	0.002 (0.48)	0.002 (0.63)	$BTM_{i,t}$	-1.332*** (-5.21)	-1.354*** (-6.22)

续表

变量	差分模型		变量	固定效应模型	
	$\Delta \text{COC_PEG}_{i,t+1}$	$\Delta \text{COC_OJ}_{i,t+1}$		$\text{COC_PEG}_{i,t+1}$	$\text{COC_OJ}_{i,t+1}$
	(1)	(2)		(3)	(4)
$\Delta \text{ROA}_{i,t}$	0.003 (1.20)	0.004 (1.29)	$\text{ROA}_{i,t}$	0.035** (2.49)	0.027** (2.35)
$\Delta \text{Gth}_{i,t}$	-0.010 (-0.69)	-0.006 (-0.44)	$\text{Gth}_{i,t}$	0.012 (0.38)	0.023 (0.77)
$\Delta \text{Share}_{i,t}$	0.000 (0.55)	-0.000 (-0.19)	$\text{Share}_{i,t}$	0.000 (0.59)	0.000 (0.45)
Y2012	-0.016*** (-10.54)	-0.016*** (-10.63)	Y2012	0.005*** (4.37)	0.005*** (4.22)
Ind&Year	控制	控制	Year	控制	控制
Constant	-0.003** (-2.51)	0.008 (1.26)	Constant	0.332*** (9.88)	0.357*** (13.21)
N	7 034	6 925	N	10 750	10 656
Adj_R ²	0.091	0.096	Adj_R ²	0.104	0.105
F 值	52.63	28.52	F 值	58.31	65.88

注:***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 水平上显著。括号内为 t 值。下同。

(二) 稳健性检验

第一,内生性问题处理。本文可能存在互为因果、遗漏变量以及样本自选择等内生性问题,因此拟采用工具变量法、2SLS 及双重差分法解决内生性问题。

首先,利用工具变量法解决内生性问题。本文采用剔除本公司后的同行业风险段落长度的平均值作为工具变量。前人研究发现公司的信息披露水平会受到同行业披露水平的影响(Campbell et al., 2014),但同行业风险披露水平对本公司资本成本又不存在直接影响,因而满足工具变量的选取条件,并且通过过度识别检验。未列出的结果中,使用工具变量进行检验的结果显示,风险披露增量与资本成本变动显著负相关,说明假设 2 的稳健性。

其次,利用两阶段回归解决遗漏变量产生的内生性问题。前人研究发现,托宾 Q 值、独立董事占董事会人数比、行业竞争程度、法律诉讼情况、业绩波动率以及股价波动率对公司信息披露策略会产生影响,因此在两阶段回归的第一阶段,以这些因素的变动对风险披露变化值 $\Delta \text{RiskDes}_{i,t}$ 进行回归,而后将其回归残差替代 $\Delta \text{RiskDes}_{i,t}$ 参与第二阶段回归,未列出的回归结果显示:第一阶段回归残差与权益资本成本变化值 $\Delta \text{COC_PEG}_{i,t+1}$ 仍然在 5% 水平上显著负相关,说明本文假设 2 结论较稳健。

最后,采用双重差分解决内生性问题。2012 年《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第 2 号》要求公司披露“重大风险提示”段,但统计发现,在进行差分处理前的样本中,共有 224 个公司年度样本没有实质性披露重大风险提示。因此,本文采用双重差分方法²检验公司进行实质性重大风险披露与否对资本成本的影响。本文设置是否进行实质性披露重大风险提示的变量 Risktip_dum,若公司披露了“重大风险提示”则 Risktip_dum 设置为 1 否则为 0;其次,设置时间变量 Y2012,年度为 2012 年以后则 Y2012 为 1,否则为 0。表 3 第(1)列双重差分回归结果显示,2012 年后进行实质性风险披露的公司权益资本成本有显著下降。

表 3 双重差分回归与控制基础风险的稳健性检验

变量	双重差分检验		变量	控制基础风险	
	(1)			(2)	
Y2012 _{i,t}	-0.006*		Δ RiskDes _{i,t}	-0.108**	
	(-1.75)			(-2.18)	
Risktip_dum _{i,t}	0.008***		Δ Risk _{i,t}	0.003***	
	(2.59)			(5.18)	
Risktip_dum _{i,t} * Y2012 _{i,t}	-0.016***		Δ Direct_w _{i,t}	0.002**	
	(-3.59)			(2.12)	
控制变量	控制		控制变量	控制	
Ind&year	控制		Ind&Year	控制	
N	10,750		N	6,862	
Adj_R ²	0.146		Adj_R ²	0.079	
F 值	67.94		F 值	24.25	

第二,控制公司基础风险。公司基础风险影响风险披露,风险大时,管理层承担的经济、法律后果较大,因而有多披露风险以降低法律责任的动机,但考虑到降低投资者的风险感知,管理层又倾向于模板式披露;公司基础风险也会影响资本成本,基础风险越大,投资者要求的报酬率越高,权益资本成本也越高。因此,本文主要结论可能受到基础风险的影响。我们参照王雄元等(2015)将衡量经营风险、财务风险、市场风险的三类指标进行主成分分析后合成综合风险指标(Risk),进行差分处理并加以控制。表 3 第(2)列的回归结果显示:基础风险越大,权益资本成本越大,但在控制其影响后,风险披露仍能降低权益资本成本,从而再次证明了本文假设 2 的稳健性。

第三,更换解释变量。本文的风险披露衡量指标 Δ RiskDes_{i,t} 主要考察的是风险披露的长度和数量。为与前人研究保持一致,参考 Campbell et al. (2014) 的方法,本文还分别

² 经检验双重差分满足平行趋势假设。

从全文、主要风险描述段落及董事会报告全文中提取“风险”、“不确定”两个词出现的频数,设置三个指标分别进行稳健性检验。此外,考虑到对风险披露质量的衡量,以人工判断和计算机识别相结合的方式,考察董事会报告的风险段落里是否包含了风险应对措施,若存在风险应对措施则为1,否则为0,设置虚拟变量进行回归(结果未列出)。结果显示,以风险关键词频率衡量的三个风险披露指标均显著降低了权益资本成本变化值,而当年报披露了风险应对措施指时,资本成本下降更快。结论一定程度上表明,在我国年报风险披露起到的是“温和”地对已知风险因素进行解释说明的作用,而较少披露能引起投资者警觉“坏消息”。

五、信息环境、显性风险的影响

该部分主要从信息环境和公司显性风险视角检验了风险披露与权益资本成本之间关系的调节效应。

(一) 信息环境的影响

以上研究结论表明风险披露能降低权益资本成本,与同质观提出的风险披露起到了增加信息供给量、降低信息不对称的作用相符。因此,相比于信息环境好的公司,信息环境差的公司,信息透明度越差,信息质量越低,因此风险披露提供的信息增量应当更有助于降低资本成本。本文以分析师跟随数量和行业竞争程度衡量公司信息环境。

1. 分析师跟随数量的影响

分析师倾向于跟踪年报可读性较差(Lehavy et al. 2011)的公司。可读性较差意味着分析师能发挥专业特长发掘并向投资者传递信息。而风险披露有利于提高信息透明度与年报可读性。我们按照分析师跟随人数中位数将样本分为高低两组。表4第(1)与(2)列的分组回归结果显示:风险披露变化值 $\Delta RiskDes_{i,t}$ 与权益资本成本变化值 $\Delta COC_PEG_{i,t+1}$ 的显著负相关主要体现在分析师跟踪数量较低组,说明分析师跟随数量较少时,风险披露对信息透明度以及年报可读性的改善作用更明显,有助于降低权益资本成本。

2. 行业竞争程度的影响

竞争既可能促进信息披露进而降低资本成本,又可能减少信息披露进而提高资本成本。公司隐藏信息的积极动机就是避免竞争对手发现公司其商业机密进而对自己产生威胁,当行业竞争激烈时,迫于竞争压力,公司不得不披露更多信息,此时公司信息环境相对透明。反之,公司倾向于隐藏信息,信息环境相对较差。我们用赫芬达尔指数衡量竞争程度,以其中位数将样本分为低行业竞争组与高行业竞争组。表4第(3)与(4)列的分组回归结果显示:风险披露变化值 $\Delta RiskDes_{i,t}$ 与权益资本成本变化值 $\Delta COC_PEG_{i,t+1}$ 的显著负相关主要体现在低行业竞争组,说明当行业竞争较低时,风险披露更能通过改善信息环境进而降低权益资本成本。

(二) 显性风险的影响

显性风险为投资者所能感知到的公司风险状况。若公司显性风险较大,投资者会有

相应的风险警觉,对公司风险披露相对更为敏感,风险披露增量越大,要求的风险溢价越大。相反,在显性风险较小时,风险披露提供信息增量、降低不对称的作用才更容易发挥,此时权益资本成本也更低。本文以年报基础信息好坏、公司是否面临违规诉讼衡量公司的显性风险。

1. 年报基础信息好坏的影响

年报具有信息含量,公告后的短期内市场会有超额累计异常回报(Ball and Brown, 1968)。当市场超额累计异常回报为正,说明年报传达了“好消息”,投资者对公司经营有信心。反之,超额累计异常回报为负,说明年报传达了“坏消息”,公司风险较大,市场要求的报酬率也较高。我们按照超额累计异常回报是否大于0,将样本分为“好消息”组与“坏消息”组。表4第(5)与(6)列的分组回归结果显示:风险披露变化值 $\Delta RiskDes_{i,t}$ 与权益资本成本变化值 $\Delta COC_PEG_{i,t+1}$ 的显著负相关主要体现在“好消息”组,说明当年报信息总体上为好消息时,年报风险披露也会被认为是信息透明度更高、异质信息少的体现,因而有利于降低权益资本成本。

2. 违规与诉讼的影响

公司违规或面对法律诉讼,意味着面临较大不确定性,投资者会给予负面评价并要求更高的市场回报,因而资本成本更高。当公司存在违规或诉讼的前提下,投资者对公司风险预期较大,年报中的风险信息会起到警示作用,进而会增加权益资本成本。我们按照公司是否有违规或法律诉讼对样本进行分组回归。表4第(7)与(8)列的回归结果显示:风险披露变化值 $\Delta RiskDes_{i,t}$ 与权益资本成本变化值 $\Delta COC_PEG_{i,t+1}$ 的显著负相关主要体现在无违规和诉讼组,说明只有在公司不存在违规或法律诉讼的情况下,风险披露才会对权益资本成本具有降低效应。

表4 信息质量、显性风险的影响

变量	分析师跟随数量		行业竞争程度		年报基础信息好坏		是否存在违规及诉讼	
	高	低	高	低	好消息	坏消息	是	否
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta RiskDes_{i,t}$	0.031 (0.62)	-0.279*** (-3.02)	-0.096 (-1.38)	-0.121* (-1.65)	-0.208*** (-3.06)	-0.003 (-0.05)	0.561 (1.57)	-0.130** (-2.57)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Ind&year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3 719	3 315	3 609	3 425	3 519	3 515	285	6 749
Adj_R ²	0.128	0.066	0.098	0.071	0.084	0.086	0.014	0.086
F值	21.98	9.990	16.00	11.10	13.33	13.64	1.150	25.48
chi ²	9.99*** (0.002)		1.24 (0.266)		4.69** (0.030)		9.99*** (0.002)	

注:最后一行括号内数值为卡方检验概率值。

六、风险披露的价值相关性分析

前文我们检验了风险披露对权益资本成本的影响,但尚无直接证据表明风险披露对市场参与者是否产生影响及产生何种影响。进一步我们将探讨我国年报风险披露信息性质。

(一) 风险披露与市场反应

我们用超额累计异常报酬检验市场对年报风险信息的反应。其中,被解释变量为市场反应MR,我们采用 $[-5,+5]$ 窗口期内累计异常报酬率CAR,并对在 $[-5,+5]$ 窗口内进行了业绩预告、业绩快报、季度报告、增发配股、分红和并购的样本进行了剔除。解释变量为风险披露变化值 $\Delta RiskDes_{i,t}$,控制变量参照李常青等(2010)。表5中第(1)列的回归结果所示:风险披露变化值 $\Delta RiskDes_{i,t}$ 与累计异常回报率 $CAR_{i,t}$ 显著正相关,即平均而言风险披露越多市场反应越好。为保证结论稳健性,我们还尝试了更换不同的窗口计算累计异常回报CAR,并在不同窗口下计算经过市场调整的股票回报RET,未列出的回归结果显示结果均保持一致。我们的发现与Kravet and Muslu(2013)的研究结论不完全一致,他们研究发现,风险披露后投资者具有负向超额异常回报。我们认为,导致双方研究结果差异一方面与风险披露的信息内涵不同有关,另一方面也与两个资本市场上投资者如何看待风险信息有关。

(二) 风险披露与异质性

以上结果显示我国风险披露更倾向于提供同质性信息。为进一步提供我国年报风险披露呈同质性的经验证据,我们将上一部分的被解释变量改为异质信念 $Heterogenitcity_{i,t}$,考察风险披露与异质信念之间的关系。

异质信念衡量指标包括:(1)市场调整后的超额换手率 $MATO_{i,t}$,本文参照孟卫东等(2010)的方法计算超额换手率, $MATO_{i,t}$ 越大,表示信念异质程度越大;(2)买卖价差 $Spread_{i,t}$,买卖价差既可以衡量投资者间的信息不对称,也可以反映投资者异质信念的程度。本文参照熊家财和苏冬蔚(2016)的做法设立买卖价差计算模型,计算年报公告后 $[+1,+251]$ 窗口内的平均买卖价差 $Spread_{i,t}$,买卖价差越大,异质信念越强;(3)超额异常波动率 Sar 。参考李维安等(2012)的做法设立超额异常波动率计算模型,并计算年报公告后 $[+1,+251]$ 窗口的年度超额收益波动率。 $Sar_{i,t}$ 越大超额异常波动率越大,异质信念也越强。(4)分析师预测分歧 $Dispersion_{i,t}$ 。参照Diether(2002)的模型计算分析师预测分歧度,分歧度越大,分析师意见越不统一,投资者异质信念程度越大。

表5第(2)至第(5)列的回归结果显示:风险披露变化值 $\Delta RiskDes_{i,t}$ 与超额累计异常换手率、买卖价差、超额异常波动率以及分析师预测偏差均显著负相关,说明风险披露后市场异质信念显著减弱,风险披露的增加,并没有造成投资者对公司不确定预期增加,风险披露符合同质观。这也很好的解释了风险披露增加后投资者为什么会有正向超额回报,以及我国风险披露为什么能减少权益资本成本。此外,我们还以稳健性检验中用到的

其它风险披露的衡量指标再次进行检验,仍得到类似结果,从而证明了结论的稳健性。

表 5 风险披露的市场反应及异质性

变量	累计异常 回报率 _{<i>t</i>}	超额异常 换手率	买卖价差	超额异常 波动率	分析师预 测偏差
	CAR _{<i>i,t</i>} [-5,+5]	MATO _{<i>i,t</i>}	Spread _{<i>i,t</i>}	Sar _{<i>i,t</i>}	Dispersion _{<i>i,t</i>}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta RiskDes_{i,t}$	0.297** (2.03)	-0.036*** (-2.96)	-0.186*** (-4.05)	-0.017*** (-3.78)	-0.244* (-1.73)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
Ind&Year	控制	控制	控制	控制	控制
N	12,300	11,167	12,669	12,086	9,670
Adj_R ²	0.009	0.053	0.224	0.213	0.090
F 值	13.23	20.20	58.89	95.97	19.66

(三) 风险披露与信息不对称

信息披露通过降低信息不对称、促进股价流动性,进而降低资本成本(Easley and O'Hara 2004),因此我们将进一步分析风险披露是否降低了信息不对称与股票流动性,以及是否通过降低信息不对称与股票流动性进而降低了权益资本成本。本文借鉴 Baron and Kenny (1986) 的 Sobel 中介因子检验方法检验上述问题。首先设立风险披露 $\Delta RiskDes_{i,t}$ 对中介变量 $\Delta M_{i,t}$ 的回归模型,其中中介变量包括买卖价差 $Spread_{i,t}$ 的变动以及分析师预测准确度 $Accuracy_{i,t}$ 的变动,两者均表示信息不对称程度。表 6 第(1)、(2)列列示的回归结果显示:我国风险披露降低了买卖价差,缓解了信息不对称;风险披露虽然没有提供造成“恐慌”的信息,但仍然提供了增量的内部信息,并促使分析师预测准确度提高,降低了信息不对称。

表 6 中介效应的检验

变量	中介因子 ΔM 检验		包含中介因子的资本成本检验	
	买卖价差 $\Delta Spread_{i,t}$	预测准确性 $\Delta Accuracy_{i,t}$	权益资本成本 $\Delta COC_PEG_{i,t+1}$	权益资本成本 $\Delta COC_PEG_{i,t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta RiskDes_{i,t}$	-5.353*** (-8.89)	0.746*** (2.83)	-0.096* (-1.86)	-0.075* (-1.65)
$\Delta Spread_{i,t}$			0.003* (1.76)	
$\Delta Accuracy_{i,t}$				-0.013*** (-4.34)

续表

变量	中介因子 ΔM 检验		包含中介因子的资本成本检验	
	买卖价差 $\Delta \text{Spread}_{i,t}$	预测准确性 $\Delta \text{Accuracy}_{i,t}$	权益资本成本 $\Delta \text{COC_PEG}_{i,t+1}$	权益资本成本 $\Delta \text{COC_PEG}_{i,t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Ind&Year	控制	控制	控制	控制
Observations	11 720	8 335	6 217	6 997
Adjusted - R2	0.027	0.058	0.080	0.090
F 值	41.60	23.35	22.44	50.17
Sobel Z	-	-	3.242(0.001)	-2.298(0.022)

注:最后一行括号内数值为 Sobel Z 检验的概率值。

其次在模型(1)的基础上分别加入两个中介变量买卖价差和预测准确性,同时考察风险披露 $\Delta \text{RiskDes}_{i,t}$ 与中介变量对权益资本成本的影响。表6第(3)至(4)列的结果显示:两个中介变量均与权益资本成本显著相关,在控制中介变量后,风险披露变化值 $\Delta \text{RiskDes}_{i,t}$ 与权益资本成本变化值 $\Delta \text{COC_PEG}_{i,t+1}$ 仍显著负相关,但回归系数与显著性较未加入中介变量前(见表2第(1)列)有所降低,而且 Sobel Z 统计值显著,从而说明买卖价差以及分析师预测准确度两者均对风险披露与权益资本成本间关系具有部分中介效应。

七、来自股权再融资以及债券信用利差的证据

风险披露对股权再融资成本及债券利差是否有影响? 股权再融资成本和债券利差提供了资本成本的现实检验场景:如果年报风险披露后,股权再融资及债券利差的实际成本降低了,即进一步佐证主回归的稳健性。另一方面,债权人因为承担了公司的下行风险,却只能获得固定收益,而对风险更加敏感(朱红军等,2014)。如果风险披露具有异质性,那么债券投资者应更重视风险,从而给予不同于股权投资者的评价。相反,如果风险披露异质性较弱,那么债券投资者和股权投资者的反应将一致。

首先参照 Dhaliwal et al. (2011) 的研究设立模型进行回归分析,结果显示:风险披露增量越大,下期越可能进行股权再融资,股权再融资折价率也越小,说明风险披露有助于降低股权再融资成本。其次,参照周宏等(2014)的模型考察风险披露对债券信用利差的影响,研究结果表明:风险披露增量越大,债券融资成本越小,这说明风险披露降低了债券融资成本,同时也说明债券投资者并没有将风险披露解读为风险,反而把它当成了“定心丸”给予了更低的融资成本。债券投资者与股权投资者对风险披露解读的一致性也说明我国风险披露的异质性较弱,从而验证了本文假设2的可靠性。

八、总结与不足

本文探讨了我国年报风险披露对权益资本成本的影响。研究结论显示,我国年报风险披露更多是对市场已知风险的解释和说明,而不是对未知风险因素的提示。这说明我国风险披露准则一定程度上有益于投资者保护,增加了信息披露的数量和种类,但对实质性、特质性的风险仍旧披露不足,我国风险披露规定与监管重心尚待进一步完善和加强。

本研究也存在局限性。对于风险披露指标的衡量,主要从强制性风险因素段落长度来考察,对风险披露的实质性内容与质量的衡量仍不到位,同时对风险信息经济后果也有待进一步探究。此外,尽管我们采用多种方法以控制内生性,但仍无法干净排除风险披露与权益资本成本间的内生问题。

参考文献

- [1] 高强和邹恒甫 2015,《企业债与公司债二级市场定价比较研究》,《金融研究》第 1 期,第 84 ~ 100 页。
- [2] 金智 2013,《社会规范、财务报告质量与权益资本成本》,《金融研究》第 2 期,第 194 ~ 206 页。
- [3] 李常青、魏志华和吴世农 2010,《半强制分红政策的市场反应研究》,《经济研究》第 3 期,第 144 ~ 155 页。
- [4] 李维安、张立党和张苏 2012,《公司治理、投资者异质信念与股票投资风险——基于中国上市公司的实证研究》,《南开管理评论》第 6 期,第 135 ~ 146 页。
- [5] 毛新述、叶康涛和张颀 2012,《上市公司权益资本成本的测度与评价——基于我国证券市场的经验检验》,《会计研究》第 11 期,第 12 ~ 22 页。
- [6] 王雄元、张春强和何捷 2015,《宏观经济波动性与短期融资券风险溢价》,《金融研究》第 1 期,第 68 ~ 83 页。
- [7] 王艳艳、于李胜和安然 2014,《非财务信息披露是否能够改善资本市场信息环境?——基于社会责任报告披露的研究》,《金融研究》第 8 期,第 178 ~ 191 页。
- [8] 熊家财和苏冬蔚 2016,《股票流动性与代理成本——基于随机前沿模型的实证研究》,《南开管理评论》第 1 期,第 84 ~ 96 页。
- [9] 姚颐和赵梅 2016,《中国式风险披露,披露水平与市场反应》,《经济研究》第 7 期第 51 卷,第 158 ~ 172 页。
- [10] 周宏、林晚发和李国平 2014,《信息不确定、信息不对称与债券信用利差》,《统计研究》第 5 期,第 66 ~ 72 页。
- [11] 曾颖和陆正飞 2006,《信息披露质量与股权融资成本》,《经济研究》第 2 期,第 69 ~ 79 页。
- [12] Ashbaugh, Skaife, H., D. W. Collins and R. Lafond, 2009, "The Effect of SOX Internal Control Deficiencies On Firm Risk and Cost of Equity", *Journal of Accounting Research*, 47(1): 1 ~ 43.
- [13] Baron, R. M. and D. A. Kenny, 1986, "The Moderator - Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations.", *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173 ~ 1182.
- [14] Botosan, C. A. and M. A. Plumlee, 2002, "A Re Examination of Disclosure Level and the Expected Cost of Equity Capital", *Journal of Accounting Research*, 40(1): 21 ~ 40.
- [15] Brown, S. V., X. Tian and J. W. Tucker, 2015, "The Spillover Effect of SEC Comment Letters On Qualitative Corporate Disclosure: Evidence From the Risk Factor Disclosure", *Social Science Electronic Publishing*.
- [16] Campbell, J. L., H. Chen, D. S. Dhaliwal, H. Lu and L. B. Steele, 2014, "The Information Content of Mandatory Risk Factor Disclosures in Corporate Filings", *Review of Accounting Studies*, 19(1): 396 ~ 455.

- [17] Dhaliwal, D. S. , O. Z. Li , A. Tsang and Y. G. Yang , 2011, “Voluntary Nonfinancial Disclosure and the Cost of Equity Capital: The Initiation of Corporate Social Responsibility Reporting” , *The Accounting Review* , 86(1) : 59 ~ 100.
- [18] Diether, K. B. , C. J. Malloy and A. Scherbina , 2002, “Differences of Opinion and the Cross Section of Stock Returns” , *The Journal of Finance* , 57(5) : 2113 ~ 2141.
- [19] Dye , R. A. , 1985, “Disclosure of Non – Proprietary Information” , *Journal of Accounting Research* , 23(1) : 123 ~ 145.
- [20] Easley , D. and M. O'Hara , 2004, “Information and the Cost of Capital” , *The Journal of Finance* , 59(4) : 1553 ~ 1583.
- [21] Easton , P. D. , 2003, “PE Ratios , PEG Ratios , and Estimating the Implied Expected Rate of Return On Equity Capital” , *The Accounting Review* , 79(1) : 73 ~ 95.
- [22] Elliott , W. B. , K. M. Rennekamp and B. J. White , 2015, “The Paradoxical Effects of Directional Goals on Investors ‘Risk Perceptions and Valuation Judgments” , Working Paper.
- [23] Filzen , J. J. and K. Peterson , 2015, “Financial Statement Complexity and Meeting Analysts ‘ Expectations” , *Contemporary Accounting Research* , 32(4) : 1560 ~ 1594.
- [24] Garfinkel , S. N. , A. K. Seth , A. B. Barrett , K. Suzuki and H. D. Critchley , 2015, “Knowing Your Own Heart: Distinguishing Interoceptive Accuracy from Interoceptive Awareness” , *Biological Psychology* , 104(1) : 65 ~ 74.
- [25] Gilbert , R. A. and M. D. Vaughan , 1998, “Does the Publication of Supervisory Enforcement Actions Add to Market Discipline?” , *Research in Financial Services: Public and Private Policy* , 10: 259 ~ 280.
- [26] Heinle , M. S. and K. Smith , 2015, “A Theory of Risk Disclosure” , Working Paper.
- [27] Hope , O. , D. Hu and H. Lu , 2014, “The Benefits of Specific Risk – Factor Disclosures” , *Review of Accounting Studies* , 21(4) : 1005 ~ 1045.
- [28] Jensen , M. C. and W. H. Meckling , 1976, “Theory of the Firm: Managerial Behavior , Agency Costs and Ownership Structure” , *Journal of Financial Economics* , 3(4) : 305 ~ 360.
- [29] Kaplan , R. S. , 2011, “Accounting Scholarship that Advances Professional Knowledge and Practice” , *The Accounting Review* , 86(2) : 367 ~ 383.
- [30] Kim , O. and R. E. Verrecchia , 1991, “Trading Volume and Price Reactions to Public Announcements” , *Journal of Accounting Research* , 29(2) : 302 ~ 321.
- [31] Kothari , S. P. , S. Shu and P. D. Wysocki , 2009, “Do Managers Withhold Bad News?” , *Journal of Accounting Research* , 47(1) : 241 ~ 276.
- [32] Kothari , S. P. , X. Li and J. E. Short , 2009, “The Effect of Disclosures by Management , Analysts , and Business Press On Cost of Capital , Return Volatility , and Analyst Forecasts: A Study Using Content Analysis” , *The Accounting Review* , 84(5) : 1639 ~ 1670.
- [33] Kravet , T. and V. Muslu , 2013, “Textual Risk Disclosures and Investors ‘Risk Perceptions” , *Review of Accounting Studies* , 18(4) : 1088 ~ 1122.
- [34] Lambert , R. , C. Leuz and R. E. Verrecchia , 2007, “Accounting Information , Disclosure , and the Cost of Capital” , *Journal of Accounting Research* , 45(2) : 385 ~ 420.
- [35] Nichols , D. C. , J. M. Wahlen and M. M. Wieland , 2009, “Publicly Traded Versus Privately Held: Implications for Conditional Conservatism in Bank Accounting” , *Review of Accounting Studies* , 14(1) : 88 ~ 122.
- [36] Ohlson , J. A. and B. E. Juettner – Nauroth , 2005, “Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value” , *Review of Accounting Studies* , 10(2) : 349 ~ 365.
- [37] Roulstone , D. T. , 1999, “Effect of SEC Financial Reporting Release No. 48 On Derivative and Market Risk Disclosures” , *Accounting Horizons* , 13(4) : 343 ~ 363.
- [38] Schrand , C. M. and J. A. Elliott , 1998, “Risk and Financial Reporting: A Summary of the Discussion at the 1997

- AAA/FASB Conference” , *Accounting Horizons* , 12(3) : 271.
- [39] Verrecchia , R. E. , 2001 , “Essays On Disclosure” , *Journal of Accounting and Economics* , 32(1) : 97 ~ 180.
- [40] Welker , M. , 1995 , “Disclosure Policy , Information Asymmetry , and Liquidity in Equity Markets” , *Contemporary Accounting Research* , 11(2) : 801 ~ 827.

Risk Disclosures in Annual Report and Cost of Equity Capital

WANG Xiongyuan GAO Xi

(Zhongnan University of Economics and Law ; Yunnan University of Finance and Economics)

Abstract: The paper examines the relationship between Chinese listed companies' annual report risk disclosures and cost of equity capital. Based on the risk disclosures data of A - share companies from 2007 to 2014 , we find that: firstly , the changes in cost of equity capital positively associate with the changes in textual risk disclosures , even when we try to control the endogenous problems. The results indicate that risk disclosures are useful for decreasing the cost of equity capital , supporting the heterogeneous perspective. Secondly , the negative relation between risk disclosures and cost of equity capital tends to happen to the companies that the information environment is better and fundamentals risk is lower. Thirdly , the paper also finds that the increases in risk disclosures associate with increased market reaction and decreased heterogeneous beliefs and information asymmetry. Besides , the information asymmetry plays a role of partial mediation in this relationship of risk disclosures and cost of equity capital. Finally , the increases in risk disclosures are also associated with the increasing possibilities of conducting SEO and issuing bonds , and the decreases in discount rate of bond. This paper uses Chinese specific data to explore the relation between risk disclosure and cost of equity capital. The findings show different evidences comparing to foreign studies and complement prior research on the relationship of information disclosure and cost of equity capital.

Key words: Risk Disclosures , Cost of Equity Capital , Information Heterogeneity

(责任编辑: 王 鹏) (校对: WH)