

信贷资产证券化对商业银行流动性风险的影响研究

——基于流动性错配指数模型

陈亚菲

湖北经济学院金融学院, 湖北 武汉

收稿日期: 2024年10月31日; 录用日期: 2024年12月23日; 发布日期: 2024年12月31日

摘要

商业银行作为金融体系的核心组成部分, 其流动性状况直接影响到整个金融系统的稳定。信贷资产证券化业务作为一种将缺乏流动性的信贷资产转化为流动性更强的证券的创新金融业务, 能够改善银行的资产负债结构, 进而影响银行流动性。文章以2008~2021年16家商业银行的数据作为研究样本, 将流动性错配指数作为衡量商业银行流动性风险的指标, 探究银行开展信贷资产证券化业务对银行的流动性风险的影响。研究表明, 商业银行通过信贷资产证券化能够显著降低银行的流动性风险, 且非国有银行影响效果更显著。在研究基础上文章提出完善资产证券化产品设计和发行机制、完善资产证券化产品市场建设、推动相关法律法规和监管政策完善的对策建议。

关键词

信贷资产证券化, 流动性风险, 流动性错配

Research on the Impact of Credit Asset Securitisation on Commercial Banks' Liquidity Risk

—Based on a Liquidity Mismatch Index Model

Yafei Chen

School of Finance, Hubei University of Economics, Wuhan Hubei

Received: Oct. 31st, 2024; accepted: Dec. 23rd, 2024; published: Dec. 31st, 2024

Abstract

As a core component of the financial system, the liquidity situation of commercial banks directly

affects the stability of the entire financial system. The credit asset securitisation business, as an innovative financial business that transforms illiquid credit assets into more liquid securities, can improve the asset-liability structure of banks and thus affect bank liquidity. This paper takes the data of 16 commercial banks from 2008 to 2021 as the research sample, and uses the liquidity mismatch index as an indicator to measure the liquidity risk of commercial banks, and explores the impact of credit asset securitisation business carried out by banks on the liquidity risk of banks. The research results show that commercial banks through credit asset securitisation can significantly reduce the bank's liquidity risk, and the effect of non-state banks is more significant. On the basis of the study, this paper puts forward countermeasures to improve the design and issuance mechanism of asset securitisation products, improve the market construction of asset securitisation products, and promote the improvement of relevant laws, regulations and regulatory policies.

Keywords

Credit Asset Securitisation, Liquidity Risk, Liquidity Mismatch

Copyright © 2024 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

当前,随着整个金融市场规模的不断扩大,金融市场内部结构也在不断地变化,商业银行也在不断改变着传统的业务模式,不断创新服务和产品来应对金融市场开放和互联网金融兴起带来的激烈竞争。在当前复杂的金融环境下,商业银行面临的风险管理挑战更加严峻,包括信用风险、市场风险、流动性风险等,银行需要不断加强对风险的管控,确保业务的稳健运行。受利率市场化、金融脱媒等因素的影响,商业银行的利润增长也面临压力。银行需要通过优化业务结构、提升中间业务收入等方式,寻找新的利润增长点。

商业银行将持有的信贷资产通过特殊的结构安排,转化为可以在金融市场上出售和流通的证券,这一过程被称为信贷资产证券化。长期以来,我国商业银行主要采用粗放式、规模化的发展模式,导致银行资产规模迅速扩张,长期资产比重较高。资产证券化作为一种创新的金融工具,为商业银行提供了新的资金来源和风险分散渠道,有助于缓解银行在新监管标准下资本不足和流动性压力增大的问题。部分学者研究发现资产证券化通过将银行持有的流动性较差的信贷资产转化为可以在市场上交易的证券,从而加快资产周转速度,有效降低了商业银行的流动性风险,还有学者发现在资产证券化的过程中,商业银行可以开辟新的融资渠道,减少对传统存款的依赖,从而降低了商业银行的流动性风险。商业银行的流动性风险主要来自于银行在资金运用和资金来源之间存在期限、结构或规模上的不匹配,这种错配情况对商业银行的流动性风险产生了显著的影响。部分学者采用流动性错配指数来衡量流动性错配现象给商业银行带来的流动性风险。由于金融机构的资产和负债在流动性上可能存在差异,如果资产流动性较低(即难以迅速变现)而负债流动性较高(即需要快速偿还),那么商业银行就可能面临流动性紧张的风险。通过构建流动性错配指数,可以量化这种差异,从而为商业银行衡量流动性风险提供重要的信息。Bai 等(2018) [1]提出的流动性错配指数模型(LMI),通过细分银行各项资产负债业务的流动性差异,为每一个业务项目设定不同的时变流动性权重并与该项业务金额相乘得出其流动性,金融机构的 LMI 值为其资产流动性与负债流动性之差,对于样本组中全部银行的 LMI 求和即可反映这组银行整体的系统流动性风险。这一模型为全面精确地量化银行流动性和行业流动性提供了重要的研究价值。

基于以上的思考和讨论, 本文主要: 基于流动性错配指数模型, 以流动性错配指数衡量商业银行的流动性为基础, 研究商业银行信贷资产证券化业务对于商业银行流动性风险的影响, 同时采用异质性分析, 探究国有商业银行和非国有商业银行在资产证券化业务发展对银行流动性的影响方面存在的差异性。通过深入研究资产证券化对商业银行流动性风险的影响, 可以进一步丰富和完善商业银行风险管理理论体系, 有助于银行更好地理解 and 应对流动性风险, 提高风险管理水平, 优化自身资产负债的结构, 降低流动性错配程度, 从而提高风险抵御能力。

2. 文献综述

2.1. 商业银行流动性风险

商业银行的流动性风险是指银行无法以合理成本获得充足资本以及足够的资金储备以满足债务偿付需求时所发生的风险。国外学者 Brunnermeier 等(2011)认为资产和负债端的流动性错配是银行流动性风险的主要原因之一, 商业银行的流动性错配是指银行在资产负债管理过程中出现的一种期限或结构上的不匹配现象[2]。Douglas 等(2005)认为银行独特的资产负债结构是银行流动性风险的导因, 特别是受资产端和负债端流动性错配的影响[3]。国内学者付强等(2013)认为商业银行都是负债经营, 而这一特点会导致其资产负债端期限和规模上的不匹配, 导致流动性出现缺口[4]。李启成(2002)在研究中指出, 银行流动性不足的主要原因包括银行超负荷经营、资产负债期限不匹配、资产质量骤降、银行信誉不佳、对客户需求估计不足导致的银行贷款比率过高、资金筹措困难以及资金难以正常周转[5]。王国志和刘艳梅(2014)以银行规模为基础建立模型, 研究分析发现不良贷款率是影响多种规模银行的流动性风险的因素, 大型规模银行还会受到宏观因素如 GDP 增长率和自身规模影响, 中小型银行会受到 M2 增长率以及盈利能力的影响[6]。

在风险度量方面, Acerb 等(2002)使用了 ES 方法进行度量, 和传统的 VaR 模型相比, ES 方法能够更充分地运用数据, 计算结果也更具有可靠性[7]。Rose (2008)通过衡量商业银行的流动性缺口, 借助固定的流动性指标来对银行流动性风险进行度量[8]。裘翔(2015)测算了中国 135 家商业银行流动性错配指数, 以 LMI 水平来衡量银行的流动性风险。本文参考 Bal.关于流动性错配指数的定义, 对 LMI 进行衡量[9]。

2.2. 资产证券化对商业银行流动性风险的影响

资产证券化是将缺乏流动性的资产组合转化为流动性较高的证券的一种创新型金融工具, 出于优化资产负债结构、缓解流动性压力的目的, 越来越多的商业银行开始发展资产证券化业务。国外学者 Salah 和 Fedhila (2012)通过对美国 174 家商业银行的数据进行分析, 借助 Z 指数对商业银行的稳定性进行估计, 将资产证券化业务的开展情况进行考虑, 发现开展证券化也会导致银行的信贷质量有一定的恶化, 但是总体上显著提升了商业银行的稳定性[10]。郭江山等(2022)研究发现信贷资产证券化业务的发展可以通过优化资源配置, 提高银行资金流动性和盈利能力[11]。刘兆莹等(2020)研究发现信贷资产证券化能够有效转移商业银行的表内风险[12]。

本文在以往学者研究的基础上, 以流动性错配指数模型为基础, 衡量信贷资产证券化对商业银行流动性风险的影响, 并且考虑到国有和非国有银行规模的不同, 进行异质性分析, 为商业银行未来开展资产证券化业务以及防范流动性风险提供决策依据。

3. 流动性错配指数(LMI)的测度方法及计算结果

根据 Brunnermeier *et al.* (2012)、Bai *et al.* (2018)的研究成果, 流动性错配指数的定义式为:

$$LMI_t^i = \sum_k \lambda_{t, ak} \alpha_{t, k}^i + \sum_{k'} \lambda_{t, lk'} l_{t, k'}^i \quad (1)$$

其中, $\lambda_{t, ak}$ 与 $\lambda_{t, lk'}$ 代表资金运用端和资金来源端的金额, $\lambda_{t, ak} > 0$, 代表银行资产端的流动性权重, $\lambda_{t, lk'} < 0$, 代表银行负债端的流动性权重。

本文以 Bai *et al.* 设计的 LMI 模型为前提, 结合国内学者郭立仑、周升起、张晓明对于模型的修正和本土化改进, 考虑到数据的可得性和有效性特点, 结合我国宏观政策、经济形势和银行经营实际, 对模型中的商业银行的资产负债项目做详细的划分, 对流动性参数做合理的优化和调整, 使计算出的流动性错配指数能够真实有效地反映商业银行流动性错配情况。

3.1. 流动性敏感系数 ω

本文对流动性敏感系数的设定以 Bai *et al.* 的模型为基础, 结合我国实际的会计核算准则以及银行年报数据的可获得性进行适当地调整。将资产分为四大类(见表 1)。

Table 1. Asset liquidity sensitivity coefficient

表 1. 资产流动性敏感系数

大类	细项	ω 赋值
现金	现金及存放中央银行款项	1
	贵金属	1
	存放同业款项	1
	拆出资金	1
	买入返售金融资产	1
	衍生金融资产	0.5
金融资产	交易性金融资产	1
	可供出售金融资产	0.75
	持有至到期金融资产	0.5
贷款	抵质押贷款	0.5
	保证贷款	0.5
	信用贷款	0.25
固定资产及其他	固定资产及其他	0

3.2. 资产折算比例 $m_{t, k}$

由于我国信息披露制度不够完善, 无法直接获得 Bai 研究模型中资产抵押品的回购率数据, 因此本文将银行的资产科目进行分类, 根据银行资产投资的三种流向(政府、金融同业、企业债), 参照对应债券的标准券折算比率来计算金融资产的折算比率。银行金融资产中, 交易性金融资产参照公司债折算比例, 可供出售金融资产参照地方政府债折算比例, 持有至到期金融资产参照国债折算比例。贷款项目中, 抵质押贷款参照公司债折算比例, 保证贷款参照公共实体及准政府债券折算比例, 信用贷款参照金融机构债折算比例。现金类资产折算比例为 0, 固定资产及其他折算比例为 1。

3.3. μ 表示资金来源端所面临的融入压力

μ 值用 3 个月期限的国债利率与银行间同业拆借利率的差值来计算。两者差值的变动可以反映出市场的流动性状况以及银行系统受外部环境影响的程度。

3.4. 负债项目期限 T_k

本文负债项目期限 T_k 与 Bai *et al.* (2018)设计的 LMI 模型基本一致, 本文参考黄帅(2022)对负债端项目分类以及到期期限的设定, 对商业银行资产负债表中的负债项目根据其流动性的差异, 设定合适的到期期限(见表 2)。

Table 2. Deadline of liability items

表 2. 负债项目的期限

负债大类	细类	
高流动性负债	向中央银行借款	
	同业存放款项	
	拆入资金	0
	卖出回购金融资产款	
	-	5
吸收存款其他负债	应付职工薪酬	1
	应交税费	1
	应付利息	1
	预计负债	5
	应付债券	10
	其他负债	10
	-	30
总资本或有负债	贷款承诺	5
	证券承销承诺	5
	国债兑付承诺	10
	其他信用承诺	10

通过 LMI 模型的计算获得了 16 家商业银行在 2008 至 2021 年间的流动性错配指数的数据。

4. 资产证券化对商业银行流动性风险的实证研究

4.1. 变量选取及模型构建

4.1.1. 被解释变量

本文选择流动性错配指数(LMI)作为解释变量, 流动性错配指数从资产的变现能力和负债的融入能力两个方面来构建指数, 度量银行的流动性错配状况, 进而衡量商业银行的流动性风险, 研究发现流动性错配指数相比于其他杠杆率指标, 能够更好作为衡量流动性风险的变量。

4.1.2. 解释变量

本文的解释变量是商业银行的资产证券化水平(CASR), 是指商业银行的当期信贷资产证券化总额占银行当期贷款总额的比率。

4.1.3. 控制变量

本文借鉴黄帅和孙方舟等的研究, 选取银行总资产(SIZE)、净资产收益率(ROE)、不良贷款率(NPLR)、资产负债比(DAR)作为微观控制变量; 参考刘美辰等的研究, 选取国内生产总值(GGDP), 货币供应量增

长率(GM2)作为宏观控制变量。其中,资产规模是对资产总额取对数处理,模型中的相关变量和解释说明见表3。

Table 3. Variable description
表 3. 变量说明

类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	LMI	流动性错配指数	衡量银行流动性错配程度
解释变量	CASR	信贷资产证券化率	银行信贷证券化发行总额/贷款总额
控制变量	Ln_Size	银行规模	银行资产总额取对数
	ROE	净资产收益率	净利润/平均股东权益
	NPLR	不良贷款率	银行不良贷款占贷款总额的比重
	DAR	资产负债率	银行负债总额/银行资产总额
	GGDP	GDP 增长率	GDP 季度同比增长率
	GM2	M2 增长率	CPI 季度同比增长率

4.2. 模型构建

为检验信贷资产证券化与商业银行流动性风险的关系,本文设定模型如下:

$$LMI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CASR_{i,t} + \alpha_2 Control_{i,t} + \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式中, $LMI_{i,t}$ 表示银行 i 在第 t 年的流动性错配指数, $CASR_{i,t}$ 表示银行 i 在第 t 年的资产证券化程度, $Control$ 表示控制变量, $\mu_{i,t}$ 表示的是个体固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为模型随机误差项。

4.3. 样本来源与数据分析

通过梳理我国信贷资产证券化的发展历程,可以发现我国的资产证券化试点最早开始于 2005 年,但在 2008 年之前只有很少的一部分银行开展相关试点,考虑到数据的可得性和连续性,本文选取 2008~2020 年 16 家商业银行的年度数据来进行研究。本文数据来自于各大商业银行年报、CASMAR 数据库、中国债券信息网以及资产证券化分析网。对关键性指标进行描述性统计,结果如表 4 所示。

Table 4. Descriptive statistics of variables
表 4. 变量描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
LMI	224	0.228	0.701	-4.810	0.720
CASR	223	0.004	0.007	0.000	0.045
Ln_Size	224	12.585	0.554	10.97177	13.546
NPLR	224	1.230	0.497	0.000	4.320
DAR	224	93.413	1.485	87.892	98.350
ROE	224	16.047	4.946	0.000	31.786
GGDP	224	7.606	1.986	2.200	10.636
GM2	224	13.359	5.208	8.100	27.680

其中,流动性错配指数衡量的是银行流动性的错配程度,商业银行流动性错配指数最小值为-4.810,最大值为1,均值为0.558,标准差为0.192,说明不同样本银行的流动性风险水平存在一定的差距。资产证券化指数CASR最小值为0.000,是因为在样本期内,部分银行开展资产证券化业务较晚,开展较早的大型商业银行也并不是每年都开展资产证券化业务。

4.4. 实证结果分析

4.4.1. 相关性分析

运用 stata 软件对模型中所有的相关变量进行相关性检验。检验结果如下:

Table 5. Correlation test results

表 5. 相关性检验结果

Variables	LMI	CASR	Ln_Size	NPLR	DAR	ROE	GGDP	GM2
LMI	1.000							
CASR	-0.015	1.000						
Ln_Size	0.522***	0.037	1.000					
NPLR	0.121*	0.070	0.307***	1.000				
DAR	0.008	-0.198***	-0.266***	-0.313***	1.000			
ROE	-0.073	-0.138**	-0.240***	-0.398***	0.503***	1.000		
GGDP	-0.203***	-0.261***	-0.321***	-0.198***	0.414***	0.476***	1.000	
GM2	-0.239***	-0.331***	-0.363***	-0.123*	0.467***	0.382***	0.597***	1.000

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 下同。

由表 5 中可知各个变量之间的相关系数都比较小,全部变量之间相关系数的绝对值最大为 0.597,远小于 0.8,各变量的相关系数都处于合理的范围区间内,且模型中各变量的 VIF 最大值为 1.9,小于经验值 10。因此,可以初步判定本文的研究模型中不存在严重的多重共线性问题。

4.4.2. 回归结果分析

本文对上述构建的模型进行 F 检验后,检验的 p 值小于 0.01,因此采用固定效应模型。运用 stata 软件进行实证检验,表 6 展示了模型回归结果:

Table 6. Empirical results

表 6. 实证结果

Variables	LMI
CASR	-11.722** (-2.18)
Ln_Size	1.59** (2.37)
NPLR	0.168* (1.78)
DAR	0.119 (1.69)
ROE	0.019* (1.82)

续表

GGDP	0.007 (0.49)
GM2	0.002 (0.11)
Constant	-31.459** (-2.34)
Observation	223
R-squared	0.244

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, 下同。

从表中回归结果可以看出来, 信贷资产证券化(CASR)的回归系数在 5%的置信水平上显著为负, 表明商业银行开展信贷资产证券化业务对于银行的流动性风险有显著降低效应, 解释变量信贷资产证券化指标 CASR 的影响系数为-11.722, 表明商业银行通过开展信贷资产证券化业务, 将银行整体资金的流动性提高, 可以有效影响商业银行流动性错配程度, 进而降低商业银行的流动性风险。

4.4.3. 稳健性检验

Table 7. Results of robustness test

表 7. 稳健性检验结果

Variables	(1)	(2)	(3)
	LMI	LDR	LMI
CASR	-	-250.493*** (-3.13)	-9.372** (-2.64)
number	-0.01* (-1.82)	-	-
Ln_Size	1.485** (2.35)	19.194*** (3.48)	1.396* (1.97)
NPLR	0.126 (1.34)	6.077 (1.62)	0.055 (0.47)
DAR	0.112 (1.64)	-4.975*** (-4.52)	0.112 (1.60)
ROE	0.016 (1.44)	0.292 (0.47)	0.026** (2.14)
GGDP	0.003 (0.23)	-0.143 (-0.65)	0.012 (1.07)
GM2	0.002 (0.09)	0.074 (0.39)	-0.008 (-0.39)
Constant	-29.333 (-2.28)	284.605** (2.92)	-28.213** (-2.16)
Observation	224	223	175
R-squared	0.238	0.643	0.278

本文采用以下处理方式进行稳健性检验:

1) 变量替换: 第一, 资产证券化率替换。用资产证券化笔数(number)替代解释变量信贷资产证券化率(CASR)。替代解释变量后重新进行上述回归, 所获得的结果如表 7 中(1)所示。表 7 中(1)的检验结果仍

然支持商业银行信贷资产证券化能降低商业银行流动性错配程度。第二，流动性错配指数替换。根据巴塞尔协议与中国银保监会发布的《商业银行流动性风险管理办法》，选取存贷比(LDR)替换流动性错配指数，作为商业银行流动性风险的衡量指标。替换后所获得的结果如表7中(2)所示，可以看出在替换被解释变量后，模型回归结果仍然支持信贷资产证券化对流动性风险的显著降低作用。

2) 剔除特殊样本：通过梳理我国信贷资产证券化的发展历程，可以发现自2008年商业银行开始开展资产证券化业务之后，在2010~2012年证券化业务基本处于一个停滞的状态，因此将该特殊年份进行剔除后再进行稳健性检验，所获得的结果如表7中(3)所示。在剔除特殊样本后，模型效果仍然显著，与前文研究结论保持一致。

4.4.4. 内生性问题讨论

在商业银行信贷资产证券化降低流动性风险的实证研究中，可能存在一些内生性问题。这些内生性问题可能影响到研究结果的准确性和可靠性，因此，本文将资产证券化笔数(number)作为工具变量，采取工具变量法来对内生性问题进行处理。

由下表8中(1)列结果可知，第一阶段工具变量number与资产证券化率在1%水平上显著正相关；表8中第(2)列表示，第二阶段在采用工具变量控制潜在内生性问题之后，资产证券化率对银行流动性错配指数的估计系数在5%水平上显著负相关。且进一步对工具变量的恰当性进行不可识别检验、弱IV检验显示、LM和F统计量的检验结果均显著，表明工具变量选择具有合理性，在工具变量法估计下，列(2)的结果表明信贷资产证券化仍然对银行的流动性风险存在明显的降低效应。

Table 8. Results of endogeneity test

表 8. 内生性检验结果

Coefficient	(1)	(2)
	CASR	LMI
CASR	-	-26.149** (-1.97)
number	0.001*** (8.32)	-
Ln_Size	-0.004*** (-4.57)	0.614*** (7.40)
NPLR	0.001 (1.11)	0.041 (0.45)
DAR	0.001 (1.63)	0.102*** (3.01)
ROE	0.000 (0.63)	0.005 (0.46)
GGDP	-0.000 (-1.04)	-0.033 (-1.23)
GM2	-0.000*** (-3.43)	-0.026** (-2.32)
_cons	0.002 (0.06)	-16.467*** (-4.93)
Observation	223	223
R-squared	0.286	0.354

4.4.5. 异质性检验

将样本银行按照国有和非国有性质(nation)进行分类,但考虑到邮储银行的数据缺失值较多,因此将其归入非国有银行,异质性检验结果如下表 9。

Table 9. Heterogeneity test results

表 9. 异质性检验结果

Variables	(1)	(2)
	Nation = 0	Nation = 1
CASR	-12.060* (-1.81)	-6.633 (-1.27)
Ln_Size	1.770* (1.98)	0.404 (2.25)
NPLR	0.141 (0.88)	0.120 (1.49)
DAR	0.100 (1.35)	0.032 (1.57)
ROE	0.025 (1.51)	0.010 (1.56)
GGDP	0.006 (0.33)	0.001 (0.05)
GM2	0.010 (0.34)	-0.010 (-1.50)
_cons	-31.799 (-2.02)	-8.063 (-2.59)
Observation	154	69
R-squared	0.279	0.745

从结果可以看出,虽然国有银行和非国有银行的资产证券化的回归系数都为负,但是国有银行信贷资产证券化(CASR)的影响系数不显著,非国有商业银行相对国有商业银行在 5%的置信水平下能够通过信贷资产证券化显著降低银行的流动性风险。非国有银行由于普遍面临资本约束更强、融资渠道较少的局限性,通过证券化能更显著改善其资金流动性和风险分散能力,因此非国有银行的影响效果更为显著。

5. 结论与建议

5.1. 研究结论

本文通过构建并应用流动性错配指数模型,深入探讨了信贷资产证券化对商业银行流动性风险的影响。实证分析结果表明:① 信贷资产证券化能够有效降低商业银行流动性风险,且在替换相关变量以及剔除特殊样本后结果依然稳健,且未检测到内生性问题;② 非国有银行在利用信贷资产证券化降低流动性风险方面相较于国有银行效果更加显著,这可能是由于非国有银行在市场竞争中更为灵活,能够采取更灵活的信贷资产证券化策略以提高收益。

5.2. 对策建议

5.2.1. 完善资产证券化产品设计和发行机制

商业银行应该结合市场情况和自身需求,设计多样化的信贷资产证券化产品,比如通过调整负债期

限、利率结构等，以更好地匹配市场需求，有效提高资产证券化产品的流动性和吸引力。银行要选择具有稳定现金流、违约率低、分散度高的基础资产进行证券化，确保资产池的质量，同时对基础资产进行严格的尽职调查和信用评估，以降低信用风险。

5.2.2. 完善资产证券化产品市场建设

资产证券化作为一种融资方式，需要商业银行、基金、保险公司等金融投资机构共同参与，资产支持证券本身存在复杂性，参与其中的投资者可能存在对资产证券化产品认识不足、不够了解的情况，商业银行在推行信贷资产证券化时，要完善资本市场建设，规范资产证券化产品的流通，大力培育机构投资者，为商业银行的资产证券化业务提供稳定、持续的资金来源。

5.2.3. 推动相关法律法规和监管政策完善

首先，需要明确资产证券化的法律地位，确立其作为直接融资方式的重要地位。其次，应当建立清晰、统一的监管框架，明确商业银行风险监管部门的职责和权限，避免针对资产证券化业务监管重叠和空白。最后，建立统一的信息披露平台，提高信息披露的及时性和准确性，增强市场的透明度。

参考文献

- [1] Bai, J., Krishnamurthy, A. and Weymuller, C. (2018) Measuring Liquidity Mismatch in the Banking Sector. *The Journal of Finance*, **73**, 51-93. <https://doi.org/10.1111/jofi.12591>
- [2] Brunnermeier, M.K., Gorton, G. and Krishnamurthy, A. (2012) Risk Topography. *NBER Macroeconomics Annual*, **26**, 149-176. <https://doi.org/10.1086/663991>
- [3] Diamond, D.W. and Rajan, R.G. (2005) Liquidity Shortages and Banking Crises. *The Journal of Finance*, **60**, 615-647. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00741.x>
- [4] 付强, 刘星, 计方. 商业银行流动性风险评价[J]. 金融论坛, 2013, 18(4): 9-16.
- [5] 李启成. 商业银行流动性风险: 成因、衡量与控制[J]. 现代情报, 2002, 22(8): 144-147.
- [6] 王国志, 刘艳梅. 中国上市商业银行流动性风险影响因素实证研究[J]. 燕山大学学报(哲学社会科学版), 2014, 15(3): 119-124.
- [7] Acerbi, C. and Tasche, D. (2002) On the Coherence of Expected Shortfall. *Journal of Banking & Finance*, **26**, 1487-1503. [https://doi.org/10.1016/s0378-4266\(02\)00283-2](https://doi.org/10.1016/s0378-4266(02)00283-2)
- [8] Rose, P.S. and Hudgins, S.C. (2008) *Bank Management & Financial Services*. McGraw-Hill Education (Asia) Co.
- [9] 裘翔. 期限错配与商业银行利差[J]. 金融研究, 2015(5): 83-100.
- [10] Salah, N.B. and Fedhila, H. (2012) Effects of Securitization on Credit Risk and Banking Stability: Empirical Evidence from American Commercial Banks. *International Journal of Economics and Finance*, **4**, 194-207. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n5p194>
- [11] 郭江山, 解亚. 信贷资产证券化对银行盈利能力的影响: 基于双重差分法的分析[J]. 武汉金融, 2019(9): 74-81.
- [12] 刘兆莹, 高尧, 龚六堂. 我国商业银行异质性与信贷资产证券化动机分析[J]. 经济与管理, 2020, 34(3): 35-43.