



管理者过度自信、 内部控制与企业现金持有

郑培培, 陈少华

厦门大学 管理学院, 福建 厦门 361005

摘要:上市公司高额持有现金的现象一直都是学者关注的焦点,但已有关于企业现金持有的研究基本都立足于传统理性经济人的假设,忽略了管理者非理性特征的影响,与现实情况不相符。

在此背景下,基于行为金融学理论,从管理者非理性视角,系统分析并检验管理者过度自信对企业现金持有水平的影响机理以及内部控制对二者关系的调节作用,并进一步考察企业特征的情景效应、管理者过度自信与超额现金使用方式、现金持有价值与现金持有动态调整的关系。以2010年至2016年中国沪深股市A股非金融类上市公司的数据为研究样本,以管理者是否主动增持股票作为管理者过度自信的替代指标,运用Stata软件和多元回归分析方法验证假设。

研究结果表明,在控制其他可能影响企业现金持有水平因素的前提下,管理者过度自信与现金持有水平显著正相关,高质量的内部控制在二者关系中具有负向调节作用。进一步检验发现,管理者过度自信对现金持有水平的影响在融资约束高的企业、成长性高的企业和非国有企业中更加明显;对超额现金使用方式的检验表明,过度自信的管理者持有超额现金主要用于后续的研发投入。此外,股票市场投资者对管理者过度自信的企业所持有的现金给予了更高的估值,在内部控制质量高的企业中更明显;过度自信的管理者向上调整现金持有水平的速度明显快于向下调整现金持有水平的速度。

结合行为金融与传统公司财务,实现了跨学科之间的交融,丰富和拓展了管理者过度自信经济后果和现金持有影响因素领域的相关研究,具有重要的理论意义。研究结果还有利于管理者进一步理解其非理性特征对企业决策的影响,对他们在实际中如何制定企业现金持有策略具有一定的实践意义。

关键词:管理者过度自信;内部控制;企业现金持有;动态调整;行为金融

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **doi:**10.3969/j.issn.1672-0334.2018.04.001

文章编号:1672-0334(2018)04-0003-14

引言

自20世纪90年代开始,国内外学者就开始关注企业高额持有现金的现象。现金是企业一项重要的资产,收益虽低但流动性高,常被比喻为企业的“血

液”,因为它直接关系到企业的生死存亡。例如,中国江龙控股、日本Shimokane株式会社、法国油墨生产企业Brancher、俄罗斯电影发行商West公司、韩国韩进海运和英国老牌零售店英国家居店等都因资金链问

收稿日期:2017-11-30 **修返日期:**2018-05-23

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(15JJD630011)

作者简介:郑培培,厦门大学管理学院博士研究生,研究方向为行为金融学 and 财务会计等,代表性学术成果为“社会责任信息披露、媒体报道与个体投资者的投资决策——一项实验证据”,发表在2017年第4期《经济管理》,E-mail: pphzheng@163.com

陈少华,经济学和管理学博士,厦门大学管理学院教授,研究方向为会计基本理论和财务报告等,代表性学术成果为“家族控制、职业化管理与管理层持股效应”,发表在2015年第5期《厦门大学学报(哲学社会科学版)》,E-mail: shchen@xmu.edu.cn

题而破产。2007年爆发的金融危机给各国实体经济带来的重创使企业深刻认识到持有现金的重要性,“现金为王”的理念渐渐根植于企业经营管理理念中。国内外企业现金持有量均处于一个较高水平,经统计,中国非金融类上市公司2006年至2016年平均现金持有量占总资产的19.74%,意味着上市公司总资产约有五分之一是以现金形式存在;穆迪公司最新数据显示,到2017年底美国非金融公司的现金及流动投资将达到1.9万亿美元,比2016年约增加5%。现金作为流动性最高的资产,其回报率低,国内外企业出于何种原因储藏大量现金值得深思。

如何决定公司的现金持有量一直是学术界研究的热点,且形成了较为成熟的理论研究框架,如动机理论^[1]、权衡理论^[2]、融资优序理论^[3]和代理理论^[4]等。然而,这些研究都是基于理性经济人假设,与现实情况不相符,其研究结论的现实解释力有限。鉴于此,本研究将行为金融与传统公司财务相结合,以管理者过度自信为研究切入点,选取2010年至2016年中国沪深股市A股非金融类上市公司为研究对象,实证检验管理者过度自信对企业现金持有的影响,这对理解管理者非理性特征是否影响企业现金决策以及现实中企业的现金管理将具有重要的理论意义和实践价值。

1 相关研究评述

现金持有决策是企业财务决策中最重要的一项决策,已有关于企业现金持有水平影响因素的研究主要从微观、中观和宏观3个层次展开。微观层面,主要集中在公司特征和内部治理机制两大方面。在公司特征方面,财务杠杆、净营运资本、公司规模、现金替代物、流动资产、投资机会、股利支付、公司增长率、经营年限、资本支出等指标是学者们使用较多的影响因素^[5-6]。在公司内部治理机制方面,自由现金流说认为,当缺乏有效的公司治理机制时,经理人为了自己的私利会持有高额现金;而现金花费说和股东权力说则认为公司治理水平越高,企业现金持有越多^[7]。中观层面,产品市场竞争越激烈,导致企业现金持有水平越高^[8]。宏观层面,投资者法律保护程度越好的国家,其现金持有水平越低^[9];与宽松的货币政策相比,企业在紧缩的货币政策期间会持有更多的现金^[10];宏观经济不确定性越高时,企业的现金持有水平越高^[11]。

已有关于企业现金持有水平影响因素的研究存在一个共同点,即假定管理者是理性的,这与现实情况不相符,其研究结论的现实解释力值得商榷,因为人普遍存在过度自信的心理特征,且在管理者和企业家这一群体身上表现得更为突出^[12]。已有研究表明过度自信的管理者在制定公司投资决策^[13]、融资决策^[14]和盈余预测^[15]等重要决策时存在行为偏差,然而鲜有研究直接探讨管理者过度自信对企业现金持有的影响^[16]。现金决策是企业最重要的财务决策之一,而管理者又掌握现金持有的决策权,显然其过

度自信的特征会对现金决策产生重要影响。因此,基于行为金融学理论,探讨管理者过度自信是否以及如何影响企业现金决策具有重要的研究意义。另外,管理者的行为离不开企业制度安排,而内部控制作为企业一项重要的制度安排,能够对企业经营过程进行全面的监控,研究表明良好的内部控制可以有效地监督和约束管理者的行为^[17-18]。综上所述,本研究试图将管理者过度自信、内部控制和企业现金持有三者结合起来,系统分析并检验管理者过度自信与企业现金持有的关系以及内部控制在其中扮演的角色。

2 理论分析和研究假设

过度自信(overconfidence)属于认知心理学范畴的专业术语,已有研究主要从风险、能力和信息3个方面定义管理者过度自信。风险方面,过度自信的管理者倾向于高估投资项目的收益、低估投资风险^[12];能力方面,过度自信的管理者在评价自己的能力时,认为自己的能力好于一般水平^[19],容易将成功归因于自己、失败归因于外部因素^[20];信息方面,过度自信的管理者过高估计自己所掌握信息的精确度,导致其对未来不确定性事件成功概率的判断水平过高^[21]。在中国,由于传统文化中君君臣臣的思想影响、特殊的转型经济环境以及企业内外部治理机制的不完善等问题,导致中国上市公司管理者过度自信程度可能比国外上市公司更严重^[22]。已有研究表明管理者过度自信能够影响企业其他决策^[13-14],显然这些决策与企业现金决策息息相关,所以管理者过度自信对企业现金决策也能产生影响。然而,管理者过度自信对现金决策的影响却较少被研究。

与外部投资者相比,管理者拥有私人信息,过度自信使他们在判断自己拥有的信息时,认为负面信息比正面信息更不准确和更没有价值,导致负面信息容易被敷衍或忽视^[23],再加上过度自信管理者认为自己的能力好于一般水平,可以将公司经营好并取得好的业绩。这种对信息的乐观错觉和对自己能力的高估导致过度自信的管理者认为,尽管目前外部融资成本昂贵,但预期随着时间的推移,外部投资者对公司盈利能力逐渐了解后,未来的融资成本将会下降,所以过度自信的管理者会推迟外部融资,主要使用企业现有的现金,从而导致企业现金持有余额低^[16]。另外,风险规避假说认为,企业持有更多现金是经理人过度规避风险的表现,而过度自信的管理者具有冒险精神,认为自己可以胜任更有难度的项目^[24],容易低估企业陷入财务困境的风险,导致其风险承担水平较高^[25],所以从风险角度而言,过度自信会降低管理者持有现金的倾向。

但是,过度自信也可能增加管理者持有现金的倾向,其原因在于:①过度自信的管理者容易高估自己为企业创造的价值,并因此认为自己所在公司发行的证券价值被市场低估,这种过高估计导致他们

不愿意与新股东分享公司的未来收益,倾向遵循内部融资→债务融资→权益融资这样的一种融资顺序^[26]。内部现金是一种最直接且廉价的融资方式,因此过度自信的管理者倾向于持有更多的现金。②基于控制幻觉理论,若管理者存在过度自信,他们会觉得投资项目受不确定性因素的影响有限,往往低估项目失败风险,高估项目收益,导致出现过度投资行为^[13]。过度自信也使管理者倾向实施并购且在并购中更偏好现金支付^[27]。因此,过度自信促使管理者往往持有大量现金以抓住其认为有利的投资机会和并购机会。③过度自信有助于缓解代理问题。挥霍假说认为,企业的代理问题越严重,现金被“挥霍”就越严重,因而持有的现金就越少。而研究表明过度自信能促使管理者努力工作,一定程度上缓解代理问题^[25],进而促使企业增加现金持有以应对未来风险。基于上述分析,本研究提出竞争性假设。

H_{1a} 限定其他条件后,过度自信管理者所在企业的现金持有水平更高;

H_{1b} 限定其他条件后,过度自信管理者所在企业的现金持有水平更低。

2008年,中国财政部等五部委联合发布的《内部控制基本规范》指出,内部控制的目标是合理保证企业经营管理合法合规、资产安全、财务报告及相关信息真实完整等,这表明内部控制建设的一个重要环节是构建一个各司其责、有效制衡的公司治理结构,从而督促、制约和监督企业管理者行动与股东财富最大化目标相一致。已有研究表明,高质量的内部控制能有效抑制管理者的盈余管理行为^[17]和腐败行为^[18]等。具体到管理者过度自信方面,研究表明管理者在决策时常表现出过度自信的倾向,当他们拥有很高的话语权和控制权时,这种过度自信心理更容易膨胀^[28],但当他们的决策权和控制能力一旦受到制约时,其自信程度会大大下降^[29]。高质量的内部控制可以通过建立科学的决策机制,既促使管理者做出决策时更加谨慎并反复评估决策后果,也加强公司内外部利益相关者对公司决策过程的参与程度并监督决策执行过程,削弱管理者决策权和控制权,及时矫正过度自信管理者存在的认知偏差,从而控制和预防管理者的非理性行为(如过度投资),最终影响到企业现金持有。此外,高质量的内部控制还可以通过设立有效的激励机制,激发和提高管理者工作的能动性和积极性,减轻他们的寻租动机,进而实现现金的合理持有和有效使用。基于上述分析,本研究提出假设。

H₂ 限定其他条件后,内部控制能够缓解管理者过度自信对现金持有水平的影响。

3 研究设计

3.1 样本选择和数据来源

本研究采用2010年至2016年中国沪深股市A股上市公司作为初始样本。对初始样本进行如下筛选:①剔除金融类公司,因为这类公司由于自身经营

特征会持有大量现金,而且其会计制度也有特殊性;②剔除ST或*ST等经营异常的公司,因为财务状况异常的公司会导致现金持有量非正常变化;③剔除发行B股、H股和其他境外股的上市公司,因为这类股票的市场价格、会计标准、监管环境与A股不同;④由于重要高管变动对公司决策具有重大影响,剔除样本期内CEO或董事长发生变更的样本;⑤剔除当年发生过IPO、增股、配股、可转债的样本,因为企业的这些融资行为会影响其现金持有水平;⑥剔除数据缺失的公司样本。经过上述筛选后,共获得6 876个样本观测值。另外,为了排除异常值对回归检验的干扰,对所有连续型变量在1%和99%的水平上进行缩尾处理。本研究数据主要取自CSMAR数据库和CCER数据库。

3.2 变量界定

3.2.1 现金持有水平(Cas)

借鉴KALCHEVA et al.^[9]和杨兴全等^[4]的做法,采用现金与总资产的比值测量企业现金持有水平。稳健性检验部分,使用现金与非现金资产之比测量现金持有水平。

3.2.2 管理者过度自信(OC)

目前,学术界对于管理者的界定尚未形成一致的看法,企业最高领导者、高层管理团队和管理层都被用来作为管理者^[25,30]。考虑到中国企业具有群体决策的传统,企业的重大事项普遍由管理团队商议决定,因此本研究借鉴已有研究对管理者定义的范围以及上市公司年报中披露的管理者信息,将管理者界定为上市公司年报中披露的董事、监事、总经理(总裁)、副总经理(副总裁)、财务总监(或财务负责人)、董事会秘书、总经济师、技术总监、总工程师等高级经理人员。

过度自信作为管理者的一种心理行为偏差,直接度量比较困难。截至目前,国内外研究关于管理者过度自信的测量方法主要包括媒体评价^[31]、管理者股票期权的执行情况^[32]、管理者持股变动情况^[33-34]、管理者相对薪酬^[35]、盈余预告偏差^[35]、企业过度投资^[36],这些方法各有利弊。例如,媒体评价假定所有公司的CEO都接受过主流媒体的报道,这不符合实际情况,而且新闻媒体掺杂了主观性,是否客观和公正有待商榷,特别是对财经媒体还不够发达且欠缺权威性的中国来说更是如此。管理者股票期权的执行情况这一指标主要被国外研究使用,由于中国资本市场不够发达,上市公司推行股票期权计划的较少,限制了其在中国研究中的应用。管理者相对薪酬指标,就中国来说,国有企业存在着较强的高管货币薪酬管制,高管对自己薪酬的影响力还很小;而民营企业的高管,由于创业成功,往往表现出过度自信,但他们的现金薪酬并没有那么丰厚,他们更在意的是公司的长期发展和经营。盈余预告偏差指标,虽然从2002年开始中国沪深交易所就要求上市公司在第3季报中披露业绩预告,但是业绩预告的披露形式并没有统一的模板,有定量描述,也有

定性描述,描述含糊,损害了指标的可靠性,而且中国上市公司信息披露不够及时、不够完整以及存在违法违规现象,可能导致管理者高估业绩是由过度自信以外的其他因素所驱动。可见,在中国使用媒体评价、管理者期权的执行情况、管理者相对薪酬、盈余预告偏差都存在一定的局限性。

中国新修订的《公司法》和《证券法》规定,自2006年1月1日起,上市公司董事、监事和高级管理人员可以转让其持有的公司股份(每年转让的份额不得超过其所持股份总数的25%),这为上市公司管理层自愿交易其所在公司股票扫除了政策障碍。而且,为了加强对上市公司董事、监事和高级管理人员所持本公司股份及其变动的管理,2007年4月中国证监会制定了《上市公司董事、监事和高级管理人员所持本公司股份及其变动管理规则》,规定交易窗口期,禁止董事、监事和高级管理人员在信息敏感期内进行交易,并要求他们及时披露买卖本公司股票的相关情况,以避免他们利用信息优势谋取私利。由此可见,中国上市公司管理者虽然在买卖本公司股票时还存在限制,但是他们可以在法律法规允许的范围内,通过二级市场自由交易。基于分散风险的考虑,我们有理由相信公司管理者会选择购买其他公司的股票,而不是增持本公司的股票。那么,若管理者选择增持本公司股票,则在一定程度上可以说明管理者对企业未来盈利能力和发展前景有信心^[33],他们认为在自己的经营下,公司的股价将上涨,持有股票将会带来收益。

因此,本研究基于中国资本市场这一特殊的制度背景以及数据可获得性的考虑,借鉴已有研究^[33,37],通过管理者持股变动情况构建管理者过度自信虚拟变量 OC ,若管理者当期主动增持本公司股票(剔除被动原因持股样本,如送股、转股等),则 OC 取值为1,表示管理者过度自信;否则 OC 取值为0,表示管理者非过度自信。

3.2.3 内部控制

采用深圳迪博公司公布的2010年至2016年中国沪深股市A股上市公司内部控制指数作为测量内部控制质量的替代指标,该指数的取值范围是0~1000,数值越大,表示企业内部控制质量越高。具体使用时,构建公司内部控制质量虚拟变量 Hic ,若公司内部控制指数高于样本年度行业的中位数时, Hic 取值为1,表示内部控制质量高;否则 Hic 取值为0,表示内部控制质量低。

3.2.4 控制变量

关于影响企业现金持有水平的控制变量,参照已有研究^[4],选取公司规模、债务水平、银行债务、债务结构、投资机会、净营运资本、现金流量、资本支出、股利支付、上市年限、产权性质、两职兼任、独立董事比例、股权集中度、产品市场竞争程度和货币供应量为控制变量。为了控制年度和行业对企业现金持有水平的影响,本研究还在回归模型中加入年度和行业虚拟变量。变量定义见表1。

表1 变量定义
Table 1 Variables Definition

| 变量 | 定义 |
|--------|--|
| Cas | 现金持有水平, $\frac{\text{货币资金} + \text{交易性金融资产}}{\text{总资产}}$ |
| OC | 管理者过度自信,管理者主动增持本公司股票取值为1,否则取值为0 |
| Hic | 内部控制质量,迪博内部控制指数大于年度行业中位数取值为1,否则取值为0 |
| Siz | 公司规模,总资产的自然对数 |
| Lev | 债务水平, $\frac{\text{总负债}}{\text{总资产}}$ |
| Ban | 银行债务, $\frac{\text{短期借款} + \text{长期借款}}{\text{总负债}}$ |
| Deb | 债务结构, $\frac{\text{流动负债}}{\text{总负债}}$ |
| Gro | 投资机会,主营业务收入增长率 |
| Nwc | 净营运资本, $\frac{\text{流动资产} - \text{流动负债} - \text{现金}}{\text{总资产}}$ |
| Cf | 现金流量, $\frac{\text{净利润} + \text{折旧} + \text{摊销}}{\text{总资产}}$ |
| Cap | 资本支出, $\frac{\text{购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金} - \text{处置固定资产、无形资产和其他长期资产收到的现金}}{\text{总资产}}$ |
| Div | 股利支付,本期发放现金股利取值为1,否则取值为0 |
| Age | 上市年限 |
| Soe | 产权性质,企业最终控制人为国有性质取值为1,否则取值为0 |
| Dua | 两职兼任,董事长与总经理为同一人取值为1,否则取值为0 |
| $Inde$ | 独立董事比例, $\frac{\text{独立董事人数}}{\text{董事会人数}}$ |
| $Top1$ | 股权集中度,第一大股东持股比例 |
| HHI | 产品市场竞争程度,用赫芬达尔指数测量,指数越大表示竞争程度越低 |
| MP | 货币供应量,广义货币供应量($M2$)的同比增长率 |
| $Year$ | 年度虚拟变量,控制时间效应 |
| Ind | 行业虚拟变量,控制行业影响,按证监会2012年行业分类标准,除制造业取二级分类外,其他行业均取一级分类 |

资料来源:作者手工整理,下同。

3.3 模型构建

为验证本研究假设,构建如下模型:

$$Cas_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 OC_{i,t} + \alpha_2 Siz_{i,t} + \alpha_3 Lev_{i,t} + \alpha_4 Ban_{i,t} + \alpha_5 Deb_{i,t} + \alpha_6 Gro_{i,t} + \alpha_7 Nwc_{i,t} + \alpha_8 Cf_{i,t} + \alpha_9 Cap_{i,t} + \alpha_{10} Div_{i,t} + \alpha_{11} Age_{i,t} + \alpha_{12} Soe_{i,t} + \alpha_{13} Dua_{i,t} + \alpha_{14} Inde_{i,t} + \alpha_{15} Top1_{i,t} + \alpha_{16} HHI_{i,t} + \alpha_{17} MP_{i,t} + Year + Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Cas_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 OC_{i,t} + \beta_2 Hic_{i,t} + \beta_3 Hic_{i,t} \cdot OC_{i,t} + \beta_4 Siz_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 Ban_{i,t} + \beta_7 Deb_{i,t} + \beta_8 Gro_{i,t} + \beta_9 Nwc_{i,t} + \beta_{10} Cf_{i,t} + \beta_{11} Cap_{i,t} + \beta_{12} Div_{i,t} + \beta_{13} Age_{i,t} + \beta_{14} Soe_{i,t} + \beta_{15} Dua_{i,t} + \beta_{16} Inde_{i,t} + \beta_{17} Top1_{i,t} + \beta_{18} HHI_{i,t} + \beta_{19} MP_{i,t} + Year + Ind + \mu_{i,t} \quad (2)$$

其中, α_0 和 β_0 为常数项, $\alpha_1 \sim \alpha_{17}$ 和 $\beta_1 \sim \beta_{19}$ 为各变量的回归系数, $\varepsilon_{i,t}$ 和 $\mu_{i,t}$ 为残差项。(1)式中若 α_1 显著为正,表示过度自信的管理者所在公司的现金持有水平更高,则 H_{1a} 成立;若 α_1 显著为负,表示过度自信的管理者所在公司的现金持有水平更低,则 H_{1b} 成立。(2)式用于检验 H_2 ,若 β_3 显著且符号与(1)式中 α_1 的符号相反,说明内部控制能够缓解管理者过度自信对企业现金持有水平的影响,则 H_2 成立。

4 实证研究结果

4.1 描述性统计分析

表2给出变量的描述性统计结果。由表2可知, Cas 的均值为0.195,表明样本上市公司近五分之一的资产是以现金形式存在, Cas 的最小值为0.015,最大值为0.689,说明中国上市公司现金持有状况存在较大的差异。 OC 的均值为0.291,中位数为0,说明样本企业约有30%的管理者是过度自信的。 Gro 的最小值和最大值分别为-0.546和1.602,表明样本企业面临的投资机会存在较大差异。 Soe 的均值为0.432,说明样本企业中国企与非国企数量较为接近。

4.2 相关性分析

表3给出变量间皮尔逊相关系数。 OC 与 Cas 的相关系数为0.135,在1%水平上显著,这为本研究假设提供了初步经验证据。 Hic 与 Cas 的相关系数为0.040,在1%水平上显著,说明内部控制好的企业,现金持有水平可能越高。各变量之间相关系数都小于0.500,说明主检验模型基本不存在严重的多重共线性问题。

4.3 模型回归结果分析

采用实证模型(1)式和(2)式进行回归,表4给出管理者过度自信、内部控制与现金持有水平的回归结果。第2列仅控制年度和行业虚拟变量, OC 的回归系数为0.033,在1%的水平上显著;第3列仅控制了控制变量, OC 的回归系数为0.018,在1%水平上显著为正;第4列同时控制年度和行业虚拟变量以及控制变量, OC 的回归系数为0.017,仍在1%的水平上显著为正。表明在控制其他可能影响现金持有水平因素的前提下,过度自信的管理者所在公司现金持有水平更高, H_{1a} 得到验证。第5列仅控制年度和行业

表2 描述性统计结果

Table 2 Results for Descriptive Statistics

| 变量 | 均值 | 中位数 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------------|--------|--------|-------|--------|--------|
| <i>Cas</i> | 0.195 | 0.154 | 0.142 | 0.015 | 0.689 |
| <i>OC</i> | 0.291 | 0 | 0.454 | 0 | 1 |
| <i>Hic</i> | 0.495 | 0 | 0.500 | 0 | 1 |
| <i>Siz</i> | 21.894 | 21.757 | 1.154 | 19.531 | 25.268 |
| <i>Lev</i> | 0.426 | 0.422 | 0.215 | 0.045 | 0.879 |
| <i>Ban</i> | 0.294 | 0.287 | 0.238 | 0 | 0.823 |
| <i>Deb</i> | 0.828 | 0.890 | 0.178 | 0.260 | 1 |
| <i>Gro</i> | 0.133 | 0.095 | 0.316 | -0.546 | 1.602 |
| <i>Nwc</i> | 0.033 | 0.044 | 0.211 | -0.502 | 0.519 |
| <i>Cf</i> | 0.063 | 0.057 | 0.048 | -0.085 | 0.214 |
| <i>Cap</i> | 0.050 | 0.037 | 0.050 | -0.044 | 0.234 |
| <i>Div</i> | 0.636 | 1 | 0.481 | 0 | 1 |
| <i>Age</i> | 9.760 | 10 | 6.275 | 1 | 26 |
| <i>Soe</i> | 0.432 | 0 | 0.495 | 0 | 1 |
| <i>Dua</i> | 0.244 | 0 | 0.430 | 0 | 1 |
| <i>Inde</i> | 0.371 | 0.333 | 0.052 | 0.333 | 0.571 |
| <i>Top1</i> | 0.355 | 0.333 | 0.152 | 0.088 | 0.748 |
| <i>HHI</i> | 0.061 | 0.018 | 0.095 | 0.008 | 0.464 |
| <i>MP</i> | 0.144 | 0.136 | 0.028 | 0.110 | 0.197 |

注:观测值为6876。

虚拟变量, $Hic \cdot OC$ 的回归系数为-0.016,在5%水平上显著为负;第6列控制了控制变量, $Hic \cdot OC$ 的回归系数为-0.012,在10%水平上显著为负;第7列在同时控制年度和行业虚拟变量以及控制变量后, OC 的回归系数为0.022,在1%水平上显著为正, $Hic \cdot OC$ 的回归系数为-0.010,在10%水平上显著为负。说明上市公司的内部控制质量越高,管理者过度自信对现金持有水平的正向影响越弱,即内部控制质量在管理者过度自信与现金持有水平的关系中具有负向调节作用, H_2 得到验证。

5 进一步分析

5.1 基于企业特征的进一步检验

融资约束和投资机会能够作用于企业现金持有水平,研究表明融资约束强或成长性高的企业会持有更多的现金^[38-39]。而且,与非国有企业相比,国有企业在获取资源方面具有优势,国有企业面临的融资约束程度相对低些。所以,在检验管理者过度

表3 变量间相关系数
Table 3 Correlation Coefficients between Variables

| | Cas | OC | Hic | Siz | Lev | Ban | Deb | Gro | Nvc | Cf | Cap | Div | Age | Soe | Dua | Inde | Top1 | HHI | |
|------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------|----------|---|
| Cas | 1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| OC | 0.135*** | 1 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Hic | 0.040*** | 0.066*** | 1 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Siz | -0.245*** | -0.024* | 0.215*** | 1 | | | | | | | | | | | | | | | |
| Lev | -0.426*** | -0.160*** | -0.009 | 0.489*** | 1 | | | | | | | | | | | | | | |
| Ban | -0.404*** | -0.069*** | -0.051*** | 0.173*** | 0.433*** | 1 | | | | | | | | | | | | | |
| Deb | 0.243*** | 0.047*** | 0 | -0.320*** | -0.196*** | -0.265*** | 1 | | | | | | | | | | | | |
| Gro | 0.023* | 0.067*** | 0.162*** | 0.036*** | 0.073*** | 0.006 | 0.004 | 1 | | | | | | | | | | | |
| Nvc | 0.053*** | 0.141*** | 0.044*** | -0.225*** | -0.531*** | -0.303*** | 0.012 | -0.004 | 1 | | | | | | | | | | |
| Cf | 0.180*** | 0.118*** | 0.285*** | -0.006 | -0.363*** | -0.236*** | 0.071*** | 0.191*** | 0.096*** | 1 | | | | | | | | | |
| Cap | -0.027** | 0.116*** | 0.063*** | -0.045*** | -0.123*** | 0.128*** | -0.108*** | 0.073*** | -0.123*** | 0.173*** | 1 | | | | | | | | |
| Div | 0.160*** | 0.113*** | 0.194*** | 0.109*** | -0.183*** | -0.110*** | -0.011 | 0.052*** | 0.142*** | 0.329*** | 0.136*** | 1 | | | | | | | |
| Age | -0.271*** | -0.234*** | -0.029** | 0.321*** | 0.422*** | 0.110*** | -0.203*** | -0.056*** | -0.296*** | -0.133*** | -0.284*** | -0.220*** | 1 | | | | | | |
| Soe | -0.177*** | -0.225*** | 0.019 | 0.338*** | 0.312*** | 0.071*** | -0.191*** | -0.036*** | -0.278*** | -0.054*** | -0.088*** | -0.032*** | 0.434*** | 1 | | | | | |
| Dua | 0.141*** | 0.118*** | -0.001 | -0.201*** | -0.182*** | -0.068*** | 0.143*** | -0.003 | 0.139*** | 0.010 | 0.077*** | 0.011 | -0.241*** | -0.290*** | 1 | | | | |
| Inde | 0.017 | 0.004 | 0.025** | -0.004 | -0.031** | -0.012 | 0.006 | 0.022* | 0.072*** | -0.023* | -0.031*** | -0.010 | -0.035*** | -0.068*** | 0.104*** | 1 | | | |
| Top1 | 0.001 | -0.052*** | 0.096*** | 0.239*** | 0.042*** | -0.025** | -0.060*** | 0.018 | 0.013 | 0.110*** | 0.016 | 0.135*** | -0.103*** | 0.178*** | -0.047*** | 0.048*** | 1 | | |
| HHI | 0.148*** | 0.036*** | -0.011 | -0.012 | -0.042*** | -0.067*** | -0.035*** | 0.046*** | -0.044*** | 0.039*** | -0.013 | 0.042*** | -0.021* | 0.039*** | -0.023* | 0.039*** | 0.015 | 1 | |
| MP | 0.062*** | -0.037*** | -0.002 | -0.093*** | 0.113*** | 0.107*** | 0.030** | 0.182*** | -0.131*** | 0.083*** | 0.111*** | 0.051*** | -0.050*** | 0.131*** | -0.084*** | -0.039*** | 0.023* | 0.040*** | 1 |

注：*为在10%水平上显著，**为在5%水平上显著，***为在1%水平上显著，双尾检验，下同。

表4 管理者过度自信、内部控制与企业现金持有水平回归结果
Table 4 Regression Results for Managers' Overconfidence,
Internal Control and the Level of Corporate Cash Holdings

| 变量 | 因变量: Cas | | | | | |
|-------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| 常数项 | 0.158*** (10.444) | 0.255*** (4.163) | 0.292*** (4.427) | 0.151*** (10.072) | 0.277*** (4.462) | 0.312*** (4.663) |
| OC | 0.033*** (8.037) | 0.018*** (5.414) | 0.017*** (5.230) | 0.041*** (6.950) | 0.024*** (5.033) | 0.022*** (4.881) |
| Hic | | | | 0.014*** (3.376) | 0.014*** (3.693) | 0.013*** (3.402) |
| Hic·OC | | | | -0.016** (-2.080) | -0.012* (-1.829) | -0.010* (-1.690) |
| 控制变量 | 未控制 | 控制 | 控制 | 未控制 | 控制 | 控制 |
| 年度和行业 | 控制 | 未控制 | 控制 | 控制 | 未控制 | 控制 |
| 观测值 | 6 876 | 6 876 | 6 876 | 6 876 | 6 876 | 6 876 |
| 调整 R ² | 0.120 | 0.368 | 0.411 | 0.122 | 0.369 | 0.412 |

注：括号内数据为基于异方差稳健标准误的t统计量，标准误经过企业层面的Cluster调整。限于篇幅，控制变量以及行业和年份虚拟变量结果未报告，下同。

自信与现金持有水平之间的关系时,应考虑企业在这些方面存在的差异。基于此,借鉴已有研究^[38,40],分别以公司规模和主营业务收入增长率测量企业融资约束程度和成长性,以第33百分位和第66百分位为分界点,将全部样本等分为3组,进而把公司规模和主营业务收入增长率大于第66百分位的公司定义为非融资约束组和高成长性组,把公司规模和主营业务收入增长率小于第33百分位的公司定义为融资约束组和低成长性组。另外,依据企业最终控制人性性质,将全样本分为国有企业组和非国有企业组。采用模型(1)式进行回归,表5分别给出融资约束、成长性和企业性质分组后的回归结果。由表5可知,①融资约束组OC的回归系数在1%的水平上显著为正,非融资约束组OC的回归系数虽为正但不显著,前者回归系数的大小和显著性都高于后者,说明管理者过度自信对企业现金持有水平的正向影响在融资约束的企业更加明显;②高成长性组OC的回归系数为0.022,在1%的水平上显著,低成长性组OC的回归系数为0.015,在5%水平上显著,前者回归系数的大小和显著性都高于后者,说明管理者过度自信对企业现金持有水平的正向影响在成长性高的企业更加明显;③非国有企业组OC的回归系数为0.016,在1%的水平上显著,国有企业组OC的回归系数为0.011,在5%水平上显著,前者回归系数的大小和显著性都高于后者,说明管理者过度自信对企业现金持有水平的正向影响在非国有企业中更加明显。综上所述,管理者过度自信导致企业现金持有的增加在融资约束的企业、成长性高的企业和非国有企业中体现得更加明显。

5.2 管理者过度自信与超额现金使用方式

企业持有的现金通常可以用来研发、并购、资本支出、偿还借款或分红,主检验结果发现管理者过度自信的企业持有更多的现金,为了进一步观察公司的后续行为,本研究将样本限定为持有超额现金的

企业,以考察管理者过度自信与超额现金的使用方式。由于公司的目标现金持有量由公司特征等因素决定,因此建立回归模型为

$$Cas_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Siz_{i,t} + \delta_2 Lev_{i,t} + \delta_3 Ban_{i,t} + \delta_4 Deb_{i,t} + \delta_5 Gro_{i,t} + \delta_6 Nwc_{i,t} + \delta_7 Cf_{i,t} + \delta_8 Cap_{i,t} + \delta_9 Div_{i,t} + \delta_{10} Age_{i,t} + \delta_{11} Soe_{i,t} + \delta_{12} Dua_{i,t} + \delta_{13} Inde_{i,t} + \delta_{14} Top1_{i,t} + \delta_{15} HHI_{i,t} + \delta_{16} MP_{i,t} + Year + Ind + v_{i,t} \quad (3)$$

其中, δ_0 为常数项, $\delta_1 \sim \delta_{16}$ 为各变量的回归系数, $v_{i,t}$ 为残差项。若(3)式的回归残差大于0,则认为企业持有超额现金。

管理者过度自信与超额现金的使用方式通过(4)式予以检验,研发投入数据取自同花顺数据库,由于变量取值时间涉及到t年和(t+1)年,剔除变量的缺失值后,最终获得2750个样本。

$$RD_{i,t+1} / Pro(RD_{i,t+1}, MA_{i,t+1}, INV_{i,t+1}, D_{i,t+1}, LJK_{i,t+1}) = \phi_0 + \phi_1 OC_{i,t} + \phi_2 Siz_{i,t} + \phi_3 Lev_{i,t} + \phi_4 Ban_{i,t} + \phi_5 Deb_{i,t} + \phi_6 Gro_{i,t} + \phi_7 Nuc_{i,t} + \phi_8 Cf_{i,t} + \phi_9 Cap_{i,t} + \phi_{10} Div_{i,t} + \phi_{11} Age_{i,t} + \phi_{12} Soe_{i,t} + \phi_{13} Dua_{i,t} + \phi_{14} Inde_{i,t} + \phi_{15} Top1_{i,t} + \phi_{16} HHI_{i,t} + \phi_{17} MP_{i,t} + Year + Ind + \sigma_{i,t} \quad (4)$$

其中, $RD_{i,t+1}$ 为第(t+1)年的研发投入除以第t年的总资产, $RD_{i,t+1}$ 为虚拟变量,测量企业在第(t+1)年是否增加研发投入,如果增加取值为1,否则取值为0; $MA_{i,t+1}$ 为虚拟变量,测量企业在第(t+1)年是否增加并购支出,如果增加取值为1,否则取值为0; $INV_{i,t+1}$ 为虚拟变量,测量企业在第(t+1)年是否增加资本支出,如果增加取值为1,否则取值为0; $D_{i,t+1}$ 为虚拟变量,测量企业在第(t+1)年是否增加现金股利,如果增加取值为1,否则取值为0; $LJK_{i,t+1}$ 为虚拟变量,测量企业在第(t+1)年是否偿还长期借款,如果偿还取值为1,否则取值为0; ϕ_0 为常数项; $\phi_1 \sim \phi_{17}$ 为各变量的回归系数; $\sigma_{i,t}$ 为残差项。(4)式的回归结果见表6,第2列为OLS回归,得到调整 R^2 ,其余各列为Probit回归,得到伪 R^2 。第2列和第3列给出管

表5 管理者过度自信与企业现金持有水平回归结果:企业特征的影响

Table 5 Regression Results for Managers' Overconfidence and the Level of Corporate Cash Holdings: Effect of Enterprise Characteristics

| 变量 | 因变量: Cas | | | | | |
|-------------------|---------------------|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 融资约束 | 非融资约束 | 高成长性 | 低成长性 | 非国有企业 | 国有企业 |
| 常数项 | 0.483** (2.211) | 0.195 (1.553) | 0.290*** (3.280) | 0.292*** (3.130) | 0.299*** (3.381) | 0.260*** (2.832) |
| OC | 0.023*** (4.166) | 0.002 (0.417) | 0.022*** (4.165) | 0.015** (2.409) | 0.016*** (4.437) | 0.011** (2.003) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度和行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 2 292 | 2 292 | 2 292 | 2 292 | 3 903 | 2 973 |
| 调整 R ² | 0.491 | 0.259 | 0.437 | 0.391 | 0.475 | 0.317 |

表6 管理者过度自信与超额现金使用方式回归结果

Table 6 Regression Results for Managers' Overconfidence and the Ways to Use Excess Cash

| 变量 | OLS 回归 | | Probit 回归 | | | |
|--------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|------------------------|--------------------|
| | $RD_{i,t+1}$ | $RD_d_{i,t+1}$ | $MA_d_{i,t+1}$ | $INV_d_{i,t+1}$ | $D_d_{i,t+1}$ | $LJK_d_{i,t+1}$ |
| 常数项 | 0.042*** (3.705) | -0.966 (-0.616) | -7.141*** (-4.690) | 3.023** (2.443) | -11.921*** (-8.041) | -1.352 (-0.887) |
| $OC_{i,t}$ | 0.002*** (3.374) | 0.226** (2.129) | 0.088 (0.762) | 0.090 (0.988) | 0.064 (0.640) | -0.152 (-1.274) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度和行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 2 750 | 2 750 | 2 750 | 2 750 | 2 750 | 2 750 |
| 调整 R^2 / 伪 R^2 | 0.448 | 0.171 | 0.040 | 0.062 | 0.081 | 0.174 |

理者过度自信与企业未来研发投入关系的回归结果,第4列~第7列分别给出管理者过度自信与企业未来并购支出、资本支出、现金股利和长期借款偿还关系的回归结果。由表6可知,当企业持有超额现金时,过度自信的管理者更可能增加下一年度的研发总投入。原因可能在于,研发投入是一种特殊的投资行为,具有风险大和高度不确定性的特点^[36],过度自信的管理者愿意承担更大的风险^[25],认为自己可以胜任更有难度的项目^[24],倾向高估项目收益、低估项目失败的概率^[33],因而过度自信的管理者更可能愿意将持有的现金用于研发投资,并期望通过创新项目的成功来证明自己的能力。

5.3 管理者过度自信与现金持有价值

在完美的资本市场中,由于不存在交易成本、代理成本和信息不对称问题,持有1元现金的价值等价于1元企业的价值。然而,实际的资本市场并不完全有效,企业持有现金究竟是增加价值还是降低价值尚未形成定论^[4,41]。前文结果表明管理者过度自信的企业会持有更多的现金,那么其对现金持有价值将会产生怎样的影响,有必要进行检验。目前,现金持有价值模型的选择主要有两种,一种是FAMA et al.^[42]提出的经典企业价值回归模型,另一种是FAULKENDER et al.^[43]提出的边际价值回归模型。考虑到中国资本市场发展还不成熟以及中国大多数学者都使用经典企业价值回归模型^[44-45],本研究借鉴杨兴全等^[40]和SHEN et al.^[44]的研究,构建模型(5)式予以检验,由于变量取值时间涉及到(t-1)年和(t+1)年,剔除变量的缺失值后,最终获得5 684个样本。

$$V_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 Cas_{i,t} + \varphi_2 OC_{i,t} + \varphi_3 OC_{i,t} \cdot Cas_{i,t} + \varphi_4 E_{i,t} + \varphi_5 dE_{i,t} + \varphi_6 dE_{i,t+1} + \varphi_7 I_{i,t} + \varphi_8 dI_{i,t} + \varphi_9 dI_{i,t+1} + \varphi_{10} D_{i,t} + \varphi_{11} dD_{i,t} + \varphi_{12} dD_{i,t+1} + \varphi_{13} Cap_{i,t} + \varphi_{14} dCap_{i,t} + \varphi_{15} dCap_{i,t+1} + \varphi_{16} Na_{i,t} + \varphi_{17} dNa_{i,t} + \varphi_{18} dV_{i,t+1} + Year + Ind + \theta_{i,t} \quad (5)$$

其中,V为企业市场价值,等于企业权益市场价值与债务账面价值之和;E为息税前利润;I为当年发生的财务费用;D为发放的现金股利;Na为非现金资产,

等于总资产减去现金资产; $dX_{i,t}$ 为变量X从(t-1)年到t年的变化量, $dX_{i,t+1}$ 为变量X从t年到(t+1)年的变化量,X代表E、I、D、Cap、Na和V; φ_0 为常数项; $\varphi_1 \sim \varphi_{18}$ 为各变量的回归系数; $\theta_{i,t}$ 为残差项。(5)式中除OC以及年度和行业虚拟变量之外,所有变量均除以t年总资产。

表7给出管理者过度自信与现金持有价值关系

表7 管理者过度自信与现金持有价值回归结果

Table 7 Regression Results for Managers' Overconfidence and the Value of Cash Holdings

| 变量 | 因变量: $V_{i,t}$ | | | |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 常数项 | 2.944*** (14.615) | 3.434*** (15.058) | 3.021*** (14.879) | 3.563*** (15.428) |
| $Cas_{i,t}$ | 2.129*** (7.957) | 0.133 (0.404) | 2.154*** (5.875) | 0.292 (0.688) |
| $OC_{i,t}$ | 0.025 (0.296) | -0.080 (-1.012) | 0.053 (0.455) | -0.006 (-0.056) |
| $OC_{i,t} \cdot Cas_{i,t}$ | 0.704** (1.970) | 0.850*** (2.587) | -0.200 (-0.415) | -0.306 (-0.660) |
| $Hic_{i,t}$ | | | -0.190** (-2.184) | -0.415*** (-4.938) |
| $Hic_{i,t} \cdot OC_{i,t}$ | | | -0.057 (-0.337) | -0.137 (-0.861) |
| $Hic_{i,t} \cdot Cas_{i,t}$ | | | 0.021 (0.046) | -0.259 (-0.589) |
| $Hic_{i,t} \cdot OC_{i,t} \cdot Cas_{i,t}$ | | | 1.788** (2.458) | 2.191*** (3.251) |
| 控制变量 | 未控制 | 控制 | 未控制 | 控制 |
| 年度和行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 5 684 | 5 684 | 5 684 | 5 684 |
| 调整 R^2 | 0.253 | 0.339 | 0.257 | 0.353 |

的回归结果,第2列控制年度和行业虚拟变量,第3列同时控制年度和行业虚拟变量以及控制变量,这两列中 $OC \cdot Cas$ 的回归系数都显著为正,说明过度自信的管理者带来的现金持有价值更高。原因可能在于,过度自信能够诱导管理者更加努力工作,降低代理成本,增加管理者承担风险的意愿^[25],加大创新项目的投入并提高企业创新绩效^[36],最终提高企业资本配置效率。

进一步考虑内部控制的情景效应,即在(5)式的基础上加入 Hic 、 $Hic \cdot OC$ 、 $Hic \cdot Cash$ 和 $Hic \cdot OC \cdot Cash$ 后重新回归,结果见表7的第4列和第5列。第4列控制年度和行业虚拟变量,第5列同时控制年度和行业虚拟变量以及控制变量,两列中 $Hic \cdot OC \cdot Cash$ 的回归系数都显著为正,说明管理者过度自信对企业现金持有价值的提升作用在内部控制质量高的企业更加明显。原因可能在于,内部控制是一套旨在督促和监督企业管理者行动与股东财富最大化目标相一致的机制,高质量的内部控制可通过设置具体的规则和职责权限,预防和约束管理者非理性行为,从而提高现金决策的科学性,为投资者创造更多的价值。

5.4 管理者过度自信与现金持有动态调整

公司现金持有是一个动态调整的过程,公司的目标现金持有量由公司特征等因素决定,并随着公司内、外部环境的改变而不断变化^[2,46]。因此,本研究进一步考察管理者过度自信如何影响企业现金持有动态调整。借鉴已有研究^[2,47],本研究采用标准部分调整模型估计现金持有动态调整速度,建立的标准部分调整模型为

$$Cas_{i,t} - Cas_{i,t-1} = \eta_0 (Cas_{i,t}^* - Cas_{i,t-1}) + \psi_{i,t} \quad (6)$$

其中, $Cas_{i,t}$ 为*i*公司*t*年的实际现金持有水平; $Cas_{i,t}^*$ 为*i*公司*t*年的目标现金持有水平; η_0 为现金持有动态调整速度, $\psi_{i,t}$ 为残差项。 $(Cas_{i,t} - Cas_{i,t-1})$ 表示*i*公司*t*年现金持有水平实际调整程度, $(Cas_{i,t}^* - Cas_{i,t-1})$ 表示*i*公司*t*年现金持有偏离程度。

企业目标现金持有水平由(3)式估计,得到的模型拟合值即为 $Cas_{i,t}^*$, (3)式的残差大于0,表示企业实际现金持有水平大于目标现金持有水平,需要下调; (3)式的残差小于0,表示企业实际现金持有水平小于目标现金持有水平,需要上调。

在(6)式的基础上添加管理者过度自信与企业现金持有偏离程度的交互项,考察管理者过度自信对现金持有调整速度的影响,得到(7)式,即

$$Cas_{i,t} - Cas_{i,t-1} = (\eta_0 + \eta_1 OC_{i,t})(Cas_{i,t}^* - Cas_{i,t-1}) + \eta_3 OC_{i,t} + \psi_{i,t} \quad (7)$$

$(\eta_0 + \eta_1 OC_{i,t})$ 为现金持有动态调整速度。由于 OC 是非负数,如果 η_1 的符号为正,说明管理者过度自信会加快现金持有调整速度,反之则会降低现金持有调整速度。

表8给出(7)式的回归结果。表8中,第2列中 $(Cas_{i,t}^* - Cas_{i,t-1})$ 与 $(Cash_{i,t} - Cash_{i,t-1})$ 显著正相关,平均调整速度为0.393,说明公司确实存在向目标现金持有水平方向调整的趋势。第3列给出管理者过度自

信与现金持有动态调整速度关系的回归结果, $OC \cdot (Cas_{i,t}^* - Cas_{i,t-1})$ 的回归系数在1%水平上显著为正,表明管理者过度自信能显著提高现金持有动态调整速度。第4列和第5列为基于不同调整方向的情景下考察管理者过度自信对现金持有调整速度的影响,回归结果表明,需要向下调整时, $OC \cdot (Cas_{i,t}^* - Cas_{i,t-1})$ 的回归系数为0.004,虽为正,但不显著;需要向上调整时, $OC \cdot (Cas_{i,t}^* - Cas_{i,t-1})$ 的回归系数为0.163,在1%水平上显著。说明管理者过度自信在不同方向上进行现金持有动态调整时存在差异,与向下调整相比,管理者过度自信在向上调整时,调整速度更快。原因可能在于,过度自信的管理者由于忠诚于股东,一旦企业现金持有水平偏离目标值,他们便可能以较快的速度将其调整至最佳水平,但是他们倾向持有更多的现金,所以向上调整时速度更快。

表8 管理者过度自信与现金持有动态调整回归结果
Table 8 Regression Results for Managers' Over-confidence and Dynamic Adjustment for Cash Holdings

| 变量 | 因变量: $Cas_{i,t} - Cas_{i,t-1}$ | | | |
|--|--------------------------------|------------------------|----------------------|------------------------|
| | 全样本 | $Ove_Cas_{i,t}$ | $Und_Cas_{i,t}$ | |
| 常数项 | -0.017*** (-15.730) | -0.014*** (-11.676) | 0.053*** (20.387) | -0.061*** (-44.908) |
| $Cas_{i,t}^* - Cas_{i,t-1}$ | 0.393*** (35.250) | 0.354*** (26.124) | 0.621*** (24.554) | 0.614*** (33.782) |
| $OC_{i,t}$ | | -0.008*** (-3.707) | -0.009** (-2.342) | -0.008*** (-3.853) |
| $OC_{i,t} \cdot (Cas_{i,t}^* - Cas_{i,t-1})$ | | 0.099*** (4.767) | 0.004 (0.124) | 0.163*** (5.566) |
| 观测值 | 6 876 | 6 876 | 3 196 | 3 680 |
| 调整 R^2 | 0.320 | 0.328 | 0.560 | 0.655 |

注: $Ove_Cas_{i,t}$ 为*i*公司在*t*年初实际现金持有水平高于目标现金持有水平,需要向下调整; $Und_Cas_{i,t}$ 为*i*公司在*t*年初实际现金持有水平低于目标现金持有水平,需要向上调整。

6 稳健性检验

6.1 倾向得分匹配法

为解决管理者过度自信与现金持有之间潜在的内生性问题,本研究采用倾向得分匹配法。首先,参考雷霆等^[48]的研究,选取公司特征和公司治理等因素判断管理者是否过度自信,相应地建立模型(8)式;其次,运用Logit回归,通过(8)式计算倾向性得分,使用最近邻匹配对管理者过度自信样本与管理者非过度自信样本进行一对一匹配,得到配对后参与回归的样本;最后,对匹配后的样本采用(1)式和(2)式回归,以验证假设。最终配对成功的样本有1 996个,由于是1:1匹配,因此共获得3 992个样本。

$$OC_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 Siz_{i,t} + \lambda_2 Lev_{i,t} + \lambda_3 Roa_{i,t} + \lambda_4 Dua_{i,t} + \lambda_5 Inde_{i,t} + \lambda_6 Inb_{i,t} +$$

$$\lambda_7 Top1_{i,t} + \lambda_8 Inp_{i,t} + \lambda_9 Inc_{i,t} + \lambda_{10} Soe_{i,t} + \lambda_{11} Are_{i,t} + Year + Ind + \omega_{i,t} \quad (8)$$

其中, Roa 为盈利能力; Inb 为董事会规模的自然对数; Inp 为董事、监事和高级管理人员薪酬总额的自然对数; Inc 为公司委员会设立个数加1的自然对数; Are 为企业注册地, 若在东部取值为1, 否则取值为0; λ_0 为常数项; $\lambda_1 \sim \lambda_{11}$ 为各变量的回归系数, $\omega_{i,t}$ 为残差项。

表9第2列和第3列给出匹配后的样本回归结果, 第2列中 OC 的回归系数显著为正, 说明管理者过度自信与现金持有水平显著正相关, 第3列中 $Hic \cdot OC$ 的回归系数为负, 说明高质量的内部控制可能有助于缓解管理者过度自信对现金持有水平的影响。将全部样本分成低内部控制质量组和高内部控制质量组, 采用(1)式进行回归, 回归结果列示于表9第4列和第5列。第4列中 OC 回归系数的大小和显著性都高于第5列中 OC 的回归系数, 说明管理者过度自信对企业现金持有水平的正向影响在内部控制质量低的企业中更明显。 H_{1a} 和 H_2 得到进一步验证。

表9 稳健性检验: 倾向得分匹配回归结果
Table 9 Robust Test: Regression Results for PSM

| 变量 | 因变量: Cas | | | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 全样本 | $Hic = 0$ | $Hic = 1$ | |
| 常数项 | 0.285*** (3.323) | 0.314*** (3.624) | 0.135 (1.243) | 0.462*** (4.118) |
| OC | 0.016*** (4.276) | 0.021*** (4.246) | 0.020*** (3.922) | 0.010* (1.929) |
| Hic | | 0.019*** (3.368) | | |
| $Hic \cdot OC$ | | -0.011 (-1.568) | | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度和行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 3 992 | 3 992 | 2 027 | 1 965 |
| 调整 R^2 | 0.482 | 0.484 | 0.493 | 0.479 |

注: 表中没有列示Logit模型的回归结果, 如需要可向作者索取。

6.2 工具变量

针对管理者过度自信与企业现金持有水平之间可能存在的内生性问题, 本研究还进行2SLS工具变量回归分析, 以管理者过度自信变量的滞后1期 ($OC_{i,t-1}$) 和滞后2期 ($OC_{i,t-2}$) 作为当期管理者过度自信 ($OC_{i,t}$) 的工具变量。由于管理者过度自信变量的滞后期存在缺失值, 导致样本量为6 374个。弱工具变量检验得到 F 值为50.317, 工具变量过度识别问题得到卡方值为1.005, $p = 0.316$, 大于0.100, 说明本研究选取

的工具变量合适。本研究采用两阶段最小二乘法回归, 结果见表10。表10中, 第2列给出第1阶段的回归结果, 工具变量 $OC_{i,t-1}$ 和 $OC_{i,t-2}$ 的回归系数都显著为正; 第3列给出由第1阶段得到的管理者期望过度自信变量 $P_OC_{i,t}$ 与现金持有水平关系的回归结果, $P_OC_{i,t}$ 的回归系数在1%的水平上显著为正, H_{1a} 得到验证; 第4列给出内部控制调节作用的回归结果, $Hic_{i,t} \cdot P_OC_{i,t}$ 的回归系数在5%的水平上显著为负, H_2 得到验证。所以, 管理者过度自信会增加企业现金持有, 但随着企业内部控制质量的提高, 这种增加作用会被削弱。

表10 稳健性检验: 工具变量回归结果

Table 10 Robust Test: Regression Results for Instrumental Variables

| 变量 | $OC_{i,t}$ | $Cas_{i,t}$ | |
|-------------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| 常数项 | -0.309* (-1.948) | 0.351*** (5.230) | 0.365*** (5.365) |
| $OC_{i,t-1}$ | 0.074*** (6.142) | | |
| $OC_{i,t-2}$ | 0.083*** (6.946) | | |
| $P_OC_{i,t}$ | | 0.153*** (4.967) | 0.178*** (5.523) |
| $Hic_{i,t}$ | | | 0.021*** (3.292) |
| $Hic_{i,t} \cdot P_OC_{i,t}$ | | | -0.046** (-2.441) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度和行业 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 6 374 | 6 374 | 6 374 |
| 调整 R^2 | 0.126 | 0.361 | 0.362 |

6.3 改变变量的测量方法

为了保证研究结果的稳健性, 本研究改变有关变量的测量方法。

(1) 改变管理者过度自信的测量, 采用两种方法重新测量过度自信。方法一, 以总经理 (CEO) 是否主动增持本公司股票测量管理者过度自信, 若总经理当期主动增持本公司股票, 表示过度自信, OC 取值为1, 否则取值为0; 方法二, 借鉴已有研究^[36], 基于投资决策测量过度自信, 建立模型为

$$Ass_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Sal_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (9)$$

其中, Ass 为总资产增长率, Sal 为营业收入增长率, γ_0 为常数项, γ_1 为解释变量的回归系数, $\xi_{i,t}$ 为残差项。估计(9)式的残差, 若残差大于行业残差中位数, 表示管理者过度自信, OC 取值为1, 否则取值为0。使用管理者过度自信变量的两种替代测量方法时, 剔除

表11 稳健性检验:改变变量测量方法回归结果
Table 11 Robust Test: Regression Results for Changing the Method of Measuring Variables

| 变量 | Cas | | | | Cashna | | Cas | |
|-------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|-------------------|
| | 全样本 | | | | 全样本 | | 融资约束 | 非融资约束 |
| 常数项 | 0.256*** (3.514) | 0.274*** (3.731) | 0.332*** (5.006) | 0.347*** (5.161) | 0.523*** (3.160) | 0.563*** (3.338) | 0.312*** (4.249) | 0.203* (1.665) |
| OC | 0.020*** (5.292) | 0.028*** (5.399) | 0.025*** (9.178) | 0.029*** (7.972) | 0.034*** (4.146) | 0.054*** (4.371) | 0.020*** (5.314) | 0.007 (1.174) |
| Hic | | 0.012*** (3.266) | | 0.013*** (3.431) | | 0.030*** (3.198) | | |
| Hic·OC | | -0.016** (-2.245) | | -0.009* (-1.800) | | -0.037** (-2.249) | | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度和行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测值 | 6 469 | 6 469 | 8 793 | 8 793 | 6 876 | 6 876 | 5 350 | 1 526 |
| 调整 R ² | 0.485 | 0.486 | 0.452 | 0.453 | 0.387 | 0.388 | 0.410 | 0.432 |

变量缺失值后,得到的最终样本量分别是6 469个和8 793个。

(2)改变企业现金持有水平的测量,借鉴杨兴全等^[49]的研究,采用现金资产与非现金资产之比(Cashna)测量企业现金持有水平,非现金资产等于总资产减去现金资产,得到6 876个样本量。

(3)改变融资约束的测量。由于银行授信能够为企业提供更灵活、便捷且稳定的资金来源,相对于其他融资约束指标,它是测量企业融资约束更为有效的指标^[50]。所以,借鉴张璇等^[51]的做法,以企业是否获得银行授信测量企业的融资约束,如果企业获得银行授信,其面临的融资约束程度低,反之企业面临的融资约束程度高。银行授信数据来源于锐思数据库借贷明细,剔除缺失值后,得到有银行授信(非融资约束组)的样本量是1 526个,无银行授信(融资约束组)的样本量是5 350个。

表11给出改变变量测量方法后对(1)式和(2)式进行重新回归的结果。由表11可知,无论是以总经理是否主动增持本公司股票测量过度自信(第2列和第3列),或者以投资指标构建过度自信变量(第4列和第5列),还是改变现金持有水平的测量方法(第6列和第7列),OC的回归系数都显著为正,Hic·OC的回归系数也仍显著为负,表明过度自信的管理者所在企业的现金持有水平更高,高质量的内部控制能够弱化这种正向影响,本研究假设得到进一步验证。以企业是否获得银行授信测量融资约束的回归结果见表11的第8列和第9列,可以看出,与非融资约束企业相比,管理者过度自信对现金持有水平的正向影响在融资约束的企业中更明显,与前文结果一致。

7 结论

随着行为金融学的兴起,越来越多的研究表明,管理者的非理性特征能够对企业行为及其后果产生重要的影响。本研究基于行为金融学理论,以2010年至2016年中国A股非金融类上市公司为研究样本,实证检验管理者过度自信、内部控制对企业现金持有决策的影响。研究结果表明,①限定其他条件后,过度自信的管理者所在企业的现金持有水平更高;②管理者过度自信对现金持有水平影响的大小受企业内部控制的约束,高质量的内部控制能够在一定程度上抑制管理者过度自信对现金持有水平的正向影响;③进一步考察过度自信管理者如何使用超额现金,结果发现持有的超额现金主要用于下一期研发;④与非过度自信管理者相比,过度自信的管理者带来的现金持有价值更高,在调整企业现金持有时,调整速度存在非对称性,向上调整的速度明显快于向下调整的速度。

本研究的主要贡献可能体现在3个方面。①已有研究主要关注公司特征及其所处的内、外部环境对企业现金持有决策的影响,本研究基于行为金融学理论,从管理者过度自信的视角为企业现金持有决策提供新的解释,丰富了现金持有决策影响因素领域的研究成果;②已有研究探讨管理者过度自信对企业投融资决策等其他财务决策的影响,本研究落脚于企业现金持有决策,丰富了管理者过度自信对企业财务决策影响的研究成果;③内部控制作为企业一项重要的制度安排,已有大量研究检验内部控制的经济后果^[18,52],本研究从管理者过度自信视角,检验内部控制质量的不同造成管理者过度自信对企业现金持有决策的影响存在差异,深化了内部

控制领域的研究。

本研究结论对管理实践有两点政策启示。①本研究结论表明管理者非理性特征表现之一,即过度自信能够对上市公司现金持有策略产生重要的影响,这不仅有助于管理者清晰认识其过度自信对公司财务决策行为的影响,而且指导企业在实际制定现金持有策略时应考虑管理者自身的心理特征因素,以提高决策的科学性,促进企业资源配置效率。上市公司可以通过不断加强管理人员的培训和考核,建立健全公司的决策机制,避免管理者“一言堂”现象的发生。②本研究结论表明,内部控制能够影响管理者非理性特征作用于公司财务决策,因此,实践中做好企业内部控制工作显得尤为重要。对于政府相关部门而言,应完善企业内部控制制度及相关法律法规,并且对中国上市公司披露的内部控制自我评价报告和内部控制审计报告进行严格监督和检查,加大违规成本,致力于从源头上杜绝“内控假象”;对于企业而言,应严格落实内部控制方面相关的法律法规,建立和健全内部控制体系,对于不合理之处及时修正和完善,真正确保企业内部控制系统有效,尤其是财务决策方面的内部控制。

本研究还存在一些不足之处。受制于管理者过度自信直接测量的困难,本研究采用管理者是否主动增持股票测量,可能仍无法准确描述管理者过度自信特征,需要进一步挖掘更可靠的测量方法。

参考文献:

- [1] CHEN Y, DOU P Y, RHEE S G, et al. National culture and corporate cash holdings around the world. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 50: 1-18.
- [2] 连玉君, 苏治. 上市公司现金持有: 静态权衡还是动态权衡. *世界经济*, 2008(10): 84-96.
LIAN Yujun, SU Zhi. Cash holding of Chinese listed firms: static trade-off or dynamic trade-off. *The Journal of World Economy*, 2008(10): 84-96. (in Chinese)
- [3] MYERS S C, MAJLUF N S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13(2): 187-221.
- [4] 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. *南开管理评论*, 2014, 17(2): 34-45.
YANG Xingquan, ZHANG Liping, WU Haomin. Marketization, managerial power and firm cash holdings. *Nankai Business Review*, 2014, 17(2): 34-45. (in Chinese)
- [5] 王福胜, 宋海旭. 终极控制人、多元化战略与现金持有水平. *管理世界*, 2012(7): 124-136, 169.
WANG Fusheng, SONG Haixu. The ultimate controller, the diversification strategy and the cash holdings. *Management World*, 2012(7): 124-136, 169. (in Chinese)
- [6] WEIDEMANN J F. *Regional differences in the determinants of cash holdings*. Cologne, North Rhine-Westphalia: University of Cologne, 2016.
- [7] HARFORD J, MANSI S A, MAXWELL W F. Corporate governance and firm cash holdings in the US. *Journal of Financial Economics*, 2008, 87(3): 535-555.
- [8] HOBERG G, PHILLIPS G, PRABHALA N. Product market threats, payouts, and financial flexibility. *The Journal of Finance*, 2014, 69(1): 293-324.
- [9] KALCHEVA I, LINS K V. International evidence on cash holdings and expected managerial agency problems. *The Review of Financial Studies*, 2007, 20(4): 1087-1112.
- [10] 蔡卫星, 曾诚, 胡志颖. 企业集团、货币政策与现金持有. *金融研究*, 2015(2): 114-130.
CAI Weixing, ZENG Cheng, HU Zhiying. Business groups, monetary policy, and corporate cash holdings. *Journal of Financial Research*, 2015(2): 114-130. (in Chinese)
- [11] 王红建, 李青原, 邢斐. 经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值. *金融研究*, 2014(9): 53-68.
WANG Hongjian, LI Qingyuan, XING Fei. Economic policy uncertainty, cash holdings and market value. *Journal of Financial Research*, 2014(9): 53-68. (in Chinese)
- [12] LANDIER A, THESMAR D. Financial contracting with optimistic entrepreneurs. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(1): 117-150.
- [13] 李云鹤. 公司过度投资于管理者代理还是过度自信. *世界经济*, 2014, 37(12): 95-117.
LI Yunhe. Does corporate over-investment result from managerial agency or managerial overconfidence?. *The Journal of World Economy*, 2014, 37(12): 95-117. (in Chinese)
- [14] HUANG R H, TAN K J K, FAFF R W. CEO overconfidence and corporate debt maturity. *Journal of Corporate Finance*, 2016, 36: 93-110.
- [15] HRIBAR P, YANG H. CEO overconfidence and management forecasting. *Contemporary Accounting Research*, 2016, 33(1): 204-227.
- [16] DESHMUKH S, GOEL A M, HOWE K M. *Do CEO beliefs affect corporate cash holdings?*. Chicago, IL: DePaul University, 2015.
- [17] 齐保垒, 田高良, 李留闯. 上市公司内部控制缺陷与财务报告信息质量. *管理科学*, 2010, 23(4): 38-47.
QI Baolei, TIAN Gaoliang, LI Liuchuang. Internal control deficiencies of listed companies and quality of financial information. *Journal of Management Science*, 2010, 23(4): 38-47. (in Chinese)
- [18] 周美华, 林斌, 林东杰. 管理层权力、内部控制与腐败治理. *会计研究*, 2016(3): 56-63, 96.
ZHOU Meihua, LIN Bin, LIN Dongjie. Management power, internal control and corruption governance. *Accounting Research*, 2016(3): 56-63, 96. (in Chinese)
- [19] MOORE D, HEALY P J. The trouble with overconfidence. *Psychological Review*, 2008, 115(2): 502-517.
- [20] ADAM T R, FERNANDO C S, GOLUBEVA E. Managerial overconfidence and corporate risk management. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 60: 195-208.
- [21] BERNARDO A E, WELCH I. On the evolution of overconfidence and entrepreneurs. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2001, 10(3): 301-330.
- [22] 姜付秀, 张敏, 陆正飞, 等. 管理者过度自信、企业扩张与财务困境. *经济研究*, 2009, 44(1): 131-143.
JIANG Fuxiu, ZHANG Min, LU Zhengfei, et al. Managerial over-

- confidence, firm expansion and financial distress. *Economic Research Journal*, 2009, 44(1): 131-143. (in Chinese)
- [23] TAYLOR S E, BROWN J D. Illusion and well-being: a social psychological perspective on mental health. *Psychological Bulletin*, 1988, 103(2): 193-210.
- [24] GRIFFIN D, TVERSKY A. The weighing of evidence and the determinants of confidence. *Cognitive Psychology*, 1992, 24(3): 411-435.
- [25] 余明桂, 李文贵, 潘红波. 管理者过度自信与企业风险承担. *金融研究*, 2013(1): 149-163.
YU Minggui, LI Wengui, PAN Hongbo. Managerial overconfidence and corporate risk-taking. *Journal of Financial Research*, 2013(1): 149-163. (in Chinese)
- [26] MALMENDIER U, TATE G, YAN J. Overconfidence and early-life experiences: the effect of managerial traits on corporate financial policies. *The Journal of Finance*, 2011, 66(5): 1687-1733.
- [27] 邓路, 徐睿阳, 谷宇, 等. 管理者过度自信、海外收购及其经济后果: 基于“兖州煤业”的案例研究. *管理评论*, 2016, 28(11): 252-263.
DENG Lu, XU Ruiyang, GU Yu, et al. Manager overconfidence, overseas acquisition and economic consequences: a case study of Yanzhou Coal Mining Co., Ltd.. *Management Review*, 2016, 28(11): 252-263. (in Chinese)
- [28] MOORE D A, KIM T G. Myopic social prediction and the solo comparison effect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2003, 85(6): 1121-1135.
- [29] BANERJEE S, HUMPHERY-JENNER M, NANDA V. Restraining overconfident CEOs through improved governance: evidence from the Sarbanes-Oxley Act. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28(10): 2812-2858.
- [30] 姜付秀, 伊志宏, 苏飞, 等. 管理者背景特征与企业过度投资行为. *管理世界*, 2009(1): 130-139.
JIANG Fuxiu, YI Zhihong, SU Fei, et al. The characteristics of the background of managers, and the behavior of enterprises' overinvestment. *Management World*, 2009(1): 130-139. (in Chinese)
- [31] AKTAS N, LOUCA C, PETMEZAS D. *CEO overconfidence and the value of corporate cash holdings*. Vallendar: Otto Beisheim School of Management, 2017.
- [32] LEE J M, HWANG B H, CHEN H L. Are founder CEOs more overconfident than professional CEOs? Evidence from S&P 1500 companies. *Strategic Management Journal*, 2017, 38(3): 751-769.
- [33] AHMED A S, DUELLMA S. Managerial overconfidence and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 2013, 51(1): 1-30.
- [34] CAMPBELL T C, GALLMEYER M, JOHNSON S A, et al. CEO optimism and forced turnover. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(3): 695-712.
- [35] 马春爱, 易彩. 管理者过度自信对财务弹性的影响研究. *会计研究*, 2017(7): 75-81.
MA Chunai, YI Cai. A study of the effects of managerial overconfidence on financial flexibility. *Accounting Research*, 2017(7): 75-81. (in Chinese)
- [36] 易靖韬, 张修平, 王化成. 企业异质性、高管过度自信与企业创新绩效. *南开管理评论*, 2015, 18(6): 101-112.
YI Jingtao, ZHANG Xiuping, WANG Huacheng. Firm heterogeneity, top executives' overconfidence, and corporate innovation performance. *Nankai Business Review*, 2015, 18(6): 101-112. (in Chinese)
- [37] 孙光国, 赵健宇. 产权性质差异、管理层过度自信与会计稳健性. *会计研究*, 2014(5): 52-58, 95.
SUN Guangguo, ZHAO Jianyu. State ownership, managerial overconfidence and accounting conservatism. *Accounting Research*, 2014(5): 52-58, 95. (in Chinese)
- [38] 连玉君, 彭方平, 苏治. 融资约束与流动性管理行为. *金融研究*, 2010(10): 158-171.
LIAN Yujun, PENG Fangping, SU Zhi. Financing constraints and liquidity management. *Journal of Financial Research*, 2010(10): 158-171. (in Chinese)
- [39] 杨兴全, 齐云飞, 吴昊旻. 行业成长性影响公司现金持有吗?. *管理世界*, 2016(1): 153-169.
YANG Xingquan, QI Yunfei, WU Haomin. Does industry growth affect firm's cash holdings?. *Management World*, 2016(1): 153-169. (in Chinese)
- [40] 杨兴全, 张照南. 制度背景、股权性质与公司持有现金价值. *经济研究*, 2008, 43(12): 111-123.
YANG Xingquan, ZHANG Zhaonan. Institutional background, ownership property and the value of corporate cash holdings. *Economic Research Journal*, 2008, 43(12): 111-123. (in Chinese)
- [41] HARFORD J, KLASA S, MAXWELL W F. Refinancing risk and cash holdings. *The Journal of Finance*, 2014, 69(3): 975-1012.
- [42] FAMA E F, FRENCH K R. Taxes, financing decisions, and firm value. *The Journal of Finance*, 1998, 53(3): 819-843.
- [43] FAULKENDER M, WANG R. Corporate financial policy and the value of cash. *The Journal of Finance*, 2006, 61(4): 1957-1990.
- [44] SHEN Y J, ZOU L, CHEN D H. Does EVA performance evaluation improve the value of cash holdings? Evidence from China. *China Journal of Accounting Research*, 2015, 8(3): 213-241.
- [45] 窦欢, 陆正飞. 大股东控制、关联存款与现金持有价值. *管理世界*, 2016(5): 141-150, 167.
DOU Huan, LU Zhengfei. Controlling shareholder's control, related deposits and cash holding value. *Management World*, 2016(5): 141-150, 167. (in Chinese)
- [46] CHANG L, DENG K B, WANG X. The dynamic speed of cash-holding adjustment in a transition economy: a new approach and evidence. *Emerging Markets Finance & Trade*, 2016, 52(2): 434-448.
- [47] GAO H S, HARFORD J, LI K. Determinants of corporate cash policy: insights from private firms. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(3): 623-639.
- [48] 雷霆, 周嘉南. 股权激励、管理者过度自信与权益资本成本. *财经理论与实践*, 2015(1): 39-45.
LEI Ting, ZHOU Jianan. Equity incentive, executive overconfidence and the cost of equity capital. *The Theory and Practice of Finance and Economics*, 2015(1): 39-45. (in Chinese)

- [49] 杨兴全,曾春华. 市场化进程、多元化经营与公司现金持有. *管理科学*, 2012, 25(6):43-54.
YANG Xingquan, ZENG Chunhua. Marketization, diversification and corporate cash holdings. *Journal of Management Science*, 2012, 25(6):43-54. (in Chinese)
- [50] SUFI A. Bank lines of credit in corporate finance: an empirical analysis. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(3):1057-1088.
- [51] 张璇,刘贝贝,汪婷,等. 信贷寻租、融资约束与企业创新. *经济研究*, 2017, 52(5):161-174.
ZHANG Xuan, LIU Beibei, WANG Ting, et al. Credit rent-seeking, financing constraint and corporate innovation. *Economic Research Journal*, 2017, 52(5):161-174. (in Chinese)
- [52] 于浩洋,王满,黄波. 内部控制质量、供应商关系与成本粘性. *管理科学*, 2017, 30(3):122-135.
YU Haoyang, WANG Man, HUANG Bo. Internal control quality, relationship with suppliers and cost stickiness. *Journal of Management Science*, 2017, 30(3):122-135. (in Chinese)

Managers' Overconfidence, Internal Control and Corporate Cash Holdings

ZHENG Peipei, CHEN Shaohua

School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China

Abstract: The phenomenon of high cash holdings in listed companies is always the focus of scholars. However, Previous studies on corporate cash holding are based on the traditional assumption of rational economic man. This assumption ignores the irrational characteristics of managers, which is not in line with the reality.

In this context, based on the theory of behavioral finance, and from the perspective of managers' irrationality, we systematically analyze and examine the inner mechanism between managers' overconfidence and the level of corporate cash holdings and the moderating effect of internal control, further explore the context effect of enterprise characteristics and how overconfident managers use excess cash. We also test the relationship between managers' overconfidence and the value of cash holdings, and the dynamic adjustment of cash holdings. Using a sample of non-financial firms listed in the A-share market of Shenzhen Stock Exchange and Shanghai Stock Exchange between 2010 and 2016, we use the voluntary purchase of stocks by the managers as a proxy for their overconfidence, and exploit STATA software and multiple regression method to test the hypotheses.

Our results show that, after controlling for other factors that can affect a company's cash holdings, managers' overconfidence is positively associated with their companies' cash holdings. Quality of internal control negatively moderates this relationship. We also find that the impact of managers' overconfidence on the cash holdings is more significant in companies with higher financial constraints, higher growth, and non-state ownership. Overconfident managers use most of the excess cash for future research and development. The investors give higher evaluation of the cash holdings for the companies with overconfident managers, and this effect is more obvious in companies with high quality of internal control. Overconfident managers adjust up the cash holdings faster than adjusting down the cash holdings.

This study combines behavior finance with traditional corporate finance in a cross-disciplinary integration. Our findings make significant contributions to the theory by extending the literature on the economic consequence of managers' overconfidence and the determinants of cash holdings. The conclusions from our study can help managers further understand the effects of their irrational characteristics on corporate decisions. And our findings also have important significance for managers to improve the effectiveness of the decision on cash holdings in practice.

Keywords: managers' overconfidence; internal control; corporate cash holdings; dynamic adjustment; behavioral finance

Received Date: November 30th, 2017 **Accepted Date:** May 23th, 2018

Funded Project: Supported by the Major Project of Key Research Institute of the Humanity and Social Sciences of Ministry of Education (15JJD630011)

Biography: ZHENG Peipei is a Ph. D candidate in the School of Management at Xiamen University. Her research interests include behavioral finance and financial accounting. Her representative paper titled "Corporate social responsibility disclosure, media coverage and individual investors' decision making: an experimental study" was published in the *Business Management Journal* (Issue 4, 2017). E-mail: pphzheng@163.com
CHEN Shaohua, doctor in economics and management, is a professor in the School of Management at Xiamen University. His research interests include accounting basic theory and financial report. His representative paper titled "Family control, professional management and the effect of ownership at the management level" was published in the *Journal of Xiamen University (Arts & Social Sciences)* (Issue 5, 2015). E-mail: shchen@xmu.edu.cn

□