

数字金融发展、渠道效应差异和 货币政策传导效果*

战明华 汤颜菲 李 帅

内容提要：利用拓展的 IS-LM-CC 模型，本文构建了数字金融如何通过利率与信贷两个传导渠道机制，影响货币政策整体效果的理论模型。在此基础上，本文首先利用条件脉冲响应 IVAR 模型对数字金融的总体影响效果进行了测算，接着对数字金融影响货币政策两个传导渠道功能的发挥进行了实证判断。研究主要得到了如下结论：一是数字金融发展总的来说提高了货币政策的效果，其主要表现是放大了产出关于政策冲击的脉冲响应幅度、减少了滞后时段和弱化了“价格之谜”。这显示金融发展对中国货币政策效果的影响更符合发展中国家而非发达国家的特征。二是货币政策效果提高的深层机理，主要是因为数字金融对利率渠道的放大效应要强于对信贷渠道的弱化效应。数字金融发展对信贷渠道的弱化作用主要体现在完善了银行外部融资市场方面，但对企业外部融资市场的完善影响不大。

关键词：数字金融 传导渠道 货币政策效果

党的十九届四中全会提出了提高经济宏观调控能力，促进新时期国家治理水平现代化的重大战略举措。由于相对财政政策更经常被使用和更具灵活性，因此货币政策的有效性对于这一战略目标的实现具有举足轻重的意义。实践中，虽然影响货币政策的因素多种多样，但货币政策对实体经济的影响，本质上是一个货币政策冲击在特定金融结构中的动态传播过程，因此货币政策的有效性与货币政策传导的“中介介质”——金融结构密切相关 (Agénor & Montiel, 2015)。近年来，中国金融发展的一个突出特征是数字金融的迅速兴起。根据易观的统计，截至 2019 年第二季度末，我国互联网理财用户已达 1.7 亿户，比 2018 年底增长 12.12%，第三季度末第三方支付与 GDP 之比则达到了 261%。与历史上其他金融创新一样，数字金融在带来金融风险的同时，也对金融结构变迁产生了深远而广泛的影响。那么，数字金融对中国货币政策效果产生了何种影响？这种影响又是如何通过利率渠道和信贷渠道等传导机制的共同作用而实现呢？

理论上，数字金融的发展对货币政策效果会产生两种相反的效应：一方面，关于发展中国家的大多数研究表明，随着金融市场的完善，人们将越来越多地参与金融市场并对货币政策冲击做出反应，货币政策的利率传导机制也将更加畅通，因而货币政策效果会得到强化 (Mishra et al., 2014)。如果认为数字金融的发展完善了金融市场，那么根据这一观点，数字金融的发展会增强货币政策的效果。另一方面，关于发达国家的实证大多认为，金融市场的完善，为企业和家庭等部门平滑货币政策冲击提供了更好的条件，因而货币政策效果将被弱化 (Mishra & Montiel, 2013)。显然，从这一角度来看，数字金融的发展又会弱化货币政策效果。那么，中国的情况又将如何呢？虽然伴随着各

* 战明华，广东外语外贸大学金融学院、华南财富管理研究中心基地，邮政编码：510006，电子信箱：zhanmheco@163.com；汤颜菲，广东外语外贸大学金融学院，邮政编码：510006，电子信箱：tyf0109@126.com；李帅，浙江理工大学经管学院，邮政编码：310018，电子信箱：alishuai2010@126.com。本研究得到了国家自然科学基金项目 (71703029)、国家社会科学基金项目 (19BJY240)、广东省自然科学基金项目 (2019A1515011765) 的资助。作者感谢吴周恒博士在修改过程中提供的帮助；感谢两位匿名审稿专家的宝贵意见，但文责自负。

种新的金融风险,但数字金融通过规模与竞争效应,无疑促进了中国金融市场的发展与完善(陈雨露,2016)。不过与此同时,虽然截至2018年,中国人均国内生产总值已达到1万美元左右,与中等收入国家基本持平,但中国仍是一个由发展中国家向发达国家转型的新兴经济体,经济运行机制和经济金融结构兼具发达与发展中国家的特征,因此很难直接判断数字金融对中国货币政策效果的影响方向,有说服力的结论有赖于基于中国实际的更深入的理论与实证分析,这正是本文的具体工作。

一、文献述评与本文贡献

货币政策作为重要的宏观经济调控手段之一,其有效性对于一国经济的平稳发展具有重大的现实意义,因此历来备受关注。一些研究表明,金融创新、结构性制度变革以及宏观环境的发展等外生冲击,均可能改变货币政策的边际效应(Huber & Fischer,2018),而作为货币政策的传导中介,金融发展更是对货币政策的效果具有重大影响(Ma & Lin,2016)。已有的研究表明,随着金融发展水平的提高,金融市场摩擦程度会被弱化,但这对发达与发展中国家会产生两种方向相反的效应:发展中国家的货币政策因金融发展水平提高而被强化,但发达国家却与此相反。根据Boivin & Giannoni(2006)的研究,对发达国家来说,政策效果被“削弱”的可能原因如下:一方面,金融发展使得货币当局能够实施更好的前瞻性货币政策,因而可以有效对冲各种经济扰动冲击,从而弱化政策变动与产出变动的相关性。显然此种情形下,政策被弱化的判断实际上来自类似“伪回归”的假象。另一方面,金融发展为私人部门提供了更多应对政策冲击的缓冲方式,从而真正的弱化了货币政策冲击效果。

不同于发达国家,对于发展中国家来说,欠发达的金融市场使得货币政策传导渠道受阻,因此实体经济对货币政策冲击的响应往往较弱。而随着金融市场的发展,经济中私人部门的参与度不断提高,货币政策传导机制逐渐被疏通,货币政策效果也得以提升(Mishra et al.,2014)。关于中国的情况,转型时期的一些结构性特质对货币政策效果的影响,在近些年得到了比较广泛的关注,但这些研究主要考察的是经济产权结构或企业类型的异质性(马草原和李成,2013;刘莉亚等,2019)、央行的前瞻性预期管理等行为(卞志村和高洁超,2014;郭豫媚和周璇,2018),以及微观银行的融资决策行为(冯科和何理,2011)等因素对货币政策效果的影响,但并未涉及金融结构或金融发展对货币政策效果的影响。

与本文研究相关的一个问题是如何打开影响货币政策有效性经济动因的“黑箱”。对此,基于IS-LM模型的利率渠道认为,货币政策作为外生冲击通过利率改变了资本成本而影响了私人部门投资决策(Mishkin,2001)。但利率渠道是以资金价格机制有效性为提前的,从市场不完全性视角出发,Bernanke & Gertler(1995)进一步提出了信贷渠道。他们认为金融市场摩擦的存在导致了信息不对称问题,当银行资产结构的调整不完全或企业内外部融资来源存在不完全替代性时,货币政策的变动将影响信贷供给水平,从而对实体经济产生独立的影响。大量关于中国的研究也发现,信贷渠道在货币政策的传导机制中具有非常重要的地位(高然等,2018;战明华和李欢,2018)。随着研究的深入,近些年来抵押品、预期和风险承担等渠道被相继提出和关注(王永钦和吴嫻,2019)。总的来看,一般认为金融发展会弱化金融市场摩擦的程度,从而增强利率渠道作用而弱化信贷渠道的作用,因为后者的作用与金融摩擦程度成正比(Mishra et al.,2014;Aysun et al.,2013)。

近年来,随着我国数字金融的迅速发展,金融体系的互联网化显著降低了金融交易成本,提高了金融资源配置效率并降低了市场的信息不对称性(Shen & Huang,2016)。总体上,虽然关于数字金融的研究已有较多的文献,但人们的关注点目前主要集中在数字金融对经济的一般性影响和监管等方面(Hou et al.,2016;姚耀军和施丹燕,2017;黄益平和黄卓,2018),数字金融对货币政策影响

的研究则很鲜见。在为数不多的文献中,刘澜飏等(2016)基于微观银行学的框架,研究了互联网金融对我国不同货币政策类型的影响,认为互联网金融增强了价格型货币政策有效性而减弱了数量型货币政策有效性。不过,这一研究并未对数字金融影响货币政策的总体效果给出判断,也未深入探究影响的传导机理。战明华等(2018)利用构建的一般均衡模型,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。这一研究虽然关注了具体的传导机制,但仅考察了互联网金融对银行信贷渠道的影响,而并未分析对政策的总体影响以及对不同传导渠道的相对影响。

与以往的研究相比,本文可能的贡献如下:第一,将数字金融引入标准的 IS-LM-CC 模型,创新性地解析了数字金融影响货币政策效果的两类机制路径;第二,利用条件脉冲 IVAR 模型,对数字金融影响货币政策的效果进行了识别;第三,提出信贷渠道的“两市场失灵”传导机理,并根据数字金融对两市场失灵影响不相关假定,对数字金融影响信贷渠道的两个机理环节进行了结构差异性检验。

后文的结构框架如下:第二部分是理论模型框架与假说;第三部分和第四部分分别是基于 IVAR 技术的总量层面分析,以及基于单方程模型对货币政策传导机制中渠道效应的分析;最后给出结论和政策建议。

二、理论分析框架与假说

本部分构建了一个用于分析数字金融发展如何通过提高金融市场的完全度,以影响货币政策传导机理的理论模型。基本思路是根据研究问题的约束条件,对标准 IS-LM-CC 模型加以拓展,并根据模型的逻辑提出相应的假说。

(一)理论模型

除标准 IS-LM-CC 模型的固有假定外,本文给出如下新的假定:第一,贷款市场存在摩擦,银行在向企业提供贷款时,要考虑诸如企业抵押能力等所导致的贷款风险。第二,由于金融市场越健全,投资越取决于利率价格机制,而数字金融通过竞争等效应具有完善金融市场的功能,因此假定投资或产出关于利率的敏感系数与数字金融发展水平(INF)正相关,而关于抵押能力等因素的敏感系数与数字金融发展水平负相关。^①

1. 商品市场

由于假定企业的运营资本数量即所获贷款数量会影响投资,因而商品市场均衡方程为:

$$Y = Y(R^b, R^l, \rho, P), \frac{\partial Y}{\partial R^b} < 0, \frac{\partial Y}{\partial R^l} < 0, \frac{\partial Y}{\partial \rho} < 0 \quad (1)$$

其中, Y 为产出, R^b 为债券利率, R^l 为贷款利率, ρ 为贷款风险因素, P 为价格水平。式(1)IS方程围绕稳定状态的近似线性表达式如下:

$$y = -a_1 r^b - a_2 (INF) r^l - a_3 (INF) \rho, a_j > 0, j = 1, 2, 3 \quad (2)$$

其中, y 等小写字母表示产出 Y 等变量相对其稳定状态的离差(下同)。根据假设,数字金融的发展可以通过减少信息不对称程度而弱化风险程度,因此有: $\frac{\partial a_2}{\partial INF} > 0, \frac{\partial a_3}{\partial INF} < 0$ 。

2. 货币市场

假定经济中的通货数量不变,因此当货币市场处于均衡状态时,家庭部门对于存款的需求与由准备金供给额所能支持的存款水平相等。由于不存在超额准备金,因此货币市场均衡条件为:

$$\frac{RE}{\tau} = M^d(Y, R^b, P) \quad (3)$$

^① 关于模型系数外生假定的微观基础,本文通过一个拓展的DSGE模型进行了证明。限于篇幅,此处未列出。

其中, RE 为准备金, τ 为准备金率 ($0 < \tau < 1$)。进一步, 可以得到式(3) LM 方程围绕稳定状态的偏差近似线性表达式:

$$\frac{re}{\tau} = b_1 y - b_2 r^b, b_j > 0, j = 1, 2 \quad (4)$$

3. 贷款市场

银行的贷款供给数量受到贷款供给收益率 (R^L) 和债券投资收益率 (R^b), 以及贷款风险因素 (ρ) 的影响。因此, 银行的贷款供给方程可表示为: $L^s = L^s \left[\gamma(R^L, R^b, \rho) \left(\frac{1-\tau}{\tau} re \right) \right], \frac{\partial L^s}{\partial R^L} > 0, \frac{\partial L^s}{\partial R^b} < 0,$

$\frac{\partial L^s}{\partial \rho} < 0$ 。企业对银行贷款的需求既与贷款成本有关也与企业的产出有关, 于是银行贷款需求方程

可表示为: $L^d = L^d(R^L, Y, P), \frac{\partial L^d}{\partial R^L} < 0, \frac{\partial L^d}{\partial Y} > 0$ 。因此, 贷款市场的均衡条件为:

$$L^s \left[\gamma(R^L, R^b, \rho) \left(\frac{1-\tau}{\tau} re \right) \right] = L^d(R^L, Y, P) \quad (5)$$

类似地, 可以得到式(5) CC 方程围绕稳定状态的近似线性表达式:

$$[c_1(INF)r^L - c_2r^b - c_3(INF)\rho] \left(\frac{1-\tau}{\tau} re \right) = c_4y - c_5(INF)r^L, c_j > 0, j = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (6)$$

其中, c_1 等系数表示贷款利率的变化值 r^L 等变量所产生的影响。根据假定有: $\frac{\partial c_1}{\partial INF} > 0, \frac{\partial c_5}{\partial INF} > 0,$

$\frac{\partial c_3}{\partial INF} < 0$ 。

4. 均衡

(1) 数字金融对利率渠道的影响

将式(2)、式(4)、式(6)联立消除内生变量 ρ 和 r^b , 得到均衡产出稳态偏差表达式:

$$y = A \times \left\{ \left[(c_1(INF) + \frac{c_3 a_2(INF)}{a_3}) \left(\frac{1-\tau}{\tau} re \right) + c_5(INF) \right] r^L - \left[\left(\frac{c_3 a_1}{a_3} - c_2 \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} re \right) \right] \frac{re}{b_2 \tau} \right\} \quad (7)$$

其中, $A = 1 / \left\{ c_4 - \frac{c_3}{a_3} \left(\frac{1-\tau}{\tau} re \right) - \frac{b_1}{b_2} \left[\left(\frac{c_3 a_1}{a_3} - c_2 \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} re \right) \right] \right\}$ 。由式(7)计算 y 关于 r^L 的一阶偏导可得:

$$\frac{\partial y}{\partial r^L} = A \times \left[(c_1(INF) + \frac{c_3 a_2(INF)}{a_3}) \left(\frac{1-\tau}{\tau} re \right) + c_5(INF) \right] \quad (8)$$

由式(8)可知 $\left[(c_1(INF) + \frac{c_3 a_2(INF)}{a_3}) \left(\frac{1-\tau}{\tau} re \right) + c_5(INF) \right]$ 大于 0, 因此 $\frac{\partial y}{\partial r^L}$ 的正负必然与 A 相同, 但 A 的表达式表明其正负性是不确定的。计算 y 关于 r^L 和 INF 的二阶偏导可得:

$$\frac{\partial^2 y}{\partial r^L \partial INF} = A \times \left[\left(\frac{\partial c_1}{\partial INF} + \frac{c_3}{a_3} \frac{\partial a_2}{\partial INF} \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} re \right) + \frac{\partial c_5}{\partial INF} \right] \quad (9)$$

由于 $\frac{\partial a_2}{\partial INF} > 0, \frac{\partial c_1}{\partial INF} > 0, \frac{\partial c_5}{\partial INF} > 0$, 因此 $\left[\left(\frac{\partial c_1}{\partial INF} + \frac{c_3}{a_3} \frac{\partial a_2}{\partial INF} \right) \left(\frac{1-\tau}{\tau} re \right) + \frac{\partial c_5}{\partial INF} \right]$ 必然大于 0, 这一结果表明 $\frac{\partial^2 y}{\partial r^L \partial INF}$ 的正负同样与 A 即 $\frac{\partial y}{\partial r^L}$ 相同。故 y 关于 r^L 的一阶偏导与 y 关于 r^L 和 INF 的二阶偏导正负号保持一致, 即数字金融强化了货币政策利率渠道的作用效果。

(2) 数字金融对信贷渠道的影响

类似地,可以得到数字金融对货币政策信贷渠道的影响机理。由于信贷渠道取决于银行贷款市场的完全性,市场越完全,由信息不对称引起的市场风险越小,因此 ρ 可作为信贷渠道的代理变量。具体的,结合式(2)与式(6)消除内生变量 r^l 和 r^b ,并经与利率渠道推导相似的系列变换后,最终得到均衡产出稳态偏差表达式为:

$$y = B \times \left\{ - \left[(c_3(INF) + \frac{c_1 a_3(INF)}{a_2}) (\frac{1-\tau}{\tau}) re + \frac{c_5 a_3(INF)}{a_2} \right] \rho + \left[(\frac{c_1 a_1}{a_2} + c_2) (\frac{1-\tau}{\tau}) re + \frac{c_5 a_1}{a_2} \frac{re}{b_2 \tau} \right] \right\} \quad (10)$$

其中, $B = 1 / \left\{ \frac{b_1}{b_2} \left[(\frac{c_1 a_1}{a_2} + c_2) (\frac{1-\tau}{\tau}) re + \frac{c_5 a_1}{a_2} \right] + \left[\frac{c_1}{a_2} (\frac{1-\tau}{\tau}) re + c_4 + \frac{c_5}{a_2} \right] \right\}$ 。由式(10)计算 y 关于 ρ 的一阶偏导可得:

$$\frac{\partial y}{\partial \rho} = -B \times \left[(c_3(INF) + \frac{c_1 a_3(INF)}{a_2}) (\frac{1-\tau}{\tau}) re + \frac{c_5 a_3(INF)}{a_2} \right] \quad (11)$$

由式(11)可知, B 与 $\left[(c_3(INF) + \frac{c_1 a_3(INF)}{a_2}) (\frac{1-\tau}{\tau}) re + \frac{c_5 a_3(INF)}{a_2} \right]$ 均大于 0,因此 $\frac{\partial y}{\partial \rho} < 0$ 。类似地,进一步计算 y 关于 ρ 和 INF 的二阶偏导可得:

$$\frac{\partial^2 y}{\partial \rho \partial INF} = -B \times \left[(\frac{\partial a_3}{\partial INF} \frac{c_1}{a_2} + \frac{\partial c_3}{\partial INF}) (\frac{1-\tau}{\tau}) re + \frac{\partial a_3}{\partial INF} \frac{c_5}{a_2} \right] \quad (12)$$

由于 $\frac{\partial a_3}{\partial INF} < 0$, $\frac{\partial c_3}{\partial INF} < 0$,因此 $\frac{\partial^2 y}{\partial \rho \partial INF} > 0$ 。故 y 关于 ρ 的一阶偏导与 y 关于 ρ 和 INF 的二阶偏导正负号相反,表明数字金融弱化了货币政策信贷渠道。

(二) 假说提出

根据理论模型的结果可以发现,数字金融强化了货币政策利率渠道的作用效果而弱化了信贷渠道的作用效果,因而在货币政策的传导机制仅包含利率与信贷两种渠道的条件下,数字金融对于货币政策总体效果影响是不确定的,具体结论取决于数字金融对于利率与信贷渠道影响的相对大小。综上,本文提出如下假说:

假说 1:在存在着信息不对称等摩擦问题的金融市场中,数字金融可以通过竞争效应等途径来弱化金融摩擦从而完善金融市场,进而对货币政策的总量作用效果产生影响,但其对于货币政策总量作用效果的影响方向则无法确定。

假说 2:数字金融完善了金融市场中的利率传导链条并降低了贷款市场整体风险水平,从而强化了货币政策利率渠道的作用效果而弱化了货币政策信贷渠道的作用效果。

三、假说 1 的总量经验证据^①

(一) 模型、变量与数据

1. 计量模型设定

类似于 Ma & Lin(2016),采用产出和通胀两个指标关于货币政策的响应来判断政策效果,所用技术为条件脉冲响应 IVAR 方法。按照 Towbin & Weber(2013),通过在普通 VAR 模型中增加系统内生变量与影响政策的机制变量交叉项,并在这种条件下观察政策冲击的效应,就可有效识别这种机制变量对货币政策效果的影响。据此,参考 Ulke & Berument(2015),将条件脉冲响应 VAR 系

^① 本文对实证结果也做了货币政策扩张与紧缩的稳健性检验。限于篇幅,这里从略。

统(IVAR)设定如下:

$$\text{基准模型: } A_0 Z_t = C + \sum_{l=1}^p A_l Z_{t-l} + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (13)$$

$$\text{拓展模型: } A_0 Z_t = C + \sum_{l=1}^p A_l Z_{t-l} + DX_t + \sum_{l=1}^p B_l X_t Z_{t-l} + u_t \quad (14)$$

内生向量 Z 中的元素由系统中内生变量所组成,其中包括产出水平 Y 、价格水平 P 、货币政策 MP 、利率渠道 R 、信贷渠道 L 。 X 是影响货币政策的机制变量,即数字金融 INF 。模型估计的基本思路是:首先分别对基准模型与拓展模型进行估计,然后,求出两种估计结果条件下,货币政策冲击对关注宏观经济变量(产出与通胀)的脉冲响应值,二者之差所体现的即为关注机制变量对货币政策效果的影响。

2. 变量与数据

货币政策(MP):由于政策的多工具特征和多目标性,中国货币政策指标的选择存在争议。一些研究选择银行同业拆借利率作为货币政策指标,但这一指标存在预期前瞻性以及自身变动与政策变动严重不同步等缺陷。另一些研究则选择 $M2$ 作为货币政策变量,本文选择的是后者。不过,政策变动引起的是货币供给的变动,而现实观测到的 $M2$ 变动却是供给与需求共同作用的结果,因此类似 Chen et al. (2018) 的研究,需要将引起 $M2$ 变动的需求因素予以剔除。为此,构造如下模型:

$$\ln M_{2t} = \alpha + \beta_1 BR_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_{t+1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

其中,工业生产增长率(Y)和真实基准贷款利率(BR)分别代表产出和实际利率。本文将式(15)的回归残差作为货币政策指标。

货币政策传导渠道变量(R 和 L):自1996年全国统一的银行同业拆借市场建立以来,银行同业拆借利率对银行实际贷款利率产生重要影响,且这一利率变动对于货币政策表现出较高的敏感性。因此,采用中国的银行同业拆借利率作为货币政策利率渠道的代理变量。另外,类似于 Gunji et al. (2009) 的研究,本文用银行贷款额的对数代表信用渠道。

数字金融(INF):目前国内部分学者选择将北京大学数字金融研究中心发布的“中国数字金融普惠发展指数”作为数字金融发展的指标变量(谢绚丽等,2018)。然而,这一指标时间跨度较短且时间频率为年度,与本文的研究样本存在较大差异,因此须寻找其他指标变量来对中国的数字金融发展进行测度。当前,数字金融发展的一个可测的重要表征是第三方支付,对2011—2015年期间“中国数字金融普惠发展指数”与“第三方支付在线支付规模”相关性统计分析发现,二者之间的相关系数约为0.94。可见,“第三方支付在线支付规模”可以看作是数字金融发展的一个代理变量。具体地,参考战明华等(2018)的做法,以对数形式计算的第三方支付在线支付规模作为数字金融的代理变量。

本部分样本期为2000—2018年,相关序列已做 Census X-12 季节调整,数据均来自 Wind 数据库。

(二)实证结果

1. 数字金融对产出的影响

由图1可知,总体上讲,数字金融增强了货币政策对产出的影响,并加速了货币政策冲击的传导速度。如图1所示,根据SVAR基准模型中产出关于政策冲击的脉冲响应结果,产出关于1单位标准差货币政策冲击的响应在第三个月达到最大值,约为18个基点,并从第四个月开始逐步收敛,但收敛时期持续很长。相对而言,在引入数字金融变量的IVAR拓展模型中,产出响应峰值为60个基点,且占总体约90%的累积响应量在前5个月内实现,后迅速收敛到0,这意味着政策效应在5个月后就基本消失。

这一结果与关于发展中国家的大多数研究结果是一致的,并支持了数字金融发展促进了金融市场总体完善的观点。但是,关于这一结果的解释却可遵循两条不同的逻辑:一是数字金融对市场功能完善的主要表现,是促进了微观主体对金融市场的参与,而货币政策是通过金融市场传导的,故数字金融的发展在总量上放大了产出关于货币政策冲击的响应。这一思路是解释发展中国家金融发展对货币政策影响的主要依据。二是本文的理论部分所给出的逻辑。虽然数字金融发展通过完善金融市场弱化了数量型的货币政策信贷传导渠道,但却强化了价格型的利率传导渠道,而且对后者的强化作用要大于对前者的弱化作用。从中国的具体现实来看,如果数字金融通过金融产品和交易机制的创新,改变了家庭部门的投资组合,并通过竞争效应推进了利率市场化的进程,那么,它对信贷渠道的弱化作用就会较弱而对利率渠道的强化作用则会较强。

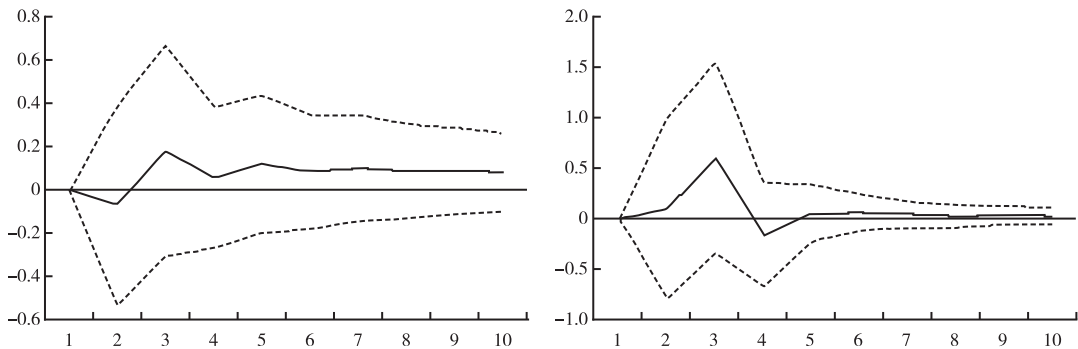


图1 产出对货币政策响应的SVAR基准模型(图左)和IVAR拓展模型(图右)

2. 数字金融对通胀的影响

基准模型结果表明,当货币政策产生一个标准差的正向新息冲击后,CPI同比增速随之出现了总体为负的脉冲响应值。图2中结果表明,这一负向响应于第一期开始出现,在第三期达到最大值-0.05,后平稳地逐渐收敛于0,至大约第10期政策效应消失,这表明基准情形下的中国货币政策冲击可能同样存在“价格之谜”。但当模型加入数字金融交叉项后,CPI同比增速关于货币政策冲击的响应变为总体为正。图2中结果显示,价格水平大致于第三期开始表现出显著的响应,并在第四期达到最大值0.1,随后逐渐向0收敛,这意味着数字金融对于消除“价格之谜”具有显著的作用。那么,数字金融产生这一效应的机理是什么呢?

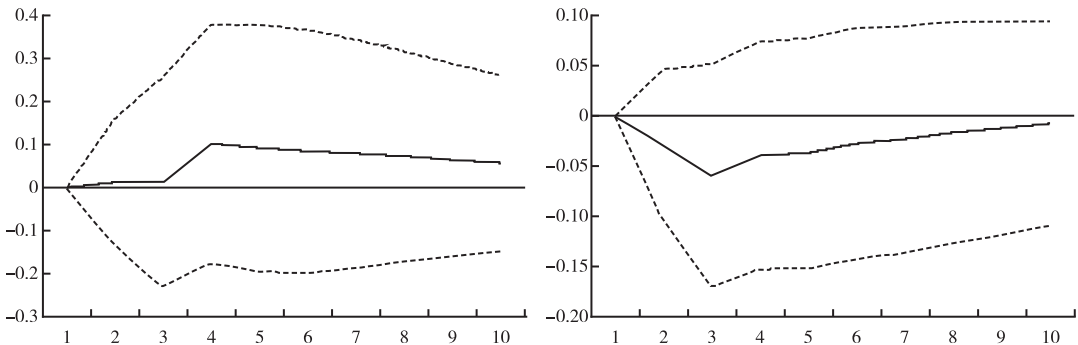


图2 通胀对货币政策响应的IVAR拓展模型(图左)和SVAR基准模型(图右)

虽然货币政策“价格之谜”可从政策滞后效应和央行决策信息集等角度进行解释,但笔者认为,数字金融弱化“价格之谜”的原因源自于数字金融在中国的两大功能。一是极大的改变了中国生产与交易中的支付体系;二是通过“鲶鱼效应”促进了中国金融市场的完善。对于前

者,移动支付已成为中国日常货币支付的最主要形式,这种支付方式的巨变通过如下机制弱化了“价格之谜”:数字金融的发展促使货币更快地流通,从而在增发货币后快速地拉动了总需求,加速了符合理论预期的价格调整速度。本文称数字金融消除“价格之谜”的这一机制为“支付功能弱化效应”。关于后者,数字金融对金融市场的完善作用,意味着微观主体能够迅速根据货币政策引起的价格变动调整其决策信息集。在此情况下,卢卡斯总供给函数所强调的未预期到的价格变化对于经济的影响便不再重要。相反,畅通的货币价格传导机制更加契合不存在“价格之谜”的古典学派货币数量论。数字金融消除“价格之谜”的这一机制可称为“金融摩擦弱化效应”。

四、假说2的经验证据

由于货币政策不同传导渠道的相对作用取决于金融市场摩擦状况,因而数字金融的发展对于货币政策不同传导渠道的影响有可能表现出显著的异质性。虽然货币政策各种渠道的作用通常是交织在一起的,但是,不同渠道传导机理的差异性构成了识别条件,从而为不同渠道的实证识别提供了可能性。与理论部分相对应,尽管货币政策传导渠道总体上包括利率渠道、信贷渠道、汇率渠道、资产价格渠道四大类(Mishkin, 2001),但由于中国仍实行的是有管理的浮动汇率制且汇率波动幅度相对较小、债券市场尤其是企业债券市场不发达和股票市场投机性过强,以及银行贷款仍占全社会融资规模的主体,因此本文主要考虑数字金融对于利率与银行信贷渠道相对作用的影响。

(一)数字金融对利率渠道的影响

1. 模型设定

货币政策利率渠道的微观基础是市场完全条件下的新古典企业投资理论,传导机制是货币政策通过改变企业资本成本来影响投资进而影响总产出,因此我们构建如下实证模型来检验数字金融对货币政策利率渠道作用效果的影响:

$$\begin{aligned} \frac{I_{it}}{K_{it}} = & c + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} \frac{I_{it-j}}{K_{it-j}} + \beta_2 IR_t + \beta_3 LR_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 IR_t * INF_t + \beta_6 LR_t * INF_t \\ & + \delta_1 ESI_t + \delta_2 SB_t + \varphi_j Z_{it}^j + \gamma + \lambda + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (16)$$

其中,被解释变量 I/K 为企业投资情况。核心关注解释变量为银行间同业拆借利率(IR)、贷款利率(LR)与数字金融(INF)的交叉项,即 $IR * INF$ 和 $LR * INF$ 。 ESI 为宏观经济状况,用于控制经济周期性因素对企业投资变化所产生的影响。 SB 为影子银行,用于控制资金的体制外或银行表外循环对企业资金获取能力的影响。 Z^j 为企业层次的各种控制变量组成的向量,包括企业资产规模(si)、企业营业收入(in)、企业股权结构(es)、企业管理费用(mc)、托宾 Q (qt)和企业现金流(cf)等。

理论上,若数字金融加强了货币政策利率渠道的作用效果,则 INF 与 IR 、 LR 的相关交叉项符号与原有变量应保持一致,即 $INF * IR$ 和 $INF * LR$ 的系数均为负。需要说明的是,模型中之所以同时包含同业拆借利率和贷款利率,是考虑到利率的期限结构传导问题:若两个系数是联合显著的,则显然可证明数字金融强化了利率渠道;若中国的利率期限结构传导机制仍然存在问题,则可能出现同业拆借利率的交叉项系数显著而贷款利率交叉项系数不显著的结果,这种情况说明尽管数字金融强化了利率渠道,但其效果在实际传导中会受到不同期限结构利率间传导不畅的阻滞。

2. 数据与变量

本部分所使用的数据为时间频率为季度的面板数据,样本截面为沪深两市包括中小企业板的部分A股上市公司,样本区间为2006年第一季度至2018年第四季度。所用数据包括宏观经济指

标与微观经济指标,其中宏观经济指标如银行间同业拆借利率、国内生产总值等来自中国人民银行网站和 wind 数据库;企业层次的微观数据来自 wind 数据库。为保证企业层次微观数据的有效性,本文对样本主要做了如下处理:一是剔除所有的金融类、PT 和连续出现 ST、当年 IPO 和主营业务利润率持续为负的公司;二是对于主要解释变量进行了头尾缩减 1% 的 Winsorize 处理;三是对部分少量缺失数据采用了平滑移动平均法予以补齐。经过上述处理,最终筛选得到了 769 家上市公司作为样本。本部分新增变量定义见表 1。

表 1 变量定义

变量符号	变量定义
I/K	企业投资,用“购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金 - 处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额)/总资产”表示
IR	银行间同业拆借利率,用“7 天期银行间同业拆借平均加权利率”表示
LR	贷款利率,用“1 至 3 年中长期贷款利率”表示
SCI	宏观经济状况,用“gdp 同比增长率”表示
SB	影子银行,用“委托贷款、信托贷款、未贴现银行承兑汇票之和占 GDP 的比值”表示
si	企业资产规模,用“企业总资产的对数值”表示
in	企业经营收入,用“主营业务收入/总资产”表示
es	企业股权结构,用“前十大股东持股比例”表示
mc	企业管理费用,用“企业管理费用/总资产”表示
tq	托宾 Q 值,用“企业近三年的净利润平均值/总资产”表示
cf	企业现金流,用“经营活动产生的现金流量净额/总资产”表示

3. 实证结果

表 2 给出了式(16)的实证估计结果,根据表中结果可以得到以下结论。第一,货币政策利率渠道在中国显著存在,且利率期限结构传导机制已较为完善。表中第 1 列和第 3 列的实证结果显示,当模型中仅包括同业拆借利率或者贷款利率之一时,其系数分别为 -0.022 和 -0.209 且均在 1% 的水平上显著,这说明同业拆借利率或者贷款利率的提高均会使得企业投资显著降低,货币政策利率渠道显著存在。而第 5 列的结果显示,当模型中同时包括同业拆借利率和贷款利率时,二者的显著性水平均有所降低,并且对于二者系数的联合显著性水平进行的 Wald 检验结果显示,二者的系数在 1% 的水平上联合显著。这表明中国的货币政策利率渠道作用不仅显著,而且不同期限结构利率谐动性在增强,利率链条传导机制正在逐渐完善。

第二,数字金融通过直接与间接两种效应,显著强化了货币政策利率渠道的作用效果,从而支持了假说 2 的判断。表中第 2 列和第 4 列的结果显示,在模型中仅加入了数字金融与同业拆借利率或者贷款利率的交叉项后,交叉项 $IR * INF$ 和 $LR * INF$ 的系数分别为 -0.0278 和 -0.0584 ,且均在 1% 的水平上显著,这说明数字金融水平的提高使得利率对投资的边际影响显著增大,即企业投资对利率的变化更加敏感。因此,数字金融水平的提高使得“政策利率—市场利率—投资”这一传导链条更加有效,从而强化了货币政策利率渠道的作用效果。进一步的,第 6 列的结果显示, IR 和 LR 的系数在 1% 的水平上联合显著,而交叉项 $IR * INF$ 和 $LR * INF$ 的系数不仅联合显著,而且各自仍然显著,这很可能说明数字金融不仅通过完善短期与长期利率所各自对应的金融市场而直接强化了利率对投资的影响,而且通过使得短期利率与长期利率间的传导更符合利率期限结构理论预期,而进一步间接放大了货币政策利率传导渠道的效果。

表 2 数字金融对利率渠道作用效果的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$(I/K)_{-1}$	0.174 *** (0.00305)	0.161 *** (0.00294)	0.169 *** (0.00270)	0.157 *** (0.00268)	0.165 *** (0.0511)	0.161 *** (0.00305)
$(I/K)_{-2}$	-0.00122 *** (0.0000174)	-0.000631 *** (0.0000167)	-0.00102 *** (0.0000162)	-0.000506 *** (0.0000181)	-0.000892 * (0.000493)	-0.000509 *** (0.0000193)
IR	-0.0220 *** (0.00807)	-0.177 *** (0.0529)			-0.312 ** (0.158)	-0.133 (0.0872)
LR			-0.209 *** (0.00915)	-0.404 *** (0.0534)	-0.526 *** (0.179)	-0.148 (0.0980)
INF		-0.00432 *** (0.000199)		-0.00722 *** (0.000274)		-0.00592 *** (0.000375)
$IR * INF$		-0.0278 *** (0.00578)				-0.00940 (0.00864)
$LR * INF$				-0.0584 *** (0.00519)		-0.0570 *** (0.00889)
ESI	0.0262 *** (0.00589)	0.105 *** (0.00765)	0.0385 *** (0.00609)	0.0632 *** (0.00751)	0.000422 (0.0580)	0.0337 *** (0.00799)
SB	0.0310 *** (0.000666)	0.0321 *** (0.000828)	0.0219 *** (0.000713)	0.0237 *** (0.000801)	0.00578 (0.0275)	0.0109 *** (0.000888)
si	0.00321 *** (0.000173)	0.00698 *** (0.000227)	0.00224 *** (0.000170)	0.00680 *** (0.000185)	0.00105 (0.00552)	0.00721 *** (0.000246)
in	0.0168 *** (0.000101)	0.0152 *** (0.000124)	0.0158 *** (0.000100)	0.0151 *** (0.000107)	0.0168 (0.0101)	0.0157 *** (0.000125)
tq	0.00118 *** (0.000228)	0.00126 *** (0.000281)	0.00144 *** (0.000237)	0.00173 *** (0.000240)	0.00144 (0.00499)	0.00153 *** (0.000266)
cf	0.00379 *** (0.000482)	0.00120 ** (0.000550)	0.00352 *** (0.000450)	0.000904 *** (0.000286)	0.00213 (0.00567)	0.00131 ** (0.000554)
mc	-0.0572 *** (0.00113)	-0.0304 *** (0.00143)	-0.0492 *** (0.00107)	-0.0302 (0.00119)	-0.0503 (0.180)	-0.0330 *** (0.00155)
es	0.0890 *** (0.00118)	0.0757 *** (0.00141)	0.0917 *** (0.00123)	0.0807 *** (0.00121)	0.0955 *** (0.0311)	0.0868 *** (0.00176)
γ	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wald 检验原假设: $\beta_2 = \beta_3 = 0$					0.00000100	0.0000100
Wald 检验原假设: $\beta_3 = \beta_6 = 0$						0.00000100
样本量	19504	19504	19504	19504	19504	19504
J 统计量值	557.41	584.45	550.58	576.61	91.35	559.10

注:括号内为稳健标准误,***、**、*分别表示双边t检验在1%、5%、10%的水平上显著,Wald检验给出的是P值,下同。

(二)数字金融对银行信贷渠道的影响

货币政策通过银行信贷渠道对总需求的影响,包括两个环节:一是政策对银行贷款供给的影响;二是企业外部融资对银行贷款的依赖度。背后的逻辑是:如果政策冲击不能影响银行贷款供给,或者企业外部融资具有完全的弹性,那么银行信贷渠道的作用就是无效的。显然,数字金融也是通过影响这两个环节而影响银行信贷渠道的效果的。具体来说,数字金融是通过“两融资市场失灵”机制影响银行信贷渠道的:一是强化还是弱化了银行外部融资市场的失灵?二是强化还是弱化了企业外部融资市场的失灵?

1. 对银行贷款供给的影响

(1) 计量模型

银行外部融资市场存在失灵问题的一个逻辑推论是,不同类型银行的外部融资条件是不同的。据此,借鉴 Kashyap & Stein (1995) 和 Sanfilippo-Azofra et al. (2018) 的方法,本文将计量模型设定如下:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\text{loan})_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln(\text{loan})_{i,t-1} + \beta_1 MP_t + \beta_3 \text{Size}_{i,t-1} + \beta_4 \text{Liq}_{i,t-1} + \beta_5 \text{Cap}_{i,t-1} \\ & + \beta_6 \text{INF}_t + \beta_7 MP_t * \text{Size}_{i,t-1} + \beta_8 MP_t * \text{Liq}_{i,t-1} + \beta_9 MP_t * \text{Cap}_{i,t-1} \\ & + \beta_{10} MP_t * \text{Size}_{i,t-1} * \text{INF}_t + \beta_{11} MP_t * \text{Liq}_{i,t-1} * \text{INF}_t + \beta_{12} MP_t * \text{Cap}_{i,t-1} * \text{INF}_t \\ & + \delta_1 \Delta \ln(\text{GDP})_t + \delta_2 \text{SB}_t + \delta_3 \text{GSR}_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (17)$$

式(17)中,*loan*表示银行贷款供给量;*SIZE*为总资产的对数;*LIQ*为流动性资产占总资产百分比;*CAP*为所有者权益占总资产百分比。*GDP*用于控制需求因素对银行贷款供给的影响。考虑到银行资产组合的配置问题,对于可能影响到银行信贷水平的影子银行(*SB*)及国债收益率(*GSR*),我们将其作为控制变量纳入了模型。在样本数据处理过程中,本文剔除了经营期内资产、信贷、存款等指标或盈利能力出现异常值的部分银行,最终得到了由32家上市商业银行2007—2017年352个观测值组成的样本数据集。

根据前面理论模型,如果数字金融减少了银行外部融资市场的摩擦,那么随着数字金融发展水平的提高,银行贷款供给对于货币政策冲击的响应将有所减弱。也就是说,式(19)的计量结果将满足如下条件:当模型中不控制数字金融相关变量时,紧缩性货币政策将降低银行信贷水平,因此预期 *MP* 系数显著为正。当模型中控制数字金融及其交互项后,相当于金融市场得到了一定程度的完善,此时关注解释变量的系数 β_7 、 β_8 、 β_9 的显著性水平应明显降低甚至于不再显著,并且各三交互项系数 β_{10} 、 β_{11} 、 β_{12} 应与 β_7 、 β_8 、 β_9 的系数符号相反。

(2) 实证结果

表3给出了当面临货币政策冲击时,数字金融发展对银行贷款关于银行特征敏感度影响的三种实证结果。其中,表中(1)、(3)、(5)列为不包括数字金融的基准模型实证结果,(2)、(4)、(6)列为包括数字金融因素的拓展模型实证结果。由于J统计量计算出的Sargan值不显著,说明动态GMM方法可能存在工具变量过度识别问题。另外,相对一阶差分,固定效应的一些变量估计结果与现实明显不符,而随机扰动项一阶差分的假定更符合数据生成过程的实际。因此,下面主要以一阶差分的估计结果作为分析依据。

根据3表中实证结果,可以得到以下结论:第一,货币政策信贷渠道在中国显著存在,并且同时存在于大型银行和小型银行之间。表中一阶差分的估计结果显示,在不控制数字金融相关变量时,*MP*的系数在10%的置信水平上显著,交互项 $\text{SIZE}_{-1} * MP$ 、 $\text{LIQ}_{-1} * MP$ 和 $\text{CAP}_{-1} * MP$ 的系数也均至少在5%的置信水平上显著,这说明货币政策通过自身以及银行规模等特质变量对于银行的贷款供给产生了显著的影响,即货币政策信贷渠道在中国显著存在并且效力较强。但需要注意的是,实证结果显示,信贷渠道的存在性不仅体现在中小银行对于货币政策冲击具有敏感性,大银行对冲击的响应

同样显著。如前所述,笔者认为产生这一结果的原因,主要是由于我国的国有大银行通常承担的政策执行责任更多,因而作为对货币政策走向的响应,银行贷款的增减表现出高度的顺政策周期特征。

第二,数字金融通过影响银行贷款供给这一环节弱化了我国货币政策信贷渠道的作用效果,从而支持了假说2的判断。表中结果显示,在模型中控制了数字金融后,交互项 $SIZE_{-1} * MP$ 、 $LIQ_{-1} * MP$ 和 $CAP_{-1} * MP$ 的系数显著性水平明显下降,而三交互项 $SIZE_{-1} * MP * INF$ 和 $CAP_{-1} * MP * INF$ 的系数均显著为负,仅 $LIQ_{-1} * MP * INF$ 的系数不显著。这一结果说明将数字金融引入模型中后,金融市场得到了一定程度的完善,这使得银行的外部融资环境得到了改善,因而信贷渠道中的银行贷款供给这一环节受到了数字金融发展的显著影响,此时货币政策通过银行规模等特质变量影响银行贷款供给的功能被显著弱化。另外,在截距水平上,数字金融每上升1%,银行信贷大约显著减少0.03%,这说明数字金融可能存在着竞争效应:一方面抢占了银行外部融资来源;另一方面促使银行开展理财产品、影子银行等表外业务增加利润,从而在总量层面限制了银行放贷行为。

表3 数字金融对不同类型银行贷款供给影响效果

变量	动态 GMM 法		固定效应法		一阶差分法	
<i>c</i>			0.0539*** (0.0101)	0.0548*** (0.00925)	0.0207** (0.0108)	0.0220* (0.0134)
$\Delta \ln(\text{loan})_{-1}$	0.0495** (0.0242)	-0.0764** (0.0372)	0.247*** (0.0497)	0.177*** (0.0444)	0.306*** (0.0397)	0.303*** (0.0414)
<i>MP</i>	0.0450*** (0.00411)	0.0115 (0.0136)	0.00803 (0.00726)	-0.00224 (0.00651)	0.0618* (0.0325)	0.0432** (0.0173)
<i>INF</i>		0.0602*** (0.0106)		0.0401*** (0.00573)		-0.0301** (0.0138)
$SIZE_{-1}$	0.669*** (0.0332)	0.654*** (0.123)	0.360*** (0.0398)	0.341*** (0.0363)	0.313*** (0.0323)	0.294*** (0.0321)
LIQ_{-1}	0.0875 (0.0876)	-0.0107 (0.134)	-0.0433 (0.0516)	0.0230 (0.0473)	0.00106** (0.000508)	-0.0339 (0.0388)
CAP_{-1}	-0.0444*** (0.0149)	0.0144 (0.0601)	-0.000840 (0.211)	-0.392 (0.257)	0.000348 (0.00199)	0.0169 (0.109)
$SIZE_{-1} * MP$	-0.245*** (0.0206)	0.329*** (0.123)	-0.105*** (0.0315)	0.322*** (0.0552)	0.354*** (0.110)	-0.0764 (0.0986)
$LIQ_{-1} * MP$	-0.113** (0.0456)	0.221 (0.301)	0.0264* (0.0563)	-0.0756 (0.0857)	0.00464** (0.00182)	0.169 (0.164)
$CAP_{-1} * MP$	0.225*** (0.0297)	2.279*** (0.752)	1.266*** (0.318)	0.291 (0.342)	-0.0308*** (0.00696)	0.649** (0.276)
$SIZE_{-1} * MP * INF$		-0.627*** (0.124)		-0.589*** (0.0656)		-0.274*** (0.0971)
$LIQ_{-1} * MP * INF$		-0.710 (0.439)		0.199 (0.133)		0.224 (0.147)
$CAP_{-1} * MP * INF$		-0.0362 (0.0698)		1.317*** (0.242)		-0.240** (0.115)
$\Delta \ln(GDP)$					0.277*** (0.0963)	0.155 (0.186)

续表 3

变量	动态 GMM 法		固定效应法		一阶差分法	
<i>SB</i>					0.00708 [*] (0.00408)	0.00880 [*] (0.00512)
<i>GSR</i>					-0.217 [*] (0.117)	0.134 (0.155)
样本量	268	268	300	300	300	300
Ad. R ²			0.53	0.63	0.67	0.67
J 统计量值	28.76	21.90				

2. 对企业外部融资的影响

(1) 计量模型

关于货币政策银行信贷渠道的研究,大多遵循 Kashyap et al.(1993)的政策冲击所导致的企业负债结构差异性方法,基本思想是:如果企业外部融资市场是存在摩擦的,而银行贷款与其他资产工具是不可完全替代的,那么当面临紧缩性货币政策冲击时,银行贷款供给的减少会导致企业负债结构中银行贷款占比的减小。据此,参考 Huang(2003),本部分的计量模型设定如下:

$$BS_{it} = c + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} BS_{i,t-j} + \beta_2 MP_t + \beta_{3j} Z_{i,t-1}^j + \beta_{4j} MP_t * Z_{i,t-1}^j + \beta_5 INF_t + \beta_{6j} MP_t * Z_{i,t-1}^j * INF_t + \delta_1 ESI_t + \delta_2 SB_t + \gamma + \lambda + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

此处,*BS*为企业信贷融资占比,用(企业短期借款+企业长期借款)/企业负债合计表示。 Z^j 为企业层次的特质变量,包括企业规模(*si*)、经营收入(*in*)和托宾 *Q* 值(*tq*)。按照前面的逻辑,如果数字金融显著弱化了货币政策银行信贷渠道中企业外部融资的这一环节,则此时二交叉项 $MP * Z^j$ 的系数绝对值或者显著性水平应有明显下降,且三交叉项 $MP * Z^j * INF$ 的系数应为负且较为显著。另外,在后面实证分析中,本文还进一步考察了企业规模因素的影响。

本部分所用样本也为季度面板数据,样本截面为沪深两市部分 A 股上市公司,样本区间为 2006 年第一季度至 2018 年第四季度。经过剔除异常值和 ST 公司等处理,最终筛选出的有效混合样本共包含 768 家企业,其中大企业样本集包括 258 家,小企业样本集包括 248 家。数据来源与数据其它处理方式同前。

(2) 实证结果

由表 4 可以得到以下结论:第一,货币政策信贷渠道中的银行贷款影响企业外部融资这一环节仅在小企业中显著存在而在大企业中并不显著。表中结果显示,*MP* 和 $MP * si_{-1}$ 等二交叉项的系数估计值虽然均为正但仅在小企业样本中十分显著,而在大企业样本中几乎完全不显著,在混合样本中也只是部分较为显著。这一结果说明随着货币政策的紧缩,小企业融资中的外源性贷款融资占比显著降低,进而表明货币政策信贷渠道中的银行贷款影响企业外部融资这一环节对于小企业而言十分明显。

第二,数字金融对于货币政策信贷渠道中的企业外部融资这一环节并无明显的作用效果,并且这一结果对于异型企业无较大差异,从而仅在一定程度上支持了假说 2 的判断。表中结果显示,在所有的样本中,三交叉项 $MP * si_{-1} * INF$ 、 $MP * in_{-1} * INF$ 和 $MP * tq_{-1} * INF$ 的系数仅部分为负且均不显著;并且即便是在银行信贷渠道企业外部融资环节显著存在的小企业样本中,在控制了数字金融等相关变量后, $MP * si_{-1}$ 等二交叉项系数的绝对值大小和显著性水平并没有明显降低。这一结果表明,数字金融并没有对货币政策影响企业外部融资选择产生明显的作用,进而说明数字金融对于货币政策信贷渠道作用效果的影响主要体现在了银行贷款供给那一环节而非企业外部融资这一环节,并且这一结果在各类企业中均成立,即说明企业异质性对于这一问题并无显著

影响。这一结果与现实相符,虽然近些年来数字金融发展迅猛,但是由于其具有风险性高、易泄露客户信息和易发生卷款跑路等问题,无法作为企业的稳定融资来源。因此。当今中国企业的主要外部融资来源仍为银行贷款,数字金融并没有对银行贷款在企业外部融资中的主导地位产生明显的冲击,进而导致数字金融对于货币政策信贷渠道中企业外部融资这一环节并未产生明显的影响。

表 4 数字金融对企业外部融资影响的实证结果

变量	混合样本		大企业组		小企业组	
BS_{-1}	0.0181 ** (0.00746)	0.0188 ** (0.00805)	0.835 *** (0.0177)	0.0483 ** (0.0224)	0.276 *** (0.000262)	0.284 *** (0.00487)
MP	0.0873 ** (0.0381)	0.0975 ** (0.0448)	0.0553 (0.0649)	-0.0240 (0.0491)	0.154 *** (0.00166)	0.231 *** (0.0425)
INF		0.0000804 (0.0000497)		0.000289 *** (0.0000709)		0.00269 (0.00228)
si_{-1}	0.0912 *** (0.00991)	0.0900 *** (0.0120)	0.0131 *** (0.00405)	0.0419 *** (0.0123)	0.0548 *** (0.000540)	0.0559 *** (0.00267)
in_{-1}	0.00389 ** (0.00164)	0.00466 ** (0.00189)	0.00146 (0.00418)	0.00468 * (0.00278)	0.00107 *** (0.000114)	0.00429 (0.00319)
tq_{-1}	0.0117 ** (0.00508)	0.00851 (0.00700)	0.00189 (0.00448)	0.00704 ** (0.00325)	0.0261 *** (0.00136)	0.0486 *** (0.00744)
$MP * si_{-1}$	0.00414 ** (0.00175)	0.00459 ** (0.00205)	0.00188 (0.00296)	0.00128 (0.00225)	0.00777 *** (0.0000805)	0.0115 *** (0.00195)
$MP * in_{-1}$	0.00712 ** (0.00279)	0.00507 (0.00414)	0.0232 *** (0.00787)	-0.00836 (0.00545)	0.0255 ** (0.000429)	0.0349 *** (0.00521)
$MP * tq_{-1}$	0.00236 (0.00546)	0.00554 (0.00922)	0.00938 (0.0169)	0.0112 (0.00772)	0.0394 *** (0.00176)	0.00273 * (0.00151)
$MP * si_{-1} * INF$		-0.000000119 (0.0000107)		-0.0000147 (0.0000136)		0.000121 (0.000102)
$MP * in_{-1} * INF$		0.000456 (0.000511)		0.00107 (0.000657)		0.0000159 (0.000219)
$MP * tq_{-1} * INF$		0.00203 (0.00160)		0.000288 (0.00110)		-0.00809 (0.0142)
ESI	0.164 ** (0.0785)	0.178 ** (0.0845)	0.211 ** (0.0823)	0.202 * (0.122)	1.085 ** (0.00206)	1.073 ** (0.0718)
SB	0.0197 (0.0143)	0.0199 (0.0155)	0.00581 (0.0198)	0.0472 ** (0.0221)	0.0784 *** (0.00146)	0.0683 *** (0.0182)
γ	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	37967	37967	12767	12767	12293	12293
J 统计量值	3459.96	3439.80	1818.99	1934.33	1386.399	9258.23

五、结论与政策启示

利用所构建的拓展 IS-LM-CC 模型,本文的分析发现,在只考虑利率与信贷两种传导渠道的条件下,数字金融发展对货币政策效果的影响取决于其对利率与信贷两种渠道影响的相对大小,其微观机制是数字金融发展完善了金融市场而减小了金融摩擦,从而强化了货币政策传导的利率价格机制的作用,而弱化了政策传导的数量型信贷供给机制的作用。

根据条件脉冲响应 IVAR 模型的估计结果,数字金融的发展总体上增强了货币政策的效果,这体现了虽然规模巨大,但中国金融市场的结构特征仍主要更类似于发展中国家而非发达国家的现实。实证结果显示,数字金融放大了产出关于货币政策冲击的响应幅度,并且减小了产出关于货币政策冲击的响应时间,同时弱化了货币政策的“价格之谜”。这些结果都可以从数字金融的“金融摩擦弱化效应”获得解释。分析表明,如果通过金融产品与机制创新,数字金融改变了家庭部门的投资组合行为和强化了金融市场的竞争,那么它对利率渠道的强化作用就会大于对信贷渠道的弱化作用。而在数字金融使得信息传播更为迅速与完全的情况下,微观主体对政策外来冲击的响应会更为有效和迅速,从而弱化卢卡斯供给函数所强调的预期非完全效应,进而弱化因微观主体不具有货币当局所具有的信息所引起的“价格之谜”。但是,进一步分析表明,除“金融摩擦弱化效应”之外,数字金融弱化“价格之谜”还会通过加快货币流通速度、增加总需求的“支付功能弱化效应”实现。

关于货币政策传导机理的实证结果表明,首先,数字金融强化了货币政策利率渠道的效应,从而支持了理论假说的判断。实证结果显示,数字金融对货币政策效果的强化,是通过“直接效应”和“间接效应”两个效应共同实现的。其中,直接效应是数字金融强化了利率对投资的边际影响,从而使“政策利率—市场利率—投资”这一货币政策传导链条更加有效,间接效应则是数字金融完善了政策短期利率到长期利率期限结构的传导机制。其次,关于数字金融对货币政策信贷渠道“两市场失灵”环节影响的实证表明,数字金融发展主要对银行外部融资市场有重要的影响,但对企业外部融资市场影响不大,这主要是由当前中国数字金融的工具产品及主体业务范围决定的。不过,与大多数以成熟经济体为对象的研究结果不同的是,对中国来说,当面临货币政策冲击时,不仅小银行,而且大银行的贷款供给行为也发生了显著变异。这主要可归因于中国的国有大银行承担了更多的政策执行责任有关,这一特征使得大银行的贷款供给行为也表现出显著的顺政策周期性。

最后,本研究有着比较重要的政策含义。虽然优化货币政策传导机制,大力强化价格型传导机制的作用,对于建立和完善中国的现代货币政策调控模式具有基本的重要性(徐忠,2018),并且如何通过优化货币政策传导机制,增强货币政策的逆周期和供给侧结构调整的效果,也是2019年中央经济工作会议所强调的货币政策调控模式改革与完善的重点。但是,本文的研究表明,优化货币政策的传导机制是一个长期的金融结构演进过程,而非短期政策调整问题。货币政策由数量型传导机制向价格型机制的转变,需要在加强对金融创新风险监管条件之下,促进以数字金融为代表的科技金融的发展,实现新时期科技金融背景下的金融机构多元化竞争,并以此改进金融结构和减小金融摩擦程度。

参考文献

- 卞志村、高洁超,2014:《适应性学习、宏观经济预期与中国最优货币政策》,《经济研究》第4期。
陈雨露,2016:《论国家金融战略》,《中国领导科学》第8期。
冯科、何理,2011:《我国银行上市融资、信贷扩张对货币政策传导机制的影响》,《经济研究》第2期。
高然、陈枕、曾辉、龚六堂,2018:《信贷约束、影子银行与货币政策传导》,《经济研究》第12期。
郭豫媚、周璇,2018:《央行沟通、适应性学习和货币政策有效性》,《经济研究》第4期。

黄益平、黄卓,2018:《中国的数字金融发展:现在与未来》,《经济学(季刊)》第4期。

刘莉亚、刘冲等,2019:《僵尸企业与货币政策降杠杆》,《经济研究》第9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》,《财贸经济》第1期。

马草原、李成,2013:《国有经济效率、增长目标硬约束与货币政策超调》,《经济研究》第7期。

王永钦、吴娟,2019:《中国创新型货币政策如何发挥作用:抵押品渠道》,《经济研究》第12期。

谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰,2018:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第4期。

徐忠,2018:《经济高质量发展阶段的中国货币调控方式转型》,《金融研究》第4期。

姚耀军、施丹燕,2017:《互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角》,《金融研究》第5期。

战明华、李欢,2018:《金融市场化进程是否改变了中国货币政策不同传导渠道的相对效应?》,《金融研究》第5期。

战明华、张成瑞、沈娟,2018:《互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导》,《经济研究》第4期。

Agénor, P. R., and P. J. Montiel, 2015, *Development Macroeconomics*, Princeton University Press.

Aysun, U., R. Brady, and A. Honig, 2013, “Financial Frictions and the Strength of Monetary Transmission”, *Journal of International Money and Finance*, 32, 1097—1119.

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.

Boivin, J., and M. P. Giannoni, 2006, “Has Monetary Policy Become More Effective?”, *Review of Economics and Statistics*, 88(3), 445—462.

Chen, K., J. Ren, and T. Zha, 2018, “The Nexus of Monetary Policy and Shadow Banking in China”, *American Economic Review*, 108(12), 3891—3936.

Gunji, H., K. Miura, and Y. Yuan, 2009, “Bank Competition and Monetary Policy”, *Japan & the World Economy*, 21(1), 105—115.

Hou, X., Z. Gao, and Q. Wang, 2016, “Internet Finance Development and Banking Market Discipline: Evidence from China”, *Journal of Financial Stability*, 22, 88—100.

Huang, Z., 2003, “Evidence of a Bank Lending Channel in the UK”, *Journal of Banking & Finance*, 27(3), 491—510.

Huber, F., and M. M. Fischer, 2018, “A Markov Switching Factor-augmented VAR Model for Analyzing US Business Cycles and Monetary Policy”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 80(3), 575—604.

Kashyap, A. K., and J. C. Stein, 1995, “The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets”, In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42, 151—195.

Kashyap, A. K., J. C. Stein, and D. W. Wilcox., 1993, “Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance”, *American Economic Review*, 83(1), 78—98.

Ma, Y., and X. Lin, 2016, “Financial Development and the Effectiveness of Monetary Policy”, *Journal of Banking & Finance*, 68, 1—11.

Mishkin, F. S., 2001, “The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy”, *NBER Working Papers*, No. 8617.

Mishra, P., and P. Montiel, 2013, “How Effective is Monetary Transmission in Low-income Countries? A Survey of the Empirical Evidence”, *Economic Systems*, 37(2), 187—216.

Mishra, P., P. Montiel, P. Pedroni, and A. Spilimbergo, 2014, “Monetary Policy and Bank Lending Rates in Low-income Countries: Heterogeneous Panel Estimates”, *Journal of Development Economics*, 111, 117—131.

Sanfilippo-Azofra, S., B. Torre-Olmo, M. Cantero-Saiz, and C. López-Gutiérrez, 2018, “Financial Development and the Bank Lending Channel in Developing Countries”, *Journal of Macroeconomics*, 55, 215—234.

Shen, Y., and Y. Huang, 2016, “Introduction to the Special Issue: Internet Finance in China”, *China Economic Journal*, 9(3), 221—224.

Towbin, P., and S. Weber, 2013, “Limits of Floating Exchange Rates: The Role of Foreign Currency Debt and Import Structure”, *Journal of Development Economics*, 101, 179—194.

Ulke, V., and H. Berument, 2015, “Effectiveness of Monetary Policy Under Different Levels of Capital Flows for an Emerging Economy: Turkey”, *Applied Economics Letters*, 22(6), 441—445.

Digital Finance, Channel Effect Differentiation and the Effects of Monetary Policy

Zhan Minghua^a, Tang Yangfei^a and Li Shuai^b

(a: School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies;

b: Economic and Business College, Zhejiang Sci-Tec University)

Summary: As a transmission mechanism, financial structures bridge monetary policy and the real-economy targets of monetary policy. The evolution of the financial structure influences the way that microeconomic agents respond to the monetary policy and alters the mechanism for the amplification and propagation of monetary policy shocks. Hence, changes to the financial structure can dramatically alter monetary policy effects. The financial structure is important to monetary authorities because it affects whether they should implement monetary policy more actively or passively and which channels they should pay attention to. Digital finance has developed rapidly since the launch of Alipay in 2004 and has had an impact on China's financial structure. Online lending reached 2804.85 billion yuan in 2017, with an annual growth rate of 35.9%. The ratio of third-party payments to GDP has been as high as 187%. Like most financial innovations in history, digital finance matters not merely because of the risks it brings, but also because of its profound impacts on the financial structure. It is important to ask how this evolution affects Chinese monetary policy effects. How does digital finance reshape the interest rate and credit channels of monetary policy transmission? A convincing conclusion relies on a thorough theoretical and empirical examination.

We construct an extended IS-LM-CC model to illustrate theoretically how digital finance affects the interest rate and the credit channels of monetary policy transmission, leading to two hypotheses. The first hypothesis is that digital finance reduces the financial frictions and increases the completeness of the financial market, altering the monetary policy effects but with the direction of the effect ambiguous. The second hypothesis is that digital finance weakens the credit channel but enhances the interest rate channel of monetary policy transmission. Empirically, we test the first hypothesis and examine the overall effects of digital finance on monetary policy effects by applying the conditional-impulse-response IVAR technique with Chinese macroeconomic time series data. We further investigate the ways that digital finance influences monetary policy transmission channels as stated in the second hypothesis by applying the difference-in-differences technique with panel data on Chinese listed firms and by testing the interest rate channel and credit channel separately.

We draw two conclusions from our analysis. First, digital finance enhances the overall effects of monetary policy by increasing the magnitude of the impulse responses of output to monetary policy shocks, reducing the time-lag of policy effects and weakening the "price puzzle." Our results are present for both expansionary and contractionary monetary policies. Our findings imply that the influence of financial development on monetary policy effects is in line with the characteristics of developing economies instead of those of developed economies. Second, in terms of mechanisms, the improvement in the interest rate channel dominates the weakening of the credit channel. The weakening of the credit channel is due to the competition that digital finance places on traditional banks and not the variety of sources it provides for firm financing. Several policy implications can be drawn from our results. Improving monetary policy transmission requires a long-term development in the financial structure instead of short-term policy adjustments. A transition from a quantity-based to a price-based monetary policy framework relies on the proper risk regulations along with financial innovations such as digital finance that improve the financial structure and reduce financial frictions.

We make four contributions to the literature. First, we introduce the influence of digital finance into a standard IS-LM-CC model and illustrate two theoretical channels for how it works. Second, we apply the IVAR method to allow for interaction effects and identify the overall effects. Third, we use the difference-in-differences method to test how digital finance works through the interest rate channel to affect firm investments. Finally, we test the difference between the two types of market failures under credit channels based on the assumption that digital finance is uncorrelated with these two market failures.

Keywords: Digital Finance; Transmission Channels; Monetary Policy Effects

JEL Classification: E02, G21, G28

(责任编辑:冀 木)(校对:南 山)