

# 搜索一下你就得到：互联网搜索与企业信息透明度

梁昕雯 汪京 陈曦

**摘要** 在全面推进数字中国建设与注册制改革的双重背景下，如何充分利用互联网媒介保障资本市场高效有序运行成为目前亟需解决的问题。该研究从互联网搜索量与企业信息透明度的典型事实出发，在构建包含互联网搜索的信息披露博弈模型基础上，从理论层面分析互联网搜索对企业信息透明度的影响效应与作用机制，进而利用 2011 至 2019 年沪深 A 股上市公司数据给出稳健的经验证据。研究发现，互联网搜索可以显著改善企业信息透明度，其改善作用通过信息挖掘效应、外部监督效应和资源激励效应三大途径实现。进一步研究发现，互联网搜索对市场竞争程度高的企业更能发挥信息透明度改善效应，市场竞争程度低的企业在互联网搜索下仍有激励隐瞒自身信息。国企对互联网搜索的敏感度相对于民企更低，互联网搜索的信息透明度改善效应在国企的效果更差。独立董事提高了互联网搜索的信息透明度改善效应，独立监事反而削弱了这一效应。该研究丰富了数字时代下公司治理和信息披露的相关研究，为减轻信息不对称与维护资本市场高效有序运行提供了有益启示。

**关键词** 互联网搜索，信息透明度，信息不对称

## 一、引言

资本市场在稳定国家经济增长方面具有突出作用，资本市场的高效有序运行更是实现一国经济增长的重要动力引擎。信息是资本市场的命脉，其数量、质量以及不同主体之间的信息不对称分布都显著影响着资本市场运行的效率与秩序。随着全面注册制改革启动和推进，进一步完善企业信息披露制度、改善企业信息透明度和提高资本市场信息效率是促进资本市场健康有序发展、推动现代化经济体系建设的现实路径和必然要求。尤其在信息极大丰富的数字时代下，投资者如何充分利用有益的信息渠道，合理配置有限注意力以获取更多企业信息、减轻信息不对称，成为亟需解决的问题。Piotroski 和 Wong（2011）将企业信息透明度分为企业信息公开披露、投资者对企业私有信息挖掘以及新闻媒体对企业信息传播三大方面。在此基础上大量学者从董事会及高管的特质和行为、机构投资者关注、产品市场竞争、监管机构压力、资本市场政策、媒体报道等多个方面分析了企业信息透明度的影响因素（翟光宇等，2014；Choi and Jung，2021；刘新争和高闯，2021；沈艳和王靖一，2021）。一些学者也结合数字时代背景对企业信息透明度的改善路径进行了有益探讨（张淑惠和陈珂莹，2020；高扬等，2021；王福胜等，2021），但其研究视角仍有待拓展，研究方法可以进一步根据因果推断思想改进。

施炳展和金祥义（2019）最早从注意力配置视角关注到互联网搜索对国际贸易的影响，并深入研究了互联网搜索对出口企业生产的提质效应，认为互联网搜索存在降低信息成本作用（金祥义和施炳展，2022）。由此可知，互联网搜索能够有效降低信息获取成本，其作为一种信息渠道与投资者获取企业的过程紧密联系，存在发挥对企业信息透明度的改善效应的可能性。直观上，互联网搜索对企业信息透明度的改善似乎是毫无争议的：因为

---

\*梁昕雯（通讯作者），女，兰州大学经济学院，E-mail: liangxw@lzu.edu.cn；汪京，男，兰州大学经济学院，E-mail: wang\_jing20@lzu.edu.cn；陈曦，女，兰州大学经济学院，E-mail: xichen20@lzu.edu.cn。

\*本文感谢国家自然科学基金项目（71902076），中央高校基本科研业务费专项资金项目（22lzujbkydx007，18LZUJBWZY101）的资助。

互联网可以低成本、高效率地向搜索者提供信息，大多数学者在研究中也默认投资者对企业的网络关注可以提高信息透明度（王轶和孙鲲鹏，2021）。但问题在于互联网搜索不只带给搜索者有效信息，还可能带来噪音，这是由于搜索引擎只进行关联性匹配而无法完成价值判断（Jones and Xiao, 2004）。在有限注意理论下，噪音对投资者决策的影响更需要重视，因为噪音对投资者注意的挤占会降低投资者决策的理性程度（施炳展和金祥义，2019）。因此，本文试图借助典型事实、理论分析与经验证据回答以下问题：互联网搜索是否可以改善企业信息透明度？这种改善效应通过何种机制实现？如何充分利用互联网搜索改善企业透明度，提高资本市场运行效率，为经济高质量发展赋能？

信息披露质量是企业信息透明度的重要组成部分，信息披露出现违法违规代表信息透明度较低。在中国证券监督管理委员会（以下简称：证监会）于 2022 年披露的 20 起典型违法案例中，涉及信息披露违法违规的包括华晨集团、广州浪奇、龙力生物等九家公司，其中华晨集团在涉嫌虚构财务数据年度内（2017 至 2018 年）的百度搜索指数均值为 190，占当年所有上市公司百度搜索指数均值的 22%，仅占同行业上市公司百度搜索指数均值的 9%，说明华晨集团在被公开处罚前的互联网搜索量较低。本文也从证监会官网<sup>2</sup>收集 2011 年至 2019 年内涉及过信息披露违法违规的上市公司信息，并将每年信息披露违法违规上市公司的百度搜索指数平均数与所有上市公司进行对比（如图 1 所示），可以发现信息披露违法违规上市公司的互联网搜索量低于所有上市公司的平均水平，这表明信息透明度低的公司受到的互联网搜索量更少。上述数据也显示，受到互联网搜索前 10% 的上市公司的信息披露违法违规次数只占当年全部违规次数的不足 1%，说明人们广泛关注的“明星企业”受到信息披露违法违规处罚的频率更低。以上典型事实表明互联网搜索与企业信息透明度之间可能存在正向相关性，但互联网搜索是否改善了企业信息透明度还需要借助因果推断方法进行证明。

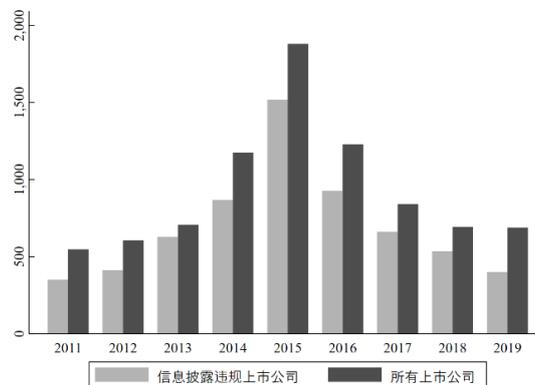


图 1：信息披露违法违规上市公司与所有上市公司的平均百度搜索指数

本文首先构建包含互联网搜索的信息披露博弈模型，借助数理模型分析嵌入互联网搜索的企业投资者与管理者之间的信息披露博弈关系，结果发现投资者互联网搜索有助于改善企业信息透明度。在数理模型的基础上本文进一步归纳分析互联网搜索对企业信息透明度的影响效应与作用机制，并利用 2011 至 2019 年沪深 A 股上市公司数据进行基准回归和稳健性检验，研究发现互联网搜索存在对企业信息透明度的改善效应。考虑到基准模型中可能存在的内生性问题，本文还借助因果推断思想，分别使用基于年报披露时间差的工具变量法、处理效应模型、基于“宽带中国”试点城市的外生冲击检验法进行因果识别，结果表明基准回归结果仍然稳健。影响机制方面，本文发现互联网搜索通过信息获取效应、外部监督效应和资源激励效应三个渠道改善企业信息透明度。此外，本文也重点关注了市场竞争程度、产权性质与独立董事独立监事设置对互联网搜索的信息透明度改善效应的影响，

<sup>2</sup> 中国证券监督管理委员会官网：<http://www.csrc.gov.cn/>。

发现互联网搜索对市场竞争程度高的企业更能发挥信息透明度改善效应，市场竞争程度低的企业在互联网搜索下仍有激励隐瞒自身信息。国企对互联网搜索的敏感度相对于民企更低，互联网搜索的信息透明度改善效应在国企的效果更差。独立董事提高了互联网搜索的信息透明度改善效应，独立监事反而削弱了互联网搜索的信息透明度改善效应。

本文可能的边际贡献有以下三点：第一，本文从互联网搜索视角入手，补充诠释数字时代下企业信息透明度的影响因素与提升路径，丰富了互联网经济效应与企业信息透明度的相关研究。已有研究大多从企业内部因素、外部媒体报道、政策变化等方面分析企业信息透明度的影响因素（Reeb and Zhao, 2013；沈艳和王靖一，2021；阮睿等，2021）。本文从互联网搜索视角入手探索企业信息透明度的改善路径，是响应国家“社会主义市场经济条件下规范和引导资本健康发展研究”重点项目的有益尝试。第二，互联网搜索经济效应的相关研究往往将“互联网搜索可以减少信息不对称”作为已有结论，而并未对这一假说进行切实验证，对互联网搜索减少信息不对称的理论机制也缺少讨论。互联网上的信息包括有效信息与噪音，已有研究中简单认为“互联网搜索可以带来信息进而减少信息不对称”，这种观点缺少理论依据与经验证据（邓向荣等，2020）。本文基于数理模型和理论分析对互联网搜索的企业信息透明度改善效应进行详细剖析，并利用实证方法给出经验证据，补充了互联网搜索减少信息不对称的理论机制。第三，有关互联网搜索的实证研究大多面临内生性问题，本文利用工具变量和外生冲击对因果效应进行更准确的识别。已有研究对互联网搜索的内生性问题缺少足够关注，少数文献使用滞后项或行业均值作为互联网搜索的工具变量，其相关性与外生性常常受到质疑（Sovey and Green, 2011；王轶和孙鲲鹏，2021）。本文构造“年报披露时间差”作为互联网搜索的工具变量，也利用“宽带中国”试点城市作为外生冲击进行因果效应识别，对相关实证研究的因果推断有一定借鉴意义。

本文余下部分的结构安排如下：第二节是文献综述；第三节是理论分析与研究假说；第四节是研究设计；第五节是实证检验；第六节是机制分析；第七节是进一步研究；最后是本文的结论与启示。

## 二、文献综述

资本市场上的信息不对称会损害投资者利益、影响企业融资、降低资本市场运行效率，因此如何改善企业信息透明度、提高信息披露质量成为公司治理、公司金融和资本市场治理领域的重要研究问题（阮睿等，2021）。目前大多学者从董事会及高管特质和行为、机构投资者关注、媒体报道、资本市场政策等方面开展相关研究。企业信息透明度首先取决于企业信息披露质量，因此改善企业信息透明度要从企业信息披露过程入手（Piotroski and Wong, 2011）。企业信息披露主要由董事会秘书负责，也会受到其他高管、董事会的影响，因此一系列学者从董秘与其他高管特质、高管薪酬、股权质押、股东参与治理、内部控制等多方面开展企业信息透明度相关研究（Reeb and Zhao, 2013；翟光宇，2014；卜君，2022）。同时，企业信息透明度不止由企业内部因素决定，还会受到外部因素的影响。一类文献从企业外部投资者行为的视角出发，发现分析师关注和机构投资者抱团可以通过外部监督与信息挖掘提高企业信息披露质量（伊志宏，2019；刘新争和高闯，2021）。另一类文献认为媒体关注与报道能够将企业信息向投资者与公众广泛传播并对企业施加提高信息质量压力，从而改善企业信息透明度（Solikhah and Maulina, 2021；沈艳和王靖一，2021；高扬等，2021）。此外在宏观层面上，经济政策不确定性、资本市场政策、信息披露制度改革等外生因素会通过信号传递效应引发微观企业层面的行为变动，影响企业信息披露决策进而导致信息透明度变化（阮睿等，2021）。在同一行业内的竞争环境下，信息透明度较高的企业会面临更大的潜在竞争者进入威胁和同行赶超威胁，而信息透明度较低的企业则有

更多融资约束进而制约企业发展，因此一系列学者对市场集中度、市场结构与企业信息透明度之间的关系进行研究（任宏达和王琨，2019；杜媛等，2021）。总而言之，大量学者从内、外部两方面对企业信息透明度的影响因素开展了丰富的研究，为寻找改善企业信息透明度的现实路径提供了详实的理论依据与经验验证，对后续研究开展具有鲜明的借鉴意义。然而，研究互联网信息渠道影响企业信息透明度的文献并不多，针对互联网搜索与企业信息透明度的研究更为缺少，有待进一步补充相关研究。

随着数字化时代的不断发展，互联网已然成为当下社会最重要的信息渠道之一。部分学者意识到互联网存在对企业、资本市场的经济效应，在此基础上开展了一系列研究。一支文献从网络社交媒体入手，研究社交媒体信息对股市的影响，例如 Rakowski et al. (2021) 从 twitter 入手，发现社交媒体活动会导致正向的异常回报。另一支文献着眼于网络关注度对股票市场的影响，从股票收益、股市波动等多个方面对网络关注度在股市上的经济效应进行探索（王勇和杨庆运，2014；杨欣和吕本富，2014）。网络关注度对企业的影响也吸引了学者的注意，邓向荣等（2020）将网络关注度看作企业的一种特殊资源，认为其具有对企业的创新激励效应。施炳展和金祥义（2019）最早从注意力配置视角关注互联网搜索对国际贸易的影响，在此基础上把企业作为互联网搜索的主体，深入研究了互联网搜索对出口企业生产的提质作用（金祥义和施炳展，2022）。上述文献虽然关注到互联网搜索存在对企业的经济效应，但罕有研究从互联网搜索的信息渠道性质入手探究其与企业信息之间的关系。罗党论和郭瀚中（2021）通过互联网搜索发现企业并购重组过程中存在信息泄露问题，从一个侧面反映出互联网搜索与企业信息间的联系，但并未直接讨论互联网搜索对企业信息透明度的影响。王耀君和高扬（2019）研究了网络关注度对股票市场信息不对称的减弱效应，但没有将这一结论拓展到企业信息透明度方面，此外该研究对互联网搜索与信息不对称之间的因果效应识别也较为欠缺。王轶和孙鲲鹏（2021）讨论了互联网关注对企业税收遵从的影响，首次将互联网关注的声誉机制和市场压力机制引入公司治理相关研究中，但其关注视角着重于企业税收遵从这一侧面，互联网搜索影响企业信息透明度这一基本机制还有深入探索空间。综上所述，已有学者对互联网在企业与资本市场层面的经济效应进行初步探讨，但有关互联网搜索对企业信息透明度影响的研究还较为欠缺。一方面，已有研究往往将互联网搜索的信息透明度改善效应看作既定事实，缺少对互联网上噪音的关注，也并未对互联网搜索改善企业信息透明度的具体机制进行分析。另一方面，部分研究将互联网搜索简单作为投资者关注的代理变量，忽略了互联网搜索的网络特质，也对内生性问题缺少足够关注。因此本文试图在已有文献的基础上，补充研究互联网搜索对企业信息透明度的影响效应与作用机制，利用因果推断方法给出稳健的经验证据。

### 三、理论分析与研究假说

本文首先构建包含互联网搜索的信息披露博弈模型，简要地从理论上分析当企业管理者与投资者之间存在信息披露博弈的前提下，投资者互联网搜索会如何影响企业信息透明度。模型假设博弈双方都是理性人且都清楚对方可能的策略与得益，各方策略选择都是依概率随机的且双方同时做出决策，这表明该博弈是存在混合策略纳什均衡的完全信息静态博弈。管理者可以选择信息披露造假，或如实披露企业信息；投资者可以选择监督或不监督管理者，当其选择监督时有可能发现或不发现管理者信息披露造假。互联网搜索可以增加投资者发现管理者信息披露造假的概率、降低投资者监督管理者的成本、增加管理者信息披露造假被发现的惩罚，即有下式成立：

$$P_3 = P(i), \frac{\partial P}{\partial i} > 0 \quad (1)$$

$$c = C(i), \frac{\partial C}{\partial i} < 0 \quad (2)$$

$$f = F(i), \frac{\partial F}{\partial i} > 0 \quad (3)$$

其中  $P_3$  为投资者发现管理者信息披露造假的概率， $c$  为投资者进行监督的成本， $f$  为管理者被发现信息披露造假的惩罚。上式成立的原因在于：互联网搜索为搜索者提供了低成本、高效的信息渠道，因此互联网搜索会增加投资者发现管理者信息披露造假的概率、降低投资者监督管理者的成本；管理者面对的机会成本是其在其他企业就职的薪酬，互联网搜索监督下管理者信息披露造假曝光会导致其机会成本降低，从而增加其受到的惩罚。当给定管理者信息披露造假概率  $P_1$  时，可以求得投资者选择监督或不监督的预期得益如式（4）、（5）所示。其中  $\pi_1$  为投资者选择监督时的期望得益， $\pi_2$  为投资者不选择监督时的期望得益， $P_2$  为投资者不选择监督的概率， $\lambda$  为投资者占有股份， $p$  为企业当年实际利润， $e$  为管理者通过信息披露造假谋取的个人利得。

$$\pi_1 = \frac{P_3}{1-P_2} \{P_1[\lambda(p+f-e)-c]\} + \frac{1-P_2-P_3}{1-P_2} \{P_1[\lambda(p-e)-c] + (1-P_1)(\lambda p - c)\} \quad (4)$$

$$\pi_2 = P_1[\lambda(p-e)] + \lambda p(1-P_1) \quad (5)$$

对于管理者而言，当  $\pi_1 = \pi_2$  时，可以求得管理者进行信息披露造假的最优概率如式（6）所示。其中  $T = P_3/(1-P_2)$ 。从互联网搜索的角度出发，当互联网搜索增加投资者发现管理者信息披露造假的概率  $P_3$  时， $T$  随之增大，从而使  $P_1^*$  减小；当互联网搜索降低投资者监督管理者的成本  $c$  时， $P_1^*$  减小；当互联网搜索增加管理者信息披露造假被发现的惩罚  $f$  时， $P_1^*$  减小。上述分析均表明互联网搜索可以降低管理者进行信息披露造假的最优概率，从而改善企业信息透明度。

$$P_1^* = \frac{c(1-T) + \lambda p T}{T[\lambda(p+f)-c]} \quad (6)$$

上述数理模型中，互联网搜索具有增加投资者发现管理者信息披露造假的概率、降低投资者监督管理者的成本、增加管理者信息披露造假被发现惩罚的作用，使企业信息透明度得到改善。这三种机制可以进一步总结为信息获取效应和外部监督效应，除此之外互联网搜索还可能通过资源激励效应影响企业信息透明度，本文接下来从这三方面开展理论分析：

（一）信息获取效应：McNichols 和 Trueman（1994）最早提出“投资者会受到信息披露的激励进而主动获取企业信息”的论断，冯旭南（2014）进而利用中国投资者样本验证了投资者的主动信息获取行为。在投资者信息获取行为假说的基础上，互联网搜索作为低成本、高效率信息渠道可以为投资者提供所关注的企业信息，因此投资者有激励利用互联网搜索获取信息，减少信息不对称并提高企业信息透明度。特别在有限注意力理论下，投资者很难同时处理多个来源的信息，这使大部分投资者更加依赖互联网信息渠道（施炳展和金祥义，2019）。结合数理模型的结论，当投资者与管理者之间存在信息披露博弈时，互联网搜索带来的信息便利可以提高投资者的监督水平并降低其监督成本，激励投资者加强对管理者的监督从而改善信息透明度。但正如引言中提到的，互联网带来的不止有效信息还有噪音，这些噪音反而会增加信息不透明度，所以互联网搜索的信息获取效应对企业信息透明度的影响是两方面的，只依靠信息获取效应无法清晰解释互联网搜索对企业信息透明度的影响。

（二）外部监督效应：外部监督是防止企业利用信息不对称损害投资者权益、破坏市场秩序的重要途径，是解决信息不对称时市场失灵导致资源配置效率低下的有效方法。常见的外部监督方式包括证监会通过相关法律法规进行监督、机构投资者通过持股直接参与

公司治理与决策。与证监会和机构投资者对企业的直接监督不同，投资者通过互联网搜索对企业施加的更多是监督压力。在互联网搜索下企业受到的外部投资者关注广泛增加，外界广泛关注提高了企业信息披露违法违规的机会成本，因为此时信息披露违法违规的曝光会使企业损失更多投资者、潜在投资者和客户等，进而损害企业未来的融资能力、盈利能力以及品牌形象（王轶和孙鲲鹏，2021）。高昂的机会成本会迫使企业加强内部控制、优化公司治理，改善信息透明度。对于企业高管而言，互联网搜索的外部监督直接影响高管在业内的声誉，高管信息披露违规行为一旦在互联网搜索下迅速传播，会降低其在其他公司任职的期望薪酬。因此高管为了维护自身声誉，存在一定激励提高信息披露工作完成质量，从而改善企业信息透明度。

（三）资源激励效应：网络关注度在一定程度上可以衡量企业现有的和潜在的投资者与客户规模，因此网络关注度可以看作为企业的特殊资源为企业带来融资便利、营收增长和创新激励等（邓向荣等，2020）。一方面，网络关注度的提高增加了企业的曝光度与知名度，使企业获得更多现有或潜在客户与投资者，从而提高企业的短期内营收并降低企业融资约束；另一方面，企业营收与融资的增加可以提高企业的创新投资能力，使得企业在进行长期投资的同时维持短期利润，进而激励企业创新并提升企业价值。因此对于一个管理者与所有者利益一致的企业，为了充分利用网络关注资源实现自身发展，其有激励提高信息透明度，发挥信息优势以提高互联网搜索对企业的边际贡献。对于委托代理问题比较严重的企业，董事会出于利用互联网搜索提升企业价值的目的，也会通过提高高管薪酬与高管持股减轻委托代理问题，提高高管与董事之间的利益一致性从而激励高管向市场公开更多信息，提高企业信息透明度。

基于上述理论分析，本文提出以下研究假说：

**假说 1：**互联网搜索可以改善企业信息透明度。

**假说 2：**互联网搜索通过信息获取效应、外部监督效应与资源激励效应改善企业信息透明度。

## 四、研究设计

### （一）样本选择与数据来源

本文选取 2011 年至 2019 年中国沪深两市 A 股上市公司作为研究样本，同时依据以下标准对原始样本进行筛选：剔除金融行业的上市公司；剔除样本期内 ST、PT 的上市公司；剔除净资产为负的上市公司；剔除部分数据缺失严重的上市公司。同时，为了减少样本中部分极端值对估计结果造成的影响，本文对所有连续变量进行了两侧 1% 的缩尾处理，最终得到的样本中包含 13614 个观测值。本文的数据来源为 CSMAR、百度指数官网和 DIB 内部控制与风险管理数据库等。

### （二）变量选取

1.被解释变量。本文选取的被解释变量为信息透明度（KV），参考 Kim 和 Verrecchia（2001）以及卜君（2022）的研究，选取 KV 指数作为上市公司信息透明度的代理变量。KV 指数是股票收益率对交易量的回归系数，衡量收益率对交易量的敏感性，与企业信息披露质量呈负向关系，进而可以用于表征信息透明度（Kim and Verrecchia，2001）。与已有研究中常选用的分析师评价、交易所评级等信息透明度代理变量相比，KV 指数更客观地从投资者的角度出发反映投资者与上市公司之间的信息不对称程度，避免主观判断带来的偏误。为了缓解股票数量度量上潜在的统计差异，本文借鉴翟光宇等（2014）的方法构建 KV 指

数：

$$\ln \left| \frac{(P_t - P_{t-1})}{P_t} \right| = \alpha_0 + KV \left( \frac{vol_t}{vol_0} - 1 \right) + \varepsilon \quad (7)$$

其中， $P_t$ 表示第  $t$  日的收盘价； $vol_t$ 表示第  $t$  日的交易量； $vol_0$ 表示一年内所有交易日的平均交易量。对式 (7) 使用 OLS 估计可以得到解释变量的估计系数，即本文的被解释变量  $KV$ 。 $KV$  越小，企业信息透明度越高。

2.核心解释变量。本文选取的核心解释变量为互联网搜索 ( $IS$ )，使用上市公司每年的百度搜索指数的自然对数衡量。百度目前是中国占据市场份额最大、使用频率最高的搜索引擎<sup>3</sup>，百度搜索指数是各个关键词在百度网页搜索中搜索频次的加权和，因此使用百度搜索指数可以较好地衡量某关键词在中国互联网上的搜索频率。为了增强上市公司百度搜索指数的准确性与代表性，本文统计上市公司中文名称和上市公司股票代码的搜索指数之和，再对移动端与 PC 端百度搜索指数求和并进行自然对数处理，构造互联网搜索变量  $IS$ 。

3.控制变量。本文在分别在财务与经营状况、公司治理、外部环境三个层面选取以下控制变量：(1) 财务与经营状况层面，本文选取企业规模 ( $size$ )、杠杆率 ( $lev$ )、资产增长率 ( $roa$ )、企业价值 ( $tobin$ )、企业年龄 ( $age$ ) 进行控制；(2) 公司治理层面，本文选取大股东持股集中度 ( $src$ )、两权分离度 ( $sep$ )、高管持股 ( $mo$ )、高管薪酬 ( $ec$ )、女性高管比例 ( $fep$ )、高管教育背景多样性 ( $ebd$ )、管理者短视主义 ( $mss$ )、内部控制 ( $icd$ ) 进行控制；(3) 外部环境层面，本文选取分析师关注程度 ( $aad$ )、环境不确定性 ( $eu$ )、政治关联 ( $pa$ ) 进行控制。上述变量从企业内外部两方面进行考虑，控制了可能同时影响被解释变量与核心解释变量的混杂因素，减轻了潜在的遗漏变量问题。本文使用的控制变量的定义如表 1 所示。

表 1：控制变量定义

变量类型	变量名	变量定义
财务与经营状况	企业规模 ( $size$ )	总资产的自然对数
	杠杆率 ( $lev$ )	总负债/总资产
	总资产利润率 ( $roa$ )	净利润/总资产
	企业价值 ( $tobin$ )	股票市值/总资产
	企业年龄 ( $age$ )	企业年龄的自然对数
	大股东持股集中度 ( $src$ )	前十大股东持股数/公司总股数
公司治理	两权分离度 ( $sep$ )	根据吴国鼎 (2019) 的方法测度 <sup>4</sup>
	高管持股 ( $mo$ )	高管持股数量/公司总股数
	高管薪酬 ( $ec$ )	前三名高管薪酬总额的自然对数
	女性高管比例 ( $fep$ )	女性高管数量/高管数量
	高管教育背景多样性 ( $ebd$ )	根据 An et al. (2021) 的方法测度 <sup>5</sup>
	管理者短视主义 ( $mss$ )	根据胡楠等 (2021) 的方法测度 <sup>6</sup>
外部环境	内部控制 ( $icd$ )	内部控制指数 <sup>7</sup> 的自然对数
	分析师关注程度 ( $aad$ )	关注该公司股票的分析师数量的自然对数
	环境不确定性 ( $eu$ )	根据 Ghosh and Olsen (2014) 的方法测度 <sup>8</sup>
	政治关联 ( $pa$ )	根据罗喜英和刘伟 (2019) 的方法测度

<sup>3</sup> 美国网站通讯流量监测机构 StatCounter 公布，<https://gs.statcounter.com>。

<sup>4</sup>  $sep = VR - CR$ ，其中  $VR$  为企业实际控制人的总控制权， $CR$  为企业实际控制人的总现金流权，二者分别由企业的控制链条和现金流链条求得。

<sup>5</sup>  $ebd = 1 - \sum_{i=1}^n p_i^2$ ，其中  $p_i$  为高管团队中拥有某种学历的成员占团队的比重， $ebd$  越大代表多样性越高。

<sup>6</sup> 利用上市公司 MD&A 文本，整理包括“天内”、“数月”、“年内”等“短期视域”词集，统计“短期视域”词集词频占 MD&A 总词频的比例，作为管理者短视主义指标。

<sup>7</sup> 数据来源为 DIB 内部控制与风险管理数据库，<http://www.ic-erm.com/>。

<sup>8</sup> 首先使用销售收入对年度虚拟变量回归，生成残差项，用残差项衡量企业非正常销售收入，再用五年非正常销售收入除以五年平均销售收入，即可得到环境不确定性。

### （三）主要变量描述性统计

本文中主要变量的描述性统计如表 2 所示。可以发现  $KV$  的最小值、最大值分别为 0.037 和 4.943，标准差为 0.876，说明样本中的上市公司信息透明度彼此之间还存在较大差距。 $IS$  的最小值、最大值分别为 0.001 和 0.629，标准差为 0.093，说明样本中上市公司互联网搜索量的差异也较大，一些“明星企业”备受关注。

**表 2：描述性统计**

变量名	观测数	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$KV$	13,613	0.817	0.525	0.876	0.037	4.943
$IS$	13,614	0.077	0.051	0.093	0.001	0.629
$age$	13,614	2.474	2.564	0.507	1.386	3.258
$size$	13,614	22.42	22.26	1.299	19.57	26.22
$lev$	13,614	0.462	0.459	0.208	0.064	0.935
$tobin$	13,239	2.111	1.617	1.478	0.868	9.741
$roa$	13,614	0.033	0.031	0.059	-0.248	0.195
$src$	13,611	0.468	0.433	0.209	0.138	0.932
$sep$	13,155	5.509	0	7.883	0	29.16
$mo$	13,146	0.136	0.112	0.193	0	0.679
$ec$	13,595	14.37	14.34	0.704	12.67	16.32
$fep$	13,614	0.177	0.167	0.108	0	0.474
$ebd$	12,654	0.418	0.486	0.220	0	0.722
$mss$	13,614	0.096	0.078	0.081	0	0.381
$icd$	13,614	6.194	6.501	1.343	0	6.748
$aad$	13,614	1.521	1.609	1.177	0	3.784
$eu$	13,614	1.304	0.947	1.211	0.125	7.175
$pa$	13,614	0.342	0	0.474	0	1

### （四）模型设定

为探究互联网搜索对信息透明度的影响，本文构建了如下基准回归模型：

$$KV_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 IS_{ijt} + \alpha_2 X_{ijt} + \lambda_t + v_t + \delta_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

其中， $KV_{ijt}$  表示  $i$  公司在  $t$  年的信息透明度； $IS_{ijt}$  表示互联网上  $i$  公司在  $t$  年的被搜索量； $X_{ijt}$  表示控制变量矩阵； $\lambda_t$  表示只随企业变化的不可观测因素； $v_t$  表示只随时间变化的不可观测因素； $\delta_{jt}$  表示随行业与时间同时变动的不可观测因素，控制  $\delta_{jt}$  可以排除不同行业在不同时间存在的不可观测差异，进一步减轻遗漏变量问题； $\varepsilon_i$  表示随机扰动项。其中  $\alpha_1$  是本文重点关注的估计系数，若  $\alpha_1$  显著为负，表明互联网搜索提高了被搜索企业的信息透明度。

## 五、实证检验

### （一）基准回归

基准回归结果如表 3 所示。第（1）列汇报了未加入控制变量和固定效应的回归结果，可以发现  $IS$  的回归系数显著为负。第（2）列和第（3）列汇报了加入控制变量和企业固定效应、年份固定效应的回归结果，可以发现  $IS$  的回归系数仍显著为负，表明在控制一系列其他影响因素后互联网搜索可以改善企业信息透明度。在不同年份，不同行业的企业可能受到政策等其他因素影响而在互联网搜索量、信息透明度上表现出系统性差异。因此本文进一步控制年份\*行业固定效应，结果如第（4）列所示， $IS$  的回归系数仍显著为负，其他条件不变时互联网搜索每增加 1%，信息透明度随之增加 0.0089 个单位。上述结果均表明互联网搜索可以提高被搜索企业的信息透明度。

在控制变量方面，企业规模、企业年龄、大股东持股集中度、高管持股的回归系数均

显著为负，表明上述因素均对企业信息透明度存在显著的正向影响，这与已有研究的结论一致（任宏达和王琨，2019；阮睿等，2021；卜君，2022）。杠杆率、总资产利润率、环境不确定性的回归系数均显著为正，表明上述因素均对企业信息透明度存在显著的负向影响，与大多已有研究的观点相同（翟光宇等，2014；任宏达和王琨，2019）。基准回归并未识别出企业价值、两权分离度、高管薪酬等控制变量对信息透明度的显著影响，这并不意味着上述变量不是影响企业信息透明度的重要因素，而可能是多重共线性、测量误差等问题导致的统计意义不显著。考虑到上述控制变量可以起到缓解遗漏变量问题、控制混杂因素的作用，因此仍然保留和汇报此部分回归结果。

**表 3：基准回归结果**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>IS</i>	-2.0705*** (0.079)	-1.2717*** (0.089)	-0.9250*** (0.152)	-0.8783*** (0.158)
<i>size</i>		-0.2397*** (0.010)	-0.2552*** (0.034)	-0.2703*** (0.036)
<i>lev</i>		0.3415*** (0.046)	0.5468*** (0.121)	0.5873*** (0.124)
<i>roa</i>		2.5762*** (0.156)	1.1684*** (0.162)	1.1386*** (0.171)
<i>tobin</i>		-0.0431*** (0.007)	-0.0239** (0.012)	-0.0186 (0.012)
<i>age</i>		-0.1286*** (0.017)	-0.8353*** (0.101)	-0.8057*** (0.109)
<i>src</i>		-0.2230*** (0.039)	-0.7800*** (0.087)	-0.7751*** (0.089)
<i>sep</i>		0.0030*** (0.001)	0.0033 (0.002)	0.0025 (0.002)
<i>mo</i>		-0.5346*** (0.057)	-0.7655*** (0.133)	-0.8171*** (0.158)
<i>ec</i>		0.0595*** (0.013)	0.0016 (0.029)	0.0081 (0.028)
<i>fep</i>		0.2589*** (0.071)	-0.1853 (0.164)	-0.1406 (0.163)
<i>ebd</i>		-0.1242*** (0.035)	-0.0727 (0.067)	-0.0516 (0.069)
<i>mss</i>		-0.0755 (0.096)	0.0172 (0.101)	0.0099 (0.103)
<i>icd</i>		-0.0268*** (0.006)	0.0047 (0.006)	0.0054 (0.007)
<i>aad</i>		0.0617*** (0.008)	-0.0053 (0.011)	-0.0019 (0.011)
<i>eu</i>		0.0046 (0.007)	0.0241** (0.010)	0.0245** (0.010)
<i>pa</i>		0.0205 (0.016)	-0.0157 (0.024)	-0.0230 (0.024)
常数项	0.9758*** (0.010)	5.7740*** (0.227)	8.7608*** (0.827)	8.8813*** (0.838)
企业固定效应	否	否	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
年份*行业固定效应	否	否	否	是
观测数	13613	11482	11360	11294
调整后的R方	0.048	0.156	0.517	0.545

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；系数括号内数值为聚类到企业层面的稳健标准误，下同。

## （二）稳健性检验

为了进一步验证基准回归结果的稳健性，本文分别从以下四个角度开展稳健性检验：

1. 替换被解释变量：本文参考刘新争和高闯（2021）的方法，利用式（9）对  $KV$  指数重新测度，并用重新测度的  $KV$  指数替换基准模型中被解释变量进行回归，结果如表 4 第（1）列所示。

$$\ln \left| \frac{(P_t - P_{t-1})}{P_t} \right| = \alpha_0 + KV_2(vol_t - vol_0) + \varepsilon \quad (9)$$

2. 替换解释变量：本文核心解释变量  $IS$  选取的互联网搜索指标可以分为 PC 端、移动端两部分，基准回归中的  $IS$  通过将 PC 端、移动端数据加总得出。因此本文在稳健性检验中将  $IS$  分解为 PC 端互联网搜索与移动端互联网搜索，分别用二者替换核心解释变量并进行回归，结果如表 4 第（2）列和第（3）列所示。

3. 滞后解释变量：考虑到互联网搜索对企业信息透明度的改善可能存在滞后效应，并且为了缓解可能的反向因果问题，本文将所有解释变量滞后一期，用  $t$  期的  $KV$  对  $t-1$  期的解释变量重新进行回归，结果如表 4 第（4）列所示。

4. 双聚类稳健标准误：基准回归中本文使用了聚类到企业层面的聚类稳健标准误，企业聚类标准误对异方差问题进行修正并且允许同一企业不同年份的误差项之间存在相关性。不同行业的公司在同一年份面临着相同的行业现状、资本市场政策和证监会监管压力等，这可能导致同一行业同一年份不同企业误差项之间存在相关性，使得误差项独立同分布假设（iid）不成立。因此本文在企业聚类的基础上加入年份\*行业聚类，允许同一年份同一行业的不同企业误差项相关，进行双聚类稳健标准误回归，结果如表 4 第（5）列所示。

上述稳健性检验与基准回归结果基本一致，验证了基准回归结果的稳健性。

**表 4：稳健性检验结果**

变量	(1) $KV_2$	(2) PC端	(3) 移动端	(4) 滞后一期	(5) 双聚类
$IS$	-0.1668*** (0.051)	-0.1149*** (0.035)	-0.0126*** (0.002)	-0.6132*** (0.160)	-0.8783** (0.382)
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
年份*行业固定效应	是	是	是	是	是
观测数	11294	11294	11360	9320	11294
调整后的R方	0.337	0.543	0.543	0.538	0.545

注：（1）、（2）、（3）、（4）列系数括号内数值为聚类到企业层面的稳健标准误，（5）列聚类到企业和年份\*行业两个层面。

## （三）内生性分析与处理

模型（8）对互联网搜索与信息透明度之间的线性关系进行了初步刻画，但可能存在一定的内生性问题。一方面，信息透明度高的公司更有机会让投资者避免逆向选择和道德风险而获利，因此更受投资者青睐，可能有更高的互联网搜索量；另一方面，做空、丑闻披露、政策变动等同时影响互联网搜索与信息透明度的偶发、不可观测因素难以控制。对模型（8）的 OLS 估计结果可能由于内生性问题而有偏，因此本文分别利用工具变量法、内生处理效应模型以及外生冲击检验法识别互联网搜索与信息透明度间的因果关系。

### 1. 工具变量法

工具变量法需要寻找与互联网搜索相关且与随机扰动项不相关的工具变量，金祥义和施炳展（2022）使用遗迹数目和明星数目作为互联网搜索的工具变量，但该研究利用跨国样本，与本文研究样本并不匹配。本文构造了年报披露时间差（ $tdard$ ）作为工具变量，具

体构造方法为：使用 Python 软件从巨潮资讯网抓取 2011 年至 2019 年沪深 A 股上市公司年报的证券代码、披露时间；使用 Excel 软件对年报披露时间逐年求中位数，再求各公司各年披露时间与当年所有公司披露时间中位数的差值，差值的绝对值即为年报披露时间差。此变量的含义为，一年中某公司年报披露时间与当年所有公司年报披露时间中位数的差值，可以衡量某公司年报披露时间与其他公司集中披露时间的差异大小。《上市公司信息披露管理办法》<sup>9</sup>（下称《办法》）规定：年度报告应当在每个会计年度结束之日起四个月内编制完成并披露。根据《办法》，上市公司应于每年 1 月 1 日至 4 月 30 日内完成年报披露，但已有研究发现大多数上市公司存在集中于 3、4 月披露年报的“扎堆披露”现象，并且投资者会更加关注避开“扎堆披露”的上市公司（韩乾和徐恒，2016）。因此可以认为上市公司的年报披露时间差越大，越可能受到更多互联网搜索，工具变量与核心解释变量间存在相关性。上市公司年报披露时间主要由年报编制工作完成时间决定，与其他可能影响信息透明度的因素关联性较小。t 年披露的年报反映的是 t-1 年度的会计信息，与 t 年的其他因素存在异期性，因此相关性较弱。已有研究中指出的可能影响上市公司年报披露时间的因素，例如业绩和企业年龄，也已经包含在控制变量中而未进入扰动项内（王雄元等，2009；韩乾和徐恒，2016）。综上所述，年报披露时间差满足相关性和外生性，是良好的工具变量。

本文以 *tdard* 为 *IS* 的工具变量，使用 2SLS 法得到的回归结果如表 5 所示。第（1）列汇报了双向固定效应下的第一阶段回归结果，可以发现 *tdard* 的回归系数显著为正，表明年报披露时间与其他公司差距较大的公司会受到更多互联网搜索，验证了工具变量与核心解释变量间相关性。同时通过第（1）列汇报的 F 值、Cragg-Donald Wald F 统计量、Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量可以发现本文选取的工具变量并不存在严重的弱工具变量问题。Kleibergen-Paap rk LM 统计量也表明不存在严重的不可识别问题，工具变量较为有效。第（3）列汇报了第二阶段回归结果，可以发现 *IS* 的系数显著为负，与基准回归结果一致，表明互联网搜索可以改善企业信息透明度。第（2）列和第（4）列汇报了控制年份\*行业固定效应的回归结果，与第（1）列和第（3）列回归结果不存在较大差异，上述结果均表明互联网搜索可以改善企业信息透明度。

**表 5：工具变量法回归结果**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一阶段 ( <i>IS</i> )		第二阶段 ( <i>KV</i> )	
<i>IS</i>			-1.9164*** (0.335)	-2.0221*** (0.365)
<i>tdard</i>	0.0039*** (0.001)	0.0037*** (0.001)		
F 值	45.59	40.71		
Cragg-Donald Wald F 统计量	63.15	55.50		
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	45.59	40.71		
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	44.59	42.20		
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
年份*行业固定效应	否	是	否	是
观测数	11323	11257	11323	11257

## 2. 内生处理效应模型

工具变量法可以有效地缓解反向因果等问题带来的内生性，但可能存在的选择偏差问题也为本文识别结果的准确性带来威胁。考虑到数据的不可得性，本文选取样本局限于上市公司而忽略了未上市公司，这导致样本选择的非随机问题即样本选择偏误。由于非上市

<sup>9</sup> 《上市公司信息披露管理办法》于 2021 年 3 月 4 日中国证券监督管理委员会 2021 年第 3 次委务会议审议通过，自 2021 年 5 月 1 日起施行：

<http://www.csrc.gov.cn/csrc/c101864/c2ee1a791fddc4f5ebceb70aa8e2399cf/content.shtml>。

公司具有融资途径与信息披露的特殊性，已有研究较少探讨非上市公司信息透明度，因此本文不把样本选择偏误作为主要的内生性来源。一些可能同时影响互联网搜索与企业信息透明度的可观测或不可观测因素为模型带来了自选择问题，本文主要通过控制变量的方法缓解了大部分可观测因素带来的自选择问题，但不可观测因素带来的自选择问题仍有待解决。因此本文使用已有研究常用的基于 heckman 两步法的内生处理效应模型（ETM）缓解此类自选择问题（Shipman et al., 2017；何瑛等，2019）。

$$D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 tdard_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$KV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 IS_{it} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 IMR_{it} + \lambda_t + \nu_i + \delta_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

内生处理效应模型第一阶段首先需要使用 probit 模型对式（10）进行估计，并计算逆米尔斯比率  $IMR$ 。其中  $D_{it}$  为互联网搜索的虚拟变量，当  $IS$  大于其中位数时取值为 1，反之则取值为 0； $tdard$  为上文得到的工具变量，用于保证  $IMR$  的外生性，其余变量与前文设定相同。第二阶段根据式（10）的估计结果求得  $IMR$  后，将  $IMR$  加入基准回归模型（8）中得到式（11），对式（11）进行估计得到的结果即为内生处理效应模型估计结果。表 6 汇报了内生处理效应模型回归结果，结果显示第一阶段的外生工具变量回归系数显著为正，且伪 R 方为 0.114，表明外生变量的选择有效且模型整体拟合程度较好；第二阶段  $IMR$  显著为正且  $IS$  显著为负，表明模型确实存在自选择问题，内生处理效应模型的估计结果是有效的，缓解自选择问题后的回归结果与基准回归结果基本一致。

**表 6：内生处理效应模型回归结果**

变量	(1) 第一阶段 ( $D$ )	(2) 第二阶段 ( $KV$ )
$IS$		-0.8125*** (0.203)
$tdard$	0.0021** (0.001)	
$IMR$		0.3120** (0.144)
控制变量	是	是
企业固定效应		是
年份固定效应		是
年份*行业固定效应		是
观测数	10814	10814
R 方	0.114	0.648

注：第（1）列汇报的 R 方为伪 R 方（Pseudo R<sup>2</sup>），第（2）列汇报了调整后的 R 方。

### 3. 外生冲击检验

“宽带中国”战略是中国于 2013 年提出的旨在加快网络基础设施建设、推进宽带网络优化升级的重要国家战略。工业和信息化部与国家发展和改革委员会两部委分别于 2014 年、2015 年与 2016 年公布了第三批“宽带中国”示范城市，示范城市以加快推进光纤宽带网络发展为主要目标对网络基础设施进行优化。“宽带中国”战略为城市居民提供互联网使用便利，同时已有较多文献发现投资者存在更多关注本地上市公司的“本地偏好效应”（杨晓兰等，2016；Zhang et al., 2021），因此“宽带中国”战略可能为本地投资者提供了互联网搜索便利，激励投资者提高对本地上市公司的互联网搜索，从而有助于提高“宽带中国”示范城市上市公司的互联网搜索量。基于上述分析，本文将“宽带中国”战略看作外生冲击，借助“宽带中国”战略通过构建模型（12）识别互联网搜索与信息透明度间的因果关系：

$$KV_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{ijkt} + \beta_2 X_{ijkt} + \lambda_t + \nu_i + \delta_{jt} + \varepsilon_{ijkt} \quad (12)$$

其中， $Policy_{ijkt}$  表示政策虚拟变量，当  $k$  城市在  $t$  年为“宽带中国”示范城市时取值为 1，反之取值为 0； $X_{ijkt}$  表示控制变量矩阵，在模型（8）的企业层面控制变量基础上加入了城市层面政策选择变量；其余变量与模型（8）相同。“宽带中国”示范城市的选取并不完全随机，这导致政策虚拟变量本身存在内生性，带来估计偏误。为了试图控制一些可能决定城

市是否入选“宽带中国”示范城市的因素并尽可能避免“坏的控制变量”问题，本文参考赵涛等（2020）的研究，选取城市坡度、城市经纬度、1998 前是否设立国家级开发区、2011 年人均电话拥有量、2011 年大学数量作为政策选择变量，将上述变量与时间趋势项相乘形成交互项加入控制变量中。城市层面数据来自 2011-2019 年《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》和《中国统计年鉴》，将其与企业面板数据按照企业所在地与年份进行匹配得到研究样本。另外，投资者对上市公司的关注不只有“本地偏好效应”，还存在“明星效应”，即投资者更加关注广为人知的明星企业（Supphellen and Nysveen, 2001）。“宽带中国”示范城市可能会提高当地投资者对明星企业的互联网搜索，而明星企业不一定位于“宽带中国”示范城市中，即“明星效应”可能导致外生冲击检验的前提：“‘宽带中国’示范城市提高了当地上市公司的互联网搜索”不成立。为了解决这一问题，本文将原样本中每年互联网搜索前 1% 的明星企业<sup>10</sup>剔除，最终得到外生冲击检验样本。

在识别策略方面，大多已有文献使用双重差分法（DID）对外生冲击的处理效应进行识别。双重差分法识别处理效应的一个核心假设是实验组与对照组在外生冲击发生前有相近的变化趋势，即平行趋势假设（Parallel trend assumption, PTA）。本文选取的实验组为“宽带中国”示范城市的上市公司，对照组为非“宽带中国”示范城市的上市公司，二者在“宽带中国”战略实施前的信息透明度变化趋势不能很好地满足平行趋势假设，因此本文分别使用倾向得分匹配双重差分法（PSM-DID）、合成双重差分法（SDID）进行识别。PSM-DID 通过政策虚拟变量对控制变量使用 Logit 模型回归，得到各个上市公司与“宽带中国”示范城市上市公司之间的倾向得分值。倾向得分值最接近的企业即为“宽带中国”示范城市上市公司的配对企业，通过这种方法可以构造以配对企业为样本的对照组，最大程度减少实验组与对照组在外生冲击发生前信息透明度上存在的系统性差异，从而减少估计偏误。考虑到传统的倾向得分匹配法只适用于截面数据，因此本文采用逐年匹配方法，使用 1:2 最邻近核匹配法进行估计，将面板数据中每一年的截面数据进行匹配，最后合并逐年的匹配结果。PSM-DID 在一定程度上减轻了不同企业间系统性差异导致的平行趋势假设不满足问题，但考虑到共有三批不同时点公布的“宽带中国”示范城市，传统 DID 框架下得到的 TWFE 估计量可能由于异质性处理效应而存在偏误（Goodman-Bacon, 2021）。一系列文献对异质性处理效应的估计展开研究，给出了异质性处理效应估计量等方法（刘冲等，2022）。Arkhangelsky 等（2021）提出了 SDID，利用合成控制法的思想通过构造个体和时间的双重加权控制，对传统 DID 进行改进。SDID 在平行趋势假设不满足的前提下可以通过加权控制构造出近似满足平行趋势假设的“合成”实验组与对照组，进而得到一个更加稳健的估计量。Liu et al.（2022）也指出，SDID 对异质性处理效应带来的估计偏误有较好的缓解效应。综上所述，本文分别使用 PSM-DID 与 SDID 对外生冲击的处理效应进行识别。

表 7 为外生冲击检验回归结果，第（1）列和第（2）列汇报了 PSM-DID 的 TWFE 估计量，其中系数括号内为聚类到城市层面的聚类稳健标准误。可以发现 *Policy* 的系数显著为负，即“宽带中国”示范城市提高了当地上市公司的信息透明度，因此可以认为互联网搜索对被搜索企业的信息透明度存在改善效应。第（3）列汇报了 PSM-DID 的异质性稳健（CS）估计量，第（4）列和第（5）列汇报了 SDID 估计结果，结果均表明互联网搜索可以改善企业信息透明度。

**表 7：外生冲击检验回归结果**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	PSM-DID	PSM-DID	PSM-DID	SDID	SDID
<i>Policy</i>	-0.0333***	-0.0292**	-0.0046**	-0.0281**	-0.0408***
	(0.010)	(0.011)	(0.002)	(0.012)	(0.014)
控制变量	否	是	是	否	是

<sup>10</sup> 此处对明星企业的定义参考 Firooz et al., 2022 的研究。

企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
年份*行业固定效应	是	是	是	是	是
观测数	7879	7130	2162	9519	9519

## 六、机制检验

### (一) 信息获取效应检验

本文首先验证互联网搜索能否通过信息获取效应改善企业信息透明度。正如前文分析，互联网搜索直接带给投资者的信息包括有效信息与噪音，对二者之间的分辨与界定还存在一定困难，因此本文首先从有效信息中的一个方面：企业特质信息，对互联网搜索的信息获取效应进行验证。Morck 等（2000）将可能影响股价的信息分为市场信息、行业信息与企业特质信息三个层面，其中只与企业自身相关的企业特质信息是反映企业信息是否透明的重要因素之一。企业特质信息大多属于私人信息，由公司董事会和高管以及少数的知情交易者掌握，大部分不参与公司实际经营的个人投资者难以及时获取此类信息（江婕等，2021）。受到大量互联网搜索的上市公司往往也会吸引机构分析师的注意，不同于个人投资者的是，分析师通过其专业的分析能力以及广阔的信息渠道，更容易挖掘出企业特质信息（伊志宏等，2019）。因此，互联网搜索可能通过机构分析师挖掘等方式获取企业特质信息，从而提高企业信息透明度。为了检验互联网搜索的信息获取效应，本文借鉴 Hutton 等（2009）的方法构建股价同步性（*SYNCH*）<sup>11</sup>变量作为被解释变量进行检验，这是由于大量研究认为企业特质信息会导致股价同步性降低，在此基础上学界大多利用股价同步性作为企业特质信息的代理变量进行研究（Morck et al., 2000；伊志宏等，2019；江婕等，2021）。表 8 第（1）列汇报了以 *SYNCH* 为被解释变量的回归结果，结果显示 *IS* 的回归系数显著为负，这表明互联网搜索显著降低了企业的股价同步性，即互联网搜索通过挖掘企业特质信息进而改善企业信息透明度。

上述分析认为低股价同步性代表更多的企业特质信息，但也有一部分学者认为低股价同步性是噪音的体现（Devos et al., 2015）。股价同步性体现的是企业特质信息还是噪音，这一问题在已有研究中还没达成广泛共识，一部分研究还认为股价同步性与噪音间存在复杂的非线性关系，这为信息获取效应的检验带来挑战（任永平和李伟，2018）。因此本文参考任永平和李伟（2018）的研究，引入市场噪音（*noise*）<sup>12</sup>变量，通过检验互联网搜索是否增加了市场噪音，进而判断互联网搜索能否发挥信息获取效应。用 *noise* 对 *IS* 回归的结果如表 8 第（2）列所示，可以发现 *IS* 系数显著为负，表明互联网搜索显著降低了市场噪音。这从反面印证了在本文的样本中，股价同步性衡量了企业特质信息而不是市场噪音，这与孙显超等（2019）的观点相同。互联网搜索可以增加市场上的企业特质信息，这种信息获取效应可以降低市场噪音对投资者决策的负面影响，从而改善企业信息透明度。

### (二) 外部监督效应检验

外部监督效应假说认为互联网搜索的增加无形中为企业增添了外部监督压力，从而迫使企业加强内部控制、优化公司治理，改善信息透明度。为了验证这一假说，本文从信息

<sup>11</sup>  $SYNCH = \ln\left(\frac{R_i^2}{1-R_i^2}\right)$ ，其中  $R^2$  为用个股收益率对市场收益率和行业收益率进行回归，由此得到回归结果的拟合优度  $R^2$ 。

<sup>12</sup> 市场噪音（*noise*）用年平均相对有效价差衡量， $noise_t = \sum RES_d / Y_t$ ，其中  $RES$  为个股每日的相对有效价差， $Y$  为  $t$  年的交易日数。

披露质量、盈余管理现象两方面分析互联网搜索是否促进企业主动改善自身信息透明度。本文首先借鉴阮睿等（2021）的研究，利用上市公司年报文本数据使用文本分析法构建了年报全文可读性（*arr*）和“管理层讨论与分析”文本可读性（*mdatr*）<sup>13</sup>，作为企业信息披露质量的代理变量。一方面，上市公司年报总结公司在过去一年内的经营状况、财务情况等重要信息，是公司向投资者等主体转递信息的重要途径之一，其质量可以在一定程度上衡量企业对外信息披露质量。另一方面，年报编制工作由公司董事会主持，财务部门完成，代表上市公司主动履行向投资者与监管部门披露信息的义务。年报全文可读性从总体上衡量了年报文本的信息质量，“管理层讨论与分析”部分主要包括公司管理层对过去业绩的评价和讨论，也包括对会影响公司未来的重要事件、趋势和不确定性的讨论与分析，已有研究大多认为该部分年报具有较多的前瞻性信息，更能反映企业的信息披露质量（Clarkson et al., 1999）。综上所述，本文使用上市公司年报全文可读性（*arr*）和“管理层讨论与分析”文本可读性（*mdatr*）分别作为被解释变量，对互联网搜索进行回归，试图检验互联网搜索作为外部监督力量促使企业主动提高信息披露质量这一机制。机制检验结果如表 8 第（4）、（4）列所示，结果显示 *IS* 的回归系数均显著为正，这表明互联网搜索提高了企业年报全文可读性和“管理层讨论与分析”文本可读性，即互联网搜索通过促使企业主动提高信息披露质量进而改善企业信息透明度。

盈余管理是公司高管、董事会操纵会计信息的手段，管理层利用企业信息加工和披露的权力，借助信息不对称的条件进行盈余管理，而盈余管理带来的信息误导又进一步加深了企业信息不透明程度。在互联网的广泛关注下，管理层盈余管理的机会成本增加，管理层可以从盈余管理中得到的期望收益减少，因此管理层进行盈余管理的激励减弱。互联网搜索可能通过减少企业盈余管理改善企业信息透明度，因此本文借鉴柳光强和王迪（2021）的研究构建应计盈余管理（*AbsDA*）和真实盈余管理（*AbsREM*）变量<sup>14</sup>，对这一作用机制进行实证检验。将 *AbsDA* 和 *AbsREM* 作为被解释变量对解释变量 *IS* 进行回归的结果如表 8 第（5）列和第（6）列所示，结果显示 *IS* 的回归系数均显著为负，这表明互联网搜索减少企业应计盈余管理和真实盈余管理现象，即互联网搜索通过抑制企业盈余管理，改善会计信息透明度进而改善企业信息透明度。

**表 8：机制检验结果**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>SYNCH</i>	<i>noise</i>	<i>arr</i>	<i>mdatr</i>	<i>AbsDA</i>	<i>AbsREM</i>
<i>IS</i>	-0.0096*** (0.003)	-0.0138*** (0.002)	0.1448** (0.065)	0.2598*** (0.079)	-0.4934*** (0.100)	-0.5671*** (0.184)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份*行业固定效应	是	是	是	是	否	是
观测数	11294	11257	11294	11294	11286	11286
调整后的 R 方	0.193	0.403	0.336	0.627	0.311	0.476

### （三）资源激励效应检验

资源激励效应假说认为网络关注作为一种特殊的资源，可以为企业带来融资便利、风险控制与价值提升，而信息透明度影响企业融资约束、市场风险与价值的关键因素，因此

<sup>13</sup> 文本可读性指标主要构建过程如下：利用 Word Embedding 将每个词表示成一个密集的固定长度的实值向量，然后语义相近的词在向量空间上具有相同的向量表示。在此基础上计算得到句子的生成概率，再将各个句子生成概率乘积的对数均值作为该文档的可读性度量。其值越高，表示文本中词对搭配顺序在语料中出现的频率越高，文本可读性越高，反之则越低。

<sup>14</sup> 应计盈余管理（*AbsDA*）采用修正的琼斯模型衡量，真实盈余管理（*AbsREM*）包括销售操控（如提供异常的价格折扣或放宽信用条件）、生产操控（过度生产）和费用操控（削减当期合理的费用支出）。

企业在面对较多的互联网关注时有激励提高自身信息透明度从而更充分地利用互联网搜索的资源效应（钱明等，2016；唐勇军等，2021）。为了验证这一假说，本文借鉴邓向荣等（2020）和江婕等（2021）的研究，分别构建融资约束（*FC*）<sup>15</sup>、股价崩盘风险（*RSPC*）<sup>16</sup>、企业价值（*tobin*）作为被解释变量，对 *IS* 进行回归。本文将 *KV* 加入到控制变量中以排除其对估计结果的干扰，同时考虑到互联网搜索发挥资源效应的时滞性，本文也汇报了以 *IS* 的滞后一期项 *LIS* 为核心解释变量的回归结果。表 9 中（1）至（6）列的回归结果表明，互联网搜索可以降低企业融资约束和股价崩盘风险、提高企业价值，这一结果与资源激励效应假说的前提一致，即互联网搜索可以作为一种特殊的资源，为企业带来融资便利、风险控制与价值提升。在此基础上，大量已有研究认为企业信息透明度可以进一步提供融资便利、降低股价崩盘风险并增加企业价值（钱明等，2016；江婕等，2021；唐勇军等，2021）。因此当企业管理者与企业所有者利益一致时，管理者有激励通过提供更多信息以提高互联网搜索的边际产出。但委托代理问题使企业管理者与所有者之间出现利益不一致现象，如果企业所有者希望充分发挥互联网搜索的资源效应，就必须设法解决与管理者之间的委托代理问题。最优薪酬契约理论认为，企业所有者可以通过提高高管薪酬、增加高管持股的方式降低代理成本（逯东等，2014）。当资源激励效应存在时，互联网搜索的增加会激励董事会提高高管薪酬与高管持股，从而保证高管提高信息披露质量。为了验证这一假说，本文用高管持股（*mo*）、高管薪酬（*ec*）对 *IS* 回归，结果如表 9 第（7）列和第（8）列所示。可以发现 *IS* 估计系数均显著为正，表明互联网搜索使高管薪酬与高管持股得到提高，与资源激励效应假说相符。综上所述，可以认为互联网搜索通过资源激励效应改善企业信息透明度。

表 9：机制检验结果

变量	(1) <i>FC</i>	(2) <i>FC</i>	(3) <i>RSPC</i>	(4) <i>RSPC</i>	(5) <i>tobin</i>	(6) <i>tobin</i>	(7) <i>mo</i>	(8) <i>ec</i>
<i>IS</i>	-0.0963*** (0.026)		-0.5206*** (0.124)		0.7129** (0.290)		0.4050*** (0.114)	0.1457** (0.073)
<i>LIS</i>		-0.0592*** (0.023)		-0.5971*** (0.150)		0.2005 (0.217)		
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份*行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测数	10760	8470	10760	8470	10760	8470	11313	11,679
调整后的 R 方	0.907	0.911	0.162	0.162	0.770	0.787	0.780	0.837

## 七、进一步研究

### （一）产品市场竞争与互联网搜索的信息透明度改善效应

大量已有研究指出企业所在的产品市场竞争程度是影响企业信息披露决策的重要因素

<sup>15</sup>  $FC = -1.002cashflow + 0.283tobin + 3.139lev - 39.368dividends - 1.315cashhodings$ ，其中 *cashflow* 为活动现金流量/期初固定资产，*tobin* 为托宾 q 值，*lev* 为企业债务/期末总资产，*dividends* 为支付普通股股利/期初固定资产，*cashhodings* 为期末现金及现金等价物余额/期初固定资产。

<sup>16</sup>  $RSPC_i = -\left[ \frac{n(n-1)^2 \sum W_{it}^3}{(n-1)(n-2)(\sum W_{it}^2)^2} \right]$ ，其中 *n* 为股票 *i* 在第 *t* 年中交易的周数，*W<sub>it</sub>* 为 *i* 个股周特定收益率。

之一，低竞争行业内企业信息透明度较低，高竞争行业内企业信息透明度更高（Healy and Palepu, 2001；Leuz and Oberholzer-Gee, 2006；任宏达和王琨，2019）。在此基础上，不同产品市场竞争程度下的企业在面对互联网搜索时，其信息透明度变化存在的差异性是本本文更关注的问题。对于产品市场竞争程度较低的企业，其信息披露会削弱企业竞争优势并降低行业进入门槛，进而对企业不利。在互联网搜索下，产品市场竞争程度较低的企业仍然有激励隐瞒企业信息，防止竞争对手施压并巩固自身行业地位，因此行业内的低竞争可能会削弱互联网搜索对企业信息透明度的改善效应。对于产品市场竞争程度较高的企业，高质量的信息披露可以降低企业融资约束，进而对企业有利。在互联网搜索下，产品市场竞争程度较高的企业更有激励依托互联网平台公开企业信息，降低融资约束并提高竞争能力，因此行业内的高竞争可能会增强互联网搜索对企业信息透明度的改善效应。为了验证上述假说，本文分别构建行业集中度（*HHI*）和企业竞争地位（*SROS*）变量，将二者分别与 *IS* 形成交互项并加入基准模型中进行回归，其中 *HHI* 使用行业的赫芬达尔指数<sup>17</sup>衡量，*SROS* 借鉴杜媛等（2021）的方法使用超额主营业务利润率<sup>18</sup>衡量。表 10 第（1）列汇报了加入 *HHI* 和交互项的回归结果，结果显示 *HHI* 与交互项均不显著，即用行业集中度衡量的产品市场竞争程度对互联网搜索的信息透明度改善效应不存在显著影响。这可能是由于行业集中度并不能很好地代表产品市场竞争程度，并且忽略了不同企业在同一行业中的竞争地位，这与 Lang and Sul（2014）的研究结论一致。表 10 第（2）列汇报了加入 *SROS* 和交互项的回归结果，结果显示交互项系数显著为正，即产品市场竞争程度对互联网搜索的信息透明度提高效应存在负向调节效应，竞争地位越高的企业受到互联网搜索的信息透明度提高效应越弱。

## （二）产权性质与互联网搜索的信息透明度改善效应

产权性质是影响企业内部治理、外部监督的重要因素。一方面，国企内部的董事由政府委派，高管也更加关注企业的社会责任承担而不是只关注企业获利情况，种种因素使得国企内部控制质量较差。另一方面，国企受到国资委和地方政府的监督，三者之间可能存在设租寻租关系，因此容易出现腐败和监督缺位问题。一个自然的问题是，不同产权性质的企业在面临互联网搜索时的反应如何，互联网搜索的信息透明度改善效应在国企与民企之间存在如何差异？为了探究这一问题，本文在基准模型中加入产权性质 *PR*<sup>19</sup>以及产权性质与互联网搜索的交互项 *PR\*IS* 进行验证，回归结果如表 10 第（3）列所示。可以发现交互项系数显著为正，这表明国企相对于民营企业在面对互联网搜索时，其信息透明度改善效应较差。这可能是由于国企面临的竞争压力普遍较小，并不像民营企业一样重视企业的盈利和发展，导致国企对互联网搜索变动的关注较少。同时国企内部往往存在组织臃肿、部门繁杂的现象，互联网搜索对国企的治理体系优化作用有限，因此信息透明度改善效应较差。

## （三）独立董事、独立监事与互联网搜索的信息透明度改善效应

独立董事、独立监事都是不担任公司其他职务，与经营管理者不存在重要联系，独立于公司股东的起监督作用的专业人士。由于其特殊的独立性，二者与高管合谋的可能性更小，能够很好地发挥监督高管行为、提高信息披露质量的作用。在互联网搜索下由于外部监督效应和资源激励效应，董事会与监事会需要加强对高管行为的监督，这要求独立董事

<sup>17</sup>  $HHI_j = \sum_{i=1}^n (\frac{x_{ij}}{X_j})^2$ ，其中  $x_{ij}$  为  $j$  行业  $i$  企业的总资产， $X_j$  为  $j$  行业所有企业的总资产之和。

<sup>18</sup> 超额主营业务利润率（*SROS*）= 企业主营业务利润率 - 行业主营业务利润率。

<sup>19</sup> 国有控股取值为 1，否则取值为 0。

与独立监事更好地发挥其监督作用。本文构造了独立董事占比 (*ID*) 与独立监事占比 (*ISup*) 变量<sup>20</sup>, 分别将二者和其与 *IS* 的交互项加入基准模型中进行回归, 结果如表 10 第 (4) 列和第 (5) 列所示。可以发现 *ID* 的交互项显著为负, *ISup* 的交互项显著为正, 这表明独立董事提高了互联网搜索的信息透明度改善效应, 独立监事反而削弱了互联网搜索的信息透明度改善效应。对于中国而言, 董事会的监督能力更强, 监事会的主要职能是建议与指导, 并没有实质性威慑作用。监事会常常被形式化, 并且独立监事不存在积极发挥监督作用的薪酬激励, 这些都可能使独立监事无法发挥有效的监督作用 (Ran et al., 2015)。除此之外, 独立监事并不是每个上市公司必须具备的, 往往规模更大的公司可以聘请更多独立监事, 这些公司可能拥有更强的垄断地位和更复杂的组织架构, 因此表现出独立监事反而削弱了互联网搜索的信息透明度改善效应的现象。

**表 10: 进一步研究结果**

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>IS</i>	-0.6251*	-0.9162**	-0.9138***	-1.1031***	-1.0386***
	(0.359)	(0.421)	(0.166)	(0.189)	(0.203)
<i>HHI</i>	-0.2294				
	(0.775)				
<i>HHI*IS</i>	2.3360				
	(1.742)				
<i>SROS</i>		0.2256*			
		(0.135)			
<i>SROS*IS</i>		0.5843***			
		(0.194)			
<i>PR</i>			0.0258		
			(0.038)		
<i>PR*IS</i>			0.2218**		
			(0.104)		
<i>ID</i>				-0.0037	
				(0.074)	
<i>ID*IS</i>				-0.0596*	
				(0.034)	
<i>ISup</i>					-0.0008
					(0.010)
<i>ISup*IS</i>					0.1270**
					(0.051)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
年份*行业固定效应	否	是	是	是	是
观测数	11015	9363	11294	11294	11294
调整后的R方	0.562	0.558	0.546	0.546	0.546

## 八、结论与启示

在全面推进数字中国建设与注册制改革的双重背景下, 如何充分利用互联网媒介保障资本市场高效有序运行成为目前亟需解决的问题。该研究从互联网搜索与企业信息透明度的典型事实出发, 在构建包含互联网搜索的信息披露博弈模型基础上, 从理论层面分析互联网搜索对企业信息透明度的影响效应与作用机制, 进而利用 2011 至 2019 年沪深 A 股上市公司数据给出稳健的经验证据。研究发现, 互联网搜索可以显著改善企业信息透明度,

<sup>20</sup> 用独立董事 (监事) 数量与董事会 (监事会) 总人数的比值衡量独立董事占比 (*ID*) 与独立监事占比 (*ISup*)。

这一改善效应通过信息挖掘效应、外部监督效应和资源激励效应三大途径实现。进一步研究发现，互联网搜索对市场竞争程度高的企业更能发挥信息透明度改善效应，市场竞争程度低的企业在互联网搜索下仍有激励隐瞒自身信息。国企对互联网搜索的敏感度相对于民企更低，互联网搜索的信息透明度改善效应在国企的效果更差。独立董事提高了互联网搜索的信息透明度改善效应，独立监事反而削弱了互联网搜索的信息透明度改善效应。

本文的结论主要有以下几方面启示：（1）在国家层面上，互联网搜索具有改善企业信息透明度与促进资本市场高效有序运行的重要作用。因此在数字中国建设规划中应当着重加强中国互联网经济与数字经济基础设施建设，提高互联网接收和传递信息速度，增强互联网搜索的经济效应；（2）对于资本市场监管部门而言，互联网搜索的信息透明度改善效应可以减少企业信息披露违法违规，在一定程度上减轻了市场监管压力，有助于提高监管部门的监管注意配置效率。此外本文研究结果也表明搜索量较低的企业可能存在信息不透明问题，故监管部门需要加强关注搜索量较低的企业以降低此类型企业信息披露违法违规风险；（3）对于企业而言，互联网搜索作为外部监督和特殊资源，在有效改善企业信息透明度、优化公司治理和降低股价崩盘风险与融资约束等方面具有重要作用。在数字经济蓬勃发展的时代，实体要素资源的重要性逐渐被数字信息资源追赶，企业更应该通过吸引互联网关注提高自身竞争优势；（4）对于投资者而言，本文揭示了互联网搜索信息渠道的有效性，为投资者提供了投资方向的有益借鉴。投资者可以适当利用互联网搜索渠道了解企业动态，增加对互联网上“明星企业”的关注。同时应当对网络搜索频率低、信息透明度差的企业提高风险防范意识，不断提高自身决策效率与水平。

本文在理论探索和实践层面得到了一些有价值的结论与启示，但未来仍存在一定的改进空间：（1）限于数据可得性，本文重点关注上市公司信息透明度。考虑到非上市公司信息披露特殊性和监管困难性，未来研究有待使用非上市公司样本对本文分析进行进一步验证和拓展；（2）在影响机制方面，本文简单探讨了互联网搜索下企业所有者为管理者提供薪酬和股权激励从而实现公司治理的路径，实际上二者之间可能存在更复杂的动态博弈关系，未来研究有待从公司内部治理角度进一步丰富互联网搜索信息透明度改善效应的具体机制；（3）中国正处于数字中国建设的探索阶段，数字时代下企业信息披露相关的制度建设还不够成熟。本文关注的互联网搜索仅仅是数字时代互联网媒介的一个维度，未来可以考虑从其他维度进一步探索互联网媒介对企业信息透明度发挥的多维作用，为中国数字时代下信息披露制度建设提供更多理论依据和现实借鉴。

## 参考文献

- [1] An, H., Chen, C R, and Wu, Q, “Corporate innovation: do diverse boards help?”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2021, 56(1), 155-182.
- [2] 卜君, “董秘变更与信息披露质量”, 《会计研究》, 2022 年第 1 期, 第 9—28 页。
- [3] Choi, S., and Jung, H, “Does early-life war exposure of a CEO enhance corporate information transparency?”, *Journal of Business Research*, 2021, 136, 198-208.
- [4] Clarkson, P M., Kao, J L, and Richardson, G D, “Evidence that management discussion and analysis (MD&A) is a part of a firm's overall disclosure package”, *Contemporary accounting research*, 1999, 16(1), 111-134.
- [5] 邓向荣、冯学良、李仲武, “网络关注度对企业创新激励效应的影响机制研究——基于中国 A 股上市公司数据的实证分析”, 《中央财经大学学报》, 2020 年第 9 期, 第 93—106 页。
- [6] Devos, Erik, et al, “Stock return synchronicity and the market response to analyst

- recommendation revisions” , *Journal of Banking & Finance*, 2015, 58 (1), 376-389.
- [7] 杜媛、董文婷、蒋雪桐,“产品市场竞争优势与双重股权结构选择——基于外部股东视角”,《会计研究》,2021年第6期,第91—103页。
- [8] 冯旭南,“中国投资者具有信息获取能力吗?——来自‘业绩预告’效应的证据”,《经济学(季刊)》,2014年第13期,第1065—1090页。
- [9] Firooz, H., Liu, Z, and Wang. Y, “Automation and the Rise of Superstar Firms”, *Federal Reserve Bank of San Francisco*, 2022.
- [10] 高扬、赵昆、王耀君,“社交媒体关注度、流动性与信息不对称”,《统计与决策》,2021年第1期,第170—173页。
- [11] Ghosh, D., and Olsen. L, “Environmental uncertainty and managers’ use of discretionary accruals”, *Accounting, Organizations and Society*, 2009, 34(2), 188-205.
- [12] Goodman-Bacon, A., “Difference-in-differences with variation in treatment timing”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 254-277.
- [13] 韩乾、徐恒,“上市公司经营业绩、年报披露择机与投资者关注”,《中国经济问题》,2016年第4期,第17—34页。
- [14] 何瑛、于文蕾、杨棉之,“CEO复合型职业经历、企业风险承担与企业价值”,《中国工业经济》,2019年第9期,第155—173页。
- [15] Healy, P.M., and Palepu. K G, “ Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature”, *Journal of accounting and economics*, 2001, 31(1-3), 405-440.
- [16] 胡楠、薛付婧、王昊楠,“管理者短视主义影响企业长期投资吗?——基于文本分析和机器学习”,《管理世界》,2021年第5期,第139—156+11+19—21页。
- [17] Hutton, A P., Marcus. A J, and Tehranian. H, “ Opaque financial reports, R2, and crash risk”, *Journal of financial Economics*, 2009, 94(1), 67-86.
- [18] 江婕、王正位、龚新宇,“信息透明度与股价崩盘风险的多维实证研究”,《经济与管理研究》,2021年第2期,第53—65页。
- [19] 金祥义、施炳展,“互联网搜索、信息成本与出口产品质量”,《中国工业经济》,2022年第8期,第99—117页。
- [20] Jones, M J., and Xiao. J Z, “Financial reporting on the Internet by 2010: a consensus view”, *Accounting Forum*, 2004, 28(3), 237-263.
- [21] Kim, O., and Verrecchia. R E, “The relation among disclosure, returns, and trading volume information”, *The Accounting Review*, 2001, 76(4), 633-654.
- [22] Lang, M., and Sul. E, “Linking industry concentration to proprietary costs and disclosure: Challenges and opportunities”, *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 58(2-3), 265-274.
- [23] Leuz, C., and Oberholzer-Gee. F, “Political relationships, global financing, and corporate transparency: Evidence from Indonesia”, *Journal of financial economics*, 2006, 81(2), 411-439.
- [24] Liu, Min., Xu. Wenli, and Zhang. Hangyu, and Chen. Huang, and Han. Guodong, and Yu. Xiaohua, “Livestock Production, Greenhouse Gas Emissions, Air Pollution, and Grassland Conservation: Quasi-Natural Experimental Evidence” (December 19, 2022).
- [25] 刘冲、沙学康、张妍,“交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择”,《数量经济技术经济研究》,2022年第9期,第177—204页。
- [26] 刘新争、高闯,“机构投资者抱团、外部治理环境与公司信息透明度”,《中南财经政法大学学报》,2021年第3期,第26—35页。
- [27] 柳光强、王迪,“政府会计监督如何影响盈余管理——基于财政部会计信息质量随机检

- 查的准自然实验”，《管理世界》，2021年第5期，第157—169+12页。
- [28] 逯东、王运陈、付鹏，“CEO激励提高了内部控制有效性吗？——来自国有上市公司的经验证据”，《会计研究》，2014年第6期，第66—72+97页。
- [29] 罗党论、郭瀚中，“并购重组信息泄露：空穴来风抑或真有此事？——来自中国的上市公司网络搜索的经验证据”，《投资研究》，2021年第6期，第89—103页。
- [30] 罗喜英、刘伟，“政治关联与企业环境违规处罚：庇护还是监督——来自IPE数据库的证据”，《山西财经大学学报》，2019年第10期，第85—99页。
- [31] McNichols, M., and Trueman. B, “Public disclosure, private information collection, and short-term trading”, *Journal of Accounting and Economics*, 1994, 17(1-2), 69-94.
- [32] Morck, R., Yeung. B, and Yu. W, “The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements?”, *Journal of financial economics*, 2000, 58(1-2), 215-260.
- [33] Piotroski, J D., and Wong. T J, “Institutions and information environment of Chinese listed firms” *Capitalizing China*, 2012: 201-242.
- [34] 钱明、徐光华、沈弋，“社会责任信息披露、会计稳健性与融资约束——基于产权异质性的视角”，《会计研究》，2016年第5期，第9—17+95页。
- [35] Rakowski, D., Shirley. S E, and Stark. J R, “Twitter activity, investor attention, and the diffusion of information”, *Financial Management*, 2021, 50(1), 3-46.
- [36] Ran, G., Fang. Q, and Luo. S, et al., “Supervisory board characteristics and accounting information quality: Evidence from China”, *International Review of Economics & Finance*, 2015, 37, 18-32.
- [37] Reeb, D M., and Zhao. W, “Director capital and corporate disclosure quality”, *Journal of Accounting and Public Policy*, 2013, 32(4), 191-212.
- [38] 任宏达、王琨，“产品市场竞争与信息披露质量——基于上市公司年报文本分析的新证据”，《会计研究》，2019年第3期，第32—39页。
- [39] 任永平、李伟，“基于多重分形理论的股价同步性与噪音关系研究”，《江西社会科学》，2018年第5期，第54—64页。
- [40] 阮睿、孙宇辰、唐悦、聂辉华，“资本市场开放能否提高企业信息披露质量？——基于“沪港通”和年报文本挖掘的分析”，《金融研究》，2021年第2期，第188—206页。
- [41] 沈艳、王靖一，“媒体报道与未成熟金融市场信息透明度——中国网络借贷市场视角”，《管理世界》，2021年第2期，第35—50+4+17—19页。
- [42] 施炳展、金祥义，“注意力配置、互联网搜索与国际贸易”，《经济研究》，2019年第11期，第71—86页。
- [43] Shipman, J E., Swanquist. Q T, and Whited. R L, “Propensity score matching in accounting research”, *The Accounting Review*, 2017, 92(1), 213-244.
- [44] Solikhah, B., and Maulina. U, “Factors influencing environment disclosure quality and the moderating role of corporate governance”, *Cogent Business & Management*, 2021, 8(1), 1876543.
- [45] Sovey, A J., and Green. D P, “Instrumental variables estimation in political science: A readers’ guide”, *American Journal of Political Science*, 2011, 55(1), 188-200.
- [46] 孙显超、张莉、刘学航，“QFII投资中国A股市场——信息交易还是噪音交易？”，《投资研究》，2019年第5期，第66—80页。
- [47] Supphellen, M., and Nysveen. H, “Drivers of intention to revisit the websites of well-known companies: The role of corporate brand loyalty”, *International Journal of Market Research*, 2001, 43(3), 1-12.

- [48] 唐勇军、马文超、夏丽,“环境信息披露质量、内控‘水平’与企业价值——来自重污染行业上市公司的经验证据”,《会计研究》,2021年第7期,第69—84页。
- [49] 王福胜、王也、刘仕煜,“网络媒体报道对盈余管理的影响研究——基于投资者异常关注视角的考察”,《南开管理评论》,2021年第5期,第116—129页。
- [50] 王雄元、张鹏、顾俊,“信息环境、年报披露时间选择与下年盈余管理”,《南开管理评论》,2009年第5期,第47—54+93页。
- [51] 王耀君、高扬,“网络关注度对我国股票市场信息不对称程度的影响”,《财经理论与实践》,2019年第1期,第44—50页。
- [52] 王轶、孙鲲鹏,“明星企业更守规则吗?——互联网关注对企业税收遵从的影响”,《经济问题探索》,2021年第6期,第56—70页。
- [53] 王勇、杨庆运,“我国网络关注度对股票收益的影响——基于和讯关注度的实证研究”,《投资研究》,2014年第2期,第143—149页。
- [54] 吴国鼎,“两权分离与企业价值:支持效应还是掏空效应”,《中央财经大学学报》,2019年第9期,第97—106页。
- [55] 杨晓兰、沈翰彬、祝宇,“本地偏好、投资者情绪与股票收益率:来自网络论坛的经验证据”,《金融研究》,2016年第12期,第143—158页。
- [56] 杨欣、吕本富,“突发事件、投资者关注与股市波动——来自网络搜索数据的经验证据”,《经济管理》,2014年第2期,第147—158页。
- [57] 伊志宏、杨圣之、陈钦源,“分析师能降低股价同步性吗——基于研究报告文本分析的实证研究”,《中国工业经济》,2019年第1期,第156—173页。
- [58] 翟光宇、武力超、唐大鹏,“中国上市银行董事会秘书持股降低了信息披露质量吗?——基于2007-2012年季度数据的实证分析”,《经济评论》,2014年第2期,第127—138页。
- [59] Zhang, T., Song, M, and Li, K, et al., “Lottery preference and stock market return: Chinese evidence using daily and provincial data”, *Applied Economics Letters*, 2021, 28(18), 1582-1588.
- [60] 张淑惠、陈珂莹,“抑制还是诱发:投资者关注与盈余管理——基于投资者互动平台的文本分析”,《经济社会体制比较》,2020年第3期,第130—140页。
- [61] 赵涛、张智、梁上坤,“数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据”,《管理世界》,2020年第10期,第65—76页。

# Search and you will get: Internet search and enterprise information transparency

XINWEN LIANG

*(Lanzhou University)*

JING WANG

*(Lanzhou University)*

XI CHEN

*(Lanzhou University)*

**Abstract** Under the dual background of comprehensively promoting the construction of digital China and the reform of the registration system, how to make full use of the Internet media to ensure the orderly and efficient operation of the capital market has become an urgent problem to be solved. Starting from the typical facts of Internet search and enterprise information transparency, this study constructs an information disclosure game model including Internet search and theoretically analyzes the effect and mechanism of Internet search on enterprise information transparency, and then uses the data of companies listed in Shanghai and Shenzhen A-shares from 2011 to 2019 to provide robust empirical evidence. The study found that Internet search can significantly improve the information transparency of enterprises. This improvement effect is realized through three major channels: information mining effect, external supervision effect and resource incentive effect. Further research found that Internet search can play a better role in improving information transparency for enterprises with high degree of market competition, and enterprises with low degree of market competition still have incentives to conceal their own information under Internet search. The sensitivity of state-owned enterprises to Internet search is lower than that of private enterprises, and the effect of improving the information transparency of Internet search is worse in state-owned enterprises. Independent directors have improved the information transparency improvement effect of Internet search, while independent supervisors have weakened the information transparency improvement effect of Internet search. This research enriches the research on corporate governance and information disclosure in the digital era, and provides beneficial enlightenment for reducing information asymmetry and maintaining efficient and orderly operation of the capital market.

**Key words** Internet search, information transparency, Information asymmetry

**JEL Classification** M00, M13, M40