

# 宏观经济政策、融资约束与企业融资结构调整 ——基于我国上市公司的经验数据

马 红<sup>1</sup>, 王元月<sup>2</sup>

(1. 中国海洋大学管理学院, 山东 青岛 266100; 2. 中国海洋大学经济学院, 山东 青岛 266100)

**摘要:**本文主要研究宏观经济政策与微观特征因素对企业融资结构调整所产生的联合效应, 在理论分析基础上, 以我国上市公司为样本进行实证分析, 得出如下结论: 从宏观经济政策因素看, 财政政策和货币政策的扩张都加快了企业融资结构的调整速度, 且这种影响对国有与非国有企业存在差异; 企业所受的融资约束显著降低了企业的融资结构调整速度; 与非融资约束企业相比, 扩张性宏观经济政策对融资约束企业的融资结构调整速度所起到的促进作用更为显著。

**关键词:**财政政策; 货币政策; 融资约束; 融资结构调整

中图分类号: F276.6 文献标识码: A 文章编号: 1004-4892(2017)01-0058-09

## 一、引言

近年来越来越多的研究倾向于支持企业确实存在最优融资结构的观点, 但由于各种因素的影响, 企业的实际融资结构往往会偏离最优融资结构。一方面这种偏离会影响企业价值, 促使以价值最大化为目标的企业调整其融资结构, 尽可能接近最优融资结构; 另一方面融资结构的调整对企业来说是存在一定成本的, 只有当向最优融资结构调整所带来的收益大于成本时, 企业才会受到激励采取措施调整其融资结构, 因此企业向最优融资结构调整的速度也是由调整成本与收益决定的。

目前, 关于企业融资结构调整的研究也大多从调整成本与调整收益影响入手, 研究具体因素对企业融资结构调整的影响。但早期研究大多关注企业内部因素对融资结构调整的影响, 而考虑外部宏观环境因素对企业融资结构调整影响的研究在近几年才零星开始出现。例如: Hackbarth et al. (2006)通过构建理论模型指出, 宏观经济环境越好, 企业调整融资结构的速度越快, 但幅度越小<sup>[1]</sup>; Cook 和 Tang(2010)不仅证明了经济周期因素对企业融资结构调整的影响, 还考虑了企业所受到的融资约束因素<sup>[2]</sup>。Natalia Mokhova 和 Marek Zinecker(2014)利用欧洲不同发达国家的数据, 通过实证分析证明了宏观经济政策可以显著影响企业的负债融资比例<sup>[3]</sup>。这些文章虽然在研究方法上不尽相同, 但大多都肯定了宏观经济因素是影响企业融资结构调整的重要因素之一。

在宏观经济环境中有一类重要的政策性因素(主要指货币政策与财政政策)与企业融资行为有着密切联系。具体来说, 宏观经济政策可以通过改变宏观经济前景预期、信贷资本配置、企业融资

收稿日期: 2016-02-27

基金项目: 广义虚拟经济研究专项(GX2015-1010(Y)); 教育部人文社科基金资助项目(11YJA790156)

作者简介: 马红(1985-), 女, 山东济南人, 中国海洋大学管理学院博士生; 王元月(1965-), 男, 辽宁朝阳人, 中国海洋大学经济学院教授。

成本等方面影响企业的融资决策，进而影响企业的融资结构调整速度。基于经济转轨时期的特殊背景，我国的宏观经济环境与西方发达国家存在较大差异，同时考虑政府更强程度的干预因素，西方学者关于宏观经济政策有效性与微观传导的相关研究并不一定适用于我国。基于此，本文立足于我国的制度背景，考察宏观经济政策对企业融资结构调整速度的影响，并进一步分析这种影响在产权性质（国有企业和非国有企业）不同的企业和融资约束程度不同的企业之间的差异性。

## 二、理论分析与研究假设

### （一）宏观经济政策与企业融资结构调整

宏观经济政策按其调控宏观经济的方式一般划分为财政政策与货币政策两类。

财政政策一般是指政府通过调控财政收入与财政支出，作用于社会总需求进而影响就业和国民收入等方面。陈志斌、刘静（2010）通过构建理论模型得出结论，扩张性财政政策可以改善宏观经济形势，缓解企业融资困难状况，给企业的生产经营活动带来正面影响<sup>[4]</sup>。一般认为扩张性的财政政策往往意味着税收减少，政府支出增加，从而扩大社会总需求，进而促进宏观经济形势的好转。同时财政政策的微观传导机制是通过改变宏观经济形势，一方面影响投资机会，进而影响企业的资金需求量；另一方面改变金融市场利率，进而影响企业的融资成本<sup>[5]</sup>。因此，扩张性财政政策可以扩大企业的资金需求量，降低企业的融资成本，从而加快企业的融资结构调整速度。基于以上分析，提出研究假设 H1a。

H1a：财政政策的扩张加快了企业融资结构的调整速度。

货币政策是指一国政府的货币当局通过变动货币供给量来调节社会总需求，以影响宏观经济的整体运行。一般认为当政府调整货币政策时，企业所面临的宏观经济环境也随之改变，进而企业的融资行为也会受到影响<sup>[6]</sup>。具体来说，货币政策之所以可以影响企业的融资行为，主要依赖于货币政策的微观传导机制，这种机制一般可以归纳为利率传导机制和信贷传导机制两方面。利率传导机制是指当中央银行推行扩张性的货币政策时，利率下降，企业的债务融资成本也随之下降，此时较低的债务融资成本成为企业进行债务融资的刺激因素，从而加快了企业融资结构的调整速度<sup>[7]</sup>。信贷传导机制是指货币政策通过影响银行贷款的供给数量，进而影响企业贷款融资的可得性<sup>[8]</sup>。我国存在典型的信贷配给制度，特别是在紧缩性的货币政策下，随着银行储备的减少，银行缩小对外贷款的供给量，即信贷资金的“可获得性”显著减缓了企业融资结构的调整速度<sup>[9]</sup>。基于以上微观传导机制的分析，提出研究假设 H1b。

H1b：货币政策的扩张加快了企业融资结构的调整速度。

### （二）企业性质、宏观经济政策与融资结构调整

扩张性财政政策的推行，被认为可以促进宏观经济形势趋好，使企业融资困难的状况得到改善，为企业的经营和投资带来正面影响。但我国财政政策的推行，往往存在政策扭曲现象。政治晋升锦标赛理论认为 GDP 的增长是推动我国政府官员晋升的重要手段<sup>[10]</sup>。为实现本地区 GDP 的增长，国有企业的融资和投资行为都可能受到政府的干预，这种干预可能导致国有企业从政府的扩张性支出行为中得到比非国有企业更多的投资机会，并获得更多的信贷支持以支撑其投资需求。可见，企业产权性质会扭曲财政政策对企业融资结构调整速度的影响，即与非国有企业相比，扩张性的财政政策对国有企业融资结构调整速度的促进作用更为显著。陈冬等（2014）通过分析 2005 ~ 2011 年我国宏观经济政策调整相对频繁的时期后指出，政府干预非国有行为的成本较高，民企较难成为财政自决压力下地方政府竞争的渠道，宏观经济政策对非国有企业融资结构的调整较少受到扭曲<sup>[11]</sup>。基于以上分析，提出研究假设 H2a。

H2a：与非国有企业相比，扩张性财政政策对国有企业融资结构调整速度的促进作用更为显著。

在我国，存在于不同产权性质企业之间的信贷歧视现象，对企业的融资行为影响深远。据统计，高达四分之一以上的银行正式贷款由国有企业获得。国有企业与国有银行之间的天然联系，导致国有企业与非国有企业相比，在信贷资金的获得上更为容易，同时在融资结构的调整中拥有更低的成本和更快的速度。而非国有企业受信贷歧视的影响，自身融资能力较弱，导致融资结构调整的成本上升、速度缓慢。扩张性货币政策下，非国有企业的信贷可得性劣势会随着资金供应量的上升得到极大缓解，融资成本也随之下降，进而加快其融资结构的调整速度。因此，与国有企业相比，非国有企业对货币政策的敏感性更强<sup>[12][13]</sup>。基于以上分析，提出研究假设 H2b。

H2b：与国有企业相比，扩张性货币政策对非国有企业融资结构调整速度的促进作用更为显著。

### (三) 融资约束、宏观经济政策与融资结构调整

融资约束被认为是一种企业内外部融资成本差异化的表征，即企业选择外部融资方式的融资成本较高，则企业受到的融资约束水平也较高，反之则低。如前文所述，企业融资结构的调整会受到企业调整成本的影响，因此企业所受的融资约束必然会影响企业融资结构的调整速度。一般而言，低融资约束企业更有可能拥有较多的自由现金流，其融资结构调整的速度也会更为灵活，反之如果企业受到较强的融资约束，则企业所拥有的自由现金流往往并不充裕，进而阻碍企业融资结构的调整速度<sup>[14]</sup>。Leary、Roberts(2005)认为融资成本是影响企业融资结构调整速度的重要因素，融资成本越高则企业进行融资结构调整的时间越长<sup>[15]</sup>。基于以上的分析，提出研究假设 H3a。

H3a：企业所受的融资约束，降低了企业的融资结构调整速度。

与非融资约束企业相比，融资约束企业往往面临更为严重的信息不对称，外部融资成本较高，当宏观经济政策趋于紧缩时，内部融资不足，外部融资成本大幅上升，权益与债务融资同时受限，导致这类企业的融资结构调整速度迅速降低。而对于非融资约束企业来说，即使面临融资溢价，仍然具备一定的融资能力，其融资结构调整速度所受的影响相对较小<sup>[16]</sup>。张淑惠等(2014)在关于企业融资结构的研究中，通过分组进行实证分析的方法得出结论，企业所受的融资约束可以影响宏观经济冲击对企业融资结构调整速度所产生的影响<sup>[17]</sup>。基于以上的分析，提出研究假设 H3b。

H3b：与非融资约束企业相比，扩张性宏观经济政策对融资约束企业的融资结构调整速度所起到的促进作用更为显著。

## 三、研究设计

### (一) 模型设定

企业的最优融资结构并不能从企业的相关数据中直接观测到，但国外研究已证明，只要恰当选择能够影响企业最优融资结构的变量，就可以近似地拟合出最优融资结构。本文借鉴 Cook and Tang (2010)<sup>[2]</sup>、江龙等(2013)<sup>[18]</sup>的做法，将最优融资结构设定为如下函数形式，如式(1)所示：

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

其中， $TL_{i,t}^*$  表示  $i$  企业第  $t$  年的最优融资结构， $X_{i,t}$  表示影响  $i$  企业第  $t$  年最优融资结构的一组企业特征变量(含公司治理变量)。

在完美资本市场的假设下， $i$  企业在第  $t$  年的实际融资结构应该等于最优融资结构，但现实中充斥了各种摩擦因素，导致企业的实际融资结构与最优融资结构产生偏离。因此我们依据计量经济学存量调整模型的构建思路，借鉴前人经验，以式(2)表示企业向最优融资结构调整的动态过程：

$$TL_{i,t} - TL_{i,t-1} = \delta_{i,t} (TL_{i,t}^* - TL_{i,t-1}) \quad (2)$$

其中,  $TL_{i,t}$  和  $TL_{i,t-1}$  表示企业  $i$  在  $t$  和  $t-1$  时期的的实际融资结构,  $TL_{i,t}^*$  表示企业  $i$  在  $t$  时期的最优融资结构,  $\delta_{i,t}$  为调整系数, 该值越大表示在一个年度内企业的融资结构向最优融资结构调整的速度越快。

前文已经提到, 融资结构调整速度由调整成本与收益两方面决定, 因此不同企业的调整速度会产生很大差异, 基于此本文将调整系数设定为式(3):

$$\delta_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{i,t} \quad (3)$$

其中,  $Z_{i,t}$  为一组影响融资结构调整成本与收益的变量。本文借鉴 Hovakimian et al. (2001)<sup>[19]</sup>、何靖(2010)<sup>[20]</sup>等文献的做法, 采用两步法来估计融资结构调整速, 即用第一步估算的最优融资结构的拟合值来估计融资结构调整速度, 将式(2)、式(3)代入式(1), 简化后得到式(4):

$$TL_{i,t} = (1 - \alpha_0) TL_{i,t-1} - \alpha_1 Z_{i,t} \cdot TL_{i,t-1} + \beta (\alpha_0 + \alpha_1 Z_{i,t}) X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

本文重点关注的是  $\alpha_1$ , 即  $Z_{i,t}$  与  $TL_{i,t-1}$  交互项的系数。 $\alpha_1$  表示融资结构调整速度受企业特征及宏观经济因素的影响程度。值得一提的是  $TL_{i,t-1}$ , 在式(4)中的系数为  $1 - \alpha_0$ ,  $Z_{i,t}$  与  $TL_{i,t-1}$  交互项的系数为  $-\alpha_1$ , 所以必须将  $1 - \alpha_0$  转换成  $\alpha_0$ 、将  $-\alpha_1$  转换为  $\alpha_1$ , 才能衡量融资结构调整速度。

在研究宏观经济政策和融资约束对企业融资结构调整速度的影响时, 本文将计量模型设定如下:

$$\begin{aligned} LEV_{i,t} = & (1 - \beta_0) LEV_{i,t-1} + \beta_1 GROW_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 TANG_{i,t} + \beta_4 NDTs_{i,t} + \beta_5 CFS_{i,t} \times LEV_{i,t-1} \\ & + \beta_6 EF_t \times LEV_{i,t-1} + \beta_7 MON_t \times LEV_{i,t-1} + Industry + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

其中,  $LEV_{i,t}$  代表企业第  $t$  期的实际融资结构,  $LEV_{i,t-1}$  代表企业第  $t-1$  期的实际融资结构,  $GROW_{i,t}$ 、 $SIZE_{i,t}$ 、 $TANG_{i,t}$ 、 $NDTs_{i,t}$ 、 $Industry$  代表最优融资结构的企业特征向量, 分别为企业第  $t$  期的规模、资产有形性、非负债类税盾、成长性和行业类别,  $CFS_{i,t}$  代表企业所受的融资约束程度,  $EF_t$  和  $MON_t$  是代表财政政策与货币政策相对扩张或紧缩的虚拟标量, 其中相对扩张时期赋值为 1, 反之为 0,  $\varepsilon_{i,t}$  代表随机干扰项。从所设定的模型(5)中可以看出, 企业的融资结构调整速度为  $\beta_0 - \beta_5 CFS_{i,t} - \beta_6 EF_t - \beta_7 MON_t$ 。

## (二) 变量含义

1. 融资结构。选取研究企业融资结构的常见指标, 对企业的负债融资总额进行标准化, 即总负债/总资产(LEV)。因为现阶段我国大部分企业进行负债融资的最普遍方式是增加银行借款, 为此我们用借款总额与总资本的比例(LOAD)作为衡量企业融资结构的稳定性检验指标。另外,  $LEV^*$  和  $LOAD^*$  表示相应的最优融资结构拟合变量。

2. 最优融资结构的拟合变量。借鉴前人的研究, 选取下列指标作为最优融资结构的拟合变量: 企业规模(SIZE), 即企业总资产做取自然对数的处理; 资产有形性(TANG), 即固定资产占企业总资产的比例; 非负债类税盾(NDTS), 即固定资产折旧与总资产的比值; 成长性(GROW), 即托宾Q 指标。另外还加入了行业虚拟变量 Industry, 以控制行业特征对回归结果的影响。

3. 宏观经济政策的代理变量。财政政策一般包括税收和财政支出两方面。由于本文考察期内我国税法规定的公司所得税率基本未发生变化(或者变化幅度很小), 因此借鉴雒敏等(2012)的做法, 选择财政支出增长率指标作为我国财政政策的代理变量<sup>[6]</sup>。对于货币政策的度量, 选择货币供应量指标作为我国货币政策的代理变量, 同时借鉴段云等(2012)的做法, 认为实际的货币供应量增长应满足经济总量增长和物价水平增长需求, 即货币供应量指标等于 M2 增长率减去国民经济增长速度, 再减去居民消费物价指数增长速度后所得的差<sup>[21]</sup>。最后按照对财政政策代理变量与货币政策代理变量取中位数的方法, 把财政与货币政策划分为相对扩张与紧缩时期, 并定义相应的虚拟变量(FE、MON), 其中财政政策与货币政策的相对扩张时期赋值为 1, 反之为 0。

4. 融资约束的度量。借鉴 Hovakimian(2009)的两阶段方法, 区分国有企业样本与非国有企业

样本分别进行回归，得到企业资产增长率对企业现金流的敏感性指标 CFS，即本文衡量企业融资约束程度的指数<sup>[22]</sup>。

### (三) 研究样本与数据

国外学者的相关研究所选择的样本年度区间大多在 11 至 20 年之间，本文所选样本的年度区间是 1999 ~ 2014 年，共计 16 年。我们遵循以下标准对样本进行筛选：(1) 剔除 ST、PT 股票，因为这类股票已体现企业财务状况的异常现象，即无效率经营；(2) 剔除变量的异常值与缺失值；(3) 按照研究惯例删除金融类公司。最终选取在考察期内符合条件并一直存续的样本数为 752 家。本文所使用的财务数据主要来自于 CCER 和 CSMAR 数据库，市场数据来自于国家统计局网站和 1999 ~ 2014 年的统计年鉴。另外，为了保证研究结果的稳健性，本文选择在 5% 水平对公司层面的财务数据进行了缩尾处理。

## 四、实证分析

### (一) 描述性统计

表 1 报告了样本企业在研究期内最优融资结构拟合变量的描述性统计。从表 1 可以看出，1999 ~ 2014 年融资约束变量 (CFS) 的最大值 (8.8125) 和最小值 (-4.0305) 相差较大，这为研究融资约束因素对企业融资结构调整的影响创造了较好的条件。

表 1 最优融资结构拟合变量的描述性分析

变量	均值	方差	最小值	最大值
LEV	0.6881	8.1778	-0.1947	877.2559
LOAD	0.4228	5.2046	0.0000	460.1923
GROW	2.1070	4.6988	0.0000	337.6048
SIZE	21.4049	1.7327	0.0000	29.0651
TANG	0.4401	3.7570	0.0000	274.9594
NDTS	0.0932	1.6092	-0.0337	150.1940
CFS	0.0006	0.1067	-4.0305	8.8125

### (二) 相关性检验

本文利用 Pearson 分析研究最优融资结构各拟合变量之间的相关性，结果见表 2。由表 2 可知，各拟合变量之间的 Pearson 系数较低，符合进行实证研究的基本要求。本文选用的各个拟合变量均与企业负债融资比例显著相关，说明这些变量对最优融资结构的拟合效果较好。同时拟合变量之间的相关系数检验结果表明，不存在严重的多重共线性问题。

表 2 变量的相关系数

变量	LEV	GROW	SIZE	TANG	NDTS	CFS
LEV	1					
GROW	0.0551 ***	1				
SIZE	0.8311 ***	-0.0115	1			
TANG	0.0017 ***	0.0079	0.0644 ***	1		
NDTS	-0.0613 ***	-0.1367	-0.1058	-0.0673 ***	1	
CFS	-0.0020 *	-0.0037	0.0006	-0.0006	0.0316	1

注：\* 表示通过 10% 显著性水平检验，\*\* 表示通过 5% 显著性水平检验，\*\*\* 表示通过 1% 显著性水平检验。下同。

### (三) 假设检验结果

首先利用所选取的企业特征变量拟合最优融资结构，各个拟合变量的系数符号与理论预期基本一致，说明本文所选取的企业特征变量能够较好的拟合企业的融资结构，因篇幅有限此处的回归结果省略。

本文在实证分析中选择做面板数据估计，采用动态面板估计方法。目前，动态面板数据模型主

要有差分 GMM 和系统 GMM。鉴于系统 GMM 同时对水平方程和差分方程进行估计，利用了更多的样本信息，在一般情况下比差分 GMM 估计更有效，因而我们采用系统 GMM 方法进行估计。

1. 全样本估计结果。表 3 的方程(1)~(3)列示的是以总负债标准化指标为被解释变量的回归结果，方程(4)~(6)列示的是以借款总额标准化指标为被解释变量的回归结果。

表 3 动态面板数据的估计结果

变量	LEV <sub>i,t</sub>			LOAD <sub>i,t</sub>		
	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)	方程(5)	方程(6)
LEV <sub>i,t-1</sub>	0.0902 *** (18.28)	0.0296 *** (6.48)	0.9623 *** (13.20)	0.6409 *** (87.67)	0.6488 *** (90.62)	0.0702 ** (2.14)
GROW <sub>i,t</sub>	0.0822 *** (8.94)	0.0682 *** (8.29)	2.3900 *** (17.61)	-0.0634 *** (-2.98)	-0.0554 *** (-2.66)	-0.0626 *** (-3.33)
SIZE <sub>i,t</sub>	0.2992 *** (9.85)	0.2235 *** (7.97)	0.08191 *** (3.86)	0.1377 *** (6.72)	0.1397 *** (6.98)	0.1469 *** (8.11)
TANG <sub>i,t</sub>	4.4635 *** (174.79)	3.4854 *** (116.81)	3.2058 *** (111.49)	2.3204 *** (138.37)	2.3830 *** (143.13)	2.4157 *** (160.52)
NDTS <sub>i,t</sub>	-0.0977 *** (-8.78)	-0.0769 *** (-7.71)	-0.0853 *** (-8.92)	-0.0433 *** (-8.49)	-0.2345 *** (-23.31)	-0.5062 *** (-70.90)
CFS <sub>i,t</sub> * LEV <sub>i,t-1</sub>		17.3473 *** (51.02)	19.4307 *** (57.69)		19.8650 *** (21.89)	0.5817 *** (44.85)
FE <sub>t</sub> *			-0.7542 *** (-10.94)			-23.9504 *** (-28.63)
LEV <sub>i,t-1</sub> / (LOAD <sub>i,t-1</sub> )						
MON <sub>t</sub> *			-0.2985 *** (-10.19)			-0.3538 *** (-10.57)
LEV <sub>i,t-1</sub> / (LOAD <sub>i,t-1</sub> )						
Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
SARGAN	16.8940 (P 值)	15.6741 (0.2072)	15.7977 (0.2011)	14.6791 (0.2600)	24.2583 (0.8400)	24.2857 (0.8340)
AR(2)	-1.4811 (P 值)	-1.3941 (0.1632)	-1.1161 (0.2655)	1.1191 (0.2633)	1.7246 (0.8461)	1.7233 (0.8485)

方程(1)中变量 LEV<sub>i,t-1</sub> 前的系数为 0.0902，则融资结构调整速度  $\delta = 1 - 0.0902 = 0.9098$ 。方程(2)在方程(1)的基础上引入了融资约束与滞后一期负债融资比例的交互项 CFS<sub>i,t</sub> \* LEV<sub>i,t-1</sub>，交互项显著且系数符号为正，表明企业所受的融资约束抑制了企业融资结构的调整速度，支持本文提出的假设 H3a：企业所受的融资约束，降低了企业的融资结构调整速度。

方程(3)在方程(2)的基础上引入了代表财政政策扩张时期与滞后一期负债融资比例的交互项 FE<sub>t</sub> \* LEV<sub>i,t-1</sub> 和代表货币政策扩张时期与负债融资比例的交互项 MON<sub>t</sub> \* LEV<sub>i,t-1</sub>，交互项 CFS<sub>i,t</sub> \* LEV<sub>i,t-1</sub> 前的系数符号仍为正。交互项 FE<sub>t</sub> \* LEV<sub>i,t-1</sub> 显著且符号为负，表明财政政策的扩张加快了企业的融资结构调整速度，符合假设 H1a：财政政策的扩张加快了企业融资结构的调整速度。交互项 MON<sub>t</sub> \* LEV<sub>i,t-1</sub> 显著且符号为负，表明货币政策的扩张加快了企业的融资结构调整速度，符合假设 H1b：货币政策的扩张加快了企业融资结构的调整速度。

为了进一步检验实证结果的稳健性，对于被解释变量我们以借款总额标准化指标代替总负债标准化指标，重做上述检验，结果见表 3 中的方程(4)~(6)。从稳健性检验结果可以看出，前文得出的主要研究结果未发生实质性变化，即通过实证分析得到的相关研究结论是具有普遍意义的。

2. 按企业性质分组的估计结果。本文将样本分为国有企业和非国有企业两组，回归估计结果见表 4。

对比表 4 中方程(3)和方程(5)的回归结果发现，与非国有企业相比，扩张性财政政策对国有企业融资结构调整速度的促进作用更加明显，即国有企业交互项 FE<sub>t</sub> \* LEV<sub>i,t-1</sub> 前的估计系数为 -

0.9886，且在1%的水平上显著，而非国有企业交互项前的估计系数为-0.0391，仅在10%的水平上显著。这一检验结果也支持了前文提出的假设H2a：与非国有企业相比，扩张性的财政政策对国有企业融资结构调整速度的促进作用更为显著。而对于货币政策来说，结果却不尽相同。与国有企业相比，扩张性货币政策对非国有企业融资结构调整速度的促进作用更加明显，即非国有企业交互项 $MON_{i,t} * LEV_{i,t-1}$ 前的估计系数为-0.4563，且在1%的水平上显著，而国有企业的交互项未通过显著性检验。这一检验结果也就支持了前文提出的假设H2b：与国有企业相比，扩张性货币政策对非国有企业融资结构调整速度的促进作用更为显著。

表4 动态面板数据的分组估计结果

变量	全样本		国有企业		非国有企业	
	LEV <sub>i,t</sub>	LOAD <sub>i,t</sub>	LEV <sub>i,t</sub>	LOAD <sub>i,t</sub>	LEV <sub>i,t</sub>	LOAD <sub>i,t</sub>
	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)	方程(5)	方程(6)
LEV <sub>i,t-1</sub>	0.9623 *** (13.20)	0.0702 ** (2.14)	0.5486 *** (23.77)	0.1361 *** (4.49)	0.0324 *** (12.12)	0.0077 *** (5.31)
(LOAD <sub>i,t-1</sub> )						
GROW <sub>i,t</sub>	2.3900 *** (17.61)	-0.0626 *** (-3.33)	0.0760 * (1.63)	-1.0410 *** (-27.67)	0.4259 *** (12.21)	-0.0015 * (-1.53)
SIZE <sub>i,t</sub>	0.08191 *** (3.86)	0.1469 *** (8.11)	0.0037 * (1.53)	0.0450 * (1.73)	0.0139 ** (2.00)	0.0256 * (1.87)
TANG <sub>i,t</sub>	3.2058 *** (111.49)	2.4157 *** (160.52)	0.0017 * (1.49)	1.5099 *** (22.77)	0.0401 *** (4.31)	0.1086 *** (6.11)
NDTS <sub>i,t</sub>	-0.0853 *** (-8.92)	-0.5062 *** (-70.90)	-0.0055 * (-1.31)	-0.1344 *** (-2.77)	-0.6469 *** (-3.01)	-1.1407 *** (-2.70)
CFS <sub>i,t</sub> * LEV <sub>i,t-1</sub>	19.4307 *** (57.69)	0.5817 *** (44.85)	0.2184 (0.41)	14.2512 (0.96)	3.0834 ** (2.00)	83.4174 *** (10.36)
(LOAD <sub>i,t-1</sub> )						
FE <sub>t</sub> *						
LEV <sub>i,t-1</sub> ' /	-0.7542 *** (-10.94)	-23.9504 *** (-28.63)	-0.9886 *** (-23.23)	-0.7779 *** (-68.62)	-0.0391 * (-1.81)	-0.1177 (-0.03)
(LOAD <sub>i,t-1</sub> )						
MON <sub>t</sub> *						
LEV <sub>i,t-1</sub> ' /	-0.2985 *** (-10.19)	-0.3538 *** (-10.57)	-0.0440 (-0.31)	-0.0286 * (-1.09)	-0.4563 *** (-56.92)	-0.6457 *** (-9.397)
(LOAD <sub>i,t-1</sub> )						
Industry <sub>i,t</sub>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
SARGAN	11.3000 (0.1940)	13.1611 (0.930)	17.2662 (0.8111)	18.1055 (0.9811)	22.5655 (0.1259)	22.2576 (0.1351)
(P值)						
AR(2)	-1.0940 (0.2741)	-0.2272 (0.821)	-0.9191 (0.3582)	-1.7121 (0.0871)	1.7176 (0.8595)	1.7049 (0.8821)
(P值)						

为了进一步检验实证结果的稳健性，对于被解释变量我们还是以借款总额标准化指标代替总负债标准化指标，重做上述检验，结果见表4中的方程(4)和方程(6)。从稳健性检验结果可以看出，前文得出的主要研究结果未发生实质性变化，即通过实证分析得到的分组研究结论是具有普遍意义的。

3. 按融资约束分组的估计结果。考虑融资约束程度的不同，将样本分为融资约束企业与非融资约束企业两组，回归估计结果如表5所示。

对比表5中方程(3)和方程(5)的回归结果发现，与非融资约束企业相比，扩张性宏观经济政策对融资约束企业融资结构调整速度的促进作用更加明显，即融资约束企业交互项 $FE_t * LEV_{i,t-1}$ 和交互项 $MON_t * LEV_{i,t-1}$ 前的估计系数分别为-0.9810、-0.0976，且都在1%的水平上显著，而非融资约束企业交互项 $FE_t * LEV_{i,t-1}$ 和交互项 $MON_t * LEV_{i,t-1}$ 都未通过显著性检验。这一检验结果也就支持了前文提出的假设H3b：与非融资约束企业相比，扩张性宏观经济政策对融资约束企业的融资结构调整速度所起到的促进作用更为显著。

为了进一步检验实证结果的稳健性，对于被解释变量我们仍以借款总额标准化指标代替总负债标准化指标，重做上述检验，结果见表5中的方程(4)和方程(6)。从稳健性检验结果可以看出，前

文得出的主要研究结果未发生实质性变化，即通过实证分析得到的分组研究结论是具有普遍意义的。

表 5 动态面板数据的分组估计结果

变量	全样本		非融资约束		融资约束	
	LEV <sub>i,t</sub>	LOAD <sub>i,t</sub>	LEV <sub>i,t</sub>	LOAD <sub>i,t</sub>	LEV <sub>i,t</sub>	LOAD <sub>i,t</sub>
LEV <sub>i,t-1</sub>	0.9623 *** ( LOAD <sub>i,t-1</sub> )	0.0702 ** ( 13.20)	0.0439 *** ( 2.14)	0.1237 *** ( 15.53)	0.3088 *** ( 17.69)	0.0839 *** ( 29.87)
GROW <sub>i,t</sub>	2.3900 *** ( 17.61)	-0.0626 *** ( -3.33)	0.0950 * ( 1.95)	-0.5635 *** ( -14.95)	0.7600 *** ( 40.00)	-0.1695 *** ( -3.93)
SIZE <sub>i,t</sub>	0.08191 *** ( 3.86)	0.1469 *** ( 8.11)	0.0145 *** ( 3.35)	0.0293 ** ( 2.51)	0.0147 ** ( 2.56)	0.0477 *** ( 3.01)
TANG <sub>i,t</sub>	3.2058 *** ( 111.49)	2.4157 *** ( 160.52)	0.1011 *** ( 7.42)	2.9970 *** ( 47.31)	0.0041 * ( 1.65)	0.0934 *** ( 12.43)
NDTS <sub>i,t</sub>	-0.0853 *** ( -8.92)	-0.5062 *** ( -70.90)	-0.0030 * ( -1.84)	-0.7124 *** ( -156.14)	-0.4858 *** ( -4.14)	-0.0282 * ( -1.72)
CFS <sub>i,t</sub> * LEV <sub>i,t-1</sub>	19.4307 *** ( LOAD <sub>i,t-1</sub> )	0.5817 *** ( 57.69)				
FE <sub>t</sub> *	-0.7542 *** ( LOAD <sub>i,t-1</sub> )	-23.9504 *** ( -10.94)	-0.6772 ( -28.63)	-0.2358 * ( -0.97)	-0.9810 *** ( -1.55)	-0.5118 *** ( -411.02)
MON <sub>t</sub> *	-0.2985 *** ( LOAD <sub>i,t-1</sub> )	-0.3538 *** ( -10.19)	-0.0391 ( -10.57)	-0.2911 * ( -0.54)	-0.0976 *** ( -1.99)	-0.5574 *** ( -11.74)
Industry <sub>i,t</sub>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
SARGAN	22.1400 ( P 值)	22.1265 ( 0.360)	8.9931 ( 0.3611)	12.7591 ( 0.4381)	22.2576 ( 0.3872)	17.5086 ( 0.1351)
AR(2)	-1.9534 ( P 值)	-1.7921 ( 0.5091)	-1.0644 ( 0.7311)	0.6911 ( 0.2871)	1.7049 ( 0.4900)	0 - 0.8952 ( 0.8821)
						( 0.3707)

## 五、结 论

本文从宏观经济政策入手，研究宏观经济环境与微观特征因素共同影响企业融资结构调整的联合效应，在理论分析的基础上展开实证分析，得出如下结论：首先，从宏观经济政策因素看，财政政策的扩张和货币政策的扩张都加快了我国企业融资结构的调整速度；其次，考虑企业的产权性质因素，扩张性财政政策对国有企业融资结构调整速度的促进作用更为显著，而扩张性货币政策对非国有企业融资结构调整速度的促进作用更为显著；再次，我国企业所受的融资约束降低了其融资结构的调整速度，且企业所受的融资约束越严重，扩张性宏观经济政策对企业融资结构调整速度所起到的促进作用就越显著。

本文基于我国经济转轨时期的制度背景，研究宏观经济政策影响我国企业融资结构调整速度的微观传导途径，拓宽了企业融资结构调整速度影响因素的研究范畴，将其扩展到宏观经济环境领域。在微观层面上，为企业准确把握并积极应对宏观经济政策因素的变动，根据自身特征恰当地进行融资结构调整提供了一定的决策参考；在宏观层面上，对宏观经济政策因素作用于我国企业融资结构调整的微观传导途径提供了微观证据，同时对国家调整宏观经济政策的有效性提供了一定的决策依据；另外，政府在对宏观经济政策进行调控的过程中应重点关注国有与非国有企业融资行为的异质性，使宏观经济环境的变动对国有与非国有企业的影晌程度能够保持一致。

### 参考文献：

- [1] Hackethar D., J. Miao, E. Morell. Capital structure, credit risk, and macroeconomic conditions [J]. Journal of Financial Economics,

- 2006, 82(1), pp. 519–550.
- [2] Cook, D. O., T. Tang. Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed [J]. Journal of Corporate Finance, 2010, 16(1), pp. 73–87.
- [3] Natalia Mokhova, Marek Zinecker. Macroeconomic factors and corporate capital structure [J]. Procedia-Social and Behavioral Sciences, 2014, 110(24), pp. 530–540.
- [4] 陈志斌, 刘静. 金融危机背景下企业现金流运行中的政策影响研究 [J]. 会计研究, 2010, (4): 42–49.
- [5] 雒敏, 聂文忠. 财政政策、货币政策与企业资本结构动态调整——基于我国上市公司的经验证据 [J]. 经济科学, 2012, (5): 18–32.
- [6] 叶康涛, 祝继高. 银根紧缩与信贷资源配置 [J]. 管理世界, 2009, (10): 22–28.
- [7] Su D. W., Zeng H. J. Macroeconomic conditions and corporate capital structure: Evidence from Publicly-listed Firms in China during 1994 and 2007 [J]. Ecological Research, 2009, 44(12), pp. 52–65.
- [8] 姜国华, 饶品贵. 宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域 [J]. 会计研究, 2011, (3): 9–18.
- [9] Zulkhibri M. Corporate investment behavior and monetary policy: Evidence from firm-level data for Malaysia [J]. Glob Ecological Review, 2013, 42(3), pp. 269–290.
- [10] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007, (7): 37–50.
- [11] 陈冬, 范蕊, 唐建新. 财政自决压力、货币政策与国企资本结构调整 [J]. 山西财经大学学报, 2014, (5): 11–21.
- [12] 李勇. 宏观经济环境、动态目标资本结构与融资约束——基于中国上市公司的实证分析 [J]. 山西财经大学学报, 2014, (5): 22–30.
- [13] 张小艳, 王舒. 货币政策与资本结构逆向调整——基于产权性质的差异性分析 [J]. 财会通讯, 2015, (18): 71–74.
- [14] 朱雁春. 货币政策、融资约束与企业资本结构动态调整 [J]. 云南财经大学学报, 2014, (5): 127–133.
- [15] Leary, M. T., M. R. Roberts. Do firms rebalance their capital structures [J]. Journal of Finance, 2005, 60(6), pp. 2575–2619.
- [16] 闵亮, 沈悦. 宏观冲击下的资本结构动态调整——基于融资约束的差异性分析 [J]. 中国工业经济, 2011, (5): 109–118.
- [17] 张淑惠, 袁煥. 宏观经济、融资约束与资产负债结构调整速度 [J]. 中国社会科学院研究生院学报, 2014, (3): 26–31.
- [18] 江龙, 宋常, 刘笑松. 经济周期波动与上市公司资本结构调整方式研究 [J]. 会计研究, 2013, (7): 28–34.
- [19] Hovakimian A., T. Opler, S. Titman. The debt-equity choice [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2001, 36(1), pp. 1–24.
- [20] 何婧. 宏观经济环境影响资本结构调整速度吗? ——来自中国上市公司的经验证据 [J]. 南方经济, 2010, (12): 3–16.
- [21] 段云, 国瑶. 政治关系、货币政策与债务结构研究 [J]. 南开管理评论, 2012, (5): 84–94.
- [22] Hovakimian G. Determinants of investment cash flow sensitivity [J]. Financial Management, 2009, 38(1), pp. 161–183.

## Macroeconomic Policies, Financial Constraints and Dynamics Adjustment of Capital Structure ——Evidence from Listed Firms of China

MA Hong<sup>1</sup>, WANG Yuanyue<sup>2</sup>

(1. School of Business, Ocean University of China, Qingdao 266100, China;

2. School of Economics, Ocean University of China, Qingdao 266100, China)

**Abstract:** By using fixed effect model and taking the listed companies as samples, this paper mainly studies the combined effects of macroeconomic policies and micro factors on the dynamic adjustment of capital structure. Research results show that under the easy fiscal policy and the easy monetary policy, the adjustment speed of capital structure is faster, and under the same easy macroeconomic policies, the adjustment speed of capital structure is different in State-owned enterprises and non-state-owned enterprises; the adjustment speed of capital structure is different in enterprises with different financing constraints, and the adjustment speed in enterprises with financing constraints is slower than that in those enterprises without financing constraint; under the same easy macroeconomic policies, the adjustment speed of capital structure is different in enterprises with different financing constraints.

**Key words:** fiscal policy; monetary policy; financial constraints; dynamic adjustment of capital structure

(责任编辑:原蕴)