

国际金融研究

资本监管下货币政策信贷渠道的“扭曲”效应研究

—基于中国的实证

熊启跃
中国银行国际金融研究所

黄宪
武汉大学

摘要：随着中国版“巴塞尔III”的实施，探究银行资本监管对货币政策传导效果的影响，对货币当局提高宏观调控效果具有重要意义。本文使用了我国 27 家商业银行 2000Q1—2011Q4 的季度数据，对资本监管政策实施前后货币政策信贷渠道的传导效果的变化进行了实证检验。研究表明：中央银行的货币政策能够显著影响商业银行的信贷行为，资本监管的实施弱化了货币政策信贷渠道的传导效果；同时，信贷渠道的传导效果存在非对称效应，扩张性政策的效果要强于紧缩性货币政策，资本监管的实施增强了紧缩性政策的效果，减弱了扩张性货币政策的效果。

关键词：货币政策信贷渠道；资本监管；非对称效应；银行微观特征

JEL 分类号：E52 C26 G21 G28

一、引言

货币调控的最终效果与货币政策传导机制、路径、敏感度等因素具有十分密切的联系。在我国，经济和金融发展的历史决定了信贷渠道在货币政策传导中发挥着主导性作用：首先，我国的资本市场仍处于发展和完善阶段，其为经济主体提供融资的功能有限，广大企业特别是中小企业对银行信贷资金的依赖程度较高；其次，数量型调控工具如存款准备金率在我国的货币调控中发挥着十分重要的作用，而在银行主动吸纳非存款性负债能力有限的环境中¹，面对较为强劲的信贷需求，商业银行不容易找到其它融资渠道填补贷资金增速不足的缺口；第三，银行业国有化程度较高，商业银行在经营过程中的利润导向性特征较弱，其行为会更多地反映国家意志和宏观调控特征。

¹截至 2011 年末，存款占商业银行总负债的比例仍高达 80%以上，数据来源：中国银监会网站。

本世纪以来，作为我国信贷渠道传导的重要媒介—银行业经历了一系列制度变迁：2004年3月，银监会实施《商业银行资本充足率管理办法（试行）》，该办法加大了银行资本监管力度，促使银行业资本充足率水平不断提高。2011年底，银监会管辖的390家商业银行全部达到并超过了8%的资本充足率要求，平均资本充足率达12.71%；2013年1月1日，银监会正式实施巴塞尔资本协议III。商业银行、特别是系统性重要银行正面临更为严厉的资本监管要求²。监管环境的变化是否会使货币经济经典理论中表述的货币政策传导的固有效应发生“扭曲”？如果存在该“扭曲”效应，在货币紧缩和扩张阶段是否存在非对称性？对以上问题的分析和解答有利于为我国货币当局准确制订和实施货币政策给予理论支持。

有鉴于此，本文基于 Peek & Rosengren (1995)的理论框架，对资本监管政策变化对货币政策信贷渠道的影响进行了理论推导。在此基础上，考虑到我国中央银行货币操作工具较多、货币政策立场难以度量的客观情况，构建“描述性”货币政策指标作为我国货币政策立场的替代变量，采用系统 GMM 估计方法对结构性动态面板模型进行估计。本文的实证结果表明：货币政策操作会显著影响商业银行的信贷增速，银行微观特征和资本监管强度的变化会改变其信贷增速对货币政策的敏感性；货币政策信贷渠道的传导效应在经济紧缩和扩张阶段存在明显的非对称性。

二、文献综述

（一）信贷渠道的理论研究进展

货币政策信贷渠道由 Bernanke & Blinder 在 1988 年首次提出，他们认为货币政策不仅能够通过货币渠道影响实体经济的货币需求，还能够通过改变商业银行的可贷资金进而影响货币供给。在他们的理论框架下，信贷渠道发生效力至少需要满足两个条件：第一，经济主体对信贷的依赖程度较高；第二，银行在可贷资金减少的情况下不容易获得其他非存款性融资。以上两个条件使得银行在可贷资金减少的情况下不得不缩减贷款供给，从而抑制实体经济的投资和消费行为。Peek & Rosengren(1995)通过构建银行最优贷款供给模型对 Bernanke & Blinder (1988)的研究进行了拓展，他们认为，资本充足和资本匮乏的银行在面对货币

²对于系统性重要银行，资本充足率要求将达到 11.5%，而一般银行的资本充足率要求将达到 10.5%。

政策冲击时会分别采取不同行为选择，前者在基准利率上升时会提高信贷供给，而后者会减少信贷供给。Stein (1998)在银行融资市场引入逆向选择元素，他发现银行和外部投资者的信息不对称会减弱货币政策信贷渠道的效果。Bernanke et.al (1998)对传统的信贷渠道进行了拓展，提出了“金融加速器”理论，他认为紧缩性货币政策会增加企业的外部融资溢价，导致企业贷款需求下降。Chami & Cosimano (2010) 从贷款供给的角度提出了“资本加速器”模型，认为紧缩性货币政策会增加银行存款的成本、压缩其利润和资本金，从而导致银行在下一期的贷款供给水平下降。Tanaka (2002)的研究认为，银行最优贷款供给分别与贷款和债券利率呈正相关和负相关关系，银行资本水平的提高与银行业资本监管力度的增强会弱化以上的两种关系。Milne & Wood (2009)重新审视了货币政策信贷渠道，他们认为银行信贷渠道的效果不易界定，紧缩性货币政策只有在造成银行可贷资金漏出、银行信贷减少的情况下才会对货币传导渠道起到加强作用。

（二）信贷渠道的实证研究

在 Bernanke & Blinder(1988)首次提出货币政策信贷传导渠道以后，不同国家的学者开始借助本国数据对信贷渠道的存在性进行实证检验，按照数据类型和方法划分，这些研究可分为两类：

第一类是基于宏观时间序列数据的研究。这类研究大多采用向量自回归（Vector Auto Regression）的方法³。Bernanke & Blinder（1992）使用美国宏观数据的研究发现，在联邦基金利率提高 6-9 个月后，银行存款和贷款都会显著下降。Kashyap et al（1993）在同样使用美国宏观总量数据进行研究后则发现，货币紧缩政策的出台将会使银行信贷总额下降。随后，不同国家和地区的学者基于时间序列数据相继发现了本国或本地区存在信贷渠道的经验证据，如Kakes & Sturm（2002）（德国）、Alfaro et.al（2003）（智利）、Al-Mashat & Billmeier（2007）（埃及）、Buigut（2010）（肯尼亚）等相关研究。近年来，学者们开始使用基于大样本时间序列数据的方法——因子增强型向量自回归模型（FAVAR）对货币政策信贷渠道效应进行实证检验，该模型能够有效避免由VAR模型有限变量造成的虚假信息问题（Bernanke et.al, 2005），Dave et.al (2009)使用FAVAR模型检验了美国的信贷渠道，他们发现，美国货币政策信贷渠道的传导效果比想象中的要强。

³ 或者在 VAR 模型基础上的变形，如结构向量自回归模型（SVAR），马尔科夫区制转换模型（MSVAR），门限向量自回归模型（TVAR）等。

基于宏观总量数据和 VAR 方法的实证研究并不能有效剥离实体经济对贷款需求的影响，从而也就不能对强调贷款供给的信贷渠道进行识别。为了控制贷款需求，学者们开始使用银行微观数据对信贷渠道进行检验，这属于第二类实证研究。Kashyap & Stein（2000）基于美国银行业 100 万个观测值的实证研究表明，低流动性水平的银行更容易受到货币政策影响。Kishan & Opeila（2000）以及 Altunbas et.al（2002）分别使用美国银行业和欧元区 11 个国家的数据找到了货币政策信贷渠道的微观证据，他们发现，低资本充足率的银行对货币政策冲击更加敏感。Gambacorta & Mistrulli（2004）基于意大利银行业数据、Bischel & Perrez（2004）使用瑞士银行业数据、Gonzalez et.al（2006）运用阿根廷和哥伦比亚银行业的数据、Juurikkala et.al（2011）采用俄罗斯银行业数据、Luke（2011）利用澳大利亚银行业的数据以及 Bhaduri（2012）基于印度银行业数据的研究，均对货币政策信贷渠道效应进行了实证检验，他们的研究均表明，银行业的信贷水平会显著受到货币政策立场变动的的影响。但是，这些研究并未就具有不同资产规模、资本充足率以及流动性水平的银行对货币政策反映的异质性得出一致结论。

（三）中国信贷渠道的实证研究

虽然货币政策信贷渠道的研究在世界范围内已普遍展开，但作为世界第二大经济体的中国在这方面的研究却并不多见。国内的实证研究绝大多数采用的是时间序列数据（赵振全等，2007，王晓明，2010，熊启跃和张依茹，2012）。尽管这类研究均发现银行信贷行为对货币政策的调控十分敏感，但使用的均为总量数据，并不能有效辨别贷款的变动是来自贷款需求方还是贷款供给方，同时也无法研究不同特征性银行对货币政策反应的差异。少数使用银行微观数据的研究也并未得出一致结论，如 Gunji & Yuan（2010）使用中国银行业年度数据对货币政策信贷渠道效果进行了检验，他们发现大银行以及流动性水平较低的银行对利率政策的敏感性较低。该研究使用的是年度数据，并不能捕捉货币政策的短期效应，并且他们所使用的货币政策工具——利率政策本身也不能充分反映货币政策立场（Shu & Ng，2009）。Koivu（2012）使用中国银监会公布的 6 类银行组别季度数据对货币政策信贷渠道进行了检验，她发现，中国货币当局的利率政策并不能显著影响银行的信贷供给，小银行对货币政策较不敏感。该研究存在一个明显不足之处，即它使用银行季度数据的样本跨度有限，并且尚未考虑贷款滞后项对当期贷款可能造成的影响。徐明东和陈学彬（2011）使用动态面板模型检验了我国的

货币政策信贷渠道，他们发现，利率调整对大型银行的信贷规模影响更大，而存款准备金率的调整对流动性较低的银行以及中小型银行的影响较大，被动冲销式的公开市场操作对各类型银行的信贷扩张抑制作用都较小。

（四）资本监管对货币政策传导效果的影响

在研究资本监管对货币政策信贷渠道影响的文献中，多以动态随机一般均衡（DSGE）模型的范式为主，黄宪和熊启跃（2011）对相关研究进行了系统归纳。目前，文献涉及资本监管政策实施前后货币政策效果，Kishan & Opeila(2006)使用美国银行业的数据的研究发现，在实施资本协议前，扩张性货币政策对信贷的影响效果要大于显著紧缩性货币政策，而在实施资本协议后，紧缩性货币政策的效果要强于扩张性货币政策；黄宪等（2012）使用随机前沿分析（SFA）方法检验了 2000-2009 年我国货币政策与银行资本监管联合效率，他们的研究表明，在引入银行资本监管后货币政策实现经济目标的联合效率下降。而目前尚无研究对资本监管实施前后我国银行业信贷渠道的传导效果进行系统检验；马理等（2013）基于 Tanaka（2003）的理论模型，对资本监管下货币政策的传导渠道进行了理论推导和数值模拟，他们发现资本监管将对货币政策的效果产生类似“门阀”的效应，具有不同资本充足率水平的银行对货币政策的影响将不尽相同。

综上，目前国内信贷渠道的相关研究多以采用宏观数据的实证研究为主，基于微观数据的研究并不多见，少数使用银行微观数据的文献使用的多是年度数据，这不易于捕捉货币政策信贷渠道的短期累积效应。此外，在现有研究中也鲜有文献探讨资本监管实施前后信贷渠道传导效果的差异，以及信贷渠道的传导和资本监管的影响效应是否存在非对称效应。

本文的边际贡献主要体现在以下几个方面：（1）在 Peek & Rosengren（1995）的理论模型中植入银行违反资本充足率要求的惩罚函数，研究资本监管力度的变化对货币政策传导信贷渠道效应的影响；（2）基于中国 27 家商业银行季度数据，构建动态面板结构性方程和长期弹性系数，对货币政策信贷渠道效应进行检验；（3）在经典信贷渠道检验模型中，加入资本监管虚拟变量，考察资本监管实施前后信贷渠道的效果变化；（4）最后对资本监管约束下货币政策传导信贷渠道效应是否具有非对称性进行检验。

三、理论推导

本文在 Peek & Rosengren (1995) 的理论模型中植入商业银行违背资本充足率要求的惩罚函数, 模型假设如下: 银行是风险中性的, 并以利润最大化为经营目标。银行资产由贷款 L 、债券 B 和准备金 R 组成, 银行资金来源为存款 D 和自有资本 K , 所以 (1) 式为银行资产负债表:

$$L + B + R = D + K \quad (1)$$

贷款市场是垄断竞争性质, 具有市场势力的银行通过调整贷款利率 r_L 对贷款 L 进行控制, \bar{r}_L 是贷款市场利率, 它是基准利率 r_b 的函数。贷款 L 和贷款价格 r_L 间的表达式如 (2) 所示:

$$L = l_0 - l_1(r_L - \bar{r}_L) \quad (2)$$

B 是银行持有的无风险债券, 银行持有债券有两个目的: 一是通过持有风险权重为零国债提高资本充足率水平; 二是债券相比较于贷款的流动性更高, 可以用来满足存款兑付等流动性要求, 债券 B 与存款 D 存在结构关系, 如 (3) 式, 并且满足 $c_1 < 1$:

$$B = c_0 + c_1 D - R \quad (3)$$

债券市场是完全竞争市场, 银行是价格接受者, 持有债券的收益率为债券市场收益率 \bar{r}_B 。 R 表示银行的准备金, ρ 代表法定存款准备金率⁴。假设从利润最大化角度出发, 银行不持有超额准备金, 即满足 (4) 式:

$$R = \rho * D \quad (4)$$

D 是银行存款, 银行存款市场也是垄断竞争市场, 较强市场势力的银行能够通过控制存款溢价 $r_d - \bar{r}_d$ 调整存款数量 D :

$$D = e_0 + e_1(r_d - \bar{r}_d) \quad (5)$$

资本金 K 和资本成本 r_K 在短期保持不变, 银行违反资本充足率要求的惩罚函数为 $Q(\frac{\theta L}{K})V$, $Q(\frac{\theta L}{K})$ 为银行违反资本充足率要求的概率, θ 是银行贷款的风险权重。由于债券 B 的风险权重为 0, 所以 $\frac{\theta L}{K}$ 表示银行资本充足率的倒数, 其值越大, 资本充足率越小, 银行违背资本充足率要求的概率越大。 $Q(\frac{\theta L}{K})$ 满足以下

⁴与西方国家不同, 在中国定期存款和活期存款均要缴纳存款准备金, 所以在此并没有区分活期存款和定期存款。

三个条件：(1) $Q'(\frac{\theta L}{K}) > 0$ ，(2) $Q''(\frac{\theta L}{K}) > 0$ ，(3) $Q'''(\frac{\theta L}{K}) = 0$ 。V 是银行违反

资本充足率时所付出的成本（这个成本往往是昂贵的）， $Q(\frac{\theta L}{K})V$ 是银行违反资

本充足率要求的期望成本，银行的目标函数是最大化其收益水平，得出 (6) 式：

$$\max \pi = L^*(r_L - w) + \bar{r}_B^* B - r_D^* D - r_K^* K - Q(\frac{\theta L}{K})V \quad (6)$$

(6) 式中，w 表示银行贷款的坏账损失率。用 (1)、(2)、(3)、(4)、(5) 式消去

(6) 式中的 r_L ， r_D ， D ， B ，得到 (7) 式：

$$\max \pi = L^* \left(\frac{l_0}{l_1} - \frac{L}{l_1} + r_L - w \right) + \bar{r}_B^* \left[c_0 + \frac{(c_1 - \rho)(L + c_0 - K)}{1 - c_1} \right] - \left[\frac{L + c_0 - K}{(1 - c_1)e_1} - \frac{e_0}{e_1} + \bar{r}_b \right]^* \left(\frac{L + c_0 - K}{1 - c_1} \right) - r_K^* K - Q(\frac{\theta L}{K})V \quad (7)$$

L 的一阶条件为：

$$\frac{d\pi}{dL} = \frac{l_0}{l_1} - \frac{2L}{l_1} + r_L - w + \frac{\bar{r}_B^*(c_1 - \rho)}{1 - c_1} - \left[\frac{1}{(1 - c_1)e_1} \right]^* \left(\frac{L + c_0 - K}{1 - c_1} \right) - \left[\frac{L + c_0 - K}{(1 - c_1)e_1} - \frac{e_0}{e_1} + \bar{r}_b \right]^* \left(\frac{1}{1 - c_1} \right) - \frac{\theta}{K} Q'(\frac{\theta L}{K}) \quad (8)$$

进一步求得贷款 L 的二阶条件，得到 (9) 式：

$$\frac{d^2\pi}{dL^2} = -\frac{2}{l_1} - \frac{2}{e_1^*(1 - \rho)^2(1 - c_1)^2} - \frac{\theta^2}{K^2} Q''(\frac{\theta L}{K})V < 0 \quad (9)$$

(9) 式的符号为负，根据极大值存在定理，存在最优贷款量 L^* 使利润水平 π 最大，求得 L^* 的比较静态关系 (10) 和 (11) 式⁵：

$$\frac{dL^*}{dr_b} = \frac{1}{\frac{2}{l_1} + \frac{2}{(1 - c_1)^2 e_1} + \frac{\theta^2}{K^2} Q''(\frac{\theta L}{K})V} * \left(\frac{-\rho}{1 - c_1} * \varphi \right) < 0 \quad (10)$$

$$\frac{dL^*}{d\rho} = \frac{1}{\frac{2}{l_1} + \frac{2}{(1 - c_1)^2 e_1} + \frac{\theta^2}{K^2} Q''(\frac{\theta L}{K})V} * \left(-\frac{\bar{r}_B}{1 - c_1} \right) < 0 \quad (11)$$

通过复合求导，得到关系式 (12) 和 (13)：

$$\frac{d^2 L^*}{dr_b d\theta} = \frac{\frac{d^3 \pi}{dL^2 d\theta} (sign = -) * \frac{dL^*}{dr_b} (sign = -)}{-\frac{d^2 \pi}{dL^2} (sign = -)} > 0 \quad (12)$$

⁵ 参考 Peek & Rosengren (1995)，基准利率 r_b 的变动对贷款市场利率 \bar{r}_L ，债券市场利率 \bar{r}_B ，以及存款市场利率 \bar{r}_D 具有

相同影响 φ ，即： $\frac{d\bar{r}_L}{dr_b} = \frac{d\bar{r}_B}{dr_b} = \frac{d\bar{r}_D}{dr_b} = \varphi$ 。

$$\frac{d^2L^*}{d\rho d\theta} = \frac{\frac{d^3\pi}{dL^2 d\theta} (\text{sign} = -) * \frac{dL^*}{d\rho} (\text{sign} = -)}{-\frac{d^2\pi}{dL^2} (\text{sign} = -)} > 0 \quad (13)$$

在式 (12) 和 (13) 中, $\frac{d^2L^*}{dr_b d\theta}$ 和 $\frac{d^2L^*}{d\rho d\theta}$ 的符号均大于 0, 由于 $\frac{dL^*}{dr_b}$ 和 $\frac{dL^*}{d\rho}$ 的符号均小于 0, 所以 (12) 和 (13) 式表明, 随着资本要求 θ 的提高, 货币政策对银行信贷的影响效果会显著降低, 即随着资本监管政策的实施, 货币政策效果会被弱化。

四、实证检验

(一) 计量模型

实证部分将基于中国银行业数据对资本监管实施前后货币政策信贷渠道的传导效果变化进行分析。参考 Kashyap & Stein (2000), Ehrmann (2003), Gambacorta & Mistrulli (2004) 的方法, 构建了如式 (14) 的动态面板模型⁶:

$$DLOAN_{it} = \sum_{n=1}^3 \alpha_n DLOAN_{it-n} + \sum_{j=0}^3 \beta_j GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \varphi_j MP_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \delta_n MP_{t-j} * X_{it-1} + \sum_{j=0}^3 \theta_n GDP_{t-j} * X_{it-1} + \sum_{j=0}^3 \phi_j GDP_{t-j} * CAPREG_{t-1} + \sum_{j=0}^3 \tau_n MP_{t-j} * CAPREG_{t-1} + \eta X_{it-1} + \rho CAPREG_{t-1} + SD + t + \psi_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中: $DLoan_{it}$ 表示第 i 家银行 t 季度信贷余额增长率;

GDP_t 表示 t 季度我国 GDP 环比增长率, 用于控制贷款需求;

MP_t 表示 t 季度货币政策指标;

X_{it} 表示 i 银行 t 季度的特征变量, 包括资本充足率 CAR_{it} ⁷, 资产规模 TA_{it} 和流动性比率 LIQ_{it} ;

$GDP * X$ 表示 GDP 与银行特征变量的交互项;

$MP * X$ 表示货币政策立场与银行特征变量的交互项;

$CAPREG$ 表示中国银行业实施资本充足率监管虚拟变量, 该变量在 2004 年 1

⁶ 在模型设定的过程中, 我们考虑到银行增资和上市可能带来的影响, 分别添加了上市虚拟变量 $list$ 和政府注资虚拟变量 inv , 通过检验我们发现该变量对贷款增速的影响均不显著, 所以我们未考虑将其加入到模型中。同时,

⁷ 本文使用权益资产比 EA 作为资本充足率的替代变量以检验模型的稳健性。

季度后取 1，否则取 0；

$GDP*CAPREG$ 表示 GDP 与资本监管虚拟变量的交互项；

$MP*CAPREG$ 表示货币政策指标与资本监管虚拟变量的交互项；

SD 表示季节虚拟变量；

t 表示时间趋势项；

ψ_i 表示个体面板模型效应；

模型（14）中加入了信贷余额增速 $DLOAN$ 的滞后 1-3 阶，用来描述贷款增速的动态调整过程；同时，引入 GDP 环比增长率控制贷款需求产生的效应。

模型（14）的核心变量是货币政策立场 MP ，我国货币政策操作工具较多，He & Wang（2013）认为，中国实际上实行了“双轨制”的利率体系：一方面银行存贷款利率由中央银行管制；另一方面，同业拆借利率以及资本市场相关利率又由市场决定。“双轨”体制决定了货币政策操作既需要数量型工具也离不开价格型操作工具。为更好地刻画央行货币政策立场，本文选取了四个货币政策代理变量：（1） RRR_t 法定存款准备金率， t 季度大型金融机构法定存款准备金率的日加权平均值；（2） INT_t 金融机构贷款基准利率， t 季度金融机构 1 年期贷款基准利率日加权平均值；（3） $REPO_t$ 隔夜质押式回购利率， t 季度质押式回购隔夜加权利率日平均值；（4） MPV_t 中央银行“描述性”货币政策指标，该指标可分别取 1, 0, -1，分别代表紧缩、中性及扩张性的货币政策。判断依据为人民银行每季度公布的货币政策执行报告对该季度货币政策操作的文字性描述⁸（Shu & Ng, 2010），该指标可全面反映央行政策操作信息，准确地刻画货币操作立场。

广义货币 M_2 是判断货币政策立场的重要指标，现有研究一般会使用两类基于 M_2 的指标，一类是 M_2 增速，另一类是央行每年公布的 M_2 年度增速目标。本文并未使用以上两类指标，主要基于以下考虑：对于第一个指标，我国 M_2 内生性较强，其不仅包含了央行货币操作的信息，还包含许多金融业和实体经济需求因素的影响，如结售汇制度下贸易顺差带来的外汇占款⁹，同时，直接融资的发展

⁸ 见 Xiong(2012)。

⁹ 尽管央行采取了一系列措施对外汇占款进行冲销，但从长期来看，对冲销效果测度仍是一个较为复杂的问题，外汇占款对 M_2 的外生影响仍不容忽视。

和金融结构的变化使得M₂并不能有效地刻画整个实体经济的资金总量，许多资金形式并未纳入M₂的统计范围；对于第二个指标，央行制订的M₂增速目标可以在一定程度上反映其货币立场¹⁰，然而，这些目标均是按年编制的，不会因为经济环境的变化在短期内进行调整，因此，也就不能敏感地反映央行政策立场的转变。

X 表示银行特征变量，本文选取的变量包括：

- (1) 资本充足率 CAR，其为资本净额与风险加权资产的比值；权益资产比 EA，其为所有者权益与资产总额的比值；
- (2) 流动性比率 LIQ，表示流动性资产与流动性负债的比值；
- (3) 资产规模 TA，表示资产规模的自然对数。

为消除异常值带来的影响，本文对资本充足率 CAR、权益资产比 EA 和流动性比例 LIQ 进行了如（15）式的处理，分别生成序列 DCAR，DEA 和 DLIQ：

$$DX_{it} = X_{it} - \frac{1}{T} \sum_i \left(\frac{1}{N_t} \sum_i X_{it} \right) \quad (15)$$

对于银行资产规模变量 TA，本文采取了（16）式的处理方法，形成了序列 DTA：

$$DX_{it} = X_{it} - \frac{1}{N_t} \sum_i X_{it} \quad (16)$$

为考察资本监管环境变化造成的影响，本文引入资本监管虚拟变量 $CAPREG$ ，若时间在 2004 年 1 季度之前，则该指取 0，否则取 1。指标设定的依据是，我国银行业于 2004 年 3 月正式实施《商业银行资本充足率管理办法（试行）》，这标志着银行业资本约束由“软约束”变为“硬约束”。

考虑到货币政策对银行信贷行为的影响会存在明显的滞后效应，Bernanke & Blinder（1992）认为，货币政策信贷渠道的时滞一般为 6-9 个月，为客观反映时滞，在综合考虑动态面板模型工具变量个数及模型待估计参数个数等因素之后，本文设定滞后期数 j 为 3 期。

（二）数据及背景描述

本文采用 2000Q2—2011Q1 我国 27 家商业银行的季度数据作为研究样本¹¹，

¹⁰ 2009-2012 年，人民银行分别将 M2 的年度增长目标设定为：17%、17%、16%和 14%。

¹¹ 样本包括：工商银行、农业银行、中国银行、建设银行、交通银行、华夏银行、中信银行、兴业银行、

27 家商业银行包括 4 家大型国有商业银行，2011 年末，其资产规模占整个银行业的 50%左右，12 家全国性股份制银行和 11 家城市商业银行。虽然，受数据的限制，本文选取样本包含的银行数不足 2011 年末银行业整体数量的 10%，但从资产规模角度来看，样本银行资产规模总数达到了整个银行业的 65%以上，具有较强的代表性。样本的数据来源主要有以下几个渠道：银行数据主要来源于各商业银行季报、Bankscope数据库以及武汉大学银行管理研究所数据库；宏观数据来源于国家统计局和中国人民银行官方网站。银行特征变量的描述性统计见表 1。

表 1：银行特征变量的描述性统计

资本监管前 (2000Q2-2003Q4)	银行数	观察期	均值	标准差.	最小值.	最大值.
CAR	21	314	0.0778	0.0476	-0.0482	0.2401
LIQ	21	314	0.4708	0.2000	0.1363	1.5308
EA	21	314	0.0431	0.0167	0.0129	0.0987
LOAN/TA	21	314	0.5547	0.0730	0.3792	0.6921
DLOAN	21	314	0.0755	0.0798	-0.1705	0.4651
资本监管后 (2004Q1-2011Q4)	银行数	观察期	均值	标准差.	最小值.	最大值.
CAR	27	800	0.0957	0.0638	-0.2165	0.3900
LIQ	27	800	0.4657	0.1600	0.1185	1.5308
EA	27	800	0.0507	0.0207	0.0006	0.2144
LOAN/TA	27	800	0.5427	0.0776	0.2590	0.7167
DLOAN	27	800	0.0540	0.0600	-0.1986	0.4420

图 1 为样本期内资本充足率、流动性比率以及权益资产比序列均值的走势图。我国银行业资本充足率水平在 2004 年出现了结构性变化，由于《商业银行资本充足率管理办法》对资本充足率的计算进行了重新界定，资本充足率水平在 2004 年出现了大幅下降，随后，随着资本监管由“软约束”变为“硬约束”，商业银行的资本充足率不断提高，截至 2011 年底，整个银行业的资本充足率水平已接近 12%；权益资产比基本与资本充足率呈现出相同走势，在样本期内不断提高；流动性比率在 2007 年以前处于高位，平均在 50%左右，但是随着金融危机后一系列刺激政策的出台，基础设施建设长期信贷投资不断提高，流动性比率出现明显下降趋势。

光大银行、深圳发展银行(现为平安银行)、广东发展银行、浦发银行、民生银行、招商银行、恒丰银行、浙商银行、渤海银行、北京银行、宁波银行、南京银行、上海银行、大连银行、重庆银行、汉口银行、贵州银行、长沙银行、柳州银行。

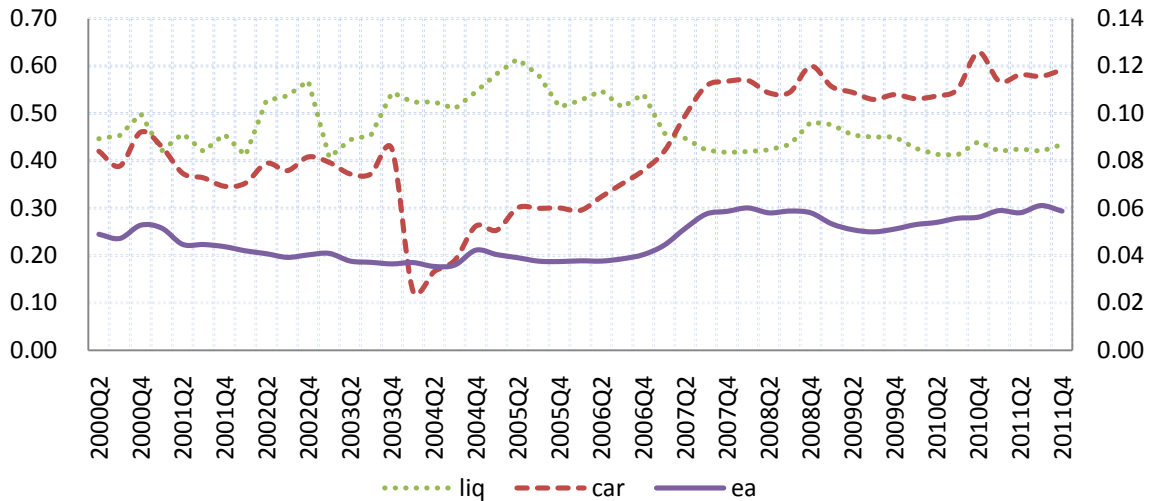


图 1: 2000Q2–2011Q4 银行特征变量走势

数据来源: B.V.D. Bankscope 数据库, 各银行年报, 武汉大学银行管理研究所。

注意: 在图 1 中, CAR 表示平均资本充足率 (右轴); LIQ 表示平均流动性比率 (左轴); EA 表示平均权益资产比 (右轴)。

为防止“伪回归”出现, 本文对银行特征变量、货币政策指标以及宏观经济变量的平稳性进行了检验¹²。表 2 的检验结果表明, 银行微观特征变量在 1% 的置信水平拒绝了所有截面均存在单位根为零假设, GDP 序列和 MPV 序列都是平稳的, 而货币政策指标存款准备金率 RRR、贷款基准利率 INT、以及银行间回购利率 REPO 均是 I(1) 序列, 其一阶差分序列均是平稳的。

图 2 为 2000 年 1 季度—2011 年 4 季度货币政策指标的走势图。该图可以简单地将我国过去 11 年的货币政策走势做一个归纳: 第一阶段 2000Q2—2002Q4, 这一时期受到亚洲金融危机的影响, 我国央行采取了较为宽松的货币政策; 第二阶段 2003Q1—2004Q2, 这一阶段, 在经济过热的情况下, 央行采取了紧缩性的货币政策, 从图上可清晰地看到, 在这两个阶段, 存款准备金 DRRR、贷款利率 DINT 以及回购利率 DREPO 的变动并不明显, 而 MPV 却能很好地捕捉货币政策立场的变化; 第三阶段 2004Q3—2005Q4, 这一阶段央行的货币操作较为稳健, 宏观经济运行平稳; 第四阶段 2006Q1—2008Q2, 伴随资本市场和房地产价格的飙升, 通胀压力凸显, 央行进行了频繁的货币政策操作, 货币政策立场为紧缩; 第五阶段 2008Q3—2009Q2, 随着国际金融危机的蔓延, 国外经济增速的下

¹² 由于本文的样本数据并非传统意义上的大 N 小 T 型的面板数据, 因此必须对各变量的平稳性进行检验, 这里采用 Im-Pesaran-Shin (2003) 的方法对其进行检验。

滑造成需求下降对中国的出口导向型经济造成了巨大冲击，央行果断实施了扩张性货币政策；第六阶段 2009Q3—2011Q3，金融危机期间巨额的信贷投放在使经济企稳的同时，也造成了较大的通胀压力，这一阶段货币政策立场为紧缩；最后一个阶段是 2011Q4，这一阶段随着欧债、美债危机不断恶化，再加上连续的紧缩政策以及房地产市场和股市的低迷，中国经济面临经济衰退的风险，央行实施了扩张性的货币政策立场。总的来看，在样本期内，银行的货币政策立场多次转向，为研究货币政策及其效果提供了较好的时间窗口。

表 2：各变量平稳性检验结果

变量名称	零假设	统计量	P 值
DCAR	所有个体均存在单位根	-3.8813***(Z-t-tilde-bar)	0.0001
DLIQ	所有个体均存在单位根	-7.0490***(Z-t-tilde-bar)	0.0000
DTA	所有个体均存在单位根	-7.1223***(Z-t-tilde-bar)	0.0000
DEA	所有个体均存在单位根	3.6299***(Z-t-tilde-bar)	0.0001
DLOAN	所有个体均存在单位根	-16.3785***(Z-t-tilde-bar)	0.0000
DRRR	RRR 一阶差分存在单位根	-3.1846***(ADF)	0.0274
DINT	INT 一阶差分存在单位根	-4.0556***(ADF)	0.0027
DREPO	REPO 一阶差分存在单位根	-5.1550***(ADF)	0.0001
MPV	MPV 存在单位根	-3.3982***(ADF)	0.0161
GDP	GDP 存在单位根	-5.8943***(ADF)	0.0000

注意：***, **, *分别代表在 1%, 5%和 10%的置信水平显著；Z-t-tilde-bar 表示 Im-Pesaran-Shin 平稳性检验的统计量；ADF 表示 ADF 检验的统计量。

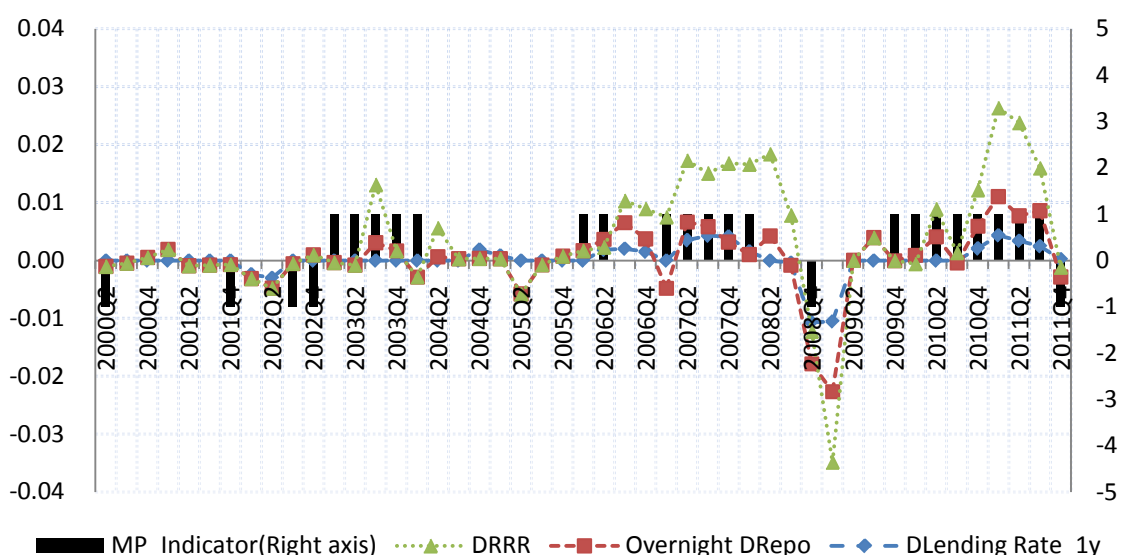


图 2：2000Q2 至 2011Q4 货币政策指标

数据来源：B.V.D. Bankscope 数据库，各银行年报，武汉大学银行管理研究所。

注意：在图 2 中，MP indicator 表示“描述性”货币政策指标（右轴）；DRRR 表示存款准备金率一阶差分序列（左轴）；DREPO 表示质押式回购拆借利率一阶差分序列（左轴）；DLending rate_1y

表示 1 年期平均贷款基准利率（左轴）。

（三）估计方法及结果

（1）估计方法

本文采用系统GMM估计方法对方程（14）进行估计，通过使用解释变量滞后项作为工具变量，该方法能够有效控制内生性问题。本文所有的回归过程均基于Roodman在 2009 年提供的xtabond2 程序包¹³。为考察方程（14）中货币政策以及货币政策与银行特征交互项对信贷增速的长期累积效应，我们参考Gambacorta & Mistrulli (2004)的相关研究，设计构建了一个长期弹性系数，如式（16）所示，其中 β_{t-n} 为解释变量第n期滞后项的系数， α_{t-n} 为贷款增速 $DLOAN$ 滞后第n项的系数：

$$\beta_{LC} = \frac{\sum_{i=0}^3 \beta_{t-n}}{1 - \sum_{n=1}^3 \alpha_{t-n}} \quad (16)$$

在计算出（16）后，我们对分子 $\sum_{i=0}^3 \beta_{t-n}=0$ 进行 F 检验，以探讨其累积效应的显著效果。

（2）实证结果

1. 货币政策对银行信贷增速的初始影响

表 3 为货币政策立场变化对银行信贷增速的影响，存款准备金率 $DRRR$ 、贷款基准利率 $DINT$ 、质押式回购利率 $DREPO$ 以及描述性货币政策指标 MPV 均与银行贷款增速呈现显著的负相关关系，即紧缩性（扩张性）的货币政策会使银行贷款增速下降（提高）； $\sum_{n=1}^3 DLoan_{it-n}$ 的系数显著为正，说明银行贷款增速与上

几期存在较强的正相关关系，这说明使用动态面板模型的设定是合理的；

$\sum_{n=0}^3 GDP_{t-n}$ 的系数显著为正，这表明我国的贷款需求存在明显的亲周期效应。模

¹³ 本文使用样本的横截面 $N=27$ ，而时间跨度 $T=48$ ，根据 Kivet（1999）以及 Bruno（2005）等人的研究，应采用 LSDV 估计的方法对估计的参数进行纠偏，但是该纠偏方法只有当所有解释变量严格外生的情况下才能使用，而在本文并不符合这种情况，所以本文仍采用系统 GMM 估计的方法对模型（14）进行估计。

型（1）-（4）中的 Sargan 和 Hansen 过度识别检验都表明工具变量的设定不存在过度识别问题，AR(2)的检验结果也表明模型的设定是稳健的。

表 3：货币政策立场变化对银行信贷行为影响的初始分析

	(1)DRRR	(2)DINT	(3)DREPO	(4)MPV
$\sum_{n=1}^3 DLoan_{it-n}$	0.177* (3.62)	0.384*** (19.30)	0.427*** (28.61)	0.359*** (19.30)
$\sum_{n=0}^3 GDP_{t-n}$	-3.582*** (11.20)	-7.519*** (21.20)	-5.838*** (18.33)	-1.029*** (12.98)
$\sum_{n=0}^3 MP_{t-n}$	0.227* (2.99)	0.222** (4.42)	0.134** (4.66)	0.315*** (8.61)
Obs	1033	1033	1033	1033
Sargan-p	0.63	0.67	0.74	0.61
Hansen-p	1.00	1.00	1.00	1.00
AR(2)-p	0.49	0.62	0.62	0.46

注意：表 3 中报告的数字是使用系统 GMM 估计得到的长期弹性系数。模型的因变量是贷款余额季度增速；货币政策指标分表为：（1）存款准备金率的一阶差分 DRRR，（2）一年期贷款基准利率一阶差分；（3）质押式回购（隔夜）一阶差分 DREPO；（4）描述性货币政策指标 MPV。时间趋势项，季节虚拟变量的结果并未报告。括号中的数字代表对应长期弹性系数的 F 统计量；***， **， *分别表示在 1%、 5%和 10%的置信水平显著。

2.货币政策信贷渠道及资本监管政策实施效果的检验

表 4 显示了加入交互项的估计结果：在模型（1）-（4）中，流动性水平 DLIQ 与货币政策 MP 的交互项均不显著；银行资产规模 DTA 与货币政策指标的交互项均为正，并且在模型（1）和（4）交互项系数是显著的，这说明随着银行资产规模的提高（下降），货币政策指标与银行信贷间固有的负向关系会被弱化（强化），这一效应在数量型调控工具—存款准备金率 DRRR 和描述性货币政策立场 MPV 的模型中体现得较为明显，而在价格型调控工具 DINT 和 DREPO 中，该效应却并不显著，这与 Koivu（2012）研究中得出的中国的利率调控政策对银行调控效果不佳的结论较为一致；资本充足率水平与货币政策的交互项

$\sum_{j=0}^3 MP_{t-j} * DCAR_{it-1}$ 符号均为负，并且在 DREPO 和 MPV 的模型中是显著的，这

表明高资本充足率银行的信贷行为对同业拆借利率和“描述性”货币政策指标更

为敏感；资本监管的虚拟变量与货币政策交互项 $\sum_{j=0}^3 MP_{t-j} * CAPRGE_{t-1}$ 的系数均

显著为正，说明随着资本监管的实施，无论是存款准备金率为代表的数量型调控工具还是以银行基准利率、质押式回购利率为代表的价格型调控工具，其对银行信贷的整体调控能力均会显著下降，这证明了理论模型部分得出的相关结论。

$\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j} * DLIQ_{it-1}$ 的符号显著为正，这说明流动性水平的提高会强化银行

信贷行为的亲周期效应； $\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j} * DTA_{it-1}$ 的符号为正，但不显著，说明不同

资产规模银行在经济周期波动下的贷款行为无较大差异； $\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j} * DCAR_{it-1}$

的符号为负，但仅在方程（5）显著，这说明资本缓冲仅在一定程度上有助于缓

释银行信贷的亲周期行为； $\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j} * CAPREG_{t-1}$ 的系数显著为负，说明随着

资本监管的加强，银行信贷行为的亲周期效应并没有加强，反而被减弱，这与理论界证明的巴塞尔资本协议会加剧银行信贷亲周期行为的结论并不相吻合（如 Heid 2007）。

表 4 中的模型（1）-（4）均通过了 Hansen 和 Sargan 的过度识别检验，并且

AR(2)的检验结果也是稳健的，贷款滞后项 $\sum_{n=1}^3 DLOAN_{it-n}$ 的长期弹性系数均显著

为正，这表明动态面板模型的设定是合理的。

表 4：货币政策信贷渠道检验的主要结果

	(1)DRRR	(2) DREPO	(3)DINT	(4) MPV
$\sum_{n=1}^3 DLOAN_{it-n}$	0.182* (3.52)	0.161* (3.50)	0.160* (3.66)	0.105* (2.95)
$\sum_{j=0}^3 MP_{t-j}$	-4.957*** (14.31)	-14.737 (1.35)	-24.655* (3.87)	-0.011* (3.78)
$\sum_{j=0}^3 MP_{t-j} * DLIQ_{it}$	-6.910 (0.93)	-9.720 (2.30)	3.364 (0.00)	-0.019 (0.21)
$\sum_{j=0}^3 MP_{t-j} * DTA_{it-}$	0.489** (4.43)	0.186 (0.19)	0.454 (0.31)	0.004** (4.80)

$\sum_{j=0}^3 MP_{t-j} * DCAR_{it-}$	-5.012 (0.08)	-43.331* (2.95)	-45.287 (1.60)	-0.250** (7.27)
$\sum_{j=0}^3 MP_{t-j} * CAPRGE_{t-}$	2.099* (3.38)	12.098* (3.07)	22.095* (3.05)	0.016* (3.59)
$\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j}$	0.528*** (16.40)	0.567*** (15.05)	0.549*** (17.79)	0.525*** (19.74)
$\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j} * DLIQ_{it-}$	2.669* (3.04)	2.650** (4.96)	1.787* (2.92)	2.606* (3.21)
$\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j} * DTA_{it-1}$	0.048 (0.27)	0.069 (1.72)	0.057 (0.42)	0.007 (0.01)
$\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j} * DCAR_{it-}$	-3.055 (0.51)	-4.900* (3.19)	-2.463 (0.61)	-2.034 (0.50)
$\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j} * CAPREG_{t-}$	-0.362** (5.02)	-0.738*** (24.55)	-0.586*** (7.88)	-0.600*** (21.79)
Obs	1033	1033	1033	1033
Sargan-p	0.36	0.25	0.24	0.18
Hansen-p	1.00	1.00	1.00	1.00
AR(2)-p	0.46	0.45	0.47	0.44

注意：银行特征变量，季度虚拟变量，时间趋势变量的估计结果在这里略去（下同）。

为进一步上述结论的稳健性，本文使用权益资产比作为资本充足率的替代变量进行了稳健性检验。可以发现，权益资产比与货币政策指标交互项

$\sum_{j=0}^3 MP_{t-j} * DEA_{it-1}$ 的系数均为负，并且在准备金率 DRRR 和描述性指标 MPV 的

模型中是显著的，这与基于资本充足率 DCAR 得出的相关结论是一致的；同时，

资本监管虚拟变量与货币政策指标 $\sum_{j=0}^3 MP_{t-j} * CAPREG_{t-1}$ 的系数均显著为正，说

明随着资本监管政策的实施，货币政策信贷渠道的作用效果呈现弱化态势。

表 5：运用权益资产比的稳健性检验

	(1)DRRR	(2) DREPO	(3)DINT	(4) MPV
$\sum_{n=1}^3 DLOAN_{it-n}$	0.217** (5.44)	0.239** (6.40)	0.187* (3.33)	0.171* (2.99)
$\sum_{j=0}^3 MP_{t-j}$	-4.116*** (8.80)	-13.333 (0.97)	-22.958* (3.31)	-0.007* (3.66)
$\sum_{j=0}^3 MP_{t-j} * DLIQ_{it-1}$	-7.151 (1.04)	-15.685*** (12.70)	-4.317 (0.30)	-0.034 (0.82)
$\sum_{j=0}^3 MP_{t-j} * DTA_{it-1}$	0.716** (7.00)	0.335 (0.55)	0.384 (0.25)	0.008*** (11.48)
$\sum_{j=0}^3 MP_{t-j} * CAPREG_{t-1}$	1.167* (3.11)	9.403* (3.49)	17.16** (4.44)	0.033*** (5.38)
$\sum_{j=0}^3 MP_{t-j} * DEA_{it-1}$	-4.396* (4.01)	-35.898 (0.30)	16.600 (0.05)	-0.443* (3.35)
$\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j}$	0.494*** (13.62)	0.524*** (10.88)	0.549*** (15.51)	0.455*** (14.64)
$\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j} * DLIQ_{it-1}$	2.378* (3.39)	2.666** (4.67)	2.055** (4.40)	2.439* (4.20)
$\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j} * DTA_{it-1}$	0.033 (0.13)	0.067 (1.23)	0.059 (0.49)	0.066 (0.67)
$\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j} * CAPREG_{t-1}$	-0.158* (3.96)	-0.221* (4.19)	-0.208* (4.27)	-0.051** (4.28)
$\sum_{j=0}^3 GDP_{t-j} * DEA_{it-1}$	-8.331 (0.73)	-19.744* (3.36)	-16.300* (2.93)	-3.873 (0.33)
Obs	1033	1033	1033	1033
Sargan-p	0.25	0.24	0.23	0.22
Hansen-p	1.00	1.00	1.00	1.00
AR(2)-p	0.45	0.47	0.56	0.38

3.紧缩和扩张政策的非对称性检验

信贷渠道的非对称效果在我国是否也存在？资本监管对货币政策的弱化效果是发生在货币紧缩阶段还是扩张阶段？本文根据 Kishan & Opeila（2006）的研究方法对这一问题进行了检验。检验方法如（17）式所示：

$$\begin{aligned}
 DLOAN_{it} = & \sum_{n=1}^3 \alpha_n DLOAN_{it-n} + \sum_{j=0}^3 \beta_j GDP_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \varphi_j TIG_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \kappa_j EXP_{t-j} + \sum_{j=0}^3 \xi_j TIG_{t-j} * X_{it-1} + \sum_{j=0}^3 \delta_j EXP_{t-j} * X_{it-1} \\
 & + \sum_{j=0}^3 \pi_j TIG_{t-j} * CAPREG_{t-1} + \sum_{j=0}^3 \epsilon_j EXP_{t-j} * CAPREG_{t-1} + \sum_{j=0}^3 \theta_j GDP_{t-j} * X_{it-1} + \eta X_{it-1} + \rho CAPREG_{t-1} + SD + t \\
 & + \psi_i + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (17)$$

在方程（14）的基础上，方程（17）引入了紧缩性货币政策虚拟变量 TIG

和扩张性货币政策虚拟变量 **EXP**，以及该变量与银行特征变量、资本监管虚拟变量的交互项。

TIG 表示紧缩性货币政策虚拟变量，该指标当 **MPV** 取 1 时，取 1，否则取 0；

EXP 表示扩张性货币政策虚拟变量，该变量当 **MPV** 取 -1 时，取 -1，否则为 0。

本文将使用 F 检验分别对以下零假设进行检验：

$$H_{a0}: \sum_{j=0}^3 \varphi_j = 0, \quad H_{b0}: \sum_{j=0}^3 \kappa_j = 0, \quad H_{c0}: \sum_{j=0}^3 \varphi_j - \sum_{j=0}^3 \kappa_j = 0$$

$$H_{d0}: \sum_{j=0}^3 \xi_j = 0, \quad H_{e0}: \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0, \quad H_{f0}: \sum_{j=0}^3 \xi_j - \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$$

$$H_{g0}: \sum_{j=0}^3 \pi_j = 0, \quad H_{h0}: \sum_{j=0}^3 \varepsilon_j = 0, \quad H_{i0}: \sum_{j=0}^3 \pi_j - \sum_{j=0}^3 \varepsilon_j = 0$$

H_{a0} : 紧缩性货币政策长期弹性系数为 0；

H_{b0} : 扩张性货币政策长期弹性系数为 0；

H_{c0} : 紧缩性货币政策长期弹性系数等于扩张性货币政策长期弹性系数；

H_{d0} : 紧缩性货币政策与银行特征变量交互项系数的长期弹性系数为 0；

H_{e0} : 扩张性货币政策与银行特征变量交互项系数的长期弹性系数为 0；

H_{f0} : 紧缩性货币政策与银行特征变量长期弹性系数等于扩张性货币政策与银行特征变量长期弹性系数；

H_{g0} : 紧缩性货币政策与资本监管虚拟变量交互项长期弹性系数为 0；

H_{h0} : 扩张性货币政策与资本监管虚拟变量交互项长期弹性系数为 0；

H_{i0} : 紧缩性货币政策与资本监管虚拟变量交互项长期弹性系数与扩张性货币政策长期弹性系数相等。

通过对方程 (17) 进行估计，本文分别得到了紧缩性货币政策效果 (表 6)、扩张性货币政策效果 (表 7) 以及扩张政策和紧缩政策的非对称效应 (表 8)。

表 6 为紧缩性货币政策的政策效果， $TIG: \sum_{j=0}^3 \varphi_j = 0$ 的符号显著为负，说明紧

缩性货币政策会降低银行的信贷增速； $TIG * DTA: \sum_{j=0}^3 \xi_j = 0$ 的符号显著大于 0，

说明大（小）银行对紧缩性货币政策较不（更为）敏感； $TIG * DLIQ: \sum_{j=0}^3 \xi_j = 0$ 的系数并不显著，说明拥有不同流动性水平的银行对紧缩性货币政策的反应并未呈现明显的差别； $TIG * DCAR: \sum_{j=0}^3 \xi_j = 0$ 的系数并不显著，说明具有不同资本充足率水平的银行对紧缩性货币政策的反应并无明显差别；然而， $TIG * DEA: \sum_{j=0}^3 \xi_j = 0$ 的系数却显著为负，说明高权益资产比的银行对紧缩性货币政策较为敏感，这表明权益资产比相对于资本充足率，是考察银行对紧缩性货币政策是否敏感的更为有效的指标； $TIG * CAPREG: \sum_{j=0}^3 \pi_j = 0$ 的系数显著为负，说明资本监管政策的实施强化了紧缩性货币政策效果。

表 6：紧缩性货币政策效果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\sum_{n=1}^3 DLOAN_{it-n}$	0.161* (2.98)	0.105* (2.95)	0.122* (3.34)	0.168* (2.89)
$TIG: \sum_{j=0}^3 \varphi_j = 0$	-0.019*** (7.97)	-0.039** (6.78)	-0.034* (3.58)	-0.018** (5.19)
$TIG * DTA: \sum_{j=0}^3 \xi_j = 0$	0.006* (2.94)	0.005* (3.43)	0.007** (5.12)	0.009* (3.22)
$TIG * DLIQ: \sum_{j=0}^3 \xi_j = 0$	-0.059 (0.97)	-0.074 (1.78)	-0.091 (2.21)	-0.074 (1.59)
$TIG * DCAR: \sum_{j=0}^3 \xi_j = 0$	-0.169 (1.99)	-0.201 (1.45)		
$TIG * CAPREG: \sum_{j=0}^3 \pi_j = 0$		-0.023** (4.98)	-0.031** (5.21)	
$TIG * DEA: \sum_{j=0}^3 \xi_j = 0$			-0.298** (5.01)	-0.217** (5.35)
obs	1033	1033	1033	1033
Sargan-p	0.24	0.21	0.22	0.16
Hansen-p	1.00	1.00	1.00	1.00
AR(2)-p	0.36	0.39	0.38	0.31

注意：时间趋势变量 t，银行特征变量，GDP，季节虚拟变量，资本监管虚拟变量的结果在这里略去（下同）。

表 7 为扩张性货币政策效果， $EXP: \sum_{j=0}^3 \kappa_j = 0$ 的符号显著为负，说明扩张性货币政策能显著提高银行的信贷增速； $EXP*DTA: \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$ 的符号并不显著，说明大（小）银行对扩张性货币政策并未呈现明显地差别； $EXP*DLIQ: \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$ 的系数并不显著，说明拥有不同流动性水平的银行对扩张性货币政策的反应并未呈现明显的差别； $EXP*DCAR: \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$ 的系数显著为负，说明具有高资本充足率水平的银行对扩张性货币政策更为敏感，相较于低资本充足率银行，它们能投放更多信贷； $EXP*DEA: \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$ 的系数显著为负，说明高权益资产比同样对扩张性货币政策较为敏感，相较于低权益资产比银行，它们能投放更多信贷； $EXP*CAPREG: \sum_{j=0}^3 \varepsilon_j = 0$ 的系数显著为负，说明资本监管政策的实施弱化了扩张性货币政策效果，监管政策实施后，银行业对扩张性货币政策的敏感性显著下降。

表 7：扩张性货币政策效果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\sum_{n=1}^3 DLOAN_{it-n}$	0.161* (2.98)	0.105* (2.95)	0.122* (3.34)	0.168* (2.89)
$EXP: \sum_{j=0}^3 \kappa_j = 0$	-0.068*** (21.87)	-0.043** (7.35)	-0.038*** (9.35)	-0.074*** (20.15)
$EXP*DLIQ: \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$	0.101 (0.62)	0.039 (0.89)	0.047 (1.11)	0.112 (0.73)
$EXP*DTA: \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$	-0.014 (0.44)	-0.009 (0.35)	-0.007 (0.65)	-0.009 (0.20)
$EXP*DCAR: \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$	-0.227* (3.28)	-0.251** (4.41)		
$EXP*CAPREG: \sum_{j=0}^3 \varepsilon_j = 0$		0.035* (4.05)	0.033** (4.49)	
$EXP*DEA: \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$			-0.483* (3.01)	-0.822 (2.08)
Obs	1033	1033	1033	1033
Sargan-p	0.24	0.21	0.22	0.16
Hansen-p	1.00	1.00	1.00	1.00
AR(2)-p	0.36	0.39	0.38	0.31

表 8 为货币政策信贷渠道非对称效应的检验结果，我国扩张性货币政策对银行信贷的影响要显著强于紧缩性货币政策，这一点可以从 $TIG-EXP: \sum_{j=0}^3 \varphi_j - \sum_{j=0}^3 \kappa_j = 0$ 的系数显著为正得到印证； $(TIG-EXP)*DTA: \sum_{j=0}^3 \xi_j - \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$ 的系数显著为正，说明大（小）银行对货币政策的弱化（强化）效应在紧缩性货币政策阶段体现得更为明显； $(TIG-EXP)*DCAR: \sum_{j=0}^3 \xi_j - \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$ 的系数显著为正，说明高资本充足率银行对货币政策的强化效应在扩张性货币政策阶段体现地更为明显； $(TIG-EXP)*DEA: \sum_{j=0}^3 \xi_j - \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$ 的系数显著大于 0，说明高权益资产比的银行对货币政策的强化效应在扩张性货币政策阶段体现得更为明显； $(TIG-EXP)*CAPREG: \sum_{j=0}^3 \pi_j - \sum_{j=0}^3 \varepsilon_j = 0$ 的系数显著为负，说明资本监管的强化将对紧缩性和扩张性货币政策产生非对称效应，综合表 6 和表 7 的结论，其会减弱扩张性货币政策效果，扩大紧缩性货币政策效果。

表 8：信贷渠道的非对称效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\sum_{n=1}^3 DLOAN_{it-n}$	0.161* (2.98)	0.105* (2.95)	0.122* (3.34)	0.168* (2.89)
$TIG-EXP: \sum_{j=0}^3 \varphi_j - \sum_{j=0}^3 \kappa_j = 0$	0.049** (5.77)	0.004* (3.16)	0.004** (5.45)	0.056** (5.61)
$(TIG-EXP)*DTA: \sum_{j=0}^3 \xi_j - \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$	0.020* (3.30)	0.014* (3.21)	0.014* (3.14)	0.018* (3.11)
$(TIG-EXP)*DCAR: \sum_{j=0}^3 \xi_j - \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$	0.058* (3.21)	0.050* (2.81)		
$(TIG-EXP)*DLIQ: \sum_{j=0}^3 \xi_j - \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$	-0.169 (2.47)	-0.103 (1.77)	-0.044 (2.25)	-0.186 (2.24)
$(TIG-EXP)*CAPREG: \sum_{j=0}^3 \pi_j - \sum_{j=0}^3 \varepsilon_j = 0$		-0.058*** (9.21)	-0.064*** (10.11)	
$(TIG-EXP)*DEA: \sum_{j=0}^3 \xi_j - \sum_{j=0}^3 \delta_j = 0$			0.185* (3.33)	0.605* (3.61)
Obs	1033	1033	1033	1033
Sargan-p	0.24	0.21	0.22	0.16
Hansen-p	1.00	1.00	1.00	1.00
AR(2)-p	0.36	0.39	0.38	0.31

五、结论与政策建议

（一）结论

本文就资本监管政策的实施对银行信贷渠道的影响进行了理论推导和实证分析。研究表明：（1）商业银行贷款增速对中央银行的货币政策调控较为敏感，资本监管的实施弱化了银行信贷对货币调控的敏感性；（2）扩张性货币政策对信贷的影响强于紧缩性货币政策；（3）大（小）银行的信贷行为对紧缩性（扩张性）货币政策较为敏感；（4）高（低）资本充足率银行对扩张性货币政策较为敏感；（5）资本监管会减弱扩张性货币政策效果，加强紧缩性货币政策效果。

（二）政策建议

本文的研究结果表明，资本监管政策的实施会改变货币政策信贷渠道的作用机制，进而影响货币当局宏观调控的效果。当前，我国货币当局与银行监管部门缺乏有效的沟通协调机制，这导致两者制定的政策常常难以产生合力，有时甚至背道而驰。所以有关当局应从以下几个方面进行完善：

首先，完善货币政策和监管政策的协调机制。短期内，在货币政策与监管政策缺乏协调统一的背景下，货币当局在进行货币调控时，应充分考虑银行资本监管的强度。合理评估较强资本监管强度可能对货币政策信贷渠道产生的“扭曲”效应，从而适时调整货币政策的节奏和力度，从而使调控效果与预期一致；从长远看，应继续加强央行主导的联席会议制度建设，进一步完善部级监管协调机制，发挥央行的牵头作用，从而加强宏观金融调控的效果。

其次，采取差异化的货币政策操作。本文的实证结果表明，具有不同资本金数量、不同资产规模和流动性水平的银行，其对央行货币政策操作的敏感性是截然不同的。这一结论的启示是，货币政策操作应有的放矢，结合银行的资本水平、流动性特征、监管强度进行展开。适当时，可考虑对具有不同规模、资本充足率水平的银行进行差异化的货币政策操作，定向降准、差别再贷款利率等等。

第三，考虑将资本监管纳入宏观调控的工具箱。本文的实证结果表明，资本监管的实施会通过影响银行的信贷行为，进而对实体经济产生影响。巴塞尔资本协议III中的逆周期资本缓冲政策，在增强银行经营稳健性的同时，其客观上已经具有影响银行信贷行为乃至实体经济的客观效果（黄宪和熊启跃，2013，2014）。

有关部门应进一步对资本监管强度变化对银行行为乃至实体经济的影响进行定量评估，考虑将资本监管特别是逆周期资本缓冲监管纳入宏观调控的工具箱。

参考文献

1. 黄宪等, 2012:《货币政策操作需要考虑银行资本监管么?》,《金融研究》2012年第4期。
2. 黄宪、熊启跃, 2011:《银行资本约束下货币政策“扭曲”效应研究》,《经济学动态》第6期。
3. 黄宪、熊启跃, 2013:《银行资本缓冲、信贷行为与宏观经济波动—来自中国银行业的经验证据》,《国际金融研究》第1期。
4. 黄宪、熊启跃, 2014:《银行资本监管作为逆周期调节工具的经济解释—基于逆周期“资本缓冲”功能的视角》,《金融评论》第1期。
5. 李连发、辛小岱, 2012:《银行信贷、经济周期与货币政策调控:1984—2011》,《经济研究》第3期。
6. 马理、黄宪、代军勋, 2013:《银行资本约束下的货币政策传导机制研究》,《金融研究》第5期。
7. 王晓明, 2010:《银行信贷与资产价格的顺周期关系研究》,《金融研究》第3期。
8. 熊启跃、张依茹, 2012:《货币政策信贷渠道的经济区域效应研究—基于我国31个省际面板数据的经验证据》,《投资研究》第7期。
9. 徐明东、陈学彬, 2011:《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》,《管理世界》第5期。
10. Altunbas, Y., Fazylyov, O. and P., Molyneux, 2002, "Evidence on the bank lending channel in Europe", *Journal of Banking and Finance* 26(11): 2093-2110.
11. Arellano, M. and S., Bond, 1991, "Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, (58): 227-297.
12. Ashcraft, A., (2006), "New Evidence on the lending channel", *Journal of Money, Credit and Banking* 38:751-775.
13. Bernanke, B.S. and A.S. Blinder, 1988, "Credit, Money, and Aggregate Demand", *American Economic Review*, 78 (2): 435-439.
14. Bernanke, B.S. and A.S. Blinder, 1992, "The Federal Fund Rate and the Channels of Monetary Transmission", *the American Economic Review* 82: 901-921.
15. Bernanke, B. S., Boivin, J. and P., Elias, 2005, "Measuring the Monetary Policy: A factor

- Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach,” *Quarterly Journal of Economics* 120(1):387-422.
16. Bichsel, R. and J., Perrez, 2004,”In Quest of the Bank Lending Channel: Evidence for Switzerland and Using Individual Bank Data”, *Swiss Journal of Economics and Statistics* 141:165-190.
 17. Blundell, R. and S., Bond, 1998,”Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Model”, *Journal of Econometrics*, 87: 115 - 143.
 18. Bruno, Giovanni S.F., 2005a,”Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models”, *Economics Letters*, 87, 361-366.
 19. Chami, R. and T., Cosimano, 2010,”Monetary Policy with a Touch of Basel”, *Journal of Economics and Business*, 62(3):161-175.
 20. Carrera, C., 2010,”The Bank Lending Channel in Peru: evidence and transmission mechanism”, Working paper series 2010-021 central bank of Peru.
 21. Dave, C., Dressler, S., and L., Zhang,”The Bank Lending Channel: a FAVAR Analysis”, Villanova School of Business Department of Economics and Statistics Working Paper Series.
 22. Disyatat, P.,”The bank lending channel revisited”, BIS Working Papers NO.297.
 23. Drumond, A., 2007, “Business Cycle and Bank Capital: Monetary Policy Transmission under the Basel Accords”, FEP Working Paper NO. 242.
 24. Ehrmann, M., L. Gambacorta, J. MartínezPagés, P. Sevestre and A. Worms, 2001,”The role of banks in monetary policy transmission in the euro area”, Banco de España Working Paper no.0118.
 25. He, D., and L., Pauwels, 2008,”What prompts the people's bank of china to change its monetary policy stance? Evidence from a discrete choice model”, *China & World Economy* 16 (6):1-21.
 26. Gambacorta, L., and Mistrulli, P., 2004,”Does bank capital affect lending behavior”, *Journal of Financial Intermediation* 13,436-457.
 27. Gunji, H. and Y., Yuan, 2010,”Bank profitability and the bank lending channel: Evidence from China”, *Journal of Asian Economics* 21:129–141.
 28. Juurikkala, T., Karas, A. and L., Solanko, 2011,”The Role of Banks in Monetary Policy

- Transmission: Empirical Evidence from Russia”, *Review of International Economics*, 19(1):109-121.
29. Kashyap, A. and J., Stein 2000, “What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?” ,*American Economic Review* 90(3):407-428.
 30. Kakes, J., and J., Sturm, 2002, “ Monetary policy and bank lending: Evidence from German banking groups”, *Journal of Banking and Finance* 26: 2077-2092.
 31. Kishan, P., and P., Opeila, 2006, “Bank capital and loan asymmetry in the transmission of monetary policy”. *Journal of Banking and Finance*, 30:259–285.
 32. Kiviet, F., 1999, “Expectation of expansions for estimators in a dynamic panel data model; some results for weakly exogenous regressors. In: Hsiao, C., Lahiri, K., Lee, L.-F., Pesaran, M.H. (eds.), *Analysis of panel data and limited dependent variables*”, Cambridge University Press, Cambridge.
 33. Koivu, T., 2012 “Is there a bank lending channel in China?”, *Monetary Policy transition –Essays on Monetary Transmission Mechanism in China.*, Bank of Finland.
 34. Matousek, R. and N., Sarantis, 2009, “The Bank Lending Channel and Monetary Policy Transmission in Central and Eastern European Countries,” *Journal of Comparative Economics*, 37:321–34.
 35. Markovic, B., 2006, “Bank Capital Channels in the Monetary Transmission Mechanism”, Working paper No.313, Bank of England.
 36. Meh, C. and K., Moran, 2009, “The role of bank capital in the propagation of shocks”, working paper No. 2008-36, Bank of Canada.
 37. Milne, A., and G., Wood, 2009, “The bank lending channel reconsidered” Bank of Finland, Discussion Papers 2.2009.
 38. Peek, J. and E., Rosengren, 1995, “Bank lending and the transmission of monetary policy,” conference series, Federal Reserve Bank of Boston, Pages 47-49.
 39. Shu, C., and B., Ng, 2010, “Monetary stance and policy objectives in China: a narrative approach”, *Hong Kong Monetary Authority China Economic Issues*, NO.1/2010.
 40. Stein, J., 1998, “ An Adverse-Selection Model of Bank Asset and Liability Management with Implications for the Transmission of Monetary Policy”, *RAND Journal of Economic* 29 (3): 466-486.

41. Tanaka, M., 2002 "How Do Bank Capital and Capital Adequacy Regulation Affect the Monetary Transmission Mechanism? ",CESIFO Working Paper Series 799, CESIFO Group Munich
42. Van den Heuvel, Skander J., 2008," The Welfare Cost of Bank Capital Requirements", Journal of Monetary Economics, 55 (3):298—320.
43. Xiong, Q., 2013," Impacts of stricter capital requirements on the bank lending for China's banking industry", BOFIT working paper, 07/2013.
44. Xiong, w., 2012," Measuring the monetary policy stance of the People's bank of China: An ordered Probit analysis",China Economic Review 23:512–533
45. Zhang, L., 2009, "Bank capital regulation, the lending channel and business cycles," Discussion Paper Series 1: Economic Studies 2009, 33, Deutsche Bundesbank, Research Centre.