

中国银行体系关系型信贷的有效性

——基于宣告效应的研究

彭文平

(华南师范大学 经管学院, 广东 广州 510631)

摘要:在不对称信息下,关系型银行可以利用信息优势参与借款企业治理,降低代理成本。文章实证分析了 1996—2008 年中国上市公司发布获得银行信贷公告后的市场反应,发现上市公司发布获得银行授信和债务重组公告引起股价显著上涨,表明中国银行体系自 1996 年以来有意识地建立长期稳定的银企合作关系的政策具有治理效应。文章还发现,信息不对称程度越高、公司治理越差的公司,治理效应越显著。这种效应主要体现在贷前甄别企业质量和贷后救助方面,而在贷中监督企业机会主义行为,降低代理成本方面则没有体现。

关键词:关系型信贷;治理效应;宣告效应;中国银行体系

中图分类号:F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)05-0074-11

一、关系型信贷的治理效应及其市场表现

商业银行相对其他外部投资者具有独特性:如果银行和企业建立了长期广泛的信贷关系,则可以获得外部投资者难以获得的内部信息,从而更好地克服信息不对称,准确评估企业质量,并能以更低的成本监督企业。当银行信贷建立在与企业的长期合作关系基础上,并在此基础上获得企业内部信息进而监控企业时,就形成了关系型信贷(Fama,1985;Blair,1995)。

关系型信贷的治理效应是指银行通过与企业建立长期合作关系,收集企业信息,参与企业治理,监控内部人的机会主义行为,降低代理成本。这体现在信贷过程的三个阶段(青木昌彦等,1996):第一阶段是贷前甄别。在关系型信贷中,银行通过给企业提供广泛而长期的服务而获得一般外部投资者不能获得的内部信息,因而可以准确地选择出前景看好的企业,从而消除逆向选择行为(Diamond,1991)。第二阶段是贷中监控。相对于股权集中和声誉等控制内部人机制,银行监控是最重要也是最有效的(Stiglitz,1995)。第三阶段是贷后控制。在这一阶段,关系型银行在企业出现危机时往往会对可以救助

收稿日期:2009-01-06

基金项目:教育部人文社科基金项目(08JC630030)

作者简介:彭文平(1972—),男,湖南长沙人,华南师范大学经管学院副教授,经济学博士。

的企业进行债务重组,只有当企业无法重建时才采取破产清算等惩罚性措施。

股权治理越差的企业,关系型信贷的治理效应越大(Byers等,2008)。在转轨经济中,一方面股权治理机制不完善,另一方面银行贷款是最主要的企业资金来源。由此在20世纪90年代,世界银行建议这些国家应发挥关系型信贷的治理效应,并以此为基础完善本国的公司治理(青木昌彦等,1996)。

关系型银行参与企业治理,能够缓解信息不对称,降低代理成本,这会提升企业价值,增加股东财富,因而,企业发布获得银行信贷是“利好”信号,可以吸引投资者购买股票,这样股价在公告日附近就会有一个异常上涨,这就是关系型信贷的宣告效应(Fama,1985)。可见,治理效应是宣告效应的内在基础,宣告效应则是治理效应的外在市场表现。这得到了国外研究的证实。James(1987)首先发现银行信贷会引起企业股价上涨。进一步的研究还表明宣告效应和信贷类型、借款人和贷款银行的特征有关,即续借、授信和长期信贷的宣告效应要大于初次信贷,小企业比大企业、负债率高的企业比负债率低的企业宣告效应更大(Slovin,1992;Ross,1977)。管理规范的银行发放信贷能带来更大的宣告效应(Billett,1995),而银团信贷则相反(Preece等,1996)。

中国为转轨经济国家,其金融体系属于银行导向型,上市公司股权治理机制也很不完善,在这种情况下,关系型信贷在公司治理中理应发挥重要作用。1996年以来,中国出台了一系列政策措施,如银行出任企业监事、主办银行等,有意识地推动银企长期关系的建立,加强银行对企业的监督。同时商业银行也开始建立和完善授信制度、客户经理制、信用评级和风险控制制度,严格推行信贷“三查”制度。那么,这些措施的效果如何?国内文献大多是从公司财务角度进行研究的。胡奕明等(2005,2008)发现银行对借款企业有监督作用,但邓莉等(2007)则并不认同。从市场评价角度研究的文献相对较少。雷英(2007)发现2000—2003年我国银行长期信贷不存在宣告效应和监督功能。沈洪波等(2007)则发现在2005年股权分置改革的特殊时段,银行信贷公告具有一定的监督效应。在中国银行系统不断推出改善银企关系、加强对企业的了解和监督的政策背景下,鉴于银行参与企业治理的重要性和目前研究结论不一,本文拟从市场评价的角度选取更多的样本,研究关系型信贷是否有效地促进了借款企业治理绩效的提高。

二、研究设计

(一)数据来源和样本选择

本文选择1996年1月1日至2008年10月21日沪深所有上市公司发布的获得银行信贷公告的样本。数据来自CSMAR数据库和色诺芬数据库。CSMAR数据库共收集4978个银行信贷公告事件样本,本文进行了筛选:(1)删除重复的样本、不是A股上市公司获得银行信贷的样本和同一个公告包含

其他重大事项的样本,获得 1153 个样本。(2)删除贷款金额小于 2000 万的样本,得到 1034 个样本。(3)合并同一贷款事件多次公告的样本以及相邻 5 天内连续发布公告的样本,得到 1007 个样本。多次公告时选用第一次公告作为披露日。(4)删除无数据计算超额收益率的样本,最后得到 948 个样本。这些样本大多集中 2000 年之后。

(二)研究方法

本文将企业发布银行信贷公告看做是事件,定义公告日为第 0 日(如果该日为非交易日,定义其后的第一个交易日为第 0 日)。选择 $[0,1]$ 日作为事件窗,公告前第 180 日到第 31 日为估计期。采用市场模型计算事件窗的异常收益。运用估计期内的日收益率数据,对样本股票以最小二乘法(OLS)回归市场模型的参数 $\alpha, \beta: R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it}$ 。其中, $t = [-180, -31]$, R_{it} 、 R_{mt} 分别指 t 时期样本股票、上海和深圳 A 股流通市值加权市场指数的收益率。 α_i, β_i 为市场模型的参数,用最小二乘法得出其估计值 $\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i$ 。再假定 $\hat{\alpha}_i$ 和 $\hat{\beta}_i$ 在整个事件窗中保持不变,则样本股票的超额回报 PE_{it} 为: $PE_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt})$ 。然后将每一样本 j 在 $t \in [0,1]$ 的累计超额回报除以估计标准误差 S_j 以标准化:

$$SPE_j = \sum_{t=0}^1 PE_{jt} / S_j \quad \text{其中, } S_j = \left\{ 2V_j^2 \left[1 + \frac{1}{M} + \frac{(R_{mt} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{i=1}^M (R_{mi} - \bar{R}_m)^2} \right] \right\}^{1/2}, V_j^2 \text{ 是样}$$

本股票 j 的市场模型回归的残差变量, M 是市场模型中的估计期天数 ($M = 150$), R_{mt} 是事件窗 $t \in [0,1]$ 的市场回报, \bar{R}_m 是估计期 ($t = [-180, -31]$) 的市场平均回报。最后, 计算每个事件日横截面 N 个样本的平均标准化累计超额

回报: $\overline{SPE}_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N SPE_{jt}$ 。假定单个样本的累计超额回报是相互独立的, 定义 t

统计量: $t = \sqrt{N}(\overline{SPE}_t)$ 。在不存在宣告效应的零假设下, 对于事件窗 $t \in [0,1]$

的平均标准化累计超额回报 \overline{SPE}_t 应服从 $N(0, 1/\sqrt{N})$ 分布, t 服从 $N(0, 1)$ 分布。零假设为: $H_0: \overline{SPE}_t = 0$ 。设定显著性水平, 若计算出的 t 统计量大于临界值, 则拒绝零假设, 表明银行信贷公告对股价有影响; 若计算出的 t 统计量

小于临界值, 则接受零假设。为保证研究结果的稳定性, 本文还进行了 Wilcoxon 秩检验, 具体检验借助 SAS 的 UNIVARIATE 过程完成。

(三)变量设计和计量模型

1. 宣告效应。由于授信比贷款更能体现关系型信贷的本质, 本文预期贷款公告的宣告效应可能显著为正或不显著, 而授信公告的宣告效应则显著为正。相对于短期贷款而言, 长期贷款更能体现出关系型信贷的本质, 本文将授信贷款样本中 1 年期(含)以下界定为短期贷款,^① 1 年以上界定为长期贷款。预期短期贷款的宣告效应可能为正或不显著, 而长期信贷则为正。根据相对规模指标将授信贷款样本按照中位数分为相对小规模和大规模两组, 预期相

对规模小的企业宣告效应更显著。按照借款企业的资产负债比例的中位数,将授信贷款样本分为高负债比率和低负债率两组,预期高负债比率的企业宣告效应更显著。

表 1 宣告效应的变量设计

变量	含义	预期符号
授信贷款	授信和贷款的集合	0 或 +
授信	单纯获得银行给予的自由使用的信贷额度	+
贷款	银行发放的贷款,不区分第一次还是再次获得的贷款	0 或 +
期限类型		
短期	期限在 1 年(含)以内	0 或 +
长期	期限在 1 年以上	+
相对规模	贷款数量/上年末企业总资产规模	
低于中位数		0 或 +
高于中位数		+
负债比率	借款企业获得贷款的上年末的资产负债比例	
低于中位数		0 或 +
高于中位数		+
贷款银行		
四大国有银行	工农中建四大国有商业银行	0
股份制银行	交行、招行等按股份制原则设立的商业银行	+
合作银行	城市(农村)合作银行、城市(农村)信用合作社及其改制的城市(农村)银行	0
政策性银行	国家开发银行、中国进出口银行和农业发展银行	0 或 +
外资银团	外资银行和银团贷款的集合	0
续借	公司获得银行信贷续借、展期或借新还旧	-
困境已知	上年末自由现金流低于中位数的上市公司	0
困境未知	上年末自由现金流高于中位数的上市公司	-
债务重组	本息减免、延长期限、降低利率或增加贷款数量等	+

本文将贷款授信样本按照银行类型区分为四大国有银行、股份制银行、合作银行、政策性银行、外资银团五类。四大国有银行刚上市或未上市,公司治理结构建立得较晚,有待进一步完善。合作银行大多数没有上市,内部治理存在较多问题。股份制银行是按照股份制原则设立的,大多已经上市,公司治理较完善。所以本文预期,获得四大国有银行和合作银行信贷的宣告效应不显著,而获得股份制银行信贷的宣告效应显著为正。政策性银行主要体现国家政策,扶植相应企业发展,信贷规模大、期限长、条件优惠,本文预期其信贷公告的宣告效应可能不显著或显著为正。外资银团贷款是指外资银行发放的贷款或由多家银行共同发放的银团贷款。虽然外资银行治理结构更完善,但外资银行与中国企业的关系比较松散,一般以银团信贷的形式出现。所以,本文预期外资银团信贷的宣告效应不显著。

我国企业普遍存在债务软约束,很多续借实际上是银行在企业无法按时归还贷款时被迫作出的,与西方国家银行在看好企业前景基础上主动给予贷款有根本区别。所以,本文假设,续借可能显示了企业陷入困境。为了检验这个假设,本文根据信贷公告上年末的自由现金流指标将续借区分为困境已知和未知两类。对于困境未知的公司,由于续借公告还揭示了公司陷入财务困境的信息,因而预期宣告效应为负;对于困境已知的公司,预期宣告效应不显著。

当企业发生财务危机时,关系型银行会灵活地对可以救助的企业进行债

务重组,使企业走出危机。本文预期债务重组的宣告效应显著为正。

2. 治理效应。中国上市公司治理存在的主要问题是大股东控制和股权分置。由于大量的非流通股基本被大股东持有,大股东很容易控制公司。当信息不对称导致内部人控制时,关系型信贷就会在公司治理中发挥重要的作用,据此本文提出假设 1:信息不对称程度越高、治理结构越差的公司,利用关系型信贷越能引起股价上涨。本文采用第一大股东持股比例(ONER)来衡量大股东控制情况,采用市净率(PB)来衡量股权分置情况。^②

在中国,股权融资不构成对上市公司的硬约束,只有按期还本付息的信贷硬约束才可以减少内部人滥用自由现金流,抑制企业过度扩张;同时激励内部人努力工作,减少代理成本。据此本文提出假设 2:自由现金流越多、代理成本越大的公司利用关系型信贷越能引起股价上涨。本文定义自由现金流(FCF)为未分配现金流,采用管理费用率(COST)计量代理成本。

关系型信贷参与公司治理的另一个重要方面表现在贷前收集企业信息,甄别企业质量,防止逆向选择。而高负债比率是一个有效的信号。所以,本文提出假设 3:负债比率越高的公司利用关系型信贷越能引起股价上涨。

由于宣告效应检验中得到的超额收益率 $Car(0,1)$ 衡量了治理效应的大小,因而本文用它作为被解释变量,进行回归分析,以确定关系型信贷的治理效应具体体现在哪些方面。选取贷款类型、期限、相对规模和银行类型以及上市公司盈利能力和成长性作为控制变量。变量定义如表 2。^③ 本文分别对授信样本和授信贷款样本做了回归,回归模型设定为:

$$Car(0,1) = b_0 + b_1 CRED + b_2 TERM + b_3 SIZE + b_4 BANK + b_5 DEBT + b_6 PB + b_7 FCF + b_8 ONER + b_9 ROA + b_{10} GROW$$

表 2 公司治理效应的变量设计

变量	含义	公司治理效应	预期符号
超额收益率($Car(0,1)$)	公告日前后的股价异常波动	公司治理效应的市场反映	(被解释变量)
负债比率(DEBT)	公司总负债/年末总资产	贷前甄别、信息提供	+
自由现金流(FCF)	(折旧前的营业性利润—税收总额—利息总额—优先股股利—普通股股利)/年末总资产	贷中监督,抑制内部人滥用现金流的道德风险	+
管理费用率(COST)	管理费用/年末总资产	贷中监督,降低内部人代理成本	+
市净率(PB)	股票市价/每股净资产	反映公司治理效率和信息不对称程度	+
第一大股东持股比例(ONER)	第一大股东持股数/公司总股数	反映内部人控制和信息不对称程度	+
信贷类型(CRED)	授信为 1,其他为 0	控制变量	+
期限(TERM)	1 年(含)以内为 0,1 年以上为 1	控制变量	+
相对规模(SIZE)	贷款数量/年末总资产	控制变量	+
银行类型(BANK)	股份制商业银行为 1,其他为 0	控制变量	+
总资产收益率(ROA)	净利润/年末总资产	控制变量	?
主营业务成长率(GROW)	(当年与上年主营业务收入之差)/上年主营业务收入	控制变量	?

三、实证研究结果及分析

(一)宣告效应

表3报告了上市公司公告获得银行信贷后的当天和滞后一天的股价超额收益率 $car(0,1)$ 。全部948个样本的 $car(0,1)$ 为0.78%, T值在5%的水平上显著并稳定。表明上市公司获得银行贷款显示了企业的质量较好,从而引起股价的显著上涨。

授信贷款公告和债务重组公告的 $car(0,1)$ 分别为0.97%和5.44%,显著并且稳定。但续借公告的 $car(0,1)$ 为-1.34%,不显著。这表明银行授信贷款和债务重组向外部投资者传递了借款企业的正面信息;而债务重组公告的宣告效应还表明中国银行体系在贷后救助方面发挥着重要作用。续借没有向投资者传递正面信息。在将续借区分为困境已知和未知两类之后,实证结果表明困境未知的一组的 $car(0,1)$ 为-3.39%,并显著;困境已知的一组的 $car(0,1)$ 为正,但不显著。这证明了本文的分析是正确的,即中国银行体系给予借款企业续借是被迫的,因而传递的是上市公司陷入财务困境的不利信息。

为了进一步检验宣告效应是否反映了关系型信贷的特征,本文还分别检验了各类信贷公告的市场反应。授信公告的 $car(0,1)$ 为2.13%,显著;贷款的 $car(0,1)$ 为0.44%,不显著。这表明只有当银行与企业建立了诸如授信等长期全面的合作关系之后,才能有效地参与公司治理,而一般贷款则不具备这一功能。在授信贷款样本中,短期贷款公告的 $car(0,1)$ 为正但不显著,而长期贷款公告的 $car(0,1)$ 显著为正。这表明外部投资者认为对长期贷款而言,银行会花费更多的时间去了解和监督投资项目,而对短期贷款则不会。在授信贷款样本中,相对规模低于和高于中位数的两组信贷公告的 $car(0,1)$ 都显著为正,表明中国上市公司不论规模大小都存在严重的信息不对称问题,因而信贷公告都向投资者传递了企业信息,引起股价上涨。在授信贷款样本中,负债比率高于中位数的一组的 $car(0,1)$ 为1.12%,显著;而低于中位数的一组虽然也获得了0.74%的 $car(0,1)$,但并不显著。这表明高负债比率这个信号在中国股市是有效的。在授信贷款样本中,四大国有银行、股份制银行、合作银行、外资银团和政策性银行信贷虽然都能得到正的 $car(0,1)$,但只有股份制银行信贷公告的 $car(0,1)$ 是显著的并通过非参数检验,表明在中国外部投资者认为只有股份制银行的治理机制是完善的,因而能够准确地了解企业信息,有效地监控企业运行,而其他银行则不具备治理效应。

综上,本文发现,从市场的角度看银行发放关系型信贷向外部投资者传递了企业的正面信息,能够引起股价显著上升。所以,1996年以来中国银行体系所进行的有意识地建立与企业的长期合作关系的努力是有效的。

表3 关系型信贷公告的宣告效应

	Car(0,1)	T 检验(p 值)	Wilcoxon 秩检验(p 值)	样本数
全部样本	0.78%	2.290(0.022)**	21979.5(0.009)***	948
授信贷款	0.97%	2.797(0.005)***	15379(0.008)***	751
授信	2.13%	3.271(0.001)***	3402.5(0.001)***	237
贷款	0.44%	1.074(0.283)	3169.5(0.346)	513
期限类型				
短期	0.47%	1.117(0.265)	4505.5(0.141)	482
长期	1.86%	3.123(0.002)***	3171.5(0.013)**	269
相对规模				
低于中位数	0.89%	1.841(0.066)*	42691(0.042)**	375
高于中位数	1.05%	2.107(0.036)**	3610(0.087)*	376
银行类型(信贷和授信)				
四大国有银行	0.53%	1.070(0.285)	1209.5(0.545)	362
股份制银行	1.22%	2.161(0.032)**	3049(0.016)**	268
合作银行	0.62%	0.404(0.689)	66(0.432)	43
外资银团	1.32%	0.835(0.410)	47.5(0.337)	30
政策性银行	2.92%	1.901(0.063)*	142(0.147)	48
负债比率				
低于中位数	0.74%	1.448(0.148)	2819(0.180)	375
高于中位数	1.12%	2.558(0.011)**	5050(0.016)**	376
续借	-1.34%	-1.419(0.158)	-215.5(0.727)	165
困境已知	0.737	0.749(0.456)	288.5(0.184)	82
困境未知	-3.39%	-2.149(0.035)**	-385(0.080)*	83
债务重组	5.44%	2.439(0.018)**	261(0.011)**	51

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。

(二) 治理效应

1. 描述性统计和相关系数分析

表4 提供了授信样本和授信贷款样本的描述性统计结果。第一大股东持股比例和市净率在两类样本中的均值都比较大,反映我国上市公司股权分置和“一股独大”现象很严重,从而导致严重的信息不对称和公司治理问题。两类样本的负债比率都处于合理区间,自由现金流占总资产的比例和管理费用都处于较高水平。

表 4 治理效应回归模型相关变量的描述性统计结果

	授信样本					授信贷款样本				
	观测数	最小值	最大值	均值	标准差	观测数	最小值	最大值	均值	标准差
SCAR	237	-0.28	0.52	0.0213	0.10018	751	-0.42	0.52	0.0097	0.09505
CRED						751	0.00	1.00	0.3156	0.46506
BANK	237	0.00	1.00	0.3585	0.48062	751	0.00	1.00	0.3622	0.48095
TERM	237	0.00	1.00	0.3882	0.48837	751	0.00	1.00	0.3582	0.47979
SIZE	237	0.01	7.98	0.3319	0.77418	751	0.00	29.21	0.2627	1.17149
DEBT	237	0.07	0.88	0.4356	0.16804	751	0.02	1.22	0.4821	0.17770
PB	237	1.32	24.18	4.4165	3.20232	751	0.66	690.76	5.8479	25.30485
ONER	237	0.09	0.85	0.4375	0.16996	751	0.09	0.85	0.4181	0.16718
FCC	237	-0.51	0.76	0.0210	0.10832	751	-0.51	0.76	0.0233	0.10011
COST	237	0.13	1.42	0.4382	0.19844	751	-1.22	5.35	0.5355	0.20713
ROA	237	-0.31	0.21	0.0421	0.06582	751	-0.41	0.23	0.0401	0.05524
GROW	237	-97.00	10.67	0.4262	8.53286	751	-97.00	144.94	0.6530	7.49615

本文对两个样本回归模型的解释变量做了相关性检验。Person 相关系数的绝对值均低于 0.27,说明回归模型不存在严重的共线性问题。

2. 回归结果

表 5 报告了采用 OLS 方法对授信和授信贷款样本进行多元线性回归的结果。从 F 值看,两个模型在统计上都显著,说明模型本身是有效的。

表 5 公司治理效应的回归结果

变量	授信样本		授信贷款样本	
	系数	T 值(P 值)	系数	T 值(P 值)
b	-0.107	-3.198(0.002)***	-0.0538	-3.211(0.001)***
CRED			0.0159	2.123(0.034)**
BANK	0.0109	0.790(0.431)	0.0141	1.913(0.056)*
TERM	0.0248	1.848(0.066)*	0.0144	1.936(0.053)*
SIZE	0.0071	0.822(0.412)	0.0005	0.166(0.868)
ONER	0.113	2.929(0.004)***	0.0429	2.044(0.041)**
PB	0.0041	1.925(0.055)*	0.0001	1.019(0.309)
FCF	0.0836	1.416(0.158)	0.0451	1.298(0.195)
COST	0.0518	0.101(0.919)	0.0508	0.192(0.848)
DEBT	0.0776	1.841(0.067)*	0.0495	2.429(0.015)**
ROA	0.0924	0.872(0.384)	0.0555	0.835(0.404)
GROW	-0.0008	-0.966(0.335)	0.0004	0.745(0.456)
Ad-R ²	0.154		0.109	
F	6.337***		4.862***	
样本数	237		751	

从回归结果看,两类样本中期限和负债比率都在 5%或 10%的水平上显著为正,信贷类型、银行类型在授信贷款样本中显著为正,银行类型在授信样

本中虽不显著但符号为正,与事件研究得到的结果一致,进一步从市场的角度证明了中国1996年以来加强银企关系建设的政策是有效的。相对规模变量在两个样本中都为正,但都不显著,结合宣告效应,本文认为其原因是中国上市公司不论大小都存在严重的信息不对称。

就公司治理变量而言,第一大股东持股比例在两类样本回归结果中都显著为正。市净率在授信样本回归中显著为正,在授信贷款样本回归中符号也为正,回归结果证明了假设1,表明在中国上市公司中,股权分置和一股独大问题越严重,引入关系型信贷越能改善公司治理。自由现金流和管理费用率变量的回归结果符号都为正,但都不显著。表明关系型信贷在限制企业滥用自由现金流、降低代理成本方面虽有一定效果,但不明显。

在两类样本中负债比率变量的回归结果都显著为正,与假设2一致。说明关系型信贷具有信息提供功能,有助于银行在贷前甄别企业质量。

为了剔除贷款公告前后公司发布的其他诸如利润分配、风险提示等重要公告的影响,本文根据中国资讯网上市公司数据库提供的资料,分别剔除了在贷款公告前后3天、5天和7天内还发布其他重要公告的样本,用剩下的样本做了实证分析,其结果基本不变。

四、结论与政策建议

本文实证分析了1996—2008年中国上市公司发布获得银行各类信贷后引起的市场反应,发现上市公司发布获得银行授信和债务重组公告,会引起股价显著上涨。这表明中国银行体系从1996年开始有意识地推动长期稳定的银企合作关系的措施是有效的。本文进一步分析了公告发布后超额收益率的影响因素,发现信息不对称程度越高、治理越差的公司,关系型信贷的治理效应越显著。这种效应主要体现在贷前甄别合适的贷款对象以及贷后救助方面,而在贷中监控企业机会主义行为,特别是监督企业滥用现金流、降低代理成本方面作用不明显。

分析银行信贷监督功能不显著的原因,首先是银行自身存在治理问题。股份制银行相对于四大国有商业银行、合作银行和政策性银行,内部治理较为完善。而研究结果恰恰表明只有股份制银行的监督才是有效的,这充分反映了银行自身的治理机制是否完善是决定银行能否有效监督的先决条件。其次,我国银行信贷的治理效应只表现在贷前甄别和贷后救助,表明银行对企业治理的参与是消极被动的,难以起到大作用。再次,国有企业的破产重组主要是由各级政府来决定的,银行无权干涉,这样的非市场化的破产重组机制显然无法发挥银行的监控作用。最后,受法律限制,银行不能持有企业的股权,导致银行不能以股东身份参与企业治理,降低了银行的监控能力。

在中国经济转轨和发展过程中,企业股权治理机制不完善将是一个长期

存在的问题。鉴于中国银行在企业融资中占据主导地位的事实,本文认为,进一步发挥关系型银行参与企业治理的作用,对于改善中国企业治理绩效是非常关键的。第一,变消极被动参与为积极主动参与。应当明确如果不积极主动地参与贷中监控,单凭贷前甄别是无法避免违约行为的,而一旦违约行为发生,在目前环境下贷后控制往往也无能为力。所以应重视银行在企业内部治理中的地位,强化对内部人的主动监督。第二,在银行公司化改造完成后,应适时修改《商业银行法》和《证券法》的有关条款,使商业银行战略性持股得到法律许可。在法律尚未修改的当前,可以通过银行所在金融集团下的投资银行、保险公司等间接持有企业股权。当银行对企业战略性持股后,就可以形成债权与股权的双重治理机制,这必将对中国企业治理机制的完善发挥重要的作用。第三,完善《破产法》等法规,重视企业的债权控制,健全破产机制,硬化债务约束,给予企业内部人以努力经营的压力,从而降低代理成本。同时应赋予银行对重大客户派出外部董事和监事的权利,以加强银行对借款企业的控制能力。

注释:

- ①指总样本中贷款和授信样本。由于续借样本的市场反应特殊,而债务重组样本则基本都缺乏贷款数量、利率、期限等关键要素,因而排除了它们。
- ②由于公司的非流通股比例越高,市净率也越大,因而市净率指标在一定程度上衡量了股权分置的严重程度(雷英,2007:103)。
- ③所有财务指标和公司治理指标都取之信贷公告上年末的数据。

参考文献:

- [1]青木昌彦,钱颖一. 转轨经济中的公司治理结构——内部人控制和银行的作用[M]. 北京:中国经济出版社,1996.
- [2]胡奕明,谢诗蕾. 银行监督效应与贷款定价[J]. 管理世界,2005,(5):27—36.
- [3]胡奕明,林文雄,李思琦,谢诗蕾. 大贷款人角色:银行具有监督作用吗[J]. 经济研究,2008,(10):52—64.
- [4]邓莉,张宗益,李宏胜. 银行债权的公司治理效应研究[J]. 金融研究,2007,(1):61—70.
- [5]雷英. 银行监督与公司治理[M]. 上海:华东理工大学出版社,2007.
- [6]沈洪波,张春,陈欣. 中国上市公司银行贷款公告的信息含量[J]. 金融研究,2007,(12):154—164.
- [7] Fama E. What's different about banks[J]. Journal of Monetary Economics,1985,15:29—36.
- [8] Blair, Margaret. Ownership and control-rethinking corporate governance for the twenty first century[M]. Washington D. C. :The Brookings Institution, 1995.
- [9]Diamond D W. Monitoring and reputation: The choice between bank loans and directly placed debt[J]. Journal of Political Economy,1991,99: 689—721.
- [10]Steven S Byers, L Paige Fields, Donald R Fraser. Are corporate governance and bank monitoring substitutes: Evidence from the perceived value of bank loans[J]. Journal of Corporate Finance,2008,14:475—483.

- [11]James C. Some evidence on the uniqueness of bank loans[J]. Journal of Financial Economics,1987,19: 217—238.
- [12]Slovin M, Johnson S, Glascock J. Firm size and the information content of bank loan announcements[J]. Journal of Banking and Finance,1992,16: 1057—1071.
- [13]Ross,Stephen. The determination of capital structure: The incentive signaling approach [J]. Journal of Economics,1997,8:23—40.
- [14]Billett M, Flannery M, Garfinkel J. The effect of lender identity on a borrowing firm's equity return[J]. Journal of Finance,1995,50:699—718.
- [15]Preece D C, Mullineaux D J. Monitoring, loan renegotiability, and firm value: The role of lending syndicates[J]. Journal of Banking and Finance,1996, 20:577—593.

The Availability of Relationship Credit in Chinese Banking System: Research Based on Announcement Effect

PENG Wen-ping

(School of Economics and Management, South China Normal University, Guangzhou 510631, China)

Abstract: Under asymmetric information, relationship banks participate in the corporation governance of borrowers by making use of its information advantages, thereby reducing agency costs. The paper has an empirical analysis on the market response to Chinese corporate loan announcements from 1996 to 2008, and finds that the announcements of bank line of credits and debt restructuring made by listed companies will result in the significant increase of stock prices. It indicates that Chinese banking system's policy on establishing long-term and steady cooperation relationship between banks and enterprises since 1996 has governance effects. In addition, it shows that the governance effect is more significant for enterprises with higher level of information asymmetry and worse governance level. This governance effect is mainly embodied in discriminating between good enterprises and bad ones before granting credits, and providing assistance after granting credits. However, the monitoring roles of eliminating opportunity behaviors of enterprises during the crediting period are in absence, and there is no effect on reducing agency cost.

Key words: relationship credit; governance effect; announcement effect; Chinese banking system

(责任编辑 喜 雯)