

□财经前沿：金融与宏观经济专题

逆周期资本监管与金融稳定

陈守东 张丁育

[摘要]《巴塞尔协议Ⅲ》规定了商业银行逆周期监管资本的提取，鼓励银行在经济环境好的时候增加资本储备，以限制金融系统的顺周期性及抑制银行危机的扩散。通过 LT-TVP-VAR 模型分析 2005 年第 1 季度至 2015 年第 1 季度期间逆周期监管资本对金融稳定的影响作用，并比较逆周期资本监管实施前后监管资本对金融稳定的影响。研究结果表明，在整个样本期间时变的监管资本对金融稳定的总体影响为负向，但 2013 年实施逆周期资本监管后该消极影响减弱，说明逆周期资本监管机制有助于保持金融稳定。

[关键词] 逆周期资本监管；巴塞尔协议Ⅲ；金融稳定；LT-TVP-VAR 模型

[基金项目] 国家社会科学基金项目（12BJY158）；教育部人文社会科学重点研究基地重大项目（14JJD790043）

[收稿日期] 2015-08-27

[DOI] 10.15939/j.jujisse.2016.03.005

[作者简介] 陈守东，吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授，经济学博士；张丁育，吉林大学商学院数量经济学博士研究生。（长春 130012）

一、引言

“金融加速器”理论认为，经济环境较好时银行对经济前景的估计更为乐观，更倾向于放松信贷要求及扩大信贷供给规模；而当经济处于衰退期，由于违约概率上升使银行的资本要求增加，企业财务表现不佳进一步导致银行减小信贷供给量。银行的顺周期行为加快了宏观经济环境的恶化，加剧了金融系统的风险。^[1]“金融加速器”理论说明银行风险管理体系可能导致风险在经济繁荣期积累，并在之后的一定时期内爆发。次贷危机爆发之后，信贷周期被视作全球金融系统性风险的重要来源，而宏观审慎监管的目标正是防止系统性金融风险的发生。^[2]为抑制信贷扩张期的风险积累和信贷风险的扩散，商业银行应在经济环境好时积累储备资本，用于在经济衰退期吸收损失，以加强银行系统对冲击的吸收能力并防止银行系统风险向宏观经济溢出。然而，尽管该行为能够维持总体贷款供给和经济稳定，银行的管理层或监管者可能不希望资本缓冲在经济衰退期减少。因此宏观审慎监管需要通过逆周期资本监管，减弱监管资本不利于经济发展的结构性变化，避免内部评级法导致的资本储备与预期损失的差额，在经济繁荣期抑制信贷规模的过度增长，在经济衰退期或信贷损失发生时则提供额外的资本金。

银行需要以一定比例的自有资本作为抵御信贷风险的手段^[3]，由于信贷风险产生于银行与贷款者之间的信息不对称和道德风险问题，银行资本自身具有顺周期变化的特点。《巴塞尔协议

Ⅱ》规定商业银行监管资本占风险加权资产的比例不低于8%，该资本监管规定放大了银行资本自身和信贷供给的顺周期性，是金融不稳定性和经济冲击的原因之一。在构建和完善逆周期宏观审慎政策框架的尝试中，为抑制银行系统和金融体系的风险，2010年12月发布的《巴塞尔协议Ⅲ》提出了逆周期资本缓冲框架，时变的监管资本比例为风险加权资产的0—2.5%，以信贷/GDP对其长期趋势的偏离度确定逆周期资本数量，旨在鼓励银行在经济环境好的时候建立资本储备金，以限制金融系统的顺周期性及抑制银行危机的扩散。

逆周期资本监管的目标包括限制银行系统风险的大规模扩散和系统性风险向经济波动的扩散，如银行的大量倒闭和由信用紧缩、抵押品价值下降传播的金融体系大规模损失对宏观经济的冲击。银行资本充足率对货币政策的放大效应，会导致经济金融环境受到货币政策、银行资本的持续冲击，在维护金融体系稳定及金融体系风险对实体经济溢出的宏观审慎监管中越来越受到重视。为考察不同监管规定和经济环境下我国资本充足率对金融稳定的影响，我们对我国商业银行逆周期监管资本与金融稳定的影响关系进行研究，通过潜在门限的时变参数向量自回归（LT-TVP-VAR）模型分析逆周期监管资本对金融稳定的时变影响。

二、理论与文献

根据银行资本渠道理论，银行资本充足率对货币政策的放大效应导致了金融不稳定性加剧^[4]，由于银行资本内生的顺周期性，银行资本渠道对金融稳定和经济活动的影响同样具有顺周期变化的特点，化解这种顺周期性带来的金融风险正是《巴塞尔协议Ⅲ》对资本监管方法进行改进的目标^[2]。Berger *et al.* 最早提出合理的银行资本比例能够最大化银行的价值并保证银行系统的稳健性^[5]，Van den Heuvel 首次提出了银行资本渠道的概念，认为利率与银行资本充足率的跨期影响导致银行资产负债表的跨期错配，放大了货币政策对信贷周期的影响和银行资本渠道效应^[6-7]。随着对银行资本渠道的深入研究，越来越多的学者认为银行资本渠道和银行信贷渠道一样，都是货币政策对金融脆弱性的重要传导途径。^[8]银行信贷渠道和银行资本渠道均假定货币政策的影响经由银行货币供给产生，它们往往被归为同类型的货币政策渠道。然而银行信贷渠道是货币政策经由法定准备金提取向银行贷款行为传导，银行资本渠道则是货币政策由银行资本对银行信贷行为进行传导，传导的效果取决于银行资本质量、资本储备以及信贷和经济周期的外生冲击。

银行资本渠道的核心理论是银行资本对货币政策传导机制的影响。由于价格粘性，名义利率的上升导致实际无风险利率上升，使银行现有资产的价格相对缩减和（存款）资金成本增加。此时银行资本被用于补足损失的资产价值，资本充足率下降，银行按监管要求补足资本充足率的行为减少了银行的信贷供给。同时，银行为了保证资产收益率能够覆盖存款利率和银行的必要盈利而提高贷款利率，使总信贷规模缩小。由于贷款利率越高，银行面临的违约风险越大，资本充足率要求不变的前提下使银行的资本储备需求增加，进一步减少了银行的信贷供给量，导致了贷款利率上升。在这一过程中，银行资本受到资产价格的冲击，而资本对资产价格具有反馈作用，该循环放大了货币政策的原始冲击。^[9-11]在经济周期的不同阶段，资本充足率受到货币政策的影响而对信贷供给产生顺周期性影响。当经济处于繁荣期时企业的盈利能力较强，能够更好地应对利率上升，此时货币政策冲击导致的信贷违约率较低，银行需要为此增加的自有资本比例较小，信贷供给下降幅度微弱。经济衰退期，货币政策冲击往往使信贷违约率大幅提高，此时银行资本充足率往往较高，并且银行出于风险规避的考虑，会保留更多的资本储备以应对可能发生的系统

性风险,导致信贷供给量大幅下降,限制了企业投资和投资带来的经济复苏。

银行资本渠道对货币政策的放大效应导致经济金融环境受到货币政策的持续影响,由信贷供给导致的顺周期性往往使金融风险在经济繁荣期积累,并在之后的一定时期内爆发,即信贷周期的顺周期特性对金融稳定和实体经济产生巨大的持续性冲击。宏观审慎监管的目的是防范由金融体系顺周期波动和跨部门传染导致的系统性风险,逆周期、前瞻性的银行审慎监管模式能够有效避免经济繁荣期的信贷扩张,增强银行系统稳定性。^[12]于震和张超磊发现日本2002年将宏观审慎监管理念注入银行资本监管后,金融体系稳健性得到了显著提升。^[13]鉴于信贷市场的顺经济周期特征,货币政策需要配合信贷周期监管的逆周期调控政策。

我国关于逆周期资本监管对金融稳定影响的研究起步较晚。温信祥认为经济周期、信贷周期、银行资本周期之间有明显的联系,《巴塞尔协议II》规定的资本监管有顺周期性质^[14];曹麟和彭建刚提出了前瞻性的逆周期资本测算方法,认为应用带前瞻性的超额资本计算方法后,基本消除了监管资本的顺周期性,提高了银行体系的稳健性,该方法能够为监管部门提供新的宏观审慎管理工具^[15];陈忠阳和刘志洋认为,商业银行增加逆周期资本缓冲要求是国际监管界的共识,但由于没有考虑发展中国家经济基本面的结构性变化这一最重要的现实情况,基于“信贷/GDP”的逆周期资本缓冲计提机制与预期差距很大^[16];熊启跃和黄宪对资本监管政策实施前后货币政策信贷渠道的传导效果变化进行了实证检验,发现资本监管的实施弱化了货币政策信贷渠道的传导效果,并减弱了信贷渠道传导效果的非对称效应^[17]。综上,目前国内学者大多认为商业银行的资本监管对金融稳定具有重要作用,但对银行资本监管的实证研究仍较少,对逆周期资本监管政策的相关研究多以理论分析和宏观压力测试方法为主,集中于改进逆周期监管资本指标的计算和逆周期监管效果,对监管资本和金融指标影响的实证研究并不多见,更缺乏对逆周期监管措施实施前后影响的比较。

2005年第1季度至2015年第1季度,我国经历了经济周期的多个不同阶段和随之发生的货币政策调整。2005年至2008年金融危机发生前,宏观经济总体运行稳定,经济增长速度较快,货币政策因通货膨胀的压力由稳健转向紧缩;2008—2009年国际金融危机期间,汇率上升和内需不足导致经济增长放缓,央行通过扩张性货币政策应对金融风险的压力和经济增长的压力;金融危机后,由于金融危机期间投放的信贷量较大,我国重新面临较高的通胀压力,直到2011年年末为止货币政策是紧缩的;其后随着欧债危机的扩散及长时间收缩性货币政策导致的经济衰退风险,央行采取了扩张性货币政策;2013—2015年,央行保持了稳健的货币政策,货币政策保持稳健的总体基调并偏向宽松,以应对我国经济增长速度放缓的局面。总体来说,样本期间我国宏观经济环境和货币政策多次发生改变,银行资本监管方法也发生了变化。研究银行资本渠道对金融稳定的影响需要考虑时变性和门限效应的影响,因此我们通过研究我国逆周期监管资本与金融稳定的时变影响关系,分析逆周期资本监管政策实施前后监管资本对金融稳定的影响产生的变化。

三、变量与模型选择

在货币政策的冲击下,资本充足率通过影响贷款利率对信贷周期产生影响。在经济周期的不同阶段,企业的信贷风险和银行所有者的风险规避倾向使银行的资本充足率对信贷供给的影响具有顺周期性,使金融风险在经济繁荣期积累并在金融压力较大时爆发,因此银行资本的顺周期性导致金融系统风险的增加。我们对不同货币政策下逆周期监管资本对金融稳定的影响进行研究,

以利率、时变的监管资本和金融状况指数作为研究对象,运用中国 2005 第 1 季度至 2015 第 1 季度的季度数据,建立潜在门限的时变参数向量自回归(LT-TVP-VAR)模型,对我国金融稳定受到逆周期资本监管的影响进行研究。货币政策、逆周期监管资本数据和金融稳定数据来源于中国人民银行季报、银监会网站、中国国家统计局网站以及锐思金融数据库。

(一) 监管资本指标

逆周期监管资本采用时变的监管资本率作为研究对象。2011 年公布的我国《商业银行资本管理办法(试行)》规定,在不低于 8% 的最低资本充足率基础上提取固定监管资本,为风险加权资产的 2.5%,并根据金融系统状况进行逆周期资本储备,为风险加权资产的 0—2.5%,监管资本和逆周期资本均由核心一级资本来满足。

$$\text{资本充足率}(CR) = \frac{\text{监管资本}(RC)}{\text{风险加权资本}(RWA) \times 100\%} \quad (1)$$

逆周期监管资本以资本充足率指标减去最低资本要求所得到的时变监管资本指标表示,时变监管资本指标由下式得到:

$$\text{时变监管资本}(TC) = \text{资本充足率}(CR) - \text{长期的最低资本需求}(k) \quad (2)$$

银行的资本充足率 CR 应高于最低资本要求 k , 即 $CR \geq k$, 因此长期的最低资本需求 k 为 8% 的最低资本充足率与 2.5% 的固定监管资本之和。银监会网站自 2009 年开始公布银行的资本充足性数据,2009 年以前的数据以中国人民银行统计季报公布的各类商业银行监管资本/风险资本的加权平均值作为替代变量。

(二) 金融稳定指标

金融环境的稳定以金融状况指数(FCI)度量,本文从金融景气、金融价格以及货币与信贷指标角度选取 14 个金融变量指标来构建金融状况指数,指标及数据描述见表 1。

表 1 指标变量选取及相关处理

类别	指标代码	指标名称	数据频度
金融景气指标	TSF	社会融资总量	季度
	FER	外汇储备	月度
	FBR	外汇占款/基础货币	月度
	LDR	存贷款比率	月度
金融价格指标	HPI	国房景气指数	月度
	ICO	国际原油价格	月度
	SCI	沪深 300 指数	天
	PER	沪深 300 市盈率	天
货币与信贷指标	REER	人民币实际有效汇率	月度
	M0	流通中现金	月度
	M2	广义货币供给量	月度
	NRW	7 天银行同业拆借利率	天
	NRQ	3 个月银行同业拆借利率	天
	NPL	不良贷款率	季度

注:1)对于日度数据和月度数据指标,采用当期最后一个交易日的数据为季度数据;
2)所有指标中心化后纳入模型。

由于选择的金融变量指标数目较多而样本期间的的时间序列较短,采用 Forni & Reichlin 提出的广义动态因子模型^[18]对 14 个金融变量指标进行共同因子的提取。动态因子模型将经济波动分

解为共同成分和特异成分两个相互正交的变量，共同成分会影响所有变量，而特异成分则只影响小部分变量。

用 x_{it} 表示标准化后的金融变量指标, $i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$, 将 x_{it} 分解为共同成分 χ_{it} 和特异成分 ξ_{it} , 共同成分是 r 个共同因子 F_{kt} , $k = 1, \dots, r$ 的线性组合, F_{kt} 是由 q 维共同冲击 u_{jt} , $j = 1, \dots, q$ 引起的。因此, 模型可以表示为:

$$\begin{aligned} x_t &= \chi_t + \xi_t \\ \chi_t &= \Lambda F_t \\ A(L)F_t &= Gu_t \end{aligned} \tag{3}$$

Λ 是 $N \times r$ 维矩阵, $A(L)$ 是矩阵的滞后多项式, G 是 q 维的 $r \times q$ 矩阵, $t = 1, \dots, T, u_t \sim N(0, Q), \xi_t \sim N(0, R)$ 。共同冲击和特异成分在任何滞后阶下都是不相关的。使用包含有卡尔曼滤波算法的 EM 算法对 F_t 进行估计^[19], 首先估计第 j 次迭代中的 $\widehat{F}^{(j)}$ 和参数 $\widehat{\theta}^{(j)} = \{\widehat{\Lambda}^{(j)}, \widehat{A}(L)^{(j)}, \widehat{G}^{(j)}, \widehat{R}^{(j)}, \widehat{Q}^{(j)}\}$, 然后通过卡尔曼滤波算法使用 $\widehat{\theta}^{(j)}$ 估计 $\widehat{F}^{(j+1)}$; 利用 $\widehat{F}^{(j+1)}$ 使用最大似然估计得到参数 $\widehat{\theta}^{(j+1)}$, 不断迭代直到过程趋于平稳并最终得到衡量金融状况的共同因子。

(三) 监管资本与金融稳定的 LT-TVP-VAR 模型

对银行主导型的金融体系, 信贷的顺周期性是导致系统性金融危机的重要原因之一, 银行资本储备对银行信贷供给的影响显著, 若逆周期资本监管对信贷周期的顺周期性存在抑制作用, 金融系统性风险将得到有效抑制, 信贷周期与经济周期的相关性会减弱。由于传统的 VAR 族模型的常数假定不能很好解释经济变量间的结构性变动特征, 本文建立了潜在门限的时变参数向量自回归 (LT-TVP-VAR) 模型对我国金融稳定受到逆周期资本监管的影响进行研究。与传统的 VAR 族模型相比, 不仅其所采用的稀疏估计算法优势能很好地刻画时变监管资本在 0—3% 区间内的微小波动特征, 而且参数的时变性也能很好地表现我国金融状况对资本监管响应的动态结构特征^[20], 从而使得分析结果有更强的稳健性。LV-TVP-VAR (p) 的简化式表示如下:

$$y_t = X_t b_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t \quad t = p + 1, \dots, n \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \tag{4}$$

其中, y_t 为 3×1 维向量 $y_t = [y_{1t}, y_{2t}, y_{3t}]'$, y_{1t} 、 y_{2t} 及 y_{3t} 分别为代表货币政策、逆周期资本储备和金融稳定的变量, 包括利率、时变监管资本和金融状况指数。 3×3 维矩阵 $X_t = I_3 \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})$, b_t 为 $3^2 p \times 1$ 维随机系数向量, Σ_t 、 A_t 分别为 3×3 的对角矩阵和下三角矩阵:

$$b_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ b_{1,t} & 1 & 0 \\ b_{2,t} & b_{3,t} & 1 \end{bmatrix} \quad \Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{3,t} \end{bmatrix} \quad A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{1,t} & 1 & 0 \\ a_{2,t} & a_{3,t} & 1 \end{bmatrix} \tag{5}$$

参照 Primiceri 的做法^[21], 我们将矩阵 Σ_t 和 A_t 表示为 $\sigma_t = (\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{k,t})'$ 和 $a_t = (a_{1,t}, a_{2,t}, a_{3,t})'$ 。同时, 令 $h_t = (h_{1t}, h_{2t}, h_{3t})'$, 其中, $h_{it} = \log \sigma_{it}^2, i = 1, 2, 3$ 。 b_t 、 a_t 和 h_t 服从如下表达式:

$$\begin{aligned} b_t &= \beta_t s_{bt} \\ \beta_{t+1} &= \mu_\beta + \Phi_\beta (\beta_t - \mu_\beta) + \eta_{\beta t} \quad \eta_{\beta t} \sim N(0, V_\beta) \end{aligned} \tag{6}$$

$$\begin{aligned} s_{bt} &= I(|\beta_t| \geq d_\beta) \\ a_t &= \alpha_t s_{at} \\ \alpha_{t+1} &= \mu_\alpha + \Phi_\alpha (\alpha_t - \mu_\alpha) + \eta_{\alpha t} \quad \eta_{\alpha t} \sim N(0, V_\alpha) \end{aligned} \tag{7}$$

$$s_{at} = I(|\alpha_t| \geq d_\alpha)$$

$$h_{t+1} = \mu_h + \Phi_h(h_t - \mu_h) + \eta_{ht} \quad \eta_{ht} \sim N(0, V_h) \quad (8)$$

式(6)和式(7)中 $I(\cdot)$ 为指示变量, d_b 、 d_a 分别为系数和协方差的门限值。该模型能够捕捉到资本监管在经济周期不同阶段发生的变动及金融状况对资本监管响应的变化,当 $d_b = d_a = 0$ 时,LT-TVP-VAR就转变为TVP-VAR模型。基于West & Harrison包含潜在门限结构的动态回归模型所使用的MCMC方法的扩展^[22],我们利用Metropolis-Hasting算法来进行MCMC估计,同时借鉴了Nakajima & West所使用的抽样估计过程^[20]。

四、监管资本与金融稳定的实证检验结果

(一) 样本及数据描述

根据逆周期监管资本和金融状况指数的时间序列画出图1,纵坐标左轴为逆周期监管资本(TC)的坐标轴,右边为金融状况指数(FCI)的坐标轴。由图1可以看出,2005—2013年期间,时变监管资本与金融稳定呈反向变化,然而2013年《巴塞尔协议III》规定的逆周期资本监管方法实施后,时变监管资本与金融稳定出现了近似的波动趋势。

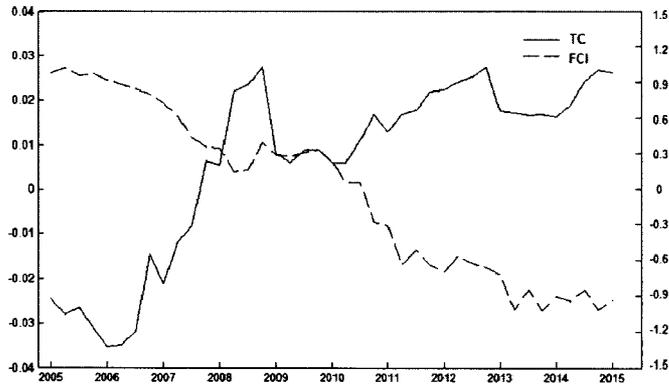


图1 逆周期监管资本与金融状况指数时间序列

逆周期监管资本指标以时变的监管资本表示,通过资本充足率指标减去最低资本充足率和固定监管资本得到。商业银行的监管资本总体上保持着增长趋势,2005—2007年,银行的资本充足率较低,因此时变的监管资本指标为负,但2008年后转为正并不断增加。2013年1月开始,商业银行改变了监管资本的计算方法,因此可变监管资本在2013年年初出现了较大的下降,并于2014年后逐步回升。2008—2009年金融危机期间超额资本储备迅速增加,表明当宏观经济环境恶化时银行倾向于收缩信贷以保障安全,导致总信贷供给不足,经济难以回暖。而当2009年后经济环境有所好转时,银行重新放宽了信贷条件,时变的监管资本则开始大幅下降,由此证明了银行资本储备的顺周期性。

金融状况指数(FCI)在样本期间持续下降,仅2009年金融危机结束后出现了小幅度回升,2014年年末同样有所回升,但我国整体金融状况处于不断下滑的态势。该金融状况指数反映了2005年开始我国的金融稳定性持续下降,并且2008—2009年的国际金融危机和2010年后的欧债危机使我国金融稳定性发生了明显的变化。

(二) 参数估计结果

为了避免“伪回归”和确保估计结果的有效性,我们首先对变量的时间序列进行平稳性检

验,相应序列的单位根检验结果表明,逆周期监管资本和金融状况指数均为 I(1) 平稳序列。根据 VAR 模型滞后阶数的判定准则及银行资本渠道作用机制的滞后效应,本文 LT-TVP-VAR 模型的滞后阶数选择 2 阶,共进行 2 万次模拟抽样,其中前 2 000 次抽样为预烧样本。金融状况指数 (FCI) 的因子提取和 LT-TVP-VAR 模型的估计通过 Matlab 实现。式(6)一(8)中潜在门限的参数估计结果如表 2 所示。

表 2 参数估计

参数	估计均值	方差	90%分位数	Geweke 值	非效率因子
μ_β	-0.0556	0.0615	(-0.1747,0.0392)	0.686*	6.76
Φ_β	0.8185	0.0903	(0.6248,0.9689)	0.001***	43.91
V_β	0.0414	0.0038	(0.0349,0.0496)	0.000***	45.29
μ_α	-0.0278	0.4523	(-0.7510,1.0082)	0.052***	78.00
Φ_α	0.9203	0.0846	(0.6696,0.9922)	0.107***	160.17
V_α	0.1487	0.0504	(0.0581,0.2326)	0.031***	268.61
μ_h	0.0066	0.0055	(0.0022,0.0197)	0.760**	41.51
Φ_h	0.9581	0.0660	(0.7637,0.9987)	0.959*	43.41
V_h	0.1333	0.0679	(0.0511,0.3058)	0.755**	41.19
潜在门限值	估计均值	方差	90%分位数	Geweke 值	可接受率
$(d_b)_1$	0.2365	0.1043	(0.1657,0.4627)	0.011***	3.3
$(d_b)_2$	0.1018	0.0761	(0.0054,0.2683)	0.559**	56.1
$(d_a)_1$	0.0810	0.0563	(0.0049,0.2136)	0.541**	94.3
$(d_a)_2$	0.4947	0.3987	(0.0224,1.4303)	0.522**	60.3

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平下显著;括号内为参数估计值自 5% 至 95% 的分位数区间。

参数的显著性水平以 Geweke 值确定, Geweke 诊断能够测定 MCMC 模拟的收敛性。由表 2 的参数估计和显著性水平可知,大部分参数的 Geweke 值显著性较高,说明对数据进行 2 万次的模拟次数能够产生有效的样本。对非效率因子 (inefficiency factors) 指标,仅 Φ_α 和 V_α 超过 100,其他参数的非效率因子均较小,说明 MCMC 抽样的有效性较高。由门限值 d_b 、 d_a 的显著性程度和可接受率的概率大小综合可知,除 $(d_b)_1$ 外模型估计的所有潜在门限值均较高,最高达到了 94.3%,因此逆周期监管资本对金融状况指数的影响存在显著的门限效应,用有门限约束的 LT-TVP-VAR 模型研究我国逆周期监管资本对金融状况指数的时变影响作用更具合理性。

(三) 逆周期监管资本对金融状况指数的时变影响

在潜在门限的估计结果基础上,式(4)和(5) LT-TVP-VAR 模型的逆周期监管资本与金融状况指数之间的时变影响关系系数 b_3 的参数估计结果如表 3。

根据表 3 可知,在整个样本期间内,可变监管资本对金融状况指数具有负向的滞后 1 阶影响和正向的滞后 2 阶影响,监管资本对金融状况指数影响的门限概率较高,但门限效应的时变性很弱。对《巴塞尔协议 III》实施前后影响系数的变化进行分析,发现可变监管资本对金融状况指数的影响系数总体为负,逆周期监管资本对金融状况指数的影响系数时变性较强。2013 年以前可变监管资本对金融状况指数的消极影响较大,《商业银行资本管理办法(试行)》开始实施后消极影响减弱,1 阶和 2 阶滞后影响系数均有所增加,说明按《巴塞尔协议 III》进行逆周期监管资本计提,增强了金融体系的稳定性;进行逆周期金融资本计提使监管资本对金融稳定具有更加积极的影响。

表 3 逆周期监管资本对金融状况指数的时变参数估计

逆周期监管资本对金融状况指数影响的模型参数估计			
b_3	均值	90% 置信区间	门限概率
滞后 1 阶	-0.0463	(-0.1507, 0.0644)	0.3323
滞后 2 阶	0.0163	(-0.1230, 0.1229)	0.6249
2005—2013 年可变监管资本对金融状况指数的影响			
b_3	均值	90% 置信区间	门限概率
滞后 1 阶	-0.04737	(-0.1307, 0.0275)	0.3229
滞后 2 阶	0.0166	(-0.1230, 0.1229)	0.6195
2013 年后可变监管资本对金融状况指数的影响			
b_3	均值	90% 置信区间	门限概率
滞后 1 阶	-0.0404	(-0.1507, 0.0644)	0.3222
滞后 2 阶	0.0175	(0.0141, 0.0186)	0.6220

注:括号内为参数估计值自 5% 至 95% 的分位数区间。

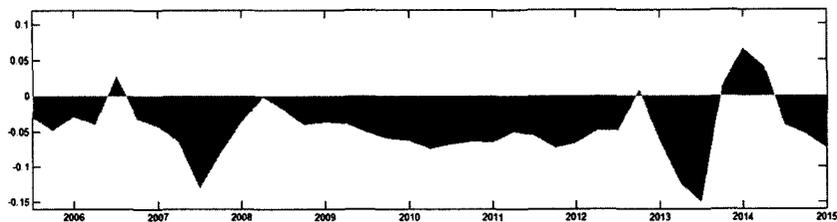


图 2 逆周期监管资本对金融状况指数的滞后 1 阶时变影响

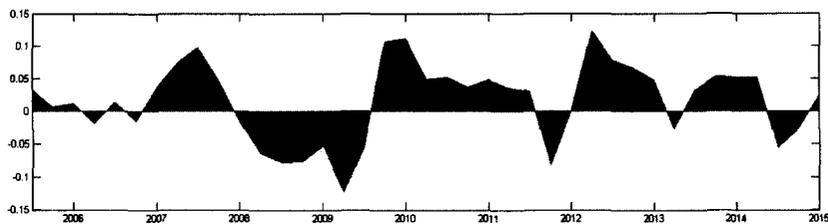


图 3 逆周期监管资本对金融状况指数的滞后 2 阶时变影响

由图 2 和图 3 可知,逆周期监管资本对金融状况指数的滞后 1 阶和 2 阶影响均具有较强的时变性。图 2 表明,在 2013 年以前,逆周期监管资本对金融状况指数具有滞后 1 阶的负向影响。在按《巴塞尔协议 III》进行逆周期监管资本计提后,监管资本对金融状况指数的滞后 1 阶影响增加并转为正向,达到了样本期间的最大值,监管资本对金融稳定的消极影响变为积极影响。同时,滞后 1 阶的时变系数与经济周期之间存在明显的关联性,当经济处于上行期时,逆周期监管资本对金融状况指数的消极影响减弱;而在经济下行阶段,消极影响增强。

2007 年开始的美国次贷危机期间,逆周期监管资本对金融稳定的时变影响系数大幅下降并在半年后开始回升。银行增加监管资本的行为受到预期的影响,在金融危机尚未对我国造成冲击的情况下银行就已开始增加监管资本,以避免系统性金融风险的发生。因此 2007 年 6 月之后时变影响系数持续上升,说明银行监管资本的增加对金融稳定具有重要贡献。由于 2013 年开始我国资本充足率指标的计算方法与 2013 年之前发生了很大的变化,2013 年上半年逆周期监管资本

对金融状况指数的影响出现了急剧波动,但此后时变系数迅速回升。2013年6月至2014年6月的经济下行阶段,在经济增长率下降的情况下逆周期监管资本对金融状况指数的影响反而增强,逆周期资本监管机制对金融稳定具有促进作用。

根据图3可以看到,逆周期监管资本对金融稳定的滞后2阶时变影响系数同样在美国次贷危机和国际金融危机期间大幅下降,说明银行时变监管资本对金融稳定的影响受到金融环境和经济环境的影响。2009年6月之后时变影响系数持续上升,同样表明当经济处于上行期时逆周期监管资本对金融状况指数的负向影响减弱,逆周期监管资本对金融稳定的滞后2阶时变影响系数具有顺周期性。2013年年初,同样受到资本充足率指标计算方法变化的影响,2013年上半年逆周期监管资本对金融状况指数的滞后2阶影响出现了大幅下降,此后时变系数同样回升并转为正向。

综上,对逆周期监管资本与金融稳定之间的时变关系的实证结果表明:在整个样本期间,时变的监管资本对金融稳定的滞后1阶和2阶影响分别为负向和正向,其中负向的滞后1阶影响更加显著,监管资本对金融稳定的影响具有较强的时变性,在经济周期的不同阶段表现出明显的差异性。并且实施逆周期资本监管后,逆周期监管资本对金融稳定的消极影响减弱,即逆周期资本监管措施对金融顺周期性的抑制能力更强。

五、结 论

从信贷周期和经济周期的关联性来看,2009年至2013年期间时变的监管资本顺周期现象明显,但2013年起则出现了明显的信贷逆周期现象,宏观审慎监管制度的改革使监管资本从顺周期过渡到具有显著的逆周期性,对监管资本与金融稳定之间的时变关系也产生了较大的影响。实证结果表明:在整个样本期间,时变监管资本对金融稳定的总体影响为负向,然而实施逆周期资本监管后,时变监管资本对金融稳定的消极影响减弱,即逆周期资本监管措施的实施有助于抑制金融顺周期性,有助于保持金融稳定和经济平稳运行。

实施逆周期资本监管以来,商业银行资本渠道对金融稳定的负向作用减弱,说明当前的宏观审慎监管取得了一定成效,我国应继续推行逆周期的宏观审慎监管措施。宏观审慎监管制度应同时具有及时性和预测能力,以发现系统重要金融机构的风险和这种风险向经济体溢出的可能性,防止系统性风险的形成。宏观审慎监管的改革使银行根据金融系统状况储备逆周期资本,并且对逆周期监管资本与金融稳定之间的时变关系也产生了较大的影响,表明我国采取逆周期资本监管的做法取得了一定的成效,逆周期资本监管能够抑制银行资本的顺周期性,并减弱由资本顺周期性导致的金融不稳定。

尽管我国采取逆周期资本监管的做法取得了一定的成效,逆周期资本监管对金融稳定的总体影响仍为负向,说明目前逆周期资本监管的效果仍有待改进。目前我国资本监管沿用了《巴塞尔协议Ⅲ》的准则,以信贷/GDP指标作为逆周期储备资本提取的标准。这一计算方式明了且易于操作,但参考的宏观经济指标存在一定的争议和滞后性,并且忽略了各国经济发展所处的不同阶段带来的影响,在实际执行的过程中逆周期预测能力受到了质疑,银行提取逆周期储备资本依据的预测指标仍有待探讨。我国在实施逆周期资本监管的过程中应不断摸索、更新资本监管指标的计提方法,更好地抑制银行资本渠道导致的金融顺周期性,继续推进宏观审慎监管的改革,结合中国的具体国情制定逆周期的监管方法。

[参考文献]

- [1] Bernanke B S, Gertler M. Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. NBER Working Paper No. 5146, 1995.
- [2] IMF – FSB. Macro-prudential policy tools and frameworks. IMF, Financial Stability Board, Progress Report to G20, 2011 – 02 – 14.
- [3] Schneider M. Borrowing constraints in a dynamic model of bank asset and liability management. University of Rochester, Department of Economics, Mimeograph, 1999.
- [4] Sunirand P. The role of bank capital and the transmission mechanism of monetary policy. LSE Financial Markets Group Discussion Paper no. 433, 2003.
- [5] Berger A N, Herring R J, Szegő G P. The role of capital in financial institutions. *Journal of Banking & Finance*, 1995, 19 (3): 393 – 430.
- [6] Van den Heuvel S. The bank capital channel of monetary policy. University of Pennsylvania, The Wharton School, mimeo, 2002.
- [7] Van den Heuvel S. Does bank capital matter for monetary transmission? *Economic Policy Review*, 2002, 8 (1): 259 – 265.
- [8] Drumond I. Bank capital requirements, business cycle fluctuations and the Basel Accords: A synthesis. *Journal of Economic Surveys*, 2009, 23 (5): 798 – 830.
- [9] Kiyotaki N, Moore J. Credit cycles. *Journal of Political Economy*, 1997, 105 (2): 211 – 248.
- [10] Bernanke B S, Gertler M, Gilchrist S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In Taylor J B, Woodford M (ed.) *Handbook of Macroeconomics*, North Holland: Elsevier, 1999: 1341 – 1393.
- [11] Aikman D, Paustian M. Bank capital, asset prices and monetary policy. Bank of England, Working Paper no. 305, 2006.
- [12] Jimenez G, Salas V, Saurina J. Determinants of collateral. *Journal of Financial Economics*, 2006, 81 (2): 255 – 281.
- [13] 于震、张超磊:《日本宏观审慎监管的政策效果与启示——基于信贷周期调控的视角》,《国际金融研究》,2015年4期。
- [14] 温信祥:《资本充足率对信贷、经济及货币政策传导的影响》,《经济问题探索》,2006年4期。
- [15] 曹麟、彭建刚:《基于宏观压力测试方法的逆周期资本监管框架研究》,《国际金融研究》,2014年7期。
- [16] 陈忠阳、刘志洋:《Basel III逆周期资本缓冲机制表现好吗?——基于国际与中国的实证分析》,《吉林大学社会科学学报》,2014年3期。
- [17] 熊启跃、黄宪:《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》,《国际金融研究》,2015年1期。
- [18] Forni M, Reichlin L. The generalized dynamic factor model: One-sided estimation and forecasting. *Journal of the American Statistical Association*, 2005, 100 (471): 830 – 840.
- [19] Luciani M. Monetary policy and the housing market: A structural factor analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 2015, 30 (2): 199 – 218.
- [20] Nakajima J, West M. Bayesian analysis of latent threshold dynamic models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2013, 31 (2): 151 – 164.
- [21] Primiceri G E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *Review of Economic Studies*, 2005, 72 (3): 821 – 852.
- [22] West M, Harrison P M. *Bayesian Forecasting and Dynamic Models*. New York: Springer Verlag, 1997.

[责任编辑:赵东奎]