

担保网络影响分析师盈余预测偏差吗？

付文博¹, 庄旭东²

(1. 首都经济贸易大学 会计学院, 北京 100070; 2. 华南理工大学 经济与金融学院, 广东 广州 510006)

[摘要]以2008—2018年沪深A股上市公司为研究对象,采用社会网络分析法考察上市公司担保网络对分析师盈余预测的影响。研究发现,上市公司加入担保网络会显著增加分析师盈余预测偏差,降低预测准确度,这种负面效应在双向担保、跨省融资担保、长期处于担保网络以及位于担保网络结构洞位置的上市公司中更加明显,而上市公司选择退出担保网络则有效降低了这种负面影响,提高了分析师盈余预测准确度。进一步研究发现,会计信息可比性是担保网络影响分析师盈余预测偏差的一条重要作用路径。调节效应分析结果显示,高质量的内部控制、良好的公司治理等内部治理机制与媒体监督、机构投资者治理等外部治理机制均能够有效降低担保网络上市公司对分析师盈余预测偏差的消极影响。研究结果有助于进一步梳理企业间复杂关系对资本市场信息传递效率的影响,为资本市场各方参与者有效缓解担保网络的消极影响提供了经验证据与政策方向。

[关键词]担保网络;分析师盈余预测;会计信息可比性;内外部治理;资本市场;内部控制;媒体监督

[中图分类号]F276.6 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2022)06-0079-13

一、引言

资本市场的健康发展需要信息环境的不断改善,信息传递机制早已成为中国资本市场改革的主要关注点之一。作为资本市场上重要的信息中介,证券分析师(主要指卖方分析师,以下简称为分析师)所发布的预测、评级等报告为投资者提供了重要的决策依据,这些分析报告在某种程度上直接影响了资本市场的运行效率^[1]。然而,在现行的资本市场制度下,分析师预测偏差问题一直存在^[2]。如何提高分析师信息预测质量、缓解市场信息不对称以及增强资本市场的有效性等问题一直备受学界关注,本文从企业融资的担保网络视角出发聚焦于这一方面的探索。

自2015年国务院印发《关于促进融资担保行业加快发展的意见》以来,中国融资担保行业规模呈逐年增长态势。近年来,随着中国经济的不断发展,企业的融资需求不断提升,企业间融资关系变得更加复杂,基于信任或准信任机制的融资担保不再局限于一对一的双边企业模式,而是逐渐演变为多边模式,即众多企业参与到融资担保网络中。这种关系网络的形成及变化必然会对企业业绩产生影响^[3],而且复杂的网络关系势必蕴含着更多的私人信息,进而可能影响分析师盈余预测质量。那么,以融资担保为纽带形成的新型社会网络如何影响资本市场信息效率?如何在发挥担保网络对企业融资积极效用的同时规避其可能存在的负面影响?这些问题值得进一步探讨。

因此,本文手工整理了2008—2018年A股上市公司的融资担保数据,采用社会网络连通图算法构造担保网络数据,系统检验了上市公司加入担保网络行为对分析师盈余预测偏差的影响。本文的边际贡献在于:第一,与以往研究企业单独决策对分析师预测行为影响的文献不同,本文将企业融资决策植入担保关系网络之中,有助于进一步考察企业间复杂关系对资本市场信息传递效率的影响,拓展了分析师预测行为的相关研究;第二,本文采用手工收集的数据,以分析师盈余预测偏差作为上市公司加入担保网络的经济后果,深入挖掘融资担保网络的细分特征,揭示了担保网络影响分析师盈余预测结果的作用机理,从融资担保视角进一步丰富了社会网络理论;第三,本文深入探索了担保网络对分析师盈余预测质量的影响路径及治理机制,为资本市场制度的建设完善以及各方参与者的决策改善提供了有益的经验借鉴。

[收稿日期]2022-02-15

[作者简介]付文博(1994—),男,黑龙江讷河人,首都经济贸易大学会计学院博士研究生,从事社会网络与公司治理研究;庄旭东(1996—),男,广东汕头人,通讯作者,华南理工大学经济与金融学院博士研究生,从事公司金融、转型经济学研究,E-mail:xudongfinance@163.com。

二、文献综述

(一)担保网络的经济后果

担保网络是基于融资担保契约将众多成员连接在一起而形成的一种特殊社会关系网络。担保网络以融资担保普遍存在为充分条件,作为一种常见的融资机制,融资担保已广泛存在于商业契约中。学界对担保网络可能产生的经济后果进行了广泛讨论。从理论上讲,担保本质上是一种保险,在有效管理的前提下能够降低债权人的风险,提升经济活动效率^[4]。担保网络的出现有助于企业缓解融资约束,为良好的投资项目提供必要资金支持。在担保网络中,与债务人存在社会关系的担保人充当债权人“隐性抵押品”的角色^[5],这种多边关系有助于缓解市场信息不对称,进而提高企业融资效率^[6]。然而,担保网络产生积极效果需要满足一定的条件,中国一些现实情况的复杂性容易导致担保契约效果出现与理论相反的情况^[3],进而带来消极影响。一些学者从宏观层面讨论了担保网络带来的冲击。担保网络嵌入宏观经济系统,网络的特有属性使局部风险容易演化为系统风险,从而会放大经济周期和加剧经济波动^[7-8]。另有一些学者聚焦于担保网络的微观影响,特别是关注其负面传染效应^[3,9]。加入担保网络后,成员间的命运紧密相连,只要相互之间存在大额担保关系,网络内任何一家成员的债务危机就会通过网络迅速传染至其他成员^[10-11]。现有关于担保网络经济后果的相关研究为本文分析担保网络的影响提供了重要的理论支撑。

(二)分析师预测偏差的影响因素

分析师的核心工作在于出具与企业价值相关的分析报告,以辅助信息使用者进行分析决策。一方面,正所谓“巧妇难为无米之炊”,与任何分析工作一样,分析师的工作也需要建立在完备的信息基础之上,信息来源的利益衡量、丰富与否和质量高低在很大程度上影响着预测结果。就公开信息而言,上市公司公开披露的信息直接影响分析师预测的准确性^[1,12]。进一步地,公司的业务复杂度^[13]、会计政策^[14]、审计质量^[15]、盈余管理^[16]等众多因素均会影响公司公开披露信息的含量与质量,进而对分析师预测产生影响。然而,除了公开信息外,分析师在进行预测时还需要依赖与企业有关的私人信息^[17]。另一方面,分析师自身直接影响着所出具报告的质量。现有研究表明,分析师出具分析报告的过程也是一个信息处理过程,这个过程受到分析师思考方式、认知水平、工作经验、知识储备等综合能力的影响^[18-19],分析师能力不足会影响分析报告的预测结果^[20]。此外,由于代理成本的存在,分析师为了增加所在机构业务以赚取更多的佣金收入,或者为迎合管理层偏好以持续获取私有信息,可能会发布符合自身利益的分析报告^[21],进而导致预测结果偏离真实值。以往关于分析师预测偏差影响因素的相关研究也为本文进一步梳理担保网络对分析师预测偏差的影响提供了重要的理论支撑。

(三)文献评述

从现有文献中可以看出,大多数学者关注的是担保网络对网络内部成员或系统性经济运行的影响。担保网络是一种复杂的社会关系形态,目前关于担保网络对网络外部潜在利益相关者决策行为影响的研究较少。此外,当前文献更多的是单独从公司自身或者分析师个体层面对分析师预测偏差进行解释,缺乏探索组织间社会关系如何影响分析师预测质量的研究。因此,本文选取兼具正式制度和非正式制度属性的担保网络作为切入点,深入挖掘担保网络对分析师预测偏差的影响,结合现有的研究理论与经济现实进一步完善研究假说,以期揭示一种企业间复杂关系对资本市场信息传递效率的作用模式。

三、理论分析与研究假设

本文认为,担保网络可能会降低企业会计信息可比性,从而对年报盈余披露值和分析师盈余预测值产生影响,进而导致分析师预测偏差增大。

在担保网络影响年报盈余披露值方面,基于代理理论,企业担保行为会加剧道德风险和逆向选择^[22]。在实践中,财务状况一般、盈利水平较差的公司往往基于融资目的以互保方式加入担保网络,这些企业管理层具有较为强烈的动机对年报数字,甚至对年报文本信息进行操纵^[23],从而可能使得年报披露的信息不够真实,而且这种情况可能会产生传染效应,进而产生“劣币驱逐良币”的后果,即导致担保网络内业绩较好的公司也进行信息操纵,使得担保网络的整体信息环境较差,会计信息可比性下降,各企业的年报盈余披露值均可能存在偏差。此外,相较于未加入担保网络的上市公司,担保网络内上市公司的盈余波动性显著上升。担保网络的形成本身聚

集了更多风险,且这些风险可以通过网络在企业间相互传染,这不仅增加了财务风险和加剧了业绩波动,还有可能催生非正常财务信息,在一定程度上增加了信息环境复杂性以及会计信息不可比性,进而使得年报盈余披露值也容易出现较大的偏差。

在担保网络影响分析师盈余预测值方面,企业加入担保网络后与外界的融资关系将会变得错综复杂,其他主体发生的事项极有可能会通过网络影响到自身业绩,这些信息有可能被披露或被隐藏,使得会计信息可比性降低,预测任务的复杂性和难度给分析师盈利预测的准确性带来了挑战^[24]。就目前的分析技术而言,分析师在进行信息收集处理过程中主要依赖于目标企业的信息变动,但其往往无法关注整体担保信息,对担保网络内其他相关企业的具体信息难以完全掌握,这种信息的不确定性以及不可比性可能会减弱分析师对信息的反应能力^[25],进而影响分析师盈余预测准确性。此外,中国分析师实际上常常难以通过公开渠道获取足够有效的信息^[26],为了维护自身声誉更有可能选择发布乐观倾向的预测报告^[27],而担保网络使得信息环境复杂多变、可比性差,分析师更是难以从公开披露的资料中挖掘出更有价值的信息,这可能会导致其更加依赖于从管理层处获取的私人信息,进而选择配合发布有偏的报告以讨好管理层,最终会影响分析师盈余预测偏差。

综上,本文认为,当上市公司加入担保网络后,会计信息可比性会下降,对年报盈余披露值和分析师盈余预测值均可能产生影响,从而导致分析师预测偏差增大。由此,本文提出研究假说 H1。

H1:上市公司加入担保网络会增大分析师盈余预测偏差。

基于上述假说,本文还通过细分特征深入考察担保网络对分析师盈余预测的作用机理。

本文重点关注的是融资担保网络中的担保关系。企业面对的担保关系可能是单向的,即作为被担保方接受他人担保,或者作为担保方为他人提供担保;担保关系也可能是双向的,即在接受他人担保的同时也为他人提供担保。本文预期,相较于单向担保,双向担保对分析师盈余预测偏差的影响力度可能更大。就企业角度而言,企业在双向担保中既要面临来自被担保方的传染风险,又要面临来自担保方的传染风险,其风险管控难度高于单向担保,面临着更强的盈余波动,且由此引发道德风险和逆向选择的概率可能更高,即企业管理层进行盈余管理的动机可能更强,年报盈余披露值受到的影响程度可能更大。就分析师角度而言,双向担保使得分析师需要同时收集两种方向的信息,这对分析师在收集处理信息及维护信息渠道通畅方面的能力提出了更高的要求,且双向担保对应的关系网络比单向担保更加复杂多变,这可能会进一步增加分析师的厌烦情绪,从而更加不利于分析师专业能力的发挥,对分析师发布的盈余预测值的影响也可能更大。由此,本文提出研究假说 H2。

H2:与单向担保相比,上市公司在担保网络中的双向担保行为对分析师盈余预测偏差的影响更大。

担保网络的空间属性也可能会对分析师盈余预测偏差产生不同影响。已有研究表明,企业的空间属性会对企业融资行为或分析师预测行为产生影响^[28]。本文预期,上市公司加入跨省担保网络比加入同省担保网络对分析师盈余预测偏差的影响可能更大。一方面,当上市公司与其他省份企业同处于一个担保网络中时,跨省担保使得担保双方在空间距离上更远,双方之间的不熟悉感也会加深,并且不同省份之间存在制度和文化上的差异,这会使得相互之间进行联系沟通的成本更高,由此带来信息不对称程度加剧,上市公司管理层容易对跨省担保网络内其他成员的信息反应不足,不能准确评估或有事项产生的影响,进而可能影响年报盈余披露值。另一方面,由于制度和文化的差异,跨省担保网络中不同企业的战略偏好、管理风格、经营条件等方面的差异可能会进一步加剧,这会使得分析师对相关信息收集和整合的工作难度跃升,不利于分析师进行准确评估预测,从而可能对盈余预测值产生影响。因此,本文提出研究假说 H3。

H3:与同省担保网络相比,上市公司加入跨省担保网络对分析师盈余预测偏差的影响更大。

担保网络中的成员可能还会受到路径依赖的影响,即企业加入担保网络的时间越久,路径依赖效应越大,进而带来较之以往更加明显的经济后果。结合假说 H1 的分析,我们可以合理预期,企业处于担保网络的时间越久,其产生的道德风险、逆向选择危机以及面临的传染风险越大,越有可能对年报盈余披露值和分析师盈余预测值产生更大的影响,进而增大分析师盈余预测偏差。因此,本文提出研究假说 H4。

H4:上市公司处于担保网络时间越久,对分析师盈余预测偏差的影响越大。

担保网络是社会关系网络的一种特殊形式,各成员在网络中的位置不同,其在网络中的地位也会有所差异。关系网络中存在的结构洞是成员地位的体现^[29]。结构洞理论认为,如果某个成员能将网络内其他成员更紧密地联系起来,该成员便拥有更多的结构洞,其作为“媒介”的功能属性就更强,在网络中的位置就更核心,相较于

其他成员也就拥有更大的信息优势和控制优势^[30]。不同个体在网络中的位置不同,其接收或发出的信息复杂程度也有所不同,处在网络关键位置的个体,结构洞效应可以使其获得更大的优势,但也会增加更多的代理风险和传染风险。换言之,更多的结构洞虽然可以帮助企业整合资源、提高效率,但也为这些企业提供了从事私利行为的机会,由此可能引发更强烈的委托代理冲突,并进一步加剧信息不对称,而处于关键位置所引发的传染风险的增加也会增强企业管理层进行盈余管理的动机。此外,就分析师角度而言,分析师并非网络的参与者,不具备任何信息优势,其必须通过企业获取私人信息,越是处于网络核心位置的企业,其对分析师越具有议价权,越能要求分析师迎合自身需求,发布有利于企业的预测报告。基于以上分析,本文提出研究假说 H5。

H5:上市公司越处于担保网络核心位置、拥有越多结构洞,对分析师盈余预测偏差的影响越大。

担保网络同时具备存在性特征和过程性特征^[31]。以上假说旨在验证担保网络存在性特征对分析师盈余预测偏差的影响。进一步地,本文还尝试讨论担保网络过程性特征对分析师盈余预测偏差可能产生的影响,即企业退出担保网络能否削减对分析师的负面经济后果。从逻辑上来讲,企业退出担保网络意味着担保网络对年报盈余披露值和分析师盈余预测值的影响消失,企业的道德风险、逆向选择以及面临的传染风险将会得到缓解,分析师主观或客观的行为偏差也会得到复原,此时分析师盈余预测偏差可能会回归到企业加入担保网络前的水平。基于以上分析,本文提出研究假说 H6。

H6:上市公司退出担保网络能够显著减小分析师盈余预测偏差。

四、研究设计

(一)样本选择和数据来源

本文以2008—2018年沪深A股上市公司作为初始研究样本,考察上市公司担保网络对分析师盈余预测偏差的影响。其中,上市公司担保信息来自Wind数据库,担保网络数据通过手工整理获得,其余财务数据均来自CSMAR数据库。在剔除金融类、ST、PT类以及数据缺失的样本后,本文最终得到16036条观测值,其中处于担保网络中的公司样本871个,涉及275个担保网络。此外,为了降低异常值的影响,本文对主要连续变量进行了上下1%的缩尾处理。

(二)模型设定和变量定义

为了检验上市公司加入担保网络对分析师盈余预测偏差的影响,本文建立如下模型:

$$FERROR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 IF_Net_{i,t} + Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

1. 被解释变量:分析师盈余预测偏差(*FERROR*)。参考新夫等的研究^[31],分析师盈余预测偏差的计算公式如下:

$$FERROR_{i,t} = |FEPS_{i,t} - MEPS_{i,t}| / PRICE_{i,t} \quad (2)$$

其中,*FERROR*为分析师盈余预测偏差,*FEPS*为企业当年所有跟踪分析师盈余预测均值(中位数),*MEPS*为企业当年实际每股盈余,*PRICE*为企业期初股票价格。由于分析师预测采用均值(中位数)计算,因此本文得到均值分析师盈余预测偏差(*FERROR1*)和中位数分析师盈余预测偏差(*FERROR2*)。同时,参考已有研究的做法^[2],本文仅保留每个分析师当年最后一个盈余预测信息。

2. 解释变量:担保网络(*IF_Net*)。借鉴刘海明和曹廷求的做法^[7],本文采用社会网络连通图算法,使用Pajek软件对担保网络结构进行分年度识别。我们将网络结构中上市公司数量大于等于3的定义为加入担保网络上市公司,即*IF_Net*取1,反之为0。

3. 控制变量:*Controls*为控制变量合集。借鉴已有研究^[2,32],本文控制了资产负债率(*Lev*)、销售增长率(*Growth*)、是否亏损(*Loss*)、市值账面比(*MB*)、投资机会(*TobinQ*)、经营年限(*Age*)、企业规模(*Size*)、盈余可预测性(*Pre*)、盈余波动率(*EranVol*)、股票收益波动(*RetVol*)、分析师跟踪(*AF*)、股权集中度(*Top1*)、四大审计(*Big4*)和产权性质(*SOE*)等变量,并控制了年份固定效应(*Year*)和行业固定效应(*Ind*)。

各变量的具体定义详见表1。

为了进一步考察担保网络特征对分析师盈余预测偏差的影响,借鉴Bills等的研究^[33],本文构建模型(3):

$$FERROR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DIF_Net_{i,t} + Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, DIF_Net 为担保网络细分特征指标, 包括 Dir_Net 、 Ter_Net 、 $Long_Net$ 、 CCI_Net 和 $Exit_Net$ 。具体而言, Dir_Net 为担保网络方向特征指标, 包含 IF_Supply 、 IF_Accept 和 IF_Both 。当上市公司本年度处于担保网络中且仅为其他上市公司提供担保时, IF_Supply 取 1, 否则为 0; 同样地, 当上市公司本年度处于担保网络中且仅接受其他上市公司为其提供担保时, IF_Accept 取 1, 否则为 0; 当企业本年度处于担保网络中且既接受其他上市公司为其提供担保又为其他上市公司提供担保, 即“双向担保”时, IF_Both 取 1, 否则为 0。 Ter_Net 为担保网络省份特征指标, 包含 Pro_Net 和 $NPro_Net$ 。当上市公司本年度处于担保网络中且该担保网络属于同一省份时, Pro_Net 取 1, 反之为 0; 当上市公司本年度处于担保网络中且该担保网络不属于同一省份时, $NPro_Net$ 取 1, 反之为 0。 $Long_Net$ 为上市公司加入担保网络时间变量, 当上市公司处于担保网络中时, 计算其处于担保网络中的时间加 1 取自然对数; 当上市公司不处于担保网络中时, $Long_Net$ 取 0。 CCI_Net 为上市公司所处担保网络位置变量, 借鉴 Burt 基于结构洞 - 约束指数视角考察网络位置的经济意义研究^[29], 本文也采用约束指数度量担保网络中上市公司的位置结构特征, 即担保网络约束指数 (CCI_Net), 并将该指标乘以 -1, 即指标越大, 结构洞越丰富, 越居于担保网络核心位置。 $Exit_Net$ 为上市公司退出担保网络变量, 当上市公司本年度处于担保网络中, 下一年不处于该担保网络中且未加入新的担保网络时, $Exit_Net$ 在 $t+1$ 年取 1, 否则为 0。

表 1 变量定义表

变量名称	变量符号	变量定义
分析师预测偏差	$FERROR$	均值分析师盈余预测偏差 ($FERROR1$) 和中位数分析师盈余预测偏差 ($FERROR2$)
担保网络	IF_Net	上市公司处于担保网络取 1, 否则为 0
担保网络方向	Dir_Net	包含 IF_Supply 、 IF_Accept 和 IF_Both
担保网络省份特征	Ter_Net	分为同省担保网络 (Pro_Net) 和非同省担保网络 ($NPro_Net$)
加入担保网络时间	$Long_Net$	上市公司处于担保网络时间加 1 取自然对数
担保网络结构特征	CCI_Net	采用结构洞约束指数衡量
退出担保网络	$Exit_Net$	上市公司本年度处于担保网络中而下一年不处于担保网络中时, $Exit_Net$ 在 $t+1$ 年取 1, 否则为 0
资产负债率	Lev	总负债/总资产
销售增长率	$Growth$	(本年营业收入 - 上年营业收入)/上年营业收入
是否亏损	$Loss$	公司本年度出现亏损取 1, 否则为 0
市值账面比	MB	公司期末股票市场价值与账面价值之比
投资机会	$TobinQ$	(流通股股数 × 当期收盘价 + 非流通股股数 × 每股净资产 + 负债的账面价值)/总资产
经营年限	Age	(研究年份 - 公司成立日期)/365
公司规模	$Size$	总资产的自然对数
盈余可预测性	Pre	营业利润占利润总额比重的绝对值
盈余波动率	$EarnVol$	公司前 3 年净资产收益率的标准差
股票收益波动	$RetVol$	公司第 t 年股票周收益率的标准差
分析师跟踪	AF	公司第 t 年分析师跟踪数量加 1 取自然对数
股权集中度	$Top1$	第一大股东持股比例
四大审计	$Big4$	公司被四大事务所审计取 1, 否则为 0
产权性质	SOE	国有企业取 1, 否则为 0

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计和相关性分析

本文按照上市公司是否加入担保网络对样本进行分组, 表 2 中的 Panel A 汇报了未加入担保网络和加入担保网络变量的描述性统计和组间差异检验结果。加入担保网络上市公司的分析师盈余预测偏差 ($FERROR1$ 和 $FERROR2$) 均高于未加入担保网络上市公司, 两者的均值和中位数差异均在 1% 水平下显著。 Panel B 汇报了加入担保网络上市公司样本的年度分布情况。可以发现, 加入担保网络的上市公司数量呈现逐年递增趋势, 表明上市公司之间互相担保获取融资的现象越来越多, 并且加入担保网络的上市公司数量并不集中在某一年, 排除了特定年份产生的外生冲击影响。此外, Spearman 和 Pearson 相关性分析结果 (未列示, 备索) 表明, 是否加入担保网络 (IF_Net) 与分析师盈余预测偏差 ($FERROR1$ 和 $FERROR2$) 之间呈现显著的正相关关系, 即加入担保网络会增大分析师盈余预测偏差。同时, 回归模型中各变量的方差膨胀因子 VIF 均不超过 5, 说明变量之间不存在严重的多重共线性问题。

担保网络细分特征变量的描述结果如表 3 所示。只提供担保的上市公司样本为 386 家, 只接受担保的上市公司样本为 272 家, 双向担保的上市公司样本为 213 家。同省担保形成的上市公司担保圈样本数为 56 家, 非同省融资担保圈上市公司样本总数为 815 家。871 家加入担保网络上市公司的结构洞约束指数均值为 -0.7476, 处于担保网络中的平均时间约为 2.57 年。本年度处于担保网络中的 540 家上市公司下一年选择退出该担保网络且未加入其他新的担保圈。

表2 变量描述性统计与样本年度分布

变量	Panel A: 变量描述性统计						Panel B: 担保公司样本分布	
	未加入担保网络 (N = 15165)		加入担保网络 (N = 871)		均值检验	中位数检验	年份	观测数
	均值	中位数	均值	中位数	T 值	Z 值		
<i>FERROR1</i>	0.0348	0.0229	0.0486	0.0304	-10.54 ***	-8.32 ***	2008	45
<i>FERROR2</i>	0.0345	0.0227	0.0483	0.0304	-10.47 ***	-8.22 ***	2009	57
<i>Lev</i>	0.4403	0.4394	0.5954	0.6146	-22.45 ***	-21.75 ***	2010	70
<i>Growth</i>	0.2194	0.1360	0.2105	0.1278	0.58	1.75 *	2011	69
<i>Loss</i>	0.0628	0.0000	0.0987	0.0000	-4.19 ***	-4.19 ***	2012	52
<i>MB</i>	0.6054	0.6018	0.7924	0.8349	-22.29 ***	-21.43 ***	2013	57
<i>TobinQ</i>	2.0702	1.6617	1.4393	1.1978	14.77 ***	21.43 ***	2014	58
<i>Age</i>	15.7967	15.7205	17.2093	17.0192	-7.58 ***	-7.13 ***	2015	87
<i>Size</i>	22.3029	22.1416	23.5780	23.4534	-29.30 ***	-23.43 ***	2016	104
<i>Pre</i>	0.9367	0.9650	0.9400	0.9774	-0.29	-2.95 ***	2017	131
<i>EarnVol</i>	0.0509	0.0285	0.0540	0.0280	-1.29 *	-0.24	2018	141
<i>RetVol</i>	0.0653	0.0595	0.0621	0.0565	3.52 ***	4.44 ***	总计	871
<i>AF</i>	2.0087	2.0794	2.0901	2.0794	-2.57 ***	-2.41 **		
<i>Top1</i>	35.7275	34.0422	38.1864	36.3574	-4.66 ***	-4.51 ***		
<i>Big4</i>	0.0696	0.0000	0.1389	0.0000	-7.64 ***	-7.63 ***		
<i>SOE</i>	0.4291	0.0000	0.6005	1.0000	-9.94 ***	-9.91 ***		

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著。

(二) 基本回归分析

表4列示了担保网络与分析师盈余预测偏差的回归结果。在列(1)和列(3)中,当未加入其他控制变量且仅控制年份和行业固定效应时,变量 *IF_Net* 的系数分别为0.0133和0.0132,均在1%水平下显著。在列(2)和列(4)中,当加入了可能影响分析师盈余预测的控制变量并控制年份和行业固定效应时,变量 *IF_Net* 的系数分别为0.0064和0.0063,依然在1%水平下显著,表明上市公司加入担保网络后显著增加了分析师盈余预测难度,导致分析师盈余预测偏差增大,假说H1得到验证。控制变量方面,与已有研究一致^[31,32],盈余波动率(*EarnVol*)和股票收益波动(*RetVol*)的加大均会增大分析师盈余预测偏差。

表3 担保网络细分特征变量描述

变量	观测值	均值	标准差
<i>IF_Supply</i>	386	0.0241	0.1533
<i>IF_Accept</i>	272	0.0170	0.1291
<i>IF_Both</i>	213	0.0133	0.1145
<i>Pro_Net</i>	56	0.0035	0.0590
<i>NPro_Net</i>	815	0.0508	0.2196
<i>Long_Net</i>	871	0.0587	0.2598
<i>CCI_Net</i>	871	-0.7476	-0.2786
<i>EXIT_Net</i>	540	0.3148	0.4649

表4 担保网络与分析师盈余预测偏差的回归结果

变量	(1) <i>FERROR1</i>	(2) <i>FERROR1</i>	(3) <i>FERROR2</i>	(4) <i>FERROR2</i>
<i>IF_Net</i>	0.0133 *** (5.68)	0.0064 *** (3.31)	0.0132 *** (5.61)	0.0063 *** (3.25)
<i>Lev</i>		0.0171 *** (7.43)		0.0170 *** (7.41)
<i>Growth</i>		-0.0030 *** (-4.22)		-0.0030 *** (-4.17)
<i>Loss</i>		0.0276 *** (16.48)		0.0277 *** (16.49)
<i>MB</i>		0.0339 *** (11.64)		0.0339 *** (11.60)
<i>TobinQ</i>		0.0008 * (1.80)		0.0008 * (1.80)
<i>Age</i>		0.0000(0.07)		0.0000(0.03)
<i>Size</i>		0.0011 ** (1.98)		0.0011 ** (1.98)
<i>Pre</i>		-0.0008(-0.74)		-0.0007(-0.71)
<i>EarnVol</i>		0.0932 *** (13.50)		0.0934 *** (13.43)
<i>RetVol</i>		0.1063 *** (5.83)		0.1073 *** (5.89)
<i>AF</i>		0.0039 *** (9.05)		0.0037 *** (8.54)
<i>Top1</i>		-0.0002 *** (-7.18)		-0.0002 *** (-7.09)
<i>Big4</i>		-0.0073 *** (-4.23)		-0.0074 *** (-4.25)
<i>SOE</i>		-0.0023 *** (-2.66)		-0.0021 ** (-2.48)
<i>Cons</i>	0.0133 *** (3.54)	-0.0574 *** (-4.93)	0.0135 *** (3.58)	-0.0569 *** (-4.88)
<i>Year</i> 和 <i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16036	16036	16036	16036
Adj-R ²	0.1220	0.2574	0.1206	0.2559

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著,括号内为t值;检验结果均经过公司层面聚类(Cluster)调整;部分控制变量系数为0.0000是因为保留小数点后四位四舍五入所致。下同。

(三)担保网络细分特征对分析师盈余预测的影响分析

担保网络细分特征与分析师盈余预测的回归结果如表5所示。列(1)和列(2)报告了区分担保方向对分析师盈余预测影响的结果。可以发现,只提供担保(*IF_Supply*)和双向担保(*IF_Both*)的系数均在1%或5%水平下显著为正,只接受担保(*IF_Accept*)的系数为正,但统计上不显著,并且系数 $\theta_3 > \theta_1 > \theta_2$,F联合检验结果也均在1%或10%水平下显著,尽管列(2)中 $\theta_2 = \theta_3$ 的F检验未通过,表明当企业存在双向担保时,分析师盈余预测偏差增大的幅度要显著高于只提供担保和只接受担保的情况,而当企业只提供担保时,分析师盈余预测偏差的增大幅度要显著高于只接受担保的情况,H2得到验证。

表5 担保网络细分特征与分析师盈余预测偏差的回归结果

变量	区分担保网络方向		担保网络省份特征		加入担保网络时间		担保网络结构		退出担保网络	
	(1) <i>FERROR1</i>	(2) <i>FERROR2</i>	(3) <i>FERROR1</i>	(4) <i>FERROR2</i>	(5) <i>FERROR1</i>	(6) <i>FERROR2</i>	(7) <i>FERROR1</i>	(8) <i>FERROR2</i>	(9) <i>FERROR1</i>	(10) <i>FERROR2</i>
<i>IF_Supply</i> (θ_1)	0.0084*** (3.04)	0.0084*** (3.04)								
<i>IF_Accept</i> (θ_2)	0.0010 (0.35)	0.0011 (0.37)								
<i>IF_Both</i> (θ_3)	0.0096** (2.15)	0.0092** (2.04)								
<i>Pro_Net</i> (ω_1)			-0.0027 (-0.47)	-0.0024 (-0.42)						
<i>NPro_Net</i> (ω_2)			0.0070*** (3.44)	0.0069*** (3.37)						
<i>Long_Net</i>					0.0055*** (3.05)	0.0054*** (2.95)				
<i>CCI_Net</i>							0.0151** (2.31)	0.0146** (2.25)		
<i>Exit_Net</i>									-0.0115** (-2.14)	-0.0107** (-1.98)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>F-value</i> : $\theta_1 = \theta_2$	4.68***	4.68***								
$\theta_1 = \theta_3$	6.93***	6.68***								
$\theta_2 = \theta_3$	2.35*	2.13								
$\omega_1 = \omega_2$			5.98***	5.76***						
N	16036	16036	16036	16036	16036	16036	871	871	540	540
Adj-R ²	0.2578	0.2563	0.2576	0.2561	0.2574	0.2559	0.3142	0.3110	0.3603	0.3608

注:模型中均控制了年份和行业效应,控制变量、常数项的回归结果未列示,备索。下同。

担保网络省份特征对分析师盈余预测影响的回归结果如表5中列(3)和列(4)所示。变量*NPro_Net*的系数均在1%水平下显著为正,而变量*Pro_Net*的系数却不显著,并且两个系数的F联合检验结果也在1%水平下显著,即相较于同省担保网络,非同省担保网络对分析师盈余预测偏差的影响更大,因此对于跨区域的上市公司融资担保网络而言,分析师的盈余预测难度将会加大,H3得到验证。

加入担保网络时间对分析师盈余预测影响的回归结果如表5中列(5)和列(6)所示。变量*Long_Net*的系数均在1%水平下显著为正,即上市公司处于担保网络中的时间越久,对分析师盈余预测偏差的影响就越大,H4得到验证。

担保网络结构特征对分析师盈余预测影响的回归结果如表5中列(7)和列(8)所示。变量*CCI_Net*的系数均在5%水平下显著为正,表明当上市公司处于担保网络核心位置、拥有更多结构洞时,关联担保产生的风险传染效应更加明显,拥有结构洞优势的企业在获得更多关联担保公司的信息优势后,其管理层为迎合分析师预测而进行盈余操纵的动机更加强烈,从而导致分析师盈余预测偏差进一步加大,H5得到验证。

企业退出担保网络对分析师盈余预测影响的回归结果如表5中列(9)和列(10)所示。可以发现,变量*Exit_Net*的系数显著为负,意味着上市公司选择退出担保网络显著降低了分析师盈余预测偏差,有助于提高分析师盈余预测准确性,H6得到验证。

(四)稳健性检验

1. 基于 PSM 的检验

为了降低加入担保网络上市公司和未加入担保网络上市公司之间的特征差异,本文对两类样本进行倾向得分匹配(PSM)。本文选取可能影响企业是否加入担保网络(IF_Net)的企业规模($Size$)、资产负债率(Lev)、市值账面比(MB)、是否亏损($Loss$)和股权集中度($Top1$)等因素作为匹配协变量。由于加入担保网络的样本数量较少,为了充分利用样本数据,最小化均方误差,本文采用1:4最近邻匹配法。倾向得分匹配第一阶段结果表明,上述协变量均会影响上市公司是否加入担保网络,且匹配样本满足平衡性和共同支撑假设(未列示,备索)。表6中的列(1)和列(2)报告了PSM样本的检验结果,变量 IF_Net 的系数均在1%水平下显著为正,研究结论保持不变。

2. 基于 PSM-DID 的检验

上市公司是否加入担保网络会影响分析师盈余预测偏差,反过来,分析师盈余预测偏差也可能会影响上市公司能否加入担保网络。为了更好地解决可能由互为因果关系产生的内生性问题,本文基于PSM样本构建了双重差分模型(DID),以此来考察担保网络对分析师盈余预测偏差影响的净效应。双重差分模型设定如下:

$$FERROR_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Post + \gamma_2 Treat + \gamma_3 (Post \times Treat) + Controls_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,上市公司首次加入担保网络及以后年份, $Post$ 为1,否则为0;上市公司加入过担保网络, $Treat$ 为1,否则为0;其余变量定义与前文一致。表6中的列(3)和列(4)列示了上市公司加入担保网络后的双重差分检验结果, $Post \times Treat$ 系数分别为0.0630和0.0647,均在5%水平下显著,表明上市公司加入担保网络后,分析师盈余预测偏差显著增大,这为前文结论的稳健性提供了进一步的证据。

3. 基于遗漏变量和 Heckman 两阶段的检验

考虑到研究中可能存在遗漏变量情况,我们在回归模型中加入盈余管理(DA)、自由现金流(FCF)和商业信用(TC)等变量^②。结果如表7中的列(1)和列(2)所示, TC 的系数显著为负,表明供应商对企业的商业信用配给越多,供应商的持续监督和参与公司治理的意愿越强,对降低分析师盈余预测偏差的作用越大。 DA 的系数显著为正,说明企业管理层的盈余操纵动机会增加分析师盈余预测难度,进而导致其预测准确度下降。在控制可能存在的遗漏变量后, IF_Net 的系数依然显著为正,研究结论保持稳健。

考虑到企业是否加入担保网络可能会产生选择性偏误问题,本文采用 Heckman 两阶段方法来缓解样本选择造成的内生性问题。同样,在原有控制变量的基础上,我们在第一阶段回归中加入盈余管理(DA)、自由现金流(FCF)和商业信用(TC)等变量。首先,通过

表6 基于倾向得分匹配和双重差分模型的检验

变量	基于 PSM 的检验		基于 PSM-DID 的检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$FERROR1$	$FERROR2$	$FERROR1$	$FERROR2$
IF_Net	0.0076 *** (3.79)	0.0074 *** (3.68)		
$Post$			-0.0550 ** (-1.97)	-0.0566 ** (-2.01)
$Treat$			-0.0031 (-0.96)	-0.0031 (-0.95)
$Post \times Treat$			0.0630 ** (2.24)	0.0647 ** (2.28)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3487	3487	2832	2832
Adj-R ²	0.2890	0.2878	0.2809	0.2798

表7 加入控制变量和 Heckman 两阶段检验

变量	加入控制变量		第一阶段	第二阶段	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$FERROR1$	$FERROR2$	IF_Net	$FERROR1$	$FERROR2$
IF_Net	0.0053 *** (2.73)	0.0052 *** (2.68)		0.0065 *** (3.23)	0.0064 *** (3.18)
TC	-0.0198 *** (-4.81)	-0.0202 *** (-4.88)	-0.5322 *** (-2.89)		
FCF	0.0000 (0.39)	0.0000 (0.63)	0.0000 (0.14)		
DA	0.0194 *** (4.87)	0.0190 *** (4.76)	0.0658 (0.26)		
IMR				0.0592 *** (2.85)	0.0584 *** (2.78)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	15293	15293	14695 ^①	14695	14695
Adj-R ² / Pseudo R ²	0.2644	0.2631	0.1789	0.2607	0.2588

①在 Heckman 第一阶段,17 个细分行业的 598 个样本只有单一值 0,未参与回归,因此有效样本为 14695 个。

②盈余管理(DA)采用修正的 Jones 模型来衡量,商业信用(TC) = (应付账款 + 应付票据 + 预收账款) / 总资产。

第一阶段回归得到逆米尔斯比 (*IMR*, Inverse Mills Ratio), 然后加入到第二阶段回归中以修正样本选择性偏误。结果如表 7 中的列 (3) 至列 (5) 所示, 在控制了上市公司是否加入担保网络的样本选择性偏误后, *IF_Net* 的系数依然显著为正, 与本文结论保持一致。

4. 基于固定效应模型的检验

为了进一步控制公司个体层面的不可观测因素, 本文还控制了公司个体层面固定效应。结果如表 8 中的列 (1) 和列 (2) 所示, 变量 *IF_Net* 的系数依然在 1% 水平下显著为正, 进一步证明了本文研究结论的稳健性。

5. 基于分析师预测乐观偏差的检验

参考褚剑等的研究^[1], 本文采用分析师预测乐观偏差 (*FOPT*) 替换被解释变量, 计算方式如下:

$$FOPT_{i,t} = (FEPS_{i,t} - MEPS_{i,t}) / PRICE_{i,t} \quad (5)$$

其中, *FOPT* 为分析师预测乐观偏差, 其余变量定义同模型 (2)。由此, 我们在稳健性检验中得到均值分析师预测乐观偏差 (*FOPT1*) 和中位数分析师预测乐观偏差 (*FOPT2*)。结果如表 8 中的列 (3) 和列 (4) 所示, 可以发现, *IF_Net* 的系数依然显著为正, 表明上市公司加入担保网络后, 管理层会向上修正业绩, 进行盈余操纵的动机增强, 使得企业真实收益的预测难度加大, 导致分析师预测结果较实际业绩向上偏离, 进而发布乐观预测的动机更强, 这也佐证了 Das 等^[34] 和 Lim^[27] 的观点。

6. 排除竞争性假说的检验

担保网络对分析师盈余预测的影响也可能存在两种替代性假说: (1) 分析师对企业的盈余预测可能会因上市公司所在地的交通不便而增加了分析师预测难度, 导致分析师盈余预测偏差增大。(2) 加入担保网络的上市公司可能会因自身的经营特征尤其是出口行为^[31] 而导致分析师盈余预测偏差增大。因此, 为了保证研究结论的稳健性, 本文必须排除这两种竞争性假说。对于假说 (1), 交通便捷度采用上市公司所在地是否开通高铁 (*HSR*) 予以衡量, 若上市公司所在城市在第 *t* 年开通高铁, 则第 *t* 年及以后年度 *HSR* 取 1, 反之为 0。对于假说 (2), 本文使用企业是否拥有海外销售业务来衡量企业出口行为 (*Export*), 若企业该年度拥有海外销售业务, 则 *Export* 取 1, 否则为 0。检验结果如表 9 所示, 变量 *HSR* 的系数在 10% 水平下显著为负, 表明便捷的交通能够提高分析师盈余预测准确度, 降低预测偏差, 与已有研究结论保持一致^[35]。出口行为 (*Export*) 与分析师盈余预测偏差的系数为正, 但统计上并不显著。在引入是否开通高铁、出口行为与担保网络的交乘项后, 变量 *IF_Net* 的系数依然显著为正, 且交乘项的系数均不显著, 排除了交通便捷度和出口行为经营特征差异的替代性假说, 进一步证明本文研究结论是稳健的。

7. 基于担保网络细分特征的检验

本文基于 PSM 样本和分析师预测乐观偏差 (*FOPT*) 对担保网络细分特征变量进行了稳健性测试, 研究结论均未发生改变 (未列示, 备索)。

表 8 基于固定效应模型、分析师预测乐观偏差的检验

变量	固定效应模型		分析师预测乐观偏差	
	(1) <i>FERROR1</i>	(2) <i>FERROR2</i>	(3) <i>FOPT1</i>	(4) <i>FOPT2</i>
<i>IF_Net</i>	0.0044 *** (2.93)	0.0044 *** (2.92)	0.0061 *** (3.06)	0.0060 *** (3.01)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16036	16036	16036	16036
Adj-R ²	0.3588	0.3565	0.2352	0.2341

表 9 排除竞争性假说的检验

变量	交通便捷度替代性假说		出口行为替代性假说	
	(1) <i>FERROR1</i>	(2) <i>FERROR2</i>	(3) <i>FERROR1</i>	(4) <i>FERROR2</i>
<i>IF_Net</i>	0.0094 *** (2.67)	0.0093 *** (2.64)	0.0072 *** (2.75)	0.0073 *** (2.78)
<i>HSR</i>	-0.0016 * (-1.91)	-0.0017 * (-1.93)		
<i>IF_Net</i> × <i>HSR</i>	-0.0042 (-1.00)	-0.0042 (-1.00)		
<i>Export</i>			0.0003 (0.33)	0.0003 (0.33)
<i>IF_Net</i> × <i>Export</i>			-0.0018 (-0.48)	-0.0021 (-0.55)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	16036	16036	16036	16036
Adj-R ²	0.2578	0.2564	0.2574	0.2559

六、进一步分析

(一) 作用机制分析

基于前文的理论分析, 本文认为企业加入担保网络带来的财务风险、盈余操纵、传染效应等问题会使得其信

息环境更加复杂多变,即企业的会计信息可比性变差,进而会导致分析师预测偏差增大。因此,本文认为会计信息可比性是担保网络影响分析师盈余预测偏差的一条重要作用路径。参考 Kim 等的研究^[36],会计信息可比性的计算方式如下:

$$EARNINGS_{i,t} = \alpha_i + \beta_i RETURN_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, $EARNINGS$ 为会计盈余,等于季度净利润与期初权益市场价值的比值, $RETURN$ 为季度股票收益率。我们根据模型(6)得到的估计系数 $\hat{\alpha}_i$ 和 $\hat{\beta}_i$ 为公司*i*的会计系统。同理,公司*j*的会计系统用根据模型(6)得到的估计系数 $\hat{\alpha}_j$ 和 $\hat{\beta}_j$ 表示。然后,我们将公司*i*和公司*j*的会计系统对应估计系数代入模型(7)和模型(8)中,估计得出公司*i*和公司*j*第*t*期之前连续16个季度的预期盈余 $E(EARNINGS)_{i,i,t}$ 和 $E(EARNINGS)_{i,j,t}$,即 $E(EARNINGS)_{i,i,t}$ 是根据第*t*期公司*i*的会计系统转换函数与公司*i*的股票收益率计算得到的公司*i*的预期盈余, $E(EARNINGS)_{i,j,t}$ 是根据第*t*期公司*j*的会计系统转换函数与公司*i*的股票收益率计算得到的公司*j*的预期盈余。

$$E(EARNINGS)_{i,i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i RETURN_{i,t} \quad (7)$$

$$E(EARNINGS)_{i,j,t} = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_j RETURN_{i,t} \quad (8)$$

然后,我们利用模型(9)计算公司*i*和公司*j*的会计信息可比性,即 $COMPACCT$ 表示公司*i*和公司*j*的会计信息可比性,等于两者预期盈余之差绝对值的平均数的相反数, $COMPACCT$ 值越大,表明公司*i*和公司*j*的会计信息可比性越强。最后,我们计算公司*i*在第*t*年与其所属行业其他公司之间的会计信息可比性,汇集成公司*i*第*t*年的全部会计信息可比性,取其均值/中位数得到企业会计信息可比性变量($CompMn$ 和 $CompMd$)。

$$COMPACCT_{i,j,t} = -1/16 \times t \sum_{t-15}^t | E(EARNINGS)_{i,i,t} - E(EARNINGS)_{i,j,t} | \quad (9)$$

会计信息可比性的作用机制检验结果如10所示。由于计算会计信息可比性变量($CompMn$ 和 $CompMd$)的指标数据缺失,导致研究样本总数有所减少,因此我们重新检验了担保网络与分析师盈余预测偏差的基本回归结果。列(1)和列(2)的结果显示,变量 IF_Net 的系数依然在1%水平下显著为正,研究结论未发生改变;列(3)和列(4)的结果显示,变量 IF_Net 的系数均在5%或1%水平下与会计信息可比性($CompMn$ 和 $CompMd$)显著负相关,表明担保网络降低了企业的会计信息可比性,导致会计信息质量下降;列(5)至列(8)的结果表明,会计信息可比性($CompMn$ 和 $CompMd$)与分析师盈余预测偏差($FERROR1$ 和 $FERROR2$)均在1%水平下显著负相关,说明较高的会计信息可比性有助于降低分析师盈余预测偏差,提高其盈余预测准确度。综合上述检验结果可知,担保网络通过降低网络内上市公司的会计信息可比性进而增大了分析师盈余预测偏差,即会计信息可比性是担保网络影响分析师盈余预测偏差的一条重要作用路径。

表10 作用机制检验结果

变量	(1) $FERROR1$	(2) $FERROR2$	(3) $CompMn$	(4) $CompMd$	(5) $FERROR1$	(6) $FERROR2$	(7) $FERROR1$	(8) $FERROR2$
IF_Net	0.0063 *** (3.22)	0.0062 *** (3.16)	-0.0009 *** (-2.61)	-0.0009 ** (-2.46)	0.0061 *** (3.11)	0.0060 *** (3.05)	0.0060 *** (3.08)	0.0059 *** (3.02)
$CompMn$					-0.2427 *** (-3.46)	-0.2495 *** (-3.53)		
$CompMd$							-0.3426 *** (-4.33)	-0.3506 *** (-4.40)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14980	14980	14980	14980	14980	14980	14980	14980
Adj-R ²	0.2561	0.2543	0.2479	0.2517	0.2574	0.2557	0.2583	0.2566

(二) 调节效应分析

上市公司之间的担保网络不仅具有风险传染效应,会对企业绩效造成负面冲击,还会增强管理层的盈余操纵动机,迎合分析师盈余预测行为,致使分析师盈余预测准确度降低,导致投资者产生消极情绪,企业丧失投资机会。那么,加入担保网络的上市公司该如何有效利用内外部治理机制,进而发挥其对担保网络的风险规避和治理作用,以降低其对业绩冲击和分析师预测的负面影响呢?为此,本文试图探讨内外部治理机制能否有效治理和规避担保网络产生的负面冲击。

内部治理机制选取内部控制质量 (*ICQ*, 迪博数据库中内部控制指数除以 1000) 和公司治理 (*Govern*) 进行衡量。参考已有文献^[37], 本文选取六个衡量公司内部治理水平的指标, 采用主成分分析法综合得出公司治理变量^①。外部治理机制采用媒体监督 (*Media*, *CNRDS* 数据库中网络财经媒体报道总数除以 1000) 和机构投资者治理 (*Ins*, 机构投资者持股比例) 进行衡量。调节效应检验结果如表 11 所示, 从内部治理机制来看, 交互项 *IF_Net* × *ICQ* 和 *IF_Net* × *Govern* 的系数均在 5% 水平下显著为负, 表明高质量的内部控制和良好的公司治理水平能够有效降低担保网络对分析师盈余预测的负面影响, 提高分析师盈余预测准确性; 从外部治理机制来看, 交互项 *IF_Net* × *Media* 和 *IF_Net* × *Ins* 的系数均在 1% 水平下显著为负, 意味着媒体监督、机构投资者能够有效发挥外部治理作用, 降低担保网络对分析师盈余预测的负面影响。综合上述检验结果可知, 加入担保网络的上市公司为了降低对分析师盈余预测的负面影响, 提高投资者的投资积极性, 需要综合利用和强化内外部治理机制, 发挥其对担保网络的风险治理作用。

表 11 调节效应检验结果

变量	内部控制		公司治理		媒体监督		机构投资者治理	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>FERROR1</i>	<i>FERROR2</i>	<i>FERROR1</i>	<i>FERROR2</i>	<i>FERROR1</i>	<i>FERROR2</i>	<i>FERROR1</i>	<i>FERROR2</i>
<i>IF_Net</i>	0.0326*** (2.69)	0.0316*** (2.62)	0.0063*** (3.12)	0.0062*** (3.07)	0.0083*** (4.13)	0.0083*** (4.10)	0.0170*** (3.92)	0.0167*** (3.86)
<i>ICQ</i>	-0.0103*** (-2.82)	-0.0101*** (-2.79)						
<i>IF_Net</i> × <i>ICQ</i>	-0.0380** (-2.15)	-0.0368** (-2.10)						
<i>Govern</i>			-0.0006 (-0.88)	-0.0007 (-0.93)				
<i>IF_Net</i> × <i>Govern</i>			-0.0067** (-2.01)	-0.0068** (-2.02)				
<i>Media</i>					0.0005 (0.85)	0.0006 (0.97)		
<i>IF_Net</i> × <i>Media</i>					-0.0027*** (-4.10)	-0.0028*** (-4.13)		
<i>Ins</i>							-0.0000* (-1.70)	-0.0000* (-1.80)
<i>IF_Net</i> × <i>Ins</i>							-0.0002*** (-2.91)	-0.0002*** (-2.86)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	15739	15739	15841	15841	16016	16016	16036	16036
Adj-R ²	0.2354	0.2341	0.2357	0.2342	0.2362	0.2347	0.2361	0.2345

七、结论与启示

上市公司担保网络日益成为企业获取融资的重要渠道之一, 但担保网络所呈现的风险隐患也可能会加剧企业在资本市场上的信息不对称程度, 影响分析师盈余预测的准确性, 进而引发企业业绩和股价下滑、投资者投资情绪消极等一系列连锁反应。基于此, 本文利用 2008—2018 年沪深 A 股上市公司数据, 采用社会网络分析法检验了担保网络对分析师盈余预测的影响。研究表明, 上市公司加入担保网络会显著增大分析师盈余预测偏差, 并且这种影响在双向担保、跨省融资担保、长期处于担保网络中以及位于担保网络结构洞位置的情况下更加明显。进一步研究发现, 会计信息可比性是担保网络影响分析师盈余预测偏差的一条重要作用路径。此外, 高质量的内部控制、良好的公司治理水平等内部治理机制和有效的媒体监督、机构投资者参与等外部治理机制能够改善处于担保网络中上市公司的资本市场信息环境, 降低信息不对称程度, 提高分析师盈余预测准确性。

①六个指标具体包括股权集中度(第一大股东持股比例)、股权制衡度(第二至第五大股东持股比例之和/第一大股东持股比例)、高管持股比例、董事长与总经理是否两职合一、独立董事比例和董事会规模。

本文的研究启示主要在于三个方面:第一,担保网络能够通过降低企业会计信息可比性恶化其信息披露环境,进而增大分析师盈余预测偏差。因此,监管部门应该加强对处于担保网络中企业的监督、管理与控制,发挥监管部门在改善企业信息环境方面的积极作用;同时,监管部门应借助信息技术工具对长期处于担保网络中、位于担保网络中心位置、处于跨省担保网络中以及存在双向担保的上市公司加大监管问询强度,使监管更加精细化和有针对性,抑制担保网络内企业的信息操纵行为,提高其信息披露质量,这不仅有利于维护资本市场稳定,还有利于社会经济的平稳健康发展。第二,监管部门应该重视并加强对资本市场信息传递媒介——分析师的职业技能培训和道德素质教育,一方面提升其面对复杂信息环境时对企业信息的捕获和解读能力,另一方面通过道德素质教育防范分析师与企业“合谋”的风险。此外,监管部门也应该深化和推广专业媒体的产业化改革,提高媒体的专业素养,并鼓励专业机构投资者参与企业治理,发挥其对企业外部治理的积极作用。第三,对于处于担保网络中的企业而言,要重视防范并努力降低担保网络产生的负面传染后果,加强自身内部控制体系建设,提高公司治理水平,通过提高信息披露质量来缓解担保网络可能产生的负面影响,并缓解资本市场投资者风险感知。

参考文献:

- [1] 褚剑,秦璇,方军雄. 中国式融资融券制度安排与分析师盈利预测乐观偏差[J]. 管理世界,2019(1):151-166+228.
- [2] 王玉涛,王彦超. 业绩预告信息对分析师预测行为有影响吗[J]. 金融研究,2012(6):193-206.
- [3] 刘海明,王哲伟,曹廷求. 担保网络传染效应的实证研究[J]. 管理世界,2016(4):81-96+188.
- [4] Merton R C, Bodie Z. On the management of financial guarantees[J]. Financial Management,1992,21(4):87-109.
- [5] Kinnan C, Townsend R. Kinship and financial networks, formal financial access, and risk reduction [J]. American Economic Review, 2012, 102(3):289-93.
- [6] 王永钦,米晋宏,袁志刚,等. 担保网络如何影响信贷市场——来自中国的证据[J]. 金融研究,2014(10):116-132.
- [7] 刘海明,曹廷求. 基于微观主体内生互动视角的货币政策效应研究——来自上市公司担保圈的证据[J]. 经济研究,2016(5):159-171.
- [8] Leng A, Xing G, Fan W. Credit risk transfer in SME loan guarantee networks [J]. Journal of Systems Science and Complexity, 2017, 30(5):1084-1096.
- [9] 曹廷求,刘海明. 信用担保网络的负面效应:传导机制与制度诱因[J]. 金融研究,2016(1):145-159.
- [10] Kiyotaki N, Moore J. Credit cycles[J]. Journal of Political Economy,1997,105(2):211-248.
- [11] 万良勇,魏明海. 金融生态、利益输送与信贷资源配置效率——基于河北担保圈的案例研究[J]. 管理世界,2009(5):6-16.
- [12] 何雨晴. 年报核心竞争力信息披露具有信息含量吗? ——基于分析师视角[J]. 审计与经济研究,2021(3):56-64.
- [13] Duru A, Reeb D M. International diversification and analysts' forecast accuracy and bias[J]. The Accounting Review,2002,77(2):415-433.
- [14] Hope O K. Accounting policy disclosures and analysts' forecasts[J]. Contemporary Accounting Research,2003,20(2):295-321.
- [15] Behn B K, Choi J H, Kang T. Audit quality and properties of analyst earnings forecasts[J]. The Accounting Review,2008,83(2):327-349.
- [16] Drake M S, Myers L A. Analysts' accrual-related over-optimism: Do analyst characteristics play a role? [J]. Review of Accounting Studies,2011,16(1):59-88.
- [17] Brown L D, Call A C, Clement M B, et al. Inside the "black box" of sell-side financial analysts[J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53(1):1-47.
- [18] 施然. 分析师行业专长、分析师盈余预测与盈余公告的信息溢出效应[J]. 审计与经济研究,2020(5):87-95.
- [19] 朱丹,李静柔,李世新. 年度报告的可读性水平、过往业绩与分析师预测[J]. 审计与经济研究,2021(5):77-85.
- [20] 胡奕明,林文雄. 信息关注深度、分析能力与分析质量——对我国证券分析师的调查分析[J]. 金融研究,2005(2):46-58.
- [21] 赵良玉,李增泉,刘军霞. 管理层偏好、投资评级乐观性与私有信息获取[J]. 管理世界,2013(4):33-45.
- [22] 冯根福,马亚军,姚树洁. 中国上市公司担保行为的实证分析[J]. 中国工业经济,2005(3):13-21.
- [23] 刘会芹,施兆旺. 年报可读性对分析师盈余预测的影响[J]. 证券市场导报,2020(3):30-39.
- [24] Brown L D. Earnings forecasting research: Its implications for capital markets research[J]. International Journal of Forecasting,1993,9(3):295-320.
- [25] Zhang X F. Information uncertainty and analyst forecast behavior[J]. Contemporary Accounting Research,2006,23(2):565-590.
- [26] 周国良,孟庆玺,武凯文,等. 证券分析师家乡网络资本的信息效应[J]. 财经研究,2020(5):111-124.
- [27] Lim T. Rationality and analysts' forecast bias[J]. The Journal of Finance,2001,56(1):369-385.
- [28] Agarwal S, Hauswald R. Distance and private information in lending[J]. The Review of Financial Studies,2010,23(7):2757-2788.
- [29] Burt R S. Structural holes: The social structure of competition[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press,1992.
- [30] 陈运森. 社会网络与企业效率:基于结构洞位置的证据[J]. 会计研究,2015(1):48-55+97.
- [31] 新夫,梁上坤,戴捷敏,等. 出口影响分析师预测偏差吗? [J]. 会计研究,2017(6):31-37+96.

- [32]刘青青,陈宋生.暗送秋波:管理层引导与分析师盈余预测误差[J].南开管理评论,2019(5):207-224.
- [33]Bills K L,Lisic L L,Seidel T A. Do CEO succession and succession planning affect stakeholders' perceptions of financial reporting risk? Evidence from audit fees[J]. The Accounting Review,2017,94(4):27-52.
- [34]Das S, Levine C B, Sivaramakrishnan S. Earning predictability and bias in analysts' earnings forecasts [J]. The Accounting Review, 1998, 73(2):277-294.
- [35]杨青,吉赞,王亚男.高铁能提升分析师盈余预测的准确度吗?——来自上市公司的证据[J].金融研究,2019(3):168-188.
- [36]Kim J B,Li L,Lu L Y,et al. Financial statement comparability and expected crash risk[J]. Journal of Accounting and Economics,2016,61(2-3):294-312.
- [37]白重恩,刘俏,陆洲,等.中国上市公司治理结构的实证研究[J].经济研究,2005(2):81-91.

[责任编辑:王丽爱]

Does the Guarantee Network Affect Analysts' Earnings Forecast Bias?

FU Wenbo¹, ZHUANG Xudong²

(1. School of Accounting, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;

2. School of Economics and Finance, South China University of Technology, Guangzhou 510006, China)

Abstract: Based on the data of China's A-share listed companies from 2008 to 2018, we examine the impact of guarantee network on analysts' earnings forecast bias. We find that the companies in the guarantee network will significantly increase analysts' earnings forecast bias and reduce forecast accuracy. Further analyses suggest that the effect of guarantee network on analysts' earnings forecast bias is more significant for firms are two-way guarantee, in trans-provincial financing guarantee circles, in the guarantee network for a long time and in the structural hole position of guarantee network. However, this negative impact will be mitigated, even disappear, if the companies in the guarantee network choose to exit the network. Further analyses find that accounting information comparability is the channel through which guarantee network affects analysts' earnings forecast bias. In addition, we also find that the internal governance mechanisms of high-quality internal control, good corporate governance, as well as external governance mechanisms such as media supervision and institutional investor governance, can effectively reduce the negative impact of guarantee network on analysts' earnings forecast bias. Our study enriches the research on the impact of the guarantee network on the information environment of the capital market from the perspective of analysts' earnings forecast, helps to further sort out the impact of complex relationships between enterprises on the efficiency of information transmission in the capital market, and effectively alleviate the guarantee network for all participants in the capital market. Negative impacts provide empirical evidence and policy direction.

Key Words: guarantee network; analysts' earnings forecast; accounting information comparability; internal and external governance; capital market; internal control; media supervision