

融资约束与实体企业金融化^①

周弘¹, 张成思^{2*}, 唐火青²

(1. 安徽财经大学金融学院, 蚌埠 233030;

2. 中国人民大学财政金融学院及中国财政金融政策研究中心, 北京 100872)

摘要: 本文构建了纳入融资约束的实体企业投资组合选择模型, 以刻画融资约束下实体企业的金融和实业两类资产的投资组合选择决策. 理论模型表明, 实业投资的相对风险大小、金融资产收益率与负债利息率之差以及固定资产收益率与负债利息率之差均会影响融资约束企业的金融资产投资占比, 前两者表现为正向推动, 后者表现为负向抑制, 并且金融资产收益率与负债利息率之差的正向影响大于固定资产收益率与负债利息率之差的负向影响. 本文使用1998年~2009年中国非上市实体企业作为样本进行实证研究, 结果与理论模型相一致. 本文理论模型和实证结果都表明, 金融资产收益率的上升比固定资产收益率的下降更能够推动融资约束企业的金融化.

关键词: 投资组合; 金融资产; 融资约束; 非上市企业

中图分类号: F830.59 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2020)12-0091-19

0 引言

近年来, 中国实体企业似乎热衷于金融资产投资, 甚至形成实体企业金融化趋势^[1]. 有关实体企业金融化的文献大多讨论实体企业金融投资行为的结果, 而研究实体企业金融投资决策影响机制的文献相对较少, 并且围绕着预防储蓄 (“蓄水池动机”) 和追求收益 (“替代动机”) 两个目的来讨论^[2,3]. 由于这些研究没有从企业效用函数的理论基础出发, 也就无法纳入融资约束等重要因素进行细致分析.

通过构建合理基础理论框架来阐释实体企业的金融投资影响因素的文献则更少一些, 其中比较典型的是 Demir^[4] 的研究, 该文从效用函数基础出发来刻画实体企业投资组合选择的影响因素, 构建两类资产投资组合模型, 并以阿根廷、墨

西哥和土耳其三国企业面板数据作为样本, 发现固定资产与金融资产的收益率利差和固定资产投资绝对风险大小对企业金融投资占比具有显著的正向影响. 张成思和郑宁^[5] 在 Demir^[4] 的模型基础上, 放松了金融资产投资收益率非时变且无风险的假定, 拓展了既有模型, 并对中国 A 股上市非金融企业的金融投资决策进行了实证检验.

与以上研究不同, 本文的研究主题是面临融资约束的实体企业在固定资产与金融资产之间进行两类资产投资组合选择的影响机制, 即面临融资约束的实体企业在何种情形下更倾向于增加金融资产投资占比. 为此, 本文对 Demir^[4] 以及张成思和郑宁^[5] 的投资组合理论框架进行了拓展, 引入企业债务和融资约束因素, 从理论层面推演具有融资约束企业的金融投资决策影响机制, 并进一步运用中国非上市实体企业作为样本进行实证

① 收稿日期: 2019-05-28; 修订日期: 2020-04-27.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71873131).

通讯作者: 张成思(1974—), 男, 辽宁大连人, 博士, 教授. Email: zhanges@ruc.edu.cn

检验。

融资约束对企业投资决策具有不可忽略的影响,不仅会给企业的投资者带来“融资约束风险”^[6],而且会制约经济整体发展。从现实来看,中国金融体系融资约束现象仍然明显。其中,金融体系中占主体地位的银行体系,其金融资源配置仍然存在融资歧视问题^[7]。融资约束企业融资成本高的特性使得该类企业的投资决策与非融资约束企业的投资决策模式可能存在差异:例如在企业超额持有现金时,融资约束企业的过度投资倾向不明显,而非融资约束企业的过度投资倾向明显^[8]。

考虑到中国金融体系格局一直以间接融资为主导的现实情况,本文通过分析实体企业向银行申请贷款的融资路径,将融资约束因素纳入分析框架。由于融资约束企业的内外部信息不对称,银行为企业发放贷款时要求抵押,或至少是以资产(而非利润)的数额为依据来配置信贷资源^[9]。在这一过程中,金融资产往往有明确的公允价值,信息不对称更弱,而且固定资产的流动性和抵押(质押)率往往比金融资产的流动性和抵押(质押)率更低,所以持有更高比例的金融资产的公司,在申请银行贷款的过程中具有更大优势。债券融资和银行的信用贷款也存在类似特点:由于金融资产具有更高流动性,变现时折价更小,所以企业持有更高比例的金融资产比固定资产更容易获得债权人更高额度(或相同额度下更低价格)的授信支持。吴军和陈丽萍^[10]发现发行债券的非上市公司的金融资产配置能够推动企业杠杆率的提高,这为金融资产的信贷支持机制提供了实证支持。

本文通过刻画金融资产和固定资产对信贷支持的不同影响,在理论模型部分推导出如下理论推断:由于金融资产和固定资产对融资约束企业贷款额度的影响存在差异,所以面临融资约束的实体企业在进行固定资产和金融资产投资组合选择时,不仅会考虑文献中提及的风险因素和收益因素,还会考虑金融资产和固定资产对于企业资产总体情况的影响。因为金融资产有增加融资约束企业的贷款额度的功能,所以选择更高的金融

资产占比能够增加企业的总资产规模,而更高的资产规模能增加企业风险调整后的收益水平。同时,金融资产预期收益率变化对于企业两类资产投资组合选择的影响强于固定资产预期收益率变化的影响。

本文进一步使用非上市实体企业为具有融资约束特征的样本,研究实体企业在面临融资约束时金融投资决策的影响机制。在具体分析中,本文首先使用资产规模、企业所有制性质和长期运营情况等企业性质指标作为融资约束指标进行分组,发现代表较低融资约束程度的大规模企业和国有企业所对应的固定资产预期收益率与债务利息率之差对投资组合选择的影响不显著,小规模企业和民营企业对应的固定资产预期收益率与债务利息率之差则对金融投资占比具有显著正向影响,而资不抵债企业的投资组合既不受资产预期收益率与债务利息率之差的显著影响,又不受固定资产投资相对风险大小的影响。本文进一步使用投资-现金流敏感性作为融资约束的代理变量进行分组,发现融资约束最低的分组中固定资产投资相对风险大小对金融投资占比的影响较小,且融资约束最低分组中企业的固定资产预期收益率与负债利息率之差对企业的金融投资占比没有显著影响,这也导致金融资产与固定资产的收益率的差对融资约束最低组的企业投资组合决策没有显著影响。本文还使用投资-现金流敏感性的函数近似地计算了理论中的关键变量并进行回归,结果与理论相一致。

本文的主要贡献体现在三个方面:第一,在 Demir^[4]及张成思和郑宁^[5]使用投资组合选择模型刻画实体企业投资决策的理论框架基础上,以企业资产的规模和种类影响信息不对称和融资约束程度作为融资约束假设的理论基础^[11]和现实基础^[9,10],引入企业债务以及融资约束因素,首次从效用函数出发得到刻画融资约束企业的金融化决策机制,为研究中国企业金融化和融资约束问题的文献^[2,3,8]提供了投资组合选择视角下的理论依据。第二,使用非上市公司作为实证样本,发现非上市实体企业的金融投资决策同时关注风

险和收益,丰富了已有文献对中国实体企业的金融化驱动因素的认识。第三,理论模型和实证分析均表明,金融资产和固定资产收益率变化对企业金融资产配置的边际影响程度有差异,这一现象在相关文献的理论模型中未有阐释,而在现实层面又对于制定引导资金“脱虚向实”的政策具有新的启示。

1 影响机制与理论模型

1.1 融资约束下实体企业金融投资影响机制

已有文献在分析实体企业金融投资决策时考虑的主要因素是两类资产的风险和收益,其核心思想是分散化投资^[4,5]。然而,如果考虑融资约束因素对金融投资决策的影响,则需要在分析中引入负债端融资因素,并考察金融资产和固定资产对企业负债端影响的差异。

本节着重分析以银行信贷渠道为代表的融资约束因素对于企业金融资产投资的影响。由于企业内外部存在信息不对称,所以银行在向企业放贷时往往要求抵押,或以资产规模为依据配置信贷资源,即资产会影响企业的融资情况^[9]。另外,银行在决定企业贷款额度的过程中,除资产规模外,各类资产占比也会影响银行的决策,例如持有土地的企业更容易申请到银行贷款^[12]且房地产价格会通过融资约束状况影响企业投融资行为^[13]。相对于固定资产,金融资产的公允价值更加易于确定,变现时的折价往往更少,那么金融资产可以减少银行在配置信贷资源时所面临的信息不对称,因此固定资产的流动性和抵押(质押)率平均水平低于金融资产的对应水平。考虑到这一因素,相同资产规模的企业中,持有更高比例金融资产的企业在申请银行贷款时拥有优势,能获得更多信贷资源。又因为面临融资约束的企业会尽可能利用信贷资源,所以持有更高比例金融资产的企业会扩大资产规模。

考虑到金融资产相对于固定资产能够为企业提供更多信贷资源的性质,面对资产收益率和负债利息率的变化时,融资约束实体企业在选择投

资组合中金融投资的比例时不仅会考虑金融资产相对于固定资产的收益水平以及构成资产组合以分散化投资风险的功能,还会考虑选择更高比例的金融资产能使企业资产规模增加、使企业所有者的收益整体增加的可能。首先,当金融资产的期望收益率增加时,金融资产收益率与负债利息率之差增加,将融资所获资金进行金融资产投资的操作的收益增加(或者说该操作的成本减少),此时企业同时面临着两方面的激励去增加金融资产的比例,一是金融资产相对于固定资产的收益水平提高,二是通过增加企业金融资产比例而扩张企业总资产规模的收益更加明显,或者说举债进行金融资产投资以求资产扩张的实际成本降低。其次,当固定资产的期望收益率增加时,固定资产相对于金融资产的收益水平增加,企业会考虑增加固定资产投资在投资组合中的比例。但是增加固定资产投资比例将产生副作用,减小固定资产占比的增加幅度。这是因为企业将部分用于金融投资的资金转向固定资产时,所能获得的信贷资源会减少,企业的总资产规模会下降,这会使企业所有者的风险调整后的收益水平趋于下降。再次,当企业的负债利息率增加时,企业以增加融资为目的而去增加金融投资的实际成本增加,那么继续维持之前水平的资产规模得不偿失,企业会倾向于减少金融投资占比,同时也就缩小了总资产规模。

已有文献^[4,5]虽然使用投资组合理论来阐释企业金融投资决策影响因素,但是未考虑融资约束以及负债端的影响,所以认为金融资产预期收益率升高和固定资产预期收益率相同幅度的降低对企业金融投资决策的影响一样,两类资产预期收益率同时上升相同幅度的影响也是相同的。然而,当引入负债及融资约束因素之后,企业金融投资所带来的企业规模的边际增加使得上述文献中所描述的情形发生了变化:金融资产能带来更多信贷资源的性质使得企业更有动力投资金融资产,以谋求更大的总资产规模。因此金融资产收益率升高推动企业选择更高比例的金融资产投资,这与资产扩张的方向相符,“顺水行舟”的影响程

度自然更大;而固定资产收益率升高要求更低比例的金融资产投资,背离了企业所有者扩张资产规模的要求,属于“逆流而上”,影响程度会较小.上述情况的前提均为企业面临融资约束,而且固定资产的抵押(质押)率低于金融资产.如果两类资产的抵押(质押)率相同,金融资产占比的选择对企业的信贷资源的多少没有影响,融资约束的影响机制将不复存在.

1.2 实体企业投资组合理论模型

企业金融化表现之一是企业的投资组合中金融资产比例的增加.本文延续 Demir^[4]和张成思和郑宁^[5]的思路,从效用函数出发研究融资约束企业的投资组合中金融资产比例为何增加.在已有模型的基础上,引入了债务融资和融资约束因素,以刻画融资约束下中国实体企业的金融投资决策的影响机制.使用 Demir^[4]和张成思和郑宁^[5]对企业最优化问题的设定,假定代表性企业的效用函数 $U(\cdot)$ 是严格增的连续凹函数,且企业在每一期的期初可以选择固定资产或金融资产作为投资标的.那么代表性企业的最优化问题是

$$\max E\left(\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(S_t)\right) \quad (1)$$

其中 $E(\cdot)$ 代表取期望值, β 是折现因子, S_t 是企业第 t 期期初的股本.

企业的总资产等于其金融资产与固定资产之和,也等于企业的股本与债务之和.假设企业在每一期中首先获得上一期的资产与收益,偿还上一期借贷的本息,并决定下一期的债务水平与两类资产配置情况.企业以抵押贷款等贷款形式取得某固定负债利息率的贷款,贷款额度的上限受到资产类别和资产规模的影响^②.这里假设企业的第 0 期的股本是 S_0 ,其他约束条件见式(2)~式(4)

$$S_{t+1} = (1+r_t^k) I_t^k + (1+r_t^f) I_t^f - D_t(1+r_t^d) \quad (2)$$

$$S_t + D_t = I_t^k + I_t^f \quad (3)$$

$$D_t \leq \xi(I_t^f + \theta I_t^k) \quad (4)$$

其中 I_t^f 和 I_t^k 分别是企业第 t 期期初的金融资产投资额和固定资产投资额, D_t 是企业的债务融资额,

企业债务融资的负债利息率是 r_t^d ,是企业借入债务时就已经确定的,不存在风险和不确定性.对单个企业而言 ξ 是常数, ξ 越大代表企业融资约束程度越小,且 $\xi \geq 0$,即债务融资额度随着资产的增加而增加; θ 是常数且 $\theta < 1$,即固定资产同质且固定资产的流动性或抵押(质押)率小于金融资产. r_t^f 和 r_t^k 分别是企业的金融资产投资收益率和企业的固定资产投资收益率,本文假设金融资产和固定资产都有风险, r_t^f 和 r_t^k 服从正态分布,且 r_t^f 与 r_t^k 无关.

本文研究对象是融资约束下的中国非上市实体企业,因为此类实体企业存在融资难融资贵的现实问题,所以假设企业有动力尽可能争取资金来源、取得尽可能多的贷款,相应地此处假设 $r_t^d < E(r_t^k)$ 且企业的债务融资约束条件式(4)取等号,则有

$$D_t = \xi(I_t^f + \theta I_t^k) \quad (5)$$

根据式(3)和式(5),得

$$I_t^k = \frac{S_t}{1-\xi\theta} - \frac{1-\xi}{1-\xi\theta} I_t^f \quad (6)$$

代表性企业的效用函数为

$$U(S_{t+1}) = -e^{-\gamma S_{t+1}} \quad (7)$$

这里 γ 是企业的绝对风险规避系数,即

$$\gamma = -\frac{U''(S_{t+1})}{U'(S_{t+1})}, \forall t \quad (8)$$

γ 数值越大说明企业的风险规避程度越高.又假设企业都是风险规避者,所以 $\gamma > 0$.

进一步将式(2)和式(5)代入式(7),可得

$$U(S_{t+1}) = -e^{-\gamma\{(1+r_t^k)I_t^k + (1+r_t^f)I_t^f - (1+r_t^d)\xi(I_t^f + \theta I_t^k)\}} \quad (9)$$

此时,式(9)中指数部分的分布可以写为

$$\begin{aligned} &-\gamma\{(1+r_t^k)I_t^k + (1+r_t^f)I_t^f - (1+r_t^d)\xi(I_t^f + \theta I_t^k)\} \\ &\sim N(-\gamma\{[1+E(r_t^f)]I_t^f + (1+E(r_t^k))I_t^k - \\ &(1+r_t^d)\xi(I_t^f + \theta I_t^k)\}, \\ &\gamma^2 Var(r_t^f)(I_t^f)^2 + \gamma^2 Var(r_t^k)(I_t^k)^2) \end{aligned} \quad (10)$$

因为指数正态分布函数的期望为指数项正态分布部分的期望加上其一半方差,所以

② 式(4)类比 Quadrini^[11]所总结的抵押贷款的约束形式.

$$\begin{aligned} \ln\{-E[U(S_{t+1})]\} &= -\gamma \{ [1+E(r_t^f)] I_t^f + \\ & (1+E(r_t^k)) I_t^k - (1+r_t^d) \xi(I_t^f + \theta I_t^k) \} + \quad (11) \\ & \frac{1}{2} [\gamma^2 \text{Var}(r_t^f) (I_t^f)^2 + \gamma^2 \text{Var}(r_t^k) (I_t^k)^2] \end{aligned}$$

因为企业效用函数式(7)是关于股本 S_t 的单调递增函数,且取期望后符号不变,因此求解多期的期望效用加总的优化问题等价于先求解每一期的期望效用优化问题再进行多期加总。故上述问题可以简化为对每一期单独求解的优化问题,即

$$\begin{aligned} \max_{I_t^f, I_t^k} \{ & [(1+E(r_t^f)) I_t^f + (1+E(r_t^k)) I_t^k - \\ & (1+r_t^d) \xi(I_t^f + \theta I_t^k)] - \frac{1}{2} [\gamma \text{Var}(r_t^f) \times \\ & (I_t^f)^2 + \gamma \text{Var}(r_t^k) (I_t^k)^2] \} \quad (12) \end{aligned}$$

代入式(6)消去 I_t^k 并对 I_t^f 求导得一阶条件

$$\begin{aligned} (-\frac{1-\xi}{1-\xi\theta}) [1+E(r_t^k)] + [1+E(r_t^f)] - \xi(1+r_t^d) \frac{1-\theta}{1-\xi\theta} - \\ \gamma [\text{Var}(r_t^f) I_t^f - \text{Var}(r_t^k) (S_t + D_t - I_t^f) (-\frac{1-\xi}{1-\xi\theta})] = 0 \quad (13) \end{aligned}$$

设总资产为 K_t , 则有

$$K_t = S_t + D_t \quad (14)$$

令

$$x \equiv \frac{1-\xi}{1-\xi\theta} \quad (15)$$

则可以整理得到理论模型的最终表达式

$$\begin{aligned} \frac{I_t^f}{K_t} &= \frac{x \text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + x \text{Var}(r_t^k)} + \\ & \frac{E(r_t^f) - r_t^d}{\gamma K_t [\text{Var}(r_t^f) + x \text{Var}(r_t^k)]} - \quad (16) \\ & \frac{x [E(r_t^k) - r_t^d]}{\gamma K_t [\text{Var}(r_t^f) + x \text{Var}(r_t^k)]} \end{aligned}$$

由式(16)可以看出金融资产占总资产的比例受到三个因素的影响: 固定投资的相对风险大小、调整后金融资产收益率与负债利息率之差、调整后固定资产收益率与负债利息率之差。为方便分析,不妨令

$$\begin{aligned} M &= \frac{x \text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + x \text{Var}(r_t^k)} \\ N &= \frac{E(r_t^f) - r_t^d}{K_t [\text{Var}(r_t^f) + x \text{Var}(r_t^k)]} \end{aligned}$$

$$P = \frac{[E(r_t^k) - r_t^d]}{K_t [\text{Var}(r_t^f) + x \text{Var}(r_t^k)]}$$

那么式(16)可以写作 $\frac{I_t^f}{K_t} = M + \frac{1}{\gamma} N - \frac{x}{\gamma} P$ 。

注意 ξ 的取值范围是 $[0, 1]$, 且 $\frac{\partial x}{\partial \xi} < 0$, x 的

取值范围是 $(0, 1]$, $\frac{\partial M}{\partial x} > 0$, 所以 $\frac{\partial M}{\partial \xi} < 0$ 。因此融资约束越严重的企业, 固定资产的相对风险大小对企业投资组合中金融资产所占比例的正向影响越大。由于经风险和资产调整后的金融资产预期收益率与负债利息率之差 N 及经风险和资产调整后的固定资产预期收益率与负债利息率之差 P 两项的分母中有总资本项 K_t , 而总资本项 K_t 又是金融资产 I_t^f 的函数, 所以没有足够的信息来确定 $\frac{\partial N}{\partial x}$ 和 $\frac{\partial P}{\partial x}$ 的符号。但是可以比较 N 和 P 的系数的绝对值的大小, 由于 N 的系数为 $1/\gamma$, P 的系数的绝对值是 x/γ , N 的系数的绝对值大于 P 的系数的绝对值。因为 N 和 P 的分母相同, 所以无论是否经过总资产和风险调整, 金融资产收益率与负债利息率之差对企业投资组合中金融资产比例的影响都应比固定资产收益率与负债利息率之差的影响更大。

如果不存在债务融资途径 ($\xi = 0$) 或者固定资产的可抵押性与流动性等同于金融资产 ($\theta = 1$) 那么 $x = 1$, 则式(16)退化为

$$\begin{aligned} \frac{I_t^f}{K_t} &= \frac{\text{Var}(r_t^k)}{\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)} + \\ & \frac{E(r_t^f) - E(r_t^k)}{\gamma K_t [\text{Var}(r_t^f) + \text{Var}(r_t^k)]} \quad (17) \end{aligned}$$

对比式(16)和式(17)可以发现, 存在债务融资途径和融资约束的影响时, 张成思和郑宁^[5]所提出的金融资产与固定资产的利差可以被划分为对企业投资组合中金融资产占比的影响大小不同的两部分: 金融资产收益率与负债利息率之差、固定资产收益率与负债利息率之差。这意味着融资约束企业的固定资产预期收益率和金融资产预期收益率同时上升相同的幅度时(如金融资产预期收益率从 10% 上升至 20%, 固定资产预期收益率从 25% 上升至 35%, 且方差均保持不变), 企业倾向

于配置更多的金融资产。

根据理论模型式(16),可以设立计量模型

$$fr_{it} = c_i + \alpha_1 risk_{it}^k + \alpha_2 r_{gap\ it}^{f-d} + \alpha_3 r_{gap\ it}^{k-d} + \theta_1 size_{it} + \theta_2 cfo_{it} + \theta_3 lev_{it} + \theta_4 cl_{it} + \theta_5 sales_{it} + d_t + \varepsilon_{it}$$

其中 fr_{it} 是企业的金融资产占总资产的比例,代表金融投资在企业投资组合中的占比; c_i 是企业个体固定效应, d_t 是时间固定效应; $risk_{it}^k$ 是风险项,代表固定资产投资风险的相对大小; $r_{gap\ it}^{f-d}$ 是经风险与总资产调整后的金融资产投资收益率与企业负债利息率的利差, $r_{gap\ it}^{k-d}$ 是经风险与总资产调整后的固定资产投资收益率与企业负债利息率的利差。此外,控制了可能影响企业投资组合选择的其他变量,包括企业规模 $size$ 、经营性现金流比率 cfo 、杠杆率 lev 、流动负债比例 cl 、营业收入同比增长率 $sales$ 。

作为对比,如果债务和融资约束要素不进入模型(即理论表达式(17)),则相应的计量模型解析表达式可以写成如下形式

$$fr_{it} = c_i + \alpha_1 risk_{it}^k + \alpha_2 r_{gap\ it}^{f-k} + \theta_1 size_{it} + \theta_2 cfo_{it} + \theta_3 lev_{it} + \theta_4 cl_{it} + \theta_5 sales_{it} + d_t + \varepsilon_{it}$$

其中 $r_{gap\ it}^{f-k}$ 是经风险与总资产调整后的金融资产投资收益率与企业负债利息率的利差; 风险项 $risk_{it}^k$ 的意义及控制变量的设置与式(18)一致。

2 数据描述与变量说明

考虑到非上市企业信息透明度低导致贷款议价能力低^[14],普遍面临融资约束问题^[15],本文选择非上市实体企业作为样本进行实证分析。原始数据来自国泰安非上市公司数据库,该数据库收录了非上市大型生产企业(销售额大于500万元)的基本情况和财务信息。数据库时间跨度为1998年~2009年,所以本文的样本区间也是1998年~2009年。剔除了数据库中样本区间内有

年份缺失的企业(即观测年数小于12),共获得9962家企业的数据库,其中包括:252家矿业企业、459家电力热力供应业企业、320家水的生产和供应业企业、840家农副食品加工制造业企业、1391家纺织服装加工制造业企业、744家木材家具制造业企业、679家化学原料与化学制品制造业企业、720家橡胶塑料制造业企业、2391家通用设备及专用设备制造业企业、146家金属冶炼及压延加工业企业、559家金属制品业企业、714家非金属矿物制品业企业和747家其他企业。

式(18)和式(19)中变量的度量与计算说明如下: fr 是企业金融资产占总资产的比例。本文根据中国会计准则和张成思等^[1]度量金融资产的方法,金融资产包括交易性金融资产、投资性房地产、持有至到期投资、可供出售金融资产、货币资金、应收股利和应收股息。由于国泰安非上市公司数据库的数据细目有限,本文使用下式来计算金融资产总额,即:金融资产=流动资产+长期投资-存货-应收账款^③,则相应有 $fr = \text{金融资产} / \text{总资产} = (\text{流动资产} + \text{长期投资} - \text{存货} - \text{应收账款}) / \text{总资产}$ 。

主要关注式(18)中的影响企业投资组合选择的三个核心因素:固定资产投资的风险占比 $risk_{it}^k$ 经过风险与总资产调整的金融资产投资收益率与负债利息率之差 $r_{gap\ it}^{f-d}$,以及经过风险与总资产调整的固定资产投资收益率与负债利息率之差 $r_{gap\ it}^{k-d}$ 。由于式(16)中等号右侧三项均包含 x 这一未知参数,且 x 难以估计,所以本文实证部分的基准回归中选取式(16)的经济学意义构建变量:固定资产投资风险相对大小 $risk_{it}^k$ 的计算公式是 $risk_{it}^k = \text{Var}(r_{it}^k) / [\text{Var}(r_{it}^f) + \text{Var}(r_{it}^k)]$; 经风险与总资产调整的金融资产投资收益率与负债利息率之差 $r_{gap\ it}^{f-d}$ 的计算公式如下 $r_{gap\ it}^{f-d} = (r_{it}^f - r_{it}^d) / (K_{it} [\text{Var}(r_{it}^f) + \text{Var}(r_{it}^k)])$; 经风险与总资产调整的固定资产投资收益率与负债利息率之差 $r_{gap\ it}^{k-d}$ 的计算公式如下 $r_{gap\ it}^{k-d} = (r_{it}^k - r_{it}^d) / (K_{it} [\text{Var}(r_{it}^f) + \text{Var}(r_{it}^k)])$ 。

③ 该式计算金融资产总额时,不计入应收账款部分。

$r_{it}^d) / (K_{it} [Var(r_{it}^f) + Var(r_{it}^k)])$ 。预期值使用变量滞后期值度量, 即 $E(r_{it}^f) = r_{i,t-1}^f$ 和 $E(r_{it}^k) = r_{i,t-1}^k$ 。使用与式(18)中三个解释变量构建的类似方法, 同样可以得到式(19)中解释变量 $r_{gap, it}^{f-k} = (r_{i,t-1}^f - r_{i,t-1}^k) / (K_{it} [Var(r_{it}^f) + Var(r_{it}^k)])$ 。

另外, 要计算解释变量 $risk_{it}^k$ 、 $r_{gap, it}^{k-d}$ 、 $r_{gap, it}^{f-d}$ 和 $r_{gap, it}^{f-k}$, 需要先得到金融资产投资收益率、固定资产投资收益率以及负债利息率, 并根据收益率得出金融资产投资和固定资产投资的风险(即收益率对应的方差)。本文计算金融投资收益率的公式为: $r_{it}^f =$ 公司 i 的第 $t+1$ 年的金融资产投资收益 / 公司 i 的第 t 年的金融资产。由于国泰安非上市公司数据库在 2005 年之前未统计投资收益项, 所以对于 1998 年~2004 年使用下式计算金融资产投资收益: 金融资产投资收益 = 利润总额 - 主营业务营业利润 - 补贴收入 - 营业外收入 + 营业外支出。由于使用主营业务收益率作为固定资产投资收益率的近似值, 因此固定资产投资收益率的计算公式是: $r_{it}^k =$ 公司 i 的第 $t+1$ 年的主营业务利润 / 公司 i 的第 t 年的固定资产 = (公司 i 的第 $t+1$ 年主营业务收入 - 主营业务成本 - 主营业务税金及附加 - 营业费用 - 管理费用 - 财务费用 - 资产减值损失) / 公司 i 的第 t 年的固定资产。受限于数据可得性, 本文通过下式估算企业的负债利息率: $r_{it}^d =$ 公司 i 的第 t 年的利息支出 / (公司 i 的第 $t-1$ 年的债务总额与第 t 年的债务总额的平均值)。

根据金融资产收益率和固定资产投资收益率, 可以进一步求解金融资产收益率的方差和固定资产投资收益率的方差, 即金融资产投资的风险和固定资产投资的风险。本文使用两种方法获得风险指标, 即滚动样本方差和条件方差: 第一种方法是计算长度为五年的滚动时间窗口($t-5$ 年至 $t-1$ 年)内的投资收益率的样本方差。该方法思路直观, 但无法计算得到前五年的投资风险, 所以没有 1999 年~2003 年的样本参与对式(18)的回归分析, 减小了参与回归的样本的时间跨度。另外, 滚动窗口计算结果体现的是前一时间窗口内的风险, 隐含着同一公司面临着随时间不变的两类资

产的风险(方差)的假设, 但实际上滚动窗口计算结果可能与企业当前面临的投资风险有少许差异。第二种方法是在全部时间段上使用 GARCH(1,1) 模型分别估计金融资产收益率和固定资产投资收益率的条件方差。由于方法二的时间窗口长度较短, GARCH 模型的估计结果精确度可能不高, 所以本文基准实证结果中使用方法一(滚动样本方差)估计资产收益率的方差, 而将条件方差对应的结果作为补充和对比。

使用上述方法得到金融资产收益率 r_{it}^f 及其方差 $Var(r_{it}^f)$ 、固定资产投资收益率 r_{it}^k 及其方差 $Var(r_{it}^k)$ 、企业负债利息率 r_{it}^d , 进而获得对固定资产投资风险占比 $risk_{it}^k$ 、经风险与总资产调整的金融资产投资收益率与负债利息率之差 $r_{gap, it}^{f-d}$ 、经风险与总资产调整的固定资产投资收益率与负债利息率之差 $r_{gap, it}^{k-d}$ 以及经风险与总资产调整的金融资产与固定资产的利差 $r_{gap, it}^{f-k}$ 。

实证分析汇总还引入了其他可能影响企业投资组合选择的控制变量, 包括: 企业资产规模($size$, 企业总资产的自然对数), 企业的经营性现金流比率(cfo , 经营性现金净流入 / 总资产), 代表偿债压力的财务杠杆率(lev , 企业负债合计 / 企业所有者权益合计)和流动负债比例(cl , 企业的流动性负债 / 企业负债合计), 代表企业成长性的营业收入同比增长率($sales$, 企业第 t 年的主营业务收入 / 企业第 $t-1$ 年的主营业务收入 - 1)。

上述所有连续变量的数据均调整到 1%~99% 的取值区间内, 以消除极端值对结果的影响, 变量的统计性描述归纳在表 1 中。因变量 fr 的均值和中位数在 20% 附近, 体现了非上市企业金融投资的整体水平。固定资产投资风险占比 $risk_{it}^k$ 的均值为 0.778 1, 中位数为 0.986 7, 说明大部分非上市企业的固定资产投资的风险显著高于金融资产的风险。经风险与总资产调整的金融资产投资收益率与负债利息率之差 $r_{gap, it}^{f-d}$ 的均值为负, 经风险与总资产调整的固定资产投资收益率与负债利息率之差 $r_{gap, it}^{k-d}$ 的均值为正, 说明总体来说非上市企业的固定资产投资收益率高于负债利息率, 而负债利息率高于金融资产的期望收益率。若负债利息

率高于金融资产期望收益率,那么仅考虑收益率企业将不会持有金融资产,但事实上负债利息率高于金融资产投资收益率的样本企业的 fr 均值

为 0.221 1,中位数为 0.180 6,与样本总体没有明显差异.这一事实初步体现了企业对于投资组合整体风险以及资产组成影响融资的考虑.

表 1 主要变量的统计描述

Table 1 Statistical description for main variables

变量名	样本数量	均值	最大值	最小值	中位数	标准差
fr	109 435	0.225 0	0.777 9	0.000 0	0.180 9	0.179 9
$risk^k$	53 880	0.778 1	1.000 0	0.001 0	0.986 7	0.337 5
r_{gap}^{f-d}	52 811	-0.000 3	0.000 2	-0.010 0	-0.000 0	0.001 3
r_{gap}^{k-d}	53 610	0.000 9	0.039 2	-0.018 0	0.000 0	0.005 7
r_{gap}^{f-k}	52 757	-0.001 3	0.013 5	-0.046 2	-0.000 1	0.006 3
$size$	109 435	10.692 0	14.964 2	7.897 3	10.531 5	1.427 9
cfo	109 425	0.068 5	0.925 5	-0.172 6	0.024 5	0.152 6
lev	109 435	0.555 7	1.429 2	0.024 2	0.556 1	0.273 7
cl	109 247	0.884 1	1.000 0	0.040 0	1.000 0	0.217 3
$sales$	109 315	0.155 6	2.487 6	-0.763 5	0.089 2	0.454 4

注:变量 $risk^k$ 、 r_{gap}^{f-d} 、 r_{gap}^{k-d} 、 r_{gap}^{f-k} 中的方差项均是以滚动窗口方法计算出的样本方差.

样本实体企业的资产规模差异较大,样本中 $size$ 极差超过 6,即样本中规模最大的企业规模超过规模最小的企业 400 倍以上.样本企业的平均杠杆率即 lev 均值为 55.57%,体现了非上市企业的平均资产结构.流动负债比例 cl 的中位数是 1,说明超过半数的企业均不存在长期负债,其负债形式只有银行短期贷款和应付账款等短期负债.营业收入同比增长率 $sales$ 的均值为 0.155 6,中位数 0.089 2,说明平均而言样本非上市公司营业收入年均增长近 16%,但是营业收入同比增长率的分布是右偏分布,部分成长企业拉高了整体水平.

3 实证分析

本文实证分析主要关注固定资产投资的相对风险大小 $risk^k$ 、经过风险与总资产调整的金融资产收益率与负债利息率之差 r_{gap}^{f-d} 、经过风险与总资产调整的固定资产的收益率与负债利息率之差 r_{gap}^{k-d} 对金融投资所占比例(即金融资产占总资产比率 fr)的具体影响情况.

在实证分析中,首先通过 Breusch 和 Pagan^[16] 的 LM 检验,判断式(18)和式(19)中个体效应是否存在,检验结果表明个体效应存在,所以应使用面板模型而非普通最小二乘(OLS)方法;然后,使用 Hausman 检验^[17] 判断应选取固定效应模型还是随机效应模型, Hausman 检验结果表明固定和随机效应模型存在显著差异,则本文使用固定效应模型.

在使用固定效应模型情况下,还需要注意模型(18)和模型(19)可能存在的内生性问题:影响当期金融资产占比的随机扰动项可能也会影响当期风险占比等核心变量,因此模型扰动项和解释变量之间可能相关.考虑到当期随机扰动项无法影响历史变量,所以解释变量的滞后项是较为合理的工具变量选项.据此,本文首先对模型(18)和模型(19)进行工具变量面板估计,结果汇报在表 2 中.表 2 中回归(a)至回归(d)的 Hansen J 检验 p 值均大于 0.1,均不拒绝模型的工具变量集有效的原假设,而 Kleibergen-Paap 模型识别检验的 p 值均为 0.000,拒绝模型无法正确识别的原假设,Stock and Yogo 弱工具变量检验在 10% 水

平上拒绝工具变量是弱工具变量的假设。不过, 表 2 中回归 (a) 至回归 (d) 的内生性检验的 p 值都大于 0.1, 即不能拒绝模型没有内生性的原假设, 所以本文接下来使用传统固定效应面板模型进行估计, 结果归纳在表 3 中。考察表 3 中回归

(a) 和回归 (b) 的关键自变量 $risk^k$ 、 r_{gap}^{f-d} 和 r_{gap}^{k-d} 对因变量 fr 的影响, 可以看到固定资产投资风险相对大小 $risk^k$ 的系数估计结果为正且在 1% 的水平下显著, 从而说明固定资产投资风险的相对大小对于企业金融投资占比具有显著正向影响。

表 2 风险和调整后收益率对投资组合中金融投资占比的影响: IV 估计结果

Table 2 IV estimation results: Effects of rate of return gap and risk on financialization ratio

因变量: fr	回归 (a)	回归 (b)	回归 (c)	回归 (d)
	式 (20) 同方差	式 (20) GARCH	式 (21) 同方差	式 (21) GARCH
$risk^k$	0.048 3 (0.032 2)	0.046 7 (0.031 4)	0.047 5 (0.042 7)	0.045 8 (0.030 8)
r_{gap}^{f-d}	10.931 5* (5.879 4)	-6.440 0 (6.321 0)		
r_{gap}^{k-d}	-0.447 8 (1.069 3)	-1.195 6 (1.631 1)		
r_{gap}^{f-k}			2.819 6 (3.055 8)	0.600 6 (1.078 8)
$size$	0.014 5*** (0.003 6)	0.023 7*** (0.003 2)	0.013 1** (0.005 1)	0.0236*** (0.003 2)
cfo	0.056 7*** (0.017 7)	0.056 3*** (0.012 0)	0.102 8*** (0.036 3)	0.054 0*** (0.011 9)
lev	0.031 7*** (0.010 7)	0.028 3*** (0.008 2)	0.021 9 (0.014 0)	0.028 1*** (0.008 1)
cl	0.015 9 (0.010 3)	0.025 4*** (0.008 2)	0.025 0* (0.014 1)	0.025 4*** (0.008 1)
$sales$	-0.008 6*** (0.003 2)	-0.009 4*** (0.002 3)	-0.007 6 (0.005 2)	-0.009 4*** (0.002 2)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值数量	24 557	37 881	15 850	37 909
KP LM p -value	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
Stock and Yogo p -value	<0.05	<0.05	<0.05	<0.05
Hansen J p -value	0.147 0	0.100 4	0.400 8	0.109 8
内生性检验的 p 值	0.208 5	0.323 5	0.674 5	0.436 4
工具变量(滞后阶数)	$risk^k(1)$ $r_{gap}^{f-d}(1-3)$ $r_{gap}^{k-d}(2-3)$	$risk^k(1-3)$ $r_{gap}^{f-d}(3-5)$ $r_{gap}^{k-d}(3-4)$	$risk^k(2-4)$ $r_{gap}^{f-k}(1-4)$	$risk^k(1-3)$ $r_{gap}^{f-k}(2-6)$

注: 回归 (a) 和回归 (c) 的“同方差”表示滚动方差, 回归 (b) 和回归 (d) 的“GARCH”表示 GARCH 条件方差; 工具变量选择范围是对内生变量的滞后 1 期~滞后 6 期, 具体阶数根据诊断检验确定。统计量下方小括号内报告的是企业层面聚类异方差稳健标准误; *, **, *** 分别表示统计量在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。

表3 风险和调整后收益率对投资组合中金融投资占比的影响: 基准结果
Table 3 Baseline results: Effects of rate of return gap and risk on financialization ratio

因变量: fr	回归 (a) 式(20) 同方差	回归 (b) 式(20) GARCH	回归 (c) 式(21) 同方差	回归 (d) 式(21) GARCH
$risk^k$	0.023 0*** (0.003 2)	0.023 2*** (0.003 2)	0.021 9*** (0.003 2)	0.029 7*** (0.003 0)
r_{gap}^{f-d}	4.375 8*** (0.667 2)	3.256 4*** (0.459 1)		
r_{gap}^{k-d}	-0.421 7*** (0.146 8)	-0.339 3** (0.161 4)		
r_{gap}^{f-k}			0.676 5*** (0.138 2)	0.801 2*** (0.137 1)
$size$	0.024 5*** (0.002 6)	0.027 6*** (0.002 2)	0.024 6*** (0.002 6)	0.027 2*** (0.002 0)
cfo	0.040 8*** (0.009 4)	0.059 0*** (0.008 7)	0.043 8*** (0.009 4)	0.064 9*** (0.008 4)
lev	0.024 8*** (0.006 7)	0.009 3* (0.005 5)	0.024 8*** (0.006 7)	0.006 0 (0.005 3)
cl	0.025 5*** (0.006 6)	0.024 3*** (0.005 3)	0.025 7*** (0.006 6)	0.025 5*** (0.005 1)
$sales$	-0.008 2*** (0.001 8)	-0.007 7*** (0.001 4)	-0.008 1*** (0.001 8)	-0.007 5*** (0.001 3)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值数量	52 680	75 813	52 680	83 390

注: 同表2.

表3中经调整后的金融资产收益率与负债利息率之差 r_{gap}^{f-d} 的系数估计结果显著为正, 经调整后的固定资产收益率与负债利息率之差 r_{gap}^{k-d} 的系数显著为负, 而且经调整的金融资产收益率与负债利息率之差 r_{gap}^{f-d} 的系数的绝对值显著大于经调整的固定资产收益率与负债利息率之差 r_{gap}^{k-d} 的系数的绝对值. 这表明考虑风险和公司总资产之后, 当期预期金融资产收益率越高、预期固定资产收益率越低, 企业投资于金融资产的倾向就越强, 而且预期金融资产收益率升高的影响更为明显. 这意味着金融资产收益率的上升比实业投资收益率的下降更能明显推动非上市实体企业金融化, 表明宏观经济金融化会明显影响乃至扭曲微观企业的决策. 刘贯春等^[18]发现宏观经济增加企业负

债端的资本结构偏离度, 而表3结果从资产角度说明经济金融化对企业微观决策的重要影响.

表3的回归(c)和回归(d)是计量模型(18)用两种不同风险度量方式得出的估计结果, 其中固定资产投资风险相对大小 $risk^k$ 和经调整的金融资产与固定资产的利差 r_{gap}^{f-k} 的系数均显著为正. 比较来看, 张成思和郑宁^[5]的研究发现中国上市非金融企业的投资行为的目的主要是为了规避固定资产投资的风险而非争取收益, 而回归(c)和回归(d)与张成思和郑宁^[5]的基准模型设定相同, 其结果表明总体上具有融资约束特征的非上市企业和上市企业在投资组合选择的影响因素方面具有明显不同: 非上市企业在两类资产的投资组合选择过程中不仅会考虑风险, 还会考虑选择

固定资产投资与金融投资的收益率利差。

表 3 中回归 (a) ~ 回归 (d) 中的经营性现金流比率 cfo 和流动负债比例 cl 对金融投资占比有正向显著影响, 而主营业务收入增长率 $sales$ 对金融投资占比有显著负向影响。上述结果表明, 现金净流入较为充裕的企业有更多投资于金融资产的渠道和可投资资金, 而流动负债比例较高的企业会面临更严重的偿还短期债务的压力, 需要保持更高比例的流动性较高的金融资产以备偿付债务, 均会倾向于进行更多金融投资。而如果企业的主营业务收入增长率较高, 当期主营业务成长性好, 企业固定资产投资的空间增大, 则企业更愿意扩大投资组合中固定资产的份额, 增加主营业务的投资, 相应表现为组合中金融投资占比下降。

表 3 中控制变量 $size$ (公司资产规模) 系数显著为正, 说明总资产规模越大的非上市实体企业越倾向于选择金融资产投资, 这与张成思和郑宁^[5] 研究上市非金融企业得到的结果相反, 原因可能有如下几点: 一是规模更大的非上市实体企业投资金融资产的渠道更多, 管理金融资产配置的能力更强, 会倾向于投资更多金融资产; 而相对于非上市企业而言, 上市实体企业的投资与管理金融资产的能力整体较高, 上市实体企业之间投资和管理金融资产的能力差距不像非上市企业之间的差距那样明显, 所以资产规模对金融投资占比的影响机制在上市企业中就那么不明显; 二是规模较小的非上市企业在经营过程中面临的生产经营不确定性更大, 规模迅速增大的可能因素也更多, 甚至有达到 IPO 门槛的可能性; 而上市企业中的不同规模企业之间的生产经营不确定性的差别同样存在, 但没有非上市企业中不同规模企业的差别大, 所以非上市企业可能倾向于减少风险规避措施, 并主动承担更多风险、获取更多风险溢价以增加盈利, 根本原因在于非上市企业可能采取的动态风险管理策略^[19]。

表 3 中固定投资风险相对大小 $risk^k$ 、调整后金融资产收益率与负债利息率之差 r_{gap}^{f-d} 、调整后金融资产收益率与负债利息率之差 r_{gap}^{k-d} 显著影响投资组合中金融投资占比。本文还采取了变化核心变量以及控制变量的度量方式、改变回归模型的设定形式来确定以上结果的稳健性。第一, 改变关键变量“经过风险与总资产调整的金融资产收

益率与负债利息率之差 r_{gap}^{f-d} ”和“经过风险与总资产调整的固定资产收益率与负债利息率之差 r_{gap}^{k-d} ”的度量方式: 使用收益率的实现值而非收益率的滞后值作为预期值, 计算变量 r_{gap}^{f-d} 和 r_{gap}^{k-d} ; 第二, 将控制变量“企业经营性现金流比率 cfo ”的计算公式改为 $cfo = \text{经营性现金流净流入} / \text{总资产}$ 。上述变化后的结果与表 3 所得的基准结果保持一致, 限于篇幅不再报告; 第三种稳健性检验是改变模型的设定形式, 仿照 Demir^[4] 用经济总体的宏观不确定性指标代替企业的固定资产投资风险的相对大小 $risk^k$, 结果进一步验证了表 3 得到的基本结论。

4 融资约束对金融投资的影响

为进一步研究融资约束对金融投资的影响, 根据企业的融资约束程度进行分组回归。文献中常见的衡量融资约束程度的企业性质指标包括公司规模、股利支付水平、企业股权性质等^[8, 20], 这些指标能够粗略地将企业按照融资约束程度分组。需要回归计算得到的指标包括 KZ 指数^[21] 和企业的投资 - 现金流敏感性指标^[22], 这两种指标能够更准确地衡量融资约束的影响, 但回归并得到这类指标的过程往往有相对更大的度量误差。因此, 本文分别使用表征企业性质的哑变量和需回归的连续变量作为衡量融资约束的指标。上述衡量融资约束的指标均会影响或反映某一确定负债利息率水平下企业所能获得的信贷资源的额度与企业资产的比例关系, 对应到理论模型中体现为式 (4) 中的 ξ 或式 (16) 中的 x 的值的差异: 企业融资约束程度越严重 ξ 值越小, 而 x 值越大。

需要说明的是, 虽然 r_{gap}^{f-d} 包含负债利息率, 而负债利息率可能与融资约束相关, 但负债利息率并不能完全反映融资约束指标, 这可能也是主流的相关文献中很少使用负债利息率作为融资约束代理变量的主要原因。同时, 据定义 r_{gap}^{f-d} 是调整后的企业举债以投资金融资产所能获得的收益率, 所以用来反映公司从收益角度对金融资产投资的考虑。因此, 在根据本文选择的融资约束指标分组后的估计结果中 r_{gap}^{f-d} 前面的系数估计值反映的是

企业举债进行金融投资所获收益率对金融投资占比的影响,此时跨组之间 r_{gap}^{f-d} 的系数估计值的差异则反映出融资约束程度不同的组别差异 (r_{gap}^{k-d} 同理)。

本文首先使用公司资产规模、企业股权性质和长期经营状况分别作为企业性质指标衡量企业的融资约束程度,进行分组分析。资产规模相对较

小的企业(即“中小企业”)往往面临较高的融资约束;国有企业面临的融资约束总体更小^[9,23];而长期处于资不抵债状态的企业,具有僵尸企业的特征,而“政企合谋”等因素会使得僵尸企业的融资更为容易^[24]。因此按照公司资产规模、公司的所有制和长期运营状态这三种企业性质分别分组并进行回归,结果归纳在表4中。

表4 风险和调整后收益率对投资组合中金融投资占比的影响:按企业性质分组

Table 4 Group-division analysis by corporate characteristics: Effects of rate of return gap and risk on financialization ratio

因变量: fr	回归 (a)	回归 (b)	回归 (c)	回归 (d)	回归 (e)	回归 (f)
融资约束程度	低约束	高约束	低约束	高约束	低约束	高约束
分组依据	规模		所有制性质		长期经营状况	
	大规模	小规模	国有	民营	资不抵债	正常运营
$risk^k$	0.021 7*** (0.004 2)	0.021 2*** (0.005 3)	0.027 8*** (0.006 8)	0.016 5*** (0.004 4)	0.013 5 (0.014 8)	0.022 4*** (0.003 4)
r_{gap}^{f-d}	4.467 9*** (1.062 8)	4.017 6*** (0.800 0)	3.174 9** (1.451 0)	3.908 0*** (0.995 2)	0.844 2 (3.842 2)	4.487 0*** (0.680 1)
r_{gap}^{k-d}	-0.244 5 (0.272 6)	-0.464 2*** (0.166 7)	-0.093 6 (0.424 3)	-0.514 5*** (0.199 2)	-0.003 6 (0.801 3)	-0.450 5*** (0.149 8)
$size$	0.031 8*** (0.005 0)	0.024 2*** (0.005 5)	0.013 6 (0.010 6)	0.031 7*** (0.003 8)	0.058 7*** (0.017 9)	0.023 9*** (0.002 8)
cfo	0.069 5*** (0.014 5)	0.030 6** (0.013 2)	0.169 0*** (0.031 9)	0.026 8** (0.013 4)	0.156 8*** (0.046 0)	0.039 4*** (0.010 2)
lev	0.016 9* (0.009 8)	0.023 9** (0.010 0)	0.077 3*** (0.015 0)	0.002 9 (0.009 7)	-0.002 4 (0.018 7)	0.027 9*** (0.007 5)
cl	0.040 1*** (0.008 7)	0.001 6 (0.010 2)	0.040 5*** (0.012 1)	0.034 5*** (0.009 4)	0.043 2 (0.028 6)	0.024 6*** (0.006 9)
$sales$	-0.012 4*** (0.002 3)	-0.004 2 (0.002 6)	-0.006 6* (0.004 0)	-0.010 5*** (0.002 5)	-0.002 5 (0.006 7)	-0.008 9*** (0.001 9)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数量	29 612	23 067	9 429	28 775	2 425	50 255

注:本表报告的是对式(18)的估计结果,其中风险项由滚动窗口方法计算获得。

以样本企业规模的中位数为界进行划分得到大规模企业组和小规模企业组,分别对应着较低和较高程度的融资约束水平,分别应用式(18)进行回归可以得到表4中的回归(a)和回归(b)。回归(a)中的 r_{gap}^{k-d} 的系数不显著而回归(b)中 r_{gap}^{k-d} 的系数显著,说明资产规模较大的企业的经调整的固定资产预期收益率与负债利息率之差对投资组

合的选择没有明显影响。而将样本企业分为国有企业和民营企业应用式(18)分别进行回归,可以得到类似的结果(表4中的回归(c)和回归(d))。刻画国有企业投资组合选择行为的回归(c)中,经调整的固定资产预期收益率与负债利息率之差 r_{gap}^{k-d} 的系数绝对值较小且不显著,而刻画民营企业投资组合选择决策的回归(d)中的 r_{gap}^{k-d} 的系数

绝对值较大且在 1% 的显著性水平上显著。也就是说, 国有企业的 r_{gap}^{k-d} 对金融投资占比的影响在统计显著性和经济显著性上均明显低于民营企业。因此固定资产投资的相对风险大小 $risk^k$ 和金融资产收益率与债务利息率之差 r_{gap}^{f-d} 均显著驱动国有企业投资组合中的金融投资比例的提高, 但 r_{gap}^{k-d} 对国有企业的投资组合选择的影响不明显, 而民营企业则同时考虑这三个变量的影响。

样本企业中还存在少数企业某些年份净资产为负的现象, 这一情况可以有两方面的解释: 一方面, 非上市企业不需要满足对上市企业的监管要求, 没有退市压力; 另一方面, 中国的《破产法》规定企业仅当无法偿还债务时破产, 但企业资不抵债并不意味着企业会立刻破产。这些长期处于资不抵债的企业显然值得关注: 第一是因为该类企业能够在经营不善的情况下持续获得借贷而避免破产, 其融资特性可能走向了融资约束的反面, 即具有不受限制的低成本融资能力; 第二是因为资不抵债企业的投资组合选择模式可能与其他企业存在巨大差异, 可能需要剔除这类企业之后重新回归。

为考察资不抵债企业的两类资产投资组合选择的影响因素是否与正常企业有差别, 本文将在样本期内出现 3 年以上净资产为负的情况的企业定义为资不抵债的企业, 并据此将样本企业分为资不抵债企业和正常营运企业, 分别进行回归, 得到表 4 中的回归 (e) 和回归 (f)。表 4 中的回归 (e) 的结果表明资不抵债企业的固定资产投资风险相对大小 $risk^k$ 及调整后两类资产预期收益率与债务利息率之差 r_{gap}^{f-d} 、 r_{gap}^{k-d} 均不显著影响企业投资组合中金融投资的比例, 而回归 (f) 中的结果与非上市企业总体的结果一致。另外, 回归 (e) 中只有公司规模 $size$ 和经营性现金流比率 cfo 对金融资产占比影响显著, 其他控制变量对该类企业的固定资产与金融资产的投资组合选择均没有显著影响。

长期资不抵债的企业面对的固定资产投资的相对风险和固定资产与金融资产投资预期收益率的利差均不显著影响投资组合选择, 这说明长期资不抵债的企业存在着严重的投资组合选择不合理的问题。这一现象产生的原因可能有两方面: 一

是这些资不抵债企业面临软预算约束, 在“政企合谋”下能够从银行系统获得低成本的资金支持而长期存在^[24], 但是生产活动和管理活动低效、管理层的能力不足, 对金融资产的配置不合理, 某种意义上正常运营的非上市企业融资约束与资不抵债企业并存的现象是中国金融竞争力不足和信贷过度扩张共存的表现^[25]; 二是委托代理问题将会增加公司的管理成本, 引起腐败, 导致企业的金融资产配置出现问题。研究发达国家市场的文献^[26]认为债务可以减少委托代理成本并提高公司治理表现, 但田利辉^[27]发现软预算约束条件下负债会使管理者的行为更倾向于腐败。本文认为上述两方面原因可能兼而有之。因为长期资不抵债企业所特有的公司治理问题会影响对样本整体投资组合选择行为的刻画, 所以为了证明后文的结论不是资不抵债企业所导致的, 本文在未报告的结果中剔除了资不抵债企业重新进行后文中表 5 和表 6 的回归分析, 发现结论仍然稳健。

由于公司资产规模、所有制性质和长期经营状况这三种企业性质指标所影响的公司特征不仅仅只有融资约束, 例如大规模企业可能具有更多获得金融资产的途径和更强管理金融资产的能力, 国有企业可能更加厌恶风险而民营企业可能更以利润最大化为目标, 长期资不抵债的企业可能面临严重的公司治理问题而不以股东价值最大化为优先目标。上述原因导致在使用表征企业特征的简单哑变量指标研究融资约束问题时将会受到其他方面因素的影响, 所以下面使用投资 - 现金流敏感性指标作为融资约束变量进行研究。受限于非上市公司的市场价值 (用以计算托宾 Q) 和股利数据的可获性, 本文没有选择 Kaplan 和 Zingales^[21]所构建的 KZ 指数作为融资约束程度的代理变量。

为进一步证明融资约束影响非上市实体企业的投资组合选择, 使用企业的投资 - 现金流敏感性作为融资约束指标进行实证分析。Fazzari 等^[22]首先研究投资 - 现金流敏感性, 发现了融资约束程度与投资 - 现金流敏感性的正相关关系, 后续研究同样为投资 - 现金流敏感性作为融资约束变量提供了证据^[28, 30]。本文参照汪强等^[30]估计企业的投资 - 现金流敏感性的方法, 对于每一家企

业 i 都按照下式估计投资 - 现金流敏感性

$$Invest_{it} = c_i + \beta_i cf_{it} + \sum_j \theta_{ij} control_{ijt} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中下标 i 代表第 i 家企业, 下标 t 代表时间(年份); $Invest$ 是企业的投资的增长率, 这里通过企业总资产的年增长率来度量; cf 是衡量企业现金流的指标, 即企业的净现金流入与总资产的比率; $control_{ijt}$ 代表第 j 个控制变量 θ_{ij} 是第 i 家企业的第 j 个控制变量的系数; 本文选取的控制变量包括企业的杠杆率 lev 和企业的流动负债比例 cl . 第 i 家企业的投资现金流敏感性即为回归系数 β_i , 衡量企业的融资约束程度. β_i 的数值越大说明企业的融资约束程度越严重. 将企业的投资 - 现金流敏感性 β_i 从小到大依次排序, 并在排序后把样本企

业依次分为四组 $Q_1 - Q_4$ 进行式 (18) 的回归, 每组的企业数量占样本企业总数的四分之一且投资 - 现金流敏感性依次递增, 结果见表 5.

在表 5 中 (a) ~ (d) 的回归结果中, 固定资产相对风险大小 $risk^k$ 的系数均显著为正, 且融资约束程度最小的 Q_1 组(回归 (a)) 中 $risk^k$ 的系数明显小于 $Q_2 \sim Q_4$ 三组(回归 (b)、回归 (c)、回归 (d)) 的 $risk^k$ 的系数. 这与本文的理论模型推演相符: Q_1 组内企业融资约束最小, ξ 较大而 x 较小, 固定资产相对风险大小对企业资产组合中金融资产的比例的影响较小. Q_2, Q_3, Q_4 三组内 $risk^k$ 的系数差异不大, 可能是因为组内企业融资约束程度均较高.

表 5 风险和调整后收益率对金融投资占比的影响: 按企业投资 - 现金流敏感性分组

Table 5 Group-division analysis by investment-cashflow sensitivities: Effects of rate of return gap and risk on financialization ratio

因变量: fr	回归 (a)	回归 (b)	回归 (c)	回归 (d)
分组依据: 投资 - 现金流敏感性	Q_1 最低 25%	Q_2 较低	Q_3 较高	Q_4 最高 25%
$risk^k$	0.015 7*** (0.006 1)	0.025 3*** (0.006 6)	0.025 4*** (0.006 7)	0.027 1*** (0.006 6)
r_{gap}^{f-d}	2.885 2** (1.203 0)	3.331 7* (1.716 1)	5.550 7*** (1.659 0)	5.677 0*** (1.083 3)
r_{gap}^{k-d}	-0.068 0 (0.266 8)	-0.669 7** (0.292 8)	-0.516 1* (0.309 7)	-0.557 3* (0.293 1)
$size$	0.016 2*** (0.005 6)	0.033 1*** (0.005 9)	0.032 0*** (0.005 7)	0.021 1*** (0.004 3)
cfo	0.052 0*** (0.019 9)	0.044 6*** (0.014 2)	0.017 6 (0.019 9)	0.041 7 (0.027 5)
lev	0.030 7** (0.012 8)	0.007 3 (0.012 6)	0.009 2 (0.013 9)	0.053 4*** (0.014 5)
cl	0.019 3 (0.012 3)	0.017 5 (0.012 1)	0.020 3 (0.014 1)	0.044 5*** (0.014 6)
$sales$	-0.005 7* (0.003 4)	-0.009 3*** (0.003 4)	-0.010 8*** (0.003 5)	-0.006 1 (0.003 8)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数量	13 085	13 400	13 197	12 998

注: 本表的计量模型是式 (18), 其中收益率的风险是由滚动窗口计算所得的样本方差. Q_1 至 Q_4 四组表示按照投资 - 现金流敏感性大小从小到大排序并分组得到的四个分组, 每组包含样本企业总体数量的 1/4. 从 Q_1 到 Q_4 组内企业的投资 - 现金流敏感性依次递减, 融资约束程度依次递增.

表 5 的结果中调整后金融资产预期收益率与债务利息率之差 r_{gap}^{f-d} 的系数均显著为正, r_{gap}^{f-d} 的系数的数值均大于 r_{gap}^{k-d} 的系数的绝对值, 这也与理

论模型的推论一致. 另外, 回归 (a) ~ 回归 (d) 中 r_{gap}^{f-d} 系数数值随着融资约束程度增加而逐渐增大, 说明非上市公司的融资约束越大, 金融资产的预

期收益率对投资组合中金融资产占比的正向影响越大。回归 (a) 中融资约束程度最小的 Q_1 组调整后固定资产预期收益率与债务利息率之差 r_{gap}^{k-d} 的系数不显著, 但 $Q_2 \sim Q_4$ 三组中 r_{gap}^{k-d} 的系数均显著, 且系数的绝对值比 Q_1 组中 r_{gap}^{k-d} 的系数更大。调整后固定资产预期收益率与债务利息率之差不显著影响融资约束程度最小的 Q_1 组非上市企业的投资组合中金融资产的比例, 这一特点与非上市国有企业、非上市大规模企业相同。

本文还使用与表 5 相同的分组方法估计了张成思和郑宁^[5] 的理论模型所对应的计量表达式 (19), 限于篇幅未予报告。使用计量表达式 (19) 的 Q_2 、 Q_3 、 Q_4 三组的回归结果中, 固定投资风险大小 $risk^k$ 和调整后金融资产与固定资产的收益率利差 r_{gap}^{f-k} 的系数均显著为正, 即固定资产投资的相对风险大小和收益率利差均对该类企业的金融投资占比有显著的正向影响, 这一情况和非上市企业总体的情况相同 (表 3 的回归 (c))。相对地, 融资约束程度最低的 Q_1 分组内的实体企业的回归结果中固定投资风险大小 $risk^k$ 系数显著为正, 但调整后金融资产与固定资产的收益率利差 r_{gap}^{f-k} 的系数更小且不显著, 即固定资产的相对风险的升高能驱动融资约束最低组企业显著提高金融投资占总投资组合比例, 但金融资产与固定资产的收益率利差项对金融投资占总投资组合比例没有显著影响。融资约束最低组企业的这一投资组合选择模式的特点与上市企业的投资组合选择模式相同。

综合上述结果, 可以发现对融资约束属于最低 25% 的 Q_1 组的非上市企业的投资组合中金融资产的比例而言, 调整后金融资产与固定资产的利差 r_{gap}^{f-k} 的影响不显著, 但该项对融资约束较高的 Q_2 、 Q_3 、 Q_4 组非上市公司的金融资产占比的正向影响显著。这一现象的原因是调整后金融资产预期收益率与债务利息率之差 r_{gap}^{f-d} 对融资约束最低的 Q_1 组非上市企业投资组合的选择所产生的影响较小, 调整后固定资产预期收益率与债务利息率之差 r_{gap}^{k-d} 对低融资约束的 Q_1 组的非上市企业的投资组合选择不产生显著影响而对较高融资

约束的其他非上市公司的投资组合产生显著负向影响。

上述实证结果说明了不同融资约束条件下企业的投资组合选择的模式不同。融资约束程度低的企业的固定资产的相对风险大小 $risk^k$ 和调整后金融资产预期收益率与债务利息率之差 r_{gap}^{f-d} 对投资组合中金融资产的比例的影响尽管显著为正, 但是系数的数值相对较小; 而融资约束程度低的 r_{gap}^{k-d} 对投资组合选择的影响不具有显著性。

为进一步验证纳入融资约束的理论模型, 使用上文得到的投资 - 现金流敏感性 β_i 近似得到 x 的估计值, 直接估计理论模型式 (16)。因为 β_i 越大说明企业融资约束程度越严重, 而企业融资约束程度越严重则 ξ 值越小, x 值越大。令 x 的估计值为 $\hat{x}_i = Quantile(\beta_i) = Pr\{\beta_i > \beta_j | \forall j\}$, 此时 \hat{x}_i 的取值范围是 (0, 1), 且满足融资约束程度越高的企业的 \hat{x}_i 值越大的要求。由于非上市企业数量规模很大, 而且企业融资约束程度不同, 所以理论上该样本中 x 的取值范围与 \hat{x}_i 的取值范围相同, 即 (0, 1)。由于无法获知样本企业的融资约束情况 (ξ) 的分布就无法准确获得 x 的分布, 所以这里 \hat{x}_i 的分布取 (0, 1) 上的均匀分布进行近似。由此可以得到与理论模型式 (16) 更严格对应的计量模型

$$\begin{aligned} \hat{r}_{it} = & c_i + \alpha_1 Risk_{it}^k + \alpha_2 R_{gap\ it}^{f-d} + \alpha_3 R_{gap\ it}^{k-d} + \\ & \theta_1 size_{it} + \theta_2 cfo_{it} + \theta_3 lev_{it} + \theta_4 cl_{it} + \\ & \theta_5 sales_{it} + d_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (21)$$

其中 $Risk_{it}^k = \hat{x}_i Var(r_{it}^k) / [Var(r_{it}^f) + \hat{x}_i Var(r_{it}^k)]$, $R_{gap\ it}^{f-d} = (r_{it}^f - r_{it}^d) / (K_{it} [Var(r_{it}^f) + \hat{x}_i Var(r_{it}^k)])$, $R_{gap\ it}^{k-d} = \hat{x}_i (r_{it}^k - r_{it}^d) / (K_{it} [Var(r_{it}^f) + \hat{x}_i Var(r_{it}^k)])$ 。

模型 (21) 的估计结果汇报在表 6 中, 其中回归 (a) 是滚动窗口风险度量下的估计结果, 回归 (b) 是 GARCH 方法对应的估计结果。回归 (a) 和回归 (b) 中 $Risk_{it}^k$ 和 $R_{gap\ it}^{f-d}$ 的系数为正向显著, 考虑融资约束的调整后固定资产收益率与负债利息率之差的系数则显著为负。理论模型暗示, 模型 (21) 中的 $\alpha_2 + \alpha_3 = 0$, 即 $R_{gap\ it}^{f-d}$ 与 $R_{gap\ it}^{k-d}$ 的系数之和为 0。对表 6 回归 (a) 进行原假设为 $\alpha_2 + \alpha_3 = 0$ 的 t 检验, 在 10% 的水平下不能拒绝原假设; 回归 (b) 在 10% 的置信水平下拒绝 $\alpha_2 + \alpha_3 = 0$ 的原假

设,但回归(b)中 R_{gap}^{f-d} 的系数与 R_{gap}^{k-d} 的系数的绝对值的差仍然远小于表3回归(b)中 r_{gap}^{f-d} 的系数估计值与 r_{gap}^{k-d} 的系数绝对值的差距,因此上述结果进一步佐证了理论模型的内容。综上所述,根据

表征企业融资约束性质的哑变量分组、以投资-现金流敏感性作为融资约束的代理变量分组和以投资-现金流敏感性的函数直接近似估计理论模型中关键变量的实证结果,都表明结论具有稳健性。

表6 风险和调整后收益率对投资组合中金融投资占比的影响:模型(21)估计结果

Table 6 Estimate of model (21): Effects of rate of return gap and risk on financialization ratio

因变量: fr	回归(a)	回归(b)
	式(24)同方差	式(24)GARCH
$Risk^k$	0.022 0*** (0.003 1)	0.023 8*** (0.003 0)
R_{gap}^{f-d}	0.910 8*** (0.220 9)	1.133 0*** (0.207 8)
R_{gap}^{k-d}	-0.503 8*** (0.162 3)	-0.544 6*** (0.199 3)
$size$	0.024 7*** (0.002 6)	0.028 2*** (0.002 2)
cfo	0.041 5*** (0.009 4)	0.058 9*** (0.008 7)
lev	0.024 7*** (0.006 7)	0.008 6 (0.005 5)
cl	0.025 6*** (0.006 6)	0.024 8*** (0.005 3)
$sales$	-0.008 3*** (0.001 8)	-0.008 2*** (0.001 4)
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
观测值数量	52 680	75 813

注:回归(a)是滚动窗口风险度量下的估计结果,回归(b)是GARCH方法对应的估计结果。

5 结束语

本文基于投资组合选择框架,考虑企业资产规模和种类对融资约束程度的影响,构建了有融资约束因素的投资组合选择模型,用以刻画融资约束下实体企业的金融和实业两类投资的投资组合选择决策。理论模型表明,实业投资的相对风险大小、调整后金融资产收益率与负债利息率之差、调整后固定资产收益率与负债利息率之差均影响融资约束企业的金融投资占比,前两个因素表现为正向推动,后一个因素表现为负向抑制,并且金融资产收益率与负债利息率之差的影响大于固定资产收益率与负债利息率之差的影响。

本文进一步运用中国非上市实体企业数据进

行实证分析,理论模型的结论得到了验证,其结果与已有文献使用中国上市公司数据得到的结论不同(上市企业金融投资的显著驱动因素是风险而非收益率差),从而为更全面理解中国实体企业的金融投资决策提供了互补性信息。本文实证结果中调整后固定资产收益率与负债利息率之差的系数数值比调整后固定资产收益率与负债利息率之差的系数的绝对值更大,这与本文的理论模型的推导结果相符。理论模型和实证结果均说明金融资产收益率的上升比固定资产收益率的下降更能够推动融资约束企业的金融化。基础实证结果同时发现,更大的公司规模、更高的经营性现金流比率、更高的流动负债比例和更低的主营业务收入增长,将驱使企业在资产组合选择决策中更倾向于选择金融投资占比更高的资产组合。

综合理论和实证分析,发现融资约束对于实体企业投资组合决策的影响包括: 固定资产的相对风险大小对融资约束程度较高的企业的金融投资影响比融资约束程度较低的企业影响更强; 固定资产预期收益率与债务利息率之差并不显著影响融资约束程度较低的企业金融资产占比,但会显著负向影响融资约束程度较高的企业的金融资产占比; 由于融资约束的存在,金融资产预期收益率的提高比固定资产预期收益率的降低更能明显地驱动企业金融资产占比的提升. 金融资产和固定资产收益率变化对融资约束企业的金融资产配置的边际影响程度有差异的这一现象,是本文中融资约束影响实体企业投资组合决策的重要结果,也是简单地整

体考虑金融资产和固定资产收益率差值的文献所忽略的现实情况.

本文对于理解中国融资约束下实体企业金融化问题的驱动因素具有明确的启示意义. 金融资产预期收益率的上升比固定资产预期收益率相同幅度的下降更能驱动融资约束实体企业微观金融化的进程. 对于融资约束企业而言,因为金融资产能够增加企业信贷资源的性质,金融投资收益率的升高幅度不必要很大,就足以促使企业进一步提高其金融化程度. 这意味着引起金融资产收益率上升的泛金融业的金融化是融资约束下实体企业的过度微观金融化的主要推动力量之一,宏观层面泛金融化浪潮使得微观实体企业个体的理性抉择汇聚成实业经济的金融化问题.

参 考 文 献:

- [1]张成思,张步昙. 中国实业投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. 经济研究,2016,51(12): 32-46.
Zhang Chengsi, Zhang Butan. The falling real investment puzzle: A view from financialization[J]. Economic Research Journal, 2016, 51(12): 32-46. (in Chinese)
- [2]宋 军,陆 旸. 非货币金融资产和经营收益率的 U 形关系——来自中国上市非金融公司的金融化证据[J]. 金融研究,2015,420(6): 111-127.
Song Jun, Lu Yang. U-shape relationship between non-currency financial assets and operating profit: Evidence from financialization of Chinese listed non-financial corporates [J]. Journal of Financial Research, 2015, 420(6): 111-127. (in Chinese)
- [3]胡奕明,王雪婷,张 瑾. 金融资产配置动机 “蓄水池”或“替代”? ——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究,2017,52(1): 181-194.
Hu Yiming, Wang Xueting, Zhang Jin. The motivation for financial asset allocation: Reservoir or substitution: Evidence from Chinese listed companies [J]. Economic Research Journal, 2017, 52(1): 181-194. (in Chinese)
- [4]Demir F. Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets [J]. Journal of Development Economics, 2009, 88(2): 314-324.
- [5]张成思,郑 宁. 中国非金融企业的金融投资行为影响机制研究[J]. 世界经济,2018,41(12): 3-24.
Zhang Chengsi, Zheng Ning. The impact mechanism of financial investment behavior of non-financial firms in China [J]. The Journal of World Economy, 2018, 41(12): 3-24. (in Chinese)
- [6]Whited T M, Wu G. Financial constraints risk [J]. The Review of Financial Studies, 2006, 19(2): 531-539.
- [7]李 科,徐龙炳. 融资约束、债务能力与公司业绩[J]. 经济研究,2011,46(5): 61-73.
Li Ke, Xu Longbing. Financial constraints, debt capacity, and firm performance [J]. Economic Research Journal, 2011, 46(5): 61-73. (in Chinese)
- [8]王彦超. 融资约束、现金持有与过度投资[J]. 金融研究,2009,349(7): 121-133.
Wang Yanchao. Financial constraints, cash holdings and over-investment [J]. Journal of Financial Research, 2009, 349(7): 121-133. (in Chinese)
- [9]刘小玄,周晓艳. 金融资源与实体经济之间配置关系的检验——兼论经济结构失衡的原因[J]. 金融研究,2011,

- 368(2): 57–70.
- Liu Xiaoxuan, Zhou Xiaoyan. On the allocation relationship between financial resources and real economy: An analysis of reasons for economic structural imbalance [J]. *Journal of Financial Research*, 2011, 368(2): 57–70. (in Chinese)
- [10] 吴军, 陈丽萍. 非金融企业金融化程度与杠杆率变动的关系——来自 A 股上市公司和发债非上市公司的证据 [J]. *金融论坛*, 2018, 23(1): 3–15.
- Wu Jun, Chen Liping. The relationship between the degree of financialization of non-financial enterprises and the change in leverage of non-financial enterprises [J]. *Finance Forum*, 2018, 23(1): 3–15. (in Chinese)
- [11] Quadrini V. Financial frictions in macroeconomic fluctuations [J]. *Economic Quarterly Federal Reserve Bank of Richmond*, 2011, 97(3): 209–254.
- [12] Chen T, Liu L, Xiong W, et al. Real Estate Boom and Misallocation of Capital in China [R]. Princeton: Princeton University, Working Paper, 2017.
- [13] 林灵, 曾海舰. 房地产价格波动的微观传导效应研究——基于融资约束的视角 [J]. *管理科学学报*, 2017, 20(7): 68–85.
- Lin Ling, Zeng Haijian. The microscopic transmission effects of real estate prices fluctuation: From a financial constraint perspective [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(7): 68–85. (in Chinese)
- [14] Saunders A, Steffen S. The costs of being private: Evidence from the loan market [J]. *Review of Financial Studies*, 2011, 24(12): 4091–4122.
- [15] 郭丽虹, 徐晓萍. 中小企业融资约束的影响因素分析 [J]. *南方经济*, 2012, (12): 36–48.
- Guo Lihong, Xu Xiaoping. The determinants of SMEs' financing constraints [J]. *South China Journal of Economics*, 2012, (12): 36–48. (in Chinese)
- [16] Breusch T S, Pagan A R. The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics [J]. *Review of Economic Studies*, 1980, 47(1): 239–253.
- [17] Hausman J A. Specification tests in econometrics [J]. *Econometrica*, 1978, 46(6): 1251–1271.
- [18] 刘贯春, 刘媛媛, 闵敏. 经济金融化与资本结构动态调整 [J]. *管理科学学报*, 2019, 22(3): 71–89.
- Liu Guanchun, Liu Yuanyuan, Min Min. Financialization and dynamic adjustment of capital structure: Evidence from China [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(3): 71–89. (in Chinese)
- [19] Rampini A A, Sufi A, Viswanathan S. Dynamic risk management [J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 111(2): 271–296.
- [20] 连玉君, 彭方平, 苏治. 融资约束与流动性管理行为 [J]. *金融研究*, 2010, 364(10): 158–171.
- Lian Yujun, Peng Fangping, Su Zhi. Financial constraints and liquidity management behavior [J]. *Journal of Financial Research*, 2010, 364(10): 158–171. (in Chinese)
- [21] Kaplan S, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169–215.
- [22] Fazzari S M, Hubbard R G, Petersen B C, et al. Financing constraints and corporate investment [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, (1): 141–206.
- [23] 沈红波, 寇宏, 张川. 金融发展、融资约束与企业投资的实证研究 [J]. *中国工业经济*, 2010, 267(6): 55–64.
- Shen Hongbo, Kou Hong, Zhang Chuan. An empirical study of financial development, financing constraints and corporate investment [J]. *China Industrial Economics*, 2010, 267(6): 55–64. (in Chinese)
- [24] 聂辉华, 江艇, 张雨潇, 等. 我国僵尸企业的现状、原因与对策 [J]. *宏观经济管理*, 2016, (9): 63–68.
- Nie Huihua, Jiang Ting, Zhang Yuxiao, et al. The current situation, causes and countermeasures of zombie enterprises in China [J]. *Macroeconomic Management*, 2016, (9): 63–68. (in Chinese)
- [25] 王伟, 杨娇辉, 汪玲. 金融竞争力、信贷过度扩张与经济增长 [J]. *管理科学学报*, 2018, 21(1): 58–71.

- Wang Wei , Yang Jiaohui , Wang Ling. Financial competitiveness , excessive credit and economic growth [J]. Journal of Management Sciences in China , 2018 , 21(1) : 58 – 71. (in Chinese)
- [26] Dewatripont M , Tirole J. A theory of debt and equity: diversity of securities and manager-shareholder congruence [J]. Quarterly Journal of Economics , 1994 , 109(4) : 1027 – 1054.
- [27] 田利辉. 杠杆治理、预算软约束和中国上市公司绩效 [J]. 经济学(季刊) , 2004 , (S1) : 15 – 26.
Tian Lihui. Debt governance , soft budget constraints and performance of China's public listed firms [J]. China Economic Quarterly , 2004 , (S1) : 15 – 26. (in Chinese)
- [28] Oliner S D , Rudebusch G D. Sources of the financing hierarchy for business investment [J]. Review of Economics & Statistics , 1992 , 74(4) : 643 – 654.
- [29] 冯 巍. 内部现金流量和企业投资——来自中国股票市场上市公司财务报告的证据 [J]. 经济科学 , 1999 , (1) : 52 – 58.
Feng Wei. Internal cash flow and enterprise investment: Evidence from financial reports of listed companies in China's stock market [J]. Economic Science , 1999 , (1) : 52 – 58. (in Chinese)
- [30] 汪 强 , 林 晨 , 吴世农. 融资约束、公司治理与投资 – 现金流敏感性——基于中国上市公司的实证研究 [J]. 当代财经 , 2008 , 289(12) : 104 – 109.
Wang Qiang , Lin Chen , Wu Shinong. Financial constraints , corporate governance and investment cash flow sensitivity: A empirical study based on listed firms in China [J]. Contemporary Finance and Economics , 2008 , 289(12) : 104 – 109. (in Chinese)

Financial constraints and real sector firms' financialization

ZHOU Hong¹ , ZHANG Cheng-si^{2*} , TANG Huo-qing²

1. School of Finance , Anhui University of Economics and Finance , Bengbu 233030 , China;
2. School of Finance and China Financial Policy Research Center , Renmin University of China , Beijing 100872 , China

Abstract: This paper constructs a portfolio choice model to depict the portfolio selection decisions in fixed investments and financial investments made by real sector firms under financing constraints. The theoretical model shows that the relative risk of fixed investment , the difference between the adjusted rate of return of financial assets and the interest rate on liabilities , the difference between the adjusted rate of return of fixed assets and the interest rate on liabilities all affect the portfolio choice decisions of firms with financing constraints. The former two factors promote the financial investment , while the third one suppresses the financial investment. The influence of the second factor is larger than the third one. Moreover , the difference between the rate of return on financial assets and the rate of interest on liabilities has a greater impact than the difference between the rate of return on fixed assets and the rate of interest on liabilities. The paper uses firm-level panel data of non-listed real sector firms from 1998 to 2009 for the empirical research , and finds that the influencing factors of the financial assets' ratio in the portfolio of non-listed real sector firms are consistent with the factors proposed by the theoretical model. Through the theoretical model and the empirical results , this paper shows that the rise of the rate of return on financial assets can promote the financialization of financial-constrained firms to a greater extent than the decline of the rate of return on fixed assets.

Key words: portfolio; financial investment; financing constraint; non-listed firms