

# 国家审计与商业银行信贷行为

陈军梅,仇娟东,雷春雨

(宁夏大学 经济管理学院,宁夏 银川 750021)

**[摘要]**采用 2008—2020 年中国商业银行非平衡面板数据,考察国家审计对银行信贷行为的影响。研究发现,国家审计可以促使银行提供更为宽松的信贷,且这种效应具有延续性。机制分析结果表明,国家审计可以通过提高管理效率、减少违规行为、加快经济增长三条渠道促进银行扩充信贷。异质性分析发现,国家审计对内部治理较好、东部地区、外部法律环境较好的银行信贷行为的正向影响更加显著。调节效应研究发现,社会审计增强了国家审计对银行信贷的促进作用,媒体监督削弱了国家审计的促进效应,而公众监督的调节效应不显著。进一步研究发现,虽然国家审计推动了银行信贷投放,但对贷款集中度产生了抑制作用,且相较于商业贷款和非农户贷款,国家审计提升了消费贷款和农户贷款,国家审计与银行信贷的关系在降低不良贷款率的同时提升了银行财务业绩,说明国家审计可以助推银行信贷业务的高质量发展。

**[关键词]**国家审计;信贷行为;商业银行;社会审计;媒体监督;信贷资源配置

**[中图分类号]**F239.44 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2024)04-0012-10

## 一、引言

党的二十大和中央经济工作会议提到要深化金融改革、扩大金融开放,为全面建设社会主义现代化国家开好局、起好步提供有力有效的金融支持。银行信贷是一把“双刃剑”,信贷资源的有效配置对于企业健康发展和国家经济增长至关重要,但信贷资金的快速增长亦会影响金融系统的安全性,因此,银行信贷波动及其驱动因素成为理论界和实务界十分关注的问题,银行信贷的考量因素成为一个重要话题。商业银行作为我国最重要的金融中介机构,其行为决策受宏观经济环境和政策导向的影响尤为明显<sup>[1]</sup>。实现资源优化配置,推动经济高质量发展,是国家审计履行受托经济责任的内在要求<sup>[2]</sup>,而商业银行可以影响资源配置,因此一个值得研究的问题是:国家审计是否会影响银行信贷行为?是否会成为地方政府资源配置的抓手?对这一问题的解答不仅有利于理解国家审计在银行层面的作用,能够拓展货币政策微观传导机制方面的研究,还有利于检验国家审计的预期治理效果,可以为宏观政策研究提供借鉴。

金融的本质是在不确定条件下进行资金资源配置<sup>[3]</sup>,但中国的金融体系存在金融资源错配现象<sup>[4]</sup>,国家审计受托识别资源错配并提出审计意见,可以助力实现资源的优化配置<sup>[2]</sup>。金融部门一般通过信贷配给设租<sup>[5]</sup>,因此目前已有学者开始关注国家审计对银行信贷的影响,有的学者提出国家审计可以揭示和反映新增贷款信贷结构、投放质量等问题<sup>[6]</sup>,降低银行不良贷款率<sup>[7]</sup>;有的学者认为经政府审计后的公司其银行贷款利率显著上升<sup>[8]</sup>。然而,尚未有文献从信贷投放规模角度研究国家审计对银行信贷行为的直接影响。

供需双方会影响银行信贷行为。从供给角度来看,腐败会影响金融市场信贷投放<sup>[9]</sup>,而良好的内部治理水平可以增强银行资金的投放意愿和能力<sup>[10]</sup>;从需求角度来看,经济增长可以助力扩大银行信贷规模<sup>[11]</sup>。审计可以在政府治理、市场治理、公司治理三个层面发挥功能。在政府治理方面,政府审计在腐败监控方面有着独特优势<sup>[12]</sup>,对于预防和治理腐败具有积极的推进作用<sup>[13]</sup>,国家审计投入越大,腐败治理效果越好<sup>[14]</sup>;在市场治理方面,国家审计可以通过经济政策执行、环境优化、生态环境保护等路径促进经济发展方式转型<sup>[15-17]</sup>,有效提高经济发展质量<sup>[18]</sup>;在公司治理方面,国家审计具有积极的公司治理效应,能够发挥显著的外部治理功能<sup>[19]</sup>,可以减少“内部人控制”问题<sup>[20]</sup>,降低国有企业制度性交易成本<sup>[21]</sup>,同时能够缓解银行代理问题,有效发挥外部治

**[收稿日期]**2023-12-13

**[基金项目]**国家自然科学基金项目(72063026;72164032)

**[作者简介]**陈军梅(1982—),女,宁夏固原人,宁夏大学经济管理学院副教授,硕士生导师,从事审计理论与资本市场研究,E-mail:ndchenjm@163.com;仇娟东(1986—),男,宁夏彭阳人,宁夏大学经济管理学院教授,从事金融理论研究;雷春雨(1993—),女,宁夏彭阳人,宁夏大学经济管理学院讲师,从事金融市场研究。

理作用<sup>[22]</sup>。因此,国家审计的“免疫系统”功能必然会对银行信贷行为产生重要影响,但现有研究尚未揭示国家审计如何影响银行信贷的“黑箱”问题。

本文基于手工整理的国家审计信息和商业银行财务数据,从信贷投放规模角度考察国家审计对银行信贷行为的影响及作用机制。本文的边际贡献主要体现在三个方面:第一,从银行视角全面考察国家审计对银行信贷行为的影响,拓展了国家审计对商业银行这一微观主体行为影响的研究;第二,明晰了国家审计影响银行信贷行为的内在逻辑,从管理效率、违规风险和经济增长的角度深入分析国家审计影响银行信贷行为的传导机制;第三,基于不同银行特征和外部环境揭示了国家审计对银行信贷行为的异质性影响,进一步加深了对国家审计治理效应的理解。

## 二、理论分析与研究假设

作为党和国家监督体系的重要组成部分,国家审计的基本职能是对受托资源进行监管。地方商业银行的信贷资源是地方政府的重要金融资源<sup>[23]</sup>,银行信贷亦成为地方政府干预经济的重要手段之一<sup>[8]</sup>。因此,国家审计必然会作用于商业银行的信贷行为。

第一,国家审计通过抑制银行内部违规行为进而推动信贷投放。腐败会增加贷款成本<sup>[24]</sup>,增加银行不良贷款,促使信贷人员通过超授信贷款或越权审批发放贷款等违规行为向企业寻租,扭曲信贷资源配置,这虽然提高了部分企业贷款可得性,但总体上降低了信贷可得性<sup>[25-26]</sup>。朱晶晶和栗勤认为,信贷腐败减少了中小制造业企业的信贷资源<sup>[27]</sup>。邹旭鑫等研究发现,信贷腐败的贷款对象仅是少数“大客户”<sup>[5]</sup>。国家审计能够有效减少腐败,政治反腐信号将会削减信贷市场的腐败行为<sup>[28]</sup>,促进信贷市场的良性发展。一方面,国家审计作为一种震慑机制能够增加违规、腐败行为被曝光和查处的可能性,产生以点带面的警示效应,有效降低银行信贷违规腐败行为发生的概率和程度,积极规范信贷业务操作和内控管理,督促银行践行责任担当,主动在支农支小、绿色金融等薄弱环节和重点领域积极作为,以追求信贷质量、信贷收益为导向,在坚决纠正违规行为“堵偏门”的同时,注重正面引导“开正门”,更加专注于银行的长远发展。另一方面,审计监督是制约权力、防范风险和增进信任的制度性工具<sup>[29]</sup>,这势必会优化银行的外部经营环境,形成一个公开透明的诚信信用奖惩机制,逐渐改善整体的社会信用环境,从而促进银行的贷款投放。银行等金融机构在相关政策的引导和激励下,加大对中小企业或者个人金融服务的渗透率,扩大贷款投放规模,诚信的外部环境亦可以提高经济主体信用守约的自觉性,降低银行信贷风险,刺激银行给更多企业提供资金支持。

第二,国家审计通过经济增长渠道推动银行信贷投放。作为国家治理的基础性制度安排,国家审计在提升技术创新、推动经济增长等方面具有积极作用,可以促进经济高质量发展<sup>[30]</sup>,进而引发更多金融需求。商业银行被看作是地方经济发展的“钱袋子”<sup>[31]</sup>,我国商业银行在宏观经济周期和产业周期中存在顺周期性现象,倾向于在经济扩张期和产业成熟期进行信贷投放<sup>[32]</sup>,经济上升期亦会拉动银行信贷规模的扩张<sup>[11]</sup>。同时,国家审计会针对金融机构贷款在重点关注或薄弱领域中倾斜力度不足的制度性问题及时提出有效的审计建议,不断提高金融机构信贷决策的科学性与合理性,为实现经济高质量发展注入必要且低成本的信贷资金。因此,从经济增长角度来看,国家审计将会增加对包括商业银行在内的金融机构的融资需求,推动地方商业银行的信贷投放。

第三,国家审计通过提高银行内部管理效率推动信贷投放。国家审计可以改善行政、法制与市场环境<sup>[29]</sup>,提高市场公正性,减少高管道德风险问题,增强资源分配的公平性、及时性和有效性<sup>[33]</sup>,有效促进地方智能化与信息化融合发展,良好的金融环境可以优化银行经营环境和微观公司治理机制,促使商业银行提供充足的资金支持和拓宽融资渠道<sup>[34]</sup>,优化银行信贷配置。同时,作为行之有效的外部公共监督手段,国家审计的“揭露”功能及其造成的公众舆论压力会对银行管理层公共权力的滥用和寻租形成有效制约,规范银行管理层行为,减少代理问题<sup>[22]</sup>,推动银行内部管理效率提升,高质量管理水平可以提高银行资产端的风险管理能力<sup>[35]</sup>,使得银行具备更完善的贷款审核机制,对客户的瞄准能力往往更强,能够有效提高贷款质量,进而增强银行资金的投放意愿和能力。

基于上述分析,本文提出如下假设:

H1:国家审计可以推动商业银行信贷投放。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择

现行《贷款风险分类指引》于2007年发布并实施,2007年新会计准则出台,因此本文选取2008年作为样本期间起点。最新的《中国审计年鉴》于2021年出版,报告了2020年度的数据,因此国家审计样本截至2020年。上述数据来自《中国审计年鉴》《中国统计年鉴》和CSMAR数据库,所有数据在1%水平上进行Winsorize处理,数据处理后有效样本为2889个。

#### (二) 变量定义

##### 1. 被解释变量

本文所探讨的商业银行信贷行为是指银行微观信贷规模的变化,借鉴项后军等的研究<sup>[23]</sup>,采用银行信贷增速作为替代变量(*grl*)。

##### 2. 解释变量

借鉴梁若浩和冯均科的研究<sup>[36]</sup>,本文选取审计单位的数量、审计查出主要问题的金额、出具审计报告的数量、审计处理处罚的金额、应归还还原渠道资金的金额、应调账处理的金额、移送处理事项的数量、移送处理人员的数量、审计提出建议的条数、被采纳审计建议的条数十个指标<sup>①</sup>,按照平均赋权的思路将权重设定为十分之一,构建国家审计综合指数(*zfad*),该指标越大,说明国家审计治理功能越有效。

##### 3. 控制变量

参考已有文献,本文选取规模(*asset*)、运营效率(*cir*)、净息差(*nim*)、资本充足率(*car*)、流动性比例(*lar*)、非利息收入占比(*innov*)、存贷比(*cdb*)、贷款拨备率(*bbl*)、是否上市(*list*)、经济增速(*gdp*)、货币供应量增速(*m2*)、年度(*year*)作为银行信贷的控制变量(见表1)。

#### (三) 模型设计

本文建立模型(1)来检验国家审计对商业银行信贷行为的影响。

$$grl_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 zfad_{i,t} + Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,*grl*表示商业银行信贷的替代变量,*zfad*表示国家审计,*Controls*表示控制变量, $\alpha$ 为回归系数, $\varepsilon$ 为随机干扰项。

### 四、实证分析

#### (一) 描述性统计

由表2可知,商业银行贷款增速的均值为0.1714,标准差为0.1692,说明不同商业银行的贷款增速存在差异;国家审计*zfad*的极值从1.1006到11.9563,均值为9.0561,说明不同地区国家审计治理功能的发挥情况差异较大。其他变量的统计结果亦均在合理范围内。

#### (二) 基准回归

表3列示了国家审计对银行信贷行为的回归结果。结果显示,列(1)中*zfad*的系数为0.0064,在1%水平上

表1 变量定义

类型变量	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	银行信贷	<i>grl</i>	贷款金额的变化量与上一期贷款之比
解释变量	国家审计	<i>zfad</i>	利用加权平均法计算的国家审计治理综合指标
控制变量	规模	<i>asset</i>	银行总资产取自然对数
	运营效率	<i>cir</i>	运营成本/营业收入
	净息差	<i>nim</i>	净利息收入/生息资产
	资本充足率	<i>car</i>	银行年度资本充足率
	流动性比例	<i>lar</i>	流动资产/总资产
	非利息收入占比	<i>innov</i>	非利息收入/总资产
	存贷比	<i>cdb</i>	贷款余额/存款余额
	贷款拨备率	<i>bbl</i>	贷款减值准备余额/贷款余额
	是否上市	<i>list</i>	商业银行上市取1,否则为0
	经济增速	<i>gdp</i>	各省市GDP增长率
货币供应量增速	<i>m2</i>	货币供应量增长率	
年度	<i>year</i>	年度虚拟变量	

表2 变量的描述性统计

变量	Min	Max	Mean	SD	N
<i>grl</i>	-0.9440	3.1680	0.1714	0.1692	2889
<i>zfad</i>	1.1006	11.9563	9.0561	2.4967	2889
<i>asset</i>	19.0596	31.1379	24.9359	1.9267	2889
<i>cir</i>	0	3.5442	0.2561	0.1882	2889
<i>nim</i>	0	0.9828	0.0116	0.0496	2889
<i>car</i>	-10.22	728	16.9477	30.7465	2889
<i>lar</i>	0.0376	1037.535	1.0918	22.9759	2889
<i>innov</i>	0.0119	0.8094	0.0896	0.0615	2889
<i>cdb</i>	0	25.1758	0.7695	1.2417	2889
<i>bbl</i>	0.0237	97.12	3.2026	4.5417	2889
<i>list</i>	0	1	0.0973	0.2964	2889
<i>gdp</i>	0.022	0.106	0.0671	0.0197	2889
<i>m2</i>	0.081	0.2768	0.1133	0.0306	2889

①选取的衡量国家审计的十个指标均加1取自然对数。

显著,说明国家审计会促使商业银行加大贷款投放力度,H1 得到验证。这也说明国家审计的“免疫系统”功能会对银行信贷行为产生影响,推动商业银行信贷投放,进而影响商业银行信贷资源配置。那么,国家审计是否会加速银行信贷水平的分化进而产生极化效应? 本文用  $gap$  来衡量银行信贷水平差距, $gapy_{i,t}$ 表示银行  $i$  在  $t$  年的信贷水平与同年份样本银行均值的差值, $gapa_{i,t}$ 表示银行  $i$  在  $t$  年的信贷水平与同省区市样本银行信贷水平平均值的差值, $gap$  值越大表示极化效应越明显。从表 3 的结果来看,国家审计的系数均显著为正,表明国家审计能够加大银行信贷水平的分化,使其在年度与区域层面形成显著极化效应。从显著性水平来看,国家审计的极化效应在年度层面更为明显。

(三) 内生性检验与稳健性检验

1. 内生性检验

(1) 本文使用工具变量法并采用 2sls 方法进行回归,把解释变量国家审计进行滞后一期处理并作为工具变量,根据识别不足检验以及弱工具变量检验结果(表 4)可知,变量具有较好的工具变量特征,国家审计与银行信贷的正向关系仍然显著。(2) 本文分别采用固定效应、系统 GMM 和差分 GMM 方法对模型(1)进行重新回归,由表 4 可知,AR(2) P 值均大于 10%,Hansen 统计量均大于 10%,GMM 估计方法有效。三种检验结果均表明国家审计对银行信贷投放具有推动作用。(3) 本文采用 Heckman 两阶段法进行重新检验,第一阶段根据国家审计水平的中位数取虚拟变量作为被解释变量,选取与模型(1)一致的控制变量构建 Probit 模型,将滞后一年的国家审计作为外生变量放入模型中,计算得到 IMR,第二阶段将 IMR 加入模型(1)中进行回归,结果显示国家审计与银行信贷的正向关系结论是稳健可信的。

2. 稳健性检验

(1) 本文采用银行贷款规模的对数作为银行信贷的替代变量对模型(1)进行检验。(2) 本文采用因子分析法构建国家审计指数重新对基准模型进行检验。(3) 本文在时间维度上排除 2008 年国际金融危机和 2015 年股灾等重大金融事件的干扰,同时 2018 年组建了中央审计委员会,为了避免这一改革对研究结论的影响,删除 2018 年数据;新冠疫情会对金融市场产生负面影响,因此删除 2020 年数据。本文重新对模型(1)进行检验,具体结果见表 5,检验结果均支持国家审计与银行信贷的正向关系结论。

3. 分位数回归

分位数回归模型具有稳健性,能够描述数据不同分位点上的估计值。实践中,在商业银行不同信贷水平下,国家审计的边际影响是否会存在显著结构性变化可

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$grl$	$gapy$	$gapa$
$zfad$	0.0064*** (4.00)	0.0067*** (4.37)	0.0032** (2.10)
$asset$	0.0021 (0.79)	0.0139*** (6.04)	0.0152*** (6.79)
$cir$	0.0290 (1.47)	0.0267 (1.62)	0.0160 (1.00)
$nim$	0.6607** (2.11)	0.4630 (1.62)	0.3524 (1.27)
$car$	0.0007 (0.98)	0.0013** (2.13)	0.0023*** (3.96)
$lar$	-0.0001 (-0.81)	-0.0000 (-0.25)	-0.0000 (-0.02)
$innov$	0.0054 (0.31)	0.0059 (0.37)	0.0146 (0.93)
$cdb$	-0.0376** (-2.31)	-0.0217** (-2.32)	-0.0130 (-1.42)
$bbl$	0.0014** (2.05)	0.0013** (1.97)	0.0023*** (3.69)
$list$	-0.0331** (-2.50)	-0.0351*** (-2.81)	-0.0070 (-0.58)
$gdp$	0.6825** (2.18)	0.1631 (0.54)	-0.2483 (-0.85)
$m2$	1.3037*** (6.27)	0.1122 (0.54)	-1.4540*** (-3.68)
$con$	-0.0851 (-1.07)	-0.4565*** (-6.59)	-0.3331*** (-4.33)
$year$	yes	yes	yes
Adj $r^2$	0.1353	0.1368	0.1331
F	7.93	10.19	14.26
N	2889	2889	2889

注:\*\*\*表示  $P < 0.01$ , \*\*表示  $P < 0.05$ , \*表示  $P < 0.1$ ,括号内为  $t$  值。下同。

表 4 内生性检验结果

变量	工具变量	固定效应	系统 GMM	差分 GMM	Heckman 两阶段法	
					第一阶段	第二阶段
$lzfad$			0.2570*** (4.33)	0.3316*** (24.43)	1.4374*** (19.72)	
$zfad$	0.0124*** (4.51)	0.0052*** (3.09)	0.0030* (1.73)	0.0072*** (4.27)		0.0059*** (3.69)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
IMR						0.1360** (2.04)
$con$	-0.1344* (-1.78)	-0.1527 (-1.61)	0.0281 (0.29)		-8.6974*** (-10.91)	-0.5340** (-2.00)
识别不足检验	382.347***					
弱工具变量检验	51.204 [16.38]					
AR(1)			0.000	0.000		
AR(2)			0.147	0.225		
Hansen			0.519	0.884		
Adj $r^2$		0.132				0.161
Pseudor $r^2$					0.520	
hausman		96.19***				
F		10.71				6.56
N	2889	2889	2889	2889	2889	2889

注:括号内数值为 Stock-Yogo 检验对应的 10% 临界值;AR(1)、AR(2)、Hansen 检验结果报告的是  $p$  值。

能更值得我们关注。为了探讨国家审计对商业银行信贷行为边际影响效应的演化轨迹,本文使用分位数回归方法对商业银行信贷水平进行分位数层面的回归检验。由表 6 结果可知,在 0.1 - 0.9 分位点及以上,国家审计与银行信贷之间均呈显著的正向关系,H1 得到进一步验证。

(四) 异质性检验

1. 基于内部治理的异质性分析

由前文分析可知,国家审计可以提高银行管理效率,进而对银行信贷产生推动作用,高质量管理水平离不开良好的内部治理环境,我国商业银行经营的一个突出特征是公司治理水平差异较大<sup>[37]</sup>。祝继高等研究发现,独董比例会对政府会计监督与银行信贷之间的关系产生调节作用<sup>[38]</sup>。因此,本文进一步分析不同内部治理水平对国家审计与银行信贷之间关系的异质性影响。

本文根据董事长与行长兼任情况将样本进行分组,分别检验国家审计对银行信贷影响的异质性。由表 7 可知,当存在董事长与行长兼任情况时, $z_{fad}$  的系数为

0.0106,且不显著;当不存在董事长与行长兼任情况时, $z_{fad}$  的系数为 0.0059,且在统计上显著,说明在内部治理监督较强的情况下,国家审计对银行信贷的正向促进作用更强。独立董事比率是体现商业银行公司治理水平的维度之一<sup>[38]</sup>,本文以银行独董比例中位数为标准将样本银行划分为两组,分别检验国家审计对银行信贷影响的异质性,由表 7 可知,在独董比例低的样本组中, $z_{fad}$  的系数为 0.0006,且不显著;在独董比例高的样本组中, $z_{fad}$  的系数为 0.0054,且在统计上显著,说明在独立董事监督较强的情况下,国家审计对银行信贷的正向促进作用更强。上述结果表明,银行的内部治理水平可以影响其信贷行为对国家审计的反应,商业银行的内部治理机制可以在规范银行经营行为、提升管理效率等方面发挥重要作用,亦可以对银行的贷款政策进行监督和调整,确保国家审计影响银行信贷机制渠道的畅通。

表 5 稳健性检验结果

变量	更换被解释变量	更换解释变量	剔除样本
$z_{fad}$	0.0176 * (1.92)	0.0063 *** (2.71)	0.0244 *** (3.05)
Controls	yes	yes	yes
con	0.0046 (0.05)	1.0757 *** (9.68)	-2.0221 *** (-9.30)
Adj <sup>2</sup>	0.1518	0.2222	0.1335
F	7.02	9.08	5.36
N	2889	2889	1917

表 6 分位数回归检验结果

变量	0.1	0.3	0.5	0.7	0.9
$z_{fad}$	0.0116 *** (9.14)	0.0049 *** (4.85)	0.0053 *** (4.82)	0.0036 ** (2.24)	0.0054 * (1.82)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes
con	-0.1130 * (-1.78)	0.0139 (0.27)	0.0696 (1.28)	0.1208 (1.51)	0.0141 (0.10)
Pseudor <sup>2</sup>	0.1385	0.0814	0.0669	0.0590	0.0889
N	2889	2889	2889	2889	2889

表 7 异质性检验结果

变量	两职合一		独董比例		区域		法律环境	
	是	否	低	高	东部	中西部	好	差
$z_{fad}$	0.0106 (0.79)	0.0059 *** (2.98)	0.0006 (0.19)	0.0054 * (1.82)	0.0059 ** (2.15)	-0.0048 * (-1.66)	0.0073 *** (3.36)	-0.0011 (-0.27)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
con	0.3587 (0.60)	-0.1076 (-0.97)	-0.2914 (-1.14)	0.0141 (0.10)	-0.0143 (-0.08)	-0.5453 *** (-2.79)	-0.1413 (-1.05)	-0.3705 (-1.51)
Adj <sup>2</sup>	0.2971	0.0161	0.0306	0.0394	0.1292	0.0674	0.0936	0.0600
F	1.77	1.81	1.95	2.39	6.17	4.20	7.29	2.31
N	1292	1597	980	972	1472	1417	2255	634

2. 基于所在区域的异质性分析

银行信贷投向与质量存在地域异质性<sup>[39]</sup>,东部地区的中介组织和法律环境更为成熟、市场约束更强,银行的公司治理机制也相对更加规范,国家审计可以更好地依法执行审计程序,发现并查处违法违规问题<sup>[40]</sup>,故本文按样本所在地域分为东部地区、中西部地区,以此来检验区域异质性。东部地区银行  $z_{fad}$  的系数显著为正,说明国家审计对东部地区商业银行信贷具有明显的积极作用。中西部地区银行  $z_{fad}$  的系数显著为负,可能的原因是:一方面,商业银行的信贷扩张严重依赖于地方经济的发展,西部地区信贷行为具有逆周期特征<sup>[31]</sup>,这可能会影响国家审计通过促进经济增长渠道来推动银行信贷投放的实施路径;另一方面,外部制度环境会影响国家审计功能的发挥<sup>[40]</sup>,有研究发现国家审计的“免疫功能”在东部地区发挥得最大,在西部地区发挥得最小<sup>[30]</sup>,原因在于西部地区的市场化程度较低,制度配套较为欠缺,国家审计治理效应发挥得有限。

### 3. 基于法律环境的异质性分析

法律体系的建立和完善成为促进金融发展的关键因素,Haselmann 和 Wachtel 研究指出,银行贷款组合取决于法律环境<sup>[41]</sup>。为了考察不同法律环境下国家审计对银行信贷的影响,本文将王小鲁等公布的“中介组织发育和法律得分”<sup>[42]</sup>作为法律环境衡量指标,按照指标均值把商业银行所在省区市分为法律环境好、法律环境差两组进行异质性分析。表7结果显示,当商业银行所在地区法律环境较好时,国家审计与银行信贷的正向关系更显著,说明国家审计推动银行信贷投放的效果会受到法律环境的影响,银行所在地区的法律制度环境较差可能会使得国家审计后续整改环节落实不到位,难以发挥国家审计推动银行信贷投放的治理效应。

## 五、机制检验

通过前文的理论分析可知,国家审计主要通过提高管理效率、减少违规风险和提升经济增长三条渠道对银行信贷产生影响,本文建立模型(2)和模型(3)进一步验证传导机制。

$$mae_{i,t}/pena_{i,t}/csgdp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 zfad_{i,t} + Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$grl_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 zfad_{i,t} + \lambda_2 mae_{i,t}/pena_{i,t}/csgdp_{i,t} + Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

管理效率的提高意味着管理费用的降低,本文使用管理费用与营业总收入之比作为银行管理效率(*mae*)的替代变量,即管理费用率越低,管理效率越高。违规风险(*pena*)采用商业银行当期是否被银保监会处罚来衡量,若当年被处罚,说明银行面临的监管风险较高,*pena*取1,否则为0。采用城市GDP增长率作为经济增长(*csgdp*)的替代变量。本文首先验证系数 $\alpha_1$ 、 $\beta_1$ 、 $\lambda_2$ ,若均显著,则说明中介效应成立;然后验证模型(3)中的系数 $\lambda_1$ ,如果显著,则表明国家审计与银行信贷的直接效应也显著。

#### (一) 管理效率路径

表8列(1)中,国家审计对管理效率*mae*的系数为-0.0141,在1%水平下显著,说明国家审计效能具有促进管理效率提升的作用。列(2)中,*zfad*的系数为0.0052,*mae*的系数为-0.0851,且均具有统计意义,结合模型(1)中的 $\alpha_1$ ,说明国家审计通过提高管理效率间接地促进了银行信贷扩张。我们进一步进行sobel检验和

bootstrap检验,可知sobel检验P值为0.002,小于0.01,基于bootstrap检验方法进行1000次抽样检验,由表9结果可知,间接效应的置信区间为[-0.0337、-0.0070]和[-0.0352、-0.0081],置信区间内不包含0,说明管理效率在国家审计促进银行信贷扩张的路径中显著发挥了中介作用。在管理效率中介作用路径中,国家审计促进信贷水平提升的直接效应为0.0052,管理效率的中介效应为0.0012,中介效应占比为18.75%。

#### (二) 违规风险路径

表8列(3)中,国家审计对违规风险*pena*的回归系数为-0.0331,在1%水平下显著,说明国家审计减少了银行违规风险。列(4)中,*zfad*的系数为0.0054,*pena*的系数为-0.0314,且均显著,结合模型(1)中的系数 $\alpha_1$ ,说明国家审计通过减少违规风险间接地促进了银行信贷扩张。sobel检验P值为0.016,表明拒绝原假设,基于

表8 机制检验结果

变量	(1) <i>mae</i>	(2) <i>grl</i>	(3) <i>pena</i>	(4) <i>grl</i>	(5) <i>csgdp</i>	(6) <i>grl</i>
<i>zfad</i>	-0.0141 *** (-10.01)	0.0052 *** (3.22)	-0.0331 *** (-3.60)	0.0054 *** (3.43)	0.0849 *** (5.51)	0.0056 *** (3.45)
<i>mae</i>		-0.0851 *** (-3.27)				
<i>pena</i>				-0.0314 ** (-2.20)		
<i>csgdp</i>						0.0098 *** (2.77)
<i>Controls</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>con</i>	0.7585 *** (10.54)	-0.0117 (-0.41)	1.9336 *** (15.85)	0.0104 (0.12)	-2.3703 *** (-2.60)	-0.1043 (-1.29)
AdjR <sup>2</sup>	0.2801	0.1349	0.0384	0.0766	0.7177	0.0788
F	39.19	8.10	3.87	7.79	67.91	7.93
N	2889	2889	2889	2889	2889	2889

表9 bootstrap 中介效应检验结果

中介变量	效应类型	系数	t	置信区间(P)	置信区间(BC)
<i>mae</i>	<i>direct-effect</i>	-0.095 ***	-2.70	[-0.1640, -0.0263]	[-0.1644, -0.0282]
	<i>indirect-effect</i>	-0.020 ***	-2.94	[-0.0337, -0.0070]	[-0.0352, -0.0081]
<i>pena</i>	<i>direct-effect</i>	-0.032 **	-2.18	[-0.0628, -0.0056]	[-0.0652, -0.0082]
	<i>indirect-effect</i>	-0.004 **	-2.21	[-0.0081, -0.0010]	[-0.0089, -0.0013]
<i>csgdp</i>	<i>direct-effect</i>	0.006 ***	2.69	[0.0016, 0.0106]	[0.0014, 0.0106]
	<i>indirect-effect</i>	0.001 ***	2.62	[0.0003, 0.0018]	[0.0004, 0.0019]

bootstrap 检验方法进行 1000 次抽样检验发现,间接效应置信区间为  $[-0.0081, -0.0010]$  和  $[-0.0089, -0.0013]$ ,置信区间内不包含 0,说明违规风险在国家审计促进银行信贷扩张路径中显著发挥了中介作用。在违规风险中介作用路径中,直接效应为 0.0054,违规风险中介效应为 0.0010,中介效应占比为 16.24%。

(三) 经济增长路径

表 8 列(5)中,国家审计对经济增长 *csgdp* 的回归系数为 0.0849,且具有统计意义,说明国家审计与经济增长正相关。列(6),中国国家审计对银行信贷的回归系数为 0.0056,*csgdp* 的系数为 0.0098,均在 1% 水平上显著,结合模型(1)中的系数  $\alpha_1$ ,说明经济增长在国家审计促进银行信贷扩张中发挥了部分中介作用。sobel 检验 P 值为 0.004,基于 bootstrap 检验方法进行 1000 次抽样检验发现,间接效应置信区间为  $[0.0003, 0.0018]$  和  $[0.0004, 0.0019]$ ,置信区间内不包含 0,说明经济增长中介传导机制显著。在经济增长中介作用路径中,国家审计促进信贷水平提升的直接效应为 0.0056,经济增长中介效应为 0.0008,中介效应占总效应的比重为 12.50%。

六、进一步研究

(一) 时滞效应

由于国家审计效应可能存在一定时滞性,为了更深层次探讨国家审计对银行信贷影响的持续性,本文对  $t+1$  期、 $t+2$  期和  $t+3$  期的银行信贷数据重新进行回归。表 10 结果表明,国家审计对  $t+1$  期、 $t+2$  期、 $t+3$  期的银行信贷均存在显著的促进效应,说明国家审计在较长时间序列中均保持了对银行信贷的显著促进作用,呈现出时间序列上的“动态”效应。

(二) 贷款质量

前文研究发现,国家审计会促使商业银行放贷,那么这些贷款被商业银行贷给了哪些客户?国家审计助推银行信贷扩张是否会易诱发商业银行的冒险行为,使其倾向于将贷款投向高利率、高风险项目以获取高回报?本文进一步检验国家审计诱发的银行信贷扩张质量问题,分别以贷款集中度(单一最大客户贷款比率 *zddk*)、消费贷款(*xfdk*)、商业贷款(*sydk*)、农户贷款(*nhdk*)、非农

农户贷款(*fnhdk*)作为被解释变量,对模型(1)进行检验,结果见表 11。*zddk* 的系数为  $-0.0013$ ,且具有统计意义,说明国家审计会显著降低商业银行的贷款集中度,较高的客户贷款集中度意味着银行可能在单一客户上积累了过高的风险<sup>[43]</sup>,这说明国家审计促使商业银行放贷的扩充并没有为银行带来较高风险。消费贷款 *xfdk* 的系数为 0.0001,且在 1% 水平上显著,但商业贷款 *sydk* 的系数不显著,说明国家审计会促使商业银行积极发挥消费信贷服务能力,有助于“双循环”新发展格局下内需在国民经济发展中支撑作用的发挥。农户贷款 *nhdk* 的系数为 0.1286,且在 1% 水平上显著,但非农贷款 *fnhdk* 的系数不显著,说明国家审计会促使商业银行加大农户信贷供给力度。以上结果说明,国家审计可以有针对性地引导金融机构合理适度进行信贷投放,督促银行践行责任担当,提高对农户或个人消费金融服务的渗透率和使用率,增加了金融的包容性。

(三) 协同机制

商业银行在制定和执行信贷政策时,除了涉及以国家审计为典型代表的行政型治理机制外,还要考虑其他治理机制,如社会审计、公众监督、媒体监督等。实现治理机制的互补既能发挥行政型治理带来的制度优势,又能利用其他治理带来的科学决策和高效率。本文从社会审计、公众监督、媒体监管多维主体治理着手,建立模型(4)探究其在国家审计促进银行信贷中的调节作用。

$$grl_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 zfad_{i,t} + \alpha_2 zl_{i,t} + \alpha_3 (zfad_{i,t} \times zl_{i,t}) + Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,*zl* 包括社会审计(*shad*)、公众监督(*zdad*)、媒体监督(*media*),其他变量定义同模型(1)。

表 10 时滞效应检验结果

变量	$\beta_{1grl}$	$\beta_{2grl}$	$\beta_{3grl}$
<i>zfad</i>	0.0102*** (5.22)	0.0122*** (5.48)	0.0236*** (5.73)
Controls	yes	yes	yes
<i>con</i>	-0.3062*** (-2.88)	0.1933 (0.71)	-0.4712*** (-2.97)
Adj $r^2$	0.1399	0.1192	0.1144
F	8.95	6.57	4.53
N	2546	2200	1876

表 11 贷款类型检验结果

变量	<i>zddk</i>	<i>xfdk</i>	<i>sydk</i>	<i>nhdk</i>	<i>fnhdk</i>
<i>zfad</i>	-0.0013** (-2.39)	0.0001*** (4.32)	0.0012 (1.34)	0.1286*** (3.91)	-0.0328 (-0.54)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes
<i>con</i>	0.0084 (0.45)	0.0071*** (3.69)	-0.0265* (-1.92)	6.2196*** (4.12)	-10.2214*** (-3.22)
Adj $r^2$	0.0281	0.1664	0.0056	0.5389	0.4319
F	2.20	7.06	1.91	21.80	9.16
N	2889	2889	2889	2889	2889

1. 社会审计的调节作用

基于协同理论,应该加强审计系统内部特别是社会审计和国家审计的协同<sup>[44]</sup>,本文进一步检验国家审计与社会审计在银行信贷方面的共同作用。样本银行若由国际“四大”和本土“八大”会计师事务所审计, *shad* 取值为 1, 否则为 0。本文构造交乘项  $zfad \times shad$  作为国家审计与社会审计协同的变量, 检验结果见表 12,  $zfad \times shad$  的系数为 0.0086, 且在统计上显著, 表明社会审计显著增强了国家审计与银行信贷之间的正相关关系, 国家审计机关在工作时可以利用社会审计机构的审计结果, 提高审计效率和准确性。这说明国家审计和社会审计在推动银行信贷投放方面的协作能力较强, 国家审计机关和社会审计机构可以在审计力量和资源方面进行合作, 形成对银行信贷行为的监督合力, 促进信贷资源的合理配置。

2. 公众监督的调节作用

外部制度环境直接影响审计功能的发挥<sup>[40]</sup>。社会公众作为公共资源的委托人, 当社会公众实施监督时, 国家审计作用会发挥得更好。本文进一步考虑国家审计与公众监督在银行信贷方面的协同作用, 将互联网宽带接入用户数的自然对数 (*zdad*) 作为公众监督的代理变量, 构造交乘项  $zfad \times zdad$  作为国家审计与公众监督协同的变量。由表 12 可知,  $zfad \times zdad$  的系数为 -0.0042, 但不显著, 表明公众监督削弱了国家审计与银行信贷之间的正相关关系, 但效应不显著, 原因可能是: 我国公民参与治理仍然处于发展阶段, 国家审计与公众信贷诉求的利益目标与治理模式并不完全一致, 公众对信贷的诉求可能偏重于信贷成本和可获性, 而国家审计更关注信贷资源配置的公平和效率, 这种非对称特征使得两者难以形成治理合力。

3. 媒体监督的调节作用

媒体作为信息的载体和中介, 能够吸引公众关注, 影响公众舆论方向, 作为一种外部监督, 媒体监督和国家审计的价值目标一致, 媒体治理效应能够对国家审计治理效应起到正向影响<sup>[45]</sup>。那么, 在媒体高度关注的环境下, 国家审计能否更加有效地影响银行信贷? 为此, 本文对各省区市媒体数量的对数与核心解释变量进行交互处理 ( $zfad \times media$ )。表 12 结果显示,  $zfad \times media$  的系数为 -0.0088, 具有统计意义, 表明媒体监督在国家审计促进银行信贷中具有重要的调节作用, 媒体监督与国家审计在促进银行信贷中发挥了替代效应, 可能的原因是: 国家审计需要花费一定的资金和人力资源, 较多的媒体资源能够发挥更大的信息中介作用, 缓解银企之间的不对称, 降低信息搜寻成本与信贷风险, 优化银行信贷决策<sup>[46]</sup>, 促进银行规模投放, 同时政府可以将更多的人力物力投入其他问题监管上, 以实现监管资源的最优配置。

(四) 经济后果

综上, 国家审计能够提升银行管理效率并降低其违规行为, 促使银行放宽其信贷投放, 因此银行信贷决策调整可能会带来更好的绩效。信贷配置面临降低不良贷款率和提高贷款收益率双重目标<sup>[45]</sup>, 本文进一步讨论国家审计与银行信贷之间的关系能否改善银行的经营目标。借鉴祝继高等的做法<sup>[47]</sup>, 本文采用总资产报酬率 (*roa*) 衡量银行银行业绩, 采用不良贷款率 (*npl*) 度量银行贷款质量, 构建以下模型进行分析:

$$npl_{i,t}/roa_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 zfad_{i,t} + \alpha_2 grl_{i,t} + \alpha_3 (zfad_{i,t} \times grl_{i,t}) + Controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

由表 13 列(1)可知,  $zfad \times grl$  的系数在 1% 水平上显著为正, 表明国家审计增加了银行信贷, 银行财务业绩显著提升, 这说明国家审计改善了银行经营绩效。列(2)报告了国家审计与银行信贷的关系对银行贷款质

表 12 协同机制检验结果

变量	<i>grl</i>	<i>grl</i>	<i>grl</i>
<i>zfad</i>	0.0007 (0.29)	0.0226 * (1.65)	0.0722 *** (5.45)
<i>shad</i>	-0.0898 *** (-3.23)		
<i>zdad</i>		0.0063 (0.23)	
<i>media</i>			0.0684 *** (4.34)
$zfad \times shad$	0.0086 *** (3.04)		
$zfad \times zdad$		-0.0042 (-1.32)	
$zfad \times media$			-0.0088 *** (-4.95)
Controls	yes	yes	yes
<i>con</i>	-0.0696 (-0.81)	-0.0210 (-0.14)	-0.5367 *** (-3.57)
Adj <sup>2</sup>	0.1367	0.1337	0.1342
F	7.78	7.11	7.35
N	2889	2889	2889

表 13 经济后果检验

变量	(1)	(2)
	<i>roa</i>	<i>npl</i>
<i>zfad</i>	0.0001 ** (2.04)	0.0137 (1.53)
<i>grl</i>	-0.0049 ** (-2.32)	1.2083 *** (3.27)
$zfad \times grl$	0.0006 *** (2.70)	-0.1189 *** (-3.01)
Controls	yes	yes
<i>con</i>	0.0140 *** (7.36)	-0.0803 (-0.24)
Adj <sup>2</sup>	0.1718	0.0051
F	31.03	1.40
N	2889	2889



量的影响, $zfad \times grl$ 的系数在1%水平上显著为负,表明国家审计虽然增加了银行信贷,但不良贷款率显著下降,国家审计提升了银行资产质量。上述结果说明,国家审计虽然推动了银行信贷投放,但总体风险可控,且银行财务业绩亦显著提升,国家审计对银行信贷具有明显且积极的溢出效应,成为优化信贷资源配置的真正推手。

## 七、研究结论与启示

本文采用2008—2020年中国商业银行非平衡面板数据,研究了国家审计对银行信贷的影响效应。结果表明:第一,国家审计可以促进商业银行放贷,且这一影响具有延续性,可以在较长时间序列中均保持对银行信贷的显著促进作用;第二,国家审计会通过提高银行管理效率、减少银行违规行为和促进经济增长三条渠道促进银行扩充信贷;第三,社会审计与国家审计在促进银行信贷中发挥了协同效应,媒体监督与国家审计在促进银行信贷中发挥了替代效应,公众监督的调节作用不显著;第四,国家审计对贷款集中度产生了抑制作用,并促进了消费贷款和农户贷款;第五,异质性检验发现,国家审计对内部治理较好、东部地区、外部法律环境较好的银行信贷的促进效应更强。第六,国家审计虽然增加了银行信贷,但银行财务业绩显著提升,同时不良贷款率下降。

基于上述分析,本文提出如下建议:第一,国家审计对银行信贷行为具有明显且积极的溢出效应,值得监管当局和实务界关注,可以利用国家审计更加有针对性地引导金融机构合理、适度、平稳地进行信贷投放,成为优化信贷资源配置的真正推手,充分发挥地方商业银行在经济发展中的“供血功能”,在注重信贷数量的同时兼顾信贷质量,控制不良贷款率的上升,减少对资本的损耗;第二,应进一步健全优化商业银行现代公司治理机制,提升其内部治理和管理能力,提高商业银行对客户的甄别能力和放贷意愿,降低银行个体金融风险 and 系统性金融风险,以更好地服务实体经济;第三,进一步强化审计对金融监管机构履职的全面监督,持续加大金融违规反腐力度,强化对信贷审批等的全流程动态监管,关注信贷领域存在的以贷谋私等金融违规腐败问题,引导信贷资源流动“阳光化”;第四,强化国家审计监督与其他监督的贯通协同,形成常态长效的监督合力,用好“监督力、引导力、传播力”,充分发挥各类舆论监督警示作用,引导信贷资金加大精准支持小微、乡村振兴、科创等重点领域;第五,要注意强化国家审计对内部治理良好、东部地区、外部法律环境良好的商业银行信贷投放的叠加作用,引导不同类型商业银行的信贷投放力度,高效对接有效信贷需求,增强信贷增长的稳定性。

### 参考文献:

- [1]曹蕾.中央银行信息披露影响商业银行信贷供给吗?[J].北京工商大学学报(社会科学版),2023(3):107-119.
- [2]戴翔,马皓巍.国家审计治理对资源配置效率的影响:来自上市公司的证据[J].南方经济,2023(10):48-69.
- [3]张维.国家审计维护金融安全的新形势与对策[J].审计与经济研究,2017(1):8-14.
- [4]金雪军,施云辉,吴鹏.地方性金融机构优化了金融资源配置吗?——来自城市商业银行设立的证据[J].浙江大学学报(人文社会科学版),2024(1):61-79.
- [5]邹旭鑫,何超,宋顺锋.腐败与金融包容性国际经验研究[J].经济与管理研究,2019(5):30-46.
- [6]蔡利,周微.政府审计与银行业系统性风险监控研究[J].审计研究,2016(2):50-57.
- [7]李斐,焦跃华.国家审计、政府治理与地方银行风险——基于中介效应理论的分析[J].审计研究,2020(6):3-9.
- [8]梁上坤,赵刚,俞俊利,等.政府审计与银行贷款定价[J].审计研究,2020(3):40-47.
- [9]田利辉,王可第.腐败惩治的正外部性和企业创新行为[J].南开管理评论,2020(2):121-131+154.
- [10]Kim J B, Song B, Zhang L. Internal control weakness and bank loan contracting: Evidence from SOX section 404 disclosures[J]. The Accounting Review, 2011, 86(4): 1157-1188.
- [11]倪殿鑫.商业银行信贷扩张的顺周期性与调控对策[J].财经问题研究,2017(11):52-57.
- [12]刘瑾,谢丽娜,林斌.管理层权力与国企高管腐败——基于政府审计调节效应的研究[J].审计与经济研究,2021(2):1-10.
- [13]唐衍军,蒋尧明.政府审计推进腐败治理研究——基于区块链技术赋能视角[J].会计与经济研究,2020(4):46-58.
- [14]陈丽红,张龙平,朱海燕.国家审计能发挥反腐败作用吗?[J].审计研究,2016(3):48-55.
- [15]张金辉.国家审计促进转变经济发展方式的路径探析[J].审计研究,2014(3):33-37.
- [16]喻开志,王小军,张楠楠.国家审计能提升大气污染治理效率吗?[J].审计研究,2020(2):43-51.
- [17]王彦东,马一先,乔光华.国家审计能促进区域营商环境优化吗?——基于2008—2016年省级面板数据的证据[J].审计研究,2021(1):31-39.
- [18]韩峰,胡玉珠,陈祖华.国家审计推进经济高质量发展的作用研究——基于地级城市面板数据的空间计量分析[J].审计与经济研究,2020(1):29-40.
- [19]王美英,曾昌礼,刘芳.国家审计、国有企业内部治理与风险承担研究[J].审计研究,2019(5):15-22.

- [20]陈茹,张金若,王成龙. 国家审计改革提高了地方国有企业全要素生产率吗? [J]. 经济管理,2020(11):5-22.
- [21]郑伟宏,廖林. 政府审计促进制度性交易成本降低的效果研究[J]. 审计研究,2021(5):29-41.
- [22]李斐,焦跃华. 国家审计、审计力度与银行股利政策[J]. 审计与经济研究,2019(4):1-8.
- [23]项后军,刘炜,张安钰. 存款市场势力、国有股东与银行信贷——基于地方商业银行的视角[J]. 浙江学刊,2023(6):146-152.
- [24]李后建,张宗益. 贿赂、腐败与银行信贷资源配置:审视正式制度的作用[J]. 南京社会科学,2014(2):23-32.
- [25]Weill L. How corruption affects bank lending in russia[J]. Economic Systems,2011,35(2):230-243.
- [26]Park J. Corruption, soundness of the banking sector, and economic growth: Across-country study[J]. Journal of International Money and Finance,2012,31(5):907-929.
- [27]朱晶晶,栗勤. 银行信贷腐败与企业融资约束——来自世界银行中国企业问卷调查的证据[J]. 云南财经大学学报,2016(5):121-135.
- [28]Ledyeva S, Karhunen P, Kosonen R. Birds of a feather: Evidence on commonality of corruption and democracy in the origin and location of foreign investment in russian regions[J]. European Journal of Political Economy,2013,32(6):114-136.
- [29]高晓霞,钱再见. 在信任与问责之间:国家廉政体系中的审计监督研究[J]. 南京社会科学,2020(7):68-76.
- [30]张曾莲,邓文悦扬. 国家审计推动经济双循环发展的效应与路径研究[J]. 审计与经济研究,2022(2):13-23.
- [31]潘敏,康巧灵,朱迪星. 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? [J]. 经济评论,2016(4):118-128.
- [32]刘炳辰. 政策性银行信贷与地方财政压力——基于省级面板数据的实证研究[J]. 地方财政研究,2023(6):52-63.
- [33]郑伟宏,涂国前. 政策执行效果审计与企业创新能力提升[J]. 审计研究,2019(5):49-58.
- [34]罗春华,杨勇,韦典龙. 国家审计与城市创业活跃度[J]. 南京审计大学学报,2023(6):10-20.
- [35]Duan Y, Fan X, Li X, et al. Do efficient banks create more liquidity: International evidence[J]. Finance Research Letters,2021,42(10):91-101.
- [36]梁若浩,冯均科. 国家审计、经济双循环新发展格局与区域创新效率[J]. 审计与经济研究,2023(4):1-12.
- [37]王艳艳,王成龙,于李胜,等. 银行高管薪酬延付政策能抑制影子银行扩张吗? [J]. 管理世界,2020(12):175-185.
- [38]祝继高,朱佳信,李天时,等. 政府会计监督与银行信贷行为研究——基于财政部会计信息质量随机检查的证据[J]. 管理世界,2023(1):157-176.
- [39]赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界,2020(10):65-76.
- [40]唐雪松,白静. 国家审计与地方政府隐性债务治理——基于马克思主义权力观的视角[J]. 当代经济研究,2022(7):113-127.
- [41]Haselmann R, Wachtel P. Institutions and bank behavior: Legal environment, legal perception and the composition of bank lending[R]. NYU Stern Economics Working Paper,2010.
- [42]王小鲁,樊纲,胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 社会科学文献出版社,2019.
- [43]Tabak B M, Fazio D M, Cajueiro D O. The effects of loan portfolio concentration on brazilian banks' return and risk[J]. Journal of Banking & Finance, 2011, 35(11):3065-3076.
- [44]Goetz A M, Jenkins R. Hybrid forms of accountability: Citizen engagement in institutions of public-sector oversight in India[J]. Public Management Review,2001,3(3):363-383.
- [45]周骥,李仲飞,曾燕. 复杂网络视角下行业风险传染与银行信贷配置[J]. 管理科学学报,2022(2):24-46.
- [46]池国华,杨金,谷峰. 媒体关注是否提升了政府审计功能? ——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 会计研究,2018(1):53-59.
- [47]祝继高,岳衡,饶品贵. 地方政府财政压力与银行信贷资源配置效率——基于我国城市商业银行的研究证据[J]. 金融研究,2020(1):88-109.

[责任编辑:王丽爱]

## National Audit and Credit Behavior of Commercial Banks

CHEN Junmei, QIU Juandong, LEI Chunyu

(School of Economics and Management, Ningxia University, Yinchuan 750021, China)

**Abstract:** Using imbalanced panel data from Chinese commercial banks from 2008 to 2020, examine the impact of national auditing on bank credit behavior. Research has found that national auditing can promote banks to provide more lenient credit, and this effect has continuity. Mechanism analysis shows that national auditing can promote bank credit expansion through three channels: improving management efficiency, reducing violations, and increasing economic growth. Heterogeneity analysis shows that national auditing has a more significant positive impact on credit behavior of banks with good internal governance, located in the eastern region, and a better external legal environment. The moderating effect indicates that social auditing enhances the promoting effect of national auditing on bank credit, while media supervision weakens the effect of national auditing, while the moderating effect of public supervision is not significant. Further research indicates that although national auditing promotes bank credit disbursement, it has a restraining effect on loan concentration. Compared to commercial loans and non farm loans, national auditing enhances consumer loans and farm loans. The relationship between national auditing and bank credit reduces non-performing loan ratios and improves bank financial performance, indicating that national auditing can promote the high-quality development of bank credit business.

**Key Words:** national audit; credit behavior; commercial banks; social audit; media supervision; credit resources allocation