

金融周期、全要素生产率与债券违约

罗朝阳¹ 李雪松²

(1. 中国社会科学院研究生院, 北京 102488;

2. 中国社会科学院工业经济研究所, 北京 100836)



内容提要:基于宏微观结合的视角,本文首先从理论上阐释了金融周期和全要素生产率影响债券违约的机制,并基于我国A股非金融类上市公司发行的债券,进而实证检验了金融周期和全要素生产率对债券违约的影响。研究发现,金融周期和全要素生产率显著影响了债券违约发生概率,在金融周期顶部区域债券违约概率显著增加,全要素生产率越高的企业发生债券违约的概率越小。进一步的异质性分析表明,金融周期对周期性行业企业和非国有企业债券违约具有更高的平均边际影响。本文的政策启示为:要平衡好稳增长和防风险之间的关系,避免采取过度的经济刺激政策,在金融周期顶部期要采取以时间换空间的稳杠杆政策;要确保减税降费政策措施落地生根,加大对科技研发特别是基础研究平台的支持力度,促进企业提高全要素生产率。

关键词:金融周期 全要素生产率 债券违约

中图分类号:F830.91 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)02—0005—18

一、引言

自1983年企业债发行启动以来,我国债券市场长足发展,短期融资债券、公司债、中期票据等债券融资种类相继发行,债券融资逐渐成为我国企业的主要融资方式之一。根据万得(Wind)数据统计,截至2018年底,我国债券市场存续规模已达85.74万亿元,占当年GDP的93.27%,远超股票融资规模。整体来看,债券融资降低了企业的融资成本、拓宽了企业的融资渠道,对改善我国企业外部融资环境、解决企业融资难、融资贵问题以及优化企业资本结构方面发挥着不可磨灭的作用。长期以来,为避免债券违约所引发的一系列经济社会问题,对于存在兑付危机的债券,我国政府一直采取在银行、债券承销商和财政部门之间进行协调,并通过银行代偿、承销商垫付以及财政拨款等方式来解决,这种隐性的政府“兜底”行为长期掩盖了存在于债券市场的兑付风险(窦鹏娟,2016)^[1]。随着我国债券市场的发展以及债券种类的创新,近年来债券兑付危机事件频发,实质性违约事件屡创新高。

2014年3月4日,上海超日太阳宣布其发行的债券“11超日债”无法按期全额支付利息,成为我国首例实质性违约的公司债券。“11超日债”的违约打破了我国债券市场长达30年零违约的局面,标志着债券市场“刚性兑付”的终结(吴育辉等,2017)^[2]。此后,违约债券种类逐渐从公司债券扩展到所有债券类型并逐渐“常态化”。根据万得数据统计,截至2019年10月底,我国债券市场发生实质性违约债券达394只,涉及债券发行金额2580.38亿元,其中仅2018年违约债券就达

收稿日期:2019-07-29

作者简介:罗朝阳,男,博士研究生,研究领域是宏观经济政策效应评价,电子邮箱:luochaoyang@live.cn;李雪松,男,研究员,经济学博士,研究领域是宏观经济、金融发展与经济政策效应评价等,电子邮箱:xsl@iass.org.cn。通讯作者:李雪松。

133只,涉及债券金额1231.35亿元。不断增加的信用违约事件表明债券市场的兑付风险正呈现扩大之势,不仅给债券投资者带来了巨额的经济损失,且因为债券违约所带来的信用风险还会通过银行系统传染到整个金融市场,影响整个金融市场资金链的稳定,并造成银行、信托等机构的不良率上升,甚至会引发融资环境紧张,进而对整个实体经济运转产生负面影响(Leitner, 2005)^[3]。党的十九大将防范化解重大风险放在“三大攻坚战”之首,凸显了防范化解重大风险的重要性和紧迫性,而目前债券市场的“违约潮”正是我国金融市场上的主要风险之一。因此,研究影响债券违约的主要因素,不仅可以帮助债券投资者有效规避风险,还有助于我们更好地管控宏观金融风险。

现有关于公司债券违约的研究主要从公司财务指标(Beaver, 1966^[4]; Altman, 1968^[5]; 吴世农和卢贤义, 2001^[6])方面进行考察,多关注资产负债率、资产收益率、流动比率等财务比率对债务违约的影响。财务指标确实是影响公司债券违约的主要因素,但债务违约同样会受到整个宏观经济金融环境以及公司基本面的影响,以往文献在此方面的理论引入还存有进一步拓展的空间。金融周期理论是近年来兴起的重要宏观经济理论,已有研究表明金融周期对金融危机等金融风险的发生概率有重要的影响(李雪松和罗朝阳, 2019)^[7]。本文在此提出,金融周期同样会对微观企业债券违约概率产生重要影响这一理论设想,并在理论机制和实证上对此加以分析和验证。全要素生产率是反映企业基本面以及高质量发展的重要指标,全要素生产率高的企业理应具有更强的风险抵御能力。因此,本文提出全要素生产率也是影响债券违约重要因素之一的理论设想,并以中国非金融类A股上市公司发行的在2011—2018年间发生实质性违约以及虽未发生违约但到期的债券为研究对象,将债券个体特征、上市公司数据以及金融周期数据进行匹配,实证检验了金融周期和全要素生产率对债券违约的影响。研究结论表明,金融周期顶部区域和债券违约概率显著正相关,企业全要素生产率和债券违约概率显著负相关。

本文的主要贡献有:第一,本文从宏观和微观相结合的角度提出了金融周期和全要素生产率影响债券违约的理论设想,并在理论机制和实证研究上对这一设想进行了机制分析和验证,从宏观与微观两个层面系统探讨了金融因素和企业全要素生产率因素对债券违约的影响,对当前宏观经济因素特别是金融因素对微观企业的影响机制进行了有益的探讨;第二,债券在金融周期顶部发生违约的概率较其他时期增加了0.87%,企业全要素生产率每提高一个百分点其发生债券违约的概率减小约1.5%,金融周期和全要素生产率影响债券违约概率的定量结果,为统筹做好金融风险防范化解工作提供了学理支撑。

二、文献回顾与研究假设

1. 债务违约的影响因素

在研究公司债券违约问题时,一个相关且重要的议题是公司债务违约的影响因素有哪些?在当前债务违约事件日渐增多且国内相关研究相对匮乏的情况下,针对这一议题的探讨显得尤为重要。

在研究方法上,Beaver(1966)^[4]基于单因素判别法研究了公司违约现象,发现现金比率、总资产收益率、资本周转率以及现金流量比与债务违约概率负相关,而资产负债率与债务违约概率正相关;Altman(1968)^[5]研究了企业债务违约现象,发现在预测企业债务违约方面多因素判别式分析法具有更高的准确率;Ohlson(1980)^[8]基于logit模型研究发现,资产规模越大、收入增速越快以及营业资金越充足的企业发生破产的概率越小,而负债率越高的企业发生破产的概率越大;Huffman和Ward(1996)^[9]同样基于logit模型研究发现资产增速过快、收益率低以及抵押资产过多的企业发生债务违约的可能性越大;McDonald和Gucht(1999)^[10]基于久期分析方

法研究发现,债券评级和债券违约概率显著负相关,债券票面利率与债券违约概率显著正相关,而债券发行规模、发行时间以及债券期限与债券违约均没有显著的相关关系;Giesecke 等(2012)^[11]基于区制转换模型研究了美国 1866—2008 年的债务违约率问题,发现经济金融变量可以有效解释美国公司债券违约,股票收益率和 GDP 增长率与债券违约率存在显著的负相关关系。

一般而言,治理结构、财务信息等公司个体信息以及债券个体信息是评价债务状况的重要参考指标,有助于解释债务违约现象。吴世农和卢贤义(2001)^[6]选取 70 家财务困境公司和 70 家财务正常公司进行对比研究后发现,在财务困境发生前一到两年,多达 16 个指标对于财务困境具有预测能力,其中净资产报酬率的判别成功率最高,Logit 模型预测误判率最低;Becchetti 和 Sierra(2003)^[12]研究了意大利制造业企业全要素生产率与破产风险之间的关系,发现全要素生产率越高的企业发生破产的风险越小;叶志锋和胡玉明(2009)^[13]研究了企业盈余管理与企业债务违约率之间的关系,发现进行现金流量操纵的企业债务违约率相对较高;陈德球等(2013)^[14]检验了企业破产所承担的社会成本对企业债务违约的影响,发现企业的债务成本会通过降低银行的筛选标准和银行对企业担保的要求,导致企业道德风险提升,并增加企业债务违约的概率;钟辉勇等(2016)^[15]考察了城投债名义担保和政府隐性担保以及债券评级对债券违约风险的影响,结果表明政府担保并不能降低债券信用利差,同时债券评级也不能反映债券的违约风险;许浩然和荆新(2016)^[16]基于中国 A 股上市公司数据研究了企业社会关系网络对债务违约的影响,发现社会关系网络强度和公司债券违约概率呈显著负相关关系,社会关系网络越强,企业发生债务违约的概率越低;林晚发等(2019)^[17]研究了承销商评级与债券信用利差之间的关系,发现承销商评级与债券信用利差之间呈负相关关系,高评级的承销商能够识别企业的盈余管理,降低债券的违约风险。

除了公司以及债券个体信息以外,外部因素也可能对公司债务违约产生重要的影响。Duffie 等(2007)^[18]研究了公司特定财务指标和宏观经济变量对公司破产违约的影响,发现股票回报率、国库券利率和标普 500 指数年回报率可以有效预测公司破产、违约事件;Gatti 等(2010)^[19]发现企业间的借贷关系会随着合作伙伴的选择而内生性的发生变化,当经济体系中存在负向冲击时,高资产负债率企业的违约风险会传导至与其存在借贷关系的其他企业,间接地增加其他企业违约甚至破产清算的概率;Ricetti 等(2016)^[20]将股票市场加入到金融加速器理论模型中,发现企业利润率降低会拉低企业在股票市场的价值,导致银行提升贷款利率增加企业融资成本,并进一步降低企业投资生产意愿,从而缩短企业的违约距离,增加企业债务违约风险;王永钦等(2016)^[21]研究了 M2 同比增速、实际有效汇率等外生冲击对地方政府城投债违约价差的影响,发现 M2 同比增速与实际有效汇率对城投债违约价差均有显著的影响;姚红宇和施展(2018)^[22]基于我国信用债样本构建了包含企业属性和地方经济环境指标的预测模型,发现传统的财务指标对债券违约风险存在解释不足问题,地方经济状况指标可以显著提升对债券违约风险的解释能力。

上述文献从公司特征、债券特征以及外部宏观经济环境方面研究了债务违约问题,极大地丰富了债务违约的相关研究,但仍存在需要进一步深化和拓展之处:第一,虽然债券违约是债务违约的一种,但债券有别于一般债务具有其自身特有的特征,需要区别加以研究。而上述研究多关注于企业债务违约问题,对当前日益严峻的债券违约问题研究的不充分;第二,在宏观经济因素方面,上述文献多关注 M2 同比增速、股票市场回报率等对债券违约的影响,没有从金融周期视角来研究债券违约,缺乏理论性意义;第三,在公司特征方面,上述文献多侧重于资产负债率、资产收益率等财务指标对债券违约的影响,较少有文献从企业基本面的角度研究全要素生产率对债券违约的影响;第

四,受实质性债券违约数据欠缺的限制,鲜有研究关注我国债券实质性违约的影响因素,而越来越多的实质性债券违约事件亟需从理论到实证进一步研究。鉴于此,本文从金融周期和全要素生产率视角来探究外部因素和企业基本面特征对债券违约的影响,可以在一定程度上弥补现有研究的不足之处。

2. 金融周期与债券违约

改革开放以来,金融因素在我国宏观经济体系中占据越来越重要的地位,对我国经济发展提供了重要的支撑。作为整个经济体系的子系统,金融体系又有着其独特的运行规律——金融周期规律,金融周期理论通过在传统的经济周期理论中引入外生或内生信贷约束机制来研究外生冲击在实体经济中的传播和放大机制。根据金融周期理论,在信息不对称和金融摩擦的条件下,金融冲击主要通过金融加速器机制、银行中介机制和信贷约束机制传导到实体经济。Bernanke等(1996)^[23]从企业获得银行贷款的角度阐释了金融加速器机制,认为在金融摩擦和信息不对称条件下,银行给企业提供贷款时面临道德风险问题,需要根据企业的资产负债情况来确定放贷规模和价格。当经济系统存在负向冲击时,企业产出和资产价值下降,不断恶化企业资产负债表并限制企业的融资能力和投资需求。企业资产负债表恶化会增加企业的违约风险和银行的不良资产规模,银行因此需要对贷款进行价格和规模上的限制,进而不断提升企业的融资成本,进一步降低整个经济体系中的投资和产出水平(Goodfriend和McCallum,2007)^[24]。此外,由于经济冲击过程中价格水平的变化,在这一过程中还存在“费雪通缩效应”,当负向经济冲击来临,价格水平下降会加重企业的实际债务负担,此时金融加速器效应和“费雪通缩效应”还会相互强化,冲击通过这种传导过程被放大数倍(Christiano等,2010)^[25]。

从行为金融学的视角出发,Shiller(2000)^[26]认为金融市场具有无生产过程和财富即时兑现的特点,更容易激发人们对财富的贪婪。在“动物精神”的驱使下,投资者对未来的盲目乐观和过度自信会激发“羊群效应”,导致大量资本流入金融市场并使得金融市场的资本收益率高于实体经济。由于金融市场具有更高的资本收益率,大量原定投资于实体经济的资金开始涌入金融市场,进一步导致金融市场中“非理性繁荣”和实体经济中资金匮乏两种现象并存。当经济系统受到负向冲击时,投资者对未来预期变得悲观,开始大量卖出金融资产并再次引发“羊群效应”,导致金融资产价值大幅下跌。最终,企业可用于抵押的金融资产价值严重缩水,进一步限制了企业在此阶段中的融资能力。此外,Gatti等(2010)^[19]研究发现,企业间的借贷关系会随着合作伙伴的选择而内生性的发生变化,当经济体系中存在负向冲击时,高资产负债率企业的违约风险会传导至与其存在借贷关系的其他企业,间接地增加其他企业违约甚至破产清算的概率。Ricetti等(2016)^[20]将股票市场加入到金融加速器理论模型中,发现企业利润率降低会拉低企业在股票市场的价值,导致银行提升贷款利率增加企业融资成本,并进一步降低企业投资生产意愿,从而缩短企业的违约距离,增加企业债务违约风险。

根据上述理论分析,在金融周期上升阶段,企业资产负债表逐步扩张,但由于宽松的信贷政策,在此扩张阶段企业并不容易发生债务违约。由于在金融周期上升阶段企业积累了大量的债务,当金融周期到达顶点附近时,信贷紧缩政策通过金融加速器机制以及“费雪通缩效应”不断被放大和传导。不仅如此,信贷紧缩政策还会使得投资者对未来金融市场走向产生悲观预期,投资者大量卖出金融资产并引发“羊群效应”,最终导致金融资产价值大幅下跌,企业的金融资产严重缩水。因此,信贷紧缩政策经过一系列传导,增加了企业的外部融资难度,限制了企业“借新还旧”的能力,导致企业违约风险逐步增加,从而使得企业在金融周期顶部区域容易发生债务违约。因此,本文提出如下假设:

H₁:在金融周期顶部区域更容易发生债券违约事件,即金融周期和债券违约显著正相关。

3. 全要素生产率与债券违约

研究全要素生产率对债券违约的影响机制需要从研究影响全要素生产率的主要因素出发。对于微观企业而言,全要素生产率反映的是企业基本面和高质量发展的重要指标。Isaksson (2007)^[27]在梳理前人文献的基础上认为,资源配置状况、人力资本水平、企业基础设施以及 R&D 投入是影响企业全要素生产率的主要因素。Hsieh 和 Klenow (2009)^[28]从资源错配的角度研究发现,劳动和资本错配状况显著降低了中国工业企业整体的全要素生产率,当不存在资源错配时(相对于美国企业),中国制造业企业全要素生产率可以获得额外 30%~50% 的增长。夏良科 (2010)^[29]以及 Bloom 等 (2013)^[30]研究发现,R&D 投入和企业间技术溢出效应能够显著提升企业全要素生产率。在人力资本方面,程惠芳和陆嘉俊 (2014)^[31]认为人力资本充裕的企业通常具有更高的全要素生产率,Bloom 和 Van Reenen (2007)^[32]以及薄文广等 (2019)^[33]研究发现拥有更高才能企业家的企业也通常具有更高的全要素生产率。

影响企业全要素生产率的变量是多样的,涵盖资源错配、公司治理、技术进步以及人力资本等多个方面,全要素生产率高的企业往往具有更优的资源配置状况、使用更先进的技术和设备、拥有更高的人力资本以及更优秀的企业管理者。从成本角度分析,较低的资源错配程度以及使用更先进的管理和设备可以提升资源的边际产出,显著降低企业产品的单位成本,增加商品在市场上的竞争力,在面临财务困境时更容易将产品变现,从而降低债务违约概率。从附加值角度分析,更高的人力资本和使用更先进的技术、设备可以通过增加企业产品的附加值来提高企业的利润率,从而使企业有更充足的资金用于偿还债务,降低发生债务违约的风险。从公司治理角度分析,具有更优秀管理才能的企业家能够洞察市场变化,合理安排企业投资以及生产状况,减小企业债务和投资的期限错配程度,最终降低企业发生债务违约的风险。不仅如此,全要素生产率更高的企业更倾向于选择垂直一体化战略,增加企业的整体规模并提高其在市场上的议价能力,能够为企业债务提供担保而更不容易发生债务违约 (Hortaçsu 和 Syverson, 2007)^[34]。因此,本文提出如下假设:

H₂:全要素生产率高的企业更不容易发生债务违约,即全要素生产率和债券违约显著负相关。

三、研究设计

1. 研究样本与数据处理

为了研究金融周期和全要素生产率对债券违约的影响,本文以中国 A 股上市公司发行的公司债、企业债、短期融资券、中期票据以及定向债务融资工具为研究对象。本文将以上种类有价证券统称为债券,并将债券违约定性为实质性违约,实质性债券违约指“未及时拨付兑付资金”,包括没有及时兑付利息和本金两种情况。由于债券只有在偿付利息或者到期时才会发生实质性违约,因此本文所考察的样本为 2011—2018 年间发生实质性违约以及虽未发生违约但到期的债券。参考现有文献的做法,金融类上市公司发行的债券样本以及数据不全的样本都被删除,经过筛选和整理,最终获得 3567 只债券样本,样本企业的行业分布见表 1 所示。如表 1 所示,在所有 16 个行业中 9 个行业的企业发生过实质性债券违约,其中采矿业和制造业发生违约债券数量最多,合计占比超过违约债券总数的 50%。债券违约数据以及度量金融周期所需的 GDP、信贷和房地产价格数据均来自于万得数据库,债券评级、债券期限、公司特征以及公司财务数据均来自国泰安数据库。为消除价格因素影响,本文对 GDP、信贷、房地产价格以及企业相应的财务数据均进行了价格平减处理。为控制极端值对实证结果的影响,所有财务指标数据均进行了首尾两端 2% 的缩尾处理。

表 1 样本企业所属行业统计分布

行业	总样本		违约样本		
	样本数	占比(%)	样本数	占违约样本比重(%)	占本行业样本比重(%)
交通运输、仓储和邮政业	286	8.02	0	0	0
住宿和餐饮业	11	0.31	1	2.32	9.09
信息传输、软件和信息技术服务业	38	1.07	1	2.32	2.63
农、林、牧、渔业	52	1.46	2	4.65	3.85
制造业	1585	44.44	9	20.93	0.57
卫生和社会工作	3	0.08	0	0	0
建筑业	206	5.78	0	0	0
房地产业	103	2.89	5	11.63	4.85
批发和零售业	397	11.13	2	4.65	0.50
文化、体育和娱乐业	31	0.87	0	0	0
水利、环境和公共设施管理业	78	2.19	0	0	0
电力、热力、燃气及水生产和供应业	420	11.77	6	13.95	1.43
科学研究和技术服务业	9	0.25	0	0	0
租赁和商务服务业	103	2.89	1	2.33	0.97
综合	13	0.36	0	0	0
采矿业	232	6.50	16	37.21	6.90
总计	3567	100	43	100	1.21

资料来源:本文整理

2. 模型设定

由于债券是否违约采用二元变量进行赋值设定,在实证研究中应采用二元离散选择模型进行回归分析。参考吴世农和卢贤义(2001)^[6]以及陈德球等(2013)^[14]的研究,本文主要采用 Logit 模型进行实证研究。完整的离散选择模型具体设定如下:

$$\begin{aligned}
 Default_{i,t}^* &= \beta_1 Cycle_{i,t} + \beta_2 TFP_{i,t-1} + \alpha Bond_i + \gamma X_{i,t-1} + \nu_{i,t} \\
 Default_{i,t} &= 1 \quad \text{if } Default_{i,t}^* > 0 \\
 Default_{i,t} &= 0 \quad \text{if } Default_{i,t}^* \leq 0
 \end{aligned} \tag{1}$$

其中, $Default_{i,t}^*$ 为潜在变量,当 $Default_{i,t}^* > 0$ 时 $Default_{i,t} = 1$,当 $Default_{i,t}^* \leq 0$ 时 $Default_{i,t} = 0$; $Default_{i,t}$ 为表示债券违约发生与否的二元变量; $Cycle_{i,t}$ 为金融周期指标; $TFP_{i,t-1}$ 为企业的全要素生产率; $Bond_i$ 为代表债券基本信息的变量; $X_{i,t-1}$ 为其他控制变量(含常数项),为控制潜在的内生性问题,本文对全要素生产率和企业财务信息变量采取滞后一个会计年度的方法加入模型; $\nu_{i,t}$ 为随机误差项。对于 Logit 模型, $P(\cdot)$ 的形式为:

$$\hat{P}(Default_{i,t} = 1 | x_{i,t}) = \frac{\exp(\beta_1 Cycle_{i,t} + \beta_2 TFP_{i,t-1} + \alpha Bond_i + \gamma X_{i,t-1})}{1 + \exp(\beta_1 Cycle_{i,t} + \beta_2 TFP_{i,t-1} + \alpha Bond_i + \gamma X_{i,t-1})} \tag{2}$$

其中, X_{it} 为模型所有的控制变量,因此,Logit 回归模型可表示为:

$$\text{logit}(p_{i,t}) = \ln\left(\frac{p_{i,t}}{1 - p_{i,t}}\right) = \beta_1 Cycle_{i,t} + \beta_2 TFP_{i,t-1} + \alpha Bond_i + \gamma X_{i,t-1} + \nu_{i,t} \tag{3}$$

对于 Logit 模型,各变量的平均边际效应采用下式计算:

$$\frac{\partial \text{Prob}(y = 1 | \bar{X})}{\partial X} = \Lambda(\bar{X}'\beta) [1 - \Lambda(\bar{X}'\beta)] \beta \quad (4)$$

其中, $\Lambda(\cdot)$ 为 logistic 累积分布函数。

3. 变量定义

(1) 被解释变量。本文将债券是否违约作为被解释变量, 并将债券发生实质性违约设定为 1, 其余设定为 0。本文所研究的 3567 只债券中发生实质性违约的有 43 只, 违约债券占比为 1.21%。

(2) 核心解释变量。本文的核心解释变量有两个, 分别是代表外部宏观金融环境的金融周期和代表企业基本面的全要素生产率。

金融周期的具体度量过程如下: 首先, 将平减后的信贷、信贷/GDP 和房地产价格进行标准化处理。其次, 将标准化后的数据进行 CF 滤波^①, 并将滤波后的周期项作为各个指标的周期波动。然后采用主成分分析法将得到的三个周期波动数据合成为金融周期。本文采用两种方法来度量金融周期对债券违约的影响。第一种方法直接将合成的金融周期放入模型中; 第二种方法参考陈雨露等(2016)^[35]的做法, 将金融周期划分为不同的区域, 采用虚拟变量的形式加入模型。由于研究样本仅包含 2011—2018 年的数据, 本文在此仅考虑金融周期是否处于顶部区域, 其中金融周期顶部区域按照如下方法定义:

$$peak_t = 1 \quad \text{if } fcycle_t \geq \sigma \quad (5)$$

$$peak_t = 0 \quad \text{if } fcycle_t < \sigma \quad (6)$$

其中, $peak_t = 1$ 表示在 t 年处于金融周期顶部区域, $fcycle_t$ 为合成的金融周期, σ 为金融周期的标准差。本文在实证分析中以第二种方法度量的金融周期为主, 以第一种方法度量的金融周期做稳健性分析。图 1 为我国 1991—2018 年的金融周期走势图。从中可以看出, 在本文的样本区间内, 我国在 2011—2015 年间处于金融周期上升期, 在 2016—2018 年间处于金融周期顶部区域。

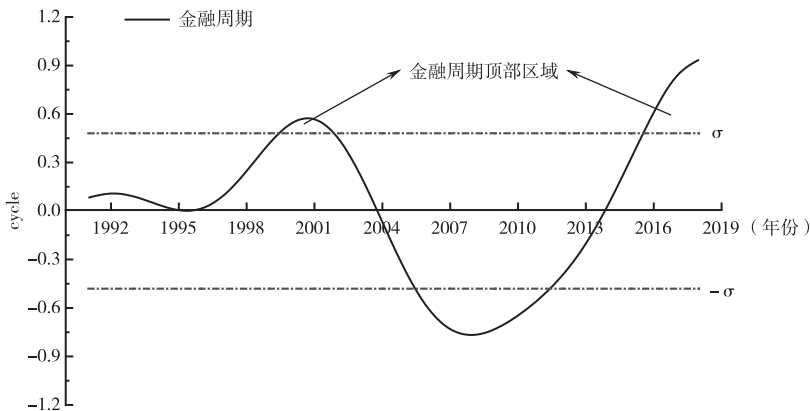


图 1 中国金融周期走势

资料来源: 本文绘制

从科布一道格拉斯生产函数来看, 由于全要素生产率和生产要素之间存在相关性, 获得生产函数的一致性估计需要处理全要素生产率冲击和生产要素之间的内生性问题。Olley 和 Pakes (1996)^[36]提出的 OP 方法将企业的当期投资作为全要素生产率的代理变量, 解决了生产要素和全要素生产率的内生性问题。此外, OP 方法还考虑了企业的进入和退出, 在一定程度上控制了样本选择的偏误。但由于投资无法完全反映全要素生产率的变化, 可能导致 OP 方法估计的全要素生产率存有偏误。Levinsohn 和 Petrin(2003)^[37]在 OP 方法的基础上提出了 LP 方法, 该方法将中间投

① 参考 Drehmann 等(2012)^[39]的研究, 将 CF 滤波窗口设定为最小值 8 年, 最大值 30 年。

人作为代理变量,有效地解决了投资无法准确反映全要素生产率变化的问题。参照 Levinsohn 和 Petrin(2003)^[37]的设定,LP 回归方程设定如下:

$$\ln(Y_{i,t}) = \beta_0 + \beta_l \ln(L_{i,t}) + \beta_k \ln(K_{i,t}) + \beta_m \ln(M_{i,t}) + \omega_t + \eta_t \quad (7)$$

参考刘莉亚等(2018)^[38]的研究,其中: Y_{it} 为企业销售收入; L_{it} 为企业员工人数; K_{it} 表示以固定资产账面价值计算的资本投入; M_{it} 为中间投入,采用销售额减去折旧、劳动者报酬、生产税净额和营业盈余来度量。

基于稳健性考虑,本文采用 OP 方法计算的全要素生产率用来做稳健性分析。本文收集整理了中国所有 A 股非金融类上市公司 2008—2017 年的相关财务数据,分别采用 LP 和 OP 方法计算各个企业不同年份的全要素生产率,最后将全要素生产率数据和债券数据按照企业和年份进行一一匹配。为全面展示所有 A 股非金融类上市公司和发行债券上市公司全要素生产率的分布特征,本文分别画出了采用 LP 和 OP 方法计算的全要素生产率的核密度函数图(如图 2 所示)。从图 2 可以看出,LP 和 OP 两种方法计算出来的全要素生产率均表明发行债券的企业平均具有更高的全要素生产率。

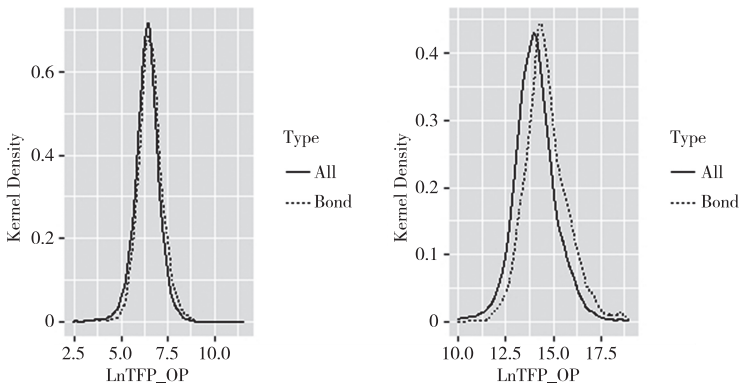


图 2 所有 A 股企业和发行债券企业全要素生产率的核密度函数图

注:其中 All 代表所有非金融类上市公司,Bond 代表发行债券的上市公司

资料来源:本文绘制

(3)控制变量。参考现有关于债券违约的相关研究(陈德球等,2013^[14];许浩然和荆新,2016^[16];姚红宇和施展,2018^[22]),本文的控制变量包括债券基本信息和债券发行企业相关指标两个层级。债券基本信息包括债券期限和债券评级两个指标,由于短期债券和长期债券采用不同的评级标准,本文以企业主体评级来代替债券评级。企业财务指标包括:反映偿债能力的资产负债率和流动比率、反映盈利能力的资产收益率以及企业性质、周期性行业、董总兼任和企业资产规模。

上述各变量的变量名称以及类型和定义如表 2 所示,表 3 为变量的描述性统计及主要变量的相关系数表。从表 3 可以看出:金融周期指标和债券违约之间具有显著的正相关关系,初步验证了本文的假设 H₁;全要素生产率和债券违约具有显著的负相关关系,从而初步印证了本文的假设 H₂。

表 2 变量定义及说明

变量类型	变量名称	变量定义和说明
债券特征	债券违约	债券发生实质性违约取 1,其余为 0
	债券期限	从起息日到到期日之间的时间长度
	债券评级	C 类取值为 1,从 C 类到 AAA 类依次加 1
外部因素	金融周期顶部区域	金融周期大于其波动一个标准差时取 1,其余取 0
	金融周期	参考 Drehmann 等(2012) ^[39] 和陈雨露等(2016) ^[35] 计算

续表 2

变量类型	变量名称	变量定义和说明
公司特征	全要素生产率	采用 LP(OP)方法计算的全要素生产率
	资产负债率	总负债/总资产
	资产收益率	净利润/总资产
	流动比率	流动资产/流动负债
	企业性质	国有上市公司为 1,其余为 0
	董总兼任	董事长和总经理为同一人时取 1,其余为 0
	资产规模	企业资产规模的自然对数
	周期性行业	周期性行业取 1,其余为 0

资料来源:本文整理

表 3 变量描述性统计与主要变量相关系数表

变量	样本量	均值	标准差	1	2	3	4	5
1. 债券违约	3567	0.012	0.109	1				
2. 金融周期顶部区域	3567	0.599	0.490	0.07***	1			
3. 金融周期	3567	0.462	0.461	0.10***	0.88***	1		
4. 全要素生产率(LP)	3567	6.726	0.655	-0.12***	-0.12***	-0.09***	1	
5. 债券评级	3567	17.580	1.268	-0.12***	0.14***	0.19***	0.37***	1
6. 债券期限	3567	1.768	1.537	0.10***	0.18***	0.23***	-0.09***	-0.05***
7. 资产收益率	3567	0.029	0.032	-0.14***	-0.10***	-0.09***	0.23***	0.09***
8. 资产负债率	3567	0.610	0.147	0.08***	0.04**	0.07***	0.13***	0.14***
9. 流动比率	3567	1.013	0.505	-0.03	0.01	0	0.07***	-0.32***
10. 企业性质	3567	0.633	0.482	-0.13***	-0.08***	-0.10***	0.10***	0.40***
11. 董总兼任	3567	0.160	0.367	-0.02	0.06***	0.07***	-0.10***	-0.12***
12. 资产规模	3567	24.017	1.393	0	0.12***	0.16***	0.51***	0.74***
变量	6	7	8	9	10	11	12	
1. 债券违约								
2. 金融周期顶部区域								
3. 金融周期								
4. 全要素生产率(LP)								
5. 债券评级								
6. 债券期限	1							
7. 资产收益率	-0.08***	1						
8. 资产负债率	-0.03*	-0.51***	1					
9. 流动比率	0.07***	0.20***	-0.36***	1				
10. 企业性质	-0.03*	-0.15***	0.22***	-0.36***	1			
11. 董总兼任	-0.02	0.03*	-0.08***	0.15***	-0.17***	1		
12. 资产规模	0.01	-0.06***	0.43***	-0.36***	0.38***	-0.13***	1	

注: *、**、*** 分别代表参数在 10%、5%、1% 水平上显著

资料来源:本文整理

四、实证结果及异质性分析

1. 金融周期和全要素生产率影响债券违约的基本分析

由于债券是否违约采取二元变量进行赋值表示,当控制时间和行业效应时,会由于“完美预测”问题而删除从未发生过债券违约的行业以及年份对应的观测值,导致本文研究样本的大幅缩减(当控制行业和时间效应时删减样本 1737 个,占本文总样本的 48.7%)。因此,在基础回归模型中本文未控制时间和行业效应,基于稳健性考虑,本文将控制时间和行业特征的结果放在稳健性检验部分。

表 4 报告了金融周期顶部区域和全要素生产率对债券违约影响的回归结果。其中模型(1)中仅加入了核心解释变量,模型(2)中加入了核心解释变量和债券相关信息变量,模型(3)中加入所有解释变量。

表 4 金融周期、全要素生产率与债券违约

变量	模型(1)		模型(2)		模型(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
金融周期顶部区域	2.038***	0.601	1.959**	0.638	1.039*	0.561
全要素生产率(LP)	-1.987***	0.336	-1.759***	0.336	-1.805***	0.483
债券评级			-0.331***	0.060	-0.280***	0.072
债券期限			0.228***	0.057	0.282***	0.074
资产收益率					-20.396***	5.143
资产负债率					5.430***	2.101
流动比率					-0.740*	0.412
企业性质					-4.351***	0.860
董总兼任					-1.039*	0.628
资产规模					0.553***	0.205
常数项	6.573***	2.261	10.315***	2.363	-4.304	3.357
样本量	3567		3567		3567	
伪 R ²	0.167		0.226		0.501	
AUC 值	0.851		0.878		0.940	

注:标准误均为稳健标准误;*、**、*** 分别代表参数在 10%、5%、1% 水平上显著;AUC 为判断模型预测效果的统计量;除金融周期顶部区域、债券评级和债券期限外,其余解释变量均为滞后一期变量

资料来源:本文整理

由表 4 可知,金融周期顶部区域系数均在 10%~1% 水平上显著为正,表明在金融周期顶部区域,企业发生债券违约的概率显著大于其他时期,本文假设 H₁ 得到验证;全要素生产率系数均在 1% 水平上显著为负,表明全要素生产率越高的企业发生债务违约的概率越小,因此本文假设 H₂ 得到验证。

从表 4 模型(3)的结果来看:根据公式(4)可以算出,金融周期顶部区域变量对债券违约概率的平均边际影响为 0.0087,即在金融周期顶部债券违约概率增加了 0.87%;全要素生产率对债券违约概率的平均边际影响为 -0.0151,企业全要素生产率每提升一个百分点债券违约概率下降 1.51%,相对于债券违约 1.45% 的发生概率,金融周期和全要素生产率对债券违约的影响是重大的。此外,各控制变量的结果也符合预期:债券评级系数在 1% 水平上显著为正,说明评级越高的企业发行的债券违约概率越小,表明企业评级信息可以有效反映企业发行债券的风险程度;债券期

限在1%水平上显著为正,说明长期债券面临更高的违约风险;资产收益率系数在1%水平上显著,表明资产收益率越高的企业发生债券违约的概率越小;资产负债率指标在1%水平上显著为正,说明过度负债经营的企业更容易发生债券违约;流动比率在10%水平上显著为负,说明充足的流动资产有助于减小企业发生违约的概率;由于政府对国企存在普遍的隐性担保行为,国有企业发生债券违约的概率显著小于非国有企业;董总兼任指标在10%水平上显著为负,说明控制权力集中的企业发生违约的概率较小;资产规模指标显著为正说明大企业发生债券违约的概率越大,可能的原因为大企业发行的债券规模普遍大于中小企业,在面临融资约束时更难获得足够的融资来偿还债务。

2. 异质性分析

(1)周期性行业样本的异质性分析。周期性行业指容易受到经济周期以及行业周期影响的企业,该类企业一般具有需求弹性大、供给弹性小、投资规模大、建设周期长以及资本密集度高等特点。以上特点使得周期性行业对债务融资尤其是长期债务融资具有较强的依赖性。此外,由于周期性行业在短期内很难调整生产以及资本结构,当面临外部融资环境趋紧时更容易发生系统性运营风险。鉴于此,本文进一步分析了周期性行业企业债券违约概率受金融周期和全要素生产率的影响。参考裘丽和张建平(2016)^[40]的研究,本文将采矿业、交通运输、仓储和邮政业、房地产业和制造业门类下的石油加工、炼焦和核燃料加工业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼和压延加工业、有色金属冶炼和压延加工业界定为周期性行业。由于上述周期性行业发行的债券均在金融周期顶部期发生违约,无法单独采用周期性行业子样本进行回归分析,本文采取引入周期性行业虚拟变量以及周期性行业虚拟变量和金融周期顶部区域的交互项来考察金融周期对周期性行业债券违约概率的影响。由于上述周期性行业中国有企业占比过高,本文回归分析中没有包含企业性质变量,回归结果如表5中模型(4)所示。

表5 周期性行业和非国有企业样本结果

变量	模型(4):周期性行业企业样本		模型(5):非国有企业样本	
	系数	标准误	系数	标准误
金融周期顶部区域	0.978 **	0.492	0.894 *	0.485
<i>Peak</i> × <i>Industry</i>	13.577 ***	0.921		
周期性行业	-13.085 ***	0.722		
全要素生产率(LP)	-1.490 ***	0.577	-1.823 ***	0.614
常数项	-1.070	5.259	-5.318	5.683
控制变量	已控制		已控制	
样本量	3567		1310	
伪 R ²	0.3344		0.4433	
AUC 值	0.9083		0.8920	

注:标准误为行业聚类稳健标准误;*、**、*** 分别代表参数在10%、5%、1%水平上显著;AUC为判断模型预测效果的统计量;除金融周期顶部区域、周期性行业、债券评级和债券期限外,其余解释变量均为滞后一期变量;其中*Peak*代表金融周期顶部区域,*Industry*代表周期性行业

资料来源:本文整理

从表5中模型(4)的结果来看,金融周期顶部区域、周期性行业以及金融周期顶部区域和周期性行业的交互项均在5%~1%水平上显著。以上结果表明,当金融周期不在顶部区域时周期性行业企业发生债券违约的概率显著低于其他行业企业,但在金融周期顶部时其发生债券违约的概率显著高于其他行业企业。从平均边际影响来看,根据公式(4)可以算出,金融周期顶部区域指标对

周期性行业企业发生债券违约概率的平均边际影响为 1.45%,而其对非周期性行业企业发生债券违约概率的平均边际影响仅为 0.97%。其主要原因为,周期性行业多为大企业,相比其他企业具有更强的融资能力,在非金融周期顶部期间往往会积累大量的债务,使得该类企业对外部融资依赖性较强。当金融周期到达顶部时,在外部融资环境开始趋紧的情况下,该类企业更容易发生债务违约。

(2)非国有企业样本的异质性分析。由于政府部门对国有企业存在普遍的隐性担保行为,国有企业违约事件远少于非国有企业^①。同时,由于国有企业受外部融资环境的影响相对较小,全样本回归结果可能会在一定程度上低估金融周期对非国有企业的影响。因此,本文进一步分析了非国有企业子样本,回归结果如表 5 中模型(5)所示。

模型(5)的结果表明,金融周期顶部变量同样在 10% 水平显著为正,全要素生产率系数在 1% 水平上显著为负。就平均边际效应来说,根据公式(4)可以算出,在金融周期顶部期非国有企业发生债券违约概率增加 1.87%,远大于对全样本 0.87% 的平均边际影响,表明非国有企业受金融周期的影响更大;非国有企业全要素生产率提升一个点其发生债券违约的概率平均减小 3.8%,远大于对全样本 0.99% 的平均边际影响,表明提升全要素生产率更有助于防止非国有企业发生债券违约。债券评级系数在 5% 水平上显著为负,说明债券评级信息可以有效反应企业发行债券的潜在风险。资产收益率和流动比率系数显著为负,说明盈利能力强和短期偿债能力好的非国有企业发生债券违约的概率较小。资产负债率指标和资产规模指标显著为正,说明在非国有企业中,资产负债率过高、资产规模过大是发生债券违约的一般特征。

五、稳健性检验

1. 内生性问题探讨

本文可能存在的内生性问题包括两个方面:第一个方面为全要素生产率和债券违约之间可能存在反向因果关系,针对这一内生性问题的,前文中已将全要素生产率的滞后一期加入模型,有效地控制了这一内生性问题;另一个方面为金融周期和债券违约间潜在的双向因果关系,即债券违约反作用于金融周期,造成金融指标的周期性波动。对于这一内生性问题,本文认为金融周期是外部宏观经济变量,而微观企业个体的违约事件很难影响到宏观经济变量。但基于谨慎性考虑,本文基于面板 VAR 模型检验了债券违约和金融周期之间的格兰杰因果关系,结果如表 6 所示^②。从表 6 可以看出,格兰杰检验结果显示金融周期是债券违约的格兰杰原因而债券违约不是金融周期波动的格兰杰原因。因此,可以认为债券违约和金融周期之间不存在反向因果关系。

表 6 金融周期和债券违约的格兰杰因果检验

Panel A: 面板 VAR 回归结果:

变量	违约		金融周期	
	系数	标准误	系数	标准误
L. 违约	-0.196	0.179	0.146	0.243
L. 金融周期	0.006 ***	0.002	0.911 ***	0.028
外生变量	已控制		已控制	
样本量	4049		4049	

① 在本文发生实质性违约的 43 只债券中仅有 2 只为国有企业发行的债券。

② 因格兰杰因果检验需要时间序列或者面板数据,本文采用以发行债券的公司为研究对象来构建面板数据模型,并将违约定义为:只要公司在 t 年有一只债券发生违约,就将该公司当年的违约赋值为 1。同时,考虑到金融周期顶部区域指标为非连续性变量,本文在此采用合成的金融周期进行格兰杰因果检验。

续表 6

Panel B: 格兰杰因果检验结果:

检验方向	Wald χ^2	显著水平(P)	滞后阶数	检验结论
金融周期→债券违约	7.286***	0.007	1	因果效应显著
债券违约→金融周期	0.359	0.549	1	因果效应不显著

注:标准误均为稳健标准误;*、**、*** 分别代表参数在 10%、5%、1% 水平上显著

资料来源:本文整理

2. 更换金融周期指标、全要素生产率指标和控制行业、时间效应的稳健性检验

在上述基本分析中,本文采用金融周期顶部区域指标作为金融周期的度量。为验证以上结论的稳健性,接下来本文采用合成的金融周期来替代金融周期顶部区域指标进行稳健性检验,相关结果如表 7 中模型(6)。从中可以看出,金融周期指标在 5% 水平上显著为正,说明金融周期越靠近顶点发生债券违约的概率越大。从其他变量来看,全要素生产率、债券评级、债券期限、资产收益率等变量符号和显著程度均未发生明显变化,说明替换金融周期指标后本文结论具有稳健性。

表 7 稳健性检验结果

变量	模型(6): 更换金融周期指标		模型(7): 更换全要素生产率指标		模型(8): 控制行业、时间效应	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
金融周期顶部区域			1.066*	0.554	2.185**	0.954
金融周期	5.452**	2.763				
全要素生产率(LP)	-1.506***	0.476			-1.492**	0.743
全要素生产率(OP)			-1.013***	0.278		
常数项	-3.606	5.156	-5.052	3.788	8.700	9.287
控制变量	已控制		已控制		已控制	
年份、行业效应	未控制		未控制		已控制	
样本量	3567		3567		1830	
伪 R ²	0.541		0.488		0.612	
AUC 值	0.957		0.941		0.966	

注:标准误均为稳健标准误;*、**、*** 分别代表参数在 10%、5%、1% 水平上显著;各变量系数均为原始值;AUC 为判断模型预测效果的统计量;除金融周期顶部区域、金融周期、债券评级和债券期限变量外,其余解释变量均为滞后一期变量

资料来源:本文整理

为进一步验证上述基本分析结论的稳健性,接下来采用 OP 方法测算的全要素生产率替换 LP 方法测算的全要素生产率,回归结果如表 7 中模型(7)所示。从中可以看出,采用 OP 方法测算的全要素生产率指标在 1% 水平上显著为负,说明全要素生产率越高的企业发生债券违约的概率越小。从其他控制变量来看,无论是系数的符号还是其显著程度均未发生明显变化,进一步说明了本文结论的稳健性。

由于加入行业和时间效应会由于“完美预测”问题而导致研究样本的大量删减,前述实证分析中均没有控制行业和时间效应。基于稳健性考虑,本文在此汇报了加入行业和时间固定效应的回归结果,如表 7 中模型(8)所示。从结果来看,金融周期顶部区域和全要素生产率系数均在 5% 水平上显著,表明在控制行业 and 年份效应后,金融周期顶部区域和全要素生产率对债券违约仍有显著的影响。和模型(3)的结论一致,债券评级、资产收益率和企业性质均显著为负,债券期限和资产负债率显著为正。以上结果表明,在控制了行业和时间效应以后,本文的主要结论依然成立,进一

步验证了本文结论的稳健性。

3. 考虑“稀有事件偏差”的稳健性检验

对于二值选择模型来说,在“ $y = 1$ ”发生的频率非常小时可能会发生“稀有事件偏差”,导致“ $y = 1$ ”的概率被系统性地低估。在本文的研究样本中,违约债券占比仅为 1.21%,可能会存在一定程度的“稀有事件偏差”,因此有必要进一步进行考虑“稀有事件偏差”的稳健性检验。根据现有文献,解决“稀有事件偏差”的方法通常有两种,一种为 King 和 Zeng(2001)^[41]等提出的“偏差修正估计”;另一种为假定模型中的随机误差项服从非对称的极值分布,采用“补对数 - 对数”(cloglog)模型进行估计来加以修正(Chen,2014)^[42]。由于第一种方法无法计算变量的边际影响,本文采用 cloglog 模型对基准模型进行重新估计,并比较 Logit 模型和 cloglog 模型边际效应的差异,回归结果如表 8 所示。

表 8 考虑“稀有事件偏差”的稳健性检验

变量	模型(9):Logit 模型			模型(10):cloglog 模型		
	系数	标准误	边际影响	系数	标准误	边际影响
金融周期顶部区域	1.039 *	0.561	0.0087	0.956 *	0.546	0.0089
全要素生产率(LP)	-1.805 ***	0.483	-0.0151	-1.665 ***	0.399	-0.0156
常数项	-4.304	3.357		-4.155	3.187	
控制变量	已控制			已控制		
样本量	3567			3567		
伪 R ²	0.501					
AUC 值	0.940					

注:标准误均为稳健标准误;*、**、*** 分别代表参数在 10%、5%、1% 水平上显著;AUC 为判断模型预测效果的统计量;除金融周期顶部区域、债券评级和债券期限变量外,其余解释变量均为滞后一期。

资料来源:本文整理

对比表 8 中模型(9)和(10)中变量的边际影响可以看出,Logit 模型和 cloglog 模型的平均边际效应差别较小,核心解释变量的误差在 2.3% ~ 3.3% 之间,且均低估了金融周期和全要素生产率对债券违约的影响。因此,前文基于 Logit 模型的回归得到的结果为金融周期和全要素生产率对债券违约发生概率影响的下限,同时这也会强化本文的研究结论。由于 Logit 模型相比 cloglog 模型有更多的统计量可用于判断模型的优劣,且现有关于类似稀有事件的研究也多采用 Logit 模型,如关于金融危机(发生频率约为 1.01% ~ 3.2%)的文献(Schularick 和 Taylor,2012)^[43]以及关于王朝被征服(发生频率约为 3.28%)的研究(Chen,2014)^[42]均采用 Logit 模型。因此,本文基准回归分析中仍采用 Logit 模型。

4. 将债券违约样本更换为公司违约样本的稳健性检验

上述分析和稳健性检验均以债券为研究样本,接下来本文采用更换研究样本的方法,以发行债券的上市公司为研究样本进行稳健性检验。对于一个上市公司而言,只要其当年有一只债券发生了实质性违约就记该公司当年为违约样本,由于一个公司在一年内可能有多只债券发生违约,本文在回归分析中删去了代表债券信息的相关变量,回归结果如表 9 所示。从结果来看,金融周期顶部区域指标均在 1% 水平上显著为正,全要素生产率相关指标均在 5% ~ 1% 水平上显著为负,同样说明在金融周期顶部期更容易发生债券违约,全要素生产率越高的企业发生债券违约的概率越小。从控制变量来看,资产收益率高的企业以及国有企业发生债券违约的概率较小,资产负债率越高的企业发生债券违约的概率越大。以上结果表明,在更换研究样本后,本文的研究结论依然成立,更进一步验证了本文结论的稳健性。

表 9 将研究样本更换为公司样本的稳健性检验结果

变量	模型(11)		模型(12)		模型(13)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
金融周期顶部区域	1.926 ^{***}	0.601	1.893 ^{***}	0.676	1.868 ^{***}	0.679
全要素生产率(LP)	-1.051 ^{**}	0.503	-1.131 ^{**}	0.482		
全要素生产率(OP)					-0.958 ^{***}	0.342
常数项	-1.557	2.974	-13.567 ^{***}	3.480	-13.653 ^{***}	3.352
控制变量	未控制		已控制		已控制	
样本量	5253		5253		5253	
企业数	698		698		698	
伪 R ²	0.201		0.916		0.933	
AUC 值	0.8064		0.8965		0.9027	

注:标准误均为稳健标准误;*、**、*** 分别代表参数在 10%、5%、1% 水平上显著;各变量系数均为原始值;AUC 为判断模型预测效果的统计量;伪 R² 为 McKelvey & Zavoina's R²;除金融周期顶部区域外其余变量均为滞后一期变量。

资料来源:本文整理

六、研究结论与政策启示

1. 研究结论

自 2014 年存在于我国债券市场的“刚性兑付”打破以来,日益增多的实质性债券违约事件逐渐成为我国金融市场上不容忽视的风险点,任此发展下去可能形成系统性金融风险。然而,现有文献关于实质性债券违约这一金融风险的研究尚存不足,难以为消除该系统性风险隐患提供更多强有力的对策。有鉴于此,本文从宏观和微观相结合的视角出发,提出了金融周期和全要素生产率影响债券违约的理论设想。在阐释了金融周期和全要素生产率对债券违约产生影响的理论机制基础上,本文以中国 A 股非金融类上市公司发行的债券为研究样本,采用 Logit 模型对金融周期和全要素生产率影响债券违约的理论设想进行了实证检验。

研究结果表明,本文关于金融周期和全要素生产率影响债券违约的理论设想均得到了理论和实证上的验证,金融周期顶部区域和债券违约显著正相关,金融周期顶部期间发生债券违约的概率显著增加,而企业全要素生产率和债券违约显著负相关,全要素生产率越高的企业发生债券违约的概率越小。进一步的异质性分析发现,金融周期对不同行业以及不同性质的企业发生债券违约的影响存在明显的异质性,金融周期对周期性行业企业和非国有企业债券违约概率具有更高的平均边际影响。以上结论表明:第一,金融因素在企业债务违约中扮演着重要的角色,金融周期这一宏观变量能够准确衡量企业面临的外部金融环境,实时监测金融周期走势有助于提前防范风险。第二,全要素生产率是企业基本面和高质量发展的重要指标,预防企业债务违约的一个根本途径在于引导企业提升全要素生产率,走高质量发展之路。在当前债券违约事件多发以及我国积极推动经济高质量发展的背景下,本文的研究结论对于防范化解金融风险以及推动我国经济高质量发展具有一定的启示意义。

2. 政策启示

第一,要平衡好稳增长和防风险之间的关系,避免采取过度的刺激政策。过度地刺激经济增长会使实体部门层层加杠杆,导致企业和居民产生对“借新还旧”等再融资方式的过度依赖,增加其在金融周期顶部期发生债务违约的几率。只要经济增速与潜在增长率相适应,就不必采取过度的刺激性政策。

第二,在前期存在过度刺激情况下,要在金融周期顶部区域采取稳杠杆政策。过快的去杠杆政策会导致过紧的融资约束,这不仅会增加企业债务违约概率还会降低企业生产积极性,不利于经济高质量发展。要在保障实体经济流动性处于合理水平前提下,采取以时间换空间的策略,在较长一

段时期内稳定杠杆率总水平,以平稳度过金融周期顶部区域。

第三,要确保减税降费政策措施落地生根,发挥好减税降费政策的调节引导作用。减税降费有助于降低企业运营成本,引导企业加大创新投入,促进企业转型升级。减税降费政策要能够显著减轻企业税费负担,降低企业物流、融资和社保成本,提高研发费用加计扣除比例以激励企业进行自主研发创新,推动企业高质量发展。

第四,要坚持创新引领发展,加大对基础研究平台的支持力度。基础研究是创新的原动力,但基础研究具有投入周期长和高投资、高风险等特点,单凭企业的力量往往难以维持。政府要加大对科技研发特别是对基础研究平台的支持力度,推进以企业为主体的产学研一体化创新,培育企业创新动能,为企业创新打好前端基础、扫清技术障碍,促进企业提升全要素生产率。

3. 研究局限性与展望

尽管本文详细地探究了金融周期和全要素生产率对债券违约的影响,但仍存在一定的局限性,有待未来进一步开展更深入的研究。受研究样本的限制,我国金融周期在本文所考察的样本区间均处于上升阶段。因此,本文没有从完整的金融周期角度考察金融周期不同阶段对债券违约的影响。未来的研究可从两个方面着手来解决:一是待我国本轮金融周期走完一个完整的周期后,研究金融周期不同阶段对债券违约影响的差异;二是从扩充样本的角度出发,将研究样本扩充为跨国数据。鉴于各国金融周期在同一时间可能处于不同阶段,将样本扩充至包含多个国家的债券违约数据,采用跨国微观数据可以进行横向比较,进一步研究金融周期不同阶段对债券违约影响的差异性和普遍性。

参考文献

- [1] 窦鹏娟. 新常态下我国公司债券违约问题及其解决的法治逻辑[J]. 武汉:法学评论,2016,(2):143-153.
- [2] 吴育辉,吴世农,魏志华. 管理层能力、信息披露质量与企业信用评级[J]. 北京:经济管理,2017,(1):165-180.
- [3] Leitner, Y. Financial Networks: Contagion, Commitment, and Private Sector Bailouts[J]. The Journal of Finance, 2005, 60, (6): 2925-2953.
- [4] Beaver, W. H. Financial Ratios as Predictors of Failure[J]. Journal of Accounting Research, 1966, 4, (1): 71-111.
- [5] Altman, E. I. Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy[J]. The Journal of Finance, 1968, 23, (4): 589-609.
- [6] 吴世农,卢贤义. 我国上市公司财务困境的预测模型研究[J]. 北京:经济研究,2001,(6):46-55,96.
- [7] 李雪松,罗朝阳. 金融周期、美联储加息与金融危机[J]. 北京:财贸经济,2019,(10):66-80.
- [8] Ohlson, J. A. Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy[J]. Journal of Accounting Research, 1980, 18, (1): 109-131.
- [9] Huffman, S. P., and D. J. Ward. The Prediction of Default for High Yield Bond Issues[J]. Review of Financial Economics, 1996, 5, (1): 75-89.
- [10] McDonald, C. G., and L. M. V. d. Gucht. High-Yield Bond Default and Call Risks[J]. Review of Economics and Statistics, 1999, 81, (3): 409-419.
- [11] Giesecke, K., F. A. Longstaff, S. Schaefer, and I. Strebulaev. Corporate Bond Default Risk: A 150-Year Perspective[J]. Financial Market Research, 2012, 102, (2): 233-250.
- [12] Becchetti, L., and J. Sierra. Bankruptcy Risk and Productive Efficiency in Manufacturing Firms[J]. Journal of Banking & Finance, 2003, 27, (11): 2099-2120.
- [13] 叶志锋,胡玉明. 盈余管理、债权保护与债务违约率——来自中国证券市场的证据[J]. 太原:山西财经大学学报, 2009, (11): 67-73.
- [14] 陈德球,刘经纬,董志勇. 社会破产成本、企业债务违约与信贷资金配置效率[J]. 北京:金融研究,2013,(11):68-81.
- [15] 钟辉勇,钟宁桦,朱小能. 城投债的担保可信吗?——来自债券评级和发行定价的证据[J]. 北京:金融研究,2016,(4): 66-82.
- [16] 许浩然,荆新. 社会关系网络与公司债务违约——基于中国A股上市公司的经验证据[J]. 北京:财贸经济,2016,(9):36-52.

- [17] 林晚发, 刘颖斐, 赵仲匡. 承销商评级与债券信用利差——来自《证券公司分类监管规定》的经验证据[J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (1): 174 - 192.
- [18] Duffie, D., L. Saita, and K. Wang. Multi-Period Corporate Default Prediction with Stochastic Covariates[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 83, (3): 635 - 665.
- [19] Gatti, D. D., M. Gallegati, B. Greenwald, A. Russo, and J. E. Stiglitz. The Financial Accelerator in an Evolving Credit Network[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2010, 34, (9): 1627 - 1650.
- [20] Riccetti, L., A. Russo, and M. Gallegati. Stock Market Dynamics, Leveraged Network-Based Financial Accelerator and Monetary Policy[J]. International Review of Economics & Finance, 2016, (43): 509 - 524.
- [21] 王永钦, 陈映辉, 杜巨澜. 软预算约束与中国地方政府债务违约风险: 来自金融市场的证据[J]. 北京: 经济研究, 2016, (11): 96 - 109.
- [22] 姚红宇, 施展. 公司个体特征、地方经济变量与信用债违约预测——基于离散时间风险模型[J]. 北京: 投资研究, 2018, (6): 114 - 132.
- [23] Bernanke, B., M. Gertler, and S. Gilchrist. The Financial Accelerator and the Flight to Quality[J]. The Review of Economics and Statistics, 1996, 78, (1): 1 - 15.
- [24] Goodfriend, M., and B. T. McCallum. Banking and Interest Rates in Monetary Policy Analysis: A Quantitative Exploration[J]. Journal of Monetary Economics, 2007, 54, (5): 1480 - 1507.
- [25] Christiano, L., R. Motto, and M. Rostagno. Financial Factors in Economic Fluctuations[R]. European Central Bank Working Paper, 2010.
- [26] Shiller, R. J. Irrational Exuberance[M]. Princeton University Press, 2000.
- [27] Isaksson, A. Determinants of Total Factor Productivity: A Literature Review[R]. Research and Statistics Branch Staff Working Papers, 2007.
- [28] Hsieh, C. T., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124, (4): 1403 - 1448.
- [29] 夏良科. 人力资本与 R&D 如何影响全要素生产率——基于中国大中型工业企业的经验分析[J]. 北京: 数量经济技术经济研究, 2010, (4): 78 - 94.
- [30] Bloom, N., M. Schankerman, and J. Van Reenen. Identifying Technology Spillovers and Product Market Rivalry[J]. Econometrica, 2013, 81, (4): 1347 - 1393.
- [31] 程惠芳, 陆嘉俊. 知识资本对工业企业全要素生产率影响的实证分析[J]. 北京: 经济研究, 2014, (5): 174 - 187.
- [32] Bloom, N., and J. Van Reenen. Measuring and Explaining Management Practices across Firms and Countries[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2007, 122, (4): 1351 - 1408.
- [33] 薄文广, 周燕愉, 陆定坤. 企业家才能、营商环境与企业全要素生产率——基于我国上市公司微观数据的分析[J]. 杭州: 商业经济与管理, 2019, (8): 85 - 97.
- [34] Hortaçsu, A., and C. Syverson. Cementing Relationships: Vertical Integration, Foreclosure, Productivity, and Prices[J]. Journal of Political Economy, 2007, 115, (2): 250 - 301.
- [35] 陈雨露, 马勇, 阮卓阳. 金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定? [J]. 北京: 金融研究, 2016, (2): 1 - 22.
- [36] Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. Econometrica, 1996, 64, (6): 1263.
- [37] Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70, (2): 317 - 341.
- [38] 刘莉亚, 金正轩, 何彦林, 朱小能, 李明辉. 生产效率驱动的并购——基于中国上市公司微观层面数据的实证研究[J]. 北京: 经济学(季刊), 2018, (4): 1329 - 1360.
- [39] Drehmann, M., C. E. Borio, and K. Tsatsaronis. Characterising the Financial Cycle: Don't Lose Sight of the Medium Term! [R]. BIS Working Papers, 2012.
- [40] 裘丽, 张建平. 周期性行业的企业杠杆特征——基于中国 A 股上市公司的经验研究[J]. 南昌: 当代财经, 2016, (4): 61 - 71.
- [41] King, G., and L. Zeng. Logistic Regression in Rare Events Data[J]. Political Analysis, 2001, 9, (2): 137 - 163.
- [42] Chen, Q. Climate shocks, Dynastic Cycles and Nomadic Conquests: Evidence from Historical China[J]. Oxford Economic Papers, 2014, 67, (2): 185 - 204.
- [43] Schularick, M., and A. M. Taylor. Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870 - 2008[J]. American Economic Review, 2012, 102, (2): 1029 - 1061.

Financial Cycle, Total Factor Productivity, and Corporate Bond Default

LUO Chao-yang¹, LI Xue-song²

(1. Graduate School of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 102488, China;

2. Institute of Industrial Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100836, China)

Abstract: Since China introduced the first corporate bond in 1983, China's bond market has experienced considerable development, and bond financing has gradually become one of the leading financing methods for Chinese enterprises. However, with the continuous development of China's bond market, substantive defaults have hit record highs. The increasing credit default events indicate that the bond market's redemption risk is expanding, and it also brings huge economic losses to bond investors, affects the stability of the financial chain of the entire financial market, and even trigger a tight financing environment. In turn, it hurts the operation of the entire economy.

This study takes the bonds issued by non-financial listed companies in China that expired and defaulted in 2011 – 2018 as the research object and uses the Logit model to study how financial cycle and productivity affect bond default. The conclusions of the study indicate that: (1) The financial cycle is significantly positively correlated with bond defaults, indicating that bond defaults are more likely to occur at the top of the financial cycle, and the probability of bonds defaulting at the top of the financial cycle is 0.87 percentage points higher than other periods. (2) There is a significant negative correlation between corporate productivity and bond defaults, indicating that the higher the probability of a bond default, the smaller the probability that a bond default will decrease by about one percentage point. (3) The heterogeneity analysis shows that the financial cycle has a higher average marginal effect on the default of cyclical industry and non-state-owned enterprise bonds. The robustness test results show that the above conclusions are still valid after replacing vital explanatory variables, considering time and industry fixed effects and changing the samples.

Based on the results of empirical research and theoretical mechanism analysis, the policy implications of this study are as follows: First, government departments should not over-stimulate economic growth and pursue economic growth rates that exceed potential growth rates. When there had already stimulated the economy excessively, when the financial cycle reaches the top region, it is necessary to adopt a “stable leverage” economic policy and adopt a “time for space” strategy to reduce the leverage ratio gradually over a long period of time, to pass the top of the financial cycle smoothly and prevent financial risks. Second, continue to implement large-scale tax and fee reduction policies. The tax and fee reduction policy should focus on reducing the tax burden of the enterprise, and reducing the financing, logistics, and social security costs of the enterprise, encourage the enterprise to increase research and development investment for innovation. Third, support for basic scientific research platforms and promote the integrated development of production, teaching, and research. The participation of government departments in the investment of basic scientific research platforms can lay not only a solid foundation for enterprise innovation but also reduce the uncertainty caused by enterprises' investment in basic scientific research.

The main contributions of this study are as follows: First, from the perspective of combining macroeconomics and microeconomics, this article puts forward the theoretical hypothesis that financial cycle and productivity could affect the probability of bond default and analyzes the theoretical hypothesis on the theoretical mechanism and empirical research. This paper systematically explores the impact of financial factors and corporate productivity factors on bond defaults and discusses the current macroeconomic factors, especially the impact of financial factors on micro-enterprises. Second, the conclusions of this paper indicate that bonds have easily defaulted at the top of the financial cycle, the probability of a bond default has been reduced by approximately 1.5% for each percentage point increase in productivity of a company. The above conclusions give quantitative results of the financial cycle and productivity affecting the probability of bond default and provide scientific support for overall planning and prevention of financial risks.

Key Words: financial cycle; total factor productivity; corporate bond default

JEL Classification: G14, G24, G33

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2020.02.001

(责任编辑:李先军)