

房地产企业融资、影子银行与中国货币政策信贷传导

——来自中国委托贷款的实证研究

杜立 黄晓东 钱雪松
(华中科技大学经济学院 湖北武汉, 430074
Vanderbilt University USA)

摘要: 本文运用手工搜集整理的委托贷款这一独特数据, 从房地产视角切入实证考察了货币政策对中国影子银行的影响。研究结果显示, 不管是从广延边际维度还是集约边际维度来看, 与其它行业企业相比, 紧缩的货币政策对上市公司向房地产企业发放委托贷款概率和规模的推高作用力度相对更大。进一步研究发现, 货币政策影响涉房委托贷款的作用机制在于, 货币政策紧缩促使股权关联型涉房委托贷款向非股权关联型涉房委托贷款转换: 当货币政策紧缩时, 与借贷双方存在股权关联关系的涉房委托贷款相比, 上市公司向非股权关联房地产企业发放委托贷款的概率和规模都相对更大; 而且, 这使得在货币政策紧缩时期, 涉房委托贷款的违约率显著上升。本文利用整体数据的实证分析还揭示出, 企业在利用委托贷款这一典型影子银行机制融通资金的同时, 显著削弱了货币政策信贷传导有效性: 在货币政策紧缩时期, 伴随着银行信贷下滑, 社会融资中委托贷款的规模显著增加。这表明, 为了提高货币政策信贷传导有效性, 需要将影子银行纳入货币政策目标体系, 同时还要密切关注货币政策可能通过影子银行渠道加剧系统性金融风险。

关键词: 影子银行; 货币政策; 房地产; 委托贷款; 金融风险

一、引言

自 20 世纪 90 年代实施住房体制改革以来, 房地产行业不断发展已成为助推中国经济增长的重要动力。然而, 近年来, 为了调控房价过快增长, 避免经济发展过热, 中国人民银行配合国务院出台了一系列政策以限制资金过度涌入房地产市场, 这无疑使得以负债融资为主的中国房地产企业陷入融资困境。为了获得资金以维持经营发展, 房地产企业不得不积极寻求创新性非正式金融渠道。与此同时, 2011 年以来, 中国影子银行持续快速增长, 年均增长率高达 27.6%, 截至 2016 年我国影子银行资产规模达到 64.5 万亿元, 相当于同期 GDP 的 87%¹。以委托贷款、信托贷款等为代表的影子银行不仅为房地产企业绕开监管融通资金提供渠道, 而且还为企业进入房地产市场牟利提供机会。在此背景下, 旨在调控银行信贷的货币政策是否有效及其作用机理问题受到学术界、实业界和政府的广泛关注。特别地, 近期我国非金融企业杠杆率居高不下², 货币政策调控能否有效控制企业(特别是房地产企业)负债融资规模并防控金融风险等问题也亟待解答。

学术界对货币政策信贷传导机制的研究由来已久。自 Bermanke & Blinder (1988) 从信息不对称等金融摩擦因素切入强调货币政策信贷传导机制重要性以来, 大量学者沿着该思路, 利用银行贷款数据 (Kashyap & Stein, 2000; Kishan & Opiela, 2000; 2006 等) 和企业投融资数据 (Kashyap et al., 1993; Gertler & Gilchrist, 1994; Nilsen, 2002 等) 的经验研究表明, 信贷传导渠道在货币政策传导中占据重要地位。特别地, 2007 爆发的次贷危机让我

¹数据来源: 迈克尔·泰勒 (Michael Taylor)、李秀军、徐晶、王悦:《中国影子银行季度监测》,《中国经济报告》, 2017 年第 6 期。

²根据国际清算银行 (BIS) 发布的季度数据显示, 我国非金融部门信贷总额与 GDP 的比率已从 2008 年第一季度的 144.7% 持续上升至 2016 年第三季度的 255.6%。

们进一步认识到金融中介和金融市场稳定对货币政策传导的决定性作用,这激发了学术界从银行表外业务 (Aysun & Hepp, 2011; Perera et al., 2014 等)、金融中介异质性 (Bhaumik et al., 2011; Amidu & Wolfe, 2013 等)、经济政策不确定性 (Bordo et al., 2016; Pellegrino, 2017 等) 等视角出发考察货币政策信贷传导机制。

改革开放以来,随着市场化改革不断深入,中国货币政策调控方式不断动态调整,这使得中国货币政策信贷传导实践十分丰富,此背景下涌现了大量的理论和实证研究。改革开放初期,中国金融市场信贷由中国人民银行严格控制,信贷传导是货币政策作用于实体经济的主要渠道;然而,自 1998 年央行宣布取消对国有商业银行的贷款规模控制,货币政策开始由直接调控向间接调控转变。此后,学术界对中国货币政策传导展开了丰富研究。一方面,随着金融市场化改革的全面推进,央行近年来积极推动市场利率体系构建,加快货币政策工具由数量型向价格型转变,货币政策利率传导渠道逐步疏通并发挥重要作用 (姜再勇、钟正生, 2010; 张辉、黄泽华, 2011; 钱雪松等, 2015 等); 另一方面,长期以来央行以信贷规模和货币供应量为实际中介目标,这决定了信贷传导是我国货币政策传导的主要渠道 (周英章、蒋振声, 2002; 盛朝晖, 2006; Mehrotra, 2007; 盛松成、吴培新, 2008), 并且,我国金融市场发展还不健全,价格管制导致的扭曲不得通过数量工具予以纠正,这也使得货币政策信贷传导仍占据重要地位 (何东、王红林, 2011; 姚余栋、李宏瑾, 2013; 战明华、应诚炜, 2015 等)。

值得强调的是,随着金融改革不断深入,金融机构创新行为日益活跃,除了传统的银行信贷,以委托贷款、信托贷款、民间借贷等为代表的影子银行逐渐成为中国金融市场信贷活动的重要支撑,这对中国货币政策信贷传导带来新的挑战。此背景下,有一些学者开始关注中国式影子银行对货币政策有效性的影响。例如,李波、伍戈 (2011)、周丽萍 (2012) 等通过定性分析中国影子银行运作机制和特点,从经济直觉上强调影子银行会在一定程度上削弱货币政策执行效果;裘翔、周强龙 (2014)、胡志鹏 (2016) 等从中国影子银行信用传导特点切入构造理论模型分析指出,引入“影子银行部门”后,不仅加剧了货币政策传导的复杂程度,而且增加了货币当局调控经济的难度。

这些基于中国影子银行实践的定性和理论分析初步表明,影子银行会对货币政策传导有效性施加影响,这增进了我们对中国这一新兴转轨经济体货币政策传导机制的认识和理解。但值得指出的是,作为规避金融管制的融资机制,影子银行往往具有一定的隐蔽性 (李波、伍戈, 2011; 王永钦等, 2015 等),这使得我们在识别和获取其相关数据方面存在很大难度。因而,有关货币政策如何影响企业参与中国式影子银行活动的规范实证研究仍不充分,特别地,在中国房地产市场快速发展的背景下,从房地产视角切入考察货币政策对企业参与影子银行活动的研究就更加稀缺了。

庆幸的是,近十年来,我国出现了委托贷款³这一创新性融资机制,由于能满足借贷双方和金融中介等经济主体各自的利益诉求,委托贷款在我国迅速发展。根据穆迪发布的《中国影子银行季度监测报告》显示,在影子银行各个组成部分中,不仅委托贷款规模逐年增加,而且,2011 年以来,委托贷款在广义影子银行中占比保持在 20%以上。这表明,委托贷款已成为我国影子银行的重要组成部分。与此同时,在证监会信息披露的要求下,上市公司发布公告披露了其涉及的委托贷款业务。委托贷款公告不仅明确了借贷双方主体,还涵盖规模、利率、期限等细致的借贷条款数据。这在很大程度上解决了数据可得性问题,为我们提供了很好的研究素材⁴。

³委托贷款是指由政府部门、企业、事业单位等委托人提供资金,委托商业银行等金融机构根据委托人确定的贷款对象、规模、利率、期限、用途等条件代为发放、监督使用并协助收回的贷款业务。

⁴实际上,由于受到影子银行相关数据可得性问题的制约,学术界已有不少研究以上市公司披露的委托贷款数据为例实证考察我国影子银行相关问题 (例如, Allen et al., 2016; Zha et al., 2016 等)。

基于此，利用委托贷款这一独特影子银行数据，本文从房地产行业视角切入考察了货币政策变动对企业参与委托贷款影响及其风险含义，并进一步揭示出委托贷款对货币政策信贷传导有效性的影响。具体而言，本文将回答以下几个问题：第一，与其他行业企业相比，货币政策变动如何影响房地产企业委托贷款？第二，货币政策是通过何种机制作用于房地产企业委托贷款？第三，货币政策变动对涉房委托贷款的这一影响有什么风险含义？第四，委托贷款这一典型影子银行的使用对货币政策信贷传导有效性产生何种影响？

本文利用上市公司委托贷款数据从广延边际和集约边际视角切入的实证研究表明，虽然在货币政策紧缩时期，上市公司向其它行业企业和房地产企业发放的委托贷款均显著增加，但是，与其它行业企业相比，紧缩的货币政策对上市公司向房地产企业发放委托贷款概率和规模的推高作用力度相对更大。本文实证检验还揭示出，货币政策影响涉房委托贷款的作用机制主要在于，货币政策紧缩促使股权关联型涉房委托贷款向非股权关联型涉房委托贷款转换：当货币政策紧缩时，与借贷双方存在股权关联关系的涉房委托贷款相比，上市公司向非股权关联房地产企业发放委托贷款的概率和规模都相对更大。从借贷风险视角的分析表明，由于受到信息不对称等问题的影响，非股权关联型委托贷款违约风险相对更大，这使得在货币政策紧缩时期，涉房委托贷款的违约率显著上升。

进一步地，利用整体数据的实证分析表明，企业在利用委托贷款这一典型影子银行机制融通资金的同时，显著削弱了货币政策信贷传导有效性。一方面，从央行发布的宏观数据来看，在货币政策紧缩时期，伴随着银行信贷下滑，社会融资中委托贷款的规模显著增加；另一方面，从企业层面的数据来看，与货币政策宽松时期相比，在货币政策紧缩时期，不仅上市公司发放委托贷款的概率显著增加，而且企业发放委托贷款的规模也显著提高。

本文研究的贡献在于，虽然中国影子银行的迅速发展引起了广泛关注，但囿于数据可得性，运用规范实证研究方法考察影子银行如何影响中国货币政策传导有效性的文献还不多。本文以委托贷款这一典型影子银行机制为对象的实证研究表明，与银行信贷规模伴随着货币政策紧缩显著下降不同，从广延边际和集约边际视角来看，委托贷款均呈现明显的逆货币政策周期特征。这意味着，我国货币政策虽然能有效调控银行信贷，但委托贷款这一影子银行机制削弱了货币政策信贷传导有效性。

特别地，现阶段房地产市场发展已成为决定中国经济快速平稳运行的关键因素，此背景下，本文从房地产视角切入考察货币政策与影子银行的相互关系发现，与其它行业相比，货币政策紧缩对企业发放涉房委托贷款的推高作用力度更大。这是由于紧缩的货币政策促使涉房委托贷款发生“由股权关联型向非股权关联型”的转换，并且，这种转换加剧了涉房委托贷款的违约风险。这些实证研究结果不仅在边际上拓展了有关中国货币政策信贷传导的相关研究，还有助于我们认识和理解中国影子银行运作特点，对影子银行监管及风险防控问题具有重要借鉴意义。

货币政策变化对不同行业委托贷款的影响及其导致的贷款类型转换具有重要政策含义。一方面，由于影子银行会削弱货币政策信贷传导有效性，因而，为了提高货币政策作用效果，央行有必要将包含影子银行在内的社会融资规模纳入货币政策目标体系；另一方面，为了防控货币政策紧缩导致涉房委托贷款类型转换而引发系统性金融风险，央行要积极引导影子银行健康发展，并建立全面的数据监测和风险预警机制。

本文结构如下：第二部分是制度背景分析和研究假设；第三部分是研究样本及变量定义；第四部分是货币政策对不同行业委托贷款影响的实证分析；第五部分以委托贷款为例探讨了影子银行对货币政策信贷传导的影响；第六部分是结论。

二、制度背景分析与研究假设

近十年来，中国房地产市场蓬勃发展，对企业、家庭等经济主体投融资决策的影响日益

凸显，特别地，2008 年全球金融危机爆发后，以委托贷款、信托贷款、民间金融等为代表的中国式影子银行业务为广大中小企业（特别是中小房地产企业）提供了新的融资渠道。一方面，这为房地产市场的持续升温提供了可能；另一方面，房地产市场泡沫及其通过影子银行体系可能引发的金融风险等问题成为各界关注的焦点。基于此，在提出本文研究假设之前，本文将从中国房地产市场发展和委托贷款这一典型影子银行机制实践现状两个方面进行简要的制度背景分析。

（一）制度背景分析

1. 中国房地产市场发展

自 1998 年中国实施住房体制改革以来，房地产开发投资从无到有，蓬勃发展，中国房地产行业市场化程度不断提高。值得指出的是，在中国由计划经济向市场经济转轨的大背景下，房地产市场发展呈现出显著的中国特色。

其一，中国房地产开发投资表现出高增长和不稳定的双重特点。图 1 展示了 1998 年以来中国房地产开发投资规模和增速示意图，可以发现，一方面，房地产开发投资规模逐年递增，从 1998 年的 3614.23 亿元人民币上升到 2015 年 95978.85 亿元人民币，增长率约 26 倍。另一方面，房地产开发投资增长率的波动较大，2000 年至 2008 年间，房地产开发投资增长率在 20%~30% 之间波动；2008 年全球金融危机爆发后，房地产开发投资增长率的波动明显加大，为刺激经济，中国政府于 2009 年推出了“四万亿”财政刺激政策，房地产开发投资增长率由 2009 年的 16.15% 飙升至 2010 年 33.16%，宏观经济出现过热，此后中国政府实施了稳健的财政政策和货币政策，加之一系列房地产市场调控政策的出台，房地产开发投资增长率逐年下降。

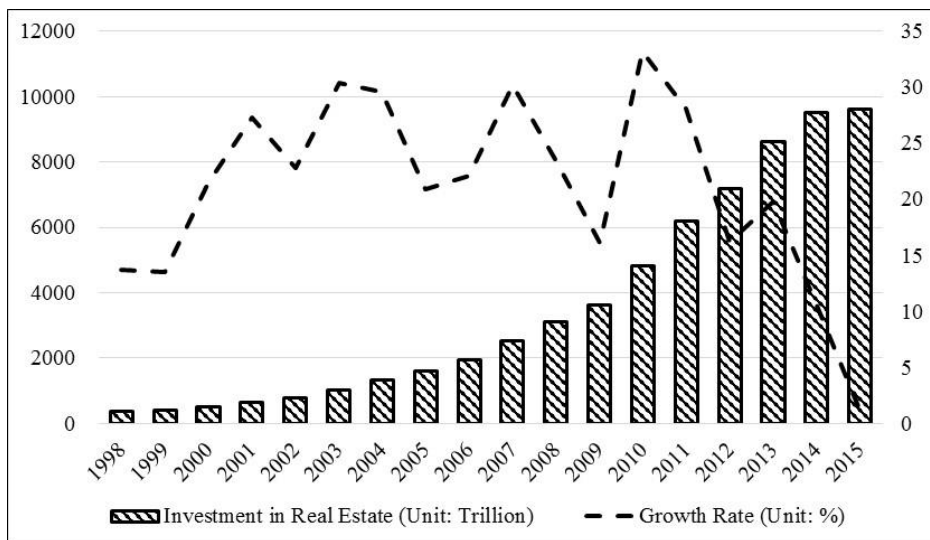


图 1 房地产开发投资规模和增长速度（1998-2015 年）

其二，与房地产开发投资增长率频繁波动不同的是，近几十年来，中国房价一直保持上升趋势。虽然金融危机爆发后，房价上升速度有所放缓，但在刚性购房需求、改善性购房需求和投资性购房需求的强劲推动下，全国房价仍保持快速增长。特别是北京、上海、广州、深圳等一线城市的房价上涨幅度尤为明显，一线城市平均房价从 2010 年的 20799.5 元/平米上升到 2015 年末的 32891.25 元/平米，年均增长率达到 15%。为了抑制房价增长过快，中央政府连续出台了“国八条”（2005 年）、“国六条”（2006 年）、“国四条”（2009 年）、“国十一条”（2010 年）、“国五条”（2013 年）等宏观调控政策，这些政策的调控对象涵盖了购房者、银行、地方政府等房地产市场供需的各方面。

在此背景下，一方面，对房地产企业而言，不断出台的房地产调控措施，在一定程度上限制了资金进入房地产市场，房地产企业通过正规金融融资的渠道受阻；另一方面，对非房地产企业而言，房地产行业的高利润率促使它们想进入房地产市场。这样一来，具有中国特色的影子银行机制被广泛应用于房地产市场，它既能有效规避监管，而且还能完成资金在不同企业之间的再配置。

2. 委托贷款实践现状

在我国金融市场发展还不健全，融资歧视普遍存在的背景下，部分大型企业(国有企业)享有融资优待、拥有富余资本的同时，广大中小企业(民营企业)的正常融资需求往往得不到满足(林毅夫、李永军，2001；郑曙光，2012等)。具体而言，其一，从间接融资视角来看，以四大国有商业银行为主导的银行体系将扶持国有经济部门转型和发展当作首要任务(La Porta et al., 2002；林毅夫、李志赞，2005)，与此同时，为控制风险，商业银行更青睐大型企业，这使得大量金融资源流向大型企业(国有企业)，而中小民营企业却长期面临信贷不足的困境(鲁晓东，2008)。其二，从直接融资视角来看，国家通过市场准入等机制把股票、债券市场塑造成帮助国有企业解困的工具，这使得大型国有企业能以较低成本通过IPO、增发、配股和企业债等直接融资渠道获得资金，与之不同的是，大多数民营中小企业直接融资渠道不畅(祝继高、陆正飞，2012)。

简言之，融资歧视导致企业掌握的资本与其投资机会不匹配，这为资本在企业间重新进行配置提供可能。然而，金融管制限制了非金融企业之间的直接借贷。一方面，从间接融资机制看，我国《贷款通则》第二十一条明确规定，只有经过中国人民银行批准经营贷款业务的合法金融机构才允许发放贷款；另一方面，从直接融资机制看，企业债门槛很高，大量需要资金的企业无法通过发行债券融通资金。这样一来，委托贷款这一具有中国特色的金融创新工具应运而生。

作为一种典型的影子银行机制，在规避金融管制的前提下，委托贷款为企业之间提供了重新配置资本的渠道。其一，对那些受到融资歧视的借款企业而言，由于无法通过正规金融机制获得资金，其正常融资需求往往得不到满足。这使得它们积极利用委托贷款机制向拥有富余现金流的企业融通资金，以维持企业的经营发展。其二，对那些用于富余资金的贷款企业而言，委托贷款有助于实现其多种目标。一方面，由于委托贷款借款方对资金需求弹性较低，因而委托贷款价格一般高于同期银行贷款基准利率，这为拥有资金的企业提供了丰厚的资本利得(Yu et al., 2015等)；另一方面，为了降低企业集团整体的财务费用，拥有富余资金的企业也可以利用委托贷款向其股权关联企业提供支持(钱雪松等，2017等)。其三，对商业银行等金融中介机构而言，参与委托贷款业务不仅不需要承担违约风险，而且还能获得中间费，这使其乐于促成企业间的委托贷款交易。

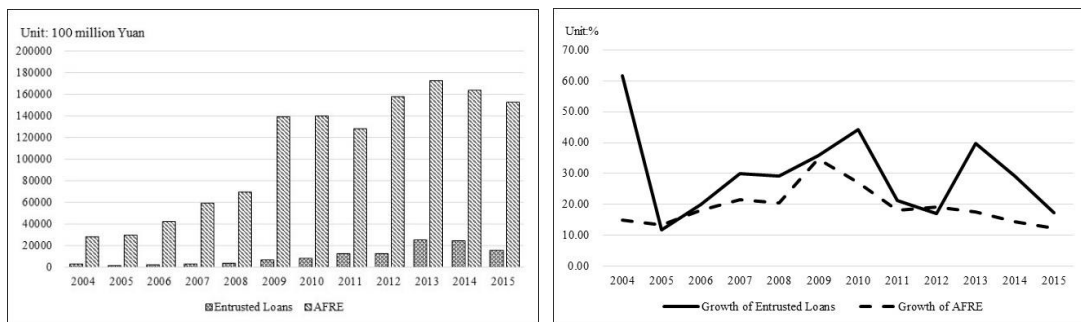


图2 历年社会融资规模和委托贷款增量规模和增速(2004-2015年)

由于能满足借贷双方和金融中介等经济主体各自的利益诉求，委托贷款在我国蓬勃发展。

如图 2 所示,我国委托贷款从无到有,规模已从 2002 年的 175 亿元人民币增长到 2015 年末的 11.01 万亿元人民币,年平均增速达到 17%以上,在社会融资规模中的占比达到近 10%。显然,作为一种典型的影子银行机制,委托贷款已成为我国正式金融制度安排之外的重要资本配置方式。

但是,可能是受到数据可得性问题的显示,学术界对委托贷款这一影子银行机制的规范经验研究十分稀少。委托贷款这一典型影子银行机制的广泛使用是否对货币政策信贷传导有效性产生影响?特别地,在我国房地产市场发展过热的背景下,房地产企业是否以及如何运用委托贷款等影子银行机制应对货币政策冲击?紧缩的货币政策是否会增加涉房委托贷款违约风险?这些问题都亟待解答。本文运用委托贷款数据考察货币政策是否以及如何影响上市公司向房地产行业和其它行业企业发放委托贷款,并深入探讨了这一影响机制的风险含义及其对货币政策信贷传导有效性的影响,这不仅在边际上拓展了对我国货币政策传导的相关研究,还有助于加深我们对委托贷款这一典型影子银行机制的认识和理解。

(二) 研究假设

房地产企业的运营发展需要大量资金投入。在中国资本市场发展还不完善,股权融资受到政府管制的背景下,房地产企业以负债融资为主要资金来源,并表现出对银行贷款的高度依赖(陈欢、马永强,2013)。近年来,由于许多地区出现房地产发展过热、房价增长过快等问题,中央政府出台了限购、提高首付比例、推进房产税改革等一系列调控政策,这限制了房地产市场的资金来源,导致许多房地产企业(特别是中小地产商)面临资金紧张的困境。因此,房地产企业不得不积极寻求委托贷款这一典型影子银行机制向拥有富余资金的企业融通资金,以保证正常的经营需求。这样一来,货币政策变动(货币政策趋紧)可能会对房地产企业和其它行业企业参与委托贷款施加差异性的影响。

具体而言,其一,从借款企业视角来看,与其他行业企业相比,房地产企业更依赖于委托贷款为其提供融通资金的渠道。根据上述制度背景分析可知,当货币政策紧缩时,与其他行业企业相比,房地产企业通过银行信贷等正规金融渠道获得资金的难度更大,它们不得不进入委托贷款市场融通资金,这增加了房地产企业对委托贷款的需求。因而,当货币政策紧缩时,与其他行业企业相比,有更多房地产企业通过委托贷款这一影子银行机制借入资金。

其二,从贷款企业视角来看,与其他行业企业相比,向房地产企业发放委托贷款有助于最大化企业的利益诉求。一方面,对拥有股权关联型房地产企业的贷款方而言,委托贷款为其提供了在企业集团内部进行资本再配置的渠道。实际上,当货币政策紧缩时,银行信贷供给下降,会显著降低其关联型房地产企业的融资可得性,为了降低企业集团整体财务费用,确保关联型房地产企业正常营运,拥有富余资金的上市公司会利用委托贷款这一影子银行机制,向其受到融资约束的关联型房地产企业提供资金支持。

另一方面,对想进入房地产市场牟取高额投资收益的贷款方而言,委托贷款为其提供了在短期内获得高额投资收益的渠道。实际上,当货币政策紧缩时,企业对资金的需求价格弹性普遍降低,但是,与其他行业企业相比,房地产企业对资金的需求价格弹性下降的更多。这促使房地产企业愿意支付更高的利率以获得资金,这为用于富余现金流的上市公司提供了丰厚的资本利得。因而,当货币政策趋紧时,与其他行业企业相比,拥有富余资金的上市公司更乐于为房地产企业提供委托贷款。

基于以上分析,我们提出研究假说 1:

H1a: 与其他行业相比,货币政策紧缩促使更多上市公司向房地产企业发放委托贷款。

H1b: 与其他行业相比,货币政策紧缩对涉房委托贷款规模的推高作用力度更大。

三、研究样本及变量定义

(一) 研究样本和数据来源

本文使用的数据主要来自三个方面。第一部分的数据源自 2004-2015 年我国深沪交易所 A 股上市公司披露的委托贷款公告数据。其中不仅明确了借贷经济主体及其所在行业、股权关联关系、所有制属性等企业特征信息，还披露了委托贷款金额、利率、期限等丰富的借贷条款信息。这为我们细致考察货币政策如何影响企业参与委托贷款提供可能。

第二部分的数据为上市公司财务数据，来自 Wind 数据库。为了分别从广延边际和集约边际视角切入考察货币政策对企业发放委托贷款的影响，我们筛选得到第一部分中提供方为上市公司的样本，并将其与上市公司财务进行匹配得到非平衡面板数据，在剔除所有金融类企业和信息披露不全的样本后，最终得到 2816 家上市公司共 27083 个企业/年度观测值。

第三部分是中国人民银行公布的 2007-2015 年金融机构人民币贷款余额月度数据和社会融资规模中的委托贷款月度数据。这使得我们可以从宏观总量视角考察货币政策变动对委托贷款、银行信贷的影响及其周期性特征。

另外，M2 年增长率来源于中国人民银行网站 (<http://www.pbc.gov.cn/>)；Shibor 相关数据来源于上海银行间同业拆放利率网站 (<http://www.shibor.org/>)；GDP 年增长率、消费者物价指数 (CPI) 等来源于国家统计局网站 (<http://www.stats.gov.cn/>)。

(二) 主要变量

本文实证模型的主要被解释变量为是否发放委托贷款虚拟变量、委托贷款规模变量和委托贷款是否存在违约。用 $Entrusted\ Loan_{i,t}$ 表示是否发放委托贷款，如果企业 i 在 t 年发放过委托贷款，则取值为 1，否则为 0。用 $Amount_{i,t}$ 表示企业 i 在 t 年发放的委托贷款规模总额，为了控制极端值的影响，我们对其进行了取对数处理。用 $Default$ 表示委托贷款是否存在违约，如果委托贷款存在违约取值为 1，否则为 0。

货币政策变量是我们关注的主要解释变量。借鉴陆正飞、杨德明 (2011) 的方法，采用 $MP = (M2\ 增长率 - GDP\ 增长率 - 通货膨胀率)$ ⁵ 估算货币政策松紧程度。该指标越大说明货币政策越宽松，反之，则表示货币政策趋紧。进一步地，根据 MP 中位数我们将 2004 年、2006 年、2007 年、2008 年、2011 年和 2014 年定义为货币政策紧缩年，设置虚拟变量 MPD：当该年度为货币政策紧缩年时，取值为 1，否则为 0。

在其他控制变量方便，在借鉴 Yu et al. (2015)、钱雪松等 (2015) 等研究方法的基础上，根据实证研究样本的不同，在回归中我们还控制了企业特征变量、借贷条款变量和宏观经济变量，具体定义如表 1 所示。为保证回归结果不受奇异值的影响，所有上市公司财务指标均进行了 1% 的 winsorzie 处理。另外，在回归中我们还控制了年度 (Year) 和行业 (Industry)⁶ 效应。

表 1 变量定义

	变量符号	变量定义
主要被解释变量	Entrusted Loan	企业发放了委托贷款取值为 1，否则为 0
	Amount	委托贷款规模，取对数处理
	Default	委托贷款发生了违约行为取值为 1，否则为 0
主要被解释变量	MPD	货币政策代理变量，货币政策紧缩时期取值为 1，否则为 0
提供方特征变量	P_Age _{i,t}	上市公司年龄，Ln (1+上市公司年龄)
	P_Size _{i,t-1}	滞后一期的上市公司总资产，取对数处理
	P_CFO _{i,t-1}	滞后一期的上市公司经营活动净现金流
	P_Profit _{i,t-1}	滞后一期的上市公司营业利润销售收入比率
	P_DAR _{i,t-1}	滞后一期的上市公司资产负债率

⁵通货膨胀率由消费者物价指数 (CPI) 同比数据计算得到。

⁶根据证监会 2012 年公布的《上市公司行业分类指引》，我们将行业分为公共事业、房地产、综合、工业、金融业及商业等六类。

接收方特征变量	Ownership	借款企业所有制属性，国有企业取值为 1，否则为 0
	B_Age	借款企业年龄，Ln（1+借款企业年龄）
	Risk	借款企业风险，如果贷款存在抵押担保取值为 1，否则为 0
	Same City	借贷双方如果位于同一省份，取值为 1，否则为 0
	Same Industry	借贷双方如果处于同一行业，取值为 1，否则为 0
贷款条款变量	Interest	委托贷款年利率，单位：%
	Maturity	委托贷款期限，单位：年
宏观经济变量	GDP_Growth	年度 GDP 增长率

（三）描述性统计

表 2 汇报了主要变量的描述性统计。结果显示，其一，从货币政策实践看，有 45.17% 的观测值在货币政策紧缩年度。这表明，本文考察的 2004-2015 年期间内，货币政策变动较大，这为我们考察货币政策对企业参与委托贷款的影响提供了可能。

其二，从委托贷款实践来看，一方面，整体上，有 1.97% 的观测值发放了委托贷款，其发放委托贷款的平均规模为 667.9 万元，标准差为 117.255，最大值为 100 亿元，波动区间较大；另一方面，从不同行业视角切入的描述性统计显示，有 0.49% 的上市公司向房地产企业发放委托贷款，平均规模有 90.63 万元；有 1.59% 的上市公司向其它行业企业发放委托贷款，平均规模有 575.2 万元。这为我们从行业视角切入考察货币政策如何影响企业发放委托贷款提供了很好的研究素材。

表 2 主要变量的描述性统计特征

Name	Obs.	Unit	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Panel A. Data of Listed Companies						
Entrusted Loan	27083	-	0.0197	0.1390	0	1
Entrusted Loan_Real Estate	27083	-	0.0049	0.0696	0	1
Entrusted Loan_Other Industries	27083	-	0.0159	0.1251	0	1
Amount	27083	million	6.6789	117.2550	0	10000
Amount_Real Estate	27083	million	0.9063	21.5595	0	2100
Amount_Other Industries	27083	million	5.7517	114.8587	0	10000
MPD	27083	-	0.4517	0.4977	0	1
Ln_Age	27083	-	2.6052	0.4136	0	4.1897
Size	27083	-	2.8471	1.3848	-0.2165	4.8676
CFO	27083	100 millions	2.7353	9.1592	-12.5981	68.8251
Profit	27083	%	7.7840	21.6972	-128.2769	57.1413
DAR	27083	%	47.9350	22.4654	5.0828	129.8286
GDP_Growth	27083	%	9.4038	2.0415	6.9	14.2
Panel B. Data of Entrusted Loan for Real Estate						
Default_Real Estate	276	%	0.1739	0.3797	0	1
Ownership	276	-	0.4384	0.4971	0	1
Age_Borrower	276	-	2.1316	0.7879	0.1570	4.1040
Risk	276	-	0.5797	0.4945	0	1
Same City	276	-	0.6703	0.4710	0	1
Same Industry	276	-	0.2283	0.4205	0	1

Interest	276	%	10.8433	4.3922	0	21.6
Maturity	276	year	1.1842	0.6517	0.083	5

其三，从涉房委托贷款来看，委托贷款一般为短期贷款，平均期限为 1.18 年，涉房委托贷款利率均值为 10.84%，高于银行同期贷款基准利率，分布在 0%-21.6%的较大范围内。在所有到期涉房委托贷款样本中，有 17.4%的样本出现违约。

其四，从企业特征维度看，参与委托贷款的企业在年龄、所有制属性、规模、财务状况、风险等方面均表现出丰富差异。这为我们从企业特征维度切入细致考察货币政策影响企业参与委托贷款及其借贷风险的作用机制提供了可能。

四、货币政策对不同行业委托贷款影响的实证分析

本文实证检验的顺序是：首先，根据借款企业所处行业将样本划分为“投向房地产行业的委托贷款”和“投向其它行业的委托贷款”，在此基础上，分别从广延边际和集约边际视角切入考察货币政策如何影响投向不同行业的委托贷款；其次，从借贷双方是否存在股权关联关系视角切入，进一步考察货币政策对涉房委托贷款影响的作用机理；最后，考察了货币政策对涉房委托贷款影响的风险含义。

（一）货币政策对企业发放委托贷款的影响：房地产行业 V.S.其他行业

考虑到近年来中国房地产市场发展过热，政府部门不断出台相关政策限制房地产行业过快发展，这使得与其它行业相比，货币政策对涉房委托贷款施加的影响可能存在差异。基于此，根据借款企业所处行业，我们将样本划分为“流向房地产行业的委托贷款”和“流向其它行业的委托贷款”，在此基础上，本文分别运用了差异性检验和回归分析等方法实证考察了货币政策变动对上市公司向不同行业企业发放委托贷款的影响。

1. 差异性 t 检验分析

为了初步考察货币政策对流向不同行业委托贷款规模的影响，根据货币政策代理变量 MPD，我们将样本期划分为货币政策紧缩时期和货币政策宽松时期，基于此，表 3 汇报了不同货币政策时期每笔委托贷款规模的平均规模及差异性检验。结果显示，其一，对流向房地产行业的委托贷款而言，在货币政策宽松时期，流向房地产企业的委托贷款平均每笔 2.55 亿元人民币；与之形成鲜明对比的是，在货币政策紧缩时期，流向房地产企业的委托贷款平均规模显著增加（t 检验在 10%的水平上显著），上升约 25%达到 3.19 亿元人民币。其二，对流向其它行业的委托贷款而言，与货币政策宽松时期委托贷款平均每笔 2.12 亿元人民币相比，在货币政策紧缩时期，流向其它行业的委托贷款平均规模为 1.82 亿元人民币，下降约 14%，并且 t 检验结果不显著，不同货币政策时期流向其它行业的委托贷款平均规模之间不存在显著差异。这初步表明，紧缩的货币政策显著提高了流向房地产企业的委托贷款规模。

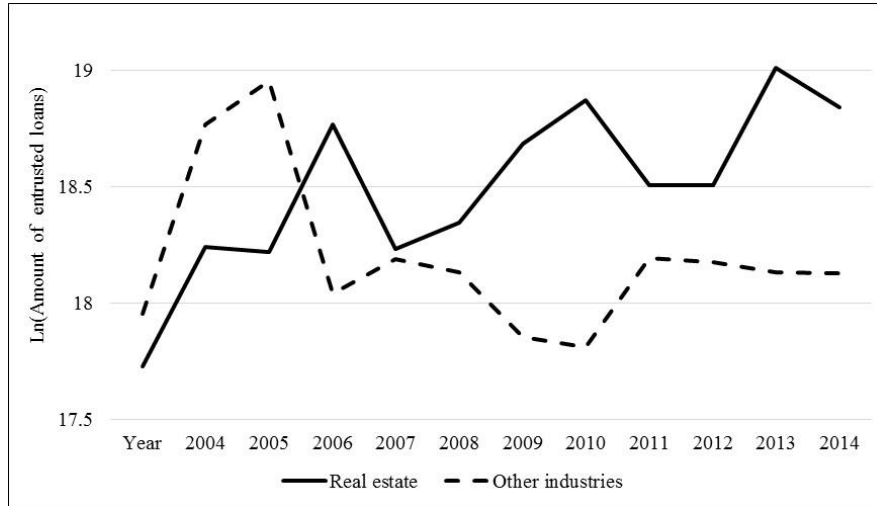
表 3 不同货币政策时期委托贷款规模的描述性统计（单位：Million RMB）

	Loans to Real Estate		Loans to Others	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
tightening of monetary policy	318.7548	483.7467	182.0096	358.1767
loosening of monetary policy	255.3288	486.7840	211.8693	857.3992
t-stat (difference)	63.4261* (0.1007)		-29.8597 (0.2287)	

Notes: P-values are reported in parentheses. ***, **, * indicates statistical significance at the 1%, 5%, and 10% level.

更为直观地，我们还给出了 2004-2015 年流向房地产行业 and 流向其它行业委托贷款年平均规模的趋势图，其中，实线表示流向房地产行业的委托贷款平均规模，虚线表示流向其它

行业的委托贷款平均规模。图 3 结果显示，一方面，在 2004 年、2006-2008 年、2011 年和 2014 年等货币政策紧缩年度，流向房地产行业的委托贷款平均规模呈现上升趋势；另一方面，流向房地产的委托贷款（实线）和流向其它行业的委托贷款（虚线）呈现此消彼长的趋势。这些结果表明，与流向其它行业的委托贷款相比，紧缩的货币政策提高了流向房地产行业的委托贷款规模。



Notes: The period of tightening monetary policy is 2004, 2006-2008, 2011 and 2014.

图 3 不同行业委托贷款年度均值：房地产行业 V.S.其它行业（2004-2015）

2. 广延边际视角的实证检验

为了实证分析货币政策变动对企业是否发放委托贷款的影响，我们构造如下面板 Logit 模型⁷。其中 $\Lambda(\cdot)$ 为逻辑分布的累积分布函数， X_{it} 为解释变量向量， β 为系数向量， μ_i 为个体效应。

$$\begin{aligned} Pr(Entrusted Loan = 1|X_{it}, \beta, \mu_i) &= \Lambda(\mu_i + X'_{it}\beta) \\ &= \frac{e^{\mu_i + X'_{it}\beta}}{1 + e^{\mu_i + X'_{it}\beta}} \end{aligned} \quad (1)$$

为了比较货币政策对流向不同行业委托贷款影响的差异性，我们在基准回归模型中分别保留了“流向房地产行业的委托贷款”样本和“全部未发放委托贷款”样本（控制组）、“流向其它行业的委托贷款”和“全部未发放委托贷款”样本（控制组）分别进行检验。表 4 Panel A 是保留了流向房地产行业的委托贷款和控制组的回归结果，表 4 Panel B 是保留了流向其它行业的委托贷款和控制组的回归结果。为保证回归结果的稳健性，表 4 还同时汇报了随机效应 Logit 和固定效应 Logit 回归结果。需要指出的是，面板 Logit 固定效应模型存在一个缺陷，即如果某企业的被解释变量取值全部为 1 或 0，则该企业不能被包括在样本中，因而，在使用固定效应模型进行估计时，会损失相当部分的样本量。

表 4 Panel A 结果显示，对流向房地产行业的委托贷款而言，不论使用何种估计方法，在控制上市公司企业特征、相关财务指标、宏观经济、行业、年度和个体效应等影响因素后，MPD 的系数在 1%的水平上显著为正。这表明，货币政策紧缩显著提高了上市公司向房地产行业发放委托贷款的概率。具体来说，在其他条件不变的情况下，货币政策紧缩时期上市公司向房地产企业发放委托贷款的概率是货币政策宽松时期的 4.86 倍。

⁷对于被解释变量为虚拟变量的非平衡面板数据，可以使用面板 Logit 模型或面板 Probit 模型，但面板 Probit 模型无法估计固定效应模型，因而，本文选择面板 Logit 模型。

类似地，表 4 Panel B 结果显示，对流向其它行业的委托贷款而言，不论使用何种估计方法，在控制相关变量影响的基础上，MPD 与是否发放委托贷款显著正相关。然而，需要指出的是，一方面，与 Panel A 结果相比，货币政策代理变量 MPD 的显著性由 1% 提高到 5%；另一方面，Panel B 回归结果中 MPD 的系数值仅为 Panel A 回归结果中的 1/3。具体地，在其他条件不变的情况下，货币政策紧缩时期上市公司向其它行业企业发放委托贷款的概率是货币政策宽松时期的 1.73 倍。

以上实证研究结果表明，虽然货币政策紧缩同时提高了上市公司向房地产行业和其它行业企业发放委托贷款的概率，但是，与向其它行业发放的委托贷款相比，货币政策紧缩对上市公司向房地产企业发放委托贷款概率的推高作用力度更大。这与本文的研究假说 H1a 一致。

表 4 货币政策对委托贷款影响的广延边际分析：房地产行业 V.S.其他行业⁸

Dependent Variable: Entrusted Loan _{i,t}				
	Panel A. Real Estate + Control Group		Panel B. Other Industries + Control Group	
	(1)	(2)	(3)	(4)
C	-4.7225 (4.0368)		-4.9877* (2.5528)	
MPD	1.5988*** (0.4207)	1.5646*** (0.4318)	0.5594** (0.2231)	0.5379** (0.2347)
Age _{i,t}	0.6693 (0.5919)	3.1046 (2.6574)	0.7134** (0.3314)	1.5559 (1.3637)
Size _{i,t-1}	0.4895*** (0.1581)	0.5731 (0.3776)	0.8435*** (0.0893)	0.7401*** (0.1966)
CFO _{i,t-1}	-0.0083 (0.0096)	0.0120 (0.0207)	-0.0079** (0.0039)	-0.0022 (0.0069)
Profit _{i,t-1}	0.0001 (0.0002)	0.0007 (0.0011)	0.00002 (0.0003)	0.0017 (0.0031)
DAR _{i,t-1}	-0.0368*** (0.0088)	-0.0480*** (0.0137)	-0.0237*** (0.0047)	-0.0317*** (0.0071)
GDP_Growth _t	-1.0551** (0.4170)	-0.4494 (0.7743)	-0.9550*** (0.2805)	-0.7927* (0.4437)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	26685	847	26983	2641
Firm NO.	2816	80	2816	242
	Random Effect	Fix Effect	Random Effect	Fix Effect

Notes: Standard errors are reported in parentheses. ***, **, * indicates statistical significance at the 1%, 5%, and 10% level.

3. 集约边际视角的实证检验

为了从行业视角出发考察货币政策变动对上市公司委托贷款规模的影响，我们构造如下

⁸Stata12 进行固定效应 Logit 回归时未报告常数项结果；进行随机效应 Logit 回归时未报告 Pseudo R² 值。

面板 Tobit 模型⁹。

$$Amount_{it} = \begin{cases} C + \alpha_1 Monetary_t + \alpha_2 Control + \mu_i + \varepsilon_{it}, & \text{若 } Amount_{it} > 0 \\ 0, & \text{若 } Amount_{it} = 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中, $Monetary_t$ 为货币政策代理变量, $Control$ 为企业特征变量和宏观经济变量等控制变量, ε_{it} 为随机扰动项, μ_i 为个体效应。表 5 Panel A 汇报了保留“流向房地产行业的委托贷款”和“全部未发放委托贷款”样本(控制组)的回归结果, 表 5 Panel B 汇报了保留“流向其它行业的委托贷款”和“全部未发放委托贷款”样本(控制组)的回归结果。为保证回归结果的稳健性, 表 5 还同时汇报了混合 Tobit 和随机效应 Tobit 回归结果。似然比检验结果显示, 强烈拒绝个体效应为零的原假设, 即存在个体效应, 使用随机效应面板 Tobit 模型更加合适。

表 5 货币政策对委托贷款影响的集约边际分析: 房地产行业 V.S. 其他行业

Dependent Variable: Ln_Amount				
	Panel A. Real Estate + Control Group		Panel B. Other Industries + Control Group	
	(1)	(2)	(3)	(4)
C	-13.1627 (11.6795)	-53.5123*** (19.5870)	-14.8944** (7.0202)	-20.3933*** (7.7403)
MPD	5.2547*** (1.7126)	6.7823*** (1.8571)	1.8421** (0.8727)	1.5688** (0.7400)
Age _{i,t}	2.0190 (1.3451)	1.3251 (3.3711)	1.4484** (0.7256)	2.3769** (1.1021)
Size _{i,t-1}	1.2636*** (0.3885)	2.1633*** (0.8241)	2.7304*** (0.2353)	2.8658*** (0.3201)
CFO _{i,t-1}	-0.0560* (0.0322)	-0.0167 (0.0450)	-0.0396*** (0.0120)	-0.0260** (0.0129)
Profit _{i,t-1}	0.0003 (0.0006)	0.0010 (0.0008)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0011)
DAR _{i,t-1}	-0.0964*** (0.0242)	-0.1761*** (0.0444)	-0.0619*** (0.0127)	-0.0783*** (0.0160)
GDP_Growth _t	-3.5953** (1.4542)	-4.5528*** (1.6357)	-3.3524*** (0.8939)	-2.9002*** (0.7840)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	No	Yes	No	Yes
Obs.	26685	26685	26685	26685
Firm NO.		2861		2861
Pseudo R ²	0.0624		0.0741	
Likelihood-ratio test		208.36***		602.11***
	Pooled	Random Effect	Pooled	Random Effect

⁹对于固定效应 Tobit 模型来说, 由于找不到个体异质性 μ_i 的充分统计量, 故无法进行条件最大似然估计, 因而我们不考虑固定效应 Tobit 模型。

Notes: Standard errors are reported in parentheses. ***, **, * indicates statistical significance at the 1%, 5%, and 10% level.

表 5 Panel A 回归结果显示, 对流向房地产行业的委托贷款而言, 不管使用混合回归还是面板 Tobit 回归, 在控制企业特征变量、宏观经济、行业、年度和个体效应等影响因素的基础上, 货币政策代理变量 MPD 与流向房地产行业的委托贷款规模在 1% 的水平上显著正相关。这表明, 货币政策紧缩显著提高了上市公司向房地产行业企业提供委托贷款的规模。

类似地, 表 5 Panel B 回归结果显示, 对流向其它行业的委托贷款而言, 不管使用何种回归方法, 在控制相关因素的影响后, 货币政策代理变量 MPD 与流向其它行业的委托贷款规模也显著正相关。但是, 值得指出的是, 一方面, 与 Panel A 结果相比, 在 Panel B 中 MPD 回归系数的显著性由 1% 提高到 5%; 另一方面, Panel A 中货币政策紧缩对流向房地产行业委托贷款规模影响的边际效应为 6.78, 是 Panel B 中货币政策紧缩对流向其它行业委托贷款规模影响边际效应 (1.57) 的 4 倍多。

上述实证检验结果表明, 虽然货币政策紧缩同时提高了上市公司向房地产行业和其它行业企业发放委托贷款的规模, 但是, 与向其它行业发放的委托贷款规模相比, 货币政策紧缩对上市公司向房地产企业发放委托贷款规模的推高作用力度更大。

综合来看, 表 4 和表 5 的实证检验结果揭示出, 一方面, 从广延边际视角来看, 货币政策紧缩显著提高了上市公司向房地产行业和其它行业企业发放委托贷款的概率; 从集约边际视角来看, 货币政策紧缩显著提高了上市公司向房地产行业和其它行业企业发放委托贷款的规模。另一方面, 不论是从广延边际, 还是集约边际视角来看, 与货币政策对流向其它行业委托贷款的影响相比, 货币政策紧缩对推高上市公司向房地产行业企业发放委托贷款概率和规模的作用力度更大。这与本文的研究假说 H1b 一致。

(二) 货币政策影响涉房委托贷款的机制分析: 基于股权关联视角

上文研究表明, 货币政策变动对流向不同行业的委托贷款施加了显著的差异性影响, 虽然从广延边际和集约边际视角来看, 紧缩的货币政策同时提高了上市公司向房地产行业和其它行业发放委托贷款的概率及规模, 但是, 与向其它行业发放的委托贷款相比, 货币政策紧缩对上市公司向房地产行业企业发放委托贷款的推高作用力度更大。那么, 一个自然的疑问是, 当货币政策紧缩时, 上市公司是通过何种机制向房地产行业输送资金? 考虑到不同企业间在贷款动机、利益诉求等方面各不相同, 货币政策对不同关联关系企业间委托贷款施加的影响可能存在差异。基于此, 根据借贷双方是否存在股权关联关系, 我们将“流向房地产行业的委托贷款”样本进一步划分为“股权关联型涉房委托贷款”和“非股权关联型涉房委托贷款”, 在此基础上, 深入考察货币政策对不同类型涉房委托贷款影响的差异性, 以揭示出货币政策影响涉房委托贷款的作用机理。

为了从股权关联视角切入考察货币政策变动对不同类型涉房委托贷款影响的差异性, 我们在基准回归模型中分别保留了“股权关联型涉房委托贷款”样本和“全部未发放委托贷款”样本(控制组)、“非股权关联型涉房委托贷款”样本和“全部未发放委托贷款”样本(控制组)进行检验。表 6 Panel A 是保留了股权关联型涉房委托贷款和控制组的回归结果, 表 6 Panel B 是保留了非股权关联型涉房委托贷款和控制组的回归结果。

从广延边际视角来看, 表 6 第 (1)、(2) 列结果显示, 不管使用固定效应模型还是随机效应模型, 在控制企业特征、财务状况、宏观经济、行业和年度等因素后, 货币政策代理变量 MPD 与股权关联型涉房委托贷款发放概率正相关, 但结果不显著。与之形成鲜明对比的是, 表 6 第 (5)、(6) 列结果显示, 不管使用何种估计方法, 在控制其他因素影响的前提下, MPD 的系数显著为正。具体地, 与股权关联型涉房委托贷款样本相比, 对非股权关联型涉房委托贷款而言, 不仅 MPD 的回归系数由不显著提高到在 1% 的水平上显著, 而且回归系数数值扩大一倍有余。这表明, 与股权关联型涉房委托贷款相比, 货币政策紧缩显著提高了上

市公司向非股权关联型房地产企业发放委托贷款概率。

从集约边际视角来看，表 6 第 (3)、(4) 列结果显示，在控制其他因素影响的前提下，货币政策代理变量 MPD 的系数为正，但不显著。与之不同，表 6 第 (7)、(8) 列结果显示，不论使用何种估计方法，在控制其他因素影响的基础上，货币政策代理变量 MPD 与非股权关联型涉房委托贷款规模至少在 5% 的水平上显著正相关，并且回归系数值增加约 62%。这表明，与股权关联型涉房委托贷款相比，货币政策紧缩显著提高了上市公司向非股权关联型房地产企业发放委托贷款的规模。

表 6 货币政策对不同类型涉房委托贷款的影响：股权关联 V.S.非股权关联

Dependent Variable:	Panel A. Related Real Estate + Control Group				Panel B. Unrelated Real Estate + Control Group			
	Extensive Margin (Logit)		Intensive Margin (Tobit)		Extensive Margin (Logit)		Intensive Margin (Tobit)	
	Entrusted Loan _{i,t}		Ln_Amount		Entrusted Loan _{i,t}		Ln_Amount	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
C	-13.3002** (5.3750)		-55.3265*** (17.0012)	-62.6063*** (20.7352)	-5.0972 (4.2985)		-15.6268 (12.8732)	-52.2028*** (19.6861)
MPD	0.7297 (0.5236)	0.7457 (0.5469)	4.4652 (3.0948)	3.8533 (2.7039)	1.4949*** (0.4825)	1.5314*** (0.5096)	5.0089** (1.9817)	6.2329*** (2.0648)
Age _{i,t}	1.8616* (1.1308)	6.0544 (4.2354)	6.3910** (2.8416)	5.9125 (4.2248)	0.3613 (0.6353)	2.1049 (3.0336)	0.5524 (1.5585)	1.3425 (3.2579)
Size _{i,t-1}	0.3227 (0.2452)	0.2004 (0.7375)	0.6686 (0.6045)	1.1579 (0.9590)	0.5621*** (0.1802)	0.6694 (0.4520)	1.7322*** (0.4914)	1.9560** (0.9392)
CFO _{i,t-1}	-0.0061 (0.0141)	0.0051 (0.0234)	-0.0427 (0.0514)	-0.0271 (0.0560)	-0.0089 (0.0112)	0.0392 (0.0359)	-0.0645 (0.0403)	-0.0124 (0.0397)
Profit _{i,t-1}	0.0000 (0.0004)	0.0064 (0.0116)	0.0001 (0.0007)	0.0000 (0.0011)	0.0001 (0.0002)	0.0005 (0.0011)	0.0004 (0.0006)	0.0009 (0.0012)
DAR _{i,t-1}	-0.0032 (0.0125)	-0.0179 (0.0248)	-0.0007 (0.0139)	-0.0225 (0.0530)	-0.0479*** (0.0101)	-0.0604*** (0.0171)	-0.1566*** (0.0318)	-0.2041*** (0.0516)
GDP_Growth _t	-0.7091** (0.3442)	-0.2739 (0.4707)	-0.6896 (1.3752)	-0.4480 (1.3306)	-0.9397** (0.4286)	-0.5095 (0.9038)	-3.2725** (1.5363)	-3.8280** (1.6607)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	Yes	Yes	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes
Obs.	26591	256	17974	17974	24853	622	26649	26649
Firm NO.	2816	23		2814	2816	60		2816
Pseudo R ²		0.2818	0.0506			0.3030	0.0790	
Huasman test	1.17				5.22			
Likelihood-ratio test				97.94***				156.38***
	Random	Fixed	Pooled	Random	Random	Fixed	Pooled	Random

Notes: Standard errors are reported in parentheses. ***, **, * indicates statistical significance at the 1%, 5%, and 10% level.

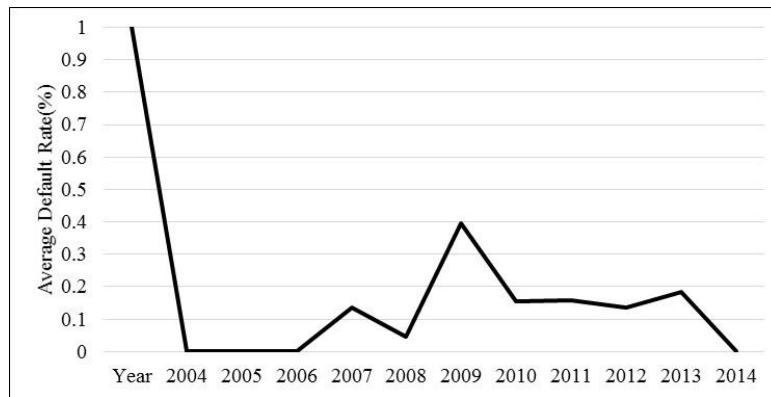
这些实证检验结果表明，货币政策对不同类型涉房委托贷款施加了差异性影响。与货币政策对股权关联型涉房委托贷款影响不显著相比，货币政策紧缩显著提高了上市公司向非股

权关联房地产企业发放委托贷款的概率和规模。

（三）货币政策对涉房委托贷款影响的风险含义分析

上述经验分析揭示出，与流向其它行业的委托贷款相比，紧缩的货币政策对上市公司向房地产行业企业发放委托贷款概率和规模的推高作用力度更大，其作用机理在于货币政策紧缩促使上市公司向其股权关联房地产企业发放委托贷款。考虑到人们普遍担心影子银行可能带来的金融风险问题，那么，货币政策变动对流向房地产行业委托贷款的影响机制具有怎样的风险含义呢？

首先，我们界定了委托贷款违约的测度变量 *Default*。具体而言，如果委托贷款到期未能按时偿还，我们将 *Default* 取值为 1，否则取值为 0。在本文涉及的样本期间 2004-2015 年期间内，所有到期涉房委托贷款共 276 笔，其中，出现违约的样本共 48 笔，占总体的 17.39%。图 4 展示了 2004-2015 年涉房委托贷款的平均违约率，结果显示，其一，在本文样本期间内，涉房委托贷款的年平均违约率为 18.41%，显著高于同期中国商业银行不良贷款率 2.0%¹⁰；另一方面，在货币政策紧缩时期，涉房委托贷款的违约率呈现上升趋势。这初步表明，紧缩的货币政策会导致涉房委托贷款的违约风险增加。



Notes: The period of tightening monetary policy is 2004, 2006-2008, 2011 and 2014.

图 4 涉房委托贷款平均违约率 (2004-2015 年)

进一步地，本文运用多元回归分析方法实证考察货币政策对涉房委托贷款违约概率的影响，回归模型如 (3) 所示。其中，委托贷款是否出现违约 *Default* 为被解释变量； $\Lambda(\cdot)$ 为逻辑分布的累积分布函数； β 为系数向量； μ_i 为个体效应； X_{it} 为解释变量向量。

$$Pr(Default = 1|X_{it}, \beta, \mu_i) = \Lambda(\mu_i + X'_{it}\beta) = \frac{e^{\mu_i + X'_{it}\beta}}{1 + e^{\mu_i + X'_{it}\beta}} \quad (3)$$

解释变量主要包括以下四类：其一，货币政策为主要解释变量 *MPD*；其二，借款企业特征变量，主要有借贷双方是否存在股权关联关系 (*Relate*)、借款企业所有制属性 (*Ownership*)、借款企业年龄 (*Age*)、借款企业风险 (*Risk*)、借贷双方是否处于同一省份 (*Same City*) 和借贷双方是否处于同一行业 (*Same Industry*)；其三，借贷条款特征，主要有委托贷款利率 (*Interest*)、委托贷款期限 (*Maturity*)、委托贷款规模 (*Amount*)；其四，宏观经济变量，借款企业所在地 *GDP* 增长率 (具体变量定义可参见表 1)；另外，在回归中我们还控制了年度效应。

回归结果如表 7 所示。表 7 Panel A 运用全部已到期涉房委托贷款样本的回归结果显示，不管使用 *Logit* 回归还是 *Probit* 回归，在控制借款企业特征、借贷条款特征和年度等影响因

¹⁰数据来源：《中国银行业监督管理委员会 2014 年报》。

素的基础上，货币政策代理变量 MPD 的系数为正，但不显著。出现这一结果可能的解释有两种：其一，在控制相关因素的影响后，货币政策并未对涉房委托贷款的违约率施加显著影响；其二，货币政策对不同类型涉房委托贷款的违约率施加了相反的影响。

表 7 货币政策对涉房委托贷款违约概率的影响

Dependent Variables: Default						
	Panel A. Total		Panel B. Related		Panel C. Unrelated	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
C	-3.4218**	-1.5584**	-2.7708	-1.2870	-2.6080	-1.3405
	(1.4854)	(0.7867)	(2.0776)	(1.0916)	(2.2169)	(1.2363)
MPD	0.5420	0.2617	-1.3363	-0.7062	1.2332*	0.6446*
	(0.5184)	(0.2835)	(1.2490)	(0.6250)	(0.6933)	(0.3752)
Relate	-0.5676	-0.2431				
	(0.5419)	(0.2973)				
Ownership	0.2896	0.1277	1.0792	0.5389	-0.2579	-0.0622
	(0.4200)	(0.2290)	(0.6966)	(0.3557)	(0.6898)	(0.3776)
Age	0.0231	-0.0073	0.0265	-0.0262	0.0144	0.0110
	(0.2290)	(0.1275)	(0.3828)	(0.2054)	(0.3451)	(0.1998)
Risk	-0.9053*	-0.3652	-0.0273	-0.0259	-0.9797	-0.5728
	(0.5209)	(0.2739)	(0.7715)	(0.4058)	(0.8251)	(0.4878)
Same City	-0.4142	-0.2220	-1.0759*	-0.5756*	-0.0896	-0.0371
	(0.3712)	(0.2086)	(0.6355)	(0.3488)	(0.5590)	(0.3206)
Same Industry	-0.4277	-0.2170	-0.2374	-0.2064	0.0000	0.0000
	(0.5359)	(0.2996)	(0.6677)	(0.3725)	(.)	(.)
Interest	0.1430**	0.0596**	-0.0758	-0.0525	0.2210***	0.1265***
	(0.0568)	(0.0286)	(0.1022)	(0.0516)	(0.0847)	(0.0473)
Maturity	0.0860	0.0457	-0.0258	-0.0324	0.2106	0.1336
	(0.2660)	(0.1587)	(0.3513)	(0.2114)	(0.5934)	(0.3411)
Amount	0.1441	0.0305	0.3156	0.1663	-0.3263	-0.2244
	(0.2114)	(0.1154)	(0.2820)	(0.1599)	(0.3734)	(0.2090)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	276	276	130	130	126	126
Pseudo R ²	0.1031	0.0926	0.1764	0.1730	0.1864	0.1836
	Logit	Probit	Logit	Probit	Logit	Probit

Notes: Standard errors are reported in parentheses. ***, **, * indicates statistical significance at the 1%, 5%, and 10% level.

实际上，与股权关联企业间委托贷款相比，由于缺乏有效的信息传递渠道和贷款监督机制，非股权关联企业间委托贷款的违约风险相对较大，这可能导致货币政策对不同类型委托贷款的违约率施加了差异性影响，进而导致货币政策对整体样本违约率的影响不显著。

为了揭示出货币政策对不同类型涉房委托贷款施加的差异性影响，我们根据借贷双方是否存在股权关联关系，将样本划分为“股权关联型涉房委托贷款”（Related）和“非股权关联型涉房委托贷款”（Unrelated）进行分组回归。

表 7 Panel B 以股权关联型涉房委托贷款为样本的检验结果显示，不管使用何种回归模型，在控制相关因素影响的基础上，货币政策代理变量 MPD 的系数均为负，但不显著。与

之不同的是，表 7 Panel C 以非股权关联型涉房委托贷款为样本的检验结果显示，在控制相关影响因素的前提下，MPD 与委托贷款违约概率在 10%的水平上显著正相关。

上述检验结果表明，货币政策对涉房委托贷款整体样本违约率影响不显著的原因在于，货币政策对不同股权关联类型涉房委托贷款的违约率施加了差异性影响。与货币政策对股权关联型涉房委托贷款违约率施加了负向影响不同，紧缩的货币政策显著增加了非股权关联型涉房委托贷款的违约概率。

事实上，正如上文指出的那样，股权关联型委托贷款和非股权关联型委托贷款在风险控制层面存在显著差异。具体地，对股权关联型涉房委托贷款而言，股权关联关系不仅使得借贷双方之间的信息沟通和传递更加有效，而且贷款方还能通过派遣高管、增加持股等方式加强对房地产借款企业的监督，以有效防控可能出现的道德风险问题（李增泉等，2008；黎来芳等，2009；钱雪松等，2017）。这样一来，股权关联关系通过丰富的信息和监督机制显著降低了股权关联型涉房委托贷款的违约概率。

与之不同的是，对非股权关联型涉房委托贷款而言，由于缺乏有效的信息甄别和监督机制，贷款方不仅在事前难以全面评估非股权关联房地产借款企业的风险状况，而且对其贷后风险管理的难度也相对较大，这使得非股权关联型涉房委托贷款的违约概率相对较高。另外，需要指出的是，由于无法通过银行、证券等正规金融渠道融通资金，为了获得非股权关联上市公司的资金，房地产借款企业不得不接受较高的利率、较严苛的抵押担保要求等，此时，房地产借款企业有激励将贷款投入到回报率更高且风险更大的项目中，这进一步推高了非股权关联型涉房委托贷款的违约概率。

综合以上分析可知，与股权关联型委托贷款可以利用关联关系对贷款实施有效监督不同，由于非股权关联型委托贷款信息不对称程度和监管难度相对更大，当货币政策紧缩促使上市公司更多地向非股权关联房地产企业发放委托贷款时，涉房委托贷款的违约风险显著增加，这会加剧影子银行系统性金融风险。

五、影子银行对货币政策信贷传导有效性的影响：以委托贷款为例

上文实证研究揭示出，货币政策对流向不同行业的委托贷款施加了差异性影响，虽然紧缩的货币政策会同时增加流向房地产行业和其它行业的委托贷款，但是与流向其它行业的委托贷款相比，货币政策紧缩对上市公司向房地产借款企业发放委托贷款概率和规模的推高最用力度更大。进一步地研究表明，货币政策影响涉房委托贷款的作用机理在于，紧缩的货币政策促使上市公司向非股权关联房地产企业发放委托贷款，而且这加剧了涉房委托贷款这一影子银行机制的金融风险。那么，从整体上看，影子银行是如何影响中国货币政策信贷传导有效性的呢？

为了全面考察影子银行对中国货币政策信贷传导有效性的影响，本文首先运用中国人民银行公布的社会融资规模和金融机构人民币贷款余额等宏观数据，初步考察货币政策变动对委托贷款规模和银行信贷的影响；然后，利用上市公司委托贷款公告数据分别从广延边际和集约边际两个维度出发，实证检验货币政策变动对上市公司发放委托贷款的影响。

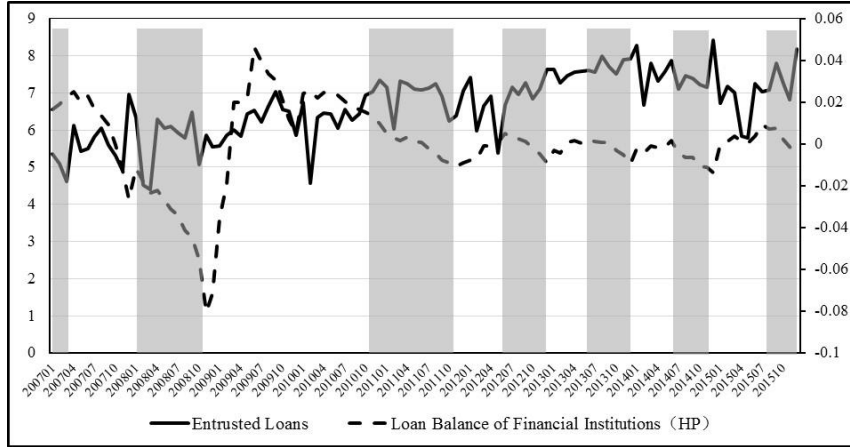
（一）货币政策、委托贷款及银行信贷互动关系的宏观数据分析

为了从宏观视角考察货币政策变动对委托贷款规模的影响，及其与银行信贷之间的互动关系，我们首先计算得到 2007-2015 年法定存款准备金率（M_Rrr）和 6 个月上海银行间同业拆放利率（M_Shibor）的月度数据；然后，以 M_Rrr 和 M_Shibor 的中位数为门槛值，将样本期划分为货币政策宽松时期和货币政策紧缩时期¹¹；在此基础上，运用中国人民银行公

¹¹大致来看，按照 M_Rrr 和 M_Shibor 进行划分的货币政策紧缩时期为：2007 年第 1 季度、2008 年、2011 年第 3 至第 4 季度、2012 年、2013 年、2014 年、2015 年第 1 季度；货币政策宽松时期为：2007 年第 2 至第 4 季度、2009 年、2010 年、2011 年第 1 季度、2015 年下半年。

布的宏观数据,我们将对数化处理后的委托贷款规模和去趋势处理后的金融机构人民币贷款余额共同绘制在图 5 中。

图 5 中,实线是对数化处理后的委托贷款规模,虚线是 HP 滤波去趋势处理后的金融机构人民币贷款余额,阴影部分为货币政策紧缩时期。可以观察到,在货币政策紧缩时期,银行信贷表现出显著的下降趋势,而与之不同的是,委托贷款规模呈现出明显的上升趋势。这初步表明,紧缩的货币政策对委托贷款和银行信贷施加了相反的影响。



Notes: The shadow part is the period of tightening monetary policy

图 5 2007-2015 年委托贷款与金融机构贷款余额变化趋势图

进一步地,表 8 给出了不同货币政策时期委托贷款和银行信贷的单变量对比分析。结果显示:其一,对银行信贷而言,在货币政策紧缩时期,银行信贷增长率显著下降。具体地,当央行提高法定准备金率,货币政策趋紧时,银行信贷增长率从宽松时期的 19.8% 下降到紧缩时期的 14.8%,下降幅度高达 25.3%,差异性 t 检验在 1% 的水平上显著。以 M_Shibor 划分货币政策松紧程度的结果与之一致。这说明,紧缩的货币政策会显著降低银行信贷供给,这与赵振全等(2007)、李连发、辛晓岱(2012)、李成、高智贤(2014)等的研究结论一致。

表 8 银行信贷和委托贷款在不同货币政策时期的单变量对比分析

	Entrusted Loans (100 million RMB)		Growth Rate of Loan Balance of Financial Institution (%)		Entrusted Loans/ Loan Balance of Financial Institution	
	Mean	Dev.	Mean	Dev.	Mean	Dev.
Panel A. Group by M_Rrr						
loosening of monetary policy	594.087	590.885	19.799	6.065	0.139	0.088
tightening of monetary policy	1543.161	810.669	14.766	0.912	0.230	0.107
t-stat (difference)	-949.074*** (0.0000)		5.033*** (0.0000)		-0.091*** (0.0000)	
Panel B. Group by M_Shibor						
loosening of monetary policy	865.344	703.503	19.866	6.006	0.162	0.089
tightening of monetary policy	1271.905	941.316	14.700	0.925	0.208	0.120
t-stat (difference)	-406.561** (0.0125)		5.166*** (0.0000)		-0.046*** (0.0000)	

Notes: P-values are reported in parentheses. ***, **, * indicates statistical significance at the 1%, 5%, and 10% level.

其二，对委托贷款而言，一方面，不管是以 M_Rrr 还是 M_Shibor 划分货币政策松紧程度，与货币政策宽松时期相比，委托贷款规模在货币政策紧缩时期相对更大， t 检验结果在至少 5% 的水平上显著；另一方面，在货币政策紧缩时期委托贷款规模与金融机构人民币贷款余额的比值显著高于其在货币政策宽松时期的比值。这说明，当货币政策趋紧时，对委托贷款这一影子银行机制的运用大幅提高。

上述结果初步表明，紧缩的货币政策对委托贷款和银行信贷施加了相反的影响。相较于货币政策宽松时期，在货币政策紧缩时期，银行信贷下滑，企业的正常融资需求得不到满足，这使得委托贷款这一影子银行机制作为替代性融资工具被广泛使用，因而委托贷款规模显著增加。

综合来看，图 5 和表 8 利用央行宏观数据的对比分析表明，紧缩的货币政策显著提高了社会融资中的委托贷款规模，与银行信贷呈现出顺货币政策周期不同的是，委托贷款规模表现出逆货币政策周期特征。

（二）货币政策对委托贷款的影响：基于企业微观数据的实证分析

利用宏观总量数据的分析表明，货币政策紧缩在降低银行信贷供给的同时，显著提高了社会融资中委托贷款的规模。而在企业微观层面，货币政策变动将如何影响企业参与委托贷款的行为决策呢？另外，哪些企业会积极参与委托贷款业务发挥其重新配置资本的作用以削弱货币政策紧缩的影响？为了回答上述问题，我们以手工搜集整理的上市公司委托贷款非平衡面板数据为研究对象，分别从广延边际和集约边际视角出发考察货币政策变动对企业参与委托贷款的影响。

表 9 Panel A 为从广延边际视角切入的货币政策对上市公司发放委托贷款概率影响的回归。Panel A 同时汇报了混合 Logit、固定效应 Logit 和随机效应 Logit 回归结果。在估计方法选择上，一方面，似然比检验结果表明，在混合 Logit 与随机效应 Logit 之间应选择使用随机效应 Logit；另一方面，利用 Hausman 检验在随机效应 Logit 与固定效应 Logit 之间进行选择，结果显示应选择固定效应 Logit。回归结果显示，在控制上市公司企业特征、相关财务指标、宏观经济、行业、年度和个体效应等影响因素后，MPD 系数在 1% 的水平上显著为正。这表明，货币政策紧缩显著提高了上市公司发放委托贷款的概率。

表 9 Panel B 是从集约边际视角切入的货币政策对上市公司发放委托贷款规模影响的回归。Panel B 同时汇报了混合 Tobit 和随机效应 Tobit 回归结果。似然比检验结果表明，强烈拒绝个体效应为零的原假设，即存在个体效应，使用随机效应面板 Tobit 模型更合理。回归结果显示，在控制企业特征变量、宏观经济、行业、年度和个体效应等影响因素的基础上，货币政策代理变量 MPD 与委托贷款规模在 1% 的水平上显著正相关。这表明，货币政策紧缩会显著提高上市公司发放委托贷款的规模。

综合来看，表 9 实证结果揭示出，在货币政策紧缩时期，部分企业（特别是中小企业）的正常融资需求得不到满足，促使它们积极寻求委托贷款这一影子银行机制弥补资金缺口。因而，在企业微观层面我们可以观察到，从广延边际视角来看，货币政策紧缩显著提高了上市公司发放委托贷款的概率；从集约边际视角来看，货币政策紧缩促使上市公司发放委托贷款的规模显著增加。货币政策影响企业参与委托贷款业务的这一作用机制为其在宏观层面呈现的逆货币政策周期特征提供了微观经验证据。这些经验结果不仅表明，从企业微观层面来看，我国存在货币政策信贷传导机制；而且还揭示出，委托贷款这一影子银行机制的应用在一定程度上削弱了货币政策紧缩对经济活动的影响。

与此同时，表 9 回归结果还表明，那些拥有更多富余资金的上市公司更倾向于发放委托贷款，并且放贷规模也更多。具体地，其一，企业年龄（Age）和规模（Size）系数在 1% 的水平上显著为正，这与我们的直觉一致。上市公司年龄越大，规模越大，货币政策紧缩对其

影响越小,越有可能拥有富余资金,从而促使其在货币政策紧缩时期更多地发放委托贷款用以缓解关联企业的融资约束或牟取高额投资收益。其二,企业的经营活动现金流(CFO)和资产负债率(DAR)系数在1%的水平上显著为负,这也符合经济直觉。一方面,企业在经营活动方面的投入增加,可用于发放委托贷款的资金就会减少;另一方面,企业资产负债率越高,对外部融资的需求越大,因而可供放贷的自由资金有限,这不仅会降低上市公司发放委托贷款的概率,也减少了其发放委托贷款的规模。

表9 货币政策对上市公司发放委托贷款的影响

Dependent Variable	Entrusted Loan _{i,t}			Ln_Amount	
	Panel A. Extensive Margin (Logit)			Panel B. Intensive Margin (Tobit)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
C	-0.9341 (1.6071)	-4.1854* (2.2075)		2.4714*** (0.0969)	1.8291*** (0.0720)
MPD	0.5608*** (0.1729)	0.7039*** (0.1997)	0.6741*** (0.2098)	0.5419*** (0.1794)	0.6021*** (0.1931)
Age _{i,t}	0.3674*** (0.1426)	0.7545** (0.3046)	1.5607 (1.2180)	0.3897*** (0.1500)	-0.1699 (0.3047)
Size _{i,t-1}	0.4991*** (0.0387)	0.7666*** (0.0809)	0.6500*** (0.1731)	0.5802*** (0.0470)	0.5460*** (0.0875)
CFO _{i,t-1}	-0.0078*** (0.0022)	-0.0069* (0.0035)	0.0008 (0.0065)	-0.0082*** (0.0025)	-0.0021 (0.0039)
Profit _{i,t-1}	0.0000 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.0012 (0.0009)	0.0000 (0.0001)	0.0002 (0.0001)
DAR _{i,t-1}	-0.0132*** (0.0025)	-0.0238*** (0.0043)	-0.0323*** (0.0063)	-0.0137*** (0.0026)	- (0.0042)
GDP_Growth _t	-0.8272*** (0.2117)	-0.9230*** (0.2338)	-0.7788** (0.3891)	-0.7420*** (0.1735)	- (0.1881)
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm	No	Yes	No	No	Yes
Obs.	27083	27083	3162	27083	27083
Firm NO.		2816	287		2816
Pseudo R ²	0.0970		0.2505	0.0878	
Huasman test		43.04***			
Likelihood-ratio test			718.02***		144.20***
	Pooled	Random	Fixed	Pooled	Random

Notes: Standard errors are reported in parentheses. ***, **, * indicates statistical significance at the 1%, 5%, and 10% level.

六、结 论

为了抑制房价过快上涨、房地产市场投资过热等问题,中国政府出台了一系列限制资金

流入房地产行业的调控政策，这使得房地产企业（特别是中小地产商）陷入融资困境。然而，近十年蓬勃发展的中国式影子银行业务，为其提供了融通资金的渠道以维持企业营运。这对旨在控制银行信贷等正规金融机制的货币政策提出了新的挑战。遗憾的是，受到数据可得性限制，学术界十分缺乏影子银行是否以及如何影响货币政策传导的规范实证研究。本文以委托贷款这一典型影子银行为研究对象，将手工搜集整理的上市公司委托贷款公告数据与中国人民银行公布的社会融资规模、银行信贷等宏观数据结合起来，从房地产视角切入实证考察了货币政策变动对企业参与委托贷款的影响及其风险含义。

本文研究发现，虽然在货币政策紧缩时期，上市公司向房地产行业和其它行业企业发放的委托贷款均显著增加；但是，无论是从广延边际还是集约边际维度来看，与其它行业企业相比，紧缩的货币政策对上市公司向房地产企业发放委托贷款概率和规模的推高作用力度相对更大。货币政策影响涉房委托贷款的作用机制在于，货币政策紧缩促使委托贷款发生类型转换：在货币政策紧缩时期，与借贷双方存在股权关联关系的涉房委托贷款相比，上市公司向非股权关联房地产企业发放委托贷款的概率和规模都想多更大。由于贷款方缺乏有效机制对非股权关联房地产企业实施监管，紧缩的货币政策加剧了涉房委托贷款的违约风险。进一步地，利用整体数据的实证分析揭示出，企业在利用委托贷款这一典型影子银行机制融通资金的同时，显著削弱了货币政策信贷传导有效性：在货币政策紧缩时期，伴随着银行信贷下滑，社会融资中委托贷款的规模显著增加。

本文运用委托贷款这一独特影子银行数据，从房地产视角切入实证考察了货币政策变动对企业参与影子银行业务的影响及其风险含义，这不仅有助于厘清中国新兴转轨背景下货币政策信贷传导渠道的作用机制，在边际上拓展货币政策相关研究文献；而且，还能加深我们对以委托贷款为代表的中国式影子银行运作机理的认识和理解，从而对影子银行监管和风险控制等问题具有重要启发意义。

参考文献

- (1) Allen, F., Y. Qian, G. Tu, and F. Yu, 2016, "Entrusted Loans: A Close Look at China's Shadow Banking System", SSRN Working Paper.
- (2) Amidu, M., and S. Wolfe, 2013, "Does Bank Competition and Diversification Lead to Greater Stability? Evidence from Emerging Markets", *Review of Development Finance*, Vol.3, pp. 152~166.
- (3) Aysun, U., and R. Hepp, 2011, "Securitization and the Balance Sheet Channel of Monetary Transmission", *Journal of Banking & Finance*, Vol.35, pp. 2111~2122.
- (4) Bernanke, B. S., and A. S. Blinder, 1988, "Credit, Monetary, and Aggregate Demand", *American Economic Review*, Vol.78, pp. 435~439.
- (5) Bhaumik, S. K., V. Dang, and A. M. Kutan, 2011, "Implication of Bank Ownership for the Credit Channel of Monetary Policy Transmission: Evidence from India", *Journal of Banking & Finance*, Vol.35, pp. 2418~2428.
- (6) Bordo, M. D., J. V. Duca, and C. Koch, 2016, "Economic Policy Uncertainty and the Credit Channel: Aggregate and Bank Level U.S. Evidence over Several Decades", *Journal of Financial Stability*, Vol. 26, pp. 90~106.
- (7) Gertler, M., and S. Gilchrist, 1994, "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.109, No.2, pp. 309~430.
- (8) Kashyap, A. K., J. C. Stein, and D. W. Wilcox, 1993, "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance", *The American Economic Review*, Vol.83, pp. 78~98.
- (9) Kashyap, A. K., and J. C. Stein, 2000, "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?", *American Economic Review*, Vol.90, pp. 407~428.
- (10) Kishan, R. B., and T. P. Opiela, 2000, "Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel", *Journal of Monetary, Credit, and Banking*, Vol.32, pp. 121~141.
- (11) Kishan, R. P., and T. P. Opiela, 2006, "Bank Capital and Loan Asymmetry in the Transmission of Monetary Policy", *Journal of Banking & Finance*, Vol.30, pp. 259~285.
- (12) La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, 2002, "Government Ownership of Banks", *The Journal of Finance*, Vol.57, pp. 265~301.
- (13) Mehrotra, A. N., 2007, "Exchange and Interest Rate Channels during a Deflationary Era-Evidence from Japan, Hong Kong and China", *Journal of Comparative Economics*, Vol.35, pp. 188~210.
- (14) Nilsen, J. H., 2002, "Trade Credit and the Bank Lending Channel", *Journal of Monetary, Credit, and Banking*, Vol.34, No.1, pp. 226~253.
- (15) Pellegrino, G., 2017, "Uncertainty and Monetary Policy in the US: A Journey into Non-Liner Territory", Melbourne Institution Working Paper, No. 6/17.
- (16) Perera, A., D. Ralston, and J. Wickramanayake, 2014, "Impact of Off-balance Sheet Banking on the Bank Lending Channel of Monetary Transmission: Evidence from South Asia", *Journal of International Financial Markets, Institution and Money*, Vol.29, pp. 195~216.
- (17) Yu, Y., Y. T. Lee, and C. W. Fok, 2015, "Speculative Motive for Holding Cash and High-interest Entrusted Loans", SSRN Working Paper, No. 2649970.
- (18) Zha, T., J. Ren and K. Chen, 2016, "What We Learn from China's Rising Shadow Banking: Exploring the Nexus of Monetary Tightening and Banks' Role in Entrusted Lending", FRB Atlanta Working Paper, No. 2016-1.
- (19) 陈欢、马永强:《货币政策调整与房地产企业融资决策》,《改革》,2013年第5期。
- (20) 何东、王红林:《利率双轨制与中国货币政策实施》,《金融研究》,2011年第12期。
- (21) 胡志鹏:《“影子银行”对中国主要经济变量的影响》,《世界经济》,2016年第1期。
- (22) 姜再勇、钟正生:《我国货币政策利率传导渠道的体制转换特征-利率市场化改革进程中的考察》,《数量经济技术经济研究》,2010年第4期。

- (23) 黎来芳、黄磊、李焰：《企业集团化运作与融资约束-基于静态和动态视角的分析》，《中国软科学》，2009年第4期。
- (24) 李波、伍戈：《影子银行的信用创造功能及其对货币政策的挑战》，《金融研究》，2011年第12期。
- (25) 李成、高智贤：《货币政策立场与银行信贷的异质性反应-基于信贷传导渠道的理论解读与实证检验》，《财贸经济》，2014年第2期。
- (26) 李连发、辛晓岱：《银行信贷、经济周期与货币政策调控：1984-2011》，《经济研究》，2012年第3期。
- (27) 李增泉、辛显刚、于旭辉：《金融发展、债务融资约束与金字塔结构-来自民营企业集团的证据》，《管理世界》，2008年第1期。
- (28) 林毅夫、李永军：《中小金融机构发展与中小企业融资》，《经济研究》，2001年第1期。
- (29) 林毅夫、李志赞：《中国的国有企业与金融体制改革》，《经济学（季刊）》，2005年第7期。
- (30) 鲁晓东：《金融资源错配阻碍了中国的经济增长吗？》，《金融研究》，2008年第4期。
- (31) 钱雪松、杜立、马文涛：《中国货币政策利率传导有效性研究：中介效应和体制内外差异》，《管理世界》，2015年第11期。
- (32) 钱雪松、谢晓芬、杜立：《金融发展、影子银行区域流动和反哺效应-基于中国委托贷款数据的经验分析》，《中国工业经济》，2017年第6期。
- (33) 裘翔、周强龙：《影子银行与货币政策传导》，《经济研究》，2014年第5期。
- (34) 盛朝晖：《中国货币政策传导渠道效应分析：1994-2004》，《金融研究》，2006年第7期。
- (35) 盛松成、吴培新：《中国货币政策的二元传导机制-“两中介目标，两调控对象”模式研究》，《经济研究》，2008年第10期。
- (36) 王永钦、刘紫寒、李嫦、杜巨澜：《识别中国非金融企业的影子银行活动-来自合并资产负债表的证据》，《管理世界》，2015年第12期。
- (37) 姚余栋、李宏瑾：《中国货币政策传导信贷渠道的经验研究：总量融资结构的新证据》，《世界经济》，2013年第3期。
- (38) 战明华、应诚炜：《利率市场化改革、企业产权异质与货币政策广义信贷渠道的效应》，《经济研究》，2015年第9期。
- (39) 张辉、黄泽华：《我国货币政策利率传导机制的实证研究》，《经济学动态》，2011年第3期。
- (40) 赵振全、于震、刘淼：《金融加速器效应在中国存在吗？》，《经济研究》，2007年第6期。
- (41) 郑曙光：《民营中小企业融资新政：金融创新的制度基础与法制化路径》，《中国软科学》2012年第6期。
- (42) 周莉萍：《论影子银行体系国际监管的进展、不足、出路》，《国际金融研究》，2012年第1期。
- (43) 周英章、蒋振声：《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性-中国1993-2001年的实证分析和政策含义》，《金融研究》，2002年第9期。
- (44) 祝继高、陆正飞：《融资需求、产权性质与股权融资歧视-基于企业上市问题的研究》，《南开管理评论》，2012年第4期。