

# 中国企业的融资约束:特征现象与成因检验<sup>\*</sup>

邓可斌 曾海舰

**内容提要:**本文总结现有融资约束理论逻辑下四个彼此紧密关联的特征现象:融资约束与公司股票收益正相关、融资约束引致企业特质风险的增加、主导小规模效应、促使企业生产效率提升;且其中后三个现象是第一个现象的具体解释。接着,本文使用可准确区分“融资约束”与“财务紧张”概念的动态模型结构估计方法计算沪深上市公司的WW融资约束指数,对以上特征现象逐一进行实证检验。结果发现,只有第一个现象在我国存在。进一步的探索性实证研究则表明,中国企业融资约束很可能源于政府对经济的干预从而融资渠道外生于市场,而非市场竞争中的摩擦引致的流动性约束。由此,融资约束成为系统性风险并对公司股票预期收益产生显著为正的影响。

**关键词:**融资约束 不可分散风险 超额收益率 产品市场竞争度 规模效应

## 一、引言

对于中国经济发展而言,融资约束问题已成为制约经济转型和升级的重要瓶颈之一。世界银行的报告表明:中国有75%的非金融类上市企业选择将融资约束列为企业发展的主要障碍,在80个被调查国家中比例最高(Claessens & Tzioumis, 2006)。由国务院发展研究中心主持发布的《中国企业经营者问卷跟踪调查报告》亦发现,中国企业普遍认为融资约束是其发展的主要制约因素。目前已有研究主要关注融资约束对中国企业经营产生了怎样的制约以及企业应如何摆脱融资约束困境。例如,李科和徐龙炳(2011)指出融资约束制约了公司业绩提升和经济发展;孙灵燕和李荣林(2012)发现融资约束制约了民营企业的出口;于蔚等(2012)发现政治关联有助于中国企业摆脱融资约束;曾海舰和林灵(2013)发现中国非金融类企业摆脱融资约束的重要途径之一是尝试控股商业银行;等等。虽然也有少数文献关注融资约束的形成原因,但都仅限于单一因素的分析 and 讨论。如郑江淮等(2001)认为股权结构是引致融资约束的重要原因;邓建平和曾勇(2011)证明高管有金融业从业经验时,企业的融资约束程度相对较低。我国融资约束形成机理仍有待深入研究。

当研究者重心过度集中于如何帮助企业解决融资约束问题时,将非常容易将“融资约束”(financial constrain)与“财务困境”(亦可称为“财务紧张”,financial distress)概念混为一谈,而这两个概念虽有联系但区别也十分明显(Livdan et al., 2009)。根据Fazzari et al. (1988)的定义,融资约束是指由于市场不完备而导致企业外源融资成本过高,并因此使得企业投资无法达到最优水平的情况。融资约束的典型后果是使得与完备市场下的情况相比,企业投资风险和收益匹配状况发生

<sup>\*</sup> 邓可斌,广东外语外贸大学财经学院,广东国际战略研究院,邮政编码:510420,电子信箱:dengkebin@gdufs.edu.cn;曾海舰(通讯作者),广西大学商学院,邮政编码:530004,电子信箱:zenghj06@gmail.com。本文得到国家自然科学基金项目(批准号:71003030, 71263008)、广东省人文社科重大攻关项目(11ZGXM63005)、国家社科基金青年项目(12CJY047)、教育部“创新团队发展计划”项目(IRT1224)、教育部人文社会科学研究项目基金(12YJC790032)、广东省自然科学基金项目(S2013010013890)、广东省哲学社会科学青年项目(GD11YYJ02)的资助。作者感谢两位匿名审稿人建设性的修改意见,感谢Toni M. Whited教授在程序处理方面的无私帮助,感谢孔东民、常亮、刘莎莎在数据分析方面的大力协助,感谢安苑、王贤彬、黄亮雄、王艺明、曾昭灶对论文的有益评论。当然,文责自负。

明显改变。而财务困境或财务紧张虽然亦可能使企业投资风险收益匹配状况因资金不足而改变(此时这些概念与融资约束等同),但更多情况下,它们仅仅反映企业对资金需求得不到满足的情况。比如,企业因经营不善濒临破产时的资金需求得不到满足;企业过度投资的资金需求得不到满足等等。

基于以上逻辑思考,目前根据问卷调查勾勒的中国企业融资约束状况至少存在两方面问题:第一,问卷调查结果容易将融资约束与财务困境或紧张混为一谈。目前,中国经济处于投资驱动型快速增长阶段。在这一阶段,企业感觉到的资金不足很可能是财务困境或财务紧张,并不一定是真正意义上的融资约束。根据《经济学家》杂志报道,2011年中国固定资产投资指标已超过美国。固定资产投资增速更是远远超过包括美国在内的诸多世界发达国家。<sup>①</sup>而中国企业却仍然越来越感觉到资金紧缺。这说明,中国企业具有明显的“资金依赖症”。这会使得绝大部分企业在问卷中反映出对资金的渴求心理。第二,已有的问卷调查无法准确判断融资约束形成机理与对企业的具体影响。

融资约束是指相对企业投资机会,企业获取资金的难易程度。在市场经济环境中,融资约束必然会增加企业现有投资者的经营风险,这一风险亦被 Whited & Wu (2006) 直接称为“融资约束风险”(financial constraints risk)。融资约束风险增加与市场不完备紧密关联,从而使其不可分散。这一不可分散性会使得企业已有投资者要求并能够获得更多的超额回报(Livdan et al., 2009; Wang et al., 2012)。由于这一超额回报的存在,又使得企业特别是中小创业型的投资者即使在面临融资约束风险时,依然愿意承受这种风险。正是创业型企业对融资约束风险的这种勇于承担精神,很大程度上保障了经济增长源动力。反而言之,如果融资约束不能促使企业更愿意承担风险和从事创新活动,而只是一味追求需要充裕资金投入的项目,就说明融资约束可能导致资金错误配置。为行文方便,在不影响理解的前提下,本文将“融资约束”与“融资约束风险”两个表述混用。

本文的贡献主要在于三方面。第一,通过文献梳理,总结提炼了融资约束的四大特征现象:融资约束与公司预期股票收益正相关;融资约束主导了小规模效应;融资约束引致企业特质风险的增加;融资约束促使企业努力提升生产效率。其中,后三个现象是第一个现象成立的原因。第二,建构了适应中国上市公司数据、能有效测度融资约束的结构式(structural form) WW 指数方法,在此基础上通过稳健的实证检验,发现四大特征现象在中国只有第一个成立,即融资约束与公司预期股票收益正相关,其余均不成立。这意味着已有融资约束理论不能解释中国融资约束的特征现象。第三,本文的探索性研究发现,中国企业融资约束的成因与发达国家迥异,很可能源于政府对经济的干预使得融资渠道外生于市场竞争,而非市场竞争中摩擦引致的流动性约束。

## 二、融资约束成因的已有理论阐释及其特征现象归纳

Fazzari & Athey (1987) 研究表明,信息不对称引致的市场不完备会使企业面临融资约束问题,即企业投资机会得不到充分的资金支持。由于融资约束形成与市场不完备性紧密关联,从而也就难以对其风险进行分散。此后,Whited (1992) 的实证研究发现,企业融资约束、信息不对称问题实质都与流动性约束紧密关联。越高的流动性约束意味着企业投资者间存在着越严重的信息不对称水平,从而使得投资者难以正确地判断企业的投资机会,带来企业融资约束风险的增加。Whited 的这一发现使得融资约束风险与流动性约束问题的研究得到了内在统一。进一步地,Whited & Wu (2006) 针对美国的实证研究还发现,融资约束甚至解释了小规模效应。企业规模越小,企业流动性约束越强,获得的融资机会越少,面临的融资约束风险越大,从而投资者要求的股票收益水平也相应地越高。因此,小规模效应在很大程度上反映为融资约束风险。与 Whited & Wu (2006) 的研究相一致,Livdan et al. (2009) 的实证研究同样证实了融资约束与公司股票收益的正向关系。

<sup>①</sup> 原文网址为: [http://www.economist.com/blogs/dailychart/2010/12/save\\_date](http://www.economist.com/blogs/dailychart/2010/12/save_date)。

融资约束风险的存在必然对企业技术创新产生影响。既然融资约束风险与预期股票收益正相关,而技术创新亦与预期股票收益正相关,那融资约束风险与企业技术创新存在何种联系亦成为学界关注的问题。Dhawan(2001)针对美国上市公司的实证研究曾发现,小规模公司由于面临更多的市场不确定性与融资约束,承受的风险更高,创新动力更足,并由此具有更强的技术创新能力和生产效率。Li(2011)对此进一步提供了理论解释与更直接的经验证据。他发现,融资约束会使企业技术创新风险加大,投资者对技术创新企业的股票收益回报要求增加。于是,企业技术创新将追求更多的收益回报。相应地,融资约束与预期股票收益、技术创新与预期股票收益间也就存在显著的正相关关系。Chun et al. (2008)的研究曾发现,技术创新企业的风险主要是特质风险,因此, Li (2011)的研究结论实际上也说明了融资约束的增加会带来企业总风险特别是公司特质风险的增加。

近期,一些理论研究对融资约束机理进行了深入阐释。Bolton et al. (2011)建立了流动性约束、融资约束与企业投资决策的统一框架,证明市场摩擦引致的外部融资成本与风险的不可分散性是融资约束风险的成因。Wang et al. (2012)给出的理论模型证明,在不完全市场中,融资约束与流动性约束问题紧密联系,并且与企业特质风险显著相关。融资约束越强,企业的特质风险也越高,由于此类特质风险具有不可分散的特征,特质风险溢价相应地也就越高。

结合文献,我们归纳出融资约束风险的四个特征现象(典型事实)。特征现象1:融资约束与预期股票超额收益显著正相关。特征现象2:融资约束引致企业风险特别是特质风险的增加。特征现象3:融资约束受到流动性约束显著影响,并主导小规模效应。特征现象4:融资约束使得企业创新产出和生产效率提升。在已有文献勾勒的理论框架中,现象2、3和4可以看成是对现象1较为详细的解释。正是因为融资约束增加了企业特质风险,并主导了小规模效应,提高了企业创新产出和生产效率,融资约束才表现出和预期股票超额收益显著正相关的特性。

### 三、融资约束的测度

#### (一)已有融资约束测度方法评述

融资约束测度方法主要有三类。其一是 Fazzari et al. (1988)提出的投资-现金流敏感度指标:融资约束越强,投资-现金流敏感度越高。其二是 Kaplan & Zingales (1997)设计基于系列财务指标综合加权的 KZ 指数。其三是 Whited & Wu (2006)基于动态结构估计方法的融资约束 WW 指数。

Moyen (2004)最早指出投资-现金流敏感度指标的局限性。他发现,如果把融资约束定义为在耗尽内部资金且从外部融资困难情况下,企业在投资机会出现时的融资难度,那么投资-现金流敏感度就是一个很好的指标。但如果不是这样,投资-现金流敏感度就不是一个好的指标。因为,现金流实际上在很大程度上已是企业未来收益的代理变量,高的现金流往往意味着企业拥有更好的投资机会。当企业外部融资环境宽松时,外部资金对于企业投资机会亦有着很高的敏感性。此时高的现金流带来的投资机会增长,必然使得外部资金更多地注入企业,从而使得投资-现金流敏感度对融资约束的度量作用被放大。Moyen (2004)进一步指出,当企业的融资约束可以用每股派现率度量时,投资-现金流敏感度才是融资约束程度的很好的度量指标。连玉君和程建 (2007)发现,在中国,投资-现金流敏感度指标更多反映的是代理问题而非融资约束;投资-现金流敏感度越高的公司,其融资约束程度往往越低。KZ 指数也遭到了大量质疑。Whited & Wu (2006)发现, KZ 指数在度量融资约束时存在着不少与事实相反的情形,比如融资约束最大的企业在债券信用等级、投资率、销售增长率等方面反而是最高的 (Whited & Wu, 2006)。对此, Livdan et al. (2009)认为,这可能是 KZ 指数更容易混淆融资约束与财务困境情况的缘故。此外, Hadlock & Pierce (2010)的研究还发现, KZ 指数对融资约束的判断效力甚至不如一些简单的代理变量,如公司规模、公司年龄等。

就目前研究文献而言,WW 指数构建方法较好地契合了融资约束概念本身,由此测度出的股权融资约束与债权融资约束的正相关性也更符合一般直觉,受到的批评和质疑相对较少。Livdan et al. (2009)还证实,WW 指数虽然测度的是股权融资约束,但它对信贷融资约束也有较好代表性。<sup>①</sup>于是本文采用 WW 指数测度融资约束。考虑到中国企业融资约束潜在影响因素与发达国家存在明显区别,本文还参考曾海舰和林灵(2013),对 WW 指数的计算方法进行了一些改进。

## (二)本文测度方法介绍

WW 指数的计算原理简要说明如下。设  $V_{i,t}$  代表企业  $i$  在  $t$  期的价值,  $D_{i,t}$  代表企业每期获得的现金流量,  $\beta_{i,t+j}$  代表从  $t$  期到  $t+j$  期的随机折现因子(参照 Fama & French (1993) 的三因子模型设定)。根据一般财务理论,该企业的价值等于其未来期望现金流量折现值。该企业根据每期的投资机会作出相应的投资和融资决策。当所需投资额大于当期的现金净流入量时,需要进行外部融资。当企业存在融资约束时,这一融资额度受到限制。该企业经理人在存在融资约束的环境中,选择适当的投资和融资水平,使得企业的期望现金流折现值(企业价值)最大化。可见,WW 指数设计的出发点即严格依据了融资约束的定义。WW 给出的基本模型如下。先给定企业发展目标:

$$V_{i,t} = \max E_{i,t} \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{i,t+j} D_{i,t+j} \quad (1)$$

约束条件:

$$D_{i,t} = \pi(K_{i,t}, Z_{i,t}) - \varphi(I_{i,t}, K_{i,t}) - I_{i,t} + B_{i,t+1} - (1 + r_t) B_{i,t} \quad (2)$$

$$K_{i,t+1} = I_{i,t} + (1 - \delta_i) K_{i,t} \quad (3)$$

$$D_{i,t} \geq D_{i,t}^* \quad (4)$$

$$B_{i,t+1} \leq B_{i,t+1}^* \quad (5)$$

其中,下标  $i$  代表第  $i$  家企业;  $t$  代表时期。  $E_{i,t}$  为条件期望符号,  $\pi$  为企业利润函数,并假设当期利润  $\pi$  受到当期资本存量 ( $K_{i,t}$ ) 和当期 Markov 过程随机冲击 ( $Z_{i,t}$ ) 的影响。  $\varphi$  为调整成本函数,主要由当期投资额 ( $I_{i,t}$ ) 和资本存量决定。另外,企业每期需归还上期借款本金,并借入一定数量贷款。  $B_{i,t}$  为上期借款本金,  $r_t$  为利率,  $B_{i,t+1}$  为当期借款本金。资本存量动态变化遵循 (3) 式,  $\delta_i$  为不随时间变化的资本折旧率。(4) 式说明股东获得的现金流量不得低于  $D_{i,t}^*$ , 表示企业受到了外部股权融资约束;(5) 式说明企业的借款不得高于  $B_{i,t+1}^*$ , 表示企业受到了外部债务融资约束。WW 指数实质就是式 (4) 和 (5) 的拉格朗日系数值,企业的融资约束程度越大,拉格朗日系数值越大。在实际应用中,由于股权融资约束和债权融资约束间存在着显著正相关性,式 (5) 和式 (4) 的拉格朗日系数相近,所以一般忽略掉式 (5) (Whited & Wu, 2006)。在式 (2) — (5) 的约束条件下,求解目标函数 (1) 的一阶条件,得到包含股权融资约束拉格朗日系数  $\lambda_{i,t}$  的非线性欧拉方程:

$$\frac{\beta_{i,t+1}(1 + \lambda_{i,t+1})}{1 + \lambda_{i,t}} \{ \pi_K(K_{i,t+1}, Z_{i,t+1}) - \varphi_K(I_{i,t+1}, K_{i,t+1}) + (1 - \delta_i) [\varphi_I(I_{i,t+1}, K_{i,t+1}) + 1] \} \\ = \varphi_I(I_{i,t}, K_{i,t}) + 1 + v_i + e_{i,t+1} \quad (6)$$

式 (6) 中  $v_i$  代表不可观测的企业特质,  $e_{i,t+1}$  为独立的期望误差。然后将  $\lambda_{i,t}$  参数化:

$$\lambda_{i,t} = \sum_j \rho_j x_{j,t} \quad (7)$$

其中,  $x_{j,t}$  为一系列企业财务变量、公司治理变量、产权变量和行业变量。进一步得到如下矩条件:

$$E_{i-2} [W_{i,t-2} \otimes (e_{i,t} - e_{i,t-1})] = 0 \quad (8)$$

其中  $W_{i,t}$  为一组工具变量,本文选择的工具变量除了所有包含在欧拉方程 (6) 中的变量之外,还包

① 使用 WW 指数的文献有 Livdan et al. (2009)、Li (2011)、Panousi & Papanikolaou (2012)、Lin et al. (2011)。

括存货、折旧、流动资产、流动负债、固定资产净值以及税费支出等。最后利用非线性 GMM 方法估计(8)式中的欧拉方程参数,从而得到企业层面融资约束数值。<sup>①</sup>

#### 四、融资约束特征现象的检验

##### (一)数据来源与说明

研究样本包括 2001—2011 年期间在沪深两市交易的非金融上市公司。作如下剔除:一是剔除连续三年出现 ST 的上市公司;二是剔除出现 PT 或退市的上市公司;三是剔除存在财务数据缺失值的样本;四是为保证数据有足够的时间序列,剔除掉上市未满 4 年的公司。最后的研究样本涉及 1937 家上市公司,共计 13328 个公司-年度观测值。上市公司数据主要来自国泰安数据库,其中财务数据来自《CSMAR 中国上市公司财务报表数据》;股票价格和收益率数据来自《CSMAR 中国股票市场交易数据库》;公司股权结构数据来自《CSMAR 中国上市公司治理结构研究数据库》以及《CSMAR 中国上市公司股东研究数据库》。此外,机构投资者持股比例数据来自于《Wind 数据库》。

##### (二)描述性统计

表 1 仿照 Livdan et al. (2009)和 Whited & Wu(2006)给出了融资约束各分组指标特征。具体为:分别将规模和融资约束因子按照 40%、20% 和 40% 的样本量从小到大各分三组,即小规模、中等规模、大规模公司;低融资约束、中融资约束和高融资约束公司。然后两两交叉为九组样本,即:小规模-低融资约束风险(SL)、小规模-中融资约束(SM)、小规模-高融资约束(SH)、中等规模-低融资约束(ML)、中等规模-中融资约束(MM)、中等规模-高融资约束(MH)、大规模-低融资约束(BL)、大规模-中融资约束(BM)、大规模-高融资约束(BH)。表 1 给出了各分组样本超额收益(return)、资产负债率(D/A)、账面市值比(B/M)和规模(Size)值。<sup>②</sup>为更清楚地观察融资约束与各分组指标的关系,分别计算高融资约束(高 FC)组(等于(SH + MH + BH)/3)与低融资约束(低 FC)组(等于(SL + ML + BL)/3)的各变量值,并通过 t 统计量观察其区别。从表 1 可见,随着融资约束提升超额收益有明显上升趋势,账面市值比与规模则明显下降。这些结果与 Whited & Wu(2006)基本一致。另外随着融资约束提升,资产负债率(D/A)显著增加。这与 Whited & Wu(2006)相反但与 Lin et al. (2011)一致。对此较合理的解释是:根据 Tirole(2006),委托代理问题导致企业外部融资存在最高限额即债务容量(debt capacity)。因此企业不能无限制负债,负债率达到了一个较高值后,当投资机会出现时企业就难以获得新的借款,从而会引致较高的融资约束。总之,表 1 反映出融资约束与股票超额收益率之间存在显著正相关关系。这符合特征现象 1 假设。我们还完成了对特征 2—特征 4 的描述性统计,结果与下文回归分析基本一致,但篇幅所限未在文中展示。<sup>③</sup>

##### (三)融资约束特征现象的实证检验

##### 1. 融资约束、超额收益率与小规模效应(特征现象 1 和 3)的检验

参考 Whited & Wu(2006)的方法,将融资约束指数融入 Fama & French(1992)的三因子模

① 这一方法具体通过 matlab 软件编程完成。篇幅所限,更详细的计算过程请参见曾海舰和林灵(2013),此处不赘述。

② 与多数研究相一致,return 等于考虑现金红利再投资的个股回报率减去一年期无风险利率;D/A 等于总负债/总资产;B/M 等于每股净资产/每股收盘价;Size 为总资产的对数。

③ 由表 1 我们还可以观察到一个异象:不同于 Fama & French(1992)的描述性统计,此处规模因素与超额收益率似乎呈现一定的正相关而非负相关关系。但下文分析发现,这并不能说明中国企业不存在小规模效应。因为此处的收益率是即期而非预期的。如果将超额收益率前置一期,则规模仍将超额收益率显著负相关(详见表 2 回归结果)。对此,我们认为,这恰恰反映了中国小规模企业的未来收益增加与规模提升是相辅相成、同步进行的过程。

型,①并增加特质风险和换手率变量,建立以下回归方程:

$$r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FCindex_{i,t-1} + \beta_2 Marketreturn_{i,t-1} + \beta_3 Size_{i,t-1} + \beta_4 B/M_{i,t-1} + \beta_5 \ln \sigma^2_{e,i,t-1} + \beta_6 Turnover_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1}$$

(9)

其中,  $FCindex_{i,t-1}$  代表滞后一期公司  $i$  的融资约束指标,  $Marketreturn_{i,t-1}$  为第  $t-1$  年公司  $i$  的市场超额收益率(考虑红利再投资的年收益率减一年期存款利率值;若一年内多次调息,则按照时间加权平均计算每年平均无风险利率),  $Size_{i,t-1}$  为规模(公司总资产的对数),  $B/M_{i,t-1}$  为账面市值比收益率。此外,还引入两个控制变量:对数特质风险变量  $\ln \sigma^2_{e,i,t-1}$ ②与换手率变量  $Turnover_{i,t-1}$ (年累计成交股数除以股票流通股总股数)。加入这两个变量是因为文献发现,  $\ln \sigma^2_{e,i,t-1}$  与超额收益率显著负相关(Ang et al., 2006);考虑到我国股市中投资者情绪异质性及由此产生的信息不对称相对严重,这种负相关关系主要会受到换手率影响(左浩苗等, 2011)。

表 1 各分组指标特征

	分类标识	样本公司数	超额收益 return	资产负债率 D/A	账面市值比 B/M	规模 Size
小规模公司						
低融资约束风险	SL	1465	0.0994	0.3591	0.6442	20.6097
中融资约束风险	SM	1438	0.1505	0.4501	0.6365	20.4706
高融资约束风险	SH	2429	0.3755	0.4789	0.6096	20.3315
中等规模公司						
低融资约束风险	ML	1120	0.1860	0.4451	0.7296	21.3363
中融资约束风险	MM	544	0.1752	0.5086	0.7430	21.3130
高融资约束风险	MH	1001	0.4107	0.4971	0.7185	21.3190
大规模公司						
低融资约束风险	BL	2747	0.3403	0.5312	0.7992	22.6832
中融资约束风险	BM	683	0.3286	0.5572	0.7972	22.3081
高融资约束风险	BH	1901	0.4585	0.5581	0.7660	22.4526
高 FC 组			0.4149	0.5114	0.6980	21.3677
低 FC 组			0.2086	0.4451	0.7243	21.5431
FC			0.2063	0.0663	-0.0263	-0.1754
FC 的 t 统计量			9.7960 ***	17.5709 ***	-5.2589 ***	-17.1612 ***

注:FC 为高 FC 组与低 FC 组均值的差值,\*\*\* 表示 t 统计量在 1% 水平上显著。

仍然高度显著为负。这说明,  $FCindex_{i,t-1}$  不能解释小规模效应,特征现象 3 在中国企业中未能得到验证。

① Whited & Wu(2006)实际使用的是四因素模型,还包括动量效应变量(momentum)。但由于中国资本市场本身的数据特性,本文只能计算出年度的融资约束,从而无法使用动量效应指标。另外,Whited & Wu(2006)使用了基于组合 beta 值的四因子模型(即 Market、SMB、HML、Momentum 因子),他们指出,直接引入四因子模型更容易准确度量规模效应,而基于组合 beta 值的模型更具有经济涵义。我们也尝试使用基于组合 beta 值的模型重复式(9)的实证,结论基本一致。为简洁起见,此处仅报告直接引入变量的因子模型回归结果。

② 计算对数特质风险的方法与 Panousi & Papanikouladou(2012)相一致。

表 2 给出了式(9)的回归结果。从中可见,在未引入其他自变量时,  $FCindex_{i,t-1}$  与超额收益率显著正相关;  $Size_{i,t-1}$  则与超额收益率显著负相关。这不仅证实了特征现象 1 在中国是成立的,而且说明小规模效应在中国也是显著存在的。当  $FCindex_{i,t-1}$  和  $Size_{i,t-1}$  共同进入方程时,两变量系数值及其显著性水平均下降,但相对而言  $FCindex_{i,t-1}$  系数值及显著性水平下降得更快。再进一步加入其他变量后,我们发现,  $FCindex_{i,t-1}$  系数虽然为正但已不显著,而  $Size_{i,t-1}$  的系数

表2 融资约束、超额收益率与规模效应(被解释变量:股票超额收益率)

常数项	<i>FCindex</i>	<i>Size</i>	<i>BV/MV</i>	<i>Marketreturn</i>	$\ln\sigma_{e,t}^2$	<i>Turnover</i>	Within $R^2$	回归方法
-0.0491 (-0.95)	0.0097** (2.55)						0.66	FE,T,R
1.177*** (20.43)	0.0682*** (14.07)						0.02	FE,R
3.8348*** (8.43)		-0.1919*** (-8.79)					0.67	FE,T,R
1.1490*** (4.25)		-0.0646*** (-3.36)					0.001	FE,R
3.8760*** (8.52)	0.0065* (1.72)	-0.1893** (-8.72)					0.67	FE,T,R
0.0242 (0.20)	0.0021 (0.99)	-0.0139** (-2.51)					0.66	RE,T,R
-3.3353** (-2.26)	0.0040 (1.05)	-0.3761*** (-11.16)	1.3603*** (14.77)	-0.2511* (-1.91)	-0.0760*** (-2.72)	-0.0111*** (-3.64)	0.69	FE,T,R
0.8838*** (4.61)	0.0015 (0.66)	-0.0606*** (-6.60)	0.4296*** (8.58)	-0.2048 (-1.56)	-0.0279** (-2.11)	-0.0092*** (-3.50)	0.67	RE,T,R
分样本回归(2001—2007年,样本数6549)								
7.8086*** (5.80)	0.0009 (0.14)	-0.3050*** (-4.83)	1.3009*** (6.68)	-0.5621** (-2.11)	-0.4219*** (-3.49)	-0.0205* (-1.78)	0.65	FE,T,R
分样本回归(2008—2011年,样本数4724)								
11.1218*** (15.90)	0.0062 (0.88)	-0.5794*** (-17.13)	1.9756*** (22.52)	0.0286 (0.19)	-0.0326** (-2.29)	-0.0180*** (-6.19)	0.82	FE,T,R

注:由于自变量滞后一期,样本总数减少为11273。括号内为t统计量;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%水平上统计显著;回归方法栏中,FE代表固定效应,RE代表随机效应,T代表控制时间因素,R代表采用稳健标准差。以下各表同。

Whited(1992)发现经济周期亦影响融资约束对超额收益率的作用。有鉴于此,我们以2008年金融危机为时点,将样本分为2001—2007年和2008—2011年两部分。重复对式(1)的回归。发现在两个样本期内,除了市场收益率指标系数方向发生明显改变外,其他变量的系数符号与显著性水平并未发生根本性的改变。此外 $\ln\sigma_{e,i,t-1}^2$ 与超额收益率相负相关,与Ang et al.(2006)一致。加入换手率 $Turnover_{i,t-1}$ 后, $\ln\sigma_{e,i,t-1}^2$ 系数显著水平虽有所下降,但仍具有较高显著性。这或许说明我国特质风险与预期超额收益率的显著负相关关系并不能简单归结于换手率和投资者异质信念引发的信息不对称因素。

## 2. 融资约束与股票风险关系(特征现象2)的检验

接着参考Chen et al.(2013),建立以下计量模型:

$$\ln VOL_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FCindex_{i,t} + \alpha_3 Con_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中, $FCindex_{i,t}$ 为融资约束指标。我们取周收益率方差(共48个周)的对数值作为该股票的年度波动水平指标。具体计算为: $VOL_{i,t} = \ln \left[ \frac{1}{47} \sum_{i=1}^{48} (return_{i,t} - mean_{i,t})^2 \right]$ 。

进一步地,我们将风险分为特质风险与市场风险两部分,探究融资约束对这两部分风险的影响。我们用对Fama & French(1992)三因子模型回归得到残差项 $\varepsilon_{i,t}$ 方差来计算特质风险。并用残差项 $\varepsilon_{i,t}$ 方差的对数值 $\ln\sigma_{e,i,t}^2$ 代表公司特质风险;而用 $\ln\sigma_{m,i,t}^2$ 表示与公司i有关的系统风险的变化

(也即超额收益率  $return_{i,t}$  的方差减去  $\sigma_{\varepsilon,i,t}^2$ ) 的对数,也即市场风险。建立以下两个回归方程:

$$\ln\sigma_{\varepsilon,i,t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 FCindex_{i,t} + \alpha_2 \ln\sigma_{m,i,t}^2 + \alpha_3 Con_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{11}$$

$$\ln\sigma_{m,i,t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 FCindex_{i,t} + \alpha_2 \ln\sigma_{\varepsilon,i,t}^2 + \alpha_3 Con_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{12}$$

式(10)、(11)和(12)中,  $Con_{i,t}$  是控制变量(主要参考 Panousi & Papanikouladou, 2012; Chen et al., 2013),包括是否国有控股 ( $State_{i,t}$ , 1 代表国有, 0 代表非国有)①、机构投资者持股比例 ( $Institute_{i,t}$ )、企业规模 ( $Size_{i,t}$ , 总资产的对数)、杠杆水平 ( $Leverage_{i,t}$ , 股东权益除以总资产并取对数值)、换手率 ( $Turnover_{i,t}$ , 年交易总股数除以流通股总股数)。回归结果见表 3。

表 3 融资约束对风险的影响

常数项	FCindex	$\ln\sigma_m^2$ 或 $\ln\sigma_\varepsilon^2$	State	Institute	Size	Leverage	Turnover	Within R <sup>2</sup>	回归方法
a. 融资约束对总体风险的影响									
-3.5307*** (-13.17)	0.0238*** (12.54)		-0.0387 (-1.64)	0.007*** (21.40)	0.0613*** (4.78)	-0.0891*** (-5.12)	0.1168*** (71.09)	0.41	FE
-1.3918*** (-12.74)	0.0126*** (8.68)		-0.0046 (-0.38)	0.0074*** (29.69)	-0.0486*** (-9.12)	-0.1696*** (-15.34)	0.1157*** (80.78)	0.40	RE
-3.1439*** (-14.60)	0.0072*** (3.24)		0.0039 (0.16)	0.0045*** (10.30)	0.0254 (1.49)	-0.0330* (-1.91)	0.0665*** (22.80)	0.67	FE, T, R
b. 融资约束对特质风险的影响									
0.8442*** (6.54)	0.0003 (0.32)	1.2409*** (62.41)	-0.0835*** (-7.32)	0.007*** (21.40)	-0.0403*** (-6.51)	-0.0249*** (-2.97)	0.0081*** (9.77)	0.32	FE
0.5013*** (9.60)	-0.0007 (-1.08)	1.2444*** (66.80)	-0.0295*** (-5.17)	0.0010*** (8.21)	-0.0268*** (-10.52)	-0.0397*** (-7.51)	0.0061*** (8.32)	0.32	RE
1.1482*** (4.13)	-0.0013 (-0.72)	1.8388*** (4.25)	-0.0729*** (-3.40)	0.0004 (1.40)	-0.0607*** (-4.39)	-0.0248** (-2.14)	-0.0036 (-1.01)	0.42	FE, T, R
c. 融资约束对系统风险的影响									
-0.4594*** (-8.65)	0.0024*** (6.44)	0.2107*** (62.41)	0.0249*** (5.29)	0.00003 (0.48)	0.0303*** (11.93)	0.0121*** (3.51)	0.0079*** (23.64)	0.37	FE
-0.0594*** (-2.77)	0.0017*** (5.91)	0.2084*** (66.80)	0.0099*** (4.25)	0.00003 (0.48)	0.0113*** (10.82)	0.0033 (1.54)	0.0087*** (30.14)	0.36	RE
-0.4106*** (-8.79)	0.0011*** (4.32)	0.1821*** (5.85)	0.0196*** (3.89)	-0.0001** (-1.62)	0.0268*** (12.12)	0.0135*** (4.25)	0.0052*** (6.14)	0.68	FE, T, R

表 3-a、表 3-b、表 3-c 分别验证了融资约束与总体风险、特质风险和系统风险的关系。从表 3 中可知,融资约束与股票收益率的波动(总体风险)显著正相关。但这主要源于市场风险而非特质风险。这表示,中国企业的融资约束引发的是系统性风险,而非单一企业所有的特质风险,从而说明特征现象 2 在中国不成立。控制变量中,国有控股与特质风险显著负相关,与系统风险显著正相关,这说明国有企业在承担市场风险方面具有天然优势,并因此抑制了企业特质信息的增长。规模因素与系统风险正相关,而与特质风险负相关,说明小规模企业拥有更多特质信息,而大规模企业承担了更多市场风险,这与理论预期相吻合。机构投资者持股比例与总体风险和特质风险正相关,与 Xu & Malkiel(2003)相一致,说明机构投资者往往利用专业能力,持有信息未完全反馈到市场中的股票。需要特别注意的是,作为投资者信念差异重要代理变量的换手率指标和系统风险、

① 我们采用追溯最终控制人的方法来确定其企业性质。如最终控制人为国有或国有法人单位,则确定为国有控股。



总风险显著正相关,但与特质风险相关性不稳定,这说明投资者异质信念强和情绪波动大的公司股票会有更大波动(左浩苗等,2011),呈现出更多系统风险。投资者异质信念更多源于情绪因素而非信息不对称,<sup>①</sup>从而换手率指标与系统性风险显著正相关,而与特质风险的关系不明朗。

### 3. 融资约束与创新产出/生产效率关系(特征现象4)的检验

如前所述,由于中国上市公司的R&D数据难以准确得到,本节我们采用一个变通的方法,通过检验融资约束与创新产出的关系,来验证特征现象4在中国是否成立。建立以下回归方程:

$$\ln TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FCindex_{i,t-1} + \alpha_2 Con_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中,  $FCindex$  为 WW 融资约束指数,  $\ln TFP$  为 OP 法计算的全要素生产率对数值。  $Con_{i,t}$  代表控制变量,包括规模( $Size$ ,总资产的对数,验证是否如 Dhawan(2001)所述规模与全要素生产率负相关)、是否国有控股( $State$ ,1代表国有,0代表非国有)、主营业务资产收益率( $Croa$ ,主营业务利润/总资产,代表盈利能力)、公司特质风险对数值( $\ln \sigma_e^2$ )、换手率( $Turnover$ ,年交易总股数除以流通股总股数,代表投资者异质信念和投资者情绪)。回归结果见表4。表4中,融资约束  $FCindex$  的系数为负,但显著性水平不稳定,至少说明融资约束并不会对生产效率提升产生正面影响。分样本回归显示,在金融危机发生前的经济增长周期内,融资约束系数甚至显著为负,说明在这一时间,融资约束对企业创新能力的提升可能存在负面影响。控制变量中,规模因素  $Size$  的系数显著为正,说明规模增加有助于提升创新产出与全要素生产率,这和 Dhawan(2001)针对美国上市公司样本的研究得到的小规模企业更有生产效率的结论迥异。企业主营业务资产收益率  $Croa$  系数显著为正,这与一般的直觉相符。特质风险  $\ln \sigma_e^2$  与生产效率显著正相关,也与已有文献的发现相吻合(Chun et al., 2008)。全样本回归中,  $State$  系数为负且有一定显著性,说明国有因素对企业创新存在一定制约作用。但分样本回归显示,这种制约作用只在金融危机前(2008年前)存在,危机后  $State$  系数变为正(但不显著)。  $Turnover$  系数符号、显著性水平均与  $FCindex$  相似;表明投资者情绪引发的异质信念对生产效率提升不会产生正面影响。

总之,表4的结果说明:第一,特征现象4在中国不成立,当其他条件不变时,融资约束提升并不会增加企业的创新能力和生产效率;第二,其他条件不变、大规模公司要比小规模公司有更高的生产效率;第三,其他条件不变、特质风险高的企业有更高的生产效率。

### (四)方法上的稳健性考量

如前所述,由于中国存在着大量的企业“财务紧张”状况,缺乏其他综合性的融资约束风险指数与 WW 指数进行相互验证。为了尽量克服这一制约条件,我们从 Hadlock & Pierce(2010)、Li(2011)等研究中得到启发,还尝试用规模因子替代 WW 指数作为融资约束的代理变量(规模越大,企业融资约束越低),进一步证实了实证研究的稳健性。不过需要说明的是,本文使用规模因子代理融资约束存在着两方面局限:一是无法检验特征现象2,因为规模本身与特质风险显著负相关,小规模企业的特质风险必然较大(Xu & Malkiel, 2003);二是无法检验特征现象3,即无法验证融资约束与规模效应间的关系。所以,在使用规模变量代理融资约束变量时,我们主要验证的是特征现象1和特征现象4。篇幅所限,结果此处亦未列出,作者留存备案。

## 五、中国融资约束成因的探索性检验

根据本文的文献梳理与分析,现有融资约束基本理论逻辑包括形成原因、影响机制、经济后果三方面。形成原因即:融资约束源于不完备市场摩擦引发的流动性约束。影响机制即:由于融资约

<sup>①</sup> 为了确认这一点,我们在实证尝试中,还计算了知情交易者概率(PIN)指标,发现PIN与换手率间并不存在显著的正相关性。关于PIN与融资约束的关系,可参考屈文洲等(2011)。

束是市场摩擦引发的,所以它是企业不可分散的特质风险。企业规模越小,其投资机会越容易被不完备市场忽略,融资约束也越高,因而融资约束在很大程度上影响小规模效应。经济后果即:小规模企业因融资约束较大,其拥有的投资机会转化为收益的难度亦较大,使其需要提高企业创新产出和生产效率,进而带来企业预期股票超额收益的提升。然而上一节的研究表明,已有理论逻辑在中国并不适用。尽管中国企业的融资约束与预期股票超额收益正相关,但它既未带来特质风险的增加,也不能解释小规模效应,亦未促进企业生产效率的提升。为此,本节尝试提出一个解释思路。

表 4 融资约束与企业生产效率 (lnTFP)

常数项	<i>FCindex</i>	<i>Size</i>	<i>Croa</i>	<i>State</i>	$\ln\sigma_e^2$	<i>Turnover</i>	Within $R^2$	回归方法
2.4643 (500.89)	-0.0005 (-1.54)						0.23	FE,T,R
1.8991*** (41.22)		0.02730*** (12.39)					0.29	FE,T,R
2.4705*** (1326.47)					0.0050*** (2.83)		0.23	FE,T,R
1.8217*** (35.13)	-0.0004 (-1.17)	0.0326*** (13.90)	0.0183** (2.10)	-0.0085** (-2.25)	0.0058*** (3.40)	-0.0002 (-1.05)	0.32	FE,T,R
1.6879*** (52.71)	-0.0006*** (-2.64)	0.0381*** (23.80)	0.0278** (2.33)	-0.0047* (-1.65)	0.0056*** (3.60)	-0.0002 (-1.15)	0.31	RE,T,R
分样本检验 (2001—2007 年,样本数 6549)								
1.6932*** (21.70)	-0.0006* (-1.74)	0.0384*** (10.55)	0.0138*** (2.72)	-0.0100** (-2.41)	0.0258*** (2.78)	-0.0024*** (-4.25)	0.23	FE,T,R
1.5213*** (35.79)	-0.0010*** (-3.22)	0.0456*** (21.07)	0.0234** (2.33)	-0.0052 (-1.60)	0.0248*** (2.96)	-0.0021*** (-3.88)	0.22	RE,T,R
分样本检验 (2008—2011 年,样本数 4724)								
2.1664*** (26.81)	0.0008 (1.54)	0.0169*** (4.54)	0.0076** (2.00)	0.0010 (0.20)	0.0005 (0.82)	-0.0001 (-0.73)	0.14	FE,T,R
1.7687*** (54.37)	0.0000 (0.11)	0.0342*** (23.50)	0.0441*** (14.35)	0.0009 (0.33)	0.0010 (1.50)	-0.0005** (-2.34)	0.11	RE,T,R

(一)对融资约束成因的重新思考

如果试图打破已有融资约束的理论逻辑,首先就要重新审视融资约束的形成原因。我们认为,中国融资约束可能并非主要源于市场竞争摩擦引发的流动性约束问题。如果融资约束主要由市场外的因素决定,比如政府关系、融资渠道等,那么融资约束就成为市场本身无法化解的、外生的系统性风险。在这方面 Song et al. (2011)给了我们重要启发。他们指出,中国企业发展取决于是否拥有融资渠道,而融资渠道与企业竞争能力、创新能力均无关。有融资渠道的企业,没有动力去进行技术创新;缺乏融资渠道的企业,即使生产效率较高,也会因为缺乏资金支持而被市场淘汰。

在这样的机制下,相对而言,行业中起主导地位的大规模企业、以及拥有良好政府关系的国有控股企业更容易拥有融资渠道,从而融资约束较小。而融资约束高的企业,也没有动力去进行技术创新,因为此时技术创新和生产效率的提升并不能帮助它们化解融资约束风险。它们要么致力于提升企业规模(以扩大企业社会影响力),要么通过产融结合控股银行等方式,获得银行授信,建立融资渠道。换言之,在这样的环境下,小规模企业特别是小规模民营企业很难通过技术创新提升生产效率来破解融资约束问题,而是希望通过不断地扩张规模克服融资约束风险。但这种扩张往往在其过程中又会带来更大的融资约束风险。

## (二)探索性的实证研究

表5的描述性统计为上述成因思考提供了证据。其中,融资约束  $FCindex$  用 WW 指数度量;是否有银行授信  $Bcredit$  指标来自国泰安 CSMAR 数据库披露的银行授信数据(披露为1,不披露为0);是否国有控股  $State$  指标采用追溯最终控制人的方法得到(是则为1,否则为0);固定资产投资增长率  $Inva$  指标根据国泰安 CSMAR 数据库计算得到,等于当年固定资产增加额除以企业期初总资产;全要素生产率对数值  $\ln TFP$  指标为用 OP 法计算的 TFP 值取对数。我们在表5中将样本先按是否国有控股分为两组,然后每组再按规模等分为五组,求得各变量算术均值。重点观察国有控股对融资约束风险等变量的影响。可以发现,国有控股企业的融资约束风险显著小于非国有控股企业,而全要素生产率、企业规模均明显大于非国有控股企业。国有企业最大的一组融资约束均值为-12.3153,而非国有控股企业最小的一组融资约束均值仅为-10.9267。无论是否国有控股,融资约束均随规模增大而减小,表明规模因素能显著地减小融资约束,并增加全要素生产率对数值  $\ln TFP$ 。这些证据都说明,国有控股企业有着更好的融资渠道,因而融资约束较小;但与此同时,在股权性质之外,规模也是一个很好的扩展融资渠道的因素。于是我们怀疑,非国有控股企业是否会通过不断增加投资、扩展规模来达到规避融资约束的目的?表5中的第四行比较了各组规模下国有和非国有控股企业的投资增长率均值。发现规模最小的一组(规模1),非国有企业投资增长率(-0.0072)明显高于国有企业(-0.0203)。而在中等规模的两组(规模2与规模3),两类企业投资增长率非常接近。在较大规模的两组(规模4与规模5),则是国有企业投资增长率显著高于非国有企业。这一现象说明相对于国有控股企业,规模因素对于非国有企业规避融资约束风险更为重要,使小规模的非国有企业有着很强的投资扩张欲望。在表5第五行,进一步比较了国有与非国有企业何者更可能获得银行授信。我们发现,相对于国有企业,非国有企业获得银行授信概率更高,这可能和非国有企业融资约束较高、积极争取银行授信有关,说明银行授信已成为非国有企业解决融资问题的途径。<sup>①</sup>

表5 国有控股与融资约束

	规模1(小)		规模2		规模3		规模4		规模5(大)	
	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有
$FCindex$	-12.3153	-10.2229	-12.6745	-10.4981	-12.6765	-10.2272	-12.8156	-10.5238	-13.4851	-10.9267
$Size$	20.2281	19.8514	20.9489	20.5938	21.4779	21.0280	22.0753	21.5649	23.4457	22.5700
$\ln TFP$	2.4438	2.4293	2.4881	2.4782	2.5138	2.4923	2.5398	2.5234	2.5936	2.5705
$Inva$	-0.0203	-0.0072	0.0250	0.0248	0.0299	0.0301	0.0404	0.0336	0.0629	0.0390
$Bcredit$	0.1076	0.1531	0.1502	0.2288	0.1750	0.2330	0.1858	0.2525	0.1969	0.2779
样本数	1738	928	1738	928	1737	928	1738	928	1737	928

我们还可以尝试从另一个角度检验中国融资约束的外源性特征。我们提出以下理论逻辑:如果中国企业的融资约束源自于市场竞争过程中的摩擦,那么产品市场竞争程度的提高,应该会使得市场摩擦更容易出现,从而融资约束更高(零假设  $H_0$ )。<sup>②</sup>但如果融资约束源自市场以外的外部因素,那么产品市场竞争程度的提高,应该能够更有效地配置资金与投资机会,从而有效减少融资约束(备择假设  $H_1$ )。为此,建立以下实证方程:

① 我们还通过 t 检验来进一步证实了这些显著区别的存在。

② 关于这一点的理解,我们可以先假设一种极端的情况:产品竞争程度很低,整个市场由几家大企业垄断竞争控制。此时,投资机会的分布是非常清晰的,市场竞争摩擦也非常小。如果融资约束源自市场竞争过程中的摩擦,此时融资约束风险就应该处于低值,因为资金将非常容易与投资机会相匹配。

$$FCIndex_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HHI_{i,t-1} + \beta_2 Size_{i,t-1} + \beta_3 State_{i,t-1} + \beta_4 State_{i,t-1} \times Size_{i,t-1} + \beta_5 Bcredit_{i,t-1}$$
$$+ \beta_6 Croa_{i,t-1} + \beta_7 Institute_{i,t-1} + \beta_8 Turnover_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t-1} \tag{14}$$

其中，被解释变量 *FCindex* 为 WW 融资约束指数。解释变量 *HHI* 为度量产品竞争程度的赫芬达尔指数。参考赵建群(2011)，按证监会发布的一位行业门类代码计算的 *HHI* 为： $HHI = \sum_i^N (X_i/A)^2$ 。*X<sub>i</sub>* 代表市场主体 *i* 的主营业务收入，*A* 为行业所有企业的主营业务收入之和。*HHI* 指数越小，说明市场竞争程度越高。其余变量为：*Size*，总资产对数值；*State*，是否国有控股，是为 1，否为 0；*Bcredit*，是否有银行授信虚拟变量，是为 1，否为 0；*Croa*，主营业务利润率（主营业务利润/总资产）；*Institute*，机构投资者持股比例；*Turnover*，年换手率（年交换股数/流通股股本）。加入这些变量目的是保证研究稳健性。需要特别说明一下 *State* 变量的作用。如果融资约束风险由政府控制的外部因素决定，那么 *State* 变量系数应该显著为负，而加入交叉项 *State* × *Size* 则是为了观察国有企业是否对规模因素依赖性相对较小，如是，则其系数应显著为正。回归结果见表 6。

表 6 产品市场竞争度与融资约束风险(被解释变量：*FCindex*)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
常数项	-15.2416 *** (-97.18)	-6.5916 *** (-2.90)	-9.9658 *** (-4.83)	-13.7387 *** (-138.77)	-4.9298 (-1.30)	-4.5654 *** (-2.70)	-1.5088 (-0.46)
<i>HHI</i>	14.9646 *** (9.85)		13.9222 *** (9.12)		14.5029 *** (9.12)	5.0593 *** (7.83)	5.0499 *** (7.85)
<i>Size</i>		-0.3407 *** (-3.17)	-0.2092 ** (-2.13)		-0.4626 ** (-2.55)	-0.4079 *** (-5.14)	-0.5525 *** (-3.49)
<i>State</i>			-0.9767 *** (-5.27)		-10.1766 *** (-2.73)	-1.3603 *** (-8.84)	-5.6548 (-1.64)
<i>State</i> × <i>Size</i>					0.4380 ** (2.46)		0.2030 (1.23)
<i>Bcredit</i>					0.2195 ** (2.25)	0.2191 ** (2.27)	0.2210 ** (2.29)
<i>Croa</i>					0.4074 *** (2.94)	0.2104 * (1.91)	0.2086 * (1.89)
<i>Institute</i>				-0.0012 (-0.39)	-0.0012 (-0.44)	-0.0002 (-0.06)	-0.0003 (-0.12)
<i>Turnover</i>				-0.0010 (-0.06)	-0.0027 (-0.19)	0.0014 (0.10)	0.0009 (0.07)
Within R <sup>2</sup>	0.20	0.10	0.19	0.10	0.20	0.16	0.16
回归方法	FE, T, R	FE, T, R	FE, T, R	FE, T, R	FE, T, R	RE, T, R	RE, T, R

由表 6 可知，滞后一期产品竞争度 *HHI* 与融资约束正相关且高度显著，说明市场竞争越强，融资约束越低。而且这一关系不随控制变量增加、回归方法改变而变化。因而，实证结果支持了假设 H1 而拒绝了假设 H0。即中国融资约束具有外源性特征。规模因素 *Size* 系数高度显著为负，说明规模因素对于缓解融资约束非常重要。*State* 系数显著为负，说明国有性质有助于降低融资约束。在固定效应模型中，交叉项 *State* × *Size* 进入方程时，*State* 系数显著为负，而 *State* × *Size* 系数显著为正；在随机效应模型中，*State* 系数仍然为负，而 *State* × *Size* 系数仍然为正，尽管不显著。说明相对而言，非国有企业的规模因素对缓解融资约束更为重要。银行授信指标 *Bcredit* 系数显著为正，说明获得银行授信反而使企业追求过快扩张速度，从而加大融资约束。主营业务利润率 *Croa* 系数显著为正，说明绩效好的企业，投资机会更多，在融资渠道外源于市场的环境中，其面临的融资约束也

越大。此外,两个与市场摩擦及其引致流动性约束紧密相关的指标机构投资者持股比例 *Institute* 与换手率 *Turnover* 的系数均不显著且 *t* 值很小,这从另一个角度验证了中国融资约束并非主要源自市场摩擦。综上,本文在各个方面均支持了中国融资约束具有外源于市场特征的假说。

## 六、总结与讨论

已有金融学理论认为,企业融资约束与市场不完备性紧密相关。融资约束源自市场竞争中的摩擦引致的流动性约束,并且具有不可分散的特性,企业融资约束越高,企业特质风险越高,技术创新产出更多,其投资者将要求并能够获得更高的股票超额收益。并且,融资约束能够解释规模效应。鉴于上述理论框架在中国并未得到验证,本文基于中国上市公司数据,逐一审视这一理论框架下的四大特征现象在中国是否成立。本文发现,尽管企业融资约束与股票超额收益亦显著正相关,但融资约束成为了系统性风险的重要组成部分,与特质风险、技术创新产出间却不存在显著正相关关系,也不能解释规模效应。

本文的探索性实证研究表明:第一,股权性质是影响融资约束的关键变量:国有控股企业的融资约束显著低于非国有企业,而生产效率显著高于非国有企业。第二,规模越大,企业的融资约束越低,生产效率越高。规模效应对融资约束的影响,要远大于融资约束对规模效应的影响;而且非国有企业的规模因素相对国有控股企业对抑制融资约束风险更为重要。第三,非国有企业更为积极争取银行授信,获得银行授信的概率更高。第四,通过深化产品市场竞争,可以有效地降低中国企业的融资约束。第五,度量市场摩擦的一些重要变量,如机构投资者持股比例、换手率等,对融资约束都不存在显著影响。这些证据说明,中国企业的融资约束外生于市场,很大程度上源于政府对市场的干预,而不是源于市场竞争引起的市场摩擦和流动性约束。这导致了融资约束在中国成为一种外生于市场体系的系统性风险,投资者承担这一风险虽然能获得相应的股票超额收益,但外生系统性风险的特质决定了其不能对市场体系内的企业技术创新行为产生影响,也不能主导小规模效应。

本文的研究结论与 Song et al. (2011) 对中国经济的分析存在紧密联系,但亦存在明显区别。第一,他们的研究没有给出相应的经验证据。第二,与已有的研究一样,他们先验地假设缺乏融资渠道的公司拥有较高的生产效率。相应地,本文的分析则:第一,着眼于给出中国企业融资约束外生于市场这一特征的若干经验证据;第二,发现融资约束高的中国企业生产效率较低而不是较高。本文主要贡献在于发现已有融资约束理论在中国的不适用性并提出初步的解释。我们初步的经验证据证实中国融资约束具有外源于市场的根本性特征。由此带来的政策建议是:解决融资约束问题不应仅仅关注消除市场摩擦(包括金融市场的摩擦);更重要的是打破企业间的融资渠道壁垒,让融资约束风险产生于市场、并解决于市场。同时,毋庸置疑,本文研究远未能充分完善融资约束外源性假说对“中国企业融资约束风险之谜”的解释力。我们需要精巧的理论模型和更精确的实证设计,以更为全面地分析拥有外源融资渠道的企业特征,并准确地测度外源于市场的融资约束与市场摩擦引致的融资约束之间的联系,这些都是以后研究的重要方向。

## 参考文献

- 邓建平、曾勇,2011:《金融关联能否缓解民营企业的融资约束》,《金融研究》第8期。
- 李科、徐龙炳,2011:《融资约束、债务能力与公司业绩》,《经济研究》第5期。
- 连玉君、程建,2007:《投资—现金流敏感性:融资约束还是代理成本?》,《财经研究》第2期。
- 屈文洲、谢雅璐、叶玉妹,2011:《信息不对称、融资约束与投资—现金流敏感性——基于市场微观结构理论的实证研究》,《经济研究》第6期。
- 孙灵燕、李荣林,2012:《融资约束限制中国企业出口参与吗?》,《经济学(季刊)》第1期。
- 于蔚、汪淼军、金祥荣,2012:《政治关联和融资约束:信息效应与资源效应——来自中国民营上市公司的经验证据》,《经济研

究》第9期。

左浩苗、郑鸣、张翼, 2011:《股票特质波动率与横截面收益:对中国股市“特质波动率之谜”的解释》,《世界经济》第5期。

赵建群, 2011:《论赫芬达尔指数对市场集中状况的计量偏误》,《数量经济技术经济研究》第12期。

曾海舰、林灵, 2013:《融资约束与产融结合——来自上市公司持股非上市银行的经验证据》,中国青年经济学家联谊会(YES)会议论文,暨南大学。

郑江淮、何旭强、王华, 2001:《上市公司投资的融资约束:从股权结构角度的实证分析》,《金融研究》第11期。

Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, 2006, “The Cross-section of Volatility and Expected Returns”, *Journal of Finance*, 61(1), 259—299.

Bolton, P., H. Chen, and N. Wang, 2011, “A Unified Theory of Tobin's q, Corporate Investment, Financing, and Risk Management”, *Journal of Finance*, 66, 1545—1578.

Claessens, S., and K. Tzioumis, 2006, Measuring Firms' Access to Finance, Mimeo, World Bank.

Chen, Zhian, Jinmin Du, Donghui Li, and Rui Ouyang, 2013, “Does Foreign Institutional Ownership Increase Return Volatility? Evidence from China”, *Journal of Banking and Finance*, 37, 660—669.

Chun, H., J. W. Kim, R. Morek, and B. Yeung, 2008, “Creative Destruction and Firm-Specific Performance Heterogeneity”, *Journal of Financial Economics*, 89, 109—135.

Dhawan, Rajeev, 2001, “Firm Size and Productivity Differential: Theory and Evidence from a Panel of US Firms”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 44, 269—293.

Fama, E. F., and K. R. French, 1992, “The Cross-section of Expected Stock Returns”, *Journal of Finance*, 47(2), 427—465.

Fama, E. F., and K. French, 1993, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, 33, 3—56.

Fazzari, Steven M., and Michael J. Athey, 1987, “Asymmetric Information, Financing Constraints, and Investment”, *Review of Economics and Statistics*, 69(3), 481—487.

Fazzari, S., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen, 1988, “Financing Constraints and Corporate Investment”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141—195.

Ferreira, M. A., and P. A. Laux, 2007, “Corporate Governance, Idiosyncratic Risk, and Information Flow”, *Journal of Finance*, 62(2): 951—989.

Hadlock, Charles J., and Joshua R. Pierce, 2010, “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index”, *Review of Financial Studies*, 14, 529—544.

Kaplan, Steven N., and Luigi Zingales, 1997, “Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?”, *Quarterly Journal of Economics*, 112, 169—215.

Lamont, O., C. Polk, and J. Saa'-Requejo, 2001, “Financial Constraints and Stock Returns”, *Review of Financial Studies*, 14, 529—544.

Li, Dongmei, 2011, “Financial Constraints, R&D Investment, and Stock Returns”, *Review of Financial Studies*, 12(34), 2974—3007.

Lin, C., Y. Ma, and Y. Xuan, 2011, “Ownership Structure and Financial Constraints: Evidence from a Structural Estimation”, *Journal of Financial Economics*, 102, 416—431.

Livdan, Dmitry, Horacio Sapriz, and Lu Zhang, 2009, “Financially Constrained Stock Returns”, *Journal of Finance*, 64(4), 1827—1862.

Moyen, N., 2004, “Investment-Cash Flow Sensitivities: Constrained versus Unconstrained Firms”, *Journal of Finance*, 59, 2061—2092.

Olley, G. S., and A. Pakes, 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunication Equipment Industry”, *Econometrica*, 64(6), 1263—1297.

Song, Zheng, Kjetil Storesletten, and Fabrizio Zilibotti, 2011, “Growing like China”, *American Economic Review*, 1, 196—233.

Tirole, J., 2006, The Theory of Corporate Finance, Princeton University Press.

Wang, Chong, Neng Wang, and Jinqiang Yang, 2012, “A Unified Model of Entrepreneurship Dynamics”, *Journal of Financial Economics*, 106, 1—23.

Whited, T. M., 1992, “Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment, Evidence from Panel Data”, *Journal of Finance*, 47, 1425—1460.

Whited, T., and G. Wu, 2006, “Financial Constraints Risk”, *Review of Financial Studies*, 19, 531—559.

Xu, Y., and B. G. Malkiel, 2003, “Investigating the Behavior of Idiosyncratic Volatility”, *Journal of Business*, 78(4), 613—44.

(下转第140页)

efficiency. Simulation based on CGE model analyze the effect of improvement of energy efficiency of the high energy consumption industries or low energy consumption industry on China's overall energy consumption, and compares the differences of between them. The results show that, the energy efficiency can reduce costs and improve energy efficiency and facilitate industrial output growth, so while its energy consumption amount decreased, but with rebound of energy consumption output growth led by the output growth, which is more apparent on high energy consumption industry; Economic overall energy consumption and energy intensity fell more sharply, beyond the overall contribution of energy consumption change of industries which experience increase of energy efficiency; Leads to the further decline of a total energy consumption, the reason of rebound effect is that energy consumption decrease inhibits energy industry output, reduce the energy consumption of the energy industry itself and the energy input of energy conversion, low energy consumption industry with secondary energy structure, in particular, relies on the rebound effect; In comparison, the performance of overall energy saving of low energy consumption industries due to energy efficiency is better than that of energy-intensive industries.

**Key Words:**Rebound Effects; Structure Effect; CGE Model

**JEL Classification:**Q48, D58, O13

(责任编辑:松 木)(校对:梅 子)

(上接第 60 页)

# The Financial Constraints in China

Deng Kebin and Zeng Haijian

(School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies;

School of Business, Guangxi University)

**Abstract:**Existing finance theories suggest that the financial constraints risk is closely related to market incompleteness and undiversifiable. The more serious the financial constraints, the higher the idiosyncratic risk, the more technological innovation output there will be, with stock investors gaining more abnormal returns. What is more, the financial constraints risk can give an explanation to the size effect. However, our study on Chinese listed firms has found that although the financial constraints risk has a significantly positive correlation with the abnormal stock returns, it has a significantly positive correlation with neither idiosyncratic risk nor technological innovation output. Another finding is, in our evidences, the financial constraints risk cannot explain the size effect. In this paper, our exploratory empirical study shows that the financial constraints risk in Chinese firms is due in large part to government intervention, rather than market friction and liquidity constraints, which cancels out the incentive effect of financial constraints risk on technological innovation.

**Key Words:**Financial Constraints; Undiversifiable Risk; Excess Return; Degree of Products Competition; Size Effect

**JEL Classification:** G31, G32, L25

(责任编辑:松 木)(校对:晓 鸥)