

利率与银行风险承担

——基于中国上市银行的实证研究

牛晓健 裘翔

(复旦大学经济学院,上海 200433)

摘要:本文旨在深入研究在中国银行业靓丽的报表之下是否隐藏着潜在的风险。我们依据“风险承担渠道”理论的假说,采用中国上市时间超过三年的十四家上市银行的数据,利用固定效应模型和差分广义矩估计方法,验证了:在中国,低利率的政策环境会催生商业银行的风险承担行为。本文的贡献主要有两个方面:第一,我们计算并采用了对风险测度更灵敏的预期违约频率(EDF)作为风险测度指标,相较基于定期报表的Z值和坏账率等指标更能够反映市场预期,具有前瞻性;第二,为了降低利率变量的内生性问题,我们采用拟合泰勒规则的方法估算出均衡利率,从而得到能够灵敏地反映利率政策松紧程度的利差变量作为政策利率的代理变量并一定程度上降低了内生性。

关键词:风险承担;预期违约频率;货币政策

JEL 分类号:G210, E520, C330 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2013)04-0015-14

一、引言

金融危机以来,学者们开始重视金融中介部门在影响货币政策传导以及实体经济运行方面的作用,其中利率、金融中介微观主体行为以及经济周期波动之间的关系受到广泛关注。2001年互联网泡沫破灭后至危机爆发前西方国家大都维持非常低的名义利率,为四十年以来的最低点,并且始终低于泰勒规则所预测的名义利率(Taylor, 2007, 2009; Altunbas, Cournede & Price, 2008)。Borio & Zhu(2008)认为长期的低利率环境会影响银行对风险的容忍度和感知程度,放松借款者融资的价格条款,降低对风险的定价,从而影

收稿日期:2012-11-29

作者简介:牛晓健,复旦大学经济学院国际金融系副教授,Email:nxj9989@126.com.

裘翔,复旦大学经济学院金融学硕士研究生。

* 本文的研究得到2012年国家自然科学基金面上项目《金融中介与货币政策传导——基于中国银行业的理论及实证研究》(71273064),教育部人文社会科学研究2010年规划基金(10YJA790140),2011年度上海市哲学社会科学规划课题(2011BJB005)和2011年度上海市“曙光计划”项目(11SG09)的支持。感谢匿名审稿人提出的中肯建议,当然,文责自负。

响银行资产组合的整体风险水平。这种情况下银行资产负债表的扩张(譬如以低廉的利率扩张信贷)往往缺乏足够的风险补偿,当银行的资产负债表遭遇负面冲击时,银行先前的风险承担行为会加剧资产负债表的收缩、金融中介部门的震荡以及实体经济的波动。这样一个机制就将利率政策、稳定和宏观经济的周期波动联系在一起,称之为“风险承担渠道”(Risk-taking Channel)。这样的机制在中国是否存在?利率市场化的大背景下,中国的货币当局未来也将面临着由数量型调控政策为主向价格型调控政策为主的转型,除了产出和通胀,资产价格和金融稳定是否也需要赋予相当的权重?

针对于此,本文根据中国货币政策执行的实际情况,估算了自 2001 年以来中国的均衡利率,构建了反映货币政策松紧程度的利差序列,计算了上市银行的预期违约频率(Expected Default Frequency, EDF)作为银行风险的代理变量。通过实证模型的构建以及引入反映中国银行业异质性特征的代理变量,检验了利率环境与国内银行风险承担的关系,验证了风险承担渠道在中国的有效性。

本文的结构安排如下:第二部分回顾了相关文献,第三部分对本文的计量模型、关键变量的构建和数据的选取进行了说明,第四部分是回归结果和相应分析,第五部分总结了主要结论并给出了政策建议。

二、文献回顾

根据“风险承担渠道”理论,低利率主要通过“逐利”机制(Rajan, 2005)、估值机制(Borio & Zhu, 2008; Adrian & Shin, 2009)和“保险效应”(Gambacorta, 2009)产生作用:首先,低名义利率的经济环境使以市场利率为基础定价的风险资产(如贷款)收益率降低,银行存在最求高风险资产以获得高回报率的动机,这个机制也被称为“逐利”机制(Rajan, 2005)。其次,低利率环境会改善银行的估值、收入和现金流,从而提高银行风险承担能力,并且影响银行对待风险的态度(Borio & Zhu, 2008; Adrian & Shin, 2009)。通常情况下较低的短期名义利率会使收益率曲线的斜率变陡峭,市场预期银行未来能够获得更高的净息差,因此向前看的银行资本估值上升,银行的风险承担空间扩大(Adrian & Shin, 2010)。最后,央行的货币中政策目标通常不仅仅包括物价稳定,还包括充分就业和经济增长,金融危机以来,又将稳定金融市场纳入决策体系。央行在出现金融危机、经济衰退或失业增加的情况下通常会采取相应的刺激政策,例如降低利率甚至是量化宽松。央行的政策目标制降低了市场的不确定性,实体企业和金融机构预期央行在经济或金融市场出现问题时会及时采取应对措施,反而增加了风险承担的动机和空间。De'Nicolo 等(2010)指出对利率下降的预期会催生更大的风险敞口,尤其是当货币政策有很大宽松空间的时期。Gambacorta(2009)称之为“保险效应”(Insurance effect)。

风险承担渠道实证研究的难点在于如何判断利率和银行风险确是由“风险承担渠道”联系起来的。从目前实证研究文献来看,理想的方式是采用微观信贷数据,Jimenez 等(2008)运用西班牙 1984~2006 年信贷注册数据,Ioannidou 等(2009)利用玻利维亚的

微观贷款数据, Delis 等(2011)利用美国联邦存款保险公司的报表获得了新增辛迪加(Syndicate)贷款的数据,都验证了风险承担渠道的存在。然而,微观数据的不易得性使得很多学者转而通过对于银行总体风险的衡量来验证风险承担渠道。例如, Altunbas, Gambacorta & Marques - Ibanez(2010)也证明扩张的货币政策导致银行承担更高的风险。

目前国内也有越来越多的学者关注并展开了对风险承担渠道的讨论,如张雪兰、何德旭(2012)的研究显示货币政策立场显著影响着银行的风险承担,且受市场结构及商业银行资产负债表特征的影响,江曙霞、陈玉蝉(2012)则发现我国货币政策对银行风险承担的影响取决于银行资本状况。针对风险承担渠道的具体传导机制,徐明东、陈学彬(2012)用Z值作为银行风险的代理变量,验证了估值效应、逐利动机和竞争效应三种子机制。本文倾向于采用更为灵敏,也更能反映市场信息的EDF作为商业银行风险的测度指标。

此外,研究国外研究风险承担渠道的关键技术问题是利率指标的选择,既要反映货币政策的松紧程度又要避免严重的内生性。我们认同 Delis & Kouretas(2011)对于长期低利率水平的强调,但与他们以及上文提到的其他学者的测度方式不同,本文采取了一种基于中国实际的新方法:首先,根据平滑的泰勒规则利用GMM估计拟合我国名义利率,得到包含均衡实际利率和目标通胀率的常数项估计值;其次,参考每年国务院向人大提交的政府工作报告中提到的下一年的消费价格指数(CPI)目标,得到目标通胀率,利用常数估计值和目标通胀率计算出均衡实际利率,加上每期的通胀得到每期均衡名义利率;最后,将实际名义利率与均衡名义利率的差值作为货币政策力度的衡量指标(下文皆称为利差)。

三、模型、方法和数据说明

(一) 计量模型

遵循风险承担渠道理论的假说,长期的低利率环境会提高银行的风险承担行为,因此本文倾向于 Delis & Kouretas(2011)的做法,将风险变量以及利差变量的绝对量而非变化量引入模型。本文所估计的基本模型如下:

$$Risk_{i,t} = \alpha + \sum_{j=0}^1 \beta_j IGAP_{t-j} + \sum_{k=1}^4 \delta_k S_Control_{k,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

其中 $i=1, \dots, N$, N 为样本中银行的数量。 $Risk_{i,t}$ 为风险承担的度量指标。 $IGAP_t$ 为利差变量,反映货币政策的紧缩程度。 $S_Control_t$ 为宏观层面的控制变量,首先取名义GDP增长率 ΔGDP_t ;其次,考虑到房地产市场的景气度很大程度上影响了银行贷款的质量进而影响其风险,而利率环境又会影响房地产市场,因此我们再控制住房地产景气指标 ΔHP_t ;再次,EDF的大小受股票市场波动率的影响很大,而股票市场的波动率与宏观层面和银行层面的控制变量都可能存在相关性,以至于产生严重的内生性问题,因此本文控制住行业股票指数波动率 $Volatility_t$,最后,为了检验风险承担渠道理论的第二个机制,我们引入了收益率曲线斜率变量 $Slope_t$ 。

(1)式的基本模型并没有考虑到银行平滑风险承担的行为,如果银行的风险承担行

为是根据商业周期和政策持续而平滑调整的,那么(1)式的估计模型就会出现偏误。因此,我们引入以下调整模型以检验平滑行为是否存在:

$$Risk_{i,t} = \alpha + \theta Risk_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \beta_j IGAP_{t-j} + \sum_{k=1}^4 \delta_k S_Control_{k,t} + u_{i,t} \quad (2)$$

其中系数 θ 衡量银行风险承担行为的平滑程度, θ 统计上等于 1 时表明银行对风险承担调整十分缓慢,为 0 时反映其每一期迅速地进行调整,介于 0 和 1 之间表明其风险是持续的。

中国银行业的主要赢利来源目前还集中于贷款投放,而银行的异质性会影响其信贷扩张和收缩的行为,进而影响其风险水平,因此我们引入若干银行层面的控制变量,估计以下模型:

$$Risk_{i,t} = \alpha + \theta Risk_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \beta_j IGAP_{t-j} + \sum_{k=1}^4 \delta_k S_Control_{k,t} + \sum_{k=1}^4 \sum_{j=0}^1 \gamma_{k,j} B_Control_{i,k,t-j} + u_{i,t} \quad (3)$$

$B_Control_{i,t}$ 为银行层面的控制变量,遵循先前学者的一般做法取银行总资产规模 $Size_{i,t}$ (Kashyap & Stein, 1995),流动性指标 $Liq_{i,t}$ 与资本充足率 $Cap_{i,t}$ (Kishan and Opiela, 2000)。

在此基础上,不同于以往的研究,我们认为以存贷利差为主要利润来源的中国银行一个显著的异质性特征是净利差,拥有不同大小净利差的银行未来持续获得现金流的能力显著不同,对于其自身的风险承担、流动性水平、资本充足率水平等因素都存在影响。因此,本文创新性地模型银行层面的控制变量中控制住净利差 $NIM_{i,t}$ 。

考虑风险承担是“需求引致”还是“供给引致”,我们在模型中引入银行特质与政策变量 ($IGAP_t$) 的交叉项,得到以下模型:

$$Risk_{i,t} = \alpha + \theta \cdot Risk_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \beta_j \cdot IGAP_{t-j} + \sum_{k=1}^4 \sum_{j=0}^1 \gamma_{k,j} \cdot B_Control_{i,k,t-j} + \sum_{k=1}^4 \delta_k \cdot S_Control_{k,t} + \sum_{j=1}^4 \omega_j \cdot IGAP_t \cdot B_Control_{i,j,t-1} + u_{i,t} \quad (4)$$

其中 ω_j 表示异质性银行的风险承担行为对于利差政策反应的敏感性,对应的四个银行特质分别是上文提到的总资产、流动性、资本充足率和净利差。如果 ω_j ($j=1,2,3,4$) 显著的不为零,则可以认为风险承担是“供给引致”的,即银行自身主动承担更多风险。

此外,(3)式两边对 $IGAP_t$ 求偏导得到 $\partial Risk_{i,t} / \partial IGAP_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^4 \omega_j \cdot B_Control_{i,j,t-1}$,我们观察到异质性银行的风险对于利差的敏感性不同。再分别对 $B_Control_{i,j,t-1}$ (其中 $j=1,2,3$) 求偏导,得到 $\partial^2 Risk_{i,t} / \partial IGAP_t \cdot \partial B_Control_{i,j,t-1} = \omega_j$,我们就可以考察不同规模、流动性水平、资本充足率和净利差的银行在不同利率水平下的风险承担行为。

上述(1)-(4)式就是本文估计的模型。根据风险承担渠道理论,低利率的政策环境会引致银行承担更多的风险。本文中的 $IGAP$ 越小,代表实际利率低于均衡利率的程度越大,政策越宽松。

(二) 解释变量的具体说明及计算方法

(1) 利差项(IGAP)的计算

对于风险承担渠道检验的一个重要的方法是考察低利率是否导致银行风险的升高。因此,如何衡量利率的高低与货币政策的相对松紧便成为研究首先应当解决的问题。Svensson(1998)认为泰勒规则可以作为对货币政策实际效果进行评价的一个参考尺度。

可以设想央行会根据通胀缺口和产出缺口的具体情况调整利率,并采用一阶自回归过程去平滑利率的波动,通过对不同决策方程的估计就可以拟合出我国央行在一段时期内的利率决定方式。通过对于名义利率规则的估计,在已知目标通胀率的情况下,就可以得到真实利率。在此基础上,用真实利率加上当期的通货膨胀率形成自然名义利率,对比实际的名义利率,就可以得到利率在一定时期内对自然利率的偏离,从而提供衡量货币政策松紧的参考尺度。本文基于 Claria, Galiand & Gertler (2000)的前瞻性泰勒规则并结合利率平滑规则得到相应的政策规则方程,并利用每年政府工作报告中的通胀目标,估计出均衡的名义利率 i^N ,并定义变量 $IGAP_t = i_t - i^N$, $IGAP_t$ 越小,说明货币政策越宽松。这样我们就得到了衡量货币政策松紧的变量(见图2)。

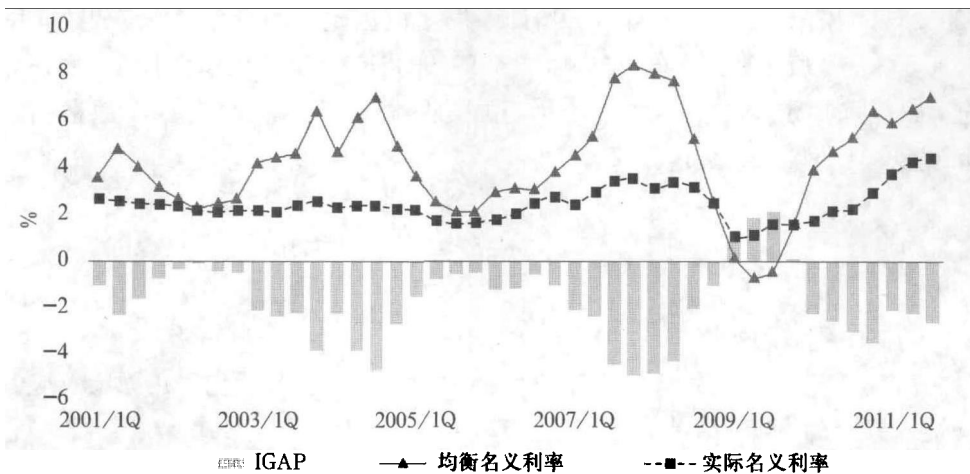


图1 实际名义利率与均衡名义利率缺口

注:数据来源于CEIC与各年《关于国家经济和社会发展计划执行情况与国家经济和社会发展计划草案的报告》。

对比均衡的名义利率,实际的名义利率仅在2009年大于均衡的名义利率,其它时期均小于均衡利率,在2001~2011年间市场利率长期处于均衡名义利率以下,利率环境宽松。根据风险承担渠道的假设,长期的低利率环境会促使金融市场对风险的定价偏低,金融中介机构的风险承担倾向提高,潜在的违约概率上升。因此通过检验 $\frac{\partial Risk_t}{\partial IGAP_{t-j}}$ (其中 $j=0,1$)的符号及系数的显著性,就能够检验风险承担渠道的存在性。

(2) 风险指标的选择

EDF是一种向前看的风险度量方式,可以衡量银行的整体违约风险。相较Z-index

等风险测度指标,EDF 采用 Merton 债务期权定价的思想,将股票的市场价值和波动率映射为公司总资产的市场价值和波动率,因此更加全面地反映了市场预期(大量投资者参与股票的交易),并且能够更加灵敏地反映资产市场价值的变化,具有更强的前瞻性。虽然国内尚无计算并公布商业银行 EDF 的权威机构,但参考 Crosbie and Bohn(2003)对金融类公司的计算方法,我们可以利用上市银行的股票交易数据以及定期报表披露的数据计算样本银行的 EDF。

(3) 其他控制变量

计算 EDF 需要二级市场交易数据,因此我们所选取的银行样本限于 16 家上市银行。由于不同银行上市时间不同,本文的数据属于典型的非平衡面板数据。光大银行和农业银行上市时间过短,本文剔除了这两家银行。银行层面控制变量(总资产规模 $Size_{i,t}$,流动性指标 $Liq_{i,t}$,资本充足率 $Cap_{i,t}$ 与净利差 $NIM_{i,t}$)的数据均来自样本银行的定期报表。其中,流动性比率由流动性资产/总资产获得,净利差采用资金收益率减去资金成本率获得。宏观控制变量中,房地产景气指标 ΔHPI_t 采用以 2000 年 1 月为基期的房地产景气指数(Real Estate Climate Index, RECI),行业指数波动率采用中信计算并公布的银行指数(CI005021),由于该指数 2005 年才开始计算并公布,因此 2004 年第四季度的数据我们采用深证证券交易所计算并公布的金融指数(399190)计算得来。收益率曲线斜率 $Slope_t$ 采用全国银行间市场交易的一年期和十年期国债收益率差,最后,名义 GDP 数据经过 X12 季节调整。以上数据来源于 CEIC。

四、实证分析结果及说明

(一) 基本模型的估计

在基本模型(1)中,由于不存在滞后一期的被解释变量,我们采用固定效应(Fixed effect)模型进行了回归,结果见表 1。

表 1 固定效应模型估计结果

	模型 1 固定效应 只控制宏观 层面变量 $EDF_{i,t}$	模型 2 固定效应 控制当期银行 层面变量 $EDF_{i,t}$	模型 3 固定效应 控制滞后一期银行 层面变量 $EDF_{i,t}$	模型 4 固定效应 控制两期银行 层面变量 $EDF_{i,t}$
$IGAP_t$	0.023 (-0.15)	-0.065 (-0.50)	-0.003 (-0.02)	-0.072 (-0.49)
$IGAP_{t-1}$	-0.465*** (-4.50)	-0.482*** (-4.69)	-0.462*** (-3.46)	-0.427*** (-3.59)
ΔHPI_t	0.0214 (-0.26)	0.05 (-0.47)	0.059 (-0.76)	0.055 (-0.45)
ΔGDP_t	-0.300** (-2.15)	-0.406*** (-2.62)	-0.439*** (-2.83)	-0.435** (-2.13)

续表

	模型1 固定效应 只控制宏观 层面变量 $EDF_{i,t}$	模型2 固定效应 控制当期银行 层面变量 $EDF_{i,t}$	模型3 固定效应 控制滞后一期银行 层面变量 $EDF_{i,t}$	模型4 固定效应 控制两期银行 层面变量 $EDF_{i,t}$
$Slope_i$	-1.504*** (-3.11)	-1.860*** (-3.34)	-1.506*** (-3.47)	-1.935*** (-3.46)
$Volatility_i$	0.429*** (-5.94)	0.498*** (-5.64)	0.439*** (-5.33)	0.486*** (-5.34)
$Size_{i,t}$		-0.006 (-0.57)		-0.004 (-0.22)
$Cap_{i,t}$		-0.401* (-1.70)		-0.388** (-2.12)
$Liq_{i,t}$		0.094** (-2.39)		0.096** (-2.19)
$NIM_{i,t}$		-1.219 (-1.51)		-1.742** (-2.05)
$Size_{i,t-1}$			0.001 (-0.07)	0.000 (-0.01)
$Cap_{i,t-1}$			-0.309 (-1.43)	-0.024 (-0.14)
$Liq_{i,t-1}$			-0.008 (-0.13)	-0.041 (-0.56)
$NIM_{i,t-1}$			0.92 (-1.49)	1.328** (-2.43)
Constant	0.000 (-0.02)	0.138 (-0.93)	0.017 (-0.14)	0.099 (-0.62)
$\sum_{i=1}^2 IGAP_{t-i}$	-.426*** (-3.39)	-.395*** (-2.85)	-.361*** (-2.85)	-.374*** (-2.90)
$\sum_{i=1}^3 IGAP_{t-i}$	-.425*** (-3.01)	-.384** (-2.46)	-.340** (-2.49)	-.338** (-2.53)
$\sum_{i=1}^4 IGAP_{t-i}$				
	-.419*** (-2.72)	-.361* (-1.93)	-.319* (-1.93)	-.306** (-2.17)
Wald chi2	91.97	132.17	79.53	214.58
P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Obs	274	274	274	274
AIC	-1150.75	-1165.98	-1157.1	-1162.41

注:固定效应模型报告了Wald检验的结果,报告AIC准则主要是为了对比带有不同滞后期控制变量的模型。*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平,括号内报告了z值。

回归的结果显示当期的 IGAP 系数符号为正负不一, 并且不显著, 而在四个固定效应模型中, 滞后一期的 IGAP 系数显著为负 (-0.465、-0.482、-0.462 和 -0.427)。由于 $IGAP_t = i_t - i_t^N$, $IGAP_t$ 越大, 反映货币政策越紧, 因此 IGAP 前的系数为负说明从紧的利率政策会显著的降低银行的风险, 宽松的利率政策会提高银行的风险。然而, 模型估计的结果显示利率政策对银行的风险承担存在一个滞后效应, 模型 1-4 中都只包含一个滞后期, 因此我们利用固定效应模型进一步检验了滞后 2-4 期的利差项系数之和的显著性。结果显示滞后两期的 IGAP 系数之和在 1% 的显著性水平下显著为负, 在模型 I 中甚至滞后四期的系数和在 1% 的水平显著为负。当 $IGAP_{t-i} = i_{t-i} - i_{t-i}^N < 0$ ($i=1, 2, \dots$), 亦即 $i_{t-i} < i_{t-i}^N$ 时, 由于 $\sum_{i=1}^4 \beta_i < 0$, 名义利率长期低与均衡利率的环境下, 银行的风险会逐步积聚 (EDF 升高)。由于我们检验到了滞后四期的系数和显著为负, 但系数的绝对值逐渐缩小并且在模型 II ~ IV 中显著性水平逐渐降低, 因此可以认为风险承担的效应是逐步衰退的。相反, 如果 $i_{t-i} > i_{t-i}^N$, 则 EDF 会显著降低。背后的经济学含义是: 过度宽松的利率政策产生的风险承担效应在一年甚至更长的时间内都会起作用, 但效果会逐步衰减, 暂时性宽松的利率政策从长期来看并不会对银行的风险水平产生负面的影响, 然而长期的低利率政策 ($i_t < i_t^N$) 会使风险不断累积, 难以自然衰减。

宏观控制变量中, 房地产市场的景气程度 ΔHP_t 变化对风险的影响并不显著, 经济增长、收益率曲线的斜率和股票市场波动率的影响则十分显著: 首先, ΔGDP_t 系数为正说明经济增长在宏观层面上降低了银行系统的风险。经济增长从根本上加强了实体企业的资产负债表情况及其还款能力, 同时刺激信贷的扩张提高了银行的利润水平和规模, 两个方面的作用都能够降低银行的整体风险水平。其次, 从利率期限结构的预期理论来看, 收益率曲线的斜率实际上反映了银行所面临的净息差, 收益率曲线越陡峭, 银行预期获得更高的现金流和利润。由于银行的资本是向前估值的 (Adrian and Shin, 2011), 高净息差意味着高资本估值, 银行触及违约点的概率就更低, 进而风险越小。本文模型估计结果显示 $Slope_t$ 系数显著为负, 收益率曲线越陡峭, EDF 越低, 支持了上面的推论。最后, 股票市场的波动率对银行风险具有正向效应。

考虑到银行异质性因素可能存在相互影响的内生性问题, 模型 2-4 给出了不同设定下的回归结果, 各个变量系数的符号和显著性水平都没有发生大的改变。模型中资产规模 (Size) 对 EDF 的影响很小, 说明银行的绝对风险水平与自身规模并没有关系。比较资本充足率 (Cap) 在 2-4 模型中的系数可以看到当期的资本充足率与 EDF 负相关, 资本充足率越高的银行面临的违约风险越小, 并且模型 4 中 $Cap_{i,t}$ 与 $Cap_{i,t-1}$ 的系数和与模型 2 中 $Cap_{i,t}$ 的系数近似相等 (分别是 -0.412 与 -0.401)。

银行的净利差当期项显著为负而滞后期项系数显著为正, 可能的原因在于市场会迅速地根据银行当期的净利差水平对银行未来盈利能力和安全性形成预期并反映在预期违约频率当中, 利差越大, 银行的盈利能力越强, 其整体风险水平越小。然而滞后一期的净利差却与风险水平正相关, 这恰好体现了风险承担渠道的第二个机制——高利差虽然增

强了银行承担风险的能力,却加剧了银行的风险承担行为。由于银行资产和负债分布的动态调整存在一定的周期,因而 EDF 相较利差的变化具有一定的时滞。

(二) 风险平滑的模型

上文模型中并未将 EDF 滞后项作为被解释变量,然而在正常情况下银行的风险承担水平往往是平滑调整的,因此在模型中有必要加入被解释变量的滞后项。在包含被解释变量滞后项的动态面板模型中,不可观测的个体效应与被解释变量的滞后项相关,会使估计量不一致。解决该问题常用的方法是 Arellano & Bond(1991)提出的一阶差分 GMM 估计方法,本文采用此方法对动态面板模型进行了估计。

对于宏观层面的控制变量我们认为当期的变量对 EDF 的影响更为显著,由于 EDF 是向前预期的,因此我们不包括滞后期的宏观控制变量。考虑到股票波动率直接影响 EDF,而银行的基本面情况对于股票市场又会反作用于行业指数,因此我们将指数波动率 $Volatility_{i,t}$ 也作为内生变量处理。上文固定效应模型估计的结果显示加入不同期银行层面的控制变量对我们关心的 IGAP 的符号和显著性水平都没有很大影响,因此我们在动态面板模型中依然控制住当期项和滞后项。最后,考虑到可能的内生性问题,我们将 IGAP 作为内生变量处理。表 2 的模型 5-6 报告了本文动态面板基准模型的回归结果。两个模型中 $EDF_{i,t-1}$ 的系数都显著为正,验证了风险平滑的猜想。两期 IGAP 的系数和宏观控制变量的估计结果和固定效应模型基本一致,唯一不同的是 $\Delta GDP_{i,t}$ 的系数变得不显著了,符号未发生变化。

(三) 带交互项的模型

上文的结论验证了风险承担渠道在中国的有效性:长期的低利率环境会催生银行的风险承担行为。接下来的另一个问题是异质性的银行是否会对相同的利率政策变化做出不同的反映。在本文的模型中,我们加入了利差 IGAP 与银行净利差、资产、资本充足率和流动性比率的交互项,通过检验 ω_1 、 ω_2 、 ω_3 和 ω_4 四个系数,就可以得到相应的结论。由于交互项中包含了当期银行层面的控制变量,加入交互项可能会影响到 $IGAP_{i,t}$ 、 $Size_{i,t}$ 、 $Capitalization_{i,t}$ 、 $Liquidity_{i,t}$ 和 $NIM_{i,t}$ 的系数的符号和显著性水平,因此在检验交互项的过程中我们略去了这些变量,仅考虑滞后一期的银行层面控制变量、宏观控制变量以及交互项。

在表 2 的模型 7-10 中,我们依次加入了四个交互项,新交互项的加入虽然影响其他交互项的系数大小,但并没有影响系数的显著性水平和符号。此外,带交互项的模型中宏观控制变量对 EDF 的影响与先前的模型基本一致,唯一不同的是 $\Delta GDP_{i,t}$ 的显著性水平下降,但符号未发生变化。模型 7-10 的交互项系数估计结果说明异质性银行对利差的反映是不同的。首先, $\omega_2 < 0$ ($IGAP_{i,t} * Size_{i,t}$ 的系数)说明大型银行的风险承担对利率调整的敏感性较低。其次 $\omega_1 > 0$ ($IGAP_{i,t} * NIM_{i,t}$ 的系数)并且 $\omega_3 > 0$ ($IGAP_{i,t} * Capitalization_{i,t}$ 的系数)的结果和直觉似乎有所不同,盈利能力越强(高净利差)、风险承受能力越大(高资本充足率)的银行对利率政策的敏感性反而较大。在利率政策紧缩时,NIM 和 Cap 较高的银行不仅有较强的盈利能力,还拥有很强的风险承担能

力,因此能够调整资产、负债结构以迅速的降低风险;然而当利率政策放松时,这类银行却具有较高的风险承担倾向,加速高风险资产的配置。我们认为这个结果恰好反映了风险承担渠道理论的第二个机制:银行的风险承担能力越强,反而会提高其风险偏好。最后, $\omega_4 < 0$ ($IGAP_{i,t} * Liquidity_{i,t}$ 的系数)说明资产流动性水平的提高会降低风险对利率的敏感性水平。

表 2 差分 GMM 的估计结果

	模型 5 只控制宏观 层面变量	模型 6 控制宏观 层面变量	模型 7 净利差 交互项	模型 8 净利差 + 资 产交互项	模型 9 净利差 + 资 产 + 资本充 足率交互项	模型 10 净利差 + 资 产 + 资本充 足率 + 流动 性比率 交互项	模型 11 IGAP + 净利 差 + 资产 + 资 本充足率 + 资 流动性比率 交互项
	$EDF_{i,t}$	$EDF_{i,t}$	$EDF_{i,t}$	$EDF_{i,t}$	$EDF_{i,t}$	$EDF_{i,t}$	$EDF_{i,t}$
$EDF_{i,t-1}$	0.161 *** (-3.91)	0.159 *** (-3.64)	0.146 *** (-3.23)	0.155 *** (-3.57)	0.158 *** (-3.60)	0.152 *** (-3.46)	0.164 *** (-3.81)
$IGAP_t$	0.014 (-0.08)	-0.051 (-0.26)					
$IGAP_{t-1}$	-0.453 *** (-4.77)	-0.462 *** (-4.28)					-0.430 *** (-3.98)
ΔGDP_t	-0.203 (-1.45)	-0.329* (-1.71)	-0.082 (-0.43)	-0.177 (-0.96)	-0.159 (-0.85)	-0.162 (-0.91)	-0.325* (-1.81)
ΔHP_t	-0.090 (-0.73)	-0.035 (-0.26)	0.072 (-0.53)	-0.007 (-0.06)	0.027 (-0.21)	-0.008 (-0.06)	-0.043 (-0.35)
$Slope_t$	-1.610 *** (-3.95)	-2.058 *** (-4.40)	-2.370 *** (-5.35)	-2.046 *** (-4.96)	-1.994 *** (-4.81)	-1.873 *** (-4.52)	-1.601 *** (-3.90)
$Volatility_t$	0.381 *** (-12.02)	0.454 *** (-11.76)	0.454 *** (-11.92)	0.506 *** (-13.27)	0.489 *** (-12.85)	0.507 *** (-13.23)	0.482 *** (-12.68)
$NIM_{i,t}$		-1.743 ** (-2.11)					
$Size_{i,t}$		-0.008 (-0.56)	-0.012 (-0.80)				
$Cap_{i,t}$		-0.327 ** (-2.48)	-0.310 ** (-2.30)	-0.297 ** (-2.28)			
$Liq_{i,t}$		0.099* (-1.93)	0.099* (-1.90)	0.073* (-1.73)	0.058 (-1.38)		
$Size_{i,t-1}$		0.007 (-0.49)	0.018 (-1.29)	0.002 (-0.26)	0.000 (-0.03)	-0.001 (-0.15)	-0.004 (-0.60)
$Cap_{i,t-1}$		-0.058 (-0.49)	-0.054 (-0.44)	-0.070 (-0.60)	-0.208 ** (-2.34)	-0.177 ** (-1.99)	-0.199 ** (-2.28)
$Liq_{i,t-1}$		-0.059 (-1.24)	-0.04 (-0.81)	-0.005 (-0.10)	0.008 (-0.19)	0.011 (-0.26)	-0.015 (-0.34)

续表

	模型 5 只控制宏观 层面变量	模型 6 控制宏观 层面变量	模型 7 净利差 交互项	模型 8 净利差 + 资 产交互项	模型 9 净利差 + 资 产 + 资本充 足率交互项	模型 10 净利差 + 资 产 + 资本充 足率 + 流动 性比率 交互项	模型 11 IGAP + 净利 差 + 资产 + 资 本充足率 + 流动性比率 交互项
	$EDF_{i,t}$	$EDF_{i,t}$	$EDF_{i,t}$	$EDF_{i,t}$	$EDF_{i,t}$	$EDF_{i,t}$	$EDF_{i,t}$
$NIM_{i,t-1}$		0.642 (-0.88)	1.432** (-2.19)	1.306** (-2.07)	1.307** (-2.06)	1.451** (-2.29)	0.379 (-0.56)
$IGAP_t * NIM_{i,t}$			13.79** (-2.06)	68.14*** (-4.25)	62.63*** (-3.68)	78.93*** (-4.47)	64.78*** (-3.67)
$IGAP_t * Size_{i,t}$				-0.126*** (-3.78)	-0.138*** (-4.02)	-0.110*** (-3.13)	-0.086** (-2.46)
$IGAP_t * Cap_{i,t}$					3.369 (-1.51)	4.621** (-2.06)	4.602** (-2.10)
$IGAP_t * Liq_{i,t}$						-4.001*** (-3.51)	-4.194*** (-3.76)
$\sum_{i=1}^2 IGAP_{t-i}$	-.427*** (-4.23)	-.440*** (-3.72)	-.441*** (-3.63)	-.397*** (-3.35)	-.410*** (-3.44)	-.439*** (-3.71)	-.376*** (-3.05)
$\sum_{i=1}^3 IGAP_{t-i}$	-.417*** (-3.98)	-.392*** (-3.11)	-.394*** (-3.03)	-.355*** (-2.76)	-.368*** (-2.84)	-.388*** (-3.02)	-.326** (-2.46)
$\sum_{i=1}^4 IGAP_{t-i}$	-.424*** (-3.89)	-.309** (-2.91)	-.277* (-1.95)	-.267* (-1.90)	-.284** (-2.00)	-.321** (-2.28)	-.280*** (-1.96)
Wald chi2	406.46	451.93	393.24	435.94	425.44	439.23	475.36
p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Observations	260	260	260	260	260	260	260
Sargan test	0.037	0.070	0.091	0.053	0.063	0.116	0.188
AR(1)	-2.404 [0.016]	-7.596 [0.000]	-7.979 [0.000]	-7.372 [0.000]	-7.300 [0.000]	-7.441 [0.000]	-7.264 [0.000]
AR(2)	-.648 [0.517]	-.211 [0.833]	-.344 [0.731]	-.549 [0.583]	-.687 [0.492]	.608 [0.543]	-.734 [0.463]
$EDF_{i,t-1}$ (POLs)	.295*** (6.69)	.232*** (5.38)	.241*** (5.42)	.241*** (5.59)	.246*** (5.72)	.242*** (5.71)	.247*** (6.00)
$EDF_{i,t-1}$ (FE)	.166*** (3.75)	.159*** (2.96)	.146*** (2.78)	.155*** (2.94)	.158*** (3.37)	.152*** (3.29)	.158*** (3.52)

注：*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平，小括号内报告了z值，中括号内报告了一阶和二阶序列相关检验的p值。

(四) 稳健性检验

在上文计量模型的构建和回归过程中，我们采用了多种模型设定方式，发现最关注的利差项系数的符号和显著性水平都没有明显变化，其他控制变量也未受到很大影响。为了进一步保证本文研究结果的可靠性，我们用不同的变量进行替代并做了多项稳健性检验。

首先,本文在构建利差项时经过了大量的运算,为了检验结论的稳健性,我们参考 Altunbas, Gambacorta & Marques - Ibanez (2010) 的做法,分别用以下几组变量替代 $\{IGAP_{i,t}\}$ 作为利差的代理变量,用于衡量利率政策的松紧程度:(1)七天银行间同业拆借利率与带平滑的泰勒规则利率之差;(2)七天银行间同业拆借利率与不带平滑的泰勒规则利率之差;(3)七天银行间同业拆借利率经 HP 滤波后的周期项。

其次,我们采用基于资本资产定价模型(CAPM)的方差分解方法,将无法由系统风险项解释的方差部分作为异质性风险,考虑三层维度——市场、行业、公司,分解式为 $Var(R_{ji}) = \beta_{jm}^2 Var(R_m) + \beta_{ji}^2 Var(\tilde{\varepsilon}_{it}) + Var(\tilde{\eta}_{ji})$ 。其中 j 表示行业, i 表示个体, β_{jm} 是银行个体相对于市场(上证综指)的贝塔值, β_{ji} 是银行个体相对于行业(申万二级行业指数(银行))的贝塔值。上式中 $Var(\tilde{\eta}_{ji})$ 即是异质性风险,我们将其取绝对值以衡量银行个体的风险大小。稳健性检验的结果显示当期利差项都与风险变化量负相关,滞后一期的利差在部分模型中亦显著为负,风险变化对利率政策的反应时滞效应在以上各个检验模型中有所削弱,但都支持了风险承担渠道理论的预测。

五、主要结论与政策建议

本文采用 2004 年到 2011 年的季度数据,利用固定效应和 Arellano & Bond(1991) 的动态面板方法,研究了国内银行的风险水平与利率政策的关系,验证了风险承担渠道在中国的有效性。主要研究结论如下:

1. 中国自 2001 年以来长期处于低利率的环境中,仅在 2009 年前后出现了短暂的正利率情况,长期的低利率会通过风险承担机制作用于银行系统,提高银行的风险。估测还显示这个效应具有持续性且衰减较慢(累计滞后四个季度的利差项系数和仍然显著为负),如果央行长期维持低利率政策,极易滋生系统性风险且难以消化。传统的货币政策理论强调利率政策在影响产出方面的作用,然而风险承担渠道表明利率政策对于风险同样具有重要影响,这是我国央行在政策制定时要权衡的。央行的利率政策调整应当提高灵活性,即使需要通过降息刺激经济,也应控制低利率环境的时间,在产出和通胀平稳的期间内,将利率维持在均衡水平附近是一个更优的选择。

2. 宏观因素当中,收益率曲线的斜率对于银行风险的影响较为显著。收益率曲线的斜率实际上反映了银行所面临的净息差,收益率曲线越陡峭,银行预期能够获得更高的现金流和利润,意味着银行盈利能力可能在增强。但在收益率曲线由陡峭逐渐变平缓的过程中,银行风险承担能力下架,监管部门需要加强对银行风险的监测和防范。

3. 银行的异质性因素会影响其风险承担行为对利率的敏感性,利差和资本充足率的提高会增加敏感性,而规模较大、流动性水平较高的银行敏感性则较低。这就为货币当局和监管层提供了敏感性管理的依据:在宽松的利率政策下($i_t < i^N$),应当提高流动性比率的监管要求,降低银行的风险承担行为对于利率的敏感性。此外,在银行业利差高企的

时期,应当对银行的经营加强监管并一定程度的限制其扩张速度。

参 考 文 献

- [1]江曙霞、陈玉婵(2012),《货币政策、银行资本与风险承担》,《金融研究》第4期1~16页。
- [2]徐明东、陈学彬(2011),《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》,《管理世界》第5期24~38页。
- [3]徐明东、陈学彬(2012),《货币环境、资本充足率与商业银行风险承担》,《金融研究》第7期48~62页。
- [4]张雪兰、何德旭(2012),《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000~2010)》,《经济研究》第5期31~44页。
- [5]Adrian, T., and Shin H. S., "Money, Liquidity, and Monetary Policy", *American Economic Review*, 2009, 99(2), pp. 600~605.
- [6]Adrian, T., and Shin H. S., "Financial Intermediaries and Monetary Economics", *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 398, 2010.
- [7]Adrian, T., and Shin H. S., "Financial Intermediaries and Monetary Economics", *Handbook of Monetary Economics*, 2011, Vol. 3A, pp. 601~650.
- [8]Agur, I., and Demertzis M. "Monetary Policy and Excessive Bank Risk Taking", De NederlandscheBank working paper, No. 271, 2010.
- [9]Altunbas, Y., Gambacorta, L. & Marques - Ibanez, D. "Bank Risk and Monetary Policy," *Journal of Financial Stability*, 2010, 6(3), pp. 121~129.
- [10]Ashcraft, Adam B., "New Evidence on the Lending Channel", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2006, 38(3), pp. 751~775.
- [11]Borio, C. and Zhu H. "Capital Regulation, Risk - taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism", BIS working paper, No. 268, 2008.
- [12]Clarida, R., J. Gali and M. Gertler, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(1), pp. 147~180.
- [13]Crosbie, P. J. and Bohn, J. R., "Modeling Default Risk", 2003, Moody's KMV.
- [14]De' Nicolo, G., G. Dell' Ariccia, L. Laeven etc. "Monetary Policy and Bank Risk Taking", IMF working paper, 10/276, 2010.
- [15]Delis, M. D., and Kouretas, G. P. "Interest Rates and Bank Risk - taking", *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35(4), pp. 840~855.
- [16]Delis, M. D., Hasan, I., and Nikolaos, M. "The Risk - taking Channel of Monetary Policy in the USA: Evidence from Micro - level Data", MPRA working paper, No. 34084, 2011.
- [17]Diamond, D. and Rajan G. "The Credit Crisis: Conjectures about Causes and Remedies," *American Economic Review*, 2009, 99(2), pp. 606~610.
- [18]Gambacorta, L. "Monetary Policy and the Risk - taking Channel," *BIS Quarterly Review*, Bank for International Settlements, 2009.
- [19]Gambacorta, L. and D. Marques - Ibanez, "The Bank Lending Channel: Lessons from the Crisis", *Journal of Economic Policy*, Vol. 26, no. 66, 2011, pp. 135~182.
- [20]Ioannidou, V., Ongena, S., Peydro, J. L. "Monetary policy, risk - taking and pricing: Evidence from a quasi - natural experiment," *European Banking Center Discussion Paper*, No. 2009~04S, 2009.
- [21]Jimenez, G., Ongena, S., Peydro, J. L. etc. "Hazardous Times for Monetary Policy: What Do 23 Million Bank Loans Say about the Effects of Monetary Policy on Credit Risk?" ECB and Bank of Spain Unpublished working paper. No. 0833,

2008.

- [22] Kashyap, A. K. , and Stein, J. C. , “The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets”, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 1995, 42(1) , pp. 151 ~ 195.
- [23] Kashyap, A. K. , and Stein, J. C. “What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?” *American Economic Review*, 2000, 90(3) , pp. 407 ~ 428.
- [24] Kishan R. P. and Opiela T. P. , “Bank Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 2000, 32(1) , pp. 121 ~ 141.
- [25] Maddaloni, A. , and Peydro’ J. L. “Bank Risk – taking, Securitization, Supervision, and Low Interest Rates: Evidence from the Euro ~ area and the U. S. Lending Standards”, *Review of Financial Studies*, 2011, 24(6) , pp. 2121 ~ 2165.
- [26] Rajan, R. G. “Has Financial Development Made the World Riskier?,” Proceedings, Federal Reserve Bank of Kansas City, 2005, pp. 313 ~ 369.
- [27] Taylor J. B. “Housing and Monetary Policy”, Proceedings, Federal Reserve Bank of Kansas City, 2007, pp. 463 ~ 476.
- [28] Taylor J. B. “The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong”, NBER working paper, No. 14631, 2009.

Abstract: This paper aims at studying whether there exists any potential risks hidden in the perfect balance sheets and income statements of the Chinese domestic commercial banks. We used the financial data of 14 banks which have been listed for more than two years and confirmed that low interest rate would lead to more risk – taking behaviors of commercial banks, according to ‘risk – taking channel’ hypothesis. There are two contributions. First, we used Expected Default Frequency (EDF) which can reflect market forward expectations and was more sensitive to overall risk as a risk measure, instead of Z – index which was based on regular bank statements. Second, we ran regressions based on forward – looking Taylor rule to estimate equilibrium interest rate and constructed a new interest policy measure which we called interest rate gap. We found that it not only reflected the strength of monetary policy but also reduced the endogeneity problem.

Keywords: Risk – taking, Expected Default Frequency, Monetary policy

(责任编辑:杨骏)(校对:TJ)