

银行融资稳定性降低了信贷顺周期性吗^{*}

郭 威 廉永辉 张 琳

内容提要:本文构建理论模型分析了银行融资稳定性对信贷周期性的影响,发现提升融资稳定性可以降低信贷顺周期性。在此基础上,应用我国 166 家商业银行 2004—2016 年的年度非平衡面板数据进行实证检验,结果显示:(1)我国商业银行信贷周期性特征在不同时段存在差异,在 2010 年之前(后)呈现逆(顺)周期特征;(2)提升融资稳定性可以降低(增强)银行信贷的顺(逆)周期性。进一步研究发现:(3)我国商业银行融资成本具有逆周期性,提升融资稳定性可以降低银行融资成本的逆周期性;(4)对于资本充足率较低的银行而言,稳定融资对其信贷顺周期性的削弱效应更明显。本研究支持将“存款立行”作为微观审慎监管和宏观审慎监管的有效结合点,对于加强微观与宏观审慎监管制度的协调与配合具有一定的启示意义。

关键词:融资稳定性 信贷顺周期性 微观审慎监管 宏观审慎监管

作者简介:郭 威,中共中央党校(国家行政学院)经济学部副教授、博士,100091;

廉永辉(通讯作者),首都经济贸易大学金融学院讲师、博士,100070;

张 琳,北京工商大学经济学院讲师、博士,100048。

中图分类号:F832.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2019)07-0052-15

一、引 言

在 2017 年 7 月的金融工作会议上,习近平总书记强调“防止发生系统性金融风险是金融工作的永恒主题。要把主动防范化解系统性金融风险放在更加重要的位置”。十九大报告也明确提出,“要坚决打好防范化解重大风险……攻坚战”,“守住不发生系统性金融风险的底线”。就系统性风险的成因而言,随着各界对本次金融危机发展与演化机制研究的持续推进,信贷顺周期性可能导致系统性金融风险积累成为共识(Borio 等,2014)。危机发生前,银行过度宽松的信贷供给导致信贷资源误置和资产价格泡沫产生,增加了经济运行风险;危机爆发后,银行的流动性囤积行为又减少了实体经济的可用资金,延长了经济衰退时间。信贷顺周期性根植于市场的不完全性:一

^{*} 基金项目:国家社会科学基金项目“环境约束视阈下的我国工业增长绩效、动态演进及影响因素问题研究”(15CJY042);北京市社会科学基金项目“京津冀银行业对外开放:发展趋势、经济效应和提升策略”(18YJC021)。

是信息不对称下银行信贷决策受借款方抵押品价值的影响而具有顺周期性,二是有限理性下银行对风险的系统性认知偏差将导致信贷的羊群行为和顺周期风险承担(Borio等,2014)。在银行业具有内在顺周期性的前提下,既有研究主要关注制度层面因素对信贷顺周期的影响,发现资本充足率监管、后顾的拨备制度、公允价值会计标准、外部评级制度等监管制度或会计准则客观上产生了加剧银行顺周期的副作用(Beyhaghi等,2014)。值得注意的是,在相同的监管制度下,不同股权性质、业务模式和融资结构的银行,其信贷的顺周期性存在明显差异。

在上述因素中,本文主要关注银行融资稳定性对信贷顺周期性的影响。商业银行的资金来源既包括零售存款、长期负债、权益资本等稳定资金来源,又包括同业存款、卖出回购款项、大额可转让存单等具有短期批发融资性质的非稳定资金来源。随着金融管制放松、市场竞争压力加大,零售存款等稳定资金来源无法满足银行业务发展需要,批发融资成为必要的融资渠道。作为零售存款的有益补充,批发融资可以为银行把握有价值的投资机会提供充分的资金支持。但过度依赖不稳定的批发融资增加了银行的流动性风险。Ivashina和Scharfstein(2010)发现美国银行业2007—2009年的信贷投放与危机前相比有大幅下降,但相比于较难获得稳定融资的银行,存款资金较多的银行信贷紧缩较少。Cornett等(2011)也研究了美国银行业2006—2009年的信贷投放问题,发现依赖核心存款和权益资本等稳定资金来源的银行相比于依赖批发融资的银行信贷投放额更大。Allen和Paligorova(2015)、Kapan和Minoiu(2013)的跨国研究均得到了类似的结论。

通过以上文献梳理可知,银行融资稳定性降低会导致信贷投放随市场和经济环境变化过度波动,那么融资稳定性会影响银行信贷的周期性特征吗?对于这一问题鲜有研究,目前仅发现Jeong和Jung(2013)进行了相关探索。Jeong和Jung(2013)基于韩国银行业2000—2011年的数据研究了批发融资比率对信贷随经济周期变动的弹性的影响,结果显示批发融资增强了银行信贷对经济周期的敏感度。那么,对于我国商业银行而言,融资稳定性降低是否增加了信贷顺周期性?探究我国银行融资稳定性对信贷周期性的影响,对于加强和协调微观审慎监管和宏观审慎监管具有重要的启示意义:一方面,从微观审慎角度看,在经济“新常态”和利率市场化的大背景下,我国基础货币投放渠道的改变、货币市场的兴起和居民理财意识的觉醒导致银行存款增长面临巨大压力,银行负债结构中稳定资金占比明显降低,抵御外部冲击能力下降,流动性风险上升;另一方面,从宏观审慎角度看,随着我国银行业市场化改革的推进,银行业内在的顺周期“基因”逐渐显现,而信贷顺周期投放将加剧资产价格波动和投资波动,从而放大经济波动、积累金融体系的系统性风险,给“稳增长”和“防风险”带来严重挑战。

本文通过理论分析表明:在经济上行阶段,负债来源中存款占比较低(批发融资占比较高)的银行融资成本下降较多,导致银行发放贷款时的筛选力度下降较多、信贷投放数量上升较多,因此融资稳定性较低的银行信贷顺周期性较强。在对融资稳定性影响银行信贷周期性的机制进行理论分析的基础上,本文利用我国166家商业银行2004—2016年的年度非平衡面板数据进行了实证分析。结果显示,我国商业银行信贷周期性特征在不同时段存在差异,在2010年前(后)呈现逆(顺)周期特征;尽管如此,在所有时段内,提升融资稳定性均可以降低(增强)银行信贷的顺(逆)周期性。替换核心解释变量、变更样本范围和改变估计方法均不影响结论的稳健性。进一步分析证实了我国商业银行融资成本具有逆周期性,提升融资稳定性可以降低银行融资成本的逆周期性;此外本文还发现,对于资本充足率较低的银行而言,稳定融资对其信贷顺周期的削弱效应更明显。

与既有文献相比,本文研究具有如下特点。一是研究视角上,本文基于微观审慎和宏观审慎相结合的视角,从银行融资稳定性角度考察银行信贷周期性。既有文献中,对于信贷周期性主要从抵押品价值、银行短视行为和资本监管等角度展开研究;对于融资稳定性则主要研究其对杠杆周期性和银行流动性风险的影响,鲜有文献探讨融资稳定性对信贷周期性的影响。二是研究方法上,本文通过构造理论模型揭示融资稳定性通过影响银行融资成本周期性而作用于信贷周期性的机制,在此基础上实证检验了模型的主要推论和关键前提,并采取多种方法确保研究结论的稳健性。三是研究内容上,在明确融资稳定性的提升能够降低信贷顺周期性后,本文进一步考察了资本充足率对于融资稳定性影响信贷周期性的调节作用,发现在降低信贷顺周期性方面,融资稳定性和资本充足率之间存在一定程度的替代效应,从而为监管当局重点关注融资稳定性和资本充足率“双低”银行提供了事实依据。

二、文献综述

(一) 商业银行信贷行为的周期性特征

在理论研究方面,现有文献主要关注银行的信贷顺周期行为,并从以下几个方面给予解释。

(1) 企业抵押品价值的顺周期性。在信息不对称的情况下,抵押品有助于企业提高外部融资的可得性。在经济上行期,企业资产负债表改善,抵押品价值上升,更易获得信贷;在经济下行期,企业资产负债表恶化,抵押品价值下降,信息不对称使得即使是优质借款人也很难从银行获得贷款。(2) 银行短视和风险偏好的顺周期性。Borio 等(2014)指出,金融市场参与者在整个经济周期中对风险的系统性认知偏差会引发顺周期行为。在经济繁荣期,银行对企业经营状况过于乐观,导致信贷标准降低,许多负净现值项目也能获得融资;在经济衰退期,不良贷款增加,银行信贷政策过于保守,许多正净现值项目也被拒贷。行为金融学从灾难短视、羊群行为、制度性记忆假说等方面对银行的风险认知偏差进行了更为深入的剖析。(3) 资本监管的顺周期效应。在以内部评级法为代表的风险度量模型下,信用风险权重逆周期变化。因而在经济上行期,资本监管对信贷供给约束较松,容易造成信贷过度扩张;在经济下行期,资本监管压力增大,银行不得不缩减信贷投放。不过,目前文献对银行融资结构对信贷顺周期的影响关注不足。

在实证研究方面,国外学者 Bikker 和 Hu(2002)基于 26 个 OECD 国家的研究表明,银行信贷规模在经济上行期增加、在经济下行期减少。Salas 和 Saurina(2002)基于西班牙银行业的数据发现,在经济繁荣期,银行会放松审查标准投放大量贷款;在经济下行期,银行坏账迅速累积、信贷投放明显收缩。与国外学者一致发现银行信贷具有顺周期性不同,国内学者对我国银行信贷的周期性特征存在分歧。一方面,基于信贷总量数据的研究大多发现我国银行信贷具有顺周期性。冯科等(2012)利用 VEC 模型及互谱技术对我国 1998—2011 年国内生产总值和信贷总额进行分析,发现 GDP 周期成分上升会给信贷带来显著的持续正向冲击。于震等(2014)利用 HP 滤波和 BBQ 算法对我国 1992—2013 年金融机构人民币贷款总额和 GDP 增长率的季度数据进行了相关性分析,结果显示中国信贷周期和经济周期呈现显著的正相关。另一方面,基于银行微观数据的研究倾向于得出我国银行信贷具有逆周期性的结论。潘敏和张依茹(2013)基于我国 32 家商业银行 2003—2011 年数据的研究显示,宏观经济波动对银行信贷增速的长期弹性系数为负。黄宪和熊启跃(2013)基于我国 45 家商业银行 2000—2010 年的年度非平衡面板数据的研究得出了相同结论。此外,也有研究认为我国银行信贷的周期性具有时变特征。陈昆亭

等(2011)运用周期滤波方法分析了1991—2010年中国GDP和信贷余额的季度数据,发现信贷短期波动部分除少数阶段外均呈现顺周期性,而中期趋势在次贷危机后和GDP显著背离。金雯雯和杜亚斌(2013)运用时变参数VAR模型分析了中国信贷2000—2012年的周期性,发现短期贷款在金融危机后表现出明显逆周期性。总之,由于其使用的样本、变量和分析方法不同,不同文献得到的结论存在差异。不过,上述研究均未注意到银行融资结构可能对信贷周期性产生影响。

(二)融资稳定性对银行信贷行为的影响

批发融资等非稳定融资一般期限较短,且不受存款保险保护,因而对市场信息、经济环境的敏感度高于零售存款。Huang和Ratnovski(2011)建立了一个理论模型来分析银行非稳定融资的弊端。模型中银行的债权人可以获得一个无成本的公共信号,如银行可交易资产的市场价格、其他银行的财务状况、市场或经济基本面指标等,但公共信号不能反映单个银行的准确信息,因而是一个含有噪音的信号。不同债权人面对信号的行为有所差异。储户因资金受到保险保护,监督银行的激励不足,因而对公共信号不敏感,反应也相对滞后。相比之下,批发融资供给者虽然更有激励和能力对银行进行市场监督,但监督银行需要花费较高成本,因而公共信号减弱了批发融资供给者获取银行项目质量信息的激励。过度依赖公共信号的批发融资供给者会对公共信号做出过度反应,致使银行融资活动偏离社会最优水平。一方面,银行会利用批发融资进行激进的信贷扩张、降低信贷标准,特别是当债权人对银行的监察活动水平较低时;另一方面,批发融资供给者收到不利信息后会抽离资金,从而引发银行贱卖资产等非效率清算活动。

实证研究方面的文献主要以金融危机为契机,研究危机期间银行的信贷行为与融资结构的关系。“次贷风波”的负向冲击来临时,银行间市场首当其冲,短期资金供给者拒绝为债务银行提供展期,导致具备清偿力的银行也陷入流动性紧缺,这为研究融资结构对银行信贷的影响提供了一个良好机会。一些学者从稳定融资的角度进行研究。除Ivashina和Scharfstein(2010)、Cornett等(2011)外,Jung和Kim(2015)基于韩国银行业2007—2011年数据的研究也发现,银行核心融资比率在危机期间高于平时,核心融资比率较高的银行的信贷供给在负向流动性冲击下依然保持增长。还有一些学者从非稳定融资角度进行研究。Allen和Paligorova(2015)基于加拿大银行业2000—2010年数据的研究显示,金融危机前批发融资占比高的银行信贷扩张更快,而金融危机期间,批发融资依赖型银行信贷紧缩更严重。Kapan和Minoiu(2013)基于55个国家803家银行这一更大样本的研究也表明,依赖于从市场获取融资的银行资产负债表较不稳健,对危机期间的流动性冲击更敏感,信贷紧缩更严重。通过以上文献梳理可知,银行融资稳定性降低会导致信贷投放随市场和经济环境变化过度波动。

综合理论和实证两方面的文献可以对银行融资结构影响信贷顺周期性的机制进行初步分析。宏观经济状况可以看作一种无成本但有噪音的公共信号。在经济上行期,企业违约率较低,银行整体经营状况良好,资产价值增加,批发融资供给者更易获取正向信号,出借资金意愿增强,银行能以较低成本获得融资,从而加剧了银行的信贷扩张;在经济下行期,企业违约率提高,银行不良贷款增加,资产价值缩水,批发融资供给减少,银行融资成本提高、难度加大,造成信贷进一步紧缩。因此,融资稳定性的降低可能会增强银行信贷的顺周期性,更准确的分析需要进一步构建理论模型并进行详细的实证检验。

三、理论分析

考虑一家风险中立的银行面临众多潜在借款人,其中每个借款人拥有一个项目,项目成功的收益为 X ,失败的收益为 0 。项目分为好坏两种。好项目成功的概率为 P_C ,坏项目成功的概率为 P_B , $P_C > P_B$,假设好项目给银行带来正的期望利润,而坏项目则带来负的期望利润。经济形势越好,项目的成功率越高,即 P_C 和 P_B 均为经济增长指标 gdp 的增函数。拥有好项目的借款人占比为 δ ,总借款人数标准化为 1 。因为没有其他禀赋,借款人必须向银行贷款,贷款金额也标准化为 1 ,并且要用项目所得归还贷款。显而易见,在有限责任制情况下,两类借款人都希望获得贷款。

在信息不对称情况下,银行不知道借款人类型,但可以通过资格审查获得关于项目质量的一个非完全信号 s ,信号值 s 越大,越表明这一项目为好项目。审查好借款人获得的信号服从的概率分布函数为 $F_C(s)$,审查坏借款人获得的信号服从的概率分布函数为 $F_B(s)$ 。一个合理的情况是,随着 s 值增加,从好借款人获得这一信号的概率上升,而从坏借款人获得这一信号的概率下降,即银行的审查制度使得从好借款人获得高信号的概率大于获得低信号的概率,而坏借款人情况恰好相反,即随着 s 的提高, $F'_C(s)/F'_B(s)$ 的分子部分增加,分母部分下降,因此 $\Phi(s) = F'_C(s)/F'_B(s)$ 为单调递增函数。

银行用以支持信贷业务的资金来源于两部分:一是零售存款,二是批发融资。二者在总融资中的占比分别为 α 和 β ,有 $\alpha + \beta = 1$, α 越大意味着银行融资稳定性越高。将银行获取零售存款的成本标准化为 0 ,获取批发融资的成本为 ρ ,即两种融资来源的相对成本为 ρ 。银行的融资成本受其偿付能力影响,兑付风险上升会导致债权人要求更高的利率。在经济下行期,银行不良贷款增加、经营业绩下降,信用风险和流动性风险上升,批发融资提供者会要求更高的利率水平,而客户存款由于有存款保险制度或政府的隐性担保,对经济波动不敏感,因而,本文假定 ρ 是 gdp 的减函数(Huang 和 Ratnovski, 2011)。此外,为简化分析,假设银行贷款利率为给定值 i ,银行要做的决策就是确定一个最低信贷标准 s^* 以实现自身利润最大化。

当信贷标准为 s 时,发送的信号在 s 及以上的借款人都能获得融资,这意味着 $\delta[1 - F_C(s)]$ 的好借款人能得到贷款, $(1 - \delta)[1 - F_B(s)]$ 的坏借款人能得到贷款。因而银行的利润函数可以表示为:

$$\pi(s) = (1 + i) \{ P_C \delta [1 - F_C(s)] + P_B (1 - \delta) [1 - F_B(s)] \} - (1 + \beta \rho) \{ \delta [1 - F_C(s)] + (1 - \delta) [1 - F_B(s)] \} \quad (1)$$

式(1)第一项是发放贷款的预期收益,第二项是银行的资金成本,重新组合可得:

$$\pi(s) = \delta [(1 + i) P_C - (1 + \beta \rho)] [1 - F_C(s)] + (1 - \delta) [(1 + i) P_B - (1 + \beta \rho)] [1 - F_B(s)] \quad (2)$$

其中,第一项和第二项分别为银行给达标的好借款人和坏借款人发放贷款的期望利润。现在将式(2)对 s 求偏导可得:

$$\frac{\partial \pi(s)}{\partial s} = (1 - \delta) [(1 + \beta \rho) - (1 + i) P_B] F'_B(s) - \delta [(1 + i) P_C - (1 + \beta \rho)] F'_C(s) \quad (3)$$

令式(3)取 0 ,可得使银行实现利润最大化的信贷标准 s^* ,整理后可得:

$$\Phi(s^*) = \frac{F'_c(s^*)}{F'_b(s^*)} = \frac{(1-\delta)[(1+\beta\rho) - (1+i)P_B]}{\delta[(1+i)P_c - (1+\beta\rho)]} \quad (4)$$

由于 $\Phi(s^*) > 0, 1-\delta > 0, \delta > 0$, 可知 $(1+i)P_c > (1+\beta\rho)$ 和 $(1+i)P_B < (1+\beta\rho)$, 即好项目的预期收益大于融资成本, 坏项目的预期收益小于融资成本。由于信息不对称, 预期利润小于零的坏项目也可能得到融资。为获得信贷标准 s^* 和 gdp 的关系, 本文将 $\Phi(s^*)$ 对 gdp 求导。为方便起见, 先对式(4)取对数得:

$$\ln\Phi(s^*) = \ln(1-\delta) + \ln[(1+\beta\rho) - (1+i)P_B] - \ln\delta - \ln[(1+i)P_c - (1+\beta\rho)] \quad (5)$$

式(5)对 gdp 求偏导有:

$$\frac{\partial\Phi(s^*)}{\partial gdp} = \Phi(s^*) \left[\frac{\beta\rho' - (1+i)P'_B}{(1+\beta\rho) - (1+i)P_B} - \frac{(1+i)P'_c - \beta\rho'}{(1+i)P_c - (1+\beta\rho)} \right] \quad (6)$$

其中, $P'_c > 0, P'_B > 0$, 即 P_c 和 P_B 是经济增长指标 gdp 的增函数; $\rho' < 0$, 即 ρ 是 gdp 的减函数。因此, 式(6)右边中括号内第一项 $[\beta\rho' - (1+i)P'_B]/[(1+\beta\rho) - (1+i)P_B] < 0$, 第二项 $[(1+i)P'_c - \beta\rho']/[(1+i)P_c - (1+\beta\rho)] > 0$, 从而有 $\partial\Phi(s^*)/\partial gdp < 0$ 。根据模型假设, $\Phi(s^*)$ 是 s^* 的单调递增函数, 可推知:

$$\frac{\partial s^*}{\partial gdp} = \frac{\partial s^*}{\partial\Phi(s^*)} \frac{\partial\Phi(s^*)}{\partial gdp} < 0 \quad (7)$$

式(7)意味着, 在经济上行期, 银行会降低信贷标准, 发放更多贷款; 在经济下行期, 则反之, 即银行信贷呈现顺周期特征。

进一步, 银行信贷的顺周期性如何受融资结构的影响? 将式(4)代入式(6)得:

$$\begin{aligned} \frac{\partial\Phi(s^*)}{\partial gdp} &= \frac{(\delta-1)}{\delta} \left\{ \frac{[(1+\beta\rho) - (1+i)P_B][(1+i)P'_c - \beta\rho']}{[(1+i)P_c - (1+\beta\rho)]^2} + \frac{(1+i)P'_B - \beta\rho'}{(1+i)P_c - (1+\beta\rho)} \right\} \\ &= \frac{(\delta-1)}{\delta} [K(\beta) + M(\beta)] \end{aligned} \quad (8)$$

不难发现, $K(\beta)$ 和 $M(\beta)$ 都是 β 的增函数, 而由于 $(\delta-1)/\delta < 0$, 因此有 $\partial^2\Phi(s^*)/\partial gdp\partial\beta < 0$, 进而有 $\frac{\partial^2 s^*}{\partial gdp\partial\beta} = \frac{\partial s^*}{\partial\Phi(s^*)} \frac{\partial^2\Phi(s^*)}{\partial gdp\partial\beta} < 0$, 即随着 β 的增加, 经济周期对信贷标准的负向影响增强。另外, 因 $\alpha + \beta = 1$, 故有 $\frac{\partial^2 s^*}{\partial gdp\partial\alpha} = \frac{\partial s^*}{\partial\Phi(s^*)} \frac{\partial^2\Phi(s^*)}{\partial gdp\partial\alpha} > 0$, 即存款占比的提高减弱了信贷标准对经济周期的负向反应, 从而降低了银行信贷投放的顺周期波动。

综合文献梳理和理论模型两方面的内容, 本文提出假设: 银行融资稳定性越高, 信贷顺周期性越弱。

四、实证研究设计

(一) 模型设定与变量选择

为验证融资稳定性对银行信贷周期性的影响, 本文设定计量模型(9):

$$dloan_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 gdp_t + \beta_2 sfr_{i,t-1} + \beta_3 gdp_t \times sfr_{i,t-1} + \vec{\gamma}X + m2_t + u_{i,t} \quad (9)$$

其中, $i=1, 2, \dots, N$ 表示银行个体, $t=1, 2, \dots, T$ 表示年份。不可观测的随机变量 α_i 代表个体异质性, $u_{i,t}$ 为随个体和时间改变的扰动项。被解释变量 $dloan$ 是银行信贷增速, 用以反映银行的信贷供给行为, 计算方式为第 t 年贷款增量与第 $t-1$ 年贷款余额的比值。核心解释变量为经济周期指标 gdp 、稳定融资比率 sfr 以及二者的交叉项 $gdp \times sfr$ 。其中, gdp 为全国实际 GDP 增速。借鉴 Jung 和 Kim (2015)、蒋海和黄敏 (2017), 稳定融资比率的计算方式为: $sfr = \text{客户存款} / (\text{同业负债} + \text{应付债券} + \text{客户存款})$ 。需要说明的是, 本文意在考察融资稳定性对信贷周期性的影响, 因此, 重点关注的核心参数是交互项系数 β_3 。如果不加入交互项时 β_1 显著为正, 加入交互项后 β_3 显著为负, 则表明稳定融资比率降低银行信贷顺周期性; 如果不加入交互项时 β_1 显著为负, 加入交互项后 β_3 显著为负, 则表明稳定融资比率增加银行信贷逆周期性。

X 是银行微观层面的控制变量集合, 主要包括资产规模、资本充足率、资产流动性、盈利能力和贷款质量。资产规模 $size$ 用银行总资产的自然对数衡量, 大银行贷款基数大, 一般增速较低, 预期 $size$ 系数为负。资本充足率 car 越高意味着银行风险吸收能力越强, 银行信贷扩张时受监管限制的可能性越低, 预期 car 系数为正。资产流动性 lr 用流动性资产占总资产的比重衡量, 流动性资产能低成本变现, 从而有助于银行及时抓住有利投资机会, 故预期 lr 系数为正。资产收益率 roa 反映了银行的盈利能力, 目前信贷资产仍是我国商业银行最主要的盈利资产, 银行为维持较高盈利必须保证一定的放款速度, 预期 roa 系数为正。不良贷款率 npl 高意味着信贷质量差, 银行可能会为提高资产质量以避免监管惩罚而放缓信贷投放, 预期 npl 系数为负。宏观经济变量方面, 模型主要加入广义货币增速 $m2$, 以控制货币政策对银行信贷投放的影响。为减轻模型可能存在的内生性问题, 所有银行微观特征变量均取一期滞后。 gdp 和 $m2$ 等宏观经济变量虽然难以外生于银行体系的信贷投放, 但其受个体银行信贷供给的影响较小, 故模型中使用其当期变量。

(二) 样本选择

本文剔除了观测值不足 3 年的银行样本, 最终选取 2004—2016 年 166 家商业银行的年度非平衡面板数据作为研究样本。按照银保监会的分类标准, 研究样本包括 5 家大型国有银行、12 家全国性股份制商业银行、94 家城市商业银行、55 家农村商业银行和农村合作银行。银行相关数据主要来源于 CSAMR 数据库, 并以各家银行年报为补充, 实际 GDP 增速和广义货币增速来源于中经网。

为防止异常值对估计结果的干扰, 对所有银行微观特征变量在其分布的 1% 和 99% 的位置上进行缩尾处理。表 1 为主要变量的描述性统计结果。图 1 则绘制了关键变量 ($dloan$ 、 sfr 和 gdp) 的年度变化情况。其中, 信贷增速经历了 2004—2006 年的快速下降、2007—2009 年的大幅上升和 2010—2016 年的平稳下降, 且不同银行的信贷增速差异较大。稳定融资比率自 2009 年以来呈下降趋势, 反映近年来商业银行对批发融资依赖程度有所上升, 这与银行存款收益率低、居民理财意识觉醒导致的“存款搬家”有关。

表 1 主要变量描述性统计

| 变量 | 变量定义 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|---------|-----------|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
| $dloan$ | 信贷增速 | 911 | 22.03 | 13.25 | -5.13 | 19.49 | 83.28 |
| gdp | 实际 GDP 增速 | 911 | 8.43 | 1.72 | 6.70 | 7.80 | 14.20 |

续表 1

| 变量 | 变量定义 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
|-------------|--------|-----|-------|-------|-------|-------|--------|
| <i>sfr</i> | 稳定融资比率 | 911 | 82.33 | 12.92 | 47.74 | 84.37 | 100.00 |
| <i>size</i> | 资产规模 | 911 | 25.57 | 1.70 | 22.30 | 25.26 | 30.36 |
| <i>car</i> | 资本充足率 | 911 | 13.13 | 2.69 | 7.04 | 12.63 | 26.09 |
| <i>lr</i> | 资产流动性 | 911 | 50.65 | 12.97 | 29.47 | 48.51 | 88.73 |
| <i>roa</i> | 资产收益率 | 911 | 1.03 | 0.37 | 0.16 | 1.01 | 2.03 |
| <i>npl</i> | 不良贷款率 | 911 | 1.43 | 1.06 | 0.08 | 1.19 | 7.50 |
| <i>m2</i> | 广义货币增速 | 911 | 15.23 | 4.21 | 11.02 | 13.58 | 27.57 |

注:(1)除 *size* 外其余变量的单位为%;(2)由于解释变量滞后一期会损失一定数量的观测值,回归分析中实际用到的观测值数小于911。

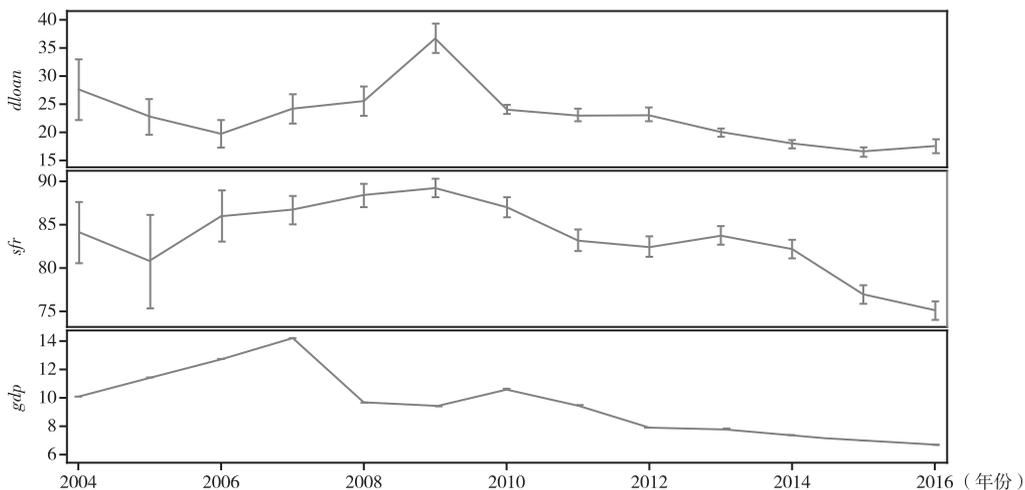


图 1 关键变量的年度变动趋势

注:图中上下线分别代表当年样本的正负 1 单位标准差。

五、实证结果分析

(一) 回归结果及分析

表 2 第(1)~(3)列汇报了不含交叉项的模型估计结果。第(1)列全样本估计中 *gdp* 系数显著为正,经济上行信贷投放速度加快、经济下行信贷投放速度放缓,即银行信贷具有顺周期性。图 1 显示,2010 年前后 *dloan* 和 *gdp* 之间的相关关系发生变化,我们进一步分时段考察,结果发现:2010 年之前的子样本中 *gdp* 系数显著为负,信贷呈逆周期性。潘敏和张依茹(2013)、黄宪和熊起跃(2013)也得出这一与直觉不符的结论,原因可能在于我国银行业的信贷投放在一定程度上受到中央及各地政府的干预,承担着部分逆周期调控责任。2010 年之后的子样本中,*gdp* 系数显著为正,这段时间内经济进入下行周期、信贷增速回落,信贷开始呈现顺周期性。总之,银行信贷同时受到市场力量和政府的影响,如果市场力量发挥主导作用,那么银行信贷将因抵押品价值顺周期变动、

银行风险承担态度顺周期变动而呈现顺周期性;而如果政府的逆周期宏观调控力度比市场力量更强大,银行信贷就可能呈现逆周期性。不过,随着市场逐渐在信贷资源配置中发挥更强的基础性作用,我国商业银行信贷正逐渐由逆周期性转变为顺周期性。

表 2 第(4)~(6)列估计了含有 gdp 和 sfr 交叉项的模型。需要说明的是,我们关注的重点不是银行信贷顺周期或逆周期本身,而是稳定融资比率对信贷周期性的影响,因此最感兴趣的是交叉项系数 β_3 。在全样本回归结果[表 2 第(4)列]中, β_3 在 5% 的水平下显著为负,即融资来源中以存款为代表的稳定资金占比较高的银行,其信贷投放随经济周期正向波动的程度较小,表明稳定融资能够减弱信贷顺周期,这与 Jeong 和 Jung (2013) 针对韩国银行业的研究结果一致。第(5)~(6)列进一步分时段考察融资稳定性的调节作用,发现无论是在信贷整体呈逆周期的 2010 年之前,还是在信贷整体呈顺周期的 2010 年之后, β_3 均在 10% 或更高水平下保持显著为负。可见,负债来源中稳定资金占比较高的银行,信贷逆周期程度较高、顺周期程度更低,这一结论不因政府逆周期信贷干预程度而改变,假设 H1 得到验证。

表 2 基准回归结果

| | (1) 全样本 | (2) $year \leq 2010$ | (3) $year > 2010$ | (4) 全样本 | (5) $year \leq 2010$ | (6) $year > 2010$ |
|----------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|
| gdp_t | 0.572 ** (2.30) | -0.123 * (-1.85) | 2.148 *** (2.99) | 5.077 * (1.90) | 3.348 * (1.82) | 7.560 ** (2.48) |
| $sfr_{i,t-1} \times gdp_t$ | | | | -0.053 ** (-2.16) | -0.039 * (-1.82) | -0.066 ** (-2.30) |
| $sfr_{i,t-1}$ | -0.117 ** (-2.39) | -0.124 (-1.32) | -0.146 *** (-3.08) | -0.412 * (-1.66) | -0.795 (-1.14) | -0.539 * (-1.76) |
| $size_{i,t-1}$ | -1.530 *** (-4.84) | -1.202 * (-1.81) | -1.455 *** (-4.72) | -1.556 *** (-4.95) | -1.262 * (-1.88) | -1.476 *** (-4.79) |
| $car_{i,t-1}$ | 1.076 ** (2.08) | 1.379 (1.41) | 1.024 * (1.66) | 1.075 ** (2.06) | 1.339 (1.36) | 1.047 * (1.71) |
| $lr_{i,t-1}$ | 0.069 * (1.80) | -0.020 (-0.28) | 0.103 ** (2.21) | 0.066 * (1.70) | -0.025 (-0.35) | 0.101 ** (2.14) |
| $npl_{i,t-1}$ | -2.584 *** (-4.16) | -2.080 * (-1.71) | -3.869 *** (-4.66) | -2.720 *** (-4.36) | -2.087 * (-1.74) | -4.003 *** (-4.99) |
| $roa_{i,t-1}$ | -4.671 ** (-2.04) | -5.825 (-0.94) | -4.646 ** (-2.01) | -4.545 ** (-1.97) | -5.730 (-0.93) | -4.711 ** (-2.05) |
| $m2_t$ | 1.122 *** (7.29) | 1.101 *** (3.36) | 0.135 (0.48) | 1.139 *** (7.18) | 1.109 *** (3.38) | 0.130 (0.46) |
| 常数项 | 46.062 *** (4.09) | 48.926 (1.60) | 47.683 *** (3.84) | 72.320 *** (2.90) | 109.908 * (1.65) | 81.306 ** (2.16) |
| 观测值 | 775 | 152 | 623 | 775 | 152 | 623 |
| 组内 R^2 | 0.270 | 0.402 | 0.124 | 0.276 | 0.402 | 0.133 |

注:()内是估计系数的 t 统计量值,***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。下同。

(二)稳健性检验

第一,替换关键变量。一方面,以分省份实际 GDP 增速 $gdp2$ 替换全国实际 GDP 增速 gdp ,其中全国性商业银行对应的解释变量是全国实际 GDP 增速,城商行和农商行对应的解释变量是银行总部所在省、自治区或直辖市的实际 GDP 增速。另一方面,我们还变更了稳定融资比率的计算方式,包括 $sfr1 = \text{存款} / \text{总负债}$ 、 $sfr2 = (\text{存款} + \text{股东权益}) / (\text{同业负债} + \text{应付债券} + \text{存款} + \text{股东权益})$ 、 $sfr3 = (\text{存款} + \text{股东权益}) / \text{总负债}$ 等。表 3 的估计结果表明,无论在全样本内,还是在 2010 年前后的子样本中,替换关键变量的度量方式均不改变“提升融资稳定性可以降低(增强)信贷顺(逆)周期性”的结论。

表 3 替换核心解释变量的回归结果

| | gdp 替换为 $gdp2$ | | | sfr 替换为 $sfr1$ | | |
|----------------------------|---------------------|-------------------------|----------------------|---------------------|-------------------------|----------------------|
| | (1) 全样本 | (2) $year \leq 2010$ | (3) $year > 2010$ | (4) 全样本 | (5) $year \leq 2010$ | (6) $year > 2010$ |
| gdp_t | 4.452* (1.80) | 1.413* (1.87) | 5.937** (2.38) | 5.707* (1.75) | 2.349* (1.73) | 8.818** (2.35) |
| $sfr_{i,t-1} \times gdp_t$ | -0.037** (-2.26) | -0.016* (-1.82) | -0.059** (-2.55) | -0.045** (-1.96) | -0.035* (-1.81) | -0.089** (-2.17) |
| $sfr_{i,t-1}$ | -0.256** (-2.12) | -0.781* (-1.78) | -0.442*** (-3.20) | -0.368* (-1.75) | -1.043 (-1.33) | -0.455* (-1.83) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 常数项 | 54.671*** (3.49) | 114.327** (2.04) | 71.156*** (4.33) | 67.603** (2.46) | 133.541* (1.75) | 73.564* (1.78) |
| 观测值 | 775 | 152 | 623 | 775 | 152 | 623 |
| 组内 R^2 | 0.270 | 0.410 | 0.141 | 0.273 | 0.402 | 0.128 |

第二,变更样本范围。本文样本包括国有商业银行、全国性股份制商业银行、城市商业银行、农村商业银行四个梯队,不同梯队的银行在资产规模、产权属性、业务范围等方面存在较大差异。我们参考廉永辉和张琳(2015),将样本分为国有及股份制银行和城市及农村商业银行,在两组子样本上分别进行回归,结果显示:除表 4 第(2)列回归因样本观测值较少而交叉项不显著外,在其余各列回归中,交叉项显著为负,说明本文研究结论不因银行所属梯队不同而发生改变。

表 4 分银行梯队的回归结果

| | 国有及股份制银行 | | | 城市及农村商业银行 | | |
|----------------------------|---------------------|-------------------------|----------------------|---------------------|-------------------------|----------------------|
| | (1) 全样本 | (2) $year \leq 2010$ | (3) $year > 2010$ | (4) 全样本 | (5) $year \leq 2010$ | (6) $year > 2010$ |
| gdp_t | 4.963* (1.78) | 2.564* (1.72) | 6.966*** (2.60) | 5.161** (2.46) | 3.603* (1.79) | 8.020** (2.35) |
| $sfr_{i,t-1} \times gdp_t$ | -0.040** (-2.12) | -0.027 (-1.65) | -0.052* (-1.95) | -0.058** (-2.26) | -0.043* (-1.88) | -0.076** (-2.09) |

续表 4

| | 国有及股份制银行 | | | 城市及农村商业银行 | | |
|---------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|---------------------|-------------------------|----------------------|
| | (1) 全样本 | (2) $year \leq 2010$ | (3) $year > 2010$ | (4) 全样本 | (5) $year \leq 2010$ | (6) $year > 2010$ |
| $sfr_{i,t-1}$ | -0.458 ** (-2.05) | -1.068 (-1.36) | -1.497 ** (-2.36) | -0.345 * (-1.74) | -2.489 (-1.59) | -0.210 * (-1.85) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 常数项 | 184.814 *** (4.44) | 86.964 (1.60) | 241.081 *** (4.86) | 84.861 ** (2.15) | 339.546 (1.11) | 63.030 (1.31) |
| 观测值 | 137 | 57 | 80 | 638 | 95 | 543 |
| 组内 R^2 | 0.600 | 0.687 | 0.395 | 0.225 | 0.447 | 0.148 |

第三,使用动态面板模型。现实中银行贷款供给可能受前期贷款供给的影响,刻画这种情况须在基准模型中加入被解释变量的滞后项,从而得到动态面板模型。表5列示了动态面板估计结果。序列相关检验结果显示,扰动项的差分存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,故认为模型扰动项无自相关。Sargan 检验无法拒绝工具变量有效的原假设[除第(5)列外],可以继续下一步分析。我们最为关注的交叉项系数,在全样本和2010年后子样本中均显著为负,但在2010年之前子样本中显著性较差,可能与该时段内可用的观测值较少有关。不过总体而言,动态面板估计结果仍然支持本文研究结论。

表 5 使用动态面板模型的回归结果

| | 差分 GMM | | | 系统 GMM | | |
|----------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|---------------------|-------------------------|----------------------|
| | (1) 全样本 | (2) $year \leq 2010$ | (3) $year > 2010$ | (4) 全样本 | (6) $year \leq 2010$ | (6) $year > 2010$ |
| $dloan_{i,t-1}$ | 0.085 * (1.87) | -0.204 (-1.06) | 0.122 ** (2.37) | 0.239 ** (2.57) | -0.029 (-0.13) | 0.299 *** (3.25) |
| gdp_t | 5.650 *** (2.80) | 2.551 * (1.78) | 6.702 ** (2.34) | 6.143 ** (2.19) | 3.373 (1.55) | 8.064 * (1.77) |
| $sfr_{i,t-1} \times gdp_t$ | -0.061 ** (-2.46) | -0.059 (-1.56) | -0.079 ** (-2.30) | -0.068 * (-1.76) | -0.050 (-1.34) | -0.102 * (-1.77) |
| $sfr_{i,t-1}$ | -0.760 *** (-2.75) | -0.371 (-0.33) | -0.614 ** (-2.05) | -0.635 * (-1.78) | -0.864 (-0.10) | -0.593 * (-1.72) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 常数项 | 362.694 *** (6.23) | 240.229 (1.49) | 238.463 *** (2.82) | 91.405 ** (2.07) | 153.728 (0.19) | 55.891 (1.42) |
| 观测值 | 612 | 93 | 519 | 775 | 152 | 623 |

六、进一步分析

(一) 银行融资成本周期性

本文理论分析的逻辑链条是:经济上行时,批发融资占比较高(存款占比较低)的银行负债融

资成本下降较多,银行发放贷款时的筛选力度降低较多,信贷投放数量较多,因此批发融资较多的银行信贷顺周期性较强。可见,其中一个关键的前提条件在于批发融资(相对存款的)成本具有逆周期性(ρ 是 gdp 的减函数)。前述实证分析已经验证了理论模型的主要推论,这里进一步检验理论模型的前提条件是否成立。相应的计量模型与模型(9)基本一致,差异仅在于被解释变量变更为反映银行综合融资成本的 $fundcost = \text{利息支出}/\text{有息负债}$ 。需要说明的是,限于数据可得性,我们无法计算出批发融资(相对存款的)成本 ρ ,不过好在银行综合融资成本 $fundcost = \alpha r + (1 - \alpha)(\rho + r) = r + (1 - \alpha)\rho$ 在 $\alpha < 1$ 时是 ρ 的单调增函数(其中 r 为存款利率,在理论模型中标准化为 0, α 为存款占总融资的比重)。因此,在定性意义上, $fundcost$ 和 ρ 具有相同的周期性特征;而在定量意义上, $fundcost$ 的周期性程度较 ρ 缩小了 $(1 - \alpha)$ 倍,即提高融资稳定性将降低 ρ 的周期性波动。

表 6 汇报了相应的回归结果。第(1)~(3)列中,核心解释变量 gdp 的系数均显著为负,说明银行综合融资成本具有逆周期性。第(4)~(6)列中,交叉项 $sfr \times gdp$ 的系数均显著为正,说明提高负债来源中存款占比,可以降低银行综合融资成本逆周期程度。融资成本逆周期性决定了银行信贷投放顺周期性,而融资稳定性降低融资成本逆周期性决定了融资稳定性可以降低信贷顺周期性。总之,通过进一步检验银行融资成本的周期性特征和融资结构对融资成本周期性的影响,我们一方面确保了理论模型的关键前提与我国银行业事实相符,另一方面也从侧面印证了理论分析中逻辑链条的合理性。

表 6 融资稳定性和银行融资成本周期性

| | (1) 全样本 | (2) $year \leq 2010$ | (3) $year > 2010$ | (4) 全样本 | (5) $year \leq 2010$ | (6) $year > 2010$ |
|----------------------------|----------------------|-------------------------|----------------------|---------------------|-------------------------|----------------------|
| gdp_t | -0.036** (-2.03) | -0.023* (-1.71) | -0.045** (-2.19) | -0.461** (-2.45) | -0.201* (-1.86) | -0.701*** (-2.60) |
| $sfr_{i,t-1} \times gdp_t$ | | | | 0.005*** (2.77) | 0.002* (1.83) | 0.008*** (2.63) |
| $sfr_{i,t-1}$ | -0.020*** (-5.98) | -0.018** (-2.43) | -0.018*** (-5.23) | -0.012* (-1.79) | -0.019 (-1.49) | -0.042* (-1.87) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 常数项 | 8.009*** (9.03) | 6.453*** (7.22) | 7.496*** (7.51) | 5.027*** (3.48) | 3.095 (0.80) | 2.185 (0.95) |
| 观测值 | 724 | 136 | 588 | 724 | 136 | 588 |
| 组内 R^2 | 0.337 | 0.488 | 0.163 | 0.341 | 0.490 | 0.179 |

(二) 银行资本充足率的影响

出于简化分析目的,前述理论模型中假设银行的融资来源全部为债权融资(客户存款和批发融资),而忽略了银行资本这一重要的融资来源。此处我们进一步将股权融资加入银行的融资来源。股权融资占全部融资来源比例为 γ ,则 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ (α 为存款占总融资比重, β 为批发融资占总融资比重)。在信息不对称的情况下,资本充足率可以起到显示银行风险的信号作用(徐明东、陈学彬,2011),资本充足率高的银行更稳健,债权人对其要求的风险溢价较低,并且在面临负面冲击(如经济下行)时,资本充足率较高的银行债务融资成本增加也相对较少(索彦峰、陈继明,2008)。因此,有 $\frac{\partial \rho}{\partial \gamma} < 0, \frac{\partial \rho_{gdp}}{\partial \gamma} > 0$,将这一条件代入式(8)有 $\frac{\partial^2 M(\alpha)}{\partial \alpha \partial car} < 0$,这意味着 $\frac{\partial^2 \Phi(s^*)}{\partial gdp \partial \alpha} |_{lowcar} <$

$\frac{\partial^2 \Phi(s^*)}{\partial gdp \partial \alpha} \Big|_{highcar} < 0$, 即与资本充足率较高的银行相比, 在资本充足率较低的银行中, 提高稳定融资比率更有助于缓解银行信贷顺周期性。

为检验这一推论, 我们将样本银行按照权益资产比 *car* 高低分为两组。首先计算每家银行历年资本充足率的均值, 然后按照从大到小排序, 大(小)于中位数的划为高(低)资本充足率组, 分组回归结果见表 7。除第(5)列(高资本充足率银行 2010 年前样本)外, 其余各列交叉项系数均显著为负, 再次说明稳定融资比率可以降低(增强)信贷顺(逆)周期性。对比第(1)列和第(4)列回归结果可以发现, 低资本充足率组交叉项系数绝对值更大。进一步使用似不相关模型检验组间系数差异是否具有统计显著性, 结果显示可以在 1% 的显著性水平下拒绝两组系数无差异的零假设, 即相比于资本充足率较高的银行, 资本充足率较低的银行融资稳定性削弱银行信贷顺周期的效果更明显。可见, 在降低银行信贷顺周期性方面, 融资稳定性和资本充足率具有一定程度的替代性, 应重点关注融资稳定性和资本充足率均偏低的银行。

表 7 资本充足率的影响

| | 低资本充足率组 | | | 高资本充足率组 | | |
|---|-----------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------|---------------------------|---------------------------|
| | (1) 全样本 | (2) <i>year</i> ≤ 2010 | (3) <i>year</i> > 2010 | (4) 全样本 | (5) <i>year</i> ≤ 2010 | (6) <i>year</i> > 2010 |
| <i>gdp_t</i> | 6.363 ** (2.37) | 3.950 * (1.83) | 7.754 ** (2.03) | 4.132 ** (2.12) | 3.151 (1.67) | 7.172 ** (2.11) |
| <i>sfr_{t,t-1}</i> × <i>gdp_t</i> | -0.080 ** (-2.29) | -0.068 * (-1.89) | -0.084 * (-1.91) | -0.031 * (-1.80) | -0.026 (-1.65) | -0.047 * (-1.88) |
| <i>sfr_{t,t-1}</i> | -0.646 ** (-2.19) | -0.571 (-1.33) | -0.662 ** (-2.08) | -0.159 * (-1.86) | -0.985 (-1.51) | -0.180 * (-1.95) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 常数项 | 127.804 *** (4.57) | 129.661 ** (2.31) | 137.468 *** (3.95) | 1.840 (0.03) | 427.439 (1.11) | 1.736 (0.03) |
| 观测值 | 397 | 99 | 298 | 378 | 53 | 325 |
| 组内 R ² | 0.332 | 0.479 | 0.032 | 0.280 | 0.457 | 0.295 |

七、结论与启示

银行信贷的顺周期波动会加剧经济运行风险, 本文从融资稳定性视角探讨银行信贷周期性的影响因素。本文首先基于不同融资来源对经济波动的敏感度差异, 构造了理论模型来分析融资结构对银行信贷顺周期性的影响, 发现提升银行融资稳定性可以降低信贷顺周期性。在此基础上, 运用我国 166 家商业银行 2004—2016 年的年度非平衡面板数据验证了理论分析的推论。进一步分析表明, 我国银行综合融资成本具有逆周期性, 且融资稳定性越高的银行融资成本逆周期性越弱; 资本充足率对融资稳定性影响信贷周期性的效果起到调节作用, 资本充足率越低的商业银行, 融资稳定性降低信贷顺周期性的效果越明显。当前, 我国银行信贷周期性已经逐渐由逆周期性转向了顺周期性, 未来顺周期性问题将愈发重要, 并对微观经济主体与宏观经济运行产生重要影响。

在此背景下,结合上述研究结论,本文有如下启示。

从加强银行微观审慎监管出发,应鼓励商业银行施行“存款立行”战略,提升存款等稳定性资金的占比,同时控制同业负债等批发性资金的占比。一方面,存款占比较高的商业银行融资成本在经济周期中较为稳定,有助于提升银行抵抗流动性冲击的能力、降低银行面临的流动性风险。另一方面,存款占比较高的银行信贷顺周期性较弱,在经济上行阶段不会过度放松信贷条件,有助于降低未来不良资产形成的可能性和数量;在经济下行阶段不会过度收紧信贷条件,有助于维护银行与核心客户的长期关系和维持平稳较高的资产收益率。反过来说,银行融资结构中的批发融资具有“双刃剑”效应。批发融资确实有助于银行在经济上行阶段降低综合融资成本,实现快速发展,甚至帮助一些中小银行“弯道超车”。但是,在经济下行阶段,过度依赖批发融资的商业银行将付出更高的融资成本,从而不得不收缩融资规模和信贷规模,对于银行自身发展和宏观经济运行均会产生负面影响。

从加强宏观审慎监管出发,提升银行融资稳定性可以降低信贷顺周期性,对于防范金融体系系统性风险、降低宏观经济波动幅度具有积极意义。本文核心结论就在于,提升存款占比可以有效降低信贷顺周期性,从而减轻信贷顺周期性放大经济波动、加剧金融体系系统性风险的不良后果。具体而言,监管当局应重点关注资本充足率和融资稳定性“双低”银行。对于资本充足率较低的商业银行,融资稳定性降低信贷顺周期的效果较强。因此,可以尝试将资本充足率和稳定融资比率作为一个组合指标进行监测,特别注意资本充足率和融资稳定性“双低”银行的信贷周期性情况,更有针对性地防范银行业系统性风险。

总之,重塑“存款立行”传统可以作为加强微观审慎监管和宏观审慎监管的有效结合点,应当再次得到商业银行本身和监管部门的重视。从国际银行业的发展实践来看,受到金融危机后监管政策调整以及行业发展需要等因素的影响,美国两家顶级投行高盛和摩根士丹利从投行向商业银行转型,吸收存款以增强经营的稳定性,可见银行“去存款化”趋势缺乏现实证据支持。所以,促使银行回归存款类金融机构的本源,避免陷入舍本逐末式的发展误区,重塑“存款立行”优势,结合现代数字信息技术,通过精细化管理,提高交易结算服务品质,增加存款客户的黏性,推动传统存款业务创新是银行业有效防控风险,实现未来可持续健康发展的有益趋向。

参考文献:

1. 陈昆亭、周炎、龚六堂:《信贷周期:中国经济 1991~2010》,《国际金融研究》2011年第12期。
2. 冯科、刘静平、何理:《中国商业银行顺周期行为及逆周期资本监管研究——基于宏观审慎的视角》,《经济与管理研究》2012年第10期。
3. 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》,《国际金融研究》2013年第1期。
4. 蒋海、黄敏:《负债结构对银行风险承担的影响——基于中国上市银行的实证研究》,《国际金融研究》2017年第7期。
5. 金雯雯、杜亚斌:《我国信贷是持续顺周期的吗——基于期限结构视角的时变参数研究》,《当代经济科学》2013年第5期。
6. 廉永辉、张琳:《流动性冲击、银行结构流动性和信贷供给》,《国际金融研究》2015年第4期。
7. 潘敏、张依茹:《股权结构会影响商业银行信贷行为的周期性特征吗——来自中国银行业的经济证据》,《金融研究》2013年第4期。
8. 索彦峰、陈继明:《资产规模、资本状况与商业银行资产组合行为——基于中国银行业面板数据的实证分析》,《金融研究》2008年第6期。
9. 徐明东、陈学彬:《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》,《管理世界》2011年第5期。
10. 于震、张超磊、朱祚樟:《信贷周期与经济周期关联性研究:中日比较及其启示》,《世界经济研究》2014年第12期。
11. Allen, J., & Paligorova, T., Bank Loans for Private and Public Firms in A Liquidity Crunch. *Journal of Financial Stability*,

Vol. 18, 2015, pp. 106 – 116.

12. Beyhaghi, M. , Souza, C. , & Roberts, S. , Funding Advantage and Market Discipline in the Canadian Banking Sector. *Journal of Banking & Finance*, Vol. 48, 2014, pp. 396 – 410.
13. Bikker, J. , & Hu, H. , Cyclical Patterns in Profits, Provisioning and Lending of Banks and Procyclicality of the New Basel Capital Requirements. *BNL Quarterly Review*, Vol. 55, No. 221, 2002, pp. 143 – 175.
14. Borio, C. , Furfine, C. , & Lowe, P. , Procyclicality of the Financial System and Financial Stability: Issues and Policy Options. BIS Papers Chapters, Vol. 1, No. 6, 2014, pp. 1 – 57.
15. Cornett, M. , McNutt, J. , Strahan, P. , & Tehranian, H. , Liquidity Risk Management and Credit Supply in the Financial Crisis. *Journal of Financial Economics*, Vol. 101, No. 2, 2011, pp. 297 – 312.
16. Huang, R. , & Ratnovski, L. , The Dark Side of Bank Wholesale Funding. *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 20, No. 2, 2011, pp. 248 – 263.
17. Ivashina, V. , & Scharfstein, D. , Loan Syndication and Credit Cycles. *American Economic Review*, Vol. 100, No. 2, 2010, pp. 57 – 61.
18. Jeong, S. , & Jung, H. , Bank Wholesale Funding and Credit Procyclicality: Evidence from Korea. *Panoeconomicus*, Vol. 60, No. 5, 2013, pp. 615 – 631.
19. Jung, H. , & Kim, D. , Bank Funding Structure and Lending under Liquidity Shocks: Evidence from Korea. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 33, 2015, pp. 62 – 80.
20. Kapan, T. , & Minoiu, C. , Balance Sheet Strength and Bank Lending during the Global Financial Crisis. IMF Working Papers, No. 102, 2013.
21. Salas, V. , & Saurina, J. , Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks. *Journal of Financial Services Research*, Vol. 22, No. 3, 2002, pp. 203 – 224.

Does Bank Funding Stability Reduce Credit Pro-cyclicality?

—From the Perspective of Combining Micro and Macro Prudence

GUO Wei (Party School of the Central Committee of C. P. C, 100091)

LIAN Yonghui (Capital University of Economics and Business, 100070)

ZHANG Lin (Beijing Technology and Business University, 100048)

Abstract: This paper builds a theoretical model to analyze the impact of bank funding stability on credit cyclicity and finds that funding stability can reduce the pro-cyclical nature of credit. Empirical tests using a panel of 166 Chinese commercial banks from 2004 to 2016 show that: (1) there is a difference in the cyclicity pattern of credit in different periods, i. e. , there was a counter-cyclical characteristic before 2010 and a pro-cyclical characteristic after 2010; (2) funding stability can reduce pro-cyclicality or enhance counter-cyclicality. Future analysis showed that: (3) the financing cost of the commercial banks is counter-cyclical, which can be reduced by higher funding stability; (4) for banks with lower capital adequacy ratio, funding stability can more noticeably reduce the credit pro-cyclicality. This paper supports that the deposit bank strategy of commercial banks can be an effective junction point between micro and macro prudential regulation, and also has important policy implications for the coordination of micro and macro prudential regulation systems.

Keywords: Funding Stability, Credit Pro-cyclicality, Micro Prudential Regulation, Macro Prudential Regulation

JEL: G21, E44