

新冠肺炎疫情对农村商业银行的信用风险冲击与异质性检验

——以山东省110家农村商业银行为例

郑录军 孙毅

(中国人民银行济南分行, 山东 济南 250021)

摘要: 本文以山东省110家农村商业银行为例, 实证分析了新冠肺炎疫情对农村商业银行的信用风险冲击及异质性, 并探讨了监管部门的政策效应。GMM估计模型结果表明: 新冠肺炎疫情与农村商业银行不良贷款率显著正相关, 中央银行货币政策工具对新冠肺炎疫情冲击具有抑制效应, 新冠肺炎疫情前风险相对较高与欠发达地区的农村商业银行受到的冲击更大。基于此, 提出强化政策扶持、加强流动性风险监测与资本补充、完善风险转移和分担机制建设、加快推进数字化与平台化转型等政策建议。

关键词: 疫情冲击; 农村商业银行; 不良贷款率; 实证检验

中图分类号: F832.33 **文献标识码:** B **文章编号:** 1674-2265 (2022) 08-0048-07

DOI: 10.19647/j.cnki.37-1462/f.2022.08.007

一、引言

2020年初新冠肺炎疫情(以下简称疫情)的暴发对我国经济社会造成了较大冲击, 在此过程中, 实体经济风险不断向银行业金融机构传导, 特别是对农村商业银行(以下简称农商行)的资产质量构成了严峻挑战。农商行不仅是银行业生态必须配置的要素, 更是发展普惠金融的重要载体, 作为金融支持“三农”、民营企业和小微企业的主力军, 发挥着不可替代的作用。科学评估疫情对农商行的影响, 预测和准确识别其信用风险水平的变化, 对于农商行的改革发展、完善风险处置预案及维护金融稳定具有重要意义。

本文以山东省110家农商行为例, 从理论分析出发, 通过数理模型研究疫情对农商行的风险冲击及异

质性和监管部门的政策效应。本文可能的贡献在于: 一是从实证分析角度, 检验了农商行信用风险受到疫情的影响及异质性, 评估其经营稳健性和风险管理水平; 二是以疫情为样本, 利用风险冲击评估结果和金融机构抗风险能力等结论, 为中小金融机构提供了应对公共事件冲击影响的策略方案和转型路径。

二、文献综述

重大突发公共卫生事件因其所独有的紧迫性和特殊性给宏观经济波动造成巨大的冲击, 而这种宏观经济波动的加剧必然会带来一系列的溢出效应, 尤其是宏观经济波动对银行业风险的影响, 受到学界的广泛关注(沈丽和米映静, 2021)^[1]。

关于疫情对金融系统的影响, 现有文献主要侧重对金融市场、银行业的初步分析。Bartscher等

收稿日期: 2022-05-10

基金项目: 山东省人文社会科学项目“新冠疫情对山东省农村商业银行的风险冲击、异质性检验和成本分担机制研究”(2020-NDJJ-12)。

作者简介: 郑录军, 男, 山东临沂人, 供职于中国人民银行济南分行, 高级经济师, 研究方向为货币政策、农村金融与金融科技; 孙毅, 男, 山东潍坊人, 博士, 供职于中国人民银行济南分行, 研究方向为金融风险、金融改革。本文不代表作者所在单位观点。

(2020)^[2]认为疫情导致利率水平大幅下降且一般持续时间较长,余涓等(2022)^[3]发现疫情后超过半数样本国出现股市与汇市的双向格兰杰因果,与疫情前相比联动性显著增强。赵强(2020)^[4]指出疫情对中小银行风险化解带来诸多挑战,如资产增长放缓、资产质量问题凸显、股权结构变动频繁、资金补充和盈利能力堪忧等。

在农商行信用风险的影响因素方面,若不考虑经济周期和外部冲击的影响,相关研究认为主要因素为治理机制不完善、信用风险控制不到位、经营管理粗放等。如王倩等(2016)^[5]以石嘴山农商行为对象,认为体制不健全、缺乏信贷风险预警、风险意识薄弱、客户信用体系不完善等是该行信贷风险的主要成因。崔钧等(2016)^[6]认为,改革发展缓慢、经营能力较差、自我管理能力不强、不良贷款账面反映失真等原因造成农信社不良贷款的激增。董翠英(2017)^[7]从内外部两个方面分析了农信社不良贷款的成因,其中内部原因为风险识别机制不健全、经营管理粗放、贷款管理体制不完善、责任追究不到位等。孙光林等(2017)^[8]通过研究我国31个省份的年度数据,分析得出政府的过度干涉会加大银行的信贷风险。

后疫情时代,金融机构如何应对疫情所带来的风险冲击也是学者研究和关注的重点,相关研究主要集中于应急机制建设、业务模式创新、风险管理、转型发展等。李建红(2020)^[9]认为后疫情时代商业银行运营管理应保持适度安全冗余,积极探索线上线下一体化运营,实现集约运营向智慧运营升级。黄隽和孙九伦(2021)^[10]从公司治理、资本补充、金融科技应用和金融服务等方面构建了中小银行风险管理的长效机制。王俊寿(2021)^[11]指出,后疫情时代银行保险业机构应在聚焦“双循环”新发展格局、突出高频化金融服务场景、厘清差异化实施路径、筑牢信息安全基础、提升金融监管水平等方面优化改进,加快推动数字化转型。

通过梳理文献发现,目前关于疫情对银行业机构的影响的研究较少,尤其是关注中小银行机构的文献明显不足。此外,关于银行机构应对疫情冲击的策略路径方面,现有研究更多侧重于系统性的趋势展望,缺乏微观聚焦,导致策略可能出现“水土不服”的现象,这给本文的研究提供了空间。

三、理论假说

(一) 疫情加剧农商行信用风险

疫情的持续发展以及各种政策手段的常态化管

控,在一定程度上削弱了农商行主要客户群体的还款能力和还款意愿,增加了农商行信用风险水平。

从贷款主体来看,小微企业、个体工商户是农商行的主要客户群体。对于小微企业,疫情通过各个生产要素冲击其正常的生产经营活动,短期内对小微企业的资金状况造成重大压力,对于以小微企业为客户主体的农商行,其资产端和负债端的流动性势必受到影响(吴鑫,2021)^[12];对于个体工商户,由于消费者收入减少导致消费欲望下降,使得个体工商户收入锐减,还款能力减弱,信用风险加大。

分地域来看,农商行的客户群体主要分布在县域。一方面,县域信用生态环境相对较差,逃废债现象时常发生,而追索成本较高,由此带来“破窗效应”,使得部分企业还款意愿不强;另一方面,在疫情影响下,即使原本有还款意愿的企业也可能无法按时足额还款。

根据前文分析,本文提出假设:

H1: 疫情导致农商行信用风险水平上升。

(二) 中央银行货币政策工具对疫情冲击具有抑制效应

结构性货币政策是中央银行进行宏观流动性管理的工具,最直接的作用是向商业银行提供流动性,进而解决流动性结构性缺口问题。中央银行与金融机构之间一对一的操作或者公开市场流动性调节工具的运用,一方面,丰富了商业银行获得流动性的渠道,提高了银行的流动性水平;另一方面,能有效调节市场短期和长期资金供给,熨平突发性、临时性因素导致的市场资金供求的大幅波动(卢岚和邓雄,2015)^[13]。结构性货币政策的频繁使用还可以稳定市场预期,构建利率走廊机制,有助于提高银行流动性风险的承担能力(王倩等,2016)^[5]。最重要的是,结构性货币政策通过释放流动性对商业银行信贷行为产生“规模效应”;同时,通过降低货币市场利率对信贷行为产生“价格效应”,引导商业银行加大对疫情相关行业企业的资金支持,缓解疫情对经济的影响(郝慧刚和孙坤鑫,2020)^[14]。另外,对于以小微企业为主要客户群体的农商行来说,中国人民银行相继出台普惠小微企业贷款延期支持工具、无还本续贷等政策,发挥金融逆周期调节作用,通过缓解企业现金流压力,为中小微企业继续生存提供缓冲期,进而为农商行信用风险防控提供磨合期(李明肖,2020)^[15]。

根据前文分析,本文提出假设:

H2: 中央银行货币政策工具的应用一定程度上降

低了农商行因疫情而升高的不良贷款率，政策对疫情冲击具有抑制性。

（三）疫情对农商行的冲击效应存在异质性

虽然疫情对所有农商行都会造成冲击，但影响程度却取决于农商行自身固有的承压能力。疫情前风险水平高的农商行由于其本身存在客户资质较差、资产质量较差、内部风控管理不佳等问题，一旦出现疫情等突发公共事件，客户流动性缺失将很容易传导至这部分农商行。而疫情前风险水平较低的农商行在面临疫情冲击时，即使部分客户因疫情出现债务违约情况，由于其具有较高的承压能力和完整有效的风控制度，因疫情导致的资产质量下降的程度将远小于前者。

分区域来看，不同地区农商行信用风险受疫情冲击的程度也存在较大差异。面对突发公共事件的冲击，经济韧性的强弱决定了区域抗风险能力的大小。经济活力较好的地区具有较强的风险缓释能力，农商行资产质量也相对较好，能较好地抵御疫情的冲击；而对于经济活力弱、产业转型压力大的中西部地区而言，经济抗风险能力相对较差且农商行自身基础较差，疫情会加剧其经营压力。

根据前文分析，本文提出假设：

H3：疫情对农商行的冲击效应存在显著的机构差异，疫情前风险水平高的农商行受疫情冲击更为严重。

H4：疫情对农商行的冲击效应存在显著的地域差异，欠发达地区的农商行受疫情冲击更为严重。

四、研究设计

（一）模型设定

本文研究目的主要有两个：一是刻画疫情对农商行的冲击效应，主要通过实证观察系统性风险暴露前后农商行风险水平的变化情况，评估各农商行的抗风险能力；二是评估两项工具^①对农商行的政策效应，分析政策的实施是否有效缓解企业还款压力，从而降低疫情对农商行的风险冲击。初始模型为：

$$risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 covid_{i,t} + \alpha_2 dds_{i,t} + \alpha_3 clsp_{i,t} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

此外，考虑到风险水平不仅受当期信贷行为的影响，还与历史数据相关，借鉴宋娟（2016）^[16]的处理方法，加入风险水平的一阶滞后项，设定如下模型：

$$risk_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 risk_{i,t-1} + \alpha_2 covid_{i,t} + \alpha_3 dds_{i,t} + \alpha_4 clsp_{i,t} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_j + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中， $risk_{i,t}$ 为农商行 i 在 t 时刻的风险水平， $covid_{i,t}$ 为疫情的冲击（疫情前 $covid=0$ ，疫情后 $=1$ ）； $dds_{i,t}$ 和 $clsp_{i,t}$ 分别为延期还本付息和信用贷款支持计划两项货币政策工具的发放情况，考虑到两项政策工具作为疫情后出台的货币政策调节工具，其本身的显著性即可代表政策的有效性，因此，本文将不再设立政策交互项； X_i 为一组与风险水平有关的控制变量； ε_i 表示随机扰动项。

（二）数据来源及变量选取

本文以山东省 110 家农商行为样本，选取其 2017—2021 年 9 月末经营、信贷、监管等指标数据和所在县（区）的宏观经济数据，以及 2020 年 6 月后对两项工具的使用数据，数据频率为季度。

在因变量选取方面，考虑到贷款是农商行最主要的业务，而不良贷款是银行信贷业务损失的来源。因此，本文基于 Delis 和 Kouretas（2011）^[17] 的研究，选取不良贷款率作为衡量农商行风险水平的代表因素，不良贷款率越大，表明银行风险水平越高。

控制变量选取方面，本文主要考虑农商行风险的影响因素。学者们将银行风险归结为外部风险和内部风险，外部风险主要与经济环境、货币政策等因素有关（刘厚平，1999；汪伟舵等，2018）^[18,19]，内部风险则源于银行自身行为，主要包括资产风险（丁振辉和韩佩颖，2016）^[20]、操作风险（蔡卫星和高明华，2010）^[21] 和盈利性风险（熊晓炼和向菊）^[22] 等。借鉴上述研究，本文控制了加权风险资产（ ra ）、小微企业贷款占比（ rl ）、独立董事数量（ $indep$ ）、高管持股比例（ $esecu$ ）、净利润（ $profit$ ）、拨备覆盖率（ pc ）、GDP 增长率（ GDP ）、消费价格指数（ CPI ）和再贷款（ ref ）。具体变量描述如表 1 所示。

将被解释变量与控制变量代入模型（2）中，最终模型设定如下：

$$NPL_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NPL_{i,t-1} + \alpha_2 covid_{i,t} + \alpha_3 dds_{i,t} + \alpha_4 clsp_{i,t} + \beta_1 ra_{i,t} + \beta_2 rl_{i,t} + \beta_3 indep_{i,t} + \beta_4 esecu_{i,t} + \beta_5 profit_{i,t} + \beta_6 pc_{i,t} + \beta_7 GDP_{i,t} + \beta_8 CPI_{i,t} + \beta_9 ref_{i,t} + \varepsilon_i \quad (3)$$

（三）估计方法的选择

模型（3）因存在被解释变量滞后项，被称为动态面板模型。这类模型的 OLS 估计是非一致的，极大似然估计虽然可以得到一致估计量，但估计量的一致性取决于初值的设置，错误的初值条件会导致参数的估计存在偏误。基于此，本文选择广义矩估计（GMM）方法。

表1: 变量选取及具体解释

	变量名称	变量符号	相关解释
被解释变量	不良贷款率	$NPL_{i,t}$	农商行 i 第 t 期末的不良贷款率
解释变量	疫情	$covid_{i,t}$	以2020年1月为时间节点, 2017—2019年为0, 2020年之后为1。
	延期还本付息政策	$dds_{i,t}$	农商行 i 第 t 期获得的延期还本付息政策激励金
	信用贷款支持计划	$clsp_{i,t}$	农商行 i 第 t 期获得的信用贷款支持资金
控制变量	风险资产占比	$ra_{i,t}$	农商行 i 第 t 期末的加权风险资产
	小微企业贷款占比	$rl_{i,t}$	农商行 i 第 t 期末小微企业贷款占各项贷款的比重
	独立董事数量	$indep_{i,t}$	农商行 i 第 t 期末独立董事数量
	高管持股比例	$esecu_{i,t}$	农商行 i 第 t 期末高管持股比例
	净利润	$profit_{i,t}$	农商行 i 第 t 期的净利润
	拨备覆盖率	$pc_{i,t}$	农商行 i 第 t 期末的拨备覆盖率
	GDP增长率	$GDP_{i,t}$	农商行 i 所在县(区)当年GDP/去年GDP-1
	消费价格指数	$CPI_{i,t}$	农商行 i 所在县(区)当年CPI
	政策扶持	$ref_{i,t}$	农商行 i 第 t 期获得的再贷款
	再贷款	$ref_{i,t}$	农商行 i 第 t 期获得的再贷款

表2: 描述性统计

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$NPL_{i,t}$	2090	6.300378	6.583764	0	59.04
$covid_{i,t}$	2090	0.3684211	0.4824918	0	1
$dds_{i,t}$	2090	121.3436	338.4423	0	4900
$clsp_{i,t}$	2090	1513.846	13234.14	0	392000
$ra_{i,t}$	2090	134.8074	216.6346	0	3000.06
$rl_{i,t}$	2090	43.43247	18.21692	2.735354	89.60935
$indep_{i,t}$	2090	1.754545	0.7005031	0	5
$esecu_{i,t}$	2090	3.305877	12.44184	0	100
$profit_{i,t}$	2090	0.2565167	0.787421	-3.29	10.25
$pc_{i,t}$	2090	147.1228	124.0636	0.76	1225.3
$GDP_{i,t}$	2090	-0.0276	0.1747	-0.6478	1.2188
$CPI_{i,t}$	2090	102.0313	0.9252635	99.2	103.9
$ref_{i,t}$	2090	13660.62	41918.9	0	705809

在使用GMM估计时需考虑两个方面: 一是扰动项不存在自相关, 此为GMM作为一致估计的前提, 因此, 在参数估计后, 需进行扰动项的自相关性检验; 二是由于GMM估计使用工具变量数量较多, 需进行过度识别检验。

五、实证分析

(一) 描述性统计分析

所有样本数据描述性统计结果见表2, 从标准差和极值数据看, 各农商行不良贷款率差异较大, 控制变量数据之间也存在较大差距。

(二) 疫情对农商行不良贷款率的影响分析

本文分别对样本数据进行差分GMM估计和系统GMM估计。在首次回归中, GDP增长率变量不显著, 这与现有文献研究结论不一致。考虑到GDP增长率可能与不良贷款率之间存在非线性关系, 因此, 在方程中引入GDP增长率的二次项, 最终参数估计结果见表3。从表3可以看出, 差分GMM估计和系统GMM估计的参数存在一定差异, 如对疫情这一关键解释变量的估计, 差分GMM估计结果显示疫情对农商行不良贷款率有显著影响, 而系统GMM估计结果则表明疫情并没有对农商行不良贷款率带来显著影

表3: 农商行动态面板数据的GMM参数估计

变量	差分GMM		系统GMM	
	估计值	z值	估计值	z值
$NPL_{i,t}$	0.636	4.07***	0.518	3.21***
$covid_{i,t}$	0.811	2.77***	0.215	0.64
$dds_{i,t}$	-0.001	-2.21**	-0.001	-2.52**
$clsp_{i,t}$	2.49E-06	0.56	-3.01E-06	-0.45
$ra_{i,t}$	-0.007	-0.84	-0.004	-0.77
$rl_{i,t}$	0.121	4.83***	0.093	2.71***
$indep_{i,t}$	0.425	2.44**	0.404	1.4
$esecu_{i,t}$	0.034	0.52	0.066	0.77
$profit_{i,t}$	-0.136	-1.48	-0.08	-0.7
$pc_{i,t}$	-0.018	-3.15***	-0.023	-3.8***
$GDP_{i,t}$	-0.684	-1.02	-0.064	-0.07
$GDP^2_{i,t}$	2.953	2.48**	3.674	1.72*
$CPI_{i,t}$	0.331	1.13	0.518	1.67
$ref_{i,t}$	1.23E-07	0.07	5.61E-08	0.03
常数项	-34.35	-1.15	-50.91	-1.6
F统计量	172.93		219.8	
Sargan	87.65[32](0.312)		104.52[145](0.996)	

注: **、*和*分别表示在1%、5%和10%水平下显著; 括号内为sargan统计量的p值。下同。

响。从统计量看, 两个估计的F统计量均显著, 表明本文设定的模型在两种估计方法下均有较好的整体拟合效果。sargan统计量均不显著, 说明无法拒绝原假设, 两种估计方法均不存在过度识别问题。在得到估计结果后, 本文进一步对扰动项自相关性进行检验, 结果如表4所示。

表4: 自相关检验结果

滞后阶数	差分GMM		系统GMM	
	z统计量	p值	z统计量	p值
1	-1.924	0.0931*	-1.7281	0.084*
2	1.8659	0.1471	1.6842	0.092*

自相关检验结果表明, 系统GMM扰动项存在一阶自相关, 不符合估计方法的前置条件, 而差分GMM估计则接受扰动项无自相关的假设, 表明差分GMM估计的参数较为合理。基于此, 以下分析主要在差分GMM下进行。

从表3中看到, 疫情对农商行不良贷款率有正向

表5: 疫情冲击变量安慰剂检验结果

变量名称	估计值	z值
$NPL_{i,t}$	0.791	6.28***
$covid_{i,t}$	0.866	1.63
$ra_{i,t}$	-0.007	-0.87
$rl_{i,t}$	0.338	2.62***
$indep_{i,t}$	-0.003	0
$esecu_{i,t}$	-0.021	1.05
$profit_{i,t}$	-0.104	-0.96
$pc_{i,t}$	-0.02	-3.94***
$GDP_{i,t}$	3.83	1.6
$GDP^2_{i,t}$	7.99	1.3
$CPI_{i,t}$	-0.696	-1.51
$ref_{i,t}$	1E-05	1.3
常数项	74.15	1.59
F统计量	163.65	
Sargan	50.47[48](0.37)	

显著影响, 疫情导致农商行不良贷款率上升0.81个百分点, 假设1得证。另外, 农商行不良贷款率确实受过去值的影响, 说明了本文动态面板数据估计方法的合理性。从内部因素看, 农商行不良贷款率受小微企业贷款占比、独立董事数量、拨备覆盖率影响, 而加权风险资产、净利润等变量与不良贷款率无明显关系。其中, 不良贷款率与小微企业贷款占比呈正相关, 表明当前小微企业贷款确实会给农商行带来潜在不良贷款风险。从经济环境因素看, GDP增长率的二次项, 估计系数显著为正, 表明GDP增长率与不良贷款率呈U形关系。在GDP增长率较低时, 不良贷款率随GDP增长率的上升而下降; 当GDP增长率达到一定程度后, 不良贷款率随GDP增长率的上升而上升。这表明, 当经济增长率控制在一定范围内时, 农商行信贷业务平稳发展, 此时随着经济的逐渐增长, 借贷主体产出增加(如企业的收入、个人的工资等), 贷款劣变可能性降低, 不良贷款率也随之下降; 当经济过热时, 农商行也会盲目扩张, 造成不良贷款率的上升。

进一步分析政策效应发现, 延期还本付息政策可以降低农商行的不良贷款率, 再贷款和信用贷款支持计划则对农商行不良贷款率无显著影响, 假设2得证。究其原因, 一方面, 延期还本付息政策是直接给予农商行资金支持, 并可以用于不良贷款处置, 而再贷款和信用贷款支持计划则是给予农商行一定的低成本流动性资金, 对不良贷款率的影响是间接的; 另一方面, 再贷款和信用贷款支持计划对农商行并不具有普适性, 只有评级达标才可申请政策支持。

(三) 安慰剂检验

由于疫情变量属于时间虚拟变量, 本文借鉴林毅夫等(2020)^[23]的做法, 采取假设将疫情暴发时间前

表6: 不同风险水平农商行差分GMM估计结果

变量	稳健组		相对风险组	
	估计值	z值	估计值	z值
$NPL_{i,t}$	0.024	0.34	0.563	3.95***
$covid_{i,t}$	-0.142	-0.87	1.144	2.16**
$dds_{i,t}$	-0.0005	-3.57***	-0.001	-1.77*
$clsp_{i,t}$	6.89E-06	1.75*	-2.35E-06	-0.62
$ra_{i,t}$	-0.0004	-0.69	-0.041	-1.4
$rl_{i,t}$	0.021	1.16	0.128	2.99***
$indep_{i,t}$	0.238	1.44	0.188	0.55
$esecu_{i,t}$	-0.02	0.45	-0.067	-0.46
$profit_{i,t}$	-0.001	0.04	-0.379	-1.93*
$pc_{i,t}$	-0.004	-2.32**	-0.034	-3.37***
$GDP_{i,t}$	1.017	0.86	-1.631	-1.97**
$GDP^2_{i,t}$	-1.091	-0.64	3.624	3.92***
$CPI_{i,t}$	-0.077	-0.63	0.429	1.13
$ref_{i,t}$	-4.440E-07	-0.69	-1.66E-07	-0.03
常数项	10.058	0.82	-38.38	-1.01
F统计量	194.91		178.03	
Sargan	43.81[32](0.235)		64.2[34](0.153)	

移的方法进行安慰剂检验。考虑到因变量不良贷款率自身带有一定的周期性特征(银行一般集中在年底进行不良贷款处置), 因此, 在安慰剂检验中将疫情发生时间前移2年, 即假设疫情暴发的时间为2018年第一季度。另外, 为了规避由于过长时间跨度引起的不确定因素干扰, 本文选取假设时间前后各1年的数据(即2017年第一季度—2018年第四季度, 共8期数据)进行检验。安慰剂检验结果如表5所示^②, 可以看出变量covid的系数并不显著, 说明农商行不良贷款率的提高的确是由疫情暴发造成的。

(四) 疫情对不同风险水平农商行冲击的异质性分析

为分析疫情对不同风险水平农商行影响的差异性, 本文使用2019年4期评级结果进行分组, 稳健组为2019年全年中央银行评级结果在5级之内(包括5级)^③的银行, 该组机构基本不存在风险; 相对风险组为2019年至少有一次评级结果为6级及以上^④的银行, 该组机构在某段时期内可能存在一定风险。稳健组机构数量为39家, 相对风险组机构数量为71家, 两组样本回归结果如表6所示。

从表6看出, 对于稳健组样本数据, 疫情对不良贷款率的影响不显著, 疫情并未对该类农商行的风险带来冲击; 而对于相对风险组样本, 在疫情的影响下, 该组农商行的不良贷款率明显上升; 从参数估计看, 疫情因素导致相对风险组的整体不良贷款率上升1.14个百分点, 高于全样本回归结果, 表明风险水平较高的农商行受疫情影响更为严重, 假设H3得证。

(五) 疫情对不同地区农商行冲击的异质性分析

本部分将110家农商行所在县(区)域按照经济

发达程度划分为发达地区和相对欠发达地区,观察疫情变量对两组样本不良贷款率的影响是否存在显著性差异。本文按照区域人均GDP这一指标进行划分,先算出2019年度各农商行所在县(区)域整体的人均GDP,高于该值的归为发达地区,反之为相对欠发达地区。发达地区农商行数量为34家,相对欠发达地区农商行数量为76家,回归结果如表7所示。

表7: 不同地区农商行差分GMM估计结果

变量	发达地区		相对欠发达地区	
	估计值	z值	估计值	z值
$NPL_{i,t}$	0.378	2.39**	0.72	8.98***
$covid_{i,t}$	-0.051	-0.07	0.68	2**
$dds_{i,t}$	-0.002	-1.91*	-0.001	-2.1**
$clsp_{i,t}$	5.01E-06	0.83	1.5E-06	0.39
$ra_{i,t}$	0.003	1.24	-0.018	-1.55
$rl_{i,t}$	0.098	1.42	0.091	2.88***
$indep_{i,t}$	1.481	0.72	0.461	2.67***
$esecu_{i,t}$	-2.31	-1.28	0.028	0.44
$profit_{i,t}$	-0.086	-0.74	0.002	0.01
$pc_{i,t}$	-0.036	-2.97***	-0.138	-2.82***
$GDP_{i,t}$	6.841	1.02	-0.303	-0.37
$GDP^2_{i,t}$	13.65	0.57	3.3	1.8**
$CPI_{i,t}$	1.009	1.73*	0.178	1.15
$ref_{i,t}$	2.46E-06	0.93	6.97E-07	0.24
常数项	-101.789	-1.71*	-17.163	-2.1
F统计量	194.91		261.5	
Sargan	28.459[32](0.646)		38.15[32](0.187)	

从现实来看,发达地区农商行由于具备经济产出水平高的地域优势,其不良贷款风险相对较低,数据样本分布同样证明了这一现实,发达地区样本与稳健组样本有高度的重合性。从表7中看出,疫情对发达地区的农商行并无明显的冲击,而相对欠发达地区农商行风险与疫情呈正相关关系,疫情导致其不良贷款率上升0.68个百分点,假设H4得证。

六、结论与建议

(一) 研究结论

本文以山东省110家农商行为样本,从理论分析出发,实证研究了疫情对农商行的风险冲击及异质性和监管部门的政策效应。GMM估计模型结果表明:疫情对农商行不良贷款率有正向显著影响,疫情导致农商行不良贷款率上升0.81个百分点。延期还本付息政策可以降低农商行的不良贷款率,再贷款和信贷支持计划则对农商行不良贷款率无显著影响。此外,疫情对农商行的风险冲击效应存在异质性,其中,疫情对经营稳健的农商行不良贷款率的影响不显著,而存在一定风险的农商行不良贷款率明显上升;疫情对发达地区的农商行并无明显的冲击,而相对欠发达地区农商行风险与疫情呈正相关关系。

(二) 政策建议

1. 强化政策扶持,严防信用风险持续上升。一是考虑疫情因素,适当放宽不良贷款率等监管指标容忍度,制定差异化的监管政策,缓解农商行的运营成本和压力。二是鼓励经营效益好的农商行通过兼并、重组等方式入股高风险机构,通过优化股权结构,帮助高风险农商行完善公司治理结构,逐步提升管理水平。三是协调财税部门适当放宽农商行贷款核销的条件,继续拓宽不良贷款处置方式,加大处置力度,提高回报率,降低不良贷款对农商行的经营影响和资本消耗。

2. 加强流动性监测管理,拓展资本补充渠道。一是监管部门要密切做好农商行的监测预警。加强金融风险全方位扫描预警,坚决遏制风险反弹回潮;充分运用中央银行评级结果,切实发挥中央银行评级引导农商行审慎经营的作用;综合运用多种货币政策工具,必要时给予再贷款、再贴现资金支持,发挥精准滴灌作用,保持流动性合理充裕;积极探索多渠道、多主体、多层次的小微企业金融服务方案,逐步降低小微企业贷款集中度。二是要丰富农商行资本补充工具。加强农商行上市辅导,支持符合条件的农商行通过新三板挂牌上市融入资金;优化优先股发行流程,降低发行门槛;加快推出转股型二级资本债券、含定期转股条款资本债券等创新型资本补充工具;拓展二级资本债投资主体,将主体范围扩大至社保基金、保险公司等;建议地方政府发挥属地责任,积极发行特别地方债用于农商行资本补充。

注:

①两项工具指普惠小微企业贷款延期还本付息政策和普惠小微企业信用贷款支持计划。

②两项工具为2020年6月份后出台,在安慰剂检验的时间区间内数据均为0,故在估计中将该变量剔除。

③中央银行评级结果越低,表明银行风险越小。

④本部分所指的稳健组和相对风险组是根据风险有无而设立的,相对风险组包含中央银行评级中的黄区(存在一定风险但仍在安全边际内)机构和高风险机构。

参考文献:

[1]沈丽,米映静.重大突发公共卫生事件下宏观经济波动对银行业风险影响研究述评[J].经济与管理评论,2021,(06).

[2]A K Bartscher, M Kuhn, M Schularick, U Steins. 2020. Modigliani Meets Minsky: Inequality, Debt, and Financial Fragility in America, 1950—2016 [R].Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, no.924.

[3]余渭,周行,李佳浚,秦淇林.全球股市与汇市联动

性研究——基于新冠疫情的实证分析[J].价格理论与实践,2022,(01).

[4]赵强.新冠肺炎疫情下的中小银行风险防范[J].当代经济,2020,(06).

[5]王倩,路馨,曹廷求.结构性货币政策、银行流动性与信贷行为[J].东岳论丛,2016,37(08).

[6]崔钧,李洪兵,石弦.农商银行不良贷款处置经验——以北京农商银行为例[J].银行家,2016,(08).

[7]董翠英.农信社不良贷款症结[J].中国金融,2017,(05).

[8]孙光林,王雪标,王颖.政府过度干预对商业银行不良率的影响机理[J].上海经济研究,2017,(01).

[9]李建红.新冠肺炎疫情对商业银行运营管理的影响与展望[J].金融发展研究,2020,(04).

[10]黄隽,孙九伦.后疫情时期中小银行风险管理[J].中国金融,2021,(01).

[11]王俊寿.后疫情时代银行保险业数字化转型思考与突破——以山东省为例[J].金融发展研究,2021,(01).

[12]吴鑫.流动性、收入多元化与商业银行市场风险——基于36家银行在疫情中的表现[D].北京外国语大学,2021.

[13]卢岚,邓雄.结构性货币政策工具的国际比较和启示[J].世界经济研究,2015,(06).

[14]郝慧刚,孙坤鑫.商业银行视角下结构性货币政策的传导机制和实施效果研究[J].华北金融,2020,(03).

[15]李明肖.前瞻管控信用风险[J].中国金融,2020,(18).

[16]宋娟.次贷危机以来我国商业银行不良率行业因素分析[D].苏州大学,2016.

[17]Delis M D, Kouretas G P. 2011. Interest Rates and Bank Risk-taking [J]. Journal of Banking & Finance, 35.

[18]刘厚平.论商业银行资产的风险管理[J].兰州商学院学报,1999,(04).

[19]汪伟舵,王雅文,张子振.我国货币政策对商业银行不良率的影响研究[J].黑龙江工业学院学报(综合版),2018,(03).

[20]丁振辉,韩佩颖.小微企业贷款不良率的影响因素研究——基于X银行贷款质量的面板数据分析[J].金融理论探索,2016,(01).

[21]蔡卫星,高明华.金融危机背景下银行业公司治理的反思与启示[J].上海金融,2010,(07).

[22]熊晓炼,向菊.经济政策不确定性、银行信贷资产质量与盈利能力关系研究——基于16家上市商业银行PVAR模型分析[J].中国物价,2020,(11).

[23]林毅夫,沈艳,孙昂.中国政府消费券政策的经济效应[J].经济研究,2020,(07).

Credit Risk Shocks and Heterogeneity Test of Rural Commercial Banks in the COVID-19

——Taking 110 Rural Commercial Banks in Shandong Province as the Example

Zheng Lujun/Sun Yi

(PBC Jinan Branch, Jinan 250021, Shandong, China)

Abstract: Using a sample of 110 rural commercial banks in Shandong province, this paper empirically analyzes the credit risk shocks and heterogeneity of COVID-19 on local corporate banking institutions and explores the policy effects of regulators. The results of the GMM estimation model indicate that COVID-19 is significantly and positively related to the non-performing rate of rural commercial banks, the central bank monetary policy instruments have a dampening effect on the epidemic shock, and rural commercial banks in relatively high risk and less developed areas before the epidemic are hit harder. Based on this, policy recommendations such as strengthening policy support, enhancing liquidity risk monitoring and capital replenishment, improving the construction of risk transfer and sharing mechanisms, and accelerating digitalization and platform transformation are proposed.

Key Words: epidemic shock, rural commercial banks, non-performing loan ratio, empirical test

(责任编辑 王媛; 校对 LY, WY)