

# 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

刘澜飏 齐炎龙 张靖佳

**内容提要:** 本文将互联网金融对居民资产选择及存款供给的影响引入微观银行学框架,从理论上分析了互联网金融对我国价格型和数量型货币政策传导有效性的影响。研究发现,互联网金融增强了银行存贷款规模及利率对银行同业市场利率的敏感性,提高了价格型货币政策的有效性;互联网金融发展加剧了狭义货币乘数的波动,增加了广义货币供应量,降低了货币作为交易媒介的流通速度。同时,本文利用互联网金融、中国人民银行及银行间市场数据,实证分析了互联网金融对货币政策有效性的影响,实证结果支持了理论模型的主要结论。

**关键词:** 互联网金融 利率 货币政策 货币供应量

**作者简介:** 刘澜飏,南开大学金融学院教授,300071;

齐炎龙,南开大学金融学院博士研究生,300071;

张靖佳,南开大学亚太经济合作组织研究中心助理研究员,300071。

**中图分类号:** F822.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-8102(2016)01-0061-13

### 一、引言

作为金融创新的主要动力,互联网金融的快速发展正推动我国现有金融体系的深刻变革,同时对货币政策的实施及传导机制产生影响。根据《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》,互联网金融主要包括互联网支付、网络借贷、股权众筹融资、互联网基金销售、互联网保险、互联网信托和互联网消费金融七个部分。这些互联网金融创新模式,尤其是互联网支付、网络借贷和互联网基金销售对我国银行业外部经营环境及居民资产选择行为产生了深刻的影响,迫使商业银行采取相应应对措施,调整自身资产负债结构,进而引起市场中各项利率的变化,最终对价格型和数量型货币政策的有效性产生影响。

目前,国内外学者主要从货币替代性、货币交易成本及信贷替代性角度入手,研究互联网金融对货币政策有效性的影响。但尚未有学者从微观银行的经营决策最优化框架出发,研究互联网金融引发的微观银行资产负债结构调整,进而影响货币政策有效性这一微观银行学机制。国外学者从互联网金融创新产品中如比特币和以 M-Pesa 等为代表的移动支付与电子货币的使用角度出发,认为移动支付及电子货币的使用存在网络外部性和降低交易成本等特性,公众会选择互联网金融服务,进而降低对中央银行发行的现金需求,因此互联网金融的发展会对中央银行的货币发

行、资产负债表结构及货币政策实施产生连锁影响,降低原有货币政策实施框架的有效性,而且由于私人部门的电子货币的发行,一定程度上也减少了中央银行的铸币税收入(Fung, Molico 和 Stuber, 2014)。此外,互联网金融作为金融创新活动缺少有效监管,因此移动支付及电子货币的应用与发展加大了货币政策实施中的不确定性(Plassaras, 2013; Ali, Barrdear, Clews 和 Southgate, 2014)。

我国学者则更为关注互联网金融对传统货币发行的替代作用进而对数量型货币政策的影响。学者们对互联网金融与货币政策有效性之间的关系主要持两种相反观点。一种观点认为,互联网金融的发展削弱了中央银行对数量型货币政策的控制力度。互联网金融及互联网支付的发展对微观主体的现金需求产生替代作用,增加了货币乘数的内生性和波动性,加大了对诸如货币乘数、货币流通速度以及货币供应量的监控难度(周光友, 2015);同时,由于移动支付和电子货币网络的规模替代效应,以及低交易成本优势降低了居民对现金货币的需求,改变了货币需求的形式,削弱了央行货币控制的有效性(谢平、刘海二, 2013)。另一种观点认为,互联网金融的产生及发展对央行基础货币的影响是中性的,虽然经济主体的交易方式变化会导致中央银行资产负债表收缩,从而影响货币政策传导机制,但只要中央银行适当调整货币政策框架,货币政策仍然可以发挥作用及保持有效性(刘澜飏等, 2013)。

然而,上述国内外研究从货币替代效应和交易成本角度对互联网金融进行的宏观分析并未反映互联网金融对微观银行经营决策的影响,以及这种微观影响所带来的利率最优选择和由此引发的数量型货币政策的变化。除电子货币外,互联网金融还涵盖网络理财、网络支付结算和网络借贷等与银行传统业务替代性较高的业态。这些新型交易模式为居民提供了更低的融资成本和更高的理财收益,而这些都是通过存贷款利率的最优选择实现的。因此,从微观银行经营最优选择的框架分析互联网金融对货币政策有效性的影响,更具有微观优势和现实意义。

基于微观银行学框架,本文创新性地引入了互联网金融对银行经营行为的改变,通过考虑互联网金融对居民资产选择及储蓄行为的影响,将利率市场化与互联网金融创新两个因素同时纳入到微观银行学的分析框架下,建立一个能够反映我国银行经营特征及外部经营环境的基础模型,分析在完全竞争市场中,以利润最大化为目标的银行对互联网金融发展的最优决策反应,揭示互联网金融发展对银行的经营决策行为及货币政策工具有效性的具体影响机制。

## 二、基础模型

基础模型主要基于微观银行学框架(Freixas 和 Rochet, 2008),而且借鉴了针对利率双轨制(何东、王红林, 2011)和利率市场化(Porter 和 Xu, 2009, 2013)对我国货币政策有效性影响的研究文献,以及国内外有关金融创新对货币政策影响机制的文献(Al-Laham, Al-Tarawneh 和 Abdallat, 2009)。假设银行业市场为完全竞争市场,存在  $N$  个相互独立的银行,单个银行不拥有市场力量及市场定价的能力。银行在存款市场上从居民方吸收存款( $D$ ),在信贷市场对企业提供贷款( $L$ )。银行根据央行制定的法定存款准备金率( $\alpha$ )上缴存款准备金和超额准备金( $E$ ),银行还可以在同业市场上以同业市场利率( $r_m$ )拆入或拆出资金。

### (一) 银行利润最大化决策

在以上模型假设及条件前提下,单个银行  $i$  的利润最大化条件如下:

$$\pi_i = \text{Max}\{r_l L_i + r_e E_i + r_m M_i - r_d D_i - C(L_i, D_i, E_i)\} \quad (1)$$

其中,  $r_1$  代表贷款利率,  $r_d$  代表存款利率,  $r_e$  是央行规定的超额准备金利息率,  $r_m$  代表银行同业市场利率,  $C(L_i, D_i, E_i)$  代表银行的整体经营管理成本, 该成本是存贷款和超额准备金的函数, 银行经营管理成本随着存贷款及超额准备金的规模增加而增加, 即  $C_L > 0, C_D > 0, C_E > 0$ 。  $M_i$  是银行  $i$  在银行同业市场的净头寸, 从商业银行资产负债表平衡关系来看, 银行同业净头寸应由下式决定:

$$M_i = D_i - L_i - aD_i - E_i \quad (2)$$

因此, 在完全竞争环境下, 银行最优决策可以转化为以下的最优化问题:

$$\pi_i = \text{Max}\{r_1 L_i + r_e E_i + r_m M_i - r_d D_i - C(L_i, D_i, E_i)\} \quad (3)$$

$$\text{s.t. } M_i = D_i - L_i - aD_i - E_i \quad (4)$$

利用拉格朗日乘数法, 分别对贷款( $L_i$ )、存款( $D_i$ )及超额准备金( $E_i$ )求一阶导数, 得到模型的一阶条件方程(FOC):

$$r_m = r_1 - \frac{\partial C(D_i, L_i, E_i)}{\partial L_i} \quad (5)$$

$$(1-a)r_m = r_d + \frac{\partial C(D_i, L_i, E_i)}{\partial D_i} \quad (6)$$

$$r_m = r_e - \frac{\partial C(D_i, L_i, E_i)}{\partial E_i} \quad (7)$$

方程(5)表示银行最优贷款规模由银行同业利率及贷款净收益率  $r_1 - \frac{\partial C(D_i, L_i, E_i)}{\partial L_i}$  决定, 只有当同业市场利率与银行贷款净收益率相等时, 贷款规模达到最优水平, 否则银行将调整资产结构, 以达到利润最大化。方程(6)表示银行的最优存款规模由同业利率、存款的总成本共同决定。存款总成本等于贷款利率与存款的边际经营成本的总和, 即  $r_d + \frac{\partial C(D_i, L_i, E_i)}{\partial D_i}$ 。只有当同业市场利率与银行存款总成本率相等时, 银行存款规模达到最优水平。方程(7)表示当同业市场利率与银行超额准备金的净收益率相等时, 银行持有的超额准备金规模达到最优水平, 超额准备金的需求方程由中央银行外生给定的超额准备金利率及同业市场利率构成  $E_i^d = E_i(r_e, r_m)$ 。

## (二) 银行信贷及同业市场均衡

完全竞争市场条件下, 银行的贷款利率( $r_1$ )、存款利率( $r_d$ )及银行同业市场利率( $r_m$ )分别由银行贷款市场、银行存款市场及银行同业市场的供求均衡所决定。银行作为贷款供给方、存款需求方及银行同业市场净需求方, 分别参与银行贷款市场、银行存款市场及银行同业市场。完全竞争市场的贷款利率( $r_1$ )、存款利率( $r_d$ )及银行同业市场利率( $r_m$ )由下列均衡条件决定:

$$L^d(r_1) = \sum_{i=1}^N L_i(r_1, r_m) \quad (8)$$

$$D^s(r_d) = \sum_{i=1}^N D_i(r_d, r_m) \quad (9)$$

$$S^1(r_m) = L^d(r_1) + \sum_{i=1}^N E_i(r_e, r_m) - (1-a)D^s(r_d) + CB \quad (10)$$

方程(8)代表了银行贷款市场的非利率管制出清由经济中的贷款需求函数  $L^d(r_1)$  和银行业的总贷款供给函数决定  $\sum_{i=1}^N L_i(r_1, r_m)$ 。方程(9)代表了银行存款市场的非利率管制出清由经济中的银行存款供给函数  $D^s(r_d)$  和银行业的总存款需求函数  $\sum_{i=1}^N D_i(r_d, r_m)$  来决定。方程(10)代表了银行同业市场的非利率管制出清条件由银行同业市场中的资金需求及供给来共同决定,  $S^1(r_m)$  代表非银行机构向同业市场资金的净供给,  $L_i^d(r_1) + E_i(r_e, r_m) - (1-a)D_i^s(r_d)$  代表银行对同业市场资金的净需求, CB 项代表中央银行公开市场操作的规模及方向。银行同业市场利率决定的同时,也决定了贷款与银行存款市场的均衡贷款及存款利率,进一步也决定了银行最优贷存款规模及最优超额准备金持有量。方程(8)~(10)描述了利率市场化情景下的银行信贷及同业市场均衡。

### 三、互联网金融对货币政策有效性的影响机制

#### (一)互联网金融对价格型货币政策有效性的影响机制

##### 1. 互联网金融的规模替代效应

国外学者在有关互联网金融对传统金融业影响的研究中,提出了互联网金融的规模替代效应。互联网金融可以基于自身互联网及信息技术优势,对传统金融业产生替代效应,金融业的去中介化趋势逐渐显现,从而提高了金融供给水平(Franklin, 2002);同时,互联网金融的开放性 & 交易成本优势,可以缓解现有金融体系中的金融抑制程度,使原本被排斥在现有金融体系外的消费者有意愿及能力通过互联网购买金融产品及服务,冲击传统金融业的垄断地位,提高金融体系的金融包容水平(Hannig 和 Jansen, 2010; Amaeshi, 2006; 王曙光, 2013)。

由于互联网金融产品对银行活期存款具有较强的替代性,互联网金融对市场利率的规模替代效应主要反映在其对存款市场均衡利率的影响上。因此,为了研究互联网金融对利率的规模替代效应,可以将  $r_m$  引入基础模型的银行存款市场均衡(9)式中的存款供给函数  $D^s(r_d)$ ,代表居民储户可以通过余额宝等产品将闲散资金投资于利率更高的货币市场,因此银行存款供给函数不仅与存款利率相关而且受银行同业利率影响,(9)式中的存款供给函数  $D^s(r_d)$  变为  $D^s(r_d, r_m)$ ,其中  $\frac{\partial D^s(r_d, r_m)}{\partial r_d} > 0$ ,说明银行存款利率的提高促进了居民的存款供给增加,  $\frac{\partial D^s(r_d, r_m)}{\partial r_m} < 0$ ,说明互联网金融产品收益率(市场收益率)的提高会减少居民存款供给,对银行存款尤其是活期存款存在替代效应。同时,为了以下分析方便,依据 Feyzioglu 等(2009)对我国商业银行效率的相关研究结论,假设银行经营成本函数  $C(L_i, D_i, E_i)$  可以分解成关于贷款(L)、存款(D)及超额准备金(E)的相互独立的二次函数来反映我国银行的这一经营特征。

$$d_i(D_i) = a_{di}D_i + \frac{1}{2}b_{di}D_i^2 \quad (11)$$

$$l_i(L_i) = a_{li}L_i + \frac{1}{2}b_{li}L_i^2 \quad (12)$$

$$e_i(E_i) = a_{ei}E_i + \frac{1}{2}b_{ei}E_i^2 \quad (13)$$

因此,将这些变化带入到基础模型中,得到引入互联网金融影响因素的均衡方程:

$$r_m = r_1 - (a_{li} + b_{li}L_i) \quad (14)$$

$$(1-a)r_m = r_d + (a_{di} + b_{di}D_i) \quad (15)$$

$$r_m = r_e - (a_{ei} + b_{ei}E_i) \quad (16)$$

得到单个银行贷款供给函数：

$$L_i = (r_1 - r_m - a_{li})/b_{li} \quad (17)$$

单个银行存款需求函数：

$$D_i = [(1-a)r_m - r_d - a_{di}]/b_{di} \quad (18)$$

单个银行超额准备金供给函数

$$E_i = (r_e - r_m - a_{ei})/b_{ei} \quad (19)$$

另外，我们假设在银行贷款市场、银行存款市场及银行同业市场上也存在  $N$  个贷款需求方、存款供给方及银行同业资金供给方，所以基础模型中相关市场的均衡条件可以写成如下形式：

$$L_i^d(r_1) = (r_1 - r_m - a_{li})/b_{li} \quad (20)$$

$$D_i^s(r_d, r_m) = [(1-a)r_m - r_d - a_{di}]/b_{di} \quad (21)$$

$$S_i^l(r_m) = L_i^d(r_1) + E_i(r_e, r_m) - (1-a)D_i^s(r_d, r_m) + CB_i \quad (22)$$

从方程(21)与方程(9)比较来看，由于(9)式左边银行同业市场利率  $r_m$  对居民的存款供给无关，而将互联网金融因素引入均衡方程(21)式之后，银行同业市场利率进入了居民的存款供给函数中。由上文分析可知，互联网金融的发展使居民可以获得市场利率，进而减少居民存款供给，对银行存款存在替代效应，即  $\frac{\partial D_i^s(r_d, r_m)}{\partial r_m} < 0$ 。因此在  $r_d$  不变的情况下， $D_i^s(r_d, 0) > D_i^s(r_d, r_m)$ ，居民存款供给曲线左移，即在考虑到互联网金融因素之后，银行存款市场的均衡存款规模小于原有的均衡水平，说明由于互联网金融发展，利率的规模替代效应对银行存款的替代性逐渐显现，银行吸收存款面临巨大压力。同时，在银行对存款需求曲线不变的情况下，居民的存款供给曲线左移也意味着银行存款市场利率高于原有均衡水平，说明在完全市场条件下互联网金融的发展推高了银行存款市场利率。

我们假设中央银行通过公开市场业务(CB)可以维持银行同业市场利率的稳定，银行同业市场的均衡方程右边部分  $L_i^d(r_1) + E_i(r_e, r_m) - (1-a)D_i^s(r_d, r_m)$ ，由于银行贷款市场没有受到互联网金融的影响，在中央银行外生给定的超额准备金率下，银行最优的贷款及超额准备金规模保持不变，而银行存款的最优规模由于互联网金融因素的冲击而减少，因此商业银行负债结构发生调整，银行对同业市场资金的需求不断加大，同业市场对银行经营及货币政策传导及有效性的影响逐步加深。为了讨论互联网金融对利率传导机制的影响，可以将方程(21)式转换成如下形式：

$$F(r_d, r_m) = D_i^s(r_d, r_m) - [(1-a)r_m - r_d - a_{di}]/b_{di} \quad (23)$$

根据隐函数求导法则可得：

$$\frac{dr_d}{dr_m} = - \frac{\partial F}{\partial r_m} / \frac{\partial F}{\partial r_d} = - \left( \frac{\partial D_i^s(r_d, r_m)}{\partial r_m} - \frac{1-a}{b_{di}} \right) / \left( \frac{\partial D_i^s(r_d, r_m)}{\partial r_d} + \frac{1}{b_{di}} \right)$$

从上文的假设中我们可知  $\frac{\partial D^s(r_d, r_m)}{\partial r_d} > 0$ ,  $\frac{\partial D^s(r_d, r_m)}{\partial r_m} < 0$ ,  $b_{di} > 0$ , 因此可知  $\frac{dr_d'}{dr_m} > 0$ , 银行同业市场利率的上升对银行存款利率具有推动作用, 而且引入规模替代效应后的银行同业市场利率对银行存款市场利率的导数要大于原来的情况, 即  $\frac{dr_d'}{dr_m} > \frac{dr_d}{dr_m}$ ,  $\frac{dr_d}{dr_m} = -\left(-\frac{1-a}{b_{di}}\right) / \left(\frac{\partial D^s(r_d)}{\partial r_d} + \frac{1}{b_{di}}\right)$ , 说明互联网金融的发展及其规模替代效应增强了银行存款规模及市场利率对同业市场利率的敏感性。这证明互联网金融的发展增强了利率等价格型货币政策工具传导渠道的有效性。

## 2. 互联网金融的网络外部性效应

互联网金融的发展依托于互联网技术的进步与革新, 互联网技术的进步推动传统金融业态的运营方式的转变。与传统金融业相比, 互联网金融可以充分利用信息技术的网络外部性优势(范里安等, 2013)。由于互联网金融机构原有平台拥有数量庞大的消费者(如淘宝支付宝、微信财付通等), 拥有明显的网络外部性优势, 使原有客户可以自愿地购买互联网金融产品, 进而吸引更多的消费者购买互联网金融产品及服务, 节省吸引客户的营销成本, 对互联网金融的投资者的回报空间更大。此外, 由于信息及互联网技术的发展, 特别是大数据及云计算等技术的出现, 互联网金融的网络外部性优势进一步加强, 即其所拥有的大量数据可以转化为信息资源, 有效降低信息不对称及经营风险, 与传统金融业相比, 具有更强的成本优势(维克托、肯尼斯, 2011)。

为了研究互联网金融的网络外部性效应, 可以将互联网金融因素引入基础模型的银行银行存款市场均衡(9)式中的存款供给函数  $D^s(r_d)$ , 即  $r_m + \epsilon$ ,  $\epsilon > 0$ 。  $\epsilon$  代表互联网金融产品通过网络外部性效应可以向投资者提供高于同业市场利率的回报, 因此银行存款供给函数不仅与存款利率相关, 而且受互联网金融产品的网络外部性影响。我们将(9)式中的存款供给函数  $D^s(r_d)$  变为  $D^s(r_d, r_m + \epsilon)$ , 其中  $\frac{\partial D^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial r_d} > 0$ ,  $\frac{\partial D^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial r_m} < 0$ ,  $\frac{\partial D^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial \epsilon} < 0$ 。我们依然根据基础模型及对利率的规模替代效应的分析为基础, 假设在银行贷款市场、银行存款市场及银行同业市场上也存在  $N$  个贷款需求方、存款供给方及银行同业资金供给方, 所以基础模型中相关市场的均衡条件可以重新写成如下形式:

$$L_i^d(r_1) = (r_1 - r_m - a_{li})/b_{li} \quad (24)$$

$$D_i^s(r_d, r_m + \epsilon) = [(1-a)r_m - r_d - a_{di}]/b_{di} \quad (25)$$

$$S_i^l(r_m) = L_i^d(r_1) + E_i(r_e, r_m) - (1-a)D_i^s(r_d, r_m + \epsilon) + CB_i \quad (26)$$

从方程(25)与基础模型中的方程(9)比较来看, 互联网金融的网络外部性效应引入均衡方程之后, 由于  $\frac{\partial D^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial r_m} < 0$ ,  $\frac{\partial D^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial \epsilon} < 0$ , 当存款利率保持不变时, 存款供给函数  $D^s(r_d, 0) > D^s(r_d, r_m) > D^s(r_d, r_m + \epsilon)$ , 即在考虑到互联网金融网络外部性效应的情况下, 居民存款供给曲线进一步左移, 银行存款市场的均衡存款规模会进一步小于原有的均衡水平, 说明互联网金融对利率的网络外部性效应, 使其对银行存款的替代性进一步加强, 银行吸收存款面临更大压力。此外, 在银行对存款需求曲线不变的情况下, 居民的存款供给曲线进一步左移也意味着银行存款市场利率更高于原有均衡水平, 说明在完全市场条件下互联网金融的信息成本优势也进一步推高了银行存款市场利率。

我们依然假设中央银行可以通过公开市场业务( $CB_i$ )来维持银行同业市场利率的稳定, 可知

银行同业市场的均衡方程右边部分  $L_i^d(r_1) + E_i(r_e, r_m) - (1-a)D_i^s(r_d, r_m + \epsilon)$ , 由于银行贷款市场没有受到互联网金融的影响, 法定准备金率及超额准备金利率由中央银行外生设定, 因此银行最优的贷款及超额准备金规模保持不变, 而银行存款的最优规模由于互联网金融的网络外部性效应的冲击而进一步减少, 因此商业银行负债方对同业市场资金的需求进一步加大, 同业市场对银行经营及货币政策传导的影响进一步加深。

为了讨论互联网金融对货币政策传导机制的影响, 我们将方程(25)式转换成如下形式:

$$F(r_d, r_m) = D_i^s(r_d, r_m + \epsilon) - [(1-a)r_m - r_d - a_{di}]/b_{di} \quad (27)$$

根据隐函数求导法则可得:

$$\frac{\partial r_d}{\partial \epsilon} = -\frac{\partial F}{\partial \epsilon} / \frac{\partial F}{\partial r_d} = -\left(\frac{\partial D_i^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial \epsilon}\right) / \left(\frac{\partial D_i^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial r_d} + \frac{1}{b_{di}}\right) \quad (28)$$

$$\frac{\partial r_m}{\partial \epsilon} = -\frac{\partial F}{\partial \epsilon} / \frac{\partial F}{\partial r_m} = -\left(\frac{\partial D_i^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial \epsilon}\right) / \left(\frac{\partial D_i^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial r_m} + \frac{1-a}{b_{di}}\right) \quad (29)$$

$$\frac{\partial r_d''}{\partial r_m} = -\frac{\partial F}{\partial r_m} / \frac{\partial F}{\partial r_d} = -\left(\frac{\partial D_i^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial r_m} - \frac{1-a}{b_{di}}\right) / \left(\frac{\partial D_i^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial r_d} + \frac{1}{b_{di}}\right) \quad (30)$$

由于  $\frac{\partial D_i^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial r_d} > 0$ ,  $\frac{\partial D_i^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial r_m} < 0$ ,  $\frac{\partial D_i^s(r_d, r_m + \epsilon)}{\partial \epsilon} < 0$ ,  $b_{di} > 0$  可知  $\frac{\partial r_d}{\partial \epsilon} > 0$ ,  $\frac{\partial r_m}{\partial \epsilon} > 0$ ,

表明由于互联网金融的网络外部性效应的存在, 互联网金融成本优势的提高会推动银行存款市场利率及银行同业市场利率上升, 银行同业市场利率对银行存款市场利率的导数也大于只考虑利率规模替代效应的情形, 即  $\frac{dr_d''}{dr_m} > \frac{dr_d'}{dr_m} > \frac{dr_d}{dr_m}$ , 说明互联网金融的网络外部性效应进一步增强了银行存款规模及市场利率对同业市场利率的敏感性, 而且增加了商业银行对同业市场资金的需求规模, 使中央银行为了稳定银行同业市场利率, 必然要更大规模地参与到同业市场交易。这使公开市场业务作为货币政策的作用及效果不断提高, 促进了我国价格型货币政策传导机制的完善及有效性的提高。

## (二) 互联网金融对数量型货币政策有效性的影响机制

### 1. 货币乘数的扩张效应

货币乘数主要反映了中央银行提供的基础货币与货币供应量两者之间的数量关系。根据传统的货币乘数理论, 可以分析互联网金融发展对不同货币乘数的影响。对应狭义货币(M1)及广义货币(M2)的货币乘数可以概括表示为:

$$k_{m1} = \frac{M_1}{B} = \frac{C+D}{C+R_1+R_e} = \frac{1+c}{c+(r_1+r_e)(1+s)} \quad (31)$$

$$k_{m2} = \frac{M_2}{B} = \frac{C+D+S}{C+R_1+R_e} = \frac{1+c+s}{c+(r_1+r_e)(1+s)} \quad (32)$$

其中,

$$B = C + R_1 + R_e; M_1 = C + D; M_2 = C + D + S; R_1 = r_1(D + S); R_e = r_e(D + S)$$

(31)式、(32)式中, C代表流通中现金,  $R_1$ 代表法定存款准备金,  $R_e$ 代表超额准备金, D代表活期存款, S代表定期存款; c代表现金存款比,  $r_1$ 代表法定存款准备金率,  $r_e$ 代表超额存款准备金

率,  $s$  代表定期与活期存款比。

互联网金融发展,一方面降低了社会结算支付的交易成本,使得居民现金持有量不断减少,从而降低了居民的现金存款比  $c$ ;另一方面,在现有金融体制下互联网金融增加社会闲散资金的投资收益而且主要投资于银行协议存款,使活期存款及居民储蓄不断转化为非银行金融机构存款,导致定期与活期存款比  $s$  的提高。同时,如上文有关互联网金融对银行影响的行为分析,互联网金融的发展提高了银行同业市场利率,增加了银行持有超额准备金的机会成本,促使银行缩减超额准备金规模,使银行降低了超额准备金率  $r_e$ 。因此,分别求(31)式、(32)式对  $c$ 、 $r_e$ 、 $s$  的偏导,分析互联网金融发展对狭义货币(M1)及广义货币(M2)货币乘数的影响。

$$\frac{\partial k_{m1}}{\partial c} = \frac{(r_1 + r_e)(1 + s) - 1}{[c + (r_1 + r_e)(1 + s)]^2} \quad (33)$$

$$\frac{\partial k_{m1}}{\partial r_e} = \frac{(r + s)(1 + c)}{[c + (r_1 + r_e)(1 + s)]^2} < 0 \quad (34)$$

$$\frac{\partial k_{m1}}{\partial s} = \frac{(r_1 + r_e)(1 + c)}{[c + (r_1 + r_e)(1 + s)]^2} < 0 \quad (35)$$

互联网金融对狭义货币(M1)的货币乘数的影响,从(33)式可知,现金存款比的下降对狭义货币乘数的影响,取决于  $r_1 + r_e$  与  $1/(1 + s)$  之间的大小关系,即当  $r_1 + r_e < 1/(1 + s)$  时,  $\partial k_{m1}/\partial c < 0$ ; 当  $r_1 + r_e > 1/(1 + s)$  时,  $\partial k_{m1}/\partial c > 0$ 。其对狭义货币乘数的影响具有不确定性。从(34)式可知,银行超额准备金率与狭义货币乘数负相关,银行超额准备金率  $r_e$  的降低,提高了狭义货币乘数  $k_{m1}$ 。从(35)式可知,定期与活期存款比  $s$  与狭义货币乘数  $k_{m1}$  负相关,定期与活期存款比的提高,降低了狭义货币乘数。综上所述,互联网金融使原本相对稳定的狭义货币乘数具有不确定性,加大了狭义货币乘数的波动性。

$$\frac{\partial k_{m2}}{\partial c} = \frac{(r_1 + r_e - 1)(1 + s)}{[c + (r_1 + r_e)(1 + s)]^2} < 0 \quad (36)$$

$$\frac{\partial k_{m2}}{\partial r_e} = \frac{(1 + s)(1 + c + s)}{[c + (r_1 + r_e)(1 + s)]^2} < 0 \quad (37)$$

$$\frac{\partial k_{m2}}{\partial s} = \frac{c[1 - (r_1 + r_e)]}{[c + (r_1 + r_e)(1 + s)]^2} > 0 \quad (38)$$

从互联网金融对广义货币(M2)货币乘数  $k_{m2}$  的影响来看,从(36)式可知,现金存款比与广义货币乘数存在负相关关系,现金存款比  $c$  降低,则广义货币乘数增大。从(37)式可知,银行超额准备金率与广义货币乘数负相关,银行超额准备金率  $r_e$  降低,则广义货币乘数  $k_{m2}$  增加。从(38)式可知,定期与活期存款比与广义货币乘数正相关,定期与活期存款比  $s$  的提高,提高了广义货币乘数  $k_{m2}$ 。综上所述,互联网金融对广义货币乘数存在扩张效应,使我国广义货币乘数大幅度提高。

## 2. 货币供应量的增长效应

根据传统的货币供给理论,可以具体分析互联网金融对不同层次货币供给量的影响。

$$M1 = k_{m1}B \quad (39)$$

$$M2 = k_{m2}B \quad (40)$$



其中,  $B = C + R_1 + R_e$ ;  $M_1 = C + D$ ;  $M_2 = C + D + S$

式中  $B$  代表基础货币,  $k_{m1}$  代表狭义货币 ( $M_1$ ) 乘数,  $k_{m2}$  代表广义货币 ( $M_2$ ) 乘数,  $C$  代表流通中现金,  $R_1$  代表法定存款准备金,  $R_e$  代表超额准备金,  $D$  代表活期存款,  $S$  代表定期存款。

从 (39) 式可知, 狭义货币供应量 ( $M_1$ ) 由其货币乘数和基础货币共同决定。由于狭义货币乘数不确定性及中央银行流动性的投放, 使得狭义波动幅度加大, 打破了原有狭义货币供应量的变化路径。根据上文有关互联网金融对广义货币乘数影响的分析, 互联网金融对广义货币的货币乘数存在扩张效应, 使得我国广义货币乘数  $k_{m2}$  大幅度提高。因此, 互联网金融对广义货币的货币乘数的总效应使广义货币供应量显著增加, 说明互联网金融发展增加了广义货币供应量。

### 3. 货币流通的减速效应

根据传统的货币数量理论及费雪方程式, 可以得到以下关系式:

$$k_{m1} B_t V_t^{m1} = Y_t P_t \quad (41)$$

$$k_{m2} B_t V_t^{m2} = Y_t P_t \quad (42)$$

式中  $B_t$  代表基础货币,  $k_{m1}$  代表狭义货币 ( $M_1$ ) 的货币乘数,  $k_{m2}$  代表广义货币 ( $M_2$ ) 的货币乘数,  $V_t^{m1}$  代表狭义货币流通速度,  $V_t^{m2}$  代表广义货币流通速度。  $Y_t$  代表经济总产出,  $P_t$  代表社会价格总水平。假设短期内  $Y_t$  经济总产出和  $P_t$  社会价格总水平保持不变。

在经济总产出和总物价水平保持不变的情况下, 从 (41) 式可知狭义货币 ( $M_1$ ) 的流通速度由狭义货币 ( $M_1$ ) 的货币乘数和基础货币 ( $B$ ) 数量共同决定。根据上文货币供应量的分析结论可知, 互联网金融的发展增强了狭义货币供应量的波动性, 因此狭义货币供应量的波动性引致了狭义货币流通速度的波动性。互联网金融的广义货币乘数的扩张效应与基础货币的投放效应的叠加, 使广义货币供应量显著增加, 因此互联网金融发展对广义货币流通速度产生了减速效应, 降低了广义货币作为交易媒介的流通效率。

## 四、互联网金融对货币政策有效性影响的实证分析

基于上述理论模型的分析结果, 本部分应用互联网金融及相关宏观经济金融数据, 选取时间序列模型及格兰杰因果检验, 实证分析互联网金融对价格型及数量型货币政策有效性的影响。

### (一) 互联网金融对价格型货币政策有效性影响的实证分析

1. 数据来源与变量选取。为了研究互联网金融对价格型货币政策有效性的影响, 本文主要选取了信息公布相对公开且频率较高的余额宝收益率 (IFR) 数据及上海银行间市场同业拆放利率 (Shibor) 和贷款基础利率 (LPR), 分析互联网金融对货币政策有效性及传导机制的影响。三个变量的数据时间区间为 2014 年 1 月 2 日至 2015 年 11 月 25 日, 实证样本容量为 472, 其中余额宝收益率 (七日年化平均收益率) 数据来源于天弘基金网站公开数据; 银行间市场利率 (IBR) 及银行贷款基准利率 (LPR) 数据来源于全国银行间同业拆借中心公开数据。

2. 单位根及协整检验。由于实证分析中所选数据属于时间序列数据, 因此在进行格兰杰因果检验分析前, 应该进行单位根检验及协整检验, 避免虚假回归等问题。单位根检验方法选取基于 SCI 准则的 ADF 检验。单位根检验结果见表 1。可以看出, IFR、IBR 及 LPR 皆存在单位根, 为非平稳时间序列。IFR、IBR 及 LPR 进行差分变换后, 其一阶差分后序列为平稳序列, 因此 IFR、IBR 及 LPR 为一阶单整过程  $I(1)$ 。格兰杰因果检验的前提是所选时间序列为平稳序列或者各时间序

列存在协整关系。由于 IFR、IBR 及 LPR 为非平稳序列,因此需要检验三者之间是否存在协整关系。本文运用 Johansen 协整检验来判断 IFR、IBR 及 LPR 三者之间是否存在协整关系,采用序列有均值,协整方程有截距项的检验形式,滞后期间选择 2 期,得到协整检验结果见表 2。可以看出,在 IFR、IBR 以及 LPR 三者之间不存在协整关系的原假设下的迹统计量及最大特征根统计量,其所对应的  $p$  值都小于 10%,可以拒绝原假设,因此说明 IFR、IBR 及 LPR 三者之间至少存在 1 个协整关系。而在 IFR、IBR 及 LPR 三者之间至多 1 个协整关系的原假设下的迹统计量及最大特征根统计量,其所对应的  $p$  值都高于 10%,可以接受原假设。因此可以判定 IFR、IBR 及 LPR 三者之间存在 1 个协整关系,并且得到协整方程:  $IFR = 1.25 * IBR + 0.01 * LPR$ ,进而表明 IFR、IBR 及 LPR 三者之间存在长期均衡关系,IFR 与 IBR 以及 IFR 与 LPR 之间存在长期正向相关关系,互联网金融利率与银行间市场利率及贷款基准利率等价格型货币政策工具同向变动,进而提高了价格型货币政策的有效性。

表 1 IFR、IBR 和 LPR 的单位根检验结果

变量	检验形式(c,t,k)	ADF 统计值	5%临界值	结论
LPR	(c,t,0)	-1.54	-3.42	不平稳
$\Delta$ LPR	(c,0,0)	-21.86***	-2.87	平稳
IFR	(c,t,1)	-2.37	-3.42	不平稳
$\Delta$ IFR	(0,0,1)	-10.24***	-1.94	平稳
IBR	(c,t,0)	-1.81	-3.42	不平稳
$\Delta$ IBR	(0,0,2)	-8.81***	-1.94	平稳

注:(1)检验类型(C,T,K)分别表示单位根检验方程中包含常数项、趋势项和滞后阶数, $\Delta$ 表示一阶差分;(2)\*、\*\*和\*\*\*分别代表在 10%、5%和 1%的程度上显著。下表同。

表 2 IFR、IBR 和 LPR 的 Johansen 协整检验结果

原假设(协整个数)	特征根	迹统计量	最大特征值
无	0.042	31.93**	19.84*
至多 1 个	0.023	12.09	10.68
至多 2 个	0.003	1.41	1.41

表 3 IFR、IBR 和 LPR 的格兰杰因果检验结果

原假设	F 统计量	P 值	结论
IFR 不是 IBR 的格兰杰原因	2.85**	0.05	拒绝
IBR 不是 IFR 的格兰杰原因	10.19***	0.00	拒绝
IFR 不是 LPR 的格兰杰原因	1.15	0.32	不拒绝
LPR 不是 IFR 的格兰杰原因	2.44*	0.09	拒绝

3. 格兰杰因果检验。在 IFR、IBR 及 LPR 三者为非平稳时间序列及三者之间存在 1 个协整关系的前提下,可以运用格兰杰因果检验来分析三者之间相互影响关系。基于向量自回归模型,利用 LR、FPE、AIC、SC 及 HQ 等准则选取最优滞后阶数,根据检验结果及数据结构,确定格兰杰因

果检验的滞后阶数为 2 阶,相关检验结果见表 3。从检验结果及协整方程来看,IFR 与 IBR 二者之间为双向格兰杰因果关系,表明互联网金融利率与银行间市场利率二者之间存在双向的传导效应,互联网金融提高了银行间市场利率的灵活性,同时也增强了银行间市场利率在货币政策传导机制的有效性,扩大了货币政策的传导及影响范围;IFR 与 LPR 二者之间存在单向格兰杰因果关系,LPR 是 IFR 的格兰杰原因,即 LPR 对 IFR 存在倒逼机制。这表明在贷款利率市场化条件下,传统商业银行的贷款利率对互联网金融利率存在竞争替代作用,银行贷款利率的提高促使互联网金融利率的上调。因此,基于贷款基准利率的货币政策工具可以传导到互联网金融,进而传导到银行间市场,提高了货币政策的调控范围及有效性。综上所述,在我国现有制度及市场环境下,互联网金融的发展提高了基于贷款基准利率及银行间市场利率的价格型货币政策的有效性及调控范围,其主要对商业银行负债端产生影响。

## (二) 互联网金融对数量型货币政策有效性影响的实证分析

1. 数据来源与变量选取。为了研究互联网金融对数量型货币政策有效性的影响,考虑到互联网金融的数据可得性及连续性,本文主要选取了第三方支付平台交易量(IFP)来反映互联网金融的发展,以狭义货币供应量 M1 和广义货币供应量 M2 来代表数量型货币政策,同时将数据变量取对数。数据来源于《中国货币政策执行报告》和《中国支付体系发展报告》的季度数据,数据选取时间区间为 2007 第一季度至 2015 年第二季度。

表 4 IFR、M1 和 M2 的单位根检验结果

变量	检验形式(c,t,k)	ADF 统计值	5%临界值	结论
IFP	(c,t,0)	-1.65	-3.55	不平稳
$\Delta$ IFP	(c,t,1)	-5.15***	-3.56	平稳
M1	(c,t,4)	-1.13	-3.57	不平稳
$\Delta$ M1	(c,t,5)	-3.61**	-3.59	平稳
M2	(c,t,2)	-0.24	-3.56	不平稳
$\Delta$ M2	(c,t,1)	-5.86***	-3.56	平稳

表 5 IFR、M1 和 M2 的 Johansen 协整检验结果

原假设(协整个数)	特征根	迹统计量	最大特征值
无	0.592	39.27***	28.69***
至多 1 个	0.240	10.59	8.11
至多 2 个	0.055	1.81	1.81

2. 单位根及协整检验。单位根检验方法选取基于 SCI 准则的 ADF 检验。单位根检验结果见表 4。可以看出,IFP、M1 和 M2 皆存在单位根,为非平稳时间序列。IFP、M1 和 M2 进行差分变换后,其一阶差分后序列为平稳序列,因此 IFP、M1 和 M2 为一阶单整过程 I(1)。进一步,本文运用 Johansen 协整检验来检验 IFP、M1 和 M2 三者之间是否存在协整关系,采用序列有均值,协整方程有截距项的检验形式,滞后期间选择 2 期,得到协整检验结果见表 5。从中可以判定,IFP、M1 和 M2 三者之间存在 1 个协整关系,并且得到协整方程:  $IFP = 0.86 * M1 + 2.57 * M2$ ,进而表明 IFP、M1 和 M2 三者之间存在长期均衡关系,IFP 与 M1 以及 IFP 与 M2 之间存在长期正向相关关

系,互联网金融可以引起广义货币 M1 及狭义货币 M2 数量型货币政策工具的同向变动,进而提高数量型货币政策的有效性。

表 6 IFP、M1 和 M2 的格兰杰因果检验结果

原假设	F 统计量	P 值	结论
IFP 不是 M1 的格兰杰原因	0.04	0.96	不拒绝
M1 不是 IFP 的格兰杰原因	7.77***	0.00	拒绝
IFP 不是 M2 的格兰杰原因	8.17**	0.01	拒绝
M2 不是 IFP 的格兰杰原因	5.19***	0.00	拒绝

注: \*、\*\*和\*\*\*分别代表在 10%、5%和 1%的程度上显著。

3. 格兰杰因果检验。按照类似的处理方式,可以确定格兰杰因果检验的滞后阶数为 2 阶,相关检验结果见表 6。可以看出,IFP 与 M2 二者之间为双向格兰杰因果关系,表明互联网金融支付规模与广义货币供应量二者之间存在双向的传导效应,互联网金融的发展增加了广义货币供应量,同时也增强了广义货币供应量对互联网金融的调控能力,提高了广义货币供应量传导机制的有效性,扩大了货币政策的传导及影响范围;IFP 与 M1 二者之间存在单向格兰杰因果关系,M1 是 LFR 的格兰杰原因,说明通过直接控制狭义货币供应量可以直接影响互联网金融。综上所述,在我国现有制度及市场环境下,互联网金融支付的发展相对增加了广义货币供应量 M2,同时狭义和广义货币供应量等数量型货币政策工具可以调控互联网金融。

## 五、结论及建议

本文以微观银行学理论为基础,通过考虑互联网金融对居民储蓄行为的影响,将利率市场化与金融创新两个因素同时纳入到微观银行学的分析框架下,从理论上证明了互联网金融发展对银行经营行为具有显著影响。从价格型货币政策角度来看,互联网金融的规模替代效应及网络外部性效应增强了银行存款规模及市场利率对同业市场利率的敏感性,增强了利率等价格型货币政策的传导渠道及有效性。从数量型货币政策角度来看,互联网金融的发展降低了银行超额准备金率,提高了现金存款比率,加大了狭义货币乘数的波动性;互联网金融导致广义货币乘数大幅度提高,进而对广义货币供应量存在增长效应以及对广义货币流通产生了减速效应,降低了广义货币作为交易媒介的流通效率,在一定程度上降低了数量型货币政策的有效性。

在我国利率市场化改革终于基本完成,互联网金融被纳入到“十三五”规划以及我国货币政策框架过渡转型的大背景下,可以预见互联网金融发展将对我国货币政策有效性及实施框架产生更深远影响。基于价格型货币政策视角,在货币政策框架向价格型转型过程中,中央银行应该注重考虑互联网金融对银行同业市场及银行资产负债结构调整的影响机制及影响程度,在充分考虑互联网金融对传统金融业影响的基础上,推动利率走廊机制及价格型货币政策工具的实施及应用。同时,基于传统数量型货币政策视角,中央银行应以互联网金融交易中出现的多种新型交易媒介为对象,建立一套货币供应量、货币乘数和货币流通速度的补充体系,进一步增强其运用数量型货币政策调控的目标性和有效性。

参考文献:

1. [美] 哈尔·R·范里安、约瑟夫·法雷尔、卡尔·夏皮罗:《信息技术经济学导论》,韩松等译,中国人民大学出版社 2013 年版。
2. 何东、王红林:《利率双轨制与中国货币政策实施》,《金融研究》2011 年第 7 期。
3. 刘澜飏、沈鑫、郭步超:《互联网金融发展及其对传统金融模式的影响探讨》,《经济动态》2013 年第 8 期。
4. [美] 维克托·迈尔·舍恩伯格、肯尼斯·库克耶:《大数据时代》,周涛等译,浙江人民出版社 2012 年版。
5. 王曙光:《互联网金融的哲学》,《中共中央党校学报》2013 年第 6 期。
6. 谢平、刘海二:《ICT、移动支付与电子货币》,《金融研究》2013 年第 10 期。
7. 周光友:《互联网金融发展、电子货币替代与预防性货币需求》,《金融研究》2015 年第 5 期。
8. Ali, R., Barrdear, J., Clews, R., & Southgate, J., The Economics of Digital Currencies. Bank of England Quarterly Bulletin 2014 Q3, 2014.
9. Al-Laham, M., Al-Tarawneh, H. & Abdallat, N., Development of Electronic Money and Its Impact on The Central Bank Role and Monetary Policy. *Issues in Informing Science and Information Technology*, Vol 6, 2009, pp 339—349.
10. Amaeshi, K., Financial Exclusion Financial Institutions and Corporate Social Responsibility: A Developing Country Perspective. SSRN Working Paper, No 950989, 2006.
11. Feyzioglu, T., Porter, N., & Takats, E., Interest Rate Liberalization in China IMF Working Paper, No 09/171, 2009.
12. Franklin, A., E-Finance: An Introduction. *Journal of Financial Services Research*, Vol 22, 2002, pp 5—27.
13. Freixas, X., & Rochet, J., Microeconomics of Banking. MIT Press, 2008.
14. Fung, B., Molico, M., & Stuber, G., Electronic Money and Payments: Recent Developments and Issues Bank of Canada Discussion Paper, No 2, 2014.
15. Hannig, A., & Jansen, S., Financial Inclusion and Financial Stability: Current Policy Issues. ADBI Working Paper Series, No 259, 2010.
16. Plassaras, N. A., Regulating Digital Currencies: Bringing Bitcoin Within the Reach of the IMF. SSRN Working Paper, No 2248419, 2013.
17. Porter, N., & Xu, T., What Drives China's Interbank Market? IMF Working Paper, No 09/189, 2009.
18. Porter, N., & Xu, T., Money Market Rates and Retail Interest Regulation in China: The Disconnect between Interbank and Retail Credit Conditions. Bank of Canada Working Paper, No 20, 2013.

## Impact of Internet Finance on Effectiveness of Monetary Policy ——Based on Theoretical Framework of Microeconomics of Banking

LIU Lanbiao, QI Yanlong & ZHANG Jingjia(Nankai University, 300071)

**Abstract:** Based on theoretical framework of Microeconomics of Banking, we analyze the effect of Internet Finance on the price-based monetary policy and the quantitative monetary policy. The results show that the development of Internet Finance increases the sensitivity of bank deposit scale and interest rates to interbank offered rate, and improves the effectiveness of price-based monetary policy. Meanwhile, Internet Finance triggers the fluctuation of narrow money multiplier, increases the supply of broad money and reduces the velocity of money circulation. With the data of Internet Finance, People's Bank of China(PBC) and interbank market, this paper empirically analyzes the effect of Internet Finance on the monetary policy, and the results support the main conclusions of the theoretical model.

**Keywords:** Internet Finance, Interest Rates, Monetary Policy

**JEL:** E52

责任编辑:康 邑