

银行家情绪、影子银行与经济周期波动

于震*

摘要 本文发现银行家情绪影响经济周期波动的中介渠道是影子银行而不是银行表内信贷,且 2016 年以来的金融政策收紧尚未从根本上冲击这一机制。除影子银行外,其他潜在中介机制都未能通过统计检验。反事实分析更为直观地确认了银行家情绪中介机制的检验结论,揭示出银行家情绪冲击的非持续性特征,同时验证了影子银行的顺周期性。进一步检验显示,银行表内信贷和影子银行均是货币政策传导“信贷渠道”的组成部分,但影子银行削弱了货币政策有效性。

关键词 银行家情绪,影子银行,经济周期波动

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.06.13

一、前言及文献回顾

情绪 (sentiment) 对宏观经济波动的影响及其机制是经济学由来已久的研究议题。近年来,大量理论和实证研究从多个层面证实了情绪对经济周期波动的解释力 (Angeletos and La'O, 2013; Benhabib *et al.*, 2016)。然而,现有研究本质上普遍基于消费者情绪或证券市场投资者情绪视角,鲜有研究讨论信贷市场核心参与者银行家¹的情绪在宏观经济波动中扮演的角色。忽视银行家情绪和经济周期的关联性显然既不符合直觉认识,也不符合经济事实,2008—2009 年爆发的“次贷危机”就是最好的例证。危机不仅深刻揭示了信贷波动传递和放大宏观经济波动的作用,也启示我们从根源上重新审视信贷波动的驱动因素。而进一步挖掘危机发生的原因可知,危机的起始和演化伴随着明显的情绪变化 (Benhabib *et al.*, 2015)。危机前,资产证券化和短期债等银行产品创新以及对资产价格的过度乐观催生了美国次级抵押贷款市场繁

* 于震,吉林大学中国国有经济研究中心、吉林大学经济学院。通信地址:吉林省长春市前进大街 2699 号吉林大学经济学院,130012;电话:13504408611;E-mail: yuzhen@jlu.edu.cn。本文受到国家社科基金一般项目 (20BJY022) 和教育部人文社科一般项目 (21YJA790036) 的资助;作者感谢孙佳、丁尚宇和罗俊成的研究助理工作;感谢 Max Breitenlechner、Qi Li、张建平、刘昕和王金明对本文给予的帮助;特别感谢匿名审稿人建设性的意见和建议。文责自负。

¹ 文中“银行家”指商业银行业务经营的高级管理人员;无特殊说明,“银行”指“商业银行”。

荣阶段的贪婪,导致在2000—2007年间美国各大银行的杠杆率在乐观情绪影响下明显大幅度提升,为金融危机埋下了隐患。而随后在金融市场尤其是银行系统过度悲观情绪中,银行间短期流动性市场利率的提高成为次级贷行业资金链断裂和信贷违约激增的导火索,恶化了信贷紧缩的范围和程度,加速了房地产价格的崩塌。可见,银行家作为银行信贷决策者会在有限理性制约下产生认知(行为)偏差,导致在过度乐观或悲观情绪作用下引发信贷波动(Rötheli, 2012)。而且,与其他影响信贷波动的市场投资者情绪相比,其情绪影响无疑更加直接和强烈,也势必通过改变信贷供给和流动性创造作用于经济周期波动。

银行家情绪驱动信贷波动具有丰富的理论和经验证据。一方面,银行家情绪可视为银行内部管理者个体情绪的集合与总体反映,而银行内部人员情绪变化与信贷波动联系紧密。首先,从信贷审批人员角度看,其情绪变化直接影响信贷审批和发放。如Cortés *et al.* (2016)研究表明情绪显著影响银行从业人员的风险承受能力和主观判断。其次,从银行管理层,尤其是CEO角度看,其乐观和过度自信等情绪最终将影响银行信贷决策和信贷供给:一是银行CEO乐观情绪会影响银行信贷的投向和规模(Ma, 2015);二是银行CEO乐观情绪影响银行对风险承担和信贷创造的权衡(Huang *et al.*, 2018);三是银行CEO过度自信显著提高银行风险承担水平(Ho *et al.*, 2016)。另一方面,自下而上到市场层面,银行家作为信贷市场的主要参与者,其情绪变化与市场情绪之间可以通过羊群效应相互传染、叠加和溢出,引起信贷波动进而冲击实体经济(Peón *et al.*, 2015)。

信贷周期的前沿研究也为银行家情绪驱动信贷波动增添了新的理论支持。纳入金融摩擦的金融加速器理论是信贷周期研究中普遍采用的标准模式。该模式基于“经济人完全理性”假设和杠杆决策外部性,解释了分散式决策最终导致总体杠杆率过高的原因,以及使用杠杆率预测经济衰退的可行性。然而,由于该模式强调信贷波动冲击的外生性,致使信贷驱动衰退的触发时点和方式不得而知。针对这一缺陷,情绪驱动信贷周期的研究模式应运而生。与基于金融摩擦模式形成鲜明对比,该模式吸收了行为金融对“经济人非理性或有限理性”的假设,通过信念形成的心理模型刻画信贷周期过程,更加强调信贷周期生成的内生性。在此类研究中,银行家情绪往往依赖于当期经济景气状况或贷款违约率,“好消息”会导致过度乐观,推动信贷息差缩小至不合理水平,信贷数量扩张。但情绪受到“坏消息”冲击时会发生内生性反转,造成信贷剧烈紧缩,引发宏观经济波动(Bordalo *et al.*, 2018)。显然,情绪驱动模式弥补了基于金融摩擦模式所缺乏的触发机制,为信贷周期波动形成及其对经济周期的影响提供了一个更为新颖的分析视角。

中国典型的银行主导型金融体系为考察银行家情绪的影响力提供了得天独厚的研究样本。长期以来银行信贷都是中国实体经济融资的主要来源,这

使得银行家情绪具备了通过影响信贷规模作用于经济周期波动的基础条件。然而，当前习惯思维下普遍存在的一个片面认识，那就是处于严格监管下的中国银行体系不存在银行家情绪释放的环境和条件，只能完全充当监管和货币当局立场的“传达器”。表面上看，中国长期实施的数量型货币政策以银行信贷为主要传导渠道，因此在防范银行信贷风险的职能基础上，赋予了银行监管一定的货币政策调控内涵，造成了在从限制型监管向审慎型监管过渡中，以经营存贷款为主的银行资产负债表内业务（简称表内业务）受到了诸如利率管制和存贷比限制等一系列较为严苛的金融抑制。尤其在全球金融危机后的加强银行监管背景下，逆周期资本监管要求等宏观审慎监管政策又进一步对银行表内业务形成约束，导致表内业务活动的调整需要首先符合监管及宏观调控政策要求，从而挤压了银行家情绪施加影响的空间。

然而，与银行表内业务受到严格监管形成强烈对比的是以银行理财为代表的表外业务规模的迅猛扩张。从2008年下半年开始，为抵御“次贷危机”造成的宏观经济“硬着陆”风险，中国实施了适度宽松的货币政策并推出一揽子经济刺激计划，导致经济出现短期过热问题。在随后货币相对紧缩调控中，在银行表内信贷供给不足的情况下，表外业务开始介入非标资产，弥补表内业务资金缺口的同时转变为规模急剧膨胀的“表外信贷”，成为广义信贷的一部分。由于大多数表外业务在资本监管、信息披露和风险管理等内外部监管要求上都大大低于表内业务，因此成为银行规避监管限制，突破贷款结构、规模和投向管制的工具，并与新型同业业务交叉嵌套，成为“影子银行”的重要组成部分（高然等，2018）。这意味着在表内业务所反映的银行体系之外，还存在着另外一个与之并行、规模更大、由当前银行机构主导，且监管要求较低的影子信贷系统，为银行家情绪的释放提供了足够的空间和出口。银行家可以通过监管套利、空转套利和关联套利在规模庞大的影子银行体系中实现其意愿，而不是完全体现监管或货币当局立场。综上，基于已有理论研究，本文初步推断银行家情绪可以通过影响信贷资金作用于经济周期波动，但从中国的经济现实出发，信贷的内涵已经发生了重要变化，因此，本文进一步在“广义信贷”概念基础上提出了如下研究假设：银行家情绪影响宏观经济波动的中介渠道是影子银行而不是银行表内信贷。

本文的主要贡献是：第一，丰富了情绪与经济周期关联性研究的角度和机制。不同于以往研究主要关注消费者和证券市场投资者情绪的作用，本文不仅重点考察了信贷市场核心经济主体情绪影响，而且为信贷周期研究提供了有益补充，也拓展了信贷市场投资者情绪与经济周期的关联机制。López-Salido *et al.* (2017) 发现信贷市场投资者情绪可以通过企业融资结构影响经济周期，相对于该文基于企业资产负债表的资金需求角度，本文侧重从银行信贷的资金供给角度进一步理解信贷市场投资者情绪的作用机制。第二，丰富了影子银行演化及其与货币政策及经济周期关联性的经验证据。在影子银

行的利率因素(裘翔和周强龙, 2014)、货币政策环境(Chen *et al.*, 2018)和存贷比监管政策(高然等, 2018)等外生性影响因素之外, 验证了银行家情绪这一导致影子银行波动的内生性原因, 不仅为影子银行顺周期(方先明和权威, 2017; Huang *et al.*, 2018)还是逆周期(裘翔和周强龙, 2014; 高然等, 2018)的观点分歧提供了新的证据, 而且证明影子银行已经成为货币政策传导“信贷渠道”的组成部分, 阻碍了货币政策效果。第三, 为优化金融市场预期管理及金融监管的思路与方向提供了参考依据。本文结论不仅揭示了在金融市场预期管理中加强对银行系统重要决策者预期的密切跟踪和积极引导有助于提高银行家预期与政策立场的一致性, 从根源上熨平信贷周期波动, 而且启示了影子银行监管是处在防范金融风险和不遏制经济增长之间的两难问题, 因此, 需要衡量治理力度及措施的合理性。

二、变量与实证设计

(一) 变量选取与数据处理

1. 银行家情绪

本文参考已有研究中银行家情绪的测度方式, 考虑到数据可得性和适用性, 采用了中国人民银行自2004年起发布的《银行家问卷调查报告》数据构建银行家情绪变量。该报告采用全面调查与抽样调查相结合的方式, 对全国各类银行机构(含外资商业银行机构)的总部负责人及其一级分支机构、二级分支机构的行长或主管信贷业务的副行长开展问卷调查。参与调查的样本银行达到3 102家, 涵盖了所有类型银行, 且规模、性质和分支数量等结构比例与实际情况一致, 因此较为全面地反映了全国银行部门高级管理人员也可以说是银行家总体对宏观经济形势、货币政策和银行业发展的信心、意见和感受。其中, “银行家宏观经济信心指数”(下称BCI)反映了银行高管对宏观经济形势的信心, 与银行家情绪密切相关。该指数来自问卷中的问题“您对当前经济形势的看法”, 受访者需要对“本季度”和“下季度”分别作答, 备选答案有“偏热”“正常”和“偏冷”。指数的计算方法是先分别计算在全部受访银行家中认为本季度经济“正常”和预期下季度“正常”的占比, 再计算两个占比的算术平均值, 最后确定基期并构建指数。显然, BCI可以用来在总体层面上衡量银行家对宏观经济形势的预期。然而, 预期本质上是心理性和社会性驱动因素的混合体, 而情绪是经济主体对经济不确定性的一种主观信念, 属于预期的主观成分(Greenwood *et al.*, 2019)。可见, BCI在内涵上与情绪有所差异, 不能直接用来代理银行家情绪。但BCI中蕴含情绪信息, 因此可以作为构建银行家情绪的基础变量。

银行家情绪可以通过分解BCI获得。上述预期内涵表明BCI由两部分构

成。一部分源自银行家基于经济基本面，遵循被普遍接受的经济学假设与理论，对宏观经济形势做出的理性判断；而与之相对应，另一部分则主要来自银行家情绪，是预期中无法通过学习所解释的部分，表现为过度乐观（悲观）或过度自信等主观信念（Milani, 2017）。如果将情绪视为能够影响经济均衡且不受经济基本面影响的外生冲击（Angeletos and La'O, 2013），那么，银行家情绪应与产出冲击等经济基本面信息不相关，即两者正交（Fève and Guay, 2019）。因此，从 *BCI* 中分离出银行家情绪最为直接简便的方法是，将 *BCI* 对一组反映宏观经济基本面的变量进行回归，提取回归模型残差作为银行家情绪的测度。

本文综合借鉴上述研究中情绪变量的提取方法，选取国内生产总值、通货膨胀率、上海银行间同业拆放利率及上证综合指数收益率四个变量，分别用来反映经济基本面因素中的总需求、价格水平、市场利率和证券市场收益率，通过与 *BCI* 建立回归模型将其分解，提取经济基本面无法解释的残差部分代理银行家情绪。考虑到预期形成机理和双向因果问题，加入回归模型的解释变量分别为实际 *GDP* 对数差分的一阶滞后 Δy_{t-1} 、固定基期居民消费价格指数 (*CPI*) 对数差分的一阶滞后 π_{t-1} 、上海银行间同业拆放 7 天利率对数差分的一阶滞后 Δi_{t-1}^7 及上证综合指数对数差分的一阶滞后 Δr_{t-1} ，被解释变量为 *BCI* 对数差分 ΔBCI_t 。具体回归模型见式 (1)。其中，原始数据均来自 Wind 数据库，数据频率为季度或转化为季度。*CPI* 季度数据来自固定基期月度数据的季度内平均，上海银行间同业拆放 7 天利率季度数据通过月度值和交易量的加权平均得到，上证综指季度数据通过月度值和股票成交量的加权平均得到，所有变量均经过季节调整。检验表明最终加入模型 (1) 的变量均平稳，解释变量之间的相关性较低。

$$\Delta BCI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-1} + \alpha_3 \Delta i_{t-1}^7 + \alpha_4 \Delta r_{t-1} + s_t, \quad (1)$$

回归模型 (1) 中的残差 s_t 即为银行家情绪变量。²

2. 经济周期

本文采用中国国家统计局发布的宏观经济景气一致指数 (*COI*) 的对数差分 ΔCOI_t 代表经济周期波动，原因是：*COI* 由工业生产、就业、社会需求和社会收入四方面八个指标基于统计方法合成，不仅保持了与经济周期波动良好的一致性，全面体现了各个经济领域对经济周期波动的传递和扩散，而且与实际 *GDP* 为代表的传统单一指标过于片面强调产出相比，兼顾了就业状况的考量。此外，在现阶段强调经济发展质量而不是增速趋势下，*GDP* 增长率对经济发展内涵的体现能力下降，而综合性指标对此有比较优势。*COI* 月度数据来自国家统计局出版的《中国经济景气月报》，经过季度内平均得到季度数据。

² 鉴于篇幅，本文省略了此处实证结果，如有需要欢迎向作者索要。下文同。

3. 影子银行

中国属于名副其实的银行主导型金融体系,因此,影子银行资金主要来自商业银行、信托公司和小贷公司等与银行体系紧密联系的部门,并借由银行理财和同业负债等作为信用中介,演化为银行存贷款产品的替代品和传统金融体系的补充,属于信贷型影子银行。现有文献对影子银行的度量主要包括加法和减法两种方式:加法算法的思路是将与银行表外业务相关联的项目加总获得影子银行规模,而减法算法的思路则是从融资总量中剔除影子银行无关项后获得影子银行规模。本文借鉴代表性研究,采用了高然等(2018)的加法算法如下:信贷型影子银行规模=信托贷款+委托贷款+未贴现银行承兑汇票。为确保结论在不同影子银行度量方法下具有稳定性,同时采用了方先明和权威(2017)的减法算法度量影子银行,即信贷型影子银行规模=社会融资规模-人民币贷款-外币贷款-企业债券-非金融企业境内股票融资。

本文影子银行变量 ΔSB_t 的具体构成是本季度新增除以上季度存量,等同于规模增长率。其中,季度新增为季度内各月新增之和。鉴于银行理财产品发展初期规模较小,因此,将2006年第1季度作为影子银行变量的初始期。初始期后影子银行规模基本呈现了长期增长趋势,然而,伴随着2016年年末去杠杆政策的提出与实施,银行表外业务的监管政策更加严格,尤其是银监会2017年3月开展的银行业“三套利”专项治理,设置了银行问题整改时间线,这意味着监管当局对影子银行的全面收紧始于2017年,并于2018年充分显现。此轮影子银行规模萎缩与之前“次贷危机”期间市场因素导致的类似下滑有着本质区别,是监管政策从根源上约束其业务空间和提高其业务成本产生的结果。显然,银行家情绪经由影子银行释放的机制可能受到阻碍。因此,后文选择影子银行扩张较快且监管政策未对其产生根本性冲击的2006Q1—2017Q4期间作为实证分析的主要样本区间,另以尚未加强银行表外业务和影子银行针对性监管的2006Q1—2015Q4期间作为基准样本区间,通过样本区间逐季度扩展方式检验影子银行中介作用随着金融监管政策变化而变化的情况,以评价政策影响。

4. 其他变量

本文实证中还涉及以下变量:

(1) 银行表内贷款增长率 $\Delta onBS_t$ 。由于商业银行贷款各项数据不可得,所以本文采用了与之构成最为接近的“社会融资规模人民币贷款”代表商业银行表内贷款。为确保结果稳健性,同时选用“金融机构人民币各项贷款”作为其平行和对比指标。前者由社会融资规模人民币贷款季度增量除以上季度存量得到,记为 $\Delta onBS_t^1$,后者由金融机构人民币各项贷款季度内各月新增值合计除以上季度末月的存量值得到,记为 $\Delta onBS_t^2$ 。

(2) 货币供给量M2的季度同比增长率 $\Delta M2_t$,代表货币政策变化。

(3) 3个月和8年期国债到期收益率变化 Δt_t^{3m} 和 Δt_t^{8y} ，由每季度最后一个交易日的到期收益率代理该季度到期收益率，然后差分得到到期收益率的增加值，分别代表金融市场短期和长期无风险收益率的变化。

(4) 金融机构人民币短期贷款增长率 ΔFSL_t ，由金融机构人民币短期贷款季度内各月新增值合计除以上季度末月的余额值得到，代表银行表内信贷的短期波动。

(5) 消费者信心指数增长率 ΔCCI_t ，由国家统计局公布的消费者信心指数季度序列的对数差分得到，代表信贷市场需求方情绪波动。

(6) 企业家信心指数增长率 ΔECI_t ，由中国人民银行公布的企业家信心指数季度序列的对数差分得到，代表信贷市场需求方情绪波动。

(7) 债券市场息差变化 ΔMS_t ，由AAA级8年期中债企业债与8年期中债国债每季度最后交易日的到期收益率代理各自的季度到期收益率，然后对两者到期收益率的差值进行差分得到，代表银行间债券市场情绪波动。

(8) 股权融资增量占当期社会融资增量比例的变化 ΔER_t ，由非金融企业境内股票融资的季度各月新增合计值除以各季度社会融资规模增量值计算比值，然后差分得到增加值，代表总体层面企业融资结构变化。

以上原始数据除企业家信心指数来自中国人民银行官网外，其他均来自Wind数据库。所有变量均经过季节调整，单位根检验显示平稳。

(二) 实证模型与方案

根据前文阐述，本文实证检验的重点是银行信贷在银行家情绪与经济周期波动因果关系中的中介角色。为此，本文采用了被广泛应用于心理学和其他社会科学研究的因果中介分析，该方法可以通过检验中介变量在因果路径中的作用来识别潜在因果机制。本文根据经典文献Baron and Kenny (1986) (以下简称BK)的中介效应分析框架建立了如下线性回归模型：

$$\Delta COI_t = \alpha_1 + \beta_1 s_t + \theta_1 Control_t + \mu_{1t}, \quad (2)$$

$$\Delta Loan_t = \alpha_2 + \beta_2 s_t + \theta_2 Control_t + \mu_{2t}, \quad (3)$$

$$\Delta COI_t = \alpha_3 + \beta_3 s_t + \gamma \Delta Loan_t + \delta s_t \Delta Loan_t + \theta_3 Control_t + \mu_{3t}, \quad (4)$$

其中，模型(2)中的回归系数 β_1 表示银行家情绪 s_t 对经济周期波动 ΔCOI_t 影响的总效应；模型(3)中的回归系数 β_2 表示银行家情绪 s_t 对银行信贷波动 $\Delta Loan_t$ 的影响效应；模型(4)中的回归系数 γ 表示在控制了银行家情绪 s_t 及银行家情绪与银行信贷波动交互作用 $s_t \Delta Loan_t$ 的影响后，银行信贷波动 $\Delta Loan_t$ 对经济周期波动 ΔCOI_t 的影响效应，系数 β_3 表示控制了银行信贷波动 $\Delta Loan_t$ 及银行家情绪与银行信贷波动交互作用 $s_t \Delta Loan_t$ 的影响后，银行家情绪 s_t 对经济周期波动 ΔCOI_t 的直接效应。 $Control_t$ 是三者关系之外影响经济周期波动 ΔCOI_t 和银行信贷波动 $\Delta Loan_t$ 的控制变量。

根据BK提出的分析步骤，可以通过依次估计回归模型(2)—(4)检验

以下原假设： $H_{0.1}:\beta_1=0$ ， $H_{0.2}:\beta_2=0$ 和 $H_{0.3}:\gamma=0$ 。如果同时拒绝三个原假设，即三个回归系数都显著不为0，则说明银行信贷在银行家情绪影响经济周期波动的过程中起到了中介作用，系数乘积 $\beta_2\gamma$ 即为中介效应。然而，后续研究表明BK模型依次检验法的第一类错误率较高，而直接检验中介效应的核心假设 $H_0:\beta_2\gamma=0$ 可以得到更加稳健的结论。对此，Imai *et al.* (2010)提出了一个适应性更广的因果中介分析方法，与BK方法相比，在算法和结果稳健性上均具有一定优越性。该方法在次序可忽略假设下利用准贝叶斯蒙特卡洛技术通过多次抽样方式实现对原假设 $H_0:\beta_2\gamma=0$ 的显著性检验，并计算出平均中介效应(ACME)和平均直接效应(ADE)，两者的和即为总效应。其中，ACME为系数乘积 $\beta_2\gamma$ 的平均值，代表银行家情绪通过影响银行信贷波动对经济周期形成的间接影响。ADE为模型(4)中系数 β_3 的平均值，代表在控制了通过银行信贷形成的间接影响后银行家情绪对经济周期的直接影响。综上，本文主要遵循Imai *et al.* (2010)算法对中介效应进行检验，并在稳健性检验中给出基于BK参数估计的结果作为对比。需要说明的是，在构建回归模型(2)–(4)时，为降低内生性问题的潜在影响，除银行家情绪和银行信贷变量外，其他加入的控制变量均为滞后变量。此外，为保证回归模型的稳健性，在计算置信区间过程中采用了异方差一致标准差。

针对前文研究假设，本文在广义信贷概念基础上进一步将式(3)和式(4)中银行主导并直接施加影响的信贷资金 $Loan_t$ 划分为银行传统表内信贷 $onBS_t$ 和信贷型影子银行 SB_t 两类，分别考察两者在银行家情绪和经济周期波动影响关系中的中介作用，并围绕以下几个核心问题展开实证检验：(1)银行家情绪影响经济周期波动的中介渠道是银行表内信贷还是影子银行？(2)金融监管加强能否阻碍银行家情绪影响经济周期波动的中介机制？(3)是否存在其他银行家情绪影响经济周期波动的中介渠道？(4)银行表内信贷和影子银行分别在货币政策传导机制中扮演何种角色？

三、基于中介机制检验的实证分析

(一) 银行家情绪影响经济周期波动的中介机制检验

1. 中介机制检验结果与分析

为验证核心研究假设，从而回答问题(1)，本文对银行表内信贷和影子银行的中介效应显著性进行了检验。从表1结果可见，研究假设“银行家情绪影响经济周期波动的中介机制是影子银行而不是表内信贷”成立，且结论对银行表内信贷变量选取和影子银行测度方式不具有敏感性。银行表内业务在多重角色下面对诸多硬性指标约束，挤压了银行家情绪对实体经济运行施加影响的空间。此外，“次贷危机”后，作为系统性金融风险的重要来源，银

行表内业务成为宏观审慎监管政策的重点监管对象，进一步制约了银行家主观意愿在表内业务范围内的实现，只能被动传导监管或货币当局意图，这一推论将在后文予以验证。

影子银行与银行表内信贷面对的监管环境则截然不同，在更为宽松的监管要求下，银行有着更高的经营自主权和更灵活的业务空间，银行家情绪可以通过影子银行对宏观经济产生影响。影子银行的迅速扩张是阶段性经济金融发展背景下的产物。一方面，国有银行股份制改革的良好成效为金融创新和影子银行发展提供了基础环境。同时，金融创新过渡阶段的利率双轨制也造成了银行表内外利率差，进一步推动了影子银行扩张（袭翔和周强龙，2014）。另一方面，“次贷危机”后“稳增长”的经济刺激计划虽然在短期内发挥了效果，却迅速引起投资过热问题。因此，2011—2015年实施的稳健货币政策本质上具有相对紧缩性，导致传统银行信贷业务无法满足大规模融资需求（Chen *et al.*, 2018）。在此情况下，银行理财产品等监管较为宽松的表外业务推动不断膨胀的影子银行体系向地方融资平台、产能过剩企业和房地产部门输送资金。可见，影子银行作为传统银行表内信贷的补充，解决了部分难以匹配传统信贷渠道的企业融资需求，银行家情绪完全可以通过影响影子银行作用于实体经济。

表1中影子银行作为银行家情绪影响宏观经济波动的中介渠道得到了验证。从直接效应 ADE、中介效应 ACME 和总效应的符号方向综合判断，总体上银行家情绪对经济周期波动呈现正向影响，其中 27.6%（对应 ΔSB_t^+ ）和 25.2%（对应 ΔSB_t^- ）的影响通过影子银行渠道传导。此外，中介效应符号方向也说明，影子银行与经济周期波动呈正相关关系。

表1 银行家情绪影响经济周期波动的中介机制检验结果

	中介变量：银行表内信贷		中介变量：影子银行	
	$\Delta onBS_t^+$	$\Delta onBS_t^-$	ΔSB_t^+	ΔSB_t^-
ACME	0.003 [-0.031, 0.05]	0.013 [-0.027, 0.06]	0.075** [0.001, 0.18]	0.070* [-0.008, 0.18]
ADE	0.263*** [0.064, 0.47]	0.250** [0.042, 0.46]	0.190** [0.016, 0.35]	0.193** [0.021, 0.36]
总效应	0.266** [0.067, 0.47]	0.263** [0.042, 0.49]	0.265*** [0.081, 0.45]	0.262*** [0.059, 0.46]
中介百分比	0.4% [-0.168, 0.24]	3.7% [-0.188, 0.29]	27.6%** [0.002, 0.82]	25.2%* [-0.064, 0.69]

注：（1）样本区间为 2006Q1—2017Q4；（2）加入的控制变量有： Δy_{t-1} 、 π_{t-1} 、 Δi_{t-1} 和 Δr_{t-1} ；（3）ACME 为平均因果中介效应，ADE 为平均直接效应；（4）括号内为根据 Imai *et al.* (2010) 算法得到的 95% 置信区间，模拟次数为 10 000；（5）***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

2. 内生性分析

监管政策差异为银行家情绪释放提供了银行表内信贷和影子银行两个不同的信贷资金系统,但如果监管政策在压抑银行表内信贷的同时推动了影子银行,导致两者规模变化之间的此消彼长关系,前文的中介机制结果则存在潜在内生性问题,本文将从资产端和负债端两方面对此论证。首先,本文从直接反映两者关联性的资产端出发考察了两者的增量关系。表2中两者增量的显著正相关表明,两者并不存在此消彼长的负向关联。³

其次,从间接反映银行表内信贷和影子银行关联性的负债端出发,银行理财业务作为影子银行的核心资金来源,多年来呈现了快速扩张,与银行表内业务规模的变化趋势一致。根据 Wind 数据统计,截至2017年年末银行理财资金余额接近30万亿,2009年后复合增长率超过50%。虽然由于数据缺失,无法统计分析负债端与资产端的联动关系,但在监管政策对银行理财业务信用风险、流动性、信息披露和资金配置等一系列监管要求相对于银行表内业务宽松较多的情况下,理财产品的高收益性和几近刚性兑付特征决定其向影子银行转化的必然性。因此,推断银行理财业务与影子银行规模之间的正相关关系具有一定合理性。这也从负债端为表2中银行表内信贷和影子银行的同向变动提供了间接证据。综上所述,监管政策并未明显造成前文中介机制结果的内生性问题。

表2 银行表内信贷与影子银行月增量的 Pearson 相关系数

变量	$\Delta onBS_t^1$	$\Delta onBS_t^2$	ΔSB_t^+	ΔSB_t^-
$\Delta onBS_t^1$	1	—	—	—
$\Delta onBS_t^2$	0.955 (0.003)	1	—	—
ΔSB_t^+	0.271 (0.001)	0.252 (0.002)	1	—
ΔSB_t^-	0.305 (0.002)	0.280 (0.004)	0.984 (0.000)	1

注:(1)原始数据来自 Wind;(2)各变量为月度增量值,样本区间为2006M1—2017M12;(3)各变量经过季节调整,并通过了平稳性检验;(4)括号内为 p 统计量。

3. 稳健性检验

除上文采用两种影子银行测度方法外,本文还进行了如下稳健性检验。

(1) 变换中介机制检验方法。本文借鉴 BK 的中介效应检验方法,在 $\Delta Loan_t$

³ 表2实际上只考察了两者的增量上的短期关系。此外,本文还利用协整分析检验了两者的总量上的长期关系,结果表明两者存在显著的长期正向均衡关系。该实证结果在此省略。

分别为 ΔSB_t 和 $\Delta onBS_t$ 的情况下对模型 (2)–(4) 进行估计。其中, 针对影子银行 ΔSB_t 的回归结果显著拒绝原假设 $H_{0.1}: \beta_1 = 0$, $H_{0.2}: \beta_2 = 0$ 和 $H_{0.3}: \gamma = 0$ 。因此, “影子银行是银行家情绪影响经济周期波动的中介机制”这一结论对估计方法不具有敏感性 (实证结果省略); 而针对银行表内信贷 $\Delta onBS_t$ 的回归结果表明应接受原假设 $H_{0.2}: \beta_2 = 0$, 即银行家情绪对表内信贷的影响在统计上不显著 (实证结果省略)。因此, “银行表内信贷不是银行家情绪影响经济周期波动的中介机制”这一结论对估计方法不具有敏感性。

(2) 变换控制变量。本文首先在提取银行家情绪的模型 (1) 中增加了衡量金融市场长、短期无风险收益率的两个解释变量 Δt_t^{8y} 和 Δt_t^{3m} , 但在模型 (2)–(4) 中仍使用 Δy_{t-1} 、 π_{t-1} 、 Δi_{t-1}^7 和 Δr_{t-1} 作为控制变量, 对影子银行的中介效应进行检验, 结果是两个影子银行变量的中介效应依然显著 (实证结果省略)。在此变换基础上, 再将变量 Δt_t^{8y} 和 Δt_t^{3m} 也同时增加到控制变量中再次进行检验, 结论仍然稳健 (实证结果省略)。实际上, 本文在保持 Δy_{t-1} 、 π_{t-1} 和 Δi_{t-1}^7 始终加入的基础上, 对 Δr_{t-1} 、 Δt_t^{8y} 和 Δt_t^{3m} 进行了各种组合搭配加入, 然后重复上述检验, 结果显示表 1 结论始终稳健。另外, 本文将 8 年期国债到期收益率替换为 10 年期国债到期收益率后实证结果无明显差异。

(3) 变换样本区间。前文选择了影子银行规模扩张比较迅速, 且实质性监管改革未对影子银行产生充分影响的 2006Q1—2017Q4 作为样本区间。为检验结论对样本区间选择的敏感性, 同时回答问题 (2), 本文以影子银行监管政策相对宽松的 2006Q1—2015Q4 作为基准样本区间, 每次扩大一个季度直到 2019Q1 为止, 然后在每一个新的样本区间上对影子银行的中介效应显著性进行检验, 对显著通过检验的样本区间在其边界季度上赋值 1, 否则赋值 0, 最后通过图示法分别给出了 ΔSB_t^+ 和 ΔSB_t^- 对应的动态检验结果。图 1 显示, 两种影子银行测度下结论的稳定性有所不同。对加法方式影子银行变量 ΔSB_t^+ , 其中介效应显然未受到监管趋严的影响, 始终充当了银行家情绪影响经济周期的中介渠道。而减法方式影子银行变量 ΔSB_t^- 在样本区间扩展到 2018 年后出现了中介效应不稳定情况, 可以认为是 2016 年以来去杠杆政策和影子银行监管收紧累积的影响效果在两个样本区间上有所体现。但总体来看, 影子银行在各个时期都是银行家情绪比较稳定的传导渠道。

(4) 变换经济周期变量。尽管在刻画经济周期上 COI 相对于单一指标具有一定优越性, 但为避免结论对经济周期变量选取的敏感性, 本文采用实际 GDP 的对数差分 Δy_t 替换 ΔCOI_t 重复了表 1 的中介机制检验。检验结果同样肯定了研究假设, 即银行家情绪影响经济周期波动的中介渠道是影子银行而不是银行表内信贷 (实证结果省略)。

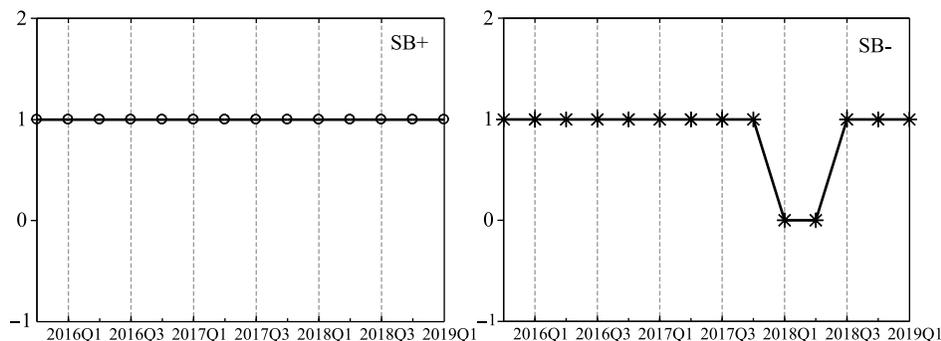


图1 各样本区间银行家情绪的影子银行中介机制检验

注：(1) 样本区间在 2006Q1—2015Q4 基础上逐季度扩展；(2) 包含控制变量、估计方法和模拟次数同表 1；(3) 至少在 10% 水平上显著。

(二) 影子银行中介效应的反事实分析

为更加直观揭示影子银行的中介作用及其动态，本文在前文影子银行中介机制显著性检验基础上，利用反事实分析，在 SVAR 模型框架下将银行家情绪对经济周期波动的直接影响和通过影子银行传导的间接影响进行分离。为此建立的三变量 SVAR 模型如下：

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} s_t \\ \Delta SB_t \\ \Delta COI_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} s_{t-i} \\ \Delta SB_{t-i} \\ \Delta COI_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{bmatrix}, \quad (5)$$

其中， p 为滞后阶数， ϵ_t 为 3×1 维不相关结构冲击组成的向量。

如果影子银行对银行家情绪冲击存在即期反应 ($a_{21} \neq 0$)，且经济周期波动对影子银行冲击存在即期反应 ($a_{32} \neq 0$)，则 $a_{21} \times a_{32}$ 测度了银行家情绪冲击通过影子银行传导后对经济周期波动产生的间接影响，相对而言， a_{31} 测度了直接影响。当然，上述仅为同期关系，如果从动态角度看，影子银行在任意时期对银行家情绪冲击存在反应，且经济周期对应方程中的影子银行滞后期系数显著，那么，影子银行对银行家情绪冲击的动态反应都会影响经济周期波动对银行家情绪冲击的动态反应 (Bachmann and Sims, 2012)。为在统计上完全将间接效应与直接效应分离，本文借鉴 Wong (2015) 的方法隔离影子银行对银行家情绪冲击的反应，构造一个经济周期波动对银行家情绪的反事实脉冲响应，然后与实际脉冲响应进行对比，从而识别影子银行在传导银行家情绪对经济周期波动影响过程中的中介作用。

为构造反事实脉冲响应函数，首先将 SVAR 模型由结构式改写为简化式：

$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_0^{-1} A_i Y_{t-i} + A_0^{-1} \epsilon_t, \quad (6)$$

$$Z_t = \Lambda Z_{t-1} + \nu_t, \tag{7}$$

其中，

$$Z_t = \begin{pmatrix} Y_t \\ Y_{t-1} \\ \vdots \\ Y_{t-p-1} \end{pmatrix}, \Lambda = \begin{pmatrix} A_0^{-1}A_1 & A_0^{-1}A_2 & \cdots & \cdots & A_0^{-1}A_p \\ I & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & I & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & \cdots & I & 0 \end{pmatrix}, \nu_t = \begin{pmatrix} A_0^{-1}\epsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}. \tag{8}$$

令 e_j 是第 j 个元素为 1、其他元素为 0 的选择行向量， $A_0^{-1}(q)$ 为 A_0^{-1} 的第 q 列。在预测期 $h=1, \dots, H$ 上变量 j 对结构冲击 q 的脉冲响应可以表示为：

$$\Phi_{j,q,h} = e_j \Lambda^{h-1} A_0^{-1}(q). \tag{9}$$

通过式 (5) 结构可知，银行家情绪变量和影子银行变量在 SVAR 中分列第 1 和第 2，因此，为固定影子银行对银行家情绪冲击的反应，可以在所有预测期上设定 $\Phi_{2,1,h} = 0$ 。以即期情况为例 ($h=1$)，对于一单位的银行家情绪冲击，同时需要构建一个反事实的影子银行冲击序列 ϵ_{21} ，使得 $A_0^{-1}(2, 1) + A_0^{-1}(2, 2)\epsilon_{21} = 0$ ，即抵消影子银行在即期对银行家情绪冲击的反应。以此类推，对预测期 $h=2, \dots, H$ ，影子银行冲击的对应值可以通过如下递归方式计算：

$$\epsilon_{2h} = \frac{\Phi_{2,1,h} + \sum_{i=1}^{h-1} e_2 \Lambda^{h-i} A_0^{-1}(2)\epsilon_{2i}}{e_2 A_0^{-1}(2)}. \tag{10}$$

已知 ϵ_{2h} 情况下，SVAR 中各变量对银行家情绪冲击的反事实脉冲响应函数 $\hat{\Phi}_{i,1,h}$ 为：

$$\hat{\Phi}_{i,1,h} = \Phi_{i,1,h} + \sum_{i=1}^h e_i \Lambda^{h-i} A_0^{-1}(2)\epsilon_{2i}. \tag{11}$$

图 2 中子图 (A) — (C) 给出了以 2006Q1—2019Q1 为样本区间 8 个季度预测水平上银行家情绪冲击的反事实脉冲响应函数与实际脉冲响应函数的对比图。其中，SVAR 系统中加入的变量和顺序见式 (5)，影子银行变量为 ΔSB_t^+ ，根据 AIC 准则确定的滞后阶数为 2。虚线所代表的反事实脉冲响应函数反映了剔除影子银行传导的间接影响后银行家情绪 10% 正向变动引起的各变量变动百分比。从响应方向看，银行家情绪提升可以拉动经济周期上行。比较反事实脉冲响应函数与实际脉冲响应函数中经济周期的响应幅度及累积情况可知，加入影子银行传导的间接影响后银行家情绪对经济周期的影响明显增大，再次证明银行家情绪对经济周期的很大一部分影响来自影子银行传导。从响应幅度判断，银行家情绪无论对影子银行还是经济周期波动的影响峰值都在

短期出现,这与信贷周期研究的情绪驱动模式理解相符,即情绪的内生性反转是触发信贷周期与经济周期互动的潜在机制(Bordalo *et al.*, 2018; Greenwood *et al.*, 2019)。从持续期来看,银行家情绪对影子银行和经济周期波动的影响均快速衰退,对影子银行的影响可持续3个季度,对经济周期波动的累积影响在2个季度后达到峰值并递减,并在6个季度后趋于平稳,说明银行家情绪的影响具有暂时性特点(Fève and Guay, 2019)。

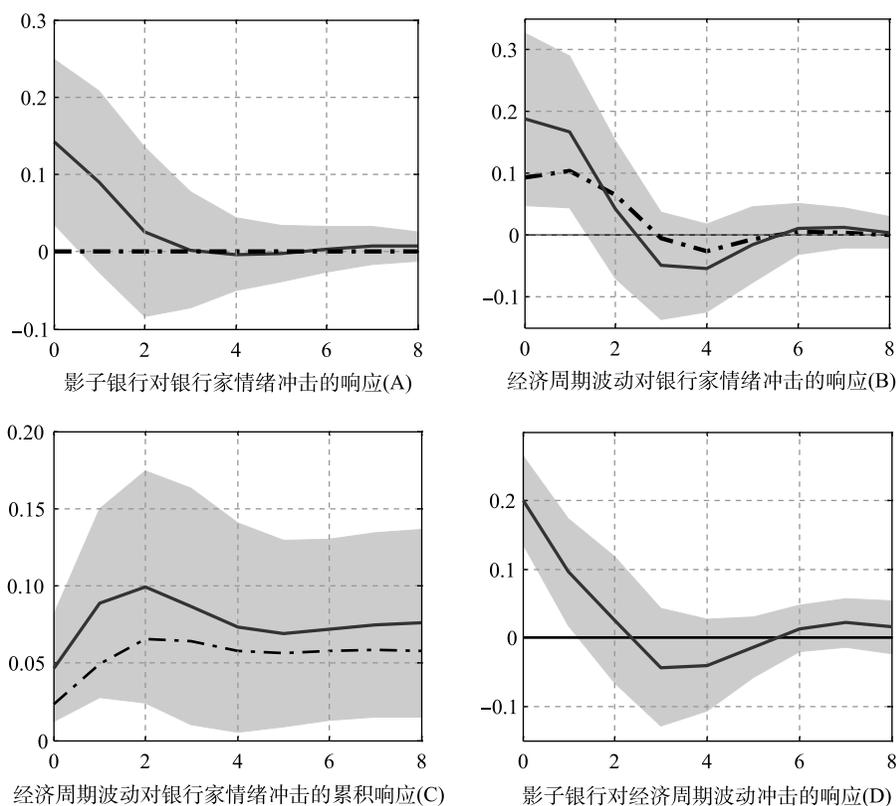


图2 脉冲响应图

注:(1)影子银行变量为 ΔSB_t^+ ,样本区间为2006Q1—2019Q1;(2)图中结果为10%银行家情绪或经济周期波动正向冲击所引起相应变量变动的百分比;(3)虚线为剔除影子银行间接影响的反事实脉冲响应函数,实线为实际脉冲响应函数结果;(4)阴影区为根据wild bootstrap方法构造的 ± 1 标准差置信区间。

为全面理解影子银行与经济周期波动的关联性,子图(D)给出了影子银行对经济周期波动冲击的脉冲响应。从响应方向看,影子银行变动方向与经济周期冲击方向相同,结合表1及子图(B)和(C)的结果可以判断,影子银行具有顺周期性。已有研究对此还存在一定结论分歧。例如,Huang *et al.* (2018)认为经济繁荣期的低违约率会刺激影子银行的杠杆率提升,加速影子

银行规模增长，形成顺周期。而高然等（2018）的实证结果则表明银行在资本充足率和存贷比双重约束下，货币政策冲击会导致影子银行规模的逆周期波动。显然，本文的实证结果支持顺周期观点。

（三）潜在中介机制检验

为回答问题（3），本文一方面结合前文银行家情绪影响具有暂时性和非持续性的实证结果，对银行家情绪可能直接和显著施加影响的短期贷款波动 ΔFSL_t 进行中介效应检验。另一方面，如前文所述，银行家情绪与市场情绪之间可能由于羊群效应相互传染并扩散，因此本文也检验了以消费者情绪 ΔCCI_t 和企业家情绪 ΔECI_t 为代表的金融市场融资需求方情绪，以及以债券市场息差变化 ΔMS_t 测度的银行间债券市场情绪的中介效应。另外，López-Salido *et al.*（2017）认为信贷市场情绪影响经济周期的渠道之一是企业融资行为，为对比研究，本文还从总体层面构建了测度企业融资方式的变量 ΔER_t 加入检验。从表3检验结果可见，本文考察的潜在中介变量均未通过统计检验。⁴

表3 银行家情绪影响经济周期波动的潜在中介变量检验结果

	中介变量：				
	ΔFSL_t	ΔCCI_t	ΔECI_t	ΔMS_t	ΔER_t
ACME	0.013 [-0.059, 0.11]	0.009 [-0.066, 0.09]	0.299 [-0.103, 0.74]	-0.007 [-0.044, 0.08]	-0.003 [-0.038, 0.03]
ADE	0.250** [0.042, 0.47]	0.260** [0.043, 0.49]	0.027 [-0.461, 0.51]	0.258*** [0.076, 0.48]	0.269*** [0.069, 0.49]
总效应	0.264** [0.055, 0.47]	0.269** [0.055, 0.48]	0.326** [0.060, 0.55]	0.265*** [0.075, 0.48]	0.266*** [0.067, 0.49]
中介百分比	3.7% [-0.331, 0.52]	3.1% [-0.355, 0.45]	92.1% [-0.413, 3.93]	1.1% [-0.242, 0.29]	-0.24% [-0.258, 0.15]

注：（1） ECI_t 对应检验的样本区间为2008Q1—2019Q1，其余变量均为2006Q1—2019Q1；（2）变量释义、模拟控制变量、估计方法、模拟次数以及括号和星号含义同表1。

四、中介变量在货币政策传导中的作用检验

为解答问题（4），本文根据研究目的将其转化为检验银行表内信贷和影子银行在货币政策影响经济周期波动中的中介效应显著性问题，将模型

⁴ 此外，本文也检验了经济周期变量为实际GDP对数差分的情况，结果表明，表7中的潜在中介变量同样未通过统计检验。

(2)—(4) 中的银行家情绪变量 s_t 更换为货币政策变量 $\Delta M2_t$ 进行中介机制检验。

表 4 给出了货币政策传导中介机制的检验结果。确如前文判断, 银行表内信贷是数量型货币政策影响经济周期波动的中介机制, 这意味着货币政策传导的银行表内信贷渠道成立。众所周知, 中国长期的出口导向型经济增长模式使得货币政策内生性特征明显, 为调控基础货币超发对价格水平和金融稳定的冲击, 银行表内信贷逐渐成为货币政策的中介目标之一, 货币当局可以通过信贷规模控制实现货币政策最终目标。所以, 从总效应符号方向看, 货币政策对经济增长的正向影响代表经济增长模式起到了拉动经济增长的作用。而从中介效应的符号看, 货币政策通过银行表内信贷渠道显著发挥了货币投放总量调控从而实现经济增长的效果。对比来看, 当中介变量为影子银行时, 中介效应同样显著, 表明在广义信贷层面上影子银行也是货币政策传导“信贷渠道”的一部分。但从中介效应符号看, 影子银行传导了正向影响, 形成了货币政策对货币供给量的调控失灵, 显露了货币政策内生性的弊端, 削弱了货币政策有效性, 这一结果与已有研究结论基本吻合 (Chen *et al.*, 2018; 高然等, 2018)。

表 4 货币政策影响经济周期波动的中介机制检验结果

	中介变量: 银行表内信贷		中介变量: 影子银行	
	$\Delta onBS_t^1$	$\Delta onBS_t^2$	ΔSB_t^+	ΔSB_t^-
ACME	-0.038** [-0.092, -0.01]	-0.073** [-0.135, -0.02]	0.081*** [0.027, 0.15]	0.061*** [0.017, 0.12]
ADE	0.137*** [0.051, 0.22]	0.174*** [0.089, 0.26]	0.022 [-0.068, 0.11]	0.037 [-0.045, 0.15]
总效应	0.099** [-0.011, 0.18]	0.101** [-0.088, 0.31]	0.103** [0.021, 0.19]	0.098** [0.012, 0.18]
中介百分比	-34.3%** [-0.263, -0.01]	-69.3%** [-0.499, -0.02]	76.7%** [0.019, 0.29]	60.4%** [0.014, 0.27]

注: (1) 样本区间为 2006Q1—2019Q1; (2) 变量释义、模拟控制变量、估计方法、模拟次数以及括号和星号含义同表 1。

为考察货币政策传导机制在金融去杠杆和影子银行监管加强期间的动态变化, 本文仍然采用图 1 中逐步扩大样本区间的方法, 有所不同的是, 对中介效应符号方向为正 (负), 且显著通过检验的样本区间在其边界季度上赋值 1 (-1), 否则赋值 0。根据图 3 的动态检验结果可见, 当银行表内信贷变量为 $\Delta onBS_t^1$, 或者影子银行变量为 ΔSB_t^+ 时, 两者在所有样本区间上均显著充当了货币政策传导的信贷渠道。而当银行表内信贷为 $\Delta onBS_t^2$ 时, 在 2008Q1—

2008Q3 为边界的样本区间上, 货币政策的银行表内信贷传导机制受阻, 这段时期也恰恰对应着中国货币政策传导不畅最为严重的时期。究其根源, 首先是经济下行过程中实体经济融资需求不足已经积累到一定程度, 而且与金融去杠杆等紧缩性政策效果相互叠加, 对社会融资的抑制开始集中显现; 其次是商业银行需求与中央银行供给匹配度不够。如央行通过公开市场逆回购和 MLF 等工具释放的流动性大多转变为监管日趋严格的同业负债, 银行无法利用其完成货币供给向贷款的传导; 最后是货币政策的运行规律已经发生重大变化, 影子银行崛起对传统货币创造机制产生的影响日益突出。与之相对应, 影子银行变量 ΔSB_t 在 2017Q2—2017Q4 为边界的区间上未显著传导货币政策的原因与银行表内信贷情况大同小异。宏观经济低迷同样压制对影子银行的需求, 对影子银行的监管趋严必然与之产生叠加效应。除此之外, 影子银行在大多数样本区间上都是货币政策的传导渠道, 表明影子银行已经成为货币政策传导广义“信贷渠道”的重要组成部分, 即便降低了货币政策有效性, 却通过满足实体经济融资需求与之紧密相连。如果忽视这一既定事实, 在隔离和防范影子银行风险时采取“一刀切”式的遏制, 势必阻碍货币政策传导机制, 进一步抑制社会融资。

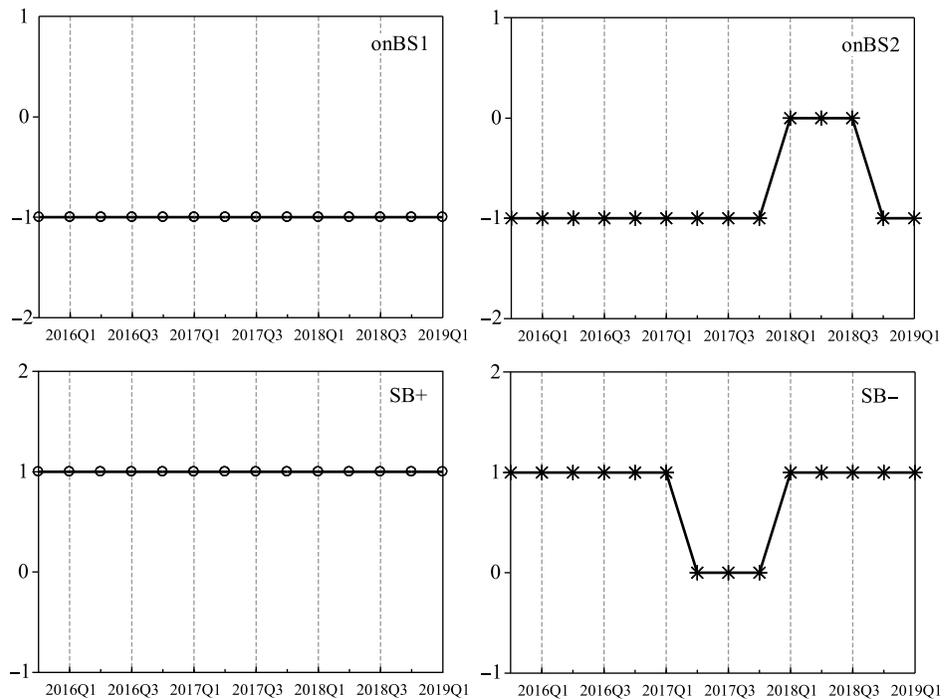


图 3 各样本区间货币政策的中介机制检验

注: (1) 样本区间在 2006Q1—2015Q4 基础上逐季度扩展; (2) 包含控制变量、估计方法和模拟次数同表 1; (3) 至少在 10% 水平上显著。

五、结论与启示

本文的核心结论是：银行家情绪影响经济周期波动的中介渠道是影子银行而不是银行表内信贷；货币政策传导的“信贷渠道”既包括传统银行表内信贷也包括影子银行信贷。本文为实施和完善金融市场预期管理及金融监管提供的启示有：首先，银行体系作为系统性金融风险的主要来源，在未来的金融市场预期管理中应重视和加强对其高级管理者预期的密切跟踪与积极引导。应确保货币政策和宏观审慎监管政策的透明度及可信度，增强央行与商业银行体系的沟通效率，提高银行家预期与政策立场的一致性，从而抑制银行家情绪对信贷资金供给影响的突变性和不确定性，在根源上熨平信贷周期，实现预期管理和宏观审慎监管的相互协调与目标融合。其次，在疏通货币政策传导不畅过程中应客观评价影子银行在当前货币创造中的作用，避免影子银行监管与金融去杠杆等紧缩性政策相互叠加产生的经济风险。在有效防范影子银行风险时如果矫枉过正，势必影响货币政策运行轨迹和传导效率，扩大实体经济融资缺口，破坏保障金融稳定和不过制经济增长之间的平衡。所以，针对影子银行的治理适宜在风险全面覆盖的基础上从业务和去向精准识别并差别管理，利用制度化措施抑制影子银行的顺周期性，引导影子银行服务于实体经济。

参考文献

- [1] Angeletos, G. M., and J. La'O. "Sentiments", *Econometrica*, 2013, 81 (2), 739-779.
- [2] Bachmann, R., and E. R. Sims, "Confidence and the Transmission of Government Spending Shocks", *Journal of Monetary Economics*, 2012, 59 (3), 235-249.
- [3] Baron, R. M., and D. A. Kenny, "The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations", *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (6), 1173-1182.
- [4] Benhabib, J., X. Liu, and P. Wang, "Sentiments, Financial Markets, and Macroeconomic Fluctuations", *Journal of Financial Economics*, 2016, 120 (2), 420-443.
- [5] Benhabib, J., P. Wang, and Y. Wen, "Sentiments and Aggregate Demand Fluctuations", *Econometrica*, 2015, 83 (2), 549-85.
- [6] Bordalo, P., N. Gennaioli, and A. Shleifer, "Diagnostic Expectations and Credit Cycles", *The Journal of Finance*, 2018, 73 (1), 199-227.
- [7] Chen, K., J. Ren, and T. Zha, "The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China", *American Economic Review*, 2018, 108 (12), 3891-3936.
- [8] Cortés, K., D. Ran, and D. Sosyura, "Clouded Judgment: The Role of Sentiment in Credit Origination"

- nation”, *Journal of Financial Economics*, 2016, 121 (2), 392-413.
- [9] 方先明、权威, “信贷型影子银行顺周期行为检验”, 《金融研究》, 2017 年第 3 期, 第 64—80 页。
- [10] Fève, P., and A. Guay, “Sentiments in SVARs”, *The Economic Journal*, 2019, 129 (618), 877-896.
- [11] 高然、陈忱、曾辉、龚六堂, “信贷约束、影子银行与货币政策传导”, 《经济研究》, 2018 年第 12 期, 第 68—82 页。
- [12] Greenwood, R., S. G. Hanson, and L. J. Jin, “Reflexivity in Credit Markets”, *NBER Working Paper*, 2019, No. 25747.
- [13] Ho, P. H., C. W. Huang, C. Y. Lin, and J. F. Yen, “CEO Overconfidence and Financial Crisis: Evidence from Bank Lending and Leverage”, *Journal of Financial Economics*, 2016, 120 (1), 194-209.
- [14] Huang, S., W. Chen, and Y. Chen, “Bank Liquidity Creation and CEO Optimism”, *Journal of Financial Intermediation*, 2018, 36, 101-117.
- [15] Imai, K., L. Keele, and T. Yamamoto, “Identification, Inference and Sensitivity Analysis for Causal Mediation Effects”, *Statistical Science*, 2010, 25 (1), 51-71.
- [16] López-Salido, D., J. C. Stein, and E. Zakrajšek, “Credit-Market Sentiment and the Business Cycle”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2017, 132 (3), 1373-1426.
- [17] Ma, Y., “Bank CEO Optimism and the Financial Crisis”, *SSRN Working Paper*, 2015, No. 2392683.
- [18] Milani, F., “Sentiment and the US Business Cycle”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2017, 82, 289-311.
- [19] Peñon, D., M. Antelo, and A. Calvo, “A Dynamic Behavioral Model of the Credit Boom”, *Journal of Economic Issues*, 2015, 49 (4), 1077-1099.
- [20] Rötheli T. F., “Boundedly Rational Banks’ Contribution to the Credit Cycle”, *The Journal of Socio-Economics*, 2012, 41 (5), 730-737.
- [21] Wong, B., “Do Inflation Expectations Propagate the Inflationary Impact of Real Oil Price Shocks?: Evidence from the Michigan Survey”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 2015, 47 (8), 1673-1689.
- [22] 裘翔、周强龙, “影子银行与货币政策传导”, 《经济研究》, 2014 年第 5 期, 第 91—105 页。

Aggregate Banker Sentiment, Shadow Banking, and Business Cycle Fluctuations

ZHEN YU*

(*Jilin University*)

Abstract The channel of banker sentiment affecting the business cycle fluctuation is shadow banking rather than loan on-balance sheet. Financial policies since 2016 have not fundamentally influenced this mechanism. In addition to shadow banking, the potential mediation variables fail to the statistical tests. The counterfactual analysis confirms the conclusion above more intuitively, proves that banker sentiment shocks have the characteristics of fast peak and low persistence, and verifies the procyclicality of shadow banking; Moreover, on-balance sheet loan and shadow banking are both “credit channel” of monetary policy transmission, but shadow banking weakens the effectiveness of monetary policy.

Keywords banker sentiment, shadow banking, business cycle fluctuation

JEL Classification E02, E32, E71

* Corresponding Author: Zhen Yu, The Research Center for China Public Sector Economy, School of Economics, Jilin University, No.2699 Qianjin Street, Changchun, Jilin 130012, China; Tel: 86-13504408611; E-mail: yuzhen@jlu.edu.cn.