

Michael Peng^a, 蒋东凯^b, 王樱洁^c

预测中国公司债券违约：市场与市场的比较研究 基于会计的模型

摘要本文提供了关于中国市场债券违约的首次实证研究。它克服了现有方法的缺陷，这些缺陷缺乏用于回测的实际默认数据。利用最新可用的债券违约数据，我们分析了各种模型下市场变量对会计变量的作用。尽管我们发现默顿的基于市场的结构模型和KMV的违约距离与精心构建了预测变量的风险模型相比显示出较弱的区分力，但其他市场变量携带了有关债券违约的重要信息，并且可以帮助改进仅包含会计变量的模型。这意味着市场的集体智慧可以以某种方式减轻因误报会计信息而导致的失真。此外，可以通过添加将各个财务指标与更广泛的市场绩效相关联的预测变量来显着改善模型绩效，例如相对利润率（本研究中引入的一种商业环境代理）。我们不仅揭示了中国债券市场的违约行为，而且为改善变量选择过程提供了一种有希望的方法。

关键词债券违约，中国债券违约，破产预测，风险模型，默顿模型，会计变量，Z评分，LASSO回归

JEL分类B41, C58, F65, G15, G17, G32, G33

1 介绍

自2017年末以来，中国是2019年全球第二大债券市场，其违约率一直在显着上升。[2018年4月2日收到的公司债券违约数](#)

^a波士顿咨询集团，美国纽约市哈德逊广场10号，纽约10001

^bwitzcredit Risk Analysis美国宾夕法尼亚州新市镇Milford Court 362

深圳市罗湖区地王大厦深南东路5001号毕马威^c518001回复：

mkpeng2007@gmail.com

案件总数从2017年的10起激增至2018年的47起（见图1），本金总额为1,105亿元人民币。与美国同时发生的贸易争端进一步加剧了人们对经济风险的担忧。

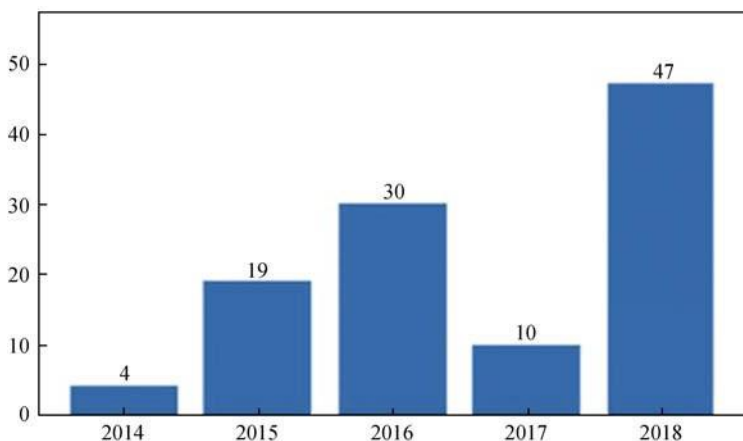


图1按年份划分的中国违约债券数量

资料来源：风。

自2018年以来，公司争相在中国出售新债券。恰逢北京放松金融条件以支撑企业。在一年多的时间里，它已经五次降低了对银行的准备金要求，鼓励它们在早期针对金融风险的运动中放贷更多。尽管中国放宽了货币政策，但中资银行仍不愿放贷。这种僵化使公司进入债券市场。实际上，总发行量在2018年创下历史新高。但是，这种发行热潮主要是由国有企业推动的，而财务状况较弱的私营企业一直在努力筹集资金。在657家债券发行人中，只有78家是私人的。请注意，有明显迹象表明风险定价错误。不确定的经济前景以及一波发行和违约通常会导致投资者在购买债券之前要求溢价。取而代之的是，他们对债券进行了打包，使中国公司的借贷成本降低了。图2说明，五年信用评级为AAA的五年期公司债券的收益率（主要由国有企业持有）已从5.40%（2018年1月2日）降至3.81%（2019年2月2日）。但是，AA¹债务的收益率仅下降了0.05个百分点，至6.87%。

¹此评级等同于中国的“垃圾”债券，而具有这种地位的债务主要由私人公司发行。

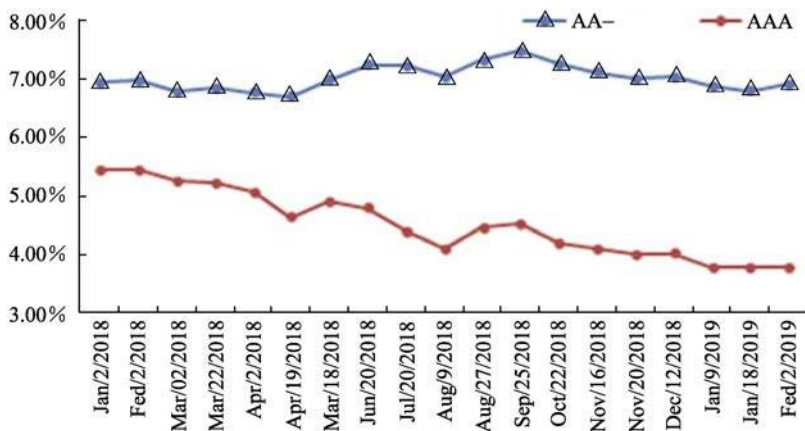


图2中国公司债券收益率：AAA与AA

资料来源：
风。

通常，有三种默认预测的建模方法：（1）基于会计变量的统计模型（包括Altman Z评分模型）；

（2）基于市场的模型，包括从股票市场中提取信用信息的结构模型²（Merton, 1974）和从交易债券的价格中推断违约信息的简化形式模型³；

（3）混合模型（包含上述两种类型的变量）。为了对这些模型进行出色的回顾，Bauer和Agarwal（2014）以及Campbell等人。（2008年）使用1979年至2009年英国的年度数据，对这些方法进行了比较，得出的结论是，危害模型优于其他两个方法，而基于会计的Z评分模型比基于偶然性的方法具有更大的预测能力。Agarwal和Taffler（2008）使用不同的英国数据来源得出了类似的结论。

然而，由于没有经验研究使用实际的违约数据，因此预测中国债券市场的违约率一直是一个挑战。这是

²在Sundaresan（2013）的一篇精彩评论中，可以找到有关默顿的基本假设及其广泛应用的完整描述。

³有关简化形式模型的良好理论综述，请参见例如Jarrow和Protter

(2004)。但是，债券价格在很大程度上取决于西方国家的信用评级，这对于中国的风险而言是一个不太可靠的指标。除了缺乏二级市场流动性的问题外，另一个问题是中国国内评级机构的客观性，这些机构通常是国有的。实际上，超过90%的中国公司债券的评级为AA或更高，并且根据评级进行风险区分并不容易。而且，这些高评级在海外市场未被认可。

这是可以理解的，因为直到2014年年中之前还没有官方的默认事件。缺少默认事件数据不仅使建立包含所有相关风险动因的真实统计模型变得困难，而且使得无法验证任何其他模型，例如Merton的结构模型或简化形式的模型。几乎毫无例外，有关中国上市公司信用风险的文献都使用了一些违约代理。使用最广泛的代理人是特殊待遇（以下简称ST）⁴，这是监管机构指定的除名警告标志（参见Chen和Chu，2014年；Ren和Duan，2011年）。但是，ST不是可靠的默认设置。例如，Cerrato等。（2106）发现，ST和非ST公司之间违约概率的差异在2006年之前更大，但在后来有所缩小。这与经验违约事实不一致。此外，高违约率可能会导致退市，反之亦然。也就是说，默认事件不是将公司退市的独特原因。因此，对经验结果（默认值和默认值后）的观察表明，ST并不重要，从而确认它可能与实际默认值不直接相关。

从理论上讲，基于市场的模型是优越的，因为它可以及时反映出投资者对公司财务和经营状况的集体智慧。但是，实际情况不一定如此，特别是考虑到市场效率的程度。不可否认，基于会计的模型评估公司信用风险的有效性取决于财务报表中所包含信息的质量。出于这个原因，一种模式相对于另一种模式的优势与该国的会计制度和其金融市场的效率密切相关，并且实际上应该是一个经验问题。

通过比较基于中国台湾（相对较成熟和发达的证券市场）与中国大陆（较不发达的市场）的数据得出的结果，Liu等人。（2010年）得出结论，基于市场的模型的表现不佳可以归因于默顿模型中隐含的有效市场假设的无效。此外，至少可以说，二级市场交易通常令人不安。这种低流动性使得投资者要求从交易信息中获取违约信息，从而使简化表格模型无效。据我们所知，Law and Roache（2015）的IMF论文是将默顿的方法与统计模型相结合的最引人注目的著作之一。他们将一组资产负债表变量与隐含违约概率联系起来

⁴当股票标记为ST时，其交易将暂停一个会计年度。

使用增强的默顿模型（带有跳跃成分）从中国股票市场获得收益。

因此，借助最新的债券违约数据，我们将通过评估哪些变量更具预测性，探索最合适，方法合理且经验丰富的方法来预测中国公司债券的违约。将经典风险模型与从股票市场得出违约概率的模型（即默顿的方法）进行了比较。

首先，我们重新估计了几种众所周知的默认预测模型（Campbell等，2008；Jarrow和Protter，2004；Shumway，2001；Zmijewski，1984）。然后，我们用几个变量来测试一些离散的风险模型，这些变量具有一组表征中国发行人和市场特征的变量，包括奥特曼的 $Z^{\text{中国}}$ 得分（用新数据重新估计）和默顿的从中国市场得出的违约距离。特别是，我们评估了IMF论文的判别力，该论文使用默顿的隐含违约概率代替实际违约指标作为因变量。

尽管有数据限制，⁵我们仍然能够将经典模型应用于美国等成熟市场，获得可比的结果（就系数符号，显著性和预测能力而言）。我们发现，使用实际默认事件信息，IMF模型（使用默顿默认的隐含概率作为因变量）在替代规范方面的表现不佳。另一方面，虽然默顿框架下的“违约距离”显示出有限的歧视力，但其他市场变量（如股票收益率和相对市值（请参阅附录中表A1中的RSIZE））的确包含了有关债券违约的宝贵信息并有助于改善在仅具有会计变量的模型上。最后，我们提出的几种模型表现最好，其中许多构造的预测变量在增强预测能力方面都很强大。这些变量包括rela _ margin，该变量将单个公司的盈利能力与行业中位数相关联；nega _ margin，业务条件的代理；并使用实际默认数据重新估算了Altman的中文Z得分。

其余论文的组织方式如下：下一节介绍数据源。在第3节中，我们讨论了经验模型的规范。结果报告在第4节中，涵盖了模型之间的性能比较

⁵默认样本大小仍然较小。尤其是，截至2019年1月，在违约公司中，只有20家是上市公司。

和样本外测试。在第5节中,我们将通过案例研究来证明模型对单个中国公司的违约风险的预测能力。第6节介绍了结论和警告。

2 样品选择和数据描述

2.1 中国的历史默认事件: 简要说明

与债券市场的增长和开放程度相对应的是风险的高涨。从历史上看,债券违约在中国很少见。实际上,不存在对国内发行债券的违约,大多数债券是由大型国有实体(SOE)发行的,并隐含了政府支持的保证。结果,公司债券市场的收益率差给投资者提供了关于公司发行人实际风险的很少信息。私人太阳能电池板制造商Chaori于2014年3月成为第一家违约国内债券的公司之后,情况开始发生变化。在接下来的两年中,又有几家公司违约,推迟付款或重组债务,其中包括几家大型国有企业。到2015年,有19家债券发行人违约,其次是2018年的47家(图1)。根据惠誉国际(Fitch)的评级,更多违约可能发生在2019年。

自2014年第一次违约事件以来,违约的频率一直在迅速增加,违约的部门比以前更多(表1)。统计数据表明,虽然违约行为主要集中在传统周期性行业中,例如钢铁,煤炭和建筑业,但在农业和零售行业中却发现违约事件不断增加。

表1汇总了截至2018年12月31日的默认设置。尽管默认值广泛分布在各个部门中,但大多数发生在传统制造业(主要是钢铁,煤炭和运输业)中。此外,违约公司主要由私人公司组成。此外,国有企业不再无法避免违约,两个中央和六个本地国有企业都表现出违约。

然后,我们按部门对默认公司进行分层(表2)。尽管违约的绝对数量分布不均,但不同部门的违约率大致相当。除了没有违约的金融和公用事业公司以外,违约率的差异在信号位数以内-从建筑中的最低(0.65%),房地产(0.65%)和制造(4.43%)到最高的批发/零售(7.07%)。

预测中国公司债券违约

表1按发行人所有权和行业划分的债券违约分配（截至2018年12月31日）

公司类型 所有权/部门	IT	休闲/交通娱乐/ 旅行	农业/森林/ 渔业	制造商构造	实物批发 房地产和零售	能源 (电/煤气和水)	服务/采矿/金融/ 医疗保健/钢	保险	其他	总				
合资企业	1	0		2	1		1		2	7				
中央国有企业				2	0	1	1	0	2	7				
本地国有企业	2		0	1	0	0	2	0	1	12				
其他国有企业			0		0			0	0	0				
外商独资				0	1	3				5				
坡公司	6	5	3	4	12	6	3	8	7	3	3	15	75	
集体企业	0				1								1	
其他	1	0			0	0		0	0			5	6	
总	10	5	3	5	18	8	3	14	11	3	6	0	27	113

注：（1）国有企业：国有实体；（2）POE：私有实体。

表2按行业划分的违约百分比

部门	运输 它	休闲/ 娱乐/ 旅行	农业/森林/ 渔业	行业/ 制造	施工	房地 产	批发零售	公用事业/服务/能 源保健	采矿/钢 铁	金融/保险	其他		
默认数量	10	4	3	5	17	8	3	14	11	2	6	0	27
总样本	363	121	75	74	384	1,237	464	198	386	239	139	217	3,937
违约百分比	2.75%	3.31%	4.00%	6.76%	4.43%	0.65%	0.65%	7.07%	2.85%	0.84%	4.32%	0.00%	0.69%

注意：此表显示了按行业和发行人所有权类型划分的中国债券违约的二维分布。

2.2 数据来源和实证观察

2.2.1 默认数据

我们从中国官方债券网站 (<http://www.chinabond.com.cn>) 收集了所有默认信息。数据源包含全面的债券交易以及及时更新的默认信息。所有资产负债表数据, 包括总资产, 负债, 利润率和EBITA (利息, 税金和摊销前的收益) 均来自Eastmoney (万维网, Eastmoney.com) 和Wind数据库, 这两种数据源都被广泛使用, 有时被称为“彭博”。我们的数据样本 (包括所有未偿还公开交易债务的公司) 在2018年12月31日之前尚未成熟。其中包括短期债务, 有针对性的工具, 政府机构担保的债务, 中间债务和可转让债务。

我们将中国证监会建议的行业大致分为经济周期性和非经济周期性两类。周期性类别是指随意消费, 材料/商品, 工业和金融, 而非周期性是指主食消费, 能源, 技术, 医疗保健/医疗和公共事业。债券违约前两个报告季度内的数据被排除在外: 因此, 在申请破产的六个月前, 一家公司被视为数据集中的审查对象。例如, 对于一家在2015年5月宣布破产的公司, 我们使用了2014年11月之前的数据来形成预测协变量。基本数据结构是“公司季度”面板。我们预测提前发生违约的概率而不是大多数文献中预测的12个月的主要原因是由于数据限制和上述特殊性—直到2014年都没有违约, 而违约集中在2016年和2018年。如果我们使用企业年结构来预测12个月的违约概率, 那么它不仅会大大减少样本数量, 而且还会扭曲协变量与违约概率之间的因果关系。

2.2.2 资产负债表上的财务数据

会计变量的原始数据是从Eastmoney提供的资产负债表信息中收集的。这些数据经过处理和审核, 使用

Python和SAS程序, 然后进行转换以构造用于模型估计的综合变量。排除以最高或最低1%的任何可变值记录的数据, 以消除异常值。表3a-3d报告了从资产负债表收集的关键数据元素。为了获得关于关键资产负债表变量是否对违约有任何预测影响的嗅觉测试, 我们比较了违约公司(在违约之前的6到12个月)和非违约公司(在给定年份)之间的资产负债表结构(请参见图3a)。

表3a所有变量的统计摘要

变量	定义	N	意思	H.	敏	最高
默认	假;默认值= 1	53,003	0.0028	0.0531	0	1
Ln(年龄)	成立以来的年龄	53,003	2.3825	1.5017	-20.8509	4.2195
Ln(年龄 1)	债务发行后的年龄	52,937	0.5928	0.6785	0	2.7081
<i>d_natured_nature</i>	假;国企= 1	53,003	0.7656	0.4236	0	1
妮塔	净收入/总资产	29,540	0.0353	2.6496	-1.5866	442.3145
TLTA	总负债/总资产	32,588	0.5865	0.3143	-0.6838	34.4318
钙	流动资产/流动 责任	32,166	3.0356	36.6815	-5.1317	5502.99
瓦塔	营运资金/总计 资产	31,482	0.1839	0.3316	-23.0351	1.6808
直的	保留收益/总计 资产	31,482	0.0758	2.3180	-374.9813	5.6829
EBTA	EBITA /总资产	31,482	0.0444	2.5663	-1.0989	442.2621
梅特尔	市值/总负债	31,478	1.3404	21.7029	-6.1361	2248.09
这是	销售额/总资产	31,482	0.2775	0.3871	0	15.9706
<i>z_score</i>	0.517 0.460*tlta + 9.320 *妮塔+ 0.388 *瓦特 + 1,158 *直	20,949	0.7665	28.6782	-432.9218	4123.32
<i>ln_rela_size</i>	大小/同一部门的总大小	33,725	-9.2734	2.1042	-24.4764	-1.8618
<i>rela_margin</i>	保证金/中位数保证金 同一部门	32,062	-23.765	7930.25	-1320805	501680
<i>nega_margin</i>	负数 利润/每年所有样本的 数量	53,003	0.0342	0.0097	0.0216	0.0462

表3b上市公司和非上市公司摘要

	2014 Q4			2015 Q4		
	N	意思	中位数	N	意思	中位数
上市公司						
Ln (年龄1)	664	0.457	0.000	662	0.659	0.693
<i>d_natured_nature</i>	665	0.588	1.000	663	0.590	1.000
妮塔	664	0.034	0.027	659	0.027	0.025
TLTA	664	0.573	0.582	659	0.569	0.578
钙	637	1.518	1.266	631	1.532	1.268
<i>ln_rela_size</i>	664	-9.111	-9.258	659	-9.043	-9.268
<i>rela_margin</i>	633	1.178	1.008	628	0.709	0.971
<i>nega_margin</i>	665	0.028	0.028	663	0.046	0.046
非上市公司						
Ln (年龄1)	2,650	0.445	0.000	2,649	0.679	0.693
<i>d_natured_nature</i>	2,654	0.809	1.000	2,652	0.811	1.000
妮塔	2,385	0.023	0.016	2,209	0.020	0.014
TLTA	2,532	0.562	0.583	2,409	0.575	0.592
钙	2,510	3.996	1.658	2,394	7.368	1.741
<i>ln_rela_size</i>	2,512	-9.739	-9.982	2,388	-9.658	-9.929
<i>rela_margin</i>	2,497	1.220	1.114	2,385	-552.084	1.113
<i>nega_margin</i>	2,654	0.028	0.028	2,652	0.046	0.046

表3c缺省和非缺省公司摘要

	2014 Q4			2015 Q4		
	N	意思	中位数	N	意思	中位数
违约公司						
Ln (年龄1)	40	0.465	0.000	27	0.590	0.693
<i>d_natured_nature</i>	45	0.244	0.000	31	0.226	0.000
妮塔	27	-0.063	0.004	14	-0.088	0.004
TLTA	29	0.746	0.716	14	0.734	0.782
钙	28	1.355	0.981	14	1.268	0.905
<i>ln_rela_size</i>	28	-9.880	-9.451	12	-9.722	-9.181
<i>rela_margin</i>	26	-1.153	0.769	14	-2.901	0.402
<i>nega_margin</i>	45	0.028	0.028	31	0.046	0.046

(未完待续)

(继续)

	2014 Q4			2015 Q4		
	N	意思	中位数	N	意思	中位数
非违约事务所						
Ln (年龄1)	3,274	0.447	0.000	3284	0.676	0.693
<i>d_natured_nature</i>	3,274	0.772	1.000	3284	0.772	1.000
妮塔	3,022	0.026	0.018	2854	0.022	0.016
<i>TLTA</i>	3,167	0.562	0.581	3054	0.573	0.588
钙	3,119	3.514	1.546	3011	6.173	1.600
<i>ln_rela_size</i>	3,148	-9.605	-9.831	3035	-9.524	-9.735
<i>rela_margin</i>	3,104	1.232	1.088	2999	-438.891	1.069
<i>nega_margin</i>	3,274	0.028	0.028	3284	0.046	0.046

表3d默认和非默认公司之间的主要资产负债表结构比较

资产负债表结构	敏	最高	意思	H.	中位数	N
违约前6个月						
钙	0.118084	5.214205	1.253452	1.272727	0.822227	22
<i>TLTA</i>	0.382461	1.622038	0.811966	0.297335	0.786467	22
<i>ULCL</i>	0	1.512728	0.560496	0.440024	0.356235	22
违约前12个月						N
钙	0.516819	4.615355	1.134956	0.82272	1.02046	22
<i>TLTA</i>	0.442075	0.977861	0.750417	0.144855	0.78775	22
<i>ULCL</i>	0.04636	1.96579	0.631429	0.528717	0.419588	22
非违约公司						N
给定年份						
钙	0	5502.987	5.661527	105.9866	1.475042	3,284
<i>TLTA</i>	0	1.034431	0.53311	0.220715	0.569283	3,284
<i>ULCL</i>	-0.00705	0.997615	0.453036	0.226285	0.453699	3,642

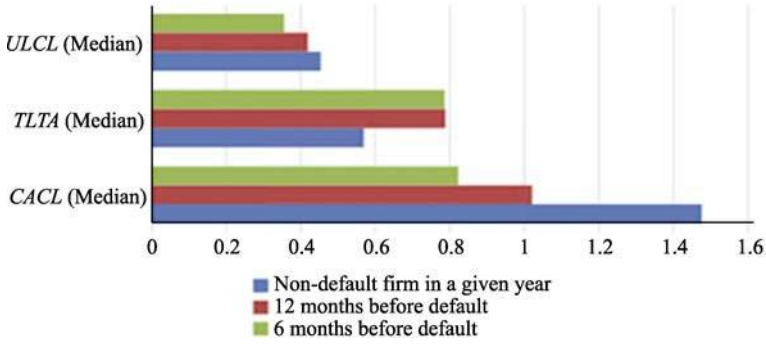


图3a违约公司与非违约公司之间结构比较的资产负债表注意：此图显示了在违约发生前6个月和12个月，违约公司与非违约公司之间的关键余额特征有明显区别，即债务结构，流动性和杠杆率。

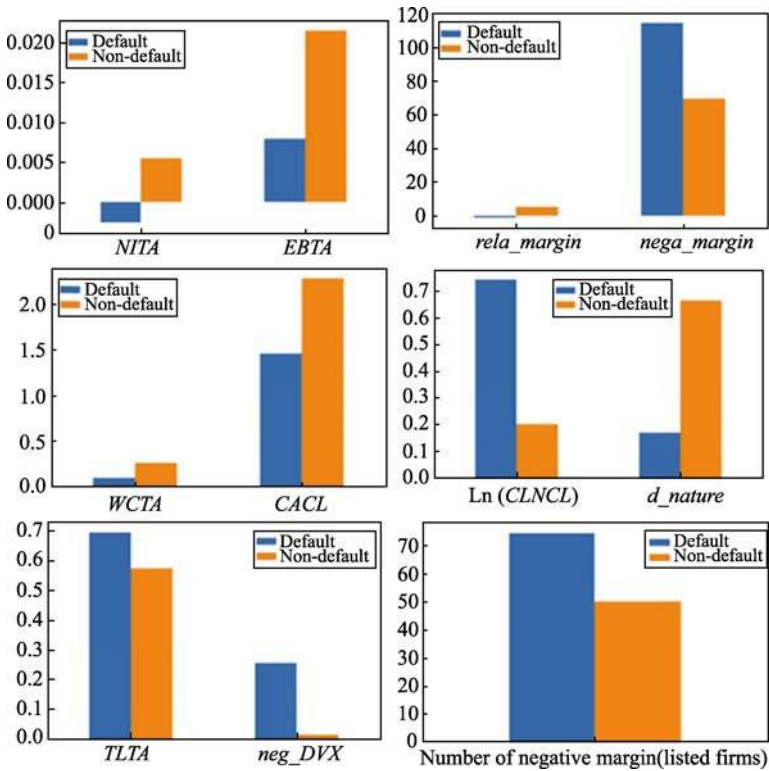


图3b违约公司与非违约公司：关键财务指标的比较注：此图显示了违约公司与非违约公司的非市场相关财务指标的平均值。

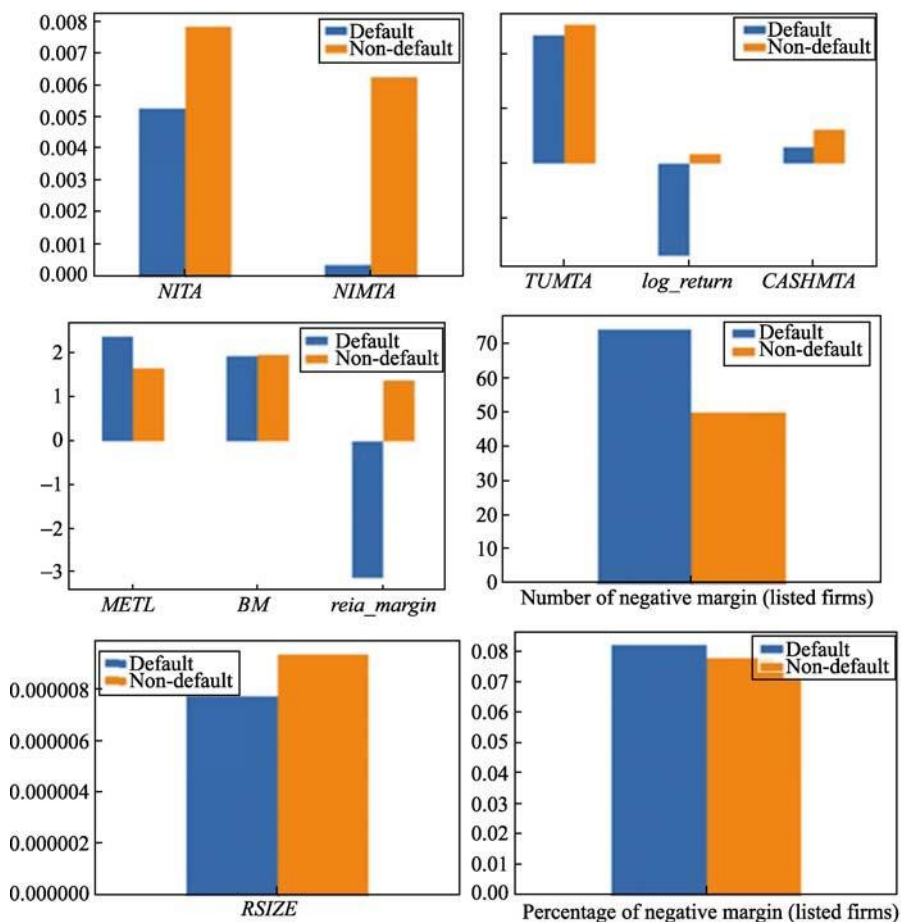


图3c 违约公司与非违约公司：市场相关变量的比较注：此图显示了违约公司与非违约公司的市场相关变量的平均值。

可以进行以下观察：

- 流动资产与流动负债的比率从违约前的12个月下降至违约前的6个月。
- 长期债务与短期债务之比相应缩小。对于非违约公司，流动资产/流动负债（CACL），息税前利润/总资产（EBTA），净收入/总负债（NITA）以及营运资金/总资产（WCTA）均明显更高。给定年份），而不是违约事务所（违约前6到12个月）。

- 违约事务所的总负债超过总资产（TLTA），而短期负债超过长期负债（CLNCL）明显高于非违约事务所。这些见解在直观上都是清晰的，并表明了风险公司与相对健康的公司之间资产负债表结构的差异性。
- 相对利润率（即 $\frac{\text{相对}_\text{保证金}}{\text{公司特定的利润}}$ 相对于非违约企业，违约企业的相对于整个市场的保证金）要低得多（对于完整样本，请参见图3b；对于上市公司样本，请参见图3c），其中违约企业的中位数相对保证金为甚至更糟或负面）。
- 平均而言，在任何给定时期（季度）内，当存在债券违约时，与没有违约的时期相比，亏损公司的数量和比例更高。这与直觉相一致，即当宏观业务状况不太温和时，更可能发生违约。
- 对于上市公司，相对市场规模，股权收益（对数收益），相对保证金，净收入和现金占总资产市值的百分比，对于违约公司而言均低于非违约公司。这些信息直观地支持我们基于资产负债表变量的经验预测模型。

3 经验方法

本节使用实际的债券默认数据描述了我们的计量模型。为了找到一种预测债券违约的方法，我们首先使用与原始模型相同的变量集来估计一些经典的危害模型，然后扩展到我们自己的规范中，其中包含了一些传统上未使用的构造变量。文献。

3.1 型号规格

自从Shumway（2001）的开创性工作以来，危险率建模技术（也称为生存分析）已成为发达市场中公司默认预测的标准方法。

危险率定义为感兴趣事件在特定时间间隔 $(t, t + \Delta t)$ 内发生的条件概率，前提是事件可以存活到时间 t 。遵循标准的生存分析文献（Klein和Moeschberger，

(1997)，我们将破产时间 t_i 的危险率或强度率定义为：

$$\lambda_i(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\text{概率}(t \leq t_i < t + \Delta t | t_i \geq t)}{\Delta t}$$

假设我们收集了N家公司 ($i = 1, \dots, n$) 的总样本数据，这些公司在债券市场上列出了他们的债券。我们的观察周期从采样周期的开始 ($t = 1$) 到结束 ($t = T$) 开始。但是，对任何特定公司*i*的观察都从开始时间 t_i (其首次发行债券的开始) 一直持续到时间 $T_i < T$ ，此时该公司经历了破产 (t_i) 或被审查 (T_i)。审查意味着在时间 T_i 观察到该公司，但在时间 T_{i+1} 观察不到该公司。 T_i 通常是我们采样期间的最后日期。例如，公司可能经历合并并从数据集中消失。在这项研究中，我们忽略了默认值的再次发生，也就是说，当默认值发生时，观察结束了，即使它可以在复发之前治愈。图4直观地描述了此过程。我们将离散时间条件危险率定义为：

$$P_{\text{Default}} = \frac{\text{Prob}[t_i \leq t < t_{i+1} | t_i \leq \min(t-1, T_i)]}{\text{Prob}[t_i \leq t-1, X_i=1]} \quad t_{i+1} \leq t < T_i \quad (1)$$

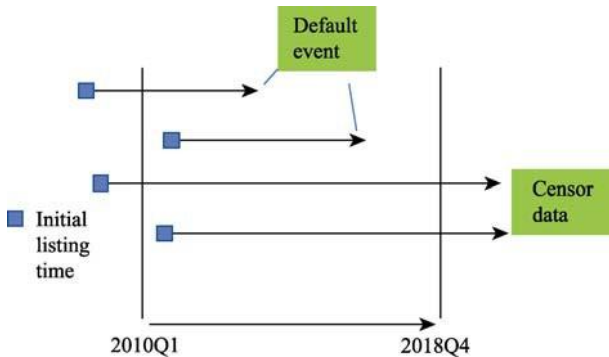


图4 企业在时间t之后的生存

注意：此图说明了我们研究的观察窗口，在该窗口中，债务人可以违约或审查者而无需进一步跟踪（即，不考虑再次发生违约）。

考虑到企业生存到 $t - 1$ 的事实，违约时间的概率发生在时间段 t 和下一个时间段之间（审查时间之前）

具有对应的时间相关属性，其中 X_i 代表离散提供事件发生时间未经审查的随机变量。也是

给定动态属性, 事件在时间t发生的条件概率。根据Chava和Jarrow (2004), 我们定义:

- 该破产时间的积分过程为 N^i (如 $\tau \leq t; 0$ 除此以外); 果为1, 则为1
- 随机时间为 $Y_i = \min(\tau_i, T_i)$ 。

我们通过逻辑链接函数估算了这种可能性:

$$P(\tau_i \leq t) = \frac{\exp(\gamma' X_{i,t} + \beta' Z_{t-\lambda} + \alpha_i + \delta_t)}{1 + \exp(\gamma' X_{i,t} + \beta' Z_{t-\lambda} + \alpha_i + \delta_t)} \quad (4)$$

其中 $X_{i,t}$ 是由k个变量组成的 (k×1) 向量, 该变量特定于公司i和一个滞后周期,

γ 是参数的 (k×1) 向量, $Z_{t-\lambda}$ 是宏变量的 ($\lambda \times \lambda$) 向量一个滞后周期, β 是参数的 (m-1) 向量, D是 (m-1)

与公司所有权类型, 行业,

等等最后, δ_t 是一个时间效应变量, 代表公司i和

i

假设跨公司是独立的。

δ_t

3.2 变量选择

在上面的离散危害模型中选择的解释变量可以分为三类: 企业特定变量, 宏观水平变量以及与(股票)市场相关的变量。我们在模型中包括协变量的基本标准是简约性, 即开发一组解释变量, 这些变量可提供最佳的区分能力而不会过度拟合数据。此外, 选择的变量必须在数值上稳定并且有利于样本外测试。

3.2.1 资产负债表相关的公司特定变量

根据中国证券监督管理委员会的分类, 一般特征包括年龄, 所有权类型的虚拟对象以及行业/行业的虚拟变量。各个特征包括公司规模, 流动性, 盈利能力和相对利润率。

企业规模的度量是企业收入与行业中位数之间的比率, 作为企业规模的度量。相对规模是指公司收入与同一行业内所有公司的总收入之比。之所以选择相对规模, 是因为它反映了公司市场份额的动态状况。如果

公司失去了对同业的竞争力, 这种措施将反映这种趋势, 并且其信用风险将会增加。流动性通过 (1) CACL或流动资产/流动负债, (2) TATL或总资产/总负债以及 (3) CLCNL或短期债务/长期债务来衡量。获利能力的衡量标准为: (1) RETA或未分配利润占总资产的比率; (2) 相对利润率是衡量公司定价能力和实力的关键指标。保证金越低, 公司的定价能力越低。我们使用相对于行业中位数 (rela_margin) 的利润率来衡量企业的竞争力。图5显示, 与非违约公司相比, 违约公司的相对利润率中位数要小得多。总资产的EBIT (EBTA) 和总资产的净收益 (NITA) 是资产回报率的度量。其他计算出的变量包括 (1) Z评分, Z评分是一种广泛使用的指标, 可以区分“不健康”的公司与健康的公司。我们计算了Altman和Sabato (2007) 开发的Z分数的中文版本; (2) $[\ln(1 - RETA)]$, IMF论文用来捕捉正和负保留收益的潜在不对称影响的指标。它是负虚拟变量。

$$\text{负数_DVX} \begin{cases} 1, & \text{如果} \ln(1 - RETA) \text{ 为负 RE为正,} \\ 0 & \text{否则。} \end{cases}$$

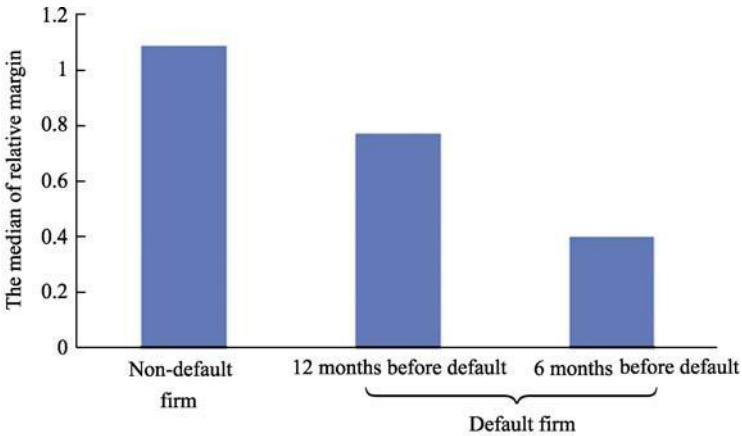


图5违约公司和非违约公司的相对保证金比较注意: 此图突出显示了非违约公司和违约公司之间的相对保证金的差异 (违约前12个月和6个月), 表明这是一个故事违约的预测因子。

预计在我们的设置中，估计系数的符号将为负，即正RE将减少违约的可能性。⁶

3.2.2 Altman Z得分：具有会计变量的企业财务状况的综合度量

奥特曼（1968）的Z评分是企业违约风险的有效判别器。它仍然广泛用于评估美国和其他发达国家的公司财务状况（尽管存在地区差异）。Altman和Sabato（2007）与中国著名研究人员合作，建立了中文版的Z评分，用于诊断中国企业中可能存在的困扰。据我们所知，由于直到最近几年都没有违约发生，所以从未对这种方法进行过实际违约经验的测试（这与学术界几乎不存在基于会计的中国市场模型相同的原因）。为了填补文献中的真空，我们在这里测试了其有效性。我们首先使用Altman的原始系数（以下称为Altman Z^{中国}）计算出中国公司的Altman Z得分，作为财务比率中隐含的违约风险的综合度量。然后，我们使用相同的变量集（以下称为“测试Z得分”）重新估算Z得分（通过线性歧视分析），即总负债/总资产，净利润/总资产，以及未分配利润/总资产。

$$z = 5.77 * tltta - 3.24 * \left(\frac{wc}{\tau\alpha} \right) - 1.05 * nita - 0.2 * reta - 3.24$$

请注意，所有变量均具有正确且可解释的符号（原始Altman Z^{中国}得分中RETA的符号是不直观的。

3.2.3 宏变量

宏观经济环境严重影响违约。宏观变量有很多候选人，例如汇率变化，GDP增长，失业率或全球流动性。鉴于相对较短

⁶此额外变量是为了说明中国的特殊性-样本收益的五分之一左右的保留收益为负。我们独立确认了这一事实。

自第一次实际债券违约以来的一段时间内, 这些变量尚未跨经济周期收集, 因此不够敏感, 无法对中国的季度违约事件产生有意义的影响。因此, 本着模型简约的精神, 我们构造了一个代理来表征债券发行人经营的一般业务条件, 即 *nega_margin*, 它被定义为同一债券在所有发行人中负利润率的公司所占的比例期。数量越少, 信用环境越好。使用此代理作为宏变量是合理的, 因为在经济困境中, 更多的公司将处于亏损状态。由于我们收集的样本在规模, 地理位置, 所有权类型和行业方面涵盖债券发行公司的范围很广, 因此我们假设代理代表了整个经济。

3.2.4 市场变量

对于上市公司, 我们构建了以下股市变量。

- *ME / TL* (市值超过总负债)

这是动态杠杆的度量, 据称市值反映了有关投资者对公司未来自由现金流的预期的最新信息。在此, 比率越大, 企业的杠杆率就越小, 这应对于较小的违约风险。

- 相对回报: *log_return*

相对回报定义为 $\text{rela_return} = R^i / R^{\text{市场}}$, 其中 R^i 和 $R^{\text{市场}}$ 分别代表公司 *i* 和整个市场的季度对数回报。“总体市场”由上海证券交易所指数体现。这是相对于大盘(季度)的风险股权收益的一种度量。布雷格和拉尔夫 (Breig and Ralf, 2009) 总结了四个令人信服的论点, 说明了为什么股本收益率和违约风险呈负相关。在股票市场有效的程度上, 股价包含有关发行人信用质量的某些及时信息。

- 相对市场规模: $\text{RSIZE} = \text{公司的市值}^i / \text{市值}^{\text{中国市场}}$

相对市场规模是衡量公司相对于市值的相对重要性的度量。一般而言, 股票市场估价的相对规模越大, 违约的可能性就越小, 因为其资产的价值高于市场对其负债的估价。如果企业的股权状况很弱,

它的资产价值接近其债务。因此，我们期望此变量为负号。

- 净收入，现金和总负债占市场价格的百分比
总资产

- $NIMTA = \text{净收入} / \text{总资产市值}$ ，
- $CASHMTA = \text{现金} / \text{总资产市值}$ ，
- $TLMTA = \text{总负债} / \text{总资产的市场价值}$ ，

总资产的市值 \approx 股权市值+债务的账面价值。

- 到默认距离

本质上，违约距离是对公司资产价值与债务面值之差的一种度量，并通过公司资产价值的标准差进行标准化。为了实施结构方法，计算遵循Hillegeist等人的方法。（2004年）通过求解两个非线性方程组。

所有关键变量在附录的表A1中列出。

3.3 模型绩效评估

为了评估模型风险分类的性能，我们依靠伪 R^2 和接收者操作特征（ROC）（也被Chava和Jarrow（2004）使用）来衡量模型区分破产者的能力。和非破产公司）。AUROC是ROC曲线下的面积，较大的面积表示该模型正确地预测了更多破产公司可能倒闭。它的值介于0.5（表示无歧视能力）和1（表示对破产或健康公司的完美识别）之间。通常，关于AUROC的值没有黄金定律，尽管0.7到0.8之间的任何数字都是可以接受的，而高于0.8的数字被认为是出色的（Hosmer, Jr. et al., 2013）。

4 结果与分析

4.1 Merton隐含的违约概率与实际违约事件的隐患模型

回想一下，IMF的论文将一组资产负债表（财务比率）与市场隐含的违约概率（从风险中性概率转换为

默认值) 作为逻辑公式中的因变量。为了测试这种方法的有效性, 我们使用了相同的变量集来估计具有上市公司实际违约数据的离散风险模型。结果如图6所示。

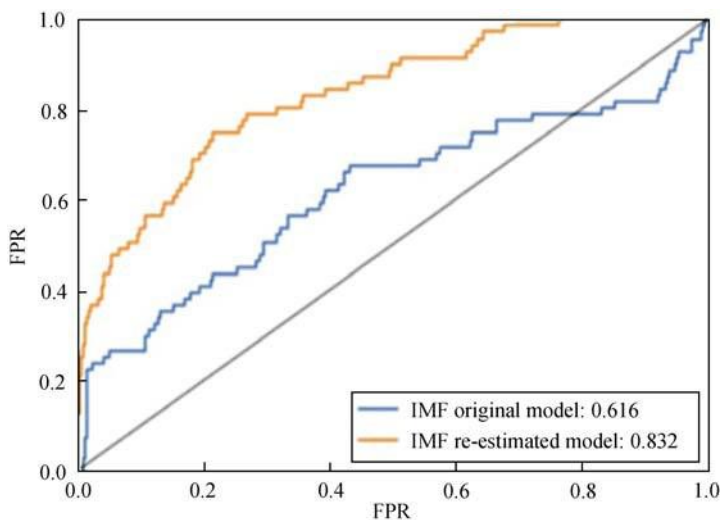


图6原始IMF模型与重新估计的模型之间的性能比较注意: 此图说明了使用实际默认数据估计的, 具有IMF论文中相同变量集的危害模型的改进结果。

结果表明, 就违约概率的预测能力而言, 所有经验模型均优于IMF的默认模型。我们将此模型的弱表现归因于该方法在应用于中国市场时的缺陷。首先, 无论如何, 中国股票市场都被严重高估了, 而且未被观察到的“公司价值”也可能被大大高估。这导致违约的可能性低。其次, 在将风险中性违约调整为实际违约概率时, 将风险中性违约概率拟合为穆迪专有的实际违约率数据库。但是, 该数据库仅包括与中国公司相比在不同经济和法律环境下运营的北美公司。美国和加拿大的破产程序定义明确, 经过经济周期的考验, 很少受到实际或预期的公共部门救助的影响。这些条件还不适用于中国。此外, 为了将风险中性转换为违约的实际概率, 可将

默顿模型被漂移项代替。该漂移项旨在捕获随时间变化的风险价格。它是根据公司的股票价格与市场之间的相关性与事后夏普比率的乘积来计算的。但是，从2008年到2013年，这个比率反直觉接近于零或负。因此，我们使用了“理论上一致的先验”，但是没有详细说明如何做到这一点。最后，虽然默顿的隐含违约概率已转换为经验违约概率，但没有任何违约数据可以验证这些违约概率是否具有判别力。

4.2 使用中国债券违约数据测试经典违约预测模型

为了查看在发达市场上经过良好检验的文献中的经典经验模型是否仍然适用于中国市场，我们重新估算了一些引证良好的预测模型，例如Shumway（2001）和Zmijewski（1984）。一般而言，我们的结果类似于针对美国市场。

如文献中所述，违约的概率与小公司规模，净收入相对于总资产的比率较低，流动资产相对于流动负债的比率较低以及营运资金相对于总资产的比率较低有关。在所有默认预测研究中，Shumway（2001）都是一个里程碑，作者的主要贡献是估计一种危害模型，使他能够使用所有可用信息来确定每个公司在每个时间点的破产风险。这改善了静态logit模型（在他的开创性论文之前），因为它包括所有公司年作为观察值，而不是每个公司仅包括一个公司年。具体来说，作者使用了非金融公司的数据集，该数据集于1962年至1992年之间在纽约证券交易所（NYSE）或美国证券交易所（AMEX）上开始交易。结果数据集包含3,182家公司和39,745家公司年中的300个破产案例。当企业破产时，因变量设置为1，否则设置为0。

我们使用第2.2节中描述的数据集重新估计了Shumway的模型。表4列出了美国公司的Shumway危害模型与我们使用中国数据得出的估计值的比较。

我们的估计具有相同（正确）的符号，并且对于METL和EBTA以及截距，在1%的水平上具有统计学意义。对于WCTA，两者都有相同的正确符号，但是当采用

表4美国公司的Shumway危害模型与使用中国数据进行的重新估计 (p值)

型号/系数	瓦塔	直的	EBTA	梅特尔	这是	年龄	截距
Shumway (2001); 表2 / B组, p. 117	-0.732 (0.577)	-0.818 (0.312)	-0.8946** (0.001)	-0.1712** (0.012)	0.158 (0.446)	0.015 (0.967)	-3.226** (0.001)
重新估算使用 最新默认 数据 (下表9) (此后为PJW)	-4.1566** (0.006)	-9.5814** (0.007)	-22.1791 (0.167)	0.3305** (0.001)	-1.3144 (0.349)	1.252 (0.278)	-8.5281* (0.014)
	都有 正确的标志 但是PJW 模型是 更多 合理的 从p值 透视	都有 正确的标志 但是PJW 模型是 更多 合理的 从p值 透视	都有 正确的标志 但是深道的 模型是 更多 合理的 从p值 透视	两者都是 重大 但 PJW有 错误 标志	两者都是 微不足道 而 j 有错 标志	都 型号是 微不足道	

p-价值观点。对于STA和Ln（年龄），两个估计值均未正确签名或有效。

在Zmijewski（1984）的研究中，包括了三个最常见的决定因素：净收入占总资产，总债务占总资产以及流动资产占流动负债的比率。较高的杠杆率（TLTA）和较低的资产收益率（NITA）与较高的违约概率相关，而流动性（CACL）与违约风险之间的关系在统计上并不显著（如Shumway（2001）的重新估计）。相比之下，我们的结果（表5）表明，当模型中包含上述所有变量时，流动性和资产收益率都具有正确的符号和意义；但是，杠杆（TLTA）没有直观的可解释符号。我们认为，由于TLTA与长期债务/短期债务相关联，因此高TLTA的公司更有可能具有较高的长期债务比率⁷，这可以在一定程度上缓解流动性压力和违约的风险。从经济学上讲，这意味着TLTA和CACL之间存在共线性。⁸从表5中汇总的结果中也可以明显看出，其中NITA和CACL均具有预期的符号，并且在将TLTA从模型规范中删除时非常重要。

表5用上市公司子样本训练的经典模型

变量 斯基	兹米耶夫	Zmijewski_mkt	香威	Shumway_mkt	国际货 币基金 组织	IMF_mkt
截距	-7.3329 (0.011)	-6.7058* (0.027)	-4.8904 (0.076)	-4.9752 (0.086)	-0.314 (0.936)	-1.2042 (0.769)
log_return		-2.7964** (0.000)		-3.0354** (0.000)		-3.4996** (0.000)
CASHMTA		-15.2868* (0.013)		-14.8407* (0.014)		-11.8913 (0.051)
天真_DD天真_DD						

（未完待续）

⁷根据Wind的资产负债表数据，发现TL / TA与长期债务/短期债务之间的相关性在统计上为0.2208（*p* = 0.0002）。违约企业（违约前一年）的长期债务/短期债务中位数比率为0.35，非违约企业为0.45。

⁸发现TL / TA和CA / CL之间的Pearson相关性在-0.16。

(继续)

变量	Zmijewski	Zmijewski_mkt	汇票	Shumway_mkt	IMF	IMF_mkt
尼姆塔		-102.6028**				
		(0.000)				
年龄	-0.4107	-0.1126	-0.0342	0.1798	-0.5288	-0.1709
	(0.616)	(0.907)	(0.971)	(0.852)	(0.620)	(0.873)
TLTA	3.6725	2.7492				
	(0.056)	(0.144)				
钙	-0.0983	-0.0699				
	(0.785)	(0.844)				
妮塔		-64.0792**				
		(0.001)				
瓦塔			-1.8423	-1.1407	-0.822	0.3465
			(0.113)	(0.340)	(0.512)	(0.778)
这是			-1.8815	-1.1594		
			(0.185)	(0.361)		
EBTA			-17.824	-14.9953		
			(0.247)	(0.317)		
直的			-7.5202**	-6.6392		
			(0.004)	(0.071)		
Ln_1-EBTA					-43.88**	-47.82**
					(0.004)	(0.001)
Ln_1-RETA					-4.126	-6.748
					(0.308)	(0.026)
neg_DVX					4.1017**	4.4702**
					(0.000)	(0.000)
Ln_TATL					-3.989**	-4.2483**
					(0.008)	(0.009)
Ln_CLNCL					-0.138	-0.0917
					(0.323)	(0.562)

(未完待续)

(继续)

变量	兹米耶夫斯基	Zmijewski_mkt	香威	Shumway_mkt	国际货币基金组织	IMF_mkt
<i>firm_size</i>					-0.163 (0.071)	-0.0934 (0.247)
<i>AUC</i>	0.52	0.73	0.55	0.76	0.75	0.83
<i>集成电路</i>	275.65	236.69	267.2	227.98	235	218.78

注意：此表报告了从上市公司的子样本中估计的几种经典风险模型的预测能力和系数，这些经典风险模型预测了发达市场（例如美国）的违约。子样本包括相对较少的默认值（18）。对于每种模型，我们首先估计原始版本，然后通过合并与股票市场相关的新变量来扩展模型。将扩展模型的预测能力与原始模型的预测能力进行比较。这表明，尽管“违约距离”（在默顿的框架下）几乎没有预测力，但当上市公司的数据样本相对较小时，会计变量变得无能为力时，某些与股票市场相关的变量确实包含有关违约风险的其他信息。*和**表示在5%和1%水平上的显著性。

(1) 国有企业的作用

给定数据，有趣的是，国有企业不大可能出现违约，如d_nature的负号所示。如果企业为国有，则d_nature的值设置为1。请注意，这一结果与IMF的论文相矛盾，IMF的论文中，地方和中央国有企业的系数具有统计上显著的正号。这意味着国有企业更有可能违约。我们认为，由于以下原因，我们的结果更合理。首先，根据Wang（2013）的经验检验，国有企业的杠杆比率很低。其次，国有企业通常享有资金优势（而私营公司则不然），特别是在因遇险而进行重组时。因此，通常避免全面违约。此外，在中国，国有企业债券被政府普遍认为是完全担保的债券，发行人在遇到财务困境时通常会获得纾困。因此，此类债券的发行收益率可能低于私人公司债券。监管机构于2015年允许这些债券违约，以减轻政府角色扮演的压力，尤其是对国有企业给予不同待遇的地方政府。一些国有企业与地方政府的关系比其他国有企业更紧密。地方政府更倾向于救助他们认为重要的企业，例如那些对就业和税收贡献更大的企业。

我们的发现与新兴市场违约的文献一致。例如, 在约旦的公司违约的类似研究中, Zeitun和Tian (2007) 提出, 政府所有权与公司违约的可能性显着且负相关。⁹

然而, 在Law and Roache (2015) 的论文中, 本地国有企业更容易违约。因此, 我们得出的结论是, 国际货币基金组织文件的结果并不完全令人信服, 并且也与迄今为止的实际默认数据不一致。由于市场参数失真, 可能会产生其结果。首先, 其中之一是放大的波动率。国有企业中的大批股票不交易, 因为它们由政府实体持有。限制股减少了国有企业的流动性, 从而加剧了股票市场的动荡, 进而加剧了资产的动荡。较高的波动率通常会减少模型计算得出的违约距离, 从而导致国有企业违约的可能性更高。¹⁰其次, 我们讨论负债估计中的不确定性。默顿模型的关键参数之一是作为违约障碍的负债账面价值。对于国有企业而言, 真正的负债很难估量, 因为这类企业通常由于与政府的关系而获得软性资金甚至“债务宽恕”。当将默顿模型应用于中国股票市场以建立所有权结构与衍生违约概率之间的因果关系时, 两者的结合可能导致不正确的结论。因此, 据推测有几个关键的解释变量有助于默认设置。

(2) 市场变量的作用

从理论上讲, 期望有见识的投资者通过降低股票价格来降低违约风险, 从而使股票投资收益在市场上表现不佳。具有较高杠杆率的公司 (与较低杠杆率相关联)

⁹他们的论文“所有权是否会影响公司的业绩和约旦的违约风险?”是可在 <http://ro.uow.edu.au/cgi/viewcontent.cgi?article=2516&context=commpapers> 获得

¹⁰从默顿模型的基本版本可以看出:

$$\text{概率 (默认)} = \left(\frac{dd}{L} \right),$$

其中 $\Phi(\cdot)$ 表示累积标准正态分布, dd 表示距离

$$\text{默认值, 定义为: } dd_t = \frac{\ln V_t - (r - \frac{1}{2}\sigma^2)(T-t) - \ln L}{\sigma\sqrt{T-t}}, \text{ 其中 } V_t \text{ 是 (未观察到的)}$$

固定价值和 σ 是公司资产价值的波动性, 遵循几何布朗

处理。L 是企业的总负债。参见, 例如, p. 29, “使用Excel和VBA进行信用风险建模, Gunter Löffler, Peter N. Posch, 2014年。”

股本价值)更可能陷入困境,从而易于违约。此外,如果此估算中包含的所有市场变量都包含了季度会计报告中包含的所有默认信号,则预测应优于基于会计的模型。为了测试这个概念,就像在Shumway (2001)和Jarrow and Protter (2004)中所做的那样,我们用不包含会计变量的规范来估计模型。它们记录在表6中。就ROC曲线(AUC)(0.52)和Akaike信息标准(AIC)(最高)而言,仅具有默认距离的纯模型具有最小的微分能力,尽管符号正确(即否定的)。实际上,即使是具有log_return单变量(AUC = 0.76)的简单模型,其性能也要好得多。标有“dd&return”的模型是一个简单模型,仅包含对数净值回报率和违约距离,但显示出不错的预测能力(AUC为0.79,优于表中的其他选择)。模型2和3不仅包含所有可用的与市场相关的变量,而且还包含业务状况指标(即nega_margin)和相对获利能力度量rela_margin。两者的表现均优于模型1,模型1没有包含这两个附加变量(实际上,模型1具有第二最低的AUC)。

但是,相对资产净值(MV / BV, ME / TA)既不重要,也不正确签名(不包括违约距离的模型2具有预期的MV / BV负号,因此不重要)。这表明股东对公司股权的相对价值对违约风险的辨别力较弱。回想一下,在图3b中,违约公司的平均市账率几乎与非违约公司的相同。因此,股票市场被高估了,这低估了股票持有人的违约风险。有趣的是,这一结果与Campbell等人的研究相吻合。(2008)在美国市场上的工作。坎贝尔等。(2008年)指出,“破产的平均市账率略高”,该变量无足轻重,标志错误。

Law and Roache (2015)使用默顿隐含的违约概率作为因变量,全面研究了中国企业的违约。他们发现市净率很重要,但签署错误。

Cerrato等。(2016年)对中国上市公司违约行为的研究报告指出,市账率是具有预期信号的重要预测指标。但是,其他关键的解释变量(例如NI)既不重要也不具有正确性

表6具有市场变量的危害模型

变量	<i>naive_ddnaï ve_dd</i>	<i>log_return</i>	交回	<i>dd/退货/保证金</i>	<i>dd/return/rela_margin</i>	模型1	模型2	模型3
截距	-6.727** (0)	-7.2959** (0)	-7.2629** (0)	-6.275** (0)	-6.988** (0)	-6.149* (0.043)	-7.2806* (0.023)	-12.9188* (0.005)
<i>naive_dd</i>	-0.0018 (0.681)		-0.0011 (0.728)	-0.001 (0.755)	-0.0011 (0.709)	-0.0004 (0.906)		0.0003 (0.921)
<i>CASHMTA</i>						-15.412* (0.02)	-13.89* (0.03)	-15.30* (0.02)
Ln(年龄)						-0.067 (0.943)	0.1162 (0.908)	1.9219 (0.194)
<i>BM(=MV/BV)</i>						0.038 (0.808)	-0.2365 (0.3)	0.018 (0.937)
尼姆塔						-133.1** (0)	-110.79** (0)	-12.77 (0.817)
特尔姆塔						2.0162 (0.24)	1.9452 (0.26)	2.9153 (0.128)
元						0.311 (0.373)	0.4234 (0.231)	0.7973 (0.203)
<i>log_return</i>		-3.753** (0)	-3.7236** (0)	-3.4902** (0)	-3.4094** (0)		-2.9616** (0)	-3.4848** (0)

(未完待续)

(继续)

变量	naïve_dd		naïve_dd		log_return		dd & return dd /		
<i>nega_margin</i>					-2.5208				-2.066
					(0.652)				(0.715)
<i>rela_margin</i>					-0.2849**		-0.2483*		-0.2408
					(0.008)		(0.033)		(0.194)
<i>AUC</i>	0.52	0.76	0.79	0.71	0.71	0.72	0.62	0.71	0.73
<i>集成电路</i>	283.22	257.4	224.15	259.34	260.07	274.91	259.98	258.66	

注意：表6显示了几种仅包含市场相关变量的选定模型的估计结果和预测能力。这些变量之一是违约距离，这是默顿结构模型框架下计算得出的违约风险指标。该表仅测试市场变量的区分能力，而没有作为辅助的任何会计变量。这些模型是使用上市公司的子样本进行估计的，该样本包括相对较少的违约（总计18个）。p值用括号表示。*和**表示在5%和1%水平上的显著性。每个模型的总体样本外预测能力由表的最后两行列出的AUC和AIC进行评估。

符号, 而总体样本外拟合度很差 ($AUC = 0.67$)。一般而言, 违约公司经常遭受损失, 这些损失会使其权益的账面价值贬值。因此, 市净率增加。另一方面, 投资者知情的违约风险可能会影响股本价值和市账率。最终结果取决于哪一方占优势。在中国市场上, 投资者可能一直处于黑暗之中, 直到最后一刻。

中国公司财务披露的质量有待提高。在这种情况下, 股票市场的集体智慧可能会以某种方式帮助纠正会计变量在发出违约风险时的缺陷。我们稍后将通过案例研究证明这一点。

默顿框架下的违约距离显示出较差的判别能力, 并不意味着市场变量根本没有用。实际上, 鉴于样本量有限, 适当选择的市场变量可以支撑会计变量。可以在表5中看到。对于上市公司, 如果使用资产负债表/会计变量对模型进行训练 (请参见Shumway, 2001; Zmijewski, 1984), 则模型的预测能力会减弱。在这种情况下, AUC 仅为0.55, 这表明该模型并不比随机分类器更好。但是, 当包括几个市场变量, 例如 \log_return 和NIMTA时, 性能会显着提高 (AUC 大于0.70)。

危害模型的结果记录在表7中。我们认为以下几点很重要:

- 对于原始的Zmijewski模型, TLTA和CACL会显示错误的符号, 但是扩展版本 (带有 $rela_margin$ 和 $nega-margin$) 解决了该问题并提高了模型性能 (AUC 从0.69增至0.82)。NITA的费用签错了, 但微不足道。
- 对于原始的Shumway模型和扩展版本, 都可以正常工作。资本和息税前利润在总资产 (WCTA, EBTA) 中所占的百分比已正确签署且具有重大意义, 但STA和RETA则未正确签署。但是, 扩展版本大大提高了模型性能 (AUC 从0.65增至0.81)。
- 由于自变量表现出良好的样本外性能 (AUC 高于0.80), 因此使用实际默认值重新评估的原始IMF模型比默顿模型隐含了默认概率。除了

两个对数转换变量（1 EBTA）和（1 RETA）的符号不正确。在差异版本中删除对数转换后，便可以解决此问题。

- 保留收益的负数（neg_DVX）具有正确的符号且意义重大。
- 当一家公司记录利润时，该利润的金额（不向股东支付任何股息）记录在留存收益中，该收益为权益账户。损失也记录在留存收益中。如果亏损额超过先前在保留收益帐户中记录为初始保留收益的利润，则称一家公司的负保留收益为负。如果获利的公司分配的股息总计大于自公司成立以来的总收益，则可能会产生负保留利润。留存收益为负数的公司数量比例过高（对于倾向于违约的公司（占样本人口的3%），这一比例为23%）。负留存收益在留存收益帐户中显示为借方余额，而不是在通常对有利润的公司显示的贷方余额中。在公司的资产负债表上，负保留利润通常在一个单独的行项目中描述为“累计赤字”。实际上，用于标记未分配利润负数的变量neg_DVX显示正确的符号并且很重要。
- 相对获利代理（rela_margin）和业务条件代理（nega_margin）在所有模型规范中都很重要且已正确签名，所有权自然标志d_nature也是如此。

根据 Hardle 和 Prastyo（2103），我们采用统一的正则化方法（LASSO），以logit作为基础模型。这将同时选择默认的预测变量并优化模型中的所有参数。LASSO是用于同时估计和变量选择的正则化技术，目前已广泛用于机器学习算法中的模型选择。最近已将其引入公司破产预测中（请参见Tian等，2015），以讨论LASSO回归在改善样本内和样本外绩效方面的优势。使用K折交叉验证来验证这些模型。

表7使用会计和宏变量对全部样本进行估算的危害模型

变量	兹米耶夫斯基 与宏 兹米耶夫斯基和相对 余量 变量		香威 与宏观IMF与中国IMF与宏观 相对默认型号 余量		变量	IMF模型	IMF模型	我们的建议 最好的 表演 模型	
	Shumway &	相对	相对	默认		变体1	变化2		
截距	-10.45** (0.00)	-8.78** (0.00)	-6.91** (0.00)	-6.87** (0.00)	-0.91 (0.57)	-2.68 (0.11)	-2.05 (0.18)	-2.94* (0.05)	-7.28** (0.00)
<i>d_natured_nature</i>		-2.29** (0.00)		-2.21** (0.00)		-2.14** (0.00)		-2.35** (0.00)	-2.32** (0.00)
<i>firm_size</i>		0.00 (0.67)		0.00 (0.96)	-0.01 (0.40)	0.00 (0.85)	-0.01 (0.57)	0.00 (0.86)	
<i>nega_margin</i>		4.27* (0.03)		1.41 (0.46)		3.03 (0.14)		2.56 (0.21)	5.22* (0.01)
<i>rela_margin</i>		-0.46** (0.00)		-0.57** (0.00)		-0.69** (0.00)		-0.45** (0.00)	-0.46** (0.00)
Ln (年龄)	0.56 (0.09)	0.45 (0.21)	0.62 (0.07)	0.43 (0.24)	0.31 (0.37)	0.36 (0.34)	0.30 (0.39)	0.37 (0.32)	
<i>TLTA</i>	-18.27** (0.00)	4.32** (0.00)							1.07 (0.42)
钙	5.92* (0.02)	-0.14 (0.37)							

(未完待续)

(继续)

变量 斯基	兹米耶夫	Zmijewski 具有宏和 相对边距 变量	香威	香威 宏IMF的 型 余量	中国IMF以及宏和相对默认模 变量	IMF模型 变体1	IMF模型 变化2	我们建议的 最佳表现模 型	
妮塔	-0.37* (0.05)	8.04 (0.28)						-149.17 (0.00)	
瓦塔			-3.60** (0.00)	-2.82** (0.00)	-1.94** (0.01)	-1.76* (0.03)	-2.01** (0.00)	-2.40** (0.00)	-1.58* (0.04)
这是			0.51* (0.02)	0.24 (0.40)					
EBTA			-21.00** (0.00)	-6.30* (0.05)			-16.03** (0.00)	-7.94* (0.04)	
直的			2.53 (0.18)	6.99** (0.01)			11.08** (0.00)	10.64** (0.00)	
Ln_1-EBTA					-1.21 (0.89)	-45.34** (0.00)			-180.79** 0.00
Ln_1-RETA					-10.52** (0.00)	-10.71** (0.00)			
neg_DVX					3.74** (0.00)	4.05** (0.00)	3.52** (0.00)	3.76** (0.00)	2.97** (0.00)

(未完待续)

(继续)

变量	Zmijewski 与宏 香威 变量			香威 与宏观 和相对 余量	与中国 默认模型	与宏观 变量	IMF模型 变体1	IMF模型 变化2	我们建议的 最好的 表演 模型
<i>Ln_TATL</i>				-4.76**	-3.33**	-3.63**	-2.57**		
				(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)		
<i>Ln_CLNCL</i>				0.26	0.06	0.31*	0.001		
				(0.06)	(0.68)	(0.02)	(0.98)		
<i>AUC</i>	0.69	0.82	0.65	0.81	0.80	0.87	0.78	0.86	0.91
集成电路	910.87	800.29	925.65	800.52	831.31	705.27	838.56	739.06	659.25

注意：此表报告了几种经典模型（包括专门为中国市场开发的IMF模型）的估计结果（以及样本外性能）。这些模型将使用完整的数据样本进行重新估算。对于每个模型，我们首先仅使用会计变量来估计原始版本，然后通过合并我们认为可用于预测债券违约的两个附加变量来扩展模型：*rela_margin*，衡量公司相对于整体市场的获利能力，以及负利润，以该季度亏损的公司的比例来衡量。将扩展模型的预测能力与原始模型的预测能力进行比较。这表明，尽管“违约距离”（在默顿的框架下）提供了很少的预测能力，但当会计变量因以下数据的小数据样本而变得无能为力时，与股票市场相关的某些变量确实包含有关预测债券违约的其他信息。上市公司。*和**表示在5%和1%水平上的显著性。

所选变量的系数记录在表8中。这些模型的特征在于：（1）通过AUC测得的良好样本外性能（大多数大于80%）；（2）几乎所有系数都是有效的，只有一个例外。（3）系数具有正确的符号。

表8通过套索回归过程选择的最佳表现模型

	M1: 混合动力 M6: 有 模型 曼训练有素 列出的样本	M2: 训练有素的 充满 样品	M3: 训练有素的 与列出 样品	M4: 训练有素的 充满 样品	M5: 有- 估计的Z 包括在内	奥特 Z ^{中国} 包括在 内
截距	-14.8723** (0)	-7.28* (0)	-8.22** (0)	-6.7107 (0)	-2.5719 (0.078)	-4.699 (0.001)
瓦塔	-4.4139* (0.022)	-1.577* (0.041)	-1.9634 (0.214)	-1.7438* (0.015)		
rela_margin	-0.5734** (0.003)	-0.455** (0)	-0.2595* (0.029)	-0.4124** (0)	-0.221** (0.00012)	-0.21** (0.00015)
息税前利润			7.2082 (0.653)	-9.22 (0.257)		
Ln_I-EBTA	-285.037** (0)	-180.8** (0)				
特尔姆塔	5.3068** (0.005)		0.6837 (0.645)			
尼姆塔	-308.8708** (0)		-23.0674 (0.758)			
CASHMTA	-16.1289* (0.029)		-13.1437 (0.065)			
log_return	-3.8939** (0)		-3.3969** (0)			
ln_rela_size	-0.6076* (0.011)		-0.3747 (0.064)		0.0025 (0.983)	-0.1904 (0.091)
neg_DVX		2.9728 (0)		2.6944 (0)		
d_natured_nature		-2.317** (0)		-2.6292** (0)	-2.2128** (0.0002)	-2.487** (0.00036)
nega_margin		5.2187** (0.01)		3.0829 (0.145)	0.0085** (0.00017)	0.01** (0.0027)
TLTA		1.0748 (0.422)		3.2245** (0.008)		

(未完待续)

(继续)

	M1: 使用列出的样本训练的混合模型	M2: 接受完整样本训练	M3: 训练有列出的样本	M4: 接受完整样本训练	M5: 包含重新估算的Z	M6: 包括奥特曼 ^{中国}
妮塔		-149.2** (0)		27.409* (0.033)		
他(angel)					-0.1134 (0.493)	-0.1194 (0.464)
Ln(年龄)					0.2788 (0.493)	0.4098 (0.246)
重新估算Z					-0.6793** (0.0003)	
奥特曼 ^{中国}						-1.79** (0.001)
AUC	0.856	0.91	0.75	0.84	0.87	0.838

注意: 此表采用了针对上市公司的子样本和完整样本的最佳模型变量。它报告了它们的统计意义和预测能力。因变量是债券官方默认值。通过拉索回归通过最优过程选择解释变量。p值在括号中报告。*和**表示在5%和1%水平上的显著性。

前两个模型具有最佳的样本外预测能力。除ln(1-EBTA)外,所有系数均已正确签名且具有统计意义。此外,表8报告说,营运资本占总资产的百分比(WCTA),相对获利能力度量(rela_margin)和log_return都具有重要意义,并且在所有最佳模型中都有正确的符号,包括Altman的原始中文Z得分和我们的重新估算Z得分(使用相同的变量)。就用AUC进行的样本外预测能力衡量而言,用上市公司的子样本训练的模型与用完整样本训练的模型相比表现差。这是可以理解的,因为相对较少的上市公司经历了债券违约,并且估计结果可能并不可靠。正如我们在表5中所证明的那样,市场变量的确会为会计能力增加信息价值,除会计变量外,假设仅包含会计变量但受上市公司子样本训练的模型的效果会更差。

(3) 企业规模的作用

关于公司规模的作用，我们的结果与其他研究不完全一致，例如Ohlson（1980），其中公司违约与较小的公司规模有关。在我们的案例中，以收入衡量的公司规模是错误的，或者是微不足道的。

(4) 流动性

在Shumway（2001）和Zmijewski（1984）中，TLTA和CACL都包括在内。虽然获得了系数的预期符号（对于TLTA为正，对于CACL为负），但CACL无关紧要（Shumway，2001年）。

(5) 年龄

我们的估计结果表明，按年龄（定义为自公司成立以来的月数）衡量的老公司具有更高的违约倾向，这一点在所有规格中 \ln （年龄）的正向和显着迹象中得到了证明。此结果与Shumway（2001）的危害模型估计，Jarrow and Protter（2004）的重新估计，Zmijewski（1984）和Altman（1968）的Z评分变量集（使用1962-1999年美国数据）相一致。

我们注意到，该变量的结果也与IMF模型一致，IMF模型是唯一一个包含具有统计意义的年龄系数的模型（表8中的M5）。此外，该符号为正，反映为市场隐含违约概率的汇总回归。即使在有或没有国有企业的情况下进行回归分析，其符号和显着性仍然保持稳健。

4.3 测试Altman的中文Z得分

除了我们建议的公司特定变量和宏观变量之外，我们还包括Z得分，以及Altman和Sabato（2007）中公式（4.3）的系数。这成为企业财务状况的综合指标，取代了用于计算Z得分的关键财务比率。

我们的测试结果（表8）显示，Altman的 $Z^{\text{中国}}$ 评分具有适当的负号，具有统计学上的显着预测能力（ p 值 <0.001 ），这意味着更高的评分将降低违约概率。我们还测试了模型规范，其中Z得分与不是Z得分成分的其他变量一起使用。我们发现它们很重要，并且符合预期的征兆。

具体而言, 公司的相对规模 ($\ln(\text{rela_size})$) 和相对利润率 (rela_margin) 以及整个样本中亏损的公司的比例 (nega_margin) 作为宏观商业环境度量, 在统计上是有意义的, 并且在经济上具有直观性标志。也就是说, 负号表示它们对违约概率的反向影响, 而正号 (例如 nega_margin 的系数) 表示相反的含义。Ceteris paribus, 负保证金的比例越高, 公司违约的可能性就越大。

其他两个公司特定变量, 年龄 ($\ln(\text{age1})$) 和国有企业所有权假人 (d_nature) 也很重要, 并显示了预期的迹象, 这表明违约的可能性随公司年龄的增加而增加, 而国有企业不太可能出现违约。

ROC测得的样本外性能为85.4% (见图7b)。

因此, 我们得出结论, 奥特曼的中文版Z分数以及其他建议的变量具有有意义的预测能力。

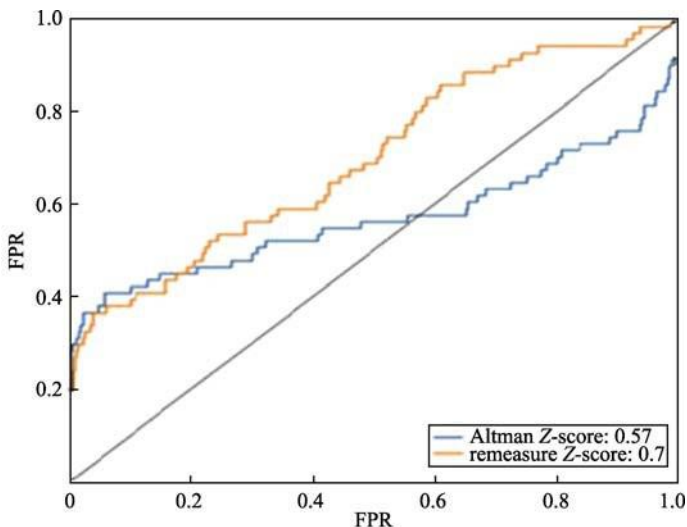


图7a仅Z得分的危害模型 (单变量Logit)

4.4 样本外测试

为了测试模型的样本外性能, 我们执行了k倍交叉验证。这测试了模型预测在以下情况下未使用的新数据的能力:

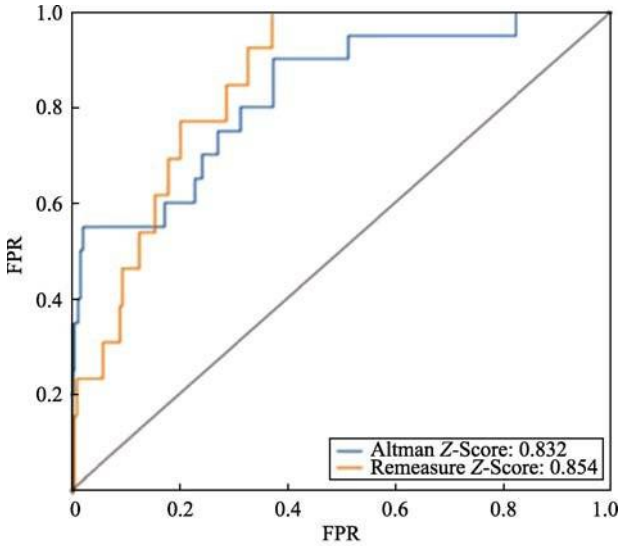


图7b仅具有Z得分和其他预测因子的危险模型（请参阅表8中的模型M5和M6）

注意：这些图显示了仅具有Z得分的模型（7b）和具有Z得分以及其他变量的模型（7b）的性能。因此比较了Altman Z^{中国}得分和重新估计的Z得分。

估计。因此，交叉验证使我们能够标记出过度拟合或选择偏倚等问题。¹¹

我们首先将训练数据集分为五个部分。对于给定的超参数设置，每个折叠轮流作为保持验证设置。我们在四个折痕的其余部分训练了危害模型，并在伸出的折痕上进行了测量。总体表现被视为所有五折的平均表现。我们对所有需要评估的超参数设置重复此过程，然后选择具有最高五倍平均值的超参数。

¹¹在k倍交叉验证中，原始样本被随机分为k个相等大小的子样本。在k个子样本中，保留了一个子样本作为用于测试模型的验证数据，其余的k-1个子样本用作训练数据。然后，将交叉验证过程重复k次，每个k个子样本恰好使用一次作为验证数据。然后可以将k个结果取平均值以产生单个估计。与重复随机子采样（参见下文）相比，此方法的优势在于，所有观测值均用于训练和验证，每个观测值仅用于验证一次。

存在与 k 的选择相关的偏差方差折衷。给定我们有限的默认数据集, 我们为整体数据集选择 $k = 5$, 为上市公司选择 $k = 3$, 因为此参数凭经验得出的测试错误率估计值既不会遭受过高的偏见, 也不会遭受高的方差。尽管我们无法使用 $k = 10$ 来测试模型性能, 但是我们随机分割了总体数据, 并进行了三遍以上的 k 倍交叉验证。表6-8中报告的所有我们的性能指标 (AUC) 都是该样本外测试产生的平均结果。

5 案例分析

通过上面讨论的一般结果, 我们现在提供案例研究, 以具体演示该模型对单个公司的绩效。因此, 我们强调了我们提出的方法与国际货币基金组织论文所代表的先前占主导地位的方法之间的差异。我们比较了由不同模型估算的违约概率的时间序列, 并分析了实际违约事件对预测的支持程度。所有案例都包括样本外公司。

该公司表示, 由于流动性紧缩, 总部位于江苏省的康德信复合材料集团有限公司 (KDX) 未能支付1月15日到期的人民币10亿元 (合1.48亿美元) 的本地票据。但据监管文件显示, 截至2018年9月底, 其拥有的现金及现金等价物为人民币154亿元, 是其短期债务总额的两倍以上。

KDX在商业票据到期日之前不久向Fitch确认, 其持有的可变现现金“足以履行义务”。但是, 突然的违约使人们对报告的现金余额的实际可用性和金额提出了质疑。如图8所示, 该公司在2017年第二季度 (2017年第二季度) 之前保持稳定, 其相对市值 (RSIZE) 和市值/账面价值 (BM) 均自2016年中以来稳步上升, 并在2017年中达到顶峰。在这一点上, 它们串联下降直到2018年第二季度, 当时该模型预测出现违约激增的惊人可能性, 暗示着一定的违约。

为了测试我们的模型是否可以捕获这种突然违约的风险, 我们采用了最佳模型之一, 表8中的M1, 以发现比违约还早得多的警告信号。

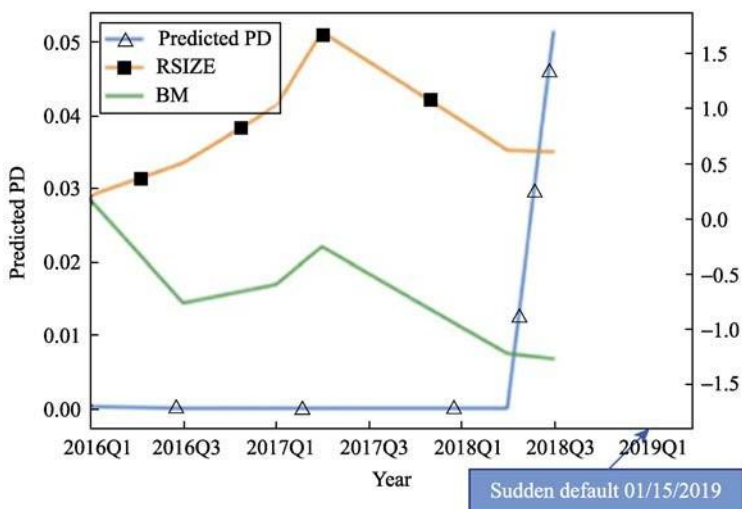


图8 KDX：预测的PD和相对市值的趋势

注意：该图显示了相对市值的趋势以及违约之前违约概率的突然上升。

自2017年中以来，KDX的股票一直处于下降趋势。如图9所示，该模型在突然违约之前预先发出了两个季度（2018Q2）的信号，表明违约风险已急剧增加，因为此后的违约的预测概率突然飙升。该公司的市值从2017年第三季度（第三季度）开始下降（此前该公司报告的利润率低于预期）（图9）。因此，预测违约概率的上升实际上是由一些关键预测变量在违约之前的移动所驱动的。例如，这表明观察到在违约发生前几个季度，营运资金占总资产（WCTA）的百分比急剧下降。但是，在同一时期内，总负债（TLMTA）迅速上升。相对净资产收益率（log_return）在违约前几个季度下降。

总而言之，使用所有可用的实际违约数据构建的多元风险模型具有足够的识别能力，可以在发行人违约（突然）违约之前发送警报信号。在某种程度上，它可以克服单个数据元素的不可靠性-在这种情况下，可以是报告默认值之前的大量现金。但是，默认序列的预测概率显示出突然的跳跃而不是逐渐变化。这很可能是因为使用样本训练了模型

上市公司的数量, 其中包括相对较少的带标签的观察值 (即违约)。

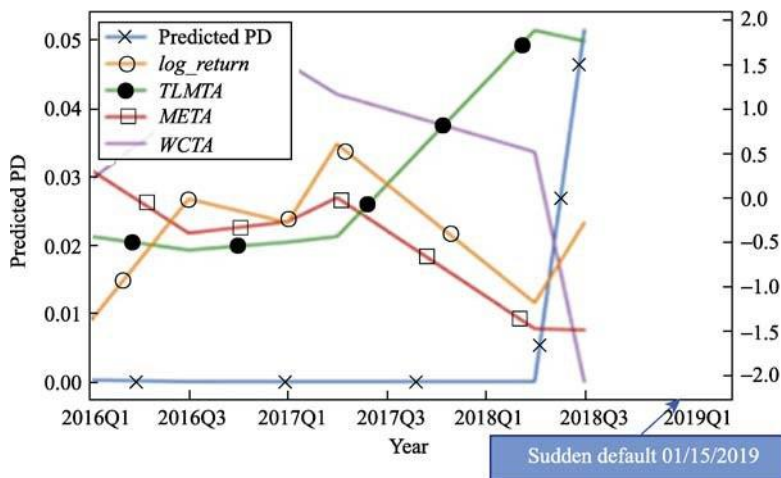


图9 KDX: 推动预测PD峰值的关键变量

注意: $RSIZE$ = 公司的市值/超过所有债券发行人的市值; BM = 股票市场价值/股票账面价值。此图显示多个预测变量 (\log_return , $WCTA$, $TLMTA$ 和 $META$) 的移动指示存在违约迹象。

6 结论和警告

6.1 结论

为了找到使用实际违约数据预测中国债券违约的更有效方法, 我们通过评估市场变量和会计变量的作用, 对替代模型进行了经验研究。

我们发现, 尽管默顿基于市场的结构模型具有理论上的吸引力, 但与包括精心构造的预测因子的危险模型相比, KMV 的“违约距离”仍显示出低劣的辨别力。样本外测试表明, 其他市场变量 (例如相对收益率和相对市值) 具有有关债券违约的重要信息, 并且可以仅使用会计变量来改进模型。这意味着市场的集体智慧可以以某种方式缓解某些会计信息被误报的情况。

默顿模型仅在效率假设下考虑公司特定的风险因素。实际上，股票价格的不确定性是公司特定因素和市场相关因素共同作用的结果。这解释了为什么可以通过添加将各个财务指标与更广泛的市场表现联系起来的预测变量来显着改善模型表现，例如相对利润率，业务环境代理和相对市值。因此，夸大地说中国股票市场效率太低而无法帮助预测违约风险，这是一个夸大的说法。因此，市场变量抵消了误报的会计信息的影响。特别是，在没有相对收益率和相对规模作为预测变量的一部分（它们在统计上均有效且正确签名）的情况下，预测将无法令人满意。因此，我们为有关新兴市场债券违约预测的文献做出了贡献。就我们所知，这是第一项使用最新实际违约数据（截至2019年第一季度）的实证研究。我们重新估计了几种经典的默认预测模型，并将结果与发达市场的结果进行了比较。对于诸如中国这样的新兴市场，研究了基于会计的模型和基于默顿市场的模型的预测能力。第三，我们的变量选择过程（包括LASSO回归）使我们能够识别一些以前从未用新数据进行过测试的健壮且重要的预测变量，包括 `rela_margin`，`nega_margin`（请参阅附录中的表A1）和重新估计了Altman $Z^{\text{中国}}$ 系数。

我们的分析不仅揭示了中国债券市场的违约行为和可预测性，而且为改善变量选择过程提供了一种有前途的方法。我们相信我们的做法将使未来的研究受益，因为中国债券市场将继续以更复杂的市场机制进行扩张，因为鼓励公司发行债券符合政府增加资本市场直接融资份额的长期目标。

6.2 注意事项

但是，我们认识到这项研究的局限性。首先，尽管违约公司的样本规模足够进行有意义的实证研究，但违约仍然是相对罕见的事件（考虑总样本规模）。因此，存在样本偏差风险。其次，我们不考虑相关或

在我们的模型中再次出现默认值。实际上，企业在重组后通常会多次违约，因此违约事件可能会相互关联。在这种情况下，应考虑脆弱的模型。第三，我们预测未来两个报告季-更长的预测期将更具挑战性，并带来更多的模型不确定性。第四，还有其他可能影响违约的制度因素。但是，到目前为止，找到一个代理来衡量这些特征一直是站不住脚的。

致谢我们要感谢Thomas Jefferson大学的Jun He博士在稿件准备方面的协助。

参考文献

- Agarwal V, Taffler R (2008).比较基于市场和基于会计的破产预测模型的性能。银行与金融杂志, 32 (8): 1541-1551 doi: 10.1016/j.jbankfin.2007.07.014
- 奥特曼·EI(1968)。财务比率, 判别分析和公司破产的预测。金融杂志, 23 (4): 589-609 doi: 10.1111/j.1540-6261.1968.tb00843.x Altman EI, Sabato G (2007年)。中小企业信用风险建模: 来自美国市场的证据。算盘, 43, 332-357 doi: 10.1111/j.1467-6281.2007.00234.x
- 鲍尔J, 阿加瓦尔五世 (2014)。危害模型是否优于传统的破产预测方法? 全面测试。银行与金融杂志, 40, 432-442 doi: 10.1016/j.jbankfin.2013.12.013
- Breig C, Ralf E (2009).违约风险和股权收益: 基于银行的德国和美国金融体系的比较。慕尼黑大学工商管理学院的管理论文10978
- 坎贝尔JY, 希尔斯J, Szilagyi J (2008)。寻找遇险风险。金融杂志, 63 (6): 2899-2939 doi: 10.1111/j.1540-6261.2008.01416.x
- Cerrato m, Kim m, Zhang b, Zhang x(2016)回顾中国的企业违约风险。格拉斯哥大学亚当·史密斯商学院的工作论文
- Chava S, Jarrow RA (2004).具有行业影响的破产预测。金融评论, 8 (4): 537-569 doi: 10.1093/rof/8.4.537
- 陈Y, 朱国 (2014)。基于KMV模型的违约风险估计-一项针对中国房地产公司的实证研究。金融风险管理杂志, 3 (2): 40-49 doi: 10.4236/jfrm.2014.32005
- Hardle WK, Prastyo D (2013).基于预测的东南亚行业风险计算。SFB 649讨论文件, 柏林经济风险, 2013-037年Hillegeist SA, 基廷 (Keating) EK, Cram DP, 伦德施泰特 (Lundstedt KG) (2004)。评估发生的可能性破产。会计研究评论, 9 (1), 5-34 doi: 10.1023/B: RAST.0000013627。

90884.b7

- 小Hosmer DW, Lemeshow S, Sturdivant RX (2013). 应用逻辑回归, 第三版。新泽西州新泽西州: 约翰·威利父子
- Jarrow RA, Protter P (2004). 结构模型与简化模型: 基于信息的新视角。投资管理杂志, 2 (2): doi: 10.1002 / 9781119201892.ch6
- Klein JP, Moeschberger ML (1997). 生存分析: 用于删减数据的技术。纽约, 纽约: 施普林格
- Roache SK 律师D(2015)。中国企业的违约风险: 成败的原因? 国际货币基金组织未发表的工作文件
- 刘美, 常德, 李华 (2010)。基于市场的方法相对于会计变量的默认预测能力-台湾和中国大陆的证据。在12月10日至11日的国际金融会议上发表的论文
- 默顿 (1974)。关于公司债务的定价: 利率的风险结构。金融杂志, 29 (2): 449-470
- 奥尔森 (1980)。财务比率和破产的概率预测。会计研究杂志, 18 (1): 109-131
doi: 10.2307 / 2490395
- 任J, 段SB (2011)。使用KMV评估中国上市公司在能源行业的违约风险。瑞典隆德大学经济学院硕士论文
- Shumway T (2001). 更准确地预测破产: 一个简单的危害模型。商业杂志, 74 (1): 101-124 doi: 10.1086 / 209665
- Sundaresan S (2013). 默顿关于公司资本结构模型及其广泛应用的回顾。金融经济学年度评论, 5 (1): 21-41 doi: 10.1146 / annurevfinancial-110112-120923
- 田S, 于Y, 郭辉 (2015)。变量选择和公司破产预测。银行与金融杂志, 52: 89-100
doi: 10.1016 / j.jbankfin.2014.12.003
- 王Z (2013)。最优资本结构: 国有企业与私有上市公司的案例。
中国管理研究, 7 (4): 604-616 doi: 10.1108 / CMS-09-2013-0169
- Zeitun R, Tian G (2007). 所有权是否会影晌公司的业绩和约旦的违约风险? 澳大利亚卧龙岗大学未发表的工作论文
- Zmijewski M (1984). 与财务困境预测模型的估计有关的方法论问题。会计研究杂志, 22: 59-82 doi: 10.2307 / 2490859

附录

表A1关键变量的定义

Z^{FM}	$z = 0.517 - 0.460 * tlta + 9.320 * 妮塔 + 0.388 * WCTA + 1.158 * RETA$ 日志	Log_return	两个月的平均日志返回
<i>BM</i>	权益市场价值/权益账面价值	元	权益/总资产的市场价值
<i>钙</i>	流动资产/流动负债	梅特尔	市值/总负债
<i>CASHMTA</i>	现金/总资产市值	梅赛尔	市值/总销售额
<i>d_natured_nature</i>	虚拟的国家所有权; 国企=1	<i>Neg_DVX</i>	消极的假人留存收益
默认	假; 默认值=1	妮塔	净收入/总资产
<i>EBTA</i>	EBITA /总资产	重新估算 <i>Z</i>	$Z = 3.24 * WCTA + 1.05 * NITA + 0.2 * 直$ 烷基 $5.77 * tlta + 3.24$
<i>Firm_size</i>	部门收入/中位数收入	<i>Rela_margin</i>	利润率/行业中位数利润率
<i>Ln_1-EBTA</i>	$Ln(1 - (息税前利润/总资产))$	直的	保留收益/总资产
<i>Ln_1-RETA</i>	$Ln(1 - (保留收益)/总资产)$	大小	固定市值/总市值 所有上市公司
<i>Ln(年龄)</i>	成立以来的年龄	这是	销售/总资产
<i>Ln(年龄1)</i>	自债务首次发行以来的年龄	特尔姆塔	总负债/总市值 资产
<i>n(CLNCL)</i>	$Ln(流动负债/非流动负债)$	<i>TLTA</i>	总负债/总资产
他(<i>TATL</i>)	$Ln(总资产/总负债)$	瓦塔	营运资金/总资产