

资本账户开放缩窄了商业银行利差吗？

——来自 41 个新兴市场经济体的证据

张德亮,李 巍

(华东师范大学 经济与管理学部,上海 200062)

[摘要] 银行利差反映银行业效率,研究资本账户开放对银行利差的影响及作用机理具有重要的现实意义。构建一个包含异质性企业的多部门分析框架,从微观层面剖析资本账户开放影响银行利差的内在机制,并运用 41 个新兴市场经济体国家 1996—2016 年的数据进行实证检验,研究结果表明:资本账户开放显著降低了商业银行利差,法定型和事实型开放指数每增加一单位标准差,银行利差分别下降 0.68 和 0.90 个百分点。由此可见,加快推进资本账户开放是新常态下提升银行业效率,降低社会融资成本,进而实现经济高质量发展的重要途径。商业银行应大力拓展非利息业务,促进产品和业务升级,创造新的盈利增长点,以弥补利差缩窄带来的不利影响。

[关键词] 资本账户开放;银行利差;银行业效率;新兴市场经济体;金融开放;利率市场化;动态面板模型;固定效应模型

[中图分类号] F833;F837 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2020)03-0073-14

一、引言

近年来银行利差问题受到业界和学术界的广泛关注。银行利差一方面体现了银行业效率,Rudra 和 Ghost 认为高利差通常伴随着低水平的银行效率^[1];另一方面它也反映了社会福利水平,Islam 和 Nishiyama 研究发现利差的提高会降低社会福利整体水平^[2]。对于资本市场尚不发达的国家而言,银行机构在经济增长中扮演着重要的角色,利差缩窄可以反哺实体经济,降低社会融资成本,从而促进经济高质量发展。根据世界银行测算,1996—2017 年间发展中国家银行业平均净利差为 5.96%,而发达国家平均净利差为 1.54%,由此可见,发展中国家银行业效率明显低于发达国家。当前中国资本账户的开放程度呈现逐渐扩大的态势,据《人民币国际化报告 2019》测算,2018 年中国资本账户开放度为 0.701,与 2012 年测算的资本账户开放度 0.5045 相比提高了近 40%。在当前中国金融供给侧结构性改革的背景下,探讨资本账户开放能否降低商业银行利差,从而提高银行业效率并降低社会融资成本,不仅能为金融监管部门制定金融政策提供理论支撑,也可以为金融机构优化经营管理提供参考依据,具有重要的理论意义和现实价值。国内外关于资本账户开放经济效应的研究大多集中于经济增长方面,对于银行利差问题的讨论主要聚焦于其影响因素,在一个囊括经济学理论、模型和实证检验的系统性框架内探究资本账户开放对银行利差影响的研究成果还鲜有报道。另外,新兴市场经济体资本账户开放究竟会对商业银行利差产生多大影响,答案仍然莫衷一是。由此,本文将在系统梳理经典理论和前人文献研究的基础上,构建一个包含异质性企业的多部门模型框架,剖析资本账户开放影响银行利差的微观机制;然后,运用 41 个新兴市场经济体国家 1996—2016 年的非平衡面板数据,就上述模型的推论和结果

[收稿日期] 2019-12-03

[基金项目] 教育部人文社会科学规划后期项目(11JH032)

[作者简介] 张德亮(1989—),男,安徽合肥人,华东师范大学经济与管理学部博士生,主要研究方向为国际金融、产业经济学,邮箱:zllspace@163.com;李巍(1967—),男,上海人,华东师范大学经济与管理学部教授,博士生导师,主要研究方向为宏观经济、金融风险、产业经济学。

进行实证检验,找出其相应的实证证据;最后,在实证研究的基础上测算出资本账户开放对商业银行利差的影响大小,以期为政府的宏观决策提供有益参考。

二、文献综述

目前国内外学术界针对银行利差的影响因素已经展开了大量基础性研究工作。除此之外,有关金融开放背景下资本账户开放与银行利差的关联性分析也有了一定数量的文献积累。

(一) 银行利差的影响因素

理论研究层面,国外文献对银行利差的影响因素从以下三个方面展开:第一, Ho 和 Saunders 率先提出的交易者模型成为银行净利差影响因素的理论基础,他们研究认为银行利差主要取决于市场结构、管理者风险厌恶程度、交易规模以及利率波动四个因素^[3]。第二,继 Ho 和 Saunders 之后,大量研究对该模型进行了拓展, Allen、Zarruk、Angbazo、Maudos、Carbó 等分别将贷款异质性、银行资产质量、信用风险和利率风险、运营成本、非传统业务纳入交易者模型中,结果发现上述因素均会影响商业银行银行净利差^[4-8]。第三, Wong 在多种不确定性以及风险厌恶条件下构建了银行最优利差决定模型,该模型证明了银行净利差与市场垄断势力、运营成本、信用风险和利率风险、银行风险厌恶程度正向相关^[9]。

实证研究层面,多数学者基于上述理论模型讨论影响因素,以跨国面板数据为研究样本进行实证检验。例如, Demirguc-Kunt 和 Huizinga 研究发现影响商业银行利差的因素包括银行特征、宏观经济环境、企业税收水平、存款保险制度、金融结构以及法律规则,其中银行资产占 GDP 的比重与银行利差反向变动,而银行市场集中度与银行利差呈正相关关系^[10]。在上述研究基础上, Dietrich 利用 1994—2008 年 96 个国家的面板数据进行了实证研究,结果表明国家层面的治理变量、银行特征变量以及宏观经济环境变量共同决定了商业银行利差,并且决定发达国家和发展中国家银行利差的因素具有显著差异,其中宏观治理因素(如合约执行天数、法律规则、信息分享机制等)对于发展中国家的影响更为显著,而银行特征因素(运营成本、贷款损失率、行业集中度、存款准备金率)对于发达国家银行利差影响更大^[11]。

国内对银行利差的影响因素的研究起步相对较晚,大多基于国外理论模型进行扩展,以国内商业银行数据为样本实证检验中国银行业利差的影响因素^[12-15]。此外,也有部分学者将目光转向利率市场化与商业银行利差之间的关联性。例如,彭建刚等进一步修正了 H-S 利差决定模型,并利用 2003—2014 年中国 45 家商业银行的面板数据探究利率市场化对商业银行利差的影响,实证结果表明利率市场化与商业银行利差之间呈倒 U 型关系,随着利率市场化程度的加深,银行利差呈现先扩大后缩小的变化趋势^[16]。

(二) 资本账户开放对银行利差的影响

资本账户开放对商业银行利差的影响逐渐成为金融开放背景下不可避免的研究话题,然而现阶段国内外的研究多数以实证研究为主。

根据结论不同,已有研究可分为三个维度。第一,资本账户开放能显著降低银行利差水平。Iftikhar 使用 Abiad 等测算的金融改革自由化指数,利用 2001—2005 年间 76 个国家 1300 多家银行的数据分析了资本账户开放程度与银行利差之间的关系,结果表明资本账户开放能显著降低银行利差水平^[17]。与此同时, Ashraf 对 37 个国家 287 家商业银行的样本进行了分析,认为在贸易开放的条件下,资本账户开放会显著降低银行平均净利差^[18]。郑贤等采用 2011—2017 年间 111 个国家或地区 3754 家银行的数据研究发现资本账户自由化指数的提高能显著降低银行利差,并且对小银行利差影响更大^[19]。论及资本账户开放降低银行利差的原因,邵莹莹认为可能在于外资银行的进入打破了国内银行业原有的垄断格局,从而瓜分了国内银行的利润^[20]。魏尚进也指出,资本账户开放能提高国内金融市场的竞争度并降低风险溢价,使得金融机构降低贷款利率,从而促使银行利差缩窄^[21]。第二,资本账户开放会促使银行利差水平增加。López-Espinosa 等研究发现利差甚至会随着资本账户开放的逐步推进而增加^[22]。第

三,资本账户开放与银行利差水平并不存在明显的关联性。例如,Moore 分析表明相较于银行层面的因素,资本账户开放对银行利差的影响并不显著^[23]。

与现有文献相比,本文可能的贡献在于:(1)构建一个由资本账户开放、银行利差、资本和劳动摩擦组成的包含异质性企业的多部门分析框架,基于不同类型企业的融资行为差异建立理论模型,从资金需求方——企业角度探究资本账户开放影响银行利差的微观机制,以弥补现有文献仅从银行层面进行实证研究,缺少从企业层面进行理论分析的缺陷。(2)区别于大多数基于产出增长层面研究资本账户开放经济效应的研究,本文将目光聚焦于资本账户开放对银行利差的影响,为金融开放背景下如何提升银行业效率,降低实体经济成本,从而实现经济高质量发展提供理论支撑与决策依据。

三、资本账户开放影响银行利差的模型分析

(一) 资本账户开放之前的基准分析框架

借鉴 Larrain 和 Stumpner 的研究框架^[24],本文构建一个由资本账户开放、银行利差、资本和劳动摩擦组成的包含异质性企业的多部门模型框架来分析资本账户开放对银行利差的影响。模型中包含三类经济主体:家庭、企业和银行。家庭无弹性地提供劳动力和资本服务,并消费 S 个部门的总产出^①:

$$Q = \prod_{s=1}^S Q_s^{\theta_s}, \quad \sum_{s=1}^S \theta_s = 1 \quad (1)$$

成本最小化意味着各部门支出份额为 θ_s (价格总指数标准化为 $P = 1$),即:

$$P_s Q_s = \theta_s Q \quad (2)$$

部门中有固定数量的企业(N_s),且不同企业的产品具有不完全替代性。垄断竞争性企业的生产函数为 C-D 形式:

$$q_{si} = z_{si} k_{si}^{\alpha_s} l_{si}^{1-\alpha_s} \quad (3)$$

部门产出为 CES 形式:

$$Q_s = \left(\sum_{i=1}^{N_s} q_{si}^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (4)$$

根据(4)式以及 $P_s Q_s = \sum_{i=1}^{N_s} P_{si} q_{si}$ 可以得到:

$$P_{si} = \left(\frac{Q_s}{q_{si}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} P_s \quad (5)$$

假设每个部门有两种类型的企业, I 类企业是中小型企业,只能通过银行部门获得资金,而 II 类企业可以直接通过发行债券或股票进行融资。银行部门从居民获取存款,并为每个部门的 I 类企业提供贷款,银行贷款利率采取成本加成定价法,因此 I 类企业的资本成本大于 II 类企业。用 $g \in \{1, 2\}$ 分别表示这两类企业,则部门 s 中 I、II 类企业数量之和为 $N_s = \sum_{g=1}^2 N_{sg} = N_{s1} + N_{s2}$ 。此外,企业可能面临扭曲其资本和劳动选择的特有摩擦,分别用 $1 + \tau_{si}^k$ 和 $1 + \tau_{si}^l$ 表示资本和劳动摩擦,并将它们视为外生摩擦。假定各个部门中的两类企业都面临着相同的生产率分布,并且所有部门中 I 类企业占比相同。银行贷款利率的成本加成率设定为 μ_s ,则银行贷款利率 $r_{si} = \mu_s r$ 。企业的贷款利率成本加成率可以表示为:

$$\mu_{si} = \begin{cases} \mu_s & \text{if } g = 1, \\ 1 & \text{if } g = 2 \end{cases} \quad (6)$$

于是企业的利润函数形式如下:

①式中 S 表示经济体中部门总个数,下标 s 表示经济体中各部门的编号, s 取值为 $1, 2, \dots, S$ 。

$$\pi_{si} = p_{si}q_{si} - w(1 + \tau_{si}^L)l_{si} - r\mu_{si}(1 + \tau_{si}^K)k_{si} \quad (7)$$

将(5)式代入(7)式,并结合企业利润最大化的一阶条件可得:

$$MRPK_{si} \triangleq \alpha_s \frac{\sigma - 1}{\sigma} P_s Q_s^{\frac{1}{\sigma}} q_{si}^{-\frac{1}{\sigma}} \frac{q_{si}}{k_{si}} = \alpha_s \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{p_{si}q_{si}}{k_{si}} = r\mu_{si}(1 + \tau_{si}^K) \quad (8)$$

$$MRPL_{si} \triangleq (1 - \alpha_s) \frac{\sigma - 1}{\sigma} P_s Q_s^{\frac{1}{\sigma}} q_{si}^{-\frac{1}{\sigma}} \frac{q_{si}}{l_{si}} = (1 - \alpha_s) \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{p_{si}q_{si}}{l_{si}} = w(1 + \tau_{si}^L) \quad (9)$$

由于技术原因,某些部门中的企业面临较高的前期固定成本支出,于是企业需要借入资金来支付资本支出以及所在部门的固定成本 f_s 。定义部门中 I 类企业的银行资金总需求为:

$$D_s = \sum_{i \in G_{s1}} (k_{si} + f_s) = \sum_{i \in G_{s1}} k_{si} + N_{s1}f_s \quad (10)$$

其中 G_{s1} 表示部门 s 中 I 类企业的集合。

为了计算 D_s ,需先求出 k_{si} 。将(3)式代入(9)式可得:

$$(1 - \alpha_s)^\sigma \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma} \right)^\sigma P_s^\sigma Q_s^{\sigma-1} z_{si}^{\sigma-1} k_{si}^{(\sigma-1)\alpha_s} l_{si}^{(\sigma-1)(1-\alpha_s)-\sigma} = [w(1 + \tau_{si}^L)]^\sigma \quad (11)$$

由(8)式和(9)式可得

$$l_{si} = k_{si} \frac{1 - \alpha_s}{\alpha_s} \frac{r\mu_{si}}{w} \quad (12)$$

由(11)式和(12)式可得

$$k_{si} = \phi_s P_s^\sigma Q_s^{\sigma-1} \frac{z_{si}^{\sigma-1} [w(1 + \tau_{si}^L)]^{-(1-\alpha_s)(\sigma-1)}}{[r\mu_{si}(1 + \tau_{si}^K)]^{1+\alpha_s(\sigma-1)}} \quad (13)$$

$$l_{si} = \frac{1 - \alpha_s}{\alpha_s} \phi_s P_s^\sigma Q_s^{\sigma-1} \frac{z_{si}^{\sigma-1} [w(1 + \tau_{si}^L)]^{-(\sigma-\alpha_s(\sigma-1))}}{[r\mu_{si}(1 + \tau_{si}^K)]^{\alpha_s(\sigma-1)}} \quad (14)$$

$$q_{si} = \left(\frac{1 - \alpha_s}{\alpha_s} \right)^{1-\alpha_s} \phi_s P_s^\sigma \frac{z_{si}^\sigma [w(1 + \tau_{si}^L)]^{-(1-\alpha_s)\sigma}}{[r\mu_{si}(1 + \tau_{si}^K)]^{\alpha_s \sigma}} \quad (15)$$

其中 $\phi_s = \frac{\alpha_s^{1+\alpha_s(\sigma-1)}}{(1 - \alpha_s)^{-(1-\alpha_s)(\sigma-1)}} \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma} \right)^\sigma$ 在同一部门内为常数。

将(13)式代入(10)式可得部门 s 中 I 类企业的银行资金总需求为

$$D_s = \phi_s \frac{w^{-(1-\alpha_s)(\sigma-1)}}{r_{sl}^{1+\alpha_s}} P_s^\sigma Q_s^{\sigma-1} \sum_{i \in G_{s1}} \frac{z_{si}^{\sigma-1} (1 + \tau_{si}^L)^{-(1-\alpha_s)(\sigma-1)}}{(1 + \tau_{si}^K)^{1+\alpha_s(\sigma-1)}} + N_{s1}f_s \quad (16)$$

由(16)式可得部门 s 资金需求的利率弹性为:

$$\varepsilon_s = - [1 + \alpha_s(\sigma - 1)] \frac{D_s - N_{s1}f_s}{D_s} \quad (17)$$

银行利润函数如下:

$$\pi^b = \sum_{s=1}^S r_{sl}(D_s)D_s - rD \quad (18)$$

其中 $D = \sum_{s=1}^S D_s$ 。银行利润最大化的一阶条件为:

$$\frac{d\pi_b}{dr_{sl}} = D_s + (r_{sl} - r) \frac{dD_s}{dr_{sl}} = 0 \quad (19)$$

结合(17)式和(19)式可得银行贷款利率的成本加成率为:

$$\mu_s = \frac{1}{1 + \frac{1}{\varepsilon_s}} \quad (20)$$

银行利润最大化需满足的二阶条件为 $\frac{D_s}{N_{s1}f_s} > 2 \frac{1 + \alpha_s(\sigma - 1)}{\alpha_s(\sigma - 1)}$, 假定经济体中的初始资产数量足够大, 则该条件在所有部门中均成立。通过上述理论推导可得:

结论一: 贷款利率成本加成率与资金需求弹性呈负相关关系。资金需求弹性绝对值越小的部门, 贷款利率成本加成率越高。

第 I 类企业对银行贷款的需求取决于常弹性部分(k_{si}) 和完全无弹性部分(f_s)。随着企业对资本融资的贷款($D_s - N_{s1}f_s$) \uparrow , $\frac{D_s - N_{s1}f_s}{(D_s - N_{s1}f_s) + N_{s1}f_s} \downarrow$, 由(17)式可知资金需求弹性 $|\varepsilon_s| \uparrow$, 由结论一, 银行将制定较低的成本加成率。

再来考虑资本账户开放前劳动力市场和资本市场的均衡条件。劳动力供给是外生的, 劳动力市场出清条件为:

$$L = \sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^{N_s} l_{si} \quad (21)$$

当资本账户未开放时, 存款利率由国内资本市场均衡决定, 即

$$A = \sum_{s=1}^S \sum_{i=1}^{N_s} (k_{si} + f_s) \quad (22)$$

其中 A 表示国内总资产。

(二) 资本账户开放对银行利差的影响

本文将资本账户开放模型化为允许银行以较低成本从国外吸收存款, 从而导致存款利率 r 外生减少(即 $\Delta r < 0$)。在新的均衡中, 利率重新给定并取代开放前国内资本市场的均衡利率。此时银行和 II 类企业可以以较低的世界利率自由借入资金, 而 I 类企业仍然只能从银行借款。

接下来分析存款利率外生减少对于银行利差的影响。结合(10)(17)(20)式, 部门 s 的贷款利率成本加成率为:

$$\mu_s = \frac{[1 + \alpha_s(\sigma - 1)] \frac{K_{s1}}{N_{s1}f_s}}{\alpha_s(\sigma - 1) \frac{K_{s1}}{N_{s1}f_s} - 1} \quad (23)$$

对(23)式取对数差分可得:

$$\Delta \log(\mu_s) = \frac{1}{1 - \alpha_s(\sigma - 1) \frac{K_{s1}}{F_{s1}}} \Delta \log(K_{s1}) \quad (24)$$

其中 $F_{s1} \equiv N_{s1}f_s$ 。结合(2)(13)式可得:

$$k_{si} = \left(\frac{\alpha_s}{\tau \mu_{si}}\right)^{1+\alpha_s(\sigma-1)} \left(\frac{1-\alpha_s}{w}\right)^{(1-\alpha_s)(\sigma-1)} \left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right)^\sigma \theta_s^\sigma Q_s^{1-\sigma} Q^\sigma \frac{z_{si}^{\sigma-1} (1+\tau_{si}^L)^{-(1-\alpha_s)(\sigma-1)}}{(1+\tau_{si}^K)^{1+\alpha_s(\sigma-1)}} \quad (25)$$

由(25)式可得:

$$\Delta \log(K_{sg}) = -[1 + \alpha_s(\sigma - 1)][\Delta \log(\mu_{sg}) + \Delta \log(r)] + \sigma \Delta \log Q + (1 - \sigma) \Delta \log Q_s - (1 - \alpha_s)(\sigma - 1) \Delta \log w \quad (26)$$

$$\Delta \log(L_{sg}) = -\alpha_s(\sigma - 1)[\Delta \log(\mu_{sg}) + \Delta \log(r)] + \sigma \Delta \log Q + (1 - \sigma) \Delta \log Q_s - [\sigma - \alpha_s(\sigma - 1)] \Delta \log w \quad (27)$$

对(4)式取对数差分并结合(5)式可得:

$$\Delta \log(Q_s) = \sum_i \frac{P_{si} Q_{si}}{P_s Q_s} \Delta \log(q_{si}) \quad (28)$$

式(28)表明部门产出增长率等于各企业产出增长率以收入份额为权重的加权平均, 企业产出增长

率可由(3)式得出:

$$\Delta \log(q_{si}) = \alpha_s \Delta \log(k_{si}) + (1 - \alpha_s) \Delta \log(l_{si}) \quad (29)$$

由(25)式、(26)式易知 $\Delta \log(k_{si}) = \Delta \log(K_{sg})$, $\Delta \log(l_{si}) = \Delta \log(L_{sg})$, 结合(28)式、(29)式可得部门产出增长率为:

$$\Delta \log(Q_s) = \omega_s [\alpha_s \Delta \log(K_{s1}) + (1 - \alpha_s) \Delta \log(L_{s1})] + (1 - \omega_s) [\alpha_s \Delta \log(K_{s2}) + (1 - \alpha_s) \Delta \log(L_{s2})] \quad (30)$$

其中 $\omega_s \equiv \sum_{i \in C_{s1}} \frac{P_{si} Q_{si}}{P_s Q_s}$ 表示部门 s 中 I 类企业的产出份额。将(26)式、(27)式代入(30)式可得:

$$\Delta \log(Q_s) = -\alpha_s [\Delta \log(r) + \omega_s \Delta \log(\mu_s)] + \Delta \log(Q) - (1 - \alpha_s) \Delta \log(w) \quad (31)$$

由(1)式得实际总产出增长率为:

$$\Delta \log(Q) = \sum_s \theta_s \Delta \log(Q_s) \quad (32)$$

将(31)式代入(32)式可得:

$$\Delta \log(w) = -\frac{\alpha_Y}{1 - \alpha_Y} \Delta \log(r) - \frac{\sum_s \alpha_s \theta_s \omega_s \Delta \log(\mu_s)}{1 - \alpha_Y} \quad (33)$$

其中 $\alpha_Y \equiv \sum_s \alpha_s \theta_s$ 。由劳动力市场均衡条件(21)式可得:

$$L = \sum_s (L_{s1} + L_{s2}) \quad (34)$$

取对数差分可得:

$$\sum_s \frac{L_s}{L} [\omega_s^L \Delta \log(L_{s1}) + (1 - \omega_s^L) \Delta \log(L_{s2})] = 0 \quad (35)$$

其中 $\omega_s^L \equiv \frac{L_{s1}}{L_s}$ 表示部门 s 中 I 类企业占用的劳动份额。将(27)式代入(35)式,并结合(31)式可得:

$$\Delta \log Q = \Delta \log w + (\sigma - 1) \sum_s \frac{L_s}{L} (\omega_s^L - \omega_s) \alpha_s \Delta \log \mu_s \quad (36)$$

可以证明 I 类企业的产出份额等于劳动份额,即 $\omega_s = \omega_s^L$ ^①。于是有:

$$\Delta \log Q = \Delta \log w \quad (37)$$

将(33)式、(36)式代入(26)式,可得:

$$\Delta \log(K_{s1}) = -\frac{1}{1 - \alpha_Y} \Delta \log(r) - [1 + (1 - \omega_s) \alpha_s (\sigma - 1)] \Delta \log(\mu_s) - \frac{\sum_s \alpha_s \theta_s \omega_s \Delta \log(\mu_s)}{1 - \alpha_Y} \quad (38)$$

代入(24)式可得:

$$a_s (1 - \alpha_Y) \Delta \log(\mu_s) = \Delta \log(r) + \sum_s \alpha_s \theta_s \omega_s \Delta \log(\mu_s) \quad (39)$$

其中 $a_s = \alpha_s (\sigma - 1) \frac{K_{s1}}{F_{s1}} - 2 - (1 - \omega_s) \alpha_s (\sigma - 1) > 0$ ^②, 可以发现上式右侧不随 s 变动, 从而 $a_s \Delta \log(\mu_s)$

①由(9)式得 $(1 - \alpha_s) \frac{\sigma - 1}{\sigma} p_{si} q_{si} = w l_{si}$, 从而得到 $(1 - \alpha_s) \frac{\sigma - 1}{\sigma} \sum_{i \in C_{s1}} p_{si} q_{si} = w L_{s1}$ 以及 $(1 - \alpha_s) \frac{\sigma - 1}{\sigma} P_s Q_s = w L_s$, 两式相除可得 $\omega_s \equiv \sum_{i \in C_{s1}} \frac{P_{si} Q_{si}}{P_s Q_s} = \frac{L_{s1}}{L_s} \equiv \omega_s^L$ 。

②由银行利润最大化的二阶条件, $\frac{D_s}{N_{s1} f_s} > 2 \frac{1 + \alpha_s (\sigma - 1)}{\alpha_s (\sigma - 1)}$, 可得 $\frac{K_{s1} + N_{s1} f_s}{N_{s1} f_s} > 2 \frac{1 + \alpha_s (\sigma - 1)}{\alpha_s (\sigma - 1)}$, 从而 $\frac{K_{s1}}{N_{s1} f_s} > 2 \frac{1 + \alpha_s (\sigma - 1)}{\alpha_s (\sigma - 1)} - 1$, 即 $\frac{K_{s1}}{N_{s1} f_s} > \frac{2}{\alpha_s (\sigma - 1)} + 1$, 于是有 $\alpha_s (\sigma - 1) \frac{K_{s1}}{N_{s1} f_s} - 2 - (1 - \omega_s) \alpha_s (\sigma - 1) > \alpha_s (\sigma - 1) \left(\frac{2}{\alpha_s (\sigma - 1)} + 1 \right) - 2 - (1 - \omega_s) \alpha_s (\sigma - 1) = \omega_s \alpha_s (\sigma - 1) > 0$ 。

在各部门中保持不变,于是有:

$$\Delta \log(\mu_s) = \frac{1}{a_s} \frac{1}{1 - \alpha_Y - \sum_s \frac{\alpha_s \theta_s \omega_s}{a_s}} \Delta \log(r) \quad (40)$$

式中系数大于0的一个充分条件是 $\frac{K_{s1}}{F_{s1}} > \frac{1}{\alpha_s(\sigma-1)} \left(2 + \frac{\alpha_Y}{1-\alpha_Y} \omega_s^{\max} \right) + 1 - \omega_s$ ^①, 假设经济体中的初始资产足够大, 该条件成立。由(40)式可得:

结论二: 贷款利率成本加成率与存款利率呈正相关关系。若存款利率降低, 则贷款利率成本加成率也必然降低。

本文将资本账户开放模型化为允许银行以较低成本从国外吸收存款, 从而导致存款利率外生减少, 即资本账户开放水平与存款利率负向变动。由结论二, 贷款利率成本加成率与存款利率正向变动, 故而资本账户开放水平与 μ_s 负相关。银行存贷款利差可以表示为 $(\mu_s - 1)r$, 上述结论表明资本账户开放会导致 μ_s 和 r 均下降, 于是银行利差也必然下降。为此我们提出待检验的研究假设:

假设: 资本账户开放会导致商业银行利差缩窄, 二者之间呈负相关关系。

四、实证分析

(一) 分析参变量与数据说明

本文的被解释变量为银行利差(*IRS*)。银行利差为商业银行贷款利率与存款利率之差, 数据来源于世界银行全球金融发展数据库以及 CEIC 数据库。

核心解释变量为资本账户开放。资本账户开放程度的测算方法有很多种, 按指标构建基础和具体特性, 资本账户开放指数可以分为法定型指标和事实型指标。法定型指标反映政府对资本账户下国际资本流动的限制范围和管制程度, 是对资本账户开放水平的定性度量。事实型指标是对一国资本实际流动水平的定量测度。Chinn 和 Ito 测算的 KAOPEN 指数属于法定型指标, 它是基于国际货币基金组织“汇率安排和外汇管制年度报告”(AREAER)中提供的信息编制而成, 该指数介于0和1之间, 数值越大, 代表资本账户开放水平越高^[25]。Lane 和 Milesi-Ferretti 利用 FDI、投资、国际债务与国际储备(除黄金以外)之和占 GDP 的比重衡量资本账户开放水平, 该指标属于事实测度^[26]。Gygli 等在 Chinn、Lane 等研究的基础上分别从法定和事实层面重新测算了各国资本账户开放程度, 其中法定型指标(KOFdj)是在 KAOPEN 指数的基础上引入国际投资协议数量指标, 而事实型指标(KOFdf)是在 Lane 和 Milesi-Ferretti 测算的基础上引入来自跨境劳务和资本的收支总和占 GDP 比重指标, 这两种指标均能更全面地反映资本账户开放水平^[27]。本文将使用主流的 KAOPEN 指数进行面板数据分析, 另外还将使用 Gygli 等的两种测算指标进行稳健性检验, 该指标数据来源于 KOF 瑞士经济学会。

此外, 模型中引入的控制变量包括: 贸易开放程度(*TRADE*), 参考 Gygli 等的测算方法^[27], 通过对商品和服务进口、出口占 GDP 比重以及贸易伙伴多样性加权平均而得^②, 数据来源于 KOF 瑞士经济学会; 实际 GDP 增长率(*GDPG*)反映经济周期波动, 由于借款人的信用程度受经济周期影响, 故而经济增长率会影响贷款利率, 从而影响银行利差; 通货膨胀率(*INFLA*)较高的国家, 金融发展水平通常较低, 信息不对称程度较高, 从而银行利差也较高, 通货膨胀率指标通过 GDP 平减指数计算而得; 股票市场发展

① $1 - \alpha_Y - \frac{\sum_s \alpha_s \theta_s \omega_s}{a_s} > 1 - \alpha_Y - \frac{\omega_s^{\max} \sum_s \alpha_s \theta_s}{a_s} > 0 \Rightarrow \alpha_s > \frac{\alpha_Y}{1 - \alpha_Y} \omega_s^{\max} \Rightarrow \alpha_s (\sigma - 1) \frac{K_{s1}}{F_{s1}} - 2 - (1 - \omega_s) \alpha_s (\sigma - 1) > \frac{\alpha_Y}{1 - \alpha_Y} \omega_s^{\max} \Rightarrow \frac{K_{s1}}{F_{s1}} > \frac{1}{\alpha_s (\sigma - 1)} \left(2 + \frac{\alpha_Y}{1 - \alpha_Y} \omega_s^{\max} \right) + 1 - \omega_s$ 。

② 其中贸易伙伴多样性指标等于贸易伙伴集中度(HHI 指数)的倒数。

程度(*STOCK*)使用股票交易总额占GDP百分比衡量,Naceur和Omran认为股票市场发展程度反映了股票市场对于银行体系的融资替代作用^[28];银行市场集中度(*CONC*)采用一国前三大商业银行的银行资产之和占总资产的比值来测度,银行市场集中度越高,则银行的市场垄断程度越高,银行对贷款利率的定价权越高,从而有利于获取更高利差;银行运营成本(*OC*)采用营业成本与总资产的比率来衡量,运营成本越高,银行会提高贷款利率来覆盖营业成本,从而促使利差提高;非利息收入占比(*NI*)指银行非利息收入占总收入之比,非利息收入占比越高,则银行对利差收入的依赖性越低,利差会越小;法定存款准备金率(*RRR*)指商业银行按规定必须提取的准备金占银行总存款的最低比例,该指标越大,可贷资金数量越低,银行贷款利率越高,银行利差也越高;法律制度(*LAW*)指标反映公众信任和遵守社会规则的程度,尤其是衡量合同执行质量和产权保护程度,数值介于-2.5至2.5之间,Demircuc和Huizinga研究表明一国法治程度越高,越能够降低银行贷款的风险溢价,从而降低银行利差^[10];利率市场化程度(*IRL*)指标参照Abiad等的测度方法^[29],将一国对利率的管制程度划分为四类,即完全市场化、市场化程度较高、部分管制及完全管制,依次取值3、2、1、0^①。由于Abiad等的金融改革数据库中利率市场化数据时间跨度为1973—2005年,本文根据Abiad等的利率市场化指数构建方法,对其中41个国家的数据进行了更新^②,Saunders和Schumacher认为利率市场化会降低银行利差^[30],而López-Espinosa等认为银行利差会随着利率市场化的加深而逐步提高^[22]。上述指标数据构成时间跨度为1996—2016年的非平衡面板数据,除特定说明外,数据来源于世界银行WDI数据库、CEIC数据库、世界银行全球金融发展数据库以及WGI数据库。主要变量的描述性统计如表1所示。

表1 主要变量描述性统计表

变量名称	变量符号	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值
银行利差	<i>IRS</i>	0.0822	0.0994	-0.0691	0.6624	737
资本账户开放(Kaopen指数)	<i>KAOPEN</i>	0.5584	0.3406	0.0000	1.0000	737
资本账户开放(KOF法定型)	<i>KOFdj</i>	0.6234	0.1584	0.2217	0.9033	737
资本账户开放(KOF事实型)	<i>KOFdf</i>	0.5870	0.1770	0.1515	0.9818	737
贸易开放程度	<i>TRADE</i>	0.5453	0.2236	0.1565	0.9955	737
实际GDP增长率	<i>GDPG</i>	0.0404	0.0384	-0.1481	0.1453	737
通货膨胀率	<i>INFLA</i>	0.0800	0.3005	-0.1119	7.7947	737
股票市场发展水平	<i>STOCK</i>	0.3253	0.8097	0.0000	9.5267	737
银行市场集中度	<i>CONC</i>	0.6023	0.1757	0.2085	1.0000	737
银行运营成本	<i>OC</i>	0.0383	0.0442	0.0017	0.8190	737
非利息收入占比	<i>NI</i>	0.3676	0.1302	0.0796	0.9526	737
法定存款准备金率	<i>RRR</i>	0.0818	0.0950	0.0000	0.8200	737
法律制度	<i>LAW</i>	0.0943	0.7234	-1.3716	1.8607	737
利率市场化程度	<i>IRL</i>	2.8887	0.4119	0.0000	3.0000	737

参考胡必亮等对于新兴市场经济体的界定^[31],本文选取的研究样本包括中国、巴西、印度、俄罗斯、波兰、韩国、埃及、南非、阿根廷、墨西哥、孟加拉国、保加利亚、智利、中国香港、阿尔及利亚、土耳其、越南、爱沙尼亚、吉尔吉斯斯坦、巴拉圭、格鲁吉亚、拉脱维亚、立陶宛、哥伦比亚、捷克、克罗地亚、匈牙利、印度尼西亚、约旦、摩洛哥、马来西亚、巴基斯坦、秘鲁、菲律宾、罗马尼亚、新加坡、斯洛伐克、斯洛文尼亚、泰国、乌克兰以及乌拉圭。图1和图2分别给出了1996—2016年12个代表性新兴市场经济体资本

①若存款利率和贷款利率均由市场利率决定,则认为完全自由化,取值为3;若存款利率或贷款利率其中某一个实现市场化,而另一个受制于某一区间限制或者部分由市场利率决定,则认为是利率市场化程度较高,取值为2;若存款利率或贷款利率其中某一个实现市场化而另一个由政府设定上下限,或者存贷款利率均受制于区间限制或部分市场化,或者存贷款利率其中一个受制于区间限制或部分市场化,这三种情形取值均为1;若存贷款利率均由政府设定或存在上下限,则认为利率完全管制,取值为0。

②鉴于一国利率市场化过程很少存在逆向性,本文对于2005年已经实现利率市场化的国家,考虑政策的连贯性,2005年后取值为3,对于2005年没有完全市场化的国家,根据文献和各国央行的政策报道对其2006—2016年度的数据尽量一一补充,若仍无法不全的采用缺省值处理。如根据该指标构建方法,中国人民银行在2015年10月24日取消存款利率上限,自此实现利率市场化,则2015年、2016年利率市场化指数取值为3。

账户开放程度及商业银行利差的变化趋势图。由图1和图2可以发现,中国当前以KAOPEN指数测度的资本账户开放程度仍处于较低水平,而以KOF指数衡量的开放程度已处于较高水平,并且呈逐年递增态势,其商业银行利差近期呈下降趋势。印度和南非与中国情形类似。巴西、阿根廷、印尼、埃及等新兴市场经济体近年开始出现加强资本管制迹象,同时银行利差呈现上升趋势。韩国、俄罗斯、波兰、墨西哥等国开放程度较高,并且呈现出加速开放态势,银行业利差随之不断下降。图3直观地展示了1996—2016年41个新兴市场经济体商业银行利差与资本账户开放程度(KOFdf)之间的关系,同时给出了数据散点和线性拟合曲线。图4描绘了组内银行平均净利差与组内平均开放程度(KOFdf)之间的散点图与拟合曲线。结合图1至图4,我们初步判断资本账户开放程度与银行利差之间可能存在负相关关系。下文我们将通过严格的实证模型来验证这一点。

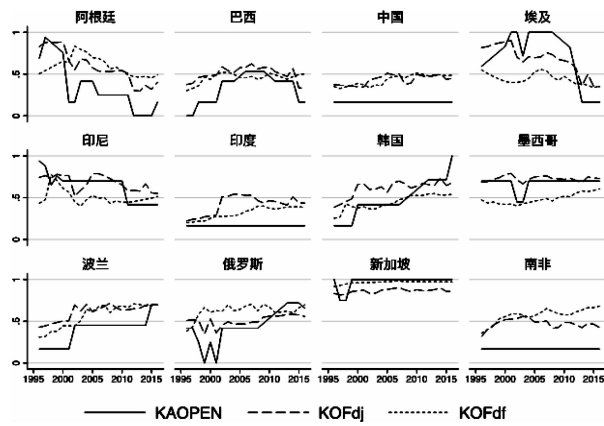


图1 1996—2016年代表性新兴市场经济体资本账户开放程度的变化趋势图

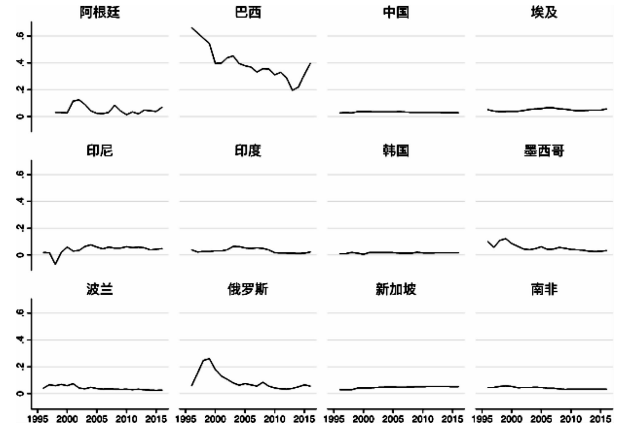


图2 1996—2016年代表性新兴市场经济体商业银行利差的变化趋势图

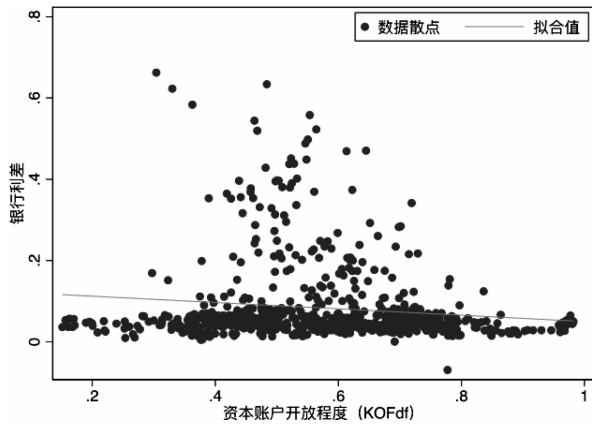


图3 银行利差与资本账户开放程度之间的关系

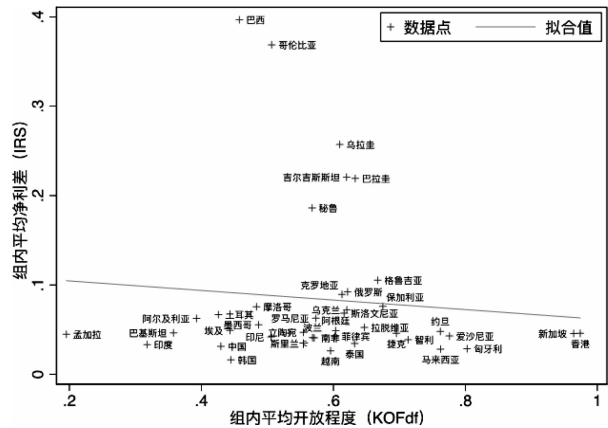


图4 组内平均净利差与组内平均开放程度之间的关系

(二) 计量模型设定

在经济运行过程中,广泛存在着时间的滞后效应,由于连续性或惯性,某些经济变量不仅受到同期各种因素的影响,而且也会受到前期各种因素甚至自身过去值的影响,因此本文在实证研究中引入滞后一期的利差作为本期的解释变量建立动态回归模型。为捕捉资本账户开放的政策时滞效应,本文采用滞后一期的资本账户开放指数作为核心解释变量^①,以银行利差作为被解释变量,建立动态面板回归模型如下:

^①基于同样原因,贸易开放指数也采用滞后一期指标。

$$IRS_{ct} = \beta_0 + \beta_1 IRS_{ct-1} + \beta_2 CAL_{ct-1} + \beta_3 TRADE_{ct-1} + \beta_4 GDPG_{ct} + \beta_5 INFLA_{ct} + \beta_6 STOCK_{ct} + \beta_7 CONC_{ct} + \beta_8 OC_{ct} + \beta_9 NII_{ct} + \beta_{10} RRR_{ct} + \beta_{11} LAW_{ct} + \beta_{12} IRL_{ct} + \delta_c + \delta_t + \varepsilon_{ct} \quad (41)$$

其中, IRS_{ct} (IRS_{ct-1}) 表示国家 c 在年份 t ($t-1$) 的商业银行利差, CAL_{ct-1} 表示 $t-1$ 年国家 c 的资本账户开放指数; $TRADE$ 、 $GDPG$ 、 $INFLA$ 、 $STOCK$ 、 $CONC$ 、 OC 、 NII 、 RRR 、 LAW 和 IRL 为控制变量; 国家固定效应 δ_c 控制不随时间改变的国家特征; 时间固定效应 δ_t 控制影响所有国家的总体冲击; ε_{ct} 表示随机误差项。

(三) 动态面板数据模型的估计结果

以银行利差 (IRS_{ct}) 作为被解释变量, 银行利差的滞后一期项 (IRS_{ct-1})、资本账户开放 (KAOPEN 指数的滞后一期项)、贸易开放程度 ($TRADE_{ct-1}$)、实际 GDP 增长率 ($GDPG_{ct}$)、通货膨胀率 ($INFLA_{ct}$)、股票市场发展程度 ($STOCK_{ct}$)、银行市场集中度 ($CONC_{ct}$)、银行运营成本 (OC_{ct})、非利息收入占比 (NII_{ct})、法定存款准备金率 (RRR_{ct})、法律制度 (LAW_{ct}) 以及利率市场化程度 (IRL_{ct}) 作为解释变量, 构建非平衡面板数据模型。考虑到模型可能存在遗漏变量、因果效应以及测量误差等造成的内生性问题, 本文采用动态面板系统 GMM 估计法进一步进行稳健性检验。在进行动态面板系统 GMM 估计时, 通常需要检验差分后的干扰项是否存在二阶自相关以及工具变量是否有效, 相应的统计量分别为 AR(2) 和 Sargan 检验统计量。其中 Sargan 检验针对系统 GMM 估计中工具变量的有效性, 其原假设为“所有工具变量均有效”; 而 AR(2) 为二阶自相关检验, 其原假设为“扰动项差分的二阶自相关系数为 0”。基于动态面板系统 GMM 估计的结果如表 2 中列(1)所示。可以发现, 表 2 中列(1)所示 GMM 估计模型的 AR(2) 值为 0.1280, 接受扰动项差分的二阶自相关系数为 0 的原假设; Sargan 检验值为 0.9974, 接受所有工具变量均有效的原假设, 故而本文所采用的系统 GMM 估计模型是有效的。

表 2 中列(1)的估计结果表明, 在控制国家个体效应以及影响所有国家的总体冲击之后, 资本账户开放对商业银行利差的影响系数显著为负。列(1)的结果显示, 滞后一期的指数对银行利差的影响系数依次为 -0.0199, 在 1% 的显著性水平上显著, 这也表明资本账户开放政策存在一定程度的时滞效应, 验证了模型设定的正确性。遵循 Chinn 和 Ito 的研究^[25], 我们将资本账户开放事件定义为 KAOPEN 指数增加一单位标准差, 即 $\Delta KAOPEN = 0.34$ ^①, 结合列(1)的回归结果可得, 资本账户开放会导致商业银行利差下降 0.68 个百分点 (0.34×0.02)。核心解释变量在系统 GMM 估计方程中显著性水平较高, 实证结果验证了理论模型提出的研究假设。

表 2 资本账户开放影响银行利差的系统 GMM 估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	GMM_KAOPEN	GMM_dj	GMM_df
$IRS(-1)$	0.7801*** (0.0073)	0.7765*** (0.0062)	0.7851*** (0.0043)
$KAOPEN(-1)$	-0.0199*** (0.0039)		
$KOFdj(-1)$		-0.0319*** (0.0040)	
$KOFdf(-1)$			-0.0484*** (0.0044)
$TRADE(-1)$	-0.0233*** (0.0066)	-0.0282*** (0.0064)	-0.0340*** (0.0067)
$GDPG$	0.0903*** (0.0081)	0.0746*** (0.0105)	0.0892*** (0.0066)
$INFLA$	0.0018 (0.0015)	0.0026 (0.0016)	0.0014 (0.0012)
$STOCK$	-0.0001 (0.0006)	0.0003 (0.0005)	0.0002 (0.0006)
$CONC$	-0.0079 (0.0053)	-0.0062** (0.0027)	-0.0097** (0.0040)
OC	0.0065** (0.0030)	0.0038 (0.0030)	0.0007 (0.0026)
NII	-0.0465*** (0.0044)	-0.0458*** (0.0046)	-0.0531*** (0.0045)
RRR	0.0509*** (0.0082)	0.0347*** (0.0075)	0.0360*** (0.0075)
LAW	-0.0098*** (0.0023)	-0.0079*** (0.0015)	-0.0097*** (0.0023)
IRL	0.0016 (0.0037)	0.0029 (0.0037)	-0.0013 (0.0025)
常数项	0.0454*** (0.0124)	0.0530*** (0.0095)	0.0811*** (0.0071)
国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
AR(1)	0.0200	0.0205	0.0252
AR(2)	0.1280	0.1217	0.1301
Sargan 检验	0.9974	0.9917	0.8448
Prob > chi(2)	0.0000	0.0000	0.0000
观测值	695	695	695

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著; 括号内为各解释变量的标准差, 下表同; 限于篇幅, 表格中未报道双向固定效应各年份的系数。

①KAOPEN 指数的标准差参见表 1。

资本账户开放之所以会导致银行利差缩窄,一个合理的解释是资本账户开放后,国内银行可以以较低成本从国外吸收存款,导致世界均衡利率 r 外生减少,而均衡利率的下降会引起银行边际成本下降,从而促使银行扩大贷款规模。随着银行贷款规模的不断增加, I 类企业将会进一步扩大生产规模,于是银行资金的需求弹性绝对值增加 ($|\varepsilon_s| \uparrow$), 结合 (20) 式可知银行将会降低贷款利率成本加成率 ($\mu_s \downarrow$), 从而使得银行利差缩窄。另一个解释是,资本账户开放可以降低风险溢价。风险溢价是金融市场对一个企业要求的融资成本中,除融资成本之外对其进行风险判断的成本,风险判断越高,利率越高。资本账户开放使得风险溢价降低,银行所要求的贷款利率也自然会降低,因而导致银行利差下降。

就其他控制变量而言,贸易开放程度对银行利差产生负的影响,两种模型下影响系数分别为 -0.0233 , 在 1% 的水平上显著。究其原因, Ashraf 研究认为贸易开放允许更高效率的国外企业进入国内市场,从而降低国内企业的利润和现金持有量,为保护国内企业不受国外先进技术影响,国内企业必将寻求廉价融资以扩大投资,以促使国内银行降低利差^[18]; 银行利差与实际 GDP 增长率呈显著正相关关系,这与 Sinkey 和 Greenawalt 的研究结果一致,他们认为相对于发达国家来说,发展中国家经济增长速度越快,银行贷款发生违约的可能性越大,从而迫使银行提高贷款利率,导致银行利差逐步攀升^[32]; 银行运营成本对银行利差产生显著正向影响,运营成本的提高会促使银行提高贷款利率来覆盖成本,从而促使银行利差提高; 非利息收入占比对银行利差产生显著负向作用,原因在于非利息收入占比越高,银行越会减少对利差收入的依赖,从而导致利差缩窄; 法定存款准备金率与利差呈正相关关系,与现有宏观经济学理论预期相一致。法律制度与银行利差之间呈现高度负相关关系,良好的法治水平意味着良好的合同执行质量和产权保护程度,这会降低贷款利率的风险溢价,从而导致银行利差下降,符合现有文献的相关结论。

(四) 采用不同资本账户开放指标的稳健性检验

为了检验上述估计结果的稳健性程度,本文通过改变核心解释变量(资本账户开放程度)的测度方法对上述回归结果进行稳健性检验。前文采用了传统的 Chinn 和 Ito 测算的 KAOPEN 指数作为衡量资本账户开放程度的指标,接下来我们将使用 Gygli 等测度的两种资本账户自由化指标(包括法定型指标 $KOFdj$ 和事实性指标 $KOFdf$) 作为核心解释变量,仍然采用动态面板 GMM 估计来检验资本账户开放对银行利差的影响是否具有稳健性。基于不同资本账户开放指标的稳健性检验估计结果如表 2 中列(2)、列(3)所示,两个系统 GMM 估计模型均通过二阶自相关检验和 Sargan 检验,因而估计模型是有效的。

由列(2)、列(3)的估计结果,资本账户开放的法定型和事实型指标(滞后一期)对银行利差的影响系数分别为 -0.0319 和 -0.0484 , 可见无论是法定型还是事实型指标,对于银行利差的影响符号都与列(1)的估计结果保持高度一致,并且均在 1% 的水平上显著。依照前一部分做法,若将资本账户开放事件定义为 KOF 事实型指标增加一单位标准差,即 $\Delta KOFdf = 0.18$, 则资本账户开放会导致商业银行利差下降 0.90 个百分点 (0.18×0.05)。银行市场集中度与银行利差之间呈显著负相关关系,这印证了 Tarus 等的实证结果^[33], 一个合理的解释是高效率外国银行的存在,由于其表现出较低的银行利差,从而拉低了一国整体的银行利差水平。除此之外,其他解释变量回归系数的符号和显著性水平都与之前的估计结果保持一致,这表明我们的实证结果在重新选用核心解释变量测算指标之后依然保持较高的稳健性水平。比较资本账户开放的事实型与法定型指标对于银行利差的影响大小可以发现,前者的影响大于后者,其原因可能是法定型指标对于资本账户开放的衡量更为严格,而事实型指标稍微宽松一些,法定性指标变动幅度明显小于事实型指标,从而导致两种测度指标对银行利差产生的影响大小也不同。

(五) 基于固定效应模型估计的稳健性检验

考虑到上述模型可能存在着模型设定偏误问题,接下来我们改用静态面板固定效应模型进行稳健性检验。分别以资本账户开放 KAOPEN 指数、事实型指标 $KOFdf$ 和法定型指标 $KOFdj$ 作为核心解释变量,进行固定效应模型估计,估计结果如表 3 所示。表 3 中列(1)、列(2)分别给出了核心解释变量为 KAOPEN 指数时,个体固定效应模型(FE)以及包含时间效应的双向固定效应模型(FE_TW)的估计结

果。可以发现,无论是采用个体固定效应模型还是双向固定效应模型,资本账户开放对商业银行利差的影响系数均显著为负。在两种模型下,滞后一期的 *KAOPEN* 指数对银行利差的影响系数依次为 -0.0098 和 -0.0073 ,分别在 1% 和 5% 的水平上显著。列(3)、列(4) 分别给出了核心解释变量为事实型指标 *KOFdf* 和法定型指标 *KOFdj* 时双向固定效应模型 (FE_TW) 的估计结果,结果表明两种资本账户开放指标对银行利差的影响系数均显著为负,分别为 -0.0357 和 -0.0122 。表 3 中各模型核心解释变量的符号均与表 2 中的估计结果保持一致。在固定效应模型估计下,通货膨胀率和股票市场发展水平对银行利差的影响均为正,与现有文献结论保持一致。除上述两个控制变量外,其他解释变量回归系数的符号和显著性水平都与表 2 的估计结果保持一致,这进一步表明我们的实证结果在采用固定效应模型估计方法下依然稳健。值得注意的是,法律制度变量在以上各个估计模型中均高度显著,且与银行利差呈负相关关系,相关结果提示当下中国大力推进国家治理体系和治理能力现代化,进一步完善法律制度建设,有助于降低商业银行利差,从而促进银行业效率的有效提升。

五、结论性评述

本文在金融开放背景下考察资本账户开放是否有利于降低银行利差,从而促进银行业效率的提升。为此,本文首先构建一个由资本账户开放、银行利差、资本和劳动摩擦组成的包含异质性企业的多部门模型框架,剖析资本账户开放影响银行利差的微观机制,理论模型结果表明资本账户开放会导致商业银行利差缩窄。然后,基于 1996—2016 年 41 个新兴市场经济体国家的非平衡面板数据进行动态面板 GMM 估计,结果表明资本账户开放显著降低了商业银行利差。以 *KAOPEN* 指数衡量的资本账户开放度每增加一单位标准差,会导致银行利差下降 0.68 个百分点,而以 *KOF* 事实型指标衡量的资本账户开放度每增加一单位标准差,银行利差下降 0.90 个百分点。由此可见,资本账户开放在一定程度上提高了银行业效率。此外,对于新兴市场经济体国家而言,经济增长率、银行运营成本、法定存款准备金率会对银行利差产生显著正向作用,而法律制度、贸易开放程度、银行市场集中度会对银行利差产生显著负向作用。最后,分别采用 *KOF* 法定型和事实型指标替代 *KAOPEN* 指数,以及改用固定效应模型估计方法进行稳健性检验,检验结果充分说明模型参变量之间的相互作用关系具有较强的稳健性。

本文的研究结论具有较强的理论和政策指导意义。第一,应加快推进中国资本账户开放,逐步取消国际资本跨境流动的政策法规限制。长期以来,中国政府对于资本账户开放始终采取较为保守审慎的态度,尤其是在法定层面上资本账户交易管制仍然较为严格。而本文的研究结果表明,资本账户开放可以降低银行利差,从而提高银行业效率以及整体社会福利水平。鉴于此,在当前中国金融供给侧结构性改革的背景下,政策管理当局应以稳中求进的步骤扩大中国资本账户开放水平,通过吸引外资流入,引

表 3 资本账户开放影响银行利差的固定效应模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE_TW	FE_df	FE_dj
<i>KAOPEN</i> (-1)	-0.0098*** (0.0031)	-0.0073** (0.0032)		
<i>KOFdf</i> (-1)			-0.0357*** (0.0083)	
<i>KOFdj</i> (-1)				-0.0122* (0.0065)
<i>TRADE</i> (-1)	-0.0312*** (0.0085)	-0.0226** (0.0090)	-0.0047 (0.0102)	-0.0225** (0.0092)
<i>GDPG</i>	0.0271** (0.0126)	0.0364** (0.0154)	0.0332** (-0.0166)	0.0378** (0.0154)
<i>INFLA</i>	0.0035** (0.0017)	0.0040** (0.0017)	0.0043*** (0.0017)	0.0046*** (0.0017)
<i>STOCK</i>	0.0020* (0.0010)	0.0025** (0.0011)	0.0024** (0.0010)	0.0027** (0.0011)
<i>CONC</i>	-0.0015 (0.0041)	-0.0076* (0.0044)	-0.0111** (0.0044)	-0.0074* (0.0044)
<i>OC</i>	0.0932*** (0.0131)	0.0880*** (0.0131)	0.0881*** (0.0129)	0.0890*** (0.0131)
<i>NII</i>	-0.0613*** (0.0056)	-0.0639*** (0.0056)	-0.0628*** (-0.0136)	-0.0641*** (0.0056)
<i>RRR</i>	0.0205 (0.0152)	0.0005 (0.0158)	-0.0090 (0.0158)	-0.0002 (0.0159)
<i>LAW</i>	-0.0083*** (0.0028)	-0.0070** (0.0028)	-0.0053* (0.0028)	-0.0070** (0.0028)
<i>IRL</i>	0.0013 (0.0021)	0.0044** (0.0022)	0.0053** (0.0021)	0.0054** (0.0022)
常数项	0.0782*** (0.0077)	0.0743*** (0.0080)	0.0787*** (0.0080)	0.0748*** (0.0081)
国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是
观测值	695	695	695	695
WaldChi2	19.98***	8.87***	9.49***	8.79***
R ²	0.2547	0.2989	0.3133	0.2971

导银行业竞争来提高银行业效率,降低社会融资成本,进而推动经济高质量发展。第二,实证结果还表明对于新兴市场经济体国家而言,法律制度的改善也会显著降低银行利差,相关结果提示当前中国应进一步推进国家治理体系和治理能力现代化,不断完善法律制度建设,从而促进银行业效率的显著提升。第三,商业银行和国家金融监管部门均应清醒地认识到,资本账户开放在推动银行业效率提升的同时,也会降低银行盈利能力,银行业通过存贷利差获取巨大利润的优势将不复存在,银行的多元化经营是未来发展的趋势。银行必须尽快摆脱依赖存贷业务的传统发展模式,抓紧时机开展金融创新,调整业务结构和产品结构,大力拓展非利息业务,提高综合收益,创造新的盈利增长点,以弥补利差缩小带来的影响。

值得注意的是,本文的理论模型中还涉及金融开放背景下中小企业的融资成本问题,资本账户开放的利差缩窄效应是否能够降低中小企业融资成本并扩大其融资规模,从而缓解当下中小企业面临的融资难、融资贵问题,可以成为后续研究关注的重点。此外,对于发达国家和发展中国家而言,资本账户开放对银行利差的影响是否具有差异性,这个问题也具有重要的研究价值。

参考文献:

- [1] Rudra S, Ghosh S. Net interest margin: Does ownership matter? [J]. *Vikalpa*, 2004, 29(1):41-48.
- [2] Islam M S, Nishiyama S I. The determinants of bank net interest margins: A panel evidence from South Asian countries[J]. *Research in International Business and Finance*, 2016, 37(3):501-514.
- [3] Ho T, Saunders A. The determinants of banks interest margins: Theory and empirical evidence, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1981, 16(4):581-600.
- [4] Allen L. The determinants of bank interest margins: A note [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1998, 23(2):231-235.
- [5] Zarruk E R. Bank spread with uncertain deposit level and risk aversion [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1989, 13(6):797-810.
- [6] Angbazo L. Commercial bank net interest margins, default risk, interest-rate risk, and off-balance sheet banking [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1997, 21(1):55-87.
- [7] Maudos J, De Guevara J F. Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2004, 28(9):2259-2281.
- [8] Carbó S, Rodríguez F. The determinants of bank margins in European banking [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2007, 31(7):2043-2063.
- [9] Wong K P. On the determinants of bank interest margins under credit and interest rate risks[J]. *Journal of Banking & Finance*, 1997, 21(2):251-271.
- [10] Demircuc-Kunt A, Huizinga H. Determinants of commercial bank interest margins and profitability: Some international evidence [J]. *World Bank Economic Review*, 1999, 13(2):379-408.
- [11] Dietrich A, Wanzenried G, Cole R A. Why are net-interest margins across countries so different? [C]. 2010 Annual Meeting of the Midwestern Finance Association held February 25-27, Las Vegas, NV, USA, 2010.
- [12] 周开国,李涛,何兴强. 什么决定了中国商业银行的净利差? [J]. *经济研究*, 2008(8):66-77.
- [13] 韩振国,王亚军. 利率市场化背景下商业银行利差影响因素研究[J]. *首都经济贸易大学学报*, 2017(1):18-24.
- [14] 程茂勇,赵红. 我国商业银行利差影响因素研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2010(5):74-88.
- [15] 曹志鹏,安亚静. 利率市场化对中国商业银行利差的影响[J]. *金融经济研究*, 2018(6):38-47.
- [16] 彭建刚,王舒军,关天宇. 利率市场化导致商业银行利差缩窄吗? ——来自中国银行业的经验证据[J]. *金融研究*, 2016(7):48-63.
- [17] Iftikhar S F. The impact of financial reforms on bank's interest margins: A panel data analysis[J]. *Journal of Financial Economic Policy*, 2016, 8(1):120-138.
- [18] Ashraf B N. Trade and capital openness: Impact on bank net interest margins, lending and risk-taking behavior[J/OL]. *Social Science Electronic Publishing*, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2665888>, 2016.
- [19] 郑贤,金铭,陈中飞. 金融改革如何影响银行业利差:综合考量国际经验数据的实证[J]. *产经评论*, 2019(2):140-154.
- [20] 邵莹莹. 经济自由与银行利差关系实证分析[J]. *商业经济研究*, 2012(12):71-72.

- [21]魏尚进. 如何破解小微企业融资困局? [J]. 北大金融评论, 2019(1):32-33.
- [22]López-Espinosa G, Moreno A, Gracia F P. Banks' net interest margin in the 2000s; A macro-accounting international perspective [J]. *Journal of International Money & Finance*, 2011, 30(6):1214-1233.
- [23]Moore W R. Capital account liberalization and commercial bank interest rate margins[J]. *Applied Financial Economics*, 2010, 20(21):1673-1685.
- [24]Larrain M, Stumpner S. Capital account liberalization and aggregate productivity: The role of firm capital allocation[J]. *The Journal of Finance*, 2017, 72(4):1825-1858.
- [25]Chinn M, Ito H. What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions[J]. *Journal of Development Economics*, 2006, 81(1):163-192.
- [26]Lane P R, Milesi-Ferretti G M. The external wealth of nations revisited: international financial integration in the aftermath of the global financial crisis[J]. *IMF Economic Review*, 2018, 66(1):189-222.
- [27]Gygli S, Haelg F, Potrafke N, et al. The KOF globalisation index-revisited[J]. *The Review of International Organizations*, 2019, 14(3):543-574.
- [28]Naceur S, Omran M. The effects of bank regulations, competition, and financial reforms on banks performance[J]. *Emerging Markets Review*, 2011, 12(1):1-20.
- [29]Abiad A, Detragiache E, Tresselt T. A new database of financial reforms[J]. *IMF Economic Review*, 2010, 57(2):281-302.
- [30]Saunders A, Schumacher L. The determinants of bank interest rate margins: An international study[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2000, 19(6):813-832.
- [31]胡必亮,唐幸,殷琳,等. 新兴市场国家的综合测度与发展前景[J]. *中国社会科学*, 2018(10):60-86.
- [32]Sinkey J, Greenawalt M. Loan-loss experience and risk-taking behavior at large commercial banks[J]. *Journal of Financial Services Research*, 1991, 5(1):43-59.
- [33]Tarus D K, Chekol Y B, Mutwol M. Determinants of net interest margins of commercial banks in Kenya: A panel study[J]. *Procedia Economics and Finance*, 2012, 2(2):199-208.

[责任编辑:黄 燕]

Does Capital Account Liberalization Narrow Interest Rate Spreads of Commercial Bank? Evidence from 41 Emerging Market Economies

ZHANG Deliang, LI Wei

(Faculty of Economics and Management, East China Normal University, Shanghai 200062, China)

Abstract: Bank interest rate spreads reflect the efficiency of banking industry, and it is of great practical significance to study the impact and mechanism of capital account liberalization on bank interest rate spreads. Constructing a multi-sectoral analysis framework that includes heterogeneous enterprises, this paper makes an analysis on the internal mechanism of capital account liberalization affecting bank interest rate spreads from the micro level and then makes an empirical test with the data of 41 emerging market economies from 1996 to 2016. The results show that capital account openness significantly reduces the interest rate spreads of commercial banks. Bank interest rate spreads decrease by 0.68 and 0.90 percentage points respectively for each unit of standard deviation increased in the de jure measure and de facto measure of capital account openness. Therefore, accelerating capital account liberalization is an important way to improve the efficiency of banking industry, reduce the cost of social financing and achieve high-quality economic development under the new normal. It is also recommended that commercial banks should vigorously expand non-interest businesses, promote product and business upgrades, and create new profit growth points to compensate for the adverse effects of narrowing interest rate spreads.

Key Words: capital account liberalization; bank interest rate spreads; banking industry efficiency; emerging market economies; financial openness; interest rate liberalization; dynamic panel model; fixed effects model