

# 放松卖空约束与企业信用评级

许晨曦<sup>1</sup> 尚 铎<sup>2</sup>

(1.首都经济贸易大学会计学院,北京 100070;2.对外经济贸易大学国际商学院,北京 100029)

**摘要:**本文以我国2008~2017年A股上市公司为研究样本,借助2010年资本市场实施的放松卖空约束这一准自然实验,利用双重差分法模型(DID)系统检验放松卖空约束对企业主体长期信用评级的影响。研究发现,放松卖空约束提高了企业信用评级。进一步,本文检验了放松卖空约束发挥作用的机制,即放松卖空约束通过提高公司治理水平,降低了企业信用风险,从而提高了企业主体长期信用评级,并且声誉较好的评级公司对放松卖空约束的治理效应反应更为敏感。以上研究表明,放松卖空约束提高了公司治理水平,降低了标的公司的信用风险,即放松卖空约束具有提高企业信用评级的溢出效应。

**关键词:**信用评级;债券市场;放松卖空约束;溢出效应

**中图分类号:**F279.15 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)03-0147-10

## 一、引言

随着我国金融市场的发展,债券市场不断扩容,发行债券已成为企业重要的直接融资渠道。信用债作为企业发行债券的重要方式,近年来得以快速发展。据万得(WIND)数据库统计,2019年我国全年共发行主要信用债13872期,发行规模达到14.82万亿元,发行期数较去年增长超过35%,发行规模较去年增长近30%;截至2019年底,我国企业信用债券融资额在短短17年的时间内增长了约286倍。信用债在债券市场的比重显著提升,已经达到与国债、金融债券“三分天下”的态势。由于企业信用债券在发行时需要进行主体长期信用评级,因此,信用评级在现实中正发挥着越来越重要的作用。

作为衡量企业信用风险程度的一种主要方式,信用评级向市场传递了企业信用质量高低的信息<sup>[1]</sup>,在发债人、投资者和监管机构之间起到了缓解信息不对称、增加资本市场透明度和诚信度<sup>[2]</sup>、提高企业投融资效率<sup>[3]</sup>以及金融监管的作用<sup>[4]</sup>。有关影响企业信用评级的相关研究中,大部分是从影响企业信用风险的角度展开,例如:企业规模<sup>[5]</sup>、盈利能力<sup>[6]</sup>、杠杆水平<sup>[7]</sup>、公司治理<sup>[8]</sup>、管理层能力<sup>[9]</sup>

**收稿日期:**2019-09-05

**基金项目:**国家社会科学基金一般项目“中国制造业企业跨国并购后整合路径与战略互补机制研究”(16BGL022);对外经济贸易大学研究生科研创新基金项目“政府放权、国有企业混合所有制改革与企业绩效”(201905);首都经济贸易大学北京市属高校基本科研业务专项资金资助(XRZ2020039)

**作者简介:**许晨曦(1990—),男,山东临沂人,首都经济贸易大学会计学院讲师,博士;

尚铎(1993—),女,吉林长春人,对外经济贸易大学国际商学院博士生。

以及产权性质<sup>[10]</sup>等。与此同时,考虑到不同市场主体之间可能存在的溢出效应,研究者开始关注其他市场主体对企业信用等级的影响。已有研究发现,金融市场发展能够对企业信用等级产生重要影响<sup>[11]</sup>。相比国外较为发达成熟的金融市场,我国金融市场起步较晚,发展进程也较为缓慢,各项交易制度还不是很完善,长期以来,我国金融市场并不允许对股票进行卖空交易。

为了完善我国资本市场股票交易制度,促进金融市场的良性发展,我国于2010年3月31日开通资本市场融资融券业务,正式放松卖空限制,标志着我国资本市场“单边市”交易制度的结束,这对整个资本市场交易市场包括企业在内都产生了巨大影响。一方面,卖空交易制度可以降低股票被高估的可能性<sup>[12]</sup>,减小股票收益的波动性<sup>[13]</sup>,稳定市场运行效率<sup>[14]</sup>,提高公司治理水平<sup>[15]</sup>,从而降低企业面临的信用风险;另一方面,卖空交易制度可能加大企业融资约束<sup>[16]</sup>,增加股价崩盘风险<sup>[17]</sup>和企业风险承担水平<sup>[18]</sup>,从而提高企业面临的信用风险。那么,放松卖空约束对企业信用等级的影响到底如何?

为了研究上述问题,本文采用2008~2017年在沪深上市且拥有主体长期信用等级的公司为研究样本,以我国资本市场2010年实施的融资融券制度这一“准自然实验”为契机,采用双重差分模型(DID)研究二级市场中专业投资者——卖空交易者对企业主体长期信用等级可能产生的影响。研究发现,卖空约束放松以后,企业主体长期信用等级显著提高,通过一系列稳健性检验以及解决内生性问题之后,上述结果仍然成立。进一步研究发现,放松卖空约束降低了企业信用风险,提高了企业信用等级,其原因主要是放松卖空约束发挥了公司治理效应,且在声誉较好的评级公司,放松卖空约束对公司主体长期信用等级的改善作用更加明显。

本文可能的边际贡献有:(1)有助于从多个角度拓展现有的研究。已有研究主要关注的是放松卖空约束对资本市场定价效率以及公司行为的影响,而关于放松卖空约束对其他市场主体影响的研究并不多见,目前主要集中在审计市场、银行信贷等方面。本文则将放松卖空约束的溢出效应拓展到评级市场,丰富了相关领域的研究。(2)本文研究结论对上市公司、投资者以及监管机构具有重要的参考价值。自融资融券交易制度推行以来,卖空交易得以在我国资本市场中实施。本文将卖空交易制度与微观企业行为的改善联系起来,并结合评级机构的行为决策,为卖空交易制度的效果检验与后期发展提供了经验证据,可以为改善企业经营发展状况、优化投资者交易策略以及最终实现资本市场高效率运行提供重要的参考价值。

本文剩余部分安排如下:第二部分为理论推演与假设提出;第三部分为研究设计;第四部分为实证结果与分析;第五部分为机制检验;第六部分为结论与启示。

## 二、理论推演与假设提出

卖空交易制度是我国资本市场中一项创新的金融交易制度,作为资本市场中的知情交易者,卖空交易者的行为对资本市场有重要的影响。本文从影响企业信用风险的角度来分析放松卖空约束对企业信用等级的作用。

一方面,放松卖空约束能够提高公司治理水平,降低企业信用风险,从而提高企业信用等级。作为金融市场中的一创新交易制度,卖空交易制度可以有效监督企业行为,发挥公司治理作用<sup>[15][19]</sup>。具体而言,由于卖空交易者有能力挖掘出公司的负面消息,并发现公司高管的私利行为,当管理层存在私利行为时,卖空交易者可以通过对公司股票进行卖空而“惩罚”高管,即卖空交易者能够充分挖掘企业负面信息,通过对公司股票进行卖空处理,从而对管理层产生一种事前“震慑”<sup>[12]</sup>。同时,卖空交易者对管理层做出的“反对投票”,能够扩大投资者“用脚投票”的作用<sup>[15]</sup>。因此,卖空交易制度可以通过约束管理层的私利行为,对企业形成有效的治理作用。此外,放松卖空约束也可以抑制大股东的私利行为,对大股东产生治理效应。由于投资者可以对股票进行卖空,如果大股东存在不当行为损害了投资者的利益,那么投资者就会对企业股票进行卖空处理以直接影响大股东利益,加大对大股东的惩罚力度。也就是说,放松卖空约束可以通过加强对大股东的治理效应,有效抑制大股东“掏空”等私

利行为<sup>[20]</sup>,有利于公司管理层做出最优决策,从而提高公司治理水平<sup>[21]</sup>。因此,当放松卖空约束后,企业管理层以及大股东十分忌惮卖空交易者的信息挖掘能力,管理层以及大股东出于自身利益的考虑往往会事前减少其私利行为,降低企业利益被其侵占的程度和概率,从而提高了公司治理水平,降低了企业可能产生的信用风险,进而提高企业主体长期信用评级。

另一方面,放松卖空约束也可能会加剧企业信用风险,降低企业信用评级。作为二级市场中重要的知情交易者,卖空交易者会通过标的公司股票做空而获利,这使得他们会利用各种渠道去充分挖掘企业负面信息而获利<sup>[12]</sup>。因此,放松卖空约束可能会给企业股价带来较大的下行压力<sup>[22]</sup>,使得企业外部风险增加,从而不利于企业信用评级。已有文献也从其他视角印证了放松卖空约束不利于企业外部信用风险的问题,具体有:放松卖空约束可能会通过加大企业融资约束<sup>[16]</sup>,增加股价崩盘风险<sup>[17]</sup>和企业风险承担水平<sup>[18]</sup>等提高企业面临的信用风险水平。因此,放松卖空约束可能会导致企业面临较大的信用风险,从而降低企业主体长期信用评级。通过以上两方面的分析,本文提出如下竞争性假设:

假设 1a:放松卖空约束降低了企业信用风险,提高了企业信用评级;

假设 1b:放松卖空约束提高了企业信用风险,降低了企业信用评级。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

本文选取 2008~2017 年在沪深两市发行信用债券且被第三方评级机构实施主体长期信用评级的上市公司作为初始研究样本,研究中所需要的企业信用评级数据主要来自万得(WIND)数据库。对于企业信用评级的搜集方法,参照李琦等(2011)、王雄元和张春强(2013)的研究<sup>[23][24]</sup>,本文通过万得(WIND)数据库“发债主体历史信用等级”,手工整理沪深 A 股所有拥有主体长期信用评级的上市公司的数据,共得到 8253 条年度上市公司主体信用评级记录。并对样本做了如下处理:首先,剔除企业在同年内存在多次主体长期信用评级记录的上市公司样本,因为这类公司在同年内多次发行信用债或发行了不同类型债券;其次,剔除金融类行业上市公司样本,因为这类公司的业务性质比较特殊;再次,剔除 IPO 之前的上市公司样本,因为这类公司的财务等相关数据与其他年份差距较大;最后,剔除了主要变量存在缺失的上市公司样本。经过以上处理,最终得到了 1027 家上市公司,4111 个年度观测值。另外,本文将得到的评级结果与锐思(RESSET)数据库“债券信用评级及担保”中的信息一一核对,并将评级记录有差异的样本通过评级机构公告以及媒体披露进行最终确定。

最终样本的年度分布情况如表 1 所示,各年度的样本量呈现合理的递增趋势,其中实验组样本为 2010 年资本市场正式开通融资融券业务后,进入标的池的可被卖空的上市公司,对照组样本为当年度其他不可被卖空的上市公司。本文发现实验组样本量在 2011 年呈现较大幅度递增,这与放松卖空约束政策实施的时间相符合。本文相关数据均来自国泰安(CSMAR)数据库和万得(WIND)数据库,部分财务指标通过手工搜集并计算获得。此外,本文使用 Stata14.0 进行统计分析,并对主要连续变量进行了上下 1%分位数的缩尾(Winsorize)处理。

表 1 样本量统计

年份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	合计
实验组	0	0	30	113	123	256	309	327	372	376	1906
对照组	88	149	195	244	330	218	196	244	248	293	2205
样本量	88	149	225	357	453	474	505	571	620	669	4111
占比(%)	2.14	3.62	5.47	8.68	11.02	11.53	12.28	13.89	15.08	16.27	100

#### (二)变量说明与模型构建

自 2010 年 3 月放松卖空约束以来,证监会分别在 2011 年 11 月、2013 年 1 月和 9 月、2014 年 9 月、2016 年 12 月以及 2017 年 3 月连续 6 次对标的公司进行扩容。因此,放松卖空约束可以看作多

期的外生冲击。本文借鉴 Bertrand 和 Mullainathan(2003)的多期双重差分模型(DID)<sup>[25]</sup>,构建如下模型(1)以检验本文的主要假设:

$$\text{Rate}/\text{Ln}(\text{Rate}) = a + \beta_1 \text{Short} + \beta_2 \text{Size} + \beta_3 \text{Lev} + \beta_4 \text{Growth} + \beta_5 \text{Roa} + \beta_6 \text{Coverage} + \beta_7 \text{Current} + \sum \text{Year} + \sum \text{Firm} + \epsilon \quad (1)$$

模型(1)的因变量为企业信用评级等级,本文采用的信用评级数据是信用评级机构公布的主体长期信用等级。参照 Becker 和 Milbourn(2011)的赋值法将评级机构所评结果转换为数字形式<sup>[26]</sup>,其中:AAA=20,AAA- =19,AA+ =18,AA =17,AA- =16,A+ =15,A =14,A- =13,BBB+ =12,BBB=11,BBB- =10,BB+ =9,BB=8,BB- =7,B+ =6,B =5,B- =4,CCC=3,CC=2,C=1。具体的,本文从两个层面进行分析,即企业信用评级等级(Rate)以及量化企业信用评级等级(Ln(Rate)),其中 Rate 为企业信用评级等级,按照企业信用评级等级赋值;Ln(Rate)为量化的企业信用评级等级,等于企业信用评级赋值后的自然对数。

模型(1)的自变量为 Short,用来刻画企业是否经历过放松卖空约束,如果企业在样本期间经历了放松卖空约束,在经历的当年以及以后年份赋值为 1,否则为 0。

此外,本文还在模型中加入了对企业信用评级可能造成影响的公司特征、公司治理等相关变量:企业规模(Size),为公司年末总资产的自然对数;企业杠杆(Lev),为公司年末总负债与年末总资产的比值;企业成长性(Growth),为公司年末营业收入增长率;企业盈利能力(Roa),为公司年末净利润与年末总资产的比值;利息保障倍数(Coverage),为公司税前利润与利息费用的比值;流动比率(Current),为公司流动资产与流动负债的比值。最后,本文还在模型中加入了年度和公司层面的虚拟变量来控制年度和个体效应,并在公司层面去除了聚类效应(Cluster)。

#### 四、实证结果与分析

##### (一)描述性统计与单变量差异性检验

表 2 是主要变量的描述性统计与单变量差异性检验结果。Panel A 为分年度信用评级整体情况,结果显示,获得 AA 级信用评级的样本总共为 1739 个,占样本总体比例达 42.3%;获得 A 级信用评级及以下的样本总共为 47 个,约占样本总体比例的 1.14%。从信用评级的年度分布来看,样本区间内发债公司逐年增加。Panel B 为相关变量的描述性统计结果。从中可以看出,企业信用评级(Rate/Ln(Rate))的标准差分别为 1.487 和 0.103,最大值和最小值与标准差的差均较大,这说明样本本公司的企业信用评级状况存在显著差异。Short 的平均值为 0.464,这说明样本中有 46.4%的企业可以被卖空。进一步,本文按照上市公司是否可以被卖空,将样本分为实验组和对照组,分别进行了单变量差异性检验。如 Panel C 所示,相对于不可卖空的一组,可被卖空的一组在相同百分位数上的信用评级更高;且在可被卖空的一组,信用评级(Rate/Ln(Rate))的均值分别为 17.986 和 2.941,在不可被卖空的一组,信用评级的均值分别对应为 16.737 和 2.872,两者均在 1%的水平上通过了差异性检验。这说明上市公司进入卖空标的池以后,公司信用评级变得更好。

##### (二)回归分析

假设 1 的验证结果如表 3 所示,其中第(1)列和第(2)列的因变量为信用评级 Rate,第(3)列和第(4)列的因变量为量化的企业信用评级 Ln(Rate);第(1)列和第(3)列为单变量回归结果,第(2)列和第(4)列为加入相关控制变量后的回归结果。由表(3)的第(1)列可知,在不考虑控制变量的情况下,放松卖空约束(Short)的系数为正,并且在 1%的水平上显著。随着估计方式的变化,以及控制变量的加入,Short 的系数呈现出合理的降低趋势。放松卖空约束对企业信用评级的影响在经济含义上表明:相对于不可卖空的公司,可被卖空公司的信用评级等级提高的概率增加了,采用 Ln(Rate)也得到了类似的结果。因此,相对于不可卖空公司,放松卖空约束可在一定程度上发挥公司治理作用,抑制大股东或管理层的私利行为,提高可卖空公司的公司治理水平,降低企业信用风险,从而提高企业信用评级等级。这与假设 1a 的预期相符。

表 2

描述性统计与单变量差异性检验

Panel A:分年度统计												
	AAA	AA+	AA	AA-	A+	A	A-	BBB+	BBB	B	CC	C
2008	11	18	18	23	13	3	2	0	0	0	0	0
2009	23	23	40	50	10	2	1	0	0	0	0	0
2010	30	36	57	76	18	7	1	0	0	0	0	0
2011	46	51	136	79	40	3	1	1	0	0	0	0
2012	64	75	176	88	46	2	0	2	0	0	0	0
2013	74	77	187	104	27	3	0	1	1	0	0	0
2014	77	97	220	92	15	1	0	1	2	0	0	0
2015	90	103	284	79	12	0	0	1	1	1	0	0
2016	106	125	307	67	10	2	0	0	2	0	1	0
2017	116	147	314	70	17	3	0	0	0	1	0	1
总计	637	752	1739	728	208	26	5	6	6	2	1	1

  

Panel B:主要变量描述性统计									
	观测值	平均值	标准差	最小值	25%	50%	75%	最大值	
Rate	4111	17.316	1.487	1	17	17	18	20	
Ln(Rate)	4111	2.847	0.103	0	2.833	2.833	2.890	2.996	
Short	4111	0.464	0.499	0	0	0	1	1	
Size	4111	23.350	1.174	20.000	22.509	23.179	24.093	25.830	
Lev	4111	0.566	0.159	0.060	0.454	0.572	0.681	1.094	
Growth	4111	0.195	0.434	-0.658	0.001	0.123	0.289	4.655	
Roa	4111	0.034	0.039	-0.219	0.014	0.029	0.512	0.210	
Coverage	4111	0.006	0.020	-0.093	0.002	0.004	0.008	0.106	
Current	4111	1.424	0.976	0.215	0.851	1.226	1.729	19.240	

  

Panel C:分组单变量差异检验										
		观测值	平均值	标准差	最小值	25%	50%	75%	最大值	T/Z 值
可被卖空组(Short=1)	Rate	1906	17.986	1.394	11	17	18	20	20	T 值 1.249***
不可被卖空组(Short=0)	Rate	2205	16.737	1.311	1	16	17	17	20	Z 值 1.022***
可被卖空组(Short=1)	Ln(Rate)	1906	2.941	0.073	2.485	2.890	2.944	3.045	3.044	T 值 0.069***
不可被卖空组(Short=0)	Ln(Rate)	2205	2.872	0.095	0.693	2.833	2.890	2.890	3.044	Z 值 0.054***

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,T 值对应均值差异性检验,Z 值对应中位数差异性检验。

表 3

放松卖空约束与企业信用评级

自变量	Rate				Ln(Rate)			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
Short	0.255***	4.20	0.121**	2.26	0.012***	4.03	0.006*	1.72
Size			0.895***	5.78			0.040***	4.18
Lev			-1.351**	-2.43			-0.044	-1.26
Growth			-0.036**	-2.05			-0.002**	-2.07
Roa			3.010***	3.62			0.426***	3.88
Coverage			-0.016**	-1.97			-0.001*	-1.88
Current			0.073***	2.98			0.003**	2.00
截距项	21.970***	187.87	2.340	0.73	3.089***	599.34	2.194***	11.13
年度效应		控制		控制		控制		控制
个体效应		控制		控制		控制		控制
聚类效应		控制		控制		控制		控制
观测值		4111		4111		4111		4111
Adj_R <sup>2</sup>		0.208		0.372		0.094		0.419

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,所有回归结果均进行了异方差处理,并考虑了公司层面的聚类效应(cluster)。下表同。

关于控制变量,在第(2)列中,企业规模(Size)、企业盈利能力(Roa)、企业流动比率(Current)三个变量均在1%的水平上显著为正,这说明上市公司的规模越大、盈利能力越强以及变现能力越高,企业违约概率也就越低,信用风险越低,从而企业信用评级也就越高。企业杠杆(Lev)、利息保障倍数(Coverage)、企业成长性(Growth)三个变量均在5%的水平上显著为负,这说明上市公司的杠杆越高、偿债能力越强,企业违约概率也就越高,信用风险越高,因而企业信用评级就越低。另外,企业处于成长期时,需要进行大量的融资,可能采取较为激进的投融资策略,那么企业将会面临较大的违约风险,企业信用评级也会较低。此外,分析第(4)列中的相关控制变量系数,也得到了近似的结果。

### (三)稳健性检验

本文从以下几个方面进行稳健性检验:

1.平行趋势假定。双重差分模型(DID)估计的有效性依赖于平行趋势检验(Parallel Trend)。参照Beck等(2010)的研究<sup>[27]</sup>,本文将发生冲击前两年和后三年变量 $Short \times Year$ 放入回归中,检验实验组和对照组是否满足平行趋势假定。结果显示在外生冲击的前两年, $Short \times Year$ 的系数并不显著,这表明在外生冲击前两年,两组的差异性不具有统计上的显著性,而随着卖空交易制度的实施, $Short \times Year$ 的系数显著性逐年增加,这表明放松卖空约束对实验组的影响在政策实施后会逐年增加,即企业信用等级的提高是由放松卖空约束引起的。以上结果表明,本文模型符合平行趋势假定,回归结果是稳健的。

2.信用评级衡量方式变换。借鉴黄小琳等(2017)的研究<sup>[28]</sup>,本文采用中国人民银行《信用评级要素、标识及含义》划分的基本信用等级“三等九级”代替二十一级微调式信用等级,并进行相应赋值。

3.样本偏误问题。首先,我国的债券市场从2005年开始进入快速发展阶段,因此,本文扩大样本区间年份为2005~2017年。其次,由于2015年股市发生剧烈震荡可能会对结果产生影响<sup>①</sup>,因此,本文将2015年样本删除。最后,借鉴张璇等(2016)的研究<sup>[29]</sup>,考虑蓝筹股对本文结果的影响。由于沪深两市是按照一定的标准来选取标的融资融券公司,即进入卖空交易的上市公司是按照一定标准选取的<sup>②</sup>,而被选入标的池的上市公司,如首批进入标的池的上市公司都是蓝筹股,它们的公司治理水平本来就较高,自身发生信用违约的概率较低,即信用风险水平较低,其信用评级可能本身就较高。因此,本文在总体样本中分别剔除沪深300的上市公司、首批标的上市公司、前两批标的上市公司。

4.考虑“评级购买”。我国大部分评级公司的信用评级都是采用发行人付费模式,这种方式给评级机构造成了利益冲突<sup>[30]</sup>。由于评级公司的主要业务收入来自发行人,而使用评级的外部投资者却没有支付费用,因此,发行人可能存在评级购买行为<sup>[31]</sup>,而评级机构也有动机给予发行人较高评级,以迎合发行人。因此,本文在回归模型中加入一年内上市公司更换评级机构的数量( $N\_Firm$ ),以控制可能出现的上市公司信用评级购买行为对回归结果造成的影响。

以上回归结果均显示,放松卖空约束(Short)与企业信用评级( $Rate/Ln(Rate)$ )仍然呈现显著正相关关系<sup>③</sup>。因此,本文的主要结论是稳健的,假设1a成立。

### (四)内生性解决

1.倾向得分匹配法(Propensity Score Matching)。根据上海和深圳证券交易所发布的《融资融券交易实施细则》,可知交易所是根据上市公司的换手率、个股波动性以及公司市值等综合考虑上市公司是否可以卖空交易。因此,参照靳庆鲁等(2015)的研究<sup>[21]</sup>,本文进一步运用倾向得分匹配法,按照可卖空上市公司前一年度的市值、换手率和波动率分别进行一比一匹配、半径匹配以及核匹配<sup>④</sup>。结果发现,匹配前控制变量都存在不同程度的显著性差异,而在匹配后控制变量趋于一致,这满足了倾向得分匹配法的平行趋势假设,表明匹配后实验组和对照组的特征和公司治理水平较为相近<sup>⑤</sup>。回归结果显示,放松卖空约束(Short)与企业信用评级( $Rate/Ln(Rate)$ )仍然显著正相关,主要结论并未发生变化,即假设1a得到验证。

2.安慰剂检验。由于外生事件可能不具有唯一性,放松卖空约束对企业信用等级的影响或许是

一个“假事实”，即并不存在特殊时间点会导致企业信用等级的提高。参照 Chan 等(2012)以及倪骁然和朱玉杰(2017)的研究<sup>[18][32]</sup>，本文通过安慰剂检验来识别放松卖空约束对企业信用评级影响的唯一性。具体地，本文将放松卖空约束实施的时间点分别设定为提前和滞后两年，即分别为 2008 年、2009 年以及 2011 年、2012 年为政策实施点，重新进行回归检验。具体如模型(2)所示：

$$\text{Rate}/\text{Ln}(\text{Rate}) = a + \beta_1 \text{Short\_Year} + \beta_2 \text{Size} + \beta_3 \text{Lev} + \beta_4 \text{Growth} + \beta_5 \text{Roa} + \beta_6 \text{Coverage} + \beta_7 \text{Current} + \sum \text{Year} + \sum \text{Firm} + \epsilon \quad (2)$$

模型(2)中的变量定义如下：Short\_Year 为冲击点分别提前两年、一年以及滞后一年、两年，分别定义为 Short\_2008、Short\_2009、Short\_2011、Short\_2012。假如 Short\_Year 的系数仍然显著，说明企业在放松卖空约束之前，其主体长期信用评级就发生了显著改变，即放松卖空约束对企业信用等级的影响可能存在反向因果关系。回归结果显示，Short\_2008、Short\_2009 以及 Short\_2011、Short\_2012 的回归系数均不显著，说明在企业进入融资融券标的池前两年、一年以及后一年、后两年，企业主体长期信用评级并未发生显著变化，即放松卖空约束这一外生冲击是准确的，假设 1a 再次得到验证。

## 五、机制检验

### (一)放松卖空约束与企业信用风险

根据上文论证，放松卖空约束对企业信用等级的提高作用主要是通过降低企业面临的信用风险实现的。进一步，本文使用 KMV 模型度量企业信用风险，以验证放松卖空约束是否降低了企业信用风险。参照 Vassalou 和 Xing(2004)、Garlappi 和 Yan(2011)的研究<sup>[33][34]</sup>，本文依照基于 Merton 模型进行优化的 KMV 模型来对企业信用风险进行衡量。根据期权定价原理，将计算出来的企业信用风险(CreditRisk)带入模型(1)中，检验放松卖空约束对企业信用风险的影响。结果如表 4 所示，Short 的系数显著为负，即假设 1a 的基本逻辑无误，放松卖空约束的引入可以降低企业的信用风险。

表 4 放松卖空约束与企业信用风险

自变量	CreditRisk				CreditRisk			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
Short	-0.396***	-5.13	-0.201***	-3.15	-0.192***	-3.02	-0.015**	-2.12
截距项	32.690***	199.05	3.241***	3.73	2.166***	90.21	1.099***	10.22
控制变量	未控制		控制		未控制		控制	
年度效应	控制		控制		控制		控制	
个体效应	未控制		未控制		控制		控制	
聚类效应	控制		控制		控制		控制	
观测值	4111		4111		4111		4111	
Adj_R <sup>2</sup>	0.192		0.301		0.210		0.436	

### (二)放松卖空约束、公司治理与企业信用评级

根据上文分析可知，放松卖空约束可以通过其公司治理效应，降低企业信用风险，从而提高企业信用评级。进一步，为了验证放松卖空约束的公司治理效应，本文参照白重恩等(2005)使用的主成分分析法构造公司治理指数(CG)<sup>[35]</sup>，并参照模型(1)来构建模型(3)，以检验放松卖空约束是否通过提高公司治理水平来提高企业信用评级。

$$\text{Rate}/\text{Ln}(\text{Rate}) = a + \beta_1 \text{Short} + \beta_2 \text{Short} \times \text{CG} + \beta_3 \text{CG} + \beta_4 \text{Size} + \beta_5 \text{Lev} + \beta_6 \text{Growth} + \beta_7 \text{Roa} + \beta_8 \text{Coverage} + \beta_9 \text{Current} + \sum \text{Year} + \sum \text{Firm} + \epsilon \quad (3)$$

模型(3)的回归结果如表 5 所示，交互项 Short×CG 的系数在 1%的水平上显著为正，这说明放松卖空约束通过提高公司治理水平，降低了企业信用风险，从而提高了企业信用评级。

自变量	Rate				Ln(Rate)			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
Short	0.102**	2.01	0.091**	1.98	0.015*	1.71	0.007*	1.69
Short×CG	2.114***	3.24	1.699***	2.97	0.613***	4.21	0.501***	3.29
CG	7.221***	4.89	6.675***	3.79	3.216***	3.60	2.469*	1.78
截距项	13.46***	15.21	17.24***	4.46	2.326***	22.06	1.369***	4.17
控制变量	未控制		控制		未控制		控制	
年度效应	控制		控制		控制		控制	
个体效应	控制		控制		控制		控制	
聚类效应	控制		控制		控制		控制	
观测值	4111		4111		4111		4111	
Adj_R <sup>2</sup>	0.142		0.171		0.083		0.105	

### (三) 放松卖空约束、评级机构声誉与企业信用评级

声誉机制对评级质量有重要影响<sup>[23]</sup>。关于评级机构声誉对评级质量的影响,大部分研究认为评级机构声誉机制有助于抑制评级机构的私利行为,提高评级质量。在信贷市场中,声誉机制是影响评级机构的重要因素之一,拥有良好的声誉往往代表评级机构会做出高质量的信用评级<sup>[36]</sup>。因此,参照王雄元和张春强(2013)的研究<sup>[25]</sup>,本文以评级机构市场份额为基础,将样本分为高声誉组和低声誉组<sup>⑥</sup>,研究评级机构声誉对这种效应的不同影响。回归结果如表 6 所示,相比低声誉组,由声誉较高的评级公司评级,Short 的系数更为显著,这表明放松卖空约束的公司治理效应在评级公司声誉较高的样本中更为显著,即评级公司的声誉机制有助于增加放松卖空约束的公司治理效应。

表 6 放松卖空约束、评级机构声誉与企业信用评级

自变量	Rate				Ln(Rate)			
	高声誉组		低声誉组		高声誉组		低声誉组	
	(1)	(2)	(3)	(4)				
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
Short	0.102*	1.89	0.100	0.90	0.007*	1.83	0.008	0.87
截距项	0.410	0.19	10.650	1.04	2.704***	38.28	3.077***	3.95
Short 系数比较	P-Value=0.001***				P-Value=0.001***			
控制变量	控制		控制		控制		控制	
年度效应	控制		控制		控制		控制	
个体效应	控制		控制		控制		控制	
聚类效应	控制		控制		控制		控制	
观测值	3062		1049		3062		1049	
Adj_R <sup>2</sup>	0.536		0.085		0.658		0.029	

注:在分组回归对比两组系数时,本文对这两组进行了 Bootstrap 组间系数 1000 次抽样检验。

## 六、结论与启示

放松卖空约束作为我国金融市场一项重要的创新交易制度,其持续时间已经近十年,为探究放松卖空约束对企业信用风险的影响,本文以 2008~2017 年我国沪深 A 股上市公司为研究样本,实证检验了放松卖空约束对企业信用风险的溢出效应。本文研究得到如下结论:(1)放松卖空约束与企业信用评级呈现显著的正相关关系,即放松卖空约束降低了企业信用风险,提高了企业信用评级。经过一系列的稳健性检验以及解决内生性问题后,该结论依然成立。(2)放松卖空约束对企业信用评级的正向作用,主要是通过放松卖空约束的公司治理效应发挥作用,其降低了企业信用风险,从而提高了企业信用评级,且声誉较好的评级公司对放松卖空约束的治理效应反应更为敏感。

本文的研究结论表明,放松卖空约束的引入可以约束大股东和管理者行为、降低信息不对称,起到有效监督企业行为、缓解委托代理问题的作用,并且放松卖空约束的公司治理效应在企业的信用风

险中发挥主要作用,揭示了放松卖空约束对企业主体长期信用等级的影响,丰富了放松卖空约束经济后果以及影响企业信用评级方面的相关文献。本文的政策启示主要有:首先,继续推进卖空交易制度。基于本文的分析可知,放松卖空约束可以抑制大股东和管理层的私利行为,对企业的治理水平起到了显著的促进作用,能够降低企业信用风险,提高企业主体长期信用评级。但是目前我国可卖空的标的公司较少,卖空交易量的规模不大。因此,随着我国市场化经济的推进,相关法律法规的完善,我国政府应该继续推进融资融券交易制度,尤其是扩大融券卖空交易量,增加可卖空的标的公司数量,并在此基础上多层次推进卖空交易市场体系的构建。其次,相关机构应当有重点、分层次地进行标的股票的选取。本文的研究发现,放松卖空约束的引入可以有效约束大股东和管理层行为,起到缓解委托代理问题的作用。因此,在选取标的公司分布扩容的阶段,相关机构应根据产权性质、股权特征、管理层特征以及外部制度环境等多个因素,结合声誉机制的作用,选取企业内部治理较差的上市公司,以实现放松卖空约束的公司治理作用。最后,建立并完善相关法律法规制度,提高放松卖空约束的传递效率,并为声誉机制在证券市场的发挥提供法律保障。本文的研究发现,评级机构较好的声誉机制有助于放松卖空约束公司治理效应的发挥。因此,政府可以建立并完善相关法律法规制度,努力提高司法运行效率,优化企业外部制度环境,以实现融资融券的治理作用,这样能够使得评级机构的声誉机制在证券市场中充分发挥作用。

总之,在政府不断强调化解防范企业重大风险,推动我国经济实现“高质量发展”的背景下,放松卖空约束有助于降低企业信用风险,提高企业信用评级。相关机构应当有重点、分层次地进行标的股票的选取,同时监管部门不应过度干预市场中卖空交易制度地发挥,应当继续推进卖空交易,并不断完善融资融券的交易规则,以推进企业积极开展卖空交易业务,提高放松卖空约束在资本市场中的作用,从而降低企业信用风险,进而提高企业经营效率,增强企业竞争力。

#### 注释:

①2015年6月15日,沪指震荡下挫尾盘跳水,当日跌幅2.00%,险守5000点,创业板暴跌5.22%。2015年7月1日,上交所对融资融券细则做了较大幅度的修改,其中第十二条规定:融券卖出的申报价格不得低于该证券的最新成交价,当天没有产生成交的,申报价格不得低于其前收盘价。同年8月3日上交所发布公告称,将对融资融券交易实施细则第十五条修改为:“客户融券卖出后,自次一交易日起可通过买券还券,或直接还券的方式向会员偿还融入证券”。同时,深交所也发布通知,对《深圳证券交易所融资融券交易实施细则(2015年修订)》第2.13条进行修订,修改后的版本增加了“自次一交易日起”。这意味着融券卖出+还券的交易闭环从此前的T+0变为T+1。同年8月4日,多家券商宣布暂停卖空交易。直至2016年4月,券商才陆续开通卖空交易。

②《融资融券交易实施细则》规定:根据上市公司的换手率、个股波动性以及公司市值等综合考虑上市公司是否可以进行可卖空交易。具体标准为:作为融券卖出的标的证券在过去3个月内没有出现下列情形之一:日均换手率低于基准指数日均换手率的15%,且日均成交金额小于5000万元;日均涨跌幅平均值与基准指数涨跌幅平均值的偏离值超过4%;波动幅度达到基准指数波动幅度的5倍以上。

③限于篇幅,未报告稳健性和内生性回归结果,作者留存被索。

④上市公司市值、换手率、波动率为日交易数据,每年共256个交易日数据,本文采用市值和波动率256个交易日的均值作为其年度效应值,换手率的256个交易日的方差作为其年度效应值。

⑤本文同样使用了控制变量作为协变量,重新进行PSM匹配,结果均显示主要结论并未发生变化。限于篇幅,未报告回归结果。

⑥本文将市场份额前两名的评级机构——联合资信评估有限公司与中诚信国际信用评级有限公司定义为高声誉组;将市场份额后三名的评级机构——上海新世纪资信评估投资服务有限公司、大公国际评估有限公司与中证鹏元资信评估股份有限公司定义为低声誉组。

#### 参考文献:

[1] Al-Najjar, B., Elgammal, M. M. Innovation and Credit Ratings, Does It Matter? UK Evidence[J]. Applied Economics Letters, 2013, 20(5): 428—431.

[2] Liu, P., Thakor, A. V. Interest Yields, Credit Ratings, and Economic Characteristics of State Bonds: An Empirical Analysis: Note[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1984, 16(3): 344—351.

[3] Kaplan, R. S., Urwitz, G. Statistical Models of Bond Ratings: A Methodological Inquiry[J]. Journal of Business, 1979, 52(1): 231—261.

[4] Mcleod, J. Gatekeepers: The Professions and Corporate Governance[J]. Records Management Journal, 2007, 17(2): 197—209.

[5] Bottazzi, G., Secchi, A. Explaining the Distribution of Firm Growth Rates[J]. The RAND Journal of Economics, 2006, 37(2): 235—256.

[6] Horrigan, J. O. The Determination of Long-Term Credit Standing with Financial Ration[J]. Journal of Account-

ing Research,1966,4(3):44—62.

[7] Pottier, S. W., Sommer, D. W. Property-Liability Insurer Financial Strength Ratings: Difference across Rating Agencies[J]. Journal of Risk & Insurance, 1999, 66(4): 621—642.

[8] Ayers, B. C., Laplante, S. K., Mcguire, S. T. Credit Ratings and Taxes: The Effect of Book-Tax Differences on Ratings Changes[J]. Contemporary Accounting Research, 2010, 27(2): 359—402.

[9] Cornaggia, K. J., Krishnan, G. V., Wang, C. Managerial Ability and Credit Ratings[J]. Contemporary Accounting Research, 2017, 34(4): 2094—2122.

[10] 方红星, 施继坤, 张广宝. 产权性质、信息质量与公司债定价——来自中国资本市场的经验证据[J]. 金融研究, 2013, (4): 170—182.

[11] Lobo, G. J., Paugam, L., Stolowy, H., Astolfi, P. The Effect of Business and Financial Market Cycles on Credit Ratings: Evidence from the Last Two Decades[J]. Abacus, 2017, 53(1): 59—93.

[12] Karpoff, J. M., Lou, X. Short Sellers and Financial Misconduct[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1879—1913.

[13] Saffi, P. A. C., Sigurdsson, K. Price Efficiency and Short Selling[J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(3): 821—852.

[14] 李志生, 蔡文卿, 陈晨. 卖空机制对资产价格波动和资产泡沫的影响——文献评述与研究展望[J]. 中南财经政法大学学报, 2013, (2): 19—26.

[15] Massa, M., Zhang, B., Zhang, H. The Invisible Hand of Short Selling: Does Short Selling Discipline Earnings Management? [J]. Review of Financial Studies, 2015, 28(6): 1701—1736.

[16] 杨棉之, 谢婷婷, 孙晓莉. 股价崩盘风险与公司资本成本——基于中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 现代财经, 2015, (12): 41—51.

[17] 褚剑, 方军雄. 中国式融资融券制度安排与股价崩盘风险的恶化[J]. 经济研究, 2016, (5): 143—158.

[18] 倪晓然, 朱玉杰. 卖空压力影响企业的风险行为吗? ——来自 A 股市场的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2017, (3): 1173—1198.

[19] 郑建明, 许晨曦, 张伟. 放松卖空管制与企业环境信息披露质量——基于重污染企业的准自然实验[J]. 中国软科学, 2017, (11): 111—125.

[20] 侯青川, 靳庆鲁, 苏玲, 于潇潇. 放松卖空管制与大股东“掏空”[J]. 经济学(季刊), 2017, (3): 1143—1172.

[21] 靳庆鲁, 侯青川, 李刚, 谢亚茜. 放松卖空管制、公司投资决策与期权价值[J]. 经济研究, 2015, (10): 76—88.

[22] Cohen, L., Diether, K. B., Malloy, C. J. Supply and Demand Shifts in the Shorting Market[J]. The Journal of Finance, 2007, (5): 2061—2096.

[23] 李琦, 罗炜, 谷仕平. 企业信用评级与盈余管理[J]. 经济研究, 2011, (S2): 88—99.

[24] 王雄元, 张春强. 声誉机制、信用评级与中期票据融资成本[J]. 金融研究, 2013, (8): 150—164.

[25] Bertrand, M., Mullainathan, S. Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial [J]. Preferences Journal of Political Economy, 2003, 111(5): 1043—1075.

[26] Becker, B., Milbourn, T. How did Increased Competition Affect Credit Ratings? [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 101(3): 493—514.

[27] Beck, T., Levine, R., Levkov, A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637—1667.

[28] 黄小琳, 朱松, 陈关亭. 债券违约对涉事信用评级机构的影响——基于中国信用债市场违约事件的分析[J]. 金融研究, 2017, (3): 130—144.

[29] 张璇, 周鹏, 李春涛. 卖空与盈余质量——来自财务重述的证据[J]. 金融研究, 2016, (8): 175—190.

[30] Bolton, P., Freixas, X., Shapiro, J. The Credit Ratings Game[J]. The Journal of Finance, 2012, 67(1): 85—112.

[31] Saffi, P. A. C., Sigurdsson, K. Price Efficiency and Short Selling[J]. Review of Financial Studies, 2011, 24(3): 821—852.

[32] Chan, L. H., Chen, K. C. W., Chen, T. Y., Yu, Y. The Effects of Firm-Initiated Clawback Provisions on Earnings Quality and Auditor Behavior[J]. Journal of Accounting and Economics, 2012, 54(2—3): 180—196.

[33] Vassalou, M., Xing, Y. Default Risk in Equity Returns[J]. The Journal of Finance, 2004, 59(2): 831—868.

[34] Garlappi, L., Yan, H. Financial Distress and the Cross-Section of Equity Returns[J]. The Journal of Finance, 2011, 66(3): 789—822.

[35] 白重恩, 刘俏, 陆洲, 宋敏, 张俊喜. 中国上市公司治理结构的实证研究[J]. 经济研究, 2005, (2): 81—91.

[36] Shapiro, C. Premiums for High Quality Products as Returns to Reputations[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1983, 98(4): 659—680.

(责任编辑: 胡浩志)