

# 企业社会资本对中小企业融资约束的影响研究

晏艳阳 汪小贝

(湖南大学金融与统计学院, 湖南省长沙市, 410000; )

**摘要:** 本文通过企业社会资本这一更为广泛的企业社会关系测度来探讨其是否能缓解中小企业融资约束, 以及其内在作用机理。以中国中小板上市公司为样本的研究发现, 企业社会资本确实能有效缓解其融资约束, 并且通过信息效应和资源效应产生作用。企业社会资本的信息效应和资源效应分别通过减少企业与资金供给方两者的信息不对称和强化企业的资源获取能力缓解中小企业的融资约束。两相比较, 资源效应所起的作用更大。

**关键词:** 信贷理论; 社会资本; 融资约束; 资源效应; 信息效应

**中图分类号:** F830.56

**文献标识码:** A

## 1、引言

改革开放 30 多年以来, 我国中小企业获得飞速发展, 是我国经济持续高速发展的中坚力量。目前中小企业占我国企业总数的 99% 以上, 是我国数量最大、最具创新活力的企业群体。最新统计报告显示, 中小企业约贡献了我国 GDP 总量的 2/3、政府税收收入的 1/2、城镇就业岗位的 3/4。尽管中小企业在国内经济占有举足轻重的地位, 但在金融资源等要素配置方面仍处于弱势地位。Claessens、Tzioumis(2006)在对我国各省投资环境调查中发现我国 3/4 以上的中小企业普遍存在融资困难<sup>[1]</sup>。中小企业融资难是我国为实现经济持续高速发展、经济结构良好转型亟需解决的难题。

之所以中小企业往往会面临更为严重的融资约束问题, 部分原因在于正式规则的保障不足, 中小企业在融资市场中处于弱势地位, 因此需要靠积累社会关系以补偿正式规则的不足。边燕杰(2000)将企业社会资本定义为企业通过政治、金融、供应商、客户等各方面社会关系获取稀缺资源的能力<sup>[2]</sup>。社会资本有助于中小企业获取丰富的社会资源, 如便利的融资渠道、政府补贴、税收优惠、还款延期等(Faccio, 2002)<sup>[3]</sup>。王霄(2005)发现, 中小企业的社会资本能够降低信贷市场的门槛, 形成良好的融资环境<sup>[4]</sup>。上市民营企业的金融关联(邓建平、曾勇, 2011)<sup>[5]</sup>和政治关联(于蔚, 2012)<sup>[6]</sup>能缓解其融资约束。罗彦学(2013)基于政府、银行、客户等八个方面的社会关系测量企业社会资本, 并实证检验其对企业融资约束的影响, 发现社会资本能降低企业融资约束<sup>[7]</sup>。

从国内外现有研究动态可以看出缓解企业融资约束的条件与要素越来越多地涉及到了企业与社会各界间的各种关系, 但研究视角多分散在政治联系、银企关系等单一社会网络。对于概括性较强的社会资本概念, 仅停留在定义和一般分析上, 很少探讨社会资本与融资约束之间的联系。本文通过提取社会资本指数, 系统测度企业社会资本, 探讨其与融资约束之间的关系, 并从信息效应和资源效应两个方面探讨企业资本作用于融资约束的机理。本文其余部分安排如下: 第二部分是理论分析与假设提出; 第三部分是研究设计; 第四部分是实证结果及分析; 最后是总结。

## 2、理论分析与假设提出

企业社会资本为何可能对其融资约束产生影响? 回答这一问题首先还需从导致融资约束的根源开始。Stiglitz、Weiss(1981)认为信息不对称是最主要的原因<sup>[8]</sup>, 而在我国国有

商业银行占绝对主导地位的金融秩序下, 信贷配给存在体制性歧视, 相较国有大型企业, 中小企业普遍存在融资歧视 (林毅夫、李永军, 2001)<sup>[9]</sup>。另一方面, 尽管我国金融、法律等方面制度仍不够完善, 但中小企业仍能高速良好发展, 究其原因, 是由于我国企业基于政府、银行等社会关系网络所形成的非正式制度。企业社会资本所形成的社会网络有助于提高网络中各企业之间的信息透明度, 从而缓解企业融资约束 (马宏, 2010)<sup>[10]</sup>。因此我们认为, 在我国经济制度不够全面、金融体制仍需改革的背景下, 企业依托非正式制度所形成的社会资本能够降低企业和资金供给方之间信息不对称程度, 缓解融资约束, 弥补传统金融体制的缺陷。企业社会资本之所以能缓解中小企业融资约束在于其内在作用机制能减少资金供给方和企业之间的信息不对称, 即社会资本的信息效应。

同时, 尽管我国政府高度重视中小企业的融资歧视问题, 为促进中小企业发展, 国务院先后颁布了四个文件, 包括 2005 年出台的鼓励非公有制经济发展的“非公 36 条”、2009 年促进中小企业发展的“国发 36 号文件”、2010 年鼓励民间投资的“民间投资 36 条”以及 2012 年支持小微企业发展的“国发 14 号”等。但是这些政策落实的过程中还存在许多复杂的情况, 使得社会资本能在中小企业融资获取、税收缴纳、市场准入和要素供给等方面发挥一定作用。特别是社会资本中的银行关系使中小企业与银行等金融机构在某种程度上成为利益共同体, 更方便获得更多银行贷款甚至得到利率优惠 (曹敏, 2003)<sup>[11]</sup>, 进而减轻融资困境。社会资本中的供应商关系有助于中小企业获得更优惠的产品价格以及更长的资金周转期, 从而缓解资金压力。这些都是企业社会资本资源效应的体现。企业社会资本的资源效应能够直接或者间接能提高中小企业的资金获取能力以及其他方面资源获取能力。直接方面, 是指企业通过政治关系、银行关系、客户关系、供应商关系等获得资金; 间接方面, 是指企业通过其社会关系、社会网络获得的各种优惠, 如贷款优惠、政策优惠、货款延期等, 同时提高企业的隐性市场价值, 增强资金供给方对企业盈利的信心, 降低贷款风险。

综上所述, 社会资本能通过其信息效应和资源效应缓解中小企业融资约束。企业社会资本累积较高的企业更可能是经营效率较高的优质企业, 具有更强的资源获取能力, 企业持续发展前景更好。另外这两者并不存在重叠, 其本质区别是, 社会资本的信息效应是通过向资金供给方传递企业内部信息, 增强其对于企业盈利的信心, 减少两者信息不对称从而缓解融资约束。而资源效应并不是起到信息传递的作用, 而是通过增强企业在其社会关系网络中的资源获取能力来降低融资约束, 没有改变资金供需双方的信息不对称程度。

基于以上分析, 本文提出两个假设。假设 1: 社会资本能够降低中小企业融资约束; 假设 2: 社会资本的信息效应和资源效应均能够缓解中小企业融资约束。

### 3、研究设计

#### 3.1 样本选择和数据来源

本文选取了 2004 年到 2012 年间在深圳证券交易所中小企业板上市公司为研究样本。本研究所需的公司财务、治理和微观结构三个方面数据来自国泰安数据库。部分企业高管、股东详细资料来自企业年报和网络搜集。通过对样本进行筛选<sup>①</sup>, 共得到包含 561 家公司 19074 个有效观测<sup>②</sup>。

<sup>①</sup>按以下原则对样本数据进行筛选: 第一, 截止到 2012 年 12 月 31 日上市未满一年的公司; 第二, 同时发行 B 股、H 股的公司; 第三, 金融类上市公司; 第四, ST 和 \*ST 的公司; 第五, 所需数据缺失的公司。

<sup>②</sup>本文采用非平衡面板数据进行统计分析, 并使用 spss20.0 和 stata12.1 作为计量软件。

### 3.2 模型设定

#### 3.2.1 社会资本与融资约束

本文借鉴Khurana(2006)<sup>[12]</sup>的做法,在Almeida et al.(2004)<sup>[13]</sup>融资约束识别模型中加入社会资本指数 $ESC$ 与经营现金净流量 $CF$ 的相乘项,以研究社会资本对中小企业融资约束的影响。同时加入企业成长性 $Grow$ 、企业规模 $Size$ 作为控制变量,构建基础模型(1)如下:

$$\Delta CashHold_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 ESC_{it} * CF_{it} + \beta_3 ESC_{it} + \beta_4 Grow_{it} + \beta_5 Size_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

由于企业持有现金行为仍可能受其他因素影响,因此本文在上述模型的基础上进一步增加控制变量:短期债务增加额 $\Delta Std$ 、非现金净营运资本 $\Delta Nwc$ 、资本支出 $Exp$ 和行业虚拟变量 $\sum Indu$ ,以增强模型的可靠性。因此我们得到如下拓展模型(2):

$$\Delta CashHold_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 ESC_{it} * CF_{it} + \beta_3 ESC_{it} + \beta_4 Grow_{it} + \beta_5 Size_{it} + \beta_6 \Delta Std_{it} + \beta_7 \Delta Nwc_{it} + \beta_8 Exp_{it} + \beta_9 \sum Indu_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上式中的 $u_i$ 为公司个体效应,代表不随时间变化的不可观测因素。 $\varepsilon_{i,t}$ 为特异性误差,代表随时间而变化的不可观测因素。 $\Delta CashHold_{i,t}$ 是第 $i$ 个公司第 $t$ 年的现金持有量变动, $CF_{it}$ 为经营性现金净流量,是企业内部融资的主要来源,其回归系数 $\beta_1$ 即代表企业现金—现金流敏感性。若 $\beta_1$ 显著为正值,则表明企业需要内部融资,融资约束存在。 $\beta_1$ 的大小反映了融资约束的强弱, $\beta_1$ 越大,说明企业越依赖内部融资,融资约束也就越大。 $ESC$ 是基于企业社会资本指标体系提取的综合因子,企业社会资本与经营现金净流量的相乘项 $ESC * CF$ 的回归系数 $\beta_2$ 是本研究的关注点,若 $\beta_2$ 显著为负,则说明社会资本能够帮助企业获得外部融资,降低其对内部融资的依赖,即缓解融资约束。

#### 3.2.2 内在作用机制

**社会资本与信息不对称:**采用以下模型检验社会资本降低资金供求双方的信息不对称程度。

$$ASYIn_{i,t} = \tau * ESC_{it} + \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

将 $ASY$ 、 $LR$ 、 $ILL$ 、 $GAM$ 指标分别作为信息不对称程度 $ASYIn$ 的代理变量, $ESC$ 是企业社会资本。 $X$ 代表该模型的控制变量,包括公司规模 $Size$ 、资产回报率 $ROA$ 、公司杠杆 $Lev$ 、公司年龄 $FMage$ 、股权集中度 $H10$ 、非流通股比例 $NTrad$ 。式(3)中,如果 $\tau$ 显著为负,就表明社会资本能够降低企业信息不对称。

**信息效应与资源效应:**在前文融资约束识别基础模型(1)和拓展模型(2)中加入信息不对称指标 $ASY$ 与经营现金流 $CF$ 相乘项 $ASY * CF$ 以控制社会资本的信息效应,分别得到模型(4)和(5)。

基础模型(4):

$$\Delta CashHold_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 ESC_{it} * CF_{it} + \varphi ASY_{it} * CF_{it} + \beta_3 ESC_{it} + \omega ASY_{it} + \beta_4 Grow_{it} + \beta_5 Size_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

拓展模型(5):

$$\Delta CashHold_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 ESC_{it} * CF_{it} + \varphi ASY_{it} * CF_{it} + \beta_3 ESC_{it} + \omega ASY_{it} + \beta_4 Grow_{i,t} + \beta_5 Size_{it} + \beta_6 \Delta Std_{it} + \beta_7 \Delta Nwc_{it} + \beta_8 Exp_{it} + \beta_9 \sum Indu_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

在不加入控制变量 $ASY * CF$ 的情况下,社会资本缓解融资约束的信息效应和资源效应都

体现在 $ESC * CF$ 的估计系数 $\beta_2$ 内,难以分析比较两者差异。而加入控制变量 $ASY * CF$ 能够剥离 $ESC * CF$ 的估计系数 $\beta_2$ 中所包含的信息效应, $\beta_2$ 就只剩下资源效应。若 $ASY * CF$ 的回归系数 $\varphi$ 显著, $ESC * CF$ 的回归系数 $\beta_2$ 不显著,则说明企业社会资本降低融资约束主要是因为信息效应。反之,则说明是资源效应起主要作用。若两个回归系数均显著,则说明两者都发挥了重要作用。

### 3.3 变量说明

#### 3.3.1 被解释变量 $\Delta CashHold$

根据已有文献,用来衡量企业融资约束程度的指标主要有股利支付率、投资-现金流敏感性、KZ 指数、现金-现金流敏感性等。本文参照 Almeida et al(2004), Khurana(2006)的方法,采用现金-现金流敏感度来衡量融资约束强弱。其基本逻辑是:由于企业的现金持有政策会受到企业融资约束的影响,因此企业融资约束程度越高,企业在现金流量中储备的现金越多,现金-现金流敏感性显著为正。根据 Almeida et al(2004)的研究设定,选取现金持有量变动作为被解释变量。现金持有量变动是企业货币和交易性金融资产的当年增加额。为消除资产体量的影响,本文将现金持有量变动除以企业上一年度总资产,得到 $\Delta CashHold$ 。

#### 3.3.2 企业社会资本 ESC

目前已有不少文献对企业社会资本的测量和分类方法进行研究。王革(2004)将企业社会资本划分企业组织社会资本、企业家社会资本和员工社会资本三类<sup>[14]</sup>。沈艺峰(2009)从企业个人特征和企业组织特征两个方面划分企业社会资本<sup>[15]</sup>。基于已有文献测量企业社会资本的方法,本文根据利益相关者的不同将社会资本划分为两个大类、九个维度。两个大类分别代表企业组织特征和企业个人特征,每个维度分别设计相应的二级指标。各指标的定义和计算方法如表 1 所示。

表 1 企业社会资本指标体系设计

层次	变量维度	符号	名称	计算说明
企业组织特征	政府关系	$Gov\_1$	政府补贴收入	政府补贴收入的自然对数
		$Gov\_2$	董事、高管政治关系比例	人大代表、政协委员的人数/高管、董事总人数
	金融关系	$Fina\_1$	企业与银行关系时间	公司成立时间,高于中位数取 1
		$Fina\_2$	前十大股东的金融机构	前十大股东若有金融机构则取值为 1, 否则为 0
		$Fina\_3$	银行短期借款比例	银行短期借款/年末流动资产
		$Fina\_4$	董事金融机构任职比例	董事有金融机构任职背景的人数/董事总人数
	供应商关系	$Supp\_1$	应付帐款周转率	营业成本/应付帐款平均占用额
	客户关系	$Cust\_1$	前五名客户销售收入比	前五名客户销售收入总和/年度销售总金额
		合作关系	$Cust\_2$	应收帐款周转率
	$Coop\_1$		长期股权投资比例	长期股权投资/总资产
	特有关系	$Spec\_1$	无形资产对数	无形资产自然对数
		$Spec\_2$	企业捐赠支出	捐赠支出自然对数
	市场关系	$Mark\_1$	企业地区信任度指数	各省信任度指数 <sup>®</sup>
		$Mark\_2$	企业地区金融发展程度	中国市场化指数—各地区市场化相对进程(2011)
个	高管关系	$Ceo\_1$	高管持股比例	高管持股数量/总股数

<sup>®</sup>计算样本企业所在省份信任度指数均值,高于均值取 1。数据来源:张维迎和柯荣住(2002)《信任及其解释:来自中国的跨省数据分析》。

人 特 征		<i>Ceo_2</i>	前三名高管平均薪酬	前三名高管平均薪酬的自然对数
	员工关系	<i>Staf_1</i>	员工薪酬比例	应付职工薪酬/销售收入
		<i>Staf_2</i>	应付职工福利费比例	应付职工福利/主营业务收入

本文采用主成分分析法以提取企业社会资本的主成分因子，以消除量纲差异和自相关性。本文通过 SPSS 软件进行因子分析得到主成分因子，并根据各因子方差贡献率的比例为权重加权求和得到企业社会资本指数 *ESC*。

### 3.3.3 信息不对称指标 *ASY*

Amihud 在 1997 年和 2002 年分别通过流动性比率指标 *LR* 和非流动性比率指标 *ILL* 测算企业的信息不对称程度<sup>④</sup>，其原理是单位成交量的价格变动越小，则股票流动性越高，信息不对称程度越低<sup>[16]</sup>。Pastor、Stambaugh(2003)<sup>[17]</sup>通过收益率反转指标 *GAM* 来判断信息不对称程度，在其他条件不变时，股票流动性越低，相应的收益率反转指标则越大<sup>⑤</sup>。在其他条件不变的情况下 *LR*、*ILL*、*GAM* 越大，股票流动性则越低，信息不对称程度也则越高。本文参考 Hasbrouck(2007)、Bharath et al.(2009)<sup>[18]</sup>的方法，提取 *LR*、*ILL*、*GAM* 三个指标的第一主成分因子即信息不对称指标 *ASY*，以捕捉三个信息不对称指标的共同信息，消除与信息不对称无关的噪音。

### 3.3.4 其他变量

本文将部分相关变量除以企业上一年度总资产，以消除不同企业资产差异的影响。表 3 列示了其他变量的计算方法。

表 2 变量的计算方法

变量名称	符号	计算方法
营业现金流	<i>CF</i>	经营性现金净流量/上一年度的企业总资产
公司规模	<i>Size</i>	当年总资产的自然对数
企业成长性	<i>Grow</i>	主营业务收入增加额/上一年度企业主营业务收入
短期债务	$\Delta Std$	流动负债的增加额/上一年度的企业总资产
非现金净营运资本	$\Delta Nwc$	非现金营运资本净增加额/上一年度的企业总资产
资本支出	<i>Exp</i>	购买固定、无形资产的现金/上一年度企业总资产
资产回报率	<i>ROA</i>	净利润/平均资产总额
公司杠杆	<i>Lev</i>	负债/平均资产总额
公司年龄	<i>FMage</i>	企业成立时间的自然对数
股权集中度	<i>H10</i>	前 10 名股东持股比例
非流通股比例	<i>NTrad</i>	非流通股数/总股数

## 3.4 变量描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表 3 所示。社会资本指标和信息不对称指标均通过主成分分析法得到，故都为标准化数据（均值为 0，标准差为 1）。当企业社会资本指数大于零时，代表该企业的社会资本大于平均水平；反之，则代表该企业的社会资本小于平均水平。从下表可以看到主营业务收入增长率的均值为 0.085，表明样本中的企业以 8.5% 的平均主营业务

$$④ LR_{i,t} = -\frac{1}{D_{it}} \sum_{k=1}^{D_{it}} \frac{V_{it}(k)}{|r_{it}(k)|}, \quad ILL_{i,t} = -\frac{1}{D_{it}} \sum_{k=1}^{D_{it}} \frac{r_{it}(k)}{V_{it}(k)}, \quad r_{it}(k) \text{ 表示企业 } i \text{ 第 } t \text{ 年度第 } k \text{ 天的股票收益率, } V_{it}(k)$$

为当日股票成交量， $D_{it}$  为当年股票交易总天数。

$$⑤ GAM_{i,t} = |\gamma_{it}|, \quad \gamma_{it} \text{ 通过右式回归可得: } r_{it}^e(k+1) = \alpha_{it} + \theta_{it} \gamma_{it} + \gamma_{it} V_{it}(k) \text{sign}(r_{it}^e(k)) + \varepsilon_{it}(k+1),$$

$$r_{i,t}^e(k) = \bar{r}_{i,t}(k) - r_{m,t}(k) \text{ 代表超额收益率, } r_{m,t}(k) \text{ 是市场收益率。}$$

增长率在发展。

表 3 变量统计性描述

变量	均值	标准差	最小值	最大值
现金持有量变动	0.011	0.174	-0.265	1.097
营业现金流 $CF$	0.057	0.075	-0.177	0.279
企业社会资本 $ESC$	0	1	-0.753	1.374
信息不对称 $ASY$	0	1	-5.408	6.222
公司规模 $Size$	21.409	0.777	19.524	25.056
企业成长性 $Grow$	0.085	0.198	-0.368	0.817
短期债务 $\Delta Std$	0.107	0.612	-3.146	10.771
非现金净营运资本 $\Delta Nwc$	0.104	0.598	-1.992	12.429
资本支出 $Exp$	0.099	0.079	0.001	0.531
资产收益率 $ROA$	0.056	0.049	-0.097	0.243
资产负债率 $Lev$	0.311	0.18	0.013	0.827
企业年龄 $FMage$	2.315	0.468	0.693	3.497
股权集中度 $H10$	0.650	0.128	0.214	0.948
非流通股比例 $NTrad$	0.437	0.274	0	0.9

#### 4、实证结果及分析

##### 4.1 社会资本与融资约束

本文分别在模型(1)和模型(2)的基础对样本数据进行回归，回归结果如表 4 的列(1)和列(2)所示。考虑到金融制度对中小企业融资约束存在一定影响，不同金融发展程度下社会资本对融资约束的影响可能存在差异，本文将金融发展程度较高的北京、上海、江苏、浙江、广东所属企业分为一组，其他地区为对照组，分别对两子样本进行回归检验，结果分别表 4 的列(3)和列(4)所示。

表 4 社会资本对融资约束的影响检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
$CF$	0.183***	0.191***	0.193***	0.191***
$ESC * CF$	-0.076**	-0.068**	-0.049*	-0.060***
$ESC$	-0.034	-0.038	-0.043	-0.019
$Grow$	0.053**	0.033*	0.047*	0.010**
$Size$	0.001	0.013	0.060	0.017
$\Delta Std$		-0.074*	-0.016*	-0.233
$\Delta Nwc$		-0.131***	-0.148***	-0.281***
$Exp$		-0.061***	-0.074***	-0.055***
$\sum Indu$		控制	控制	控制
$R^2$	0.211	0.221	0.236	0.235
$Obs$	561	561	343	218

注：\*\*\*，\*\*，\*分别表示在 1%，5%，10%水平上显著，下表同。

表 4 中 $CF$ 的系数即现金-现金流敏感性，四组模型回归结果皆在 1%水平上显著为正，说明样本企业存在融资约束。回归(1)和回归(2)中 $ESC * CF$ 的系数 $\beta_2$ 在 5%水平上显著为负值，说明社会资本能够减少企业的内部融资，增加外部资金来源，降低融资约束程度。列(3)

和列(4)中 $CF$ 的系数分别为 0.193、0.191，金融发展程度较高地区的现金-现金流敏感性系数更低，融资约束相对较小。两子样本中 $ESC * CF$ 的系数为-0.049、-0.060，分别在 10%、1%水平上显著，说明在金融发展程度较低的地区，社会资本缓解融资约束的效果更强。

#### 4.2 社会资本影响融资约束的微观作用机制

如前所述，企业社会资本降低融资约束的机理可能是资源效应和资源效应两方面的作用，本文首先直接检验社会资本能够降低中小企业信息不对称，在此基础上研究社会资本降低融资约束的内在机理。

##### 4.2.1 社会资本与信息不对称

表 5 中企业社会资本对信息不对称程度的四个被解释变量 $ASY$ 、 $LR$ 、 $ILL$ 、 $GAM$ 的回归系数 $\tau$ 均为负值，说明社会资本能够降低企业和资金供给方之间的信息不对称。

表 5 社会资本与信息不对称

	$ASY$	$LR$	$ILL$	$GAM$
$ESC$	-0.329**	-0.214	-0.026*	-0.039**
$Size$	-0.411***	-0.471***	-0.388***	-0.172***
$ROA$	-0.042*	-0.053*	-0.053*	0.007
$Lev$	-0.028	0.002	-0.045*	-0.029
$FMage$	0.000	0.007	-0.004	-0.004
$H10$	0.346***	0.382***	0.328***	0.161***
$NTrad$	0.138***	0.097*	0.143***	0.116*
$R^2$	0.590	0.607	0.573	0.319
$Obs$	561	561	561	561

从上表 $ASY$ 回归中 $ESC$ 的系数 $\tau$ 在 5%水平上显著，而 $LR$ 、 $ILL$ 回归中 $ESC$ 的系数 $\tau$ 弱显著，说明被解释变量 $LR$ 、 $ILL$ 可能包括了与信息不对称无关的噪音，对 $LR$ 、 $ILL$ 、 $GAM$ 提取第一主成分因子，能捕捉三者的共同信息，消除噪音。实证结果表明，社会资本能减少中小企业融资过程中的信息不对称。企业在社会网络中积累的社会资本能够有助于增强资金供给方对企业良好经营的信心。

##### 4.2.2 信息效应和资源效应

对基础模型(4)和拓展模型(5)进行回归，得到表6。列(1)和列(2)中的 $ASY * CF$ 显著为正，说明信息不透明程度越高，企业外部融资越困难，只能更多依靠内部融资，也就意味着融资约束程度越高。另外 $ASY * CF$ 和 $ESC * CF$ 回归系数均显著，说明社会资本的信息效应以及资源效应均能减少内部融资，企业融资约束进而得到缓解。前文的实证研究已经表明社会资本能改善资金供需双方的信息不对称，因此社会资本能够通过信息效应降低企业融资约束。若社会资本缓解融资约束只存在信息效应，通过加入 $ASY * CF$ 剥离出信息效应后之后， $ESC * CF$ 不会再显著，然实证结果中 $ESC * CF$ 的估计系数仍显著为负，说明在资金供给方和企业信息不对称程度保持不变的情况下，企业仍能获得外部融资，即社会资源的资源效应存在。表中列(3)和列(4)对比金融发展程度差异下，社会资本信息效应和资源效应对融资约束影响是否有所变化，从表中可以看出回归结果与模型(1)、(2)基本一致，进一步验证了信息效应和资源效应都是降低融资约束的重要因素。另外从 $ASY * CF$ 和的 $ESC * CF$ 估计系数也可看出金融发展程度较低地区信息效应和资源效应降低融资约束的效果更强。金融发展程度

较低地区由于相对金融市场不够成熟,缺乏足够的融资产品和融资渠道,因此更加依赖于社会资本所形成的社会网络带来的融资便利。

表6 社会资本缓解融资约束的微观作用机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>CF</i>	0.181***	0.188***	0.179***	0.189***
<i>ESC * CF</i>	-0.072*	-0.065**	-0.054*	-0.057**
<i>ESC</i>	-0.037	-0.041	-0.039	-0.019
<i>ASY * CF</i>	0.051**	0.042**	0.031**	0.135***
<i>ASY</i>	-0.049	-0.043	0.031	-0.117
<i>Grow</i>	0.054**	0.035*	0.047**	0.018*
<i>Size</i>	-0.007	-0.018	-0.057*	-0.034
$\Delta Std$		-0.074**	-0.017	-0.249**
$\Delta Nwc$		-0.127***	-0.147***	-0.270***
<i>Exp</i>		-0.060***	-0.073***	-0.046***
$\sum Indu$		控制	控制	控制
$R^2$	0.206	0.224	0.237	0.268
<i>Obs</i>	561	561	343	218

在上述回归结果分析的基础上,本文进一步比较社会资本信息效应、资源效应分别多大程度上缓解中小企业的融资约束。从之前的实证结果我们可以分别得到社会资本的信息效应和资源效应对缓解融资约束程度,即现金-现金流敏感度变动,进行对比,看哪种效应占据主导地位。资源效应影响现金-现金流敏感度变动为表6中*ESC \* CF*的估计系数 $\beta_2$ ,信息效应影响现金-现金流敏感度变动为表6中*ASY \* CF*的回归系数 $\varphi$ 与表5中*ESC*的回归系数 $\tau$ 的乘积: $\varphi * \tau$ 。表7回归1所对应社会资本资源效应的现金-现金流敏感度变动 $\beta_2$ 约为-0.072;而通过信息效应引起的敏感度变动 $\varphi * \tau$ 约为-0.016。由差异性检验  $H_0: \beta_2 - \varphi * \tau = 0$  <sup>⑥</sup>结果可知资源效应占社会资本总效应的81.8% (=0.072/(0.072+0.016)),信息效应占社会资本总效应的18.2%。基于拓展模型的回归2中资源效应仍然占主导地位(83.3%)。基于此,资源效应是社会资本能缓解中小企业融资约束的最主要机制。

表7 资源效应和信息效应

		(1)对应表6列1	(2)对应表6列2
资源效应引起的现金—现金流敏感度变动	$\beta_2$	-0.072*	-0.065**
	$H_0: \beta_2 = 0$	[0.083]	[0.0417]
信息效应引起的现金—现金流敏感度变动	$\varphi * \tau$	-0.016**	-0.013**
	$H_0: \varphi * \tau = 0$	[0.026]	[0.014]
两者引起的现金—现金流敏感度变动差	$\beta_2 - \varphi * \tau$	-0.092**	-0.127**
	$H_0: \beta_2 - \varphi * \tau = 0$	[0.047]	[0.039]

## 5、结论

本文基于2004年到2012年中小企业板上市公司的数据,研究社会资本对融资约束的影

<sup>⑥</sup> $H_0$ 为检验的原假设,[ ]为相应检验的显著性p值, $H_0: \beta_2 = 0$ 的p值可直接从回归得到,其余均由Bootstrap反复抽样1000次得到,具体操作可参照Cameron、Trivedi(2005)。

响。并进一步从信息效应和资源效应两方面剖析社会资本缓解融资约束的内在作用机制。结果发现:

1. 企业社会资本能降低中小企业的融资约束,且在金融较不发达地区社会资本降低中小企业融资约束的作用更强。

2. 通过在融资约束检验模型中控制信息效应,分离出资源效应,发现社会资本的信息效应和资源效应均存在,但资源效应发挥了最主要的作用。

社会资本作为一种非正式制度对中小企业缓解融资困境、快速良好发展具有重要作用,中小企业可以通过积累社会资本来缓解其面临的融资困境。从实证中可以看到社会资本缓解中小企业融资约束的关键在于其资源效应。为促进国内经济健康快速发展,政府应当加快要素市场改革,健全金融、法律等正式制度,为中小企业发展提供良好的政策环境,给予中小企业同等的资源获取机会、消除融资歧视,让市场机制在资源配置中发挥基础性作用。

### 参考文献

- [1] Claessens S, K Tzioumis. Measuring Firms Access to Finance. World Bank Working Paper. 2006
- [2] 边燕杰,丘海雄. 企业的社会资本及其功效[J]. 中国社会科学. 2000(02)
- [3] Faccio Mara, Larry Lang. The Ultimate Ownership of Western European Journal of Financial Economics. 2002, 365-395
- [4] 王霄. 我国中小企业融资行为研究[D]. 暨南大学, 2005.
- [5] 邓建平, 曾勇. 金融关联能否缓解民营企业的融资约束[J]. 金融研究, 2011, 08: 78-92.
- [6] 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应[J]. 经济研究, 2012, 09: 125-139.
- [7] 罗彦学. 企业社会资本对融资约束的影响研究[D]. 苏州大学, 2013.
- [8] Stiglitz, J. E. and A. Weiss, Credit Rationing in Markets with Imperfect Information, American Economic Review. 1981, 71(3)393-410
- [9] 林毅夫, 李永军. 中小金融机构发展与中小企业融资[J]. 经济研究, 2001, 01: 10-18+53-93.
- [10] 马宏. 社会资本与中小企业融资约束[J]. 经济问题. 2010(12)
- [11] 曹敏, 何佳, 潘启良. 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[J]. 经济研究, 2003, 03: 44-53+90.
- [12] Khurana I K, Martin X, Pereira R. Financial development and the cash flow sensitivity of cash[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2006, 41(04): 787-808.
- [13] Almeida H, Campello M, Weisbach M S. The Cash Flow Sensitivity of Cash. The Journal of Finance. 2004
- [14] 王革, 张玉利, 吴练达. 企业社会资本静态与动态分析[J]. 天津师范大学学报(社会科学版), 2004, 01: 16-20+37.
- [15] 沈艺峰, 刘微芳, 游家兴. 嵌入性: 企业社会资本和企业融资结构——来自我国房地产上市公司的经验证据[J]. 经济管理, 2009, 05: 109-116.
- [16] Amihud, Y. Ill liquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-series Effects[J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5(1): 31-56.
- [17] Pastor, L. and Stambaugh, R.F. Liquidity Risk and Expected Stock Returns. Journal of Political Economy[J]. 2003, 111(3): 642-685.
- [18] Bharath S T, Pasquariello P, Wu G. Does Asymmetric Information Drive Capital Structure Decisions. Review of Financial Studies. 2009

## **The study on influence of corporate social capital on financing constraints of small and medium-sized enterprise**

YAN Yanyang WANG Xiaobei

(Hunan University School Of Finance & Statistics, Changsha / Hunan, 410000)

**Abstract:** This paper discusses whether the enterprise social capital which represents a broader corporate social relation can ease financing constraints of the small and medium-sized enterprise, and its internal mechanism. In samples of Chinese small and medium-sized listed companies, we found that enterprise social capital can effectively alleviate the financing constraints through the information effect and resource effect. The information effect and resources effect of corporate social capital alleviate financing constraints of small and medium-sized enterprises respectively by reducing the information asymmetry of enterprises and the money supplier and strengthening the acquisition of resources. By comparison, resource effect plays a more important role.

**Keywords:** Credit Theory; Social Capital; Financing Constraints; Resource Effect; Information Effect

**作者简介（可选）：**晏艳阳，1962年生，女，教授、博士生导师，研究方向：金融市场、公司金融；

汪小贝，1990年生，女，湖南大学硕士研究生，研究方向：公司金融