

货币环境、资本充足率与商业银行风险承担

徐明东 陈学彬

(复旦大学金融研究院, 上海 200433)

摘要:本文基于1998~2010年期间59家商业银行的微观数据,采用GMM动态面板估计方法实证检验了中国货币政策对银行风险承担的影响,验证了货币政策传导的银行风险承担渠道假说。实证结果显示:(1)货币政策与银行风险承担变量呈显著负相关关系,收入和估值效应、收益搜寻动机、竞争效应3种子机制均存在;(2)规模越大、资本越充足的银行,其风险承担行为对货币政策的敏感性越低;(3)与传统货币政策非对称性理论结论不同的是,扩张性货币政策对银行风险承担的激励作用强于紧缩性货币政策的约束作用。为避免银行体系风险的过度积聚,政策当局可考虑银行业资本充足状况与宏观经济环境,搭配使用传统货币政策与宏观审慎管理工具;加快利率市场化步伐,弱化国内银行的信贷扩张冲动,是提高货币政策调控有效性和实现金融稳定的必要途径。

关键词:货币政策;资本充足率;银行风险承担渠道

JEL 分类号:E40,E52,G21 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2012)07-0048-15

一、引言

商业银行通过承担风险和管理风险来获取利润,银行的风险识别和风险偏好在货币政策传导机制和经济周期波动中具有重要作用(Disyatat,2011)。根据银行风险承担渠道理论(Bank Risk-taking Channel),货币政策的变动不仅通过影响无风险利率,以及影响企业的资产负债表和金融机构的资产负债表状况影响信贷供给数量,还会通过银行等金融机构的风险识别与风险偏好渠道影响银行的资产组合风险、贷款定价以及其他非价格条款(信贷质量)。2002年以来美国长期低利率的宽松货币政策被认为是引起银行借贷标准放松、银行体系风险过度积聚和本轮金融危机的重要原因(Adrian and Shin,2010)。

考虑到中国银行业和货币政策调控体系的典型特征,货币政策与银行风险承担的关

收稿日期:2011-12-22

作者简介:徐明东,经济学博士,复旦大学金融研究院讲师,Email:xumind@fudan.edu.cn.

陈学彬,经济学博士,复旦大学金融研究院教授,Email:chenxb@fudan.edu.cn.

* 本文为国家自然科学基金(70903013,70973028)、上海市晨光计划项目(09CG05)的阶段性成果。非常感谢复旦大学世界经济系田素华教授和匿名审稿人的建设性意见,文责自负。

系尤其值得关注。随着近年来银行业市场化改革和资本监管制度的实施,国内银行经营的目标函数和约束条件正在发生改变,市场化逐利动机日益明显,资本约束以及风险的识别、测度和定价等在决定银行资产组合行为和货币政策传导中的作用逐渐增强。然而,近年来央行货币政策调控的事实是,在微观主体市场化动机日益明显的同时,宏观调控手段却不得不更加依赖数量型工具和非市场化的手段。这一方面反映了传统货币政策工具的调控效力在下降,另一方面也引发了我们的担心:数量型和非市场化工具的使用不仅可能扭曲信贷资源的配置效率,还可能扭曲金融机构的风险识别和风险偏好,引发金融机构表内资产表外化的管制规避和套利行为,导致银行业系统性风险的积聚、影响金融稳定。对此,本文感兴趣的问题是,货币政策如何影响银行的风险承担,如何识别中国的货币政策对银行风险识别和风险偏好等行为的影响,货币政策扩张期和紧缩期对银行风险承担的影响是否具有不对称性,对不同资产规模、资本充足程度的银行而言,这种影响又是否存在异质性?

根据银行风险承担渠道理论(Borio and Zhu, 2008),宽松货币政策(如低利率)一方面通过推动资产价格上涨、抵押物价值上升,企业财务费用下降、现金流增加,降低了银行对风险的识别和测度,另一方面降低了投资尤其是无风险证券的回报率,在收益搜寻动机和竞争效应等的推动下,降低了银行和其他金融机构的风险规避程度,银行风险承担上升。国外实证研究的结果基本支持银行风险承担渠道假说,即利率与银行风险代理变量显著负相关,货币放松后银行的信贷标准显著放松;利率水平越低,银行对有不良信用史和无信用史的高风险借款者发放贷款的概率越高,导致未来贷款违约风险的增加;低利率持续的时间越长,则银行的信贷标准放松程度越强(Maddaloni and Peydro, 2011)。货币政策对银行风险承担的影响程度依赖于银行的资本状况,资本充足的银行抵消货币政策影响的能力更强(Delis and Kouretas, 2011)。传统货币理论认为,货币政策对银行信贷供给和实体经济的影响具有显著非对称性,紧缩性政策的效果强于扩张性政策(Bliss and Kaufman, 2003)。然而,Woodford(2010)指出,上述非对称性结论成立的条件之一是货币紧缩期多数银行面临紧的准备金约束。Borio and Zhu(2008)进一步指出,当金融机构对政策救助存在明确预期或处于流动性过剩的环境中时,利率降低对银行风险承担的激励作用可能强于利率上升的抑制作用。

国内研究商业银行在货币政策传导机制中作用的文献主要集中在两方面,一是基于VAR方法与宏观数据的信贷渠道检验(蒋瑛琨等, 2005;周英章、蒋振声, 2002),二是微观银行特征与银行贷款渠道的考察(索彦峰、陈继明, 2008;徐明东、陈学彬, 2011a, 2011b)。在我们所掌握的文献范围内,国内鲜有文献对银行风险承担与货币政策的关系进行探讨。

本文基于1998~2010年期间59家商业银行的微观数据,采用GMM动态面板估计方法实证检验了中国货币政策对银行风险承担激励的影响,验证了货币政策传导的银行风险承担渠道。实证结果显示:(1)货币政策与银行风险承担变量呈显著负相关关系,收入和估值效应、收益搜寻动机、竞争效应3种子机制均存在;(2)规模越大、资本越充足的银行,其风险承担行为对货币政策的敏感性越低;(3)扩张性货币政策对银行风险承担的激

励作用强于紧缩性货币政策的约束作用。本文的研究为政策当局完善货币政策调控和实施宏观审慎管理提供了经验证据的支持。

本文的结构安排如下:第二部分为货币政策影响银行风险承担的理论机制,第三部分为实证模型构建与数据描述,第四部分为计量结果与分析,第五部分为结论与建议。

二、货币政策影响银行风险承担的理论机制

根据传统的信贷渠道(Credit Channel)理论,货币政策除通过利率渠道影响无风险利率外,还通过影响企业的资产负债表(即资产负债表渠道,Balance Sheet Channel)和银行的资产负债表(即银行贷款渠道,Bank Lending Channel)状况影响外部融资溢价,从而影响微观主体的投资和融资成本,以及金融中介的信贷供给能力和意愿。然而,传统信贷渠道理论往往强调信贷供给的数量,而不太关注信贷供给的质量(风险)(Adrian and Shin, 2010)。

随着以资本充足率为核心的巴塞尔资本协议的颁布并实施,商业银行的风险测度与风险偏好在其信贷资产组合、贷款定价等决策行为中的作用日益显著。2007 年金融危机爆发后,学术界提出了一种新的货币政策传导机制理论,即银行风险承担渠道理论(Borio and Zhu, 2008; Adrian and Shin, 2010)。根据该理论,货币政策会通过影响银行等金融机构的风险识别与风险测度以及风险偏好两条路径影响其资产组合、资产定价和其他非价格条款。与银行贷款渠道理论强调外界对银行融资影响不同的是,银行风险承担渠道强调银行在经济周期波动与货币政策传导中的主动性作用,是对传统信贷渠道的一种再放大机制。具体而言,理论上,货币政策可通过如下细分渠道影响银行的风险承担(详见图 1):

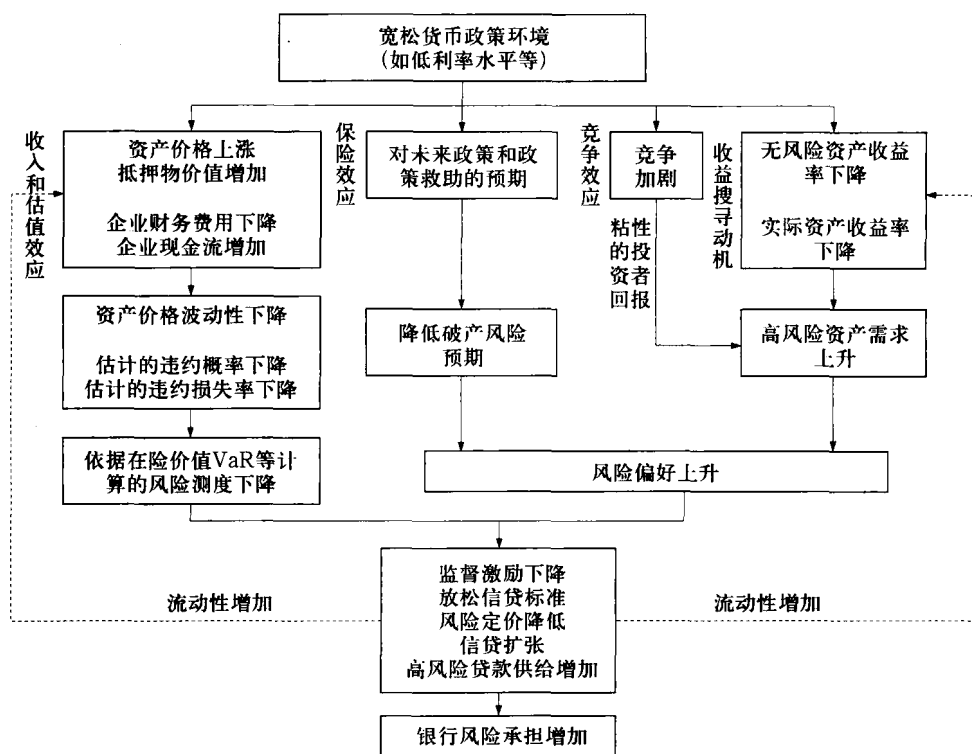
(1) 收入和估值效应。贷款监督与抵押合约是银行控制信用风险的重要措施。宽松货币政策(如低利率)会推动资产价格上涨、抵押物价值上升,同时企业财务费用下降、现金流增加。由于银行业广泛使用在险价值等方法来进行经济和监管资本管理,抵押物价值的上升和企业净值的改善将降低银行对违约概率、违约损失率的估计,从而降低银行对风险的识别和测度,导致银行的项目筛选和贷款监督激励下降、信贷标准放松、风险定价偏低、高风险贷款增加等,引起银行资产负债表和杠杆的调整,风险承担上升(Adrian and Shin, 2010)。

(2) 收益搜寻动机(Search for Yield)。现实中由于货币幻觉或长期债务合约的收益率保证等原因,投资者追求的名义回报率往往具有明显的粘性。一般情况下,宽松货币政策会导致无风险资产收益率下降,在其他因素不变的情形下,将导致银行的资产组合(安全性资产与风险资产的组合)收益率下降,为追求实现粘性的名义收益率,金融机构将不得不增加对高风险资产的需求,风险偏好上升。投资者粘性的目标名义收益率与实际收益率间的差异越大、持续时间越长,则金融机构的风险承担激励越强(Rajan, 2005)。

(3) 竞争效应。在其他因素不变的条件下,宽松货币政策(如低利率)将使得银行业

的竞争更加激烈,引起银行边际利润和存贷利差的下降。迫于竞争压力和实现目标收益率,银行将可能降低借贷标准,增加风险资产在资产组合中的比重,导致银行特许权价值的降低,增加银行失败的风险(Rajan,2005)。而盯住绝对收益率目标的管理者报酬激励计划以及金融监管的失效也无疑将加剧银行业竞争对风险承担的影响(Delis and Kouretas,2011)。

(4)保险效应。央行货币政策决策的可预期性越强、政策透明度越高,则可能降低市场的不确定性,从而降低风险溢价(Risk Premium),为实现目标收益率,可能导致银行承担更高风险。若代理人认为央行在经济形势较弱时将实施宽松货币政策或救助政策,经济下行风险和破产概率的预期降低,风险偏好也将上升。这是典型的道德风险问题,相当于某种隐性保险效应(Borio and Zhu,2008)。



货币政策影响银行风险承担的理论机制

基于中国银行业和货币政策调控体系的典型特征,货币政策与银行风险承担的关系尤其值得关注和重视。第一,随着近年来银行业的市场化改革和监管制度的改革,国内商业银行面临的目标函数和约束条件正在发生改变,银行的市场化逐利动机日益明显,风险的识别、测度和定价在决定银行资产组合行为和货币政策传导中的作用逐渐增强。第二,相比国外银行,国内银行由于信用环境较差、风险管理能力较弱而更加偏好抵押贷款(Allen et al., 2012),房地产等资产价值的变动可能成为影响银行风险识别和测度的重要因

素。第三,随着市场化改革的推进,银行业的竞争在逐渐增强。由于国内银行的经营模式和盈利来源同质化倾向明显,主要依赖管制保护的存贷利差,银行业的竞争主要表现为规模竞争和市场份额偏好。而近年来中国国际收支大规模持续顺差导致的流动性过剩环境无疑加剧了银行业的规模竞争行为。第四,虽然国内银行大多实行了股份制改革,但我国大多数的银行事实上仍被各级政府直接或间接控制,^①历史经验和制度现状会使国内各银行产生财政和货币政策救助的普遍预期。第五,中国目前的货币调控体系与美欧等发达国家存在显著差异。利率并未完全实现自由化,除了价格型工具,央行的货币政策更多的依赖于数量型、非市场化的直接调控工具和手段(徐明东、陈学彬,2011a)。这类工具虽然在短期内对抑制银行的信贷扩张起到了一定作用,但也导致了银行“表内资产表外化”的管制规避和套利行为。^②

综上,中国货币政策通过收入和估值效应、收益搜寻动机、竞争效应和保险效应影响银行风险承担的条件已经或逐渐具备。结合中国银行业和货币调控体系特征实证检验货币政策与银行风险承担的关系对于完善我国的货币政策调控和维护金融稳定具有重要的现实意义。

三、实证模型构建与数据描述

(一)实证模型构建

根据研究目的和数据情况,本文主要做了三个层面的检验。

第一,检验中国货币政策与银行风险承担间的关系。由于银行风险承担具有高度持续性(Persistent)特征,本文参考了 Delis and Kouretas(2011)的模型设定,设定动态面板基准模型如下:

$$RISK_{it} = \alpha_0 RISK_{i,t-1} + \alpha_1 MP_t + \alpha_2 SIZE_{i,t-1} + \alpha_3 CAP_{i,t-1} + \alpha_4 PROA_{i,t-1} + \alpha_5 IPO_{it} + \alpha_6 GDPR_{jt} + \alpha_7 HOUSEP_{jt} + \alpha_8 COMP_{jt} + v_i + u_{it} \quad (1)$$

其中 $i = 1, 2, \dots, N$, 表示银行家数, j 表示该银行所在地区。方程(1)中被解释变量 $RISK$ 为银行风险承担变量,核心解释变量为货币政策代理变量 MP 。银行风险承担渠道的检验首先需要找到能有效代表银行风险承担和货币政策立场的度量指标(Altunbas et al., 2010)。

根据已有实证文献(Delis and Kouretas, 2011; Laeven and Levine, 2009),常用的银行风险测度指标主要有 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。由于本文样本银行中包含了大量非上市银行,我们主要选取 Z 值(Z_score)和净贷款/总资产

① 以中小银行为例,虽然银监会明确规定地方政府不能入股中小银行,但我国中小银行普遍被各级地方政府直接或间接控制(朱建武,2007)。

② 据估计,截至2011年6月底,中国银行业通过委托贷款和各种理财产品等形成的表外贷款类资产约为10.7万亿元,而同期银行表内贷款资产为54.7万亿元,表外贷款类资产约占表内贷款资产的1/5,数据来源于 www.economist.com/node/21533412/。

产(NL_TA)作为银行风险的测度指标。^① 银行最重要的风险是信用风险,净贷款/总资产比率越大,代表银行的资产风险越高。

本文参照 Laeven and Levine (2009)提供的处理方法,将银行风险的 Z 值定义如下:

$$Z_u = \frac{\sigma_i(ROA_u)}{ROA_u + CAR_u} \quad (2)$$

其中 ROA 表示资产回报率, $\sigma(ROA)$ 表示资产回报率的标准差,^② CAR 表示资本资产比率(股东权益/总资产)。根据式(2), Z 值等于资产回报的标准差除以资产回报率与资本资产比率之和,该指标常被用来测度破产风险。若将破产定义为资不抵债($E + \pi < 0$) (其中 E 代表股东权益, π 代表净利润),则破产风险可表示为($-ROA < CAR$)的概率。当利润正态分布时,破产概率等于 $\sigma(ROA) / (ROA + CAR)$ 。 Z 值越大,则表示银行破产风险越大。

货币政策代理变量 MP 的选取需要结合一国货币政策调控制度特征。国外文献多以银行间市场利率作为货币政策代理变量。但中国的货币调控体制与美欧等发达国家存在较大差异,中国的利率并未完全市场化,央行公开市场操作的影响难以直接通过价格机制传导到存贷款市场,银行间市场短期利率难以作为货币政策立场的有效度量指标。此外,中国的货币政策调控综合使用了多种价格和数量型工具,且更多地依赖数量型工具和非市场化的手段,难以找到有效的综合货币政策代理变量(徐明东、陈学彬,2011a)。为保证模型估计的有效性,本文主要使用了4种货币政策代理变量:贷款基准利率(i_L)、银行同业拆借利率(i_C)、法定存款准备金率(req)、广义货币 $M2$ 增长率的负数($M2R$),^③以检验估计结果的稳健性。

为有效识别货币政策的影响,我们还必须控制其他影响银行风险承担意愿和能力的重要变量,包括微观银行特征、经济与金融市场状况等变量。微观银行特征变量我们主要控制了规模($SIZE$,用总资产的对数值代表)^④、资本状况(CAP ,用一般资本充足率代表)、盈利状况($PROA$,用税前总资产回报率代表)、公开上市虚拟变量(IPO ,上市前取值为0,上市后取值为1)。由于当期风险承担与银行规模、资本比率、盈利性等指标存在相互影响,为减轻同时决定的内生性问题,我们采用上述指标的滞后一期值。银行规模、盈利状况与风险承担的关系并无确定性结论(Delis and Kouretas,2011)。大型银行由于“大而不

① 后文我们也采用不良贷款率作为银行风险代理变量做了相关稳健性检验。

② 参考 Laeven and Levine (2009)的计算方法,本文使用了3年(包括2年滞后期)的数据来滚动计算 ROA 标准差。为检验滚动期选择的影响,我们还分别选择了2年和4年数据滚动计算的结果进行重新估计,发现对基本结论影响不大。

③ $M2$ 增长率越高代表货币政策越宽松,而其他3个货币政策代理变量越高则代表货币政策越紧缩,为保持各货币政策变量估计系数符号的一致性,本文设定 $M2R$ 为 $M2$ 增长率的负数;贷款基准利率用1年期贷款基准利率代表,银行同业拆借利率用7天同业拆借利率代表;贷款基准利率、货币市场利率、法定存款准备金率根据月末数据计算年度平均值。

④ 规模和所有权都可能是影响银行风险承担意愿和能力的重要变量,但由于中国资产规模最大的5家银行均为国有或国有绝对控股的银行,为减轻共线性影响,本文仅控制了资产规模特征。

能倒”的道德风险问题,可能采取风险更高的战略,而同时由于市场竞争力更强、特许权价值更高,具有更好的融资机会和面临更严格的监管,其风险承担也可能更低;按照“高收益、高风险”逻辑,较低的盈利性可能反映了银行的经营策略较为保守、风险承担较低,但另一方面也可能促使银行为改善盈利指标而采取高风险策略。资本充足率水平可能反映出银行风险管理策略和风险偏好程度,银行的资本比率较低可能是其风险承担意愿较强的结果。

宏观经济变量我们主要控制了实际 GDP 增速 ($GDPR$) 和房地产价格增速 ($HOUSEP$)。由于样本银行中城商行数目超过 2/3,且不同区域的经济形势和房价存在较大差异,所以本文对全国性和地方性银行分别控制了其对应的全国、省区及地级市层面的实际 GDP 增速和房地产价格增速。^① 此外,我们还控制了银行业竞争程度指标 ($COMP$)。^② “竞争-脆弱性”(Competition-fragility) 理论认为市场竞争将减少银行的边际利润和特许权价值,从而导致银行更高的风险承担,而“竞争-稳定性”(Competition-stability) 理论则认为市场竞争会改善银行的经营效率和风险管理水平,从而降低风险承担水平 (Berger et al., 2008)。

本文感兴趣的是参数 α_1 的符号及其显著性。如果 α_1 显著为负,则表明在控制了其他因素的条件下,货币政策与银行风险变量间存在显著负相关关系,宽松货币政策可能导致银行风险承担的增加。此外,根据模型(1)的估计结果,我们还可对货币政策影响银行风险承担的子机制进行部分检验。具体而言,房地产价格增速可作为识别收入和估值效应的替代变量,其逻辑机制为“宽松货币政策→房地产价格上升→银行风险承担增强”;金融业竞争指数可作为识别竞争效应的替代变量,其逻辑机制为“宽松货币政策→银行业竞争增强→银行风险承担增强”;资产回报率可作为识别收益搜寻动机的替代变量,其逻辑机制为“宽松货币政策→资产收益率下降→为寻求更高收益率,高风险承担”。我们可根据系数 α_4 、 α_7 、 α_8 的符号及其显著性对上述子机制的后半部分进行验证。

第二,检验中国货币政策对银行风险承担的影响是否依赖于银行的资本充足状况。随着资本监管制度的实施,资本充足率约束已逐渐成为影响银行行为的重要约束。不同特征的银行可能采取不同的风险策略以及具有不同抵御货币政策冲击的能力,银行规模越大、资本越充足,其抵消货币政策影响的能力越强,其风险承担往往对货币政策的反应越不敏感 (Delis and Kouretas, 2011)。所以,本文主要识别了中国货币政策对银行风险承担的影响是否依赖于资产规模和资本充足率水平。具体模型设定如下:

$$RISK_{it} = \beta_0 RISK_{i,t-1} + \beta_1 MP_t + \beta_2 SIZE_{i,t-1} + \beta_3 CAP_{i,t-1} + \beta_4 PROA_{i,t-1} + \beta_5 IPO_{it} + \beta_6 GDPR_{jt} + \beta_7 HOUSEP_{jt} + \beta_8 COMP_{jt} + \beta_9 MP_t \times SIZE_{i,t-1} + \beta_{10} MP_t \times CAP_{i,t-1} + v_i + u_{it} \quad (3)$$

① $GDPR$ 和 $HOUSEP$ 的控制规则为,若某银行为全国性银行则为全国数据,为城商行则为对应的地级市数据,若某银行为多地区城市商业银行合并而成的城商行(如江苏银行),则为该银行所在的省级数据。

② 由于缺乏地级市数据,我们对全国性和地方性银行分别控制了其对应的全国和省级银行业竞争程度指标。

本文感兴趣的是参数 β_9, β_{10} 的符号及其显著性。如果 β_9, β_{10} 显著大于0,则表明规模越大、资本比率越高的银行其抵消货币政策影响的能力越强,其风险承担对货币政策的反应越小。

第三,检验中国货币政策对银行风险承担的影响是否具有显著的非对称性。

自2002年以来,中国持续大规模的国际收支顺差为国内银行体系持续不断地注入了大量“原始”流动性,形成了国内银行体系乃至金融体系持续的流动性过剩局面(徐明东、陈学彬,2011b)。Borio and Zhu(2008)的研究表明,当金融机构对政策救助存在明确预期或者处于流动性过剩的环境中时,货币政策与银行风险承担间的非线性关系可能跟传统的货币政策非对称性理论结论相反,^①即扩张性货币政策对银行风险承担的激励作用可能强于紧缩性政策的抑制作用。为检验中国货币政策与银行风险承担间的非线性关系,我们设定如下模型:

$$RISK_{it} = \gamma_0 RISK_{i,t-1} + \gamma_1 MP_t + \gamma_2 SIZE_{i,t-1} + \gamma_3 CAP_{i,t-1} + \gamma_4 PROA_{i,t-1} + \gamma_5 IPO_{it} + \gamma_6 GDP_{it} + \gamma_7 HOUSEP_{it} + \gamma_8 COMP_{it} + \gamma_9 MP_t \times Dum_expand_t + \gamma_{10} Dum_expand_t + v_i + u_{it} \quad (4)$$

其中 Dum_expand 表示货币政策周期虚拟变量。本文参考了索彦峰、陈继明(2008)识别货币政策周期的HP滤波方法,将M2增速的周期波动值($M2R_HP$)作为划分货币政策扩张或紧缩的依据。如果 $M2R_HP > 0$,则为货币扩张期, Dum_expand 取值为1,否则取值为0。我们感兴趣的是参数 γ_9 的符号及其显著性。如果 γ_9 显著小于0,则表示扩张性货币政策对银行风险承担的激励作用相比紧缩性货币政策的约束作用更大。

(二)数据说明与描述

本文的研究样本为1998~2010年期间59家中资商业银行的年度非平衡面板数据。样本包括工农中建交5家大型国有银行,中信银行等12家全国性股份制银行,其余42家为城市商业银行。样本银行的相关报表数据来源于Bankscope数据库。货币政策变量、实际GDP增速、房地产价格增速等数据来源于CEIC数据库。金融业竞争指数来源于樊纲等(2010)。^②

表1为主要变量的描述性统计结果。从样本银行的风险指标来看, Z_score 最大值为2.883(光大银行2005年),最小值为-0.125(光大银行2004年); Z_score 仅为正值时其越大才能代表银行风险越大,所以本文将 Z_score 为负值的观测值作为异常值处理。净贷款/总资产比率最大值为74.3%(莱商银行2006年),最小值为29.1%(长沙银行2005年)。由于近年来银行业的市场化、剥离坏账等改革措施,银行业的不良贷款率具有大幅下降的时间趋势,其中不良贷款率最大值为38.2%(光大银行1999年),最小值为0.3%(浙商银行2009年)。此外,全国、省以及地级市层面的实际GDP增速与房地产价格增速

① 传统货币政策非对称性理论的逻辑机制可参见Bliss and Kaufman(2003)。

② 该指数数值越大,表示竞争程度越强。樊纲等(2010)的数据区间为1997~2007年,为减轻样本损失,2008~2010年的数据用2007年的数据代替。考虑到这样处理可能带来的误差,我们曾将样本仅限制在1998~2007年,回归结果对本文的基本结论影响不大,但会导致较多样本损失。

差异较大。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	N	均值	标准差	25%	50%	75%	最小值	最大值
<i>Z_score</i>	378	0.0480	0.157	0.0150	0.0270	0.0510	-0.125	2.883
<i>NL_TA</i>	501	0.529	0.083	0.472	0.532	0.590	0.291	0.743
<i>NPL</i>	348	0.063	0.117	0.015	0.029	0.065	0.003	0.382
<i>SIZE</i>	502	11.263	2.300	10.012	10.887	12.557	1.138	16.415
<i>CAP</i>	353	0.104	0.038	0.085	0.104	0.120	-0.015	0.301
<i>PROA</i>	445	0.012	0.006	0.007	0.011	0.016	0.001	0.041
<i>i_L</i>	502	0.058	0.005	0.054	0.056	0.061	0.053	0.075
<i>i_C</i>	502	0.023	0.008	0.021	0.022	0.025	0.013	0.065
<i>req</i>	502	0.098	0.038	0.065	0.075	0.12	0.06	0.17
<i>M2R</i>	441	-0.166	0.032	-0.164	-0.162	-0.146	-0.244	-0.116
<i>GDPR</i>	502	0.127	0.029	0.101	0.128	0.149	0.02	0.196
<i>HOUSEP</i>	420	0.115	0.112	0.047	0.102	0.163	-0.451	1.032
<i>COMP</i>	502	7.176	2.132	5.676	6.798	8.890	1.660	12.410

四、计量结果与分析

由于模型(1)、(3)、(4)中含有被解释变量的滞后项,通常的 OLS 估计与固定效应模型估计均为有偏估计,所以本文采用 Arellano and Bond(1991)提出的 GMM 一阶差分动态面板估计方法(以下简称 A-B 估计)。该方法能比较有效的减轻这种内生性问题以及残差的异方差性,在实证文献中得到广泛应用。

为确保模型估计的有效性和稳健性,我们做了两个重要检验:(1)过度识别检验,采用 Sargan 检验判断工具变量的使用是否合理,零假设为工具变量使用是合理的。(2)干扰项序列相关检验,A-B 估计要求原始模型干扰项不存在序列相关,由于差分后的干扰项必然存在一阶序列相关,因此,我们需要检验差分方程的残差是否存在二阶(或更高阶)序列相关,若存在二阶相关,则意味着选取的工具变量不合理。

(一)银行风险承担渠道检验

表 2 为模型(1)中国货币政策对银行风险承担影响的估计结果。其中列(1)-(4)的被解释变量为 Z 值,而列(5)-(8)的被解释变量为净贷款/总资产。在 10% 显著性水平上,Sargan 检验和二阶序列相关检验结果均不能拒绝零假设,表明我们的 GMM 估计量模型的干扰项基本不存在显著的序列相关,工具变量的选取是合理的。

从银行特征变量的结果来看,资产规模、资本比率、盈利指标的估计系数均显著为负。由于银行规模特征代表了众多的信息,规模不同的银行,其客户结构、经营策略、风险偏好、面临的信贷管制以及隐性保险程度等都可能存在显著差异,对银行规模特征与风险承担变量间关系的解释需要谨慎(Delis and Kouretas, 2011)。规模变量系数显著为负既可

表2 银行风险承担渠道检验结果

	被解释变量: Z_score				被解释变量: NL_TA			
	(1) i_L	(2) i_C	(3) req	(4) $M2R$	(5) i_L	(6) i_C	(7) req	(8) $M2R$
$RISK_{t-1}$	0.166*** (130.89)	0.166*** (116.22)	0.158*** (48.21)	0.162*** (74.89)	0.397*** (10.37)	0.398*** (11.79)	0.309*** (11.35)	0.379*** (14.15)
$SIZE_{t-1}$	-0.125*** (-39.48)	-0.131*** (-31.05)	-0.059*** (-16.03)	-0.129*** (-23.07)	-0.024*** (-12.27)	-0.024*** (-12.32)	0.017*** (3.81)	-0.023*** (-5.14)
CAP_{t-1}	-1.546*** (-25.60)	-1.541*** (-29.21)	-1.316*** (-19.28)	-1.495*** (-19.85)	-0.215*** (-12.24)	-0.252*** (-14.26)	-0.099*** (-7.18)	-0.271*** (-10.14)
$PROA_{t-1}$	-6.954*** (-46.14)	-6.589*** (-29.22)	-7.409*** (-14.44)	-6.637*** (-23.03)	-1.523*** (-6.23)	-1.375*** (-6.14)	-0.890*** (-6.97)	-1.793*** (-7.09)
IPO	0.027*** (8.45)	0.029*** (15.92)	0.025*** (8.58)	0.027*** (10.50)	0.020*** (6.83)	0.023*** (6.17)	0.018*** (5.86)	0.023*** (5.88)
GDP	0.345*** (6.00)	0.183* (1.95)	0.548*** (7.49)	0.294*** (6.03)	0.185*** (6.86)	0.154** (2.25)	0.643*** (16.63)	0.340*** (4.74)
$HOUSEP$	0.019* (1.91)	0.017* (1.88)	0.060*** (8.61)	0.067*** (11.23)	0.027*** (4.54)	0.036*** (5.72)	0.029*** (4.70)	0.026*** (2.78)
$COMP$	-0.002 (-1.05)	0.003* (1.81)	-0.003 (-1.64)	0.004*** (2.67)	0.011*** (15.23)	0.009*** (10.99)	0.013*** (13.01)	0.006*** (9.67)
MP	-0.986*** (-11.59)	-1.048*** (-6.29)	-0.664*** (-8.81)	-0.237*** (-14.60)	-1.461*** (-9.35)	-1.664*** (-9.08)	-0.780*** (-15.81)	-0.108*** (-3.68)
观测值	203	203	203	203	237	237	237	237
AR(2)(P值)	0.844	0.788	0.691	0.665	0.752	0.827	0.733	0.740
Sargan(P值)	0.985	0.991	0.999	0.995	1.000	1.000	1.000	1.000

注:(1) $t-1$ 表示变量的滞后一期值,若未标明脚标,则表示当期值;(2)括号内为 z 值,*、**、***分别代表10%、5%和1%显著性水平;为节省篇幅,本文省略了常数项、仅报告了二阶序列相关检验结果。以上说明下同。

能反映了银行规模越大其经营策略越保守,也可能是由于规模越大的银行其受到了更严格信贷管控和监管的结果。银行资本比率越高,其风险资产占比越低,破产风险越低,表明高资本比率可能反映了其更加谨慎的行为,资本不足银行的资产组合行为相比资本充足银行更为激进和冒险。税前资产回报率越低,则银行风险资产占比越高,破产风险越高,反映了盈利能力较弱的银行为改善盈利指标而更倾向于采取高风险承担的策略。

除少数系数不显著外,经济金融市场控制变量(GDP 、 $HOUSEP$ 、 $COMP$)的估计系数大多显著为正。实际GDP增速、房地产价格增速的系数显著为正,表明实体经济形势较好和资产价格上涨时,抵押物价值上升,企业净值改善、违约风险降低,银行的风险识别和测度降低、信贷供给增加,风险承担上升。这反映了银行信贷供给行为的顺周期特征。市场竞争程度的系数大多显著为正,表明市场竞争越强,则银行的风险承担越高。市场竞争虽然也能改善银行的经营效率和风险管理能力,提高资产回报率,从而降低破产风险,但国内银行的经营模式和盈利来源同质化倾向明显,主要依赖管制保护的存贷利差,银行业的竞争主要表现为规模竞争和市场份额偏好,易导致银行业的风险偏好上升,风险承担增加。

表2货币政策代理变量的系数均显著为负(1%显著性水平),表明在控制了其他因素影响的条件下,宽松货币政策将导致银行更高的风险资产占比和更高的破产风险,验证了中国存在银行风险承担渠道。依前文所述,我们可根据房地产价格增速、资产回报率、

竞争程度指标的系数估计对货币政策影响银行风险承担的子机制进行部分检验。表 2 的估计结果显示,房地产价格的上涨、盈利能力的降低和竞争程度的增强将导致银行更高的风险承担,这可作为货币政策影响银行风险承担的收入和估值效应、收益搜寻动机和竞争效应后半部分机制存在的经验证据。宽松的货币政策将会使信贷市场的话语权向买方(企业)偏移,导致银行业竞争程度增强。^① 宽松货币政策还会导致银行的资产回报率下降,^② 并从需求和供给两个层面推动房地产价格的上涨(戴国强、张建华,2009)。由此,我们可推论出货币政策影响银行风险承担的收入和估值效应、收益搜寻动机和竞争效应在中国是存在的。

(二) 货币政策对银行风险承担影响的异质性检验

表 3 为模型(3)货币政策对银行风险承担影响的异质性检验结果(为节省篇幅,仅列出了货币政策变量及其交叉项估计结果)。除第(8)列外,银行的资本比率、资产规模与各货币政策代理变量的交叉项系数大多显著为正,表明货币政策对银行风险承担的影响依赖于银行的资本充足状况和资产规模,资本越充足、规模越大的银行其抵消货币政策影响的能力越强,其风险承担对货币政策的反应相对不敏感。当银行体系的资本比率大幅度提高时,紧缩性政策对其风险承担的抑制作用就会大大削弱。该结论与近年来中国的货币政策调控现实相符。2002 年以来,大型国有银行通过政府注资、引进战略投资者和上市等外源性渠道融资补充资本,资本比率大幅度提高,累积的流动性在资本约束放松后通过信贷渠道迅速释放出来,央行多次提高准备金率和公开市场大量的冲销操作对抑制银行体系尤其是大型银行的信贷扩张作用仍有限,2008 年年初还不得不启用了 10 年前就已弃用的信贷直接控制。

表 3 货币政策对银行风险承担影响的异质性检验结果

	被解释变量: Z_score				被解释变量: NL_TA			
	(1) i_L	(2) i_C	(3) req	(4) $M2R$	(5) i_L	(6) i_C	(7) req	(8) $M2R$
MP	-0.401 (-1.62)	-3.556*** (-9.12)	-0.198** (-2.04)	-0.109** (-2.24)	-1.937*** (-8.05)	-1.976*** (-7.66)	-0.823*** (-23.02)	0.061*** (5.75)
$MP \times SIZE_{t-1}$	0.530*** (6.55)	0.998*** (7.36)	0.511*** (23.95)	0.343*** (14.78)	0.035 (0.48)	0.064 (0.78)	0.075*** (6.28)	-0.034* (-1.84)
$MP \times CAP_{t-1}$	133.611*** (16.27)	295.498*** (30.42)	47.965*** (23.02)	5.344** (2.42)	33.029*** (6.21)	68.716*** (6.55)	-0.447 (-0.66)	-1.309 (-1.41)
观测值	203	203	203	203	237	237	237	237
AR(2)(P 值)	0.939	0.820	0.260	0.180	0.765	0.786	0.578	0.753
Sargan(P 值)	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

① 2004Q4-2011Q4 期间的数据显示(数据来源于 CEIC 数据库),7 天同业拆借利率、1 年期贷款基准利率、存款准备金率与实际执行贷款利率在基准及下浮 10% 区间占比的相关系数分别为 -0.48、-0.22、-0.13,表明与宽松货币政策伴随的是较高的执行基准及下浮 10% 贷款利率占比(即银行相对较低的议价权)。

② 以模型(1)为基础,将被解释变量替换为银行税前资产回报率($PROA$)进行回归的结果显示,各货币政策代理变量的系数均显著为正(1% 显著性水平,为节省篇幅未列出估计结果),表明宽松货币政策将导致银行税前资产回报率的下降。

(三) 货币政策对银行风险承担影响的非对称性检验

表4为模型(4)货币政策对银行风险承担影响的非对称性检验结果(为节省篇幅,仅列出了货币政策变量及其交叉项估计结果)。各货币政策变量与 *Dum_expand* 的交叉项系数,除列(7)外,其他各货币政策代理变量的交叉项系数均显著为负,表明扩张性货币政策对银行风险承担的激励作用强于紧缩性货币政策的约束作用。这与中国近年来货币调控“难以收紧,一放就乱”的现实情况相符,反映了近年来国内银行普遍存在的信贷扩张冲动问题。

表4 货币政策对银行风险承担影响的非对称性检验结果

	被解释变量: <i>Z_score</i>				被解释变量: <i>NL_TA</i>			
	(1) i_L	(2) i_C	(3) req	(4) $M2R$	(5) i_L	(6) i_C	(7) req	(8) $M2R$
<i>MP</i>	1.143 *** (6.76)	-1.295 *** (-10.70)	-0.292 *** (-3.70)	-0.379 *** (-3.72)	-1.041 *** (-5.50)	-4.878 *** (-29.52)	-0.779 *** (-11.47)	-0.675 *** (-9.93)
<i>MP</i> × <i>Dum_expand</i>	-12.582 *** (-21.94)	-1.666 *** (-4.46)	-0.552 *** (-18.20)	-0.323 *** (-3.57)	-4.662 *** (-3.89)	-6.287 *** (-17.77)	0.033 (1.25)	-0.611 *** (-8.36)
<i>Dum_expand</i>	0.657 *** (21.45)	0.008 (0.92)	0.073 *** (16.02)	0.098 *** (6.92)	0.251 *** (3.84)	0.137 *** (16.17)	0.007 ** (2.44)	0.089 *** (7.85)
观测值	203	203	203	203	237	237	237	237
AR(2) (P值)	0.259	0.459	0.558	0.419	0.990	0.981	0.903	0.930
Sargan (P值)	1.000	1.000	0.999	0.999	1.000	1.000	1.000	1.000

银行业普遍存在的信贷扩张冲动强化了扩张性货币政策的效果,但也弱化了紧缩性货币调控的效力。本文认为“存款上限,贷款下限”利率管制带来的利差保护、国际收支顺差带来的原始流动性累积以及市场改革带来的逐利动机增强等是导致国内商业银行普遍信贷扩张冲动的重要原因。一方面,商业银行的信贷扩张冲动与扩张性货币政策是激励相容的,2009年宽松货币政策的结果就是银行体系累积的流动性和信贷冲动得到大量释放,形成了增速高达33%的信贷扩张狂潮。另一方面,商业银行的信贷扩张冲动与紧缩性货币政策是激励不相融的,也使央行的货币调控不得不依赖于数量型和直接管制型工具。然而,这类工具的使用虽然短期内能比较有效的抑制银行表内信贷资产的增速,但可能导致银行表内资产表外化等的管制规避和套利行为,导致银行体系“实际放贷”数据的模糊化和银行实际风险承担的隐蔽化,反而可能导致银行体系风险的增加。

此外,本文在模型(4)基础上进一步引入了规模、货币政策变量与 *Dum_expand* 的3变量交叉项,以检验扩张性货币政策对不同规模银行风险承担行为的影响是否存在差异。根据保险效应理论,由于“大而不能倒”和国有产权属性带来的隐性保险,大型银行的财政和货币政策救助预期相对更强,即扩张性货币政策可能对大型银行的风险承担刺激作用更强。估计结果显示(为节省篇幅,未列出估计结果),3变量交叉项的系数大多显著为正,表明扩张性货币政策对大银行风险承担的影响更小。结合表2和表3的估计结果,即大型银行的风险承担更小,受货币政策的影响也更小,本文未发现隐性保险效应存在的证

据。但我们并不能据此推断中国银行业不存在隐性保险效应。理由有二,首先,同前文的分析,银行规模变量包含了众多的异质性信息,用规模作为识别隐性保险效应的替代变量有效性有限;其次,除国有银行外,中国的股份制以及城市商业银行大多被各级政府直接或间接控制,这些银行行为的背后也都具有某种程度的隐性保险效应,规模变量可能难以将这种隐性保险效应的差异识别出来。

五、稳健性检验

为确保本文模型估计结果的有效性,除了上述估计中模型识别和变量控制等方面的稳健性估计外,我们还做了多项稳健性检验。但为节省篇幅,未列出估计结果。

第一,差分模型的识别与估计。为谨慎起见,我们对货币政策与银行风险变量的差分值得估计。估计结果显示,除同业拆借利率外,其他货币政策代理变量与银行风险变量的系数均显著为负,与水平值模型估计结果基本一致。

第二,选用不良贷款率作为银行风险指标。估计结果显示,除贷款基准利率的系数不显著外,其他货币政策变量的系数仍显著为负。

第三,货币政策扩张紧缩周期划分依据的选择。我们还参考了 Shu and Ng (2010) 的研究,将 2004 年、2007 年、2008 年、2010 年设定为货币紧缩期,对货币政策与银行风险承担关系的非对称性进行了进一步检验。估计结果显示,本文的基本结论比较稳健。

六、主要结论与政策建议

本文基于 1998 ~ 2010 年期间 59 家商业银行的微观数据,采用 Arellano 和 Bond (1991) 提出的 GMM 动态面板估计方法实证检验了中国货币政策对银行风险承担的影响,验证了货币政策传导的银行风险承担渠道。主要研究结论及政策含义如下:

(1) 货币政策与银行风险承担呈显著负相关关系,且依赖于银行业资本充足状况与宏观经济环境。宽松货币政策通过收入和估值效应、收益搜寻动机、竞争效应会导致银行的风险测度和识别以及风险规避程度降低,可能导致银行体系过度风险承担和资产价格泡沫。

为同时实现物价稳定与金融稳定目标,政策当局可结合经济冲击的类型,并同时考虑银行业资本充足状况与宏观经济环境,搭配使用传统货币政策与宏观审慎管理工具。价格稳定并不是金融稳定的充分条件,金融稳定与物价稳定目标间的关系取决于经济冲击的类型,在经济过热的高通胀时期,货币政策的紧缩将同时减少银行的风险承担与物价压力,但在低通胀和银行过度风险承担阶段(如低通胀 + 房地产价格泡沫期),提高利率等紧缩性政策难以同时实现两大目标。因此,当物价稳定与金融稳定出现矛盾时,根据丁伯根原则,借助宏观审慎管理措施对传统货币政策形成互补是必要的(De Nicolo et al., 2010)。

(2)经济衰退期扩张性货币政策对银行风险承担的激励作用强于经济繁荣期紧缩性货币政策的约束作用,这反映了国内银行普遍存在的信贷扩张冲动问题。在货币政策紧缩阶段,短期内多种货币政策工具与宏观审慎管理工具的搭配使用对抑制银行体系的系统性风险积聚虽然是重要的,但在“存款上限,贷款上限”的利差保护制度下,数量型工具和非市场化手段的使用与银行体系普遍存在的信贷扩张冲动是激励不相容的,可能加剧银行的表内资产表外化等管制规避和套利行为以及资金市场二元结构特征,导致银行体系“实际放贷”数据的模糊化和银行实际风险承担的隐蔽化,导致银行体系的潜在风险上升。所以,加快存贷款利率市场化的改革,弱化银行的信贷扩张冲动,是提高货币政策调控有效性和实现金融稳定的必要途径。

参考文献

- [1] 戴国强、张建华,2009:《货币政策的房地产价格传导机制研究》,《财贸经济》第12期31~37页。
- [2] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2010:《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2009年报告》,经济科学出版社。
- [3] 蒋瑛琨、刘艳武、赵振全,2005:《货币渠道与信贷渠道传导机制有效性的实证分析——兼论货币政策中介目标的选择》,《金融研究》第5期70~79页。
- [4] 索彦峰、陈继明,2008:《资产规模、资本状况与商业银行资产组合行为——基于中国银行业面板数据的实证分析》,《金融研究》第6期21~36页。
- [5] 徐明东、陈学彬,2011a:《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》,《管理世界》第5期24~38页。
- [6] 徐明东、陈学彬,2011b:《中国国际收支顺差的流动性分配效应与银行贷款渠道检验》,《世界经济》第8期112~133页。
- [7] 周英章、蒋振声,2002:《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》第9期34~43页。
- [8] 朱建武,2007:《中小银行规模扩张的动因与行为逻辑》,《经济管理》第11期26~30页。
- [9] Adrian T. and H. S. Shin, 2010, "Financial Intermediaries and Monetary Economics", FRB of New York Staff Report, No. 398.
- [10] Allen F., J. Qian, C. Zhang and M. Zhao, 2012, "China's Financial System: Opportunities and Challenges", NBER Working Paper, No. 17828.
- [11] Altunbas Y., L. Gambacorta and D. Marques - Ibanez, 2010, "Does Monetary Policy Affect Bank Risk - Taking?", BIS Working Paper, No. 298.
- [12] Arellano M. and S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies*, Vol. 58. No. 2, pp. 277 ~ 297.
- [13] Berger A. N., L. F. Klapper and R. Turk Ariss, 2008, "Bank Competition and Financial Stability", World Bank Policy Research Working Paper, No. 4696.
- [14] Bliss R. and G. C. Kaufman, 2003, "Bank Procyclicality, Credit Crunches, and Asymmetric Monetary Policy Effects: A Unifying Model", *Journal of Applied Finance*, Vol. 13. No. 2, pp. 23 ~ 31.
- [15] Borio C. and H. Zhu, 2008, "Capital Regulation, Risk - Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?", BIS Working Paper, No. 268.
- [16] De Nicolo G., G. D. Ariccia, L. Laeven and F. Valencia, 2010, "Monetary Policy and Bank Risk Taking", IMF Staff Position Note, No. SPN/10/09.
- [17] Delis M. D. and G. P. Kouretas, 2011, "Interest Rates and Bank Risk - Taking", *Journal of Banking and Finance*,

- Vol. 35. No. 4, pp. 840 ~ 855.
- [18] Disyatat P., 2011, "The Bank Lending Channel Revisited", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 43. No. 4, pp. 711 ~ 734.
- [19] Laeven L. and R. Levine, 2009, "Bank Governance, Regulation and Risk Taking", *Journal of Financial Economics*, Vol. 93. No. 2, pp. 259 ~ 275.
- [20] Maddaloni A. and J. L. Peydro, 2011, "Bank Risk - Taking, Securitization, Supervision, and Low Interest Rates: Evidence From the Euro - Area and the US Lending Standards", *Review of Financial Studies*, Vol. 24. No. 6, pp. 2121 ~ 2165.
- [21] Rajan R., 2005, "Has Financial Development Made the World Riskier?", NBER Working Paper, No. 11728.
- [22] Sapienza P., 2004, "The Effects of Government Ownership on Bank Lending", *Journal of Financial Economics*, Vol. 72, pp. 357 ~ 384.
- [23] Shu C. and B. Ng, 2010, "Monetary Stance and Policy Objectives in China: a Narrative Approach", Hong Kong Monetary Authority Working Paper, No. 1/10.
- [24] Woodford M., 2010, "Financial Intermediation and Macroeconomic Analysis", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 24. No. 4, pp. 21 ~ 44.

Abstract: Using 59 commercial banks' data during the periods of 1998-2010 and GMM dynamic panel estimation method, this paper verifies the hypothesis of bank risk-taking channel in China. The results show that: (1) Loose monetary policy will lead to an increase of the bank risk-taking; (2) Higher capital adequacy ratio in the banking sector, the impact of monetary policy on bank risk-taking will be weaker; (3) The impact of expansionary monetary policy on bank risk-taking is stronger than the tightening. To avoid the excessive accumulation of systematic risk in the banking system, the authorities should take account of the banking capital position, and coordinate monetary policy with macro-prudential tools. And accelerating the pace of interest rate liberalization is necessary for improving the effectiveness of price-based monetary policy tools and maintaining the financial stability.

Keywords: Monetary policy, Capital adequacy ratio, Bank risk-taking channel

(责任编辑:林梦瑶) (校对:ZL)