

DOI: 10.19361/j.er.2016.04.10

# 地方政府股权会影响城市 商业银行信贷投放的周期性特征吗?

潘敏 康巧灵 朱迪星\*

**摘要:** 与全国性金融机构相比,我国城市商业银行与地方经济发展之间存在着更密切的内在联系。一方面,地方政府通过股权控制、高管派遣等机制促使城市商业银行服务于地方经济;另一方面,城市商业银行的发展也离不开地方经济发展。本文利用我国69家城市商业银行2005-2013年的年度非平衡面板数据,从地方经济周期波动的角度,实证分析了我国城市商业银行信贷投放的周期性特征和区域差异,以及不同区域政府持股变化对城市商业银行信贷周期特征的影响。结论表明,城市商业银行信贷投放行为表现出显著的逆周期特征,且在中西部地区更为明显。总体上,政府持股比例增加会强化城市商业银行信贷投放的逆周期性。但从分地区来看,东部地区地方政府持股比例的增加会显著增强其逆周期特征,而在中西部地区,政府持股比例的变化与城市商业银行信贷投放逆周期之间关系不显著。

**关键词:** 银行治理;经济周期;信贷投放;股权结构

## 一、引言

近年来,随着宏观审慎监管的加强,我国商业银行信贷行为的周期性特征研究日益受到重视。与国际学术界对发达经济体商业银行信贷顺周期的普遍观点有所不同(Bernanke et al., 1999; Stolz and Wedow, 2011; Tabak et al., 2011; Saadaoui, 2014),国内学者对我国商业银行信贷投放周期性特征研究的结论存在较大分歧。徐明东和陈学彬(2012)认为,我国商业银行信贷投放呈现出顺周期特征;张宗新和徐冰玉(2011)的研究结果显示,我国上市银行的信贷活动并不具有明显的亲周期性特征;陈昆亭等(2011)则发现,我国银行业信贷余额的变化呈现出阶段性的顺周期和逆周期特征;而潘敏和张依茹(2013)、黄宪和熊启跃(2013)的研究结果却显示,我国商业银行的信贷投放具有显著的逆周期特征。他们认为,导致我国商业银行信贷投放逆周期现象的主要原因在于股权相对集中下持股比例较高的国有股东配合政府宏观调控,履行部分宏观调控职责所致。但是,他们的研究并未考虑到不同类型商

\*潘敏,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:mpan@whu.edu.cn;康巧灵,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:kang\_qiaoling@163.com;朱迪星,中国人民银行武汉分行,邮政编码:430071,电子信箱:dear\_star68@163.com。

本文的研究得到了国家社科基金重点项目“完善国有控股商业银行公司治理机制研究”(项目编号:10AZD019)的资助。感谢匿名审稿人的建设性修改意见,文责自负。

业银行国有股权性质的不同。特别是对以服务地方经济发展为主要目标、以地方政府持股为主要治理特征的城市商业银行(简称城商行),现有研究对其信贷投放与地方经济周期变化之间的关联并未给予足够的重视。而从历史逻辑来看,从20世纪90年代国有商业银行以及随后的全国性股份制商业银行实行总行一级法人的垂直管理体制以来,城商行自成立之初就被地方政府认为是能够留住本地金融资源为地方经济发展提供资金支持的“钱袋子”。从经验证据来看,地方政府通过高管任命或基于当地经济增长考核而展开的对晋升激励的追逐也使得其具有干预城商行信贷投放决策的能力和强烈动机(钱先航,2012;李维安、钱先航,2012)。而从城商行自身发展的角度来看,由于其缺乏跨地区经营的优势,其经营和发展不得不严重依赖于地方政府的支持和地方经济发展。因此,按照潘敏和张依茹(2013)、黄宪和熊启跃(2013)的逻辑,基于城商行与地方经济的天然内在关联,其信贷行为配合地方政府的意愿应该更强,逆周期的特征应更为明显,且这一特征会随着地方政府持股比例的上升而更为凸显。因此,基于地方经济周期性变化的视角,分析城商行信贷行为的周期性特征以及地方政府控股对城商行信贷周期性特征的影响,不仅有利于深化我国商业银行信贷行为周期性特征的研究,为我国逆周期宏观审慎监管政策的制定提供理论依据和经验证据,而且有助于进一步把握我国城商行的信贷行为特征。

另一方面,城商行信贷行为与地方经济周期波动之间的关联也会受到其所在地区的外部经济金融环境(包括经济金融发展水平、法制环境和诚实信用文化等)的影响。区域经济发展禀赋决定了城商行在当地经济体系中的重要性,从而既会改变地方政府实现其经济政绩目标过程中对城商行信贷资金资源的依赖程度,也会影响城商行经营发展对地方政府的迎合意愿和对经济发展的依赖程度。基于此,在研究城商行信贷投放周期性特征及地方政府持股变化对其信贷周期性特征影响时,有必要考虑不同外部环境下可能存在的区域性差异。

本文运用我国69家城商行2005-2013年的年度非平衡面板数据,实证检验了我国城商行信贷投放与地方经济周期之间的关系,并且把样本分为东、中、西部三个区域,考察了城商行信贷投放周期性特征的地区差异。在此基础上,进一步检验了地方政府持股比例变化对城商行信贷投放周期性特征的影响及其区域性差异。结果表明,样本期内我国城商行的信贷行为具有显著的逆周期特征,并且东、中、西部地区逆周期强度依次递增。总体上,地方政府持股比例增加会强化城商行信贷投放的逆周期特征,但这一影响仅在东部地区显著。

文章以下部分的结构安排为:第二部分为文献综述;第三部分是计量模型设定及实证检验;第四部分为稳健性检验;最后是结论与政策含义。

## 二、文献综述及理论分析

### (一) 商业银行信贷周期特征及国有股权对银行信贷周期特征的影响

2008年次贷危机之后,基于金融加速器理论的商业银行顺周期信贷投放特征得到了国内外学术界的广泛关注,以不同国家和地区商业银行作为研究样本的相关实证研究也支持了这一理论。如Stolz和Wedow(2011)、Tabak等(2011)分别提供了基于德国和巴西银行业样本的检验证据,Saadaoui(2014)利用50个发展中国家跨国数据的实证研究,也得到了类似的结论。

现有研究分别从信息不对称、银行短视性的逐利行为、金融加速器效应、资本充足监管、风险度量模型以及会计准则中的公允价值原则等方面探讨了商业银行信贷行为顺周期效应

的主要原因(Bernanke et al.,1999; Stolz and Wedow,2011; Repullo and Suarez,2013)。但也有部分研究指出,股权结构和股东性质的差异也有可能影响银行信贷行为的周期性。Micco 和 Panizza(2006)发现,国有银行资产负债行为对宏观经济周期波动的敏感性比私营银行要小。Foos(2009)采用德国银行面板数据的实证检验显示,股权结构对银行面临宏观经济冲击时的信贷周期性调整强度会产生显著影响。Brei 和 Schclarek(2013)发现危机期间国有银行倾向于扩大信贷投放,而私营银行则趋于谨慎。Cull 等(2013)利用东欧和拉丁美洲发展中国家银行的数据也得到了类似的结论。Brei 和 Schclarek(2014)则从理论模型的角度证实了国有银行和私营银行在面对金融冲击时信贷行为的异质性。Bertay 等(2015)也发现国有银行的信贷顺周期性比私营银行更弱,在高收入国家国有银行的信贷行为甚至呈现出逆周期性。

我国商业银行信贷周期性问题的研究并未得出一致的结论。徐明东和陈学彬(2012)认为信贷投放的顺周期性在我国是存在的,而张宗新和徐冰玉(2011)的实证结论并没有显示出这种顺周期特征。陈昆亭等(2011)则发现,我国银行业的信贷规模变化呈现出阶段性顺周期和逆周期交替的特点;而潘敏和张依茹(2013)、黄宪和熊启跃(2013)的实证研究结果显示,我国商业银行的信贷投放行为具有一定的逆周期性特征。潘敏和张依茹(2013)指出,股权相对集中下持股比例较高的国有股股东配合政府宏观调控,履行部分宏观调控职责可能是我国商业银行信贷投放逆周期的主要原因之一。而黄宪和熊启跃(2013)认为,我国商业银行信贷行为的逆周期特征会因国有股权控制下商业银行“迎合政府意愿”的逆周期资本缓冲行为而得到强化。

显然,现有有关我国商业银行信贷周期特征的研究并未考虑不同性质国有股权对商业银行信贷行为的影响。对于为数众多的以地方政府为控股股东的城商行而言,其与地方政府及地方经济发展之间存在着天然的内在关联。从现实情况来看,尽管均为国有股权,中央政府与地方政府在行使国有股东职能时存在一定的差异。中央政府的目标更趋多元化,除国有资产保值增值外,它还希望通过国有股权职能的发挥来实现宏观调控的保增长、调结构、促改革、惠民生等目标。地方政府行使国有股东职能虽然也需要确保国有资产保值增值,但长期以来我国官员晋升中的锦标赛机制也使得地方政府在行使国有股东职能时更多地希望通过国有股权实现地方经济增长的目标(钱先航,2012;李维安、钱先航,2012;等等)。这会在一定程度上强化地方政府通过股权持有干预其作为地方经济发展“钱袋子”的城商行的信贷行为。因此,在探讨我国商业银行信贷行为周期性特征时,忽视城商行信贷行为周期性特征及地方政府持股对这一特征的影响,则可能导致对我国商业银行周期性特征及其形成机制分析的偏差,因此对我国城商行的信贷周期性特征进行针对性的研究存在理论和现实上的必要性。

## (二) 区域经济金融环境对政府股东干预城商行信贷投放行为的影响

区域经济金融环境对政府股东干预城商行信贷投放行为的影响主要体现在两个方面。一方面,从地方政府的角度来看,区域经济发展水平和金融资源集聚程度较高时,地方政府可能有更多的市场化手段来实现其经济和政绩目标,其对城商行信贷行为的干预动机较小。田伟和田红云(2009)认为,不同地区初始社会经济条件的差异导致地方官员拥有的资源控制权具有地域性差异,从而也对官员产出政绩的能力产生了影响。钱先航(2012)发现,在地方财政状况较差时,地方政府官员在任期内对城商行的贷款投放影响较大。金融集聚程度高,地方经济发展的融资渠道越丰富,其资金需求更容易得到满足,并且市场约束机制一般也更加完善,也使得地方政府的干预能力和动力减少。因此,就区域金融环境而言,更高的

金融发展水平不仅意味着资金配置效率的提高,而且其发展过程中还经常伴随着更高的市场监督地位和更激烈的金融机构竞争,从而对政府的直接干预产生抑制效果;另一方面,对城商行而言,区域经济发展水平越高,银行资产负债业务对地方经济发展的依赖程度也就相应降低,从而在信贷资金投放中受到来自于地方政府干预的约束也就相对较小。

以上研究表明,城商行所在注册地的外部经济金融环境特征<sup>①</sup>会对地方政府股东干预其信贷投放行为产生重要影响。虽然我国城商行的跨区域经营正在逐步展开,但目前大部分城商行的主要业务和经营范围还集中在注册地及所在省份。我国地区间发展差别较大以及城商行的地域性使得我们在研究其信贷投放行为时有必要考虑其地域性特征。因此,把城商行样本归类于东中西三个地域进行比较研究具有合理性和可行性<sup>②</sup>。

### 三、实证研究

#### (一) 实证研究设计

为了考察我国城商行整体的信贷投放周期性特征,我们参考 Tabak 等(2011)以及潘敏和张依茹(2013)的研究,构建一个以城商行信贷增速为被解释变量,城商行所在省份产出缺口、股权结构为解释变量以及一些影响其信贷投放的变量为控制变量的实证模型。在此基础上,我们进一步考察城商行信贷投放周期性特征是否存在区域性差异,即把样本分为东、中、西部三个区域类别进行实证回归并对结果进行对比分析。然后,从地方政府持股的角度研究地方政府股权对信贷投放周期性的影响,并对其效果进行区域性对比。

基于以上安排,本文基本的实证模型设计如下:

$$dLoan_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 dLoan_{i,t-1} + \alpha_2 pringap_t + \alpha_3 local_{i,t} + \sum_{n=4}^9 \alpha_n X_{i,t} + \alpha_{10} crisis_{i,t} + U_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中:被解释变量  $dLoan_{i,t}$  表示城商行  $i$  在  $t$  时期的信贷增速,  $dLoan_{i,t-1}$  为其信贷增速的一阶滞后项,  $pringap_t$  表示城商行总部所在省份的产出缺口<sup>③</sup>,  $local_{i,t}$  代表城商行  $i$  在  $t$  时期的地方政府持股比例<sup>④</sup>。  $X_{i,t}$  包括城商行自身特征的一些控制变量:  $Ta_{i,t}$ , 城商行  $i$  在  $t$  时期的资产规模的自然对数;  $Car_{i,t}$ , 城商行  $i$  在  $t$  时期的资本充足率水平;  $Liq_{i,t}$ , 城商行  $i$  在  $t$  时期的流动性比率;  $dLoaninc_{i,t}$ , 城商行  $i$  在  $t$  时期的贷款收入增长率;  $S5_{i,t}$ , 城商行  $i$  在  $t$  时期的前五大股东持股比率;  $ROAA_{i,t}$ , 城商行  $i$  在  $t$  时期的平均资产回报率。另外,为了控制 2008 年全球金融危机对我国城商行信贷行为的影响,我们设置了金融危机虚拟变量  $crisis_{i,t}$ , 该变量在 2008 年、2009 年和 2010 年时取 1, 其他年份则取 0。最后,  $U_i$  衡量的是城商行  $i$  的截面效

①这里的外部环境特征包括:政府治理或干预、经济发展基础、金融发展水平、法制环境以及诚实信用文化等。

②对东、中、西部地区的划分基于国家统计局标准。

③严格意义上讲,这里的产出缺口应是样本行总行所在地城市的产出缺口。考虑到我国城商行中部分城商行总行所在地为省会城市,而省会城市的 GDP 一般在当地省份 GDP 中占比较大;另一方面,虽然部分城商行的总行所在地为地级城市,但这类城商行已基本实现了省级区域内的跨地区经营,其对省级经济的影响较大。所以,在本文中,我们以省级 GDP 缺口作为区域经济周期波动的替代变量。并且,产出缺口采用 HP 滤波方法算出。

④这里的地方政府持股包括地方政府直接持股和间接持股,即地方财政持股、地方国资委以及地方国有企业持股等。对年报中未列出相关信息的城商行,采用前十大股东信息进行计算得到。

应,  $\varepsilon_{i,t}$  为残差项。

为了考察地方政府持股对城商行信贷投放周期性的影响,我们在方程(1)中增加交互项  $pringap_t \times local_{i,t}$ , 并对东、中、西部地区分别进行实证检验,以考察地方政府持股对城商行信贷周期性的影响是否存在区域性差别。

$$dLoan_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 dloan_{i,t-1} + \alpha_2 pringap_t + \alpha_3 local_{i,t} + \sum_{n=4}^9 X_{i,t} + \alpha_{10} crisis_{i,t} + \alpha_{11} pringap_t \times local_{i,t} + U_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

方程(2)中:  $pringap_t \times local_{i,t}$  的系数所包含的经济学含义与方程(1)中  $pringap_t$  的系数相关。如果方程(1)中  $pringap_t$  的系数为正,且  $pringap_t \times local_{i,t}$  的系数为正,则说明地方政府持股比例上升会强化城商行信贷投放的顺周期性。同样,若方程(1)中  $pringap_t$  系数为负,且交叉项的系数为负,则表明地方政府持股比例的提高会强化城商行信贷投放的逆周期性。

## (二) 样本选择与描述性统计

### 1. 样本选择

本文对我国 145 家城商行的数据进行了手工搜集。由于动态面板模型对各个截面的时间序列长度的要求,本文对样本长度不足 4 年以及部分数据大量缺失的银行进行了剔除。最终,我们选定了 2005–2013 年期间 69 家城商行的非平衡面板数据作为样本<sup>①</sup>, 样本银行数据主要来自 Bankscope 数据库和各城商行官方网站上披露的年度报告,省级经济数据来源于国家统计局网站和中诚信资讯数据库。

### 2. 描述性统计

为排除异常值的影响,模型中各变量在 1% 水平下进行了 winsor 处理,处理后的样本描述性统计结果如表 1 所示,2005–2013 年各变量年度均值的描述性统计结果如表 2 所示。

表 1 全样本描述性统计

变量	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>dLoan</i>	贷款增速	0.263	0.162	-0.061	0.955
<i>pringap</i>	总行所在省份产出缺口	0.003	0.041	-0.086	0.084
<i>local</i>	地方政府持股比例	34.054	22.441	11.571	78.100
<i>Ta</i>	银行资产规模的自然对数	10.632	1.094	8.252	13.505
<i>Car</i>	资本充足率	12.295	4.049	2.100	32.380
<i>Liq</i>	流动比率	52.264	13.222	29.320	63.990
<i>dLoaninc</i>	贷款收入增长率	0.282	0.262	-0.296	1.625
<i>S5</i>	前五大股东持股比率	51.879	17.387	22.750	99.12
<i>ROAA</i>	银行平均资产回报率	0.985	0.508	0.005	2.348

①基于数据的可得性和连续性考虑,69 家样本城商行包括东部地区 38 家(北京银行、天津银行、河北银行、沧州银行、上海银行、南京银行、苏州银行、江苏银行、杭州银行、宁波银行、温州银行、绍兴银行、台州银行、浙江稠州商业银行、泰隆商业银行、民泰商业银行、嘉兴银行、金华银行、湖州银行、福建海峡银行、厦门银行、泉州银行、厦门国际银行、齐鲁银行、青岛银行、莱商银行、日照银行、威海市商业银行、潍坊银行、东营银行、广州银行、东莞银行、珠海华润银行、大连银行、锦州银行、营口银行、阜新银行、鞍山银行);中部地区 14 家(晋商银行、大同市商业银行、晋城银行、徽商银行、南昌银行、九江银行、吉林银行、郑州银行、洛阳银行、龙江银行、哈尔滨银行、汉口银行、长沙银行、华融湘江银行);西部地区 17 家(内蒙古银行、包商银行、广西北部湾银行、桂林银行、柳州银行、重庆银行、重庆三峡银行、成都银行、德阳银行、攀枝花市商业银行、贵阳银行、富滇银行、西安银行、兰州银行、青海银行、宁夏银行、昆仑银行)。这 69 家样本城商行总资产占有城商行总资产的 81% 以上,因此本文样本城商行的信贷行为特征基本上能够反映我国城商行信贷行为的总体特征。

表 2 模型中各变量均值的年度变化

时间	<i>dLoan</i>	<i>pringap</i>	<i>local</i>	<i>Ta</i>	<i>Car</i>	<i>Liq</i>	<i>dLoaninc</i>	<i>S5</i>	<i>ROAA</i>
2005年	0.285	-0.008	33.176	9.864	7.538	56.771	0.358	61.302	0.536
2006年	0.297	-0.006	33.253	9.909	8.966	49.968	0.281	55.939	0.638
2007年	0.246	0.025	32.311	10.141	11.035	49.729	0.351	51.979	0.923
2008年	0.229	0.048	30.349	10.344	13.534	55.817	0.377	52.481	1.166
2009年	0.366	-0.015	32.784	10.648	13.471	55.334	0.116	52.698	1.059
2010年	0.269	0.019	36.927	11.020	13.525	51.086	0.406	54.019	1.189
2011年	0.253	0.049	35.089	11.280	14.048	50.629	0.421	51.229	1.280
2012年	0.249	0.000	34.263	11.486	13.690	51.367	0.219	50.054	1.289
2013年	0.209	-0.058	34.136	11.700	12.486	50.121	0.132	49.997	1.170

从表 2 中各变量均值的年度变化可以看出,我国城商行的贷款增速与其总行所在省份的经济波动之间表现出明显的负向关系,即当省级经济下行时,城商行明显提高了信贷投放增速。2013 年城商行总行所在省级经济增速的均值低于潜在经济增长水平的均值,省级经济处于下行阶段,而城商行信贷增速的均值为正。虽然两者之间仍呈负向关系,但信贷增速并未像 2005 年、2006 年和 2009 年那样呈现出快速增长。我们认为,这可能与银行业监管部门 2013 年开始实施的新资本充足监管要求<sup>①</sup>以及当时实施的存贷比约束有关。在新的资本充足监管要求和严格的存贷比约束下,城商行即使有大规模信贷扩张的意愿,也难以全部得以实现。

### (三) 实证分析估计过程

#### 1. 估计方法

由于本文实证模型中含有被解释变量的滞后一阶项,属于动态面板模型。我们采用动态面板系统广义矩估计(GMM)方法对实证模型进行估计,由于单步 GMM 估计比较可靠,且能在数据观察期较少的样本情况下利用更多的数据信息。因此,我们选用单步 GMM 估计方法对模型进行估计。

#### 2. 实证结果

##### (1) 城商行信贷投放的周期性特征及地区差异

表 3 第 2 列所示为模型(1)的全样本估计结果。结果显示被解释变量的一阶滞后项 *L.dLoan* 的系数显著为负,表明城商行的信贷投放显著地受到了上一期信贷投放的影响。这可能与城商行的资本补充来源有限有关。多年来,由于规模较小、区域性经营以及同业竞争激烈,我国城商行总体上呈信贷扩张的态势,但相较于上市的股份制商业银行和国有控股商业银行,城商行的资本补充来源有限。因此,当上期信贷扩张导致其信贷行为受到资本充足率的约束后,其本期的信贷扩张增速就会受到影响。同时,城商行总行所在省份产出缺口 *pringap* 的系数显著为负,表明样本期间内我国城商行的信贷行为呈现出逆周期特征。资产规模与信贷增速显著负相关,表明随着资产规模的扩大,城商行信贷扩张的增速在减弱;另外,贷款收入增长率的系数显著为正,说明贷款收入的增长会促使城商行加大贷款投放力度。而平均资产回报率与信贷增速显著负相关,这可能反映了城商行在信贷行为中的收入(回报)偏好,即在平均单位信贷资产回报上升时,其信贷行为趋于谨慎;相反,在平均单位信贷资产回报下降时,为了

<sup>①</sup>2013 年 1 月 1 日开始,中国银行业监督管理委员会开始实施《商业银行资本管理办法(试行)》。该办法对系统重要性商业银行和一般性商业银行 2013-2018 年期间年度资本充足要求做出了明确的规定,并对风险资产的权重进行了调整。

维持一定的总体收入水平,其信贷投放更为激进。金融危机虚拟变量的系数也显著为正,表明在2008-2009年金融救市政策的冲击下我国城商行的信贷投放增速显著提升。此外,其他银行层面的特征变量的回归结果均不显著。分区域的实证研究结果如表3第3至5列所示。结果显示, $L.dLoan$ 的系数在西部地区显著为负,而在东部地区显著为正。这可能与资本约束下的东西部地区城商行资本补充来源有关。由于经营所面临的经济发展水平和金融市场环境的差异,东部地区由于其经济较为发达,金融市场环境较好,城商行资本补充能力相对较强,其资本约束信贷扩张的机制相对较弱;而对于西部地区,由于其金融市场及地方经济发展不足,城商行的资本补充能力有限,资本约束信贷扩张的机制更为明显。同时,地方政府持股变量的系数仅在东部地区显著。这可能与城商行所处外部经济金融环境的区域性差异有关。东部地区金融法治水平较高、市场约束更强、城商行的公司治理机制也相对较为规范,地方政府通过股权治理影响着其信贷行为;而中西部地区的经济金融环境相对较差,地方政府与城商行之间的相互资源依赖更为紧密,地方政府可能更多地通过直接干预而非股权治理来对城商行的信贷行为施加影响。此外,产出缺口  $pringap$  的系数在东、中、西部地区都显著为负,进一步地,其绝对值由东至西逐渐增大,即在地方经济波动下城商行的信贷逆周期特征由东至西表现出更加明显的趋势。最后,以上回归均通过了残差自相关系数检验和 Hansen 检验,这表明工具变量的选取和模型的构建都较为合理。

表3 省级经济波动下城商行信贷总量变动及地区差异

变量	模型(1)			
	总样本	东部地区	中部地区	西部地区
	$dLoan$	$dLoan$	$dLoan$	$dLoan$
$L.dLoan$	-0.137*** (-3.72)	0.121** (2.41)	-0.066 (-0.47)	-0.108** (-2.65)
$pringap$	-0.452*** (-2.91)	-0.302* (-1.83)	-0.763* (-2.04)	-0.796** (-2.95)
$local$	-0.001 (-1.59)	-0.002** (-2.65)	-0.001 (-0.53)	-0.001 (-0.87)
$Ta$	-0.020** (-2.52)	-0.005 (-0.59)	0.011 (0.77)	-0.041* (-2.12)
$Car$	0.010 (1.66)	-0.003 (-0.84)	0.019*** (3.07)	0.023*** (3.35)
$Liq$	0.016 (0.25)	0.037 (0.64)	0.022 (0.17)	-0.046 (-0.29)
$dLoaninc$	0.209*** (3.58)	0.109** (2.04)	0.378*** (3.12)	0.207* (1.95)
$S5$	-0.000 (-0.46)	-0.001 (-0.71)	0.001 (0.84)	0.001 (0.56)
$ROAA$	-0.043* (-1.97)	-0.018 (-0.79)	-0.010 (-0.19)	-0.066** (-2.89)
$crisis$	0.084*** (5.56)	0.100*** (5.63)	0.045* (1.84)	0.061** (2.26)
$Constant$	0.381*** (3.23)	0.340** (2.62)	-0.243 (-1.49)	0.414 (1.47)
Observations	396	227	73	96
Number of bank	69	38	14	17
AR(1)	-3.45(0.001)	-3.04(0.002)	-2.85(0.004)	-3.14(0.002)
AR(2)	-0.93(0.351)	0.71(0.478)	1.32(0.187)	-1.35(0.178)
$Hansen-p$	0.347	0.962	1.000	1.000

注:各变量的系数后括号中的数字是经小样本调整的  $t$  统计量,\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著,AR(1)和AR(2)分别代表一阶和二阶残差自相关检验,括号内为统计推断的  $p$  值, $Hansen-p$  代表对模型工具变量选取是否存在过度识别问题的检验中相应统计量符合原假设的  $p$  值。

(2) 地方政府持股对城商行信贷逆周期性特征的影响

表4为模型(2)的回归结果,其揭示了地方政府持股对城商行信贷逆周期的影响,以及这种影响在东、中、西部地区间的差异。表4第2列所示为全样本估计结果,产出缺口与地方政府持股比例的交互项  $pringap \times local$  的系数显著为负,表明地方政府持股比例的增加会强化城商行的逆周期特征。而从表4的第3至5列我们可以看到,交叉项  $pringap \times local$  的系数均为负,说明地方政府持股在东、中、西部地区都有强化城商行逆周期性的倾向,但该系数仅在东部地区显著。其余相关变量的估计结果与表3大致一致。此外,上述模型同样通过了残差自相关系数检验和 Hansen 检验。

表4 地方政府持股变化对城商行信贷逆周期的影响及地区差异

变量	模型(2)			
	全样本	东部地区	中部地区	西部地区
	<i>dLoan</i>	<i>dLoan</i>	<i>dLoan</i>	<i>dLoan</i>
<i>L.dLoan</i>	-0.136*** (2.63)	0.119** (2.63)	-0.054 (-0.36)	-0.111** (-2.69)
<i>pringap</i>	-1.066*** (-4.26)	-0.810*** (-3.03)	-1.294* (-1.93)	-1.466*** (-3.37)
<i>local</i>	-0.001** (-2.25)	-0.002*** (-2.78)	-0.001 (-0.80)	-0.001 (-1.51)
<i>pringap × local</i>	-0.013*** (-3.44)	-0.013** (-2.46)	-0.010 (-1.54)	-0.017 (-1.71)
<i>Ta</i>	-0.023*** (-2.82)	-0.005 (-0.66)	0.005 (0.43)	-0.047** (-2.47)
<i>Car</i>	0.010* (1.69)	-0.003 (-0.87)	0.019** (2.89)	0.022*** (3.46)
<i>Liq</i>	0.001 (0.01)	0.030 (0.56)	0.007 (0.07)	-0.063 (-0.45)
<i>dLoaninc</i>	0.234*** (3.92)	0.132** (2.47)	0.389** (2.81)	0.225* (1.98)
<i>S5</i>	-0.000 (-0.25)	-0.001 (-0.70)	0.002 (1.13)	0.001 (0.79)
<i>ROAA</i>	-0.046** (-2.06)	-0.015 (-0.64)	-0.010 (-0.18)	-0.078** (-2.73)
<i>crisis</i>	0.088*** (5.81)	0.098*** (5.59)	0.049* (1.79)	0.076** (2.39)
<i>Constant</i>	0.407*** (3.47)	0.336** (2.70)	-0.187 (-1.29)	0.503* (1.89)
Observations	396	227	73	96
Number of bank	69	38	14	17
AR(1)	-3.5(0.000)	-3.01(0.003)	-2.99(0.003)	-3.30(0.001)
AR(2)	-0.69(0.491)	1.21(0.225)	1.31(0.191)	-1.31(0.191)
Hansen-p	0.291	0.971	1.000	1.000

注:同表3注解。

(四) 实证结果分析

从以上实证结果来看,在样本期内,相对于其所在省份的经济波动而言,我国城商行信贷行为总体表现出显著的逆周期特征。同时,东、中、西部地区城商行的信贷行为逆周期特征存在差异,其强度从东到西依次递增。这在一定程度上印证了我国城商行信贷投放迎合地方政府平滑经济周期波动意愿的观点,而且这种迎合在不同的区域经济金融环境下存在差异。前述研究表明,城市商业银行从成立之初就被地方政府看作是地方经济发展的“钱袋子”,描述性统计的结果也显示,城商行中地方政府持股占比达30%以上;而从现实来看,城



商行的信贷扩张也确实严重依赖于地方经济的发展。因此,在地方经济面临下行压力时,城商行既有能力也有意愿来配合地方政府逆周期的经济调控。而我国东部地区经济金融发展水平相对较高,地方经济发展对城商行信贷资源依赖的程度低,城商行面临的同业竞争也更为激烈,即使这类地区城商行具有配合地方政府平滑经济周期的意愿,也不一定能够得到实现。所以,其信贷逆周期的特征相对于中西部地区会弱一些。

进一步地,政府持股比例变化对城商行信贷周期性的影响在东、中、西部地区并不一致。对于东部地区的城商行,地方政府持股比例上升会显著地增强其信贷行为的逆周期特征;而对于中西部地区的城商行,地方政府持股占比的上升对其信贷行为逆周期性的增强效果均不显著。这一结果进一步证明了城商行信贷逆周期特征与所处地区经济金融发展水平下的政府干预意愿和能力有关。对东部地区的城商行而言,其信贷逆周期的特征较弱,地方政府若希望强化城商行配合地方政府平滑经济周期波动的意愿,则必须通过提高政府持股比例的方式来得以实现;而对中西部地区地方政府而言,城商行配合地方政府平滑经济周期的意愿很强,在城商行业务发展严重依赖地方经济的情况下,地方政府持股比例变化与否都不会影响城商行信贷投放的周期性特征。

#### 四、稳健性检验

为了对本文的主要结论进行进一步验证,我们选取 2005-2013 年样本城商行总行所在省份工业总产值的产出缺口 (*Pgap*) 作为对应省级 GDP 产出缺口 (*pringap*) 的替代变量,对模型 (1) 和 (2) 进行了稳健性检验,检验结果如表 5 所示,所得结果与本文主要结论基本保持一致。

表 5 城商行信贷周期性、地方政府股权对周期性的影响及地区差异的稳健性检验

变量	全样本		东部地区		中部地区		西部地区	
	<i>dLoan</i>		<i>dLoan</i>		<i>dLoan</i>		<i>dLoan</i>	
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
<i>L.dLoan</i>	-0.127** (-2.58)	-0.146*** (-3.11)	0.094 (1.66)	0.055 (0.69)	-0.049 (-0.42)	-0.078 (-0.53)	-0.109* (-2.12)	-0.097* (-2.11)
<i>Pgap</i>	-0.883*** (-4.25)	-0.925*** (-4.43)	-0.612* (-1.94)	-0.663* (-1.83)	-0.924*** (-3.08)	-0.896*** (-3.07)	-0.949*** (-3.39)	-1.028*** (-3.64)
<i>local</i>	-0.003 (-1.34)	-0.001 (-1.44)	-0.001*** (-2.75)	-0.002*** (-2.86)	-0.000 (-1.04)	-0.001 (-1.08)	-0.002 (-1.13)	-0.001 (-0.97)
<i>Pgap×local</i>		-0.003* (-1.67)		-0.006** (-2.26)		-0.001 (-0.36)		-0.002 (-0.24)
<i>Ta</i>	-0.028*** (-2.91)	-0.028*** (-2.92)	-0.009 (-1.19)	-0.008 (-1.06)	0.009 (0.68)	0.009 (0.70)	-0.006** (-2.50)	-0.063** (-2.56)
<i>Car</i>	0.017 (1.58)	0.016 (1.56)	-0.003 (-1.03)	-0.003 (-1.13)	0.017** (2.75)	0.017** (2.35)	0.037*** (4.29)	0.036*** (4.28)
<i>Liq</i>	-0.011 (-0.78)	-0.007 (-0.75)	0.046 (0.29)	0.034 (0.63)	-0.031 (-0.56)	0.063 (0.45)	-0.014 (-0.85)	-0.021 (-0.66)
<i>dLoaninc</i>	0.285*** (4.24)	0.271*** (4.18)	0.192*** (3.23)	0.189*** (3.25)	0.373** (3.05)	0.372** (3.02)	0.201** (2.23)	0.193* (2.05)
<i>S5</i>	-0.001 (-0.13)	-0.006 (-0.07)	-0.001 (-0.67)	-0.048 (-0.63)	0.002 (1.28)	0.019 (1.27)	0.002 (0.84)	0.016 (0.74)
<i>ROAA</i>	-0.006* (-1.97)	-0.059* (-1.97)	-0.002 (-0.93)	-0.020 (-0.85)	-0.010 (-0.18)	-0.017 (-0.25)	-0.084* (-1.89)	-0.085 (-1.74)
<i>crisis</i>	0.097*** (5.74)	0.097*** (5.75)	0.106*** (6.24)	0.105*** (5.97)	0.053* (1.88)	0.061 (1.72)	0.074* (2.14)	0.074* (2.00)
<i>Constant</i>	0.517*** (3.73)	0.523*** (3.79)	0.507*** (-0.009)	0.504*** (3.80)	-0.122 (-0.73)	-0.100 (-0.62)	0.689** (2.20)	0.700** (2.26)

续表5 城商行信贷周期性、地方政府股权对周期性的影响及地区差异的稳健性检验

变量	全样本		东部地区		中部地区		西部地区	
	dLoan		dLoan		dLoan		dLoan	
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
Obs	396	396	227	227	73	73	96	96
Number of Bank	69	69	38	38	14	14	17	17
AR(1)	-3.27 (0.001)	-3.21 (0.001)	-3.10 (0.002)	-2.99 (0.003)	-3.05 (0.002)	-3.10 (0.002)	-3.21 (0.001)	-3.27 (0.001)
AR(2)	-0.95 (0.342)	-0.95 (0.341)	1.61 (0.108)	1.26 (0.209)	1.13 (0.257)	1.13 (0.258)	-1.40 (0.162)	-1.39 (0.166)
Hansen-p	0.327	0.311	0.973	0.984	1.000	1.000	1.000	1.000

注:同表3注解。

### 五、结论与政策含义

本文运用我国69家城商行2005-2013年的年度非平衡面板数据实证检验了我国城商行信贷投放行为与地区经济波动之间的关联以及地方政府持股比例变动对这种关联关系的影响,并考察了这种关联及影响在东、中、西部三个区域的差异。结果表明,我国城商行信贷行为呈现出显著的逆周期特征,并且东、中、西部地区逆周期强度依次递增。总体上,地方政府持股比例的上升会强化城商行信贷投放的逆周期特征,但分区域来看,地方政府股权对城商行信贷逆周期的强化作用仅在东部地区显著,而中西部地区地方政府持股占比的提高也有加强该地区城商行信贷行为逆周期性的趋势,但影响均不显著。

在当前我国经济发展新常态背景下,为保持经济中高速增长,中央银行采取了包括定向降准、定向降息、抵押补充贷款、常备借贷便利、中期借贷便利、公开市场短期流动性调节工具、信贷资产质押再贷款等在内的一系列货币政策定向操作。其目的是在总量流动性充裕的情况下,促进包括城商行在内的各商业银行加大对实体经济的信贷支持力度。而本文的实证研究表明,城商行的信贷投放具有逆周期的特征,且政府持股的提升会强化这一特征。因此,在经济增速趋缓的背景下,中央银行通过定向调控实施逆周期的宽松货币政策时,必须考虑逆周期的定向调控政策和城商行逆周期信贷行为特征对地方经济波动的双重叠加效应,避免带来过高的政策成本;另一方面,本文的研究也表明,地方政府通过股权控制干预城商行周期性信贷投放的效果存在区域差异,因此,中央银行在实施定向调控货币政策时,还应因地制宜,根据不同地区政府干预城商行信贷投放的差异,实施更有针对性和灵活性的调节政策。对银行监管部门而言,在制定宏观审慎监管规则时,应充分考虑城商行信贷投放的逆周期特征及地方政府持股比例变动对城商行经营行为的影响,并根据地域差别进行差异化监管,避免统一监管规则可能导致的监管失灵。

#### 参考文献:

- 1.陈昆亭、周炎、龚六堂,2011:《信贷周期:中国经济1991-2010》,《国际金融研究》第12期。
- 2.黄宪、熊启跃,2013:《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》第1期。
- 3.李维安、钱先航,2012:《地方官员治理与城市商业银行的信贷投放》,《经济学(季刊)》第4期。
- 4.潘敏、张依茹,2013:《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验证据》,《金融研究》第4期。
- 5.钱先航,2012:《官员任期、政治关联与城市商业银行的贷款投放》,《经济科学》第2期。
- 6.田伟、田红云,2009:《晋升博弈、地方官员行为与中国区域经济差异》,《南开经济研究》第1期。
- 7.徐明东、陈学彬,2012:《货币环境、资本充足率与商业银行风险承担》,《金融研究》第7期。

- 8.张宗新、徐冰玉,2011:《监管政策能否抑制商业银行亲周期行为——基于中国上市银行面板数据的经验证据》,《财贸经济》第2期。
- 9.Bertay, A.C., A.Demirgüç-Kunt, and H.Huizinga.2015.“Bank Ownership and Credit over the Business Cycle: Is Lending by State Banks Less Pro-cyclical?” *Journal of Banking & Finance* 50(1):326-339.
- 10.Bernanke, B.S., M.Gertler, and S.Gilchrist.1999.“The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework.” In *Handbook of Macroeconomics*. Vol.1, edited by John B. Taylor and Michael Woodford, 1341-1393.Amsterdam; Elsevier.
- 11.Brei, M., and A.Schclarek.2013.“Public Bank Lending in Times of Crisis.” *Journal of Financial Stability* 9(4): 820-830.
- 12.Brei, M., and A.Schclarek.2014.“A Theoretical Model of Bank Lending: Does Ownership Matter in Times of Crisis?” *Journal of Banking & Finance* 50(3):298-307.
- 13.Cull, R., M.Soledad, and M.Pería.2013.“Bank Ownership and Lending Patterns during the 2008-2009 Financial Crisis: Evidence from Eastern Europe and Latin America.” *Journal of Banking and Finance* 37(12): 4861-4878.
- 14.Foos, D. 2009. “Lending Conditions, Macroeconomics Fluctuations, and the Impact of Bank Ownership.” University of Mannheim Working Papers Series, No.20.
- 15.Micco, A., and U.Panizza.2006.“Bank Ownership and Lending Behavior.” *Economics Letters* 93(2):248-254.
- 16.Repullo, R., and J.Suarez.2013.“The Pro-cyclical Effects of Bank Capital Regulation.” *Review of Financial Studies* 26(2):452-490.
- 17.Saadaoui, Z.2014.“Business Cycle, Market Power and Bank Behavior in Emerging Countries.” *International Economics* 139(9):109-132.
- 18.Stolz, S., and M.Wedow.2011.“Banks’ Regulatory Capital Buffer and the Business Cycle: Evidence for Germany.” *Journal of Financial Stability* 7(2):98-110.
- 19.Tabak, B.M., A.C.Noronha, and D.Cajueiro.2011.“Bank Capital Buffers, Lending Growth and Economic Cycle: Empirical Evidence for Brazil.” BIS Conference Papers, No.4.

## Do Ownerships of Local Governments Affect the Cyclical Characteristics of City Commercial Banks’ Lending?

Pan Min<sup>1</sup>, Kang Qiaoling<sup>1</sup> and Zhu Dixing<sup>2</sup>

(1: Economics and Management School, Wuhan University; 2: The PBOC Wuhan Branch)

**Abstract:** Compared to national financial institutions, there are intrinsic links between city commercial bank and the development of local economy. On the one hand, local government urges city commercial bank to serve local economy by using equity control and executive appointment. On the other hand, the development of city commercial banks relies on the development of local economy. Using an unbalanced panel data of 69 China’s city commercial banks from 2005 to 2013, this paper empirically investigates the cyclical characteristics of city commercial banks’ lending behaviors as well as regional differences, and how the equity changes of local governments in different regions affect those cyclical characteristics. The results show that the lending behaviors of China’s city commercial banks are significantly counter-cyclical, and this relationship is stronger in the middle and western regions. In general, an increase in local government’s ownerships will strengthen the counter-cyclical effect. However, in the regional perspective, only rises in the eastern local governments’ ownerships will significantly strengthen the counter-cyclical effect while the relationships between equity changes of local governments and city commercial banks’ counter-cyclical lending behaviors are insignificant in the middle and western regions.

**Keywords:** Bank Governance, Business Cycle, Bank Lending, Ownership Structure

**JEL Classification:** E32, G21, G32

(责任编辑:陈永清)