

# 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

徐文舸 包群

**[摘要]**中国人民银行自2010年开始采取了一系列紧缩性货币政策,来对宏观经济过热与流动性过剩进行调控。本文以人民银行2010年第四季度至2011年第三季度的货币政策调控为自然实验的研究对象,通过采用倍差法的检验策略,考察了货币政策调控对制造业上市企业融资结构的影响。由于不同所有制与规模的企业面临显著的信贷约束与融资能力差异,本文强调货币政策调控对这些异质性企业的融资结构的区别性影响。研究发现:紧缩性的货币政策调控将导致民营企业和中小企业的融资结构出现较为明显的调整,即外源融资占比、企业总债务率以及有息债务率均呈现出下降的趋势,尤其是民营企业表现得更为显著,而对国有企业和大企业的融资结构变化则影响不明显。该结果不仅证实了融资结构这一微观基础的存在性,而且也揭示出作为调控对象微观企业的行为变化,为客观理解宏观货币政策调控的微观影响提供了难得的经验证据。

**关键词:** 货币政策 融资结构 企业所有制 宏观调控

**JEL 分类号:** E52 E58 G32

### 一、引言

为应对“扩大内需十项措施”(即四万亿刺激政策)带来的宏观经济过热与市场流动性供给过剩的局面,中国人民银行(以下简称人民银行)自2010年开始采取了一系列紧缩性的货币政策来进行调控。特别是在2010年第四季度至2011年第三季度期间,人民银行几乎是每个月上调一次存款准备金率(50个基点)以及每个季度上调一次基准利率(25个基点),其采用货币政策工具次数之频繁、实施力度之大是我国自实行现代宏观调控很长一段时期以来前所未有的。因此,对于这一政策调控的结果和效应进行科学评估显然是十分必要的,尤其是关于作为调控对象微观企业的行为变化以及所承担的不同调控成本等重要议题的研究均具有十分强烈的现实意义。不过很可惜的是,到目前为止我们尚未找到有相关文献对此进行研究和探讨。

从已有文献来看,对于货币政策调控的微观基础(或货币政策传导机制)的研究主要是基于企业投资的资金成本(the cost of capital)敏感性分析,但其调控微观企业行为的有效性却一直存在着争议(Maino and Laurens, 2007; 彭方平和王少平, 2007; 徐明东和陈学彬, 2012)。相反地,另一微观基础——融资结构的重要性则被大多数研究所忽略,国内鲜有文献从货币政策调控的角度来对此给予关注(叶康涛和祝继高, 2009; 曾海舰和苏冬蔚, 2010),但 Bernanke and Gertler (1995)却将

\* 徐文舸,国家发展和改革委员会投资研究所,经济学博士;包群,南开大学经济学院,教授、博士生导师。本文得到了教育部“新世纪优秀人才支持计划”(NCET-11-0248)、国家自然科学基金(71103100;71203107;71473136)、霍英东教育基金基础性研究课题(141083)、南开大学中央专项基金课题(NKZXB1226)的资助。作者诚挚感谢导师袁刚教授的悉心指导,也十分感谢南开大学经济学院的徐鹏博士和赵志红博士对本文所提出的宝贵意见。本文仅为作者的学术探讨,不代表所在单位观点。

此视为打开货币政策传导机制“黑箱”(Black Box)的关键所在。

有鉴于此,本文选取人民银行2010年第四季度至2011年第三季度的货币政策调控为研究对象,构建起一个“自然实验”(Natural Experiments)的框架,采用倍差法(Difference-in-Differences)的检验策略,重点考察货币政策的调控对我国制造业上市企业融资结构的影响,以此来证实融资结构这一微观基础的作用机理。值得指出的是,尽管有少数学者对融资结构进行了研究(赵冬青等,2008;叶康涛和祝继高,2009),但都没有很好地避免可控实验下出现自选择或内生性的问题,而本文所采用的倍差法检验策略正好弥补了上述缺陷。为此,本文遵循曾海舰和苏冬蔚(2010)的做法,根据企业所有制与规模这两个重要维度来区分本文的处理组与对照组(详见“研究设计部分”),以此来考察异质性企业在货币政策调控前后的融资结构变化。

与已有文献相比,本文的研究有四个方面的贡献。首先,本文从货币政策调控的新视角,特别是利用季度数据来更为准确地定义此次非常时期下的货币政策环境,证实了融资结构这一微观基础的存在性;其次,通过对异质性企业在货币政策调控前后融资结构变化的研究,本文进行了更为细致且全面深入的分析,具有重要的现实意义;第三,本文构建起自然实验的框架,采用倍差法的检验策略,避免了因出现自选择或内生性而导致估计偏误的问题;最后,从中国经济增长的现实来看,目前我国正处于结构调整的关键时期,人民币贷款和货币供应量( $M_2$ )的增速趋于“新常态”。本文的研究不仅对货币当局具有参考意义,而且也为今后的宏观调控提供了一种决策依据。

本文其余部分安排如下:第二部分是机制梳理和命题提出;第三部分介绍研究设计;第四部分为实证分析,并进行稳健性检验;最后是结论及政策建议。

## 二、文献回顾与命题提出

### (一)对货币政策调控影响企业融资结构的机制梳理

从Friedman and Schwartz(1963)的研究开始,经济学家们在“货币政策短期内会显著影响经济”上取得了共识,但对于货币政策如何施加这一影响仍存在着诸多争议(Bernanke and Gertler, 1995)。传统的货币观(也称利率渠道)认为,货币当局通过调控短期利率(如联邦基金利率)来影响资金成本,进而影响以家庭消费和企业投资为主的总需求,并最终影响到总产出,整个传导机制可简单概括为“政策调控→短期利率→资金成本→总需求→总产出”(Bernanke and Blinder, 1992)。不过很显然,货币观忽略了金融中介的特殊作用以及存在异质性借款企业这些重要因素,因而也就无法解答政策效应的规模、反应时间等一系列“谜团”(puzzles)(Hubbard, 1995)。

为解决上述理论的缺陷,信贷观(也称信贷渠道, the credit channel)将不完美信息等金融摩擦引入信贷市场,由此产生异质性借款企业在微观行为上的差异,进而提高了货币政策影响的解释力。信贷观认为,外源融资溢价(external finance premium, 也称代理成本)的内生变化会增强货币政策在调控利率上的直接效应,换言之,就是货币政策调控将会同时作用于短期利率和外源融资溢价,并放大在资金成本上的调控影响(Bernanke and Gertler, 1995)。所谓“外源融资溢价”,是指企业在外源融资(以银行贷款为主)和内源融资(企业的留存收益)间的成本差异,外源融资的成本一般会远高于内源融资,而两者的差额大小则反映出信贷市场上的不完美程度和借款企业的异质性。

进一步地,信贷观可分为两种传导机制:一是银行贷款渠道(the bank lending channel);二是资产负债表渠道(the balance sheet channel, 也称广义信贷渠道)。随着金融创新和混业经营的发展,前者的重要性已大不如前,而后者正逐渐扮演起日益重要的角色,该渠道强调货币政策调控对于借款企业的资产负债表(包括担保比例和现金流比率等)有着十分重要的影响,并且这最终会影

响企业的投融资决策行为。以紧缩性货币政策为例,资产负债表渠道的传导机制可概括为“首先是内源融资:政策调控→现金流↓→内源融资↓;其次是外源融资:政策调控→现金流↓、担保比例↑→外源融资溢价↑→外源融资↓”。值得指出的是关于企业的融资结构,“金融加速器”理论(Bernanke et al.,1996)给出了相应的微观基础,并揭示出借款企业融资结构的变化是经济波动的主要来源之一。同时,在实证研究上,Oliner and Rudebusch(1996)也证实了经济冲击(如货币政策调控)往往会直接作用于企业的融资结构。有关资产负债表渠道的最新研究,主要是从信贷市场存在金融摩擦的角度,考察央行所能采取的最优货币政策(Carlstrom et al.,2010;Cúrdia and Woodford,2010)。其中,具体是把代理成本产生的风险溢价(risk premium)来表示信贷市场的紧度(tightness),并将该风险溢价融入标准的泰勒规则,构造出最优的货币政策规则,即央行的货币政策调控在以往重点关注的“双重目标”(通胀和产出)之外新加入了风险溢价。此外,信贷溢价(credit spreads)与宏观经济状况之间的关系也有其他相应的拓展(Cúrdia and Woodford,2008;Fiore and Tristani,2013)。

对于融资结构的变化尤其是内外源融资占比,各种理论却持有不同的观点(张春,2008)。最为典型的是权衡理论和啄序理论,前者认为政策调控导致企业倾向于用内源融资来代替外源融资,结果是外源融资占比将会下降;与之相反,后者则支持企业会优先考虑债务融资,也就意味着内源融资占比将会下降。之所以两种理论会得出不同的结论,主要是在于“企业家信心”这一关键变量,也就是在政策调控下企业家对于未来预期的变化不仅会影响企业对外源融资结构的变化(如股权与债务融资方式等)(苏冬蔚和曾海舰,2011),而且也会影响内外源融资结构的变化。总之,在货币政策调控机制中,融资结构始终占据着十分重要的位置,即“政策调控→融资结构变化→投资变化→产出变化”。

## (二)两个研究命题的提出

如前所述,企业的融资结构是货币政策调控机制中的核心变量和微观基础,但目前国内主要集中于对宏观经济政策与企业产出之间的研究,而缺少宏观经济政策和企业融资行为的研究(姜国华和饶品贵,2011)。为此,本文尝试从货币政策调控与企业融资结构的视角入手来进行探讨,试图厘清这一货币政策传导机制中的微观基础,尤其是考察异质性企业在货币政策调控前后融资结构的变化。这里需要强调的是,企业的异质性一方面会影响外源融资溢价的大小,另一方面也在政策调控的过程中使得融资结构这一微观基础的重要性更加凸显。

对于企业的异质性,本文主要是从所有制和规模两个维度来进行刻画<sup>①</sup>。其一,关于所有制性质,这便会涉及到信贷配置的“所有制歧视”,即银行更倾向于向国有企业提供外源融资(苟琴等,2013)。特别是在我国由国有银行占据信贷市场主导的金融体系下,“所有制歧视”现象是十分普遍的(Allen et al.,2005;饶品贵和姜国华,2013a),并在货币政策调控时期表现得尤为明显(叶康涛和祝继高,2009;饶品贵和姜国华,2013b)。尽管有部分研究指出信贷配置的差异主要源于企业自身禀赋的不同,而非所有制性质(方军雄,2010;白俊和连立帅,2012),但不可否认的是在政策调控时期,民营企业的外源融资往往会受到更多的限制,转而只能较多地依赖于内源融资(Guariglia et al.,2011;李新章和聂金锁,2003)<sup>②</sup>。其二,关于企业规模,大多数文献基本上都是从“货币政策变化对于企业投资行为的作用是否受企业规模的影响”角度来进行探讨(Gertler and Gilchrist,1994;Huang et al.,2012;曾海舰,2010),但鲜有文献是从企业融资结构来进行研究(曾海舰和苏冬蔚,2010)。从某种意义上而言,“太大而不能倒”(too big to fall)现象在企业寻求外源融资的过程中也是

① 其他因素还包括企业的成长性等(祝继高和陆正飞,2009)。

② 民营企业也可能会寻求高利贷等融资来源,但这显然是不可持续的,故不作为本文的研究主题。

十分普遍的,大企业拥有多样化的融资渠道,受政策调控的影响较小,而小企业则更依赖于传统的银行信贷,一旦进行政策调控便首当其冲(Holmstrom and Tirole, 1997)。总之,基于融资的代理成本角度,银行对民营企业 and 中小企业授信需要克服信息不对称的问题,这就增加了代理成本,特别是在政策调控阶段,其外源融资溢价也将显著上升,为此银行会采取降低民营企业 and 中小企业的信贷比例、提高国有企业 and 大企业的信贷比例,该现象也被称为“安全投资转移”(flight to quality) (Bernanke et al., 1996)<sup>①</sup>。

根据上述分析,本文就此提出如下两个待检验的命题。

命题一:紧缩性的货币政策调控是否导致民营企业的融资结构发生明显的变化,即外源融资占比、企业总债务率以及有息债务率出现下降的趋势,而对国有企业的融资结构变化则影响不显著。

命题二:紧缩性的货币政策调控是否导致中小企业的融资结构发生明显的变化,即外源融资占比、企业总债务率以及有息债务率出现下降的趋势,而对大企业的融资结构变化则影响不显著。

我们认为,如果货币政策调控对企业融资结构没有实质性影响,那么上述两个命题将会被拒绝;但如果两个命题都通过了检验,那么就可以得到货币政策调控对企业融资结构有实质性影响的结论。

### 三、研究设计部分

#### (一)研究样本

根据研究需要,本文将 2009 年第一季度至 2013 年第四季度(共 20 个季度)作为考察的时间窗口。同时,鉴于制造业是我国目前各行业中发展最为成熟、体系最为完备的支柱性行业,且制造业企业的投融资行为也是最为普遍和频繁的<sup>②</sup>。为此,本文选取在沪深交易所上市的制造业企业 2009~2013 年的季度数据作为样本,从而能充分利用大样本的信息来保证实证研究结果的可靠性。制造业企业的季度数据均来源于 CCER 中国经济金融数据库系统之一般企业财务数据库,而文中涉及到的宏观经济数据则来源于国家统计局数据库、货币政策执行报告和《中国金融年鉴》。

此外,为了使得企业的数据在考察期间具有可比性,我们进行了一系列剔除工作:一是剔除了股票的交易状态表现为“非正常交易”的企业,诸如在股票简称前带有 ST(特别处理,Special Treatment)和 PT(特别转让,Particular Transfer)之类的企业;二是剔除最终控制人类型变更,而只保留国有控股以及民营控股的企业;三是剔除财务数据出现异常或存在缺失的企业,像净资产为负、资产负债率大于 1、缩尾处理等。最后,得到 625 家上市的制造业企业,共 12500 个季度样本。

#### (二)主要变量的定义

##### 1. 货币政策环境的界定

针对我国人民银行所采取特定的货币政策调控方式(徐鹏和徐文舸,2015),以及参考 Romer and Romer(1990)和 Boschen and Mills(1995)的叙述性方法,本文所定义表示货币政策环境的虚拟变量(mp)是基于以下三点的考虑<sup>③</sup>。

<sup>①</sup> “安全投资转移”是金融投资中的一个概念,具体是指当整体投资环境不佳的情况下,投资者将资金从风险较高的投资产品转移至较为安全的投资产品。

<sup>②</sup> 在 2001~2011 年间,我国制造业增加值占当年国内生产总值(GDP)的比例始终保持在 32%左右,远高于同一时期主要发达国家的水平。

<sup>③</sup> 在人行进行货币政策调控时,操作目标、中间目标、最终目标各自的表现和反应有着时间上的先后差异。从相关规则来看,最为灵活的是操作目标,其反应几乎没有时滞,人行可以审时度势地对其进行调整;其次是最终目标,在每季度发布的货币政策执行报告中,人行必须对外公布货币政策取向和政策目标;最慢的是中间目标,以货币供应量( $M_2$ )为例,其目标值一般是在每年两会的《政府工作报告》中才得以提出。

其一,从人民银行所采用的货币政策工具来看,自2010年第四季度开始,基准利率与存款准备金率始终维持在一个比较高的水平。特别是在2010年第四季度至2011年第三季度期间,人民银行采取了一系列紧缩性的货币政策来进行调控。其中,人民银行先后5次上调基准利率,1年期贷款利率从5.31%上调至6.56%,并且贷款加权平均利率更是从调控之初(2010年9月)的5.59%大幅上升了2.47%,至2011年9月的8.06%;而在同期,人民银行也连续9次上调存款准备金率,大中型金融机构的存款准备金率从17%上调至21.5%,累计上调4.5%。

其二,在人民银行的數量型中间目标上,人民币贷款和货币供应量( $M_2$ )的增速也同样自2010年底开始恢复到一个相对合理增长的轨道上来(王国刚,2012)<sup>①</sup>。如图1所示,新增人民币贷款的增速从高位回落,尤其是在2010~2011年间各自新增贷款7.95万亿和7.47万亿,分别同比少增1.65万亿和3901亿;而货币供应量的增速也从2010年之前远高于人民银行所提出的目标值水平大幅降至目标值附近的区间。

其三,对于人民银行的政策取向和政策目标而言,2010年第四季度是一个十分明显的分界点。在2009~2013年人民银行所发布的历次货币政策执行报告中,人民银行对货币政策取向的措辞从“适度宽松”转向“稳健”以及货币政策目标从“保持经济平稳较快发展”转向“保持物价总水平基本稳定这一宏观调控的首要任务”的转折点都是在2010年第四季度。此外,人民银行每季度公布的货币政策感受指数和银行贷款审批指数也都显示出2010年第四季度是货币政策的拐点,即两个指数分别从2010年第三季度的高点69.5和45.5急剧下滑至2011年第一季度的低点39.4和33.1<sup>②</sup>。

有鉴于此,本文以2010年第四季度作为货币政策环境的分界点,即把2010年第四季度至2013年第四季度定义为紧缩时期,而2010年第四季度之前定义为宽松时期<sup>③</sup>。尽管目前关于如何最为准确地定义我国货币政策的松紧区间,学术界还未取得共识,但相较于以往的文献(Shu and Ng, 2010; 叶康涛和祝继高, 2009; 靳庆鲁等, 2012),本文在这个议题上进行了更为细致且全面的分析。

## 2. 企业组别的分类

对于所考察企业的组别,本文按所有制与规模两个维度对样本企业进行分类。具体来说,所有制是以企业最终控制人确定的,即以该企业第一大股东的控股类别为准,主要可以分为国有企业(国有控股)和民营企业(民营控股)两类。结合前面的分析,本文将民营企业作为处理组,而国有企业作为对照组。就企业规模而言,本文参照以往文献的做法(Oliner and Rudebusch, 1996; 曾海舰和苏冬蔚, 2010),以企业的总资产或营业总收入作为分类标准。以总资产为例,本文是将取对数后



图1 人民银行数量型中间目标的增速(2009~2013年)

数据来源:中国人民银行发布的货币政策执行报告。

① 值得指出的是,“社会融资规模”从2011年才开始成为人行宏观监测的重要指标之一,也就是中间目标之一(中国货币政策执行报告,2011年第一季度),故本文不予采纳。

② 货币政策感受指数是指在全部接受调查的银行家中,判断货币政策“适度”的银行家所占的百分比;银行贷款审批指数是反映银行家对贷款审批条件松紧的扩散指数。两者的数值越小均表示该季度的货币政策越为紧缩。

③ 关于货币政策效应的持续期,有研究发现将至少持续两年左右的时间(Romer and Romer, 1990; Bernanke and Blinder, 1992)。

的总资产(2009年第一季度的数值)进行排序,把低于中位数的数值作为小企业(处理组),高于中位数的数值作为大企业(对照组)。

### 3. 因变量的选取

由于研究对象是微观企业的融资结构,为此对于因变量的选取主要是侧重于不同融资方式的度量(详见表1)。一是关于内源融资的度量,前者只涉及企业自身对于经营活动产生的现金流量净额和可抵押资产的所有权部分的融资;二是对外源融资的度量,本文按“是否直接对外支付利息”把外源融资分为有息和无息债务两类,其中,有息债务包括以长短期借款为主的银行信贷,而无息债务则是指企业之间的商业信用(饶品贵和姜国华,2013b)。这一安排更有利于对企业融资结构的变化以及融资方式的差异作进一步的研究。

### (三) 检验策略

本文通过倍差法的检验策略来考察假设命题,即紧缩性的货币政策环境是否会对企业的融资结构造成影响<sup>①</sup>。为此,建立如下的模型设定:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_1 mp_t + \beta_2 group_i + \beta_3 mp_t \times group_i + \gamma x_{i,t-1} + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $y_{i,t}$ 表示企业的融资结构和方式; $mp_t$ 表示货币政策环境,紧缩时期为1、宽松时期为0; $group_i$ 表示所考察企业的组别,包括企业的所有制与规模大小两种分类;倍差变量为 $mp_t \times group_i$ 。此外, $x_{i,t-1}$ 表示一系列企业层面的控制变量,为避免产生内生性问题,这些控制变量均取滞后一期; $\lambda_t$ 则是表示时间效应的虚拟变量,比如,年度与季度的虚拟变量,以及一些为检验事件发生之前是否存在共同时间趋势的交互项。详细的变量设置说明参见表1。

特别地,本文重点关注倍差变量的系数,其估计的意义是指所要考察的样本处理组平均变化与样本对照组平均变化的差异,可以用如下的数学表达式进行解释:

$$\beta_3 = [E(y_{i,t} | mp_t=1, group_i=1, x_{i,t-1}, \lambda_t) - E(y_{i,t} | mp_t=0, group_i=1, x_{i,t-1}, \lambda_t)] \\ - [E(y_{i,t} | mp_t=1, group_i=0, x_{i,t-1}, \lambda_t) - E(y_{i,t} | mp_t=0, group_i=0, x_{i,t-1}, \lambda_t)] \quad (2)$$

其中,前一个方括号表示样本处理组在事件发生前后的平均变化,而后一个方括号则是样本对照组在事件发生前后的平均变化。为此,根据检验命题,当处于紧缩性的货币政策环境下,不管是按所有制还是规模分类,本文都预期在“外源融资占比”、“总债务率”和“有息债务”方程中的系数 $\beta_3$ 均显著为负。

总之,为了得到较为稳健的估计结果,本文将按照“先解释变量、再控制变量、后虚拟变量”的顺序逐一地加入估计模型,同时,本文的所有估计模型对标准误均在企业层面进行聚类处理<sup>②</sup>。

## 四、实证分析部分

### (一) 描述性统计

首先,表2给出全样本及各分类组别的描述性统计。对于全样本而言,在融资结构方面,外源融资占比、总债务率和有息债务率的均值(中位数)分别为30.4%(32.3%)、23.6%(22.1%)和24.3%(23.8%)。这说明两点,一是整体的外源融资占比不高,仅及内源融资的一半;二是有息债务几乎占到企业总债务的大部分。在经营行为上,反映盈利能力的资产回报率均值(中位数)为3.2%(2.1%),担保比例均值(中位数)在31%(24%)以上,现金流比率均值(中位数)为2.5%(1.6%)。从

<sup>①</sup> 虽然货币政策作为一种宏观政策会影响到所有样本企业的融资结构,但不同类型的企业影响应该是具有差异的,而倍差法正好适用于甄别不同组别样本的差异性影响效应。

<sup>②</sup> 由于倍差法在实际应用中会出现序列相关的问题,这就会高估估计参数在统计上的显著性水平(Bertrand et al., 2004)。为此,本文通过对企业进行聚类处理来消除序列相关问题的影响。

表1 变量设置说明

符号	变量定义	计算方法	文献出处
因变量			
efl		有息债务率=(短期借款+长期借款)/前一期总资产	曾海舰和苏冬蔚(2010)
ef	外源融资	总债务率=有息债务率+无息债务率; 其中,无息债务率=(应付款项-应收款项)/前一期总资产	饶品贵和姜国华(2013b)
efif	外源融资占比	外源融资占比=(短期借款+长期借款)/(经营活动产生的现金流量净额+可抵押资产+短期借款+长期借款); 其中,可抵押资产=(货币资金+0.715 应收账款+0.547 存货+0.535 固定资产)	Almeida and Campello(2007)
解释变量			
mp	货币政策环境	以2010年第四季度为分界点;2010年第四季度至2013年第四季度(紧缩期)取1,2010年第四季度之前(宽松期)取0	
pro	企业所有制	以上市公司的最终控制人来确定;民营企业(处理组)取1,国有企业(对照组)取0	
size	企业规模	以取对数后的总资产(2009年第一季度的数值)来区分;低于中位数的数值作为小企业(处理组)取1,而高于中位数的数值作为大企业(对照组)取0	
控制变量(均取滞后一期项)			
lroa	盈利能力	资产回报率=净利润/总资产	祝继高和陆正飞(2009)
lgrow	企业未来的发展状况	取对数后的营业总收入的增长率	Gertler and Gilchrist(1994)
lnass	企业规模	取对数的总资产	叶康涛和祝继高(2009)
lguarant	担保比例	担保比例=固定资产净额/前一期总资产	曾海舰和苏冬蔚(2010)
lcf	现金流比率	现金流比率=经营活动产生的现金流量净额/前一期总资产	祝继高和陆正飞(2009)
虚拟变量			
dy2009-dy2013	年度虚拟变量	--	李青原和王红建(2013)
dq2-dq4	季度虚拟变量	--	
dy2009 size 或 dy2009 pro	交互项	年度虚拟变量与考察组的交互项	曾海舰和苏冬蔚(2010)

分组类别来看,不同所有制和规模的企业存在着显著差异。在反映融资结构的三项指标上,国有企业组和大企业组(对照组,以下同)均分别高于民营企业组和小企业组(处理组,以下同)。上述现象也在企业经营行为上得以体现,尤其是企业的担保比例和现金流比率,对照组的数值都远高于处理组。这表明对照组运用外源融资的能力会更强。不过,对照组在反映盈利能力的资产回报率上还是略逊于处理组。

表 2 描述性统计

变量		efif	ef	efl	lroa	lgrow	lnass	lguarant	lcf
全样本	样本量	8319	8330	8339	11866	11223	12500	9988	11248
	均值	0.304	0.236	0.243	0.032	0.006	21.891	0.319	0.025
	中位数	0.323	0.221	0.238	0.021	0.019	21.764	0.248	0.016
	标准差	0.155	0.176	0.153	0.057	0.042	1.186	3.944	0.326
民营企业组	样本量	3119	3129	3130	4975	4701	5240	4185	4715
	均值	0.299	0.202	0.240	0.038	0.006	21.478	0.258	0.023
	中位数	0.317	0.189	0.238	0.026	0.020	21.419	0.238	0.018
	标准差	0.145	0.168	0.145	0.067	0.044	0.980	0.153	0.076
国有企业组	样本量	5200	5201	5209	6891	6522	7260	5803	6533
	均值	0.307	0.257	0.245	0.028	0.006	22.189	0.363	0.027
	中位数	0.329	0.245	0.238	0.017	0.019	21.997	0.257	0.014
	标准差	0.161	0.178	0.157	0.049	0.041	1.231	5.172	0.423
小企业组	样本量	3352	3360	3364	5944	5621	6260	4999	5633
	均值	0.288	0.189	0.227	0.033	0.006	21.045	0.264	0.020
	中位数	0.301	0.174	0.212	0.022	0.020	21.032	0.240	0.013
	标准差	0.151	0.166	0.149	0.066	0.045	0.663	0.246	0.080
大企业组	样本量	4967	4970	4975	5922	5602	6240	4989	5615
	均值	0.315	0.268	0.254	0.031	0.006	22.739	0.375	0.031
	中位数	0.340	0.260	0.254	0.019	0.018	22.549	0.264	0.018
	标准差	0.157	0.176	0.154	0.047	0.040	0.968	5.575	0.455

其次,表 3 列出按企业所有制和规模分类的组别在不同货币政策环境下进行均值比较的检验结果。很显然,不管是处理组还是对照组,其在货币政策紧缩环境下的外源融资状况均显著地低于货币政策宽松环境下的外源融资状况。特别是在反映融资结构的三项指标上,这一差异都是十分显著的。

表 3 分组均值的比较检验

变量	民营企业组			国有企业组		
	mp=0	mp=1	差异	mp=0	mp=1	差异
efif	0.335	0.286	0.050*** (9.166)	0.323	0.300	0.022*** (4.626)
ef	0.246	0.185	0.061*** (9.502)	0.284	0.246	0.039*** (7.080)
efl	0.283	0.225	0.058*** (10.707)	0.270	0.235	0.035*** (7.117)



续表

变量	小企业组			大企业组		
	mp=0	mp=1	差异	mp=0	mp=1	差异
efif	0.328	0.276	0.052*** (9.537)	0.327	0.309	0.018*** (3.778)
ef	0.233	0.175	0.058*** (9.124)	0.291	0.258	0.033*** (6.182)
efl	0.270	0.213	0.057*** (10.199)	0.277	0.244	0.033*** (6.777)

注:均值检验采用T检验,括号内的数值为t值;“\*\*\*”表示参数在1%的显著性水平下显著异于零。

再者,图2给出了各企业分类组别在外源融资上的趋势变化。可以看到,自2010~2011年开始各组别之间的走势有较大的差距,处理组比对照组下跌得更多,前者的降幅甚至一度超过10%。此外,各分类组别的融资结构变化在趋势上是非常相似的,这就表明对于影响企业融资结构变化的其他经济因素而言,人民银行所主导的货币政策调控是外生的。

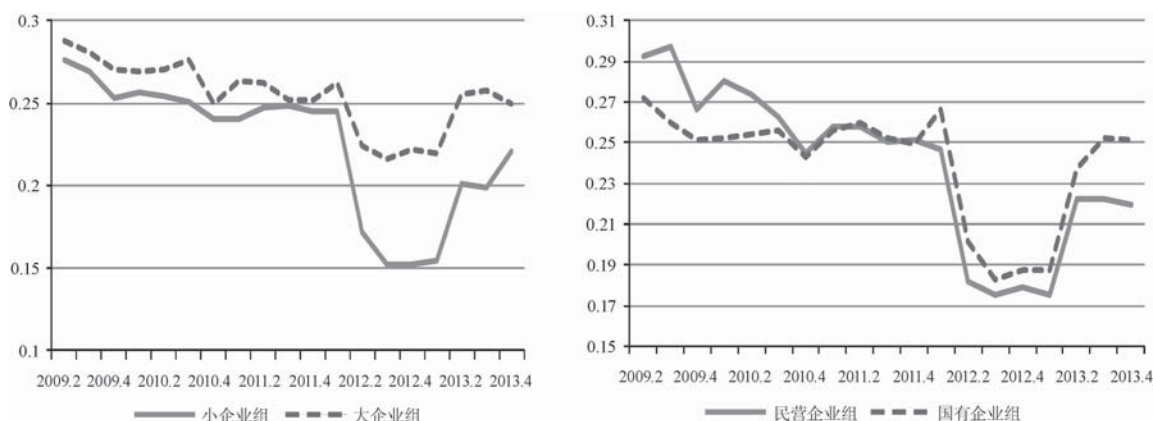


图2 企业融资结构变化的趋势分析(以有息债务率为例)

注:图中的数据均以各组别的中值标识。

## (二)基于企业所有制的估计结果

先对命题一进行考察,即紧缩性的货币政策调控是否导致民营企业的融资结构发生明显的变化,而对国有企业的融资结构变化则影响不显著。表4结果显示,紧缩性的货币政策调控确实对民营企业的融资结构产生深远的影响,其倍差变量的估计系数一直为负,且均通过1%的显著性水平。这说明当货币政策环境趋紧时,民营企业的外源融资占比相较于国有企业出现明显下降的趋势,特别是在逐一加入控制变量和虚拟变量后,也未明显改变该估计系数的符号和大小。值得指出的是年度虚拟变量与考察组的交互项(即dy2009pro)的系数不显著,这表明对照组和处理组在人民银行实施紧缩性的货币政策之前具有基本一致的时间趋势,也就满足了倍差法适用的前提条件(曾海舰和苏冬蔚,2010)。

对于控制变量,lroa在1%水平下显著为负,说明当资产回报率较好时,企业会更多地利用自有资金,从而降低外源融资的比重;lgrow在1%水平下显著为正,表明未来发展状况好转的企业将

会增加外源融资的比重来积极开展投融资活动;lnass 也显著为正,说明规模较大的企业更易于增加外源融资的比重;lguarant 和 lcf 分别在 1%水平下显著为正与为负,反映具有较高担保比例和较低现金流比率的企业也易于增加外源融资的比重。

表 4 货币政策调控对企业外源融资占比的影响(按所有制)

mp×pro	-0.027*** (-3.73)	-0.031*** (-4.25)	-0.029*** (-4.04)	-0.029*** (-3.28)
mp	-0.022*** (-3.78)	-0.023*** (-3.99)	0.014** (2.25)	0.014** (2.19)
pro	0.013 (0.96)	0.043*** (3.55)	0.044*** (3.68)	0.044*** (3.47)
lroa		-1.061*** (-9.12)	-1.210*** (-9.87)	-1.210*** (-9.87)
lgrow		0.319** (10.67)	0.500*** (2.78)	0.500*** (2.78)
lnass		0.024*** (4.70)	0.023*** (4.67)	0.023*** (4.67)
lguarant		0.031*** (4.51)	0.032*** (4.60)	0.032*** (4.60)
lcf		-0.366*** (-4.53)	-0.378*** (-4.72)	-0.378*** (-4.71)
dy2009			0.080*** (8.87)	0.080*** (8.26)
dy2010			0.069*** (8.44)	0.069*** (8.44)
dy2011			0.065*** (10.78)	0.065*** (10.78)
dy2012			0.014*** (3.84)	0.014*** (3.84)
dq2			-0.027 (-1.64)	-0.027 (-1.64)
dq3			-0.068*** (-13.04)	-0.068*** (-13.04)
dq4			-0.059*** (-18.06)	-0.059*** (-18.05)
dy2009×pro				0.0003 (0.05)
constant	0.323*** (35.53)	-0.192* (-1.71)	-0.206* (-1.84)	-0.206* (-1.84)
R-square	0.0108	0.1635	0.1991	0.1991
样本量	8319	7133	7133	7133

注:表中数据为变量的回归系数,括号内的数值为 t 值;“\*\*\*”、“\*\*”、“\*”分别表示在 1%、5%和 10%水平显著;以上说明在表 5 至表 12 是一致的。

针对前面“民营企业外源融资占比下降”的现象,先对反映外源融资整体状况的“总债务率”进行考察。表5结果显示,该倍差变量的估计系数仍一直为负,且都通过了1%的显著性水平。这说明紧缩性的货币政策环境直接影响到民营企业整体的外源融资状况,其下滑的趋势是十分显著的。

表5 货币政策调控对企业总债务率的影响(按所有制)

mp×pro	-0.022*** (-2.66)	-0.029*** (-3.52)	-0.028*** (-3.35)	-0.026*** (-2.58)
mp	-0.039*** (-6.17)	-0.038*** (-6.31)	0.016** (2.58)	0.016** (2.44)
pro	-0.038** (-2.42)	0.010 (0.72)	0.013 (0.87)	0.011 (0.74)
lroa		-1.242*** (-11.47)	-1.420*** (-11.93)	-1.420*** (-11.93)
lgrow		0.345*** (10.70)	0.250** (2.03)	0.250** (2.02)
lnass		0.050*** (9.00)	0.049*** (9.04)	0.049*** (9.04)
lguarant		0.004 (0.87)	0.004 (0.85)	0.004 (0.85)
lcf		-0.048 (-0.86)	-0.047 (-0.83)	-0.047 (-0.82)
年度与季度虚拟变量			控制	控制
dy2009×pro				0.003 (0.37)
constant	0.284*** (27.65)	-0.799*** (-6.60)	-0.852*** (-7.04)	-0.851*** (-7.04)
R-square	0.0378	0.2082	0.2433	0.2433
样本量	8330	7145	7145	7145

注:限于篇幅原因,在表5至表11中,年度与季度虚拟变量的估计结果没有逐一汇报。

本文还考察“有息债务率”来进一步揭示“民营企业外源融资占比下降”背后的深层原因。一般而言,企业的外源融资主要包括有息债务和无息债务两个部分,后者是企业应付款项减去应收款项的差额,属于商业信用的范畴(饶品贵和姜国华,2013b)。表6的估计结果显示,紧缩性的货币政策环境导致民营企业的有息债务率出现一定程度的下滑,其倍差变量的估计系数一直为负,且通过1%的显著性水平。这表明有息债务率的下滑是导致“民营企业外源融资占比下降”的主要原因。

### (三)基于企业规模的估计结果

本文再对命题二进行考察,即紧缩性的货币政策调控是否导致中小企业的融资结构发生明显的变化,而对大企业的融资结构变化则影响不显著。按照前面对企业所有制的分析步骤,即从融资结构、到总债务率、再到有息债务率。先从表7可见,紧缩性的货币政策调控使得中小企业的融资

表 6 货币政策调控对企业有息债务率的影响(按所有制)

mp×pro	-0.024*** (-3.24)	-0.029*** (-3.95)	-0.027*** (-3.75)	-0.028*** (-3.11)
mp	-0.035*** (-5.99)	-0.032*** (-5.57)	0.015** (2.58)	0.016** (2.57)
pro	0.013 (0.99)	0.045*** (3.50)	0.046*** (3.63)	0.047*** (3.48)
lroa		-1.006*** (-9.31)	-1.151*** (-9.95)	-1.151*** (-9.95)
lgrow		0.303*** (10.71)	0.446*** (2.92)	0.446*** (2.92)
lnass		0.025*** (4.94)	0.025*** (4.92)	0.025*** (4.92)
lguarant		0.019*** (3.10)	0.019** (3.18)	0.019** (3.18)
lcf		-0.223*** (-3.13)	-0.229*** (-3.28)	-0.229*** (-3.28)
年度与季度虚拟变量			控制	控制
dy2009×pro				-0.001 (-0.18)
constant	0.270*** (28.62)	-0.277** (-2.47)	-0.315*** (-2.80)	-0.315*** (-2.80)
R-square	0.0177	0.1416	0.1757	0.1757
样本量	8339	7151	7151	7151

表 7 货币政策调控对企业外源融资占比的影响(按企业规模)

mp×size	-0.034*** (-4.64)	-0.032*** (-4.33)	-0.025*** (-3.35)	-0.025*** (-2.77)
mp	-0.018*** (-3.19)	-0.016*** (-3.04)	0.014** (2.25)	0.014** (2.22)
size	0.0004 (0.03)	-0.003 (-0.22)	-0.004 (-0.31)	-0.004 (-0.28)
lroa		-1.005*** (-8.59)	-1.147*** (-9.35)	-1.147*** (-9.35)
lgrow		0.298*** (9.89)	0.564*** (3.03)	0.564*** (3.03)
lguarant		0.031*** (4.32)	0.031*** (4.45)	0.031*** (4.44)

续表

lcf	-0.357*** (-4.32)	-0.369*** (-4.55)	-0.369*** (-4.55)
年度与季度虚拟变量		控制	控制
dy2009×size			-0.001 (-0.07)
constant	0.327*** (36.00)	0.352*** (40.35)	0.330*** (28.71)
R-square	0.0170	0.1418	0.1758
样本量	8319	7133	7133

结构发生了大的变化,中小企业的外源融资占比相较于大企业呈明显下降的趋势,其倍差变量的估计系数一直为负,且通过1%的显著性水平,逐一加入控制变量和虚拟变量,也并未明显改变该估计系数的符号和大小。其中,dy2009size系数不显著,表明对照组和处理组在货币政策环境变化之前具有基本一致的时间趋势。此外,控制变量的估计结果与企业所有制的情况几乎是一致的。

接着,对总债务率的研究结果如表8所示:倍差变量的估计系数基本显著为负,这说明货币政策调控导致中小企业整体的外源融资状况有下滑的趋势。

表8 货币政策调控对企业总债务率的影响(按企业规模)

mp×size	-0.024*** (-2.92)	-0.024*** (-2.72)	-0.015* (-1.77)	-0.015 (-1.42)
mp	-0.033*** (-5.66)	-0.027*** (-4.71)	0.015** (2.27)	0.015** (2.22)
size	-0.059*** (-3.80)	-0.061*** (-4.12)	-0.061*** (-4.18)	-0.061*** (-3.95)
lroa		-1.192*** (-10.67)	-1.360*** (-11.14)	-1.360*** (-11.14)
lgrow		0.316*** (9.83)	0.394*** (3.00)	0.394*** (2.98)
lguarant		0.003 (0.71)	0.003 (0.68)	0.003 (0.68)
lcf		-0.037 (-0.66)	-0.036 (-0.64)	-0.036 (-0.64)
年度与季度虚拟变量			控制	控制
dy2009×size				0.001 (0.06)
constant	0.291*** (28.33)	0.291*** (28.33)	0.271*** (22.56)	0.272*** (22.24)
R-square	0.0608	0.1436	0.1756	0.1756
样本量	8330	7145	7145	7145

同样,继续考察有息债务率,估计结果如表9所示,倍差变量的估计系数一直为负,且基本显著。这表明紧缩性的货币政策环境导致中小企业的有息债务率出现一定程度的下滑,也就是中小企业主动或被动地采取减少外源融资的策略来应对政策调控对其造成的不利影响。

表9 货币政策调控对企业有息债务率的影响(按企业规模)

mp×size	-0.024*** (-3.28)	-0.022*** (-2.90)	-0.015* (-1.92)	-0.016* (-1.75)
mp	-0.033*** (-5.96)	-0.028*** (-5.35)	0.012** (2.06)	0.013** (2.13)
size	-0.007 (-0.54)	-0.010 (-0.76)	-0.011 (-0.84)	-0.009 (-0.68)
lroa		-0.948*** (-8.72)	-1.085*** (-9.38)	-1.085*** (-9.38)
lgrow		0.282*** (9.90)	0.521*** (-3.29)	0.523*** (-3.30)
lguarant		0.018*** (2.89)	0.018*** (2.99)	0.018*** (3.00)
lcf		-0.213** (-2.91)	-0.219*** (-3.09)	-0.219*** (-3.09)
年度与季度虚拟变量			控制	控制
dy2009×size				-0.004 (-0.54)
constant	0.277*** (29.74)	0.299*** (32.05)	0.257*** (22.89)	0.256*** (22.57)
R-square	0.0241	0.1134	0.1465	0.1465
样本量	8339	7151	7151	7151

#### (四)稳健性检验

为保证估计结果的稳健性,本文从以下四个方面进行敏感性测试。

一是逐一加入不同变量。在每一个分类组别下,我们均按照“先解释变量、再控制变量、后虚拟变量”的顺序逐一地加入估计模型,以上表4~表9的结果均显示该估计系数的符号和大小并没有发生明显地变化。

二是再定义因变量。我们把内源融资占比(ifef)作为新的因变量进行分组估计<sup>①</sup>。表10的结果显示:各组别的倍差变量估计系数一直为正,且通过1%的显著性水平,说明当人民银行实施紧缩性货币政策之后,民营企业和中小企业的内源融资占比均有明显上升的趋势。这一结论与前面的分析结果高度一致。

<sup>①</sup> 其中,内源融资占比=(经营活动产生的现金流量净额+可抵押资产)/(经营活动产生的现金流量净额+可抵押资产+短期借款+长期借款)。

表 10 稳健性检验二

按所有制	ifef		按企业规模	ifef	
mp×pro	0.027*** (3.73)	0.029*** (3.28)	mp×size	0.034*** (4.64)	0.025*** (2.78)
mp	0.022*** (3.78)	-0.014** (-2.19)	mp	0.018*** (3.19)	-0.013** (-2.04)
pro	-0.013 (-0.96)	-0.044*** (-3.47)	size	-0.0004 (-0.03)	0.003 (0.22)
lroa		1.210*** (9.87)	lroa		1.137*** (8.85)
lgrow		-0.500*** (-2.78)	lgrow		0.004 (1.15)
lnass		-0.023*** (-4.67)	lnass		
lguarant		-0.032*** (-4.60)	lguarant		-0.050** (-2.40)
lcf		0.378*** (4.71)	lcf		0.353*** (3.63)
年度与季度 虚拟变量		控制	年度与季度 虚拟变量		控制
dy2009×pro		-0.00003 (-0.05)	dy2009×size		-0.003 (-0.35)
constant	0.677*** (74.56)	1.206*** (10.75)	constant	0.673*** (74.04)	0.666*** (56.99)
R-square	0.0108	0.1991	R-square	0.0170	0.1765
样本量	8319	7133	样本量	8319	7133

三是企业组别的新分类。这里采用营业总收入来重新衡量企业规模,将取对数后的营业总收入(2009年第一季度的数值)进行排序,把低于中位数的数值作为小企业,高于中位数的数值作为大企业。新的估计结果与之前按总资产分类的结论是一致的,即在紧缩性的货币政策环境下,中小企业的外源融资占比、总债务率和有息债务率均有明显的下降(见表11)。

四是替换控制变量。其一,借鉴李青原和王红建(2013)采用净资产回报率(lroe)作为企业盈利能力的替代指标;其二,使用固定资产与前一期总资产的比重(lfixass)作为企业担保比例的替代指标;其三,参照祝继高和陆正飞(2009),把现金持有比率(lhcf)作为企业现金流比率的替代变量<sup>①</sup>。新的估计结果表明这些稳健性检验都与前面的主要结论保持一致,其中,企业所有制的显著性要高于企业规模。

① 其中,现金持有比率=现金及现金等价物/(总资产-现金及现金等价物)。

表 11 稳健性检验三

	efif	ef	ef1
mp×sizenew	-0.032*** (-3.57)	-0.029*** (-2.72)	-0.024*** (-2.64)
mp	0.018*** (2.89)	0.021*** (3.24)	0.017*** (2.78)
sizenew	0.012 (0.90)	-0.047*** (-3.00)	0.000 (0.01)
lroa	-1.157*** (-9.39)	-1.393*** (-11.24)	-1.096*** (-9.44)
lgrow	0.554*** (2.98)	0.419*** (3.14)	0.529*** (3.31)
lguarant	0.031*** (4.47)	0.004 (0.84)	0.019*** (3.02)
lcf	-0.370*** (-4.57)	-0.045 (-0.81)	-0.221*** (-3.12)
年度与季度虚拟变量	控制	控制	控制
dy2009×sizenew	-0.006 (-0.76)	-0.008 (-0.92)	-0.013* (-1.76)
constant	0.323*** (28.18)	0.266*** (21.81)	0.252*** (22.37)
R-square	0.1732	0.1727	0.1458
样本量	7133	7145	7151

表 12 稳健性检验四

按所有制	外源融资占比		总债务率		有息债务率	
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
新定义的控制变量						
盈利能力(lroe)	-0.026***	(-2.90)	-0.023***	(-2.18)	-0.025***	(-2.70)
担保比例(lfixass)	-0.030***	(-3.37)	-0.025***	(-2.65)	-0.029***	(-3.26)
现金流比率(lhcf)	-0.026***	(-3.16)	-0.024**	(-2.43)	-0.026***	(-3.01)
按企业规模						
新定义的控制变量						
盈利能力(lroe)	-0.027***	(-2.94)	-0.018	(-1.61)	-0.019*	(-1.95)
担保比例(lfixass)	-0.023**	(-2.54)	-0.014	(-1.39)	-0.016*	(-1.72)
现金流比率(lhcf)	-0.017*	(-1.92)	-0.011	(-1.01)	-0.011	(-1.17)

注：本表综合汇报了稳健性检验中“倍差变量”的估计结果，其中控制了其他变量，但限于篇幅原因，其他变量的估计结果没有汇报。



## 五、结论及政策建议

本文以中国制造业上市企业 2009~2013 年的季度数据为研究样本,选取人民银行 2010 年第四季度至 2011 年第三季度的货币政策调控为研究对象,构建起自然实验框架,通过采用倍差法的检验策略,从货币政策调控与企业融资结构的视角入手,重点考察货币政策调控对异质性的制造业上市企业融资结构的影响,以此来证实融资结构这一微观基础的作用机理。研究结果表明,紧缩性的货币政策调控将导致民营企业 and 中小企业的融资结构出现较为明显的调整,即外源融资占比、企业总债务率以及有息债务率均呈现出下降的趋势,尤其是民营企业表现得更为显著,而对国有企业和大企业的融资结构变化则影响不明显。基于此,我们提出两点建议。

其一,货币政策的调控方式要更加注重定向调控与精准发力。在重点领域和关键环节(如向民营企业和中小企业提供融资服务的环节等),有针对性地实施“喷灌”和“滴灌”,而不搞“大水漫灌”,防止因政策调控过度导致经济剧烈波动。目前,人民银行创设了一系列货币政策新工具,包括短期流动性调节工具(SLO)、常备借贷便利(SLF)和中期借贷便利(MLF)等,以期增强宏观调控的有效性,可以说我国的宏观调控正朝着一个更为合理且科学的方向发展。

其二,政府、金融机构和企业三方需要共同努力,逐步消除信贷市场上所存在的“所有制歧视”与“中小企业融资难”等现象。一是减少政府对国有银行经营行为的行政干预,积极做好简政放权,切实转变政府职能;二是加强银行间的竞争,着力改善信贷市场环境,以提高金融资源的配置效率;三是鼓励民营企业和中小企业提高自身信息的透明度,通过降低代理成本来扭转其在信贷市场上的被动和弱势局面。

总之,对于进入“新常态”的中国经济而言,以货币政策为代表的宏观调控必须要起到“不仅稳增长,也要调结构,既利当前更惠长远”的重要作用。

### 参考文献

- 白俊、连立帅(2012):《信贷资金配置差异:所有制歧视抑或禀赋差异?》,《管理世界》,第6期。
- 方军雄(2010):《民营上市公司真的面临银行贷款歧视吗?》,《管理世界》,第11期。
- 苟琴、黄益平、刘晓光(2014):《银行信贷配置真的存在所有制歧视吗?》,《管理世界》,第1期。
- 姜国华、饶品贵(2011):《宏观经济政策与微观企业行为:拓展会计与财务研究新领域》,《会计研究》,第5期。
- 靳庆鲁、孔祥、侯青川(2009):《货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值》,《经济研究》,第5期。
- 李青原、王红建(2013):《货币政策、资产可抵押性、现金流与公司投资——来自中国制造业上市公司的经验证据》,《金融研究》,第6期。
- 李新章、聂金锁(2003):《自有资本与信贷的信号意义——论民营经济发展中的适度信贷约束》,《金融研究》,第12期。
- 彭方平、王少平(2007):《我国利率政策的微观效应——基于动态面板数据模型研究》,《管理世界》,第1期。
- 饶品贵、姜国华(2013a):《货币政策、信贷资源配置与企业业绩》,《管理世界》,第3期。
- 饶品贵、姜国华(2013b):《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》,《经济研究》,第1期。
- 苏冬蔚、曾海舰(2011):《宏观经济因素、企业家信心与公司融资选择》,《金融研究》,第4期。
- 王国刚(2012):《中国货币政策调控工具的操作机理:2001~2010》,《中国社会科学》,第4期。
- 徐明东、陈学彬(2012):《中国工业企业投资的资本成本敏感性分析》,《经济研究》,第3期。
- 徐鹏、徐文舸(2015):《货币政策取向与货币政策动态调整——来自历年<中国货币政策执行报告>的经验证据》,《金融经济学研究》,第4期。
- 叶康涛、祝继高(2009):《银根紧缩与信贷资源配置》,《管理世界》,第1期。
- 张春(2008):《公司金融学》,中国人民大学出版社。
- 赵长青、朱武祥、王正位(2008):《宏观调控与房地产上市公司资本结构调整》,《金融研究》,第10期。
- 曾海舰(2010):《宏观调控与公司价值》,《金融评论》第2期。

- 曾海舰、苏冬蔚(2010):《信贷政策与公司资本结构》,《世界经济》,第8期。
- 祝继高、陆正飞(2009):《货币政策、企业成长与现金持有水平变化》,《管理世界》,第3期。
- Allen, F., J. Qian and M. Qian (2005): “Law, Finance and Economic Growth in China”, *Journal of Financial Economics*, 77, 157–116.
- Almeida, H. and M. Campello (2007): “Financial Constraints, Asset Tangibility, and Corporate Investment”, *Review of Financial Studies*, 20, 1429–1460.
- Bernanke, S., M. Gertler and S. Gilchrist (1996): “The Financial Accelerator and the Flight to Quality”, *Review of Economics and Statistics*, 78, 1–15.
- Bernanke, S. and A. Blinder (1992): “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission”, *American Economic Review*, 82, 901–21.
- Bernanke, S. and M. Gertler (1995): “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission”, *Journal of Economic Perspectives*, 9, 27–48.
- Bertrand, M., E. Dufló and S. Mullainathan (2004): “How Much should We Trust Differences-in-Differences Estimates?”, *Quarterly Journal of Economics*, 119, 249–275.
- Boschen, J. and L. Mills (1995): “The Relation between Narrative and Money Market Indicators of Monetary Policy”, *Economic Inquiry*, 33, 24–44.
- Carlstrom, T., T. Fuerst and M. Paustian (2010): “Optimal Monetary Policy in a Model with Agency Costs”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 37–70.
- Cúrdia, V. and M. Woodford (2008): “Credit Frictions and Optimal Monetary Policy”, National Bank of Belgium Working Paper, No.146.
- Cúrdia, V. and M. Woodford (2010): “Credit Spreads and Monetary Policy”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 3–35.
- Fiore, D. and O. Tristani (2013): “Optimal Monetary Policy in a Model of the Credit Channel”, *Economic Journal*, 123, 906–931.
- Friedman, M. and A. Schwartz (1963): “A Monetary History of the United States: 1867–1960”, Princeton: The Princeton University Press.
- Gertler, M. and S. Gilchrist (1994): “Monetary Policy, Business Cycles and the Behavior of Small Manufacturing Firms”, *Quarterly Journal of Economics*, 109, 309–340.
- Guariglia, A., X. Liu and L. Song (2011): “Internal Finance and Growth: Microeconomic Evidence on Chinese Firms”, *Journal of Development Economics*, 96, 79–94.
- Holmstrom, B. and J. Tirole (1997): “Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector”, *Quarterly Journal of Economics*, 112, 663–691.
- Huang, S., F. Song and Y. Wang (2012): “Monetary Policy and Corporate Investment: Evidence from Chinese Micro Data”, *China and World Economy*, 20, 1–20.
- Hubbard, G. (1995): “Is There a Credit Channel for Monetary Policy?”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 77, 63–77.
- Maino, R. and B. Laurens (2007): “China: Strengthening Monetary Policy Implementation”, International Monetary Fund Working Paper, No.200.
- Oliner, D. and G. Rudebusch (1996): “Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy?”, *Economic Review*, 1, 3–13.
- Romer, D. and D. Romer (1990): “New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism”, *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 149–213.
- Shu, C. and B. Ng (2010): “Monetary Stance and Policy Objectives in China: A Narrative Approach”, Hong Kong Monetary Authority China Economic Issues, No.10.

(责任编辑:罗 滢)