

审计师声誉与银行信贷资源配置*

——基于银行信用借款决策的经验证据

陈 骏

【摘要】 本文以2001至2006年沪深A股上市公司为样本,从银行信用借款决策的视角,研究了审计师声誉对银行信贷资源配置的影响。研究发现,聘请高声誉审计师的上市公司更可能获得银行信用借款(即存在“门槛效应”)且信用借款的比例更高(即存在“约束效应”);在区分产权性质后发现,国有控股公司中审计师声誉机制主要体现为“约束效应”,其原因在于“政治关系”是一种更可靠的替代机制;非国有控股公司中仅存在审计师声誉机制的“门槛效应”,主要归因于我国司法体系不健全,银行将寻求其他更可靠的替代机制。研究结果表明审计师声誉是一种有效的资源配置机制,但其有效性受制度环境的制约。

【关键词】 审计师声誉 银行信用借款 产权性质

一、引言

在转轨经济时期,我国企业的外部融资渠道相对单一,银行借款已成为企业融资的首选,2001至2008年《中国人民银行货币执行报告》的数据显示非金融机构通过借款融资的比例始终保持在80%左右。与担保借款相比,银行信用借款没有担保物保证贷款的相对安全,也没有向第三方保证人的追索权,因此对于银行来说提供信用借款将承担更高的风险,在信用借款决策过程中将更注重对会计信息的分析,以评估企业的财务状况和违约风险。Fama(1965)曾指出信息质量是影响资本市场资源配置效率的关键因素,然而会计信息易被操纵已尽人皆知。在此前提下,银行为区分不同风险水平的借款对象,会寻求其他的替代机制,比如声誉机制。Diamond(1989)曾指出声誉机制在信贷市场上的作用至关重要,具备良好声誉的中介机构将有助于提高信息质量,进而优化信贷资源的配置效率。已有研究表明,聘请高声誉审计师的上市公司,其会计信息质量更高(Becker等,1998;Francis等,1999;等),而债务融资成本更低(Pittman和Fortin,2004;Mansi等,2004)。于是我们不禁要问,审计师声誉的高低是否会对银行信用借款决策产生影响?对于不同产权性质的上市公司而言,这种影响是否一致?

本文以2001至2006年沪深A股上市公司为样本,以银行是否提供信用借款和提供信用借款的比例为被解释变量,检验公司聘请高声誉审计师是否会影响银行信用借款决策。研究发现,聘请高声誉审计师的上市公司更可能获得银行信用借款且信用借款的比例更高,支持声誉机制的两种效应,即“门槛效应”和“约束效应”;在区分公司产权性质后发现,非国有控股公司中仅存在审计师声誉机制的“门槛效应”,而国有控股公司的情况有所不同,声誉机制在信用借款决策中主要体现为“约束效应”。上述研究结果表明,审计师声誉对银行信贷决策产生了影响,从一定程度上缓解了银企间的信息不对称,提高了信贷资源的配置效率;但这种声誉效应在不同产权性质的企业中存在显著差异,其原因在于可能存在其他更有效的替代机制。本文的贡献在于:(1)从银行信用借款决策的独特视角,检验审计师声誉机制在信贷资源配置过程中的有效性。由于银行在进行信用借款决策过程中没有相应的保证或抵押物,因而会更关注会计信息与审计师声誉,这为我们研究审计师声誉机制提供了良好的机会。(2)全面检验了审计师声誉机制在银行信贷

* 陈骏,南京审计学院、厦门大学管理学院博士研究生,邮政编码:210029,电子邮箱:junsonchen@yahoo.com.cn。本文得到了江苏省教育厅人文社科一般项目(2010SJB630041)的资助。

资源配置中的作用,具体包括是否提供信用借款,信用借款的规模和期限,研究结论在一定程度上丰富了债务契约和审计需求研究方面的文献。(3)区分产权性质的分析,有助于进一步了解我国特殊制度背景下审计师声誉机制的有效性,从而为深入理解我国信贷市场上的信贷歧视提供新的经验证据支持。

二、理论分析、制度背景与假设提出

国内外各项研究表明审计在银行信贷资源配置过程中扮演着重要角色。作为中介机构,审计师对财务报告提供的鉴证能提高银行信贷决策中会计信息的可靠性,降低信贷双方的信息不对称和代理成本,并在一定程度上解决信贷市场上的“柠檬问题(Akerlof, 1970)”。

(一) 信息不对称、审计师声誉与银行信用借款

已有研究发现,银行信贷决策会基于会计信息评估企业财务状况和违约风险(饶艳超和胡奕明, 2005; Goncharov 和 Zimmerman, 2007; 等),因此会计信息的质量越高,银行信贷决策出现误判的可能性将越低,发生不良贷款的风险也将越小。然而由于信贷双方的信息不对称,公司负债水平越高,其盈余管理的动机越强烈(张玲和刘启亮, 2009),同时企业的盈余管理行为较为隐蔽,因此会计信息质量难以评价。解决信贷双方信息不对称的重要治理机制之一是聘请审计师,高质量的审计可以提高会计信息质量,缓解银企之间的信息不对称程度,降低资本成本,提高资源配置的效率(Dye, 1993),这一观点已得到经验证据的支持。Becker 等(1998)、Francis 等(1999)、漆江娜等(2004)、吴水澎和李奇凤(2006)等的研究结果表明“六大”或“四大”会计师事务所审计的公司其可操控性应计利润显著更低,盈余质量更高。Blackwell 等(1998)的研究表明经过审计的公司获得的银行贷款利率显著低于未经审计的公司;Pittman 和 Fortin(2004)、Mansi 等(2004)的研究则进一步发现,审计质量与债务融资成本显著负相关。因此,银行会根据审计质量的高低来判断会计信息质量的好坏,从而配置银行信贷资源。

上述文献均以审计师声誉(即“四大”或“六大”)作为审计质量的衡量标准之一。可能的原因在于,一方面,大型的会计师事务所通过长期巨额的投入树立其声誉,通常拥有更多高素质的从业人员,完善的质量控制机制(DeAngelo, 1981);另一方面,良好的声誉将为会计师事务所提供审计服务获得一定的溢价(Palmrose, 1986 等),因而有动机提供高质量的审计服务。基于上述分析,我们可以做出如下推断,银行在信贷决策过程中,会根据借款企业聘请的审计师声誉的高低做出判断,从而形成两种效应,一是“门槛效应”,即是否提供信用借款;二是“约束效应”,即提供多少信用借款,于是提出假说1。

假说 1a: 在限定其他条件的情况下,审计师声誉在银行信用借款决策中的“门槛效应”显著,即聘请高声誉审计师的上市公司更可能获得银行信用借款。

假说 1b: 在限定其他条件的情况下,审计师声誉在银行信用借款决策中的“约束效应”显著,即聘请高声誉审计师的上市公司获得的银行信用借款比例更高。

(二) 制度背景、产权性质与审计师声誉机制

我国商业银行多年来深受不良贷款问题的困扰,四大国有商业银行的不良贷款比率显著高于其他发展中国家和同处转轨期的中欧国家(施华强, 2005)。针对此现象,周小川(2004)曾指出商业银行改制后,未来是否能够避免出现大规模的不良资产,在很大程度上取决于商业银行的自身改革和客户的整体素质。随着银行信贷风险控制意识的逐渐增强,银行业自上世纪 90 年代开始陆续尝试建立“统一授信、审贷分离、分级审批、责任明确”的授信管理体制,此后又逐步引入客户信用评级和贷款风险分类制度。虽然银行业的市场化改革之路越走越远,却无法逃脱我国特殊制度背景的现实。我国经济体制是以公有产权为主导的,国有控股企业具有非国有控股企业所无法比拟的、与生俱来的“政治关系”,因而两类企业所面临的融资环境存在显著差异。在我国国有银行商业化之后,政府对企业的支持方式从直接的财政补贴或拨款,转向通过国家控制的银行向企业提供贷款或政府官员干预性贷款等方式,这一转变无疑为国有企业获得银行信用借款提供了“隐性担保”。Allen 等(2005)的研究发现,1994 至 2002 年国有企业固定资产投资的资金来源中银行贷款的比率大约为 20%~30%,而民营企业仅为 10%~20%。从银行的角度来看,由于政府干预产生的“隐性担保”比审计师声誉提供的担保更可靠,银行可能出于完成“政治任务的目的”为国有控股公司提供债务融资(Brandt 和 Li, 2003),从而削弱了审计师声誉形成的“门槛效应”。尽管我国商

业银行在决定是否向国有控股公司提供贷款时受到政府的干预,然而经过多年的市场化改革和战略投资者的引入,银行已变得越来越市场化(Firth et.al., 2008),这要求银行控制自身的信贷风险。由此可见,虽然因受到政府的干预,而使银行在是否提供贷款的决策问题上缺乏主动权,但在贷多贷少的问题上银行将发挥更多的自主权,从而要求审计师声誉在银行信用借款决策中发挥“约束效应”。于是,提出假说2:

假说2:在限定其他条件的情况下,对国有控股企业的银行信用借款决策中,审计师声誉的“门槛效应”不显著,而“约束效应”显著。

相对而言,非国有控股企业由于普遍缺乏“政府背景”,在陷入财务困境后很难获得政府的财政援助,因而其信贷风险和事后违约的预期成本均较高,银行在提供借款过程中也将更加谨慎。作为一项有效的信号传递机制和担保机制,银行在面对非国有控股企业的信贷决策时,将更大程度地依赖于审计师声誉。因此,从理论上说,审计师声誉在非国有企业的银行信用借款决策过程中将同时发挥“门槛效应”和“约束效应”。然而,钱颖一(2000)认为声誉机制的有效性依赖于法律、市场竞争、行政监管等制度基础。在我国当前司法体系尚不完善的制度背景下,声誉机制的有用性将受到质疑。刘峰等(2009)的研究结论指出,四大会计师事务所并没有提供明显高质量的审计,但却收取了相对较高的审计费用。这表明,在我国,高声誉的审计师并未提供高质量的审计服务,审计师声誉机制也并非是一种有效的信号机制和担保机制。因此,银行在信贷决策过程中可能寻求其他更可靠的替代机制,比如有政治关系的民营企业获得了更多的银行贷款和更长的贷款期限(余明桂和潘红波, 2008)。这一研究表明政治关系对审计师声誉的“约束效应”形成了一种有效的替代,从而缓解了银行信贷决策中落后制度环境对审计师声誉机制的损害。通过上述分析,不难发现对于非国有控股公司而言,审计师声誉在银行信贷决策中发挥的作用受到我国制度环境的影响,这种影响主要体现在审计师声誉的“约束效应”上,于是,提出假说3:

假说3:在限定其他条件的情况下,对非国有控股企业的银行信用借款决策中,审计师声誉的“门槛效应”显著,而“约束效应”不显著。

三、研究设计

(一) 模型与变量

为检验审计师声誉对银行信用借款决策的影响,本文以银行是否提供长短期信用借款和信用借款分别在短期借款与长期借款中所占比例为被解释变量,以审计师声誉作为解释变量,运用PROBIT回归和OLS回归方法构建模型(1)具体如下:

$$CREDIT_{it} = \beta_0 + \beta_1 AUDITOR_{i,t-1} + \beta_2 CONTROLS_{i,t-1} + \varepsilon \quad (1)$$

考虑到银行的信贷决策是根据前期的财务和信用状况等信息做出的跨期决策,因此模型(1)中的解释变量和控制变量为上期数据,而被解释变量为本期数据。具体的变量定义见表1。

(二) 样本选择与数据来源

本文以2001至2006年沪深A股上市公司为研究样本^①,分析了审计师声誉对银行信用借款决策的影响。样本的筛选遵循以下原则:(1)剔除金融行业的上市公司;(2)剔除当年IPO的上市公司;(3)剔除当年ST、*ST以及PT特别处理的上市公司;(4)剔除研究期间内相关数据缺失的公司。经过上述处理后,本文得到短期和长期信用借款的总体样本年度观测值分别为4687个和3115个;在剔除未获得信用借款的样本公司后,短期和长期信用借款的样本年度观测值分别为2586个和1208个。为消除极端值对回归分析的影响,本文对所有连续变量按1%分位数采用Winsorize的方法进行了处理。文中上市公司的银行信用借款数据来自锐思(RESSET)金融研究数据库,其他财务数据和治理数据来自CSMAR数据库。

^① 由于旧会计准则中“一年内到期的长期负债”与新会计准则中“一年内到期的非流动负债”两个科目所包含的内容之间存在差异,不具有可比性,因此本文仅以2006年之前的上市公司为研究样本。

表1 变量选择与变量定义

	变量代码	变量名称	变量定义
被解释变量	STCRDYN	短期信用借款	虚拟变量, 若公司存在短期信用借款则取1, 否则取0
	LTCRDYN	长期信用借款	虚拟变量, 若公司存在长期信用借款则取1, 否则取0
	STCRD	短期信用借款比例	短期信用借款 / 短期借款
	LTCRD	长期信用借款比例	长期信用借款 / 长期借款; 其中长期借款=一年内到期的长期借款+长期借款
	AUDITOR	审计师声誉	虚拟变量, 若公司的审计师为国际四大会计师事务所则取1, 否则取0
控制变量	SIZE	企业规模	年末资产总额的自然对数
	ROA	企业盈利能力	净利润 / 年末资产总额
	GROWTH	企业成长性	(本年销售收入 - 上年销售收入) / 上年销售收入
	LEV	企业负债水平	年末负债总额 / 年末资产总额
	CFO	自有资金充裕度	经营活动现金净流量 / 年末资产总额
	INTEREST	利率水平	财务费用 / 借款总额
	FIXAST	固定资产水平	固定资产原值 / 年末资产总额
	INDUSTRY	行业	虚拟变量, 用来控制行业因素的影响
YEAR	年度	虚拟变量, 用来控制不同年份的宏观经济影响	

四、实证研究结果及分析

(一) 主要变量的描述性统计

表2报告了2001至2006年沪深A股样本公司全部变量的描述性统计分析结果。从获得信用借款的公司比例来看, 55.2%的公司获得了短期信用借款, 38.8%的公司获得了长期信用借款, 这表明我国上市公司中超过一半的公司能获得短期信用借款, 相对而言获得长期信用借款的可能性较低。在获得信用借款的上市公司中, 短期借款中信用借款的比例平均为44%, 中位数为35.4%; 长期借款中信用借款的比例平均为45%, 中位数为34.2%。这说明获得信用借款的公司中, 大多数公司的信用借款比例仅占三分之一左右, 比例相对较低; 而最大值和最小值的悬殊差异, 意味着因公司间资质不同导致获得的信用借款比例差异较大。衡量审计师声誉的变量均值为0.059, 这表明我国上市公司中由国际“四大”会计师事务所审计的公司比例还很低, 因此作为一种稀缺资源, 国际“四大”的审计客户选择可以作为一种信号传递机制, 其声誉可以为银行信用借款提供“隐性担保”。其他控制变量的描述性统计结果与同类研究基本一致。

表2 主要变量的描述性统计结果

变量	N	均值	最小值	1/4百分数	中位数	3/4百分数	最大值	标准偏差
STCRDYN	4687	0.552	0	0	1	1	1	0.497
STCRD	2586	0.440	0.000	0.086	0.354	0.795	1.000	0.367
LTCRDYN	3115	0.388	0	0	0	1	1	0.487
LTCRD	1208	0.450	0.000	0.086	0.342	0.922	1.000	0.383
AUDITOR	4687	0.059	0	0	0	0	1	0.236

(二) 假说1的实证研究结果及其分析

为检验审计师声誉对银行信用借款决策的影响, 本文根据上市公司的审计师是否为国际“四大”会计

师事务所进行分组,即审计师声誉高组 ($AUDITOR = 1$) 和低组 ($AUDITOR = 0$),从而比较不同组别的样本公司在能否获得信用借款以及获得信用借款的比例两方面是否存在显著差异,检验结果详见表 3。表 3 中的结果表明,相对于审计师声誉低的上市公司而言,审计师声誉高的上市公司更可能获得信用借款且获得的信用借款比例更高。从是否获得银行信用借款的角度看,在审计师声誉高组的样本中,79.4%的公司获得了短期信用借款,58.1%的公司获得了长期信用借款;而在审计师声誉低组的样本中,53.6%的公司获得了短期信用借款,37.2%的公司获得了长期信用借款,两组样本公司之间的均值和中位数差异在 1%的水平上显著。从获得的信用借款比例来看,相对于审计师声誉低组的样本公司而言,审计师声誉高组的短期信用借款比例平均高出 18.5%,中位数高出 35.9%;长期信用借款比例平均高出 8.7%,中位数高出 17.9%,这些差异均通过了显著性检验。上述单变量的差异分析为下一步的多元回归分析提供了支持。

表 3 样本公司间差异的显著性检验

变量	审计师声誉高 ($AUDITOR = 1$)			审计师声誉低 ($AUDITOR = 0$)			均值之差	中位数之差	T 值	Z 值
	均值	中位数	N	均值	中位数	N				
<i>STCRDYN</i>	0.794	1	291	0.536	1	4396	0.258	0	8.64***	8.57***
<i>LTCRDYN</i>	0.581	1	236	0.372	0	2879	0.209	1	5.73***	6.32***
<i>STCRD</i>	0.608	0.685	231	0.423	0.326	2355	0.185	0.359	7.37***	7.33***
<i>LTCRD</i>	0.527	0.499	137	0.440	0.320	1071	0.087	0.179	2.49**	2.74***

注: ***、**、*分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平(双尾)。下同。

表 4 审计师声誉对银行信用借款影响的多元回归结果

	信用借款		短期信用借款		长期信用借款	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS
常数项	-6.760*** (-9.37)	0.181 (0.95)	-7.357*** (-13.85)	-0.185 (-1.05)	-5.837*** (-8.72)	1.786*** (5.71)
<i>AUDITOR</i>	0.627*** (4.53)	0.087*** (3.64)	0.534*** (5.59)	0.082*** (3.17)	0.199** (2.07)	0.088** (2.38)
<i>SIZE</i>	0.344*** (10.15)	0.009 (1.01)	0.343*** (13.75)	0.020** (2.39)	0.257*** (8.15)	-0.053*** (-3.57)
<i>ROA</i>	0.093* (1.67)	0.007 (0.49)	1.098*** (3.17)	0.186 (1.51)	0.792 (1.46)	0.261 (0.93)
<i>GROWTH</i>	0.137 (0.26)	0.793*** (5.62)	0.043 (1.18)	0.033** (2.33)	0.101* (1.92)	0.053* (1.89)
<i>LEV</i>	-0.414** (-2.28)	-0.254*** (-5.72)	0.009 (0.07)	-0.109** (-2.42)	0.061 (0.35)	-0.328*** (-3.75)
<i>CFO</i>	0.959** (2.46)	0.221** (2.24)	0.441 (1.56)	0.159* (1.76)	0.551 (1.47)	0.262 (1.42)
<i>INTREST</i>	-3.164*** (-3.35)	-0.647*** (-2.68)	-1.507*** (-3.32)	-0.429** (-2.03)	-2.740*** (-3.65)	0.024 (0.07)

续表

	信用借款		短期信用借款		长期信用借款	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS
<i>FIXAST</i>	0.071 (0.40)	0.101** (2.11)	-0.095 (-0.72)	0.099** (2.47)	0.620*** (3.74)	-0.018 (-0.22)
<i>INDUSTRY_{i,t}</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>YEAR_{i,t}</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2958	1972	4687	2586	3115	1208
<i>Pseudo R²/Adj. R²</i>	0.095	0.194	0.086	0.053	0.066	0.078
<i>Wald X²/F</i>	293.91***	27.691***	460.16***	8.15***	245.23***	4.12***

注：表中数据为各自变量的回归系数，括号内的数值为 T 值。所有 T 值均已经过 White(1980)异方差稳健性修正。

表 4 报告了模型 (1) 的 PROBIT 回归和 OLS 回归结果。在控制了不同公司之间的资质差异对银行信用借款产生的可能影响后，PROBIT 回归结果显示，无论对于信用借款总体还是长短期信用借款而言，审计师声誉的参数估计均显著大于 0，这表明审计师声誉越高则越可能获得银行信用借款，该结果支持假说 1a。而在剔除未获得银行信用借款的样本公司之后的 OLS 回归结果中，审计师声誉的参数估计也均显著大于 0，这说明审计师声誉越高则获得信用借款的比例越高，以及短期和长期银行信用借款的比例越高，该结果支持假说 1b。表 4 的回归结果支持了在银行信用借款决策过程中审计师声誉存在“门槛效应”和“约束效应”的推断。其他控制变量的影响与已有研究结论基本一致。

(三) 假说 2 和假说 3 的回归结果及其分析

上述的回归结果无疑表明了审计师声誉在银行信用借款决策过程中发挥的信号传递和担保作用，但在我国公有制经济占主导地位的特殊制度背景下，以国有商业银行为主的银行业在面对产权性质不同的公司时，其信贷决策的判断标准也会迥然不同。本文根据 CCER 上市公司治理结构数据库中披露的最终控制人性质，将样本公司区分为国有与非国有控股公司。

表 5 报告了不同产权性质的公司中审计师声誉对银行信用借款影响的回归结果。对于国有控股公司而言，回归 (1) 和 (3) 的结果显示审计师声誉仅对是否获得短期信用借款产生显著影响而对长期信用借款的影响不显著，回归 (2) 和 (4) 的审计师声誉估计系数均显著大于 0。这一结果表明，在国有控股公司中，审计师声誉对长期信用借款的影响仅仅反映在信用借款的比例上，而并未因国际“四大”审计而更可能获得长期信用借款，这为支持假说 2 提供了经验证据。同时我们也不难发现，声誉机制对长短期信用借款决策的影响存在差异，其原因可能在于政府干预降低了债务契约的履约成本，从而导致具有“政治关系”的企业能够获得更多的银行长期贷款的支持 (孙铮、刘凤委和李增泉, 2005; Charumilind, 2006)。相对于长期借款决策而言，银行在短期信用借款决策过程中受到政府干预的可能性更小，因而具有更大的自主权。

对于非国有控股公司而言，回归 (5) 和 (7) 中审计师声誉的估计系数均显著大于 0，而回归 (6) 和 (8) 审计师声誉的估计系数均不显著，这一结果表明银行在是否向非国有控股公司提供信用借款的信贷决策过程中会考虑审计师的声誉，即存在“门槛效应”；而审计师声誉并未作为决定银行信用借款比例的考虑因素，因此不存在“约束效应”。由此可见，经验证据的结论支持了假说 3。

(四) 稳健性检验

为了使经验证据的结果更可靠，本文作了如下稳健性检验：

(1) 审计师声誉的自选择问题。考虑到审计师选择可能受到公司基本特征的影响而产生自选择问题，我们参考以往文献 (陈冬华和周春泉, 2006; 雷光勇、李书锋和王秀娟, 2009; 等) 构建了模型 (2)。该模型中影响审计师选择的因素包括：第一大股东持股比例 (*FIRST*)，第二至第五大股东持股比例

(*SHOLDER*)，董事长与总经理两职合一(*DUAL*)，独立董事比例(*INDRATIO*)，应计项目(*TACC*)和市场化指数(*GOVINDX*)。在经验分析过程使用了 Heckman (1978) 提出的二阶段回归方法，控制审计师声誉的自选择问题。首先对(2)式进行 Probit 回归得到 Lambda 值，然后带入(1)式对银行信用借款决策进行回归，得出控制审计师声誉自选择问题后的银行信用借款决策回归分析结果。然而，结果显示 Lambda 值并不显著，这表明二阶段回归方法与普通回归方法的结果之间不存在显著差异。

表 5 不同产权性质公司中审计师声誉对银行信用借款影响的多元回归结果

	国有控股公司				非国有控股公司			
	短期信用借款		长期信用借款		短期信用借款		长期信用借款	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS
常数项	-6.264*** (-9.42)	0.181 (0.86)	-6.241*** (-7.65)	1.243*** (3.52)	-7.804*** (-7.62)	0.732** (2.26)	-5.311*** (-3.71)	4.292*** (5.64)
AUDITOR	0.524*** (4.54)	0.107*** (3.85)	0.086 (0.77)	0.107*** (2.60)	0.631*** (3.45)	0.057 (1.18)	0.519** (2.36)	-0.064 (-0.88)
SIZE	0.308*** (9.83)	0.014 (1.42)	0.286*** (7.45)	-0.031* (-1.82)	0.336*** (7.03)	-0.008 (-0.53)	0.209*** (3.11)	-0.167*** (-4.86)
ROA	1.464*** (3.09)	1.093*** (5.54)	1.109 (1.60)	0.686** (2.08)	0.783 (1.51)	0.101 (0.71)	0.553 (0.64)	0.082 (0.21)
GROWTH	0.091* (1.76)	-0.012 (-0.74)	0.119 (1.63)	0.047 (1.51)	-0.017 (-0.32)	-0.028 (-1.54)	0.088 (1.08)	0.006 (0.13)
LEV	-0.204 (-1.32)	-0.415*** (-8.02)	-0.120 (-0.58)	-0.385*** (-4.02)	0.494** (2.57)	-0.276*** (-3.90)	0.459 (1.37)	-0.175 (-1.01)
CFO	0.288 (0.78)	0.338*** (2.79)	0.618 (1.38)	0.058 (0.28)	0.587 (1.28)	0.480*** (3.10)	0.206 (0.30)	0.012 (0.03)
INTREST	-1.415** (-2.51)	-0.753*** (-4.02)	-2.962*** (-3.28)	0.548 (1.55)	-1.949** (-2.49)	-1.472*** (-5.12)	-2.497* (-1.88)	-0.947 (-1.31)
FIXAST	-0.197 (-1.18)	0.227*** (3.88)	0.705*** (3.55)	0.001 (0.01)	0.088 (0.38)	-0.031 (-0.36)	0.351 (1.05)	-0.162 (-0.77)
INDUSTRY _{i,t}	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
YEAR _{i,t}	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3160	1940	2206	925	1527	646	909	283
Pseudo R ² /Adj. R ²	0.077	0.243	0.073	0.116	0.102	0.182	0.079	0.105
Wald X ² /F	271.87***	22.28***	199.98***	5.97***	167.02***	7.27***	83.24***	2.03***

注：表中数据为各自变量的回归系数，括号内的数值为 T 值。所有 T 值均已经过 White(1980)异方差稳健性修正。

$$AUDITOR = \beta_0 + \beta_1 FIRST + \beta_2 SHOLDER + \beta_3 DUAL + \beta_4 INDRATIO + \beta_5 TACC + \beta_6 GOVINDX + \beta_7 SIZE + \beta_8 GROWTH + \beta_9 ROA + \sum \beta_i INDUSTRY + \sum \beta_j YEAR + \varepsilon \quad (2)$$

(2) 其他稳健性检验。本文还采用未经 Winsorize 处理的原始数据，对变量中标准差较大的财务指标

(*SIZE*, *GROWTH*, *LEV*) 按 5%的分位数进行 *Winsorize* 处理; 考虑到各地区市场化程度的差异较大, 政府对银行借款决策的干预程度可能不同, 因此引入市场化程度的指标 (*GOV*), 即根据《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2006 年度报告》中披露的市场化指数、政府干预指数和法制化指数, 运用主成分分析法, 将此三项指数合成为一个指标作为衡量市场化程度的替代变量, 借此表示上市公司所在地的市场化程度; 考虑到其他融资途径对债务融资的影响, 剔除了当年通过配股或增发进行融资的上市公司。在上述情况下对原假设的敏感性检验, 除显著性水平略有差异外, 基本结论保持不变。

五、研究结论

已有文献表明聘请高声誉的审计师能有效抑制上市公司的盈余管理行为, 提高资本市场上的信息不对称程度, 降低融资的资本成本, 该结论在信贷市场上同样获得了经验证据的支持, 而本文则拓展了这一研究视角并从银行借款性质的角度检验了审计师声誉在银行信贷资源配置中的作用。本文的研究结果表明, 聘请高声誉的审计师所产生的“门槛效应”与“约束效应”, 可以缓解信贷双方的信息不对称程度, 提高信贷资源的配置效率。然而在产权性质不同的公司中, 这两种声誉效应的影响也存在差异。由于公有产权的性质而形成的政治关联, 为国有企业的银行借款提供了比审计师声誉更可靠的隐性担保, 从而削弱了审计师声誉的“门槛效应”; 而商业银行对信贷风险的关注, 增强了审计师声誉的“约束效应”。对于非国有控股公司而言, 由于我国司法体系尚不完善, 审计师声誉的“隐性担保”相对较弱, 在决定贷多贷少的问题上银行可能会寻求其他替代机制(比如银企关系)。总体来看, 审计师声誉是一种有效的资源配置机制, 但其有效性受到制度背景的制约。本文的研究拓展了债务契约与审计需求的研究视角, 为研究审计在资本市场上的资源配置效应提供了新的经验证据, 同时为深入研究中国制度背景下的审计需求问题提供了证据支持。本文的不足是未考虑审计师变更对银行信用借款决策产生的影响, 这成为未来的研究方向。

主要参考文献:

- 饶艳超, 胡奕明. 2005. 银行信贷中会计信息的使用情况调查与分析[J]. 会计研究 (4): 36-41.
- Becker, C. L., M. L. Defond, et al.. 1998. The Effect of Audit Quality on Earnings Management [J]. *Contemporary Accounting Research*, 15(1): 1-24.
- DeAngelo, L. 1981. Auditor size and auditor quality [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 3(3): 183-199.
- Dye, R.A.. 1993. Auditing standards, Legal liability and auditor Wealth [J]. *Journal of Political Economy*, (October): 887-914.
- Palmrose, Z.-V.. 1986. Audit Fees and Auditor Size: Further Evidence [J]. *Journal of Accounting Research*, 24(1): 97-110.

Auditor Reputation and Bank Debt Resources Allocation

——Empirical evidence based on the decision making of bank credit debts in China

Chen Jun

Abstract: This paper take the A-shares listed companies in Shanghai and Shenzhen stock market as samples, and study the effect of auditor reputation on the decision making of bank credit debts. The results show that the listed companies, hired the auditor with high level of reputation, would be more likely to obtain bank credit loans and be granted more credit loans. Then, we distinct these sample companies by the ownership nature of ultimate controller. In the state-owned holding companies, the mechanism of auditor reputation only plays a significant ‘binding effect’ because that the political connection is a more reliable alternative mechanism. Conversely, the mechanism of auditor reputation plays a significant ‘threshold effect’ in non-state-owned holding companies because of the imperfect judicial system, and the banks would employ other more reliable alternative mechanisms in China. These results indicate that the reputation is an effective mechanism of resources allocation, but the institution environment would constrain its effectiveness.

Key words: auditor reputation, bank credit debt, ownership nature of ultimate controller