

公司债券违约的信用风险传染效应研究*

——来自同行业公司发债定价的经验证据

张春强 鲍群 盛明泉

(安徽财经大学会计学院, 安徽 蚌埠 233030)

内容提要:近期债券市场连续爆发违约事件诱发金融风险成为中国资本市场关注的焦点, 违约事件不仅给投资者造成了财产损失, 而且对资本市场健康发展也构成了直接的冲击和潜在的影响。本文选取 2015—2017 年中国债券市场违约和发债定价信息探讨了债券违约的信用风险传染效应。研究发现, 公司发债前, 行业内若出现债券违约事件, 则发债定价水平会显著提高。这表明, 违约引发的信用风险经行业传染后在一级市场具有定价效应。而且, 当违约事件特征表现为次数多、距离发债时间近或更多地由外部经济环境恶化所导致时, 公司发债定价水平也会更高; 此外, 违约公司中非国有控股公司占比以及与发债公司同省份的公司占比均与债券发行定价正相关。进一步地, 相对资本与技术密集型产业, 在劳动密集型产业中债券违约风险传染效应更强烈; 同时, 在供给侧结构性改革背景下, 产能过剩行业的风险传染效应也比非产能过剩行业更为突出。本文基于公司发债视角和行业维度实证检验了债券违约的风险传染效应, 不仅有助于充实债券违约经济后果的研究框架, 而且有助于丰富和发展债券定价的影响机理类文献。

关键词:公司债券违约 信用风险传染 债券发行定价

中图分类号:F275.4 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2019)01—0174—17

一、引言

2018 年 1—6 月, 中国债券市场再次爆发多起违约事件, 累计违约金额已达 132.43 亿元, 共涉及煤炭、钢铁以及航运等多个行业。如此连续爆发的违约事件已引起监管层高度重视和市场投资者的负面情绪, 并成为资本市场关注的焦点。违约事件的爆发不仅向投资者传递强烈的信用风险信号, 而且信用风险自身还具有较强的传染效应 (Allegret 等, 2017^[1]; Brune 和 Liu, 2011^[2]; 郭超, 2016^[3]), 尤其会在行业内进行横向传染 (Leitner, 2005)^[4], 这必将提高投资者对行业内其他公司信用风险的预期和估值, 也势必会对同行业公司发债构成冲击和不利影响。公司发行债券时, 其核

收稿日期: 2018-09-03

* 基金项目: 国家自然科学基金项目“公司债券违约的风险传染与免疫能力研究: 来自债券发行定价的证据”(71702001); 国家社会科学基金重点项目“激励机制错位与企业全要素生产率研究”(18AJY014); 安徽省高校人文社会科学研究重点项目“商业信用配置效率与财务柔性价值效应”(SK2018A0436)。

作者简介: 张春强, 男(回族), 讲师, 管理学博士, 研究领域是资本市场财务与会计, 电子邮箱: 7-1-7-277@163.com; 鲍群, 女, 副教授, 管理学博士, 研究领域是供应链财务问题, 电子邮箱: acbq123@126.com; 盛明泉, 男, 教授, 管理学博士, 研究领域是资本市场财务与会计, 电子邮箱: shengmq@163.com。

心问题在于发行定价的博弈和确定^①。更高的发行定价意味着发行公司需要支付更高的融资成本以及承担更大的财务风险。那么,发行前行业内的违约对融资环境的冲击和破坏将如何影响债券发行定价呢?

对此,现有的实证研究并未有充分的探讨和证明。尤其是在中国债券市场中,相关经验研究更是相对匮乏。理论上,在公司债券发行前,行业内爆发债券违约事件会在信息外部性的作用下提高投资者感知的信用风险(Bernet和Getzen,2008)^[5],进而促使投资者在风险定价的博弈中索取更高的溢价以补偿可能的风险损失,由此构成信用风险传染的定价效应。而深入到违约事件和公司特征方面,随着违约发生次数、时间距离长短以及诱发因素等特征的不同,投资者所受到的心理冲击和负面影响也不同;另外,行业内违约公司的产权和区域属性等显性特征也将对投资者风险预期和判断产生直接影响,而这些因素必将通过改变投资者感知的风险而作用于债券发行定价。进一步预期,一方面,从静态的产业结构来看,相对资本与技术密集型产业而言,劳动密集型产业的公司技术投入和创新能力较低,其经营风险和所受环境的影响都相对较大。因此,此类产业爆发违约所释放的风险信号以及传染性会更强,进而导致更显著的定价效应;另一方面,当前在供给侧结构性改革的时代背景下,产能过剩行业的经营风险急剧攀升,而此类行业爆发债券违约会更加强化投资者的悲观预期和情绪,由此导致投资者对同行业发债索取更高的风险回报。

本文采用2015—2017年中国沪深A股上市公司债券发行和违约的数据对信用风险传染的定价效应进行了实证检验,并得到以下结论:首先,公司债券发行前,行业内爆发违约事件会显著提升债券发行时的风险定价。这表明同行业违约可以通过信用风险传染的方式对一级市场发债构成定价效应。其次,违约事件特征和公司特征的差异均对公司发债定价产生重要影响。具体而言,当发债前的违约事件特征表现为次数越多、距离发债时间越近以及更多地由外部经济环境恶化所导致时,公司发债定价会更高。同时,违约公司中非国有控股占比以及与发债公司同省份的公司占比也都与发债定价正相关。再次,信用风险传染的定价效应存在产业间差异。相比资本与技术密集型产业而言,劳动密集型产业中的风险传染效应更强烈。最后,在供给侧结构性改革的时代背景下,产能过剩行业比非产能过剩行业的风险传染效应更大且更显著。

经过理论分析和经验证明后,本文的结论具有重要的理论价值和贡献。一方面,拓展了债券违约的研究框架。在现有文献中,更多的是关注国家主权以及市政债券违约的影响效应,而在公司债券研究方面,学者也较多地探讨债券违约对二级流通市场债券以及信用衍生品价格的影响。然而,鲜有研究在一级市场的情景下关注债券违约对同行业公司发债定价的影响效应。本文立足于中国债券市场不仅考察债券违约的信用风险传染是否具有显著的同行业定价效应,而且深入分析违约事件以及违约公司特征对债券发行定价的影响,并进一步从信用风险传染效应的产业间差异层面进行探索和研究。因此,本文的研究结论将有助于充实债券违约经济后果的研究框架。另一方面,丰富了债券发行定价的影响机理文献。以往探讨外部环境对债券发行定价的影响时,更多的学者关注于宏观制度变迁和经济波动等因素(王雄元等,2015)^[6]。但债券违约引发的信息环境不确定性将如何影响一级市场发债定价的实证研究尚不多见。因此,本文的研究有助于从外部环境视角完善债券定价的影响机理类文献。

二、理论分析与假设提出

信息是资本市场的核心要素,而且信息具有显著的外部性。现有研究表明,当行业内公司出现负面事件并释放出风险信息时,在信息外部性的作用下,风险信息会在同行业渠道中进行传染,进而导

^① 按照国内外学术界的研究惯例,本文的债券发行定价的含义为债券发行时的信用价差(风险溢价),计算方式为债券发行利率与当期相同剩余期限的国债利率的差值。

致行业内其他公司也会受到一定程度的负面影响(Le 和 Ngo, 2018^[7]; Leitner, 2005^[4]), 由此构成行业内的传染效应。比如, Gleason 等(2008)^[8]的研究发现, 公司财务重述行为会导致同行业中非财务重述公司的股票价格下跌, 因此, 财务重述传递的风险信息具有一定的传染效应。而且, 同一审计机构审计的关联公司盈余质量越差时, 股票价格下跌地更加剧烈; 此外, 规模较大的公司发布的关于收入的重述报告所导致的传染效应也更强。类似地, Bolton 等(2016)^[9]的研究表明, 公司发布内部控制重大缺陷报告后, 不仅市场会对公司有显著的负面反应, 而且对行业内其他公司的反应也是显著负面的。在国内, 王永钦等(2014)^[10]使用事件研究法证实白酒行业出现酒鬼酒“塑化剂”丑闻后, 整个白酒行业出现较为显著的负面市场反应, 说明丑闻等负面的风险信息具有同行业传染效应。

公司债券违约对于金融市场而言是影响较为恶劣的负面事件, 其释放的信用风险将可能在行业内进行传染, 并对同行业公司发债融资构成严重的负面影响, 由此形成信用风险在一级市场中的同行业传染效应。

首先, 同行业公司在学习经营政策和投融资行为偏好上具有相似性(Leary 和 Roberts, 2014)^[11], 这将可能导致行业内公司的风险变化趋于同步。其一, 在经营方面, 同行业公司经营范围、产品结构以及日常运营所面临的客户供应商群体等方面都较为类似。因此, 同行业公司的经营政策和盈利模式具有一致性, 这就决定了行业内公司经营风险的变化将呈现出同步性。其二, 在投资方面, 根据信息外部性, 大部分同行业公司的投资决策是依据少数公司的决策行为而进行修订并改进的, 这种行为学习模式会导致同行业公司在投资方向和方式上出现“同群效应”(万良勇等, 2016)^[12], 进而促使同行业公司的投资效率、回报以及投资风险的变化也渐趋相似。其三, 在融资方面, 同行业公司在融资渠道和结构方面偏好较为一致(Graham 和 Harvey, 2001^[13]; Ngo 等, 2015^[14])。现有研究表明, 公司管理层在调整公司资本结构时, 会趋向于同行业水平并进行实时动态调整(陆蓉等, 2017)^[15], 由此增加了同行业公司资本结构趋同和财务风险同步变化的可能性。因此, 同行业公司间相似的经营和投融资行为会促使彼此间业绩回报和风险变化趋于同步。而且, 公司间同质性的特征也会由此得到进一步的加强, 并为信用风险在行业内传染提供了客观的现实基础。

其次, 债券违约释放的信用风险会提高投资者感知的风险水平并加深投资者情绪的紧张程度, 这将导致投资者提高对同行业公司债券的风险投资回报。由前述分析可知, 同行业公司之间风险同步变化和同质性特征是客观存在的。因此, 违约事件爆发后, 投资者会在主观上提高对同行业公司信用风险的预期, 也即投资者感知的信用风险会增加。而且, 随着违约规模和次数增加, 还可能加深债券市场投资者的恐慌情绪。现有研究表明, 投资者情绪的变化会影响证券价格的波动(Aissia, 2014^[16]; 宋顺林和唐斯圆, 2016^[17])。尤其是尚处于发展阶段的中国资本市场, 非理性投资者的普遍存在会强化投资者情绪波动对证券定价的消极影响。因此, 违约事件发生后, 投资者主观认知以及市场情绪的波动将共同助推投资者提高对同行业公司债券的风险投资回报。

最后, 对于一级发债市场而言, 公司进行债券融资时, 发债定价是核心问题; 而定价水平则取决于投资者感知的风险。由前述逻辑可知, 发债前违约事件释放的信用风险会经行业途径进行传染, 并会提高债券投资者对行业内公司信用风险的预期和估值。因此, 同行业公司进行债券融资并与投资者议价时, 投资者必然会索取更高的风险溢价以补偿可能的风险损失。由此造成信用风险在一级市场中经同行业传染的定价效应。

深入到中国的现实背景而言, 我国债券市场长期存在政府或金融机构隐性担保这一非正式制度(王博森等, 2016)^[18]。基于破窗理论^①, 当同行业内一家发债公司出现债务违约行为, 由于政府

^① 破窗理论是犯罪学的一个理论, 该理论由詹姆斯·威尔逊及乔治·凯林提出。该理论认为: 如果有人打坏了一幢建筑物的窗户玻璃, 而这扇窗户又得不到及时的维修, 别人就可能受到某些示范性的纵容去打烂更多的窗户。

或金融机构的兜底而并没有受到相应的市场惩罚,仍然能通过社会融资渠道获得资金,这将会给其他公司产生“债券违约”成本较小的暗示,从而诱发“搭便车”心理和潜在的违约动机。这一特殊制度背景下的经济现象将进一步地加深中国债券投资者对违约事件后信用风险的感知,由此增强了信用风险在中国债券市场中的传染性。

综上所述,公司在一级市场发债前,行业内公司债券爆发违约而诱发的信用风险传染会促使债券投资者对发债公司的信用风险给予更高的预期估值,由此导致投资者会以索取更高风险溢价的方式补偿可能的风险损失,并最终造成债券发行定价水平的提高。因此,本文提出如下假设:

H₁:公司发债前,行业内若爆发债券违约事件,则公司发债定价水平会显著提高。

三、研究设计

1. 数据来源

本文主要考察公司发行债券前同行业违约对其债券发行定价(发行时的风险溢价)的影响,也即考察信用风险在一级市场经行业传染的定价效应。在筛选样本时,由于中国债券市场到 2014 年才出现首例实质性债券违约事件,因此,本文所考察的发债样本为 2015—2017 年上市公司发行的公司债券。经过仔细筛选和整理,最终共获得 2264 只债券。本文的债券违约、发行定价以及债券基本条款等数据均来自 Wind 数据库,公司特征以及财务数据来自 CSMAR 数据库并经过手工整理和确认。

2. 模型设计

为检验研究假设,本文参照 Ghouma 等(2018)^[19]、周宏等(2016)^[20]以及陈超和李镭伊(2014)^[21]的研究,设立如下模型进行实证检验。

$$\begin{aligned}
 Spreads_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Def_Dummy_{i,t-1} + \beta_2 LnBondSize_{i,t} + \beta_3 FirmCredit_{i,t} + \beta_4 Bond_Term_{i,t} + \beta_5 SOE_{i,t-1} \\
 & + \beta_6 ROA_{i,t-1} + \beta_7 Coverage_{i,t-1} + \beta_8 Leverage_{i,t-1} + \beta_9 Z_Score_{i,t-1} + \beta_{10} TopTenSquare_{i,t-1} \\
 & + \beta_{11} Assets_{i,t-1} + \sum_{k=1}^2 \gamma_k RateType_{i,t} + \sum_{j=1}^4 \lambda_j BondType_{i,t} + \sum_{n=1}^{23} \delta_n Industry_{i,t-1} \\
 & + \sum_{m=1}^3 \theta_m Year_{i,t} + \mu
 \end{aligned} \tag{1}$$

3. 变量设定

被解释变量(*Spreads*):公司债券发行定价。依据 Ghouma 等(2018)^[19]以及周宏等(2016)^[20]的研究,本文采用公司债券发行利率与当期相同剩余期限的国债利率的差值,即发行时信用风险溢价(信用价差)。需要说明的是:(1)由于国债期限无法完全匹配所有公司债券期限,因此,本文将采用插值法估算相应期限的国债利率;(2)本文的公司债券是广义的公司债券,现有公司债券市场的品种主要有:(超)短期融资券、中期票据、公司债、企业债、可转债、集合票据等。其中,可转债具有债权和股权双重特性,而集合票据一般为中小企业集合发行的票据。因此,本文的公司债券范围包括(超)短期融资券、中期票据、公司债、企业债。

解释变量(*Def_Dummy*):公司债券发行前同行业是否发生债券违约事件。在实证分析时,为尽可能地捕捉传染效应,本文的同一行业是指违约公司与发债公司共同处于万德行业标准下的第四级细分行业。同时,本文借鉴 Le 和 Ngo(2018)^[7]、Jankowitsch 等(2014)^[22]以及 Bernet 和 Getzen(2008)^[5]的思想和做法,针对每一只债券的发行而言,以债券发行日期为起点向前推 360 天,观测这个时间段内是否发生同行业违约事件。当存在同行业违约时,*Def_Dummy* 取值为 1;否则为 0。

控制变量。本文参考既有文献从债券特征、公司特征以及外部因素等方面选取控制变量。为缓解一定的内生性,本文对公司特征变量进行滞后一期。控制变量名称及定义如表 1 所示:

表 1 控制变量

| 变量类别 | 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|------|-------|---------------------|---|
| 债券特征 | 债券规模 | <i>LnBondSize</i> | 债券融资规模对数 |
| | 信用评级 | <i>FirmCredit</i> | A 类及以下取值为 1; AA- 为 2; AA 为 3; AA+ 为 4; AAA 为 5 |
| | 债券期限 | <i>Bond_Term</i> | 债券的存续年限 |
| | 债券类型 | <i>BondType</i> | 本文的债券类型为: 企业债、公司债、中期票据、(超)短期融资券, 观测值隶属某种类型时取值为 1, 否则为 0 |
| | 利率类型 | <i>RateType</i> | 债券发行采用固定利率时, 取值为 1; 否则为 0 |
| 公司特征 | 产权性质 | <i>SOE</i> | 最终控制人为国有性质, 取值为 1; 否则为 0 |
| | 盈利能力 | <i>ROA</i> | 总资产报酬率: (利润总额 + 财务费用) / 资产总额 |
| | 偿债能力 | <i>Coverage</i> | 利息保障倍数: (净利润 + 所得税费用 + 财务费用) / 财务费用 |
| | 资本结构 | <i>Leverage</i> | 总负债 / 总资产 |
| | 破产风险 | <i>Z_Score</i> | Z 值 (破产指数) |
| | 股权集中度 | <i>TopTenSquare</i> | 前 10 大股东持股比例平方和 |
| | 公司规模 | <i>Assets</i> | 发债公司的资产总计 (单位: 十亿) |
| 外部因素 | 所属行业 | <i>Industry</i> | 当公司隶属某行业时, 取值为 1; 否则为 0 |
| | 所属年份 | <i>Year</i> | 债券发行所处某年份时, 取值为 1; 否则为 0 |

资料来源: 本文整理

四、描述性统计分析

1. 主要变量的统计分析

如表 2 所示, 公司债券发行定价的均值为 1.977, 中位数为 1.677, 这说明公司发行的信用债利率明显高于同期同期限的国债利率, 即信用风险溢价是显著存在的。公司发债前存在同行业违约现象的观测值占研究样本的比例已达 29.2%, 这表明近年来债券违约已成为不可忽视且需正面应对的经济问题。控制变量的数据分布也很好地反映了当前上市公司进行债券融资时所凸显的现实问题。比如, 产权性质均值为 0.585, 说明发债融资的公司中, 国有控股公司在观测期间依然占据大多数。

表 2 主要变量基本描述性统计

| 变量 | 样本量 | 平均值 | 最小值 | 中位数 | 最大值 | 标准差 |
|---------------------|------|----------|-----------|----------|----------|----------|
| <i>Spreads</i> | 2264 | 1.977 | 0.092 | 1.677 | 6.541 | 1.220 |
| <i>Def Dummy</i> | 2264 | 0.292 | 0.000 | 0.000 | 1.000 | 0.455 |
| <i>lnBond Size</i> | 2264 | 2.107 | -2.303 | 2.079 | 5.298 | 0.906 |
| <i>FirmCredit</i> | 2264 | 3.793 | 1.000 | 4.000 | 5.000 | 0.953 |
| <i>Bond Term</i> | 2264 | 2.285 | 0.019 | 1.000 | 10.000 | 1.909 |
| <i>SOE</i> | 2264 | 0.585 | 0.000 | 1.000 | 1.000 | 0.493 |
| <i>ROA</i> | 2264 | 0.045 | -0.101 | 0.040 | 0.292 | 0.030 |
| <i>Coverage</i> | 2264 | 24.980 | -1093.000 | 3.372 | 5323.000 | 339.800 |
| <i>Leverage</i> | 2264 | 0.624 | 0.060 | 0.660 | 0.941 | 0.155 |
| <i>Z Score</i> | 2264 | 2.465 | 0.055 | 1.761 | 62.090 | 2.935 |
| <i>TopTenSquare</i> | 2264 | 1892.000 | 70.820 | 1574.000 | 7995.000 | 1419.000 |
| <i>Assets</i> | 2264 | 92.420 | 0.924 | 26.430 | 2405.000 | 247.400 |

资料来源: 本文整理

2. 主要变量相关性分析

表 3 列示了本文主要变量的相关性分析结果。其中,上半部分为斯皮尔曼系数,而下半部分为皮尔森系数。通过分析发现:首先,债券发行定价与发行前同行业是否存在违约事件呈显著的正相关关系,一定程度上支持了本文主假设;其次,公司特征变量与债券发行定价之间的关系与现有文献结论相符。比如,产权性质与债券发行定价显著负相关。结合前文表 1 中 *SOE* 变量的数据分布可知,国有控股公司在债券融资时不仅具有“优先权”,而且其发债时风险溢价也因隐性担保而更低。再如,更大的资产规模、更高的信用评级、更强的盈利以及偿债能力均可降低债券发行定价。最后,债券规模和期限与风险定价的关系也与现实状况相符。

表 3 主要变量的相关性分析

| 变量 | <i>Spreads</i> | <i>Def_Dummy</i> | <i>lnBond_Size</i> | <i>FirmCredit</i> | <i>Bond_Term</i> | <i>SOE</i> | <i>Coverage</i> | <i>Assets</i> |
|--------------------|----------------|------------------|--------------------|-------------------|------------------|------------|-----------------|---------------|
| <i>Spreads</i> | 1.000 | 0.056 ** | -0.390 *** | -0.669 *** | 0.345 *** | -0.546 *** | -0.056 ** | -0.375 *** |
| <i>Def_Dummy</i> | 0.048 * | 1.000 | -0.107 *** | -0.041 * | 0.002 | -0.030 | -0.129 *** | -0.072 *** |
| <i>lnBond_Size</i> | -0.351 *** | -0.108 *** | 1.000 | 0.649 *** | -0.056 ** | 0.319 *** | 0.090 *** | 0.692 *** |
| <i>FirmCredit</i> | -0.632 *** | -0.045 * | 0.641 *** | 1.000 | -0.263 *** | 0.516 *** | 0.072 *** | 0.729 *** |
| <i>Bond_Term</i> | 0.224 *** | -0.017 | 0.045 * | -0.130 *** | 1.000 | -0.236 *** | 0.171 *** | -0.173 *** |
| <i>SOE</i> | -0.538 *** | -0.030 | 0.308 *** | 0.509 *** | -0.126 *** | 1.000 | -0.196 *** | 0.323 *** |
| <i>Coverage</i> | 0.012 | -0.036 | 0.069 *** | 0.020 | 0.080 *** | -0.087 *** | 1.000 | 0.019 |
| <i>Assets</i> | -0.248 *** | -0.073 *** | 0.496 *** | 0.372 *** | 0.019 | 0.218 *** | 0.023 | 1.000 |

注:括号内数值为 T 统计量;***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著

资料来源:本文整理

3. 违约事件的梳理分析

2014—2017 年,中国公司债券市场共计发生 156 只债券违约事件,本文从违约发生年度、行业、公司性质以及省份等视角对违约事件进行梳理,以探寻违约的规律和特征。

从年度分布而言,2014 年首次出现公司债券违约事件,违约情况较少,仅发生 6 例。但是,违约事件的首次爆发颠覆了投资者对中国债券市场“零违约”的认知,因此,对市场具有显著的冲击力。2015 年债券违约风险逐渐暴露,违约数量较 2014 年明显增加,共有 23 例违约事件。进入 2016 年,违约事件集中爆发,共有 78 只债券发生违约,在宏观经济下行的背景下,经营环境恶化、公司杠杆率过高以及治理不善等原因共同导致了违约事件的集中爆发。2017 年,经过供给侧结构性改革,公司盈利能力和现金流得到改善。因此,该年度违约数量有所下降。通过年度分布可知,公司债券违约虽然至 2014 年才出现,但存在违约事件逐年上涨和突发集聚共存的现象。这反映了近年来实体经济下行且波动较大的现实经济状况。

从行业分布而言,2014—2017 年,违约行业由制造业向服务业和农业蔓延,违约行业的范围逐年扩大。而在去产能背景下,违约事件也集中体现于产能过剩行业(煤炭钢铁为主),其他行业较为分散。此外,钢铁、工业机械、基础化工、建材、煤炭与消费用燃料等行业在 2014—2017 年度中有三年连续发生违约。这表明,违约行业范围扩大的同时,经济周期和政策压力会导致部分行业经营状况短期内难以得到明显改善。

从公司性质而言,2014—2017 年非国有公司每年占比最低为 56.67%,说明当前违约主体主要是非国有公司。同时,中央及地方政府控股公司在 2015 年也开始违约,尤其进入 2016 年呈迅速上涨态势。可能的原因在于,政府兜底意愿及能力逐年弱化,国有控股公司刚性兑付逐步打破。而且,近年来针对国有控股公司改革力度持续增加,由此导致国有控股公司违约风险集聚和违约事件频发。

从发生省份而言,自 2014 年以来,违约主体的区域分布版图逐步扩大。2014 年,仅有江浙沪在内的五个省份发生违约事件。但随着经济波动及去产能政策的实施,至 2017 年,债券违约主体

的分布区域扩大至全国 23 个省份,且主要集中在华东、华北以及东北地区。华东江浙沪地区的出口贸易较多,易受宏观经济波动的冲击;而华北及东北地区发生违约主要是去产能政策压力和产业转型升级缓慢等因素所致。

五、主效应分析

1. 基本分析

表 4 的 PanelA 列示了公司发债前同行业债券违约的风险传染效应。其中,第(1)列为模型(1)的回归结果,也是主回归。结果表明,在控制了债券特征、公司特征以及外部因素的情况下,公司发债时的风险溢价(*Spreads*)与同行业是否发生违约事件(*Def_Dummy*)之间显著正相关。由此可知,同行业爆发债券违约事件确实可以释放信用风险信号,进而对债券发行时的溢价水平产生显著的提升作用,由此产生了信用风险在行业内传染而形成的定价效应,本文主假设得以验证。

表 4 主效应及稳健性检验

| 变量 | PanelA: 基本分析 | PanelB: 稳健性检验 | | |
|---------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (1) | (2) | (3) |
| | <i>Spreads</i> | <i>Issue_Rate</i> | <i>Spreads</i> | <i>Spreads</i> |
| <i>Def_Dummy</i> | 0.134 *** (2.80) | 0.089 * (1.77) | 0.146 *** (3.23) | 0.110 ** (2.12) |
| <i>lnBondSize</i> | -0.031 (-1.19) | -0.030 (-1.07) | -0.034 (-1.28) | -0.031 (-1.13) |
| <i>FirmCredit</i> | -0.551 *** (-20.12) | -0.546 *** (-18.88) | -0.553 *** (-20.18) | -0.530 *** (-18.38) |
| <i>Bond_Term</i> | -0.191 *** (-8.52) | -0.114 *** (-5.14) | -0.190 *** (-8.53) | -0.192 *** (-8.65) |
| <i>SOE</i> | -0.747 *** (-16.53) | -0.738 *** (-15.47) | -0.743 *** (-16.43) | -0.757 *** (-16.68) |
| <i>ROA</i> | -3.216 *** (-4.81) | -3.411 *** (-4.75) | -3.204 *** (-4.78) | -3.302 *** (-4.92) |
| <i>Coverage</i> | -0.000 *** (-2.90) | -0.000 *** (-2.71) | -0.000 *** (-2.90) | -0.000 *** (-2.71) |
| <i>Leverage</i> | 1.465 *** (9.25) | 1.374 *** (8.15) | 1.459 *** (9.22) | 1.589 *** (9.58) |
| <i>Z_Score</i> | 0.001 (0.05) | -0.002 (-0.13) | 0.000 (0.04) | 0.002 (0.14) |
| <i>TopTenSquare</i> | 0.000 (1.00) | 0.000 (0.81) | 0.000 (1.12) | 0.000 (0.60) |
| <i>Assets</i> | -0.000 *** (-3.94) | -0.000 *** (-4.22) | -0.000 *** (-3.88) | -0.001 *** (-3.15) |
| 债券类型、利率类型、 行业、年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Constant</i> | 4.868 *** (25.60) | 7.533 *** (37.69) | 4.873 *** (25.65) | 4.787 *** (23.79) |
| <i>N</i> | 2264 | 2264 | 2264 | 2264 |
| <i>adj. R²</i> | 0.642 | 0.698 | 0.642 | 0.640 |

注:括号内数值为 T 统计量;***、**和* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著

资料来源:本文整理

2. 稳健性检验

第一,改变债券发行定价的度量方式。为了保证前文结论在变量设置上的稳健性,本文对债券发行定价的衡量指标进行变量替换。参照何平和金梦(2010)^[23]以及王雄元和张春强(2013)^[24]的方法,本文采用债券发行利率来衡量定价水平。变量替换稳健性结果如表4的PanelB第(1)列所示,债券发行时的风险定价与发行前是否存在同行业违约之间依然是显著的正相关关系。因此,变量替换的结果稳健地验证了本文主假设。

第二,改变违约传染的时间窗口。本文对观测窗口进行重新设定以期更稳健地证明研究结论。其一,缩短观测窗口为180天;其二,扩展观测窗口为540天。改变时间窗口的检验结果如表4的PanelB第(2)列和第(3)列所示。其中,第(2)列和第(3)列分别是缩短窗口期为180天和扩展窗口期为540天的回归结果。由结果可知,观测窗口期的改变并未改变本文主假设,变量 Def_Dummy 与债券发行定价 $Spreads$ 的正相关关系始终显著存在。但是,通过初步的对比发现,变量 Def_Dummy 的系数大小和显著性随着观测期窗口的延长而减小,一定程度上反映了风险传染效应伴随着时间距离的增加而逐渐消减。

3. 基于事件研究法的传染路径检验

根据前文分析可知,违约发生后,信用风险会在同行业内传染并对一级市场发债定价产生影响。然而,传染效应的形成主要源自于违约事件提高了投资者对同行业公司信用风险的预期。为充分证明投资者感知的风险变化,本文将采用债券二级流通市场中违约行业到期收益率日数据^①以及事件研究法测度投资者风险感知的变化,以期证明信用风险在行业内传染的作用机理。

具体而言,针对违约样本并按照四个步骤得到二级流通市场中违约前后平均行业异常到期收益率(AAR)和特定区间范围内累积平均行业异常到期收益率(CAAR),以此观测违约事件对投资者感知风险的影响。

第一步,采用模型(2)估计二级流通市场中的行业到期收益率。其中 R_{it} 为万德数据库公布的行业 i 第 t 天的到期收益率, R_{Mt} 为中国债券信息网公布的第 t 天国债到期收益率。 α_i 和 β_i 为待定系数, ε_{it} 为随机误差。参照 Campbell 等(2014)^[25]、王永钦等(2014)^[10] 的研究并考虑到中国债券市场流动性较弱的现实背景,本文的估计窗口设定为 $(-180, -10)$, 而后将窗口期内的 R_{Mt} 和 R_{it} 代入模型,得到 $\hat{\alpha}_i$ 和 $\hat{\beta}_i$ 。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

第二步,计算行业异常到期收益率 AR_{it} , 公式为: $AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{Mt}$ 。在此,考虑到违约事件前后的异常收益率对比以及违约事件对市场冲击的持续性,本文预测的窗口期为 $(-3, +180)$ 。其中 R_{it} 和 R_{Mt} 为事件窗口内的值。

第三步,计算平均行业异常到期收益率 AAR_t , 公式为: $AAR_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n AR_{it}$, 其中 n 为样本量。

第四步,计算第 a 天到第 b 天的累积平均行业异常到期收益率 $CAAR_{ab}$, 公式为: $CAAR_{ab} = \sum_{t=a}^b AAR_t$ 。

然后,再对 AAR_t 及 $CAAR_{ab}$ 进行 T-test 检验,检验样本中违约事件发生前后平均行业异常到期收益率 AAR_t 以及选取区间的累积平均行业异常到期收益率 $CAAR_{ab}$ 是否显著不为零。

在 T-test 检验中,零假设为 $AAR_t = 0$ 或 $CAAR_{ab} = 0$, 当 AAR_t 或 $CAAR_{ab}$ 对应的 t 值 ≥ 1.96 或 ≤ -1.96 (5% 显著性水平对应的 t 值), 则拒绝零假设。说明违约事件爆发对二级流通市场中同行业到期收益率产生了显著影响,也即改变了投资者对同行业公司信用风险的感知。其中,检验 AAR_t 和 $CAAR_{ab}$ 的 t 值计算公式分别为:

① 此数据主要反映行业内公司信用风险变化的整体状况和趋势。

$$t = \sqrt{n} \frac{AAR_t}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (AR_{it} - AAR_t)^2}} \quad (3)$$

$$t = \sqrt{n} \frac{CAAR_{ab}}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (CAR_{iab} - CAAR_{ab})^2}} \quad (4)$$

如表 5 所示, PanelA 列示了事件发生日前后的平均行业异常到期收益率的变化趋势。其中, 违约事件发生前 3 天和前 2 天的异常到期收益率都为正值, 但不具有统计意义的显著性; 而从违约事件爆发前 1 天开始直至违约后的 180 天, 同行业异常到期收益率均表现为显著的正值, 这表明债券违约对市场造成了持续性的负面冲击, 引起了市场投资者的关注并对投资者感知的风险起到了显著的提升作用。PanelB 列示了不同期间内累积平均行业异常到期收益率的演变情况。具体而言, 违约事件发生前后 3 天和前后 2 天的两个区间范围内的累积异常到期收益率均为正值, 但并不显著。进一步地将观测时间聚焦于违约事件发生前后各 1 天的区间范围后, 此时的累积异常到期收益率演变为显著的正值, 而违约发生后 7 天、30 天、90 天以及 180 天范围内, 累积平均行业异常到期收益率在违约事件的冲击下均显著为正。这表明, 二级市场中伴随着违约的爆发, 投资者对行业内公司信用风险的感知有着显著性的变化, 并最终体现于较高的到期收益率。

表 5 债券违约事件前后 AAR 和 CAAR 的 T-test 检验结果

| PanelA: 平均行业异常到期收益率 AAR | | | | | PanelB: 累积平均行业异常到期收益率 CAAR | | | | |
|-------------------------|-------|-------|-------|------|----------------------------|-------|-------|-------|------|
| 事件日 | AAR | t 值 | P 值 | 是否显著 | 窗口期 | CAAR | t 值 | P 值 | 是否显著 |
| -3 | 0.011 | 0.332 | 0.741 | 否 | [-3, +3] | 0.074 | 0.800 | 0.426 | 否 |
| -2 | 0.040 | 1.077 | 0.284 | 否 | [-2, +2] | 0.114 | 1.533 | 0.128 | 否 |
| -1 | 0.113 | 3.316 | 0.001 | 是 | [-1, +1] | 0.138 | 2.343 | 0.021 | 是 |
| 0 | 0.093 | 2.618 | 0.010 | 是 | [0, +7] | 0.384 | 3.750 | 0.000 | 是 |
| 30 | 0.072 | 2.061 | 0.042 | 是 | [0, +30] | 0.639 | 2.657 | 0.009 | 是 |
| 90 | 0.090 | 2.169 | 0.032 | 是 | [0, +90] | 1.647 | 2.047 | 0.043 | 是 |
| 180 | 0.090 | 2.260 | 0.026 | 是 | [0, +180] | 3.551 | 2.149 | 0.034 | 是 |

注: 显著性水平为 5%

资料来源: 万德资讯公布的行业到期收益率日数据和中国债券信息网公布的国债收益率日数据, 本文进行统计分析和整理

六、基于违约事件和公司特征的深度分析

前述分析表明, 同行业债券违约的信用风险传染所引致的定价效应是显著存在的。进一步地, 此种效应是否随着违约事件和公司特征的变化而不同呢? 为此, 本文将聚焦于存在违约事件的研究样本, 深度分析风险传染的定价效应差异。

1. 基于违约事件特征的视角

(1) 违约次数的影响。同行业连续爆发违约事件, 将对投资者风险感知和投资意愿构成不利影响(吴建华等, 2017^[26]; Viceira, 2012^[27])。首先, 违约事件频发后, 投资者将更加担忧行业成长的不确定性; 其次, 频繁发生的违约事件将向市场集中释放更多的风险信息 and 噪音, 由此增加资本市场信息不对称程度(黄国平等, 2016^[28]; Heinen, 2012^[29]) 以及投资者准确获取公司信息的难度; 再次, 从市场参与者角度而言, 信用评级机构以及承销商等金融中介在违约频发后会更谨慎地进行风险识别并加强风险控制(顾小龙等, 2017^[30]; 马榕和石晓军, 2016^[31]), 由此会提高资本市场的交易成本; 最后, 违约事件的连续爆发将可能引致相关金融稳定政策的出台, 进而加大公司债券发行的难度。因此, 违约频发会加深投资者负面情绪并提高预期风险回报。综上, 本文认为: 公司发债

前,行业内出现多次违约,则将进一步提升债券发行定价。

为验证上述推论,本文设置 *DefNumber* 变量反映发债前同行业违约次数,同时设置 *Number_Dummy* 哑变量反映发债前是否存在多次同行业违约^①。采用上述两个变量互为稳健地证明违约次数对债券发行定价的影响。在表 6 的 PanelA 的第(1) - (2)列中,变量 *DefNumber* 和 *Number_Dummy* 前的系数均显著为正。这表明,发债前行业内违约次数的增加会提高债券发行定价水平。由此可见,违约事件的频繁发生势必会进一步提高风险传染强度以及投资者索取的风险回报。

表 6 行业内风险传染的定价效应差异分析之:违约特征的视角

| 变量 | PanelA:违约规模 | | PanelB:违约时间 | | PanelC:违约原因 | |
|----------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (1) | (2) | (1) | (2) |
| | <i>Spreads</i> | <i>Spreads</i> | <i>Spreads</i> | <i>Spreads</i> | <i>Spreads</i> | <i>Spreads</i> |
| <i>DefNumber</i> | 0.066* (1.65) | | | | | |
| <i>Number_Dummy</i> | | 0.206*** (2.72) | | | | |
| <i>Def_time</i> | | | -0.085** (-1.98) | | | |
| <i>Def_Meantime</i> | | | | -0.033 (-1.08) | | |
| <i>Ncause_Ratio</i> | | | | | 0.351** (2.17) | |
| <i>CRatio_Dummy</i> | | | | | | 0.199* (1.71) |
| 债券特征 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 公司特征 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 债券及利率类型 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业、年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Constant</i> | 4.323*** (11.10) | 4.216*** (11.15) | 537.781*** (9.17) | 425.441*** (11.39) | 4.806*** (9.80) | 4.953*** (10.60) |
| <i>N</i> | 660 | 660 | 291 | 661 | 660 | 660 |
| adj. <i>R</i> ² | 0.670 | 0.673 | 0.742 | 0.669 | 0.683 | 0.682 |

注:括号内数值为 T 统计量;***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著

资料来源:本文整理

(2) 违约时间距离的影响。在人们的主观认知中,时间距离越短的事件越是印象深刻(原琳等,2011)^[32]。对于债券发行而言,投资者显然会对发行前融资环境给予充分的关注和感知。而当同行业爆发违约事件时,融资环境势必受到严重的负面影响;而且,市场的悲观情绪也会显著得到加深。进一步地,公司发债与同行业爆发违约事件之间的时间距离越短,市场中有关违约的风险信息传播速度越快,信息量也越大(周宏等,2014^[33];Schwert,2017^[34]);同时,投资者本能的风险厌恶情绪也正处于高涨时期。因此,距离发债越近的违约事件对债券投资者的影响也更消极,投资者感知的风险水平以及索取的预期回报越高。故而,本文认为,公司发债前,行业内债券违约事件距离发债时间越近,债券发行时风险定价水平越高。

为检验上述逻辑,本文首先设置 *Def_time* 变量反映发债与同行业违约之间的天数^②,同时设置

① 也即发债前是否出现超过一次的同行业债券违约事件。

② *Def_time* 变量是设置在发债前同行业仅发生一次违约的观测样本中,以此降低其他违约的信息噪音。

Def_Meantime 变量反映发债前同行业违约事件距离发债的平均时间,共同考察时间距离对风险定价的影响。由表 6 PanelB 第(1)列、第(2)列回归结果可知,时间距离与风险定价之间呈较强的负相关关系,这说明发债距离同行业违约的时间越近,信用风险传染效应越大。

(3) 违约原因的影响。公司债券违约发生原因不同,其向外释放的风险信号强度也不同(Luo 等,2016^[35];韩鹏飞和胡奕明,2015^[36])。当外部经济环境恶化成为导致债券违约的主要原因时,投资者将更加担忧同行业其他公司的信用风险(Leitner,2005)^[4]。其根本在于,同行业内公司间的经营模式和财务政策具有高度的相似性,且面临相同的经济环境,尤其是当行业内不断爆发由外部经济环境恶化而导致的债券违约事件时,系统性风险的信号势必会逐步增强(张雪莹和焦健,2017^[37];王博森等,2016^[18]),从而强化投资者对未来行业内公司信用风险的悲观预期。然而,若公司由于自身财务或经营管理不善以及股权治理等问题而导致违约发生时,这些风险因素则具有较强的异质性。因此,此类违约对同行业其他公司的影响相对较小,风险传染强度也较弱。故而,本文认为,公司发债前,行业内违约更多的是由外部经济环境恶化所导致时,债券发行定价水平则更高。

为检验上述推论,本文在查阅违约事件公告资料的基础上设置 *Ncause_Ratio* 变量反映公司发债前由于外部经济环境恶化导致的违约占同行业违约数的比重^①,并分析这一比重的变化对债券发行定价的影响。另外,本文设置 *CRatio_Dummy* 哑变量反映外部经济因素导致违约的占比是否超过 50%,并进行稳健性测试。由表 6 PanelC 第(1)列、第(2)列的回归结果可知,当外部经济环境恶化而违约的比重增加时,债券发行定价会显著上升。这表明,违约释放更多的经济环境风险会加剧投资者悲观情绪并提高投资者感知的信用风险和索取的溢价。

2. 基于违约公司特征的视角

(1) 产权属性差异的影响。国有公司与非国有公司在信贷政策和税收优惠等方面都存在着实质性差别。对于国有公司而言,天然的政治关联使其经营活动和对外融资均有隐性担保(王博森等,2016)^[18]。尤其是在公司出现违约风险时,国有产权性质将提供显著的担保作用(陆正飞等,2015)^[38]。甚至违约后,政府兜底也会增强投资者信心并降低投资者感知的信用风险。而且,当面临经济环境恶化时,政府对国有控股公司的支持一定程度上会及时缓解国有公司的财务风险;而非国有控股公司不仅没有政府的担保,而且还面临信贷歧视等不平等待遇。因此,非国有控股公司会首先感知到风险并迅速反映于经营业绩下降或亏损,即非国有控股公司发生较多的债券违约可能会更及时地传递经营环境恶化的信号。综上,一定时期内,出现更多非国有公司违约的现象会强化信用风险的传染以及定价效应。

为检验上述推论,本文设置 *Nsoe_Ratio* 变量反映发债前同行业违约中非国有公司比重,观测这一比重的变化对发债定价的影响。此外,设置 *NSRatio_Dummy* 哑变量反映同行业违约中非国有公司占比是否超过 50% 并进行稳健性测试。表 7 PanelA 第(1)列、第(2)列结果显示,非国有公司占比与债券发行定价之间显著正相关。这表明更多的同行业非国有公司违约将释放更强烈的风险信号,进而提高了投资者感知的风险和最终的发行定价。

(2) 地区属性不同的影响。由于区域经济政策和资源禀赋等差别的客观存在,不同省份地区在税收负担、金融服务、人力资源和基础设施配置以及政商环境等方面都存在着显著的差异性(王小鲁等,2018)^[39]。但是,同一省份内公司间由于地理位置相近和经营环境相似可能导致彼此间经营绩效同步变化,甚至具有传染性(黄俊等,2013)^[40]。尤其是同行业同省份的公司间更具有相同的政策环境和盈利模式。因此,一旦爆发债券违约事件,其释放的信用风险将首先传染给同行业同

① 本文通过查阅违约公司在违约事件发生时向市场发布的信息公告中,采用文本阅读的方式确定违约原因是否为外部经济环境的恶化。

省份内的其他公司(侯县平等,2016^[41];周宏等,2016^[20]),这将显著增加信用风险传染的速度和强度,并促使债券投资者对此类公司所感知的风险水平进一步提高。而且,在某一特定时期内,连续地在同一省份出现多起同行业的债券违约事件,也会持续加深投资者对本地区行业发展前景的担忧以及对此类公司未来成长环境和信用风险的悲观预期(高波,2016^[42];王雄元等,2015^[6])。因此,本文有如下推论:公司发债前,同行业债券违约中有更多的违约主体与发债公司属于同一省份时,公司债券发行定价水平更高。

表 7 行业内风险传染的定价效应差异分析之:基于违约公司特征的视角

| 变量 | PanelA:产权属性 | | PanelB:区域属性 | |
|----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (1) | (2) |
| | <i>Spreads</i> | <i>Spreads</i> | <i>Spreads</i> | <i>Spreads</i> |
| <i>Nsoe_Ratio</i> | 0.515*** (3.00) | | | |
| <i>NSRatio_Dummy</i> | | 0.467*** (2.92) | | |
| <i>Ter_Ratio</i> | | | 0.379*** (3.77) | |
| <i>TRatio_Dummy</i> | | | | 0.283*** (3.14) |
| 债券特征 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 公司特征 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 债券及利率类型 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业、年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Constant</i> | 4.651*** (10.56) | 4.679*** (10.58) | 5.184*** (12.53) | 5.207*** (12.58) |
| <i>N</i> | 661 | 661 | 661 | 661 |
| adj. <i>R</i> ² | 0.685 | 0.685 | 0.684 | 0.682 |

注:括号内数值为 T 统计量;***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著

资料来源:本文整理

为检验上述推论,本文设置 *Ter_Ratio* 变量反映发债前同行业违约中与发债公司属于同一省份的违约公司占比,同时设置 *TRatio_Dummy* 哑变量反映与发债公司同省份同行业的违约公司占比是否超过 50%,以此互为稳健地分析地区属性对同行业信用风险传染的影响。如表 7 的 PanelB 第(1)列、第(2)列所示,与发债公司属于同一省份的违约公司占比越高,债券发行的定价水平也越高。这表明,发债主体与同行业违约主体属于同一省份的现象越严重时,发债公司信息环境越差,投资者的风险回报要求更高。

七、基于产业结构和产能过剩的进一步分析

1. 基于产业结构的视角

在现有的产业结构中,劳动密集型产业向资本与技术密集型产业转型是工业化国家产业升级的历史发展趋势,而处于不同产业中的公司,其经营实力和抗风险的能力也不同,进而导致风险传染效应也会有所差异。

资本与技术密集型产业的公司具有技术装备投入多和容纳劳动力较少等特点,主要分布在基础工业以及重加工业,一般被看作是发展国民经济和实现工业化的重要基础,也更是经济增长与产业升级的主要动力,此类公司获得更好的发展将有利于提升国家工业化程度和科技发展水平以及

经济实力。更为重要的是,相比劳动密集型产业的公司而言,资本与技术密集型产业的公司具有较好的技术吸收和消化能力,而且此类公司更为关注技术、知识和管理等要素对产出的作用(赵文军和于津平,2012)^[43]。因此,资本与技术密集型公司的创新能力以及核心竞争力更强,由此会表现出更为显著的异质性和抗风险能力。

然而,劳动密集型产业内公司的技术投入和能力均较低,而且技术创新意愿不足并容易产生创新“惰性”(陈丰龙和徐康宁,2012)^[44]。这导致劳动密集型公司相对更加缺乏自主品牌,并表现为较低的附加值,一般处于价值链低端。因此,此类公司的核心竞争力较弱,发展模式也较为粗放,同质性更强。进一步地,劳动密集型公司主要依赖人力资源。因此,人工成本和人力资源配置效率对公司价值的影响较大(潘红波和陈世来,2017)^[45],而近年来大幅度上升的人工成本已对此类公司构成了严重冲击;此外,在中国现有体制布局下劳动密集型产业内更多的是非国有控股公司(康妮和陈林,2017)^[46],而且公司规模相对较小。因此,这些因素将共同导致中国劳动密集型产业的公司抗风险能力较弱。综合上述分析,本文提出,由于劳动密集型产业的公司核心竞争力和风险承受能力更低,因此违约发生并释放信用风险时,投资者对此产业违约的感知风险会更大,这将可能导致信用风险的传染效应更强。

为检验上述推论,本文依据鲁桐和党印(2014)^[47]的做法将样本中的行业分别归属于劳动密集型产业和资本与技术密集型产业^①。在此基础上,依据模型(1)在两类产业样本中回归分析并比较信用风险传染效应的差异。由表8的PanelA可知,在两个子样本的回归结果中,Def_Dummy的系数在劳动密集型产业的样本中更大且显著性更强。这表明,投资者对劳动密集型产业中发生的同行业违约感知的信用风险以及最终索取的风险溢价更高。

表8 基于产业结构和产能过剩的进一步分析

| 变量 | PanelA: 产业结构视角 | | PanelB: 产能过剩视角 | |
|----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 劳动密集型 | 资本与技术密集型 | 产能过剩 | 非产能过剩 |
| | (1) | (2) | (1) | (2) |
| | <i>Spreads</i> | <i>Spreads</i> | <i>Spreads</i> | <i>Spreads</i> |
| <i>Def_Dummy</i> | 0.296*** (2.97) | 0.096* (1.96) | 0.288*** (2.71) | 0.036 (0.43) |
| 债券特征 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 公司特征 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 债券及利率类型 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 行业、年度 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Constant</i> | 6.301*** (12.20) | 5.614*** (22.88) | 3.876*** (11.72) | 5.392*** (25.58) |
| 系数差异性检验 | 卡方值:3.42 | | 卡方值:3.69 | |
| | P值:0.064 | | P值:0.055 | |
| <i>N</i> | 558 | 1692 | 1250 | 1014 |
| adj. <i>R</i> ² | 0.630 | 0.683 | 0.697 | 0.706 |

注:括号内数值为T统计量;***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平上显著

资料来源:本文整理

① 鲁桐和党印(2014)^[47]按要素密集程度并使用聚类分析法对产业进行了区分。本文据此对发债样本的行业分别归类于相应产业。其中劳动密集型产业包括以下行业:农林牧渔、交通运输和仓储、食品和饮料、批发和零售贸易、纺织服装和皮毛、传播与文化产业、术材和家具、综合类;其他行业则属于资本与技术密集型产业。

2. 基于产能过剩的视角

伴随着近年来中国经济结构的调整和供给侧结构性改革的推行,产能过剩问题日趋严重并已成为阻碍中国经济进一步发展的重要不利因素。产能过剩行业的公司具有以下特征:第一,产品同质化程度较高。比如钢铁、化工和玻璃等行业的产品同质化现象非常严重,这使得产品价格成为公司盈利竞争的主要工具。而价格竞争容易导致行业内恶性竞争和更多的经营亏损。第二,享受的政策优惠较多。地方政府唯GDP导向的考核评价体系对投资产生了刺激作用。而且,地方政府通过政策优惠支持产能过剩行业的发展也弱化了这些行业的抗风险能力。第三,周期性特征较为明显。周期性行业的发展跟市场环境的波动息息相关。尤其是近年来宏观经济下行的同时市场需求明显骤降,而且在供给侧改革背景下的去产能政策也在持续地推进。故而,此类行业的发展受到了严重的冲击,经营风险明显增加。由前述分析可知,产能过剩的存在和加剧事实上已经孕育着巨大的经济和社会风险。一定意义而言,产能过剩就是“实体经济领域中的泡沫”(国务院发展研究中心《进一步化解产能过剩的政策研究》课题组等,2015)^[48],而泡沫破裂或者风险事件爆发会加剧市场恐慌情绪并强化投资者对未来经济发展的悲观预期。因此,产能过剩行业中的债券违约无疑会对投资者心理产生更为强烈的刺激并进一步地提高投资者对同行业发债公司感知的信用风险水平,由此会增强信用风险的传染效应。鉴于此,本文提出以下推论:相对于非产能过剩的行业,产能过剩行业内债券违约引发的信用风险传染效应更大。

为检验上述推论,本文依据国家统计局2015—2017年对各行业产能利用率^①的排名情况将样本划分为产能过剩和非产能过剩行业两个子样本。在此基础之上,重述模型(1)进行回归分析并比较信用风险传染的定价效应在两个样本间的差异。由表8的PanelB可知,相对非产能过剩行业,产能过剩行业中风险传染的定价效应更加强烈。这表明,产能过剩的行业中一旦发生债券违约事件,其释放的风险信号和产生的冲击会更加强烈,由此导致投资者要求更高的风险回报。

八、结论与启示

基于公司发债定价和风险传染视角,本文采用2015—2017年中国债券市场公司发债数据检验了债券违约引发的信用风险在一级市场中经行业传染的定价效应。结果发现,公司发债前,行业内违约会显著提升公司发债定价水平。而且,从违约事件特征来看,发债前同行业违约次数越多、时间越近以及更多的由外部经济环境恶化所导致时,公司发债定价水平会越高。同时,违约公司中非国有公司占比以及与发债公司同省份的公司占比也都与发债定价正相关。深入来看,相比资本与技术密集型产业而言,劳动密集型产业中的传染性更加显著;而在供给侧结构性改革和去产能背景下,信用风险传染的定价效应在产能过剩行业表现得尤为突出。研究结论不仅有助于在中国债券市场情景下丰富债券违约的经济后果研究,而且也有助于进一步完善债券定价的影响机理类文献。

上述研究结论预期对政府、发债公司以及投资者产生以下启示:

对政府监管层而言,首先,文章证实了债券违约会导致信用风险的传染效应,这将有助于政府重视并出台违约风险管控政策,以维护金融市场稳定。有效的治理途径是设计债券存续期信用风险管理的制度,动态监控债券的信用风险变化。其次,基于要素配置角度对传染效应的差异分析将为政府调整产业结构提供证据支持。信用风险传染效应在资本和技术密集型行业中更小,原因在于此类公司具有较强的核心竞争力和异质性。因此,政府应强化产业结构向资本与技术密集型为主的方向调整,有效增强国家经济实力和抗风险能力。最后,在供给侧结构性改革的背景下探讨信

^① 按照国际通行标准,产能利用率超过90%为产能不足,79%~90%为正常水平,低于79%为产能过剩,低于75%为严重产能过剩。本文的产能过剩行业主要包括钢铁、煤炭、化工、电力、玻璃、铝以及石油等行业。

用风险传染效应会有助于政府推动产业升级。研究结论揭示了产能过剩行业存在的问题和面临的风险。因此,从债券融资的角度出台相关政策以提高产能过剩行业的公司发债难度,进而约束此类公司发展以实现国家产业升级。

对发债公司而言,研究结论有助于公司对发债融资环境进行风险识别,合理调整发债行为,降低发债融资成本与提升发债融资效率。值得关注的是,文章从债券违约事件特征以及违约公司特征的视角探讨了行业内信用风险传染的定价效应差异。研究结论有助于发债公司密切关注债券市场与评判融资环境,以便于公司适时调整和决定发债时间、规模以及契约条款设计,有效规避或者降低信用风险传染所带来的冲击,进而提高债券发行融资效率。

对投资者而言,债券违约事件对于中国资本市场投资者而言是新生事物,因此,文章对此问题的研究有助于投资者深入认识违约事件及其经济后果。进一步地,基于违约事件和违约公司特征的分析结果也有助于投资者更准确地衡量市场风险并索取合理的风险回报。此外,信用风险传染的定价效应在产业间的差异分析也会辅助投资者更有效地规避风险较大的产业或领域。因此,研究结论将对投资者资产配置和投资效率提升均具有重要的借鉴意义。

诚然,信用风险传染效应的研究还存在一定的拓展空间。比如,风险传染的媒介具有多样性,所以债券违约引发的信用风险传染也应该是多渠道的。因此,基于行业层面的研究仅仅属于信用风险传染效应的初步探索阶段,未来可能围绕着供应链上下游、金融中介等传染媒介进行深度挖掘和检验,以拓展债券违约的风险传染效应研究框架。

参考文献

- [1] Allegret, J., H. Raymond, and H. Rharrabti. The Impact of the European Sovereign Debt Crisis on Banks Stocks. Some Evidence of Shift Contagion in Europe[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2017, (74): 24 - 37.
- [2] Brune, C., and P. Liu. The Contagion Effect of Default Risk Insurer Downgrades: The Impact on Insured Municipal Bonds[J]. *Journal of Economics & Business*, 2011, 63, (5): 492 - 502.
- [3] 郭超. 债券市场信用风险传染模型研究[J]. 北京: 投资研究, 2016, (6): 120 - 129.
- [4] Leitner, Y. Financial Networks: Contagion, Commitment, and Private Sector Bailouts[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60, (6): 2925 - 2953.
- [5] Bernet, P. M., and T. E. Getzen. Can a Violation of Investor Trust Lead to Financial Contagion in the Market for Tax-exempt Hospital Bonds? [J]. *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 2008, 8, (1): 27.
- [6] 王雄元, 张春强, 何捷. 宏观经济波动性与短期融资券风险溢价[J]. 北京: 金融研究, 2015, (1): 68 - 83.
- [7] Le, N., and P. T. Ngo. Intra-Industry Spillover Effects: Evidence from Bankruptcy Filings[R]. SSRN. Working Paper, 2018.
- [8] Gleason, C. A., N. T. Jenkins, and W. B. Johnson. The Contagion Effects of Accounting Restatements[J]. *The Accounting Review*, 2008, 83, (1): 83 - 110.
- [9] Bolton, B., Q. Lian, K. Rupley, and J. Zhao. Industry Contagion Effects of Internal Control Material Weakness Disclosures[J]. *Advances in Accounting*, 2016, (34): 27 - 40.
- [10] 王永钦, 刘思远, 杜巨澜. 信任品市场的竞争效应与传染效应: 理论和基于中国食品行业的事件研究[J]. 北京: 经济研究, 2014, (2): 141 - 154.
- [11] Leary, M. T., and M. R. Roberts. Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy? [J]. *The Journal of Finance*, 2014, 69, (1): 139 - 178.
- [12] 万良勇, 梁媚娟, 饶静. 上市公司并购决策的行业同群效应研究[J]. 天津: 南开管理评论, 2016, (3): 40 - 50.
- [13] Graham, J. R., and C. R. Harvey. The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field[J]. *Journal of Financial Economics*, 2001, 60, (2): 187 - 243.
- [14] Ngo, A. D., H. K. Duong, and C. B. McGowan. Industry Peer Effect and the Maturity Structure of Corporate Debt[J]. *Managerial Finance*, 2015, 41, (7): 714 - 733.
- [15] 陆蓉, 王策, 邓鸣茂. 我国上市公司资本结构“同群效应”研究[J]. 北京: 经济管理, 2017, (1): 181 - 194.
- [16] Aissia, D. B. IPO First-day Returns: Skewness Preference, Investor Sentiment and Uncertainty Underlying Factors[J]. *Review of*

Financial Economics, 2014, 23, (3): 148 - 154.

[17] 宋顺林, 唐斯圆. 投资者情绪、承销商行为与 IPO 定价——基于网下机构询价数据的实证分析[J]. 北京: 会计研究, 2016, (2): 66 - 72.

[18] 王博森, 吕元稹, 叶永新. 政府隐性担保风险定价: 基于我国债券交易市场的探讨[J]. 北京: 经济研究, 2016, (10): 155 - 167.

[19] Ghouma, H., H. Ben-Nasr, and R. Yan. Corporate Governance and Cost of Debt Financing: Empirical Evidence from Canada[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2018, (67): 138 - 148.

[20] 周宏, 建蕾, 李国平. 企业社会责任与债券信用利差关系及其影响机制——基于沪深上市公司的实证研究[J]. 北京: 会计研究, 2016, (5): 18 - 25.

[21] 陈超, 李榕伊. 债券融资成本与债券契约条款设计[J]. 北京: 金融研究, 2014, (1): 44 - 57.

[22] Jankowitsch, R., F. Nagler, and M. G. Subrahmanyam. The Determinants of Recovery Rates in the US Corporate Bond Market[J]. Journal of Financial Economics, 2014, 114, (1): 155 - 177.

[23] 何平, 金梦. 信用评级在中国债券市场的影响力[J]. 北京: 金融研究, 2010, (4): 15 - 28.

[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]. 北京: 金融研究, 2013, (8): 150 - 164.

[25] Campbell, J. L., H. Chen, D. S. Dhaliwal, H. Lu, and L. B. Steele. The Information Content of Mandatory Risk Factor Disclosures in Corporate Filings[J]. Review of Accounting Studies, 2014, 19, (1): 396 - 455.

[26] 吴建华, 张颖, 王新军. 信息披露扭曲下企业债券违约风险量化研究[J]. 北京: 数理统计与管理, 2017, (1): 175 - 190.

[27] Viceira, L. M. Bond Risk, Bond Return Volatility, and the Term Structure of Interest Rates[J]. International Journal of Forecasting, 2012, 28, (1): 97 - 117.

[28] 黄国平, 李捷, 程寨华. 证券投资基金、资本市场及货币政策传导机制[J]. 哈尔滨: 管理科学, 2016, (3): 136 - 147.

[29] Heinen, A. A Comment on Bond Risk, Bond Return Volatility, and the Term Structure of Interest Rates[J]. International Journal of Forecasting, 2012, 1, (28): 118 - 120.

[30] 顾小龙, 施燕平, 辛宇. 风险承担与公司债券融资成本: 基于信用评级的策略调整视角[J]. 上海: 财经研究, 2017, (10): 134 - 145.

[31] 马榕, 石晓军. 中国债券信用评级结果具有甄别能力吗? ——基于盈余管理敏感性的视角[J]. 北京: 经济学(季刊), 2016, (1): 197 - 216.

[32] 原琳, 彭明, 刘丹玮, 周仁来. 认知评价对主观情绪感受和生理活动的作用[J]. 北京: 心理学报, 2011, (8): 898 - 906.

[33] 周宏, 林晚发, 李国平. 信息不确定、信息不对称与债券信用利差[J]. 北京: 统计研究, 2014, (5): 66 - 72.

[34] Schwert, M. Municipal Bond Liquidity and Default Risk[J]. The Journal of Finance, 2017, 72, (4): 1683 - 1722.

[35] Luo, J., X. Ye, and M. Hu. Counter-Credit-Risk Yield Spreads: A Puzzle in China's Corporate Bond Market[J]. International Review of Finance, 2016, 16, (2): 203 - 241.

[36] 韩鹏飞, 胡奕明. 政府隐性担保一定能降低债券的融资成本吗? ——关于国有企业和地方融资平台债券的实证研究[J]. 北京: 金融研究, 2015, (3): 116 - 130.

[37] 张雪莹, 焦健. 信息不对称与债券担保——基于中国债券市场的检验[J]. 广州: 南方经济, 2017, (4): 53 - 70.

[38] 陆正飞, 何捷, 窦欢. 谁更过度负债: 国有还是非国有企业? [J]. 北京: 经济研究, 2015, (12): 54 - 67.

[39] 王小鲁, 樊纲, 马光荣. 中国分省企业经营环境指数 2017 年报告[J]. 北京: 经济学动态, 2018, (4): 2.

[40] 黄俊, 陈信元, 张天舒. 公司经营绩效传染效应的研究[J]. 北京: 管理世界, 2013, (3): 111 - 118.

[41] 侯县平, 黄登仕, 陈王, 徐凯. 典型事实在中国债券市场风险管理中的应用价值分析[J]. 北京: 管理评论, 2016, (9): 41 - 50.

[42] 高波. 区域债券融资的发展[J]. 北京: 中国金融, 2016, (23): 87 - 89.

[43] 赵文军, 于津平. 贸易开放、FDI 与中国工业经济增长方式——基于 30 个工业行业数据的实证研究[J]. 北京: 经济研究, 2012, (8): 18 - 31.

[44] 陈丰龙, 徐康宁. 本土市场规模与中国制造业全要素生产率[J]. 北京: 中国工业经济, 2012, (5): 44 - 56.

[45] 潘红波, 陈世来. 《劳动合同法》企业投资与经济增长[J]. 北京: 经济研究, 2017, (4): 92 - 105.

[46] 康妮, 陈林. 行政垄断加剧了企业生存风险吗? [J]. 上海: 财经研究, 2017, (11): 17 - 29.

[47] 鲁桐, 党印. 公司治理与技术创新: 分行业比较[J]. 北京: 经济研究, 2014, (6): 115 - 128.

[48] 国务院发展研究中心《进一步化解产能过剩的政策研究》课题组, 赵昌文, 许召元, 袁东, 廖博等. 当前我国产能过剩的特征、风险及对策研究——基于实地调研及微观数据的分析[J]. 北京: 管理世界, 2015, (4): 1 - 10.

Study on the Effect of Credit Risk Contagion Caused by Corporate Bond Defaults: Evidence from Credit Spread of Corporate Bonds Issuing By The Same Industry

ZHANG Chun-qiang, BAO Qun, SHENG Ming-quan

(School of Accounting, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu, Anhui, 233030, China)

Abstract: Recently, a number of defaults in the bond market and the resulting financial risks had become the focus of China's capital market. Defaults not only caused property losses to investors, but also had a direct and potential impact on the healthy development of the capital market. Based on the perspective of corporate bond issuing and the dimensions of the industry this paper employed the data of China's bond market defaults and the credit spread of bonds issued in 2015 - 2017, and studied the credit risk contagion effect of bond defaults.

This study found that before the company issued bonds, if there was a default in the same industry, the credit spread of bonds issuing would be higher. This indicated that the credit risk caused by bond default had a pricing effect after being transmitted through industry channels. Furtherly, this paper investigated and tested the intensity of credit risk contagion from two perspectives: the characteristics of bond default events and the characteristics of defaulted companies. First, from the perspective of event characteristics, this paper found that if the intensive outbreak of corporate bond defaults before bond issuing was characterized by many times, closer to the bond issuing time or more caused by the deterioration of the external economic environment, the credit spread of corporate bond issuing would be higher. Second, the proportion of Non-state-owned default companies was positively related to the credit spread of corporate bonds issuing, and also the proportion of default companies from the same province with the company that issuing bonds. The above two conclusions show that the changes in the characteristics of the default event and the defaulted company fully reflected and determined the intensity of the credit risk which ultimately changed the bond investor's risk perception level and the required risk premium. In addition, this paper studied the differences in the contagious effects of credit risk between industries and found that, compared to capital-intensive and technology-intensive industries, the credit risk contagion of bond defaults in labor-intensive industries had a stronger pricing effect. The fundamental reason is that the homogeneity of products in labor-intensive industries is a prominent feature of these companies, so their operational risks are relatively larger. This factor boosted the contagion effect. At the same time, under the background of the supply-side structural reform and the implementation of the policy of eliminating production capacity, investors were more sensitive to operational risk in industries with excess capacity, and they would also raise their risk expectation and valuations accordingly. Exactly, we found that the pricing effect of credit risk contagion in overcapacity industries would be more prominent and stronger than that in non-overcapacity industries.

From the perspective of corporate bond issuing, this paper empirically tested the pricing effect of credit risk contagion caused by corporate bond default, and the conclusions of this paper have important theoretical value. On the one hand, this paper helped to enrich the research framework of corporate bond defaults. In the existing literature, more attention was paid to the impact of national sovereignty and municipal bond default, and in the research of corporate bonds, scholars always focused on the impact of bond default on the secondary market bonds and credit derivatives prices. However, this paper which systematically examined the pricing effect of credit risk contagion caused by bond defaults would help to enrich the research framework of the economic consequences of bond default. On the other hand, these conclusions contributed to the reference relating to the study of factors that influence credit spread of bond issuing. In the past, when discussing the impact of the external environment on bond issuance pricing, more researchers were concerned about macroeconomic institutional changes and economic fluctuations. However, there were few empirical studies on how the uncertainty of information environment caused by bond default influence the credit spread of bond issuing in the primary market. Therefore, the discussion in this paper helped to improve the research on the influencing factors of bond pricing from the perspective of external environment.

Key Words: the default of corporate bond; credit risk contagion; the credit spread of corporate bond issuing

JEL Classification: G12, G32, M41

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2019.01.011

(责任编辑:张任之)