企业债务期限结构与自由现金流的门限关系研究

冯　琳　黄小英
（中央财经大学经济学院，北京　100081）

〔摘　要〕 文章创新性地运用了微观企业数据，通过构建面板门限模型考察了企业债务期限结构与企业自由现金流的非线性关系，并进一步揭示了宏观经济波动对企业债务期限结构与自由现金流关系的影响。研究发现：第一，企业债务期限结构与企业现金流的关系因为债务利息的不同呈现出双重门限效应。主要表现为当企业债务利息处于较低水平时，企业自由现金流与债务期限结构呈反向相关关系；当企业债务利息处于较高水平时，企业债务期限结构与债务期限结构呈正向相关关系；第二，宏观经济波动影响企业债务期限结构与自由现金流关系的敏感性。最后，从提高自由现金流的利用率、完善多层次资本市场建设以及降低融资杠杆等方面提出对策建议。

〔关键词〕 债务期限结构　自由现金流　门限效应　企业规模　供给侧改革　金融生态环境
DOI：10.3969/j.issn.1004-910X.2017.07.015
〔中图分类号〕 F832.4　〔文献标识码〕 A

1　问题的提出

在中国经济发展新常态下，2016 年中央经济工作会议提出的“三降一去一补”指导方针指出了 2017 年中国经济问题所在和经济发展与改革侧重点。在当下的改革背景下，优化融资结构不仅是推进供给侧改革的关键步骤，也是实现经济结构调整与转型升级的必然要求。优化融资结构，关键在于提升直接融资比重，进一步优化企业债务和股本融资结构。一般来讲，企业的长期负债主要来源于商业银行的长期贷款和债权市场融资。作为企业融资决策的重要组成部分，企业必须在短期债务和长期债务之间做出正确的选择，即企业债务期限结构问题[1]（李健，2013）。企业债务期限结构一方面关系着企业债务结构优化的问题，同时也影响着企业的融资效率问题，这对于实现金融的稳定性具有重要意义。

自由现金流表示的是企业可自由支配的资金，最早用来阐述企业由于经营权和所有权分离而导致的代理问题[2]（Jensen，1986）：（1）债务特别是短期债务能够约束管理者对现金流的随意决定权[3]（Hart，1995），减少自由现金流的代理成本，利用到期还本付息的压力以及公司破产的可能性，提升对经理人的经营激励；（2）债务融资能够约束管理者的行为，防止企业出现过度投资[4]（王建新，2009），提升现金流的利用率[5]（熊婷，2013）。

从目前的研究来看，关于企业债务期限结构问题的研究，主要集中在以下几个方面：（1）债务期限结构理论。发展较为成熟的理论主要有 3 类：①信号理论（Flanney，1986[6]）；②代理成本理论[7]（Brick 和 Ravid，1985）；③税收假说[7]（Brick 和 Ravid，1985）。（2）影响债务期限结构的因素研究。影响因素主要概括为资产规模、信用风险[8]（Barclay 和 Smith，1995）、企业杠杆率和资产期限[9]（Stohs 和 Mauer，1996）、资产流动性[10]（Kailan Cai，2008）、管理者持股比例[11]（Datta，2005）以及制度环境[12]（Demirguc-Kunt，1996）等因素。国内学者通过对中国企业债务期限结构的研究，指出企业规模[13]（肖作平，2004）、企业调整成本[14]（肖作平，2005）企业生命周期[15]（王汀汀，2015）及金融发展水平[16]（周林涛，2016）是其重要的影响因素。

纵观国内的现有文献，企业债务期限结构的

收稿日期：2017-03-22
作者简介：冯琳，中央财经大学经济学院博士研究生。研究方向：资金运行与宏观调控。黄小英，中央财经大学经济学院博士研究生。研究方向：资金运行与宏观调控。

影响因素尚未涉及到企业债务利息的作用。基于此，本文通过构建非线性面板门限模型，考察了企业自由现金流对企业债务期限结构的非线性影响，明晰企业债务利息在自由现金流影响债务期限结构中的作用机理。一方面是对现有文献的有益补充，另一方面也是探讨微观企业行为的有益探索。

2 理论分析与研究假说

2.1 企业自由现金流与企业债务期限结构的非线性关系

根据自由现金流量理论，债务的作用机制主要体现在以下两个方面：（1）若经理人存在利用企业自由现金流进行过度投资等行为时，短期债务通过到期还本付息的压力以及公司破产概率的提升，来约束经理人的机会主义行为，削减企业的自由现金流量，从而达到对经理人经营激励的作用；（2）长期债务契约的存在会影响企业经理人的投资决策，降低经理人进行过度投资或者无效率投资的可能性，提高企业自由现金流的利用效率[5]（熊婷，2013），抑制自由现金流引发的盈余管理行为[17]（肖婷，2013）。

另一方面，根据金融不稳定理论，作为融资行为的一种，庞氏融资属于饮鸩止渴式的“借新还旧”融资模式，债务人自身经营产生的现金流根本无法覆盖本金和利息，而是依靠后续举债偿还前期到期债务。一旦债务人无法取得新的融资就会产生资金链断裂，不但债务无法偿还，还会引发银行融资抵质押物担保实力下降，银行会相应下调融资规模或者提前收贷，最终影响其放贷实力和意愿。按照海曼·明斯基[18]（Hyman Minsky）的理论，若债务人的现金流量不能覆盖本金利息，则这种融资行为可定义为庞氏融资[19]（孙国茂，2015），理论上而言，企业的自由现金流大于企业的债务利息，则可以认为企业不存在庞氏融资行为，反之，则认为企业存在庞氏融资行为[19]，庞氏融资行为会影响银行的放贷意愿，进而会影响企业的债务期限结构。因此，我们提出研究假设 1：

假设 1：企业债务期限结构与企业现金流的关系因为债务利息的不同呈现出非线性关系。

2.2 企业自由现金流与债务期限结构存在宏观经济波动的场景效应

宏观经济运行环境与微观企业行为是密切相关的，宏观经济变化是一个周期性波动的过程，宏观经济波动通过影响企业的生产经营状况进而影响企业的外部融资成本[20]（Bernanke 和 Gertler，1989）。根据企业代理成本理论，当经济处于下行阶段时，企业的代理风险和债务风险加大，且未来经济形势预期偏消极，企业高管倾向于选择短期债务，存在一定逆向选择和道德风险；反之，当经济处于上行阶段时，企业持乐观预期，愿意进行大型固定资产、项目、产能扩张相关投资建设，而这些融资模式主要为长期负债，因此企业长期负债规模与经济增长之间存在顺周期效应。综上所述，我们可以进一步推断企业自由现金流与债务期限结构存在宏观经济波动的场景效应，基于上述分析我们提出研究假设 2：

假设 2：宏观经济波动影响企业债务期限结构与自由现金流之间的关系敏感度。

3 模型设定以及变量定义

3.1 模型设定

为了考察企业现金流与债务期限结构可能会因为债务利息的不同而呈现出非线性关系，我们采用 Hansen 的多重门限面板模型来研究两者之间的关系。多重门限面板模型的设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 FCF_{it} I(lixi_{it} \le \gamma_1) + \beta_2 FCF_{it} I(\gamma_1 < lixi_{it} \le \gamma_2) + \beta_3 FCF_{it} I(lixi_{it} > \gamma_2) + \sum_{i=1} \alpha_i X_{it} + \varepsilon_{it}$$

上式中，Y_{it} 为企业的债务期限结构，FCF_{it} 为企业自由现金流，X_{it} 是反映企业特征的若干控制变量，$lixi_{it}$ 为企业的债务利息（门限变量），$I(\cdot)$ 为指标函数，ε_{it} 为模型的随机扰动项。模型通过采用 Bootstrap 方法对 LM 检验以及 F 统计量的分布进行模拟，以此来确定是否存在门限效应，进而采用对应的似然比统计量对估计值与真实值的一致性进行判定。

3.2 变量定义

我们选择的样本包括上海和深圳证券交易所的 2668 家上市公司，时间区间为 2001 年 1 月 1 日到2015年12月31日。为保证样本结果的稳健性，本文在样本选择过程中对所得的数据做了如下处理：（1）剔除总营业收入增长率和销售利润率大于 99% 或者小于 –99% 的公司；（2）剔除金融类上市公司；（3）剔除关键变量缺失的公司。此外，对数据在 1% 和 99% 水平进行离群值截尾处理。

进一步地，我们对变量做了如下定义：

（1）企业债务期限结构（Debt）。借鉴 Barclay 和 Smith[21]（1995）的度量方法，并考虑数据的可得性，我们采用长期债务与总债务的比重衡量企业的债务期限结构。

（2）企业自由现金流（FCF）。采用国泰安数据库中的定义，计算方法为：（净利润 + 利息费用+非现金支出）– 营运资本追加 – 资本性支出。

（3）相关控制变量。借鉴 Kailan Cai（2008）[10] 等人的研究，我们对控制变量做了如下设定：

表 1　控制变量设定及计算方法

变量名称	英文简称	计算方法
托宾 Q 值	Tobin Q	（总股数 – 境内上市的外资股 B 股）* 今收盘价 A 股当期值 + 境内上市的外资股 B 股 * 今收盘价当期值 * 当日汇率 + 负债合计本期期末值 [1]
资产负债率	Lev	总负债 / 总资产
净资产收益率	ROE	净利润 / 平均股东权益
销售利润率	ROS	利润总额 / 营业收入
账面市值比	MB	股东权益合计 / 总市值
流动比率	Liquid	流动负债 / 流动资产
总营业收入增长率	Sale rate	（本期营业收入 – 上一年营业收入）/ 上一年营业收入

1. 采用国泰安数据库中的方法。

4　实证结果分析

4.1　实证结果分析

4.1.1　门限个数以及门限值的确定

在门限面板模型下，通过各门限“自助抽样法”（BootStrap）对数据进行迭代 500 次之后得到 F 统计量对应的 P 值以及临界值，最终得到各门限的自抽样检验结果。估计结果如表 2 所示。

表 2　门限效果自抽样检验

	F 值	P 值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
单一门限模型	64.908***	0.000	12.514	7.970	5.030
双重门限模型	20.471***	0.000	11.497	6.101	4.368
三重门限模型	9.542***	0.010	9.293	5.091	3.604

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

从表 2 可以看出，单一门限、双重门限以及三重门限检验都在 1% 的水平下显著，初步判断企业的自由现金流与债务期限结构存在较为显著的门限效应。表 3 为门限估计值和置信区间检验结果。从表 3 中可以看出，模型的单一门限估计值为 1.802，双重门限估计值为 0.215，重新搜索后的第一个门限修正值为 1.802，第三个门限值为 0.030。从置信区间来看，第三个门限值的自抽样结果虽然是显著的，但是第三个门限值的置信区间 [0.018，6.025] 包含了单一门限和双重门限的置信区间，所以进一步判定第三个门限值可能无意义。

表 3　门限估计值和置信区间

	门限估计值	95% 置信区间
单一门限模型	1.802	[0.805，1.871]
双重门限模型		
Ito1	0.215	[0.169，0.239]
Ito2	1.802	[1.043，1.871]
三重门限模型	0.030	[0.018，6.025]

图 1 和图 2 为第一个门限值和第二个门限值的似然比函数图，门限变量为债务利息。从图 1 来看，第一个门限值在 1.802 处的似然函数比接近于 0；从图 2 来看，第二个门限值在 0.215 处的似然函数比接近于 0。根据不同的债务利息的门限值将企业划分成三个区间，分别为 [0，0.215]、

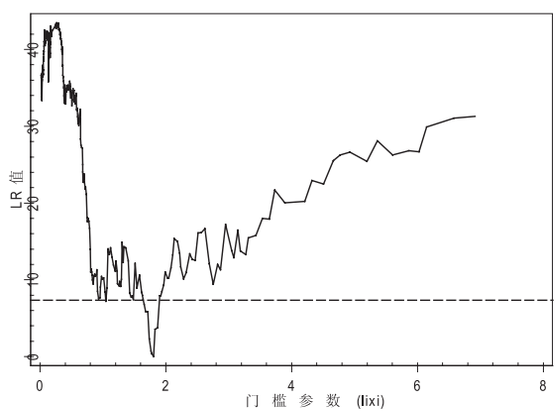

图 1　第一个门限值的似然比函数图

[0.215，1.802] 和 [1.802，+∞]。综上分析可以得出双重门限模型更能反映企业自由现金流对企业债务期限结构的影响；或者说两者呈现出非线性关系，由此验证了假设 1。

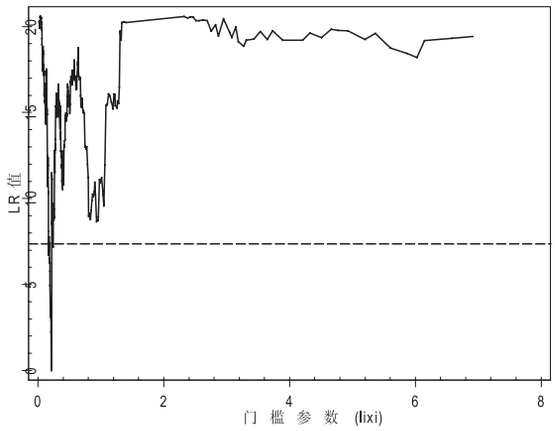

图 2 第二个门限值的似然比函数图

回归结果见表 4。FCF_lixi1 表示债务利息小于第一个门限值，FCF 表示债务利息处于第一个门限值和第二个门限值之间，FCF_lixi3 表示债务利息大于第二个门限值。从表 4 可以看出，债务利息的门限效应十分明显。具体来看，当企业债务利息水平小于 0.215 以及处于 0.215 和 1.802 之间时，企业的自由现金流对债务期限结构表现出显著的负向影响；当企业债务利息大于 1.802 时，企业的自由现金流对债务期限结构表现出显著的正向影响。由此可见，随着企业债务利息水平的提升，企业的自由现金流对债务期限结构的影响呈现由负向作用向正向作用的转变。

表 4 的回归结果还显示出企业财务特征对企业债务期限结构的不同影响。资产负债率的系数在 10% 的置信水平下显著为负，说明企业的杠杆率与企业短期债务呈负向相关关系。在经济预期走弱时，实体企业出于避险需要，会弱化对实体经营项目和产能的投资，转而加大对高风险高回报的金融资产投资，从而导致社会融资出现“脱实向虚”的现象，企业杠杆率上升的实质是企业经营能力和资产运营能力的下降。上述现象表现在企业的期限结构上，也就是企业倾向于选择短期债务，以降低预期经营的不确定性风险；此外，从表 4 还可以看出，净资产收益率和账面市值比的系数分别在 5% 和 1% 的置信水平下显著为正，说明企业收益率与企业长期债务呈正向相关关系。收益率越高，则越符合银行和债券投资者对企业中长期盈利能力的期待，则企业所获得的长期债务融资就越多。

表 4 门限回归模型基准回归结果

	全样本
FCF_x_lixi1	−0.683***
	（−3.745）
FCF	−0.510***
	（−7.288）
FCF_x_lixi3	0.380***
	（4.825）
Tobin Q	0.109
	（0.195）
Lev	−0.140*
	（−1.936）
ROE	0.0436**
	（1.984）
MB	1.575***
	（3.061）
Liquid	0.0263
	（0.417）
Sale Rate	0.000859
	（0.102）
ROS	0.00246
	（0.554）
constant	12.18***
	（9.063）
R−squared	0.075

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

当企业的债务利息处在不同的水平时，企业现金流影响企业债务期限结构的内在机理是不同的。下面我们对其中的内在机理进行分析。由表 4 的回归结果可知，当债务利息处于较低的水平时，企业自由现金流与债务期限结构呈反向相关关系，这符合代理成本假说（Jensen，1986[2]；Stulz，1990[22]），低息时选择短期负债，节省利息是明智选择[23]（Jun 和 Jen，2003）。

当债务利息处于较高的水平时，企业自由现金流与债务期限结构呈正向相关关系。通过分析可知，企业的债务利息与企业规模存在明显的相关关系（图 3），即规模大的企业外部融资也多，相应的利息支出也较高。根据信息不对称理论，小规模企业对宏观经济的研判能力较弱，处于信息不对称弱势地位，倾向于选择短期债务融资来实现经营的稳定性；而大规模企业有专门智囊团队从事经济形势研判，处于信息优势地位，倾向于选择长期债务融资，从银行和债券投资者角度看，长期放贷和融资更多的是对企业未来持

续稳定经营和对企业中长期盈利能力的期待，规模较大的企业成为银行和债券市场投资者们的选择偏好，所谓“瘦死的骆驼比马大”，这与大多数国内学者的研究结论也是一致的（肖作平，2005[14]；胡援成，2011[24]）。进一步地，根据债务期限结构理论，公司规模与企业的债务期限结构呈反向相关关系。小规模企业信息不对称问题较为突出，小规模企业倾向于选择短期债务；反之，大规模企业的信息不对称程度低，债务融资约束也较低，融资期限较长，因此倾向于选择长期债务。

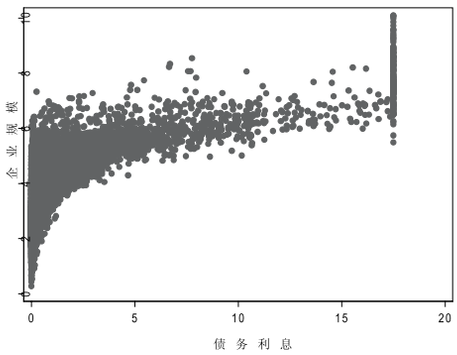

图 3　债务利息与企业规模关系散点图

4.1.2　子样本数据实证结果

根据金融机构贷款余额增速的变化，我们将全样本分为经济上行阶段（2001~2009 年）以及经济下行阶段（2010~2015 年）建模。不管是经济处于上行阶段还是下行阶段时，企业自由现金流与债务期限结构都存在双重门限效应。

从表 7 的门限回归结果来看，在经济下行时期，经济下行时期的系数绝对值小于经济上行阶段的系数绝对值。主要原因在于，当整体宏观经济形势不乐观时，由于企业整体融资规模下降或者融资规模增速减缓，进而导致了企业进行债务融资的意愿下降，因此企业自由现金流与债务期限结构的敏感度呈现一定程度的下降。进一步地，回归结果还说明了企业对宏观经济形势的整体预判显著影响了企业的投融资决策行为。具体来说，当经济处于上行阶段时，企业对经济形势持乐观预期，进行债务融资的意愿较为强烈；反之，当经济处于下行阶段时，企业对未来经济持悲观预期，为防范可能出现的债务风险，企业进行债务融资的意愿下降。因此，宏观经济波动是显著影响企业自由现金流与债务期限结构的关系的，当经济处于下行阶段时，企业自由现金流与债务期限结构的敏感度较经济上升时期呈现一定程度地下降，由此验证了假设 2。

表 7　门限回归模型回归结果

	经济上行时期	经济下行时期
FCF_x_lixi1	-0.730*** （-2.969）	-0.197*** （-4.451）
FCF	-0.617*** （-4.300）	-0.219*** （-11.14）
FCF_x_lixi3	0.443*** （2.926）	0.135*** （5.047）
控制变量	+	+
constant	10.65*** （10.03）	14.22*** （20.27）
R-squared	0.090	0.068

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

4.2　稳健性检验

首先，我们根据企业实际控制人的不同，将研究样本分为国有企业和非国有企业，来考察研究结果的稳健性。从表 8 的门限回归结果来看，不管是国有企业组还是非国有企业组，企业自由现金流与债务期限结构依旧存在显著的门限效应。具体来说，与非国有企业相比，国有企业的债务敏感性要更强一些，主要原因在于企业的债权期限结构更多地受到融资的制度性约束。在以银行为主导的间接融资的金融体系下，银行以信贷融资和债权融资作为主要的融资模式，国有企业依靠政府的隐性担保、预算软约束等“先天性”优势，优先获得银行的信贷资金，而且往往会出现过度融资，超额融资现象；而民营企业因其轻资产、无抵押、弱担保等硬性约束则受到金融市场的“融资歧视”，存在较强的融资约束，这也就是国有企业的债务敏感性比非国有企业更强的原因。

表 8　稳健性检验（一）

	国有企业 （1）	非国有企业 （2）
FCF_x_lixi1	-1.003** （-2.586）	-0.416*** （-3.786）
FCF	-0.554*** （-3.049）	-0.317*** （-4.028）
FCF_x_lixi3	0.512*** （2.820）	0.172* （1.823）
控制变量	+	+
constant	12.68*** （5.262）	11.37*** （6.955）
R-squared	0.100	0.074

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

进一步地，我们还根据企业金融生态环境的差异来区分样本，旨在更好地考察研究结果的稳健性。从表 9 的门限回归结果来看，不管金融生态环境为优还是为劣，企业自由现金流与债务期限结构依旧存在显著的门限效应。具体来看，模型（4）中 FCF_x_lixi3 的系数要稍高于模型（3）的系数。这意味着当企业债务融资成本较高时，金融生态环境为优的企业债务敏感性要稍低于金融生态环境为劣的企业。主要原因在于，金融生态环境为优的企业所处的金融完善程度要好于金融生态环境为劣的企业，因此企业融资渠道更为丰富，所以债务敏感性较弱；相比之下，金融生态环境为劣的企业外部融资面临着较大的不确定性，企业融资渠道单一，所以债务敏感性要强一些。而当企业债务融资成本相对较低时，金融生态环境为优的企业还是倾向于选择债务融资，这表现在模型（3）中 FCF_x_lixi1 和 FCF 的系数绝对值要大于模型（4）的系数，金融生态环境为优的企业债务敏感性要大于金融生态环境为劣的企业。这与我国目前以间接融资为主的融资结构有关，众多中小企业无法通过资本市场、债券市场融资，只能选择银行间接融资。

表 9　稳健性检验（二）

	金融生态环境为优 （3）	金融生态环境为劣 （4）
FCF_x_lixi1	-0.729*** （-3.374）	-0.525 （-1.584）
FCF	-0.548*** （-7.264）	-0.475*** （-3.602）
FCF_x_lixi3	0.404*** （4.572）	0.453*** （3.054）
控制变量	+	+
constant	12.22*** （7.545）	11.36*** （5.165）
R-squared	0.099	0.054

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

5　研究结论

本文采用 2001~2015 年上市企业的微观数据，研究了企业自由现金流对企业债务期限结构的影响，并进一步揭示了宏观经济波动对两者关系的影响。研究发现：（1）企业自由现金流与企业债务期限结构的关系因为债务利息的不同呈现出门限效应。随着企业债务利息水平的提升，企业的自由现金流对债务期限结构的影响呈现由负向作用向正向作用的转变；（2）宏观经济波动影响两者关系的敏感性。具体来说，当经济处于上行阶段时，企业对经济形势持乐观预期，进行债务融资的意愿较为强烈；反之，当经济处于下行阶段时，企业对未来经济持悲观预期，为防范可能出现的债务风险，企业进行债务融资的意愿下降。

上述研究结论的启示在于，企业要更好地提升自由现金流的利用率，提升企业的经营管理水平，这也是当下推动供给侧改革的要义所在。针对债务期限结构存在宏观经济波动的场景效应、以及不同所有制企业、处于不同金融生态环境的企业存在的异质性，本文提出的政策建议主要包括以下两点：（1）企业要增强对宏观经济的研判能力，降低信息不对称程度，提升资金的运营效率；（2）完善地区金融生态环境建设，减少融资约束程度，降低企业的外部融资成本；（3）鼓励和引导中小企业通过发行债券、股票等资本市场融资，提升直接融资比重和融资效率，降低银行融资杠杆。（4）鼓励通过投贷联动等方式推动实体企业降低融资杠杆，支持金融机构通过产品创新、业务创新等方式积极参与企业股权融资，降低债务融资风险，同时分享股权增值高收益，实现股债双赢，顺应供给侧改革大政方针。

参　考　文　献

[1] 李健，陈传明．企业家政治关联、所有制与企业债务期限结构—基于转型经济制度背景的实证研究[J]．金融研究，2013，(3)：157～169.

[2] Jensen M C. Agency Costs of Free Cash Flow，Corporate Finance，and Takeovers.［J］. American Economic Review，1986，76（2）：323～329.

[3] Hart O，Moore J. Debt and Seniority： An Analysis of the Role of Hard Claims in Constraining Management［J］. Therapie，1995，57（6）：595～597.

[4] 王建新．基于债务约束的自由现金流过度投资问题研究［J］．上海立信会计学院学报，2009，（2）：73～80.

[5] 熊婷，程博，王菁．自由现金流、债务契约与企业投资效率[J]．贵州财经大学学报，2013，（6）：59～70.

[6] Flannery M J. Asymmetric Information and Risky Debt Maturity Choice［J］. The Journal of Finance，1986，41（1）：19～37.

[7] Brick，I.E.，and Ravid，S.A.，On the Relevance of Debt Maturitystructure［J］. Journal of Finance，1985，40：1423～1437.

[8] Barclay M J，Smith C W. The Maturity Structure of Corporate Debt［J］. The Journal of Finance，1995，50（2）：609～631.

[9] Stohs，M.H.，Mauer，D.C..The Determinants of Corporate Debt Maturity Structure［J］. Journal of Business，1996，69：279～312.

[10] Cai K，Fairchild R，Guney Y. Debt Maturity Structure of Chinese Companies ［J］. Pacific-Basin Finance Journal，2008，16（3）：268～297.

[11] Datta S，Raman K. Managerial Stock Ownership and the Maturity Structure of Corporate Debt［J］. The Journal of Finance，2005，60（5）：2333－2350.

[12] Demirguc-Kunt A，Maksimovic V. Institutions，Financial Markets，and Firms' Choice of Debt Maturity［R］. Policy Research Working Paper，1996.

[13] 肖作平，李孔. 债务到期结构的影响因素：理论和证据［J］. 证券市场导报，2004，（3）：24～29.

[14] 肖作平. 对我国上市公司债务期限结构影响因素的分析［J］. 经济科学，2005，（3）：80～89.

[15] 王汀汀，施秋圆，张漫春. 中小企业债务期限结构及其影响因素研究［J］. 中央财经大学学报，2015，（5）：64～70.

[16] 周林涛. 金融发展、控股权性质与债务期限结构［J］. 对外经贸，2016，（9）：111～116.

[17] 肖婷，林钟高. 现金流量、盈余管理与债务期限结构［J］. 安徽工业大学学报，2013，30（1）：22～25.

[18] [美] 海曼 •P• 明斯基. 稳定不稳定的经济［M］. 清华大学出版社，2010，1.

[19] 孙国茂. 经济杠杆、庞氏融资与明斯基时刻［N］. 中国经营报，2016～06～20.

[20] Bernanke B，Gertler M. Agency Costs，Net Worth，and Business Fluctuations［J］. American Economic Review，1989，79（79）：14～31.

[21] Barclay M J，Smith C W. The Maturity Structure of Corporate Debt［J］. The Journal of Finance，1995，50（2）：609～31.

[22] Stulz R. Managerial Discretion and Optimal Financing Policies［J］. Journal of Financial Economics，1990，26（1）：3～27.

[23] Jun S G，Jen F C. Trade ~ Off Model on Debt Maturity Structure［J］. Review of Quantitative Finance & Accounting，2003，20（1）：5～34.

[24] 胡援成，刘明艳. 中国上市公司债务期限结构影响因素［J］. 管理世界，2011，（2）：175～177.

The Threshold Effect between Corporate Debt Maturity Structure and the Cash Flows

Feng Lin Huang Xiaoying

（School of Economics，Central University of Finance and Economics，Beijing 100081，China）

〔**Abstract**〕 Based on the micro-enterprise data，the paper investigates the influence of macroeconomic fluctuations to the relation between corporate debt maturity structure and the cash flows by building the panel threshold regression model. Furthermore，the paper reveals the nonlinear relations between corporate debt maturity structure and the cash flows. There are two keys of the finding. Firstly，the relation between enterprise debt maturity structure and the cash flows presents a nonlinear relationship on account of the debt interest. The main characteristic of the nonlinear relations is the double threshold effect of the cash flows on corporate debt maturity structure. When the debt interest is at a lower level，enterprises tend to choose the short-term debt; otherwise，enterprises tend to choose the long-term debt. Secondly，macroeconomic fluctuations influence the sensitivity between corporate debt maturity structure and the cash flows. The enterprise is not willing to make debt financing because of the economic depression，so the sensitivity of the free cash flows and debt maturity structure presents a certain degree of declining. Finally the paper puts forward the corresponding countermeasure suggestions，for example，increasing the utilization rate of the free cash flows，improving the multi-level capital market construction and reducing the leverage financing.

〔**Key words**〕 debt maturity structure; the free cash flows; threshold effect; enterprise scale; reform of the supply side; financial ecological environment

（责任编辑：史　琳）