

分析师关注与实体企业金融化

秦建文¹, 胡金城¹, 操应翔²

(1. 广西大学 经济学院, 中国-东盟金融合作学院, 南宁 530004; 2. 广西大学 工商管理学院, 南宁 530004)

摘要: 本文从外部治理视角考察了分析师关注对实体企业金融化行为的影响效应及机理。结果表明, 分析师关注对实体企业金融化具有显著的负向影响, 即企业受到分析师关注的程度越高, 其金融化水平越低。在控制内生性之后, 结果依然保持稳健。进一步研究表明, 分析师关注主要通过降低信息不对称程度、缓解企业代理冲突两条渠道影响企业金融化。本文还发现, 在国有企业和公司治理水平较差的企业中, 分析师关注对企业金融化的负向作用更加明显。分析师关注通过抑制企业金融化行为, 进而促进企业创新和实物资本投资。本文不仅丰富了公司外部治理与企业金融化相关领域的研究, 而且为加强分析师队伍建设、防范实体经济“脱实向虚”提供了经验证据。

关键词: 分析师关注; 企业金融化; 代理冲突; 信息不对称

中图分类号: F272 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)3—0139—14

一、引言

近年来, 在产业转型升级过程中, 以制造业为主的实体企业放弃了对主营业务的坚守, 导致大量的产业资本涌入金融和房地产行业, 造成经济“脱实向虚”现象。Wind 数据统计显示, 2016 年 A 股共有 767 家上市公司购买了 7268.16 亿元理财产品, 而 2019 年 A 股购买理财产品上市公司上升至 1151 家, 共计购买了 1.34 万亿元理财产品。这表明中国实体企业金融化趋势在不断上升, 甚至存在部分实体企业过度金融化的倾向。实体企业金融化趋势也引起了学术界的热议。一些学者认为, 实体企业金融化不利于企业主营业务的发展(杜勇等, 2017)。也有学者认为, 实体企业金融化造成大量的资金滞留在金融体系内“空转”, 形成自我循环, 造成虚拟经济过度膨胀, 增加了系统性金融风险(成思危, 2015)。为了解决我国实业和金融的失衡, 以及金融领域“钱多”和实体经济“钱紧、钱贵”并存的问题, 2014 年国务院工作会议中明确提出“要促进“脱实向虚”的信贷资金归位, 更多投向实体经济”; 2017 年第五次全国金融工作会议也重点强调“金融要服务实体经济, 防止发生系统性金融风险是金融工作的永恒主题”; 2017 年党的十九大报告中更是明确指出“深化金融体制改革, 增强金融服务于实体经济的能力, 健全货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架, 完善金融监管体系, 守住不发生系统性风险的底线”。因此, 探讨实体企业金融化影响因素, 对于改变当前实体经济“脱实向虚”现象、引导金融更好地服务于实体经济及防范系统性金融风险的发生具有重要的理论意义。

就笔者目前所涉猎的文献来看, 目前从公司外部治理角度去研究企业金融化影响因素的文献很少。现有的文献主要从以下两个角度研究企业金融化影响因素, 一是从宏观经济因素角度。如宏观审慎政策(马勇和陈点点, 2020)、利率管制(杨箐等, 2019)、经济政策不确定性(彭俞超等, 2018a)、宏观经济环境(邓超等, 2017); 二是从企业内部治理角度。如企业社会责任(刘姝雯等, 2019)、首席执行官(CEO)金融背景(杜勇等, 2019)、股东价值最大化(邓超等, 2017)。但是, 鲜有从分析师关注这一公司外部治理因素去研究企业金融化问题。

证券分析师(以下简称分析师)作为公司外部治理的重要组成部分, 其对企业生产经营决策的影响越来越重要。有鉴于分析师在资本市场上发挥的特殊作用, 学者们对分析师做了大量的学术研究。储一昀和仓勇涛(2008)的研究证明了分析师具有信息挖掘功能, 进一步, 方军雄(2007)和潘越等(2011)发现分析师通过信息挖掘、解读和传递, 可以缓解上市公司和股东之间的信息不对称问题。此外, 学者们还研究了分析师对盈余管理(Yu, 2008; Degeorge et al, 2013; 李春涛等, 2014)、股价崩盘风险(潘越等, 2011; 许年行等, 2012)、

收稿日期: 2021-09-16

作者简介: 秦建文, 博士, 广西大学经济学院、中国-东盟金融合作学院教授, 博士研究生导师, 研究方向: 金融学; (通讯作者) 胡金城, 广西大学经济学院、中国-东盟金融合作学院博士研究生, 研究方向: 公司金融; 操应翔, 广西大学工商管理学院博士研究生, 研究方向: 国际会计与投融资。

企业创新(徐欣和唐清泉,2010;He和Tian,2013;Guo et al,2019)等的影响。但遗憾的是,鲜有文献研究分析师对企业金融化的影响。有鉴于此,本文将弥补现有研究不足,实证研究分析师关注对企业金融化行为的影响。随着我国企业金融化程度日益加深,探讨分析师关注对企业金融化影响,对于完善我国公司治理及从外部治理角度提出针对性的治理建议具有重要的实践意义。

理论上,分析师关注对企业金融化行为有正面和负面两个方面的影响。一方面,分析师通过对上市公司进行信息收集、整理和解读,有效缓解上市公司信息不对称问题,提高上市公司信息透明度,从而减少上市公司为了隐藏主营业务的负面消息而持有金融资产的行为(彭俞超等,2018b),抑制企业金融化程度,本文将这一影响称之为“信息揭示”假说;另一方面,上市公司管理层也会面临来自分析师盈余预测的压力。如果未达到分析师盈余预测目标,上市公司将面临市场价值损失(Bartov et al,2002),管理层本身也将面临被减薪(Matsunaga和Park,2001)和被解雇(Hazarika et al,2012)的风险。因此,当面临来自分析师的盈余预测压力时,管理层基于自身声誉和职业生涯的考虑,有动机通过高利润率的金融投资以迎合分析师盈余预测目标,促进了企业金融化,本文将这一影响称之为“业绩压力”假说。理论上分析的不一致,需要实证研究进一步去考证。

本文利用2007—2019年A股非金融、非房地产上市公司的财务数据,实证检验分析师关注对企业金融化的影响和作用机制。研究表明:分析师关注对企业金融化具有显著的负向影响,分析师关注主要是通过降低企业信息不对称程度、缓解企业代理冲突这两条渠道影响企业金融化。进一步地,本文研究了不同产权性质和不同公司治理水平情境下分析师关注对企业金融化影响的差异。研究发现,分析师关注对企业金融化的负向作用在国有企业、公司治理水平较差的企业中作用更为显著。另外,本文还发现,企业金融化是分析师关注与企业创新及实物资本投资的部分中介因子,即分析师关注通过抑制企业金融化行为,进而促进企业创新和实物资本投资。

本文的贡献在于:第一,拓展了企业金融化的影响因素研究。现有研究大多从宏观经济因素角度分析企业金融化影响因素,较少从公司治理角度进行分析,仅有的几篇文献也仅是从公司内部治理角度分析(邓超等,2017;杜勇等,2019),尚未有从公司外部治理角度研究企业金融化影响因素。本文将弥补这一研究领域的不足,实证研究分析师关注与企业金融化之间关系,并探讨了其中的作用机制,从外部治理视角丰富有关企业金融化影响因素的研究。第二,丰富了中国资本市场情境下分析师关注的研究。不同于西方国家的发达资本市场和完善的法律制度,中国资本市场起步较晚,正处于快速发展阶段,法律滞后于实际发展的需要。本文将在以往研究的基础上,以企业金融化影响因素为视角,探究分析师关注理论在中国资本市场的适用性。

二、理论分析与研究假设

(一)理论分析

分析师在资本市场中扮演着重要作用,潘越等(2011)认为分析师在法律制度不完善情况下甚至可以作为一种法律外的替代机制。针对分析师在公司治理中的作用,现有研究主要有三种观点:“信息揭示”假说、“业绩压力”假说和监督假说。

“信息揭示”假说认为,分析师能够依靠其专业能力和平台优势,通过收集、整理、解读和传递上市公司信息,缓解了信息不对称程度,提高公司透明度。已有研究表明,分析师关注可以减少上市公司违规披露和隐藏负面消息的行为(潘越等,2011;郑建明等,2015)。分析师之所以能够起到信息揭示的作用,主要是因为:第一,分析师一般具有金融、会计及其他相关专业的学历,相比一般的投资者,其能够更容易读懂上市公司发布的会计报表和其他相关公告,并从专业的角度解读,最后发布简单易懂的报告将信息传递给受众。第二,分析师可以依托券商平台,利用平台优势,拿到最及时、全面和真实的信息。除此之外,分析师也可以通过到上市公司实地调研或与公司管理层电话沟通等方式,获得更加真实的信息。第三,分析师往往会对其关注的上市公司进行长期跟踪,上市公司的生产经营、盈余情况、管理层行为及网上关于上市公司的舆论信息等都是分析师长期关注的重点,特别是企业研发和无形资产等关乎企业未来价值的项目,更是其关注的重中之重,分析师一旦捕捉到这些情况的异常变动,就会将其写进研报并发布给投资者。

与“信息揭示”假说类似,分析师在收集、整理、解读和传递上市公司信息的过程中,实际上也起到了一种

监督上市公司的作用,本文称之为监督假说。监督假说认为分析师关注可以加强对上市公司监督,特别是对管理层有损公司价值行为的监督,可以有效缓解代理冲突。Yu(2008)、Degeorge et al(2013)和李春涛等(2014)通过研究分析师关注对公司盈余管理的影响验证了监督假说。分析师之所以具有监督上市公司的能力,首先是因为分析师在信息揭示过程中,相比于其他人,分析师可以利用其专业能力更容易发现上市公司的异常行为,如超额薪酬(Chen et al, 2015)、违规披露行为(郑建明等,2015)、盈余管理行为(李春涛等,2016)和损害企业价值的投资行为(张成思和张步县,2016)等,在信息揭示的过程中无形中起到了监管的作用。其次,分析师发布的盈利预测报告的受众不仅仅是投资者,还有公司股东、管理层和政府监管部门等,盈余预测报告受众面广的特性加强了各方势力对上市公司的监督。最后,分析师也可以将企业偏离主业、过度配置金融资产这类不利于企业长期发展的行为传递给投资者,无形中给管理层施加压力,减少其通过金融市场投资谋取个人利益的行为。

“业绩压力”假说认为,分析师发布的盈余预测报告给管理层带来了业绩压力,如果达不到分析师的盈余预测目标,将造成公司价值损失(Bartov et al, 2002)和股价波动(辛清泉等,2014)等不利影响。管理层出于自身声誉和职业生涯的考虑,其将有动机去迎合分析师的盈余预测目标。He和Tian(2013)的研究发现,由于分析师关注带来的业绩压力,管理层为了追逐短期收益而放弃了周期较长的创新投资。Graham et al(2005)的研究同样也支持了分析师关注给管理层带来业绩压力的观点,他们通过对美国公司首席财务官调查发现,大部分公司首席财务官为了声誉、财富及职业生涯的考虑,更倾向于放弃企业长期投资而追逐短期收益。

(二)研究假设

关于分析师关注如何影响企业金融化,目前尚未有文献研究。理论上,基于不同假说的作用下,分析师关注既可能促进企业金融化,也可能抑制企业金融化。

从“信息揭示”假说的角度来看,分析师关注能够降低企业信息不对称程度,提高公司信息透明度,从而抑制了企业金融化行为。具体来看,企业金融化抑制实业投资率(张成思和张步县,2016),不利于未来主业发展(杜勇等,2017),挤出企业创新(王红建等,2017),增加股价崩盘的概率(彭俞超等,2018b)和提高了企业面临的财务风险(黄贤环等,2018)。还有研究表明,企业金融化是企业隐藏坏消息的手段之一,当公司出现盈利下降时,管理层就会通过一些高收益的金融投资活动以达到粉饰报表的作用(彭俞超等,2018b)。纵观现有金融化对企业影响的研究,整体上企业金融化的结果都是有损企业价值甚至关乎企业存亡的。投资者并不能轻易地从繁杂的会计报表获取企业金融化的信息,分析师通过收集、整理和解读上市公司有关金融化信息,并通过盈余预测报告的形式传递给投资者,提高了上市公司透明度,使外界能更通俗易懂地了解到企业金融化行为。公司透明度越高,那么公司就越不容易隐藏如企业金融化等的坏消息。另外,通过分析师的研报,公司股东也更容易了解到企业金融化行为和企业金融化危害。公司股东为了自身利益,更希望公司管理层进行一些更提高企业价值的投资(如企业创新投资)。基于此,公司股东也会给管理层施加压力,抑制了企业金融化行为。

从“监督”假说角度来看,分析师关注加强了对上市公司特别是管理层的监管,可以有效缓解代理冲突,从而抑制企业金融化行为。基于委托-代理理论,第一类代理问题和第二类代理问题都有可能促进企业金融化(杜勇等,2017)。具体来看,由于所有权和经营权分离所产生的第一类代理问题为管理层基于个人利益而放弃了股东至上原则。由于管理层具有公司大部分经营决策权,当公司利润下滑时,其有动机为了提高公司收益进行金融投资而忽视了有利于企业价值的实体投资。短期来看金融投资收益比实体投资要高,但长期来看却是有损企业价值的。此外,徐经长和曾雪云(2010)的研究发现企业对于管理层金融投资行为存在一定的激励行为,金融投资收益高越高,管理层获得的薪酬越高,相反,如果出现金融投资失败的现象,也仅仅是对管理层进行轻罚,这无疑加剧了第一类代理问题。第二类代理问题为大股东为了自身利益,利用其对公司的控制权优势,做出有害小股东利益的行为。第二类代理问题在本文中体现为企业金融化行为可能成为大股东获取私利的方式,文春晖和任国良(2015)认为大股东可以利用金字塔型控制权的掩护,将企业资金更多地投向金融和房地产行业,以便获得更高的短期收入。当第二类代理问题加剧时,大股东有能力通过资金占用和关联交易等方式实现转移金融投资所获的利润。上述分析表明,当代理问题加剧时,公司管理层或大股东基于自身利益的考虑,都有动机和能力加强公司金融资产配置。而分析师可以对上市公司进行监督,有

助于缓解代理问题。这有助于转变上市公司投资理念,帮助管理层认识其投资短视的问题,不再一味地追求金融投资收益而忽视了主业投资(尤其是企业创新投资)。因此,基于监督假说,分析师关注抑制了企业金融化行为。

从“业绩压力”假说角度来看,分析师发布的盈余预测目标给公司管理层施加了压力,促使管理层选择周期更短、收益更高的金融投资而放弃主业投资,促进企业金融化。相比于传统投资,金融投资具有投资收益周期更短、收益更高的优点,有助于快速提升短期业绩。为了迎合分析师盈余预测目标而避免公司股价波动,公司管理层有动机通过增加金融投资以达到增加利润和稳定公司股价的目的(柯艳蓉等,2019;刘伟和曹瑜强,2018)。此外,基于管理层自身声誉和职业生涯的考虑,其也有动机去迎合分析师盈余预测目标放弃部分有利于企业价值的主业投资从而可以增加金融投资,以达到稳定股价和粉饰业绩的目的(褚剑和方军雄,2016)。因此,基于“业绩压力”假说,分析师关注将促进企业金融化。

综上所述,整体上分析师关注对企业金融化的影响取决于基于“信息揭示”假说、“监督”假说作用下的正向作用和基于“业绩压力”假说作用下的反向作用的相对大小。因此,本文提出如下对立假设:

如果“信息揭示”假说和“监督”假说占据主导,那么分析师关注与企业金融化具有反向影响(假设H1a);
如果“业绩压力”假说占据主导,那么分析师关注与企业金融化具有正向影响(假设H1b)。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选用2007—2019年A股上市公司财务数据作为研究样本,之所以样本选择始于2007年,是因为本文研究所涉及的金融资产会计科目在2007年实施新的《企业会计准则》后才出现。根据研究需要本文还对样本数据做了如下处理:首先,剔除了金融业、房地产行业上市公司;其次,剔除了被证券交易所标注为“特别处理类”(ST)上市公司;最后,剔除有数据缺失的样本。最终,本文共得到19576个公司-年度样本。此外,为了减少离群值的影响,本文对所有连续变量进行1%和99%分位的Winsorize处理。本文财务数据、分析师关注数据和公司治理相关数据来源于国泰安数据库(CSMAR),企业创新相关数据和上市公司信息披露质量数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。

(二)主要变量定义

1. 企业金融化

现有研究关于企业金融化的衡量方法主要有以下几种:①非金融企业是否参股金融机构来衡量企业金融化行为。研究中具体的衡量方法有构建企业是否参股金融机构的哑变量(Stokhammer, 2004;黎文靖和李茫茫,2017)、非金融企业参股金融业的程度和非金融企业对被参股金融机构的影响程度(解维敏,2018);②以金融资产收益率来衡量,如以非金融企业投资收益、公允价值变动损益及其他综合收益等金融渠道获利占总营业利润的比例作为指标来衡量企业金融化(张成思和张步昙,2016);③使用企业资产负债表中的相关金融资产科目来衡量。具体做法有金融资产占总资产的比例(Demir, 2009)和企业金融资产增长率(彭超等,2018a)。

上述衡量企业金融化指标的方法中,第一种和第二种方法不能精准地衡量企业金融化程度,而第三种方法可以使用上市公司财务报表中的金融资产科目精准地衡量企业金融化程度,总体上说第三种方法在衡量企业金融化程度上要优于前两种。但是,现有研究对企业资产负债表中哪些科目属于金融资产尚存在争议,其中争议最大的当属货币资金和投资性房地产两个科目。货币资金虽然具有金融资产的属性,但是它仅用于企业日常经营活动,并不能产生收益。而房地产行业被认为是具有超高利润的暴利行业(王红建等,2016),其投资收益远远高于实体行业收益。此外,宋军和陆旸(2015)认为房地产行业呈现“脱实向虚”的趋势,大量资本涌入房地产行业追逐高额收益,造成实体行业资金短缺。因此,实体企业进行房地产投资可以认为是为了追逐高额收益的投资行为。综上,本文将会计科目投资性房地产也列入金融资产的行列,将货币资金剔除。借鉴现有研究,本文最终选定的金融资产会计科目包括:交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额、投资性房地产净额。本文设定了两种企业金融化指标的衡量方法:一是企业金融化=金融资产总额/总资产;二是金融资产总额取自然对数,由于部分企业某些年度并未配置金融资产,为了使取对数有意义。因此,采用金融资产总额加1后再取自然对数。

2. 分析师关注

本文借鉴 He 和 Tian(2013)和 Guo et al(2019)的做法,使用企业每年被分析师关注的人数来衡量分析师关注,具体衡量方法为:年度内对目标企业发布盈余预测报告的分析师人数加 1 后取自然对数(部分企业某些年度没有分析师关注,即分析师关注数量为 0,为了使取对数有意义。因此,采用分析师人数加 1 后取自然对数)。需要说明的是,有可能同一个分析师在一年之内对同一家企业发布了不止一份盈余预测报告,但分析师关注的人数只计为 1。另外,如果盈余预测报告由分析师团队发布时,分析师关注的人数同样计为 1。在稳健性检验部分,本文也使用了分析师对目标企业发布的盈余预测报告数量作为替换指标重新检验基准回归。

(三)模型设定

为了验证本文提出的研究假设,本文构建了如下模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Coverage_{it} + \alpha_2 SOE_{it} + \alpha_3 Size_{it} + \alpha_4 ROA_{it} + \alpha_5 Lev_{it} + \alpha_6 Growth_{it} + \alpha_7 TobinQ_{it} + \alpha_8 Largest_{it} + \alpha_9 Fata_{it} + \alpha_{10} CF_{it} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: i 和 t 分别代表公司和年份;被解释变量(Y)为企业金融化($FinRate$ 和 $\ln Fin$),其中 $FinRate$ 由企业金融资产总额与总资产的比值来衡量, $\ln Fin$ 由企业金融资产总额加 1 后取对数来衡量;核心解释变量为分析师关注($\ln Coverage$),以每年对目标企业发布过盈余预测报告的人数加上 1 后取自然对数来衡量。除此之外,本文还控制了一系列可能影响企业金融化行为的变量:股权性质(SOE)、企业规模($Size$)、盈利能力(ROA)、资产负债率(Lev)、企业成长性($Growth$)、托宾 Q ($TobinQ$)、第一大股东持股比例($Largest$)、固定资产占比($Fata$)、现金流量占比(CF)。此外,本文还控制了年度固定效应($Year$)和行业固定效应($Industry$)。详细的变量定义及计算方法见表 1。

表 1 变量定义

变量名称	符号	变量的定义
企业金融化	$FinRate$	企业金融资产总额/总资产
企业金融化	$\ln Fin$	$\ln(1+企业金融资产总额)$
分析师关注	$\ln Coverage$	$\ln(1+对目标企业发布盈余预测报告的分析师人数)$
股权性质	SOE	国有企业记为 1,其他为 0
企业规模	$Size$	$\ln(企业总资产)$
盈利能力	ROA	营业利润/总资产
资产负债率	Lev	总负债/总资产
企业成长性	$Growth$	本年与上一年主营业务收入之差/上一年主营业务收入
托宾 Q	$TobinQ$	市值/总资产
第一大股东持股比例	$Largest$	第一大股东持股数占总股数的比例
固定资产占比	$Fata$	固定资产净额/总资产
现金流量占比	CF	经营活动现金流量净额/总资产

(四)描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计。被解释变量企业金融化($FinRate$)的均值为 0.0282,最小值为 0,最大值为 0.3370,中位数为 0.0044;企业金融化的另一指标($\ln Fin$)的均值为 12.7709,最小值为 0,最大值为 22.1763,标准差为 8.2725,这说明样本中的企业金融化水平差异较大。分析师关注人数($Coverage$)的均值为 8.9272,这表明样本中企业平均被 9 个分析师关注,但分析师关注人数最小值 0 和最大值 75 的差异较大,且中位数为 10,说明大部分企业被分析师关注的人数都在 10 以下。其他控制变量的描述性统计无异常情况,不再予以逐个说明。

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$FinRate$	19576	0.0282	0.0578	0.0000	0.0044	0.3370
$\ln Fin$	19576	12.7709	8.2725	0.0000	16.8112	22.1763
$Coverage$	19576	8.9272	10.0162	0.0000	5.0000	75.0000
$\ln Coverage$	19576	1.7545	1.1035	0.0000	1.7918	3.7136
SOE	19576	0.4277	0.4948	0.0000	0.0000	1.0000
$Size$	19576	22.1871	1.2501	19.0983	22.0193	25.6826
ROA	19576	0.0446	0.0552	-0.2685	0.0410	0.2043
$TobinQ$	19576	2.0190	1.1838	0.9032	1.6388	7.6926
$Growth$	19576	0.1626	0.2776	-0.3349	0.1027	2.4205
Lev	19576	0.4245	0.2005	0.0511	0.4211	0.9817
$Largest$	19576	35.8190	15.0017	8.9300	34.1600	75.6200
$Fata$	19576	0.2420	0.1681	0.0033	0.2065	0.7486
CF	19576	0.0521	0.0687	-0.1609	0.0498	0.2555

四、实证分析

(一)分析师关注与企业金融化:总体效应检验

表 3 报告了分析师关注与企业金融化的回归结果,(1)列和(2)列的被解释变量为 $FinRate$,(3)列和(4)列的被解释变量为 $\ln Fin$ 。(1)列的回归结果显示, $\ln Coverage$ 的估计系数为-0.0080,且在 1% 水平上显著为

负。(2)列在(1)列的基础上进一步控制了年份和行业固定效应,lnCoverage的估计系数上升至-0.0064,且在1%水平上显著为负。当被解释变量为lnFin时的情况也类似,lnCoverage的估计系数为-1.0374[(3)列],且在1%水平上显著为负。进一步控制年份和行业固定效应后,lnCoverage的估计系数上升至-0.6376[(4)列],且在1%水平上显著为负。经济意义方面,平均而言,分析师关注(lnCoverage)每增加一个标准差(1.1035),FinRate的下降幅度相当于样本标准差的12.22%(=0.0064×1.1035/0.0578),lnFin的下降幅度相当于样本标准差的8.51%(=0.6376×1.1035/8.2725)。以上分析表明,分析师关注程度越高,企业金融化程度越低,支持了研究假设H1a。

表3 分析师关注与企业金融化

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	FinRate	FinRate	lnFin	lnFin
lnCoverage	-0.0080*** (0.0008)	-0.0064*** (0.0008)	-1.0374*** (0.0904)	-0.6376*** (0.0907)
SOE	0.0055** (0.0025)	0.0022 (0.0023)	0.5371** (0.2496)	0.8826*** (0.2553)
Size	0.0078*** (0.0009)	0.0061*** (0.0010)	3.5064*** (0.1031)	2.7805*** (0.1131)
ROA	-0.0121 (0.0134)	-0.0162 (0.0131)	-3.9542** (1.6053)	-0.6846 (1.5681)
TobinQ	0.0027*** (0.0007)	0.0018** (0.0007)	0.6988*** (0.0787)	0.3358*** (0.0885)
Growth	-0.0078*** (0.0017)	-0.0086*** (0.0017)	-1.0609*** (0.2130)	-1.3439*** (0.2073)
Lev	-0.0267*** (0.0055)	-0.0319*** (0.0058)	-2.0407*** (0.6334)	-1.0828* (0.6468)
Largest	-0.0002*** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0547*** (0.0073)	-0.0424*** (0.0070)
Fata	-0.0786*** (0.0060)	-0.0661*** (0.0056)	-9.4286*** (0.6725)	-7.7838*** (0.7231)
CF	0.0439*** (0.0091)	0.0285*** (0.0086)	6.1792*** (1.1424)	4.5423*** (1.0826)
_Cons	-0.1022*** (0.0175)	-0.0673*** (0.0195)	-59.7122*** (2.1931)	-44.9828*** (2.3717)
Year Fe	No	Yes	No	Yes
Industry Fe	No	Yes	No	Yes
F	29.3048	19.9518	201.0816	120.8807
adj. R ²	0.0705	0.1501	0.2079	0.2727
N	19576	19576	19576	19576

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为聚类到公司层面的标准误。

(二) 分析师关注与企业金融化:渠道效应检验

根据上文研究假设H1a的理论推导,分析师关注有可能通过两个渠道影响企业金融化:一是分析师关注有助于降低企业信息不对称程度,提高企业信息透明度,从而抑制企业金融化;二是分析师关注有助于缓解代理冲突,降低代理成本,减少企业管理层或大股东为了追求个人利益最大化而进行金融资产配置的动机,抑制了企业金融化。本文将对上述可能的作用渠道进行检验。

首先,检验分析师关注对企业信息不对称程度的影响。分析师是否能够及时地向投资者传递信息不仅仰赖于个人专业能力,更依赖于其所关注公司的信息披露程度。上市公司的信息披露程度越高,分析师能够收集到上市公司的信息就越多和越可靠(刘永泽和高嵩,2014)。有鉴于此,本文将考察不同的信息披露质量情境下分析师关注如何影响企业金融化。本文以上交所和深交所发布的上市公司信息披露质量为依据,根据信息披露质量层级将样本分为四个子

表4 渠道效应检验——信息披露质量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Information=D	Information=C	Information=B	Information=A
	FinRate	FinRate	FinRate	FinRate
lnCoverage	-0.0002 (0.0089)	-0.0053*** (0.0019)	-0.0056*** (0.0009)	-0.0063*** (0.0017)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
F	1.2828	5.0288	15.2240	7.9181
adj. R ²	0.1807	0.1514	0.1402	0.1801
N	161	1569	9470	3481
变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Information=D	Information=C	Information=B	Information=A
	lnFin	lnFin	lnFin	lnFin
lnCoverage	-0.1564 (0.6698)	-0.4996** (0.2247)	-0.4952*** (0.1119)	-0.3954** (0.1939)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
F	2.4924	12.9910	60.0578	39.4363
adj. R ²	0.2273	0.2478	0.2814	0.3516
N	161	1569	9470	3481

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为聚类到公司层面的标准误;Controls是控制变量,具体包括前文所述的一系列控制变量。

样本,信息披露质量层级分为A、B、C、D四个层级,分别对应优秀、良好、合格和不合格^①。实证结果见表4,当信息披露质量较低时($Information=D$),分析师关注与企业金融化的负向关系并不显著,说明分析师不能从低信息披露质量企业中获得更多可靠信息,影响其发挥信息中介的作用。当信息披露质量层级提升时($Information=C$),分析师关注与企业金融化在1%水平上显著负相关,这说明企业信息披露质量越高,分析师就能获取更多关于企业的可靠信息,并以盈余预测报告的形式传递给投资者,降低企业信息不对称程度,提高企业信息透明度,从而抑制企业金融化。当企业信息披露质量层级进一步提升时($Information=B$ 和 $Information=A$),分析师关注和企业金融化依旧在1%水平上显著为负,而且随着信息披露层级提高,分析师关注对企业金融化的抑制作用逐渐增强($0.0063>0.0056>0.0053$)。另外,利用同样的方法,被解释变量替换为 $\ln Fin$ 时也得到了类似的结果(详见表4中的Panel B)。综上可见,减缓企业信息不对称程度确实可能是分析师关注影响企业金融化的一个潜在渠道。

其次,检验分析师关注对企业代理冲突的影响。如果分析师关注能够降低企业代理成本进而抑制企业金融化,那么分析师关注与企业金融化之间的负相关关系将在代理成本更高的企业中表现得更加显著。本文使用 $Agency$ (其他应收款/总资产)和 $Seperation$ (两权分离率,即实际控制人拥有上市公司控制权与所有权之差)来衡量代理成本。实证结果报告于表5,Panel A部分第(1)列中 $\ln Coverage$ 的估计系数在5%的水平上显著为负,表明分析师关注降低了企业代理成本($Agency$)。进一步,本文按各年度 $Agency$ 的中位数将样本分为两组,即高代理成本组($Agency=1$)和低代理成本组($Agency=0$),重新检验基准回归。实证结果发现,分析师关注与企业金融化的负相关关系在高代理成本组更为显著($0.0070>0.0058$)。表5中的Panel B中以 $Seperation$ 来衡量代理成本所得到的结果也类似,即分析师关注能够显著降低代理成本($Seperation$),且分析师关注对企业金融化的负向影响在代理成本更高的组中更为显著($0.0062>0.0060$)。综上可见,缓解企业代理冲突确实可能是分析师关注影响企业金融化的一个潜在渠道。

表5 渠道效应检验——代理成本

	变量	(1)	(2)	(3)
		全样本	$Agency=1$	$Agency=0$
		$Agency$	$FinRate$	$FinRate$
Panel A: $Agency$	$\ln Coverage$	-0.0007** (0.0003)	-0.0070*** (0.0011)	-0.0058*** (0.0009)
	Controls	Yes	Yes	Yes
	Year Fe	Yes	Yes	Yes
	Industry Fe	Yes	Yes	Yes
	F	12.9719	12.0241	13.5797
	adj. R^2	0.4152	0.1406	0.1695
	N	19569	9789	9787
	变量	(1)	(2)	(3)
		全样本	$Seperation=1$	$Seperation=0$
		$Seperation$	$FinRate$	$FinRate$
Panel B: $Seperation$	$\ln Coverage$	-0.1283** (0.0595)	-0.0062*** (0.0011)	-0.0060*** (0.0010)
	Controls	Yes	Yes	Yes
	Year Fe	Yes	Yes	Yes
	Industry Fe	Yes	Yes	Yes
	F	4.5252	14.1989	10.5780
	adj. R^2	0.8197	0.1535	0.1622
	N	18806	8989	10587

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为聚类到公司层面的标准误;Controls是控制变量,具体包括前文所述的一系列控制变量。

(三)稳健性检验

上文的基准回归结果说明了分析师关注与实体企业金融化之间存在显著的负相关关系,但我们还不能将上述发现解释为因果关系,即尚不可说分析师关注能够抑制实体企业金融化行为,因为,分析师关注和实体企业金融化之间可能存在内生性问题,一方面,实体企业的金融资产配置行为会受到分析师的格外关注,并对这些企业持续关注,即企业的金融化行为可能会反过来影响分析师关注,这就造成了反向因果的问题;另一方面,实体企业金融化行为需要大量的资金,这些资金可能来自企业内部资金也可能是企业外部资金。因此企业金融化行为可能受到企业股权结构、融资约束及经济政策不确定性等内外部因素的影响,这就造成了遗漏变量的问题。为了缓解内生性问题,本文做了以下四种稳健性检验。

1. 内生性问题

(1)滞后变量。为了缓解反向因果造成的内生性问题,本文使用滞后一期的分析师关注($L\ln Coverage$)替换基准回归中的分析师关注($\ln Coverage$)进行分析。由于存在时间上的阻断, t 期的企业金融化行为并不能

① 深交所、上交所每年都会对上市公司进行上市公司信息披露的质量进行评级,在2010年以前为“优秀、良好、合格、不合格”,2011以后的采用“A、B、C、D”。

影响到 $t-1$ 期的分析师关注,也就是说,这在一定程度上缓解了由于实体企业金融化行为而引起的分析师关注问题,即缓解了反向因果问题。实证结果见表 6 中的 Panel A, $LlnCoverage$ 的估计系数仍然在 1% 水平上显著为负,验证了分析师关注抑制了企业金融化水平的研究假设。另外,在 $LlnCoverage$ 滞后一期的基础上,本文还将其他控制变量滞后一期重新检验模型(1),回归结果见表 6 中的 Panel B, $LlnCoverage$ 的估计系数在 1% 的水平上显著为负,本文结果仍然是稳健的。

(2)倾向得分匹配法。为了缓解由于样本选择偏误造成的内生性问题,本文进一步使用倾向得分匹配法进行稳健性检验。具体做法如下:首先,使用 logit 模型估计倾向得分值,logit 模型的被解释变量为企业是否有分析师关注 ($DumCoverage$),即企业被分析师关注的人数等于或大于 1, $DumCoverage$ 计为 1,其他情况计为 0。解释变量与基准回归的控制变量相同。其次,根据倾向得分值,按照最近邻匹配(1:1)方法,进行无放回匹配。最后,根据匹配后的样本,重新检验基准模型。匹配结果显示,共得到 645 个处理组观测值和 645 个控制组观测值。匹配后,本文也检验了匹配的协变量均衡性,结果见表 7,匹配后大多数控制变量标准化偏差(%bias)的绝对值都小于 5%,而且大部分变量匹配后处理组(Treated)和控制组(Control)之间均不存在显著性差异,说明匹配效果较好。表 8 为匹配后样本的回归结果, $lnCoverage$ 的估计系数仍在 1% 水平上显著为负,这说明结果是稳健的。

(3)工具变量。为了进一步缓解内生性问题,提高估计的稳健性,本文借鉴 Yu(2008)和李春涛等(2014)的做法,使用上市公司是否进入每年沪深 300 成分股名单($Hs300$)作为解释变量($lnCoverage$)的工具变量,并使用两阶段最小二乘法重新估计。工具变量的具体构造方法为:以每年最后一次公布的沪深 300 成分股名单为准,如果上市公司在沪深 300 成分股名单当中,则记 $Hs=1$,其他情况记 $Hs=0$ 。选取该变量作为工具变量的理由是:上市公司是否进入沪深 300 成分股名单与其是否进行金融资产配置并无关系,而上市公司一旦进入沪深 300 成分股名单则会吸引更多分析师关注。因此,使用 $Hs300$ 作为工具变量的两阶段最小二乘法进行估计,相当于把分析师关注的外生部分剥离出来,再使用外生的分析师关注对企业金融化进行回归,即可得到无偏的估计结果。工具变量估计结果见表 9,第一阶段的

表 6 滞后解释变量检验结果

	变量	(1)	(2)
		<i>FinRate</i>	<i>lnFin</i>
Panel A: 只滞后 $lnCoverage$	$LlnCoverage$	-0.0071*** (0.0008)	-0.7604*** (0.0877)
	<i>Controls</i>	Yes	Yes
	<i>Year Fe</i>	Yes	Yes
	<i>Industry Fe</i>	Yes	Yes
	<i>F</i>	20.6738	125.1949
	adj. R^2	0.1520	0.2744
	<i>N</i>	19576	19576
Panel B: 滞后全部解释变量	变量	(1)	(2)
		<i>FinRate</i>	<i>lnFin</i>
	$LlnCoverage$	-0.0064*** (0.0008)	-0.5854*** (0.0902)
	<i>Controls</i> (滞后一期)	Yes	Yes
	<i>Year Fe</i>	Yes	Yes
	<i>Industry Fe</i>	Yes	Yes
	<i>F</i>	17.6669	113.0504
adj. R^2	0.1424	0.2717	
<i>N</i>	19576	19576	

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为聚类到公司层面的标准误;*Controls* 是控制变量,具体包括前文所述的一系列控制变量。

表 7 匹配效果的检验

变量	匹配前/ 匹配后	平均值		标准化 偏差	<i>T</i>	<i>P</i>
		实验组	控制组			
<i>SOE</i>	U	0.4298	0.4161	2.8	1.40	0.162
	M	0.4186	0.4186	0.0	-0.00	1.000
<i>Size</i>	U	22.2900	21.6260	58.2	27.35	0.000
	M	21.9450	22.0530	-9.5	-1.87	0.061
<i>ROA</i>	U	0.0497	0.0164	58.3	31.26	0.000
	M	0.0438	0.0359	13.9	3.73	0.000
Tobin <i>Q</i>	U	2.0414	1.8962	12.7	6.21	0.000
	M	1.9350	1.8730	5.4	1.02	0.308
<i>Growth</i>	U	0.1775	0.0809	36.5	17.72	0.000
	M	0.1372	0.1473	-3.8	-0.70	0.486
<i>Lev</i>	U	0.4248	0.4228	1.0	0.52	0.605
	M	0.4204	0.4268	-3.1	-0.59	0.558
<i>Largest</i>	U	36.1820	33.8280	16.0	7.94	0.000
	M	35.9690	35.4890	3.3	0.58	0.565
<i>Fata</i>	U	0.2414	0.2455	-2.4	-1.22	0.222
	M	0.2382	0.2402	-1.2	-0.21	0.831
<i>CF</i>	U	0.0551	0.0360	28.6	14.12	0.000
	M	0.0468	0.0437	4.6	0.85	0.393

表 8 匹配后回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>FinRate</i>	<i>lnFin</i>
$lnCoverage$	-0.0056***(0.0017)	-0.6558***(0.2127)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Year Fe</i>	Yes	Yes
<i>Industry Fe</i>	Yes	Yes
adj. R^2	0.1816	0.2645
<i>N</i>	1290	1290

注:***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为聚类到公司层面的标准误;*Controls* 是控制变量,具体包括前文所述的一系列控制变量。

回归结果显示, $Hs300$ 的估计系数在 1% 水平上显著为正, 即进入沪深 300 成分股名单的公司受到更多分析师关注。第二阶段的结果显示 [(2) 列和 (3) 列], 无论被解释变量 $FinRate$ 还是 $\ln Fin$, $\ln Coverage$ 的估计系数仍保持显著为负。另外, 本文也检验了工具变量的有效性, Anderson 检验 (P 值) 和 Cragg-Donald Wald 检验 (F 值) 均表明本文选取的工具变量是有效的。综上所述, 在考虑内生性问题后, 本文结果仍然保持稳健。

2. 替换变量

在基准模型中, 本文采用对目标企业发布盈利预测报告的分析师人数来衡量分析师关注。为了保证实证结果的稳健性, 本文采用另外两种方法来衡量分析师关注。一方面, 考虑到样本中部分企业并没有分析师关注, 为了识别是否有分析师关注对企业金融化的影响, 本文进一步使用企业当年是否有分析师关注哑变量 ($DumCoverage$) 来测算分析师关注, 定义与上文同; 另一方面, 采用对目标企业发布盈利预测报告的分析师人数来衡量分析师关注存在一定的缺陷^②, 本文进一步采用对目标企业发布盈利预测报告数量的总和加 1 取对数 ($\ln Report$) 来衡量分析师关注。实证结果见表 10, 结果显示, 无论采用哪种方法来测算分析师关注, 实证结果均与基准模型的回归结果保持一致。

3. 改变计量方法

本文一部分样本企业金融化水平为 0 ($Finrate=0$), 即企业在该年度并没有进行金融资产配置, 这样的数据分布特点符合截尾数据特征, 适用于 Tobit 模型。因此, 本文使用 Tobit 模型对基准回归进行稳健性检验。实证结果见表 11, 无论被解释变量是 $FinRate$ 还是 $\ln Fin$, $\ln Coverage$ 的估计系数均在 1% 水平上显著为负, 这说明在改变计量方法后, 本文实证结果依然保持稳健。

4. 其他稳健性检验

基准回归中使用聚类到公司层面的稳健标准误, 本文进一步使用聚类到公司和年度层面的双向聚类稳健标准误进行稳健性检验。此外, 为了控制行业层面可能随时间而变动的遗漏变量, 本文在基准回归的基础上进一步加入行业固定效应和年度固定效应的交叉项。实证结果见表 12, (1) 列和 (2) 列为采用双向聚类稳健标准误的实证结果, (3) 列和 (4) 列为加入行业固定效应和年度固定效应交叉项后的实证结果。与基准回归实证结果类似, $\ln Coverage$ 的估计系数依然保持在 1% 水平上显著为负, 再次证明本文结果的稳健性。

② 例如, 两家公司的分析师关注相同, 而相同数量的分析师针对两家公司发布盈利预测报告的数量却存在差异。虽然两家公司被分析师关注的人数是相同的, 但是, 有可能盈利预测报告数量更多的那家公司受分析师关注程度更高一些。

表 9 工具变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	First-stage	Second-stage	Second-stage
	$\ln Coverage$	$FinRate$	$\ln Fin$
$Hs300$	0.0967*** (0.0237)		
$\ln Coverage$		-0.0422** (0.0175)	-7.3064*** (2.5881)
Controls	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes
Industry Fe	Yes	Yes	Yes
Anderson 检验		0.000	0.000
Cragg-Donald Wald 检验		16.677	16.677
N	19576	19576	19576

注: **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平; 括号内为聚类到公司层面的标准误; Controls 是控制变量, 具体包括前文所述的一系列控制变量。

表 10 分析师关注替换解释变量检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$FinRate$	$\ln Fin$	$FinRate$	$\ln Fin$
$\ln Report$	-0.0050*** (0.0007)	-0.4743*** (0.0723)		
$DumCoverage$			-0.0088*** (0.0016)	-0.7864*** (0.1846)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry Fe	Yes	Yes	Yes	Yes
F	19.8267	119.6926	19.3055	113.6165
adj. R^2	0.1495	0.2720	0.1437	0.2693
N	19576	19576	19576	19576

注: **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平; 括号内为聚类到公司层面的标准误; Controls 是控制变量, 具体包括前文所述的一系列控制变量。

表 11 改变计量方法检验结果

变量	(1)	(2)
	Tobit	Tobit
	$FinRate$	$\ln Fin$
$\ln Coverage$	-0.0064*** (0.0004)	-0.6376*** (0.0587)
Controls	Yes	Yes
Year Fe	Yes	Yes
Industry Fe	Yes	Yes
Pseudo R^2	-0.0575	0.0454
N	19576	19576

注: **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平; 括号内为聚类到公司层面的标准误; Controls 是控制变量, 具体包括前文所述的一系列控制变量。

表 12 其他稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>FinRate</i>	<i>lnFin</i>	<i>FinRate</i>	<i>lnFin</i>
<i>lnCoverage</i>	-0.0064*** (0.0009)	-0.6376*** (0.2020)	-0.0062*** (0.0008)	-0.6483*** (0.0913)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year Fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry Fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry×Year</i>	No	No	Yes	Yes
<i>F</i>			1.52×10 ⁴	231.7867
adj. <i>R</i> ²	0.1501	0.2727	0.1596	0.2767
<i>N</i>	19576	19576	19576	19576

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为聚类到公司层面的标准误；*Controls* 是控制变量，具体包括前文所述的一系列控制变量。

五、拓展性分析

(一) 分析师关注、产权性质与企业金融化

首先,由于所有者缺失和政府过度干预经营管理等因素,国有企业相比较于非国有企业面临更为严重的代理冲突。在政府实行薪酬管制的背景下,国有企业的经理人一般通过在职消费和过度投资等方式实现自身利益最大化,例如过度金融投资以期提高企业利润,成为其进一步升迁的政治资本。其次,由于政府隐性担保的存在,国有企业相对于非国有企业具有更小的融资约束,这又可能成为国有企业金融化的原因之一,比如国有企业从银行获得贷款进行房地产投资。最后,由于国有企业的特殊性,其天然地更受社会关注,分析师作为外部监督的重要力量,国有企业自然是关注的重点对象,特别是对于企业过度金融化和不利于实体企业长期发展的行为,更是分析师关注的重点。因此,在分析师的外部监督作用下,有助于抑制国有企业过度金融化的行为。综上,本文预计分析师关注与企业金融化的负向关系将在国有企业样本中更为显著。

为了验证上述假说,本文将样本分为国有组和非国有组,重新检验在不同的股权性质下分析师关注如何影响企业金融化。为了稳健起见,本文还将分析师关注与产权性质的交乘项放入基准模型中,再次检验产权性质的调节作用。实证结果报告于表 13,(1)列为全样本,与上文基准回归相同。(2)列和(3)列为分组回归结果,可以发现在国有企业样本中 *lnCoverage* 的估计系数的绝对值大于非国有企业样本(0.0080>0.0052),同时,国有企业样本中 *lnCoverage* 的估计系数的绝对值,较全样本回归中 *lnCoverage* 的估计系数绝对值变大(0.0080>0.0064)。进一步,(4)列交乘项的估计系数在 1% 的水平上显著为负,即相对于非国有企业,国有企业样本中分析师关注对企业金融化负向影响作用更大。综上分析,产权性质对分析师关注与企业金融化起到了调节作用,这充分说明分析师关注与企业金融化的负相关关系在国有企业样本中更为显著。

表 13 分析师关注、产权性质与企业金融化回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	<i>SOE</i> =1	<i>SOE</i> =0	全样本
	<i>FinRate</i>	<i>FinRate</i>	<i>FinRate</i>	<i>FinRate</i>
<i>lnCoverage</i>	-0.0064*** (0.0008)	-0.0080*** (0.0013)	-0.0052*** (0.0010)	-0.0044*** (0.0009)
<i>SOE</i>	0.0022 (0.0023)			0.0103*** (0.0036)
<i>lnCoverage×SOE</i>				-0.0048*** (0.0014)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year Fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry Fe</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>F</i>	19.9518	10.4155	16.8608	18.3752
adj. <i>R</i> ²	0.1501	0.2061	0.1403	0.1520
<i>N</i>	19576	8372	11204	19576

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为聚类到公司层面的标准误；*Controls* 是控制变量，具体包括前文所述的一系列控制变量。

(二) 分析师关注、公司治理水平与企业金融化

当下,我国上市公司治理水平参差不齐,外部治理(如分析师关注)对于那些公司治理水平较差的公司则是一大补充,即相对于治理较好的上市公司,分析师关注对于公司治理水平较差的公司发挥的监督作用更大。故而本文认为公司治理水平在分析师关注与企业金融化之间起着一定的调节作用。治理水平较差的公司缺乏完善的治理制度。因此,公司管理层或大股东更容易利用治理制度不完善的漏洞进行金融资产配置,从而达到自身利益最大化的目的。分析师关注可以充分发挥外部治理的作用,弥补公司内部治理的不足,约束公司管理层或大股东,进而抑制企业金融化。相对治理水平较差的公司,治理水平较好的公司则可以通过内部制度约束和纠正管理层行为。因此,分析师关注与企业金融化的负相关关系将在治理水平较差的公司中更为显著。

本文借鉴顾乃康和周艳利(2017)的做法,构建了公司治理水平指标,具体构造方法为:基于①经理的决策权力——董事长与总经理是否两职合一;②股权结构的监督作用——机构持股比例与股权制衡度(二至五大股东持股比例之和/控股股东持股比例);③董事会的监督作用——独立董事比例与董事会规模;④公司治理中的激励机制——高管薪酬与高管持股比例等指标,运用主成分分析法构建公司治理指数,将从主成分分析法中得到的第一主成分作为反映公司治理水平的综合指标,得分越高,公司治理水平越好。进一步,构建公司治理水平虚拟变量,将公司治理水平高于各年度治理水平中位数的样本记为1($Government=1$),低于各年度治理水平中位数的样本记为0($Government=0$)。为了验证上述假设,本文将按公司治理水平的高低来分组,分别检验不同的公司治理水平情境下分析师关注如何企业金融化的影响。为了保持结果的稳健性,本文还将公司治理水平($Government$)与分析师关注($\ln Coverage$)进行交乘,进一步考察公司治理水平的调节作用。实证结果见表14,公司治理水平较差的一组中, $\ln Coverage$ 的估计系数为-0.0074且在1%水平上显著,较全样本系数变大($|-0.0074| > |-0.0066|$);公司治理水平较好的一组中, $\ln Coverage$ 的估计系数为-0.0066且在1%水平上显著,较全样本系数变小($|-0.0055| < |-0.0066|$)。(4)列的回归结果显示,交乘项的系数显著为正,即在公司治理水平较差的一组中分析师关注对企业金融化的抑制作用更强。以上检验结果说明,公司治理水平在分析师关注与企业金融化之间起到了调节作用,较差的公司治理水平更有利于分析师关注抑制企业金融化。

(三)分析师关注、企业金融化与实体经济

近年来,实体经济金融化现象不断加剧,越来越多的实体企业将资金投入金融和房地产市场,实体经济开始呈现“脱实向虚”现象,引起了学术界的关注。企业适度的金融化能起到“蓄水池”的作用,但过度金融化则不利于实体经济发展。已有研究表明企业金融化对实体经济产生明显的“挤出效应”,企业金融化将不利于实体企业未来主业发展(杜勇等,2017)、企业创新(王红建等,2017)和金融市场稳定(彭俞超等,2018b)。本文的研究表明,分析师关注能起到外部治理的作用,进而抑制企业金融化。那么,分析师关注能否通过抑制企业金融化行为,进而促进实体经济投资呢?本文将通过中介效应模型检验此假设。

首先,检验路径“分析师关注→企业金融化→企业创新”。创新是企业发展的“命脉”,也是企业不断突破和提升自我之道。为了检验企业金融化是否是分析师关注和企业创新的中介变量,本文构建如下模型:

$$\ln Patent3_{i,t+3} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Coverage_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$FinRate_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln Coverage_{it} + \lambda_2 Controls_{it} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln Patent3_{i,t+3} = \delta_0 + \delta_1 \ln Coverage_{it} + \delta_2 FinRate_{it} + \delta_3 Controls_{it} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中:企业创新($\ln Patent3$)采用 $t+3$ 期企业申请的专利数量加1后取对数衡量, $Controls$ 是与基准回归相同一系列控制变量,其他变量与上文定义相同,同时也控制了行业和年度固定效应。实证结果见表15,(1)列为不纳入中介因子的实证检验结果, $\ln Coverage$ 的估计系数在1%水平上显著为正,说明分析师关注能够促进企业创新。(2)列为分析师关注与中介因子的实证检验结果, $\ln Coverage$ 的估计系数在1%水平上显著为负,说明分析师关注能够抑制企业金融化。本文重点关注(3)列,将分析师关注和企业金融化都纳入模型后, $FinRate$ 的估计系数在1%水平上显著为负,说明金

表14 分析师关注、公司治理水平与企业金融化回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	$Government=1$	$Government=0$	全样本
	$FinRate$	$FinRate$	$FinRate$	$FinRate$
$\ln Coverage$	-0.0066*** (0.0008)	-0.0055*** (0.0011)	-0.0074*** (0.0012)	-0.0076*** (0.0011)
$Government$				-0.0068** (0.0031)
$\ln Coverage \times Government$				0.0022* (0.0012)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year Fe$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry Fe$	Yes	Yes	Yes	Yes
F	19.4916	13.6091	12.3234	16.3838
adj. R^2	0.1497	0.1394	0.1777	0.1505
N	18431	8428	10002	18431

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为聚类到公司层面的标准误; $Controls$ 是控制变量,具体包括前文所述的一系列控制变量。

表15 分析师关注、企业金融化与企业创新回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$\ln Patent3$	$FinRate$	$\ln Patent3$
$\ln Coverage$	0.2338***(0.0286)	-0.0075***(0.0011)	0.2232***(0.0286)
$FinRate$			-1.4283***(0.4456)
$Controls$	Yes	Yes	Yes
$Year Fe$	Yes	Yes	Yes
$Industry Fe$	Yes	Yes	Yes
F	15.3000	10.4191	14.7187
adj. R^2	0.2342	0.1437	0.2359
N	10350	10350	10350

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为聚类到公司层面的标准误; $Controls$ 是控制变量,具体包括前文所述的一系列控制变量。

融化不利于企业创新,并且 $\ln Coverage$ 的估计系数依然保持在 1% 水平上显著为正(且 $\delta_1 < a_1$, 分析师关注对企业创新的总效应为 0.2338, 加入中介变量后分析师关注对创新的效应下降为 0.2232), 说明企业金融化是分析师关注影响企业创新的部分中介因子, 证明了分析师关注能够通过抑制企业金融化进而促进企业创新的假设。

其次, 检验路径“分析师关注→企业金融化→企业实物资本投资”。实物资本投资是实体企业经营发展的方向, 但过度金融化将会抑制企业实物资本投资(张成思和张步昙, 2016)。基于此, 本文利用中介效应模型检验企业金融化是不是分析师关注与企业实物资本投资的中介因子, 即分析师关注能否通过抑制企业金融化, 进而促进企业实物资本投资呢? 模型如下:

$$Entity_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Coverage_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$FinRate_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln Coverage_{it} + \lambda_2 Controls_{it} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Entity_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln Coverage_{it} + \delta_2 FinRate_{it} + \delta_3 Controls_{it} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中: 业实物资本投资 ($Entity$) 采用固定资产、无形资产、长期投资及在建工程的净值变化量与总资产的比值衡量, $Controls$ 是与基准回归相同一系列控制变量, 其他变量与上文定义相同, 同时也控制了行业和年度固定效应。实证结果见表 16, 与上文分析方法相同, (1) 列中 $\ln Coverage$ 的估计系数为正, 且在 1% 水平上显著, 这表明分析师关注能够促进实体企业实物资本投资。(2) 列的实证结果与上文类似, $\ln Coverage$ 的估计系数在 1% 水平上显著为负, 说明分析师关注能够抑制企业金融化。本文重点关注 (3) 列, 将分析师关注和企业金融化都纳入模型后, $FinRate$ 的估计系数在 1% 水平上显著为负, 说明金融化不利于企业实物资本投资, 并且 $\ln Coverage$ 的估计系数依然保持在 1% 水平上显著为正(且 $\delta_1 < a_1$), 说明企业金融化是分析师关注影响企业实物资本投资的部分中介因子, 证明了分析师关注能够通过抑制企业金融化进而促进企业实物资本投资的假设。

表 16 分析师关注、企业金融化与企业实体投资回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$Entity$	$FinRate$	$Entity$
$\ln Coverage$	0.0080*** (0.0005)	-0.0063*** (0.0008)	0.0078*** (0.0005)
$FinRate$			-0.0390*** (0.0078)
$Controls$	Yes	Yes	Yes
$Year Fe$	Yes	Yes	Yes
$Industry Fe$	Yes	Yes	Yes
F	104.9756	20.1960	97.1896
adj. R^2	0.2109	0.1501	0.2125
N	19572	19572	19572

注: **、*、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平; 括号内为聚类到公司层面的标准误; $Controls$ 是控制变量, 具体包括前文所述的一系列控制变量。

六、结论与启示

(一) 研究结论

本文利用 2007—2019 年非金融非房地产行业 A 股上市公司财务数据, 实证检验了分析师关注对企业金融化的影响。实证结果表明: 分析师关注与企业金融化显著负相关, 即企业受到分析师关注程度越高, 其金融化水平越低。平均来看, 分析师关注每增加一个标准差, 企业金融化的下降幅度相当于样本标准差的 12.22% ($FinRate$) 和 8.51% ($\ln Fin$), 这表明本文的结论具有显著的经济意义。本文结果通过采用滞后解释变量、匹配和工具变量等方法后重新检验基准回归后, 结果依然保持稳健。进一步的作用机制检验表明, 分析师关注主要是通过减低企业信息不对称程度和缓解代理冲突进而抑制企业金融化。另外, 本文还发现分析师关注对企业金融化的抑制作用在国有企业和公司治理水平较差的企业中更为显著。最后, 本文发现分析师关注能够通过抑制企业金融化, 进而促进企业创新和实物资本投资。

(二) 启示和政策建议

本文研究发现分析师关注缓解信息不对称的新渠道, 即分析师关注抑制了企业金融化, 从而提高了企业信息透明度。这充分证明了分析师在新兴资本市场中发挥着重要的公司治理作用。本文研究对于我国经济高速发展过程中有效预防系统性金融风险和提高金融服务实体经济的能力具有重要启示作用。本文的政策建议如下:

(1) 监管部门。首先, 要完善上市公司信息披露法律法规。由于金融投资具有体量大、风险大等特性, 一旦金融投资失败, 将会影响企业主业投资, 损害股东利益。建议完善相关证券法律法规有关企业金融投资的信息披露制度, 要求上市公司真实、准确、完整及时的披露相关金融投资信息。其次, 要加大财务造假等信息

披露违法违规行为的处罚力度。现有法律法规对上市公司信息披露违法违规处罚较轻,部分体量较大的上市公司就算是遭到了处罚也是“不痛不痒”。相比之下,美国的证券法律法规对于上市公司违规可是要罚到不敢再违法违规的程度。我们可以借鉴西方发达资本市场关于上市公司违法违规行为的处罚做法,进一步完善我们对信息披露违法违规行为的处罚制度。

(2)内部治理。首先,完善企业内部监督机制。由于代理冲突的存在,企业管理层有动机去配置更多金融资产,不利于企业主业发展。因此,企业需要完善对管理层的监督机制,具体可以通过强化董事和监视职责履行、进一步畅通股东的监督渠道及加强信息披露以便更好地接受社会监督来实现。其次,改变企业对于金融投资业绩“重奖轻罚”的观念。企业对于金融投资业绩的奖励过多而处罚过轻,这在一定程度上激励了金融投资行为。因此,必须建立一套融入金融投资业绩的考核机制,从而达到约束管理层金融投资行为的目的。最后,需要加强对金融投资的风险评估。企业需要加大力量强化风险评估,可以采用建立相关风险评估部门、招聘更多专业人才和引入第三方风险评估机构等。

(3)外部治理。本文的研究发现了分析师关注起到了抑制企业金融化的作用。在我国当前企业金融化趋势不断增加的情境下,分析师关注对企业过度金融化起到一种“刹车”的作用,避免企业过度金融化。因此,必须完善我国分析师队伍的建设,规范分析师行业发展,引导分析师更好地发挥企业外部治理的作用。

参考文献

- [1] 成思危, 2015. 虚拟经济不可膨胀[J]. 资本市场, (1): 8.
- [2] 褚剑, 方军雄, 2016. 中国式融资融券制度安排与股价崩盘风险的恶化[J]. 经济研究, 51(5): 143-158.
- [3] 储一昀, 仓勇涛, 2008. 财务分析师预测的价格可信吗? ——来自中国证券市场的经验证据[J]. 管理世界, 24(3): 58-69.
- [4] 邓超, 张梅, 唐莹, 2017. 中国非金融企业金融化的影响因素分析[J]. 财经理论与实践, 38(2): 2-8.
- [5] 杜勇, 谢瑾, 陈建英, 2019. CEO金融背景与实体企业金融化[J]. 中国工业经济, (5): 136-154.
- [6] 杜勇, 张欢, 陈建英, 2017. 金融化对实体企业未来主业发展的影响: 促进还是抑制[J]. 中国工业经济, (12): 113-131.
- [7] 方军雄, 2007. 我国上市公司信息披露透明度与证券分析师预测[J]. 金融研究, (6): 136-148.
- [8] 顾乃康, 周艳利, 2017. 卖空的事前威慑、公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验检验[J]. 管理世界, 33(2): 120-134.
- [9] 黄贤环, 吴秋生, 王瑶, 2018. 金融资产配置与企业财务风险: “未雨绸缪”还是“舍本逐末”[J]. 财经研究, 44(12): 100-112.
- [10] 柯艳蓉, 李玉敏, 吴晓晖, 2019. 控股股东股权质押与企业投资行为——基于金融投资和实业投资的视角[J]. 财贸经济, 40(4): 50-66.
- [11] 李春涛, 宋敏, 张璇, 2014. 分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据[J]. 金融研究, (7): 124-139.
- [12] 李春涛, 赵一, 徐欣, 等, 2016. 按下葫芦浮起瓢: 分析师跟踪与盈余管理途径选择[J]. 金融研究, (4): 144-157.
- [13] 黎文靖, 李茫茫, 2017. “实体+金融”: 融资约束、政策迎合还是市场竞争? ——基于不同产权性质视角的经验研究[J]. 金融研究, (8): 100-116.
- [14] 刘姝雯, 刘建秋, 阳旸, 等, 2019. 企业社会责任与企业金融化: 金融工具还是管理工具?[J]. 会计研究, (9): 57-64.
- [15] 刘伟, 曹瑜强, 2018. 机构投资者驱动实体经济“脱实向虚”了吗[J]. 财贸经济, 39(12): 80-94.
- [16] 刘永泽, 高嵩, 2014. 信息披露质量、分析师行业专长与预测准确性——来自我国深市A股的经验证据[J]. 会计研究, (12): 60-65.
- [17] 马勇, 陈点点, 2020. 宏观审慎政策如何影响企业金融化?[J]. 国际金融研究, (3): 13-22.
- [18] 潘越, 戴亦一, 林超群, 2011. 信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J]. 金融研究, (9): 138-151.
- [19] 彭俞超, 韩珣, 李建军, 2018a. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济, (1): 137-155.
- [20] 彭俞超, 倪晓然, 沈吉, 2018b. 企业“脱实向虚”与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角[J]. 经济研究, 53(10): 50-66.
- [21] 宋军, 陆旸, 2015. 非货币金融资产和经营收益率的U形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据[J]. 金融研究, (6): 111-127.
- [22] 王红建, 曹瑜强, 杨庆, 等, 2017. 实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J]. 南开管理评论, 20(1): 155-166.
- [23] 王红建, 李茫茫, 汤泰劫, 2016. 实体企业跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响[J]. 中国工业经济, (11): 73-89.
- [24] 文春晖, 任国良, 2015. 虚拟经济与实体经济分离发展研究——来自中国上市公司2006—2013年的证据[J]. 中国工

- 业经济, (12): 115-129.
- [25] 解维敏, 2018. “脱虚向实”与建设创新型国家: 践行十九大报告精神[J]. 世界经济, 41(8): 3-25.
- [26] 辛清泉, 孔东民, 郝颖, 2014. 公司透明度与股价波动性[J]. 金融研究, (10): 193-206.
- [27] 徐经长, 曾雪云, 2010. 公允价值计量与管理层薪酬契约[J]. 会计研究, (3): 12-19.
- [28] 许年行, 江轩宇, 伊志宏, 等, 2012. 分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险[J]. 经济研究, 47(7): 127-140.
- [29] 徐欣, 唐清泉, 2010. 财务分析师跟踪与企业 R&D 活动——来自中国证券市场的研究[J]. 金融研究, (12): 173-189.
- [30] 杨笋, 王红建, 戴静, 等, 2019. 放松利率管制、利润率均等化与实体企业“脱实向虚”[J]. 金融研究, (6): 20-38.
- [31] 张成思, 张步昙, 2016. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. 经济研究, 51(12): 32-46.
- [32] 郑建明, 黄晓蓓, 张新民, 2015. 管理层业绩预告违规与分析师监管[J]. 会计研究, (3): 50-56.
- [33] BARTOV E, GIVOLY D, HAYN C, 2002. The rewards to meeting or beating earnings expectations [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 33(2): 173-204.
- [34] CHEN T, HARFORD J, LIN C, 2015. Do analysts matter for governance? Evidence from natural experiments[J]. *Journal of Financial Economics*, 115(2): 383-410.
- [35] DEGEORGE F, YUAN D, JEANJEAN T, et al, 2013. Analyst coverage, earnings management and financial development: An international study[J]. *Journal of Accounting & Public Policy*, 32(1): 1-25.
- [36] DEMIR F, 2009. Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets[J]. *Journal of Development Economics*, 88(2): 314-324.
- [37] GRAHAM J R, HARVEY C R, RAJGOPAL S, 2005. The economic implications of corporate financial reporting[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 40(1): 3-73.
- [38] GUO B, PÉREZ-CASTRILLO D, TOLDRÀ-SIMATS A, 2019. Firms' innovation strategy under the shadow of analyst coverage[J]. *Journal of Financial Economics*, 131(2): 456-483.
- [39] HAZARIKA S, KARPOFF J M, NAHATA R, 2012. Internal corporate governance, CEO turnover, and earnings management[J]. *Journal of Financial Economics*, 104(1): 44-69.
- [40] HE J, TIAN X, 2013. The dark side of analyst coverage: The case of innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 109(3): 856-878.
- [41] MATSUNAGA S, PARK C, 2001. The effect of missing a quarterly earnings benchmark on the CEO's annual bonus[J]. *Accounting Review*, 76(3): 313-332.
- [42] STOCKHAMMER E, 2004. Financialisation and the slowdown of accumulation[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 28(5): 719-741.
- [43] YU F F, 2008. Analyst coverage and earnings management[J]. *Journal of Financial Economics*, 88(2): 245-271.

Analyst Coverage and Financialization of Entity Enterprises

Qin Jianwen¹, Hu Jincheng¹, Cao Yingxiang²

(1. School of Economics, China-ASEAN Institute of Financial Cooperation, Guangxi University, Nanning 530004, China;

2. School of Business Administration, Guangxi University, Nanning 530004, China)

Abstract: From the perspective of external governance, the impact and mechanism of analyst coverage on entity enterprise financialization behavior were empirically studied. It is found that analyst coverage has a significant negative impact on entity enterprise financialization, the higher the degree of analyst coverage, the lower the level of enterprise financialization. After controlling endogeneity, the results remain robust. Further researches show that analyst coverage mainly affects enterprise financialization through reducing the degree of information asymmetry and alleviating enterprise agency conflict; moreover, analyst coverage has a more obvious negative effect on enterprise financialization in state-owned enterprises and companies with poor corporate governance. Analyst coverage can promote firms' innovation and physical capital investment by suppressing enterprise financialization. This paper not only enriches the research in the fields of corporate external governance and enterprise financialization, but also provides empirical evidence for strengthening the construction of analyst team and preventing the “disenchantment from reality” of the real economy.

Keywords: coverage analyst; financialization of entity enterprises; agency conflict; information asymmetry