

社会信任与股价崩盘风险^{*}

刘宝华 罗 宏 周 微 杨 行

内容提要:本文以我国2000—2014年沪深两市A股、非金融行业上市公司为样本,实证考察地区社会信任水平和股价崩盘风险的内在联系,以及正式制度如何影响这种内在联系。研究发现,上市公司所在地区社会信任水平越高,公司股价在未来崩盘的风险越小。这说明社会信任作为一种非正式制度,抑制了管理层隐藏坏消息的机会主义行为。进一步的研究发现,信任对股价崩盘风险的抑制作用仅在市场化程度较高和法律环境较好的地区存在。本研究不仅从学理上揭示了非正式制度、正式制度如何影响股价崩盘风险,而且为监管部门如何通过制度建设促进金融市场稳定提供了决策参考。

关键词:股价崩盘风险 社会信任 隐藏信息

作者简介:刘宝华,西南交通大学经济管理学院讲师、博士,610031;

罗 宏,西南财经大学会计学院教授、博士生导师,611130;

周 微,西南财经大学会计学院博士研究生,611130;

杨 行,成都理工大学商学院助教,610059。

中图分类号:F253.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2016)09-0053-14

一、引 言

股价的“暴涨暴跌”在各国资本市场都不鲜见,从2015年6月开始,我国A股市场频现“千股跌停”和“全线飘红”即为一例。“暴跌”即股价崩盘,使投资者的财富在短时间内“蒸发”,信心受挫,继而引发金融市场动荡,危害实体经济。因此,探究股价崩盘风险形成的内在机理,以及寻找股价崩盘的抑制之策成为当前公司金融领域亟待解决的重要问题。

行为金融学的观点认为信息不对称、卖空限制和投资者异质信念三者结合导致股价崩盘(Campbell和Hentschel,1992;Hong和Stein,2003)。但自Jin和Myers(2006)以及Bleck和Liu(2007)建立简化信息模型以来,从代理理论视角考察股价崩盘逐渐被国内外学者接受。Jin和

* 基金项目:教育部人文社科西部和边疆地区规划项目“基于攀比动机的高管薪酬自利行为研究:影响机理、表现形式与经济后果”(14XJA630002);全国会计科研课题重点项目“会计信息的宏观预测价值及其影响因素分析”(2015KJA026);西南财经大学中央高校基本科研业务费专项资金项目“公平偏好、薪酬比较与在职消费激励效应研究”(JBK1407087)。

Myers(2006)的模型指出,基于职业生涯、薪酬和私有收益考虑,公司内部人倾向于隐藏利空消息。假设利好消息和利空消息随机到达,当公司内部人获悉利空消息时,将其隐藏并不断累积。但是内部人隐藏利空消息的能力和意愿有限,当累计利空消息达到上限时,所有的利空消息一泻而出,导致股价崩盘。现有文献证实管理层隐藏利空消息的动机和能力越强,公司未来股价崩盘的风险越高(Hutton 等,2009; Kim 等,2011a; Kim 等,2011b; Kim 和 Zhang, 2014; Xu 等, 2014; Hu 等, 2015; 江轩宇、许年行, 2015; 权小锋等, 2015)。

Defond 等(2014)以及王化成等(2014)发现,国家或地区的正式制度是股价崩盘风险的重要影响因素。Allen 等(2005)指出中国正式制度的缺失和落后并没有阻碍经济的快速发展。道格拉斯·诺斯(1994)、North(2008)以及陈冬华等(2013)指出非正式制度本身及其与正式制度的契合是理解转型经济体社会和经济问题的关键。Callen 和 Fang(2015)以宗教信仰为视角考察了非正式制度对股价崩盘风险的影响,发现上市公司所在地区的宗教信仰能抑制股价崩盘风险,并且这种作用在正式制度缺失的情况下尤为明显。社会信任被认为是除物质资本和人力资本外,决定一个国家经济增长和社会发展的主要社会资本(张维迎、柯荣住, 2002)。研究表明,社会信任对经济增长和金融发展具有促进作用(La Porta 等, 1997; Guiso 等, 2004),也会影响微观企业的投、融资决策(戴亦一等, 2009; 潘越等, 2009)。但社会信任这一非正式制度是否能抑制公司的股价崩盘风险,现有文献尚未涉及。

本文考察地区社会信任水平和股价崩盘风险的关系,以及社会信任与股价崩盘风险的关系是否条件依赖于正式制度。与 Callen 和 Fang(2015)类似,本文也考查非正式制度对股价崩盘的影响。社会信任与宗教信仰不同,在任何社会都存在社会信任问题,但宗教对某些国家的影响就没有这么普遍。而且实证研究发现宗教和社会信任也非一一对应关系,现有研究发现宗教信仰整体上可以提高社会信任水平,但是分层宗教反而会阻碍社会信任的形成(La Porta 等 1997)。Guiso 等(2006)也发现伊斯兰教、佛教和印度教会降低社会信任水平。因而本文的研究与 Callen 和 Fang(2015)存在明显差异。

相比于以往文献,本文的研究贡献体现在以下几个方面:第一,通过考察社会信任对股价崩盘风险的影响,本文丰富了信任经济学的研究。已有研究表明,社会信任能促进经济增长和金融发展,也会影响企业的投、融资决策(La Porta 等, 1997; Guiso 等, 2004; 戴亦一等, 2009; 潘越等, 2009)。股价崩盘风险成因于管理层隐藏利空消息,并且股价崩盘对投资者财富产生强烈的负面冲击,因此本文揭示了社会信任对管理层行为和投资者财富的影响。第二,通过考察社会信任和股价崩盘风险的关系如何条件依赖于地区正式制度,本文丰富了非正式制度和正式制度交互作用的研究。已有研究发现,在地区法律制度或公司治理机制薄弱时,非正式制度可以发挥替代作用(钱先航、曹春方, 2013; Callen 和 Fang, 2015; 曹春方等, 2015)。而本文发现,只有在地区正式制度较好时,作为非正式制度的社会信任才能发挥作用,从而证实非正式制度和正式制度存在互补关系。第三,本文拓展了股价崩盘风险影响因素的研究。已有研究主要从微观层面考查管理层的“捂盘”动机和“捂盘”能力对股价崩盘风险的影响,从正式制度和非正式制度层面考查股价崩盘风险的文献较少。本文基于社会信任这一非正式制度视角对股价崩盘风险的影响因素进行分析和验证,拓展了股价崩盘风险非正式制度影响因素方面的研究。

本文余下部分结构如下:第二部分在理论分析的基础上发展研究假设;第三部分介绍研究设计;第四部分列出主要实证分析结果;第五部分进行稳健性检验;在第六部分陈述研究结论。

二、理论分析与研究假设

股价崩盘风险是指公司特有收益出现极端负值的概率(Jin 和 Myers, 2006)。管理层隐藏公司利空消息和信息不对称被视为导致股价崩盘风险的罪魁祸首(Jin 和 Myers, 2006; Bleck 和 Liu, 2007)。由于职业生涯考虑、股权激励以及帝国构建等原因,公司管理层倾向于隐藏利空消息,同时加快利好消息的披露以夸大财务绩效,并希望当前较差的业绩被未来较好的业绩矫饰(Ball, 2009; Kothari 等, 2009)。隐藏利空消息导致利空消息在公司中不断累积,当累计利空消息突破上限,管理层继续隐藏将不符合成本—收益原则。一旦管理层选择放弃隐藏,利空消息一泻而出,对公司股价造成强烈冲击,即股价崩盘(Jin 和 Myers, 2006)。现有研究发现管理层隐藏利空消息的动机包括内部交易(Hu 等, 2015)、股权激励(Kim 等, 2011a)、在职消费(Xu 等, 2014)和避税(Kim 等, 2011b)等。Bleck 和 Liu(2007)指出信息不透明使投资者不能及时清算绩差项目,过度投资项目继续运转,随着时间推移,项目质量每况愈下。项目的糟糕业绩因而不断累积,并仅能在项目终止时实现,最终导致资产价格暴跌(Bleck 和 Liu, 2007)。过度投资对股价崩盘的促进作用也被实证研究所证实(江轩宇、许年行, 2015)。管理层能否在一段时间内成功隐藏利空消息并最终导致股价崩盘取决于公司的信息透明度。当公司信息透明时,投资者能够识别管理层隐藏利空消息,并对股价做出及时调整,股价在未来发生崩盘的风险因而降低。Hutton 等(2009)、Kim 和 Zhang (2014)以及潘越等(2011)发现信息不透明导致公司未来股价崩盘风险提升,而 Defond 等(2014)与叶康涛等(2015)发现更多的信息披露能够降低信息不对称,并最终降低股价崩盘风险。

社会信任指一个社会中人们的合作倾向。在信任度比较高的社会里,人们倾向于通过合作来获得社会效率的最大化,而不是互相猜疑、算计导致囚徒困境式无效率的结果(Coleman, 1994; Putnam 等, 1994; 潘越等, 2009)。社会信任可以从以下三个方面影响股价崩盘风险。第一,社会信任作为一种社会环境因素,会引导社会中的人遵循大多数人认可的行为规范(Akerlof, 1980)。在高度信任的地区,认为其他人可信的人较多,会引导该地区的人恪守诚实守信的价值观。上市公司所在地区社会信任水平越高,管理层越可能将诚实守信内化为个人品质,从而不愿意刻意隐瞒坏消息,欺骗投资者。第二,在社会信任水平较高的地区,隐藏利空消息被发现后成本较高,可能使管理层基于成本—收益权衡放弃隐藏利空消息。社会信任作为一种社会规范,意味着“失范”行为将受到社会制裁,承受较高的道德压力(李培功、沈艺峰, 2011)。第三,在社会信任水平较高的地区,隐藏利空消息更可能被发现。Dyer 和 Chu(2003)发现汽车零件厂商(Supplier)对汽车制造厂商(Buyer)的信任会显著促使汽车零件商同制造商分享成本和产品开发信息。Wu(2008)也发现,社会信任会提高交易伙伴分享商业和市场需求信息的倾向和程度。社会信任促进信息交流,降低信息不透明程度,同时社会信任水平较高地区的利益相关者将诚实守信作为行事准则,除了自律以外,还会监督约束其他人也恪守诚实守信,当他们发现管理层隐藏利空消息时,更可能对其进行揭发。

由此,提出本文的假设 1:

H1: 公司未来股价崩盘风险与地区社会信任水平显著负相关。

正式制度、非正式制度以及两者的实施特征共同约束人们的互动关系(道格拉斯·诺斯, 1994)。作为非正式制度重要子集的信任环境与正式制度紧密相连,存在复杂的互动关系,在不同的正式制度水平下,社会信任对股价崩盘风险的抑制作用可能有所不同。正式制度可能对社会信

任产生两方面不同的作用。

第一,正式制度促进社会信任的生成并支持其发挥效力。有学者认为法律制度、政府廉洁和适当的制度保护产生高水平的信任(Knack 和 Keefer,1997;Knack 和 Zak,2003)。在完善的市场制度和有力的法律执行环境下,管理层失信于投资者的代价可能较大,因为一旦管理层失信,投资者可能借助法律制度强制管理层赔偿其失信对投资者造成的损失。例如投资者相信管理层公允地披露信息,但管理层却隐藏利空消息造成股价崩盘,投资者则会借助法律手段要求管理层赔偿。此外,市场制度完善地区的竞争较为激烈,管理层失信于投资者可能会由此失去融资渠道、供应商和顾客。总之,完善的市场制度和法律环境可能具有促进社会信任抑制股价崩盘风险的作用。

第二,正式制度可能替代社会信任。正式制度和社会信任都能起到公司治理作用,但正式制度和社会信任哪一方起主导作用依赖于经济发展水平和社会分工程度。在经济发展早期,市场制度和法律环境存在诸多缺陷,社会信任在很大程度上能够弥补正式制度的缺陷,主导治理。但随着经济发展,市场制度和法律治理水平随之提高,成熟的法律和规则等会逐渐取代社会信任的治理作用(Stiglitz,2000;张维迎,2002)。Guiso 等(2004)与钱先航、曹春方(2013)的实证结果也发现,在法律保护较差的地区,社会信任的作用会更加明显。总之,社会信任和正式制度互相替代,当正式制度较差时,社会信任起主要作用;当正式制度较好时,正式制度取代社会信任起主要作用。

由此本文提出竞争性假设 2:

H2a(互补效应):企业所在地区市场化程度越高、法律环境越好,社会信任对股价崩盘风险的抑制作用越好。

H2b(替代效应):企业所在地区市场化程度越低、法律环境越差,社会信任对股价崩盘风险的抑制作用越好。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文选取 2000—2014 年沪深两市 A 股上市公司作为初始研究样本,并按照如下规则对初始样本进行了剔除:(1)金融、保险行业财务报告结构和一般企业差异较大,故剔除了金融、保险行业上市公司;(2)为了保证公司周个股特有收益计算的准确和稳健,剔除了当年周个股收益数据少于 30 条的公司一年度数据;(3)剔除资产负债率大于 1 的公司一年度观测值;(4)剔除相关变量缺失的观测值。我们对连续变量进行了上下 1% 的缩尾(winsorize)处理,最终得到 19109 个公司一年度观测值。本文社会信任数据来自“中国企业家调查系统”2000 年面向全国进行的问卷调查、中国管理科学研究院编制的“中国城市商业信用环境指数”,以及 2011 年各省每万人无偿献血数;市场化程度和法律环境数据来自樊纲等(2011)的市场化进程报告;其他数据来自 CSMAR 和 Wind 数据库。

(二) 变量定义

1. 股价崩盘风险

参照 Chen 等(2001),使用周个股特有收益的负偏态系数(NCSKEW)和上下波动比率(DUVOL)两个连续指标衡量个股股价崩盘风险。具体算法为:

首先,使用模型(1)计算个股特有收益。

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 R_{M,t-2} + \beta_2 R_{M,t-1} + \beta_3 R_{M,t} + \beta_4 R_{M,t+1} + \beta_5 R_{M,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $R_{i,t}$ 为股票 i 第 t 周考虑股利再投资的收益率; $R_{M,t}$ 为第 t 周等权加权市场收益; $\epsilon_{i,t}$ 为模型(1)的残差; 为了降低分布偏度的影响, 对个股周特有收益取自然对数: $W_{i,t} = \ln(1 + \epsilon_{i,t})$ 。

其次, 基于个股周特有收益进一步计算股价崩盘风险代理变量, 其中负偏态系数(NCSKEW)计算公式如模型(2); 上下波动比率(DUVOL)计算公式如模型(3)。

$$\text{NCSKEW}_{i,t} = - \left[n(n-1)^{3/2} \sum W_{i,t}^3 \right] / \left[(n-1)(n-2)(\sum W_{i,t}^2)^{3/2} \right] \quad (2)$$

$$\text{DUVOL}_{i,t} = \ln \left[\sum_{Down} W_{i,t}^2 / (n_d - 1) \right] / \left[\sum_{Up} W_{i,t}^2 / (n_p - 1) \right] \quad (3)$$

其中, n 为个股交易周数, n_p 和 n_d 分别为个股特有收益高于和低于当年平均周特有收益的周数。NCSKEW、DUVOL 越大, 代表公司股价崩盘风险越高。

2. 社会信任

本文使用三个指标衡量社会信任水平。

$Trust_CESS$ 来自张维迎、柯荣住(2002)委托“中国企业家调查系统”2000 年对全国 31 个省、自治区和直辖市 15000 多家企业负责人进行的问卷调查。社会信任指标是根据调查对象对“您认为哪五个地区的企业比较守信用(按顺序排列)”问题的回答结果进行 5 点定序赋值后的加权平均值。以信任得分最高的上海为例, 认为上海第一、第二、第三、第四和第五可信的调查对象分别占 22.7%、16.5%、8.7%、4.8% 和 3.7%, 则上海的信任综合得分等于 $22.7\% \times 5 + 16.5\% \times 4 + 8.7\% \times 3 + 4.8\% \times 2 + 3.7\% \times 1 = 218.9\%$ 。

$Trust_CEI$ 来自中国管理科学研究院编制的“中国城市商业信用环境指数”, 该指数涵盖信用投放、企业信用管理功能、征信系统、政府信用监管、失信违规行为、诚信教育和企业感受七个维度, 全面评价一个城市的信用环境优劣, 该指数范围为 0 至 100, 数值越大, 城市商业信任环境越好。该数据包括 2011—2013 年 280 余個城市的商业信任指标, 本文根据城市将三年数据平均作为最终的商业信任代理变量。

本文也参照 Guiso 等(2004)与潘越等(2009)使用 2011 年各省每万人无偿献血数($Trust_DB$)替代社会信任。

由于制度具有内在的稳定性, 其变迁发生得十分缓慢(道格拉斯·诺斯, 1994), 因而在实证研究中, 可以使用地区某年的社会信任水平替代某段时间该地区的信任水平。这种处理方法已被广为接受, 而且也是合理的, 因为已有研究发现社会信任在很长时间内可以保持稳定(刘凤委等, 2009; Wu 等, 2014; 曹春方等, 2015)。

(三) 模型设计

本文使用模型(4)检验假设 1 的推断, 并按照市场化水平或法律环境指数高低分组, 使用模型(4)分组回归的结果检验假设 2 的推断。

$$\text{CrashRisk}_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Trust_{i,t} + \alpha_2 CrashRisk_{i,t} + \sum_j \beta_j CVj_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$CrashRisk$ 为股价崩盘风险, 使用周个股特有收益的负偏态系数(NCSKEW)和上下波动比率(DUVOL)两个指标衡量。 $Trust$ 为社会信任水平, 使用 $Trust_CESS$ 、 $Trust_CEI$ 和 $Trust_DB$ 替代。此外本文还参照 Chen 等(2001)、Hutton 等(2009)和 Kim 等(2011a)控制了如下相关因素: 滞后一期的股价崩盘风险($CrashRisk_{i,t}$); 投资者异质信念, 使用去趋势的年平均换手率($DTurn$)替

代；股价波动，使用个股周收益的标准差(*Sigma*)替代；股票收益，使用个股周收益的均值(*Ret*)替代；企业规模，使用总资产的自然对数(*Size*)替代；市值账面比(*MB*)；资本结构，使用资产负债率(*Lev*)替代；盈利能力，使用总资产净利率(*ROA*)替代；盈余管理，使用修正琼斯模型(Dechow 等, 1995)衡量的可操控性应计利润的绝对值(*ABAacc*)替代；此外还控制了行业、年度和地区固定效应。所有回归都使用异方差调整的稳健标准差计算显著性水平，并在公司层面进行了聚类处理。

四、实证结果

(一) 描述性统计结果

主要变量的描述性统计结果如表 1 所示，*NCSKEW* 的均值和标准差分别为 -0.188 和 0.633，*DUVOL* 的均值和标准差分别为 -0.129 和 0.459，说明股价崩盘风险的两个替代变量在各公司间存在较大的差异。以 *Trust_CESS* 为例，社会信任最高得分为 2.189(上海)，最低为 0.041(海南)，均值和标准差分别为 0.799 和 0.698，说明各地区社会信任的差异较大。其他变量的取值尚属正常。

(二) 相关性系数分析

主要变量的相关系数未列出，从相关性系数分析可以看出，股价崩盘风险的两个替代变量 *NCSKEW* 和 *DUVOL* 的皮尔森相关系数高达 0.875($p < 0.001$)，社会信任的替代变量 *Trust_CESS*、*Trust_CEI* 和 *Trust_DB* 两两之间的皮尔森相关系数都超过 0.650，并且都在 1% 的统计水平上显著。说明股价崩盘风险和社会信任的衡量方式较为稳健。*NCSKEW* 和 *Trust_CESS*、*Trust_CEI*、*Trust_DB* 的皮尔森相关系数分别为 -0.037($p < 0.001$)、-0.035($p < 0.001$) 以及 -0.035($p < 0.001$)，说明 *NCSKEW* 和社会信任在 1% 的统计水平上显著负相关。*DUVOL* 和 *Trust_CESS*、*Trust_CEI*、*Trust_DB* 的皮尔森相关系数分别为 -0.030($p < 0.001$)、-0.028($p < 0.001$) 以及 -0.032($p < 0.001$)，说明 *DUVOL* 和社会信任在 1% 的统计水平上显著负相关。该结果与本文假设 1 相符，即地区社会信任水平越高，上市公司未来股价崩盘风险越低。

表 1 主要变量的描述性统计分析

变量	观测值	均值	标准差	最小值	p25	中位数	p75	最大值
<i>NCSKEW</i>	19109	-0.188	0.633	-2.058	-0.552	-0.162	0.204	1.499
<i>DUVOL</i>	19109	-0.129	0.459	-1.239	-0.439	-0.127	0.176	1.005
<i>Trust_CESS</i>	19109	0.799	0.698	0.041	0.144	0.777	1.187	2.189
<i>Trust_CEI</i>	19109	75.780	5.094	66.091	71.808	74.850	79.839	85.951
<i>Trust_DB</i>	19109	0.036	0.012	0.020	0.030	0.033	0.039	0.064
<i>DTurn</i>	19109	-0.383	2.126	-10.261	-1.059	-0.074	0.640	4.140
<i>Sigma</i>	19109	0.060	0.020	0.028	0.045	0.056	0.072	0.122
<i>Ret</i>	19109	0.004	0.012	-0.020	-0.005	0.002	0.011	0.037
<i>Size</i>	19109	21.628	1.198	19.251	20.792	21.468	22.266	25.393
<i>MB</i>	19109	1.852	1.540	0.215	0.807	1.400	2.366	8.759
<i>Lev</i>	19109	0.470	0.201	0.053	0.321	0.479	0.621	0.903
<i>ROA</i>	19109	0.033	0.056	-0.207	0.012	0.033	0.060	0.181
<i>ABAacc</i>	19109	0.061	0.061	0.001	0.019	0.042	0.081	0.320

(三) 多元回归分析

表 2 列出了社会信任和个股未来股价崩盘风险的回归结果。从列(1)中可见 *Trust_CESS* 的回归系数为 $-0.049(t = -5.04)$, 即 *NCSKEW* 与 *Trust_CESS* 在 1% 的统计水平上显著负相关。在均值处, *Trust_CESS* 上涨一个标准差, *NCSKEW* 相应降低 0.054 个标准差。从列(2)可见 *Trust_CESS* 的回归系数为 $-0.033(t = -4.68)$, 即 *DUVOL* 与 *Trust_CESS* 在 1% 的统计水平上显著负相关。在均值处, *Trust_CESS* 上涨一个标准差, *DUVOL* 相应降低 0.050 个标准差。列(3)至列(6)的结果显示, 使用 *Trust_CEI* 和 *Trust_DB* 衡量社会信任水平不会对回归结果产生实质影响, 即股价崩盘风险与社会信任水平显著负相关。

表 2 的结果说明地区社会信任水平越高, 当地上市公司在未来发生股价崩盘的风险越低。该结果与假设 1 一致。

表 2 社会信任与股价崩盘风险

	<i>NCSKEW_{t+1}</i>	<i>DUVOL_{t+1}</i>	<i>NCSKEW_{t+1}</i>	<i>DUVOL_{t+1}</i>	<i>NCSKEW_{t+1}</i>	<i>DUVOL_{t+1}</i>
	<i>Trust = Trust_CESS</i>		<i>Trust = Trust_CEI</i>		<i>Trust = Trust_DB</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Trust</i>	-0.049^{***} (-5.04)	-0.033^{***} (-4.68)	-0.004^{***} (-3.73)	-0.002^{***} (-3.13)	-1.839^{***} (-4.04)	-1.350^{***} (-4.05)
<i>NCSKEW</i> 或 <i>DUVOL</i>	0.063^{***} (8.60)	0.059^{***} (8.01)	0.064^{***} (8.71)	0.060^{***} (8.13)	0.064^{***} (8.70)	0.059^{***} (8.08)
<i>DTurn</i>	-0.007^{***} (-2.67)	-0.005^{**} (-2.53)	-0.007^{***} (-2.69)	-0.005^{**} (-2.55)	-0.007^{***} (-2.67)	-0.005^{**} (-2.52)
<i>Sigma</i>	0.012 (0.03)	-0.369 (-1.39)	0.041 (0.12)	-0.354 (-1.33)	0.017 (0.05)	-0.364 (-1.37)
<i>Ret</i>	4.369^{***} (5.54)	3.703^{***} (6.27)	4.407^{***} (5.58)	3.732^{***} (6.32)	4.397^{***} (5.57)	3.716^{***} (6.30)
<i>Size</i>	-0.036^{***} (-6.43)	-0.034^{***} (-8.38)	-0.037^{***} (-6.44)	-0.034^{***} (-8.38)	-0.036^{***} (-6.45)	-0.034^{***} (-8.31)
<i>MB</i>	0.032^{***} (6.66)	0.022^{***} (6.26)	0.032^{**} (6.62)	0.022^{***} (6.20)	0.032^{***} (6.64)	0.022^{***} (6.26)
<i>Lev</i>	0.048 (1.62)	0.025 (1.16)	0.052 [*] (1.76)	0.028 (1.30)	0.051 [*] (1.74)	0.027 (1.25)
<i>ROA</i>	0.153 (1.56)	0.034 (0.47)	0.149 (1.52)	0.032 (0.44)	0.144 (1.46)	0.027 (0.37)
<i>ABAcc</i>	0.083 (1.10)	0.022 (0.39)	0.086 (1.13)	0.023 (0.43)	0.086 (1.13)	0.023 (0.43)
截距项	0.527^{***} (3.99)	0.545^{***} (5.73)	0.779^{***} (5.23)	0.701^{***} (6.53)	0.552^{***} (4.17)	0.562^{***} (5.90)
行业、年度和地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	19109	19109	19109	19109	19109	19109
<i>adj. R²</i>	0.075	0.075	0.074	0.075	0.074	0.075

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 括号中是经异方差稳健调整后得到的 t 值。下同。

表3列出了正式制度对股价崩盘风险—社会信任关系的影响。被解释变量为NCSKEW。^①按照樊纲等(2011)2001—2009年市场化指数均值(*MktIndex*)进行高低排序,当*MktIndex*大于中位数时归为市场化程度高组,当*MktIndex*小于等于中位数时归为市场化程度低组,并分组对模型(4)进行回归以检验社会信任对股价崩盘风险的抑制作用是否条件依赖于市场化程度,回归结果在Panel A中列出。按照樊纲等(2011)2001—2009年法律环境指数均值(*LawIndex*)进行高低排序,当*LawIndex*大于中位数时归为法律环境好组,当*LawIndex*小于等于中位数时归为法律环境差组,并分组对模型(4)进行回归以检验社会信任对股价崩盘风险的抑制作用是否条件依赖于法律环境,回归结果在Panel B中列出。

从Panel A列(1)和列(2)可以看出,当市场化程度较高时,*Trust_CESS*的回归系数为-0.067($t=-5.64$),即NCSKEW与*Trust_CESS*在1%的统计水平上显著负相关。在均值处,*Trust_CESS*上涨一个标准差,NCSKEW相应降低0.059个标准差。当市场化程度较低时,NCSKEW和*Trust_CESS*不存在显著关系。列(3)至列(6)的结果显示,使用*Trust_CEI*和*Trust_DB*衡量社会信任水平不会对回归结果产生实质影响。

从Panel B列(1)和列(2)可见,当法律环境较好时,*Trust_CESS*的回归系数为-0.082($t=-6.57$),即NCSKEW与*Trust_CESS*在1%的统计水平上显著负相关。在均值处,*Trust_CESS*上涨一个标准差,NCSKEW相应降低0.066个标准差;当法律制度较差时,NCSKEW和*Trust_CESS*不存在显著关系。列(3)至列(6)的结果显示,使用*Trust_CEI*和*Trust_DB*衡量社会信任水平不会对回归结果产生实质影响。

表3 社会信任、正式制度与股价崩盘风险

	NCSKEW _{t+1}	NCSKEW _{t+1}	NCSKEW _{t+1}	NCSKEW _{t+1}	NCSKEW _{t+1}	NCSKEW _{t+1}
	<i>Trust=Trust_CESS</i>		<i>Trust=Trust_CEI</i>		<i>Trust=Trust_DB</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高	低	高	低	高	低
Panel A. 市场化指数 <i>MktIndex</i>						
<i>Trust</i>	-0.067*** (-5.64)	-0.006 (-0.16)	-0.006*** (-4.56)	0.000 (0.22)	-2.492*** (-4.84)	1.704 (1.36)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9365	9744	9365	9744	9365	9744
adj. <i>R</i> ²	0.077	0.075	0.075	0.075	0.076	0.075
Panel B. 法律环境指数 <i>LawIndex</i>						
<i>Trust</i>	-0.082*** (-6.57)	-0.008 (-0.23)	-0.006*** (-4.71)	-0.001 (-0.28)	-2.694*** (-4.93)	0.703 (0.54)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	9131	9978	9131	9978	9131	9978
adj. <i>R</i> ²	0.081	0.072	0.079	0.072	0.080	0.072

① 使用DUVOL衡量股价崩盘风险,回归结果类似。

表3的结果说明,只有在市场化程度较高或法律环境较好的地区,社会信任才能起到抑制股价崩盘风险的作用,该结果与假设2a一致,即正式制度可以增加管理层失信的成本,因而增强了社会信任对股价崩盘风险的抑制作用。

(四)进一步研究

表2和表3的分析说明,社会信任能够抑制股价的崩盘风险。那么一个自然的问题是社会信任通过什么路径降低了股价崩盘风险?已有研究指出管理层隐藏利空消息的动机和能力越强,公司股价的崩盘风险越高。那么社会信任影响的是管理层隐藏利空消息的动机还是能力呢?社会信任抑制股价崩盘风险的路径分析结果如表4所示。

表4 社会信任抑制股价崩盘风险的路径

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	AI		OverINV		Opaque		Transparency	
Trust	-0.004***	(-5.01)	-0.003**	(-2.94)	-0.003*	(-2.22)	0.151***	(3.06)
Size	0.003*	(2.14)	0.004**	(3.01)	-0.009***	(-3.82)	0.484***	(15.57)
MB	-0.003***	(-6.00)	0.002***	(4.45)	0.012***	(6.85)	-0.002	(-0.07)
Lev	0.063***	(11.83)	0.014**	(2.61)	0.124***	(17.00)	-1.459***	(-9.38)
ROA	0.223***	(10.56)	-0.001	(-0.03)	0.083*	(2.01)	9.895***	(8.75)
SOEs	-0.001	(-0.50)	-0.004**	(-2.40)	-0.018***	(-4.68)	0.190***	(2.59)
Dual	0.001	(0.59)	0.000	(0.10)	0.009**	(2.67)	-0.030	(-0.47)
Indedir	-0.004	(-1.39)	-0.010*	(-2.04)	-0.028***	(-4.86)	0.540***	(3.95)
Big4	-0.031**	(-2.56)	-0.022	(-1.02)	0.000	(0.02)	-0.232	(-0.47)
截距项	-0.065*	(-2.15)	-0.010	(-0.36)	0.376***	(9.41)		
行业、年度和地区	控制		控制		控制		控制	
N	13664		6255		13664		6475	
adj. R ²	0.047		0.076		0.134		0.123	

Bleck 和 Liu(2007)的模型以及江轩宇、许年行(2015)的实证研究指出,管理层过度投资不能被及时清算导致经营业绩持续恶化,并在公司内部累积,当项目终止,投资损失实现时导致资产价格暴跌。延迟清算过度投资项目是管理层隐藏利空消息的一个典型动机,因此本文将过度投资作为管理层隐藏利空消息动机的代表。参照 Richardson(2006)使用 AI 和 OverINV 衡量过度投资,回归结果在列(1)和列(2)中列出。从列(1)和列(2)可见,社会信任至少在 5% 的统计水平上与过度投资显著负相关,说明社会信任通过约束管理层隐藏利空消息的动机降低了股价的崩盘风险。

信息不透明使得管理层隐藏利空消息的行为更难被发现,因而能够代表管理层隐藏利空消息的能力。Jin 和 Myers(2006)指出信息不透明是导致股价崩盘风险发生的罪魁祸首,Hutton 等(2009)与 Kim 和 Zhang(2014)的实证证据发现,信息不透明的确会导致个股未来股价崩盘风险的提高。参照 Hutton 等(2009)使用过去三年累计可操纵性应计利润绝对值之和衡量信息不透明程度(Opaque),社会信任对公司信息不透明度影响的回归结果如列(3)所示。此外深圳证券交易所每年会对深交所上市公司进行信息披露工作考核,考核结果从低到高分为 D、C、B、A 四个等级,本文对其进行定序 4 点赋值,1 点最低(D 级)、4 点最高(A 级),并将其定义为信息透明度(Transparency)。回归结果如列(4)所示。从列(3)中可见,信息不透明度与社会信任在 10% 的统

计水平上显著负相关。列(4)的被解释变量为4点定序变量,本文采用了定序响应模型(Ologit)估计系数,从列(4)中可见,信息透明度与社会信任在1%的统计水平上显著正相关。列(3)和列(4)的结果说明社会信任提高了企业信息披露水平,从而限制了管理层隐藏利空消息的能力。表4的结果说明,社会信任同时降低了管理层隐藏利空消息的动机和能力,进而降低了股价的崩盘风险。

五、稳健性检验

(一) 调整研究区间

虽然制度具有内在的稳定性,其变迁发生得十分缓慢(道格拉斯·诺斯,1994),但制度仍然发生着缓慢变化。为了克服制度变迁对本文结果的影响,我们根据社会信任数据的调查时间调整研究区间,仅保留社会信任数据调查当年以及后三年的数据。具体而言,使用 *Trust_CESS* 衡量社会信任水平时保留 2000—2003 年的数据,使用 *Trust_CEI* 和 *Trust_DB* 衡量社会信任水平时保留 2011—2014 年的数据。回归结果在表 5 中列出。从表 5 中可见,研究结果在调整研究区间后仍然保持稳健。

表 5

调整研究区间测试结果

	<i>NCSKEW_{t+1}</i>	<i>DUVOL_{t+1}</i>	<i>NCSKEW_{t+1}</i>	<i>DUVOL_{t+1}</i>	<i>NCSKEW_{t+1}</i>	<i>DUVOL_{t+1}</i>
	<i>Trust=Trust_CESS</i>		<i>Trust=Trust_CEI</i>		<i>Trust=Trust_DB</i>	
	<i>Year ∈ [2000,2003]</i>		<i>Year ∈ [2011,2014]</i>		<i>Year ∈ [2011,2014]</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Trust</i>	-0.098*** (-4.13)	-0.051*** (-3.20)	-0.003** (-2.14)	-0.002* (-1.68)	-1.481** (-2.07)	-1.072** (-2.07)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	3590	3590	7365	7365	7365	7365
adj. <i>R</i> ²	0.049	0.073	0.086	0.079	0.086	0.079

(二) 股价崩盘指标敏感性测试

最近的金融会计文献在估计上市公司特有收益率时一般会考虑行业收益以控制行业特质性,参考 Callen 和 Fang(2015),使用模型(5)计算个股特有收益率,进一步基于模型(2)和模型(3)计算股价崩盘风险的替代变量。

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 R_{M,t-1} + \beta_2 R_{j,t-1} + \beta_3 R_{M,t} + \beta_4 R_{j,t} + \beta_5 R_{M,t+1} + \beta_6 R_{j,t+1} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $R_{i,t}$ 为股票 i 第 t 周考虑股利再投资的收益率; $R_{M,t}$ 为行业 j 第 t 周等权加权市场收益; $R_{j,t}$ 为行业 j 第 t 周等权加权行业收益; $\epsilon_{i,t}$ 为模型(5)的残差。为了降低分布偏度的影响,对个股特有收益取自然对数: $W_{i,t} = \ln(1 + \epsilon_{i,t})$ 。

使用 Callen 和 Fang(2015)模型衡量股价崩盘风险的研究结果在表 6 中列出,其中 Panel A 为全样本回归,Panel B 为调整研究区间回归。^① 从表 6 中可见,研究结果在替换股价崩盘风险的衡量方式后仍然保持稳健。

^① 由于 2015 年年度报告尚未公布,无法判断上市公司 2015 年所属的行业,因而无法参照 Callen 和 Fang(2015)计算 2015 年的股价崩盘数据,因此这部分回归对应的全样本为 $year ∈ [2000,2013]$ 。

表 6

股价崩盘指标敏感性测试结果

	NCSKEW _{t+1}					
	Trust=Trust_CESS		Trust=Trust_CEI		Trust=Trust_DB	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A. 全样本						
Trust	-0.057*** (-5.31)	-0.037*** (-5.13)	-0.005*** (-4.33)	-0.003*** (-3.64)	-2.190*** (-4.45)	-1.450*** (-4.32)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	17303	17303	17303	17303	17303	17303
adj. R ²	0.077	0.079	0.076	0.079	0.077	0.079
Panel B. 调整研究区间						
	Year ∈ [2000, 2003]		Year ∈ [2011, 2013]		Year ∈ [2011, 2013]	
Trust	-0.090*** (-3.89)	-0.058*** (-3.83)	-0.007*** (-3.30)	-0.004*** (-2.67)	-2.853*** (-3.16)	-1.835*** (-2.95)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3590	3590	5560	5560	5560	5560
adj. R ²	0.048	0.061	0.054	0.055	0.054	0.056

(三)解决内生性问题

内生性一般源于逆向因果关系、遗漏变量和测量误差。由于社会信任属于宏观环境,在一段较长时间内保持稳定,因此可以排除逆向因果问题。此外,使用固定效应模型估计回归系数并无本质差异,因此可以进一步排除遗漏变量问题。^①但社会信任属于调查数据,可能存在测量误差。本文采用工具变量两阶段最小二乘法缓解该问题。张维迎、柯荣住(2002)发现经济状况(GDP)、地区教育水平(Edu)和地区交通设施里程数(Trans)会影响社会信任的形成,因此本文将GDP、Edu和Trans作为工具变量,刘凤委等(2009)与曹春方等(2015)也采用了类似方法。二阶段最小二乘回归的结果在表7中列出,列(1)和列(4)的回归结果说明Trust_CESS与GDP、Edu、Trans显著相关。^②列(2)、(3)、(5)和(6)的结果说明,控制内生性后,社会信任抑制股价崩盘风险的作用仍然成立。^③

① 固定效应模型的回归结果并未列出,作者留存备索。

② 列(2)和列(3)对应的第一阶段回归结果较为类似,因此仅将列(2)对应的第一阶段回归结果列出在列(1)中。同样,列(5)和列(6)对应的第一阶段回归结果也较为类似,仅将列(5)对应的第一阶段回归结果列出在列(4)中。

③ 以列(1)和列(2)为例列出内生性工具变量法的检验结果。(1)内生性检验:Hausman检验的结果显示 $\chi^2=8.65(p<0.01)$,说明最小二乘和工具变量回归系数存在显著差异,即存在内生性,工具变量回归结果更为准确;(2)识别不足检验:Kleibergen-Paaprk LM统计量为5106.94($p<0.01$),说明本文选择的工具变量不存在识别不足问题;(3)弱工具变量检验:Cragg-Donald Wald F统计量为18000($p<0.05$),Kleibergen-Paaprk Wald F统计量为32000($p<0.05$),说明本文选择的工具变量不存在弱工具变量问题;(4)过度识别检验:Hansen J统计量为2.085($p=0.353$),不能拒绝原假设,即本文所有的工具变量都是外生的。综上可以认为,本文选择的工具变量是有效的,工具变量回归的结果比最小二乘法回归结果更为准确。

表 7

社会信任与股价崩盘风险——两阶段回归结果

	<i>Trust_CESS</i>	<i>NCSKEW_{t+1}</i>	<i>DUVOL_{t+1}</i>	<i>Trust_CESS</i>	<i>NCSKEW_{t+1}</i>	<i>DUVOL_{t+1}</i>
	全样本		<i>Year ∈ [2000, 2003]</i>			
	第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Trust_CESS</i>		-0.065*** (-6.03)	-0.045*** (-5.87)		-0.091*** (-3.45)	-0.050*** (-2.72)
<i>GDP</i>	0.698*** (142.7)			0.738*** (61.64)		
<i>Edu</i>	3.607*** (22.09)			2.412*** (5.473)		
<i>Trans</i>	-0.014*** (-38.78)			-0.013*** (-17.08)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	19109	19109	19109	5540	3590	3590
adj. <i>R</i> ²	0.245	0.075	0.075	0.066	0.049	0.073

六、研究结论

本文利用 2000—2014 年中国沪深两市 A 股、非金融行业上市公司的数据,研究社会信任和个股未来股价崩盘风险的关系,并探讨其中的机理。研究结果发现:(1)地区社会信任水平越高,当地个股未来股价崩盘风险越小;(2)上述关系主要存在于市场化水平较高或法律环境较好的地区;(3)匹配社会信任数据调查时间和研究区间,使用其他股价崩盘风险的衡量方式,以及控制测量误差导致的内生性后,社会信任对股价崩盘风险的抑制作用仍然保持稳健。本文的证据说明,地区信任水平能够抑制个股股价崩盘风险,但社会信任作用的发挥需要依赖于良好的正式制度环境。进一步研究发现,社会信任通过抑制管理层隐藏利空消息的动机和能力两种途径降低了股价崩盘风险。

本文的研究结论具有重要的理论与实践意义。理论上,本文从社会信任这一独特视角考察非正式制度对股价崩盘风险的抑制作用,并进一步考察了正式制度如何调节非正式制度的作用。本文丰富了非正式制度和正式制度治理作用的文献,也拓展了股价崩盘风险抑制机制的研究。在政策建议层面,本文的研究结果说明,抑制个股股价崩盘、维护金融市场稳定可以从社会信任等非正式制度和市场化等正式制度建设方面入手。

参考文献:

1. 曹春方、周大伟、吴澄澄:《信任环境,公司治理与民营上市公司投资—现金流敏感性》,《世界经济》2015 年第 5 期。
2. 陈冬华、胡晓莉、梁上坤、新夫:《宗教传统与公司治理》,《经济研究》2013 年第 9 期。
3. 戴亦一、张俊生、曾亚敏、潘越:《社会资本与企业债务融资》,《中国工业经济》2009 年第 8 期。
4. [美]道格拉斯·诺斯:《制度、制度变迁与经济绩效》,上海三联书店 1994 年版。
5. 樊纲、王小鲁、朱恒鹏:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》,经济科学出版社 2011 年版。

6. 江轩宇、许年行:《企业过度投资与股价崩盘风险》,《金融研究》2015年第8期。
7. 李培功、沈艺峰:《社会规范、资本市场与环境治理:基于机构投资者视角的经验证据》,《世界经济》2011年第6期。
8. 刘凤委、李琳、薛云奎:《信任、交易成本与商业信用模式》,《经济研究》2009年第8期。
9. 潘越、戴亦一、林超群:《信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险》,《金融研究》2011年第9期。
10. 潘越、戴亦一、吴超鹏、刘建亮:《社会资本、政治关系与公司投资决策》,《经济研究》2009年第11期。
11. 钱先航、曹春方:《信用环境影响银行贷款组合吗——基于城市商业银行的实证研究》,《金融研究》2013年第4期。
12. 权小峰、吴世农、尹洪英:《企业社会责任与股价崩盘风险:“价值利器”或“自利工具”?》,《经济研究》2015年第11期。
13. 王化成、曹丰、高升好、李争光:《投资者保护与股价崩盘风险》,《财贸经济》2014年第10期。
14. 叶康涛、曹丰、王化成:《内部控制信息披露能够降低股价崩盘风险吗?》,《金融研究》2015年第2期。
15. 张维迎:《法律制度的信誉基础》,《经济研究》2002年第1期。
16. 张维迎、柯荣住:《信任及其解释:来自中国的跨省调查分析》,《经济研究》2002年第5期。
17. Akerlof G A, A Theory of Social Custom, of Which Unemployment May Be One Consequence. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 94, No. 4, 1980, pp. 749—775.
18. Allen F, Qian J & Qian M, Law, Finance, and Economic Growth in China. *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, No. 1, 2005, pp. 57—116.
19. Ball R, Market and Political/Regulatory Perspectives on the Recent Accounting Scandals. *Journal of Accounting Research*, Vol. 47, No. 2, 2009, pp. 277—323.
20. Bleck A & Liu X, Market Transparency and the Accounting Regime. *Journal of Accounting Research*, Vol. 45, No. 2, 2007, pp. 229—256.
21. Callen J L & Fang X, Religion and Stock Price Crash Risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 50, No. 1—2, 2015, pp. 169—195.
22. Campbell J Y & Hentschel L, No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, Vol. 31, No. 3, 1992, pp. 281—318.
23. Chen J, Hong H & Stein J C, Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices. *Journal of Financial Economics*, Vol. 61, No. 3, 2001, pp. 345—381.
24. Coleman J S, Foundations of Social Theory. Harvard University Press, 1994.
25. Dechow P M, Sloan R G & Sweeney A P, Detecting Earnings Management. *Accounting Review*, Vol. 70, No. 2, 1995, pp. 193—225.
26. DeFond M L, Hung M, Li S & Li Y, Does Mandatory IFRS Adoption Affect Crash Risk? *The Accounting Review*, Vol. 90, No. 1, 2014, pp. 265—299.
27. Dyer J H & Chu W, The Role of Trustworthiness in Reducing Transaction Costs and Improving Performance: Empirical Evidence from the United States, Japan, and Korea. *Organization Science*, Vol. 14, No. 1, 2003, pp. 57—68.
28. Guiso L, Sapienza P & Zingales L, The Role of Social Capital in Financial Development. *American Economic Review*, Vol. 94, No. 3, 2004, pp. 526—556.
29. Guiso L, Sapienza P & Zingales L, Does Culture Affect Economic Outcomes? *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 20, No. 2, 2006, pp. 23—48.
30. Hong H & Stein J C, Differences of Opinion, Short-Sales Constraints, and Market Crashes. *Review of Financial Studies*, Vol. 16, No. 2, 2003, pp. 487—525.
31. Hu J, Kim J & Zhang W, Insider Trading and Stock Price Crashes: International Evidence from a Natural Experiment. Available at Ssrn: [Http://Ssrn.Com/Abstract=2359069](http://Ssrn.Com/Abstract=2359069).
32. Hutton A P, Marcus A J & Tehrani H, Opaque Financial Reports, R^2 , and Crash Risk. *Journal of Financial Economics*, Vol. 94, No. 1, 2009, pp. 67—86.
33. Jin L & Myers S C, R^2 around the world: New theory and new tests. *Journal of Financial Economics*, Vol. 79, No. 2, 2006, pp. 257—292.
34. Kim J B & Zhang L, Financial Reporting Opacity and Expected Crash Risk: Evidence from Implied Volatility Smirks. *Contemporary Accounting Research*, Vol. 31, No. 3, 2014, pp. 851—875.

35. Kim J, Li Y & Zhang L, CFOs versus CEOs: Equity Incentives and Crashes. *Journal of Financial Economics*, Vol. 101, No. 3, 2011a, pp. 713—730.
36. Kim J, Li Y & Zhang L, Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis. *Journal of Financial Economics*, Vol. 100, No. 3, 2011b, pp. 639—662.
37. Knack S & Keefer P, Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 4, 1997, pp. 1251—1288.
38. Knack S & Zak P J, Building Trust: Public Policy, Interpersonal Trust, and Economic Development. *Supreme Court Economic Review*, Vol. 10, No. 1, 2003, pp. 91—107.
39. Kothari S P, Shu S & Wysocki P D, Do Managers Withhold Bad News? *Journal of Accounting Research*, Vol. 47, No. 1, 2009, pp. 241—276.
40. La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A & Vishny R W, Trust in Large Organizations. *The American Economic Review*, Vol. 87, No. 2, 1997, pp. 333—338.
41. North D C, Institutions and the Performance of Economies over Time. *Handbook of New Institutional Economics*. Springer, 2008.
42. Putnam R D, Leonardi R & Nanetti R Y, *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton University Press, 1994.
43. Richardson S, Over-Investment of Free Cash Flow. *Review of Accounting Studies*, Vol. 11, No. 2—3, 2006, pp. 159—189.
44. Stiglitz J E, Formal and Informal Institutions. Dasgupta P. & Serageldin I. (eds.) *Social Capital: A Multifaceted Perspective*. Washington D C, World Bank, 2000, pp. 59—68.
45. Wu W, Firth M & Rui O M, Trust and the Provision of Trade Credit. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 39, 2014, pp. 146—159.
46. Xu N, Li X, Yuan Q & Chan K C, Excess Perks and Stock Price Crash Risk: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance*, Vol. 25, 2014, pp. 419—434.

Social Trust and Stock Crash Risk

LIU Baohua(Southwest Jiaotong University, 610031)

LUO Hong, ZHOU Wei(Southwestern University of Finance and Economics, 611130)

YANG Hang(Chengdu University of Technology, 610059)

Abstract: This paper investigates whether and how social trust curbs future stock price crash risk and what role of formal institutions plays between them using the sample of A-share non-financial listed firms in China from 2000 to 2014. We find that stock crash risk is negatively associated with social trust, and this relationship between stock crash risk and social trust exists only for firms located in areas with high marketization or better legal system. This finding indicates that as an informal institution, social trust suppresses the opportunism behavior of managers hiding bad news. Our paper not only contributes to the literature how the stock crash risk influenced by formal and informal institutions, but also has important practical implications for financial stability.

Keywords: Stock Crash Risk, Social Trust, Bad-News-Hoarding

JEL: G14, K10, Z13

责任编辑:老牛