

融资约束与中国制造业企业成长动态

李 洁¹ 张天顶² 黄 璟³

(1. 武汉大学 国际教育学院, 湖北 武汉 430072; 2. 武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072;
3. 乔治敦大学 经济学系, 华盛顿 20057)

摘要:以中国制造业上市公司作为研究对象,考察融资约束程度对企业成长动态的影响作用。在量化测量企业所面临的融资约束程度方面,为了避免传统测量方法的局限,采用随机前沿方法,对2005年至2013年共计1968家中国制造业上市公司融资约束程度进行了测量。随后,借助测量结果考察具有时变属性的融资约束指标对企业成长动态的影响作用。研究表明:对于中国制造业上市公司这类获利能力强、极具市场活力的企业群体而言,它们依然面临着突出的融资约束问题。而且,企业融资约束程度在统计学意义上显著影响着我国制造业上市企业的成长动态,这为针对Gibrat定律验证提供了基于中国企业视角的经验证据。最后,给出了具有内在政策含意的相关建议和启示。

关键词:融资约束; 企业成长; 制造业; Gibrat定律; 随机前沿

中图分类号: F273.4 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2016)02-0062-12

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2016.02.007

一、引言

在企业成长的研究方面,Gibrat定律一直影响着后续研究者们对企业演化、成长以及存活等问题的研究。该定律认为企业成长与惯常可观测到的企业特征变量无关,而这些变量常常包括企业规模和以往的成长经历。根据Gibrat定律,企业成长具有典型的随机效应,也就是说企业成长与企业规模无关,因此,大型企业和中小型企业具有同等的增长可能性。按照被广泛接受的阐释,Gibrat定律可以被视为任何类型企业的成长均独立于被检验样本期初的企业规模。于是,在企业成长过程中,一些企业可能会保持高于平均水平的增长率,而另一些企业可能会维持原有规模甚至会出现萎缩或下降,整体上企业成长具有随机性。

后续验证Gibrat定律是否成立的实证研究结果基本上处于混杂的状态。对此,Mansfield^[1]较早地对该项研究进行了出色地总结,他强调Gibrat定律经验检验存在着三种情形:首先,该假说只对退出行业以及留在行业内的企业成立;其次,该假说仅对存在一定时间段的企业成立;最后,该假说仅对超过最小有效规模的企业成立。据此,Gibrat定律是否成立依赖于对不同企业类型的样本选择,例如生存企业或大中型规模的企业。对于经验研究的混合结果,有研究者指出早期研究面临的障碍主要是缺乏企业层面纵向数据集的采用^[2]。针对发达国家的企业成长研究结果表明,Gibrat定律成立

收稿日期:2015-07-01;修回日期:2015-12-26

作者简介:李洁(1978—),女,湖北武汉人,武汉大学国际教育学院副教授,经济学博士,研究方向为国际经济学;张天顶(1978—),男,吉林乾安人,武汉大学经济与管理学院副教授,经济学博士,研究方向为国际宏观经济与金融、产业组织;黄璟(1993—),女,福建福州人,美国乔治敦大学经济学系研究生,研究方向为宏观经济学。

基金项目:国家自然科学基金(71203168,71003075);武汉大学“哲学社会科学优势和特色学术领域建设计划”;武汉大学自主科研(人文社会科学)项目

与否依赖于企业规模的门槛效应,对于小企业而言,企业增长率是企业规模的递减函数^[3],或者说小企业与大企业相比具有更快的成长速度^[4]。一般地,Gibrat定律成立主要是针对金融市场完善的状态,而现实经济生活中往往并不存在完美的金融市场,于是企业在借贷市场或者通过股票市场融资时常常面临着困难。一般而言,企业成长和不断地扩张需要融资予以支撑,较早的理论研究表明如果企业内部资金不充足,那么企业就有可能放弃有价值的投资机会^[5]。于是,面临着融资约束会阻碍企业的成长。可以说,融资的可获得性以及成本是影响企业成长的重要因素^[6]。

对于研究者而言,企业是否面临融资约束是无法直接观测的。在经验研究中,很多学者都是从企业投资或者企业成长对内部资金的敏感性来衡量融资约束的^[7-8]。但是,采用投资-现金流敏感性来识别企业的融资约束面临着质疑:现金流不仅能够用来反映企业内部资金的信息,同时它也能够表征企业成长的机会^[9-10]。具体而言,年轻的、规模较小的企业会对现金流反应更敏感。因此,根据该传统方法,研究者可能错误地推断出一些企业面临着融资约束。可以说,采用饱受批评的传统方法测量融资约束面临着诸多障碍,甚至不能准确地测量。由此可见,研究者在探讨融资约束与企业成长关系时首先要解决的问题是怎样科学地测量融资约束程度。

先前研究利用我国上市公司数据研究了融资约束与企业成长动态之间的关系,研究表明融资约束影响企业的规模分布、制约企业成长^[11]。在企业投资以及公司财务等研究领域,传统的融资约束测量方法饱受批评。为此,本文采用新方法测量了融资约束程度。与国内研究相比,本文的研究增量主要体现在:首先,国内研究者探讨企业成长与规模之间关系时尚未考察企业成长的各种备选因素。具体而言,在采用面板数据实证分析时常常纳入企业规模,此外会控制时间效应和行业效应,或者考察非线性效应,但较少涉及融资约束等金融因素对企业成长的影响。本文对此进行扩展,进而考察了融资约束与企业成长的关系问题。其次,在融资约束的测量方面,为免于传统方法所饱受批评,本文遵循新近的分析框架,构造针对中国制造业企业投资函数的随机前沿设定,在此基础上对不同样本企业融资约束程度进行时变测量。再次,通过正式的统计检验,本文研究发现中国制造业上市企业的规模并不服从正态分布,为此,本文在估计方法上将采用最小绝对偏差(LAD)方法和两阶段最小绝对偏差(2SLAD)方法估计融资约束对中国制造业企业成长动态的影响作用。

文章结构如下:第二部分为融资约束测量方法的述评;第三部分为随机前沿和融资约束测量;第四部分为融资约束与企业成长动态,探讨模型设定、数据以及变量;第五部分为实证研究结果,考察了中国制造业企业的成长分布、估计方法与结果以及稳健性检验;第六部分为主要结论与启示。

二、融资约束测量方法的述评

融资约束是否以及怎样影响企业行为是公司金融中的核心研究问题。由于存在资本供给的摩擦,尤其是投资者与企业之间的信息不对称,带来了融资约束。于是,研究者可以通过资本供给曲线的弹性判断企业的融资约束程度,Almeida *et al.*^[12]发现融资受限的企业处在资本供给曲线缺乏弹性的位置,即资本供给曲线的斜率越大,就越缺乏弹性,企业面临的融资约束程度越严重。在极端情况下,一个完全缺乏弹性的供给曲线说明企业无法正常地融资,正如Kaplan and Zingales^[13]所强调的那样,此时企业将被逐出资本市场。

Fazzari *et al.*^[7]将企业按照研究者认知以及与企业融资约束相关的特征变量(例如,企业股息支付率、企业规模、债券评级、商业票据利率)进行分类,建立了判定融资约束型企业的传统方法^[12-13]。从经验方面来看,明显的现金流敏感性反映了企业面临着严重的融资约束,而且所面临的融资约束越强,企业投资对自有现金流的依赖程度会越高,投资支出与现金流的关系显得更敏感,即非效率投资。尽管FHP融资约束模型在理论和经验上都有强有力的证据予以支撑,但却遭到Kaplan and Zingales^[13](简称为KZ)的质疑和批评。他们论证了即使在单期模型中,投资对现金流的敏感性也不必然随着融资约束程度增加而增加;而在多期模型中,预防性储蓄动机使得评价投资-现金流敏感性与融资

约束程度之间的理论关系更加困难。因此, KZ^[13]认为在理论上融资约束程度与投资-现金流敏感性之间并不存在必然的单调关系, FHP模型所得到的投资-现金流敏感性差异不能作为融资约束存在的依据。

FHP对KZ的批判予以了积极地回应。他们声称大多数衡量企业融资约束程度的分类标准实际反映的是各类企业间的外部融资成本变化率差异, 融资约束程度与投资-现金流敏感性之间的单调关系仍然存在。Erickson and Whited^[14]强调了托宾Q的测量误差问题。他们发现如果采用测量误差一致性广义矩估计量, Q模型的解释力就会显著增强, 进而现金流在投资方程中便不再像原来那样重要。Lamont *et al.*^[15]在考察融资约束与股票收益时, 按照KZ的研究思路, 选用营业现金流量、托宾Q、资产负债率、股利支付率和现金持有量等财务变量来评估企业融资约束程度。他们利用FHP样本中的49个企业评估了一个有序LOGIT模型, 并基于模型中的估计系数构造了反映公司融资约束程度的KZ指数。KZ指数值越高, 融资约束程度越高。

Whited and Wu^[16]在考察融资约束风险与股票收益时, 对欧拉投资回归方程进行了广义距(GMM)估计, 以该回归系数为基础构建了一个公司外部融资约束指数, 即WW指数。后来的研究者通常利用WW的系数估计评估其他样本企业的性质, 而不是用它来重新评估样本企业的结构模型。Hadlock and Pierce^[17]基于文本分析方法推进了KZ的研究。在检验WW指数的有效性时, 他们发现WW指数中真正能够为模型提供额外的解释作用的变量恰恰是企业规模。他们还发现, 企业规模(Size)和企业年龄(Age)是衡量融资约束水平的有效指标, 因此构造了所谓的SA指数(该指数也被称为HP指数)。按常理推测, 小企业更有可能受到融资约束。

信用评级是另一种评价融资约束程度的工具, 主要做法是将没有信用评级企业视作融资约束型企业。因此, 未评级的企业更有可能面临融资约束^[18]。

当前, KZ指数、WW指数、HP指数、股息支付情况以及信用评级是评价企业融资约束程度最常用的五种方法。其中, 类似采用股息进行分组的方法在经验研究中具有极强的吸引力, 但从实证方法或者数据驱动的角度来看, 该方法会得到任意的子样本。在分组变量中, 例如股息支付率, 很可能是内生的, 主要原因在于企业会根据自身的投资计划来调整股利支付。而且, 仅仅依据单一指标进行分组属于较强的假设限定, 因为其他指标或者变量的相关性被排除在外。按照Fazzari *et al.*^[7]的研究探讨, 采用公司层面的特征变量, 例如股息支付, 具有一定吸引力, 但是该分类确定企业分组结果不具有时变性。对此, Laeven^[19]强调指出基于先验分类将企业划分为不同的组别可能会带来错误的结论, 而Hu and Schiantarelli^[20]也强调指出依据于单一指标进行样本分组具有风险, 而且一个企业的财务状况不随时间改变也是不现实的。

现有研究突出强调了传统测量企业融资约束方法所面临的主要问题: 首先, 采用单一变量将样本企业进行分组进而确定该企业是否面临着融资约束存在问题, 原因在于单一变量可以解释的内容存在限制^[21]; 其次, 研究者按照一些变量将样本企业进行分组, 这意味着这些分类变量与融资约束之间存在着单调性关系, 该假设未必成立^[22]; 最后, 带来企业融资约束的客观条件可能随着时间推移而发生改变, 而且该转换过程很有可能内生于企业的特征^[20]。最近, 随机前沿分析(Stochastic Frontier Analysis, SFA)方法被应用到融资约束的测量逐渐引起研究者的重视, 该方法至少在以下几个方面^[23]改进了上述测量融资约束的传统方法: 首先, 该方法判断企业是否存在融资约束不再依赖于投资方程估计中现金流变量的符号, 它能够估计出不同企业在不同时间融资约束的程度。可以说, 随机前沿分析不仅能够告诉我们企业是否面临着融资约束, 而且它还能够告诉我们企业融资约束的程度。其次, 该方法能够直接测量企业层面的特征变量对融资约束的影响程度。更加特别的是, 该方法不需要借助于后验标准将样本分组就能够估计出企业特征变量对平均意义上企业投资的影响作用。

三、随机前沿与融资约束的测量

Fazzari *et al.*^[7] 认为企业投资取决于未来的发展前景,而托宾 Q 能够总结企业投资决策的未来信息,常常将其作为企业成长的重要指标。在不存在资本市场不完善以及融资约束时,托宾 Q 以及当前和过去的销售额可以用来表征企业的投资决策。

采用随机前沿方法研究企业投资决策问题时,Wang^[24] 在其开创性研究文献中遵循 Fazzari *et al.*^[7] 的理论分析强调在资本市场不完善条件下,企业的投资决策可以由下式给出:

$$\ln\left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}}\right)^{sf} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_{it} + \alpha_2 \left(\frac{\text{SALES}_{it}}{K_{it-1}}\right) + \alpha_3 \left(\frac{\text{SALES}_{it-1}}{K_{it-2}}\right) + \theta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 I 表示投资 K 表示资本 Q 表示托宾 Q SALES 表示销售额 θ 和 μ 分别表示时间效应和企业固定效应 ε 表示独立同分布的随机误差项 i 表示不同的企业 t 表示时间。上述回归方程式体现的是有效率的投资函数,在存在融资约束条件下投资-资本比率是无法达到最优水平的。因此,有效率的投资-资本比率与研究者所观测到的投资-资本比率之间存在差额,该差额存在的主要原因在于融资约束。上述差额采用非负项 u 予以表示。经过整理可以将观测到的投资-资本比率表示为如下方程式:

$$\left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}}\right) = \left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}}\right)^{sf} \exp(-u_{it}) \quad (2)$$

其中 \exp 表示以自然常数 e 为底的指数函数。

对式(2)两边取自然对数,可以得到:

$$\ln\left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}}\right) = \ln\left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}}\right)^{sf} - u_{it} \quad (3)$$

综合式(1)至式(3),可以对投资函数的随机前沿进行界定,可以通过对 μ 和 ε 的分布函数进行限定而获得估计值。可见,随机前沿方法不仅能够提供企业投资函数参数的估计,而且也给出投资效率项 u 的单边值。

整理式(3),可以发现在给定 K_{it-1} 情况下得到:

$$\frac{I_{it}}{I_{it}^{sf}} = \exp(-u_{it}) \quad (4)$$

于是 I_{it}/I_{it}^{sf} 表示投资效率,其取值位于 0 和 1 之间。如果投资效率值为 0.7,那么该值表示企业投资处于其合意投资水平的 70%。比照生产函数模型中技术效率的定义,此处 u 可以作为投资非效率,它测量的是在融资约束存在下投资相对于合意水平的缺口。因此,在随机前沿方法设定下,前沿所体现的是不可观测的合意投资函数,而 u 项所表示的是在其他条件不变的情况下融资约束的存在使企业无法达到投资前沿。

考察式(1)和式(3),可以得到投资函数估计的基准随机前沿设定:

$$\ln\left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_{it} + \alpha_2 \left(\frac{\text{SALES}_{it}}{K_{it-1}}\right) + \alpha_3 \left(\frac{\text{SALES}_{it-1}}{K_{it-2}}\right) + \theta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} - u_{it} \quad (5)$$

如果假定 $v_{it} = \varepsilon_{it} - u_{it}$,由于 u_{it} 取值为非负,自然而然地 v_{it} 不可能具有零均值,而普通最小二乘法假定随机误差项为零均值,于是在采用普通最小二乘法估计上式时将会面临障碍。可以说,原有研究文献在采用普通最小二乘法或者面板数据固定效应估计回归方程(5)所面临的局限是统计方法的理论假定难以满足的问题。为此,遵循 Bhaumik *et al.*^[23] 以及 Wang^[24] 等人的技术处理方法,本文重新采用如下设定:

$$v_{it} = \varepsilon_{it} - u_{it} = \varepsilon_{it} - (u_{it} - E(u_{it})) - E(u_{it}) \equiv \varepsilon_{it}^* - E(u_{it}) \quad (6)$$

经过上述数学公式转换,可以发现 $E(\varepsilon_{it}^*) = 0$ 。于是,回归方程的新随机误差项已经满足零均值的假定,需要在技术上予以考虑的是额外项 $E(u_{it})$ 。在采用随机前沿方法进行估计时,在模型中采用关于 u_{it} 和 v_{it} 特定的分布假定,这样能够保证 $E(u_{it}) > 0$,进而能够得到不同企业在不同年份的融资

约束程度。

四、融资约束与企业成长动态: 模型、数据与变量

(一) 模型设定

企业成长问题研究的出发点主要基于 Gibrat 定律。该定律表明企业成长独立于其初始状态。如果我们采用 S_{it} 表示企业的从业人数, 那么根据 Gibrat 定律有如下表达式:

$$S_{it} = S_{i,t-1} + \varepsilon_{it} S_{i,t-1} \quad (7)$$

其中 ε_{it} 表示均值为零、方差为 σ^2 的服从正态分布的冲击。将式(7) 两端取自然对数, 并采用逼近式 $\ln(1 + \varepsilon_{it}) \approx \varepsilon_{it}$ 的处理方式, 整理可以得到:

$$g_{it} = \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中 g_{it} 表示企业增长率, 其表达式为 $g_{it} = \ln(S_{it}) - \ln(S_{i,t-1})$ 。

对于 Gibrat 定律, 传统观点常常强调企业增长率伴随着企业规模的上升而下降。最近, 有研究表明在企业成长的经验研究中有效率、长期企业规模较小的企业常常具有较快的成长速度^[25]。为了考察融资约束对企业成长的影响效应, 本文实证考察基于 Gibrat 定律所得到的扩展回归方程式:

$$g_{it} = c_0 + c_1 \ln S_{i,t-1} + c_2 \ln FC_{it} + c_3 \ln X_{it} + \tau_t + \mu_{it} \quad (9)$$

其中, 上述回归方程式纳入企业规模的 AR(1) 主要原因在于相对较小的企业常常具有更快的成长速度^[26]; X_{it} 表示控制变量, 常常予以考察企业规模的影响; τ_t 表示时间效应。

在回归方程式中, 如果回归系数 $c_1 > 0$ 表示企业成长具有持续性, 如果回归系数 $c_1 < 0$ 则表示企业成长不具有持续性。先前研究表明小型企业在具有较高沉淀成本的行业中投资额会渐进地增加, 这会使小企业相对于大企业而言具有较高的增长率^[27]。如果企业成长不具有持续性, 这为小企业快速成长提供了可能。最后, 如果回归系数 $c_2 < 0$ 则表明融资的可获得性是企业成长的必要条件; 如果回归系数 $c_2 > 0$ 则表明融资约束程度降低有助于企业的成长。

(二) 数据、变量

本文采用随机前沿模型实证考察中国制造业上市公司的融资约束问题。样本数据包括 1 968 家中国制造业上市公司的财务数据, 数据来源为 Osiris 数据库, 样本期间为 2005 年至 2013 年。在数据析出过程中, 本文采用 NAICS2007 标准重点考察了制造业 31 至 33 的行业部门。

表 1 主要变量的描述性统计

| 变量名 | 全样本 | | | 大型企业 | | | 中小型企业 | | |
|------|--------|-------|------|-------|-------|------|-------|-------|------|
| | 观测值 | 均值 | 标准差 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 观测值 | 均值 | 标准差 |
| 总资产 | 13 856 | 14.13 | 1.53 | 9 318 | 14.54 | 1.48 | 4 538 | 13.29 | 1.28 |
| 固定资产 | 13 849 | 13.03 | 1.82 | 9 315 | 13.54 | 1.71 | 4 534 | 11.99 | 1.58 |
| 销售额 | 13 801 | 13.65 | 1.70 | 9 311 | 14.17 | 1.56 | 4 490 | 12.57 | 1.45 |
| 员工人数 | 13 858 | 7.42 | 1.41 | 9 320 | 8.17 | 0.89 | 4 538 | 5.88 | 0.98 |

注: 为便于观察, 本表针对相关变量的自然对数值描述性统计进行报告, 原始统计数据货币计量的单位为千元, 员工数的单位为人。

表 1 报告了主要变量的描述性统计。在随后的实证分析中, K_{it} 采用总资产予以代理; 不同企业的净投资表示为 I_{it} , 该变量涵盖的是有形资产变化和资本折旧, 采用固定资产予以代理。本文在投资测量方面排除了无形资产(例如, 专利、商标和版权等), 主要原因在于: 将无形资产从投资中予以剔除可以有效地降低投资的测量误差。根据工业和信息化部、国家统计局、国家发展和改革委员会以及财政部在 2011 年 6 月印发的《中小企业划型标准规定》, 工业行业从业人员 1 000 人以下或营业收入 40 000 万元以下的为中小微型企业。依据上述标准将 2005 年至 2013 年中国制造业上市公司分为大型企业和中小型企业分别予以考察。

对于托宾 Q 的测量, 现有研究文献中存在多种测量方法。由于中国制造业企业的微观数据覆盖

的年限并不太长,在估计资产重置成本方面,采用永续盘存法缺乏使用的先决条件。为了克服估计托宾 Q 时所面临的测量困难,Lowellen and Badrinath^[28] 给出了年份结构法(vintage structure method)。与永续盘存法相比而言,年份结构法的优势在于它能够以实际推定资产的年份构成,而不需要借助于假定将现有资产限定为累计自无穷期以前。

然而,年份结构法在测量过程中需要采用微观数据详实的 Compustat 数据库、通货膨胀指数以及债券和优先股的收益表。上述测量方法的前置条件限制了该方法针对中国企业的数据使用。而且,Lowellen and Badrinath^[28] 方法在计算过程中会产生较高比例的数据缺失情况。显然,如果缺失的观测值与非缺失的观测值具有不同的特征,那么该方法无疑面临着严重的局限。于是,经过上述不同方法的比较,本文采用在测量托宾 Q 过程中不要求估计债券和优先股市场价值以及采用账面价值逼近重置价值的简易方法^[29],具体测量公式如下:

$$Q_{it} = \frac{\text{STOCK}_{it} + \text{LRDEBT}_{it} + \text{INVNTR}_{it} + \text{CRLIABLT}_{it} - \text{CRASSETS}_{it}}{\text{TASSETS}_{it}} \quad (10)$$

其中,STOCK 表示优先股和普通股股票的市值,LRDEBT 表示长期负债,INVNTR 表示存货,CRLIABLT 表示流动负债,CRASSETS 表示流动资产,TASSETS 表示总资产。

五、实证研究结果

(一) 企业成长的分布

本文首先采用核密度估计方法来考察中国制造业上市企业规模概率分布的密度函数。为此,分别针对 2005 年、2008 年、2010 年以及 2013 年企业员工人数的对数值进行密度函数估计,本文采用 Epanechnikov 核密度函数作图,带宽的选择依据是积分均方误差(MISE)最小值,图 1 报告了上述估计结果。

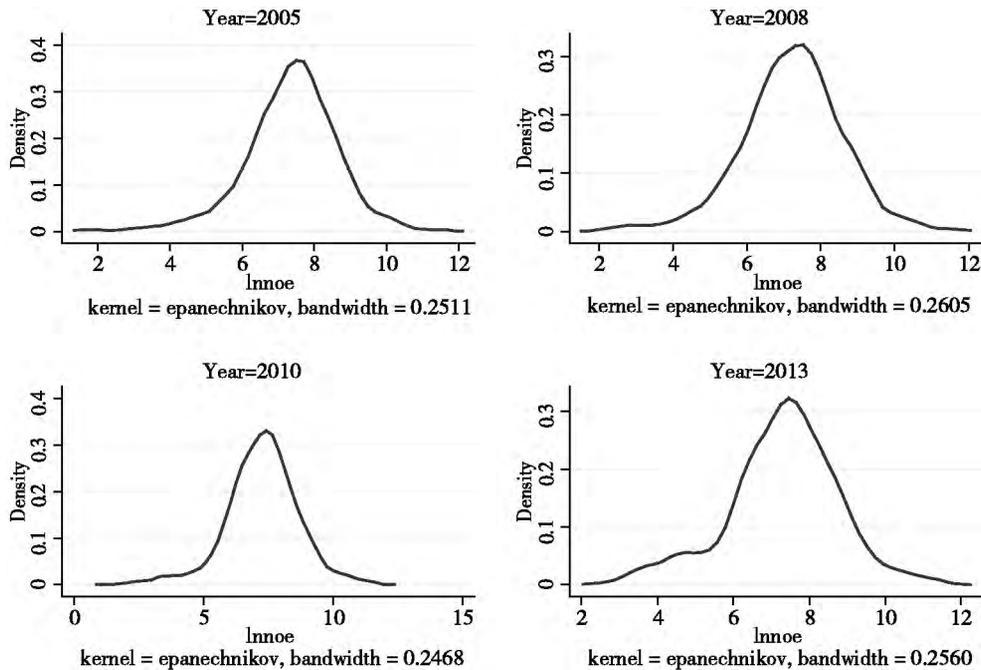


图 1 中国制造业企业规模的分布

根据核密度的估计结果,可以发现在上述不同年份,相对于下尾而言,上尾更加具有逐渐衰减的特征,因此依据核密度的估计结果,中国制造业企业规模并不服从正态分布。对于整个样本期间的数据计算其偏度和峰度的值分别为 -0.3654 和 4.2712 ,而对于标准的正态分布,偏度和峰度的测

量值应该为 0 和 3。最后,本文还依据统计检验考察中国制造业企业规模的概率分布情况,检验结果无论是分年度还是整个样本数据均拒绝了服从正态分布的零假设。因此,我们可以断定本文样本涵盖的中国制造业上市企业的规模并不服从正态分布。

(二) 企业融资约束的程度

随机前沿方法测量企业融资约束程度的技术优势在于该方法能够报告出针对不同企业时变的测量结果。该指数值位于 0 和 1 之间,越接近于零表明企业面临的融资约束程度越强,越接近于 1 则表明企业所面临的融资约束程度越弱。为了更好地动态把握中国制造业上市企业所面临的融资约束状况,在表 2 中,报告了本文样本企业所面临融资约束程度的描述性统计。

2007 年美国次贷危机及其引发的金融海啸给全球实体经济带来了巨大的负向冲击。受全球需求萎缩等因素影响,我国企业在产品市场以及资本金融市场都不同程度地遇到了相关障碍。从本文的测量结果可以看出,以 2010 年为分界点,中国制造业企业融资约束程度在平均值意义上出现了明显地下降,这表明在此后的时间段里中国制造业上市企业所面临的融资约束程度变强。

从整体水平来看,中国制造业上市企业融资约束程度平均值位于 0.64 至 0.68 之间,对于制造业上市公司这类特定企业而言,它们在各行业领域多为领头羊,与一般企业相比能够较好地利用证券市场进行筹资,并广泛地吸收社会资金,迅速扩大企业规模。但是,本文依据随机前沿方法测量得到的融资约束程度的结果并不能够让我们更加乐观,即便对于制造业上市企业这类充满活力、获利能力强的企业群体依然面临着融资约束的困扰。从四分之三分位数(Q3)与四分之一分位数(Q1)之间的差值来看,该差值排除了大部分异常值的影响,在本文样本期间内出现了不断扩大的趋势,这表明中间部分的制造业企业融资约束程度变得相对分散。

表 2 企业融资约束测量结果的描述性统计

| 年份 | 观测数 | 平均值 | 标准差 | Q1 | Q3 |
|------|-------|---------|---------|---------|---------|
| 2007 | 1 503 | 0.682 5 | 0.167 9 | 0.617 9 | 0.796 5 |
| 2008 | 1 687 | 0.667 9 | 0.163 9 | 0.605 1 | 0.780 5 |
| 2009 | 1 786 | 0.671 9 | 0.163 3 | 0.610 0 | 0.785 7 |
| 2010 | 1 849 | 0.663 3 | 0.171 9 | 0.595 1 | 0.780 1 |
| 2011 | 1 949 | 0.641 6 | 0.184 1 | 0.557 0 | 0.773 4 |
| 2012 | 1 950 | 0.640 9 | 0.183 3 | 0.554 0 | 0.774 3 |
| 2013 | 1 927 | 0.644 8 | 0.178 5 | 0.566 7 | 0.771 5 |

注:作者计算所得。

(三) 估计方法及结果

鉴于本文样本数据中体现制造业企业规模的员工人数并不服从正态分布,于是,在随后估计融资约束对企业成长动态的影响作用过程中,本文在估计方法上将采用最小绝对偏差(Least Absolute Deviation, LAD)方法进行实证研究。为了便于比较,本文同时也报告了普通最小二乘法(OLS)和面板数据固定效应估计(FE)的结果。LAD 方法是分位数回归分析方法的一种特例,可以说它是采用样本中位数在线性回归方法下的扩展,该方法对于极端观测值表现出较强的稳健性。

在研究融资约束对企业成长动态的影响作用时,融资的可获得性是企业规模不断扩大的重要条件。但是,伴随着企业成长,融资约束也可能取决于企业的成长状况。于是,为了避免内生性所带来的偏差,即融资约束可能与企业成长的回归方程误差项相关,本文也采用了 2SLAD 方法估计回归方程。在具体执行过程中,首先,本文将通过随机前沿方法测量的融资约束程度指标作为被解释变量,针对 NAICS2007 标准中四位行业编码所对应的全行业销售额的对数值,把全行业固定资产总额的对数值作为解释变量,并得到回归模型的拟合值;其次,将所得到的拟合值带回原回归方程,得到 2SLAD 方法的估计结果。值得注意的是,第二阶段的标准误差是不正确的,为此我们采用自助抽样(Bootstrapping)程序进行纠正,重复抽样的次数为 1 000 次。

表 3 报告了针对中国制造业上市企业的融资约束与企业成长动态的回归结果,其中结果(1)为采用普通最小二乘法所得到的参数估计,结果(2)为采用固定效应所得到的参数估计,结果(3)和(4)分别为采用 LAD 方法以及 2SLAD 方法所得到的参数估计。可以发现,在 4 种估计方法下,本文

所测量的中国制造业企业融资约束程度都在 1% 的显著水平下正向影响着本文样本企业的成长动态。以 2SLAD 方法估计结果为例,本文针对样本企业融资约束程度测量的变量 FC 指数值越接近 1,该企业所面临的融资约束程度就越弱,解释变量融资约束程度的回归系数为 0.785,这表明本文样本企业的融资约束程度越弱就越有利于企业成长。

如果融资约束与企业成长高度相关,那么小型或者年轻的企业表现将会更加明显。在这种情形下,企业规模的分布常常具有明显的右偏,一些企业具有不理想的成长状态,这可能是由于它们在长期稳态下企业规模就是小的。值得注意的是,另外一些企业成长面临着障碍是因为它们在长期稳态下企业规模调整过程中受到融资约束的影响。应用西方金融市场发达条件下的企业数据进行的研究对上述发现带来了挑战,针对 OECD 国家的一项研究表明融资约束不是这些国家企业成长的主要影响因素^[30]。然而,本文样本企业的经验研究表明融资约束在统计学意义上显著地影响着中国制造业企业的成长动态。中国金融市场尚处于不断深入发展的进程中,相对于西方发达国家而言,我国的金融发展和金融深化程度滞后于经济发展,这些因素均会对企业依赖外部资金进行融资进而扩大企业规模带来障碍。因此,融资约束的存在将会使得 Gibrat 定律难以从中国制造业企业数据中得到证实。

在表 3 中,企业规模的滞后变量在统计意义上显著的负回归系数说明企业成长不具有可持续性,这表明中国制造业企业规模越小成长的速度越快。Fotopoulos and Gioto-poulos^[31]利用希腊制造业企业数据研究发现 Gibrat 定律被微型、小型企业所拒绝,而大型企业成长模式服从随机游走。这在某种程度上与“市场选择”假说^[32]一致,该假说强调随着时间推移,学习效应以及市场选择机制会促使一部分企业按照 Gibrat 定律理论预测成长。可以说,Gibrat 定律可以被视为长期均衡下企业成长的模式。

根据先前国际上的相关研究,采用横截面数据针对 Gibrat 定律预测下的模型设定进行实证研究常常面临着有偏参数估计问题,尤其是在存在异质性企业的个体效应情况下相关检验面临着统计量势的减少^[33]。本文采用中国上市公司的面板数据能够较好地克服该问题。较早就有经验研究突出强调,较高的金融发展水平能够增加企业进入对外部融资依赖严重的行业部门的机会,而且进入后的企业成长动态也会受到金融发展的影响^[34-35]。采用投资-现金流敏感性分析等传统方法考察企业融资约束的程度在方法上具有局限性,本文利用随机前沿方法估计的结果能够较好地克服传统方法的缺陷,本文的实证研究结果表明对于中国制造业上市企业而言,融资约束在统计学意义上显著地影响着企业成长动态。

(四) 稳健性检验

本文将进一步考察实证研究结果的稳健性,一方面是证实上述的经验发现,另一方面可以通过稳健性考察更加深入地探讨融资约束对企业成长动态的影响。首先在不同分位数下考察企业增长模型设定的估计结果是否出现显著改变。为此,我们首先采用分位数方法重点考察在不同分位数下融资约

表 3 融资约束与企业成长动态的回归结果

| 变量名 | (1) OLS | (2) FE | (3) LAD | (4) 2SLAD |
|---------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
| Lag. S_{it} | -0.368*** (0.005 94) | -0.672*** (0.016 9) | -0.109*** (0.001 75) | -0.107*** (0.001 75) |
| FC_{it} | 0.207*** (0.015 3) | 0.144*** (0.045 8) | 0.0566*** (0.004 51) | 0.785*** (0.056 6) |
| X_{it} | 0.253*** (0.004 90) | 0.195*** (0.027 7) | 0.0805*** (0.001 45) | 0.0445*** (0.002 90) |
| 常数项 | -0.606*** (0.062 5) | 2.403*** (0.374) | -0.247*** (0.018 5) | 0.592*** (0.064 6) |
| 控制时间效应 | Y | Y | Y | Y |
| 观测数 | 11 839 | 11 839 | 11 839 | 11 840 |
| R^2 | 0.275 | 0.357 | 0.040 | 0.041 |

注: Lag 表示滞后值,括号内数值为标准误差,(3)和(4)项下 R^2 为伪判决系数,***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$ 。是否控制时间效应的 F 检验在 1% 的显著水平下表明需要控制时间效应。

束对企业成长动态的影响作用。表 4 报告了 25% 和 75% 分位数回归结果,其中回归结果(1)和(2)是采用分位数方法回归的结果,而回归结果(3)和(4)是采用工具变量分位数方法回归的结果。

从回归结果(1)至(4)来看,可以发现对于中国制造业上市公司而言,融资约束对于企业成长的影响效应在分位数回归以及工具变量分位数回归 25% 和 75% 分位数下实证结果均具有稳健性。无论是在分位数回归方法下,还是在采取工具变量分位数回归方法下,25% 和 75% 的分位数回归结果均在显著水平为 1% 的条件下表明融资约束影响着中国制造业上市公司的成长动态。从具体回归系数来看,在两种估计方法中均是上侧百分位数的回归系数绝对值要大,例如,在工具变量分位数方法下

表 4 不同分位数下的回归结果

| 变量名 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------|--------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | 25% | 75% | 25% | 75% |
| Lag. S_{it} | -0.184 *** (0.004 94) | -0.121 *** (0.003 00) | -0.173 *** (0.004 68) | -0.125 *** (0.003 01) |
| FC_{it} | 0.202 *** (0.012 7) | 0.043 9 *** (0.007 71) | 1.453 *** (0.152) | 0.647 *** (0.097 5) |
| X_{it} | 0.150 *** (0.004 08) | 0.073 4 *** (0.002 47) | 0.081 0 *** (0.007 77) | 0.048 2 *** (0.005 00) |
| 常数项 | -0.753 *** (0.052 0) | 0.077 9 ** (0.031 5) | 0.736 *** (0.173) | 0.749 *** (0.111) |
| 控制时间效应 | Y | Y | Y | Y |
| 观测数 | 11 839 | 11 839 | 11 840 | 11 840 |

注:括号内数值为标准误差,***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$,是否控制时间效应的 F 检验在 1% 的显著水平下表明需要控制时间效应。

75% 分位数的回归系数为 0.647,而 25% 分位数的回归系数为 1.453,这表明对于样本中中国制造业上市公司而言,融资约束对于较低成长速度的企业具有更加突出的影响效应。

随后,关于测量企业成长方面的指标,现有研究强调除了采用从业人数予以衡量外,还可以考察资产总额以及营业总收入^[36]。于是,为增强实证研究的稳健性,对于因变量的考察方面,本文进一步考察采用资产总额以及营业总收入等方面来度量企业成长,进而考察融资约束的影响效应。在表 5 中,我们报告了采用资产总额和营业总收入测量企业成长所得到的回归结果,借此验证在采用替代指标衡量企业成长时前文所得到的实证研究结果是否依然成立。在表 5 中,变量 SIZE 分别用资产总额以及营业总收入予以替代,控制变量 X 采用是企业的从业人数。通过观察表 5 中的回归结果,可以发现融资约束对于企业成长的影响效应在适用不同的成长衡量指标方面是稳健的。

表 5 采用企业成长的不同替代指标下的回归结果

| 变量名 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------|----------------------------|--------------------------|----------------------------|---------------------------|
| | LAD | 2SLAD | LAD | 2SLAD |
| Lag. S_{it} | -0.039 2 *** (0.001 79) | -0.124 *** (0.002 61) | -0.030 9 *** (0.002 43) | -0.102 *** (0.004 40) |
| FC_{it} | 0.014 7 *** (0.004 67) | 4.628 *** (0.114) | 0.022 2 *** (0.006 92) | 1.492 *** (0.084 7) |
| X_{it} | 0.031 8 *** (0.001 76) | 0.236 *** (0.006 85) | 0.041 3 *** (0.002 93) | 0.041 2 *** (0.002 98) |
| 常数项 | 0.456 *** (0.018 9) | 5.630 *** (0.128) | 0.174 *** (0.027 5) | 1.856 *** (0.096 0) |
| 控制时间效应 | Y | Y | Y | Y |
| 观测数 | 11 875 | 11 838 | 11 810 | 11 810 |

注:括号内数值为标准误差,***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$,是否控制时间效应的 F 检验在 1% 的显著水平下表明需要控制时间效应。

综上所述,本文为 Gibrat 定律的验证提供了基于中国企业数据的经验支撑。可以说,按照 Gibrat 定律理论预测,企业的成长动态与企业的自身规模无关,在利用多个国家企业数据进行实证验证该定律方面所得到的结果多是混合的。本文利用中国制造业上市企业的样本数据研究融资约束对企业成长动态的影响,为现有研究提供了新的研究增量。研究表明融资约束影响着企业成长,进而会促使企业成长偏离 Gibrat 定律的预测方向。受到本轮国际性金融危机的冲击,融资约束对于西方发达国家

家企业的实际效应也逐渐引起研究者的重新关注。有研究显示,对于融资问题西方发达国家企业表现出较强的异质性,尽管投资项目具有广阔的前景,在融资约束限制下一些企业放弃投资机会,而

且深陷业绩不佳表现的企业甚至出现出售经营性资产来获取资金的情况^[37]。因此,基于中国制造业企业的经验证据来看,融资约束显著地制约着企业成长,这自然使得企业成长动态偏离了Gibrat定律预测的方向。

六、主要结论及启示

本文利用Osiris数据库中中国制造业上市公司2005—2013年企业层面的微观数据,考察了融资约束与企业成长动态之间的关系。为了能够识别出不同样本企业的融资约束程度,本文采用随机前沿方法进行测量,进而得到不同样本企业、不同年份的融资约束程度。在现有备选的融资约束测量方法中,随机前沿方法具有相对明显的技术优势。随后,通过数据分析以及实证考察,本文发现中国制造业上市公司样本中企业成长的概率分布并不服从正态分布,于是,在考察融资约束对企业成长的影响作用时本文借助于最小绝对偏差以及两阶段最小绝对偏差方法进行了实证研究。研究结果表明:(1)2010年以来,中国制造业上市企业所面临的融资约束程度变强;(2)基于不同的估计方法,融资约束都在统计学意义上显著地影响着中国制造业企业的成长动态,而且该项研究结果可通过不同的稳健性检验予以支撑;(3)基于不同分位数下回归结果的比较,融资约束对较低成长速度的企业具有更加突出的影响效应。

根据中国人民银行《2014年社会融资规模统计数据报告》,间接融资是我国金融市场上的主要运行方式,企业债券以及非金融企业境内股票融资等直接融资方式比率相对较低,2014年企业债券占比14.7%,非金融企业境内股票融资占比2.6%。这基本上是我国金融市场在可预见的未来将保持的结构性发展特征,即间接金融占据主体,同时银行贷款又居于间接金融支配地位,可以说整体上企业若想得到信贷支持面临的限制比较突出。本文样本所涵盖的企业是制造业上市公司,这类企业在中国各种类型企业横向比较中能够相对容易地获得金融支持,但是本文针对这类企业的实证研究结果表明中国制造业上市公司面临着相对突出的融资约束问题。尤其是在国际性金融危机冲击下,中国制造业上市企业平均意义上融资约束指标在2010年后呈现出明显的下降趋势,外部冲击带来我国企业融资约束程度的加深需要引起政策制定者的重视。可以说,融资约束的缓解要兼顾国内和国外经济环境。

中国制造业上市企业集中了国民经济发展的支柱产业,已经将市场经济理念以及股份制企业文化在各行各业进行播种,成为我国经济发展的重要力量。通过本文所关注的样本研究,可以发现即便是制造业上市企业,具有较好的融资基础,在中国国内资本市场具有对外融资优势,它们依然面临着突出的融资约束问题,这也在一定程度上限制着这些企业的成长。从政策建议方面来看,本文的研究具有明确的政策含意。从政策设计方面来看,本文的研究表明政策制定者需要针对我国资本市场建设进行机制体制创新,不断改善企业的融资环境,加快金融市场多元化的发展,大力推进金融市场改革,根除现实经济中存在的金融资源配置的各项障碍和壁垒,进而促进我国工业企业成长。具体地讲,在金融市场改革方面需要注重市场化改革举措的配套使用,提高金融发展的深度和广度,让市场在金融资源配置方面发挥基础性作用,这对于我国以金融中介占据主体地位的金融市场而言尤其重要;此外,为了缓解中小型企业所面临的融资约束问题以及中小型企业在银行信贷配给过程中处于劣势的状况,相关部门需要放松对这类企业上市融资准入以及融资规模的限制;最后,丰富金融市场上金融服务的提供者,一方面要发挥传统的大型金融机构的积极作用,另一方面要大力促进中小型金融机构的发展,中小型金融机构或者区域性金融机构的参与有助于解决中小型企业融资难问题,缓解这些企业所面临的融资约束。

参考文献:

- [1] MANSFIELD E. Entry, Gibrat's Law, innovation, and the growth of firms [J]. The American economic review, 1962, 52(5): 1023-1051.

- [2] DUNNE P, HUGHES A. Age, size, growth and survival: UK companies in the 1980s [J]. *The journal of industrial economics*, 1994, 42(2): 115-140.
- [3] LOPEZ-GARCIA P, PUENTE S. What makes a high-growth firm? A dynamic probit analysis using Spanish firm-level data [J]. *Small business economics* 2012, 39(4): 1029-1041.
- [4] HART P E, OULTON N. Gibrat, galton and job generation [J]. *International journal of the economics of business*, 1999, 6(2): 149-164.
- [5] MYERS S C, MAJLUF N S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have [J]. *Journal of financial economics*, 1984, 13(2): 187-221.
- [6] BINKS M R, ENNEW C T. Growing firms and the credit constraint [J]. *Small business economics*, 1996, 8(1): 17-25.
- [7] FAZZARI S M, HUBBARD R G, PETERSEN B C. Financing constraints and corporate investment [J]. *Brookings papers on economic activity*, 1988, 1: 141-206.
- [8] CARPENTER R E, PETERSEN B C. Is the growth of small firms constrained by internal finance? [J]. *The review of economics and statistics* 2002, 84(2): 298-309.
- [9] 张天顶, 邹强. 金融发展与企业投资-长期现金流敏感性: 基于中国制造业上市公司的实证研究 [J]. *投资研究*, 2015(2): 46-57.
- [10] CHAN K S, DANG V Q T, YAN I K M. Financial reform and financing constraints: some evidence from listed Chinese firms [J]. *China economic review*, 2012, 23(2): 482-497.
- [11] 方宇惟, 夏庆杰, 李实. 究竟是什么因素抑制了企业成长? ——来自外部融资约束分析的证据: 1999~2007 [J]. *产业经济研究* 2014, 01: 13-22 + 110.
- [12] ALMEIDA H, CAMPELLO M, CUNHA I, et al. Corporate liquidity management: a conceptual framework and survey [J]. *Annual review of financial economics* 2014, 6(1): 135-162.
- [13] KAPLAN S N, ZINGALES L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *The quarterly journal of economics*, 1997, 112(1): 169-215.
- [14] ERICKSON T, WHITED T M. Erratum: measurement error and the relationship between investment and q [J]. *Journal of political economy* 2010, 118(6): 1252-1257.
- [15] LAMONT O, POLK C, SAA-REQUEJO J. Financial constraints and stock returns [J]. *Review of financial studies*, 2001, 142(2): 529-554.
- [16] WHITED T M, WU G. Financial constraints risk [J]. *Review of financial studies* 2006, 19(2): 531-559.
- [17] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index [J]. *Review of financial studies* 2010, 23(5): 1909-1940.
- [18] WHITED T M. Debt, liquidity constraints, and corporate investment: evidence from panel data [J]. *The journal of finance*, 1992, 47(4): 1425-1460.
- [19] LAEVEN L. Does financial liberalization reduce financing constraints? [J]. *Financial management*, 2003, 32(1): 5-34.
- [20] HU X, SCHIANTARELLI F. Investment and capital market imperfections: a switching regression approach using U. S. firm panel data [J]. *The review of economics and statistics*, 1998, 80(3): 466-479.
- [21] HOVAKIMIAN G, TITMAN S. Corporate investment with financial constraints: sensitivity of investment to funds from voluntary asset sales [J]. *Journal of money, credit and banking* 2006, 38(2): 357-374.
- [22] HOVAKIMIAN G. Determinants of investment cash flow sensitivity [J]. *Financial management* 2009, 38(1): 161-183.
- [23] BHAUMIK S K, DAS P K, KUMBHAKAR S C. A stochastic frontier approach to modelling financial constraints in firms: an application to India [J]. *Journal of banking & finance* 2012, 36(5): 1311-1319.
- [24] WANG H J. A stochastic frontier analysis of financing constraints on investment: The case of financial liberalization in Taiwan [J]. *Journal of business and economic statistics* 2003, 21: 406-419.
- [25] OBERHOFER H, PFAFFERMAYR M. Firm growth in multinational corporate groups [J]. *Empirical economics* 2013,

- 44(3):1435-1453.
- [26] LOTTI F, SANTARELLI E, VIVARELLI M. Does Gibrat's Law hold among young, small firms? [J]. *Journal of evolutionary economics* 2003, 13(3):213-235.
- [27] CABRAL L. Sunk costs, firm size and firm growth [J]. *The journal of industrial economics*, 1995, 43(2):161-172.
- [28] LEWELLEN W G, BADRINATH S G. On the measurement of Tobin's q [J]. *Journal of financial economics*, 1997, 44(1):77-122.
- [29] LEE D E, TOMPKINS J G. A modified version of the Lewellen and Badrinath measure of Tobin's Q [J]. *The Financial management*, 1999, 28(1):20-31.
- [30] ANGELINI P, GENERALE A. On the evolution of firm size distributions [J]. *The American economic review* 2008, 98(1):426-438.
- [31] FOTOPOULOS G, GIOTOPOULOS I. Gibrat's Law and persistence of growth in Greek manufacturing [J]. *Small business economics* 2010, 35(2):191-202.
- [32] LOTTI F, SANTARELLI E, VIVARELLI M. Defending Gibrat's Law as a long-run regularity [J]. *Small business economics* 2009, 32(1):31-44.
- [33] GODDARD J, WILSON J, BLANDON P. Panel tests of Gibrat's Law for Japanese manufacturing [J]. *International journal of industrial organization* 2002, 20(3):415-433.
- [34] RAJAN R G, ZINGALES L. Financial dependence and growth [J]. *The American economic review*, 1998, 88(3):559-586.
- [35] AGHION P, FALLY T, SCARPETTA S. Credit constraints as a barrier to the entry and post-entry growth of firms [J]. *Economic policy* 2007, 22(52):731-779.
- [36] 李洪亚. R&D、企业规模与成长关系研究——基于中国制造业企业数据:2005~2007 [J]. *世界经济文汇*, 2014(3):98-120.
- [37] CAMPELLO M, GRAHAM J R, HARVEY C R. The real effects of financial constraints: evidence from a financial crisis [J]. *Journal of financial economics* 2010, 97(3):470-487.

(责任编辑:木子)

Financial Constraints and Firm Growth Dynamics in China's Manufacturing

LI Jie¹, ZHANG Tianding², HUANG Jing³

(1. The International Education School, Wuhan University, Wuhan 430072, China;

2. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan 430072, China;

3. Economics Department, Georgetown University, Washington D. C. 20057, USA)

Abstract: This paper discusses the effects of the financial constraint on the firm growth dynamics based on the sample of China's listed companies in the manufacturing. On the measurement of the financial constraints, this paper uses the stochastic frontier method to cope with the disadvantages of the conventional methods, and then gets the measuring results for 1968 companies over the period from 2005 to 2013. The empirical results show that the firms in China's manufacturing which have the advantages in the gaining profits and market competition also face the financial constraints, and the firm growth is influenced in the sense of statistics by the financial constraints. The empirical results show new evidence for the Gibrat Law from the perspective of China's firm. Finally, this paper gives some policy advice based on the empirical research.

Key words: financial constraints; firm growth; manufacturing; Gibrat Law; stochastic frontier