

DOI: 10.19361/j.er.2018.05.09

企业合意贷款规模 偏离测度及影响因素研究

——来自中国 A 股上市公司的证据

李双建 赵旭霞*

摘要: 本文通过构建贷款市场上银行和企业谈判能力对企业合意贷款规模偏离测度模型,以沪深 A 股上市公司 2003-2016 年季度数据为样本,运用双边随机边界模型对银行和企业谈判能力及其对企业合意贷款规模影响效应进行了实证测度。结果显示银行谈判能力对合意贷款规模影响占比高达 98.92%,使得企业平均获取的最终贷款规模比合意贷款规模低 43.83%,并且虚拟经济部门中的企业更容易获取银行贷款。进一步研究了影响银行和企业的谈判能力的外生性因素,发现市场化程度的提高降低了企业的谈判能力,紧缩性的货币政策提高了银行的谈判能力。本文认为解决企业贷款融资不足的关键在于解决银行和企业贷款市场上的谈判能力偏差。

关键词: 合意贷款规模;谈判能力;外生性因素;双边随机边界模型

一、引言

当前我国经济正处于增长速度换挡期、产业结构调整阵痛期以及前期政策刺激消化期的“三期叠加”时期。在经济“新常态”背景下,我国金融市场的一个重要特征是股票与债券等直接融资市场不发达,社会信用形式主要表现为银行信用,企业投资资金来源主要以银行贷款为主。据中国人民银行官网显示,截止到 2016 年底,社会融资规模为 155.99 万亿,其中银行贷款为 105.19 万亿,股票和债券的融资规模为 23.69 万亿。然而,自我国金融体系改革以来,金融制度环境得到极大改善,但企业贷款难、贷款贵的问题仍然十分严重,特别是在企业贷款需求旺盛时,情况更是如此。此外,受制于金融管制、投资者保护薄弱等原因,我国金融压抑明显(Brandt and Li 2003; 卢峰、姚洋 2004),银行更关心信贷资金的安全性,采取信贷配给政策进而压低企业贷款规模(Shirley and Xu, 1998; Allen et al., 2005),即便企业愿意

* 李双建,南开大学经济学院,邮政编码:300071,上海财经大学高等研究院,邮政编码:200433,电子信箱:li_shuangjian@126.com;赵旭霞,上海财经大学经济学院,邮政编码:200433,电子信箱:zxeco@163.com。

本文感谢国家社会科学基金重点项目“世界分工演变与中国贸易和资本流动研究”(项目编号:14AJL010)、南开大学百名青年学科带头人(团队)培养计划“制度、金融与经济增长”(项目编号:63174082)、南开大学博士研究生科研创新项目“社会信任、贷款契约与银行破产风险”(项目编号:96172462)的资助。特别感谢匿名审稿专家和编辑老师提出的宝贵意见,当然文责自负。

支付更高的利率,也无法获取合意的贷款规模。

企业作为一国经济发展的微观基础,无法获取合意贷款规模,使得企业投资机会得不到充分的资金支持,投资无法达到最优水平(邓可斌、曾海舰,2014),造成银行信贷资金配置的严重扭曲,制约企业稳健发展和经济持续增长。一方面,企业无法获取合意贷款规模,面临较大的融资压力,进而降低企业投资效率(Biddle et al., 2009; Lara et al., 2016)、影响企业创新投入(张璇等,2017)、增加企业出口成本(蒋冠宏,2016),不利于企业健康发展。另一方面,企业无法获取合意贷款规模成为制约我国经济发展的重要瓶颈之一(Allen et al., 2005; 黄玖立、冼国明; 2010),充足的银行信贷资金能够促进生产率的快速提升(鞠晓生,2015)、促进人力资本积累(才国伟、刘剑雄,2014)、加速产业链升级(吕越等,2016),有利于国家提升经济实力和培育新的竞争优势。值得庆幸的是,已有文献从企业层面(白俊、连立帅,2012; 王义中等,2015)、政治关联(毛新述、周小伟,2015)、地区金融发展程度(Baum et al., 2011; 谢军、黄志忠,2014)等视角分析其对企业贷款规模的影响。但这些研究大多数是定性分析企业贷款的影响因素,缺乏定量思考。

实践中,准确测度企业合意贷款规模的偏离程度以及明晰其相关影响因素,是解决企业贷款难、贷款贵的首要前提。在以四大国有商业银行为主导的金融体系下,贷款市场是不完备的,银行与企业之间的不对称信息以及相伴随的风险厌恶和有限负债,导致银行企业间谈判能力不同,使得企业最终贷款规模与合意贷款规模不一致。那么,企业合意贷款规模的具体偏离程度如何?银行谈判能力和企业谈判能力各自对合意贷款规模偏离程度的贡献是多少?不同经济部门间企业合意贷款规模的偏离程度是否一致?影响企业合意贷款规模偏离的因素有哪些?对于这些问题的回答,有助于制定更加具有针对性的相关便利企业获取银行信贷的政策,对引导银行信贷资金的合理配置,具有重要实践价值。

基于此,本文以沪深A股上市公司2003-2016年的季度数据为研究样本,使用双边随机边界模型分别测度了银行谈判能力、企业谈判能力对企业合意贷款规模与最终贷款规模偏离的影响效应,并进一步测算了银行在最终贷款规模形成过程中谈判能力和企业的谈判能力对企业获取合意贷款规模的贡献程度,同时分析了不同经济部门间银行和企业获得剩余的差异性。考虑到企业和银行在最终贷款规模形成过程中谈判能力大小表现出较强的异质性,本文进一步分析了影响银行和企业谈判能力的外生性因素。研究结果发现:银行和企业的谈判能力对最终贷款规模的达成具有重要影响,并且银行谈判能力的影响占比高达98.92%,而企业谈判能力的影响仅为1.08%,最终致使企业的平均合意贷款规模低于最终贷款规模,偏离度为43.83%;此外,相较于实体经济部门,虚拟经济中的企业更容易获取银行信贷资金,表现出资金“脱实向虚”的现象。进一步分析影响银行和企业谈判能力的外生性因素,发现市场化程度的提高,加大了企业对贷款资金的需求,降低了企业在贷款市场上的谈判能力;紧缩性的货币政策,减少了银行的可放贷资金,提高银行在贷款市场上的谈判能力。

相较于以往研究,本文的贡献主要体现在以下三点:第一,在研究视角上,本文从银行和企业谈判能力的视角分析了企业合意贷款规模偏离问题,并就银行和企业谈判能力的大小进行测算,补充了相关文献。第二,在研究内容上,现有文献大多数采用均值效应模型分析企业合意贷款规模的影响因素,并未定量测算企业合意贷款规模偏离程度的大小。本文采用Kumbhakar和Parmeter(2009)提出的双边随机边界模型,不仅定量测算了企业合意贷款

规模偏离程度大小、银行和企业谈判能力对企业合意贷款规模的偏离程度的贡献程度,还分析了不同经济部门间企业合意贷款规模偏离程度的差异,弥补了相关企业合意贷款规模定量研究的不足。第三,在政策含义上,本文进一步分析了影响银行和企业的谈判能力的外生性因素,为制定和落实缓解企业贷款难、贷款贵的相关政策,合理引导银行信贷资金配置,提高信贷资金利用效率,提供了理论依据。本文余下内容安排如下:第二部分是企业合意贷款规模偏离测度模型;第三部分是研究设计;第四部分为实证结果与分析;最后是研究结论与相关政策启示。

二、企业合意贷款规模偏离测度模型

贷款市场上,企业最终贷款规模的形成是银行和企业双边谈判博弈的结果,双方谈判能力的不同导致最优贷款资金分配无法实现,企业没有获取合意的贷款规模。基于此,本文借鉴 Kumbhakar 和 Parmeter(2009)的研究,充分考虑银行企业间在贷款市场上双方谈判能力的差异,建立一个衡量企业合意贷款规模偏离程度的测度模型。

(一) 企业最终贷款规模的确定

假定在贷款市场上,对于代表性企业 i 而言,企业 i 就其最终贷款规模和银行进行谈判,并且双方都具有一定的谈判能力。企业 i 最终贷款规模的形成是双方谈判博弈的结果,假定企业 i 最终获取的贷款规模为 C_i ,可以表示成如下的形式:

$$C_i = \underline{C}_i + \eta_i (\bar{C}_i - \underline{C}_i) \quad (1)$$

(1) 式中: \underline{C}_i 为企业 i 愿意接受的最低贷款规模; \bar{C}_i 为银行愿意提供给企业 i 的最高贷款规模; η_i ($0 \leq \eta_i \leq 1$) 表示在最终贷款规模达成过程中,企业 i 谈判能力的大小; $\eta_i (\bar{C}_i - \underline{C}_i)$ 表示企业 i 在贷款合约达成的过程中所获取的剩余。

为了可以在模型中同时测度银行获取的预期剩余以及企业 i 获取的预期剩余,我们需要对(1)式进行分解。首先,由于企业面临的经营环境是不确定的,因而企业愿意接受的贷款规模 \underline{C}_i 是不可观察的;同样,银行愿意提供的最高贷款规模 \bar{C}_i 也是不可观察的。其次,由于双方谈判能力的差异,致使企业 i 最终贷款规模与合意贷款规模不一致,且(1)式不能很好体现银行和企业 i 谈判能力大小对企业 i 合意贷款规模的影响效应。基于此,假定企业 i 合意贷款规模为 $\mu(x_i) = E(\theta | x_i)$,这里 θ 是实际存在的,但是无法观察; x_i 表示影响企业 i 合意贷款的各种可被观察的外生变量,显然,合意的贷款规模满足 $\underline{C}_i < \mu(x_i) < \bar{C}_i$ 。因此 $\mu(x_i) - \underline{C}_i$ 表示企业 i 在最终贷款规模达成的过程中获取的预期剩余, $\bar{C}_i - \mu(x_i)$ 表示银行在最终贷款规模达成的过程中获取的预期剩余^①。银行和企业 i 各自获取剩余的大小取决于最终贷款规模形成过程中双方谈判能力的大

^①本文这里的银行预期剩余与传统微观经济学中的生产者剩余概念相似,但是我们这里不考虑成交价格(利率)的影响,而仅仅比较成交数量(贷款规模)和保留数量(愿意提供的最高贷款规模)问题。在我国的贷款市场上,贷款利率是受管制的,并没有完全市场化,用利率作为银行所获剩余的指标并不能准确反映贷款市场上所获剩余的大小;根据微观经济学中价量一致原则,给定的利率水平对应着一个意愿贷款规模量,进而用最终的放贷规模和银行愿意提供的最高贷款规模来反映银行的预期剩余问题。

小。根据银行和企业 i 各自获取剩余的定義可以将企业 i 最终贷款规模(1)式分解为如下方程式:

$$\begin{aligned} C_i &= \mu(x_i) - \mu(x_i) + C_i + \eta_i [\bar{C}_i - C_i + \mu(x_i) - \mu(x_i)] \\ &= \mu(x_i) + \eta_i [\bar{C}_i - \mu(x_i)] - (1 - \eta_i) [\mu(x_i) - C_i] \end{aligned} \quad (2)$$

(2)式中: $\eta_i [\bar{C}_i - \mu(x_i)]$ 为企业 i 在谈判过程中所获取的剩余, $(1 - \eta_i) [\mu(x_i) - C_i]$ 表示银行在谈判过程中所攫取的剩余;前者取决于企业 i 的谈判能力 η_i 和银行的预期剩余 $\bar{C}_i - \mu(x_i)$, 后者取决于银行的谈判能力 $1 - \eta_i$ 和企业 i 的预期剩余 $\mu(x_i) - C_i$ 。(2)式的经济含义为企业 i 可以通过拥有的谈判能力的大小来侵占银行预期剩余进而提高最终贷款规模,相反银行可以通过拥有的谈判能力的大小来攫取企业 i 预期剩余来压低最终贷款规模,企业 i 最终贷款规模是否与合意贷款规模一致取决于两者的净剩余(net surpluses),净剩余的表达式为:

$$NS = \eta_i [\bar{C}_i - \mu(x_i)] - (1 - \eta_i) [\mu(x_i) - C_i] \quad (3)$$

(3)式的经济含义是:若 $NS > 0$ 表示企业 i 谈判能力大于银行的谈判能力,企业通过获取更多的剩余来提高最终贷款规模,企业 i 贷款过度;若 $NS < 0$ 表示企业 i 谈判能力小于银行的谈判能力,银行通过攫取企业 i 的预期剩余来压低最终贷款规模,企业 i 贷款不足。

(二) 模型估计方法

本文采用双边随机边界模型进行估计,不仅能够估计双方不可观察的谈判能力的相对大小,也能测算企业合意贷款规模与最终贷款规模偏离程度。在双边随机边界模型中,被解释变量有一个上界和一个下界。根据 Polachek 和 Yoon(1996)的相关研究,一个典型的双边随机边界模型可以表示成如下形式:

$$y_i = x_i \delta + \varepsilon_i \quad (4)$$

(4)式中: y_i 表示被解释变量, x_i 表示解释变量, δ 为模型中的待估参数, ε_i 为复合干扰项,进一步可以表示为: $\varepsilon_i = v_i - u_i + w_i$ 。根据理论分析,企业的谈判能力对最终贷款规模形成具有正剩余,银行的谈判能力对最终贷款规模形成具有负剩余,最终贷款规模的形成是银行和企业双方谈判作用的结果。双边随机边界模型并不需要事先明确地量化界定引起上偏离、下偏离的相关因素,也不需要事先假定 u_i 和 w_i 的相对大小,而是根据模型估计结果确定合意贷款规模的前沿边界水平并将 u_i 、 w_i 和随机误差项进行分离,从而能够捕获和测算实际贷款规模相对于边界水平是否存在上偏离、下偏离现象以及其偏离程度。

基于此,我们可以将企业最终贷款规模方程式(2)写成如下的回归形式:

$$C_i = x_i \delta + v_i + w_i - u_i \quad (5)$$

(5)式中: $w_i = \eta_i [\bar{C}_i - \mu(x_i)] \geq 0$ 表示企业不可观察的谈判能力在谈判中获取的剩余,其值为正; $u_i = (1 - \eta_i) [\mu(x_i) - C_i] \geq 0$ 代表银行不可观察的谈判能力在谈判中获取的剩余,其值为正; v_i 表示一般意义上的干扰项; $C_i = x_i \delta + v_i$ 为合意贷款规模随机边界曲线。由于不可观察的双边谈判能力的不同,造成 u 和 w 的存在,最终贷款规模位于合意贷款规模随机边界的上方或者下方。

如果我们的目的只是获取常规的参数估计,OLS估计方法就可以得到无偏的估计量。但是我们想要估计银行和企业各自获取剩余的大小,OLS估计方法无法完成上述任务,因此我们采用最大似然估计方法(MLE)来估计(5)式。由 $u_i \geq 0$ 、 $w_i \geq 0$ 可知,干扰项 u_i 和 w_i 都

具有单边分布的特征。基于此,我们做出如下假设:(1) 干扰项 u_i 和 w_i 都服从指数分布^①, 即 $u_i \sim i.i.d.Exp(\sigma_u, \sigma_u^2)$ $w_i \sim i.i.d.Exp(\sigma_w, \sigma_w^2)$, 两者之间相互独立,并且与解释变量 x 相互独立;(2) 一般意义上的干扰项 v_i 服从正态分布,即 $v_i \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2)$, 并且与干扰项 u_i 、 w_i 以及解释变量 x 均相互独立。基于上述假定我们可以求出复合干扰项 ε_i 的概率密度函数,如下式:

$$f(\varepsilon_i) = \frac{\exp\{\alpha_i\}}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(\beta_i) + \frac{\exp\{a_i\}}{\sigma_u + \sigma_w} \int_{-b_i}^{\infty} \varphi(z) dz = \frac{\exp\{\alpha_i\}}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(\beta_i) + \frac{\exp\{a_i\}}{\sigma_u + \sigma_w} \Phi(-b_i) \quad (6)$$

(6) 式中: $\Phi(\cdot)$ 和 $\varphi(\cdot)$ 分别表示标准正态分布的累计分布函数和概率密度函数,

$$a_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_w^2} - \frac{\varepsilon_i}{\sigma_w}; b_i = \frac{\varepsilon_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_w}; \alpha_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2} + \frac{\varepsilon_i}{\sigma_u}; \beta_i = -\left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma_v} + \frac{\sigma_v}{\sigma_u}\right)$$

若样本中含有 n 个观察值,则 MLE 估计的对数似然函数如下:

$$\ln L(x; \boldsymbol{\omega}) = -n \ln(\sigma_u + \sigma_w) + \sum_{i=1}^n \ln [e^{\alpha_i} \Phi(\beta_i) + e^{a_i} \Phi(b_i)] \quad (7)$$

(7) 式中: $\boldsymbol{\omega} = [\beta, \sigma_u, \sigma_v, \sigma_w]^T$ 为待估参数。由于参数 σ_u 仅出现在 α_i 和 β_i 中,而参数 σ_w 仅出现在 a_i 和 b_i 中,所以两者是可识别的(identification)^②。通过对(7)式取最大化,我们可以得到所有参数的极大似然估计值。我们主要关注的是银行和企业通过谈判能力所获得的剩余,因此,在获得所有参数的估计值之后,为了得到双方各自所获剩余的大小,首先需要推导二者的条件分布,分别记为 $f(w_i | \varepsilon_i)$ 和 $f(u_i | \varepsilon_i)$:

$$f(w_i | \varepsilon_i) = \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_w) \exp\{-\lambda w_i\} \Phi(w_i/\sigma_v + \beta_i)}{\Phi(\beta_i) + \exp(a_i - \alpha_i) \Phi(b_i)} \quad (8)$$

$$f(u_i | \varepsilon_i) = \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_w) \exp\{-\lambda u_i\} \Phi(u_i/\sigma_v + b_i)}{\Phi(b_i) + \exp(\alpha_i - a_i) \Phi(\beta_i)} \quad (9)$$

由(8)和(9)式,可以进一步推导出 w_i 和 u_i 的条件期望:

$$E(w_i | \varepsilon_i) = \frac{1}{(1/\sigma_u + 1/\sigma_w)} + \frac{\sigma_v [\varphi(-b_i) + b_i \Phi(b_i)]}{\Phi(b_i) + \exp(\alpha_i - a_i) \Phi(\beta_i)} \quad (10)$$

$$E(u_i | \varepsilon_i) = \frac{1}{(1/\sigma_u + 1/\sigma_w)} + \frac{\exp(\alpha_i - a_i) \sigma_v [\varphi(-\beta_i) + \beta_i \Phi(\beta_i)]}{\Phi(b_i) + \exp(\alpha_i - a_i) \Phi(\beta_i)} \quad (11)$$

由于(10)和(11)式估计的是企业剩余 w_i 和银行剩余 u_i 对最优贷款规模的绝对偏离程度,为了得到企业剩余 w_i 和银行剩余 u_i 对合意贷款规模的相对偏离程度,加上后文中实证部

①本文这里假定双方的谈判能力干扰项服从指数分布基于以下几个方面的考虑:(1) 指数分布具有无记忆性,比如投篮次数不会由于前 N 次投篮不中就会增加或者减少后面投篮的命中率一样。对于本文,企业前 N 期就合意贷款规模的谈判过程中没有获取合意贷款规模并不影响以后的谈判结果。(2) 主要是为了使下文计算复合干扰项的概率密度函数变得简单,而且指数分布比较普遍,我们采用指数分布。当然,也可以采用其他的单边分布来计算复合干扰项的概率密度函数如半正太分布、伽马分布、对数分布等,但是采用不同的分布假设对模型估计结果没有实质性的影响。

②基于此,在后文分析中,我们无需事先假定银行和企业的谈判能力的相对大小,完全由估计企业和企业所获剩余的大小决定,即所获剩余的估计结果的大小反映银行和企业谈判能力的大小。

分选取的贷款规模数据以对数的形式出现。因此,我们需要对两者的条件期望进行指数转换:

$$E(1-e^{-w_i} | \varepsilon_i) = 1 - \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_w)}{1 + (1/\sigma_u + 1/\sigma_w)} + \frac{\Phi(\beta_i) + \exp(a_i - \alpha_i) \times \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v b_i) \Phi(b_i - \sigma_v)}{\Phi(b_i) + \exp(\alpha_i - a_i) \Phi(\beta_i)} \quad (12)$$

$$E(1-e^{-u_i} | \varepsilon_i) = 1 - \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_w)}{1 + (1/\sigma_u + 1/\sigma_w)} + \frac{\Phi(b_i) + \exp(\alpha_i - a_i) \times \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v \beta_i) \Phi(\beta_i - \sigma_v)}{\Phi(b_i) + \exp(\alpha_i - a_i) \Phi(\beta_i)} \quad (13)$$

式(12)和(13)表示企业和银行剩余的表达式,进一步,可以将谈判过程中的净剩余表示为:

$$NS = E(1-e^{-w_i} | \varepsilon_i) - E(1-e^{-u_i} | \varepsilon_i) = E(e^{-u_i} | \varepsilon_i - e^{-w_i} | \varepsilon_i) \quad (14)$$

三、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

本文以中国沪深A股上市公司为研究对象,样本区间为2003-2016年季度^①数据。选取上市公司季度数据为样本,一方面是考虑宏观经济变量对企业贷款规模的短期效应,另一方面是样本足够大以减少实证分析误差。对样本做如下筛选:(1)剔除金融类上市公司;(2)剔除出现ST、PT或退市的上市公司;(3)剔除公司最终控制人缺失及不详的公司;(4)剔除行业缺失及不详的公司;(5)剔除样本区间财务数据不全的公司;(6)剔除当年IPO的公司;(7)对回归分析中用到的公司层面上连续变量在上下1%分位进行缩尾处理(winsorize),以避免样本变量异常值对结果的影响。最终,我们获取2703家公司56个季度共39413个观察值。其中,公司层面的数据来自WIND终端数据库,主要宏观经济变量数据来自2002-2016年《中国金融年鉴》和《中国统计年鉴》。

(二) 变量说明和定义

企业贷款规模变量(*Credit*):借鉴白俊和连立帅(2012)、刘海明和曹廷求(2015)的做法,用企业现金流量表中“取得借款收到的现金”表示企业获得的银行贷款规模变量,并取自然对数形式。

企业层面变量(*individual*):参考Fan等(2007)、白俊和连立帅(2012)、刘海明和曹廷求(2015)、王义中等(2015)以及宋全云等(2016)的做法,我们选取企业层面的变量包括:企业个体特征变量、企业财务特征变量和企业公司治理变量三个方面。其中,企业个体特征变量有:企业规模(*asset*),用企业总资产的自然对数表示;企业员工数量(*employee*),用企业员工总数的自然对数表示;企业年龄(*age*),用企业成立时间的自然对数表示;企业所有权性质(*control*),中央国有企业和地方国有企业定义为0,非国有企业定义为1。企业财务特征变量有:企业偿债能力(*debt*),用企业资产负债率表示;企业应收账款周转率(*receive*),用企业营

^①本文实际收集的数据从2002年第四季度开始,因为实证分析中需要公司层面变量的滞后项数据,所以真正的样本区间是从2003年开始。选择2003年第一季度作为样本期间的起点基于以下两个原因:一是2003年银行业监管机构银监会成立,意在加强对贷款市场上商业银行的监督;二是2003年是我国国有商业银行进行股份制改革的起始年,国有商业银行的改革使得贷款市场上的主要贷款供给者商业银行在商业化、独立性以及信息披露方面有了很大改善。

业收入与应收账款的比值表示;企业营运能力(*operation*) ,用企业总资产周转率表示;企业盈利能力(*ROA*) ,用企业总资产净利润率表示。企业公司治理变量有:董事会规模(*board*) ,用董事会理事成员的人数的自然对数表示;第一大股东持股比例(*first*) ;总经理是否变更(*duty*) ,若总经理、副总经理发生变更定义为 1 ,反之定义为 0。

此外 ,变量中还包含企业所在地区金融发展程度(*FD*) ,用以控制地区金融发展程度对企业贷款规模的影响 ,用各地区银行当季度金融机构贷款总额与各地区当季度 GDP 之比来衡量地区金融发展程度。为了控制地区和时间对银行贷款规模的影响 ,我们还加入地区控制变量(*Region*) 和季度控制变量(*Quarter*) ①。

(三) 实证模型

根据理论分析 ,企业最终贷款规模与合意贷款规模的偏离主要受到银行谈判能力所获取的剩余和企业谈判能力所获取的剩余相对大小的影响。企业最终贷款规模主要受到影响企业最终贷款规模的可被观察的外生变量、企业谈判能力所获剩余对最终贷款规模的提高作用以及银行谈判能力所获剩余对最终贷款规模的压低作用的影响。结合上述指标 ,本文设定如下双边随机边界计量经济模型:

$$Credit_{it} = \beta_0 + \beta_1 individual_{i,t-1} + Quarter_i + Region_i + v_{it} + w_{it} + u_{it} \quad (15)$$

(15) 式中: i 表示企业 t 表示时间; $individual_{it}$ 表示企业个体特征变量; $Region$ 和 $Quarter$ 分别表示地区和季度控制变量; $w_{it} = \eta_{it} [\bar{C}_{it} - \mu(x_{it})] \geq 0$ 表示企业通过不可观察的谈判能力在谈判过程中获取的剩余; $u_{it} = (1 - \eta_{it}) [\mu(x_{it}) - \bar{C}_{it}] \geq 0$ 代表银行通过不可观察的谈判能力在谈判过程中获取的剩余; v_{it} 表示一般意义上的干扰项。

此外 ,参考王义中等(2015)的做法将企业层面变量滞后一期 ,原因在于银行发放贷款资金 ,往往是依据企业上一年的各项指标。本文主要是为了测度银行和企业的谈判能力大小对企业合意贷款规模的影响效应。首先 ,我们对影响企业贷款规模的因素做回归分析 ,在此基础上对模型的总方差进行分解用来测度银行和企业对贷款市场主导权力即谈判能力的相对大小 ,进而测度因银行和企业谈判能力不同而带来的剩余。其次 ,比较分析了不同经济部门间银行和企业获取剩余的差异性。最后 ,我们进一步研究了外生性因素对银行和企业谈判能力的影响。

四、实证结果与分析

(一) 企业贷款规模的影响因素分析

表 1 报告了相关估计结果 ,其中模型 1 采用最小二乘估计(OLS) ,模型 2 到模型 6 采用双边随机边界下最大似然估计(MLE) 。与此同时在模型 2 中添加约束项 $\ln \sigma_w = \ln \sigma_u = 0$,模型 3 到模型 6 是没有施加任何限制的双边随机边界模型。模型 4 和模型 5 是在模型 3 的基础上依次加入时间和地区控制变量 ,Log likelihood 统计值显示 ,模型拟合效果得到改善。模型 6 是在模型 5 的基础上剔除不显著变量的估计结果 ,似然比检验(LR Test) 结果显示模型依然稳健。通过 Log likelihood 统计值比较 ,本文后续分析主要基于模型 6 的估计结果。

①限于篇幅 ,本文没有报告变量的描述性统计、相关性分析以及方差膨胀因子研究结果 ,可直接向作者索取。

表1 企业贷款规模影响因素估计结果

| 变量 | Incredit | | | | | |
|--------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 模型1 | 模型2 | 模型3 | 模型4 | 模型5 | 模型6 |
| <i>asset</i> | 0.808*** (20.957) | 0.824*** (108.657) | 0.909*** (138.930) | 0.924*** (136.437) | 0.912*** (132.137) | 0.912*** (132.053) |
| <i>employee</i> | 0.468*** (14.783) | 0.075*** (11.433) | 0.008 (1.440) | 0.006 (1.177) | 0.020*** (3.633) | 0.020*** (3.665) |
| <i>age</i> | -0.341*** (-3.637) | -0.148*** (-9.263) | -0.120*** (-9.133) | -0.070*** (-4.375) | -0.076*** (-4.613) | -0.076*** (-4.619) |
| <i>debt</i> | 6.059*** (31.756) | 2.742*** (70.468) | 2.054*** (56.891) | 1.989*** (53.479) | 1.994*** (53.176) | 1.994*** (53.171) |
| <i>receive</i> | -0.222 (-0.918) | 0.046 (1.111) | -0.050** (-2.241) | -0.049** (-2.263) | -0.055** (-2.352) | -0.055** (-2.358) |
| <i>operation</i> | -1.185*** (-13.204) | -0.247*** (-12.333) | 0.154*** (8.518) | 0.172*** (9.342) | 0.145*** (7.876) | 0.144*** (7.857) |
| <i>ROA</i> | -2.4460*** (-2.4604) | -5.170*** (-19.328) | -0.963*** (-4.571) | -1.287*** (-6.249) | -1.095*** (-5.117) | -1.098*** (-5.135) |
| <i>board</i> | -0.003 (-0.134) | -0.011*** (-2.754) | -0.005 (-1.391) | -0.006* (-1.767) | -0.006* (-1.751) | -0.006* (-1.776) |
| <i>first</i> | -0.006*** (-2.773) | -0.001** (-2.171) | 0.000 (1.287) | 0.001 (1.444) | 0.001** (2.268) | 0.001** (2.224) |
| <i>duty</i> | -0.128* (-1.782) | 0.004 (0.271) | 0.003 (0.208) | 0.002 (0.181) | 0.006 (0.464) | |
| <i>FD</i> | 4.678 (1.184) | -0.674*** (-6.638) | -0.353*** (-4.253) | -0.361*** (-4.325) | -0.523 (-0.790) | |
| <i>control</i> | -0.552*** (-8.302) | -0.229*** (-18.071) | -0.142*** (-13.787) | -0.173*** (-15.744) | -0.138*** (-12.050) | -0.138*** (-12.043) |
| <i>Quarter</i> | Yes | No | No | Yes | Yes | Yes |
| <i>Region</i> | Yes | No | No | No | Yes | Yes |
| 常数项 | -3.394*** (-4.770) | 0.690*** (5.436) | 2.906*** (38.924) | 2.943*** (27.413) | 3.004*** (27.163) | 2.612*** (24.438) |
| Adj-R ² | 0.150 | | | | | |
| Log likelihood | | -102530.62 | -80526.1 | -80457.531 | -80304.458 | -80304.875 |
| LR(chi2) | | | 44009.03 \[0.0000\] | 44146.17 \[0.0000\] | 44452.31 \[0.0000\] | 44451.48 \[0.0000\] |
| N | 39 413 | 39 413 | 39 413 | 39 413 | 39 413 | 39 413 |

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 水平下显著，小括号内为 t 值，方括号内为 P 值。

模型6的估计结果显示，整体而言，企业规模、企业员工人数、企业偿债能力、企业运营能力、第一大股东持股比例等因素对提高企业贷款规模具有明显的正向影响；然而，企业成立时间、应收账款周转率、盈利能力、董事会规模等因素对提高企业贷款规模具有明显的负向影响。此外，相比非国有企业，国有企业更容易获取更高的企业贷款规模。

(二) 方差分解：贷款市场上银行与企业谈判能力对企业合意贷款规模的影响效应

表2报告了谈判能力对企业合意贷款规模的影响效应。测度结果显示，谈判能力对企业最终贷款规模的达成具有相当重要的影响，并且在贷款市场上银行谈判能力远远高于企业的谈判能力。此外，随机项的总方差为 6.5251，而双方谈判能力占比高达 0.9984，其中银行谈判能力影响占比约为 98.92%，企业谈判能力影响占比约为 1.08%。方差分解结果表明，虽然企业在贷款市场上拥有一定的谈判能力，但我国贷款市场依然处于银行主导体系下，导

致企业最终贷款规模低于企业合意贷款规模。换言之,银行在企业获取贷款的过程中占据主导性地位。为了分析双方在谈判过程中各自所掠取的剩余以及两者的净剩余,我们需要进一步对双方各自所获剩余进行估计。

表 2 谈判能力对企业合意贷款规模的影响效应

| | 变量含义 | 符号 | 测度系数 |
|----------|------------|--|--------|
| 银行企业谈判能力 | 常规误差项 | σ_v | 0.0102 |
| | 银行谈判能力 | σ_u | 6.4445 |
| | 企业谈判能力 | σ_w | 0.0704 |
| 方差分解 | 随机项总方差 | $\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$ | 6.5251 |
| | 总方差中谈判能力占比 | $(\sigma_u^2 + \sigma_w^2) / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2)$ | 0.9984 |
| | 银行谈判能力影响占比 | $\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$ | 0.9892 |
| | 企业谈判能力影响占比 | $\sigma_w^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$ | 0.0108 |

(三) 银行剩余和企业剩余的估计

1. 样本总体估计结果

表 3 报告银行剩余和企业剩余的估计结果。数据结果显示,平均而言,在贷款市场上,企业的谈判能力使得企业最终贷款规模比合意贷款规模高 20.95%,而银行谈判能力导致企业最终贷款规模比合意贷款规模低 64.79%。两者谈判能力带来的净剩余为-43.83%,表示企业最终贷款规模低于企业合意贷款规模,企业面临贷款不足问题。换言之,若企业合意贷款规模为 100 万,由于银行企业在贷款市场上谈判能力的差异,导致企业最终获得的贷款规模只有 56.17 万。企业无法获取足够的贷款资源显然会影响企业的运行,降低贷款资源的配置效率。

为了更好地分析企业和银行所获预期剩余的分布,表 3 后三列报告了银行和企业剩余的分布特征。结果显示,银行和企业谈判能力的大小具有明显的异质性,整体而言,银行依然处于强势地位,使得企业整体贷款不足。具体来说,在 1/4 分位数统计结果显示,两者的净剩余导致企业的最终贷款规模远低于企业的合意贷款规模,比例高达 67.4%。

表 3 银行和企业获得的剩余的估计(单位: %)

| 名称 | 均值 | 标准差 | 1/4 分位数 | 中位数 | 3/4 分位数 |
|---|--------|-------|---------|--------|---------|
| 企业: $\hat{E}(1 - e^{-w_i} \varepsilon_i)$ | 20.95 | 6.170 | 19.37 | 19.37 | 19.37 |
| 银行: $\hat{E}(1 - e^{-u_i} \varepsilon_i)$ | 64.79 | 25.37 | 44.99 | 68.92 | 86.76 |
| 净剩余: $\hat{E}(e^{-u_i} \varepsilon_i - e^{-w_i} \varepsilon_i)$ | -43.83 | 28.72 | -67.40 | -49.55 | -25.63 |

图 1 和图 2 进一步通过核密度函数图汇报了贷款市场上企业和银行所获剩余的分布情况。从图 1 可以得到,企业和银行的预期剩余都呈现出向右拖尾的性质,说明银行和企业剩余具有较强的异质性。从图 2 两者之间的净剩余分布特征来看,只有很少一部企业的净剩余为正,说明个别企业在贷款市场上的谈判能力高于银行,能够获取充足的贷款资金。但是,绝大多数企业的净剩余为负,企业谈判能力较低,企业最终贷款规模低于合意贷款规模,企业贷款不足。在中位数处,净剩余仍然为负值,表明银行在最终贷款规模形成过程中占据主导地位,进而压低企业最终贷款规模。整体来看,我国贷款市场上,银行处于主导地位,致使企业出现贷款融资不足。

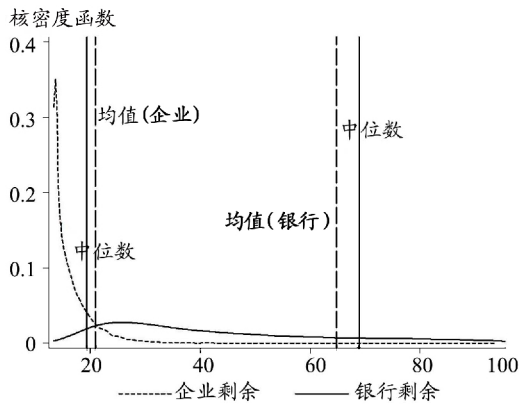


图1 银行和企业剩余的核密度函数图

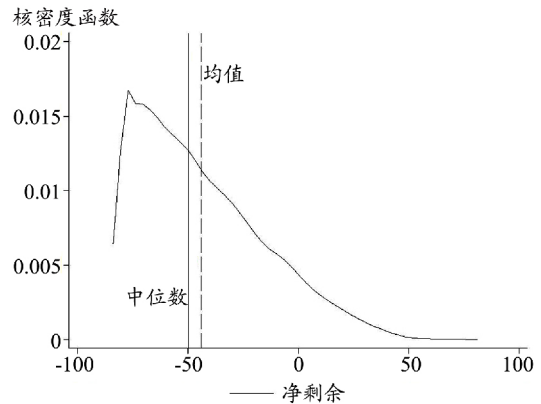


图2 净剩余的核密度函数图

2. 不同经济部门间银行和企业获得剩余的比较分析

表4报告了不同经济部门间^①银行和企业获取剩余的估计结果。数据显示,从净剩余的均值上分析,无论是实体经济部门还是虚拟经济部门中的企业都难以获取合意的贷款规模,但实体经济部门中企业合意贷款规模的偏离程度高于虚拟经济部门中的企业。相比较而言,虚拟经济部门中的企业更容易获取银行信贷资金,表现出资金“脱实向虚”的现象(张成思、张步昙 2015; 苏治等 2017)。

表4 不同经济部门间银行和企业获得的剩余的估计

| 名称 | 均值 | 标准差 | 1/4分位数 | 中位数 | 3/4分位数 |
|---|--------|-------|--------|--------|--------|
| 虚拟经济部门 | | | | | |
| 企业: $\hat{E}(1-e^{-u_i} \varepsilon_i)$ | 20.91 | 6.010 | 19.37 | 19.37 | 19.37 |
| 银行: $\hat{E}(1-e^{-u_i} \varepsilon_i)$ | 60.66 | 25.32 | 44.52 | 68.43 | 86.39 |
| 净剩余: $\hat{E}(e^{-u_i} \varepsilon_i - e^{-w_i} \varepsilon_i)$ | -39.75 | 28.56 | -67.03 | -49.06 | -25.15 |
| 实体经济部门 | | | | | |
| 企业: $\hat{E}(1-e^{-u_i} \varepsilon_i)$ | 21 | 6.320 | 19.37 | 19.37 | 19.37 |
| 银行: $\hat{E}(1-e^{-u_i} \varepsilon_i)$ | 65.13 | 25.42 | 45.35 | 69.60 | 87.16 |
| 净剩余: $\hat{E}(e^{-u_i} \varepsilon_i - e^{-w_i} \varepsilon_i)$ | -44.14 | 28.88 | -67.79 | -50.24 | -25.99 |

(四) 外生性因素对银行和企业谈判能力的影响

在上文的分析中,我们发现企业和银行在最终贷款规模形成过程中谈判能力大小表现出较强的异质性,使得两者的剩余在每个分位上值的大小不同。为了探求异质性的根源,根据前文假定,我们对(5)式中的银行基于不可观察的谈判能力所获取的剩余 u_i 和企业基于不可观察的谈判能力所获取的剩余 w_i 的参数进行如下设定:

$$\sigma_u = \exp(\alpha_u + \eta'_u \delta_u) \text{ 和 } \sigma_w = \exp(\alpha_w + \eta'_w \delta_w) \quad (16)$$

^①本文这里的实体经济部门是指物质的、精神上的产品和服务的生产、流动等经济部门,主要包括农业、工业、交通通信业、商业服务业、建筑业等物质生产和部门,也包括教育、文化、知识、信息、艺术、体育等精神产品的生产和部门。虚拟经济部门是相对于实体经济部门而言,是经济虚拟化的必然产物。虚拟经济主要包括房地产业,还包括体育经济、博彩业、收藏业等。

(16) 式中: η_u 和 η_w 分别为影响银行和企业谈判能力的外生性因素 α_u 和 α_w 是常数项。此时模型的似然函数同(7)式一样,只要我们将(16)式中 σ_u 和 σ_w 的表达式代入(7)式就可以估计影响银行谈判能力和企业谈判能力的外生性因素。同样 $\delta_u = 0$ 表示银行的谈判能力不受外生性因素的影响; $\delta_w = 0$ 表示企业的谈判能力不受外生性因素的影响; $\delta_u = \delta_w = 0$ 表示双方的谈判能力都不受外生性因素的影响; $\delta_u \neq 0$ 和 $\delta_w \neq 0$ 表示双方的谈判能力都受到外生性因素的影响。

由于我国实行的是渐进式转型和梯度式改革策略,导致不同地区的市场化进程并不一致,沿海各地区省份与市场经济相匹配的正式制度更趋完善,市场化程度较高;内陆地区各省份的正式制度建设则相对滞后,市场化程度较低。那么地区市场化进程的加快提高了企业在贷款市场上的谈判能力了吗?另外,在经济新常态下,主动适应新常态发展的宏观经济政策,尤其是稳健的货币政策显得尤为重要,成为保持经济平稳增长、促进经济活力增强、结构不断优化升级的有力支撑。那么货币政策的实施能够影响银行在贷款市场上的谈判能力吗?基于此,我们选取地区市场化程度 MI 作为影响企业谈判能力的外生性因素,选取法定存款准备金率(*reserve*)作为影响银行谈判能力的外生性因素。其中,市场化指数来自樊纲等(2011)编写的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》,由于该报告只报告了 2009 年以前的市场化指数数据,以后年份的数据我们采用线性插值法进行补齐;法定存款准备金率来自中国人民银行网站。

表 5 报告了外生性因素对银行和企业谈判能力影响的估计结果。

表 5 外生性因素对银行和企业谈判能力影响估计结果

| 变量 | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 5 |
|--------------------|--------|---------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | OLS | $\delta_u = \delta_w = 0$ | $\delta_u = 0$ | $\delta_w = 0$ | 无约束 |
| 其余变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 随机干扰项 σ_v | | | | | |
| 常数项 | | -2.290*** (-18.195) | -2.332*** (-17.340) | -2.285*** (-18.274) | -2.320*** (-17.554) |
| 银行谈判能力 σ_u | | | | | |
| <i>reserve</i> | | | 1.028*** (-21.759) | | 1.030*** (-21.778) |
| 常数项 | | 0.932*** (172.563) | 2.655*** (33.344) | 0.932*** (172.544) | 2.658*** (33.354) |
| 企业谈判能力 σ_w | | | | | |
| <i>MI</i> | | | | -0.031*** (-14.563) | -0.030*** (-14.114) |
| 常数项 | | -1.328*** (-55.969) | -1.327*** (-58.122) | -1.289*** (-17.574) | -1.250*** (-17.315) |
| Adj-R ² | 0.150 | | | | |
| Log likelihood | | -80304.458 | -80077.684 | -80304.299 | -80077.06 |
| LR(chi2) | | | 453.55 \[0.0000\] | 454.70 \[0.0000\] | 454.80 \[0.0000\] |
| N | 39 413 | 39 413 | 39 413 | 39 413 | 39 413 |

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 水平下显著,小括号内为 t 值,方括号内为 P 值;所有模型都包含显著的时间效应;LR(chi2) 检验为相应模型对应于模型 5 进行 LR 检验。限于文章篇幅,其余变量的估计结果没有在表格中报告,可向作者索要。

为了方便比较,我们还报告了OLS的估计结果。模型2到模型5是施加不同约束下随机边界方法的估计结果。模型2表示外生性因素对银行和企业的谈判能力都没有影响时的估计结果;模型3表示外生性因素对银行的谈判能力没有影响的估计结果;模型4表示外生性因素对企业的谈判能力没有影响的估计结果;模型5表示外生性因素对银行和企业的谈判能力都有影响的估计结果。Log likelihood统计值和LR检验结果显示,模型5显著优于其他三个模型,说明外生性因素对银行和企业的谈判能力都有影响。

从模型5的估计结果来看,市场化指数系数为负,并且在1%的水平下显著,说明市场化程度的提高降低了企业在贷款市场上的谈判能力。可能的原因在于地区市场化程度的提高,能够改善企业经营环境(方军雄,2006),优化企业资源配置、提高创新效率(戴魁早、刘友金,2013),进而促进了企业的发展,使得企业资金需求量增加,银行的贷款资金显得更加稀缺。对于贷款资金的需求方企业而言,市场化程度的提高使得其在贷款市场上的谈判能力将下降,致使企业无法获取合意的贷款规模。法定存款准备金率的系数为正,并且在1%的水平下显著,说明提高法定存款准备金率增强了银行在贷款市场上的谈判能力。中央银行提高法定存款准备金率,收紧银根,减少市场流动性,使得商业银行可以放贷的资金减少。因此,对于贷款资金的供给方银行而言,中央银行提高法定存款准备金率使得商业银行在贷款市场上的谈判能力提高,致使企业无法获取合意的贷款规模。

五、结论与政策启示

本文通过构建贷款市场上银行和企业谈判能力对合意贷款规模偏离测度模型,并利用我国沪深A股上市公司2003-2016年季度数据为样本,运用双边随机边界模型对贷款市场上银行和企业的谈判能力以及双方对合意贷款规模的影响效应进行了实证测度,并分析了不同经济部门间企业获取贷款的差异性;本文又进一步研究了影响银行和企业谈判能力的外生性因素。得出如下结论:

(1)通过对回归模型进行方差分解测度了银行和企业的谈判能力,研究发现双方谈判能力对企业最终贷款规模的达成具有重要影响,并且银行的谈判能力远远高于企业的谈判能力。最终结果是银行的谈判能力对最终贷款规模影响占比比企业约高96%,表明我国贷款市场在供方主导体系下,企业合意贷款规模的取得取决于资金的供给方。

(2)整体而言,通过对银行和企业在谈判能力不同的条件下各自所能获取的剩余的测度,结果显示,从均值上分析,贷款市场上企业谈判能力使得最终贷款规模比合意贷款规模高20.95%,银行谈判能力导致企业最终贷款规模比合意贷款规模低64.79%,两者净剩余为-43.83%,表明在贷款市场上银行处于强势地位,使得企业获得的最终贷款规模低于合意贷款规模。基于分位数统计结果以及核密度函数图分析发现,企业谈判能力表现出较强的异质性,并且虚拟经济部门中的企业更容易获取银行信贷资金,表现出资金“脱实向虚”的现象。

(3)在影响银行和企业谈判能力的外生性因素方面,地区市场化程度的提高,有利于企业发展,使得贷款资金需求量增加,对于贷款资金需求方企业而言降低了其在贷款市场

上的谈判能力;中央银行实行紧缩性货币政策,提高法定存款准备金率,减少了银行可放贷资金,对于贷款资金供给方银行而言提高了其在贷款市场上的谈判能力。

结合上述结论,本文相关政策含义如下:(1)对企业而言,应该提升经营效益,改善在贷款市场上的谈判弱势地位,降低过度依赖银行贷款的程度。(2)合理引导银行信贷资金向实体部门流入,避免出现资金“脱实向虚”,进而提高银行信贷资金配置效率。(3)深化金融体制改革,降低银行业集中度,大力发展城市商业银行、中小社区银行和民营银行;降低银行业准入门槛,通过银行产权多样化,提高银行业整体运行效率,促进正常竞争机制的形成,降低银行在贷款市场上的主导地位。(4)政府在制定宏观调控决策尤其是货币政策时,应该重点关注不同地区的市场化程度。对于市场化程度较高的地区,企业贷款资金需求大,企业在贷款市场上的谈判能力相对较弱,中央银行应该释放更多流动性,实行相对更加宽松的货币政策,满足企业贷款资金需求,解决企业贷款不足问题。

参考文献:

- 1.白俊、连立帅 2012 《贷款资金配置差异:所有制歧视抑或禀赋差异》,《管理世界》第6期。
- 2.才国伟、刘剑雄 2014 《收入风险、融资约束与人力资本积累——公共教育投资的作用》,《经济研究》第7期。
- 3.戴魁早、刘友金 2013 《市场化进程对创新效率的影响及行业差异——基于中国高技术产业的实证检验》,《财经研究》第5期。
- 4.邓可斌、曾海舰 2014 《中国企业的融资约束:特征现象与成因检验》,《经济研究》第2期。
- 5.樊纲、王小鲁、朱恒鹏 2011 《中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告》,经济科学出版社。
- 6.方军雄 2006 《市场化进程与资本配置效率的改善》,《经济研究》第5期。
- 7.黄玖立、冼国明 2010 《金融发展、FDI 与中国地区的制造业出口》,《管理世界》第7期。
- 8.蒋冠宏 2016 《融资约束与中国企业出口方式选择》,《财贸经济》第5期。
- 9.鞠晓生 2015 《企业融资约束异质性、金融发展与中国经济增长》,《当代经济研究》第10期。
- 10.刘海明、曹廷求 2015 《宏观经济不确定性、政府干预与贷款资源配置》,《经济管理》第6期。
- 11.卢峰、姚洋 2004 《金融压抑下的法制、金融发展与经济增长》,《中国社会科学》第1期。
- 12.吕越、罗伟、刘斌 2016 《融资约束与制造业的全球价值链跃升》,《金融研究》第6期。
- 13.毛新述、周小伟 2015 《政治关联与公开债务融资》,《会计研究》第6期。
- 14.宋全云、吴雨、钱龙 2016 《存款准备金率与中小企业贷款成本——基于某地级市中小企业信贷数据的实证研究》,《金融研究》第10期。
- 15.苏治、方彤、尹力博 2017 《中国虚拟经济与实体经济的关联性——基于规模和周期视角的实证研究》,《中国社会科学》第8期。
- 16.王义中、陈丽芳、宋敏 2015 《中国贷款供给周期的实际效果:基于公司层面的经验证据》,《经济研究》第1期。
- 17.谢军、黄志忠 2014 《区域金融发展、内部资本市场与企业融资约束》,《会计研究》第7期。
- 18.张成思、张步昙 2015 《再论金融与实体经济:经济金融化视角》,《经济学动态》第6期。
- 19.张璇、刘贝贝、汪婷、李春涛 2017 《信贷寻租、融资约束与企业创新》,《经济研究》第5期。
- 20.Allen, F., J. Qian, and M. Qian. 2005. "Law, Finance, and Economic Growth in China." *Journal of Financial Economics* 77(1): 57-116.

21. Baum, C. F., D. Schäfer, and O. Talavera. 2011. "The Impact of the Financial System's Structure on Firms' Financial Constraints." *Journal of International Money and Finance* 30(4): 678-691.
22. Biddle, G. C., G. Hilary, and R. S. Verdi. 2009. "How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency?" *Journal of Accounting and Economics* 48(2): 112-131.
23. Brandt, L., and H. Li. 2003. "Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives?" *Journal of Comparative Economics* 31(3): 387-413.
24. Fan, J. P. H., T. J. Wong, and T. Zhang. 2007. "Politically Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance of China's Newly Partially Privatized Firms." *Journal of Financial Economics* 84(2): 330-357.
25. Kumbhakar, S. C., and C. F. Parmeter. 2009. "The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates." *Journal of Productivity Analysis* 31(1): 1-14.
26. Lara, J. M. G., B. G. Osmo, and F. Penalva. 2016. "Accounting Conservatism and Firm Investment Efficiency." *Journal of Accounting and Economics* 61(1): 221-238.
27. Polachek, S. W., and B. J. Yoon. 1996. "Panel Estimates of a Two-tiered Earnings Frontier." *Journal of Applied Econometrics* 11(2): 169-178.
28. Shirley, M. M., and L. C. Xu. 1998. "Information, Incentives, and Commitment: An Empirical Analysis of Contracts between Government and State Enterprises." *Journal of Law, Economics, & Organization* 14(10): 358-378.

Research on Measuring and Influencing Factors of Enterprise Desirable Loan Size Deviation: Evidence from Chinese A-share Listed Companies

Li Shuangjian^{1 2} and Zhao Xuxia³

(1: School of Economics, Nankai University; 2: Institute for

Advanced Research, Shanghai University of Finance and Economics;

3: School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: In this paper, we construct a measurement model of the influence of bargaining power of banks and enterprises in the loan market on the deviation size of corporate desirable loans. Based on the quarterly data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2003 to 2016, this paper uses the two-tier stochastic frontier model to analyze the bargaining power of banks and enterprises. The result shows that the influence on the size of the desirable loan is as high as 98.92%, which makes the average size of the final loan obtained by the enterprise is 43.3% lower than the expected loan size, and enterprises in virtual economy have easier access to bank loans. Further study of the exogenous factors that affect the bargaining power of banks and enterprises reveals that the increased marketization reduces their bargaining power. This paper argues that the key to solving the financing problem of corporate loans lies in solving the deviation of the bargaining power of banks and enterprises in the loan market.

Keywords: Desirable Loan Size, Bargaining Power, Exogenous Factors, Two-tier Stochastic Model

JEL Classification: F12, G14

(责任编辑: 陈永清)