

# 货币政策风险承担渠道的中国实证<sup>1</sup>

**内容提要：**货币政策变动通过对银行资产组合风险、贷款标准设定等的影响而作用于信贷质量，进而形成对金融稳定和实体经济的影响，这即是货币政策传导的银行风险承担渠道。本文使用GMM动态面板模型估计方法，基于2004-2011年间34家中国商业银行的年度数据，实证检验了货币政策调整对我国商业银行风险承担的影响，主要结论如下：（1）随着货币政策信号的调整，银行风险承担水平也会相应变化，从而证实了我国货币政策传导的银行风险承担渠道的存在性；（2）由于银行微观特征的差异，导致银行风险承担水平对货币政策信号调整的敏感性发生变化，从而证实了我国货币政策传导的银行风险承担渠道的异质性。由此，本文认为货币政策风险承担渠道的存在说明了货币政策并非完全中性，政策制定者应区分市场参与主体的微观差异，从行为主体的风险承担意愿出发，制定差异化的监管政策和货币政策，并尝试监管手段的货币工具化。

**关键词：**货币政策；风险承担渠道；银行微观特征

**中图分类号：**C812      **文献标识码：**A

## Monetary Policy and Risk taking Channel—Evidence from China

**Abstract:** The change of monetary policy influences the risk-taking of banks asset portfolio, and lending standards, which leads to the change of credit quality and thus affects that stability of financial and product market. This is the channel through which monetary policy influences banks risk-takings. Using annual data collected from 34 commercial banks in China from 2004 to 2011, we empirically test the role of monetary policy change on banks risk-takings. This article uses the GMM dynamic panel model estimation method. We find that: (1) banks' risk taking will change accordingly with the adjustment of monetary policy signals, which confirms the existence of risk taking channel of monetary policy transmission in China; (2) differences in bank microscopic characteristics will result in adjustment of banks' risk taking on monetary policy signals, which confirms the heterogeneity of risk taking channel of monetary policy transmission in China. Therefore, we conclude that monetary policy is not completely neutral, which has important implications for policy making. Policy makers should distinguish market participants according to their characteristics to develop differentiated regulatory policy and monetary policy.

**Key words:** Monetary policy; Risk-taking channel; Banks' characteristics

---

<sup>1</sup>本文系教育部人文社科项目“银行资本约束对货币政策传导的影响机理研究——基于中国的实证”（10YJC790037）的阶段性成果，并受国家社科基金重大项目“完善宏观金融调控体系研究——基于针对性、灵活性和前瞻性的视角”（12&ZD046）、国家自然科学基金项目“货币政策传导的银行资本渠道研究”（71073113）和中央高校基本科研业务费专项资金的资助。

## 一、引言

传统的货币政策传导机制,包括货币渠道和信贷渠道,强调货币政策变化改变投资者预期和资产估值,进而影响金融机构贷款供给数量,最终影响实体经济。但传统的货币政策传导机制主要关注于货币资金总量,把金融机构作为一个整体看待,而未考虑金融机构微观决策的差异性和能动性。美国次贷危机引致的全球金融动荡,使得货币政策调整与金融机构微观特征之间的关系开始进入研究视野。根据 Borio and Zhu(2008)的界定,货币政策变化通过市场主体的金融加速器放大机制、收益追逐机制、风险转移机制、央行沟通反馈机制等,作用于银行的风险感知或风险容忍度,进而影响银行资产组合、信用风险定价及相关信贷决策(信贷质量),并最终作用于金融稳定和实体经济,这即是银行风险承担渠道。风险承担渠道的研究可以追溯到 Amato(2005),他认为货币政策调整很大程度上影响着银行信用风险的定价。但是,理论界对货币政策传导的银行风险承担渠道是否存在还是存在比较大的争议。

Jiménez et al. (2009)运用 1984-2006 年间西班牙信贷管理机构的微观数据来验证货币政策调整是否对单个银行贷款的风险水平产生影响,结果发现:在短期,低利率由于减少了存量借款人的利率负担,从而减少了未偿付的浮动利率贷款的违约率;但中长期,由于抵押品价值上升以及追求收益机制,银行倾向于放松贷款标准从而发放更多风险贷款,银行风险承担水平上升。Ioannidou et al (2009)运用玻利维亚 1999-2003 年间的数据库研究利率变化对贷款定价的影响,结果显示:较低的利率不仅增加了新增风险贷款的数量,而且降低了对较高风险借款人的贷款利率。以银行的个体特征为基础,Brissimis and Delis(2009)关注于货币政策的波动是否引致银行贷款和风险承担决策当中的差异化行为,即不同银行对货币政策风险承担的异质性。Delis 和 Kouretas(2011)以欧盟国家 2001-2008 期间的银行数据为基础,实证结果显示出长期的低利率极大的增加了银行的风险承担。Altunbas et al. (2012)以美国和欧盟的上市银行为例分析了银行微观特征是否影响货币政策的风险承担渠道,结果显示较高资本和较强流动性的银行,其风险承担意愿较低从而有着较强的偿付能力,但较长时期的低利率使得资本和流动性的缓冲作用下降。

在国内,于一和何维达(2011)采用 1999-2009 年中国 50 家商业银行的数据考察了货币政策对银行信贷质量与风险偏好的影响,结果表明,扩张性的货币政策能刺激银行风险承担行为,不同银行会对货币政策冲击做出异质性反应。徐明东和陈学彬(2012)运用 1998-2010 年间中国 59 家商业银行的数据,验证了我国货币政策风险承担渠道的存在,并且显示大银行和高资本银行的风险承担行为对货币政策的敏感性较低,扩张性货币政策对银行风险承担的激励作用强于紧缩性政策的约束作用。江曙霞和陈玉婵(2012)的研究发现,随着实际利率水平或准备金率的下降,银行风险承担提高,并且银行资本充足水平决定货币政策对银行风险承担的影响。

已有的研究均表明货币政策立场和银行微观特征对银行风险承担都产生了直接或间接的影响,但它们并没有把二者有效结合起来去综合考察不同货币政策立场下,不同微观特征

的银行对货币政策反应的异质性以及最终如何影响到银行风险承担。本文试图把货币政策、银行微观特征与风险承担渠道有机统一起来，结合中国银行业信贷资源配置的特殊性，通过选取更具现实性和更直观的风险承担指标，实证检验我国货币政策传导的银行风险承担渠道是否存在以及银行微观特征的差异是否会导致其风险承担对货币政策调整的异质性反应。

本文结构安排如下：除第一部分为引言外，第二部分为实证模型构建和数据说明；第三部分为实证结果分析；第四部分为稳健性检验；第五部分为结论和政策启示。

## 二、实证模型构建

### (一) 实证模型选择

基于研究目的，本文实证部分分为两个部分，一部分检验我国货币政策的银行风险承担渠道的存在性；另一部分则验证包括资本充足性、资产规模、流动性水平等在内的银行特征变量对银行风险承担行为的影响，即银行微观特征变化是否会导致其风险承担对货币政策调整的异质性反应。我们参考Altunbas et. al (2010), Delis and Kouretas (2011)等相关研究构建基本模型方程，见式（1）和式（2）：

$$Risk_{it} = \alpha Risk_{it-1} + \beta_1 \sum_{n=0}^1 Mp_{t-n} + \beta_2 \sum_{n=0}^1 Gdp_{t-n} + \beta_3 Mac_t + \beta_4 Control_{it} + v_i + u_{it} \quad (1)$$

$$Risk_{it} = \alpha Risk_{it-1} + \beta_1 \sum_{n=0}^1 Mp_{t-n} + \beta_2 \sum_{n=0}^1 Gdp_{t-n} + \beta_3 Mac_t + \beta_4 Control_{it} + \beta_5 \sum_{n=0}^1 Mp_{t-n} Control_{it-n} + v_i + u_{it} \quad (2)$$

其中， $Risk_{it}$ 表示*i*银行第*t*期的风险承担水平， $Mp_t$ 表示货币政策指标， $Control_{it}$ 为反映银行特征的控制变量， $Gdp_{t-n}$ 表示利用H-P滤波技术分解得到国民生产总值（GDP）增速的周期成分； $Mac_t$ 表示银行业的市场结构； $v_i$ 代表个体固定效应； $u_{it}$ 代表的是模型的误差项。

式（1）主要验证货币政策变化和银行风险承担之间的关系，即重点考查因变量 $Risk_{it}$ 和核心解释变量 $\sum_{n=0}^1 Mp_{t-n}$ 之间的关系来确认我国货币政策的银行风险承担渠道存在性问题。式（2）则检验银行特征变量间接对银行风险承担的影响，通过对交互项 $\sum_{n=0}^1 Mp_{t-n} Control_{it-n}$ 符号和显著度的考查，来判断银行微观特征差异对货币政策立场和银行风险承担行为之间敏感性变化的影响。经由交互项的构造，我们可以得到：货币政策对银行风险承担的边际影响系数=交互项系数\*银行特征变量+货币政策变量的系数，因此交互项系数的符号和大小直接决定了银行特征变量对货币政策的银行风险承担效应的影响方向和影响程度。

### (二) 相关变量的选取

### 1. 货币政策代理变量的选取

在我国，央行使用的货币政策工具很多，包括中央银行再贷款、利率、公开市场操作、法定存款准备金、再贴现、指导性信贷计划和信贷政策等，其中能够反映央行货币政策立场且具有广泛告示效应的工具主要是法定存款准备金率和存贷款基准利率。本文选择法定存款准备金率  $R_r$  和一年期存款基准利率  $D_r$  作为货币政策代理变量<sup>2</sup>。

### 2. 反映银行特征的控制变量的选取

借鉴以往文献研究 (Ehrmann et al, 2003; Jimenez, 2008; 徐明东和陈学彬, 2012; 黄宪等, 2012)，本文控制变量  $Control_{it}$  的选取包括资本充足率水平  $Cap$ ，资产规模变化  $Ta$  和流动性比率  $Liq$ 。通常认为：(1) 由于《巴塞尔协议》协议的实施使得资本充足率水平成为了制约银行经营行为和体现银行风险偏好的重要指标，资本充足率越高的银行，其面对的监管压力越小；(2) 由于历史和体制的原因，银行资产规模在我国具有特殊重要的意义，银行的公司治理结构、经营战略和竞争策略都与资产规模密切相关，规模越大的银行，受到政府的影响越大；(3) 流动性比率的高低反映了银行的流动性风险状态和资产配置结构，是银行经营策略和风险偏好的重要体现。

### 3. 风险承担指标的选取

方程 (1) 中  $Risk_{it}$  表示  $i$  银行第  $t$  期的风险承担水平。由于风险计量的复杂性和银行风险的多样性，如何通过一个或多个指标全面准确反映银行的风险承担水平，一直是困扰相关实证的重要难题。以往文献反映银行风险承担的指标包括  $Z$  值、风险资产占比、不良贷款率、特许权价值和预期违约频率 (徐明东和陈学彬, 2012)。但上述指标要么受制度因素制约，要么内生性太强，并不能准确反映货币政策引导下的中国银行系统风险承担的实际状态，而且部分指标在现实中也难以获取。随着《巴塞尔协议》的实施和资本约束的强化，其内嵌的风险-成本机制使得中国银行体系的风险敏感性增强，银行的风险偏好和风险承担将会通过其具体的资产配置状态展示出来，银行经营的复杂性也决定其风险承担行为的复杂性，我们很难通过某一单一指标衡量银行的风险承担状态。<sup>3</sup>本文参考黄宪等 (2012)，选择贷款集中度、贷款拨备覆盖率、中长期贷款占比、对公贷款占比四个直观指标来分别衡量银行的风险承担状态，这也与当前我国银行业资产配置的偏贷款化相吻合。尽管这四个指标主要反映的只是银行的信用风险承担，且对信用风险承担测度的角度迥异，但其对银行风险偏好的反映还是具有较强的一致性。<sup>4</sup>也就是说，贷款集中度、贷款拨备覆盖率、中长期贷款占比和对公贷款占比四个指标在衡量银行的风险承担状态上具有同质性，因为它们都是受同样的风险偏好驱动而展示为不同的经营行为。本文以贷款集中度、中长期贷款占比和对公贷款占比

<sup>2</sup> 如果一年内法定存款准备金率和一年期存款基准利率有调整，取其时间加权平均值。

<sup>3</sup> 本课题组也尝试过采用主成分法寻求反映银行风险承担的综合指标，但解释力有限。

<sup>4</sup> 在本文相关的课题研究中，我们对不同类型银行 (主要是大银行和中小银行) 的贷款集中度、贷款拨备覆盖率、中长期贷款占比、对公贷款占比这四个指标的时间序列进行了聚类考察，发现这四个指标的分布趋势具有较强的内在一致性。当然，由于影响因素的差异，这四个指标的变化并非完全同步，变化幅度也不尽相同。

三个指标来进行货币政策风险承担渠道存在性和异质性的实证,以贷款拨备覆盖率作稳健性检验。

#### 4. 其他指标的选取

式(1)中 $Gdpgap_t$ 表示利用H-P滤波技术分解得到Gdp增速的周期成分; $Mac_t$ 表示银行业的市场结构,也即银行业的竞争程度,以工、农、中、建、交五大国有商业银行资产总额占全部银行业资产总额比例作为衡量指标。

式(2)中交互项 $\sum_{n=0}^1 Mp_{t-n} Control_{it-n}$ 表示当银行微观特征变量变化时,银行风险承担对货币政策立场反应是否敏感。由于资本充足率水平、资产规模和流动性比率等的差异,不同银行的风险偏好和经营策略是不一样的,从而其对货币政策信号的反应也不一样。也就是说,我们考察货币政策传导的资本渠道,有必要重点考察交互项的系数和显著性,从而对银行特征差异是否导致了风险承担对货币政策立场反应的异质性做出判断。

基于货币政策 $Mp_t$ 本身的时滞性及对银行风险行为的影响,本文认为上一年度的货币政策立场对本年度银行风险行为的影响存在滞后效应。为了更好地考查这种长期累积效应,本文参考Mistruli&Gamborca(2004)的研究构建长期弹性系数(Long-run Coefficients),并对该系数的显著程度进行Wald检验。

### (三) 估计方法和数据样本

#### 1. 估计方法

为了避免解释变量 $Risk_{it-1}$ 与随机干扰项 $u_{it}$ 之间可能产生的相关性,本文的经济模型采用GMM估计方法。该方法通过引入适当的工具变量能够有效地控制内生性问题,同时能够较好地刻画货币政策调整下银行风险承担的动态调整过程。Bond(2002)认为由于两步GMM估计的标准误会产生向下的偏差,而单步系统GMM相对于两步GMM能利用的数据信息更多,得出的结论相对更为准确,所以本文采用单步系统GMM估计方法对式(1)、式(2)及其方程进行估计。

#### 2. 数据样本

考虑到动态面板模型对每个截面时间序列长度的要求,本文剔除了连续样本期不足4年的银行,再者鉴于数据样本的代表性和可得性,我们选取了2004年-2011年我国34家商业银行的年度非平衡面板数据,样本银行包括:中国银行、工商银行、建设银行、农业银行、交通银行、华夏银行、中信银行、兴业银行、光大银行、深圳发展银行、浦发银行、民生银行、招商银行、广东发展银行、渤海银行、恒丰银行、浙商银行、北京银行、南京银行、上海银行、重庆银行、大连银行、杭州银行、青岛银行、徽商银行、洛阳银行、宁波银行、日照银行、温州银行、莱商银行、汉口银行、潍坊银行、天津银行、江苏银行。

本文以银行资本约束作为制度背景,选取的样本区间为2004-2011年<sup>5</sup>。2004-2008年我国宏观经济有过热倾向,货币政策立场不断收紧;2008由于金融危机爆发危及我国实体经济,

<sup>5</sup> 2004年3月,我国银监会正式颁布了《商业银行资本充足性管理办法》,标志着我国的银行监管开始步入与发达国家接轨的资本监管。

为实施政府的大规模经济刺激计划，从2008年到2010年货币政策逐渐逆转，转向较为宽松的立场；而2011年开始不断上升的通胀压力又使货币当局逐渐收紧政策。总体来看，2004-2011年间货币政策经历了相对完整的紧缩和宽松周期，这种货币政策立场的变化对研究银行风险承担是非常关键的。同时考虑到我国银行上市主要集中在2004年以后，基于数据样本可得性和货币政策周期变化，本文采集了2004-2011年共8年的年度数据，数据主要来自于*Bankscope*数据库、各商业银行的年度报表、以及中国银监会官网公布的相关统计数据，而宏观经济变量则来源于《中国统计年鉴》。各变量的含义及描述性统计见表1。本文使用了STATA. 11作为计量分析的工具。

表1 变量名称及描述性统计

变量	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
Con	贷款集中度，前十大客户贷款/总贷款	0.0667	0.0665	0.0196	0.3992
Long	中长期贷款额/总贷款	0.4001	0.1725	0.0293	0.8396
Busi	对公贷款额/总贷款	0.8238	0.0993	0.4299	0.9889
Loanloss	贷款拨备覆盖率，贷款损失准备/总贷款	0.0249	0.0182	0.0072	0.2202
Cap	资本净额/总资产	0.1153	0.0491	0.0039	0.6204
Ta	银行总资产规模（自然对数）	26.3512	1.8751	22.584	30.370
Liq	流动性比率，流动资产/流动负债	0.4965	0.1546	0.2539	1.2189
Mac	市场集中度，中、农、工、建、交资产规模占银行业的比重	0.5214	0.0216	0.4848	0.5515
Rr	法定存款准备金率	0.1351	0.0463	0.0739	0.2058
Dr	一年期存款基准利率	0.0274	0.0063	0.0203	0.0385
Gdpgap	产出缺口，使用H-P滤波对1978-2010年GDP增速序列分离出的循环周期成分	0.0095	0.0359	-0.068	0.0621

### 三、实证结果分析

#### （一）风险承担渠道的存在性检验

表2为式（1）的估计结果。由贷款集中度、中长期贷款占比、对公贷款占比衡量的银行风险承担与货币政策变量Rr、Dr之间的关系都显著为负，表明在控制了其它变量对银行风险承担的影响后，随着中国货币政策的收紧或扩张（法定存款准备金率和存款基准利率上升或下降），以贷款集中度、贷款拨备覆盖率、中长期贷款占比、对公贷款占比衡量的银行风险承担也将下降或上升，从而表明央行可以通过对法定存款准备金率和存款基准利率等货币政策工具的调整影响银行的风险承担和信贷资源配置，影响货币政策的传导和货币政策的最终效果，验证了我国货币政策传导的银行风险承担渠道的存在。并且从表2也可以看出，四个风险承担指标滞后一阶的系数都显著，说明使用动态面板模型是合理的，这与国内外关于货币政策的银行风险承担渠道研究相一致。

从表2可以看出，银行规模与贷款集中度和中长期贷款占比这两个风险承担指标显著负相关，这可能是由于大型银行受到更多的政府影响而其经营策略会略为保守，而规模越小的

银行，为了能够与大银行争夺业务，通常会采用较为激进的经营方式进行竞争；资本约束与贷款集中度这个风险承担指标显著正相关，意味着资本约束强化了银行体系本已存在的对小企业的贷款歧视而加大了对大企业的贷款，而且对风险更为敏感，经营更为审慎；流动性比率与贷款集中度这个风险承担指标显著负相关，与 Altunbas et al. (2012) 研究结论相同，这是由于流动性水平高的银行，其作为缓冲的流动性资产较多，变现能力较强，即使在紧缩性货币政策下也能够及时解决可贷资金不足的问题，相对于低流动性水平银行其风险承担意愿偏低。综上，我们也可以发现，不同的银行微观特征，对商业银行不同的风险承担行为的影响程度和影响方向是不一样的，说明了银行的特质性对风险承担行为影响的异质性。

从表 2 还可以看出，市场结构 (*Mac*) 与银行风险承担行为显著负相关，与 Jimenez et al (2008) 的研究发现一致，这是由于银行体系垄断程度下降所导致的竞争程度的加剧，使得银行业的特许权价值下降，这又导致了银行更多的风险承担行为。同时，银行的风险承担与经济周期密切相关，在经济上行周期，银行的风险承担意愿更强烈，而在经济下行周期，银行的风险承担意愿加速收缩。

表 2 风险承担渠道的存在性实证检验结果

	Con(1)	Con(2)	Long(1)	Long(2)	Busi(1)	Busi (2)
滞后项	0.408** (2.553)	0.437*** (2.823)	0.498*** (2.977)	0.507*** (3.043)	0.968*** (19.413)	0.994*** (18.287)
<b>Rr</b>		<b>-0.805*</b> <b>(-3.492)</b>		<b>-0.615*</b> <b>(-3.236)</b>		<b>-0.888***</b> <b>(-8.921)</b>
<b>Dr</b>	<b>-23.083***</b> <b>(-11.182)</b>		<b>-3.365*</b> <b>(-3.254)</b>		<b>-4.557**</b> <b>(-6.982)</b>	
Ta	-0.006*** (-2.931)	-0.006** (-2.716)	0.036*** (3.881)	0.036*** (3.883)	-0.002 (-1.674)	-0.002 (-1.374)
Cap	0.157** (2.191)	0.130* (2.022)	0.201 (1.296)	0.195 (1.245)	-0.011 (-0.249)	-0.013 (-0.252)
Liq	-0.032*** (-2.792)	-0.029** (-2.681)	-0.028 (-0.471)	-0.025 (-0.422)	0.030 (1.153)	0.029 (1.092)
Mac	-2.873** (-2.482)	-1.085** (-2.691)	0.118 (0.072)	1.515** (2.701)	-2.559*** (-2.920)	-0.540** (-2.193)
<b>Gdpgap</b>	<b>10.225**</b> <b>(6.131)</b>	<b>1.902</b> <b>(1.613)</b>	<b>-1.426</b> <b>(-0.101)</b>	<b>-5.828**</b> <b>(-4.381)</b>	<b>3.361***</b> <b>(7.832)</b>	<b>-1.138</b> <b>(-2.553)</b>
Cons	1.760** (2.630)	0.656*** (3.100)	0.112* (0.123)	-0.555* (-1.801)	1.450*** (2.842)	0.366** (2.612)
AR(1)	-1.957 (0.050)	-1.818 (0.039)	-3.491 (0.000)	-3.576 (0.000)	-3.030 (0.002)	-3.148 (0.002)
AR(2)	-1.410 (0.159)	-1.493 (0.135)	0.003 (0.998)	0.030 (0.976)	-2.273 (0.123)	-2.276 (0.123)
Hansen	22.750 (0.535)	25.176 (0.396)	13.781 (0.951)	20.379 (0.675)	25.494 (0.379)	23.862 (0.470)

说明：在表中，所有数据均保留三位小数，\*\*\*，\*\*，\*分别表示在 1%，5%和 10%的置信水平显著，括

号内的数字为经小样本调整的 t 统计量，而对于加黑的变量，括号中显示的是长期弹性系数的 f 统计量，AR(1) , AR(2) 分别表示一阶和二阶自相关检验，括号内为统计推断的 p 值，Hansen 是对模型工具变量选取是否存在过度识别问题的检验，括号内为相应统计量符合原假设的 p 值。下同。

## (二) 银行特质性下风险承担渠道的异质性

为检验银行微观特征变化是否会导致风险承担对货币政策调整的异质性 (Heterogeneity) 反应，我们重点考察式 (2) 中银行特征变量和货币政策的交互项  $\sum_{n=0}^1 Mp_{t-n} Control_{it-n}$  的显著性和系数 (Samer Eid, 2011)。本文以贷款集中度、中长期贷款占比和对公贷款占比三个指标来进行货币政策风险承担渠道异质性的实证，也就是说，根据货币政策信号和银行特征变量的组合，我们对货币政策风险承担渠道异质性的实证模型有以下四个：Dr- (Dr\* Cap, Dr\* Liq, Dr\*Ta) (模型 3)，Rr- (Dr\*Cap, Dr\*Liq, Dr\*Ta) (模型 4)，Dr- (Rr\*Cap, Rr\*Liq, Rr\*Ta) (模型 5)，Rr- (Rr\*Cap, Rr\*Liq, Rr\*Ta) (模型 6)。为了比较有无银行特征变量和货币政策的交互项时银行风险承担的差异，我们也将式 (1) 中不同货币政策信号引导下的银行风险承担加入了进来，分别形成模型 1 和模型 2。由此，以贷款集中度、中长期贷款占比和对公贷款占比三个风险承担指标为出发点，表 3—表 5 分别列示了模型 (1) - (6) 的估计结果。

### 1. 基于贷款集中度指标的分析

由表 3 可知，交互项 Dr\*Ta、Rr\*Ta 的长期弹性系数在 10%置信水平上显著为正，按照前述的货币政策对银行风险承担的边际影响系数=交互项系数\*银行特征变量+货币政策变量的系数，银行规模的货币政策变量的系数为负，而交互项系数为正，这说明银行规模越大，对货币政策的影响越有抵消作用，贷款集中度风险承担指标对货币政策调整的反应越不敏感。由描述性统计表 1 可知，五大国有商业银行资产规模占据银行业的 52.14%，由于拥有产权背景优势以及“大而不倒”的隐性保险预期，在发放贷款方面多集中于国家基础设施建设以及大型项目上，倾向于“贷大、贷长、贷垄断”，虽能带来较高的潜在特许权价值，却较少考虑货币环境波动所带来的系统性风险，导致大银行虽然贷款集中度高，但对货币政策调整不敏感。另外，大银行的债务选择具有替代效应 (Agur and Demertzis, 2010)，在紧缩性货币政策下大银行资金运用受货币政策影响较小，因而银行规模越大贷款集中度风险承担指标对货币政策变化反应越不敏感。

在表 3 中，我们也可以看到交互项 Dr\*Cap 和 Rr\*Cap 的长期弹性系数为负，说明资本约束对货币政策传导的银行资本渠道可能有促进作用，Dr\* Liq 和 Rr\*Liq 的长期弹性系数为正，说明流动性状况对货币政策传导的银行资本渠道可能有抑制作用。但因为交互项的长期弹性系数均不显著，说明银行的资本充足性和流动性状况对货币政策引导下的银行风险承担的影响不稳定，这主要是由于我国银行系统的资本充足率都已经达到了 8% 的要求，而且拥有充裕的超额储备，使得这两种微观特征变量的货币政策弹性较低。

表 3 中的模型 Con(1)- Con(6) 均通过了 Hansen 工具变量的过度识别检验，残差相关系数检验的结果说明模型的构建也是合理的。



表 3 贷款集中度实证结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
Con(-1)	0.408** (2.553)	0.437*** (2.824)	0.370*** (3.173)	0.381*** (3.226)	0.298** (2.125)	0.310** (2.193)
Rr		<b>-0.805*</b> <b>(-3.493)</b>		<b>-0.583*</b> <b>(-2.982)</b>		<b>-0.690*</b> <b>(-3-.835)</b>
Dr	<b>-23.083***</b> <b>(-11.182)</b>		<b>-17.051*</b> <b>(-4.024)</b>		<b>-22.775**</b> <b>(-4.735)</b>	
Ta	-0.006*** (-2.932)	-0.006** (-2.713)	-0.027** (-2.273)	-0.027** (-2.235)	-0.024** (-2.518)	-0.024** (-2.521)
Cap	0.157** (2.192)	0.130* (2.024)	0.281 (0.823)	0.192 (0.571)	0.531 (1.617)	0.458 (1.429)
Liq	-0.032*** (-2.792)	-0.029** (-2.684)	-0.114 (-1.596)	-0.109 (-1.563)	-0.103** (-2.176)	-0.099** (-2.117)
Mac	-2.873** (-2.482)	-1.085** (-2.696)	-1.596 (-1.334)	-0.478 (-1.283)	-1.656 (-1.473)	-0.553 (-1.523)
Gdpgap	<b>10.225**</b> <b>(6.131)</b>	<b>1.902</b> <b>(1.614)</b>	<b>7.054</b> <b>(2.495)</b>	<b>1.388</b> <b>(1.605)</b>	<b>9.208*</b> <b>(3.073)</b>	<b>2.190</b> <b>(2.542)</b>
Dr*Cap			<b>-15.235</b> <b>(-0.252)</b>	<b>-8.942</b> <b>(-0.095)</b>		
Dr*Liq			<b>8.254</b> <b>(1.392)</b>	<b>7.596</b> <b>(1.303)</b>		
Dr*Ta			<b>2.059*</b> <b>(3.354)</b>	<b>1.971*</b> <b>(3.246)</b>		
Rr*Cap					<b>-12.930</b> <b>(-1.774)</b>	<b>-11.223</b> <b>(-1.515)</b>
Rr*Liq					<b>1.721</b> <b>(2.244)</b>	<b>1.568</b> <b>(1.987)</b>
Rr*Ta					<b>0.416*</b> <b>(3.482)</b>	<b>0.394*</b> <b>(3.513)</b>
Cons	1.760** (2.630)	0.656*** (3.100)	1.024 (1.470)	0.324 (1.610)	1.073* (1.640)	0.370* (1.870)
AR(1)	-1.957 (0.050)	-1.818 (0.069)	-1.739 (0.082)	-1.732 (0.083)	-1.737 (0.082)	-1.778 (0.075)
AR(2)	-1.410 (0.159)	-1.493 (0.135)	-1.400 (0.162)	-1.262 (0.207)	-1.100 (0.271)	-0.737 (0.461)
Hansen	22.750 (0.535)	25.176 (0.396)	20.945 (0.913)	13.189 (0.998)	16.598 (0.984)	18.718 (0.959)

## 2. 基于中长期贷款占比指标的分析

表 4 显示，交互项 Rr\*Cap 的长期弹性系数在 5%置信水平上显著为负，说明银行资本充足性越高（越低），中长期贷款占比对货币政策调整越敏感（越不敏感）。Van den

Heuvel (2002, 2003) 等对美国的实证研究发现短期银行资本不足将产生信贷收缩现象, 进而影响实体经济。更重要的是较高的资本充足性将降低银行外源融资溢价, 有助于其信贷扩张。因而扩张性货币政策在降低债务融资成本的同时, 强化了银行发放中长期贷款的偏好, 但也增加了潜在的信贷风险。

表 4 显示,  $Rr * Liq$  的长期弹性系数显著为正, 说明银行流动性越强 (越弱), 中长期贷款比对货币政策变化越不敏感 (越敏感)。中长期贷款的变动具有一定的粘性, 且高流动性银行信贷资产期限结构中中长期贷款占比较少。紧缩性货币政策时具有较高流动性的银行能够及时调整可变现资产的数量, 以解决对可用资金的需求, 资金运用受限较小, 因而高流动性银行其中长期贷款受货币政策变化的影响较小。

表 4 还显示,  $Rr * Ta$  的长期弹性系数显著为负, 说明银行规模越大 (越小), 其中长期贷款比对货币政策立场越敏感 (越不敏感)。对于大银行而言其资金来源多样化并具有规模经济优势, 在贷款总量控制下基于流动性和盈利性考虑, 大银行必然具有追求中长期贷款的激励; 相反小银行出于流动性需要必然审慎对待中长期信贷资产占比。

方程 Long (1) - Long (6) 均通过了 Hansen 工具变量的过度识别检验, 残差相关系数检验的结果说明模型的构建也是合理的。

表 4 中长期贷款占比实证结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
Long(-1)	0.498*** (2.977)	0.507*** (3.042)	-0.142 (-1.343)	-0.133 (-1.145)	-0.166 (-1.541)	-0.160 (-1.436)
Rr		<b>-0.615*</b> <b>(-3.232)</b>		<b>-3.233*</b> <b>(-3.572)</b>		<b>-3.863*</b> <b>(-3.915)</b>
Dr	<b>-3.365*</b> <b>(-3.254)</b>		<b>-35.246**</b> <b>(-4.684)</b>		<b>-31.205**</b> <b>(-4.485)</b>	
Ta	0.036*** (3.881)	0.036*** (3.882)	0.047* (2.001)	0.047* (2.014)	0.035* (1.795)	0.035* (1.783)
Cap	0.201 (1.296)	0.195 (1.242)	-0.198 (-0.264)	-0.123 (-0.165)	-1.093* (-1.684)	-1.024 (-1.542)
Liq	-0.028 (-0.471)	-0.025 (-0.422)	-0.156 (-0.551)	-0.172 (-0.614)	0.233 (1.083)	0.213 (0.994)
Mac	0.118 (0.072)	1.515** (2.702)	2.549 (1.553)	-0.502 (-0.745)	3.230* (1.781)	-0.724 (-0.985)
Gdpgap	<b>-1.426</b> <b>(-0.101)</b>	<b>-5.828**</b> <b>(-4.383)</b>	<b>36.859**</b> <b>(5.834)</b>	<b>3.075</b> <b>(0.145)</b>	<b>36.277**</b> <b>(6.002)</b>	<b>-1.700</b> <b>(-0.065)</b>
Dr*Cap			<b>-238.563</b> <b>(-1.502)</b>	<b>-238.714</b> <b>(-1.334)</b>		
Dr*Liq			<b>-10.352</b> <b>(0.034)</b>	<b>-14.211</b> <b>(0.042)</b>		
Dr*Ta			<b>-6.768</b> <b>(-2.122)</b>	<b>-7.113</b> <b>(-2.065)</b>		

					<b>-110.729**</b>	<b>-112.406**</b>
<b>Rr*Cap</b>					<b>(-4.831)</b>	<b>(-4.496)</b>
					<b>18.199*</b>	<b>18.206*</b>
<b>Rr*Liq</b>					<b>(3.357)</b>	<b>(3.143)</b>
					<b>-1.831**</b>	<b>-1.875**</b>
<b>Rr*Ta</b>					<b>(-4.271)</b>	<b>(-4.185)</b>
cons	0.112*	-0.555*	-0.969*	0.689*	-1.321*	0.800*
	(0.123)	(-1.803)	(-1.054)	(1.865)	(-1.282)	(1.985)
AR(1)	-3.49	-3.576	-0.296	-0.355	-0.351	-0.431
	(0.000)	(0.000)	(0.067)	(0.032)	(0.073)	(0.067)
AR(2)	0.003	0.030	-0.583	-0.483	-1.557	-1.574
	(0.998)	(0.976)	(0.560)	(0.629)	(0.119)	(0.116)
Hansen	13.781	20.379	18.000	16.015	18.730	16.298
	(0.951)	(0.675)	(0.970)	(0.988)	(0.959)	(0.986)

### 3. 基于对公贷款占比指标的分析

表5显示，交互项Dr\*Cap长期弹性系数在5%置信水平上显著为正，说明银行体系资本越充足（稀缺），则风险承担（对公贷款占比）对货币政策调整越不敏感（越敏感）。原因在于资本充裕的银行比资本稀缺的银行在管理经营风格上更加谨慎 (Holmstrom B ,Tirole J. 1997)。

表 5 还显示，交互项 Dr\*Ta、Rr\*Ta 的长期弹性系数都显著为负，说明银行规模越大（越小），对公贷款对货币政策变化越敏感（越不敏感）。“大而不能倒” (Too big to fail) 所带来的抵御风险优势使大银行有承担风险的激励；另外大型国有商业银行是系统重要性银行，更是充当了政府宏观调控的工具，在控制信贷总量下其投放政策导向明显，多集中于基础设施、大型项目等公司业务，故而大银行的对公贷款对货币政策变化反应较为敏感。

方程 Busi (1) - Busi (6) 均通过了 Hansen 工具变量的过度识别检验，残差相关系数检验的结果说明模型的构建也是合理的。

表 5 对公贷款占比实证结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
Busi (-1)	0.968***	0.994***	0.560***	0.564***	0.552***	0.556***
	(19.413)	(18.283)	(4.492)	(4.371)	(4.213)	(4.142)
<b>Rr</b>		<b>-0.888***</b>		<b>-1.376**</b>		<b>-1.396**</b>
		<b>(-8.921)</b>		<b>(-6.364)</b>		<b>(-6.692)</b>
<b>Dr</b>	<b>-4.557**</b>		<b>-4.948</b>		<b>-4.721</b>	
	<b>(-6.982)</b>		<b>(-1.142)</b>		<b>(-1.134)</b>	
Ta	-0.002	-0.002	0.010	0.010	0.012	0.012
	(-1.674)	(-1.372)	(0.762)	(0.741)	(0.963)	(0.941)
Cap	-0.011	-0.013	-0.382	-0.359	-0.130	-0.111
	(-0.249)	(-0.252)	(-1.503)	(-1.413)	(-0.603)	(-0.504)
Liq	0.030	0.029	-0.094	-0.093	0.010	0.009

	(1.153)	(1.091)	(-0.964)	(-0.955)	(0.143)	(0.116)
Mac	-2.559***	-0.540**	-1.056	-0.356	-1.038	-0.328
	(-2.900)	(-2.193)	(-0.943)	(-1.184)	(-0.985)	(-1.037)
Gdpgap	<b>3.361***</b>	<b>-1.138</b>	<b>2.907</b>	<b>-1.521*</b>	<b>2.855</b>	<b>-1.646**</b>
	<b>(7.832)</b>	<b>(-2.553)</b>	<b>(1.043)</b>	<b>(-3.867)</b>	<b>(1.156)</b>	<b>(-4.671)</b>
Dr*Cap			<b>32.007**</b>	<b>30.608**</b>		
			<b>(4.944)</b>	<b>(5.016)</b>		
Dr*Liq			<b>9.623</b>	<b>9.426</b>		
			<b>(2.562)</b>	<b>(2.627)</b>		
Dr*Ta			<b>-0.879*</b>	<b>-0.860*</b>		
			<b>(-3.603)</b>	<b>(-3.347)</b>		
Rr*Cap					<b>3.216</b>	<b>2.932</b>
					<b>(0.544)</b>	<b>(0.476)</b>
Rr*Liq					<b>0.451</b>	<b>0.468</b>
					<b>(0.232)</b>	<b>(0.246)</b>
Rr*Ta					<b>-0.197**</b>	<b>-0.196*</b>
					<b>(-4.314)</b>	<b>(-4.093)</b>
Cons	1.450***	0.366**	0.973	0.623***	0.965	0.614***
	(2.842)	(2.612)	(1.394)	(3.187)	(1.451)	(2.976)
AR(1)	-3.030	-3.148	-2.117	-1.772	-2.188	-1.863
	(0.002)	(0.002)	(0.034)	(0.076)	(0.029)	(0.062)
AR(2)	-2.273	-2.276	-0.802	-1.487	-0.677	-1.381
	(0.123)	(0.123)	(0.423)	(0.137)	(0.499)	(0.167)
Hansen	25.494	23.862	17.473	18.399	20.230	21.492
	(0.379)	(0.470)	(0.976)	(0.964)	(0.931)	(0.898)

#### 四、稳健性检验

为确保模型估计结果的有效性,本部分选择贷款拨备覆盖率作为银行风险承担指标对货币政策风险承担渠道的存在性和异质性进行稳健性检验。为了检验货币政策风险承担渠道的存在性,我们以贷款拨备覆盖率为被解释变量,采用式(1),基于不同的货币政策信号(Dr和Rr),可以得到模型(1)和模型(2)。为了检验货币政策风险承担渠道的异质性,我们同样以贷款拨备覆盖率为被解释变量,采用式(2),基于不同的货币政策信号(Dr和Rr),构建货币政策信号和银行特征变量的不同交叉项组合,可以得到模型(3)-模型(6)。具体估计结果见下表6。

表6 贷款拨备覆盖率实证结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
Loanloss(-1)	-0.038***	-0.030**	-0.202***	-0.194***	-0.222***	-0.214***
	(-3.915)	(-2.314)	(-3.074)	(-2.843)	(-3.496)	(-3.207)
Rr		<b>-4.800*</b>		<b>-1.356**</b>		<b>-1.304**</b>
		<b>(-3.557)</b>		<b>(-4.621)</b>		<b>(-4.155)</b>
Dr	<b>-22.658*</b>		<b>-10.921*</b>		<b>-11.243*</b>	

	<b>(-3.334)</b>		<b>(-3.872)</b>		<b>(-3.185)</b>	
Ta	0.001*	0.001*	0.000	0.000	0.005***	0.005***
	(1.764)	(1.821)	(0.053)	(0.254)	(3.603)	(3.501)
Cap	-0.157*	-0.157*	0.218	0.224	-0.151*	-0.143
	(-1.884)	(-1.853)	(0.664)	(0.702)	(-1.715)	(-1.657)
Liq	0.012	0.012	-0.001	0.001	0.014	0.015
	(0.642)	(0.673)	(-0.042)	(0.043)	(0.565)	(0.596)
Mac	0.603	0.089	1.180*	0.165	1.298*	0.196
	(0.89)	(0.423)	(1.964)	(0.773)	(1.902)	(0.802)
Gdpgap	<b>17.895</b>	<b>-8.833</b>	<b>6.906*</b>	<b>-2.304**</b>	<b>6.991*</b>	<b>-2.051**</b>
	<b>(0.652)</b>	<b>(-1.854)</b>	<b>(3.522)</b>	<b>(-5.685)</b>	<b>(3.366)</b>	<b>(-4.257)</b>
Dr*Cap			<b>40.307</b>	<b>42.175</b>		
			<b>(0.432)</b>	<b>(0.464)</b>		
Dr*Liq			<b>-1.401</b>	<b>-0.979</b>		
			<b>(-0.041)</b>	<b>(-0.025)</b>		
Dr*Ta			<b>-0.302</b>	<b>-0.263</b>		
			<b>(-0.862)</b>	<b>(-0.605)</b>		
Rr*Cap					<b>-10.586*</b>	<b>-10.864*</b>
					<b>(-3.783)</b>	<b>(-3.654)</b>
Rr*Liq					<b>0.216</b>	<b>0.252</b>
					<b>(0.082)</b>	<b>(0.106)</b>
Rr*Ta					<b>0.122**</b>	<b>0.131**</b>
					<b>(6.105)</b>	<b>(5.656)</b>
Cons	-0.308	-0.036	-0.635*	-0.083	-0.703*	-0.101
	(-0.804)	(-0.273)	(-1.832)	(-0.652)	(-1.794)	(-0.706)
AR(1)	-1.35	-1.375	-2.324	-2.284	-2.183	-2.147
	(0.046)	(0.039)	(0.020)	(0.022)	(0.029)	(0.032)
AR(2)	-0.634	-0.440	-1.468	-1.502	-1.149	-1.198
	(0.526)	(0.660)	(0.142)	(0.133)	(0.250)	(0.231)
Hansen	23.26	22.345	17.969	16.964	18.692	15.781
	(0.504)	(0.559)	(0.970)	(0.981)	(0.960)	(0.989)

由表 6 可知，解释变量 Rr、Dr 的系数都显著为负，说明了货币政策信号对商业银行的风险承担行为的影响是显著的，即货币政策传导的风险承担渠道是存在的。

由表 6 可知，交互项 Rr\*Cap 长期弹性系数在 10%置信水平下显著为负，说明资本充足率越高（越低）的银行，其贷款拨备覆盖率对货币政策立场的反应越敏感（越不敏感）。这是由于扩张性货币政策时，高资本银行相对于低资本银行更容易增加贷款，在股东价值最大化目标导向下贷款减值准备（拨备）的计提必然冲击到银行的净利润水平，因此资本充足性越高的银行其贷款拨备率对货币政策变化越敏感。Rr\*Ta 长期弹性系数显著为正，则说明银行规模越大（越小），贷款拨备覆盖率对货币政策变化越不敏感（越敏感）。这是由于大银行可通过其发达的金融安全网络转移经营失败的风险，再加上政府的隐性担保和对大银行的评价

级优势 (Haldane, 2010), 大银行抵御风险能力较强, 所以相对于货币政策变化其信贷投放具有一定的“粘性”(贷款拨备覆盖率的分母效应), 从而对货币政策变化的敏感性下降。

综合来看, 货币政策对银行风险承担有着显著负向影响, 并且商业银行的微观特征显著影响银行风险承担渠道对货币政策调整的异质性反应, 模型的稳定性较好。

## 五、主要结论

本文使用 GMM 动态面板模型估计方法, 将货币政策、银行特质性与银行风险承担有机统一起来, 以贷款集中度、贷款拨备覆盖率、中长期贷款占比、对公贷款占比四个直观指标来分别衡量银行的风险承担状态, 以银行资本充足率水平、资产规模变化和流动性比率作为商业银行的特征变量, 并基于 2004—2011 年间 34 家中国商业银行的年度数据, 实证检验了不同银行微观特征下我国货币政策传导的银行风险承担渠道的存在性和异质性, 主要结论如下:

(1) 随着货币政策信号的调整, 银行风险承担水平也会相应变化, 并且银行规模、资本状况、流动性及宏观经济环境都可能对货币政策与银行风险承担之间的关系产生重要影响, 从而证实了我国货币政策传导的银行风险承担渠道的存在性; (2) 由于银行微观特征的差异, 导致银行风险承担水平对货币政策信号调整的敏感性发生变化, 从而证实了我国货币政策传导的银行风险承担渠道的异质性。

传统的货币政策理论均把银行看作风险中性者, 忽视了不同宏观制度框架和不同微观特质性下银行风险承担行为的主动性和差异性, 导致货币政策信号在银行体系的传导出现了偏差, 从而在一定程度上降低了货币政策的有效性。随着资本约束的强化, 商业银行的风险敏感性也不断增强, 货币政策传导的银行风险承担渠道已确实存在, 其对货币政策信号传导的影响也越来越大。因此, 货币当局应当高度重视不同特质性银行在货币政策冲击下的差异化反应对实体经济造成的影响, 在制定货币政策时必须考虑不同特质性银行在货币政策传导中的各种风险承担行为的差异, 制定针对性的货币政策, 提高货币政策的有效性。另外, 在经济结构多元化、经济主体自我决策意识增强的情况下, 货币供给内生性增强, 单纯地依靠中央银行的货币政策调控, 其作用力度和影响范围是有限的, 为此, 货币当局必须考虑将金融监管纳入到统一的宏观金融调控体系中来, 探索以资本约束为代表的金融监管手段的货币工具体化。

## 参考文献

- [1] Borio C, Zhu, Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?[J]. BIS Working Papers, 2008(12):1-15.
- [2] Amato. Risk aversion and risk premia in the CDS market[J]. BIS Quarterly Review, 2005 (12): 55-68.

- [3]Jimenez, G., S. Ongena, J. Peydró and J. Saurina.Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say about the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking? [A]. AFA 2009 San Francisco Meetings Paper[C].2009:1-51.
- [4]Ioannidou, Ongena and Peydró-Alcade.Monetary Policy, Risk-Taking and Pricing: Evidence from A Natural Experiment[J].European Banking Center Discussion Paper No.2009-04S,2008 (10):1-39.
- [5]Brissimis, S. and M. Delis. Bank Heterogeneity and Monetary Policy Transmission [A].Working Paper Series 1233, European Central Bank[M].ECB publications,2010:1-48.
- [6]Delis, M. and P. Kouretas. Interest Rates and Bank Risk-taking[J].Journal of Banking and Finance,2011(35): 840-855.
- [7]Altunbas,Y,L.Gambacorta and D.Marques Ibanez.Do bank characteristics influence the effect of monetary policy on bank risk?[J].ECB Working Papers,2012(3):1-6.
- [8]于一,何维达. 货币政策、信贷质量与银行风险偏好的实证检验[J]. 国际金融研究, 2011(12): 59-68.
- [9]徐明东, 陈学彬. 货币环境、资本充足率与商业银行风险承担[J]. 金融研究, 2012 (7): 49-59.
- [10]江曙霞, 陈玉婵. 货币政策、银行资本与风险承担[J]. 金融研究, 2012 (4): 1-16.
- [11]Altunbas, Y., L.Gambacorta and D. Marques Ibañez. Does monetary policy affect bank-risk taking? [J].BIS Working Papers, 2010, No.298.
- [12] Ehrmann,and etc. Financial Systems and The Role of Banks in Monetary Policy Transmission in The Euro Area[M]. Cambridge University Press, Cambridge, 2003: 235-269.
- [13] Jimenez, G., Steven, O. and Jesús, Saurina. Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking[R/OL]. Banco de Espaa, Working paper,2008, No. 833.
- [14] 黄宪, 代军勋, 马理. 资本充足性约束下银行风险偏好和行为研究[M]. 武汉: 武汉大学出版社, 2012 年.