No. 12(General , No. 241) Dec. 2018

年报风险信息披露与分析师跟随

蒋红芸1,李岩琼2,王雄元3

(1. 桂林理工大学现代企业管理研究中心,广西 桂林 541004;

2. 南开大学商学院,天津 300071; 3. 中南财经政法大学会计学院,湖北 武汉 430073)

摘 要: 年度风险信息既可能提高信息质量进而对分析师跟随产生积极影响,又可能 因增加分析师的风险感知进而对分析师跟随产生消极影响。本文通过文本分析法量化年报 风险信息,探讨其对分析师跟随的影响。数据表明: 风险信息披露频率越高,分析师跟随 越少,预测分歧度更小,说明我国年报风险信息异质性较弱,有助于改善一般分析师的预测行为。本文研究结论支持了风险信息披露的信息观,有助于丰富信息披露文献以及分析师预测文献。

关键词: 风险信息披露; 分析师跟踪; 预测分歧度

中图分类号: F275 文献标识码: A 文章编号: 1004-4892(2018)12-0065-09

DOI:10.13762/j.cnki.cjlc.2018.12.006

一、引言

我国颁布的《年度报告的内容与格式》开始强制要求披露风险信息,并在2012 年以及2014 年两次修订中不断强化风险信息披露要求。但样板化的风险信息披露被认为对市场参与者意义不大[1],然而经验证据表明风险信息披露并非毫无意义。有文献研究信息披露与风险的关系,并发现信息透明度与流动性风险显著负相关[2]。有文献研究风险与资本市场参与者风险识别行为的关系,并发现风险与信贷利差显著正相关[3],与分析师盈利预测偏差也显著正相关[4]。还有文献直接研究风险信息披露的经济后果,比如 Li(2006) [5] 研究风险信息披露与未来盈余之间的关系,Yang(2012) [6] 研究投资者对风险信息披露的风险感知,Todd 和 Volkan(2013) [1] 研究年报风险信息披露的改变量对股票市场以及分析师行为变化量的影响,Filzen(2015) [7] 研究风险信息披露变动时公司政策如何调整,姚颐与赵梅^[8] 研究《招股说明书》中风险因素的披露状况如何影响其市场反应,王雄元等^[9] 研究了年报风险信息披露对分析师预测准确度的影响,均发现风险信息披露发挥了效用。但尚无文献从分析师跟随角度检验年报风险信息披露的有效性。

分析师行为是检验年报风险信息有用性的重要方面。Campello 等(2011) ^[3]研究发现美国年报风险信息披露的信息<mark>异质性</mark>较强,而王雄元等(2017) ^[9]研究发现中国年报风险信息披露的异质性偏弱并提高了分析师预测准确度。但该准确度的提高可能是因为分析师能力提高、较差分析师不再跟踪等多种因素导致^[10],研究年报风险信息披露对分析师跟随的影响是对上述研究的有益补充。王雄元等(2017) ^[9]研究发现中国年报风险信息披露提高了分析师预测准确度,这一结论说明年报风险信息异质性偏弱。按照这一逻辑,如果年报风险信息可能只是披露异质性较弱的已知风险因素

收稿日期: 2018-01-02

基金项目: 广西高校人文社会科学重点研究基地基金(16ZD001); 国家自然科学基金面上项目(71672191; 71472188)

作者简介: 蒋红芸(1973 –) ,女 ,广西桂林人 ,桂林理工大学现代企业管理研究中心副教授: 李岩琼(1994 –) ,女 ,山西长治人 ,南开大学商学院博士生; 王雄元(1972 –) ,男 ,湖北襄阳人 ,中南财经政法大学会计学院教授。

和突发事件相关的信息,增加了公共信息供给,提高了信息透明度以及年报的可读性[11],进而降低了市场对分析师的需求,那么<mark>年报风险信息披露将导致分析师跟随数量减少</mark>。但也有研究表明,若年报风险信息披露的未来风险信息异质性较高,会使市场参与者对公司风险的感知更为直接,甚至引发市场参与者对未知风险的恐惧[1],降低了年报的可读性以及透明度,进而可能提高市场对分析师的需求,按照这一思路年报风险信息将会增加分析师跟随数量。因此,综合分析师跟随以及预测准确度的变化才可能更准确地回答我国年报风险信息究竟提供了什么样的信息以及发挥了什么样的作用。

本文的证据表明:风险信息披露频率越高,分析师跟随数量越少,分歧度更低,支持了风险信息披露的信息观。本文研究设计与结果跟 Todd 和 Volkan(2013) [1] 的研究不同。他们并未考察风险信息披露对分析师预测准确度与分析师跟随的影响,而且他们研究发现,年报风险信息增量增强了认知异质性从而提高了预测分歧度和修正程度,其结果倾向于支持风险信息披露的风险观。我们首次利用文本分析量化风险信息披露,深入探究我国风险信息披露对分析师跟随以及预测分歧度的影响,研究发现风险信息披露提高了信息供给量与质量从而减少了分析师跟随与分析师预测分歧度,支持了风险信息披露的信息观。同时,本文研究也有别于姚颐与赵梅(2016) [8] 的研究,他们研究《招股说明书》中风险因素的披露状况如何影响其市场反应,而我们研究年报中风险因素的披露状况及其对分析师预测行为的影响。因此本文研究具有一定创新性。

二、文献回顾与假设提出

(一)分析师跟随文献综述

分析师为什么跟踪公司?从经济后果看,分析师凭借专业能力对公司做出预测并卖给普通投资者进而从中获益^[12],公司信息分析难度越大,处理成本越高,普通投资者对分析师研究报告的需求越多,分析师获利也越多。当跟踪公司的所获收益必须大于其所付成本时,分析师才会跟踪公司。从个人角度,分析师必须有跟踪分析能力。信息分析难度超过分析师个人能力时,预测准确度偏低,分析师声誉将受损,相反分析师个人分析能力超过信息分析难度,分析师价值得不到体现,这都将促使分析师放弃跟踪。从前提条件看,分析师必须能以合理成本获得能支持其预测的充足信息,不能获得充足信息或获取信息的成本太高,都会促使分析师放弃跟踪。经验证据表明,分析师跟随与公司规模、机构投资者持股比例以及回报率的波动性成正比^[13],分析师倾向于跟踪风险较低即盈余波动性较小^[14],信息披露较及时、透明度更高^[15],以及年报可读性较差^[16]的公司。年报风险信息披露是公共信息的一种,虽然不直接影响私有信息,但风险信息的不确定性,会使分析师对公共信息的判断出现分歧,对分析师的预测行为会产生一定影响。然而现有的研究文献并未涉及年报风险信息对分析师预测行为的影响,本文研究年度报告中的风险信息披露如何影响分析师的风险感知及预测行为具有一定新意。

(二)风险信息披露文献综述

年报风险信息具有风险信息与公共信息两种特征。(1) 风险信息披露是一种强制性信息披露,既可以对已知风险因素和突发事件进行解释,又可以描述未知风险因素,能增加公共信息的供给,使既有信息透明度更高,可读性更强。Roulstone(1991) [11] 的研究显示,风险信息披露质量提高后,公司信息透明度越高。(2) 风险信息披露带给资本市场投资者的是关于未来业绩的范围而不是未来业绩的水平[1],不确定性较强,很难精确量化,投资者对它的理解具有较强的异质性。披露更多风险信息可能使年报可读性减弱,理解难度增加,市场投资者对这些信息的理解也具有较强的异质性[17]。因此年报风险信息既能提供异质性较弱的公共信息,又可能提供异质性较强的风险信息。

• 66 •

风险信息披露可以影响投资者的风险感知水平进而引发一系列经济后果。Li(2006) [5] 以年报 中"风险""不确定性"等词汇出现的频率衡量风险信息披露,研究发现,风险信息披露能体现公 司经营下行风险,风险增加时盈余会显著下降,投资者要求的报酬率较大,资本成本较高,风险降 低时盈余无显著变化:未来经营风险较大时,管理层为降低诉讼风险会披露更多风险。Yang (2012) [6] 使用自动分析工具直接从文本中提取并量化风险,研究投资者对风险感知的影响,结果 发现,有些风险会增加投资者风险感知(文本公告后两个月的股价波动性),有些风险减少投资者 风险感知;风险因素段越长,风险感知能力提升越大。Todd 和 Volkan(2013)[1]研究年报风险信息 披露的改变量对股票市场以及分析师行为变化量之间的影响,结果发现,年报风险披露增量增加了 股票交易量和回报波动率以及分析师预测的分歧度和修正程度。Chakrabarty 等[18] 研究授予公司高 管期权后年报可读性是否降低,及其与风险行为的影响,结果发现,CEO激励越多的企业的研发 投入越多,年报模糊程度越大,说明高管为掩饰其过度风险行为而更可能提供更模糊的报告[19]。 Filzen(2015)^[7]研究"风险""不确定性"等风险信息披露发生变动时公司政策的调整方式,结果 发现,风险增加时公司会调整较长期的政策,而不确定性增加时公司只会调整较短期的政策。黎文 靖与杨丹(2013)[20]研究发现,管理层可能披露成本上涨风险,为公司较差的业绩找合理解释,以 为自己争取更高的薪酬。姚颐与赵梅(2016)[8]研究我国《招股说明书》中风险因素的披露状况及 其市场反应,结果发现,招股说明书中披露的风险信息越多,IPO 抑价越低,流动性越强。

但现有文献对最能反应信息效率以及信息环境变化的分析师预测行为的关注度还不够,对风险信息披露经济后果形成逻辑的分析不够,同时也缺乏对我国年报风险信息披露经济后果的系统性研究。而且我国年报风险信息披露是否与美国资本市场具有同样的经济后果,尚待检验。本文研究试图在这些方面有所突破。

(三)假设提出

风险信息披露的趋同观认为,年报披露的风险信息是与普通信息类别没有差异的信息,它是对年报其他信息的有益补充,它的存在会让既有公共信息的透明度更高。风险信息披露提高了公共信息的供给量与信息质量,进而增加了信息的可读性。信息可读性的增加使得投资者对分析师的需求降低,同时也迫使分析师花更多成本搜索私有信息,因而可能减少分析师跟随数量。分析师倾向于跟随年报可读性较差的公司^[16],因为当年报可读性很强时,投资者能理解其信息内涵,分析师研究报告及其价值较低。风险信息披露使分析师预测的公共信息基础更充足,但分析师价值主要源自异质性信息^[15],这意味着分析师需要花费更大成本搜集私有信息,也即风险信息披露增加了分析师跟踪成本,提高了分析师跟踪门槛。预测不准确会影响分析师个人声誉和职业生涯发展^{[21][22]},能力不足或不愿意承担过高成本的分析师会放弃跟踪,因此风险信息披露可能减少分析师跟随。

风险信息披露的趋异观认为,年报披露的风险信息是与普通信息类别迥然不同的信息,它突出风险与不确定性,特别向市场传递出某些异质性信息,它的存在可能让既有公共信息的理解难度增加。风险信息披露提高了信息的不确定性,增加了信息的理解难度。信息理解难度的增加使得投资者对分析师的需求增加,同时也降低了分析师搜索私有信息的迫切性,因而可能增加分析师跟随数量。信息不确定性与信息理解难度的增加,会增加分析预测的难度和异质信念,从而有可能降低分析师预测准确度和增加分析师预测分歧度。本文将风险信息披露对分析师预测行为的此种效应定义为基于信息异质性的风险假说。随着风险信息披露的增加,信息不确定性增加,年报可读性以及信息的可理解性减弱,投资者对分析师研究报告更加依赖,分析师尤其是优秀分析师可以凭借专业分析能力服务于普通投资者并从中获益[12]。风险信息披露虽然的确增加了公共信息量,但是因为增量信息异质性较强,分析师通过私有信息搜集获得信息异质性价值的需要降低,也即它可能降低分析师预测成本,进而增加分析师跟随数量。因此,风险信息披露可能增加分析师跟随。

综上,提出本文对立假设:

趋同观假说 H1,年报风险信息披露越多,分析师跟随越少。

趋异观假说 H2,年报风险信息披露越多,分析师跟随越多。

三、样本选择以及描述性统计

(一)样本选取

我国自 2007 年始强制要求企业披露风险信息,因此本文风险信息披露数据期间为 2007 ~ 2013 年。由于需要观测年报披露后分析师的预测行为,因此分析师预测数据需要滞后一期,期间为 2008 ~ 2014 年。2007 ~ 2014 年间共计 11781 个原始样本,在此基础上删除: 223 个金融行业样本; 101 个分析师预测数据缺失的样本; 1318 个无法提取风险数据进而无法计算全文风险数据和董事会报告风险数据的样本; 1789 个财务数据缺失的样本,最终得到 8350 个年度公司样本。数据来源于CSMAR 数据库,对所有连续变量进行了上下 1% 的 winsorize 缩尾处理,并对所有公司层面回归都做了群聚调整^[23]。

(二)模型设计与变量定义

本文参照 Huberts 和 Fuller^[24]的做法设立如下检验模型:

Analyst =
$$\beta_0 + \beta_1 RiskDisc + \beta \sum_{i=1}^{n} Firmcontrol + \varepsilon$$

其中,被解释变量 Analyst 用分析师跟随 Follower 反映,即公司当年分析师跟踪人数加 1 取对数,预测分歧度 Dispersion = sd(forecastEps) /(| actulEps | +0.5) 用于进一步分析。本文参考 Todd和 Volkan(2013) [1] 的做法,采用文本分析法构建风险信息披露指数。具体做法如下: 先从全部 A股上市公司 2007~2013 年年报中抓取风险以及不确定性等词语并计算其出现的次数,然后用风险相关关键词出现的频次除以所属部分总字数衡量风险信息披露频率。由于全文风险频率可代表总体风险披露水平,董事会报告是最早规定且风险披露较为集中的部分,因此本文选用这两部分风险披露情况进行研究。本文风险信息披露 Riskdisc 指标包括: 年报全文风险披露频率 Ttrisk_ num,即全文风险频数/年报总字数; 董事会报告风险披露频率 Direct_ num,即董事会报告风险频数/董事会报告总字数。控制变量包括: 公司规模 Size,盈利情况 Loss,机构投资者持股 Inshold,会计师事务所 Big10,财务杠杆 Lev,上市年限 List,股权集中度 First,盈余可预测程度 Intang,盈余与市场回报的相关性 CORR,盈余波动性 Volatility,股权性质哑变量 SOE,净资产收益率 ROE,公司成长性 Growth,券商更新预测的频率 Update。

(三)描述性统计

表 1 为主要变量的描述性统计。结果显示: 分歧度均值为 0. 1410 , 分析师跟随均值为 1. 8080 , 所有分析师预测相关指标具有较大差异,较为合理; 全文风险相关的关键词所占比例均值为 0. 0766 , 最少占 0. 0319 , 最多为 0. 1590 , 董事会报告部分所占比例均值为 0. 0946 , 最多的占 0. 3240 , 最少为 0 , 说明风险披露的数量之间存在较大差异。

变量	N	mean	sd	p25	p50	p75	max	min
Follower	8350	1.8080	1. 0940	1. 0990	1. 9460	2. 7080	3. 7380	0.0000
Dispersion	13060	0. 1410	0. 1840	0. 0434	0. 0857	0. 1760	5. 3880	0.0000
Ttrisk-num	8350	0.0766	0. 0261	0. 0581	0. 0724	0. 0909	0. 1590	0. 0319
Direct-num	8350	0.0946	0.0665	0. 0460	0.0836	0. 1290	0. 3240	0.0000

表 1 主要变量描述性统计

表 2 为主要变量相关系数,数据显示: 风险信息披露的两个指标与分析师跟随以及 _ 预测分歧度负相关且大部分具有较高显著性,一 说明风险信息披露越多,分析师跟踪越少, 预测分歧度越小,初步验证本文假设 1; 全 文风险信息披露频率和董事会报告风险披露

表 2 主要变量相关系数

变量	Follower	Dispersion	Ttrisk_ num	Direct_ num
Follower	1.0000			
Dispersion	0. 036 ***	1.0000		
Ttrisk_ num	-0.0080	- 0. 043 ***	1.0000	
Direct_ num	-0.075 ***	- 0. 026 **	0. 486 ***	1.0000

频率的相关系数达到 0.486,说明年报风险信息披露的主体主要由董事会报告部分的风险信息披露构成,但又不能代表全部,因此本文两个风险信息披露指标的选择较为合理。

表 3 为主要变量的差异性检验。我们将样本按全文风险信息披露频率中位数分为披露较多组和披露较少组,而后对分析师预测行为做均值与中位数的差异性检验。均值 T 检验以及中位数 Z 检验的数据显示: 风险信息披露较多组的分析师跟随以及分析师预测分歧度均显著少于风险披露较低组,说明风险信息披露减少了分析师跟随,降低了分析师预测分歧度。

	风险信息	披露较多组	风险信息	波露较少组	差异	
项目	均值	中位数	均值	中位数	均值T检验	中位数 Z 检验
分析师跟随 Follower	1. 7624	1. 7918	1. 8436	1. 9459	3. 3667 ***	3. 4690 ***
预测分歧度 Dispersion	0. 1352	0.0862	0. 1416	0.0936	1. 9206*	2. 552 **

表 3 主要变量差异性检验

四、实证结果与分析

(一)年报风险信息披露与分析师跟随

表 4 第(1) 与(2) 列的回归结果显示: 年报全文风险披露频率 Ttrisk_ num 以及董事会报告风险披露频率 Direct_ num 均与分析师跟随 Follower 显著负相关,这说明风险信息披露越多,分析师跟踪人数越少,即风险信息披露降低了分析师跟踪数量。从而支持了风险信息披露的信息假说。

(二)稳健性检验

第一,控制个体固定效应。表 4 第(3) 与(4) 列进一步控制公司个体固定效应,结果显示: 年报全文风险披露频率 Ttrisk_ num 以及董事会报告风险披露频率 Direct_ num 的回归系数有所减少,但仍与分析师跟随 Follower 显著负相关。

第二,差分回归。本文对所有变量取其 t 期减去 t -1 期的差额进行差分回归,以消除不随时间改变的不可观测因素对结果的可能影响 $[^{16}]$ 。表 4 第(5) 与(6) 列的回归结果显示: 年报全文风险披露频率的变化值 $delTtrisk_num$ 以及董事会报告风险披露频率的变化值 $delDirect_num$ 仍分别与分析师跟随变化值(delFollower) 显著负相关,这说明风险信息披露增加的越多,分析师跟踪数量下降的越多。

第三,采用 2SLS 处理遗漏变量引起的内生性问题。首先,参照 Campbell 等(2014) ^[25] 的做法,在控制企业规模、盈余波动性、股权性质、盈余管理 DA、风险 Beta 以及股票日收益率的年度标准差 Return 等变量的基础上,设立风险信息披露 Riskdisc 影响因素模型,之后用残差 Riskdisce 代替风险信息披露带入原模型进行第二阶段回归。表 4 第(7) 与(8) 列的回归结果显示: 风险信息披露 Riskdisc_e 仍与与分析师跟随 Follower 显著负相关。

第四,行业均值调整。竞争性可能促进信息披露 $^{[26]}$,加剧风险 $^{[27]}$,因此风险信息披露可能呈现较强的行业特征。本文对风险信息披露进行行业均值调整,以排除行业特征的影响。表 5 第(1) 至(2) 列的回归结果显示: 经行业均值调整后的年报全文风险披露频率 $Ttrisk_num_a$ adj 以及董事

会报告风险披露频率 Direct_ num_ adj 仍与分析师跟随 Follower 显著负相关。

第五,分位数回归。表 5 第(3) 至(8) 列进行了 1/4、1/2、3/4 分位数回归,结果显示: 在不同分位数水平上,年报全文风险披露频率 Ttrisk_num 以及董事会报告风险披露频率 Direct_num 均与分析师跟随 Follower 显著负相关。

	では、十九人では一色の大路がカイルが大型の大型を									
变量	主回	回归	固定	效应	差分	1回归	2SLS 回归			
文里	Ttrisk_ num	Direct_ num	Ttrisk_ num	Direct_ num	del Ttrisk_ num	del Direct_ num	Ttrisk_ num_	e Ttrisk_ num		
Riskdisc	- 2. 0860 ***	-0.8680***	- 1. 1560 **	- 0. 5100 ***	-1. 263 ***	-0.377**	- 2. 113 ***	-0.0781**		
	(-4.0320)	(-4.6190)	(-2.5591)	(-3.0696)	(-2.9433)	(-2.2618)	(-4.0883)	(-2.0035)		
Intang	0.2600	0. 2710	-0.6330	-0.5820	-0.224	-0.165	0. 260	0. 270		
	(0.9200)	(0.9630)	(-1.4544)	(-1.3410)	(-0.5714)	(-0.4228)	(0.9205)	(0.9614)		
Lev	- 0. 8680 ***	-0. 8400 ***	- 0. 5250 ***	- 0. 5310 ***	-0.249*	-0. 255*	- 0. 866 ***	-0. 869 ***		
	(-9.6350)	(-9.3600)	(-4.0904)	(-4. 1524)	(-1.8092)	(-1.8539)	(-9.6103)	(-9.6259)		
Size	0.4060 ***	0. 4030 ***	0. 4390 ***	0. 4400 ***	0. 340 ***	0. 342 ***	0. 403 ***	0. 403 ***		
	(24.5680)	(24. 2640)	(10.7382)	(10.8036)	(6. 8392)	(6. 9080)	(24. 4450)	(24. 2716)		
ROE	2. 9700 ***	2. 9720 ***	1. 7740 ***	1. 7660 ***	1. 503 ***	1. 497 ***	2. 969 ***	2. 973 ***		
	(19. 2220)	- 19. 3460	(12. 1329)	(12. 1267)	(9.7417)	(9.7107)	(19. 2220)	(19. 3514)		
Growth	0. 0233	0.0208	-0.0489	-0.0487	- 0. 00499	-0.00615	0. 0274	0. 0287		
	(0.6340)	(0.5650)	(-1.4630)	(-1.4484)	(-0.1624)	(-0.1998)	(0.7433)	(0.7781)		
Volatility	-0.0017	-0.0017	-0.0067	-0.0066	-0.00581	-0.00586	-0.00232	-0.00218		
	(-0.3770)	(-0.3690)	(-1.4244)	(-1.4021)	(-1.3514)	(-1.3664)	(-0.5159)	(-0.4802)		
CORR	-0.0037	-0.0030	0.0140	0.0141	0.0108	0.0102	-0.00368	-0.00307		
	(-0.2720)	(-0.220)	(1.0876)	(1.0947)	(0.8733)	(0.8218)	(-0.2678)	(-0.2244)		
Loss	-0.3360 ***	-0.3420 ***	- 0. 3230 ***	- 0. 3250 ***	-0. 312 ***	-0. 315 ***	-0. 336 ***	-0. 342 ***		
	(-7.7790)	(-7.9220)	(-7.3939)	(-7.5064)	(-6.9597)	(-7.0023)	(-7.7781)	(-7.9226)		
List	-0. 0315 ***	-0.0308***	- 0. 1090 ***	- 0. 1090 ***	0. 00413 ***	0. 00425 ***	-0.0315 ***	-0. 0308 ***		
	(-11.2450)	(-10.9330)	(-11.8327)	(-11.7553)	(2.8471)	(2.9281)	(-11. 2465)	(-10.9267)		
其他控制变量	略	略	略	略	略	略	略	略		
Indus & Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES		
Constant	-6. 5160 ***	-6. 5340 ***	-7. 190 ***	– 7. 2790 ***	0. 264 ***	0. 264 ***	- 6. 798 ***	-6. 791 ***		
	(-19.8950)	(-19.9500)	(-8.6356)	(-8.7877)	(5. 1224)	(5.0566)	(-20. 9717)	(-20.8130)		
Observations	8,350	8,350	8,350	8,350	5 , 747	5 , 747	8,350	8,350		
F 值	101. 3000	99. 3600	60. 7900	60. 5500	20. 21	20. 18	101. 4	99. 37		
Adjusted-R ²	0.4760	0.4760	0. 2350	0. 2360	0. 142	0. 142	0. 476	0. 476		

表 4 年报风险信息披露对分析师预测跟随的影响

注: Robust t-statistics in parentheses , **** 表示 p < 0.01 , ** 表示 p < 0.05 , * 表示 p < 0.1。下同。

	行业均	值调整	分位数回归						
变量	Theirland all	D: I:		Ttrisk_ num		Direct_ num			
	itrisk_num_adj	Direct_num_adj	q25	q50	q75	q25	q50	q75	
Riskdisc_ adj	- 2. 039 ***	- 0. 862 ***	-2. 655 ***	- 2. 401 ***	- 1. 967 ***	- 1. 139 ***	- 0. 944 ***	-0.612***	
	(-3.8937)	(-4. 5216)	(-5.8834)	(-4.8276)	(-4. 2079)	(-6. 2922)	(-6.4176)	(-4.2549)	
Intang	0. 261	0. 271	0. 231	0. 393*	0. 342 **	0. 243	0. 383	0.376	
	(0.9252)	(0.9621)	(0.8041)	(1.6987)	(2. 1900)	(0.7040)	(1.3061)	(1.4531)	
Lev	- 0. 868 ***	- 0. 840 ***	-0.956***	- 0. 903 ***	- 0. 856 ***	-0.912***	-0.913 ***	-0. 838 ***	
	(-9.6318)	(-9.3589)	(-11.2365)	(-13. 2673)	(-14. 7853)	(-11.2234)	(-11.0235)	(-12.6273)	
Size	0. 405 ***	0. 403 ***	0. 440 ***	0. 408 ***	0. 358 ***	0. 434 ***	0. 404 ***	0. 359 ***	
	(24.5528)	(24. 2554)	(28.8045)	(27.4330)	(31.6286)	(28. 1841)	(30.7696)	(38.7658)	
ROE	2. 971 ***	2. 974 ***	3. 432 ***	2. 807 ***	2. 365 ***	3. 477 ***	2. 801 ***	2. 333 ***	
	(19. 2294)	(19. 3563)	(18.5592)	(15.7507)	(22.0863)	(13.9571)	(15. 1204)	(22.8826)	

表 5 行业均值调整(N=8350)

续表

	行业均值调整		分位数回归						
变量	Ttrisk_num_adj Direct_num_adj			Ttrisk_ num			Direct_ num		
			q25	q50	q75	q25	q50	q75	
Growth	0. 0230	0. 0210	0. 0531	0.0306	-0.00893	0.0622	0. 0227	0. 00589	
	(0.6251)	(0.5701)	(0.9547)	(0.7785)	(-0.2827)	(1. 2012)	(0.4697)	(0.1326)	
其他控制变量	略	略	略	略	略	略	略	略	
Indus & Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
Constant	- 6. 845 ***	- 6. 802 ***	-7. 968 ***	-6.771 ***	- 5. 524 ***	-7. 976 ***	- 6. 799 ***	- 5. 653 ***	
	(-21.1084)	(-20.8361)	(-28. 1699) (-22.6003)	(-21. 2968)	(-26.9249)	(-24.8622)	(-29.0922)	
Adjusted-R ²	0. 476	0.476	0. 2864	0. 3274	0. 3249	0. 2868	0. 3279	0. 3246	

五、进一步分析

(一)理论分析

在信息假说下,风险信息披露因提高了公共信息质量、降低了信息异质性而有助于降低分析师预测分歧度^[28]。年报风险信息面向所有市场参与者公开发布,有助于降低信息流动所形成的异质信念,进而降低分析师预测分歧度^[29]。年报风险信息对既有风险做了充分说明,提高了公共信息透明度和可理解性,年报可读性增强^[16],公司信息透明提高^[15],并且降低了先验异质性所形成的异质信念,也降低了分析师预测分歧度。因此从该角度风险信息披露可能减少分析师预测分歧度。在风险假说下,风险信息披露因增加了信息不确定性与异质信念而有助于增加分析师预测分歧度。年报风险信息披露可能导致信息过载,从而引发有限注意而导致的异质信念。同时年报风险信息具有不确定性,理解难度增加,因而会加剧先验异质性所形成的异质信念,而异质信念的增加会加剧分析师间的预测分歧度。此外,为降低不确定信息增加的负面影响,分析师会减少对年报信息的使用转而寻求私有信息,分析师之间的异质性信息判断会更多^[17],分析师预测分歧度随之增加。因此从该角度风险信息披露可能增加分析师预测分歧度。

(二)数据分析

表 6 第 (1) 与 (2) 列的回归结果显示: 年报全文风险披露频率 $Ttrisk_n$ num 以及董事会报告风险披露频率 $Direct_n$ num 均与分析师预测分歧度 Dispersion 显著负相关,说明风险信息披露越多,分析师预测分歧度越小。分别控制公司特征固定效应和进行行业均值调整的稳健性检验结果也支持了这一研究结论。由于分析师预测分歧度是异质信念传统的衡量指标 $[^{30}]$,因而说明我国风险信息的异质性较弱,从而进一步验证了本文信息假说的逻辑。Todd 和 Volkan(2013) $[^{11}$ 的研究发现,风险信息披露增加了分析师预测分歧度,说明美国资本市场风险信息披露的异质性较强。

变量 -	0	LS	固定	效应	行业均值调整		
	Ttrisk_ num	Direct_ num	Ttrisk_ num	Direct_ num	Ttrisk_ num_ adj	Direct_ num_ ad	
Riskdisc	-0. 2090 ***	-0.0470*	-0.0887	-0.0649*	-0.199***	-0.0395	
	(-3.0120)	(-1.7570)	(-0.950)	(-1.812)	(-2.846)	(-1.457)	
Intang	-0.0491	-0.0473	-0.102	-0.0947	-0.0490	-0.0473	
	(-1.4780)	(-1.4290)	(-1.232)	(-1.159)	(-1.475)	(-1.428)	
Lev	0. 0802 ***	0. 0820 ***	-0.0184	-0.0187	0. 0802 ***	0. 0819 ***	
	(6. 5040)	(6.6530)	(-0.704)	(-0.716)	(6. 505)	(6.637)	
Size	-0.0020	-0.0024	0. 0209 **	0. 0209 **	-0.00207	-0.00241	
	(-0.8740)	(-1.0240)	(2.234)	(2.239)	(-0.893)	(-1.038)	

表 6 年报风险信息披露的异质性较弱么(N=7368)

续表

	0	DLS	固定	效应	———— 行业均值调整		
受里	Ttrisk_ num	Direct_ num	Ttrisk_ num	Direct_ num	Ttrisk_ num_ adj	Direct_ num_ adj	
ROE	-0.3380***	-0.3380***	-0.452 ***	-0.453***	-0.338 ***	-0.338 ***	
	(-12.6550)	(-12.6190)	(-11.312)	(-11.338)	(-12.657)	(-12.620)	
Growth	-0.0440 ***	- 0. 0439 ***	-0.0575 ***	-0. 0575 ***	- 0. 0440 ***	- 0. 0438 ***	
	(-5.9550)	(-5.9410)	(-6.929)	(-6.937)	(-5.956)	(-5.931)	
Indus & Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	
Constant	0. 2700 ***	0. 2670 ***	-0.0530	-0.0569	0. 258 ***	0. 265 ***	
	(5.6570)	(5.5280)	(-0.268)	(-0.290)	(5.365)	(5.481)	
F 值	16. 7600	16. 5500	25. 74	25. 78	16. 70	16. 52	
Adjusted-R ²	0. 1170	0. 1160	0. 118	0. 118	0. 117	0. 116	

六、研究结论与不足

与 Todd 和 Volkan(2013) [1] 支持风险观的研究结论不同,本文研究结论支持了风险信息披露的信息观。我们认为这种差异可能体现了中美两个资本市场成熟度以及风险信息披露侧重点上的差异。中国资本市场成熟度较低,年报风险信息披露可能侧重于对既有风险因素的阐述,而且均为抽象的定性信息,市场参与者将风险信息披露视为年报其他信息的补充。这种差异也暗示我国风险信息披露规定与监管重心需要适度调整。但本文采用风险或者不确定性等词汇出现的频率衡量风险信息披露有一定局限,很难确定中文文本关键词词典以及行文语气的句式语法,因而不能全面捕捉年报中的风险信息。尽管如此,我们认为年报信息披露具有一定专业性和规范性,本文结果具有一定科学性。

参考文献:

- Todd Kravet and Volkan Muslu. Texual Risk Disclosure and Investors' Risk Perception [J]. Review Accounting Studies, 2013, 18: 1088-1122.
- [2] Lang M., Lins K. V., Maffett M. Transparency, Liquidity, and Valuation: International Evidence on When Transparency Matters Most [J]. Journal of Accounting Research, 2012, 50(3): 729-774.
- [3] Campello M., Lin C., Yue M.A., et al. The Real and Financial Implications of Corporate Hedging [J]. Journal of Finance, 2011, 66(5): 1615-1647.
- [4] Parkash, Dhaliwal and Salatka. How Certain Firm-Specific Characteristics Affect the Accuracy and Dispersion of Analysts' Forecasts: A Latent Variables Approach [J]. Journal of Business Research, 1995, 34(3): 161-169.
- [5] Feng Li. Do Stock Market Investors Understand the Risk [Z]. University of Michigan , Working paper , 2006.
- [6] Yang Bao. The Impact of Textual Corporate Risk Disclosures on Risk Perceptions of Investors [Z]. National University of Singapore, Working paper, 2012.
- [7] Joshua J. Filzen. The Information Content of Risk Factor Disclosures in Quarterly Reports [Z]. Boise State University, Working paper, 2015.
- [8] 姚颐, 赵梅. 中国式风险披露、披露水平与市场反应 [J]. 经济研究, 2016, 51(7): 158-172.
- [9] 王雄元,李岩琼,肖忞. 年报风险信息披露有助于提高分析师预测准确度吗? [J]. 会计研究,2017,(10): 37-43,96.
- [10] Clement MB. Analyst Forecast Accuracy: Do Ability, Resources, and Portfolio Complexity Matter? [J]. Journal of Accounting & Economics, 1999, 27(3): 285 303.
- [11] Roulstone D. Effect of the SEC Financial Reporting Release NO. 48 on Derivative and Market Risk Disclosures [J]. Accounting Horizons, 1999, 13(4): 343-363.
- [12] Schipper K. Analysts' Forecasts [J]. Accounting Horizons , 1991 , 5(4): 105 121.
- [13] Bhushan R. Firm Characteristics and Analyst Following [J]. Journal of Accounting & Economics , 2006 , 11(2/3): 255 274.
- [14] Bricker R., Previts G., Robinson T., et al. Financial Analyst Assessment of Company Earnings Quality [J]. Journal of Accounting,

- Auditing & Finance, 1995, 10(10): 541-554.
- [15] Lang M. H., Lundholm R. J. Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior [J]. Accounting Review, 1996, 71(4): 467-492.
- [16] Reuven Lehavy, Feng Li and Kenneth Merkley. The Effect of Annual Report Readability on Analyst Following and the Properties of Their Earnings Forecasts [J]. The Accounting Review, 2011, 86(3): 1087-1115.
- [17] Kim O., Verrecchia RE. Trading Volume and Price Reactions to Public Announcements [J]. Journal of Accounting Research, 1991, 29: 302 – 321.
- [18] Chakrabarty B., Seetharaman A., Swanson Z. L., et al. Management Risk Incentives and the Readability of Corporate Annual Reports [Z]. Saint Louis University, Working paper, 2014.
- [19] Dye R. Disclosure of Non-Proprietary Information [J]. Journal of Accounting Research, 1985, 23(1): 123-145.
- [20] 黎文靖,杨丹.管理层为何自愿披露劳动力成本上涨风险信息?——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 财经研究,2013,39(10):91-105.
- [21] Mikhail M. B., Walther B. R., Willis R. H. Does Forecast Accuracy Matter to Security Analysts? [J]. The Accounting Review, 1999, 74 (2): 185-200.
- [22] Plumlee M. A. The Effect of Information Complexity on Analysts' Use of That Information [J]. The Accounting Review , 2003 , 78(1):
- [23] Petersen M. A. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches [J]. Review of Financial Studies, 2009, 22(1): 435-480.
- [24] Huberts L. C., Fuller R. J. Predictability Bias in the U. S. Equity Market [J]. Financial Analysts Journal, 1995, 51(2): 12-17.
- [25] Campbell J. L., Chen H., Dan S. D., et al. The Information Content of Mandatory Risk Factor Disclosures in Corporate Filings [J]. Review of Accounting Studies, 2014, 19(1): 391–455.
- [26] Botosan C. A., Stanford M. Managers' Motives to Withhold Segment Disclosures and the Effect of SFAS No. 131 on Analysts' Information Environment [J]. The Accounting Review, 2005, 80(3): 751-771.
- [27] Firth M., Lin C., Liu P., et al. The Client is King: Do Mutual Fund Relationships Bias Analyst Recommendations? [J]. Journal of Accounting Research, 2013, 51: 165-200.
- [28] Byard D. , Shaw K. Corporate Disclosure Quality and Properties of Analysts' Information Environment [J]. Journal of Accounting, Auditing and Finance, 2003, 18(3): 355-378.
- [29] Brown I. Earnings Forecasting Research: Its Implications for Capital Markets Research [J]. International Journal of Forecasting, 1993, 9: 295-320.
- [30] Solomon J. F., Solomon A., Norton S. D., et al. A Conceptual Framework for Corporate Risk Disclosure Emerging from the Agenda for Corporate Governance Reform [J]. British Accounting Review, 2000, 32(4): 447-478.

Risk Information Disclosure in Annual Report and Analysts' Following

JIANG Hongyun¹, LI Yanqiong², WANG Xiongyuan³

- (1. Research Center of Modern Enterprise Management, Guilin University of Technology, Guilin 541004, China;
 - 2. Business School, Nankai University, Tianjin 300071, China;
 - 3. School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: Texual risk information disclosure in annual reports is likely to improve the quality of information and has a positive impact on the behavior of analysts' earnings forecasts, besides, it may also increase analysts' risk perception and then have a negative impact on the behavior of analysts' earnings forecasts. This paper quantifies the risk information disclosure by the method of textual analysis and examines the effect of the risk disclosure on the behavior of sell-side financial analysts. The conclusions from firm-level empirical studies are as follows: increases in risk disclosures are associated with fewer analysts following and fewer analysts dispersion. The findings of this paper support the view that risk disclosure improves the information disclosure environment, and help to enrich the emerging risk disclosure literatures and analyst literatures.

Key words: Risk Information Disclosure; Analyst Following; Dispersion

(责任编辑: 赵 婧)

• 73 •