

经济金融化与资本结构动态调整^①

刘贯春¹, 刘媛媛², 闵敏³

(1. 上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433; 2. 复旦大学经济学院, 上海 200433;
3. 上海财经大学金融学院, 上海 200433)

摘要: 通过构建包含厂商、家庭和银行的 AD-AS 产品市场均衡模型, 本文推导得到企业目标资本结构的测算方程。在此基础上, 以金融渠道获利作为经济金融化的度量指标, 基于 2007 年~2015 年中国非金融类上市公司半年期数据, 系统考察了经济金融化对资本结构调整速度及其偏离度的影响。实证结果显示, 经济金融化程度越高, 企业资本结构偏离度越大且调整速度越慢, 尤其在非国有企业、过度负债企业和小规模企业更为凸显, 即存在非对称效应。此外, 本文还发现经济金融化显著抑制固定资产投资, 投资偏好改变及抵押担保能力下降有助于理解其对资本结构动态调整的负向作用。可见, 基于金融渠道的获利模式促使企业形成对高杠杆率的路径依赖, 加剧实际资本结构与目标值的偏离度, 从而不利于宏观去杠杆及供给侧结构性改革。

关键词: 经济金融化; 资本结构; 动态调整; 非对称性

中图分类号: F275.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2019)03-0071-19

0 引言

近年来伴随着中国经济迈入下行阶段, 前期高速增长所带来的结构性问题备受关注, 尤其是中国经济是否存在整体杠杆率过高成为众多学者的关注热点。近期不少报告指出, 中国非金融类企业的负债是过高的, 并在 2008 年后迅速攀升。特别地, 该类债务在 2010 年达到 GDP 的 105.4%, 超过所有其他主要国家^[1], 并持续上升至 2015 年 6 月的 163%^[2]。2016 年 7 月, 习近平总书记在经济形势专家座谈会上强调, 以推进供给侧结构性改革为主线, 有力、有度、有效落实“三去一降一补”重点任务, 而其中“一去”正是降低非金融类企业的高杠杆率。与此同时, 从中国经济发展的现实情况来看, 虚拟经济“热”和实体经济“冷”是当前阶段的主要特征, 虚拟经济与实体经济的脱节严

然成为最突出的结构性矛盾之一。伴随着经济自由化与全球化, 金融部门与实体经济的关系日益微妙, 经济金融化格局正在加速形成, 具体表现为^[2]: 非金融企业投资于实体经济的意愿低迷, 而投资于金融渠道的比例快速提升, 基于金融渠道的利润累积逐渐成为企业盈利的主导模式。2017 年 12 月 20 日, 中央经济工作会议强调防范化解重大风险是未来 3 年三大攻坚战的首要任务, 要确保做到重点防控金融风险, 促进形成金融和实体经济、金融和房地产、金融体系内部的良性循环, 并做好重点领域风险防范和处置。

在实体经济“脱实向虚”的当前阶段, 固定资产投资下降使得用于获取银行信贷的抵押品不足^[3-5], 企业的最优资本结构理应向下调, 否则过多利息支出反而不利于企业价值的提升。然

① 收稿日期: 2017-05-10; 修订日期: 2018-06-11.

基金项目: 国家自然科学基金资助重点项目(71333002); 国家社会科学基金资助重大项目(15ZDA008).

作者简介: 刘贯春(1990—), 男, 河南漯河人, 博士, 副教授. Email: liuguanchun1@126.com

② 参见黄益平《破解中国经济高杠杆陷阱》, 财新网, 2016 年 3 月 14 日.

而,刘贯春等^[6]发现,金融渠道获利刻画的企业投资偏好改变反而推动企业杠杆率的上升,这意味着经济金融化不利于企业资本结构的动态调整,并加剧实际资本结构偏离目标值的程度.与之形成鲜明对比的是,从企业流动性视角来看,由于金融资产的投资期限较短且可逆性高,债务的调整成本较低^[7,8],经济金融化会加快企业资本结构的调整速度并降低资本结构偏离度.由此可见,经济金融化与资本结构动态调整的关系在不同理论存在差异化的预期结论.此时,一个自然而然的问题是:当企业的投资路径由实体经济更多转向金融渠道时,其资本结构的调整速度将如何改变?偏离最优目标值的程度是加剧还是改善?回答上述问题不仅有助于理解企业投资策略(盈利模式)对自身资本结构的影响,同时有助于从微观企业层面深入理解供给侧结构性改革对中国经济发展的必要性,更是防控系统性金融风险 and 增强金融服务实体经济能力的关键所在.

以2007年~2015年中国A股非金融类(除去金融、保险和房地产)上市公司为研究样本,图1刻画了金融渠道获利及资本结构的动态变化.其中,资本结构用资产负债率来表示,而金融渠道获利的定义是“企业当期通过金融渠道获利占营业利润的比例”,且广义和狭义分别对应不同财务口径.借鉴张成思和张步昙^[2]、刘贯春等^[6]、

Arrighi^[9]、Demir^[10]的定义,广义金融渠道获利包括投资收益、公允价值变动损益以及其他综合收益,而狭义金融渠道获利则剔除合营与联营企业的投资收益.从图1不难看出,中国上市公司的金融渠道获利与资产负债率均呈现“U”型,具有相似的动态演化特征,且2011年是对应的结构变化点.据此可以初步推断,对金融渠道获利的过度依赖会加大企业对银行借贷的需求,资本结构调整速度不升反降且偏离度有所加剧.

有鉴于此,本文试图对经济金融化如何影响资本结构的动态调整开展实证检验.本文首先构建了包含厂商、家庭和银行的产品市场均衡模型,从而演绎出企业目标资本结构不仅取决于自身特征,所处的宏观经济环境同样至关重要,进而得到相应的估算方程.在此基础上,以2007年~2015年中国A股非金融类上市公司半年期数据为研究样本,将经济金融化引入资本结构偏离度方程,并将经济金融化与资本结构的交互项纳入局部调整模型,从而系统考察经济金融化对企业资本结构偏离度及其调整速度的影响.考虑到不同类型的企业的异质性,本文还探讨了经济金融化与资本结构动态调整的关系在不同子样本是否存在非对称性.特别地,为理解研究发现,本文从抵押担保能力下降和企业投资偏好改变提供了一种可能解释.区别于以往研究,本文的主要贡献包括:

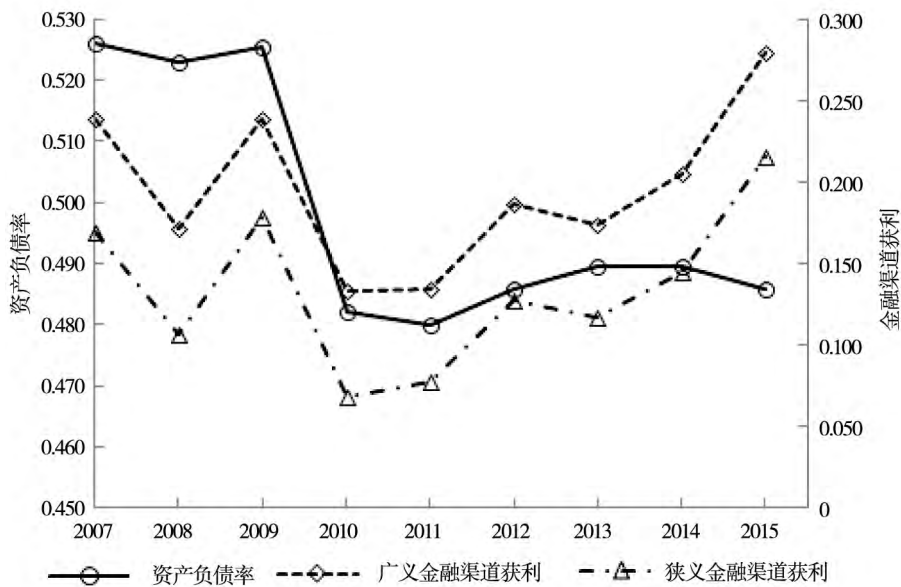


图1 金融渠道获利与企业资本结构
Fig.1 Financial profit and firm's capital structure

第一,利用包含厂商、家庭和银行的三部门AD-AS模型推导出企业目标资本结构的估算方程,并证实企业自身特征和宏观经济环境的重要性。现有研究多从微观企业层面验证企业目标资本结构的存在性,如Fischer等^[11]、Leland^[12],而关于宏观经济因素如何影响目标资本结构的文献通常将宏观经济因素直接纳入回归模型,如Korajczyk和Levy^[13]、Cook和Tang^[14]、苏冬蔚和曾海舰^[15]、曾海舰和苏冬蔚^[16]、于蔚等^[17],缺乏相应的理论分析框架。尽管Levy和Hennessy^[18]为理解宏观环境如何影响企业资本结构提供了动态随机一般均衡框架,但技术冲击是宏观环境的唯一变量。在本文的理论框架中,从产品市场视角出发,将利率和宏观金融结构作为宏观环境的两个代理变量,推导演绎出最优资本结构的存在性及估算方程。

第二,从静态和动态的双重视角实证检验经济金融化对企业资本结构动态调整的影响,不仅拓展了资本结构动态决策这一研究领域,而且丰富了关于经济金融化如何影响经济增长的相关文献。纵观关于经济金融化的已有研究,大致可以划分为两大类:一是探讨经济金融化背后的形成逻辑,如王永钦等^[19]、Wang等^[20]、Du等^[21];二是考察经济金融化对企业固定资产投资和研发创新的“挤出”效应,如张成思和张步昙^[2]、Stockhammer^[22]、Orhangazi^[23]、刘贵春^[24]。同时,尽管关于资本结构动态调整的文献很多,但是基于盈利模式改变这一视角的研究尚且不多。与本文最相关的两篇文献分别是Almeida和Campello^[3]、刘贵春等^[6],前者侧重于有形资产比例如何通过抵押担保能力影响固定资产投资,而后者关注的是金融资产配置对杠杆率水平的影响,而非资本结构的调整速度及其偏离度。

第三,在经济下行的当前阶段,本文试图从经济金融化视角来解释企业杠杆率居高不下以及宏观调控有效性低下的内在原因。钟宁桦等^[25]指出,中国大部分工业企业已经显著在“去杠杆”,而国有、大型、上市的企业是造成非金融类企业杠杆率居高不下的主要原因。基于此,本文进一步从资本结构动态调整的视角拓展了该研究。来自中国非金融类上市公司的经验分析表明,对金融资产获利的过度依赖会降低资本结构的调整速度

并加剧实际资本结构偏离目标值的程度,这意味着企业盈利模式的改变会加大降杠杆的宏观调控难度,对于深入理解现阶段供给侧结构性改革具有重要的现实指导意义。同时,本文还发现经济金融化对资本结构动态调整的负向影响更多体现在非国有企业、小规模企业和过度负债企业,而未显著影响国有企业、大规模企业和负债不足企业,这与钟宁桦等^[25]关注杠杆率水平的研究发现有所不同。

1 机理分析与研究假说

从理论层面来看,经济金融化对资本结构动态调整的影响主要存在两种相反作用力量,分别是流动性增强和抵押担保能力下降,综合效应取决于何者占据主导地位。

一方面,经济金融化改变了企业内部的资产配置构成,金融资产投资的短期限特征和高可逆性有助于提升企业资产流动性,进而加速资本结构的调整速度并降低资本结构偏离度。通常来讲,税收、代理成本和财务困境成本等因素是影响资本结构调整速度及其偏离度的关键所在,当且仅当调整收益大于调整成本时,企业才会选择向目标资本结构动态调整^[7,18]。在经济金融化的背景下,企业的盈利模式更加依赖于金融资产投资,而金融资产的处置成本要低于固定资产投资,从而使得资本结构的动态调整成本下降,并缩小实际资本结构与目标值的偏离程度。进一步,预防性储蓄理论表明,固定资产投资通常需要多期完成,从而企业投资支出变动面临着高昂的调整成本^[3,6],致使资本结构的动态调整相对缓慢。同时,金融资产和债务融资是企业投资活动的重要缓冲器,两者之间存在显著的替代效应^[26],加之金融资产投资的短期限特征使得企业可以在短期内进行还款付息,从而加快资本结构的调整速度^[8]。此外,伴随着经济金融化格局的形成,企业对金融市场的投资回报支出随之增加^[22-23],拥有金融资产而非生产性资产的食利阶层及其权势亦在不断膨胀^[27],企业可能会更加关注资本结构,选择主动降低银行信贷以缓解高杠杆率带来的成本压力。

另一方面,经济金融化会显著抑制固定资产投资,在中国非金融类企业杠杆率居高不下的现实背景下,抵押品减少使得最优资本结构向下调整^[3],从而降低资本结构的调整速度并加大资本结构偏离度。结合资源配置理论可知,企业依据资产收益率和风险特征在固定资产投资和金融资产投资之间进行抉择。给定企业可使用的资金池,金融资产投资增加的同时必定挤出固定资产投资,两者存在显著的替代关系^[2,10,28,29]。同时,经济金融化改变了公司治理结构,机构投资者和机构监管者迫使非金融类企业的投资决策更多服从资产流动性要求,且高管薪酬与长期绩效脱钩,反而对短期股票价格更加敏感^[23]。在这一背景下,企业管理模式由传统的“规模最大化”转变为“利润最大化”,越来越倾向于由投资期限长的固定资产转向投资期限短的金融资产^[22],考虑到企业最优资本结构与有形资产比例显著正相关^[17,30-31],企业对金融资产投资的依赖使得有形资产比例下降,抵押担保能力不足导致最优资本结构趋于降低。

特别地,考虑到金融资产投资的周期性特征,企业管理者具有更强动机追逐短时期的利润最大化^[6]。鉴于银行贷款较于股票增发的审批期限更短且更易获取,企业通常会选择借入资金,从而推升资产负债率^[15]。本质上,企业投资金融资产的根本原因在于实体投资收益率低且风险较高^[10],当企业通过交易金融资产以获取高额回报率时,其也愿意承担更高的投资风险,企业自然有动机进行债务融资以增加套利所需的资源^[32]。同时,经济金融化带来的交叉持股增加意味着企业的金融支出上升,可能会促使企业存在回购股票的行为,进而对企业资产负债率存在间接的拉升作用^[23,33]。另外,作为严重依赖于物质资本积累的国家,实体投资率的下滑态势通常会促使中国央行采用宽松的货币政策来刺激实体经济,信贷来源拓展会带来企业杠杆率上升,但资金可能被企业继续用于投资金融资产而造成资金在金融部门的空转^[2,34]。在这类因素的作用下,企业很容易

忽视自身资本结构偏离目标值的程度,且调整速度有所降低。结合图1可知,伴随着金融渠道获利占比增加,中国上市公司的实际资本结构呈现上升趋势,这表明向目标资本结构逼近的调整速度在下降且偏离度在加剧。基于此,本文提出如下待检验的研究假说:

H1 经济金融化降低资本结构调整速度并增加资本结构偏离度。

进一步,所有制形式、规模大小和负债水平等企业特征亦是影响资本结构动态调整的重要因素,即经济金融化带来的流动性提升和抵押担保能力下降在不同类型企业间存在明显差异。较于非国有企业,国有企业在获取银行信贷方面具有不可比拟的优势,面临着所有制优势带来的预算软约束,融资约束较弱。同时,企业规模亦是金融部门资金配置的关键因素,大规模企业能够轻易获得贷款,而小规模企业通常面临着资金紧张的困境。由于面临着严重的融资约束,非国有企业和小规模企业对资本结构调整成本更为敏感,其动态调整更容易受到企业本身和金融机构的共同影响^[8,13]。对于这两类企业而言,经济金融化带来的抵押品不足使得融资摩擦更加严峻,获得银行贷款的概率更低,实际资本结构会加速向下调整,这与钟宁桦等^[25]的经验证据相一致。王永钦等^[19]、Wang等^[20]、Du等^[21]一致认为^③,从事影子银行业务的非金融类企业主要是国有企业和大规模企业,两者将从银行获取的信贷资金再贷给非国有企业和小规模企业。因此,当实际资本结构的下调幅度大于目标值时,非国有企业和小规模企业的资本结构调整速度下降且偏离度加剧。特别地,林灵和曾海舰^[35]发现,房产价值上涨带来的抵押担保效应更多体现在高融资约束企业,即非国有企业和小规模企业的实际资本结构变动要大于整体调整幅度,佐证了这一推断。

此外,在负债过度 and 负债不足的不同情形,企业实际资本结构向目标值的调整速度亦存在明显区别,向上调整要快于向下调整^[36,37]。由于经济金融化通过降低固定资产投资使得最优资本结构

③ 事实上,王永钦等^[19]、Du等^[21]考察的是现金、短期投资等流动性金融资产,这类资产还扮演着预防性储蓄的功能,与金融渠道获利的内涵存在一定区别,两者未必呈现相同的变动趋势。究其原因在于,金融资产持有是企业期末持有的份额变化,而金融渠道获利是企业样本期间通过投资金融资产获得的理论占比,详见张成思和张步昙^[2]、刘贵春等^[6]、Stockhammer^[22]、Orhangazi^[23]。

向下调整, 过度负债企业的实际资本结构偏离目标值的程度更加严重。同时, 过度负债企业更易获得银行信贷, 在“利润最大化”管理模式的驱使下, 金融渠道投资的短期限特征可能会进一步加剧过度负债企业的资本结构偏离度, 并降低资本结构的调整速度。需要说明的是, 尽管中国的国有企业和大规模企业更易获得银行信贷, 但由于目标资本结构是盈利能力、成长机会和有形资产比例等企业自身财务状况及所处宏观经济环境综合作用的结果, 两者不完全等价于过度负债企业^④。基于此, 本文提出如下待检验的研究假说:

H2 经济金融化对资本结构动态调整的负向影响在不同类型企业呈现出非对称特征, 更多表现为非国有企业、小规模企业和过度负债企业。

2 目标资本结构的存在性及测算框架

区别于MM理论严格的基本假定, 将公司税、破产成本及代理成本等现实因素纳入企业价值最大化的理论框架, 诸多文献从多个微观角度证实了企业存在最优资本结构。然而, 上述框架忽略了一国宏观经济因素对企业最优资本结构的影响, 分割了宏观经济环境与微观企业行为的联动效应, 势必会对研究结论造成一定偏差。事实上, 宏观冲击对企业资本结构及其调整速度的确存在显著影响, 并得到众多实证研究的经验支持, 如Cook和Tang^[14]、苏冬蔚和曾海舰^[15]、曾海舰和苏冬蔚^[16]、于蔚等^[17]、Levy和Hennessy^[18]。

为克服既有研究的这一不足, 在Ryoo^[33]理论框架的基础上, 本文构建了包含厂商、家庭和银行的三部门AD-AS模型, 进而得到目标资本结构的解析式。该产品市场均衡模型的理论逻辑在于: 从产品供给角度来看, 用于固定资产投资银行信贷规模越大, 资本边际产出趋于下降, 单位资本提供的社会总产出减少; 从产品需求角度来看, 与银行信贷相对应的居民储蓄越多, 家庭部门的产品需求随着利息收入增加和财富积累而上升, 且银行信贷带来的投资增加意味着生产部门的产

品需求增加, 从而导致单位资本的社会总需求在上升。因而, 在产品市场出清的均衡状态下, 存在一个最优的资产负债率使得社会总供给等于社会总需求。

2.1 目标资本结构的存在性

2.1.1 生产部门

一般而言, 企业的资金来源包括三部分, 分别是营业利润 Π 、银行信贷 M 和发行股票 N 。当支付股票分红 D 和贷款利息 E 后, 剩余资金可以用于投资活动 I , 具体可以表述为

$$pI + D + iM = \Pi + v\dot{N} + \dot{M} \quad (1)$$

其中 p 表示投资的价格水平, 在此设定与总产出的价格水平相一致; i 表示名义利率, 等于实际利率 r 与通货膨胀率 \hat{p} 之和, 即 $i = r + \hat{p}$, 且 $\hat{p} = (1/p)(dp/dt)$; \dot{M} 和 \dot{N} 分别表示银行信贷 M 和股票发行 N 的变化量, 此时有 $\dot{M} = dM/dt$ 和 $\dot{N} = dN/dt$; v 表示股票发行价格。

进一步, 假定股票分红为企业净利润的固定比例, 则有

$$D = (1 - \omega)(\Pi - rM - \delta pK) \quad (2)$$

其中 ω 表示留存收益比例; K 表示资本存量; δ 表示资本折旧率。随后, 将式(2)代入式(1), 不难得到资本积累方程为

$$pI - \delta pK = \omega(\Pi - \delta pK - rM) + vN\hat{N} + M(\hat{M} - \hat{p}) \quad (3)$$

其中 \hat{N} 和 \hat{M} 分别代表股票发行和银行贷款的变化率, 有 $\hat{N} = (1/N)(dN/dt)$ 和 $\hat{M} = (1/M)(dM/dt)$ 。显然, 留存收益、股票发行和银行贷款共同构成了企业投资增加的资金来源。

考虑到中国企业股票再发行和回购的概率很低, 将股票变动量设定为0, 即 $vN\hat{N} = 0$ 。以总资产 pK 对式(3)进行标准化, 可得

$$\hat{K} \equiv g = \omega(\pi u \sigma - \delta - rm) + \dot{m} + gm \quad (4)$$

其中 π 为资本利润率, 有 $\pi = \Pi/pY$; u 为产能利用率, 有 $u = Y/Y_F$, 其中 Y_F 为现有技术水平下的最大产出, 并假定 u 是恒定不变的^⑤; σ 为资本生

④ 就本文而言, 当以实际控制人和总资产均值作为样本划分依据时, 58%国有企业和49%大规模企业隶属于过度负债企业。

⑤ Harrod^[39]指出, 产能利用率从长期来看存在基准水平, 在市场均衡状态下假定恒定不变是合理的。

产率,刻画的是单位资本带来的最大产出,即 $\sigma = Y_F/K$; m 表示资产负债率,有 $m = M/pK$. 不难看出,在股票融资给定的情况下,企业的投资决策主要由内部留存收益 $\omega(\pi u\sigma - \delta - rm)$ 和银行信贷 $\dot{m} + gm$ 两部分构成. 特别地,企业将银行借贷用于固定资产投资,促使生产部门的投资需求增加. 然而,依据边际产出递减规律可知,随着资本存量的增加,单位资本带来的最大产出必然下降,即社会总产出将减少.

由上式不难看出,资本积累速度受到众多因素的影响,包括资本生产率、留存收益比例、资本利润率、利率、资本折旧率等. 为简化问题分析,本文假定资本生产率是决定资本积累速度的最重要因素,则式(4)可以转化为^⑥

$$\hat{K} \equiv g = \varphi(\sigma) \tag{5}$$

2.1.2 家庭部门

在不考虑售卖股票的情况下,家庭的可支配收入 Y_H 由三部分构成,依次是工资 w 、股票分红 D 和利息收入 rM_H , 即

$$Y_H = (w + D + rM_H) / p \tag{6}$$

同时,家庭财富 W_H 由股票 N_H 和储蓄 M_H 组成,此时有

$$W_H = (vN_H + M_H) / p \tag{7}$$

此时,家庭依据可支配收入 Y_H 和财富 W_H 进行消费决策,本文采用 Ryoo^[33] 和 Boyer^[38] 的函数设定并采用线性的消费函数,具体形式为

$$C = c_1 Y_H + c_2 W_H \tag{8}$$

其中 c_1 和 c_2 分别表示家庭对可支配收入 Y_H 和财富 W_H 的消费偏好,且介于 0-1 之间.

令 $\alpha = vN_H/M_H$, 该参数不仅刻画了家庭对股票和储蓄的配置,亦反映了一国金融体系的结构特征. α 越大,说明该国金融体系越隶属于“市场主导型”,反之越隶属于“银行主导型”.

在加总层面,有

$$Y_H/K = u\sigma - \omega(\pi u\sigma - \delta - rm); \tag{9}$$

$$W_H/K = (1 + \alpha)m$$

可得家庭消费函数为

$$C/K = c_1 [u\sigma - \omega(\pi u\sigma - \delta - rm)] + c_2(1 + \alpha)m \tag{10}$$

显然,随着企业资产负债率的上升,家庭部门的利息收入和财富积累在上升,从而带来家庭部门的消费需求增加.

2.1.3 银行部门

银行的核心作用在于聚集社会闲散资金,通过信贷功能将资金配置到企业以进行生产活动. 在本文中,任意时刻的银行信贷均满足 $M = mpK$. 仿照 Ryoo^[33] 的做法,假定厂商和家庭不持有现金,且银行的存贷款利率相等. 换言之,企业获得的银行信贷总额 M 与家庭部门的储蓄总额 M_H 应相等,即

$$M = M_H \tag{11}$$

2.1.4 均衡求解

当且仅当社会总需求应等于社会总供给时,产品市场实现市场出清,则均衡条件为

$$C/K + I/K = Y/K \tag{12}$$

将式(5)和式(10)代入式(12)可得

$$u\sigma = c_1 [u\sigma - \omega(\pi u\sigma - \delta - rm)] + c_2(1 + \alpha)m + \varphi(u) + \delta \tag{13}$$

对式(13)进行求解,不难得到企业的最优资产负债率为

$$m^* = \frac{(1 - c_1)u\sigma + c_1\omega(\pi u\sigma - \delta) - \varphi(u) - \delta}{c_1 r\omega + c_2(1 + \alpha)} \tag{14}$$

$$= m(\sigma \pi \delta r \mu)$$

可见,企业最优资本结构 m^* 是资本生产率 σ 、利润率 π 、折旧率 δ 、利率 r 和金融结构 α 的函数.

当实际结构 m 偏离最优值 m^* 时,企业将调整资金来源构成以实现产品市场的出清,具体表现为:当 $m > m^*$ 时,家庭消费和生产部门投资的社会总需求高于社会总供给,企业将降低银行贷款规模. 由于资本生产率满足边际产出递减规律,社会总供给的向下调整速度要低于社会总需求的下降速度,直至社会总供给等于社会总需求. 当 $m < m^*$ 时,社会总供给高于家庭消费和生产部门投资的社会总需求,企业将增加银行贷款规模. 由于资本生产率满足边际产出递减规律,社会总供给的向上调整速度要低于社会总需求的上升速度,直至社会总需求等于社会总产出.

^⑥ 为简化模型的理论推导,式(5)的资本积累方程未纳入资本利润率、利率、资本折旧率等,但这并不代表它们不会影响企业的目标资本结构. 特别地,家庭消费函数亦受到这些因素的影响,故市场均衡点的最优资产负债率依旧包含这些因素.

给定参数 c_1 、 c_2 、 ω 和 u , 企业最优资本结构 m^* 关于资本生产率 σ 的偏导数为

$$\frac{\partial m^*}{\partial \sigma} = \frac{(1 - c_1)u + c_1\omega\pi u}{c_1r\omega + c_2(1 + \alpha)} > 0 \quad (15)$$

容易看出, 伴随着资本生产率的提高, 企业资本积累速度将上升, 加大对银行信贷的依赖程度. 进一步, 企业最优资本结构 m^* 关于参数 π 、 δ 、 r 及 a 的偏导数分别为

$$\begin{cases} \frac{\partial m^*}{\partial \pi} = \frac{c_1\omega u \sigma}{c_1r\omega + c_2(1 + \alpha)} > 0; \\ \frac{\partial m^*}{\partial \delta} = -\frac{c_1\omega + 1}{c_1r\omega + c_2(1 + \alpha)} < 0; \\ \frac{\partial m^*}{\partial r} = -\frac{c_1\omega}{[c_1r\omega + c_2(1 + \alpha)]^2} < 0; \\ \frac{\partial m^*}{\partial \alpha} = -\frac{c_2}{[c_1r\omega + c_2(1 + \alpha)]^2} > 0 \end{cases} \quad (16)$$

由式(16)可知: 第一, 企业利润率越高, 更易获得银行信贷, 从而推升资产负债率; 第二, 折旧率越高, 固定投资的损耗效应要强于资产折旧带来的税盾效应, 从而使得资产负债率越低; 第三, 真实存贷款利率越高(货币政策越紧缩), 企业通过银行借贷的融资成本越高, 从而降低资产负债率; 第四, 金融结构越隶属于“市场主导型”, 企业通过金融市场获得外部融资的可能性越大, 从而降低对银行信贷的依赖程度, 资产负债率会下降.

2.2 目标资本结构的估算方程

综上所述, 除企业自身特征之外, 宏观经济环境对目标资本结构同样存在重要影响, 在对目标资本结构进行估算时需要加以考虑. 尽管上述测算框架给出了企业目标资本结构的表达式(15), 但由于现实中企业异质性(如企业规模、成长阶段)的广泛存在且企业资本生产率 σ 难以观测, 在估算企业目标资本结构时需要综合考虑企业的其他特征. 参照 Flannery 和 Rangan^[7]、Titman 和 Wessels^[30]、姜付秀等^[40]、姜付秀和黄继承^[41] 的做法, 将目标资本结构的函数形式(14) 设定为线性, 并将企业异质性特征和宏观经济因素纳入测

算框架, 利用模型(17) 来估算企业的目标资本结构^⑦

$$Lev_{it}^* = \alpha + \gamma X_{i,t-1} + \eta M_t \quad (17)$$

其中 Lev_{it}^* 表示企业 i 第 t 年的目标资本结构; 向量组 $X_{i,t-1}$ 为企业的其他自身特征^⑧, 包括公司规模、非债务税盾、盈利能力、成长机会和有形资产比例; 向量组 M_t 为宏观经济因素^⑨, 包括经济增长、贷款利率和金融结构.

3 模型设定、估计方法与变量选取

3.1 模型设定与估计方法

为考察经济金融化对企业资本结构调整速度的影响, 在 Flannery 和 Rangan^[7]、Cook 和 Tang^[14]、Byoun^[36] 的基础上, 将经济金融化指标引入实证框架, 进而构建拓展的局部调整模型. 首先, 将企业向目标资本结构调整的动态过程表述为

$$Lev_{it} - Lev_{i,t-1} = \lambda (Lev_{it}^* - Lev_{i,t-1}) \quad (18)$$

其中 Lev_{it} 表示企业 i 第 t 年末的实际资本结构; $Lev_{i,t-1}$ 表示企业 i 第 t 年初的实际资本结构; 参数 λ 刻画了企业资本结构的平均调整速度. 若 $0 < \lambda < 1$, 说明企业资本结构在一个时期内进行了局部而非完全的调整; 若 $\lambda = 0$ 或 $\lambda = 1$, 说明企业资本结构在一个时期内完全没有调整或者进行了完全调整. 一般而言, 企业资本结构的动态过程属于局部调整, 需要经历多期才能达到最优水平.

其次, 将式(17) 代入模型(18), 整理可得

$$Lev_{it} = \alpha\lambda + (1 - \lambda) Lev_{i,t-1} + \gamma\lambda X_{i,t-1} + \eta\lambda M_t + \mu_i + e_{it} \quad (19)$$

其中 μ_i 表示个体效应; e_{it} 为误差项, 服从白噪声序列. 需要说明的是, 除模型中考虑到的企业自身特征 $X_{i,t-1}$ 之外, 管理者差异、高管的自信程度、CEO 的个人负债及人力资本亦是影响企业资本结构的重要因素, 这些均可以通过控制企业固定效应 μ_i 得到一定的缓解.

⑦ 在目标资本结构的估计方程中, 本文同时还考虑了加入经济金融化变量的情况. 实证结果表明, 无论是否加入经济金融化变量, 本文的结论保持不变. 后文报告的是目标资本结构方程未纳入经济金融化变量的估计结果.

⑧ 理论分析表明, 资本生产率、利润率和折旧率是企业层面影响目标资本结构的关键因素. 借鉴 Flannery 和 Rangan^[7]、于蔚等^[17] 的做法, 本文利用企业规模和成长机会来刻画资本生产率, 同时采用有形资产比例来刻画企业的抵押担保能力.

⑨ 理论分析表明, 贷款利率和金融结构是宏观层面影响目标资本结构的关键因素, 本文还引入了经济增长来控制宏观层面的其他因素.

随后,在模型右侧引入经济金融化 $Fd_{i,t-1}$ 及其与年初资本结构 $Lev_{i,t-1}$ 的交互项 $Fd_{i,t-1} \times Lev_{i,t-1}$, 得到拓展的局部调整模型如下

$$Lev_{it} = \alpha\lambda + (1-\lambda)Lev_{i,t-1} + \beta\lambda Fd_{i,t-1} + \theta Fd_{i,t-1} \times Lev_{i,t-1} + \gamma\lambda X_{i,t-1} + \eta\lambda M_t + \mu_i + e_{it} \quad (20)$$

此时,企业资本结构的调整速度可描述为 $\lambda - \theta Fd_{i,t-1}$. 若 θ 显著为正,说明经济金融化会降低企业资本结构的调整速度,反之则会加快企业资本结构的调整速度.

模型(20)从动态过程视角来理解经济金融化对资本结构调整速度的影响,为进一步从静态结果视角检验经济金融化如何影响实际资本结构偏离目标水平的程度,构建如下计量模型

$$Bias_{it} = \alpha + \beta Fd_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \eta M_t + \mu_i + e_{it} \quad (21)$$

其中 $Bias_{it} = |Lev_{it} - Lev_{it}^*|$ 表示第 t 年末企业实际资本结构偏离目标资本结构的绝对程度. 若经济金融化的回归系数 β 显著为负,说明经济金融化有利于降低企业资本结构的偏离度,反之则说明经济金融化会加剧企业资本结构的偏离度.

需要说明的是,虽然引入时间固定效应能够控制宏观经济环境对资本结构调整速度的影响,但是资本结构偏离度模型以准确估计目标资本结构为前提,忽略宏观经济因素将导致资本结构偏离度模型的估计偏差. 更为重要的是,不同于以往经验分析,本文模型设定基于前文通过理论推导得到的目标资本结构估算方程. 在估计目标资本结构方程(17)、拓展局部调整模型(20)和资本结构偏离度模型(21)时,已有文献多采用固定效应 FE(简称 FE)、随机效应 GLS(简称 RE)和随机效应 MLE(简称 MLE)等3种方法进行交叉验证^[7,14,40-41]. 尽管三种方法的前提假设和估计原理不同,但是如果变量关系是稳健的话,估计结果在理论上应是一致的. 本文主要采用固定效应模型进行参数估计,并结合随机效应 GLS 和随机效应 MLE 两种方法进行佐证. 另外,在稳健性检验部分,针对模型可能存在的内生性问题,本文还通过系统 GMM、2SLS 方法及分组估计进行偏差纠正.

3.2 变量选取与数据来源

结合现有文献,本文对涉及到的变量及其度量方式进行定义. 对于经济金融化 Fd 的微观层面度量,已有文献多采用基于金融渠道的利润累积占营业利润(增加值)的比重,如张成思和张步昙^[2]、Stockhammer^[22]、Orhangazi^[23],但也有个别文献采用金融资产占总资产的份额来表示,如胡奕明等^[42]. 考虑到金融资产投资的期限较短,且企业的投机行为多会在短时期实现,本文认为从利润来源视角来测度更为合理,故采用金融资产获利与营业利润的占比来度量企业的经济金融化程度. 由于企业对其他企业的持股并未直接进入金融渠道,本文分别从广义和狭义两个口径对经济金融化进行界定. 根据张成思和张步昙^[2]、Demir^[10]以及中国的会计定义,广义金融资产获利包括投资收益、公允价值变动损益以及其他综合收益等金融渠道获利加总,而狭义金融资产获利需要扣除对联营和合营企业的投资收益,分别记为 $Fd1$ 和 $Fd2$. 需要注意的是,由于存在营业利润为负值的情况^⑩,本文利用营业利润的绝对值进行标准化处理,具体方法为金融渠道获利减去营业利润的余额除以营业利润的绝对值. 当企业未通过金融渠道获利时,该值为 -1 ,而大于(小于) -1 的金融渠道获利代表企业通过投资金融资产实现获利(亏损).

关于资本结构 Lev 的测度,已有文献主要采用有息负债和负债总额占总资产的比重两种形式来表示,前者主要衡量了公司有息债务增加而产生的主动负债,而后者还考虑了因公司应付账款增加而带来的被动负债^[15-16]. 与于蔚等^[17]、姜付秀等^[43]相一致,本文采用总负债率作为企业资本结构的代理变量. 进一步,根据相关理论及国内外学者的经验研究^[7,14,17,31,40-41],本文选择如下微观企业层面的特征变量:1) 企业规模 $Size$, 采用总资产的自然对数来度量;2) 非债务税盾 $Ndts$, 采用(累计折旧+待摊费用、递延资产及开办费)占总资产的比重来度量;3) 盈利能力 $Prof$, 采用净利润与总资产的占比来度量;4) 成长机会 $Grow$, 采用销售收入增长率来度量;5) 有形资产

⑩ 假定存在如下两种情形:一是金融渠道获利 500 万元而营业利润为 -500 万元;二是金融渠道获利 -500 万元而营业利润为 500 万元. 此时,两者直接利用金融渠道获利除以营业利润得到的数值相同(均为 -1),但显然地,两种情形金融渠道获利的贡献率截然不同.

Tag 采用固定资产与总资产的占比来度量。更为重要的是,上述理论框架证实了宏观经济环境的重要性,在此引入如下宏观层面的控制变量^[14-15,17-18]: 1) 经济增长 *Eg*, 采用人均真实 GDP 增长率来度量; 2) 贷款利率 *Lr*, 采用 1 年期银行贷款利率来度量; 3) 金融结构 *Fs*, 采用股票市场资本形成总额与金融机构贷款余额的占比来度量。

考虑到会计准则的变化,本文采用 2007 年~2015 年中国 A 股上市公司作为研究对象,微观层面的原始数据来源于国泰安(CSMAR)数据库,而宏观指标来源于司尔亚司数据信息有限公司(CEIC)构建的全球数据库。与已有研究相一致,剔除金融类(银行业、保险业和房地产)上市公司

及 ST 和 PT 类上市公司,并剔除 2010 年之后上市和净资产为负值的公司。需要说明的是,由于金融资产投资的高流动性特征,研究样本的数据类型应尽可能为短期限。考虑到季度数据缺失导致连续性较差,故本文采用半年期数据展开实证检验。最终得到包含 1 673 家公司 22 492 个观测样本构成的非平行面板数据,占同一时段中国上市公司样本总量的 75%。据此可以认为本文样本的选取具有较好的代表性。为了消除异常值的影响,利用 Winsorize 命令将企业数据调整至 1%~99% 的取值区间。表 1 报告了所有变量的描述性统计。容易看出,经济金融化指标的均值大于 -1,这说明金融渠道获利对企业利润的贡献为正。

表 1 变量的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of regressors

符号	观测值	均值	最小值	最大值	标准差
<i>Lev</i>	24 165	0.470 5	0.051 9	1.031 5	0.215 1
<i>Fd1</i>	24 165	-0.336 1	-1.871 1	8.228 7	1.406 8
<i>Fd2</i>	24 165	-0.431 1	-1.847 8	6.479 2	1.209 3
<i>Size</i>	24 165	21.870 6	19.077 8	27.285 2	1.298 1
<i>Ndts</i>	24 165	0.137 7	0.000 0	0.665 9	0.132 8
<i>Prof</i>	24 165	0.052 2	-0.440 2	0.367 4	0.098 8
<i>Grow</i>	24 165	0.443 4	-0.800 5	5.062 7	0.997 1
<i>Tag</i>	24 165	0.264 0	0.007 6	0.756 6	0.172 0
<i>Eg</i>	24 165	0.085 9	0.063 6	0.136 1	0.019 0
<i>Lr</i>	24 165	0.058 9	0.043 5	0.074 7	0.007 6
<i>Fs</i>	24 165	0.588 9	0.356 8	1.533 5	0.242 8

4 实证结果与分析

4.1 目标资本结构的估算

在对经济金融化与资本结构动态调整的关系进行探讨之前,有必要对比分析宏观经济因素对目标资本结构及其偏离度可能带来的影响。表 2 报告了目标资本结构方程(17)的固定效应 FE、随机效应 GLS 和随机效应 MLE 三种回归结果,并区分了未纳入和纳入宏观经济因素两种情形。

不难发现,无论是何种估计方法,企业规模、成长机会和有形资产的回归系数均显著为正,而非债务税盾和盈利能力的回归系数均显著为负,这与 Flannery 和 Rangan^[7]、于蔚等^[17]、Miguel 和 Pindado^[31]、姜付秀和黄继承^[41]等研究的估计结果基本一致,这说明模型的设定较为合理。需要说明的是,部分变量的符号与理论分析存在不一致^①,可能原因在于基本假设的设定。事实上,这部分变量在已有文献中的符号亦存在显著差异,

① 本文理论框架的贡献在于将宏观经济因素纳入目标资本结构的估算方程,关于企业特征变量的影响不是重点。事实上,在不同的假设条件下,部分企业特征变量对目标资本结构的影响方向存在显著差异,实证检验结果亦是如此,具体汇总结果见于蔚等^[17]。

例如,盈利能力提升不仅可以通过提升企业获得贷款的概率来加剧资产负债率的上升,还可以通过更多的留存收益来降低资产负债率。进一步,金融结构和贷款利率的回归系数显著为负,经济增长的回归系数显著为正,与理论分析结果相一致。这些结果充分表明,宏观经济因素对资本结构动态调整存在重要影响,在估算目标资本结构及其偏离度时不容忽视,否则很可能带来估计偏差。

进一步,针对是否纳入宏观经济因素两种不同情形,表3报告了目标资本结构及其偏离度的描述性统计。对于目标资本结构而言,两种估计

方程的均值不存在明显差异,但考虑宏观经济因素后的最小值较小而最大值较大。对于目标资本结构偏离度而言,考虑宏观经济因素后的均值要小,最小值基本一致的同时最大值略大。更为重要的是,无论是目标资本结构还是资本结构偏离度,考虑宏观经济因素后的标准差均要小于不考虑宏观经济因素的情形。这些结果表明,当消除宏观经济因素的影响后,实际资本结构与目标资本结构的偏差有所降低,且离散程度有所下降。为此,在实证检验经济金融化对资本结构动态调整和资本结构偏离度的影响时,需要将宏观经济因素考虑在内。

表2 目标资本结构方程的估计结果

Table 2 Estimations of target capital structure

变量	FE	FE	RE	RE	MLE	MLE
$Size_{i,t-1}$	0.026 6*** (0.001 4)	0.044 0*** (0.001 8)	0.033 2*** (0.001 3)	0.051 1*** (0.001 5)	0.031 8*** (0.001 3)	0.049 4*** (0.001 6)
$Ndts_{i,t-1}$	-0.011 3*** (0.002 8)	-0.007 5*** (0.002 9)	-0.006 3** (0.002 7)	-0.017 0*** (0.002 8)	-0.009 1** (0.002 7)	-0.014 7*** (0.002 7)
$prof_{i,t-1}$	-0.682 5*** (0.018 0)	-0.713 9*** (0.018 1)	-0.732 2*** (0.018 0)	-0.783 9*** (0.018 1)	-0.719 9*** (0.017 9)	-0.761 8*** (0.017 9)
$Grow_{i,t-1}$	0.010 5*** (0.000 7)	0.009 1*** (0.000 7)	0.011 2*** (0.000 7)	0.009 9*** (0.000 7)	0.011 0*** (0.000 7)	0.009 6*** (0.000 7)
$Tag_{i,t-1}$	0.112 2*** (0.008 5)	0.107 5*** (0.008 5)	0.115 4*** (0.008 2)	0.103 7*** (0.008 2)	0.115 1*** (0.008 2)	0.105 2*** (0.008 2)
Eg_t		1.139 8*** (0.085 1)		1.407 4*** (0.082 7)		1.335 1*** (0.082 5)
Fs_t		-0.0289*** (0.006 2)		-0.032 4*** (0.006 2)		-0.031 6*** (0.006 1)
Lr_t		-0.226 2* (0.129 7)		-0.356 7*** (0.131 4)		-0.320 7** (0.129 4)
$Cons.$	-0.113 0*** (0.031 6)	-0.559 1*** (0.042 1)	-0.269 0*** (0.028 9)	-0.732 5*** (0.036 0)	-0.238 8*** (0.029 5)	-0.691 6*** (0.037 3)
个体效应	是	是	是	是	是	是
观测值	22 492	22 492	22 492	22 492	22 492	22 492
R^2	0.093 0	0.104 5				
F 统计量			506.1	410.7		
对数似然值					19 302	19 494

注: FE、RE 和 MLE 分别代表固定效应 FE、随机效应 GLS 和随机效应 MLE; 括号内为稳健标准误; *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下表同。

表 3 目标资本结构及偏离度的描述性统计
Table 3 Descriptive statistics of target capital structure and its deviation

估计方程	符号	观测值	均值	最小值	最大值	标准差
考虑宏观经济因素	Lev^*_{fe}	22 492	0.475 1	0.186 4	0.796 2	0.070 0
	Lev^*_{re}	22 492	0.467 3	0.146 7	0.832 2	0.079 0
	Lev^*_{mle}	22 492	0.467 1	0.155 1	0.821 2	0.076 7
	$Bias_{fe}$	22 492	0.149 4	0.000 0	0.845 1	0.109 6
	$Bias_{re}$	22 492	0.147 2	0.000 0	0.884 8	0.109 6
	$Bias_{mle}$	22 492	0.147 8	0.000 0	0.876 4	0.109 6
忽略宏观经济因素	Lev^*_{fe}	22 492	0.475 1	0.238 9	0.691 3	0.238 9
	Lev^*_{re}	22 492	0.465 4	0.198 8	0.720 7	0.198 8
	Lev^*_{mle}	22 492	0.465 2	0.205 3	0.712 5	0.205 3
	$Bias_{fe}$	22 492	0.155 3	0.000 0	0.792 6	0.110 4
	$Bias_{re}$	22 492	0.153 2	0.000 0	0.832 7	0.109 9
	$Bias_{mle}$	22 492	0.153 7	0.000 0	0.826 2	0.110 0

注: Lev^*_{fe} 、 Lev^*_{re} 和 Lev^*_{mle} 分别代表固定效应 FE、随机效应 GLS 和随机效应 MLE 的目标资本结构, 与之对应的资本结构偏离度记为 $Bias^*_{fe}$ 、 $Bias^*_{re}$ 和 $Bias^*_{mle}$ 。下表同。

4.2 整体回归结果

为考察经济金融化对资本结构调整速度的整体影响, 对拓展的局部调整模型即模型 (20) 进行回归分析, 结果见表 4。不难看出, 即便是采用不同的估计方法, 经济金融化与资本结构的交互项的回归系数 (不考虑宏观经济因素的随机效应 GLS 除外) 在 10% 水平下均显著为正。这些结果

表明, 经济金融化程度越高, 资本结构的调整速度越慢。特别地, 不考虑宏观经济因素情形中经济金融化与资本结构的交互项的回归系数要小于考虑纳入宏观经济因素情形, 这表明忽略宏观经济因素会低估经济金融化对资本结构调整速度的负向作用。特别地, 随机效应 GLS 和随机效应 MLE 的估计结果相差不大, 在此未详细汇报。

表 4 经济金融化与资本结构动态调整

Table 4 Financialization and dynamic adjustment of capital structure

变量	广义口径				狭义口径			
	FE 估计		RE 估计		FE 估计		RE 估计	
	方程 (1)	方程 (2)	方程 (1)	方程 (2)	方程 (1)	方程 (2)	方程 (1)	方程 (2)
$Lev_{i,t-1}$	0.746 2*** (0.004 8)	0.741 8*** (0.004 9)	0.934 5*** (0.002 4)	0.929 6*** (0.002 4)	0.746 5*** (0.004 9)	0.742 1*** (0.004 9)	0.934 6*** (0.002 4)	0.929 8*** (0.002 4)
$Fd_{i,t-1}$	-0.000 9 (0.000 9)	-0.000 6 (0.000 9)	-0.001 1 (0.000 8)	-0.001 3 (0.000 8)	-0.001 4 (0.001 1)	-0.001 0 (0.001 1)	-0.001 0 (0.000 9)	-0.001 2 (0.000 9)
$Fd_{i,t-1} \times Lev_{i,t-1}$	0.003 3* (0.001 7)	0.003 3** (0.001 7)	0.001 8 (0.001 5)	0.002 4* (0.001 5)	0.005 1*** (0.001 9)	0.005 2*** (0.001 9)	0.002 1 (0.001 6)	0.002 8* (0.001 6)
控制变量	企业	所有	企业	所有	企业	所有	企业	所有
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	22 492	22 492	22 492	22 492	22 492	22 492	22 492	22 492
R^2	0.542 0	0.578 1			0.542 2	0.576 7		
F 值			29 237	21 409			23 297	21 410

注: 企业是指仅包含企业层面的控制变量, 而所有是指同时包含企业和宏观两个层面的控制变量。下表同。

为考察经济金融化对资本结构偏离度的整体影响, 对资本结构偏离度模型 (21) 进行回归分析, 结果见表 5。显然地, 经济金融化的回归系数通过 1% 水平的显著性检验, 且表现为正向作用。

这些结果表明, 经济金融化程度越高, 实际资本结构偏离目标资本结构的程度越大, 即对金融渠道获利的依赖诱使企业忽略了对资本结构的关注, 从而加剧了资本结构偏离度。特别地, 不考虑宏

观经济因素情形经济金融化的回归系数要小于考虑纳入宏观经济因素情形,这表明忽略宏观经济

因素会低估经济金融化对资本结构偏离度的加剧作用.

表 5 经济金融化与资本结构偏离度

Table 5 Financialization and capital structure deviation

变量	广义口径				狭义口径			
	<i>Bias_fe</i> ^a	<i>Bias_fe</i> ^b	<i>Bias_re</i> ^b	<i>Bias_mle</i> ^b	<i>Bias_fe</i> ^a	<i>Bias_fe</i> ^b	<i>Bias_re</i> ^b	<i>Bias_mle</i> ^b
<i>Fd_{i,t-1}</i>	0.001 3*** (0.000 4)	0.001 5*** (0.000 4)	0.001 6*** (0.000 4)	0.001 6*** (0.000 4)	0.001 7*** (0.000 5)	0.002 1*** (0.000 5)	0.002 2*** (0.000 5)	0.002 2*** (0.000 5)
控制变量	企业	所有	所有	所有	企业	所有	所有	所有
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	22 492	22 492	22 492	22 492	22 492	22 492	22 492	22 492
<i>R</i> ²	0.019 5	0.022 8	0.022 4	0.022 4	0.019 6	0.023 0	0.022 7	0.022 6

注: 上标 a 和 b 分别代表不考虑和考虑宏观经济因素的资本结构偏离度.

结合表 4 和表 5 可知,经济金融化降低了企业资本结构的调整速度并加剧资本结构偏离度,研究假说 H1 得证. 换言之,伴随着企业盈利模式由固定资产投资转向金融资产投资,抵押担保能力下降对资本结构调整速度的负向影响要强于企业流动性提升的积极效应,具体表现为:一方面,经济金融化带来的固定资产投资下降使得最优资本结构应向下调整,降低实际资本结构向目标值的调整速度;另一方面,由于金融渠道投资的期限较短,加之薪酬管理模式的转变,企业管理者更加注重资金的流动性及短期利润的最大化,从而忽视资本结构的动态调整.

4.3 异质性分析

借鉴 Byoun^[36]、姜付秀和黄继承^[41]的做法,以实际资本结构与目标资本结构之差来度量企业的负债水平. 当差额大于零时,说明企业实际负债水平高于目标负债率,即存在过度负债;当差额小于零时,说明企业实际负债水平低于目标负债率,即存在负债不足. 进一步,以实际控制人和总资产均值作为划分依据,将全样本划分为不同组别. 表 6 报告了经济金融化对不同类型企业资本结构调整速度的影响. 在非国有企业和国有企业的分组回归中,经济金融化与资本结构的交互项的回归系数分别为 0.006 3 和 0.001 5,且前者通过 5% 水平的显著性检验,而后者未通过显著性检验. 这些结果表明,经济金融化显著降低非国有企业资本结构的调整速度,但在国有企业层面不存在显著作用. 在负债过度 and 负债不足的企业分组中,经济金融化与资本结构的交互项的回归系数分别为 0.009 6 和 -0.009 4,且两者均通过

1% 水平的显著性检验. 这些结果表明,经济金融化显著降低过度负债企业的资本结构调整速度,但有助于加快负债不足企业的资本结构调整速度. 在大规模和小规模的企业分组中,经济金融化与资本结构的交互项的回归系数分别为 -0.005 8 和 0.005 8,且两者均通过 5% 水平的显著性检验. 这些结果表明,经济金融化显著加快大规模企业的资本结构调整速度,但显著降低小规模企业的资本结构调整速度.

以纳入所有控制变量的固定效应模型为例,表 7 报告了经济金融化对不同类型企业资本结构偏离度的影响. 在非国有企业和国有企业的分组中,经济金融化的回归系数分别为 0.002 8 和 0.000 7,且前者通过 1% 水平的显著性检验,而后者未通过显著性检验. 这些结果表明,经济金融化显著增加非国有企业的实际资本结构偏离目标资本结构的程度,但在国有企业不存在显著影响. 在负债过度 and 负债不足的企业分组中,经济金融化的回归系数分别为 0.002 6 和 -0.001 0,且两者均通过 10% 水平的显著性检验. 这些结果表明,经济金融化显著增加过度负债企业的实际资本结构偏离目标资本结构的程度,但有助于降低负债不足企业的实际资本结构偏离目标资本结构的程度. 在大规模和小规模的企业分组中,经济金融化的回归系数分别为 0.000 4 和 0.001 6,但前者未通过显著性检验,而后者通过 1% 水平的显著性检验. 这些结果表明,经济金融化显著加剧小规模企业的实际资本结构偏离目标资本结构的程度,但对大规模企业不存在显著作用. 特别地,表 6 和表 7 中不同组别核心回归系数差异均

通过 Wald 统计量在 10% 水平的显著性检验. 由此可见, 经济金融化与资本结构调整速度极其偏离度的关系在不同类型企业间存在显著的非对称特征. 研究假说 H2 得证.

表 6 经济金融化与资本结构动态调整: 非对称性分析(以广义口径为例)

Table 6 Financialization and dynamic adjustment of capital structure: An asymmetry analysis

变量	所有制形式		负债水平		企业规模	
	非国有	国有	负债过度	负债不足	大规模	小规模
$Lev_{i,t-1}$	0.718 5*** (0.007 7)	0.734 1*** (0.006 5)	0.612 2*** (0.006 7)	0.446 0*** (0.007 0)	0.628 8*** (0.007 3)	0.718 3*** (0.007 3)
$Fd1_{i,t-1}$	-0.002 0 (0.001 6)	0.000 3 (0.001 2)	-0.004 9*** (0.001 8)	0.003 4*** (0.001 2)	0.005 0*** (0.001 7)	-0.002 1* (0.001 2)
$Fd1_{i,t-1} \times Lev_{i,t-1}$	0.006 3** (0.002 9)	0.001 5 (0.002 0)	0.009 6*** (0.002 7)	-0.009 4*** (0.003 2)	-0.005 8** (0.002 7)	0.005 8** (0.002 4)
控制变量	所有	所有	所有	所有	所有	所有
个体效应	是	是	是	是	是	是
观测值	10 150	12 342	11 259	11 233	10 640	11 852
R^2	0.493 3	0.554 9	0.492 1	0.310 8	0.447 2	0.481 1

表 7 经济金融化与资本结构偏离度: 非对称性分析(以广义口径为例)

Table 7 Financialization and capital structure deviation: An asymmetry analysis

变量	所有制形式		负债水平		企业规模	
	非国有	国有	负债过度	负债不足	大规模	小规模
$Fd1_{i,t-1}$	0.002 8*** (0.000 7)	0.000 7 (0.000 5)	0.002 6*** (0.000 5)	-0.001 0* (0.000 6)	0.000 4 (0.000 5)	0.001 6*** (0.000 6)
控制变量	所有	所有	所有	所有	所有	所有
个体效应	是	是	是	是	是	是
观测值	10 150	12 342	11 259	11 233	10 640	11 852
R^2	0.021 1	0.020 5	0.023 2	0.031 6	0.017 7	0.015 4

4.4 稳健性检验

为对上述结果的可靠性进行验证, 本文还进行了系列稳健性检验. 首先, 由于资本结构的局部调整方程(20)属于动态面板模型, 通常会存在解释变量与误差项相关的内生性问题. 具体来讲, 主要原因有两类: 一是金融渠道获利可能存在的测量误差; 二是可能会遗漏重要的解释变量. 为尽可能准确估计回归系数, 遵照刘贯春等^[6]、Brown 和 Petersen^[44]的思路, 将所有金融指标视为内生变量, 包括经济金融化 Fd 及其交互项 $Fd \times Lev$ 、盈利能力 $Prof$, 从而利用系统 GMM 方法进行估计. 其中, 选取水平变量的滞后 2 期 - 3 期作为差分方程的工具变量, 并选取差分变量的滞后 2 期 - 3 期作为水平方程的工具变量. 同时, 利用经济金融化指标的滞后 2 期

- 3 期作为工具变量, 采用 2SLS 方法对资本结构偏离度方程(21)进行回归分析. 特别地, 上述工具变量满足相关性和排他性的基本要求: 第一, 考虑到金融资产价格的周期性特征, 当期金融渠道获利一般与其滞后 2 期 - 3 期密切相关, 满足相关性规定; 第二, 滞后 2 期 - 3 期金融渠道获利与当期资本结构无关, 满足与误差项不相关的规定. 表 8 报告了考虑模型内生性的估计结果. 不难看出, 系统 GMM 和 2SLS 的估计结果显示, 经济金融化与资本结构的交互项的回归系数在局部调整模型显著为正, 而经济金融化的回归系数在偏离度模型显著为正. 这些结果说明, 经济金融化不仅降低了资本结构的调整速度, 而且加剧了实际资本结构与目标值的偏离度, 再次证实研究假说 H1 和 H2.

表8 稳健性检验一:内生性问题的克服

Table 8 Robustness test I: Accounting for endogeneity

变量	经济金融化与调整速度: 系统 GMM				经济金融化与资本结构偏离度: 2SLS			
	广义口径		狭义口径		广义口径		狭义口径	
	方程(1)	方程(2)	方程(1)	方程(2)	方程(1)	方程(2)	方程(1)	方程(2)
$Lev_{i,t-1}$	0.922 0*** (0.006 3)	0.911 8*** (0.006 5)	0.922 9*** (0.006 2)	0.913 4*** (0.006 4)				
$Fd_{i,t-1}$	-0.001 4 (0.001 2)	-0.001 5 (0.001 2)	-0.001 8 (0.001 4)	-0.001 9 (0.001 4)	0.001 5*** (0.000 4)	0.001 5*** (0.000 4)	0.002 0*** (0.000 5)	0.002 1*** (0.000 5)
$Fd_{i,t-1} \times Lev_{i,t-1}$	0.004 5** (0.002 2)	0.005 0** (0.002 2)	0.006 7*** (0.002 5)	0.007 4*** (0.002 5)				
控制变量	企业	所有	企业	所有	企业	所有	企业	所有
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	19 146	19 146	19 146	19 146	19 146	19 146	19 146	19 146
AR(2)	0.149	0.150	0.149	0.150				
Hansen	0.494	0.481	0.502	0.489				
第一阶段 F 值					21.93***	21.94***	21.90***	21.90***

注: AR(2) 和 Hansen 汇报的是对应 p 值。下表同。

其次,依据经济金融化的均值,将全样本企业划分为高金融化和低金融化的两组,进而对局部调整模型(20)和资本结构偏离度模型(21)进行回归估计,这在一定程度上亦有助于缓解模型内生性带来的估计偏差。表9第2列~第5列报告了经济金融化与资本结构动态调整的分组估计结果,依次是广义口径和狭义口径。显然地,资本结构在高金融化情形的回归系数大于低金融化情形,且系数差异通过1%水平的Wald统计检验。以纳入宏观经济因素的广义口径估计结果为例,资本结构在低金融化企业和高金融化企业的回归系数分别为0.687 4和0.747 6,对应的资本结构调整速度依次为0.312 6和0.252 4。这些结果表

明,企业经济金融化程度越高,资本结构调整速度越低,即经济金融化显著降低了资本结构的调整速度。研究假说H1的前半部分得证。进一步,对比不同组别的资本结构偏离度可知,高金融化组的均值明显大于低金融化组,这在一定程度上说明经济金融化加剧了实际资本结构偏离目标值的程度。为对该结果进行量化分析,以0-1虚拟变量Dummy来表示组别因素(1表示低金融化组,0表示高金融化组),进而纳入资本结构偏离度模型(21)进行回归分析,结果见表9第6列~第7列。不难看出,虚拟变量的回归系数在1%水平下显著为负,即经济金融化对资本结构偏离度有显著的正向影响,研究假说H1的后半部分得证。

表9 稳健性检验二:经济金融化与资本结构动态调整的分组估计

Table 9 Robustness test II: Estimations of different groups

变量	资本结构调整速度				资本结构偏离度	
	广义口径		狭义口径		广义口径	狭义口径
	低金融化	高金融化	低金融化	高金融化		
$Lev_{i,t-1} / Dummy$	0.687 4*** (0.006 0)	0.747 6*** (0.010 2)	0.688 5*** (0.005 9)	0.748 9*** (0.010 7)	-0.009 7*** (0.001 4)	-0.009 1*** (0.001 4)
控制变量	所有	所有	所有	所有	所有	所有
个体效应	是	是	是	是	是	是
观测值	16 512	5 980	16 946	5 546	22 492	22 492
R^2	0.469 6	0.471 0	0.470 5	0.468 4	0.025 0	0.024 9

此外,本文还进行了如下稳健性测试,具体包括:第一,将回归方程中经济金融化的滞后值替换为当期值;第二,利用当期的企业特征变量和宏观经济因素来构建目标资本结构方程,进而对资本结构的局部调整模型和偏离度模型进行重新估计;第三,为消除经济金融化指标标准化可能带来的偏差,直接采用金融渠道获利占营业利润的比重作为一种新度量指标并剔除负值样本;第四,以 0-1 虚拟变量对组别因素进行表示,在资本结构局部调整模型(20)中引入经济金融化、资本结构与组别因素的三重交互项,在资本结构偏离度模型(21)中引入经济金融化与组别因素的交互项,进而确认经济金融化与资本结构动态调整在不同类型企业中的非对称关系。估计结果一致显示,前文研究结论依旧成立。

4.5 进一步讨论

前文研究表明,经济金融化带来的抵押担保能力下降显著强于企业流动性改善,从而降低企业资本结构的调整速度并加剧偏离目标值的程度,具体逻辑在于:一方面,经济金融化会对固定

资产投资产生“挤出”效应,企业最优资本结构向下调整;另一方面,经济金融化带来的投资偏好改变及管理模式调整促使企业更加追求短期利润,弱化实际资本结构向目标值调整的潜在动力。鉴于刘贯春等^[6]系统考察了金融渠道获利对企业实际资本结构的推升作用,本文侧重于考察经济金融化如何影响企业固定资产投资。遵照刘贯春^[24]、Brown 和 Petersen^[44]的模型设定,将固定资产投资视为因变量,经济金融化指标作为核心解释变量,构建如下计量模型

$$Inv_{it} = \alpha_0 + \lambda Inv_{it-1} + \beta_1 Fd_{it-1} + \beta_2 \Delta Fd_{it} + \varphi X_{it-1} + \vartheta M_{it} + \mu_{it} + e_{it} \quad (22)$$

其中 Inv 为固定资产投资比例,用固定资产、无形资产和其他长期资产支付现金之和与企业总资产的占比来表示; X 为企业控制变量,包括资本结构、企业规模、托宾 Q 值、经营性现金流和净资产收益率; M 为宏观控制变量,包括经济增长、贷款利率和金融结构。在式(22)中,本文重点关注 β_1 和 β_2 ,两者分别刻画的是经济金融化对企业固定资产投资的滞后影响和当期影响。

表 10 经济金融化与固定资产投资

Table 10 Financialization and fixed asset investment

变量	全样本	所有制形式		负债水平		企业规模	
		非国有	国有	负债过度	负债不足	大规模	小规模
Inv_{it-1}	0.478 6*** (0.008 3)	0.463 3*** (0.012 1)	0.504 8*** (0.010 3)	0.456 5*** (0.011 1)	0.440 3*** (0.011 2)	0.520 5*** (0.010 6)	0.423 5*** (0.011 3)
Fd_{it-1}	-0.002 5*** (0.000 4)	-0.002 4*** (0.000 6)	-0.002 2*** (0.000 4)	-0.002 0*** (0.000 5)	-0.003 6*** (0.000 5)	-0.001 9*** (0.000 5)	-0.002 8*** (0.000 4)
ΔFd_{it}	-0.006 8*** (0.000 6)	-0.006 6*** (0.000 9)	-0.005 9*** (0.000 7)	-0.006 0*** (0.000 8)	-0.006 5*** (0.000 6)	-0.005 3*** (0.000 8)	-0.005 9*** (0.000 7)
控制变量	所有	所有	所有	所有	所有	所有	所有
个体效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	24 476	11 131	13 345	13 243	11 233	11 223	13 253
AR(2)	0.202	0.297	0.154	0.159	0.305	0.146	0.292
Hansen	0.483	0.461	0.343	0.444	0.265	0.402	0.177

以所有金融指标的滞后 2 期-3 期作为工具变量,表 10 汇报了计量模型(22)的系统 GMM 估计结果,具体包括全样本情形和不同类型的子样本情形。不难看出,无论是样本整体还是不同子样本,经济金融化滞后项及其当期波动项的回归系数均显著为负。这些结果充分表明,金融

渠道获利上升不仅抑制了企业当期的固定资产投资,而且存在持续的滞后影响,这在一定程度上反映出企业投资偏好正在发生改变。结合表 2 目标资本结构估算方程的回归结果可知,有形资产比例下降必然会带来最优资本结构的向下调整。然而,图 1 的典型事实显示企业实际资本结构并未

呈现下降,而是与金融渠道获利同向变动。因此,经济金融化带来的抵押担保能力下降加剧了企业资本结构偏离度并降低了调整速度。

5 结束语

当前阶段,中国非金融类企业的高杠杆率备受关注,俨然成为供给侧结构性改革的重点所在。同时,伴随着实体经济的下行,基于金融渠道的利润累积逐步成为企业盈利的主导模式,经济金融化格局正在加速形成。从理论层面来看,经济金融化会强化企业流动性并降低抵押担保能力,进而对资本结构动态调整存在两种相反作用,综合效应取决于哪种效应占据主导地位。为理解经济金融化是否以及如何影响中国企业资本结构的动态调整,本文首先利用包含家庭、厂商和银行的三部门AD-AS模型,推导得到企业目标资本结构的估算方程。接着,以2007年~2015年非金融类上市公司的半年期数据为研究样本,本文利用金融渠道获利占比作为经济金融化的度量指标,实证检验了经济金融化对资本结构动态调整的影响,并考察两者关系在不同类型企业的非对称效应。

理论分析表明,除企业特征变量外,金融结构和贷款利率等宏观经济环境亦是决定目标资本结构的重要因素,有必要纳入资本结构的局部调整模型及偏离度模型,否则将带来估计偏差。在此基础上,实证结果显示,经济金融化对资本结构调整速度存在显著的负向影响,即经济金融化程度越高,企业资本结构调整速度越慢。同时,经济金融化对资本结构偏离度存在显著的正向影响,即经济金融化程度越高,企业资本结构偏离目标水平的程度越大。进一步的分样本估计还发现,经

济金融化与资本结构动态调整的上述关系在非国有企业、小规模企业和过度负债企业更为凸显,呈现非对称特征。当考虑模型内生性问题、目标资本结构估计偏误等问题后,系列稳健性测试依旧支持上述结论。此外,本文还发现经济金融化显著抑制固定资产投资,实际资本结构理应随着抵押品减少而向下调整,但客观事实却呈现上升态势,这有助于理解经济金融化对资本结构动态调整的负向影响。这些结果表明,过度依赖金融渠道获利将降低企业资本结构调整速度并加剧偏离度,特别是那些融资约束严重和负债过度的企业。

本文的研究发现不仅丰富了资本结构的动态决策理论,同时为供给侧结构性改革提供了微观基础,证实了供给侧结构性改革的必要性。伴随着经济金融化格局的逐渐形成,企业对金融渠道获利的依赖使得其缺乏主动降杠杆率的动机,而固定资产投资下降导致抵押担保能力不足,从而加剧实际资本结构偏离目标值的程度并降低调整速度。可见,在“脱实向虚”的大背景下,企业实际资本结构不具有加速向目标资本结构动态调整的内在动机,经济金融化反而促使企业形成对高杠杆率的路径依赖,不利于宏观层面的去杠杆及供给侧结构性改革。特别地,当企业实际资本结构长期偏离目标值时,一旦金融资产价格发生巨大波动,将会引发系统性风险并危害实体经济的根基。因此,如何引导企业积极投资固定资产至关重要,如降低税负、稳定宏观环境等,这不仅有利于促使企业摆脱“脱实向虚”,更有助于促使企业加快调整资本结构速度,进而降低实际资本结构与目标资本结构的偏离度。另外,非对称效应的存在意味着政府部门应结合企业异质性制定结构性和差异化的调控政策,尤其需要关注那些负债过度和高融资约束的企业。

参考文献:

- [1]李扬,张晓晶,常欣,等. 中国主权资产负债表及其风险评估(上)[J]. 经济研究, 2012, (6): 4-19.
Li Yang, Zhang Xiaojing, Chang Xin, et al. China's sovereign balance sheet and its risk assessment I[J]. Economic Research Journal, 2012, (6): 4-19. (in Chinese)
- [2]张成思,张步昙. 中国实体投资率下降之谜: 经济金融化视角[J]. 经济研究, 2016, (12): 32-46.
Zhang Chengsi, Zhang Butan. The falling real investment puzzle: A view from financialization[J]. Economic Research Journal, 2016, (12): 32-46. (in Chinese)

- [3] Almeida H , Campello C. Financial constraints , asset tangibility , and corporate investment [J]. *Review of Financial Studies* , 2007 , 20(5) : 1429 – 1460.
- [4] Gan J. Collateral , debt capacity , and corporate investment: Evidence from a natural experiment [J]. *Journal of Financial Economics* , 2007 , 85(3) : 709 – 734.
- [5] Chaney T , Sraer D , Thesmar D. The collateral channel: How real estate shocks affect corporate investment? [J]. *American Economic Review* , 2012 , 102(6) : 2381 – 2409.
- [6] 刘贯春 , 张 军 , 刘媛媛. 金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率 [J]. *世界经济* , 2018 , (1) : 148 – 173.
Liu Guanchun , Zhang Jun , Liu Yuanyuan. Financial asset allocation , macroeconomic conditions and firm ' s leverage [J]. *Journal of World Economy* , 2018 , (1) : 148 – 173. (in Chinese)
- [7] Flannery M , Rangan K. Partial adjustment toward target capital structures [J]. *Journal of Financial Economics* , 2006 , 79(3) : 469 – 506.
- [8] Faulkender M , Flannery M , Hankins K , et al. Transaction Costs and Capital Structure Adjustments [R]. Toronto: York University , Working Paper , 2010.
- [9] Arrighi G. *The Long Twentieth Century: Money , Power , And The Prigins of Our Times* [M]. London: Verso Press , 1994.
- [10] 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.
- [11] Fischer E O , Heinkel R , Zechner J. Dynamic capital structure choice: Theory and tests [J]. *Journal of Finance* , 1989 , 44(1) : 19 – 40.
- [12] Leland H E. Corporate debt value , bond covenants , and optimal capital structure [J]. *Journal of Finance* , 1994 , 49(4) : 1213 – 1252.
- [13] Korajczyk R , Levy A. Capital structure choice , macroeconomic conditions and financial constraints [J]. *Journal of Financial Economics* , 2003 , 68(1) : 75 – 109.
- [14] Cook D O , Tang T. Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed [J]. *Journal of Corporate Finance* , 2010 , 16(1) : 73 – 87.
- [15] 苏冬蔚 , 曾海舰. 宏观经济因素与公司资本结构变动 [J]. *经济研究* , 2009 , (12) : 52 – 65.
Su Dongwei , Zeng Haijian. Macroeconomic conditions and corporate capital structure: Evidence from publicly-listed firms in China during 1997 and 2007 [J]. *Economic Research Journal* , 2009 , (12) : 52 – 65. (in Chinese)
- [16] 曾海舰 , 苏冬蔚. 信贷政策与公司资本结构 [J]. *世界经济* , 2010 , (8) : 17 – 42.
Zeng Haijian , Su Dongwei. Credit policy and corporate ' s capital structure [J]. *Journal of World Economy* , 2010 , (8) : 17 – 42. (in Chinese)
- [17] 于 蔚 , 金祥荣 , 钱彦敏. 宏观冲击、融资约束与公司资本结构动态调整 [J]. *世界经济* , 2012 , (3) : 24 – 47.
Yu Wei , Jin Xiangrong , Qian Yanmin. Macroeconomic shocks , financial constraints and dynamic adjustment of corporate ' s capital structure [J]. *Journal of World Economy* , 2012 , (3) : 24 – 47. (in Chinese)
- [18] Levy A , Hennessy C. Why does capital structure choice vary with macroeconomic conditions? [J]. *Journal of Monetary Economics* , 2007 , 54(6) : 1545 – 1564.
- [19] 王永钦 , 刘紫寒 , 李 嫦 , 等. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据 [J]. *管理世界* , 2015 , (12) : 24 – 40.
Wang Yongqin , Liu Zihan , Li Chang , et al. Identifying the shadow banking activities of China ' s non-financial firms: Evidence from consolidated balance sheet [J]. *Management World* , 2015 , (12) : 24 – 40. (in Chinese)
- [20] Wang H , et al. Shadow Banking: China ' s Dual-Track Interest Rate Liberalization [R]. SSRN , New York: Working Paper , 2016.
- [21] Du J , Li C , Wang Y. A comparative study of shadow banking activities of non-financial firms in transition economies [J]. *China Economic Review* , 2017 , 46(S) : 35 – 49.
- [22] Stockhammer E. Financialization and the slowdown of accumulation [J]. *Cambridge Journal of Economics* , 2004 , 28(5) : 719 – 741.

- [23] Orhangazi Ö. Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy: 1973 – 2003 [J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32(6): 863 – 886.
- [24] 刘贵春. 金融资产配置与企业研发创新 “挤出”还是“挤入” [J]. *统计研究*, 2017, (7): 49 – 61.
Liu Guanchun. Financial asset allocations and firm’s innovation activities: Crowding-out or crowding-in [J]. *Statistical Research*, 2017, (7): 49 – 61. (in Chinese)
- [25] 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, (7): 102 – 117.
Zhong Ninghua, Liu Zhikuo, He Jiabin, et al. The structural problem of China’s non-financial corporate debt [J]. *Economic Research Journal*, 2016, (7): 102 – 117. (in Chinese)
- [26] Acharya V V, Almeida H, Campello M. Is cash negative debt? A hedging perspective on corporate financial policies [J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2007, 16(4): 515 – 544.
- [27] Epstein G, Jayadev A. The rise of rentier incomes in OECD countries: Financialization, central bank policy and labor solidarity [J]. *Financialization and the World Economy* (edited by Epstein G.). MA: Edward Elgar Publishing, 2005, 46 – 74.
- [28] Tobin J. Money and growth [J]. *Econometrica*, 1965, 33(4): 671 – 684.
- [29] Tornell A. Real vs. financial investment: Can Tobin taxes eliminate the irreversibility distortion? [J]. *Journal of Development Economics*, 1990, 32(2): 419 – 444.
- [30] Titman S, Wessels R. The determinants of capital structure choice [J]. *Journal of Finance*, 1988, 43(1): 1 – 19.
- [31] Miguel A, Pindado J. Determinants of capital structure: New evidence from Spanish panel data [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2001, 7(1): 77 – 99.
- [32] 王红建, 李茫茫, 汤泰劼. 实体经济跨行业套利的驱动因素及其对创新的影响 [J]. *中国工业经济*, 2016, (11): 73 – 89.
Wang Hongjian, Li Mangmang, Tang Taijie. The driving factors of cross-industry arbitrage and its impact on innovation [J]. *China Industrial Economics*, 2016, (11): 73 – 89. (in Chinese)
- [33] Ryo S. Long waves and short cycles in a model of endogenous financial fragility [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2010, 74(3): 163 – 186.
- [34] 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)
- [35] 林灵, 曾海帆. 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)
- [36] Byoun S. How and when do firms adjust their capital structures toward targets? [J]. *Journal of Finance*, 2008, 63(6): 3069 – 3096.
- [37] 王正位, 赵冬青, 朱武祥. 资本市场磨擦与资本结构调整——来自中国上市公司的证据 [J]. *金融研究*, 2007, (6): 109 – 119.
Wang Zhengwei, Zhao Dongqing, Zhu Wuxiang. Capital frictions and capital structure adjustment: Evidence from China’s listed companies [J]. *Journal of Financial Research*, 2007, (6): 109 – 119. (in Chinese)
- [38] Boyer R. Is a finance-led growth regime a viable alternative to Fordism? A preliminary analysis [J]. *Economy and Society*, 2000, 29(1): 111 – 145.
- [39] Harrod R. An essay in dynamic theory [J]. *Economic Journal*, 1939, 49(193): 14 – 33.
- [40] 姜付秀, 屈耀辉, 陆正飞, 等. 产品市场竞争与资本结构动态调整 [J]. *经济研究*, 2008, (4): 99 – 110.
Jiang Fuxiu, Qu Yaohui, Lu Zhengfei, et al. Product market competition and dynamic capital structure adjustment [J]. *Economic Research Journal*, 2008, (4): 99 – 110. (in Chinese)
- [41] 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 – 134.

- Jiang Fuxiu , Huang Jicheng. Marketization process and dynamic adjustment of capital structure [J]. *Management World* , 2011 , (3) : 124 - 134. (in Chinese)
- [42] 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 , (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 , (1) : 181 - 194. (in Chinese)
- [43] 姜付秀, 伊志宏, 苏飞, 等. 管理者背景特征与企业过度投资行为 [J]. *管理世界* , 2009 , (1) : 130 - 139.
- Jiang Fuxiu , Yin Zhihong , Su Fei , et al. Manager's background characteristics and firm's overinvestment behaviors [J]. *Management World* , 2009 , (1) : 130 - 139. (in Chinese)
- [44] Brown J R , Petersen B C. Cash holding and R&D smoothing [J]. *Journal of Corporate Finance* , 2011 , 17 (4) : 694 - 709.

Financialization and dynamic adjustment of capital structure: Evidence from China

*LIU Guan-chun*¹ , *LIU Yuan-yuan*² , *MIN Min*³

1. School of Public Economics and Administration , Shanghai University of Finance and Economics , Shanghai 200433 , China;
2. School of Economics , Fudan University , Shanghai 200433 , China;
3. School of Finance , Shanghai University of Finance and Economics , Shanghai 200433 , China

Abstract: This paper builds an extended AD-AS model with firms , households and banks , and then obtains the estimation equation of target capital structures. Using the ratio of financial profit to total profit as the proxy of financialization , this paper examines the roles of financialization in capital structure adjustment with the semi-annual data of nonfinancial listed firms during 2007 and 2015. The empirical results show that , financialization exacerbates capital structure deviation and decreases the speed of dynamic adjustment , and their relationships are stronger in firms with private ownership , smaller size and over-debt. Financialization significantly discourages fixed asset investments. Moreover , changes in investment preferences and decrease in collateral capacity are conducive to understanding the negative roles of financialization in the dynamic adjustment of capital structures. Financialization increases firms' dependence on high financial leverage to make profits and enlarges the deviation of their actual capital structures from the target. Our findings suggest that financialization increases the difficulty of lowering firm's leverage in the process of structural supply-side reform.

Key words: financialization; capital structure; dynamic adjustment; asymmetry