

# 银行业资本监管对中国 宏观经济波动效应的实证研究\*

黄宪 鲁丹

**摘要:** 长期以来,银行业资本监管一直不被视作宏观经济调节工具,但对贷款约束机制和信贷-产量传导机制的实证研究表明,资本充足监管可能导致宏观经济波动效应的存在,即随着银行资本对其风险偏好和信贷行为的约束作用越来越强,银行贷款的“亲经济周期”性质却并不显著。中国间接融资主导的金融体系、银行体系的“关系配给型”信贷模式和资本、风险状况,决定了波动效应特征是单向的,即在萧条时期将进一步加剧紧缩,在繁荣时期却不会推动高涨。

**关键词:** 商业银行 资本监管 经济波动

## 一、问题的提出

20世纪90年代以来,资本监管在银行业监管体系中的重要程度与日俱增,它与合规性监管一起成为现代银行监管的核心内容。长期以来,在发达国家对银行监管的实践中,资本监管一直都不作为宏观经济调节工具被考虑。因而就宏观经济而言,对银行业的资本监管更多地被视为对其没有直接影响的变量。然而,新巴塞尔协议下严格的资本监管有可能导致银行减少信贷供给,引致生产性投资的下降,从而对宏观经济产生紧缩的影响,这一“紧缩效应”将是迅速和即时的。Peek和Rosengren(1995)建立的银行信用扩张与资本充足监管模型对这一效应进行了解释,随后他们对于美国银行贷款数据的研究则提供了实证上的支持(Peek & Rosengren, 1997)。

另一个问题在于,资本监管会对经济波动产生长期和滞后的影响。在一般意义上,银行信贷存在明显的“亲经济周期”(pro-cyclicality)特征,严格的资本监管将增强这一特征,通过多重渠道的共同作用加剧经济运行的波动水平。J üg Blum和Martin

Hellwig(1995)通过建立宏观经济模型对这一机制进行了分析,提出资本充足要求会影响投资需求对于产出和价格变化的敏感性,同时银行利润的乘数效应在资本约束条件下也被放大,从而加剧经济的波动。Diamond和Rajan(2000)、Tanaka(2002,2003)等学者的研究也认为,资本约束将对货币政策传导及经济稳定产生负面影响。国外大量的实证研究对“波动效应”进行了验证:Aggarwal和Jacques(2001)等学者对美国的实证研究表明,资本约束强化了货币政策的信贷传导途径,进而对经济产生不利影响;Honda(2002)的研究表明日本长达十多年的通货紧缩与其银行体系的资本监管之间存在不可忽视的联系;Yudistira(2003)通过对印度尼西亚等国家的实证研究,认为严格的资本监管加剧了拉美和东南亚国家经受金融冲击之后的经济衰退。

资本监管对宏观经济波动产生的影响得到实践检验的广泛支持。然而,资本监管对宏观经济波动影响的方式和程度又是由一国经济运行方式和银行信贷行为特征等方面因素共同决定的,在我国资本监管的逐步实施过程中,认识这一影响尤显必要。国内文献中,刘斌(2005)通过建立货币信贷模型,研

\* 该论文是国家自然科学基金项目研究计划“资本充足性约束下银行风险偏好和行为调整研究”的系列研究成果之一,项目批准号:70573079。

究了资本充足率对货币政策传导、信贷及经济的影响。李连发(2007)引入 Bernanke - Blinder 模型,提出货币政策应当考虑银行资本充足状况,以抵消资本充足监管带来的顺周期效应。本文将运用实证方法,着重研究中国在对银行业实施资本监管过程中,银行的信贷行为以及它对宏观经济波动所产生的影响。

## 二、波动效应的传导机制:简化的 Jürg Blum 和 Martin Hellwig 模型

在 Jürg Blum 和 Martin Hellwig(1995)建立的宏观经济波动模型(以下简称 J - M 模型)中,产品市场均衡条件为  $y^d = y^s$ ,其中总供给  $y^s$  是价格  $p$  和工资  $w$  的函数,而总需求  $y^d$  则是消费需求  $x^d$ 、投资需求  $i^d$ 、政府需求  $g^d$  和扰动项  $\epsilon$  的加总,经济的波动体现为扰动项  $\epsilon$  和价格  $p$  对产出  $y$  的影响:

$$\frac{\partial y^d}{\partial \epsilon} = [1 - \frac{\partial x^d}{\partial y} - \frac{\partial i^d}{\partial y} - (\frac{\partial x^d}{\partial r} + \frac{\partial i^d}{\partial r}) \frac{dr}{dy}]^{-1} \dots \dots \dots (1)$$

$$\frac{\partial y^d}{\partial p} = [\frac{\partial x^d}{\partial p} + \frac{\partial i^d}{\partial p} + (\frac{\partial x^d}{\partial r} + \frac{\partial i^d}{\partial r}) \frac{dr}{dp}] \frac{\partial y^d}{\partial \epsilon} \dots \dots \dots (2)$$

J - M 模型假设投资需求  $i^d = f(p, r, py - wl(y) - L^s)$ ,其中  $wl(y)$  为与产出  $y$  相联系的劳动力成本,则是贷款偿付,  $L^s$  为银行的贷款供给。投资需求对于产出和价格变化的敏感性在于:

$$\frac{\partial i^d}{\partial y} = f_3(p - wl(y) - y) + f_4 y/c \dots \dots (3)$$

$$\frac{\partial i^d}{\partial p} = f_1 + f_3(y - p) + f_4 p/c \dots \dots \dots (4)$$

假设货币需求函数为  $M^d(p, r, y)$ ,而现金存款比例为固定常数  $c$ ,这样,存款需求为  $D^d = \frac{1}{1+c} M^d(p, r, y)$ 。给定高能货币数量  $H$  和银行准备金要求  $R^d$ ,货币市场均衡条件为:  $H = R^d + \frac{1}{1+c} M^d(p, r, y)$ 。银行借贷取决于存款需求、银行资本以及银行监管要求。存款需求和自有资本分别为  $D^d$  和  $E$  的银行将资金用于贷款  $L^s$ 、政府债券  $B$  和准备金  $R^d$ 。J - M 模型将经济的波动效应表示为:

$$\frac{\partial y^d}{\partial \epsilon} + \frac{\partial y^d}{\partial r} \times \frac{dr}{dy} = - f_2 \frac{M_r^d}{M_r^d} + f_3(p - wl(y) - y) + f_4 y/c \dots \dots \dots (5a)$$

$$\frac{\partial y^d}{\partial p} + \frac{\partial y^d}{\partial r} \times \frac{dr}{dp} = f_1 - f_2 \frac{M_p^d}{M_r^d} + f_3(y - p) + f_4 p/c \dots \dots \dots (6a)$$

式中  $f_i (i = 1, 2, 3, 4)$  表示对 J - M 投资需求模型中的变量分别求导。

为研究波动效应的传导机制,下面对 J - M 模型进行拓展,分析银行信贷对投资波动  $\frac{\partial i^d}{\partial y}$  和  $\frac{\partial i^d}{\partial p}$  乃至经济波动效应  $\frac{\partial y^d}{\partial \epsilon}$  和  $\frac{\partial y^d}{\partial p}$  的影响机制。银行必须同时满足最低存款准备金要求  $R^d$ 、可贷资金和资本充足要求  $L^s = \min[E/c, E + (1 - c)D^d]$ 。银行的实收资本  $E = R_0 + B_0 - D_0 + \dots$ 。这里  $R_0, B_0, D_0$  分别是准备金、到期债券和存款,贷款收回  $L^s = (p, y, w, L)$  取决于贷款余额和企业偿还贷款的能力。因此,如果  $E/c < E + (1 - c)D^d$ ,有:

$$\frac{\partial i^d}{\partial y} + \frac{\partial i^d}{\partial r} \times \frac{dr}{dy} = - f_2 \frac{M_r^d}{M_r^d} + f_3(p - wl(y) - y) + f_4 y \dots \dots \dots (5b)$$

$$\frac{\partial i^d}{\partial p} + \frac{\partial i^d}{\partial r} \times \frac{dr}{dp} = f_1 - f_2 \frac{M_p^d}{M_r^d} + f_3(y - p) + f_4 p \dots \dots \dots (6b)$$

对(3)式 - (6)式进行比较,可以得到:

1. 投资需求对于产出和价格变化的敏感性  $\frac{\partial i^d}{\partial y}$ 、 $\frac{\partial i^d}{\partial p}$  受到银行信贷的影响,从而使宏观经济的波动性  $\frac{\partial y^d}{\partial \epsilon}$  和  $\frac{\partial y^d}{\partial p}$  受到影响。这源于信贷的顺周期特征,即在经济衰退时期由于借款人偿还贷款的能力  $f(p, y, w)$  普遍下降,银行的贷款收回  $L^s(p, y, w, L)$  下降,  $E = R_0 + B_0 - D_0 + \dots$  从而下降,这将减少银行贷款供给和资产扩张能力。企业投资的降低,又将导致经济进一步紧缩。在经济繁荣时期,借款人的偿债能力  $f(p, y, w)$  强,银行的贷款收回  $L^s(p, y, w, L_0)$  上升,  $E = R_0 + B_0 - D_0 + \dots$  从而上升,这又将增加银行贷款供给和资产扩张能力,促进投资乃至产出的进一步高涨。这是一个 Y - L - Y 顺循环的传导机制,尤其当投资主要依赖于银行贷款时,这一机制更加明显。

2. 资本监管和可贷资金的约束条件  $L^s = \min[E/c, E + (1 - c)D^d]$  可能使上述机制得到增强。对比(5)式与(6)式可以看到,当  $E/c < E + (1 - c)D^d$ ,即相对于可贷资金而言,银行受到资本充足约束时,投资需求对于产出和价格变化的敏感性  $\frac{\partial i^d}{\partial y}$ 、 $\frac{\partial i^d}{\partial p}$  将产生非连续性的跃升, Y - L - Y 的传导机制得到强化。另外,这时  $L^s = E/c$ ,即银行每增加 1 单位盈利将随之增加  $1/c$  借贷,而当可贷资金成为约束条件

时  $L^s = E + (1 - )D^d$ , 银行每增加 1 单位盈利只增加 1 单位借贷,  $1/c > 1$ , 这时银行利润的乘数效应在资本充足约束条件下变大。

因此, 资本监管对于宏观经济波动的影响通过两个传导机制进行: 第一, 银行信贷顺周期特征所决定的 Y-L-Y 顺循环传导机制, 是波动效应存在的基础; 第二, 当银行信贷在可贷资金与资本充足两个约束变量都起作用时, 主要受制于后者, 此时 Y-L-Y 的传导机制和银行的利润乘数效应得到强化, 波动效应被放大。下一部分对于我国银行资本监管、银行信贷与宏观经济关系的实证分析, 将集中于对这两个作用机制的检验。

### 三、我国银行资本约束、银行信贷行为以及对宏观经济波动影响的实证分析

本研究选取 1994 - 2006 年我国银行业整体数据和宏观经济的总量数据, 对我国银行信贷行为和对宏观经济波动产生影响的传导方式以及效应进行研究, 以期对我国金融监管当局实施资本监管的波动效应做出基本判断。

#### (一) 银行信贷的约束条件

为考察国内银行信贷投放的约束条件, 下面分析银行信贷规模是否受到资本数量约束或者受存款规模约束。

选取我国相关统计年鉴作为统一口径数据来源, 对 1994 - 2006 年剔除季节因素的银行存款 dep、贷款 loan 以及资本 cap 月度数据取对数后进行一阶差分, 得到  $\text{Indep}$ 、 $\text{Inloan}$  和  $\text{Incap}$ , 以分别代表存款、贷款和资本的增长率。先选择包含常数项但不包含趋势项的 ADF 检验对  $\text{Indep}$ 、 $\text{Inloan}$  和  $\text{Incap}$  的平稳性进行检验 (见表 1)。

表 1 单位根检验结果

变量	检验参数	ADF 统计量	1%临界值	D - W 统计量
Inloan	(C, N, 1)	- 4. 042 **	- 3. 581	1. 973
Indep	(C, N, 1)	- 3. 615 **	- 3. 581	1. 856
Incap	(C, N, 1)	- 4. 991 **	- 3. 581	2. 025

注: (C, N, D) 表示检验包含常数项, 不包含时间趋势, 滞后期为 T (由 SIC 信息准则判定)。

如表 1 所示, 在 1% 的置信水平下, 单位根假设均被拒绝, 说明  $\text{Indep}$ 、 $\text{Inloan}$  和  $\text{Incap}$  均为  $I(0)$  (白噪声) 过程。选择包含常数项但不包含趋势项的 Johansen 协整检验, 分析 1994 - 2006 年时间段内,  $\text{Indep}$ 、 $\text{Inloan}$  和  $\text{Incap}$  之间是否存在协整关系 (见表 2)。

表 2 协整检验结果

零假设	迹统计量	5%临界值	1%临界值
$r = 0$	48. 424 **	34. 91	41. 07
$r = 1$	23. 361 *	19. 96	24. 6
$r = 2$	6. 664	9. 24	12. 97

注: 根据 AIC 和 SC 准则确定最优滞后阶数为 4,  $JB = 0. 7475 (0. 6576)$ ,  $LM(4) = 1. 4741 (0. 5874)$ ,  $ARCH(4) = 0. 7856 (0. 8756)$ 。

由表 2 检验结果可知: 模型零假设  $r = 0$  和  $r = 1$  均在 1% 的置信水平上被拒绝, 变量之间存在两个协整关系。并且通过 LM 统计量、ARCH 统计量和 JB 统计量诊断, 在 5% 的显著水平上, 滞后阶数为 4 的模型回归残差序列均满足正态性, 不存在自相关和异方差。Indep、Inloan 和 Incap 之间存在长期均衡关系, 标准化协整关系式为:

$$\text{Inloan} = 1. 111865 \text{ Indep} + 0. 227550 \text{ Incap} + (0. 34275) \quad (0. 17626)$$

$$0. 022323 \dots \dots \dots (7)$$

2004 年 1 月, 《商业银行资本充足率管理办法》正式实施, 商业银行的贷款增长开始受到可贷资金和资本两方面的约束, 1994 年资产负债比例管理办法实施以来形成的贷款约束关系受到影响。在这一法案实施之后, 贷款、存款和资本之间的长期均衡关系是否发生变化, 需要进行进一步验证。在标准协整关系式中引入虚拟变量 Dum (1994 - 2003, Dum = 0; 2004 - 2006, Dum = 1), 建立变结构模型如下:

$$\text{Inloan} = \mu_1 + \text{Dum}\mu_2 + \alpha_1 \text{ Indep} + \alpha_1 \text{ Incap} \dots \dots \dots (8)$$

$$\text{Inloan} = \mu_1 + \alpha_1 \text{ Indep} + \alpha_1 \text{ Incap} + \beta_2 \text{ Dum Indep} + \beta_2 \text{ Dum Incap} \dots \dots \dots (9)$$

$$\text{Inloan} = \mu_1 + \text{Dum}\mu_2 + \alpha_1 \text{ Indep} + \alpha_1 \text{ Incap} + \beta_2 \text{ Dum Indep} + \beta_2 \text{ Dum Incap} \dots \dots \dots (10)$$

(8) 式表示水平漂移的协整关系变化, 假设仅发生模型常数项的漂移; (9) 式表示斜率变动的变结构协整, 假设仅发生协整系数的变化; (10) 式表示状态开关型的变结构协整, 假设同时发生常数项漂移和协整系数的变化。对三个模型分别进行静态回归, 得到回归残差项  $\hat{u}_{(8)}$ 、 $\hat{u}_{(9)}$ 、 $\hat{u}_{(10)}$ , 通过 Campos 和 Hendry 变结构协整统计量检验变结构协整关系的存在性, 检验结果见表 3。

表 3 变结构协整检验结果

模型	残差项	ADF 统计量	5%临界值	1%临界值
(8)	$\hat{u}_{(8)}$	- 4. 7543	- 4. 92	- 5. 44
(9)	$\hat{u}_{(9)}$	- 4. 4532	- 5. 29	- 5. 80
(10)	$\hat{u}_{(10)}$	- 5. 8364 *	- 5. 50	- 5. 97

表3表明,变结构模型(10)在5%显著性水平上通过检验,在结构变化形式上表现为状态开关型,常数项和协整系数均发生了显著变化。出于模型样本容量的允许,以2004年1月为界,可以分两阶段对Indep、Inloan和Incap间的协整关系进行考察(见表4)。

表4 两阶段协整检验结果

阶段	零假设	迹统计量	5%临界值	1%临界值
1994 - 2003 (120组观测值) (36组观测值)	r = 0	43.574**	34.91	41.07
	r = 1	23.312*	19.96	24.6
	r = 2	6.338	9.24	12.97
2004 - 2006 (36组观测值)	r = 0	36.212*	34.91	41.07
	r = 1	18.511	19.96	24.6
	r = 2	5.162	9.24	12.97

注:根据AIC和SC准则确定一阶段和二阶段的最优滞后阶数分别为4和3,一阶段JB = 0.6758(0.8742), LM(3) = 2.1523(0.2574), ARCH(3) = 0.2856(0.1756),二阶段JB = 0.7452(0.2248), LM(4) = 1.4741(0.3857), ARCH(4) = 0.5856(0.4726)。

表4的检验结果显示,在一阶段,零假设r = 0在1%的置信水平上被拒绝,零假设r = 1在5%的置信水平上被拒绝,变量之间存在两个协整关系。在二阶段,零假设r = 0在5%的置信水平上被拒绝,变量之间存在一个协整关系。并且,通过LM统计量、ARCH统计量和JB统计量诊断,在5%的显著水平上,滞后阶数为4的一阶段模型和滞后阶数为3的二阶段模型回归残差序列均满足正态性,不存在自相关和异方差。标准化协整关系式为:

一阶段:

$$\text{Inloan} = 0.982895 \text{ Indep} + 0.101888 \text{ Incap} + 0.245423 \dots \dots \dots (11)$$

二阶段:

$$\text{Inloan} = 0.284768 \text{ Indep} + 1.587434 \text{ Incap} + 0.120591 \dots \dots \dots (12)$$

(11)式和(12)式分别表示实施资产负债比例管理阶段和资本充足率管理阶段银行存款、贷款和资本增长率之间的均衡关系。在资本负债比例管理时期,各系数的符号与理论上的推导一致,其中贷款增长对于资本增长的弹性相对较弱。在资本充足率管理时期,各系数的符号保持不变,贷款增长对于存款增长和资本增长的弹性产生了显著的变化,贷款增长对于资本增长的弹性有所增强。

(二) 信贷与产出的 Granger 因果关系检验

这一部分考察银行信贷和经济总量之间的相互

影响。选取1994 - 2005年剔除季节因素的国内生产总值gdp和存款银行信贷规模loan的季度数据,取对数后做一阶差分,得到lngdp和lnloan分别代表国内生产总值和贷款的增长率。先对lngdp和lnloan进行包含常数项且包含趋势项的ADF检验,检验表明,两个序列均为平稳I(0)过程。

选择包含常数项且包含趋势项的Johansen协整检验考察lngdp与lnloan之间的均衡关系,根据AIC和SC准则选取滞后阶数为2,由表5的检验结果可知:零假设r = 0在1%的置信水平上被拒绝,说明lngdp与lnloan之间保持着长期均衡关系。

表5 协整检验结果

零假设	统计量	5%临界值	1%临界值
r = 0	50.341	15.41	20.04
r = 1	16.416	3.76	6.65

标准化协整关系式为:

$$\text{lngdp} = 2.285046 \text{ lnloan} - 0.109707 (0.19784)$$

再运用误差修正模型考察lngdp与lnloan之间的Granger因果关系:

表6 误差修正模型参数估计

	D( lngdp)	D( lnloan)
VECM	- 0.534669*	- 0.384056
D( lngdp (- 1))	- 0.425325	0.217691
D( lngdp (- 2))	- 0.163312	0.236668
D( lnloan (- 1))	0.218599	- 0.603381*
D( lnloan (- 2))	0.117219	- 0.414201

注: \*表示系数估计结果在5%的置信水平下显著。

$$\text{VECM1 :R - squared} = 0.7251 \quad \text{D - W stat} = 2.1166 \quad \text{JB} = 0.7544(0.6858) \quad \text{LM}(2) = 0.4741(0.6321) \quad \text{ARCH}(1) = 1.8157(0.1886)$$

$$\text{VECM2 :R - squared} = 0.5446 \quad \text{D - W stat} = 2.5510 \quad \text{JB} = 0.3702(0.8310) \quad \text{LM}(2) = 2.3941(0.2182) \quad \text{ARCH}(1) = 0.4395(0.5128)$$

误差修正模型的滞后阶数为2,按照AIC准则选定。通过误差修正项VECM的系数可以识别lngdp与lnloan之间的Granger长期因果关系。诊断统计量显示模型均无序列自相关和高阶序列自相关,无异方差,残差分布正态。误差修正模型的参数估计结果表明,当lngdp为被解释变量时,VECM的系数估计结果在5%的置信水平下显著,而当lnloan为被解释变量时,VECM的系数估计结果在5%的置信水平下不显著。从而,lnloan与lngdp间仅存在单向的Granger因果关系,lnloan是lngdp

的 Granger 原因,对  $\ln gdp$  具有统计意义上的显著影响,而  $\ln gdp$  不是  $\ln loan$  的 Granger 原因,对后者没有显著统计意义上的影响。

#### 四、实证结果的经济解释和对我国宏观经济“波动效应”的预期

在渐进的市场化改革过程中,我国银行业逐渐被赋予更高的市场属性。1993年,政府宣布不再向银行透支,次年,商业银行开始实行“资产负债比例管理”,1995年《中华人民共和国商业银行法》颁布,2004年银监会推出《商业银行资本充足率管理办法》。在这一过程中,银行的信贷模式和行为及其对投资从而对产出影响的方式和程度都发生了变化。

通过实证检验发现,在1994年到2003年商业银行实施资产负债管理的期间,我国银行的存款和贷款间存在较强的相关性,贷款对存款的弹性系数为0.983,银行借贷脱离长期以来“以贷求存”、不受约束的增长方式,体现为存款约束下的“量存为贷”的信贷模式。但在这一阶段,银行的贷款投放和对银行资本的弹性系数相对较低,仅为0.102。银行背靠国家信用,在自身资本增加缓慢的条件下,信贷规模却并不受到约束,这也造成资本监管标准之下的银行资本普遍不足。伴随着银行业市场化的不断深入和政府隐性担保的逐步淡出,银行业的市场属性进一步得到强化,银行资本对其风险偏好和信贷行为的约束作用越来越强。从前一部分的实证结果可以看出,自2004年我国监管当局实施资本监管以来,银行信贷增长对资本增长的敏感性显著增强,银行贷款增长主要受到来自资本方面的约束,银行的贷款投放和对银行资本的弹性系数为1.587,资本机制的刚性约束逐渐凸显。

实证分析验证了  $\ln loan$  是  $\ln gdp$  的长期 Granger 原因,信贷数据对产出数据具有统计意义上的显著影响。这能够从另一方面得到更加完整的证明,1994年到2005年,投资对于产出的贡献率超过50%,而在一个银行资产是国内生产总值近2倍的典型银行主导型金融体系里,银行贷款构成了新增投资的绝大部分。

在经验判断中,银行信贷同样会受到经济环境的影响,在经济繁荣阶段,银行倾向于扩张信贷,而在经济衰退时期,银行的惜贷行为则比较普遍。银行信贷的这一伴随经济周期的顺循环特征也是支持银行资本监管产生“波动效应”的重要条件。但是,

在实证分析过程中, $\ln gdp$  不是  $\ln loan$  的 Granger 原因的零假设没有被推翻, $\ln gdp$  对于  $\ln loan$  在统计意义上没有显著的影响,银行贷款具有一定的“外生性”。

对于这一结果的解释可以来自以下方面:(1)受银行与企业的长期关系、传统文化、市场信息类型以及银行代理人寻租等因素的影响,我国银行贷款呈现较高质量的“中国式关系配给型”特征。在这一信贷模式下,当宏观经济进入上行阶段时,银行既有的信贷关系网并不可能在短时间内大幅度扩张,“中国式关系配给型”网络之外企业的信贷可获性无法得到迅速提高,而对于已在网内的客户,由于贷款资源一贯充足,除非真实需求突增,也不会短期内产生大量贷款需求。然而在经济的下行阶段,银行和企业间的紧密联系也会使前者依然维持对于后者的贷款供给,弱化经济衰退对于企业信贷可获性的影响。(2)在国内银行体系,尤其是占据主导地位的国有银行体系,各级管理行对经营性的贷款在较大程度上还不得不依照“政府意愿”行事,并不可能完全考虑项目质量分布和数量变化,因此银行信贷受“逆经济风向而行”的政策影响明显。(3)国内银行长期以来不科学的强负向激励机制(我国银行管理者在问题贷款上采取终身负责制,且任期时间短、不确定等),使银行管理者对于大型的中长期项目具有明显偏好,这在一定程度上也平滑了银行信贷对于宏观经济波动的影响。

由于我国宏观经济对于银行信贷不存在较强的引导作用,银行信贷的“亲经济周期”特征不明显,当银行信贷不受到资本充足约束的时候, $Y \rightarrow L \rightarrow Y$ 的传导机制相应被弱化,银行行为对于宏观经济波动的影响并不显著。而在逐步实施严格资本充足管制的条件下,银行信贷与资本间的联系得到明显增强,刚性的资本约束将使宏观经济对于银行信贷的影响程度发生改变:在经济紧缩时期,借款人的财务状况恶化,还款能力下降,评级普遍下调,银行资本充足率随之下降。这时,即使银行和借款者之间关系紧密,由于监管约束是刚性的,银行将无法保持信贷供给,这将进一步恶化借款者的财务状况,通过  $Y \rightarrow L \rightarrow I \rightarrow Y$  的循环传导过程,加剧宏观经济的衰退。而在经济繁荣阶段,情况则不相同。借款人财务状况改观,评级普遍上调,银行资本充足率提高。但是出于上述原因,银行不会在短期内增加贷款供给, $Y \rightarrow L$  的传导将不显著,不会为实体经济注入更多流

动性而支持宏观经济更加高涨。

因此,我国对银行业实施资本管制对宏观经济的“波动效应”表现为“单向”的,即在经济紧缩时期,资本监管将会加剧衰退;而在经济繁荣时期,则不会进一步推动高涨。

## 五、结论

金融监管从合规性监管转向与资本监管并重,要求商业银行资本调整具有较高的风险敏感度,使银行资本配置与风险状况保持一致性。银行资本这种新特征与银行信贷“亲经济周期”的顺循环性质共同导致其对宏观经济的影响。本文通过对于资本充足监管可能导致的宏观经济效应的理论推导以及经验实证,得到如下结论:(1)资本充足监管的逐步实施可能造成“波动效应”,即监管标准的提高使宏观经济运转机制中的相应敏感系数发生改变,并通过Y-L-Y的顺循环传导机制和资本约束机制增加经济的波动性;(2)自2004年实施资本监管以来,我国银行资本对其风险偏好和信贷行为的约束作用越来越强,银行贷款增长主要受到来自资本方面的约束,资本约束机制逐渐凸显;(3)我国银行贷款具有“外生性”,受宏观经济作用不明显,因而其“亲经济周期”的性质并不显著;(4)我国间接融资主导的金融体系、投资主导的增长方式以及银行体系的“中国关系配给型”信贷模式和资本、风险状况,决定了在国内逐步实施严格资本监管的过程中,波动效应将是单向的,即在萧条时期,将进一步加剧紧缩,在繁荣时期,却不会推动高涨。

为了降低资本监管对于宏观经济的影响程度,各国在实施过程中做出了相应制度安排,主要是建立长期风险缓释安排、采取动态资本监管标准,以及增加风险评级数据的考察期等,而新巴塞尔协议(BASEL)也对若干计算参数和计量方法做出了调整。我国在实施资本充足监管的路径和时机选择上,有必要结合银行信贷的运行特征,充分考虑宏观经济层面的反应,在经济高涨阶段推进更加严格和 risk 敏感性更高的监管标准,使之成为“逆周期”的政策工具,而无须考虑其可能造成的“波动效应”。在经济下行阶段,则应当采取适当措施,降低资本监管对于银行信贷乃至宏观经济的紧缩影响,并运用财政、货币等政策工具对其通过“波动效应”造成的进一步经济衰退加以抑制。

## 注释:

亲经济周期指银行的信贷明显受到经济环境的影响,在经济繁荣阶段,银行倾向于扩张信贷,而在经济衰退时期,银行则倾向于收缩信贷。

数据来源于《中国经济年鉴》(1995 - 2006)和《中国人民银行统计季报》(1994 - 2006)。

本文选取 Campos 等提出的变结构协整检验方法对协整关系的参数变化进行检验。参见 Campos, J.; Ericsson, N. R. and Hendry, D. F., 1996. "Cointegration Tests in the Presence of Structural Breaks." *Journal of Econometrics*, Vol. 42, pp. 34 - 51.

Berger 等人 (Berger and Udell, 1995) 将有关企业的信息分为硬性和软性两类,前者主要是易于编码、量化和传递的“硬信息”,如标准化的企业财务报表,而后者则是难以量化和传递的“软信息”,如企业家的人格特征和信誉。参见 Berger, Allen N. and Udell, Gregory F., 1995. "Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance." *Journal of Business*, Vol. 68, No. 3.

## 参考文献:

1. 黄宪、马理、代军勋:《资本充足率监管下银行信贷风险偏好与选择分析》,载《金融研究》,2005(7)。
2. 李连发:《资本充足率与最优货币政策》,载《金融研究》,2007(10)。
3. 刘斌:《资本充足率对我国贷款和经济影响的实证研究》,载《金融研究》,2005(11)。
4. 刘涛:《中国经济波动的信贷解释:增长与调控》,载《世界经济》,2005(12)。
5. 穆争社:《论信贷配给对宏观经济波动的影响》,载《金融研究》,2005(1)。
6. Aggarwal, R. and Jacques, K. 2001. "The Impact of FDICIA and Prompt Corrective Action on Bank Capital and Risk: Estimates Using a Simultaneous Equations Model." *Journal of Banking and Finance*, Vol. 25 pp. 1 139 - 1 160.
7. Blum, J. and Hellwig, M., 1995. "The Macroeconomic Implications of Capital Adequacy Requirements for Banks." *European Economic Review*, Vol. 51, pp. 1 - 17.
8. Diamond, D. and Rajan, R., 2000. "A Theory of Bank Capital." *Journal of Finance*, Vol. 55 pp. 2 431 - 2 465.
9. Honda, Y., 2002. "The Effects of the Basle Accord on Bank Credit: The Case of Japan." *Applied Economics*, Vol. 34, pp. 1 233 - 1 239.
10. Peek J. and Rosengren, E., 1995. "Bank Regulation and the Credit Crunch." *Journal of Banking and Finance*, Vol. 19, pp. 679 - 692.
11. Peek, J. and Rosengren, E., 1997. "The International Transmission of Financial Shock: The Case of Japan." *American Economic Review*, Vol. 87.
12. Tanaka, M., 2002. "How Do Bank Capital and Capital Adequacy Regulation Affect the Monetary Transmission Mechanism?" *CESIFO Working Paper*, No. 799.
13. Tanaka, M., 2003. "The Macroeconomic Implications of the New Basel Accord." *CESIFO Economics Studies*, Vol. 12, pp. 51 - 75.
14. Yudistira, D., 2003. "The Impact of Bank Capital Requirements in Indonesia." *Manuscript*, Department of Economics, Loughborough University.

(作者单位:武汉大学经济与管理学院 武汉 430072)

(责任编辑:陈永清)