

- [20] Faulkender, M., Wang, R. Corporate Financial Policy and the Value of Cash[J]. Journal of Finance, 2006 (61): 1957-1990
- [21] Flannery, M.J., Lockhart, G. Credit Lines and the Substitutability of Cash and Debt[R]. Working Paper, University of Florida, 2009
- [22] Gamba, A., Triantis, A. The Value of Financial Flexibility[J]. Journal of Finance, 2008 (63): 2263-2296
- [23] Jimenez, G., Lopez, J., Saurina, J. Empirical Analysis of Corporate Credit Lines[J]. Review of Financial Studies, 2009 (22): 5069-5098
- [24] Kizilaslan, A., Manakyan, A. Strategic Credit Line Usage and Performance[J]. Journal of Financial Research, 2014 (37): 243-265
- [25] Lins, K.V., Servaes, H., Tufano, P. What Drives Corporate Liquidity? An International Survey of Strategic Cash and Lines of Credit[J]. Journal of Financial Economics, 2010 (98): 160-176
- [26] Lockhart, G. Credit Lines and Leverage Adjustments[J]. Journal of Corporate Finance, 2014 (25): 274-288
- [27] Marchica, M-T., Mura, R. Financial Flexibility, Investment Ability and Firm Value: Evidence from Firms with Spare Debt Capacity[J]. Financial Management, 2010 (39): 1339-1365
- [28] Norden, L., Weber, M. Credit Line Usage, Checking Account Activity, and Default Risk of Bank Borrowers [J]. Review of Financial Studies, 2010 (23): 3665-3699
- [29] Richardson, S. Over-investment of Free Cash Flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006 (11): 159-189
- [30] Sufi, A. Bank Lines of Credit in Corporate Finance: An Empirical Analysis[J]. Review of Financial Studies, 2009 (22): 1057-1088

Abstract: Existing research shows that external factors such as bank credit will affect the investment behaviors of enterprises. Meanwhile, internal liquidity factors such as cash and financial leverage can also affect investment behaviors. Then what is the common influence if both internal and external liquidity factors exist at the same time? As bank credit is the source of external liquidity and financial flexibility is the internal sources of liquidity, this paper analyzes the common influence of bank credit and financial flexibility on over-investment. We find that access to bank credit can significantly improve the over-investment of enterprises. Compared with companies without financial flexibility, companies maintaining financial flexibility have more significant over-investment effect. At last, the over-investment caused by keeping financial flexibility and access to bank credit will lead to the decline of corporate performance. Our study will not only enrich the literature of corporate liquidity management and investment, but also deepen the research of economic consequences of access to bank credit.

Keywords: Bank Credit; Financial Flexibility; Over-investment

信贷证券化减少我国银行系统性风险了吗?

李丛文

内容摘要: 本文采用事件分析法, 通过建立 CAPM 统计模型以及固定面板效应估计, 实证检验了 2007-2013 年间国内商业银行发行信贷证券对于银行系统性风险的短期以及长期 β 效应, 并进行了充分的稳定性检验。结果表明, 信贷证券化短期内有助于降低银行系统风险; 但长期来看, 系统性风险反而增加, 同时银行信贷证券化的风险转移效应具有机构异质性。基于分解效应的研究表明, 导致风险的增加主要是源于银行体系关联度的放大。最后, 本文提出了相关建议及措施。

关键词: 信贷证券化 系统性风险 β 分解效应

中图分类号: F831 **文献标识码:** A

引言

信贷资产证券化^①因其所具有的多元化融资、提高资产流动性、转移风险、增加中间业务收入来源和监管资本套利等优势, 愈发成为商业银行进行风险管理的重要工具 (沈炳熙, 2006; 沈炳熙和马贱阳, 2007 等)。此外, 商业银行利用信贷资产证券化将等级良莠不齐的贷款重组为资产池并出售, 以此大规模转移风险, 这种大规模的贷款资产池转移同时也对金融系统造成冲击, 加剧其不稳定性, 成为 2008 年全球金融危机的重要缘由, 严重损害了金融市场主体的利益。资产证券化的本质是货币资本化, 在信贷证券化过程中, 风险在分散化的同时, 总信贷供给却内生性地扩张了, 实际上等于整个金融中介系统的杠杆率提高了, 容易引发系统性风险。鉴于此, IAIS (2004)、Basel II (2004)、IASB (2005) 以及 Basel III (2011) 新资本协议都非常重视商业银行系统性风险的管理, 要求银行重视证券化交易的经济本质。尤其是 Basel III (2011) 新资本协议对证券化资本要求更加审慎和更具风险敏感性, 银行应对外部评级的资产证券化风险暴露进行内部评估, 消除与风险缓释相关的“悬崖效应”, 以此降低银行系统性风险。

从实践情况来看, 我国正在进入新一轮资产证券化的发展加速期。现有资产存量巨大、政府意愿强烈、金融改革创新为发展信贷证券创造了有利条件。信贷资产证券可以优化银行信贷资源配

作者简介: 李丛文, 南开大学金融学院金融系博士研究生。

感谢匿名评审人对本文提出的宝贵意见。

^①标准的信贷资产证券化是商业银行将具有同类性质的债权资产, 借助专门机构 (SPV) 建立一个资产组合 (asset pool), 并以此作为基础资产 (underlying asset), 在法律规定范围内, 嵌入信用提高 (credit enhancement), 将银行债权变为以债权资产为支持的可以在二级市场流通买卖的有价证券 (Asset Backed Security: ABS), 实现资产的真实出售与破产风险隔离。

置,“盘活存量,用好增量”,在缓解我国商业银行流动性不足,增强银行内生发展动力,激励银行资产收益等方面产生显著效应。然而,目前我国信贷资产证券化仍处于探索阶段,存在投资主体单一、市场流动性差、信息披露不完善、银行内部动力不足等风险因素。因此分析探讨信贷证券的发行对商业银行风险管理的绩效提升以及对于我国当前金融改革就显得尤为具有研究意义。

一、文献综述

国外资本市场运作较为成熟,资产证券化实践较早,因而对证券化的风险管理效应研究较为系统。早期的研究大多认为,信贷资产证券化可以降低银行的经营成本,拓宽股东权益人的筹资渠道,拓展业务经营范围,从而弥补信贷投资不足,提高银行经营收益与股东财富(Benvenist & Berger, 1957; Greenbaum & Thakor, 1987; James, 1988; Kopff & Lent, 1990; Benstein, 1993等)。随着资产证券化在全球的快速扩张,其负面效应愈益显现,部分学者发现资产证券化等基于市场定价的风险管理工具,并没有有效地降低商业银行自身风险,反而却越发激励银行从事更高的风险投资(Froot, Scharfstein & Stein, 1993; Cebenoyan & Strahan, 2004; Instefjord, 2005; Rajan, 2005等)。商业银行运用信贷资产证券从事更高风险业务行为所带来的不仅是其自身资产负债表风险的增加,同时复杂的证券化衍生链条也使得风险在整个金融系统内扩散传递。Lockwood et al. (1996) 最早就发现信贷资产证券化的风险转移效应具有机构异质性,且主要依赖于发行信贷证券之前银行自身的抵御系统性风险的能力。此外,资金实力强的发行银行利率风险会降低,弱的发行银行则会提高,而后者发行信贷证券后还面临更高的系统性风险。Allen & Gale (2004) 以及 Allen & Carletti (2006) 的结论显示,信贷证券化通过增加系统的关联度来转移信用风险,同时也导致了整个金融系统的风险福利损失。Franke & Krahn (2006), Hänsel & Krahn (2007) 认为,信贷证券化交易会提高商业银行的系统性风险,证券化的风险转移效应是以流动资产的高风险再投资换来的。Wagner (2007) 认为,资产证券化使商业银行的流动性增加,但同时也增加了银行的系统性风险。而2008年爆发的全球金融危机更是将信贷资产证券等信用衍生产品推到了风口浪尖,Acharya & Yorulmazer (2007), Cardone-Riportella et al. (2010), Nijskens.R & Wagner.W (2011), Gorton & Metrick (2012) 以及 Acharya et al. (2013) 等诸多学者认为,信贷证券化强化了银行系统关联性,在降低商业银行自身风险的同时,也提高了市场的系统性风险,是诱发金融危机的重要原因。

从国内的研究情况来看,早在我国试行信贷资产证券化业务的早期,其系统性风险问题就已经引起了我国学者的关注。例如,彭惠和李勇(2004)认为,信贷证券对银行系统性风险产生负面影响主要源于商业银行往往高估资产证券化所具有的风险转移作用,所以信贷资产证券化并不一定必然实现风险的转移,而是既可能完全转移风险,也可能将风险完全保留在银行(李文泓,2005)。2008年金融危机之后,尽管我国信贷资产证券业务试点一度叫停,但是关于信贷证券的系统性风险的研究却方兴未艾。孙安琴(2011)认为,诸如信贷证券等风险资产的流动性尽管有助于银行以较小损失变现资产,却会鼓励银行承担更多风险(即持有更多风险资产),反而会降低银行稳定性。龚攀和王兵(2013)则认为,资产证券化放大了银行的财务杠杆,加剧了资产价格的波动,从而可能提高系统性风险。刘丽娜(2014)认为,信贷加速器效应带来信贷过度增长风险,资产证券化产品发行与新增信贷自我强化的“加速器效应”(Financial Accelerator),及其伴生的信贷过度增长和资产价格上升,会推动金融机构风险偏好增加和风险暴露规模扩大加速。少数学者采用欧美发达国家的经验数据实证分析也表明,大多信用衍生产品创新降低了银行个体风险,但同时导致银行增加高风险资产,证券化风险暴露的措施并不能有效防范商业银行系统性风险(赵俊生、韩琳和李湛,2007;倪志凌,2011;庄毓敏、孙安琴和毕毅,2012)。

那么,信贷资产证券化又是如何引发商业银行系统性风险的呢?从银行自身角度来看,尽管信

贷资产证券短期内可以将资产风险移出表外(Franke & Krahn, 2006等),但商业银行往往容易高估其风险转移作用(彭惠和李勇,2004),所产生的直接后果是激励银行进行更高风险杠杆的吸贷与投资(Froot, Scharfstein & Stein, 1993; Instefjord, 2005; Franke & Krahn, 2006; 孙安琴,2011等),反过来借助信贷资产证券再次转移资产负债表内风险,如此循环往复不断强化银行自身风险积累。与此同时,信贷资产证券通常具有复杂的衍生链条与交易机制,其发行出售与流通转让往往涉及多家金融机构,交易参与方构成成分较多(Benvenist & Berger, 1957; Lockwood et al., 1996; Uhde.A & Michalak.T.C., 2010等),这使得信贷证券加深了商业银行与其他金融机构的机构关联性,提高了整个金融系统杠杆率,容易形成局部风险传染网(Hänsel & Krahn, 2007; Nijskens.R & Wagner.W, 2011; 刘丽娜,2014)。当银行通过信贷证券不断移出表的资产风险达到金融系统承受极限时,二级市场上相关资产价格就会发生异常波动引发流动性风险(Allen & Carletti, 2006; Gorton & Metrick, 2012),而原始风险便会通过层层交迭的关联机构不断扩散传递,最终引发系统性风险。所以信贷资产证券化一方面不断强化银行自身风险存量,另一方面又提高了银行与其他金融机构的系统关联性,从而增加了商业银行系统性风险隐患。

目前,我国正在进入新一轮资产证券化的发展加速期。信贷资产证券化的发展,符合我国经济新常态下“用活增量,盘活存量”的调控基调,促进金融改革。而金融危机的事实表明,其风险防范也不容忽视。但是目前还鲜有针对我国信贷证券的风险管理效应的深入实质性研究。

信贷证券^①在我国还处于起步阶段,信息披露制度还不够完善,受限于财务数据的可得性,传统资产负债表项目分析方法应用受限。参考 Hänsel & Krahn (2007), Uhde.A & Michalak .T.C. (2010) 以及 Nijskens.R & Wagner.W (2011) 等学者的研究,本文采用事件分析法^②来探讨信贷资产证券化对我国商业银行系统性风险的管理效应。以事件分析法进行风险分析主要基于如下经济学原理:银行系统性风险可以由 β 系数来反映, β 系数由银行自身收益的波动性以及与市场组合收益波动的关联性两部分构成。商业银行每次发行信贷证券都是一次资产重组转移,每次资产重组转移都会影响银行股权收益,并且转移的资产组合规模越大,其收益的波动幅度越大,这种波动性会影响银行系统性风险。同时,金融市场也会对每次资产重组转移作出反应,导致市场收益以及银行与市场关系系数发生变化,从而影响银行系统性风险。

二、模型构建、变量选取及数据

(一) 模型构建

事件分析法首先需要定义事件与事件窗口,由于本文关注的是商业银行发行信贷证券对于系统性风险的影响作用,故事件为银行发行信贷证券。事件研究所涉及的窗口包括估计窗、事件窗与事后窗等,如图1所示, $t=T_0$ 至 $t=T_1$ 为估计窗,其长度为 $l_0=T_1-T_0$; $t=0$ 为事件日; $t=T_1$ 至 $t=T_2$ 代表事件窗,其长度为 $l_1=T_2-T_1$; $t=T_2$ 至 $t=T_3$ 为事后窗,其长度为 $l_2=T_3-T_2$ 。估计窗的作用在于,估计正常收益情况下的系统性风险。一般情况下,估计窗的长度应不少于120日;事件窗是用于检验系统性风险对商业银行发行信贷证券的短期反应,用于研究短期效应,事件窗的长短主要取决于研究者的

^①目前,我国有三种资产证券化业务:信贷资产证券化、一般企业资产证券化以及资产支持票据。信贷资产证券化基本模式为商业银行作为发起机构,将信贷资产信托给受托机构(SPT),并由SPT以资产支持证券的形式向机构投资者发行收益证券,并以该财产产生现金流支付投资者收益。从交易结构来看,银行须将贷款债权和抵押权等权益进行法定转让给信托机构,所以最为接近欧美资产证券化实践。

^②作为一种成熟的方法,事件分析法广泛应用于国外资产证券化风险效应研究。目前,我国银行发行的资产证券化规模还比较小,单独信贷证券对系统性风险的影响和作用有限。然而,随着我国资产证券化等金融创新业务的广泛开展,该法的研究应用也会更为有效,本文在此仅起抛砖引玉之效。

研究目的。事后窗主要从长远来考察系统性风险对银行发行信贷证券之后的反应有无异常变化，用来探讨信贷证券的发行对银行系统性风险长期影响效应。

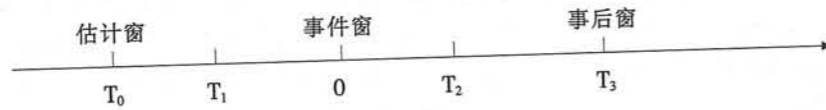


图1 事件分析窗口

事件分析的基本模型有两类：统计模型与经济模型。统计模型以资产收益的统计假设为基础，而经济模型以有关投资假设为基础。本文选择统计模型中的CAPM模型设置具体的实证检验模型。CAPM模型是将某一机构收益与市场组合收益相联系的经济理论模型。基本模型如下：

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \sigma_{it} \quad (1)$$

$$E(\sigma_{it}) = 0, \text{Var}(\sigma_{it}) = \sigma^2 \quad (2)$$

其中， r_{it} 与 r_{mt} 分别为机构*i*和市场组合在*t*时的超额收益； σ_{it} 为扰动项，其均值为0，方差为 σ^2 ； α_i 、 β_i 为CAPM模型的参数。

参考Franke & Krahn (2006)以及Nijskens.R (2011)等学者的研究，采用事件分析法分析信贷证券对银行系统性风险影响的经济理论，本文建立如下实证检验模型：

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \beta_2 D_e + \beta_3 D_e r_{mt} + \beta_4 D_a + \beta_5 D_a r_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(二) 参数变量

1. 被解释变量 r_{it} 为银行超额回报率，由两部分组成，是银行预期收益率 R_{it} 和无风险利率 R_f 的差值。

2. 市场组合超额回报率 r_{mt} 为市场组合系统 R_{mt} 和无风险利率 R_f 的差值。

3. D_e 为哑变量，符合条件： $D_e = \begin{cases} 1, & T_1 \leq t \leq T_2 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (4)$

即在事件窗口内，取值为1；其他时间区间内，取值为0，用来描述投放信贷证券的短期性平均效应。

4. D_a 为哑变量，符合条件： $D_a = \begin{cases} 1, & t \geq 0 \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (5)$

即在首次投放信贷证券操作日之后直到样本区间截止日内，取值为1，其他时间区域内，取值为0。用来描述投放信贷证券的长期性平均效应。

5. 本文重点关注的变量有 $D_e r_{mt}$ 和 $D_a r_{mt}$ ，其中 $D_e r_{mt}$ 用来刻画事件窗内银行短期性系统性风险的变化，即信贷证券的短期性 β 影响效应； $D_a r_{mt}$ 表示事后窗内银行长期性系统性风险的变化，即信贷证券的长期性 β 影响效应。由于本文事件窗与事后窗时间区间有重叠，所以理论上 $D_e r_{mt}$ 的风险衡量效应强于 $D_a r_{mt}$ 的效应，这部分用来衡量即时风险效应。

6. ε_{it} 为观测的系统扰动项，符合 $E(\varepsilon_{it}) = 0, \text{Var}(\varepsilon_{it}) = \sigma^2$ 。 (6)

(三) 样本选择以及数据说明

1. 本文所选样本为国内截止到2013年年底已发行过信贷证券的银行为代表，剔除没有上市的浙商银行以及国家开发银行以及中国农业发展银行等政策性银行，选取的样本为9家上市商业银行，分别为中国工商银行、中国建设银行、中国银行、交通银行、兴业银行、中国民生银行、中信银行、招商银行、浦发银行。样本时间区间以最晚上市的中国建设银行(2007.9.25)为基准，因此区间选定为2007年10月1日到2014年12月31日止。由此确定的估计窗为整个样本时间，事件窗的间选定为2007年10月1日到2014年12月31日止。由此确定的估计窗为整个样本时间，事件窗的间选择参考Franke & Krahn (2006)，选取天数为每次发行信贷证券前后各80天作为事件窗期，总共含有16次的发行日期。本文的事后窗期以首次发行信贷证券日至样本区间时间为止。需要说明的

是，这些商业银行实施资产证券化业务的时间主要集中在2005-2008年及2012年之后，所以事后窗的选择在2008年以前2008年12月31日截止，在2012年之后至2014年12月31日止。

2. 实证所需股票数据从2007年10月1日起至2014年12月31日止。股票数据采用前复权方式处理的股票每日收盘价，遇周六周日以及节假日缺失，则剔除该日，共获得17625个数据。所有日收盘价格数据均来源于CCER金融数据库以及WIND资讯数据库。

首先，银行预期收益率 R_{it} 以各个银行每日股票收盘价为基础，对每日价格数据取对数一阶差分计算每日收益率，处理方法为

$$R_{it} = \ln(P_{it}/P_{it-1}) \quad (7)$$

其中， R_{it} 为*t*日的股票收益率， P_{it} 和 P_{it-1} 分别为*t*日及*t-1*日股票收盘价。

其次，关于无风险利率 R_f 的选择，我国资产证券化基准利率的选择主要参照1年期存款利率或同业拆借市场7天回购加权利率，本文选择1年期定期存款利率作为 R_f 。

最后，对于市场组合系统收益率 R_{mt} ，本文以MSCI中国明晟指数每日收盘价为基础计算获得，具体处理方法同银行预期收益率 R_{it} 。

表1 各变量的统计性描述

研究变量	变量名	均值	标准差	最小值	最大值
银行超额回报率	r_{it}	-2.9320	2.4088	-17.6740	19.9692
系统性风险 β	r_{mt}	-2.9719	0.6148	-4.2425	-2.0995
短期性平均效应	D_e	0.0513	0.2206	0	1
短期性系统 β 效应	$D_e r_{mt}$	-0.4898	0.7764	-4.2426	0
长期性平均效应	D_a	0.1429	0.3500	0	1
长期性系统 β 效应	$D_a r_{mt}$	-0.1774	1.2180	-4.2426	0

三、实证结果与分析

(一) 基本回归结果

本文采用面板模型中的固定效应模型进行回归估计，并且采用稳健标准差估计以克服各个银行之间可能存在的异方差。在估计过程中，首先分析与信贷证券无关的商业银行相对于整个金融市场的正常性系统性风险，估计结果由Panel (A)给出，然后在Panel (A)中考虑信贷证券化操作的影响因素，依次加入短期性平均效应、短期性系统 β 效应、长期性平均效应以及长期性系统 β 效应等变量，由此得到估计结果由Panel (B)至Panel (E)给出，经过分析选择得到最终的估计式，即Panel (E)的估计结果。

表2为基本回归估计结果。最终结果显示， r_{mt} 的系数为1.18且显著，金融市场的波动性每增加1个百分点，商业银行要承担风险1.18个百分点。由此可见，我国商业银行体系整体系统性风险较强，易受外部市场风险的影响。 D_e 、 D_a 的系数不够显著，信贷证券化的短期平均与长期平均效应均不强，说明我国信贷化证券对于系统性风险的影响主要是基于市场的作用。 $D_e r_{mt}$ 、 $D_a r_{mt}$ 的系数均较为显著，信贷资产证券化的市场作用都能够对银行系统性风险产生显著性影响。具体来说，商业银行进行信贷资产证券化操作的短期性系统 β 效应与长期性系统 β 效应的系数分别为-0.04与0.03，二者叠加值为-0.01。这说明从发行开始，信贷证券化能够降低银行风险-0.01个单位。短期内，这个弱化风险效应还会持续，一直到降低0.04个单位。然而从长期看，这种短期积极效应会被市场稀释，不仅不会减少系统性风险，反而增加了0.03个单位。为了消除虚拟变量时间样本的重叠性对于长期性系统 β 效应的影响，Panel (F)给出了只含有 $D_a r_{mt}$ 的回归结果。从结果来看，长期性系统 β 效应的系数为0.01，同时系数显著变得更大，之所以数值减小，是因为这其中包含了短期的弱化影响效应。这也从一个侧面印证了Panel (E)的分析

结果。即长期来看, 商业银行信贷资产证券化对于银行系统性风险的影响是负面的, 即不仅没有减少反而增加了系统性风险。之所以会发生这种情况, 从主观方面来说, 作为信贷证券的供给方, 银行信贷资产证券化的基础资产主要是企业信贷, 而银行十分愿意将不良贷款作为证券化扩大试点范围的重点, 商业银行将信贷资产(尤其是优质资产)移出表外分散风险的动力不足。^①从客观方面来说, 目前我国的资产证券化业务由于市场经济历时较短, 与证券化相关的信用交易机制还不成熟, 信贷证券只在银行间市场出售交易, 导致风险并未真正转移出银行体系, 无法有效地将风险从商业银行分流。

表2 基本回归结果

解释变量	Panel (A)	Panel (B)	Panel (C)	Panel (D)	Panel (E)	Panel (F)
_cons	0.5703*** (6.36)	0.5776*** (6.40)	0.5825*** (6.41)	0.5651*** (6.16)	0.5507*** (5.92)	0.5466*** (5.88)
r _{mt}	1.1927*** (41.25)	1.1962*** (40.77)	1.1980*** (40.44)	1.1888*** (39.18)	1.1835*** (38.25)	1.1821*** (38.22)
D _e		0.0537 (0.70)				
D _{r_{mt}}			-0.0179** (-2.80)	-0.0354** (-2.38)	-0.0398** (-3.52)	
D _a				-0.0837 (-1.40)		
D _a r _{mt}					0.0290** (3.62)	0.0145*** (3.98)
F 值	1701.20	1702.26	76.49	567.95	568.21	851.08
观测值	17613	17613	17613	17613	17613	17613

注: **、* 及 * 分别代表显著性为 1%、5% 及 10%, 括号内数值为系数对应的 t 统计值, F 值为对应的模型整体拟合效果。

四、稳健性检验

由于我国信贷资产证券化业务运行时间较短, 所以可选取的样本事件较少, 因而必须进行回归结果的稳健性检验。为了检验信贷证券化对于银行长期性系统 β 效应的显著稳定性, 本文分别进行了基础性检验与分组稳健性检验。

(一) 基础稳定性检验

本文从如下几个方面进行了基本回归的显著性检验。

首先, 银行系统性风险具有传染性, 即使没有进行信贷证券化操作, 在样本区间内, 所有商业银行也会承担外界其他因素导致的系统性风险, 进而其 β 值会受影响。为了考察这方面的具体影响, 本文同时选取了截至 2013 年年底没有发行过信贷资产证券的中国农业银行、北京银行、光大银行、宁波银行、南京银行、华夏银行、平安银行 7 家与样本同样具有可比性的上市商业银行, 基于样本区间 2007 年 10 月 1 日至 2014 年 12 月 31 日, 选取这些银行的每日股东回报率替代样本银行数据, 重新进行面板回归, 由估计结果 Panel (1) 可知, 不发行信贷证券的银行的 D_ar_{mt} 的系数不显著, 从一个侧面印证了本文的估计结果, 即商业银行发放信贷证券会引发其自身承担更高的系统性风险。

其次, 样本银行长期性系统 β 效应的显著性有可能是由于样本银行自身系统性风险随着时间的推移而不断增加累积, 但是这种风险并不一定是由于银行进行信贷资产证券化操作而引发的, 为了印证这一点, 在式 (1) 的基础上, 将 β₁ 替换为 α₀+β₁t, 以测定风险的长时间积累效应, 回归结果如 Panel (2) 所示, 可知 tr_{mt} 的系数不显著, 否定了之前的推测, 并且 D_ar_{mt} 的系数仍然显著。这就说明我国商

^①在信贷证券化试点推进缓慢的情况下, 商业银行更热衷于拓展以银行理财为主的各种非标证券化业务, 借此将大量不良贷款出表, 在一定程度上也阻碍了我国标准信贷资产证券化的发展。

业银行发行信贷证券确实增加系统性风险, 并且 D_ar_{mt} 的这种增加也确实是由信贷证券引起的。

再次, Cyree & DeGennaro (2002) 认为, 银行系统性风险并非存在单一的线性形式, 而是存在非线性形式。本文在模型中引入 r_{mt}² 项, 来验证我国商业银行的系统性风险是否表现为非线性形式, 估计结果如 Panel (3) 所示。由结果可知, r_{mt}² 的系数并不显著, 但 D_{r_{mt}} 与 D_ar_{mt} 在 5% 的水平下

仍然显著。这说明对我国来说, 由信贷证券引发的系统性风险基本表现为线性结构, 上述模型是正确的。

最后, 本文采用 Efron (1979) 提出的 Bootstrap 方法, 通过有放回地抽样模拟进行 Hausman 稳定性检验。自助样本个数设定为 400, 抽样种子为 10101 形式, 以确保具有可重复性。检验结果如 Panel (4) 所示, 由结果可以看出这种稳定性会提高, 因此本文的结果是稳定的。

(二) 分组稳定性检验

Lockwood et al. (1996) 的研究表明, 信贷资产证券化的风险转移效应具有机构异质性。为了进一步检验信贷证券化对商业银行系统性风险长期效应的影响, 本文基于部分商业银行风险财务指标进行了如下分组样本回归检验, 结果如表 4 所示。

表3 基础稳健性检验结果

解释变量	Panel (1)	Panel (2)	Panel (3)	Panel (4)
_cons	0.6837*** (9.24)	0.6421*** (7.19)	-1.2398*** (-2.85)	0.6517*** (9.17)
r _{mt}	1.2234*** (52.65)	-6.6968 (-1.38)	-0.2052*** (-4.39)	1.2017*** (54.65)
tr _{mt}		0.0040 (1.03)		
r _{mt} ²			-0.0693 (-0.24)	
D _{r_{mt}}	-0.0174 (-1.41)	-0.0323** (-1.78)	-0.0468** (-1.73)	-0.0376*** (-2.89)
D _a r _{mt}	0.0211 (1.42)	0.0368** (2.00)	0.0333** (1.81)	0.0387*** (3.42)
F 值	532.78	462.06	466.65	4727.42
观测值	17548	17613	17613	158616

注: **、* 及 * 分别代表显著性水平为 1%、5% 及 10%, 括号内数值为系数对应的 t 统计值, F 值为对应的模型整体拟合效果。

表4 分组回归稳健性检验结果

		D _{r_{mt}}	D _a r _{mt}	r _{mt}	_cons
股权属性	国有	-0.0143 (-0.86)	0.0198 (1.42)	1.1454*** (59.25)	0.4320*** (9.13)
	股份制	-0.0696*** (-2.40)	0.0583*** (3.71)	1.2371*** (69.72)	0.7791*** (16.86)
流动性比例	低	-0.0486* (-1.76)	0.0634*** (3.51)	1.2228*** (74.35)	0.7346*** (16.28)
	高	-0.0285 (-1.18)	0.0199** (1.98)	1.1744*** (32.61)	0.5413*** (4.90)
不良贷款率	低	-0.0139 (-0.86)	0.0231*** (2.27)	1.2146*** (44.57)	0.6919*** (7.80)
	高	-0.0711*** (-2.59)	0.0531*** (3.06)	1.1708*** (36.47)	0.5419*** (5.15)
ROA	低	-0.0102 (-0.90)	0.0411** (1.93)	1.1309*** (48.45)	0.4297*** (5.67)
	高	-0.0831*** (-2.86)	0.0332** (2.15)	1.2444*** (108.96)	0.7780*** (16.60)
资产增长率	小	-0.0187 (-1.15)	0.0135 (1.08)	1.1454*** (59.25)	0.4320*** (9.13)
	大	-0.0697*** (-2.40)	0.0583*** (3.71)	1.2371*** (69.72)	0.7791*** (16.86)
营业活动现金净流量	少	-0.0543 (-0.80)	0.0410 (1.07)	1.2486*** (22.98)	0.8039*** (5.14)
	多	-0.0312 (-0.80)	0.0419* (1.62)	1.1576*** (27.54)	0.5108*** (4.26)

注: **、* 及 * 分别代表显著性水平为 1%、5% 及 10%, 括号内数值为系数对应的 t 统计值。

第一, 按股权属性将样本银行分为国有与股份制两类。由估计结果可以看出, 国有 D_{r_{mt}} 系数不具有显著性, 与后者相比, 前者是国家控股型商业银行, 因而从长期来看, 其抵御系统性风险的能

力更强。短期内，相对于国有银行，股份制银行信贷证券化的风险分散效应要更好，而从长期来看，这种行为导致股份制银行却要承担更多的系统性风险。

第二，按商业银行流动性比率规模进行分组，分组原则为以样本时间周期内各年流动性比率的算术平均值为分组依据。结果显示，二者的 D_{a,r_m} 系数都很显著，但系数大小不同。一般情况下，流动性比率较高的商业银行面临的流动性风险较小，进而其系统性风险也较小。结果显示，无论是短期效应还是长期效应，流动性比率高的银行系数比流动性低的银行小。

第三，按不良贷款比率划分。同样，二者的 D_{a,r_m} 系数都很显著。从长期来看，对不良贷款率较高的银行来说，信贷证券会进一步提高其系统性风险，而对不良贷款率较低的银行来说，其系统性风险也较低。这说明我国商业银行的不良贷款率会影响信贷证券系统性风险的分散效应。

第四，按各年平均 ROA (将样本银行分为两组)。由回归结果可知，在 ROA 方面，商业银行发行信贷证券的长期性风险效应并无多大区别，均会提高；而在暂时性风险方面，短期内，ROA 较大的银行对信贷证券的风险分散效应更为有效。

第五，资产增长率的高低可以反映商业银行的成长潜力，按资产增长率的高低将样本银行分为两组。结果显示，资产增长率较高的 D_{a,r_m} 的系数显著，即增长率较高的银行发行信贷证券所承担的系统性风险也较大。这表明，这些银行转移信贷证券风险之后，贷款资产的盲目扩张会提高银行系统性风险。

第六，提前还款风险也会影响系统性风险，而营业活动现金流量净额越高，则提前还款风险越小。按营业活动现金流量净额分为两组，由结果可以看出，二者的长期性风险效应系数都不是很显著，但是系数很大，说明我国信贷证券的提前还款风险不大，但需提防。

综合以上分析，分组检验的长期性系统 β 效应基本是显著的，商业银行发行信贷证券引发的系统性风险是存在的，并且是稳定存在的，说明本文的估计结果是稳健的。可以看出，我国信贷资产证券化的风险转移效应具有机构异质性，银行股权属性、流动性比率、不良贷款率以及资产增长率等系数的差异较大。这种潜在的机构异质性风险应引起监管机构高度重视。

五、系统性 β 的分解影响效应

采用事件分析法的银行系统性风险可以由 β 系数来反映。 β 系数由两部分组成：一是银行自身收益的波动性；二是与市场组合收益波动的相关性，即单家银行与整个银行系统性的关联程度。本文接下来分析二者对信贷证券化银行长期和短期性系统 β 效应各自的影响。^①

首先，对银行 i 来说，其自身 $\beta_i = \text{cov}_{i,m} / \sigma_m^2$ (8)

其中， $\text{cov}_{i,m}$ 表示自身收益相对于市场收益的波动性，而 σ_m^2 表示市场的收益波动性。

另一方面，银行 i 与市场的收益相关性为 $\rho_{i,m} = \text{cov}_{i,m} / (\sigma_i \times \sigma_m)$ (9)

将式 (9) 代入式 (8)，有：

$$\beta_i = \rho_{i,m} (\sigma_i / \sigma_m) \quad (10)$$

从式 (10) 可见，银行 i 的系统性风险由两部分组成， σ_i / σ_m 表示自身收益相对于市场收益的波动性程度， $\rho_{i,m}$ 表示银行与市场的关联程度。因此，通过 $\rho_{i,m}$ 的变化，可以测度信贷证券化是否能对银行间系统关联性造成明显的影响冲击。为此，首先将股票收益率与 MSCI 指数收益率进行标准化处理：

$$\bar{r}_{it} = \begin{cases} r_{it} / \sigma_{i,t < t_0}, & t < t_0 \\ r_{it} / \sigma_{i,t > t_0}, & t > t_0 \end{cases}, \quad \bar{r}_{mt} = \begin{cases} r_{mt} / \sigma_{m,t < t_0}, & t < t_0 \\ r_{mt} / \sigma_{m,t > t_0}, & t > t_0 \end{cases} \quad (11)$$

^①与之前学者的研究重点仅关注信贷证券长期风险效应不同，本文还重点研究了信贷证券对于银行系统性风险的短期及其分解效应，而这也正是信贷证券引发银行系统性风险的重要缘由。

其中， t_0 是发行信贷资产证券日，于是得到两个新的序列，即 \bar{r}_{it} 和 \bar{r}_{mt} 。联立式 (3) 与式 (10) 得新的估计模型：

$$\bar{r}_{it} = \alpha_i + \rho_1 \bar{r}_{mt} + \rho_2 D_e + \rho_3 \bar{r}_{mt} + \rho_4 D_a + \rho_5 D_a \bar{r}_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

式 (12) 中各个变量的定义如式 (3) 所示，模型估计结果如表 5 所示。

表 5 测定 ρ 的回归结果

解释变量	Panel (A1)	Panel (B1)	Panel (C1)	Panel (D1)	Panel (E1)	Panel (F1)
-cons	-1.3053*** (-165.13)	-1.3121*** (-165.00)	-1.3125*** (-164.82)	-1.3195*** (-164.66)	-1.3145*** (-162.60)	-1.3139*** (-162.59)
\bar{r}_m	0.2034*** (30.41)	0.2036*** (31.24)	0.2035*** (31.22)	0.2044*** (26.80)	0.2051*** (21.49)	0.2052*** (21.90)
D_e		0.2468 (1.10)				
$D_e \bar{r}_m$			-0.0676*** (-6.91)	-0.0340** (-2.07)	-0.0381** (-2.42)	
D_a				0.2563 (1.01)		
$D_a \bar{r}_m$					0.0346*** (4.47)	0.0335*** (4.29)
F 值	924.79	488.89	487.49	342.26	261.97	347.24
观测值	17613	17613	17613	17613	17613	17613

注：***、**、* 分别代表显著性水平为 1%、5% 及 10%，括号内数值为系数对应的 t 统计值，F 值为对应的模型整体拟合效果。

表 5 的估计程序与本文基本回归结果 (见表 2) 的估计程序同。由估计结果 Panel (F1) 可以看出，由于系统关联性引起的长期性系统 β 效应很显著，系数高达 0.0335。由此可知，信贷证券化会显著影响系统关联度，在一定的程度上加大银行的系统性风险。

由上文的稳健性检验可知，商业银行的系统性风险存在线性关系，假设发行信贷证券后，有：

$$\beta_e = \beta_n + \Delta\beta_e \quad (13)$$

其中， $\Delta\beta_e$ 为短期风险效应， β_n 为正常系统性风险。将式 (13) 代入式 (10) 有：

$$\beta_e = \rho_{i,m}^e (\sigma_i^e / \sigma_m^e) = (\rho_{i,m}^n + \Delta\rho_{i,m}^e) \sigma_i^e / \sigma_m^e \quad (14)$$

改写式 (14) 有：

$$\sigma_i^e / \sigma_m^e = (\beta_n + \Delta\beta_e) / (\rho_{i,m}^n + \Delta\rho_{i,m}^e) \quad (15)$$

由式 (15) 得由银行自身的收益波动性引发的短期系统性风险为：

$$\Delta_e(\sigma_i / \sigma_m) = \sigma_i^e / \sigma_m^e - \sigma_i^n / \sigma_m^n = (\beta_n + \Delta\beta_e) / (\rho_{i,m}^n + \Delta\rho_{i,m}^e) - \beta_n / \rho_{i,m}^n \quad (16)$$

将 β_e 和 $\Delta\beta_e$ 分别替换为 β_n 和 $\Delta\beta_n$ ，得由银行自身的收益波动性引发的长期系统性风险为：

$$\Delta_e(\sigma_i / \sigma_m) = \sigma_i^a / \sigma_m^a - \sigma_i^n / \sigma_m^n = (\beta_n + \Delta\beta_n) / (\rho_{i,m}^n + \Delta\rho_{i,m}^a) - \beta_n / \rho_{i,m}^n \quad (17)$$

以表 2 中 Panel (E) 模型的 r_{mt} 、 $D_e r_{mt}$ 和 $D_a r_{mt}$ 的系数分别表示 β_n 、 $\Delta\beta_e$ 和 $\Delta\beta_n$ ，以表 5 中 Panel (E1) 模型的 \bar{r}_{mt} 、 $D_e \bar{r}_{mt}$ 和 $D_a \bar{r}_{mt}$ 的系数表示 $\rho_{i,m}^n$ 、 $\Delta\rho_{i,m}^e$ 和 $\Delta\rho_{i,m}^a$ ，将其分别代入式 (16) 与式 (17)，可以计算出变化值，分别为 0.05 和 -0.71。这意味着短期内，信贷证券化由于银行系统性关联会弱化系统性风险，弱化程度为 -0.09；而从长期来看，这种弱化效应是微不足道的，因这种关联度而放大的系统性风险程度为 0.74。这与 Uhde.A (2010)，Wagner (2011)，庄毓敏等 (2012) 的研究结论一致，说明我国银行间交易市场在一定程度上会放大由信贷证券引发的系统性风险，尽管与欧美国家相比这种放大并不大，但也应该引起足够的重视。

六、结论及建议

本文选取我国上市商业银行市场数据,采用事件分析法分别衡量了信贷证券操作对银行系统性风险的短期与长期影响效应。短期内,银行发行信贷证券可以降低自身系统性风险,但从长期看,系统性风险却会增加,这与由多数发达国家的经验数据所得的结论一致,即信贷证券所存在的风险不容忽视。考虑到样本容量较小,笔者对结果进行了基础性与分组稳定性检验。结果表明,这个影响效应是稳定存在的。最后进行了风险效应分解分析,发现系统性风险的增加主要是因系统关联而引发的,说明信贷证券化在降低银行自身风险的同时也将更多的风险抛掷到银行系统,而我国银行系统风险分散的程度较低,反过来又引发商业银行承担更多的系统性风险。本文结论隐含的政策含义如下:

首先,要重视信贷资产证券化的长期风险监管,建立对发行者持续监督管理的制度。本文的结论表明,总体来看,银行信贷资产证券化会提高系统性风险,且这个效应是稳定存在的。因此,要遵守 Basel III (2010) 新资本协议,强化资产证券化风险暴露管理,从深度、广度、标准、统计口径、更新频率等各个方面,提出合理有效的信息披露要求。发行者应定期及时充分地向市场披露资产处置、资产异动等信息,尤其是要补充风险信息的表外披露,专业化评级机构也要对信贷证券交易在风险指标、运行行情和信用评级等方面进行详细的披露,并定期向市场发布持续跟踪评级报告。

其次,商业银行自身要完善资产证券化的过程管理与风险控制。实证结果表明,我国信贷资产证券化的风险转移效应应具有机构异质性,只有强化自身风险管理理念,降低银行自身实施信贷证券风险,才能提高银行系统稳定性。商业银行应充分识别证券化过程各类风险,加强过程风险管理。事前制订业务计划,对信贷资产证券化收益与风险敞口进行前期预测与后期结果分析,设立独立于银行内部审计的风险管理部门,重点加强信贷证券的信用风险、流动性风险、新吸纳贷款质量以及信贷资产扩张的管理,切实确保资产池基础资产的质量,防范道德风险,从经济实质角度进行信贷资产证券化的会计信息处理,确保资产的真实出售,有效地实现风险转移。

再次,建立信贷资产证券的多层次交易机制,扩大信贷资产证券投资者范围,改变试点阶段风险在银行体系内互相转移的状况。本文的结论表明,信贷资产证券风险主要是因银行系统关联而产生放大或者缩小效应。我国现行体系下,信贷证券主要是在银行间市场进行交易,割裂与其他交易市场的联系,市场的不协调导致了二级交易市场的流动性不足。降低信贷证券化系统性风险需要银行间市场和其他交易市场协同发展,消除市场之间的分割,实现信贷证券的跨市场流通,发挥多元化投资者的优势,防止资产证券化产生的信贷加速器效应。

最后,加强资产证券化业务的宏观审慎风险管理。资产证券化等新型金融业务的兴起使得金融行业之间联系增强,传统的分业监管模式应向混业监管模式过渡,建立跨机构、跨产品以及跨市场的协调机制,实现金融体系的功能性监管。同时,为与“审慎”原则和混业监管模式相适应,建议我国尽快出台类似《资产证券化监管法》等专门针对资产证券化等金融创新业务的法律,建立完善的监管体系。

(责任编辑 李楠)

参考文献:

- [1] 龚攀, 王兵. 金融创新对金融稳定的影响机制研究——基于资产证券化的微观金融视角[J]. 南方金融, 2005 (2): 19-24
- [2] 李文泓. 资产证券化的资本充足率框架及其对我国的启示[J]. 金融研究, 2005 (8): 99-111
- [3] 刘丽娜. 信贷资产证券化在中国的发展实践及政策思考[J]. 金融监管研究, 2014 (3): 29-39

- [4] 倪志凌. 动机扭曲和资产证券化的微观审慎监管——基于美国数据的实证研究[J]. 国际金融研究, 2011 (8): 75-87
- [5] 彭惠, 李勇. 不良资产证券化的收益分析与风险管理——资产证券化对发起人的影响[J]. 国际金融研究, 2004 (6): 14-22
- [6] 沈炳熙. 资产证券化与金融改革[J]. 金融研究, 2006 (9): 104-117
- [7] 沈炳熙, 马贱阳. 关于我国开展不良资产证券化的几点认识[J]. 金融研究, 2007 (12): 198-204
- [8] 孙安琴. 信用风险转移与银行体系稳定性研究[J]. 金融研究, 2011 (11): 102-111
- [9] 袁显平, 柯大钢. 事件研究方法及其在金融经济研究中的应用[J]. 统计研究, 2006 (10): 31-35
- [10] 赵俊生, 韩琳, 李湛. 信用风险转移与银行系统表现——基于美国信用衍生品交易市场面板数据板数据的实证研究[J]. 金融研究, 2007 (5): 147-160
- [11] 庄毓敏, 孙安琴, 毕毅. 信用风险转移创新与银行体系的稳定性——基于美国银行数据的实证研究[J]. 金融研究, 2012 (6): 83-94
- [12] A.Craig MacKinlay. On Multivariate Tests of CAPM[J]. Journal of Financial Economics, 1997 (18): 341-371
- [13] Acharya, V., Yorulmazer, T. Cash-in-the-market Pricing and Optimal Resolution of Bank Failures[R]. Bank of England Working Papers, 2007: 328
- [14] Allen, Carletti. Credit Risk Transfer and Contagion[J]. Journal of Monetary Economics, 2006 (53): 89-111
- [15] Allen, F., Gale, D. Financial Intermediaries and Markets[J]. Econometrica, 2004 (72): 1023-1061
- [16] Andre Uhde, Tobias C.Michalak. Securitization and Systematic Risk in European Banking: Empirical Evidence[J]. Journal of Banking and Finance, 2010 (34): 3061-3077
- [17] Cardone-Riportella, C., Samaniego-Medina, R., Trujillo-Ponce, A. What Drives Bank Securitization? The Spanish Experience[J]. Journal of Banking and Finance, 2010 (11): 2639-2651
- [18] Cebenoyan, A.S., Strahan, P.E. Risk Management, Capital Structure and Lending at Banks[J]. Journal of Banking and Finance, 2004 (28): 19-43
- [19] Cyree, K.B., De Gennaro, R.P. A Generalized Method for Detecting Abnormal Returns and Changes in Systematic Risk[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2002 (19): 399-416
- [20] Fama, E. Efficient Capital Markets: II [J]. Journal of Finance, 1991 (46): 1575-1617
- [21] Franke, G., Krahn, J.P. Default Risk Sharing Between Banks and Markets: the Contribution of Collateralized Debt Obligations[M]. University of Chicago Press, 2006
- [22] Gordon and George. Banks and Loan Sales: Marketing Non-marketable Assets[J]. Journal of Monetary Economics, 1995 (35): 389-411
- [23] Gorton, G., Metrick, A. Securitization Banking and the Run on Repo[J]. Journal of Financial Economics, 2012 (3): 425-451
- [24] Hänsel, D.N., Krahn, J.P. Does Credit Securitization Reduce Bank Risk? Evidence from the European CDO Market[R]. University of Frankfurt/Main Working Paper, 2007
- [25] Lockwood, L.J., Rutherford, R.C., Herrera, M.J. Wealth Effects of Asset Securitization[J]. Journal of Banking and Finance, 1996 (20): 151-164
- [26] Rajan, N. Has Financial Development Made the World Riskier? [R]. National Bureau of Economic Research Working Paper, 2005
- [27] Rob Nijskens, Wolf Wagner. Credit Risk Transfer Activities and Systemic Risk: How Banks Became Less Risky Individually but Posed Greater Risks to the Financial System at the Same Time[J]. Journal of Banking and Finance, 2011 (35): 1391-1398

Abstract: This paper, using the method of event study, tests the effects of credit securities stably and fully, with the data from domestic commercial banks between 2007-2013, on bank systemic risk in the short and long term by establishing a market model and fixed effect of panel. The results show that, credit securitization helps to reduce the risk of the banking system in the short term and increase the risk in the long term. At the same time, the transfer of the risk of bank credit securitization has the feature of heterogeneity. The risk increase is mainly due to the amplification effect of the banking system correlation. Finally, this paper puts forward suggestions and measures to be complete and perfected.

Keywords: Credit Securitization; Systemic Risk; β Decomposition Effect