

# 经济政策不确定性与银行资产证券化

李 佳

(山东师范大学 经济学院, 山东 济南 250358)

**摘要:** 经济政策的频繁变动,将对银行微观经营环境产生负面作用,进而影响银行发展资产证券化的动机。文章基于经济政策不确定性—银行微观行为变化—资产证券化发展的关联链条,考察经济政策不确定性对银行资产证券化发展的影响。研究发现:经济政策不确定性上升显著促进了银行资产证券化发展。进一步探讨该正向影响的内在机理后发现,经济政策不确定性对银行期限错配、风险承担及盈利水平等产生的负面影响,是推动银行发展资产证券化的重要动机,说明银行发展资产证券化的主要目的在于缓解政策频繁调整带来的负向冲击。文章为科学制定资产证券化发展策略,以及在新冠肺炎疫情导致政策频繁调整的背景下,通过资产证券化的发展来稳定银行行为提供了有益启示。

**关键词:** 经济政策不确定性; 银行; 资产证券化

**中图分类号:** F062.9   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1009-0150(2020)04-0064-19

## 一、引言

近年来,全球经济处于多故之秋,金融危机与贸易保护主义抬头等事件迫使各国频繁出台多组政策予以应对,并引发了较高的经济政策不确定性。从国内来看,为了应对发展不充分、不平衡等问题,政府相继出台了供给侧改革、“一带一路”倡议及自贸区建设等举措,这虽然有助于缓解中国经济短期内面临的困境,但政策不断调整及针对政策解读与执行的差异,亦会导致经济政策的不确定性(王菁华和茅宁,2019)。尤其是2020年初爆发的新冠肺炎疫情,对中国宏观经济和微观企业均产生了重大冲击(王永贵和高佳,2020),并给经济社会发展增添了新的不确定性,而且监管当局迅速做出的政策反应也导致了经济政策制定和实施的不稳定性。Baker等(2016)构建的中国经济政策不确定性指数显示,后危机时代该指数虽然经历了短暂下降,但其年度均值自2013年之后持续攀升,2015-2018年的上升幅度尤为明显,并于2019年达到历史新高(791.87),2020年前五个月的平均值也保持在776.62的高位<sup>①</sup>。这与经济政策频繁调整的事实相吻合,同时也凸显了新冠肺炎疫情爆发后经济政策不断变动的现实。

在中国的银行主导型金融体系下,银行是沟通金融与实体经济的主要桥梁,是宏观经济政策实现既定目标的重要传导渠道,在此背景下,银行在面临政策不确定性时的行为变化是学术界关注的焦点(王朝阳等,2018)。Bordo等(2016)发现经济政策不确定性会抑制银行贷款增长,同时银行也会强化自我保护动机,以降低信贷供给(Valencia, 2017);顾海峰和于家珺(2019)认

收稿日期: 2020-02-13

基金项目: 国家社科基金项目“经济下行期资产证券化创新对银行风险承担的影响研究”(16CJY070)。

作者简介: 李 佳(1981—),男,河南商丘人,山东师范大学经济学院副教授、博士生导师。

<sup>①</sup>数据来源: [http://www.policyuncertainty.com/china\\_monthly.html](http://www.policyuncertainty.com/china_monthly.html)。

为经济政策不确定性上升会削弱银行的主动风险承担,并加剧被动风险承担及破产风险。值得注意的是,2012年6月,伴随金融深化的需要,信贷资产证券化再次启动,但在重启当年,发行银行仅2家,发行证券仅8支。在一系列政策推动下,资产证券化发展不断提速,并于2018年底超过万亿元,发行证券达到329支,参与银行为95家。可见,随着经济政策不确定性上升,银行资产证券化也不断发展。理论上,资产证券化有利于银行优化资产流动性结构,缓解资产负债结构的期限错配(郭红玉等,2018),并降低风险承担水平(李佳,2019)。那么,在政策不确定性背景下银行是否具有发展资产证券化的动机?经济政策不确定性对银行微观行为的负面冲击是否影响了资产证券化的发展?若产生影响,其作用机制如何表现?考虑到经济政策频繁变动的现实,经济政策不确定性与影响银行资产证券化发展的因素如何互动?回答上述问题,不仅有助于进一步廓清银行资产证券化发展的内在逻辑,还能为经济政策不确定性影响银行行为变化提供新的解释,并对科学制定资产证券化发展策略,以及在新冠肺炎疫情导致政策频繁调整的背景下,通过资产证券化的发展来稳定银行行为具有重要的参考价值。

有鉴于此,本文借助Baker等(2016)构建的经济政策不确定性指数,结合中国银行业样本数据,检验了经济政策不确定性对银行资产证券化的影响,并在此基础上分析了相应的影响机制与异质性特征。研究发现:经济政策不确定性越大,银行资产证券化发展动机越强,该结论在一系列稳健性检验后依然成立。通过纳入银行微观行为变化考察上述正向影响的内在机制,发现经济政策不确定性对银行期限错配、风险承担及盈利水平的负面影响,是银行发展资产证券化的重要动因。进一步研究异质性特征,结果显示政策不确定性对银行资产证券化的正向效应,在非上市银行、城商行与农商行中更为明显。上述结果印证了本文的逻辑推论,即随着经济政策频繁调整,银行会推动资产证券化创新以缓解经济政策不确定性的负面影响,也就是说资产证券化拥有的一系列改善银行微观结构的功能效应,逐步成为银行应对经济政策不确定性冲击的重要渠道。

在已有文献的基础上,本文可能的边际贡献包括:第一,拓展银行资产证券化的研究视角。现有研究主要基于银行自身特征变化考察资产证券化发展(陈小宪和李杜若,2017),较少涉及宏观制度性因素。与之不同的是,本文突破了传统微观视角的研究框架,基于政策不确定性的宏观视角分析银行资产证券化的发展,不仅厘清了转型背景下银行资产证券化发展的内在逻辑,也拓展了银行资产证券化的研究视角。第二,深化了对经济政策不确定性影响效应的认知。目前针对经济政策不确定性与银行行为关系的研究相对有限(顾海峰和于家珺,2019),本文揭示了经济政策不确定性对银行资产证券化发展的正向作用,基于银行行为变化的视角深化了对经济政策不确定性影响效应的认知。第三,构建政策不确定性—银行微观行为变化—资产证券化发展的关联链条,在充分识别经济政策不确定性与银行资产证券化基本关系的基础上,从作用机制与异质性特征等方面,系统给出了经济政策不确定性对银行资产证券化影响的经验证据,为银行如何借助资产证券化的发展以充分发挥信用中介功能,并有效防范疫情肆虐导致政策频繁调整下的风险冲击提供理论支持与指导。

## 二、文献回顾与研究假设

### (一)文献回顾

1. 经济政策不确定性对银行行为的影响。经济政策不确定性指由于政府未来经济政策不明朗,尤其是经济政策在未来方向和强度上不明确,导致经济主体无法确切预知政府是否、何

时以及如何改变现行政策所带来的不确定性(Baker等, 2016; 顾夏铭等, 2018)。在转型经济体中, 金融机构对经济政策的依赖程度较高, 经济政策不确定性也会对其产生重要影响, 而且银行信贷行为的变化是政策不确定性影响实体经济的重要渠道(宋全云等, 2019)。Talavera等(2012)认为银行将提高利率水平对较高的不确定性进行规避, 这将扭曲信贷资源的配置效率; Bordo等(2016)、Valencia(2017)基于美国银行业数据, 发现经济政策不确定性上升抑制了银行信贷增长, 原因在于政策不确定性将使银行强化自我保险动机; 同时沈悦和马续涛(2017)以中国银行业数据为样本进行研究, 也得出了相同结论。Alessandri和Bottero(2017)指出政策不确定性上升降低了银行批准贷款的意愿, 并增加了银行评估贷款风险的难度。随着针对经济政策不确定性的研究不断深化, 学术界开始关注政策不确定性对银行风险承担的影响, Chi和Li(2017)基于中国银行业数据发现不确定的政策环境导致不良贷款率显著上升; 郝威亚等(2017)认为经济政策不确定性致使银行储蓄和净流动性头寸不断上升, 从而加大了贷款风险, 但对于资本充足率较高的银行, 这种影响较小; 顾海峰和于家珺(2019)认为现有文献对银行风险承担的界定并不完整, 他们将银行风险区分为主动风险承担与被动风险承担进行考察, 发现虽然政策不确定性上升会削弱银行的主动风险承担, 但会加剧被动风险承担及破产风险, 并且行业集中度的提高会进一步强化经济政策不确定性对银行被动风险承担与破产风险的推动作用。可见, 学术界基于经济政策不确定性视角, 围绕银行信贷行为和风险变化做了一系列很有意义的工作, 但仍需拓展经济政策不确定性与银行微观行为关系的研究, 尤其在资产证券化迅速发展的背景下, 经济政策不确定性如何通过银行微观行为的变化影响资产证券化的发展, 这是本文关注的重点。

2. 银行资产证券化发展的相关研究。资产证券化诞生于美国金融脱媒的经济背景, 主要是为了帮助银行机构摆脱流动性困境, 而这种创新流程又是银行转移风险的重要渠道。一方面, 银行通过资产证券化将信贷资产“真实出售”, 可获取必要的流动性(Farruggio和Uhde, 2015), 这项功能也被视为银行除股权融资和债务融资之外的第三种融资方式(郭红玉等, 2018), 多数文献也给出了银行基于流动性需求发展资产证券化的经验证据(Affinito和Tagliaferri, 2010); 另一方面, 作为一项风险转移工具, 也有研究认为银行发展资产证券化的主要动因在于管理风险、降低风险暴露与预期损失(Dell'Araccia等, 2012), 实证文献也证实了资产证券化与银行风险之间的负相关关系(李佳, 2019)。

也有文献基于资本需求和盈利性等视角对银行资产证券化发展动因进行解析。刘红霞和幸丽霞(2016)认为减少资本消耗、提高资本充足率是银行发展资产证券化的动因之一; 邹晓梅等(2015)指出开展资产证券化的银行可以创造更多的盈利机会; 陈小宪和李杜若(2017)发现中国银行业发展资产证券化的动机在于改善盈利性。随着经济下行压力加大, 部分文献开始从宏观层面进行考察, 并指出不仅经济下行趋势及其导致的银行微观环境恶化显著推动了资产证券化发展, 而且2014年底资产证券化业务由审批制转向备案制或注册制的政策变化, 亦促进了银行资产证券化扩张(李佳和黄雪宁, 2018); 王晓和宁玉玲(2019)发现利率市场化是促进银行资产证券化发展的宏观因素之一, 而且银行发展资产证券化的主要目的在于应对利率市场化程度不断深化带来的冲击。

由此可见, 既有文献从不同视角审视了银行资产证券化的发展动因, 但仍存在如下不足之处: 一方面, 鲜有文献基于宏观制度性因素变化进行研究, 虽然李佳和黄雪宁(2018)提到了针对资产证券化的政策变化, 但该政策仅属于微观范畴的监管政策; 王晓和宁玉玲(2019)的研究虽已经涉及宏观层面的政策因素, 但利率市场化也仅是单一政策, 无法体现中国经济政策变化的综合性。另一方面, 现有研究无法体现转型经济体背景下政策变化的连续性和复杂性, 并且

中国经济政策频繁调整的现实也反映了政策的不确定性特征,特别是突如其来的新冠肺炎疫情及其所引致的政策变化也加剧了市场主体对未来政策不确定性的预期,因此本文认为对于转型经济体政策变化的衡量,应从更加宏观、连续和不确定性的角度进行考量。鉴于此,本文基于Baker等(2016)的研究<sup>①</sup>,全面解析经济政策不确定性对银行资产证券化发展的影响,以期对相关研究的推进做出应有补充和边际贡献。

## (二)理论分析与假设提出

1. 经济政策不确定性对银行资产证券化发展的促进效应。首先,从总量上看,在经济政策不确定性影响下,银行出于安全性考虑将降低信贷供给,一般企业也会基于预防性动机增持现金(陈艳艳和程六兵,2018),即从总量上看,经济政策不确定性与银行信贷供给负相关。从结构上看,银行短期信贷和长期信贷对于企业而言存在显著差异:一方面,短期信贷期限短、流动性强、波动性大等特性给企业带来了较大的流动性压力;另一方面,稳定性强、期限长及规模大的长期信贷有助于企业制定发展规划(刘磊等,2019),并暂时回避经济政策不确定性的影响。从银行角度看,相对于短期信贷,长期信贷具有的一系列附加条件可有效约束企业行为,并且银行通常也更注重长期信贷的风险管控,说明在政策难以预测的背景下,长期信贷的不确定性远低于短期信贷。由此可见,随着经济政策不确定性增强,虽然企业的信贷意愿(需求)与银行的惜贷行为(供给)会导致信贷规模下降,但针对长期信贷的供求将会上升,即便未上升,长期信贷在信贷规模中的比重也将持续高于短期信贷,这一趋势必将加重银行资产负债结构的期限错配。现有研究认为,资产证券化的流动性效应功能不仅能够优化银行资产流动性结构,也可以缓解资产负债结构的期限错配,主要机制如下:作为一项流动性管理工具,资产证券化在扩大银行流动性来源的同时,还可将以长期信贷为主的非流动性资产剥离资产负债表,实现非流动性资产向流动性资产(或短期资产)的转换,并提高后者在资产结构中的比重。流动性资产所占比重的上升,一方面体现了银行资产流动性结构的优化;另一方面,在银行负债结构未受影响的情况下,通过资产期限的短期化缓解了资产负债结构的期限错配(郭红玉等,2018)。上述机制意味着资产证券化有助于银行缓解由于政策不确定性引起的资产负债期限错配等问题,这也是银行在政策不稳定环境下发展资产证券化的重要动因,因此本文认为,经济政策不确定性引起的银行期限错配等问题是银行发展资产证券化的动机之一。

其次,经济政策不确定性将通过风险识别和经济负面冲击等途径影响银行风险承担(顾海峰和于家珺,2019)。一方面,政策不确定性将加剧信息传递的不对称性,从而干扰银行的正常决策,频繁调整的经济政策甚至会使银行误将资源投入高风险行业。同时,经济政策不确定性上升会提高企业交易成本与信息披露成本,并降低信息披露的质量、易读性和可理解性(Jiang等,2019),这不利于银行对企业行为作出正确判断。这表明较高的不确定性增加了银行评估企业风险的难度,即降低了银行风险识别能力,由此导致风险承担上升。另一方面,经济政策不确定性与经济增长存在负相关关系(杨海生等,2014),在政策不确定性与经济下行双重冲击下,企业盈利能力与股权价值也不断下降,由于国内银行存在大量上市公司股权质押贷款,股权价值缩水必将导致抵押品价值下降(顾海峰和于家珺,2019),而抵押品价值下降意味着银行风险暴露或风险承担水平的上升。在此背景下,资产证券化的风险转移功能,有助于银行应对政策频繁调整带来的风险压力:第一,作为沟通金融市场的重要桥梁,资产证券化可推动银行融入金融市场,使其获取充足的市场信息,并在政策不确定性环境中增强风险识别能力;第二,银行可借助资产证券化的破产隔离机制,将信用等级较低的信贷资产剥离资产负债表,

<sup>①</sup>Baker等(2016)运用文本分析法,基于新闻报纸信息和专家预测报告提取、合成了经济政策不确定性指数,并对此进行了严格证明,从而构建了经济政策不确定性的连续性变量,该指数也是目前学术界研究经济政策不确定性的重要载体。

实现风险水平的降低与风险资产结构的最优配置;第三,资产证券化为银行提供了发起—分销贷款经营模式,在此模式下,银行既可持有信贷资产直至到期,也可在持续期内转让信贷资产,这说明银行可根据政策形势变化灵活处置信贷资产,以有效应对政策不稳定的冲击;第四,风险转移的实质就是贷款转让,该功能可与流动性效应叠加,通过优化资产流动性结构与缓解期限错配,进一步降低风险承担水平。上述分析意味着资产证券化对风险承担的缓解作用,有助于银行缓冲或应对政策频繁调整的冲击,这也构成了银行在经济政策不确定性背景下发行资产支持证券的充分理由,为此本文认为,经济政策不确定性对银行风险承担的负面影响进一步推动了资产证券化发展。

最后,经济政策不确定性也对银行盈利能力与资本约束产生不同影响。一方面,频繁调整的政策环境将增大企业预期盈利与经营现金流的不确定性(饶品贵等,2017),且企业盈利能力的负面变化将进一步传导至银行并影响其盈利水平。在此影响下,资产证券化为改善银行盈利能力提供了平台,其不仅可拓宽银行盈利渠道,改变盈利模式过于单一的现象,也有助于提升银行盈利水平(邹晓梅等,2015)。其主要机制如下:资产证券化能够重新整合银行资产负债业务板块,充分发挥挖掘现有金融资源的功能,以形成新的竞争优势,并且发起—分销的经营模式也提供了市场化的定价模式,使资金配置期限更加灵活,从而形成多元化的盈利模式。另外,资产证券化有利于银行实现存款融资成本的分担与边际成本的降低,从而提高信贷效率,为银行进一步开拓金融市场业务搭建桥梁。在资产证券化影响下,银行业务效率的提升与业务范围的扩大将压低平均经营成本,这必将对盈利能力与经营绩效产生正向作用。可见,在经济政策不确定性背景下,盈利能力下降可成为银行发展资产证券化的动因之一。另一方面,当经济政策不确定性上升时,较高的资本充足率有助于银行维持市场竞争力,以抵御经营环境的频繁变动,并为银行提供融资便利,使其保持必要的流动性。随着经济政策不确定性上升,银行反而会提高资本充足率(顾海峰和于家珺,2019)。现有研究认为,资产证券化可通过风险转移、监管资本套利等功能改善银行资本充足率,并通过降低市场对银行的风险感知提高资本与管理资产的比率,而且资产证券化本身也未占有更多资本,因此对银行而言,资产证券化具有提高资本充足率与减少资本消耗等功能(刘红霞和幸丽霞,2016)。但在经济政策不确定性背景下,银行谨慎起见,倾向于提高资本充足率,即政策的频繁调整不会对银行资本约束产生负面影响,银行也无须基于改善资本约束的需求发展资产证券化,因此本文推断在经济政策不确定性增强的情况下,资本约束并不是银行发展资产证券化的动因。可见,经济政策不确定性与影响银行资产证券化发展的微观因素存在紧密关系,政策不确定性对银行期限错配、风险与盈利水平的负面影响是银行发展资产证券化的重要动因,因此,基于经济政策不确定性—银行微观行为变化—资产证券化发展的逻辑链条,本文提出以下研究假设:

H1: 给定其他条件不变,经济政策不确定性上升将促进银行资产证券化发展。

H2: 随着经济政策不确定性上升,银行期限错配、风险承担及盈利水平的负面变化,将促进资产证券化的发展。

2. 经济政策不确定性影响的异质性分析。经济政策不确定性的影响效应会因银行类型差异而存在异质性。立足于中国独特的市场环境,银行存在国有银行与非国有银行、上市银行与非上市银行、大型银行与小型银行之分。一般而言,多数上市银行具有政府背景,与政府部门存在制度关联,属于大型银行的范畴(一些上市的城商行和农商行除外),在金融体系中占据主导地位,具有规模大、网点多、综合服务能力强等特征,当面对政策频繁调整时,能够获取充

足的政策信息与管制资源,并及时了解经济政策导向,由此得知,具有先天性资源与信息优势的大型银行或上市银行,在应对经济政策不确定性时具有较强的调整适应能力。对于非上市银行或中小型银行而言,规模小、网点少、综合服务能力不足是其主要缺陷,并且这类银行也不具有充分的业务和盈利空间,缺乏足够的信息资源,当面对难以预测的政策前景时,这类银行实现自我保险的动机更大(宋全云等,2019)。基于上述分析本文认为,针对经济政策频繁变动导致期限错配恶化、风险承担上升及盈利能力下降等问题,由于上市银行或大型银行拥有充足的空间与措施进行调整,同时具有较强的适应能力,这类银行不会受到较大影响,因此缺乏足够的动力发展资产证券化,而非上市银行或中小型银行调整空间较小,也不具有多元化的风险管理和盈利途径,这类银行更有动机发展资产证券化以解决上述问题,据此提出研究假设H3:

H3:与上市银行或大型银行相比,经济政策不确定性上升更能够促进非上市银行或中小银行发展资产证券化。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

在2012年银行资产证券化重启之前,资产证券化有短暂的发展阶段,且规模也不大。考虑到数据可得性,并避免样本选择偏误等问题,本文重点基于2012年重启后的银行样本进行研究,并为了确保全面性,特意纳入没有一次发行记录的截面数据,由此选取2011年至2018年中国145家商业银行年度数据为研究样本。根据中国资产证券化网数据,截至2018年,共有95家银行至少有一笔资产证券化业务(本文样本覆盖了这些银行),涵盖上市银行(包括大型银行与股份制银行)、其他股份制银行、城市商业银行、农村商业银行等,反映了银行类型的多样化,具有较强的代表性。本文将政策性银行、数据缺失或年报信息不完善的银行,以及被接管或非正常经营的银行等样本进行剔除,并对所有连续变量1%和99%分位点外的数据进行缩尾处理,以降低极端值的影响。

对于资产证券化数据,基于中国资产证券化分析网中的证券列表进行整理,具体根据发起人或原始权益人列表确定资产支持证券发行银行,并统计银行*i*在第*t*年的发行信息(包括规模和记录);对于银行微观层面的特征数据,根据Wind咨询和银行年报进行整理。

#### (二)模型设定与变量说明

为了验证提出的研究假说,本文构建如下基准估计模型:

$$Sec_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPU_{t-1} + \sum Controls_{i,t} + \sum BankEffect + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $Sec_{i,t}$ 代表银行*i*在第*t*年的资产证券化发展情况; $EPU_{t-1}$ 为核心解释变量,即经济政策不确定性指数,鉴于经济政策调整对银行行为的影响可能存在滞后性,本文对经济政策不确定性指数进行滞后一期处理。在控制其他影响因素的基础上,系数 $\beta_1$ 是本文关心的系数,即代表经济政策不确定性对银行资产证券化的影响。 $Controls_{i,t}$ 为一系列控制变量, $BankEffect$ 为控制个体固定效应的银行虚拟变量。由于核心解释变量为时间序列数据,若加入年份虚拟变量会吸收经济政策不确定性的影响效应,因此不再加入年份虚拟变量,而是控制多个宏观层面变量予以替代。

1. 被解释变量。根据本文的研究主题,借鉴高蓓等(2016)研究,定义资产证券化活跃程度变量,即资产证券化发行规模与银行总资产之比。由于银行在某些年份可能未发行资产支持证券,这时资产证券化活跃程度为0,可知本文数据存在被截取(censored)的特征,因此采用Tobit模型对式(1)进行估计。本文还设定如下两种方式进行稳健性检验:一是借鉴郭红玉等(2018)等研究,设置资产证券化虚拟变量,即银行*i*在*t*期至少有一次发行记录取值为1,否则为

0;二是参考李佳(2019)的研究,定义资产证券化发行程度,即若银行*i*在*t*期没有发行资产支持证券,取值为0,发行1次取值为1,发行1至5次取值为2,发行5次以上取值为3。

2. 核心解释变量。近年来,学术界逐步使用Baker等(2016)构建的经济政策不确定性指数<sup>①</sup>衡量经济政策不确定性(张峰等,2019;宋全云等,2019),该指数利用媒体对经济政策不确定性的关注程度推断市场主体面临的不确定性,基于香港发行量最大、影响力最强的《南华日报》作为新闻检索平台进行关键词搜索,以每个月报道不确定性的频率进行均值为100的标准化。本文参照顾夏铭等(2018),取年内月度数据的算术平均值除以100获得年度经济政策不确定性指数,在稳健性检验中,借鉴张峰等(2019),取月度数据的几何平均值除以100进行衡量。

3. 其他控制变量。参考李佳和黄雪宁(2018)、郭妍和韩庆潇(2019)、顾海峰和闫君(2019)等研究,定义控制变量如下:(1)流动性比率,反映银行资产流动性结构;(2)拨备覆盖率和资产收益率,分别度量银行风险监管与盈利水平;(3)风险加权资产占总资产之比,以对银行个体风险进行直接和前瞻性的测度,该变量也是度量银行风险的常见方式;(4)考虑到同业业务的重要性,同业杠杆也会影响银行流动性与风险水平,因此本文定义同业杠杆=(总资产-所有者权益-一般性存款)/总资产,以度量银行同业业务的变化;(5)在经济下行压力与金融脱媒的影响下,银行逐渐意识到优化收入结构的紧迫性和重要性,本文通过设置非利息收入占比对银行收入结构进行衡量;(6)权益资产比,该变量可综合体现银行资本结构、资本充足状况及风险承担水平;(7)按照惯用做法,用总资产自然对数值衡量银行规模;(8)加入GDP增长率、广义货币增长率和消费者物价指数等宏观层面变量,以控制随时间变化的宏观经济趋势。变量定义及描述性统计结果如表1所示。

表1 变量定义与描述性统计结果

变量名称	符号	变量定义	均值	标准差	中位数	最大值
资产证券化活跃程度	<i>secasset</i>	资产证券化规模/总资产	0.0031	0.0145	0	0.3169
经济政策不确定性	<i>EPU</i>	经济政策不确定性指数月度数据的算术平均数	2.5288	1.2043	2.1285	4.6047
流动性比率	<i>lr</i>	流动性资产/总资产	0.5342	0.1476	0.5127	1.2648
风险加权资产占比	<i>wra</i>	风险加权资产/总资产	0.6313	0.1338	0.6368	1.1156
拨备覆盖率	<i>pcr</i>	贷款损失准备金/不良贷款	3.1003	4.3692	2.3363	5.2121
权益资产比	<i>ear</i>	总权益/总资产	0.0734	0.0369	0.0699	0.8781
资产收益率	<i>roa</i>	净利润/总资产	0.0113	0.0107	0.0100	0.1684
非利息收入占比	<i>nii</i>	非利息收入/营业收入	0.1154	0.8996	0.0574	0.3107
同业杠杆	<i>tongye_lev</i>	(总资产-所有者权益-一般性存款)/总资产	0.2327	0.1149	0.2351	0.9038
总资产	<i>lnasset</i>	总资产对数值	7.4971	1.5356	7.1738	12.5318
GDP增长率	<i>gdp</i>	$gdp=(GDP_t-GDP_{t-1})/GDP_{t-1}$	0.0741	0.0089	0.0715	0.0950
广义货币增长率	$m^2$	$m^2=(M^2_t-M^2_{t-1})/M^2_{t-1}$	0.1176	0.0223	0.1275	0.1380
物价上涨率	<i>cpi</i>	$cpi=(居民消费价格指数-100)/100$	0.0246	0.0118	0.0205	0.0540

4. 初步事实判断。自2012年银行资产证券化重启以来,其存量规模稳步增长<sup>②</sup>;同时,Baker等(2016)构建的经济政策不确定性指数(年度均值)表明,虽然经历了短暂下降,但该指数自2013年开始不断上升(见图1),并在2018年达到460.47的高位。可见,自2012年以来,经济政策不

①可从<http://www.policyuncertainty.com>网站下载获得。

②截至2018年底,银行资产证券化总规模10 928亿元,存量单数329个,基础资产涵盖住房抵押贷款、企业贷款、零售贷款及不良贷款重组等。

确定性与银行资产证券化发展存在正相关关系,该事实初步验证了本文基本研究假设,即给定其他条件不变,经济政策不确定性上升将促进银行资产证券化发展。然而,图1仅简单刻画了本文事实,为了获得更为可靠的结论,需要纳入更多因素进行综合实证考察。



#### 四、基本实证结果与分析

##### (一) 经济政策不确定性对银行资产证券化影响的基本结果分析

基于Tobit模型的基本估计结果见表2。第(1)、(2)列显示,无论是否加入控制变量,EPU系数均显著为正,初步表明经济政策不确定性上升能够促进银行资产证券化发展,进而验证了H1。为了保证结果稳健,将经济政策不确定性指数年度平均值进行对数化处理,结果见第(3)、(4)列,EPU系数至少在5%的水平上显著为正,再次说明经济政策不确定上升能够正向影响银行资产证券化发展。如上文所述,当政策不稳定时,银行倾向于加快发展资产证券化,以改善期限错配、风险承担及盈利水平等微观结构,从而应对难以预测的政策冲击,因而本文认为,在经济政策不确定性导致未来经济形势不明朗的情况下,银行将推动资产证券化创新,以谋求

图1 经济政策不确定性与银行资产证券化变化趋势

表2 经济政策不确定性对银行资产证券化发展影响的基本结果

变量	secasset					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EPU	0.0303*** (0.0087)	0.0057** (0.0026)	0.0773*** (0.0222)	0.0150** (0.0058)	0.0053** (0.0027)	0.0127*** (0.0055)
lr		0.0095 (0.0166)		0.0099 (0.0164)	0.0088 (0.0166)	0.0091 (0.0165)
wra		0.0442** (0.0202)		0.0439** (0.0201)	0.0441** (0.0202)	0.0443** (0.0202)
pcr		-0.0049** (0.0024)		-0.0049** (0.0024)	-0.0049** (0.0024)	-0.0049** (0.0024)
ear		-0.0600 (0.0535)		-0.0581 (0.0527)	-0.0622 (0.0548)	-0.0607 (0.0542)
roa		-0.3188 (0.2476)		-0.3398 (0.2588)	-0.3078 (0.2423)	-0.3240 (0.2507)
nii		-0.0000 (0.0009)		0.0000 (0.0009)	-0.0000 (0.0009)	-0.0000 (0.0009)
tongye_lev		-0.1155*** (0.0425)		-0.1165*** (0.0426)	-0.1150*** (0.0425)	-0.1160*** (0.0425)
lnasset		0.0113*** (0.0023)		0.0113*** (0.0023)	0.0113*** (0.0023)	0.0113*** (0.0023)
gdp		1.6915 (1.0897)		2.5684** (1.2445)	1.4919 (1.0667)	2.4566** (1.2292)
m <sup>2</sup>		1.1264*** (0.3854)		0.8473*** (0.3029)	1.1241*** (0.4096)	0.8670*** (0.3351)
cpi		-2.8071*** (0.6909)		-2.1092*** (0.7004)	-3.2196*** (0.7220)	-2.5386*** (0.6798)
_cons	-0.1236*** (0.0358)	-0.1642*** (0.0416)	-0.4691*** (0.1331)	-0.0980** (0.0397)	-0.1650*** (0.0418)	-0.1103*** (0.0397)
BANK	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1088	943	1088	943	943	943
Pseudo-R <sup>2</sup>	-5.5996	-6.4582	-5.5996	-3.8553	-3.4476	-3.4635

注:括号中为稳健标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下同。



自我发展与提升。

由表2可知,控制变量结果基本符合预期。流动性比率(*lr*)系数并不显著,说明流动性管理并不是银行从事资产证券化的目的,与陈小宪和李杜若(2017)的结论一致,这与国内银行普遍不缺乏流动性的现实有关。风险资产占比(*wra*)系数显著为正,表明风险资产占比越高的银行,资产证券化发展动机越强,因为风险资产规模较大的银行具有较高的风险承担水平,需要利用资产证券化的风险转移功能降低风险。拨备覆盖率(*pcr*)系数显著为负,即拨备覆盖率与银行资产证券化发展负相关。同业杠杆(*tongye\_lev*)系数显著为负,即同业杠杆越低,银行越偏好发展资产证券化。较低的同业杠杆意味着较低的流动性压力,这从侧面再次证实流动性不是银行发展资产证券化的动机。银行规模(*lnasset*)对资产证券化的影响显著为正,可能的解释是不断增长的资产规模可为资产证券化发展提供充足空间(王晓和宁玉玲,2019)。宏观变量结果基本与经济发展现实相吻合。*gdp*与*m<sup>2</sup>*系数均显著为正,说明经济上行周期推动了银行资产证券化发展,这与银行顺周期的行业特征基本相符;消费者物价变动率(*cpi*)系数显著为负,即物价上涨不利于银行资产证券化发展。

## (二)稳健性检验

1. 改变核心变量度量方式。一方面,基于月度数据的几何平均值除以100衡量经济政策不确定性,同时进行对数化处理[结果见表(2)第(5)、(6)列],显示EPU系数至少在5%的水平上显著为正,可见重新界定后的经济政策不确定性依旧显著提升了银行资产证券化活跃程度,说明采用几何平均数度量的不确定性指数与算术平均数得到的结果不存在明显差异。另一方面,设置资产证券化虚拟变量(*dumsec*)与发行程度(*secllevel*),并分别采用probit模型和OLS模型进行回归处理,结果由表3第(1)、(2)列所示,发现EPU系数显著为正,与基本估计结果保持一致。

表3 替换核心变量及其他稳健性检验结果

变量	<i>dumsec</i>	<i>secllevel</i>	<i>secasset</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>EPU</i>	1.7827*** (0.4018)	0.1373** (0.0601)	0.0057** (0.0026)	0.0320** (0.0162)	0.0273*** (0.0085)
<i>lr</i>	-0.7653 (0.8036)	0.0850 (0.2149)	0.0095 (0.0161)	0.0037 (0.0216)	0.0258 (0.0224)
<i>wra</i>	0.6057 (1.0462)	-0.0803 (0.3119)	0.0440** (0.0218)	0.0422*** (0.0027)	0.0546*** (0.0026)
<i>pcr</i>	-0.0494 (0.0908)	0.0092** (0.0042)	-0.0049* (0.0029)	0.0013 (0.0024)	0.0033* (0.0020)
<i>ear</i>	-8.4079 (7.2051)	0.0916 (0.3108)	-0.0600 (0.0652)	-0.2180 (0.2960)	0.9619* (0.4902)
<i>roa</i>	2.0550 (6.7221)	1.4473 (2.1383)	-0.3188 (0.3319)	0.0761 (1.6963)	-1.5773 (1.7848)
<i>nii</i>	0.1263*** (0.0450)	0.0146 (0.0147)	-0.0000 (0.0010)	0.0001 (0.0011)	-0.0098 (0.0249)
<i>tongye_lev</i>	0.8280 (1.2812)	-0.0324 (0.5536)	-0.1155** (0.0456)	-0.0249 (0.0770)	0.0243 (0.0608)
<i>lnasset</i>	1.0735*** (0.1011)	-0.1587 (0.1641)	0.0113*** (0.0024)	0.0315 (0.0195)	0.0394 (0.0260)
<i>gdp</i>	6.0359*** (2.5429)	5.3593*** (0.3184)	1.6915* (0.9595)	1.0789 (5.5758)	-0.2540 (1.3007)
<i>m<sup>2</sup></i>	5.8374*** (1.5260)	5.2813 (3.4564)	1.1264*** (0.3906)	1.2851 (0.8277)	0.9832*** (0.3429)
<i>cpi</i>	-3.0422*** (0.8815)	-3.0542*** (0.7663)	-2.8071*** (0.7871)	-2.0749 (1.3193)	-2.8657*** (0.6233)
<i>policy</i>				1.0206*** (0.0438)	
<i>_cons</i>	13.0230*** (4.1632)	7.4920*** (2.2753)	-0.1642*** (0.0431)	-0.1698 (0.4363)	-0.1925 (0.3186)
<i>BANK</i>	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	836	943	943	943	943
<i>Pseudo-R<sup>2</sup>/R<sup>2</sup></i>	0.4169	0.5216	-3.4582	-3.7228	-3.8327

2. 采用银行层面的聚类效应对标准误进行修正。本文样本涵盖国有银行、股份制银行、城商行、农商行等不同类型的银行,由于不同银行的业务可能会有交叉(如同业业务),导致个体

之间存在较强的相关性,为了防止针对系数标准误的估计出现偏差,本文进一步按照银行层面的聚类效应对标准误进行修正,结果见表3第(3)列,可以看到,与表2第(2)列相比,虽然标准误出现了变化,但解释变量估计值与显著性水平没有太大改变,说明采用聚类标准误后本文基本结论不变。

3. 排除政策因素的影响。中国大多数金融创新离不开政策力量的推动,资产证券化也不例外。2014年年底至2015年年初,监管部门陆续将信贷资产证券化业务由审批制改为备案制或注册制,致使银行资产证券化发展不断提速(李佳和黄雪宁,2018)。为了排除并防止被遗漏政策因素的影响,本文借鉴李佳和黄雪宁(2018)的研究,基于2014年年底或2015年年初监管部门针对信贷资产证券化业务的政策变化设置政策变量(policy),即2015年及其之后的年份取值为1,否则为0,表3第(4)列显示在控制政策因素影响后,EPU系数依旧显著为正。

4. 考虑银行微观层面变量滞后一期的影响。虽然银行微观因素会影响资产证券化发展,但资产证券化也会对银行资产流动性、风险承担及盈利能力等微观行为产生影响,这种双向影响是潜在内生性问题的主要原因。上文已将EPU指数进行了滞后一期处理,进一步地,本文取所有控制变量的滞后一期值,结果见表3第(5)列,发现EPU系数在1%的水平上显著为正,即在考虑滞后一期的控制变量影响后,本文结论仍然稳健。

5. 内生性问题的处理:工具变量回归。尽管经济政策不确定性对银行而言具有一定的外生性,可以排除反向因果关系导致的内生性问题,并且本文还纳入了不同层次的控制变量与个体固定效应,以最大限度地缓解遗漏变量导致的内生性干扰,但仍有可能无法兼顾其他反映银行微观行为变化的因素,这些因素亦有可能影响资产证券化发展。为此,参考顾海峰和于家珺(2019)的研究,选取美国经济政策不确定性(APU)作为工具变量,主要原因在于:一是中美两国作为全球两大经济体,在经济政策的执行和制定上存在共通性和相似性,因此满足相关性要求;二是美国经济政策的变化会带动中国经济政策的调整,并仅能通过中国经济政策的调整影响银行的行为(Wang等,2014),可见美国经济政策不确定性作为工具变量也满足外生性要求。本文根据被解释变量的特性,分别采用IV-Tobit、IV-Probit及IV-OLS等方法进行两阶段回归(见表4),第一阶段结果显示:APU和EPU显著正相关,F统计值远大于10,且Kleibergen-Paap Wald统计量和Kleibergen-Paap LM统计量对应的P值远小于1%,说明工具变量与原内生变量高度相关,不存在不可识别和弱工具变量问题,即工具变量是有效的;第二阶段回归结果表明,在控制潜在内生性后,经济政策不确定性显著促进了银行资产证券化发展,证明前文结果稳健。

表4 考虑内生性问题的稳健性检验结果:工具变量回归

变 量	第一阶段	第二阶段		
	<i>EPU</i>	<i>secasset</i>	<i>dumsec</i>	<i>seclvel</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EPU</i>		0.0254*** (0.0069)	2.7874** (1.2846)	0.1561** (0.0677)
IV: <i>APU</i>	6.2792*** (0.3908)			
<i>lr</i>	0.1465* (0.0845)	0.0020 (0.0253)	-0.7444 (0.9161)	0.0871 (0.1976)
<i>wra</i>	0.1592 (0.1152)	0.0560** (0.0226)	0.8551*** (0.3153)	0.5204*** (0.1757)
<i>pcr</i>	-0.0017 (0.0031)	0.0013 (0.0032)	0.1216 (0.1454)	0.0092** (0.0039)
<i>ear</i>	-0.1273 (0.2632)	-0.2212 (0.3529)	4.7767 (3.0431)	0.0889 (0.2846)
<i>roa</i>	-3.7371** (1.4964)	0.0792 (1.8539)	1.2229 (1.0195)	1.4100 (1.9559)

续表4 考虑内生性问题的稳健性检验结果：工具变量回归

变 量	第一阶段		第二阶段	
	<i>EPU</i>	<i>secasset</i>	<i>dumsec</i>	<i>secllevel</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>nii</i>	-0.0174*(0.0095)	0.0002(0.0050)	0.1412(0.1722)	0.0146(0.0135)
<i>tongye_lev</i>	-0.8199*** (0.1981)	-0.2219*** (0.0380)	-3.0710*** (0.4757)	-0.9960*** (0.2941)
<i>lnasset</i>	0.4847*** (0.0595)	0.0151*** (0.0022)	0.3689*** (0.0360)	0.3460*** (0.0272)
<i>gdp</i>	8.3152*** (1.8471)	1.6411(1.4366)	1.5302*** (0.3537)	4.2812*** (1.2158)
<i>m<sup>2</sup></i>	4.4014*** (0.1222)	0.9259*** (0.3531)	2.3132** (0.9851)	6.1276* (3.6625)
<i>cpi</i>	-2.8502*** (0.6592)	-2.6904*** (0.7869)	-2.3382*** (0.0945)	-1.9091*** (0.0426)
<i>_cons</i>	6.2792*** (0.3908)	0.0099(0.3143)	22.1703(15.3793)	7.4842*** (2.0858)
<i>BANK</i>	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	943	943	943	943
<i>Pseudo-R<sup>2</sup>/R<sup>2</sup></i>	0.9340	-6.4141	-6.1391	0.522
第一阶段 <i>F</i> 值	266.56***			
<i>Kleibergen-Paap Wald</i> 统计量	266.56*** (P=0.000)			
<i>Kleibergen-Paap LM</i> 统计量	213.52*** (P=0.000)			

## 五、影响机制考察

### (一) 影响机制之一：期限错配问题

借鉴郭妍和韩庆潇(2019)的研究,引入贷存比衡量银行期限错配。在银行信贷结构中,长期贷款占比一般较高,若贷存比较高,说明银行期限错配更为严重。表5第(1)列的EPU系数显著为正,反映经济政策不确定性显著促进了银行贷存比上升,即不确定的政策环境导致银行资产负债结构的期限错配不断加剧,主要原因是相比短期信贷,长期信贷具有更强的约束力与稳定性,使银行(信贷供给方)和企业(信贷需求方)在政策难以预测时更偏好长期信贷,因此出现政策不确定性增大与银行期限错配并存的状态。

为了进一步考察期限错配对经济政策不确定性与银行资产证券化关系的影响,本文将样本按照贷存比中位数高低进行分组检验[第(2)、(3)列],结果显示:无论贷存比是高还是低,EPU系数均显著为正,但贷存比较高组的系数及显著性程度更高,即政策不确定性的影响效应在贷存比较高组更强。为了清晰刻画组间系数差异,本文构建贷存比虚拟变量(*dumldr*,如果贷存比高于中位数取值为1,否则为0),及其与经济政策不确定性的交互项进行检验,第(4)列表明交互项系数显著为正,表明较高的贷存比会强化经济政策不确定性对银行资产证券化的促进作用。以上结果表明,期限错配是经济政策不确定性影响银行资产证券化的机制之一,在政策难以预测的情况下,银行对信贷结构长期化的偏好导致了期限错配,而资产证券化的流动性效应功能恰好可通过优化资产流动性结构改善期限错配,这构成了政策不稳定环境下银行发展资产证券化的重要动因。

### (二) 影响机制之二：风险承担水平

不良贷款率和风险加权资产占比均可视为银行风险承担变量,并分别度量被动风险承担和主动风险承担(顾海峰和于家珺,2019)。资产证券化对银行风险承担的影响属于事后的、被动的作用,再者政策当局也更看重资产证券化对银行不良贷款的影响,因此本文参考李佳(2019)的研究,使用不良贷款率(*npl*)衡量银行风险承担水平<sup>①</sup>,以检验在政策不稳定情况下,

<sup>①</sup>比如2016年2月,央行等部委联合发布《关于金融支持工业稳增长调结构增效益的若干意见》,同年4月,银行间交易协会颁布了《不良贷款资产支持证券信息披露指引(试行)》,正式开启了不良贷款证券化。

风险承担是否是影响资产证券化发展的渠道之一。表5第(5)列显示,在不确定性指数上升后,银行不良贷款率显著增加,即经济政策不确定性对银行风险承担存在显著的正向影响,与顾海峰和于家珺(2019)的结论一致。

按照不良贷款率中位数将样本分为高、低两组,并构建不良贷款率虚拟变量(*dumnp1*,如果不良贷款率高于中位数取值为1,否则为0)及其与政策不确定性的交互项进行检验,结果见表5第(6)–(8)列,可见EPU系数在不良贷款率较高组更高,说明不良贷款率越高,EPU对银行资产证券化的促进作用越强,交互项系数显著为正,也反映组间系数存在显著差异。由此可知,风险承担水平变化也是政策不确定性影响银行资产证券化的机制之一,在政策不确定性导致银行风险承担水平上升时,资产证券化不仅能够增强银行风险识别能力,也可通过剥离风险资产降低风险水平,同时也为银行提供了灵活处置信贷资产的发起–分销经营模式,这些有效应对风险冲击的功能推动了银行在政策不稳定环境下的资产证券化发展。

表5 影响机制检验:期限错配与风险承担

变量	期限错配				风险承担			
	<i>ldr</i>	<i>secasset</i>		(4)	(5)	<i>secasset</i>		(8)
	(1)	(2)	(3)			(6)	(7)	
	<i>ldr</i> < <i>median</i>	<i>ldr</i> > <i>median</i>		<i>npl</i> < <i>median</i>	<i>npl</i> > <i>median</i>			
<i>EPU</i>	0.1645*** (0.0320)	0.0215* (0.0112)	0.0576*** (0.0145)	0.0275*** (0.0085)	0.0014*** (0.0003)	0.0054* (0.0028)	0.1320** (0.0638)	0.0080 (0.0054)
<i>dumldr</i>				-0.0065 (0.0114)				
<i>EPU</i> × <i>dumldr</i>				0.0008*** (0.0001)				
<i>dumnp1</i>								0.0128 (0.0134)
<i>EPU</i> × <i>dumnp1</i>								0.0015** (0.0007)
<i>lr</i>	-0.0262 (0.0270)	-0.0183 (0.0183)	0.0113 (0.0298)	-0.0068 (0.0162)	0.0027 (0.0038)	-0.0427 (0.0166)	0.0784 (0.0514)	0.0046 (0.0164)
<i>wra</i>	0.1482*** (0.0290)	0.0369** (0.0131)	0.0383*** (0.0115)	0.0365** (0.0138)	0.0073*** (0.0024)	0.0452*** (0.0171)	0.0570 (0.1153)	0.0429** (0.0199)
<i>pcr</i>	-0.0025*** (0.0008)	0.0014 (0.0022)	-0.0035 (0.0041)	-0.0007 (0.0012)	-0.0006*** (0.0001)	-0.0003 (0.0008)	0.0299* (0.0159)	-0.0013 (0.0015)
<i>ear</i>	-0.2873 (0.2416)	-0.1306 (0.1373)	-0.1320 (0.1501)	-0.1460 (0.1218)	0.0039 (0.0071)	-0.1280 (0.2491)	-0.0708 (0.4071)	-0.0794 (0.0735)
<i>roa</i>	0.5393 (0.6072)	0.1769 (0.3932)	-0.2966 (0.2249)	-0.1321 (0.1654)	-0.1197*** (0.0389)	1.1132* (0.6471)	-1.2944 (3.1793)	-0.1993 (0.2022)
<i>nii</i>	-0.0003 (0.0019)	0.0470* (0.0253)	0.0029** (0.0013)	0.0016 (0.0010)	-0.0000 (0.0001)	-0.0108 (0.0494)	-0.1243 (0.1207)	-0.0002 (0.0009)
<i>tongye_lev</i>	0.2373*** (0.0664)	0.0645 (0.0584)	-0.0837** (0.0415)	-0.0743* (0.0395)	-0.0135*** (0.0045)	-0.0771 (0.0506)	-0.0457 (0.1379)	-0.1174*** (0.0432)
<i>lnasset</i>	-0.1184*** (0.0222)	0.0078*** (0.0026)	0.0182*** (0.0043)	0.0118*** (0.0023)	-0.0001 (0.0002)	0.0098** (0.0041)	-0.0194 (0.0428)	0.0113*** (0.0022)
<i>gdp</i>	-5.8478*** (1.1812)	1.5610 (1.3544)	2.6685 (1.7830)	1.7020 (1.1018)	-1.0236* (0.4219)	0.9855* (0.5338)	1.9874*** (0.4802)	2.1735*** (0.3012)
<i>m<sup>2</sup></i>	7.3894*** (1.7139)	0.8734** (0.4275)	2.5443*** (0.7658)	1.1100*** (0.3877)	-0.4485*** (0.1014)	0.3457** (0.1553)	6.4906** (3.1420)	5.1314** (2.3310)
<i>cpi</i>	2.7155** (1.0658)	-1.6849** (0.7003)	-5.9673*** (1.5298)	-2.7585*** (0.6959)	4.1457*** (0.6821)	-3.5674*** (0.7583)	-9.0878** (4.2496)	-5.3214** (2.1326)
<i>_cons</i>	1.9861*** (0.2587)	0.1766* (0.1063)	0.4766*** (0.1675)	0.2052** (0.0877)	0.0120** (0.0047)	-0.0278*** (0.0011)	2.0198** (0.9108)	-0.1745*** (0.0461)
<i>BANK</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	943	461	479	943	943	468	468	943
<i>Pseudo-R<sup>2</sup>/R<sup>2</sup></i>	0.7031	-2.9290	-3.7871	-2.0367	0.1305	-3.7474	-2.1968	-1.5354

## (三) 影响机制之三: 盈利能力变化

在政策难以预测的环境下, 银行盈利能力也将遭受负面影响。本文选取成本收入比 (*cir*), 以综合反映银行盈利水平与经营管理能力, 表6第(1)列显示EPU系数显著为正, 即EPU对银行盈利产生了负向影响。随后, 按照成本收入比中位数高低将样本进行分组, 并构建成本收入比虚拟变量 (*dumcir*, 如果成本收入比高于中位数取值为1, 否则为0) 及其与政策不确定性的交互项, 表6第(2)–(4)列显示: 虽然EPU系数在成本收入比较低组更高, 但不显著, 而在成本收入比较高组, EPU系数显著为正, 并且交互项系数也显著为正, 说明盈利能力恶化也会促使银行在经济政策不确定性背景下发展资产证券化。理论上, 资产证券化不仅有助于拓宽银行盈利渠道, 改变以往盈利模式过于单一的现象, 而且也有利于直接提升银行盈利水平 (邹晓梅等, 2015), 这一系列功能增强了银行发展资产证券化的偏好, 由此应对政策难以预测环境下的盈利冲击。

表6 影响机制检验: 盈利能力与资本约束

变量	盈利能力				资本约束			
	<i>cir</i>	<i>secasset</i>			<i>car</i>	<i>secasset</i>		(8)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
	<i>cir</i> <median	<i>cir</i> >median			<i>car</i> <median	<i>car</i> >median		
<i>EPU</i>	0.0090** (0.0038)	0.1339 (0.0817)	0.0150*** (0.0033)	0.0270*** (0.0080)	0.0019* (0.0010)	0.0418* (0.0213)	0.0150* (0.0077)	0.0289*** (0.0089)
<i>dumcir</i>				-0.0100 (0.0127)				
<i>EPU</i> × <i>dumcir</i>				0.0021*** (0.0002)				
<i>dumcar</i>								0.0102 (0.0112)
<i>EPU</i> × <i>dumcar</i>								0.0020 (0.0041)
<i>lr</i>	0.0205 (0.0324)	0.1058 (0.1085)	0.0015 (0.0148)	0.0003 (0.0215)	0.0076 (0.0084)	0.0014 (0.0421)	0.0267 (0.0226)	-0.0014 (0.0205)
<i>wra</i>	-0.0026 (0.0346)	0.0137* (0.0070)	0.0155*** (0.0046)	0.0194* (0.0102)	-0.0406** (0.0159)	0.1401** (0.0575)	0.0669** (0.0331)	0.0572 (0.0396)
<i>pcr</i>	-0.0029*** (0.0011)	0.0089 (0.0116)	0.0028 (0.0022)	0.0012 (0.0024)	0.0018** (0.0008)	-0.0031 (0.0078)	-0.0002 (0.0007)	0.0000 (0.0025)
<i>ear</i>	-0.1638 (0.1538)	1.9984 (1.5016)	-0.4485** (0.1913)	-0.2350 (0.3139)	0.2430 (0.1536)	-0.5673* (0.3117)	-0.4753** (0.1954)	-0.4977* (0.2952)
<i>roa</i>	-1.5332*** (0.5790)	-13.3896 (9.0515)	1.0937 (1.4440)	-0.0949 (1.6859)	-0.0028 (0.0915)	3.2170 (3.0764)	-0.2669 (0.2528)	0.0244 (1.6201)
<i>nii</i>	-0.0004 (0.0003)	-0.1969 (0.2049)	0.0970* (0.0544)	0.0002 (0.0010)	-0.0002* (0.0001)	-0.0138 (0.0897)	0.0007 (0.0008)	0.0002 (0.0010)
<i>tongye_lev</i>	0.2463** (0.1086)	0.3335 (0.2886)	-0.0992** (0.0431)	-0.0275*** (0.0086)	-0.0290** (0.0147)	0.0618 (0.0994)	0.0372 (0.0237)	-0.0182 (0.0803)
<i>lnasset</i>	-0.1259*** (0.0344)	-0.1803 (0.1603)	0.0237* (0.0139)	0.0300 (0.0198)	-0.0016** (0.0007)	-0.0161 (0.0295)	0.0108*** (0.0030)	0.0245 (0.0193)
<i>gdp</i>	-1.9999 (1.2195)	13.2324* (7.8174)	0.5438 (0.8153)	1.5701 (1.1531)	-0.3294 (0.4284)	3.7770 (2.3998)	2.3978* (1.4377)	1.6298 (1.1382)
<i>m<sup>2</sup></i>	-0.2905 (0.2468)	7.4245* (3.9678)	0.5746*** (0.1765)	0.9689*** (0.3502)	2.0158* (1.0339)	1.8325* (1.0621)	0.3771 (0.3985)	1.0084*** (0.3506)
<i>cpi</i>	-0.8443 (0.6890)	-12.2010** (5.4125)	-1.7234*** (0.4226)	-2.5982*** (0.6017)	-3.1013* (1.6122)	-2.8552* (1.5055)	-2.3321*** (0.7978)	-2.5383*** (0.5822)
<i>_cons</i>	1.4498*** (0.3260)	3.3564* (1.9455)	-0.0436 (0.1756)	0.0151 (0.2586)	0.1469*** (0.0146)	0.6562 (0.5239)	0.1412* (0.0833)	0.0862 (0.2543)
<i>BANK</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	934	502	475	943	943	455	481	943
<i>Pseudo-R<sup>2</sup>/R<sup>2</sup></i>	0.6086	-3.8544	-3.9643	-3.7286	0.209	-7.1919	-3.6910	-3.7732

#### (四) 影响机制之四: 资本约束

已有研究认为,在经济政策不确定性上升时,资本充足率较高的银行更易抵御经营环境的频繁变动,因此随着经济政策不确定性增大,谨慎起见,银行反而会提高资本充足率。本文纳入资本充足率(car)进行检验,表6第(5)列表明EPU系数显著为正,可知银行在政策不稳定情况下倾向于提升资本充足率,与现有研究结论相吻合。进一步根据资本充足率中位数高低将样本进行分组,并构建资本充足率虚拟变量(dumcar,如果资本充足率高于中位数取值为1,否则为0)及其与政策不确定性的交互项,结果发现两组EPU系数均显著为正,并且资本充足率较低组的系数更高,似乎说明资本充足率较低的银行更偏好发行资产支持证券,但交互项系数并不显著,说明组间系数不存在显著差异;同时考虑到资本充足率较高组的EPU系数也显著为正,说明资本约束并不是银行在政策不确定性环境下发展资产证券化的影响渠道,经济政策不确定性对资产证券化的促进作用与银行资本约束水平无关。

本文构建了经济政策不确定性—银行微观行为变化—资产证券化发展的关联链条,基于银行微观行为的变化验证了经济政策不确定性对银行资产证券化发展的影响机制,结果发现经济政策不确定性对银行期限错配、风险承担及盈利水平的负面影响,构成了银行发展资产证券化的一系列动因,由此可见H2的合理性,上述结果也充分说明,资产证券化功能体系可作为银行应对政策不确定性冲击的有效途径。

### 六、进一步分析: 区分银行类型的异质性探讨

中国银行业存在国有银行与非国有银行、上市银行与非上市银行、大型银行与小型银行之分。本文首先根据银行资产规模中位数高低将样本划分为大型银行和小型银行,并设置资产规模虚拟变量(dumasset,如果资产规模低于中位数取值为1,否则为0)及其与政策不确定性指数的交互项,结果见表7第(1)–(3)列,可以看到规模较低组的EPU系数更大,说明经济政策不确定性对银行资产证券化的促进作用在小型银行中更为显著,同时交互项系数显著为正,也验证了两组系数存在显著差异,并再次证明小型银行在政策不确定性情况下更倾向于发展资产证券化。在第(4)–(6)列根据是否上市银行的分组检验结果中,EPU系数在非上市银行组中较大,并且上市银行虚拟变量(list,上市银行取值为1,非上市为0)与政策不确定性指数的交互项系数显著为负,说明非上市银行更偏好政策不稳定环境下发展资产证券化。上述结果意味着,由于大型银行或上市银行在金融体系中占据主导地位,与政府部门也存在制度关联,在面对政策频繁调整时,这类银行可以获取充足的政策信息,并及时了解政策导向,具有较强的调整和适应能力,因而不会受到政策不确定性的较大冲击,所以发展资产证券化的动机并不强。而小型银行由于具有规模小、网点少、综合经营能力弱等缺陷,并缺乏足够的调整手段以适应不稳定的政策环境,其更需要利用资产证券化的功能体系应对经济政策不确定性的冲击,为此具有更强的资产证券化发展动力。

表7 经济政策不确定性影响效应的异质性分析: 基于规模或上市的分组

变量	secasset					
	按照规模分组			按照是否上市银行分组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	规模<median	规模>median	全样本	上市银行	非上市银行	全样本
EPU	0.0819*** (0.0218)	0.0145*** (0.0030)	0.0300*** (0.0093)	0.0069*** (0.0018)	0.0999*** (0.0014)	0.0262*** (0.0006)

续表 7 经济政策不确定性影响效应的异质性分析：基于规模或上市的分组

变量	<i>secasset</i>					
	按照规模分组			按照是否上市银行分组		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	规模<median	规模>median	全样本	上市银行	非上市银行	全样本
<i>dumasset</i>			-0.0284* (0.0153)			
<i>EPU</i> × <i>dumasset</i>			0.0114* (0.0065)			
<i>list</i>						0.1226*** (0.0013)
<i>EPU</i> × <i>list</i>						-0.0015*** (0.0004)
<i>lr</i>	0.1271** (0.0518)	-0.0031 (0.0150)	-0.0000 (0.0162)	0.0177* (0.0104)	-0.0022 (0.0076)	0.0012 (0.0032)
<i>wra</i>	0.1150** (0.0482)	0.0029 (0.0320)	0.0222 (0.0202)	-0.0025 (0.0177)	0.1008*** (0.0067)	0.0405*** (0.0027)
<i>pcr</i>	0.0006 (0.0006)	0.0012 (0.0016)	-0.0004 (0.0009)	0.0036** (0.0014)	0.0069*** (0.0017)	0.0013** (0.0006)
<i>ear</i>	-0.0166 (0.0511)	-0.1842 (0.1763)	-0.1434 (0.1099)	0.1053 (0.1048)	0.0957 (0.0641)	-0.2260*** (0.0256)
<i>roa</i>	-0.6581 (0.5633)	2.1508 (1.3184)	-0.1402 (0.1815)	1.0647 (0.8364)	0.5193 (0.4144)	0.0349 (0.1646)
<i>ni</i>	-0.0017 (0.0045)	0.0980*** (0.0338)	0.0019* (0.0010)	0.0000 (0.0004)	0.1023*** (0.0185)	0.0002 (0.0007)
<i>tongye_lev</i>	0.1405 (0.1955)	-0.0671* (0.0351)	-0.0708 (0.0442)	0.0315* (0.0187)	0.0493*** (0.0146)	-0.0228*** (0.0053)
<i>lnasset</i>	0.0410** (0.0184)	0.0015 (0.0122)	0.0109*** (0.0032)	0.0029*** (0.0010)	0.0467*** (0.0006)	0.0314*** (0.0002)
<i>gdp</i>	4.4436 (3.6644)	-1.3678* (0.8107)	-1.6550 (1.0909)	0.0356 (0.3239)	6.9217*** (0.0660)	1.5368*** (0.0259)
<i>m</i> <sup>2</sup>	4.0991*** (1.1664)	0.6142*** (0.1714)	1.1202*** (0.3911)	0.3019*** (0.1056)	4.3381*** (0.0386)	0.9582*** (0.0153)
<i>cpi</i>	-1.2773 (2.5699)	-1.7813*** (0.3921)	-2.7605*** (0.6801)	-1.1927*** (0.2736)	-8.6411*** (0.2453)	-2.6355*** (0.0951)
<i>_cons</i>	-0.1780*** (0.0085)	0.2112 (0.1728)	0.2123** (0.0837)	0.0008 (0.0010)	0.4852*** (0.0045)	-0.1297*** (0.0018)
<i>BANK</i>	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	463	480	943	270	673	943
<i>Pseudo-R</i> <sup>2</sup>	0.6337	-2.6686	-2.0810	-0.2470	1.7128	-3.7212

本文还将样本划分为大型银行(包括国有大型银行与上市银行,但不包括上市的城商行和农商行)、城商行和农商行进行检验,结果见表8。表8显示,虽然显著性水平相似,但EPU系数在农商行中最大,城商行次之,大型银行最低,同时构建银行类型虚拟变量(Type,城商行和农商行取值为1,其余为0)及其与政策不确定性的交互项,显示交互项系数显著为正,可见随着经济政策不确定性不断增大,城商行和农商行发展资产证券化的动机较强,而大型银行的动机最弱。综上得知,与大型银行与上市银行相比,经济政策不确定性上升更能够促进中小银行与非上市银行发展资产证券化,由此印证了H3。

表 8 经济政策不确定性影响效应的异质性分析：基于不同银行类型的分组

变量	<i>secasset</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	大型银行	城商行	农商行	全样本
<i>EPU</i>	0.0288** (0.0120)	0.0843** (0.0405)	0.0932*** (0.0330)	0.0225*** (0.0083)

续表 8 经济政策不确定性影响效应的异质性分析：基于不同银行类型的分组

变量	<i>secasset</i>			
	(1) 大型银行	(2) 城商行	(3) 农商行	(4) 全样本
<i>Type</i>				0.0127(0.0103)
<i>EPU×Type</i>				0.0064*(0.0035)
<i>lr</i>	0.0322**(0.0156)	0.0087(0.0489)	0.0370**(0.0172)	-0.0062(0.0167)
<i>wra</i>	-0.0091(0.0336)	0.0720(0.0750)	-0.2045*** (0.0699)	0.0219(0.0182)
<i>pcr</i>	0.0007(0.0014)	0.0010(0.0055)	0.0059(0.0053)	-0.0005(0.0009)
<i>ear</i>	0.2152(0.3359)	-1.0709*(0.5494)	1.2569*** (0.3998)	-0.2024(0.1412)
<i>roa</i>	1.7416(2.1182)	0.9859(3.2738)	6.2089** (2.6692)	-0.1161(0.1710)
<i>nii</i>	0.0010(0.0308)	0.0647(0.1407)	-0.2663*** (0.0788)	0.0016*(0.0010)
<i>tongye_lev</i>	-0.0522(0.0332)	-0.2310(0.1492)	0.1703(0.1418)	0.0729*(0.0391)
<i>lnasset</i>	0.0161(0.0254)	0.0836*(0.0440)	0.0591(0.0825)	0.0109*** (0.0025)
<i>gdp</i>	2.5178(1.8112)	-2.6002(3.1363)	4.9094** (2.0516)	1.6784(1.0996)
<i>m<sup>2</sup></i>	1.5185** (0.6517)	3.3794*(1.8975)	4.4144*** (1.5651)	1.1321*** (0.3826)
<i>cpi</i>	-1.1977*** (0.4169)	-7.0686*** (2.6183)	-6.3786*** (2.2872)	-2.8073*** (0.6937)
<i>_cons</i>	-0.1484(0.4047)	0.1048(0.6583)	0.7753(0.6160)	0.2053** (0.0942)
<i>BANK</i>	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	128	653	162	943
<i>Pseudo-R<sup>2</sup></i>	-0.2541	2.7520	-4.2157	-2.0449

## 七、研究结论与启示

本文采用Baker等(2016)构建的经济政策不确定性指数,利用中国银行业样本数据,构建经济政策不确定性—银行微观行为变化—资产证券化发展的关联链条,以充分识别经济政策不确定性对银行资产证券化影响机制的背后逻辑。研究发现:第一,经济政策不确定性上升显著促进了银行资产证券化发展,该结论在替换政策不确定性与资产证券化衡量方式、排除其他政策因素影响以及考虑潜在的内生性问题后依然具有较强的稳健性;第二,基于银行微观行为变化,检验了经济政策不确定性对银行资产证券化发展影响的内在机制,结果表明政策不确定性的增加会对银行期限错配、风险承担及盈利水平等产生负面影响,而这些又构成了银行发展资产证券化的重要动因,由此验证了本文的逻辑推论,即随着经济政策不确定性的提高,银行会推动资产证券化创新,以减缓政策频繁调整的影响;第三,异质性分析发现,规模较小的银行、非上市银行、城商行及农商行更偏好在经济政策不确定性的背景下发展资产证券化,主要原因在于中小银行缺乏足够的调整措施及手段,因此更需要发展资产证券化以应对经济政策频繁变动的冲击。

本文丰富了经济政策不确定性与银行行为关系的研究,深化了对经济政策不确定影响效应的认知,不仅有助于推动资产证券化科学发展,并为在新冠肺炎疫情导致政策频繁调整的背景下,通过资产证券化的发展来稳定银行行为提供了决策参考。

(1)通过揭示经济政策不确定性对银行资产证券化的正向影响,本文发现应对外部环境及其对自身微观结构的冲击,是银行发展资产证券化的主要目的,因此应基于功能定位推动资产证券化的发展,尤其在当前新冠肺炎疫情及其所伴随的政策调整严重影响银行日常经营,并为银行增添新的不确定性的背景下,资产证券化的功能体系为银行在不确定性环境中维持核心竞争力提供了若干手段。鉴于此,监管机构可以适当放松制度约束,在注册制或备案制的基础



上渐进式推动以真实出售为核心的表外化模式,逐步破除阻碍资产证券化功能发挥的制度障碍,为资产证券化充分施展提升资产流动性、优化风险管理、改善盈利水平及缓解资本约束等功能腾挪空间。

(2)本文发现降低风险承担是银行在政策不确定性环境下发展资产证券化的动机之一,这至少反映中国资产证券化的发展并未对银行带来风险压力,反而成为银行的风险管理手段,并说明资产证券化在促进银行释放流动性和优化风险管理等方面还存在较大空间。在新冠肺炎疫情背景下,监管机构推出的多组政策<sup>①</sup>赋予了金融机构更多支持实体经济的职责(何诚颖等,2020),金融机构对实体经济,特别是对中小企业与民营经济的支持虽然能够在短期内实现融资纾困,但政策的频繁出台也有可能导致不良贷款的滞后出现,因此可以考虑拓宽资产证券化基础资产池的范围,尤其是增加中小企业信贷在基础资产池中的规模与比重,一方面,为银行释放更多流动性提供空间,进一步盘活银行存量资产,以便更好地助力中小企业或民营经济的融资纾困;另一方面优化风险管理手段,为可能出现的不良贷款率上升提供更多解决方案。

(3)资产证券化是一把“双刃剑”,其既有可能缓解银行风险,也有可能引起新的风险出现,该特征已在发达国家金融市场表现得淋漓尽致;但中国资产证券化的发展依然表现出一系列正向影响,因此监管部门一方面要鼓励以功能创新为目的的资产证券化发展,为改善银行微观环境提供必要支撑;另一方面,在新冠肺炎疫情影响下,资产证券化必将成为银行应对不确定性环境的手段之一,且该发展偏好亦有可能导致资产证券化过度发展,因此应未雨绸缪,强化资产证券化的监管,逐步完善制度框架,严控功能发挥的边界,并对资产证券化的基础资产池质量、信息披露、信用评级和增级等方面作出规定,防止银行过度发展资产证券化。

(4)相比大型银行,中小银行更偏好在不确定性的环境中发展资产证券化,为此本文预测随着新冠肺炎疫情导致不确定性进一步上升,由于缺乏足够的调整手段,资产证券化的功能特性更是中小银行追逐的对象,因此监管当局首先要尽可能提高经济政策的连续性和可预测性,稳定中小银行对未来政策的预期;其次,资产证券化能够为中小银行在不确定性的环境中服务中小企业和民营经济提供助力,况且中小银行一直也是中小企业和民营经济的主体,为此监管机构应严格监控中小银行的资产证券化业务,防止出现过度发展导致的风险扩散等问题;最后,中小银行也要加快业务转型,积极提升创新发展水平,主动提高适应宏观经济环境变动的能力。

#### 主要参考文献:

- [1] 陈艳艳,程六兵. 经济政策不确定性、高管背景与现金持有[J]. 上海财经大学学报,2018,(6).
- [2] 顾海峰,于家珺. 中国经济政策不确定性与银行风险承担[J]. 世界经济,2019,(11).
- [3] 顾夏铭,陈勇民,潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究,2018,(2).
- [4] 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,(2).
- [5] 郭妍,韩庆潇. 盈利水平、支农服务与风险控制——农商行规模调整的理论分析与实证检验[J]. 金融研

<sup>①</sup>受新冠肺炎疫情的影响,2020年1月26日,银保监会发布了《关于加强银行业保险业金融服务配合做好新型冠状病毒感染的肺炎疫情防控工作的通知》;2月1日中国人民银行、财政部、银保监会、证监会、外汇局共同下发了《关于进一步强化金融支持防控新型冠状病毒感染的肺炎的通知》(银发〔2020〕29号),2月8日由财政部、发展改革委、工业和信息化部、人民银行、审计署共同下发了《关于打赢疫情防控阻击战强化疫情防控重点保障企业资金支持的紧急通知》,等等。

- 究,2019,(4).
- [6] 郝威亚,魏玮,周晓博. 经济政策不确定性对银行风险承担的影响研究[J]. 经济问题探索,2017,(2).
- [7] 李佳. 资产证券化能否缓解银行信用风险承担? ——来自中国银行业的经验证据[J]. 国际金融研究,2019,(6).
- [8] 李佳,黄雪宁. 商业银行资产证券化业务的影响因素研究——国际经验与中国银行业的现实考察[J]. 现代财经,2018,(10).
- [9] 刘红霞,幸丽霞. 商业银行信贷资产证券化行为动机研究——基于监管主导与市场选择的对比视角[J]. 证券市场导报,2016,(2).
- [10] 饶品贵,岳衡,姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究[J]. 世界经济,2017,(2).
- [11] 沈悦,马续涛. 政策不确定性、银行异质性与信贷供给[J]. 西安交通大学学报(社会科学版),2017,(3).
- [12] 宋全云,李晓,钱龙. 经济政策不确定性与企业贷款成本[J]. 金融研究,2019,(7).
- [13] 王朝阳,张雪兰,包慧娜. 经济政策不确定性与企业资本结构动态调整及稳杠杆[J]. 中国工业经济,2018,(12).
- [14] 王菁华,茅宁. 经济政策不确定性与企业成本粘性——基于中国A股上市企业的实证分析[J]. 外国经济与管理,2019,(10).
- [15] 杨海生,陈少凌,罗党论,等. 政策不稳定性与经济增长——来自中国地方官员变更的经验证据[J]. 管理世界,2014,(9).
- [16] 张峰,刘曦苑,武立东,等. 产品创新还是服务转型:经济政策不确定性与制造业创新选择[J]. 中国工业经济,2019,(7).
- [17] 邹晓梅,张明,高蓓. 资产证券化与商业银行盈利水平:相关性、影响路径与危机冲击[J]. 世界经济,2015,(11).
- [18] Affinito M, Tagliaferri E. Why do (or did?) Banks securitize their loans? Evidence from Italy[J]. *Journal of Financial Stability*, 2010, 6(4): 189–202.
- [19] Alessandri P, Bottero M. Bank lending in uncertain times[R]. Temi di Discussione (Economic Working Papers) 1109, 2017.
- [20] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593–1636.
- [21] Bordo M D, Duca J V, Koch C. Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level U. S. evidence over several decades[J]. *Journal of Financial Stability*, 2016, 26: 90–106.
- [22] Chi Q W, Li W J. Economic policy uncertainty, credit risks and banks' lending decisions: Evidence from Chinese commercial banks[J]. *China Journal of Accounting Research*, 2017, 10(1): 33–50.
- [23] Dell'Araccia G, Igan D, Laeven L. Credit booms and lending standards: Evidence from the subprime mortgage market[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2012, 44(2–3): 367–384.
- [24] Farruggio C, Uhde A. Determinants of loan securitization in European banking[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015, 56: 12–27.
- [25] Jiang L L, Pittman J, Saffar W. Policy uncertainty and textual disclosure[R]. SSRN Working Paper, 2019.
- [26] Talavera O, Tsapin A, Zholud O. Macroeconomic uncertainty and bank lending: The case of Ukraine[J]. *Economic Systems*, 2012, 36(2): 279–293.
- [27] Valencia F. Aggregate uncertainty and the supply of credit[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2017, 81: 150–165.
- [28] Wang Y Z, Chen C R, Huang Y S. Economic policy uncertainty and corporate investment: Evidence from China[J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2014, 26: 227–243.

## Economic Policy Uncertainty and Asset Securitization of Banks

Li Jia

(School of Economics, Shandong Normal University, Shandong Jinan 250358, China)

**Summary:** Frequent changes in economic policies will bring negative effects on the micro operating environment of banks. In this context, the functional effects of asset securitization create conditions for banks to effectively resist the adverse impact of economic policy uncertainty. In view of this, this paper examines the impact of economic policy uncertainty on the development of asset securitization of banks based on the related chain of “economic policy uncertainty—bank micro behavior change—asset securitization development”. It is found that the increase of economic policy uncertainty significantly promotes the development of bank asset securitization. Further, this paper discusses the internal mechanism of the positive impact, and finds that the adverse impact of economic policy uncertainty on the term mismatch, risk-taking and profitability of banks is an important motivation for banks to develop asset securitization, which confirms the original logic of the article, that is, the adverse impact of economic policy uncertainty on the micro operating environment of banks constitutes a series of motives for the development of bank asset securitization, and fully explains that the functional system of asset securitization can be an effective way for banks to cope with frequent policy changes. Finally, this paper studies the corresponding heterogeneity characteristics, and finds that economic policy uncertainty promotes the development of bank asset securitization, which is more significant in non-listed banks and small and medium-sized banks, because these banks lack sufficient adjustment means to adapt to the unstable political environment, and they need to use the functional system of asset securitization to deal with economic policy uncertainty. Therefore, it has a stronger impetus for the development of asset securitization.

This paper holds that the main purpose of developing asset securitization is to deal with the uncertain external environment and its adverse impact on its own microstructure. Under the background that the outbreak of the COVID-19 Epidemic has led to the increase of economic policy adjustment and policy uncertainty, the regulatory authorities should not only continuously improve the institutional space for the effective function of asset securitization, but also pay attention to the “double-edged sword” feature of asset securitization, and strive to create a transparent and fair policy environment and stabilize the bank’s expectation of future policies. The conclusion of this paper expands the research field of bank asset securitization from the perspective of economic policy uncertainty, and deepens the cognition of the effect of economic policy uncertainty on bank behavior, which provides useful enlightenment for making the development strategy of asset securitization scientifically, and stabilizing bank behavior through the development of asset securitization under the background of the frequent adjustment of policies caused by the COVID-19 Epidemic.

**Key words:** economic policy uncertainty; bank; asset securitization

(责任编辑: 王西民)