

银行高管背景关联对企业现金持有的影响

银加敏, 钱崇秀

(华南理工大学工商管理学院, 广州 510640)

【摘要】 本文针对 2 620 家 A 股上市公司 2004~2013 年样本区间进行动态面板分析发现, 在其他条件相同的情况下, 拥有银行高管背景关联(聘用曾经或现在于银行任职的高管)的公司, 可以使公司获得更快的现金持有调整速度。按产权性质对企业分组后发现, 银行高管背景关联对国有企业的影响较弱, 对非国有企业现金持有调整速度的影响明显大于国有企业。研究结论表明, 关系和声誉机制可以减少企业面临的信贷歧视, 从而有效缓解融资约束问题。

【关键词】 银行高管背景关联; 现金持有; 动态调整

一、引言

民营企业融资难的问题已成为学术界和实务界长久以来的关注点, 其产生原因很大程度上来自于银行主导型金融市场自带的信贷歧视现象(李子广等, 2009)。“信贷歧视”是指民营企业在获得银行贷款时会遭受融资成本、资金审批等方面的不公平对待。宋媚等(2013)将其原因主要归于民营企业资信良莠不齐、还款能力不确定、贷款规模不经济、市场话语权薄弱等因素。孙铮等(2005)认为, 在存在各种“摩擦”的不完美市场条件下, 民营企业在债务融资和权益融资方面都会受到体制性歧视。程海波等

(2005)运用资本结构理论、关系型贷款理论和商业信贷理论也发现我国非国有中小企业面临着严重的信贷约束。

在严重的信贷约束环境下, 我国民营企业的发展却很迅速, 说明在民营企业融资过程中可能存在其他替代机制。Allen 等(2005)指出, 中国的关系机制和声誉机制在经济发展中起着重要作用, 社会关系网络已经成为正式制度的一种替代机制, 而银行高管背景关联正是其中一种。已有文献对银行高管背景关联的研究主要体现在降低企业融资约束方面, 对企业现金持有影响方面的研究较少涉及。那么, 有无银行高管背景关联对企业现金持有

信息透明度提高的影响不大; 我国西部地区, 媒体的负面关注和非负面关注都不能显著地促进公司信息透明度提高, 对公司信息透明度提高的影响较小。^③在我国国有上市公司中, 媒体关注能够有效地发挥作用, 媒体的负面关注和非负面关注都能够促进公司信息透明度的提高; 而在非国有上市公司中, 媒体非负面关注和负面关注对公司信息透明度提高的影响均不显著, 即媒体关注对公司信息透明度提高的影响较小。

本文的研究结论表明, 总体来说, 媒体关注促进了我国上市公司信息透明度的提高, 媒体关注次数越多, 公司的信息透明度越有可能提高, 媒体在完善公司治理保护投资者利益方面发挥了积极的作用。在我国由于各地区经济发展水平及法制水平不同, 导致媒体关注作用存在地区差异; 同时由于我国上市公司终极控制人性质的不同, 媒体发挥治理作用的行政机构介入机制和声誉机制作用大小也不同, 导致媒体关注在不同性质公司的作用也不同。

本文存在以下不足之处: 尽管媒体关注可以提高公司的信息透明度, 但是研究中并未将媒体细分。未来的进

一步研究可以将媒体细分为政策性导报与市场性导报, 可以将媒体报道分为一次报道和深度报道等, 这有助于进一步理解媒体对上市公司的治理作用。

主要参考文献

Chen C. J. P., Jaggi B. Association Between Independent Non-executive Directors, Family Control and Financial Disclosures in Hong Kong[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2000(19).

高雷, 宋顺林. 公司治理与公司透明度研究[J]. 金融研究, 2008(1).

李培功, 沈艺峰. 媒体的公司治理作用: 中国的经验证据[J]. 经济研究, 2010(4).

谭劲松, 宋顺林, 吴立扬. 公司透明度的决定因素——基于代理理论和信号传递理论的经验研究[J]. 会计研究, 2012(4).

枕戈. 《舆论引导艺术》为领导干部如何面对媒体支招[J]. 审计月刊, 2010(8).

【基金项目】 中央高校基本科研业务专项资金(项目编号: 15YJ0401)

是否有影响?如果有,又会产生怎样的影响,影响程度如何呢?我们采用2 420家上市公司2004~2013年的数据,对银行高管背景关联如何缓解企业融资约束,进而影响企业现金持有等问题进行了研究。

二、文献回顾和研究假设

(一)文献回顾

1. 银企关联与融资约束。由于我国资本市场发展不够完善,企业资金主要来源于内部积累和借款,加上我国对民间资本借贷的限制,致使企业资金来源主要依赖银行贷款。朱凯和陈信元(2009)发现在发达的金融生态环境中的公司的融资约束会小一些。显然,我国整体的金融环境并不发达,融资难已成为影响企业发展的重大因素。市场信息不对称,民营企业抗风险能力差,信用观念不强等原因致使国有企业和民营企业受到不同待遇。民营企业融资占社会融资总额的比重和国民经济不对称,严重阻碍民营企业发展。陈栋和陈运森(2012)、Claessens et al. (2008)等学者认为,在这种情况下民营企业倾向于与银行建立各种关系来缓解融资约束,例如通过参股银行建立“银企关系”、建立各种政治关联、聘用具有金融行业从业背景的高管等。

2. 融资约束与现金持有。企业持有现金的目的在于抵御财务风险、及时投资,但同时也会增加其机会成本、降低使用效率、增加现金管理成本,最终会削弱企业盈利能力。权衡理论认为,最佳现金持有量是经过成本和收益权衡后得到的结果,并在其发生偏离时进行调整。代理理论认为,当企业拥有大量自由现金流时,管理者可能会为了追求个人利益,保持较高水平的现金持有量。融资约束理论认为,不完善的资本市场存在融资约束,导致企业出于预防性和投机性动机而持有较多现金。Almeida et al. (2004)、王彦超(2009)、连玉君等(2010)都发现,融资受到约束的企业系统地从现金流中保留现金或现金等价物,而非融资约束企业则不存在这种现象。

3. 银行高管背景关联、融资约束与现金持有。社会关系网络作为正式制度的一种替代机制,已成为企业生存和发展的重要方式。在这一背景下,从社会关系属性研究企业融资行为已成为研究热点之一。而银企关联作为一种社会关系,也逐渐进入众多学者的视野。刘浩等(2012)认为银行背景独立董事咨询功能比监督功能发挥得更为明显;邓建平和曾勇(2011)认为银行关联能有效缓解企业的融资约束,增加企业的银行贷款,降低企业的贷款成本;程小可等(2013)认为在缓解企业融资约束方面,高水平内部控制和银企关联之间存在一种替代机制。

回顾已有研究可以发现,银行高管背景关联对民营企业融资行为的影响体现在以下三个方面:第一,有助于企业和银行建立紧密联系,降低银行对企业的贷款门槛;第二,有助于降低企业与银行间的信息不对称程度,增强

企业信誉;第三,银行高管背景员工的才能有助于企业打造新的融资方案,获得优惠贷款融资技巧。学术界在银企关联对企业现金持有量的具体影响方面主要成两派观点。杨小平和罗付岩(2014)认为银企关系密切的公司常常持有更少的现金;罗琦和邹斌(2007)、吴立源(2009)等认为银企关系的密切并没有减少企业现金持有量,反而倾向于增加现金持有量。

通过文献回顾发现,目前的银企关联研究主要局限在缓解企业融资约束方面,对企业现金持有量虽有涉及,也仅仅集中在静态研究方面,动态研究鲜有涉及。

(二)研究假设

从交易性需求方面来说,在企业为维持日常周转及正常商业活动过程中,现金是必不可少的资源;从预防性动机方面来说,企业需要持有现金以应对突发性事件;从投机性需求方面来说,企业需要持有现金以把握可能的投资机会。企业通过聘用具有银行背景的高管建立银企关联,有助于企业进行风险管理尤其是防范流动性冲击,因此建立银行高管背景关联的企业可以持有较多的现金。其次,银企关联是一种声誉机制,也是一种融资能力的显示信号。通过聘请具有银行高管背景人员正是为企业提供了一种潜在担保和声誉,使企业更容易获得银行的信任,降低银行和企业之间的信息不对称。所以,银企关联可以缓解企业面临的融资约束,从而满足企业较高的现金持有水平需求。基于以上分析,我们提出假设1:在其他条件相同的情况下,有银行高管背景关联的企业较无银行高管背景关联的企业具有更高的现金持有量。

企业持有现金也会发生成本,例如机会成本、管理成本、短缺成本、交易成本等。企业通过权衡收益和成本来决定现金持有最佳水平,在现金持有水平偏离最佳水平时,企业会对其进行相应调整。企业通过聘用具有银行高管背景的人员担任高管,可以和银行建立起有效关联,当其面临现金短缺时可以快速从银行获得融资。同时,由于信息不对称和契约等问题的缓解,使得企业的贷款成本在一定程度上有所减小,可以获得更多贷款。因此,企业可以以更小的成本持有现金,当现金持有量偏离最佳水平时也可以更快地进行调整。基于此,我们提出假设2:在其他条件相同的情况下,具有银行高管背景关联的企业较无银行高管背景关联的企业具有更快的现金持有调整速度。

特殊的制度环境和不完善的信贷体系使得我国不同产权性质的企业所面临的融资约束程度完全不同。在我国,主要的商业银行由政府所有或控制,且企业的资金需求主要依靠银行贷款;再者,国有企业在政府的支持下能够获得更多的资源,面临的破产风险明显小于非国有企业,银行从资金安全角度考虑,也更愿意将资金借给国有企业;最后,银行高管可能来源于政府或国有企业,也可

能会离开银行到国有企业中任职。出于私人利益,他们也有强烈动机将更多贷款发放给国有企业。面对如此不利的融资环境,非国有企业通过聘用具有银行高管背景的人员可以和银行建立良好的银企关系,减缓信贷歧视带来的融资困境。基于此,我们提出假设3:相对于国有企业,银行高管背景在非国有企业中所起的作用更大。

三、研究设计

(一)样本选择

我们选择2004年之前上市的我国A股公司,样本区间为2004~2013年,剔除金融类、保险类、PT、ST、*ST类公司和有关数据异常、丢失的公司,最后得到共2320家公司,13540个年度的面板数据。数据均来源于国泰安数据库。所有数据回归结果和模型估计均通过STATA11.0完成,并对有关数据在1%水平上进行缩尾,以消除离散数据的影响。

(二)银行背景影响下公司现金持有量的静态模型

将Opler等(1999)构建的公司现金持有量影响因素的静态模型进行部分调整,形成新的基本公式:

$$Cash_{i,t} = \alpha_i + \beta Bank_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $Cash_{i,t}$ 表示 i 公司在 t 年年末的现金持有量; $Bank_{i,t}$ 表示 i 公司第 t 年是否具有银行高管背景关联; $X_{i,t}$ 表示 i 公司第 t 年影响现金持有量的内部因素; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机干扰项。

(三)银行背景影响下公司现金持有量的动态调整模型

根据Ozkan(2004)的研究,公司现金持有量的动态模型可以如下表示:

$$Cash_{i,t} - Cash_{i,t-1} = \lambda (Cash_{i,t}^* - Cash_{i,t-1}) \quad (2)$$

式中: $Cash_{i,t}$ 、 $Cash_{i,t-1}$ 分别表示 i 公司在 t 年年末、 $t-1$ 年年末的现金持有量; $Cash_{i,t}^*$ 表示 i 公司在 t 年年末的最佳现金持有量; λ 表示现金持有量动态调整速度。如果 $\lambda=1$, 表示公司不需要调整成本, 在本年即可完成调整; 如果 $\lambda=0$, 表示公司调整成本过高, 不进行调整; 如果 $0 < \lambda < 1$, 表示公司只做部分调整, 且 λ 越大, 调整速度越快。

现金持有量目标水平 $Cash_{i,t}^*$ 不可观测, 我们根据Opler等构建的公司现金持有量影响因素的静态模型进行变形, 考虑银行高管背景关联因素的现金持有量目标水平可以表示为:

$$Cash_{i,t}^* = \alpha_i + \beta Bank_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

将式(3)代入式(2)得到:

$$Cash_{i,t} = (1 - \lambda) Cash_{i,t-1} + \lambda \beta Bank_{i,t} + \lambda \gamma X_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} + \theta_t \quad (4)$$

式(4)即为考虑银行高管背景关联关系的现金动态调整模型, 其中, α_i 、 $\varepsilon_{i,t}$ 分别为表示个体效应和时间效应的虚拟变量, θ_t 表示干扰项。 $(1 - \lambda)$ 越小, λ 越大, 调整速度越快, 并且 $0 < \lambda < 1$ 。

(四)变量设计

1. 现金持有量的定义。考虑到现金在经营活动中的重要性以及资产可变现能力和成本的大小, 我们界定现金为货币资金及短期投资。考虑到现金对公司未来利润的产生并不发挥直接作用, 我们将分母中的现金从总资产中减去, 最后我们定义现金持有量比率为: 货币资金与短期投资之和比上总资产减去现金之差。

2. 银行背景的定义。公司拥有曾经或现在在银行任职的高管, 包括在总行、省级地市级分行、支行担任过行长、副行长、行长助理、董事、监事、独立董事、处长、部门经理等的高管。如果公司有银行高管背景, $Bank_{i,t}$ 取1, 否则取0。

3. 控制变量。本文对其他影响企业现金持有水平的影响因素进行了控制。考虑到现金管理具有规模效应, 如果公司规模增大, 现金持有比率会下降, 采用公司年末总资产的对数值来控制企业规模影响, 用 $Size$ 表示; 考虑到负债越少, 在资金紧张时越容易获得贷款, 我们采用财务杠杆即资产负债率控制企业融资结构的影响, 用 Lev 表示; 考虑到投资机会越大, 企业需要持有的现金越多, 采用 $TobinQ$ 来控制企业未来投资机会影响; 当企业经营现金流较为理想时, 可能会考虑偿还贷款、发放股利等, 采用现金流比率, 即经营活动产生的现金流量净额除以年末总资产与年末现金之差来控制企业资金流动对现金持有水平的影响, 表示为 CFO ; 企业预计派发股利时, 需要持有大量现金, 因此我们用现金股利发放率控制企业股权激励对现金持有水平影响, 用 $DivdR$ 表示; 用第一大股东持股比例来控制企业治理机制对现金持有量的影响, 用符号 $Sh1$ 表示; 用企业成熟度即公司观测期减去公司上市时间来控制企业声誉和内部控制对企业贷款产生的影响, 用符号 Age 表示。

四、实证结果与分析

(一)样本观测变量的描述性统计

对现金持有比例、银行高管背景关联、控制变量等所有变量进行描述性统计, 结果见表1。

表1 描述性统计

变量	平均值	方差	最大值	最小值	中位数
$Cash_{i,t}$	0.330	0.440	2.738	0.011 0	0.183
$Cash_{i,t-1}$	0.335	0.446	2.799	0.012 6	0.186
$Bank_{i,t}$	0.183	0.386	1	0	0
$Size$	21.73	1.202	25.63	19.59	21.55
Lev	0.457	0.205	0.871	0.045 9	0.471
$TobinQ$	1.695	0.902	5.999	0.770	1.385
CFO	0.063 9	0.112	0.460	- 0.244	0.057 1
$DivdR$	0.246	0.287	1.531	0	0.180
$Sh1$	37.44	15.58	75	9	35.82
Age	7.959	5.442	23	0	8

由表1可知,样本中公司现金持有量比率平均约为33%,即现金及现金等价物占总资产和现金及现金等价物差额的比例平均值约为33%。样本中公司现金持有量比率最大值和最小值相差极大,标准差大致为0.4,说明公司之间的现金持有量有很大差别。现金持有比率的中位数为18.3%,说明大部分企业的现金持有较少,而少数企业持有超额现金。

(二) 现金持有量动态模型回归结果与分析

根据Roodman(2006)的研究,在动态面板模型中,OLS估计和固定效应估计会偏离其真实值。根据Hausman检验,模型中存在内生解释变量,干扰项可能与解释变量相关。为了避免干扰项中存在异方差和自相关,我们采用系统IV估计方法来研究现金持有量动态调整情况。在估计过程中,为了检验干扰项只存在一阶自相关,不存在二阶自相关,我们采用AR(2)统计量检验。为了避免残差差异方差存在自相关,我们采用Sargan-Hansen检验来确定工具变量的选择是否合理。检验结果表明,面板数据均不存在二阶自相关,且工具变量不存在过度识别问题。文中所用程序均为“xtivreg”程序。回归结果如表2所示。

表2 银行背景对现金持有调整速度的影响

	全样本	有银行背景	无银行背景
VARIABLES	Cash _{i,t-1}	Cash _{i,t-1}	Cash _{i,t-1}
Cash _{i,t-1}	0.444*** (0.005 16)	0.359*** (0.013 5)	0.404*** (0.005 86)
Bank _{i,t}	0.040 1*** (0.006 45)		
Cash _{i,t-1} × Bank _{i,t-1}	- 0.146*** (0.009 36)		
Size	0.028 9*** (0.006 48)	0.079 2*** (0.015 8)	- 0.037 5 (0.047 2)
Lev	- 0.049 7 (0.039 4)	0.006 07 (0.108)	0.017 1** (0.007 53)
TobinQ	0.010 2*** (0.002 27)	0.006 54 (0.004 24)	0.012 6*** (0.002 64)
CFO	0.846*** (0.018 0)	0.776*** (0.033 0)	0.782*** (0.021 4)
DivdR	0.000 597 (0.002 43)	0.019 0** (0.007 83)	- 7.33e- 05 (0.002 63)
Sh1	- 0.001 49*** (0.000 329)	- 0.000 871 (0.000 708)	- 0.002 15*** (0.000 386)
Age	- 0.002 32* (0.001 19)	- 0.009 40*** (0.002 70)	- 0.001 86 (0.001 40)
Constant	- 0.475*** (0.125)	- 1.534*** (0.295)	- 0.188 (0.145)
Observations	13 540	2 490	11 050
Number of stkcd	2 320	978	2 217
AR(2) P值	0.498 5	0.498 1	0.442 9
Sargan- Hansen P值	0.804 9	0.940 3	0.827 7

注:括号中数据为t值统计量,***表示p<0.01、**表示p<0.05、*表示p<0.1,下同。

从上表可以看出,银行背景Bank_{i,t}系数为正,且在1%水平上显著,表明当公司存在拥有银行高管背景的高管时,现金持有量会高于没有银行背景高管企业的现金持有量。假设1得证。有银行高管背景关联企业Cash_{i,t-1}变量的系数为0.359,其现金调整速度为0.641,没有银行高管背景关联企业Cash_{i,t-1}变量的系数为0.404,其现金调整速度为0.596,银行背景Bank_{i,t}与t-1现金持有量Cash_{i,t-1}的交叉项系数为-0.146,在1%水平上显著,都表明有银行高管背景关联的企业的现金调整速度比没有银行高管背景关联的企业快。其原因可能是在现金持有量不足时,企业可以从银行快速获得所需现金;在现金持有量过多时,可以归还借款或者对其他项目进行投资,并且由于其银企关系可以使其更快更容易获得资金,不必担心后续资金不足的问题,有更多实力抓住投资机会。故而在其他条件相同的情况下,具有银行高管背景关联企业的现金持有调整速度快于无银行高管背景关联企业的现金持有调整速度,假设2得证。

由表3可知,国有企业全样本的Cash_{i,t-1}变量的系数为0.545,其现金调整速度为0.455,非国有企业全样本的Cash_{i,t-1}变量的系数为0.396,其现金调整速度为0.604,明显比国有企业的现金调整速度快。说明我国国有企业的现金利用效率低于民营企业。国有企业分组中,全样本的Bank_{i,t}变量的系数不显著,非国有企业全样本的Bank_{i,t}变量的系数为0.064 8,且在1%水平上显著,表明相对于国有企业来讲,银行高管背景关联的作用在非国有企业中更大,假设3得证。对国有企业来讲,在企业面临现金不足风险时,由于本身的政治优势,更容易通过银行贷款和股票市场快速获得现金。而非国有企业在面对融资约束时倾向于建立银企关联,进而避免信贷歧视,缓解企业因现金持有量过少而引起的各种问题。

在非国有企业样本中,有银行背景的Cash_{i,t-1}变量的系数为0.285,其现金调整速度为0.715;无银行高管背景关联的Cash_{i,t-1}变量的系数为0.348,其现金调整速度为0.652。交叉项的系数为-0.211,在1%水平上显著,说明在非国有企业中,相比无银行高管背景关联企业的现金持有量调整,有银行高管背景关联的企业现金持有量的调整速度更快,进一步验证了假设1的正确性。

五、结论

尽管已有文献对公司现金持有量的影响因素进行了诸多探讨,但多数局限在静态分析方面,在仅有的动态分析中也没有涉及银行高管背景关联对企业现金持有动态调整的影响。我们从动态角度分析银行高管背景关联对企业现金持有总量及偏离最佳水平时调整速度的影响,并进一步从企业产权角度出发,分析银行高管背景关联在国有企业和民营企业中作用的区别,弥补了现金影响因素研究中的盲点。本文主要结论有以下几点:

表3 银行高管背景关联在国有和非国有企业中的作用

变量	国有			非国有		
	全样本 Cash _{i,t}	有银行背景 Cash _{i,t}	无银行背景 Cash _{i,t}	全样本 Cash _{i,t}	有银行背景 Cash _{i,t}	无银行背景 Cash _{i,t}
Cash _{i,t-1}	0.545*** (0.00796)	0.649*** (0.0237)	0.541*** (0.00885)	0.396*** (0.00806)	0.285*** (0.0200)	0.348*** (0.00775)
Bank _{i,t}	-0.00308 (0.00565)			0.0648*** (0.0148)		
Cash _{i,t-1} ×Bank _{i,t}	0.00618 (0.0135)			-0.211*** (0.0145)		
Size	0.0271*** (0.00535)	0.0648*** (0.0178)	0.0196*** (0.00603)	0.0501*** (0.0161)	0.0279 (0.0336)	0.0477*** (0.0161)
Lev	-0.0203 (0.0316)	0.0825 (0.116)	0.0114 (0.0370)	-0.135 (0.100)	0.252 (0.235)	-0.126 (0.103)
TobinQ	0.00181 (0.00203)	0.00165 (0.00394)	0.00298 (0.00237)	0.0151*** (0.00445)	0.00779 (0.00943)	-0.000113 (0.00429)
CFO	0.672** (0.0149)	0.774** (0.0339)	0.628** (0.0174)	1.059** (0.0388)	0.602** (0.0651)	0.749** (0.0397)
DivdR	-0.000804 (0.00178)	0.0136* (0.00728)	-0.00145 (0.00191)	0.00806 (0.00665)	0.0269 (0.0172)	0.0102 (0.00626)
Sh1	-0.000863*** (0.000260)	-0.00107 (0.000714)	-0.000840*** (0.000300)	0.000190 (0.000838)	0.000688 (0.00149)	-0.000500 (0.000844)
Age	-0.00106 (0.000927)	-0.00732*** (0.00260)	-0.000691 (0.00107)	-0.00833*** (0.00314)	-0.00910 (0.00651)	-0.00939*** (0.00318)
Constant	-0.499*** (0.103)	-1.355*** (0.330)	-0.353*** (0.117)	-0.886*** (0.308)	-0.514 (0.643)	-0.740** (0.306)
observations	8167	1500	6667	5373	990	4383
Number of stkcd	1248	585	1206	1245	431	1158
AR(2)P值	0.5284	0.6912	0.4916	0.5146	0.3449	0.4936
Sargan-Hansen P值	0.6872	0.8875	0.6033	0.7184	0.8940	0.6865

结论一:通过对2004~2013年2320家上市企业的样本数据研究,发现约42.15%企业聘请具有银行高管背景的人员担任公司高管,能有效弥补正规融资市场机制的不足,缓解融资约束,帮助企业及时获得资金。

结论二:银行高管背景关联能减小企业面临的资金短缺风险。同时,能有效加快民营企业的现金动态调整速度,即银行高管背景关联与现金调整速度正相关,银行高管背景关联企业的现金持有动态调整速度大于无银行高管背景关联企业。此结论从银行高管背景关联角度为非正式机制的能效提供了证据,并在动态角度考察了非正式关联对企业现金调整速度的影响。

结论三:从产权角度分类研究发现,银行高管背景关联起着和政治关联相一致的作用,即相对于国有企业,银行高管背景关联在非国有企业中可以发挥更大作用。

主要参考文献

李广子,刘力.债务融资成本与民营信贷歧视[J].金融研究,2009(12).

宋媚,张朋柱,范静.基于归因理论的中国中小企业“信贷歧视”研究[J].财政金融,2013(5).

孙铮,刘凤委,李增泉.市场化程度、政府干预与企业债务期限[J].经济研究,2005(5).

程海波,于蕾,许治林.资本结构、信贷约束和信贷歧视:上海非国有中小企业的案例[J].世界经济,2005(8).

Allen F., Qian J., Qian M.. Law, Finance, and Economic Growth in China[J]. Journal of Financial Economics, 2005(77).

饶华春.中国金融发展与企业融资约束的缓解——基于系统广义矩估计的动态面板数据分析[J].金融研究,2009(9).

朱凯,陈信元.金融发展、审计意见与上市公司融资约束[J].金融研究,2009(7).

陈栋,陈运森.银行股权关联、货币政策变更与上市公司现金管理[J].金融研究,2012(12).

王雪慧.资本结构与完善公司治理[J].审计月刊,2004(4).

刘浩,唐松,楼俊.独立董事:监督还是咨询?——银行背景独立董事对企业信贷融资影响研究[J].管理世界,2012(1).