

资产证券化对中国商业银行信用风险影响的研究

王小丫, 甘 星

北京师范大学珠海分校, 广东 珠海
Email: wangxiaoyaqqqq@163.com

收稿日期: 2021年5月15日; 录用日期: 2021年5月31日; 发布日期: 2021年6月30日

摘 要

信贷资产证券化作为一种金融创新工具, 影响银行信用风险水平。在资产证券化业务规模不断扩大的背景下, 本文基于动态面板SYS-GMM估计模型, 选取了27家中国上市商业银行2012~2019年的年度数据作为研究样本, 全面考察了信贷资产证券化业务的开展对中国商业银行信用风险的影响, 研究发现, 商业银行杠杆率与其信用风险呈正相关关系, 信贷资产证券化有助于降低银行的信用风险水平, 银行可以选择通过“去杠杆”转移信用风险, 据此本文提出了资产证券化相关发展建议。

关键词

资产证券化, 商业银行, 信用风险, 动态面板SYS-GMM估计

Research on the Impact of Asset Securitization on Credit Risk of Commercial Banks in China

Xiaoya Wang, Xing Gan

Beijing Normal University, Zhuhai, Zhuhai Guangdong
Email: wangxiaoyaqqqq@163.com

Received: May 15th, 2021; accepted: May 31st, 2021; published: Jun. 30th, 2021

Abstract

As a financial innovation tool, securitization of credit assets affects the level of bank credit risk. In

the context of the expanding scale of asset securitization business, this paper, based on the dynamic panel SYS-GMM estimation model, selects the annual data of 27 Chinese listed commercial banks from 2012 to 2019 as the research samples, comprehensively investigates the impact of the development of credit asset securitization business on the credit risk of Chinese commercial banks, and finds that the leverage ratio of commercial banks is positively correlated with their credit risks, and the securitization of credit assets is helpful to reduce the level of credit risks of banks, and banks can choose to transfer credit risks through “deleveraging”. Based on this, this paper puts forward relevant development suggestions on the securitization of assets.

Keywords

Asset Securitization, Commercial Bank, Credit Risk, Dynamic Panel SYS-GMM Estimation

Copyright © 2021 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

资产证券化起源于 1970 年代的美国, 在全球金融市场中发挥了重要的作用。2008 年年底, 美国次贷危机所导致的金融危机引发了投资者对资产证券化的恐惧。中国暂停了资产证券化业务的开展, 直到 2012 年, 中国商业银行信贷资产证券化的试点工作重新启动, 央行与监管部门也陆续出台了一系列的政策法规。试点工作重启以后, 中国的银行业也积极响应了国家的相关政策号召, 使资产证券化呈现出良好的发展势头。《2019 年资产证券化发展报告》数据显示, 2019 年全年资产证券化产品发行总额为 23,439.41 亿元, 同比增长 17%, 年末市场存量相比上年增加 36%。2020 年中国信贷资产证券化产品发行 961 单, 总金额达到 44,762.33 亿元。由此可以看出, 我国资产证券化业务受新冠肺炎疫情的影响并不大, 其规模仍在持续扩大, 业务发展前景广阔。

次贷危机之前, 人们普遍认为信贷衍生产品的发展有助于银行体系稳定(Duffie, 2008) [1]。2008 年的全球金融危机, 美国资产证券化给美国经济及全球金融市场带来了巨大的风险和损失, 引起了各界的深刻反思。资产证券化是否过度? 信贷资产证券化的开展降低还是增加了信用风险?

Affinito 和 Tagliaferri (2010)发现资产流动性不足以及不良贷款比率高的银行开展资产证券化业务方面更加积极[2]。Jiangli 和 Pritsker (2008)选用 2001~2007 年间的银行数据作为样本研究发现, 银行发行资产证券化产品降低了银行破产风险并使其获得了更高的利润[3]。Elul (2016)也发现具有资产证券化业务的银行往往保持着较低的信用风险水平[4]。次贷危机后, 部分学者意识到基于资产支持证券的各类金融创新产品是使得银行出现过度的风险敞口的重要因素之一。学者们更加关注研究证券化与金融市场动荡的联系, 负面观点成为主流。Carbó-Valverde 等(2011)发现发行资产证券化极有可能会在两年后对商业银行的表内贷款质量造成显著的负面影响[5]。Casu 等人(2013)研究发现, 证券化虽然能够使银行拥有规模更大的贷款组合, 但是降低了银行资本的流动性[6]。Mendonca 和 Barcelos (2015)认为开展资产证券化不能将信用风险直接转移给其他金融机构, 并且银行更有可能选择持有次级贷款而仅对违约风险较低的资产进行证券化[7]。

中国资产证券化业务与商业银行的实证研究在 2012 年后逐渐展开, 在资产证券化能否降低中国商业银行信用风险这一问题上尚未形成统一的观点。一方面, 有学者认为, 商业银行发行资产证券化产品能够降低银行的信用风险。高蓓等(2016)以收益率作为衡量指标, 认为资产证券化能够以资产收益率为渠道

来确保银行的稳健经营[8]。王军生等(2016)表示商业银行能够通过积极的开展证券化业务来提高银行的盈利能力,降低其经营风险[9]。潘慧峰和刘曦彤(2017)也认为证券化业务对于改善银行盈利性和流动性有重要作用,有助于降低银行的信用风险水平[10]。另一方面,也有学者持有不同观点,进行资产证券化将有可能导致银行的信用风险显著增加。李俊霖(2014)从理论层面同时结合中国具体情况进行分析提出,随着信贷资产证券化业务规模的不断扩大,潜在的风险问题逐渐凸显,最终会增加银行的信用风险承担[11]。宋清华、胡世超(2018)研究发现,商业银行积极推进资产证券化业务开展是导致商业银行的信用风险的显著增加的重要原因,并通过信用风险显著提高了银行的系统性风险[12]。

与发达金融市场主体相比,中国资产证券化起步相对较晚。中国商业银行推进资产证券化业务过程中,其运行机制和监管措施尚不完善,潜在风险逐渐显现。基于此,本文以中国2012年至2019年27家上市商业银行的年度数据为研究样本,通过动态面板数据模型的SYS-GMM估计,针对商业银行杠杆率与其信用风险的关系、信贷资产证券化的开展能否降低中国商业银行信用风险这些问题进行了实证研究,以为银行资产证券化提供理论与经验数据支撑,为监管部门加快制定和优化监管措施提供实证支持,推动中国资产证券化市场走向成熟。

2. 理论分析与研究假说

资产支持证券(Asset Backed securities, ABS)是近年来国际金融市场上发展速度最快、最重要的一种金融创新工具。发起人为了提高资产的流动性,通过打包重组的方式对银行贷款等基础资产进行出售,而投资者则根据自身的风险偏好来合理选择进行投资的资产组合,由此实现收益与风险的再分配。

银行的CLO业务采取的是“发起一分销”模式,将基础资产转化为证券进行销售,得到流动性较强的资产,即大量现金流收入。发售过程中,信用风险从商业银行转移至投资者,债务人的违约行为将由投资人承担损失,从而降低了商业银行的信用风险(王卓然, 2020) [13]。商业银行通过发行信贷资产证券化产品对其表内的不良资产进行打包出售并转移至表外,实现了不良贷款的再融资,使得银行的不良贷款率大大降低(肖崎、郑思源, 2018) [14]。由此可见,若银行持有一定的风险资产,通过发行资产证券化,可有效实现风险资产的转移,降低信用风险。在证券化早期,银行为了以较低的成本来发行资产支持证券,倾向于选择将高质量信贷资产进行打包重组,虽然大幅提高商业银行的信贷增速及其盈利水平,但也会显著增加银行的信用风险(Nadauld & Sherlund, 2011; 胡俊杰, 2017) [15] [16]。同时,证券化业务的大力推进,会促使银行扩张信贷,放宽贷款标准以及提高风险容忍度,导致基础资产质量下降,使得银行的信用风险上升。但随着中国资产证券化市场的不断完善,银行逐渐倾向于将高风险的资产进行证券化,自留风险较低的资产,发挥证券化转移风险的功能,从而降低银行自身的信用风险。

基于上述分析,本文提出假说1:中国商业银行信贷资产证券业务的开展将显著降低银行的信用风险。

银行杠杆在资产证券化过程中影响银行信用风险敞口。一般来说,资产证券化业务活跃的银行往往持有更多风险资产,虽然在证券化早期,银行可以通过开展此项业务来降低风险,但在中后期,资产证券化将通过杠杆率上升导致银行信用风险增加,不利于银行的稳定。潘慧峰和刘曦彤(2018)通过研究得出,杠杆率随时间的递增而逐步增加。这充分表明了随着中国信贷资产证券化市场的发展,其对商业银行信用风险水平的直接和间接影响必将变得更为显著[10]。此外,廖静仪(2019)从银行杠杆率的视角研究发现,高杠杆比率意味着银行所承担的风险水平过高,因此在高杠杆率的基础上进一步开展信贷资产证券化将会导致信用风险增速加快[17]。

鉴此,本文提出假说2:商业银行杠杆率与其信用风险呈正相关关系。

3. 研究设计

3.1. 模型的构建

为检验研究假说 1 和研究假说 2, 本文构建了如下动态面板模型:

$$CR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CR_{i,t-1} + \beta_2 CLO_{i,t} + \beta_3 LIQ_{i,t} + \beta_4 ROE_{i,t} + \beta_5 LNSIZE_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + LOAN_{i,t} + \beta_8 M_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, 面板的横截面 $i=1,2,\dots,27$, 代表银行个体, 时间维度为 $t=2012,2013,\dots,2019$ 代表年份。 $CR_{i,t}$ 表示 i 银行在时间点 t 信用风险水平, M_t 表示时间 t 的宏观层面控制变量(CPIL, LI), β_0 表示常数项, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机误差项。

本研究使用面板数据进行分析, 参考了 Mendonca & Barcelos (2015)、郭甦(2017)等人的研究方法[7] [18]。由于上市银行的部分财务指标可能受到信用风险的影响, 因此模型中可能存在内生性问题。此外, 为了使模型具有动态解释能力, 将被解释变量的一阶滞后项作为解释变量引入到回归模型中, 同样会导致内生性问题, 这也是造成样本量相较于描述性统计有所减少的原因。为了解决内生性问题, 本文运用了 Arellano 和 Bond (1991)中的 SYS-GMM 估计, 能够有效减轻内生性和残差的异方差性[19]。

3.2. 变量选取与定义

3.2.1. 被解释变量

为了观察中国上市商业银行是否能够通过开展信贷资产证券业务来降低其信用风险, 本文参考了郭甦和梁斯(2017)等学者的研究后发现, Z 指数作为综合指标能够较好的反映出银行所面临的信用风险, 因此本文选择使用 z-score 值作为衡量银行信用风险的测度指标, z-score 值越大, 则代表商业银行信用风险越低[18]。本文中所采用的是 Altman 于 2000 年修订后的 Z 指数, 其计算公式如下:

$$Z = \frac{ROA_{i,t} + CAR_{i,t}}{\sigma(ROA_{i,t})} \quad (2)$$

其中, ROA 为银行资产收益率, CAR 为银行资本充足率, $\sigma(ROA)$ 是银行资产收益率的标准差。实证中选择风险承担 Z-score 值的对数值以保持数据平稳性。

本文还选取了如下两个变量作为信用风险的测度指标:

1) 不良贷款率, 即某一时点不良贷款与总贷款的比值, 记为 CR1。不良贷款率是最关键的信用监控指标之一, 能够较为全面客观地反映银行资产的质量。当该比率较低时, 认为银行的资产质量更好, 也意味着信用风险越低。

2) 贷款损失准备金率, 即贷款损失准备金与总贷款的比值, 记为 CR2。该比值能够客观的反映商业银行当前的准备金所覆盖贷款组合的比率。当该比值较低时, 认为商业银行当前的贷款组合质量更好, 也意味着商业银行承担的信用风险越低。

3.2.2. 核心解释变量

与 Mendonca 和 Barcelos (2015)、郭红玉等(2018)、廖静仪(2019)等研究一样, 本文选用信贷资产证券化虚拟变量来观察证券化和非证券化商业银行之间的差异[7] [17] [20]。依据 Wind 数据库, 本文对 2012~2019 年我国 27 家上市商业银行 CLO (Collateralized Loan Obligation)产品的发行数量进行了统计。同时, 选用定性变量作为核心解释变量, 因为引入虚拟变量能够正确反应变量之间的关系、提高模型的精确度。最终选择了是否发行过信贷资产证券化这一虚拟变量(CLO)作为商业银行信贷资产证券化的代理变量, 当商业银行 i 在 t 期内发行 CLO 的次数大于等于 1 次时, 虚拟变量取值为 1, 若发行次数少于 1 次, 则取值为 0。

3.2.3. 控制变量

为了更加全面的研究银行信贷资产证券化对其信用风险的影响, 本文参考了李佳和王晓(2019)的做法, 将控制变量分为银行微观层面控制变量和宏观层面控制变量[21]。

银行微观层面的指标主要包括流动性比例(LIQ)、净资产收益率(ROE)、银行资产规模(LNSIZE)、杠杆率(LEV)、贷款占比(LOAN)。其中流动性比例为流动资产与存款和短期负债之和的比值, 是大多数文献所采用的银行特征变量。净资产收益率为净资产与股东权益的比值, 能够衡量银行的盈利能力。以商业银行总资产来表示银行的资产规模, 在研究时取对数作为处理对象。本文使用银行总资产与权益资产之比作为衡量银行杠杆率指标, 高杠杆率代表着银行所蕴含的风险也较高。此外, 贷款占比作为衡量银行信贷规模的指标, 同样被选择作为银行的测度指标。

宏观方面选择一年期贷款基准利率(LI)、物价水平增长率(CPIL)作为控制变量。由于一年贷款基准利率(LI)由中国人民银行制定, 该指标的变动能够影响银行的流动性以及信贷规模, 因此选取一年期贷款基准利率作为宏观层面重要的特征变量之一。

以上变量的定义如表 1 所示。

Table 1. Description of control variables

表 1. 控制变量的描述

| 变量名称 | 变量符号 | 定义 |
|----------|---------------------|------------------|
| 银行层面控制变量 | Bank level control | |
| 流动性比例 | LIQ | 流动资产/(存款 + 短期负债) |
| 净资产收益率 | ROE | 净利润/股东权益 |
| 银行资产规模 | LNSIZE | 总资产的自然对数 |
| 杠杆率 | LEV | 总资产/权益资产 |
| 贷款占比 | LOAN | 总贷款/总资产 |
| 宏观层面控制变量 | Macro level control | |
| 央行利率政策指标 | LI | 一年期贷款基准利率 |
| 通货膨胀率 | CPIL | 物价水平增长率 |

3.3. 数据来源

本文数据样本主要来自 Wind 数据库和 Bankscope 数据库。截至 2020 年 12 月, 中国目前有 51 家上市银行, 其中包括 6 家国有大型银行、9 家股份制银行、26 家城商行与 10 家农商行。由于 2008 年到 2012 年中国资产证券化业务处于停滞状态, 因此本文时间窗口从 2012 年开始。剔除数据缺失以及未开展过资产证券化业务的上市商业银行, 选取了其中的 27 家上市商业银行, 以这 27 家上市银行的 2012 年-2019 年的面板数据作为研究样本。部分商业银行的个别财务数据缺失, 本文根据公开年报手动核算整理了相关指标。本文使用的软件是 Stata15。

4. 实证结果与分析

4.1. 统计性描述

由表 2 可以看出, LNZ 的平均值为 4.524, 其中最大的平均值为 5.386 来自于上海银行, 最小的平均值为 3.539 来自于郑州银行, 都属于城市商业银行。因此我们可以认为, 同类型的商业银行间的信用风

险存在着较大的差异。此外, CR1 和 CR2 的最大值、最小值相差也较大, 能够看出不同银行的信用风险水平也有着较大差异。在 CLO 代理变量中, 信贷资产证券化的虚拟变量(CLO)平均值为 0.5, 标准差为 0.501, 由此, 可以看出样本的选择比较合理。

Table 2. Statistical description: full sample

表 2. 统计性描述: 全样本

| 变量 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 |
|--------|-----|--------|--------|--------|--------|
| LNZ | 216 | 4.524 | 0.335 | 5.386 | 3.539 |
| CR1 | 216 | 1.280 | 0.427 | 2.47 | 0.33 |
| CR2 | 216 | 3.048 | 0.817 | 5.427 | 1.737 |
| CLO | 216 | 0.5 | 0.501 | 1 | 0 |
| LIQ | 216 | 49.329 | 11.664 | 92.53 | 28.76 |
| ROE | 216 | 15.774 | 4.035 | 29.38 | 7.69 |
| LNSIZE | 216 | 28.22 | 1.525 | 31.036 | 25.344 |
| LEV | 216 | 14.95 | 2.35 | 21.583 | 8.613 |
| LOAN | 216 | 0.461 | 0.083 | 0.621 | 0.295 |
| LI | 216 | 5.041 | 0.764 | 6.155 | 4.35 |
| CPIL | 216 | 0.022 | 0.005 | 0.029 | 0.014 |

4.2. 动态面板 SYS-GMM 估计

本文采用了动态面板 SYS-GMM 估计方法。为了保证模型的准确性以及工具变量的设定合理性, 动态面板 GMM 模型需要进行有效性以及稳健性检验。本文参照大多数文献, 选取 Hansen 检验的 p 值作为过度识别约束检验的统计量, 在随机项自相关及异方差存在时, Hansen 检验比 Sargan 检验更加有效, 适用性更强。其原假设为所有工具变量都是外生的, 若工具变量设定合理, 则不应拒绝原假设。此外, 还需要检验干扰项是否存在高阶的序列自相关, 因此主要考察 ar2, 若不存在, 则工具变量设定合理。

为了保证结果的准确性和可信性, 本文采用逐步添加回归项的方式来考察中国信贷资产证券化对上市商业银行信用风险的影响是否稳健, 模型 1 至 9 显示了逐个添加控制变量后, 对银行信用风险的影响的估计结果。具体的回归结果见表 3。

如表 3 所示, 所有 GMM 回归都不能拒绝 Hansen 中的原假设, 通过了工具变量的过度识别, 模型得到了验证。此外, 所有模型的 AR2 的 p 值均超过 0.05, 说明随机项不存在高阶自相关。因此, SYS-GMM 估计是有效的。从模型的检验结果可以看出, 核心解释变量 CLO 在模型 1 至 9 中的系数均为正, CLO 与被解释变量之间存在着显著的正相关关系, 由于 z-score 值越大, 代表商业银行信用风险越低, 因此, 银行信贷资产证券化产品的发行对银行降低信用风险具有积极影响。

从银行微观层面的控制变量来看, 净资产收益率(ROE)的系数为正, 本文推测, ROE 较高的银行对银行的风险控制更加谨慎, 对贷款客户的检查和监督更加严格, 且无需使用更高的风险策略来提高业务和相关的性能指标。因此, 净资产收益率较高的银行拥有更低的风险。流动性比例(LIQ)系数为正, 表明流动性水平上升将会降低银行所承担的风险, 与预期相符。此外, 大多银行总资本对数(LNSIZE)与 Z 指数呈负相关关系, 即银行可以通过提高其总资产来提高银行抵御信用风险的能力。银行杠杆率(LEV)的系数为负, 可以解释为当杠杆水平超过临界点时, 银行的风险也会随之增加。从宏观角度控制

变量的结果看,一年期贷款基准利率(LI)的系数为正,贷款基准利率的降低将会导致信贷规模显著减少,违约风险也因此大大降低。而物价水平增长率(CPIL)的系数也显著为负,由于银行具有顺周期性,当经济增长时,信贷规模扩张,信用风险随之增加,反之信用风险降低,与预期相符,即宏观控制变量均符合预期。

Table 3. Regression results
表 3. 回归结果

| 变量 | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 | Model 5 | Model 6 | Model 7 | Model 8 | Model 9 |
|--------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| L.lnz | 0.911*** (20.543) | 0.951*** (10.364) | 0.941*** (9.937) | 0.826*** (7.655) | 0.759*** (6.276) | 0.879*** (6.533) | 0.835*** (5.672) | 0.812*** (5.136) | 0.773*** (5.272) |
| CLO | 0.083*** (4.433) | 0.100*** (3.685) | 0.098*** (3.516) | 0.069** (2.038) | 0.083*** (3.164) | 0.093*** (3.415) | 0.076** (2.291) | 0.073** (1.977) | 0.060* (1.889) |
| LIQ | | 0.003*** (3.389) | 0.004** (2.301) | 0.005** (2.374) | 0.003 (1.356) | 0.002 (0.882) | 0.002 (0.897) | 0.001 (0.573) | 0.001 (0.579) |
| ROE | | | 0.000 (0.137) | 0.004 (0.647) | 0.007 (1.109) | 0.008 (1.292) | 0.006 (1.040) | 0.001 (0.058) | 0.006 (0.327) |
| LNSIZE | | | | 0.025 (0.769) | -0.007 (-0.293) | 0.000 (0.008) | 0.007 (0.203) | 0.019 (0.544) | 0.025 (0.893) |
| LEV | | | | | -0.025*** (-3.217) | -0.005 (-0.259) | -0.004 (-0.177) | -0.007 (-0.388) | -0.001 (-0.001) |
| Loan | | | | | | | -0.116 (-0.246) | -0.178 (-0.377) | -0.110 (-0.287) |
| Li | | | | | | | | 0.014 (0.283) | 0.037 (0.705) |
| CPIL | | | | | | | | | -1.750 (-1.099) |
| _cons | 0.361* (1.823) | -0.000 (-0.001) | 0.022 (0.048) | -0.255 (-0.331) | 1.379* (1.664) | -0.152 (-0.110) | -0.086 (-0.079) | -0.087 (-0.080) | -0.255 (-0.292) |
| N | 189 | 189 | 189 | 189 | 189 | 189 | 189 | 189 | 189 |
| ar1 | 0.021 | 0.017 | 0.018 | 0.022 | 0.008 | 0.014 | 0.022 | 0.020 | 0.014 |
| ar2 | 0.142 | 0.154 | 0.160 | 0.180 | 0.244 | 0.238 | 0.249 | 0.214 | 0.196 |
| Hansen | 0.999 | 0.999 | 0.999 | 0.997 | 1.000 | 0.999 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |

注: (***)表示 0.01, (**)表示 0.05, (*)表示 0.1。括号内为 Z 值; Hansen、AR1 与 AR2 检验为 p 值。

5. 稳健性检验

为了观察信用风险与证券化之间的直接关系,本文分别使用了不良贷款率和贷款损失准备金率替代了被解释变量(Lnz)作为信用风险的代理变量,并采用了与上文中相同的方法,进行了如下稳健性检验,详细的回归结果见表 4。

Table 4. Robustness test results
表 4. 稳健性检验结果

| 变量 | Model 10 | Model 11 |
|--------|----------------------|-----------------------|
| L.CR | 0.904*** (4.614) | 0.202 (0.386) |
| CLO | -0.377** (-2.316) | -1.562*** (-2.578) |
| LIQ | 0.003 (1.152) | 0.008 (0.278) |
| ROE | -0.062* (-1.869) | 0.234 (0.851) |
| LNSIZE | -0.120* (-1.918) | 0.014 (0.051) |
| LEV | 0.043 (0.833) | 0.203 (0.451) |
| Loan | -0.486 (-0.350) | 4.434 (0.748) |
| Li | 0.317** (2.312) | -1.559 (-1.521) |
| CPIL | -2.679 (-0.604) | -6.551 (-0.199) |
| _cons | 1.619 (0.753) | 12.964 (0.924) |
| N | 189 | 189 |
| ar1 | 0.008 | 0.028 |
| ar2 | 0.206 | 0.310 |
| hansen | 0.731 | 0.930 |

注: (***)表示 0.01, (**)表示 0.05, (*)表示 0.1。括号内为 Z 值; Hansen、AR1 与 AR2 检验为 p 值。

核心解释变量 CLO 的系数为负, 不良贷款率、贷款损失准备金率的系数为负, 不良贷款率、贷款损失准备金率的降低表明商业银行信用风险减少, 即信贷资产证券化业务的开展与银行的信用风险存在显著负相关关系, 与前文所得结论基本相符, 故本文的主要结论是稳健的。此外, 该结果也表明了模型中都不存在过度识别和自相关问题, 工具变量的设定基本合理。

6. 结论与建议

在商业银行资产证券化快速发展的背景下, 本文基于动态面板的 SYS-GMM 估计模型, 选取 2012~2019 年中国 27 家上市商业银行的年度数据作为研究样本, 对发行信贷资产证券化产品能否降低银行信用风险这一问题进行了研究。研究发现, 商业银行杠杆率与其信用风险呈正相关关系, 信贷资产证券化有助于降低银行的信用风险水平, 银行可以选择通过“去杠杆”转移信用风险。为了促进中国商业

银行信贷资产证券化业务的发展, 本文依据上述结论, 提出以下三点建议:

第一、营造良好的信贷环境, 强化银行在信贷风险领域的管理能力。中国信贷资产证券化产品仍处于初步发展阶段, 目前尚未形成完善的法律体系。因此, 国家应加快建立专门适用于信贷资产证券化的法律法规, 并形成一套标准化的业务流程和管理规则。

第二、提高对基础资产质量的管控, 完善资产信息公开披露机制。影响资产证券化信用风险的直接因素是入池资产的质量。因而, 在资产证券化产品的发行前期, 银行应对借款人的信用资质进行严格审查, 以便减少发行信贷资产证券产品所引发的信用风险。

第三、加强金融机构贷款后监管力度, 从而使得资产池能够稳定回收现金流。为了推进资产证券业务的发展, 银行会降低对于风险资产的监管力度, 金融监管机构应加强管理水平, 严格控制企业贷后资金的使用, 并及时做好贷后风险评估工作。

综上所述, 虽然信贷资产证券化具有一定的优势, 但也不能盲目推进资产证券化的发展, 需要注意防范随着其业务规模的扩大所暴露出来的风险。应时刻谨记次贷金融危机的经验教训, 深刻认识到资产证券化对中国商业银行信用风险的影响, 趋利避害, 从而促进中国信贷资产证券化业务的健康发展。

参考文献

- [1] Duffie, D. (2008) Innovations in Credit Risk Transfer: Implications for Financial Stability. BIS Working Papers, Bank for International Settlements, Basel. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1165484>
- [2] Affinito, M. and Tagliaferri, E. (2010) Why Do (or Did?) Banks Securitize Their Loans? Evidence from Italy. *Journal of Financial Stability*, **6**, 189-202.
- [3] Jiangli, W. and Pritsker, M. (2008) The Impact of Securitization on US Bank Holding Companies. FDIC Working Paper, Federal Deposit Insurance Corporation, Washington DC. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1102284>
- [4] Elul, R. (2016) Securitization and Mortgage Default. *Journal of Financial Services Research*, **49**, 281-309. <https://doi.org/10.1007/s10693-015-0220-3>
- [5] Carbó-Valverde, S., Marques-Ibanez, D. and Rodriguez, F. (2011) Securitization, Bank Lending and Credit Quality: The Case of Spain. European Central Bank Working Papers, European Central Bank, Frankfurt.
- [6] Casu, B., Clare, A., Sarkisyan, A. and Thomas, S. (2011) Does Securitization Reduce Credit Risk Taking? Empirical Evidence from US Bank Holding Companies. *The European Journal of Finance*, **17**, 769-788. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2010.538526>
- [7] Mendonca, H.F. and Barcelos, V.Í. (2015) Securitization and Credit Risk: Empirical Evidence from an Emerging Economy. *North American Journal of Economics and Finance*, **32**, 12-28. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2015.01.002>
- [8] 高蓓, 张明, 邹晓梅. 资产证券化与商业银行经营稳定性: 影响机制、影响阶段与危机冲击[J]. 南开经济研究, 2016(4): 17-37.
- [9] 王军生, 邹东哲. 信贷资产证券化对银行业稳定性经营的影响[J]. 金融理论与实践, 2016(7): 57-61.
- [10] 潘慧峰, 刘曦彤. 商业银行信贷资产证券化对信用风险影响的实证分析[J]. 科学决策, 2017(6): 29-40.
- [11] 李俊霖. 我国商业银行信贷资产证券化风险分析[D]: [硕士学位论文]. 南宁: 广西大学, 2014.
- [12] 宋清华, 胡世超. 资产证券化、信用风险与系统性风险——基于中国上市银行的实证研究[J]. 广西大学学报(哲学社会科学版), 2018, 40(3): 27-39.
- [13] 王卓然. 商业银行信贷资产证券化动因及风险影响研究[D]: [硕士学位论文]. 济南: 山东大学, 2020.
- [14] 肖崎, 郑思源. 信贷资产证券化对我国商业银行风险承担的影响研究[J]. 金融发展评论, 2018(5): 129-140.
- [15] Nadauld, T.D. and Sherlund, S.M. (2013) The Impact of Securitization on the Expansion of Subprime Credit. *Journal of Financial Economics*, **107**, 454-476. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.09.002>
- [16] 胡俊杰. 商业银行信贷资产证券化的信用风险研究[D]: [硕士学位论文]. 武汉: 华中师范大学, 2017.
- [17] 廖静仪. 信贷资产证券化对银行风险承担的影响——基于中国上市银行的面板数据[J]. 经济研究参考, 2019(3): 82-95.

-
- [18] 郭甦, 梁斯. 资产证券化是否改变了商业银行的风险承担?——一个来自中国的证据[J]. 国际金融研究, 2017(9): 67-75.
- [19] Arellano, M. and Bond, S. (1991) Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, **58**, 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- [20] 郭红玉, 高磊, 史康帝. 资产证券化对商业银行流动性风险的影响——基于流动性缓冲视角[J]. 金融论坛, 2018, 23(2): 9-19, 34.
- [21] 李佳, 王晓, 邓修英. 资产证券化发展与商业银行风险——影响机制与经验证据[J]. 金融论坛, 2019, 24(12): 14-26.