

中国商业银行贷款拨备的周期效应^{*}

丁友刚 严 艳

内容提要: 本文以 2002—2016 年间 88 家商业银行为样本, 实证考察了中国商业银行贷款拨备计提行为的周期效应。研究发现, 中国商业银行贷款拨备计提行为存在明显的顺周期性; 这种顺周期性在经济上行时期会传导至信贷市场从而放大信贷供给, 但在经济下行时期由于受到宏观货币政策调控的影响, 贷款拨备行为对信贷供给的影响甚微。进一步研究发现, 在不同的经济周期下, 银行竞争程度对银行贷款拨备与信贷关系的影响具有异质性。本文的研究为商业银行全面竞争新时代下建立前瞻性拨备制度, 完善贷款拨备监管提供了理论支持。

关键词: 贷款拨备 顺周期性 银行竞争

一、引 言

2008 年的金融危机席卷全球, 金融市场的波动通过信贷传导至实体经济, 实体经济的震荡反过来进一步扩大了金融体系的风险, 构成了一个不断反馈的恶性循环。这一效应又被金融体系的顺周期性进一步放大。商业银行作为链接实体经济和金融业的重要媒介, 在这一过程中扮演了重要的角色。具体来说, 目前国际通行的贷款拨备计提政策因其基于历史导向而非未来导向, 被命名为“已发生损失模型”。该模型有显著的后顾性特征, 容易受到商业周期的影响。该影响具体表现如下: 经济上行时期, 贷款拨备延迟计提, 而在经济下行时期, 再频繁确认累计的贷款损失。该方法会导致进一步加剧信贷的周期效应, 使得宏观经济的周期波动更为剧烈。

国内外对贷款拨备的周期效应的关注度日益提高。G20 在 2009 年 4 月的伦敦峰会提出改善会计估计与拨备标准, 共同达成一个高质量的全球会计准则, 要求监管制度在经济上行时期准备足够的缓冲准备; 经济下行时, 减少拨备以使市场恢复信心, 促进经济复苏, 从而使得新的监管制度减少而不是放大经济周期波动。此外, 巴塞尔银行监管委员会对巴塞尔协议进行了第三次修订, 并在 2012 年出台了巴塞尔协议 III, 意在增强金融体系的稳健性, 降低金融体系的顺周期性特点, 将逆周期因子引入资本流动和流动性管理框架并正式提出了动态拨备制度。在动态拨备制度下, 贷款拨备与宏观经济波动呈现逆周期变动, 在经济上行时期, 基于已发生损失模型计提的贷款拨备较少, 计提动态拨备多, 在宏观经济下行时期相反。在国内, 中国银监会也在 2011 年出台《关于中国银行业实施新监管标准的指导意见》, 建议在中国建立动态拨备制度。

基于现有贷款拨备计提模型的问题及其所带来经济后果的严重性, IASB 和 FASB 对贷款拨备计提的模型进一步改良。2009 年 3 月, IASB 与 FASB 提出了“预期损失”的概念, 该概念与“已发生损失”的概念有明显的差异。“已发生损失”概念的核心是贷款拨备的计提首要考虑损失事件是否“已经发生”, 具有明显的后顾性的特征。然而, “预期损失”的概念认为信用损失是信贷中必不可少的重要部分, 在信贷发放之初需要先考虑预期损失。随后 2014 年 7 月, IASB 发布《国际财务

^{*} 丁友刚, 暨南大学管理学院, 邮政编码: 510632, 电子信箱: tdyg@jnu.edu.cn; 严艳, 东莞金融控股集团有限公司, 邮政编码: 523808, 电子信箱: 842537718@qq.com。本研究得到国家自然科学基金项目“内部控制缺陷认定标准: 指标设计、影响因素与经济后果”(71572069)和广东省(基础研究及应用研究)重大项目(社会科学类“产业政策与信贷周期”(2016WZDXM011)的资助。作者感谢暨南大学博士研究生刘伟、周静怡和匿名审稿专家对本文提供的宝贵意见, 文责自负。

报告准则第9号—金融工具》。该准则于2018年1月1日生效,替代现有的IAS39。随着新准则的执行,这代表着“预期损失模型”取代了“已发生损失模型”。

显然,贷款拨备的周期效应及其经济后果受到的关注度日益提高,然而,在国内的学术界却鲜有文献探讨此项内容。因此,本文基于中国的政策制度背景,对中国商业银行贷款拨备计提行为本身是否具有顺周期性,若存在该种效应,该种顺周期性是否会传导至信贷市场,进一步导致信贷的周期效应产生,从而放大经济的周期性波动进行了研究。此外,随着金融改革的深化,利率市场化和存款保险制度实质性推进、民营银行不断获得经营牌照、互联网金融的快速发展,传统银行业的垄断地位受到了巨大的冲击,银行业净利润连续下滑,部分银行甚至出现负增长现象,银行业的竞争程度日益提高。那么,在不同的经济周期下,银行竞争程度对银行贷款拨备与信贷关系的影响是否存在差异?考虑中国商业银行的重要地位,银行竞争若进一步加剧宏观经济周期波动将对中国经济发展产生重大影响。因此,本文进一步分析了银行竞争对贷款拨备与信贷关系的影响。

本文的贡献包括如下方面:首先,银行通过计提贷款拨备放大信贷的顺周期性会导致宏观经济周期波动加剧,进一步危及金融市场以及中国经济发展的稳定。然而,目前仍缺乏文献探讨中国商业银行的贷款拨备周期效应及其与信贷供给的关系。本文弥补了现有文献的不足,探讨了中国贷款拨备的周期效应存在性以及贷款拨备与信贷关系周期效应的存在性,为贷款拨备的周期效应的研究提供部分理论支撑与数据支持。其次,进一步分析了银行竞争对贷款拨备与信贷关系的影响,有助于进一步探讨贷款拨备与信贷关系的周期效应的影响因素,从而为中国商业银行进一步探讨完善动态拨备制度、增强商业银行风险抵御能力提供理论支持。

二、文献综述

在回顾式计提的现状下,贷款拨备特别是非自由裁量贷款拨备的经济后果会进一步放大顺周期性。该情况的不利影响在金融危机出现后逐渐显露。国内外文献研究贷款拨备的顺周期特征,一般包含两种顺周期性:一是贷款拨备计提行为的顺周期性,即贷款拨备计提是否与经济周期反向波动;二是贷款拨备管理对信贷供给的顺周期性影响,即贷款拨备是否与信贷供给反向变动。此外,在中国特殊的背景下,银行竞争程度的提高有可能会进一步影响贷款拨备与信贷的关系,从而加剧经济波动。因此,文献综述分为贷款拨备与经济周期、贷款拨备与信贷的周期效应以及银行竞争与信贷供给三部分开展。

(一) 贷款拨备与经济周期

基于不同的经济背景下,不同的经济体对贷款拨备与经济周期关系的研究结论不一。Borio et al. (2001) 在研究中以10个OECD国家1980—1990年的数据为研究对象,^①研究发现贷款拨备与经济周期显著负相关。Caporale et al. (2015) 进一步将贷款拨备按其计提的主观能动性分解为自由裁量部分和非自由裁量部分,发现意大利银行贷款拨备的非自由裁量部分与商业周期负相关,尤其是在经济危机时更为显著。然而,在新兴经济体方面,结论有所不同。Angklomkiew et al. (2009) 探讨了亚洲区域性银行在次贷危机后的贷款拨备情况,他们以1998—2008年的数据为研究对象,发现8个亚洲国家的贷款拨备计提都有显著的逆周期特征。^②

贷款拨备不但是贷款资产损失的资本缓冲机制,而且是商业银行的早期预警机制(丁友刚和岳小迪,2009)。中国宏观货币政策调控力度大、信贷供给非市场化决定的背景与其他经济体的研究背景有显著区别,因此,基于中国特殊的背景下,对中国商业银行贷款拨备计提的周期效应开展

① 这10个OECD国家指的是美国、日本、德国、意大利、英国、西班牙、澳大利亚、瑞典、芬兰、挪威。

② 这8个亚洲国家指的是中国(包括香港地区)、印尼、印度、韩国、马来西亚、菲律宾、新加坡、泰国。

研究对于稳定经济发展以及银行的持续经营具有重要意义。然而,由于中国商业银行早期市场化程度低,信息披露机制不完善,国内关于贷款拨备与经济周期关系的研究成果匮乏。孙天琦和杨岚(2005)分析了2000—2004年间五家上市银行^①的贷款拨备计提情况,研究发现在贷款损失比例计提方面大多没有体现显著的周期性,但在经济上行时期存在少计提的可能。许友传等(2011)提出了一种动态和前瞻性的贷款拨备计提方法,该方法能够使贷款拨备计提的监管更加现实,并且能减少贷款拨备管理导致的潜在周期效应的作用。上述研究成果对中国商业银行贷款拨备的顺周期性及其应对方法具有一定的认识和启示意义。

(二) 贷款拨备与信贷的周期效应

银行贷款拨备计提可能会通过银行信贷渠道影响宏观经济的稳定。因此,贷款拨备与信贷关系的周期效应受到实务界和学术界的关注。有学者研究了信贷活动的周期效应。Lown & Morgan (2006) 在研究中探讨了GDP增长率、通货膨胀和货币因素与商业银行信贷活动的关系,发现了信贷活动的顺周期效应。此外, Caporale et al. (2013) 的研究表明在2008—2009年、2011—2012年经济下行时期,意大利的商业银行出现了不良贷款盈余的情况,即出现了超出财务因素以及宏观经济因素预期决定的不良贷款,原因之一是在经济上行时期扩张型的放贷政策导致的不良贷款在经济下行周期开始暴露。

关于贷款拨备周期效应与信贷周期效应的研究成果较为稀缺且众说纷纭,而且主要以国外成果为主。部分学者认为贷款拨备周期效应会通过资本充足率的影响从而加剧信贷周期效应。资本充足率影响信贷的周期效应本质上支持资本紧缩理论(Bernanke & Lown, 1991)。具体而言,在经济上行时期,银行计提的贷款拨备不足,在经济下行时期,银行利润下滑,贷款拨备难以弥补经济下行时期的信贷损失,因此,银行不得不动用资本核销部分信贷损失,从而导致银行的监管资本减少以及资本充足率下降,为了满足监管资本的要求,银行会减少信贷供给(Bouvatier & Lepeti, 2008)。Bushman & Williams(2012)进一步融合了融资约束和资本紧缩理论,研究发现在经济下行时期,市场受到权益融资约束,银行由于延迟确认预期损失导致资本充足率下降,在这种双重效应的影响下,银行会减少信贷供给。然而,有学者提出信贷的周期效应是多重因素共同作用的结果。Bikker & Hu(2002)认为,信贷的周期效应是贷款拨备政策、供给因素以及其他宏观因素多重影响下产生的经济后果。

(三) 银行竞争与信贷供给

现有研究证明,银行竞争与信贷供给具有相关性。Leon(2015)通过计算三个非结构性测度(Boone指标、Lerner指数和H统计量)来评价银行竞争度。研究结果表明,银行竞争能够缓解信贷约束。部分学者研究发现,银行竞争程度与信贷供给在经济上行时期和经济下行时期的变动具有异质性。具体而言,在经济上行时期,银行竞争程度对信贷供给产生正向的影响,而在经济下行时期,银行竞争程度对信贷供给产生负向的影响。Ruckes(2004)的研究发现,经济上行时期,扩张中的低筛选活动在放贷机构之间造成了激烈的价格竞争,贷款发放的质量较低,其后随着经济前景恶化价格竞争减弱,信贷标准显著收紧。Saurina(2009)集中研究了经济上行时期银行竞争程度和信贷供给的关系,而Sääskilahti(2016)集中研究了经济下行时期银行竞争程度和信贷供给关系的变动情况。Saurina(2009)的研究表明,在经济上行时期,竞争程度的提高会使得信贷供给过度增加,提倡宽松的信贷政策并且将来的贷款违约率显著提高。Sääskilahti(2016)在研究中使用了芬兰银行数据,研究发发现金融危机爆发后,在经济下行时期银行每月新增企业贷款减少但平均贷款利润率上升,进一步分析发现,在危机前竞争更激烈的银行的贷款量减少但平均贷款利润率的上升幅度更大。

此外,有学者从银行市场势力的角度分析了银行竞争程度与信贷供给的关系。Fungáčová & Weill(2014)研究了2002—2010年间银行竞争对欧元区国家银行借贷的影响。研究发现,银行竞争程

^① 包括招商银行、浦发银行、民生银行、华夏银行和深圳发展银行。

度影响贷款供给对货币政策的反应。具体而言,对于市场势力较强的银行来说,货币政策通过银行贷款渠道传导的效果不那么明显,而市场力量较弱的银行只是在金融危机之前才对货币政策更加敏感。

在银行竞争与信贷供给的现有文献中,以国外的研究成果为主,缺乏专门针对中国的经济周期对银行竞争与信贷供给关系影响的研究成果。该缺失的填补在中国银行业市场化的大背景下尤为重要,有利于了解中国商业银行的竞争是否会对信贷产生影响从而加剧宏观经济周期波动。

三、研究假设及研究设计

(一) 研究假设

根据国际会计准则 IAS39《金融工具:确认和计量》的要求,银行贷款需要计提“已知的未知”风险。具体而言,在资产负债表日,有客观证据证明贷款已发生减值,才能计提贷款拨备,该方法被称为“已发生损失模型”(丁友刚和王彬彬 2017)。此外,中国目前适用的《金融企业准备金计提管理办法(2012)》要求银行对贷款资产进行合理估计和判断,对其未来现金流量现值低于账面价值的部分计提贷款拨备以弥补贷款损失,不对未来损失计提贷款拨备,明显属于后顾式计提方法。无论是国际会计准则 IAS39 要求使用的“已发生损失模型”还是中国《金融企业准备金计提管理办法(2012)》的后顾式计提方法,本质上均会带来贷款拨备计提的滞后。贷款拨备计提的滞后是造成贷款拨备“顺周期性”后果的关键因素。具体而言,在经济上行时期,由于“已发生损失模型”的需要有客观证据证明贷款已发生减值,并且“已知的未知”风险发生的概率和金额难以估算,导致对经济下行时期的损失预计的及时性和准确性降低。因此,经济上行时期计提的贷款拨备无法覆盖经济下行时期产生的损失,表现出显著的“顺周期性”(丁友刚和王彬彬 2017)。基于此,本文提出如下假设:

H1: 中国商业银行贷款拨备与经济周期负向变动。具体而言,在经济上行时期,银行贷款拨备计提少,在经济下行时期,银行贷款拨备计提多。

在经济上行时期,后顾式计提的贷款拨备方法导致了信贷的快速增长。具体而言,在经济上行时期,非自由裁量贷款拨备计提少使得资本充足率较高,从而提高了信贷的增长率。然而,经济上行时期的贷款质量没有考虑未来经济下行时期时的潜在损失,因此,在经济下行时期,银行无法对经济周期的转换做出及时应对,经济上行时期累积的贷款质量恶化会对银行体系带来重大冲击(孙天琦和张观华 2008)。具体来说,在经济下行时期,由于经济上行时期所遗留的风险的出现导致银行信贷损失严重,资本充足率急剧下降,为了应对资本监管的要求,银行会减少信贷,然而银行信贷的减少会进一步加剧经济衰退(刘斌 2005)。此时,为了扶持经济的发展,政府干预对信贷起关键性的影响作用。基于中国银行业股权结构的特殊性、银行业对实体经济的传导机制,以银行为通道调控实体经济,是政府最直接的宏观调控手段之一。例如,2008 年“四万亿”经济刺激政策^①以及 2008 年国际金融危机发生后连续四次降息的调控措施导致 GDP 增速迅速下降与银行贷款增速快速增加一同出现的情况。

基于以上情况,本文提出在不同经济周期下,中国贷款拨备计提对信贷的周期效应有异质性的假设。具体而言,在经济上行时期,银行信贷受到政府干预的影响甚微,非自由裁量贷款拨备与信贷增长表现出一定的顺周期性,然而,在经济下行时期受到政府干预的影响,贷款拨备并非影响信贷的关键因素,此时商业银行非自由裁量贷款拨备与信贷增长可能无关。因此,本文提出如下假设:

^① 2008 年 11 月,为应对国际金融危机,中央政府推出了扩大内需、促进经济平稳增长的十项措施,到 2010 年底约投资 4 万亿元。同时期地方政府也推出了 18 万亿元的投资方案。随后中国政府不断完善和充实应对国际金融危机的政策措施,形成一揽子计划。本文所指“四万亿”经济刺激政策,并不仅是“四万亿”投资本身,而是中国政府出台的公共投资、货币、财政、产业等一系列经济刺激政策。

H2a: 在经济上行时期, 商业银行非自由裁量贷款拨备与信贷增长率负相关。

H2b: 在经济下行时期, 商业银行非自由裁量贷款拨备与信贷增长率没有显著关系。

根据资本紧缩理论(Bernanke & Lown, 1991), 资本充足率会影响信贷发放。此外, 贷款拨备对资本充足率有重要的影响作用。因此, 贷款拨备可能会通过对资本充足率的调整影响信贷发放。此外, 银行的竞争程度会对贷款供给及其损失确认产生影响。Bushman et al. (2016) 的研究发现, 竞争越激烈, 贷款损失确认的及时性越低。Saurina(2009) 的研究表明, 在经济上行时期, 竞争程度的提高会使得信贷供给过度增加, 提倡宽松的信贷政策。信贷增长率的提高可能是银行竞争促使对贷款拨备的调整从而影响资本充足率的结果。

贷款拨备政策以及其他宏观因素共同作用会影响信贷的周期效应(Bikker & Hu, 2002)。在经济下行时期, 中国特殊的金融体系下, 中国经济出现下滑时政府会通过信贷渠道干预从而缓解宏观经济萧条问题。因而, 尽管贷款拨备急剧增加从而导致银行资本紧缩, 但信贷增量受到政府干预的影响可能不减反增。换言之, 在经济下行时期, 由于受到政府干预的作用, 银行竞争度对贷款拨备与信贷关系可能没有显著影响。基于此, 本文提出如下假设:

H3a: 在经济上行时期, 银行竞争度对银行贷款拨备和信贷关系的顺周期性具有显著的正向影响。

H3b: 在经济下行时期, 银行竞争度对银行贷款拨备和信贷关系没有显著影响。

(二) 模型设计

基于 H1, 本文借鉴 Ahmed et al. (1999)、Bouvatier & Lepetit(2008) 的研究思路, 建立如下模型:

$$LLP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 * LLP_{i,t-1} + \alpha_2 * cycleGDP_{i,t} + \alpha_3 * NPL_{i,t} + \alpha_4 * NPL_{i,t+1} + \alpha_5 * LOAN_{i,t} + \alpha_6 * EBIT_{i,t} + \alpha_7 * CAP_{i,t} + \alpha_8 * HCAP_{i,t} + \alpha_9 * SIGN_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1) 中的变量含义如表 1 所示:

表 1 贷款拨备周期效应模型的变量定义表

变量名	变量含义
$LLP_{i,t}$	拨备计提比率: 当期计提的贷款损失拨备与当期贷款总额的比值
$LLP_{i,t-1}$	被解释变量滞后一期
$cycleGDP_{i,t}$	各银行所在省份 GDP 增长率的周期成分(%)
$NPL_{i,t}$	当期不良贷款率: 不良贷款余额与贷款总额的比值
$NPL_{i,t+1}$	$t+1$ 期不良贷款率, 反映预期贷款损失
$CAP_{i,t}$	资本充足率
$HCAP_{i,t}$	核心资本充足率
$EBIT_{i,t}$	拨备前税前利润与总资产的比值
$SIGN_{i,t}$	t 期拨备前税前利润与 $t-1$ 期拨备前税前利润之差与总资产平均余额的比值
$LOAN_{i,t}$	贷款总额与总资产的比值

贷款拨备是在对贷款损失进行分析以及评估后计提的, 具备人为的主观判断的特征。由于管理层在贷款拨备计提时具有自由裁量权, 国内外学者在研究中把贷款拨备计提的影响因素划分为非自由裁量因素和自由裁量因素两部分。非自由裁量因素决定的贷款拨备不因管理层主观能动性而改变, 一般包括了预期贷款的损失。非自由裁量因素包含了宏观层面的经济周期波动以及银行微观层面的信用风险, 使用贷款规模以及不良贷款率度量银行信贷的预期信用风险。管理层为达到某种特定目的而计提的贷款拨备被认为是自由裁量因素决定的贷款拨备。其中, 该特定的目的涵盖了利润平滑、资本管理以及信号传递三方面。上述三方面主要用拨备前税前利润、资本充足率(包含了总资本充

足率以及核心资本充足率)、拨备前税前利润增长率与贷款损失拨备的系数衡量。此外,由于贷款拨备的动态调整会影响下一期的贷款拨备调整,因此本文加入贷款拨备的滞后一期为解释变量展开研究。

以往考察银行贷款拨备的周期效应的研究成果在衡量经济周期时一般使用全国GDP增长率的原始序列为代理变量,该衡量方法实则是一种静态因果判断。正如刘金全等(2007)在研究中发现静态因果判断的原序列水平成分分析难以进一步考察数据的纵向动态变化特征。因此,本文借鉴 Stock & Watson(1987)的研究思路,将GDP增长率原始序列采用H-P滤波法(Hodrick & Prescott, 1997)分解为趋势成分和周期成分,其中周期成分代表了变量偏离其趋势的离差,基于此,以GDP增长率的周期成分作为衡量经济周期的代理变量更加恰当。GDP增长率的周期成分代表了宏观经济波动状况,以“已发生损失”为基础计提的贷款拨备和经济周期之间具有负向关系。换言之,贷款拨备具有顺周期的特征,基于此,本文预期GDP增长率的周期成分系数显著为负。此外,由于全国GDP数据属于时间序列数据,数据量少而且在实证检验中容易导致多重共线性。因此,本文对四大行^①以及12家全国性股份制银行^②采用全国性GDP数据,对地方性银行则采用银行总行所在省份的GDP数据。

借鉴 Bouvatier & Lepetit(2008)的研究设计,构建如下模型以验证H2a和H2b。鉴于中国商业银行的特殊情况,本文将总样本按照经济周期划分为经济上行时期和经济下行期。通过对如下模型的分样本回归,检验贷款拨备对银行信贷增长率的影响在不同的经济背景下是否存在差异。

$$\begin{aligned} Dloan_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 * Dloan_{i,t-1} + \beta_2 * NDISCLLP_{i,t} + \beta_3 * DISCLLP_{i,t} + \beta_4 * CAP_{i,t} + \\ & \beta_5 * HCAP_{i,t} + \beta_6 * lnassets_{i,t} + \beta_7 * cycleGDP_{i,t} + \beta_8 * Ddeposits_{i,t} + \\ & \beta_9 * Lrat_{i,t} + \beta_{10} * Inflation_{i,t} + \beta_{11} * Depositreserve_{i,t} + \gamma_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

参考董进(2005)以及Hodrick & Prescott(1997)的研究成果,使用H-P滤波法划分经济周期,趋势图如图1。如图1所示,2002—2016年,GDP增长率的周期成分在2007年以及2010年历经两次波峰。但是,2007年属于实体经济发展顶峰所形成的波峰,而2010年是由宏观货币调控政策引起波峰。因此,本文将2002—2007年划分为经济上行时期,此时 $Boom$ 取1;将2008—2016年划分为经济下行时期,此时 $Boom$ 取0。

模型(2)中的变量解释如表2所示:

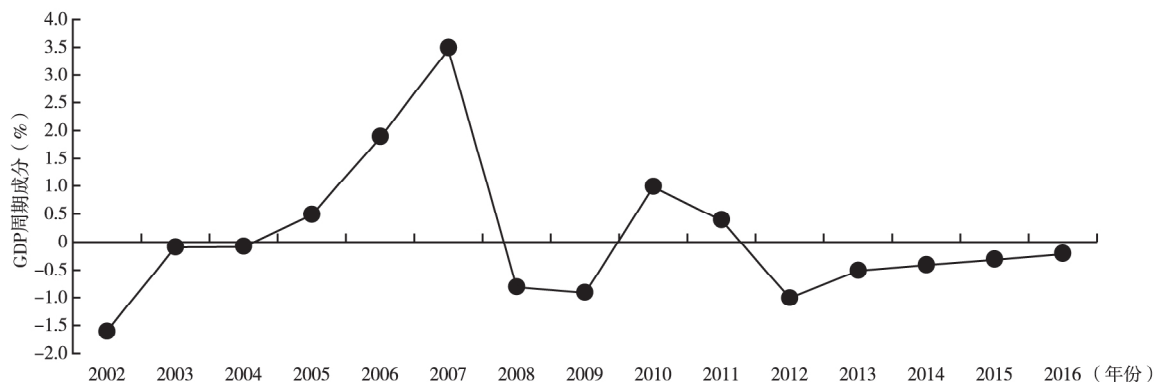


图1 全国GDP增长率的周期成分趋势

① 中国四大银行是指由国家(财政部、中央汇金公司)直接管控的四个大型国有银行,具体包括中国工商银行、中国农业银行、中国银行和中国建设银行。

② 12家全国性股份制商业银行包括招商银行、浦发银行、中信银行、中国光大银行、华夏银行、中国民生银行、广发银行、兴业银行、平安银行、浙商银行、恒丰银行、渤海银行。

表 2 贷款拨备与信贷关系的周期效应的变量定义

变量名	变量解释
$Dloan_{i,t}$	贷款增长率: t 期贷款余额与 $t-1$ 期贷款余额之差与 $t-1$ 期贷款余额的比值
$Dloan_{i,t-1}$	被解释变量滞后一期
$NDISCLLP$	非自由裁量贷款拨备
$DISCLLP_{i,t}$	自由裁量贷款拨备
$Boom$	2000—2007 年 $Boom$ 取 1 2008—2016 年 $Boom$ 取 0
$\ln assets_{i,t}$	总资产的自然对数
$Ddeposit_{i,t}$	存款增长率: $Ddeposit_{i,t} = (Ddeposit_{i,t} - Ddeposit_{i,t-1}) / 0.5(Tassets_{i,t} + Tassets_{i,t-1})$ (Bovazier & Lepetit 2008)
$Lrat_{i,t}$	中国人民银行一年期贷款基准利率
$Inflation$	通货膨胀率(%)
$Depositreserve$	存款准备金率

假定自由裁量贷款拨备 ($DISCLLP$) 和非自由裁量贷款拨备 ($NDISCLLP$) 都是模型 (1) 中相关变量的线性函数 (Bovazier & Lepetit 2008), 根据模型 (1) 的估计结果计算非自由裁量贷款拨备 ($NDISCLLP$) 和自由裁量贷款拨备 ($DISCLLP$):

$$NDISCLLP_{i,t} = \alpha_1 * LLP_{i,t-1} + \alpha_2 * cycleGDP_{i,t} + \alpha_3 NPL_{i,t} + \alpha_4 * NPL_{i,t+1} + \alpha_5 * LOAN_{i,t} \quad (3)$$

$$DISCLLP_{i,t} = \alpha_6 * EBIT_{i,t} + \alpha_7 * CAP_{i,t} + \alpha_8 * HCAP_{i,t} + \alpha_9 * SIGN_{i,t} \quad (4)$$

银行的贷款的调整一般会被认为是货币政策调整的信号, 银行本期的信贷总量的变动会对下一期的信贷产生调整压力, 基于此, 本文在解释变量中加入贷款增长率的滞后一期展开研究。控制变量包括了银行层面以及宏观经济层面两个层面的变量。首先, 银行层面的控制变量包括: 存款增长率、银行规模、资本充足率以及核心资本充足率。其次, 宏观经济层面的控制变量包括: GDP 增长率的周期成分、通货膨胀率、一年期贷款基准利率以及存款准备金率。

在现有研究成果中, 银行竞争的衡量方法划分为结构法以及非结构法。其中, 结构法是以传统 SCP 范式为基础的, 主要采用银行集中度指标衡量银行竞争程度, 如 CR_n 指数、HHI 指数。 CR_n 指数是指市场中规模前 n 名的竞争主体代表的市场份额, 而 HHI 指数则以市场中所有竞争主体分别占市场总收入 (或总资产) 百分比的平方和来衡量。结构法通过衡量银行集中度来判断市场竞争度, 是一种间接的衡量方式, 而非结构法可以直接衡量不同竞争程度下银行的行为特征 (边文龙等 2017)。非结构化指标是基于银行个体竞争行为, 估计反映竞争程度的参数, 包括 Lerner 指数 (Lerner 1934) 和 H 指数 (Panzar & Rosse 1987)。H 指数和 Lerner 指数均可代表银行在市场上的价格行为, 但是 H 指数只能在宏观数据的基础上估算银行业的整体竞争度, Lerner 指数却能在微观面板数据的基础上计算个体银行的竞争度, 更能反映微观信息的变化情况 (杨天宇和钟宇平 2013)。因此, 本文选取 Lerner 指数衡量银行个体的竞争程度, 刻画银行个体竞争行为。Lerner 指数的取值为 0 到 1, 银行个体的竞争程度越高, 定价能力越低, 价格与边际成本越接近, 此时, Lerner 指数越小。当银行处于完全竞争状态时, Lerner 为 0; 当银行处于完全垄断状态时, Lerner 为 1, 换言之, 银行竞争程度越大, Lerner 指数越小。

本文通过设置交乘项, 将 Lerner 指数转变为哑变量 $Xlerner$, 以衡量银行的个体竞争度对贷款拨备与信贷关系的周期效应的影响。Lerner 指数在其中位数以上时, $Xlerner$ 取 1, 否则, 取 0。为了检验 H3a 以及 H3b, 本文构建如下模型:

$$Dloan_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 * Dloan_{i,t-1} + \gamma_2 * NDISCLLP_{i,t} + \gamma_3 * DISCLLP_{i,t} + \gamma_4 * Xlerner_{i,t} +$$

$$\begin{aligned} & \gamma_5^* Xlerner_{i,t} + \gamma_6^* CAP_{i,t} + \gamma_7^* HCAP_{i,t} + \gamma_8^* lnassets_{i,t} + \\ & \gamma_9^* cycleGDP_{i,t} + \gamma_{10}^* Ddeposits_{i,t} + \gamma_{11}^* Lrat_{i,t} + \gamma_{12}^* Inflation_{i,t} + \\ & \gamma_{13}^* Depositreserve_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

(三) 样本选取

2001 年《金融企业呆账准备提取及呆账核销管理办法》实施,这意味着中国金融企业统一的呆账准备制度的建立。基于此,本文以 2002—2016 年的 Bankscope 数据库中上市以及非上市银行的数据为研究样本,由于 Bankscope 数据库中部分数据缺失,缺失部分已通过公开披露的财务报表手工搜集。本文按以下规则对研究样本进行进一步筛选:第一,剔除三大政策性银行的数据;^①第二,保证研究样本中的每一家银行至少有连续三年的数据,否则被剔除。经过上述筛选后得到 88 家银行 2002—2016 年的非平行面板数据。另外,通货膨胀率、贷款利率、存款准备金率和经济周期的数据来源于《中国金融年鉴》、《中国统计年鉴》以及中国人民银行官网。为了消除异常值的影响,对所有的连续变量分别进行上下 1% 的缩尾调整(Winsorize)。

银行可能出于利润平滑等因素考虑计提贷款拨备的前期金额的影响以及考虑前期信贷量发放信贷,有明显的动态调整特征,基于此,本文的研究应当构建动态面板模型。由于动态面板模型中,解释变量中包括了被解释变量的滞后项以及滞后项与随机误差项可能相关而产生内生性问题,从而影响模型估计的有效性。因此,本文使用可解决内生性问题的系统广义矩估计法(系统 GMM)对动态面板模型开展统计估计并采用稳健标准衡衡量其合理性。此外,需要进行自相关检验和 Sargan 检验,以确保模型不存在自相关性以及模型中采用的所有工具变量均有效,分别通过自相关系数 AR(1) 和 AR(2) 的 P 值以及 Sargan 统计量的 P 值进行检验。

四、实证结果分析

表 3 是描述性统计结果。由表 3 可知:贷款损失准备计提比率(LLP)的均值(中位数)为 0.90%(0.71%);GDP 增长率周期成分(cycleGDP)的均值(中位数)为 -31.89%(-34.8%);不良贷款率(NPL)的均值(中位数)为 1.89%(1.08%);贷款规模(LOAN)的均值(中位数)为 47.92%(48.84%);资本充足率(CAP)的均值(中位数)为 14.01%(12.61%);非自由裁量贷款拨备(NDISCLLP)的均值(中位数)为 0.82%(0.51%);自由裁量贷款拨备(DISCLLP)的均值(中位数)为 0.68%(0.65%);银行竞争度(Lerner)的均值(中位数)为 63.73%(65.8%)。

表 3 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
LLP	0.0090	0.0089	-0.0372	0.0071	0.0691
cycleGDP	-0.3189	1.5960	-11.0974	-0.3480	4.0438
NPL	0.0189	0.0408	-0.0054	0.0108	0.6800
LOAN	0.4792	0.1121	0.1427	0.4894	0.8687
DLOAN	0.0925	0.0683	-0.2614	0.0821	0.5722
EBIT	0.0189	0.0100	0.0001	0.0184	0.1761
CAP	0.1401	0.1437	-0.0398	0.1261	4.4600
HCAP	0.1342	0.3936	-0.0397	0.1068	11.7300
SIGN	0.0054	0.0100	-0.1371	0.0048	0.1922

^① 1994 年中国政府设立了国家开发银行、中国进出口银行、中国农业发展银行三大政策性银行,均直属国务院领导。

续表 3

变量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>NDISCLLP</i>	0.0082	0.0157	-0.0037	0.0051	0.2142
<i>DISCLLP</i>	0.0068	0.0042	-0.0166	0.0065	0.0775
<i>Ddeposits</i>	0.1632	0.1914	-1.0883	0.1602	1.0696
<i>lnassets</i>	18.7608	1.7412	11.9510	18.4168	23.9204
<i>Lrat</i>	0.0603	0.0048	0.0531	0.0597	0.0720
<i>Inflation</i>	0.0263	0.0183	-0.0080	0.0260	0.0590
<i>Depositreserve</i>	0.1803	0.0350	0.0600	0.2000	0.2071
<i>Lerner</i>	0.6373	0.1205	0.0404	0.6580	0.9094

表 4 为模型(1)的 Spearman 相关性分析。其中,GDP 增长率的周期成分(*cycleGDP*)与贷款拨备计提比率(*LLP*)之间在 1% 的显著性水平上负相关(-0.156),初步证明贷款拨备与经济周期之间负向变动。表 5 为模型(2)的 Spearman 相关性分析。其中,非自由裁量贷款拨备(*NDISCLLP*)与贷款增长率(*DLOAN*)之间在 5% 的显著性水平上负相关(-0.051),换言之,非自由裁量贷款拨备与贷款增长率之间可能存在负向关系。部分解释变量之间存在一定的相关性,为检验模型是否存在严重的共线性问题,计算模型的方差膨胀因子,结果显示各变量的方差膨胀因子都小于 5 以及方差膨胀因子均值都小于 3。因此,模型不存在严重的多重共线性的情况。

表 4 贷款拨备的周期效应的相关性分析

变量	<i>LLP</i>	<i>LLP_{t-1}</i>	<i>cycleGDP</i>	<i>NPL</i>	<i>NPL_{t+1}</i>	<i>LOAN</i>	<i>EBIT</i>	<i>CAP</i>	<i>HCAP</i>	<i>SIGN</i>
<i>LLP</i>	1									
<i>LLP_{t-1}</i>	0.414***	1								
<i>cycleGDP</i>	-0.156***	-0.007	1							
<i>NPL</i>	0.147***	0.115***	-0.033	1						
<i>NPL_{t+1}</i>	0.107***	0.080***	-0.032	0.829***	1					
<i>LOAN</i>	-0.029	0.063**	0.135***	0.026	-0.021	1				
<i>EBIT</i>	0.316***	0.299***	-0.094***	0.022	0.001	0.080**	1			
<i>CAP</i>	-0.052**	-0.129***	-0.025	-0.056*	-0.040	-0.087***	-0.013	1		
<i>HCAP</i>	-0.016	-0.001	-0.015	-0.013	-0.005	-0.005	0.024	0.372***	1	
<i>SIGN</i>	0.199***	0.104***	-0.007	0.032	0.012	-0.035	0.660***	0.021	-0.007	1

注:***、**、* 分别表示相关系数在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

表 5 贷款拨备与信贷关系的周期效应的相关性分析

变量	<i>DLOAN</i>	<i>DLOAN_{t-1}</i>	<i>NDISCLLP</i>	<i>DISCLLP</i>	<i>cycleGDP</i>	<i>CAP</i>
<i>DLOAN</i>	1					
<i>DLOAN_{t-1}</i>	0.380***	1				
<i>NDISCLLP</i>	-0.051**	-0.081	1			
<i>DISCLLP</i>	0.123	0.055	0.015	1		
<i>cycleGDP</i>	0.161***	0.200***	0.007	-0.088***	1	
<i>CAP</i>	-0.163***	-0.119***	-0.150***	0.060	-0.034	1
<i>HCAP</i>	-0.057	-0.029	0.003	0.450***	-0.029	0.369***

续表 5

变量	<i>HCAP</i>	<i>Ddeposits</i>	<i>Lnassets</i>	<i>Lrat</i>	<i>Inflation</i>	<i>Depositreserve</i>
<i>Ddeposits</i>	0.505 ***	0.367 ***	-0.056	-0.090 ***	0.242 ***	-0.022
<i>lnassets</i>	-0.117 ***	-0.145 ***	-0.011	-0.038	-0.059 **	-0.185 ***
<i>Lrat</i>	-0.093 ***	-0.010	-0.040	0.100 ***	0.023	0.036
<i>Inflation</i>	-0.078 ***	0.173 ***	-0.033	-0.002	0.351 ***	0.068 *
<i>Depositreserve</i>	-0.250 ***	-0.152 ***	-0.250 ***	0.094 ***	-0.353 ***	0.102 ***
<i>DLOAN</i>						
<i>DLOAN_{t-1}</i>						
<i>NDISCLLP</i>						
<i>DISCLLP</i>						
<i>cycleGDP</i>						
<i>CAP</i>						
<i>HCAP</i>	1					
<i>Ddeposits</i>	-0.018	1				
<i>lnassets</i>	-0.086 ***	-0.034	1			
<i>Lrat</i>	0.027	-0.035	-0.091 ***	1		
<i>Inflation</i>	0.019	0.171 ***	-0.121 ***	0.712 ***	1	
<i>Depositreserve</i>	0.057	-0.138 ***	0.037	0.122 ***	0.006	1

注: ***、**、* 分别表示相关系数在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

表 6 列示了模型(1)的回归结果。回归结果显示,贷款损失拨备滞后项系数显著为正($Boom = 1$ 时,系数为 0.482; $Boom = 0$ 时,系数为 0.133)。这表明银行确实有动态调整各期贷款拨备的行为。各省份 GDP 增长率周期成分的系数在 1% 的水平上显著为负($Boom = 1$ 时,系数为 -0.001, $Boom = 0$ 时,系数为 -0.001)这与 H1 的预期一致。因此,模型 1 的检验结果验证了本文的 H1,商业银行贷款拨备计提行为确实具有明显的顺周期性。

表 6 模型 1 的回归结果

变量	(1) <i>Boom = 1</i> <i>LLP</i>	(2) <i>Boom = 0</i> <i>LLP</i>
<i>LLP_{t-1}</i>	0.482 *** (3.71)	0.133 ** (2.06)
<i>cycleGDP</i>	-0.001 *** (-3.01)	-0.001 *** (-2.95)
<i>NPL</i>	0.055 ** (2.36)	0.076 *** (3.01)
<i>NPL_{t+1}</i>	0.016 (0.75)	0.049 ** (2.53)
<i>LOAN</i>	0.009 (0.56)	-0.002 (-0.54)
<i>EBIT</i>	0.183 (0.83)	0.258 *** (3.29)

续表 6

变量	(1) <i>Boom</i> = 1 <i>LLP</i>	(2) <i>Boom</i> = 0 <i>LLP</i>
<i>CAP</i>	-0.019 (-0.49)	0.007 (0.85)
<i>HCAP</i>	0.041 (1.02)	-0.004 (-1.32)
<i>SIGN</i>	0.279 (1.23)	0.172* (1.84)
常数项	0.007 (0.81)	0.005** (2.32)
N	151	840
Wald chi2(9)	368.82	280.98
Prob > chi2	0.0000	0.0000
AR(1)	0.3886	0.0041
AR(2)	0.2108	0.7101
Sargan	0.7127	0.1444

注: **、*、* 分别表示回归结果在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。表格中括号内的数值是 z 值。AR(1) 是 SYS-GMM 模型扰动项的一阶自相关性检验的 P 值, AR(2) 是 SYS-GMM 模型扰动项的二阶自相关性检验的 P 值, Sargan 为 Sargan 过度识别检验的 P 值。下表同。

表 7 中的 (1)、(2) 列为模型 (2) 的回归结果。在分组研究中, 经济上行时期 (*Boom* = 1), 非自由裁量贷款拨备 (*NDISCLLP*) 的系数在 1% 的显著性水平下为负 (-1.138), 验证了 H2a; 在经济下行时期 (*Boom* = 0), 非自由裁量贷款拨备 (*NDISCLLP*) 的系数不显著, 验证了 H2b。因此, 在经济上行时期, 中国商业银行贷款拨备计提对信贷增速存在明显的顺周期效应; 在经济下行时期, 中国商业银行贷款拨备计提对信贷增速没有显著影响。出现这种现象的原因在于, 在经济上行时期, 政府对商业银行的干预较少, 此时商业银行内部的贷款拨备计提对信贷供给产生显著的影响, 然而, 在经济下行时期, 政府强有力地通过宏观调控政策对总体经济、地区经济或行业经济进行干预。具体而言, 政府倡导稳健的经济发展, 因此当遇到类似美国 2007 年次贷危机扩散至全球进而导致 2008 年金融危机的情况时, 中国政府会选择加强宏观调控力度。比如, 中国政府在 2008 年实施的救市计划, 包括“四万亿”救市计划以及央行四次调整存贷款基准利率验证了这一点。这种强有力的货币政策调控成为了影响信贷供给的关键因素, 此时贷款拨备计提对信贷的作用并不明显。

表 7 中的 (3)、(4) 列展示了模型 (5) 的回归结果。在 H2a 和 H2b 的基础上, 为了便于比较银行个体竞争度大小对贷款拨备与信贷关系的影响, 表 7 中的 (3)、(4) 列示了加入虚拟变量 *Xlerner* 与交乘项 *XlernerNDISCLLP* 时不同经济阶段贷款拨备对信贷增长率的分组回归结果。回归结果显示: 在经济上行时期 (*Boom* = 1), 交乘项 *XlernerNDISCLLP* 的系数在 1% 的显著性水平下为负 (-6.383)。在经济下行时期 (*Boom* = 0), 交乘项 *XlernerNDISCLLP* 的系数为正但不显著。因此, 经济上行时期, 银行竞争度对银行贷款拨备和信贷关系的顺周期性具有显著的正向影响; 经济下行时期, 银行竞争度对银行贷款拨备和信贷关系没有显著影响。

表 7 模型 2 和模型 5 的回归结果

变量	(1) <i>Boom</i> = 1 <i>Dloan</i>	(2) <i>Boom</i> = 0 <i>Dloan</i>	(3) <i>Boom</i> = 1 <i>Dloan</i>	(4) <i>Boom</i> = 0 <i>Dloan</i>
<i>Dloan</i> _{<i>t</i>-1}	-0.095 (-1.62)	0.185*** (5.03)	-0.209*** (-3.36)	0.446*** (3.50)
<i>NDISCLLP</i>	-1.138*** (-3.62)	-0.108 (-0.72)	-0.958*** (-11.07)	0.077 (0.14)
<i>XlernerNDISCLLP</i>			-6.383*** (-2.93)	1.071 (0.90)
<i>Xlerner</i>			0.180** (2.46)	-0.016 (-0.74)
<i>DISCLLP</i>	-2.625 (-0.64)	4.286 (1.30)	2.207 (0.39)	-13.987 (-1.50)
<i>cycleGDP</i>	0.006 (0.75)	-0.001 (-1.00)	0.067*** (7.03)	-0.004 (-0.75)
<i>CAP</i>	-0.007 (-0.82)	-0.002*** (-3.03)	0.220 (0.11)	-0.079 (-0.28)
<i>HCAP</i>	0.129* (1.91)	0.102*** (5.90)	-0.059 (-0.03)	-0.084 (-0.41)
<i>Ddeposits</i>	-0.007 (-1.55)	0.048* (1.68)	0.205** (2.24)	0.274*** (6.39)
<i>lnassets</i>	-0.173 (-1.09)	-0.106 (-0.75)	-0.039 (-1.03)	-0.077*** (-4.40)
<i>Irat</i>	-0.001 (-0.34)	-0.043* (-1.73)	-18.803 (-0.82)	-0.002 (-1.07)
<i>Inflation</i>	-0.004 (-0.23)	-0.008 (-1.27)	1.409 (0.57)	-2.195*** (-4.08)
<i>Depositreserve</i>	0.283 (1.05)	3.851 (1.40)	-0.606 (-0.07)	2.301*** (3.92)
常数项	-0.095 (-1.62)	-0.808 (-1.14)	1.963** (1.96)	1.237*** (4.27)
N	112	455	112	455
Wald chi2(9)	46.37	141.43	519.43	153.77
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(1)	0.6225	0.0103	0.9800	0.0003
AR(2)	0.4704	0.1855	0.5546	0.1284
Sargan	0.1811	0.1104	0.6684	0.1098

五、稳健性检验

本文在基准模型中使用非结构法的指标(Lerner 指数) 衡量银行个体竞争行为 ,反映银行竞争

程度。考虑到现有研究成果存在使用结构法的指标(如 HHI 指数)代理银行集中度以衡量银行竞争程度的情况。因此,本文在稳健性检验中使用 HHI 指数替代 Lerner 指数对 H3a 及 H3b 进行稳健性检验。表 8 列示了上述稳健性检验的回归结果。表 8 中(1)、(2)列示了加入虚拟变量 HHI 与交乘项 $HHINDISCLLP$ 时不同经济阶段贷款拨备对信贷增长率的分组回归结果。回归结果显示:在经济上行时期($Boom = 1$)交乘项 $HHINDISCLLP$ 的系数在 1% 的显著性水平下为正(0.908)。在经济下行时期($Boom = 0$)交乘项 $HHINDISCLLP$ 的系数为正但不显著。因此,稳健性检验的结果与表 7 的结果没有显著差异。

表 8 稳健性检验的回归结果

变量	(1) $Boom = 1$ $Dloan$	(2) $Boom = 0$ $Dloan$
$Dloan_{t-1}$	-0.084*** (-11.50)	0.489*** (2.68)
$NDISCLLP$	-3.079*** (-5.47)	0.537 (0.54)
$HHINDISCLLP$	0.908*** (11.47)	1.284 (1.08)
HHI	-0.035** (-2.01)	-0.032 (-0.98)
$DISCLLP$	-6.191 (-0.74)	2.304 (1.56)
$cycleGDP$	0.047*** (5.62)	-0.013 (-1.59)
CAP	1.596 (0.73)	0.221 (0.67)
$HCAP$	-1.694 (-0.80)	-0.022*** (-3.17)
$Ddeposits$	0.234 (1.51)	0.513*** (8.94)
$lnassets$	-0.018 (-0.62)	0.123*** (3.93)
$Irat$	0.897 (0.53)	25.143*** (4.98)
$Inflation$	-3.956* (-1.77)	-1.099* (-1.81)
$Depositreserve$	0.873* (1.69)	-6.402*** (-4.26)
常数项	1.596 (0.73)	-2.604*** (-4.59)
N	112	455
Wald chi2	539.62	862.54

续表 8

变量	(1)	(2)
	<i>Boom</i> = 1 <i>Dloan</i>	<i>Boom</i> = 0 <i>Dloan</i>
Prob > chi2	0.0000	0.0000
AR(1)	0.6001	0.0020
AR(2)	0.8798	0.7011
Sargan	0.4330	0.1019

六、研究结论及评述

本文以 2002—2016 年间 88 家商业银行为研究样本建立动态面板回归模型,对中国贷款拨备的周期性特征及其与信贷关系的周期效应进行了实证研究。研究发现,中国银行贷款拨备与代表经济周期情况的 GDP 增长率的周期成分有明显的负向关系,说明中国商业银行在经济上行时期,贷款拨备的计提相对较少,但是在经济下行时期贷款拨备计提较多,具有明显的顺周期性。此外,在不同的经济阶段,贷款拨备对银行信贷的增量的周期效应存在异质性。具体而言,在经济上行时期,贷款拨备与信贷增量负向变动,在经济下行时期,贷款拨备与信贷增量关系不显著。在扩展分析中,加入反映银行个体竞争度的 Lerner 指数,发现在不同的经济阶段,银行个体竞争度对商业银行贷款拨备和信贷关系的周期效应的影响不同。具体来说,经济上行时期,银行竞争度对银行贷款拨备和信贷关系的顺周期性具有显著的正向影响;经济下行时期,银行竞争度对银行贷款拨备和信贷关系没有显著影响。

根据以上结论,本文得出一些政策启示:中国贷款拨备计提行为明显与经济周期负向变动,具体表现为在经济上行时期,贷款拨备与信贷增量负向变动,在经济下行时期,贷款拨备与信贷增量关系不显著。该情况是由中国信贷供给的非市场化造成的。在金融危机时期,政府通过行政手段而非市场机制调控银行信贷量,从而调控宏观经济。毫无疑问,这种调控政策在短期内防止了中国经济硬着陆,但从长远看,这也许不过是中国特定发展阶段的无奈之举,经济学界近年来已开始反思,例如 2008 年“四万亿”投资计划被认为导致投资效率低下、通货膨胀以及产能过剩。在经济下行时期,放松信贷供给进一步稳健货币政策并不是长久可行之策。此外,在经济下行期间新增的银行贷款进入实体经济的部分很少,难以从根本对实体经济产生影响。在银行准入门槛降低、银行管制有所放松以及银行业市场化的大背景下,动态拨备制度或者前瞻性的贷款拨备制度尤为重要。完善动态拨备制度,使其不仅能提高会计信息透明度、为投资者决策提供有用信息,而且能符合金融系统稳定性的要求,以达到尽可能避免贷款拨备计提顺周期效应的效果。虽然 2014 年 IASB 出台了与贷款确认、计量相关的最新准则(IFRS9),贷款减值的确认方法由原本的“已发生损失模型”更改为“预期损失模型”,但是,“预期损失模型”的实施成本较大,需要拥有较长年度的历史数据以及先进的风险评估技术,否则,难以确定贷款违约损失率和长期违约概率。另外,“预期损失模型”包含了使用者的主观性,管理者既可根据预期提前确认减值损失,亦可在后期转回预期损失,受主观性的影响过大从而降低了会计信息的可靠性。因此,考察“预期损失模型”对中国商业银行的适用性是今后研究工作的主要内容。此外,周期性波动在经济发展中是必然存在的,政策工具只能起到尽量避免顺周期性的效果,尽可能减少外部规则对周期效应的作用,不存在能完全消除经济周期性波动情况。

参考文献

边文龙、沈艳、沈明高 2017 《银行业竞争度、政策激励与中小企业贷款——来自 14 省 90 县金融机构的证据》,《金融研究》第

1 期。

董进 2006 《宏观经济波动周期的测度》,《经济研究》第 7 期。

丁友刚、岳小迪 2009 《贷款拨备、会计透明与银行稳健》,《会计研究》第 3 期。

丁友刚、王彬彬 2017 《贷款拨备: 从“已知的未知”到“未知的未知”?》,《会计研究》第 9 期。

黄海杰、吕长江、Edward Lee 2016 《“四万亿投资”政策对企业投资效率的影响》,《会计研究》第 2 期。

刘金全、刘志刚、李庆华 2007 《我国实际产出序列的周期成分分解与周期波动的持久性度量》,《21 世纪数量经济学》第 8 卷。

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。

孙天琦、杨岚 2005 《有关银行贷款损失准备制度的调查报告——以我国五家上市银行为例的分析》,《金融研究》第 6 期。

孙天琦、张观华 2008 《银行资本、经济周期和货币政策文献综述》,《金融研究》第 1 期。

许友传、刘庆富、王智鑫 2011 《基于动态和前瞻性的贷款损失拨备适度性研究》,《金融研究》第 12 期。

杨天宇、钟宇平 2013 《中国银行业的集中度、竞争度与银行风险》,《金融研究》第 1 期。

Ahmed A. S. , T. Carolyn , and T. Shawn ,1999, “Bank Loan Loss Provisions: A Reexamination of Capital Management , Earnings Management and Signaling Effects” , *Journal of Accounting and Economics* 28(1) , 1—25.

Angklomkiew , J. , S. George , and F. Packer , 2009, “Issues and Developments in Loan Loss Provisioning: The Case of Asia” , *Gaceta Sanitaria* 21(2) 269—269.

Bernanke , B. S. , C. S. Lown , and B. M. Friedman ,1991, “The Credit Crunch” , *Brookings Papers on Economic Activity* , 2 205—247.

Borio C. , C. Furfine , and P. Lowe 2001, “Procyclicality of the Financial System and Financial Stability: Issues and Policy Options” , *BIS Papers* 1 1—57.

Bouvatier V. , and L. Lepetit 2008, “Banks’ Procyclical Behavior: Does Provisioning Matter?” , *Journal of International Financial Markets Institutions and Money* , 5(18) 513—526.

Bikker , J. , and H. Hu 2002, “Cyclical Patterns in Profits , Provisioning and Lending of Banks and Procyclicality of the New Basel Capital Requirements” , *BNL Quarterly Review* 221 143—175.

Bushman , R. M. , and C. D. Williams ,2012, “Accounting Discretion , Loan Loss Provisioning , and Discipline of Banks’ Risk-Taking” , *Journal of Accounting and Economics* 54(1) 1—18.

Bushman , R. M. , B. E. Hendricks , and C. D. Williams 2016, “Bank Competition: Measurement , Decision-making , and Risk-taking” , *Journal of Accounting Research* 54(3) 777—826

Caporale , G. M. , M. Alessi , S. D. Colli , and J. S. Lopez , 2015, “Loan Loss Provision: Some Empirical Evidence for Italian Banks” , Social Science Electronic Publishing.

Caporale , G. M. , S. D. Colli , and J. S. Lopez 2013, “Bank Lending Procyclicality and Credit Quality During Financial Crises” , *Economic Modelling* 43(43) 142—157.

Fungáčová , Z. , L. Solanko , and L. Weill ,2014, “Does Competition Influence the Bank Lending Channel in the Euro Area?” , *Journal of Banking and Finance* 49 356—366.

Hodrick , R. J. , and E. C. Prescott , 1997, “Postwar U. S Business Cycles: An Empirical Investigation” , *Social Science Electronic Publishing* 29(1) 1—16.

Lerner , A. , 1934, “The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power” , *Review of Economic Studies* , 1(3) , 157—175.

Leon , F. , 2015, “Does Bank Competition Alleviate Credit Constraints in Developing Countries? ” , *Journal of Banking and Finance* , 57(61) 130—142.

Lown , C. , and D. P. Morgan ,2006, “The Credit Cycle and the Business Cycle: New Findings Using the Loan Officer Opinion Survey” , *Journal of Money Credit and Banking* , 38(6) 1575—1597.

Panzar , J. C. , and J. N. Rose ,1987, “Testing for ‘Monopoly’ Equilibrium” , *Journal of Industrial Economics* , 35(4) 443—456.

Ruckes , M. 2004, “Bank Competition and Credit Standards” , *Review of Financial Studie* 17(4) 1073—1102.

Sääskilähti , J. , 2016, “Local Bank Competition and Small Business Lending after the Onset of the Financial Crisis” , *Journal of Banking and Finance* 69 37—51.

Saurina , J. , 2009, “Dynamic Provisioning: The Experience of Spain” , The World Bank.

Stock , J. H. , and M. W. Watson ,1987, “Interpreting the Evidence on Money-income Causality” , *Journal of Econometrics* 40(1) , 161—181.

The Procyclicality of Loan Loss Provisioning in Chinese Commercial Banks

DING Yougang^a and YAN Yan^b

(a: School of Management , Jinan University; b: Dongguan Financial Holdings Group Co. , Ltd.)

Summary: An economic crisis swept the world in 2008. The volatility of financial markets was transmitted to the real economy through credit. The shock to the real economy further expanded the risk to the financial system , leading to a vicious circle of feedback. This effect was further amplified by the procyclicality of the financial system. Because they link the real economy and the financial industry , commercial banks play an important role in this process. Specifically , at present , the accepted international bank loan provisioning policy (the so-called “loss model”) is based on historical orientation rather than future direction. The model has significant backward characteristics and is susceptible to the business cycle. The impact is as follows. During an economic upswing , the provision for loans is delayed , and during an economic downturn , accumulated loan losses are frequently confirmed. The result is a further exacerbation of cyclical effects in credit , making the cyclical fluctuations in the macro economy more intense.

We use a sample of 88 Chinese commercial banks from 2002 to 2016 to examine whether loan loss provisioning in Chinese commercial banks is procyclical. The empirical results show that provisioning behavior in Chinese commercial banks is procyclical. In addition , during economic expansion , this procyclicality influences the credit market and results in an increase in the credit supply; however , during economic downturn , the impact of the provisioning behavior on the credit supply is minimal due to macroeconomic regulation and monetary policy. Further research shows that under different economic cycles , the degree of bank competition has heterogeneous effects on the relationship between bank loan provision and credit.

This situation is caused by the non-marketization of China’s credit supply. During the financial crisis , the government regulated the amount of bank credit through administrative means rather than market mechanisms , thus in turn regulating the macro economy. Undoubtedly , this policy prevented the Chinese economy from hardening in the short term , but in the long run , it is no mean in the Chinese specific development stage. Therefore , a dynamic provisioning system or forward-looking loan provisioning system is needed. Such a system would increase the transparency of accounting information , provide useful information for investors’ decision-making , improve the stability of the financial system , and avoid the procyclical effect of loan provisioning as much as possible. In 2014 , the IASB issued the latest standard (IFRS9) related to loan confirmation and measurement , in which the method for confirming loan impairment was changed from the original “loss model” to “expected loss model”; however , implementation of the expected loss model is costly. Therefore , future research must examine the applicability of the expected loss model to China’s commercial banks. In addition , cyclical fluctuations are inevitable in economic development. Policy tools can only avoid the effect of procyclicality as much as possible and minimize the effect of external rules on it. There is no way to completely eliminate cyclical fluctuations in the economy.

This paper makes several contributions to the literature. It shows that banks magnify the procyclicality of credit through loan provision , which leads to intensified macro-economic cycle fluctuation and further endangers the stability of China’s financial market and economic development. It is thus logical to ask: does the loan provision of commercial banks in China have a cyclical effect? If so , will it spread to the supply of credit and cause economic volatility? Unfortunately , relevant research results are scarce. This paper fills a gap in the literature by discussing the periodic effect of loan provision in China and providing theoretical and empirical support for the study of the periodic effect of loan provision. In addition , this paper analyzes the impact of bank competition on the relationship between loan provision and credit , which is helpful in discussing how to improve the dynamic provision system and encourage commercial banks to avoid risks.

Keywords: Loan Loss Provision; Procyclicality; Bank Competition

JEL Classification: G32

(责任编辑: 林 一) (校对: 王红梅)