

# 商业信用、融资约束及效率影响<sup>\*</sup>

石晓军 张顺明

**内容提要：**本文从生产函数的角度检验商业信用通过什么机制影响何种效率，文章提出一个区别于以往文献的两阶段计量分析方法：在第一阶段，以我国 176 家上市公司 1999—2006 年的数据为样本，采用随机前沿模型“一阶段”方法，验证了商业信用对融资约束的显著缓解作用。在第二阶段，采用 Malmquist DEA 方法进行了效率的计量和分解，结果表明融资约束对规模效率的影响最大。结论认为：商业信用通过缓解融资约束促进规模效率的提高；通过资源配置机制实现比银行借款更大的规模效率。

**关键词：**商业信用 融资约束 规模效率 随机前沿函数 数据包络

## 一、引言

商业信用 (trade credit) 就是指卖方允许买方在获得货物后不必立即付款，而可延迟一段时间后再付款。从财务的角度来看，商业信用相当于卖方给予买方一个短期融资。近年来，已经有多篇重要文献 (Biais & Gollier, 1997; Fisman & Love, 2003; Burkart & Ellingsen, 2004) 深入研究了商业信用对融资约束的缓解作用，指出信息不对称条件下，企业受到银行的信用配给时，常常会转而求助于卖方提供的商业信用。在资本市场发展不完善或者实行紧缩的货币政策时，这样的情况更为明显。既然商业信用能够缓解融资约束，提高生产资料的投入水平，那么，一个更为深入的问题自然会浮现出来：商业信用能提高企业的效率吗？尤其在中国，资本市场还不完善，企业短期融资倚重于银行，商业信用的使用能够有效地提高企业的何种效率呢？本文试图通过实证方法回答上述问题。通过对我国上市公司样本的实证分析，得到的核心结论是：在我国，商业信用通过融资约束的降低，有效地提高了企业的规模效率。

## 二、文献综述

就本文研究的主题——商业信用对融资约束的缓解作用而言，Biais, Gollier (1997) 与 Burkart & Ellingsen (2004) 分别从信息不对称以及“实物”融资流动性的角度做出了深刻的理论证明。但是，实证文献却不多见。有一些实证研究给出了商业信用与银行短期借款之间替代关系的证据 (Cook, 1999; Danielson & Scott, 2000; Uesugi & Yamashiro, 2004)，可以看成是对上述理论的间接证明。实证研究不充分的一个重要原因在于融资约束直接度量工具的不足。以往文献对融资约束的度量常常要借助于问卷调查，这就大大地缩小了利用企业的观察数据进行实证研究的空间。

Fisman (2001) 开创了商业信用对效率影响的研究，首次明确地提出商业信用与效率的问题。他的研究基于非洲 5 国制造业企业的问卷调查数据，建立了以生产能力使用率 (rate of capacity utilization) 为因变量、商业信用为主变量、企业特征为控制变量的回归模型，直接检验商业信用对生产效率的影响，得到的关键结论是商业信用能够显著地提高生产效率 (敏感性约为 10%)。

<sup>\*</sup> 石晓军，北京航空航天大学经济管理学院，邮政编码：100191，电子信箱：sxjstein@gmail.com；张顺明，中国人民大学中国财政金融研究中心，邮政编码：100872。本文得到国家自然科学基金资助项目 (批准号：70502005)、国家杰出青年科学基金项目 (批准号：70825003) 和国家社会科学基金 (批准号：07AJL002) 的资助。作者感谢匿名评审人的意见和建议，但文责自负。

Guariglia & Mateut (2006) 则建立了误差修正形式的库存模型,基于 609 家英国制造业上市公司 1980—2000 年的数据(取之于 *Data Stream*)分析了商业信用对库存投资的影响。该文得到明确的结论支持商业信用对库存投资的促进作用、对融资约束的缓解作用。

通过上面的文献,可以得到商业信用对效率影响的逻辑链条:商业信用缓解融资约束;融资约束的缓解有助于效率的提高。据此,我们提出一个两阶段计量分析模型。在第一阶段,检验商业信用是否能够缓解融资约束。在第二阶段,分析融资约束如何对效率产生影响。

上述两阶段方法中有两个关键的问题需要解决:第一是融资约束的度量;第二是要回答何种效率受到影响。对这两个问题的处理,也是本文区别于以往文献的关键之处。在本文中,我们采用了 Wang (2003) 提出的一种从融资约束的后果(*consequences*)出发的度量方法。从融资约束最朴素的原始含义来看,就是指在给定技术等约束条件下,最优投资所需的资金不能被满足的程度。那么,用实际投资水平相对于最优投资水平的差距来表示融资约束程度是合乎逻辑的。关于第二个问题,本文采用了效率计量分析非参数方法——Malmquist DEA 方法,并对效率进行了细致的分解,分别研究融资约束对不同类型效率的影响,确定出具体的受影响的效率类型。相比较而言,本文采用的方法比 Fisman (2003) 更具有普遍意义。Fisman (2003) 的研究只注重商业信用对机器等资本设备生产能力的使用程度。同时,Fisman (2001) 采用的是问卷调查的方法来确定效率,而本文采用效率计量的标准方法进行分析,其结论的经济含义可能会更明显、方法的适用性也会更广泛一些。

本文以下的内容是这样安排的:第三节,给出融资约束的度量方法,利用随机前沿模型的“一阶段”方法分析商业信用对融资约束的缓解作用;第四节,对样本企业的效率进行计量与分解,实证分析融资约束对各类效率的影响;第五节,结论。

### 三、商业信用对融资约束的缓解:第一阶段模型

#### 1. 融资约束的随机前沿度量

不同于以往采用基于调查问卷 (Feder et al., 1990; Diagne et al., 2000) 或代理变量 (Fazzari et al., 1988; Kaplan & Zingales, 1997) 的方法处理融资约束的度量,本文将采用 Wang (2003) 给出一种从融资约束后果出发的直接度量方法。具体地,对一个企业,在给定技术、市场和自身资源的条件下,存在着有限个投资机会,假设不存在融资约束条件,该企业可以确定出一个最优投资机会组合,这个投资组合决定的投资水平可以称为“前沿投资水平”(frontier investment level, 简称为 FIL)。在现实经济中,融资约束总是存在的,在加入融资约束后,企业只能选择一个次优的投资机会组合,它的规模一定不会大于最优投资机会组合,它决定的投资水平可以称为“实现投资水平”(realized investment level, 简称为 RIL)。RIL 相对于 FIL 的降低是由融资约束造成的,降低的程度则

尽管分析商业信用与传统信用渠道之间的关系是该文声称要解决的主要问题,但该文建立的库存模型却能直接回答商业信用对企业的实际运营有何影响的问题。

使用所有样本对基准模型的估计表明,商业信用使用率(用应付账款与总资产之比表示)提高一个标准差,库存投资的增长率就会提高 7.3%,而全样本期间的库存投资增长率的平均值为 2.3%(见 Guariglia & Mateut, 2006, pp2845)。

主要通过对比债务覆盖率与无融资约束交叉项、债务覆盖率与融资约束及高的商业信用使用率交叉项、债务覆盖率与融资约束及低的商业信用使用率交叉项前面的系数及其显著性得到。实证结果表明前者的系数很小而且在一半的模型中不显著;中间的系数接近于 0 且不显著;后者的系数总是显著而且数值较大。这个对比表明,如果提高商业信用的使用,受到外部融资约束(由债务覆盖率交叉项前的系数表示)的程度就会下降,甚至变得不重要(见 Guariglia & Mateut, 2006, pp2848, 表 3;及 pp2849 的解释)。

该方法大致的思路是:首先在问卷中设计能够反应调查对象是否受到融资约束的问题,然后根据调查对象的回答将其归类,再利用离散选择模型(如 Probit & Logit 模型)来估计受到融资约束的概率,这个概率就作为融资约束程度的度量指标。

如采用股利支付率及其增长情况、综合年报信息、股东信件、公司公告、债权条款等定性信息构造综合指数,以及备受争议的“投资现金流敏感性”。

反映了融资约束的程度。

定义：称  $RIL/FIL$  为前沿投资效率指数 (frontier investment efficiency index, 简称为 IEI)；称  $(RIL - RIL)/FIL$  为融资约束程度 (financing constraints measurement, 简称为 FCM)。

Wang(2003) 基于 Hayashi(1982)、Chirinko & Schaller(1995) 等发展的, 由 Tobin(1969) 提出的 Q 投资理论, 提出了一种如(1)所示的随机前沿形式的投资方程:

$$y_{it} = b_0 + X_{it}b + e_{it}$$

$$e_{it} = n_{it} - u_{it}; n_{it} \sim N(0, s_n^2); u_{it} \sim NT(m_{it}, s_{it}^2) > 0; m_{it} = d_0 + Z_{it}d. \quad (1)$$

其中,  $y_{it}$  是投资比率,  $X_{it}$  是解释向量, 组合误差项  $e_{it}$  由下面两项组成: (1) 随机误差项  $n_{it}$ , (2) 融资约束的影响  $u_{it}$ , 它服从非负的截断正态分布  $NT(\cdot)$ , 均值是  $m_{it}$ , 方差是  $s_{it}^2$ 。根据 Battese, Coelli(1995),  $m_{it}$  和  $s_{it}^2$  可以表示成投资效率(或融资约束)的影响因素  $Z_{it}$  的函数。随机误差项  $n_{it}$  和  $u_{it}$  之间相互独立, 且独立于  $X_{it}$ 。由投资效率指数 IEI 的含义, 可以定义:  $IEI_{it} = (X_{it}b - u_{it})/X_{it}b$ , 如果原始变量都取对数形式, 就变为:

$$IEI_{it} = \frac{\exp(X_{it}b - u_{it})}{\exp(X_{it}b)} = \exp(-u_{it}) \quad (2)$$

很显然, IEI 在  $[0, 1]$  上取值, 当  $u_{it}$  时, IEI 取 0, 投资效率最低, 实际投资偏离前沿投资水平的程度最大, 受到的融资约束程度也最大。当  $u_{it} = 0$  时, IEI 取 1, 表明实际投资相对于前沿投资水平没有偏离, 投资效率最大, 不受融资约束。根据定义, 融资约束程度可用下式表示:

$$FCM_{it} = 1 - IEI_{it} \quad (3)$$

## 2. 实证模型的设定

为构建实证模型, 我们根据 Battese & Coelli(1995) 提出的效率影响因素研究“一阶段法”, 将商业信用作为一个影响因素, 进入到(1)中  $u_{it}$  方程中的  $Z$  向量中, 按照惯常的办法(如 Peterson & Rajan, 1997; Guariglia & Mateut, 2006), 采用应付账款  $AP_{it}$  表示商业信用。

这样, 在 Wang(2003) 的基础上, 我们将(1)具体化: 用相对投资水平  $I_{it}/K_{it-1}$  表示(1)中的  $y_{it}$ , 其中  $K_{it-1}$  用  $t-1$  期的资本存量表示。再根据 Q 理论, 决定  $I_{it}/K_{it-1}$  的关键因素是前一期市场对企业前景的看法, 即  $Q_{it-1}$ 。借鉴 Wang(2003) 的设定, 还采用了当期销售收入  $Sale_{it}$  和前期销售收入  $Sale_{it-1}$  作为  $Q_{it-1}$  的控制变量, 这样可以排除销售规模的影响。同时, 还加入现金流与总资产之比  $CF_{it}/Asset_{it}$  作为控制变量。根据以上分析, (1) 式中的  $X$  由  $[\ln Q_{it-1}; \ln(Sale_{it-1}/K_{it-1}); \ln(Sale_{it}/K_{it}); CF_{it}/K_{it-1}]$  构成, 由于  $CF_{it}/K_{it-1}$  可能是负数, 故不进行对数处理。(1) 式中的  $Z$  由两类重要的短期融资组成, 即商业信用与银行借款,  $u_{it}$  方程中的  $Z$  向量由  $[\ln AP_{it}; \ln BC_{it}]$  构成。综合在一起, 可以得到分析商业信用对融资约束影响的随机前沿计量模型如下:

$$\ln\left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}}\right) = b_0 + b_1 \ln(Q_{it-1}) + b_2 \ln\left(\frac{Sale_{it}}{K_{it-1}}\right) + b_3 \ln\left(\frac{Sale_{it-1}}{K_{it-2}}\right) + b_4 \ln\left(\frac{CF_{it}}{K_{it-1}}\right) + n_{it} - u_{it}$$

$$n_{it} \sim N(0, s_n^2); u_{it} \sim NT(m_{it}, s_{it}^2) > 0; m_{it} = d_0 + d_1 \ln(AP_{it}) + d_2 \ln(BC_{it}) \quad (4)$$

在进行计量时, 投资  $I_{it}$  用现金流量表中投资活动产生的现金流出小计来表示。资本  $K_{it-1}$  采用了龚六堂和谢丹阳(2004) 所采用的折旧率  $d_{it}$  为 10% 的永续盘存法。在具体计量时, 由于无法获

运用永续盘存法估计资本投入时, 可以采用两种处理方法。一是选用统一的假设的折旧率, 如 Perkins(1998) 以及颜鹏飞和王兵(2004) 采用 5% 的折旧率; 龚六堂和谢丹阳(2004) 采用 10% 的折旧率。第二种方法, 在资本品的相对效率的假设条件下运用公式求出折旧率, 如黄勇峰、任若恩和刘晓生(2002) 在设备 16 年、建筑 40 年寿命的前提下, 估计出它们的经济折旧率分别为 8% 和 17%。我们采用了上述文献的中间值, 即 10% 的折旧率。

得足够长的上市公司的投资数据序列,就选取1999年公司财务报表中的固定资产原价来表示基期的资本存量。在此基础上,运用公式  $K_{it} = K_{it-1}(1 - d_{it}) + In_{it}$  来计算每个企业以后各期的资本存量。其中  $In_{it}$  用现金流量表中的购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金项来表示。 $Q_{it-1}$  表示投资机会,估计方法依从:

$$Q_{t-1} = [S_{t-1}(1 + r) + B_{t-1} - L_{t-1} - p_t^i K_{t-1}] / (p_t^i K_{t-1})$$

具体计算时,要获得真正的  $Q_{it-1}$  估计值是非常复杂的。在我国,通常都会采用近似的估计方法。 $S_{t-1}$  是期初的公司股权市场价值,用第  $t-1$  期的全年平均股价乘以流通股,加上每股净资产乘以非流通股数。用  $t-1$  期的负债合计代表  $B_{t-1}$ ,  $t-1$  期的流动资产合计代表  $L_{t-1}$ , 用  $t-1$  期的固定资产合计近似地表示  $K_{t-1}$ 。当期销售变量  $Sale_{it}$  和前期销售变量  $Sale_{it-1}$ , 本文用主营业务净额来表示。

### 3. 检验假设与估计方法

我们试图证明的是商业信用对融资约束的缓解作用。综合(4)、(3)、(2)式,如果  $d_1$  显著地小于0,则获得上述命题的实证证据。这是因为,如果  $d_1$  显著地小于0,从(4)式来看,随着  $AP$  的增大,  $m$  会减小,那么  $IEI$  会增大(从(2)式可以看出),相应地  $FCM$  就会降低(从(3)式可以看出)。这样,得到以下检验假设:

检验假设:如果(4)中的  $d_1$  显著地小于0,则表明商业信用能够显著地缓解融资约束。

对(4)式的估计,采用 Battese & Coelli (1995) 给出的极大似然方法。具体的技术细节请参考 Battese & Coelli (1995)。

### 4. 样本描述

样本的选择过程是这样的。首先,沪深两市具有完整的1997年到2006年数据的上市公司共有388家,它们分布在13个行业。我们按行业的比例随机选取200家企业做样本。按比例分配于各行业情况如下:机械:31家;能源:8家;化学:26家;轻工:23家;电子:18家;金属:16家;工业集团:12家;制药:14家;交通运输仓储与邮政业:6家;批发零售贸易业:25家;房地产业:7家;农林畜牧业:3家;服务业:11家。

由于 Sales 变量涉及到滞后两期,所以最终使用的样本是200家企业从1999年到2006年共8年的数据。数据全部来自北京大学中国经济研究中心的 SINOFIN 数据库。

由于我们要对模型中的变量取对数,为了保证每一期的样本匹配,共去掉了24个无意义的样本。这样最终选取的是176家企业,8个时期,共1408条数据。样本的描述性统计如表1。

表1 样本描述性统计

变量名称	平均值	中位数	最大值	最小值	标准差
$\ln(I_{it} / K_{it-1})$	-1.6025	-1.4447	3.0343	-29.1055	1.7947
$\ln(Q_{it})$	1.2778	1.2727	5.3831	-4.5183	1.2414
$\ln(Sale_{it} / K_{it-1})$	0.6850	0.5872	4.4243	-2.3368	1.0080
$\ln(Sale_{it-1} / K_{it-2})$	0.6666	0.5691	4.4243	-2.5084	0.9951
$CF_{it-1} / K_{it-1}$	0.1884	0.14958	11.1261	-12.7922	0.8540
$\ln(AP_{it})$	18.4353	18.4413	22.5070	13.3496	1.3189
$\ln(BC_{it})$	19.5103	19.5607	23.3353	11.5129	1.1643
$AP_{it} / BC_{it}$	1.3033	0.2975	345.0453	0.0078	9.9739
样本数量	1408				

注:本表中  $BC_{it}$  表示从商业银行获得的短期借款。

### 5. 模型估计

在模型估计之前,我们采用 Hausman-Wu 检验对四个主要变量  $\ln(Q_{it})$ 、 $\ln(Sale_{it} / K_{it-1})$ 、 $\ln$

魏锋、刘星(2004),罗琦等(2007)也采用类似的方法。

$(Sale_{it-1}/K_{it-2})$ 、 $CF_{it-1}/K_{it-1}$ 的内生性进行了检验,结果表明不存在内生性问题。但为了稳健起见,我们还是考虑了共线性问题。变量之间的相关系数矩阵表明  $\ln(Sale_{it}/K_{it-1})$  与  $\ln(Sale_{it-1}/K_{it-2})$  之间存在着比较明显的共线性,而其他变量之间的相关系数一般都小于 0.4。为此,在下面的估计中,共估计了 4 种模型,分别是:全部变量、不包含  $\ln(Sale_{it-1}/K_{it-2})$ 、不包含  $\ln(Sale_{it}/K_{it-1})$ 、不包含  $CF_{it-1}/K_{it-1}$ 。利用全部样本对 4 个模型的估计结果如表 2。

根据表 2 的估计结果,参数  $g$  高达 0.99,在 1% 的水平下显著地不等于 0。这表明,随机扰动项分解成两部分(即表示效率的  $s_u^2$  和随机因素影响的  $s_v^2$ )是有必要的,因为  $g$  的检验证明了效率项显著地不等于 0。因此,采用随机前沿模型是合适的。同样地,对数似然函数值以及单边对数似然比检验的结果也表明模型的设定是可接受的。

其次,  $\ln(Sale_{it-1}/K_{it-2})$  与  $\ln(Sale_{it}/K_{it-1})$  之间的共线性对估计结果产生了很大的影响。在同时包含这两个变量的模型中(表 2 中模型 1),只有  $\ln(Sale_{it-1}/K_{it-2})$  是显著的,另一个变量  $\ln(Sale_{it}/K_{it-1})$  的系数近似于 0,而且不显著。共线性带来的影响是使得约束方程中  $\ln(AP_{it})$  的系数变得不显著。在表 2 其他模型设置的情况下  $\ln(AP_{it})$  的系数都是显著的。因此在分析商业信用对融资约束的影响时,应该主要看模型(2)和模型(3)的结果。

表 2 商业信用对融资约束的缓解作用(全部样本)

	变量	待估参数	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
投资方程	常数项	$b_0$	- 1.0595 (23.6520)	- 1.0710 (29.4044)	- 1.0467 (27.0183)	- 1.0360 (22.8556)
	$\ln(Q_{it})$	$b_1$	0.3242*** (22.0883)	0.3210*** (21.6475)	0.3272*** (14.8333)	0.3284*** (14.1921)
	$\ln(Sale_{it}/K_{it-1})$	$b_2$	- 0.0064 (0.0955)		0.2230*** (7.3692)	0.0086 (0.1273)
	$\ln(Sale_{it-1}/K_{it-2})$	$b_3$	0.2553** (3.7990)	0.2543*** (9.3800)		0.2392** (3.5411)
	$CF_{it}/K_{it-1}$	$b_4$	0.0764** (3.1603)	0.0783** (3.2528)	0.0729** (2.9586)	
融资约束方程	常数项	$d_0$	46.7759 (11.2545)	45.1656 (24.7211)	47.5612 (21.4946)	49.9569 (10.8787)
	$\ln(AP_{it})$	$d_1$	- 1.1339 (1.6397)	- 0.6697** (3.4273)	- 0.8198** (3.4366)	- 1.7351* (2.5561)
	$\ln(BC_{it})$	$d_2$	- 3.4496*** (8.2658)	- 3.7664*** (29.4168)	- 3.7537*** (22.2874)	- 3.1424*** (7.8533)
$g = s_u^2 / (s_u^2 + s_v^2)$			0.9905*** (884.6896)	0.9902*** (1198.8062)	0.9904*** (1461.7849)	0.9912*** (1068.0094)
对数似然函数值			2252.2567	2252.5953	2258.7460	2256.3723

注:(1) 每格中第一行的数值表示参数估计结果,第二行括号内的数值是 t 统计量的绝对值;(2) \*\*\*表示在 1% 水平下显著; \*\*表示在 5% 的水平下显著。

第三,从模型(2)和模型(3)的结果来看,  $\ln(AP_{it})$  的系数显著地小于 0。这表明,即使是对融资途径较丰富的上市公司而言,商业信用仍能起到显著地降低融资约束的作用。

第四,对比(2)、(3)和(4)模型的估计结果,在模型(2)和(3)中,控制了现金流的影响,商业信用  $\ln(AP_{it})$  系数的绝对值分别为 0.67 和 0.82;而在模型(4)中,如果不考虑现金流的影响,商业信用  $\ln(AP_{it})$  系数的绝对值一下子提高到 1.74,且在 0.01 水平上显著为负。这个结果可以理解成商业信用对现金流具有替代作用。这也从另外一个侧面印证了商业信用对融资约束的缓解作用。当然,这个对比也提示我们,应控制现金流的影响,才能得到较为真实的商业信用对融资约束影响的估计结果。

6. 稳健性分析

为了对模型估计结果的稳健性进行分析,我们按照融资约束的程度对样本进行了划分,然后利用每个子样本对模型重新进行估计,由此分析商业信用  $\ln(AP_{it})$  前的系数在符号、显著性、数值大小等方面的变化。样本划分的办法是这样的:首先按照表 2 中模型(3)的融资约束估计结果,计算出每家上市公司在样本期间的平均投资效率,然后确定全体样本公司投资效率的 25%、50%、75%三个分位点,以它们为界,将样本公司分为 4 组。很显然,25%分位点以下的第一组子样本投资效率最低,融资约束程度最大,其他以此类推。接下来,利用上面的四组子样本对(4)进行逐一的估计(此时只须估计表 2 中的模型 2),估计结果如表 3。

表 3 子样本模型估计

	变量	待估计参数	25 %	25 %—50 %	50—75 %	75 %—100 %
投资方程	常数项	$b_0$	- 1.9595 (19.9738)	- 1.6130 (18.5034)	- 1.2163 (15.7500)	- 0.7800 (2.8518)
	$\ln(Q_{it})$	$b_1$	0.1908*** (4.5813)	0.4493*** (12.1711)	0.3206*** (8.7789)	0.3721*** (11.1902)
	$\ln(Sale_{it}/K_{it-2})$	$b_3$	0.3886*** (7.3287)	0.3067*** (5.2805)	0.2048** (4.0332)	0.1916** (3.4649)
	$CF_{it}/K_{it-1}$	$b_4$	0.1365** (3.1087)	- 0.0082 (0.1536)	0.0208 (0.5449)	0.3026*** (4.6269)
融资约束方程	常数项	$d_0$	0.9987 (0.9565)	12.3513 (2.7928)	46.1792 (1.8689)	2.7201 (1.2826)
	$\ln(AP_{it})$	$d_1$	- 5.6777** (3.9254)	- 3.5268** (3.0848)	- 0.6172 (0.9048)	- 0.0716 (0.5265)
	$\ln(BC_{it})$	$d_2$	4.1339** (3.6372)	0.1737 (0.3540)	- 2.5066 (1.9357)	- 0.0647 (0.6270)
$g = s_u^2 / (s_v^2 + s_u^2)$			0.9859 (295.5466)	0.9926 (457.6276)	0.9375 (38.0989)	0.6435 (4.0751)

注:(1) 每格中第一行的数值表示参数估计结果,第二行中括号内的数值是 t 统计量的绝对值;(2) \*\*\*表示在 1%水平下显著;\*\*表示在 5%的水平下显著;(3) 25%、25%—50%、50%—75%、75%—100%分别表示融资约束处于 25%分位点以下、处于 25%分位点到 50%分位点、50%分位点到 75%分位点以及处于 75%分位点以上的公司构成的子样本。

首先,从  $\ln(AP_{it})$  系数的符号来看,在四个样本的估计中都是负的,显示了商业信用对融资约束的缓解作用。但从显著性来看,只有在融资约束程度较大的情况下(25%分位点以下、25%—50%分位点之间的两组子样本),商业信用才能显著地(5%的显著水平)影响融资约束;而对于融资约束程度不大的情况(50%—75%分位点之间与 75%—100%分位点之间的两个子样本),商业信用对融资约束的作用不显著。再从  $\ln(AP_{it})$  系数的大小来看,随着融资约束程度的减小, $\ln(AP_{it})$  系

数也逐渐减小。我们以四个分组为横轴,越靠左融资约束程度越大;以不同分组  $\ln(AP_{it})$  系数为纵轴,绘制出曲线如图 1 所示。图 1 显示,商业信用与融资约束程度呈现出单调的关系。这表明,受到融资约束程度较高的公司,对商业信用的依赖性也越高,会更多地利用这个途径来缓解融资约束。相反,对融资约束较低的公司而言,商业信用在进一步降低其融资约束水平方面作用甚微。上述稳健性分析表明,对于融资途径比较丰富的上市公司而言,商业信用只对那些融资约束程度大的公司起到显著缓解融资约束的作用。

更为有趣的是,上面的结果还可以用来回答“投资现金流敏感性是不是好的融资约束度量指标”的问题。这个问题是公司金融中的一个有名的争论。在我们的研究中,投资-现金流敏感性就是  $CF_{it-1}/K_{it-1}$  前的系数。按照图 1 的方法,将纵轴改为投资-现金流敏感性,就可以绘制出如图 2 所示的投资-现金流敏感性与融资约束的关系。图 2 清晰地表明, Cleary(2007) 的 U 型关系得到证实,投资现金流敏感性与融资约束之间不是单调的关系,故而不是好的融资约束的度量指标。对比图 1 和图 2,我们甚至可以说,商业信用对投资效率的影响是比投资现金流敏感性更好的融资约束度量替代指标。

综合稳健性分析的结果,可以认为,商业信用具有融资约束缓解作用这个假设可以接受。

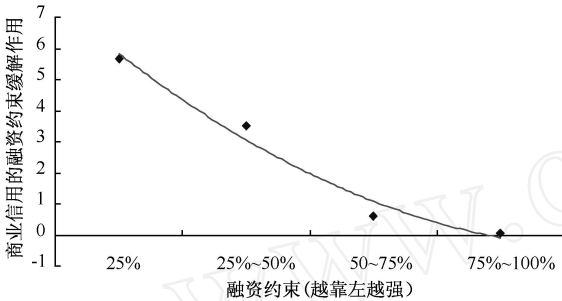


图 1 商业信用对融资约束影响的单调性曲线

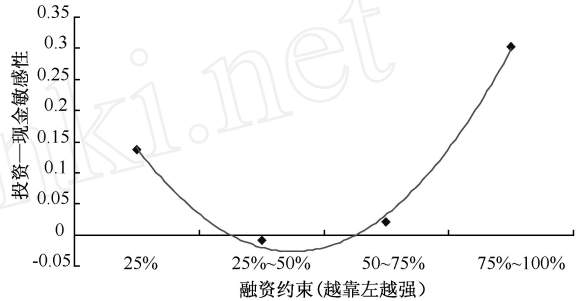


图 2 投资-现金流敏感性的 U 型曲线

#### 四、融资约束对规模效率的影响:第二阶段模型

##### 1. 效率的分解

在这部分,我们将回答融资约束到底会对上市公司的何种效率产生影响。将采用研究效率计量和分解的非参数标准方法——Malmquist DEA 方法 (Fare et al, 1994)。使用该方法时,首先定义 Malmquist 指数形式的全要素生产率变化 (Total Factor Productivity, TFP),然后,将其变化分解成技术效率变化 (technical efficiency change, EC) 和技术进步率 (technological change, TC);而技术效率变化又可以继续分解成纯技术效率变化 (pure technical efficiency change, PEC) 和规模效率变化 (scale efficiency change, SEC)。Malmquist DEA 的技术细节可以参考颜鹏飞和王兵 (2004)。

##### 2. 样本与投入产出的计量

在具体计算过程中,采用主营业务收入作为产出变量,资本 (K) 和劳动力投入 (L) 作为投入要

代表性文献 Fazzari et al (1988) 和 Kaplan & Zingales (1997) 之间存在严重的分歧,前者认为融资约束程度大的公司投资对内部现金流的敏感性大,反之亦然。后者得到的结论却截然相反。Fazzari et al 的回应指责 Kaplan & Zingales 的分类方法有不客观之嫌,同时也存在样本量大小的问题。Cleary (1999) 使用了“客观”的方法,而且是大样本 (共 1080 家公司),得到的结果明确地支持 Kaplan & Zingales 的结论。而在 Cleary (2007) 最新的研究中,又提出融资约束与投资对现金流的敏感性之间存在 U 型的关系。

素。资本的计量方法同前。劳动力的计量用支付工资替代。工资数据在财务报表中分成两个部分:现金流量表中的“支付给职工以及为职工支付的现金”项和资产负债表中的“应付工资”项。这个要素的具体计量方法是:支付给职工以及为职工支付的现金 + (上一年的应付工资 + 今年的应付工资)/2。

由于在劳动力计量中用到了应付工资这一项,而样本中有些公司的这一项是缺失的,最后剩下 102 家具有完整数据的样本。又由于要计算变化率,最终实际获得 102 家 7 期效率变化结果。利用上述样本,得到的效率分解的年度平均值结果如表 4。

### 3. 融资约束的效率影响

从 DEA 方法可知,影响效率变化的主要变量是投入和产出,在回归模型中首先要将它们的影响控制掉,才能更好地分析其他因素的影响。在建立回归模型时,对投入和产出变量均进行了比率化处理。投入变量用投入元素与产出元素之比的变化量衡量,即资本存量与主营业务收入比率的变化量  $DKTR$  和劳动力与主营业务收入比率的变化量  $DLTR$ 。产出变量采用主营业务收入与总资产比率的变化量  $DRTA$  衡量。考虑到融资约束

表 4 我国上市公司效率分解 (1999—2006)

年份	EC	TC	PEC	SEC	TFP
1999—2000	1.010	0.989	1.013	0.997	0.999
2000—2001	0.976	1.022	0.990	0.986	0.997
2001—2002	0.992	1.009	1.004	0.988	1.001
2002—2003	0.986	1.018	1.001	0.985	1.004
2003—2004	1.009	0.994	1.005	1.003	1.003
2004—2005	1.003	0.997	1.009	0.994	1.000
2005—2006	1.010	0.990	0.992	1.018	0.999
平均值	0.998	1.003	1.002	0.996	1.001

注:EC——技术效率变化;TC——技术变化;PEC——纯技术效率变化;SEC——规模效率变化;TFP——全要素生产率变化。

的影响可能存在滞后,在模型中加入了上一年融资约束程度  $FCM_{it-1}$ 。为了进一步分析融资约束的影响,借鉴 Guariglia & Mateut (2006) 的模型设定,我们在模型中还纳入了融资约束与两类投入要素的交叉乘积项  $FCM_{it} \times DLTR_{it}$  和  $FCM_{it} \times DKTR_{it}$ 。考虑到上述各类效率变化以及融资约束的估计结果都构成 Panel 数据,因此考虑建立 Panel 模型如下:

$$XC_{i,t} = a_0 + b_1 FCM_{it} + b_2 DRTA_{it} + b_3 DKTR_{it} + b_4 DLTR_{it} + b_5 FCM_{it-1} + b_6 FCM_{it} \times DKTR_{it} + b_7 FCM_{it} \times DLTR_{it} + e_i + u_{it} \quad (5)$$

其中,  $XC$  表示上面的 5 种类型的效率变化,即 EC、TC、PEC、SEC 和 TFP。  $b_i$  是影响效率变化的变量的系数。影响因素包括:FCM:受到融资约束的程度,用(3)式计算;DRTA:表示产出的变化,用(主营业务收入/总资产)第  $t$  年的值与第  $t-1$  年的值的差计算;DKTR:表示资本投入的变化,用(资本/主营业务收入)第  $t$  年的值与第  $t-1$  年的值的差计算;DLTR:表示劳动投入的变化;用(劳动力/主营业务收入)第  $t$  年的值与第  $t-1$  年的值的差计算。  $a_0$  是常数项,  $e_i$  是随机变量,代表了个体的随机影响。  $u_{it}$  代表了随机干扰项。

对(5)中的四个主要变量  $FCM$ 、 $DRTA$ 、 $DKTR$ 、 $DLTR$  的 Hausman-Wu 检验表明不存在内生性问题,这同时也表明对(5)采用随机效应模型的形式比较合适。我们对(5)式的随机效应模型进行了估计,结果表明  $e$  误差项的方差几乎为 0,这个结果表明,此时直接使用混合数据(Pooled data)的线性回归模型比较合适。

在具体估计时,对每一类效率分别估计了四种模型,即:模型 1 的自变量只包含本期融资约束

我们没有使用员工人数作为劳动投入的计量指标。我们认为,使用员工人数作为劳动投入的计量指标,隐含着两个假设:(1)不同类型员工相同时间劳动的质量是一样的;(2)不同企业的年平均劳动时间是一样的。这两个假设与实际都不太吻合。对第一个假设,在现实经济中,一个 CEO 单位时间劳动创造的价值与生产线上的普通工人单位时间创造的价值是不一样的。对第二个假设,不同企业的年平均劳动时间有可能不一样。而使用工资,能够很好地回避这两个问题。



和  $DRTA$ 、 $DKTR$ 、 $DLTR$ ；模型 2 的自变量包含本期以及前一期融资约束和  $DRTA$ 、 $DKTR$ 、 $DLTR$ ；模型 3 只包含前一期融资约束和  $DRTA$ 、 $DKTR$ 、 $DLTR$ ；模型 4 包含本期融资约束、 $DRTA$ 、 $DKTR$ 、 $DLTR$  以及本期融资约束与两类投入的交叉项。利用 102 家上市公司 7 期的数据估计的结果如表 5。

分析表 5，可以得到以下结论：

(1) 对效率产生影响的主要是当前融资约束程度。具体地，当同时考虑当期和前一期融资约束时，前一期融资约束的系数都不显著，而当前融资约束的系数大小和显著性出现明显变化。

(2) 模型的设定采用模型 4 的形式比较合适。对 5 种效率变化而言，除了  $TC$  以外，加入交叉项后，至少有一个交叉项 ( $FCM_{it} \times DKTR_{it}$ ) 是显著的，而对  $SEC$  而言两个交叉项都是显著的。且模型的  $F$  统计量和  $R^2$  值在加入交叉项后保持了相对的稳定，这表明模型 (4) 的自变量设定是比较合理的。

(3) 融资约束对我国上市公司的规模效率影响最大。融资约束没有对我国上市公司的全要素生产率构成实质性的负面影响（在  $TFP$  模型中  $FC$  的系数尽管都是显著的，但数值很小）；融资约束与前沿技术进步之间没有明显关系（ $TC$  的模型  $F$  检验不能通过）；对技术效率的综合影响不显著（ $EC$  的模型中  $FC$  的系数不显著，而且系数的绝对值也很小）。融资约束的效率影响体现在  $EC$  进一步分解出的规模效率和纯技术效率上。首先，从  $SEC$  和  $PEC$  的模型结果来看， $FC$  的系数都能在 0.01 的水平上显著。再从系数的绝对值大小来看，受融资约束影响最大的是规模效率。如果不考虑交叉项，融资约束程度降低 1 个单位，将会导致规模效率提高大约 1.5%—1.7%，由此可见融资约束对规模效率影响的显著程度。

(4) 融资约束对我国上市公司效率影响的意外结果是迫使其提升纯技术效率。在融资约束的条件下，企业努力提高纯技术效率，以抵消融资约束带来的规模效率损失。这样， $SE$  降低， $PE$  被迫提升，而且上市公司总体上不属于受到特别严重的融资约束的企业群体，因此，能够实现  $PE$  的上升程度和  $SE$  的下降程度基本相抵，最终两者合在一起，就使得  $EC$  没有出现显著的降低（因为  $EC = SEC \times PEC$ ，见式 8）。再进一步来看，又由融资约束与  $TC$  几乎没有关系，而  $EC$  和  $TC$  合在一起构成  $TFP$ （注意到  $TFP = EC \times TC$ ，见式 6），最终就形成了融资约束在总体上没有对我国上市公司的  $TFP$  产生实质性负面影响的现象。

(5) 融资约束的缓解对规模效率的促进作用还受到资源在劳动力和资本投入两类要素上的分配方式的影响。根据  $SEC$  中的模型 4，假设  $FC$  变化  $DFC$ ，其他变量都不变，那么：

$$DSEC = -0.017DFC + 0.031 FC \times DLTR + 0.048 FC \times DKTR$$

根据此式，如果资源在劳动力、资本两类投入要素上的分配模式不同，也就是  $DKTR$ 、 $DLTR$  的比例不同，显然会影响到规模效率的提高程度，如果分配的模式是  $DKTR$ 、 $DLTR$  48:31，那么融资约束下降一个单位带来的规模效率的提高就大于 1.7%，反之则小于 1.7%。由于  $DKTR$  交叉项与融资约束对规模效率影响的符号是相同的，不难看到，资本投入的增长有助于融资约束缓解对规模效率的促进，也就是说，对我国上市公司而言，融资约束导致有效资本支出增长不足，从而影响了规模效率的发挥。而  $DLTR$  交叉项与融资约束对规模效率影响的符号却是相反的，意味着相对于资本投入增长不足，劳动力投入的增长应适当降低，才有助于融资约束缓解对规模效率的促进作用。正如本文在引言部分所指出的那样，商业信用的本质是直接增加生产的投入资料，也就是主要增加资本投入，也就能够放大  $DKTR$ 、 $DLTR$  的比例。这样的资源分配结构能够进一步促进规模效率的提高。反之，如果是银行短期借款，就有可能有一部分被配置到劳动力投入，使得  $DKTR$ 、 $DLTR$  的比例没有使用商业信用时的大。这个结果显然直接印证了 Burkart & Ellingsen (2004) 关于商业信用的“实物”融资理论。

#### 4. 稳健性分析



为进行稳健性分析,我们也进行了子样本划分和检验。子样本的划分方法是这样的:首先计算出各家公司的平均融资约束程度,进行排序,分别抽取了融资约束最大、最小的40家公司(分别约占全体样本公司的40%)的7期数据构成子样本。然后,利用两个新的子样本,分别估计各类效率的融资约束影响模型。表6只给出了SEC、TFP、PEC的模型4的结果,省略了其他模型以及EC、TC的结果,因为模型4的效果最好,而对EC、TC融资约束也同样没有实质性影响。

对比表5和表6,可以看到前述分析结果是稳健的。首先,无论是受融资约束最大的子样本还是最小的子样本,都一致地给出了融资约束对规模效率影响显著为负,且影响最大的结果,印证了融资约束缓解最能提高规模效率的结论。而且,当融资约束程度很深时(表6的左半部分),融资约束对规模效率的负面影响更大(系数为-0.031,而在全体样本中为-0.017),当融资约束程度不是很大时(表6的右半部分),融资约束对规模效率的负面影响有所减小(系数为-0.015,而在全体样本中为-0.017)。

表6 受融资约束较大和较小的子样本估计结果

变量	融资约束最大的子样本									融资约束最小的子样本								
	SEC			TFP			PEC			SEC			TFP			PEC		
	模型4			模型4			模型4			模型4			模型4			模型4		
	系数	T	P值	系数	T	P值	系数	T	P值	系数	T	P值	系数	T	P值	系数	T	P值
fc	-0.031	-4.030	0.000	0.001	0.270	0.790	0.016	2.230	0.027	-0.015	-2.730	0.007	0.004	2.050	0.042	0.014	3.010	0.003
dtra	-0.012	-1.830	0.069	-0.004	-1.660	0.097	0.010	1.570	0.117	-0.004	-1.100	0.271	-0.002	-1.270	0.204	-0.004	-1.200	0.232
dktr	-0.008	-0.650	0.515	-0.018	-4.590	0.000	0.023	1.870	0.063	-0.007	-0.640	0.525	-0.012	-2.860	0.005	-0.014	-1.600	0.110
dltr	-0.022	-1.760	0.080	-0.042	-10.890	0.000	-0.030	-2.480	0.014	-0.031	-3.430	0.001	-0.042	-11.640	0.000	-0.012	-1.480	0.141
fccl	0.042	1.290	0.197	0.009	0.860	0.393	-0.011	-0.340	0.737	0.046	3.070	0.002	0.011	1.920	0.056	-0.029	-2.250	0.025
fcck	-0.037	-1.070	0.285	0.009	0.880	0.380	-0.029	-0.870	0.384	-0.054	-3.140	0.002	-0.014	-2.020	0.044	0.045	3.030	0.003
cons	1.008	346.730	0.000	1.000	1115.460	0.000	0.995	355.690	0.000	1.000	287.860	0.000	0.997	737.080	0.000	0.997	335.440	0.000
F	9.07			275.60			13.51			39.36			469.80			20.47		
R <sup>2</sup>	0.35			0.86			0.23			0.46			0.91			0.31		

注:本表中fc表示本期融资约束的度量;fc(-1)表示前一期融资约束的度量;cons即常数项;fccl即本期融资约束与dltr的交叉乘积项;fcck即本期融资约束与dktr的交叉乘积项;T表示t统计量;P值即对应系数估计t统计量的P值,该值小于1%表示在0.01的显著水平下显著;小于5%表示在0.05的显著水平下显著。

其次,融资约束对TFP的影响,在三个样本的估计结果中都较小。但通过比较,可以看到,在融资约束程度比较小时(表6的右半部分),上市公司通过优化管理等措施,提高纯技术效率(系数为0.014,而在全部样本中为0.013),可以抵消融资约束带来的规模效率的降低,由于此时规模效率受的负面影响不是很大,最终还有可能形成对TFP的影响略大于0的情形(系数为0.004,略大于全体样本时的0.00)。相反,在融资约束程度比较大时(表6的左半部分),上市公司即使通过优化管理等措施,能够在更大的程度上提高纯技术效率(系数为0.016且显著,比融资约束小的企业提高得多),但是由于此时规模效率受的负面影响程度很大(系数为-0.031),技术纯技术效率得到提高,也很难消除融资约束对规模效率的负面影响,最终形成对TFP的影响几乎为0的情形(系数为0.001且不显著)。

## 五、结论

本文以融资约束度量为“连接变量”,建立了两阶段模型分析融资约束对效率的影响。在第一阶段,我们得到了商业信用能显著地缓解融资约束的证据,而在第二阶段,得到的关键结论是规模效率受融资约束影响最大,融资约束的缓解能显著地提高规模效率。

本文还对公司金融中关于“现金流投资敏感性是否是好的融资约束的度量指标”的争论有所贡献,根据本文关于融资约束度量与现金流投资敏感性的关系的分析,明确地指出现金流投资敏感性在我国不是好的融资约束度量方法,原因在于现金流投资敏感性与融资约束之间不是单调的关系,而呈现 U 型曲线。

最后,本文还指出了资源在资本投入和劳动力投入上的不同配置会影响融资约束的缓解对规模效率的促进作用。商业信用的作用实质上是直接增加资本投入,它使得资源配置中资本投入的比例增大,这样的配置能够进一步促进融资约束缓解对规模效率的提高。所以,商业信用相对于银行短期贷款等其他的短期债务融资途径,更有助于规模效率的提高。

## 参考文献

- 龚六堂、谢丹阳,2004:《我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析》,《经济研究》第 1 期。
- 胡鞍钢、郑京海、高宇宁、张宇、许海萍,2008:《考虑环境因素的省级技术效率排名(1999—2005)》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- 黄勇峰、任若恩、刘晓生,2002:《中国制造业资本永续盘存法估计》,《经济学(季刊)》第 1 期。
- 罗琦、肖文斌、夏新平,2007:《融资约束抑或过度投资——中国上市企业投资 - 现金流敏感度的经验验证》,《中国工业经济》第 9 期。
- 涂正革,2007:《全要素生产率与区域经济增长的动力——基于对 1995—2004 年 28 个省市大中型工业的非参数生产前沿分析》,《南开经济研究》第 4 期。
- 魏锋、刘星,2004:《融资约束、不确定性对公司投资行为的影响》,《经济科学》第 2 期。
- 颜鹏飞、王兵,2004:《技术效率、技术进步与生产率增长:基于 DEA 的实证分析》,《经济研究》第 12 期。
- 姚树洁、冯根福、韩钟伟,2005:《中国保险业效率的实证分析》,《经济研究》第 7 期。
- 姚洋,1998:《非国有经济成分对我国工业企业技术效率的影响》,《经济研究》第 12 期。
- 张健华,2003:《我国商业银行效率研究的 DEA 方法及 1997—2001 年效率的实证分析》,《金融研究》第 3 期。
- 朱南、卓贤、董屹,2004:《关于我国国有商业银行效率的实证分析与改革策略》,《管理世界》第 2 期。
- Battese, G. E., and Coelli, T. J., 1995, "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data," *Empirical Economics* 20, pp. 325—32.
- Biais, B. and C. Gbllier, 1997, "Trade Credit and Credit Rationing", *Review of Financial Studies* 10:903—937
- Brennan, M., Maksimovic, V., Zechner, J., 1988, "Vendor Financing", *Journal of Finance* 43, 1127—1141.
- Burkart, M. and T. Ellingsen, 2004, "Irr Kind Finance: A Theory of Trade Credit", *American Economic Review* 94(3):569—590.
- Chirinko, R. S. & Schaller, H., 1995, "Why Does Liquidity Matter in Investment Equations?", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(2):527—548.
- Cleary, Sean., 1999, "The Relationship between Firm Investment and Financial Status", *Journal of Finance*, 54(2):673—692.
- Cook, L., 1999, "Trade Credit and Bank Finance: Financing Small Firms in Russia", *Journal of Business Venturing*, 14: 493—518.
- Danielson, M. G. and J. A. Scott, 2000, "Additional Evidence on the Use of Trade Credit by Small Firms: The Role of Trade Credit Discounts". Mimeo, Fox School of Business and Management, Temple University.
- Diagne, Aliou; Zeller, Manfred; Sharma, Manohar, 2000, "Empirical Measurements of Households' Access To Credit And Credit Constraints In Developing Countries: Methodological Issues And Evidence". FCND Discussion Paper. 90.
- Fare, R., S. Gosskopf, and C. A. K. Lovell, 1994, *Production Frontiers*, Cambridge University Press.
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, B. C. Petersen, 1998, "Financing Constraints and Corporate Investment". *Brookings Papers on Economic Activity* 1:141—206.
- Feder, Gershon; Lau, Lawrence J.; Lin, Justin Y.; Luo, Xiaopeng, 1990, "The Relationship Between Credit And Productivity In Chinese Agriculture: A Microeconomic Model Of Disequilibrium", *American Journal of Agricultural Economics*, 72: 1151—1157.
- Ferris, J. S., 1981, "A Transactions Theory of Trade Credit Use", *Quarterly Journal of Economics* 94, 243—270.
- Fisman, R., 2001, "Trade Credit and Productive Efficiency in Developing Countries", *World Development* 29(2): 311—321.
- Fisman, R. and I. Love, 2003, "Trade Credit, Financial Intermediary Development and Industry Growth", *Journal of Finance* 58(1): 353—374.
- Gannetti, M., M. C. Burkart, and T. Ellingsen, (forthcoming). "What You Sell is What You Lend? Explaining Trade Credit Contracts", *Review of Financial Studies*, Forthcoming.

- Guariglia, A. and S. Mateut, 2006, "Credit Channel, Trade Credit Channel, and Inventory Investment: Evidence from a Panel of UK Firms", *Journal of Banking & Finance* 30:2835—2856.
- Hayashi, F., 1985, "Corporate Finance Side of the Q Theory of Investment", *Journal of Public Economics* 27, pp. 261—80.
- Hsiao, C., 1986, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press.
- Kaplan, Steven and Luigi Zingales, 1997, "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" *Quarterly Journal of Economics* 112:169—215.
- Love, I., 2003, "Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model", *Review of Financial Studies* 16:765—791.
- Mian, S., Smith, C. W., 1992, "Accounts Receivable Management Policy: Theory and Evidence", *Journal of Finance* 47, 169—200.
- Nadiri, M., 1969, "The Determinants of Trade Credit in the U. S. Total Manufacturing Sector", *Econometrica*, 37.
- Perkins, D. H., 1998, "Reforming China's Economic System", *Journal of Economic Literature*, 26 (2) : 601—645.
- Peterson, M. A., Rajan, R. G., 1997, "Trade Credit: Theories and Evidence", *Review of Financial Studies* 10(3), 661—691.
- Schwartz, R. A., 1974, "An Economic Model of Trade Credit", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9, 643—657.
- Smith, J., 1987, "Trade Credit and Informational Asymmetry", *Journal of Finance*, 42.
- Tobin, J., 1969, "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory", *Journal of Money, Credit, and Banking* 1, pp. 15—29.
- Uesugi, I., and G. M. Yamashiro, 2004, "How Trade Credit Differs from Loans: Evidence from Japanese Trading Companies". REIT working paper.
- Wang, Hung-Jen, 2003, "A Stochastic Frontier Analysis of Financing Constraints on Investment: The Case of Financial Liberalization in Taiwan", *Journal of Business & Economic Statistics* 21(3) : 406—419.
- Wooldridge, J., 2005, *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (3rd Edition), South-Western College Press.

## Trade Credit, Credit Constraints and Impacts on Efficiency: Empirical Evidences from China

Shi Xiaojun and Zhang Shunming

(Beijing University of Aeronautics and Astronautics; Renmin University of China)

**Abstract:** In view of abstract production function, this paper seeks to address the questions what kinds of efficiency trade credit impacts on and how. We propose a two-staged econometric method which makes definite differences from previous researches. In the first stage, a novel financing constraints measurement in perspective of investment efficiency is first applied. Using a sample of 176 listed companies' 8 periods data from Shanghai and Shenzhen exchanges, we present concrete evidences on trade credit's role of easing financing constraints where the "one-step" technique under frontier stochastic model is utilized. And in the second stage, Malmquist-DEA is first used to derive different kinds of efficiency. Then impacts of financing constraints on different kinds of efficiency are econometrically analyzed. Scale efficiency is found to be most influenced by financing constraints. Combining the results of two stages together, we argue that by financing constraints easing, trade credit can significantly improve scale efficiency; and it can exert even more improvement on scale efficiency than bank loans by the resources-allocation mechanism.

**Key Words:** Trade Credit; Financing Constraints; Scale Efficiency; Stochastic Frontier Function; DEA.

**JEL Classification:** O160, O330

(责任编辑:王利娜)(校对:梅子)