

“一带一路”专题

“一带一路”倡议与商业银行风险累积 ——基于利率市场化改革的经验研究

修丕师

(华东师范大学 经济与管理学部,上海 200241)

[摘要]基于中国 16 家上市商业银行 2008—2015 年的数据,运用双向固定效应模型考察“一带一路”倡议对银行流动性风险的影响方向,并进一步运用面板双重差分模型检验“一带一路”对异质性银行的风险传导差异,研究发现:“一带一路”的顺利开展依赖于国内银行部门支持,并在一定程度上促使银行业整体流动性被动紧缩;利率市场化改革进程中,银行风险自律性和业务创新有助于缓解银行风险累积;对外投资企业的组成和融资结构相对单一,“一带一路”对外投资项目的融资来源主要集中于五大国有银行,这不利于“一带一路”高效可持续发展;现阶段银行业“风险扩散效应”不强,利率市场化改革有待深入。

[关键词]利率市场化改革;流动性风险;“一带一路”倡议;异质性银行;金融体制改革;金融资源配置;商业银行风险;金融安全

[中图分类号]F832.1 [文献标志码]A [文章编号]2096-3114(2017)06-0095-11

一、引言

我国经济发展已进入新常态阶段,依托新的经济发展结构培育新增长点是当下的重大任务之一,“一带一路”倡议的提出适逢其时^[1]。党的十九大报告指出,我国要以“一带一路”建设为重点,坚持引进来和走出去并重,遵循共商共享原则,加强创新能力开放合作,形成陆海内外联动、东西双向互济的开放格局。毫无疑问,“一带一路”倡议不仅在扩外需、去产能和调整经济结构等方面具有重要作用,还有利于塑造中国对外开放的新格局。鉴于沿线国家在经济发展和金融服务水平等方面相对落后,以中国为主的国家提供的金融支持有利于“一带一路”倡议的顺利开展。然而,盲目扩大金融发展规模却有可能导致银行风险累积,进而降低金融资源配置效率^[2]。“一带一路”倡议的实施是否对银行风险承担造成影响?其对异质性银行的风险传导是否具有明显差异?而利率市场化改革是否有助于缓解“一带一路”所造成的风险冲击?对这些问题的回答不仅有助于我们洞察“一带一路”倡议对金融安全的影响机制,而且在实践上对维持银行稳定经营、深化金融改革也有着重要意义。国内外学者针对对外直接投资(ODI)如何影响本国商业银行风险承担做了大量实证研究,但是这些研究相对独立,结合利率市场化改革背景对具有中国特色的“一带一路”倡议与商业银行风险行为的综合研究仍有待深入。鉴于此,本文将基于中国银行业的市场特点构建寡占竞争理论模型,从银行最优经营的微观角度探究在利率市场化改革背景下“一带一路”倡议对银行风险行为的作用机制。

[收稿日期]2017-06-01

[基金项目]教育部人文社科后期规划项目(11JHQ032)

[作者简介]修丕师(1989—),男,浙江温州人,华东师范大学经济与管理学部博士生,主要研究方向为金融开放与风险。

二、文献综述

截至 2014 年,中国对外直接投资已连续增长 12 年,2002—2014 年间的复合增长率高达 37.5%。快速扩张的投资规模已经引起国内外学者的关注。传统理论将驱动一国 ODI 增长的原因归纳为经济结构、要素禀赋、比较优势、市场和资源寻求等因素^[3-4]。但是,对经济处于转型期的中国而言,其 ODI 行为是否还受到特殊因素影响?大量针对中国 ODI 迅猛增长的背后推动机制的研究证实,政府政策和制度因素对我国企业 ODI 决策的影响至关重要^[5-6]。Buckley 等从三个方面进行了解释:第一,中国金融市场仍不完善,这为对外投资的大型国企创造了低融资成本优势;第二,华人关系网络为企业 ODI 提供了某方面的便利;第三,中国政府在推动企业对外投资方面发挥了强有力的积极作用^[7]。Morck 等进一步指出,中国参与对外直接投资的企业主体是处于垄断地位的大型国企,其投资的目的地偏向于开曼群岛、英属维尔京群岛以及东南亚国家,这种 ODI 格局的形成可以从中国的储蓄率、公司所有权结构和银行主导的资本配置等角度进行解释。对这些国企而言,廉价金融资本的可得性是促进其过度对外直接投资的潜在动力,但可能不利于投资价值的创造^[8]。

现阶段“一带一路”的发展仍处于初级水平,在发展过程中不可避免地存在较多风险因素,张明认为主要集中在以下几个方面:(1)“一带一路”对外投资有一大部分集中于基建和资源领域,它们具有投资金额大、周期长和回报小等特点;(2)沿线国家存在政局紧张,地缘政治冲突,经济、政治和文化差异明显等投资安全隐患;(3)民营资本在对外投资中占比较低,政府作为主要出资者,其承担的风险过于集中;(4)沿线国家货币与金融体系的不稳定带来汇率波动和货币贬值等风险^[9]。鉴于这种复杂格局,保建云认为,如何保障企业在“一带一路”沿线国家的投资安全是各国政府之间需要相互协调解决的重要问题^[10]。但就目前而言,风险的存在具有其客观性和持续性。显然,中国企业在“一带一路”沿线国家投资的项目风险越大,企业过度依赖债务融资的现象就越严重,因此,拓展多元化融资渠道,以分散“走出去”企业的项目风险对国内金融领域的冲击,是政府在实施金融扶持政策时必须考虑的问题^[11]。

可见,对“一带一路”沿线国家的投资风险要高于国内投资,特别是以国企为主体的对自然资源和基础设施领域的海外投资,其效率和安全性都不高^[12]。邱立成和杨德彬认为,与大型国企相比,民营企业在参与海外投资时,具有投资动机更加多元化、生产效率更高和风险规避意识更强的优点,在“一带一路”中增加民营资本进入机会,在一定程度上有利于把控海外投资的整体风险^[13]。但是,国有企业在“一带一路”倡议中所承担的政治使命使其更容易获得政策支持,国企控制的金融资源对海外投资的支持对象也基本集中在国有企业,民营企业在对外投资中处于相对不平等的位置,融资受限问题是最主要的表现^[14]。王碧珺等认为,融资约束降低了民营企业对外投资的可能性,在融资约束下,那些更具有活力和竞争力的民营企业被拒之门外,这对于提高“一带一路”中资本的运作效率极为不利^[15]。

因此,解决民营企业在对外投资中的融资约束问题,从而让“一带一路”发挥更高效的作用是中国政府应当考虑的问题之一^[15]。金融自由化和利率市场化改革恰逢其时。关于发展中国家金融自由化程度对经济增长的影响的研究,最早可以追溯到“金融抑制”和“金融深化”理论,研究者认为放松金融管制有助于解决资本扭曲配置问题,尤其是在开放经济中,一国的金融发展程度将影响到该国资本的国际流向和结构,进而对该国实体经济产生复杂的影响^[16]。利率市场化改革通过加剧银行竞争的方式提高企业的贷款可得性,同时赋予银行更大的风险敏感性和货币定价权,为民营企业参与“一带一路”提供了融资助力。李仲林认为,从这个角度看,利率市场化改革有助于分散“一带一路”对大型银行业的风险冲击^[17]。姜睿认为,虽然现阶段我国金融市场仍存在许多不足,但“一带一路”与金融改革有望形成相互支撑的机制,为中国经济结构转型升级提供新的突破点^[18]。

上述文献为理解“一带一路”对银行风险行为的作用机制作出了重要贡献,但总体而言,仍具有一定的局限性:(1)定量研究“一带一路”对国内银行业的风险冲击的文献较少,且对异质性银行未加

以足够关注,这使得研究相对而言较为片面,研究结论也存在一定偏差;(2)以往的研究基本没有将利率市场化改革、“一带一路”倡议及银行风险承担纳入到一个统一的框架,而利率市场化改革显然是影响银行风险行为至关重要的制度背景,它能通过加剧银行竞争等途径影响“一带一路”倡议对银行的风险冲击;(3)一部分文献将利率市场化改革进程定义为一个二值虚拟变量,这无法准确体现我国市场化进程的渐进性,而另一部分文献直接把净利差作为市场化进程的代理变量,把净利差的缩窄等同于市场化改革的深入,但是,净利差会由于经济调整而发生波动,进而与市场化进程产生偏离,换言之,净利差未必是一个好的代理变量。鉴于上述文献的不足,本文拟构建符合中国现阶段银行市场特征的寡占竞争模型,从微观角度解释利率市场化背景下“一带一路”对银行风险承担的影响机制;在实证方面,将采用双向固定效应模型,考察在利率市场化改革背景下“一带一路”与银行风险两者的关系,并且进一步运用面板双重差分模型研究“一带一路”对异质性银行风险行为的不同风险传导效应,以期为两者的作用机制提供一个更为现实的分析框架。

三、模型构建与命题提出

为探究利率市场化改革对银行风险行为的影响机制,并进一步明确在利率市场化改革背景下“一带一路”倡议对银行风险承担的作用方向,本文在 Kopecky 和 Vanhoose 的模型^[19]基础上构建银行寡占市场模型。

(一) 理论模型框架

当前我国银行业竞争格局表现为五大国有商业银行为主导、其他所有制银行共存的寡头竞争形势,为简化起见,可假定市场是由 n 家银行共同组成的寡占体系,并且每家银行 i 均可基于对本行利润最大化的考量选择合意的存款规模 D_i 和贷款规模 L_i 。假定存款利率为 r_D ,存款总额 D 与存款利率 r_D 的函数关系式为 $r_D = r_D(D)$,其中 $D = D_i + \sum_{j \neq i}^n D_j$,表示银行体系从家庭部门获取的存款总额;而贷款总额 L 与贷款利率 r_L 的函数关系式为 $r_L = r_L(L)$,其中 $L = L_i + \sum_{j \neq i}^n L_j$,表示企业部门从银行体系获取的贷款总额。因为市场非完全竞争,银行在存款和贷款市场均有一定垄断势力,表现为向右上方倾斜的可贷资金供给曲线,即 $r'_D(D_i + \sum_{j \neq i}^n D_j^*) > 0$,同理,可贷资金需求曲线将向右下方倾斜,即 $r'_L(L_i + \sum_{j \neq i}^n L_j^*) < 0$ 。参照 He 和 Wang 的设定^[20],本文将存款函数、贷款函数分别设为:

$$D = A_D^{-\varepsilon_D} \cdot r_D^{\varepsilon_D} \quad (1)$$

$$L = A_L^{-\varepsilon_L} \cdot r_L^{\varepsilon_L} \quad (2)$$

ε_D 和 ε_L 分别表示存款供给和贷款需求弹性,满足 $\varepsilon_D \geq 0$ 和 $\varepsilon_L \leq 0$; A_D 和 A_L 为常数系数,满足 $A_D > 0$ 和 $A_L > 0$ 。

首先,为防范挤兑风险,假定各行受法定存款准备金率 α 约束且银行 i 不持有超额准备金,因为存款准备金利率非常低,不失一般性,可假定存款准备金利率为 0。其次,假定银行 i 持有政府债券数量为 B_i ,收益率为 r_b 。再次,考虑银行通过银行间市场拆进(拆出)资金 M_i ,因为银行间市场接近完全竞争,可假定拆借利率 r 为外生给定。最后,将银行 i 经营成本分解为固定成本 F_i 及可变成本 $C(D_i, L_i)$ 两个部分。本文将银行 i 可变成本函数设为:

$$C(D_i, L_i) = \beta_D D_i + \beta_L L_i \quad (3)$$

满足 $\beta_D > 0$ 和 $\beta_L > 0$ 。

根据上述假定,得到银行 i 利润最大化的目标函数:

$$\pi_i = \max_{D_i, L_i, B_i} \{r_L L_i + r_b B_i + r M_i - r_D D_i - C(D_i, L_i) - F_i\} \quad (4)$$

$$\text{s. t. } (1 - \alpha) D(r_D^*) = L(r_L^*) + B(r_b)$$

其中, π_i 为银行 i 的利润, r_D 、 r_L 、 r_b 、 r 分别为存款利率、贷款利率、政府债券收益率和同业拆借利率, D_i 、 L_i 、 B_i 分别为银行 i 的存款、贷款和政府债券规模, F_i 、 $C(D_i, L_i)$ 分别为固定成本和可变成本,

$M_i = (1 - \alpha)D_i - L_i - B_i$ 为同业拆借数量, α 为法定存款准备金率。上述约束条件表示银行资金市场出清。

求解一阶方程, 得到资金市场均衡时银行 i 的最优化条件, 将方程中每一项对 i 进行加总, 可得:

$$\begin{cases} n(1 - \alpha)r - \left(\frac{1}{\varepsilon_D} + n\right)r_D - n\beta_D + n\lambda(1 - \alpha) = 0 \\ \left(\frac{1}{\varepsilon_L} + n\right)r_L - nr - n\beta_L - n\lambda = 0 \\ (1 - \alpha) = \frac{L}{D} + \frac{B}{D} \end{cases} \quad (5)$$

整理式(5), 求得:

$$\frac{L}{D} = \frac{\left(\frac{1}{\varepsilon_D} + n\right)r_D + n\beta_D}{\left(\frac{1}{\varepsilon_L} + n\right)r_L - n\beta_L} - \frac{B}{D} \quad (6)$$

式(6)表示银行最优存贷比由众多因素共同决定。其中, 利率市场化改革首先会影响市场竞争程度, 进而改变均衡存贷款利率, 最终导致银行存贷比水平发生变化。具体而言, “一带一路”倡议主要通过企业贷款需求和银行对贷款的风险定价两个维度影响银行存贷比水平。“一带一路”倡议的一个重要目标是促进沿线各国之间的投资合作, 深化各国之间的贸易投资一体化进程, 这就直接从需求层面刺激了沿线各国资本市场供给, 对沿线各国金融市场的供血能力提出了挑战^[10]。另外, “一带一路”倡议进程不断衍生出多样化跨国投融资模式和多元化金融产品需求, 这对国内银行业来说, 也意味着更高的业务水平要求。从某个角度来说, 利率市场化改革将有助于“一带一路”倡议顺利开展。例如, 对于中国企业在“一带一路”沿线国家的高风险投资项目而言, 项目风险将直接导致企业财务状况恶化, 增大银行贷款损失的可能性, 导致银行坏账比例提高, 而利率市场化改革赋予了银行更大的货币定价权, 银行将从道德风险和逆向选择角度出发提高对“走出去”企业的贷款利率风险升水, 这有助于防止企业过度“杠杆化”, 从而在一定程度上缓解企业和银行所承担的信用风险^[11]。

(二) 市场均衡

当存款利率由计划管制状态转向市场轨道后, 相关研究表明, 存款利率上限的开放将激化各银行的存款竞争, 银行为吸纳更多存款, 将不可避免地抬高资金成本, 因此导致存贷利差收窄^[21]。存贷利差缩窄将加剧银行脆弱性, 造成银行阶段性信用风险和经营风险^[22]。换言之, 随着银行竞争加剧和存贷利差缩窄, 银行的风险偏好将呈现出增强的趋势^[23]。据此, 本文得到命题1。

命题1: 从“利润边际效应”出发, 利率市场化有助于银行吸收存款, 增加可贷资金, 进而推动企业对外投资, 最终提高银行流动性风险水平。

证明: 将等式 $(1 - \alpha)D(r_D) = L(r_L) + B(r_B)$ 两边对 r_D 求导, 得

$$(1 - \alpha) \cdot \frac{\partial D}{\partial r_D} = \frac{\partial L}{\partial r_L} \cdot \frac{\partial r_L}{\partial r_D} \quad (7)$$

已知 $r'_D(D) > 0$ 和 $r'_L(L) < 0$, 因此, 有 $\partial r_L / \partial r_D < 0$ 。

用存贷比衡量银行流动性风险水平, 令 $y = L/D$ 表示存贷比, $x = r_L - r_D$ 表示存贷款利差, 对式(6)中的 x 求导, 可得

$$\frac{\partial y}{\partial x} = \left\{ \frac{\left(\frac{1}{\varepsilon_D} + n\right) \cdot \frac{\partial r_D}{\partial r_L} \cdot \left[\left(\frac{1}{\varepsilon_L} + n\right)r_L - n\beta_L\right] - \left(\frac{1}{\varepsilon_L} + n\right) \cdot \left[\left(\frac{1}{\varepsilon_D} + n\right)r_D + n\beta_D\right] + \frac{\partial D}{\partial r_D} \cdot \frac{\partial r_D}{\partial r_L}}{\left[\left(\frac{1}{\varepsilon_L} + n\right)r_L - n\beta_L\right]^2} \right\} \cdot \frac{\partial r_L}{\partial x} \quad (8)$$

当 $\partial r_L / \partial r_D < 0$ 时, 必有 $\partial r_L / \partial x > 0$, 因此有 $\partial y / \partial x > 0$ 。

命题1的结论与经济直觉一致,当存款利率提高时,银行吸收更多存款,这导致可贷资金增加,市场将自发地通过降低贷款利率的方式刺激贷款需求,从而使资金市场向出清状态移动。利差缩窄会降低银行收入,银行为保持利润当量会扩大放贷规模,表现为存贷比的增加,这不仅会降低银行资金流动性,还会对其整体稳定性造成负面影响。

利率市场化改革进程中民营银行准入限制逐渐放宽,新银行进入会降低现有银行的市场份额^[24]。这些新鲜血液的注入会加剧市场竞争并降低风险传染效率,银行业风险水平将有所降低^[25]。再者,降低银行准入、鼓励银行之间的合理竞争有助于缓解中小企业对外直接投资的融资约束,为推进这些具有更强生命力和竞争力的企业提供更多融资渠道,也有助于提高“一带一路”倡议进程中国内资本的使用效率,进而降低银行风险承担水平^[15]。据此,本文得到命题2。

命题2:从“银行竞争效应”出发,利率市场化将降低银行准入门槛,鼓励银行及非银行金融部门竞争,扩大企业对外投资资金来源,且有助于降低银行业整体流动性风险水平。

证明:用式(6)求 y 对 n 的偏导数,得到

$$\frac{\partial y}{\partial n} = \frac{(r_D + \beta_D)r_L - (r_L - \beta_L)r_D}{\varepsilon_L} - \frac{(r_L - \beta_L)r_D}{\varepsilon_D} \quad (9)$$

容易发现, $\partial y / \partial n < 0$ 。且当 $n \rightarrow \infty$ 时, y 收敛于

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{\left(\frac{1}{\varepsilon_D} + n \right) r_D + n \beta_D}{\left(\frac{1}{\varepsilon_L} + n \right) r_L - n \beta_L} - \frac{B}{D} \right] = \frac{r_D + \beta_D}{r_L - \beta_L} - \frac{B}{D} \quad (10)$$

命题2说明,打破银行准入壁垒的潜在收益,即随着银行竞争水平日益提高,银行风险水平将有所降低。此外,银行以及非银行金融部门的竞争也是导致贷款利率降低的一个主要原因。可见,利率市场化改革通过鼓励银行竞争来逐步消除信贷资金的垄断性,打破市场融资搜寻的体制障碍,有效提高融资搜寻效率,切实降低实体经济的融资成本,最终为民营企业参与“一带一路”提供融资助力,从这个角度看,利率市场化改革有助于分散“一带一路”对大型银行业的风险冲击^[17,26]。

中国“一带一路”的海外投资受国际金融市场和货币体系的双重限制,主要表现为国际融资困难、成本高昂、风险复杂和人民币投融资渠道受限等情况,这为“一带一路”建设项目制造了投融资风险^[10]。再者,“一带一路”沿线国家的政治动荡、反华情绪及其与中国的经济和文化差异、主权摩擦等因素也显著加剧了中国企业对外投资的风险^[9]。随着利率市场化改革的进一步推进,利率的市场化决定机制正逐步建立和完善^[27]。因此,有理由相信,在具有自由货币定价权的市场,为高风险项目融资就必须承受高风险溢价。据此,本文得到命题3。

命题3:从“风险控制效应”出发,利率市场化赋予银行更灵活的货币定价权,对贷款利率的风险升水增加了企业投资成本,有助于控制对外投资,并降低银行流动性风险。

证明:将贷款利率改写为 $r_L^* = (1 + \theta)r_L$,其中 θ 代表风险升水, r_L^* 为经过风险调整后的贷款利率水平,将 r_L^* 代入式(6),可得:

$$\frac{L}{D} = \frac{\left(\frac{1}{\varepsilon_D} + n \right) r_D + n \beta_D}{\left(\frac{1}{\varepsilon_L} + n \right) r_L^* - n \beta_L} - \frac{B}{D} = \frac{\left(\frac{1}{\varepsilon_D} + n \right) r_D + n \beta_D}{\left(\frac{1}{\varepsilon_L} + n \right) (1 + \theta) r_L^* - n \beta_L} - \frac{B}{D} \quad (11)$$

显然,当市场风险加剧时,银行将赋予其贷款更大的风险升水,进而减少贷款需求。这样会在一定程度上削弱企业对外投资的积极性,同时也会缓解银行流动性压力。中国企业在“一带一路”沿线国家的投资,无论是从市场角度还是政治角度出发,均可刺激银行信贷扩张冲动^[8],在存贷款利率管制的情况下,数量型工具和非市场化的手段与银行信贷扩张冲动是“激励不相容的”,而在利率市场

化进程中所强化的宏观审慎意识能对抑制银行体系的系统性风险积累发挥切实作用^[28]。因此，“一带一路”倡议与利率市场化改革的结合对促进经济结构转变、维持金融稳定具有现实意义。

四、研究设计

(一) 研究样本

本文的研究样本来自于在沪深两市上市的 16 家商业银行,考虑到数据的可得性及可比性,选取 2008—2015 年作为研究期间,原因如下:(1)2007 年前后国内商业银行财务统计口径发生变化;(2)2006 年年底国内银行业对外开放 5 年过渡期结束,国内银行业经营环境发生变化;(3)2007 年美国次贷危机的爆发导致国际直接投资环境发生变化;(4)大多数商业银行集中于 2006—2008 年之间在沪深两市上市,部分非国有银行 2008 年之前的相关数据有所缺失。其中,银行相关数据来源于 Bankscope 数据库,GDP 和 M2 相关数据来自中国人民银行网站;在对外净投资(ODI)变量的数据选用方面,一部分文献所采用的数据来源于外汇管理局公布的《国际投资头寸表》,但该表主要提供存量数据,而本文采用流量数据,故本文未选用该表数据,本文 ODI 相关数据来自商务部、统计局和外汇管理局联合发布的《2015 年度中国对外直接投资统计公报》,外商直接投资(FDI)相关数据来自历年《中国统计年鉴》,这两个数据来源也是为较多文献所采用的,它们与《国际投资头寸表》的数据也较为接近。

(二) 变量定义

1. 银行风险变量:本文选择存贷比(*ltod*)衡量银行流动性风险。存贷比是长期以来监测我国商业银行流动性风险的主要指标之一,虽然 2015 年取消了存贷比监管红线,但存贷比作为一种结构性流动性指标,反映了单位存款所占用的贷款额。贷款是商业银行中流动性最低的资产,而存款则是商业银行主要的资金来源,是保持商业银行流动性的重要因素。存贷比值越大,意味着不具流动性的贷款占用了更多稳定的资金来源,从而预示着商业银行盲目放贷的可能性增加、贷款风险增大以及流动性变差,因此,该指标可以在一定程度上反映银行流动性风险状况。

2. 利率市场化变量:为了准确刻画中国利率市场化改革进程,借鉴王舒军和彭建刚的做法^[29],本文从银行存贷款、货币市场、债券市场和理财产品市场角度构建 4 个一级指标和 12 个二级指标测度我国利率市场化改革进度。首先根据各市场行政管制程度高低,在[0,1]之间对各个二级指标进行赋值。若市场处于完全管制状态,则赋值为 0,以此类推,赋值(0,0.25)表示市场化程度极弱,赋值[0.25,0.50)表示市场化程度较弱,赋值 0.50 表示半市场化状态,赋值(0.50,0.75)表示市场化程度较强,赋值[0.75,1)表示市场化程度极强,赋值 1 表示完全市场化状态。其次,对各指标分配权重,采用定性和定量相结合的层次分析法确定各级指标权重,为避免主观性过强,专家判断应建立在专业经验和相关统计数据的基础上。最终,根据二级指标赋值结果以及权重系数,构建综合利率市场化指数。赋值结果见表 1。

表 1 市场化程度综合指数表

一级指标	权重	二级指标	权重	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
银行 存款 市场	0.6340	本币贷款	0.4375	0.65	0.65	0.65	0.65	0.8	1	1	1
		本币存款	0.4375	0.25	0.25	0.25	0.25	0.4	0.5	0.75	1
		外币贷款	0.0625	1	1	1	1	1	1	1	1
		外币存款	0.0625	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75
货币 市场	0.1647	同业拆借	0.7500	1	1	1	1	1	1	1	1
		票据贴现	0.2500	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	1	1	1
债券 市场	0.1074	债券发行	0.6000	1	1	1	1	1	1	1	1
		债券回购	0.2000	1	1	1	1	1	1	1	1
		现券交易	0.2000	1	1	1	1	1	1	1	1
理财 产品 市场	0.0939	理财产品	0.5370	0.6	0.7	0.8	0.9	1	1	1	1
		货币基金	0.2047	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1	1	1
		信托产品	0.2583	0.6	0.7	0.8	0.9	1	1	1	1
利率市场化综合指数				0.6404	0.6518	0.6612	0.6705	0.7632	0.8483	0.9407	0.9901

3. 对外净投资变量:指标的计算公式为 $\ln ot_{it} = \ln(odi_{it}/fdi_{it})$, 该指标可以反映中国ODI和FDI的规模差异,进而衡量“一带一路”倡议从资金规模方面对我国银行业的影响。另外,出于稳健性的考虑,本文以 odi_{it} 和 fdi_{it} 的增长率之差作为代理变量,指标计算公式为 $gomif_{it} = godi_{it} - gfdi_{it}$, 该指标可以反映我国ODI与FDI的增速差异,进而衡量“一带一路”倡议在进展节奏上对我国银行业的影响。

4. 时间虚拟变量 $D1$:“一带一路”倡议提出于2013年10月份前后,故在2013年前(含2013年)取 $D1=0$,在2013年后,取 $D1=1$ 。

5. 银行虚拟变量 $D2$:在“一带一路”倡议提出之前和之后,商业银行都会向对外投资企业提供融资服务,但异质性银行为企业提供的融资水平存在差异。中国当前银行格局表现为五大国有商业银行为主导、其他所有制银行共存的寡头竞争形势。本文对五大国有商业银行取 $D2=1$,其他所有制银行取 $D2=0$ 。

6. 虚拟变量交叉项 $D=D1 \times D2$:假定在“一带一路”倡议提出之前和之后两个阶段内变量 $D1$ 和 $D2$ 的斜率都是各自稳定的,则变量 $D=D1 \times D2$ 的系数可以衡量 $D2$ 对被解释变量的偏效应受“一带一路”影响的程度,进而表明“一带一路”对异质性银行的风险传导差异。

7. 其他控制变量:包括银行平均资产回报率 $roaa_{it}$ 、非利息收入占比 $noniin_{it}$ 、银行资产总额 $lnsize_{it}$,经济增长率 gdp_{it} 和广义货币增长率 $m2_{it}$,这些变量对银行风险也将造成一定影响。

各变量的描述性统计结果如表2所示。

(三) 模型设定

本文主要检验“一带一路”倡议是否会对商业银行流动性风险承担产生影响,并进一步考察利率市场化改革对调节两者作用机制的直接效应和间接效应。鉴于银行风险行为与国际资本流动可能相互依赖,学界较为普遍采取的办法是使用双向固定效应模型,该模型可以在一定程度上缓解内生性问题的干扰。此外,各行虽然受相同宏观经济因素影响,但它们应对经济变化有不同手段,因此,银行间存在个体差异。据此,我们选择聚类稳健标准误修正模型中可能存在的异方差问题。根据以上分析,本文设计双向固定效应模型如下:

$$Y_{it} = c + \beta_1 liber_{it} + \beta_2 \ln ot_{it} + \sum \beta_{it} x_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中, i 表示横截面单位, t 表示年份, μ_i 表示个体固定效应, η_t 表示时间固定效应, ε_{it} 表示随机误差项, $x_{it} = (roaa_{it}, lnsize_{it}, noniin_{it}, gdp_{it}, m2_{it})$ 。

为了进一步研究“一带一路”倡议对不同所有制银行风险传导的差异,我们设计面板双重差分模型如下:

$$Y_{it} = c + \beta_1 liber_{it} + \beta_2 D_1 + \beta_3 D_2 + \beta_4 D_1 \times D_2 + \sum \beta_{it} x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

该模型主要用于检验系数 β_4 的统计显著性,若 β_4 显著,则说明政策对不同所有制银行的风险传导具有明显差异。鉴于虚拟变量 $D1$ 在2008—2012年为0,在此年份区间不随年份变化而变化,在2013—2015年为1,在此年份区间也不随年份变化而变化且模型对其他变量的统计性质无严格要求,因此用OLS方法估计上述方程即可,可以不采用固定效应模型。

五、实证结果分析

表3报告了基准模型的估计结果。从表3的回归结果来看,模型(3)、模型(4)和模型(5)的调整

表2 变量的描述性统计结果

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测数
ltod	0.687	0.066	0.474	0.838	128
liber	0.772	0.133	0.642	1.000	128
roaa	0.011	0.002	0.001	0.017	128
lnsize	14.769	1.265	11.429	16.916	128
noniin	0.196	0.068	0.071	0.390	128
gdp	0.086	0.013	0.069	0.106	128
$m2$	0.169	0.051	0.110	0.284	128
$\ln ot$	-0.108	0.102	-0.218	0.621	128
$gomif$	2.209	3.708	-4.758	8.429	128
$D1$	0.25	0.435	0	1	128
$D2$	0.313	0.465	0	1	128
$D1 \times D2$	0.078	0.269	0	1	128

R^2 分别为 57.4%、57.4% 和 33.7%，这说明双向固定效应模型和面板双重差分方法的估计结果相对可靠。

首先，在模型(1)中， \lnotof 的系数显著为正，说明对外净投资的增加强化了银行的流动性风险承担。在模型(2)中加入利率市场化这一解释变量， $liber$ 的系数为负，说明利率市场化对银行流动性风险行为具有“总体负向效应”。根据 Martinez-Miera 和 Repullo 提出的假说，市场竞争对银行风险行为的效应分为“利润边际效应”和“风险转移效应”两种，当前者占主导地位时，银行竞争增加银行风险承担，而当后者占主导地位时，银行竞争降低其风险承担^[23]。模型(2)证实了随着改革的不断深入，银行谨慎经营的风控理念逐步强化，这是因为银行在面临不确定性竞争环境时会有意识地控制贷款规模，另外，利率市场化还可能通过缩窄净利差进而降低银行资产收益率以及通过加剧竞争进而增强收益波动性这两个途径影响银行风险行为。

其次，对比模型(1)和模型(2)，我们发现 \lnotof 的系数显著，其符号为正，且绝对值明显变大，说明在降低“一带一路”倡议所引致的大量资本外流对银行流动性风险的冲击程度上，利率市场化改革可能发挥了积极作用，原因有三点：第一，随着利率市场化程度逐步提高，表外业务和创新业务占比逐渐加大，银行对传统贷款的依赖性有下降趋势；第二，利率市场化加速了金融行业的创新发展，企业可以更方便地从非银行金融部门获取所需资金，这在一定程度上降低了银行的风险承担；第三，虽然银行仍具有“利润边际效应”，但在市场化进程中，一方面，央行对商业银行监管的力度加强，这使得银行风险行为受限，另一方面，银行风险规避意识也在强化，其自律动机对银行的稳定经营作用加强。换言之，利率市场化改革是“一带一路”倡议的优质基础，它为“走出去”政策提供了强大的金融市场缓冲。

再次，模型(3)为加入其他控制变量后的估计结果。总资产收益率及银行规模与银行流动性风险具有显著负相关关系，这可能是因为大规模、高盈利银行更注重经营的稳健性。这一类银行具有规模、声誉和客户忠诚性等优势，这些既定优势有利于它们对流动性进行控制。非利息收入占比对流动性风险具有显著正向影响，这说明对当前银行业务而言，表外业务虽然可以平抑银行收入波动程度，但表外业务和利息业务的互补性强于替代性，银行并不会因为非利息收入的增加而放松对利息收入的追求，两者同向变动。 gdp 增长率系数为负，可能的原因有两点：第一，随着 gdp 增长率的降低，居民可支配收入的增长率随之下降，再加上非银行金融部门、影子银行以及银行理财产品分流了银行的存款来源，直接导致私人储蓄增长率的下降，在贷款需求增长率相对稳定的情况下，就形成存贷比上升的表象；第二，中国经济下行伴随着对外投资上行，这意味着更多的银行贷款流向国外，而这部分流

表 3 基本估计结果

解释变量	模型(1) <i>htod</i>	模型(2) <i>htod</i>	模型(3) <i>htod</i>	模型(4) <i>htod</i>	模型(5) <i>htod</i>
\lnotof	0.162 * (0.089)	4.734 * (2.311)	1.819 *** (0.655)		
$gomif$				0.008 *** (0.002)	
$liber$		-3.584 * (1.850)	-1.215 *** (0.422)	-0.660 *** (0.229)	-0.144 (0.139)
$roaa$			-11.367 *** (2.143)	-11.367 *** (2.142)	-6.278 ** (2.478)
\lnsize				-0.218 *** (0.021)	-0.218 *** (0.021)
$noniin$			0.206 ** (0.079)	0.206 ** (0.079)	0.353 *** (0.096)
gdp			-8.375 *** (1.835)	-21.067 *** (3.723)	-0.846 (0.985)
$m2$			0.107 (0.092)	-0.388 ** (0.163)	-0.057 (0.156)
$D1$					-0.025 (0.027)
$D2$					-0.127 *** (0.018)
$D1 \times D2$					0.099 *** (0.024)
样本数量	128	128	128	128	128
调整 R^2	0.110	0.110	0.574	0.574	0.337
F 值	6.80	6.80	13.92	13.92	8.16
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

注：括号内为聚类稳健标准误，***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

向国外的资金并不能在短期内回流形成存款,造成银行存贷比上升的情形,这也正好解释了在模型(3)中 \ln{notof} 系数下降的原因。

最后,模型(5)为运用面板双重差分方法给出的估计结果。其中,“一带一路”虚拟变量 $D1$ 系数为负,但不显著,表示在“一带一路”倡议提出之前,即 $D1 = 0$ 时,异质性银行流动性风险水平差异不明显。但是,交叉项 $D1 \times D2$ 系数显著为正,说明“一带一路”倡议的实施对不同性质银行的影响存在差异。换言之,“一带一路”对五大国有银行的流动性风险冲击强于对其他股份制商业银行的冲击,可能的原因有两个:第一,从 2008 年至 2015 年的对外投资流量来看,其主要参与者为国有大型企业,这些企业是五大国有商业银行的优质客户,它们可以方便地从五大国有商业银行获取贷款,在融资不受限制时,它们不会轻易改变融资渠道;第二,五大国有银行的政府背景强化了它们对“一带一路”倡议的支持力度,为“走出去”企业提供融资可能是出于某些经济和非经济因素的考量。

六、稳健性检验

(一) 稳健性问题

为了检验对外净投资对银行流动性风险承担的正向作用是否依赖于对外净投资的度量指标选取,我们采用 odi_u 和 fdi_u 的增长率之差作为新的代理变量,并仍然以双向固定效应模型进行估计。模型(4)给出了稳健性分析的结果,我们发现与模型(3)的估计结果基本一致,再次说明本文的实证结果是相对可靠的。

(二) 内生性问题

内生性问题主要是由于模型遗漏重要变量导致的估计偏误,模型(3)中可能引起内生性问题的重要遗漏变量是政府态度。假定政府从产业升级、经济增长与宏观稳定三个角度制定和执行决策,它们对企业对外投资和银行流动性都将产生影响。显然,从前两个角度来看,政府态度有利于促进企业对外投资,而宏观稳定是产业升级和经济增长的前提。为了缓解“一带一路”对中国金融可能产生的负面冲击,中国政府将把深化利率市场化改革并加快发展民营金融机构作为全面深化改革的重要内容。多层次的资本市场有助于实现信贷资源供给的多样化,换言之,政府态度对银行流动性的影响为负。假定政府态度变量为 $govt$,其回归系数为 β_g ,对外净投资为 \ln{notof} ,回归系数为 β_o , $govt$ 与 \ln{notof} 的协方差为 $cov(\ln{notof}, govt)$,回归模型因为遗漏变量 $govt$ 而导致的偏误为:

$$p \lim \hat{\beta}_o - \beta_o = \beta_g cov(\ln{notof}, govt) / var(\ln{notof}) \quad (14)$$

根据前面的分析可知 $\hat{\beta}_g < 0$,而 $cov(\ln{notof}, govt) > 0$,从而判断模型(3)中 $\hat{\beta}_o$ 存在向零的估计偏误,说明模型低估了 $\hat{\beta}_o$ 。因此,遗漏政府态度变量所引起的内生性问题不影响 \ln{notof} 系数的统计显著性。

七、结论与启示

本文基于银行利润最大化市场行为的微观视角,构建寡占竞争数理模型,明确了利率市场化条件下“一带一路”倡议所引起的对外净投资流量增加对银行流动性风险行为的作用机制和冲击方向。研究结果表明:(1)对外净投资与银行流动性水平呈负相关关系,说明对外投资的增加高度依赖于国内金融支持。鉴于沿线国家的经济发展和金融服务水平等方面相对落后,以中国为主提供的金融支持有利于“一带一路”倡议的顺利开展。(2)在利率市场化改革进程中,银行“风险转移效应”逐步加强,其风险自律行为能有效缓冲流动性和整体风险水平,且随着利率市场化改革的不断深入,以表外业务为代表的银行创新业务水平有所提升,有利于平抑银行收入波动。(3)利率市场化改革有助于降低“一带一路”倡议所引致的大量资本外流对银行流动性风险的冲击程度,即利率市场化改革是

“一带一路”倡议的风控基础,它为“一带一路”倡议提供了强大的金融市场缓冲。(4)“一带一路”倡议对五大国有银行的流动性冲击强于对其他股份制商业银行的冲击,一方面说明参与对外投资的企业仍以国有大型企业为主,中小企业参与度不高,其融资渠道仍然受限;另一方面也说明银行业“风险扩散效应”较弱,“一带一路”倡议对银行风险冲击较为集中,利率市场化改革仍有待深入。

上述结论的政策启示如下:第一,“一带一路”倡议不仅在扩外需、去产能和经济结构调整等方面具有重要作用,而且有利于塑造中国对外开放的新格局,为“一带一路”提供金融支持是应有之义,但是,相关政府部门也应当充分认识在新一轮对外开放进程中可能引发的金融风险。第二,鼓励银行业务创新,以实现由低水平的规模和价格竞争向产品、服务及创新竞争转变,这样有助于控制银行整体风险水平。在银行利润最大化经营理念的前提下,引导银行转变发展方式和发现新增长点是缓解银行风险积聚问题的关键。第三,国有银行具有“政策导向性”和对政府提供的“显性和隐性保护”依赖意识过重的弱点,其风险聚集速度较快,这不利于中国金融业高质量发展,相关监管部门应更多地将其他股份制银行以及非银行金融部门纳入视野,这不仅有助于分散风险,还有助于缓解中小企业对外投资的融资约束。第四,我国应继续推进利率市场化改革,扩大银行市场准入条件,发展多层次资本市场,为“一带一路”倡议顺利进行提供更为广泛和坚强的金融服务,并充分考虑异质性银行的不同风险行为,在守住不发生系统性风险底线的基础上鼓励银行业务创新。

参考文献:

- [1]孙楚仁,张楠,刘雅莹.“一带一路”倡议与中国对沿线国家的贸易增长[J].国际贸易问题,2017(2):83-96.
- [2]周丽丽,杨刚强,江洪.中国金融发展速度与经济增长可持续性——基于区域差异的视角[J].中国软科学,2014(2):58-69.
- [3]GOH S K, WONG K N. Malaysia's outward FDI: the effects of market size and government policy[J]. Journal of Policy Modeling,2011,33(3):497-510.
- [4]RAMASAMY B, YEUNG M, LAFORET S. China's outward foreign direct investment: location choice and firm ownership [J]. Journal of World Business,2012,47(1):17-25.
- [5]WANG C, HONG J, KAFOUROS M, et al. What drives outward FDI of Chinese firms testing the explanatory power of three theoretical frameworks[J]. International Business Review,2012,21(3):425-438.
- [6]KOLSTAD I, WIIG A. What determines Chinese outward FDI? [J]. Journal of World Business,2011,47(2):1-19.
- [7]BUCKLEY L, PETER J, JEREMY Clegg, et al. The determinants of Chinese outward foreign direct investment[J]. Journal of International Business Studies,2007,40(2):353-354.
- [8]MORCK R, YEUNG B, ZHAO M. Perspectives on China's outward foreign direct investment[J]. Journal of International Business Studies,2008,39(3):337-350.
- [9]张明.直面“一带一路”的六大风险[J].国际经济评论,2015(4):38-41.
- [10]保建云.论我国“一带一路”海外投资的全球金融影响、市场约束及“敌意风险”治理[J].中国软科学,2017(3):1-10.
- [11]郭桂霞,赵岳,巫和懋.我国“走出去”企业的最优融资模式选择——基于信息经济学的视角[J].金融研究,2016(8):111-126.
- [12]HUANG Y, WANG B. Investing overseas without moving factories abroad: the case of Chinese outward direct investment [J]. Asian Development Review,2013,30(1):85-107.
- [13]邱立成,杨德彬.中国企业OFDI的区位选择——国有企业和民营企业的比较分析[J].国际贸易问题,2015(6):139-147.
- [14]宗芳宇,路江涌,武常岐.双边投资协定、制度质量和企业对外直接投资区位选择[J].经济研究,2012(5):71-82.
- [15]王碧珺,谭语嫣,余森杰,等.融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资[J].世界经济,2015(12):54-78.

- [16] 王永钦,高鑫,袁志刚,等.金融发展、资产泡沫与实体经济:一个文献综述[J].金融研究,2016(5):191-206.
- [17] 李仲林.利率市场化与商业银行风险承担[J].财经科学,2015(1):36-46.
- [18] 姜睿.“十三五”上海参与“一带一路”建设的定位与机制设计[J].上海经济研究,2015(1):81-88.
- [19] KOPECKY K J, VANHOOSE D. Model of the monetary sector with and without binding capital requirements[J]. Journal of Banking and Finance,2004,28(3):633-646.
- [20] HE D, WANG H. Dual-track interest rates and the conduct of monetary policy in China[J]. China Economic Review, 2012,23(4):928-947.
- [21] 纪洋,徐建伟,张斌.利率市场化的影响、风险与时机——基于利率双轨制模型的讨论[J].经济研究,2015(1):38-50.
- [22] 张宗益,吴恒宇,吴俊.商业银行价格竞争与风险行为关系——基于贷款利率市场化的经验研究[J].金融研究,2012(7):1-14.
- [23] MARTINEZ-MIERA D, REPULLO R. Does competition reduce the risk of bank failure? [J]. Review of Financial Studies, 2010,23(10):3638-3664.
- [24] 蔡竞,董艳.银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据[J].金融研究,2016(11):96-111.
- [25] FU X M, LIN Y R, MOLYNEUX P. Bank competition and financial stability in Asia Pacific[J]. Journal of Banking & Finance,2014,38(1):64-77.
- [26] 李建军,王德.中国分离均衡信贷市场的利率定价——搜寻效率与风险因素检验[J].金融研究,2014(10):1-14.
- [27] 李宏瑾,苏乃芳.自然利率估算方法文献综述[J].国际金融研究,2016(6):24-35.
- [28] 徐明东,陈学彬.货币环境、资本充足率与商业银行风险承担[J].金融研究,2012(7):46-62.
- [29] 王舒军,彭建刚.中国利率市场化进程测度及效果研究——基于银行信贷渠道的实证分析[J].金融经济学研究,2014(6):75-85.

[责任编辑:黄燕]

“The Belt and Road” Strategy and Commercial Bank Risk Accumulation: Based on the Empirical Study of Market-oriented Interest Rate Reform

XIU Pishi

(Faculty of Economics and Management, East China Normal University, Shanghai 200241, China)

Abstract: Based on the relevant data of 16 listed banks in China from 2008 to 2015, this paper tests the effect of the “The Belt and Road” strategy on bank risk by using two-way fixed effect model and further clarifies the heterogeneity of risk conduction between different banks by using panel DID model. The study finds that: The development of “The Belt and Road” is dependent on domestic banking industry support, thus leading to the passive tightening of the overall liquidity risk level of the domestic banking industry to some degree; In the progress of the market-oriented interest rate reform, the creasing risk self-discipline and business innovation would help to ease the impact of “The Belt and Road” on bank risk; OFDI enterprises and financing structure are relatively single, the financing source of overseas investment projects in “The Belt and Road” is mainly concentrated on the five major state-owned banks, and it is not conducive to the sustainable development of “The Belt and Road”; At this stage, the extent of the risk spread of banks is still not high, and the liberalization of finance and the market-oriented interest rate reform should be developing in depth.

Key Words: market-oriented interest reform; liquidity risk of banks; “The Belt and Road” strategy; heterogeneous banks; reform of financial system; allocation of financial resources; financial security; commercial bank risk