

集体声誉、产权性质与债务融资 ——基于中国高校系上市公司的准自然实验

章刚勇¹, 王立彦², 文芳¹

(1. 广东金融学院, 广东 广州 510520; 2. 北京大学 光华管理学院, 北京 100871)

摘要:我国 A 股市场较为独特的高校系上市公司为研究集体声誉如何作用于个体行为提供了一项准自然实验,从债务融资规模和期限结构等视角研究了集体声誉、产权性质与企业外部债务融资之间的关系。研究发现,集体声誉对上市公司的融资规模具有较显著的正向作用,但当个体行为能较好地被市场观测时,集体声誉作用较弱,个体声誉作用较强,表现为与其他非高校系上市公司相比,高校系上市公司的债务期限较短。此外,随着以商业银行为主体的借贷市场市场化程度的提高,样本期间,银行信贷政策并未偏袒于经行业和资本规模匹配的国有上市公司。因此,高度重视高校声誉对高校系上市公司的影响,完善高校系上市公司治理结构至关重要,深入推进金融和产权市场化改革。

关键词:集体声誉;债务融资;高校系上市公司

中图分类号:F812.0

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2022)04-0183-10

Group Reputation, Ultimate Ownership and the Impacts on Debt Financing ——A Quasi-experiment from University-Controlled Listed Companies in China

ZHANG Gangyong¹, WANG Liyan², WEN Fang¹

(1. Guangdong University of Finance, Guangzhou 510520, China;

2. GSM, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: For examining the effect of collective reputation on individual behavior, a quasi-natural experiment is provided by the listed companies controlled by colleges or universities, which are unique in China's a-share market. From the perspective of debt financing scale and term structure, this paper studies the relationship between collective reputation, ownership and corporate external debt financing. The paper reveals that the individuals benefit from the group reputation on a whole but weakly when the individuals' negative events can be well observed. By comparison, the university-controlled listed companies get more short-termed but less long-termed debt financing. Therefore, it is much important to give an insight into the impact of group reputation on the university-controlled listed companies, to improve the corporate governance structure of university-controlled listed companies, and to push forward the reform of financial and property right marketization.

Key words: group reputation; debt financing; university-controlled listed companies

收稿日期:2021-10-16 修回日期:2022-03-26

基金项目:广东省普通高校社科重点项目(2019WZDXM014)。

作者简介:章刚勇(1975—),江西南昌人,广东金融学院教授,博士,研究方向为统计方法与应用。

自 1993 年,第一家高校上市公司复旦复华在上海股票交易所挂牌起,我国 A 股市场涌现了一批高校系上市公司,在 A 股市场曾形成一个独立的高校概念板块。高校系上市公司偏好于头戴“高校系”光环,公司宣介材料中一般都有“依托某(母体)大学人才,技术资源”,以及“公司高管多毕业于某(母体)大学”等内容。这类上市公司由高校实体企业发起设立或借壳上市,由大学直接或间接控制。涉及高校多为清华大学、北京大学、复旦大学等教育部直属名牌院校和少数在地方较有实力或影响力的地方高校;涉及行业包括计算机应用服务、专用设备制造、生物医药制造、化学原料及制品、电器机械和电子设备制造,以及综合类等行业。高校系上市公司直接控制人或实际控制人为高等院校。已有研究指出,影响公司债务融资行为因素除了公司规模、盈利性、增长机会和公司所处行业、所处发展阶段等有关企业特征的常规性因素之外,还包括产权性质^[1]、政治关联或政府偏袒^[2]、企业声誉^[3]和相应的制度背景^[4]等。高校系上市公司的实际控制人多为高等学府,这类企业往往依赖学校的人才和技术资源发展起来,学校的科研能力越强,所辖的企业也就越多。此类上述公司在中国资本市场上曾占据重要作用,分析其集体声誉、产权性质与债务融资具有独特的学术意义和实践价值。

从产权角度而言,高校系上市公司最终控制人一般为国内高等院校,其具有国有产权性质,但又区别于一般的国有上市公司,最终控制人为非盈利组织高校。国外并没有由高校发起或直接控股的上市公司^[5]。高校上市公司在 A 股市场曾形成一个独立的高校概念板块。高校系上市公司偏好于“高校系”光环,公司宣介材料中一般都有“依托某(母体)大学人才,技术资源”,以及“公司高管多毕业于某(母体)大学”等内容。

从声誉角度而言,在经济交往及社会生活中,各种交易主体彼此之间建立声誉,进而建立起各方对其的信任是十分必要的,因为其能够有效地降低交易成本,并带来潜在的经济收益。声誉机制作为一种隐性激励机制,在一定条件下比法律

更有效,其可以更有效地约束违约行为,减低执行成本。高校系上市公司从其母体(高校)继承的大学声誉区别于已有文献所讨论的企业声誉。一方面,该声誉源于母体高校,包括高校具有的“知识资本”和“高等学府美誉”,而与企业本身过去的市场行为无关,从而具有较好的外生性;另一方面,高校作为非盈利组织,是上市公司的实际控制人,而上市公司又是独立的法人实体,声誉由母体高校和高校系上市公司,甚至于由组织中的每个个体共享共担,故该声誉是一类集体声誉。集体声誉可以是个体声誉的加总又或缘于集体中个别成员的杰出表现。高校系上市公司在我国的存在,为探索集体声誉如何作用于债务融资提供了一项准自然实验。在实证会计研究中,对企业声誉的研究主要基于信号理论。企业或企业家个人声誉被认为是包含了企业过去良好行为信息并可预测企业将继续高质量运行的信号,因此该信号可减少企业外部利益相关者与企业内部人之间信息不对称程度。

声誉作用于债务融资的经验研究可被分为两类:一是基于企业自身过去行为视角,如果借款人能保证按期还款,信用声誉会较高,从而未来获得的信贷资金利率较低,债权人更愿意向具有良好声誉的债务人提供资金。企业家声誉在金融市场及银行监管中起到积极作用,甚至于参与企业资产评估或审计业务的等中介服务机构的声誉,以及高管的学术经历都有助于降低公司债务融资成本^[6-7]。二是基于关系融资理论假说。司法可以通过强化对债权人的保护和扩大抵押品范围,扩大企业债务融资规模^[8],当司法体系无法保证债务契约得到有效执行时,我国民营企业将参与政治活动从而获得政治身份或声誉,这类“政治关系”会对债务契约产生重大影响^[4]。第二类关系融资理论假说验证中所描述的“政治关系”,又被称为“政治关联”。这类政治关联可以通过企业高管,尤其是民营企业主动参与政治或社会活动来造就。相关研究把“声誉”视同为一个内生变量,由企业自身或企业家的过去行动决定,良好声誉是企业过去高质量运行的信号,影响企业未来

的融资活动。

Morrison 等 (2004)^[9] 对合伙制企业组织形式中的个体与集体声誉相互作用进行了研究,发现集体声誉是个体成员工作质量的重要展示品,市场对个体成员工作的付费中包含了本属于集体声誉的那部分价值。同时,集体声誉又是个体声誉的集合,个体声誉会影响集体声誉,个体成员声誉的损失可导致集体付出相当代价,并对合伙关系产生致命影响。但目前,尽管有少量的集体声誉与个体声誉相互作用的分析式(理论模型)研究,但局限于数据可获得性,以及集体声誉与个体声誉作用于个体的效应难于分离,相关的经验实证研究仍相当缺乏^[10-11]。

尽管产业组织理论以合伙制组织形式为例探讨了集体声誉与个体声誉相互作用关系,但目前经验证据较少。本文基于我国较为独特的高校系上市公司探讨了集体声誉和产权性质对公司债务融资的影响。与已有研究相比,本文选取的主体样本是高校系上市公司,其从母体高校继承了大学声誉。声誉是个较为干净的外生变量,故结论更为可靠。同时,实证研究中,所能采集的样本观测值的部分缺失或表现异常,使得参数估计和检验欠缺稳健性。本文采用分位数回归方法对异常值逐步探索和回归,对实证方法论亦具有一定的借鉴作用。

一、理论分析与研究假说

(一)集体声誉对高校系上市公司债务融资规模

一般认为声誉是公众基于所能搜索的某主体过去的表现信息,对某主体的综合评价或主观印象。声誉建立在与主体相关的信息综合基础上,因而具有客观全面性;然而,声誉又是公众对主体的主观印象,局限于认知水平和信息搜索能力,从而又具有主观片面性。声誉在组织理论中被认为是组织身份的表现,是关于组织未来行动的一个期望特征;在会计理论中被认为是关于企业绩效和财务状况的一个好名声;在营销学中则被认为是一个应该被“好好管理”并使其发挥最大作用的品牌或有价值资源。大量文献致力于声誉作用于企业债务融资的经验研究,其视角一般基于企业

自身的过去行为或基于关系融资理论;其基本结论一般为良好的声誉正向作用于债务融资的规模和期限。具有良好声誉的企业较易获得外部投资者或市场认可,并由此和企业未来财务绩效和企业价值相关联。企业或企业家个人获得的荣誉,使得债权人更愿意向企业提供资金,并且获得信贷资金成本较低。然而,实证研究中一般都忽视了企业或企业家声誉是一个内生变量,由企业自身或企业家的过去行动决定,是其过去行为的总结,并影响企业未来的融资活动。内生性问题在实证方法论中难于得到较完美的解决。

区别于其他类国有上市公司,高校系上市公司的实际控制人高校属于事业单位实体,系非盈利组织,并具有大学声誉。大学声誉主要源于其悠久的历史、严格的选拔和培养、杰出的校友和学生,以及大学教师的学术声誉等^[12]。大学声誉是一类集体声誉,是大学从创立开始,组织中的所有个体行为或杰出个体造就的历史积累。甚至于自有“大学”这类组织形式开始,大学素有“高等学府”或“象牙塔”等称谓,并承担了部分社会教化职能。大学声誉主要包括:知识的发现者和传播者、较好的智力资本,以及自律诚信品质。大学声誉是高校系上市公司从母体高校继承(非市场行为)而来,于高校系上市公司而言是一类外生的非市场资源,区别于由企业内生的企业声誉。

大学声誉作用于其所控制的高校系上市公司,不仅在于可以给予企业较好的智力资本,还在于赋予了其自律诚信品质,创新发展能力。甚至于道德情操及风险规避意识等特质都可扩大融资规模或降低融资成本^[13]。在研究信息经济学的学者们看来,在信息不对称条件下,个体过去行为不能较好地被观察,那么相关者会通过个体所属的那个群体所表现的行为来判断,群体中的每个个体的福利及激励都受集体声誉影响。在研究企业战略管理的学者们看来,声誉对企业是一类非市场资源,这类非市场资源是企业债务融资市场中的竞争优势,企业以非市场行为在竞争中可以为企业获得价格较低或较多的资源要素。

因此,本文提出假说 H1:集体声誉对上市公司

债务融资能力具有正面影响作用。在其他因素被控制的前提下,与非高校系上市公司相比,高校系上市公司较易获得外部债务融资,外部融资规模较大。

(二)集体声誉对高校系上市公司债务融资期限

尽管高校系上市公司从大学继承了集体声誉,给予投资者和债权人“诚信守法,创新发展”的正面形象,并能以此获得更多的债务资本。但企业作为“独立经营,自负盈亏”的市场主体,其基本目标是追求利润最大化或股东财富最大化。市场对企业的评价也是基于企业是否具有持续的盈利能力和是否能在市场中保持竞争优势。高校上市公司因“缺乏激励机制,人事关系复杂,公司资产规模与盈利能力等业绩表现普遍表现平平,甚至不如一般的同类上市公司”已被学术界和国内主流媒体质疑。部分高校上市公司在经营过程中盲目实行多元化策略,使公司主营业务渐偏离高科技行业;又或以“收购、资产或债务重组、关联交易”等资本运作方式野蛮扩大,甚至出现公司因违规行为遭证监会谴责或被央行停贷,高管人员因造假被追究刑事责任等事件。良好的集体声誉会产生正外部性,使集体中的每一位个体受益。但是,集体声誉缺乏个体质量的可追溯性导致个体在信息不对称的情况下提供低质量服务,产生负外部性,给集体中的守信者带来不利影响。高度的组织声誉或集体声誉使组织中的个体在项目开展过程中拥有相当的自主性和议价能力,但不一定有利于情境合法性维系^[14];处于不良集体声誉中的优秀个体,为弱化“信号”冲突,脱离集体某些特征可以降低其个体损失^[15]。部分高校系上市公司行为对大学声誉产生的负面作用,已影响并将进一步影响高校与其控制的公司之间的控制或合作关系。

自 2003 年起,为规范高校校办企业管理体制,推进高校产业规范管理,进一步促进高校科技成果产业化工作和推进教学、科研事业的健康发展,各高校根据国务院等有关部门规定相继以“大学控股有限公司”形式控制其辖下的上市公司,大学与上市公司中间隔了“控股有限公司”,相当于隔离了风险,大学在形式上只是上市公司的投资者。

2009 年教育部又规定除特殊情况,高校企业必须在 2009 年年底全部依法取消学校名称或简称。到 2014 年由高校或教育部(厅)作为实际控制人的上市公司只有 25 家,并且高校上市公司在改制过程中其主营业务逐步与母体高校优势学科相符^[16]。

集体声誉在信息经济学中被当作是一种信号,这类信号在个体行为较难被观测时,能给予个体正面作用。然而高校上市公司经营不善,甚至于违规违法等事实已被市场观测,尽管改制后的高校上市公司与其母体学科优势基本相符,并可以依托或依靠母体的技术资源,但技术研发及成果转化具有较高不确定性。并且经理人可能利用研发活动信息不对称谋取私利,经理人的机会主义行为影响研发投资的有效性。由此,企业研发活动可能增加公司债务风险,有损债权人利益并影响企业未来再融资机会。

尽管集体(高校)声誉与个体(企业)声誉效应较难分离,当贷款人面临借款人的长期借款需求时,考虑更多的是企业按期还贷能力。此时,高校系上市公司从母体继承的高校声誉不再显著发生作用,而基于其过去较差的市场表现的企业声誉对其长期融资能力产生负面影响。

基于上述分析,本文提出研究假说 H2:当个体行为能较好地被观测时,好的集体声誉作用较弱而差的个体声誉作用较强。在其他因素被控制的条件下,与其他非高校系上市公司相比,高校系上市公司获得的债务融资期限较短。

二、数据来源与模型构建

(一)样本与数据

本文所界定的高校系上市公司是指按股权关系链计算所得的实际控制人为高校的上市公司。期间实际控制人由高校转为教育部或教育厅,但直接控制人“文本”中包含大学简称或“紫光”“方正”和“同方”等带有明显高校烙印的上市公司也被包含。本文所选择的样本主体为 2003—2014 年在中国 A 股市场的高校系上市公司。公司直接控制人多为清华大学、北京大学、复旦大学等教育部直属名牌院校和少数在地方较有实力和影响力的

地方高校,主要涉及行业除了包括计算机应用服务、专用设备制造、生物医药制造、化学原料及制品、电器机械和电子设备制造行业之外,还包括房地产行业、金融行业以及综合类等行业。

在剔除高校系上市公司金融类企业和 ST 公司之后,以相同年份和行业,并以总资产最接近程度,分别在国有企业上市公司(实际控制人为国务院国资委或地方国资委),和民营企业上市公司(实际控制人为民营企业、中国境内(内陆)公民或自然人)中,等额搜索样本公司匹配。共得到 773 个公司年度样本点,高校类上市公司、国有上市公司和民营上市公司样本数分别为 283、254 和 236。样本中,高校系上市公司为实验组;而非高校系上市公司,包括国有上市公司和民营上市公司为控制组,该采样方法已把年度和行业控制。数据来源于 CSMAR 和 RESSET 数据库。对于缺失数据,若两数据库中都显示缺失,若数据为绝对数值(主要指采自资产负债表、现金流量表和利润表中的数据)则采用 0 代替;若数据为相对比率(主要指财务指标数据),则采用同年度行业的中位数代替。

(二)变量与模型

债务融资可分为债券融资、银行贷款融资和商业信用融资 3 种基本方式。我国企业债券市场规模较小,根据 CSMAR 数据库中年度资产负债表中应付债券项计算,2003—2014 年,我国 A 股上市公司应付债券为 0 的公司年度样本数为 19990,约占整个样本的 89.3%,研究中亦较少使用债券融资金额来度量债务融资规模。商业信用融资主要包括应付账款、预收账款和应付票据 3 项,商业信用融资属于经营性负债,考虑到融资成本和风险差异性,当商业信用融资能满足企业资金的对外需求时,企业往往会选择用成本和风险较低的商业信用融资^[17]。商业信用融资和企业经营模式和行业特点相关,较少被用于度量企业负债融资规模。借鉴以往研究,本文分别以企业长期借款、一年到期的非流动负债与短期负债之和占总资产比率(*SCALE1*),取得借款收到的现金占总资产比率(当期和滞后期,*SCALE2* 与 *Lag_SCALE2*)度量企业融资规模(*SCALE*)。其中,后两个变量可视为实

证会计方法论中的稳健性变量度量。实证模型如式(1)所示。

$$SCALE = \beta_0 + \beta_1 REPUTN + \beta_2 OWRSP + \beta_3 SEPR + \beta_4 FIXR + \beta_5 ICR + \beta_6 LEV + \beta_7 ROA + \beta_8 GROWTH + \beta_9 STD + \beta_{10} SIZE + \beta_{11} CCREDR + \beta_{12} BLOANR + \varepsilon \quad (1)$$

孙铮等(2005)^[4]以长期贷款占总借款比率度量债务期限结构,并且认为由于我国尚缺乏完善的司法体系来保护债权人的利益,企业难于获得银行长期贷款,“短债长借”成为一种可能的替代机制,使用短期借款与一年到期的非流动负债之和与长期借款的比值度量债务融资的期限结构。近年来我国上市公司零负债现象具有上升趋势,零负债公司具有规模小,成长性强和盈利能力强的特点。本文计算了 2013—2014 年 A 股上市公司长期负债为 0 的样本数约占比为 44.6%。在本文所选择的样本中,长期借款、一年到期的非流动负债与短期负债之和为零的公司约占 7.9%;取得借款收到的现金为零的公司约占 10.1%。本文以一年到期的非流动负债与短期负债之和占总负债的比率来度量企业债务期限 *TERM1*(短期),以长期借款占总负债的比率来度量企业债务期限 *TERM2*(长期)。估计方程如式(2)所示。各主要变量名称、定义及度量方法等归纳见表 1。

$$TERM = \beta_0 + \beta_1 REPUTN + \beta_2 OWRSP + \beta_3 SEPR + \beta_4 FIXR + \beta_5 ICR + \beta_6 LEV + \beta_7 ROA + \beta_8 GROWTH + \beta_9 STD + \beta_{10} SIZE + \beta_{11} CCREDR + \beta_{12} BLOANR + \varepsilon \quad (2)$$

其中,解释变量被构造为虚拟变量,若样本公司来自高校系企业,则声誉变量 *REPUTN* 取值为 1,若为非高校系上市公司,该变量取值为 0。为验证假说 1,本文把高校系上市公司作为一个整体,认为高校系上市公司继承了大学声誉,大学赋予高校系上市公司的“诚信自律,创新发展”形象对其债务融资活动产生正面作用。实证模型(1)中的被解释变量融资规模分别采用 *SCALE1*、*SCALE2* 和 *Lag_SCALE2* 度量。为验证假说 2,研究集体声誉对企业融资期限的影响,模型(2)以 *TERM1* 和 *TERM2* 区分了企业长期融资和短期融资规模。

表 1 主要变量定义及解释

变量名	定义	计算方法等
SCALE1	融资规模	企业长期借款、一年到期的非流动负债与短期负债之和占总资产比率 ^[4]
SCALE2	融资规模(稳健性度量变量)	当期取得借款收到的现金占总资产比率 ^[3]
Lag_SCALE2	融资规模(稳健性度量变量)	下期取得借款收到的现金占总资产比率 ^[3]
TERM1	债务期限(短期融资)	一年到期的非流动负债和短期负债之和占负债的比例 ^[4]
TERM2	债务期限(长期融资)	企业获得长期借款占负债的比例 ^[4]
REPUTN	声誉变量	虚拟变量。当企业为高校系上市公司,取值为 1;否则取值为 0
OWRSP	产权性质	虚拟变量。当企业为国有上市公司,取值为 1;当企业为民营上市公司,取值为 0
FIXR	固定资产比例	固定资产占总资产的比例 ^[3]
ICR	利息保障倍数	息税前利润与利息费用之比
GROWTH	企业成长性	企业营业收入占总资产比
ROA	资产报酬率	净利润与总资产之比
CCREDR	商业信用融资额占总资产比例	应付账款、预收账款和应付票据 3 项之和占总资产比例 ^[18]
LEV	资产负债率	负债与资产之比
SEPR	两权分离度(%)	控制权与所有权之差
SIZE	企业规模	总资产对数值
STD	股票市场波动性	股票当年 12 个月月收益率的标准差 ^[3]
BLOANR	商业银行年末不良贷款率	用于度量以银行为主体的债务融资市场化程度

控制变量分别参照相关文献分别选取了企业产权性质(OWRSP)、固定资产比(FIXR)、利息保障倍数(ICR)、资产负债比(LEV)、资产报酬率(ROA)、销售收入增长率(GROWTH)、债务融资市场化程度(BLOANR)、市场波动率(STD)和企业总资产的对数(SIZE)^[3],以及两权分离度(SEPR)和商业信用融资额占总资产比(CCREDR)^[17]。其中,债务融资(银行)市场发展程度用 2003—2014 年各年年末商业银行不良贷款率度量,股市场波动率指标由计算股票当年 12 个月月收益率的标准差而来。

三、实证结果与讨论

(一)描述性统计

各主要变量描述性统计如表 2 所示。5 个被解释变量(SCALE1、SCALE2、Lag_SCALE2、TERM1、TERM2)其均值都比中位数大,数据具有明显偏态,尤其是企业长期借款占负债比例(TERM2),其中位数为 0.0172,远小于均值 0.0749。进一步计算其 5 个分位数,分别为 0(最小值)、0(25%分位数)、0.0172(50%分位数)、0.1150(75%分位数)和 0.6030(最大值)。但标准差为 0.1109,数据波动性相对较小。其他解释变量均值亦比中位数大,一方面表明,上市公司发展状况不均衡,我国 A 股市场具有新兴市场特点,以均值度量其一般状况存在偏误;另一方面表明,实证研究中使用以条件均值为中心的一般回归模型需慎重。其中,利

息保障倍数最小值为 -232.0804,最大值为 449.4272,均值约为 8.1335,意味着作为利息保障倍数的分母利息费用数值较小,偿债能力较强的上市公司或较少使用债务融资手段,但该变量标准差约为 63,波动较大。两权分离度指标的均值为 5.39%,而中位数为 0。为缓解极端值影响,对所有变量进行了 Winsorized 处理(1%和 99%)。

表 2 主要变量描述性统计

变量	N	最小值	均值	中位数	最大值	标准差
SCALE1	773	0	0.2115	0.1887	1.1278	0.1785
SCALE2	773	0	0.2188	0.1931	0.7557	0.1773
Lag_SCALE2	506	0	0.2313	0.2083	0.7508	0.1807
TERM1	773	0	0.3231	0.3141	0.9459	0.2231
TERM2	773	0	0.0749	0.0172	0.6031	0.1109
FIXR	773	0.0041	0.2020	0.1812	0.6213	0.1231
ICR	773	-232.0804	8.1335	2.8959	449.4272	63.7151
GROWTH	773	-0.6874	0.1722	0.1350	2.6803	0.4308
ROA	773	-0.2771	0.0333	0.0284	0.2437	0.0699
CCREDR	773	0.0076	0.1696	0.1441	0.6436	0.1231
LEV	773	0.0378	0.4929	0.4744	2.9109	0.3321
SEPR	773	0	0.0539	0	0.2738	0.0070
SIZE	773	19.1351	21.1841	21.1622	24.2137	0.9066
STD	773	0.0533	0.1324	0.1194	0.3295	0.0520

(二)实证分析结果

分别以度量债务融资规模的 3 个变量 SCALE1、SCALE2 和 Lag_SCALE2 对度量大学声誉变量 REPUTN 回归,得 3 组回归结果,如表 3 所示。在第一组回归中,解释变量为 SCALE1 时,即为长期借款、短期借款与一年到期的非流动负债之和与总资产比值时,声誉变量 REPUTN 系数为

0.036,且显著为正。表明集体声誉对上市公司债务融资有正向影响作用,高校系上市公司更易获得银行贷款。在控制其他因素的条件下,高校系上市在平均意义上高于其他类上市公司债务融资规模那部分,即为其由继承集体声誉而获得的“租金”。在第二组和第三组回归中,以 *SCALE2* 和 *Lag_SCALE2*(借款所取得的现金与总资产比率当期和滞后期)作为被解释变量,可得到类似结果,声誉变量系数分别为 0.073 和 0.085,均在 0.01 的显著性水平下显著为正。假说 H1 得到验证。

表 3 债务融资规模回归结果

类型	被解释变量 <i>SCALE1</i>		被解释变量 <i>SCALE2</i>		被解释变量 <i>Lag_SCALE2</i>	
样本量	N = 773		N = 773		N = 506	
变量	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<i>CONS</i>	-0.449 ***	0.084	-0.808 ***	0.190	-0.567 **	0.220
<i>REPUTN</i>	0.036 ***	0.007	0.073 ***	0.016	0.085 ***	0.019
<i>BLOANR</i>	0.367 ***	0.063	0.679 ***	0.142	1.102 ***	0.235
<i>OWRSP</i>	-0.037 ***	0.009	-0.028	0.018	-0.003	0.025
<i>SEPR</i>	0.010	0.041	0.152 *	0.092	0.084	0.118
<i>LEV</i>	0.547 ***	0.012	0.048 *	0.028	0.098 ***	0.031
<i>CCREDR</i>	-0.557 ***	0.031	0.009	0.071	0.073 ***	0.086
<i>FIXR</i>	0.154 ***	0.024	0.208 ***	0.054	0.225 ***	0.067
<i>ICR</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>ROA</i>	-0.116 ***	0.038	-0.368 ***	0.087	-0.084	0.122
<i>GROWTH</i>	0.001	0.002	0.002	0.005	0.013	0.009
<i>STD</i>	-0.068	0.054	-0.041	0.122	-0.021	0.164
<i>SIZE</i>	0.022 ***	0.003	0.043 ***	0.008	0.029 ***	0.010
主要统计量	F = 81.72 *** $R^2_{adjusted} = 0.513$		F = 10.67 *** $R^2_{adjusted} = 0.130$		F = 8.27 *** $R^2_{adjusted} = 0.122$	

注:表中数据右上方 * 表示系数在 0.1 显著性水平下显著; ** 表示系数在 0.05 的显著水平下显著; *** 表示系数在 0.01 的显著水平下显著。

模型(2)回归结果如表 4 所示。当被解释变量为 *TERM1* 时,变量 *REPUTN* 度量的大学声誉,系数估计为 0.110,显著为正。大学声誉对高校系上市公司债务融资能力具有显著的正向作用,显著提高其短期借款所占负债比例。然而,当被解释变量为 *TERM2* 时,即企业长期借款占负债比例,声誉变量 *REPUTN* 系数估计值为 -0.002,对企业借款的期限产生负向影响,但不显著。当贷款人面对借款人的长期借款需求时,考虑更多的是企业按期还贷能力,此时高校系上市公司从母体继承的集体声誉不再显著发生作用,而基于其过去不良市场表现的个体声誉对企业长期融资能力产生了负面影响。尽管我国商业银行普遍存在

“惜贷”,以及上市公司存在“长债短借”和“短贷长投”等现象^[18],但在本文的研究情境中,集体声誉变量显著正向作用于短期借款,但对长期借款具有不显著的负向影响,加剧了上市公司存在“长债短借”等普遍存在的公司行为。因此,本文认为高校系上市公司尽管凭“高校光环”集体声誉能获得较多借款,但由于公司较差的经营业绩或不良市场表现,债务融资期限较短。假说 H2 得以验证。

表 4 债务期限回归结果

类型	被解释变量 <i>TERM1</i> (短期)		被解释变量 <i>TERM2</i> (长期)	
样本量	N = 773		N = 773	
变量	系数	标准误	系数	标准误
<i>CONS</i>	-0.321 *	0.186	-0.387 ***	0.106
<i>REPUTN</i>	0.110 ***	0.017	-0.002	0.009
<i>BLOANR</i>	0.925 ***	0.139	-0.070	0.079
<i>OWRSP</i>	-0.081 ***	0.017	0.011	0.010
<i>SEPR</i>	0.017	0.052	0.009	0.028
<i>LEV</i>	0.267 ***	0.027	0.042 ***	0.015
<i>CCREDR</i>	-0.780 ***	0.070	-0.126 ***	0.040
<i>FIXR</i>	0.212 ***	0.053	0.168 ***	0.030
<i>ICR</i>	-0.000	0.000	0.000	0.000
<i>ROA</i>	-0.059 ***	0.086	-0.029	0.049
<i>GROWTH</i>	-0.001	0.005	0.002	0.003
<i>STD</i>	0.045	0.119	-0.073	0.068
<i>SIZE</i>	0.026 ***	0.008	0.020 ***	0.004
主要统计量	F = 27.14 *** $R^2_{adjusted} = 0.289$		F = 5.74 *** $R^2_{adjusted} = 0.069$	

注:表中数据右上方 * 表示系数在 0.1 显著性水平下显著; ** 表示系数在 0.05 的显著水平下显著; *** 表示系数在 0.01 的显著水平下显著。

(三)稳健性估计与检验

本文的解释变量为两个哑变量:声誉和产权性质;被解释变量债务融资规模和期限结构已借鉴不同文献的稳健性度量变量,故本文不再遵循一般的实证范式,实施常规的稳健性检验。然而,表 2 显示 5 个被解释变量中位数皆小于均值,数据明显偏离正态,处于数据两端的样本点具有较高的频率,即使 5% 和 95% 分位数的 Winsorize,也不足以消除极端值对数据形态的影响。故本文进一步地采用中位数回归方法^[19]进行稳健性估计。与传统回归方法相比,中位数回归以中位数代替了均值,以使残差项的绝对值之和最小准则取代了残差项平方和最小准则,可以缓解处于数据两端的样本点对回归结果的影响,并且中位数回归方法并不需要有误差项分布的假设。

当被解释变量分别为 *SCALE1*、*SCALE2*、*Lag_SCALE2* 和 *TERM1* 时,以式(1)和式(2)作中位数回归,回归结果(略)与表 3 和表 4 所示类似,结果较为稳健。然而,当被解释变量为 *TERM2* 时,如表 5 左部分所示,解释变量 *REPUTN* 系数估计值为 0.007,尽管不显著,但与表 4 相比,由负数变为正数,作用方向改变。进一步计算变量 *TERM2* 的 5 个分位数,分别为 0(最小值)、0(25%分位数)、0.0172(50%分位数)、0.1150(75%分位数)和 0.6030(最大值),*TERM2* 变量至少有 25% 的数值为 0,大量异常值存在影响系数估计及检验结果。表 5 展示了以 50% 分位数(中位数)和 75% 分位数回归的结果对比,当中位数回归转为 75% 分位数回归后,模型诊断结果显示,以标准化残差数值 3 为临界值(cutoff),样本异常值比例由 15.03% 降为 1.17%,估计结果的稳健性明显提升。解释变量 *REPUTN* 系数估计值变为 -0.025,在 0.1 的显著性水平下显著为负。此时,高校系上市公司从母体继承的集体声誉作用较弱,而基于其过去市场行为(业绩差)的企业个体声誉作用较强,声誉变量对上市公司债务期限存在负面影响。假说 2 也由此被较稳健地验证。

度量产权性质变量 *OWRSP* 系数估计值为 0.041,显著为正,上市公司的国有产权性质提高了企业长期借款所占负债比例。考虑到我国高校系上市公司具有国有产权性质,假设检验 *REPUTN* 系数与 *OWRSP* 系数之和小于或等 0,即 $\beta_1 + \beta_2 \leq 0$ 。在分位数回归中构造 Wald 和 LR 检验统计量^[24],Wald 统计量值与 LR 统计量值为 6.821 和 6.125,分别服从自由度为 2 的卡方分布,p 值分别为 0.03 和 0.04。检验结果拒绝了即 $\beta_1 + \beta_2 \leq 0$ 的原假设。尽管高校系上市公司具有较差的企业声誉(经营业绩差,违规行为等被观测),但因其又具有国有产权性质,与民营上市公司相比,在控制其他因素的前提下,仍较易从商业银行获得长期借款。

同时,注意到控制变量中,用于度量我国以银行为融资主体的债务融资市场发展程度的变量 *BLOADR* 系数估计值为 -0.292,显著为负。综合

表 3、表 4 和表 5 中变量 *BLOADR* 系数估计结果分析,一方面表明随着银行市场监管和竞争的加剧,我国商业银行出于对贷款质量(不良贷款率)的关注,有“惜贷”行为,银行不良贷款率与企业债务融资规模正相关(见表 3);另一方面我国商业银行不良贷款率与企业长期借款比例负相关(见表 5),而与企业短期借款比例正相关(见表 4、表 5)。银行不良贷款率越高,企业长期借款比例越低而短期借款比例越高。

表 5 分位数回归(*TERM2*)稳健性检验结果

类型	被解释变量 <i>TERM2</i>		被解释变量 <i>TERM2</i>	
分位数点	Q = 0.50(中位数)		Q = 0.75	
变量	系数	标准误	系数	标准误
<i>CONS</i>	-0.486 ***	0.066	-0.392 **	0.183
<i>REPUTN</i>	0.007	0.006	-0.025 *	0.015
<i>BLOADR</i>	0.025	0.042	-0.292 ***	0.112
<i>OWRSP</i>	-0.005	0.006	0.041 ***	0.016
<i>SEPR</i>	0.014	0.052	0.127	0.145
<i>LEV</i>	0.023	0.016	0.116 **	0.061
<i>CCREDR</i>	-0.066 **	0.028	-0.199 ***	0.062
<i>FIXR</i>	0.098 ***	0.031	0.245 ***	0.056
<i>ICR</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>ROA</i>	-0.051	0.042	-0.168	0.132
<i>GROWTH</i>	0.001	0.004	0.004	0.012
<i>STD</i>	-0.034	0.036	-0.167	0.134
<i>SIZE</i>	0.024 ***	0.003	0.021 **	0.008
模型诊断	目标函数值:26.66 异常值比例:15.03%		目标函数值:28.28 异常值比例:1.17%	

注: * 表示系数在 0.1 显著性水平下显著; ** 表示系数在 0.05 的显著水平下显著; *** 表示系数在 0.01 的显著水平下显著。

(四)对产权性质与债务融资关系的讨论

一般认为,由于国有企业与政府具有天然的联系,以及政府对银行贷款决策的影响力,可以帮助企业获得银行贷款及各种优惠条件,对银行贷款期限、成本和数量都有显著影响^[4]。政府对经济的控制,主要表现为对企业行为的影响,也是引起国际上部分观点对我国市场经济地位争议的主要原因。事实上,自 20 世纪 90 年代以来,我国的商业银行收紧了商业贷款政策并加强了债务监管。2004—2009 年,我国四大国有商业银行完成股份制改革,伴随着许多中小型股份制银行、城市商业银行和农村商业银行的发起和发展,银行业监管和市场竞争日益严峻,银行在对企业放贷过程中,出于对自身利益的关注,受相关考核指标影响,更关注的是贷款的收益和风险,而非企业的产

权性质。该观点在我们对某国有商业银行省分行的部分高管访谈中也被证实。高校系上市公司具有国有产权性质,在研究集体声誉对债务融资的影响时,尽管产权性质被作为了控制变量,本文仍关注了在本文采样所构成的研究情境中,企业产权性质对债务融资的影响。

表3中,作为控制变量的产权性质 *OWRSP* 系数在第一个回归中显著为负,但在另两组回归中系数为负却不显著。相比于国有上市公司,民营上市公司较易获得银行短期贷款。我们认为:①随着以商业银行为主体的借贷市场市场化程度的提高,信贷政策并未偏袒国有上市公司。②我国A股市场上市公司本身就是一类较为优秀的企业群体,至2014年我国《关于改革完善并严格实施上市公司退市制度的若干意见》正式生效前,我国A股市场的上市公司存在“退市难”现象,2009—2012年连续4年“零退市”。上市公司其“A股在市”的资质为其向银行借贷提供了担保。③相比于国有企业,盈利能力较强和资产质量较高的民营企业才能争取到上市资格。银行向非国有上市公司放贷,在贷款合约的议价等方面更具有市场主动权。该观点在我们对某国有商业银行省分行部分高管访谈中也被证实。另外,选择了同年度同行业,资本规模最接近的民营和国有上市公司匹配。

(五)对其他主要控制变量的讨论

注意到用于度量债务融资市场化程度的控制变量(*BLOANR*)系数在各组回归中基本显著为正。2003—2014年,我国商业银行年末不良贷款率已由17.8%降至1.29%,以商业银行为主体的企业外部债务融资市场化程度逐年上升,银行受外部监管和内部绩效考核影响,关注贷款的质量和收益。不良贷款中含有逾期贷款、呆滞和呆账贷款等,“不良贷款率越低,企业所获得的债务融资规模越小”或许只是统计关系而非逻辑关系,只是分别对应于不良贷款率迅速下降和银行惜贷行为相对较严重的两种现象,本文不给予关注。用于度量企业商业信用融资活动的变量商业信用贷款占总资产比率(*CCREDR*)系数在第一个回归中显著为负,在第二和第三组回归中表现为正。其不一

致性可以由被解释变量构造方法分别基于应计制和现金制所解释,商业信用融资降低了企业银行借款规模,增加了企业现金流,缓解了企业融资约束,金融抑制等。这与陆正飞等(2011)^[20],饶品贵等(2013)^[21]等的研究结论较为一致。对其他控制变量的讨论不作赘述。

四、结论与启示

本文从债务融资规模和期限结构两个角度研究了集体声誉、产权性质与企业外部债务融资三者之间的关系。研究发现,集体声誉对上市公司的融资规模具有较显著的正向作用,但当个体行为能较好地被市场观测时,集体声誉作用较弱,个体声誉作用较强。尽管集体声誉与个体声誉效应较难分离,但高校系上市公司为研究声誉如何作用于债务融资提供了一项较好的准自然实验。在此,一方面,高校系上市公司由其母体继承的声誉是个较好的外生变量;另一方面,其继承的大学声誉是由高校和企业共享共担的集体声誉。本文得到以下主要结论并提出相关的建议。

(一)高度重视高校声誉对高校系上市公司的影响

集体声誉在信息经济学中被当作是一种信号,这类信号在个体行为较难被观测时,能给予个体正面作用。而当个体行为能较好地被观测时,集体声誉作用较弱而个体声誉作用较强,尤其是当集体中的成员不良行为而形成坏的个体声誉,将导致集体声誉损失,甚至于集体中成员之间的合作或合伙关系的改变。集体声誉作为一种企业非市场资源,对上市公司债务融资能力具有正面影响作用。在其他因素被控制的前提下,与非高校系上市公司相比,高校系上市公司较易获得外部债务融资。其在平均意义上多出其他非高校系上市公司那部分债务融资规模,即是大学声誉这类非市场资源的价值,在经济学中被称为租金。

(二)完善高校系上市公司治理结构至关重要

高校系上市公司不良表现不仅影响了其与高校之间的控制与被控制关系,且导致市场对“产学研”一体化这类组织形式的质疑。高校系上市公司具有国有产权性质,同时其实际控制人高校是

一类非盈利组织机构,并不具有“创造利润”的企业天然性。较好的利益分配校正可以平衡集体品牌中的有益信息含量效应与“免费搭车者”效应^[22]。进一步地完善高校系上市公司治理结构,以及高校与其控制的上市公司利益分配机制应是高校系上市公司当前面临的主要问题。

(三)深入推进金融和产权市场化改革

研究结论表明在控制相关因素后,国有产权性质对企业债务融资并无增进作用。样本期间,随着国有银行逐步完成股份制改革,信贷市场环境改变,信贷政策对两类产权的上市公司基本无差异对待。相比于国有企业,盈利能力较强和资产质量较高的民营企业才能获得上市资格。银行向非国有上市公司放贷,在贷款合约的议价等方面反而更具有市场主动权。一方面,进一步地构建亲清政商关系;另一方面,制度背景变迁影响银行放贷行为和上市公司融资活动,债务契约对公司治理的作用依赖于外部金融市场的进一步地完善。

参考文献:

- [1] 刘运国,吴小蒙,蒋涛. 产权性质、债务融资与会计稳健性[J]. 会计研究,2010(1):43-50.
- [2] 卢盛峰,陈思霞. 政府偏袒缓解了企业融资约束吗——来自中国的准自然实验[J]. 管理世界,2017(5):51-65.
- [3] 叶康涛,张然,徐浩萍. 声誉、制度环境与债务融资[J]. 金融研究,2010(8):171-183.
- [4] 孙铮,刘凤委,李增泉. 市场化程度、政府干预与企业债务期限结构[J]. 经济研究,2005(5):52-63.
- [5] 江剑,官建成. 我国高校上市公司与大学“产学研”合作关系的实证分析[J]. 科学学研究,2010(3):381-387.
- [6] 马海涛,李小荣. 资产评估机构声誉与公司并购重组定价[J]. 中国软科学,2017(5):101-118.
- [7] 周楷唐,麻志明,吴联生. 高管学术经历与公司债务融资成本[J]. 经济研究,2017(7):169-183.
- [8] 王靖宇,张宏亮. 债务融资与企业创新效率——基于《物权法》自然实验的经验证据[J]. 中国软科学,2020(4):164-173.
- [9] MORRISON A D, WILHELM W J. Partnership firms, reputation, and human capital [J]. The American economic review, 2004, 94(5): 1682-1692.
- [10] CASTRIOT S, DELMASTRO M. Inside the black box of collective reputation [R]. 2011.
- [11] 陈艳莹,平靓. 集体声誉危机与企业认证行为——基于“柠檬市场”治理机制的视角[J]. 中国工业经济,2020(4):174-192.
- [12] 刘尧,余艳辉. 大学教师学术声誉的辩证思考[J]. 教育理论与实践,2010(4):41-44.
- [13] HE W, HU M. Religion and bank loan terms [J]. Journal of banking & finance, 2016, 64(1): 205-215.
- [14] 邓燕华. 社会建设视角下社会组织的情境合法性[J]. 中国社会科学,2019(6):147-166.
- [15] KIM S, TERLAAK A, POTOSKI M. Corporate sustainability and financial performance: collective reputation as moderator of the relationship between environmental performance and firm market value [J]. Business strategy and the environment, 2020, 30(4): 3385-3398.
- [16] 舒竣,徐磊. 游离在大学与社会之间:中国大学上市公司研究[J]. 科学学研究,2014(7):1029-1036.
- [17] 李心合,王亚星,叶玲. 债务异质性假说与资本结构选择的新解释[J]. 会计研究,2014(12):3-10.
- [18] 钟凯,程小可. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J]. 管理世界,2016(3):87-98.
- [19] KOENKER R, BASSET G J. Regression quantiles [J]. Econometrica, 1978, 46(4): 33-50.
- [20] 陆正飞,杨德明. 商业信用:替代性融资,还是买方市场[J]. 管理世界,2011(4):6-14.
- [21] 饶品贵,姜国华. 货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究[J]. 经济研究,2013(1):68-82.
- [22] NOCKE V, STRAUSZ R. Collective brand reputation [Z]. 2021.

(本文责编:辛 城)