

银行资本水平与货币政策非对称性的实证研究

刘明宇*

摘要: 本文运用中国 17 家商业银行 2000 年第 1 季度 - 2011 年第 4 季度的面板数据进行实证分析,比较了具有不同资本水平的银行对紧缩性和扩张性货币政策的反应差异,并考察了银行资本约束和资本监管对货币政策传导非对称性的放大效应。结果表明,我国逆风向行事的货币政策在中央银行的政策工具及操作目标的作用下,其信贷传导渠道存在显著的非对称性特征,即紧缩性货币政策的效果较强,而扩张性货币政策的效果较弱;以银行资本水平为代表的银行特征会对货币政策信贷传导渠道在微观层面产生异质性影响,资本缓冲规模越高、资产规模越小的银行对货币政策冲击的反应越大;同时,在银行受到法定存款准备金及银行资本的双重约束下,以资本充足率为核心的资本监管有效强化了我国货币政策信贷传导渠道的非对称效应。

关键词: 银行资本监管 货币政策传导非对称性 信贷渠道

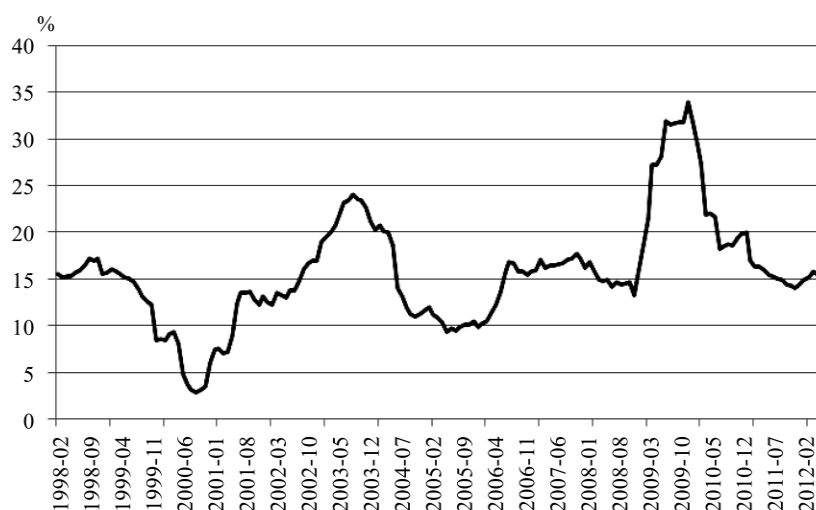
一、引言

信贷渠道强调了货币政策传导机制中银行资产和负债的重要作用,其中的银行贷款渠道理论认为货币政策会通过改变银行的贷款供给行为来影响实体经济。紧缩性的货币政策会通过令银行面临“市场不完善”而减少信贷供给;扩张性的货币政策会通过减少银行面临的约束而增加信贷供给。因此,货币政策会通过放松或强化银行面临的约束条件来实现对贷款供给的影响。银行信贷增长变动的效应会最终传导到实体经济,这种传导途径对于中国这样的“银行主导型”金融市场,显得尤为重要。

银行面临的约束条件不仅有准备金要求,还有资本充足率要求,信息不对称情况下的货币政策有效性更加引起质疑。对于我国货币政策的执行情况,从近一个经济周期的贷款增长率(图 1)来看:1998 - 2002 年,亚洲金融危机之后我国在“稳健的货币政策”之名下行“宽松货币政策”之实,但宽松货币政策对信贷的刺激效果却不尽如人意,并没有实现扩大内需的政策目标,贷款增长率一直处于 20% 以下,2000 年年底甚至跌到 3% 左右;2003 - 2008 年上半年,为控制经济增长过快,货币政策从适当紧缩银根并多次上调存款准备金率和利率,到 2007 年底明确要求开始执行从紧的货币政策,我国的信贷增长率一直处于下降趋势,尽管 2005 - 2007 年期间,我国的贷款增长率呈小幅上升趋势,但 2007 年底确立的“从紧货币政策”又使得中国的信贷增长率在 2008 年出现过下降的趋势,信贷吃紧成为企业的普遍感受,因此总体来说,此段时期执行的紧缩性货币政策奏效;2008 年 7 月面对国际金融危机加剧,中国人民银行连续三次下调存贷款基准利率,两次下调存款准备金率,实行适度宽松的货币政策,从 2008 年年底,贷款增长率有了持续近一年的快速增长,但 2009 年 10 月之后又开始急速下降;2011 年我国开始实施稳健的货币政策,贷款增长率一直稳定在 15% 左右。学术研究方面,国内学者如黄先开和邓述慧(2000)、陆军和舒元(2002)、赵进文和闵捷(2005)、黄宪等(2012)都通过研究发现我国货币政策效果存在非对称性,货币政策周期中的紧缩政策效率较高,而扩张性政策效率较低。

* 刘明宇,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:liumingyu@whu.edu.cn。

本文得到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”(项目批准号:71073113)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。



资料来源:根据中经网数据库(网址: <http://db-edu.cei.gov.cn>)中国金融机构人民币贷款总量数据整理而得。

图1 中国金融机构人民币贷款同比增长率(1998年2月-2012年7月)

目前,大多数研究将这种货币政策传导的非对称性特征归因于“金融加速器”机制(Bernanke, et al., 1999),鲜有文献考虑到资本约束的影响。自2004年银监会颁布实施《商业银行资本充足率管理办法》以来,以资本充足率为核心的银行监管实际对货币政策的执行起到了抑制性的作用。资本水平各异的商业银行在经济周期不同的阶段面临逆向行事的货币政策时,其调整贷款供给的行为也存在着差异。本文利用覆盖一个经济周期的数据(2000-2011年)^①进行研究,得出的结论可为货币当局及监管当局提供政策参考,通过调整资本充足率最低要求来促使各商业银行调整资本水平,以此保证货币政策的有效性,也许成为当局可能的选择。

本文余下部分的内容安排如下:第二部分是文献评述,对国内外相关研究进行了整理和评论;第三部分是实证检验,对数据、建模及回归方法进行了描述,并报告了主要结果;第四部分是结论及政策建议。

二、文献评述

关于银行资本监管与货币政策非对称性的讨论在理论界早已引起关注。早前的大部分文献是从银行资本影响银行信贷供给的角度,将银行资本作为银行信贷渠道的约束变量进行探讨。Thakor(1996)引入了一个银行信贷非对称信息模型来评估巴塞尔协议资本充足性监管的影响,发现扩张性货币政策会降低银行贷款。Chami和Cosimano(2001)最早明确提出银行资本监管会造成货币政策效果的非对称性,他们认为,当局在执行扩张性货币政策时,贷款需求增加会产生单一的“金融加速器”效应(Bernanke, et al., 1996);而当局在执行紧缩性货币政策时,银行资本的期权价值会发生改变,银行会通过减少银行资本而降低下期信贷供给水平,即除“金融加速器”效应之外,还存在“银行资本加速器”(Bank Capital Accelerator)效应,其对银行信贷的影响效果更强。Bliss和Kaufman(2003)建立一个统一模型分析了银行资本约束对货币政策非对称性的影响,指出现实中银行会受到存款准备金和银行资本的双重约束。在经济衰退期银行资本水平处于低位,受到有效的资本约束,银行扩张信贷供给的能力减小甚至要进一步收紧信贷供给,此时扩张性货币政策的有效性受到削弱;而在经济扩张期,当局在执行紧缩性货币政策时可以通过控制银行的准备金对银行产生有效的约束,进而达到缩减信贷供给规模的目标。Gontermann(2003)也认为银行在面临准备金和银行资本的双重约束下,货币政策的效力会因银行资本约束是否有效而不同。他对货币政策信贷传导渠道的原始B-B模型(Bernanke and Blinder, 1988)进行了修正,认为当资本净值受到约束时,货币政策的效力会受到严重削弱,并且发现在银行资本和实体经济之间存在正相关关系。

“货币政策银行资本渠道”(Bank Capital Channel)概念的提出为理解银行资本对货币政策非对称性的影响机理提供了极大的帮助,之后的文献中银行资本不再作为一个外生约束变量而作为一个独立的变量直

^①样本近10年的周期更接近于一个“尤格拉周期”。2000年我国延续了1998年亚洲金融危机之后的经济复苏期,在2003年之后进入经济繁荣期,2008年全球金融危机之后进入经济衰退期,2010年之后为经济复苏期。

接受对货币政策产生影响。van den Heuvel(2002)第一次明确指出货币政策传导存在银行资本渠道,他利用一个以风险加权资产为基础的资本约束以及不完全银行资本市场的银行资产负债管理动态模型为基础,分析了银行资本渠道的机理和效果;并利用美国数据进行了校准模拟,发现资本渠道的强度由银行部门的资本水平以及银行资本在各个银行之间的分布状况决定,低资本充足水平银行的信贷对于利率冲击有着推迟并扩大的效果。Bolton和Freixas(2006)通过建立一个动态均衡模型认为紧缩性货币政策会通过减少净利差对银行贷款产生约束,并且会减少银行通过发行新股融资进行贷款供给的激励,这种效应在资本受到紧约束时发挥作用。van den Heuvel(2007)运用动态局部均衡模型进行分析,发现紧缩性货币政策会降低银行的利差、利润进而使未来的资本水平处于低位,因此会紧缩贷款供给。银行资本渠道对资本水平较低的银行影响更强。由于银行资本具有顺周期效应(Catarieneu-Rabell et al., 2005),在经济高涨期处于高位,在经济衰退期处于低位,因此以上文献都从正面或侧面证明了银行资本约束对逆周期货币政策的非对称传导效应是存在的。

实证研究方面,大多文献关注到了银行资本对货币政策在银行间产生异质性传导的事实。Kishan和Opiela(2000)利用美国银行数据并根据资产规模、资本水平对银行进行了分类,发现规模较小、低资本水平的银行最易受到紧缩性货币政策的影响。Gambacorta和Mistrulli(2004)运用意大利1992-2001年的银行数据进行了研究发现,资本状况较好的银行与资本状况较差的银行相比,在面对货币政策或其他的宏观经济冲击时更不易受到约束。Juurikkala、Karas和Solanko(2009)对俄罗斯1999-2007年的数据进行了动态面板回归,发现在紧缩性货币政策下,银行会减少贷款供给,但资本状况较好的银行反应较弱,因为它们面临更少的信息摩擦并可以通过其他渠道进行融资。货币政策的有效性和银行信贷渠道的有效性取决于银行的资本状况。而关注银行资本约束扩大货币政策传导非对称性特征的实证研究并不多。Kishan和Opiela(2006)在之前研究的基础上,利用美国银行1980-1999年的季度数据,发现以风险为基础的银行资本监管政策出现后,货币政策的非对称性加大;同时他们识别了不同资本水平银行对货币政策的反应,紧缩性货币政策对低资本水平银行的信贷供给具有显著的负面影响,并且随着资本水平的降低影响加大,但扩张性货币政策并不能使低资本水平的银行增加贷款。

国内研究方面,在讨论资本监管对货币政策影响效应关系时,多是指向于一致性,提及其非对称性关系的文献较少。刘斌(2005)将简化的Kopecky和van Hoose(2004)货币信贷模型与B-B模型进行结合,指出准备金管理和资本监管都会对银行信贷增长产生影响。当银行的资本水平满足监管当局的要求时,银行的信贷增长主要受到准备金管理措施的约束;当银行的准备金水平满足中央银行的要求时,银行的信贷增长主要受到资本充足率管理措施的约束。Gunjia和Yuan(2010)、冯科和何理(2011)利用中国的年度数据进行了实证研究,他们都得出结论认为银行资本水平不同会令商业银行在货币政策传导时,产生异质性影响,但并没有提及非对称性。戴金平、金永军和刘斌(2008)通过对在单一约束的商业银行利润函数中植入监管当局惩罚函数的静态理论模型进行分析得出:监管当局以提高资本充足率为核心的监管行为不仅有效地影响了商业银行的信贷行为和风险意识,而且强化了货币政策的非对称效应;同时他们对我国1998年以来经历的两轮经济波动进行了实证分析,发现监管当局对商业银行以降低坏账率、提高资本充足率为核心的监管行为强化了我国货币政策非对称效应,但其研究利用1998-2005年的年度数据,并没有完整跨越一个经济周期,并且实证模型没有考虑到银行资本和货币政策的交互影响。黄宪等(2012)结合经济周期对银行资本约束下的IS-LM模型进行了扩展分析,发现银行资本约束会通过影响银行信贷渠道使货币政策产生非对称性效果,从理论上论证了货币政策的操作必须考虑银行资本监管,并运用随机前沿分析方法检验了2000-2009年我国货币政策与银行资本监管联合效率,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。

综上所述,在国内研究中,运用银行季度面板数据衡量银行资本对货币政策非对称性作用机制的影响方面尚存在空白,本文运用2000年第1季度-2011年第4季度的数据进行分析,基于覆盖了一个完整经济周期的样本,来验证银行资本约束下货币政策传导非对称性效应放大的机制。

三、实证检验

(一) 回归模型的设定

在研究货币政策传导信贷渠道的文献中,Kishan和Opiela(2000,2006)的两阶段回归模型得到了广泛的应用,即第一阶段对银行特征进行回归,第二阶段引入货币政策代理变量与银行特征的交互项进行回归。在

该研究基础上, Gunjia 和 Yuan(2010)、冯科和何理(2011)运用中国的数据建立带有交互项的面板回归模型, 分别对银行利润、银行上市融资等银行特征对货币政策传导机制的影响进行了分析。本文继续沿用此建模方法, 并引入一个包含表示货币政策趋势的虚拟变量在内的三变量交互项, 重点考察资本约束下货币政策传导信贷渠道的非对称性效果, 具体回归模型建立如下:

$$\Delta \ln Loan_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta MP_{t-1} + \alpha_2 \Delta \ln GDP_{t-1} + \alpha_3 CPI_{t-1} + \alpha_4 Buffer_{i,t-1} + \alpha_5 Buffer_{i,t-1} \times \Delta MP_{t-1} + \alpha_6 \ln TA_{i,t-1} + \alpha_7 \ln TA_{i,t-1} \times \Delta MP_{t-1} + \alpha_8 dummy \times \Delta MP_{t-1} + \alpha_9 dummy \times Buffer_{i,t-1} + \alpha_{10} dummy \times Buffer_{i,t-1} \times \Delta MP_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T) \quad (1)$$

其中, 因变量 $Loan_{it}$ 为第 i 家银行 t 期当期的贷款总量。根据经验和计量方法的判断, 自变量均采用滞后一阶来表示其对因变量的时滞效应。 ΔMP_{t-1} 表示第 $t-1$ 期的货币政策变动情况, 本文采用货币政策的三个代理变量的变动率表示, 这三个代理变量分别为法定存款准备金率(rr)、一年期贷款利率(rl)和全国银行间拆借平均利率(rb)。这里, 为了捕捉资本监管的影响, 我们采用银行的资本缓冲规模 $Buffer_{i,t-1}$ ($=$ 银行资本充足率 $- 8\%$) 来衡量资本约束带来的效应: 一方面, 银行为了达到 8% 的最低资本充足率要求, 不得不增加资本金或减少贷款; 另一方面, 银行为了避免在不利的经济环境和货币政策环境下进行融资时成本增加的情况, 会持有缓冲资本以减少长期的成本波动。 $TA_{i,t-1}$ 为第 i 家银行第 $t-1$ 期的总资本规模。为了考察银行资本约束对货币政策传导非对称性的扩大效应, 参照戴金平、金永军和刘斌(2008)的方法, 我们引入代表货币政策趋势的虚拟变量 $dummy$, 对其赋予两个取值: 当考察对紧缩性货币政策的影响时, 对紧缩性货币政策($tight$)赋值为 1, 对扩张性货币政策($expand$)赋值为 0; 当考察对扩张性货币政策的影响时, 对扩张性货币政策赋值为 1, 对紧缩性货币政策赋值为 0。^① 以上来自宏观货币政策及银行特征方面的变量均体现了贷款供给因素对银行贷款增量的影响, 为了控制来自贷款需求方面的影响, 本文引入代表经济周期变动和通货膨胀的 GDP_{t-1} 和 CPI_{t-1} 作为控制变量, 分别表示第 $t-1$ 期的经济产出和通货膨胀对贷款增量的影响。

本文从 Bankscope 数据库选取了我国 17 家银行的 2000 年第 1 季度 - 2011 年第 4 季度的非平衡面板数据。这 17 家银行分别为中国工商银行、中国银行、中国建设银行、中国农业银行、中国交通银行、中信银行、兴业银行、光大银行、广发银行、华夏银行、民生银行、招商银行、上海浦东发展银行、深圳发展银行(2010 年更名为平安银行)、恒丰银行、浙商银行和渤海银行。部分数据根据银行定期报告进行整理得出。为保持回归的平稳性特征, 本文对表示银行个体特征的 $Buffer$ 和 TA 进行了组内差分处理。货币政策的数据来自锐思数据库, 其中本文使用的银行同业拆借利率为根据每月平均利率转换的季度平均利率。宏观经济数据来自中经网数据库, 同样是根据月度数据进行整理转换为季度数据, CPI 为 2000 年第 1 季度定基的环比数据。同时, 本文运用 $X-12$ 方法消除了 GDP_{t-1} 和 CPI_{t-1} 的季节性影响。为避免异方差性, 我们对 $Loan$ 、 TA 和 GDP 进行了对数处理, 再对 $\ln Loan$ 和 $\ln GDP$ 取差分, 近似代表银行贷款和实际经济增长率。

各主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。在样本期间, 根据季度数据的统计结果, 资本缓冲水平的均值为 0.43% , 最大值为渤海银行 2001 年 1 季度的 40.08% , 而最小值为中国农业银行 2005 年第 4 季度的 -29.65% ; 贷款增量的均值为 427.58 亿元, 最大值为中国银行 2010 年第 1 季度的 7 908.44 亿元, 最小值为中国农业银行 2008 年第 4 季度的 $-6 799.14$ 亿元(与当期中国农业银行上市前剥离不良贷款相关); 银行总资产的均值为 20 778.25 亿元, 最大值为中国工商银行 2011 年第 4 季度的 154 768.68 亿元, 最小值为浙商银行 2004 年第 3 季度的 62.67 亿元。

表 1 统计性描述结果

描述	变量	平均值	最大值	最小值	标准差	中位值	峰度
资本缓冲(%)	$Buffer$	0.43	40.08	-29.65	6.4954	0.18	3.54
贷款增量(亿元人民币)	$\Delta Loan$	427.58	7 908.44	-6 799.14	904.30	172.37	26.64
总资产(亿元人民币)	TA	20 778.25	154 768.68	62.67	29 455.89	7 044.87	7.17

(二) 回归结果

通过豪斯曼检验(Hausman Test)对固定效应估计(Fixed Effect Estimates)和随机效应估计进行检验, 并

^①这里, 对紧缩性货币政策及扩张性货币政策的判断基于引言部分的介绍, 在样本期内, 2000 年第 1 季度 - 2002 年第 4 季度和 2008 年第 3 季度 - 2010 年第 4 季度为扩张性货币政策, 2003 年第 1 季度 - 2008 年第 2 季度和 2011 年第 1 季度 - 第 4 季度为紧缩性货币政策。

根据 Gunjia 和 Yuan(2010)、冯科和何理(2011)的经验,本文建立固定效应面板模型,使用 Stata12.0 软件对(1)式进行回归。为了验证货币政策银行信贷渠道传导的非对称性特征及银行资本约束在其中发挥的作用,我们重点关注交互项的系数。其中,虚拟变量 *dummy* 与货币政策变量的系数 α_8 表示紧缩性/扩张性货币政策对银行贷款增量的附加性影响,若该系数在统计上显著且两次回归的符号不同,则表示我国货币政策存在非对称性效应;银行资本缓冲变量 *Buffer* 与货币政策变量的交互项系数 α_5 表示银行资本缓冲水平的不同对货币政策传导产生的异质性影响;虚拟变量 *dummy* 与 *Buffer* 的交互项系数 α_9 则表示资本约束下中央银行执行紧缩性/扩张性货币政策时对贷款增量分别产生的不同影响;而涉及以上三个变量的交互项系数 α_{10} 则反映了银行资本水平在货币政策传导信贷渠道非对称性特征中发挥的作用。本文同样采用阶段回归方法,具体结果如表2-表4所示。

表2 回归结果(MP: rr)

	紧缩性货币政策回归结果 <i>dummy: tight = 1 expand = 0</i>					扩张性货币政策回归结果 <i>dummy: expand = 1 tight = 0</i>				
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
ΔMP_{t-1}	-0.1740*** (-3.80)	-0.1821*** (-4.07)	-0.1779*** (-3.97)	-0.1804*** (-4.03)	-0.2295*** (-6.27)	-0.1869*** (-4.38)	-0.1924*** (-4.61)	-0.1885*** (-4.50)	-0.1910*** (-4.57)	-0.2288*** (-6.24)
$dummy_{t-1} \times \Delta MP_{t-1}$	-0.0130*** (-2.29)	-0.0103* (-1.83)	-0.0105* (-1.88)	-0.0106* (-1.89)		0.0130** (2.29)	0.0103* (1.83)	0.0105* (1.88)	0.0106* (1.88)	
$\Delta \ln GDP_{t-1}$	0.0615* (1.81)	0.0627* (1.88)	0.0638* (1.92)	0.0626* (1.88)	0.0537 (1.63)	0.0615* (1.81)	0.0621* (1.88)	0.0638* (1.92)	0.0625* (1.88)	0.0531* (1.61)
CPI_{t-1}	-0.0006** (-2.17)	-0.0005* (-1.70)	-0.0005* (-1.76)	-0.0004* (-1.68)	-0.0005** (-1.96)	-0.006** (-2.17)	-0.0004* (-1.70)	-0.0005* (-1.76)	0.0004* (-1.67)	-0.0005* (-1.92)
$\ln TA_{it-1}$		-0.0295*** (-3.65)	-0.0632*** (-2.34)	-0.0282*** (-3.45)	-0.0305*** (-3.76)		-0.0295*** (-3.65)	-0.0632*** (-2.34)	-0.0286*** (-3.49)	-0.0309*** (-3.80)
$Buffer_{it-1}$		0.0144*** (2.39)	0.0122*** (1.94)	0.0034*** (3.26)	0.0031*** (2.97)		0.0144*** (2.39)	0.0122*** (1.94)	0.0016*** (2.78)	0.0015*** (2.67)
$Buffer_{it-1} \times \Delta MP_{t-1}$		-0.0121** (-2.11)	-0.0100* (-1.64)				-0.0121** (-2.11)	-0.0100* (-1.64)		
$\ln TA_{it-1} \times \Delta MP_{t-1}$			0.0317*** (3.98)					0.0317*** (3.98)		
$dummy_{t-1} \times Buffer_{it-1}$					0.0097 (1.46)					-0.0082 (-0.17)
$dummy_{t-1} \times Buffer_{it-1} \times \Delta MP_{t-1}$				-0.0018* (-1.88)	-0.0106** (-1.72)				0.0016* (1.64)	0.0010 (0.21)
Cons	0.3065*** (5.84)	0.3001*** (5.82)	0.2892*** (5.58)	0.2980*** (5.78)	0.3505*** (7.99)	0.3065*** (5.84)	0.3000*** (5.82)	0.2974*** (5.77)	0.2980*** (5.78)	0.3487*** (7.94)
R^2	0.5929	0.7434	0.7415	0.7361	0.7399	0.5929	0.7434	0.7415	0.7512	0.7509
F 值	14.17	14.53	12.94	11.43	14.14	14.17	14.53	12.95	14.24	13.67
Prob - F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
银行	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
观测值	696	689	689	689	689	689	689	689	689	689

注:回归系数下面的括号内为 *t* 值,*、**和***表示相应的估计值在10%、5%和1%的置信度水平上显著。

表3 回归结果(MP: rl)

	紧缩性货币政策回归结果 <i>dummy: tight = 1 expand = 0</i>					扩张性货币政策回归结果 <i>dummy: expand = 1 tight = 0</i>				
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
ΔMP_{t-1}	-0.3298*** (-6.94)	-0.3597*** (-7.74)	-0.3608*** (-7.76)	-0.3581*** (-7.70)	-0.3881*** (-9.24)	-0.3412*** (-7.48)	-0.3672*** (-8.24)	-0.3683*** (-8.27)	-0.3662*** (-8.21)	-0.3888*** (-9.24)
$dummy_{t-1} \times \Delta MP_{t-1}$	-0.0115** (-2.23)	-0.0075* (-1.47)	-0.0075* (-1.48)	-0.0078* (-1.62)		0.0115** (2.23)	0.0075* (1.47)	0.0075* (1.48)	0.0078 (1.51)	
$\Delta \ln GDP_{t-1}$	0.0638* (1.93)	0.0664*** (2.06)	0.0666*** (2.07)	0.0663*** (2.06)	0.0586* (1.84)	0.0638** (1.93)	0.0664*** (2.06)	0.0666*** (2.07)	0.0662*** (2.05)	0.0582* (1.83)
CPI_{t-1}	-0.0007** (-2.54)	-0.0005** (-2.02)	-0.0005** (-2.04)	-0.0005** (-2.03)	-0.0005** (-2.36)	-0.0007** (-2.54)	-0.0005** (-2.02)	-0.0005** (-2.04)	-0.0005** (-2.02)	-0.0006** (-2.29)
$\ln TA_{it-1}$		-0.0368*** (-4.67)	-0.0760*** (-2.54)	-0.0351*** (-4.40)	-0.0373*** (-4.75)	-0.0368*** (-4.67)	-0.0368*** (-4.67)	-0.0760*** (-2.54)	-0.0355*** (-4.44)	-0.0379*** (-4.82)

续表 3

回归结果(MP: rl)

	紧缩性货币政策回归结果 <i>dummy: tight = 1 expand = 0</i>					扩张性货币政策回归结果 <i>dummy: expand = 1 tight = 0</i>				
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
$Buffer_{it-1}$		0.0189* (1.84)	0.0180* (1.75)	0.0031*** (3.08)	0.0029*** (2.80)	0.0189* (1.84)	0.0189* (1.84)	0.0180* (1.75)	0.0015*** (2.73)	0.0015*** (2.66)
$Buffer_{it-1} \times \Delta MP_{t-1}$		-0.0169* (-1.68)	-0.160* (-1.59)					-0.0160* (-1.59)		
$\ln TA_{it-1} \times \Delta MP_{t-1}$			0.0393* (1.46)	-0.0393* (1.46)						
$dummy_{it-1} \times Buffer_{it-1}$					0.0091 (1.42)					0.0285 (1.21)
$dummy_{it-1} \times Buffer_{it-1} \times \Delta MP_{t-1}$				-0.0016* (-1.72)	-0.0099* (-1.66)				0.0014 (1.44)	0.0275 (1.16)
Cons	0.4661*** (8.52)	0.4794*** (8.96)	0.4809*** (8.99)	0.4783*** (8.94)	0.5125*** (10.52)	0.4661*** (8.52)	0.4794*** (8.86)	0.4809*** (8.99)	0.4784*** (8.93)	0.5114*** (10.49)
R^2	0.2955	0.7590	0.7614	0.7586	0.7525	0.2955	0.7590	0.7614	0.7604	0.7639
F 值	23.06	21.30	18.89	21.32	21.27	23.06	21.30	18.89	21.26	21.02
Prob - F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
银行	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
观测值	696	689	689	689	689	689	689	689	689	689

注: 回归系数下面的括号内为 t 值, *、** 和 *** 表示相应的估计值在 10%、5% 和 1% 的置信度水平上显著。

表 4

回归结果(MP: rb)

	紧缩性货币政策回归结果 <i>dummy: tight = 1 expand = 0</i>					扩张性货币政策回归结果 <i>dummy: expand = 1 tight = 0</i>				
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
ΔMP_{t-1}	-0.0419*** (-4.67)	-0.0506*** (-5.61)	-0.0507*** (-5.61)	-0.0503*** (-5.57)	-0.0601*** (-7.82)	-0.0542*** (-7.03)	-0.0599*** (-7.83)	-0.0600*** (-7.83)	-0.0599 (-7.80)	-0.0601*** (-7.80)
$dummy_{t-1} \times \Delta MP_{t-1}$	-0.0122*** (-2.61)	-0.0093** (-1.99)	-0.0094** (-2.00)	-0.0095** (-2.02)		0.0123*** (2.61)	0.0093** (1.99)	0.0094** (2.00)	0.0094** (2.00)	
$\Delta \ln GDP_{t-1}$	0.0328 (1.02)	0.0310 (0.99)	0.0312 (0.99)	0.0312 (0.99)	0.0166 (0.54)	0.0328 (1.02)	0.0310 (0.99)	0.0312 (0.99)	0.0310 (0.99)	0.0166 (0.54)
CPI_{t-1}	-0.0003 (-1.05)	-0.0001 (-0.39)	-0.0001 (-0.39)	-0.0001 (-0.40)	-0.0001 (-0.47)	-0.0003 (-1.05)	-0.0001 (-0.39)	-0.0001 (-0.39)	-0.0001 (-0.38)	-0.0001 (-0.44)
$\ln TA_{it-1}$		-0.0343*** (-3.97)	-0.0375*** (-3.62)	-0.0334*** (-3.84)	-0.0367*** (-4.27)		-0.0343*** (-3.97)	-0.0375*** (-3.62)	-0.0340*** (-3.90)	-0.0369*** (-4.29)
$Buffer_{it-1}$		0.0047*** (2.66)	0.0046*** (2.54)	0.0029*** (2.92)	0.0022** (1.99)		0.0047*** (2.66)	0.0046*** (2.54)	0.0014 (2.51)	0.0013** (2.36)
$Buffer_{it-1} \times \Delta MP_{t-1}$		-0.0032** (-1.93)	-0.0031* (-1.81)				-0.0032** (-1.93)	0.0031* (-1.81)		
$\ln TA_{it-1} \times \Delta MP_{t-1}$			0.0034 (0.56)					0.0034 (0.56)		
$dummy_{it-1} \times Buffer_{it-1}$					0.0022 (1.08)					0.0046 (0.52)
$dummy_{it-1} \times Buffer_{it-1} \times \Delta MP_{t-1}$				-0.0015* (-1.74)	-0.0031* (-1.80)				0.0010 (0.88)	0.0038 (0.41)
Cons	0.1394*** (4.79)	0.1284*** (4.47)	0.1286*** (4.47)	0.1286*** (4.47)	0.1351*** (4.72)	0.1394*** (4.79)	0.1283*** (4.47)	0.1286*** (4.47)	0.1283*** (4.45)	0.1346*** (4.69)
R^2	0.0076	0.7393	0.7404	0.7354	0.7282	0.0076	0.7393	0.7404	0.7379	0.7371
F 值	15.83	15.22	13.41	15.10	14.71	15.83	15.22	13.34	14.73	14.10
Prob - F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
银行	17	17	17	17	17	17	17	17	17	17
观测值	696	689	689	689	689	689	689	689	689	689

注: 回归系数下面的括号内为 t 值, *、** 和 *** 表示相应的估计值在 10%、5% 和 1% 的置信度水平上显著。

表 2 - 表 4 的模型 (1) - (5) 和模型 (6) - (10) 分别为紧缩性货币政策和扩张性货币政策下对贷款增量的回归结果, 我们有如下发现:

1. 我国货币政策信贷传导渠道的非对称性特征

本文进行分析的前提是货币政策信贷传导渠道在我国存在,这一点从对货币政策三个代理变量的回归系数均可得到验证。法定存款准备金率、贷款利率和同业拆借利率的提高(降低)均会引起贷款增量的减少(增加)。当引入代表紧缩性/扩张性货币政策的虚拟变量 *dummy* 后,如模型(1)和模型(6)的结果所示,其与货币政策代理变量的交互项系数在紧缩性货币政策下为负,在扩张性货币政策下为正,且均在统计上显著,表明我国货币政策信贷传导渠道存在非对称性特征。其中,紧缩性货币政策的效果被放大,而扩张性货币政策的效果会被部分抵消,这与以往的研究和实际的经验是一致的。

2. 以银行资本水平为代表的银行特征会对货币政策信贷传导渠道产生异质性影响

模型(2)、(3)、(7)和(8)的结果表明,在货币政策信贷传导渠道及其非对称性特征存在的情况下,银行资本缓冲水平的系数为正且在统计上显著,说明资本实力越强的银行越有发放贷款的冲动,两者的平均相关系数为0.01,说明从整体来说,每提高1个百分点的资本缓冲水平,银行体系的贷款增量将提高0.01个百分点。另外一个银行特征变量总资产水平的系数则显著为负,说明在样本期内,银行的总资产规模越大,其贷款增量水平越低。这与近年来中小银行的规模和业务范围迅速扩张相关。

此外,以银行资本为代表的银行特征会在银行层面对货币政策信贷传导渠道产生异质性影响,这从银行特征变量与货币政策代理变量的交互项系数可以得到验证。在货币政策代理变量系数显著为负的情况下,其与银行资本缓冲水平的交互项系数同样显著为负,说明信贷传导渠道在银行层面存在显著的异质性影响,资本缓冲水平越高的银行其传导效果越明显。而货币政策代理变量法定存款准备金率及贷款利率与银行资产规模的交互项系数具有显著的正相关关系,说明资产规模越小的银行,其信贷传导机制作用越明显。

3. 资本监管对货币政策信贷传导渠道非对称性的放大效应

基于以上的结论,我国货币政策信贷传导渠道存在非对称性特征的同时,银行资本对信贷传导渠道又产生了异质性影响,下面我们通过考察代表货币政策紧缩或扩张性质的虚拟变量 *dummy*、货币政策代理变量和银行资本缓冲的三变量交互项系数来分析资本监管对货币政策传导非对称性的放大效应。当我们选取代表紧缩性货币政策的虚拟变量 *dummy* = 1 时,模型(4)和(5)的结果显示,三变量的交互项系数显著为负,这说明银行资本约束放大了信贷传导渠道的非对称性影响,即资本缓冲规模越高的银行其信贷传导渠道机制作用越明显,而紧缩性货币政策又加强了这一效果;相比之下,当我们选取代表扩张性货币政策的虚拟变量 *dummy* = 1 时,三变量的交互项系数为正,虽然其在统计学上并没有通过显著性检验,但也可在一定程度上说明银行资本水平对扩张性货币政策具有一个方向相反的抵消作用。总体来讲,银行资本水平较高的银行更易受到货币政策的影响,而紧缩性的货币政策比扩张性的货币政策效果更强。

这种银行资本对货币政策信贷渠道的非对称性放大效果是通过资本约束来实现的。一般来说,货币政策的基本操作是逆周期的,中央银行在经济膨胀时期执行紧缩性货币政策而在经济萧条时期执行扩张性货币政策,而银行资本水平具有明显的顺周期性特征(李文泓、罗猛 2010)。因此,黄宪等(2012)认为,当经济处于膨胀时期,银行较容易补充资本,而此时紧缩性的政策首先影响的是银行可贷资金。随着时间的推移,贷款供给和利差逐渐减少,银行利润被压缩,银行资本价值下降,且权益资本融资更加困难,银行资本约束对信贷渠道的效应逐渐显现。此时银行开始受到存款准备金和银行资本的双重约束,紧缩性货币政策效果的力度将不断强化。而经济处于萧条时期时,银行资本水平普遍较低。扩张性货币政策初始阶段增加了银行的准备金,但是由于银行资本水平较低,此时资本充足率约束是有效约束,因此银行贷款并不能得到有效的增加,经济恢复缓慢。随着时间的推移,银行资本逐渐得到补充,扩张性货币政策的效果才得以显现。

4. 银行贷款的逆周期特征

在经济周期中,银行贷款往往是顺周期的。但由于货币政策是逆风向行事的,因此银行贷款可能呈现出一定的逆周期特征。表2和表3的回归结果中,代表宏观经济变动的控制变量 $\Delta \ln GDP$ 的系数显著为正,而 *CPI* 的系数显著为负,但表4中这两个系数均不显著。这说明,在存在信贷配给的条件下,对于银行贷款来讲,来自企业需求方面的影响小于来自银行供给方面的影响,但总体来说,银行贷款存在一定程度的逆周期特征。

四、本文结论

本文选取了我国17家商业银行2000年第1季度-2011年第4季度的面板数据,基于以银行信用为中

心的信贷渠道,对银行资本约束放大货币政策传导非对称性的效果进行了检验。结果表明,在这样一个完整覆盖整个经济周期的样本期内,我国逆风向行事的货币政策在中央银行的政策工具及操作目标的作用下,信贷传导渠道存在显著的非对称性特征,即紧缩性货币政策的效果较强,而扩张性货币政策的效果较弱;以银行资本水平为代表的银行特征会对货币政策信贷传导渠道在微观层面产生异质性影响,资本充足率越高、资产规模越小的银行对货币政策信贷传导的作用越大;同时,在银行受到法定存款准备金及银行资本的双重约束下,以资本充足率为核心的资本监管有效强化了我国货币政策信贷传导渠道的非对称效应。基于以上分析,中央银行在制定货币政策时需要充分考虑商业银行的微观结构行为以及监管当局对银行风险控制的影响,并充分认识到货币政策的非对称效应。另外,在货币政策制定时,必须要考虑到资本监管的作用,中央银行的货币政策工具与银监会的资本监管措施应当视所处经济周期的不同阶段,进行有效的配合。例如,在经济扩张时期,货币当局执行紧缩性的货币政策,而监管当局可提高资本充足率要求以配合经济降温;同时,鉴于银行此时吸纳资本金的难度较小,监管当局亦应要求银行在最低资本充足率水平之上建立资本缓冲,基于对资本充足率的提高以及建立缓冲资本的要求,宏观经济可以平稳降温。这样,当经济过渡到衰退期时,货币政策开始转向为扩张,随着存款准备金率和贷款利率的降低,银行部门的可贷资金增加,同时资本充足率要求的降低可缓解银行面临的资本约束,令银行将可贷资金投放于贷款市场。

参考文献:

1. 戴金平、金永军、刘斌. 2008 《资本监管,银行信贷与货币政策非对称效应》,《经济学(季刊)》第1期。
2. 冯科、何理. 2011 《我国银行上市融资、信贷扩张对货币政策传导机制的影响》,《经济研究》增刊第2期。
3. 黄先开、邓述慧. 2000 《货币政策中性与非对称性的实证研究》,《管理科学学报》第2期。
4. 黄宪、王露璐、马理、代军勋. 2012 《货币政策操作需要考虑银行资本监管吗》,《金融研究》第6期。
5. 李文泓、罗猛. 2010 《关于我国商业银行资本充足率顺周期性的实证研究》,《金融研究》第2期。
6. 刘斌. 2005 《资本充足率对信贷、经济及货币政策传导的影响》,《金融研究》第8期。
7. 陆军、舒元. 2002 《货币政策无效性命题在中国的实证研究》,《经济研究》第2期。
8. 赵进文、闵捷. 2005 《央行货币政策操作效果非对称性实证研究》,《经济研究》第2期。
9. Aktafi, C., and Tafl BK0. 2007. "The Bank Lending Channel In Turkey: Effect of Capital Adequacy Ratio." *Journal of BRSA Banking and Financial*, 1(1): 61 - 76.
10. Bernanke, B. S. 1988. "Monetary Policy Transmission: Through Money or Credit?" *Federal Reserve Bank Philadelphia Business Review*, 11: 3 - 11.
11. Bernanke, B. S., and A. S. Blinder. 1988. "Credit, Money, and Aggregate Demand." *American Economic Review*, 78(2): 435 - 439.
12. Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist. 1996. "The Financial Accelerator and the Flight to Quality." *The Review of Economics and Statistics*, 78(1): 1 - 15.
13. Bernanke, B. S., M. Gertler and S. Gilchrist. 1999. "The Financial Accelerator in A Quantitative Business Cycle Framework." In *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1 ed. J. Taylor and M. Woodford, Amsterdam: North - holland.
14. Bliss, R. R., and G. G. Kaufman. 2003. "Bank Proccyclicalty, Credit Crunches, and Asymmetric Monetary Policy Effects: A Unifying Model." *Journal of Applied Finance*, 13(2): 23 - 31.
15. Bolton, P., and X. Freixas. 2006. "Corporate Finance and The Monetary Transmission Mechanism." *Review of Financial Studies*, 19(3): 829 - 870.
16. Catarieneu - Rabell, J. Patricia, and P. T. Dimitrios. 2005. "Proccyclicalty and the New Basel Accord: Banks' Choice of Loan Rate System." *Economic Theory*, 26(3): 537 - 557.
17. Chami, R., and Thomas F. Cosimano. 2001. "Monetary Policy with A Touch of Basel." *Journal of Economics and Business*, 62(3): 161 - 175.
18. Gambacorta, L., and P. E. Mistrulli. 2004. "Does Bank Capital Affect Lending Behavior?" *Journal of Financial Intermediation*, 13(4): 436 - 457.
19. Gontermann, A. 2003. "Capital Adequacy Requirements and the Bank Lending Channel of Monetary Policy." *Regensburger Diskussionsbeiträge zur Wirtschaftswissenschaft* 391 Working Paper.
20. Gunjia, H., and Y. Yuan. 2010. "Bank Profitability and the Bank Lending Channel: Evidence from China." *Journal of Asian Economics*, 21(2): 129 - 141.
21. Hosono, K. 2006. "The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Japan: Evidence from Banks' Balance Sheets." *Journal of the Japanese and International Economics*, 2006(3): 380 - 405.
22. Juurikkala, T., A. Karas, and L. Solanko. 2011. "The Role of Banks in Monetary Policy Transmission: Empirical Evidence from Russia." *Review of International Economics*, 19(1): 109 - 121.
23. Kishan, R. P., and T. P. Opiela. 2000. "Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 32(1): 121 - 141.
24. Kishan, R. P., and T. P. Opiela. 2006. "Bank Capital and Loan Asymmetry in the Transmission of Monetary Policy." *Journal of Banking and Finance*, 30(1): 259 - 285.

(下转第95页)

54(2) : 471 – 517.

25. Lehmann , E. and J. Weigand. 2000. “Does the Governed Corporation Perform Better? Governance Structures and the Market for Corporate Control in Germany. ” *European Finance Review* , 4: 157 – 195.
26. Lin , Y. C. , and K. V. Peasnell. 2000. “Fixed Asset Revaluation and Equity Depletion in the UK. ” *Journal of Business Finance & Accounting* , 27(3/4) : 359 – 394.
27. Liu , Q. , and Z. Lu. 2002. “Corporate Governance and Earnings Management in the Chinese Listed Companies: A Tunneling Perspective. ” *Journal of Corporate Finance* , 13(5) : 881 – 906.
28. Pagano , M. and A. Roel. 1998. “The Choice of Stock Ownership Structure: Agency Costs , Monitoring , and the Decision to Go Public. ” *Quarterly Journal of Economics* , 113(1) : 187 – 225.
29. Shleifer , A. , and R. Vishny. 1986. “Large Shareholders and Corporate Control. ” *Journal of Political Economy* , 94(3) : 461 – 488.
30. Shleifer , A. , and R. Vishny. 1997. “A Survey of Corporate Governance. ” *Journal of Finance* , 52(2) : 737 – 783.
31. Volpin , P. 2002. “Governance with Poor Investor Protection: Evidence from Top Executive Turnover in Italy. ” *Journal of Financial Economics* , 64: 61 – 90.

Equity Ownership Structure , the Characteristics of Board and Tunneling: Empirical Evidence from China’s Listed Companies

Tang Jianxin , Li Yonghua and Lu Jianlong

(Economics and Management School of Wuhan University)

Abstract: This paper , employing non – financial companies from 2003 to 2010 in China as the sample , analyzes whether equity ownership structure and the characteristics of board are conducive to tunneling. These results indicate that , the largest shareholder firstly tunnels the listed company by acquiring equity control , and equity balance can inhibit this tunneling behavior. When the largest shareholder can not substantively control the listed company by ownership structure , they turn to the control of board of directors to control the listed company , which is against the interests of the minority shareholders. The control of board can be used as an alternative to control by equity , so that the largest shareholder can easily tunnel the listed company.

Key Words: Private Firms; Equity Ownership Structure; Characteristics of Board; Related Party Transactions; Corporate Governance

JEL Classification: G32

(责任编辑: 彭爽)

(上接第 85 页)

25. Kopecky , K. and D. VanHoose. 2004. “A Model of the Monetary Sector with and without Binding Capital Requirements. ” *Journal of Banking and Finance* , 28(3) : 633 – 646.
26. Sichei , M. M. 2005. “Bank – Lending Channel in South Africa: Bank – Level Dynamic Panel Date Analysis. ” University of Pretoria , Department of Economics Working Paper Series , October.
27. Thakor , A. V. 1996. “The Design of Financial Systems: An Overview. ” *Journal of Banking and Finance* , 20(5) : 917 – 948.
28. van den Heuvel. S. 2002. “The Bank Capital Channel of Monetary Policy. ” University of Pennsylvania , Working Paper , December.
29. van den Heuvel. S. 2007. “Do Monetary Policy Effects on Bank Lending Depend on Bank Capitalization?” University of Pennsylvania , Working Paper.

Bank Capital and Loan Asymmetry in the Transmission of Monetary Policy

Liu Mingyu

(Economics and Management School of Wuhan University)

Abstract: Using quarterly panel data from 17 commercial banks in China during 2000 Q1 to 2011 Q4 , this paper compares responses of banks with different levels of capital buffer to tight and expansionary monetary policy , and explores the amplification effect of bank capital constraints on monetary policy asymmetry based on the credit channel. The results show that , under function of tools of counter – cyclical monetary policy by the central bank , there exists a significant asymmetry feature in the credit channel , where tight monetary policy has a stronger effect and expansionary monetary policy has a weaker effect; bank characteristics would affect the transmission effects of monetary policy , which means banks with higher capital buffer and smaller asset size response more to monetary policy; banks are subject to both statutory deposit reserve requirements and bank capital constraints , so bank capital supervision effectively strengthens the asymmetric effect through credit transmission channel of monetary policy in China.

Key Words: Bank Capital; Asymmetry of Monetary Policy; Credit Channel

JEL Classification: E52

(责任编辑: 彭爽)