

## 网络舆论关注与企业创新

江轩宇 朱 琳 伊志宏\*

**摘要** 本文结合我国推动互联网和实体经济深度融合及实施创新驱动发展战略的现实背景，探讨网络舆论关注是否及如何影响企业创新，发现：(1) 网络舆论关注与企业创新显著负相关，支持了网络舆论的“市场压力假说”；(2) 经理人职业忧虑程度越高，网络舆论影响力越大，或负面舆论占比越高时，二者的负向关系越显著；(3) 公司信息环境的改善能显著缓解上述不利影响；(4) 网络舆论关注对企业创新的负面影响在非国有企业中更显著。

**关键词** 企业创新，网络舆论关注，职业忧虑

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2021.01.06

### 一、引 言

企业创新的影响因素一直是各界关注的焦点。已有研究表明，作为金融市场的重要组成部分，分析师 (He and Tian, 2013; 陈钦源等, 2017)、媒体 (杨道广等, 2017)、机构投资者 (Jiang and Yuan, 2018) 等信息中介的关注对企业创新具有重大影响。自中国接入互联网 20 多年来，信息技术不断发展，网络用户也呈几何式增长。据中国互联网络信息中心第 40 次《中国互联网络发展状况统计报告》显示，截至 2017 年 6 月，我国网民规模高达 7.51 亿。广泛的普及率及影响力使得以股吧为代表的网络社交平台成为金融市场不可忽视的信息交流及传播渠道 (Das and Chen, 2007; 段江娇等, 2017)。在我国实施创新驱动发展战略及十九大报告指出“加强互联网内容建设，建立网络综合治理体系，营造清朗的网络空间”的现实背景下，对网络舆论关注是否以及如何影响企业创新这一问题展开研究，无疑具有重要的理论及现实意义。

与分析师、传统媒体、机构投资者等专业的信息中介或投资者不同，散

\* 江轩宇，中央财经大学中国管理会计研究与发展中心、会计学院；朱琳，无锡太湖学院、中国人民大学商学院；伊志宏，中国人民大学商学院。通信作者及地址：朱琳，北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学商学院，100872；电话：15861411016；E-mail：jolinzhutaihu@163.com。作者感谢国家自然科学基金项目（71972193、71602197、71872175、71802207）、中央财经大学“青年英才”计划（QYP1806）、江苏省社会科学基金项目（18GLB004）及江苏高校人文社会科学研究基地“苏南资本市场研究中心”（2017ZSJD020）对本研究的资助。作者还特别感谢匿名审稿人的宝贵建议。当然，文责自负。

户往往是网络舆论发布和传播的主体(杨晶等, 2017b)。网络舆论的低成本、多向沟通和快速传播等特性使得散户们可以联合起来对公司施加压力(杨晶等, 2017b)。一方面,这种联合施压使得网络舆论关注有助于改善公司治理(沈艺峰等, 2013; 杨晶等, 2017a; 杨晶等, 2017b), 缓解由代理问题导致的经理人创新意愿不足(即“公司治理机制假说”)。但另一方面,与分析师关注(He and Tian, 2013)、媒体关注(杨道广等, 2017)对经理人所产生的压力相似,网络舆论关注也可能加剧经理人由于职业忧虑诱发的牺牲企业创新投资的短视行为(即“市场压力假说”)。那么,网络舆论关注究竟会对企业创新产生促进还是抑制作用呢?

本文以2008—2015年A股上市公司为样本,实证检验了网络舆论关注对企业创新的影响。研究发现:(1)网络舆论关注与企业创新显著负相关,支持了网络舆论关注对企业创新影响的“市场压力假说”; (2)经理人职业忧虑程度越高,网络舆论影响力越大,或负面舆论占比越高时,二者的负向关系越显著,进一步印证了“市场压力假说”; (3)当公司雇用金牌董秘,对投资者提问的回复越充分,或聘请国际四大会计师事务所进行审计时,二者的负向关系减弱,表明良好的信息环境能有效缓解上述不利影响; (4)网络舆论关注对企业创新的负面影响在非国有企业中更为显著。

本文的贡献主要体现在以下几个方面。第一,市场信息中介被认为是影响企业创新的一个重要的驱动力。相关研究从分析师关注(He and Tian, 2013; 陈钦源等, 2017)、媒体压力(杨道广等, 2017)、机构投资者持股(Aghion *et al.*, 2013)和实地调研(Jiang and Yuan, 2018)等维度进行了有益的探讨。与上述基于专业信息中介或投资者的研究视角不同,本文从散户广泛参与的网络社交平台出发,发现网络舆论关注对企业创新具有显著的抑制作用,补充和拓展了现有企业创新影响因素的相关文献。

第二,网络舆论究竟将产生何种经济后果的研究正在兴起。学者们已从股价收益和波动性(Zhi *et al.*, 2011; 段江娇等, 2017)、融资决策(沈艺峰等, 2013; 杨晶等, 2017b)、高管薪酬公平与效率(杨晶等, 2017a)等角度进行了积极的探索。本文首次将网络舆论关注与企业创新这一决定企业兴衰成败的关键战略投资决策相联系,无疑拓宽了网络舆论经济后果的研究视角。同时,考虑到创新对企业竞争及实体经济发展的关键作用,从这一视角展开研究,能帮助我们更为全面地认识网络舆论关注对微观企业发展乃至整个宏观经济的重要影响。

第三,杨晶等(2017a)发现网络舆论关注将在一定程度上抑制公司高管和员工的薪酬差距。而孔东民等(2017)则发现二者的薪酬差距对创新产出存在正向影响。此外,网络舆论的泛滥也可能导致公司信息环境的恶化,增加经理人的监督成本。即除本文提出的压力假说外,还存在网络舆论关注导致经理人创新激励(监督)不足,滋生“享乐主义”行为而减少创新活动的

可能。本文利用经理人面临的潜在职业忧虑程度的不同，发现网络舆论关注对企业创新的抑制作用随着经理人任期的缩短及公司换手率的提高而增强。这对上述替代假说进行了区分，进一步印证了网络舆论抑制企业创新的市场压力假说。

第四，本文也得到了一些具有启示意义的发现。如金牌董秘、投资者提问的回复比例及四大会计师事务所审计能显著抑制网络舆论关注与企业创新的负向关系，这说明上市公司必须重视投资者关系管理，主动建立良好的信息环境，以缓解网络舆论关注对企业创新的不利影响。

## 二、文献综述与研究假设

### (一) 文献综述

本文主要与以下两大领域的文献相关联。

#### 1. 网络舆论

随着信息技术的快速发展，以股吧为代表的网络社交平台已成为金融市场不可或缺的有机组成部分。投资者越来越倾向于在股票网络论坛上表达及交流自己对股票或股市的看法和预期（段江娇等，2017），也成为影响其投资决策的重要因素（Das and Chen, 2007）。相关文献也发现，网络舆论关注不仅会影响股价收益率，还会影响股价波动率（Zhi *et al.*, 2011；段江娇等，2017）。

考虑到网络舆论对股价具有重要影响，以及信息传播快速性和广泛性引发的声誉处罚机制和行政干预机制等后果，现有研究开始关注其与企业决策的关系：沈艺峰等（2013）认为网络舆论能在事前发掘出定向增发中可能存在的问题，并引发资本市场的惩戒和监管部门的严格审查；杨晶等（2017a）发现网络舆论有助于提高高管薪酬公平与效率；杨晶等（2017b）发现网络舆论提高了被关注公司的派现意愿和派现水平。

从上述文献可知，网络舆论对企业决策影响的研究正逐渐兴起。但相关文献主要探讨了网络舆论对融资决策（沈艺峰等，2013；杨晶等，2017b）和高管薪酬的影响（杨晶等，2017a），而对其与另一项企业的重要财务决策——投资决策，特别是与企业竞争优势息息相关的创新活动的关系研究不足。而创新不仅对企业自身的生存、发展至关重要，还是驱动国家经济持续增长的源泉。探讨网络舆论与企业创新的关系能深化我们对网络舆论如何影响微观企业行为乃至宏观经济发展的认识。

此外，现有研究主要探讨了网络舆论影响企业行为的公司治理效应。但作为现代金融市场的重要信息中介之一，网络社交平台也可能和分析师（He and Tian, 2013）、传统媒体（杨道广等，2017）类似，通过自身影响力对相

关企业形成压力，导致企业出现短视行为等负面影响。对网络舆论影响企业决策的作用机理进行更充分的分析和检验，有助于更全面、深刻地理解网络舆论在金融市场中发挥的作用。

## 2. 企业创新

与普通投资不同，企业的创新活动具有投资周期长、投资风险高、决策难度大等特征。在经营权与所有权分离的情况下，经理人职业忧虑诱发的短视行为 (Graham *et al.*, 2005)、对安逸生活的追求 (Wright *et al.*, 1996) 等代理问题均会导致其主动开展创新活动的意愿不足。在委托代理框架下，众多研究发现企业业绩考核制度 (Manso, 2011; 余明桂等, 2016; 孔东民等, 2017)、面临的敌意收购威胁 (Atanassov, 2013)、上市 (Bernstein, 2015)、会计信息可比性 (江轩宇等, 2017)、规模 (周黎安和罗凯, 2005)，债权人保护水平 (姜军等, 2017)、股票市场的流动性 (Fang *et al.*, 2014; 冯根福等, 2017) 等，均会影响企业创新。

考虑到市场信息中介对企业财务决策的重要作用，越来越多的研究开始关注其与企业创新的关系：Aghion *et al.* (2013) 及 Jiang and Yuan (2018) 分别发现机构投资者持股比例及实地调研强度的增加，将有利于促进企业创新活动的开展；而分析师关注水平的提高 (He and Tian, 2013) 及媒体负面报道的增加 (杨道广等, 2017)，则会对企业创新产生不利影响。

值得注意的是，鲜有文献聚焦于互联网时代金融市场的重要组成部分——网络社交平台，探讨网络舆论关注对企业创新的影响及作用机理。与上述研究不同，网络舆论发布和传播的主体是散户 (杨晶等, 2017b)，而非机构投资者、分析师、媒体记者等“专家”。考察网络舆论与企业创新的关系，有助于更全面地认识金融市场信息中介对企业创新的影响。

## (二) 研究假设

### 1. 网络舆论关注影响企业创新的公司治理效应

从前述文献综述可知，代理问题的存在往往使经理人主动创新的意愿不足。而在互联网时代，网络舆论关注正成为一种对上市公司施加公共影响的新兴力量，发挥着不可忽视的外部治理机制功能 (沈艺峰等, 2013; 杨晶等, 2017a; 杨晶等, 2017b)。这种改善公司治理的作用使网络舆论关注可能通过以下方式促进企业创新。

第一，抑制经理人的享乐主义。经理人追求安逸生活而非努力为股东创造价值是二者代理冲突的一个重要体现 (Bertrand and Mullainathan, 2003)。特别地，企业创新属于非程序性决策，不仅需要经理人不断学习，掌握新的技能，还会造成原有人力资本的贬值 (Wright *et al.*, 1996)。这种昂贵的私人成本使经理人不愿意开展创新活动。在这种情况下，企业需要更多的监督投入以保证创新活动的顺利进行 (Bernstein, 2015)。而网络舆论参与者的主

动监督动机较强（杨晶等，2017a）；且低成本、多向沟通和快速传播等特性不仅有利于中小投资者联合，还能提高行政机构介入的可能（杨晶等，2017b）。这些都将增加经理人追求安逸生活的机会主义行为的成本，进而督促其开展创新活动。

第二，缓解经理人的职业忧虑。在信息不对称的环境下，股东往往将短期业绩的下滑归结为经理人的无能，这将引发经理人的职业忧虑。为了实现短期业绩目标以维护自身的利益，经理人常会做出牺牲公司长期价值的决策，如削减大量需要费用化会计处理的研发支出（Graham *et al.*., 2005）。而广大中小投资者通过网络社交平台进行积极的沟通、交流，能以低成本的方式让更多投资者了解企业业绩变化的原因，更为客观地评价经理人的能力，进而对企业短期业绩不佳表现出更多容忍。这种对短期失败的容忍，恰恰是缓解经理人职业忧虑，减少短视行为，促进企业创新的重要因素（Manso, 2011）。

基于网络舆论关注的公司治理效应，可以预期网络舆论关注将显著促进企业创新活动的开展。

## 2. 网络舆论关注影响企业创新的市场压力效应

但信息中介在发挥外部公司治理效应的同时，还会通过其影响力，对经理人形成巨大的市场压力，加剧其职业忧虑诱发的短视行为。例如，分析师通常作为缓解信息不对称的重要中介，是一种有效的外部公司治理机制（Jensen and Meckling, 1976）；但 He and Tian (2013) 的研究表明，受制于实现或战胜分析师的盈余预测，获得较好投资评级的压力，经理人会削减企业的创新投资。又如，媒体报道的公司治理职能被众多文献所证实（Dyck *et al.*., 2008；孔东民等，2013）；但杨道广等（2017）认为媒体关注程度较高的公司一旦出现短期的业绩下滑或创新失败，便会遭到众多媒体的争相报道和引来投资者的“围观”，由此增加经理人的短期业绩压力，抑制企业创新。

信息不对称造成的经理人的道德风险问题是上述现象出现的重要原因。当投资者在事前无法了解经理人的真实能力时，往往会根据事后企业短期的盈利水平或者股价表现对其进行评价。若企业的短期绩效无法达到市场预期，经理人便会遭受投资者的质疑，甚至被迫离职（Graham *et al.*., 2005）。在这种职业忧虑的压力下，容易引发经理人的道德风险问题，使经理人偏离企业价值最大化的目标，产生维护自身利益的短视行为。创新活动虽然有助于提高企业竞争力、提升企业长期价值，甚至研发投资回报率还高于资本投资回报率（严成樑等，2010）。但不可否认，其失败概率大、投资见效慢，且大量支出无法资本化，会对企业短期绩效造成严重的不利影响。在信息不对称无法破除的情况下，市场信息中介关注伴随的舆论放大效应往往会加剧经理人的职业忧虑，进而对企业的创新活动产生负面影响。

与分析师和媒体记者类似，网络社交平台上的投资者会针对企业的业绩、各项政策等进行讨论。由于网络社交平台主要由散户构成，作为“天真”的投资者，散户更多依据企业的短期财务数据预期其未来的盈余 (Maines and Hand, 1996; Walther, 1997)；且散户的交易行为具有易受盈余公告影响、关注股价短期表现等投机性特征 (徐浩峰, 2009)，这就使得网络舆论可能对企业短期业绩的变化更为敏感。备受网络舆论关注的企业，若短期业绩未达预期，或者决策制定、实施不利，均可能引发网络热议，进而导致股价大跌、经理人声誉受损甚至政府部门行政干预等不利后果 (杨晶等, 2017a; 杨晶等, 2017b)。由此将给经理人造成巨大的市场压力，使其减少失败概率高、投资回报周期长的创新活动，以维护短期业绩。

同时，个人投资者交易行为往往更加频繁。根据上海证券交易所的统计年鉴显示，在 2015—2017 年间，沪市个人投资者的交易量占股票交易总量的比重分别为 86.91%、85.62% 和 82.01%。当网络舆论关注程度上升时，个股的交易量会显著增大 (段江娇等, 2017)，股票的流动性也会随之提高。而 Fang *et al.* (2014) 及冯根福等 (2017) 认为，股票流动性的提高，一方面将增大企业被敌意收购的概率，使得经理人以牺牲企业长期业绩 (例如放弃创新活动) 为代价来保证当前股价不被低估；另一方面将降低交易成本，使得短期逐利型的投资者更容易地进入和退出公司，这也增加了经理人维护短期业绩的压力，促使其通过削减创新投资进行盈余管理。

基于网络舆论关注的市场压力效应，可以预期网络舆论关注将显著抑制企业创新活动的开展。

网络舆论关注究竟会对企业创新产生何种影响，取决于上述哪一种效应占据主导地位。一方面，我国散户追涨杀跌、短线操作、频繁换手等投机性特征较浓 (徐浩峰, 2009; 段江娇等, 2017)，网络舆论对企业短期绩效的关注可能更为普遍。另一方面，相对于分析师、报刊杂志的专业记者和编辑、机构投资者等专业人士，散户的专业水平有限，获取信息的渠道也较少 (杨晶等, 2017a)，网络舆论对创新活动进行信息解读，进而形成监督的能力也相对有限。因此，本文认为由散户主导的网络舆论关注通过增加经理人短期业绩压力，抑制企业创新活动的作用更可能占据主导地位。故提出以下假设。

**假设：**当其他条件相同时，网络舆论关注与企业创新显著负相关。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择和数据来源

本文以 2008—2015 年 A 股上市公司为研究对象。网络舆论关注、上市公

司专利申请数量及类型、研发费用、金牌董秘、投资者提问及回复数据来自CNRDS数据库；机构持股数据来自WIND数据库；其他数据均来自CSMAR数据库。考虑到CNRDS系统提供了自2008年以来的股吧数据，故研究期间起始于2008年。

本文对样本进行了如下处理：（1）剔除金融行业样本；（2）剔除资不抵债样本；（3）剔除研究所需数据不完整的样本。根据上述标准，最终得到15 671个公司-年观测值，并对模型中相关连续变量在1%和99%的水平上进行Winsorize处理。

## （二）主要实证模型和变量定义

鉴于专利申请数量为非负整数型的计数变量，本文参考Aghion *et al.* (2013) 及Jiang and Yuan (2018) 的做法，采用泊松回归模型进行检验。

$$PAT_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 \times \ln(1 + GB_{i,t}) + \gamma \times Control\ Variables_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型（1）中变量的具体定义如下。

### 1. 企业创新

借鉴Tan *et al.* (2015) 及江轩宇 (2016) 的方法，本文主要以发明专利和实用新型专利申请总量PAT衡量企业创新。<sup>1</sup>在稳健性检验中，本文还采用发明专利申请数量PAT1及研发支出占上年末总资产的比例与100的乘积RDTA衡量企业创新，以确保结论的可靠。

### 2. 网络舆论关注

借鉴现有研究(Huang *et al.*, 2016; 段江娇等, 2017)，本文以我国股票市场上用户访问量最大、最具影响力的股票网络论坛——东方财富网股吧为对象，并以每家公司每一年论坛帖子总量GB与1之和的自然对数 $\ln(1+GB)$ 衡量网络舆论关注。

### 3. 其他控制变量

根据以往文献(江轩宇, 2016; 杨道广等, 2017; 翟淑萍等, 2017)，主要控制如下变量：企业产权性质SOE；投资者情绪SENT<sup>2</sup>；分析师关注程度ANALYST= $\ln(1+\text{分析师跟踪人数})$ ；媒体关注程度MEDIA= $\ln(1+\text{媒体报道数量})$ ；机构持股比例INSHOLD；研发支出占上年末总资产的比例与100的乘积RDTA；总资产的自然对数SIZE；固定资产净值占总资产的比值PPETA；总资产净利率ROA；经营活动净现金流量占总资产的比值

<sup>1</sup> Tan *et al.* (2015) 认为外观设计专利几乎不包含任何技术创新，因此并未将其纳入企业创新的考察范畴。

<sup>2</sup> 参考翟淑萍等 (2017) 的做法，用分解Tobin Q的方式衡量投资者情绪SENT：将年度Tobin Q对公司基本面的4个方面(权益净利率、主营业务收入增长率、资产负债率、规模)进行回归，同时控制行业和年度效应，并以回归残差衡量SENT。

$CFO$ ; 负债率  $LEV$ ; 托宾  $Q$  值; 上市年限的自然对数  $AGE$ 。此外, 还控制了年度和行业固定效应。

上述各变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计

| 变量名称        | 观测值    | 均值     | 中位数    | 标准差    | 下四分位数  | 上四分位数  |
|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| $PAT_{t+1}$ | 15 671 | 14.380 | 1      | 42.518 | 0      | 10     |
| $\ln(1+GB)$ | 15 671 | 8.356  | 8.361  | 0.896  | 7.753  | 8.951  |
| SOE         | 15 671 | 0.444  | 0      | 0.497  | 0      | 1      |
| SENT        | 15 671 | -0.077 | -0.399 | 1.511  | -1.102 | 0.570  |
| ANALYST     | 15 671 | 1.540  | 1.609  | 1.146  | 0.693  | 2.485  |
| MEDIA       | 15 671 | 3.355  | 3.258  | 1.213  | 2.565  | 4.060  |
| INSHOLD     | 15 671 | 0.043  | 0.014  | 0.065  | 0.001  | 0.057  |
| RDTA        | 15 671 | 1.507  | 0.673  | 2.049  | 0      | 2.344  |
| SIZE        | 15 671 | 21.912 | 21.75  | 1.291  | 20.999 | 22.636 |
| PPETA       | 15 671 | 0.239  | 0.204  | 0.174  | 0.103  | 0.344  |
| ROA         | 15 671 | 0.037  | 0.034  | 0.058  | 0.012  | 0.064  |
| CFO         | 15 671 | 0.050  | 0.047  | 0.099  | 0.001  | 0.099  |
| LEV         | 15 671 | 0.456  | 0.457  | 0.215  | 0.286  | 0.623  |
| Q           | 15 671 | 2.161  | 1.553  | 2.031  | 0.866  | 2.694  |
| AGE         | 15 671 | 2.121  | 2.398  | 0.758  | 1.609  | 2.773  |

## 四、实证结果

### (一) 主要实证结果

表 2 报告了模型 (1) 的回归结果。从第 (1) 列可见,  $\ln(1+GB)$  的系数显著为负。这支持了本文的研究假设, 即网络舆论关注影响企业创新的市场压力效应占主导地位。

但这一结果可能存在较强的内生性。如散户对创新不足的公司会在网络论坛上进行更多的评论。虽然本文已将网络舆论关注滞后一期, 但为了进一步缓解内生性问题对研究结论的干扰, 参考于忠泊等 (2011) 及杨道广等 (2017) 的方法, 采用同行其他公司的网络舆论关注均值的自然对数  $\ln(1+MGB\_IND)$  作为工具变量, 进行 2SLS 回归。理论上, 某一企业的网络舆论

关注容易受同行其他企业网络舆论关注的影响；但同行其他企业的网络舆论关注较难对某一具体企业的创新活动产生作用。从表2第(3)列可知，采用工具变量进行二阶段回归后， $\ln(1+GB)$ 的系数依然显著为负，研究结论保持不变。

表2 网络舆论关注与企业创新

| Poisson 模型  | 二阶段回归                 |                        |                       |
|-------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|             | 第1阶段 OLS 模型           |                        | 第2阶段 Poisson 模型       |
|             | (1)                   | (2)                    | (3)                   |
| $\ln(1+GB)$ | -0.044***<br>(-3.007) |                        | -0.922***<br>(-9.606) |
| SOE         | 0.249***<br>(4.685)   | -0.025<br>(-1.372)     | 0.225***<br>(4.163)   |
| SENT        | 0.215<br>(0.953)      | 0.142**<br>(2.837)     | 0.341<br>(1.545)      |
| ANALYST     | 0.162***<br>(7.718)   | -0.051***<br>(-4.056)  | 0.115***<br>(6.657)   |
| MEDIA       | 0.126***<br>(3.309)   | 0.131***<br>(8.802)    | 0.241***<br>(6.902)   |
| INSHOLD     | 1.282***<br>(7.696)   | -2.474***<br>(-14.707) | -0.892***<br>(-3.792) |
| RDTA        | 0.097***<br>(14.679)  | -0.023***<br>(-3.434)  | 0.078***<br>(10.068)  |
| SIZE        | 0.130<br>(0.413)      | 0.153**<br>(2.340)     | 0.261<br>(0.850)      |
| PPETA       | 0.490<br>(1.634)      | -0.072<br>(-1.438)     | 0.417<br>(1.382)      |
| ROA         | 2.059***<br>(3.921)   | -0.785**<br>(-2.754)   | 1.429***<br>(3.087)   |
| CFO         | 0.086<br>(0.358)      | -0.107<br>(-1.220)     | 0.007<br>(0.027)      |

(续表)

|                              | Poisson 模型 | 二阶段回归                 |                       |                       |
|------------------------------|------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                              |            | 第 1 阶段 OLS 模型         |                       | 第 2 阶段 Poisson 模型     |
|                              |            | (1)                   | (2)                   | (3)                   |
| LEV                          |            | -0.381***<br>(-2.684) | -0.421***<br>(-3.936) | -0.747***<br>(-5.745) |
| Q                            |            | -0.312<br>(-1.265)    | -0.053<br>(-1.046)    | -0.358<br>(-1.490)    |
| AGE                          |            | -0.161***<br>(-4.087) | 0.235***<br>(12.116)  | 0.046<br>(0.872)      |
| ln (1+MGB_IND)               |            |                       | 0.280***<br>(5.151)   |                       |
| 截距                           |            | -2.074<br>(-0.299)    | 1.722<br>(1.107)      | 1.466<br>(0.215)      |
| Year                         | 控制         |                       | 控制                    | 控制                    |
| Industry                     | 控制         |                       | 控制                    | 控制                    |
| 样本数                          | 15 671     |                       | 15 671                | 15 671                |
| Pseudo / Adj. R <sup>2</sup> | 0.496      |                       | 0.514                 | 0.496                 |

注：括号内为经个股聚类调整的  $Z/T$  值；\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

## (二) 稳健性检验

为确保结论可靠，本文从如下 5 个方面进行了稳健性检验。

### 1. 变更企业创新的衡量期限

参考杨道广等（2017）的做法，本文延长企业创新的衡量期限，采用  $t+2$  至  $t+4$  期的  $PAT$  衡量企业创新，重新回归。 $\ln(1+GB)$  的回归系数均显著为负（系数分别为 -0.061、-0.076 和 -0.058， $Z$  值分别为 -3.716、-3.824 和 -2.233），研究结论保持不变。

### 2. 变更企业创新的衡量方式

参考江轩宇（2016）的做法，本文采用发明专利申请数量  $PAT1$ ，及研发投入占上年末总资产比例与 100 的乘积  $RDTA$  衡量企业创新。当以  $PAT1$  ( $RDTA$ ) 衡量创新时，采用泊松 (OLS) 模型进行回归。 $\ln(1+GB)$  的回归系数均显著为负（系数分别为 -0.040 和 -0.028， $Z/T$  值分别为 -1.832 和 -1.898），研究结论保持不变。

### 3. 变更回归模型

参考江轩宇（2016）的做法，本文以两类专利申请数量与1之和的自然对数  $\ln(1+PAT)$ 、 $\ln(1+PAT1)$  衡量企业创新，用 Tobit 模型对式（1）重新回归。同时参考 Aghion *et al.*（2013）的做法，以  $PAT$  及  $PAT1$  原值作为因变量，用负二项模型对式（1）重新回归。从表3的第（1）—（4）列可见， $\ln(1+GB)$  的系数均显著为负，研究结论保持不变。

表3 稳健性检验：变换回归模型

|              | Tobit 模型              |                      | Negative Binomial 模型 |                     |
|--------------|-----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
|              | $\ln(1+PAT)_{t+1}$    | $\ln(1+PAT1)_{t+1}$  | $PAT_{t+1}$          | $PAT1_{t+1}$        |
|              | (1)                   | (2)                  | (3)                  | (4)                 |
| $\ln(1+GB)$  | -0.098***<br>(-3.847) | -0.052**<br>(-2.229) | -0.045*<br>(-1.706)  | -0.060*<br>(-1.874) |
| 控制变量         | 控制                    | 控制                   | 控制                   | 控制                  |
| 样本数          | 15 671                | 15 671               | 15 671               | 15 671              |
| Pseudo $R^2$ | 0.081                 | 0.096                | 0.186                | 0.179               |

注：括号内为经个股聚类调整的  $Z/T$  值；\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。限于篇幅，只报告了主要变量的回归结果。

### 4. 控制公司固定效应

为降低遗漏变量的影响，本文进一步控制公司固定效应，上述结论依然成立 ( $\ln(1+GB)$  的回归系数为 -0.035， $Z$  值为 -6.414)。

### 5. 双重差分检验

为更好地缓解内生性问题，本文采用 DID 模型重新检验。考虑到股吧并非在我国股市成立之初便存在，且股吧的出现是科技进步的产物，不是为影响企业创新而开设。因此，股吧的出现对于本文的研究问题是一个有力的外生冲击。且股吧的上线对不同公司的影响存在差异。本文认为网络舆论的参与主体为散户，若公司散户数量越多，在股吧成立后，散户之间的交流也会越活跃，股吧的影响将越大。即与散户较少的公司相比，存在更多散户的公司更容易受到网络舆论关注的影响。具体回归模型如下：

$$\begin{aligned} PAT(PAT1)_{i,t+1} = & \alpha + \beta_1 \times TREAT_{i,t} \times POST_{i,t} + \beta_2 \times TREAT_{i,t} \\ & + \gamma \times Control\ Variables_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (2)$$

其中， $TREAT$  为散户规模哑变量。首先，在 2003—2005 年（东方财富股吧最早创立于 2006 年 1 月），计算每家公司年末散户数量（公司股东人数—机构投资者人数）的均值；其次，根据所有公司散户数量均值的中位数分组，若散户数量位于中位数之上（下），视为散户人数较多（少）组， $TREAT$  取值为 1（0）。 $POST$  为时间维度哑变量，若样本位于 2006—2008（2003—

2005),  $POST$  取值为 1 (0)。其他变量的选取和定义与模型 (1) 相同。

为保证数据可比, 在 DID 的检验中, 本文剔除了 2003 年之后上市的样本。若本文研究假设成立, “股吧”上线后, 散户规模较大公司的创新产出下降应该更加明显, 即  $\beta_1$  应显著为负。表 4 的 A 栏列示了 DID 的结果: 无论以何种方式衡量企业创新,  $TREAT \times POST$  的系数均显著为负, 支持本文的研究假设。

虽然 2006 年东方财富股吧的创立对企业创新而言是相对的外生冲击, 但散户规模较大企业的创新能力迅速下滑的趋势可能在股吧创立之前就存在。换言之, 即使没有股吧的出现, 两类公司的创新活动也会随时间趋势呈现出显著差异。为缓解上述问题对研究结论的干扰, 本文参考 Tan *et al.* (2015)、倪晓然和朱玉杰 (2016) 的方法, 采用动态 DID 模型重新估计。

$$\begin{aligned} PAT(PAT1)_{i,t+1} = & \alpha + \beta_1 \times Before^{-3} \times TREAT_{i,t} + \beta_2 \times Before^{-2} \times TREAT_{i,t} \\ & + \beta_3 \times Before^{-1} \times TREAT_{i,t} + \beta_4 \times Current \times TREAT_{i,t} \\ & + \beta_5 \times After^1 \times TREAT_{i,t} + \varphi_1 \times Before^{-3} + \varphi_2 \times Before^{-2} \\ & + \varphi_3 \times Before^{-1} + \varphi_4 \times Current + \varphi_5 \times After^1 + \varphi_6 \times TREAT_{i,t} \\ & + \gamma \times Control Variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}, \end{aligned} \quad (3)$$

其中,  $Before^{-3(-2,-1)}$  表示样本所处年份是否在股吧创立前 3 (2, 1) 年, 若为 2003 (2004, 2005) 年样本,  $Before^{-3(-2,-1)}$  取值为 1, 否则为 0;  $Current$  表示样本所处年份是否在股吧创立当年, 若为 2006 年样本,  $Current$  取值为 1, 否则为 0;  $After^1$  表示样本所处年份是否在股吧创立后第 1 年, 若为 2007 年样本,  $After^1$  取值为 1, 否则为 0。

模型 (3) 的回归结果如表 4 的 B 栏所示: (1)  $Before^{-3} \times TREAT$  及  $Before^{-2} \times TREAT$  的系数显著为正;  $Before^{-1} \times TREAT$  的系数虽然为负, 但不显著。这表明在股吧创立之前, 与散户规模较小的公司相比, 散户规模较大的公司的创新产出并没有明显的下降趋势。(2)  $Current \times TREAT$  及  $After^1 \times TREAT$  的系数显著为负, 表明股吧创立后, 散户规模较大公司的创新产出出现了显著下降。动态 DID 的结果较为清晰地揭示了网络舆论关注与企业创新在时序上的因果关系。

表 4 稳健性检验: 双重差分检验

|                     | $PAT_{t+1}$           | $PAT1_{t+1}$          |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|
|                     | (1)                   | (2)                   |
| A 栏: DID 模型         |                       |                       |
| $TREAT \times POST$ | -0.259***<br>(-6.785) | -0.237***<br>(-7.837) |

(续表)

|  | $PAT_{t+1}$           | $PAT1_{t+1}$          |
|--|-----------------------|-----------------------|
|  | (1)                   | (2)                   |
| <i>TREAT</i>                               | 0.150***<br>(3.598)   | 0.116<br>(1.431)      |
| 控制变量                                       | 控制                    | 控制                    |
| 样本数  | 7 674                 | 7 674                 |
| Pseudo $R^2$                               | 0.412                 | 0.381                 |
| B栏：动态 DID 模型                               |                       |                       |
| <i>Before</i> <sup>-3</sup> × <i>TREAT</i> | 0.499***<br>(9.143)   | 0.377***<br>(7.097)   |
| <i>Before</i> <sup>-2</sup> × <i>TREAT</i> | 0.247***<br>(3.429)   | 0.244***<br>(4.109)   |
| <i>Before</i> <sup>-1</sup> × <i>TREAT</i> | -0.080<br>(-1.341)    | -0.005<br>(-0.075)    |
| <i>Current</i> × <i>TREAT</i>              | -0.167***<br>(-3.474) | -0.086<br>(-1.511)    |
| <i>After</i> <sup>1</sup> × <i>TREAT</i>   | -0.208***<br>(-5.450) | -0.184***<br>(-4.654) |
| <i>TREAT</i>                               | -0.002<br>(-0.050)    | -0.041<br>(-0.443)    |
| 控制变量                                       | 控制                    | 控制                    |
| 样本数  | 7 674                 | 7 674                 |
| Pseudo $R^2$                               | 0.412                 | 0.382                 |

注：括号内为经个股聚类调整的  $Z$  值；\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。限于篇幅，只报告了主要变量的回归结果。

## 五、进一步研究

### (一) 市场压力机制的进一步验证

为进一步验证市场压力机制，本文分别从以下 3 个方面展开研究。

#### 1. 经理人职业忧虑维度

虽然网络舆论可以通过市场压力机制抑制企业创新意愿，但二者的负向关系可能存在其他解释。例如，孔东民等（2017）认为，高管和员工薪酬差

距伴随的锦标赛机制有助于激励企业创新；杨晶等（2017a）却发现网络舆论关注将抑制二者的薪酬差距。经理人本身存在享乐主义的机会主义动机，若无法提供有效激励以弥补其开展创新活动付出的努力，同样会抑制企业创新。又如，网络舆论的泛滥可能会恶化公司信息环境，这将提高对经理人的监督成本，容易使经理人滋生享乐主义行为，从而抑制企业创新。

为了对替代解释进行排除，本文参考江轩宇等（2017）的方法，加入经理人职业忧虑程度这一场景重新检验。若上述替代假设成立，可以预期，当经理人职业忧虑程度较低时，更容易产生由于激励（监督）不足而追求安逸生活的机会主义行为。相反，若市场压力机制成立，可以预期，当经理人职业忧虑较严重时，网络舆论关注对企业创新的抑制作用更显著。

本文分别以经理人任期  $TENURE$  和企业换手率  $TURN$ <sup>3</sup> 衡量经理人的职业忧虑程度： $TENURE$  越大，经理人的壕沟防御能力越高，职业忧虑程度越低；而  $TURN$  越高，短期交易者越多，经理人的职业忧虑程度越高。回归结果如表 5 所示， $\ln(1+GB) \times TENURE$  ( $\ln(1+GB) \times TURN$ ) 的回归系数显著为正（负），这与市场压力假说的预期一致。

表 5 市场压力机制验证：经理人职业忧虑维度

| 因变量： $PAT_{t+1}$          | (1)                   | (2)                  |
|---------------------------|-----------------------|----------------------|
| $\ln(1+GB)$               | -0.069***<br>(-5.027) | -0.009<br>(-0.555)   |
| $\ln(1+GB) \times TENURE$ | 0.038**<br>(2.289)    |                      |
| $TENURE$                  | -0.276**<br>(-2.224)  |                      |
| $\ln(1+GB) \times TURN$   |                       | -0.008**<br>(-2.473) |
| $TURN$                    |                       | 0.037<br>(1.180)     |
| 控制变量                      | 控制                    | 控制                   |
| 样本数                       | 15 671                | 15 671               |
| Pseudo $R^2$              | 0.496                 | 0.497                |

注：括号内为经个股聚类调整的  $Z$  值；\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。限于篇幅，只报告了主要变量的回归结果。

<sup>3</sup>  $TURN =$ 个股年均换手率 - 行业换手率的均值。

## 2. 网络舆论市场影响力维度

网络舆论的市场影响力也存在差异。投资者在网络社交平台上不仅是信息的发布者，还包括信息的接收和交流等互动行为。如果帖子的浏览量或评论数越多，表明该舆论引起的关注度越高，市场影响力越大。若市场压力假说成立，可以预期，当网络舆论的市场影响力越大时，网络舆论关注抑制企业创新的作用将越明显。本文使用股吧帖子浏览比例  $READ$ 、评论比率  $COMMENT$  来衡量网络舆论的市场影响力。其中， $READ =$ 公司每年帖子的浏览总数 / (该年总帖子数  $\times 10\,000$ )； $COMMENT =$ 公司每年的评论总数 / 该年总帖子数。

回归结果如表 6 所示， $\ln(1+GB) \times READ$  及  $\ln(1+GB) \times COMMENT$  的回归系数均显著为负，这也与市场压力假说的预期相符。

表 6 市场压力机制验证：网络舆论市场影响力维度

| 因变量： $PAT_{t+1}$           | (1)                   | (2)                  |
|----------------------------|-----------------------|----------------------|
| $\ln(1+GB)$                | -0.049***<br>(-2.941) | -0.123*<br>(-1.954)  |
| $\ln(1+GB) \times READ$    | -0.998**<br>(-2.555)  |                      |
| $READ$                     | 7.820**<br>(2.544)    |                      |
| $\ln(1+GB) \times COMMENT$ |                       | -0.037**<br>(-2.485) |
| $COMMENT$                  |                       | 0.303***<br>(2.654)  |
| 控制变量                       | 控制                    | 控制                   |
| 样本数                        | 15 671                | 15 671               |
| Pseudo $R^2$               | 0.497                 | 0.497                |

注：括号内为经个股聚类调整的  $Z$  值；\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。限于篇幅，只报告了主要变量的回归结果。

## 3. 网络舆论信息属性维度

网络负面舆论通常更容易吸引投资者的关注，并在更大范围内传播，促使更多散户选择“用脚投票”，导致公司股价下跌（沈艺峰等，2013），进而给经理人带来较大的市场压力。杨道广等（2017）也发现媒体的负面报道会给经理人造成更大的短期业绩压力。若市场压力机制成立，可以预期负面网络舆论的占比越高，企业的创新水平越低。

同时，本文上一小节的研究已经发现网络舆论的市场影响力存在差异，当帖子的浏览量或者评论数越多时，网络舆论关注对企业创新的抑制作用更明显。因此，本文在此重点关注了更具市场影响力的负面网络舆论占比对企业创新的影响。

本文将负面帖子界定为负面网络舆论，数据源自 CNRDS 中国上市公司股吧评论数据库。在对负面帖子进行界定后，本文进一步区分负面帖子本身是否具备较强的市场影响力。若负面帖子的阅读数量（评论数量）位于当年所有帖子阅读量（评论量）的中位数之上，该帖子被界定为具有较强市场影响力的负面舆论 NEG\_GB1 (NEG\_GB2)。在此基础上，根据“公司-年”汇总 NEG\_GB1 (NEG\_GB2)，将其与公司当年帖子总数之比定义为更具市场影响力的负面网络舆论占比 NEG\_RATIO1 (NEG\_RATIO2)。

回归结果如表 7 所示，NEG\_RATIO1 及 NEG\_RATIO2 的回归系数均显著为负，这进一步印证了市场压力假说。

表 7 市场压力机制验证：网络舆论信息属性维度

| 因变量： $PAT_{t+1}$ | (1)        | (2)       |
|------------------|------------|-----------|
| NEG_RATIO1       | -0.462 *   |           |
|                  | (-1.663)   |           |
| NEG_RATIO2       |            | -0.621 *  |
|                  |            | (-1.914)  |
| ln (1+GB)        | -0.045 *** | -0.025 ** |
|                  | (-3.129)   | (-2.290)  |
| 控制变量             | 控制         | 控制        |
| 样本数              | 15 671     | 15 671    |
| Pseudo $R^2$     | 0.496      | 0.496     |

注：括号内为经个股聚类调整的  $Z$  值；\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。限于篇幅，只报告了主要变量的回归结果。

## (二) 企业如何应对网络舆论抑制创新的不利影响

江轩宇等 (2017) 的研究表明，良好的信息环境有助于缓解经理人职业忧虑对企业创新的负面影响。那么，面对网络舆论关注对企业创新的不利影响，企业是否能通过改善信息环境加以应对呢？

李心丹等 (2006) 认为良好的投资者关系能降低公司与投资者之间的信息不对称。通过和投资者积极沟通，建立并维护良好的投资者关系，有利于投资者更好地了解企业短期业绩变化的原因，更为客观地在网络论坛上对经

理人的能力和企业的决策进行评论。如此，良好的投资者关系管理将有助于缓解网络舆论关注通过市场压力对企业创新造成的影响。为此，本文首先参考张宏亮和崔学刚（2009）的方法，以金牌董秘 *GOLD* 衡量企业的投资者关系管理水平。如果公司董秘为金牌董秘，表明其更受投资者认可，公司的投资者关系管理水平较高，信息环境越好。同时，本文利用上市公司与投资者互动的数据，即投资者提问的回复比例 *REPLY* 衡量企业的投资者关系管理水平。该比例越高，表明企业与投资者互动次数越多，投资者了解企业真实情况的机会越多，公司信息环境越好。

此外，外部审计在金融市场中扮演着“看门人”的角色。为此，参考 An *et al.* (2015) 的做法，以审计质量高低 *BIG4* 衡量企业信息环境。若公司聘请国际四大会计师事务所进行审计，*BIG4* 取值为 1，将其视为信息环境较好公司；否则 *BIG4* 取值为 0。

回归结果如表 8 所示，网络舆论关注与信息环境的交乘项均显著为正，表明良好的信息环境有助于缓解网络舆论关注对企业创新的负面影响。

表 8 网络舆论关注、信息环境与企业创新

| 因变量： <i>PAT<sub>t+1</sub></i> | (1)                   | (2)                  | (3)                   |
|-------------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| <i>ln (1+GB)</i>              | -0.045***<br>(-3.141) | -0.038**<br>(-2.368) | -0.069***<br>(-4.081) |
| <i>ln (1+GB) × GOLD</i>       | 0.012**<br>(2.547)    |                      |                       |
| <i>GOLD</i>                   | -0.056<br>(-1.535)    |                      |                       |
| <i>ln (1+GB) × REPLY</i>      |                       | 0.077*<br>(1.944)    |                       |
| <i>REPLY</i>                  |                       | -0.594**<br>(-1.976) |                       |
| <i>ln (1+GB) × BIG4</i>       |                       |                      | 0.173***<br>(4.109)   |
| <i>BIG4</i>                   |                       |                      | -1.576***<br>(-4.209) |
| 控制变量                          | 控制                    | 控制                   | 控制                    |
| 样本数                           | 15 671                | 15 671               | 15 671                |
| Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>  | 0.496                 | 0.496                | 0.497                 |

注：括号内为经个股聚类调整的 *Z* 值；\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。限于篇幅，只报告了主要变量的回归结果。

### (三) 网络舆论关注、产权性质与企业创新

中国转轨经济的一大特征就是存在大量国有企业。而国企和非国企在公司治理等诸多方面大相径庭。那么，网络舆论关注对不同产权性质企业的创新活动的影响是否存在差异呢？

一方面，国企的经营目标并非单纯地追求利润最大化，还存在解决就业等其他社会负担，这就导致国企的经营绩效与经理人的才能和努力之间的因果关系模糊。在激励不相容的情形下，国企的经理人往往会将短期亏损归咎于政策性负担（林毅夫和李志贇，2004），从而削弱其对短期市场压力的感知。同时，国企面临的“所有者缺位”问题使得经理人权力较大，更容易产生内部人控制问题，其职业忧虑程度较低（权小锋等，2010）。因此，相比非国企，国企经理人面临的短期市场压力较小，网络舆论通过市场压力机制抑制企业创新的作用在国企中可能被削弱。

但另一方面，国企存在政治晋升等隐性激励，经理人有为实现政治晋升而从事包括建设形象工程的动机（郑志刚等，2012）。而网络舆论与传统媒体报道相似，会对企业经理人声誉产生影响（杨晶等，2017a），从而影响经理人未来的工作机会。短期业绩下滑所引发的网络热议可能会对经理人声誉造成不利影响，从而导致其政治晋升失败。因此，为了维护短期业绩避免网络舆论对其政治晋升造成的不利影响，国企经理人又可能会减少风险较高的创新投资。

故国有产权属性究竟缓解还是加剧了网络舆论关注抑制企业创新的作用，取决于上述哪一方面的因素占主导地位。回归结果如表 9 所示，当以  $PAT_{t+1}$  及  $PAT1_{t+1}$  衡量企业创新时， $\ln(1+GB) \times SOE$  的系数均显著为正，表明国有产权性质缓解网络舆论抑制企业创新作用的效应占据了主导地位。

表 9 网络舆论关注、产权性质与企业创新

|                        | $PAT_{t+1}$           | $PAT1_{t+1}$          |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|
|                        | (1)                   | (2)                   |
| $\ln(1+GB)$            | -0.117***<br>(-5.523) | -0.102***<br>(-4.499) |
| $\ln(1+GB) \times SOE$ | 0.146***<br>(7.984)   | 0.131***<br>(3.864)   |
| $SOE$                  | -0.994***<br>(-5.774) | -0.797***<br>(-2.577) |

(续表)

|              | $PAT_{t+1}$ | $PAT1_{t+1}$ |
|--------------|-------------|--------------|
|              | (1)         | (2)          |
| 控制变量         | 控制          | 控制           |
| 样本数          | 15 671      | 15 671       |
| Pseudo $R^2$ | 0.497       | 0.443        |

注：括号内为经个股聚类调整的  $Z$  值；\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。限于篇幅，只报告了主要变量的回归结果。

## 六、研究结论与启示

随着网络技术的不断发展，网络用户呈几何式增长，网络舆论关注成为影响公司治理及公司决策不可忽视的一大外部力量。考虑到网络舆论的参与主体为散户，他们更关注企业的短期收益，交易频繁；加之网络舆论传播速度快，影响范围广，使得网络舆论关注可能会对经理人形成市场压力，从而抑制企业创新。基于此，本文以 2008—2015 年 A 股上市公司为样本，研究发现：(1) 网络舆论关注与企业创新显著负相关，支持了网络舆论的“市场压力假说”；(2) 经理人职业忧虑程度越高，网络舆论影响力越大，或负面舆论占比越高时，二者的负向关系越显著；(3) 公司信息环境的改善能显著缓解上述不利影响；(4) 网络舆论关注对企业创新的负面影响在非国有企业中更显著。

本文的研究具有重要的理论与实践意义。从理论上讲，本文丰富了网络舆论关注经济后果及企业创新影响因素的相关文献，同时也揭示了网络舆论关注影响企业创新的作用机理及缓解机制。在政策启示上，本文的研究结论说明，(1) 虽然互联网的发展极大地推动了金融市场和实体经济的进步，但也应该重视其带来的负面影响。特别对于以具有追涨杀跌、短线操作、频繁换手等投机性交易特征的散户为主导的网络论坛，其舆论关注伴随的巨大市场压力，容易诱发经理人放弃创新活动的短视行为。相关部门应当通过制定多种政策鼓励、开展培训等手段，加强对中小投资者的引导，使其树立起长期的价值投资理念。让网络舆论更好地发挥信息中介的职能，促进金融市场的健康发展及创新驱动战略的顺利实施。(2) 企业应当更为主动、积极地建立并维护好投资者关系，改善信息环境，以此应对网络舆论关注对创新活动造成的负面影响。

## 参考文献

- [1] Aghion, P., J. V. Reenen, and L. Zingales, “Innovation and Institutional Ownership”, *American Economic Review*, 2013, 103 (1), 277-304.

- [2] An, Z., D. Li, and J. Yu, "Firm Crash Risk, Information Environment, and Speed of Leverage Adjustment", *Journal of Corporate Finance*, 2015, 31, 132-151.
- [3] Atanassov, J., "Do Hostile Takeovers Stifle Innovation? Evidence from Antitakeover Legislation and Corporate Patenting", *Journal of Finance*, 2013, 68 (3), 1097-1131.
- [4] Bernstein, S., "Does Going Public Affect Innovation?", *The Journal of Finance*, 2015, 70 (4), 1365-1403.
- [5] Bertrand, M., and S. Mullainathan, "Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences", *Journal of Political Economy*, 2003, 111 (5), 1043-1075.
- [6] 陈钦源、马黎珺、伊志宏, "分析师跟踪与企业创新绩效——中国的逻辑",《南开管理评论》, 2017年第3期, 第15—27页。
- [7] Das, S. R., and M. Y. Chen, "Yahoo! For Amazon: Sentiment Extraction from Small Talk on the Web", *Management Science*, 2007, 53 (9), 1375-1388.
- [8] 段江娇、刘红忠、曾剑平, "中国股票网络论坛的信息含量分析",《金融研究》, 2017年第10期, 第182—196页。
- [9] Dyck, A., N. Volchkova, and L. Zingales, "The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia", *Journal of Finance*, 2008, 63 (3), 1093-1135.
- [10] Fang, V. W., X. Tian, and S. Tice, "Does Stock Liquidity Enhance or Impede Firm Innovation", *The Journal of Finance*, 2014, 69 (5), 2085-2125.
- [11] 冯根福、刘虹、冯照桢、温军, "股票流动性会促进我国企业技术创新吗?",《金融研究》, 2017年第3期, 第196—210页。
- [12] Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal, "The Economic Implications of Corporate Financial Reporting", *Journal of Accounting and Economics*, 2005, 40 (1-3), 3-73.
- [13] He, J., and X. Tian, "The Dark Side of Analyst Coverage: The Case of Innovation", *Journal of Financial Economics*, 2013, 109 (3), 856-878.
- [14] Huang, Y., H. Qiu, and Z. Wu, "Local Bias in Investor Attention: Evidence from China's Internet Stock Message Boards", *Journal of Empirical Finance*, 2016, 38, 338-354.
- [15] Jensen, M. C., and W. H. Meckling, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, 1976, 3 (4), 305-360.
- [16] 江轩宇, "政府放权与企业创新——基于地方国企金字塔结构视角的研究",《管理世界》, 2016年第9期, 第120—135页。
- [17] 江轩宇、申丹琳、李颖, "会计信息可比性影响企业创新吗",《南开管理评论》, 2017年第20期, 第82—92页。
- [18] Jiang, X., and Q. Yuan, "Institutional Investors' Corporate Site Visits and Corporate Innovation", *Journal of Corporate Finance*, 2018, 48, 148-168.
- [19] 姜军、申丹琳、江轩宇、伊志宏, "债权人保护与企业创新",《金融研究》, 2017年第11期, 第128—142页。
- [20] 孔东民、刘莎莎、应千伟, "公司行为中的媒体角色: 激浊扬清还是推波助澜?",《管理世界》, 2013年第7期, 第145—162页。
- [21] 孔东民、徐茗丽、孔高文, "企业内部薪酬差距与创新",《经济研究》, 2017年第10期, 第146—159页。
- [22] 李心丹、肖斌卿、王树华、刘玉灿, "中国上市公司投资者关系管理评价指标及其应用研究",《管理世界》, 2006年第9期, 第117—128页。
- [23] 林毅夫、李志贇, "政策性负担、道德风险与软预算约束",《经济研究》, 2004年第2期, 第17—27页。

- [24] Maines, L. A., and J. R. M. Hand, "Individuals' Perceptions and Misperceptions of Time Series Properties of Quarterly Earnings", *The Accounting Review*, 1996, 71 (3), 317-336.
- [25] Manso, G., "Motivating Innovation", *Journal of Finance*, 2011, 66 (5), 1823-1860.
- [26] 倪晓然、朱玉杰, "劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自 2008 年《劳动合同法》实施的证据",《管理世界》, 2016 年第 7 期, 第 154—167 页。
- [27] 权小峰、吴世农、文芳, "管理层权力、私有收益与薪酬操纵",《经济研究》, 2010 年第 11 期, 第 73—87 页。
- [28] 沈艺峰、杨晶、李培功, "网络舆论的公司治理影响机制研究——基于定向增发的经验证据",《南开管理评论》, 2013 年第 3 期, 第 80—88 页。
- [29] Tan, Y. X., X. Tian, X. D. Zhang, and H. L. Zhao, "The Real Effects of Privatization: Evidence from China's Split Share Structure Reform", *SSRN Working Paper*, 2015.
- [30] Walther, B. R., "Investor Sophistication and Market Earnings Expectations", *Journal of Accounting Research*, 1997, 35 (2), 157-179.
- [31] Wright, P., S. P. Ferris, A. Sarin, and V. Awasthi, "Impact of Corporate Insider, Blockholder, and Institutional Equity Ownership on Firm Risk Taking", *The Academy of Management Journal*, 1996, 39 (2), 441-463.
- [32] 徐浩峰, "信息与价值发现过程——基于散户微结构交易行为的实证研究",《金融研究》, 2009 年第 2 期, 第 133—148 页。
- [33] 严成樑、周铭山、龚六堂, "知识生产、创新与研发投入回报",《经济学》(季刊), 2010 年第 9 卷第 3 期, 第 1051—1070 页。
- [34] 杨道广、陈汉文、刘启亮, "媒体压力与企业创新",《经济研究》, 2017 年第 8 期, 第 127—141 页。
- [35] 杨晶、沈艺峰、李培功, "网络负面舆论对高管薪酬公平与效率的影响",《经济管理》, 2017 年第 2 期, 第 119—136 页。
- [36] 杨晶、沈艺峰、熊艳, "散户积极主义与公司现金股利政策——以舆论关注为研究视角",《厦门大学学报》, 2017 年第 2 期, 第 106—117 页。
- [37] 于忠泊、田高良、齐保垒、张皓, "媒体关注的公司治理机制——基于盈余管理视角的考察",《管理世界》, 2011 年第 9 期, 第 127—140 页。
- [38] 余明桂、钟慧洁、范蕊, "业绩考核制度可以促进央企创新吗?",《经济研究》, 2016 年第 12 期, 第 106—119 页。
- [39] 张宏亮、崔学刚, "投资者关系、公司价值与投资者保护——基于金牌董秘评比结果的实证研究",《财贸研究》, 2009 年第 20 期, 第 138—144 页。
- [40] 翟淑萍、黄宏斌、毕晓方, "资本市场业绩预期压力、投资者情绪与企业研发投资",《科学学研究》, 2017 年第 6 期, 第 99—109 页。
- [41] 郑志刚、李东旭、许荣、林仁韬、赵锡军, "国企高管的政治晋升与形象工程——基于 N 省 A 公司的案例研究",《管理世界》, 2012 年第 10 期, 第 146—156 页。
- [42] Zhi, D. A., J. Engelberg, and P. Gao, "In Search of Attention", *Journal of Finance*, 2011, 66 (5), 1461-1499.
- [43] 周黎安、罗凯, "企业规模与创新: 来自中国省级水平的经验证据",《经济学》(季刊), 2005 年第 4 卷第 3 期, 第 623—638 页。

## Internet Public Opinion and Corporate Innovation

XUANYU JIANG

(Central University of Finance and Economics)

LIN ZHU\*

(Wuxi Taihu University; Renmin University of China)

ZHIHONG YI

(Renmin University of China)

**Abstract** In the context of China's deepening the integration between the Internet and the real economy and implementation of innovation-driven development strategy, this study investigates whether and how internet public opinions affect corporate innovation. We find internet public opinions significantly hinder corporate innovation. Our further evidences show the negative correlation is more pronounced with the increase of manager's career concerns, the impact of internet public opinions and the ratio of negative opinions, which is consistent with the "market pressure hypothesis". Finally, we find the negative correlation is significantly attenuated by firms with better information environment and firms are SOEs.

**Key Words** corporate innovation, internet public opinion, career concerns

**JEL Classification** G20, G34, O31

---

\* Corresponding Author: Lin Zhu, Renmin University of China, No. 59, Zhongguancun Street, Haidian District, Beijing, 100872, China; Tel: 86-15861411016; E-mail: jolinzhutaihu@163.com.