

流动性监管对银行竞争的影响研究

陈伟光^{1,2}, 潘 凤², 蔡伟宏²

(1. 广东国际战略研究院; 2. 广东外语外贸大学 金融学院, 广东 广州 510006)

摘要: 选取2010—2018年103家银行数据,采用动态面板回归模型对流动性监管影响银行竞争的情况及其传导机制进行了实证分析,结果显示:净稳定资金比例与银行竞争显著负相关,银行的净稳定资金比例越高,其面临的竞争越小;银行资本充足率是其影响渠道,资本充足率的高低会引发银行内部资本结构的调整,资本充足率越高的银行,开展资产业务所具备的资金越充裕,银行面临的竞争相对越低;金融创新业务的发展并非流动性监管影响银行竞争的渠道,流动性监管虽然在一定程度上会促进非利息收入的增长,但非利息收入在净稳定资金比例影响银行竞争的过程中只存在遮掩效应。

关键词: 净稳定资金比例; 银行竞争; 资本充足率; 非利息收入

中图分类号: F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-0098(2021)04-0003-14

一、引言

2020年,宏观决策层出台了一系列促进金融稳定、激活金融市场活力的政策,各地方金融监管部门在辖内也纷纷开展了针对重大经济金融风险的监测、预警、分析、防范化解工作。但随着全球经济下行、中美贸易摩擦加剧、全球新冠肺炎疫情爆发等宏观环境逆行形势的出现,国际资金流动不确定性增加,银行资金动向监管难度加大。同时,利率市场化、互联网金融发展及金融机构的迅速扩张使银行市场竞争环境发生较大的变化,金融市场环境和金融形态的变化给金融风险监管防范带来了巨大的挑战。因此,在全球经济以及我国经济发展新常态的影响下,为更好地加强银行流动性风险管理,2019年3月4日,中国银行保险监督管理委员会(银保监会)公布了《商业银行净稳定资金比例信息披露办法》(以下简称《办法》),对净稳定资金比例(Net Stable Funding Ratio, NSFR)的具体实施标准提出了监管要求。那么,我国商业银行对于《办法》中提及的流动性监管指标是否达标?在新的宏观金融环境下,银行流动性监管措施的实施是否会引起银行市场竞争程度的变化?其中主要的传导渠道是什么?厘清流动性监管指标的提出对我国银行竞争的影响及其传导路径,既有利于监管当局有效地实施流动性风险监管,提高我国金融体系的稳定性,又有利于我国商业银行进一步提升国际竞争力。

净稳定资金比例旨在从中长期的时间维度对商业银行应对流动性风险的能力进行评估和监测,通过度量银行较长期限内可使用的稳定资金来源对其表内外资产业务发展的支持能力,推动商业银行使用稳定的资金来源支持其资产业务的发展,确保银行衍生资产、证券化资产以及其他资产和业务的融资至少存在稳定资金相匹配,加大预防性资本储备空间,从而更好地监测商业银行长期结构性的流动性风险,增加对优质流动性资产吸收,降低资产与负债的期限错配程度。

关于净稳定资金比例实施的影响,国外的相关研究已经比较多,定量与定性相结合,深入考察了净稳定资金比例对银行业务行为变化、资产负债表调整、银行盈利水平、信贷投放等微观层面的影响以及货币政策

收稿日期: 2021-05-20

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“制度型开放与全球经济治理制度创新研究”(20&ZD061)

作者简介: 陈伟光(1963-),男,江西南昌人,高级研究员,教授,博士生导师,研究方向为全球经济治理。

的调整、经济增长等宏观层面的作用。King(2013)^[1]指出增加净稳定资金比例的策略将使银行净息差平均降低 70 ~ 88 个百分点,强调各商业银行应该在流动性监管、银行风险及盈利能力之间权衡。Ly et al. (2017)^[2]研究结果表明,银行倾向于采用即时交易均衡来应对巴塞尔协议Ⅲ对净稳定资金比例的改革,如果银行能迅速调整融资风险,减少各自的预期损失,所有银行同时出现流动性短缺的联合概率将显著下降,从而降低系统性风险。Wei et al. (2017)^[3]研究了净稳定资金比例对银行经理选择资产构成和债务期限结构、银行盈利能力以及社会福利的影响。Jacob & Munro(2018)^[4]指出净稳定资金比例中稳定资金需求不会对传统货币政策的权衡产生重大影响,也不会显著改变大多数宏观经济扰动的传导。从国外的实证研究结果看,净稳定资金比例最低标准的实施,将在很大程度上降低银行净息差和盈利水平,抑制银行信贷投放,但长期来说,净稳定资金比例对宏观经济增长无显著负面冲击。相比之下,国内对净稳定资金比例研究的文献较少,截至 2020 年 8 月底,知网检索量仅为 210 篇,大部分文献仍停留在介绍性研究和定性讨论上,少部分文献考察了流动性监管新政的提出对商业银行盈利能力的影响或对比研究了新旧流动性监管指标的有效性。巴曙松和尚航飞(2015)^[5]分析指出净稳定资金比例将有效补充商业银行流动性监管体系。林颖和关小虎(2012)^[6]指出净稳定资金比例的构成考虑了压力情景下流动性风险的管理,能更全面地呈现银行资产负债表内外活动风险转化过程。彭建刚和谭亚平(2016)^[7]从测算角度考虑,净稳定资金比例对流动性风险的管理更精细准确,其解释力度相较于存贷比也更强。李明辉和周边(2018)^[8]则从整体与局部两个维度对净稳定资金比例与存贷比流动性监管的有效性进行了对比分析,实证结果表明,前者能更好地监测上市银行的流动性风险。

通过回顾国内外研究文献发现,有关净稳定资金比例对银行竞争的影响及其传导机制的研究较少,因此本文从定性和定量两个维度对其进行实证分析,结果表明银行的净稳定资金比例与银行竞争呈显著负相关关系,银行净稳定资金比例越高,其面临的银行竞争越低,资本充足率是其影响渠道。同时进行了分组检验,结果表明无论是在上市银行抑或是非上市银行中,净稳定资金比例越高的银行,其面临的竞争程度越低。

本文的可能贡献在于:第一,从净稳定资金比例的计算公式出发,推论了净稳定资金比例影响银行竞争的路径,同时在前人研究的基础上,发现资本充足率是净稳定资金比例作用于银行竞争的重要因素之一,对现有的研究做了一定的补充,具有一定的边际贡献。第二,现有文献对我国商业银行的研究分析多集中于上市商业银行,对于农村商业银行等中小银行的风险关注度较低,在考虑数据的可得性后,扩大了研究范围,有效避免了样本选择偏差。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分为文献回顾和假设,第三部分为样本选取、指标测度与变量统计,第四部分为实证检验结果及分析,最后为本文的研究结论及政策建议。

二、文献综述

(一) 净稳定资金比例与银行竞争

考虑我国市场经济的发展情况,股票市场出现较晚,市场发育不够成熟,相关监管制度不够完善,企业债券市场发展又较为缓慢,实体经济融资仍然以银行信贷为主,商业银行成为我国宏观经济运行最重要的媒介,银行资金的安全性、流动性及盈利性不仅关系到其自身的生存发展,更影响着整个国民经济的运转。张原劼和施建淮(2020)^[9]指出新兴市场国家普遍存在着严重的期限错配问题,而净稳定资金比例是用于度量银行较长期限内可使用的稳定资金对其表内外资产业务发展的支持能力,加强对银行净稳定资金比例的监管将有助于推动银行使用稳定的资金来源支持其资产业务的发展,降低资产负债的期限错配。结合我国银行业发展现状,一方面,与证券和保险等金融机构相比,银行业覆盖面更为广泛,在信息不对称因素的影响下,银行业更容易给国民经济的发展带来实质性的影响,因而具有更高的风险性和破坏性。另一方面,随着我国经济发展进入“新常态”,经济下行压力逐渐凸显,伴随着利率市场化的推进,互联网金融的不断发展,金融创新的不断进步,投资渠道越来越丰富,严重分散了银行资金的流入,银行吸收资金面临巨大挑战。外加金融机构数量的不断扩张,截至 2020 年初,中国主要银行业金融机构数量达 4075 家,导致银行在经营过程中面临较大的市场竞争压力,加强流动性监管,缓解资产负债期限错配,降低银行市场竞争压力势在必行。

现有文献中关于净稳定资金比例与银行竞争关系的研究甚少,梳理现有文献的理论和实证结论,大致形成两种观点:一是净稳定资金比例会增加银行竞争。从银行个体角度看,净稳定资金比例的最低监管标准会在一定程度上刺激各个银行对稳定资金的需求,而银行资金的来源主要分为权益资金和债务资金,就中国银行业而言,李明辉等(2016)^[10]指出,中国较高的储蓄率使得银行可以源源不断地以较低的成本来获取资金。基于银行的融资成本,中国商业银行不存在主动提升资本金比率的内在动机,同时,由于权益资金具有剩余价值索取权,因而这部分资金需要承担更高的盈利风险,因此,银行在选择融资方式时,更倾向于债务融资,盈利也主要来自于存贷利差收入,银行净稳定资金比例的监管标准越高,债务融资的需求越大,而从整个银行业面临的市场环境看,我国上市银行虽然发展很快,但其市场定位仍然模糊,提供的产品和服务与其它银行是雷同的,盈利模式既单一又缺乏竞争力,随着利率市场化的推进,利差空间越来越小,银行的盈利空间受到挤压,在利率搜寻效应的刺激下,银行吸储的能力将大幅下降,在整个金融市场上,银行面临的竞争环境将越发激烈。King(2013)指出 NSFR 与银行净息差负相关。Pak(2020)^[11]的实证结果表明,遵守最低水平的净稳定资金比例既降低了欧亚经济联盟(EAEU)区域银行的融资流动性风险,也降低了净息差水平,最终导致银行面临的市场竞争环境越激烈。隋洋和白雨石(2015)^[12]认为,流动性监管指标将提高银行揽储的竞争程度,提高银行对国债、央票、政策金融债的需求,抑制其放贷冲动。二是净稳定资金比例的最低监管标准要求会降低银行竞争。唐文进等(2016)^[13]提出银行业务多元化程度与 Lerner 指数显著正相关,而 Lerner 指数越高表示银行面临的竞争程度越低,即银行获得的非利息收入占总收入的比重越大,银行竞争就越小。由此可以推断,NSFR 的推出可能会通过刺激银行其他非利息收入的发展,降低银行竞争。因此基于以上分析和我国银行业的实际发展情况,提出如下假设:

假设 1a: 净稳定资金比例与银行竞争正相关。

假设 1b: 净稳定资金比例与银行竞争负相关。

(二) 净稳定资金比例影响银行竞争的渠道分析

回顾现有国内外文献,有关净稳定资金比例影响银行竞争渠道的研究较少。根据文献中理论分析出净息差、非利息收入和资本充足率可能为两者之间关系的影响渠道,有三条可能的路径。第一条是各商业银行为满足净稳定资金比例的监管要求,可能在一定程度上降低银行净息差,导致银行竞争进一步加大。第二条是从净稳定资金比例的构成看,银行所需稳定资金除了用于银行经常业务外,还可用于银行表外业务的发展,促进银行中间业务收入,结合唐文进等(2016)提出的非利息收入占总收入的比重越大,银行竞争度就越低的实证结论可以推论出,非利息收入可能成为净稳定资金比例影响银行竞争的渠道。第三条是从净稳定资金的构成看,可用的稳定资金可能在一定程度上补充商业银行的资本充足率,进而缓解银行竞争。孙莎等(2014)^[14]指出,新巴塞尔协议提出后,确定了以资本充足率和流动性为核心的监管标准,但从政策角度来看,流动性监管会影响最优资本选择,即作为流动性监管指标的净稳定资金比例很可能影响银行资本充足率水平,NSFR 监管要求的推出,增加了银行对稳定资金的需求,在一定程度上能补充银行的资本充足率,从而缓解银行竞争。朱书龙和龚德凤(2013)^[15]指出市场准入条件则可以限制银行竞争,那么作为市场准入条件之一的资本充足率可能会对银行竞争产生影响,成为流动性监管指标影响银行竞争的渠道,即净稳定资金比例的监管要求可能会影响银行的资本充足率水平,净稳定资金比例越高,银行的资本充足率水平越高,从而影响缓解银行竞争。基于以上理论分析,提出以下假设:

假设 2a: 净稳定资金比例的提升会显著降低银行净息差,从而增加银行竞争。

假设 2b: 净稳定资金比例的提升会显著增加银行的非利息收入,从而降低银行竞争。

假设 2c: 净稳定资金比例的增加会显著提高银行的资本充足率水平,降低银行竞争。

三、样本选取、指标测度与变量统计

(一) 样本选取与数据来源

考虑数据的可得性,以 6 家大型国有商业银行、11 家股份制商业银行、69 家城市商业银行和 17 家农村商业银行作为研究对象,考虑到我国银保监会早在 2011 年 10 月就公布 NSFR 监管指标,并要求商业银行在

2016 年底前达到 NSFR 监管标准,选取 2010—2018 年年度面板数据进行研究。其中,NSFR 的测算数据主要根据中国债券信息网^①及各银行官网披露的年报整理而得,银行财务数据和宏观经济数据来自于 wind 数据库。

(二) 关键变量的测度

1. 净稳定资金比例的测量

$$\text{净稳定资金比例(NSFR)} = \frac{\text{可用稳定资金(ASF)}}{\text{所需稳定资金(RSF)}}$$

由于我国现有数据库并未系统披露商业银行资产负债期限和性质的数据,导致银保监会公布的向巴塞尔委员会上报的用于计算净稳定资金比例的各项数据均难以获取,因此学术界对于 NSFR 指标计算主要通过银行可公开获取的财务报表进行测算。参考了庞晓波和钱锟(2018)^[16]关于 NSFR 的测算方法。通过公开获取的财务报表数据和满足监管要求的折算率进行近似计算。

表 1 NSFR 测算表

资产方	一级科目	NSFR 权重(%)	负债方	一级科目	NSFR 权重(%)
1	总盈利资产		1	存款及短期融资	
1. A	贷款和垫款	100	1. A	吸收存款	
1. B	交易性金融资产	35	1. A. 1	客户存款(活期)	60
1. C	衍生金融资产	100	1. A. 2	客户存款(定期)	80
1. D	买入返售金融资产	100	1. B	其他银行在本行存款	0
1. E	可供出售金融资产	100	1. C	其他存款和短期借款	0
1. F	持有至到期投资	100			
1. G	长期股权投资	100	2	其他生息负债	
1. H	应收款项类投资	100	2. A	衍生品	0
2	固定资产	100	2. B	交易性负债	0
3	非盈利资产		2. C	同业和其他金融机构存放款项	90
3. A	现金及其他银行应收款	0	3	其他非生息负债	100
3. B	无形资产	100	4	贷款损失准备	100
3. C	商誉	100	5	其他负债	100
3. D	其他资产	100%	6	股东权益(不含少数股东权益)	100

2. 银行竞争的衡量

由前文分析可知,除流动性风险影响我国银行业的发展进程外,利率市场化、互联网金融兴起导致的银行竞争也会对我国商业银行的发展产生影响。杨天宇和钟宇平(2013)^[17]指出 Lerner 指数能够更好地反映出银行微观信息及其变化,从而更准确地衡量银行竞争。因此,采用 Jiménez et al. (2013)^[18]提出的存款市场 Lerner 指数对银行竞争进行刻画。该指标的具体公式如下:

$$Lerner_{it} = (r_t - r_{Dit}) / r_t$$

其中, r_t 指银行隔夜拆借利率的年度平均值,其代表存款利率的上限; r_{Dit} 代表银行支付的存款利率,由银行的存款利息支出与存款总额的比值构成。该指标以银行隔夜拆借利率为参照,衡量了银行个体存款付息水平的相对高低,从侧面反映出银行的存款市场竞争,银行的付息水平越低,对应的 Lerner 指数值越高,银行竞争越小。如图 1 所示,由 Lerner 指数的年度平均值可知,2010—2011 年 Lerner 指数呈上升趋势,表明此阶段我国银行业存款市场的垄断势力较大,银行竞争程度较低。但随着 2012 年人民币存款利率上限

^① <https://www.chinabond.com.cn/>

浮动区间的扩大,利率市场化不断推进,银行的竞争不断加剧,整体上呈下降趋势,虽然2015—2017年间,受股市持续震荡的影响,央行出台的一系列宽松型的货币政策在一定程度上缓解了银行的竞争压力,使Lerner指数出现了上扬态势,但随着经济形势的好转,银行竞争逐渐增强。

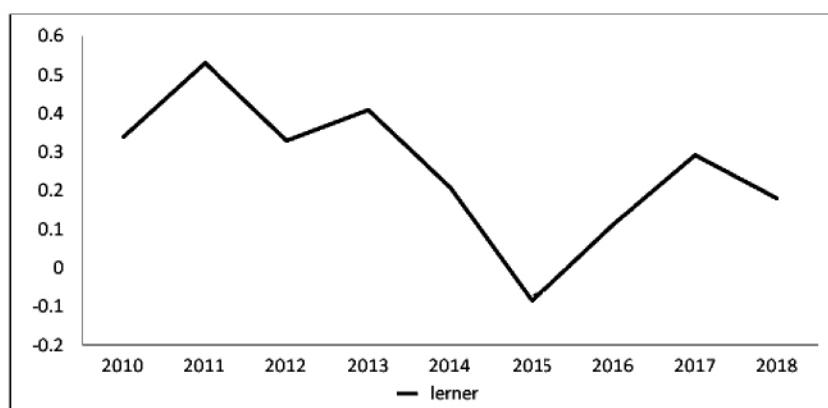


图1 2010—2018 年银行竞争状况图

为进行稳健性检验,选取了经调整的市场竞争(Elerner 指标)作为银行竞争的替代指标,考虑到传统的Lerner 指数对银行竞争的衡量不够准确,因此参考申创和赵胜民(2018)^[19]选择经效率调整的Lerner(Elern-er) 指数作为衡量银行竞争的指标。经效率调整的Lerner 指数计算方法如下:

$$Elerner = \frac{\pi_{it} + C_{it} - MC_{it} \times Y_{it}}{\pi_{it} + C_{it}}$$

其中, π_{it} 代表银行*i*在*t*时期的息税前利润,在银行的利润表中由利润总额表示; C_{it} 代表银行*i*在*t*时期的总成本; MC_{it} 表示银行*i*在*t*时期的边际成本; Y_{it} 表示总资产。经效率调整的Lerner 指数取值范围为0到1,数字越大表示市场力量越大,竞争越少。Lerner 指数代表了一家银行在多大程度上有市场力量将其价格设定在其边际成本之上。

上式中的 MC_{it} 无法直接获得,我们根据一个输出(总资产)和三个输入价格(劳动力价格、资本价格和资金价格)的translog 成本函数估计的。成本函数形式为:

$$\ln C_{it} = \alpha_0 + \beta_y \ln Y_{it} + \sum_{k=1}^3 \beta_k \ln W_{kit} + \frac{1}{2} \beta_{yy} (\ln y_{it})^2 + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{m=1}^3 \beta_{km} \ln w_{kit} \ln W_{mit} + \sum_{k=1}^3 \beta_{ky} \ln Y_{it} \ln W_{kit} + S_t + \varphi_{it} - v_{it}$$

$$\text{边际成本即为: } MC_{it} = \frac{C_{it}}{Y_{it}} * (\beta_y + \beta_{yy} \ln Y_{it} + \beta_{1y} \ln W_1 + \beta_{2y} \ln W_2 + \beta_{3y} \ln W_3)$$

其中, W_1 表示劳动力价格,用应付职工薪酬与总资产的比值衡量, W_2 为有形资本价格,用非利息费用与固定资产的比值表示, W_3 表示借入资金的价格,等于利息支出与存款总额的比值。测算结果显示,国有银行和股份制商业银行的ELerner 指数数值略高于城商行和农商行,符合现实逻辑。

3. 资本充足率

作为监管部门对商业银行经营考核的重要指标之一,资本充足率监管是银行抵御风险的重要保障,因此研究净稳定资金比例对银行竞争的影响,引入资本充足率这一指标,考察其机制作用。

4. 非利息收入占比

银行满足净稳定资金比例监管要求后可能会影响自身的净息差水平,而为实现既定的利润增长,将会不断开展新兴业务,在一定程度上刺激非利息收入的增长,结合唐文进等(2016)提出的非利息收入占总收入的比重越大,银行竞争就越小的实证结论可以推论出,非利息收入可能成为净稳定资金比例影响银行竞争的渠道,因此选取非利息收入作为中介变量。参考朱波等(2016)^[20]的指标选取,采用各银行信用评级报告中

公布的非利息收入占比计算方式对该指标进行计算,公式如下:非利息收入占比 = 非利息净收入/净营业收入^①。非利息收入占比越高,意味着银行业务多元化程度越高,金融创新水平越高。

(三) 其他变量

为控制银行其他性质和宏观经济因素的影响,基于现有文献,本文选取贷款规模、银行规模、人事费用、GDP 增长率、同业拆借利差等作为控制变量。各变量的名称、符号、计算方式和参考文献,如表 2 所示。

表 2 各变量的定义及测算

变量名	符号	计算方式	参考文献
净稳定资金比例	NSFR	ASF/RSF	庞晓波和钱锟(2018)
银行竞争 ^②	Lerner	$(R_t - R_{du})/R_t$	Jiménez et al. (2013)
资本充足率	CAR	Wind 数据库	祝继高等(2016) ^[21]
Elermer 指标	Elermer	超越成本函数	申创和赵胜民(2018)
贷款规模	LNLO	贷款总额的自然对数	李明辉等(2016)
银行规模	SIZE	总资产的自然对数	郭晔和赵静(2017) ^[22]
人事费用	OVTa	日常管理费用/总资产	李明辉等(2016)
非利息收入占比	NII	非利息收入/营业收入	朱波等(2016)
GDP 增长率	GGDP	国家统计局 GDP 指数	郭品和沈悦(2019) ^[23]
同业拆借利差	YieldCur	同业拆借利率与基准利率差	李明辉等(2016)

(四) 模型设定及估计方法说明

在模型参数估计过程中,考虑到银行风险及银行竞争均具有持续性特征,故在模型设定时引入被解释变量的一阶滞后项,同时为避免差分 GMM 所带来的样本信息损失问题,采取系统广义矩估计方法(SYSTEM-GMM)对模型参数进行估计,较好地解决了各代理变量在观测时产生测量误差导致的内生性问题以及面板数据中可能存在的异方差和序列相关等问题。

关于我国商业银行净稳定资金比例与银行竞争的关系,借鉴李明辉等(2016)、郭品和沈悦(2019)的研究,考虑数据的可获得性,控制了常用变量,结合前文提出的研究假设,分别给出如下可供检验的计量模型用于检验假设 1 和假设 2:

$$Lerner_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Lerner_{it-1} + \alpha_2 NSFR_{it} + \sum_{j=3}^J \alpha_j CONTROL_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad \forall_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 y_{it-1} + \beta_2 NSFR_{it} + \sum_{j=3}^J \beta_j CONTROL_{it} + v_i + \theta_{it} \quad \forall_{it} \quad (2)$$

其中, i, t 表示第 i 家银行第 t 年的观测值, $i = 1, 2, \dots, N, t = 2010-2018$; $Lerner_{it}$ 表示银行的银行竞争; y_{it} 分别表示净息差、资本充足率和非利息收入占比; $CONTROL_{it}$ 为控制变量; u_i, v_i 代表不随时间变化但随个体而变的特征; $\varepsilon_{it}, \theta_{it}$ 为扰动项。模型(1)用于验证净稳定资金比例对银行竞争的影响,模型(2)用于验证假设 2,即净稳定资金比例与净息差、资本充足率或非利息收入占比之间的关系。

(五) 主要变量的描述性统计

为防止样本中主要变量的极端值对回归结果产生影响,按照 1% 和 99% 的水平进行 Winsorize 缩尾处理,表 3 为处理后主要变量的描述性统计,从表 3 可知,当前我国各商业银行净稳定资金比例之间的差别较大,最小值约为 0.79,而最大值约达到 1.99。就平均数来看,净稳定资金比例为 1.26,较大幅度地超过了银保监会和巴塞尔协议 III 规定的 1 的监管要求。就银行竞争而言, Lerner 指数的均值为 0.26,最小值为 -0.47,

① 非利息净收入包括手续费及佣金净收入、汇兑净收益、公允价值变动净收益、投资净收益及其他净收入,净营业收入包括利息净收入和非利息净收入。

② Lerner 指数越大,银行竞争越小。

最大值为0.68,表明银行间面临的竞争压力存在较大的差异,部分银行吸收存款的能力较弱,生存较为艰难。

表3 各变量的描述性统计

统计量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
NSFR	927	1.26	0.23	0.79	1.22	1.99
Lerner 指数	927	0.26	0.23	-0.47	0.30	0.68
Elerner 指数	927	0.38	0.08	0.18	0.37	0.66
LNLO	927	16.14	1.67	10.67	15.75	21.16
SIZE	927	12.35	1.65	8.48	11.99	17.14
OVTa	927	0.97	0.51	0.28	0.90	9.16
CAR	927	13.01	2.05	5.58	12.78	40.30
NII	927	20.12	16.63	-5.34	15.42	98.49
GGDP	927	7.72	1.18	6.60	7.40	10.30
YieldCur	927	4.49	1.37	2.45	4.59	6.50

四、实证检验结果及分析

(一) 基准回归

1. 净稳定资金比例与银行竞争

净稳定资金比例对银行竞争影响的实证结果如表4所示。其中,模型(3)为动态面板数据的系统广义矩估计结果。为验证模型(3)估计结果的合理性,参考李明辉等(2016)的实证研究,分别给出最小二乘估计量、固定效应模型估计量以及差分矩估计的实证结果,如模型(1)(2)(4)所示。从模型回归系数看,模型(3)系统广义矩估计的被解释变量的一阶滞后项系数介于模型(1)普通最小二乘估计模型(OLS)和固定效应模型(FE)估计值范围内,故表明模型(3)的估计结果较为合理。从表4模型(3)中的系统广义矩估计选取的工具变量的过度识别检验结果看,Hansen 检验的P值(Hansen-P)为0.134,表明模型工具变量选取较为合理。从残差项一阶和二阶的序列相关检验估计的P值(AR(1)-P和AR(2)-P)看,AR(1)检验的p值小于0.1,AR(2)的P值大于0.1,显示回归方程的扰动项存在一阶自相关,但不存在二阶相关性,表明实证滞后阶数选取较为合适,模型设置不存在二阶序列相关的问题。上述实证检验结果表明该实证模型符合系统广义矩估计模型的设置要求。模型(3)净稳定资金比例对Lerner指数的回归系数为0.093,且在5%显著性水平上显著,NSFR每增加1%会使得Lerner指数增加0.093个百分点,而Lerner指数越大意味着银行垄断势力增大,其面临的竞争变小,可见银行净稳定资金比例越高,其面临的市场竞争越小。

表4 净稳定资金比例对银行竞争的影响

变量	OLS	FE	SYS-GMM	DIFF-GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Lerner	Lerner	Lerner	Lerner
L. Lerner	0.846*** (26.225)	0.544*** (9.719)	0.714*** (12.963)	0.089* (1.707)
NSFR	0.025 (1.328)	0.047** (1.996)	0.093** (2.480)	0.059* (1.901)
LNLO	0.035** (2.310)	-0.008 (-0.231)	-0.053 (-1.249)	0.019 (0.276)

变量	OLS (1) Lerner	FE (2) Lerner	SYS - GMM (3) Lerner	DIFF - GMM (4) Lerner
SIZE	-0.026* (-1.672)	-0.046 (-1.251)	0.107** (2.374)	-0.258*** (-2.601)
OVTA	0.003 (0.416)	-0.002 (-0.374)	0.005 (0.441)	-0.006 (-0.589)
GDPR	-1.005*** (-17.098)	-0.747*** (-11.065)	-0.220*** (-5.253)	-0.259*** (-6.184)
Yieldcur	1.026*** (18.780)	0.772*** (12.273)	0.275*** (9.965)	0.257*** (15.156)
样本数	824	824	824	721
R - squared	0.846	0.841		
F	350.8	211.0		
银行家数	103	103	103	103
Wald - chi2			4891.47	2271.13
Hansen - P			0.134	0.231
AR(1) - P			0.000	0.038
AR(2) - P			0.519	0.758

注: 为防止样本中主要变量的极端值对回归结果产生影响,按照 1% 和 99% 的水平进行 Winsorize 缩尾处理。同时为了解决可能存在的异方差问题,参数估计的标准误差采用的是稳健标准差。为防止遗漏变量问题的产生,在回归过程中控制了时间虚拟变量, $L.x$ 表示 x 的一阶滞后项,估计系数下方括号内的数字为系数估计值的 t 值。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

回顾现有国内外文献,有关净稳定资金比例影响银行竞争渠道的研究较少。根据文献中理论分析出净息差、非利息收入和资本充足率可能为两者之间关系的影响渠道,而通过上文分析可知,净稳定资金比例如果是通过影响净息差进而影响银行竞争,净稳定资金比例与 Lerner 指数的回归系数应该为负,与基准回归结果不符,因此接下来主要考虑非利息收入与资本充足率的中介效应。

2. 净稳定资金比例与资本充足率

当讨论银行流动性与资本监管问题时,大部分文献均集中于讨论银行资本充足率与流动性创造之间的关系,如周凡等(2017)^[24]基于中国 202 家商业银行 2009—2014 年度财务数据,研究资本充足率与银行流动性创造之间的关系。实证结果表明,资本充足率越高,流动性创造越低,二者具有因果关系。刘妍等(2020)^[25]采用 2012—2018 年 135 家商业银行年度数据,通过两步 GMM 回归研究宏观审慎监管下商业银行资本充足率对流动性创造的影响。结果表明:宏观审慎监管的出台有利于资本充足率对流动性创造的正向影响。由此可见,目前国内外相关文献主要研究资本监管对银行流动性创造的影响,却较少考虑到流动性监管下资本充足率的变化。

表 5 的结果表明了净稳定资金比例与资本充足率之间的关系。根据表中模型(3)的估计结果,净稳定资金比例的提升能显著增加银行的资本充足率,净稳定资金比例每增加 1%,资本充足率将上升 1.042%,这一结论与曾智和何雅婷(2016)^[26]实证结果中提到的净稳定资金比例的改善能显著提高我国银行的资本缓存,而资本缓存能反映出银行自身资本充足率水平的结论一致。Distinguin et al.(2013)^[27]利用联立方程框架研究了欧洲和美国上市商业银行从表内头寸衡量的银行监管资本与银行流动性之间的关系,实证结果表明当银行面临巴塞尔协议Ⅲ中定义的更高的流动标准时,银行自身的资本充足率水平将上升。由此可见,上述实证结果十分稳健地验证了本文提出的检验假设。

表5 净稳定资金比例对资本充足率的影响

变量	OLS	FE	SYS - GMM	DIFF - GMM
	(1) CAR	(2) CAR	(3) CAR	(4) CAR
L. CAR	0.526*** (13.514)	0.219*** (4.646)	0.243*** (3.284)	0.088** (2.095)
NSFR	0.382* (1.805)	0.561* (1.916)	1.042* (1.669)	0.950** (2.117)
LNLO	0.574*** (2.918)	-0.727 (-1.470)	1.092** (2.121)	-1.111* (-1.776)
SIZE	-0.613*** (-3.129)	-1.140*** (-2.682)	-1.485** (-2.492)	-1.548*** (-2.790)
OVTA	0.063 (0.913)	0.210*** (3.892)	0.145*** (2.804)	0.313*** (4.065)
GGDP	-0.333 (-0.530)	-0.516 (-0.841)	1.630*** (2.851)	-0.259 (-1.062)
Yieldcur	0.321 (0.545)	-0.272 (-0.487)	-0.929*** (-2.586)	-0.227** (-2.394)
样本数	824	824	824	721
R - squared	0.377	0.215		
F	32.95	16.02		
银行家数	103	103	103	103
Wald - chi2			26566.00	156.34
Hansen - P			0.232	0.115
AR(1) - P			0.000	0.000
AR(2) - P			0.120	0.406

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%水平上显著相关。下同

3. 净稳定资金比例与非利息收入占比

表6中模型(3)的结果表明,净稳定资金比例对银行非利息收入占比影响的回归系数为正,但并不显著,这表明净稳定资金比例的提升虽然可以在一定程度上导致银行中间业务的发展,最终导致非利息收入占比上升,但统计上来看该结果有待进一步验证。

表6 净稳定资金比例对非利息收入占比的影响

变量	OLS	FE	SYS - GMM	DIFF - GMM
	(1) NII	(2) NII	(3) NII	(4) NII
L. NII	0.862*** (25.204)	0.638*** (14.769)	0.755*** (15.887)	0.694*** (5.927)
NSFR	1.241 (0.756)	2.510 (0.987)	1.441 (0.496)	5.865 (1.103)
LNLO	0.499 (0.303)	-3.274 (-0.781)	1.972 (0.529)	-6.985 (-0.870)

变量	OLS	FE	SYS – GMM	DIFF – GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)
	NII	NII	NII	NII
SIZE	-0.297 (-0.177)	0.265 (0.063)	-1.758 (-0.442)	5.135 (0.776)
OVTA	0.603 (0.875)	0.406 (0.632)	1.190 (0.828)	-0.611 (-0.649)
GGDP	-6.511 (-1.085)	-7.649 (-1.280)	-0.640 (-0.221)	-1.857 (-0.774)
Yieldcur	5.359 (0.937)	4.193 (0.808)	-0.601 (-0.346)	0.007 (0.008)
样本数	824	824	824	721
R – squared	0.671	0.460		
F	86.74	28.70		
银行家数		103	103	103
Wald – chi2			3441.21	307.57
Hansen – P			0.111	0.132
AR(1) – P			0.000	0.001
AR(2) – P			0.229	0.247

4. 净稳定资金比例影响银行竞争的中介效应检验

根据国内外现有研究文献理论分析出非利息收入和资本充足率可能为两者之间关系的影响渠道,因此接下来,本文将对非利息收入与资本充足率的中介效应进行检验,参考温忠麟和叶宝娟(2014)^[28]中所提及的中介效应检验方法,设定中介效应检验模型:

$$Lerner_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Lerner_{it-1} + \gamma_2 X_{it} + \sum_{j=3}^J \gamma_j CONTROL_{it} + \eta_i + \zeta_{it}, \forall_{i,t} \quad (3)$$

$$M_{it} = a_0 + a_1 M_{it-1} + a_2 X_{it} + \sum_{j=3}^J a_j CONTROL_{it} + \vartheta_i + \iota_{it}, \forall_{i,t} \quad (4)$$

$$Lerner_{it} = b_0 + b_1 Lerner_{it-1} + b_2 X_{it} + b_3 M_{it} + \sum_{j=4}^J b_j CONTROL_{it} + c_i + w_{it}, \forall_{i,t} \quad (5)$$

其中, i,t 表示第*i*家银行第*t*年的观测值, $i = 1, 2, \dots, N, t = 2010 - 2018$; M_{it} 表示资本充足率或非利息收入; $Lerner_{it}$ 表示银行竞争; $CONTROL_{it}$ 为控制变量; η_i, ϑ_i, c_i 代表不随时间变化但随个体而变的特征, $\zeta_{it}, \iota_{it}, w_{it}$ 为扰动项。

表7 净稳定资金比例影响银行竞争的中介效应检验

变量	资本充足率			非利息收入		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Lerner	CAR	Lerner	Lerner	NII	Lerner
L. Lerner	0.696*** (11.975)	1.504*** (2.980)	0.712*** (14.352)	0.729*** (14.066)	0.340 (0.098)	0.690*** (15.238)
NSFR	0.076** (2.029)	1.122*** (3.192)	0.056* (1.696)	0.090** (2.328)	10.664*** (3.170)	0.077** (2.543)
L. CAR	0.018*** (4.463)	0.214*** (2.689)	0.010** (2.070)			
CAR			0.010*** (3.195)			

变量	资本充足率			非利息收入		
	(1) Lerner	(2) CAR	(3) Lerner	(4) Lerner	(5) NII	(6) Lerner
LNLO	-0.072 (-1.576)	0.579 (1.176)	-0.006 (-0.153)	-0.045 (-1.090)	2.644 (0.822)	-0.024 (-0.584)
SIZE	0.133*** (2.761)	-0.510 (-0.952)	0.058 (1.301)	0.098** (2.272)	-2.112 (-0.596)	0.071 (1.567)
OVT A	0.006 (0.482)	0.118* (1.726)	0.004 (0.312)	0.005 (0.435)	0.178 (0.595)	0.007 (0.501)
GGDP	-0.256*** (-5.413)	0.910** (2.327)	-0.278*** (-7.217)	-0.223*** (-5.387)	-4.288** (-2.011)	-0.217*** (-5.996)
Yieldcur	0.294*** (9.742)	-0.440* (-1.855)	0.303*** (12.063)	0.277*** (10.191)	1.850 (1.364)	0.272*** (11.548)
L. NII				0.000 (0.389)	0.849*** (15.558)	0.001* (1.743)
NII						-0.001* (-1.703)
样本数	824	824	824	824	824	824
银行家数	103	103	103	103	103	103
Wald - chi2	4451.92	33700.65	6226.69	5029.04	3465.71	5878.62
Hansen - P	0.170	0.213	0.126	0.201	0.164	0.103
AR(1) - P	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) - P	0.456	0.128	0.495	0.512	0.242	0.498

中介机制检验结果如表7所示。表7中模型(1)(2)(3)回归结果表明资本充足率为净稳定资金比例影响银行竞争的机制,在模型(1)中净稳定资金比例对银行竞争影响的回归系数为0.076,且在5%的显著性水平上显著,因此可以按中介效应理论,模型(2)中NSFR对资本充足率的影响系数在1%的显著性水平上显著为正,模型(3)中资本充足率对Lerner的回归系数也显著为正,说明间接效应显著,模型(3)中NSFR对Lerner指数的回归系数为在10%的显著性水平上显著为正,且符号符合要求,因此可以判定,资本充足率为NSFR影响银行竞争的机制,中介效应占总效应的大小为15.36%。模型(4)(5)(6)检验了非利息收入的中介效果。在模型(4)中,NSFR对Lerner指数的回归系数显著为正,因此可以按中介效应立论,其次,模型(5)中NSFR对非利息收入及模型(6)中非利息收入对Lerner指数的回归系数均显著,说明间接效应显著,模型(6)中NSFR对Lerner指数的回归系数为0.077,且在5%的显著性水平上显著,表明直接效应显著,但模型(5)中NSFR对非利息收入的回归系数与模型(6)中非利息收入对Lerner指数的回归系数乘积的符号与模型(6)中NSFR对Lerner指数的回归系数的符号相反,说明只存在遮掩效应。综上,非利息收入在NSFR影响银行竞争的过程中存在遮掩效应,遮掩效应占比为13.85%。

(二) 异质性检验

除了进行全样本回归外,根据银行是否上市,将银行划分为上市银行与非上市银行进行分样本检验,检验结果如表8模型(1)(2)所示。

表8列示了非上市银行和上市银行净稳定资金比例对银行竞争的影响。实证结果表明,净稳定资金比例在非上市银行中对银行竞争的影响更显著,究其原因,上市银行相对非上市银行而言,发展业务所需要的资金更多,少量的资金补充难以短时间内大幅度缓解竞争压力,而非上市银行规模相对较小,所需资金相对较少,因而在净稳定资金比例对银行竞争影响中表现更为敏感。这从侧面揭示出,为了营造更加公平的市场竞争环境,银保监会在制定流动性监管措施时,应当根据银行的性质、规模、盈利能力等特征规定不同的监管线,不应当使用统一的监管标准。同时从表8的结果可知,无论是上市银行还是非上市银行,净稳定资金比

例对 Lerner 指数的影响均为正向,即净稳定资金比例越高,银行竞争越低。

表 8 不同类型银行净稳定资金比例对银行竞争的影响

变量	非上市银行	上市银行	全样本
	(1)	(2)	(3)
	Lerner	Lerner	Elerner
L. Lerner	0.767*** (11.424)	0.561*** (4.523)	
NSFR	0.138*** (2.600)	0.012 (0.139)	0.010* (1.914)
LNLO	0.013 (0.204)	-0.198*** (-2.832)	-0.021** (-2.170)
SIZE	0.120 (1.398)	0.250*** (3.158)	0.050*** (4.000)
OVTa	0.162* (1.831)	0.003 (0.716)	-0.001 (-0.737)
GGDP	-0.479*** (-4.410)	-0.095* (-1.671)	-0.012* (-1.794)
Yieldcur	0.442*** (6.091)	0.198*** (5.170)	0.009** (2.310)
L. Elerner			0.381*** (4.189)
样本数	512	312	824
银行家数	64	39	103
Wald - chi2	2277.79	3556.35	91269.69
Hansen - P	0.194	0.137	0.151
AR(1) - P	0.001	0.017	0.009
AR(2) - P	0.438	0.510	0.321

(三) 稳健性检验

为保证实证结果的可靠性,从四个方面对重要的实证部分的结果进行稳健性检验:一是用不同变量的替代指标。另外选取了经效率调整的市场竞争指标(Elerner 指标)作为银行竞争的替代指标,检验结果如表 8 模型(3)所示,实证回归结果与上文相符。二是用不同数据样本检验。上文实证结果为按照 1% 和 99% 的水平进行 Winsorize 缩尾处理后的全样本估计和分组回归检验。该估计结果可能会受剔除规则的影响,为保证实证回归结果的可靠性,用原数据进行回归。三是采用不同的实证检验方法。为保证实证结果的有效性,回归中另外给出了 OLS 估计与 FE 估计以及差分广义矩估计的实证结果,各实证结果可以相互印证。四在选择工具变量有效性检验方式时,选取了更为有效的 Hansen 检验对模型进行检验,且结果均在 0.1 至 0.25 之间,表示工具变量数量选取合适有效,同时我们对于干扰项的相关性进行检验,结果说明本文实证中滞后阶数选取较为合适,模型设置不存在二阶序列相关的问题,最后,对回归系数进行 Wald 联合检验表明,整体回归系数显著。

五、结论

采用中国银行业的微观数据,运用了动态面板模型实证检验了巴塞尔协议Ⅲ长期流动性监管指标——净稳定资金比例对我国商业银行竞争的影响。研究结论:(1)净稳定资金比例水平的提高会显著降低银行竞争,资本充足率为净稳定资金比例影响银行竞争的路径。NSFR 越高,资本充足率越充足,银行竞争越小。(2)净稳定资金比例对银行竞争的影响存在异质性,两者的关系在非上市银行中更为显著。

研究结论对我国银行业监管部门制定监管政策具有一定的参考价值。具体来说:

第一,在划定流动性监管指标的标准时,应综合考虑该指标实施对我国各类型银行竞争的影响,不能

“一刀切”的选择同一标准,否则将不利于市场公平发展。从银行自身的角度考虑,对于规模较大的银行而言,由于净稳定资金比例增加并不能显著降低银行竞争,这些银行为保证资金的利用效率,防止资金被过多占用,可以在维持监管水平的基础上适当选择减少净稳定资金的持有。同时,考虑到巴塞尔协议Ⅲ长期监管指标的实施对银行经营有利有弊。一方面,银保监会对我国商业银行的净稳定资金比例监管标准能显著降低银行的风险;另一方面,NSFR 监管标准的提出会降低银行的竞争程度,不利于银行业金融产品多元化的发展。因此,在制定净稳定资金比例的监管标准时,需要在盈利性和稳定性之间权衡,建议在制定监管线的同时划定上下浮动区间。同时要测算和防范金融科技对银行流动性风险的传染效应。^[29]

第二,加强对流动性监管新政的研究。巴塞尔委员会最新提出的净稳定资金比例这项指标,其测算比率及科目的选择大多基于欧美发达国家银行业的发展经验,并不完全符合中国银行业的实际发展情况,如中国的储蓄率远高于西方发达国家,如果只是机械地沿用西方流动性指标的测算方法将会对中国银行业产生较大的政策风险。因此,监管部门应结合我国商业银行的实际发展情况,制定出合适的净稳定资金比例的测算方式,提出契合的流动性风险监管标准。

第三,从实证结果可知,各商业银行为满足净稳定资金比例的监管标准所持有的资本能在一定程度上补充银行的资本充足率,而资本监管与流动性监管是我国银行业风险管理体系的两大监管手段,因此监管当局在制定相关具体措施制度时,应当考虑两者之间的关联,避免造成银行资金闲置浪费,降低银行的经营效率。

参考文献:

- [1] King M R. The Basel III Net Stable Funding Ratio and bank net interest margins [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013(11): 4144 – 4156.
- [2] Ly K C, Chen Z, Wang S, et al. The Basel III net stable funding ratio adjustment speed and systemic risk [J]. *Research in International Business and Finance*, 2017(39): 169 – 182.
- [3] Wei X, Gong Y, Wu H M. The impacts of Net Stable Funding Ratio requirement on Banks' choices of debt maturity [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2017(82): 229 – 243.
- [4] Jacob P, Munro A. A prudential stable funding requirement and monetary policy in a small open economy [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2018(94): 89 – 106.
- [5] 巴曙松, 尚航飞. 我国商业银行的期限转换风险监管研究 [J]. *经济纵横*, 2015(7): 102 – 108.
- [6] 林颖, 关小虎. 解读巴塞尔流动性风险监管新指标 [J]. *经济研究参考*, 2012(31): 59 – 66.
- [7] 彭建刚, 谭亚平. 净稳定资金比例在我国银行业应用的若干思考 [J]. *武汉金融*, 2016(5): 12 – 15 + 25.
- [8] 李明辉, 周边. Basel Ⅲ净稳定资金比例能否替代存贷比? ——来自中国上市银行的经验证据 [J]. *财经论丛*, 2018(1): 48 – 58.
- [9] 张原劼, 施建淮. 银行业跨境资本流动对企业投资的影响 [J]. *国际经贸探索*, 2020(7): 52 – 70.
- [10] 李明辉, 刘莉亚, 黄叶苞. 巴塞尔协议Ⅲ净稳定资金比例对商业银行的影响——来自中国银行业的证据 [J]. *国际金融研究*, 2016(3): 51 – 62.
- [11] Pak O. Bank profitability in the Eurasian Economic Union: Do funding liquidity and systemic importance matter? [J]. *The North American Journal of Economics and Finance*, 2020(54): 101265.
- [12] 隋洋, 白雨石. 中资银行应对流动性监管最新要求的策略研究 [J]. *国际金融研究*, 2015(1): 62 – 69.
- [13] 唐文进, 许超, 彭元文. 中国商业银行竞争度及其影响因素研究——基于 Lerner 指数的实证分析 [J]. *武汉金融*, 2016(6): 10 – 15.
- [14] 孙莎, 李明辉, 刘莉亚. 商业银行流动性创造与资本充足率关系研究——来自中国银行业的经验证据 [J]. *财经研究*, 2014(7): 65 – 76 + 144.
- [15] 朱书龙, 龚德凤. 危机时期商业银行资产流动性、资本充足率与稳定性的相关性研究 [J]. *金融经济*, 2013(20): 87 – 90.
- [16] 庞晓波, 钱锬. 货币政策、流动性监管与银行风险承担 [J]. *金融论坛*, 2018(1): 27 – 38 + 80.

- [17] 杨天宇, 钟宇平. 中国银行业的集中度、竞争度与银行风险 [J]. 金融研究, 2013(1): 122 - 134.
- [18] Jiménez G, Lopez J A, Saurina J. How Does Competition Affect Bank Risk - taking? [J]. Journal of Financial Stability, 2013(2): 185 - 95.
- [19] 申创, 赵胜民. 市场竞争度、非利息收入对银行收益的影响研究 [J]. 南开经济研究, 2018(1): 50 - 66.
- [20] 朱波, 杨文华, 邓叶峰. 非利息收入降低了银行的系统性风险吗? ——基于规模异质的视角 [J]. 国际金融研究, 2016(4): 62 - 73.
- [21] 祝继高, 胡诗阳, 陆正飞. 商业银行从事影子银行业务的影响因素与经济后果——基于影子银行体系资金融出方的实证研究 [J]. 金融研究, 2016(1): 66 - 82.
- [22] 郭晔, 赵静. 存款竞争、影子银行与银行系统风险——基于中国上市银行微观数据的实证研究 [J]. 金融研究, 2017(6): 81 - 94.
- [23] 郭品, 沈悦. 互联网金融、存款竞争与银行风险承担 [J]. 金融研究, 2019(8): 58 - 76.
- [24] 周凡, 齐天翔, 周伟峰. 资本充足率会降低商业银行流动性创造吗? ——基于中国商业银行的实证研究 [J]. 金融论坛, 2017(4): 42 - 53 + 67.
- [25] 刘妍, 曾刚, 官长亮. 宏观审慎监管下银行资本充足率对流动性创造的影响 [J]. 投资研究, 2020(2): 4 - 24.
- [26] 曾智, 何雅婷. 我国商业银行流动性结构对资本缓存的影响 [J]. 国际金融研究, 2016(9): 63 - 74.
- [27] Distinguin I, Roulet C, Amine T. Bank Regulatory Capital and Liquidity: Evidence from US and European Publicly Traded Banks [J]. Journal of Banking & Finance, 2013(9): 3295 - 3317.
- [28] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014(5): 731 - 745.
- [29] 袁秀文, 曹源芳. 金融科技对商业银行流动性风险传染效应研究 [J]. 金融教育研究, 2019(5): 13 - 19.

Research on the Impact of Liquidity Supervision on Bank Competition

CHEN Weiguang^{1,2}, PAN Feng², CAI Weihong²

(1. Guangdong Institute for International Strategic Studies;

2. School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou, Guangdong 510006, China)

Abstract: Based on the data of 103 banks from 2010 to 2018, this paper uses the dynamic panel regression model to conduct an empirical analysis on the impact of liquidity regulation on bank competition and its transmission mechanism. The results show that the ratio of net stable capital is negatively correlated with bank competition, the higher the ratio of net stable capital is, the less competition it will face. The bank's capital adequacy ratio is its influence channel; the level of capital adequacy ratio will trigger the adjustment of the bank's internal capital structure. The higher the capital adequacy ratio of a bank, the more abundant funds it has to carry out asset business and the lower the competition it faces. The development of financial innovation business is not the channel through which liquidity regulation affects bank competition. Although liquidity regulation can promote the growth of non - interest income to a certain extent, non - interest income only has a masking effect in the process of the influence of net stable capital ratio on bank competition.

Key words: Net stable capital ratio; Bank competition; Capital adequacy ratio; Non - interest income

(责任编辑: 张秋虹)