

DOI: 10.15918/j.jbitss1009-3370.2015.0511

中国商业银行资本缓冲的周期性研究 ——基于16家上市银行的实证分析

虞文美, 曹强, 李家锐

(安徽财经大学 金融学院, 安徽 蚌埠 233030)

摘要: 基于中国16家上市银行2000—2013年的非平衡面板数据,使用Driscoll和Kraay(1998)的方法对中国商业银行的资本缓冲与经济周期之间的关系进行再检验,并且考虑银行之间可能存在空间截面自相关问题,实证结果显示:经济周期缺口系数显著为正,商业银行规模系数显著为负,贷款损失拨备系数为负但不显著。研究结果表明:中国商业银行资本缓冲存在一定的逆周期性;商业银行“太大而不能倒”理论不适用于中国现实情况;贷款损失拨备计提不仅基于利润理论,也会受到成本费用理论的影响,这两个理论之间的权衡造成贷款损失拨备系数并不显著为负。

关键词: 资本缓冲; 逆周期性; 截面空间自相关

中图分类号: F832

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2015)05-0076-08

2008年美国次贷危机暴露出金融体系顺周期性,主要原因是自有资本缓冲的顺周期变化:在经济繁荣时期,企业经营状况良好,银行面临的信贷风险较少,因此银行倾向于减少资本缓冲扩张信贷规模,结果导致经济过度扩张。同时,经济周期的波动又会导致监管资本的波动,特别是经济下行期,银行的风险资产在增加,因此监管机构为防止出现大量坏账会要求银行紧缩信贷规模增加监管资本。因此,银行自有资本缓冲与监管资本的交互作用下扩大了经济周期的波动性。

2010年12月,巴塞尔委员会公开发布了《各国实行逆周期资本缓冲指引》,要求应把超过最低资本要求的资本缓冲作为一种新型的备选监管工具,银行在面临流动性压力时不仅可以降低风险、缓解损失,还有助于熨平经济周期的波动。监管当局确定的逆周期资本缓冲机制是建立在银行自身缓冲资本顺周期性质的前提基础上,然而商业银行自身计提的资本缓冲本身就具有逆周期性,所以在实行监管当局逆周期资本缓冲时就需要特别注意避免出现“雪上加霜”问题。就中国而言,实施逆周期资本缓冲监管机制能否在事实上成为有效的政策工具也有待进一步检验。

一、相关文献综述

资本缓冲的相关文献主要集中在3个方面,主要是商业银行持有资本缓冲是否有利;资本监管的政策对商业银行的顺周期行为所产生的影响;资本缓冲对实体经济的影响。

(一) 商业银行持有资本缓冲的原因

银行业持有资金存在机会成本,特别是繁荣期机会成本更昂贵,因此银行业倾向于持有较少的资本量,这表现为银行的顺周期特征。例如,Shim(2013)^[1]认为美国银行业的资本缓冲和商业周期之间存在负相关关系,意味着在经济衰退期银行会收缩他们的加权风险资产从而导致资本缓冲增加。而且资本缓冲的数量会由于金融市场中存在金融摩擦而引起放大效应。Coffinet等(2012)^[2]对法国银行业的资本缓冲和经济周期变量数据进行分析,发现法国银行持有的资本量与其信贷增长率之间存在负相关关系,说明存在扩大的周期效应。

然而现实中经济繁荣期,商业银行也会基于某种原因多持有些资本。例如,Fonseca和González(2010)^[3]认为由于存在市场约束压力,使得商业银行愿意持有一定量的资本缓冲,在一定情况下,资本缓冲的数量能反映银行的财务状况。Guidara等

收稿日期: 2014-12-25

基金项目: 安徽财经大学科学研究基金资助项目“我国商业银行监管效率的决定因素及动态路径研究”(ACKY1440);安徽财经大学“资产价格与金融稳定”学科特区重点项目资助“监管效率对中国商业银行绩效的影响——理论与实证分析”(aczjgyjrw2014zd08);国家社科基金青年项目“新常态下中国对外净资产变动的影响因素、最优规模和动态效应研究”(15CJY085)

作者简介: 虞文美(1981—),女,南京大学金融学博士在读,讲师,E-mail:yuwenmeiah@163.com;曹强(1981—),男,博士,讲师,本文通讯作者,E-mail:caoqiangsh@163.com

(2013)^[4]以加拿大1982—2010年的银行业数据得出银行的资本缓冲与经济周期之间存在正相关,他们在繁荣时期持有大量的资本缓冲,在全球次贷危机中也平稳渡过,这是因为监管当局基于巴塞尔协议Ⅲ的框架下对资本充足率进行的微观监管和宏观审慎监管有关。

(二)资本监管对银行顺周期行为的影响

资本监管表现在两个方面,一方面是资本充足率监管,另一方面是商业银行贷款损失拨备的要求。一方面资本监管是否会加剧银行顺周期行为,主流观点认为在经济增长阶段,由于银行的信贷资产质量较好,资本监管要求也相应放宽,呈现实体经济和虚拟经济共同繁荣的局面,而在经济低迷期,为避免贷款损失,监管当局会适当调整资本充足率,银行用于放贷的资产规模减小,使实体经济进一步萎缩。Repullo和Suarez(2013)^[5]认为巴塞尔协议Ⅱ比巴塞尔协议Ⅰ更具有顺周期性,是因为巴塞尔协议Ⅱ把资本要求与贷款违约概率紧密地关联在一起。另一方面,资本监管表现在贷款损失拨备上,这是基于对风险的事后估计,提取的数量根据前期损失的大小而定,在繁荣期,贷款违约率和损失率较低,银行预期乐观,计提较少的贷款损失拨备,扩大信贷数量,刺激经济扩张。陈旭东等(2014)^[6]认为2008年金融危机后,新的国际会计准则强化了贷款损失拨备的计提是导致顺周期的原因之一,并实证得出银行的贷款损失拨备与银行信贷存在顺周期效应。

关于资本监管是否会加剧银行的顺周期行为,有些学者认为如果正确执行巴塞尔协议Ⅱ的建议和指导并不必然导致银行业的内在顺周期性的恶化。Grosse和Schumann(2014)^[7]认为新巴塞尔协议Ⅲ重点关注商业银行的顺周期行为,但是这种顺周期性行为需要满足某些条件,基于德国银行业的银行资本的数据对银行顺周期行为进行了检验。另外,巴塞尔协议Ⅱ对提高资本要求会加重顺周期性波动性。例如,Kashyap和Stein(2004)^[8]分别根据标准普尔和KMV模型得出结论认为资本要求估计在30%~45%和70%~90%之间,经济繁荣期创造的超额资本不足以解决衰退期出现的顺周期性。López等(2014)^[9]认为快速的信贷增长和贷款组合的恶化有正相关关系,而且通过实证发现信贷周期的放大和实施宏观审慎监管的工具(例如逆周期贷款拨备)存在负向关系。

(三)资本缓冲对实体经济的影响

在经济周期的不同阶段,商业银行持有资本缓

冲的数量决定了放贷数额的数量,而放贷数量变动又会对实体经济产生影响,引起经济波动,产生顺周期效应或者逆周期效应。目前国内外学者对商业银行的资本缓冲与实体经济的关系重点基于金融摩擦和金融加速器效应对内在传导机制进行研究,主要通过两种渠道进行传递。

第一,银行信贷渠道。该渠道更加倾向于考虑银行的放贷能力。当企业受到经济体负面冲击时,资产负债表呈现恶化趋势,银行为了控制风险,将会调低企业授信额度,从而企业可获得资金数量在下降,降低企业产出,对经济产生更大的消极影响。Claessens等(2012)^[10]认为当借款者遇到不利的冲击时,他的净财富下降,这会使得借款利率增加,从而对信贷量产生影响,而且金融因素与宏观经济变量的交互作用还导致信贷的非对称性问题。Agliari和Vachadze(2014)^[11]认为信贷市场的不完美性导致了产出的波动,而借款人的信贷约束则是基于信贷员认知偏差导致的,结果借款人的行为就会受到影响从而影响储蓄导致劳动力市场的供给出现波动,造成产出的波动。第二,资产负债表渠道。该渠道更着重基于企业角度分析是否能够获得贷款。当企业受到经济体负面冲击,企业生产成本会提高、从而净资产价值在降低,财务杠杆提高,会恶化企业资产负债表,使得企业外部融资难度变大。金融摩擦越严重,消极冲击对于企业融资条件的恶化程度也会越强,因此造成明显的经济周期波动。Gomez和Ponce(2014)^[12]认为银行无法观测到企业作为贷款申请者的类型,所以在面临贷款申请的时候,多家银行之间会存在关于贷款质量的竞争性均衡,还会面临一个道德风险问题,这会使得企业很难从银行获得贷款。

在实证方法上,目前的研究主要存在以下问题:

1.样本数据选择。黄宪和熊启跃(2013)^[13]使用2000—2012年45家商业银行对中国经济波动和银行资本缓冲进行研究,但本文认为中国的银行监管重点在于国有大型商业银行和12家全国性的股份制商业银行,至于地方性城市商业银行,由于其比重低,且监管更多的是受到地方政府的金融办的影响,中国的监管部门以及相关法律并不能对这些城市商业银行进行有效监管,所以现有的研究以巴塞尔协议Ⅲ为基础的监管框架是只考虑大型商业银行。

2.大多研究使用时间序列数据。张小波(2014)^[14]使用1992—2013年的季度时间序列研究BCBS的

计提逆周期资本缓冲机制问题,这就从根本偏离了商业银行的样本数据。

3.估计方法不合适。党宇峰等(2012)^[15]使用系统 GMM 估计方法,基于 2005—2011 年中国 13 家上市商业银行的季度数据对资本缓冲进行相关研究,然而并没有去除季度数据的趋势,同时样本容量也较小,无法满足动态面板数据要求大 N 小 T (系统 GMM 估计要求 N 大于 T)。广义线性模型用于“大 T ,小 N ”型面板数据,此时截面的异质性并不是重点关注的,而时序特征则较为明显。而且 Beck 和 Katz(1995)^[16]认为面板的广义最小二乘法中, T 至少要和 N 一样大才能使用,适合于 T 很大 N 比较小的情形。另外,则是广义线性模型没有考虑到个体效果,因为该方法本质上是使用 FGLS 拟合面板数据的线性模型,考虑了异方差、序列相关和截面相关,但是没有设定个体效应的虚拟变量,假设各个公司的常数项相同,唯一的差别在于干扰项。他们对截面异质性的处理都是通过普通最小二乘法估计得到的残差来估得稳健型方差-协方差矩阵。所以,对于相互影响的商业银行面板数据而言,这样的估计方法并不合适。

综上所述,实施逆周期资本缓冲方案是否有效,关键取决于资本缓冲是否顺周期,如果资本缓冲确实存在顺周期关系,则逆周期资本缓冲监管会严格有效;然而若经济体内资本缓冲本身具有逆周期,那么在政策制定时必须考虑到银行体系自身的逆周期问题。另外,由于国内外学者使用的计量技术、设定的计量模型以及使用的商业银行面板数据均在不断完善,同时存在不同的外部系统性金融冲击,这些都会对结果造成不同影响。因此本文基于 2000—2013 年 5 家大型国有独资商业银行和 11 家全国性的股份制商业银行数据作为样本,使用具有空间截面自相关的特征的 Driscoll 和 Kraay (1998)^{[17]549-560} 的方法对资本缓冲与经济周期之间的关系进行再检验。

二、计量模型、变量定义与数据来源

(一)计量模型与估计方法

1.计量模型的设定。本文基于 Ayuso 等(2004)^[18]和 Estrella(2004)^[19]的模型对资本缓冲与经济周期之间的关系进行再检验,他们把因变量 $buf_{i,t}$ 滞后 1 期并且使用系统 GMM 估计方法,但中国的样本数据无法满足系统 GMM 估计方法的样本量要求,即使党宇峰等(2012)^{[15]74-85} 使用季度数据扩大样本量,但 N 仍小于 T ,所以待估系数的有效性下降。本文对

他们的模型进行改进,把资本缓冲滞后 1 期变量去掉,计量模型为

$$buf_{i,t} = \beta_1 GapGDP_{i,t} + \beta_2 asset_{i,t} + \beta_3 roe_{i,t} + \beta_4 npl_{i,t} + \beta_5 llp_{i,t} + \beta_6 dr_{i,t} + \beta_7 loan_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $i=1,2,\dots,N$ 表示第 i 家银行; $t=1,2,\dots,T$ 表示第 t 期; u_i 表示个体效应; $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。

2.Driscoll 和 Kraay (1998)^{[17]549-560} 估计的基本原理。面板数据除了对残差项的异方差、序列相关进行调整以外,还需考虑到截面之间可能的相关性,这是因为在研究群体行为时个体之间会表现出相互依赖的复杂模式,比如由于社会道德和心理行为的典型相关以不可观测的共同因素进入面板数据计量方程,从而导致个体之间存在某种持有的相关性。解决这种界面之间的相关性需要对残差项可能存在的相关性进行标准的调整,这主要通过混合最小二乘法和固定效应估计法两种方式解决。

3.Driscoll 和 Kraay (1998)^{[17]549-560} 改进过程和计算分析步骤。为了对 DK 估计的原理解释的更加清晰,把式(1)简化为: $y_{it} = x'_{it}\theta + \varepsilon_{it}, i=1,2,\dots,N, t=1,2,\dots,T$ 。这里假设 x'_{it} 中的变量保持外生性,且 ε_{it} 是存在异方差、自相关、截面相关。如果使用 OLS 估计得到系数 θ 的估计式为: $\hat{\theta} = (X'X)^{-1}X'y$,但是使用 DK 估计得到稳健性(robust)的标准误为 $V(\hat{\theta}) = (X'X)^{-1} \hat{S}_T (X'X)^{-1}$,其中, $\hat{S}_T = \hat{\Omega}_0 + \sum_{j=1}^{m(T)} w(j,m) [\hat{\Omega}_j + \hat{\Omega}'_j]$,这是根据 Newey 和 West(1987)^[20]的定义得出的。

结合本文的具体估计,根据修正的 Bartlett 权重得出 $w(j,m) = 1 - j / \{m(T) + 1\}$,目的主要是保证 \hat{S}_T 在矩阵运算中是半正定以及平滑样本中的自协方差函数,这样可以自动分配给高阶滞后的系数以较少的权重。另外, $\hat{\Omega}_j = \sum_{t=j+1}^T h_t(\hat{\theta}) h_{t-j}(\hat{\theta})'$,且 $h_t(\hat{\theta}) = \sum_{i=1}^{N(T)} h_{it}(\hat{\theta})$,因此, $h_t(\hat{\theta})$ 是一种基于截面的平均,类似于组间的平均,且 N 随着 t 的变化而变化,好处在于这种估计可以适用于非平衡平面。这样,可以使用这种界面的平均保证标准误的估计具有一致性。

除了使用混合最小二乘法进行估计外,还可以使用固定效应估计,估计效应估计的好处在于引入不可观测的个体效应,这里主要使用两步估计法。第一,使用普通最小二乘法进行组内估计。令模型中所有的变量为 z_{it} ,先对 z_{it} 的所有平均值进行组内转换,即 $\hat{z}_{it} = z_{it} - \bar{z}_i + \bar{z}$,其中, $\bar{z}_i = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} z_{it}$, $\bar{z} = (\sum_{i=1}^I T_i)^{-1} \sum_i \sum_i z_{it}$ 。第二步在对转换后的回归模型使用混合 OLS 估计。

(二) 变量定义与数据来源

本文选取中国16家上市商业银行为样本,使用2000—2013年面板数据,除GDP是来自于国家统计局网站,其余数据均来自于各大商业银行的年报。

$buf_{i,t}$ 代表第*i*家银行在*t*时期持有的资本缓冲,等于实际资本充足率减去8%最低资本充足率。巴塞尔协议II的资本充足率是8%,最新的巴塞尔协议III对该指标做出更高要求,并且新协议的过渡期是2013—2019年。在样本区间内资本缓冲是各银行实际资本充足率减去最低资本要求8%。单位为百分比,本文对该变量乘以100以做标准化处理。

GapGDP表示产出缺口,是实际产出与潜在产出的差额,缺口越大表示经济处于上升期,缺口越小表示经济处于萧条期。用2010年做为价格基期,把各年度名义GDP转为实际GDP数据,用HP滤波计算产出缺口,并用产出缺口除以当年实际GDP作为经济周期变量。

asset表示银行资产总额,相比较以往文献中笼统使用的虚拟变量big值(虚拟变量,即该商业银行是否为大型商业银行),该变量更加精确。由于大型商业银行具有较强业务能力,他们有足够的实力分散其资产,实现规模经济,从而提高经营效率并降低风险。所以,本文认为经济周期变量对大型银行的影响要比小型银行的影响要强。单位为亿元,本文对该变量做对数化处理。roe为加权平均净资产收益率,反映银行的现有利润及银行持有资金的机会成本,单位为百分比。npl为不良贷款率,表示银行当前面临的风险水平。不良贷款率越高,则银行面临的风险越大,则应该持有更高数额的资本缓冲,预计不良贷款率的系数符号为正,单位为百分比。llp表示贷款损失拨备数额,单位为亿元。ldr为存贷比,该指标检验持有资本缓冲与银行放贷意愿的关系,预期持有资本缓冲越多,则放出贷款就越少,单位为百分比。loan表示贷款总额,单位为亿元。为了尽可能降低异方差等影响估计的有效性,本文对变量均做标准化处理,具体是绝对值(比如asset、llp、loan)取自然对数,而比例值(比如gap、roe、npl、ldr)均乘以100以做标准化处理。

本文主要对以下3个问题进行检验:第一,中国商业银行持有的资本缓冲数量是否具有逆周期性,即GapGDP的变量系数是否为正。Stolz和Wedow(2011)^[21]认为GapGDP变量的系数符号为负,表示资本缓冲呈现顺周期行为。经济周期的波动对资本

缓冲的影响为负,表明在经济繁荣期,当银行扩大信贷时,资本缓冲下跌,而在经济收缩时商业银行则会增加资本缓冲。Borio等(2001)^[22]把这种行为称为“银行短视”。本文将检验中国商业银行是否存在“银行短视”行为。第二,商业银行规模越大,是否更加倾向于持有更多的资本缓冲?即asset的变量系数是否为正。这涉及到在中国商业银行中的“太大而不能倒闭”理论是否成立?第三,商业银行计提贷款损失拨备时是基于利润视角还是基于成本费用视角?贷款损失拨备能否弥补银行贷款的预期损失,即商业银行的计提是否有充足拨备,如果贷款损失拨备是基于利润视角,那么商业银行在风险与利润之间存在着权衡问题。

三、基于中国商业银行面板数据的实证分析

(一) 主要变量的描述性统计

从表1中看,相对于其他11家全国性的股份制商业银行,中国五大商业银行的特征为:(1)不仅在资产规模上比其他商业银行资金雄厚,且净资产收益率(roe)均值比其他11家股份制银行的表现要好,表明五大商业银行的盈利性更强,拥有更多的资本缓冲用来防范可能的风险。(2)五大商业银行的存贷比均值明显低于其他11家银行,表明他们在贷款方面的态度更谨慎。(3)五大国有商业银行持有更多资本缓冲并计提较多贷款损失拨备,表明他们在事实上秉持更为谨慎的经营态度,对风险的掌控能力更强;然而其他11家商业银行,持有较少资本缓冲的同时保持较高的存贷比,这意味着其追求利润最大化的意愿更强,这说明国有商业银行更愿意遵守监管原则和建议。

(二) 实证分析

本文使用Driscoll和Kraay(1998)^[17549-560]的方法(以下简称“DK估计”)对中国上市银行面板数据进行研究,首先对各个商业银行之间是否存在空间截面自相关进行检验;其次对计量模型进行估计并对实证结果深入分析。

1. 面板数据的相关性检验

首先对非平衡面板数据进行检验,包括固定效应、混合效应和随机效应。通过瓦尔德检验得出固定效应要优于混合效应。通过似然比检验,根据卡方分布得到对应概率值,显著拒绝原假设,得出随机效应优于混合效应。采用另外采用豪斯曼检验对固定效应与随机效应进行比较,得到其卡方分布概率值为15.84%,表明随机效应的估计效果更好,进一步表明面板数据的随机扰动项可能存在着异方

表1 主要变量的描述性统计

其他 11 家上市商业银行						五大国有商业银行					
变量名	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值	变量名	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
buf	3.18	3.53	-5.70	2.83	22.67	buf	4.41	1.24	1.41	4.52	6.44
gap	-1.07	2.95	-6.23	-0.9	2.51	gap	-1.07	2.95	-6.23	-0.90	2.51
lnasset	8.76	1.10	6.05	8.85	10.60	lnasset	11.17	0.64	9.56	11.23	12.15
roe	18.26	6.48	0.11	18.29	36.71	roe	18.85	3.34	10.23	19.79	23.44
npl	2.17	2.71	0.00	1.11	14.84	npl	2.48	2.55	0.85	1.55	16.97
lnllp	4.33	1.1	1.31	4.51	6.19	lnllp	6.93	0.74	4.83	7.04	8.08
ldr	70.88	9.21	56.00	72.00	84.00	ldr	64.20	8.02	49.00	62.00	79.00
lnloan	8.13	1.10	5.30	8.24	10.00	lnloan	10.49	0.63	8.94	10.49	11.51

注:关于主要变量之间的皮尔逊相关系数,限于篇幅不再详述,如有需要,请与作者联系。

差、序列相关和截面相关的可能性^①。因此,本文需要对随机扰动项这 3 个方面的进行更为精确的检验。本文采用修正的瓦尔德检验对组间异方差的个体效应进行检验,采用伍德里奇自相关检验,使用佩萨恩的参数检验对截面自相关进行检验,都发现其结果显著拒绝原假设。所以,中国商业银行面板数据存在异方差、序列相关和截面自相关问题。

2. 基于 Driscoll 和 Kraay (1998)^{[17]549-560} 的估计方法与其他估计方法的比较

首先对 DK 估计方法与面板数据的其他估计方法(混合效应、固定效应)结果进行比较;其次使用 DK 估计方法对式(1)中的不同计量方程形式进行估计并分析结果。

在表 2 中,模型 1 是 OLS 估计,模型 2 是固定效应估计,模型 3 是 DK 的 OLS 估计,模型 4 是 DK

表2 使用 Driscoll 和 Kraay (1998)^{[17]549-560} 方法与其他估计方法的结果比较

变量名	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	ols	fe	DK	DK_fe
GapGDP	0.201 4*** (2.66)	0.238 3*** (3.06)	0.201 4*** (3.54)	0.238 3*** (5.48)
asset	6.701 1*** (2.81)	6.921 0** (2.01)	6.701 1* (1.90)	6.921 0* (2.15)
roe	-0.113 2*** (-2.74)	-0.058 3 (-1.38)	-0.113 2*** (-4.56)	-0.058 3* (-2.05)
npl	-0.610 0*** (-5.06)	-0.393 7** (-2.33)	-0.610 0*** (-3.93)	-0.393 7** (-2.73)
llp	0.379 9 (0.44)	-0.484 9 (-0.49)	0.379 9 (0.43)	-0.484 9* (-0.52)
ldr	-0.135 0*** (-2.94)	0.024 3 (0.33)	-0.135 0*** (-3.97)	0.024 3** (2.28)
loan	-7.407 2*** (-2.87)	-7.404 6** (-2.00)	-7.407 2 (-1.65)	-7.404 6 (-1.66)
截距项	16.390 5*** (2.87)	6.021 9 (0.75)	16.390 5** (2.46)	6.021 9 (0.52)

注:*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 以及 1% 的显著性水平显著;括号中的数值为 *t* 值。

的固定效应估计。本文选择 DK 固定效应估计,因为从模型 1~模型 4, 对面板数据三大特征检验后,选择 DK 固定效应估计更可靠,模型 4 的显著性明显好于其他 3 个模型。而且,在面板数据中往往把固定效应和混合效应作为待估系数的上下限,即固定效应作为调整系数下限,而混合效应作为调整系数上限。而且,模型 3 相对于模型 1, 只是系数的显著性得到了提高;同样,模型 4 相对于模型 2 也是如此,这是因为 DK 估计综合考虑面板数据中的异方

差、序列相关和截面自相关。因此 DK 估计的 OLS 方法是考虑异方差情况下 WLS 估计,但它无法处理商业银行间的个体效应,这会导致遗漏变量带来的估计偏误问题。本文更倾向于选择 DK 固定效应估计。

使用 DK 固定效应估计对不同计量模型进行实证研究呈现在表 3 中。从表 3 中的 7 个模型可知,产出缺口 gap 系数显著为正,它衡量了资本缓冲与经济周期之间关系,系数为正表明经济上行期商业

^①使用豪斯曼比较固定效应和随机效应后,若结果支持随机效应,这与大部分面板数据使用固定效应估计是不一致的,可能是面板数据的异方差、序列相关和截面自相关这三大问题导致这一异常现象。

表3 使用 Driscoll 和 Kraay (1998)^{[17]549-560} 方法对各种模型进行估计

变量名	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
gap	0.269 6** (2.56)	0.270 3** (2.38)	0.279 9** (2.35)	0.317 5*** (8.71)	0.327 9*** (6.22)	0.283 0*** (4.82)	0.238 3*** (5.48)
asset		-0.010 7 (-0.03)	0.041 7 (0.12)	-0.156 3 (-0.57)	0.255 4 (1.21)	0.291 5* (2.34)	6.921 0* (2.15)
roe			-0.039 3 (-0.61)	-0.085 0* (-1.81)	-0.102 6** (-2.18)	-0.093 8*** (-5.22)	-0.058 3* (-2.05)
npl				-0.504 2*** (-4.92)	-0.528 7*** (-3.33)	-0.631 9*** (-4.09)	-0.393 7** (-2.73)
llp					-0.455 4 (-0.48)	-0.679 8 (-1.28)	-0.484 9 (-0.52)
ldr						-0.233 7*** (-3.87)	-0.024 3** (-2.38)
loan							-7.404 6 (-1.66)
截距项	3.761 4*** (8.39)	3.861 9 (0.93)	4.113 4 (0.90)	7.920 8* (2.09)	6.663 2 (0.81)	23.730 1** (2.40)	6.021 9 (0.52)

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 以及 1% 的显著性水平显著; 扩号中的数值为 t 值。

银行会持有更多的资本缓冲,证实中国商业银行资本缓冲存在逆周期现象。原因是 2004 年后中国出台相关的资本充足率管理办法^①,对商业银行资本数量提出较高监管要求。贷款总额的系数为负,表示银行放贷数量越多,则留存的资本缓冲数额越少。在模型 7 中,资本缓冲存在明显且稳定的逆周期性特征,但信贷数据并未呈现明显的逆周期效应,比如商业银行贷款数量的系数并不显著。本文认为这表明商业银行的放贷数量与资本要求并不必然相关,中国商业银行持有资本缓冲数量的增加并不必然导致“惜贷”现象的产生,所以巴塞尔协议 II 的资本监管要求没有显著增强中国商业银行的顺周期行为。这可能与中国商业银行已经持有的逆周期资本缓冲具有“熨平效应”有直接关系。

资产总额 asset 系数显著为正,表明资产规模越大的银行倾向持有更多的资本缓冲,这与“太大而不能倒闭”观点不一致。可能的原因是中国商业银行(无论大小银行)都存在“大而不倒”证据支持。因为一方面国有银行本质上属于国有,尤其是五大商业银行,受到执政党政策的严格约束,每次在遇到比较严重的危机前,监管部门的资本监管的强度较大,政策落实度高,这些都会导致中国的商业银行持有较多的资本缓冲;另一方面商业银行的贷款原则是“抵押文化”而非“信用文化”,尤其是对于抵押品价值较少的中小微企业而言,从银行体系获得资金难度很大,比如中小企业融资难融资贵问题。另外,中国的通胀率始终在高位运行,商业银行面临较高的流动性风险和不良贷款风险,所以会持有较多的资本缓冲来应对可能的风险暴露。

贷款损失拨备 llp 是一种预提的专项损失准备,表 3 中的模型 5~模型 7 的系数都为负,但不显著。在静态拨备规则下,商业银行的贷款损失拨备具有明显的顺周期效应,在经济繁荣期,由于信贷资产质量较好,发生贷款损失的概率较低,因此贷款损失拨备数量较低。然而银行由于贷款损失拨备降低而产生较充裕的资金到底是做为资本缓冲留存在自身体系内,还是用来投放贷款规模增加利润,这要取决于计提商业银行的贷款损失拨备是基于利润视角还是成本费用视角。贷款损失拨备的本质在于能够弥补贷款在未来可能出现的损失,反映利润视角,因此如果贷款损失拨备下降,那么商业银行会留存较多的资本缓冲以应对意外风险,二者之间呈现负关系。但若考虑到银行体系内的资金具有较高的机会成本,贷款损失拨备的下降则反映银行预期的风险较小,大多发生在经济上行期,因此银行会从成本的角度考虑持有较少的资本缓冲,即二者之间又表现为正相关关系。因此,贷款损失拨备与资本缓冲之间的关系不显著,可能是由于利润视角和成本费用视角之间存在权衡所导致的。

净资产收益率 roe 系数显著为负,表明年度收益降低,商业银行会增加持有的资本缓冲。一方面净资产收益率 roe 衡量持有资本的机会成本,所以净资产收益率下降表明持有缓冲资本的机会成本下降,则商业银行就会增加持有缓冲资本。另一方面商业银行持有资本缓冲是防御可能存在的潜在性风险,反映银行对待风险的谨慎程度,从而倾向于持有较多的缓冲资本。因此,商业银行未来战略面临收益与风险之间进行权衡时,商业银行更关注

^①2004 年中国银监会制定并发布了《商业银行资本充足率管理办法》,大多数银行在 2008 年资本充足率达到 8% 的标准,且 2008 年底中小银行的资本充足率全部达标。

风险问题。存贷比 ldr 和不良贷款率 npl 的系数都与理论预期相符,即存贷比系数显著为负,表明商业银行贷款数量越多,可作为资本缓冲的那一块资本就越少;而不良贷款率 npl 的系数显著为负,同样表明商业银行的若存在较多的违约贷款,则缓冲资本在受到冲击时会降低。

四、结论与政策建议

本文使用中国 16 家上市商业银行 2000—2013 年的商业银行的非平衡面板数据,使用 Driscoll 和 Kraay (1998)^{[17]549-560} 方法对经济周期与资本缓冲之间的关系进行了实证检验,并且考虑了中国商业银行之间存在的截面自相关问题,得到以下结论:(1) 中国商业银行持有的资本缓冲具有逆周期特征;(2) 中国商业银行的资产规模越大,往往持有的资本缓冲越多,即太大而不能倒闭的理论在中国不成立;(3) 银行计提贷款损失拨备时主要基于利润理论,即商业银行为了实现发放贷款的利润,而尽量留存较多的资本缓冲以应对未预期的损失,即使贷款损失拨备下降,但是这种效应是不显著的,可能的原因在于银行也考虑到成本费用理论,即持有较多的资本缓冲会有机会成本。

基于以上结论,本文提出以下 3 点政策建议:

1. 制定政策时应充分考虑商业银行自身的逆周期性。在制定货币政策时,监管资本可以作为调节银行信贷规模的重要工具,当监管当局提高资本要求时,银行在存款数量没有发生大幅增加的前提下,必须要通过缩减贷款规模来达到监管资本要求,因此在经济萧条时期,监管当局为了防范系统

性风险,往往会增加资本金要求,这无疑会加剧经济的衰退。因此,巴塞尔委员会提出逆周期监管机制,即要求银行持有可以抵御预期之外风险的缓冲资本金。然而监管当局在制定相应逆周期监管政策时,应当充分考虑银行自身缓冲的逆周期效应,避免与监管当局的逆周期监管政策发生重叠而产生对经济的过度抑制作用,同时在逆周期监管政策实施过程中,应充分考虑到银行资产规模不同对政策效果的影响程度不同。

2. 逆周期资本缓冲计提的适量性。中国银行业银行本身具有的理性抉择可以产生良好稳定现状,监管当局在制定政策时应当充分考虑商业银行已有的资本缓冲数量,以避免过多计提资本缓冲而带来的银行业经营效率损失,在这个过程中实现均衡的难点是资本缓冲的适量性问题,此外还要充分考虑计提规则以及计提时点。

3. 完善宏观调控政策框架,与审慎监管理念相配合。2008 年美国金融危机后,学术界认为美国金融界“合成谬误”加剧了银行业内在的顺周期性,放大了金融危机效应从而最终演变为全球金融危机。为了防范产生金融危机以及加剧,世界各国将微观审慎的监管方式向宏观审慎监管转变,就中国而言,监管部门在建立宏观审慎监管框架时应充分考虑中国银行业自身资本缓冲已存在逆周期的特性,本文建议监管部门与货币当局应建立良好的信息合作机制,确保双方在宏观经济运行的具体情况下适当选择逆周期监管政策的实施时机,适时并适量地计提逆周期资本缓冲。

参考文献:

- [1] Shim J. Bank capital buffer and portfolio risk: the influence of business cycle and revenue diversification[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(3): 761-772.
- [2] Coffinet J, Coudert V, Pop A, Povel C. Two-way interplays between capital buffers and credit growth: evidence from french banks[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2012, 22(5): 1110-1125.
- [3] Fonseca A R, González F. How bank capital buffers vary across countries: the influence of cost of deposits, market power and bank regulation[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34(4): 892-902.
- [4] Guidara A, Lai V S, Soumaré I, Tchana F T. Banks' capital buffer, risk and performance in the Canadian banking system: impact of business cycles and regulatory changes[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(9): 3373-3387.
- [5] Repullo R, Suarez J. The procyclical effects of bank capital regulation[J]. *Review of Financial Studies*, 2013, 26(2): 452-490.
- [6] 陈旭东, 何艳军, 张镇疆. 货币政策、银行信贷行为与贷款损失准备——基于中国商业银行的实证研究[J]. *国际金融研究*, 2014(10): 64-74.
- [7] Grosse S, Schumann E. Cyclical behavior of german banks' capital resources and the counter cyclical buffer of basel Iii[J]. *European Journal of Political Economy*, 2014(34): 40-44.
- [8] Kashyap A, Stein J C. Cyclical implications of the basel II capital standards[J]. *Federal Reserve Bank of Chicago Economic*

- Perspectives, 2004, 28(1):18-31.
- [9] López M, Tenjo F, Zárata H. Credit cycles, credit risk and countercyclical loan provisions[J]. *Ensayos Sobre Política Económica*, 2014, 32(74):9-17.
- [10] Claessens S, Kose M A, Terrones M E. How do business and financial cycles interact? [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 87(1):178-190.
- [11] Agliari A, Vachadze G. Credit market imperfection, labor supply complementarity, and output volatility[J]. *Economic Modelling*, 2014, 38(0):45-56.
- [12] Gomez F, Ponce J. Bank competition and loan quality[J]. *Journal of Financial Services Research*, 2014, 46(3):215-233.
- [13] 黄宪, 熊启跃. 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[J]. *国际金融研究*, 2013(1):52-65.
- [14] 张小波. 逆周期资本缓冲机制的拓展及其在中国的适用性分析[J]. *国际金融研究*, 2014(5):71-79.
- [15] 党宇峰, 梁琪, 陈文哲. 我国上市银行资本缓冲周期性及其影响因素研究[J]. *国际金融研究*, 2012(11):74-85.
- [16] Beck N, Katz J N. What to do (and not to do) with time-series cross-section data[J]. *The American Political Science Review*, 1995, 89(3):634-647.
- [17] Driscoll J C, Kraay A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1998, 80(4):549-560.
- [18] Ayuso J, Pérez D, Saurina J. Are capital buffers pro-cyclical? evidence from spanish panel data[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2004, 13(2):249-264.
- [19] Estrella A. The cyclical behavior of optimal bank capital[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2004, 28(6):1469-1498.
- [20] Newey W K, West K D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix[J]. *Econometrica*, 1987, 55(3):703-708.
- [21] Stolz S, Wedow M. Banks' regulatory capital buffer and the business cycle: evidence for Germany[J]. *Journal of Financial Stability*, 2011, 7(2):98-110.
- [22] Borio C, Furfine C, Lowe P. Procyclicality of the financial system and financial stability: issues and policy options[R]. BIS Working Paper, No.1, 2001.

The Cyclical Behavior of Bank Capital Buffers of China's Commercial Banks —Based on an Empirical Analysis of the Panel Data of 16 Listed Banks

YU Wenmei, CAO Qiang, LI Jiarui

(School of Finance, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu Anhui 233030, China)

Abstract: Based on the unbalanced panel of China's 16 listed banks from 2000 to 2013, taking into account the possible cross section of spatial autocorrelation between banks, this paper used the approach of Driscoll and Kraay (1998) to test the relationship between China's commercial bank capital buffers and the economic cycle. It mainly focused on three important hypotheses. Results showed that: the capital buffers and coefficient of variation of the economic cycle fluctuation are positive, while there is a certain counter-cyclicality in capital buffers; commercial banks scale and capital buffers hold an inversely proportional relationship; the "too big to fail" theory is not applicable to China's reality; loan loss provision is not only based on the theory of profit, but also will be affected by cost theory, and the tradeoff between the two theories causes the loan loss provision coefficient to be not significantly negative.

Key words: capital buffer; counter cyclical; the cross section of spatial autocorrelation

[责任编辑:宋宏]