

贷款利率、融资策略及其对储蓄率的影响研究

——基于信贷配给的视角

李松

(西南财经大学中国金融研究中心, 成都, 610074)

摘要: 我们的分析显示, 利率变化会通过改变信贷配给标准的方式, 对企业融资结构产生完全不同于传统理论预测的影响, 本文将利率对企业融资策略的这种影响路径称为“利率—信贷配给—融资策略”渠道。通过这一渠道, 利率变化不但会在微观层面改变企业融资行为, 还会在宏观层面影响一国的储蓄率。本文的理论模型提出了两点可验证的排他性预测, 构成了对理论进行实证检验的基础: (1) 不容易遭受信贷配给的企业资产负债率与贷款利率负相关或者不相关, 容易遭受信贷配给的企业资产负债率会与贷款利率正相关; (2) 对于容易遭受信贷配给的企业而言, 贷款利率和投资回报率 (ROA) 都对对其融资结构产生影响, 但两者方向相反, 而且贷款利率的影响在数值上更大。

关键词: 信贷配给; 资本结构; 贷款利率; 企业储蓄

一、贷款利率对企业融资结构的影响: 理论

通常, 企业会根据不同融资方式的相对成本来选择相对更加便宜的融资方式。如果股权融资成本更低企业会更多选择股权融资, 如果贷款利率相对更低则企业会更加青睐贷款。

事实上, 这种从相对成本的角度出发的传统观点没有考虑资金可得性。在信息对称的环境中, 银行像企业家一样完全了解企业的风险和投资前景, 借贷双方根据投资前景做出融资决策, 资金可得性的确不是一个问题。

然而借贷双方的信息不对称会阻碍企业的选择, 不了解投资前景的银行可能会惜贷, 这样企业就有可能因为遭受信贷配给而不能得到贷款, 资金可得性就成为了企业必须考虑的问题。在一些情况下他们甚至会选择成本更高的融资方式, 例如贷款利率下降的时候企业反而会更多选择股权融资。

本文正是从信息不对称的角度出发, 采用信息不对称环境中动态博弈的方法构建了一个动态融资模型, 考察了利率变动对那些因为信息不对称而容易遭受信贷配给的企业 (Stiglitz and Weiss, 1981) 融资策略的影响, 提出了“利率—信贷配给—融资策略”这样一种不同于传统理论 (相对成本) 的间接影响渠道。

我们的模型显示, 贷款利率变化对不同的企业融资选择有着相反的影响。以贷款利率下降 (上升) 为例, 不受信息困扰的企业会按照相对成本原则增加贷款融资比例, 提高负债率, 而受到信息困扰 (因而容易遭受信贷配给) 的企业则相反, 他们反而会增加股权融资比例, 降低负债率。

(一) “利率—信贷配给—融资策略”的理论逻辑

“利率—信贷配给—融资策略”是指利率变化通过改变信贷配给标准 (即企业遭受信贷配给的可能性) 最终影响企业融资决策这样一种间接途径。

信息在企业融资中扮演了重要的角色, 如果银行像企业家一样了解企业, 借款将是一件很容易的事情。但真实世界并非如此, 企业家比借款人更加了解自己的投资前景和投资风险, 借贷双方存在信息不对称。如果借款人无从知晓企业的风险状况, 不能够判断企业是否值得贷款, 他们将不得不通过配给的方式来分配有限的信贷资金 (Stiglitz and Weiss 1982)。这种情况下, 即使安全的企业也可能因遭受配给而得不到贷款。为了避免遭受配给, 那些希望获得贷款的安全企业可以通过投入自有资金 (即股权融资占有所有资金投入的比例) 来向借款人表明自己的安全性。因为一旦投资失败, 企业家将失去 (部分或者全部) 自己的资金, 只有

对自己企业有足够信心的企业家才愿意承担这样的风险。越是安全的企业对自己的信心越足，能接受的自有资金投入比例就越高。这样银行等借款人就可以通过企业的股权融资比例来区分他们的类型，只向那些足够安全的企业提供贷款。试想一下，同样总共需要 1000 万投入的项目，如果企业家自己愿意出资（包括现金、厂房、设备、抵押物等各种形式）900 万，他获得贷款的可能性一定远远高于他自己只愿意出资 100 万的情况。

贷款利率变化不但会改变企业的贷款成本，还会改变银行的信贷配给标准。还是以利率下降为例，贷款利率下降使得银行贷款更有吸引力，企业有更强的动机来争取贷款。企业竞相追逐廉价信贷资金的行为使得银行处在了一个更加有利的地位，如果贷款总额不变，银行可以选择更加安全的企业（也就是那些自有资金投入比例更高的企业）以获取更高的利润。同时，企业家自有资金投入比例就成为了他们争取贷款的砝码，相对安全的企业愿意提高自己的股权融资比例，以此向银行表明自己依然值得贷款。

通过上述信贷配给的途径，贷款利率变化会对企业融资选择产生一种反直觉的影响——如果贷款利率降低（升高）、贷款相对成本降低（升高），企业反而会提高（降低）自有资金投入比例，减少（增加）贷款融资比例。

最终，与传统理论基于相对成本的预测相反，通过这种“利率—信贷配给—股权融资”渠道，利率下降反而提升了那些因为信息不对称而容易遭受信贷配给的企业股权融资比例，降低了企业负债率。

二、理论模型

（一）模型设定

假设存在一个连续统的企业希望进行额度为 I 的项目投资，而其自有资金 $W < I$ 不足以支付整个投资。这种情况下，企业可以投入部分自有资金 $A < W$ ，剩下部分 $I - A$ 向银行申请贷款，也可以选择放弃投资。未投入项目的资金可以转投到其他地方获得保留收益，银行贷款利率和保留收益率分别为 r 和 r^* 。项目可能成功也可能失败，如果成功则企业获得回报 $R = rI$ （其中 r 为项目成功的收益率），如果失败则收益为 0。收益率满足 $r > r^* > 1$ 和 $r > r^* > 1$ 。考虑到后续实证研究所包含的样本时期内，我国一直采用了低利率政策，因此我们还假定 $r^* \leq r$ 。企业之间的区别在于他们各自成功的概率 θ ， θ 服从 $(0, 1)$ 区间上分布函数为 $f(\theta)$ 的某个分布。 θ 是企业的私人信息，不能被银行所知晓，但分布是共同知识。

整个博弈中，企业先获知自己成功的概率 θ ，然后选择是否向银行申请贷款，如果申请贷款则企业还需决定自有资金投入 A 。银行不知道企业成功的概率，但可以根据企业自有资金投入来判断企业的类型 θ ，然后做出是否贷款的决策。如果企业获得贷款成功则进行项目投资，未获贷款则将自有资金投入其他用途获得保留收益 r^*A 。项目如果成功那么企业在支付银行 $r(I - A)$ 后获得留存收益 $rI - r(I - A)$ ，如果失败则银行和企业的收益均为零。

企业根据自己的类型选择自有资金投入 A 来最大化自己的期望收益，类型为 θ 的企业

期望收益为

$$\begin{aligned}\pi_B^E &= (W - A)r + P_{(A)}\theta[Ir - r(I - A)] + (1 - P_{(A)})Ar \\ &= Wr + P_{(A)}\theta I(r - r) + P_{(A)}A(\theta r - r)\end{aligned}$$

式中 $P_{(A)}$ 为企业自有资金投入为 A 情况下获得融资的概率，本文中我们只考虑纯策略博弈， $P_{(A)} \in [0, 1]$ 。设 $\bar{U} = Wr$ 表示企业的保留收益，即不进行项目投资企业也能获得的收益， $U = P_{(A)}\theta I(r - r) + P_{(A)}(\theta r - r)$ 表示企业通过银行贷款进行获得的额外期望收益。重排上式，我们得到

$$U = P_{(A)}[\theta[I(r - r) + Ar] - Ar] \quad (2.1)$$

显然，只有当 $U \geq 0$ 时企业才会有动机去申请贷款，那么对于给定的 A ，申请企业类型

必然满足
$$\theta \geq \frac{Ar}{I(r - r) + Ar}。$$

银行根据企业自身资金投入意愿 A 选择提供贷款的概率 $P_{(A)} \in [0, 1]$ 来最大化其期望收益

$$\pi^B = P_{(A)}(\theta r - 1)(I - A) \quad (2.2)$$

尽管在模型构建方面有所不同，但本文模型的思想逻辑与基于逆向选择的信贷配给理论（Stiglitz and Weiss 1981）是一致的，都表明在信息不对称的环境中，银行无法通过利率或者是否提供融资来排除高风险的融资对象。如(2.1)所示，如果没有自有资金投入（即 $A = 0$ ），仅凭贷款利率不能把那些不值得贷款的企业从优质企业中筛选出来。只要贷款还具有吸引力（ $r < r$ ），所有企业都会申请贷款，无法分辨企业类型的银行也就只能采取配给的方式发放有限的信贷资金。

（二）信息对称环境下贷款利率对企业融资结构的影响

先考虑没有信息不对称的基准情况，这种情况下企业的类型 θ 不是私人信息，借贷双方均可以观察到 θ ，因此企业自身投入并不能作为揭示信息的机制。整个博弈为完全信息动态博弈，可以用逆向归纳法来获得子博弈精炼均衡解。

根据 (2.2)，很容易得到当 $\theta > \frac{1}{r}$ 的时候银行选择提供贷款（即 $P_{(A)} = 1$ ）是有利的，而

当 $\theta \leq \frac{1}{r}$ 的时候不提供贷款是占优策略。由于类型 θ 可知，银行可以制定类型依存的策略，因

而存在占优策略，即当 $\theta > \frac{1}{r}$ 时提供贷款，否则拒绝提供。

如前所述，在信息对称的环境中，银行的融资决策 $P(A)$ 不依赖于 A ，企业决策时可以认为 $P(A)$ 给定。企业家收益对 A 的偏导 $\frac{\partial \pi}{\partial A} = P(A)(\theta P - r)$ 表明：如果 $\theta \leq \frac{r}{P}$ 企业家的收益是 A

的减函数，企业家的最优选择是使 $A = 0$ ，如果 $\theta > \frac{r}{P}$ 则企业收益是 A 增函数，企业的占优选择为 $A = W$ 。而且从收益函数 (2.1) 可以看出，任何类型的企业都总可以选择申请贷款并且 $A = 0$ 这样的策略来获得一个至少为 0 的额外收益，倘若 $P(A) > 0$ 则他们总能获得额外收

益。因此，企业也存在占优策略，他们会在任何情况下都申请贷款，在自己类型满足 $\theta \leq \frac{r}{P}$ 时选择 $A = 0$ ，而在 $\theta > \frac{r}{P}$ 时选择 $A = W$ 。

结合企业和银行的策略我们得到了博弈的占优均衡：如果假设 $r \leq \bar{r}$ 成立，所有企业都申请贷款并选择 $A = 0$ ；当贷款利率 r 上升到大于企业保留收益率 $\bar{r}$ 时，所有企业依旧会申请

贷款，并且类型 $\theta \leq \frac{r}{P}$ 的企业选择 $A = 0$ ，类型 $\theta > \frac{r}{P}$ 的企业选择 $A = W$ 。银行根据企业类型选

择是否提供贷款，当 $\theta > \frac{1}{r}$ 提供贷款，而 $\theta \leq \frac{1}{r}$ 则拒绝提供贷款。这样最终的均衡结果为：所

有类型 $\theta \leq \frac{1}{r}$ 的企业申请但不能获得贷款；类型 $\theta \in (\frac{1}{r}, \frac{1}{r^*})$ 的企业申请并获得贷款，其自有资金

投入为 0，因而其自有资金投入占总投资比例 $\tau = \frac{A}{I} = 0$ ；类型 $\theta > \frac{1}{r}$ 的企业申请并获得贷款，

自有资金投入为 $A = W$ ，相应自有资金投入占总投资比例 $\tau = \frac{W}{I}$ 。我们将上述均衡结果表述

¹ $r > 1$ ，因而 $\frac{1}{r} < \frac{r}{r}$

为以下命题：

命题一：当企业类型双方可知，银企双方不存在信息对称时，博弈存在占优均衡，均

衡中所有企业都会申请贷款，并且其自有资金投入为 0；但只有申请企业类型 $\theta > \frac{r}{r-f}$ 的时候银行选择提供贷款，其他时候银行拒绝融资申请。当贷款利率上升至超过企业保留收益率

（即 $r < r^*$ ），则类型 $\theta > \frac{r}{r-f}$ 的企业同样会申请贷款但其自有资金投入为 $A = W$ ，而其他企业和银行策略不变。

从均衡结果可以看出，随着银行贷款利率 r 变化，尽管均衡自有资金投入占新增投资比

例 $\frac{W}{I}$ 取值依然为 0 或者 $\frac{W}{I}$ ，但其各自取值的范围会发生变化。如果贷款利率下降到满足 $r > r^*$ ，则所有的企业都倾向于使用贷款而不投入任何自有资金，如果贷款利率上涨到超过保留收益，那么更多企业愿意投入全部自有资金。

命题一表明：不存在信息不对称的情况下，企业会根据自有资金（包括企业的现金流入以及来自内部股东的资金）和债务的相对成本决定融资方式。在其他条件不变的情况下，当贷款利率上涨到大于保留收益率（下降到低于保留收益率）时，企业自有资金投入比例将会增加（减少）。

（三）信息不对称环境下贷款利率对企业融资结构的影响

接下来考虑信息不对称情况，这种情况下 θ 的实现现值是企业的私人信息，银行无从知晓，但其分布是共同知识，博弈变成了不完全信息动态博弈。该博弈同样存在占优策略均衡，但这一均衡并不能实现类型的完全分离，只是一个部分分离的均衡。

我们假设银行的策略为在 $[0, W]$ 的某个子区域 Ψ 内取 $P_A = 1$ ，即 $A \in \Psi$ 时提供贷款，否则拒绝提供， Ψ 的下界为 $\underline{\psi}$ ，上界为 $\bar{\psi}$ 。

企业的额外收益函数（3.1）表明只有贷款额外收益 $U \geq 0$ ，即 $\theta \geq \frac{Ar}{r(r-f)+Ar^2}$ 时类型为 θ 的

企业才会申请贷款。对于任意给定的 $\underline{\psi}$ ，由于 $\frac{rW}{r^2} = I(r-f) + Ar^2 > 0$ ，当企业类型

$\theta \geq \frac{\underline{\psi}r}{r(r-f)+Ar^2}$ 时，他们至少总能够通过选择 $A = \underline{\psi}$ 得到贷款，获得大于零的额外收益，因此

这些企业会选择某个 $A \in \Psi$ 从而获得融资。当 $\theta < \frac{\underline{\psi}r}{r(r-f)+Ar^2}$ 时，企业选择任何 $A \geq \underline{\psi}$ ，其额外

收益都会小于零，因此他们的占优策略为 $A = 0$ （选择其他 $0 < A < \underline{\psi}$ 与选择 $A = 0$ 无差别），

即不申请贷款只获得保留效用。

从企业收益函数可以得到 $\frac{\partial U}{\partial A} = \theta^* - r < 0$ (因为 $r \leq \bar{r}$, $\theta \leq 1$), 因此当企业类型满足

$\theta \geq \frac{\psi^*}{I(r - \bar{r}) + \psi^*}$ 时, 选择 $A = \psi$ 是其占优策略。这样, 对于任意给定的 ψ , 存在临界类型

$\theta^* = \frac{\psi^*}{I(r - \bar{r}) + \psi^*}$, 当企业类型 $\theta \geq \theta^*$ 时, 企业选择 $A = \psi$; 企业类型 $\theta < \theta^*$ 时选择 $A = 0$ 。

银行可以从企业的 A 选择推断他们的类型, 更新自己的信念。如果企业自有资金投入

为 A , 根据企业的收益函数, 银行可以推断企业的类型满足 $\theta \geq \frac{A^*}{I(r - \bar{r}) + A^*}$ 。如前所述, 任何

给定的 ψ , 类型满足条件的企业都会选择 $A = \psi$, 因此银行也不能再做出进一步信念更新。

预期到企业的占优策略只受 ψ 影响, 银行会选择 ψ 来最大化贷款的预期收益。对于每笔贷款,

银行的预期收益为 $\Pi^B = (\theta^* - 1)(I - A)$, 这一收益是企业类型 θ 的增函数。如果可能, 银行

的占优策略应该向每个满足 $\Pi^B \geq 0$ (即 $\theta \geq \frac{1}{\bar{r}}$) 的企业提供贷款, 因为这都会使 $\Pi^B \geq 0$, 对银行有利可图。

对企业占优策略的正确预期使得银行可以通过选择 ψ 使其对应的企业临界类型 θ^* 刚好

满足 $\theta^* = \frac{1}{\bar{r}}$, 当 $A \geq \psi$ 时企业类型满足 $\theta \geq \frac{1}{\bar{r}}$, 银行提供贷款, 而 $A < \psi$ 时银行选择 $P(A) = 0$ 拒

绝提供贷款, 这一选择实现了银行的占优策略即给所有满足 $\Pi^B \geq 0$ 的企业提供贷款。

结合企业和银行的优势策略, 可以得到博弈的占优均衡, 在均衡中所有申请贷款的企业都会获得贷款, 而且都会有相同的资金投入 $A^* = \psi$ 。均衡时企业自有资金投入 A^* 和对应的临

界企业类型 θ^* 满足 $\theta^* = \frac{A^*}{I(r - \bar{r}) + A^*}$ 和 $\theta^* \bar{r} - 1 = 0$, 由此可以计算出

$$\begin{cases} \theta^* = \frac{1}{\bar{r}} \\ A^* = \frac{I(r - \bar{r})}{\bar{r}(\bar{r} - 1)} \end{cases}$$

均衡企业自有资金融资比例为

$$\tau^* = \frac{A^*}{I} = \frac{r - \bar{r}}{\bar{r}(\bar{r} - 1)}$$

分别对贷款利率和投资回报率求偏导得到

$$\frac{\partial \tau^*}{\partial \bar{r}} = -\frac{r}{\bar{r}^2(\bar{r}-1)} < 0$$

$$\frac{\partial \tau^*}{\partial r} = -\frac{1}{\bar{r}(\bar{r}-1)} > 0$$

即 τ^* 是 $\bar{r}$ 的减函数和 r 的增函数, 表明这种情况下企业股权融资的比例会随贷款利率变化

而反向变化, 随投资回报率变化同方向变化。而且从数值上来说 $\frac{\partial \tau^*}{\partial \bar{r}} > \frac{\partial \tau^*}{\partial r}$ (因为

$\frac{\partial \tau^*}{\partial \bar{r}} + \frac{\partial \tau^*}{\partial r} = \frac{\bar{r}-r}{\bar{r}^2(\bar{r}-1)} < 0$), 意味着贷款利率对企业自有资金投入量的影响程度比资本回报率更

大。综合以上论述, 我们得到了以下命题:

命题二: 如果企业和银行之间存在信息不对称, 则

(1) 博弈存在唯一占优策略均衡 $(A_{(\theta)}^*, P_{(A)}^*)$,

$$A_{(\theta)}^* = \begin{cases} A^* & \text{如果 } \theta \geq \theta^* \\ 0 & \text{如果 } \theta < \theta^* \end{cases}, \quad P_{(A)}^* = \begin{cases} 1 & \text{如果 } A \geq A^* \\ 0 & \text{如果 } A < A^* \end{cases}, \quad \text{其中 } A^* = \frac{\bar{r}(r-\bar{r})}{\bar{r}(\bar{r}-1)}, \quad \theta^* = \frac{r}{\bar{r}}.$$

(2) 均衡企业自有资本占比 (即股权融资比例) $\tau^* = \frac{r-\bar{r}}{\bar{r}(\bar{r}-1)}$, 这一比例随银行贷款利率

$\bar{r}$ 上升 (下降) 而下降 (上升), 随投资回报率 r 上升 (下降) 而上升 (下降), 而且贷款利率对企业股权融资率的影响程度比投资回报率更大。

在博弈中, 企业自有资金投入 A (以及相应的 τ) 起到了甄别企业类型的作用, 企业通过选择 $A = \psi$ 向银行表明了他们的类型至少足以使银行获得大于零的预期收益, 因而获得了

贷款。当利率下降的时候, 临界类型 θ^* 上升, 银行需要更加安全的企业来保证自己的收益, 企业只有升高自己的股权融资比例 τ 才能表明自己足够安全, 从而获得贷款。

命题一和命题二一起表明了利率对股权融资的影响, 没有信息不对称的时候相对成本决定了企业的融资行为, 贷款利率下降时企业自有资金投入减少; 如果存在信息不对称则相反, 因为企业的自有资金投入起到了部分甄别的作用。

三、贷款利率对企业融资结构的影响: 实证

上面的理论分析表明贷款利率变化会通过信贷配给渠道对受到信息困扰的企业融资策略产生影响, 而且具体方向与基于相对成本的影响完全相反。“利率—信贷配给—融资策略”模型提供了两点可验证的预测, 如果预测能够得到证实, 也就证明了这一机制的存在。第一

点预测认为容易遭受信贷配给的企业融资策略（债务融资）比例会与贷款利率负（正）相关，不容易遭受配给的企业融资策略比例与贷款利率正相关或者不相关。第二点预测认为贷款利率对容易遭受信贷配给的企业股权融资比例影响程度大于企业的投资回报率。

本文采用一个独特的企业层面微观样本对利率—信贷—融资策略”机制进行了验证，得了与传统理论预测以及现有实证研究迥异的结论。

现有关于利率对企业融资结构影响的实证研究往往仅仅使用了上市公司作为研究样本，得到了资产负债率与利率负相关或者不相关的结论。但上市企业因为其自身特征（规模大、信息透明）不容易遭受信贷配给，依照本文的模型，上市企业更可能按照传统理论的预测依据相对成本配置融资，并不适合验证本文所提出的“利率—信贷配给—融资策略”渠道。

本文的企业样本不但包括了上市企业，还包括了非上市企业，而且容量巨大。本文的计量分析表明，容易受到配给的企业资产负债率对利率变化有正面反应，贷款利率越高时企业反而使用了更多贷款，而且贷款利率对这些企业融资结构的影响程度甚至大于企业的投资回报率。结果证实了这些企业的融资选择受到了“利率—信贷配给—融资策略”途径的影响，而不只是基于不同融资方式的相对成本来做出决策。计量分析还表明，利率变化对不易受到配给的企业资产负债率有负面影响或者影响不显著，表明这些企业的融资选择更多基于相对成本。

（一）相关文献和验证策略

1. 验证策略：现有理论以及本文模型的不同预测

主要理论²包括了权衡理论(Miller and Modigliani 1963)、优序融资理论(Myers 1984, Myers and Majluf 1984)和代理理论(Jensen and Meckling 1976, Jensen 1986 等)。但无论权衡理论、优序融资理论还是代理理论，对贷款利率和企业股权融资行为的预测都与本文有所不同，这种区别构成了我们验证本文理论逻辑在现实中的存在性及其经济重要性的策略基础。

权衡理论认为，企业的融资决策应当使债务融资带来的边际税收优势与相应陷入财务困境的边际成本相等。在其他条件不变的情况下，财务困境成本也不会发生变化，如果债务融资利率下降，那么企业会增加债务融资直到债务税收效应边际收益与边际成本相等。

优序融资理论关注内部股东和外部投资人的信息差异，认为企业会优先选择信息成本更低的融资方式，即内源性融资优先于债务融资，最后才会选择外部股权融资。如果外部投资机会和内源性融资能力没有任何变化，而债务融资降低的情况下贷款变得更有吸引力，企业没有理由提升股权融资比例。

代理理论关注是内部股东或经理人的道德风险行为，其思路在于利用事前的融资安排（以及与之对应的未来收益分配）来避免或者削弱代理人事后道德风险行为的动机，减小事后代理成本。代理理论也认为企业存在内源性融资—债务融资—外部股权融资这样的融资次序(Myers 2003 将这种融资次序称为 Jensen 和 Meckling 的优序融资)。内源性融资内生化了内部股东的行动收益，因而优于其他融资方式。债务融资一方面可以抽干企业多余的自由现金流，避免经理人的过度投资冲动(Jensen 1986)；另一方面内生化了企业家行动的收益，促使他们选择更高的努力水平(Innes 1990)，因此能够比外部股权融资提供能够更好的激励。但过高的债务融资比例又会引起风险转移问题，即股东用债权人的钱冒自己的险。因而，企业的债务融资能力总是有限的，如果融资需求超过了限度企业也不得不发行外部股权以获得融资。依据代理理论的逻辑，当贷款利率下降的时候，如果原有融资结构没有达到债务上限，企业没有理由不增加贷款融资、减少股权融资率；如果原有融资结构已经达到债务上限，企业将没有办法增加债务融资，但也不会增加股权融比例。

²更加详细见 Myers(1984, 2001, 2003), Titman and Wessels(1988), Harris and Raviv(1991), Rajan and Zingales(1995), Frank and Goyal(2008, 2009), Graham and Leary(2011)等或者本文的第二章。

本文的出发点与优序融资理论类似，均着眼于事前的逆向选择问题，但关于利率对股权融资的作用，本文对不同类型的企业有着不同的预测。我们考虑了两种类型的企业，一类与银行之间存在信息不对称，可能受到信贷配给，另外一类与银行之间不存在信息不对称，不会遭受配给。在期望收益、投资规模、增长机会等其他可能影响融资策略的因素不变的条件下，本文预计两类企业对外生的贷款利率化会有完全不同的反应。当利率降低时，贷款相对于其他融资方式变得更有吸引力，企业会更加渴望获得银行贷款。如果企业不会遭受配给，那么他们会扩大投资规模或者在投资规模不变的情况下增加贷款融资，减少来自股东的资金投入（包括盈利留存与新增股权融资），降低企业股权融资比例。可能遭受信贷配给的企业却刚好相反，虽然利率下降让银行贷款更具有吸引力，但企业却未必能够获得这种低成本资金。为了确保自己能够获得廉价的信贷融资，足够安全的企业不得不增加自身投入作为信号向银行证明自己的资质，这样反而提升了企业股权融资比例。

依照本文的逻辑，在控制其他变量的情况下，容易受到信贷配给而且需要竞争信贷资金的企业股权融资率与贷款利率负相关，而本身不容易受到信贷配给的企业股权融资率与贷款利率正相关或不相关（见第二章命题一，取决于企业保留收益和贷款利率之间的关系，当时不相关， $r > r^*$ 则正相关）。如果能够分别找到两类代表性企业并验证他们对于利率变动的反应，我们就能够验证本文这种“利率—配给—融资策略”渠道的存在性及其经济意义的重要性。上市企业 and 非上市企业刚好为我们提供了这样的样本。上市企业往往有更强的资金实力，信息也更加透明，受到信贷配给的可能性较小，非上市企业则相反。如果本文的机制确实在很大程度上影响了企业股权融资行为，那么可以预计非上市企业对利率的反应应当为负（即利率下降企业股权融资率上升），而上市企业股权融资对利率变化的反应会显著为正或者不敏感。

2. 现有利率对企业融资结构影响的实证研究

尽管已经有一些关于资本结构的实证研究考察了宏观因素对企业融资策略的影响（参考 Frank and Goyal 2008），但是罕有对企业贷款利率对其融资选择直接影响的研究，尤其缺乏来自企业层面的微观证据。事实上，银行贷款依然是广大企业最为重要的融资方式，在一些国家甚至是唯一可行的外部资金来源（Ayyagari et al. 2013），其在缓解企业与投资者之间信息不对称的作用也被广泛认同（Diamond 1984, James 1987）。正是由于贷款在企业融资中的重要性，研究如此贫乏是一件让人惊讶的事情。这种现象主要是由两点原因造成的。第一点原因是基于理论上的考虑，传统理论认为企业融资选择取决于不同融资方式的相对成本，当贷款利率相对于其他融资方式上升（下降）的时候，企业自然会减少（增加）贷款在融资中的比例，就像太阳升起天会亮，太阳落山天会黑一样直白和简单。第二点原因来自于实证上的困难。现有的实证研究往往针对发达国家上市企业，这些国家利率市场化程度较高，各家企业向银行融资的成本存在较大差异，研究者很难准确估计企业贷款成本（Graham and Leary 2011），因而也就无法考察贷款利率对企业融资的影响。

我国有别于西方国家的金融改革背景为我们验证利率对企业融资策略的影响提供了绝佳的制度基础，使得从微观层面考察利率变化的具体影响成为了可能。首先，我国金融市场发展相对滞后，绝大多数企业（尤其是非上市企业）外部融资依旧非常依赖银行贷款，企业融资策略在很大程度上就是银行贷款和自有资金之间的抉择，降低了分析的复杂性。其次，在过去相当长一段时期内，我国贷款利率并没有完全市场化，在这样的金融环境中贷款利率对于银行和借款人来说的确是由货币当局外生决定，符合“利率—信贷配给—融资策略”的前提假定。而且基准利率能够比较好的度量企业的贷款成本，克服了国外研究者所面对的贷款成本测算问题。

事实上，已经有一些国内的实证文献考察利率对企业企业资本结构的影响，大部分研究

（黄国良和孙佳 2006，原毅军和孙晓华 2006）都显示上市公司负债率与贷款利率负相关，与传统理论相对成本的观点一致。一个例外是张太原等（2007），他们使用固定效应模型对 235 家 A 股上市企业 1997-2006 的年度数据分析发现，企业负债比率与短期利率（6 个月期贷款利率）显著正相关，与长期利率（5 年期贷款利率）显著负相关。但是他们在线性回归中同时包含了短期贷款利率和长期贷款利率，考虑到我国历次利率变动都维持了利差稳定性，短期利率和长期利率高度相关（我们的样本显示两者相关系数超过了 0.9），张太原等人的结论很可能受到了多重共线性的影响。

3. 本文与现有实证研究的区别

现有关于企业融资的实证研究几乎都采用了上市企业作为样本，但上市公司并不适合作为验证本文所阐释的“利率—信贷配给—融资策略”机制。因为“利率—信贷配给—融资策略”机制存在的前提是信息不对称环境下的信贷配给，而上市企业所面临的信息不对称程度通常远远低于非上市企业，也不太容易遭受信贷配给。首先，上市企业司面对了更加严格和规范的信息披露制度，增加了借款人对企业的了解程度。第二，上市企业（哪怕是最默默无闻的上市企业）受到了分析师和投资者的广泛关注，他们渴望挖掘出企业不为其他人所知的信息来获得丰厚的投资回报，他们的努力缩小了企业和投资者之间的信息鸿沟。最后，上市企业往往有着更加丰富的债务融资手段，贷款利率变动对他们融资选择的影响更小。非上市企业（尤其是其中的中小民营企业）则相反，银行贷款几乎是他们唯一可以借助的外部债务融资机会，因此贷款利率变动对他们的融资选择存在明显的影响。

基于本文“利率—信贷配给—融资策略”模型对信息不对称程度的考虑，我们采用了全新的非上市企业样本对该模型进行验证。比起上市企业来，非上市企业普遍信息不对称程度更加严重，更容易遭受信贷配给，“利率—信贷配给—融资策略”途径的作用效果会更加明显。

（二）研究设计

根据第二节的理论模型和上文的验证策略，我们构建了如下的实证模型一：

$$LDB_{i,t} = \alpha + \beta_1 INT_{i,t} + \sum_j \beta_j X_{i,t}^j + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型中 α 为常数项， INT 为贷款利率， X^j 除贷款利率以外可能影响企业股权融资行为

的其他控制变量， u_i 和 $\varepsilon_{i,t}$ 分别为个体效应和随机扰动。因变量 $LDB_{i,t}$ 为企业 i 在 t 时期的资

产负债率，定义为总债务占总资产的百分比，等于命题二中的 $1-\tau$ 。根据本文第二章的模型，我们预计贷款利率会对容易受到配给的非上市企业 LDB 会有显著的正向影响。理论上 τ 的代理变量应该是新增融资中股权融资（包括内源性融资和增发股权融资）占当期总融资（包括债务增量和股权增量因而应该表示为总资产增加值）的百分比。由于现有关于融资的实证结果往往都选用资产负债率作为因变量，我们也选择资产负债率作为因变量，以方便与这些实证研究结果对比。

此外，考虑到企业资本结构的动态调整，我们还估计了一个局部调整模型，即模型二。

$$LDB_{i,t} = \alpha + \lambda LDB_{i,t-1} + \beta_1 INT_{i,t} + \sum_j \beta_j X_{i,t}^j + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

如果确如本文的“利率—信贷配给—融资策略”模型的确成立，则易受配给企业资产负债率 LDB 会对贷款利率有正面反应，即利率越低（越高），资产负债率越低（越高），不易受

到信贷配给的企业资产负债率与贷款利率会有正相关或者相关性不显著。此外，贷款利率的系数估计值在数值（绝对值）上会大于投资回报率（我们采用了 ROA 作为代理变量）的系数。

结合理论和之前的经验研究（见 Titman and Wessels 1988, Harris and Raviv 1992, Rajan and Zingales 1995, 黄贵海和宋敏 2004, Frank and Goyal 2009 等），我们控制了以下几类可能影响企业融资选择的变量（对应变量具体定义见附录表一）。

赢利能力

权衡理论认为高盈利的企业更有动机利用债务的税收优势，因此也会更倾向于使用债务融资。优序融资理论认为由于信息不对称导致外部融资成本较高，企业会优先选择内源性融资，其次选择债务融资，最后才会选择股权融资。高赢利能力的企业内部资金更加充裕，因此也更加倾向于使用留存收益，相应股权融资比例也会更高。与本文不同，上述两种理论都没有对具体影响做出数量上的推测，而本文的模型一方面预计高盈利的企业会有更高的股权融资比例，同时还预计资产收益率对易遭受配给的企业股权收益率影响程度小于贷款利率（命题二）。实证研究（Fama and French 2002, 黄贵海和宋敏 2004）也显示企业盈利能力对企业的融资策略存在显著影响。

在我国这样货币政策效果明显的经济体中，利率政策改变往往伴随着经济波动，宽松时期的利率和信贷政策往往造就了经济繁荣、企业盈利高涨，紧缩时期则相反。盈利的变化驱动企业采取不同的融资行为，繁荣时期高涨的利润会刺激企业扩大投资，相应也会有更旺盛的融资需求。这样，利率（以及相应的其他政策）还可能通过盈利本身对企业融资产生影响，但这种影响与本文将要验证的信贷配给渠道完全不同。如果不控制盈利，我们最终得到的将是两种渠道的混合效应，难以针对性识别信贷配给渠道的作用。后续的计量分析中，我们使用了企业资产收益率（ROA）作为赢利能力的代理变量。

资本结构

企业融资的权衡理论认为企业存在最优资本结构，但在动态环境中企业受到的各种冲击会使其资本结构偏离最优值，企业融资比例会视调整成本的大小逐渐向最优结构回归。有关资本结构的实证研究也表明企业融资行为有均值回归特性（Fama and French 2002），因此在回归中我们控制了上一期的账面资产负债率（ $LDB_{i,t-1}$ ）。

成长性

增长机会是指企业未来有价值的投资机会，是驱动企业融资政策的重要因素之一。实证研究表明高增长的企业往往更加青睐股权融资（Rajan and Zingales 1995），因为高增长企业需要避免因过度举债陷入债务积压（Myers 1977）而丧失未来有利可图的投资机会，而且这类企业也不需要债务融资来避免自由现金流问题引起的过度投资。本文我们采用了资产增长率（变量 AG）和销售增长率（变量 SG）作为增长机会的代理变量，对于上市企业我们还考虑了其平均托宾 Q（变量 MtB），定义为年内平均市值与账面比率。

税收

税收是企业融资行为需要考虑的重要因素。权衡理论认为最优融资结构应当使得企业债务融资所得税优势带来的的边际收益与相应陷入财务困境的边际成本相等，实证研究（Graham 1996, 张春 2008, Frank and Goyal 2011）也表明企业税率对企业融资影响显著。因此，在后续回归中，我们控制了企业的所得税率（变量 TXRT）。非债务税盾（DeAngelo and Masulis 1980, Graham and Tucker 2006, 黄贵海和宋敏 2004）同样起到了债务一样的税盾功能，我们同样控制了非债务税盾（变量 NDBTSHD），定义为资产减值和折旧占总资产百分比。

企业规模和年龄

静态权衡理论预计大企业往往会更多使用债务融资，因为大企业通常更加稳定、破产概

率更低，相应财务困境成本也更低。本文使用了企业总资产对数（*ASTS*）和企业销售额对数（*SALE*）这两种变量作为企业规模的代理，以控制企业规模的影响。

企业年龄也与规模有着类似的影响，成熟企业往往更加稳定，经验研究也表明成熟企业更倾向于利用债务融资。此外，银企之间的长期合作有助于减轻双方的信息不对称程度，因而企业年龄很可能还包含企业受到融资约束的信息（White and Wu 2006, Hadlock and Pierce 2011）。在回归中，我们控制了企业的年龄（变量 *AGE*），定义为统计年度减去企业成立年度。

产权性质

由于产权和治理方面的原因，国有企业融资策略和融资模式与民营企业会有所不同。此前有研究（黄少安和张岗 2001）认为如果国有股以及国有法人股比例过大容易导致企业内部人控制问题，使其更加偏好于没有监督的股权融资。但后续的实证研究在这方面存在分歧，张春（2008 第 84 页）对上市企业分年度的截面回归支持了黄少安和张岗的观点，发现国有企业大股东持股越高企业越倾向于股权融资，肖泽忠和邹宏（2008）利用面板数据却没有发现相应的支持证据。

本文我们使用了上市企业 and 非上市企业两个样本，其中上市企业样本中国有绝对控股和相对控股的企业占比为 38%，非上市企业样本中国有企业（含集体所有制企业）比例高达 51%。在我们的数据中，非上市企业只有企业控股股东性质，缺少国有或者集体股份占总股本的比例。为了获得可比的计量结果，我们设置了国有企业虚拟变量（*STDUM*）来控制企业产权性质。根据《CSMAR 中国上市公司股东研究数据库》，国有绝对控股和相对控股的上市企业 *STDUM* 取值为 1，其余企业取值为 0。根据国泰安非上市企业数据库 2011 版说明，我们将控股情况为国有绝对控股、国有相对控股、集体绝对控股和集体相对控股的非上市企业 *STDUM* 设置为 1，其余情况设置为 0。

有形资产和无形资产

有形资产代表了企业的担保价值，对于有足够担保价值的企业债权人条款会相对宽松，因此其财务困境成本也相对更低。权衡理论预测有形资产比例较高的企业会选择较高的债务融资比例，经验研究（Rajan and Zingales 1995，张春 2008）也证实了这一预测。本文我们采用了净固定资产占总资产百分比（*COLL*）作为这种担保价值的代理变量，以考察这种影响。无形资产则恰恰相反，无形资产较高的企业往往股权融资比例较高，在回归中，我们还控制了企业无形资产比例（*INTAN*）。

行业与地域因素

企业的股权融资行为和财务结构以及盈利能力显然受到了企业所处行业的影响，我们生成了行业虚拟变量控制这种影响。我们按照中国证监会《上市公司行业分类指引》生成了上市企业行业虚拟变量，对于非上市企业我们按照其行业分类代码（该数据库行业代码的前两位相同则视为同一行业）生成行业虚拟变量。

（三）数据选择与处理

根据本文的理论逻辑以及相应的验证策略，我们构建了上市企业 and 非上市企业两个子样本。相对于上市企业，非上市企业更可能因为信息不对称而遭受信贷配给，我们预计其股权融资行为（尤其是对利率变化的反应）也会与上市企业截然不同。

我们根据中国人民银行规定的银行贷款基准利率，按月度计算了各年度的加权贷款利率，以此作为度量银行贷款成本的变量。具体计算方法如下：如果一年以内央行贷款基准利率没有发生变化，则该年基准利率即为加权利率；如果一年内贷款基准利率发生过多次变化，则按每次基准利率持续月份除以 12 作为权重，通过对基准利率按权重求和来获得当年的基准利率。我们分别计算了短期加权利率（*Slnt*）和长期加权利率（*Llnt*），但我国基准利率几乎都是联合变动而且两者之间利差变化很小，两种加权利率几乎完全相关（相关系数超过了 0.99），采用哪一种利率并不会对最终计量结果产生影响，在后续的分析中我们只采用了 *Slnt*。

上市公司数据选自深圳市国泰安信息技术有限公司提供的上市公司系列数据库,从中我们选取了 2000-2009 这 10 年间所有在我国股票市场上市交易的非金融企业财务数据和股东研究数据,按照证券代码和年份构建了面板数据。

我们从《国泰安非上市企业数据库 2011 版》中选择 2000—2009 共 10 年的企业财务数据,构建了非上市企业数据面板数据。该数据库收纳了 1998—2009 年间我国规模以上(年销售额 500 万人民币以上)工业企业财务数据和基本数据。为了建立观测企业在不同年份之间的匹配,我们对样本按照聂辉华等人(2012)的建议进行了交叉比对,以确定是否同一企业。具体方法为:按照企业法人代码,企业名称和开业年份进行组合比对,这三者中至少有两者相同即认为是同一企业。

在进行计量分析之前,我们首先剔除了非上市企业子样本中香港和澳门的企业,因为这两地的企业面对了完全不同的金融环境,与内地企业没有可比性。然后,我们删除了关键数据(总资产或股东权益)缺失,和总资产或固定资产小于零、总负债或者股东权益大于总资产这样明显不符合会计原则的观测值。

描述性统计显示非上市企业样本中存在异常值,而且这些异常值对样本统计特性造成了巨大的影响。以股权融资比例 *EQTDIN* 和资产增长率 *AG* 为例,前者最小值为 -2.87×10^7 ,后者最大值达到了 8.94×10^7 ,这样明显的异常对样本的统计性质造成了严重影响。这些异常值往往是由统计误差或者企业发生了并购重组或者破产等情况引起的,但不管何种情况都是与企业永续经营的会计假设不一致的。为了避免这种离群值对回归的影响,我们按异常值最为明显的 *EQTFIN*、*ROA*、*SG*、*AG*、*NBTSHD* 对数据两端各 0.5%进行了联合剔除,这样一共删除占总样本约 3%的观测值。处理以后样本基本统计特征比处理前有非常明显的变化,还是以 *EQTFIN* 为例,处理后其最小值变为-37.4,均值和样本方差分别由处理前的-27.64 和 22557.71 变为处理后的 4.61 和 13.62。

对于上市公司子样本,我们首先剔除了上市企业样本中的金融类企业,然后对剩余的样本进行了与非上市公司数据一样的处理。

在进行计量分析之前,我们还剔除了年龄为负的观测值。这样做是因为年龄为负往往是由统计错误或者企业进行了兼并重组引起的,其中后者很可能使原有企业变成了完全不同的企业,使得前后两段的段观测值实际上并不具备可比性。在全体非上市企业样本中, *AGE* 为负的企业一共有 16 个,占比不足十万分之一,上市企业中没有年龄为负的观测值,剔除这些样本不会对回归结果可靠性造成显著影响。

经过预处理后所有变量基本统计特征见表 1(非上市企业)和表 2(上市企业),变量定义见附录中附表一。

表 1: 非上市企业变量定义和基本统计特征

变量	样本量	均值	方差	最小值	最大值
<i>LDB</i>	2217076	55.32	24.97	0.00	100.00
<i>ROA</i>	2217060	7.71	14.40	-22.37	98.45
<i>SG</i>	930662	37.72	107.99	-87.77	1580.66
<i>AG</i>	1450624	22.91	64.75	-87.08	1022.00
<i>ASTS</i>	2217060	9.85	1.44	2.56	20.16
<i>SALE</i>	1722283	10.28	1.25	8.52	19.17
<i>AGE</i>	2215555	9.51	21.64	0	2006
<i>COLL</i>	2217060	36.02	22.22	0.00	100.00
<i>INTAN</i>	1583951	1.71	5.36	-389.55	130.62
<i>TXRT</i>	2184208	12.70	1186.34	-148060	784100
<i>NDBTSHD</i>	1583951	3.19	3.10	0.00	28.89

<i>STDUM</i>	2217060	0.51	0.50	0	1
<i>SInt</i>	2217060	5.73	0.60	5.09	6.79

数据来源：《国泰安非上市企业数据库》2011 版

表 2：上市企业变量定义和基本统计特征

变量	样本量	均值	方差	最小值	最大值
<i>LDB</i>	13455	47.52	18.25	0.81	99.95
<i>ROA</i>	13455	3.89	4.32	-31.01	23.12
<i>SG</i>	12488	22.26	56.29	-84.86	863.78
<i>AG</i>	12606	18.80	34.39	-43.05	333.66
<i>ASTS</i>	13455	21.33	1.08	15.38	28.00
<i>SALE</i>	13453	20.66	1.38	12.79	28.00
<i>AGE</i>	12142	8.99	4.30	0	25
<i>COLL</i>	13455	29.71	18.20	0.00	96.00
<i>INTAN</i>	13423	3.87	5.92	-3.29	84.00
<i>TXRT</i>	12190	22.38	115.2	-914.9	12080.79
<i>NDBTSHD</i>	5586	0.47	0.99	-2.03	12.88
<i>MtB</i>	13126	2.33	3.46	0.54	348.34
<i>STDUM</i>	13455	0.38	0.49	0	1
<i>SInt</i>	13455	5.66	0.54	5.09	6.79

数据来源：CSMAR 上市公司数据库

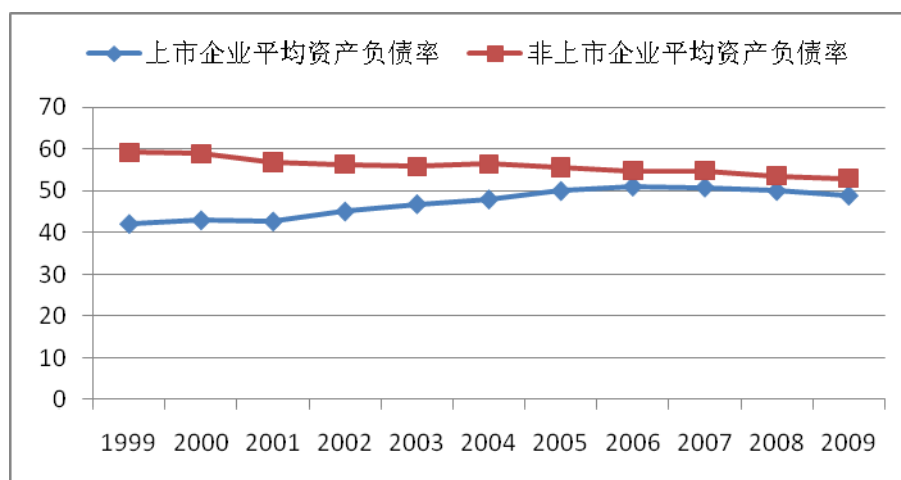


图 1：资产负债率 1999-2009 （单位百分比）

从图 1 可以看出，非上市企业资产负债率一直高于上市企业，表明他们更加依赖债务融资。但非上市企业资产负债率从 1999 到 2009 期间一直保持了上升的态势，而非上市企业则相反。

（四）计量分析与结果解释

经验研究（Lemmon et al. 2008）表明，企业的融资决策存在持续的个体效应。应用本文样本对随机效应和固定效应估计结果的 *Hausman* 检验（未列出）也表明存在个体效应，因此后续的估计我们都采用了与个体固定效应相容的估计方法。

另外，模型二中还存在滞后因变量作为解释变量，会导致真实状态相依引起固定效应估计量不一致（Arellano 2003）。因此，我们采用了差分最优广义矩法（Arellano and Bond 1991）来获得一致估计结果。具体而言，Arellano-Bond 估计量用滞后的解释变量作为前定变量的

工具对一阶差分以后的估计方程进行广义矩估计，其中差分过程消除了个体固定效应，滞后解释变量作为工具变量消除了差分以后的内生性。

本文使用的非上市企业数据中，国有企业相关数据往往比非国有企业更加详实，销售（包括销售额和增长）、无形资产、非债务税盾等数据不是缺省值的样本中，国有企业占比远高于全体样本中国有企业对应的比例，如果控制全部变量可能会带来严重的样本选择问题。在我们的非上市企业有效样本（资产、股权融资率和资产负债率数据有效）中，国企（含集体所有制企业）样本占比为 55.67%，略高于非国有企业。但销售额数据有效的样本中国企占比却达到了 63.7%，销售增长率不缺失的样本中国有企业占比达到 84.0%，销售数据（包括销售额和销售增长）、无形资产、研发投入和非债务税盾都有效的样本中，国有企业占比更是达到了 90.5%。

此外，有效样本损失是另外一个必须考虑的潜在问题。尽管销售增长率比资产规模增长率更能代表企业增长机会（过往关于上市公司的研究也往往采用销售增长），但是我们的非上市企业销售数据缺失远比资产数据缺失严重，如果使用销售数据将会损失相当比例的有效样本。从基本统计表中可以看出，销售增长率数据比资产增长率数据少大约 35.84%，使用销售增长会严重影响估计结果的可靠性。

考虑到这两方面的原因，我们分别对两个子样本各进行了两组回归，结果见表 4.3。第一组为基本回归，控制了资产规模、资产增长、资产收益率、企业年龄、固定资产比例和所得税率；第二组采用了销售规模和销售增长作为规模和增长机会代理变量（上市企业还控制了平均托宾 Q ），另外还控制了非债务税盾和无形资产比例。非上市企业基本回归有效样本中国有企业占比为 56.07%，与全体样本（核心变量 $ASTS, LDB$ 有效）国企比例 55.67% 相当，具有代表性。

表 3：资本结构（模型一）估计结果

LDB	非上市企业			上市企业		
	RE	FE		RE	FE	
SInt	0.428*** (0.0197)	0.489*** (0.0203)	0.123** (0.0600)	-0.471*** (0.166)	-0.410** (0.165)	-0.0246 (0.248)
ROA	-0.262** (0.00116)	-0.177** (0.00138)	-0.20** (0.00335)	-0.937*** (0.0348)	-0.773*** (0.0361)	-1.063*** (0.0627)
AG	0.0366** (0.000203)	0.0330** (0.000231)		0.0220*** (0.00305)	0.0301*** (0.00316)	
ASTS	1.311*** (0.0190)	3.228*** (0.0368)		7.387*** (0.202)	9.703*** (0.270)	
AGE	0.0148** (0.00124)	-0.0162*** (0.00154)	0.000411 (0.00282)	0.652*** (0.0406)	0.385*** (0.0493)	0.239*** (0.0717)
COLL	-0.175*** (0.000888)	-0.122*** (0.00113)	-0.149*** (0.00275)	0.0262*** (0.00940)	0.0662*** (0.0103)	-0.0389** (0.0178)
TXRT	0.000000218 (0.00000791)	0.000000421 (0.00000805)	0.00000210 (0.0000171)	-0.00101 (0.00243)	-0.00134 (0.00240)	-0.00283 (0.00361)

STDUM	-1.100*** (0.0292)	-1.850*** (0.0330)	-0.962*** (0.154)	0.509** (0.241)	0.841*** (0.246)	-0.0772 (0.529)
SG			0.00238*** (0.000345)			0.0195*** (0.00309)
SALE			1.636*** (0.0780)			6.235*** (0.348)
NDBTSHD			-0.194*** (0.0104)			0.320 (0.208)
INTAN			-0.0791*** (0.00568)			-0.0324 (0.0382)
MtB						0.149 (0.129)
<i>N</i>	1432010	1432010	467530	10333	10333	4241
<i>R</i> ²	0.082	0.081	0.049	0.201	0.328	0.333

注：FE 估计采用了固定效应组内估计量，GMM 采用了差分最优广义矩估计 Arellano-Bond 估计量，括号内为稳健标准差；* 表示在 10%统计水平上显著，**表示在 5%统计水平上显著，***表示在 1%统计水平上显著。

表 4：模型二估计结果

<i>LDB</i>	非上市企业			上市企业		
	FE	GMM		FE	GMM	
<i>SInt</i>	0.453*** (0.0190)	0.467*** (0.0249)	0.308*** (0.0201)	-0.199* (0.108)	0.0729 (0.129)	0.0729 (0.129)
<i>L. LDB</i>	0.339*** (0.00101)	-0.128*** (0.00305)	-0.149*** (0.00179)	0.687*** (0.0108)	0.169*** (0.0296)	0.169*** (0.0296)
<i>ROA</i>	-0.183*** (0.00137)	-0.133*** (0.00249)	-0.128*** (0.00242)	-0.641*** (0.0297)	-0.648*** (0.0426)	-0.648*** (0.0426)
<i>AG</i>	0.0478*** (0.000241)	0.0211*** (0.00271)	0.00686*** (0.000509)	0.191*** (0.00766)	0.0976*** (0.0135)	0.0976*** (0.0135)
<i>ASTS</i>	3.395*** (0.0367)	7.905*** (0.771)	12.09*** (0.110)	2.955*** (0.353)	17.30*** (1.522)	17.30*** (1.522)
<i>AGE</i>	-0.0183** * (0.00163)	-0.670** (0.291)	0.000344 (0.00173)	0.00621 (0.0444)	-0.913*** (0.155)	-0.751*** (0.143)

<i>COLL</i>	-0.104*** (0.00111)	-0.0857*** (0.00258)	-0.0962*** (0.00220)	0.00487 (0.0106)	0.0237 (0.0186)	0.0237 (0.0186)
<i>TXRT</i>	-0.00000238 (0.00000714)	-0.00000511*** (0.00000153)	-0.00000623** (0.00000266)	0.00136 (0.00123)	0.00134 (0.00202)	0.00134 (0.00202)
<i>STDUM</i>	-1.552*** (0.0313)	-0.940*** (0.164)	-0.272*** (0.0352)	0.337** (0.148)	0.187 (0.227)	0.187 (0.227)
是否控制时间效应	是	否	是	是	否	是
<i>N</i>	1286471	759009	759009	8738	6570	6570
<i>R</i> ²	0.206			0.741		

注：FE 估计采用了固定效应组内估计量，GMM 采用了差分最优广义矩估计 Arellano-Bond 估计量，括号内为稳健标准差；* 表示在 10%统计水平上显著，**表示在 5%统计水平上显著，***表示在 1%统计水平上显著。

正如我们预期的那样，贷款利率变化对非上市企业和上市企业有着完全不同的影响。非上市企业资本结构与利率正相关，上市企业资本结构与贷款利率负相关或者不相关。模型一的估计结果中（表 3）非上市企业回归的贷款利率系数都在 1%的统计水平上显著大于零，而上市企业基本回归中贷款利率系数在 1%的水平上显著小于零，第二组回归系数在 5%的水平上小于零，第三组回归系数不显著。模型二估计结果（表 4）三组回归都显示非上市企业负债率和贷款利率正相关，而上市企业只有在第一组回归（即随机效应基本回归）中负债率和贷款利率在 10%的水平上显著小于零，其他两组回归不显著。估计结果表明利率对非上市企业财务杠杆存在显著（1%统计水平上）正面影响，即利率越低，企业会有更高的股权融资倾向（更低的负债率），与前文“利率—信贷配给—融资策略模型的理论”预测一致。

两个模型的估计结果都显示，资产回报率（ROA）对企业负债率显著（1%的统计水平上）的负相关，与优序融资理论以及现有国内外实证研究结果一致。其中，上市企业资产负债率受到的影响比非上市企业更大，前者的 ROA 系数差不多是后者的 3~5 倍。

此外，此外，更为重要的是不管 FE 估计结果还是 GMM 估计结果都显示 ROA 对容易受到配给的非上市企业资产负债率的影响小于贷款利率，而且这一结论对于不同控制变量选择是稳健的，这与本文的预测以及模型一的回归结果完全一致。

结合我们的验证策略，模型一和二估计结果证实的确存在本文所阐释的“利率—信贷配给—融资策略”渠道，即：自有资金（即股权融资）投入比例可以起到甄别不同类型企业的作用，容易受到信贷配给的企业会将其作为自身类型的信号，缓解和银行之间的信息不对称。利率降低的时候，银行贷款变得更有吸引力，使得企业更有动机提升自有资金投入，以避免遭受配给，增大自己获得银行存贷款的机会。

（五）稳健性

之前的分析中，我们依据上市与否来区分企业是否容易面临信息不对称（以及相应的信贷配给），先验的认为非上市企业比上市企业更容易遭受配给。为了避免回归结果对这种划分方式的依赖，本节我们采用了其他不同的信贷约束可能性区分方式（产权性质和资产规模）来考察先前结果的稳健性。

过往的研究（White and Wu 2006，Hadlock and Pierce 2011）表明企业规模是衡量企业

是否容易受到信贷配给的变量之一，规模较小的企业往往信息不对称更加严重，也更容易遭受信贷配给。依照本文的逻辑，规模更小的企业对利率的反应也应当更为敏感。出于这种考虑，我们将非上市企业按照其资产规模分为四组（为了避免产权性质的影响，我们只考虑了其中的非国有企业），对每组重新进行了回归，结果见表 5。

所有回归结果都显示，贷款利率系数在 1%水平上显著为正。而且资产规模越小，贷款利率的影响越大，即规模越小的企业在利率下降时越倾向于增加股权融资，而且除了资产规模最大的一组以外，其他各组资产回报率对股权融资率的影响均小于贷款利率。结果与之前的计量结果类似，与模型的预测完全一致。

表 5：民营非上市企业资产规模分组估计结果

LDB	FE			
	(1)	(2)	(3)	(4)
SInt	1.397*** (0.170)	0.797*** (0.113)	0.358** (0.0863)	-0.312*** (0.0632)
ROA	-0.130*** (0.00558)	-0.177*** (0.00562)	-0.246*** (0.00543)	-0.335*** (0.00529)
AG	0.0340*** (0.00154)	0.0317*** (0.00108)	0.0297*** (0.000826)	0.0311*** (0.000664)
ASTS	8.619*** (0.279)	6.964*** (0.269)	5.588*** (0.198)	4.425*** (0.108)
AGE	-0.163*** (0.0178)	-0.0223*** (0.00592)	-0.0132*** (0.00331)	-0.0632*** (0.00499)
COLL	-0.0905*** (0.00572)	-0.102*** (0.00488)	-0.111*** (0.00414)	-0.0808*** (0.00354)
TXRT	-0.000521 (0.000678)	-0.00164** (0.000662)	-0.0000165 (0.0000749)	0.00000213 (0.00000714)
<i>N</i>	119371	151158	171236	190050
<i>R</i> ²	0.094	0.061	0.069	0.085

注：估计方法为面板数据固定效应组内估计；括号内为稳健标准差；*表示在 10%统计水平上显著，**表示在 5%统计水平上显著，***表示在 1%统计水平上显著。（1）-（4）的样本分别依据企业资产规模从小到大排序 25%分位数，50%分位数和 75%分位数将企业分组。

所有的计量结果都显示，容易遭受信贷配给的企业在利率下降的时候更倾向于提高股权融资率，这一结果对信贷配给倾向的不同划分方式和不同控制变量选择都是稳健的，支持了本文的理论预测。

四、结论

利用非上市企业和上市企业的对比分析证实了“利率—信贷—融资策略”途径的两大排

他性假设，得到了与传统理论预测和现有基于上市公司的计量分析迥然不同的结果。

计量分析显示：（1）上市企业资产负债率与贷款利率负相关或者不相关；（2）非上市企业资产负债率与贷款利率显著正相关（1%统计水平上）；（3）贷款利率对非上市企业资产负债率的影响（系数）大于资产收益率（以 ROA 度量）；（4）非上市民营企业规模越小，其资产负债率与贷款利率的正相关性也就越强。计量结果与本文的理论预测完全一致，表明利率变化的确通过该渠道对企业的融资选择产生了统计上显著、经济上重要的影响。

分析结果表明，容易受到信贷配给的企业资产负债率与贷款利率正相关，不容易受到配给的企业资产负债率与利率负相关或者不相关。计量结果还显示，利率对容易受到配给的企业资本结构影响程度甚至大于投资收益率，也与“利率—信贷—融资策略”模型的预计一致。这两项结论都对于不同的是否容易遭受信贷配给划分足够稳健。

本文的结果表明，像上市企业这样不容易遭受信贷配给的企业更多按照相对成本配置融资，而容易受到配给的非上市企业更多受到了“利率—信贷配给—股权融资”渠道的影响。贷款利率变动的确通过这种渠道对那些因为信息不对称而容易受到信贷配给的企业产生了具有足够经济意义的影响。

（七）附录

附表 1：变量与定义

名称	定义
<i>EQTFIN</i>	广义储蓄率，定义为股权增量占总资产百分比
<i>LDB</i>	资产负债率，定义为账面负债占总资产百分比
<i>ROA</i>	资产收益率，定义为息前税后利润占总资产百分比
<i>SG</i>	销售增长率，定义为两期销售额对数差的 100 倍
<i>AG</i>	资产增长率，定义为两期资产总额对数差的 100 倍
<i>ASTS</i>	资产规模，定义为总资产对数
<i>SALE</i>	资产规模，定义为销售额对数
<i>AGE</i>	企业年龄，定义为会计年度减去成立年度
<i>COLL</i>	可抵押资产，定义为净固定资产占总资产百分比
<i>INTAN</i>	无形资产率，定义为无形资产占总资产百分比
<i>TXRT</i>	实际所得税率，定义为当期所得税占息税前利润的百分比
<i>NDBTSHD</i>	非债务税盾，定义为折旧和资产减值占总资产百分比
<i>STDUM</i>	国有（含集体所有）哑变量，上市企业国有控股或者相对控股取 1，国有绝对控股、国有相对控股、集体绝对控股和集体相对控股非上市企业取值为 1
<i>SInt</i>	短期贷款加权利率，单位 1%
<i>MtB</i>	市值与账面价值之比

参考文献：

- [1]Aiyagari, R., 1994, Uninsured idiosyncratic risk and aggregate saving, *Quarterly Journal of Economics* 109(3), 659-684.
- [2]Bayoumi, T., Tong H., and Wei S.J., 2011. The Chinese Corporate Savings Puzzle: A Firm-level Cross-country Perspective, NBER Chapters, in: *Capitalizing China* National Bureau of Economic Research
- [3]Carroll, Christopher D.(1992), "The Buffer-Stock Theory Of Saving: Some Macroeconomic Evidence," *Brookings Papers On Economic Activity* (1992), 61-156. , "How Does Future Income Affect Current Consumption?" *Quarterly Journal Of Economics*, CIX (1994), 111-48.
- [4]Chamon, M.D., and E.S. Prasad. 2010. "Why are saving rates of urban households in China rising?" *American*

Economic Journal: Macroeconomics, 2(1): 93-130.

[5] DeMarzo P, Sannikov Y. 2006. Optimal Security Design and Dynamic Capital Structure in a Continuous-Time Agency Model. *J. Finance* 61: 2681-2724

[6] Dewatripont, M., P. Legros, and S. Matthews. 2003. Moral hazard and capital structure dynamics. *Journal of the European Economic Association* 1:890-930.

[7] Frank M, Goyal V. 2008. Tradeoff and pecking order theories of debt. In *The Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*, ed. BE Eckbo, Vol. 2, Chapter 12. Amsterdam: Elsevier/North-Holland

[8] Graham J, Lemmon M, Schallheim J. 1998. Debt, Leases, Taxes, and the Endogeneity of Corporate Tax Status. *J. Finance* 53: 131-162

[9] Hansen L. P and Kenneth J. Singleton, 1983. "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns". *Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 2 (Apr., 1983), pp. 249-265

[10] Jensen M, Meckling W. 1976. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *J. Finance* 31: 305-360.

[11] Modigliani, F., and M.H. Miller. 1958, "The cost of capital, corporate finance, and the theory of investment", *American Economic Review* 48:261-297.

[12] Stiglitz, J. and A. Weiss. 1981. Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review* 71:393-410.

[13] Townsend, R. 1979. Optimal contracts and competitive markets with costly state verification. *Journal of Economic Theory* 21:417-425.

[14] Whited, Toni and Guojun Wu, 2006, "Financial Constraints Risk," *Review of Financial Studies* 19-2, 531-559.

[15] Yang, Dennis Tao, 2012. "Aggregate Savings and External Imbalances in China", *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 26, No. 4 (Fall 2012), pp. 125-146

[16] Zhang, Haiyan. 2008. "Corporate Governance and Dividend Policy: A Comparison of Chinese Firms Listed in Hong Kong and in the Main land." *China Economic Review* 19(3): 437-59.

[17] 艾春荣、汪伟, 非农就业与持久收入假说: 理论和实证, *管理世界*, 2010 年第 1 期

[18] 樊纲、魏强、刘鹏, 中国经济的内外均衡与财税改革, *经济研究*, 2009 年第 8 期

[19] 国家统计局国民经济核算司, 中国经济普查年度资金流量表编制方法, 中国统计出版社 2007 年

[20] 郭鹏飞、孙培源, 资本结构的行业特征——基于中国上市公司的实证研究, *经济研究* 2003 年第五期

[21] 黄少安、张岗, 中国上市公司股权融资偏好分析 *经济研究* 2001 年第 11 期

[22] 姜付秀, 市场化进程与资本结构动态调整, *管理世界* 2011 年第 3 期

[23] 李焰, 关于利率与我国储蓄关系的讨论, *经济研究*, 1999 年第 11 期

[24] 屈耀辉, 中国上市公司资本结构的调整速度及其影响因素——基于不平衡面板数据的经验分析, *会计研究* 2006 年

[25] 苏东蔚、曾海舰, 宏观经济因素与公司资本结构变动, *经济研究* 2009 年第 12 期

[26] 汪伟, 郭新强, 2011: 《收入不平等与中国高储蓄: 基于目标性消费视角的理论与实证研究》, 《管理世界》第 9 期

[27] 张维迎 中国国有企业资本结构存在的问题 *金融研究* 1996 年第 10 期

[28] 周开国 徐亿卉, 中国上市公司的资本结构是否稳定, *世界经济* 2012 年第五期

[29] 周小川, 关于储蓄率问题的若干观察与分析, 2009 年 2 月 10 日在马来西亚央行高级研讨会上的发言

A Study about Interest Rate, Capital Structure and Saving Rate ——Through the Lens of Credit Rationing

Li Song
(Chinese Financial Research Centre of Southwestern University of Finance and
Economics, Chengdu, 610074)

Abstract: Using the theoretical frame of "interest—credit rationing—financing strategy" mechanism, we explained the extremely unordinary rising of China saving rate. We believe it was the low interest rate policy which promoted the saving rate of firm sector and household sector through the channel of credit rationing. Using a firm-level data set which contained listed and non-listed companies subsamples, we tested this theory and found : (1) Equity financing ratio of non-listed companies have significant but opposite reaction to change of loan interest rate, while equity financing ratio of listed companies have no significant reaction. (2) In contrast with the listed companies, the impact of ROA on equity financing ratio of non-listed companies is much smaller than interest rate. When the likelihood of being rationing get higher, the negative impact of interest rate on its equity financing ratio would be greater. Empirical results supported our view.

Key words: Credit rationing; capital structure; lending rates; corporate savings

收稿日期: 2014-4-28

作者简介: 李松, 西南财经大学中国金融研究中心金融学博士, 研究方向: 金融市场