

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2025.06.010

金融生态环境与企业杠杆率^①

——基于静态和动态的双重视角

宫汝凯^{1,2}

(1. 上海财经大学数字经济系, 上海 200433; 2. 东华大学旭日工商管理学院, 上海 200051)

摘要: 综合采用 2005 年—2015 年中国上市公司、城市发展以及金融生态环境指标数据从静态和动态两个视角实证研究地区金融生态环境对企业杠杆率及其动态调整的影响与作用机制。结果表明,地区金融生态环境与企业杠杆率之间呈现显著的正向关系,即金融生态环境恶化将导致当地企业杠杆率持续下降,且这一效应在 2008 年之后、东中部地区和长期负债样本尤为显著。进一步机制检验发现,政府干预和企业融资约束是金融生态环境影响企业杠杆率的主要机制。最后,考察金融生态环境对杠杆率动态调整的影响,结果显示,地区金融生态环境恶化会显著降低企业杠杆率的调整速度,且在非国有、中小规模和融资约束较低企业样本更为明显。本研究得到的结论为积极地鼓励和引导地方政府构建良好的金融生态环境以支持企业科学地制定融资决策,进而增强金融服务实体经济的能力提供了现实借鉴。

关键词: 金融生态环境; 企业杠杆率; 动态调整

中图分类号: F832.42 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2025)06-0164-27

0 引 言

随着中国经济进入“新常态”和增速放缓阶段,宏观债务规模呈现持续快速扩张的态势。国际清算银行(BIS)的数据显示,1998 年,中国非金融部门的杠杆率为 114.9%,2013 年达到 206.6%,年均上升 6 个百分点。特别是在金融危机之后,从 2008 年的 138.4% 快速升高到 2016 年的 241.4%,年均增长 12.9 个百分点。潜在的金融风险引起了中央政府的高度关注。2015 年,中央工作会议将“去杠杆”列为供给侧结构性改革的五大任务之一;2016 年,中央经济工作明确“要在控制总杠杆率的前提下,把降低企业杠杆率作为重中之重”。如何去杠杆一度成为社会各界关注和讨论的焦点。然而,值得注意的是,在宏观杠杆率(债务总额/GDP)持续上升的背景下,微观企业

的整体杠杆率(总负债/总资产)呈现出逐年下降的态势。如图 1 所示,在 2005 年—2015 年间,上市公司杠杆率的均值(中位数)从 49.91%(51.03%)下降到 43.12%(41.99%),年均下降 0.72 个百分点^②,这意味着企业杠杆率出现了明显的结构性分化。针对这一问题,2018 年中央财经委员会会议提出“结构性去杠杆”的思路,防止采用实施“一刀切”的政策,识别好的杠杆与坏的杠杆,增加好的杠杆,去掉坏的杠杆。考虑到金融支持实体在经济转型发展中发挥着重要作用,在有效实施“去杠杆”等供给侧结构性改革政策之时,首先需要厘清企业杠杆率变动背后的逻辑。

从微观层面来看,“去杠杆”可视为“向下调整杠杆率”^③,值得说明的是,向下调整并非意味着将企业杠杆率降低为零,而是调整到提升企业

① 收稿日期: 2021-08-10; 修订日期: 2024-10-07。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71873028); 上海市浦江人才计划资助项目(21PJC001)。

作者简介: 宫汝凯(1983—),男,山东临邑人,博士,教授,博士生导师。Email: gong.rukai@dhu.edu.cn

② 这一现象已得到诸多学者的关注,代表性的有,钟宁桦等^[3]采用 1998 年—2013 年中国工业企业数据统计得到相似的结论。

③ 这里,企业杠杆率的计算公式为“负债总额/资产总额”,等价于“资本结构”,基于此,文中将“负债率”、“资本结构”与“杠杆率”三者互换使用。

价值和有效防范财务风险的阈值内^[1]。因此,“去杠杆”微观本质上是企业杠杆率针对自身特征和外部环境变化的动态调整过程^[2]。这便派生出一系列值得思考的问题:什么因素导致了实体企业杠杆率的持续下降?是企业自身特征,还是潜在的外部环境?这些因素又将如何影响企业杠杆率的动态调整?深入剖析这些问题对科学制定和有效实施供给侧结构性改革具有重要的现实意义。

企业杠杆率(负债率)变化已经引起了学者们的广泛关注,开展了丰富的研究,主要集中于描述企业负债率总体变化以及结构性特征^[3]与基于自身和外部因素视角解释企业杠杆率变化两个方面^[4,5],而较少涉及外部金融环境的潜在影响,特别是考察其背后的作用机制。理论上,企业的负债融资不仅由财务状况、经营业绩等内在特征决定,还会受到外部金融环境的影响。从静态视角来看,良好的外部金融环境一方面减少政府不必要的干预,促使市场机制在信贷资源配置中发挥决定性作用,缓解潜在的“所有制歧视”,改善企业

面临的融资环境,提高整体企业的杠杆率;另一方面缓解企业面临的融资约束,提升企业融资能力,提高企业杠杆率。相反,倘若外部金融环境出现恶化,企业面临的政府干预和融资约束均会增强,降低企业的融资能力,促使企业杠杆率下降。从动态视角而言,“去杠杆”意味着企业将杠杆率向下调整;外部金融环境改善会降低企业杠杆率的调整成本,进而加快杠杆率向目标水平调整的速度,缩小偏离目标水平的幅度,提升企业价值,反之亦然。根据现实观察,如图2所示,采用中国社会科学院金融研究所统计和编制的城市金融生态环境指数来度量外部金融环境,在2005年—2015年间,尤其在2008年之后,与企业杠杆率的变化趋势相同,金融生态环境指数亦呈现出整体性持续下降的趋势。基于这一经验事实,本研究认为,同时出现的金融生态环境和企业杠杆率同向变动可能不单纯是时间上的巧合,而是具有紧密的内在联系。深入探讨企业杠杆率变动背后的逻辑,挖掘特定制度背景对企业杠杆率动态调整的影响是亟待解决的重要课题。

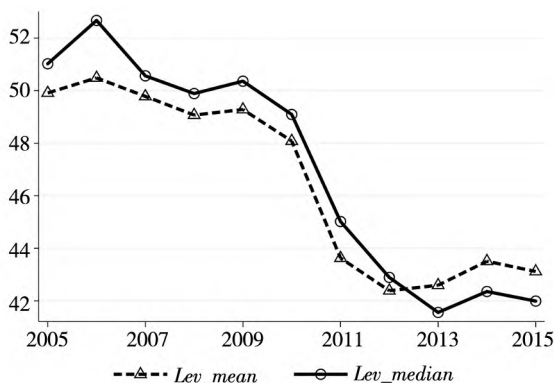


图1 上市公司杠杆率变化趋势：2005年—2015年

Fig. 1 The change of Chinese corporate leverage: 2005 - 2015

注：图1中上市公司的杠杆率(Lev)由总负债/总资产计算得到，数据来源于CSMAR数据库；在图2中，采用金融生态环境指数(Fineco)表示实体企业面临的外部金融环境，相应的数据来源于中国社会科学院金融研究所地区金融生态环境专题研究系列成果；该数据从2005年开始统计和公布，在以下第二部分具体展示。

本研究基于金融生态环境视角分别从静态和动态两个方面系统探讨转型时期中国企业杠杆率变化背后的逻辑。在理论分析的基础上，综合运用2005年—2015年沪深A股上市公司、城市发展以及金融生态环境指标等涵盖微观和宏观两个层面数据实证研究金融生态环境对企业杠杆率及其动态调整的影响与作用机制。结果表明，金融生态环境与企业杠杆率之间呈现显著的正向关系，即

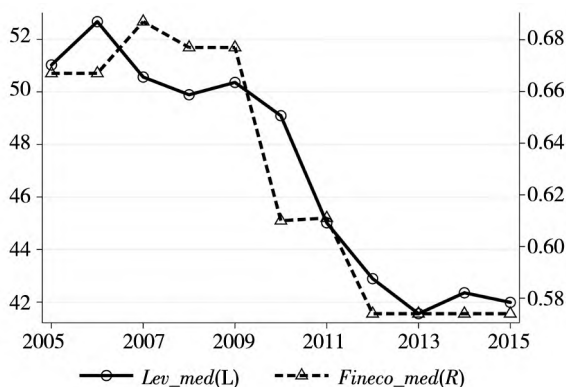


图2 金融生态环境指数与企业杠杆率之间的关系

Fig. 2 Financial ecological environment and corporate leverage

在样本期间，金融生态环境恶化促使企业杠杆率显著下降；在数量关系上，金融生态环境指数每降低一单位标准差，企业杠杆率将平均下降0.79个~1.12个百分点，且这一效应在2008年之后、东中部地区和长期负债企业样本下尤为显著。进一步机制检验的估计结果显示，政府干预和企业融资约束是金融生态环境影响企业杠杆率的主要机制。最后，考察金融生态环境对企业杠杆率动态调

整的影响,结果显示,金融生态环境恶化会显著减缓企业杠杆率的调整速度,这一效应在非国有、中小规模和融资约束较低企业样本更为明显,且在不同负债水平具有明显的不对称性,主要体现在高于目标样本上;同时,金融生态环境恶化会显著增大企业杠杆率偏离目标水平的幅度,且在低于目标样本尤为显著。以上研究结论在替换关键变量、剔除机械调整和多种模型设定下均具有较强的稳健性。

与现有研究相比,本文的贡献主要体现在如下三个方面:首先,拓展了解释企业杠杆率变化的研究文献。现有文献基于企业自身特征探讨杠杆率变化的影响因素^[3-5],研究发现,企业规模、有形资产比率、盈利能力与企业杠杆率存在正向关系,经营风险、成长机会与企业杠杆率反向变动;同时,既有文献关注外部环境因素对企业杠杆率的影响^[6-9],研究发现,政策不确定性、金融结构市场化和数字金融均会促使企业杠杆率显著下降;信贷扩张促进了企业杠杆率分化。这些研究有助于深入理解企业杠杆率变动,但较少涉及外部金融环境与企业杠杆率变化之间的关系,特别是尚未关注地区金融生态环境的潜在影响。在既有研究的基础上,本研究从金融生态环境这一崭新的外部视角为企业杠杆率变化提供解释,为科学制定“去杠杆”等供给侧结构性政策提供广阔的思路,同时拓展了宏观经济政策与微观企业行为之间互动关系方面的研究。

二是,丰富了金融生态环境经济效应的研究文献。既有研究主要集中于三个方面:一是,金融环境与经济增长之间的关系及其对对外直接投资的影响^[10, 11],研究发现,金融环境对经济增长和区域直接投资效率具有显著的正向效应;二是,金融生态环境对地方政府融资的影响^[12, 13],研究表明,良好的金融生态环境能够降低地方政府的融资成本和违约风险;三是,金融生态环境对企业财务行为的影响^[14-18],研究表明,金融生态环境改善有助于负债融资更好地发挥治理效应,缓解企业面临的融资约束以及降低债务重组概率;金融生态环境恶化将促使企业对内部审计进行外包。可见,现有文献较少涉及金融生态环境与企业负债融资之间的关系,且尚未关注其对资本结构动态调整的影响。在现有研究的基础上,本研究从静

态和动态双重视角探讨金融生态环境对企业杠杆率的影响,并从政府干预和融资约束两个方面揭示其背后的作用机制,进而丰富了金融生态环境经济效应的研究文献。

三是,扩展了资本结构动态调整的研究文献。现有文献主要基于微观特征和宏观环境两个层面展开研究:在微观方面,诸多学者从现金流、公司治理、薪酬和股权激励等企业特征角度研究资本结构动态调整^[19-21]。在宏观方面,既有研究发现,产品市场竞争、银企关系、政策不确定性、制度环境、融资融券政策以及经济金融化等外部因素均对资本结构动态调整具有显著影响^[22-27]。虽然基于外部视角探讨资本结构动态调整是近年来公司金融领域的研究热点,但目前尚未发现基于金融生态环境视角探讨企业杠杆率动态调整的相关研究。考虑到“去杠杆”本质上是企业面对自身特征和外部环境的动态调整过程,本研究将系统分析金融生态环境对资本结构动态调整的影响,基于动态视角探讨企业杠杆率持续下降背后的逻辑,拓展资本结构动态调整的研究文献。

1 理论分析与研究假说

这一部分首先探讨地区金融生态环境对企业杠杆率及其动态调整的总体影响,然后基于政府干预和企业融资约束双重视角进行作用机制分析,并在此基础上提出研究假说。

1.1 总体影响

良好的金融环境是促进国民经济持续发展和企业健康成长的重要保障。2004年,周小川创造性地将生态学理论运用于中国金融体系的分析,随后系统阐述“金融生态”的概念,指出其是金融运行的外部环境和基础条件。诸多学者将企业发展面临的金融环境概括为金融生态环境,具体而言,其是居民、企业和政府等部门构成的金融产品和服务消费群体,以及这些消费主体与金融机构在交互过程中生成、运行和发展的政治、经济、社会、法治、文化和习俗等体制、制度和环境^[28-30]。这意味着金融生态环境的内涵不仅包括金融市场化、资本市场开放等金融发展维度,还涉及政府治理、经济基础和制度文化等更宽泛的环境要素,其中,政府治理主要衡量政府的运行效率,即政府对

经济的干预质量,如何界定政府与市场、社会之间的边界以及政商关系等;经济基础反映了地区经济增长效率和发展效能,体现为投资效率与经济发展水平;制度文化揭示了制度环境完善程度和信用发展水平,包括法律、法规等正式制度与价值观念、风俗习性等非正式制度共同塑造的社会规范和发展环境^[31]。可见,金融生态环境是囊括金融发展、政府治理、经济基础和制度文化“四位一体”的综合框架,是金融市场运行的基础设施,其变化势必会对企业经营决策产生影响。

金融生态环境改善有助于提高政府的运行效率,减少对企业不必要的干预;有助于优化企业面临的营商环境,拓宽获取外部信贷资源的渠道,以及缓解潜在的融资约束。一般而言,在政府干预少、经济基础好、金融资源充沛、制度完善以及信用文化浓厚的金融环境中,企业更能够实现自主经营,这样不仅可以充分利用银行信贷资源,而且注重诚信和具有良好的法律制度作为保障,也更容易获得金融机构和商业授信的融资支持。同时,良好的金融生态环境会促使企业更加关注自身杠杆率的调整,不断优化内外部治理机制,加快向目标水平调整的速度,降低偏离目标水平的幅度,提升自身价值。基于以上分析,提出如下研究假说。

研究假说1 随着地区金融生态环境改善(恶化),当地企业的杠杆率将升高(下降);企业将提高(减缓)杠杆率向目标水平调整的速度,缩小(扩大)偏离目标幅度。

1.2 影响机制

结合以上分析,本研究认为金融生态环境对企业杠杆率及其动态调整的影响主要体现在如下两个方面。

1.2.1 政府干预视角

金融生态环境通过影响政府对经济的干预程度来影响企业的负债融资行为。政府干预主要涉及央地各级政府对银行和实体企业经营决策施加影响。长期以来,我国的金融体系以商业银行为主导,国有企业往往承担着财政和就业等多方面的政策性负担(比如税收任务和超额雇员等),并存在预算软约束问题;加之,银行与非国有企业之间存在着更为严重的信息不对称问题。这便面临着国有主导的银行体系如何有效地向非国有企业提供信贷支持的问题。

在政府干预之下,大量信贷资金流向国有部门,而在国民经济中占比越来越大的非国有(民营)企业不能获得充足的融资支持,甚至会面临融资困境,这与其经济贡献严重不符,出现融资的“所有制歧视”^[32]。在这种情形下,随着金融生态环境不断优化,政府将会减少对经济不必要的干预,有助于完善信贷资源的市场化配置方式,进而理清政府与市场之间的边界。具体而言,首先,国有企业拥有的政策性负担以及潜在的预算软约束问题将减弱,负债的治理效应得以加强;其次,市场机制越发在信贷资源配置中发挥决定性作用,企业实现自主经营,促使融资决策更加科学化;此外,银行等金融机构经营的自主性也会增强,采用更加市场化的信贷决策,且更有激励增加对经营绩效更好和成长性更强的非国有企业提供贷款^[33],进而减弱所有制歧视,提升非国有企业的融资能力,提高总体企业的杠杆率。同时,政府干预减少会促使企业更加关注自身杠杆率的调整,不断优化内外部治理机制,加快向目标水平调整的速度,降低偏离幅度,实现自身价值提升。

相反地,当金融生态环境出现恶化时,政府与市场之间的边界将变得模糊,政府对经济的干预程度往往会愈发增大,银行等金融机构更倾向于将信贷资金贷给国有企业,这便强化了预算软约束和所有制歧视问题,降低了非国有企业的融资能力,进而降低总体企业的杠杆率。同时,政府干预增强会进一步减弱负债的约束效应,促使信贷资源配置的市场化进程放缓,从而降低企业杠杆率向目标水平调整的速度,增大偏离目标水平的幅度。基于上述分析,提出如下研究假说。

研究假说2 随着地区金融生态环境改善(恶化),政府对经济的干预程度将减弱(加强),进而促使总体企业杠杆率提高(降低),并加快(减缓)向目标水平调整的速度,减小(增大)偏离幅度。

1.2.2 融资约束视角

金融生态环境通过影响企业面临的融资约束来影响其杠杆率以及动态调整。基于既有研究和现实观察,融资约束是我国企业发展过程中面临的重要问题^[34]。根据中国企业经营问卷跟踪调查报告,融资约束是企业普遍认为制约自身发展的主要因素。较强的融资约束意味着企业很难获

得外部资金,甚至由于融资成本过高而放弃有价值的投资项目.良好的金融生态环境会促使政府、银行等金融机构与实体企业产生更多的互动,有助于构建透明的政商关系和银企关系,提高信贷资源的配置效率,改善企业面临的融资环境.通常来说,随着金融生态环境改善,企业更可能实现自主经营,不仅可以充分利用银行信贷资源,还可以注重诚信和具有良好的法律制度作为保障,更易于获得商业授信和金融机构的融资支持;此外,金融生态环境改善也会减小企业和银行等金融机构之间潜在的信息不对称,降低银行与企业之间的沟通成本,有助于企业获取外部融资,缓解企业面临的融资约束.反之,随着金融生态环境恶化,银行与企业之间的互动将减少,随之沟通等交易成本将上升,企业面临的融资约束会加强,外部融资将受到抑制,促使杠杆率下降.

同时,金融生态环境通过影响企业面临的融资约束来影响其杠杆率向目标水平调整的成本.一般而言,企业可以依赖自身资源对杠杆率进行调整,比如使用内部现金流来提高杠杆率的调整速度^[19].然而,企业通常面临着严重的融资约束,不具有充裕的内部资金.面对外部环境变化,企业杠杆率动态调整往往取决于自身的融资约束.融资约束程度较高的企业通常是规模较小的非国有(民营)企业,难以在资本市场上获得融资,杠杆率调整的速度较慢.在这种情形下,良好的金融生态环境势必会改善企业面临的融资环境,进而降低杠杆率调整的成本,加快向目标水平调整的速度,减小偏离目标水平的幅度.反之则反是.基于上述分析,提出如下研究假说.

研究假说 3 随着地区金融生态环境改善(恶化),企业面临的融资约束将缓解(加剧),促使企业杠杆率提高(下降);企业将提高(减缓)向目标水平调整的速度,缩小(扩大)偏离目标幅度.

2 计量模型、数据和变量

2.1 计量模型

2.1.1 金融生态环境与企业杠杆率

首先考察金融生态环境对企业杠杆率的(静态)影响,检验研究假说 1,建立如下计量模型

$$Lev_{i,j,t} = \alpha + \beta_1 Fineco_{j,t-1} + \gamma' X_{i,j,t-1} + \chi' Z_{j,t-1} + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

其中下标 i, j 和 t 分别表示企业、城市和年份; $Lev_{i,j,t}$ 表示企业杠杆率; $Fineco_{j,t-1}$ 表示企业所在城市的金融生态环境,是本研究关注的核心解释变量.考虑到缺失重要变量会带来估计偏误,加入企业特征 ($X_{i,j,t-1}$) 和城市特征 ($Z_{j,t-1}$) 两组控制变量,在下文具体说明.采用解释变量的一期滞后项来缓解潜在的内生性问题.此外, η_i 表示企业固定效应,用于控制不随时间变化的企业特征对杠杆率的潜在影响.由于极少数企业在观测期间内变更地址,企业固定效应涵盖了城市固定效应 (η_j); η_t 表示年份固定效应,用来控制企业杠杆率变化的时间趋势; $\varepsilon_{i,j,t}$ 为随机扰动项.

2.1.2 作用机制检验

然后探讨金融生态环境如何影响企业杠杆率来检验研究假说 2 和假说 3,建立如下计量模型

$$M_{i,j,t} = \alpha + \beta_1 Fineco_{j,t-1} + \gamma' X_{i,j,t-1} + \chi' Z_{j,t-1} + \eta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

其中 $M_{i,j,t}$ 表示金融生态环境影响企业杠杆率的(中间)机制变量,结合以上的理论分析,主要考察政府干预和企业融资约束两个机制变量,下文给出具体说明.

2.1.3 金融生态环境与企业杠杆率动态调整

为了检验金融生态环境对企业杠杆率动态调整的影响,即研究假说 1 ~ 研究假说 3,借鉴姜付秀和黄继承^[24]的研究思路,采用标准的部分调整模型来估计杠杆率的调整速度,具体的设定为

$$Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1} = \frac{D_{i,t}}{A_{i,t}} - \frac{D_{i,t-1}}{A_{i,t-1}} = \lambda (Lev_{i,t}^* - Lev_{i,t-1}) + v_{i,t} \quad (3)$$

其中 $Lev_{i,t}$ 表示实际杠杆率; $D_{i,t}$ 为负债总额; $A_{i,t}$ 为总资产; $Lev_{i,t}^*$ 表示目标杠杆率; $v_{i,t}$ 为随机扰动项.本研究主要关注的是回归系数 λ ,表示样本企业实际杠杆率与目标杠杆率之间的差距以平均每年 λ 的速度减小,称为杠杆率的调整速度.

由于模型(3)中的目标杠杆率 $Lev_{i,t}^*$ 无法直接观测到,本研究遵循现有主流文献的做法^[21],选取一系列企业特征变量来对目标杠杆率进行线性拟合,具体的设定为

$$Lev_{i,t}^* = \beta X_{i,t-1} \quad (4)$$

其中 β 是回归系数向量, $X_{i,t-1}$ 是一系列与杠杆率

相关的企业特征变量以及年度和企业固定效应,下文做出具体说明。

关于目标杠杆率模型(4)中参数 β 的估计,参考黄俊威和龚光明^[25]的做法,将采用同时估计目标杠杆率和杠杆率调整速度的方法,具体如下。

首先,将模型(4)代入模型(3),整理后得到如下计量模型(5)

$$Lev_{i,t} = \lambda \beta X_{i,t-1} + (1 - \lambda) Lev_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (5)$$

对模型(5)进行回归得到估计值 $1 - \hat{\lambda}$ 和向量 $\hat{\lambda}\beta$,进而得到参数向量 $\hat{\beta}$ 。

然后,将 $\hat{\beta}$ 代入模型(4)得到目标杠杆率 $Lev_{i,t}^*$ 。需要说明的是,与仅估计模型(4)的传统“两步法”相比,这种“一步法”考虑了杠杆率的调整成本,假设杠杆率可以部分(而不是完全)地向目标水平调整,因而更符合动态资本结构理论以及企业资本结构决策实践。

进一步将目标杠杆率 $Lev_{i,t}^*$ 代入模型(3),并通过在模型(3)中加入金融生态环境与杠杆率偏离幅度的交叉项来考察金融生态环境对杠杆率调整速度的影响。为了便于表述,采用 $\Delta Lev_{i,t}$ 表示企业当年实际杠杆率与上一年实际杠杆率之差, $Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1}$;同时,采用 $Dev_{i,t-1}$ 表示企业目标杠杆率与上一年实际杠杆率之差, $Lev_{i,t}^* - Lev_{i,t-1}$ (以下称为偏离幅度),则扩展后的部分调整模型变成

$$\Delta Lev_{i,j,t} = (\lambda_0 + \lambda_1 Fineco_{j,t}) \times Dev_{i,j,t-1} + \vartheta_{i,j,t} \quad (6)$$

在估计方法方面,借鉴黄继承等^[21]的思路,采用修正最小二乘虚拟变量法(LSDVC)估计动态面板模型(5),将估计得到的参数向量代入模型(4)得到目标杠杆率 $Lev_{i,t}^*$,而后采用面板数据固定效应(FE)方法分别对模型(3)和模型(6)进行估计,得到杠杆率的调整速度,以此作为估计杠杆率调整速度的基准模型。考虑到面板数据回归分析中可能存在残差项横截面依赖和时间序列依赖等问题,会影响估计系数的显著性,对标准误差在企业层面上进行集聚(clustering)处理。

2.2 数据和变量

2.2.1 上市公司数据和变量

本文的研究样本为2005年—2015年沪深证

券市场A股上市公司,数据来源于CSMAR和Wind数据库。选择这一样本区间是因为目前只能采集到2005年—2015年的金融生态环境指数数据,以便实现变量匹配。按照以下原则对初始样本进行筛选:剔除金融类公司;剔除ST或ST*公司;剔除观测数据少于连续两年的公司;剔除主要变量缺失和出现异常的公司。为了避免异常值的影响,将所有变量进行1%和99%的缩尾处理,最后得到17 299个“公司—年度”观测值。

关于企业杠杆率(Lev)的度量,现有文献主要采用两种指标:有息负债额占总资产的比重^[23]和负债总额占总资产的比重^[25];前者侧重于衡量企业有息债务增加而产生的主动负债,后者还包括了公司应付账款增加带来的被动负债。为了全面考察企业的融资决策以及与同类研究可比,采用负债总额占总资产的比重作为杠杆率的衡量指标^④。此外,在考察债务期限结构时,采用一年内到期的负债(主要包括短期借款、一年内到期的非流动负债和应付短期债券等)与总资产的比值表示短期负债率($SLev$);使用超过一年到期的负债与总资产的比值来表示长期负债率($LLev$)。

根据现有文献^[21, 25],选择如下企业特征变量作为控制变量,同时也用于估计目标杠杆率($X_{i,t-1}$):企业规模($\ln TA$),采用以2005年不变价格计算的总资产(取对数)表示;盈利能力($EBIT_TA$),采用息税前利润与总资产的比重来表示;成长机会(MB),采用股票市场价值与负债账面价值之和与总资产的比重来表示;抵押能力(FA_TA),采用固定资产与总资产的比重来度量;非债务税盾(DEP_TA),采用固定资产折旧在总资产的占比来表示;考虑到企业融资的行业属性,加入企业所在行业杠杆率的中位数(Med_Lev)。此外,考虑到不同产权结构企业的融资能力存在差异,按照登记类型将企业样本分为国有(SOE)、民营($Prov$)、外资和其他

④ 下文的实证分析采用有息负债额占总资产的比重来替代总负债率进行稳健性检验,估计结果未出现明显差异。限于篇幅,未在文中展示具体的估计结果,备索。

(*Frother*) 三种类型^⑤. 主要变量的描述性统计在 表 1 展示.

表 1 企业特征变量的描述性统计
Table 1 Descriptive statistics of firm-related variables

| Variable | Mean | Std | Min | Median | Max |
|-------------------|-------|-------|--------|--------|-------|
| <i>Lev</i> /% | 45.59 | 20.40 | 5.53 | 46.31 | 87.57 |
| <i>LLev</i> /% | 8.60 | 10.52 | 0 | 4.11 | 46.28 |
| <i>SLev</i> /% | 36.93 | 17.94 | 4.29 | 36.05 | 80.32 |
| <i>Med_Lev</i> /% | 22.69 | 9.39 | 0.83 | 22.76 | 49.74 |
| <i>EBIT_TA</i> /% | 6.15 | 5.06 | -11.17 | 5.61 | 21.99 |
| <i>MB</i> | 2.26 | 1.44 | 0.88 | 1.80 | 9.87 |
| <i>DEP_TA</i> /% | 2.31 | 1.72 | 0 | 1.92 | 8.56 |
| <i>ln TA</i> | 21.76 | 1.22 | 18.59 | 21.58 | 28.51 |
| <i>FA_TA</i> /% | 25.28 | 17.62 | 0.34 | 21.87 | 75.13 |
| <i>SOE</i> | 0.51 | 0.50 | 0 | 1 | 1 |
| <i>Prov</i> | 0.44 | 0.50 | 0 | 0 | 1 |
| <i>Frother</i> | 0.053 | 0.23 | 0 | 0 | 1 |

2.2.2 金融生态环境和城市发展数据以及变量

金融生态环境是企业发展面临外部金融环境的综合,是本研究主要关注的解释变量,通常涉及到政治、经济、社会、法治和文化等诸多制度和环境方面的因素,需要一个系统的指标来度量.幸运的是,中国社会科学院金融研究所统计和发布的专题系列研究成果地区金融生态环境(*Fineco*)评价为该研究提供了不可缺少的基础材料^⑥.该数据从 2005 年开始统计,陆续发布了 2005 年、2007 年、2009 年、2011 年、2013 年和 2015 年的研究报告和统计数据^[28, 29, 31, 35, 36],被涉及金融生态环境的相关研究文献广泛采用^[12-18].鉴于该数据每两年统计和发布一次,以下实证分析采用前后两年的简单算术平均值来补充中间年份的数据^⑦,形成 2005 年—2015 年城市面板数据.

此外,考虑到地区经济发展对企业杠杆率的潜在影响,选择如下城市特征变量作为控制变量:城市生产总值(*ln gdp*),采用城市 *GDP* (取对数)来衡量;要素密集度(*ln kl*),采用城市资本存量与

劳动力数量之比(取对数)来度量;产业结构,采用第二产业(*Indus*)和第三产业(*Serv*)产值占当年 *GDP* 的比重来衡量,分别表示城市工业化和服务业发展水平;外资开放度(*Fdig*),采用实际利用外资总额与地区生产总值的比值来表示;人力资本存量(*Educ*),采用城市所在省份的非文盲人口占总人口的比例来衡量.其中,*ln gdp*、*ln kl* 等所有价值型变量均经过所在省份基期为 2005 年的 *CPI* 指数进行平减处理.以上变量所使用的基础数据均取自历年《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》.主要变量的描述性统计在表 2 展示.其中,变量偏度和峰度的统计结果表明,金融生态环境指数、城市 *GDP* (取对数)和资本密集度(取对数)的偏度(*skewness*)趋于 0,峰度(*kurtosis*)接近 3,趋于正态分布;工业化和人力资本存量出现左偏(*skewness* 明显小于 0)、服务业发展和外资开放度出现右偏(*skewness* 明显大于 0),并且这四个变量的峰度均明显大于 3,具有尖峰特征.

⑤ 考虑到“外资和其他”类型中可能包括混合所有制可能对实证结果产生影响,本研究尝试只保留明确是“外资”类型(剔除“其他”)的样本进行稳健性检验,发现估计结果并未出现明显差异,侧面说明潜在混合所有制不会对估计结果产生干扰.感谢审稿人的建议.

⑥ 自 2005 年开始,中国社会科学院金融研究所针对各地区的金融生态环境进行了专题研究,围绕中国经济的转型特征,首次对金融生态这一概念的内涵作了系统的论述,提出评价地区金融生态的四个方面:政府对经济的主导、经济运行的质量、金融发展和金融信用基础设施和基础制度.并进一步根据中国人民银行调查统计系统在各地区征调的金融信贷数据、企业和金融部门问卷调查数据以及统计年鉴数据构建了各地区金融生态环境评价指标体系.

⑦ 本研究尝试采用前一年或后一年的数值作为替代,相应实证结果并未出现明显差异.此外,考虑到 2007 年和 2008 年金融危机的潜在影响,本研究尝试剔除 2007 年和 2008 年数据进行稳健性检验,发现估计结果并未出现明显差异.感谢审稿人的建议.

表 2 金融生态环境以及城市特征变量的描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of financial ecological environment and city-related variables

| Variable | Mean | Std | Min | Median | Max | Skewness | Kurtosis |
|------------------------------|-------|-------|-------|--------|-------|----------|----------|
| <i>Fineco</i> | 0.60 | 0.14 | 0.17 | 0.60 | 0.93 | 0.075 | 2.807 |
| $\ln gdp/\text{元}$ | 17.45 | 1.12 | 13.45 | 17.52 | 19.28 | -0.063 | 2.740 |
| $\ln kl/(\text{元}/\text{人})$ | -5.99 | 0.52 | -9.45 | -5.99 | 3.21 | 0.081 | 3.271 |
| <i>Indus</i> /% | 47.06 | 10.32 | 19.76 | 48.12 | 90.97 | -1.618 | 5.117 |
| <i>Serv</i> /% | 47.22 | 12.54 | 8.58 | 45.89 | 77.95 | 1.617 | 5.150 |
| <i>Fdig</i> /% | 0.005 | 0.003 | 0 | 0.01 | 0.02 | 1.022 | 5.042 |
| <i>Educ</i> /% | 94.52 | 3.26 | 75.93 | 95.14 | 98.54 | -1.689 | 6.948 |

2.2.3 作用机制变量

根据第一部分的理论分析,将从政府干预和融资约束两个角度考察金融生态环境影响企业负债融资行为的内在机制。

1) 政府干预变量. 现有文献构建了多种衡量政府干预程度的指标,比如,产权性质、国有股份比重、地区制度环境以及金字塔层级等^[37-40]. 主要思路是将所有企业视为一个整体,通过比较指标的横截面差异,确定企业受政府干预程度的强弱. 但考虑到一个政府代理机构可能会控制多家企业(形成一个组合)的现实情况,这些度量可能存在局限. 为了细致地刻画这一特征,选择最终控制人为地方政府及其代理机构的国有上市公司为研究样本,借鉴刘行^[41]的思路,以最终控制人到上市公司的控制权和公司规模(总资产、员工人数)为权重指标,构建了公司对其最终控制人投资组合中的重要性指数(*GovI1*). 该指数越大,最终控制人所能控制该企业的资源越多,即该企业受政府干预的程度越大. 为了保证研究结论不受度量选择的影响,下文将使用国有股份比重(*GovI2*)进行稳健性检验。

2) 融资约束变量. 现有文献代表性的测度方法有 *KZ* 指数、*WW* 指数和 *SA* 指数^[42-44]. 其中, *KZ* 指数和 *WW* 指数均存在一个弱点,即包含了很多具有内生性的金融变量,比如现金流、企业杠杆等,而融资约束与现金流和企业杠杆等金融变量之间相互决定. 为避免内生性的干扰,Hadlock 和 Pierce^[44] 按照 *KZ* 指数的构建方法,依据企业财务报告划分企业融资约束类型,然后仅使用企业规模和企业年龄两个时间变化不大且具有很强外生性的变量构建了 *SA* 指数. 参考 Hadlock 和 Pierce^[44] 和陈海强等^[45] 的做法,选取 *SA* 指数作为衡量企业融资约束的基准指标,计算公式为,

$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$, 其中, *Size* 为总资产(取对数), *Age* 为上市年限. 该指数取值越大表示企业面临的融资约束程度越高. 为了保证研究结论不受指数构造方法的影响,下文将分别借鉴 White 和 Wu^[43] 以及周泽将等^[37] 的做法测算 *WW* 指数和 *KZ* 指数进行稳健性检验。

2.2.4 目标杠杆率和偏离幅度

根据以上模型(3)和模型(4)估计得出的目标杠杆率和偏离幅度等变量的描述性统计在表 3 展示. 在样本期间下,全样本(Panel A)的目标杠杆率 *Lev*^{*} 的均值(中位数)为 49.44(49.06),标准差为 6.61. 而实际杠杆率调整 ΔLev 的均值(中位数)为 1.04(0.89),标准差为 7.98. 杠杆率偏离幅度 *Dev* 的均值(中位数)为 2.65(1.52),标准差为 17.15. 整体而言,杠杆率偏离目标和调整幅度都较小,但分布较为广泛,与黄继承等^[32] 的分析结果相似。

进一步区分不同负债水平,以实际杠杆率偏离幅度为标准,将样本划分为低于目标水平(*Dev* > 0)和高于目标水平(*Dev* ≤ 0)两组. Panel B 和 Panel C 分别报告了低于目标杠杆率(向上调整)样本和高于目标杠杆率(向下调整)样本的描述性统计. 在 Panel B 中, *Lev*^{*} 的均值(中位数)为 47.75(47.32),标准差为 6.24; ΔLev 的均值(中位数)为 -0.35(0.08),标准差为 8.10; *Dev* 的均值(中位数)为 15.75(13.95),标准差为 11.06. 在 Panel C 中, *Lev*^{*} 的均值(中位数)为 51.36(51.28),标准差为 6.49; ΔLev 的均值(中位数)为 2.63(1.79),标准差为 7.53; *Dev* 的均值(中位数)为 -12.33(-11.18),标准差为 8.38. 可见,在不同负债水平下,杠杆率偏离与调整方向是相反的,说明区分不同负债水平进行分析是必要的。

表 3 目标杠杆率和偏离幅度变量的描述性统计

Table 3 Descriptive statistics of target leverage and deviation variables

| Variable | Mean | Std | Min | Median | Max |
|--------------------------|--------|-------|--------|--------|-------|
| Panel A: 全样本 | | | | | |
| Lev^* | 49.44 | 6.61 | 26.52 | 49.06 | 73.79 |
| ΔLev | 1.04 | 7.98 | -60.80 | 0.89 | 68.19 |
| Dev | 2.65 | 17.15 | -48.32 | 1.52 | 55.87 |
| Panel B: 低于目标杠杆率(向上调整)样本 | | | | | |
| Lev^* | 47.75 | 6.24 | 26.89 | 47.32 | 73.79 |
| ΔLev | -0.35 | 8.10 | -60.80 | 0.08 | 37.15 |
| Dev | 15.75 | 11.06 | 0.002 | 13.95 | 55.87 |
| Panel C: 高于目标杠杆率(向下调整)样本 | | | | | |
| Lev^* | 51.36 | 6.49 | 26.52 | 51.28 | 72.69 |
| ΔLev | 2.63 | 7.53 | -34.41 | 1.79 | 68.19 |
| Dev | -12.33 | 8.38 | -48.32 | -11.18 | -0.01 |

3 金融生态环境与企业杠杆率

这一部分基于基准模型(1)实证分析金融生态环境与企业杠杆率之间的关系;考虑潜在的内生性问题进行稳健性检验;然后,区分时段、地区和债务期限结构等多个视角全面考察金融生态环境对企业杠杆率影响的异质性;最后,基于政府干预和企业融资约束两个视角进行机制检验。

3.1 基准估计结果

表4报告了金融生态环境与企业杠杆率之间关系的基准估计结果。首先,分析基于混合最小二乘法(POLS)的估计结果。采用逐步回归,在第(1)列,仅控制年份固定效应,金融生态环境指数的系数为10.252,且通过了1%水平的显著性检验。进一步加入城市特征变量,如第(2)列所示,金融生态环境指数的系数为10.445,仍在1%水平上显著。初步表明,金融生态环境与企业杠杆率之间具有显著的正向关系,为研究假说1提供了证据支持。为了减少遗漏变量带来的估计偏误,继续加入企业特征变量,第(3)列的估计结果显示,金融生态环境指数的系数为8.014,且通过了5%水平的显著性检验,表明金融生态环境对企业杠杆率具有显著的正向效应。结合中国的现实,在样

本期间,随着地区金融生态环境指数持续下降,当地企业杠杆率将下降。从数量关系上来看,金融生态环境指数每下降一单位标准差(0.139),企业杠杆率将平均下降1.11个百分点,进而为研究假说1提供了证据支持。

然后,考虑到短期内企业杠杆率的变动幅度较小,可能会受到一些不随时间变化的企业特征变量的影响,且这些因素又可能与地区金融生态环境密切相关。以下在第(1)列~第(3)列回归方程的基础上,进一步控制企业固定效应以剔除这些因素的潜在影响。第(4)列~第(6)列的面板数据固定效应(FE)估计结果表明,金融生态环境指数的系数均在1%水平下显著为正,系数的绝对规模相比前三列均有所降低。根据第(6)列的回归结果,金融生态环境指数的系数为5.675,再一次表明金融生态环境与企业杠杆率存在显著的正向关系。结合现实情形,在样本期间,金融生态环境恶化会导致企业杠杆率出现显著下降。从数量关系上来看,金融生态环境指数每降低一单位标准差(0.139),企业杠杆率将平均下降0.79个百分点,再一次为研究假说1提供了证据支持。

此外,在所有回归方程中,控制变量的系数均较为稳健,且大多符合预期^⑧。以第(6)列为例,在

⑧ 此外,尝试在回归方程中加入企业经营风险以及宏观经济变量作为控制变量进行稳健性检验,本研究所关注的金融生态环境指数的系数并未出现明显变化,限于篇幅,未在文中报告估计结果,备索。

城市特征变量方面,要素密集度的系数在 10% 水平下显著为负,表明在资本相对劳动更为充裕的城市,企业杠杆率会更低;第二产业和第三产业产值比重的系数均在 1% 水平下显著为负,表明在工业化和服务业比重相对高的城市,当地企业的杠杆率会相对低;人力资本存量的系数在 1% 水平下显著为负,表明在人力资本存量较高的地区,企业杠杆率则相对较低。在企业特

征变量方面,行业杠杆率的系数在 1% 水平下显著为正,这反映了企业融资决策的行业属性;盈利能力 *EBIT_TA* 的系数在 1% 水平下显著为负;企业规模 *ln TA* 和反映企业抵押能力的固定资产比重 *FA_TA* 的系数均为正,且通过了 1% 水平的显著性检验;成长机会 *MB* 的系数在 1% 水平上显著为负;非债务税盾 *DEP_TA* 的系数不显著为负。

表 4 金融生态环境与企业杠杆率:基准回归结果

Table 4 Financial ecological environment and corporate leverage: Baseline regression

| 变量 | POLS | | | FE | | |
|--------------------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|------------------------|----------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Fineco</i> | 10.252 *** (2.584) | 10.445 *** (2.613) | 8.014 ** (2.271) | 5.200 *** (2.533) | 5.906 *** (2.838) | 5.675 *** (3.071) |
| 城市特征变量 | | | | | | |
| <i>ln gdp</i> | | 1.790 (0.480) | -0.783 (-0.245) | | 3.145 (1.023) | 1.859 (1.218) |
| <i>ln kl</i> | | -0.152 (-0.313) | -0.386 (-0.909) | | -0.478 (-1.393) | -0.532 * (-1.898) |
| <i>Indus</i> | | -0.611 * (-1.745) | -0.542 * (-1.829) | | -0.466 (-1.391) | -0.364 *** (-2.475) |
| <i>Serv</i> | | -0.719 * (-1.900) | -0.682 ** (-2.159) | | -0.585 * (-1.642) | -0.463 *** (-2.876) |
| <i>Fdig</i> | | 138.185 (1.117) | 45.358 (0.417) | | 27.263 (0.268) | -11.822 (-0.209) |
| <i>Educ</i> | | -0.047 (-0.226) | -0.172 (-1.002) | | -0.306 * (-1.701) | -0.318 *** (-3.520) |
| 企业特征变量 | | | | | | |
| <i>Med_Lev</i> | | | 37.957 *** (9.646) | | | 30.115 *** (11.887) |
| <i>EBIT_TA</i> | | | -0.931 *** (-17.044) | | | -0.521 *** (-23.588) |
| <i>MB</i> | | | -0.607 *** (-3.140) | | | -0.347 *** (-3.426) |
| <i>DEP_TA</i> | | | -0.608 ** (-2.497) | | | -0.056 (-0.561) |
| <i>ln TA</i> | | | 6.822 *** (20.013) | | | 9.929 *** (40.907) |
| <i>FA_TA</i> | | | 0.075 *** (2.783) | | | 0.076 *** (6.755) |
| <i>Constant</i> | 53.899 *** (26.382) | 89.982 (1.527) | 20.699 (-0.438) | 43.972 *** (22.057) | 64.881 (1.113) | -39.275 *** (-4.915) |
| <i>Year_Effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Firm_Effect</i> | No | No | No | Yes | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 15 326 | 13 077 | 13 077 | 15 326 | 13 077 | 13 077 |
| <i>Adj-R²</i> | 0.166 | 0.164 | 0.230 | 0.018 | 0.029 | 0.159 |

注: 括号内为估计系数的稳健的 t 统计量,均经过企业层面的 clustering 调整;*,**和*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著水平。
Year_Effect 和 *Firm_Effect* 分别表示年份固定效应和企业固定效应。如无特别说明,下同。

3.2 考虑内生性问题的再检验

从逻辑关系上讲,以上金融生态环境与企业杠杆率之间关系的估计结果可能存在内生性问题。一是,联立内生性,即金融生态环境与企业杠杆率之间潜在的反向因果关系。负债融资是影响企业经营决策的重要因素;考虑到企业,特别是国有企业与地方政府之间的关系,企业的经营决策可能会影响当地经济社会的发展,进而对地区金融生态环境产生影响;二是,遗漏变量造成的估计偏误。比如,地方政府出台一系列促进经济发展的政策等无法观测的变量可能同时影响地区金融生态环境和企业融资决策。尽管已经在计量方程(1)中控制了一系列潜在影响企业杠杆率的城市和企业特征变量,在一定程度上控制了地区经济发展的差异性特征,但是,在理论上仍然可能存在无法加以有效控制的遗漏变量。当出现两者之一情形时,以上估计结果将是不一致的。针对上述可能导致的内生性问题,尝试寻找金融生态环境的工具变量(IV),以缓解可能造成的估计偏误。

按照构建工具变量的逻辑,需要寻找一个仅与金融生态环境具有内在联系,而又不会直接影响企业杠杆率的外生变量作为工具变量。为此,参考李志生等^[47]对工具变量选择的做法,利用1937年各城市银行分支机构数量和2009年分支机构设立放宽管制事件构造工具变量,作为城市金融生态环境的工具变量^⑨,进行两阶段最小二乘回归分析。具体来说,考虑到银监会于2009年放宽了分支机构设立管制,我们生成放宽分支机构设立管制虚拟变量,对2005年—2008年和2009年—2015年的样本分别取值1和2。工具变量为1937年城市银行分支机构数量与放宽管制虚拟变量的乘积。通过上述方法构造工具变量的合理性主要体现在两个方面:一是相关性,1937年城市银行分支机构数量可以用来衡量不同地区的金融市场发展基础,良好的金融市场基础有助于改善地区金融生态环境;2009年放宽管制后分支机构数量出现大幅增加,有助于金融生态环境优化,因此,该工具变量与地区金融生态环境指数正相

关。二是外生性,考虑到1937年与样本期间社会经济发展状况的巨大差异,1937年城市银行分支机构数量与很多年后其他地区宏观因素和工业企业特征相关程度较低,2009年放宽管制事件属于外生政策冲击,进而保证了工具变量的外生性。

表5报告了 IV 的估计结果。首先,分析第一阶段的估计结果,如Panel A所示。两种模型的估计结果一致表明,在控制了一系列城市和企业特征变量后, IV 的系数均在5%水平下显著为正,与以上的分析逻辑相一致。进一步检验“弱工具变量”的 F 值大于Cragg-Donald统计量的临界值,表明不存在弱工具变量问题。接下来,分析第二阶段回归的估计结果,如Panel B所示。在第(1)列,控制了城市特征变量以及年份和企业固定效应的估计结果显示,金融生态环境指数的系数为6.053,且在5%水平上显著,再一次表明城市金融生态环境对企业杠杆率具有显著的正向影响。进一步

表5 金融生态环境与企业杠杆率: IV 回归结果

Table 5 Financial ecological environment and corporate leverage: IV regression

| 变量 | (1) | (2) |
|--------------------|---------------------|----------------------|
| Panel A: 第一阶段 | <i>Fineco</i> | <i>Fineco</i> |
| IV | 0.012 ** (2.230) | 0.009 ** (2.192) |
| 城市特征变量 | Yes | Yes |
| 企业特征变量 | No | Yes |
| <i>Year_Effect</i> | Yes | Yes |
| <i>Firm_Effect</i> | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 10 587 | 10 587 |
| <i>F-value</i> | 15.69 | 20.58 |
| Panel B: 第二阶段 | <i>Lev</i> | <i>Lev</i> |
| <i>Fineco</i> | 6.053 ** (2.173) | 5.427 *** (2.845) |
| 城市特征变量 | Yes | Yes |
| 企业特征变量 | No | Yes |
| <i>Year_Effect</i> | Yes | Yes |
| <i>Firm_Effect</i> | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 10 587 | 10 587 |
| R^2 | 0.157 | 0.256 |

注: 限于篇幅,这里未报告城市和企业特征等控制变量系数的估计结果,备索。如无其他说明,下同。

⑨ 这里,1937年各城市银行分支机构数量的数据来自《全国银行年鉴(1934—1937)》。

加入企业特征变量,估计结果如第(2)列所示.金融生态环境指数的系数分别为 5.427,且通过了 1%水平的显著性检验.综上所述,通过使用工具变量在一定程度上缓解了反向因果关系或遗漏变量等潜在的内生性问题,表明金融生态环境与企业杠杆率之间具有较为稳健的正向关系,即样本期间的金融生态环境恶化为企业杠杆率的持续下降提供了解释,再一次为研究假说 1 提供了证据支持.

3.3 基于异质性的进一步分析

3.3.1 分时段

考虑到城市金融生态环境指数和企业杠杆率均呈现出明显的时变特征,特别是在 2008 年金融危机之后,因此,金融生态环境对企业杠杆率的影响

在不同时期可能存在差异.以下以 2008 年为界分两个时段评估这一效应,估计结果在表 6 的第(1)列和第(2)列展示.结果表明,控制了城市和企业特征变量以及年份和企业固定效应后,在 2005 年—2008 年间,金融生态环境指数的系数为 3.544,通过 10%水平的显著性检验;而在 2009 年—2015 年间,金融生态环境指数的系数为 12.419,且在 5%水平上显著.这表明,在样本期间,金融生态环境对企业杠杆率具有显著的正向影响,且这一效应在 2008 年金融危机之后更为显著.基于现实来看,如图 2 所示,在 2008 年金融危机之后,地区金融生态环境趋于更为严重的恶化,企业杠杆率势必会出现更为显著的下降.

表 6 金融生态环境与企业杠杆率：分时段和分地区

Table 6 Financial ecological environment and corporate leverage: By periods and regions

| 变量 | 2005 年—2008 年 | 2009 年—2015 年 | 东部 | 中部 | 西部 |
|----------------------------|--------------------|----------------------|---------------------|---------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>Fineco</i> | 3.544 * (1.753) | 12.419 ** (2.320) | 6.478 ** (2.329) | 10.638 * (1.794) | 4.512 (0.796) |
| 城市特征变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业特征变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year_Effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Firm_Effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 3 451 | 9 626 | 9 129 | 2 194 | 1 754 |
| Adj- <i>R</i> ² | 0.060 | 0.109 | 0.112 | 0.186 | 0.171 |

3.3.2 分地区

考虑到经济发展和金融生态环境的区域性差异,进一步探讨金融生态环境对企业杠杆率影响的空间异质性^⑩.估计结果在表 6 的第(3)列、第(4)列和第(5)列展示,分别对应于东部、中部和西部地区的企业样本.结果表明,控制一系列城市和企业特征变量以及年份和企业固定效应后,在东部企业样本下,金融生态环境指数的系数为 6.478,并通过了 5%水平的显著性检验;在中部企业样本下,金融生态环境指数的系数为 10.638,且在 10%水平上显著.而在西部企业样本下,金融生态环境指数的系数为 4.512,且不显

著.进一步采用连玉君等^[48]方法的检验结果表明,东部和西部地区样本下金融生态环境的系数在 1%的水平下存在显著差异.可能的解释是,东部地区的(金融)市场化程度相对较高,金融生态环境较为良好,其对企业负债融资具有较小的影响;中部地区的金融市场化正在快速推进中,金融生态环境也在完善,其对企业负债融资具有较大的影响;西部地区的企业可能在“西部大开发”等诸多地区发展战略中得到更多的金融政策支持,金融生态环境变化对企业融资决策的影响变得不确定.整体而言,以上结果表明,金融生态环境对

⑩ 对东中西部地区的划分做出如下说明,东部地区:北京、河北、天津、辽宁、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东和海南(11);中部地区:吉林、黑龙江、河南、山西、湖北、湖南、安徽和江西(8);西部地区:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆(12).

企业杠杆率的影响主要体现在金融市场化程度较高的东部和中部地区。

3.3.3 分期限结构

通常来说,企业进行短期融资和长期融资的动机不同:短期融资主要是提供日常运营的资金便利;长期融资则更多是满足周期长、规模大且往往具有战略意义的固定资产投资。金融生态环境对两类融资的影响可能不同。基于此,将分别使用短期负债率和长期负债率作为被解释变量评估两者的差异,估计结果在表 7 展示^①。其中,第(1)列和第(2)列为短期负债率的估计结果。在控制了一系列城市特征变量以及年份和企业固定效应后,如第(1)列所示,金融生态环境指数的系数为 0.663,且不显著;进一步控制企业特征变量,如第(2)列所示,金融生态环境指数的系数为 0.634,仍不显著,表明金融生态环境对短期负债率并未呈现显著影响。第(3)列和第(4)列为长期负债率相应的估计

结果,金融生态环境指数的系数分别为 4.992 和 4.795,且均在 5%水平上显著,表明金融生态环境对企业长期负债率具有显著的正向影响。可能的解释为,由于短期负债主要是提供日常运营的资金便利,属于企业生存必要的融资需求,往往受到金融生态等外部环境较小的影响;而长期融资则更多是满足周期长、规模大且往往具有战略意义的固定资产投资,结合第一部分的理论分析,良好的金融生态环境会减弱政府对企业进行非必要的干预,在一定程度上缓解融资约束;同时可能使企业管理者对未来发展产生良好的预期,进而选择增加长期战略投资,提高负债融资。综上可知,金融生态环境具有显著的债务期限结构效应;进一步结合现实情形,金融生态环境恶化对企业短期负债率无显著影响,而导致长期负债率显著下降。考虑到长期负债在企业发展中的战略作用,金融生态环境恶化对企业负债融资的负向影响特别需要关注。

表 7 金融生态环境与企业杠杆率:分债务期限结构

Table 7 Financial ecological environment and corporate leverage: By term structure

| 变量 | 短期负债 | 短期负债 | 长期负债 | 长期负债 |
|--------------------|------------------|------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Fineco</i> | 0.663 (0.229) | 0.634 (0.226) | 4.992 ** (2.312) | 4.795 ** (2.370) |
| 城市特征变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业特征变量 | No | Yes | No | Yes |
| <i>Year_Effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Firm_Effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 13 077 | 13 077 | 13 077 | 13 077 |
| Adj- R^2 | 0.012 | 0.067 | 0.083 | 0.135 |

3.4 机制分析

如第一部分理论分析所述,金融生态环境主要通过政府干预和企业融资约束两个渠道来影响企业的融资决策。接下来将基于这两个视角进行机制检验。

3.4.1 政府干预视角

首先考察金融生态环境对政府干预程度的影

响,对研究假说 2 进行实证检验,估计结果报告于表 8^②。第(1)列和第(2)列报告了组合重要性指数(*GovI1*)的估计结果,在控制了城市特征变量以及年份和企业固定效应后,金融生态环境指数的系数为 -0.221,且通过了 1%水平的显著性检验,表明金融生态环境对政府干预程度具有显著

^① 此外,考察了金融生态环境对经营性负债的影响,估计结果未通过显著性检验,与短期负债的估计结果较为相似。限于篇幅,未在文中展示估计结果,备索。

^② 基于政府干预代理变量的选择,这一部分将研究样本限于地方政府拥有股份的国有企业样本。此外,在构建 *GovI1* 时,分别采用总资产和员工人数计算公司规模权重指标来互为稳健性检验,估计结果较为接近,这里仅报告了总资产权重指标的结果。

的负向影响. 继续控制企业特征变量, 金融生态环境指数的系数为 -0.202 , 且在 1% 水平上显著, 表明金融生态环境对政府干预程度具有显著的负向效应. 结合样本期间的现实情形, 这意味着随着金融生态环境恶化, 政府与市场之间的边界会愈加不清晰, 市场机制在信贷资源配置中发挥的作用受到限制; 同时, 不利于政府与银行之间做好功能性分离, 银行经营的自主性越发减弱, 进而提高政府对银行与企业主体干预的程度, 为研究假说 2 提供了证据支持. 进一步将政府干预变量替换

为国有股份比重 $GovI2$, 估计结果如第 (3) 列和第 (4) 列所示, 金融生态环境指数的系数分别为 -0.162 和 -0.151 , 且均在 5% 水平上显著, 表明以上估计结果具有较强的稳健性, 再一次表明金融生态环境对政府干预程度具有显著的负向效应, 再一次为研究假说 2 提供了证据支持. 综上所述, 在样本期间, 随着金融生态环境恶化, 企业面临的政府干预程度将升高, 这势必将不利于市场机制在信贷资源配置中发挥决定性作用和企业面临信贷环境的优化, 将促使企业杠杆率下降.

表 8 金融生态环境与政府干预
Table 8 Financial ecological environment and government intervention

| 变量 | GovI1: 组合重要性指数 | | GovI2: 国有股份比重 | |
|--------------------|--------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Fineco</i> | -0.221^{***} (-3.962) | -0.202^{***} (-4.248) | -0.162^{**} (-2.442) | -0.151^{**} (-2.205) |
| 城市特征变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业特征变量 | No | Yes | No | Yes |
| <i>Year_Effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Firm_Effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 6 326 | 6 326 | 6 326 | 6 326 |
| Adj- R^2 | 0.291 | 0.295 | 0.149 | 0.165 |

注：基于政府干预变量的测算，这一部分采用了最终控制人为地方政府以及代理人机构的国有企业作为研究样本。

3.4.2 融资约束视角

接下来, 探讨金融生态环境对企业融资约束的影响来实证检验研究假说 3, 采用 SA 指数、 WW 指数和 KZ 指数度量融资约束的估计结果在表 9 展示. 首先分析 SA 指数的估计结果, 第 (1) 列控制了城市特征变量以及年份和企业固定效应, 金融生态环境指数的系数为 -0.247 , 且通过了 1% 水平的显著性检验. 继续控制企业特征变量, 估计结果如第 (2) 列所示, 金融生态环境指数的系数为 -0.169 , 且在 1% 水平上显著. 这表明, 金融生态环境与企业融资约束存在显著的负向关系. 可能的解释是, 在样本期间, 随着金融生态环境恶化, 企业将不能充分利用如银行信贷等外部经济和金融资源, 也更不容易获得商业伙伴的授信, 因此增大其面临的融资约束, 为研究假说 3 提供了证据支持. 然后分析 WW 指数的估计结果, 第 (3) 列控制了城市特征变

量以及年份和企业固定效应, 金融生态环境指数的系数为 -0.374 , 且通过了 1% 水平的显著性检验. 继续控制企业特征变量, 估计结果如第 (4) 列所示, 金融生态环境指数的系数为 -0.268 , 且在 1% 水平上显著, 意味着金融生态环境对企业融资约束具有显著的负向影响, 又一次为研究假说 3 提供了证据支持. 进一步分析 KZ 指数的估计结果, 第 (5) 列和第 (6) 列的估计结果表明, 金融生态环境指数的系数分别为 -0.621 和 -0.485 , 且均在 1% 水平上显著. 这表明金融生态环境恶化将会增大企业面临的融资约束, 再一次为研究假说 3 提供了证据支持, 同时说明上述结果具有较强的稳健性. 以上结果表明, 在样本期间, 随着金融生态环境恶化, 当地企业的融资约束将出现显著增大, 将迫使企业降低杠杆率, 进而直接佐证了金融生态环境对企业杠杆率影响的融资约束机制.

表 9 金融生态环境与企业融资约束

Table 9 Financial ecological environment and financial constraints of firms

| 变量 | SA 指数 | | WW 指数 | | KZ 指数 | |
|--------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Fineco</i> | -0.247 *** (-4.138) | -0.169 *** (-5.053) | -0.374 *** (-3.372) | -0.268 *** (-4.736) | -0.621 *** (-3.482) | -0.485 *** (-4.427) |
| 城市特征变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 企业特征变量 | No | Yes | No | Yes | No | Yes |
| <i>Year_effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Firm_effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 12 815 | 12 815 | 12 815 | 12 815 | 12 815 | 12 815 |
| Adj- R^2 | 0.203 | 0.294 | 0.211 | 0.257 | 0.317 | 0.364 |

4 金融生态环境与企业杠杆率动态调整

根据以上分析,“去杠杆”本质上涉及到企业杠杆率的动态调整过程,以实现提升企业价值与有效防范风险的权衡。那么,一个自然的问题是,金融生态环境变化将如何影响企业杠杆率动态调整呢?这一部分将开展四个方面的工作:首先,利用模型(3)和模型(6)估计企业杠杆率调整的速度以及金融生态环境对杠杆率调整速度的影响,并区分负债水平,分别估计低于目标向上调整的速度和高于目标向下调整的速度;然后,分析金融生态环境与企业杠杆率调整速度之间关系的异质性;最后,考察金融生态环境对企业杠杆率偏离幅度的影响和进行一系列的稳健性检验。

4.1 基准估计结果

采用基准模型(3)估计企业杠杆率的调整速度,估计结果在表 10 展示。第(1)列全样本的估计结果显示,偏离幅度 Dev 的系数为 0.333,且通过了 1%水平的显著性检验,说明在样本区间上市公司的平均调整速度为 33.3%。考虑到杠杆率低于目标和高于目标时,企业调整杠杆率的成本和收益不同,相应的调整速度也往往存在差异。进一步估计低于目标水平 ($Dev > 0$) 和高于目标水平 ($Dev \leq 0$) 样本下杠杆率的调整速度,分别在第(2)列和第(3)列展示。结果表明,企业低于目

标向上调整的速度为 32.8%,而高于目标向下调整的速度为 40.7%,意味着上市企业不同负债水平上的调整速度具有不对称性:向下调整速度比向上调整速度更快,与现有许多文献的研究结论一致^[21-27]。

接下来,采用模型(6)考察金融生态环境对杠杆率调整速度的影响。首先,第(4)列全样本的估计结果表明,偏离幅度 Dev 的系数为 0.517,且在 1%水平上显著; $Fineco \times Dev$ 的系数为 0.090,且通过了 10%水平的显著性检验。这表明,整体而言,金融生态环境对杠杆率的调整速度具有显著的正向影响。结合样本期间中国的现实,金融生态环境恶化将会显著地降低杠杆率的调整速度。然后,区分不同负债水平,第(5)列基于低于目标样本的估计结果表明,偏离幅度 Dev 的系数为 0.447,且在 1%水平上显著; $Fineco \times Dev$ 的系数为 0.118,但未通过显著性检验;而在高于目标样本,如第(6)列所示,偏离幅度 Dev 的系数为 0.621,且通过了 1%水平的显著性检验; $Fineco \times Dev$ 的系数为 0.161,且在 5%水平上显著。这表明,金融生态环境对企业杠杆率的调整速度具有显著的正向影响;同时,这一效应在低于目标和高于目标样本下具有不对称性:金融生态环境恶化会显著降低杠杆率向下调整的速度,而对向上调整的速度影响则不显著,进而可能会导致企业杠杆率下降,侧面佐证了金融生态环境恶化是解释企业杠杆率持续下降的视角^⑬。

⑬ 此外,考察金融生态环境变化(相邻两年之差)对企业杠杆率动态调整的影响,估计结果与文中金融生态环境的较为相似,限于篇幅,文中未展示具体的估计结果,备索。

表 10 金融生态环境与企业杠杆率调整速度：基准回归结果

Table 10 Financial ecological environment and speed of leverage adjustment: Baseline regression

| 变量 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 |
|----------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Dev</i> | 0.333 *** (37.122) | 0.328 *** (21.217) | 0.407 *** (23.837) | 0.517 *** (15.553) | 0.447 *** (8.174) | 0.621 *** (10.114) |
| <i>Fineco × Dev</i> | | | | 0.090 * (1.696) | 0.118 (1.352) | 0.161 ** (2.356) |
| <i>Constant</i> | -0.806 *** (-4.150) | -2.112 *** (-7.437) | 1.546 *** (3.929) | 0.361 *** (5.721) | -3.698 *** (-15.718) | 5.575 *** (24.035) |
| <i>Year_effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Firm_effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 13 826 | 6 885 | 6 941 | 13 826 | 6 885 | 6 941 |
| Adj- <i>R</i> ² | 0.153 | 0.375 | 0.410 | 0.208 | 0.438 | 0.393 |

4.2 考虑企业异质性的扩展分析

根据第一部分的理论分析,同时结合以上关于金融生态环境对静态企业杠杆率影响的实证分析结果,进一步从企业所有制、规模和融资约束三个异质性视角实证分析金融生态环境影响杠杆率动态调整的作用机制。

4.2.1 企业所有制

大量研究表明,由于政府干预和信息不对称等因素的潜在影响,国有企业更容易获得来自银行的信贷资金和政府的金融支持,而且存在严重的预算软约束问题。随着金融生态环境改善,政府将减少对企业非必要的干预,进而影响其融资决策。进而预期,相对于国有企业,金融生态环境改善(恶化)对非国有企业杠杆率的调整速度具有

更大的正向(负向)影响。为了检验这一猜想,进一步加入金融生态环境指数、偏离幅度与国有企业虚拟变量三者的交叉项 $Fineco \times Dev \times SOE$,如果该交叉项的系数显著为负,则表示金融生态环境对非国有企业杠杆率调整速度的影响比国有企业样本更大,反之则相反。

表 11 报告了相应的估计结果。第(1)列全样本的估计结果表明, $Fineco \times Dev$ 的系数为 0.076,且在 10%水平上显著; $Fineco \times Dev \times SOE$ 的系数为 -0.098,且通过了 1%水平的显著性检验。这表明,相对于非国有企业样本,金融生态环境对国有企业杠杆率调整速度的影响更小,即在样本期间,随着金融生态不断恶化,非国有企业杠杆率调整速度比国有企业更慢。进一步区分负债水平,在

表 11 金融生态环境与企业杠杆率调整速度：分企业所有制

Table 11 Financial ecological environment and speed of leverage adjustment: By ownership

| 变量 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 |
|----------------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| <i>Dev</i> | 0.519 *** (11.141) | 0.434 *** (6.360) | 0.622 *** (7.674) |
| <i>Fineco × Dev</i> | 0.076 * (1.816) | 0.013 (0.217) | 0.154 ** (2.310) |
| <i>Fineco × Dev × SOE</i> | -0.098 *** (-4.198) | -0.113 *** (-3.977) | -0.063 ** (-2.153) |
| <i>Constant</i> | 0.325 *** (12.869) | -3.757 *** (-13.013) | 5.567 *** (20.056) |
| <i>Year_effect</i> | Yes | Yes | Yes |
| <i>Firm_effect</i> | Yes | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 13 826 | 6 885 | 6 941 |
| Adj- <i>R</i> ² | 0.209 | 0.440 | 0.393 |

低于目标样本下,如第(2)列所示, $Fineco \times Dev$ 的系数为 0.013,但不显著; $Fineco \times Dev \times SOE$ 的系数为 -0.113,且通过了 1%水平的显著性检验.第(3)列高于目标样本的估计结果显示, $Fineco \times Dev$ 的系数为 0.154, $Fineco \times Dev \times SOE$ 的系数为 -0.063,且两者均在 5%水平上显著.这表明,无论在低于目标还是高于目标样本,金融生态环境对国有企业杠杆率调整速度的影响比非国有企业更小.

4.2.2 企业规模

如第一部分的理论分析,规模较小的企业通常会面临着更大的融资约束,难以获得外部融资,因此杠杆率调整的速度较慢.良好的金融生态环境会改善企业面临的融资环境,降低杠杆率调整的成本,加快杠杆率调整速度.基于此,本研究做出预期,相对规模较大的企业而言,金融生态环境改善(恶化)更可能会加快(放缓)规模较小企业杠杆率的调整速度.为了检验这一推论,首先定义企业规模的大小,按照企业的资产规模在“城市-行业-年份”层面上对全样本进行排序,并形成虚拟变量 $DSize$:将位于前 50%的企业设定为大企业组, $DSize = 1$,其他为中小企业组, $DSize = 0$;进一

步加入金融生态环境指数、偏离幅度与企业规模虚拟变量三者的交叉项 $Fineco \times Dev \times DSize$,如果该交叉项的系数显著为负,则表示金融生态环境对中小规模企业杠杆率调整速度的影响相对大规模企业样本更大,反之则相反.

表 12 报告了相应的估计结果.第(1)列全样本的估计结果表明, $Fineco \times Dev$ 的系数为 0.080,但不显著; $Fineco \times Dev \times DSize$ 的系数为 -0.075,且通过了 1%水平的显著性检验.这表明,在样本期间,相对于规模较大企业,金融生态环境恶化会导致中小规模企业杠杆率的调整速度更慢.进一步区分负债水平,在低于目标样本下,如第(2)列所示, $Fineco \times Dev$ 的系数为 0.001,但未通过显著性检验; $Fineco \times Dev \times DSize$ 的系数为 -0.081,且在 1%水平上显著.第(3)列高于目标样本的估计结果显示, $Fineco \times Dev$ 的系数为 0.620,且在 5%水平上显著; $Fineco \times Dev \times DSize$ 的系数为 -0.037,且未通过显著性检验.这表明,在样本期间,随着金融生态环境持续恶化,中小规模企业杠杆率低于目标向上调整的速度相比大规模企业更慢,而在高于目标向下调整时两者则并未出现显著差异.

表 12 金融生态环境与企业杠杆率调整速度:分企业规模

Table 12 Financial ecological environment and speed of leverage adjustment: By size

| 变量 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 |
|----------------------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| Dev | 0.515 *** (11.010) | 0.441 *** (6.442) | 0.620 *** (7.652) |
| $Fineco \times Dev$ | 0.080 (1.125) | 0.001 (0.023) | 0.157 ** (2.296) |
| $Fineco \times Dev \times DSize$ | -0.075 *** (-2.943) | -0.081 *** (-3.643) | -0.037 (-1.379) |
| $Constant$ | 0.332 *** (12.884) | -3.764 *** (-12.722) | 5.580 *** (19.980) |
| | | | |
| $Year_effect$ | Yes | Yes | Yes |
| $Firm_effect$ | Yes | Yes | Yes |
| Obs | 13 826 | 6 885 | 6 941 |
| $Adj-R^2$ | 0.208 | 0.441 | 0.394 |

4.2.3 融资约束

现有文献表明,融资约束是决定企业杠杆率调整能力的重要因素;面临较高融资约束的企业杠杆率的调整成本较高,因而调整速度较慢^[32].

良好的金融生态环境会降低企业杠杆率的调整成本,加快杠杆率向目标水平的调整速度.基于此进行预期,相对融资约束较低的企业而言,金融生态环境改善(恶化)会加快(减缓)融资约束较高企

业杠杆率的调整速度. 以下将采用 SA 指数来衡量企业融资约束程度^⑭. 首先, 对企业 SA 指数在“城市 - 行业 - 年份”层面上进行排序, 得到 SA 指数的中位数; 然后, 借鉴李君平和徐龙炳^[46]的思路, 根据是否高于中位数将样本企业分成两组, 生成虚拟变量 DSA: 将高于中位数的企业设定为高融资约束企业组, $DSA = 1$; 其他为低融资约束企业组, $DSA = 0$. 为了检验上述假说, 进一步加入金融生态环境指数、偏离幅度与企业融资约束虚拟变量三者的交叉项 $Fineco \times Dev \times DSA$, 如果该交叉项的系数显著为正, 则表示金融生态环境对融资约束较高企业杠杆率调整速度的影响相对融资约束较低企业更大, 反之则相反.

表 13 报告了相应的估计结果. 第(1)列全样本的估计结果表明, $Fineco \times Dev$ 的系数为 0.009, 但不显著; $Fineco \times Dev \times DSA$ 的系数为 -0.050, 且通过了 1% 水平的显著性检验. 这表明, 相对于

融资约束较低的企业, 金融生态环境对融资约束较高企业杠杆率调整速度的影响更小, 即在样本期间, 随着金融生态环境恶化, 融资约束较高企业杠杆率的调整速度比融资约束较低的企业更快. 进一步区分负债水平, 在低于目标样本下, 如第(2)列所示, $Fineco \times Dev$ 的系数为 -0.038, 但不显著; $Fineco \times Dev \times DSA$ 的系数为 -0.072, 且通过了 1% 水平的显著性检验. 第(3)列高于目标样本的估计结果显示, $Fineco \times Dev$ 为 0.071, 但不显著; $Fineco \times Dev \times DSA$ 的系数为 0.080, 且在 1% 水平上显著. 这表明, 在样本期间, 随着金融生态环境恶化, 相比融资约束程度低的企业, 融资约束较大企业在低于目标时向上调整的速度会更快; 在高于目标向下调整的速度会更慢, 即金融生态环境恶化对融资约束较高企业杠杆率调整速度的负向影响主要体现在高于目标向下调整样本上.

表 13 金融生态环境与企业杠杆率调整速度：分融资约束

Table 13 Financial ecological environment and speed of leverage adjustment: By financial constraints

| 变量 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 |
|----------------------------|------------------------|--------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| <i>Dev</i> | 0.565 *** (18.120) | 0.831 *** (21.417) | 0.577 *** (14.196) |
| <i>Fineco × Dev</i> | 0.009 (0.180) | -0.038 (-0.610) | 0.071 (1.057) |
| <i>Fineco × Dev × DSA</i> | -0.050 *** (-2.664) | -0.072 *** (-3.426) | 0.080 *** (3.044) |
| <i>Constant</i> | -0.637 *** (-8.623) | -10.292 *** (-59.382) | 8.531 *** (73.462) |
| <i>Year_effect</i> | Yes | Yes | Yes |
| <i>Firm_effect</i> | Yes | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 13 520 | 7 357 | 6 163 |
| Adj- <i>R</i> ² | 0.227 | 0.428 | 0.463 |

4.2.4 综合影响

最后, 将 $Fineco \times Dev \times SOE$ 、 $Fineco \times Dev \times DSize$ 和 $Fineco \times Dev \times DSA$ 三者一并加入模型, 综合考察三种企业异质性对金融生态环境对企业杠杆率调整速度的影响, 估计结果见表 14 所示. 全样本的估计结果, 如第(1)列所示, $Fineco \times Dev$

的系数为 0.166, 且通过了 5% 水平的显著性检验; 以上三个交叉项的系数分别为 -0.086、-0.143 和 -0.133, 且均在 1% 水平上显著. 这表明, 随着金融生态环境恶化, 非国有、中小规模和融资约束较低企业杠杆率调整的速度更慢. 分负债水平的估计结果在第(2)列和第(3)列展示. 在低于目标

⑭ 此外, 采用 KZ 指数、WW 指数作为替代变量进行稳健性检验, 估计结果并未出显著差异, 限于篇幅, 文中未展示具体的估计结果, 备索.

企业样本下, $Fineco \times Dev$ 的系数为 0.097, 但不显著; 以上三个交叉项的系数分别为 -0.094、-0.112 和 -0.129, 且均在 1% 水平上显著, 表明当金融生态环境出现恶化时, 非国有、小规模和融资约束较低企业的杠杆率在低于目标时向上调整的速度更慢。在高于目标企业样本下, $Fineco \times Dev$ 的系数为 0.093, 但不显著; 交叉项 $Fineco \times Dev \times SOE$ 的系数

在 5% 水平下显著为 -0.064; 交叉项 $Fineco \times Dev \times DSize$ 的系数为 0.008, 但不显著; $Fineco \times Dev \times DSA$ 的系数为 0.074, 且在 5% 水平上显著。这表明, 在样本期间, 随着金融生态环境恶化, 非国有和融资约束较高企业的杠杆率高于目标向下调整速度更慢, 而不同规模的企业并未出现显著差异, 说明以上实证结果具有较强的稳健性^⑤。

表 14 金融生态环境与企业杠杆率调整速度: 综合考察

Table 14 Financial ecological environment and speed of leverage adjustment: Overall perspectives

| 变量 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 |
|----------------------------------|-------------------------|--------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| Dev | 0.569 *** (13.379) | 0.826 *** (21.336) | 0.582 *** (14.292) |
| $Fineco \times Dev$ | 0.166 ** (2.186) | 0.097 (1.474) | 0.093 (1.250) |
| $Fineco \times Dev \times SOE$ | -0.086 *** (-2.600) | -0.094 *** (-3.092) | -0.064 ** (-2.065) |
| $Fineco \times Dev \times DSize$ | -0.143 *** (-4.339) | -0.112 *** (-4.221) | 0.008 (0.251) |
| $Fineco \times Dev \times DSA$ | -0.133 *** (-4.143) | -0.129 *** (-5.449) | 0.074 ** (2.354) |
| $Constant$ | -0.818 *** (-11.799) | -10.362 *** (-59.778) | 8.517 *** (72.745) |
| $Year_effect$ | Yes | Yes | Yes |
| $Firm_effect$ | Yes | Yes | Yes |
| Obs | 13 520 | 7 357 | 6 163 |
| $Adj-R^2$ | 0.231 | 0.431 | 0.463 |

4.3 金融生态环境与企业杠杆率偏离幅度

在以上分析的基础上, 将企业年末实际杠杆率与当年目标杠杆率之差定义为偏离幅度, 衡量一年内杠杆率的调整效果。偏离幅度越小意味着杠杆率越接近目标水平, 越有利于提高企业价值, 即调整效果越好。接下来, 考察金融生态环境如何影响企业杠杆率偏离幅度以检验金融生态环境变化对调整效果的影响。

为了考察金融生态环境对杠杆率偏离幅度的影响, 建立如下计量模型

$$Dis_{i,t} = \alpha + \beta_1 Fineco_{j,t-1} + \gamma' X_{i,t-1} + \lambda' Z_{j,t-1} + \eta_i + \eta_t + \tau_{i,j,t} \quad (7)$$

其中 $Dis_{i,t} = |Lev_{i,t} - Lev_{i,t}^*|$ 。控制变量与计量模型(1)的设定相同。

表 15 报告了金融生态环境与企业杠杆率偏离幅度之间关系的估计结果。采用逐步回归, 在控制企业特征变量以及年份和企业固定效应后, 全样本的估计结果, 如第(1)列所示, 金融生态环境指数的系数为 -2.186, 且通过了 10% 水平的显著性检验。表明, 金融生态环境对偏离幅度具有显著的负向影响, 即在样本期间, 随着金融生态环境恶化, 企业杠杆率偏离目标水平的幅度将增大, 不利于企业价值的提升。进一步区分负债水平, 在低于目标企业样本下, 如第(2)列所示, 金融生态环

^⑤ 此外, 这里做了考察盈利能力异质性的实证检验, 根据企业的盈利能力 ($EBIT_TA$) 在“城市-行业-年份”层面上的中位数对企业进行分类, 将 $EBIT_TA$ 高于中位数的企业定义为盈利能力较强企业组, 其他为盈利能力较弱企业组。估计结果表明, 随着金融生态环境持续恶化, 盈利能力较弱企业的杠杆率低于目标而向上调整的速度比盈利能力较强的企业更慢, 而在高于目标向下调整时两者则并未出现显著差异, 符合第一部分的理论分析的预期。限于篇幅, 未在展示具体的估计结果, 备索。

境指数的系数为-4.279,且通过了5%水平的显著性检验;第(3)列基于高于目标企业样本的估计结果显示,金融生态环境指数的系数为0.444,但不显著.这表明,金融生态环境对偏离幅度显著的负向影响主要体现在低于目标向上调整的企业样本,而对高于目标向下调整的企业样本则不显著,即金融生态环境恶化将会使得低于目标杠杆率企业的偏离幅度进一步增大.

进一步加入企业所在城市的特征变量,全样本的估计结果,如第(4)列所示,金融生态环境指数的系数为-2.964,且在5%水平上显著.再一次表明,金融生态环境与企业杠杆率偏离幅度之

间具有显著的负向关系.基于低于目标和高于目标企业样本的估计结果分别在第(5)列和第(6)列展示.在第(5)列,金融生态环境指数的系数为-3.832,且通过了10%水平的显著检验,表明,金融生态环境会对低于目标企业样本具有显著的负向影响.结合中国现实,在样本期间,金融生态环境持续恶化会导致企业杠杆率进一步偏离目标水平.在第(6)列,金融生态环境指数的系数为-0.836,但不显著.综上表明,金融生态环境对偏离幅度显著的负向影响主要体现在低于目标向上调整的企业样本,对高于目标向下调整的企业样本并未出现显著影响.

表 15 金融生态环境与企业杠杆率偏离幅度
Table 15 Financial ecological environment and leverage deviation from target

| 变量 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 |
|----------------------------|----------------------|-----------------------|------------------|-----------------------|----------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Fineco</i> | -2.186 * (-1.709) | -4.279 ** (-2.241) | 0.444 (0.247) | -2.964 ** (-2.018) | -3.832 * (-1.719) | -0.836 (-0.408) |
| 城市特征变量 | No | No | No | Yes | Yes | Yes |
| 企业特征变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Year_effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Firm_effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 14 986 | 7 705 | 7 281 | 10 805 | 5 289 | 5 516 |
| Adj- <i>R</i> ² | 0.010 | 0.034 | 0.028 | 0.014 | 0.030 | 0.048 |

4.4 稳健性检验

以下将从目标杠杆率度量、排除机械调整以及控制潜在影响企业杠杆率动态调整的地区因素等三个方面进行稳健性检验.

4.4.1 目标杠杆率其他度量

对于目标杠杆率的度量,除了以上采用的

LSDVC 方法外,系统 GMM 也是文献中常用的估计方法之一^[21],因此,利用系统 GMM 方法对模型(5)重新进行估计,得到新的目标杠杆率;然后重新估计模型(3)和模型(6),回归结果报告于表 16.在各种模型设定下,偏离幅度 *Dev* 的系数均在 1%水平上显著为正,且在高于目标样本下比低于

表 16 金融生态环境与企业杠杆率调整速度:目标杠杆率的其他度量
Table 16 Financial ecological environment and speed of leverage adjustment: Other measures of leverage target

| 变量 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 |
|----------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|--------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Dev</i> | 0.335 *** (28.295) | 0.311 *** (31.275) | 0.539 *** (34.432) | 0.527 *** (17.016) | 0.484 *** (11.969) | 0.767 *** (20.605) |
| <i>Fineco</i> × <i>Dev</i> | | | | 0.034 * (1.693) | -0.049 (-0.842) | 0.131 ** (1.998) |
| <i>Constant</i> | 0.024 (0.782) | -8.542 *** (-45.030) | 6.753 *** (87.867) | -0.570 *** (-8.381) | -10.216 *** (-61.215) | 7.032 *** (70.936) |
| <i>Year_effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Firm_effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 13 826 | 6 885 | 6 941 | 13 826 | 6 885 | 6 941 |
| Adj- <i>R</i> ² | 0.171 | 0.382 | 0.385 | 0.220 | 0.431 | 0.397 |

目标的系数显著更大; $Fineco \times Dev$ 的系数在全样本下为 0.034,且通过了 10%水平的显著性检验;在低于目标样本下为 -0.049,但未通过显著性检验;在高于目标样本下为 0.131,且在 5%水平上显著.由此可见,金融生态环境对杠杆率调整速度的影响不会随目标杠杆率估计方法的不同而改变,表明以上估计结果具有较强的稳健性.

4.4.2 排除机械调整的潜在影响

从部分调整模型的设定来看,模型(3)和模型(6)中实际上包含了主动调整和机械调整两种不同性质的杠杆率动态调整^[29].其中,主动调整是指企业通过一系列措施主动地进行杠杆率调整,比如,回购股票、派发现金股利和发行债券等;而机械调整是指,当企业的资产出现变化,比如,实现盈余或者面临亏损时,即便企业没有主动采取调整杠杆率的措施,期末的杠杆率相对于期初也会发生变化,采用模型(3)或模型(6)进行回归分析依然会得到一个显著不为零的调整速度.由于机械调整没有发生调整成本,只有主动调整才是动态权衡理论所要关注的问题.因此,借鉴黄继承等^[21]的做法,将杠杆率调整中的机械调整部分进行剥离,则模型(3)变成

$$Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1}^p = \varphi(Lev_{i,t}^* - Lev_{i,t-1}^p) + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中 $Lev_{i,t-1}^p$ 表示机械调整部分,参考黄俊威和龚光明^[25]的设定,具体表示为, $Lev_{i,t-1}^p = D_{i,t-1} / (A_{i,t-1} +$

$NI_{i,t-1})$,表示企业没有净资本市场活动(净融资为零)情形下的杠杆率.待估计的系数 φ 为杠杆率的主动调整速度.

进一步考察金融生态环境对企业杠杆率主动调整速度的影响.为了便于表述,采用 $\Delta Lev_{i,t}^p$ 表示企业当年实际杠杆率与机械调整部分之差, $Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1}^p$;采用 $Dev_{i,t}^p$ 表示企业目标杠杆率与机械调整部分之差, $Lev_{i,t}^* - Lev_{i,t-1}^p$,进一步将模型(6)改写为

$$\Delta Lev_{i,t}^p = (\varphi_0 + \varphi_1 Fineco_{j,t}) \times Dev_{i,t}^p + \nu_{i,j,t} \quad (9)$$

表 17 报告了相应的估计结果.在各种模型设定下,偏离幅度 Dev_p 的系数均在 1%水平上显著为正,且在高于目标样本下比低于目标的系数显著更大; $Fineco \times Dev_p$ 的系数在全样本下为 0.005,且通过了 5%水平的显著性检验,在低于目标样本下为 0.030,但未通过显著性检验;而在高于目标样本下为 0.069,且在 10%水平上显著.综上所述,即使剥离了杠杆率的机械调整部分,金融生态环境对杠杆率调整速度依然具有显著的正向影响;且这一效应在低于目标和高于目标样本下具有不对称性:在样本期间,金融生态环境恶化会显著降低杠杆率高于目标主动向下调整速度,而对低于目标主动向上调整速度并未出现显著影响,再一次表明以上估计结果具有较强的稳健性.

表 17 金融生态环境与企业杠杆率调整速度:排除机械调整的潜在影响

Table 17 Financial ecological environment and speed of leverage adjustment: Ruling out mechanical adjustments

| 变量 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 |
|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Dev_p | 0.338 *** (26.260) | 0.342 *** (17.843) | 0.421 *** (18.306) | 0.439 *** (9.860) | 0.392 *** (6.016) | 0.550 *** (7.364) |
| $Fineco \times Dev_p$ | | | | 0.005 ** (2.077) | 0.030 (0.299) | 0.069 * (1.690) |
| Constant | 0.883 *** (83.762) | -1.855 *** (-8.637) | 4.942 *** (23.390) | 0.440 *** (26.565) | -3.312 *** (-11.437) | 5.803 *** (20.791) |
| Year_effect | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Firm_effect | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Obs | 13 826 | 7 178 | 6 648 | 13 826 | 7 178 | 6 648 |
| Adj- R^2 | 0.153 | 0.375 | 0.410 | 0.191 | 0.117 | 0.140 |

4.4.3 控制潜在影响杠杆率调整的地区因素

在上文模型(6)的设定中,企业杠杆率的动态调整主要由偏离幅度决定,尚未控制其他可能的影响因素.从理论上讲,许多地区经济因素可能

会对企业杠杆率动态调整产生影响.现有研究表明,产业政策、产品市场竞争、市场化进程、法律环境等地区特征变量均会对企业杠杆率动态调整产生影响^[22-26].有鉴于此,为了缓解潜在的遗漏变

量问题,在模型(6)的基础上进一步控制人均GDP、要素密集度、第二产业产值和第三产业产值比重、对外开放度和市场化水平等地区特征变量,将计量模型重新设定为

$$\Delta Lev_{i,t} = (\lambda_0 + \lambda_1 Fineco_{j,t}) \times Dev_{i,t-1} + X'Z_{j,t-1} + \vartheta_{i,j,t}$$

(10)

表 18 报告了相应的估计结果. 在各种模型设定下,偏离幅度 *Dev* 的系数均在 1% 水平上显著为正,且在高于目标样本下比低于目标样本的系数显著更大;*Fineco* × *Dev* 的系数在全样本下为

0.095,且通过了 10% 水平的显著性检验,在低于目标样本下为 -0.017,但未通过显著性检验;在高于目标样本下为 0.180,且在 1% 水平上显著. 这表明,在控制了潜在影响杠杆率动态调整的地区特征变量后,金融生态环境对企业杠杆率调整速度仍然具有显著的正向影响,并且这一效应在低于目标和高于目标的企业样本下具有不对称性:金融生态环境恶化会显著降低企业杠杆率向下调整的速度,而对向上调整的速度的影响则不显著,再一次表明以上估计结果具有较强的稳健性.

表 18 金融生态环境与企业杠杆率调整速度：控制其他影响因素

Table 18 Financial ecological environment and speed of leverage adjustment: Considering other controls

| 变量 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 | 全样本 | 低于目标 | 高于目标 |
|-----------------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Dev</i> | 0.296 *** (28.169) | 0.511 *** (34.805) | 0.596 *** (39.194) | 0.452 *** (14.016) | 0.777 *** (18.087) | 0.506 *** (11.667) |
| <i>Finecon</i> × <i>Dev</i> | | | | 0.095 * (1.854) | -0.017 (-0.258) | 0.180 *** (2.607) |
| <i>ln gdp</i> | 1.159 *** (3.422) | 2.393 *** (4.859) | 0.672 * (1.721) | 2.016 *** (3.784) | 1.012 (1.244) | 0.836 (1.327) |
| <i>ln kl</i> | -0.331 ** (-2.069) | -0.103 (-0.545) | -0.031 (-0.151) | -0.302 (-1.296) | -0.514 * (-1.683) | 0.110 (0.409) |
| <i>Indus</i> | -0.175 *** (-3.310) | -0.141 ** (-2.020) | -0.013 (-0.212) | -0.244 * (-1.947) | -0.308 * (-1.782) | 0.063 (0.449) |
| <i>Serv</i> | -0.173 *** (-2.830) | -0.097 (-1.186) | 0.019 (0.271) | -0.263 ** (-1.989) | -0.302 * (-1.660) | 0.011 (0.074) |
| <i>Fdig</i> | 32.897 (1.058) | 58.597 (1.418) | 53.850 (1.523) | 7.326 (0.149) | 51.465 (0.778) | -31.755 (-0.596) |
| <i>Educ</i> | -0.103 ** (-2.383) | -0.104 * (-1.648) | 0.034 (0.692) | -0.148 ** (-2.293) | -0.036 (-0.375) | -0.004 (-0.046) |
| <i>Market</i> | -0.064 (-0.569) | -0.178 (-1.153) | 0.089 (0.691) | -0.093 (-0.605) | -0.362 * (-1.693) | -0.124 (-0.739) |
| <i>Constant</i> | 4.416 (0.868) | -29.313 *** (-3.948) | -9.485 (-1.552) | 1.003 (0.100) | 4.380 (0.303) | -7.078 (-0.613) |
| <i>Year_effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Firm_effect</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Obs</i> | 16 101 | 7 544 | 8 557 | 11 746 | 6 318 | 5 428 |
| Adj-R ² | 0.184 | 0.402 | 0.402 | 0.227 | 0.423 | 0.460 |

5 结束语

在中国经济进入“新常态”和增速逐年放缓之时,宏观杠杆率持续上升,潜在的金融风险受到了中央政府的高度关注,多次提出“去杠杆”的政

策和思路. 而在此背景之前,微观企业的杠杆率已呈现出持续下降的态势. 考虑到金融支持实体在经济转型中所起的重要作用,这势必会加大“去杠杆”等相关政策的实施难度. 企业杠杆率持续下降背后的逻辑值得关注. 由现实观察可知,近年来地区金融生态环境持续恶化,可能对企业的融

资决策产生影响. 对于处在经济转型阶段的中国来说, 深入分析企业杠杆率变动背后的逻辑, 特别是识别潜在的外部环境因素对实施“去杠杆”等供给侧结构性改革政策以推动经济社会实现高质量发展具有很强的现实意义.

基于金融生态环境视角分别从静态影响和动态调整两个方面深入探讨转型期间中国企业杠杆率变化背后的逻辑. 在理论分析的基础上提出研究假说, 综合运用 2005 年—2015 年沪深 A 股上市公司、城市发展以及金融生态环境评价指标等涵盖微观和宏观两个层面的数据实证研究金融生态环境对企业杠杆率及其动态调整的影响与作用机制. 结果表明, 金融生态环境与企业杠杆率具有显著的正向关系, 在数量关系上, 金融生态环境指数每下降一单位标准差, 企业杠杆率将平均降低 0.79 个~1.12 个百分点; 且这一效应在 2008 年之后、东中部和长期负债样本下尤为显著. 进一步机制检验的估计结果显示, 增强政府干预和企业面临的融资约束是地区金融生态环境影响企业杠杆率的主要机制. 最后, 考察金融生态环境对企业杠杆率动态调整的影响, 结果显示, 金融生态环境恶化显著降低企业杠杆率的调整速度, 这一效应在非国有、中小规模和融资约束较低的企业样本更为显著; 且在分负债水平具有明显的不对称性, 主要体现在高于目标向下调整的企业样本; 同时, 金融生态环境恶化会显著扩大企业杠杆率的偏离幅度, 且在低于目标向上调整企业样本尤为显著. 以上研究结论在替换关键变量、剔除机械调整和多种模型的设定下均具有较强的稳健性.

本研究以地区金融生态环境变化这一独特的视角为宏观杠杆率高企的背景下实体企业杠杆率

持续下降的现象提供了新的解释, 可作为现有文献的有益扩展和补充. 研究结论具有直接的政策启示: 一是, 在实施“去杠杆”等供给侧结构性改革政策时, 需要特别考虑外部金融环境的潜在影响以及异质性; 充分认识到“去杠杆”微观本质上是企业杠杆率动态调整的过程, 尤其要关注金融生态环境对企业杠杆率动态调整的影响; 二是, 积极地鼓励和引导地方政府构建良好的金融生态环境, 减少政府不必要的干预, 缓解企业面临的融资约束, 为企业进行科学地融资决策, 特别是具有战略意义的长期融资提供必要的制度保障, 同时, 加快杠杆率调整速度, 减小偏离幅度, 有助于企业价值提升, 进而增强金融服务实体经济的能力.

作为金融市场的基础设施, 金融生态环境对企业融资行为的影响是非常复杂的. 本研究只做了初步的探索, 很多问题值得未来深入研究: 第一, 寻找恰当的外生事件冲击, 比如, 尝试采集和整理金融行业的反腐败事件, 构建准自然实验, 更为清晰地识别金融生态环境变化与企业杠杆率及动态调整之间的因果关系; 第二, 采集更为细致的企业经营数据, 深入探讨金融生态环境对企业杠杆率以及动态调整影响的作用机制, 即金融生态环境变化将如何影响企业短期和长期的经营行为, 进而影响企业的融资决策; 第三, 采用机器学习和人工智能等前沿方法构建企业对金融生态环境变化的感知指标, 基于“金融生态环境→企业主观感知→企业融资行为”的逻辑链条, 尝试打开企业融资对外部环境变化反应的黑箱. 期待未来沿着这些方向继续探索外部环境对企业经营行为的影响.

参 考 文 献:

[1] 王国刚. “去杠杆”: 范畴界定、操作重心和可选之策[J]. 经济学动态, 2017, (7): 16-25.

Wang Guogang. “Deleveraging”: Scope definition, operational focus and alternative strategies[J]. Economic Perspectives, 2017, (7): 16-25. (in Chinese)

[2] 王朝阳, 张雪兰, 包慧娜. 经济政策不确定性与企业资本结构动态调整及稳杠杆[J]. 中国工业经济, 2018, (12): 134-151.

Wang zhaoyang, Zhang Xuelan, Bao Huina. Economic policy uncertainty, the dynamic adjustment of enterprises' capital structure and stabilizing leverage[J]. China Industrial Economics, 2018, (12): 134-151. (in Chinese)

[3] 钟宁桦, 刘志阔, 何嘉鑫, 等. 我国企业债务的结构性问题[J]. 经济研究, 2016, 51(7): 102-117.

- Zhong Ninghua, Liu Zhikuo, He Jiaxin, et al. The structural problem of China's non-financial corporate debt[J]. Economic Research Journal, 2016, 51(7): 102–117. (in Chinese)
- [4] 肖泽忠, 邹宏. 中国上市公司资本结构的影响因素和股权融资偏好[J]. 经济研究, 2008, (6): 119–134.
Xiao Zezhong, Zou Hong. The determinants of capital structure and equity financing preference in listed Chinese companies[J]. Economic Research Journal, 2008, (6): 119–134. (in Chinese)
- [5] 马建堂, 董小君, 时红秀, 等. 中国的杠杆率与系统性金融风险防范[J]. 财贸经济, 2016, (1): 5–21.
Ma Jiantang, Dong Xiaojun, Shi Hongxiu, et al. Chinese leverage ratio and systematic financial risk prevention[J]. Finance & Trade Economics, 2016, (1): 5–21. (in Chinese)
- [6] 纪洋, 王旭, 谭语嫣, 等. 经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(2): 449–470.
Ji Yang, Wang Xu, Tan Yuyan, et al. Economic policy uncertainty, implicit guarantee and divergence of corporate leverage rate[J]. China Economic (Quarterly), 2018, 17(2): 449–470. (in Chinese)
- [7] 谭小芬, 李源, 王可心. 金融结构与非金融企业“去杠杆”[J]. 中国工业经济, 2019, (2): 23–41.
Tan Xiaofen, Li Yuan, Wang Kexin. Financial structure and non-financial corporate deleveraging[J]. China Industrial Economics, 2019, (2): 23–41. (in Chinese)
- [8] 林爱杰, 梁琦, 傅国华. 数字金融发展与企业去杠杆[J]. 管理科学, 2021, 34(1): 142–158.
Lin Aijie, Liang Qi, Fu Guohua. Development of digital finance and enterprise deleveraging[J]. Journal of Management Science, 2021, 34(1): 142–158. (in Chinese)
- [9] 葛晶, 李翠妮. 信贷扩张、逆向选择与企业杠杆率分化[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(8): 178–199.
Ge Jing, Li Cuini. Credit expansion, adverse selection and corporate leverage divergence[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2023, 40(8): 178–199. (in Chinese)
- [10] 李延凯, 韩廷春. 金融环境演化下的金融发展与经济增长: 一个国际经验[J]. 世界经济, 2013, (8): 145–160.
Li Yankai, Han Tingchun. Financial development and economic growth in the evolving financial environment: An international evidence[J]. The Journal of World Economy, 2013, (8): 145–160. (in Chinese)
- [11] 胡冰, 王晓芳. 投资导向、东道国金融生态与中国对外投资效率[J]. 经济社会体制比较, 2019, (1): 126–136.
Hu Bing, Wang Xiaofang. Investment orientation, host country's financial ecology and China's foreign investment efficiency: An analysis based on the study of the countries along the Belt and Road[J]. Comparative Economic and Social Systems, 2019, (1): 126–136. (in Chinese)
- [12] 王晓亮, 田昆儒, 蒋勇. 金融生态环境与政府投融资平台企业投资效率研究[J]. 会计研究, 2019, (6): 13–19.
Wang Xiaoliang, Tian Kunru, Jiang Yong. Research on financial ecological environment and investment efficiency of government investment and financing platform[J]. Accounting Research, 2019, (6): 13–19. (in Chinese)
- [13] 李思龙, 韩阳阳, 仝菲菲. 金融生态环境与债券违约风险——基于产业债和城投债的双重视角[J]. 南开经济研究, 2022, (7): 61–80.
Li Silong, Han Yangyang, Tong Feifei. Financial ecological environment and bond default risk: Based on the dual perspectives of industrial bonds and urban investment bonds[J]. Nankai Economic Studies, 2022, (7): 61–80. (in Chinese)
- [14] 谢德仁, 陈运森. 金融生态环境、产权性质与负债的治理效应[J]. 经济研究, 2009, 44(5): 118–129.
Xie Deren, Chen Yunsen. Financial ecological environment, the ownership nature of the ultimate controller, the governance effect of financing debts[J]. Economic Research Journal, 2009, 44(5): 118–129. (in Chinese)
- [15] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014, (5): 73–80.
Wei Zhihua, Zeng Aimin, Li Bo. Financial ecological environment and corporate financial constraints: Evidence from Chinese listed firms[J]. Accounting Research, 2014, (5): 73–80. (in Chinese)

- [16] 罗韵轩. 金融生态环境、异质性债务治理效应与债务重组——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2016, (3): 43–49.
- Luo Yunxuan. Research on the heterogeneity of debt government effects, debt reconstruction under the background of financial eco-environment: Empirical evidence from the Chinese listed companies[J]. Accounting Research, 2016, (3): 43–49. (in Chinese)
- [17] 宋淑琴, 孙志超. 金融生态环境、债务重组与非效率投资[J]. 财经问题研究, 2019, (8): 62–69.
- Song Shuqin, Sun Zhichao. Financial ecological environment, debt restructure and inefficient investment[J]. Research on Financial and Economic Issues, 2019, (8): 62–69. (in Chinese)
- [18] 杜 静, 李万福, 林 斌, 等. 金融生态环境与企业内审外包——基于中国情境的调查分析[J]. 会计研究, 2022, (7): 184–192.
- Du Jing, Li Wanfu, Lin Bin, et al. Financial ecological environment and international audit outsourcing: Evidence from the survey in China[J]. Accounting Research, 2022, (7): 184–192. (in Chinese)
- [19] Faulkender M, Flannery M J, Hankins K W, et al. Cash flows and leverage adjustments[J]. Journal of Financial Economics, 2012, 103(3): 632–646.
- [20] Chang Y K, Chou R K, Huang T H. Corporate governance and the dynamics of capital structure: New evidence[J]. Journal of Banking and Finance, 2014, 48: 374–385.
- [21] 黄继承, 阚 铎, 朱 冰, 等. 经理薪酬激励与资本结构动态调整[J]. 管理世界, 2016, (11): 156–171.
- Huang Jicheng, Kan Shuo, Zhu Bing, et al. Manager incentive and the dynamics of capital structure[J]. Management World, 2016, (11): 156–171. (in Chinese)
- [22] 顾 研, 周强龙. 政策不确定性、财务柔性价值与资本结构动态调整[J]. 世界经济, 2018, (6): 102–126.
- Gu Yan, Zhou Qianglong. Policy uncertainty, value of financial flexibility and dynamic adjustment of capital structure[J]. The Journal of World Economy, 2018, (6): 102–126. (in Chinese)
- [23] 巫 岑, 黎文飞, 唐清泉. 产业政策与企业资本结构调整速度[J]. 金融研究, 2019, (4): 92–110.
- Wu Cen, Li Wenfei, Tang Qingquan. Industrial policy and the speed of leverage adjustment[J]. Journal of Financial Research, 2019, (4): 92–110. (in Chinese)
- [24] 姜付秀, 黄继承. 市场化进程与资本结构动态调整[J]. 管理世界, 2011, (3): 124–167.
- Jiang Fuxiu, Huang Jicheng. The process of marketization and the dynamic adjustment of the capital structure[J]. Management World, 2011, (3): 124–167. (in Chinese)
- [25] 黄俊威, 龚光明. 融资融券制度与公司资本结构动态调整[J]. 管理世界, 2019, (10): 64–81.
- Huang Junwei, Gong Guangming. Margin trading and short selling program and dynamic adjustment of capital structure[J]. Management World, 2019, (10): 64–81. (in Chinese)
- [26] 黄继承, 朱 冰, 向 东. 法律环境与资本结构动态调整[J]. 管理世界, 2014, (5): 142–156.
- Huang Jicheng, Zhu Bing, Xiang Dong. Law environment and dynamic adjustment of capital structure[J]. Management World, 2014, (5): 142–156. (in Chinese)
- [27] 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)
- [28] 李 扬, 王国刚, 刘煜辉. 中国地区金融生态环境评价[M]. 北京: 中国金融出版社, 2005.
- Li Yang, Wang Guogang, Liu Yuhui. Evaluation of Financial Ecological Environment in China[M]. Beijing: China Financial Press, 2005. (in Chinese)
- [29] 刘煜辉. 中国地区金融生态环境评价[M]. 北京: 中国金融出版社, 2007.
- Liu Yuhui. Evaluation of Financial Ecological Environment in China[M]. Beijing: China Financial Press, 2007. (in Chinese)
- [30] 周小川. 区域金融生态环境建设与地方融资的关系[J]. 中国金融, 2009, (16): 8–9.

- Zhou Xiaochuan. Relationship between regional financial ecological environment construction and local financing[J]. China Finance, 2009, (16): 8-9. (in Chinese)
- [31] 李 扬, 张 涛. 中国地区金融生态环境评价[M]. 北京: 中国金融出版社, 2009.
Li Yang, Zhang Tao. Evaluation of Financial Ecological Environment in China[M]. Beijing: China Financial Press, 2009. (in Chinese)
- [32] Allen F, Qian J, Qian M. Law, finance and economic growth in China[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(1): 57-116.
- [33] 方军雄. 所有制、制度环境与信贷资金配置[J]. 经济研究, 2007, (12): 82-92.
Fang Junxiong. Ownership, institutional environment and capital allocation[J]. Economic Research Journal, 2007, (12): 82-92. (in Chinese)
- [34] 邓可斌, 曾海舰. 中国企业的融资约束: 特征现象与成因检验[J]. 经济研究, 2014, (2): 47-60+140.
Deng Kebin, Zeng Haijian. The financial constraints in China[J]. Economic Research Journal, 2014, (2): 47-60+140. (in Chinese)
- [35] 刘煜辉, 陈晓升. 中国地区金融生态环境评价[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2011.
Liu Yuhui, Chen Xiaosheng. Evaluation of Financial Ecological Environment in China[M]. Beijing: Social Sciences Literature Press, 2011. (in Chinese)
- [36] 王国刚, 冯光华. 中国地区金融生态环境评价[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2015.
Wang Guogang, Feng Guanghua. Evaluation of Financial Ecological Environment in China[M]. Beijing: Social Sciences Literature Press, 2015. (in Chinese)
- [37] Bai C, Liu Q, Lu J, et al. Corporate governance and market valuation in China[J]. Journal of Comparative Economics, 2004, 32(4): 599-616.
- [38] Xu X, Wang Y. Ownership structure and corporate governance in Chinese Stock[J]. China Economic Review, 1999, (10): 75-98.
- [39] 夏立军, 方轶强. 政府控制、治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据[J]. 经济研究, 2005, (5): 40-51.
Xia Lijun, Fang Yiqiang. Government control institutional environment and firm value: Evidence from the Chinese securities market[J]. Economic Research Journal, 2005, (5): 40-51. (in Chinese)
- [40] Fan J P H, Wong T J, Zhang T. Institutions and organizational structure: The case of state-owned corporate pyramids[J]. Journal of Law, Economics, and Organization, 2013, 29(6): 1253-1278.
- [41] 刘 行. 政府干预的新度量——基于最终控制人投资组合的视角[J]. 金融研究, 2016, (9): 145-160.
Liu Hang. A new measure of government intervention: Perspective from the ultimate controller's portfolio[J]. Journal of Financial Research, 2016, (9): 145-160. (in Chinese)
- [42] Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(1): 169-215.
- [43] Whited T M, Wu G. Financial constraints risk[J]. The Review of Financial Studies, 2006, 19(2): 531-559.
- [44] Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [45] 陈海强, 赵潇洋, 李东旭. 股权质押渠道与金融市场稳定——基于股价崩盘风险的视角[J]. 管理科学学报, 2023, 26(6): 81-95.
Chen Haiqiang, Zhao Xiaoyang, Li Dongxu. Share pledging venues and financial market stability: From the perspective of stock price crash risk[J]. Journal of Management Sciences in China, 2023, 26(6): 81-95. (in Chinese)
- [46] 周泽将, 雷 玲, 李 鼎. 经济周期与企业金融化[J]. 管理科学学报, 2023, 26(7): 17-31.
Zhou Zejiang, Lei Ling, Li Ding. Business cycle and corporate financialization[J]. Journal of Management Sciences in China, 2023, 26(7): 17-31. (in Chinese)

- [47]李志生, 金 凌, 孔东民. 分支机构空间分布、银行竞争与企业债务决策[J]. 经济研究, 2020, 55(10): 141 – 158.
- Li Zhisheng, Jin Ling, Kong Dongmin. Branch geographical distribution, bank competition and firm leverage[J]. Economic Research Journal, 2020, 55(10): 141 – 158. (in Chinese)
- [48]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, (10): 158 – 171.
- Lian Yujun, Peng Fangping, Su Zhi. Financing constraints and liquidity management behavior[J]. Journal of Financial Research, 2010, (10): 158 – 171. (in Chinese)

Financial ecological environment and corporate leverage: Evidence from static and dynamic perspectives

GONG Ru-kai^{1, 2}

1. Department of Digital Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;
2. Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai 200051, China

Abstract: This paper uses data from Chinese listed companies, urban development, and financial eco-environment index from 2005 to 2015 to empirically analyze the impact of financial eco-environment on corporate leverage and its dynamic adjustment. The results show that the financial ecological index and corporate leverage have a significantly positive relationship. That is, the deterioration of the financial ecological environment will cause the company's leverage to decline. This effect is more significant in the samples of after 2008, in enterprises in the central and eastern regions, and in those with long-term liabilities. Furthermore, strengthening government intervention and the financing constraints faced by enterprises are found to be two important mechanisms driving the continuous decline in the leverage of enterprises due to the deterioration of the financial ecological environment. Finally, the impact of the financial ecological environment on the dynamic adjustment of leverage is examined. The results show that the deterioration of the financial ecological environment will reduce the speed of leverage adjustment. The conclusions of this paper have direct policy implications: when implementing relevant policies such as “de-leveraging” and supply-side structural reforms, special consideration should be given to the potential impact of the external financial environment. It is also necessary to encourage local governments to create a favorable financial ecological environment, provide necessary institutional guarantees for enterprises' financing decisions, and further enhance the ability of financial services to support the real economy.

Key words: financial ecological environment; corporate leverage; dynamic adjustment