

# 媒体报道与公司的超额现金持有水平<sup>①</sup>

罗进辉<sup>1</sup>, 李小荣<sup>2,3</sup>, 向元高<sup>4</sup>

(1. 厦门大学管理学院, 厦门 361005; 2. 中央财经大学财政税务学院, 北京 100081;  
3. 中财一鹏元地方财政投融资研究所, 北京 100081; 4. 厦门大学财务管理与会计研究院, 厦门 361005)

摘要: 现金持有水平是公司的一项重要财务决策, 时刻关乎企业的生死存亡, 然而超额持有的闲置现金却容易被大股东和管理层随意挥霍甚至侵占, 滋生严重的代理问题。本研究从代理理论视角出发, 深入考察和检验了媒体报道对公司超额现金持有行为的影响。以2004年—2012年中国A股上市公司10 710个公司/年度观察样本为对象, 本研究发现, 媒体报道水平高的公司, 其超额现金持有水平显著更低; 同时, 发达的制度环境会增强媒体报道对公司超额现金持有水平的边际影响, 而激烈的产品市场竞争则会降低媒体报道对超额现金持有水平的边际影响。进一步还发现, 公司的超额现金持有行为最终损害了公司的市场价值, 而媒体报道能够降低公司持有超额现金对公司价值的负面影响。本研究不仅丰富和拓展了现金持有和媒体报道等领域的相关文献, 而且对上市公司的现金持有决策具有重要的启示意义。

关键词: 现金持有; 媒体报道; 制度环境; 产品市场竞争; 现金持有价值

中图分类号: F276 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2018)07-0091-22

## 0 引言

“现金为王”的黄金法则突出反映了企业流动性管理和现金持有决策的重要性, 因此, 全球范围内都存在企业持有大量现金的现象<sup>[1,2]</sup>。在中国等新兴市场经济国家, 由于面临融资约束、经济危机、政策波动等诸多方面的不确定性, 企业总体上持有了相对较高的现金水平, 以便避免资金链断裂风险和及时捕捉市场机会。在此背景下, 如何提高企业的现金管理效率就显得尤为重要。因为现金是一种极易被随意使用的稀缺资源, 新兴市场经济国家投资者权益保护薄弱和公司治理水平整体偏低的问题, 使得大股东和管理层既有能力也有动力侵占和挥霍企业的现金, 他们甚至能够以合法名义持有超额现金实现其自利目的<sup>[3]</sup>。因此, 近年来现金持有的管理问题是监管层和投资

者共同关注的焦点问题, 相关研究引起了国内外学者的浓厚兴趣。

纵观目前现金持有影响因素的研究文献, 学术界主要提出了交易性动机、预防性动机、代理动机三种理论观点<sup>[2-4]</sup>。虽然一个企业的现金持有行为常常夹杂着多种动机, 但不同动机对现金持有决策的影响却可能是相互冲突的。在融资约束和代理问题均较为严重的新兴市场国家, 预防性动机和代理动机是影响企业高额持现的最主要因素<sup>[4]</sup>。其中预防性动机理论认为企业应该持有较高水平的现金, 代理动机理论则要求企业尽可能降低自由现金流水平, 意味着这两种理论对企业的现金持有行为得出了相互冲突的预期。那么, 是否存在一种机制能够同时降低企业的预防性动机和代理动机而缓解二者间的矛盾冲突, 则是一个非常有趣的研究问题。本研究认为媒体报道就是

① 收稿日期: 2016-07-24; 修订日期: 2018-03-04。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71790602; 71572160; 71503283)和霍英东教育基金会资助项目(161077)。

作者简介: 罗进辉(1983—), 男, 福建连城人, 博士, 副教授, 博士生导师。Email: jinhuiluo@xmu.edu.cn

这样的一种机制,一方面,媒体对企业的频繁报道,能够引起具有有限注意力的投资者的关注,有利于提高企业的信息透明度和降低投融资双方的信息不对称程度,从而降低企业面临的融资约束<sup>[5-7]</sup>;另一方面,媒体报道的声誉机制和导致的市场压力,能够有效约束代理人的机会主义行为,缓解企业的代理问题<sup>[8-10]</sup>。尽管近年来媒体报道的相关作用引起了学者们的广泛关注,但是目前还未有文献对媒体报道与公司现金持有行为的关系和作用机理进行研究。

鉴于此,本研究利用中国A股上市公司2004年—2012年的年度样本数据,实证分析和检验了媒体报道对公司超额现金持有水平的影响,并进一步考察了媒体报道与制度环境、产品市场竞争等两种外部治理机制对超额现金持有水平影响的交互效应以及媒体报道对超额现金持有价值的影响。本研究发现:1)上市公司被媒体报道水平越高,其超额现金持有水平越低。2)公司注册所在地的制度环境越发达、所属行业的产品市场竞争程度越低,媒体报道降低公司超额现金持有水平的作用越强。3)公司的超额现金持有水平越高,其市场价值越低,而媒体报道显著降低了超额现金持有对公司价值的负面影响。经过内生性问题、变量度量问题、行业分类问题、极值处理问题、金融危机冲击问题等一系列稳健性测试后,上述研究发现仍然显著成立。这些结果说明,新闻媒体对上市公司的频繁报道,通过同时降低公司超额持有现金的预防性动机和代理动机,进而降低了公司的超额现金持有水平。在发达的制度环境和较低的产品市场竞争条件下,企业的超额现金持有行为更多地反映为代理动机,因而媒体报道作为一种外部公共监督机制能够发挥更为明显的治理作用。媒体报道降低超额现金持有对公司价值负面影响的经验证据则进一步说明了超额现金持有的代理动机和媒体报道的治理作用。

本研究的贡献体现在三个方面:首先,系统检验了媒体报道对企业高额持现的预防性动机和代理动机以及高额持有现金的经济后果的影响,丰富了企业现金持有的相关文献。其次,以往的媒体治理文献集中于直接考察媒体报道对公司信息不对称和代理问题的影响,本研究则在前人研究基

础上从财务决策视角首次分析了媒体报道对公司超额现金持有行为的治理作用,发现媒体报道是影响公司财务决策的重要因素,从而能够为媒体治理的相关研究提供显著的增量贡献。第三,本研究考察了制度环境和产品市场竞争对媒体报道与公司超额现金持有水平间影响关系的调节作用,为制度环境和产品市场竞争如何影响企业的现金持有行为提供了新的具体路径和经验证据。

## 1 文献回顾与假设提出

### 1.1 相关文献回顾

#### 1.1.1 企业现金持有行为的相关研究

根据MM定理,在资本市场完美假设条件下,公司的现金持有决策不会影响公司价值,因而也就不存在最优的现金持有水平,亦不存在超额持现问题。为什么世界范围内的企业仍要持有大量获利较低的现金资产呢?这是因为现实的资本市场总是不完美,普遍存在交易成本、信息不对称以及委托代理问题<sup>[11]</sup>。

针对这些问题,后续研究为解释企业的现金持有行为主要提出了三种动机理论<sup>[2-4]</sup>,并进行了较为充分的经验检验。1)交易动机。由于存在交易成本,企业的非现金资产与现金资产无法在市场上实现顺利转换,企业必须持有有一定水平的现金以备日常经营交易的需要<sup>[12,13]</sup>。2)预防动机。信息不对称导致的逆向选择和道德风险问题,使得企业的外部融资成本要明显高于内部融资成本,从而限制了企业的外部融资能力,因此企业需要持有有一定水平的现金以更好地捕捉未来的投资机会和抵御外部的不确定性风险<sup>[14,15]</sup>。3)代理动机。根据Jensen<sup>[16]</sup>的自由现金流假说,持有较高的现金会恶化公司内部的代理问题。因为高额现金不仅能够帮助管理者确保其职位安全,降低因外部融资引致的资本市场监督,还能够给管理层的在职消费和过度投资创造机会,有利于其构建企业帝国。特别地,在中国等转型经济国家,一方面,国家的产业结构调整给企业经营带来过高的宏观经济政策波动风险的同时,也给企业创造了许多新的投资机会,因而企业具有很强的预防动机去持有高额现金<sup>[17-19]</sup>。另一方面,由于制度环

境建设的落后和投资者法律保护的薄弱,公司存在较为严重的代理问题,大股东和管理层具有很强的代理动机持有高额现金以实现其私人目的<sup>[3,20,21]</sup>。因此,国内关于企业现金持有动机的研究认为,预防性动机和代理动机是影响中国企业超额持现的最主要因素<sup>[1]</sup>。

针对现金持有的多重动机,也有大量文献研究检验了企业现金持有的经济后果。相关研究发现,一方面,企业超额现金持有具有积极的战略效应,因为充足的现金资产不仅有利于企业在面对激烈的产品市场竞争时快速捕捉市场投资机会,建立战略竞争优势,还有助于提升企业在R&D方面的持续投资能力<sup>[1,18,22]</sup>。特别是在中国企业融资渠道单一和经济政策不确定性高的环境下,超额持现的战略效应更加突出<sup>[1]</sup>。另一方面,企业过度持有现金可能导致代理成本上升与效率损失,使得现金持有价值通常小于其账面价值<sup>[23]</sup>。特别地,当管理层权力不受约束或大股东能轻易掏空上市公司时,代理问题更加突出,由此导致的过度投资、大股东资金占用等现象更加严重,企业现金持有的价值进一步降低<sup>[20,21]</sup>。而良好的公司治理、规范的内部控制和稳健的会计政策等治理机制则能有效约束管理层和大股东的机会主义行为,提升现金持有的价值<sup>[24-26]</sup>。

### 1.1.2 媒体报道治理的相关研究

媒体在西方常被看作是独立于立法、司法和行政之外的“第四种权力”。现有与媒体相关的研究主要集中于讨论媒体报道的资产定价效应和公司治理效应。

关于媒体报道的资产定价效应,现有文献主要从信息不对称和行为金融两个视角展开<sup>[27]</sup>。从信息不对称的视角看,媒体作为信息中介,通过挖掘、加工和传播公司的相关信息,不仅能够增加公司的信息透明度,降低投资者收集和处理信息的私人成本,还能缓解信息在不同投资者之间的非均匀分布问题,降低投资者因处于信息劣势而导致的信息风险,从而提高了市场定价的有效性<sup>[28-31]</sup>。但从行为金融的视角看,媒体报道也可能降低资产定价效率,原因在于投资者的注意力是稀缺资源,在面对众多可选择股票时,投资者(尤其是个体投资者)通常难以对所有股票进行

一一甄别和筛选。此时,被媒体报道的公司通常会受到投资者的过度关注,特别是当报道内容带有明显的倾向性和轰动性时,被报道公司会更可能过度吸引投资者的注意力。而投资者注意力的集中又会进一步渲染和增强群体层面的投资者情绪,引发非理性的决策和交易行为,进而导致股票的误定价现象<sup>[27,32,33]</sup>。

关于媒体报道的公司治理效应,Dyck和Zingales<sup>[34]</sup>指出,媒体可以通过声誉机制来约束政治家和企业家高管的行为,从而起到对公司的监督治理作用。具体来说,媒体报道至少可以通过以下三种途径发挥公司治理作用:1) 媒体报道可以促使政治家进行公司法改革或更加有效地贯彻公司法,否则他们的政治生涯和公众形象将可能受到损害;2) 媒体报道会影响经理和董事会成员在股东和未来雇主心目中的声誉,从而减弱他们谋取私有收益的动机;3) 媒体可以在塑造公司经理和董事的公众形象方面发挥重要作用,从而迫使他们按照社会道德规范来约束自己的行为。特别地,在追求发行量和新闻点击率的驱使下,新闻媒体对公司的坏消息和管理层的败德行为具有很强的报道偏好,而这种偏好所带来的强烈社会关注将进一步加强媒体的舆论监督作用<sup>[35]</sup>。然而,在中国这样的转型经济国家,媒体报道的声誉机制在约束管理层行为方面的作用可能十分有限<sup>[8]</sup>,原因在于:1) 国有股权在中国上市公司所有权结构中仍占有相当大比重;2) 外部经理人市场缺乏稳定性,上市公司通过市场化程序聘任管理层的机制尚未完善和成熟。因此,李培功和沈艺峰<sup>[8]</sup>认为,在转型经济国家中,媒体的公司治理作用更可能是通过引发行政机构的关注来实现的。例如有研究发现,通过引起相关行政机构的介入,媒体报道提高了公司改正违规行为的概率和减少了公司的财务报告重述行为<sup>[8,36]</sup>。此外,后续大量研究进一步发现,在中国资本市场上,媒体关注不仅能够约束上市公司的盈余管理行为、缓解高管薪酬乱象、降低成本费用粘性,还有助于上市公司提高内部控制质量、获取信贷资金、降低大股东的掏空行为和公司违规行为,进而抑制公司的代理成本<sup>[7,10,37-40]</sup>。

综合上述相关领域文献的简要回顾,本研究

发现:一方面,尽管学术界对公司现金持有行为的动机与后果进行了富有成效的研究,但是对于如何监督或制约公司内部人出于代理动机的超额现金持有行为,目前还鲜有研究涉及;另一方面,虽然媒体报道的治理作用在中国仍然存在较大争议<sup>[41]</sup>,但是现有研究提供了媒体报道扮演积极治理角色的大量经验证据。至于媒体报道是否能够监督和制约公司的超额现金持有行为则未有研究涉及,而这正是本研究将要分析与检验的研究问题,从而弥补现有文献的不足。

## 1.2 研究假设提出

在当今互联网高度普及的信息化时代,媒体报道是否会影响公司的超额现金持有行为呢?本研究认为,媒体对上市公司的频繁报道会对公司超额持现的预防性动机和代理动机产生重要影响。

首先,媒体报道的信息中介作用,有利于降低上市公司与外部投资者间的信息不对称程度,缓解公司面临的融资约束问题,进而降低公司超额持现的预防性动机。在当今信息爆炸时代,媒体对上市公司的高强度报道和头条报道有利于更好地吸引只有有限注意力的投资者(特别是中小投资者)的关注<sup>[5]</sup>,降低投资者的信息搜集成本,使得新闻媒体成为了投资者获取上市公司信息的主要渠道。特别地,由于新闻报道极强的外部性特征<sup>[35]</sup>,媒体具有很强的动机对上市公司进行深度调查和追踪报道以包装既有信息和创造新信息,从而在扩大信息传播范围的同时为投资者提供有价值的增量消息<sup>[29]</sup>。信息不对称程度的降低,一方面能够帮助投资者更好地评估其承担的信息风险,从而更愿意为公司提供外部资金支持,降低公司对内部资金的依赖程度。另一方面还能够降低公司的外部资本成本,进而降低公司持有现金的价值。因为资本成本是投资者承担风险的溢价补偿,媒体报道既然降低了投资者面临的信息风险,也就会降低投资者要求的风险溢价水平<sup>[6]</sup>。因此,媒体报道通过降低信息不对称程度有利于帮助上市公司获得更多、更低成本的外部资金,从而降低公司投资活动对其内部现金流的依赖程度,减弱公司持有超额现金的预防性动机。

其次,媒体报道的舆论监督作用,有利于提高

公司治理水平,缓解上市公司面临的代理问题,进而降低公司超额持现的代理动机。Dyck和Zingales<sup>[34]</sup>分析指出媒体报道的强大舆论压力通过塑造和影响公司管理层的公众形象与社会声誉,能够有效约束管理层的代理行为。特别地,在追求发行量和新闻点击率的驱使下,新闻媒体对公司的坏消息和管理层的败德行为具有很强的报道偏好,因为这些新闻事件更容易引起大众的关注并产生轰动效应<sup>[35]</sup>。在中国,虽然声誉机制的作用可能十分有限,但是媒体报道至少能够通过引起相关行政机构的介入而发挥积极的治理作用<sup>[8]</sup>。近年来国内的大量研究发现媒体的报道与曝光,提高了公司改正违规行为的概率<sup>[8]</sup>,降低了公司的财务报告重述行为<sup>[36]</sup>,降低了公司的盈余管理水平<sup>[42]</sup>,缓解了高管的薪酬乱象问题<sup>[38]</sup>,抑制了大股东的掏空行为和违规行为<sup>[9]</sup>,以及降低了公司的双重代理成本<sup>[37]</sup>。可见,媒体报道的舆论监督压力在中国也是一个可置信的威胁,它有效规范和约束了公司大股东和管理层的代理行为,由此降低公司基于代理动机持有的超额现金水平。此外,媒体报道的信息中介作用,通过缓解信息不对称问题,可以增强外界对大股东和管理层的有效监督与评价,从而也有利于降低公司的代理问题。

综上所述,在中国,公司的超额持现行为主要是基于预防性动机和代理动机,而新闻媒体对公司的频繁报道有利于同时减弱这两类动机,从而降低公司的超额现金持有水平,由此,本研究提出第一个假设。

**假设H1** 同等条件下,公司被媒体报道得越多,其超额现金持有水平越低。

近年来,“法与金融”领域的研究表明,一国或地区的金融市场发达程度与其制度环境密切相关,制度环境越完善、投资者法律保护水平越高,其金融市场就越发达,当地企业越容易获得外部资金支持而面临越轻的融资约束问题<sup>[43]</sup>。例如,沈艺峰等<sup>[44]</sup>基于中国上市公司股权再融资样本的研究发现,公司的权益资本成本与中小投资者法律保护程度呈显著的负相关关系。Hail和Leuz<sup>[45]</sup>的跨国研究也表明,一国或地区的信息披露要求、证券监管水平、法律执行效率等制度环境

因素的水平越高,企业的权益融资成本越低。这意味着,公司所处地区的制度环境越发达,其持有超额现金的预防性动机将越弱,此时公司超额持现的行为更多地反映为代理动机,从而限制了公司大股东和管理层利用预防性动机为其超额持现行为进行辩护的可能性。此外,面对媒体报道的强大舆论监督压力,上市公司将更为明显地降低其持有的超额现金水平,以避免其自利的现金持有行为被媒体曝光而受到外部投资者和监管机构的谴责甚至处罚。另一方面,媒体的信息中介与公共监督作用长期受到新闻报道自由度、报道偏差、媒体俘获、媒体租金等问题的困扰而备受质疑<sup>[35,46]</sup>,而这些问题都与制度环境密切相关<sup>[37]</sup>。通常而言,一个国家或地区的制度环境越完善,媒体行业越开放,新闻报道越自由,媒体间的竞争也越充分,新闻媒体在长期社会声誉的驱使下越不容易被俘获,从而发挥更有效的信息中介与公司治理作用<sup>[47]</sup>。也就是说,发达的制度环境将有利于增强媒体报道对公司超额现金持有水平的抑制作用。特别地,虽然中国的制度环境水平仍然整体偏低,但是改革开放以来逐年显著提升,同时各地区因改革进程的不同而在制度环境上也表现出了明显的差异<sup>[48]</sup>,从而为本研究检验制度环境的相关影响提供了条件。基于以上分析提出第二个研究假设。

**假设 H2** 外部制度环境越发达,媒体报道降低公司超额现金持有水平的作用越强。

根据现金持有的预防性动机,持有现金能够帮助公司应对外部环境的不确定性和及时捕捉难得的投资机会<sup>[14]</sup>,而环境的不确定性和投资机会与产品市场的竞争程度密切相关<sup>[1]</sup>。所处行业的产品市场竞争越激烈,公司面临的外部不确定性越高,其捕捉潜在投资机会的及时性要求也越高,因而公司越需要持有较多的现金作为储备<sup>[1,18]</sup>。这意味着,较高的产品市场竞争程度将增强公司现金持有的预防性动机从而驱使其持有较高水平的超额现金,也即公司超额现金持有行为更多地反映为预防性动机,此时媒体报道降低公司基于预防性动机持有超额现金行为的作用将会变弱。再者,产品市场竞争是一种重要的外部治理机制,激烈的产品市场竞争能够有效缓解公司的各种代

理问题,从而抑制公司管理层持有超额现金的代理动机<sup>[49]</sup>。一方面,产品市场竞争的淘汰机制,使得公司的管理层面临着经营失败而被解职的风险,因而更不倾向于为了投资净现值为负的私利项目而持有超额现金,更何况现金是一种获利能力较低的资产。另一方面,产品市场竞争的标杆评估机制,有利于降低信息不对称和外部监督成本,强化对管理层业绩的评价和管理层经营行为的约束,从而抑制管理层的过度在职消费并提高其经营努力程度<sup>[50]</sup>。因此,产品市场竞争作为一种外部治理机制能够抑制公司超额现金持有的代理动机,从而在一定程度上抵消媒体报道的舆论监督作用。基于以上的理论分析提出第三个研究假设。

**假设 H3** 产品市场竞争程度越高,媒体报道降低公司超额现金持有水平的作用越弱。

## 2 实证研究设计

### 2.1 样本选取与数据来源

本研究选取中国沪深 A 股上市公司 2003 年—2012 年的年度观察样本数据作为研究对象,获得了 15 694 个初始研究样本。之所以把 2003 年设定为样本考察期间的起始年份,是因为本研究通过百度新闻搜索引擎获得的上市公司媒体报道数据最早能到 2003 年。出于控制内生性问题的考虑,本研究对所有解释变量的取值滞后了一期,被解释变量的考察期间实际上是 2004 年—2012 年。样本期间之所以截止到 2012 年,是因为 2014 年最初开始设计本研究时 2013 年是能够获得完整数据的最新年份,而因变量——超额现金持有水平需要选取下一年的数值。为了避免异常样本的影响和增强样本间的可比性,本研究对初始研究样本依次进行了如下的筛选过程: 1) 剔除 ST 和 \* ST 公司的年度观察样本 1 018 个,因为这些陷入财务困境的公司与正常公司不具有可比性; 2) 剔除发行 B 股或 H 股的交叉上市公司年度观察样本 1 213 个,因为这些公司面临的监管制度和融资环境与仅发行 A 股的上市公司存在明显差异; 3) 剔除金融业公司的年度观察样本 156 个,因为金融业公司不适用于本研究的对象; 4) 剔除资不抵债

公司年度观察样本 228 个,因为资不抵债公司的经营行为特别是现金持有行为比较异常; 5) 剔除相关数据缺失的年度观察样本 2 369 个. 最终本研究得到有效观察样本为 10 710 个.

本研究的媒体报道数据系作者通过百度搜索引擎(<http://news.baidu.com>) 手工整理得到,上市公司注册地的制度环境数据来自樊纲等<sup>[48]</sup>编制的中国市场化指数,上市公司的治理结

$$\begin{aligned}
 CASH_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 \ln Media_{i,t} + \beta_{21} \ln Media_{i,t} \times MKT_{i,t} + \beta_{22} MKT_{i,t} + \beta_{31} \ln Media_{i,t} \times HHI_{i,t} + \beta_{32} HHI_{i,t} + \\
 & \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Leverage_{i,t} + \beta_6 ROE_{i,t} + \beta_7 MTB_{i,t} + \beta_8 Dividend_{i,t} + \beta_9 CFO_{i,t} + \beta_{10} CFO\_risk_{i,t} + \\
 & \beta_{11} CAPEX_{i,t} + \beta_{12} Debtstr_{i,t} + \beta_{13} Bankdebt_{i,t} + \beta_{14} State_{i,t} + \beta_{15} Top1_{i,t} + \beta_{16} Contest_{i,t} + \\
 & \beta_{17} Boardsize_{i,t} + \beta_{18} Indboard_{i,t} + \beta_{19} Duality_{i,t} + \beta_{20} Compensation_{i,t} + \beta_{21} Mshare_{i,t} + \beta_{22} Age_{i,t} + \\
 & \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t+1}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

模型(1)中,CASH 为本研究的被解释变量——超额现金持有水平. 由于行业特征是影响公司现金持有水平的重要因素,行业平均的现金持有水平是一家公司确定目标现金持有水平的一个重要参考标准<sup>[51]</sup>,本研究借鉴张会丽和吴有红<sup>[1]</sup>的方法把公司实际持有的现金水平与行业均值的差额定义为公司的超额现金持有水平,公司实际持有的现金水平则等于货币资金与短期投资净额之和占净资产的比值,净资产等于总资产减去货币资金和短期投资净额的差额.

$\ln Media$  代表上市公司新闻媒体报道数量( $Media$ )加 1 后的自然对数值,每家上市公司每年的媒体报道数量等于通过百度搜索引擎(<http://news.baidu.com>) 对该年 1 月 1 日至该年 12 月 31 日期间标题中含有该公司股票简称的年度新闻检索条目数. 特别地,关于上市公司的媒体报道水平,现有文献主要有两种度量方法:一种是使用少数几份主要财经纸质报刊中标题提及公司名称的次数来衡量公司的媒体报道强度<sup>[8]</sup>. 例如,李培功和沈艺峰<sup>[8]</sup>选择了《中国证券报》、《证券日报》、《证券时报》、《中国经营报》、《经济观察报》、《21 世纪经济报道》等六份报纸作为新闻报道的来源,按照公司的全称及简称进行检索进而以获得的新闻报道条目数作为公司媒体报道指标. 这种方法的优点是能够从电子报刊数据库中导出相关报道文件进行深度文本分析以辨识新闻报道的倾向(乐观的、中性的,抑或是悲观的),缺

构数据和其他财务会计数据则取自国泰安数据库(CSMAR). 本研究主要使用统计软件 Stata10. 1 进行计量分析.

### 2.2 模型设定与变量定义

为了检验假设 H1 ~ 假设 H3,本研究设计了全回归模型(1)以回归分析上市公司的媒体报道对其超额现金持有水平的影响以及制度环境和产品市场竞争的相关调节效应.

点是少数几份纸质新闻报刊的公众覆盖率实际非常有限,特别是在当今互联网高度普及的信息化时代下,纸质报刊已不是公众了解社会经济生活动态的主要渠道. 例如,2013 年 1 月 15 日,中国互联网信息中心(CNNIC)发布《第 31 次中国互联网网络发展状况统计报告》显示,截止 2012 年 12 月底,中国网民数量达到了 5.64 亿. 2013 年 8 月 4 日,美国《纽约时报》集团出售旗下最负盛名的《波士顿环球报》正是纸质报刊媒体逐渐淡出历史舞台的一个缩影. 无独有偶,2013 年 12 月 31 日,上海报业集团旗下的第一张报纸《新闻晚报》宣布从下一年开始正式休刊停办. 与此同时,这种方法不能衡量报道信息被传播的次数,而这是媒体报道发挥舆论压力和公共监督作用的关键. 另一种则是在大数据时代背景下使用互联网的新闻搜索引擎对网络上的所有新闻报道进行检索,进而根据公司的新闻检索条目数来反映公司的新闻报道水平<sup>[6,30,37]</sup>. 这种方法由于涉及的新闻报道覆盖面广且无法下载新闻资料而不能进行文本分析以区分报道的态度倾向,但却可以很好地弥补前一种方法的上述缺陷. 本研究的研究对象是现金持有行为,属于公司的微观财务行为,不像董事会治理、高管薪酬等相对显性的社会热点问题那样得到新闻媒体的频繁报道关注,这就意味着媒体报道对公司现金持有行为的影响主要在于媒体的总体报道和一般性报道所形成的强大舆论压力和公共监督作用,而不是针对公司现金持有行为的具体报道. 因此,综合考虑上述两种方法

的优缺点。本研究选取了第二种方法来度量上市公司的媒体报道水平,在稳健性测试部分则使用第一种方法进行稳健性检验。根据假设 H1 的预期,回归系数  $\beta_1$  应该显著为负,即公司的媒体报道水平越高,其超额现金持有水平越低。

*MKT* 代表制度环境变量,等于上市公司注册所在省市的市场化指数,该变量取值越大,意味着公司面临的市场环境越发达完善。*HHI* 代表产品市场竞争变量,等于上市公司所属行业所有公司营业收入的赫芬德尔指数<sup>[1,50]</sup>,该指数越大意味着公司所处行业的产品市场竞争程度越低。交乘项  $\ln Media \times MKT$  的回归系数  $\beta_{21}$  显著为负,则支持假设 H2 的预期,即发达的制度环境有利于增强媒体报道抑制上市公司超额现金持有水平的影响作用。类似地,根据假设 H3 的理论预期,交乘项  $\ln Media \times HHI$  的回归系数  $\beta_{31}$  应该显著为负,也即上市公司所处行业的产品市场竞争程度越低,其超额持有现金的行为越可能引致各种代理问题,媒体报道降低公司超额现金持有水平的治理作用就将显得越发明显。

参考 Opler 等<sup>[14]</sup>、杨兴全等<sup>[18]</sup>、张会丽和吴有红<sup>[1]</sup>等现金持有研究文献,本研究在回归模型中还控制了多个财务特征变量和治理结构特征变量对公司超额现金持有水平的系统影响,其中公司规模 *Size* 等于年末公司总资产的自然对数值;负债水平 *Leverage* 等于年末公司总负债与总资产的比值;盈利能力 *ROE* 等于年末公司净利润与净资产年初年末均值的比值;成长机会 *MTB* 等于年末公司股票市值与账面价值的比值;现金股利 *Dividend* 为虚拟变量,若公司当年发放了现金股利,则取值 1,否则为 0;经营性现金流量 *CFO* 等于年末公司经营活动现金流量净额占总资产的比例;经营性现金流风险 *CFO\_risk* 等于公司过去 3 年经营性现金流量的标准差;资本支出 *CAPEX* 等于公司当年购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金与总资产的比值;债务期限结构 *Debtstr* 等于年末公司流动负债占总负债的比例;银行借款 *Bankdebt* 等于年末公司银行短期和长期借款占总资产的比例;产权性质 *State* 为虚拟变量,当公司的终极控制人为政府部门或国有法人时取值 1,否则为 0;股权集中度 *Top1* 等于年

末公司第一大股东持有股份占总股份的比例;股权制衡 *Contest* 等于年末公司第二大至第五大股东持有股份之和与第一大股东持有股份的比值;董事会规模 *Boardsize* 等于年末公司董事会的总席位数;董事会独立性 *Indboard* 等于年末公司独立董事人数占董事会总席位数的比例;两职兼任情况 *Duality* 为虚拟变量,当年公司董事长与总经理两职由同一人担任时取值 1,否则为 0;高管薪酬 *Compensation* 等于年末公司前三名高管薪酬总额的自然对数值;高管持股 *Mshare* 等于年末公司所有高管持有股份占总股份的比例;上市年限 *Age* 等于公司 IPO 至今所经历过的年份数。此外,本研究在回归模型中引入了行业和年度虚拟变量以控制行业和时间效应的影响。与此同时,为了消除极端值的影响,本研究对所有连续变量都进行了上下 3% 的 Winsorize 缩尾处理。

### 3 实证结果分析与讨论

#### 3.1 描述性统计分析

表 1 列示了本研究主要变量的描述性统计分析结果。从表中可以看到:1) 超额现金持有水平的均值和标准差分别为 -0.153 和 0.329,意味着样本公司间超额现金持有水平差异非常大,有的公司现金持有水平明显低于行业平均水平,而有的公司现金持有水平则异常高于行业平均水平。2) 样本公司每年的媒体报道次数平均约为 559 次,充分反映了新闻媒体对中国上市公司较高的报道关注情况。3) 现金股利 *Dividend* 的均值为 0.566,债务期限结构 *Debtstr* 的均值为 0.848,银行借款 *Bankdebt* 的均值为 0.397,这些数据表明 56.6% 的样本公司派发了现金股利,样本公司总债务中流动负债占比高达 84.8%,银行借款的负债率为 39.7%。4) 产权性质 *State* 的均值为 0.558,股权集中度 *Top1* 的均值为 0.379,股权制衡 *Contest* 的均值为 0.549,独立董事比率 *Indboard* 的均值为 0.355,高管持股 *Mshare* 的均值为 0.041,这些数据结果与中国资本市场上公司的实际情况基本一致。此外,其他变量的描述性统计结果也没有发现异常情况。

表1 样本数据的描述性统计结果

Table 1 Sample descriptive statistics

变量	样本量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
$CASH_{t+1}$	10 710	-0.153	0.329	-1.360	-0.250	-0.126	-0.015	0.541
$Media_t$	10 710	558.854	569.057	0	165.000	402.000	740.000	2 490.000
$\ln Media_t$	10 710	5.491	1.855	0	5.112	5.999	6.608	7.820
$MKT_t$	10 710	8.223	2.044	4.470	6.560	8.190	9.870	11.800
$HHI_t$	10 710	0.046	0.068	0.007	0.009	0.010	0.060	0.367
$Size_t$	10 710	21.496	0.980	19.825	20.772	21.397	22.116	23.78
$Leverage_t$	10 710	0.476	0.188	0.093	0.338	0.493	0.623	0.798
$ROE_t$	10 710	0.079	0.090	-0.173	0.029	0.072	0.127	0.286
$MTB_t$	10 710	2.119	1.238	0.892	1.239	1.695	2.554	6.014
$Dividend_t$	10 710	0.566	0.496	0	0	1.000	1.000	1.000
$CFO_t$	10 710	0.063	0.099	-0.147	0.007	0.057	0.116	0.308
$CFO\_risk_t$	10 710	0.071	0.059	0.008	0.028	0.053	0.095	0.255
$CAPEX_t$	10 710	0.079	0.072	0.001	0.023	0.058	0.114	0.277
$Debtstr_t$	10 710	0.848	0.171	0.381	0.768	0.915	0.986	1.000
$Bankdebt_t$	10 710	0.397	0.245	0	0.201	0.422	0.594	0.813
$State_t$	10 710	0.558	0.497	0	0	1.000	1.000	1.000
$Top1_t$	10 710	0.379	0.155	0.132	0.252	0.360	0.501	0.699
$Contest_t$	10 710	0.549	0.518	0.019	0.123	0.373	0.843	1.947
$Boardsize_t$	10 710	9.302	1.927	3.000	9.000	9.000	10.000	19
$Indboard_t$	10 710	0.355	0.041	0.273	0.333	0.333	0.375	0.455
$Duality_t$	10 710	0.153	0.360	0	0	0	0	1.000
$Compensation_t$	10 710	13.481	0.795	11.837	12.920	13.512	14.048	15.032
$Mshare_t$	10 710	0.041	0.121	0	0	0	0.001	0.516
$Age_t$	10 710	8.814	4.531	1.000	5.000	9.000	12.000	22.000

表2 为主要变量的 Pearson 相关系数分析结果。从表2 可知: 1) 公司的超额现金持有水平 ( $CASH$ ) 与其媒体报道水平 ( $\ln Media$ ) 至少在 5% 统计水平下显著负相关, 即媒体报道水平越高, 超额现金持有水平越低, 这与假设 H1 的理论预期相符。2) 超额现金持有水平与制度环境 ( $MKT$ ) 显著负相关, 这可能意味着公司所处地区的制度环境越完善、越发达, 其面临的融资约束问题就越弱, 因而越不需要持有超额现金以备经营活动的不时之需。3) 与本研究的预期相吻合, 超额现金持有水平与产品市场竞争变量 ( $HHI$ ) 显著负相关, 意味着公司所属行业的产品市场竞争越不激烈, 其在市场上的地位越稳固, 营业收入的增长越

稳定, 因而也就越不需要持有超额现金以保障公司的现金流。4) 产权性质 ( $State$ )、股权集中度 ( $Top1$ )、董事会规模 ( $Boardsize$ ) 等变量与超额现金持有水平显著正相关, 而独立董事比例 ( $Indboard$ )、高管薪酬 ( $Compensation$ )、高管持股 ( $Mshare$ ) 等变量与超额现金持有水平显著负相关, 这些结果可能意味着在中国, 持有超额现金行为更多地表现为公司大股东和高管攫取私人收益的代理问题, 而提高董事会的独立性和增强高管的货币报酬和股权激励有利于降低这类代理问题。更一般地, 各主要变量间的相关系数都小于 0.5, 因而全部引入回归模型时不会引起严重的多重共线性问题。

表 2 主要变量的 Pearson 相关系数  
Table 2 Pearson correlation matrix of main variables

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1 $CASH_{t+1}$	1.000										
2 $\ln Media_t$	-0.105*	1.000									
3 $MKT_t$	-0.084*	0.236*	1.000								
4 $HHI_t$	-0.190*	-0.028*	-0.041*	1.000							
5 $Size_t$	-0.084*	0.333*	0.088*	0.086*	1.000						
6 $Leverage_t$	-0.152*	-0.027*	-0.079*	0.002	0.376*	1.000					
7 $ROE_t$	0.027*	0.228*	0.124*	0.067*	0.254*	-0.064*	1.000				
8 $MTB_t$	-0.028*	0.113*	0.113*	0.031*	-0.314*	-0.344*	0.259*	1.000			
9 $Dividend_t$	0.057*	0.166*	0.164*	0.024*	0.229*	-0.167*	0.373*	0.027*	1.000		
10 $CFO_t$	0.137*	0.053*	-0.004	0.084*	0.005	-0.172*	0.290*	0.186*	0.148*	1.000	
11 $CFO\_risk_t$	0.045*	0.000	0.075*	0.060*	-0.090*	-0.027*	0.083*	0.114*	-0.010	-0.005	1.000
12 $CAPEX_t$	0.063*	0.113*	0.013	0.008	0.038*	-0.179*	0.186*	0.066*	0.234*	0.200*	-0.046*
13 $Debtstr_t$	0.080*	-0.098*	0.091*	-0.102*	-0.344*	-0.184*	-0.050*	0.143*	-0.048*	0.047*	0.113*
14 $Bankdebt_t$	-0.069*	-0.104*	-0.137*	-0.090*	0.085*	0.346*	-0.193*	-0.250*	-0.102*	-0.212*	-0.173*
15 $State_t$	0.045*	-0.062*	-0.206*	0.071*	0.182*	0.137*	-0.055*	-0.166*	0.006	0.041*	-0.121*
16 $Top1_t$	0.075*	-0.026*	-0.054*	0.064*	0.231*	-0.001	0.120*	-0.086*	0.164*	0.066*	0.009
17 $Contest_t$	0.007	-0.008	0.028*	-0.032*	-0.236*	-0.106*	0.002	0.132*	-0.035*	-0.024*	0.044*
18 $Boardsize_t$	0.066*	0.002	-0.101*	0.050*	0.214*	0.104*	0.025*	-0.119*	0.082*	0.046*	-0.089*
19 $Indboard_t$	-0.073*	0.123*	0.087*	0.002	0.029*	-0.016	0.030*	0.086*	-0.012	-0.030*	0.062*
20 $Duality_t$	-0.016	0.038*	0.130*	-0.005	-0.111*	-0.122*	0.027*	0.114*	0.019	-0.023*	0.056*
21 $Compensation_t$	-0.098*	0.398*	0.418*	0.054*	0.400*	-0.006	0.363*	0.112*	0.295*	0.081*	0.055*
22 $Mshare_t$	-0.054*	0.143*	0.257*	-0.003	-0.172*	-0.268*	0.091*	0.186*	0.147*	-0.038*	0.095*
23 $Age_t$	-0.113*	0.067*	0.031*	-0.024*	0.232*	0.274*	-0.039*	-0.038*	-0.240*	-0.033*	-0.006
	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22
12 $CAPEX_t$	1.000										
13 $Debtstr_t$	-0.179*	1.000									
14 $Bankdebt_t$	0.096*	-0.342*	1.000								
15 $State_t$	-0.056*	-0.129*	0.056*	1.000							
16 $Top1_t$	0.071*	-0.070*	-0.016	0.237*	1.000						
17 $Contest_t$	0.058*	0.058*	-0.052*	-0.253*	-0.686*	1.000					
18 $Boardsize_t$	0.053*	-0.101*	0.070*	0.204*	0.031*	0.027*	1.000				
19 $Indboard_t$	0.006	-0.010	-0.046*	-0.117*	-0.021*	-0.009	-0.293*	1.000			
20 $Duality_t$	0.088*	0.078*	-0.057*	-0.190*	-0.059*	0.074*	-0.116*	0.079*	1.000		
21 $Compensation_t$	0.075*	-0.085*	-0.196*	-0.063*	-0.038*	0.038*	0.043*	0.110*	0.075*	1.000	
22 $Mshare_t$	0.223*	0.130*	-0.142*	-0.362*	-0.135*	0.290*	-0.127*	0.102*	0.216*	0.116*	1.000
23 $Age_t$	-0.338*	-0.134*	0.019*	0.149*	-0.173*	-0.156*	-0.058*	0.037*	-0.129	0.126*	-0.419*

注：\* 代表至少在 5% 的统计水平下显著。

### 3.2 多元回归分析

表 3 列示了媒体报道对上市公司超额现金持有水平的影响以及制度环境和产品市场竞争的调节效应的 OLS 多元回归结果。模型 1 为仅引入控制变量的基础回归模型，模型 2 增加引入了媒体

报道变量以检验假设 H1，模型 3 引入媒体报道与制度环境的交乘项以检验假设 H2，模型 4 则是通过引入媒体报道与产品市场竞争的交乘项以检验假设 H3。总体上，回归模型的调整后 R<sup>2</sup> 都超过了 30%，意味着本研究的回归模型对公司的超额现

金持有水平具有较高的解释力. 回归模型的方差膨胀因子  $VIF$  值处于 4.81 ~ 5.02 之间, 远小于临界值 10, 说明回归模型的多重共线性问题不严重. 考虑到面板数据的异方差问题, 本研究汇报的  $t$  检验值都经过了异方差调整. 此外, 所有回归模型都引入了行业和年度虚拟变量以控制行业和年度效应的影响.

从表 3 中模型 2 的结果可知, 媒体报道变量  $\ln Media$  得到了显著的负回归系数(模型 2:  $\beta =$

$-0.007$   $p < 0.01$ ), 表明上市公司的媒体报道水平越高, 其超额持有的现金水平越低, 很好地支持了假设 H1 的理论预期, 即频繁的媒体报道, 既有利于降低投融资双方的信息不对称程度, 缓解公司的融资约束问题, 又有利于造成强大的舆论压力而发挥公共监督作用, 降低公司的代理成本, 进而同时降低上市公司超额持有现金的预防动机和自利动机, 因而也就降低了公司的超额现金持有水平. 在模型 3 的回归结果中, 媒体报道的回归系

表 3 OLS 多元回归分析结果

Table 3 Results of multivariate regression analysis using OLS method

	因变量: $CASH_{t+1}$			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$\ln Media_t$		-0.007*** (-4.861)	-0.009*** (-5.399)	-0.007*** (-4.522)
$\ln Media_t \times MKT_t$			-0.003*** (-3.586)	
$\ln Media_t \times HHI_t$				-0.079*** (-4.905)
$MKT_t$	-0.006*** (-3.810)	-0.005*** (-3.504)	-0.005*** (-3.423)	-0.005*** (-3.586)
$HHI_t$	0.690** (2.068)	0.706** (2.124)	0.707** (2.128)	0.571* (1.690)
$Size_t$	-0.017*** (-4.370)	-0.012*** (-3.061)	-0.011*** (-2.871)	-0.012*** (-3.111)
$Leverage_t$	-0.207*** (-11.200)	-0.211*** (-11.368)	-0.212*** (-11.418)	-0.213*** (-11.487)
$ROE_t$	0.052(1.436)	0.058(1.589)	0.058(1.597)	0.062* (1.714)
$MTB_t$	-0.020*** (-7.172)	-0.019*** (-6.642)	-0.019*** (-6.688)	-0.019*** (-6.682)
$Dividend_t$	0.015** (2.491)	0.015** (2.422)	0.015** (2.361)	0.015** (2.471)
$CFO_t$	0.256*** (6.660)	0.254*** (6.614)	0.253*** (6.590)	0.257*** (6.684)
$CFO\_risk_t$	0.486*** (8.060)	0.489*** (8.116)	0.487*** (8.092)	0.494*** (8.213)
$CAPEX_t$	0.026(0.588)	0.033(0.750)	0.032(0.725)	0.032(0.740)
$Debtstr_t$	0.174*** (9.316)	0.170*** (9.123)	0.171*** (9.134)	0.169*** (9.057)
$Bankdebt_t$	-0.109*** (-8.495)	-0.112*** (-8.740)	-0.112*** (-8.780)	-0.111*** (-8.675)
$State_t$	0.011* (1.880)	0.011* (1.811)	0.011* (1.746)	0.012* (1.909)
$Top1_t$	0.131*** (4.715)	0.119*** (4.286)	0.121*** (4.345)	0.121*** (4.345)
$Contest_t$	0.036*** (4.702)	0.034*** (4.410)	0.035*** (4.473)	0.034*** (4.374)
$Boardsize_t$	0.006*** (4.534)	0.006*** (4.474)	0.006*** (4.341)	0.007*** (4.657)
$Indboard_t$	-0.228*** (-3.302)	-0.210*** (-3.028)	-0.215*** (-3.101)	-0.211*** (-3.044)
$Duality_t$	0.008(1.004)	0.008(0.979)	0.009(1.080)	0.007(0.845)
$Compensation_t$	-0.011** (-2.474)	-0.008* (-1.741)	-0.008* (-1.800)	-0.007* (-1.678)
$Mshare_t$	-0.155*** (-4.551)	-0.143*** (-4.203)	-0.142*** (-4.165)	-0.143*** (-4.210)
$Age_t$	-0.008*** (-9.457)	-0.008*** (-9.350)	-0.008*** (-9.615)	-0.008*** (-9.399)
截距项	0.378*** (3.745)	0.268*** (2.586)	0.270*** (2.604)	0.271*** (2.612)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制
样本量	10 710	10 710	10 710	10 710
F 值	91.07***	88.46***	86.51***	86.19***
VIF 值	5.02	4.92	4.81	4.83
调整 $R^2$	0.311	0.312	0.313	0.314

注: (1) \*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的统计显著水平; (2) 括号内数字为经过异方差调整的  $t$  统计量.

数仍然显著为负,而媒体报道与制度环境的交乘项  $\ln Media_t \times MKT_t$  也得到了显著的负回归系数(模型3:  $\beta = -0.003$   $p < 0.01$ ) ,意味着上市公司注册所在地的制度环境越发达,媒体报道降低公司超额现金持有水平的作用也越强,也即媒体报道与制度环境间主要呈现相互加强的互补效应,从而支持了假设 H2. 在模型4的回归结果中,媒体报道与产品市场竞争的交乘项  $\ln Media_t \times HHI_t$  也得到了1%统计显著的负回归系数(模型4:  $\beta = -0.079$   $p < 0.01$ ) ,说明上市公司所属行业的产品市场竞争程度越低,其超额持有的现金越容易因闲置而被挪用侵占,此时媒体报道作为一种有效的外部治理机制对公司超额现金持有水平的降低作用将表现得更为明显,因而本研究的假设 H3 也得到了经验证据的很好支持.

控制变量方面,公司规模(*Size*)、负债水平(*Leverage*)、成长机会(*MTB*)、上市年限(*Age*)都得到了一致显著的负回归系数,表明公司的规模越大、负债水平越高、成长机会越好、上市年限越长,其超额持有的现金水平越低. 现金股利(*Dividend*)、经营性现金流量(*CFO*)、经营性现金流量风险(*CFO\_risk*)、资本支出(*CAPEX*)、债务期限结构(*Debtstr*)等变量则都得到了一致显著的正回归系数,说明为了维持稳定的现金股利政策和持续的资本投资支出、抵抗经营性现金流量波动的风险、避免因高额短期债务到期而发生违约风险,上市公司倾向于持有更高水平的超额现金. 特别地,银行借款(*Bankdebt*)得到了显著为负的回归系数,本研究分析认为可能是因为较高的银行借款比率反映公司建立了良好的银企关系,代表其更容易从国有商业银行中得到贷款授信,面临的融资约束问题也就比较低<sup>[1]</sup>,因而越不需要持有超额现金作为未来投资资金来源. 与表2的相关系数分析结果类似,股权集中度(*Top1*)、股权制衡(*Contest*)、董事会规模(*Boardsize*)等治理变量得到了显著为正的回归系数,而独立董事比例(*Indboard*)、高管薪酬(*Compensation*)、高管持股(*Mshare*)等治理变量得到了显著为负的回归系数,意味着在中国上市公司“一股独大”背景下,其他大股东不能对第一大股东形成有效的制衡,超额持有现金的行为更多地表现为公司大股东和

高管攫取私人收益的代理问题,而提高董事会的独立性和增强高管的货币报酬和股权激励有利于降低这类代理问题.

### 3.3 稳健性测试

为了增强本研究相关结论的稳健性,本研究进行了如下几个方面的稳健性测试.

#### 3.3.1 内生性问题测试

由于上文回归结果得到的仅是统计相关关系,因变量与自变量间可能存在“互为因果”的内生性问题而影响本研究相关结论的成立. 为此,本研究采用工具变量的2SLS方法进行了稳健性测试. 具体地,综合借鉴 El Ghoul 等<sup>[52]</sup>、于忠泊等<sup>[42]</sup>、罗进辉<sup>[6, 37]</sup>等文献的做法和本研究特定的研究主题,本研究选取了公司所属行业的平均媒体报道水平(*Industry\_media*)和非流通股比例(*Stockstr*)两个变量作为公司媒体报道水平的工具变量,以第一阶段回归得到的预测值( $\rho \ln Media$ )作为公司媒体报道水平的代理变量引入第二阶段回归. 据此得到的工具变量2SLS模型回归结果如表4所示. 第一阶段的*Industry\_media*和*Stockstr*变量都得到了1%统计显著的回归系数,说明本研究选取的工具变量具有比较好的识别度. 更为重要的是,第二阶段回归中 $\rho \ln Media$ 、 $\rho \ln Media_t \times MKT_t$ 、 $\rho \ln Media_t \times HHI_t$ 都得到了1%统计显著的负回归系数,这与表3的结果保持高度一致,意味着“互为因果”的内生性问题没有严重到影响本研究相关结论的成立.

与此同时,为了解决统计回归结果的机械相关问题,本研究还使用了一阶差分模型(*change-in-change model*)进行稳健性测试,即把所有会随时间变化的因变量和自变量都取其前后两年的变化量. 据此进行回归分析,得到的回归结果如表5所示. 理论上,如果因变量与自变量间是机械相关,那么它们的变化量间不应该存在相关关系. 从表5的结果可知,变量 $\Delta \ln Media$ 得到显著一致的负回归系数,表明公司媒体报道水平的变化确实相应地引起了其超额现金持有水平的变化,与假设 H1 的理论预期相吻合. 交乘项 $\Delta \ln Media \times \Delta MKT$ 也得到了10%统计显著的负回归系数,同样支持本研究的假设 H2. 然而遗憾的是,交乘项 $\Delta \ln Media \times \Delta HHI$ 没有得到统计显著的回归系数.

表4 使用工具变量2SLS模型控制内生性问题的稳健性检验结果

Table 4 Robust test results after using instrument variable 2SLS model to control endogeneity problem

	第一阶段	第二阶段	第二阶段	第二阶段
	因变量: $\ln Media_t$		因变量: $CASH_{t+1}$	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$p\ln Media_t$		-0.057 *** ( -16.703)	-0.067 *** ( -18.121)	-0.054 *** ( -16.118)
$p\ln Media_t \times MKT_t$			-0.009 *** ( -9.020)	
$p\ln Media_t \times HHI_t$				-0.136 *** ( -4.939)
$Industry\_media_t$	0.813 *** ( 9.728)			
$Stockstr_t$	-0.427 *** ( -5.879)			
$MKT_t$	-0.013 * ( -1.685)	-0.002 ( -1.416)	-0.001 ( -0.951)	-0.002 ( -1.644)
$HHI_t$	0.499 ( 0.407)	0.816 ** ( 2.500)	0.855 *** ( 2.646)	0.575 * ( 1.699)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	-12.133 *** ( -16.700)	-0.471 *** ( -4.106)	-0.538 *** ( -4.710)	-0.436 *** ( -3.780)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制
样本量	10 710	10 710	10 710	10 710
F 值	189.98 ***	99.61 ***	98.30 ***	97.40 ***
调整 $R^2$	0.427	0.326	0.330	0.328

注: (1) \*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的统计显著水平; (2) 括号内数字为经过异方差调整的 t 统计量。

表5 使用一阶差分模型控制内生性问题的稳健性检验结果

Table 5 Robust test results after using Change-in-Change model to control endogeneity problem

	因变量: $\Delta CASH$			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$\Delta \ln Media$		-0.001 *** ( -3.158)	-0.001 *** ( -3.288)	-0.001 *** ( -3.140)
$\Delta \ln Media \times \Delta MKT$			-0.002 * ( -1.887)	
$\Delta \ln Media \times \Delta HHI$				0.036 ( 0.768)
$\Delta MKT$	0.000 ( -0.006)	0.000 ( -0.014)	0.001 ( 0.137)	0.000 ( -0.014)
$\Delta HHI$	-0.584 *** ( -2.622)	-0.559 ** ( -2.509)	-0.555 ** ( -2.493)	-0.555 ** ( -2.490)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.034 ** ( -2.025)	-0.032 * ( -1.924)	-0.032 * ( -1.912)	-0.032 * ( -1.948)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制
样本量	8 698	8 698	8 698	8 698
F 值	34.59 ***	33.80 ***	32.92 ***	32.81 ***
调整 $R^2$	0.174	0.175	0.175	0.175

注: (1) \*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的统计显著水平; (2) 表中所有变量皆为当期与上期的一阶差分,而且对连续变量都进行了缩尾处理; (3) 括号内数字为经过异方差调整的 t 统计量。

综合表 4 和表 5 关于内生性问题的稳健性测试结果,特别是考虑到表 5 中一阶差分模型对样本数据的极高要求,本研究认为总体上相关实证分析没有受到严重的内生性问题困扰,主要研究结论是稳健成立的。

### 3.3.2 超额现金持有水平度量方法的稳健性测试

超额现金持有水平是本研究的核心变量,上文中本研究以上市公司持有现金的实际水平与所属行业平均水平的差额来衡量公司的超额现金持有水平。为了增强本研究结论的稳健性,本研究借鉴 Dittmar 等<sup>[3]</sup>的回归模型残差方法来衡量超额现金持有水平。具体地,根据现金持有的相关研究

文献,本研究构建了如下的现金持有影响因素模型(2),进而利用模型(2)进行回归估计得到每家公司每年的期望现金持有水平,公司的实际现金持有水平偏离期望现金持有水平的差额即为超额

现金持有水平.鉴于本研究特定的研究对象,本研究剔除了超额现金持有水平小于0的样本.利用这一指标重新进行相关的回归分析,结果如表6所示.

$$CASH_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Size_{i,t} + \beta_2 Leverage_{i,t} + \beta_3 MTB_{i,t} + \beta_4 Dividend_{i,t} + \beta_5 CFO_{i,t} + \beta_6 CFO\_risk_{i,t} + \beta_7 CAPEX_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t+1} \quad (2)$$

表 6 超额现金持有度量方法的稳健性检验结果

Table 6 Robust test results after using another method to measure excess cash holding

	因变量: 由计量模型式(2)回归得到的残差项(剔除小于0的样本)			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$\ln Media_t$		-0.028 *** (-3.219)	-0.029 *** (-3.319)	-0.028 *** (-3.269)
$\ln Media_t \times MKT_t$			-0.003 (-0.850)	
$\ln Media_t \times HHI_t$				-0.226 ** (-2.451)
$MKT_t$	0.016 ** (2.107)	0.018 ** (2.342)	0.018 ** (2.355)	0.018 ** (2.283)
$HHI_t$	-4.310 *** (-2.817)	-4.248 *** (-2.779)	-4.220 *** (-2.760)	-4.690 *** (-3.049)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	5.219 *** (9.073)	4.803 *** (8.156)	4.806 *** (8.160)	4.886 *** (8.287)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制
样本量	4 394	4 394	4 394	4 394
F 值	15.55 ***	15.42 ***	14.99 ***	15.16 ***
调整 R <sup>2</sup>	0.096	0.098	0.098	0.099

注: (1) \*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的统计显著水平; (2) 括号内数字为经过异方差调整的 t 统计量.

从表 6 可知,媒体报道水平  $\ln Media$  在所有回归模型中都得到了 1% 统计显著的负回归系数,本研究的假设 H1 仍然得到了很好的支持.与假设 H2 的理论预期相符,交乘项  $\ln Media \times MKT$  得到了负回归系数,但是在统计上不够显著.交乘项  $\ln Media \times HHT$  则得到了 5% 统计显著的负回归系数,因而假设 H3 也得到了经验支持.可见,总体上本研究的相关结论不局限于超额现金持有水平的特定度量方法而稳健成立.

### 3.3.3 媒体报道水平度量方法的稳健性测试

上文中,本研究使用基于百度搜索引擎得到的新闻报道数据来反映公司的媒体报道水平,该方法虽然在互联网和大数据时代具有比较明显的优势,但却无法进行文本分析以考虑和刻画相关新闻报道的态度倾向.理论上,媒体报道的态度倾向不同,其对公司超额现金持有行为的监督约束作用很可能是有差异的,从而可能影响本研究主要结论的成立.为了增强本研究结论的稳

健性,本研究主要借鉴田高良等<sup>[53]</sup>的衡量方法,利用 WISENEWS 数据库涵盖了各主要专业财经媒体和综合性媒体的财经板块的财经新闻,通过 PYTHON 软件对从数据库下载下来的新闻报道进行文本分析,构建了两个媒体报道变量.其中,  $Media\_T$  为公司的年度媒体关注总数加 1 之和的自然对数值,当且仅当一家公司在—篇新闻报道中出现的次数最多时才将此篇报道定义为该公司的媒体报道.  $Media\_S$  是在  $Media\_T$  的基础上借助台湾大学情感语义词库将每篇财经新闻报道中的词汇根据正负语义进行分类之后得到的媒体报道情感分析变量,该变量吸收了媒体报道的态度倾向信息,其取值越大表示相应公司媒体报道的态度倾向越正向.更为详细的数据获取方式与变量度量方法,请参考田高良等<sup>[53]</sup>的论文.根据上述得到的两个新的媒体报道变量—— $Media\_T$  和  $Media\_S$ ,本研究进行了相应的回归分析,结果如表 7 所示.

表7 媒体报道水平度量方法的稳健性检验结果

Table 7 Robust test results after using another method to measure media coverage

	因变量: $CASH_{t+1}$					
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
$Media\_T_t$	-0.005 (-1.242)	-0.005 (-1.201)	-0.005 (-1.226)			
$Media\_T_t \times MKT_t$		-0.007*** (-3.756)				
$Media\_T_t \times HHI_t$			-0.032 (-0.308)			
$Media\_S_t$				-0.009*** (-3.109)	-0.008*** (-2.874)	-0.008*** (-3.133)
$Media\_S_t \times MKT_t$					-0.003** (-2.021)	
$Media\_S_t \times HHI_t$						-0.145 (-1.361)
$MKT_t$	-0.004 (-1.191)	-0.004 (-1.236)	-0.004 (-1.415)	-0.004 (-1.266)	-0.004 (-1.195)	-0.004 (-1.369)
$HHI_t$	-1.959*** (-11.102)	-1.974*** (-11.299)	-1.954*** (-11.426)	-1.957*** (-11.293)	-1.957*** (-11.313)	-1.966*** (-11.364)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.288 (-1.358)	-0.272 (-1.301)	-0.285 (-1.230)	-0.326 (-1.290)	-0.321 (-1.499)	-0.296 (-1.477)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	3 191	3 191	3 191	3 191	3 191	3 191
F 值	16.67***	17.33***	15.98***	16.83***	17.19***	16.38***
调整 $R^2$	0.170	0.173	0.169	0.172	0.173	0.175

注: (1) \*\*、\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的统计显著水平; (2) 括号内数字为经过异方差调整的 t 统计量。

从表 7 可以看到,基于  $Media\_T$  指标的相关回归结果得到了与本研究假设预期一致的负回归系数,但是回归系数的显著性水平较低,大部分都没有达到边际显著水平。而基于  $Media\_S$  媒体关注情感分析指标的相关回归分析则得到了与表 3 高度类似的回归结果,在考虑了媒体报道的态度倾向后本研究假设仍然基本得到了检验通过。因此,这些结果为本研究的结论提供了增量的证据支持,本研究的相关结论并不受限于特定的媒体报道度量方法。

### 3.3.4 极值处理的稳健性测试

在大样本的实证研究中,学术界通常对连续变量上下 1% 的取值进行 winsorize 缩尾处理以消除极端值的影响。而在本研究中,由于对被解释变量超额现金持有水平进行上下 1% 的缩

尾处理后仍然存在很极端的离群值,本研究最终选择对包括超额现金持有水平在内的所有连续变量都进行了上下 3% 的缩尾处理。为了不失一般性,本研究在此尝试使用上下 1% 缩尾处理的连续变量重新进行相关的回归分析,结果如表 8 所示。可以看到,因个别极端值拉高因变量的平均取值水平而使得自变量的回归系数整体上都变大了好几个量级甚至系数的符号也发生了质的变化。尽管如此,媒体报道  $\ln Media$ 、媒体报道与制度环境的交乘项  $\ln Media \times MKT$ 、媒体报道与产品市场竞争的交乘项  $\ln Media \times HHI$  都得到了 1% 统计显著的负回归系数,与上文表 3 的回归结果保持高度一致,说明本研究的相关结论没有因连续变量取值的缩尾比例的变化而发生改变。

表 8 极值处理的稳健性检验结果

Table 8 Robust test results after winsorizing at 1%

	因变量: $CASH_{t+1}$			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$\ln Media_t$		-2.603*** (-4.983)	-3.026*** (-5.387)	-2.244*** (-4.492)
$\ln Media_t \times MKT_t$			-0.798*** (-3.278)	
$\ln Media_t \times HHI_t$				-42.779*** (-7.709)
$MKT_t$	-1.193** (-2.109)	-1.031* (-1.828)	-1.012* (-1.797)	-1.097* (-1.948)
$HHI_t$	-1.2e+3*** (-11.031)	-1.2e+3*** (-11.028)	-1.2e+3*** (-11.059)	-1.2e+3*** (-11.178)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	206.355*** (5.937)	168.970*** (4.815)	169.324*** (4.823)	170.112*** (4.841)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制
样本量	10 710	10 710	10 710	10 710
F 值	9.96***	9.70***	9.43***	9.49***
调整 $R^2$	0.193	0.194	0.194	0.197

注: (1) \*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的统计显著水平; (2) 所有连续变量都经过上下 1% 的 winsorize 缩尾处理; (3) 括号内数字为经过异方差调整的 t 统计量。

### 3.3.5 行业分类方法的稳健性测试

本研究中,超额现金持有水平和产品市场竞争两个主要变量的度量都与行业分类方法的选择密切相关。不同的行业分类方法有可能对本研究的结论产生不确定的影响。鉴于此,根据中国证监会发布的《上市公司行业分类指引(2001)》和上市公司行业分布的具体特点,借鉴现有文献的做法,

本研究在按一级分类代码把上市公司归属为 12 个行业大类(不包括金融业)的基础上,进一步把制造业根据二级分类代码划分为 10 子行业,即把所有非金融业上市公司归类为 21 个细分行业,重新计算了上市公司的超额现金持有水平和所属行业的产品市场竞争程度以及重新构建了 20 个行业虚拟变量。据此得到的回归分析结果如表 9 所示。

表 9 行业分类方法的稳健性检验结果

Table 9 Robust test results after reclassifying industries

	因变量: $CASH_{t+1}$			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$\ln Media_t$		-0.006*** (-3.686)	-0.007*** (-4.362)	-0.005*** (-3.125)
$\ln Media_t \times MKT_t$			-0.003*** (-3.825)	
$\ln Media_t \times HHI_t$				-0.088*** (-4.261)
$MKT_t$	-0.005*** (-3.439)	-0.005*** (-3.231)	-0.005*** (-3.156)	-0.005*** (-3.254)
$HHI_t$	0.606*** (5.353)	0.579*** (5.076)	0.569*** (5.001)	0.583*** (5.079)
控制变量	控制	控制	控制	控制
截距项	0.248** (2.562)	0.176* (1.792)	0.179* (1.818)	0.173* (1.759)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制
样本量	10 710	10 710	10 710	10 710
F 值	75.68***	73.86***	72.77***	72.40***
调整 $R^2$	0.316	0.317	0.317	0.318

注: (1) \*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的统计显著水平; (2)  $CASH_{t+1}$ 、 $HHI_t$ 、行业变量等都是证监会的一级行业分类基础上把制造业按二级行业分类后计算得到; (3) 括号内数字为经过异方差调整的 t 统计量。

从表 9 可见,媒体报道、媒体报道与制度环境的交乘项、媒体报道与产品市场竞争的交乘项都得到了 1% 统计显著的负回归系数,本研究的相关结论显著成立,没有因行业分类方法的变化而

发生实质改变。

### 3.3.6 考虑金融危机影响的稳健性测试

前文的理论分析和经验证据告诉本研究,在中国特定的制度背景下,公司的超额现金持有行

为主要源自大股东和管理层等内部人基于自利的代理动机.然而,这并不否认公司现金持有的预防性动机的存在性.为了应对经济衰退和市场波动等宏观不确定性,企业需要持有一定水平的现金资产以便安全渡过不可预测的宏观风险,显然金融危机是企业需要面对的主要宏观风险,而本研

究的样本期间正好跨越 2008 年—2009 年的全球金融危机.为此,本研究进一步考察了金融危机的相关影响.具体地,本研究把样本期间划分为 2008 年—2009 年金融危机期间和非金融危机期间两个子期间,进而在这两个子期间中分别检验了本研究的三个假设,得到的相关回归结果如下表 10 所示.

表 10 考虑金融危机影响的稳健性检验结果

Table 10 Robust test results after considering the effect of financial crisis

	因变量: $CASH_{t+1}$					
	2008 年—2009 年金融危机期间			非金融危机期间		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
$\ln Media_t$	0.004 ( 1.393)	0.004 ( 1.436)	0.004 ( 1.462)	-0.009*** ( -5.064)	-0.011*** ( -5.600)	-0.008*** ( -4.734)
$\ln Media_t \times MKT_t$		-0.002 ( -1.564)			-0.003*** ( -3.525)	
$\ln Media_t \times HHI_t$			-0.011 ( -0.371)			-0.087*** ( -4.656)
$MKT_t$	0.007** ( -3.954)	0.008*** ( 2.432)	0.007** ( 2.755)	-0.007*** ( 2.428)	-0.007*** ( -3.866)	-0.007*** ( -3.886)
$HHI_t$	-2.882* ( 0.270)	-2.861* ( -1.902)	-2.883* ( -1.887)	0.267 ( -1.901)	0.268 ( 0.739)	0.099 ( 0.744)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.154 ( 1.685)	-0.173 ( -0.772)	-0.157 ( -0.865)	0.210 ( -0.788)	0.213 ( 1.475)	0.240* ( 1.495)
年度和行业变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2 304	2 304	2 304	8 406	8 406	8 406
F 值	26.63***	25.89***	25.86***	82.11***	80.45***	79.93***
调整 $R^2$	0.435	0.435	0.435	0.324	0.325	0.325

注: (1) \*\*、\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的统计显著水平; (2) 括号内数字为经过异方差调整的 t 统计量.

从表 10 可以看到,在 2008 年—2009 年金融危机期间下,媒体报道变量  $\ln Media$  没有得到统计显著的回归系数,而且回归系数为正,与假设 H1 的理论预期相反. $\ln Media_t \times MKT_t$ 、 $\ln Media_t \times HHI_t$  两个交乘项也没有得到统计显著的回归系数.而在非金融危机期间,主要变量的回归结果与表 3 的回归结果高度一致.这些结果意味着,金融危机确实会对企业的现金持有行为产生非常大的影响,企业倾向于持有较高水平的超额现金以应对金融危机可能带来的经济衰退和市场波动,此时现金持有的预防性动机明显强于交易性动机和代理动机,因而主要作用于后两种动机的媒体报道、制度环境、产品市场竞争等治理机制的作用,就会明显减弱.因此,本研究的主要结论在非金融危机期间仍然成立,具有较好的稳健性.

### 3.4 进一步分析

既然本研究发现媒体报道能够显著降低上市公司的超额现金持有水平,那么媒体报道是否也会影响公司的超额现金持有价值呢?再者,公司的超额现金持有行为是否确如本研究所论述的,是大股东和高管的一种自利行为而最终降低公司价值?这是需要本研究进一步分析检验的重要问题.

基于此,本研究构建了如下的回归模型(3)来检验超额现金持有水平对公司价值的影响关系以及媒体报道对这一影响关系的调节作用.其中, $Firmvalue$  代表上市公司的市场价值,用  $Tobin's Q$  来衡量公司的市场价值,等于期末股票市值与总负债之和与总资产的比值,并分别用流通股股价和每股净资产代替非流通股的股价,进而得到了

公司价值的两个替代指标  $Tobinq$  和  $Tobinq\_proxy$  , 据此得到的回归分析结果如表 11 所示.

$$\begin{aligned}
 Firmvalue_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 CASH_{i,t+1} + \beta_2 CASH_{i,t+1} \times \ln Media_{i,t} + \beta_3 \ln Media_{i,t} + \beta_4 Size_{i,t} + \beta_5 Leverage_{i,t} + \\
 & \beta_6 ROE_{i,t} + \beta_7 HHI_{i,t} + \beta_8 State_{i,t} + \beta_9 MKT_{i,t} + \beta_{10} Top1_{i,t} + \beta_{11} Contest_{i,t} + \beta_{12} Boardsize_{i,t} + \\
 & \beta_{13} Indboard_{i,t} + \beta_{14} Duality_{i,t} + \beta_{15} Compensation_{i,t} + \beta_{16} Mshare_{i,t} + \beta_{17} Age_{i,t} + \\
 & \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{i,t+1}
 \end{aligned} \tag{3}$$

表 11 媒体报道与超额现金持有价值间影响关系的回归分析结果

Table 11 Regression results of the association between media coverage and the value of excess cash holding

	因变量: $Tobinq_{t+1}$			因变量: $Tobinq\_proxy_{t+1}$		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
$Cash_{t+1}$	-0.286 *** ( -9.274)	-0.267 *** ( -8.722)	-0.323 *** ( -9.374)	-0.183 *** ( -4.533)	-0.163 *** ( -4.050)	-0.244 *** ( -5.330)
$Cash_{t+1} \times \ln Media_t$			0.107 *** ( 4.795)			0.156 *** ( 5.185)
$\ln Media_t$		0.069 *** ( 13.960)	0.064 *** ( 12.795)		0.073 *** ( 10.566)	0.066 *** ( 9.486)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距	7.051 *** ( 34.204)	8.017 *** ( 28.841)	8.022 *** ( 31.642)	10.607 *** ( 31.776)	11.631 *** ( 32.214)	11.639 *** ( 34.035)
行业和年度变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10 707	10 707	10 707	10 707	10 707	10 707
F 值	110.74 ***	115.47 ***	111.90 ***	121.72 ***	121.81 ***	118.51 ***
调整 $R^2$	0.236	0.251	0.254	0.240	0.249	0.253

注: (1) \*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 的统计显著水平; (2) 在计算  $Tobinq$  和  $Tobinq\_proxy$  时 非流通股股价分别以每股净资产和流通股股价代替; (3) 括号内数字为经过异方差调整的 t 统计量.

从表 11 的回归结果可以得到, 1) 超额现金持有水平变量  $CASH$  的回归系数在所有回归模型中都为负, 而且都在 1% 统计水平下显著, 这与本研究的理论预期相符. 在中国投资者法律保护薄弱和公司治理体系不完善的背景下, 上市公司的超额现金持有行为更多的表现为大股东和管理层攫取私人收益的自利行为而非基于经营活动考虑的经济行为, 因而会损害公司价值. 2) 超额现金持有水平与媒体报道的交乘项  $Cash \times \ln Media$  在回归中得到了显著为正的回归系数(模型 3:  $\beta = 0.107$   $p < 0.01$ ; 模型 6:  $\beta = 0.156$   $p < 0.01$ ), 表明媒体报道水平越高, 超额现金持有行为对公司价值的消极影响越低, 这一结果意味着在中国, 媒体报道作为一种有效的外部公共监督机制不仅能够降低上市公司的超额现金持有水平, 还能够降低超额现金持有对公司价值的消极影响,

进而提升超额现金持有价值.

## 4 结束语

现金是企业赖以维持生命的“血液”, 这在 2008 年席卷全球的金融危机中表现得尤为突出, 一些企业由于现金流断裂导致破产倒闭, 而另一些企业由于持有大量现金储备而在危机中捕捉了难得的发展机遇. 因此, 后金融危机时代学术界重新燃起了对企业现金持有行为的关注. 本研究从超额现金持有水平视角, 在理论推演了媒体报道对公司现金持有行为的预防性动机和代理动机的影响机理基础上, 实证检验了媒体报道对公司超额现金持有水平的经验影响. 基于 2004 年—2012 年中国 A 股上市公司的年度观察数据, 本研究发现: 1) 媒体报道水平与公司的超额现金持有水平显著负

相关,预示着媒体报道的信息中介和舆论监督作用,有利于缓解公司的融资约束和提高公司的治理水平,从而降低公司现金持有的预防性动机和代理动机,进而降低公司的超额现金持有水平。

2) 外部制度环境越发达、产品市场竞争越不激烈,媒体报道与超额现金持有水平的负向关系越强,说明发达的制度环境和较低的产品市场竞争环境下,公司的超额现金持有行为更多地反映为代理动机,从而凸显了媒体报道对公司现金持有行为的监督治理作用。3) 公司的超额现金持有水平与其公司价值显著负相关,而媒体报道能够降低超额现金持有对公司价值的负向影响,表明总体上代理动机是中国上市公司超额现金持有行为的主要动机。

本研究的结论具有重要的实践启示。首先,在中国投资者权益法律保护薄弱和公司治理水平整体偏低的背景下,上市公司的超额现金持有行为主要反映了大股东和管理层的私利目的,因而外部中小投资者、审计机构、证券分析师和相关监管部门应该关注公司的现金持有行为及其对超额现金的恰当使用情况,有效抑制大股东和管理层挥霍、挪用甚至侵占公司战略

性现金资源的机会主义行为。其次,虽然完善制度体系和提高整体治理水平还将是一个漫长而艰难的过程,但是在当今高度信息化时代背景下,新闻媒体特别是网络媒体已经崛起成为一种非常有效的公共监督机制,相关监管部门一方面应该重视新闻媒体的监督作用,加强对媒体曝光的公司丑闻问题的关切和调查;另一方面则应该进一步推动媒体产业的发展,为其更好地发挥信息中介与舆论监督作用创造有利条件。第三,产品市场竞争作为一种外部治理机制,能够有效弥补公司内部治理机制的不足,因而在中国深化市场经济改革的大背景下应该进一步放松行业管制,降低行业准入门槛,从而增强各行业的产品市场竞争环境。

最后需要指出的是,本研究主要分析了媒体报道对上市公司超额现金持有行为的监督治理作用,但是还有哪些制度或治理机制能够有效制约公司内部人基于自利的代理动机而持有超额现金的行为值得未来更多的研究关注。进一步,在对公司的超额现金持有水平的影响关系中,媒体报道与其他治理机制之间将存在怎样的交互影响关系,也是一个非常有趣的未来研究问题。

#### 参考文献:

- [1]张会丽,吴有红. 超额现金持有水平与产品市场竞争优势[J]. 金融研究,2012,(2): 183-195.  
Zhang Huili, Wu Youhong. Excess cash holdings and product-market competitive advantage[J]. Journal of Financial Research, 2012,(2): 183-195. (in Chinese)
- [2]Gao H, Harford J, Li K. Determinants of corporate cash policy: Insights from private firms[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(3): 623-639.
- [3]Dittmar A, Mahrt Smith J, Servaes H. International corporate governance and corporate cash holdings[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2003, 38(1): 111-133.
- [4]Bates T W, Kahle K M, Stulz R M. Why do U. S. firms hold so much more cash than they used to? [J]. Journal of Finance, 2009, 64(5): 1985-2021.
- [5]Bushee B J, Core J E, Guay W, et al. The role of the business press as an information intermediary[J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48(1): 1-19.
- [6]罗进辉. 媒体报道对权益成本和债务成本的影响及其差异[J]. 投资研究, 2012, 31(9): 95-112.  
Luo Jinhui. The impact and its difference of media coverage on the cost of equity and the cost of debt[J]. Review of Investment Studies, 2012, 31(9): 95-112. (in Chinese)
- [7]赖黎,马永强,夏晓兰. 媒体报道与信贷获取[J]. 世界经济, 2016,(9): 124-148.  
Lai Li, Ma Yongqiang, Xia Xiaolan. Media coverage and credit financing[J]. The Journal of World Economy, 2016,(9): 124-148. (in Chinese)

- [8]李培功,沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据[J]. 经济研究, 2010, 45(4): 14-27.  
Li Peigong, Shen Yifeng. The corporate governance role of media: Empirical evidence from China [J]. Economic Research Journal, 2010, 45(4): 14-27. (in Chinese)
- [9]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? [J]. 管理世界, 2013, (7): 145-162.  
Kong Dongmin, Liu Shasha, Ying Qianwei. The role of media in corporate behavior: Making firms better or worse? [J]. Management World, 2013, (7): 145-162. (in Chinese)
- [10]周开国,应千伟,钟畅. 媒体监督能够起到外部治理的作用吗? ——来自中国上市公司违规的证据[J]. 金融研究, 2016 (6): 193-206.  
Zhou Kaiguo, Ying Qianwei, Zhong Chang. Can media coverage improve corporate governance? Evidence from fraud by listed firms in China [J]. Journal of Financial Research, 2016, (6): 193-206. (in Chinese)
- [11]Jensen M C, Meckling W. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and capital structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3(4): 305-360.
- [12]Gu T. U. S. multinationals and cash holdings [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 125(2): 344-368.
- [13]Harford J, Wang C, Zhang K. Foreign cash: Taxes, internal capital markets, and agency problems [J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(5): 1490-1538.
- [14]Opler T, Pinkowitz L, Stulz R. The determinants and implications of corporate cash holdings [J]. Journal of Financial Economics, 1999, 52(1): 13-46.
- [15]Hanlon M, Maydew E, Saavedra D. The taxman cometh: Does tax uncertainty affect corporate cash holdings? [J]. Review of Accounting Studies, 2017, 22(3): 1198-1228.
- [16]Jensen M C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers [J]. American Economic Review, 1986, 76(2): 323-329.
- [17]姜彭,王文忠,雷光勇. 政治冲击、不确定性与企业现金持有 [J]. 南开管理评论, 2015, 18(4): 130-138.  
Jiang Peng, Wang Wenzhong, Lei Guangyong. Political shocks, uncertainty, and corporate cash holdings [J]. Nankai Business Review, 2015, 18(4): 130-138. (in Chinese)
- [18]杨兴全,齐云飞,吴昊旻. 行业成长性影响公司现金持有吗? [J]. 管理世界, 2016, (1): 153-169.  
Yang Xingquan, Qi Yunfei, Wu Haomin. Does industrial growth influence corporate cash holdings? [J]. Management World, 2016, (1): 153-169. (in Chinese)
- [19]李凤羽,史永东. 经济政策不确定性与企业现金持有策略——基于中国经济政策不确定指数的实证研究 [J]. 管理科学学报, 2016, 19(6): 157-170.  
Li Fengyu, Shi Yongdong. Economic policy uncertainty and corporate cash holding strategy: Empirical research by using China economic policy uncertainty index [J]. Journal of Management Sciences in China, 2016, 19(6): 157-170. (in Chinese)
- [20]杨兴全,张丽平,吴昊旻. 市场化进程、管理层权力与公司现金持有 [J]. 南开管理评论, 2014, 17(2): 34-45.  
Yang Xingquan, Zhang Liping, Wu Haomin. Marketization, managerial power and firm cash holdings [J]. Nankai Business Review, 2014, 17(2): 34-45. (in Chinese)
- [21]窦欢,陆正飞. 大股东控制、关联存款与现金持有价值 [J]. 管理世界, 2016, (5): 141-150.  
Dou Huan, Lu Zhengfei. Block shareholder control, related deposit, and cash holding value [J]. Management World, 2016, (5): 141-150. (in Chinese)
- [22]陆正飞,韩非池. 宏观经济政策如何影响公司现金持有的经济效应? [J]. 管理世界, 2013, (6): 43-60.  
Lu Zhengfei, Han Feichi. How do macroeconomic policies affect the economic consequences of corporate cash holdings? [J]. Management World, 2013, (6): 43-60. (in Chinese)
- [23]杨兴全,张照南. 制度背景、股权性质与公司持有现金价值 [J]. 经济研究, 2008, 43(12): 111-123.  
Yang Xingquan, Zhang Zhaonan. Institution background, ownership property and the value of corporate cash holdings [J].

- Economic Research Journal ,2008 ,43( 12) : 111 - 123. ( in Chinese)
- [24] Dittmar A , Marhr Smith J. Corporate governance and the value of cash holdings [J]. Journal of Financial Economics , 2007 ,83( 3) : 599 - 634.
- [25] Louis H , Sun A X , Urcan O. Value of cash holdings and accounting conservatism [J]. Contemporary Accounting Research ,2012 ,29( 4) : 1249 - 1271.
- [26] Gao X , Jia Y. Internal control over financial reporting and the safeguarding of corporate resources: Evidence from the value of cash holdings [J]. Contemporary Accounting Research ,2016 ,33( 2) : 783 - 814.
- [27] 熊艳 ,李常青 ,魏志华. 媒体报道与 IPO 定价效率: 基于信息不对称与行为金融视角 [J]. 世界经济 ,2014 , ( 5) : 135 - 160.  
Xiong Yan , Li Changqing , Wei Zhihua. Mediacoverage and IPO pricing efficiency: Based on information asymmetry theory and behavioral finance [J]. The Journal of World Economy ,2014 , ( 5) : 135 - 160. ( in Chinese)
- [28] Drake M S , Guest N M , Twedt B J. The media and mispricing: The role of the business press in the pricing of accounting information [J]. The Accounting Review ,2014 ,89( 5) : 1769 - 1772.
- [29] 罗进辉 ,蔡地. 媒体报道能够提高股价的信息含量吗? [J]. 投资研究 ,2013 ,32( 5) : 38 - 53.  
Luo Jinhui , Cai Di. Does media coverage increase stock price informativeness? [J]. Review of Investment Studies ,2013 , 32( 5) : 38 - 53. ( in Chinese)
- [30] 刘锋 ,叶强 ,李一军. 媒体关注与投资者关注对股票收益的交互作用: 基于中国金融股的实证研究 [J]. 管理科学学报 ,2014 ,17( 1) : 72 - 85.  
Liu Feng , Ye Qiang , Li Yijun. Impacts of interactions between news attention and investor attention on stock returns: Empirical investigation on financial shares in China [J]. Journal of Management Sciences in China ,2014 ,17( 1) : 72 - 85. ( in Chinese)
- [31] 杨玉龙 ,孙淑伟 ,孔祥. 媒体报道能否弥合资本市场上的信息鸿沟? ——基于社会关系网络视角的实证考察 [J]. 管理世界 ,2017 , ( 7) : 99 - 119.  
Yang Yulong , Sun Shuwei , Kong Xiang. Can media coverage close up the information gap in the capital market? : Evidence from the social network perspective [J]. Management World ,2017( 7) : 99 - 119. ( in Chinese)
- [32] 游家兴 ,吴静. 沉默的螺旋: 媒体情绪与资产误定价 [J]. 经济研究 ,2012 , ( 7) : 141 - 152.  
You Jiaying , Wu Jing. Spiral silence: Media sentiment and the asset mispricing [J]. Economic Research Journal ,2012 , ( 7) : 141 - 152. ( in Chinese)
- [33] 黄俊 ,陈信元. 媒体报道与 IPO 抑价——来自创业板的经验证据 [J]. 管理科学学报 ,2013 ,16( 2) : 83 - 94.  
Huang Jun , Chen Xinyuan. Media coverage and IPO underpricing: Evidence from China's growth enterprise markets [J]. Journal of Management Sciences in China ,2013 ,16( 2) : 83 - 94. ( in Chinese)
- [34] Dyck A , Zingales L. The Corporate Governance Role of the Media [R]. NBER Working Paper ,2002 ,9309.
- [35] 李培功 ,徐淑美. 媒体的公司治理作用——共识与分歧 [J]. 金融研究 ,2013 , ( 4) : 196 - 206.  
Li Peigong , Xu Shumei. The role of media in corporate governance: Disagreement and consensus [J]. Journal of Financial Research ,2013 , ( 4) : 196 - 206. ( in Chinese)
- [36] 戴亦一 ,潘越 ,刘思超. 媒体监督、政府干预与公司治理: 来自中国上市公司财务重述视角的证据 [J]. 世界经济 ,2011 , ( 11) : 121 - 144.  
Dai Yiyi , Pan Yue , Liu Sichao. Media coverage , government intervention , and corporate governance: Evidence from China's listed companies' financial restatement [J]. The Journal of World Economy ,2011 ,34( 11) : 121 - 144. ( in Chinese)
- [37] 罗进辉. 媒体报道的公司治理作用——双重代理成本视角 [J]. 金融研究 ,2012 , ( 10) : 153 - 166.  
Luo Jinhui. The role of media coverage in corporate governance: Based on the perspective of dual agency costs [J]. Journal of Financial Research ,2012 , ( 10) : 153 - 166. ( in Chinese)
- [38] 李培功 ,沈艺峰. 经理薪酬、轰动报道与媒体的公司治理作用 [J]. 管理科学学报 ,2013 ,16( 10) : 63 - 80.

- Li Peigong, Shen Yifeng. CEO compensation, sensational coverage, and media governance. *Journal of Management Sciences in China*, 2013, 16(10): 63–80. (in Chinese)
- [39] 逯东, 付鹏, 杨丹. 媒体类型、媒体关注与上市公司内部控制质量[J]. *会计研究*, 2015, (4): 78–85.  
Lu Dong, Fu Peng, Yang Dan. Media type, media coverage and internal control quality of listed firms[J]. *Accounting Research*, 2015, (4): 78–85. (in Chinese)
- [40] 梁上坤. 媒体关注、信息环境与公司费用粘性[J]. *中国工业经济*, 2017, (2): 154–173.  
Liang Shangkun. Media coverage, information environment and firm's stickiness of cost[J]. *China Industrial Economics*, 2017, (2): 154–173. (in Chinese)
- [41] You J, Zhang B, Zhang L. Who captures the power of the pen? [J]. *Review of Financial Studies*, 2018, 31(1): 43–96.
- [42] 于忠泊, 田高良, 齐保垒, 等. 媒体关注的公司治理机制——基于盈余管理视角的考察[J]. *管理世界*, 2011, (9): 127–140.  
Yu Zhongbo, Tian Gaoliang, Qi Baolei, et al. The corporate governance mechanism of media coverage: Based on the perspective of earnings management[J]. *Management World*, 2011, (9): 127–140. (in Chinese)
- [43] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, et al. Law and finance[J]. *Journal of Political Economy*, 1998, 106(6): 1113–1155.
- [44] 沈艺峰, 肖珉, 黄娟娟. 中小投资者法律保护与公司权益资本成本[J]. *经济研究*, 2005, 40(6): 115–124.  
Shen Yifeng, Xiao Ming, Huang Juanjuan. Investor protection and corporation cost of equity[J]. *Economic Research Journal*, 2005, 40(6): 115–124. (in Chinese)
- [45] Hail L, Leuz C. International differences in the cost of equity capital: Do legal institutions and securities regulation matter? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2006, 44(3): 485–531.
- [46] 李志生, 李好, 刘淳, 等. 天使还是魔鬼? ——分析师媒体荐股的市场效应[J]. *管理科学学报*, 2017, 20(5): 66–81.  
Li Zhisheng, Li Hao, Liu Chun, et al. Angel or devil? Market effects of media recommendations[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(5): 66–81. (in Chinese)
- [47] Kim J B, Zhang H, Li L, et al. Press freedom, externally-generated transparency, and stock price informativeness: International evidence[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 46(1): 299–310.
- [48] 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[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.  
Fan Gang, Wang Xiaolu, Zhu Hengpeng. Marketization Index of China: The 2011 Report on the Relative Process of Marketization of Each Region in China[M]. Beijing: Economics Science Press, 2011. (in Chinese)
- [49] 韩忠雪, 周婷婷. 产品市场竞争、融资约束与公司现金持有[J]. *南开管理评论*, 2011, 14(4): 149–160.  
Han Zhongxue, Zhou Tingting. Product market competition, financing constraints and cash holdings: An empirical study based on enlisted companies in China's manufacture industry[J]. *Nankai Business Review*, 2011, 14(4): 149–160. (in Chinese)
- [50] 姜付秀, 黄磊, 张敏. 产品市场竞争、公司治理与代理成本[J]. *世界经济*, 2009, 32(10): 46–59.  
Jiang Fuxiu, Huang Lei, Zhang Min. Competition of product markets, corporate governance, and agency costs[J]. *The Journal of World Economy*, 2009, 32(10): 46–59. (in Chinese)
- [51] 连玉君, 刘醒云, 苏治. 现金持有的行业特征: 差异性与收敛性[J]. *会计研究*, 2011, (7): 66–72.  
Lian Yujun, Liu Xingyun, Su Zhi. Industrial features of firms' cash holding: Difference and convergence[J]. *Accounting Research*, 2011, (7): 66–72. (in Chinese)
- [52] El Ghoul S I, Guedhami O, Kwok C C Y, et al. Does corporate social responsibility affect the cost of capital? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35(9): 2388–2406.
- [53] 田高良, 司毅, 韩洁, 等. 媒体关注与税收激进——基于公司治理视角的考察[J]. *管理科学*, 2016, 29(2): 104–121.

Tian Gaoliang , Si Yi , Han Jie , et al. Media coverage and tax aggressiveness: A study from the perspective of corporate governance [J]. *Journal of Management Science* , 2016 , 29( 2) : 104 - 121. ( in Chinese)

## Media coverage and corporate excess cash holdings

*LUO Jin-hui*<sup>1</sup> , *LI Xiao-rong*<sup>2,3</sup> , *XIANG Yuan-gao*<sup>4</sup>

1. School of Management , Xiamen University , Xiamen 361005 , China;
2. School of Public Finance and Tax , Central University of Finance and Economics , Beijing 100081 , China;
3. ZHONGCAI-PENGYUAN Local Finance Investment and Funding Research Institute , Beijing 100081 , China;
4. The Institute for Financial & Accounting Studies , Xiamen University , Xiamen 361005 , China

**Abstract:** The level of cash holdings is an important financial decision that may constantly decide a firm's survival and failure. However , excess cash holdings are easily abused and appropriated by large shareholders and managers , thereby causing severe agency problems. Drawing on agency theory , this study analyzes the impact of media coverage on corporate excess cash holdings. Using a data set of 10 710 firm-year observations of Chinese A-share listed companies during 2004 to 2012 , this paper finds that firms with higher media coverage is associated with lower excess cash holdings significantly. Meanwhile , institutional environment enhances the margin effect of media coverage , while product market competition reduces the marginal effect of media coverage. Furthermore , excess cash holdings harm firm value , and media coverage can reduce its negative value effect. The findings may enrich and expand the literature on both cash holdings and media coverage and provide meaningful implications for corporate cash holding decisions.

**Key words:** cash holdings; media coverage; institutional environment; product market competition; cash holdings value