

利率管制松绑、企业会计信息披露质量与融资约束*

王嘉鑫¹ 汪芸倩² 张龙平¹

(1. 中南财经政法大学会计学院,湖北 武汉 430073;

2. 武汉大学经济与管理学院,湖北 武汉 430072)



内容提要:已有研究发现,以资本价格——利率为代表的要素市场改革会对企业行为产生重要影响,但这种影响的作用机理如何通过改变资本市场中的信息供求关系予以实现,亟待深入研究。为此,本文以我国2013年央行全面放开利率管制为背景,基于产权性质差异构建双重差分模型,检验利率管制松绑在企业层面的信息溢出效应。研究发现:央行全面放开利率管制不仅有助于促进企业披露高质量的会计信息,还能够缓解企业的融资约束,且企业信息披露质量的提升是导致利率管制松绑降低融资约束的重要渠道。进一步研究发现,对于市场化程度较低地区、R&D投入较高以及短期贷款占比较大的公司,上述信息溢出效应更加显著;另外,利率管制松绑后企业披露高质量的会计信息能够增进投资者的信任,提高信息披露的价值相关性。以上研究结论表明,为应对利率市场化改革带来的机遇与挑战,保障可持续发展,企业会选择主动优化信息环境,来消除信贷市场摩擦,解决“融资难”问题。

关键词:利率管制松绑 信息溢出 会计信息质量 融资约束

中图分类号:F230 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)04—0139—19

一、引言

我国资本市场近三十年历史一再证明,宏观市场变革引发市场参与者对信息的供求冲突是推动企业信息披露的一支重要力量。随着资本市场的逐步完善,市场参与者总是对信息的质量有着更高的要求(Karpoff和Lou,2010)^[1]。正所谓“适者生存,不适者淘汰”,企业只有适应诸如经济、政治、文化等宏观外部环境,才能充分抓住外部机遇,实现可持续发展。信息披露是企业应对外部市场发生重大变革的重要手段(张琦等,2013)^[2]。从信息需求者视角,宏观经济政策的改变通常伴随重大不确定性,投资者、债权人等为降低风险会增加对高质量信息的依赖(陈德球和陈运森,2018)^[3],形成信息竞争效应。从信息供给者视角,市场对高质量信息的供不应求会促使企业对信息披露质量做出调整,以确保其在资本市场中占领有利位置(Lisowsky等,2017)^[4],这是因为信息作为企业向外界传递财务状况和经营成果的载体,其披露质量的高低会直接影响资本的可获得性。

收稿日期:2019-10-14

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“国家利益保护导向的中国环境审计体系创新研究”(11&ZD044);教育部人文社会科学青年基金“政府机构重组与企业产品安全信息披露——基于新设“市监局”的准自然实验研究”(20C10520008);中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“政府机构重组与企业信息披露”(2722020JCG054)。

作者简介:王嘉鑫,男,讲师,管理学博士,研究领域为公司治理、审计与公司财务等,电子邮箱:wang_charity@163.com;汪芸倩,女,博士研究生,研究领域是财务信息披露与公司治理,电子邮箱:2017101050087@whu.edu.cn;张龙平,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域为资本市场会计与审计理论,电子邮箱:814583949@qq.com。通讯作者:王嘉鑫。

2013年央行全面放开金融机构利率是以资本价格——利率为代表的要素市场的一次重大变革^①,结束了多年来我国“利率管制”的历史。此次利率管制松绑自实施以来就引发广泛讨论,其影响力也日益凸显。2017年,国际货币基金组织(IMF)发布了关于中国的《金融体系稳定评估报告》对此次改革给予了高度肯定,指出利率自由化改革的持续推进不仅有助于增强间接货币政策工具的有效性,还能发挥利率作为价格信号的功能。2018年,央行行长易纲在博鳌亚洲“货币政策正常化”论坛上多次提到利率“双轨制”问题,并指出亟需逐步打通利率传导、建设市场化利率形成机制将是未来的改革方向。在此背景下,利率管制松绑的成效,特别是利率传导机制在公司层面的通畅程度,引起了学者们的广泛重视。已有文献指出,利率管制松绑的利好明显,对企业“脱实向虚”(杨箐等,2019)^[5]、资本结构调整(王红建等,2018)^[6]、投资效率(杨箐等,2017)^[7]等企业活动起到了重要作用。可是,利率管制松绑为何能够影响如此之广,其中深层的原因需要学术界予以及时跟进。

利率是决定企业资金成本高低的主要因素,也是影响筹资、投资行为的决定性因素,因而利率现状及其变动趋势影响着企业的资本配置,是企业信息披露选择亟需考虑的关键因素。可是,长久以来,我国的利率处于管制状态,银行在进行信贷决策时更多受到政府行政干预的影响(余明桂和潘红波,2008)^[8]。利率管制下的“信贷歧视”严重损害了我国信贷市场的资源配置效率,企业陷入“一贷难求”、融资成本“节节攀升”的困境(陆正飞等,2015)^[9]。依据金融抑制理论,在利率管制与信贷歧视下,由于信息披露的信号传递作用不能得以充分发挥,致使企业缺乏披露高质量信息的动力(陆正飞等,2008)^[10]。作为针对资本要素价格机制实施的一项重大改革,利率管制松绑改变了企业赖以生存的资本市场环境,实现了资金使用风险与成本之间的有效匹配。此时,为应对利率管制松绑带来的机遇与挑战,确保企业长久生存与永续发展,管理层可能会积极主动地调整会计信息披露质量的选择。因此,利率管制松绑可能对企业信息披露质量存在重要影响。

基于此,本文使用2003—2017年沪深两市A股非金融类上市公司作为研究样本,从会计信息披露质量视角实证检验利率管制松绑的信息溢出效应。研究发现,利率管制松绑显著提高了企业的会计信息质量,同时利率管制松绑降低了企业的融资约束,且会计信息质量的提升在利率管制松绑对融资约束的影响中发挥着中介效应;拓展性检验发现,利率管制松绑对信息披露质量的正面影响主要存在于市场化程度较低地区、研发投入较高与短期贷款占比较多的企业中;利率管制松绑后更高质量的信息有助于获得投资者信任,有助于提高信息的价值相关性。

本文的研究贡献如下:第一,有助于探究利率管制松绑影响信贷资源配置的作用机理。过往研究表明,放松利率管制在优化资本结构具有积极影响(郑曼妮等,2018)^[11],却少有对放松利率管制实现信贷资源配置的具体路径进行探讨。本文从会计信息的质量,揭示出利率管制松绑影响企业资源配置的具体路径,丰富了利率市场化改革经济后果这一支文献。第二,拓展了会计信息质量影响因素的相关文献,有助于更全面深刻地理解会计信息质量有用性的适用条件。如黎来芳等(2018)^[12]通过研究不同货币政策环境下,会计信息质量在民营企业债务融资方式决策的作用,证明了以往研究会计信息有用性结论之所以不一致可能与货币政策有关。本文研究发现,利率管制松绑后,企业会计信息质量明显提升,且缓解了融资约束,为货币政策与会计信息有用性之间的相关性提供了补充证据。第三,有助于弥合从要素市场到资本市场这一跨市场研究领域的“断层”问题,加深了学术界对“宏观市场环境与微观企业行为”作用机理的理解。在要素市场研究领域,

① 2013年7月,为推进利率市场化改革,中国人民银行宣布,自2013年7月20日起全面放开金融机构贷款利率管制。将取消金融机构贷款利率0.7倍的下限,由金融机构根据商业原则自主确定贷款利率水平。

学者们重点关注利率市场化对系统性银行危机(王道平,2016)^[13]、银行挤兑(田国强等,2016)^[14]等方面的影响,这些研究多基于宏观金融视角,而鲜有考察利率市场化是否会传递到资本市场,进而影响微观企业财务会计行为,故本文可看作是对宏观微观互动关系这一研究领域的补充。

二、制度背景、文献回顾与假设提出

1. 制度背景

利率市场化是指金融机构在货币市场经营融资的利率水平由市场供求机制来决定,即将利率的决策权交由金融机构,金融机构可依据资金状况和金融市场的走向来决定利率水平。从1993年党的十四届三中全会首次提出利率市场化改革的设想到2013年全面实现利率放开,我国的利率改革之路共经历二十余年,其改革历程主要包括以下三个阶段:第一,探索阶段(1993—2002年)。伴随亚洲金融危机爆发,国内经济下行明显,由政府代替银行进行风险定价的管制利率弊端日益凸显,突出反映在企业融资难问题上。为此,中国人民银行在1998年对中小企业贷款利率上限放宽至20%,大中型企业贷款利率最高上浮10%,基本确定了不同企业差异化的利率管制政策。第二,准备阶段(2003—2012年)。加入WTO后,我国改革开放进入了前所未有的新时期,最初差异化利率政策在落实过程中遇到不小阻力。为此,央行稳步推进,于2004年完全放开贷款利率上限,但贷款利率下限依然受到管制,在此期间,贷款利率这一终端利率依然处于“半管制”状态。第三,全面放开阶段(2013年至今)。2013年,经济发展进入新常态,党的十八届三中全会通过的《关于全面深化改革若干重大问题的决定》指出,紧紧围绕使市场在资源配置中起决定性作用深化经济体制改革,而利率是资金的价格,利率市场化改革就是让市场在资金配置中起决定性作用。为此,当年的7月20日,央行颁布了《中国人民银行关于进一步推进利率市场化改革的通知》^①,决定取消贷款利率0.7倍的下限。至此,我国全面放开贷款利率管制,意味着利率市场化改革基本完成。

2. 文献回顾

宏观经济政策与微观企业行为之间的互动关系一直是会计领域经久不衰的研究议题,而近年来随着我国金融领域宽松货币政策的贯彻实施,经济运行中的积极因素不断增多,利率市场化改革对企业行为的影响逐渐成为业界和学界广泛关注的热点话题。现有文献主要基于信贷资源供给方和需求方两个角度研究利率市场化的经济后果。从信贷资源的供给方来看,大量文献考察了利率市场化对银行经营效率、风险承担、市场结构等方面的影响,如Stiglitz和Weiss(1981)^[15]从不完全信息的角度提出,利率市场化会促使银行将资金投入风险更高的项目,继而增加银行业的经营风险。刘莉亚等(2017)^[16]立足中国利率市场化的现实背景研究表明,利率市场化有助于银行间竞争,但这种竞争关系可能是一把“双刃剑”,在调整银行信贷结构的同时,也会促使银行铤而走险,鼓励信贷冒险行为。彭建刚等(2016)^[17]基于H-S利差决定模型考察了利率市场化对商业银行利差的影响,研究发现,利率市场化与商业银行利差间呈现倒U型关系,商业银行的利差随利率市场化程度的推进,呈现先扩大后缩小的变化。从信贷资源的需求方来看,企业的投融资决策会受到宏观利率环境的影响。一部分文献考察宏观利率环境与融资的关系,如Blinder和Maccini(1991)^[18]的理论研究表明,当宏观利率下行时,企业面临的融资成本降低,流动资金的增加将激励企业的投资动机。Laeven(2003)^[19]基于13个发展中国家的大数据发现,利率市场化对缓解中小企业的融资约束具有积极作用,但对大企业无显著影响。另一部分文献考察了宏观利率环境与企业资本结

① 信息来源 <http://www.pbc.gov.cn/zhengcehuobisi/125207/125213/125440/125835/2804803/index.html>。

构的关系,郑曼妮等(2018)^[11]研究发现,利率市场化改革会加速企业资本结构调整,对过度负债企业降杠杆具有积极作用。王红建等(2018)^[6]的研究指出,利率市场化能够显著影响企业资本结构的调整,例如,有效降低过度负债,大大延长债务期限。此外,还有部分学者考察了宏观利率环境与企业投资行为的关系,如 Bo 和 Sterken(2002)^[20]基于荷兰上市公司数据研究发现,利率波动对企业投资有促进作用,并且这种作用在高负债企业更显著。杨箐等(2017)^[7]则从中国利率市场化改革的视角出发研究发现,利率市场化抑制了企业非效率投资,且这种抑制效应对非国有企业更为明显。

宏观经济变革的企业信息溢出效应是近年来宏微观互动关系研究领域的焦点之一。对现有文献进行梳理可知,学者们主要从经济周期、货币政策及政策不确定性等角度展开研究。经济周期方面,Lisowsky 等(2017)^[4]利用银行私有数据,探究在信贷决策中,银行使用借款企业财务信息的频率,是否受经济波动的影响,研究发现 2008 年金融危机前,受经济增长的影响,银行减少了对建筑公司财务报告信息的使用,但这种情况在金融危机期间得到改善。Tomy(2012)^[21]利用制造业和耐用消费品行业的数据,研究发现,相比于经济衰退期,企业会在经济繁荣期披露更高质量的会计信息。王红建等(2014)^[22]以金融危机为背景,研究发现,企业存在为获取更多政府补贴进行负向盈余操纵的动机,且在金融危机后该动机更强。货币政策方面,饶品贵和姜国华(2013)^[23]从货币政策的角度出发,证明了当货币政策进入紧缩期时,企业将选择更加稳健的会计政策以获得银行贷款。罗勇根等(2018)^[24]研究发现,通货膨胀显著降低了企业的盈余质量,为通货膨胀幻觉假说提供了更为直接的证据。政策不确定方面,Ramanna 和 Roychowdhury(2010)^[25]以 2004 年美国大选为背景,研究发现,在大选期间,拥有政商关联的公司为了维护其附属候选人声誉将披露高质量的会计信息;陈德球和陈运森(2018)^[3]以中国地方领导人更替作为政策不确定性的代理变量,研究发现,上市公司会进行盈余管理来降低政策不确定性带来的政策性成本。

从上述文献可知,现有研究主要存在以下三方面不足:缺乏对利率市场化改革与信贷资源配置之间关系以及具体微观路径的探讨;利率市场化的经济后果研究主要涉及企业投资效率、资本结构调整等,鲜有考察对信息披露的影响;宏观经济环境与企业信息披露之间存在严重内生性问题。针对上述不足,本文以中国人民银行放开贷款利率管制这一准自然实验,结合产权性质差异构造双重差分模型,聚焦于利率管制松绑的信息披露效应,不仅有助于缓解潜在的内生性问题,还丰富与拓展了利率市场经济后果和信息披露质量影响因素的研究文献。

3. 假设提出

宏观市场环境变迁会影响企业信息披露质量选择。随着资本市场的逐步成熟与完善,已有的信息供给方式难以满足市场参与者日益提升的信息需求。为应对新的信息供求冲突,企业会选择披露更高质量的信息,主要有以下原因:其一是风险规避,如企业披露高质量信息会显著提升声誉(Basalamah 和 Jermias, 2005)^[26]、规避政治成本(Patten 和 TromPeter, 2003)^[27]与履行社会责任(Criado-Jimenez 等, 2008)^[28]等。其二是治理压力传导,已有经验证据发现,外部监管产生的巨大压力会转移给管理层,导致其在信息披露方式上做出改变,具体表现在盈余质量、披露及时性、信息有用性等方面的积极治理效应(Ashbaugh-Skaife 等, 2008^[29]; Altamuro 和 Beatty, 2010^[30]; 余玉苗等, 2016^[31])。其三是优化资源配置,也是本文最为关注的。总体来说,企业的未来投资和融资机会存在不确定性。为抓住潜在的投资机会或应对可能的资金短缺的冲击,公司需要选择与之相适应的信息披露方式,这是因为资本市场是一个信息驱动的公开市场,上市公司的信息披露质量,直接影响企业内外部的信息不对称,并在很大程度上影响资本市场配置资源的效率(姜付秀等, 2016)^[32]。由此可知,为更好地适应市场变革带来的变化,企业会主动采取措施,并体现在信息披露质量的决策上。

利率管制松绑改变了企业赖以生存的资本市场环境。这主要体现在两个方面:第一,提升了资源配置。金融自由化理论认为,利率管制会扭曲市场资金供求关系,阻碍中小企业进入信贷市场融资,而利率市场化会增强银行间竞争,抑制关系型贷款,增加长期贷款,优化信贷配置效率(Kerr和Nanda等,2009)^[33]。第二,加剧了信息竞争。以财务信息为基础的年报信息是债权人进行决策的重要信息来源,利率管制松绑会导致银行等金融机构对高质量会计信息的刚性需求上升。大型金融机构为应对行业竞争增加了对于高质量会计信息的依赖,小型金融机构为避免被逐出市场会将贷款发放给披露更高质量会计信息的企业,此时,在市场中形成了一种信息有用性竞争的现象(Boyd和DeNicolo,2005)^[34]。因此,由利率管制松绑而产生的外部资本市场环境变化,使得企业的生存与发展面临越来越严峻的挑战。为保障可持续发展,企业维持原有的信息披露策略已不是当下最优选择。为此,企业可能不得不对其信息披露选择做出调整,以实现当前宏观经济政策与资本形成机制的适应与契合。具体而言,利率管制松绑增加了信贷市场对高质量信息的需求,从而促进管理层披露更高质量的会计信息。导致这种推论的原因可以从以下角度分析:

第一,从融资可得性角度分析,高质量的会计信息披露能增加企业获得银行借款的可能性。随着利率市场化改革的推进,银行为应对日益增加的国内外同业竞争压力,对国有企业的偏好会逐步减弱,有动机对非国有企业进行信贷分析。虽然银行相较于其他债权人具有企业转账交易方面的信息优势,但由于会计分期的存在和自身的固有缺陷,企业的转账交易信息无法反映收入与费用的配比,并不能恰当衡量企业的经营成果(曲晓辉和毕超,2016)^[35]。因此,企业提供的会计信息是银行识别和掌握贷款风险的重要依据。企业会计信息质量越高,银行与企业间的信息不对称程度就越低,道德风险和逆向选择较少,在同一盈利水平下,企业未来信贷违约风险相对较低,对决策的有用性也会更大,致使银行在决策时更依赖高质量的会计信息。在“国减民增”的信贷资源配置背景下,处于“钱荒”危机之中的民营企业为向银行传递积极的信号,从众多申请贷款企业中脱颖而出,将选择提供高质量的会计信息。

第二,从融资成本角度分析,高质量的会计信息披露能降低企业的债务融资成本。利率市场化后银行可以根据单笔信贷项目风险给予有差别的利率定价,使得贷款风险与利率相匹配。由此,银行在选择与确定契约条款时会更为严格,更加重视分析借款企业的还款能力(刘莉亚等,2017)^[16]。高质量的盈余是贷款企业偿还贷款资金来源的重要保障,对信贷契约的期限、利率及所需抵押品等条款的设计具有重要作用(黎来芳等,2018)^[12]。为鼓励企业提供高质量的盈余信息,实现贷款风险与利率的完美匹配,银行会通过恰当的贷款利率“奖励”会计信息质量高的借款企业,而“惩罚”会计信息质量低的借款企业。如Bharath等(2008)^[36]研究发现,会计信息质量低的借款企业将面临更高的贷款利率、更严格的贷款期限和抵押品要求。因此,为了获取较低的贷款利率,企业将选择提供高质量的会计信息。

第三,从企业价值角度分析,一方面,从资本结构角度看,根据权衡理论,任何企业都存在一个使得企业价值最大化的最优资本结构(DeAngelo和Masulis,1980)^[37],但现实中,除自身需求影响外,企业负债水平还取决于市场供给等因素(Flannery和Rangan,2006)^[38]。受金融市场不发达、供给不足、信贷歧视等因素影响,“钱荒”企业的负债水平反映的企业价值往往低于真实的价值水平。利率管制松绑为这类企业提高负债水平,实现最佳资本结构提供了机会。另一方面,从投资者角度看,负债不仅仅是一种资本来源,也是企业公司治理水平的反映(Grossman和Hart,1982)^[39]。相比于其他债权人,银行对企业的监管更为有效(Fama,1985)^[40]。因此,在信息不对称的条件下,企业银行借款水平往往是投资者识别企业治理水平的重要信息来源,如James(1987)^[41]研究发现,企业发布获得银行借款的公告比发布其他形式的融资公告会产生更加积极的市场反应。由

此可知,在利率管制松绑后,为提升企业价值,企业会披露高质量的会计信息。因此,本文提出如下假设:

H₁:利率管制松绑有助于促进企业披露高质量的会计信息。

已有研究发现,引发上市公司融资约束的一个主要原因是“信贷歧视”(战明华等,2013)^[42]①。利率市场化前,政府出于稳定金融市场的目的对贷款利率设置限制,银行既无法要求高风险企业支付更多的风险溢价,也不能为低风险企业提供更低的贷款利率,使得贷款利率不能与项目真实风险相匹配,不能反映资本的稀缺性。这种制度约束导致国有企业凭借政府背书的优势成为银行信贷的“宠儿”,而民营企业因信贷风险与收益难以匹配而成为银行信贷的“弃儿”。利率管制松绑有助于全面理顺我国的利率体系,完善银行利率定价机制,确保利率能够准确反映资金的供求关系,进而通过影响债券利率水平和债务成本来实现对信贷风险的管控,解决贷款利率与项目风险不相匹配的问题。在抑制国有企业过度融资的同时,通过增加信贷供给,为民营企业等“贷款困难户”提供机遇(王东静和张祥建,2007)^[43],这一理论也得到了经验证据支持。Koo 和 Maeng(2005)^[44]、Ghosh(2006)^[45]分别使用韩国、印度的企业数据研究了在经济转型过程中利率市场化与企业融资约束的关系,发现在利率市场化以前商业银行在贷款发放中存在较为严重的歧视现象,贷款被更多地发放给大规模企业,而在利率市场化后小规模企业的“融资难”问题得到有效缓解。胡晖和张璐(2015)^[46]基于我国中小板企业数据研究发现,随着利率市场化改革的不断深入,非国有成长型企业的投资-现金流敏感性逐渐下降,企业投资对内部融资的依赖性逐渐变小,融资约束有所缓解。因此,利率管制松绑有助于降低企业的融资约束。

信息不对称理论指出,资本市场中资金需要者与资金提供者之间彼此并不了解,信息不对称等摩擦因素会导致企业在获取外部融资时需要付出一部分“溢价”,由于外部资金成本高于内部资金成本,企业投资受到限制,进而产生融资约束(Jaffee 和 Russell, 1976)^[47]。Myers 和 Majluf(1984)^[48]构建的信号传递理论认为,高质量的信息披露能够降低资金提供者获取企业公开信息的处理成本,有助于更好地评价企业的运营、发展情况,由此降低了评估企业未来发展的不确定性,最终导致资金提供者更愿意为企业的发展提供融资支持。同时,高质量的信息披露也可以使股东更好地监督企业经营运作和投资情况,有效抑制管理层谋求私利的机会主义行为,减少信息不对称带来的逆向选择和道德风险,进而缓解融资约束(Lafond 和 Watts, 2008)^[49]。由上面的分析可以看出,信息不对称和代理成本的降低显然对于企业进行外部融资起到了积极作用。上述理论可以解释融资过程中企业进行高质量信息披露的目的。正如既有研究对上市公司的研究显示,会计信息质量的提升总体上能够促进企业获取更多股权和债务融资的机会、增加融资效率、减少融资成本(Bharath 等,2008^[50];Beatty 等,2010^[51])。

尽管企业获取外部融资可能存在银行贷款、公司债券、股权融资、商业信贷等多种途径,但就我国现实情况来看,起主导地位的依然是银行贷款,其主要原因在于我国信贷体系仍不健全、企业公开募集资金的门槛较高,众多企业对银行贷款具有较强的依赖性(Allen 等,2005)^[52]。罗纳德·麦金农(1997)^[53]的金融抑制理论认为,在严格的利率管制制约下,贷款资源的配给主要受政府偏好、政企关联等非市场化因素的影响。Petersen 和 Rajan(1995)^[54]指出,利率管制松绑有助于形成一种开放有序的市场环境,在开放有序的市场环境中,银行将拥有更多的自由裁量权,其选择放贷企

① 在改革开放四十年发展历程中,“信贷歧视”一直是困扰我国经济发展的重要难题之一。截至 2017 年底,在我国的经济体系中,民营企业贡献了 50% 以上的税收、60% 以上的国内生产总值、70% 以上的技术创新成果。而在信贷资源配置上,民营企业贷款仅占 25%,在融资成本上,平均融资成本高达 8% 以上,如果考虑以贷转存、重复收息等因素,实际融资成本可能超过 12%。若企业融资约束问题长期得不到有效解决会引发一系列多米诺骨牌效应,如“短债长用”作为企业应对“钱荒”的替代机制会造成“资金期限错配”,使得企业陷入流动性危机,并进一步加大杠杆风险,导致银行不良资产激增,继而引发系统性风险。

业的原则也会更遵循市场化规则(邓路等,2016)^[55]。通常,授信评估是银行控制信贷风险的关键手段,而在评估过程中,企业披露的会计信息是进行信贷决策的一个重要依据:一方面,银行在很大程度上会依据企业未来现金流的估计进行信贷决策,如果企业的盈余管理程度越大,预期未来现金流的不确定性越高,为避免潜在的信息风险,银行会将贷款发放给盈余管理程度较低的企业;另一方面,银行也会要求企业提供更高质量的会计信息以降低违约风险,因为高质量的会计信息能够较好反映企业盈利状况与偿债能力的真实情况,这将促使经营管理状况更好的企业会争取到更多的信贷资源。综合上述分析,利率管制松绑主要通过会计信息质量的提升来缓解企业的融资约束。因此,本文提出如下假设:

H_{2a}:利率管制松绑有助于降低企业的融资约束。

H_{2b}:企业信息披露质量的提升是导致利率管制松绑降低融资约束的重要渠道。

三、样本选择与模型设定

1. 样本选择

本文采用2003—2017年沪深两市A股上市公司作为初始样本,并对初始样本执行了以下筛选程序:首先,剔除了金融类以及标注ST、*ST的企业;然后,剔除财务数据存在缺失以及产权性质不明确的企业;最后,得到26397个观测值。本文使用的公司财务数据与企业特征数据全部取自国泰安(CSMAR)数据库。此外,为缓解极端值对结果的影响,本文对全部连续变量进行了1%分位数与99%分位数的Winsorize处理。

2. 研究设计

为检验研究假设H₁,本文设定了如下模型:

$$Disclosure_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Interest_{i,t} + \beta_2 Nsoe_{i,t} + \beta_3 Interest_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,Disclosure为因变量,表示企业的会计信息披露质量^①。参照陈大鹏等(2019)^[56]的方法,本文使用DD模型(Dechow和Dichev,2002)^[57]计算的盈余质量(Disclosure)作为会计信息披露质量的代理变量。此外,本文还采用McNichols模型(McNichols,2002)^[58]估算的应计质量作为稳健性检验。DD模型具体计算方法如下:

$$\frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{CFO_{i,t-1}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{CFO_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t+1}}{Asset_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,TA_{i,t}为公司应计利润;Asset为公司年末总资产;CFO_{i,t}为公司经营活动现金流量净额;应计质量等于式(2)的残差绝对值,其数值越大,表明企业的会计信息质量越差。

在式(1)自变量的设计中,参照杨等等(2019)^[5]、王红建等(2018)^[6]的方法,本文以2013年央行全面放开金融机构贷款利率管制为准自然实验,基于我国独特的产权性质差异构建交乘项(Interest × Nsoe)来捕捉利率管制松绑的企业信息披露溢出效应^②。其中,Interest表示利率管制松绑,在2013年之后取值为1,否则为0;Nsoe为产权性质,非国有企业取值为1,否则为0。本文重点关注系数β₃,若β₃显著为负,表明利率管制松绑有助于促进企业披露高质量的会计信息,研究假设H₁得到验证。X为一系列可能影响企业信息披露决策的控制变量,包括:公司规模(Size)、资产负

① 本文之所以选用盈余信息视角衡量信息披露质量的原因在于,会计信息在企业信息披露中占据核心地位,同时也是债权人、投资者等利益相关者最为关注的信息,而会计信息的核心则是盈余信息。

② 虽然2013年央行全面放开金融机构贷款利率管制是同时向所有企业铺开,可是考虑到在利率管制期间,由于信贷所有制歧视的存在(陆正飞等,2015)^[9],使得此次改革对国有企业和民营企业的影响会存在显著差异,即相比国有企业,放松利率管制对民营企业的影响更大,而公司产权性质的决定在一定程度上外生于利率管制松绑。因此,本文以产权性质的横截面差异来区分实验组和控制组。

债率 (*Lev*)、总资产收益率 (*ROA*)、股权集中度 (*Largehold*)、上市公司是否聘请四大会计师事务所进行审计 (*Big4*)、上市公司是否发生亏损 (*Loss*), 审计意见 (*Opinion*)、行业效应 (*Industry*) 和年度效应 (*Year*)。具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
因变量	<i>Disclosure</i>	会计信息披露质量,使用 DD 模型 (Dechow 和 Dichev, 2002) ^[57] 计算的操控应计绝对值作为代理变量,在稳健性检验中,使用 McNichols 模型 (McNichols, 2002) ^[58] 计算的操控应计绝对值作为代理变量
	<i>Financing</i>	融资约束,参照 Kaplan 和 Zingales(1997) ^[59] 的方法,以我国上市公司数据重新计算的 SA 指数作为代理变量,在稳健性检验中,参照 Almeida 等(2004) ^[69] 的方法,以企业现金持有量(期末现金及现金等价物余额与资产总计之比)作为融资约束的代理变量
自变量	<i>Interest</i>	利率管制松绑,2013 年之后取值为 1,否则为 0
	<i>Nsoe</i>	产权性质,非国有企业取值为 1,否则为 0
控制变量	<i>Size</i>	公司规模,企业的总资产,取自然对数
	<i>Lev</i>	资产负债率,企业总负债/总资产
	<i>ROA</i>	总资产收益率,净利润/总资产
	<i>Largehold</i>	股权集中度,第一大股东持股比例
	<i>Big4</i>	会计师事务所类型,若上市公司聘请的会计师事务所为四大则取 1,否则取 0
	<i>Loss</i>	上市公司是否亏损,若上一年净利润为负取 1,反之则取 0
	<i>Opinion</i>	审计意见,若会计师事务所的审计意见为标准无保留意见,则取值为 1,否则为 0
	<i>Industry</i>	行业固定效应,根据证监会 2012 年行业分类设置行业虚拟变量,当为该行业时取值为 1,否则取值为 0
	<i>Year</i>	年度固定效应,当为该年度时取值为 1,否则取值为 0

资料来源:本文整理

为检验研究假设 H_{2a} ,本文设定了如下模型:

$$Financing_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Interest_{i,t} + \beta_2 Nsoe_{i,t} + \beta_3 Interest_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,*Financing* 为企业融资约束,参照 Kaplan 和 Zingals(1997)^[59] 的做法,本文以我国上市公司数据计算的 SA 指数作为代理变量,具体公式为: $Financing = -8.008 \times Size + 0.151 \times Size^2 - 0.010 \times Age^2$,其中,*Size* 为企业规模的自然对数,*Age* 为企业成立时间。 β_3 为待检验系数,若 β_3 显著为负,表明利率管制松绑有助于降低企业的融资约束,研究假设 H_{2a} 得到验证。其他变量同上。

为检验研究假设 H_{2b} ,本文采用 Sobel 中介因子法进行路径检验。中介效应模型包括式(4)、式(5)和式(6),具体如下:

$$Financing_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Interest_{i,t} + \beta_2 Nsoe_{i,t} + \beta_3 Interest_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Mediator_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Interest_{i,t} + \beta_2 Nsoe_{i,t} + \beta_3 Interest_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$Financing_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Interest_{i,t} + \beta_2 Nsoe_{i,t} + \beta_3 Interest_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \beta_4 Disclosure_{i,t} + \beta_5 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,式(4)为不含中介因子检验,式(5)为中介因子检验,式(6)为含中介因子检验;*Disclosure* 为会计信息披露质量。如果同时满足以下条件:式(4)的 β_3 显著、式(5)的 β_3 显著,以及式(6)的

β_3 和 β_4 均显著,但 β_3 显著低于式(4)的 β_3 ,且 Sobel 检验在统计上显著,则表明企业信息披露质量在利率管制松绑与融资约束的二者关系中起到了部分中介作用,路径效应检验通过,研究假设 H_{2b} 得到验证。

四、实证结果与分析

1. 描述性统计结果与分析

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。结果显示,会计信息披露质量 *Disclosure* 的均值为 0.054,标准差为 0.058,说明样本企业间的会计信息质量差异较小。融资约束 *Financing* 的均值为 104.100,标准差为 2.419,说明样本企业的融资约束存在比较大的差异。产权性质 *Nsoe* 的均值为 0.507,表明全样本中有 50.7% 的企业属于民营企业。控制变量中,资产负债率 *Lev* 的均值为 0.456,说明样本企业整体的负债率水平并不高。股权集中度 *Largehold* 的均值为 0.365,标准差为 0.154,最小值为 0.086,最大值为 0.750,这表明在样本企业间的股权集中度存在较大差异。会计师事务所类型 *Big4* 的均值为 0.038,表明样本中近 3.8% 的企业选择“四大”会计师事务所进行审计。企业是否发生亏损 *Loss* 的均值为 0.072,说明样本企业绝大部分是盈利的。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
<i>Disclosure</i>	22512	0.053	0.058	0.000	0.309	0.034
<i>Financing</i>	26386	104.100	2.419	99.030	110.400	103.8
<i>Interest</i>	26397	0.474	0.499	0	1	0
<i>Nsoe</i>	26397	0.507	0.500	0	1	1
<i>Size</i>	26397	21.920	1.255	18.970	26.510	21.750
<i>Lev</i>	26397	0.456	0.209	0.055	1.449	0.459
<i>ROA</i>	26397	0.035	0.059	-0.325	0.198	0.034
<i>Largehold</i>	26397	0.365	0.154	0.086	0.750	0.345
<i>Big4</i>	26397	0.038	0.190	0	1	0
<i>Loss</i>	26397	0.072	0.258	0	1	0
<i>Opinion</i>	26397	0.929	0.256	0	1	1

资料来源:本文整理

2. 多元回归结果与分析

(1)利率管制松绑对会计信息披露质量影响的检验。表 3 列出了利率管制松绑是否影响企业会计信息披露质量的检验结果^①。本文发现:在第(1)列中,利率管制松绑与产权性质交互项(*Interest* × *Nsoe*)的回归系数为 -0.006,在 1% 水平上显著为负,表明利率管制松绑有助于促进企业披露高质量的会计信息,支持了研究假设 H_1 。此外,宏观利率市场化与微观信息披露决策之间可能存在潜在内生性。为确保研究结论稳健,本文还采用周泽将等(2018)^[60]的方法,使用未来一期、

① 由于篇幅限制所致,本文没有列式控制变量的检验结果,备案。

未来二期的会计信息披露质量作为因变量再次进行回归分析,以缓解内生性的影响。结果显示:在第(2)列中,交互项($Interest \times Nsoe$)与未来一期会计信息披露质量($Disclosure_{i,t+1}$)的回归系数为 -0.011 ,在1%水平上显著为负。在第(3)列中,交互项($Interest \times Nsoe$)与未来二期会计信息披露质量($Disclosure_{i,t+2}$)的回归系数为 -0.006 ,在1%水平上显著为负。以上结果表明,在控制内生性关系后利率管制松绑的信息溢出效应仍然存在。

表3 利率管制松绑与会计信息披露质量

变量	(1)	(2)	(3)
	$Disclosure_{i,t}$	$Disclosure_{i,t+1}$	$Disclosure_{i,t+2}$
<i>Interest</i>	0.001 (0.43)	-0.006 *** (-4.41)	-0.010 *** (-7.16)
<i>Nsoe</i>	0.010 *** (7.61)	0.008 *** (5.74)	0.004 *** (2.60)
<i>Interest</i> × <i>Nsoe</i>	-0.006 *** (-3.22)	-0.011 *** (-6.61)	-0.006 *** (-2.90)
其他控制变量	控制	控制	控制
常数项	0.097 *** (8.46)	0.140 *** (11.02)	0.141 *** (10.31)
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	22487	19493	16749
调整后 R^2	0.045	0.046	0.043

注:***、**、* 分别代表在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为 Robust 调整之后的 T 值

资料来源:本文整理

(2)利率管制松绑对企业融资约束影响的检验。表4列出了利率管制松绑是否影响企业融资约束的检验结果。第(1)列中利率管制松绑与产权性质交互项($Interest \times Nsoe$)的系数在1%统计水平上显著为负,检验结果支持了研究假设 H_{2a} ,即利率管制松绑有助于降低企业的融资约束,表明利率管制松绑对信贷资源配置起到了积极作用。为降低潜在的内生性,本文对因变量进行了未来一期与未来二期处理,具体检验结果见第(2)列与第(3)列。可以发现:交互项($Interest \times Nsoe$)与未来一期融资约束($Financing_{i,t+1}$)的系数为 -0.796 ,在1%水平上显著为负。交互项($Interest \times Nsoe$)与未来二期融资约束($Financing_{i,t+2}$)的系数为 -0.689 ,依然在1%水平上显著为负。以上结果再次验证了研究假设 H_{2a} 。

表4 利率管制松绑与企业融资约束

变量	(1)	(2)	(3)
	$Financing_{i,t}$	$Financing_{i,t+1}$	$Financing_{i,t+2}$
<i>Interest</i>	1.359 *** (34.43)	1.332 *** (32.65)	1.298 *** (30.15)
<i>Nsoe</i>	-0.383 *** (-9.17)	-0.438 *** (-9.59)	-0.469 *** (-9.30)

续表 4

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Financing_{i,t}</i>	<i>Financing_{i,t+1}</i>	<i>Financing_{i,t+2}</i>
<i>Interest × Nsoe</i>	-0.929*** (-20.80)	-0.796*** (-17.01)	-0.689*** (-13.30)
其他控制变量	控制	控制	控制*
常数项	73.254*** (136.36)	74.785*** (131.83)	76.406*** (125.88)
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	26359	22854	19969
调整后 <i>R</i> ²	0.736	0.701	0.656

注：***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，括号内为 Robust 调整之后的 T 值
资料来源：本文整理

(3) 利率管制松绑、会计信息披露质量与企业融资约束的机制检验。表 5 报告了会计信息披露质量是否是利率管制松绑影响企业融资约束的机制检验结果，结果发现：第(1)列不含中介因子的检验中，利率管制松绑与产权性质交互项 (*Interest × Nsoe*) 的系数为 -0.871，在 1% 水平上显著负，表明利率管制松绑缓解了企业融资约束。第(2)列中介因子检验中，利率管制松绑与产权性质交互项 (*Interest × Nsoe*) 的系数为 -0.006，在 1% 水平上显著负，说明利率管制松绑促进了会计信息披露质量的提升。第(3)列含中介因子检验中，交互项 (*Interest × Nsoe*) 和会计信息披露质量 (*Disclosure*) 的系数显著为负。同时，第(3)列交互项 (*Interest × Nsoe*) 系数的显著性小于第(1)列交互项 (*Interest × Nsoe*) 系数的显著性，且通过 Sobel 检验 (Sobel *Z* = -0.003，在 1% 水平显著)，表明会计信息披露质量在利率管制松绑与融资约束二者关系中起到了部分中介效应，验证了企业信息披露质量的提升是导致利率管制松绑降低融资约束的重要渠道，支持了研究假设 *H*_{2b}。

表 5 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	不含中介因子	中介因子检验	含中介因子
	<i>Financing_{i,t}</i>	<i>Disclosure_{i,t}</i>	<i>Financing_{i,t}</i>
<i>Interest × Nsoe</i>	-0.871*** (-26.44)	-0.006*** (-3.52)	-0.868*** (-26.34)
<i>Disclosure_{i,t}</i>	— —	— —	0.607*** (4.37)
其他控制变量	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	22479	22479	22479

续表 5

变量	(1)	(2)	(3)
	不含中介因子	中介因子检验	含中介因子
	$Financing_{i,t}$	$Disclosure_{i,t}$	$Financing_{i,t}$
调整后 R^2	0.746	0.044	0.746
Sobel Z	-0.003***		
Sobel Z 的 P 值	0.006		

注:***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号内为 Robust 调整之后的 T 值

资料来源:本文整理

五、进一步分析与稳健性检验

1. 进一步分析

上文的研究证实了利率管制松绑后企业信息披露存在显著的溢出效应。接下来,本文从市场化程度、研发投入以及债权监督角度进一步探究上述效应在横截面上的差异,以及从盈余信息含量视角考察信息溢出的市场反应。

(1)市场化程度上的差异。地区市场化越高,该地区经济制度、投资者法律保护更加完善(吴先明和胡翠平,2015)^[61],企业与信贷市场的联系更为紧密,这些地区的公司更容易受到利率管制松绑变化带来的影响,此时利率管制松绑与企业会计信息披露质量的正向关系在市场化程度越高的地区更为显著。但是同时,在市场化程度较差的地区,其辖区内企业受政府干预和保护的色彩越浓,利率管制下的“信贷歧视”更为严重,因而这些地区的企业受利率管制松绑的冲击更大,即相比市场化程度较高的地区,利率管制松绑对市场化程度较低地区企业的信息披露促进效果更好,此时利率管制松绑与企业会计信息披露质量的正向关系在市场化程度越低的地区更为显著。综上,对于不同市场化程度地区的企业,利率管制松绑与会计信息披露质量的正向关系是否存在显著差异是一个有待检验的问题。为此,本文以市场化程度的中位数实施分组检验,具体结果如表 6 第(1)列和第(2)列所示。本文发现,在市场化程度较低的地区,交乘项($Interest \times Nsoe$)与会计信息质量($Disclosure$)的回归系数显著为负,而在市场化程度较高的地区,这种负向关系并不存在,表明利率管制松绑与企业会计信息披露质量的正向关系在市场化程度较低的地区更显著。

表 6 利率管制松绑影响信息溢出的横截面检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	市场化高	市场化低	R&D 高	R&D 低	短期占比高	短期占比低
$Interest$	-0.000 (-0.15)	0.001 (0.39)	-0.001 (-0.70)	-0.001 (-0.58)	0.014*** (4.47)	-0.003 (-1.40)
$Nsoe$	0.008*** (4.10)	0.012*** (6.15)	0.011*** (7.43)	0.002 (0.55)	0.013*** (5.83)	0.007** (2.46)
$Interest \times Nsoe$	-0.004 (-1.51)	-0.007*** (-2.67)	-0.006** (-2.43)	0.002 (0.59)	-0.014*** (-3.51)	-0.005 (-1.52)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表 6

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	市场化高	市场化低	R&D 高	R&D 低	短期占比高	短期占比低
常数项	0.138*** (8.20)	0.067*** (4.36)	0.080*** (6.05)	0.164*** (8.12)	0.073*** (3.30)	0.159*** (6.84)
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	11359	11114	15705	6768	5621	5611
调整后 R ²	0.038	0.059	0.051	0.054	0.093	0.047

注：***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著，括号内为 Robust 调整之后的 T 值

资料来源：本文整理

(2) 研发投入的影响。由于研发项目本身具有不确定性较高、周期性较长以及对外部资源依赖性较大等特点，不同研发投入力度的企业对外部资金需求存在差异(钟凯等, 2017)^[62]。相比于研发投入较低的企业，研发投入较高的企业对外部资金的需求更大，具有更强的动机通过提高会计信息质量以获得银行贷款。综上，本文预期，利率管制松绑与企业会计信息披露质量的正向关系在研发投入较高的企业中更为显著。为此，本文依据 R&D 占营业收入的中位数进行分组检验，结果如表 6 的第(3)列和第(4)列所示。本文发现，交乘项 (*Interest × Nsoe*) 与会计信息质量 (*Disclosure*) 的回归系数仅在研发投入较高组中显著为负，而在研发投入低组中二者关系并不显著，表明放松利率管制后研发投入更高的企业具有更强动机披露高质量会计信息。

(3) 短期贷款占比的影响。已有研究发现，企业增加短期借款占比有助于缓解管理层与股东间的代理问题，因为相比于长期借款，短期借款会更加频繁地受到来自银行等债权人的监督和审核(Petersen 和 Rajan, 1995)^[54]。为缓解违约风险，债权人会对短期借款占比高的企业采取更加频繁的监督和考核，进而对高质量的会计信息有更强的需求。因此，本文预期，利率管制松绑与企业会计信息披露质量的正向关系在短期贷款占比较高的企业中更为显著。对此，本文参照宋子龙和余玉苗(2018)^[63]的做法，以短期贷款占总负债高于同一年和同一行业的上四分位数作为短期贷款占比的高组，以短期贷款占总负债低于同一年和同一行业的下四分位数作为短期贷款占比的低组，进行分组检验，结果如表 6 的第(5)列和第(6)列所示。本文发现，在短期借款占比高组中，交乘项 (*Interest × Nsoe*) 与会计信息质量 (*Disclosure*) 的回归系数显著为负，在短期借款占比低组，交乘项的系数不显著，表明利率管制松绑与企业会计信息披露质量的正向关系在短期贷款占比较高企业中更显著。

(4) 从盈余信息含量视角考察利率管制松绑后信息溢出的市场反应。声誉理论认为，高质量的信息披露行为能够提升企业的声誉(Falck 和 Hebllich, 2007)^[64]。投资决策在本质上是一种信任决策，企业拥有良好的声誉能够获得利益相关者的信任，尤其以会计信息为契约指标的时候(朱松, 2011)^[65]。因此，利率管制松绑后，会计信息披露质量更好的公司，就更能给投资者一个积极、稳定的盈利预期，此时其信息的价值相关性也就越高。综上，本文预期，利率管制松绑有助于提升企业的盈余信息含量。对此，本文采用基于累计超额收益与会计盈余的市场反应模型进行了检验(Fan 和 Wong, 2002)^[66]①，表 7 列示了检验结果。本文发现，在第(1)列中，三重交乘项 (*NI × Nsoe*

① 为考察利率管制松绑对盈余信息含量的影响，本文构建了如下基于累计超额收益与会计盈余的市场反应模型： $CAR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Interest_{i,t} + \beta_2 Nsoe_{i,t} + \beta_3 Interest_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \beta_4 i_{i,t} + \beta_5 i_{i,t} \times Interest_{i,t} + \beta_6 i_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \beta_7 i_{i,t} \times Interest_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \beta_8 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ 。其中， $CAR_{i,t}$ 为公司 *i* 在第 *t* 年的 12 个月经过市场调整的累计超额收益率(考虑分红)； $Interest_{i,t}$ 为公司 *i* 在第 *t* 年的盈余，等于净利润除以年初权益市场价值；交乘项 $NI_{i,t} \times Interest_{i,t} \times Nsoe_{i,t}$ 是本文关注的关键变量，如果其系数 β_7 显著为正，表明利率管制松绑有助于提升盈余信息含量。

$\times Interest$)的系数为0.628,在1%水平上显著为正,企业的盈余反应系数显著上升,表明利率管制松绑增强了盈余与股价之间的相关性,与本文预期一致。此外,为了在一定程度上减少内生性的影响,本文参照姜付秀等(2016)^[32]的做法,对因变量进行未来一期和未来二期处理,检验结果见第(2)列和第(3)列。本文发现,三重交乘项($NI \times Nsoe \times Interest$)系数的显著性依然没有变化。

表7 利率管制松绑对盈余信息含量的影响检验

变量	(1)	(2)	(3)
	$CAR_{i,t}$	$CAR_{i,t+1}$	$CAR_{i,t+2}$
<i>Interest</i>	0.033 *** (5.09)	0.942 *** (9.88)	0.385 *** (3.80)
<i>Nsoe</i>	-0.022 *** (-4.08)	-0.028 *** (-3.60)	-0.034 *** (-4.02)
<i>Interest</i> \times <i>Nsoe</i>	0.033 *** (3.34)	0.038 *** (5.42)	0.015 ** (2.13)
<i>NI</i>	1.576 *** (17.51)	0.099 (0.65)	-0.320 ** (-2.52)
<i>NI</i> \times <i>Nsoe</i>	0.193 ** (2.20)	-0.051 *** (-4.26)	-0.010 (-0.70)
<i>NI</i> \times <i>Interest</i>	-0.315 *** (-2.92)	-0.148 (-1.16)	0.286 ** (2.39)
<i>NI</i> \times <i>Nsoe</i> \times <i>Interest</i>	0.628 *** (3.05)	0.670 ** (2.35)	1.649 *** (5.26)
其他控制变量	控制	控制	控制
常数项	0.826 *** (18.87)	0.740 *** (15.06)	0.863 *** (16.37)
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	22821	19765	16915
调整 R^2	0.071	0.027	0.024

注:***、**、* 分别代表在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为 Robust 调整之后的 T 值

资料来源:本文整理

2. 稳健性检验

为确保研究结论更加可靠,本文还进行了稳健性检验,具体如下^①:

(1)内生性检验。为了排除处理组和控制组分组可能存在的自选择问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM)对样本进行配对。首先,以控制变量作为企业特征变量进行 Probit 估计,并采用一对一的倾向得分匹配方法,若两个样本的得分相同或相近,说明两个样本具有相似特征,最后将匹配后的样本重新代入式(1)和式(3)中进行回归分析。结果显示:在式(1)中,交乘项($Interest \times Nsoe$)的系数在10%水平上显著为负,在式(2)中,交乘项($Interest \times Nsoe$)的系数在1%的水平上显著为

① 由于篇幅限制所致,以下检验结果没有详细列示,备索。

负,以上结果与主回归结果一致。

(2) 更换信息披露质量的衡量方法。本文以 McNichols 模型 (McNichols, 2002)^[58] 计算的操控应计作为信息披露质量的代理变量^①,再次代入式(1)和中介效应模型中进行检验。本文发现:在式(1)中,交乘项 (*Interest* × *Nsoe*) 的系数在 1% 水平上显著为负,与表 3 检验结果一致。在中介效应模型中,会计信息质量依然在放松利率管制与企业融资约束的关系中起到了部分中介效应,这与表 5 结果一致。

(3) 剔除其他宏观政策混杂效应。受 2008 年“四万亿”投资产能过剩的影响,我国经济在 2008—2012 年进入下行阶段,2013 年供给侧改革后,经济形势明显好转。已有研究发现,宏观经济周期性波动会显著影响上市公司的盈余管理行为(李宗彦和覃予,2016)^[67]。也就是说,本文的研究结论很可能是宏观经济波动所致,而非利率管制松绑导致。为避免可能的混杂效应,本文剔除受四万亿影响最大的是钢铁和建筑行业样本,重新进行测试。结果显示,剔除混杂效应后的检验结果与主分析的结果一致,均在 1% 的水平上显著,故排除了宏观经济波动对研究结论的影响。

(4) 安慰剂检验。为排除本文的研究结论系随机性因素所致,本文参照王永海和王嘉鑫(2017)^[68]的做法,将解释变量的顺序打乱重新配对,然后随机分配实验组和控制组,反复进行 5000 次的模拟实验。若检验结果不再显著,则说明安慰剂检验成功,即本文的研究结论不受偶然性因素的影响。对此,本文实证检验了不同统计量下(5th percentile、25th percentile、50th percentile、75th percentile 和 95th percentile)交乘项 (*Interest* × *Nsoe*) 的相关系数和 T 值,本文发现所有实证结果均不显著,安慰剂检验通过,表明确实是利率管制松绑这一外生事件导致了本文的研究结论。

(5) 更换融资约束的衡量方法。Almeida 等(2004)^[69]研究发现,陷入融资约束的企业会采取更加谨慎的现金持有方式,即在现金流充足时留存大量现金,而未受到融资约束的企业则没有这种现象。据此,本文以企业现金持有量(期末现金及现金等价物余额与资产总计之比)作为融资约束的代理变量,并再次带入式(3)和中介效应模型。本文发现,更换融资约束的衡量方法后,检验结果与表 4 和表 5 一致,再次验证了研究结论。

(6) 剔除政策实施的预处理效应。为排除贷款利率管制松绑当年预处理效应的影响,本文剔除了 2013 年度样本重新进行回归。本文发现,剔除预处理效应后的检验结果与主回归检验结果一致。

(7) 剔除 2003 年样本。考虑到央行分别于 2004 年和 2013 年完全放开贷款利率上限和下限,为此,本文将样本区间界定为 2004—2017 年,重新进行回归分析。发现检验结果与主回归完全一致。

(8) 更换 SA 指数的计算方法。主回归中,本文使用我国上市公司的数据估算 SA 指数,为进一步增强该指标的稳健性,本文按原方法计算 SA 指数,其计算公式为: $-0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.040 \times Age^2$ 。更换计算方法后,发现检验结果与主回归一致。

六、结论与启示

本文使用 2003—2017 年沪深两市 A 股上市公司作为研究样本,借助 2013 年启动的利率市场

① McNichols 模型具体如下所示: $\frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \beta_0 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{CFO_{i,t-1}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{CFO_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_5 \frac{CFO_{i,t+1}}{Asset_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t}$ 。其中, $TA_{i,t}$ 为公司 i 在 t 年的总应计利润; $Asset_{i,t-1}$ 为公司 i 在第 $t-1$ 年年末总资产, $\Delta REV_{i,t}$ 为公司 i 在第 t 年的营业收入增加额, $\Delta REC_{i,t}$ 为公司 i 在第 t 年的应收账款的增加额, $PPE_{i,t}$ 为公司 i 在 t 年的固定资产, $CFO_{i,t}$ 为公司 i 在 t 年经营活动现金流量净额。

改革这一外生事件,基于产权性质差异构造双重差分模型,检验利率管制松绑对企业会计信息质量、融资约束的影响以及具体路径。结果发现:第一,利率管制松绑能够显著提升企业的信息披露质量,表明利率管制松绑存在信息溢出效应;第二,利率管制松绑能够显著缓解企业的融资约束,且机制检验发现,信息质量的提升是导致上述效应的重要渠道,表明利率市场化改革后信贷资源会优先配置给会计信息质量更高的企业;第三,拓展性检验发现,利率管制松绑的信息溢出效应在市场化程度较低地区、研发投入较高以及短期贷款占比较高的企业中显著。另外,经济后果检验发现,利率管制松绑有助于提升会计信息含量,表明利率管制松绑的信息溢出效应具有价值相关性。本文的研究丰富与拓展了利率市场化经济后果和企业信息披露驱动因素两方面的研究文献,并对进一步推进放松利率管制和提高我国信贷资源配置效率具有重要的理论和现实意义。

本文研究结论具有以下启示意义:第一,贷款利率管制松绑对于改善企业的融资环境、优化信贷资源配置具有重要的作用。长期以来的利率管制产生了诸多问题:一方面,利率管制下的信贷歧视致使融资难、融资贵问题主要集中于民营企业,极大限制了企业可持续发展;另一方面,国有企业在享受政府隐性担保、拥有信贷便利性的同时,也面临着较高的杠杆风险,甚至引发外界对其经营风险的持续担忧。这种因利率管制而产生的信贷资源错配问题引起了党中央和政府的高度关注。2018年11月1日,习近平总书记在民营企业座谈会上进一步强调,民营企业面临的“融资难、融资贵”问题是党中央和政府优先要解决的难题。本文证实了2013年实施的全面贷款利率市场化改革不仅显著提升了会计信息质量,优化企业与外界的信息环境,而且还有助于促进信贷资源配置,解决企业面临的“融资难、融资贵”问题。因而政府及金融监管部门应认识到利率市场化在优化信贷资源配置方面的积极作用,进一步推进金融市场化改革。第二,为更好地适应宏观市场变革,缓解市场参与者的信息供需冲突,企业应重视高质量的信息披露。在我国的资本市场中,有关会计信息在信贷决策中的有用性问题一直存在争议,会计信息质量的失真不仅会弱化信息驱动资本配置的功能,还会大大降低投资者、银行对信息有用性的信心,影响资本市场稳定,而本文发现信息披露是利率管制松绑影响信贷资源配置的一个重要传导机制。所以,企业需要响应十九大促进资本市场健康发展的号召,进一步强化对于信息披露机制的监管,如加强内部控制建设等。第三,利率市场化改革对于缩小要素市场和资本市场之间的间隔,优化利率传导机制的运行具有重要作用。本文研究发现,利率市场化改革能通过影响企业信息披露行为,进而对信息的价值相关性产生积极影响,这说明随着贷款利率市场化改革逐渐深化,要素市场和资本市场之间的间隔正逐渐减少,利率传导机制的运行也会更加通畅。

参考文献

- [1] Karpoff, J. M., and X. Lou. Short Sellers and Financial Misconduct[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65, (5): 1879 - 1913.
- [2] 张琦, 张娟, 吕敏康. 预算制度变迁、网络化环境与政府财务信息传导机制——基于商务部“三公经费”公开的案例研究[J]. *会计研究*, 2013, (12): 25 - 32.
- [3] 陈德球, 陈运森. 政策不确定性与上市公司盈余管理[J]. *北京: 经济研究*, 2018, (6): 99 - 113.
- [4] Lisowsky, P. M. Minnis and A. Sutherland. Economic Growth and Financial Statement Verification[J]. *Journal of Accounting Research*, 2017, 55, (4): 745 - 794.
- [5] 杨笋, 王红军, 戴静, 许传华. 放松利率管制、利润率均等化与实体企业脱实向虚[J]. *北京: 金融研究*, 2019, (6): 20 - 38.
- [6] 王红军, 杨笋, 阮刚铭, 曹瑜强. 放松利率管制, 过度负债与债务期限结构[J]. *北京: 金融研究*, 2018, (2): 100 - 117.
- [7] 杨笋, 刘放, 李茫茫, 2017, 利率市场化, 非效率投资与资本配置——基于中国人民银行取消贷款利率上下限的自然实验[J]. *北京: 金融研究*, 2017, (5): 81 - 96.
- [8] 余明桂, 潘红波, 2008, 政府干预, 法治, 金融发展与国有企业银行贷款[J]. *北京: 金融研究*, 2008, (9): 1 - 22.
- [9] 陆正飞, 何捷, 窦欢. 谁更过度负债: 国有还是非国有企业? [J]. *北京: 经济研究*, 2015, (12): 54 - 67.
- [10] 陆正飞, 祝继高, 孙便霞. 盈余管理、会计信息与银行债务契约[J]. *北京: 管理世界*, 2008, (3): 152 - 158.

- [11] 郑曼妮,黎文靖,柳建华. 利率市场化与过度负债企业降杠杆:资本结构动态调整视角[J]. 北京:世界经济,2018,(8):149-170.
- [12] 黎来芳,张伟华,陆琪睿. 会计信息质量对民营企业债务融资方式的影响研究——基于货币政策的视角[J]. 北京:会计研究,2018,(4):66-72.
- [13] 王道平. 利率市场化、存款保险制度与系统性银行危机防范[J]. 北京:金融研究,2016,(1):50-65.
- [14] 田国强,赵禹朴,宫汝凯. 利率市场化、存款保险制度与银行挤兑[J]. 北京:经济研究,2016,(3):96-109.
- [15] Stiglitz, J. E., and A. Weiss. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information[J]. The American Economic Review, 1981, 71,(3):393-410.
- [16] 刘莉亚,余晶晶,杨金强,朱小能. 竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗?——中国利率市场化进程的微观证据[J]. 北京:经济研究,2017,(5):131-145.
- [17] 彭建刚,王舒军,关天宇. 利率市场化导致商业银行利差缩窄吗?——来自中国银行业的经验证据[J]. 北京:金融研究,2016,(7):48-63.
- [18] Blinder, A. S., and L. J. Maccini. Taking Stock: A Critical Assessment of Recent Research on Inventories[J]. Journal of Economic Perspectives, 1991, 5,(1):73-96.
- [19] Laeven, L. Does Financial Liberalization Reduce Financing Constraints? [J]. Financial Management, 2003, 32,(1):5-34.
- [20] Bo, H., and E. Sterken. Volatility of the Interest Rate, Debt and Firm Investment: Dutch Evidence [J]. Journal of Corporate Finance, 2002, 8,(2):179-193.
- [21] Tomy, R. E. Earnings Persistence over the Business Cycle[R]. SSRN Working Papers, 2012.
- [22] 王红建,李青原,邢斐. 金融危机、政府补贴与盈余操纵——来自中国上市公司的经验证据[J]. 北京:管理世界,2014,(7):157-167.
- [23] 饶品贵,姜国华. 货币政策、信贷资源配置与企业业绩[J]. 北京:管理世界 2013,(3):12-22.
- [24] 罗勇根,饶品贵,岳衡. 通货膨胀幻觉的微观解释:盈余质量的视角[J]. 北京:世界经济,2018,(4):124-149.
- [25] Ramanna, K., and S. Roychowdhury. Elections and Discretionary Accruals: Evidence from 2004 [J]. Journal of Accounting Research, 2010, 48,(2):445-475.
- [26] Basalamah, A. S., and J. Jermias. Social and Environmental Reporting and Auditing in Indonesia: Maintaining Organizational Legitimacy[J]. Gadjah Mada International Journal of Business, 2005, 7,(1):109-127.
- [27] Patten, D. M., and G. Trompeter. Corporate Responses to Political Costs: An Examination of the Relation between Environmental Disclosure and Earnings Management[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2003, 22,(1):83-94.
- [28] Criado-Jimenez, I., M. Fernandez-Chulian, C. Larrinaga-Gonzalez, and F. J. Husillos-Carques. Compliance with Mandatory Environmental Reporting in Financial Statements: The Case of Spain (2001 - 2003) [J]. Journal of Business Ethics, 2008, 79,(3):245-262.
- [29] Ashbaugh-Skaife, H., D. W. Collins, W. R. Kinney, and R. LaFond. The Effect of SOX Internal Control Deficiencies and Their Remediation on Accrual Quality[J]. The Accounting Review, 2008, 83,(1):217-250.
- [30] Altamuro, J., and A. Beatty. How Does Internal Control Regulation Affect Financial Reporting? [J]. Journal of Accounting & Economics, 2010, 49,(1-2):58-74.
- [31] 余玉苗,宋子龙,刘颖斐. 年报预约披露、时间压力传导与独立审计质量[J]. 北京:审计研究,2016,(2):58-65.
- [32] 姜付秀,石贝贝,马云飙. 董秘财务经历与盈余信息含量[J]. 北京:管理世界,2016,(9):161-173.
- [33] Kerr, W. R., and R. Nanda. Democratizing Entry: Banking Deregulations, Financing Constraints, and Entrepreneurship[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94,(1):124-149.
- [34] Boyd, J. H., and G. DeNicolò. The Theory of Bank Risk Taking and Competition Revisited[J]. The Journal of Finance, 2005, 60,(3):1329-1343.
- [35] 曲晓辉,毕超. 会计信息与分析师的信息解释行为[J]. 北京:会计研究 2016,(4):19-26.
- [36] Bharath, S. T., J. Sunder, and S. V. Sunder. Accounting Quality and Debt Contracting [J]. The Accounting Review, 2008, 83,(1):1-28.
- [37] DeAngelo, H., and R. W. Masulis. Optimal Capital Structure under Corporate and Personal Taxation [J]. Journal of Financial Economics, 1980, 8,(1):3-29.
- [38] Flannery, M. J., and K. P. Rangan. Partial Adjustment toward Target Capital Structures [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79,(3):469-506.
- [39] Grossman, S. J., and O. D. Hart. Corporate Financial Structure and Managerial Incentives [M]. University of Chicago Press, 1982.
- [40] Fama, E. F. What's Different about Banks? [J]. Journal of Monetary Economics, 1985, 15,(1):29-39.

- [41] James, C. Some Evidence on the Uniqueness of Bank Loans[J]. *Journal of Financial Economics*, 1987, 19, (2): 217 - 235.
- [42] 战明华, 王晓君, 应诚炜. 利率控制, 银行信贷配给行为变异与上市公司的融资约束[J]. *北京: 经济学(季刊)*, 2013, (3): 1255 - 1276.
- [43] 王东静, 张祥建. 利率市场化, 企业融资与金融机构信贷行为研究[J]. *北京: 世界经济*, 2007, (2): 50 - 59.
- [44] Koo, J., and K. Maeng. The Effect of Financial Liberalization on Firms' Investments in Korea[J]. *Journal of Asian Economics*, 2005, 16, (2): 281 - 297.
- [45] Ghosh, S. Did Financial Liberalization Ease Financing Constraints? Evidence from Indian Firm-Level Data[J]. *Emerging Markets Review*, 2006, 7, (2): 176 - 190.
- [46] 胡晖, 张璐. 利率市场化对成长型企业融资约束的影响——基于对中小板企业的研究[J]. *武汉: 经济评论*, 2015, (5): 143 - 155.
- [47] Jaffee, D. M., and T. Russell. Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1976, 90, (4): 651 - 666.
- [48] Myers, S., and N. Majluf. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information that Investors do not Have [J]. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13, (2): 187 - 221.
- [49] Lafond, R., and R. L. Watts. The Information Role of Conservatism[J]. *The Accounting Review*, 2008, 83, (2): 447 - 478.
- [50] Bharath, S. T., J. Sunder, and S. V. Sunder. Accounting Quality and Debt Contracting[J]. *The Accounting Review*, 2008, 83, (1): 1 - 28.
- [51] Beatty, A., W. S. Liao, and J. Weber. The Effect of Private Information and Monitoring on the Role of Accounting Quality in Investment Decisions[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2010, 27, (1): 17 - 47.
- [52] Allen, F., J. Qian, and M. Qian. Law, Finance, and Economic Growth in China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77, (1): 57 - 116.
- [53] 罗纳德·麦金农. 经济发展中的货币与资本[M]. 上海人民出版社, 1997.
- [54] Petersen, M. A., and R. G. Rajan. The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110, (2): 407 - 443.
- [55] 邓路, 刘瑞琪, 廖明情. 宏观环境, 所有制与公司超额银行借款[J]. *北京: 管理世界*, 2016, (9): 149 - 160.
- [56] 陈大鹏, 施新政, 陆瑶, 李卓. 员工持股计划与财务信息质量[J]. *天津: 南开管理评论*, 2019, (1): 166 - 180.
- [57] Dechow, P. M., and I. D. Dichev. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors[J]. *The Accounting Review*, 2002, 77, (s1): 35 - 59.
- [58] McNichols, M. F. Discussion of the Quality of Accruals and Earnings: Multiples[J]. *Journal of Accounting Research*, 2002, 40, (1): 135 - 72.
- [59] Kaplan, S. N., and L. Zingales. Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112, (1): 169 - 215.
- [60] 周泽将, 马静, 胡刘芬. 高管薪酬激励体系设计中的风险补偿效应研究[J]. *北京: 中国工业经济*, 2018, (12): 154 - 171.
- [61] 吴先明, 胡翠平. 国际化动因、制度环境与区位选择: 后发企业视角[J]. *北京: 经济管理*, 2015, (5): 51 - 62.
- [62] 钟凯, 程小可, 肖翔, 郑立东. 宏观经济政策影响企业创新投资吗——基于融资约束与融资来源视角的分析[J]. *天津: 南开管理评论*, 2017, (6): 4 - 14.
- [63] 宋子龙, 余玉苗. 审计项目团队行业专长类型、审计费用溢价与审计质量[J]. *北京: 会计研究*, 2018, (4): 82 - 88.
- [64] Falck, O., and S. Heblich. Corporate Social Responsibility: Doing Well by Doing Good[J]. *Business Horizons*, 2007, 50, (3): 247 - 254.
- [65] 朱松. 企业社会责任、市场评价与盈余信息含量[J]. *北京: 会计研究* 2011, (11): 27 - 34.
- [66] Fan, J. P. H., and T. J. Wong. Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2002, 33, (3): 401 - 425.
- [67] 李宗彦, 覃予. 经济波动中的盈余管理与高管薪酬契约[J]. *上海: 财经研究*, 2016, (12): 131 - 141.
- [68] 王永海, 王嘉鑫. 中国版SOX404的审计费用之谜与影响机制——一个准自然实验[J]. *北京: 经济管理*, 2017, (11): 151 - 170.
- [69] Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach. The Cash Flow Sensitivity of Cash[J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59, (4): 1777 - 1804.

Interest Rate Control Loosening, Quality of Accounting Information and Financing Constraints

WANG Jia-xin¹, WANG Yun-qian², ZHANG Long-ping¹

(1. School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei, 430073, China;

2. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan, Hubei, 430072, China)

Abstract: The conflict with the supply and demand of information caused by the macro-market changes is an important force to promote corporate information disclosure. With the gradual improvement of the capital market, market participants always have higher requirements for the quality of information. As the so-called “survival of the fittest, the elimination of discomfort”, firms can fully grasp external opportunities and achieve sustainable development only by adapting to the macro external environment such as economy, politics and culture. Information disclosure is an important means and intuitive reflection of major changes in the external market. From the perspective of information demanders, macroeconomic policy changes are often accompanied by major uncertainties. Investors and creditors will increase their dependence on high-quality information in order to reduce risks, and form the information competition effect. From the perspective of information providers, high-quality information supply will prompt firms to adjust the quality of information disclosure to ensure that they occupy a favorable position in the capital market.

In 2013, the full liberalization of financial institutions' interest rates was a major change in the factor market represented by capital price-interest rate, ending the history of China's “interest rate control” for many years. The interest rate marketization reform has triggered extensive discussions since its implementation, and its influence has become increasingly prominent. In this context, the effect of the implementation of interest rate liberalization, especially on corporate behavior, has received a lot of attention from the academic community. It has been found that the interest rate control loosening is very extensive, and it has a significant impact on corporate behavior, such as capital structure adjustment, investment efficiency etc. However, the scope of the interest rate control loosening is so wide, and there may be deep-rooted reasons that are not revealed.

Based on the exogenous event of interest rate deregulation in 2013, this paper builds a DID model based on the difference in property rights, and tests the information spillover effect of interest rate control loosening at the firms' level. The study finds that the loosening of interest rate control not only helps to improve the quality of corporate information disclosure, but also eases the financing constraints of firms. The mechanism test finds that the improvement of the quality of corporate information disclosure is an important channel between the loosening of interest rate control and financing constraints. Further research finds that for firms with lower marketization, higher R&D investment, and more short-term loans, the information spillover effect of interest rate control is more significant. In addition, after interest rate control loosening, the disclosure of high-quality accounting information can increase investor trust and improve the value relevance of information disclosure. The above research conclusions show that in order to cope with the opportunities and challenges brought about by the loosening of interest rate control and guarantee sustainable development, firms will choose to actively optimize the information environment to eliminate the friction of the credit market and solve the problem of “funding difficulties”.

The research contributions of this paper are as follows: First, it is helpful to explore the mechanism of the impact of interest rate control loosening on the allocation of credit resources. Previous studies have shown that the relaxation of interest rate control has a positive impact on optimizing capital structure and reducing inefficient investment, but there are few specific ways to relax interest rate regulation to achieve credit resource allocation. Second, this paper expands the relevant literature on the factors affecting the quality of accounting information, and contributes to a more comprehensive and profound understanding of the applicable conditions of the usefulness of accounting information quality. Third, it helps to bridge the “fault” problem from the factor market to the capital market, which is a cross-market research field, and deepens the understanding of the mechanism of “macro market environment and micro-enterprise behavior”. This paper can be seen as a supplement to the research field of macro-micro interaction.

Key Words: interest rate control loosening; information spillover; accounting information quality; financing constraints

JEL Classification: E44, E52, M41

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2020.04.009

(责任编辑:张任之)