

DOI: 10.19361/j.er.2020.01.08

银行业竞争、市场化利率定价与利率传导效率

黄佳琳 秦凤鸣*

摘要: 利率传导有效性是货币政策由数量型为主向价格型为主转变面临的重要议题。在利率传导中,作为中介的银行机构是关键一环。本文首先以商业银行的利率定价活动为切入点,在理论层面上探讨了利率传导有效性与银行业竞争和市场化利率定价之间的关系;而后利用2011年1月至2016年12月中国30个省区市的面板数据,通过构建贷款利率指数,并进行全面FGLS估计,对相关结论进行了实证检验。研究结果显示,银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率会受银行业竞争程度和商业银行利率定价机制市场化程度的影响。银行业竞争越激烈、商业银行利率定价机制的市场化程度越高,利率传导效率也越高,当银行间市场利率变化时,银行贷款利率的变化会更充分。据此,可以考虑从适度增加银行业竞争、继续深化利率市场化改革入手,提高利率传导效率。

关键词: 利率传导;银行业竞争;利率定价;利率市场化;价格型货币政策

一、引言

2015年10月,中国人民银行放开了金融机构存款利率浮动上限,利率市场化改革“放得开”目标基本实现。然而,由于银行机构定价机制、金融市场深度等条件尚未完全成熟,中国人民银行仍然保留了存贷款基准利率,利率市场化改革“形得成,调得了”目标还有待进一步完善。另一方面,面对经济高质量发展、金融创新与脱媒等经济金融形势的发展变化,传统数量型为主的调控方式越来越难以适应货币政策调控的需要,在货币政策框架中强化价格型调控的必要性和迫切性不断上升。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》明确提出,完善货币政策操作目标、调控框架和传导机制,构建目标利率和利率走廊机制,推动货币政策由数量型为主向价格型为主转变。

伴随着利率市场化改革的深化和货币政策框架转型的推进,新形势下货币政策的传导机制开始受到越来越多的关注。一般认为,在利率市场化程度较低和货币政策调控以数量型调控为主的条件下,传统意义上的利率渠道^①作用有限;相对地,在利率市场化程度不断

*黄佳琳,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:hjl1009@163.com;秦凤鸣,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:fmqin@sdu.edu.cn。

作者感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,感谢编辑部老师为本文所做的工作。文责自负。

①姜再勇和钟正生(2010)认为,在原有货币政策框架下,结合利率管制尚未完全消除的现实,中国货币政策传导的利率渠道应该一分为二地看待:一是传统意义上的利率渠道,也称市场利率渠道;二是非传统意义上的利率渠道,也称管制利率渠道。

提高和货币政策逐步向价格型为主转变的过程中,利率渠道的重要性也将随之上升(盛松成、吴培新,2008;姜再勇、钟正生,2010;钱雪松等,2015)。因此,结合新的背景重新考察中国货币政策传导的利率渠道,具有重要的理论和现实意义。

货币政策传导利率渠道的基本思想是,货币政策操作会通过影响实际利率而影响企业的投资行为、居民的住宅投资和耐用品消费支出,并进一步影响总需求和总产出。需要指出的是,该渠道特别强调实际利率(而非名义利率)、尤其是长期实际利率的作用(Boivin et al., 2011; Mishkin, 2013)。然而,从发达经济体的实践看,目前货币政策常规操作的主流模式却是盯住短期名义利率(Borio, 1997)。这样一来,在利率渠道中,除了前述基本环节,还有另外一个细节也会对货币政策的传导效率产生影响——短期名义利率变动能否有效传导到长期实际利率。

从中国的情况看,虽然近年来金融业改革与发展取得了诸多成就,但目前的金融体系还有待进一步完善,例如,许多体制性约束依然存在,金融市场发育相对不足,不同市场分割比较严重,等等。在此背景下,中国货币政策调控方式转变所面临的首要挑战不是利率变动能否有效影响实体经济的问题,而是“货币政策操作能否通过引导银行间市场利率有效影响其他金融市场利率、特别是银行贷款利率”的问题(马骏、王红林,2014;钱雪松等,2015;马骏等,2016;孙国峰、段志明,2016)。

在这一过程中,作为中介的金融机构是关键一环,其定价机制的市场化程度是决定利率传导是否顺畅的重要因素之一。有关资料显示,虽然当前金融机构等市场主体的自主定价能力普遍有所提升,但机构之间定价能力却存在明显差异,一些阻碍利率有效传导的因素也尚未得到充分消除。例如,部分机构缺乏科学的存贷款定价模型,定价差异化、精细化水平较低;部分机构没有实行全额资金管理,不同业务定价存在多头管理和内部分割,资金成本和风险敞口难以准确计量。这些因素的存在会在一定程度上影响利率传导的有效性(中国人民银行货币政策分析小组,2016;郭豫媚等,2018)。

为此,本文将以商业银行的利率定价活动为切入点,对银行间市场利率向银行贷款利率的传导过程进行剖析,并以此为基础,理论分析和实证检验利率传导有效性与银行业竞争和市场化利率定价机制之间的关系。与已有研究相比,本文可以从新的视角为利率传导的有效性提供解释原因及相关证据,从而可以对其形成有益补充。具体而言,虽然现有关于中国利率传导机制的研究大都强调了金融市场不完美可能会对利率传导效率产生不利影响,但是针对某一具体摩擦的理论和经验证据却相对有限,为数不多的几篇相关文献也都主要关注了存款准备金率、存贷比、对贷款的数量限制等体制性约束的作用。相比之下,本文则是从商业银行的利率定价行为出发,在区域层面上分析了银行业竞争程度和商业银行利率定价机制市场化程度对利率传导有效性的影响。一方面,这些因素是现阶段中国金融体系发展所面临的重要现实;另一方面,结构因素的调整通常需要一定的时间。因此,深入理解这些因素对利率传导有效性的影响,将为下一步有针对性地深化金融业改革与开放、提高利率传导效率、降低利率传导区域非对称性,从而实现货币政策框架顺利转型提供帮助。

二、理论分析与假设演绎

本部分借鉴 Freixas 和 Rochet(2008)的研究思路,结合产业组织理论的有关方法,构建

刻画商业银行利率定价行为的数理模型。利用这一分析框架,本文进一步对利率传导效率与银行业竞争和市场化利率定价机制之间的关系做了理论探讨,并提出相关研究假设。

(一) 理论模型

假定市场上存在 N 家商业银行,并且这些银行都是同质的。

根据银行业产业组织理论,任意一家银行 $n(n=1,2,\dots,N)$ 都可以视作“生产”和提供贷款与存款服务的特殊厂商,其“生产技术”用管理成本 $C(L_n, D_n)$ 加以反映, L_n 和 D_n 分别表示银行 n 所管理的贷款和存款的数量。参考马骏等(2016)的做法,本文将管理成本 $C(L_n, D_n)$ 设为二次型:

$$C(L_n, D_n) = \frac{1}{2}c_l L_n^2 + \frac{1}{2}c_d D_n^2 \quad (1)$$

(1)式中: c_l 和 c_d 分别为贷款和存款的边际管理成本系数,并有 $c_l, c_d > 0$ 。二次型管理成本反映的是:商业银行同类资产(贷款)规模越大,风险越集中;商业银行同类负债(存款)规模越大,市场扩张难度越大。

此外,为简便起见,考虑对商业银行的资产负债项目做如下简化。首先,资产项目包含发放的贷款 L_n 和储备 E_n ,负债项目包含吸收的存款 D_n 。其中,储备 E_n 为存款数量与贷款数量之间的差额,即有 $E_n \equiv D_n - L_n$ 。具体而言,这一项目包含两类资金运用途径,第一项为存放至中央银行的存款准备金 R_n ,第二项为在银行间市场上的净头寸 B_n ①。

根据以上假定,任意一家银行 n 的利润 π_n 可以表示为:

$$\pi_n = r_l L_n + r_r R_n + r B_n - r_d D_n - C(L_n, D_n) \quad (2)$$

(2)式中: r_l 和 r_d 分别为银行贷款和存款利率, r_r 为存款准备金利率, r 为银行间市场利率。

一般认为,由于存款准备金的利率通常较低,商业银行往往仅会根据中央银行要求的存款准备金率 λ 缴存最低水平的准备金——法定准备金,从而 R_n 可以具体表示为 $R_n = \lambda D_n$ 。相应地, B_n 可以表示为 $B_n = (1-\lambda) D_n - L_n$ 。

据此,银行 n 的利润 π_n 可以进一步表示为:

$$\pi_n = (r_l - r) L_n + [\lambda r_r + (1-\lambda) r - r_d] D_n - C(L_n, D_n) \quad (3)$$

也就是说,商业银行的经营成果可以视作贷款业务的中介利润 $(r_l - r) L_n$ 与存款业务的中介利润 $[\lambda r_r + (1-\lambda) r - r_d] D_n$ 两个部分的和。

此外,由于厂商的行为特征会因市场的竞争结构而异,因而如果要对商业银行的利率定价行为进行考察,还需要对银行业的竞争结构加以界定。为此,进一步假定商业银行会在贷款市场和存款市场上进行古诺竞争,具体而言,假定银行业面临的贷款总需求可以表示为:

$$r_l = e - f \sum_{m=1}^N L_m \quad (4)$$

(4)式中: e 为贷款需求曲线的截距项, f 为贷款需求曲线斜率的绝对值,并有 $e, f > 0, e - r > 0$ ②。类似地,假定银行业面临的存款总供给可以表示为:

$$r_d = g + h \sum_{m=1}^N D_m \quad (5)$$

① $B_n > 0$ 表示银行 n 在银行间市场上持有净资产, $B_n < 0$ 表示银行 n 在银行间市场上是净负债的。

② 该条件可以保证,在均衡状态下,贷款数量的取值大于 0。

(5)式中: g 为存款供给曲线的截距项, h 为存款供给曲线斜率的绝对值,并有 $g, h > 0, \lambda r_r + (1-\lambda)r - g > 0$ ^①。

另一方面,存款准备金利率 r_r 通常由中央银行规定,对商业银行而言是外生给定的(He and Wang, 2012; 马骏、王红林, 2014; 马骏等, 2016)。另外,在主流的价格型货币政策框架中,银行间市场利率通常也恰好是货币政策的操作目标,因而一般认为,中央银行是能够通过流动性管理和信号机制等手段对其进行准确锚定的。这样一来,在商业银行的定价决策中,银行间市场利率 r 也可视作外生变量(Freixas and Rochet, 2008)。

根据以上假定,将(1)、(4)和(5)式代入(3)式,可以将商业银行的利润 π_n 进一步表示为:

$$\pi_n = \left[\left(e - f \sum_{m=1}^N L_m \right) - r \right] L_n + \left[\lambda r_r + (1-\lambda)r - \left(g + h \sum_{m=1}^N D_m \right) \right] D_n - \left(\frac{1}{2} c_l L_n^2 + \frac{1}{2} c_d D_n^2 \right) \quad (6)$$

因此,对于任意一家以利润最大化为目标的商业银行 n ,其经营决策都可以视作一个最优化问题:

$$\max_{L_n, D_n} \pi_n(L_1, \dots, L_n, \dots, L_N; D_1, \dots, D_n, \dots, D_N) \quad (7)$$

在此基础上,同时求解所有银行的最优化问题,便可得到模型的均衡解。具体而言,在均衡状态下,所有银行均会发放相同数量的贷款 $L^* \equiv L_n^*$ 、吸收相同数量的存款 $D^* \equiv D_n^*$,并有:

$$-fL^* + [(e - fNL^*) - r] - c_l L^* = 0 \quad (8)$$

$$-hD^* + [\lambda r_r + (1-\lambda)r - (g + hND^*)] - c_d D^* = 0 \quad (9)$$

最终,通过求解(8)式和(9)式,可以得到贷款利率和存款利率的均衡值:

$$r_l^* = e - \frac{fN}{f(N+1) + c_l} (e - r) \quad (10)$$

$$r_d^* = g + \frac{hN}{h(N+1) + c_d} [\lambda r_r + (1-\lambda)r - g] \quad (11)$$

如前所述,本文的考察重点是银行间市场利率向银行贷款利率的传导过程。为此,在(10)式中,用贷款利率的均衡值 r_l^* 对银行间市场利率 r 求导,可以得到:

$$\frac{\partial r_l^*}{\partial r} = \frac{fN}{f(N+1) + c_l} \quad (12)$$

(12)式中: $\partial r_l^* / \partial r$ 反映了均衡贷款利率对银行间市场利率变化的敏感性,因而可以用来衡量银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率^②。

(二) 研究假设

观察(12)式可知,银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率 $\partial r_l^* / \partial r$ 会与以下三个方面的因素有关:(1)贷款总需求对贷款利率的敏感程度 $1/f$, (2)商业银行的数量 N , (3)商业银行贷款的边际管理成本系数 c_l 。限于本文的研究视角,以下分析将主要关注商业银行数

①该条件可以保证,在均衡状态下,存款数量的取值大于0。

②在本文分析框架下, $N, c_l, f > 0, \partial r_l^* / \partial r > 0$ 。此时, $\partial r_l^* / \partial r$ 的数值大小可以反映 r_l^* 随 r 同向变动的程度大小。给定 r 的变化程度, $\partial r_l^* / \partial r$ 的取值越大, r_l^* 的变化程度越大;反之亦然。

量 N 对利率传导效率 $\partial r_l^* / \partial r$ 的影响。

一般认为,商业银行的数量 N 可以在一定程度上反映银行业的竞争状况,因而(12)式实际上可以用来分析银行业竞争程度与利率传导效率之间的关系。^①

(1)若 $N \rightarrow \infty$,则意味着市场上存在无数家商业银行,银行业是完全竞争的。此时,

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{\partial r_l^*}{\partial r} = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{fN}{f(N+1) + c_l} = 1 \quad (13)$$

银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率最高。

(2)在大多数情况下, $1 < N < \infty$,此时,市场上存在数量有限、但不止一家的商业银行,银行业是寡头竞争的。在这种情况下, $0.5 < \partial r_l^* / \partial r < 1$,银行间市场利率向银行贷款利率的传导过程不完全有效。特别地,用 $\partial r_l^* / \partial r$ 对 N 求导,还可以进一步得到:

$$\frac{\partial^2 r_l^*}{\partial N \partial r} = \frac{f(f+c_l)}{[f(N+1) + c_l]^2} > 0 \quad (14)$$

也就是说,银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率会随银行业竞争程度的增加而上升。

根据以上分析,可以得到本文的第一个研究假设:

研究假设 1:银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率会受银行业竞争程度的影响。具体而言,银行业竞争越激烈,利率传导效率也越高,当银行间市场利率发生变化时,银行贷款利率的变化会更充分。

此外,在前述理论模型中,一个重要的前提假设是,商业银行是追求利润最大化的经济主体,从而其贷款利率的形成机制也是符合市场化规律的。然而,从中国目前的情况看,虽然有关存贷款利率的管制已基本放开,但市场化利率形成、传导和调控机制的建设却并非一蹴而就。一方面,由于银行机构定价机制、金融市场深度等条件尚未完全成熟,作为一种过渡性措施,中国人民银行仍然保留了存贷款基准利率。另一方面,虽然在主观上,商业银行自主定价的意愿不断增强,但长期以来存贷款利率定价主要依赖存贷款基准利率的现实,也使得在客观上,商业银行实施市场化定价的能力还相对不足。因此,在现阶段,中国的利率形成仍然存在事实上的“双轨制”。在这种情况下,市场利率通过商业银行的利润最大化行为传导至贷款利率这一机制将面临一定阻碍,从而利率传导的有效性也会受到影响。据此,本文的第二个研究假设为:

研究假设 2:银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率会受商业银行利率定价机制市场化程度的影响。具体而言,商业银行利率定价机制的市场化程度越高,利率传导效率也越高,当银行间市场利率发生变化时,银行贷款利率的变化会更充分。

三、研究设计

(一) 实证模型与估计策略

为考察银行业竞争程度和利率定价机制市场化程度对利率传导效率的影响,考虑构建如下回归模型:

^①严格来说,对 N 取值的完整讨论应当包括 $N=1$ 、 $1 < N < \infty$ 、 $N \rightarrow \infty$ 三种情形。其中, $N=1$ 时,市场上仅存在一家商业银行,无需通过银行间市场提供流动性。同时,考虑到完全垄断在银行业实践中也并不常见,故此处未对 $N=1$ 的情形进行详细探讨。

$$LR_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 MR_t + \vartheta_1 COMP_{i,t} + \vartheta_2 COMP_{i,t} \times MR_t + \delta_1 PR_{i,t} + \delta_2 PR_{i,t} \times MR_t + \psi_1 Z_{i,t} + \psi_2 Z_{i,t} \times MR_t + u_i + \nu_{i,t} \quad (15)$$

(15)式中: $LR_{i,t}$ 为第*i*个省区市在第*t*期的银行贷款利率, MR_t 为第*t*期的银行间市场利率; $COMP_{i,t}$ 表示第*t*期第*i*个省区市银行业的市场竞争程度, $PR_{i,t}$ 表示第*t*期第*i*个省区市商业银行利率定价机制的市场化程度; $Z_{i,t}$ 为控制变量, u_i 表示各省份不随时间而变化的个体固定效应, $\nu_{i,t}$ 为第*i*个省区市在第*t*期的扰动项。

特别地,在(15)式中,交互项 $COMP_{i,t} \times MR_t$ 的系数 ϑ_2 可以反映银行业竞争程度对利率传导效率的影响。根据第二部分的理论分析,银行业竞争越激烈,利率传导效率越高,因此,应有 $\vartheta_2 > 0$ 。另一方面,交互项 $PR_{i,t} \times MR_t$ 的系数 δ_2 则可以反映商业银行利率定价机制市场化程度对利率传导效率的影响。根据前文理论分析的结果,商业银行利率定价机制的市场化程度越高,利率传导效率越高,因此,应有 $\delta_2 > 0$ 。

此外,对于(15)式,如果扰动项 $\nu_{i,t}$ 存在以下情形,那么基于普通最小二乘方法得到的标准误和检验统计量将会失效:(1)不同个体之间存在“组间异方差”;(2)不同个体之间存在“截面相关”;(3)个体自身存在“组内自相关”。

需要指出的是,由于本文的考察对象是各省份的银行贷款利率,因而在估计过程中,对上述因素加以考虑是十分必要的。首先,各个省区市受到的冲击可能存在一定的异质性;其次,不同省区市的利率变动之间还可能存在一定的相互影响;最后,利率作为一种时间序列,其变化通常会表现出一定的连续性。

为此,在以下分析中,本文将同时允许各省份的扰动项 $\nu_{i,t}$ 存在组间异方差、截面相关和一阶自相关,并考虑在这些前提下对(15)式进行全面的可行广义最小二乘(Feasible Generalized Least Squares, FGLS)估计。另一方面,对于个体固定效应 u_i ,鉴于样本的截面维度相对有限,故考虑采用加入省区市虚拟变量的方式进行控制。

(二) 核心变量度量

1. 银行贷款利率的度量

如果要在区域层面上对利率传导的有效性进行考察,首先需要获取各地区的贷款利率数据。遗憾的是,目前官方尚未系统公布此类数据,唯一可以公开取得的相关信息是中国人民银行发布的《区域金融运行报告》中有关人民币贷款各利率区间占比情况的信息。需要指出的是,虽然这一数据并未根据期限、投向等对贷款种类进行详细划分,但这并不影响它可以在一定程度上反映各地区贷款利率的总体水平。鉴于此,本文利用这一信息,为各省份构建了贷款利率指数(LR)^①,用以衡量其贷款利率的总体水平。

由于人民币贷款各利率区间占比情况是从2011年才开始发布的,因而本文将样本区间设定为2011年1月至2016年12月。此外,在中国现行的行政区划中,省级行政单位共有31个^②。其中,西藏自治区因执行贷款优惠利率政策,除部分种类贷款外,其他贷款利率基本没有浮动,故予以剔除。因此,本文的研究对象最终包含30个省级行政区。

2. 银行间市场利率的度量

根据中国市场基准利率的建设和培育现状,本文选取上海银行间同业拆放利率

①具体计算过程见附录。

②未考虑中国港澳台地区。

(Shanghai Interbank Offered Rate, Shibor)反映银行间市场利率。Shibor是由信用等级较高的银行组成报价团自主报出的人民币同业拆出利率计算确定的算术平均利率。自2007年1月正式运行以来,其在各类金融产品定价中的基准性地位稳步提高。相关理论和实证研究也表明,Shibor确实能够及时、准确地反映市场资金供求状况,具备成为基准利率的条件(方意、方明,2012;陈汉鹏、戴金平,2014)。目前,对社会公布的Shibor包括隔夜、1周、2周、1个月、3个月、6个月、9个月和1年共八个品种。其中,3个月Shibor在金融产品定价中使用相对广泛,被普遍认为是市场基准利率中承上启下的关键点,也是现有研究衡量市场利率的常用代理指标。为此,本文将具体选用3个月Shibor作为银行间市场利率(MR)的代理指标。此外,鉴于3个月Shibor的原始数据是日度数据,本文还事先通过均值处理将其转化成了月度数据。

3. 银行业竞争程度的度量

借鉴张杰等(2017)的研究思路,同时结合样本区间内的数据可得性,考虑按如下方式构造商业银行集中指数 $qHHI$,作为银行业竞争程度 $COMP$ 的代理指标:

$$qHHI = \sum_{k=1}^6 \left(\frac{assets_k}{\sum_{k=1}^6 assets_k} \right)^2 \quad (16)$$

(16)式中: $assets_k$ 为第 k 类商业银行营业网点^①的资产总额,数据来源为《区域金融运行报告》。按照原中国银行业监督管理委员会(简称银监会)^②对银行业金融机构的分类方式,商业银行具体包括大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行、农村商业银行、外资银行和民营银行六类,分别对应于 $k=1,2,3,4,5,6$ 。

需要指出的是,在中国人民银行发布的《区域金融运行报告》中,有关银行业金融机构的分类方式与上述分类方式并不完全一致。相关数据信息通常按十二个类别统计,与商业银行相关的有五类:大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行、外资银行和小型农村金融机构。前四类与银监会对商业银行的分类方式一致,最后一类则存在出入。具体而言,小型农村金融机构不仅包含农村商业银行,还包含农村合作银行和农村信用社。针对这一出入,此处考虑了两种处理方式:一是使用小型农村金融机构数据替代农村商业银行数据,结果记为 $qHHI$;二是鉴于不同地区农村信用社改制进度存在较大差异,考虑剔除小型农村金融机构,结果记为 $qHHI_wo$ 。此外,对于民营银行,由于《区域金融运行报告》未单独列示其基本情况,且其发展目前仍处于起步阶段,故以下计算并未予以考虑。

观察(16)式可知: $qHHI$ 的取值范围为 $(0,1]$; $qHHI$ 越大,银行业集中程度越高,竞争程度越低。此外,在《区域金融运行报告》中,有关商业银行营业网点资产总额的原始数据为年度数据,故按(16)式计算得到的 $qHHI$ 也为年度指标。为与贷款利率指数和3个月Shibor的月度数据匹配,需要考虑将其转化为月度指标。鉴于结构因素的调整通常会是一个比较缓慢的过程,此处选择将 $qHHI$ 在某一年的取值同时视作其在该年度各月份的取值。

4. 商业银行利率定价机制市场化程度的度量

如前所述,虽然目前有关存贷款利率的管制已基本放开,但市场化利率形成、传导和调

^①不含总部数据。

^②现已与原中国保险监督管理委员会合并为中国银行保险监督管理委员会。

控机制的建设却并非一蹴而就。现阶段,中国的利率形成仍然存在事实上的“双轨制”,而下一阶段深化利率市场化改革的一项重要任务便是继续促进存贷款利率和市场利率的并轨,真正实现存贷款利率形成机制的市场化(徐忠,2018)。

由此可见,除了存贷款利率浮动限制外,存贷款利率定价的市场化程度还会与存贷款基准利率的市场地位有关。为此,此处考虑使用执行基准利率的人民币贷款占比(BM)作为商业银行利率定价机制市场化程度(PR)的代理指标。直觉上看,给定两个地区,在其他条件都相同的情况下,若两个地区商业银行利率定价机制的市场化程度相同,则其贷款利率定价结果也应该相同,即贷款利率在各浮动区间内的分布情况相同。反过来看,若两个地区执行基准利率的贷款占比不同,则其商业银行利率定价机制的市场化程度也会不同。其中,执行基准利率的贷款占比越高,则该地区商业银行对基准利率的依赖程度越高,其利率定价机制的市场化程度也越低。

需要指出的是,商业银行利率定价机制的建设和完善是一个循序渐进的过程,而在《区域金融运行报告》中,有关人民币贷款各利率区间占比情况的原始数据却为月度数据。因此,此处在使用执行基准利率的贷款占比(BM)反映商业银行利率定价机制的市场化程度(PR)时,还对 BM 进行了年度均值处理,以降低短期扰动的影响,并使用该值作为 BM 在同一年份各月的取值。

(三) 控制变量及其度量

为控制遗漏变量可能导致的内生性偏误,有必要在回归方程中加入其他可能影响利率传导效率的关键因素。参考相关文献(Cottarelli and Kourelis, 1994; Mojon, 2000; Sander and Kleimeier, 2004; Kok Sorensen and Werner, 2006; Gropp et al., 2007; Gigineishvili, 2011; Perera and Wickramanayake, 2016)的做法,同时结合样本区间内的数据可得性,此处考虑了以下几类控制变量。

1. 经济发展水平。地区经济发展水平可能会影响信贷需求大小,从而影响利率传导有效性。代理指标选用地区生产总值(GRP), GRP 为按2011年价格计算的 actual 值,计算所用数据来源于国家统计局网站。

2. 产业结构。不同行业对外部资金的依赖程度不尽相同,从而资金需求对利率变化的敏感程度也会存在差异。相应地,地区产业结构也可能通过影响商业银行贷款需求的利率敏感性,而影响利率传导效率。代理指标选用第二产业从业人员占比(SEC),计算所用数据来源于各省份统计年鉴。

3. 直接融资规模。一般认为,来自直接融资途径的外部竞争压力也有可能影响商业银行贷款需求的利率敏感性,从而影响利率传导有效性。代理指标选用非金融企业债券和股票融资金额与地区生产总值的比值(DE),非金融企业债券和股票融资金额来源于中国人民银行发布的《区域金融运行报告》和《地区社会融资规模统计表》,地区生产总值来源于国家统计局网站。

4. 非正规金融规模。大量资料显示,在许多发展中国家和地区,非正规金融作为满足中小企业和个体融资需求的重要途径,对正规金融形成了重要的互补和替代(林毅夫、孙希芳, 2005; 崔百胜, 2012)。因此,非正规金融同样可能会对银行信贷形成竞争压力,影响商业银行贷款需求的利率敏感性,进而影响利率传导效率。代理指标选用小额贷款公司规模(SML), SML 具体定义为小额贷款公司贷款余额与地区生产总值的比值,小额贷款公司贷款

余额来源于中国人民银行发布的《小额贷款公司数据统计报告》,地区生产总值来源于国家统计局网站。

由于此处涉及的原始数据均为年度数据,因而计算所得的各项代理指标也均为年度指标。与前文做法类似,依然考虑将有关指标在某一年的取值同时视作其在该年度各月份的取值。

有关变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>LR</i>	2 160	6.990	1.072	4.343	12.230
<i>MR</i>	2 160	4.258	0.956	2.793	6.127
<i>qHHI</i>	2 160	0.336	0.052	0.263	0.615
<i>qHHI_wo</i>	2 160	0.451	0.082	0.306	0.825
<i>BM</i>	2 160	0.245	0.081	0.110	0.513
<i>GRP</i>	2 160	2.182	1.635	0.167	7.818
<i>SEC</i>	2 160	0.262	0.097	0.119	0.510
<i>DE</i>	2 160	0.048	0.057	-0.015	0.460
<i>SML</i>	2 160	1.263	0.845	0.199	5.588

注:《区域金融运行报告》和《地区社会融资规模统计表》中有关非金融企业债券和股票融资规模的统计口径为增量口径,个别省份(内蒙古自治区、甘肃省和青海省)在 2016 年的取值为负。

四、实证结果

表 2 给出了对(15)式进行全面 FGLS 回归的结果。表中最后一个部分显示了对残差进行组间异方差、截面相关和组内自相关检验的结果。从中可以看到,三类检验统计量的 p 值均始终等于 0,因而有理由拒绝相关原假设,并认为扰动项很可能存在组间异方差、截面相关和组内自相关。这一结果表明,在估计(15)式时,确有必要对这些因素加以考虑。此外,对方程显著性进行假设检验的结果显示,Wald χ^2 统计量的 p 值始终等于 0。据此可以认为,回归方程在整体上表现优良。

具体而言,在表 2 的第(1)、(4)和(6)列中,银行业竞争程度 *COMP* 的代理指标为包含小型农村金融机构的商业银行集中指数 *qHHI*。观察可知,*qHHI* 的回归系数始终大于 0,并且在 1%的水平上显著。这也就是说,随着商业银行集中指数的上升,贷款利率指数也会相应上升。这一结果表明,银行业集中程度越高、从而竞争程度越低,银行贷款利率的总体水平也越高。另一方面,交互项 *qHHI*×*MR* 的回归系数则始终小于 0,并且在 1%的水平上显著。这也就是说,商业银行集中指数的取值越低,贷款利率指数对 3 个月 Shibor 变动的敏感程度也越高。据此可以得到,银行业竞争越激烈,银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率也越高。以上结果表明,银行业竞争程度与银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率密切相关,从而为研究假设 1 提供了支持证据。

作为补充,表 2 的第(2)、(5)和(7)列还考虑了使用不包含小型农村金融机构的商业银行集中指数 *qHHI_wo* 作为银行业竞争程度 *COMP* 的代理指标。从中可以看到:*qHHI_wo* 的回归系数虽然比 *qHHI* 的回归系数有一定程度的下降,但是仍然在 1%的水平上显著大于 0;交互项 *qHHI_wo*×*MR* 的回归系数虽然比 *qHHI*×*MR* 的回归系数有一定程度的上升,但依然在 1%的水平上显著小于 0。以上结果再次验证了银行业竞争程度与利率传导效率之间的关系,并为研究假设 1 提供了支持证据。

表 2 基准回归结果

解释变量	被解释变量:LR						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
MR	0.709 *** (0.075)	0.642 *** (0.067)	0.552 *** (0.060)	0.735 *** (0.077)	0.713 *** (0.072)	0.978 *** (0.092)	1.016 *** (0.095)
qHHI	10.470 *** (0.947)			7.877 *** (0.673)		6.768 *** (0.637)	
qHHI×MR	-1.091 *** (0.186)			-0.764 *** (0.132)		-0.771 *** (0.127)	
qHHI_wo		7.333 *** (0.627)			5.685 *** (0.456)		5.393 *** (0.478)
qHHI_wo×MR		-0.675 *** (0.117)			-0.508 *** (0.083)		-0.612 *** (0.092)
BM			4.287 *** (0.747)	2.849 *** (0.602)	2.936 *** (0.605)	2.280 *** (0.551)	2.066 *** (0.537)
BM×MR			-0.645 *** (0.153)	-0.501 *** (0.127)	-0.516 *** (0.128)	-0.717 *** (0.118)	-0.667 *** (0.115)
GRP						-0.457 *** (0.045)	-0.465 *** (0.045)
SEC						6.945 *** (0.792)	7.671 *** (0.784)
DE						-0.904 *** (0.427)	-0.167 (0.444)
SML						-0.101 *** (0.036)	-0.118 *** (0.036)
GRP×MR						-0.013 ** (0.007)	-0.012 * (0.007)
SEC×MR						-0.630 *** (0.117)	-0.757 *** (0.127)
DE×MR						0.241 *** (0.089)	0.061 (0.093)
SML×MR						0.015 ** (0.008)	0.020 *** (0.008)
Constant	0.608 * (0.369)	1.271 *** (0.325)	3.086 *** (0.277)	0.779 ** (0.367)	1.174 *** (0.342)	0.828 ** (0.413)	0.827 ** (0.422)
样本容量	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160
Wald χ^2 值	2866.697 [0.000]	2909.695 [0.000]	1859.870 [0.000]	2443.382 [0.000]	2789.802 [0.000]	3689.952 [0.000]	3911.927 [0.000]
组间异方差检验							
χ^2 值	567.948	569.798	619.404	546.769	570.838	686.249	665.206
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
截面相关检验							
χ^2 值	16965.004	16991.514	17967.925	16620.281	16522.049	13469.798	13347.259
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
组内自相关检验							
F 值	25.317	25.283	25.581	25.103	25.004	24.826	24.686
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:(1)为节省空间,此处省略了有关省区市虚拟变量的估计结果,下同;(2)组间异方差检验来自 Greene(2000),原假设为 $H_0:\sigma_i^2=\sigma^2, \forall i$;(3)截面相关检验来自 Greene(2000),原假设为 $H_0:Cov(\nu_{i,t},\nu_{j,t})=0, \forall i \neq j$;(4)组内自相关检验来自 Wooldridge(2002),原假设为 $H_0:Cov(\nu_{i,t},\nu_{i,t+1})=0, \forall i$;(5)小括号内为标准误,中括号内为方程显著性检验的 p 值,下同;(6)*、*** 和 *** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,下同。

另一方面,观察表2的第(3)–(7)列还可以发现, BM 的回归系数始终大于0,并且在1%的水平上显著。这也就是说,执行基准利率的人民币贷款占比越高,贷款利率指数也越高。这一结果表明,商业银行贷款利率定价对基准利率的依赖程度越低、从而利率定价机制的市场化程度越高,银行贷款利率的总体水平也越低。与此同时,交互项 $BM \times MR$ 的回归系数则始终小于0,并且在1%的水平上显著。这也就是说,执行基准利率的人民币贷款占比越低,贷款利率指数对3个月Shibor变动的敏感程度也越高。以上结果表明,商业银行利率定价机制的市场化程度越高,银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率也越高。据此可以得到,利率定价机制的市场化程度也与银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率密切相关,从而研究假设2成立。

五、稳健性检验

为保证实证分析的可靠性,此处还考虑了针对以上回归结果进行稳健性检验,具体包括以下几项内容。

(一) 银行业竞争程度的其他度量

需要指出的是,现有文献在测度银行业竞争程度时,使用的代理指标并不唯一。为避免代理指标选取对实证分析结果的影响,此处还考虑了使用银行业竞争程度的其他代理指标对(15)式进行回归(结果见表3)。

表3 稳健性检验结果 I : 银行业竞争程度的其他度量

解释变量	被解释变量: LR							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
MR	0.636*** (0.077)	0.602*** (0.069)	0.913*** (0.103)	0.950*** (0.103)	0.372*** (0.063)	0.420*** (0.059)	0.526*** (0.067)	0.658*** (0.064)
$CR5$	6.378*** (0.591)		5.563*** (0.586)					
$CR5 \times MR$	-0.475*** (0.104)		-0.620*** (0.114)					
$CR5_wo$		4.918*** (0.407)		4.326*** (0.449)				
$CR5_wo \times MR$		-0.263*** (0.058)		-0.451*** (0.082)				
$BRAN$					-2.833*** (0.267)		-2.148*** (0.258)	
$BRAN \times MR$					0.092*** (0.021)		0.197*** (0.033)	
$BRAN_wo$						-3.070*** (0.278)		-2.653*** (0.290)
$BRAN_wo \times MR$						0.078*** (0.022)		0.288*** (0.036)
BM	1.249** (0.540)	2.081*** (0.578)	1.170** (0.524)	1.779*** (0.544)	2.424*** (0.673)	2.129*** (0.674)	2.887*** (0.605)	3.197*** (0.602)
$BM \times MR$	-0.346*** (0.114)	-0.480*** (0.122)	-0.473*** (0.111)	-0.589*** (0.115)	-0.508*** (0.139)	-0.464*** (0.138)	-0.806*** (0.131)	-0.889*** (0.131)
$Constant$	0.892** (0.394)	1.175*** (0.354)	0.704 (0.476)	0.813* (0.469)	8.267*** (0.537)	7.680*** (0.474)	6.567*** (0.534)	5.858*** (0.514)
控制变量	无	无	有	有	无	无	有	有
样本容量	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160
Wald χ^2 值	2556.594 [0.000]	2718.864 [0.000]	3604.568 [0.000]	3648.164 [0.000]	2434.653 [0.000]	2392.446 [0.000]	3290.028 [0.000]	3231.422 [0.000]

注:为节省空间,此处省略了有关控制变量的估计结果,以及有关残差组间异方差、截面相关和组内自相关的检验结果,下同。

首先,考虑使用 5 家银行市场集中度 $CR5$ 替换商业银行集中指数 $qHHI$ 。 $CR5$ 具体定义为 5 家大型商业银行^①营业网点资产总额在全部商业银行营业网点资产总额中的占比。与 $qHHI$ 类似, $CR5$ 的取值范围也为 $(0,1]$,且 $CR5$ 越大,表明银行业集中程度越高、竞争程度越低。表 3 第(1)–(4)列汇报了相关回归结果。其中, $CR5$ 表示包含小型农村金融机构的结果, $CR5_wo$ 表示不包含小型农村金融机构的结果。结果显示,交互项 $CR5 \times MR$ 和 $CR5_wo \times MR$ 的回归系数均显著小于 0。据此可知,5 家银行的市场集中度越低,贷款利率指数对 3 个月 Shibor 变动的敏感程度越高。

此外,考虑到在 5 家大型商业银行中,有 4 家为国有控股^②。一般认为,国有银行在经营过程中表现出的行为特征可能会与其他银行存在系统性差异。为控制这一效应的可能影响,考虑使用商业银行营业网点密度 $BRAN$ 替换商业银行集中指数 $qHHI$ 。 $BRAN$ 的计算公式为:商业银行营业网点数量(个)/年末常住人口(万人)。 $BRAN$ 越大,表明银行业竞争越激烈。表 3 第(5)–(8)列汇报了相关回归结果。其中, $BRAN$ 表示包含小型农村金融机构的结果, $BRAN_wo$ 表示不包含小型农村金融机构的结果。观察可知,交互项 $BRAN \times MR$ 和 $BRAN_wo \times MR$ 的回归系数均显著大于 0。也就是说,商业银行营业网点的密度越大,贷款利率指数对 3 个月 Shibor 变动的敏感程度也越高。

以上结果再次表明,利率传导效率与银行业竞争程度密切相关,银行业竞争越激烈,银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率也越高,从而研究假设 1 成立。

(二) 商业银行利率定价机制市场化程度的其他度量

如前所述,在使用执行基准利率的人民币贷款占比反映商业银行利率定价机制的市场化程度时,可以采取计算年度均值的方式来降低短期扰动的影响。稳健起见,此处还考虑了通过计算 12 个月中心化移动平均值 BM_ma 的方式来降低短期扰动的影响,相关回归结果汇报在表 4 中。

从表 4 中可以看到,交互项 $BM_ma \times MR$ 的回归系数虽然比表 2 中 $BM \times MR$ 的回归系数有一定程度的上升,但依然显著小于 0。这也就是说,与 BM 的情况类似, BM_ma 的取值越低,贷款利率指数对 3 个月 Shibor 变动的敏感程度越高。这一结果验证了前文关于研究假设 2 的结论:利率传导效率还与利率定价机制的市场化程度密切相关,贷款利率定价对基准利率的依赖程度越低、利率定价机制的市场化程度越高,银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率也越高。

表 4 稳健性检验结果 II:利率定价机制市场化程度的其他度量

解释变量	被解释变量:LR				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
MR	0.459*** (0.059)	0.657*** (0.080)	0.608*** (0.074)	0.863*** (0.094)	0.895*** (0.096)
$qHHI$		6.335*** (0.695)		5.979*** (0.637)	
$qHHI \times MR$		-0.757*** (0.135)		-0.774*** (0.129)	

①包括中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行和交通银行。

②指控股股东为财政部和/或中央汇金投资有限责任公司,具体包括中国工商银行、中国农业银行、中国银行和中国建设银行。

续表 4 稳健性检验结果 II:利率定价机制市场化程度的其他度量

解释变量	被解释变量:LR				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$qHHI_wo$			4.408 *** (0.469)		4.723 *** (0.481)
$qHHI_wo \times MR$			-0.455 *** (0.083)		-0.587 *** (0.094)
BM_ma	4.274 *** (0.735)	2.660 *** (0.641)	2.767 *** (0.644)	2.527 *** (0.566)	2.411 *** (0.552)
$BM_ma \times MR$	-0.439 *** (0.143)	-0.222 * (0.127)	-0.248 * (0.128)	-0.452 *** (0.118)	-0.425 *** (0.115)
Constant	3.227 *** (0.265)	1.391 *** (0.377)	1.764 *** (0.347)	1.151 *** (0.430)	1.121 ** (0.437)
控制变量	无	无	无	有	有
样本容量	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160
Wald χ^2 值	1794.030 [0.000]	2465.610 [0.000]	2623.565 [0.000]	3271.507 [0.000]	3522.112 [0.000]

(三) 允许扰动项自相关系数存在个体差异的全面 FGLS 估计

前文提到,本文的考察对象是各省份的贷款利率指数,因而(15)式的扰动项很可能存在组间异方差、截面相关和组内自相关。为此,本文采用了全面 FGLS 对(15)式进行估计,以控制这些因素的影响。其中,由于样本区间的长度相对有限,上文估计还额外假定了不同省区市扰动项的自回归系数相同。这样做可以为估计过程提供更多信息,提高估计效率。但是,由于不同省区市扰动项的自回归系数确有可能存在差异,这一做法可能不够稳健。鉴于此,此处还考虑了放松全面 FGLS 估计的前提假设,允许不同省区市扰动项的自回归系数存在个体差异。

表 5 第(1)-(4)列汇报了相关回归结果。可以看到,与表 2 相比,有关核心变量的回归结果并未发生实质性变化。商业银行集中指数 $qHHI$ 和 $qHHI_wo$ 的回归系数依然显著大于 0,交互项 $qHHI \times MR$ 和 $qHHI_wo \times MR$ 的回归系数依然显著小于 0。同时,执行基准利率的人民币贷款占比 BM 的回归系数依然显著大于 0,交互项 $BM \times MR$ 的回归系数依然显著小于 0。据此可以认为,前文得到的结论具有一定的可靠性。

(四) FGLS 估计与面板校正标准误

一般认为,对于长面板数据,由于时间维度相对大于截面维度,因而可以考虑对扰动项可能存在的组间异方差、截面相关和组内自相关进行处理,以提高估计的准确性。其中,较为常见的处理方式有两种:一是在对扰动项性质进行假定的前提下进行 FGLS 估计;二是对扰动项可能存在的组间异方差、截面相关和组内自相关分开进行处理。前文分析主要使用了第一种方法,在允许各省份扰动项同时存在组间异方差、截面相关和一阶自相关的前提下对(15)式进行了全面 FGLS 估计。需要指出的是,这样做虽然具有效率更高的优势,但也存在不够稳健的局限。为此,稳健起见,此处还考虑了使用第二种方法对(15)式进行估计:对于“组内自相关”,考虑使用 FGLS 解决;对于“组间异方差”和“截面相关”,考虑使用面板校

正标准误处理。

表 5 第(5)–(8)列汇报了相关回归结果。从中可以看到,与核心变量有关的回归结果仍然没有发生实质性变化,前文得到的相关结论仍然成立。

表 5 稳健性检验结果Ⅲ:调整 FGLS 估计设定

解释变量	被解释变量:LR							
	全面 FGLS:异质自相关系数				FGLS+面板校正标准误			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
MR	0.804 *** (0.063)	0.779 *** (0.056)	1.045 *** (0.084)	1.005 *** (0.082)	1.049 *** (0.181)	0.996 *** (0.164)	1.328 *** (0.210)	1.419 *** (0.216)
qHHI	8.716 *** (0.714)		8.012 *** (0.710)		11.436 *** (2.112)		9.623 *** (1.754)	
qHHI×MR	−0.813 *** (0.134)		−0.914 *** (0.137)		−1.231 *** (0.386)		−1.176 *** (0.329)	
qHHI_wo		5.456 *** (0.452)		5.237 *** (0.474)		7.985 *** (1.433)		7.912 *** (1.301)
qHHI_wo×MR		−0.491 *** (0.082)		−0.553 *** (0.088)		−0.789 *** (0.238)		−1.012 *** (0.236)
BM	4.194 *** (0.516)	4.796 *** (0.523)	3.154 *** (0.541)	3.203 *** (0.537)	7.055 *** (1.821)	7.159 *** (1.869)	5.698 *** (1.723)	5.266 *** (1.733)
BM×MR	−0.682 *** (0.110)	−0.755 *** (0.114)	−0.851 *** (0.117)	−0.848 *** (0.116)	−1.205 *** (0.350)	−1.213 *** (0.360)	−1.373 *** (0.347)	−1.272 *** (0.349)
Constant	0.125 (0.304)	0.765 *** (0.253)	0.185 (0.382)	0.639 * (0.362)	−1.455 (0.943)	−0.798 (0.837)	−1.131 (1.046)	−1.218 (1.039)
控制变量	无	无	有	有	无	无	有	有
样本容量	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160
Wald χ^2 值	3996.225 [0.000]	5000.788 [0.000]	5302.016 [0.000]	5214.208 [0.000]	2190.609 [0.000]	2524.127 [0.000]	3329.197 [0.000]	3534.749 [0.000]

(五) 内生性问题讨论

由于双向因果效应、遗漏变量、测量误差等因素的存在,实证分析通常会面临一定的内生性问题。为避免核心解释变量内生性对实证结果产生过多影响,此处还考虑了使用工具变量法对(15)式进行回归。具体而言,选取 $qHHI$ 和 BM 在上一年的取值作为其各自的工具变量,上一年取值与 MR 的乘积作为其各自与 MR 交互项的工具变量。一般认为,银行业市场结构、商业银行利率定价机制等结构因素的调整通常需要一定的时间,因而 $qHHI$ 和 BM 在上一年的取值会与当年值呈现较高的相关性,满足“相关性”要求;同时, $qHHI$ 和 BM 在上一年的取值是前定的,不会与当前的扰动项相关,满足“外生性”要求。

表 6 汇报了使用上述工具变量对(15)式进行两阶段最小二乘(Two Stage Least Square, 2SLS)估计的结果。Kleibergen–Paap rk LM 值和 Kleibergen–Paap rk Wald F 值显示,不存在不可识别和弱工具变量问题,工具变量选取相对有效。观察表 6 可知, $qHHI$ 、 $qHHI_wo$ 和 BM 的回归系数依然显著大于 0, $qHHI \times MR$ 、 $qHHI_wo \times MR$ 和 $BM \times MR$ 的回归系数依然显著小于 0。以上结果再次表明,前文所得结论较为稳健。

表 6 稳健性检验结果 IV:2SLS 估计

解释变量	被解释变量:LR						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
MR	1.799 *** (0.075)	1.647 *** (0.061)	1.093 *** (0.044)	1.380 *** (0.093)	1.344 *** (0.076)	1.630 *** (0.113)	1.806 *** (0.111)
qHHI	23.447 *** (1.363)			5.726 *** (1.844)		5.892 *** (1.653)	
qHHI×MR	-3.615 *** (0.234)			-1.079 *** (0.317)		-0.977 *** (0.293)	
qHHI_wo		16.494 *** (0.839)			4.326 *** (1.195)		6.167 *** (1.065)
qHHI_wo×MR		-2.364 *** (0.138)			-0.751 *** (0.186)		-1.062 *** (0.181)
BM			17.264 *** (0.904)	15.353 *** (1.047)	15.301 *** (1.082)	11.867 *** (1.113)	11.059 *** (1.133)
BM×MR			-2.395 *** (0.168)	-2.091 *** (0.194)	-2.065 *** (0.185)	-1.980 *** (0.200)	-1.845 *** (0.189)
Constant	-4.812 *** (0.450)	-3.761 *** (0.349)	-0.646 *** (0.198)	-2.128 *** (0.535)	-2.031 *** (0.416)	-2.988 *** (0.572)	-3.568 *** (0.530)
控制变量	无	无	无	无	无	有	有
样本容量	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160	2 160
Wald F 值	279.750 [0.000]	289.190 [0.000]	248.453 [0.000]	252.597 [0.000]	248.971 [0.000]	258.858 [0.000]	265.012 [0.000]
K-P rk LM	305.498	364.323	289.431	166.369	179.443	129.015	143.288
K-P rk Wald F	2450.238	1634.057	149.460	70.819	73.623	55.691	62.135

注:为节省空间,此处省略了第一阶段的回归结果。

六、结论与启示

在利率市场化和货币政策框架转型的背景下,中国货币政策传导的利率渠道开始受到更多关注。对于价格型货币政策,利率渠道是否顺畅将会在很大程度上决定政策目标能否顺利实现。特别地,考虑到中国的金融体系尚未完全成熟这一客观现实,在利率渠道中,“货币政策操作能否通过引导银行间市场利率有效影响其他金融市场利率、尤其是银行贷款利率”,将会是一个格外重要的问题。

考虑到商业银行是价格型货币政策利率传导链条上的关键一环,本文以商业银行的利率定价活动为切入点,理论分析并实证检验了利率传导有效性与银行业竞争和市场化利率定价机制之间的关系,主要研究结论为:银行业竞争程度和商业银行利率定价机制市场化程度会影响银行间市场利率向银行贷款利率的传导效率。银行业竞争越激烈、商业银行利率定价机制的市场化程度越高,利率传导效率也越高,当银行间市场利率变化时,银行贷款利率的变化会更充分。以上结论在替换核心变量代理指标、调整估计设定以及处理潜在的内生性问题后依然稳健。

根据以上研究结果,可以得到以下几点启示。

(1) 中国银行业经过多年的改革与发展,现已初步形成以大型商业银行为主导,多种类型银行业金融机构有序竞争、共同发展的市场格局。这一过程与利率市场化的稳步推进相辅相成,为货币政策框架由数量型调控为主向价格型调控为主转变创造了有利条件。而在

新的货币政策框架下,如果要提高利率传导效率、降低利率传导区域非对称性,则可以考虑从适度增加银行业竞争、合理优化银行业金融机构地区布局入手。

为此,需要继续深入推进银行业改革与开放。一方面,要进一步积极审慎地扩大银行业对内对外开放。合理引导民间资本进入银行业,有序推进民间资本依法发起设立民营银行。积极支持符合条件的外资金融机构来华投资经营,在确保有效监管的前提下适当放宽外资银行准入门槛。另一方面,还要继续积极用好机构准入调节手段,实现银行机构合理竞争和广泛覆盖,促进区域经济金融协调发展。在商业自愿和可持续原则下,引导大型商业银行、股份制商业银行在分支机构设置上适当向金融服务薄弱地区倾斜。在有效控制风险的前提下,支持外资银行在空白地区设立营业网点,适当放宽城市商业银行设立异地分支机构的政策限制。

此外,还要考虑为营造公平、有效的市场竞争环境提供必要的制度保障。进一步健全存款保险制度,加快推进存款保险立法,促进大、中、小银行公平竞争。探索建立适合中国国情的银行业金融机构处置和破产法律体系,逐步加强行政退出与司法破产之间的有效衔接,有序推进金融机构退出机制市场化、规范化。

(2)《金融业发展和改革“十二五”规划》明确提出,按照“放得开,形得成,调得了”原则,稳步推进利率市场化改革。目前,随着存贷款利率浮动限制的取消,存贷款利率“放得开”目标已基本实现。然而,由于银行机构定价机制、金融市场的深度和广度等条件尚未完全成熟,作为一种过渡性措施,中国人民银行仍然保留了存贷款基准利率。为此,在下一阶段,还要以“形得成,调得了”为核心,进一步深化利率市场化改革。

一是要结合存贷款基准利率各期限档次的使用情况,逐步简并存贷款基准利率的期限档次,并在时机成熟时适时取消存贷款基准利率,为银行机构自主定价拓宽空间。二是要大力培育和完善的上海银行间同业拆放利率(Shibor)、国债收益率曲线、贷款基础利率(Loan Prime Rate, LPR)等为代表的市场基准利率体系,为银行机构利率定价提供参考基准。三是要充分发挥市场利率定价自律机制的作用,促进中小金融机构强化利率定价机制建设、提高自主定价能力。四是要继续督促和引导银行机构健全内控制度,打破内部分割,不断增强自主定价能力和风险管理水平,更好地适应利率市场化环境。

最后,由于本文是对银行业竞争、市场化利率定价与利率传导效率的初步探讨,对这一问题的考察仍然存在较大拓展空间。例如,可以考虑在研究中纳入银行异质性和行政干预等现实因素,以使分析过程和结论更加贴近现实。后续研究可以尝试对相关内容进行拓展。

附录:贷款利率指数构建

为反映各省区市贷款利率的总体水平,以在区域层面上对利率传导的有效性进行考察,本文利用《区域金融运行报告》中公布的人民币贷款各利率区间占比情况,为各省区市构建了贷款利率指数,具体处理方法如下。

首先,在原始数据中,人民币贷款利率的取值范围被划分成了7个区间:基准利率下浮,基准利率,基准利率上浮1.0-1.1倍、1.1-1.3倍、1.3-1.5倍、1.5-2.0倍和2.0倍以上。据此,现将以下分析涉及到的符号及其含义概括如下: R 表示人民币贷款利率; B 表示一年期人民币贷款基准利率^①; $\tau \equiv R/B$; $A^- \equiv [Z, 1.0)$,

^①根据样本区间内金融机构人民币贷款基准利率的调整情况计算得到的月度均值。

$Z \in (0.0, 1.0); A_{1.0, 1.1}^+ = (1.0, 1.1], A_{1.1, 1.3}^+ = (1.1, 1.3], A_{1.3, 1.5}^+ = (1.3, 1.5], A_{1.5, 2.0}^+ = (1.5, 2.0], A_{2.0, \infty}^+ = (2.0, \infty)$ 。

一般而言,在反映贷款利率的总体水平时,比较常用的指标是贷款加权平均利率。但是,对于各省区市而言,仅根据上述可得信息,是不足以计算出这一指标的精确值的。为此,参照贷款加权平均利率的计算思路,并结合数据可得性的具体实际,此处针对各省区市构建了相应的贷款利率指数。其基本思想是,以人民币贷款各利率区间占比情况近似人民币贷款利率分布情况,在此基础上,计算近似分布的样本均值,并以其作为贷款加权平均利率的近似。

为此,在计算贷款利率指数之前,还有必要对 τ 在上述相关区间内的分布情况进行设定。方便起见,首先假定 τ 在区间 $A_{1.0, 1.1}^+, A_{1.1, 1.3}^+, A_{1.3, 1.5}^+$ 和 $A_{1.5, 2.0}^+$ 内均服从均匀分布。其次,对于 τ 在下浮区间 A^- 内的分布,根据中国利率市场化的实际进程^①,本文进行了如下设定:2011年1月至2012年5月,下浮区间 A^- 的下限 Z 为 0.9, τ 在 A^- 内服从均匀分布;2012年6月, Z 为 0.8, τ 在 A^- 内服从均匀分布;2012年7月至2013年7月, Z 为 0.7, τ 在 A^- 内服从均匀分布;2013年8月至2016年12月, Z 为一年期国债收益率与一年期人民币贷款基准利率的比值^②, τ 在 A^- 内的概率密度为线性函数,且在 Z 处取值为 0。

最后,对于上浮 2.0 倍以上的区间 $A_{2.0, \infty}^+$,由于根据经济理论和经验逻辑,难以为其确定适当的区间上限,从而假定 τ 在该区间内具有线性概率密度并计算贷款利率指数存在困难,因而对于 τ 在区间 $A_{2.0, \infty}^+$ 内的分布,此处作了另外假定。具体而言,此处考虑了两类分布——对数正态分布和指数分布。特别地,由于 τ 在区间 $A_{2.0, \infty}^+$ 内的分布频率相对有限,基于这两类分布假定计算得到的贷款利率指数差别不大。鉴于对数正态分布是刻画利率变动特征的一种常用分布,此处的计算过程将主要基于这一分布。

在设定了分布类型之后,结合 τ 在各区间内的分布频率,可以近似求得其在各区间内的密度函数,并计算其样本均值,进而得到贷款利率指数。具体而言,对于区间 $[a, b]$ 上的均匀分布,若其分布频率为 $P_{a, b}$,则其密度函数可以表示为:

$$\rho_{a, b} = \frac{P_{a, b}}{b - a}$$

另一方面,若 τ 在区间 $[Z, 1.0)$ 上具有线性概率密度,且在 Z 处的概率密度为 0,那么,给定分布频率 P^- ,该密度函数可以表示为:

$$\rho^-(\tau) = \frac{2P^-}{(1-Z)^2}(\tau - Z)$$

最后,对于区间 $(2.0, \infty)$ 上的对数正态分布,若其分布频率为 P^+ ,则其密度函数可以表示为:^③

$$\rho^+(\tau) = \frac{1}{\tau\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln\tau - \mu)^2}{2\sigma^2}}$$

①2004年1月1日,中国人民银行将金融机构人民币贷款利率浮动区间扩大为基准利率的0.9倍至1.7倍;2004年10月29日,中国人民银行取消了金融机构人民币贷款利率1.7倍的浮动上限;2012年6月8日,中国人民银行将金融机构人民币贷款利率的浮动下限由基准利率的0.9倍放宽至0.8倍;2012年7月6日,中国人民银行又进一步将这一下限放宽至基准利率的0.7倍;2013年7月20日,中国人民银行取消了金融机构人民币贷款利率0.7倍的浮动下限,全面放开了贷款利率管制。

②一年期国债收益率来源于中央国债登记结算有限责任公司编制的中债国债收益率曲线,原始数据为日度数据,此处使用的是经算术平均得到的月度均值;一年期人民币贷款基准利率来源于《中国统计年鉴(2017)》,原始数据为日度数据,此处使用的是经算术平均得到的月度均值。

③由于对数正态分布包含两个参数,因而在拟合其分布特征时,需要两个条件。此处,关于贷款利率在区间 $A_{2.0, \infty}^+$ 内占比情况的信息可以给出第一个条件。但是,如果要确定两个参数的具体数值,还需要另外一个条件。简便起见,此处假定,对数正态分布的密度函数会在 $\tau=1$ 处取得最大值。

$$\sigma = \frac{-\Phi^{-1}(1-P^+) + \sqrt{[\Phi^{-1}(1-P^+)]^2 + 4\ln 2}}{2}$$

$$\mu = \sigma^2$$

其中, $\Phi^{-1}(\cdot)$ 为标准正态分布累积分布函数的反函数。

在此基础上, 可以按如下方式定义并计算贷款利率指数:

$$LR \equiv B \bar{\tau}$$

$$\begin{aligned} \bar{\tau} &= T + P(\tau = 1.0) + \int_{1.0}^{1.1} \tau \rho_{1.0,1.1} d\tau + \int_{1.1}^{1.3} \tau \rho_{1.1,1.3} d\tau + \int_{1.3}^{1.5} \tau \rho_{1.3,1.5} d\tau + \int_{1.5}^{2.0} \tau \rho_{1.5,2.0} d\tau + \int_{2.0}^{\infty} \tau \rho^+(\tau) d\tau \\ &= T + P(\tau = 1.0) + \frac{1}{2}(1.0 + 1.1)P(\tau \in A_{1.0,1.1}^+) + \frac{1}{2}(1.1 + 1.3)P(\tau \in A_{1.1,1.3}^+) + \\ &\quad \frac{1}{2}(1.3 + 1.5)P(\tau \in A_{1.3,1.5}^+) + \frac{1}{2}(1.5 + 2.0)P(\tau \in A_{1.5,2.0}^+) + e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}} \left[1 - \Phi\left(\frac{\ln 2 - \mu - \sigma^2}{\sigma}\right) \right] \\ T &= \begin{cases} \int_Z^{1.0} \tau \rho_{Z,1.0} d\tau = \frac{1}{2}(Z + 1.0)P(\tau \in A^-) & \text{2011年1月至2013年7月} \\ \int_Z^{1.0} \tau \rho^-(\tau) d\tau = \frac{1}{3}(Z + 2)P^- & \text{2013年8月至2016年12月} \end{cases} \end{aligned}$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布的累积分布函数。

参考文献:

1. 陈汉鹏、戴金平, 2014:《Shibor 作为中国基准利率的可行性研究》,《管理世界》第 10 期。
2. 崔百胜, 2012:《非正规金融与正规金融: 互补还是替代? ——基于 DSGE 模型的相互作用机制研究》,《财经研究》第 7 期。
3. 方意、方明, 2012:《中国货币市场基准利率的确立及其动态关系研究》,《金融研究》第 7 期。
4. 郭豫媚、戴贻、彭俞超, 2018:《中国货币政策利率传导效率研究: 2008-2017》,《金融研究》第 12 期。
5. 姜再勇、钟正生, 2010:《我国货币政策利率传导渠道的体制转换特征——利率市场化改革进程中的考察》,《数量经济技术经济研究》第 4 期。
6. 林毅夫、孙希芳, 2005:《信息、非正规金融与中小企业融资》,《经济研究》第 7 期。
7. 马骏、施康、王红林、王立升, 2016:《利率传导机制的动态研究》,《金融研究》第 1 期。
8. 马骏、王红林, 2014:《政策利率传导机制的理论模型》,《金融研究》第 12 期。
9. 钱雪松、杜立、马文涛, 2015:《中国货币政策利率传导有效性研究: 中介效应和体制内外差异》,《管理世界》第 11 期。
10. 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。
11. 孙国峰、段志明, 2016:《中期政策利率传导机制研究——基于商业银行两部门决策模型的分析》,《经济学(季刊)》第 16 卷第 1 期。
12. 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。
13. 张杰、郑文平、新夫, 2017:《中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新》,《中国工业经济》第 10 期。
14. 中国人民银行货币政策分析小组, 2016:《2015 年中国区域金融运行报告》, 载中国人民银行网站: <http://www.pbc.gov.cn/zhengcehuobisi/125207/125227/125960/126049/3098979/3098854/index.html>。
15. Boivin, J., M. T. Kiley, and F. S. Mishkin. 2011. “How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?” In *Handbook of Monetary Economics*, Volume 3A. Edited by B. M. Friedman and M. Woodford, 369-422. Amsterdam: North-Holland.
16. Borio, C. E. V. 1997. “The Implementation of Monetary Policy in Industrial Countries: A Survey.” BIS Economic Paper, No. 47.
17. Cottarelli, C., and A. Kourtellos. 1994. “Financial Structure, Bank Lending Rates, and the Transmission Mechanism of Monetary Policy.” *Staff Papers (International Monetary Fund)* 41(4): 587-623.
18. Freixas, X., and J.-H. Rochet. 2008. *Microeconomics of Banking*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

19. Gineishvili, N. 2011. "Determinants of Interest Rate Pass-Through: Do Macroeconomic Conditions and Financial Market Structure Matter?" IMF Working Paper, WP/11/176.
20. Greene, W. 2000. *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall.
21. Gropp, R., C. Kok Sorensen, and J.-D. Lichtenberger. 2007. "The Dynamics of Bank Spreads and Financial Structure." ECB Working Paper, No. 714.
22. He, D., and H. Wang. 2012. "Dual-Track Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy in China." *China Economic Review* 23(4): 928-947.
23. Kok Sorensen, C., and T. Werner. 2006. "Bank Interest Rate Pass-Through in the Euro Area: A Cross Country Comparison." ECB Working Paper, No. 580.
24. Mishkin, F. S. 2013. *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Essex: Pearson Education Limited.
25. Mojon, B. 2000. "Financial Structure and the Interest Rate Channel of the ECB Policy." ECB Working Paper, No. 40.
26. Perera, A., and J. Wickramanayake. 2016. "Determinants of Commercial Bank Retail Interest Rate Adjustments: Evidence from a Panel Data Model." *Journal of International Financial Markets Institutions & Money* 45: 1-20.
27. Sander, H., and S. Kleimeier. 2004. "Convergence in Euro-Zone Retail Banking? What Interest Rate Pass-Through Tells Us about Monetary Policy Transmission, Competition and Integration." *Journal of International Money and Finance* 23(3): 461-492.
28. Wooldridge, J. M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

Banking Competition, Pricing Strategies Based on Marketized Interest Rate and Transmission Efficiency of Interest Rate

Huang Jialin and Qin Fengming

(School of Economics, Shandong University)

Abstract: The transmission efficiency of interest rate is important in promoting the monetary policy to transform from a quantity-based policy to a price-based one. In the transmission process, the bank institutions, acting as an intermediary, is a significant part. This paper takes the pricing activities of commercial banks as a starting point and investigates the relationships between the transmission effectiveness of interest rate, banking competition and pricing mechanism based on marketized interest rate. Besides, based on a panel data of 30 provinces in China from January 2011 to December 2016, this paper constructs a loan interest rates index and uses full FGLS estimation to examine the relationships above. The results show that the intenser the competition in the banking industry and the higher the degree of marketization of pricing strategies of commercial banks, the more effective the transmission efficiency of interest rate will be. That is, when the market rate changes, the bank lending rate will change completely. Accordingly, in order to improve the transmission efficiency of interest rate, we can promote the competition of banking industry and continue pushing forward the reform of the marketization of interest rate.

Keywords: Transmission of Interest Rate, Banking Competition, Pricing Based on Interest Rate, Marketization of Interest Rate, Price-based Monetary Policy

JEL Classification: E43, E52, G21

(责任编辑:陈永清)