

隐性保险体制下城市商业银行的市场约束行为

许友传¹, 何佳²

(1. 上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200030; 2. 香港中文大学 工商管理学院, 香港)

摘要: 文章分别从价格约束、数量约束、外部环境对市场约束的影响等角度, 研究了基于隐性保险体制下的我国城市商业银行的市场约束行为。研究发现: (1) 我国地方城市商业银行的储蓄市场不存在显著的价格约束效应, 但没有证据表明一定不存在数量约束效应。 (2) 政府隐性保险对银行债权人的价格决策和数量决策均有显著影响, 且价格决策比数量决策、短期储蓄比长期储蓄受到政府隐性保险更大的影响。 (3) 省会城市城商行的市场约束力度要弱于非省会城市的城商行。

关键词: 隐性保险; 市场约束; 风险承担行为; 特许权价值

中图分类号: F830.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2008)05-0040-12

一、引言

由于银行股东比债权人拥有更多的知情信息, 股东有激励把银行的安全资产转化为风险资产, 通过增加无力清偿的波动性 (volatility of insolvency) 来提高自身的要求权收益。其根本原因在于银行股东和债权人有着不同的收益支付预期, 银行股东的有限责任使其下侧风险 (downside risks) 暴露有限, 潜在的上侧收益 (upside gains) 无限——即超过承诺支付给债权人部分的超额收益无限, 而债权人潜在的上侧收益有限。这种不对称的收益支付预期有可能鼓励银行在进行资产配置和风险资产投资时承担更大的风险, 从而忽视了储户、债权人、甚至社会的利益, 而市场约束 (market discipline) 却能以提高银行风险成本的市场化方式, 达到限制银行风险承担行为的目的。当债权人面临更大的银行违约风险时, 债权人就会通过提高存款利率、降低存款额、将存款从风险银行转移至安全银行等策略来提高银行的风险成本。如果银行对来自市场的约束行动 (或债权人的策略行动) 有成本启示的话, 银行就有激励采取措施来降低其风险水平。

对政策制定者来讲, 确认市场约束的存在性是重要的。它为政策制定者

收稿日期: 2008-02-23

作者简介: 许友传 (1977—), 男, 安徽安庆人, 上海交通大学安泰经济与管理学院博士生;

何佳 (1954—), 男, 上海人, 香港中文大学工商管理学院教授、博士生导师。

在监管框架设计时是否要引入市场约束以及多大程度上引入市场约束提供了必要的理论支撑和现实基础。既有文献大都从各种银行债务市场的交易价格是否对银行风险信息作出逆向反应的视角,来检验市场约束的存在性,且有不少共性:(1)基本都在显性存款保险体制下来研究市场约束的存在性,对隐性保险体制下的市场约束存在性及其相关机理关注不多,而这正是我国银行业市场约束赖以存在的制度背景。(2)大都从价格约束的层面来研究市场约束的存在性,对债权人的数量约束效应关注不够。(3)对银行风险的测度通常只能体现银行风险轮廓的某个层面,而不能相对全面地刻画银行的总体风险水平。基于此,本文根据银行公开信息构建了一个银行违约概率(或失败预测)模型,用预期的银行违约概率来测度银行的总体风险水平,并分别从价格约束、数量约束、外部环境对市场约束的影响等角度,研究基于隐性保险体制下的我国城市商业银行的市场约束行为。

二、文献回顾

当银行债权人的政府隐性保险预期不强时,他们将随时监测银行的风险轮廓,并根据银行风险特征的变化调整储蓄利率或储蓄数量,前者即为市场约束的价格效应;后者为市场约束的数量效应(Park 和 Peristiani,1998)。

(一)价格约束

绝大部分文献都从银行未保险负债的角度来研究市场约束的存在性。Park(1995)等发现定期大额存单利率随着银行风险的增加而显著增加。Ellis 和 Flannery(1992)将定期大额存单利率的变动与银行股价波动的消息联系起来,发现定期大额存单利率一般会随着市场对银行风险预期的变化而变化。

Gorton 和 Santomero(1990)通过对 1983—1984 年间次级债价差的研究发现,次级债价差对银行的会计风险测度不敏感。Flannery 和 Sorescu(1996)的研究也发现,在 1983—1984 年间,银行层面的风险测度不能解释次级债的风险溢价;但当将样本期扩展到 1989 年以后,银行风险测度与次级债价差之间却存在显著的正相关关系。他们认为产生这种现象的原因有二:一是政府此间承诺要结束其“大而不倒”的隐性保险政策;二是《联邦存款保险改进法》于 1991 年终结。这两项政策的改变增强了未保险债权人对银行风险的敏感性,从而出现了市场约束。

Imai(2006)和张正平、何广文(2005)等从银行存款市场的角度来研究市场约束的存在性。Imai(2006)对日本政府降低储蓄保险覆盖率的研究发现,改革增强了银行存款市场的约束效应,但“大而不倒”的隐性保险政策预期部分地抵消了储蓄保险改革对市场约束的正向效应。张正平、何广文(2005)则对我国 14 家主要商业银行的实证研究发现,我国银行业的市场约束力度非常微弱,在大多数情况下,银行的实际利息支出对其风险变化没有作出显著的反

应,这种“反应迟钝”现象在不同性质的银行间几乎没有差异,他们认为这与国家隐性保险几乎覆盖所有银行密切相关。

(二)数量约束

也有部分文献试图从银行债务市场的交易数量,即银行资金的可得性方面来检验市场约束的存在性。大多数实证研究表明,当银行条件恶化时,数量约束提供了存款者对银行风险承担行为的约束证据。Gorton 和 Pennacchi (1990)的统计分析揭示预期有问题的银行其存款增长会放慢。Park(1995)、Park 和 Peristiani(1998)的研究表明,在 20 世纪 80 年代,单个美国储贷机构的存款增长与其估计的违约概率负相关,这表明风险更高的储蓄机构有更小的存款增长。Peria 和 Schmukler(2001)发现,阿根廷、智利和墨西哥的银行存款能对会计风险测度指标作出逆向反应;智利的存款保险似乎最可信,未保险存款者是银行风险的有效监督者。Calomiris 和 Wison(1998)通过考察 1920—1930 年纽约市的银行样本发现,存款者能够成功地根据风险程度对银行进行区分,从而将资金转移至更为安全的银行。

市场约束存在性的检验视角是多维度的,且绝大部分文献都认为,当政府隐性保险的政策预期不强时,银行债务市场存在一定的市场约束。不同文献之所以得出了一些似乎矛盾的结论,这可能源于它们所采用变量的不同构造方法、研究体系和研究背景(如时代背景、市场环境等)。但有几点是共性的:(1)市场约束的存在性在很大程度上取决于银行债权人能否对银行风险信息保持敏感性评价。当政府对银行业的保护力度较弱时(如取消“大而不倒”的隐性保险政策,实施部分的隐性保险政策,政府储蓄保险机构的清偿力不足等),银行债权人对其债权的违约风险的敏感性增强,他们更可能采取市场约束行动。(2)对具有相当规模和流动性的债务市场(如次级债市场)或资本市场(如银行股权市场),机构投资者能对银行的风险承担行为施加更有效的市场约束。当市场具有足够的深度和流动性时,市场能更有效地生产和传递银行风险信息;同时,机构投资者也有收集和处理银行风险信息的比较优势和激励动力,他们能更有效地影响银行的经营决策和风险承担行为。(3)既有文献基本都在显性存款保险的制度背景下来考察市场约束的存在性,对隐性存款保险体制下的市场约束问题关注较少,这与显性存款保险制度在全球范围内的盛行是密不可分的。

(三)外部环境对市场约束的影响

由于担心银行失败可能引发的系统性危机和金融不稳定,各国政府或监管当局通常要对问题银行采取央行再贷款、政府注资、国有化、鼓励健康银行收购问题银行等救助措施,而不是直接关闭它们(Imai,2006)。但政府的这些政策努力可能引发如下道德风险:(1)政府支持导致银行在选择高风险的资产组合时,无需支付较高的利率以补偿存款人的额外风险,从而鼓励了银行的风

险承担行为。(2)存款人对政府提供的保护充满信心,监督银行风险承担行为的积极性降低。由此可见,隐性保险可能导致存款人市场约束的弱化,从而鼓励了银行更大的风险承担行为。如 Nier 和 Baumann(2006)的实证研究就表明,未保险储蓄降低了银行的风险承担激励,但当银行享有更高的政府支持时,未保险储蓄的市场约束作用有所降低。Imai(2006)对日本政府降低储蓄保险覆盖率的改革的研究也发现,“大而不倒”的隐性保险政策预期成为改革后存款利率和储蓄资源配置的一个更加重要的决定因素。

隐性保险是市场约束赖以存在的制度背景,而市场竞争环境则是市场约束赖以发生的市场因由。市场竞争环境会影响银行的特许权价值,当市场竞争激烈时,银行的特许权价值会降低(Keeley,1990;Nier 和 Baumann,2006)。Keeley(1990)发现 20 世纪 80 年代美国银行之间日益加剧的竞争降低了银行的特许权价值,并由此增强了它们冒险经营的动力。Nier 和 Baumann(2006)的实证研究表明,竞争增加了银行的风险承担激励,市场环境的竞争程度越激烈,市场对银行风险承担行为的“约束”就越弱。由此可见,当市场竞争环境增强时,银行的特许权价值降低,市场约束应较弱,从而鼓励了银行的风险承担行为。

三、计量模型

(一)银行违约概率

不同文献采取了形式多样的替代办法来刻画银行的风险水平。通常这些风险测度只能体现银行风险轮廓的某一侧面,而不能对银行的总体风险水平进行相对完整的刻画。为了将反映银行风险轮廓的不同层面的风险信息“集成”起来,本文通过建立银行失败预测模型(或违约概率模型)的方式,以预期的银行违约概率作为对银行总体风险水平的测度安排。

以往的研究表明,基于公共信息进行计量建模来识别问题银行,预测银行失败取得了良好的效果。在这些研究中,Logit 回归使用最多,且获得了合理的效果。也有部分文献采用了更加复杂的模型和估计方法,如比例危险模型、两步 Logit 模型等,但结果是相似的。

在建立银行失败预测模型时,我们遇到了一个切实的问题。自 1995 年以来,我国破产和关闭的银行机构基本上都是地方性银行(如海南发展银行)和信用社组织,这些机构的财务信息严重匮乏,这注定我们不可能根据法定的破产银行样本来建立失败预测模型,而只能从非法定的破产(如经济破产)银行样本入手。按照破产标准的不同,银行失败可分成三种:(1)被当局公告清算或关闭的银行,它包括法定破产和公告破产两种。(2)准失败银行,是指那些被暂停支付、注资、重组或受到存款保险组织援助的银行。(3)经济破产银行,从经济意义上来讲,它们已经“破产”或处于“破产”的边缘,只是在政府保护或

隐性保险的支持下才得以继续运营。基于破产银行的数据可得性和我国银行业的实际情况,本文将采用对银行破产的第三种定义方式和定义标准。

Logit 回归是根据“CAMEL”评级标准来选择解释变量的,以前的研究揭示,这些变量对银行破产或违约有着显著的解释力(Park, 1995; Daley 等, 2007)。解释变量分别从银行资本充足状况、资产质量、管理能力、盈利能力和资产流动性五个方面来选择,它们能体现银行风险轮廓的不同层面。表 1 给出了这些变量的名称、标识及定义。

表 1 银行违约概率的 Logit 模型

风险轮廓	标识	定义	系数	稳健标准误差	z	P> z
资本充足	C01(-)	股权/总资产	-0.5132	0.2596	-1.98	0.0480
	A01(+)	净贷款/总资产	0.4661	0.1278	3.65	0
资产质量	A02(+)	净贷款/储蓄和短期资金	-0.3889	0.1028	-3.78	0
	A03(+)	非盈利资产占比	0.1009	0.0590	1.71	0.087
	M01(+)	成本收入比	0.1238	0.0448	2.76	0.006
管理能力	M02(+)	管理费/总资产	2.3782	2.0834	1.14	0.254
	M03(+)	非利息支出/平均资产	-2.5339	1.5072	-1.68	0.093
盈利能力	E01(-)	ROAE	-0.1307	0.0702	-1.86	0.062
	E02(-)	净利息收益率	0.4763	0.7793	0.61	0.541
流动性	L01(-)	流动资产占比	-0.2439	0.0727	-3.36	0.001
	constant(?)		-0.9944	4.1501	-0.24	0.811

注:(-)表示该变量的预期符号。

定义了银行违约概率模型的因变量和自变量后,可进行 Logit 回归:

$$\text{Logit}(P) = \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \text{constant} + \beta_1 C01 + \beta_2 A01 + \beta_3 A02 + \beta_4 A03 + \beta_5 M01 + \beta_6 M02 + \beta_7 M03 + \beta_8 E01 + \beta_9 E02 + \beta_{10} L01 + \epsilon_i \quad (1)$$

这里, P_i 表示银行 i 的破产概率。鉴于文献一般使用杠杆比率(杠杆比率 = (股权资本 + 贷款准备 - 不良贷款)/总资产)来评价银行的经营与风险状况,且取零作为银行破产的临界值,所以本文也将沿用这种定义方式。当银行 i 的杠杆比率小于零时,银行 i 经济破产, p_i 取值 1;否则,取值 0。

式(1)也可表述为,在给定信息集 $X = (1, C01, A01, A02, A03, M01, M02, M03, E01, E02, L01)$ 条件下,银行 i 的违约概率的条件期望为 $\text{Pr}(p_i | X) = F(\beta X)$,其中 $F(x)$ 为 Logistic 分布函数, $\beta = (\text{constant}, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8, \beta_9, \beta_{10})$ 。在获得参数 β 的估计值 $\hat{\beta}$ 之后,对 $\text{Pr}(p_i | X) = F(\beta X)$ 进行简单变换,即可获得银行预期违约概率 $\hat{P} = \frac{\exp(\hat{\beta}X)}{1 + \exp(\hat{\beta}X)}$ 。

Logit 回归结果见表 1。模型的伪 R^2 是 0.54, Wald 统计量为 52.59,高度显著,表明模型的整体拟合效果良好。在 10 个解释变量中,有 7 个解释变量(C01、A01、A03、M01、M02、E01、L01)获得了预期的符号,且 3 个解释变量

(A01、M01、L01)在1%的显著性水平上显著；1个解释变量(C01)在5%的显著性水平上显著；2个解释变量(A03、E01)在10%的显著性水平上显著；但有1个解释变量(M02)不显著。在3个没有获得预期符号的解释变量中(A02、M03、E02)，有2个解释变量(M03、E02)在5%的显著性水平上不显著，只有1个解释变量(A02)与违约概率呈显著为负的相关关系。以上分析表明，尽管有个别变量存在非一致的预期符号，但模型整体拟合效果良好，模型能相对合理、全面地刻画银行的违约风险。

(二) 债务价格和交易数量

检验市场约束的存在性，即要确定银行债务市场的交易价格或交易数量与其违约风险之间的关系。在解决了银行违约风险的测度问题后，建模时至少还涉及如下两个方面的问题：一是如何根据公开信息确定银行债务市场的交易价格和交易数量；二是使用何种方法对面板模型进行估计，以确定债务市场交易价格或交易数量与银行违约风险之间合理、稳健的关系。

Bankscope 数据库没有专门提供银行付息负债、付息率等数据，但报告了银行已付利息(interest paid)和客户储蓄等数据，这样，我们可用“已付利息/客户储蓄”(简称“付息率”，以 InterestRatio 表示)作为银行储蓄市场交易价格的测度安排。至于银行储蓄市场的交易数量，则可用客户储蓄来度量。但应该注意的是，不同规模的银行其客户储蓄差异显著，直接使用客户储蓄作为银行储蓄市场交易数量的代理变量会产生较大的异方差现象，所以，本文采用“客户储蓄/总资产”(简称“客户储蓄占比”，以 DepositRatio 表示)作为银行储蓄市场交易数量的代理变量，以尽可能降低随机项的异方差。

(三) 模型与估计

债权人对银行风险的评价与判断不仅受到银行自身风险大小的影响，还受到了政府隐性保险政策预期的影响。政府隐性保险会降低债权人对银行风险信息的敏感性，从而弱化了债权人对银行风险承担行为的市场约束激励。对四大国有银行而言，人们普遍认为它们受到了政府完全的隐性保险支持(张正平、何广文，2006)，而我们的研究对象是地方性的城市商业银行，政府隐性保险对城市商业银行的支持力度就只能间接度量。Flannery 和 Rangan (2004)等人的研究发现，大银行倾向于持有较低的资本水平，并将其原因归结为：(1)规模越大的银行，其“大而不倒”的隐性保险预期越强，这种隐性保险预期可能鼓励了银行的风险承担行为，从而持有较少的资本缓冲来抵御其可能的支付危机。(2)大银行能够较好地分散其借贷组合或资产组合，从而降低了资产对异质风险的暴露程度。由于本文的研究对象是地方性城市商业银行，它们的经营范围狭小，资产运用渠道相对简单，预期城市商业银行的资产规模与其资产组合的分散化关系不强，所以可用资产规模作为银行受到政府隐性保险支持力度的代理变量(Goodhart 和 Huang, 2005; Daley 等, 2007)。

在 t 期, 债权人根据银行披露的公开信息构建银行违约概率模型, 从而得到银行 t 期的预期违约概率。在 $t+1$ 期, 债权人根据银行 t 期的预期违约概率的大小(或升降)来决定是否采取市场约束行动, 以及采取多大强度的市场约束行动。

为考察银行储蓄市场的价格约束和数量约束效应, 可分别用付息率和客户储蓄占比对预期违约概率的滞后值和总资产的对数进行面板回归:

$$\text{InterestRatio}_{i,t} = \text{constant} + \alpha_1 \hat{P}_{i,t-1} + \beta_1 \text{LogAsset}_{i,t} + u_i + v_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{DepositRatio}_{i,t} = \text{constant} + \alpha_2 \hat{P}_{i,t-1} + \beta_2 \text{LogAsset}_{i,t} + u_i + v_{i,t} \quad (3)$$

其中, i 表示银行, t 表示时间。 u_i 是面板回归的个体成分(individual component), 在固定效应假设中, u_i 是常数; 而在随机效应假设中, u_i 服从正态分布 $N(0, \sigma_u^2)$; $v_{i,t}$ 是面板回归的异质成分(idiosyncratic component)。

如果存在价格约束效应, 则 α_1 应显著大于 0; 如果存在数量约束效应, 则 α_2 应显著小于 0。由于银行规模越大, 其受到政府隐性保险支持的力度越大, 从而破产(或违约)的风险越小, 则其付息率越小, 存款增长越多, 故预期 $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ 。

对式(2)和式(3)的估计方法有多种, 如组内估计(或固定效应估计)、组间估计、随机效应估计、可行的广义最小二乘估计(FGLS)等。其中, 组内估计忽略了样本随截面变动的信息; 组间估计忽略了样本随时间变动的信息; 而随机效应估计能同时处理样本随截面变动和随时间变动的所有信息, 它是组内估计和组间估计的加权平均。随机效应估计能否获得无偏、一致的参数估计结果需要满足两个前提: 一是面板回归的个体成分必须存在随机效应, 这可用 Breusch 和 Pagan 的拉格朗日乘子检验来验证; 二是面板回归的个体成分对回归自变量的条件期望为零, 这可由 Hausman 模型设定检验来完成(Blatagi, 2005)。对随机效应估计, Amemiya (1971)、Swamy 和 Arora (1972) 两种估计方法在平齐数据(balanced data)条件下能获得相同的估计结果, 但在非平齐数据和小样本条件下, Swamy 和 Arora 方法能获得更好的估计结果(Blatagi, 2005)。当固定效应估计、组间估计和随机效应估计均不显著, 且面板回归的个体成分对回归自变量的条件期望为零时, 使用 FGLS 能获得无偏、一致的模型估计结果。

四、实证分析

(一) 样本、数据来源和描述统计

分析样本为我国 27 家主要的城市商业银行, 其中, 省会城市城商行 14 家(直辖市所在地的城商行作为省会城市城商行对待), 非省会城市城商行 13 家。基于 Bankscope 数据库, 我们整理了该库 2005 年和 2006 年度样本银行的相关报表数据, 样本期间为 2000—2006 年。表 2 给出了主要变量的描述统

计:

表 2 主要变量的描述统计

变量\统计量	样本城商行			省会城市城商行			非省会城市城商行		
	均值	标准差	观测数	均值	标准差	观测数	均值	标准差	观测数
预期违约概率	0.3994	0.3808	125	0.4244	0.3878	67	0.3705	0.3737	58
付息率(%)	2.4206	1.3777	114	2.0806	1.1894	64	2.8558	1.4879	50
客户储蓄占比	0.4694	0.1443	118	0.5163	0.1171	66	0.4100	0.1543	52

注:1.付息率=已付利息/客户储蓄=已付利息/(短期客户储蓄+长期客户储蓄)。

2.由于付息负债不仅包括客户储蓄,还包括同业存放款、向央行借款、向同业借款等,所以较之实际的银行付息率(付息率=已付利息/付息负债),本文定义的付息率有所高估。

(二)价格约束

价格约束效应的模型估计结果见表 3。组内估计和组间估计的 F 统计量均不显著;Amemiya、Swamy 和 Arora 两种随机效应估计的 Wald 统计量也不显著,说明这四种估计方法的模型整体拟合效果不好。Breusch 和 Pagan 拉格朗日乘子检验表明模型存在随机效应;且 Hausman 模型设定检验表明面板回归的个体成分对回归自变量的条件期望为零,这表明用 FGLS 估计能获得无偏、一致的参数估计。由表 3 可知,FGLS 估计的 Wald 统计量为 24.23,在 1%的显著性水平上高度显著,模型整体拟合效果良好。但让我们意外的是,银行付息率和预期违约概率之间存在显著的负向关系,说明我国城市商业银行的储蓄市场不存在价格约束效应,这可能源于政府隐性保险的强作用。模型的 FGLS 估计表明,银行规模与付息成本显著负相关,即规模越大的银行,其付息成本越低,这与隐性保险和银行规模正相关的观点是一致的。

表 3 价格约束效应估计

指标\估计方法	固定/组内	组间	Amemiya	Swamy-Arora	FGLS
Constant ₁	3.9517	4.0638 ***	4.0205 ***	4.0180 ***	4.5284 ***
α ₁	-0.4926	0.1635	-0.415	-0.419	-0.4681 **
β ₁	-0.1316	0.1817	-0.1487	-0.1483	-0.2261 ***
R-square	0.0383	0.0837	0.0217	0.0214	
F/ Wald	1.17	1.00	3.41	3.41	24.2300 ***
Breusch and Pagan LM			61.7500 ***	61.7501 ***	
Hausman Specification Test			0.73	0.63	
Number of obserations	86	86	86	86	86
Number of groups	25	25	25	25	25

注:1.“F/Wald”是对模型整体拟合效果进行检验的统计量,当使用组内、组间两种估计方法时,用 F 统计量即可检验模型所有参数是否同时为零;当使用 Amemiya、Swamy-Arora 和 FGLS 三种估计方法时,需使用 Wald 统计量来检验模型所有参数是否同时为零。“Breusch and Pagan LM”是 Breusch 和 Pagan 拉格朗日乘子检验,用来检验模型是否存在随机效应;“Hausman Specificaliton Test”是 Hausman 模型设定检验,如果接受原假设,则用 FGLS 估计可以获得无偏、一致的参数估计结果。FGLS 估计时考虑了截面异方差的影响。

2.***、**、* 分别表示 z 统计量在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。

(三) 数量约束

与价格约束模型相似,组内估计、组间估计、Amemiya 估计、Swamy 和 Arora 估计均不显著,但 Breusch 和 Pagan 拉格朗日乘子检验表明模型存在随机效应;且 Hausman 模型设定检验表明面板回归的个体成分对回归自变量的条件期望为零。使用 FGLS 估计获得了显著的模型估计结果,银行预期违约概率与客户储蓄占比呈不显著的正向关系,即没有证据表明银行储蓄市场一定不存在数量约束效应(见表 4),说明规模越大的银行,其客户储蓄占比越大,这与规模越大的银行,政府对其隐性保险支持力度越大的观点一致。

从储蓄存款的期限结构来看,尽管银行预期违约概率与其长期储蓄占比(长期客户储蓄/总资产)呈负相关关系,但五种估计方法的模型拟合效果不好,且模型参数不显著。由于短期储蓄在银行总储蓄中占有绝对的权重,从而对短期储蓄占比(短期客户储蓄/总资产)的模型估计结果与对储蓄占比的模型估计结果相似。规模越大的银行,其储蓄占比越高,且银行规模对短期储蓄占比的影响远大于长期储蓄占比,这表明短期储蓄比长期储蓄受到了政府隐性保险更大的影响。

(四) 竞争环境对市场约束的影响

根据城市商业银行注册地是否属于省会城市,我们对样本银行进行了分类,并分别对省会城市城商行和非省会城市城商行进行了数量约束和价格约束的建模(见表 4)。模型估计结果显示:(1)省会城市城商行的储蓄市场一定不存在数量约束;而非省会城市城商行则存在可能的数量约束(预期违约概率为负,但不显著)。(2)从储蓄存款的期限结构来看:非省会城市城商行的短期储蓄与银行预期违约概率呈现出不显著的负相关关系,这表明非省会城市城商行的短期储蓄存在可能的数量约束,而省会城市城商行不具有这种关系(预期违约概率为正,且不显著)。省会城市城商行的长期储蓄与银行违约概率尽管负相关,但模型拟合效果不显著,表明省会城市城商行的数量约束效应不明确;而非省会城市城商行的长期储蓄存在显著的数量约束效应。(3)从价格约束来看,没有证据表明省会城市城商行和非省会城市城商行存在价格约束效应,这是因为较之数量决策,政府隐性保险对银行债权人的价格决策影响更大。省会城市城商行和非省会城市城商行的预期违约概率与付息率均呈负相关关系,且省会城市城商行在 10% 的显著性水平下显著;而非省会城市城商行不显著,表明省会城市城商行的价格约束力度比非省会城市城商行更弱。

从隐性保险的作用机制看,政府隐性保险同时作用于银行债权人的数量决策和价格决策。表 4 揭示,规模越大的银行,其受到政府隐性保险支持的力度越大,从而预期的银行违约风险越小,储户索要的存款利率越小或储蓄数量越大。较之长期储蓄,银行短期储蓄受到政府隐性保险政策预期的影响更大。

以上分析至少有两点值得强调:第一,政府隐性保险对银行债权人的数量决策和价格决策均有显著影响,且价格决策比数量决策受到了政府隐性保险的更大影响;短期储蓄比长期储蓄受到了政府隐性保险的更大影响,这与政府一贯的政策实践和市场惯例相符。第二,省会城市城商行的市场约束力度要弱于非省会城市城商行。这是因为随着我国银行业改革的大力推进,为增强其核心竞争力和盈利能力,各大银行纷纷撤并了经济相对落后地区、经济欠发达地区的附属机构,将机构和业务重心向中心城市收拢。随着各银行将机构、业务重心向中心城市的收缩,以及外资银行的大举进入,我国省会城市银行之间的同业竞争明显增大,激烈的市场竞争降低了银行的特许权价值,从而导致了市场约束效应的弱化,这与 Keeley (1990)、Nier 和 Baumann(2006)等人的研究结论基本一致。

表 4 分城市类型的市场约束

约束类型	因变量	自变量	样本银行	省会城市	非省会城市
数量约束	储蓄占比	α_2	0.0041	0.0922***	-0.0605
		β_2	0.0501***	0.1255***	0.0204***
		Wald	17.23***	76.84***	59.41***
	短期储蓄占比	α_2	0.6149	4.8723	-3.8456
		β_2	4.3556***	8.8761	2.1104***
		Wald	22.72***	41.92***	123.15***
	长期储蓄占比	α_2	-0.3133	-0.3349	-2.922***
		β_2	0.0883*	0.6961	-0.0500
		Wald	4.09	1.76	9.93***
价格约束	付息率	α_1	-0.4681**	-0.6185*	-0.3451
		β_1	-0.2261***	-0.3342***	-0.1423***
		Wald	24.2300***	15.55***	9.89***

注:1.本表只报告了模型关键变量和统计量的估计结果。Hausman 检验表明用 FGLS 能获得无偏、一致的模型参数估计。本表在进行 FGLS 估计时考虑了截面异方差的影响。

2.***、**、* 分别表示 z 统计量在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。

五、结 语

张正平、何广文(2006)研究了我国 14 家最主要的大、中型商业银行的价格约束问题,且他们使用了只能体现银行风险轮廓某一层面的风险指标作为对银行风险状况的测度安排,不同风险变量的选择势必对模型估计结果产生较大的影响,进而影响到对问题的解释。本文则通过建立银行违约概率模型的方式,“集成”了能反映银行风险轮廓不同层面的风险信息,用预期的银行违约概率来测度银行的总体风险水平。我们不仅从价格约束层面,还从数量约束、外部环境对市场约束的影响等视角,研究了基于隐性保险体制下的我国城市商业银行的市场约束行为。

我们的研究发现:(1)政府隐性保险对银行债权人的数量决策和价格决策

均有显著的影响,且价格决策比数量决策受到了政府隐性保险更大的影响;短期储蓄比长期储蓄受到了政府隐性保险更大的影响。(2)我国省会城市城商行的储蓄市场不存在数量约束效应;而非省会城市城商行则存在可能的数量约束效应。同时,没有证据表明我国城市商业银行存在价格约束效应。(3)由于各大银行将机构和业务重心向中心城市收拢,以及外资银行的大举进入,我国省会城市银行之间的同业竞争明显增大,降低了省会城市银行的特许权价值,从而弱化了省会城市城商行的市场约束效应,导致了省会城市城商行的市场约束力度弱于非省会城市城商行。

其政策含义有:(1)政府隐性保险降低了银行债权人的风险敏感性,从而未能对银行的风险承担行为采取有效的市场约束行动。为鼓励私人市场力量更有效地发挥对银行风险承担行为的市场约束作用,政府应“放松”或“取消”对银行业的隐性保险政策,如实行部分的隐性保险(partially implicit insurance)政策;践行“建设性模糊(constructive ambiguity)”的政府求助态度;实施显性的存款保险(explicit deposit insurance)制度等。(2)政府在进行市场化改革,鼓励市场竞争的同时,也降低了银行的特许权价值,进而又鼓励了银行更大的风险承担行为,从而“削弱”或“抵消”了私人市场力量对银行风险承担行为的约束作用。这表明市场竞争和市场约束可能是个“两难”的选择,这是监管当局在法定监管之外,引入市场约束时必须考虑和面对的问题。

参考文献:

- [1]Calomiris C W, Wilson B. Bank capital and portfolio management: The 1930' capital crunch and scramble to shed risk[J]. Journal of Business, 2004, 77(3): 421—455.
- [2]Charles A E Goodhart, Haizhou Huang. The lender of last resort[J]. Journal of Banking and Finance, 2005, 29: 1059—1082.
- [3]Ellis David M, Mark J Flannery. Does the debt market assess large banks' risk? [J]. Journal of Monetary Economics, 1992, 30: 481—502.
- [4]Erlend Nier, Ursel Baumann. Market discipline, information disclosure and moral hazard in Banking[J]. Journal of Financial Intermediation, 2006, 15: 332—361.
- [5]Flannery M, Rangan K. What caused the bank capital build-up of the 1990s? [R]. Working Paper, FDIC Center for Financial Research, 2004.
- [6]Flannery Mark J, Sorin M Sorescu. Evidence of bank market discipline in subordinated debenture yields: 1983—1991[J]. Journal of Finance, 1996, 51: 1347—1377.
- [7]Gorton G, G Pennacchi. Financial intermediaries and liquidity creation [J]. Journal of Finance, 1990, 45: 49—72.
- [8]Gorton Gary, Athony M Santomero. Market discipline and bank subordinated debt[J]. Journal of Money, Credit, and Banking, 1990, 22: 119—128.
- [9]J Daley K Matthews, K Whitfield. Too-big-to-fail: Bank failure and banking policy in Jamaica[R]. Working Paper, Cardiff Business School, 2006, 4.

- [10]Keeley M C. Deposit insurance, risk and market power in banking[J].American Economic Review, 1990,80:1183—1200.
- [11]Martinez Peria M, Schmukler S. Do depositors punish banks for bad behavior? [J]. Journal of Finance,2001,56:1029—1051.
- [12]Masami Imai. Market discipline and deposit insurance reform in Japan[J].Journal of Banking & Finance,2006,30:3433—3452.
- [13]Park S, Peristiani S. Market discipline by thrift depositors[J].Journal of Money, Credit, and Banking,1998,30(3):347—364.
- [14]Park, Sangkyun. Market discipline by depositors: Evidence from reduced-form equations[J]. Quarterly Review of Economics and Finance,1995,35:497—514.
- [15]张正平,何广文.隐性保险、市场约束与我国银行业改革[J].金融研究,2005,(10):42—52.

Market Discipline Behavior of Urban Commercial Banks under the Institution of Implicit Insurance

XU You-chuan¹, HE Jia²

(1.Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200030, China; 2.Faculty of Business Administration, The Chinese University of Hong Kong, Hong Kong)

Abstract: The paper studies the market discipline behavior of urban commercial banks under the institution of implicit insurance from the three angles of price effect, quantity effect and external environment such as the degree of competition respectively. We find that (1) there isn't significant price discipline effect in the deposit market of urban commercial banks, but we don't find evidence to reject the existence of quantitative discipline effect; (2) governmental implicit insurance has more significant influence on the decision-making of transactional price than that of transactional quantity, more on the short-term deposit than long-term deposit as well; (3) market discipline of urban commercial banks in provincial capitals is weaker than that of the urban commercial banks in non-provincial capitals.

Key words: implicit insurance; market discipline; risk-taking behavior; charter value

(责任编辑 喜 变)