行业类别和公司债务期限结构选择
——来自中国上市公司的经验证据

肖作平

（西南交通大学经济管理学院，四川 成都 610031）

摘要：本文采用参数和非参数检验，描述性统计等方法实证检查行业类别和公司债务期限结构选择之间关系。研究发现，行业类别确实影响公司债务期限结构选择。具体而言：（1）不同行业之间的公司债务期限结构存在系统性差异；（2）行业类别能解释公司债务期限结构大约 10%的变异；（3）管制类行业具有相对高的债务期限。

关键词：债务期限结构；行业类别；上市公司；公司财务

Industry Classification and the Choice of Corporate Debt Maturity Structure: Empirical Evidence from Chinese Listed Companies

Xiao Zuo-ping

Ab**stract:** The paper applies parametric and non-parametric test, descriptive statistics to empirically examine the relationship between industry classification and the choice of corporate debt maturity structure. The study finds that industry classification doses affect the choice of corporate debt maturity structure. Specifically, (1) There is a systematic difference in corporate debt maturity structure among different industries; (2) Industry classification can explain about 10% variability of corporate debt maturity structure; (3) The debt maturity is relatively high in regulated industries.

Keywords: Debt maturity structure; Industry classification;

作者简介：肖作平，西南交通大学经济管理学院会计系主任、教授、博士生导师，研究方向：公司财务与公司治理。

中图分类号：F276.6　文献标识码：A

引言

在一个完美的市场中，与其他所有的融资决策一样，债务期限决策与公司价值是无关的。公司债务期限结构选择的理论解释已暗含在Modigliani和Miller（1958）[1]的开创性论文中，但最终由Stiglitz（1974）[2]使其形式化。Modigliani和Miller（1958）[1]没有考虑多期环境，而Stiglitz（1974）[2]在这些环境中提供了一个Modigliani和Miller（1958）[1]模型的严格分析。他得出结论，在相当一般的条件下（不存在税收，交易成本，破产成本和其他摩擦）公司债务期限是无关的。自从Stiglitz（1974）[2]的债务期限无关性命题以来，为了理解真实世界中的公司债务期限结构决策，许多财务经济学家试图放松理论上的假设，分析了市场不完善性对公司债务期限结构选择的影响（如交易成本、代理成本、信息不对称和税收等），提出了权衡理论、代理成本理论、信号传递理论、流动性风险假说和税收假说。尤其以下两个领域值得注意：第一，涉及公司债务期限结构不相关假设的检验；第二，行业相关的公司债务期限结构模式是否可以在实践中被观察到。本文主要集中于第二个领域，检验行业类别如何影响公司债务期限结构选择。西方债务期限结构理论和实证研究表明行业类别影响债务期限结构选择，公司债务期限结构随着行业的不同而发生系统性变化。由于资产风险、资产类型，信息不对称程度以及外部资金的需求随着行业而变化，公司融资政策将随着行业的不同而变化（Myers，1984）[3]。关于行业特征和融资决策的最基本的程式化（Stylized）事实是同行业企业比不同行业的企业更为相似，且各行业倾向于长期保持其相对的杠杆比率等级（Bradley et al，1984）[4]。关于行业类别和公司债务期限结构之间关系的理论研究主要有：

Barnea et al（1980）[5]的理论模型表明公司选择短期债务融资以作为减少股东从事高风险项目的激励。由于金融公司遭受大量资产替代的机会，且投资者对其资产的评估相对较难，次优投资的可能性很高。Smith（1986）[6]认为管制行业（如公事业公司）的管理者较非管制行业的管理者对未来投资决策具有较少的自由度。这一管理者自由度的减少降低了长期债务的逆向激励效应。因此，与非管制行业相比，管制行业的长期债务比例相对较高。Flannery（1986）[7]的理论模型表明，金融公司的信息不对称性比工业企业严重，然而，金融公司比管制公司更易遭受严重信息不对称问题，因为管制者要求其提供经营运作信息。结果，金融公司比工业企业发行期限更短的债务，管制公司比工业企业发行期限更长的债务；其模型的一个截面含义是具有很多不对称信息的行业（比如金融机构，它们的投资组合是不会充分地向外发送文件）应该趋向发行短期债务（如果其他条件相同）以传递高流动——预期——投资组合的信用质量；没有大量不对称信息的行业（这里可以考虑公共事业单位）通常发行期限同标的资产期限更接近的债券。关于行业类别和公司债务期限结构之间关系的实证研究主要有：Barclay和Smith（1995）[8]观察到，管制公司具有相对少的管理者自由度，因此，利益相关者之间的利益冲突相对少。基于代理成本假设，他们预期管制公司比非管制公司具有更多的长期债务，因为管制公司具有更少的代理冲突。他们的实证证据支持了这个论点。Guedes和Opler（1996）[9]在多元回归中加入管制公司的行业虚拟变量，发现管制行业具有相对高的债务期限。Scherr和Hulburt（2001）[10]研究发现，行业虚拟变量的F统计量为11.55，在1%的水平上显著，表明行业虚拟变量的整体效应是显著的；32个行业虚拟变量中有14个是显著的。但是这些相关性的经济影响很低，这14个行业虚拟变量显著相关性的平均值为8%；批发和零售贸易业的系数是正的且显著，表明这些行业中的公司使用相对长的平均债务期限。他们没有发现管制性（公共事业）在决定公司债务期限结构中的重要性证据。Elyasiani et al（2002）[11]在回归方程中加入行业虚拟变量控制行业因素（如果公司属于金融或管制公司，此虚拟变量为1，否则为0），研究发现，金融公司虚拟变量的系数是负的且在1%的水平显著，公共事业公司虚拟变量是正的且在1%的水平上显著，表明金融公司（公共事业公司）比工业企业发行更短（更长）的债务，支持了Smith（1986）[6]和Flannery（1986）[7]的论点。Barclay et al（2003）[12]构建一个管制行业虚拟变量，研究发现管制行业虚拟变量的系数是正的且显著，表明管制行业的公司具有相对高的债务期限。Harwood和Manzon（2000）[13]的实证研究发现，由于管制结构限制逆向选择问题，管制行业中的公司比非管制行业中的公司更依赖长期债务。Fan et al（2003）[14]提供的证据表明，行业因素是解释公司债务期限结构变异的一个重要因素。他们发现，行业系数均等性上的F统计量为30.41，行业因素能解释公司债务期限结构变异的7%，其和国别因素一起能解释公司债务期限结构变异的48.38%。国内的研究，肖作平（2005a，b）[15-16]研究发现行业虚拟变量的联合显著性Wald检验在1%的水平上显著，表明行业因素显著影响中国上市公司债务期限结构选择；与其他行业相比，管制公司具有相对多的长期债务。但这些研究只是在回归方程中简单地采用行业虚拟变量实证检验行业因素如何影响公司债务期限结构选择，没有系统研究两者之间的关系。本文采用参数和非参数检验程序，描述性统计等方法对行业类别和公司债务期限结构之间的关系做一系统且全面的研究，以拓展先前的研究。

数据及研究方法

一、债务期限结构的度量

有关公司债务期限结构的实证研究通常采用以下两种度量方法：（1）资产负债表法（平衡表法）；（2）增量法。资产负债表法是把债务期限结构定义为长期债务占总债务的比重（如Braclay 和 Smith，1995）[8]，或公司债务项目的加权平均期限（如 Kim et al，1995；Stohs 和 Mauer，1996）[17-18]。增量法是把债务期限结构定义为债务工具发行的期限（如 Mitchell，

1993[19]；Guedes 和 Opler，1996[9]；Elyasiani et al，2002[11]）。正如 Stohs 和 Mauer（1996）[18]，Guedes 和 Opler（1996）[9]所指出的，每一种度量方法都有其优点和缺点。比如，增量法更适合于检查公司债务期限结构的选择能否向市场传递其未来前景的信号，而不适合于检验资产期限和债务期限的匹配原则。限于数据[1]，作者采用长期债务占总债务比重度量公司债务期限结构。

二、数据来源及其所在行业统计

作者采用《中国上市公司行业分类指引》[2]来划分上市公司所属的行业，对1998至2004年在深、沪上市的所有非金融上市公司[3]的12个门类行业间的公司债务期限结构进行研究，所有研究的数据来自清华大学中国金融研究中心建设和维护的清华金融数据库（THFD）。表1是1998至2004年在深、沪上市的所有非金融上市公司的数量及其所在行业的统计。

表1　中国A股上市公司数量及其所在行业的统计

行业门类（代码）	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
农林牧渔业(A)	17	19	28	29	30	30	36
采掘业(B)	10	13	16	19	20	24	27
制造业(C)	458	523	605	655	698	737	804
水电煤气生产供应业(D)	35	38	44	47	51	53	59
建筑业(E)	13	16	18	20	21	26	28
交通运输仓储业(F)	29	33	41	46	50	55	58
信息技术业(G)	55	60	67	69	74	81	84
批发和零售贸易(H)	79	80	90	92	95	95	95
房地产业(J)	39	39	41	45	45	45	47
社会服务业(K)	26	31	38	38	40	40	41
传播与文化业(L)	8	9	9	10	10	10	10
综合类(M)	76	81	83	82	80	79	76
总计	845	942	1080	1152	1214	1275	1365

从表1可见，中国上市公司多数分布在制造业中，在1998至2004年中几乎每年的样本公司中有将近60%的公司属于制造业。

三、研究方法

作者使用描述性统计推断对中国上市公司债务期限结构进行描述，使用参数和非参数检验程序对1998至2004年的所有非金融上市公司的12个行业门类间的债务期限结构差异进行检验，采用LSD（最小显著差法）检验对各行业债务期限结构进行事后成对比较。

另外，为了研究行业因素对公司债务期限结构变异的解释能力，作者采用Bradley et al（1984）[4]的研究方法——行业虚拟变量方差分析（ANOVA）。

研究结果及分析

一、行业门类债务期限结构描述性统计

表2报告了12个行业门类1998至2004年的公司债务期限结构的描述性统计量。

表2　基于行业门类的债务期限结构描述性统计（1998-2004年）　　单位（%）

行业代码	1998均值(标准差)	1999均值(标准差)	2000均值(标准差)	2001均值(标准差)	2002均值(标准差)	2003均值(标准差)	2004均值(标准差)	混合均值(标准差)
A	10.62	10.56	9.00	14.32	10.52	11.00	10.07	10.88
	(13.78)	(14.18)	(13.19)	(17.38)	(13.51)	(12.07)	(13.72)	(13.91)
B	13.21	18.52	10.30	9.23	11.34	14.03	20.82	14.25
	(18.70)	(20.32)	(10.91)	(13.39)	(14.23)	(13.86)	(18.56)	(15.97)

C	13.97	13.06	12.75	12.66	12.20	12.66	12.32	12.72
	(15.66)	(16.18)	(15.91)	(15.33)	(15.02)	(15.10)	(15.35)	(15.46)
D	27.83	26.87	24.56	26.60	30.13	34.38	36.10	30.01
	(24.93)	(22.20)	(21.30)	(21.95)	(23.42)	(24.48)	(24.44)	(23.49)
E	13.08	12.16	9.64	9.47	11.88	10.63	11.30	11.06
	(11.64)	(14.46)	(11.47)	(12.54)	(12.87)	(13.74)	(15.54)	(13.24)
F	32.14	32.70	28.55	31.44	29.54	29.23	28.35	29.99
	(27.23)	(30.93)	(27.56)	(28.75)	(28.83)	(28.28)	(26.80)	(28.04)
G	9.61	8.35	8.87	7.78	6.42	5.81	4.94	7.19
	(14.41)	(14.59)	(13.02)	(12.58)	(10.33)	(8.34)	(7.29)	(11.51)
H	7.35	8.29	7.21	6.56	8.03	6.89	6.03	7.17
	(12.24)	(13.12)	(12.76)	(10.36)	(12.74)	(10.65)	(8.51)	(11.50)
J	6.92	5.67	6.23	9.41	10.98	10.35	13.49	9.18
	(11.84)	(7.13)	(8.96)	(11.57)	(15.39)	(14.01)	(14.94)	(12.64)
K	14.52	11.28	18.73	19.80	15.07	16.51	20.91	16.98
	(15.88)	(28.67)	(20.56)	(18.29)	(19.32)	(22.92)	(21.39)	(21.30)
L	3.56	12.99	9.40	13.47	9.96	6.69	12.79	9.98
	(8.81)	(26.97)	(21.74)	(17.90)	(13.62)	(10.66)	(23.06)	(18.07)
M	12.43	11.52	11.66	9.70	10.68	11.06	10.17	11.03
	(14.25)	(16.08)	(15.63)	(16.44)	(13.72)	(14.92)	(14.77)	(15.10)
总计	13.63	13.11	12.79	13.04	12.86	13.25	13.41	13.15
	(16.72)	(17.93)	(16.78)	(16.81)	(16.70)	(16.99)	(17.31)	(17.03)

注：行业代码A，B，C，D，E，F，G，H，J，K，L和M分别代表农林牧渔业，采掘业，制造业，水电煤气生产供应业，建筑业，交通运输仓储业，信息技术业，批发和零售贸易，房地产业，社会服务业，传播与文化业和综合业。

从表2可见，水电煤气生产供应业（管制行业）和交通运输仓储业的债务期限在所有行业中是最高的。水电煤气生产供应业的债务期限呈先下降后上升趋势，长期债务占总债务比重从1998年的27.83%下降到2000年的24.56%，随后呈上升趋势，2004年高达36.10%。形成鲜明对比，7年间（1998—2004年）水电煤气生产供应业混合样本的债务期限结构（长期债务/总债务）的均值为30.01%，而所有行业混合样本的债务期限结构（长期债务/总债务）的均值分别为13.15%。管制行业具有相对高的债务期限，这与国外的理论和实证研究结果相一致。这可能是因为：第一，正如Smith（1986）[6]指出的，管制行业的管理者较非管制行业的管理者对未来投资决策具有较少的自由度，于是减少了使用短期债务的激励；第二，管制者要求其提供经营运作信息，管制行业较非管制行业面临较少的信息不对称问题，管制行业较非管制行业发行期限更长的债务（Flannery，1986）[7]；第三，中国受管制上市公司多数是当地较好的企业，容易从银行贷到长期贷款，因而其债务期限比其他行业高。交通运输仓储业的债务期限基本呈逐年下降趋势，债务期限结构（长期债务/总债务）从1998年的32.14%下降到2004年的28.35%。7年间（1998-2004年）交通运输仓储业混合样本的债务期限结构（长期债务/总债务）的均值为29.99%，远高于所有行业混合样本相对应的值。另外，从表2可见，采掘业，制造业，建筑业，社会服务业，综合类的债务期限居中；农林牧渔业，信息技术业，批发和零售贸易业，房地产业，传播与文化业的债务期限较低。

图1描述了12个行业门类在1998-2004年的混合样本公司平均债务期限结构差异。

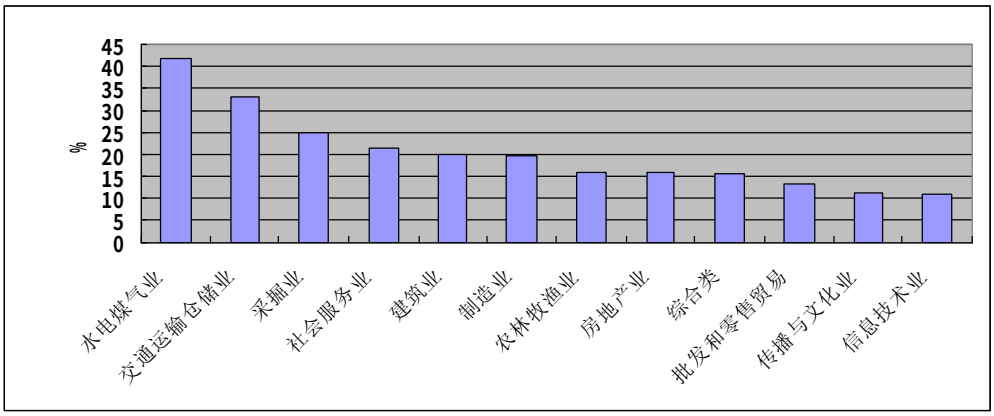

图1　各行业门类的债务期限结构均值

二、行业门类间债务期限结构差异检验

作者采用参数和非参数检验程序对中国上市公司12个行业门类间的债务期限结构差异进行分析，检验假设是行业门类间的债务期限结构不存在显著差异。如果公司存在最优债务期限结构，那么将预料拒绝这一假设。同时，作者采用Bradley et al（1984）[4]的研究方法——行业虚拟变量方差分析（ANOVA），研究行业因素对公司债务期限结构的解释能力。

1．分年度行业门类债务期限结构差异检验

表3是对各年度行业门类债务期限结构（长期债务/总债务）进行方差分析（ANOVA）的结果。表4和表5是对各年度行业门类债务期限结构（长期债务/总债务）进行非参数检验（Kruksal-Wallis H检验和中位数检验）的结果。

表3　12个行业门类间债务期限结构差异方差参数分析结果（1998—2004年）

年份	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
调整后R^2	0.089	0.075	0.070	0.096	0.098	0.124	0.141
F值	8.534	7.972	8.367	12.058	12.918	17.348	21.425
P值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

表4　12个行业门类间债务期限结构差异的Kruksal-Wallis H检验结果（1998—2004年）

年份	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
卡方检验值	63.523（11）	51.432（11）	54.637（11）	70.051（11）	61.477（11）	89.101（11）	103.502（11）
P值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：括号中的数值为自由度。

表5　12个行业门类间债务期限结构差异的中位数检验结果（1998—2004年）

年份	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
中位数	0.0719	0.0571	0.0605	0.0600	0.0617	0.0668	0.0605
卡方检验值	43.215（11）	45.571（11）	36.702（11）	53.406（11）	41.855（11）	60.382（11）	61.874（11）
P值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：括号中的数值为自由度。

表3的所有F值都在1%的水平上显著，强烈支持了中国上市公司行业门类间的债务期限结构存在系统性差异的论点，拒绝了原假设。从调整后的R^2看，公司间债务期限结构（长期

债务/总债务）7%-14.1%的变异可由其所处的行业因素加以解释。表4和表5的非参数检验结果进一步支持了上述结论，因为所有Kruksal-Wallis H检验的卡方统计量，以及中位数检验的卡方统计量都在1%的水平上显著。总的说来，这些结果表明行业门类间的公司债务期限结构存在系统性差异。

2．混合数据的差异检验

为了进一步检验行业门类之间平均债务期限所观察到的差异的统计显著性，作者采用Bradley et al（1984）[4]的方法对 1998 至 2004 年 7 年间的混合样本（总共 7873 个观察值）进行行业虚拟变量标准方差分析。表 6 报告了混合样本 11 个行业虚拟变量对公司债务期限结构（长期债务/总债务）进行回归的结果[4]。表 6 中的第Ⅰ栏是没有控制年度效应的回归结果，第Ⅱ栏是控制年度效应的回归结果。

表 6　混合样本 12 个行业门类债务期限结构的行业虚拟变量系数

行业代码	行业虚拟变量系数（t 统计量）			
	Ⅰ		Ⅱ	
	所有公司	非管制公司	所有公司	非管制公司
A	-0.0184(-1.5369)	-0.0184(-1.5745)	-0.0183(-1.5234)	-0.0182(-1.5590)
B	0.0156(1.0812)	0.0153(1.0892)	0.0157(1.0905)	0.0157(1.1131)
C	-	-	-	-
D	0.1729(18.6975)[a]	-	0.1728(18.6895)[a]	-
E	-0.0166(-1.2095)	-0.0167(-1.2422)	-0.0166(-1.2087)	-0.0165(-1.2318)
F	0.1727(18.2757)[a]	0.1726(18.7324)[a]	0.1728(18.2798)[a]	0.1728(18.7456)[a]
G	-0.0555(-7.2222)[a]	-0.0554(-7.3911)[a]	-0.0556(-7.2324)[a]	-0.0555(-7.4069)[a]
H	-0.0557(-8.0806)[a]	-0.0556(-8.2738)[a]	-0.0558(-8.0977)[a]	-0.0559(-8.3164)[a]
J	-0.0355(-3.6912)[a]	-0.0354(-3.7785)[a]	-0.0357(-3.7115)[a]	-0.0358(-3.8160)[a]
K	0.0427(4.0990)[a]	0.0425(4.1890)[a]	0.0427(4.1040)[a]	0.0425(4.1836)[a]
L	-0.0272(-1.3592)	-0.0274(-1.4027)	-0.0273(-1.3660)	-0.0277(-1.4182)
M	-0.0169(-2.3353)[b]	-0.0170(0.0071)[b]	-0.0172(-2.3666)[b]	-0.0175(-2.4700)[b]
观察值	7873	7546	7873	7546
调整后 R^2	0.1020	0.0678	0.1016	0.0675
总的 F 值	82.2429	55.8767	53.3667	56.0530
年度效应F值	-	-	0.4868	0.6221

注：行业代码 A，B，C，D，E，F，G，H，J，K，L 和 M 分别代表农林牧渔业，采掘业，制造业，水电煤气生产供应业，建筑业，交通运输仓储业，信息技术业，批发和零售贸易，房地产业，社会服务业，传播与文化业和综合业。a，b，c 分别表示在 1%，5%和 10%的水平上显著。

表 6 中“行业虚拟变量系数”下的“非管制公司”一栏是在混合样本中剔除了管制类公司的行业虚拟变量系数（因此，得到 10 个行业虚拟变量系数，总共 7546 个观察值）；“行业虚拟变量系数”下的第Ⅱ栏是在控制年度虚拟变量下的混合回归结果[5]。表 6 报告的所有 F 值都在 1%的水平上显著，调整后 R^2 统计量表明，有 10.02%的债务期限结构（长期债务/总债务）变异能由行业门类加以解释。从表 6 可见，在不包括管制类公司下，尽管调整后 R^2 和 F 统计量都有所下降，但行业门类仍然能解释债务期限结构变异的 6.78%。在控制年度虚拟变量下，行业门类对债务期限结构变异的解释能力基本不变（调整后 R^2 分别为 10.16%和 6.75%）。在 11 行业虚拟变量回归系数中有 7 个行业的系数在常规置信水平上显著。表 6 的结果显示，水电煤气生产供应业、交通运输仓储业和社会服务业的系数是正的，且都在 1%

的水平上显著，表明这些行业的公司具有相对高的长期债务；信息技术业、批发和零售贸易、房地产业和综合类的系数是负的，且至少在5%的水平上显著，表明这些行业的公司具有相对低的长期债务；而农林牧渔业、采掘业、建筑业和传播与文化业对债务期限结构（长期债务/总债务）的影响是不显著的。

表7提供了1998-2004年7年间混合数据12个行业门类债务期限结构（长期债务/总债务）的非参数检验（Kruksal-Wallis H检验和中位数检验）结果。

表7　混合数据12个行业门类债务期限结构的非参数检验结果

非参数检验	Kruksal-Wallis H检验		中位数检验		
	卡方检验值	P值	中位数	卡方检验值	P值
长期债务/总债务	450.451（11）	0.000	0.0620	296.199（11）	0.000

注：括号中的数值为自由度。

表7的非参数检验结果也强烈支持了行业门类间的债务期限结构存在显著差异的论点，因为所有的卡方检验值都在1%的水平上显著。

3．LSD事后成对比较

上述结果表明行业门类间的债务期限结构存在系统性差异，但彼此之间的差异程度并不清楚。为此，作者利用2004年的数据进一步采用LSD（最小显著差法）检验，对各行业债务期限结构进行事后成对比较[6]，结果见表8。

表8　行业门类债务期限结构成对比较结果（2004年）

行业	A	B	C	D	E	F	G	H	J	K	L
B	-0.108 (0.009)										
C	-0.023 (0.409)	0.085 (0.007)									
D	-0.260 (0.000)	-0.153 (0.000)	-0.238 (0.000)								
E	-0.012 (0.761)	0.095 (0.028)	0.010 (0.739)	0.248 (0.000)							
F	-0.183 (0.000)	-0.075 (0.044)	-0.160 (0.000)	0.077 (0.009)	0.171 (0.000)						
G	0.051 (0.108)	0.159 (0.000)	0.074 (0.000)	0.312 (0.000)	0.064 (0.069)	0.234 (0.000)					
H	0.040 (0.198)	0.148 (0.000)	0.063 (0.000)	0.301 (0.000)	0.053 (0.127)	0.223 (0.000)	-0.011 (0.651)				
J	-0.034 (0.336)	0.073 (0.058)	-0.012 (0.628)	0.226 (0.000)	-0.022 (0.567)	0.149 (0.000)	-0.085 (0.003)	-0.075 (0.009)			
K	-0.108 (0.003)	-0.001 (0.982)	-0.086 (0.001)	0.152 (0.000)	-0.096 (0.015)	0.074 (0.023)	-0.160 (0.000)	-0.149 (0.000)	-0.074 (0.030)		
L	-0.027 (0.635)	0.080 (0.176)	-0.005 (0.928)	0.233 (0.000)	-0.015 (0.801)	0.156 (0.005)	-0.078 (0.144)	-0.068 (0.205)	0.007 (0.900)	0.081 (0.151)	
M	-0.001 (0.976)	0.107 (0.003)	0.022 (0.263)	0.259 (0.000)	0.011 (0.750)	0.182 (0.000)	-0.052 (0.040)	-0.041 (0.094)	0.033 (0.265)	0.107 (0.001)	0.026 (0.627)

注：行业代码A，B，C，D，E，F，G，H，J，K，L和M分别代表农林牧渔业，采掘业，制造业，水电煤气生产供应业，建筑业，交通运输仓储业，信息技术业，批发和零售贸易，房地产业，社会服务业，传播与文化业和综合业。括号上面的数值是均值差异，括号里面的数值是P值。

从表 12 可见，有多个检验结果在常规置信水平上显著，且显著的结果比较均匀地分散在很多行业门类之间。因此，行业门类间债务期限结构的差异在行业门类之间是普遍存在的。

结语

本文检验了 1998 至 2004 年 12 个行业门类的公司债务期限结构，使用长期债务占总债务比重度量公司债务期限结构。采用参数和非参数检验程序检验了给定行业门类之间公司债务期限结构显著差异性，采用描述性统计对中国上市公司行业门类的债务期限结构特征进行分析。结果表明：（1）行业类别是影响中国上市公司债务期限结构选择的一个重要因素，不同行业类别的公司债务期限结构存在系统性差异；（2）从行业类别对公司债务期限结构选择的解释能力看，中国上市公司债务期限结构大约 10%的变异可由行业类别加以解释；（3）与西方国家的实证研究结果相一致，中国管制类行业的上市公司具有相对高的债务期限。这可能是因为：第一，管制行业的管理者较非管制行业的管理者对未来投资决策具有较少的自由度，于是减少了使用短期债务的激励；第二，管制者要求其提供经营运作信息，管制行业较非管制行业面临较少的信息不对称问题，管制行业较非管制行业发行期限更长的债务；第三，中国受管制上市公司都是当地较好的企业，容易从银行贷到长期贷款，因而其债务期限比其他行业高。**[基金项目：教育部高等学校博士学科点专项科研基金资助项目（项目批准号 200806131003）]。**

注释

[1] 作者没有使用加权平均债务期限度量债务期限结构主要是由于数据的可获得性造成的，上市公司年度报告中没有具体披露各种债务的期限。根据中国会计准则，长期债务定义为使用期限在一年以上的债务。

[2] 该指引为三级分类，包括 13 个门类，91 个大类和 288 个中类。该指引判断某一上市公司行业的方法：当公司在某一行业的营业收入比重大于或等于 50%，该公司便被归入这一行业；当公司没有一个行业的营业收入大于或等于 50%，而它在某一行业的营业收入比重超过其它行业 30%时，该公司被归为该行业。否则，公司被归为综合类。

[3] 样本中没有包括金融公司，这是因为：首先，金融公司的融资结构受到诸如储蓄保险等显形（或隐性）投资者保险计划的强烈影响；其次，从严格意义上讲，金融公司的债务与非金融公司的债务不具有可比性；最后，法规对金融公司的最少资本金要求管制更为严格，这也许会直接地影响到它们的资本结构（Rajan 和 Zingales，1995）[20]。在研究公司融资决策时，由于金融公司的特殊性，大多学者都把金融公司剔除在样本之外。

[4] 制造业被删去，因为制造业的债务期限均值与混合样本的债务期限均值最接近，同时也为了减缓多重共线性问题。Bradley et al（1984）[4]在他们的行业虚拟变量回归中也是删除了与样本均值最接近的行业。在他们的研究中是删除了造纸业。在本样本数据中，混合样本的债务期限结构（长期债务/总债务）均值为 12.72%，制造业的债务期限结构（长期债务/总债务）的均值为 13.15%。

[5] 宏观经济的冲击和制度环境的变化也可能会对债务期限产生影响，如利息率、通货膨胀、经济周期和需求冲击等观察和不可观察的宏观经济因素，其对所有公司是相同的，但随时间而变化。为了控制宏观经济对债务期限的影响，作者采用年度虚拟变量。

[6] 作者也对其他年度的数据和 1998 至 2004 年 7 年间的混合数据进行 LSD 事后成对比较，获得的结果是相类似的。

参考文献：

[1]Modigliani, F., and Miller, M., The cost of capital, corporation finance and the theory of investment[J]. American Economic Review 58, 1958, 261-297.

[2]Stiglitz, J. E., On the irrelevance of corporate financial policy[J]. The American Review 64, 1974, 851-866.

[3]Myers, S.C., The capital structure puzzles[J]. Journal of Finance 39, 1984, 575-592.

[4]Bradley, M., Jarrell, G.A., and Kim, E. H., On the existence of an optimal capital structure: theory and evidence[J]. Journal of Finance 39, 1984, 857-880.

[5]Barnea, A., Haugen, R. A,. and Senbet, L. W., A rationale for debt maturity structure and call provisions in the agency theoretic framework[J]. Journal of Finance 35, 1980, 1223-1234.

[6]Smith C.W., Investment banking and the capital acquisition process[J]. Journal of Financial Economics 15, 1986,3-29.

[7]Flannery, M., Asymmetric information and risk debt maturity structure choice[J]. Journal of Finance 41, 1986, 18-38.

[8]Barclay, M.J., and Smith, Jr. C.W., The maturity of corporate debt[J]. Journal of Finance 50, 1995, 609-631.

[9]Guedes, J., and Opler, T., The Determinants of the Maturity of Corporate Debt Issues[J]. Journal of Finance 51, 1996, 1809-1833.

[10]Scherr, F. C., and Hulburt, H. M., The debt maturity structure of small firms[J]. Financial Management 30, 2001, 85-111.

[11]Elyasiani, E., Guo, L., and Tang, L., The determinants of debt maturity at issuance: a system-based model[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting 19, 2002, 351-377.

[12]Barclay, M.J., Marx, L., and Smith, Jr. C.W., The joint determination of leverage and maturity[J]. Journal of Corporate Finance 9, 2003, 149-167.

[13]Harwood, E., and Manzon, G. B., Tax clienteles and debt maturity[J]. Journal of the American Taxation Association 22, 2000, 22-39.

[14]Fan, P.H., Titman, S., and Twite, G., An international comparison of capital structure and debt maturity choices[R]. EFA 2003 Conference, 2003.

[15]肖作平，上市公司债务期限结构影响因素分析[J]．证券市场导报，2005，（3）.

[16]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）.