银行业联合授信机制提高了企业的债权融资效率吗？——基于 PSM-DID 模型的分析

黄飞鸣 童婵[1]

【摘 要】：联合授信机制实施可以规范约束企业的多头融资和过度融资行为，防控金融风险，提高社会资金使用效率。实证结果表明：在微观企业层面，盈利能力越高、资产规模越大或资产负债率较高的企业更可能施行联合授信机制，固定资产比例高的企业更倾向不实施联合授信机制；从政策效果看，联合授信机制有助于提升企业的债权融资效率，其中相较于国有企业，联合授信机制对于非国有企业的债权融资效率提升效果更为显著。

【关键词】：联合授信 随机前沿分析法 PSM-DID 模型

【中图分类号】F832.2**【文献标识码】**A**【文章编号】**1004－518X（2021）03－0070-11

一、引言

债权融资是企业获取资金的重要外部渠道之一。但近些年来，一些企业因从多家银行借贷、过度融资、高杠杆经营的问题日趋突出，存在严重风险隐患，部分企业已爆发了信用违约风险[1]，加大了系统性金融风险，严重影响了金融的稳定性。这种多头借贷融资和过度融资也挤占了稀缺的金融资源，降低了资源配置效率。为有效防控企业多头授信和过度授信，提升银行业金融机构信用风险管控能力，优化金融资源配置，提高社会资金的使用效率，关于联合授信的探索早在 2013 年由温州地区各银行自发开展并取得成效。2014 年开始，联合授信机制的相关实践在全国范围内大规模展开，从公开可查的新闻报道可见，浙江、福建、江苏、重庆、山东等省份在 2014 年即开展了联合授信的相关探索，2018 年 5 月 22 日中国银保监会制定了《银行业金融机构联合授信管理办法（试行）》，明确了联合授信机制内涵，并对参与联合授信的企业进行规范，[2]以实现优化金融资源配置、降低企业杠杆率、防范化解重大金融风险的作用。

由于联合授信机制的推出尚处于实践探索阶段，其政策效果在理论界并未进行充分论证。基于此，本文以 2009—2019 年中国沪深两市 A 股上市公司的数据为研究样本，将 2014 年作为全国范围内大规模开展联合授信的时间分割线[3]，以 2009—2013 年为对照组、2014—2019 年为实验组，借鉴 PSM-DID 模型对联合授信机制的政策效应进行评估，以检验联合授信机制在微观领域对企业债权融资效率的政策效果，并在此基础上针对国有和非国有企业的融资效率影响效果差异进行对比研究，最后探索性提出提升企业债权融资效率的具体操作性建议。

二、文献评述与研究假设

[1]**作者简介**：黄飞鸣，江西财经大学金融学院教授、博士生导师。（江西南昌 330013）
童婵，江西财经大学金融学院博士生。（江西南昌 330013）
基金项目：国家自然科学基金项目“民营企业境外避税地投资与代理成本：作用机制与经济后果”（71962012）;江西省教育教学改革研究项目“金融科技发展与《商业银行管理》的教学改革研究”（JXJG-17-4-21）

关于融资效率影响因素研究，既有从宏观经济及行业角度进行的研究，也有从微观企业层面进行的研究。（1）从宏观层面。通货膨胀会降低企业获得融资的可能性进而降低融资效率。[1]GDP 增长率上升会提高企业融资效率，而 CPI 提高则会降低企业的融资效率。[2]经济政策不确定性上升使企业融资效率下降。[3][4](2）从微观层面。张根明采用 DEA 方法并从筹资效率和资源配置效率两个维度对中小企业板块上市公司的债务融资效率进行实证研究，发现企业仅注重降低融资成本或提高资金使用效率是导致其债权融资效率偏低的主要原因。[5]吴娅玲研究会计稳健性对公司债权融资效率的影响，结果发现会计稳健性与债权融资效率呈正相关关系，稳健的会计政策会降低债权人面临的债务违约风险，提高公司债权融资效率。[6]Eisdorfer 等发现企业经理人的个人行为影响企业融资效率。[7]胡云飞研究发现，公司的负债比率与盈利能力和非负债税盾负相关，与企业规模、所有权结构、成长机会、短期负债、融资担保正相关。[8]黄海燕通过实证分析发现，民营企业家的政治关系、银行关系、工作经历与企业的融资效率呈现显著正相关关系。[9]Bauer 和 Esqueda 认为，信用等级改善了企业获得外部资金的途径，提高了融资效率。[10](3）从银行规模角度分析对企业融资效率的影响。翁舟杰和杨纭铸采用实证分析方法对比大银行和中小银行对中小企业融资效率影响效果，发现大银行对中小企业融资效率提升效果要优于中小银行。[11]

由此可见，现有关于企业债权融资效率的影响因素研究成果多站在企业自身角度进行分析，从融资银行及融资结构本身对企业债权融资效率的影响探讨的并不多，而由于联合授信机制的推出尚处于实践探索阶段，其政策效果在理论界并未进行充分论证，也缺少充分有效的数据加以检验，因此关于联合授信机制与企业债权融资效率两者关系的研究到目前为止尚未开展过。

联合授信机制归根结底是银行向企业提供债权融资的一种方式，基于债权融资契约约定还本付息强制性[12]，企业举借债务能够有效约束投资过度[13]。因外部融资成本过高，企业会减少融资并造成投资不足。[14]在联合授信机制中，各授信参与银行共同收集并交叉验证所获得的企业信息，共同协商确定企业的联合授信总量，统一设置企业融资风险的预警线,并按照协议对企业提供授信和管控风险，不仅有助于减少银企之间的信息不对称，而且对授信企业的对外投资行为具有管理和约束作用。通过联合授信对企业的银行授信总量进行控制，使企业的外部债权融资保持在企业经营所需的合理范畴，减少企业经理人因企业拥有过于充裕的资金而引发投资过度风险。因此，提出假设 1：联合授信机制对企业债权融资效率具有显著积极影响。

从企业产权属性看，国有企业相较于非国有企业风险较小，其对外投资较多承担的是政治任务和社会责任[15]，因此，银行在对国有企业的授信核定时风险容忍度相对较高，对国有企业的融资约束相对较小，对其融资资金的使用效率考量较少；相反，非国有企业在获取外部融资时，联合授信更多地考虑企业自身的实际资金需求及风险承受能力，通常盈利能力强、成长性好、流动性强、规模大的企业，更能得到外部融资机构的认可，从而有利于拓宽其融资渠道，增强融资能力，因而联合授信对该类企业的融资效率的作用更为显著，因此提出假设 2：联合授信机制对提升非国有企业债权融资效率效果较国有企业更为显著。

基于以上假设，本文围绕联合授信机制对债权融资效率的政策效用进行研究，首先采用简洁的 Cobb-Dougals 生产函数，采用时变随机前沿技术（SFA）对上市企业债权融资效率进行测度；其次，为了控制样本选择性偏误，本文借鉴 PSM-DID 模型对联合授信机制的政策效应进行评估。即先采用倾向得分匹配（PSM）法通过倾向得分值将多个指标浓缩成一个指标，从而找到与实验组尽可能相似的控制组，有效降低样本的选择性偏误，并将匹配后的数据运用双重差分（DID）模型检验实施联合授信机制是否提高了企业债权融资效率。

三、研究设计与实证分析

（一）企业的债权融资效率分析

1．企业的债权融资效率测度。

现有研究中，对企业融资效率测度的方法较多，主要包括单一因素法、灰色关联法、模糊综合评价法、熵权法、数据包络分析法（DEA）以及随机前沿分析法（SFA），其中 DEA 和 SFA 法运用相对较多。DEA 为非参数法，该方法的优点是不需要设定具

体的模型，可以允许由多种投入和多种产出，但由于该方法的模型是不确定的，无法纳入由随机不确定因素所带来的影响，且测算的效率值不稳定，容易受异常值的影响。因此借鉴颜瑞等人的做法[16]，采用单一产出、多投入的随机前沿分析法（SFA）对上市企业债权融资效率进行测算。相对于非参数 DEA，随机前沿分析法可以在模型中加入随机误差项将无效率项与随机误差分开，同时传统的统计检验也可以进行，估计得到的效率值相对比较稳定。SFA 为参数法，因此需要给定生产函数，本文采用简洁的 Cobb-Dougals 生产函数，借鉴 Battese 和 Coelli 提出的面板随机前沿模型对上市公司债权融资效率进行测算。[17]具体模型设定如公式（1）所示。

$$Y_{it}=X_{it}\beta+(V_{it}-U_{it}) \tag{1}$$

其中，Y_{it} 表示厂商 i 在 t 时期的总产出，X_{it} 为厂商 i 在 t 时期的投入要素，β 为待估参数。V_{it} 为随机扰动项，服从均值为 0，方差为 σ^2 的正态分布，U_{it} 为非效率项，服从半正态、对数或截尾正态分布，一般大于等于 0 且 V_{it} 与 U_{it} 相互独立。为了测算技术效率，假定各厂商均可得到前沿效率，且样本期间内效率只随时间的变化而变化，即 U_{it}=0，则有：

$$TE_{it}=\frac{Y_{it}}{Y_{it}^{*}}exp(-U_{it}) \tag{2}$$

其中，TE_{it} 表示债权融资效率。模型（2）表明厂商的前沿效率等于实际产出与期望产出之比，且厂商的技术效率是随时间变化的，因此用时变随机前沿分析相对更加合理。

在现有研究的基础上，遵循评价指标的客观性、全面性、适用性、可获得性以及可操作性原则，本文选取一个产出指标和三个投入指标，具体变量信息如下：

产出指标。根据现有研究，大多文献选取了企业绩效、总资产周转率以及企业成长性作为资金配置的产出指标，由于随机前沿分析法可以有多个投入变量只能有一个产出变量，而总资产周转率反映了企业资产的质量管理和利用效率，营业收入增长率反映了企业的成长性和市场占有能力，该两项财务指标较好的发展最终都能够在盈利能力上体现，因此本文选取用以反映企业盈利能力的净资产收益率（ROE）作为产出指标。

投入指标。借鉴 Zou 和 Adams 的方法[18]，选取债权融资成本（DFC）、债权融资风险（DFR）以及债权融资比例（DFRA）作为投入指标。其中债权融资风险（DFR）反映了公司自有资金对偿债风险的承受能力，采用产权比例即负债与所有者权益之比表示，该比例越大说明债权融资风险越大；债权融资成本（DFC）反映公司获取债权融资所支付的成本，采用利息支出与资本化利息之和与债权融资总额之比来度量，该比例越大说明债权融资成本越高；债权融资比例（DFRA）反映债权融资在企业所有外部融资中的占比，采用债权融资总额/（债权融资总额+股本+资本公积）进行量化，该比例越大说明企业外部资金来源更多地来自债权融资。

投入产出数据均来自于 WIND 数据库和 CSMAR 国泰安数据库并进行相应的整理得到。由于在后文中需要设置 2009—2013 年为对照组，因此，选取的样本期间为 2009—2019 年。由于 A 股上市企业较多，用 Excel 软件对下述 5 种情况的样本进行了筛选或剔除：（1）剔除了被 ST、ST*或 PT 类处理的企业；（2）剔除了关键变量数据严重缺失的企业；（3）剔除了数据明显异常的企业，如企业资产负债率大于 100%或企业绩效为负；（4）剔除了金融类上市企业；（5）剔除了 2013 年之后上市的企业。在进行效率测度之前，对各变量的数字特征进行描述性分析。为了避免异常值的影响，对投入产出变量进行了缩尾处理，且后续研究均采用处理后的数据。

2．时变随机前沿估计结果分析。

在进行测度之前，本文同时对随机前沿分析的适用性以及时变随机前沿分析的必要性进行 LR 检验。检验结果见表 1。

表 1 LR 检验表

原假设	约束模型	非约束模型	LR 统计量	检验 P 值	检验结果
不存在无效率项	476.60	504.83	56.47	0.0000	拒绝
不存在时变性	504.83	510.30	67.40	0.0000	拒绝

由 LR 检验可知，不存在无效率项的 LR 检验 p 值小于 0.05，故应拒绝原假设，说明企业债权融资存在无效率项，使用 SFA 估计比 OLS 估计更优。不存在时变性的 LR 检验 P 值小于 0.05，故应拒绝企业债权融资效率非时变的原假设，因此有必要采用时变随机前沿分析法进行效率的测度。

借助 Frontier4.1 软件进行随机前沿模型的参数估计，参数估计结果见表 2。为了便于比较，同时将非时变的情形也披露在表 2 中。两个方程的 γ 系数在 1%的显著性水平下均显著非 0，说明 SFA 模型适用。 η 的系数为-0.0212，且通过了 1%显著性水平检验，说明债权融资效率会随时间变化，且系数小于 0，说明随时间呈现衰减趋势。第二列的 μ 值在 1%的显著性水平下显著，说明存在技术无效率项。参数估计表明，债权融资成本和债权融资风险越高，不利于企业盈利能力的提高，债权融资比例对企业绩效具有积极的影响。

（二）实证模型的设定

为了控制样本选择性偏误，本文借鉴 PSM-DID 模型对联合授信机制的政策效应进行评估。首先采用倾向得分匹配（PSM）法通过倾向得分值将多个指标浓缩成一个指标，从而找到与实验组尽可能相似的控制组，有效降低样本的选择性偏误，并将匹配后的数据运用双重差分（DID）模型检验实施联合授信机制是否提高了企业债权融资效率。

表 2 时变随机前沿模型参数估计表

	(1)	(2)
	非时变随机前沿	时变随机前沿
DFC	-0.0075(0.0115)	-0.0144(0.0111)
DFR	-0.3014***(0.0129)	—0.3024***(0.0132)
DFRA	0.0691***(0.0088)	0.0602***(0.0091)
σ^2	0.0138***(0.0004)	0.0142***(00008)
γ	0.2422***(0.0178)	0.2793***(0.0281)
μ	0.1157***(0.0049)	0.1259***(0.0096)
η		-0.0212***(0.0035)
Cons	0.9804***(0.0089)	0.9862***(0.0103)
Obs.	6490	6490

注：括号内是标准误；***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1；下同。

倾向得分匹配法（PSM）最开始应用于医学方面的研究，用于检验某种新研制药物的作用，后续逐渐被运用于经济、金融等方面的政策效应评估。该方法的原理是用除实验变量之外的多个维度为实验组匹配出控制组，实验组和控制组之间以是否进行了实验为区分，避免受其他影响因素对实验效果的干扰。本文希望通过 PSM 方法降低内生性问题，并降低实验组与控制组的差异性。具体步骤如下：

首先，确立初始样本，通过倾向得分值将多个指标整合为一个指标，进而获得实验组和控制组数据，具体模型设定如公式（3）所示。

$$Treat=\beta_0+\beta_1 ROA+\beta_2 TAT+\beta_3 LEV+\beta_4 SIZE+\beta_5 FCR+\beta_6 AGE+\varepsilon \quad (3)$$

其次，将匹配得到的实验组与控制组样本进行双重差分模型检验联合授信在企业债权融资效率的政策效应。具体模型设定如公式（4）所示。

$$TE=\gamma_0+\gamma_1 Treat+\gamma_2 Post+\gamma_3 Treat\times Post+\sum control+\sum ind_dummy+\sum year_dummy+\varepsilon \quad (4)$$

其中，TE 为企业债权融资效率，由随机前沿分析法测算得到。Treat 和 Post 分别为分组虚拟变量和时间虚拟变量。虽然 2018 年银保监会以颁布正式文件方式全面实施联合授信机制，但联合授信的实践从 2014 年起在多个省份就已经展开。为了增加样本量，本文将 2014 年联合授信的试点年份作为联合授信实施的分界点，因此 2014 年之前 Post 取值为 0，即为控制组，2014—2019 年 Post 取值为 1,即为实验组；对于处理变量，由于上市企业的融资数据存在一定年份的缺失，因此将上市企业 2014—2019 年平均融资余额在 20 亿以上且融资机构在 3 家及以上的企业 Treat 取值为 1，否则取值为 0。4 控制变量或协变量为企业总资产规模（ROA）、总资产周转率（TAT）、资产负债率（LEV）、规模（SIZE）、固定资产比例（FCR）以及企业年龄（AGE）。ind 为行业虚拟变量，year 为年度虚拟变量。

（三）样本匹配结果分析

借助 Stata15.1 软件，运用 Logit 回归计算样本的倾向得分，采用近邻 1:2 有放回匹配的方法选择控制样本。Logit 回归结果见表 3。

由 Logit 回归可知，在 5%的显著性水平下，企业盈利能力、资产负债率以及资产规模对施行联合授信政策的可能性具有显著的正向影响，而固定资产比例对施行联合授信政策的可能性具有显著的负向影响，说明盈利能力越高、资产规模越大或资产负债率较高的企业更加可能施行联合授信政策，固定资产比例高的企业更倾向不实施联合授信政策。

表 3 Logit 回归参数估计表

	(1)	(2)
	联合授信实施前	联合授信实施后
ROA	7.2722***(5.9148)	6.8714***(6.4629)
TAT	0.1689**(2.0351)	0.0763(0.9199)

LEV	1.2690***(3.7546)	2.8380***(10.1266)
SIZE	0.4331***(10.5933)	0.2899***(8.8278)
FCR	-0.2856***(-3.8040)	-0.1625**(-2.5416)
AGE	-0.0141(-1.5375)	-0.0136*(-1.6728)
Cons	-11.4142***(-13.0840)	-9.0952***(-12.3130)
Obs.	2950	3540
Pseudo R^2	0.0668	0.0729

一般而言，银行对企业给予企业核定授信额度并进行融资投放主要从企业本身的信用状况和资金需求的合理性两个方面的因素考虑。基于此，规模大和盈利能力强的企业必然是大多数银行竞相争取合作的对象，因而为实施联合授信政策提供了基础和条件；而企业资产负债率高说明其所承担的外部负债较多，银行和企业为了有效防控风险会倾向于组建联合授信机制；相反，固定资产比例高的企业本身具有相对较多的可用于办理抵质押担保的资产，因而融资渠道较为畅通，故参与联合授信的概率相对固定资产少的企业更低。

通过近邻 1:2 有放回匹配虽然得到了匹配后的实验组和控制组，但是还需要通过平衡性检验倾向得分匹配的效果。通过平衡性检验结果可知，在匹配之前除了企业年限外，其他协变量之间均存在显著差异，经过倾向得分匹配之后，t 检验表明，变量间不存在显著差异，说明匹配之后，处理值与控制组在各匹配维度上基本相同，从而有效避免了由样本自主选择偏误导致的内生性问题。

（四）PSM-DID 模型参数估计

通过倾向得分匹配后，本文运用匹配后的样本进行双重差分模型检验（DID 模型），最终的估计结果见表 4。为了避免行业和年度的影响，对行业和年度因素进行控制。同时对各企业按照产权属性进行了分组，用于检验实行联合授信机制的政策效果是否在产权属性上存在差异。

由 DID 模型的参数估计表可知，（1）列 Treat×Post 的系数为 0.0015，且通过了 1%显著性水平的检验，说明相对于没有实施联合授信机制的企业，实施联合授信机制的企业债权融资效率得到显著提升，表明企业实行联合授信政策有助于提高企业的债权融资效率，本结果验证了假设 1;(2）列 Treat×Post 的系数为 0.0001，但是未通过显著性水平的检验;（3）列 Treat×Post 的系数为 0.0034，且在 1%的显著性水平下显著，说明联合授信政策的实施对企业债权融资效率的影响存在差异，相对于国有企业，非国有企业实行联合授信政策对债权融资效率的提高作用更为显著，以上结果验证了假设 2。

由于国有企业本身具有区别于自由市场经济下一般企业的独特性，国有企业普遍背负着诸如经济发展战略、就业、税收、社会稳定等政策性使命和负担，造成国有企业资金募集、资金使用和收益的低效率，同时政治关系、政府干预等因素也影响了银行向国有企业的贷款决策。在中国经济转型的背景下，国有企业和非国有企业所面临的融资约束在模式上存在不同，国有企业普遍存在着预算软约束。[19]结合产权理论、代理理论和信息不对称理论，也可以得出联合授信机制对国有企业债权融资效率提高的影响作用要弱于非国有企业的结论。

表 4 联合授信对债权融资效率的影响分析

	(1)	(2)	(3)
	全样本	国有企业	非国有企业

Treat	—	—	—
Post	-0.0338**(-2.2925)	-0.0335**(-2.0095)	-0.0296***(-3.9277)
Treat×Post	0.0015***(3.0358)	0.0001(0.1663)	0.0034***(4.8689)
ROA	0.0005(0.1882)	-0.0034(-0.9797)	0.0111***(2.7403)
TAT	-0.0009*(-1.8504)	-0.0010(-1.6425)	-0.0009(-1.3229)
LEV	-0.0018(-1.2158)	-0.0018(-0.8631)	-0.0011(-0.5864)
SIZE	0.0003**(2.2323)	0.0005**(2.2813)	-0.0001(-0.4014)
FCR	0.0003(1.1340)	0.0003(0.9509)	0.0001(0.2734)
AGE	0.0008(0.5502)	0.0008(0.4596)	0.0005(0.6225)
常数项	0.8811***(66.8755)	0.8746***(52.7734)	0.8978***(132.4591)
行业	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制
Obs.	3877	2466	1411
R^2	0.8681	0.8713	0.8758

（五）稳健性检验

基础回归采用倾向得分匹配后的数据进行 DID 模型参数估计，为了检验上述模型的稳定性，还需要对模型进行稳健性检验，下文分别采用平行趋势检验和改变匹配方法的 DID 参数估计两种方法。

1．平行趋势检验。

本文通过 PSM-DID 验证了联合授信政策促进了企业债权融资效率。DID 模型是基于平行趋势的假定下，即实验组和控制组在政策时点前具有一致的趋势。现通过在回归中加入各时点虚拟变量与政策变量的交互项，若政策前的交互项系数不显著，则表明的确具有平行趋势。因此借助 Stata15.1 软件，绘制了时间虚拟变量与政策变量交互系数图（图 1）。横坐标的数字 0 反映的是政策当年，0 的左边为政策前，右边为政策实施后。垂直的线段表示系数标准误，若标准误不包含 0，则说明系数在 5%显著性水平下显著。

由图 1 可知，在政策发生前，虚拟变量与政策交互项系数不显著，说明政策前实验组与控制组具有共同的趋势。政策实施当年至第三年，联合授信表现出负的政策效果，第四期开始联合授信的正向政策效果开始显现，在 1%的显著性水平下交互项系数显著为正。

2．改变匹配方法的 DID 参数估计。

本文采用核匹配、卡尺匹配、局部线性匹配以及 1*1 无放回匹配法进行实验组与对照组的匹配，然后再次进行 DID 估计，参数估计结果见表 5。（1）、（2）、（3）、（4）列中交互项的系数均显著为正。综合上述结果可知，联合授信对融资效率的政策效应对匹配方法不敏感，验证了模型的稳健性。

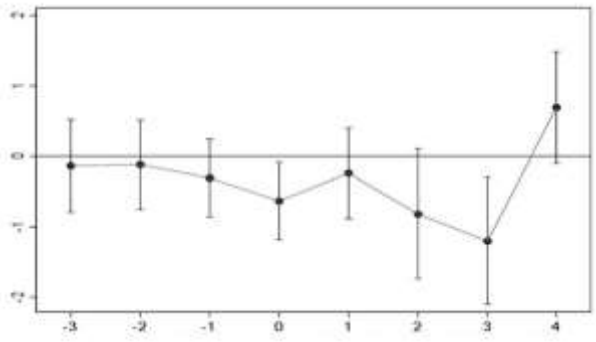

图 1 平行趋势检验图

表 5 稳健回归参数估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
	核匹配	卡尺匹配	局部线性匹配	1:1 无放回匹配
Treat	—	—	—	—
Post	-0.0295*** (-3.3324)	-0.0295*** (-3.3366)	-0.0351 (-1.5777)	-0.0467*** (-2.8133)
Treat×Post	0.0028*** (6.2381)	0.0028*** (6.2265)	0.0009* (1.6594)	0.0052*** (7.7054)
ROA	0.0027 (1.3326)	0.0026 (1.3044)	-0.0023 (-0.6814)	-0.0025 (-0.6236)
TAT	-0.0008** (-2.0238)	-0.0008* (-1.8706)	-0.0010* (-1.6835)	-0.0015* (-1.7953)
LEV	-0.0012 (-1.0473)	-0.0012 (-1.0592)	-0.0024 (-1.3073)	-0.0023 (-0.9945)
Size	0.0002** (1.9801)	0.0002** (2.0316)	0.0004** (1.9673)	0.0003 (1.4611)
FGR	0.0000 (0.0924)	0.0000 (0.1093)	0.0002 (0.6835)	-0.0001 (-0.2920)
AGE	0.0002 (0.2494)	0.0002 (0.2543)	0.0010 (0.4554)	0.0018 (1.0983)
常数项	0.8803*** (109.0541)	0.8802*** (109.1475)	0.8802*** (44.3490)	0.8782*** (55.2996)
行业	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制	控制	控制
Obs.	6475	6470	2725	2239
R^2	0.8858	0.8858	0.8596	0.8578

四、结论与政策建议

本文研究联合授信机制对企业债权融资效率的影响作用，研究结论如下：（1）联合授信机制对企业债权融资效率具有显著的积极影响。从控制变量来看，企业盈利能力、总资产周转率、资产负债率和资产规模与企业债权融资效率呈现显著的正向关系；固定资产比例与企业债权融资效率呈现显著的负向关系。（2）从联合授信政策效应评估研究结果看，联合授信机制的实施对债权融资效率的影响存在差异，相较于国有企业，非国有企业更加可能施行联合授信政策且政策效应更为明显；盈利能力越高、资产规模越大或资产负债率较高的企业更加可能施行联合授信政策，固定资产比例高的企业更不倾向实施联合授信政策。

基于以上结论，本文认为联合授信机制对企业债权融资效率的相关影响研究无论对企业选取合适的融资策略还是对联合授信机制的有效实行都具有积极的指导意义。

第一，企业可通过积极参与联合授信提升其融资效率。在对合作银行的选择上要考虑企业自身发展所需的银行数量，并对单一最大授信银行、单一最高融资占比、融资期限和融资担保等具体融资方式进行选择和布局。企业在选择授信机构时，要选择风险、成本最佳组合的金融机构作为授信合作单位，对资金需求和信贷投放进度，要提前谋划，及早对接，减少因无法获得授信而产生的流动性风险。在融资期限的选择上，由于债务期限结构不均衡会影响企业融资效率，短期融资成本较低但容易产生流动性压力从而导致企业融资风险加大，而长期融资对企业投资活动现金流具有改善作用但资金成本较高，因此，企业要利用联合授信机制优化自身债务结构，使企业的融资结构与资产结构相匹配，避免融资期限错配，进而使企业投融资效率得到提升。

第二，企业可以参与联合授信为契机，对企业自身内部相关的生产、销售、财务等相关管理制度进行全面自查并在此基础上加以完善。企业通过获得联合授信额度的过程，了解融资机构所关注企业所存在的风险点，从而查漏补缺完善企业的各项管理，降低公司的融资风险，提高融资效率。对于企业管理者，企业可依据法律法规、规章制度以及内控管理体系等建立对管理者行为的有效监管和约束机制，进而减少道德风险和逆向选择的发生概率，从而防止管理者损害公司利益的行为，确保公司健康有序地发展。

第三，银行在组建联合授信时，应有针对性选择参与联合授信的企业，将关注点集中在民营企业，使联合授信政策对企业的债权融资效率起到显著的积极效用。在组建联合授信过程中，也要对联合授信的银行参与方及参与授信额度进行合理规划和管理，对参与联合授信的银行家数、牵头银行属性及规模、授信额度的分配以及增信措施均要给予考虑和布局。建立和完善对企业风险的识别能力。通过贷前尽调和贷后管理，与企业保持密切的信息交流，充分了解企业的财务及信用情况相关数据信息，同时可通过银行与企业之间的信息化系统对接，采用现代科技手段降低企业信息披露成本，保证信息披露安全、完整、透明和及时，维护企业信用，降低企业与融资机构之间信息不对称的概率，以便企业可在最短时间内获得银行授信的同时也降低了融资的成本，保障企业经营和投资的顺利进行。同时，联合授信银行也应该对企业建立有效的监管机制及合理的信用风险评价机制，防止企业在获取银行融资后进行无效投资或投资过度，在防控风险、稳定银企关系的同时帮助企业提升资金使用效率，促进企业健康发展。

第四，政策层面需区分国有企业和非国有企业，有的放矢地提升债权融资效率。研究表明联合授信机制对国有企业的投融资效率并不会有显著改善的作用，对于国有企业中所存在的因内部现金流过于充足而产生非效率投资的情况，政府应加快国有企业的制度创新和改革，尽快建立和完善产权市场，实现国有资产的合理流动，加快国有大中型企业投资主体多元化进程，将市场化机制引入国有企业治理当中，完善企业激励机制，推进国有企业兼并重组，使国有企业能够迅速扩大资本，通过做强、做大优势企业来提高企业的投融资效率。而对于民营企业融资成本相对较高，融资约束相对较大，政府可以通过定向降准、鼓励面向特殊领域的专项贷款或补贴等多种方式，拓宽民营企业的资金获取渠道，降低民营企业的融资成本。

参考文献：

[1]Nejadmalayeri,A.On the Effect of the Term Structure of Interest Rates on Corporate Capital Structure:Theory

and Evidence.Arizona:The University of Arizona,2001.

[2]潘永明，喻琦然，朱茂东.我国环保产业融资效率评价及影响因素研究[J].华东经济管理,2016,(2).

[3]谭小芬，张文婧.经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析[J].世界经济,2017,(12).

[4]蒋腾，张永冀，赵晓丽.经济政策不确定性与企业债务融资[J].管理评论,2018,(3).

[5]张根明，陈才.中国中小上市公司债务融资效率研究[A].第三届（2008）中国管理现代化研究会——金融分会场论文集[C].北京：中国管理学年会,2008.

[6]吴娅玲.会计稳健性对公司债权融资效率的影响[J].经济管理,2012,(10).

[7]Eisdorfer,A.,et al.Capital Structure,Executive Compensation and Investment Efficiency.Journal of Banking & Finance,2013,Vol.(2).

[8]胡云飞.公司融资影响因素的实证研究[J].武汉金融,2014,(12).

[9]黄海燕，张志宏.民营化方式、政治关联与股权融资效率——来自民营上市公司经验数据的 DEA-Malmquist 分析[J].企业经济,2016,(12).

[10]Bauer,K.,Esqueda,O.A..Credit Ratings,Relationship Lending and Loan Market Efficiency.Studies in Economics and Finance,2017,Vol.(1).

[11]翁舟杰，杨纭铸.大银行对中小企业融资缺乏效率吗——基于大银行与中小银行的对比性实证分析[J].西南金融,2012,(6).

[12]Jensen,M.C.,Meckling,W.H..Theory of the Firm:Agency Cost and Ownership.Journal of Financial Economics,1976,Vol.(4).

[13]唐雪松，周晓苏，马如静.上市公司过度投资行为及其制约机制的实证研究[J].会计研究,2007,(7).

[14]Myers,S.C.,Majluf,N.S..Corporate Finance and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have.Journal of Financial Economics,1984,Vol.(2).

[15]Shleifer,A.,Vishny,R.W..Politicians and Firms.The Quarterly Journal of Economics,1994,Vol.(4).

[16]颜瑞，张群，黄晓霞.基于投资者风险偏好的上市公司投资价值分类模型[J].数学的实践与认识,2015,(16).

[17]Battese,G.E.,Coelli,T.J..A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Date.Empirical Economics,1995,Vol.(20).

[18]Zou,H.,Adams,M.B..Debt Capacity,Cost of Debt and Corporate Insurance.Journal of Financial and Quantitative

Analysis,2008,(2).

[19]林毅夫，李志赟.政策性负担、道德风险与预算软约束[J].经济研究,2004,(2).

注释：

1 如渤海钢铁、东北特钢、中钢集团、雨润集团、齐星集团、赛维集团、辉山乳业、乐视集团、海航集团等。

2 联合授信是指超过 3 家以上的银行业金融机构向同一家企业（集团）提供债务融资的情况。联合授信管理是约束多家银行对单一企业过度融资的一种监管制度。规定对在 3 家以上银行业金融机构有融资余额，且融资余额合计在 50 亿元以上的企业，应建立联合授信机制；对在 3 家以上的银行业金融机构有融资余额，且融资余额合计在 20 亿~50 亿元之间的企业，可自愿建立联合授信机制。

3 尽管联合授信政策的推出是在 2018 年，考虑到实证研究中对样本量的要求以及 2014 年开始在浙江、江苏、福建、重庆、山东等全国多个省份进行了联合授信管理的实践尝试，从而界定本文研究实行联合授信机制的样本时间区间为 2014-2019 年。

4 该标准主要基于审慎选择、数据可得性原则以及样本量考虑而确定。由于 2014 年联合授信开始在全国各地开展，各地区在联合授信实践中选择的企业对象标准不一，如：浙江省实施联合授信机制的企业标准采用“授信总额在 1 亿元以上且授信银行或拟授信银行 3 家（含）以上的企业（含集团客户）”，福建省采用“授信银行在 2 家（含）以上，授信总额 8 亿元（含）以上的企业集群”，重庆市采用“授信总额 20 亿元以上且授信银行 2 家（含）以上的企业（含集团客户）”，山东省采用“对授信 20 亿元、10 亿元以上的区域性重要客户”，河南省以“债务规模在 3 亿元以上且 3 家以上债权银行”，但在 2018 年中国银保监会通过制度方式明确了联合授信的实施对象，即“在 3 家以上银行业金融机构有融资余额，且融资余额合计在 50 亿元以上的企业，银行业金融机构应建立联合授信机制；对在 3 家以上的银行业金融机构有融资余额，且融资余额合计在 20 亿~50 亿元之间的企业，银行业金融机构可自愿建立联合授信机制”。在后续实践中各地区银行业协会均以从严原则执行银保监会的联合授信管理办法。因此，本文比照联合授信管理办法中提议自愿建立联合授信机制的企业标准，选择 2014-2019 年期间授信银行在 3 家以上，融资余额在 20 亿元以上的 A 股上市的企业作为实行联合授信机制的样本。