

# 金融生态环境、银行结构与 银企关系的贷款效应\*

## ——基于中小企业的实证研究

罗正英 周中胜 王志斌

**[摘要]**以深交所中小企业板上市公司在上市前的数据作为研究样本,本文实证考察了中小企业与银行之间的银企关系对其信贷融资可获性的影响,并在此基础上分析了银行规模与金融生态环境对中小企业的银企关系贷款效应的影响。实证结果显示,银企关系的密切程度对中小企业的信贷融资具有“正”向效应;金融生态环境的改善对银企关系的正向贷款效应具有促进作用;但不同规模的银行对银企关系的贷款效应无显著影响。本文的研究结果表明,在我国转轨经济条件下,广泛开展建立在银企关系基础上的关系融资技术有助于缓解中小企业融资难的问题,而金融生态环境的改善有助于此技术的开展,但银行业的市场结构对中小企业信贷融资无显著的影响。本文的研究结论为缓解中小企业融资难的问题提供了经验证据的支持。

**关键词:**中小企业 金融生态环境 银行业结构 银企关系 融资约束

**JEL 分类号:**G14 G19 G21

### 一、引言

中小企业作为我国市场经济的重要主体,对于促进经济增长、推动技术创新、创造就业和促进国际贸易发挥着越来越重要的作用。但中小企业的信贷融资约束却成为制约中小企业进一步发展的掣肘。如何缓解中小企业的融资困境,更好地发挥其对经济增长和就业的贡献,一直是政策制定者和学术界共同关注的问题。围绕着缓解中小企业融资困境的解决路径,国内外的理论研究认为主要包括关系型融资技术的创新发展、融资环境的改善与银行业市场结构的优化等(Berger and Udell, 2006),而融资环境的改善与金融业市场结构的优化又会影响到信贷融资技术的运用。但以上的研究结论并未取得经验证据的支持。

相比于交易型融资技术,由于信息的透明度缺乏、抵押品和担保品短缺,关系型融资技术能更好地运用于中小企业的信贷融资决策。相对于交易型融资技术的信贷决策依据主要是企业的财务状况和抵押资产的价值等“硬信息”,关系型融资技术的信贷融资决策主要依据的是企业内部难以通过正式的编码和书面资料呈现的一些“软信息”,如个人品质、企业员工和顾客的满意度及企业与顾客和供应商的关系等(Berger and Udell, 1995; Degryse and Cayseele, 2000),而这需要银行在与中小企业保持长期稳定合作关系的基础上逐渐收集与处理,并根据信息质量和数量的变化相应设定和修改贷款合同的内置条件。所以,银企关系的紧密程度会对企业的贷款成本或贷款可获性产生

\* 罗正英,苏州大学东吴商学院,教授,博士生导师;周中胜,苏州大学东吴商学院,副教授,会计学博士;王志斌,中国人民银行苏州分行,会计学硕士。本文是国家自然科学基金项目“信贷配给约束下的企业家异质性特征与中小企业信贷融资研究”(批准号:70872081)的阶段性成果。

重要的影响,也即银企关系存在贷款效应。但与此同时,银企关系也是一把“双刃剑”,它既可以为企业获得银行信贷融资及降低融资成本提供帮助,也会使企业面临银行“套牢”的风险而需要在未来支付更多的贷款利息(何韧,2004)。

因此,银企关系的增强是否能提高中小企业的融资可获性和降低融资成本?关系型融资技术的开展能否缓解中小企业的融资困境?对此,理论研究存在分歧,由于中小企业融资数据的获取及银企关系衡量的困难,实证研究也未取得一致的结论。此外,融资环境与银行业市场结构对关系型融资技术的运用有什么样的影响?较少有研究对此进行关注。

基于此,以我国在中小企业板上市的中小企业上市前的数据为研究样本,以银行平均贷款合同数、高管是否曾在银行任职、是否获得长期贷款等作为银企关系的衡量指标,本文实证考察了中小企业与银行之间的银企关系对中小企业信贷融资可获性的影响,并在此基础上分析银行规模与金融生态环境对中小企业的银企关系贷款效应的影响。本文的研究发现,在我国目前转轨经济条件下,中小企业与银行之间的银企关系对中小企业融资具有正向的贷款效应,而且在金融生态环境好的地区,这种贷款效应越能发挥作用,但不同的银行规模对此无显著的影响。本文的研究表明,从我国目前的现实国情出发,大力开展关系型融资技术和改善融资环境是缓解我国中小企业融资难问题的关键,而银行业市场结构的调整并不能有效解决中小企业的融资约束。

与现有文献相比较,本文的贡献包括:第一,本文运用实证研究方法,将目前缓解中小企业融资难的一些解决路径,如发展关系型融资技术、优化银行业市场结构和改善中小企业的融资环境等结合起来考虑,并通过经验数据进行了验证,为我国中小企业信贷融资的实践提供了重要的启示。第二,从中国银企关系和制度环境的现状出发,以让·梯若尔的信贷配给固定投资模型为基础,通过理论模型从代理理论和信号传递理论角度分析了银企关系的正向贷款效应和负向贷款效应,同时还利用上述模型理论分析了金融生态环境对银企关系贷款效应的影响,为关系型融资技术的运用提供了理论支持。第三,以我国在中小企业板上市的中小企业上市前的数据为研究样本,并选择银行平均贷款合同数、高管是否曾在银行任职、是否获得长期贷款等作为银企关系的衡量指标研究银企关系的贷款效应,丰富了有关的研究文献。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分回顾了银企关系贷款效应、金融生态环境及银行业市场结构对中小企业融资影响的相关文献;第三部分对银企关系的贷款效应以及金融生态环境对银企关系贷款效应的影响进行了模型分析并提出了研究假说;第四部分是研究设计;第五部分是实证结果与分析;最后第六部分为研究结论与启示。

## 二、文献综述

### (一)银企关系的贷款效应

自20世纪80年代起就有学者开始对银企关系的贷款效应进行研究,无论在理论研究还是在经验研究方面都取得了丰硕的成果,但研究结论存在着较大的分歧。

作为最早研究银企关系贷款效应的西方学者,Diamond(1984)认为,具有独占性的银行关系使得中小企业更加接近金融中介机构,进而有利于企业向银行传递信息,因此有利于中小企业获得银行贷款。Boot and Thakor(1994)和 Berger and Udell(1995)各自建立一个基于道德风险和抵押贷款的无限期重复信贷市场博弈模型,认为随着银企关系持续时间的延长,贷款利率和抵押/担保要求都会降低。Weinstein and Yafeh(1998)对日本主银行的研究发现,主银行往往会较之其他银行收取借款人更多的利息费用。Machauer and Weber(1998)注意到,较大的德国公司,如果仅同一个主银行建立关系,他们会面临较高的利息费用,这就是所谓的“套牢”问题,因为银行和企业缔结了某

种信贷关系后,就可能产生资产专用性问题,也即“敲竹杠”问题,而银行实际上也会面临预算软约束问题。

在经验研究方面,国外多位学者以 NSSBF 的数据为研究对象,研究了银企关系的贷款效应。例如, Peterson and Rajan(1994)利用 1987 年 NSSBF 的数据进行了经验研究。研究发现,试图建立多重银企关系来获得贷款的企业将被要求支付更高的贷款成本,并且信贷可获性也下降。反之与银行有密切关系的企业较少地面临信贷约束,有更多机会从银行获得廉价的贷款。但是,银企关系持续时间与贷款成本正相关但不显著,与信贷可获性显著正相关。研究还发现,银企关系对信贷可获性的影响大于对信贷成本的影响。Berger and Udell(1995)利用 1989 年 NSSBF 的数据进行的经验研究结果表明,银企关系时间越长,企业支付的利率就越低,所要求的抵押物越少,信贷可获性更大。Bodenhorn(2003)利用 19 世纪美国银行的贷款纪录数据研究发现,银企关系持续时间越长,企业越有可能获得更低的信贷成本,提供更少个人担保以及在发生财务危机时更有可能进行重谈判。Jiangli, Unal and Yom(2008)利用世界银行截至 1998 底的调查数据考察了金融危机时期,东亚国家的银企关系强度对信贷融资可获性的影响,结果发现,对于韩国和泰国的企业来说,银企关系强度越高,信贷融资可获性越强,但对于印度尼西亚和菲律宾的企业来说,银企关系强度与信贷融资可获性之间不存在显著关系。

国内学者针对“银企关系”研究的文献,如何韧(2005),从理论上分析和总结了关系借贷对银企双方的价值及其内在的风险因素。就实证研究来说,曹敏、何佳和潘启良(2003)以在深圳和广州的四个外资银行(分别来自欧洲、日本、新加坡和香港地区)以及两个中国商业银行的现有及潜在客户作为访问对象,通过 107 家外资企业的调查数据发现,中国的外资企业主要依赖银行借款作为它们外部融资的主要来源。对于外币贷款来说,贷款利率与银企关系长度显著负相关,与外资企业所接触的银行数量负相关但不显著;对于人民币贷款来说,贷款利率与银企关系长度无关,而与外资企业所接触的银行数量显著负相关。周好文和李辉(2004)以广州地区的 83 家中小型企业为调查对象,研究发现人民币贷款利率优惠与银企关系长度显著正相关,即企业与银行保持的关系时间越长,企业信贷融资成本越低。周好文和李辉(2005)以广州地区的 136 家中小型企业为调查对象,得出了相同的结果,同时还发现,银企关系时间越长,银行对担保的要求也会降低,即中小企业信贷融资可获性越强。何韧和王伟诚(2009a)利用世界银行的调查数据实证研究了我国银企关系对企业贷款成本的影响。研究发现,中小型企业与银行维持关系的时间越长、建立关系银行的数量越少以及银企关系深度越大<sup>①</sup>,贷款成本就越低。

综合来看,在经验研究方面,在不同的文献中,关于银企关系的衡量指标包括:银企关系持续的时间(持续时间越长,银企关系就越密切),如 Peterson and Rajan(1994), Berger and Udell(1995),陈键(2008),周好文和李辉(2005),何韧和王伟诚(2009a)等;与企业发生关系的银行数量(有的文献称之为银企关系规模,如何韧和王伟诚,2009a,与企业发生关系的银行数量越少,银企关系越密切),如 Hernández-Cánovas and Martínez-Solano(2007), Jiangli, Unal and Yom(2008);银企关系的深度、银企之间的社会交往和联系等(何韧和王伟诚,2009a)。由于不同的文献对银企关系密切程度、贷款成本、以及信贷可获性的代理变量的设定存在差异,加之所采用的研究样本和研究模型也各不相同,因此研究结论并未取得一致。

<sup>①</sup> 按照作者的解释,银企关系深度可以通过两种方法来计量,一种是看企业在银行是否能够获得某种特定金融产品或某种优惠待遇(有点类似于 Peterson and Rajan(1994)提出的非信贷金融服务的代理变量),例如信用透支、特别授信、特别存款账户等,能够获得该项产品或服务的企业其银企关系深度越深;另一种是看企业获得的这种特别金融产品和服务的金额在同业中所占的比重,占比越高,其银企关系的深度越深。



## (二)金融生态环境、银行业结构与中小企业的信贷融资约束

中小企业的信贷融资约束不仅与建立在银企关系基础上的关系型融资技术的运用是否充分有关,也与金融生态环境和银行业结构有关,而且融资技术的运用还会受到金融生态环境与银行业结构的影响。经验研究发现,大机构通常向财务指标较好、规模较大、成立时间较长的中小企业贷款,小机构则更多地向关系更好的中小企业放款(Haynes et al., 1999; Cole et al., 2004)。研究还发现,国有金融机构所占的市场份额越高,则中小企业信贷融资可获性越小(Barth et al., 2004; Berger et al., 2004);金融市场的集中度与中小企业信贷融资可获性显著正相关(Gelos and Werner, 2002; Bonaccorsi di Patti and Dell'Ariccia, 2004)。

金融生态环境的优劣也会影响到信贷融资技术的运用,进而影响中小企业信贷融资的可获性,如宏观经济环境、法律环境(如破产规则)、信用环境等(Berger and Udell, 2006)。研究发现,对债权人法律保护力度较差的国家,由于企业的破产制度不完善,同时执法力度较差,银行针对中小企业的贷款的信用风险增加,中小企业银行信贷融资的可获性降低(World Bank, 2000)。此外,社会信用环境也会影响中小企业信贷融资可获性和银行对中小企业信贷融资的提供(Woolcock, 1998)。较高的社会资本与信任水平可以减弱信息不透明的程度,促进金融合约的签订与执行。不同的融资技术中,关系型融资技术受社会信用环境的影响最大,因为“软信息”的生成和运用较易受到社会规范、信用文化等环境的影响。

综观以往的文献,较少将银企关系的贷款效应与融资环境(或金融生态环境)和银行业市场结构对其影响结合起来考察,但事实上关系型融资所依赖的银企关系与金融生态环境以及银行业的市场结构也存在重要的联系。

## 三、理论与模型分析

### (一)银企关系贷款效应的理论分析

当代金融中介理论认为,借款人与贷款人之间的信息不对称会导致逆向选择和道德风险,从而大大降低了信贷市场的运行效率。而银行主要经营的是存贷业务,具有信息搜集和贷款监督的专业能力,因此能够增强信贷市场的运行效率。然而,银行与借款者(企业)之间仍然存在着信息不对称,尤其对于广大中小企业来说,由于其自身的信息不透明,这种信息不对称状况更加严重,导致了优质中小企业难以获得银行贷款。在银行与企业之间建立一种长期的银企关系则将有助于银行了解企业的更多信息,这些信息主要是“软信息”<sup>①</sup>。由于银行和企业都是有限理性的,双方不可能估计到未来可能发生的所有情况,因此这种银企关系合约是不完备的,属于关系性合约范畴。通过建立银企关系来获得贷款对于中小企业来说是比较可行的,但是长期的银企关系的维持也是一种专有性投资,这种关系只在特定的银行和企业之间才能起作用。因此,银行和企业都可能发生机会主义行为,这就会妨碍银企关系在中小企业信贷融资中的正向效应,甚至产生负向效应。在此,本文以让·梯若尔的信贷配给的固定投资模型<sup>②</sup>为基础,在公司内部人的行为未必符合出资人的最大利益的前提下,通过建立模型来分析银企关系在中小企业信贷融资中的效应。

#### 1.模型背景

假设信贷市场是完全竞争的,中小企业的责任是有限的,且银行和中小企业都是风险中性的。

<sup>①</sup> “软信息”不易观察、辨认或传递给他人,诸如企业主的个人品德、员工及顾客的满意度以及企业与供应商、顾客、竞争者等利益相关者等的互动等都属于“软信息”(何德旭,2008)。

<sup>②</sup> 详细内容可以参见梯若尔(2007,第178-183页)。

虽然中小企业信息不透明问题比较严重，但是此处仍要假设中小企业的收入是可以预期和验证的。现在，假设中小企业有一个投资项目，该项目需要固定投资  $I$ ，但是该中小企业的自有初始资本只有  $A$ ， $A < I$ ，如果中小企业要想该项目得到上马，就必须向银行申请贷款  $I-A$ 。并且假设，该项目运作成功的概率为  $p$ ， $0 < p < 1$ ，成功时将产生可验证收入  $R > 0$ ，而失败时的可验证收入  $R=0$ 。且假设按照贷款协议规定，项目成功时银行将分得  $R_B$ ，中小企业将分得  $R_F$ ， $R_B+R_F=R$ 。

在一般情况下，中小企业的企业家既是企业的所有者又是企业的管理者，因此企业家的经营能力对于项目的业绩至关重要。现在假设，中小企业企业家在获得银行贷款后可以采取两种策略，一种是“尽职”（如，努力工作、不谋私等），另一种是“卸责”（如偷懒、谋私等）。在企业家“尽职”的情况下，项目的成功概率  $p=p_H$ ，此时企业家的私人收益  $B=0$ ；在企业家“卸责”的情况下，项目的成功概率  $p=p_L$ ，且  $p_L < p_H$ ，此时企业家的私人收益  $B > 0$ 。

继续假设，如果企业家尽职的话，项目就具有正的净现值，即  $p_H R - I > 0$ ；如果企业家卸责的话，即使包括了企业家所获得私人收益，项目仍然是具有负的净现值，即  $p_L R - I + B < 0$ 。

在此基础上可以得出中小企业企业家选择尽职的“激励相容约束”条件：

$$p_H R_F \geq p_L R_F + B \rightarrow (p_H - p_L) R_F \geq B \rightarrow \Delta p R_F \geq B;$$

$$\text{因为 } \Delta p = p_H - p_L > 0, \text{ 所以 } R_F \geq \frac{B}{\Delta p};$$

因为  $R_B + R_F = R$ ，所以在不损害中小企业企业家的激励相容约束的情况下，银行所能获得的最高收入  $R_{B_{Max}} = R - \frac{B}{\Delta p}$ ；

$$\text{即：银行预期的最高可保证收入为 } p_H \left( R - \frac{B}{\Delta p} \right);$$

那么银行愿意为中小企业发放贷款的必要条件是预期的可保证收入不低于银行的初始贷出额，即  $p_H \left( R - \frac{B}{\Delta p} \right) \geq I - A \rightarrow A \geq p_H \frac{B}{\Delta p} - (p_H R - I)$ ，这也就是银行的“参与约束”。在此，令临界值  $\bar{A} = p_H \frac{B}{\Delta p} - (p_H R - I)$ 。可以看出， $\bar{A}$  与私人收益  $B$  之间具有线性关系，如图 1 所示，横轴表示私人收益  $B$ ，纵轴表示  $\bar{A}$ ，直线  $L$  的斜率为  $k = \frac{p_H}{\Delta p}$ ，显然  $k = \frac{p_H}{p_H - p_L} > 1$ 。它与纵轴相交于 M 点  $[0, -(p_H R - I)]$ ，与横轴相较于 N 点  $[\Delta p \left( R - \frac{I}{p_H} \right), 0]$ 。当  $B \leq \Delta p \left( R - \frac{I}{p_H} \right)$  时， $\bar{A} \leq 0$ ，由于  $A > 0$ ，所以满足银行的参与约束，中小企业可以获得贷款。当  $B > \Delta p \left( R - \frac{I}{p_H} \right)$  时， $\bar{A} > 0$ ，此时  $A \geq \bar{A}$  才满足银行的参与约束，中小企业才能获得贷款。

至此我们知道了银行给中小企业发放贷款的必要条件是，中小企业所拥有的自有资本  $A$  要大于或者等于  $\bar{A}$ ，这为我们分析银企关系在中小企业信贷融资中的效应提供了强有力的理论工具。

## 2. 银企关系的正向贷款效应分析

按照青木昌彦(2001)的观点，在关系型融资模式中，借款者向贷款者传递的主要是意会信息，而所谓意会信息是指无法通过简单加总的数码式信息获得的，只能在有限的局部域通过关系合同或特定经历得到的信息，因此它们不可能在公开市场上轻易获得，其内涵在一定程度上等同于“软信息”。资源基础理论、企业能力理论等企业内生长理论认为，企业成长的影响因素源自于企业内部，企业的异质性资源、独特的能力是企业成长的关键因素(何韧和王维诚, 2009b)。而对于中小企业来说，影响中小企业成长的因素，从内部因素看，主要是企业资源、组织结构、企业文化、融资

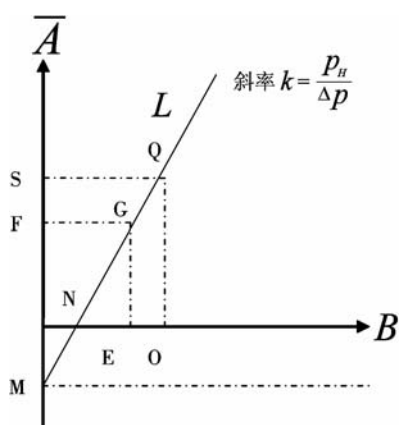


图1 银行参与约束分析

能力、战略管理、创新意识、企业家素质等方面(李柏洲等, 2006; 张英山, 2007)。可以看出, 中小企业企业家素质等内生因素势必会成为银行愿意获得的重要意会信息。

当中小企业通过各种方式与银行之间建立起密切的银企关系后, 这些意会信息将会被广泛散布, 声誉资本的影响就越强烈。信息共享产生的效应, 对于理性的企业家来说, 将会直接渗透到对企业家尽职的激励, 表现为企业家决定努力提高资金使用效益, 实现增加企业家的净资产; 对企业家卸责的约束能使企业家放弃选择通过消费贷款资金来改善福利的行为, 减少企业家的私人收益, 有助于提升企业的可持续成长。即在此情况下, 他的私人收益  $B$  就会缩小。让我们回到图 1。假设某一中小企业企业家在建立银企关系之前的私人收益水平处于  $O$  点, 以  $B_0$  表示, 而建立银企关系以后, 企业家的私人收益水平缩减到  $E$  点, 以  $B_E$  表示, 显然  $B_E < B_0$ , 由于临界值  $\bar{A}$  是随私人受益  $B$  单调递增的, 所以  $\bar{A}(B_E) < \bar{A}(B_0)$ , 结果是银行的参与约束缩小, 企业可以以更少的初始资产来获得银行贷款, 即增强了企业的信贷融资可获性能力。

### 3. 银企关系的负向贷款效应分析

当银企关系建立后, 随着时间的推移, 银行和企业的关系便成为一种专有性的银企关系, 无论对于银行还是企业都有很高的退出成本。对于银行来说还要尽力维护其声誉, 因为这样可以获得声誉租金(青木昌彦, 2001)。声誉租金的存在, 促使银行会很好地履行其承诺, 即在企业遇到财务困难时进行资金援助的承诺。如果银行不救助处于困境中的企业, 它将失去声誉, 未来将没有企业愿意向该银行申请带有救助承诺的贷款。如果银行不给予处于财务困境的企业增加新贷款, 企业就有可能无法再生存下去, 这样银行的损失会更大, 这就产生预算软约束问题。由于预算软约束问题的存在, 可能会削弱中小企业企业家的努力程度, 并试图攫取更多的私人收益  $B$ 。如图 1 所示, 假设某中小企业企业家在与某家银行建立银企关系初始阶段的私人收益水平处于  $E$  点, 以  $B_E$  表示, 随着时间的推移, 当企业家发现了上述预算软约束的存在后, 他可能会试图增加自己的私人收益, 假设到达  $O$  点, 以  $B_0$  表示, 显然  $B_0 > B_E$ , 由于临界值  $\bar{A}$  是随私人受益  $B$  单调递增的, 所以  $\bar{A}(B_0) > \bar{A}(B_E)$ , 这样银行的参与约束就扩大了, 企业将以更多初始资产来获得银行贷款, 也即降低了企业的融资可获性。

从我国的现实国情来看, 尽管四大国有商业银行在金融领域占据了垄断地位, 但由于行业体系发育不全, 以及银行体制先天缺陷, 中国金融市场中基本未形成所谓的“寡头共谋”和“垄断”现象, 竞争的主体非常多。竞争不仅存在于法人与法人之间, 也存在于同一法人的众多分支机构之间, 甚至同一分支机构的不同部门之间。在这种情况下, 随着信贷市场发展规律, 即“最顶端且本身数量极少的优质客户向直接融资转移”、“顶端客户卖方市场格局进一步强化”以及“银行业务由关系业务向价格业务转变”等三大规律在中国市场的逐步显现, 这种竞争的多元化必然使得竞争从最顶端的信贷市场延伸到中小企业信贷市场, 因此银行等金融机构有动力通过构筑长期友好合作的银企关系来拓展中小企业信贷业务的意愿。从中小企业的角度来看, 由于我国社会信用体系尚未有效建立, 交易型融资技术在中小企业信贷融资中运用较少, 加之中小企业的股权融资等其他外部融资渠道狭窄, 因此, 中小企业也有通过构建良好的银企关系也缓解融资困境的动力。从中国传统文化和中小企业的发展轨迹来看, 中国的中小企业一般都经历了艰难的发展过程, 企业家都比较注重个人的声誉, 加之中国的中小企业与企业家的个人财富之间在法律上不明晰的特征, 使

得企业家通过企业来逃废债务或利用银企之间的交易专用性投资来达到“敲竹杠”目的的情况也会较少发生。另外，随着我国金融业市场化改革的完成及破产法等法律制度的完善，中小企业逃废债务的成本与法律风险也加大。

综合以上分析，本文提出

**假设 1:**我国中小企业与银行之间的银企关系会产生正向的贷款效应，即良好的银企关系有助于中小企业信贷融资的获取，从而缓解中小企业的融资困境。

(二)金融生态环境对银企关系贷款效应影响的理论分析

金融生态学理论认为金融生态环境是金融生态系统的重要组成部分，它会对金融生态主体和金融生态调节产生重要影响。作为金融生态系统中的重要关系——银企关系，它连接着银行和企业这两个最主要的金融生态主体，它的运作状况势必会受到金融生态环境的影响。我们分析金融生态环境对银企关系贷款效应影响的思路是：金融生态环境会对企业家的工作态度、私人收益以及项目的成功概率产生影响，进而影响到银行的参与约束，并最终影响到企业的信贷可获性。

由梯若尔的信贷配给的固定投资模型可以得出，银行为企业的投资项目提供贷款的参与约束是： $A \geq \frac{p_H}{p_H - p_L} B - (p_H R - I)$ 。

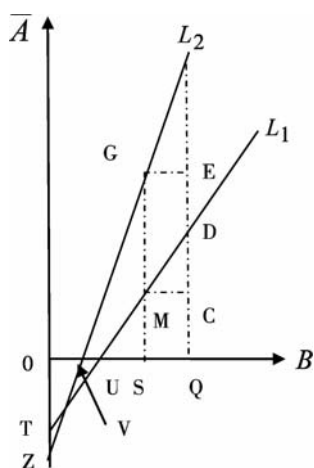


图 2 金融生态环境对银企关系贷款效应的影响

首先，假设金融生态环境质量对项目需要的总投资额  $I$ ，项目成功时所获得的可验证收入  $R$  和企业家的私人收益  $B$  没有影响。

其次，假设现有金融生态环境质量处于一个相对比较差的水平，由此我们可以得出如图 2 所示的银行参与约束临界值线  $L_1: \bar{A} = \frac{p_H}{p_H - p_L} B - (p_H R - I)$ ，其斜率  $k = \frac{p_H}{p_H - p_L} = \frac{1}{1 - \frac{p_L}{p_H}}$ ，与横轴交于  $U$  点  $[(R - \frac{I}{p_H})(1 - \frac{p_L}{p_H}), 0]$ ，与纵轴交于  $T$  点  $[0, -(p_H R - I)]$ 。

再次，假设现有金融生态环境质量处于一个相对比较好的水平。并假设与差金融生态环境相比，好金融生态环境中的项目成功概率相对要高，而且无论企业家“尽职”还是“卸责”成功概率都增加  $p$ ，此时银行参与约束临界值线的斜率  $k' = \frac{1}{1 - \frac{p_L + p}{p_H + p}}$ ，因为  $\frac{p_L + p}{p_H + p} > \frac{p_L}{p_H}$ ，所以  $k' > k$ ，且与纵轴的焦点会下移，假设交于  $Z$  点，而与横轴的焦点位置变化情况不能确定，假设交于  $V$  点，这样就得到好金融生态环境下，银行参与约束临界值线  $L_2$ 。

最后，假设在上述两种不同金融生态环境下，有两家完全相同的企业与银行建立联系，为两个完全相同的项目申请银行贷款。根据以上银企关系贷款效应的分析，无论是正向效应，还是负向效应，都是由企业家私人收益的变动引起的。于是，现在假设企业家的私人收益变动了  $B_x$ ，那么好金融生态环境下的  $\bar{A}$  变动  $k' \times B_x$ ，坏金融生态环境下的  $\bar{A}$  变动  $k \times B_x$ ，因为  $k' > k$ ，所以  $k' \times B_x > k \times B_x$ ，这也就是说，好金融生态环境中的银企关系贷款效应比差金融生态环境中的银企关系贷款效应要强。

根据以上分析，本文提出

**假设 2:**金融生态环境质量会对银企关系贷款效应产生影响，且好金融生态环境下的银企关系贷款效应要大于差金融生态环境下的银企关系贷款效应。



## 四、研究设计

### (一) 样本选择与数据来源

本文所选样本来自我国中小企业板 2006 至 2008 年上市的中小企业<sup>①</sup>。但是,能够在中小企业板上市的企业,规模普遍比较大,有些企业可能并不符合我国中小企业的划分标准<sup>②</sup>。为了使得样本公司符合我国中小企业的划分标准,本文以样本公司最近一期的职工人数、上市前三年平均销售额和上市前三年平均总资产为参考指标,按照我国中小企业的划分标准,将不符合我国中小企业划分标准的样本公司剔除,共剔除 35 家。另外剔除没有披露银行借款事项的公司 12 家,只向政策性银行借款的公司 2 家,金融企业 1 家,以及具有极端值的 3 家,最后得到 171 家样本公司。

本文所需用到的数据主要包括样本公司的银企关系及借款情况、公司特征、财务数据、公司治理和公司所在地区的金融生态环境数据。其中,样本公司的银企关系及借款情况数据来自于深圳证券交易所网站上下下载的招股说明书;公司特征数据、财务数据和公司治理数据来自于 CCER 中国经济金融数据库;样本公司的金融生态环境数据来自于《中国地区金融生态环境评价(2006-2007)》(李扬等,2007)<sup>③</sup>。本文所用数据与以往研究的不同之处在于,以往研究一般都是采用调查问卷数据,而本文所用数据来自样本公司上市前正式披露了的数据,客观性较强。

### (二) 模型设定与变量定义

为了检验我国银企关系的贷款效应,以及不同规模的银行和金融生态环境对银企关系贷款效应的影响,本文构建如下模型:

$$DA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 relationship_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \varepsilon$$

其中被解释变量  $DA$  主要反映贷款效应,本文分别以借款资产比来表示。借款资产比( $DA$ )是由样本公司招股说明书所披露的截至上市前三年公司平均所拥有的短期借款、一年内到期的长期借款及长期借款三项之和与上市前三年的平均总资产之间的比值,该比值也可以称为银行贷款率。一般情况下,借款资产比( $DA$ )越高,说明企业的信贷可获性越强。

Relationship 是用来衡量银企关系密切程度的测量变量,已有文献主要以银企关系持续时间和与企业发生关系的银行数量来衡量。Houston and Janmes(1996)基于长期债务关系必然涉及双方的长期合作的观点,提出把长期债权债务关系视为关系贷款。Degryse and Cayseele(2000)认为可以根据贷款合同来考虑关系特征。参考已有文献的做法并结合本文样本特征,本文首次引入三个代理变量来衡量银企关系密切程度,分别是银行平均贷款合同数(CONTR)<sup>④</sup>、高层是否曾有银行工作经历(EHWB)和是否获得长期借款(LDD)。银行平均贷款合同数是由样本公司所披露的正在履行的借款合同总数与样本公司的关系银行数相除得到的。高层是否曾有银行工作经历是一个

① 其中立电子(002257)未成功上市,由于本文后续研究很少涉及企业上市以后的数据,为了尽量增加样本量,所以仍予以保留。

② 中小企业的划分标准参见《中华人民共和国中小企业促进法》(2003)。根据本法律,2003年2月19日国家经贸委、国家发展计划委员会、财政部和国家统计局四部委联合发布了《中小企业标准暂行规定》。

③ 该书公布了我国90个中心城市的金融生态环境综合指数,但本文样本公司所涉及到的城市中有25个城市不包括在这90个中心城市内,因此我们无法获得这25个城市的具体金融生态环境数据。本文的处理方法是,借用这些城市的同省附近相似城市的金融生态环境数据来代替。

④ 本文认为,仅仅以样本公司的关系银行数量来衡量银企关系的密切程度是有待商榷的,因为当某一家样本公司的关系银行数量比较多,而又签订了很多的借款合同,我们就不能简单认为这家样本公司与银行之间的关系是不密切的。而银行平均借款合同数能够很好的弥补这一缺点,因为它是一个比值,包括了关系银行数量和签订的借款合同数量两方面的因素。银行平均借款合同数越多,银企关系也就越密切。



虚拟变量,如果样本公司的高管中有人曾在银行工作过则为 1,否则为 0,因为如果公司高管曾有银行工作经历,则无论是建立银企关系的路径还是从加强银行对企业的了解角度都可以更好地帮助中小企业与银行之间建立合作关系。是否获得长期借款也是一个虚拟变量,如果样本公司获得长期借款则为 1,否则为 0。之所以用是否获得长期借款来衡量银企关系密切程度,原因在于,长期借款可以视为关系型贷款,获得长期借款的样本公司可以被认为与银行之间具有密切的银企关系。根据上述定义,并结合本文假设,本文预期三个银企关系代理变量的系数为正。

$X$  表示控制变量,包括财务风险变量、公司治理变量、成本控制变量、管理层特征变量、企业特征变量等五个部分。企业的财务风险是银行发放贷款时重点考虑的因素之一,如果一家企业的财务风险很高,那么银行出于自身风险控制考虑就不会给企业发放贷款,或者减少贷款额度,因此企业的财务风险变量是影响企业信贷可获性的一个重要因素。本文引入的反映企业财务风险的变量是利息保障倍数(ICI)和经营活动产生的现金净流量(CF)。银行在向企业发放贷款时,除了考虑企业的财务风险外,现在也越来越关注企业的公司治理状况,本文将第一大股东持股比例(LSHR)和独立董事比率(IDR)以及公司获的补贴收入(SUB)三个变量引入模型,来控制公司治理状况对企业信贷融资可获性的影响。对于一个企业来说,成本控制的好坏势必会影响企业的利润获取,进而影响企业的经营业绩,而经营业绩是银行做出信贷决策时重要考虑的因素,因此本文将管理费用率(MER)引入模型中,试图控制企业成本控制能力对贷款获取的影响。为了衡量公司资金需求量对公司融资的影响,本文还加入一个控制变量即资金需求度(POSIT)。本文控制的企业特征变量包括:反映企业生命周期的主营业务收入增长率(MBRG)、公司年龄(AGE)、企业性质(STATE)、行业(INDU)、总资产(LOGA)和上市年份(YEAR1, YEAR2)。变量的定义具体如表 1 所示。

表 1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量代码	定义
被解释变量	借款资产比(贷款率)	DA	(上市前三年平均的短期借款+上市前三年平均的一年内到期的长期借款+上市前三年平均的长期借款)/上市前三年的平均总资产*100%
银企关系	银行平均贷款合同数	CONTR	借款合同数/关系银行数
	高层曾在银行工作过	EHWB	如果高层中有人曾在银行工作过,取 1,否则为 0
	获得长期借款	LDD	如果样本公司获得长期借款则为 1,否则为 0
控制变量	利息保障倍数	ICI	息税前利润/利息费用
	经营活动产生的现金净流量	CF	(t-1)年经营性现金净流量/(t-2)年总资产
	第一大股东持股比例	LSHR	第一大股东所持股数/股本总数*100%
	独立董事比率	IDR	独立董事数量/董事会规模*100%
	补贴收入	SUB	补贴收入/净利润
	管理费用率	MER	管理费用/主营业务收入*100%
	资金需求度	POSIT	(筹资活动现金流出-经营活动现金净流量-投资活动现金净流量)/净资产
	主营业务收入增长率	MBRG	(本期主营业务收入-上期主营业务收入)/上期主营业务收入*100%
	公司年龄	AGE	公司成立至上市的年份数
	企业性质	STATE	虚拟变量,如果是国有控股,则为 1,否则为 0
	行业	INDU	虚拟变量,如果属于制造业,则为 1,否则为 0
	总资产	LOGA	对上市前三年平均总资产取以自然对数
	2006 年	YEAR1	虚拟变量,2006 年上市为 1,否则为 0
2007 年	YEAR2	虚拟变量,2007 年上市为 1,否则为 0	

## 五、实证结果与分析

## (一)变量的描述性统计

本文首先对变量进行了简单的描述性统计,结果如表2所示。从表中可以看出,被解释变量借款资产比(DA)的平均值为36.31%,最大值为92.28%,最小值为2.51%,标准差为19.05,说明不同的中小企业获得银行贷款的比例与数量存在较大的差异。银企关系变量中的银行平均贷款合同数(CONTR)的平均值为2.54,最大值为11,最小值为1。控制变量中,利息保障倍数(ECI)的平均值为37.6,经营活动产生的现金净流量(CF)的平均值为0.13,第一大股东持股比例的平均值为38.97%,独立董事比率(IDR)的平均值为36.94%,公司平均获得的补贴收入达到了净利润的3.92%,管理费用率(MER)的平均值为7.33%,主营业务收入增长率(MBRG)的平均值为31.72%,资金需求度达到了24.83%,公司年龄的平均值为10.83年。

表2 变量描述性统计

统计量 变量	样本量	最小值	最大值	平均值	标准差
DA(%)	171	2.51	92.28	36.31	19.05
CONTR	171	1.00	11.00	2.54	1.66
EHWB(虚拟变量)	171	0	1	0.31	0.46
LDD(虚拟变量)	171	0	1	0.59	0.49
ECI	171	1.38	922.60	37.60	114.89
CF	171	-0.34	0.58	0.13	0.12
LSHR(%)	171	8.41	80.60	38.97	14.06
IDR(%)	171	28.57	57.14	36.94	5.61
SUB(%)	171	0	37.03	3.92	6.55
MER(%)	171	0.86	29.65	7.33	4.62
POSIT(%)	171	-45.90	103.84	224.83	21.23
MBRG(%)	171	-31.00	202.71	31.72	29.83
AGE	171	4.00	23.00	10.83	4.31
STATE(虚拟变量)	171	0	1	0.26	0.44
INDU(虚拟变量)	171	0	1	0.78	0.41
LOGA	171	7.91	9.75	8.53	0.31
YEAR1(虚拟变量)	171	0	1	0.21	0.41
YEAR2(虚拟变量)	171	0	1	0.45	0.50

## (二)相关性分析

在描述性统计的基础上,我们首先对模型的变量进行了相关性检验,结果见表3。从表3的结果看,反映中小企业信贷融资可获性的因变量借款资产比(DA)与反映银企关系的三个变量(CONTR、EHWB、LDD)都显著正相关,这初步证实了本文的假说,即银企关系的密切程度是影响我国中小企业信贷融资的重要因素。另外,从自变量之间来看,存在显著相关关系的变量不多,说明自变量之间不存在严重的共线性问题。

## (三)单变量分组检验

在描述性统计和相关性检验的基础上,本文对衡量银企关系密切程度的三个指标分组进行了T检验,以检验不同密切程度下的银企关系对中小企业信贷融资的影响,结果见表4。其中对于银

表 3 变量的相关性检验

	DA	CONTR	EHWB	LDD	ECI	CF	LSHR	IDR	SUB	MER	POSIT	MBRG	AGE	STATE	INDU
CONTR	0.307***														
EHWB	0.152**	-0.059													
LDD	0.452***	0.137*	0.121												
ECI	-0.225***	-0.069	-0.022	-0.141											
CF	-0.344***	-0.115	-0.041	-0.235***	0.173**										
LSHR	0.049	0.059	-0.064	0.062	0.002	-0.094									
IDR	-0.032	0.035	0.090	0.111	-0.027	-0.006	0.108								
SUB	-0.053	-0.016	0.051	0.178**	0.061	-0.085	-0.067	0.053							
MER	-0.343***	-0.176**	-0.037	-0.247***	0.150**	0.328***	-0.106	-0.042	-0.008						
POSIT	0.400***	0.325***	0.006	0.141	-0.090	-0.219***	0.039	-0.079	-0.039	-0.359***					
MBRG	0.195**	-0.037	0.109	0.058	-0.061	-0.070	-0.001	-0.030	-0.053	-0.059	0.048				
AGE	0.013	0.056	-0.056	0.014	-0.083	-0.029	-0.041	-0.106	-0.044	-0.182**	-0.029	0.074			
STATE	0.041	-0.036	-0.076	0.191**	0.052	-0.015	0.185**	-0.220***	-0.040	0.102	-0.219***	-0.040	-0.018**		
INDU	0.195**	0.203***	-0.047	0.111	-0.214***	0.031	-0.012	0.110	0.004	-0.141*	0.154**	0.107	-0.017	-0.048	
LOGA	0.246***	0.095	0.017	0.377***	-0.238***	-0.407***	0.196**	-0.116	-0.058	-0.429***	0.181**	-0.018	0.196**	0.198**	-0.156**

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上显著。

行平均借款合同数 (CONTR), 本文以中位数为临界点, 大于等于中位数表示银企关系密切, 小于中位数表示银企关系不密切。从表 4 的结果可以发现, 无论是哪个代理变量, 不同密切程度银企关系下的借款资产比都存在显著差异, 密切银企关系下的借款资产比大于疏远银企关系下的借款资产比, 这进一步证明了文章的假说一。

表 4 单变量分析

银企关系	银行平均借款合同数			高层曾在银行工作过			获得长期借款		
	CONTR>=均值	CONTR<均值	t 值	EHWB=1	EHWB=0	t 值	LDD=1	LDD=0	t 值
DA	40.86	29.74	3.907***	40.63	34.37	2.006**	43.45	26.00	6.585***

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上显著。

#### (四) 银企关系贷款效应的多元回归分析

为考察银企关系的贷款效应, 我们进行了多元回归分析, 结果见表 5。在模型中, 衡量银企关系变量的代理变量有三个, 分别是银行平均借款合同数 (CONTR)、高层曾在银行工作过 (EHWB) 和获得长期借款 (LDD)。本文依次将这三个代理变量纳入模型, 形成四个子模型, 分别是模型 I、模型 II 和模型 III 和模型 IV。

由表 5 我们可以看到, 在模型 I, 模型 II 和模型 III 和模型 IV 中, 反映银企关系密切程度的三个指标银行平均借款合同数 (CONTR)、高层是否曾有银行工作经历 (EHWB)、是否获得长期借款 (LDD) 都与借款资产比 (DA) 显著正相关, 且回归系数较大。这就证明了假说一, 说明中小企业与银行之间的银企关系有助于中小企业获得信贷融资, 这也说明在我国通过开展建立在良好的银企关系基础上的关系型融资技术有助于缓解中小企业的融资困境。

从控制变量来看, 从模型 I 到模型 III, 经营活动产生的现金净流量 (CF) 与借款资产比都显著负相关, 原因可能在于, 经营活动产生的现金净流量越多, 可供企业支配的自有资金就越多, 企业受短期流动资金约束就越少, 也就可以少向银行申请贷款; 反映企业成本控制能力的管理费用率



表5 模型回归分析结果

	模型一	模型二	模型三	模型四
Constant	-3.811(-0.080)	-5.574(-0.117)	61.256(1.298)	60.897(1.319)
CONTR	1.927**(2.442)			1.803**(2.452)
EHWB		5.563**(2.086)		4.634*(1.867)
LDD			13.419*** (4.875)	12.484*** (4.599)
ECI	-0.017(-1.475)	-0.016(-1.379)	-0.015(-1.374)	-0.015(-1.448)
CF	-23.132**(-1.985)	-24.106**(-2.060)	-23.734**(-2.148)	-22.370**(-2.068)
LSHR	-0.008(-0.091)	0.014(0.156)	0.026(0.293)	0.029(0.333)
IDR	0.050(0.217)	0.036(0.155)	-0.147(-0.659)	-0.196(-0.896)
SUB	-7.437(-0.396)	-9.507(-0.503)	-28.320(-1.546)	-28.081(-1.566)
MER	-0.550*(-1.699)	-0.533(-1.636)	-0.471(-1.531)	-0.460(-1.527)
POSIT	25.072*** (3.696)	29.651*** (4.518)	25.972*** (4.162)	22.097*** (3.492)
MBRG	0.121*** (2.907)	0.103** (2.441)	0.095** (2.390)	0.095** (2.424)
AGE	-0.345(-1.163)	-0.256(-0.859)	-0.167(-0.592)	-0.185(-0.668)
STATE	5.048(1.606)	5.353* (1.694)	1.831(0.598)	2.097(0.700)
INDU	2.745(0.842)	4.509(1.390)	2.296(0.747)	1.643(0.538)
LOGA	3.267(0.636)	3.435(0.665)	-3.947(-0.771)	-4.155(-0.829)
YEAR1	10.111*** (2.808)	10.267*** (2.837)	8.505** (2.476)	8.528** (2.538)
YEAR2	4.315(1.484)	4.703(1.614)	3.905(1.416)	3.264(1.206)
Adj R_Square	0.321	0.314	0.389	0.415
D-W	1.845	1.818	1.815	1.892
F 值	6.361***	6.194***	8.207***	8.097***
Observation	171	171	171	171

注:括号里的数字表示 T 统计值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上显著,所有自变量的 VIF 值都低于 2。

(MER)与借款资产比显著负相关,说明企业的成本控制能力越强,越有利于企业获得银行贷款;反映企业成长性的主营业务收入增长率(MBRG)与借款资产比显著正相关,但相关系数不大,这可能源于企业成长性比较高时,企业自身需要大量资金,而银行也愿意向这类企业发放贷款;公司资金需求度(POSIT)与公司的借款资产比显著正相关,表明公司的负债比例与公司的资金需求有直接关系。另外,年度虚拟变量 YEAR1 与借款资产比显著正相关,原因可能在于,2006 年是我国货币政策调整的转折期,由原来宽松的货币政策逐渐调整为从紧的货币政策。而本文所选样本的数据信息来自样本公司的招股说明书,2006 年上市的公司招股说明书中的信息主要是 2005 年的,因此 2006 年上市的样本公司面临比较宽松的货币政策,因此获得银行贷款比较容易。

#### (五) 银行业结构与银企关系的贷款效应

林毅夫和李永军(2001)认为不同的金融机构给不同规模的企业提供金融服务的成本和效率是不一样的,大力发展和完善中小金融机构是解决我国中小企业融资难问题的根本出路。他们分析的理论基石之一是 Banerjee 等(1994)提出的“长期互动”假说。这种假说实际上强调中小金融机构与中小企业之间的互动关系,即银企关系。也就是说,中小金融机构与中小企业之间更容易建立起密切的银企关系,进而有利于中小企业获得银行贷款,而事实是如此吗?为此,为了衡量不同规模的银行对银企关系贷款效应的影响,我们将各样本公司所披露的正在执行的借款合同进行归类,将来自大银行的贷款归为一类,来自中小银行的贷款归为另一类,并计算来自中小银行的贷款

额占有所有贷款的比率,定义为中小银行占比。如果中小银行占比大于等于 50%,就认为该样本公司的贷款来源主要是中小银行;如果中小银行占比小于 50%,就认为该样本公司的贷款来源主要是大银行。这样就将样本公司分成两类,一类是主要向中小银行贷款的样本公司,另一类是主要向大银行贷款的样本公司,然后通过模型中加入反映公司主要贷款来源的哑变量(BSTR,如果样本公司的贷款来源主要是中小银行则为 1,否则 0),来看银行业结构对银企关系的贷款效应,回归结果见表 6。

表 6 银行结构与银企关系的贷款效应的回归结果

	模型一	模型二	模型三
Constant	22.293(0.452)	12.164(0.256)	75.804(1.606)
CONTR	2.270**(2.242)		
EHWB		8.792**(2.579)	
LDD			14.438*** (4.107)
BSTR	-7.250(-1.579)	-3.529(-1.168)	-3.296(-0.894)
CONTR* BSTR	0.568(0.368)		
EHWB* BSTR		-7.953(-1.479)	
LDD* BSTR			-3.287(-0.662)
ECI	-0.017(-1.446)	-0.018(-1.588)	-0.014(-1.331)
CF	-28.599**(-2.428)	-23.944**(-2.083)	-24.598**(-2.244)
LSHR	0.002(0.019)	0.024(0.263)	0.033(0.376)
IDR	-0.104(-0.447)	0.019(0.084)	-0.148(-0.666)
SUB	-1.930(-.0102)	0.637(0.034)	-20.473(-1.107)
MER	-0.900*** (2.771)	-0.599*(-1.865)	-0.520*(-1.691)
POSIT	25.117*** (3.714)	28.102*** (4.346)	25.021*** (4.039)
MBRG	0.114*** (2.658)	0.100** (2.399)	0.085** (2.149)
AGE	-0.401(-1.317)	-0.279(-0.950)	-0.185(-0.654)
STATE	2.273(0.719)	4.773(1.536)	1.572(0.518)
INDU	3.458(1.035)	3.843(1.202)	1.960(0.639)
LOGA	2.293(0.431)	1.751(0.342)	-5.386(-1.053)
YEAR1	8.286** (2.277)	10.225*** (2.871)	8.748** (2.568)
YEAR2	3.564(1.198)	4.499(1.556)	4.079(1.483)
Adj R_Square	0.335	0.339	0.400
D-W	1.900	1.892	1.856
F 值	6.030***	6.138***	7.679***
Observation	171	171	171

注:括号里的数字表示 T 统计值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%显著性水平上显著。

从表 6 的回归结果可以看出,无论是模型 I 中以银行平均借款合同数作为银企关系的衡量指标,还是模型 II 和 III 中以企业高管人员是否曾有银行工作经历和是否获得长期借款作为银企关系的衡量指标,银企关系都与模型的因变量即企业的借款资产比显著正相关,与表五的回归结果一致。但三个模型中反映企业主要贷款来源的哑变量 BSTR 都与企业的借款资产比不显著相关,另外反映银企关系的三个变量与反映企业主要贷款来源的哑变量的交乘项也不显著,表明不同规模的银行对建立在银企关系的贷款效应并无显著影响。表 6 的回归结果也说明建立在银企关系基础

上的关系型融资技术的开展与银行的规模大小无关,中小企业金融机构在开展关系型融资技术可能并不存在优势,通过大力发展中小金融机构以缓解中小企业融资困境的“中小金融机构观”存在进一步探讨的可能,因为大型金融机构比较小银行在金融服务方面积累的“软信息”优势<sup>①</sup>,此外,我国大型金融机构特别四大国有银行的机构设置和网点布局的全面性也为开展中小企业的关系型融资技术提供了可能。而随着银行业竞争的加剧,大型金融机构也开始关注中小企业融资业务,也为其大力开展中小企业的关系型融资技术提供了内在动力。

#### (六)金融生态环境与银企关系的贷款效应分析

为了验证不同金融生态环境下银企关系贷款效应的差异性,本文引入李扬等编制的金融生态环境综合指数(FENV),并以所有样本公司所在地区金融生态环境综合指数的中位数为基准,将样本公司分成两类,一类是好的金融生态环境下的样本公司,另一类是差的金融生态环境下的样本公司,并分别两个子样本对上述模型进行回归,结果如表7所示。

表7 区分不同金融生态环境的银企关系贷款效应的回归结果

	好金融生态环境			差金融生态环境		
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 I	模型 II	模型 III
Constant	45.624(0.685)	38.690(0.551)	106.377(1.589)	-118.235(-1.402)	-115.368(-1.395)	-50.914(-0.600)
CONTR	3.610*** (2.821)			1.480(1.440)		
EHWB		2.731(0.717)			9.640** (2.196)	
LDD			14.046*** (3.588)			12.377*** (2.894)
ECI	-0.017(-0.969)	-0.019(-1.054)	-0.027(-1.561)	-0.012(0.654)	-0.005(-0.296)	-0.007(-0.417)
CF	-33.815** (-2.012)	-40.405** (-2.314)	-34.393** (-2.119)	-14.411(-0.802)	-15.792(0.895)	-17.503(-1.013)
LSHR	0.037(0.261)	0.036(0.242)	0.041(0.293)	-0.013(-0.102)	0.083(0.628)	0.031(0.247)
IDR	-0.224(-0.724)	-0.287(-0.882)	-0.402(-1.332)	0.188(0.515)	0.134(0.374)	-0.056(-0.154)
SUB	-8.357(-0.369)	-9.725(-0.423)	-29.470(-1.465)	-6.389(-0.472)	-7.751(-0.531)	-26.350(-1.653)
MER	-0.612(-1.213)	-0.629(-1.187)	-0.412(-0.836)	-1.146** (-2.502)	-1.099** (-2.438)	-1.069** (-2.426)
POSIT	27.065*** (3.546)	31.512*** (4.527)	27.792*** (4.253)	23.072** (2.796)	26.571*** (4.328)	24.786*** (4.237)
MBRG	0.174*** (2.986)	0.156** (2.535)	0.151*** (2.669)	0.047(0.676)	0.046(0.681)	0.025(0.380)
AGE	-1.213** (-2.507)	-1.265** (-2.471)	-1.326*** (-2.831)	0.080(0.188)	0.214(0.519)	0.336(0.824)
STATE	3.759(0.634)	2.552(0.410)	1.513(0.263)	-0.990(-0.227)	-2.188(-0.516)	-5.034(-1.173)
INDU	7.447(1.622)	10.414*** (2.181)	3.888(0.830)	-0.428(0.085)	0.831(0.170)	2.100(0.437)
LOGA	-0.795(-0.113)	1.170(0.158)	-6.589(-0.925)	17.665* (1.893)	17.028* (1.858)	9.934(1.053)
YEAR1	9.614* (1.741)	7.970(1.381)	8.898(1.667)	12.928** (2.446)	14.471*** (2.796)	10.975** (2.139)
YEAR2	5.494(1.262)	6.249(1.358)	5.586(1.322)	4.931(1.087)	4.201(0.939)	3.857(0.884)
样本量	86	86	86	85	85	85
Adj	0.324	0.255	0.363	0.275	0.301	0.332
D-W	2.288	2.292	2.299	1.933	1.927	1.840
F 值	4.138***	3.237***	4.733***	3.449***	3.784***	4.217***

注:括号里的数字表示 T 统计值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上显著。

<sup>①</sup> Boot and Thakor(1994)指出,银行与借款者之间的关系也可以通过多种产品的交流与了解得到加强。通过提供给借款者多种多样的金融服务,银行可以借助在信贷协议下监管借款者的表现来获得信息。



由表 7 我们可以看到,就模型 I 来说,在好的金融生态环境下银行平均借款合同数与借款资产比在 1%显著性水平上显著正相关,相关系数为 3.610;而在差的金融生态环境下,银行平均借款合同数与借款资产比不存在显著的相关关系。就模型 III 来说,好的金融生态环境下是否获得长期借款的哑变量与借款资产比在 1%显著性水平上显著正相关,相关系数为 14.046;在差的金融生态环境下是否获得长期借款的哑变量也与借款资产比在 1%的统计显著性水平上显著正相关,但相关系数比前者小,为 12.377。但在模型 II 中,好的金融生态环境下高层是否曾有银行工作经历与借款资产比不存在显著相关关系;而在差的金融生态环境下高层是否曾在银行工作经历与借款资产比则在 5%显著性水平上显著正相关,这可能的原因在金融生态环境较差的地区,企业高管人员是否曾有银行工作经历可能并不能很好地衡量市场契约型的银企关系,而更多体现为中国式的人情或“关系”,在一个缺乏市场化的金融生态环境下,银行的信贷资金配置并不完全是市场行为,公司高管人员有银行的工作经历将有助于通过人情关系帮助企业获得银行贷款,这也从另一个侧面说明了要开展关系型的融资技术以缓解中小企业的融资困境,必然有相应的融资环境的支持,否则就可能演变成所谓的中国式“关系”,并导致银行信贷融资配置效率的降低。总的来看,模型 I 和模型 III 的区分金融生态环境后的分组回归结果都显示,对于中小企业来说,好金融生态环境下的银企关系贷款效应要强于差的金融生态环境下的银企关系贷款效应,从而验证了本文的假设 2。

从控制变量的回归结果看,从模型 I 到模型 III,好金融生态环境下,主营业务收入增长率都与借款资产比显著正相关;管理费用率与借款资产比不存在显著相关关系。但在差的金融生态环境下,管理费用率与借款资产比显著负相关,主营业务收入增长率与借款资产比不存在显著相关关系。这说明在好金融生态环境中银行发放贷款时可能更看重企业的成长性,成长性越好的公司越容易获得银行贷款,而在差的金融生态环境中银行发放贷款时可能更看重企业的成本控制能力,成本控制能力越强的公司越容易获得银行贷款。

在李扬等(2007)编制的《中国地区金融生态环境评价(2006-2007)》一书中所建立的中国地区金融生态环境评价指标体系包括四个方面<sup>①</sup>,第四个方面为“金融信用的基础设施和制度基础建设”,其中包括“法治环境”这一二级分项指标。由于法律制度环境是金融生态的主要构成要素,完善的法治环境能够有效地保护金融主体产权,有效遏制恶意信用欺诈和逃废金融债务行为发生(李扬等,2007),因此本文将法治环境单独作为银企关系贷款效应的影响因素来考察,试图分析不同法治环境下银企关系贷款效应的差异性,以进一步验证本文假设 2。通过以样本公司所在地区法治环境指数的中位数为基准,将样本公司分成两类,分别对模型进行回归分析,结果如表 8 所示。

由表 8 我们可以看到,就模型 I 来说,在好法治环境下银行平均借款合同数与借款资产比在 1%显著性水平上显著正相关,相关系数为 4.388。而在差法治环境下,银行平均借款合同数与借款资产比不存在显著相关关系。就模型 II 来说,无论是在好法治环境下还是在差法治环境下,高层曾在银行工作过与借款资产比都不存在显著相关关系。就模型 III 来说,在好法治环境下获得长期借款与借款资产比在 1%显著性水平上显著正相关,相关系数为 15.752,而在差法治环境下获得长期借款与借款资产比只在 5%显著性水平上显著正相关,且相关系数比前者小,为 11.743。总的回归结果与表 6 的结果一致,从而进一步验证了本文假设 2。可见,法治环境影响分析结果与金融生态环境综合影响分析结果基本保持一致。

<sup>①</sup> 该指标体系由 4 个方面指数、15 个分项指标以及 42 个二级分项指标组成,具体请参见李扬等(2007,第 43-66 页)。

表8 区分不同法治环境的银企关系贷款效应的回归结果

	好法治环境			差法治环境		
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 I	模型 II	模型 III
Constant	96.628(1.530)	110.052(1.621)	181.137*** (2.855)	-201.749**(-2.188)	-198.323**(-2.130)	-133.116(-1.439)
CONTR	4.388*** (3.711)			1.220(1.111)		
EHWB		4.470(1.169)			4.502(0.931)	
LDD			15.752*** (4.156)			11.743** (2.664)
ECI	-0.024(-1.391)	-0.028(-1.503)	-0.033*(-1.894)	-0.010(-0.559)	-0.006(-0.347)	-0.007(-0.435)
CF	-39.673**(-2.577)	-46.373***(-2.830)	-42.969***(-2.864)	2.706(0.137)	0.109(0.005)	1.894(0.100)
LSHR	0.101(0.711)	0.090(0.593)	0.072(0.519)	-0.045(-0.337)	-0.005(-0.038)	0.020(0.153)
IDR	-0.310(-1.010)	-0.412(-1.249)	-0.549*(-1.805)	0.342(0.920)	0.318(0.848)	0.101(0.274)
SUB	-7.368(-0.373)	-8.123(-0.514)	-26.351(-1.489)	-6.269(-0.526)	-7.592(-0.467)	-24.468(-1.523)
MER	-0.617(-1.197)	-0.920*(-1.687)	-0.532(-1.045)	-0.848*(-1.799)	-0.808*(-1.709)	-0.801*(-1.778)
POSIT	29.032*** (3.368)	30.462*** (4.423)	26.782*** (4.533)	22.922** (2.634)	27.417*** (4.328)	25.329*** (4.158)
MBRG	0.128** (2.081)	0.085(1.302)	0.074(1.241)	0.116*(1.705)	0.107(1.566)	0.106(1.623)
AGE	-0.854*(-1.951)	-0.901*(-1.916)	-0.926**(-2.158)	-0.266(-0.567)	-0.140(-0.297)	0.050(0.111)
STATE	5.193(0.901)	4.012(0.649)	1.973(0.347)	0.013(0.003)	-0.398(-0.083)	-3.162(-0.678)
INDU	3.399(0.783)	6.587(1.426)	1.252(0.287)	6.689(1.141)	8.038(1.399)	7.385(1.347)
LOGA	-6.424(-0.966)	-5.990(-0.835)	-14.149**(-2.095)	26.062** (2.525)	25.556** (2.446)	18.012* (1.731)
YEAR1	9.906*(1.961)	7.403(1.379)	6.452(1.310)	8.579(1.322)	9.694(1.481)	6.712(1.073)
YEAR2	4.725(1.127)	3.790(0.840)	2.301(0.561)	2.402(0.502)	2.274(0.468)	1.866(0.410)
样本量	96	96	96	75	75	75
Adj R_Square	0.316	0.214	0.34	0.252	0.248	0.316
D-W	2.148	2.125	2.09	1.985	1.985	1.883
F 值	4.379***	2.995***	4.769***	2.917***	2.872***	3.634***

注:括号里的数字表示 T 统计值,\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上显著,所有自变量的 VIF 值都低于 2。

### (七) 稳健性测试

为了对本文结论的稳健性进行考察,我们还分别以每个公司从单个银行所取得的平均贷款额占公司总资产的比重作为模型的因变量对本文的假说进行了稳健性测试(结果略去),结果除反映银企关系的三个变量除政治联系变量与因变量弱相关外,其他的研究结论与表 5 基本一致,说明本文的研究结论基本上是稳健的。

## 六、研究结论与启示

中小企业作为我国市场经济的重要主体,所面临的信贷融资约束与其对经济增长和就业的贡献一直不相协调。围绕着中小企业融资困境的破解,国内外的理论研究主要从开展以银企关系为基础的关系型融资技术、优化银行市场结构与改善融资环境等几个方面提出了相应的建议与对策。但实证研究对此并未取得一致结论,而且较少有实证研究将这几个方面结合起来进行考察。

基于此,本文以公司金融中的代理理论和信号传递理论为背景,首先分析了不同密切程度的

银企关系对企业信贷可获性的影响,目的是要弄清楚银企关系是否具有贷款效应,以及具有怎样的贷款效应。在此基础上,本文进一步考察了不同规模的银行、不同金融生态环境地区的银企关系贷款效应的差异性,从而将关系型融资技术与银行结构和金融生态环境对其的影响结合了起来,以期为解决我国中小企业的融资困境提供系统的结论与建议。

以我国 2006 至 2008 年在中小企业板上市的中小企业上市前的数据为研究样本,本文研究结论显示,在其他条件相同的情况下,对于我国中小企业来说,银企关系具有正向贷款效应,即银企关系越密切,其信贷可获性越强。进一步的研究发现不同规模的银行对于银企关系贷款效应不存在显著的差异,但不同金融生态环境下银企关系贷款效应存在差异性,表现为好金融生态环境下银企关系的贷款效应强于差金融生态环境下的银企关系贷款效应。而对于金融生态环境的主要构成要素——法治环境来说,其也会对银企关系的贷款效应产生影响,表现为好法治环境下银企关系的贷款效应要强于差的法治环境。

本文研究揭示出我国商业银行在与中小企业关系往来中所获得的“软信息”有助于缓解双方交流的信息不对称。随着经济转型的逐步深化,要提升中小企业信贷融资能力,一个可行办法是鼓励企业与银行建立基于市场化信用契约(更多地表现为一种隐性契约)基础上的银企关系,避免来自于个人和政策性以及非正常手段的银企关系。同时要加强各地区的金融生态环境建设,尤其是要加强法制建设,不断提高各地的金融生态环境水平,为关系型融资技术的开展创造良好的融资环境。但本文的研究也发现中小金融机构在开展关系型融资技术上并无优势,从而对通过发展中小金融结构来解决中小企业融资困境的观点提出了质疑。

#### 参考文献

- 曹敏、何佳、潘启良(2003):《金融中介及关系银行——基于广东外资企业银行融资数据的研究》,《经济研究》,第3期。
- 陈键(2008):《银企关系与信贷可获得性、贷款成本——基于2003年NSSBF调查的实证分析》,《财贸经济》,第1期。
- 樊纲、王小鲁、朱恒鹏(2007):《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2006年报告》,经济科学出版社。
- 何德旭(2008):《政策环境、金融结构与信贷技术——化解中小企业贷款难题的系统解决方案》,《财贸经济》,第9期。
- 何韧(2004):《德国银行业关系融资的理论与实践》,《世界经济研究》,第10期。
- 何韧(2005):《论银行关系借贷的价值与风险》,《财经论丛》,第2期。
- 何韧、王伟诚(2009a):《密切的银企关系能降低企业的贷款成本吗?——来自中国信贷市场的证据》,上海财经大学工作论文。
- 何韧、王伟诚(2009b):《银企关系与中小企业成长》,2009年第六届中国金融学年会会议论文。
- 李柏洲、马永红、孙丽梅(2006):《中小企业成长理论评述及其创新研究》,《科技进步与对策》,第12期。
- 李扬、王国刚、刘煜辉(2007):《中国地区金融生态环境评价(2006~2007)》,中国金融出版社。
- 林毅夫、李永军(2001):《中小金融机构发展与中小企业融资》,《经济研究》,第1期。
- 罗正英(2004):《中小企业融资问题研究》,经济科学出版社。
- 青木昌彦(2001):《比较制度分析》,中译本,上海远东出版社。
- 梯若尔,让(2007):《公司金融理论(上册)》,中译本,中国人民大学出版社。
- 张英山(2007):《中小企业成长影响因素分析》,《商业经济》,第3期。
- 周好文、李辉(2004):《中小企业的关系型融资——实证研究及理论释义》,《山西财经大学学报》,第2期。
- 周好文、李辉(2005):《中小企业的关系型融资:实证研究及理论释义》,《南开管理评论》,第1期。
- Banerjee, A., T. Bseley, and T. Guinnane (1994): “The Neighbor’s Keeper: the Design of a Credit Cooperative with Theory and a Test”, *Quarterly Journal of Economics*, 109,491–515.
- Barth, J., G. Caprio, and R. Levine (2004): “Bank Supervision and Regulation: What Works Best?”, *Journal of Financial Intermediation*, 13, 205–248.
- Berger, A., S. Bonime, L. Goldberg, and L. White (2004): “The Dynamic of Market Entry: The Effects of Mergers and Acquisitions on Entry in the Banking Industry”, *Journal of Business*, 77, 797–834.
- Berger, A., A. Saunders, J. Scalise, M. Joseph, and G. Udell (1998): “The Effects of Bank Mergers and Acquisitions on Small



Business Lending”, *Journal of Financial Economics*, 50, 187–229.

Berger, A. and G. Udell (1995): “Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance”, *Journal of Business*, 68, 351–381.

Berger, A. and G. Udell (2002): “Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organizational Structure”, *Economic Journal*, 112, 32–53.

Berger, A. and G. Udell (2006): “A More Complete Conceptual Framework for SME Finance”, *Journal of Banking and Finance*, 30, 2945–2966.

Bodenhorn, H. (2003): “Short-Term Loans and Long-Term Relationships: Relationship Lending in Early America”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, 485–505.

Bonaccorsi di Patti, E. and G. Dell’Ariccia (2004): “Bank Competition and Firm Creation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 36, 225–251.

Boot, A. and A. Thakor (1994): “Moral Hazard and Secured Lending in an Infinitely Repeated Credit Market Game”, *International Economic Review*, 35, 899–920.

Cole, R., L. Goldberg, and L. White (2004): “Cookie-cutter versus Character: the Micro Structure of Small Business Lending by Large and Small Banks”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, 227–251.

Degryse, H. and P. Cayseele (2000): “Relationship Lending within A Bank-based System: Evidence from European Small Business Data”, *Journal of Financial Intermediation*, 9, 90–109.

Diamond, D. (1984): “Financial Intermediation and Delegated Monitoring”, *Review of Economic Studies*, 51, 393–414.

Gelos, G. and A. Wemer (2002): “Financial Liberation, Credit Constraints, and Collateral: Investment in the Mexican Manufacturing Sector”, *Journal of Development Economics*, 67, 1–27.

Harhoff, D. and T. Körting (1998): “Lending Relationships in Germany—Empirical Evidence from Survey Data”, *Journal of Banking and Finance*, 22, 1317–1353.

Haynes, G., C. Ou, and R. Berney (1999): “Small Business Borrowing from Large and Small Banks”, in Blanton, J., A. Williams, and S. Rhine (eds.) *Business Access to Capital and Credit. A Federal Reserve System Research Conference*, 287–327.

Hernández-Cánovas, G. and P. Martínez-Solano (2007): “Effect of the Number of Banking Relationships on Credit Availability: Evidence from Panel Data of Spanish Small Firms”, *Small Business Economics*, 28, 37–53.

Houston, J. and C. James (1996): “Bank Information Monopolies and the Mix of Private and Public Debt Claims”, *Journal of Finance*, 51, 1863–1889.

Jiangli, W., H. Unal, and C. Yom (2008): “Relationship Lending, Accounting Disclosure, and Credit Availability during the Asian Financial Crisis”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 40, 25–55.

Machauer, A. and M. Weber (1998): “Bank Behavior Based on Internal Credit Ratings of Borrowers”, *Journal of Banking and Finance*, 22, 1355–1383.

Petersen, M. and R. Rajan (1994): “The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data”, *Journal of Finance*, 49, 33–37.

Weinstein, D. and Y. Yafeh, (1998): “On the Cost of a Bank Centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan”, *Journal of Finance*, 53, 635–672.

Woolcock, M. (1998): “Social Capital and Economic Development: Toward a Theoretical Synthesis and Policy Framework”, *Theory and Society*, 27, 151–208.

World Bank (2000): *World Business Environment Survey*, Washington, D.C.: World Bank, <http://info.worldbank.org/governance/wbes/>.

(责任编辑:程 炼)