



Munich Personal RePEc Archive

**Cognitive shackles: from Consistency of
financial performance to Corporate
Over-investment ——Evidence-based
China Listed Companies**

Zhong, Ma

Nanjing University of Science and Technology

24 April 2014

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/55476/>

MPRA Paper No. 55476, posted 06 May 2014 05:58 UTC

认知的桎梏：从稳定型财务业绩到企业过度投资

——基于中国上市公司的证据

钟马¹

摘要：相对于人类社会的发展速度，人类生理的进化和行为模式的改变则是相当缓慢的，这导致人类使用“原始”的认知方式加工现代信息从而存在偏差。基于启发式认知理论，本文基于行为视角来研究企业过度投资问题。基于 Richardson (2006) 过度投资计量模型，使用 2001 年至 2012 年的中国上市公司数据，我们发现：当企业呈现稳定高增长型业绩时（1）由于自我归因偏差，管理者信心水平会提高，加剧企业过度投资；（2）由于代表性偏差和保守性偏差造成的决策相关信息加工偏差，企业过度投资会被加剧；（3）使用企业风险水平和高管薪酬来衡量过度自信，过度自信会加剧这种扭曲。

关键词：稳定型财务业绩信息 认知偏差 启发式认知 过度自信 管理者信心 非效率投资 过度投资

中图法分类号：F230 文献标志码：A 文章编号：

Cognitive shackles: from Consistency of financial performance to Corporate Over-investment
——*Evidence-based China Listed Companies*
Ma Zhong

Abstract: Compare with the rate of development of human society , human biological evolution and behavioral pattern change very slowly ,thus human has to use “raw” cognitive pattern which cause bias to process modern information. To study the problem of Corporate Over-investment based on Heuristic Theory , this paper based on the behavior perspective. Based on Richardson (2006) model , using 2001 to 2012 data of China listed companies , we find that : when company shows consistency of high financial performance (1) due to the Self-attribution Bias, the level of confidence will increase, then exacerbate over-investment ; (2) due to Representative Bias and Conservatism Bias, causing the decision-making process related to information processing bias, over-investment will be intensified ; (3) based on the use of executive compensation and corporate risk levels to measure overconfidence , overconfidence will aggravate this distortion .

Key words : consistency of financial performance information, cognitive bias, Heuristic, overconfidence, managers confidence, inefficient investment, overinvestment

JEL Classification: G11 G31 C33

¹钟马，南京理工大学经济与管理学院，博士研究生，E-mail: zm6040@aliyun.com，通讯地址：江苏省南京市玄武区孝陵卫 200 号南京理工大学经济管理学院会计系，邮编：210094。感谢江苏省普通高校研究生科研创新计划项目的资助，项目名称“基于管理者行为偏差视角的企业财务信息挖掘与非效率投资”（编号：CXZZ13_0227）。

引言

为了应对自然界的竞争，生物的进化都服从低热能消耗高效率应激的规律，以节省热量应对紧急境况。人类选择了特殊的进化道路——工具的使用和脑容量的不断扩展，然而脑力活动需要大量热量消耗，并且大脑思维需要较多的时间，这在许多紧急情况下是不可能的，因此进化的机制导致远古人类在处理信息时倾向于使用某些“思维捷径”。伴随着人类社会尤其是现代社会的迅速发展，人类生存环境迅速改善，热量及营养摄入迅速改善，然而生物进化是一个缓慢的过程，作为认知的物质基础——大脑的运作机制调整是却缓慢的，人类在应对和处理现代环境中的问题时，仍在潜意识地沿用过去的“思维捷径”。

在 Kahneman 等^[1]的研究中，这类“思维捷径”被称为“启发式(Heuristic)认知模式”。启发式认知模式对应的是算法式认知模式，是人类通过信息所提供的事物描述性特征利用类比等方式进行快速归类决策，而算法就是缜密的逻辑推论方法。Kahneman 等^[1]在其文中归纳出了 3 种重要的启发式：代表性 (Representativeness)、可获得性 (Availability) 和锚定 (Anchoring)。本文所涉及的主要是代表性 (Representativeness) 偏差和锚定 (Anchoring) 偏差。启发式认知带来问题是在面对多维信息量处理时，如果事物某一特征信息易被快速归类时，决策者会被其“吸引”，按照此类特征进行信息处理，忽视其他方面特征信息。如 Kahneman 等^[5]的实验，分别给予两组被试不同的两份名单，男女比例相同，但一组名单中男性更出名，而另一组女性更出名，最后被问及名单中男女比例时，前者倾向于认为男性多而后者则相反。日常简单决策与涉及到经济利益的决策是存在差异的，后者会产生经济利益上的“惩罚”。然而，在对金融市场的资产价格定价研究中，仍可找到佐证认知偏差对经济利益决策的证据。相对于简单决策而言，专业复杂决策和经济涉及经济利益决策也存在类似问题。

在证券定价领域的相关证据更加丰富，大量研究^[7-11]均证实股票的定价会包含信息的持续性特征，即动量效应和反转效应²。有研究认为，这一异象是由于非理性投资者追逐理性投资者的羊群效应^[12]。但 Alwathainani 等^[13-15]的研究发现，股票公司财务业绩持续增长也会造成类似的动量和反转效应，这类信息与价格信息不同，该信息更具有专业性，需要更为专业的投资者（理性投资者）才能吸收，并且即使剔除了动量效应因素^[15]，公司业绩的稳定增长信息仍会影响到股票定价。上述研究均认为，信息的稳定性特征会触发投资者的启发式偏差，并在

² 股票价格在一定时期内持续发生“引人注目”的上涨或下跌后，会发生脱离基本信息面的短期持续上涨和未来长期的价格回落。也被成为“反应过度”和“反应不足”、“输家赢家效应”

下一期的决策时过度重视该信息，而忽视基础概率和其他相关信息，并在短期未来决策中反复“回忆”该信息，对新信息采取保守态度，导致反馈不足。这说明涉及到经济利益的经济决策仍然会受到人类认知偏差的影响。而在企业战略决策研究领域，启发式偏差也受到重视。Schwenk^[16]从理论角度分析了启发式偏差对于企业战略决策的影响。Busenitz 等^[17]则通过问卷发现企业高管在企业战略决策时会受到代表性启发偏差和自我归因导致的过度自信偏差的影响。

针对企业投资的非效率性问题，传统的分析传统框架仍然是基于代理理论^[18, 19]、融资约束理论^[20, 21]以及政治干预^[22]的视角下。此类视角基于理性人假说，并没有考虑到现实中人类的非理性因素，与真实世界存在巨大差异。为了更贴近现实世界，企业投资的非理性因素开始被考虑，高管过度自信论^[23-25]和高阶梯队论^[26-29]开始关注管理者的个人异质性特征与企业投资间的关系，前者基于高管信心状态，而后者则是基于人口学和社会学特征。但以上研究将管理者存在决策的异质性偏差的起点，设定在管理者个人，而非决策信息模式的异质性。即管理者的大脑中存在着特殊的信息处理模式存在不同的路径，对于不同的信息特征，适应不同的路径，当存在特定特征的信息出现时，启发式认知路径就被激活，大脑对于信息的处理偏差便由此产生。而持续型的业绩信息则是一种能够引发启发式偏差的信息类型，其对企业投资者的投资决策的影响，以及最终对企业投资活动的影响，将是本文的关注重点。

本文的主要贡献在于：（1）丰富了非理性人假设视角下的企业非效率投资问题的研究。已有的基于管理者有限理性假设研究范式为“管理者异质性特征—管理者认知偏差—企业投资”，本文将非理性因素的起点由企业高层管理者个人异质性特征拉伸至决策信息异质特征，传导机制为“信息的异质性特征—管理者异认知偏差—企业投资”；（2）一定程度上印证启发式认知偏差在企业战略决策中的作用，企业投资不同于日常经营活动，通常涉及到公司战略，是对公司战略的具体化，而本文通过实证发现，企业在发生持续性财务业绩后，公司投资规模会呈现长期性的非效率性偏移，表明高管面对持续性业绩信息执行的激进的企业投资战略。（3）长期以来，公司财务决策均长期忽视认知偏差在其中的影响，本文基于行为视角下的中国企业投资研究，帮助企业高管加强对自身行为的认识，提醒其在投资决策时中应当注意避免“认知的桎梏”。

本文余下部分的安排如下：第二部分为文献回顾和理论推导；第三部分为研究设计；第四部分为实证分析；第五部分为结论和研究展望。

文献回归和理论推导

在 MM^[30]的完全有效市场中，企业投资不应受到任何干扰，仅取决于投资机

会，然而现实中企业确实表现出企业投资水平偏移其正常水平的问题，按其偏移方向分为过度投资现象和投资不足现象。传统的分析框架基于理性人假设认为，代理成本、融资约束和政治干预³是造成非效率投资的重要因素。例如^[31, 32]，^[33]基于代理理论视角；^[34-36]基于融资约束理论视角；^[22, 37-39]基于政治干预视角。但是，由于以上视角所基于的理性人假设与现实存在巨大差异，非效率投资现象仍需要进一步的解释，基于有限理性人的研究开始试图通过高管的非理性因素来研究非效率投资问题。

进一步，放宽理性人假说，管理者过度自信论和基于高阶梯队理论的研究将非效率投资的驱动因素进一步扩展，例如 Malmendier 等、姜付秀等^[24, 25]基于管理者过度自信论研究非效率投资；姜付秀等、李焰等^[29, 40]基于高阶梯队理论，基于管理者个人社会学和人口学特征来研究非效率投资。以上而我们发现，以上研究虽然考虑到管理者的非理性因素，但都是通过管理者的个人异质特征来描述管理者的非理性因素，并没有考虑到人对信息的处理是否存在系统性的偏差。然而，基于行为科学研究，这种系统性偏差是存在的。

1、认知偏差：启发式偏差与自我归因偏差

为了快速处理某些信息，人类会放弃使用完全的逻辑推论采用类比等方法根据信息的特征，然而这类信息处理模式通常存在偏差。这类信息处理模式被统称为启发式 (Heuristic)。Kahneman 等^[1]归纳 3 种重要的启发式：代表性 (Representativeness)、可获得性 (Availability) 和锚定 (Anchoring)。本文所涉及的代表性 (Representativeness) 偏差和锚定 (Anchoring) 偏差，前者是指在面对多维信息量处理时，如果事物某一特征信息易被快速归类时，决策者会被其“吸引”，按照此类特征进行信息处理，忽视其他方面特征信息，其具有对先验概率不敏感、对可预测性不敏感、有效性幻觉、对回归的错误理解等特点；后者则是由于对初始信息的过度关注而对后继信息调整不足，是对贝叶斯法则违背，其具有不充分调整、评估无关或相关事件的偏差等特性⁴。启发式偏差的产生，与信息所呈现的模式特征相关。当信息呈现稳定型 (Consistency) 特征时，可能会造成代表性 (Representativeness) 偏差和保守型 (Conservatism) 偏差。前者由于信息的某一特征过于醒目，导致该信息被过度关注，导致对横向其他信息的忽视；后者则是违反贝叶斯原则，无法快速根据后继信息进行判断，对初始信息的锚定 (Anchoring)，而导致对后继信息的调整不足。一般而言，触发启发偏差的信息必须具有“醒目” (Striking) 的特征，如更高的数值、更

³ 部分研究认为政治干预也是代理问题的一种表现，称为“双重代理问题”^[2]

⁴ 更多细节可阅读 (Kahneman et al., 1974) 原文，本文限于篇幅不再累述

稳定、可比性更高、更容易让人信服等。

而自我归因偏差 (Self-Attribution) 指的是人类在对事情的结果归类时, 倾向于将成功归结于自因而将失败归结于他因。^[41]通过一系列的实验发现, 无论结果是否可以归因, 甚至是随机结果, 被试者仍然会将事情的成功因素归结于自因, 而将失败的原因归为他因。在公司战略研究中,^[17]通过问卷发现, 企业家会由于先前的成功的自我归因偏差而导致过度自信最后导致在战略决策时的失误。在公司财务研究中, Libby 等^[42]通过实验发现, 当企业业绩优于同行业时, 高管会由于自我归因偏差导致的过度自信, 而发布更多的盈余预报。

2、认知偏差与证券投资

稳定型信息带来的启发式偏差最先被用于解释证券定价领域内的股票动量效应问题。此类问题最早起源于 Bondt 等^[7, 8]的发现, 他们发现月收益排在前(后) 35、50 和 10% 的股票其收益在短期内会稳定上涨, 而在长期收益会发生反转, 其认为是投资者系统性的代表性启发式认知偏差所引发的。随后的研究经过不同排名方式和其他信息来源, 如考虑股票公司基本面信息的验证, 仍然证实稳定增长的信息会导致股票定价的异常。在针对中国市场的研究, 也证明该现象的存在^[9-11]。而另有研究发现, 季度或年度企业业绩的稳定增长亦会触发投资者的启发式偏差^[13-15]。他们发现当股票公司的某类财务业绩信息, 如季度或年度的每股利润、现金流等, 表现为稳定增长时, 外部投资者会群体性地被该信息所呈现的趋势所吸引, 导致公司股票价格在短期内过分上涨; 并且, 对后继信息调整不足, 股票价格在较长期以后才会调整至合理水平。

3、认知偏差与企业投资

企业高管对企业投资的决策与外部投资者投资企业证券的决策存在类似, 但也存在很大的差异。与证券投资者类似, 企业高管对企业项目的投资决策也是基于多维投资信息的。而企业当前的财务业绩信息亦是企业高管投资的重要决策相关信息之一。首先, 相较于其他决策信息, 财务业绩信息的可比性更高。高管基于同行业的分析时, 财务业绩信息由于采用相同的财务会计制度, 基于类似的财务报告系统生成, 财务业绩信息更易于比较。其次, 财务业绩信息也是考虑企业当前状态和未来发展前景的重要参照。良好的财务业绩信息可能意味着更好的融资机会和 market 发展前景。李悦等^[43]发现中国企业高管在进行投资判断时会参考企业财务业绩信息, 企业历史财务业绩信息是一种外部投资者评估企业价值的信号, 企业高管应当会意识到这一点, 良好的稳定财务信息意味着更宽松的融资环境。以上因素, 使得财务业绩信息相较于其他信息, 存在更“醒目”(Striking) 的特征, 而信息是否“醒目”则是触发代表性偏差和保守型偏差的重要依据^[14]。

然而, 两者之间也存在巨大的差异: (1) 企业高管不仅是企业财务信息的

使用者，也是提供者。相对于企业证券投资者，企业高管既是企业财务信息的使用者，也是信息的提供者。企业高管对企业财务报表数据背后的其他信息情况更为了解，这可能会导致企业管理者并不一定像外部投资者对财务信息产生“依赖”^[44]。(2) 由于自我归因偏差，高管的内部心理状态可能会发生变化。与外部单纯的信息使用者不同，连续的财务业绩可能会影响到企业管理者的内部心理变化。有研究认为，由于自我归因 (Self-contribution) 和控制幻觉 (Illusion of control) 的存在，优秀的企业财务业绩会导致管理者过度自信^[45]，而过度自信会导致企业的过度投资^[24]，在研究中需要考虑分离这种效应。此外，过度自信者的自我归因偏差更加严重，例如^[46]就发现当过度自信的高管面对初始成功并购时，会在进一步的并购时由于自我归因偏差而进行更多的低效率并购。因此，其在面对稳定型财务业绩信息时，这需要我们进一步考虑过度自信高管与非过度自信高管间的区别。(3) 决策信息处理过程更加科学化和专业化。相对于证券投资者，企业管理者对企业投资决策相关信息的处理要更加专业。首先，与日常经营活动不一样，企业投资通常是涉及到企业的长远战略的重大决策，通常需要团队决策和大量专业人员的分析；然后，现代企业的信息处理过程更加科学化，大量借助计算机技术和管理决策分析技术。这都可能削弱信息决策中个人的影响，进而影响到认知偏差因素。

但是，我们仍有理由相信基于财务信息的认知偏差对投资的影响是存在的：

(1) 认知偏差在组织内可能是系统性的。稳定型信息可能会导致整个信息使用团队的全体成员存在认知偏差。(2) 企业投资的最终决策最终是通过人脑来完成的。不论先前使用信息处理系统如何先进、专业和科学化，最终决定企业投资项目是否执行的环节还是高管通过人脑进行。Das 等^[47]认为即使是在战略性的投资中，控制幻觉、锚定等认知偏差仍然在发挥着重要作用，这种作用不应当被假设不存在。Busenitz 等^[17]通过问卷发现，大型企业的高管在实际战略决策中，不可避免地受到启发式、过度自信等认知偏差的影响，超过七成的受访对象都存在这两种偏差；(3) 内源信息更可信。相较于外部宏观信息，企业财务信息属于企业内部生成的信息，内源信息比外源信息的可信度更高。

因此，我们提出本文的假设：

假设 1：当企业财务业绩稳定高增长时，由于自我归因偏差导致管理者信心的膨胀，以及启发式认知偏差导致管理者对投资信息的加工偏差，企业过度投资会更加严重。

假设 2：当高管存在过度自信时，由于更严重自我归因偏差，稳定高增长型财务信息对企业过度投资的影响加剧。

综合而言，本文的研究框架可以用图 1 简略表示：

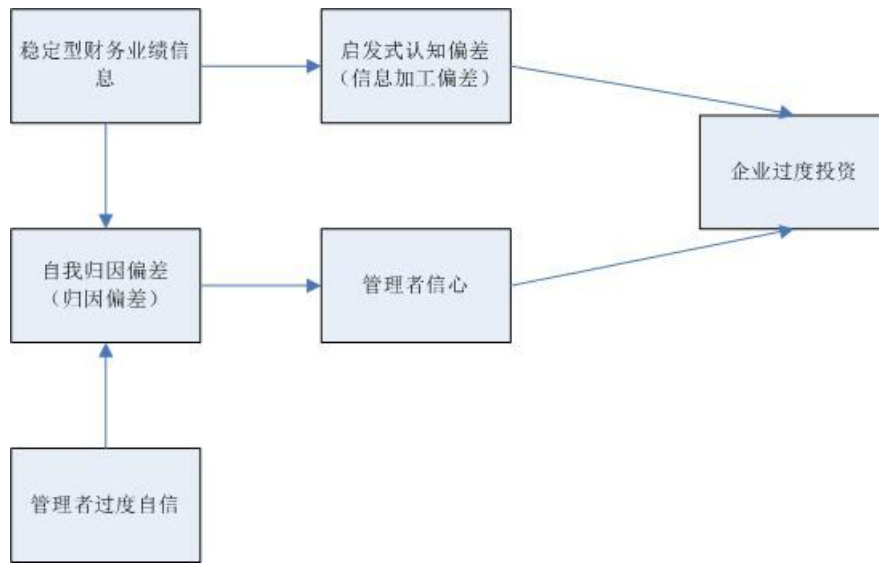


图 1 研究框架

研究设计

1、变量定义

(1) 过度投资 (Over-investment)

在 Richardson^[32]的非效率投资度量体系下进行,此方法在中国本土化公司投资研究中被广泛^{[29][48-50]}。该方法使用残差度量的思想,具体方法为,首先将公司的总投资支出划分为维持性投资支出和新增投资支出,而新增投资支出分为合理部分和非效率部分,然后使用已知因素对新增投资进行回归,计算出的残差即为非效率投资额,记为 OverInv;残差大于 0 的样本即为过度投资样本。在单变量检验时,为了进一步剔除企业财务业绩对于过度投资的影响,使用过度投资额 OverInv 对第 t-3 期至第 t-1 期样本公司的营业收入增长率几何平均数 ORG 进行回归,所取得的残差为剔除了财务业绩影响的企业过度投资额,即调整后过度投资额,记为 OverInv_a。

过度投投资计量涉及的变量具体定义如下:总投资为第 t 期现金流量表中“购建固定资产、无形资产和其它长期资产所支付的现金”减去“处置固定资产、无形资产和其它资产所收到的现金净额”,除以第 t-1 期末总资产;维持性投资为第 t 期现金流量表中的折旧与摊销,除以第 t-1 期末年初总资产;新增投资为第 t 期总投资与维持性投资之差。非效率计量回归方程的解释变量为第 t-1 期的

投资机会使用托宾 Q 值⁵，记为 GROWTH；资本结构，使用第 t-1 期末的资产负债率，记为 LEV；现金存量，使用第 t-1 期末的现金及其等价物除以总资产，记为 CASH；成立年限，第 t 期的年份与公司成立时间之差的自然对数，记为 AGE；企业规模，第 t-1 年末公司总资产的自然对数，记为 SIZE；以及第 t-1 期的公司新增投资额。表 1 为非效率投资度量模型回归结果，t 值使用 White^[51]稳健标准误。

表 1 非效率投资模型回归

截距	Growth	Lev	Cash	Age	Size	AR	Inew	行业 年份 Control
-0.052*** (-2.82)	-0.017*** (-5.23)	-0.013*** (-3.52)	0.060*** (10.94)	-0.007*** (-3.25)	0.005*** (7.03)	0.020 (1.02)	0.452*** (35.55)	OBS=10312 Adj R ² =28.50%

注:括号内为 t 值;***、**、*分别表示统计检验的显著性水平为 1%、5%、10%。

(2) 稳定型财务业绩 (Consistency of Financial Performance)

根据上文的分析，稳定型财务业绩信息会导致企业管理者存在信息加工偏差，那么如何定义稳定型财务业绩信息呢？

首先，需要解决的问题是：高管在决策时最具参考价值的企业财务信息是何种具体类型。企业财务业绩有多个维度和多种指标，例如 ROE 和 ROA 指标所反应的信息最为综合；营业收入增长和营业利润增长率更能反应企业的产品和市场发展态势；现金流指标能反应企业的内部融资水平等。根据李悦等^[43]针对中国上市公司高管的问卷调查，当被问及投资动机时，分别有 74.84%和 74.67%的问卷填写者选择“实现规模扩张、做大企业”和“出于产品市场竞争战略考虑”，而问及如何评估投资项目时，分别有 87.33%和 84.52%的投资者认为是“产品市场销售预期”和“产品市场竞争态势”。说明高管对于企业产品和市场最为重视。因此，本文使用年度“营业收入增长率”作为财务业绩信息的代表变量。在稳健性分析中，则使用综合性的财务信息指标 ROE。

其次，对稳定性增长进行定义。在行为金融的相关研究^[13, 14]，都是采用长期事件研究法 (Long-horizon event studies) 本文参考此类研究：根据窗口期前股票公司财务业绩是否满足稳定增长条件，将股票进行分类为稳定高增长型和非稳定高增长型 2 种类型，然后再对比窗口期的过度投资额。由于稳定型信息涉及的时间长度与投资决策间存在关联^[14, 15, 52]，本文设定两种不同时长的企业财务业绩增长期，以比较稳定信息时长与信息加工偏差的程度是否存在联系。最终根据是否稳定增长，将所有样本区分为稳定高增长组、非稳定高增长组、稳定低增长、

⁵ 有研究指出^[3, 4]，托宾 q 值衡量投资机会可能存在偏误，参考钟海燕等^[6]，在稳健性检验时使用营业收益增长率来代表投资机会。

非稳定低增长和控制组，并使用 4 个虚拟变量来区分⁶，变量具体定义如下：

2 年期稳定高增长哑变量:如果一个企业在窗口期前 2 年（第 t-2 到 t-1 期）每年的营业收入增长率排在行业的前 50%，那么赋值为 1 否则为 0，记为 CHG2；

2 年期非稳定高增长哑变量:如果一个企业在窗口期前 2 年（第 t-2 到 t-1 期）仅有 1 年的营业收入增长率排在行业的前 50%，那么赋值为 1 否则为 0，记为 IHG2；

3 年期稳定高增长哑变量:如果一个企业在窗口期前 3 年（第 t-3 到 t-1 期）每年的营业收入增长率排在行业的前 50%，那么赋值为 1 否则为 0，记为 CHG3；

3 年期非稳定高增长哑变量:如果一个企业在窗口期前 3 年（第 t-3 到 t-1 期）有 1 至 2 年的营业收入增长率排在行业的前 50%，那么赋值为 1 否则为 0，记为 IHG3。

（3）管理者信心（Managers confidence）与过度自信（Overconfidence）

虽然存在大量研究涉及管理者信心与企业投资，但是其研究目的大都是观察高管“优于均值（better-than-average）”的过度自信水平对于企业投资的影响，一般采用 0-1 变量来定义到过度自信和非过度自信，缺乏连续型变量观察信心的变化水平。本文采用企业风险来观察管理者信心的变化，大量研究均发现管理者信心与企业风险的承担正相关^[53, 54]，Li 等^[54]通过对 2790 名中国制造业企业 CEO 进行问卷发现，高管过度自信与企业风险承担正相关；余明桂等^[53]通过中国上市公司实证发现高管过度自信与企业风险承担正相关。因此本文使用企业风险来观察管理者信息的变化。针对企业风险定量，目前存在多种方式：盈利的波动性^[55, 56]；股票回报的波动性^[57]；负债比率^[58]；企业存活的可能性^[59]；R&D 支出、资本性支出^[60]。

参考余明桂等^[53]，使用 3 年期调整后 ROA（即息税折旧及摊销前利润与总资产之比）来度量企业风险。针对自信水平的定量方法如下：（1）计算窗口期前滞后 3 期（从第 t-1 到 t-3 期）的企业风险，表示为投资前企业高管信心水平，记为 Riskbefore；（2）计算投资后 3 期（从 t+1 到 t+3 期）的企业风险水平，表示为投资后企业高管信心水平，记为 Riskafter；（3）两者之间的差值为管理者当期（第 t 期）的信心变化水平⁷，记为 ConChange。

为了观察过度自信导致的自我归因偏差是否更严重，从而加重认知偏差对企业投资的影响，本文仍需要定义过度自信。由于主要基于中国数据，我们罗列了过度自信实证研究中的定量方式：（1）高管持股变动。例如饶育蕾等^[61]使用高管第 t 期增持而第 t+1 期股票超额收益为负来作为过度自信的判断标准；（2）盈

⁶ 由于使用 2 种时长的信息时期，因此一共是 2x2，共计 4 个虚拟变量。

余预测偏差。例如姜付秀等^[25]等使用企业财务预报是否存在误报来作为过度自信的判断标准；（3）股权激励，例如 Choi 等、Malmendier 等^[24, 62-64]使用高管是否会长期或延期执行期权来判断过度自信；（4）媒体分析，例如 Choi 等、Malmendier 等^[24, 62-64]参考人格分析法通过新闻报道来判断过度自信；（6）高管薪酬。例如姜付秀等^[25]，使用主要高管薪酬占全部高管的薪酬比例来衡量过度自信。目前中国上市公司缺乏客观的媒体和完善的期权激励计划的执行，无法使用方法（4）和（5）。而高管持股变动和盈余预测偏差是否能衡量盈余偏差是值得怀疑的，因为理性的高管可能会利用自身的信息优势地位，通过增持和盈余预测来向投资者传递信号，来满足投资者的需求^[44]，例如为了增强投资者对于企业的信心，高管可能就会选择股票增持。因此，本文使用的过度自信定义方式为基于企业风险的过度自信标准和基于高管薪酬的过度自信标准：（1）基于企业风险的过度自信识别，如果一个企业在第 t 期前的 Riskbefore 均大于年度行业中位数水平，则视为过度自信的；（2）参考姜付秀等^[25]的做法，使用前三位高管薪酬占管理层高管比重是否大于全样本于中位数水平，作为判断过度自信的标准。

2、模型设定

为了控制前人研究的最主要的三种过度投资动因：代理成本、融资约束和政治干预。我们进行了以下设定：

针对代理成本，良好的公司治理可以有效的降低代理成本，使用企业治理质量作为代表变量，而观察企业治理质量涉及到大量的因素，如股权集中度、企业董事会和监事会制度、高管持股等。参考白重恩等系列相关研究^[65-67] ^{[68][50]}的做法，对于以下 8 个变量进行主成分分析：第一大股东持股比例、第 2 至 10 大股东股权集中度、独立董事比例、独立董事个数、监事人数、高管持股比例、高管薪酬、是否国有控股。全样本 Kaiser-Meyer-Olkin 检验值为 0.5417，较为适宜使用主成分分析。选取第一主成分为治理质量代表变量，方差累计为 29.63%。第一主成分中第一大股东持股比例、第 2 至 10 大股东股权集中度、独立董事比例、独立董事个数、监事人数、高管持股比例、高管薪酬、是否国有控股的载荷系数为-0.4524、-0.4506、 0.4324、0.3697、-0.1480、0.1910、0.3606、-0.2832,除了第一大股东持股比例和监事人数外，其余系数均与理论和前人的研究结果一致。

为了控制融资约束和政治干预因素，我们还选用自由现金流和产权属性作为控制变量。较高水平的的自由现金流意味着企业受到的融资约束更低。而产权属性则是反应政治干预的重要代理变量^[22]。同时，为了分离自我归因偏差导致的信心增长效应和稳定型信息所带来的启发式认知偏差效应带来的加剧过度投资效果，我们还加入了信心变化水平变量，其由企业投资前后的风险水平差额代理，企业风险下降越小则其信心提升水平越高。

最终我们的模型设定为：

$$\begin{aligned}
 OverInv_{it} = & \beta_0 + \beta_1 CHG_T + \beta_2 IHG_T + \beta_3 GoverIndex_{t-1} + \beta_4 FCF_{t-1} \\
 & + \beta_5 PolitIn_{t-1} + \beta_6 ORG_{t-1} + \beta_7 CorChange_t + \sum Year + \sum Indu + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

由于过度自信可能带来更严重的自我归因偏差，我们进行了两组子样本回归，即过度自信组和非过度自信组。为了保持结论的稳健性，我们使用基于 2 种方法定义过度自信，即基于企业风险的过度自信变量和基于企业高管薪酬的过度自信变量。

表 2 变量定义表

变量名	变量定义	计算方法
Inv	新增投资	第 t 期现金流量表中“购建固定资产、无形资产和其它长期资产所支付的现金”减去“处置固定资产、无形资产和其它资产所收到的现金净额”减去“处置固定资产、无形资产和其它资产所收到的现金净额”以及折旧和摊销项，最后除以期初总资产
OverInv	过度投资	根据上文的非效率投资模型回归所得残差，当残差大于 0 时，即为过度投资额
OverInv_a	调整后过度投资	使用 OverInv 作为因变量，ORG 作为自变量，控制年度和行业效应后，回归所得残差
CHG2	稳定高增代表变量（2 年）	如果一个企业在窗口期前 2 年（第 t-2 到 t-1 期）每年的营业收入增长率排在行业的前 50%，那么赋值为 1 否则为 0
IHG2	非稳定高增代表变量（2 年）	如果一个企业在窗口期前 2 年（第 t-2 到 t-1 期）仅有 1 年的营业收入增长率排在行业的前 50%，那么赋值为 1 否则为 0，
CHG3	稳定高增代表变量（3 年）	如果一个企业在窗口期前 3 年（第 t-3 到 t-1 期）每年的营业收入增长率排在行业的前 50%，那么赋值为 1 否则为 0
IHG3	稳定高增代表变量（3 年）	如果一个企业在窗口期前 3 年（第 t-3 到 t-1 期）有 1 至 2 年的营业收入增长率排在行业的前 50%，那么赋值为 1 否则为 0
GoverIndex	治理质量	使用第 t-1 期的第一大股东持股比例、第 2 至 10 大股东股权集中度（赫芬德尔指数）、独立董事比例、独立董事个数、监事人数、高管持股比例、高管薪酬、是否国有控股 8 个企业治理变量进行主成分分析所得的第一主成分
FCF	自由现金流	第 t-1 期的企业自由现金流，使用经营净现金流比上总资产
PolitIn	政治干预	在第 t-1 期样本公司属于国有控制，赋值为 1，否则为 0
ORG	营业收入增长率	第 t-3 期至第 t-1 期样本公司的营业收入增长率几何平均数
Riskbefore	投资前风险平	第 t 期投资前的企业风险水平，由第 t-3 期至 t-1 期调整后

		ROA 的标准差计算得来
Riskafter	投资后风险平	第 t 期投资后的企业风险水平，第 t+1 期至 t+3 期由调整后 ROA 的标准差计算得来
ConChange	信心变动	第 t 期投资前后企业风险变化水平，即 Risk_after 与 Risk_before 的差额

3、样本选择和预处理

本文样本使用中国 2001 年至 2012 年的沪深两市上市公司，进行了以下处理：

(1) 因为金融类企业上市公司与制造业等类型的企业采用不同的会计制度、报表项目和格式，并且其经营业务的性质存在特殊性，与普通企业无法进行比较，故提出了所有金融类上市公司；(2) 发生行业变更的企业会通常涉及重大并购或者主营业务的重大调整，通常会导致财务数据的异常，因此剔除了发生行业变更的企业；(3) 由于面临不同的市场监管环境和托宾 Q 值难以计算，因此剔除了同时发行 B 股的和在境外上市的样本公司；(4) 由于 ST 和 PT 企业大都存在异常经营状态，因此剔除了 ST、PT 企业样本；(5) 为了避免极端值的影响，剔除了资产负债率大于 1 (资不抵债) 的企业，并对所有变量进行了 1%分位数的 Winsor 化处理。样本财务报表数据来源于 RESSET 数据库，治理相关数据来源于 CSMAR 数据库。本文在控制行业效应时，所使用的行业分类按照证监会行业大类分类标准。

实证分析

1、变量的描述性统计

表 3 报告了本文回归数据的描述性统计。表中报告了本文所涉及的所有变量的数量、均值、中位数、1%分位数、99%分位数、标准差。表中全样本数为 5284，由于 ConChange 的计算需要滞后三期 (第 t-3 至 t-1 期) 和向前三期 (第 t+1 至 t+3 期) 企业风险水平，因此样本数下降为 2850。变量 Inv 的均值为 0.0390，中位数为 0.0240；变量 OverInv 的均值为 0.0380，中位数为 0.0320；变量 OverInv_a 的均值为 0.0350，中位数为 0.0340；变量 CHG2 的均值为 0.339，中位数为 0；变量 IHG2 的均值为 0.443，中位数为 0；变量 CHG3 的均值为 0.212，中位数为 0；变量 IHG3 的均值为 0.692，中位数为 1；变量 GoverIndex 的均值为-0.320，中位数为-0.390；变量 FCF 的均值为 0.0620，中位数为 0.0580；变量 ORG ave 的均值为 0.793，中位数为 0.811；变量 PolitIn 的均值为 0.480，中位数为 0；变量 ConChange 的均值为-0.0130，中位数为-0.0150。

表 3 描述性统计

变量名	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	1%分位	99%分	样本
-----	----	-----	-----	-----	-----	------	------	----

						数	位数	量
Inv	0.0390	0.0240	0.0560	-0.0630	0.266	-0.0460	0.248	5284
OverInv	0.0380	0.0320	0.0280	0	0.139	0.00100	0.139	5284
OverInv_a	0.0350	0.0340	0.0120	-0.0110	0.0850	0.00700	0.0690	5284
CHG2	0.339	0	0.473	0	1	0	1	5284
IHG2	0.443	0	0.497	0	1	0	1	5284
CHG3	0.212	0	0.408	0	1	0	1	5284
IHG3	0.692	1	0.462	0	1	0	1	5284
GoverIndex	-0.320	-0.390	1.196	-2.834	4.136	-2.834	2.647	5284
FCF	0.0620	0.0580	0.0740	-0.187	0.261	-0.139	0.261	5284
ORG ave	0.793	0.811	0.200	0.253	1.231	0.272	1.226	5284
PolitIn	0.480	0	0.500	0	1	0	1	5284
ConChange	-0.0130	-0.0150	0.0520	-0.185	0.148	-0.154	0.148	2850

表 4 为本文主回归分析部分所涉及的变量 Person 相关系数矩阵。可以看到稳定型财务业绩信息哑变量 CHG2、CHG3 与过度投资 OverInv 正相关，系数分别为 0.1143 和 0.1246，CHG3 的系数大于 CHG2，这说明稳定型信息的时长与过度投资正相关。

表 4 变量相关性系数矩阵

	OverInv	CHG2	IHG2	CHG3	IHG3	GoverIndex	FCF	ORG ave	PolitIn	ConChange
OverInv	1									
CHG2	0.1143	1								
IHG2	-0.0384	-0.6386	1							
CHG3	0.1246	0.7241	-0.4624	1						
IHG3	-0.0673	-0.4902	0.5961	-0.7756	1					
GoverIndex	0.0263	0.00620	-0.0164	-0.00930	-0.00780	1				
FCF	0.1898	0.0166	-0.0205	0.0269	-0.0264	0.0797	1			
ORG ave	0.1725	0.5146	-0.1149	0.5395	-0.2268	0.0734	0.0517	1		
PolitIn	-0.0108	0.0366	-0.0300	0.0529	-0.0599	0.4672	0.0391	0.0901	1	
ConChange	0.0929	0.1278	-0.0549	0.1407	-0.0943	-0.0275	0.2729	0.1499	-0.0995	1

2、单变量检验

为了对比稳定高增长和非稳定高增长组合间的投资水平、企业风险（管理者信心）差异，我们在表 5 和表 6 内，分别报告 2 年期财务信息和 3 年期财务信息下第 t 期的新增投资 Inv、过度投资额 OverInv、剔除财务业绩影响的过度投资额 OverInv_a、投资前企业风险 riskbefore、投资后企业风险 riskafter、企业风险（管理者信心）变化的分组样本数、均值、中位数、均值差异、中位数差异卡方检验值。

首先，三种投资变量（Inv、OverInv、OverInv_a）的均值和中位数，稳定增长组（CHG2、CHG3）均显著高于非稳定高增长组（IHG2、IHG3），且在 1%水平上显著；2 年稳定和非稳定增长组间（CHG2-IHG2）的差异为 0.015、0.008、0.004，而 3 年稳定和非稳定增长组间（CHG2-IHG2）的差异为 0.022、0.012、0.006，说明稳定增长信息的时长与过度投资差异存在正相关。

然后，第 t 期前企业风险水平的均值和中位数，稳定高增长组（CHG2、CHG3）均低于非稳定高增长组（IHG2、IHG3），均在 10%以上水平显著⁸；但第 t 期投资后企业风险水平的均值和中位数，稳定高增长组（CHG2、CHG3）均高于非稳定高增长组（IHG2、IHG3），且在 1%以上水平显著；2 年期差异（CHG2-IHG2）与 3 年期差异（CHG3-IHG3）的风险变化（信心变化）水平（ConChange）均值差异分别为 0.016 和 0.021，在 1%水平上显著，且中位数差异也在 1%水平上显著，说明稳定型财务业绩与管理者信心变动正相关⁹。表 5 和 6 所示分组检验，初步提供了支持稳定型财务业绩增长信息与企业过度投资、管理者信心变化正相关的证据。

表 5 稳定型信息（2 年）分组的单变量检验（CHG2vsIHG2）

		OBS	CHG2=1	OBS	IHG2=1	CHG2-IHG2
Inv	Mean	3621	0.0530	2513	0.0370	0.015***
	Median	3621	0.0360	2513	0.0210	90.794***
OverInv	Mean	3621	0.0450	2513	0.0380	0.008***
	Median	3621	0.0390	2513	0.0310	78.385***
OverInv_a	Mean	2392	0.0380	1817	0.0340	0.004***
	Median	2392	0.0370	1817	0.0330	231.978***
Riskbefore	Mean	1658	0.0210	1204	0.0240	0.003***
	Median	1658	0.0150	1204	0.0160	3.034*
Rikafter	Mean	1658	0.0150	1204	0.00200	0.013***
	Median	1658	0.00700	1204	-0.00300	28.909***
ConChange	Mean	1658	-0.00600	1204	-0.0220	0.016***
	Median	1658	-0.0110	1204	-0.0230	42.415***

注：***、**、*分别表示统计检验的显著性水平为 1%、5%、10%。

⁸ 如果不考虑 2 年稳定期间（CHG2-IHG2）的中位数差异的话，均在 1%以上水平显著。

⁹ 财务业绩高增长可能会带来企业风险水平降低，因此，本文所观察到的投资前后风险水平均呈现下降模式，但稳定高增长组比非稳定高增长组的风险下降水平更低，这也侧面印证了高管在稳定高增长下可能采取了更激进的企业投资政策。

表 6 稳定型信息（3 年）分组的单变量检验（CHG3vsIHG3）

		OBS	CHG3=1	OBS	IHG3=1	CHG3-IHG3
Inv	Mean	1474	0.0600	5519	0.0380	0.022***
	Median	1474	0.0420	5519	0.0220	136.311***
OverInv	Mean	1474	0.0500	5519	0.0380	0.012***
	Median	1474	0.0440	5519	0.0320	137.684***
OverInv_a	Mean	1132	0.0400	3728	0.0340	0.006***
	Median	1132	0.0390	3728	0.0330	299.540***
Riskbefore	Mean	744	0.0200	2578	0.0240	-0.004***
	Median	744	0.0140	2578	0.0160	14.029***
Rikafter	Mean	744	0.0190	2578	0.00200	0.017***
	Median	744	0.0100	2578	-0.00300	44.339***
ConChange	Mean	744	-0.001	2578	-0.0220	0.021***
	Median	744	-0.006	2578	-0.0230	69.279***

注：同表 5

3、回归分析

参考^[37, 39, 69, 70]的企业非效率投资研究，为了避免公司面板数据中常出现的异方差等对 t 值估计的影响，采用^[71]的个体-时间双重聚类调整方法，下文中所报告的 t 值均采用此方法¹⁰。

（1）全样本检验

首先进行了全样本分析，具体分析结果见表 7。表 7 列（1）为仅使用控制变量的回归结果，列（2）至（4）为使用 2 年期业绩企业财务信息的回归分析，列（5）至（7）为 3 年期业绩企业财务信息的回归分析。每种时期分析下，首先仅加入稳定型信息变量进行回归，即列（2）和（5）；然后加入控制变量进行回归分析，由于使用管理者信心变化变量（ConChange）会导致样本时期的压缩¹¹和样本代表数量的下降，本文进行了两次回归。回归分析的结果如下：首先，对比稳定和非稳定增长。在所有回归分析中，无论是 2 年期稳定高增长财务业绩变量（CHG2）还是 3 年期稳定高增长业绩变量（CHG3）的系数均为正，分别为 0.011、

¹⁰双重聚类 t 值会造成总体联立检验无法进行，故 F 检验值仍采用非聚类方法下的。

¹¹ 由于观察信心变化（Riskchange）是滞后三期（第 t-3 至 t-1 期）和向前三期（第 t+1 至 t+3 期）企业风险水平的差额，因此实际样本期间为 04-09 年

ConChange	+				0.024*			0.023*
					(1.81)			(1.74)
Cons	?	0.013** *	0.026** *	0.014** *	0.027***	0.025** *	0.015** *	0.028***
		-0.001		-0.001	0.001		-0.000	0.001
OBS		5284	5284	5284	2850	5284	5284	2850
Adj R2		0.147	0.119	0.150	0.184	0.122	0.151	0.187
Fvalue		34.840	29.514	33.177	26.782	30.489	33.428	27.146

注：参考表1

(2) 过度自信分组检验

过度自信可能会加剧自我归因偏差，因此我们分别基于企业风险和高管薪酬定义管理者过度自信组和非过度自信组¹²，分析结果见表 8。表 8 列 (1) 至 (4) 为使用企业风险进行衡量的过度自信分组回归，即如果企业在第 t 期投资前的企业风险水平（第 t-3 至 t-1 期的调整后 ROA 的标准差）位于行业中位数以上，则为过度自信组，否则为非过度自信组；列 (5) 至 (8) 为使用高管薪酬观察进行的分组回归，即如果企业在第 t-1 期前三位高管薪酬之和占全体高管薪酬之和的比重，位于全样本中位数以上，则为过度自信组，否则为非过度自信组。无论使用何种过度自信水平，过度自信组的稳定业绩代表变量 CHG2 和 CHG3 系数均高于非过度自信组，在基于企业风险的过度自信分组中，过度自信组 CHG2、CHG3 的系数分别为 0.006 和 0.009，且在 1%水平上显著，高于非过度自信组的 0.004 和 0.006；在基于高管薪酬的过度自信分组中，过度自信组 CHG2、CHG3 的系数分别为 0.008 和 0.009，且在 1%水平上显著，高于非过度自信组的 0.002 和 0.005。说明过度自信会加剧自我归因偏差，导致过度投资加剧，这说明假设 2 成立。

表 8 过度自信分组：过度投资与稳定型业绩信息回归

	预期符号	基于企业风险的过度自信分组				基于高管薪酬的过度自信分组			
		(1) 过度自信组	(2) 非过度自信组	(3) 过度自信组	(4) 非过度自信组	(5) 过度自信组	(6) 非过度自信组	(7) 过度自信组	(8) 非过度自信组
CHG2	+	0.006** *	0.004**			0.008** *	0.002		
		(3.01)	(2.53)			(4.47)	(1.29)		
IHG2	?	0.001**	0.002**			0.003** *	0.000		

¹²由于信心变化水平变量（Riskchange）会造成样本数量的大幅下降，且与此部分分析目的无关，因此过度自信分组下没有加入此变量

CHG3	+			0.009**	0.006**			0.009**	0.005*
				*	*			*	
				(2.71)	(2.97)			(3.60)	(1.78)
IHG3	?			0.001	0.001			0.003	0.001
				(0.79)	(0.47)			(1.58)	(0.36)
		(2.38)	(2.22)			(3.86)	(0.09)		
GovernIn dex	-	-0.000	0.000	-0.000	0.000	-0.000	-0.001	0.000	-0.001
		(-0.36)	(0.52)	(-0.23)	(0.63)	(-0.04)	(-1.07)	(0.03)	(-1.01)
FCF	+	0.048**	0.062**	0.048**	0.061**	0.052**	0.060**	0.051**	0.061**
		*	*	*	*	*	*	*	*
		(7.94)	(5.03)	(7.66)	(4.74)	(7.98)	(6.72)	(7.85)	(6.93)
ORG	+	0.016**	0.019**	0.014**	0.016**	0.012**	0.024**	0.012**	0.022**
		*	*	*	*	*	*	*	*
		(4.10)	(6.02)	(4.09)	(4.90)	(3.96)	(6.71)	(3.41)	(6.43)
PolitIn	+	-0.003	-0.003*	-0.003*	-0.003**	-0.002	-0.001	-0.002	-0.001
		(-1.64)	(-2.45)	(-1.71)	(-2.71)	(-1.48)	(-0.51)	(-1.52)	(-0.58)
Cons	?	0.016**	0.016**	0.018**	0.018**	0.020**	0.009**	0.020**	0.010**
		*	*	*	*	*	*	*	*
		(4.16)	(3.02)	(3.94)	(3.26)	(4.57)	(2.22)	(4.07)	(2.36)
OBS		2462	1528	2462	1528	2456	2828	2456	2828
Adj R ²		0.138	0.184	0.140	0.187	0.141	0.158	0.140	0.159
Fvalue		14.539	15.350	14.781	15.654	15.404	19.298	15.315	19.490

注：参考表1

4、稳健性检验

本文进行了以下稳健性检验：（1）重新定义了非效率计量模型中的投资机会（GROWTH），使用营业收入增长率来衡量企业增长机会；（2）重新定义稳定型高增长业绩变量 CHG2 和 CHG3，使用 ROE 指标和 ROA 指标¹³是否稳定位于行业中位数水平以上来代表企业稳定高增长财务业绩。全样本回归结果为表 9，过度自信分组检验结果为表 10。稳健性分析结果与主分析结果保持一致，继续支持假设 1 和假设 2 成立。

表 9 稳健性检验：全样本回归

全样本回归							
预期符号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)

¹³ ROA 指标与 ROE 指标下的稳健性检验结果类似，限于篇幅，仅报告 ROE 指标下的稳健性检验

CHG2	+		0.011^{***}	0.005^{***}	0.004^{**}			
			(7.28)	(3.34)	(1.97)			
IHG2	?		0.004^{***}	0.002^{**}	0.001			
			(4.45)	(1.97)	(1.04)			
CHG3	+					0.015^{***}	0.007^{***}	0.006^{***}
						(7.64)	(3.37)	(3.00)
IHG3	?					0.006^{***}	0.002	0.001
						(3.75)	(1.18)	(0.69)
GoverInd ex1	-	-0.001		-0.001	0.001		-0.000	0.001
FCF	+	0.055 ^{***}		0.056 ^{***}	0.056 ^{***}		0.055 ^{***}	0.056 ^{***}
ORG_ave	+	0.024 ^{***}		0.018 ^{***}	0.017 ^{***}		0.017 ^{***}	0.015 ^{***}
PolitIn	+	-0.001		-0.001	-0.004 ^{***}		-0.001	-0.004 ^{***}
Riskchan ge	+				0.024 [*]			0.023 [*]
Cons	?	0.013 ^{***}	0.026 ^{***}	0.014 ^{***}	0.027 ^{***}	0.025 ^{***}	0.015 ^{***}	0.028 ^{***}
<i>OBS</i>		5284	5284	5284	2850	5284	5284	2850
Adj R ²		0.147	0.140	0.162	0.202	0.153	0.174	0.214
Fvalue		34.838	35.346	36.308	29.921	39.104	39.282	31.954

注：参考表1

表 10 稳健性检验：过度自信分组回归

		基于企业风险的过度自信分组				基于高管薪酬的过度自信分组			
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
预期符号		过度自信组	非过度自信组	过度自信组	非过度自信组	过度自信组	非过度自信组	过度自信组	非过度自信组
CHG2	+	0.006^{***}	0.004^{**}			0.008^{***}	0.002		
		(3.01)	(2.53)			(4.47)	(1.29)		
IHG2	+	0.001^{**}	0.002^{**}			0.003^{***}	0.000		

		(2.38)	(2.22)		(3.86)	(0.09)			
CHG3	+			0.009***	0.006***			0.009***	0.005*
				(2.71)	(2.97)			(3.60)	(1.78)
IHG3	?			0.001	0.001			0.003	0.001
				(0.79)	(0.47)			(1.58)	(0.36)
		(7.94)	(5.03)	(7.66)	(4.74)	(7.98)	(6.72)	(7.85)	(6.93)
ORG	+	0.016***	0.019***	0.014***	0.016***	0.012***	0.024***	0.012***	0.022***
		(4.10)	(6.02)	(4.09)	(4.90)	(3.96)	(6.71)	(3.41)	(6.43)
PolitIn	+	-0.003	-0.003**	-0.003*	-0.003***	-0.002	-0.001	-0.002	-0.001
		(-1.64)	(-2.45)	(-1.71)	(-2.71)	(-1.48)	(-0.51)	(-1.52)	(-0.58)
Cons	?	0.016***	0.016***	0.018***	0.018***	0.020***	0.009**	0.020***	0.010**
		(4.16)	(3.02)	(3.94)	(3.26)	(4.57)	(2.22)	(4.07)	(2.36)
OBS		2462	1528	2462	1528	2456	2828	2456	2828
Adj R ²		0.138	0.184	0.140	0.187	0.141	0.158	0.140	0.159
Fvalue		14.539	15.350	14.781	15.654	15.404	19.298	15.315	19.490

注：参考表1

结论和研究展望

本文基于行为视角来研究企业过度投资问题。基于 2001 至 2012 年中国上市公司的数据，在我们发现当企业财务业绩呈现稳定高增长，在控制了企业代理、融资约束、政治干预问题以及企业财务业绩后，高管仍会因为以下的行为偏差而导致企业投资行为异常：（1）由于自我归因偏差，管理者的信心发生激增，导致企业过度投资加剧；（2）由于代表性偏差和保守性偏差，管理者忽视其他信息，导致企业过度投资加剧；（3）基于过度自信理论，我们进一步发现，高管过度自信的心理状态会加剧信息加工偏差。以上结论，在重新定义变量和样本时期后仍然是稳健的。

上述结论说明，启发式认知理论在公司投资决策中需要得到重视。虽然现代信息加工技术和工具得到长足发展，但是在决策过程中无法完全取代人类的经验性决策作用，而人类在决策中无意识中所使用到的启发式方法会导致信息加工偏差，最终导致个人决策行为偏差传导至整个组织的行为偏差上，因此，本文从一定角度上也丰富了对高阶梯队理论领域的研究。因此，企业高管应当注重对于心理和行为知识的吸取，尽量避免“认知桎梏”对企业财务决策的不利影响。

本文主要局限在于：首先，本文潜在假设了企业高管是非理性，将研究范围限定在企业内部。而如果将研究范围拓展至企业外部投资者，假设企业外部投资者非理性而企业高管理性，根据市场迎合理论，当外部投资者对于稳定型财务业绩存在信息加工偏差而导致对企业的判断偏差时，理性的企业高管会利用这种偏差导致的融资成本波动来调整企业的融资和投资行为，这将是本文后继研究的主要方向；第二，本文未能考虑到这种认知偏差动因的过度投资的经济后果，有研究发现过度自信高管的行为实际上会得到市场认同，企业的未来融资成本会下降，企业价值会得到提升，这也是本研究的一后继考虑方向；第三，本文仅考虑到财务业绩信息的影响，没能考虑到宏观信息等，理论上，只要信息能够在时间上延续，横向上可以，均有可能通过企业管理者的认知偏差对企业组织行为产生影响；最后，本文所基于的认知行为模式是跨国别与文化的，因此本文的结论有待于进一步的跨国别和跨文化的检验。

参考文献：

- [1] Kahneman D, Slovic P, Tversky A. Judgment under uncertainty: heuristics and biases[J]. Science, 1974,185: 1124-1131.
- [2] Stulz R M. The Limits of Financial Globalization[J]. The Journal of Finance, 2005,60(4): 1595-1638
- [3] 连玉君, 程建. 投资-现金流敏感性:融资约束还是代理成本?[J]. 财经研究, 2007,33(2): 37-46.
- [4] 张功富, 宋献中.我国上市公司投资:过度还是不足?——基于沪深工业类上市公司非效率投资的实证度量[J]. 会计研究, 2009,(5): 69-77.
- [5] Kahneman D, Tversky A.On the psychology of prediction.[J]. Psychological review,1973, 80(4): 237.
- [6] 钟海燕, 冉茂盛, 文守逊. 政府干预、内部人控制与公司投资[J]. 管理世界, 2010,(7): 98-108.
- [7] Bondt W, Thaler R. Does the Stock Market Overreact?[J]. The Journal of Finance, 1985,9(3): 793-806.
- [8] Bondt W F M D, Thaler R H. Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality[J]. The Journal of Finance,1987, 42(3): 557-581.
- [9] 游家兴.谁反应过度, 谁反应不足——投资者异质性与收益时间可预测性分析[J]. 金融研究, 2008,(4): 161-173.
- [10] 谭小芬, 林雨菲.中国A股市场动量效应和反转效应的实证研究及其理论解释[J]. 中国软科学, 2012,(8): 45-57.
- [11] Wu Y. Momentum trading, mean reversal and overreaction in Chinese stock market[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2011,37(3): 301-323.
- [12] Edmans A. How Does Investor Sentiment Affect Stock Market Crises? Evidence from Panel Data[J]. Journal of Financial Economics, 2011,46: 723-747.
- [13] Chan W, Frankel R, Kothari S. Testing behavioral finance theories using trends and consistency in financial performance[J]. Journal of Accounting and Economics, 2004,38(12): 3-50.
- [14] Alwathainani A M. Consistency of firms' past financial performance measures[J]. The British Accounting Review, 2009,41: 184-196.
- [15] Alwathainani A M. Consistent winners and losers[J]. International Review of Economics and

Finance, 2012,21: 210-220.

[16] Schwenk C. The cognitive perspective on strategic decision making[J]. Journal of Management Studies, 1988,25(1): 41-56.

[17] Busenitz L, Barney J. Differences between entrepreneurs and managers in large organizations: Biases and heuristics in strategic decision-making[J]. Journal of business venturing, 1997,12: 9-30.

[18] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976,4(3): 305-360.

[19] Jensen M C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers[J]. The American economic review, 1986,76(2): 323-329.

[20] Myer S C, Majluf N S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have [J]. Journal of Financial Economics, 1984,13: 187-221.

[21] Fazzari S, Hubbard R, Petersen B. Financing constraints and corporate investment[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988,(1): 141-195.

[22] Chen S, Sun Z, Tang S, et al.. Government intervention and investment efficiency: Evidence from China[J]. Journal of Corporate Finance, 2011,(17): 259-271.

[23] Roll R. The hubris hypothesis of corporate takeovers[J]. Journal of business, 1986, 59(2): 197-216.

[24] Malmendier U, Tate G. CEO Overconfidence and Corporate Investment[J]. The Journal of Finance, 2005,60(6): 2661-2700.

[25] 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[J]. 经济研究, 2009, (1): 131-143.

[26] Hambrick D C, Mason P A. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of Its Top Managers[J]. The Academy of Management Review, 1984,9(2): 193-206.

[27] Benmelech E, Frydman C. Military CEOs. Working paper. 2013.

[28] Schoar A, Zuo L. Shaped by Booms and Busts: How the Economy Impacts CEO Careers and Management Styles. Working paper. 2013.

[29] 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[J]. 管理世界, 2009,(1): 130-139.

[30] Modigliani F, Miller M. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment[J]. The American economic review, 1958,48(3): 261-297.

[31] 李万福, 林斌, 宋璐. 内部控制在公司投资中的角色: 效率促进还是抑制?[J]. 管理世界, 2011,(2): 81-99.

[32] Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of accounting studies, 2006,(11): 159-189.

[33] 李云鹤, 李湛, 唐松莲. 企业生命周期、公司治理与公司资本配置效率[J]. 南开管理评论, 2011,14(3): 110-121.

[34] 刘康兵, 申朴, Sterken Elmer. 融资约束、不确定性与公司投资: 基于制造业上市公司面板数据的证据[J]. 南开经济研究, 2011, (4): 86-98.

[35] 王彦超. 融资约束、现金持有与过度投资[J]. 金融研究, 2009,(7): 121-133.

[36] Denis D J, Sibilkov V. Financial Constraints, Investment, and the Value of Cash Holdings [J]. The Review of Financial Studies, 2010,23(1): 248-272.

[37] 曹春方. 政治权力转移与公司投资: 中国的逻辑[J]. 管理世界, 2013,(01): 143-155.

[38] 陈德球, 李思飞, 雷光勇. 政治关系、制度环境与上市公司资本投资[J]. 金融研究, 2012(3): 124-138.

[39] 徐业坤, 钱先航, 李维安. 政治不确定性、政治关联与民营企业投资——来自市委书记更替的

-
- 证据[J]. 管理世界, 2013,(5): 116-131.
- [40] 李焰, 秦义虎, 张肖飞. 企业产权、管理者背景特征与投资效率[J]. 管理世界, 2011,(1): 135-144.
- [41] Langer E, Roth J. Heads I Win, Tails It's Chance: The illusion of control as a function of the sequence of outcomes in a purely chance task[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1975,32(6): 951-955.
- [42] Libby R, Rennekamp K. Self-Serving Attribution Bias, Overconfidence, and the Issuance of Management Forecasts[J]. *Journal of Accounting Research*, 2012,50(1): 197-231.
- [43] 李悦, 熊德华, 张峥, 等. 公司财务理论与公司财务行为——来自167家中国上市公司的证据[J]. 管理世界,2007, (11): 108-118.
- [44] Baker M, Wurgler J. Behavioral corporate finance: An updated survey. Working paper.2011.
- [45] Hayward M, Hambrick D. Explaining the premiums paid for large acquisitions: Evidence of CEO hubris[J]. *Administrative Science Quarterly*,1997, 42: 103-127.
- [46] Doukas J A, Petmezas D. Acquisitions, Overconfident Managers and Self-attribution Bias[J]. *European Financial Management*, 2007,13(3): 531-577.
- [47] Das T, Teng B. Cognitive biases and strategic decision processes: An integrative perspective [J]. *Journal of Management Studies*, 1999,36(6): 757-779.
- [48] 曾爱民, 张纯, 魏志华. 金融危机冲击、财务柔性储备与企业投资行为[J]. 管理世界, 2013,(4): 107-121.
- [49] 李芸达, 范丽红, 费金华.先投后融,抑或先融后投——基于对我国企业产权制度的分析[J]. 会计研究,2012, (1): 43-50.
- [50] 方红星, 金玉娜. 公司治理、内部控制与非效率投资:理论分析与经验证据[J]. 会计研究,2013, (7): 63-71.
- [51] White H.A Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity[J]. *Econometrica*, 1980,48: 817-838.
- [52] Lee C M, Swaminathan B. Price momentum and trading volume[J]. *Journal of Finance*, 2000,55: 2017-2069.
- [53] 余明桂, 李文贵, 潘红波.管理者过度自信与企业风险承担[J]. 金融研究, 2013,391(1): 149-164.
- [54] Li J, Tang Y. CEO hubris and firm risk taking in China: The moderating role of managerial discretion [J]. *Academy of Management Journal*, 2010,53(1): 45-68.
- [55] Boubakri N, Cosset J, Saffar W. Corporate risk-taking in privatized firms: International evidence on the role of state and foreign owners[J]. *Cahier de recherche/Working Paper*,2011 .
- [56] John K, Litov L, Yeung B. Corporate Governance and Risk-Taking[J]. *The Journal of Finance*, 2008,63(4): 1679-1728.
- [57] Barger L L . Sarbanes-Oxley and corporate risk-taking[J]. *Journal of Accounting & Economics*, 2010, 49(1/2): 34-52.
- [58] Faccio M, Marchica M, Mura R. Large Shareholder Diversification and Corporate Risk-Taking[J]. *Review of Financial Studies*,2011, 24(11): 3601-3641.
- [59] Faccio M, Marchica M, Mura R. CEO gender, corporate risk-taking, and the efficiency of capital allocation. Workingpaper.2011.
- [60] Coles J L, Daniel N D, Naveen L. Managerial incentives and risk-taking [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006,79(2): 431-468.
- [61] 饶育蕾, 王建新. CEO过度自信、董事会结构与公司业绩的实证研究[J]. 管理科学,2010,23(5):

2-13.

[62] Malmendier U, Tate G. Who makes acquisitions? CEO overconfidence and the market's reaction[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008,89(1): 20-43.

[63] Malmendier U, Tate G, Yan J. Overconfidence and Early-life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies [J]. *The Journal of Finance*, 2011,66: 1687-1733.

[64] Choi H, Ferris S P, Jayaraman N, et al. Overconfidence, Corporate Governance, and Global CEO Turnover[J]. *Advances in Financial Economics*, 2013,16: 101-136.

[65] 白重恩, 刘俏, 陆洲, 等. 中国上市公司治理结构的实证研究_白重恩[J]. *经济研究*, 2005,(2): 81-91.

[66] 蒋琰. 权益成本、债务成本与公司治理_影响差异性研究_蒋琰[J]. *管理世界*, 2009,(11): 144-155.

[67] 靳庆鲁, 原红旗. 公司治理与股改对价的确定[J]. *经济学 (季刊)* 2008, 8(1): 250-270.

[68] 张会丽, 陆正飞. 现金分布、公司治理与过度投资: 基于我国上市公司及其子公司的现金持有状况的考察[J]. *管理世界*, 2012, (3): 141-151.

[69] 刘慧龙, 吴联生, 王亚平. 国有企业改制、董事会独立性与投资效率[J]. *金融研究*, 2012,(9): 127-140.

[70] Cheng M, Dhaliwal D, Zhang Y. Does investment efficiency improve after the disclosure of material weaknesses in internal control over financial reporting?[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2013, 56: 1-18.

[71] Petersen M A. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches[J]. *Review of financial studies*, 2009, 22(1): 435-480.