

金融发展与企业资本结构调整

凌鸿程^{1,2}

(1. 中国社会科学院 研究生院, 北京 102488; 2. 江西理工大学 外语外贸学院, 江西 赣州 341000)

[摘要]为考察金融发展与资本结构调整速度的内在联系,构建一个反映区域金融发展指标,并结合沪深A股2007—2015年上市公司财务数据进行实证研究,实证结果表明:金融发展可以缓解企业融资约束,降低企业资本结构调整成本,最终加快资本结构调整速度,因此金融发展对企业资本结构调整的促进作用在融资约束企业更加显著,同时产权性质对金融发展与企业资本结构调整速度之间的关系存在显著影响。

[关键词]资本结构;金融发展;企业调整成本;融资约束;经济增长;产权性质;金融中介

[中图分类号]F830;F275 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2019)01-0092-10

一、引言

金融机构作为社会经济活动的重要参与者,能够为其他经济部门提供金融产品和服务,满足其他经济部门的融资需求,对经济增长产生巨大的推动作用,但是现有文献关于金融发展与经济增长之间的实证研究往往受到反向因果和内生性等计量困扰。企业作为社会经济活动的基本单元,其价值创造活动对经济增长具有重要意义。因此,许多研究金融发展的学者将视野从宏观层面转向微观层面,将研究重点集中在金融发展与企业融资约束等方面,但对金融发展与资本结构调整之间的关系进行严谨的分析和检验。为此,本文将我国上市公司为研究对象,考察金融发展对企业资本结构调整的影响,这对于进一步理解金融发展与价值创造及经济增长的关系具有一定理论和现实意义。

近年来,企业资本结构一直是学术界感兴趣的话题之一,许多学者将企业特征、宏观经济波动以及法律制度与资本结构调整行为联系在一起,从不同的角度考察了企业资本结构调整成本对调整速度的影响^[1-2]。资本结构调整成本的一个重要影响因素是企业所面临的融资约束^[3]。与发达国家相比,我国金融发展相对落后,中小企业普遍存在融资约束。而融资约束的重要外部影响因素恰恰是金融发展,特别是对于中小企业来说^[4]。既然金融发展是缓解企业融资约束的外部制度环境,那么金融发展会对资本结构调整行为产生影响吗?

根据MM定理,如果资本市场是完全竞争的无摩擦环境,那么企业的市场价值与资本结构无关,也就是说不存在最优资本结构。实际上,资本市场不可能是完全竞争的无摩擦环境。随后许多学者在模型中考虑了资本市场摩擦环境,逐渐形成了许多新的理论,如权衡理论、优序理论、信号理论等^[3]。Leary等认为调整成本可以分为固定成本和可变成本两部分,它们受到公司层面微观因素及外部环境的影响^[5]。微观因素是指一系列的企业特征变量,特别是财务状况,例如企业规模、成长性、融资行为、偏离程度、现金持有量等内部因素,它们直接决定企业的融资能力,影响资本结构调整

[收稿日期]2018-05-07

[基金项目]国家自然科学基金项目(71463019)

[作者简介]凌鸿程(1990—),男,江西赣州人,中国社会科学院研究生院博士生,江西理工大学外语外贸学院讲师,主要研究方向为公司金融与公司治理,邮箱:breezelhc@163.com。

速度^[3]。例如一些学者认为企业可以通过融资行为调整资本结构,其资金缺口影响调整速度^[6]。还有一些学者构建了企业动态决策的理论模型,发现企业现金持有量影响了调整速度^[7]。外部环境是指企业经营过程中所面临的宏观经济状况,如经济波动、法律制度等,这些因素增加了资本市场的摩擦,提高了调整成本。Cook 等指出宏观经济环境是影响调整速度的因素,良好的宏观经济环境使得资本结构调整相对容易,调整速度也较快^[8];Oztekin 等发现国家良好的法制建设和投资者保护降低了资本结构调整成本,提高了调整速度^[9];Wang 认为市场的完善程度和宏观经济环境降低了调整成本,提高了资本结构调整速度^[10];Dang 等发现经济危机前后企业资本结构调整速度存在较大差异^[6]。

还有一些学者以国内上市公司为样本数据对资本结构问题进行了深入研究。黄辉从公司成长性和公司规模出发,指出企业内部财务特征对调整速度产生了重要影响^[11];陈必安发现我国企业资本结构调整速度存在明显的行业差异^[12];麦勇等发现不同区域之间资本结构调整速度存在差异,其中东部地区调整速度最快^[13];罗琦等检验了公司自由现金流与调整速度之间的关系,发现当自由现金流不为零时,调整成本最小,当自由现金流为零时,存在额外的调整成本^[14];贺康等研究发现企业集中度对资本结构调整速度产生了重要影响^[15];其他一些学者则发现宏观经济冲击、法律制度等因素会对调整速度产生不同程度的影响^[1-2]。

目前关于资本结构调整速度的研究主要聚焦于调整成本,调整成本的大小直接影响了企业资本结构调整的速度。融资约束是影响企业资本结构调整成本的重要因素,融资约束程度越高,委托代理问题越严重,所面临的资本市场摩擦越大。从国内研究来看,黄辉指出融资约束降低了企业资本结构调整速度^[11];常亮和连玉君采用动态门限模型发现非融资约束企业的调整速度比融资约束企业快^[16]。还有一些研究考察了金融发展与融资约束之间的关系,认为金融市场能够缓解企业内外部的信息不对称程度,弥补资本市场不完善的缺陷,缓解融资约束。如饶华春发现金融发展可以缓解企业融资约束,而且对民营企业的影响更加明显,同时金融中介的融资约束缓解作用比股票市场更大^[17];谢军等研究发现金融发展可以缓解企业的融资约束问题,有利于中小企业获得更多信贷资源^[4]。

虽然已有许多文献对企业资本结构调整问题进行了研究,但目前国内学者对于金融发展与企业资本结构调整之间的研究还较少。本文试图通过构建区域金融发展指标,并结合沪深 A 股 2007—2015 年的上市公司数据,从资本结构调整成本视角出发,考察企业所在地金融发展对企业资本结构调整的影响。本文可能的贡献在于:第一,丰富企业资本结构优化方面的研究,为企业优化资本结构、提高企业价值提供经验证据;第二,拓宽金融发展方面的研究,为金融发展与经济增长之间的关系提供微观企业层面的证据,在一定程度上支持金融发展促进经济增长这一论断。

二、理论分析

金融市场作为企业财务决策的外部环境,其发达程度将对企业投融资活动产生重要影响^[4,17]。首先,发达的金融市场提高了金融中介的数量和质量,为企业的融资需求提供了庞大的资金来源。金融中介的重要功能就是将社会上的闲散资金汇集起来,通过资本市场将资金分配给具有融资需求的个人或企业,从而提高资源配置效率。随着金融市场的不断发展,金融中介资金更加充裕,原本无法获得资金的企业将赢得金融中介的支持,从而缓解企业融资约束问题。其次,企业融资约束的根源在于信息不对称,并由此产生“道德风险”和“逆向选择”问题。在金融市场较为发达的地区,不仅金融中介的资金充裕,而且地区法律与制度环境相对完善,因此企业所处的外部治理环境质量相对较高,能够有效约束管理层和大股东的行为,降低管理层的自利行为和大股东的掏空行为,从而激励投资者积极进行投资,进而降低企业融资成本,缓解企业融资约束问题。在金融市场发达程度较低的地区,这些问题相对严重,导致企业的外部融资成本较高,从而恶化企业的融资约束问题。同时,与个人投

资者相比,金融中介在收集企业信息方面具有明显的优势,可以减小企业与潜在投资者之间的信息差距,降低投资回报中的风险溢价及信贷风险,从而降低企业的融资成本,缓解企业融资约束问题。

随着金融业的发展,企业的融资成本降低,缓解了企业面临的融资约束问题,与此同时,企业与金融机构这种不对等的地位逐渐改善,企业将享受更加优惠优质的金融服务,特别是处于弱势地位的融资约束企业。此外,企业融资环境的不断改善缓解了资本市场的摩擦环境,降低了企业资本结构调整成本。调整成本的降低有利于企业不断优化资本结构,提高企业资本结构调整速度。由此,本文提出假说1。

假说1:在其他条件不变的情况下,金融发展对企业资本结构调整存在显著的正向影响,特别是对于融资约束企业而言。

现有文献认为调整成本的大小直接影响了企业资本结构调整的速度^[5]。根据现代融资理论,所谓融资约束,就是当公司面临投资机会时没有足够的现金流,也难以从外部获得资金支持。融资约束企业存在较高的信息不对称性,潜在投资者需要花费成本收集公司信息并在后期进行监督,导致公司外部融资交易成本较高,因此企业融资活动常常受到某种约束,很难通过融资活动来平滑现金流,这必然影响企业资本结构调整的速度。而金融市场的发达程度将影响企业所面临的融资约束情况,缓解融资约束问题,加快企业资本结构向目标资本结构调整的速度。然而,对于非融资约束企业而言,它们虽然在融资过程中难以避免风险溢价及信贷风险问题,但这并不影响企业的资金融通能力,因此金融发展对非融资约束企业资本结构动态调整的影响较小。

上述分析表明金融发展促进企业资本结构调整的重要机制是通过缓解企业融资约束进而降低企业资本结构调整成本。如果这一假说成立,那么金融发展对企业资本结构调整速度的影响在融资约束程度不同的企业中应该有所差异。如果企业所面临的融资约束较小,那么金融发展对于改善企业融资能力的边际作用很小;反之,对于融资约束较强的企业,金融发展可能对企业融资能力的改善作用巨大。由此,本文提出假说2。

假说2:在其他条件不变的情况下,相对于非融资约束企业,金融发展对融资约束企业的资本结构调整速度的影响更加显著。

同时,许多研究已经表明国有企业和非国有企业所面临的融资约束不同:首先,国有企业与国有银行存在千丝万缕的联系,相对而言更容易获得信贷资源;其次,国有企业可以借助政府信用获得融资政策支持,缓解国有企业的融资约束;最后,在转轨背景下,非国有企业的融资渠道可能存在制度或政策“歧视”。在我国银行业中,国有银行处于主导地位,政府依然在信贷资源配置方面具有主导作用,而国有企业常常能够获得政府的特别“关爱”,促使信贷资源向国有企业倾斜。国有企业在获得信贷资源的同时,还更容易获得政府财政优惠补贴。与非国有企业相比,国有企业还存在预算软约束,扭曲了国有企业所面临的真实融资约束^[19]。随着金融市场的不断发展,国有企业和非国有企业之间的这种差距将得到改善。由此,本文提出假说3。

假说3:在其他条件不变的情况下,相对于国有企业,金融发展对非国有企业的资本结构调整速度的影响更加显著。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取的初始样本为沪深A股2007—2015年的上市公司,并以此为基础估算了2008—2015年上市公司的目标资本结构^①。上市公司的财务数据主要来源于CSMAR数据库,用以计算金融发展

^①最优资本结构的估计存在滞后期,故估计资本结构调整速度的样本将少一年。

指标的数据主要来自于《中国金融年鉴》和 WIND 数据库,产权性质数据来源于 WIND 数据库。本文按照如下标准对初始样本进行剔除:(1)剔除金融保险行业样本;(2)为了消除 IPO 的影响,剔除了当年上市的公司;(3)剔除观测样本少于连续 2 年的上市公司;(4)剔除计算资本结构调整速度相关数据缺失的样本;(5)剔除资产负债率大于 1 的样本。最终,本文得到 1785 家公司 9962 个样本观察值的非平衡面板数据。此外,为了排除异常值对回归结果的影响,所有变量均在 1% 和 99% 分位数上进行 Winsor 缩尾处理。

(二) 模型设定

借鉴相关文献的做法^[3],本文采用部分调整模型来估计资本结构调整速度,标准模型设定如下:

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

其中, Lev 表示企业的实际资本结构,以负债率表示,即总负债/总资产, Lev^* 表示企业的目标资本结构; δ 表示样本区间我国上市公司资本结构调整的速度,而且 δ 的数值在 0 和 1 之间。

对于目标资本结构的估计,本文借鉴黄继承等的做法^[1],使用如下模型进行估计:

$$Lev_{i,t}^* = \beta X_{i,t} + v_i \quad (2)$$

其中, Lev^* 是企业的目标资本结构, X 是决定企业目标资本结构因素,包括盈利能力($EBIT$)、成长机会(MB)、非债务税盾(DEP)、公司规模($LnTA$)、抵押能力(FA)、发展能力($Growth$)、金融发展(FD)、公司所在行业资本结构的年度中位数(Med_Lev)、年度固定效应($Year$)等, β 是特征变量的回归系数, v 为公司特殊的非观测效应。

现有文献对参数 β 的估计均采用了同时估计模型(1)和模型(2)的方法^[1],本文在基准模型(1)的基础上进行扩展,加入金融发展(FD)与资本结构偏离程度(Dev)的交互项来考察金融发展对资本结构调整速度的影响,扩展模型如下:

$$Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1} = \frac{D_{i,t}}{A_{i,t}} - \frac{D_{i,t-1}}{A_{i,t-1}}(\delta_0 + \delta_1 FD_{i,t})(Lev_{i,t}^* - Lev_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1}$ 表示企业资本结构实际调整量, $Lev_{i,t}^* - Lev_{i,t-1}$ 表示企业资本结构偏离程度,也就是资本结构最优调整量。 FD 表示地区金融发展程度。回归系数 δ_0 表示企业资本结构的自发调整速度,回归系数 δ_1 可以用来衡量金融发展对资本结构调整速度的影响。若 δ_1 显著为正,则表明金融发展将显著提高企业资本结构的调整速度。为了方便回归结果的经济学解释,本文对金融发展进行了均值为 0 标准差为 1 的标准化处理。

Flannery 等认为使用 LSDVC 方法估计的参数 β 是最为精确^[20]。本文也使用 LSDVC 方法来估计参数 β 。考虑到面板回归可能存在残差截面依赖和时间序列依赖等问题,本文对标准误进行公司层面的 cluster 处理以获得稳健标准误。鉴于企业在不同方向上资本结构调整的成本和收益存在较大差别,导致企业在不同方向上的调整速度往往是不对称性的^[1,3,15],因此,本文还按照过度负债和负债不足的标准将全部样本分为资本结构向下调整和向上调整两个分样本进行回归分析。

(三) 变量选择

1. 被解释变量:企业资本结构变动

本文的研究重点在于金融发展对企业资本结构调整速度的影响,被解释变量为企业资本结构变动。关于企业资本结构变动(ΔLev)的度量,我们借鉴黄继承等的做法^[1],使用第 t 年与第 $t-1$ 年的企业资本结构变化即 $Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1}$ 表示。

2. 解释变量:金融发展与偏离程度交互项

现有关于企业资本结构调整的研究通常采用交互项的做法考察解释变量对被解释变量的影响^[19]。 Dev 使用实际资本结构与目标资本结构的偏离程度即 $Lev^* - Lev$ 来度量, Lev^* 通过模型(2)估

算。关于金融发展(*FD*)的度量,本文按照姚耀军和董钢锋的做法^[21],使用各省区市金融机构贷款/GDP(*x1*)、金融机构存款/GDP(*x2*)、股票市场市值/GDP(*x3*)和股票市场成交额/GDP(*x4*)这四个指标来衡量各省金融发展水平。但是这四个指标的相关系数均在0.5以上,为此对这四个指标进行主成分分析。主成分分析结果表明:有且仅有第一主成分对应的特征根大于1,可以解释这四个指标73.52%的信息。因此我们可以用第一主成分来衡量金融发展水平,该指标的计算公式如下:

$$FD = 0.498 \times x_1 + 0.553 \times x_2 + 0.485 \times x_3 + 0.460 \times x_4 \quad (4)$$

3. 控制变量

借鉴现有关于企业资本结构调整的研究文献^[1-2],本文选择了如下控制变量:盈利能力(*EBIT*)、成长机会(*MB*)、非债务税盾(*DEP*)、公司规模(*LnTA*)、抵押能力(*FA*)、发展能力(*Growth*)、金融发展(*FD*)、公司所在行业资本结构的年度中位数(*Med_Lev*)。此外,本文还控制了年度固定效应和企业固定效应。

各变量的具体定义如表1所示。

表1 变量设计

	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	ΔLev	资本结构变动	$Lev_{i,t} - Lev_{i,t-1}$
解释变量	$FD \times Lev$	交互项	金融发展与偏离程度的交互项
	<i>FD</i>	金融发展	第一主成分,根据公式(4)计算
	<i>Dev</i>	偏离程度	$Lev^* - Lev$
控制变量	<i>EBIT</i>	盈利能力	息税前利润/总资产
	<i>MB</i>	成长机会	(股票市场价值+负债账面价值)/资产账面价值
	<i>DEP</i>	非债务税盾	固定资产折旧/总资产
	<i>LnTA</i>	公司规模	总资产的自然对数
	<i>FA</i>	抵押能力	固定资产/总资产
	<i>Growth</i>	发展能力	总资产增长率
	<i>Med_Lev</i>	行业中位数	同一行业公司某年的资本结构中位数

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表2所示。从表2可见,在样本期间我国上市公司的实际负债率(*Lev*)低于最优负债率(*Lev**),不管是从均值来看还是从中位数来看,负债不足是我国上市公司的常态。资本结构偏离程度(*Dev*)也同样说明了这一点,均值(中位数)为0.040(0.022);资本结构变化(ΔLev)也支持这一论断,均值(中位数)为0.009(0.008)。金融发展(*FD*)是从金融中介和金融市场的四个分指标所提取的第一主成分,均值(中位数)为0.772(-0.011),标准差为2.464,变异系数为3.190(2.464/0.772),这就说明不同企业所面临的金融发展程度存在很大差异。其余变量的分布较为合理,这里不再赘述。

表2 主要变量的描述性统计(N=9962)

变量	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
<i>Lev*</i>	0.477	0.022	0.482	0.915	0.214
<i>Dev</i>	0.040	-0.317	0.022	0.547	0.151
ΔLev	0.009	-0.548	0.008	0.682	0.075
<i>FD</i>	0.773	-1.548	-0.011	11.309	2.464
<i>Lev</i>	0.446	0.047	0.452	0.843	0.201
<i>EBIT</i>	0.062	-0.071	0.054	0.237	0.050
<i>MB</i>	1.964	0.203	1.463	9.398	1.696
<i>DEP</i>	0.022	0.001	0.019	0.069	0.015
<i>LnTA</i>	22.115	19.930	21.912	25.950	1.238
<i>FA</i>	0.247	0.004	0.216	0.727	0.167
<i>Growth</i>	0.095	-0.362	0.057	1.150	0.213
<i>Med_Lev</i>	0.433	0.200	0.398	0.711	0.110

(二) 基准模型和扩展模型的估计结果

基准模型(1)和扩展模型(3)的回归结果见表3。表3中的Panel A是基准模型的回归结果。从表3的第(1)列可以看出,资本结构偏离程度(*Dev*)在1%水平上显著为正,回归系数为0.402,这就是说我国上市公司在2008—2015年间年平均调整速度为40.2%。第(2)列和第(3)列则是区分了资本结构向下调整和向上调整两种情况下的调整速度,其中向下调整(过度负债)企业的调整速度相对更快,年平均调整速度为58.0%,而向上调整(负债不足)企业的年平均调整速度为31.8%,与一些主流文献认为调整速度非对称性的结论一致^[1, 15, 22]。

表3 金融发展与资本结构调整速度

变量	Panel A			Panel B		
	全样本 (1)	负债不足 (2)	过度负债 (3)	全样本 (4)	负债不足 (5)	过度负债 (6)
<i>Dev</i>	0.402 *** (33.814)	0.318 *** (16.839)	0.580 *** (20.358)	0.390 *** (32.788)	0.308 *** (16.115)	0.572 *** (19.600)
<i>FD × Dev</i>	—	—	—	0.029 *** (4.349)	0.042 *** (4.573)	0.017 (1.146)
截距项	-0.008 *** (-2.633)	-0.066 *** (-12.522)	0.054 *** (9.404)	-0.009 *** (-2.981)	-0.066 *** (-12.487)	0.053 *** (9.100)
<i>CV</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份和个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9962	5805	4157	9962	5805	4157
Adj. R ²	0.215	0.240	0.187	0.222	0.252	0.188
F	158.240	98.475	57.001	132.712	85.372	50.422

注:括号内为经公司层面 cluster 后计算的 t 值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平显著;限于篇幅,对控制变量(CV)的回归结果未予以列示。下同。

Panel B 是扩展模型的回归结果。从表 3 的第(4)列可以看出,金融发展与偏离程度的交互项(*FD × Dev*)的回归系数为 0.029 且在 1% 水平上显著,这表明金融发展显著提高了企业资本结构调整的速度。同时,从经济意义上讲,金融发展程度(*FD*)每上升一个标准差(2.464),资本结构调整速度将提高 2.9 个百分点,相当于自发调整速度的 7.44% (0.029/0.390),这表明金融发展对资本结构调整的影响在计量统计上和经济意义上均具有显著性,支持了假说 1。第(5)列和第(6)列区分了不同负债率水平的调整速度,结果表明仅在资本结构向上调整(负债不足)的情况下金融发展与偏离程度的交互项(*FD × Dev*)的回归系数为 0.042 且在 1% 水平上显著,相当于自发调整速度的 13.64% (0.042/0.308);对于资本结构向下调整(过度负债)企业(*FD × Dev*)的回归系数为正,但不显著。这就表明地区金融发展提高了企业资本结构调整的速度,这种促进作用对于负债不足的企业而言尤为明显,但是对于过度负债的企业而言,降低负债率的途径可以是减少负债和增加权益。鉴于我国上市公司的股权再融资一直受到证监会的监管,难以通过净权益融资降低负债率^[1],因此金融发展对于过度负债的企业来说调整速度提高有限。

(三) 区分不同融资约束程度的估计结果

为了进一步检验金融发展对资本结构调整速度影响的内在机制,本文参考连玉君等的研究^[23],使用股利支付率 and 公司规模来刻画企业的融资约束程度,将低于 33 百分位的企业定义为融资约束组,将高于 66 百分位的企业定义为非融资约束组,并分别进行回归。分组回归的结果如表 4 所示。

表 4 的第(1)列和第(2)列是按照股利支付率高低分组来区分融资约束程度的。从中可见,金融发展仅对融资约束企业的资本结构调整产生影响,交互项(*FD × Dev*)的回归系数为 0.034 且在 1% 水平上显著,对非融资约束企业的影响不显著。这两组样本系数差异为 0.015,在 5% 水平下显著。第(3)列和第(4)列是按照公司规模大小分组来区分融资约束程度,从中可见,金融发展对融资约束企业而非融

表4 金融发展与资本结构调整速度:按照融资约束程度分组回归

变量	按照股利支付率高低分组		按照公司规模大小分组	
	融资约束 (1)	非融资约束 (2)	融资约束 (3)	非融资约束 (4)
<i>Dev</i>	0.385 *** (18.155)	0.417 *** (21.686)	0.406 *** (17.064)	0.382 *** (20.169)
<i>FD × Dev</i>	0.034 *** (2.677)	0.019 (1.474)	0.055 *** (2.898)	0.011 * (1.663)
<i>CV</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
年份和个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3323	3313	3321	3319
Adj. R ²	0.221	0.226	0.206	0.255
F	47.920	53.614	34.601	55.593
系数差异	0.015 **		0.026 **	
系数差异 P 值	0.039		0.036	

注:“系数差异 P 值”用以检验不同分组交互项(*FD × Dev*)系数差异的显著性,通过“自抽样法”(Bootstrap)1000 次得到。

资约束企业都产生了正向影响,但是对融资约束企业的资本结构调整速度影响更大,回归系数为 0.055 且在 1% 水平上显著;非融资约束企业的回归系数为 0.011,在 10% 水平上显著。这两组样本系数差异为 0.026,在 5% 水平下显著。这就意味着金融发展提高了企业融资能力,缓解了企业的融资约束,降低了企业资本结构调整成本,提高了资本结构调整速度,支持了本文的假说 2。

(四) 区分不同产权性质的估计结果

不同产权性质企业所面临的融资约束程度不同。盛明泉等发现国有企业普遍存在“预算软约束”,减弱了资本结构调整的动机,降低了资本结构调整速度^[19]。为此本文按照不同产权性质分组检验金融发展对资本调整的影响,回归结果如表 5 所示。

从表 5 的第(1)列和第(2)列可见,不管是国有企业还是非国有企业样本,金融发展都对资本结构调整产生了显著的正向影响,对于非国有企业而言,交互项($FD \times Dev$)的回归系数为 0.052 且在 1% 水平下显著,但是对于国有企业来说, ($FD \times Dev$) 的回归系数为 0.012,仅在 10% 水平下显著,而且这两组样本系数差异为 0.040,在 1% 水平下显著。第(1)列和第(2)列是资本结构向上调整的子样本,可以看出,在资本结构向上调整的情况下,金融发展仅对非国有企业的调整速度产生了显著正向影响,回归系数为 0.066 且在 1% 水平下显著;对国有企业的影响并不显著。同时,这两组样本系数差异为 0.052,在 1% 水平下显著。这就表明在我国特殊的制度背景下,不同产权性质的企业所面临的融资约束不同,非国有企业面临着相对更强的融资约束,金融发展对非国有企业的融资约束缓解更加明显,因此非国有企业的获益也更大,这一结论支持了假说 3。

表 5 金融发展与资本结构调整速度:按照不同产权性质分组回归

变量	全样本		负债不足	
	非国有	国有	非国有	国有
	(1)	(2)	(3)	(4)
Dev	0.438 *** (22.214)	0.355 *** (24.808)	0.573 *** (19.616)	0.477 *** (21.075)
$FD \times Dev$	0.052 *** (4.118)	0.012 * (1.730)	0.066 *** (5.065)	0.014 (1.294)
CV	Yes	Yes	Yes	Yes
年份和个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5145	4817	3206	2599
Adj. R ²	0.241	0.213	0.282	0.247
系数差异	0.040 ***		0.052 ***	
系数差异 P 值	0.000		0.000	

注:资本结构向下调整的国有企业和非国有企业交互项($FD \times Dev$)的回归系数均不显著,故不予以列示。

五、稳健性检验

(一) 用贷款余额与 GDP 的比值来刻画金融发展

目前除了采取主成分方法构建金融发展指标外,还有一些学者仅使用各省区市贷款余额与 GDP 的比值来衡量金融发展^[24],使用这一指标的原因在于,信贷发展对于降低企业融资成本作用更加巨大。采用变量替代方法的估计结果如表 6 所示。从表 6 可以看出金融发展缓解了企业融资约束,降低了融资约束企业的信贷成本,提高了资本结构动态调整的速度,这一结论依然支持了假说 1。

(二) 用其他方法来刻画融资约束

学者们经常使用单变量指标法和多变量指标法来衡量企业融资约束:单变量指标法包括股利支付率、公司规模和利息保障倍数等;多变量指标一般需要结合多元判别分析和主成分分析等方法,其中 KZ 指数、WW 指数和 SA 指数是使用最为广泛的指标。本文也采用这三个指标来度量融资约束, KZ 指数的计算公式如下:

$$KZ = -1.002 \times CashFlow + 0.283 \times TobinQ + 3.139 \times Lev + 39.367 \times Div - 1.315 \times CashHold \quad (5)$$

其中, $CashFlow$ 表示经营现金流与企业总资产的比值, $TobinQ$ 表示托宾 Q, Lev 表示资产负债率, Div 表示股利支付率, $Cashhold$ 表示企业现金持有量与企业总资产的比值。

表6 金融发展与资本结构调整速度:基于金融发展变量替代的回归结果

变量	按照股利支付率高低分组		按照公司规模大小分组		按照产权性质分组	
	融资约束	非融资约束	融资约束	非融资约束	非国有	国有
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dev</i>	0.404*** (17.667)	0.427*** (21.539)	0.436*** (17.086)	0.392*** (21.122)	0.456*** (23.163)	0.368*** (24.301)
<i>FD × Dev</i>	0.049** (2.311)	0.004 (0.170)	0.053* (1.899)	0.024 (1.596)	0.040** (2.318)	0.033** (2.207)
<i>CV</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份和个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3323	3313	3321	3319	5145	4817
Adj. R ²	0.219	0.225	0.191	0.256	0.228	0.215
系数差异		0.045**		0.028*		0.007***
系数差异 P 值		0.050		0.089		0.000

WW 指数的计算公式如下:

$$WW = -0.091 \times CashFlow - 0.062 \times Div_D + 0.021 \times LDebt - 0.044 \times LnTA + 0.102 \times ISG - 0.035 \times SG \quad (6)$$

其中,*CashHold* 表示经营现金流与企业总资产的比值,*Div_D* 表示股利支付哑变量,*LDebt* 表示长期资产负债率,*LnTA* 表示总资产的自然对数,*ISG* 表示行业销售增长率,*SG* 表示企业销售收入增长率。

SA 指数的计算公式如下:

$$SA = 0.043 \times LnTA^2 - 0.737 \times LnTA - 0.040 \times Age \quad (7)$$

其中,*LnTA* 表示总资产的自然对数,*Age* 表示企业上市年龄。

根据前文的处理方法,本文将 *KZ* 指数和 *WW* 指数低于 33 百分位的企业定义为非融资约束组,将高于 66 百分位的企业定义为融资约束组;将 *SA* 指数低于 33 百分位的企业定义为融资约束组,将高于 66 百分位的企业定义为非融资约束组。分组回归的结果如表 7 所示。从表 7 可以看出,不论是使用 *KZ* 指数、*WW* 指数还是 *SA* 指数来度量企业融资约束水平,金融发展对融资约束企业资本结构调整速度的影响更大,并且这种差异至少在 10% 水平上显著。

表7 金融发展与资本结构调整速度:基于融资约束变量替代的回归结果

变量	按照 <i>KZ</i> 指数高低分组		按照 <i>WW</i> 指数大小分组		按照 <i>SA</i> 指数大小分组	
	融资约束	非融资约束	融资约束	非融资约束	融资约束	非融资约束
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dev</i>	0.449*** (31.15)	0.533*** (31.88)	0.383*** (21.27)	0.463*** (33.17)	0.426*** (24.41)	0.462*** (33.06)
<i>FD × Dev</i>	0.025*** (4.39)	0.003 (0.48)	0.044*** (6.03)	0.008* (1.79)	0.046*** (6.85)	0.010** (2.06)
<i>CV</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份和个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3319	3321	3319	3321	3321	3319
Adj. R ²	0.341	0.343	0.199	0.330	0.231	0.317
系数差异		0.022**		0.036***		0.036*
系数差异 P 值		0.016		0.005		0.080

(三) 考察金融发展对不同区域上市公司的影响

一般来说,东部地区金融发展程度远高于中西部地区,为此本文根据企业所在的省级行政区划分为东、中、西三个地区^①,进一步考察金融发展对资本结构调整速度的影响。限于篇幅,本文仅用企业规模大小的分组来定义融资约束企业而非融资约束企业,估计结果如表 8 所示。从表 8 可以看出,不管是东部地区还是中西部地区,对于融资约束企业而言,金融发展对资本结构调整速度的正向作用是显著的,但对于非融资约束企业而言,这种作用并不存在,而且西部地区金融发展对调整速度的提高

^①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古。

作用最大,其次是中部地区,东部地区最小,但依旧是显著的,与前文的结论并未发生矛盾。

表8 金融发展与资本结构调整速度:基于不同区域的回归结果

变量	东部地区		中部地区		西部地区	
	融资约束	非融资约束	融资约束	非融资约束	非融资约束	非融资约束
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dev</i>	0.381*** (13.941)	0.390*** (16.595)	0.658*** (4.236)	0.367*** (6.031)	0.615*** (8.862)	0.318*** (5.884)
<i>FD × Dev</i>	0.051*** (2.675)	0.012 (1.548)	0.269** (2.127)	-0.045 (-0.857)	0.456*** (4.594)	-0.037 (-0.814)
<i>CV</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份和个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2302	2219	569	661	450	439
Adj. R ²	0.206	0.263	0.212	0.286	0.402	0.234
系数差异		0.039*		0.314**		0.494***
系数差异 P 值		0.070		0.017		0.001

六、结论性评述

本文以我国沪深 A 股 2007—2015 年的上市公司为样本,考察了金融发展对企业资本结构调整速度的影响,同时还考察了金融发展对不同调整方向、不同融资约束程度、不同产权性质企业影响程度的差异,研究发现:(1)金融发展缓解了企业的信贷融资约束,降低了债务融资成本,提高了企业资本结构调整速度,但是对于资本结构向下调整的企业不显著;(2)金融发展对于融资约束企业资本结构调整的影响更加显著,原因在于金融发展缓解了企业融资约束;(3)国有企业普遍存在“预算软约束”,而且在信贷配置方面更具有优势,金融发展对于非国有企业资本结构调整的影响更加显著。在考虑内生性问题和其他稳健性检验后,金融发展对企业资本结构调整的促进作用依然显著。

本文为当前金融发展与经济增长这一热门话题提供了微观层面的经验证据。金融发展降低了企业资本结构调整成本,加快了资本结构调整速度,提高了企业价值。本研究还具有重要的政策含义:(1)从上市公司的角度来看,企业应当努力提高信息透明度,减少企业与投资者之间的信息不对称程度,从而降低企业的融资成本,缓解融资约束问题,优化资本结构;(2)从监管部门的角度来看,需要进一步深化金融体制改革,制定和完善支持中小企业的融资政策,建立健全的中小企业信用担保体系和多元化的融资服务体系。本文的研究结论表明金融发展提高了企业资本结构调整的速度,考虑到银行导向的金融发展和证券导向的金融发展可能对企业资本结构调整速度的影响存在差异,后续研究可以进一步分析金融业结构对资本结构调整速度的影响。

参考文献:

- [1]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.
- [2]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.
- [3]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.
- [4]谢军,黄志忠. 宏观货币政策和区域金融发展程度对企业投资及其融资约束的影响[J]. 金融研究, 2014(11):64-78.
- [5]Leary M T, Roberts M R. Do firms rebalance their capital structures? [J]. Journal of Finance, 2005,60(6):2575-2619.
- [6]Dang V A, Kim M, Shin Y. Asymmetric adjustment toward optimal capital structure: Evidence from a crisis[J]. International Review of Financial Analysis, 2014,33(5):226-242.
- [7]Anderson R W, Carverhill A. Corporate liquidity and capital structure[J]. Review of Financial Studies, 2012,25(3):797-837.
- [8]Cook D O, Tang T. Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed[J]. Journal of Corporate Finance,

- 2010,16(1):73-87.
- [9] Oztekin O, Flannery M J. Institutional determinants of capital structure adjustment speeds[J]. *Journal of Financial Economics*, 2012,103(1):88-112.
- [10] Wang W. Market imperfections, macroeconomic conditions, and capital structure adjustments[R]. Cleveland State University, 2013.
- [11] 黄辉. 企业资本结构调整速度影响因素的实证研究[J]. *经济科学*, 2010(3):96-106.
- [12] 陈必安. 我国上市公司资本结构调整速度及其影响因素研究[J]. *西北农林科技大学学报(社会科学版)*, 2009(3):83-88.
- [13] 麦勇,胡文博,于东升. 上市公司资本结构调整速度的区域差异及其影响因素分析——基于2000~2009年沪深A股上市公司样本的研究[J]. *金融研究*, 2011(7):196-206.
- [14] 罗琦,胡亦秋. 公司自由现金流与资本结构动态调整[J]. *财贸研究*, 2016(3):117-125.
- [15] 贺康,李盼盼,刘巍. 股权集中度与资本结构动态调整研究[J]. *南京审计大学学报*, 2017(2):49-57.
- [16] 常亮,连玉君. 融资约束与资本结构的非对称调整——基于动态门限模型的经验证据[J]. *财贸研究*, 2013(2):138-145.
- [17] 饶华春. 中国金融发展与企业融资约束的缓解——基于系统广义矩估计的动态面板数据分析[J]. *金融研究*, 2009(9):156-164.
- [18] Hovakimian A. The role of target leverage in security issues and repurchases[J]. *Journal of Business*, 2004,77(4):1041-1071.
- [19] 盛明泉,张敏,马黎珺,等. 国有产权、预算软约束与资本结构动态调整[J]. *管理世界*, 2012(3):151-157.
- [20] Flannery M J, Hankins K W. Estimating dynamic panel models in corporate finance[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2013,19(1):1-19.
- [21] 姚耀军,董钢锋. 中小企业融资约束缓解:金融发展水平重要抑或金融结构重要? ——来自中小企业板上市公司的经验证据[J]. *金融研究*, 2015(4):148-161.
- [22] 盛明泉,张春强,王焯. 高管股权激励与资本结构动态调整[J]. *会计研究*, 2016(2):44-50.
- [23] 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.
- [24] 杨友才. 金融发展与经济增长——基于我国金融发展门槛变量的分析[J]. *金融研究*, 2014(2):59-71.
- [25] Baker H K, Martin G S. Capital structure: An overview[J]. *Capital Structure and Corporate Financing Decisions: Theory, Evidence, and Practice*, 2011, 15(1):1-14.

[责任编辑:黄 燕]

Financial Development and Adjustment of Enterprise Capital Structure

LING Hongcheng^{1,2}

(1. Graduate School, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China;

2. Faculty of Foreign Studies, Jiangxi University of Science and Technology, Ganzhou 341000, China)

Abstract: In order to investigate the relationship between financial development and adjustment speed of capital structure, this paper constructs an index reflecting regional financial development, and conducts an empirical study by using the financial data of listed companies in Shanghai and Shenzhen A shares from 2007 to 2015. The empirical results show that financial development alleviates corporate financing constraints, reduce the capital structure adjustment cost and ultimately accelerate the adjustment speed of capital structure. Therefore, the role of financial development in the adjustment of corporate capital structure has a more significant impact on financing-constrained enterprises, while the nature of property rights has a significant impact on the relationship between financial development and the adjustment speed of corporate capital structure.

Key Words: capital structure; financial development; enterprise adjustment cost; financing constraints; economic growth; nature of property rights; financial intermediaries