

同业存单扩张对我国企业债务融资成本的影响

王相宁,汪志浩

(中国科学技术大学管理学院,安徽合肥 230026)

摘要:自2013年底央行放开同业存单以来,我国同业存单市场发展迅猛,同业存单一跃成为货币市场上最主要的工具。但目前国内对于同业存单以及它对我国金融市场影响的系统性研究仍较少,并缺乏充分的定量研究。与此同时,当下我国广大中小企业普遍都面临融资难、融资贵的困境。对此,从宏观以及微观两个角度研究同业存单对我国企业债务融资成本的影响。宏观层面采用2015年8月至2017年7月两年间的同业存单及各信用债发行的日度数据,梳理了同业存单的扩张过程以及同业存单发行对于债券市场的影响机制;微观层面则采用了865家非ST非金融行业上市中小企业2014年10月至2017年9月三年间的季度数据。实证结果表明,同业存单扩张确实会在一定程度上显著提高中小上市企业的债务融资成本。进一步分行业和规模验证后发现,该实证结果并不受企业所处行业的影响;但会受到企业规模(以营业收入作为指标)的显著影响。

关键词: 同业存单;债务融资成本;中小企业;制造业;非制造业

中图分类号: F832 **文献标识码:** A doi: 10.3969/j.issn.0253-2778.2020.02.014

引用格式: 王相宁,汪志浩. 同业存单扩张对我国企业债务融资成本的影响[J]. 中国科学技术大学学报,2020,50(2):185-196.

WANG Xiangning, WANG Zhihao. Impact of the expansion of inter-bank certificates of deposit on the costs of corporate debt of financing of China[J]. Journal of University of Science and Technology of China, 2020,50(2):185-196.

Impact of the expansion of inter-bank certificates of deposit on the costs of corporate debt of financing of China

WANG Xiangning, WANG Zhihao

(School of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China)

Abstract: Since the release at the end of 2013, the development of the domestic inter-bank certificates of deposit(CDs) market has been rapid, and inter-bank CDs has become the most important currency market tool. However, at present, there are still few systematic studies on inter-bank CDs and its impact on China's financial markets, and there is a lack of quantitative research. At the same time, the majority of small and medium-sized enterprises in China now face the problems of financing difficulties and expensive financing. In this regard, it was studied that how inter-bank CDs effect the cost of corporate debt financing in China from both macro and micro perspectives. At the macro level, daily data of inter-bank CDs and various types of bonds in the bond market of China from August 2015 to July 2017 were used to study the process of expansion of inter-bank CDs and the mechanism of influence of it to bond market. At the micro level, quarterly unbalanced panel data of 865 non-ST and non-financial listed SMEs from October 2014 to

收稿日期: 2018-04-15; **修回日期:** 2018-07-10

作者简介: 王相宁(通讯作者),女,1957年生,博士/副教授,研究方向:国际金融. E-mail: wangxn@ustc.edu.cn

September 2017 were used. The empirical results show that the expansion of inter-bank CDs can significantly increase the debt financing cost of small and medium-sized listed enterprises to a certain extent. After further verification by industry and scale, it was found that the results are not affected by the industry in which the enterprise is located, but will be significantly affected by the enterprise scale (using operating income as an indicator).

Key words: inter-bank certificates of deposit; cost of debt financing; small and medium enterprises; manufacturing; non-manufacturing

0 引言

2013 年 12 月中国人民银行公布了《同业存单管理暂行办法》，以完善货币市场利率期限结构，进一步推进利率市场化改革。在此之前，货币市场业务品种多以 1 个月以内的同业拆借、债券回购为主，3 个月以上的资金多以借贷双方私下签订合同，不公开的方式来完成交易，出现了货币市场中长端参考利率缺失的问题。同业存单的重启正好填补了中长端货币市场工具的缺位，使得较为长期的 Shibor 利率的参考作用更强，因此央行重启同业存单对于完善 Shibor 利率报价的长、中、短期利率曲线具有一定的积极作用。此外，从同业存单重启后的发展看，同业存单由于其一方面既丰富了商业银行流动性管理手段，也迎合了银行天生的套利冲动^[1]；另一方面其虽具有类同业负债属性，但暂不纳入同业负债范围计算，没有金融监管压力的问题^[2]，因而逐渐代替同业存款成了商业银行尤其是股份制银行和城商行拓展资产负债表的重要工具。

然而，相较银行间同业市场流动性工具的增加，融资难、融资贵却是普遍困扰我国广大企业尤其是中小企业的问题。从某种意义上讲，发行方便、具有良好的市场流动性等特点的同业存单作为各中小银行调控自身流动性水平的重要工具，其快速发展应对缓解广大中小企业融资难现状以及确保整个金融市场体系稳定运行有较大帮助。在这方面，相关的理论依据有两点：一是流动性总量不变时的同业货币市场利率变动方向取决于行业内银行的流动性分布；流动性分布若偏向于融出主体，则降低货币市场利率，反之则提高货币市场利率^[3]，而企业债务融资量通常与货币市场利率的运动方向呈负向关系；二是基于可贷资金利率理论，该理论认为借贷市场上的利率取决于可贷资金的供求平衡点，因此在假设预期通货膨胀不变框架下，若银行可贷资金增加，则放贷利率下降，企业融资增加；反之是银行放贷利率

上升，企业融资减少。

再者，中共十九大对深化金融体制改革提出了要增强金融服务实体经济的能力。但是，比较 2014 年至 2017 年 3 月银行业整体发行的 178297 亿元同业存单（欧立信报告，[http://: www. olxoz. com/ index. php](http://www.olxoz.com/index.php)），对应期间的企业债券融资额只有 89465 亿元（来自中国人民银行数据库）。而且，企业债券融资的累积增长率也远远低于同期的同业存单的累积增长率（304.29%），为一 34.61%。归纳其原因，不少业界人士指出，同业存单重启后的金融生态环境欠佳，例如房地产、地方融资平台、产能过剩行业等资金黑洞挤占了大量的金融资源^[4]，而服务于中小企业的融资方式萎缩了^[5]。其次，2014 年后国内经济增长速度的明显放缓导致中国人民银行通过公开市场逆回购的方式向市场投入大量资金，利率也被拉至历史低位，银行等金融机构对债券资产的需求提升了^[6]，但中小银行因投资债券市场能力相对较弱而更偏好通过循环投资或通道加杠杆的方式投资同业理财或者委外投资来赚取利差收益^[7]，而这使得资金链条延长，中间环节费用增加，导致资金成本节节攀升，不利于金融机构更好地支持实体经济稳定发展。

国外也有不少学者研究同业拆借市场的系统性风险与金融泡沫问题^[17-19]。其中，Bluhm 等^[17]使用 2002~2014 年的德国银行同业拆借面板数据分析了银行间风险敞口，发现该风险敞口的平均期限至少为 1 年，而且这些风险敞口分别记录在客户帐簿和银行间账簿上，因此他们认为银行间的中介是银行为了应付对非银行客户而衍生的业务。但是，Sun^[18]在研究银行同业拆借和系统风险的关系时却发现银行间流动性的增加会随着存款利率的下降增加银行同业拆借的违约风险，不利于银行储备金的积累。Langfield 等^[19]构建了一个基于灵活多周期支付制度的银行同业支付模型，并使用 2013 年 182 家银行 22 天流动性压力情境下的无担保贷款和回

购债务数据做实证分析. 他们的研究结果显示, 如果银行的短期融资不能展期或者债务到期不能偿还, 就会出现系统性流动性不足的风险. 另一方面, Corrado 和 Schuler^[20] 在研究应对银行同业拆借中的金融泡沫时构建了一个既有市场对资产价值的预期又有银行间交易的宏观经济模型. 在这个模型中, 经济泡沫展示为: 先是银行部门的泡沫缓解融资约束, 增加银行资产负债表中的资产价值; 其后是金融部门的泡沫通过对家庭的贷款增加产生短期收入效应, 因此他们认为制定应对信贷/GDP 缺口的宏观审慎规则是防止泡沫扩大的有效措施.

立足于此, 本文从宏、微观两个角度出发, 研究同业存单对我国企业债务融资成本的影响作用与过程机制. 相较已有的文献研究, 本文的主要贡献如下: ①微观层面选取上市中小企业数据, 针对性地看待同业存单的野蛮扩张与中小企业融资成本高的关系; ②创新性地从同业存单角度出发, 丰富了对于我国企业债务融资成本影响因素的定量研究; ③在技术上, 采用非平衡面板数据回归模型以克服将非平衡面板数据转化为平衡面板数据时出现的样本损失以及估计偏误.

本文剩余部分结构如下: 节 1 为宏观研究设计; 节 2 为微观研究设计, 包括研究假设、研究设计、实证结果及分析、稳健性分析四个小节; 节 3 为结论.

1 宏观研究设计

本节主要对同业存单与债券市场上企业发行的各类信用债进行统计意义上的相关性分析, 研究同业存单发行量、收益率与债券发行量、收益率之间的变化关系以及背后隐含的内在逻辑. 具体想要弄清以下几个问题:

①同业存单市场“量价齐升”的现象时有发生, 产生这种反常现象的原因是什么? 同业存单的发行量与发行收益率之间是否存在长期稳定的关系?

②同业存单的出现与迅速扩张对债券市场的影响有哪些? 同业存单发行量与债市其他品种的信用债发行量之间是否存在长期稳定的关系?

③同业存单收益率与各品种债券的收益率之间是否存在相互影响的关系? 如果有, 究竟是哪个利率的变化引起其他利率发生相应改变?

要附带说明的是, 本章下面所涉及的同业存单以及各债券数据均摘录自中国货币网——全国银行间同业拆借中心以及国泰安债券市场数据库.

1.1 同业存单的发行量与发行收益率之间的关系

为了说明同业存单发行量与其发行收益率之间的关系, 我们通过中国货币网调查了 2017 年各期限同业存单的年发行单数、年发行量与年平均发行收益率. 由于 9 月期、2 年期及 3 年期的同业存单占有所有同业存单发行规模的比例极少, 比例分别为 4.68%、0.09% 及 0.25%, 故在此不将它们纳入统计范畴, 统计结果如表 1 所示.

表 1 2017 年各期限同业存单统计概况

Tab. 1 Summary of statistics on CDs of various periods in 2017

	年发行 单数	年发行量 /亿元	年均 收益率/%	规模 占比/%
1 月期	6457	42757.3	4.350	22.31
3 月期	7728	81849.4	4.617	42.71
6 月期	6089	42627.6	4.704	22.25
1 年期	4539	24384.4	4.754	12.73
总计	24813	191618.7	—	100

[注] 数据来源: 中国货币网.

图 1 刻画了 2016 年 1 月至 2017 年 12 月期间 3 月期同业存单月发行量与月发行收益率的变化趋势. 从图 1 可以看到, 伴随着 3 月期同业存单的月发行量不断上升(从 2016 年 1 月的 835.5 亿元猛增至 2017 年 12 月的 7966.4 亿元, 其中 2017 年 9 月甚至达到 9596.4 亿元高峰), 3 月期同业存单的月平均收益率大体上也处在一个快速上升的通道之中, 由 2016 年 1 月的 3.05% 攀升至 2017 年 12 月的 5.14%.

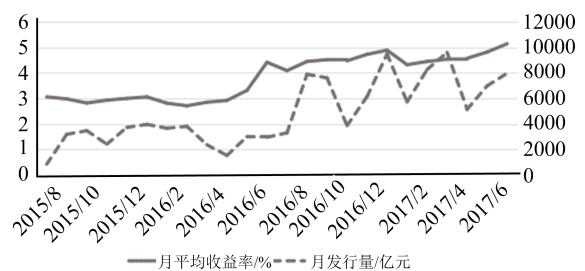


图 1 2016~2017 年 3 月期同业存单的发行量与收益率

Fig. 1 The issuance yield of 3-month CDs in 2016~2017

具体来看, 表 2 展示了 2016~2017 不同期限同业存单月发行量与月平均收益率之间的相关系数以及月发行量对月平均收益率的一元回归结果, 其中计算月平均收益率时以每单发行量作为权重与发行收益率相乘. 分析表 2 数据可以发现, 同业存单总体、1 月期同业存单以及 3 月期同业存单均呈现出

明显的“量价齐升”现象；而 6 月期同业存单的月发行量与月平均收益率之间只有较弱的正相关性，相关系数为 0.474，一元回归结果的 p 值为 0.0192；同时可以看到对于 1 年期同业存单，存单的月发行量与月平均收益率之间呈现负相关性（相关系数为 -0.173），但不显著， p 值为 0.4198。

表 2 不同期限同业存单发行量对发行收益率的一元回归结果

Tab. 2 The simple regression results of issuance amount to issuance yield of CDs for different terms

	相关系数	回归系数	p 值
总体	0.797	0.00015	0.0000
1 月期	0.750	0.00049	0.0000
3 月期	0.773	0.00026	0.0000
6 月期	0.474	0.00033	0.0192
1 年期	-0.173	-0.00018	0.4198

对于发行同业存单的银行来说，发行收益率体现负债端真实的资金成本。一般来说，价格的上升往往导致需求的减少，然而事实的情况是，在发行收益率不断上行的背景下，银行普遍没有收缩存单发行规模的迹象，反而愈演愈烈加速扩张。熊启跃和张依茹^[8]通过研究 1964~2012 年美国大额定期存单发行量增速与 3 月期定期存单和国债的利差之间的关系，发现了在存单和国债之间的利差较高的年份，存单发行量增速水平也相对较高。对此，我们认为可能有以下两个原因：

第一，存在“同业存单→同业理财→委外投资”的套利链条，利差的存在使得资金获取渠道狭窄的各中小银行不断发行同业存单，从那些国有银行以及大型股份制银行中获取资金，而国有银行由于规模较大，信用等级更高，所以获取资金的成本相对较低，在购买同业存单的过程中也能赚取一定的息差。各中小银行通过发行同业存单获取的资金，除了满足有限的信贷需求之外，将会参与配置债券等资产^[21]，但是由于专业能力有限，购买同业理财等同业资产是最为简单便捷的方式。据公开市场数据统计，截至 2017 年 6 月，银行理财的平均预期收益率要比同业存单平均收益率高 70 bp 左右，说明上述第一个箭头步骤的套利空间确实存在。此外，不同期限与主体评级的同业存单之间也存在利差，例如 2018 年 4 月 4 日由大连农商行发行的 3 个月期 AA 级同业存单发行收益率为 4.35%，而同一天由宁夏银行发行的 1 年期 AA 级同业存单发行收益率为

4.85%，利差为 50 bp；又如同一天由盛京银行发行的 3 个月期 AAA 级同业存单发行收益率为 4.40%，利差为 5 bp。因此，一种典型的增大同业存单套利空间的办法是通过无风险套取信用利差——假设评级高的 A 银行发行某一利率较低的同业存单，然后利用发行存单融入的资金购买市场上同期限但是评级低的 B 银行发行的利率较高的同业存单；另一种增大套利空间的方法则是利用期限错配赚取流动性利差，发行短期同业存单之后将资金投资于中长期同业存单或同业理财产品，但此时必须面临到期时的流动性压力。同业存单与同业理财之间的利差使得各中小银行有动力购买符合监管指标要求且适量的同业理财产品。最后，发行同业理财的各银行又通过自持或委外（找寻券商、基金甚至是私募进行托管）转而投向股市、楼市以及债市，寻找具有更高回报率的最终标的。可以看到链条中的每一环节中都存在正利差，只要能寻找到拥有足够高收益率的最终标的，这个套利链条就不会消失。并且，链条中的每一步都是一个加杠杆、加错配的过程，正是由于这一步步加杠杆的过程，推高金融市场的整体系统性风险。

第二，同业存单对于传统的同业负债业务具有一定程度的替代性。受制于 2014 年发布的第 127 号文中关于宏观审慎评估体系（macro prudential assessment, MPA）考核的规定：单家商业银行同业负债余额不得超过该银行负债总额的三分之一，商业银行以往开展同业存款、同业拆借或回购等同业业务时规模较为局限，而同业存单暂时还未计入同业负债范畴，所以自然不会纳入考核范围。因此，自 2013 年底政策放开以来，同业存单发行规模激增，不断刷新历史新高。套利链条的存在使得银行出于业绩的考虑不断增加同业存单的发行规模，由于同业存单不计入存款范畴，无需缴纳存款准备金，加之不受 MPA 考核关于同业负债比例的约束，因此同业存单的发行规模逐渐替代了原本属于同业负债的那一部分规模。

1.2 同业存单的发行量与各债券发行量之间的关系

在此，我们选取银行间债券市场上交易较为活跃的几个债券品种：超短期融资券、短期融资券、中期票据以及公司债。其他债市主要品种，如企业债的发行主体一般为中央政府部门所属机构以及国有独资或控股的企业，其发行收益率受政策影响较大，因

此不纳入本文的研究范畴。此外,央行发行的用于公开市场操作、调控宏观经济运行的国债也不纳入研究的范围。

表 3 展示了同业存单月发行量对各债券月发行量的一元回归结果。从回归的结果中可以看到,同业存单月发行量与超短期融资券、短期融资券的月发行量总体上在 10% 水平下呈显著的负相关关系,同业存单月发行量与中期票据、公司债的月发行量呈现较弱的负相关关系。这意味着商业银行发行同业存单获取流动性之后并没有真正将资金导入那些实体企业,企业发行的债券规模反而缩量下行。2015 年 8 月至 2016 年 7 月,超短期融资券、短期融资券、中期票据以及公司债分别累计发行 27334、7833、12779 和 15118 亿元;2016 年 8 月至 2017 年 7 月,四者对应数据分别为 21348、4780、9678 和 9777 亿元,均呈现一定幅度的下降趋势,而同时期同业存单发行规模却由 89813 亿元增至 158347 亿元,发行量几乎翻了一倍。

表 3 同业存单月发行量对各债券月发行量的一元回归结果

Tab. 3 The simple regression results of monthly issuance amount of CDs to monthly issuance amount of bonds

	相关系数	回归系数	p 值
超短期融资券	-0.3724	-0.0496	0.0732
短期融资券	-0.4998	-0.0350	0.0129
中期票据	-0.3379	-0.0336	0.1063
公司债	-0.3053	-0.0375	0.1469

上述观察分析的结果与张永民^[9]的研究结论一致。他认为同业存单作为我国新出现的货币市场投资工具,将在短期内给债券市场带来负面效应,主要体现在同业存单能够分流银行间市场上投资债券的资金,同时竞争的加剧在短期内将会推升市场资金价格;而从长期角度来看,同业存单能够丰富债券市场的投资品种,完善利率传导机制,对整个债券市场有正面效应。业内普遍认为货币政策与市场流动性是影响同业存单发行量的重要因素。伊冯^[10]通过研究一季度五大国有银行发行同业存单的情况发现,经济基本面转好导致企业和个人贷款需求增长强劲,并且货币政策由宽松逐渐转向中性,两个因素同时作用使得市场流动性趋紧,银行负债端压力隐现,五大行在同业市场上的角色逐渐由投资者变为需求方,同业存单发行量创下历史新高。

央行放开同业存单的初衷是希望商业银行可以

拥有一种有效调控短期流动性水平的货币市场工具,对于稳定金融市场稳定性具有一定的帮助,但现实市场的发展如此之快超出了预期,违背了其初衷。可以猜想,同业存单发行与企业信用债的发行甚至构成了竞争关系,商业银行不再有足够的资金支撑新债券的发行,不断走高的同业存单利率使得以套利为天性的资本更多涌向了同业存单市场。大量资金从债市不断抽离,通过层层加杠杆的过程推高了金融市场利率的同时也使得企业通过发行债券进行融资变得越来越困难。

但也有不少分析认为,同业存单市场正在经历“最后的疯狂”。随着近期我国对于同业套利的监管力度不断加大与金融去杠杆的持续推进,许多银行都希望抢在新的 MPA 考核政策落地之前继续做大存量规模。实际上,面对流动性愈发趋紧的情况和市场利率不断上行的压力,不少同业链条的资产端与负债端甚至出现了利差倒挂的现象。银行通过发行同业存单,短期负债配置了长期资产,同时市场流动性趋紧又使得存款失速,收入增长低于预期水平,因此在负债到期时不得不通过继续发行同业存单以维持短期流动性。

1.3 同业存单的发行收益率与各债券发行收益率之间的关系

图 2 刻画了 2016~2017 年期间同业存单与各债券发行收益率的走势。从图 2 可以看到包括同业存单在内的五种债券发行收益率的走势基本趋于一致,具有很高的正相关性。从长期看,同业存单收益率相较其他债券收益率更低。一方面是因为同业存单的期限大多在一年以内,而公司债、中期票据等信用债的期限一般都在三年以上;另一方面,由于发行同业债券的主体都为各商业银行,相较发行信用债的企业违约概率要小得多。在信用溢价叠加期限溢价的作用下,产生了存单与债券收益率的高利差。这也从侧面佐证了上述同业存单到同业理财再

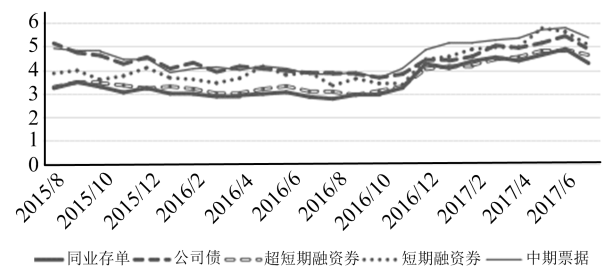


图 2 2016~2017 年期间同业存单与各债券的发行收益率

Fig. 2 The issuance yield of CDs and bonds in 2016~2017

到委外投资债券等最终标的资产的套利空间的存在。

表 4 展示了同业存单月平均收益率对各债券月均收益率的一元回归结果. 分析结果显示各回归系数均显著为正, 且相关系数均较高, 说明同业存单与各债券发行收益率之间确实存在显著的正相关关系, 两种发行收益率之间并没有产生明显的背离. 而中信证券^[22]的研究则发现, 在短期内, 同业存单收益率与国债收益率以及质押式回购利率可能产生大幅程度的背离. 同业存单发行收益率不断走高主要还是由于市场流动性不充裕, 债市配置资金的稀缺性上升, 银行层面出于抢占存款的考虑不断通过发行同业存单来主动提升负债. 而回购资金由于具有低成本和短期限的特点, 经常作为各金融机构投资债券的杠杆资金. 在央行偏稳健中性的货币政策与其“去杠杆”意图不断显现的影响下, 债券市场对于杠杆资金的需求较为缓和, 因此回购利率没有出现明显的上升.

表 4 同业存单(总体)利率对各债券利率的一元回归结果

Tab. 4 The simple regression results of rate of CDs(overall) to rate of bonds

	相关系数	回归系数	p 值
超短期融资券	0.9776	0.9065	0.0000
短期融资券	0.9355	0.9687	0.0000
中期票据	0.9272	0.8766	0.0000
公司债	0.7945	0.5751	0.0000

进一步, 为了探究两种发行收益率之间是否存在引导关系, 即是同业存单的收益率引导债券的收益率还是相反的情形, 需要分别对它们的时间序列进行格兰杰因果关系检验, 这一检验可以用 Eviews6.0 软件实现. 首先建立 VAR 模型, 然后根据 AIC 准则选取最佳滞后期, 发现四组样本的最佳滞后期选择均为 1, 再分别对同业存单发行收益率与各债券发行收益率进行格兰杰因果检验(滞后阶数为 1), 结果如表 5 所示. 从检验结果中可以看到, 在 5% 显著性水平下, 对于短期融资券、中期票据以及公司债, 均拒绝了同业存单利率不是它们发行收益率的格兰杰原因的原假设, 而对于超短期融资券, 原假设在 10% 水平下被拒绝. 因此, 我们可以得出以下结论: 同业存单发行收益率引导各债券发行收益率的变化.

至此, 我们从宏观层面梳理出了同业存单扩张

对于信用债发行收益率的影响机制, 即: 上述同业存单到同业理财, 再从同业理财到委外投资的套利链条存在→同业存单加速扩张, 发行量激增→同业存单市场竞争日趋激烈, 同业存单利率不断上升, 引起各债券利率上升→同业存单的大量发行导致银行间市场的资金面趋于紧张, 同业存单与各信用债相互竞争, 市场大量资金寻求套利机会从债市涌向同业存单市场→套利链条中的利差未完全消失, 套利空间仍存在, 同业存单继续扩张→各信用债发行量持续萎缩, 发行收益率继续被迫上扬.

表 5 同业存单利率与各债券利率的格兰杰因果检验结果

Tab. 5 Results of Granger causality test of rate of CDs and rate of bonds

原假设	F 统计量	p 值
同业存单不是超短期融资券的 格兰杰原因	4.0239	0.0586
超短期融资券不是同业存单的 格兰杰原因	0.1326	0.7196
同业存单不是短期融资券的 格兰杰原因	7.5791	0.0123
短期融资券不是同业存单的 格兰杰原因	1.2893	0.2696
同业存单不是中期票据的格兰杰原因	6.3502	0.0203
中期票据不是同业存单的格兰杰原因	0.3864	0.5412
同业存单不是公司债的格兰杰原因	9.4402	0.0060
公司债不是同业存单的格兰杰原因	2.7224	0.1146

2 微观研究设计

2.1 研究假设

本节我们将关注微观经济个体, 研究商业银行同业存单的扩张是否会对企业的债务融资成本产生显著影响, 以及这种影响是否会受到其他因素的作用而呈现出差异性.

由于我国商业银行同业存单资金流向同业理财, 银行通过发行同业理财汇集的资金大部分又通过委外投资加杠杆后流向债券等资产, 依据这一利率传导路径本文提出以下假设:

H1: 同业存单扩张会导致企业债务融资成本显著上升.

2.2 研究设计

本研究涉及的企业微观数据均来自于国泰安数

数据库 A 股上市企业中的中小企业板企业季度财务报表(包括资产负债表、利润表与现金流量表一直接法),共选取了 865 家非 ST、非金融业中小企业。宏观层面数据均来自于国家统计局网站。下面,对所选取的变量或它们的代理变量进行逐一说明。

2.2.1 企业债务融资成本的代理变量

一般而言,企业贷款利率计算公式为

$$\text{贷款利率} = \frac{\text{利息支出}}{(\text{长期借款} + \text{短期借款} + \text{应付债券})} \quad (1)$$

式中,括号里的三项均可直接从企业的资产负债表中摘取,而利息支出这一项在我国企业的资产负债表中由于会计处理的原因被包含在财务费用项中,而要想得到利息支出细分项必须一一查阅每一家上市企业审计报告的报表附注。另一种计算利息支出的方法则是将企业的资产负债表与现金流量表结合,计算公式如下:

$$\frac{\text{偿付利息支付的现金} - \text{分配股利、利润或偿付利息支付的现金} - (\text{净利润} - \text{盈余公积} - \text{未分配利润} - \text{应付股利})}{\text{}} \quad (2)$$

需要注意的是,报表上的数据均为本年累计数或滚动累计数,与我们研究所需要的各项变量应取当期发生额(即期末余额减期初额)不一致。为了保证分析过程的严谨性,我们也尝试采用该方法进行实证检验,但在具体实际处理数据的过程中会出现较多的缺失值。再者,由于会计处理的原因,许多企业频繁调整报表的科目,影响统计分析结果的准确度或导致回归结果显示不显著(详细的结果报告在此不予展开),故而在不采用该计算方法。

一般来说,财务费用包括利息支出、汇兑损失、手续费及其他财务费用,由于后面三项数值相对普遍较小,且从广义上来说手续费中如发行债券支付的手续费以及一些其他财务费用也纳入企业债务融资成本当中,故本文参考文献[11-12]的方法,将财务费用作为利息支出的代理变量。

2.2.2 企业层面控制变量

本章参考现有研究企业债务融资成本影响因素的文献[13-14],选取如下企业层面控制变量:

(一)固定资产净额(FIXA):固定资产是企业赖以生产经营的最主要非货币性资产;固定资产净额高的企业说明资产雄厚,抵御风险的能力也较强,因此在议价过程中相对有优势,可能获得较低的贷款利率。

(二)现金比率(XJBL):由于不包含存货及应收账款,现金比率一般作为企业资产流动性的一个重要衡量指标,最能反映一个企业即时兑付现金的能力。但是现金比率也并非越高越好,比率过高说明现金结余过量,无法投入生产经营或投资转化为利润,造成盈利能力下降。因此现金比率对企业债务融资成本的影响是不确定的。

(三)长期资本负债率(LTCDR):长期资本负债率主要用于刻画一个企业的长期资本结构。由于一个企业的流动负债数值可能经常变动,长期资本负债率往往更能反映企业一种长期的偿债能力。一般而言,长期资本负债率过高说明企业的财务风险较高,在未来可能面临现金流不足导致无法及时偿债的情况;但一定的长期资本负债率又可使企业合理运用债务杠杆以提高股东收益。因此长期资本负债率对企业债务融资成本的影响效应也是不确定的。

(四)利息保障倍数(ICR):利息保障倍数是用来衡量一个企业偿付借款利息能力的指标,其数值越大说明企业利润越高,经营效益越好或者借款越少,自有资金充足。无论哪种情形都说明企业支付利息的能力强,债权相对更加安全,因此有可能导致贷款利率下降。

2.2.3 宏观层面控制变量

我们将 M2/GDP 以及采购经理指数 PMI 作为宏观经济的控制变量,其中 M2、GDP 均令上年同期值=100 作为基准。考虑到同业存单的发行对于货币市场上资金状况的影响具有滞后效应,也就是说这种影响效应并不能及时从金融市场传导到实体经济从而反映到企业贷款利率上去,因此选取滞后一阶的同业存单发行量作为解释变量。为确保分析过程的严谨性,我们也将当期同业存单发行量对贷款利率进行回归,结果显示回归系数的正负号并没有发生变化,但是各变量的显著性发生了改变(在此同样省略具体结果)。详细的变量描述如表 6 所示。

2.2.4 模型筛选与设定

本文认为每个企业都有其特色,应考虑个体效应,因而在模型中反映企业自身特征的截距项是不同的;而且,考虑到截面数据缺失值较多,且运用非平衡面板数据计算离差形式的组内估计量时并不会对结果造成任何影响,固定效应模型此时仍可使用。但是首先需要对个体固定效应的适用性进行验证,具体步骤如下。

表 6 所有变量的符号、定义及公式说明
Tab. 6 Symbol, definition and formula description of all variables

	变量符号	变量定义及计算公式
被解释变量	RATE	企业债务融资成本
解释变量	CDS	同业存单当期发行量
	FIXA	固定资产净额
企业层面	XJBL	(货币资金+交易性金融资产)/ 流动负债
控制变量	LTCDR	非流动性资产/(非流动性资产+ 股东权益)
	ICR	(利润总额+利息支出)/利息支出
宏观层面	MS	M2/GDP
控制变量	PMI	采购经理指数,反映经济活动情况

第一步采用固定效应模型进行参数估计,所利用的软件为 STATA8.0,软件自带的 xtreg 命令能够帮助我们实现固定效应模型与随机效应模型的估计。结果显示 F 统计量为 175.38,检验的 p 值为 0.0000,说明对于所研究的样本,个体固定效应十分显著。第二步进行 Hausman 检验,这需要利用 xtreg 命令分别估计固定效应模型与随机效应模型之后,再利用 Hausman 命令检验是否存在随机效应。结果显示 p 值为 0.0000,拒绝个体效应与解释变量不相关的原假设,说明个体效应与解释变量是相关的,因此使用随机效应模型的前提假设不能被满足。

综合以上两个步骤,本文将采用个体固定效应模型进行回归分析,模型设定如下:

$$\text{RATE}_{i,t} = \alpha_i + \beta \text{CDS}_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中, α 为截距项,代表个体效应; X 表示所有控制变量组成的向量; ε 为随机扰动项。

2.3 实证结果及分析

2.3.1 描述性统计分析

我们选取的观测期为 2014 年 9 月 30 日至 2017 年 9 月 30 日的三年时间,但对同业存单数据的截取时间向前推一个季度,选取 2014 年 6 月 30 日至 2017 年 6 月 30 日的三年时间。数据的选取方法具体如下:

第一步,考虑到异常值对结果的影响,剔除了单期利率大于 25% 的那些企业数据。因为我们认为单期利率大于 25% 有可能是本文采用的利息计算方法与企业当期会计处理原则存在偏差导致。

第二步,对所有的其他变量采取 winsorize 双侧缩尾处理。这是一种有效处理离群值影响的方法,在金融领域应用十分广泛。具体方法是将指定分位数两侧的数据用相应分位点上的数据值替代,如 winsorize 1% 双侧缩尾即指将变量中小于其 1 百分位的数值替换为其 1 百分位数值,将变量中大于其 99 百分位的数值替换为其 99 百分位数值。在 SAS 软件中利用 winsor 命令即能方便实现这个操作过程。

基于上述数据选取方法,我们共计得到 4887 个包含十二个时期的中小企业季度面板数据。表 7 展示了各变量的描述性统计分析结果。从表 7 可以看到总体样本单期利率最小值为 0.0006%,最大值为 24.7903%,说明各企业债务融资成本水平参差不齐,差异较大。同业存单季度发行量在观测期间内最小值为 1846.8 亿元,最大值为 19452.3 亿元,标准差为 3612.4,同样差异巨大。其他各解释变量除了宏观解释变量 PMI 及 MS 之外,均存在个体差异较大的情况,这就给本文随后进行的回归分析提供了很好的样本。

表 7 关于中小企业上市企业所有变量的描述性统计
Tab. 7 Descriptive statistics on all variables of listed companies in SMEs

变量	均值	最小值	最大值	标准差
RATE	3.0782	0.0006	24.7903	2.7225
FIXA	1.36×10^9	0	3.97×10^{10}	2.80×10^9
XJBL	0.5033	0	36.4150	0.9808
LTCDR	14.0703	0.2478	99.573	14.4139
ICR	69.193	-6287.32	50213.55	1333.38
PMI	50.1993	49.7	51.8	0.4911
MS	105.03	102.34	106.28	0.933
CDS	5395.14	1846.8	19452.3	3612.4

[注] 该表中所有统计数据除了利率外均未经剔除,而剔除了单期利率大于 25% 的所有数据,实际检验过程中用到的其他变量数据均经过 winsorize 1% 水平缩尾处理,其中 CDS 表示观察期上一期的同业存单发行量。数据来源:同业存单数据摘录自中国货币网,其余均来自国泰安数据库及国家统计局网站。

为了避免多重共线性问题给回归结果带来的严重影响,在正式估计之前首先要验证所选的样本变量之间是否存在多重共线性的问题。计算除了被解释变量以外所有变量的 Pearson 相关系数矩阵,结果如表 8 所示。除了宏观层面的两个控制变量 PMI

与 MS 存在较高的相关性(相关系数为 -0.681)以外,其余变量之间的相关系数均较小(绝对值小于 0.8),因此我们认为变量不存在多重共线性的问题。

2.3.2 实证结果及分析

对中小企业板上市企业总体的模型回归结果如表 9 中的模型 1 所示.从表中可以看到,在 5%显著性水平下,各解释变量除了固定资产净额(FIXA)外均显著(但固定资产净额在 10%水平下显著),修正的可决系数 R^2 为 0.3449,F 统计量非常显著,这说明我们选用的回归模型拟合效果较好.我们所关心的上一期同业存单发行量对企业融资利率的回归系数显著为正,值为 0.000219,说明同业存单发行确

实在一定程度上使得企业债务融资成本上升.

表 8 解释变量与控制变量的相关系数矩阵

Tab.8 Correlation coefficient matrix of explanatory variable and control variables

	FIXA	XJBL	LTCDR	ICR	PMI	MS	CDS
FIXA	1						
XJBL	-0.068	1					
LTCDR	0.329	-0.065	1				
ICR	-0.014	0.108	-0.027	1			
PMI	0.171	-0.003	0.223	-0.018	1		
MS	-0.107	-0.001	0.146	0.021	-0.681	1	
CDS	0.126	-0.006	0.155	0.010	0.598	-0.469	1

表 9 同业存单发行量对不同行业中小上市企业债务融资成本影响的实证结果

Tab.9 The empirical results of the influence of issuance amount of CDs on debt financing costs of listed SMEs in different industries

变量	总体	制造业	非制造业	大型企业	中小型企业
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
CDS	0.000219*** (17.07)	0.00022*** (13.76)	0.00022*** (10.57)	0.00017*** (16.16)	0.00026*** (14.11)
FIXA	1.06×10^{-10} * (1.70)	1.22×10^{-10} (1.42)	9.63×10^{-11} (1.14)	1.12×10^{-10} ** (1.98)	1.03×10^{-10} * (1.64)
XJBL	0.107** (2.17)	0.1381** (2.20)	0.0361 (0.47)	0.1222** (2.46)	0.0797* (1.57)
LTCDR	-0.0169*** (-2.91)	-0.0316*** (-4.06)	0.0086 (1.05)	-0.0306*** (-3.18)	-0.0117** (-1.94)
ICR	-0.000104*** (-2.48)	-6.14×10^{-5} (-0.95)	-0.0001*** (-2.66)	-1.65×10^{-4} *** (-3.37)	-6.38×10^{-5} *** (-2.99)
PMI	-1.370*** (-11.59)	-1.4961*** (-10.02)	-1.0642*** (-5.73)	-0.8331*** (-18.19)	-1.7493*** (-15.55)
MS	0.326*** (6.07)	0.330*** (5.01)	0.321*** (3.60)	0.3177*** (10.33)	0.3298*** (13.62)
C	36.514*** (3.59)	42.590*** (3.36)	21.044 (1.28)	32.779*** (3.36)	41.628* (1.67)
F 统计量	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
修正可决系数 R^2	0.3449	0.3453	0.3414	0.3675	0.3358

[注] 括号内为相应的 t 统计量,***,**, * 分别表示在 1%,5%,10%水平下显著.

此外,考虑到被解释变量也可能会对各解释变量产生影响,即可能存在逆向因果关系,我们还将滞后一阶的被解释变量(由于一阶滞后项最为常见,在此不考虑被解释变量的其他滞后阶数项,下同)加入

模型进行验证.但此时用一般的 OLS 估计方法将会使得解释变量与随机误差项相关,导致参数无法有效估计的情况.因此我们利用 GMM(广义矩估计)方法对数据进行动态非平衡面板模型回归,并且因

缺失数据较多而采用正交离差变换法而非差分法(参考文献[16]),具体使用的回归模型如下:

$$\text{RATE}_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \text{RATE}_{i,t-1} + \beta_2 \text{CDS}_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

各变量的符号均同上所述.遗憾的是,J 统计量不显著(结果显示工具变量的秩为 36, P-Sargen 值为 $4.55 \times 10^{-5} < 0.05$,能够拒绝工具变量即被解释变量一阶滞后项不存在过度识别的假设,证明存在过度识别的问题),这说明该模型设定有偏差,因此不宜采用动态面板模型进行回归(具体结果在此省略).

2.4 稳健性分析

考虑到处于不同行业的企业获取资金的成本与难易程度可能存在显著不同^[15],同时在十九大报告中也明确提出要“加快发展先进制造业”,而我国制造业也正处于由低端向高端转型阶段.据此,本文提出另一个假设:

H2:同业存单扩张对不同行业(制造业与非制造业)企业的债务融资成本影响不同.

在此,我们将依据是否为制造业企业将中小企业板上市企业总体分为两个子样本,分别包含制造业企业 3292 个企业季度面板数据与非制造业企业 1595 个企业季度面板数据,并对子样本的计量回归采取同样的估计方法和 Hausman 检验.即,先用固定效应模型进行估计,判断个体固定效应是否显著,然后利用 Hausman 检验验证随机效应模型的前提条件是否满足.检验结果显示,固定效应模型显著,对于两个子样本均分别拒绝 Hausman 检验的原假设,说明随机效应模型不适用,因此采用固定效应模型.具体回归结果见表 9 中的模型 2 和模型 3.

模型 2 结果显示, F 统计量显著,修正的可决系数 R^2 为 0.3453,说明模型拟合效果较好.上一期同业存单发行量对利率的回归系数显著为正,值为 0.00022,与总体样本的回归系数几乎一致.对于其他控制变量,固定资产净额的回归系数正负号不变,但在 5%水平下仍不显著;利息保障倍数系数的正负号不变,但在 5%水平下变得不再显著;其余控制变量的回归系数正负号与显著性水平均未发生大的改变.

模型 3 结果显示, F 统计量显著,修正的可决系数 R^2 为 0.3414,说明模型拟合效果较好.上一期同业存单发行量对利率的回归系数显著为正,值为 0.00022,与总体样本及制造业子样本的回归结果几

乎一致.对于其他控制变量,固定资产净额的回归系数正负号不变,但在 5%水平下也不显著;现金比率的系数正负号不变,但在 5%水平下变得不再显著;长期资本负债率系数的正负号发生改变且变得不再显著.

此外,考虑到除了处于不同行业的上市企业在融资手段上存在差异之外,企业的规模也可能会影响它们所受到的融资约束.因此,接下来以企业 2016 年度的营业收入作为判定条件,提出假设 3:

H3:同业存单扩张对不同规模(大型与中小型)企业的债务融资成本影响不同.

参照工信部、国家统计局、发改委以及财政部四部门在 2011 年联合发行的第 300 号《关于印发中小企业划型标准规定的通知》(以下略称“通知”),工业企业规定大型企业标准为营业收入大于 40000 万元,建筑业企业规定大型企业标准为营业收入大于 80000 万元.基于“通知”规定,本文采取折中的办法,依据上市企业 2016 年度的营业收入大于 60000 万元以及小于等于 60000 万元,将中小企业板上市企业总体分为两个子样本,分别包含 2658 个大型企业季度面板数据和 2229 个中小型企业季度面板数据,并对子样本采取以上一致的估计方法进行计量回归.同理,在对子样本进行回归分析时,也必须对原模型的适用性进行检验,步骤与之前一致,不再赘述.检验结果显示,个体固定效应模型显著,两个子样本均拒绝 Hausman 检验的原假设,因此固定效应模型也仍适用于该样本,具体回归结果见表 9 中的模型 4 和模型 5.

模型 4 结果显示, F 统计量显著,修正的可决系数 R^2 为 0.3675,说明模型拟合效果较好.上一期同业存单发行量对利率的回归系数显著为正,值为 0.00017,与总体样本的回归结果差异较大.对于其他控制变量,系数的正负号及显著性水平与以总体为样本的模型 1 显示的回归结果基本一致,并且固定资产净额项系数在 5%水平下变得显著(原模型的回归系数在 10%水平下显著).

模型 5 结果显示, F 统计量显著,修正的可决系数 R^2 为 0.3358,说明模型拟合效果较好.上一期同业存单发行量对利率的回归系数显著为正,值为 0.00026,与总体样本及大型企业子样本的回归结果差异较大.对于其他控制变量,系数的正负号及显著性水平与以总体为样本的模型 1 显示的回归结果基本一致,只是现金比率项的系数在 5%水平下变得

不再显著(但在10%水平下显著)。

3 结论

3.1 研究结论

本文从宏观和微观两个层面研究了同业存单扩张对企业债务融资成本的影响及其作用机制。微观层面采用了865家上市中小企业(剔除ST及金融业企业)过去三年间的企业数据,运用非平衡面板数据进行回归分析,还按是否为制造业和企业营业收入规模分别对总体样本进行划分,对子样本进行同样的估计方法,得出的结论如下:

(I) 同业存单扩张在一定程度上确实会显著提高企业的债务融资成本;

(II) 同业存单对制造业企业与非制造业企业债务融资成本的影响方向一致且影响效果几乎相同;

(III) 同业存单对大型企业与中小型企业债务融资成本的影响方向一致但影响效果显著不同,可能是因为大型企业与中小型企业面临债务融资问题时所处环境不同,导致它们的融资成本受到同业存单市场的影响也大为不同。

3.2 政策建议

第一,监管机构加强规范有效的管理监督,将同业存单纳入同业负债范畴进行MPA考核是正确的。深化供给侧结构性改革的一项重要任务就是“去杠杆”,而重中之重就是金融机构与金融市场必须加大力度降低杠杆。监管机构应加大对同业存单资金来源及运用情况的监管力度,对于那些扩张意愿较强的银行给予重点关注,合理引导金融机构降低对于同业存单的依赖度,防止系统性金融风险发生。

第二,参照同业存单发行收益率的引导效应,监管机构对于同业存单的发行收益率在必要时也应加以管制。目前我国对于同业存单发行收益率完全没有任何限制,导致每当季末、年末等业绩考核压力比较大的时期个别银行非理性报价,加剧了市场的恶性竞争。监管机构应遵循市场化规律,沿着逐步放开的过程,尽可能地避免整体性野蛮式扩张行为的发生。同时,对价格进行系统、有效的监管也有助于解决定价过程中的信息不对称问题,完善市场定价机制,防范市场出现局部割裂行为。

第三,各金融机构也应加强实时监测,防范流动性风险集中爆发。短期负债对接长期资产的一个可能后果就是在资产到期之前,面临不断飙升的货币市场利率,银行仍需不计成本地续发同业存单以维

持流动性水平充裕,一旦资产端利率达不到预期就有可能导致利差收缩甚至倒挂。商业银行应在开展各项业务的同时,在流动性管理框架之下针对表内外各项资产负债,包括同业存单及面向个人投资者的大额存单在内,进行定期的现金流测算,加强内部管控,从根源上减少期限错配的发生。

总之,规范商业银行同业存单制度并从市场监管和银行内控的两个角度防范市场的非理性扩张是我国商业银行健康发展的前提,但本文的结论是基于中小企业板块数据得到的,对一般企业有失偏颇性;而且,对企业债务融资成本使用了代理变量—企业财务费用指标,与真实意义上的融资成本并不完全一致。在进一步的研究中,我们拟选取中长期银行贷款基准利率,并考虑增加企业股权融资成本,这将使得企业的融资成本更贴近实际情况。

参考文献(References)

- [1] 成婷. 发行人视角下的同业存单高溢价之谜[J]. 债券, 2017(3): 54-59.
 - [2] 中信证券. 同业存单监管收紧或缓解实体企业融资压力[N]. 上海证券报, 2017-05-05.
 - [3] 薛勇. 银行体系流动性对货币市场利率的影响: 从总量到结构[J]. 债券, 2016(6): 30-36.
 - [4] 张鹏. 以供给侧改革为契机降低企业融资成本[N]. 上海证券报, 2017-09-15.
 - [5] 高连奎. 2018中国经济存在“两忧一喜”[N]. 中国经济时报, 2018-03-09.
 - [6] 冉学东. 金融去杠杆大背景下同业存单受限大势所趋[N]. 华夏时报, 2017-01-17.
 - [7] 姜飞鹏. 金融领域高杠杆的深层次成因与去杠杆建议[J]. 西南金融, 2017(6): 22-28.
 - [8] 熊启跃, 张依茹. 美国大额可转让存单市场的发展与启示[J]. 国际金融, 2014, (3): 72-77.
 - [9] 张永民. 票据业务对上市商业银行绩效影响的实证研究[D]. 兰州: 兰州大学, 2013.
 - [10] 伊冯. 大银行一季度同业存单发行量创史上最大流动性隐忧浮现[N]. 凤凰国际 imarkets, 2018-04-03.
 - [11] 蒋琰. 权益成本、债务成本与公司治理: 影响差异性研究[J]. 管理世界, 2009(11): 144-155.
 - [12] 李广子, 刘力. 债务融资成本与民营信贷歧视[J]. 金融研究, 2009(12): 137-150.
 - [13] 王玉冬, 武川, 王琳璐. 高新技术企业创新资金运营生态化及其水平测度[J]. 中国软科学, 2017(7): 101-115.
- WANG Yudong, WU Chuan, WANG Linlu. Research on the ecological characteristics and achievement of high-tech enterprises' innovation investment[J]. China

- Soft Science, 2017(7): 101-115.
- [14] 郑蓓. 新三板企业债务融资成本研究[D]. 合肥: 安徽大学, 2016.
- [15] 徐晓音. 我国中小企业融资方式选择影响因素研究[D]. 武汉: 华中科技大学, 2010.
- [16] ARELLANOM, BOVER O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components [J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1): 29-51.
- [17] BLUHM M, GEORG C, KRAHNEN J. Interbank intermediation [R]. Frankfurt am Main, Germany: Deutsche Bundesbank, 2016.
- [18] SUN LH. Systemic risk and interbank lending [J]. *Journal of Optimization Theory & Applications*, 2016, 179: 400-424.
- [19] LANGFIELDS, LIU Z, OTA T, et al. Systemic illiquidity in the interbank network [R]. Frankfurt am Main, Germany: European Systemic Risk Board, 2018.
- [20] CORRADO L, SCHULER T. Financial bubbles in interbank lending [R]. Munich, Germany: Ifo Institute-Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich, 2018.
- [21] 邱冠华, 王剑, 张宇. 解构同业存单套利链条, 去杠杆之路任重道远 [N]. *环球老虎财经*, 2017-03-20.
- [22] 中信证券. [债市下跌的三大原因] 美元和美债齐上涨, 国内利率汇率压力大 [N]. *债市日评*, 2016-11-15.