

减压器还是助推器？基于量化宽松政策对我国企业债务风险影响的差异性研究

张靖佳 刘澜飏 马雪卓^①

内容提要：本文基于国际货币政策突变对我国微观企业债务风险的影响，探究了量化宽松政策对我国非金融企业债务融资产生的减压器和助推器渠道及其有效性。本文首先从行业维度构建了我国各行业外部融资依赖程度对量化宽松政策的反应系数矩阵，并利用中国工业企业库 2010-2013 年的数据检验政策反应指标对微观企业债务融资水平的影响。结果表明，量化宽松政策对我国企业的综合作用呈现债务风险减压器效应。从企业所有制差异层面来看，量化宽松政策对民营企业 and 外资企业具有债务风险减压器的作用，而对国有企业却呈现债务风险助推器效应。从企业规模差异来看，量化宽松政策通过资产价格上升渠道，对大企业产生更大的减压器作用，而小企业受到的减压器作用略弱。从地区的金融发展程度差异来看，量化宽松政策对金融发展水平低的地区产生了较大的减压器作用，而对金融发展水平较高的地区来说，助推器的作用一定程度上弱化了减压器作用。本文有助于揭示在金融供给侧改革进程中企业债务风险变化的国际动因，并从差异性角度为不同所有制、不同规模和地区企业的债务融资水平在国际政策冲击下的应对提供了相应的建议。

关键词：量化宽松政策 债务融资 差异性

JEL 分类号：E63, G32, L52

一、引言

继结构性去杠杆之后，我国将结构性改革的目标转向了金融供给侧改革。目前，既有研究更多地探讨了我国国内货币政策变化和融资结构性差异对债务风险的影响（陈创练和戴明晓，2018；蒋海等，2019；金鹏辉等，2017；陈卫东

^① 张靖佳，南开大学 APEC 研究中心，邮政编码：300071，电子邮箱：vanillajia@163.com；刘澜飏，南开大学金融学院，电子邮箱：liulanbiao@vip.sina.com；马雪卓，南开大学经济学院国经所，电子邮箱：maxuezhun@163.com。本文作为国家自然科学基金青年项目（项目编号 71803089）和国家社科基金“防范化解重大风险”研究专项（18VFH007）的阶段性成果。本文为中国特色社会主义经济建设协同创新中心成果。

和熊启跃，2017），但是没有文献探究突发性的国际货币政策变化对我国企业债务风险的影响和机制。次贷危机之后，相比于常规的货币政策，发达国家量化宽松政策引起了学者们更加广泛的关注。美国、欧元区、日本等发达国家相继实施了大规模的量化宽松政策。以美国为例，从2008年11月到2014年11月，美联储共实施了四轮量化宽松政策。美联储在QE1的实施期间运用流动性工具购买多个层面市场中的资产（共计1.725万亿美元），尤其是机构债和抵押支持债券（MBS）。QE2的实施期间，美联储以通过购买长期国债来压低长期国债收益率，增加基础货币投放，购买规模达到6000亿美元。QE3的实施期间，美联储主要是购买抵押贷款支持证券（MBS），同时进行扭曲操作，使美联储的长期证券持仓量每月增加850亿美元。美联储在QE4实施期间每月采购450亿美元国债，替代扭曲操作。^②尽管美国在2014年宣布退出量化宽松政策，欧元区在2018年宣布退出量化宽松政策，但是英格兰银行和日本银行实施的量化宽松政策仍迟迟未见结束。发达国家量化宽松政策的实施和退出不仅影响了其国内经济，其溢出效应还影响了国际资本流动（Kawai, 2018; Tillmann, 2016; Ramirez and Gonzalez, 2017; Khatiwada, 2017）以及企业的外部融资环境（Hansen and Jara-Bertín, 2015; Kofanova, 2015; 曾裕峰和傅盛盛, 2017）。发达国家实施量化宽松政策的溢出效应引起了我国货币供应量变化和资产价格变化（Lim et al., 2014; 刘兰芬和韩立岩, 2014; Tillmann, 2016; Fratzscher et al., 2017），进而对我国微观企业的债务融资选择产生了间接影响。由此，系统考察量化宽松政策溢出效应对我国微观企业的债务风险的影响，对于企业识别和抵御国际资本流动及货币政策冲击有重要意义。

企业债务风险主要源于企业的债务融资。从我国企业融资方式来看，债务融资和股权融资是企业进行外部融资的两种主要方式。其中，债务融资是指企业通过银行信贷等形式从外部金融市场获得资金支持。根据Wind数据库对我国社会融资总规模的相关统计，银行贷款是我国实体企业最重要的债务融资方式，长期占比大于60%。截止2018年末，央行公布的对非金融企业贷款余额接近100万亿，占实体企业融资总量的61.3%。从融资结构差异来看，我国企业融资长期以银行信贷等间接融资为主，股权融资等直接融资渠道发展不足，形成了主观上对债务融资的依赖。而民营企业由于缺乏政府担保，其直接融资和间接融资便利程度很低，由此产生了“挤占效应”（金鹏辉等，2017）。此外，经济增速的

^② 根据美联储网站公开信息整理。

下滑使得 GDP 增速与非金融企业债务增速的剪刀差不断拉大，债务水平/GDP 的数值不断攀升（陈卫东和熊启跃，2017）。从国内货币政策变化层面来看，债务融资水平主要受到数量型货币政策的影响，尤其是在考察房地产企业通过银行信贷进行债务融资的机制时，发现数量型货币政策具有更好的调节作用（陈创练和戴明晓，2018）。然而，尚未有研究探索国际货币政策突变对我国微观企业债务融资的影响机制。

本文拟从量化宽松政策的溢出效应视角，运用宏观政策和微观框架相结合的方法，以美国量化宽松政策为例，从理论和实证上揭示国际货币政策冲击对我国非金融企业债务融资水平的影响。本文从行业维度构建了我国中观层面外部融资依赖程度对量化宽松政策的反应系数矩阵，并利用中国工业企业库 2010-2013 年的数据考察政策反应指标对微观企业债务融资水平的影响。本文从企业层面解析如何应对突发性的国际货币政策变化，以便防控重大风险。

本文接下来的结构安排如下：第二部分对量化宽松政策的溢出效应影响与宏观经济政策对微观企业的影响进行文献回顾，总结出量化宽松政策对我国企业债务融资水平的影响传导机制，并提出理论假说。第三部分进行实证模型设定与变量说明。第四部分进行计量检验结果分析，并在拓展结果中考察企业差异性因素。最后一部分是本文的结论及政策建议。

二、文献评论与理论假说

自全球性金融危机过后，美联储采取的量化宽松政策引起了全球范围内的广泛关注。它在零利率下限的约束下直接通过对央行资产负债表规模和组成的调整来影响货币供给和长期利率水平，采用大规模资产购买方式（LSAP）将私人部门的资产转化为央行资产来释放流动性，从而矫正经济因遭受系统性冲击而出现的危机。而在风险资产高额回报率的吸引下，产生的过剩流动性纷纷涌入了中国等高利率水平的新兴市场国家（Fratzscher, 2012; Lim et al., 2014），并对其产生了溢出效应，具体表现在资产价格、汇率和货币供应量等方面。

然而这种溢出效应的研究尚未延伸到企业债务融资水平的微观层面，即该政策对新兴市场国家微观企业的资产配置行为的影响。为了研究这种国际宏观政策与微观个体的联系，我们参考 Fratzscher et al. (2012)，Sun et al. (2018) 和张靖佳等 (2017) 对于量化宽松政策对微观企业出口影响的理论框架构建方法，

将量化宽松政策对企业债务融资水平的传导渠道拆分成两个层面的理论框架：

- (i) 美国量化宽松政策对我国资产价格、国际资本流入及货币政策环境的影响；
- (ii) 我国资产价格、国际资本流入及货币政策环境对我国企业微观行为及债务融资水平的影响。

从第一个层面来看，目前研究表明，量化宽松政策可能通过资产组合再平衡渠道、信号渠道和风险渠道来影响新兴市场国家的资产价格（MacDonald, 2017；马理等，2015）。其中，资产组合再平衡渠道是指大规模资产购买计划（LSAP）在压缩期限溢价的情况下，投资者将资本投入到了具有高回报率的新兴市场国家，造成大量资本涌入新兴市场，带来投资组合再分配和全球金融市场风险的重新定价的过程。信号渠道是指美联储采取事先公示的方式实施量化宽松政策，以提供给公众可信承诺，通过引导预期、改变利率期限结构而导致大规模的资本流动和资产价格变化的过程。这两种渠道效应的强弱取决于不同国家自身的经济情况（Bauer and Rudebusch, 2014）。风险渠道主要指投资者在投资相对风险更高的新兴市场金融资产后，新兴市场国家资产价格进一步上升，拉大与本国资产价格价差并提高投资者风险承担动力的过程。在最近的研究中，学者们发现量化宽松政策冲击可能会对金融市场所需的风险补偿进行修订，相比于债券，股票价值在货币政策冲击下反应更加灵敏（MacDonald, 2017；Chari et al., 2017）。Geanakoplos and Wang（2018）首次通过建立具有内生抵押约束的两国模型，从理论框架的角度揭示量化宽松政策的金融溢出效应对资产价格的影响。还有学者发现，与其他新兴市场经济体相比，“脆弱五国”^③（Fragile Five）金融变量受到的影响更强烈（Bhattarai et al., 2015）。熊爱宗（2013）考察美国 QE 对东亚资本流动的影响，指出前两轮量化宽松政策确实促进了国际资本流入东亚经济体，并带来货币升值、资产价格泡沫等负面影响。原青（2011）研究发现过度流动性和人民币升值预期作用下，大量热钱的流入，会催生新的资产泡沫。刘兰芬和韩立岩（2014）研究发现全球流动性扩张对中国和巴西的股市资产泡沫均有溢出效应，且对巴西的影响大于中国，说明量化宽松政策溢出效应的资产价格渠道明显。

从量化宽松政策对新兴市场国家资产价格的溢出效应来看，大量既有研究采用了事件分析法来研究发达国家量化宽松政策中的“资产购买宣告”这种政策

^③ “脆弱五国”概念在 2013 年首次出现，由摩根士丹利的经济学家提出，这五个国家分别是南非、巴西、土耳其、印度和印度尼西亚。

引导行为对国外金融市场和资产价格的影响。学者们发现，量化宽松等非传统货币政策对国外股票价格、汇率、债券等资产的影响大于传统货币政策实施时期，政策公告降低了名义上的长期国债收益率，导致新兴市场货币升值和股票价格上涨，当量化宽松政策退出公告宣布时外国资产价格会向相反的方向变化（Neely, 2010; Chen et al. 2014; 陈虹和马永健, 2016）。

此外，既有文献证实了量化宽松政策对新兴市场国家国际资本流入的溢出效应。Ramirez and Gonzalez (2017)对后危机时代 15 个新兴经济体的国际资本流动驱动力进行了分析，发现美国的量化宽松政策使新兴经济体的国际资本流入显著增加，尤其对亚洲和拉丁美洲的新兴经济体具有显著的影响。Khatiwada (2017)研究了美国量化宽松政策对新兴经济体和欧元区国家国际资本流入的影响，发现量化宽松政策的实施显著增加了上述两大类国家的国际资本流入，而量化宽松政策的退出则引发了上述两类国家的国际资本流出。Tillmann (2016)运用 Qual VAR 模型对美国量化宽松政策如何影响新兴市场国家资本流入、股票价格和汇率进行了检验，发现美国量化宽松政策显著增加了新兴市场国家的资本流入、并提高了新兴市场国家的股票价格和汇率。

从量化宽松政策对外国货币供应量和货币政策环境的影响来看，量化宽松政策释放的流动性导致美元贬值，使得盯住货币处于升值压力中，如果这些新兴经济体放弃汇率稳定，则会对进出口贸易带来负面影响。此外，量化宽松政策伴随着利差倒挂，导致国际投资资本通过多种渠道流入新兴市场国家以获取超额收益，使得新兴市场国家的币值存在较大的升值压力。根据既有文献，量化宽松政策使得新兴市场国家的货币置于升值压力之下。为防止货币大幅升值，这些国家的中央银行不得不频繁介入外汇市场，导致外汇储备的大幅增加，其货币供应量也随之被迫增加，呈现宽松的货币政策环境（Eichengreen and Gupta, 2015; Lavigne et al., 2014; 马理和余慧娟, 2015）。

考虑到中国在新兴市场中庞大的经济体量，未完全开放的资本账户以及缺乏弹性的汇率制度等种种因素，国内外学者就美国量化宽松政策是否对中国产生溢出效应影响以及溢出效应的传导渠道进行了激烈讨论与广泛研究。尽管部分学者认为，考虑到冲销干预、宏观基本面情况及资本管制等因素，中国可以在一定程度上“抵御”国际资本流动的冲击，由此受到的量化宽松政策溢出效应的影响较小（Morgan, 2011; Chen et al., 2014; Chang et al., 2015）。但大部分学者从研究中发现，发展中国家实施的资本管制措施无法抑制美国货币政策

的冲击 (Miniane and Rogers, 2007; Edwards, 2012; MacDonald, 2017)。有学者认为, 发达国家量化宽松政策冲击使得大量热钱涌入中国, 对中国经济产生显著影响 (Ho et al., 2014)。

从第二个层面来看, 一些学者发现境外资本的流入与我国国内资产价格之间存在螺旋式助涨的相互影响关系 (Zhang and Fung, 2006; Guo and Huang, 2010; 刘莉亚, 2008)。由于资产价格的上升, 企业对债务融资的依赖度降低, 其债务融资需求下降。李志辉等 (2016) 通过有向无环图 (DAG) 和脉冲响应方法来分析银行信贷、资产价格和企业债务负担之间的动态关系, 发现资产价格上涨会导致企业债务融资水平和债务负担比率的下降, 企业债务水平的高低内生于银行信贷与资产价格的波动之中。

一些国外学者充分探讨了国际资本流动和货币政策环境对微观企业行为的影响。从国际资本流动对企业的融资行为影响来看, Martin and Morrison (2008) 调查发现, 大部分短期国际资本在进入一国后先是通过存款的形式进入当地银行账户, 进而增加当地银行的存款。根据既有研究, 银行存款和贷款之间存在协同效应, 即银行存款的增加会显著提高银行的放贷意愿 (Arthur and Rabarison, 2018), 进而通过信用渠道提高金融市场中的融资供给, 降低企业的融资成本, 促使企业更多地依赖债务融资获得资金 (韩乾等, 2017), 提高债务融资比例。国际货币基金组织 2014 年发布的《全球金融稳定性报告》指出, 发达国家量化宽松政策实施后的 2008-2013 年期间, 我国商业银行对非金融机构的信贷规模与 GDP 的比值提高了 42 个百分点。

关于货币政策冲击的微观影响, Bernanke and Gertler (1995) 发现货币政策会影响企业获得债务融资的交易成本, 从而影响融资约束及企业投资效率。相关研究还认为, 货币政策一方面通过利率渠道影响企业投资, 另一方面通过广义信贷渠道来影响企业可用的净现金流 (Bianconi and Yoshino, 2015)。国内学者方面, 普遍认为宽松的货币政策会促进企业投资, 缓解企业融资约束, 同时相较于利率, 货币供应量的变化对企业资本结构调整的冲击更大 (黄志忠和谢军, 2013; 宋献中等, 2014)。进一步的研究中, 学者区分企业所有制类型, 发现货币紧缩期间企业的债务融资比例下降, 非国有企业的银行借贷等间接融资比例比国有企业下降的更快 (黄新建和曾璐, 2015; 徐文舸和包群, 2016), 而企业的现金持有量会减弱这种不利影响 (Yang et al., 2017)。部分学者还设立了引入“资产负债表衰退”和“金融摩擦”机制的小型开放经济 DSGE 模型, 考察紧

缩货币政策环境对国有企业及民营企业债务融资水平的影响（汪勇等，2018；周俊仰等，2018）。他们认为紧缩货币政策会降低国有企业的债务融资水平，但民营企业债务融资水平会因此上升。通过对相关文献的梳理，可知国际资本的流入和国内宽松的货币政策环境都有利于缓解企业的融资约束，降低企业的融资成本。

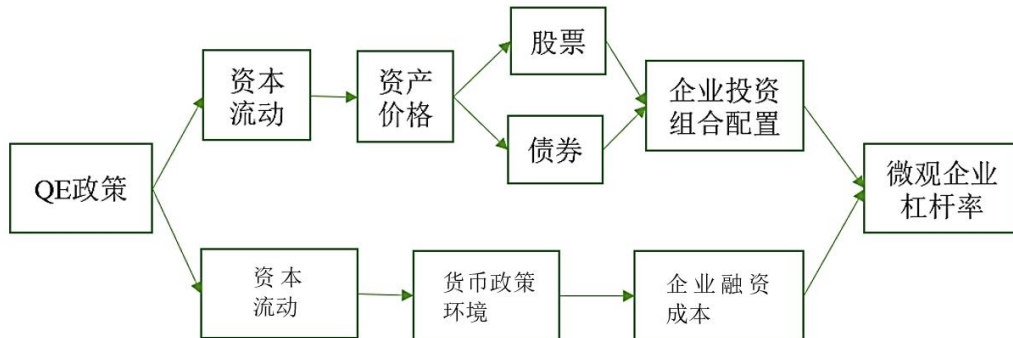


图 1 美国量化宽松政策对我国非金融企业债务融资水平传导渠道图

结合现有文献两个层面的支撑，我们提出美国量化宽松政策对我国企业债务融资水平的两条传导机制：（1）美国国家量化宽松政策→国际资本流入增加→我国资产价格提高→我国企业债务融资依赖度降低→我国企业债务融资水平下降，这可以理解为企业债务的减压器效果；（2）发达国家量化宽松政策→国际资本流入增加→我国货币环境被迫变得宽松→企业债务融资成本下降→企业债务融资依赖度上升→企业债务融资水平上升，这可以理解为企业债务的助推器效果。具体如图 1 所示。第一条传导机制具体解释为，量化宽松政策会使得大量的国际资本流入我国等新兴市场国家，其溢出效应会通过投资组合再平衡渠道、信号渠道和风险渠道影响我国企业面临的资产价格变量，包括股票资产价格和债券资产价格，从而影响企业的资产组合配置，最终降低企业的债务融资水平。第二条传导机制具体解释为，美国量化宽松政策导致国际资本流入，迫使我国采取冲销手段，使货币供应量被迫增加，货币环境变得宽松，这将降低我国企业的融资成本，提高我国企业的债务融资水平。基于此，我们提出理论假说如下：

研究命题：量化宽松政策对我国企业债务风险的作用存在减压器和助推器两种作用，具体如下：

（1）**减压器作用。**量化宽松政策使国际资本大规模流入我国，通过资产价格渠道使我国资产价格上升。企业可以更多通过资产投资获得收益，从而降低

对债务融资的依赖度，进而降低企业的债务风险。

(2) 助推器作用。量化宽松政策使国际资本大规模流入我国，在冲销机制的作用下，货币政策环境变得宽松，这使企业债务融资成本下降，企业对债务融资的依赖度提高，进而增加企业的债务风险。

下一步，我们将从微观非金融企业的视角出发，从实证层面揭示量化宽松政策对我国企业债务融资水平的影响机制和效果，并且使得我们更加明确不同所有制类型、不同规模及地区的企业面临量化宽松政策影响时的边际反应差异。

三、实证模型设定与变量说明

(一) 数据说明

为了检验美国量化宽松政策对我国非金融企业债务融资水平的溢出效应，本文采用 2010-2013 年的中国工业企业数据库 (NBS) 数据，以对应美国实施四轮量化宽松政策的年份。该数据库全称为“全部国有及规模以上非国有工业企业数据库”，“规模以上”要求企业年销售额达到 500 万元及以上，2011 年该标准修改为 2000 万元及以上。该数据库的公开数据截止到 2013 年，是目前我们能够获得的覆盖工业企业样本最多的微观数据库，并且包含企业财务数据、从业人数、所有制信息、所属省份信息、主营业务等多种变量。由于 2009 年工业企业数据库法人代码缺失，故 2009 年数据未纳入样本范围。

中国工业企业数据库共收录了中国 30 多万家工业企业的相关数据，占中国工业总产值的 95% 左右。尽管中国工业企业数据库数据数量庞大、统计范围广泛且指标丰富，但由于其并非学术机构发布，存在指标缺失、出现异常值、样本名称匹配混乱以及统计误差明显等问题，需要对其进行筛选和处理。为了解决数据疏漏和异常值问题，我们对中国工业企业数据库数据进行了如下处理：(a) 根据企业法人代码、法人名称和年份识别企业，剔除重复观测值；(b) 剔除关键指标（例如，总资产、总负债、营业收入）缺失的观测值；(c) 删除非正常营业状态的企业，即剔除停业、筹建、撤销及其它营业状态的企业；(d) 剔除明显不符合会计准则的观测值，包括累计折旧大于本年折旧，流动资产大于资产，流动负债大于负债，实收资本小于等于 0 的情况，并参考高宏和赵健江 (2017) 的处理方式，将满足条件“总资产-总负债-所有者权益合计”的绝对值大于总资产

产 1%的观测值删除；(e) 剔除不满足“规模以上”标准的观测值，即剔除固定资产净值小于 1000 万元或从业人数小于 8 人或销售额低于 2000 万的工业企业。最终获得的有效数据为 177946 家企业。

在美国量化宽松政策的指标设立方面，根据 Eser and Schwaab (2016) 的研究，量化宽松政策改变了中央银行资产负债表规模，美国量化宽松政策的规模可以用美联储资产负债表总资产规模 (TA) 的年度平均数据作为代理变量。因此，我们采用美联储网站^④公布的总资产规模周度数据，并将其加总成年度数据，以有效消除周度数据的周期性波动。其描述性统计结果如图 2 所示。但需要考虑的一点是，量化宽松政策规模 (TA) 属于宏观经济冲击，不能直接作为面板数据回归的解释变量，也无法直接衡量其对我国微观企业债务融资水平的影响。为了解决这一问题，我们需要从行业维度构建我国微观企业对量化宽松政策的反应系数矩阵。

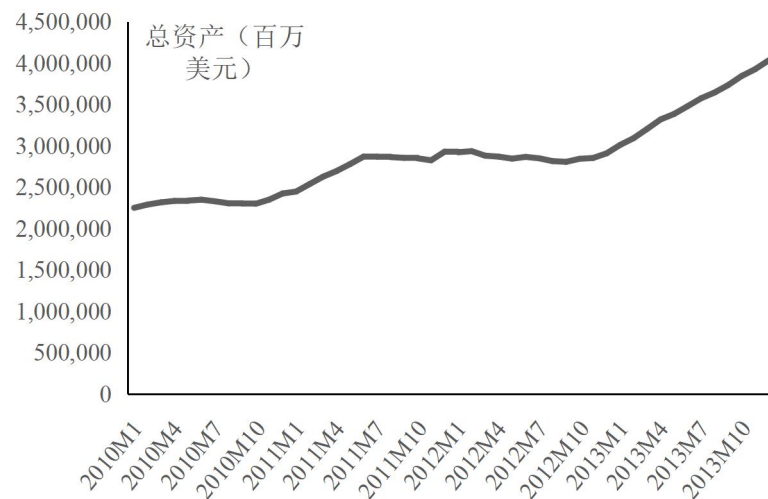


图 2 2010-2013 年美联储资产负债表总资产规模的描述统计

除了以上的解释变量和被解释变量外，模型中涉及到的省级控制变量均来自于《中国统计年鉴》，包含城镇单位就业人员工资总额 (wage)；物价水平 (cpi)；产出 (gdp)；第二产业从业人数 (employee)，居民消费支出 (consumption)，地方公共财政支出 (expenditure)。为了剔除企业层面因素对于企业债务融资水平的影响，参考夏晓辉 (2004)，我们通过工业企业库提供的企业财务数据得到企业级控制变量：(1) 企业盈利能力 (roa)；(2) 企业规模 (scale)，用营业收

^④ 美联储公开网站 <https://www.federalreserve.gov/>

入来表示；（3）资产有形性（tangibility），用固定资产/总资产表示；（4）非债务税盾（ndts），用折旧/总资产来表示；（5）管理费用（manage_cost）。

拓展结果中的所有制类型和规模均来源于中国工业企业数据库。省级金融发展指数中的金融机构营业网点资产总额年度数据来源于万德数据库。参考卢峰（2004）的构建方法，我们通过金融机构营业网点资产总额与省级 GDP 的比值来测算省级金融发展指数（fin_develop）。

（二）变量与指标的构建

1. 债务融资水平（lever）

在企业债务融资水平指标的选取方面，根据 Demirci et al.（2019）的研究，微观企业债务融资水平的构建方法包括以下三种。第一种是账面债务融资水平，表示为：账面债务融资水平=账面负债/账面资产。第二种是市场债务融资水平，表示为：市场债务融资水平=账面负债/资产市值。第三种是根据 Welch（2011）的方法，构建债务资本比率，以排除账面资产中贸易信贷如应付账款等非财务负债对企业杠杆水平的影响，其可以表示为：负债资本比率=账面负债 / （账面负债+账面权益）。由于缺乏企业资产市值和应付账款等相关数据，本文采取第一种债务融资水平指标构建方法。同时，国外研究多选用长期负债/总资产，但由于国内企业从银行获得长期贷款和在债券市场发行长期债券受到诸多限制，存在较多以短期融资滚动代替长期融资的现象，故国内多数学者多采用资产负债率来衡量企业债务融资水平。本文借鉴国内学者的常用方法，采用资产负债率（总负债/总资产）作为企业债务融资水平（lever）的衡量指标。我们对企业债务融资水平进行分年份和分行业的描述性统计。由表 1 可知，排除筛选后样本量较少的 2010 年数据，2011-2013 年的企业债务融资水平均值及中位数整体呈现下降趋势。

表 1 2010-2013 年企业债务融资水平描述性统计

年份	均值	标准差	中位数	样本数
2010	0.486038	0.082515	0.486571	111
2011	0.502209	0.261237	0.513088	220,314
2012	0.502893	0.262233	0.511983	230,580
2013	0.492883	0.263957	0.498483	221,958

在各行业平均债务融资水平方面，以烟草业，木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业，酒、饮料和精制茶制造业，农副食品加工业等为首的轻工业行业和部分采矿业的债务融资水平较低，其中烟草业的债务融资水平最低，为 0.32 左右。而债务融资水平最高的化学纤维制造业均值约为 0.62，和最低的烟草业相差 0.3。电力、热力生产和供应业以及与制造加工相关的行业的债务融资水平也相对较高。各行业债务融资水平前 10 位由图 3 所示。由此可见，我国非金融债务融资水平分布存在明显的结构性失衡问题，大量负债集中在少数行业上。2008 年以来，我国加大基础设施投资建设，扩大资本以稳增长，在这种背景下，基建投资和房地产投资成为了经济发展的主体，从而使得资本集聚在中上游能源材料行业，因此资本密集型的能源行业、房地产行业、国有企业等成为了高杠杆企业的主要组成部分。

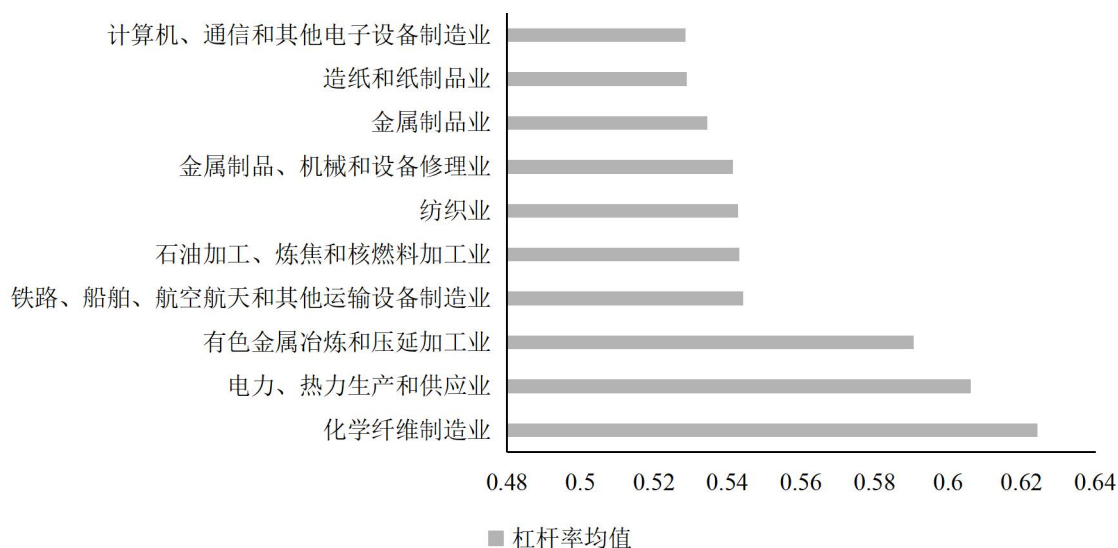


图 3 2010-2013 年工业企业平均债务水平前 10 位行业

数据来源：中国工业企业数据库整理得。

2. 各行业外部融资依赖对美国量化宽松的政策反应指标 (qef)

由于量化宽松政策的规模属于宏观经济冲击变量，因此并不能够直接作为面板回归分析的解释变量，也无法直接衡量其对微观企业债务融资水平的影响。为了解决这一问题，本文参考 Fratzscher et al. (2012) 对量化宽松政策汇率溢出效应的估计方法，试图从行业维度构建我国微观企业行业外部融资依赖程度对

美国量化宽松政策的反应系数矩阵。

构建这一矩阵的主要优点和贡献包括以下方面：(i) 基于微观企业数据，衡量我国不同行业的外部融资程度对美国量化宽松政策的反应系数，使这一外部宏观政策对我国的影响具体到中观层面；(ii) 通过构建我国行业层面的反应系数矩阵，我们可以通过面板数据分析方法，将中观层面的反应系数与微观层面的企业进行对接，从而得到发达国家量化宽松政策对我国企业行业外部融资程度的边际影响系数。在此基础上，通过企业差异性维度来区分不同地区、不同所有制企业。

具体构建的方法如下。首先，为了排除名义 GDP 的影响，我们进一步将量化宽松政策代理变量 TA 定义为美联储总资产规模与名义 GDP 的比值。具体计算方法为：将美联储中央银行资产负债表总资产的每月最后一次公开数据取季度平均值，以对应名义 GDP 的季度数据，进而求得年均值。根据量化宽松溢出效应的影响分析，外生的量化宽松政策会使得大规模国际资本流入我国，而我国不同行业的自身性质、所有制结构和行业政策均有所差异，在国际资本进入的过程中会产生不同的反应，从而影响企业的投融资行为和资本结构选择。由此，我们选取我国各行业的外部融资依赖度 (FR) 作为中介变量来测算反应系数矩阵。参考佟家栋和刘竹青 (2014) 的做法，我们根据《中国固定资产投资统计年鉴》中“国民经济行业小类城镇投资资金来源构成”的统计，用自筹资金以外的投资来源占本年资金总来源的比重表示行业外部融资依赖度指标 (FR)。由于 FR 指标对应的是二分位行业代码，因而我们需要将其与中国工业企业数据库中的四分位行业代码进行匹配，最终得到了 47 个行业对应的外部融资依赖程度指标。参考张靖佳等 (2017) 做法，我们设定的反应系数矩阵模型如下所示：

$$FR_{i,t} = \gamma_i Industry_i \cdot TA_t + X_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $FR_{i,t}$ 代表的是 i 行业的外部融资依赖程度， $Industry_i$ 为行业虚拟变量， TA_t 为美国量化宽松政策规模， X_t 为省级控制变量。为了避免出现共线性，这里我们仅选取省级 GDP 作为省级控制变量。 $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。根据 (1) 式，我们逐个省份进行 OLS 回归，得到不同省份 p 对应的 γ_i ，进一步将 34 个省份数据整合，从而得到反应系数矩阵 $\gamma_{i,p}$ 。反应系数矩阵因行业和省份存在差异，说明在美国量化宽松政策的影响下，某一省份的外部融资依赖程度随行业变化而不同。为了表示简便，我们将 $\gamma_{i,p}$ 定义为 $qef_{i,p}$ ，即为不同省份不同行业对应的量化宽松政

策反应系数矩阵。由 OLS 回归得到的 $qef_{i,p}$ 值绝大部分为负，少部分为正，各行业平均值为-1.8873。其原因可能是由于量化宽松政策的实施会导致大量国际资本流入我国，这种突然的政策冲击反而会降低我国各行业以固定渠道进行外部融资的规模，同时溢出效应造成的资产价格上升、货币供应量增加等情形会使得企业同时面临债务需求减少和债务融资来源增加的情况，因此企业在权衡两种情况的好处后，会做出综合的反应，这就是 qef 指标的最终含义。我们将各个行业不同省份的 qef 指标进行平均值计算，得到雷达图如图 4 所示。其中，开采辅助活动行业（二分位代码 11，下同）的 qef 行业平均值最大，为-0.3395；仪器仪表制造行业（40）的 qef 平均值最小，为-2.8471。

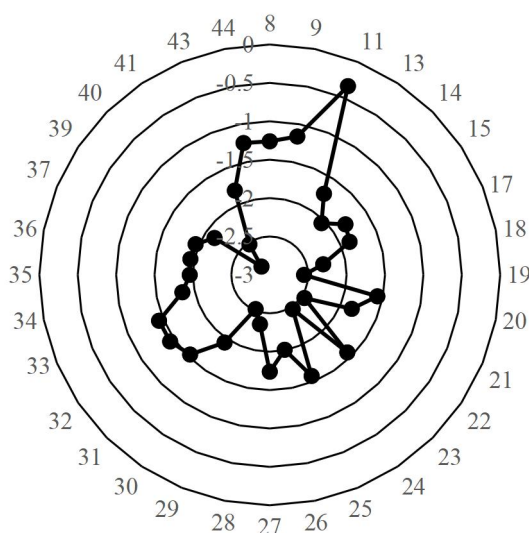


图 4 各行业债务融资水平对美国量化宽松的政策反应指标平均值雷达图

3.企业资本 (capital)

为了研究量化宽松政策溢出效应对于微观企业资本结构选择的冲击，我们需要引入与企业资本相关的变量。目前，中国工业企业数据库中不包含与企业融资规模相关的数据，故我们采用企业资产负债表所有者权益项中的实收资本对数 (capital) 以及其与政策反应指标 (qef) 的交乘项来作为反应企业资本的解释变量。

(三) 计量模型的设定

根据理论与相关指标的构建，我们采用面板固定效应模型来估计美国量化宽松政策对我国工业企业债务融资水平的影响程度。计量模型的设定如下：

$$lever_{f,t,i,p} = \beta_0 + \beta_1 qef_{i,p} + \beta_2 capital_{f,t} + \beta_3 capital_{f,t} \times qef_{i,p} + \varphi X'_{f,t} + \omega Y_{p,t} + \delta_{f,t,i,p} \quad (2)$$

其中, $lever_{f,t,i,p}$ 为被解释变量, 表示 i 行业 p 省份的 f 企业在 t 年的企业债务融资水平。 β_1 表示我国各行业债务融资水平对美国量化宽松政策反应系数 $qef_{i,p}$ 对我国工业企业债务融资水平 $lever_{f,t,i,p}$ 的边际影响系数, 即量化宽松政策对中国行业的溢出效应对我国微观企业债务融资水平的影响。 $capital_{f,t}$ 表示企业 f 在 t 年的实收资本总额, $capital_{f,t} \times qef_{i,p}$ 为资本与政策个体反应指标的交乘项。为了排除企业内部因素的影响, 我们引入企业盈利能力 ($roa_{f,t}$), 企业规模 ($scale_{f,t}$), 资产有形性 ($tangibility_{f,t}$), 非债务税盾 ($ndts_{f,t}$), 管理费用 ($manage_cost_{f,t}$) 作为企业级别控制变量 $X'_{f,t}$ 。为了消除异方差, 对企业规模及管理费用取对数处理。为了排除地理区位的影响, 我们引入城镇单位就业人员工资总额 ($wage_{p,t}$), 物价水平 ($cpi_{p,t}$), 产出 ($gdp_{p,t}$), 第二产业从业人数 ($employee_{p,t}$), 居民消费支出 ($consumption_{p,t}$), 地方公共财政支出 ($expenditure_{p,t}$) 的对数作为省份级别控制变量 $Y_{p,t}$ 。此外, β_0 为常数项, $\delta_{f,t,i,p}$ 为残差项。

四、实证结果分析

(一) 基础回归

为了研究在 2010-2013 年美国量化宽松政策冲击下我国企业债务融资变化的国际动因, 我们运用年份及行业两个维度的固定效应对 (2) 式进行实证检验。先仅将各行业外部融资程度对美国量化宽松政策的反应指标 (qef) 作为解释变量, 再依次加入其他变量进行估计。下表给出了面板固定效应的估计结果:

表 2 美国量化宽松政策对中国非金融企业债务融资水平的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lever	lever	lever	lever	lever	lever
qef	-0.148*** (-44.58)	-0.857*** (-41.60)	-0.398*** (-22.41)	-0.698*** (-37.77)	-0.284*** (-16.04)	-0.550*** (-27.12)
capital		-0.127*** (-25.93)	-0.208*** (-41.83)	-0.221*** (-44.08)	-0.251*** (-50.74)	-0.254*** (-50.96)

capital_qef		0.350*** (18.28)	0.271*** (14.61)	0.421*** (22.50)	0.204*** (11.10)	0.378*** (20.33)
roa	-0.080*** (-107.20)		-0.101*** (-132.86)	-0.092*** (-122.32)	-0.097*** (-128.00)	-0.088*** (-118.81)
scale	-0.007*** (-21.83)		0.008*** (23.07)	0.005*** (14.40)	0.016*** (43.50)	0.011*** (29.80)
tangibility	-0.299*** (-210.74)		-0.296*** (-211.68)	-0.302*** (-211.32)	-0.267*** (-187.22)	-0.283*** (-196.82)
ndts	-0.014*** (-7.77)		-0.024*** (-12.93)	-0.023*** (-12.59)	-0.023*** (-12.75)	-0.023*** (-12.74)
manage_cost	0.004*** (17.11)		0.011*** (44.56)	0.016*** (63.69)	0.009*** (35.02)	0.015*** (57.45)
expenditure		0.070*** (31.96)			0.030*** (13.39)	0.027*** (12.21)
employee		-0.018*** (-41.89)			-0.015*** (-35.55)	-0.012*** (-26.89)
cpi		7.224*** (71.23)			6.681*** (66.22)	5.578*** (53.94)
gdp		-0.139*** (-73.15)			-0.066*** (-33.71)	-0.059*** (-30.36)
consumption		-0.033*** (-42.27)			-0.035*** (-43.27)	-0.031*** (-39.35)
wage		0.119*** (66.71)			0.083*** (51.98)	0.064*** (36.36)
年份	控制		控制		控制	
行业		控制		控制		控制
N	574000	626600	574000	574000	574000	574000
R ²	0.116	0.085	0.138	0.171	0.157	0.185

注：括号中为t统计量；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

由上表可知，（1）列汇报了政策反应指标和企业控制变量对于企业债务融资的回归结果，（2）列汇报了在行业固定效应下加入企业资本、交乘项和省份控制变量回归结果。（3）和（4）列汇报了在政策反应指标、企业资本及交乘项基础上新增企业控制变量，分别在时间固定效应和行业固定效应下的回归结果，（5）和（6）列为在之前基础上新增省级控制变量的回归结果。实证结果显示，（1）~（6）列各变量系数均显著性良好。各行业外部融资依赖程度对美国量化宽松的政策反应指标（qef）对企业债务融资水平（lever）的回归系数均显著为负，即根据行业外部融资依赖程度计算出的量化宽松政策反应指标对企业债务

融资水平具有显著影响。由（6）列可知，政策反应指标每增加 1%，企业债务融资水平下降 0.55%。这有效地证明了我国企业在行业外部融资依赖不同情况下产生的量化宽松政策反应指标显著影响了企业的资本结构选择。根据前文对于量化宽松政策对我国非金融企业债务融资水平的溢出效应理论机制的分析，量化宽松政策通过资产价格和货币供应量的改变作用于我国微观企业资本结构，负向冲击的结果说明量化宽松政策通过提高我国的国际资本流入，推高了我国资产价格，这使企业能够更多地从资产投资层面获益，从而降低了对债务融资的需求。此时企业受到资产价格渠道的作用效果较大，受货币供应量渠道的作用效果较小。量化宽松政策的综合作用呈现债务风险减压器效应。此外，企业资本（capital）及交乘项的回归系数显著为正。以（6）列的估计结果为例，政策反应指标（qef）的估计系数为-0.550，考虑到交乘项的系数为 0.378，若企业资本每额外增加一单位，政策反应指标（qef）对债务融资水平（lever）之边际效果为-0.172。

（二）拓展结果

1. 所有制类型不同的企业

根据中国工业企业数据库中显示的企业所有制注册类别，我们将企业分为国有企业，民营企业和外资企业三类。由于 2010 年样本数据量相对较少，不具有代表性，故仅统计工业企业库中这三类企业 2011-2013 年的债务融资水平变化，如下表所示。其中国有企业的债务融资水平最高，约为 56.9%，其次是民营企业，约为 49.8%，外资企业债务融资水平均值与民营企业相近，约为 47.6%。从这三年的趋势情况看，只有国有企业的债务融资水平在不断增加。

表 3 工业企业数据库中不同所有制类型企业样本 2011-2013 年的债务融资水平均值

所有制类型	2011	2012	2013	总计
国有企业	0.567792	0.569244	0.570232	0.569054
民营企业	0.500893	0.502798	0.489779	0.497852
外资企业	0.480122	0.476342	0.47156	0.476096

为了检验不同所有制企业债务融资对美国量化宽松政策的反应差异，我们设置了三个所有制虚拟变量，以便对回归系数大小进行比较。其中，国有企业虚拟变量 soe=1，否则 soe=0；民营企业虚拟变量 poe=1，否则 poe=0；外资企业

虚拟变量 foe=1，否则=0。具体的面板回归估计结果如表 4 所示：

表 4 区分不同所有制企业债务融资水平受美国量化宽松政策影响的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lever	lever	lever	lever	lever
qef	-0.9562*** (-45.90)	-0.7831*** (-31.35)	-0.9589*** (-43.88)	-1.0928*** (-26.66)	-1.1864*** (-28.56)
capital	-0.2702*** (-51.17)	-0.2478*** (-47.40)	-0.2236*** (-40.39)	-0.2021*** (-28.59)	-0.2248*** (-32.05)
capital_qef	0.3681*** (18.51)	0.3291*** (14.71)	0.3445*** (16.22)	0.5632*** (12.48)	0.6106*** (13.63)
qef_soe	0.3514*** (10.59)			0.5085*** (10.43)	0.6092*** (12.59)
capital_soe	0.1276*** (36.14)			0.0758*** (13.34)	0.0716*** (12.71)
capital_qef_soe	-0.0889*** (-2.74)			-0.3105*** (-6.01)	-0.3695*** (-7.20)
qef_poe		-0.0671*** (-4.00)		-0.2785*** (-7.47)	-0.3445*** (-9.31)
capital_poe		-0.0361*** (-18.11)		-0.0725*** (-15.30)	-0.0663*** (-14.11)
capital_qef_poe		-0.0861*** (-4.68)		-0.4089*** (-9.61)	-0.4309*** (-10.21)
qef_foe			-0.1150*** (-5.70)	-0.2585*** (-6.33)	-0.3103*** (-7.66)
capital_foe			-0.0202*** (-9.88)	-0.0721*** (-14.90)	-0.0614*** (-12.81)
capital_qef_foe			0.1915*** (9.04)	-0.2467*** (-5.45)	-0.2606*** (-5.81)
roa	-0.1049*** (-137.03)	-0.1060*** (-138.15)	-0.1068*** (-139.48)	-0.1085*** (-141.01)	-0.1052*** (-137.62)
scale	0.0028*** (7.41)	0.0040*** (10.51)	0.0035*** (9.23)	-0.0033*** (-8.61)	0.0025*** (6.66)
ndts	-0.0410*** (-22.21)	-0.0420*** (-22.73)	-0.0409*** (-22.16)	-0.0411*** (-22.16)	-0.0401*** (-21.76)
manage_cost	0.0199*** (75.38)	0.0205*** (77.28)	0.0214*** (80.85)	0.0229*** (86.17)	0.0204*** (76.92)
wage	0.0661*** (38.19)	0.0709*** (40.92)	0.0708*** (40.91)		0.0681*** (39.38)
employee	-0.0108***	-0.0112***	-0.0122***		-0.0114***

	(-25.03)	(-25.82)	(-28.05)	(-26.28)
consumption	-0.0481***	-0.0481***	-0.0466***	-0.0468***
	(-65.01)	(-64.77)	(-62.83)	(-63.23)
gdp	-0.0487***	-0.0544***	-0.0537***	-0.0502***
	(-31.36)	(-34.99)	(-34.61)	(-32.31)
行业	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	574000	574000	574000	574000
<i>R</i> ²	0.127	0.123	0.126	0.116
				0.130

注：括号中为t统计量；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

由表 4 可知，国有企业、民营企业和外资企业中各行业债务融资水平对企业的量化宽松政策反应指标（qef）的回归系数均显著，企业资本及交乘项的回归系数显著性也较好。其中民营企业虚拟变量和外资企业虚拟变量分别与 qef 的交乘项（qef_poe, qef_foe）回归系数均为负，而国有企业的该项回归系数（qef_soe）为正。这说明量化宽松政策对民营企业和外资企业具有债务风险减压器的作用，而对国有企业来讲却呈现债务风险助推器效应。对照图 1 的两种反向渠道来看，国有企业对宽松货币政策带来的债务融资成本下降更加敏感，我国融资市场存在一定程度的非中性问题，尤其是针对不同所有制企业来说，因为银行较为保守的经营作风以及政府的金融扶持政策具有偏向性，国有企业相比于非国有企业更容易通过银行或金融机构贷款获取外部融资（谢军，2008）。而且，胡奕明和谢诗蕾（2005）还发现，国有企业能够以更低的利率获得银行贷款。因此，量化宽松政策对国有企业的债务融资助推器效应一定程度上大于由于资产价格上升而产生的债务融资减压器作用。相反，对民营企业和外资企业来说，由于其从金融机构获得融资的能力远远弱于国有企业，因此在量化宽松政策带来资产价格上升时，民营企业和外资企业更倾向于运用资产投资获得收益，而相应地减少债务融资的需求。尤其在经济政策不确定性上升时，民营企业对内部融资的依赖度提高，从而降低企业对债务融资的需求（罗丹、李志骞，2019）。上述结果还表明，国有企业面临的债务融资助推器作用并没有影响表 2 总体结果中呈现的债务融资减压器作用，这是由于国有企业在样本中仅占 5.1%。因此，在美国量化宽松政策影响下，国有企业所获得的债务融资规模虽然有所增加，但与民营和外资企业减少的债务融资规模相比，并不能改变总体结果中的减压器效果。从敏感性来看，民营企业对应的 qef 与 poe 的交乘项的回归系数绝对值大于外资企业，证明其减少融资需求的程度较大，量化宽松政策带来的债务风险减压器效果更为明显。

2.规模不同的企业

由于企业的差异性，不同规模企业在面对量化宽松政策冲击时的资本结构选择可能也存在差异。根据企业规模的大小，我们将每一年规模前 50%的企业设定为大企业，后 50%的企业设定为小企业，并设置了企业规模虚拟变量 *scale*。其中，大企业 *scale*=0，小企业 *scale*=1。具体的分类回归估计结果如下表所示：

表 5 区分不同规模企业债务融资水平受美国量化宽松政策影响的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lever	lever	lever	lever	lever	lever
qef	-0.423*** (-19.44)	-0.420*** (-19.31)	-0.266*** (-12.55)	-0.260*** (-12.28)	-0.412*** (-18.39)	-0.407*** (-18.16)
capital	-0.081*** (-16.07)	-0.081*** (-16.11)	-0.201*** (-39.92)	-0.202*** (-40.07)	-0.203*** (-40.32)	-0.204*** (-40.47)
capital_qef	-0.188*** (-8.90)	-0.191*** (-9.05)	-0.005 (-0.24)	-0.009 (-0.45)	0.020 (1.00)	0.016 (0.79)
qef_scale	-1.295*** (-87.99)	-1.295*** (-87.96)	-0.964*** (-67.30)	-0.961*** (-67.13)	-0.944*** (-66.01)	-0.942*** (-65.85)
capital_scale	0.027*** (14.07)	0.027*** (14.12)	0.017*** (9.06)	0.018*** (9.29)	0.014*** (7.32)	0.014*** (7.55)
capital_qef_scale	1.440*** (83.85)	1.440*** (83.83)	1.090*** (65.25)	1.087*** (65.10)	1.070*** (64.18)	1.068*** (64.04)
roa			-0.084*** (-113.66)	-0.084*** (-113.39)	-0.082*** (-110.89)	-0.082*** (-110.63)
tangibility			-0.297*** (-208.65)	-0.297*** (-208.69)	-0.287*** (-199.96)	-0.287*** (-200.00)
ndts			-0.016*** (-9.17)	-0.016*** (-8.95)	-0.017*** (-9.31)	-0.016*** (-9.10)
manage_cost			0.018*** (74.27)	0.018*** (74.96)	0.017*** (70.59)	0.017*** (71.28)
gdp					-0.045*** (-24.37)	-0.045*** (-24.28)
expenditure					-0.015*** (-7.13)	-0.015*** (-7.12)
wage					0.039*** (23.38)	0.039*** (23.21)
年份		控制		控制		控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	626600	626600	574000	574000	574000	574000
<i>R</i> ²	0.068	0.068	0.177	0.177	0.180	0.181

注：括号中为t统计量；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

由表 5 的估计结果可以看出，无论企业规模大小，量化宽松政策对企业债务融资水平均有负向作用，这说明量化宽松政策对我国债务风险具有减压器的作用。加入企业和省份级别控制变量后，qef 与 scale 的交乘项 (qef_scale) 均显著为负，这说明小企业的各行业外部融资依赖程度对美国量化宽松的政策反应指标系数越小，从系数的绝对值来看，大企业的反映系数绝对值更大，说明其受到的减压器作用更强。由此可见，相较于规模小的企业，在规模大的企业受量化宽松政策冲击进行调整资本结构时，图 1 中资产价格上升的渠道会起到更大的减压器作用，大企业可以通过资产投资获得更多的收益，进而使规模较大的企业对债务融资的需求减少。而小企业由于资产规模相对较小，因此其一定程度上无法像大企业一样大幅减少对债务融资的需求。

3. 所属省份金融发展水平不同的企业

我国地域辽阔，不同地区的金融发展环境、金融机构数量及相关金融管理与监管政策存在显著差异。当企业面对国际货币政策冲击时，位于金融发展水平不同地区的企业必然面对不同大小的冲击。根据上一节提出的指标构建方法，我们可以得到 34 个省份 2010-2013 年的地区金融发展水平程度指标 (fin_develop)。我们将每一年省级金融发展水平指数前 50% 的省份设定为金融发展水平高的省份；后 50% 的省份设定为金融发展水平低的省份。我们设定了地区金融发展水平虚拟变量 rfl，其中，金融发展水平较高地区，rfl=0；金融发展水平较低地区，rfl=1。根据企业所属省份金融发展水平的高低进行分类回归，估计结果如下表 6 所示：

表 6 区分地区金融发展水平不同的企业其债务融资水平受美国量化宽松政策影响的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lever	lever	lever	lever	lever	lever
qef	-0.157*** (-7.47)	-0.151*** (-7.21)	-0.113*** (-5.51)	-0.105*** (-5.13)	0.048** (2.34)	0.057*** (2.75)
capital	-0.195*** (-38.74)	-0.195*** (-38.82)	-0.262*** (-51.49)	-0.263*** (-51.75)	-0.278*** (-54.84)	-0.279*** (-55.10)
capital_qef	-0.291*** (-13.49)	-0.296*** (-13.73)	-0.136*** (-6.45)	-0.143*** (-6.78)	-0.159*** (-7.59)	-0.166*** (-7.93)
qef_rfl	-0.968*** (-69.69)	-0.968*** (-69.68)	-0.768*** (-56.82)	-0.769*** (-56.90)	-0.777*** (-57.47)	-0.778*** (-57.57)

capital_rfl	0.107*** (60.02)	0.108*** (60.22)	0.076*** (42.86)	0.076*** (43.07)	0.065*** (36.61)	0.065*** (36.84)
capital_qef_rfl	1.124*** (69.96)	1.125*** (70.02)	0.910*** (58.25)	0.912*** (58.38)	0.858*** (54.94)	0.860*** (55.08)
roa			-0.091*** (-122.53)	-0.091*** (-122.52)	-0.090*** (-121.64)	-0.090*** (-121.62)
scale			0.017*** (52.77)	0.018*** (53.50)	0.019*** (59.61)	0.020*** (60.36)
tangibility			-0.295*** (-206.77)	-0.295*** (-206.90)	-0.291*** (-204.32)	-0.291*** (-204.47)
cpi					0.056*** (61.32)	0.056*** (61.30)
employee					0.004*** (11.45)	0.004*** (11.66)
年份		控制		控制		控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	626600	626600	576339	576339	576339	576339
R ²	0.081	0.081	0.176	0.176	0.183	0.184

注：括号中为t统计量；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

由表 6 的输出结果可以看到，所属地区金融发展水平不同的企业的债务融资水平均受量化宽松政策反应指标的负向影响，说明美国量化宽松政策对我国企业的债务风险调整具有减压器的作用。但不同地区企业受影响的程度有所差异。可以看到，qef 与 rfl 交乘项 (qef_rfl) 显著为负，这说明所属地区金融发展水平较低地区的企业，其受到政策反应指标的负向冲击系数较小，其系数绝对值偏大，说明这些企业基于外部融资依赖程度在对量化宽松政策做出反应的过程中，从更大程度上降低企业的债务融资水平。对照前文图 1 中的两种反向作用的渠道，其中减压器的影响更大，即量化宽松政策增加了我国资本流入，使资产价格上升，从而使企业更少地依赖于外部融资，转而从资产升值中获得更多收益，进而使企业相应地降低债务融资的需求。而对于所属地区金融发展水平较高的企业，在宽松货币政策环境下债务融资成本下降程度比金融发展水平较低的地区更多（李连发、辛晓岱，2009），因此对企业债务融资的助推器效应一定程度上降低了减压器效应的影响。但是，从上述结果来说，在金融发展水平较高地区的企业资产价格上升的减压器渠道仍然发挥主要作用。

4. 对传导渠道的检验结果

(1) 对债务融资减压器作用传导渠道检验

为了检验研究命题中减压器的传导渠道，我们将传导渠道中的主要变量作为交乘项，纳入计量模型中。根据研究命题中的减压器作用，量化宽松政策使国际资本大规模流入我国，通过资产价格渠道使我国资产价格上升。因此，我们分别将我国资本净流入（capitalinflow）和我国股票价格指数（equity）作为传导渠道的代理变量。其中，我国资本净流入数据来源为我国外汇管理局网站公开数据，股票价格指数为上证综指中的月末平均收盘指数加总平均为年度收盘指数，数据来源为网易财经股票网站公开数据。回归得到的结果如表 7 所示。

表 7 美国量宽对我国债务融资减压器效果的传导渠道检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lever	lever	lever	lever	lever	lever
qef	-2.431*** (-16.44)	-0.372*** (-3.32)	-20.313** (-2.23)	-2.273*** (-15.46)	-0.557*** (-4.99)	-29.680*** (-3.29)
qef_capitalinflow	0.170*** (11.43)		-1.058** (-2.15)	0.168*** (11.39)		-1.557*** (-3.19)
qef_equity		-0.137*** (-9.68)	-1.366** (-2.50)		-0.142*** (-10.08)	-1.919*** (-3.54)
capital	-0.197*** (-31.00)	-0.221*** (-44.19)	-0.197*** (-31.01)	-0.232*** (-36.60)	-0.254*** (-51.07)	-0.232*** (-36.60)
capital_qef	0.473*** (19.80)	0.418*** (22.33)	0.473*** (19.81)	0.428*** (18.02)	0.374*** (20.14)	0.428*** (18.02)
roa	-0.080*** (-91.95)	-0.092*** (-122.28)	-0.080*** (-91.95)	-0.077*** (-89.14)	-0.088*** (-118.78)	-0.077*** (-89.14)
scale	0.005*** (11.25)	0.005*** (14.51)	0.005*** (11.27)	0.011*** (23.97)	0.011*** (29.91)	0.011*** (24.00)
tangibility	-0.310*** (-175.95)	-0.302*** (-211.46)	-0.310*** (-175.97)	-0.290*** (-163.52)	-0.283*** (-196.97)	-0.290*** (-163.56)
ndts	-0.027*** (-11.55)	-0.022*** (-12.46)	-0.027*** (-11.55)	-0.027*** (-11.56)	-0.023*** (-12.61)	-0.027*** (-11.56)
manage_cost	0.016*** (51.95)	0.016*** (64.00)	0.016*** (51.94)	0.015*** (46.82)	0.015*** (57.79)	0.015*** (46.82)
expenditure				0.034*** (12.35)	0.027*** (12.25)	0.034*** (12.35)
employee				-0.012*** (-22.84)	-0.012*** (-26.97)	-0.012*** (-22.85)
cpi				5.609*** (43.73)	5.577*** (53.94)	5.613*** (43.76)
gdp				-0.062***	-0.059***	-0.062***

				(-25.72)	(-30.33)	(-25.72)
consumption				-0.034***	-0.031***	-0.034***
				(-33.86)	(-39.46)	(-33.89)
wage				0.063***	0.064***	0.063***
				(28.99)	(36.38)	(29.00)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	372536	574000	372536	372536	574000	372536
R ²	0.171	0.171	0.171	0.186	0.185	0.186

注：括号中为t统计量；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

从表 7 结果可以看到，qef 项的回归系数显著为负，证明了美国量化宽松政策对我国微观企业债务融资具有减压器效果。同时，我们可以看到，在单独检验资本净流入（capitalinflow）这一传导渠道时（1、4 列），qef 与 capitalinflow 的交乘项（qef_capitalinflow）回归系数显著为正，这说明我国资本净流入增加会使美国量宽政策对我国微观企业债务融资的减压器效果增加。同理，在单独检验资产价格（equity）这一传导渠道时（2、5 列），qef 与 equity 的交乘项（qef_equity）回归系数显著为负，这说明我国资产价格提高会使上述减压器效果减弱。当同时检验资本净流入和资产价格渠道时，我们发现两个传导渠道都会使减压器效果减弱。这说明考虑单一传导渠道和同时考虑多个传导渠道时的结果有所差异。

（2）对债务融资助推器作用传导渠道检验

根据研究命题中的助推器作用，量化宽松政策使国际资本大规模流入我国，在冲销机制的作用下，货币政策环境变得宽松。因此，我们分别将我国资本净流入（capitalinflow）和我国广义货币供应量（m2）作为传导渠道的代理变量。其中，我国资本净流入数据同样来源为我国外汇管理局网站公开数据，广义货币供应量数据来源为中国人民银行网站公开数据。回归得到的结果如表 8 所示。

表 8 美国量宽对我国债务融资助推器效果的传导渠道检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lever	lever	lever	lever	lever	lever
qef	2.431***	2.429***	2.327***	2.273***	2.265***	2.127***
	(16.44)	(16.94)	(15.16)	(15.46)	(15.90)	(13.93)
qef_capital_inflow	0.170***		-0.832**	0.168***		-1.240***
	(11.43)		(-2.07)	(11.39)		(-3.12)
qef_m2		0.127***	0.714**		0.125***	1.002***
		(12.17)	(2.50)		(12.17)	(3.54)

capital	-0.197*** (-31.00)	-0.221*** (-44.26)	-0.197*** (-31.01)	-0.232*** (-36.60)	-0.255*** (-51.13)	-0.232*** (-36.60)
capital_qef	0.473*** (19.80)	0.416*** (22.24)	0.473*** (19.81)	0.428*** (18.02)	0.373*** (20.07)	0.428*** (18.02)
roa	-0.080*** (-91.95)	-0.092*** (-122.28)	-0.080*** (-91.95)	-0.077*** (-89.14)	-0.088*** (-118.78)	-0.077*** (-89.14)
scale	0.005*** (11.25)	0.005*** (14.72)	0.005*** (11.27)	0.011*** (23.97)	0.011*** (30.10)	0.011*** (24.00)
tangibility	-0.310*** (-175.95)	-0.302*** (-211.48)	-0.310*** (-175.97)	-0.290*** (-163.52)	-0.283*** (-196.98)	-0.290*** (-163.56)
ndts	-0.027*** (-11.55)	-0.022*** (-12.42)	-0.027*** (-11.55)	-0.027*** (-11.56)	-0.022*** (-12.57)	-0.027*** (-11.56)
manage_cost	0.016*** (51.95)	0.016*** (64.14)	0.016*** (51.94)	0.015*** (46.82)	0.015*** (57.91)	0.015*** (46.82)
expenditure				0.034*** (12.35)	0.027*** (12.25)	0.034*** (12.35)
employee				-0.012*** (-22.84)	-0.012*** (-26.89)	-0.012*** (-22.85)
cpi				5.609*** (43.73)	5.570*** (53.86)	5.613*** (43.76)
gdp				-0.062*** (-25.72)	-0.059*** (-30.30)	-0.062*** (-25.72)
consumption				-0.034*** (-33.86)	-0.031*** (-39.45)	-0.034*** (-33.89)
wage				0.063*** (28.99)	0.064*** (36.27)	0.063*** (29.00)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	372536	574000	372536	372536	574000	372536
<i>R</i> ²	0.171	0.171	0.171	0.186	0.185	0.186

注：括号中为t统计量；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

从表 8 结果可以看到，qef 项的回归系数显著为正，证明了美国量化宽松政策对我国微观企业债务融资具有助推器效果。同时，我们可以看到，在单独检验资本净流入（capitalinflow）这一传导渠道时（1、4 列），qef 与 capitalinflow 的交乘项（qef_capitalinflow）回归系数显著为正，这说明我国资本净流入增加会使美国量宽政策对我国微观企业债务融资的助推器作用增强。同理，在单独检验宽松货币环境(m2)这一传导渠道时（2、5 列），qef 与 m2 的交乘项(qef_m2)回归系数显著为正，这说明我国货币环境变得宽松会使上述助推器作用增强。

当同时检验资本净流入和货币环境渠道时，我们发现资本净流入渠道都会使助推器效果减弱，宽松货币环境传导渠道会使助推器作用增强。同样，这也说明单一传导渠道和多传导渠道同时发挥作用下，对助推器作用的边际影响有所差异。

五、结论与建议

本文研究发现，量化宽松政策所产生的过剩的国际流动资本通过投资组合再平衡、风险、信号等渠道影响了我国的资产价格，并影响了我国货币政策及货币供应量，从而间接影响了企业的投融资行为和资产配置。本文认为，量化宽松政策对我国企业债务融资风险的传导机制存在减压器和助推器两种效应。在实证检验中，企业债务融资水平受到政策反应指标的负向冲击，说明量化宽松政策促进了我国国际资本流入，进一步推高资产价格，这使企业更多地从资产投资层面获益，导致债务融资需求下降，即此时企业受到资产价格渠道的作用效果大于宽松货币政策带来的债务融资成本下降效应。量化宽松政策的综合作用呈现债务风险减压器效应。

从企业所有制差异性层面来看，国有企业的债务融资水平高于民营企业 and 外资企业约 7%，并呈逐年递增趋势。实证结果也证明，量化宽松政策对国有企业呈现债务风险助推器效应，对民营企业和外资企业具有债务风险减压器作用。而从企业规模差异性来看，量化宽松政策通过资产价格上升渠道对大企业产生了更大的减压器作用，而小企业受到的减压器作用略弱。从地区的金融发展程度差异性来看，量化宽松政策对金融发展水平较低的地区产生了相对更大的减压器作用。不同所有制、规模和区位的微观企业受到国际货币政策突变冲击的差异性表现恰恰说明了我国工业企业债务融资水平本身存在严重的结构性问题。因此，在金融供给侧改革的进程中，防范企业债务风险、维持金融稳态一定要考虑到企业差异性因素，做到有的放矢。建议在采取债务风险防范的必要措施时，把握好企业的所有制类型、规模和区位等差异性因素，重点处理国有企业的债务问题，通过探索国有企业混合所有制经营、大力发展股权融资市场和提高直接融资效率等方式来降低国有企业债务风险。同时，民营经济一直以来是我国经济发展的重要力量，在防范债务风险的同时需注意保证民营企业融资渠

道的通畅性与多样性，加速推动小微园区建设，通过政银企合作、创新金融产品等途径缓解中小微企业融资难的现状。此外，我们还分别验证了减压器和助推器作用的传导渠道有效性。

最后从长远的角度来讲，面对日益复杂的国际经济环境和潜在的外资进入，我国应在发展中不断加强经济实力和偿债能力，做好各项预案措施并针对各种情况进行政策储备，帮助企业逐步增强抵御国际货币政策及资本冲击的能力，防范债务风险。同时稳步推进金融供给侧改革，全面加强多层次资本市场体系建设，通过设立市场公平竞争与淘汰机制来让市场的定价作用得到充分发挥，为企业社会融资创造良好的市场条件。

参考文献：

- [1] 陈创练 戴明晓，2018：《货币政策、杠杆周期与房地产市场价格波动》，《经济研究》第9期。
- [2] 陈虹 马永健，2016：《美国量化宽松货币政策与退出效应及其对中国的影响研究》，《世界经济研究》第6期。
- [3] 陈卫东 熊启跃，2017：《我国非金融企业债务融资水平的国际比较与对策建议》，《国际金融研究》第2期。
- [4] 韩乾 袁宇菲 吴博强，2017：《短期国际资本流动与我国上市企业融资成本》，《经济研究》第6期。
- [5] 胡奕明 谢诗蕾，2005：《银行监督效应与贷款定价——来自上市公司的一项经验研究》，《管理世界》第5期。
- [6] 黄新建 曾璐，2016：《货币政策、债务融资与投资效率》，《重庆大学学报：社会科学版》第1期。
- [7] 黄志忠 谢军，2013：《宏观货币政策，区域金融发展和企业融资约束——货币政策传导机制的微观证据》，《会计研究》第1期。
- [8] 蒋海 张小林 刘敏，2019：《货币政策影响银行风险承担的杠杆机制检验》，《世界经济研究》第3期。
- [9] 金鹏辉 王莹 张立光，2017：《稳增长条件下的金融摩擦与杠杆治理》，《金融研究》第4期。
- [10] 李连发 辛晓岱，2009：《外部融资依赖、金融发展与经济增长：来自非上市企业的证据》，

《金融研究》第2期。

- [11] 李志辉 王近 李源, 2016:《银行信贷, 资产价格与债务负担》,《国际金融研究》第9期。
- [12] 刘莉亚, 2008:《境外“热钱”是否推动了股市、房市的上涨? ——来自中国市场的证据》,《金融研究》第10期。
- [13] 刘兰芬 韩立岩, 2014:《量化宽松货币政策对新兴市场的溢出效应分析——基于中国和巴西的经验研究》,《管理评论》第6期。
- [14] 卢峰 姚洋, 2004:《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》,《中国社会科学》第1期。
- [15] 罗丹 李志骞, 2019:《经济政策不确定性对企业融资影响的实证分析》,《统计与决策》第9期。
- [16] 马理 刘艺 娄田田, 2015:《美国量化宽松货币政策实施与退出的溢出效应: 文献述评》,《金融监管研究》第5期。
- [17] 马理 余慧娟, 2015:《美国量化宽松货币政策对金砖国家的溢出效应研究》,《国际金融研究》第3期。
- [18] 宋献中 吴一能 宁吉安, 2014:《货币政策, 企业成长性与资本结构动态调整》,《国际金融研究》第11期。
- [19] 佟家栋 刘竹青, 2014:《地理集聚与企业的出口抉择:基于外资融资依赖角度的研究》,《世界经济》第7期。
- [20] 汪勇 马新彬 周俊仰, 2018:《货币政策与差异性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角》,《金融研究》第5期。
- [21] 夏晓辉 谭慧慧, 2004:《中国上市公司资本结构实证研究》,《世界经济文汇》第3期。
- [22] 谢军, 2008:《债务期限结构、公司治理和政府保护:基于投资者保护视角的分析》,《经济评论》第1期。
- [23] 熊爱宗, 2013:《美国量化宽松政策对东亚资本流动的影响》,《亚太经济》第2期。
- [24] 徐文舸 包群, 2016:《货币政策调控与融资结构变化——基于企业所有制与规模差异的研究视角》,《金融评论》第1期。
- [25] 原青, 2011:《浅析美联储量化宽松货币政策》,《金融发展研究》第5期。
- [26] 张靖佳 孙浦阳 古芳, 2018:《欧洲量化宽松政策对中国企业出口影响——一个汇率网状溢出效应视角》,《金融研究》第9期。
- [27] 周俊仰 汪勇 韩晓宇, 2018:《去杠杆、转杠杆与货币政策传导——基于新凯恩斯动态

一般均衡的研究》，《国际金融研究》第5期。

- [28] 曾裕峰 傅盛盛, 2017: 《美国货币政策对中国企业债信用利差的传导效应》，《经济与管理研究》第8期。
- [29] Arthur B. R. and M. K. Rabarison (2018), "Deposit-Lending Synergies and Bank Profitability," *Journal of Economics and Finance*, 42(4): 710~726.
- [30] Bauer, M. D. and G. D. Rudebusch (2014), "The Signaling Channel for Federal Reserve Bond Purchases," *International Journal of Central Banking*, 10(3): 233~289.
- [31] Bernanke B. S. and Mark Gertler (1995), "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 27~48.
- [32] Bhattarai, Saroj, A. Chatterjee and W. Y. Park (2015), "Effects of US Quantitative Easing on Emerging Market Economies," ADBI Working Papers 803, Asian Development Bank Institute.
- [33] Bianconi, M. and J. A. Yoshino (2015), "Firm Value, Investment and Monetary Policy," *International Journal of Accounting and Finance*, 5(3):262~289.
- [34] Chang, C., Z. Liu and M. M. Spiegel (2015), "Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, 74:1~15.
- [35] Chari A., K. Stedman and C. T. Lundblad (2017), "Taper Tantrums: QE, Its Aftermath and Emerging Market Capital Flows," NBER Working Papers 23474, National Bureau of Economic Research, Inc..
- [36] Chen Jiaqian, T. Mancini-Griffoli and R. Sahay (2014), "Spillovers from United States Monetary Policy on Emerging Markets: Different This Time?" IMF Working Papers 14/240.
- [37] Demirci Irem, J. Huang and C. Sialm (2019), "Government Debt and Corporate Leverage: International Evidence," *Journal of Financial Economics*, 133(2): 337~356.
- [38] Edwards, S. (2012), "The Federal Reserve, the Emerging Markets, and Capital Controls: A High-Frequency Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(s2):34.
- [39] Eichengreen B., and Gupta P. (2015), "Tapering talk: The impact of expectations of reduced Federal Reserve security purchases on emerging markets," *Emerging Markets Review*, 25:1-15.
- [40] Eser, Fabian and B. Schwaab (2016), "Evaluating the Impact of Unconventional Monetary Policy Measures: Empirical Evidence from the ECB's Securities Markets Programme," *Journal of Financial Economics*, 119(1):147~167.

- [41] Fratzscher, M. (2012), "Capital Flows Push Versus Pull Factors and the Global Financial Crisis," *Journal of International Economics*, 88(2):341~356.
- [42] Fratzscher, M., M. Lo Duca and R. Straub (2017), "On the International Spillovers of US Quantitative Easing," *The Economic Journal*, 128(608):330~377.
- [43] Geanakoplos, J. and H. Wang (2018), "Quantitative Easing, Collateral Constraints, and Financial Spillovers," Cowles Foundation Discussion Papers 2154, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.
- [44] Guo, F., and Y. S. Huang (2010), "Does 'Hot Money' Drive China's Real Estate and Stock Markets?," *International Review of Economics and Finance*, 19(3) : 452~466.
- [45] Ho, S. W., J. Zhang and H. Zhou (2014), "Hot Money and Quantitative Easing: The Spillover Effects of US Monetary Policy on Chinese Housing, Equity and Loan Markets," Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper No. 211.
- [46] Hansen E and Jara-Bertin M. (2015), "Does the FED's QE Program Alleviate Firms' Financial Constraints in Emerging Economies?" *Social Science Electronic Publishing*.
- [47] Kawai M. (2018), "International Spillovers of Monetary Policy: US Federal Reserve's Quantitative Easing and Bank of Japan's Quantitative and Qualitative Easing," *SSRN Electronic Journal*.
- [48] Kofanova S., Walker A. and Hatzvi E. (2015), "US Dollar Debt of Emerging Market Firms," *Rba Bulletin*.
- [49] Khatiwada S. (2017), "Quantitative Easing by the Fed and International Capital Flows," IHEID Working Papers 02-2017.
- [50] Lim, J. J., S. Mohapatra and M. Stocker (2014), "Tinker, Taper, QE, Bye? The Effect of Quantitative Easing on Financial Flows to Developing Countries," *The World Bank*.
- [51] MacDonald, M. (2017), "International Capital Market Frictions and Spillovers from Quantitative Easing," *Journal of International Money and Finance*, 70:135-156.
- [52] Martin, M. F. and W. M. Morrison (2008), "China's "Hot Money" Problems," *Congressional Research Service Reports*.
- [53] Miniane, J. and J. H. Rogers (2007), "Capital Controls and the International Transmission of U.S. Money Shocks," *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(5):1003~1035.
- [54] Morgan, P. J. (2011), "Impact of US Quantitative Easing Policy on Emerging Asia," ADBI Working Papers 321, Asian Development Bank Institute.

- [55] Neely M. C. (2010), “Quarterly Report: Are District and U.S. Banks on the Mend?” *Central Banker*.
- [56] Ramírez C. and M. González (2017), “Have QE Programs Affected Capital Flows to Emerging Markets?: A Regional Analysis,” *International Spillovers of Monetary Policy*, 1(6): 155~188.
- [57] Sun, P., X. Hou and J. Zhang (2018), “Does US Quantitative Easing Affect Exchange Rate Pass-Through in China?” *The World Economy*, 41(1): 242~261.
- [58] Tillmann, P. (2016), "Unconventional Monetary Policy and The Spillovers to Emerging Markets," *Journal of International Money and Finance*, 66(C): 136~156.
- [59] Welch, I. (2011), “Two Common Problems in Capital Structure Research: The Financial-Debt-to-Asset Ratio and Issuing Activity versus Leverage Changes,” *International Review of Finance*, 11(1):1~17.
- [60] Yang, X., L. Han and W. Li (2017), “Monetary Policy, Cash Holding and Corporate Investment: Evidence from China,” *China Economic Review*, 46:110~122.
- [61] Zhang, G. Y. , and H. G. Fung (2006), “On the Imbalance between the Real Estate Market and the Stock Markets in China,” *Chinese Economy*, 39: 26~39.

Shock Absorber or Accelerator? Heterogeneity Research on the Impact of Quantitative Easing Policy on Debt Risk of Chinese Enterprises

Abstract: Based on the impact of the sudden change of international monetary policy on the debt risk of China's micro-enterprises, this paper explores the shock absorber and accelerator channels and their effectiveness of quantitative easing policy on debt financing of China's non-financial enterprises. It is found that the comprehensive effect of quantitative easing policy on corporate debt risk presents shock absorber effect. From the perspective of the differences of enterprise ownership, quantitative easing policy has a shock absorber effect on the debt risk of private enterprises and foreign enterprises, but an accelerator effect on the debt risk of state-owned enterprises. Compared with small enterprises, quantitative easing policy

has a greater shock absorber effect on large enterprises. Compared with the areas with high level of financial development, the policy has a greater shock absorber effect on the areas with low level of financial development. This paper reveals the international motivation for the change of corporate debt risk in the process of financial supply-side reform, and provides differential suggestions for different ownership, scale and regional enterprises to deal with the impact of international policy shock.

Key words: Quantitative Easing Policy, Debt Financing, Differences