

互联网金融发展与货币政策的 银行信贷渠道传导*

战明华 张成瑞 沈娟

内容提要: 本文聚焦了互联网金融发展如何影响货币政策银行信贷渠道的传导机理与传导效果问题。论文利用一个包括企业、家庭和银行的最优决策一般均衡模型,分析了互联网金融影响货币政策银行信贷渠道的微观机理。研究主要得到如下结论:一是总体上互联网金融主要是通过降低金融市场的摩擦来弱化货币政策银行信贷渠道。二是微观机理上互联网金融对货币政策银行信贷渠道的影响,是通过影响银行负债结构、证券市场流动性和企业融资结构实现的。三是实证结果主要支持银行负债结构效应对货币政策银行信贷渠道产生了显著影响。因参与证券市场规模不大以及金融资源错配与融资结构优化效应的彼此抵消,其他效应的影响不大。研究的政策含义是,货币政策的调整应当具有对金融市场结构的敏感性,而在考虑互联网金融的影响方面,应着重关注互联网金融带来的“鲶鱼效应”,而非互联网金融本身的直接影响。

关键词: 互联网金融 货币政策 银行信贷渠道 鲶鱼效应

众多的研究表明,由于金融市场的不完善以及不同期限结构利率间传导渠道的不畅通,信贷这一数量式的传导渠道而非利率这种价格式的传导渠道,在中国的货币政策传导中长期居于主导地位(盛松成和吴培新,2008;姚余栋和李宏瑾,2013)。虽然近年来各种新兴金融机构和新的融资形式发展迅速,但Wind统计数据 displays 2016年新增银行贷款占社会融资总额的比重仍达69.86%。可见,分析新时期货币政策银行信贷渠道的变迁,对于更深刻理解货币政策的传导规律和健全货币政策传导机制,具有重要现实意义。理论上,货币政策银行信贷渠道的传导取决于“货币政策冲击—银行信贷供给行为决策变化—企业投资或家庭消费决策行为变化”这一逻辑链条是否能够有效发挥作用。显然,金融市场与实体经济外部融资环境的变化以及银行对货币政策冲击反应方式的变化,都可能引起货币政策通过银行信贷这一渠道的传导方式的变化。

近年来,在技术变迁冲击和政策鼓励引导之下,中国金融结构变迁的一个重要特征是以第三方支付、P2P网贷和第三方金融交易等为业态模式的互联网金融的迅速兴起。虽然互联网金融的发展给风险管控与行业监管方面带来了一些问题,但是,这一新兴金融业态的发展无疑对中国金融市场结构带来了巨大冲击(吴晓求,2015)。互联网金融的发展改变了家庭部门的储蓄决策和企业部门融资决策的经济环境,改变了货币政策银行信贷渠道发挥作用的“传导介质”,从而有可能对货币政策银行信贷渠道的相对地位与效果形成冲击。理论上,金融市场不完全或摩擦程度与货币政策银行信贷渠道的作用正向相关(Bernanke & Gertler,1995),因而互联网金融的发展如果强化了市场竞争从而完善了金融市场,那么,货币政策银行信贷渠道的作用将会被弱化。另外,互联网金融在增加家庭部门储蓄选择的同时,也因为完善了货币市场而增加了银行部门非贷款资产的流动性,

* 战明华,广东外语外贸大学金融学院,邮政编码:510016,电子信箱:zhanmhco@163.com;张成瑞,中国银行深圳分行,邮政编码:518004,电子信箱:756648557@qq.com;沈娟,浙江理工大学经管学院,邮政编码:310018,电子信箱:1508240765@qq.com。本研究得到了国家社科基金重点项目“新常态下货币政策调控行业结构的功能与绩效研究”(16AZD015)的资助,特此致谢。作者感谢李帅、刘恩慧等在写作与修改过程中所提供的帮助,特别感谢两位匿名审稿人的宝贵意见,但文责自负。

从而使得银行通过资产结构的变化更容易应对货币政策的冲击。但是,如果互联网金融的服务对象是特殊的,那么互联网金融的发展也可能无法对银行贷款形成有效的替代,从而货币政策银行信贷渠道的作用也就难以被弱化。那么,互联网金融的发展究竟会给货币政策银行信贷渠道带来什么样的冲击?本文将通过构建一个金融摩擦条件下包含家庭、企业和银行等最优决策的简单比较静态一般均衡模型,并对模型结论加以实证,以为此问题的解决提供一个较全面的观察视角。

一、文献回顾与本文贡献

虽然存在着争议,但是许多研究及2007年始于美国的全球金融危机均表明,如果仅着眼于IS-LM模型的利率渠道,那么货币政策在经济总需求波动中的作用将难以获得充分解释,货币政策银行信贷渠道在解释经济波动中具有独立的贡献(Bernanke & Gertler, 1995; Den Haan et al., 2008)。因而,问题的关键是识别货币政策银行信贷渠道的影响因素以及深层次的传导机理。Brissimis & Delis(2009)利用6个OECD国家的样本数据,检验了货币政策银行信贷渠道与银行资产负债表资产方结构变化的关系,结果认为银行特质对银行信贷渠道是不重要的。与此相反,Leonardo & David(2011)利用欧洲和美国的1000家银行数据发现,货币政策银行信贷渠道的传导机制随着银行的商业模式、风险特质和制度特征的改变而改变。Norden et al.(2014)考察了金融创新中的银行信贷衍生品发展对银行贷款供给行为的影响。他们发现,银行资产负债表中贷款衍生产品占的比重越高,银行获得的企业贷款利差就越小。Falk(2016)研究了影子银行与投资基金对货币政策银行信贷渠道的影响,认为当货币政策紧缩时,通过监管套利与家庭资产投资组合的重组,影子银行与投资基金会弱化货币政策银行信贷渠道。

由于相对于成熟经济体金融市场的摩擦程度更高、长期实行利率控制和将信贷作为重要的中介目标,因而货币政策银行信贷渠道在中国的存在性是容易理解的,其重要性也被诸多的研究所证实(盛松成和吴培新, 2008; 姚余栋和李宏瑾, 2013; 饶品贵和姜国华, 2013)。

近些年来,迅速发展的影子银行和各种金融衍生品等新的金融业态和产品,极大地改变了中国金融市场的结构,由此可能对货币政策传导的冲击,也引起了学者的关注。李波和伍戈(2011)从影子银行与资产价格的关系等角度分析认为,影子银行对货币政策有效性会产生负面的冲击,并给出了解决问题的政策建议。在关于影子银行与商业银行信贷配给问题的研究中,赵蔚(2013)发现影子银行弱化了货币政策的传导,并会带来金融的不稳定性。利用构建的NK-DSGE模型,裘翔和周强龙(2014)对影子银行如何通过利率渠道影响银行贷款决策行为,进而影响不同风险偏好类型的企业资产负债问题进行了分析。他们的研究指出,影子银行呈现出明显的逆周期特征并弱化了货币政策的有效性,这一结论被Funke等人的研究所进一步证实(Funke et al., 2015)。胡利琴等(2016)则利用非对称的NARDL和门限回归模型,考察了影子银行的风险承担与规模扩张问题在不同货币政策周期中的表现,得出了货币政策对影子银行中长期的影响具有非对称性的结论。作为影子银行的一个重要组成部分,近几年来互联网金融对中国金融结构产生了巨大冲击,由此所可能引起的对货币政策传导机制与效果的影响,也引起了众多专家学者的关注。中国人民银行惠州市中心支行课题组(2016)的研究发现,互联网金融通过影响货币供求和社会信用环境,增强了货币政策的内生性与随机性,从而弱化了货币政策的可控性与准确性。刘澜飏等(2016)的分析发现,互联网金融通过影响银行同业拆借市场而增强了货币政策价格型工具的有效性,但通过加剧狭义货币乘数的波动而弱化了数量型工具的效果,这一研究结论得到了杨德勇等(2017)实证结果的支持。

总起来看,已有研究从总体上对互联网金融如何影响货币政策的问题进行了富有意义的探讨,但尚未发现专门从货币政策银行信贷渠道研究互联网金融影响的分析。与已有的研究相比,本文

的可能贡献如下:一是聚焦于近几年广受关注的互联网金融这一重要金融创新形式对货币政策银行信贷渠道所带来的冲击;二是从货币政策银行信贷渠道的作用机理和中国特殊经济环境出发,尝试构建了一个金融摩擦条件下包括家庭储蓄投资决策、银行资产组合最优化行为和异质性企业融资决策的一般均衡理论模型,提出了互联网金融诱致的四种微观效应机理,从而使分析具有了中国特色的微观基础;三是从实证的角度对互联网金融发展影响货币政策银行信贷渠道的理论机理进行了验证与识别。

论文余下部分的内容安排如下:一是构建互联网金融发展影响货币政策银行信贷渠道的理论框架,并提出相应假说;二是对相关假说进行计量检验;最后是结论。

二、理论分析框架

经济中代表性的理性经济主体由家庭、企业和商业银行构成。家庭通过将资金投资于不同渠道而获得效用的最大化。企业类型异质且分为两类:一类能提供更多的抵押品,记作企业类型1;一类提供抵押品能力相对较低,记作企业类型2,但企业类型2的抵押品提供能力与互联网金融的发展正相关。商业银行从事金融中介业务,资金来自不同的渠道并按风险收益最大化目标将资金在不同资产之间进行配置。假定银行是风险厌恶的,银行非贷款资产与贷款资产之间存在转换成本,且假定由于互联网金融发展进一步完善了证券市场,因而这一转换成本是互联网金融发展的减函数。中央银行通过调整存款准备金率来执行货币政策。系统是比较静态的,不考虑家庭和银行投资动态跨期配置,以及企业的动态收益最大化决策。

(一) 商业银行

银行资金有普通存款(D_{1t})和特殊存款(D_{2t})两个来源,其中前者需要缴纳存款准备金而后者不需要。特殊存款利率水平大于普通存款,且与互联网金融发展水平(IF_t)正相关,即 $r_{2t} = r_{2t}(IF_t)$ 且 $r'_{2t} > 0, r_{2t} > r_{1t}$ 。迫于互联网金融的竞争,银行将更有动力开发控制信贷风险的业务模式,从而降低对企业类型2贷款的风险。不考虑存贷比等控制因素且来自 D_{2t} 的资金难以满足第1种类型企业的资金需求。银行风险收益最大化行为可由下式刻画:

$$\begin{aligned} \max pr_1 = & [D_{2t}R_{12t}(D_{2t}) - C_1(D_{2t})] + (1 - \beta) [(\lambda_1 D_{1t}R_{11t}(W_1) - C_2(W_1)) \\ & + (\lambda_2 D_{1t}R_{2t}(W_2) - C_3(W_2, IF_t)) + (1 - \lambda_1 - \lambda_2) R_t D_{1t}] \\ & - r_{1t} D_{1t} - r_{2t}(IF_t) D_{2t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\partial C_1 / \partial D_{2t} > 0 \quad \partial C_2 / \partial W_1 < 0 \quad \partial C_3 / \partial W_2 < 0 \quad \partial C_3 / \partial IF_t < 0$$

其中 D_{1t} 为需要缴纳准备金的普通存款; D_{2t} 为不需要缴纳准备金的特殊存款; r_{1t} 为普通存款的利率水平; r_{2t} 为特殊存款的利率水平; R_{11t} 、 R_{12t} 为银行向企业类型1发放的分别来自 D_{1t} 和 D_{2t} 的贷款利率; R_{2t} 为银行向企业类型2发放的来自 D_{1t} 的贷款利率; λ_1 、 λ_2 为企业类型1、2分别获得来自银行普通贷款 D_{1t} 的比例; R_t 为无风险利率; $\beta(t)$ 为存款准备金率; C_1 、 C_2 、 C_3 为银行发放贷款的成本; W_1 、 W_2 为企业类型1、2所能提供的抵押品价值。

(二) 家庭

将家庭财富标准化为1,家庭将其财富在一般存款、特殊存款和利率水平为 r_{1t} 的互联网金融证券之间做最优投资组合,其效用最大化行为如下:

$$\max pr_2 = \varphi_1 r_{1t} + \varphi_2 r_{2t}(IF_t) + (1 - \varphi_1 - \varphi_2) r_{IF_t} \quad (2)$$

其中 φ_1 、 φ_2 为家庭投资中一般存款、特殊存款所占总财富比例。

(三) 企业

两类企业的利润最大化函数形式如下:

$$\max PR_{F_{1t}} = (L_{11t} + L_{12t}) E\gamma_1 - L_{11t} R_{12t}(D_{2t}) - L_{12t} R_{11t}(W_1) \quad (3)$$

$$\max PR_{F_{2t}} = (L_{21t} + L_{22t}) E\gamma_2 - L_{21t} R_{2t}(W_2) - L_{22t} R_{IF_t} \quad (4)$$

其中 $\partial R_{12t}/\partial D_{2t} > 0$, $\partial R_{11t}/\partial W_1 < 0$, $\partial R_{2t}/\partial W_2 < 0$, $\partial R_{2t}/\partial IF_t < 0$, $E\gamma_1 > E\gamma_2$ 。 L_{11t} 、 L_{12t} 为来自银行特殊存款和普通存款的给企业 1 的贷款量; L_{21t} 、 L_{22t} 为来自银行普通存款和互联网金融的给企业 2 的贷款量; $E\gamma_1$ 、 $E\gamma_2$ 为企业类型 1、2 项目单位资金预期收益率。

(四) 均衡

仅从银行的角度来看, 经济存在两种与银行资产负债相关的市场: 一是家庭与银行之间的资金供需市场; 二是银行与企业之间的资金供需市场。以货币政策银行信贷渠道为对象的供需均衡, 需要这两个市场同时实现均衡, 即有:

$$\varphi_2 = D_{2t} = L_{11t}, \varphi_1 = D_{1t}, L_t = L_{12t} + L_{21t}, L_{12t} = (1 - \beta) \lambda_1 D_{1t}, L_{21t} = (1 - \beta) \lambda_2 D_{1t} \quad (5)$$

假说 1: 由于货币政策银行信贷渠道的作用与经济中金融摩擦水平正相关, 而互联网金融有效弱化了经济中金融摩擦的程度, 因此互联网金融将对货币政策银行信贷渠道的效果产生显著的抑制作用。

证明: 由已知条件和式(1)、(2)、(3)、(4)可得:

$$r_{1t} = -r_{2t}(IF_t) \frac{\partial D_{2t}}{\partial D_{1t}} - \frac{\partial L_{22t}}{\partial D_{1t}} r_{IF_t} R_{11t}(W_1) = \frac{\left(\frac{\partial D_{2t}}{\partial D_{1t}} + (1 - \beta) \lambda_1\right) E\gamma_1 - 2\alpha D_{2t} \frac{\partial D_{2t}}{\partial D_{1t}}}{(1 - \beta) \lambda_1}$$

$$R_{2t}(W_2) = \frac{\left((1 - \beta) \lambda_2 + \frac{\partial L_{22t}}{\partial D_{1t}}\right) E\gamma_2 - \frac{\partial L_{22t}}{\partial D_{1t}} R_{IF_t}}{(1 - \beta) \lambda_2}$$

进一步的推导可得:

$$\frac{\partial D_{2t}}{\partial \beta} = \frac{\left(\frac{r_{IF_t} - r_{2t}(IF_t)}{r_{IF_t} - r_{1t}}\right) [\lambda_1 E\gamma_1 + \lambda_2 E\gamma_2 + (1 - \lambda_1 - \lambda_2) R_t]}{2\alpha} \quad (6)$$

式(6)关于 IF_t 求偏导并结合已知及已证条件有:

$$\frac{\partial D_{2t}^2}{\partial \beta \partial IF_t} = \frac{\left(-\frac{\partial r_{2t}(IF_t)}{\partial IF_t} / (r_{IF_t} - r_{1t})\right) [\lambda_1 E\gamma_1 + \lambda_2 E\gamma_2 + (1 - \lambda_1 - \lambda_2) R_t]}{2\alpha} < 0$$

即随着 IF_t 增大, $\frac{\partial D_{2t}}{\partial \beta}$ 减少, 命题得证。

假说 2: 互联网金融发展使得家庭在选择金融资产投资时, 偏好于高收益的互联网金融产品或理财产品, 而减少一般性银行储蓄的持有量, 并由此减少了银行对企业的一般性贷款的数量。即基于家庭的最优投资组合决策, 互联网金融将对银行资产负债表产生负债结构效应。

证明: 对 D_{1t} 关于 IF_t 求偏导可得: ①

$$\frac{\partial D_{1t}}{\partial IF_t} = f_1 + f_2 + f_3 + f_4$$

进一步由已知条件及已证条件可得 $f_1 < 0$, $f_2 < 0$, $f_3 < 0$, $f_4 < 0$ 。故有

$$\frac{\partial (L_{21t} + L_{12t})}{\partial IF_t} = \frac{\partial D_{1t} (\lambda_1 + \lambda_2) (1 - \beta)}{\partial IF_t} < 0$$

即随着互联网金融的发展, 家庭的投资组合调整减少了银行对企业的贷款数量。

假说 3: 证券市场会因互联网金融参与证券的买卖而增强流动性与更加完善, 因而当银行面临紧缩性货币政策冲击时, 可以较小的成本将非贷款性资产在证券市场卖出而弱化货币政策银行信

① 由于 f_1 、 f_2 、 f_3 、 f_4 均为 IF_t 的复杂函数, 这里证明过程做了较多的简化处理。

贷渠道的效应。即互联网金融发展具有证券市场流动性效应。

证明:由前面结论及相关假定可知,由于证券市场流动性增强会减少银行非贷款资产转换为贷款性资产的成本,故货币政策对银行贷款的边际影响是证券市场流动性的减函数,即: $\frac{\partial}{\partial SL} \left(\frac{\partial L_t}{\partial \beta} \right) < 0$, SL 为证券市场的流动性。又由于互联网金融的发展增加了证券市场的流动性,故 $SL = SL(IF)$, $SL'(IF) > 0$ 。于是可得: $\frac{\partial}{\partial IF} \left(\frac{\partial L_t}{\partial \beta} (SL) \right) = \frac{\partial}{\partial SL} \left(\frac{\partial L_t}{\partial \beta} (SL) \right) * \frac{\partial SL}{\partial IF} < 0$ 。即通过提高证券市场的流动性,互联网金融削弱了银行信贷渠道的效果。

假说4:中小企业紧缩性货币政策贷款边际效应源自互联网金融发展所诱致的两种效应叠加:一是金融资源错配效应。即当面临紧缩性货币政策时,商业银行会多发行资金主要用于国有或大型企业的理财产品,从而产生金融资源的错配效应。二是结构优化效应。即互联网金融的发展会迫使银行开发新的信贷技术,这会抑制紧缩性货币政策对中小企业融资约束的放大效应,从而有效增加中小企业的投资。互联网金融发展对中小企业紧缩性货币政策贷款边际效应的影响,取决于这两种效应的相对大小。

证明:由 L_{21t} 和 L_{22t} 的表达式以及 $\partial D_{1t}/\partial \beta < 0$ 、 $\partial D_{2t}/\partial \beta < 0$,可得货币政策对中小企业融资影响: $\frac{\partial (L_{21t} + L_{22t})}{\partial \beta} = -\lambda_2 D_{1t} + ((1-\beta)\lambda_2 - 1) \frac{\partial D_{1t}}{\partial \beta} - \frac{\partial D_{2t}}{\partial \beta} < 0$ 。本式关于 IF 进一步求偏导,可得互联网金融对中小企业贷款供给关于货币政策边际效应的影响如下:

$$\frac{\partial^2 (L_{21t} + L_{22t})}{\partial \beta \partial IF_t} = ((1-\beta)\lambda_2 - 1) \frac{\partial^2 D_{1t}}{\partial \beta \partial IF_t} + \left(-\frac{\partial^2 D_{2t}}{\partial \beta \partial IF_t} - \lambda_2 \frac{\partial D_{1t}}{\partial IF_t} \right) \quad (7)$$

记 $g_1 = ((1-\beta)\lambda_2 - 1) \frac{\partial^2 D_{1t}}{\partial \beta \partial IF_t}$, $g_2 = -\frac{\partial^2 D_{2t}}{\partial \beta \partial IF_t} - \lambda_2 \frac{\partial D_{1t}}{\partial IF_t}$,易知 $g_1 < 0$, $g_2 > 0$ 。

由式(7)可知,在其他条件一定的情况下,银行互联网金融对中小企业贷款供给关于紧缩性货币政策的边际效应由两部分构成:一是结构效应(g_1)。二是资源错配效应(g_2)。其中, g_1 小于0表示互联网金融的发展,弱化了紧缩性货币政策减少银行一般性储蓄存款转化为中小企业贷款的边际效应,从而优化了银行信贷资源的配置结构。类似地,由 g_2 与 D_{2t} 的关系可知,互联网金融发展促使银行在面临紧缩性货币政策时,会倾向更多发行理财产品等特殊存款,并将更多金融资源配置给大型企业。

三、互联网金融对银行信贷渠道影响的总体效应

(一) 计量模型设定

为了验证假说1,类似于 Altunbas et al. (2009) 等的方法,我们构建如下的计量模型:

$$\begin{aligned} \Delta \log(L_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \log(L_{i,t-1}) + \beta_2 MP_{t-1} + \beta_3 IF_t + \beta_4 MP_{t-1} * IF_t + \beta_5 MP_{t-1} * FRI_t \\ & + \beta_6 MP_{t-1} * IF_t * FRI_t + \beta_7 \Delta \log(GDP_t) + \beta_8 \pi_t + \beta_9 YZ_t + \beta_{10} SIZE_{i,t-1} \\ & + \beta_{11} LIQ_{i,t-1} + \varphi_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

其中,下标中的 i 和 t 分别表示银行与时间。 π 和 GDP 一起用于控制名义需求变动所引起的银行信贷量增长。 YZ 用于控制其它贷款形式对正式银行贷款的替代性。 $SIZE$ 和 LIQ 用于控制银行特质对其贷款行为的影响。使用 $t-1$ 期数据是为了弱化当期行为自反馈所产生的内生性问题,银行贷款和货币政策的滞后性影响通过 $\Delta \log(L_{i,t-1})$ 和 MP_{t-1} 来控制。关注变量系数主要包括 β_2 、 β_4 、 β_5 、 β_6 。如果假说1成立,应当有:(1) β_4 与 β_2 的符号正负方向相反,且相对于不包含 $MP * IF$ 项的 MP 变量系数绝对值,包含该项的 MP 变量系数绝对值应更大。(2) 包含 $MP * FRI * IF$ 模型的 $MP *$

IF 的系数要小于不包含这一变量模型的系数,且 $MP^* FRI$ 、 β_2 系数正负号相同,而 $MP^* FRI^* IF$ 系数正负号与 $MP^* FRI$ 、 β_2 相反。

(二) 变量定义与数据

1. 变量定义

互联网金融变量(IF):从具体组织与业务模式看,互联网金融包括第三方支付和各种网络借贷等多种形式,虽然各种互联网金融形式发展呈正相关,但样本数据的处理仍存在如何分类加总的问题。同时,由于近几年监管滞后,因此对互联网金融的统一正规统计体系尚未建立。目前来看,大多数研究采取的是较易公开收集的余额宝收益率数据和第三方支付数据作为互联网金融的代理变量(刘澜飏等 2016)。考虑到余额宝数据仍较少而第三方支付数据较齐全,因而本文选择第三方支付数据作为互联网金融的代理变量。

货币政策变量(MP):由于货币政策操作的多目标性和多工具性,中国的货币政策变量选择一直存在争议。理论上,货币政策银行信贷渠道主要强调的是银行准备金率这一政策工具的作用,为了与理论逻辑相统一,这里选择准备金率做为货币政策的代理变量。但是,由于准备金率的变动是非连续的,因此我们在处理时采取的是按时间段权重加权平均的方法获得相关的样本值。

影子银行变量(YZ):与互联网金融变量类似,目前中国对影子银行的研究主要还是采取定性的方式为主,样本收集也受限于业务类型多样化和未纳入正规统计体系之困。但是,除了互联网金融融资外,由于其他影子银行形式主要是银行出于规避监管等动机的资产业务表外化过程,因此这里参考王振和曾辉(2014)等的计算方法,利用算式“影子银行规模 = 新增委托贷款 + 信托贷款 + 未贴现银行承兑汇票”来获得影子银行的样本值。

金融摩擦变量(FRI):金融摩擦代理变量的选择有两种思路:一是基于金融摩擦与金融市场不完全是相容的两个类似概念,可选择利率市场化水平与金融机构的竞争度指标。二是基于社会信用体系的完备性与金融市场监管等所产生的交易成本成反比,因此可选择社会信用体系建设水平指标。考虑到数据的可得性与连续性,这里参照战明华等(战明华等 2016)的研究选择后者。其他变量定义及具体测算方法见表 1。

2. 数据说明

数据的样本区间为 2009—2015 年的季度数据,并利用 Census X12 方法对其进行了平滑处理。其中,16 家上市银行和主要的宏观变量数据均来自 Wind 咨询,部分缺失数据用移动平均法补齐。互联网金融的数据主要来自艾瑞网、零壹数据等公开网络资源,金融摩擦变量计算中所需企业数据主要来自《征信系统建设运行报告(2004—2014)》,个别缺失数据来自网上搜集资料。

表 1 变量定义

变量符号	变量含义	获取或计算方法
L	银行贷款	用上市银行资产负债表中资产帐户的贷款总额代表
MP	货币政策	用以季度时段为权重的加权平均存款准备金率代表
IF	互联网金融	用第三方支付业务总量与支付系统业务总量之比代表
FRI	金融摩擦	用规模以上工业企业数量与纳入企业征信系统的企业数之比代表
GDP	国内生产总值	用季度国内生产总值代表
π	通货膨胀率	用月度环比 CPI 计算得到的季度通货膨胀率代表
YZ	影子银行	用委托贷款、信托贷款以及未贴现银行承兑汇票的累计值之和占 GDP 之比代表
$SIZE$	银行规模	用标准化的银行总资产的自然对数值代表
LIQ	银行流动性	用标准化的银行流动资产占总资产之比代表

表2 假说1的动态面板GMM估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta \log(L_{it-1})$	0.035*** (0.004)	0.033* (0.017)	0.036** (0.009)	0.030** (0.008)	0.037** (0.09)
MP_{t-1}	-0.012* (0.05)	-0.013** (0.03)	-0.011* (0.006)	-0.013** (0.004)	-0.014** (0.003)
$\Delta \log(GDP_t)$	0.020** (0.004)	0.019* (0.008)	0.022** (0.05)	0.023* (0.010)	0.021** (0.004)
π_t	-0.009* (0.004)	-0.008 (0.006)	-0.006* (0.003)	-0.005 (0.007)	-0.003 (0.005)
YZ_t	-0.006*** (0.001)	-0.005** (0.001)	-0.005** (0.001)	-0.007** (0.002)	-0.008** (0.003)
$SIZE_{it-1}$	-0.002 (0.020)	-0.002 (0.019)	-0.003 (0.012)	-0.002 (0.011)	-0.003 (0.013)
LIQ_{it-1}		0.053*** (0.007)	0.042*** (0.003)	0.039*** (0.004)	0.044*** (0.005)
IF_t			-0.045** (0.012)	-0.042** (0.013)	-0.046* (0.024)
$MP_{t-1} * IF_t$				0.001* (0.0005)	0.002* (0.001)
$MP_{t-1} * IF_t * FRI_t$					-0.0005* (0.0002)
样本量	400	400	400	352	352
J统计量	17.23	15.14	19.90	18.03	18.47
工具变量秩	15	15	15	15	15

注: 括号内值为标准误; ***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。以下各表同。J统计量用于检验是否存在工具变量的过度识别。

(三) 实证结果及其分析

表2 报告了互联网金融发展对货币政策银行信贷渠道的总体效应估计结果,由表2可知:

第一,估计结果支持了假说1中互联网金融发展弱化了货币政策银行信贷渠道的判断。变量MP的系数显著为负,表明具有滞后效应的紧缩性货币政策会导致银行信贷供给的明显减小,但MP*IF前的系数符号为正,则意味着互联网金融的发展改变了紧缩性货币政策影响银行信贷供给的边际效应,有效地弱化了紧缩性货币政策导致的银行信贷供给减少。将控制MP*IF和不控制MP*IF条件下的估计结果第(3)、(4)列加以比较显示,在控制互联网金融发展对货币政策影响的条件下,紧缩性货币政策对银行信贷供给的边际影响会进一步放大。根据系数的估计结果,这一放大效应大约是10%。另外,在控制与不控制MP*IF、MP*IF*FRI的情况下,IF的系数大小与显著性均无明显变化,说明互联网金融影响银行信贷的总体行为和互联网金融通过货币政策影响银行信贷,是两个相对独立的事件,二者之间没有有意义的经济逻辑联系。

第二,估计结果也与互联网金融发展是通过减小金融摩擦从而弱化货币政策银行信贷渠道的假说1预期相一致。首先,表2中第(5)列MP*IF*FRI的系数显著为负,说明金融摩擦程度的确对货币政策银行信贷渠道的效应起到了放大器的效果,这与金融摩擦与货币政策银行信贷渠道关系的标准理论判断相同。其次,将第(4)、(5)列的MP*IF项系数估计结果加以对比表明,在控制

$MP^* IF^* FRI$ 项后, $MP^* IF$ 系数显著增大, 即紧缩性货币政策减少银行信贷供给的效应被显著弱化, 说明互联网金融主要是通过有效的改变货币政策传导环境中金融摩擦的大小, 来弱化货币政策银行信贷渠道的效应的。从 $MP^* IF^* FRI$ 系数大小来看, 互联网金融通过金融摩擦边际效应而对信贷渠道的相对影响, 大约占互联网金融对货币政策效应总体影响的 50%。

第三, 各种控制变量中影子银行与银行的特质对银行信贷行为的影响各不相同。作为近些年来为了规避金融监管和进行制度套利而迅速发展的金融创新形式, 影子银行对金融市场的运行机制与环境, 以及金融市场微观主体的行为, 均产生了广泛的影响。根据表 2 中的实证结果, 在剔除各种趋势的影响后, 影子银行的发展与银行信贷增长负相关, 表明影子银行的发展对传统银行信贷具有替代效应。另外, 模型中反映银行规模与流动性的 $SIZE$ 和 LIQ 系数估计结果显示, 银行规模对银行信贷增长影响不显著, 但是银行信贷行为受银行资产流动性的约束较强, 这与流动性管理是银行四大管理目标的现实相一致。

四、互联网金融影响银行信贷渠道微观机理的经验证据

(一) 银行负债结构替代效应的检验

由假说 1, 检验银行负债结构替代效应可以分为两个逻辑步骤: 第一, 验证银行负债结构对紧缩性货币政策下银行贷款行为存在显著影响。第二, 验证在紧缩性货币政策条件下, 互联网金融对银行负债结构存在影响。

1. 紧缩货币条件下银行负债结构对贷款行为的影响

$$\Delta \log(L_{it}) = \beta_0 + \beta_1 MP_{t-1} + \beta_2 MP_{t-1} * \frac{LC_{it}}{D_{it}} + \beta_3 MP_{t-1} * \frac{LC_{it}}{D_{it}} * IF_t + \beta_4 CON + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中 LC 为银行佣金净收入, 代表银行的理财产品规模; D 为银行资产负债表中的存款量; CON 是控制其他供给与需求因素的向量, 包括 GDP 增长率等宏观经济变量和一些银行特征变量。如果假说 1 第一个逻辑步骤成立, 则 β_1 应该为负, 而 β_2 和 β_3 为正。也就是说, 如果银行负债结构影响了紧缩性货币政策作用于银行贷款行为的效果, 而互联网金融又对这一作用效果进行了抑制, 那么, 只要互联网金融发展能够影响银行负债结构的结论在下面的实证中得到支持, 则互联网金融发展通过改变银行负债结构, 从而改变紧缩性货币政策影响银行贷款边际效应的机理就会得到一定程度的验证。

根据表 3 关于式(9)的回归结果, 首先, 银行负债结构替代效应是较显著存在的。由回归结果 β_1 显著为负, 表明银行信贷增长被紧缩性货币政策显著抑制。同时 β_2 显著为正, 表明理财产品在银行负债中占比的提高, 有效削弱了紧缩性货币政策的贷款收缩效应, 这支持了货币政策银行信贷渠道的有效性, 与银行资产负债表中有准备要求负债占比正相关的理论预期。其次, 三次交叉项 $MP_{t-1} * (D_{it}/LC_{it}) * IF_t$ 的系数 β_3 显著小于 0, 说明互联网金融改变了银行负债结构与货币政策的关系, 即货币政策紧缩效果的边际效应因互联网金融的发展而被有效弱化。但这一弱化是否来自互联网金融发展改变了银行负债的结构, 尚待下面进一步的检验。

2. 互联网金融对银行负债结构的影响

$$\frac{LC_{it}}{D_{it}} = \beta_0 + \beta_1 MP_{t-1} + \beta_2 IF_t + \beta_3 MP_{t-1} * IF_t + \beta_4 CON + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

如果影响机制成立, 则 β_2 应该大于 0。为了更好地控制银行特质对估计结果的影响, 表 3 给出了不同类型银行情况下的实证结果。由表 3 可知:

第一, 总体而言, 互联网金融的发展显著的促使银行多发行非准备金要求的理财产品, 符合理

论预期,但不同类型银行所受影响有所差异。具体地,如果互联网金融增长1%,将使银行总体理财产品占存款比重平均上升约0.09%,对小银行的影响约提高0.14%,但对大银行的影响不显著。

第二,货币政策引起的中小银行和大银行的负债结构变化也很不同,小银行负债结构对紧缩性货币政策更为敏感。不同银行类型下的MP估计系数表明,小银行会通过多发行理财产品来应对准备金率的提高,而大银行对此的反应不敏感。且作为一个整体,虽然准备金率的提高会导致银行增加非准备金要求的理财产品占比,但并不显著。

第三,在互联网金融存在的条件下,紧缩性货币政策更容易诱使银行选择多发行非准备金要求的理财产品。表3中不同类型银行MP*IF交叉项系数为正表明,互联网金融的发展放大了紧缩性货币政策影响银行广义负债结构的边际效应,即准备金率提高总体上使得银行更容易倾向于发行非准备金要求的理财产品。

最后,结合上面的分析可知,实证结果为互联网金融发展影响银行广义负债结构两个逻辑链条的存在性提供了证据,表明互联网金融通过假说2的负债结构效应影响货币政策银行信贷渠道的机理确实存在。

(二) 证券市场的流动性效应的检验

根据假说3,互联网金融参与证券市场可能会提高证券市场的完善度,这降低了银行非贷款资产与贷款资产之间的转换成本。于是面对紧缩性货币政策的冲击,银行会更容易在证券市场将非贷款资产卖出并将其用于增加贷款,从而抑制货币政策紧缩带来的贷款供给量的减少。这对货币政策银行信贷渠道的作用显然具有抑制作用。验证此预期的计量模型如下:

$$\Delta \log(L_{it}) = \beta_0 + \beta_1 MP_{t-1} + \beta_2 MP_{t-1} * SE_t + \beta_3 MP_{t-1} * SE_t * IF_t + \beta_4 CON + \varphi_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中,SE表示证券市场发展水平指标。证券市场的发展水平需要从市场规模、市场结构和市场制度等多个维度予以反映,因而这一指标的精确构建比较困难。倪鹏飞等(2014)利用全国证券市场累计融资额与GDP的比值来衡量证券市场的发展水平,我们也选择这一指标。如果互联网金融促进了证券市场的发展从而有效降低了银行非贷款资产转换为新增准备金的成本,那么提高准备金率的紧缩性货币政策对银行贷款的边际影响就会减弱,即 β_3 应该显著为正。

根据表3中式(11)的估计结果,虽然 β_3 的系数在不同估计方法下均为正,但却是不显著的。这说明即便存在互联网金融通过完善证券市场而影响货币政策银行信贷渠道的效应,这种效应也是不重要的。但是,相比较而言,交叉项MP*SE显著为正的结果表明,在紧缩性货币政策条件下,银行确实存在着通过在证券市场卖出非贷款资产以应对流动性趋紧的行为,而 β_3 系数的不显著则表明互联网金融的发展并未显著地强化这一过程。产生这一结果的原因,可能与互联网金融并未深度大规模参与证券市场有关。

(三) 企业融资结构效应的检验

根据假说4,互联网金融对企业融资影响存在两种相反效应:一是企业融资结构错配效应;二是企业融资结构优化效应。可见,互联网金融究竟如何影响了银行对企业的融资供给,取决于实证结果。为此,构建如下计量模型:

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} + \beta_2 \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} * IF_t + \beta_3 \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} * MP_t + \beta_4 \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} * IF_t * MP_t + \beta_5 CON + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中,I为企业投资支出;CF为企业经营过程中产生的现金流量净额;K为企业总资产;CON为控制变量,包括投资机会和盈利能力。投资机会IO和总资产报酬率ROA分别用总资产增长率和盈利

表 3 假说 2 和假说 3 的估计结果^①

变量	银行负债结构替代效应			证券市场流动性效应	
	式(9) 估计	式(10) 估计		式(11) 估计	
		大银行	小银行	固定效应回归	混合面板回归
MP_{t-1}	-0.00059* (0.0003)	-0.00229 (0.0020)	0.00110** (0.0004)	-0.0011 (0.0012)	-0.0032** (0.0012)
$MP_{t-1} * (LC_{it}/D_{it})$	0.01983* (0.0101)				
$MP_{t-1} * (LC_{it}/D_{it}) * IF_t$	0.0379* (0.0183)				
IF_t		0.1377 (0.1679)	0.1401* (0.0637)		
$MP_{t-1} * IF_t$		0.087 (0.104)	0.072* (0.034)		
$MP_{t-1} * SE_t$				0.00014*** (0.00003)	0.00007* (0.00003)
$MP_{t-1} * SE_t * IF_t$				0.0387 (0.0552)	0.0025 (0.0131)
$\Delta \log(GDP_t)$	0.03902*** (0.0116)	0.0084 (0.0040)	0.0042** (0.0018)		
π_t	-0.01115*** (0.0023)	0.00093 (0.0007)	0.00087** (0.0003)	-0.0056** (0.0019)	-0.0069*** (0.0022)
YZ_t	-0.03398* (0.0183)			-0.0674*** (0.0191)	-0.0789*** (0.0191)
$SIZE_{it-1}$	-0.02690*** (0.0038)	-0.00148 (0.0038)	-0.00194* (0.0008)	-0.0301*** (0.0057)	-0.0059*** (0.0006)
LIQ_{it-1}	0.02984 (0.0265)	-0.12098 (0.1542)	0.01017 (0.0092)	0.0598** (0.0244)	0.0373** (0.0143)
常数项	0.07252** (0.0270)	-0.02626 (0.0382)	0.02682** (0.0086)	0.0852*** (0.0224)	0.1227*** (0.0218)
样本量	409	127	282	416	416
R ²	0.63	0.48	0.47	0.47	0.50

能力来表示。样本数据是来自 Wind 咨询的 200 家数据齐全的中小企业。首先,如果银行存在对中小企业的信贷配给,那么应当有 β_1 是大于 0 的。其次,如果假说 4 中的错配效应占优,那么,互联网金融的存在应当强化了企业投资对内部现金流的依赖性,而且在紧缩性货币政策可以显著强化企业投资对内部现金流依赖性的情况下,互联网金融的发展进一步加剧了这一效应,即:当 $\beta_2 > 0$ 且 β_3 显著非 0 有 $\beta_4 > 0$ 。最后,如果假说 4 中的结构优化效应占优,那么,互联网金融的存在应当弱化了企业投资对内部现金流的依赖性,且在紧缩性货币政策对企业投资—现金流敏感度具有强化作

^① 各方程均进行了一定的面板动态 GMM 等稳健性检验,限于篇幅,这里未予列出。

用的情况下,互联网金融的发展弱化了货币政策的这一效应,即:当 $\beta_2 < 0$ 且 β_3 显著非0,有 $\beta_4 < 0$ 。

表4中的各系数估计结果和reset检验显示,式(12)中未观测的固定效应和随机扰动项在时序上的相关性等因素,未对估计结果产生严重影响,混合和固定效应回归结果显示了较高的一致性。根据结果,首先,互联网金融的发展确实比较显著地弱化了中小企业投资对内部现金流的影响。 $(CF/K)_{it} * IF_t$ 系数显著为负表明,互联网金融的发展对于内部现金流影响企业投资的边际效应,有着负的影响,即互联网金融的发展弱化了企业投资对内部现金流的依赖性。对此结果的一种虽较难验证但比较可能的解释是,互联网金融发展对于中小企业融资的影响,并不在于互联网金融本身为中小企业直接提供了多少替代性的资金供给选择,而更可能是互联网金融发展诱发了金融市场的“鲶鱼效应”。即互联网金融的发展扰动了传统金融市场的生态环境,激发了传统金融部门运用新技术或通过金融服务创新来为中小企业提供融资的动力。其次,紧缩性货币政策对企业投资关于内部现金流的依赖性具有一定的强化作用,这从一个角度支持了货币政策银行信贷渠道的重要性。 $MP * (CF/K)_{it}$ 的系数为正,说明当货币政策紧缩时,企业投资对内部现金流的依赖性一定程度上在增强。虽然这是一个支持广义信用渠道存在性的结果,但考虑到银行信贷在中国企业融资中的主导地位,这一结论也在某种意义上为货币政策银行信贷渠道的重要性提供了支持。最后,假说4中互联网金融的资源错配与结构优化效应互相抵消,即从企业融资结构环节来看,货币政策银行信贷渠道在货币政策整个传导渠道中的地位,并没有因互联网金融的发展而被显著弱化。观察 $IF_t * (CF/K)_{it} * MP$ 的系数,以及对包含与不包含 $IF_t * (CF/K)_{it} * MP$ 项的估计结果比较表明,控制 $IF_t * (CF/K)_{it} * MP$ 虽然会产生负的预期偏误,但是这种偏误是不显著的。虽然由于微观数据缺失,我们无法在实证中检验互联网金融资源错配效应与结构优化效应的存在性,但这两种效应的存在是符合中国金融市场的直观逻辑的。因而 $IF_t * (CF/K)_{it} * MP$ 系数为负但不显著的结果很可能表明,虽然互联网金融的发展从中长期看有助于弱化中小企业的融资约束,但是,就应对短期货币政策冲击来说,互联网金融对弱化货币政策银行信贷渠道的作用是不显著和微弱的。

表4 式(12)假说4估计结果

变量	混合回归结果		固定效应回归结果	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$(CF/K)_{jt}$	0.0843 *** (0.0309)	0.1025 *** (0.0369)	0.0629 ** (0.0298)	0.0794 ** (0.0311)
$(CF/K)_{jt} * IF_t$	-0.630 *** (0.10)	-0.627 *** (0.12)	-0.520 *** (0.11)	-0.513 *** (0.12)
$MP * (CF/K)_{jt}$	0.0253 * (0.012)	0.0201 (0.011)	0.0173 * (0.008)	0.0152 (0.008)
$IF_t * (CF/K)_{jt} * MP$		-0.009 (0.08)		-0.0012 (0.09)
IO_{jt}	0.0025 (0.0050)	0.0026 (0.0041)	0.0027 (0.0047)	0.0030 (0.0049)
ROA_{jt}	0.0013 *** (0.00031)	0.0013 *** (0.00022)	0.0026 *** (0.00046)	0.0025 *** (0.00017)
常数项	0.0391 *** (0.0025)	0.0373 *** (0.0019)	0.0311 *** (0.0035)	0.0319 *** (0.0031)
样本量	5200	5200	5200	5200
reset F(2, 5191)	2.19			
R ²	0.24	0.25	0.43	0.44

五、结论和政策含义

近年来,互联网金融的迅速兴起对作为货币政策传导“介质”的金融结构产生了巨大的冲击,而这无疑会改变货币政策的传导机制与效果。考虑到货币政策传导渠道的多样性和银行在金融资源配置中的特殊重要性,本文集中考察了互联网金融发展对货币政策银行信贷渠道的影响。研究集中于互联网金融发展是如何影响货币政策银行信贷渠道传导的两个环节——银行资产负债结构变化和企业融资结构变化,并得到了一些有意义的结论。

首先,互联网金融的发展从总体上确实弱化了货币政策银行信贷渠道的传导效果,其实现机制是有效弱化了经济中的金融摩擦。理论上,货币政策银行信贷渠道的重要性是与金融市场的摩擦程度成正比的。由于可以有效降低贷款人的信息收集成本,作为一种新兴金融业态,互联网金融可以有效降低借贷双方的信息不对称程度,并通过改变金融市场的生态而促进金融产品和金融工具的创新,从而降低金融市场的摩擦程度,进而弱化货币政策银行信贷渠道的效果。实证结果表明,逐步回归法的估计结果显示,互联网金融对货币政策银行信贷渠道的抑制效应,是通过减少金融摩擦的程度来实现的,且与不存在互联网金融的情形相比,互联网金融对货币政策银行信贷渠道的弱化效应大约是10%。

其次,互联网金融影响货币政策银行信贷渠道的微观机理,是通过影响家庭、银行和企业等微观主体的金融决策实现的,且在理论上会产生多种效应。本文构建的特定系统中的一般均衡模型显示,互联网金融通过影响家庭的储蓄决策、银行的资产负债表调整决策和企业的融资决策,而显著地影响了货币政策银行信贷渠道。在均衡的实现过程中,互联网金融会产生银行资产负债表的结构调整效应、资产负债表的流动性效应,以及企业融资结构的资源错配效应和融资结构优化效应。其中,银行资产负债表的结构调整效应源自银行应对家庭部门储蓄偏好因互联网金融而产生的变化,资产负债表效应则是来自互联网金融参与证券市场,从而强化证券市场的流动性,进而减少银行非贷款资产转换为贷款资产的成本。企业融资结构错配效应是由于与不存在互联网金融的情形相比,基于竞争效应,当面临紧缩性货币政策时,银行会发行更多的理财委托产品,而这些资金大多被供给了大型或国有企业,从而恶化了中小企业的融资环境。企业融资结构的优化效应,则是由于互联网金融发展会迫使银行开发出针对中小企业的新的信贷技术,从而增加对中小企业的信贷供给,降低紧缩性货币政策通过银行信贷渠道的作用效果。

再次,互联网金融影响货币政策银行信贷渠道的各种效应的显著性,在实证上存在着较大的差异,其中仅有银行负债结构调整效应是显著的。相关检验结果表明,在紧缩性货币政策条件下,互联网金融的发展更容易诱发银行多发行非准备金要求的理财产品来应对政策冲击,而银行的信贷供给行为也对银行的负债结构表现了高度的敏感性,这表明互联网金融对银行负债表的结构效应是显著存在的。但是,与此形成对比的是,虽然实证结果显示,在面对紧缩性货币政策时,银行会通过资产转换来缓冲贷款供给的减少,但是这一过程受互联网金融发展的影响是不显著的,这可能与互联网金融参与证券市场的规模较小有关。另外,虽然实证结果支持了紧缩性货币政策对强化中小企业融资约束的加速器效应,且互联网金融的发展对放松中小企业的融资约束也确有一定作用,但是,在互联网金融发展引起的金融资源错配效应与企业融资结构优化效应之间,并不存在主导效应。这两种作用方向相反效应的相互抵消,使得互联网金融的发展并没有在中小企业融资约束环节,有效削弱货币政策银行信贷渠道的加速器效应。

最后,本文研究具有比较重要的政策含义。诸如互联网金融的兴起等结构变迁,是新常态

下中国金融市场的基本特征,因而货币政策选择应当具有对金融结构变迁的敏感性。“外部冲击—金融结构变化—货币政策传导渠道传导机理与传导效果变化”的逻辑分析链条,应当作为新常态下货币政策选择的重要范式。就互联网金融的影响而言,虽然相对于传统金融,互联网金融有助于降低信息搜寻成本,并在一定程度上解决信息不对称问题,但是,互联网金融并没有在管理风险和解决激励等功能方面对传统金融形成全面有效替代,也不可能对借贷合约执行成本具有决定作用的法律等基础制度设施产生影响,互联网金融发展对于传统金融的影响更可能是产生一种促使传统金融创新服务的“鲶鱼效应”,而非互联网金融本身具有多么强大的金融功能。货币政策的制定与对金融市场的监管,应当从这一角度出发考虑互联网金融的影响权重。

参考文献

- 胡利琴、陈锐、班若愚 2016 《货币政策、影子银行发展与风险承担渠道的非对称效应分析》,《金融研究》第2期。
- 李波、伍戈 2011 《影子银行的信用创造功能及其对货币政策的挑战》,《金融研究》第12期。
- 刘澜飏、齐炎龙、张靖佳 2016 《互联网金融对货币政策有效性的影响——基于微观银行学框架的经济学分析》,《财贸经济》第1期。
- 倪鹏飞、刘伟、黄斯赫 2014 《证券市场、资本空间配置与区域经济协调发展——基于空间经济学的研究视角》,《经济研究》第5期。
- 裘翔、周强龙 2014 《影子银行与货币政策传导》,《经济研究》第5期。
- 饶品贵、姜国华 2013 《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》,《经济研究》第1期。
- 盛松成、吴培新 2008 《中国货币政策的二元传导机制——“两中介目标,两调控对象”模式研究》,《经济研究》第10期。
- 王振、曾辉 2014 《影子银行对货币政策影响的理论与实证分析》,《国际金融研究》第12期。
- 吴晓求 2015 《互联网金融:成长的逻辑》,《财贸经济》第2期。
- 杨德勇、刘笑彤、赵袁军 2017 《互联网金融背景下中国货币政策工具的使用研究》,《武汉金融》第2期。
- 姚余栋、李宏瑾 2013 《中国货币政策传导信贷渠道的经验研究:总量融资结构的新证据》,《世界经济》第3期。
- 战明华、徐杰灵、王石磊 2016 《金融摩擦、产权异质与不同类型货币政策工具的效应》,《财贸经济》第7期。
- 赵蔚 2013 《“影子银行”对商业银行信贷配给的影响研究》,《经济问题》第5期。
- 中国人民银行惠州市中心支行课题组 2016 《互联网金融对货币政策传导的影响研究》,《武汉金融》第3期。
- Altunbas, Y., and L. Gambacorta, and D. Marques-Ibanez, 2009, “Securitisation and the Bank Lending Channel”, *European Economic Review*, 53(8): 996—1009.
- Bernanke, B. S., and M. Gertler, 1995, “Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission”, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 27—48.
- Brissimis, S. N., and M. D. Delis, 2009, “Identification of a Loan Supply Function: A Cross-country Test for the Existence of a Bank Lending Channel”, *International Financial Markets Institutions and Money* 321—335.
- Den Haan, W. J., and S. W. Summer., and G. M. Yamashiro, 2008, “Bank Lona Portfolios and the Canadian Monetary Transmission Mechanism”, Working Paper.
- Funke, Michael, Petar Mihaylovski, and Haibin Zhu, 2015, “Monetary Policy Transmission in China: A DSGE Model with Parallel Shadow Banking and Interest Rate Control”, BOFIT Discussion Papers 9.
- Gambacorta, Leonardo and David Marques-Ibanez, 2011 “The Bank Lending Channel: Lessons from the Crisis”, *Economic Policy*, April, 135—182 Printed in Great Britain.
- Mazelis, Falk, 2016, “Implications of Shadow Bank Regulation for Monetary Policy at the Zero Lower Bound”, SFB 649 Discussion Paper 2016—043.
- Norden, L., C. S. Buston, and W. Wagner, 2014, “Financial Innovation and Bank Behavior: Evidence from Credit Markets”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 43: 130—145.

Development of Internet Finance and the Bank Lending Transmit Channel of Monetary Policy

ZHAN Minghua^a ZHANG Chengrui^b and SHEN Juan^c

(a: School of Finance , Guangdong University of Foreign Studies; b: Shenzhen Subbranch of China Bank; c: Economic and Business College , Zhejiang Sci-Tech University)

Summary: Financial structure is the medium of money policy transmission , so monetary policy transmission changes with variations in financial structure. Recently , internet finance has grown rapidly in China. The scale and growth speed of internet finance in China is the largest and fastest in the world. According to iResearch (2017) , there are 500 million users of Chinese internet banking and 200 million users of the lending network. Undoubtedly , internet finance is a large shock to China's financial structure that will significantly influence monetary policy transmission.

This paper asks how internet finance influences the bank lending channel of China's monetary policy transmission. There are two reasons to care about this question. First , unlike in developed countries , China's finance sector is still in the process of full liberalization. Until 2016 , bank loans accounted for 69.86% of total social financing , so the bank lending channel plays an important role in China's monetary policy transmission. Second , the relationship between internet finance and the bank lending channel is ambiguous. Internet finance may reduce financial frictions , weakening the transmission effects. However , internet finance would not affect bank credit transmission if there were no substitution between internet finance assets and bank credit. Therefore , further research into the relationship between internet finance and the bank lending channel is needed. In this paper , we build a general equilibrium model that includes representative economic agents and put forward four hypotheses about how internet finance can influence the bank lending channel. We then empirically test these four hypotheses.

The main empirical technology of this paper is the generalized method of moments/dynamic panel data (GMM/DPD) . This method allows us to resolve the problem of endogeneity and improves the validity of the estimates. Our data include variables on bank loans , monetary policy , internet finance , financial frictions , shadow banking and bank size. Most of the macro and micro variables are available from Wind. The data on internet finance mainly comes from open network resources like iResearch and ERI. Missing values are completed with the moving average method.

Our analysis leads to the following conclusions. First , the empirical results prove that internet finance weakens the bank lending channel of monetary policy transmission by reducing frictions in the financial market. Second , through the optimal finance decision strategies of families , firms and commercial banks , internet finance influences the monetary policy lending channel. There are four effects in this process: a bank debt structure effect , a liquidity effect in securities markets , an effect resulting from the mismatch of financial resources and a corporate finance structure optimization effect. Third , the empirical results support there being significant effects of bank debt structure on the bank lending channel. Initial findings of no significance are due to the limited scale of securities markets in China and the effect resulting from the mismatch of financial resources offsetting the financing structure optimization effect. The policy implications of this research are that the implementation of monetary policy should be sensitive to the structure of financial markets and that more attention should be paid to the “catfish effects” to traditional financial institutions caused by internet finance.

An avenue for future research is to explore the broader impact of internet finance on monetary policy transmission.

Keywords: Internet Finance; Monetary Policy; Catfish Effects; Bank Lending Channel

JEL Classification: E02 , G21 , G28

(责任编辑: 谢 谦) (校对: 晓 鸥)