

中国银行间利率向市场利率谱系的传导效率 ——基于非线性自回归分布滞后模型和中、美、欧对比

罗琦¹, 孙超²

(1.中国人民大学 应用经济学院, 北京 100872; 2.武汉大学 管理与经济学院, 湖北 武汉 430072)

摘要: 构建包含预期因素的银行间利率向银行存贷款和债券利率的传导机制, 运用 NARDL 模型实证检验中国、美国和欧元区的利率传导效率。结果表明: 即期银行间利率向市场利率谱系的传导效率取决于其对未来银行间利率预期的传导效率; 中国银行间利率向短期贷款和国债利率的传导效率与美国、欧元区相似, 但向中长期贷款和国债利率的传导效率相对较低, 部分利率传导存在短期正向非对称性。进一步的研究发现, 中国银行间利率对未来银行间利率预期的影响衰减较快, 是中国利率传导效率偏低的原因之一。建议增强即期银行间利率对未来利率预期的影响以提高利率传导效率, 具体措施包括降低银行间利率的波动性、提升银行间利率传达货币政策意图的能力和对未来利率走势进行前瞻指引等。

关键词: 银行间利率; NARDL 模型; 利率传导

中图分类号: F830.9

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2020)04-0070-11

现代中央银行价格型货币政策操作的常见模式是先通过公开市场操作影响短期货币市场利率, 然后通过利率传导影响中长期市场利率和商业银行的零售利率, 进而影响经济主体的消费和投资行为。如果无法保证短期利率向中长期利率的有效传导, 则从数量型货币政策框架向价格型货币政策转型就没有坚实基础^[1]。Walsh^[2]指出, 隐含假定只存在单一利率而不考虑现实利率传导情况的宏观模型是不完善的。因而, 短期货币市场利率向市场利率谱系的传导效率是货币当局面临的重要理论与现实问题。随着中国利率市场化不断推进, 银行间利率逐步成为其他金融资产定价的基础, 那么目前中国银行间利率向市场利率谱系的传导效率如何? 与其他发达国家相比差距在哪里? 利率传导链条存在哪些不足? 这些问题都值得深入研究。本文探讨银行间利率对债券市场与存贷款市场利率的传导效率, 有利于阐释利率传导机制和把握现状, 帮助中国进一步提高利率传导效率。

西方学者定期对西方国家的利率传导效率进行评估。Karagiannis 等^{[3]330-331}发现美国的中央银行利率比联邦基金利率对银行零售利率的传导更加有效, 而欧元区则是银行间利率的传导更有效。Becker 等^[4]研究英国的官方利率向货币市场利率的传导以及后者向抵押贷款利率传导的过程, 发现这两个阶段传导过程均存在非对称性。Blot 和 Labondance^{[5]7-9}以影子利率(shadow rate)来衡量欧元区的货币政策, 发现即使在触及有效利率下限(Effective Lower Bound, ELB)之后, 欧元区的利率传导机制仍然是有效的。Liu 等^[6]研究了新西兰的银行间利率对零售利率的传导程度和调整速率, 发现其对部分零售利率存在完全的传导效率。

关于中国利率传导效率的研究首先涉及货币政策操作利率的选择问题。相当长时间以来, 中国的利率传导存在“双轨困局”, 即存贷款利率主要跟随存贷款基准利率而变动, 而货币、债券市场利率跟随银行间利率而变动, 因而中国的利率传导与西方国家有所不同。但存贷款基准利率终究是官定利率, 与利率市场化方向相悖, 因而将逐渐退出历史舞台, 银行间利率作为市场化的利率在中国货币政策框架中的地位将不断提升。人民银行也一直致力于推进利率并轨。2018年4季度的《中国货币政策执行报告》提到, 要“稳妥推进利率‘两轨合一轨’, 完善市场化的利率形成、调控和传导机制”。2019年8月17日, 人民银行宣布改革贷款市场报价利率(Loan Prime Rate, LPR)形成机制, 将LPR与中期借贷便利利率(Medium-term Lending Facility, MLF)挂钩, 淡化存贷款基准利率的影响。银行间利率虽与MLF利率不同, 但也存在密切联系。如果银行间利率长期高于MLF利率, 则商业银行向中央银行借款的需求增加, MLF利率将有上行压力, 而如果

收稿日期: 2019-09-18

基金项目: 国家留学基金项目(CSCNO201806360107); 中国人民大学应用经济学院科学研究基金项目

作者简介: 罗琦(1990—), 男, 博士研究生, E-mail: luoqi@ruc.edu.cn; 孙超(1985—), 男, 博士研究生, E-mail: chao@sunchao.org

银行间利率长期低于 MLF 利率,则商业银行对中央银行流动性的需求将减少,MLF 有下行压力。并且,银行间利率比 MLF 更能代表各类金融机构货币市场融资的成本。基于以上考虑,本文选择银行间利率作为利率传导的起点,这也与国际惯例相符。

国内文献一般认为体制性因素是影响传导效率的重要原因,但较少讨论预期因素的影响,且在实证上较少比较中国与其他发达国家的利率传导效率。马骏和王红林^[7]认为存款准备金率、存贷比、对贷款的规模限制以及企业预算软约束均会削弱政策利率向商业银行存贷款利率的传导。郭豫媚等^{[8]45-51}发现贷款利率浮动上限放开后,中国货币市场利率对银行贷款利率的传导效率明显提升而贷款基准利率的影响略有下降;资金来源与市场利率波动影响货币市场利率传导效率。Liu^{[9]66-71}发现银行间利率对贷款利率的传导效率在中国放开存款利率上限后显著提高,同时商业银行资产不良率对传导效率有负向影响。钱雪松等^[10]运用微观数据,发现货币政策通过上海银行间同业拆放利率(Shanghai Interbank Offered Rate, Shibor)对企业借款利率产生显著影响,且 Shibor 的中介效应占货币政策总效应的 83%。纪敏等^{[11]15-17}也认为中国短期银行间利率能在一定程度上影响贷款利率。Jin 等^[12]发现隔夜银行同业拆借利率对各期限的国债利率的长期传导是不完全的,但对温州贷款综合利率的传导率远大于 1。以上文献均忽视了预期因素在利率传导中的重要作用。事实上,银行间利率是短期利率,其向市场利率传导必然要借助利率预期发挥作用。因此,本文在这方面予以补充。

一、利率传导机制

银行间利率的传导可以分为向银行零售利率传导和向债券利率传导两大类。

(一) 银行零售利率传导

本文采用 Monti-Klein 模型^[13-14]来描述银行的利率定价行为。该理论认为银行以无风险利率(由同期官方利率或货币市场决定)为基础,通过向上(向下)利差决定贷款(存款)的利率。假设有 N 家银行,用 $n=1, \dots, N$ 表示,银行面临斜率向下的贷款需求曲线 $L(rr_L)$ 和斜率向上的存款供给曲线 $D(rr_D)$ 。为简单起见,本文进一步假设各银行的发放贷款和吸收存款的技术相同,期限为 1,可以自由定价。而在银行间市场进行借贷的期限为 $\frac{1}{H}$,在一期之内需滚动续签合约,每次续签按照市场价格重新确定借贷利率。银行间市场借贷量为 M_n ,存款准备金率为 κ 。每家银行的资产负债表满足

$$D_n = \kappa D_n + L_n + M_n \quad (1)$$

将贷款需求曲线 $L(rr_L)$ 和存款供给曲线 $D(rr_D)$ 转换成它们的反函数形式 $rr_L(L)$ 和 $rr_D(D)$,第 n 家银行的预期利润为

$$\max_{\{L_n, D_n\}} E\pi_n = \left[rr_L \left(L_n + \sum_{i \neq n} L_i^* \right) L_n + \left(mr_t \text{Emr}_{t+\frac{1}{H}} \text{Emr}_{t+\frac{2}{H}} \cdots \text{Emr}_{t+\frac{H-1}{H}} \right)^{\frac{1}{H}} M_n - rr_D \left(D_n + \sum_{i \neq n} D_i^* \right) D_n - C(D_n, L_n) \right] \quad (2)$$

其中, L_i^* 为其他银行发放的贷款; D_n 为第 n 家银行吸收的存款; mr_t 为银行间市场利率; Emr_t 表示 t 期银行间利率的预期值; $C(D_n, L_n)$ 为吸收存款和发放贷款的成本。对每家银行而言,最优贷款量的古诺均衡解为 $L_n^* = L^*/N$ 和 $D_n^* = D^*/N$ 。最大化问题的一阶条件如下

$$\begin{aligned} rr_L &= -rr_L'(L^*) \frac{L^*}{N} + \left(mr_t \text{Emr}_{t+\frac{1}{H}} \text{Emr}_{t+\frac{2}{H}} \cdots \text{Emr}_{t+\frac{H-1}{H}} \right)^{\frac{1}{H}} + C_L'(L_n, D_n) \\ rr_D &= -rr_D'(D^*) \frac{D^*}{N} + (1-\kappa) \left(mr_t \text{Emr}_{t+\frac{1}{H}} \text{Emr}_{t+\frac{2}{H}} \cdots \text{Emr}_{t+\frac{H-1}{H}} \right)^{\frac{1}{H}} + C_D'(L_n, D_n) \end{aligned} \quad (3)$$

其中, $rr_L'(L^*)$ 和 $rr_D'(D^*)$ 是贷款和存款曲线的斜率; $C_L'(L_n, D_n)$ 和 $C_D'(L_n, D_n)$ 是贷款和存款的边际成本。由于本文主要关心贷款利率,以下主要推导贷款利率的情况。假设成本函数符合线性特征 $C(L_n, D_n) = \mu_L L_n + \mu_D D_n$ 。

当市场处于完全竞争($N \rightarrow \infty$)时,可得到 $rr_L^* = \left(mr_t \text{Emr}_{t+\frac{1}{H}} \text{Emr}_{t+\frac{2}{H}} \cdots \text{Emr}_{t+\frac{H-1}{H}} \right)^{\frac{1}{H}} + \mu_L$,这里银行没有市场支配力,贷款利率等于未来一期内银行间市场利率的平均预期加上行政成本。而当银行具有市场支配力时,将增加向上的加成(mark up)。若未来一期内银行间市场利率预期等于当前水平,即 $\text{Emr}_{t+h} = mr_t$,贷款利率可以简化为 $rr_L^* = mr_t + \mu_L$,即当前银行间市场利率对贷款利率的传导效率为 1。但如果未来利率预期的变动与 mr_t 的变

动并不完全一致,则传导效率不等于1。进一步假设 $\frac{\partial \text{Emr}_t}{\partial \text{mr}_t} = \rho^i$ 。其中 $\rho < 1$, 即当期利率向未来即期利率预期的传导效率按照 ρ 的速率衰减, 可得

$$\frac{\partial \text{rr}_L}{\partial \text{mr}_t} = \frac{1}{H} \text{mr}_t^{\frac{1-H}{H}} \left(\prod_{i=1}^{H-1} \text{Emr}_t^{\frac{i}{H}} \right)^{\frac{1}{H}} \left(1 + \sum_{i=1}^{n-H-1} \frac{\text{mr}_t}{\text{Emr}_t^{\frac{1}{H}}} \rho^i \right) \quad (4)$$

其他条件不变, $\frac{\partial \text{rr}_L}{\partial \text{mr}_t}$ 的值随 ρ 单调递增。这说明银行间利率向银行贷款利率的传导效率受预期因素的影响。当未来利率预期与当前利率变动较为一致, 即 ρ 较大时, 利率传导效率更高。Kleimeier 和 Sander^[15] 的实证研究也发现当市场利率被正确预期时, 贷款利率对市场利率变动的反应会更迅速。

关于利率传导的实证计量模型大多采用如下形式

$$\text{rr}_L = \alpha + \beta \text{mr}_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中, α 是利率加成; β 是利率的传导效率。由于 rr_L 通常遵循的是非平稳的一阶单整过程, 因而式(5)通常采用误差修正模型的形式, 从而捕捉贷款利率与市场利率的长期均衡与短期动态调整关系。关于 mr_t 的选择问题, 以往文献通常采用两种途径: 一种是“资金成本途径”, 即研究贷款利率与可比期限的市场利率之间的关系, 该途径被认为更能反映资金的真实成本^{[16][17][14-15]}。另一些文献采用“货币政策途径”, 即研究贷款利率与政策利率或者短期市场利率之间的关系, 认为银行具有期限转换的特点, 因而长期贷款需求会与短期资金供给相匹配^{[3][328-329][5][4-6]}。需指出的是, 由于货币政策能直接或间接影响银行的资金成本, 因此两种途径有共通之处。

关于在方程(5)中是否加入其他控制变量的问题, 一些研究控制了其他变量如市场竞争程度、银行风险等变量的影响, 如文献[19]和文献[9]。另一些研究(如文献[20]~文献[22])并没有控制其他变量, 而是直接估计银行间利率与银行零售利率的长期协整关系, 因而其传导系数反映了各国经济周期与金融结构等多种因素(如市场集中度、信贷风险、期限错配、银行流动性或资本充足度等)对传导效率的影响。在进行国际比较时, 由于各国金融市场结构差异性较大, 若选择不同的控制变量容易干扰传导系数的横向比较, 直接测算综合的传导系数更为常见。例如 Sørensen 和 Werner^{[17][18-19]} 在比较欧元区各国利率传导系数时便只选择了市场利率作为银行零售利率的解释变量。

(二) 债券收益率传导

与债券收益率传递有关的理论有预期理论与流动性溢价理论。预期理论认为, 长期利率等于预期的短期利率的平均值。如果当前短期利率变化时, 未来预期的短期利率也同步变化, 则长期利率与短期利率一起变动。流动性溢价理论进一步考虑了通货膨胀和未来利率的不确定性给长期债券带来的风险, 因而投资者更加偏好短期债券, 必须给予其正的流动性溢价 $\phi_{n,t}$ 以使其持有长期债券。由于风险溢价通常随着期限增加而增加, 因而收益率曲线常常是向上倾斜的。因此, 期限为 n 的长期债券的收益率可以表示为

$$i_{n,t} = \frac{i_{1,t} + E_t i_{1,t+1} + E_t i_{1,t+2} + \dots + E_t i_{1,t+i} + \phi_{n,t}}{n} \quad (6)$$

其中, $i_{n,t}$ 是 t 期期限为 n 的长期债券收益率; $i_{1,t}$ 是 t 期期限为 1 的短期债券收益率; $E_t i_{1,t+i}$ 是在 t 时刻对 $t+i$ 期短期债券收益率的预期。假设银行间利率 mr_t 向同时期的短期债券市场利率的传递系数为 φ , 即 $\frac{\partial E_t i_{1,t+i}}{\partial E_t \text{mr}_{t+i}} = \varphi$, 那么当期银行间利率向长期债券收益率的传递系数可以表示为 $\frac{\partial i_{n,t}}{\partial \text{mr}_t} = \varphi \frac{1 + \rho + \rho^2 + \dots + \rho^{n-1}}{n}$ 。

可见, 银行间利率可以实现对长期债券收益率的有效传导, 并且在银行间利率对未来利率预期的影响(ρ)越大和银行间利率对同时期短期债券收益率影响(φ)越大的情况下, 银行间利率向长期债券收益率的传导效率便越高。简单观察 $\varphi \frac{1 + \rho + \rho^2 + \dots + \rho^{n-1}}{n}$, 就可发现它是随 ρ 和 φ 而单调递增的。

(三) 利率传导的不对称性

一些理论显示利率传导可能存在正向或者负向的不对称性。这意味着不考虑利率传导非对称性的计量

模型可能是有缺陷的。

正向的不对称性是指银行间利率的上升会导致长期利率更快或者更强的反应,而利率下降的影响更缓慢或更微小。对于银行利率传导而言,正向不对称性在理论上可能有以下原因^{[23]6-7}:(1)转换成本或信息成本。当市场利率上升时,银行迅速提高贷款利率,从而保持利差,而当市场利率下降时,银行利用客户具有转换成本或信息成本,使贷款利率不完全调整以提升利差^[24]。(2)贷款利率向下调整的刚性。从银行角度而言,向下调整贷款利率容易引发价格战,因而银行更愿意提高利率而非降低利率。(3)商业周期因素。由于经济衰退时政策利率会下降,同时企业对银行贷款需求变得缺乏弹性,银行可能利用这个机会增加利差,从而呈现正向非对称性。对于债券利率传导而言,在经济衰退时,短期银行间利率会大幅下降,但由于人们具有较高流动性偏好或预期未来通货膨胀可能会上升,因而长期国债利率可能不会下降太多。

同样,利率传导也可能呈现负向非对称性。不对称信息下银行担心提高利率会吸引高风险借款人,因而贷款利率会具有向上粘性^[25]。具备反通胀信誉的央行上调银行间利率进行反通胀时,由于人们的通胀预期稳定,因此长期利率不会过度反应。相反,如果经济陷入衰退和通缩困境,而央行具有较强的抗衰退偏好,短期的宽松货币政策会导致人们认为未来央行将继续下调利率,则长期债券利率会下调更多^{[23]7-8}。

二、计量模型与数据

(一)NARDL 计量模型

为了研究银行间利率对短期与中长期贷款利率、房贷利率以及债券利率的传导效率,本文采用 Shin 等^{[26]281-314}开发的非线性自回归分布滞后(Nonlinear Autoregressive Distributed Lag, NARDL)模型。NARDL 模型从不对称性角度对 Pesaran 等^{[27]289-326}开发的线性自回归分布滞后模型进行了扩展,基于单方程误差修正模型和动态乘子,可同时模型化长期与短期的非对称性。此外,与传统的协整分析要求所有自变量均为一阶单整不同,该模型允许自变量是平稳、一阶单整或者二者的组合,更加具备灵活性。考虑如下的非对称协整关系

$$ir_t = \beta^+ mr_t^+ + \beta^- mr_t^- + u_t \quad (7)$$

其中, ir_t 表示贷款利率、房贷利率和债券利率等; mr_t 为银行间利率; β^+ 和 β^- 为非对称长期系数; mr_t^+ 和 mr_t^- 为正向和负向变化之和,公式如下

$$mr_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta mr_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta mr_j, 0) \quad mr_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta mr_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta mr_j, 0) \quad (8)$$

式(7)的 ARDL 形式,也即 NARDL 模型可以表示如下

$$\Delta ir_t = \omega ir_{t-1} + \theta^+ mr_{t-1}^+ + \theta^- mr_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \varphi_j \Delta ir_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\pi_j^+ \Delta mr_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta mr_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中, $\beta^+ = -\theta^+/\omega$, $\beta^- = -\theta^-/\omega$ 。可运用边际检验程序检验 $\omega = \theta^+ = \theta^- = 0$, 以判断 ir_t 、 mr_t^+ 和 mr_t^- 之间是否具备长期协整关系。同时还可检验长期和短期的非对称性是否存在:若 $\theta^+ = \theta^- = \theta$, 则长期对称;若对于 $i=0, \dots, q$ 均有 $\pi_i^+ = \pi_i^-$, 则短期对称。

最后, NARDL 模型还可以用于计算 mr_t^+ 和 mr_t^- 的单位变动对 ir_t 的累计动态乘数效应,定义如下

$$ADM_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial ir_{t+j}}{\partial mr_t^+} \quad ADM_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial ir_{t+j}}{\partial mr_t^-} \quad h=0, 1, 2, \dots \quad (10)$$

通过构造式(10),可证明当 $h \rightarrow \infty$ 时, ADM_h^+ 和 ADM_h^- 分别逼近 β^+ 和 β^- 。式(10)可显示在出现正向或负向的初始冲击之后,因变量如何从短期的非均衡状态逐渐过渡到长期均衡状况,以及这个过程的非对称变化。

(二)数据来源

为对比中国、美国和欧元区利率传导情况,本文主要使用了三个数据集,其中利率均为年化利率。

中国的数据选取窗口为 2004 年 9 月—2019 年 2 月,银行间利率选择的是七天质押式回购加权平均利率;短期贷款利率用银行票据融资加权平均利率代理,该变量为季度数据,使用插值法转换为月度数据,受实际数据限制,区间为 2008 年 12 月—2018 年 12 月;中长期贷款利率用中长期贷款基准利率(1~3 年)和利

率浮动区间贷款占比加权平均进行估算^①,区间为2004年9月—2018年12月;住房贷款利率为季度数据,使用插值法转换成月度数据,区间为2008年12月—2018年12月。以上利率均为单利。中国优质企业债收益率用七年期AAA级企业的到期收益率代理,中等企业债券收益率用七年期AA级企业的债券到期收益率代理。数据来自于Wind数据库。

美国的数据窗口为2004年9月—2019年2月,美国的银行间利率用有效联邦基金利率代理;短期贷款利率为银行最优惠贷款利率(bank prime loan rate),它由美国最大的25家商业银行发布,被用来为商业银行短期贷款提供定价基准。由于美联储没有公布工商业的中长期贷款利率,本文使用美国商业银行中长期的个人贷款利率做代理变量,具体而言选用48个月的新车购置贷款利率。住房抵押贷款利率用15年固定利率抵押贷款来代理。以上利率均为单利。美国国债利率为即期收益率。美国优质企业债收益率用穆迪发布的Aaa级公司债收益率代理,其选择的债券期限为20年以上的;中等级别的企业债收益率用Baa公司债收益率代理。数据来自于圣路易斯美联储。

欧元区的数据窗口为2000年1月—2019年2月。欧元区银行间利率选择欧元区银行隔夜拆借平均利率(Euro OverNight Index Average,EONIA);短期贷款利率选择金额100万欧元以下的企业浮动贷款利率;中长期贷款利率选择100万欧元以下、固定利率期为1~5年的企业贷款利率;住房贷款利率选择固定利率期十年以上的贷款利率。以上利率均为单利。

欧元区国债即期收益率选择的债券集合为AAA级国债以减少欧洲主权债务危机的影响,受数据可得性限制,实际区间为2004年9月—2019年2月。以上数据均来自ECB网站。欧元区Aaa级和Baa级企业债收益率数据来自于彭博巴克莱债券指数集,数据区间为2004年4月—2019年2月。

(三)数据的描述性统计分析

各变量的统计性描述结果如表1所示。从表1中可以看出,银行间利率在利率谱系中处于次低水平,仅高于三个月期国债利率;同时,期限越长,利率水平越高;信用风险较高的公司债利率高于国债利率。近年来欧元区的货币市场利率出现负值,这与欧央行实行负的存款便利利率有关。从银行间利率相对于国债利率的波动性来看,中国银行间利率的波动性较高。最后,对各变量进行ADF检验,发现所有变量的一阶差分都是平稳的,没有任何一个变量是二阶单整,实施NARDL模型的条件得到满足。

三、实证结果

本文运用NARDL模型进行回归分析,选择的最大滞后阶数为6,并用AIC准则确定最优的滞后阶数,得到一系列参数估计。表2汇报了银

表1 各变量的描述统计分析及单位根检验

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	一阶差分的ADF值
中国:					
七天银行间利率	2.81	1.04	0.94	6.92	-10.75***
短期贷款利率	4.93	1.67	1.80	9.83	-3.46***
中长期贷款利率	6.95	0.79	5.74	8.70	-6.58***
住房贷款利率	5.63	0.97	4.34	7.62	-2.70***
三个月国债收益率	2.47	0.77	0.82	4.6	-9.23***
一年期国债收益率	2.64	0.73	0.93	4.08	-8.22***
五年期国债收益率	3.24	0.56	1.98	4.43	-8.65***
十年期国债收益率	3.62	0.53	2.69	5.24	-8.28***
AAA企业债收益率	4.71	0.71	3.25	6.26	-8.07***
AA企业债收益率	5.78	0.78	3.85	7.66	-7.83***
美国:					
联邦基金利率	1.40	1.75	0.07	5.26	-5.70***
短期贷款利率	4.49	1.70	3.25	8.25	-5.59***
中长期贷款利率	5.74	1.30	4.00	7.99	-1.83*
住房抵押贷款利率	4.17	1.15	2.66	6.39	-10.25***
三个月国债收益率	1.30	1.67	0.01	5.16	-4.46***
一年期国债收益率	1.52	1.66	0.1	5.22	-6.80***
五年期国债收益率	2.37	1.24	0.62	5.07	-10.21***
十年期国债收益率	3.06	1.00	1.5	5.11	-10.49***
Aaa企业债收益率	4.60	0.79	3.28	6.28	-10.93***
Baa企业债收益率	5.67	1.02	4.22	9.21	-9.39***
欧元区:					
EONIA	1.56	1.70	-0.37	5.06	-5.46***
短期贷款利率	4.05	1.21	1.97	6.52	-5.44***
中长期贷款利率	4.46	1.28	2.16	6.82	-5.12***
住房贷款利率	3.66	1.12	1.75	5.37	-5.12***
三个月AAA国债收益率	0.87	1.54	-0.86	4.25	-6.31***
一年期AAA级国债利率	0.96	1.60	-0.84	4.43	-6.87***
五年期AAA级国债利率	1.64	1.57	-0.54	4.54	-9.04***
十年期AAA级国债利率	2.38	1.49	-0.12	4.67	-9.51***
Aaa企业债收益率	2.48	1.50	0.38	6.78	-8.77***
Baa企业债收益率	3.59	2.02	0.79	9.07	-7.49***

注:*、**、***表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著。

^①计算公式为 $rr_t = bmr_t \times \sum_k [0.5 \times (d_k + u_k) \times ratio_k]$ 。其中, rr_t 是贷款加权平均利率; bmr_t 是贷款基准利率; d_k 和 u_k 是浮动区间上限和下限, $k=1, 2, \dots, 6$ 表示较基准利率下浮10%之内、不浮动、上浮30%之内、上浮30%~50%、上浮50%~100%、上浮100%以上。本文将上浮100%以上的贷款利率用2.2倍基准利率替代。 $ratio_k$ 表示在第 k 个浮动区间定价的贷款占比。

行间利率向其他市场利率传导的对称性检验的 Wald 统计值。可以发现:中国、美国和欧元区的一部分利率传导存在短期和长期的非对称现象。具体而言,中国银行间利率在向短期贷款利率、五年期和十年期的国债收益率传导时存在短期非对称性,在向中长期贷款利率传导时存在长期不对称性。美国银行间利率在向中长期贷款利率、三个月和一年国债收益率、Baa 企业债收益率传导时存在短期不对称性,向短期贷款利率、Aaa 企业债收益率传导时存在长期不对称性。欧元区银行间利率在向中长期贷款利率传导时存在短期不对称性,向三个月、一年和五年的国债收益率传导时存在长期不对称性。

NARDL 模型的长期系数估计结果如表 3 所示^①,对比中国和美、欧的利率传导效率发现:

1. 中国的银行间利率向短期贷款(票据贴现)利率、债券收益率的传导效率与美、欧差距不大。例如,中国银行间利率向短期贷款利率的正向与负向传导率分别为 1.04 与 1.08,高于美国的 0.99 与 0.97,低于欧元区的 1.73 和 1.25;中国银行间利率向三个月国债收益率的正向和负向的传导率均为 0.81,美国相应的传导效率则分别为 0.90 和 0.87,欧元区的为 0.81 和 0.93,相互之间差距并不大。这是符合直觉的。中国票据贴现、转贴现利率自 2007 年以来便已实现在 Shibor 基础上加点形成,因而银行票据融资利率对银行间利率反应灵敏。在套利机制作用下,中国的短期国债市场与同业拆借市场、银行间质押回购市场形成了较强联动关系,因而银行间市场利率向短期国债市场的传导效率也较高,这反映了中国利率市场化不断深化的现实。

2. 中国的银行间利率向中长期贷款利率和债券收益率的传导效率低于美、欧。中国银行间利率向中长期贷款利率的正向传导效率为 0.49,负向传导效率为 0.55,负向传导效率大于正向传导效率,其原因可能在于中国银行间利率不时出现时点性飙升,对提高中长期贷款利率的作用不大;美国联邦基金利率向中长期贷款利率的正向传导效率为 1.78,负向传导效率为 1;欧元区银行间利率向中长期贷款利率的正、负向传导效率均在 0.8 以上。向中长期债券收益率的传导效率方面,中国银行间利率向一年期国债收益率的正向和负向传导效率分别为 0.55 和 0.54,美国的传导效率分别为 0.77 和 0.75,欧元区的情况为 0.65 和 0.87。中国银行间利率对五年期国债收益率的传导效率不显著,而美国联邦基金利率对五年期国债收益率的正向和负向传导效率分别为 0.37 和

表 2 短期与长期利率传导的对称性检验

变量	长期 W_{LR}	短期 W_{SR}	最优滞后阶数
中国:			
短期贷款利率(票据)	3.68* (0.06)	7.21** (0.01)	(5,4)
中长期贷款利率	14.34*** (0.00)	2.40 (0.12)	(3,2)
住房贷款利率	3.71* (0.06)	0.02 (0.89)	(5,3)
三个月国债收益率	0.18 (0.67)	0.23 (0.63)	(5,2)
一年期国债收益率	0.85 (0.36)	1.35 (0.25)	(3,3)
五年期国债收益率	0.61 (0.43)	6.98** (0.01)	(2,3)
十年期国债收益率	0.05 (0.82)	6.16** (0.01)	(3,3)
AAA 企业债收益率	1.14 (0.29)	1.28 (0.26)	(3,3)
AA 企业债收益率	1.56 (0.21)	1.25 (0.27)	(2,4)
美国:			
短期贷款利率	4.68** (0.03)	0.02 (0.89)	(6,6)
中长期贷款利率	1.26 (0.26)	13.06** (0.00)	(6,3)
住房抵押贷款利率	0.85 (0.36)	1.70 (0.19)	(6,2)
三个月国债收益率	0.42 (0.53)	6.69** (0.01)	(2,3)
一年期国债收益率	0.06 (0.81)	8.58*** (0.00)	(2,6)
五年期国债收益率	1.35 (0.25)	1.27 (0.26)	(2,4)
十年期国债收益率	3.56* (0.06)	0.00 (0.96)	(2,4)
Aaa 企业债收益率	7.71** (0.01)	0.00 (0.96)	(4,5)
Baa 企业债收益率	3.16* (0.08)	4.54** (0.04)	(5,6)
欧元区:			
短期贷款利率	1.73 (0.19)	0.39 (0.53)	(5,4)
中长期贷款利率	0.65 (0.42)	3.58* (0.06)	(4,4)
住房贷款利率	0.02 (0.89)	0.86 (0.36)	(3,3)
三个月 AAA 国债收益率	5.84** (0.02)	0.05 (0.83)	(3,4)
一年期 AAA 级国债利率	12.45*** (0.00)	0.58 (0.45)	(2,3)
五年期 AAA 级国债利率	6.56** (0.01)	1.84 (0.17)	(2,4)
十年期 AAA 级国债利率	1.77 (0.19)	1.42 (0.24)	(2,3)
Aaa 企业债收益率	0.10 (0.75)	0.13 (0.72)	(2,2)
Baa 企业债收益率	2.01 (0.16)	0.06 (0.81)	(2,2)

注:数值下边括号内为 P 值; W_{SR} 表示短期对称性的 Wald 检验 $\pi_i^+ = \pi_i^-$, W_{LR} 表示长期对称性的 Wald 检验 $\theta^+ = \theta^-$; 滞后阶数的第一个数字表示因变量的滞后阶数,第二个数字表示自变量的滞后阶数; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。

①为了节省篇幅,本文省略短期系数,有需要的可以向作者索取。

0.53, 欧元区的正向传导效率不显著但负向传导效率显著为 0.53。中国银行间利率向中长期贷款、债券利率的传导效率较低可能反映了银行间利率向未来银行间利率的引导作用较低。

此外,表3还汇报了 F_{PSS} 和 t_{BDM} 值,可用于判断长期协整关系是否显著,当其绝对值大于边限值的绝对值时,可以认为长期协整关系成立。可以看到,对中国而言,除住房贷款利率与银行间利率的协整关系不显著外,其他利率与银行间利率的长期协整关系均是显著的,说明中国银行间利率基本已与广泛市场利率形成了联动关系。

表3 NARDL模型长期系数的估计结果

因变量	中国		美国		欧元区	
	β^+	β^-	β^+	β^-	β^+	β^-
短期贷款利率	1.04*** (0.00) Adj. $R^2=0.98$ $N=116$	1.08*** (0.04) $F_{PSS}=8.80$ $t_{BDM}=-3.48$	0.99*** (0.00) Adj. $R^2=0.94$ $N=174$	0.97*** (0.00) $F_{PSS}=13.37$ $t_{BDM}=-6.32$	1.73** (0.05) Adj. $R^2=0.61$ $N=224$	1.25** (0.02) $F_{PSS}=1.13$ $t_{BDM}=-1.31$
中长期贷款利率	0.49** (0.02) Adj. $R^2=0.15$ $N=169$	0.55** (0.01) $F_{PSS}=5.38$ $t_{BDM}=-3.64$	1.78* (0.06) Adj. $R^2=0.97$ $N=174$	1.00*** (0.00) $F_{PSS}=5.94$ $t_{BDM}=-2.04$	0.98** (0.03) Adj. $R^2=0.35$ $N=225$	0.82*** (0.00) $F_{PSS}=2.30$ $t_{BDM}=-2.42$
住房贷款利率	0.64* (0.06) Adj. $R^2=0.99$ $N=116$	0.70** (0.05) $F_{PSS}=2.61$ $t_{BDM}=-2.43$	0.35 (0.14) Adj. $R^2=0.17$ $N=174$	0.53*** (0.00) $F_{PSS}=3.15$ $t_{BDM}=-2.96$	0.92* (0.09) Adj. $R^2=0.34$ $N=190$	0.89** (0.01) $F_{PSS}=2.52$ $t_{BDM}=-2.34$
三个月国债收益率	0.81*** (0.00) Adj. $R^2=0.47$ $N=169$	0.81** (0.00) $F_{PSS}=8.45$ $t_{BDM}=-4.99$	0.90*** (0.00) Adj. $R^2=0.58$ $N=174$	0.87*** (0.00) $F_{PSS}=3.85$ $t_{BDM}=-2.27$	0.81*** (0.00) Adj. $R^2=0.69$ $N=171$	0.93*** (0.00) $F_{PSS}=3.72$ $t_{BDM}=-3.01$
一年期国债收益率	0.55*** (0.00) Adj. $R^2=0.39$ $N=171$	0.54*** (0.00) $F_{PSS}=4.90$ $t_{BDM}=-3.52$	0.77*** (0.00) Adj. $R^2=0.58$ $N=174$	0.75*** (0.00) $F_{PSS}=4.25$ $t_{BDM}=-2.32$	0.65*** (0.00) Adj. $R^2=0.51$ $N=172$	0.87*** (0.00) $F_{PSS}=5.45$ $t_{BDM}=-3.48$
五年期国债收益率	0.10 (0.62) Adj. $R^2=0.31$ $N=171$	0.09 (0.68) $F_{PSS}=7.16$ $t_{BDM}=-3.66$	0.37*** (0.00) Adj. $R^2=0.17$ $N=174$	0.53*** (0.00) $F_{PSS}=3.68$ $t_{BDM}=-3.21$	0.04 (0.91) Adj. $R^2=0.18$ $N=172$	0.53** (0.01) $F_{PSS}=3.65$ $t_{BDM}=-3.14$
十年期国债收益率	0.09 (0.61) Adj. $R^2=0.31$ $N=171$	0.09 (0.61) $F_{PSS}=8.37$ $t_{BDM}=-4.40$	0.12 (0.54) Adj. $R^2=0.15$ $N=174$	0.40*** (0.00) $F_{PSS}=3.50$ $t_{BDM}=-3.23$	0.12 (0.83) Adj. $R^2=0.11$ $N=172$	0.53 (0.12) $F_{PSS}=2.41$ $t_{BDM}=-2.65$
优质企业债收益率	0.41** (0.05) Adj. $R^2=0.25$ $N=153$	0.42** (0.05) $F_{PSS}=5.74$ $t_{BDM}=-3.83$	-0.09 (0.56) Adj. $R^2=0.23$ $N=174$	0.26** (0.00) $F_{PSS}=4.72$ $t_{BDM}=-3.68$	1.17** (0.02) Adj. $R^2=0.28$ $N=177$	1.10** (0.00) $F_{PSS}=2.58$ $t_{BDM}=-2.49$
中等企业债收益率	0.49** (0.04) Adj. $R^2=0.26$ $N=140$	0.52** (0.04) $F_{PSS}=4.85$ $t_{BDM}=-3.60$	-0.10 (0.63) Adj. $R^2=0.42$ $N=174$	0.18 (0.10) $F_{PSS}=6.97$ $t_{BDM}=-4.48$	2.82** (0.01) Adj. $R^2=0.34$ $N=177$	2.11*** (0.00) $F_{PSS}=4.55$ $t_{BDM}=-2.61$

注:系数下边括号内是 P 值; F_{PSS} 统计值是检验是否存在长期协整关系,原假设为不存在长期协整关系, t_{BDM} 是另一个检验长期协整关系的统计值,功能同 F_{PSS} ;Pesaran 等^{[27]300-304} 汇报了边限检验的临界值, F_{PSS} 的 5%边限值为 5.73($k=1$)和 4.85($k=2$), t_{BDM} 的 5%的边限值为 -3.22($k=1$)和 -3.53($k=2$);*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。

图 1~图 3 为累计动态乘子,它描述了银行间利率的正向或负向单位变化对银行贷款利率、债券利率等的动态影响。从图 1 可以看到,中国银行间利率向短期贷款利率和长期国债收益率的传导存在短期的正向不对称性,即这些利率在短期呈现“易升难降”的特点。其原因可能与转换成本、贷款利率向下刚性和商业周期因素有关。但长期而言,这种不对称性不显著,或者在数值上很小,说明这些因素的影响是暂时的。从传导速率上讲,银行间利率对一年期国债利率、公司债利率和短期贷款利率传导较快,而对长期贷款利率和住房购买贷款利率传导速度较慢。这说明期限长的利率品种对银行间利率反应较为滞后。从图 2 和图 3 可以看到,美国短期贷款利率对联邦基金利率的反应几乎是同时的且传导完全,美国中长期贷款利率和一年期国债利率的反应呈现短期正向非对称性。欧元区对中长期贷款利率的传导具有短期正向非对称性,对国债利率的传导具有长期负向不对称性。此外,美国和欧元区的银行间利率向贷款利率的传导速度均快于中国。这可能说明中国银行业贷款利率定价的市场化程度还有待进一步提高。

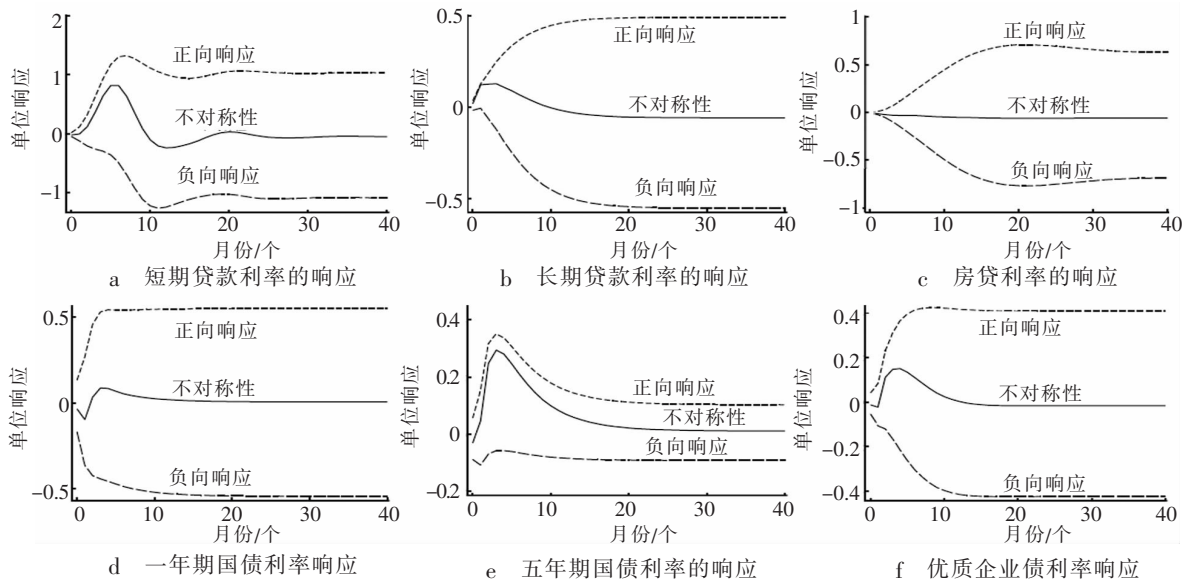


图1 中国银行间利率的传导效率

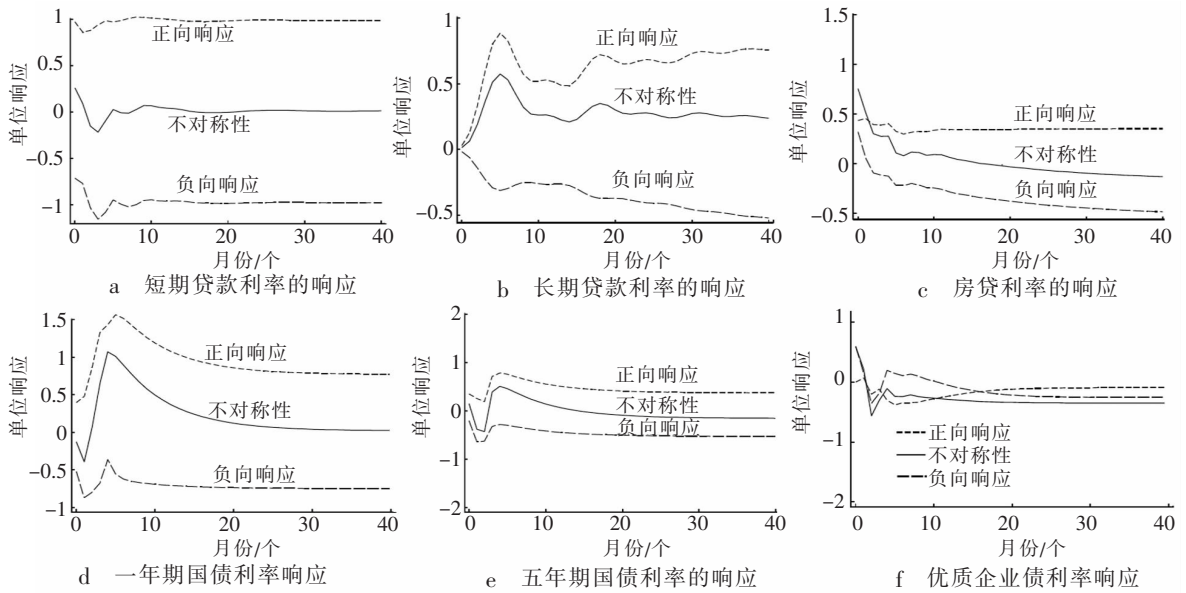


图2 联邦基金利率的传导效率

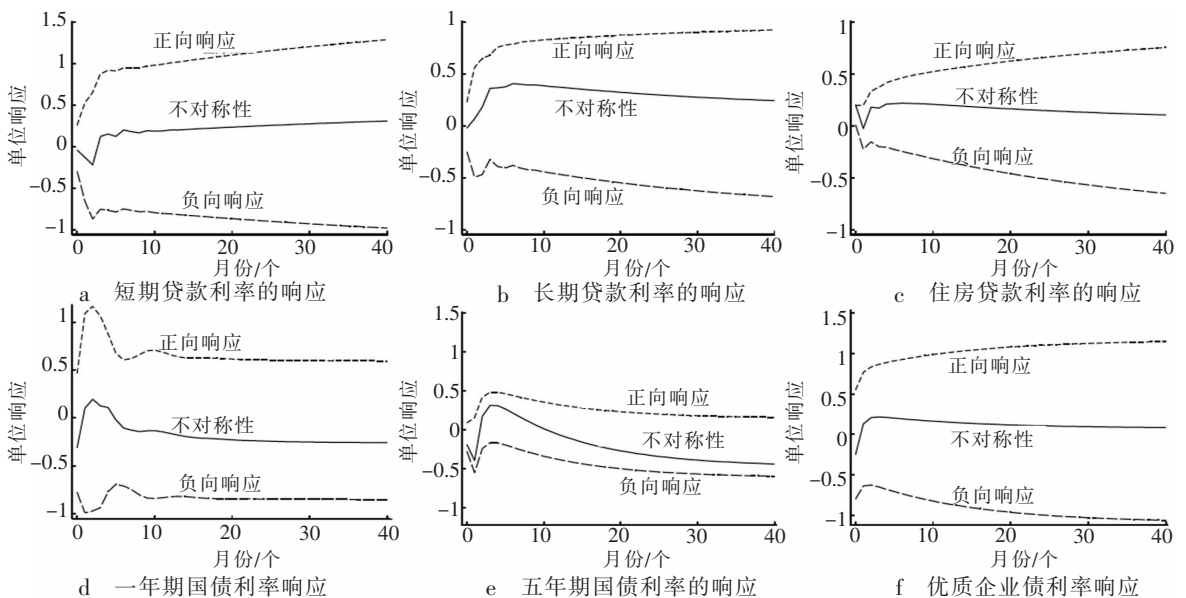


图3 欧元区银行间利率的传导效率

四、进一步的讨论:即期银行间利率对未来银行间利率预期的影响

由前文的实证分析可以看出,中国银行间利率向中长期利率传导的效率低于美国和欧元区。而由理论分析可知,这可能与即期利率变动对未来利率预期的影响有关。即期利率对未来利率预期的影响越强,则传导效率更高。本部分检验各国银行间利率对未来利率预期的影响,进而为中国利率传导率较低提供一个可能的解释。

未来银行间利率预期是无法直接观测到的,但可以用远期利率来推测。借鉴李宏瑾^[28]的研究,本文将二者的关系表示如下: $f_t^{m,n-m} = E_t R_{t+m,n-m} + \theta_t(m,n)$ 。 $f_t^{m,n-m}$ 是银行间利率期限结构所隐含的 t 时刻期限为 $n-m$ 的 m 期远期利率, $E_t R_{t+m,n-m}$ 是对未来 $t+m$ 时刻期限为 $n-m$ 的银行间利率的预期, $\theta_t(m,n)$ 是期限溢价。远期利率的计算运用到远期利率和即期利率的关系: $(1+R_{t,m} \times \frac{m}{12})(1+f_t^{m,n-m} \times \frac{n-m}{12}) = (1+R_{t,n} \times \frac{n}{12})$,上述利率均以年利率表示,期限单位为月。因而远期利率可以用公式表示为 $f_t^{m,n-m} = \left[\frac{1+R_{t,n} \times \frac{n}{12}}{1+R_{t,m} \times \frac{m}{12}} - 1 \right] \times \frac{12}{n-m}$ 。

本文构建如下计量模型

$$E_t R_{t+m,n-m} = \alpha + \beta \text{mr}_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中,自变量 mr_t 为七天银行间质押回购利率,因变量为银行间利率预期。利用银行间远期利率与未来银行间利率预期的关系,可将式(11)转换为

$$f_t^{m,n-m} = \alpha + \beta \text{mr}_t + \theta_t(m,n) + \varepsilon_t \quad (12)$$

式(12)的自变量多了一个期限溢价。以往研究关于期限溢价的假设有三种情形:一是在纯理性预期的假设下,期限溢价为0;二是期限溢价不随时间变化,只与期限结构有关;三是期限溢价为时变的。第三种情形更为切合实际。Tzavalis和Wickens^{[29]369}假设不同的期限溢价满足 $\theta_t(m,n) = \gamma^{m,n,m',n'} \theta_t(m',n')$ 的形式,此时能较好地控制时变的期限溢价。本文参考这一方法,取 $m'=1, n'=2$ 。于是,带入式(12)可以进一步得到如下回归模型

$$f_t^{m,n-m} = \alpha + \beta \text{mr}_t + \gamma^{m,n,1,2} (f_t^{1,1} - R_{t+1,1}) + \varphi_t \quad (13)$$

其中,残差 $\varphi_t = \gamma^{m,n,1,2} (R_{t+1,1} - E_t R_{t+1,1}) + \varepsilon_t$ 。对于残差中的 $(R_{t+1,1} - E_t R_{t+1,1})$ 项,假设对利率的预期是真实利率的无偏估计。因此残差 φ_t 的均值为0,但是其与回归项 $f_t^{1,1} - R_{t+1,1}$ 具有相关性,因而不满足外生性条件,需用GMM的方法进行估计。Tzavalis和Wickens^{[29]373-374}选择的是一年与一个月债券利率的利差,短期利率差分的一期滞后项以及一年期债券利率的差分来作为工具变量。参考上述方法,对中国而言,选择21天银行间利率与14天银行间利率的利差、21天银行间利率的差分与14天银行间利率的差分作为工具变量。对于美国和欧元区,由于数据可得性不同,选择期限为一个月与一星期的Libor利差及其分别的差分为工具变量。分别计算 $f_t^{1,1}, f_t^{2,1}, \dots, f_t^{24,12}$ 的远期利率时间序列,带入式(13)进行回归,可得到 β 值。这个值既衡量短期银行间利率对远期利率的影响,也是其对未来利率预期的传导效率(具体回归结果如表4所示)。

从表4可以看出,从 $f_t^{6,3}$ 开始,中国银行间利率对未来利率预期的影响开始弱于欧美,尤其对于 $f_t^{12,12}$ 和 $f_t^{24,12}$,中国银行间市场利率的影响力仅为美国的53%和

表4 短期银行间利率变化对未来即期利率预期的影响(GMM)

远期利率	中国		美国		欧元区	
	β	γ	β	γ	β	γ
$f_t^{1,1}$	1.14*** (0.04)	1.31*** (0.15)	0.98*** (0.01)	1.68*** (0.52)	1.03*** (0.07)	1.31*** (0.16)
$f_t^{2,1}$	1.01*** (0.12)	1.49*** (0.40)	0.97*** (0.01)	2.11*** (0.72)	1.02*** (0.01)	2.05*** (0.33)
$f_t^{3,1}$	1.15*** (0.14)	0.52 (0.62)	0.95*** (0.02)	1.75*** (0.50)	0.93*** (0.02)	1.49*** (0.24)
$f_t^{4,2}$	0.91*** (0.09)	1.07*** (0.30)	0.92*** (0.02)	1.69*** (0.45)	0.87*** (0.02)	1.59*** (0.28)
$f_t^{6,3}$	0.73*** (0.10)	0.82*** (0.32)	0.87*** (0.02)	1.32*** (0.41)	0.86*** (0.02)	1.50*** (0.28)
$f_t^{12,12}$	0.43*** (0.04)	0.50*** (0.15)	0.81*** (0.02)	0.27 (0.39)	1.04*** (0.03)	0.26 (0.26)
$f_t^{24,12}$	0.26*** (0.04)	0.27** (0.11)	0.67*** (0.02)	-0.19 (0.25)	0.94*** (0.03)	0.99*** (0.35)

注:括号内为标准差;*、**、***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平下显著;中国一年以内的远期银行间利率用银行间质押回购利率测算。美国和欧元区一年以内的银行间利率用Libor利率测算;一年以上的远期银行间利率均用国债利率的测算结果来代理。

38%,为欧元区的41%和28%,说明中国银行间利率对未来利率预期影响的衰减率较高。

中国银行间利率对未来银行间利率预期的引导作用衰减相对较快的原因有两个方面:(1)中国对银行间利率的管理较为粗放,银行间利率受短期因素影响而波动性较大。例如在季末、年末和缴税高峰等时点,银行间利率可能会出现短期飙升,但这并不意味着货币政策转向,经济主体对未来银行间利率的预期并没有发生太大的变化。而美国和欧元区都将银行间利率作为货币政策的操作目标,积极通过公开市场操作稳定银行间利率,并且建立了较为完善的利率走廊机制。美国联邦基金利率的目标区间宽度仅25个基点,欧元区的利率走廊宽度也仅75个基点。因此,美国和欧元区的银行间利率受到与货币政策无关的扰动较小。(2)美联储和欧央行对未来银行间利率走势提供了前瞻指引。美联储会在FOMC会议结束后发表声明,通过措辞的微调提示未来联邦基金利率的可能走势,同时还会定期发布未来联邦基金利率的点阵图,通常点阵图的变动与当期联邦基金利率的变动是一致的,因而当期联邦基金利率的变动能对未来利率预期起到较好的引导作用。欧洲中央银行在货币政策会议的新闻通讯稿中也会就未来利率走势进行前瞻指引,例如2019年12月欧央行在会后声明中承诺“关键利率将继续保持或低于当前水平直到通货膨胀回归至预期目标”,这使得当前政策利率变动能传导至未来预期。中国货币政策前瞻指引主要体现在货币政策执行报告“下一阶段主要政策思路”中,但其表述相对隐晦和模糊,多用“稳健”一词概述货币政策,让人难以判断人民银行倾向于宽松抑或紧缩,不利于市场主体对未来银行间利率走势形成较为清晰的预期。因而,中国即期银行间利率对未来银行间利率的引导力不够。

五、结论和政策建议

本文研究发现:中国银行间利率向短期贷款利率的正向和负向传导效率以及向三个月国债利率的正、负向传导与美、欧相近;但向中长期贷款和债券利率的传导效率低于美、欧。中国即期银行间利率对一年以内银行间利率预期的传导效率较高,而对一年之上利率预期的传导效率明显弱于欧、美。这可能是中国银行间利率向中长期利率传导效率较低的原因之一。进一步分析认为即期银行间利率对利率预期引导力较弱主要是因为银行间利率的波动性较高和中国货币政策的前瞻指引不够。

本文的研究贡献有两点:(1)在利率传导机制上创新性地探讨了预期因素对传导效率的影响。(2)运用较新的NARDL模型对中国的利率传导效率做了实证研究,并首次实证检验了中国银行间利率对未来银行间利率预期的影响。

为提高中国银行间利率向市场利率谱系的传导效率,政策层可以从以下几个方面着手:(1)完善公开市场操作和利率走廊机制,降低银行间利率的波动性,发挥其传递货币政策意图的功能。只有降低银行间利率的波动性,市场参考银行间利率定价的意愿才会增强,利率传导机制才更为通畅。(2)适时对未来利率走向进行前瞻指引,使市场形成对未来银行间利率水平的合理预期,从而提高即期银行间利率向中长期市场利率的传导效率。(3)进一步推动以利率市场化为核心的一系列体制改革,包括增加商业银行存贷款定价的能力和市场化,增加银行业的竞争度;完善征信体系,提高市场的透明度,降低信息的不对称程度;增加国债市场、利率衍生品市场的广度和深度,促进中长期基准利率的形成等。

参考文献:

- [1] 马骏. 货币政策传导机制研究及意义[J]. 中国金融, 2019(1): 19-20.
- [2] WALSH C E. Foreword[M]. Macroeconomic theory and macroeconomic pedagogy. London: Palgrave Macmillan, 2009.
- [3] KARAGIANNIS S, PANAGOPOULOS Y, VLAMIS P. Interest rate pass-through in Europe and the US: monetary policy after the financial crisis[J]. Journal of Policy Modeling, 2010, 32(3): 323-338.
- [4] BECKER R, OSBORN D R, YILDIRIM D. A threshold cointegration analysis of interest rate pass-through to UK mortgage rates[J]. Economic Modelling, 2012, 29(6): 2504-2513.
- [5] BLOT C, LABONDANCE F. The interest rate pass-through during the Effective Lower Bound: has the ECB lost control on the retail-banking markets [C]//Proceedings of International Symposium on Money, Banking and Finance. Aix-en-Provence: European Research Group, 2018.
- [6] LIU M H, MARGARITIS D, TOURANI-RAD A. Monetary policy transparency and pass-through of retail interest rates[J]. Journal of Banking & Finance, 2008, 32(4): 501-511.

- [7] 马骏,王红林. 政策利率传导机制的理论模型[J]. 金融研究,2014(12):1-22.
- [8] 郭豫媚,戴贇,彭俞超. 中国货币政策利率传导效率研究:2008—2017[J]. 金融研究,2018,462(12):41-58.
- [9] LIU K. The determinants of China's lending rates and interest rates pass-through:a cointegration analysis[J]. *Research in Economics*,2019,73(1):66-71.
- [10] 钱雪松,杜立,马文涛. 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[J]. 管理世界,2015(11):11-28.
- [11] 纪敏,张翔,牛慕鸿,等. 货币政策通过银行体系的传导[R]. 北京:中国人民银行,2016.
- [12] JIN X,SONG F M,WANG Y,et al. Interest rate pass-through in a dual-track system:evidence from China[J]. *China & World Economy*,2014,22(4):21-39.
- [13] MONTI M. A theoretical model of bank behaviour and its implications for monetary policy[J]. *L'Industria*,1971,2:165-191.
- [14] KLEIN M A. A theory of the banking firm[J]. *Journal of Money,Credit and Banking*,1971,3(2):205-218.
- [15] KLEIMEIER S,SANDER H. Expected versus unexpected monetary policy impulses and interest rate pass-through in euro-zone retail banking markets[J]. *Journal of Banking & Finance*,2006,30(7):1839-1870.
- [16] DE BONDT G,MOJON B,VALLA N. Term structure and the sluggishness of retail bank interest rates in euro area countries[R]. Frankfurt:European Central Bank,2005.
- [17] SØRENSEN C K,WERNER T. Bank interest rate pass-through in the Euro area:a cross country comparison[R]. Frankfurt:European Central Bank,2006.
- [18] BANERJEE A,BYSTROV V,MIZEN P. How do anticipated changes to short-term market rates influence banks' retail interest rates? evidence from the four major Euro area economies[J]. *Journal of Money,Credit and Banking*,2013,45(7):1375-1414.
- [19] LEUVENSTELJN V M,SØRENSEN C K,BIKKER J A,et al. Impact of bank competition on the interest rate pass-through in the euro area [J]. *Applied Economics*,2013,45(11):1359-1380.
- [20] HOFMANN B,MIZEN P. Interest rate pass-through and monetary transmission:evidence from individual financial institutions' retail rates[J]. *Economica*,2004,71:99-123.
- [21] DE BONDT G. Interest rate pass-through:empirical results for the Euro Area[J]. *German Economic Review*,2005,6(1):37-78.
- [22] VERHEYEN F. Interest rate pass-through in the EMU—new evidence using the nonlinear ARDL framework [J]. *Economics Bulletin*,2013,33(1):729-739.
- [23] GREENWOOD-NIMMO M,SHIN Y,VAN TREECK T. The great moderation and the decoupling of monetary policy from long-term rates in the U.S. and Germany[R]. Düsseldorf:Macroeconomic Policy Institute,2010.
- [24] KLEMPERER P. Markets with consumer switching costs[J]. *The Quarterly Journal of Economics*,1987,102(2):375-394.
- [25] STIGLITZ J E,WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. *The American Economic Review*,1981,71(3):393-410.
- [26] SHIN Y,YU B,GREENWOOD-NIMMO M. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework[M]//Festschrift in honor of Peter Schmidt:Econometric Methods and Applications. New York:Springer,2014.
- [27] PESARAN M H,SHIN Y,SMITH R J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships[J]. *Journal of Applied Econometrics*,2001,16:289-326.
- [28] 李宏瑾. 利率期限结构的远期利率预测作用——经期限溢价修正的预期假说检验[J]. 金融研究,2012(8):97-110.
- [29] TZAVALIS E,WICKENS M. Explaining the failures of the term spread models of the rational expectations hypothesis of the term structure[J]. *Journal of Money,Credit and Banking*,1997,29(3):364-380.

The Pass-through of China's Interbank Interest Rate to Market Interest Rate Spectrum

—Based on NARDL Approach and the Comparison between China, the US, and Eurozone

LUO Qi¹, SUN Chao²

(1. School of Applied Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. Economics and Management School of Wuhan University, Wuhan University, Wuhan Hubei 430072, China)

Abstract: NARDL approach was used to empirically assess the interest rate pass-through in China, the US, and Eurozone. It is found that China's interbank interest rate pass-through to short-term loan and short-term government bond is similar to that of the US and the Eurozone. But China has lower interest rate pass-through to long-term loan and long-term government bond; some pass-through processes have short-run positive asymmetry. Further study shows that China's spot interbank interest rate's influence on forward interest rate decays very fast, and the pass-through rate of interest rate swap which incorporates interest rate anticipation is relatively high. Hence, besides the factor of interest rate regulation, China's spot interbank interest rate's impact on forward interbank interest rate being relatively small also results in low pass-through to long-term rate. It is suggested that People's Bank of China further reduce the fluctuation of the interbank interest rate, improve its ability to convey the intent of monetary policy, and use forward guidance to increase China's interest rate pass-through.

Key words: interbank interest rate; NARDL model; interest rate pass-through

[责任编辑:宋宏]