

银行效率与不良贷款冲击效应的实证研究^{*}

——基于 SFA 测度分析的应用

徐 辉 李 健 钟惠波

[摘 要]本文以 1999~2010 年 12 年间国内 14 家商业银行样本数据为基础,立足于随机前沿效率分析原理,利用参数估计 SFA 分析法,评估分析金融改革以来银行业不良贷款与银行效率分布及演化趋势。研究表明:(1)是否引入不良贷款变量对银行成本效率测算存在显著影响。(2)在引入不良贷款的估计模型中,国有商业银行成本效率存改善趋势,否则,呈下降趋势,而股份制商业银行则无此特点;股份制银行成本效率整体高于国有商业银行。(3)未发现资产规模、权益与银行成本效率之间的显著性相关关系,但不良贷款对成本效率具有负效应。(4)在中国银行业利润效率测算中,则不适合引入不良贷款变量。

关键词:不良贷款 银行效率 SFA 商业银行

JEL 分类号:G21 G28

引 言

金融对经济发展具有重要作用的认识已达成学界共识。随着经济的快速发展,在倡导自由化和全球经济大融合的背景下,金融体系的脆弱性也在日趋突显。然而,金融系统固有的脆弱性是金融稳定运行的顽疾,例如银行在承担创造流动性功能的同时不可避免的产生面临坏账和挤兑风险所带来的脆弱性压力。现实来看,银行的坏账水平在不同国家不同金融机构的表现有差异,与所处的制度、经济环境以及银行自身运营等有密切关系。例如 Pasiouras et al.(2009)研究认为,严格的监管活动可能会降低成本效率。

中国金融改革以来,中国银行业最引人瞩目的两大变化是规模和坏账水平的降低,系统重要性银行先后达到或超过巴塞尔新资本协议最低资本金要求。从而,银行自身变化及运营表现便自然成为外部观测其效率和金融制度的影子。于是,中国银行业效率水平是不是如同规模增长一样也获得了显著提升?这是一个需持续关注 and 研究的议题。这个问题的研究不仅有利于银行等金融机构进行自我检测,也有利于金融管理当局在改革、政策制定时有的放矢,有所倾斜。

一、文献综述

关于银行效率的研究,国外先后经历了两个主要发展阶段:一是 20 世纪 90 年代以前,主要利用规模经济和范围经济来测度效率;二是近年来的前沿效率,即重在考察 X-效率、成本效率和利润效率,其中,前沿效率主要与测度按金融机构的管理能力。关于规模和范围经济效率的研究,很容易达成共识,无太大争议。但前沿效率分析,容易产生分歧(齐天翔和杨大强,2008)。原因在于前

^{*} 徐辉,北京理工大学管理与经济学院,博士研究生;李健,北京理工大学人文学院院长,博士生导师,经济学博士;钟惠波,北京理工大学人文学院,高级经济师。本研究受到国家自然科学基金项目(70973010)教育部人文社科项目(10YJC790402)以及北京理工大学博士论文基金资助。

沿分析需要以行业中最佳机构作为基准,对银行等金融机构的功能认识不同,投入产出界定不同,导致计算结果存在偏差。有的学者直接将其定义为 X-效率(Leibenstein, 1966),有的学者又将其细分为技术效率和配置效率,或者定义为成本效率、利润效率和替代利润效率 (Berger and Mester, 1997)(表 1)。

表 1 金融效率内容及测度划分

效率速度	测度内容		研究学者代表
规模经济、范围经济	规模和范围效率		(Clark,1988);(Gilbert,1984); (Forestieri,1993)等
前沿效率分析 (参数法和非参数法)	X-效率	技术效率	(Farrell M,1957);
		配置效率	(Berger and Mester,1997)
	成本效率		(Battese and Coelli,1992,
	利润效率		1995);
	替代利润效率		(Berger and Mester, 1997); (Rime and Stiroh, 2003)等

银行效率是指在给定产出水平下,银行实际经营成果与理论最佳状态的比值。相应的,成本效率是指在给定产出水平下,银行实际经营成本与理论最小成本的比值;利润效率则表示,在给定金融产品价格和投入水平下,实际经营利润与理论最大可能利润的比值。银行效率反映了银行等金融机构对资源投入、产出的利用效果和成本控制能力,是商业银行可持续发展和竞争能力的一个重要测度内容。国内一些学者认为,成本效率是影响银行经营效率和竞争力的主要因素,是研究银行效率的基础。迟国泰等(2005)以资产法选定投入产出变量,对 1998~2003 中国 14 家商业银行成本效率进行了测度。徐传谔和齐树天(2007)用成本效率和利润效率测算了 1996~2003 年中国银行业 X-效率情况,其结论是样本期内股份制银行效率水平(成本/利润)高于国有银行,且国有银行的成本效率与股份制银行相比,劣势逐渐被弱化。文玉春(2010)以 14 家银行 1999~2008 年的样本为基础,用非参数 DEA 方法研究显示,相对于我国商业银行现有的经营管理水平而言,规模效率不高,银行规模不是过小,而是过大。

金融改革以来,主要银行的坏账水平已明显下降。作为银行监管的一个重要指标不良贷款比率,有学者研究认为它与银行成本效率成反比关系(Li and Wang,2012;李勇和王满仓,2012)。笔者以为,没有考虑无效率项影响的成本效率测度一般相关分析,可能难以真实反映银行成本效率结构和水平,从而无法真实窥视金融改革以来银行经营的效率水平。

许荣和向文华(2009)总结了 2002 年以来有关银行业效率研究进展的文献。总结发现,基于金融机构特性、委托代理成本、法制环境和比较经济视角等方向的研究近年来比较集中。笔者认为,作者主要传递了这样几个方面内容:一是通过 Hughes and Mester (2008)的研究贡献,指出银行产出不是传统生产法意义上的存贷款账户数量等产出,而是银行在不同主体之间信息不对称背景下生产信息的功能和作用,即信息的产出。这些信息将被用在贷款和监督的环节中。二是银行风险对于衡量银行效率的重要性(Pastor and Serrano,2005)。人们在关注银行效率的同时未能足够重视银行风险;没有考虑风险参数时,银行的高效率很可能是因为高经营风险带来的,低效率也可能是因为过度控制风险降低了利润所致。三是一定的财务杠杆比率有助于降低委托代理成本从而提高银行效率,但比率过高,则效率将不会进一步改善(AbuRub,2012;徐辉和李健,2012),即理论上应该存在最佳的经营杠杆率水平。四是仅仅关注自身投入产出的效率研究不科学,产权、法律、监管制度,市场结构以及市场化程度等外部环境特征会对效率产生重大影响(Hughes and Mester,2008)。

对此,笔者认为言之有理,然而,在一篇研究中做到面面俱到,可行性和技术难题都面临挑战,但结合典型特征分析必不可少。

在具体研究方法上,前沿效率测度主要采用参数估计和非参数估计分析方法。参数法中的SFA和非参数法中DEA分析是金融效率测度中最常使用的两种方法。参数估计分析法考虑了随机误差对成本效率的干扰,通过对样本统计值的计量分析,计算的成本效率样本方差较小,有利于区分;在一定程度上考虑了非效率值和随机误差对金融机构效率的影响以及效率在样本期内不同时序上的变化。而非参数方法无需预先构造一个生产函数和估计函数参数系数,避免人为主观误差;可评价不同量纲的指标,具有较强的客观性,对样本量要求不大;可以有效率处理定性与定量指标问题,可处理比率尺度与顺序尺度数据兼容性且较少受到观测值多寡影响(彭琦等,2005)。但非参数方法忽略了价格对前沿效率的影响,只能测算投入过多或产出太少的技术效率,无法说明配置效率的影响(王聪和谭政勋,2007)。此外,由于没能考虑随机误差,样本效率的测算值可能与实际值存有偏差,进而导致效率估计值存在偏差(Berger and Mester,1997)。因此,有些学者认为非参数方法测算成本效率和利润是不合理的。国内研究中非参数方法常见,而参数法鲜见。

综上所述,本文在实证研究中将做以下改进和创新:考虑到无效率项估计效果,本文选定参数法中的SFA分析法。在样本跨期上,本文进行了针对性选择,取自1998年全面金融改革启动后的1999年作为样本起始期,以更突显出制度变迁下银行效率的动态变化趋势。在效率测度方法上,舍弃传统的产出法,考虑到金融机构的中介功能,主要以中介法^①为基础。在变量处理上,考虑中国金融发展特征变量:规模和不良贷款,且由于不良贷款曾对中国银行业稳定造成巨大威胁,是重大风险性因素,本研究将重点分析其对银行效率的具体影响。另外,本文在效率测度方法运用上进行了较为详细的阐述,弥补国内类似研究表达过于模糊,可借鉴性不足的缺憾。

二、研究设计与样本选择

(一)成本效率测度原理

SFA分析法是相对于确定性分析方法而提出的,相比较于后者,前者假设不同银行的效率差值存在人为不可控的随机误差和人为可控的技术无效率两方面。而确定性分析没有考虑人为不可控的随机误差。也即,SFA将基础方程的误差项具体分解为两部分:一是随机扰动项 V (服从正态分布),二是一些可被样本银行控制并对技术或配置效率产生影响的因素,用 U 表示,服从零截断正态分布(Rossi et al.,2005;徐传谔和齐树天,2007;赵石磊,2008)。据此,成本和利润函数可表示为:

$$Z_{kt} = Z(Y_{kt}, I_{kt}) + \varepsilon_{kt} \quad (1)$$

$$\text{其中, } \varepsilon_{kt} = V_{kt} \pm U_{kt} \quad (2)$$

式中, Z_{kt} 表示 k 银行在 t 期的总成本或总利润, Y_{kt} 表示 k 银行在 t 期的产出向量, I_{kt} 表示 i 银行在 t 期的投入价格向量, ε_{kt} 是误差项,由人为不可控的随机因素 V_{kt} 和可控的技术无效率因素 U_{kt} 两方面影响构成。(2)式 ε_{kt} 中 U_{it} 取“+”或“-”,与成本效率或利润效率相关。低效率因素使得产出减少,因此取“-”;低效率因素有可能导致成本上升,因此取“+”。从而,在成本效率函数中使用 $V_{kt}-U_{kt}$,在利润效率函数中使用 $V_{kt}+U_{kt}$ 。根据 Battese and Coelli (1992)的研究,通过估计随机成本和生产边界,可以计算单个银行的成本或利润效率指标,可以用公式表示为: $E_{kt} = E(Z_{kt} | U_{kt}, g_{kt}) / E(Z_{kt} | U_{kt}=0, g_{kt})$,式中 g_{kt} 为回归参数。

^①关于金融效率评价中输入输出变量选择方法的比较分析可参阅徐辉、李健(2012):《1999~2010年中国银行业成本效率的实证研究》,《北京理工大学学报》。

(二) 研究设计

以 Bonin et al.(2005)、Yildirim and Philippatos(2007)和 Karas and Weill(2010)等学者研究转轨经济体国家银行效率的研究为基础,本文选用 SFA 分析法,该方法能有效测度随机误差对成本效率的影响,且能测度时序变化影响,除弥补非参数法不足之外,其主要优势在于能从残差项中分解无效率因素。另外,本文选定中介法相比较于生产法和资产法,主要区别在于银行产出界定上,在投入界定上三者并无明显差异。本文采用银行可贷资本的价格(P_1),固定资产价格(P_2)和资产价格(P_3)作为投入指标;以贷款余额(Q_1)、存款余额(Q_2)、盈利资产(Q_3)作为产出指标;固定控制变量权益(E_{ikt})和坏账率(IL_{ikt}),试图检验风险因素对超成本函数和利润模型的影响。

需说明的是,加入控制变量权益作为风险测度指标的参数估计结果显示,所得系数 t 值不显著。即国内权益资本额与效率之间未能找到显著性影响关系,但不良贷款对成本效率具有负效应,而对利润效率则无显著效应。基于以上设计,超边际成本函数模型可表述为:

$$\begin{aligned} \ln(TC_{kt}/a \cdot P_3) = & \beta_0 + \beta_1 \ln Q_1/a + \beta_2 \ln Q_2/a + \beta_3 \ln Q_3/a + \beta_4 \ln P_1/P_3 + \beta_5 \ln P_2/P_3 + 1/2 \beta_6 (\ln Q_1/a)^2 + 1/2 \beta_7 (\ln Q_2/a)^2 \\ & + 1/2 \beta_8 (\ln Q_3/a)^2 + 1/2 \beta_9 (\ln P_1/P_3)^2 + 1/2 \beta_{10} (\ln P_2/P_3)^2 + \beta_{11} (\ln P_1/P_3) \ln Q_1/a + \beta_{12} (\ln P_1/P_3) \ln Q_2/a \\ & + \beta_{13} (\ln P_1/P_3) \ln Q_3/a + \beta_{14} (\ln P_2/P_3) \ln Q_1/a + \beta_{15} (\ln P_2/P_3) \ln Q_2/a + \beta_{16} (\ln P_2/P_3) \ln Q_3/a \\ & + \beta_{17} (\ln P_1/P_3) (\ln P_2/P_3) + \beta_{18} (\ln Q_1/a) (\ln Q_2/a) + \beta_{19} (\ln Q_1/a) (\ln Q_3/a) + \beta_{20} (\ln Q_2/a) (\ln Q_3/a) \\ & + \beta_{21} (\ln IL) + 1/2 \beta_{22} (\ln IL)^2 + \beta_{23} (\ln IL) (\ln Q_1/a) + \beta_{24} (\ln IL) (\ln Q_2/a) + \beta_{25} (\ln IL) (\ln Q_3/a) + \beta_{26} (\ln IL) (\ln IL) \\ & + \beta_{27} (\ln IL) (\ln P_1/P_3) + \beta_{28} (\ln IL) (\ln P_2/P_3) + v_{kt} + U_{kt} \end{aligned} \quad (3)$$

其中, TC_{kt} 是 k 银行在时期 $t(t=1,2,\dots)$ 的总成本, v_{kt} 是随机误差服从正态 $N(0, \sigma_v^2)$ 分布; U_{kt} 是非负随机变量,解释成本无效率项,服从 $N(\mu, \sigma_u^2)$ 分布,且 $U_{kt} = U_k \exp(-\eta(t-T))$, 这里 η 是一个未知参数,其值用来测度效率随时间因素的变化情况,一般来说,参数估计结果 $\eta > 0$ 表示随时间推进,在一定的显著性水平下,效率得以改善,反之则下降。相关变量及测算如表 2 所示。考虑到银行规模不同而投入的成本存在显著差异,受 Berger and Mester(1997)研究启发,在使用成本函数进行效率测度过程中进行标准化,他们用“权益”对因变量和产出自变量进行标准化处理。但考虑到中国银行业资产规模差异较大,由此可能导致效率测度结果存在异方差以及可能引起的规模误差,因

表 2 成本与利润效率各变量及测算依据

变量	含义	测算依据
因变量		
TC_{kt}	总成本	手续费及佣金+利息支出+营业费用
$PROFIT_{kt}$	净利润	税后利润
$a(ASSET)$	总资产	资产总额
自变量		
P_1	可贷资本价格	(手续费及佣金+利息支出)/存款总额
P_2	固定资产价格	营业费用/固定资产总额
P_3	资产价格	营业费用/总资产
Q_1	贷款余额	年度贷款总额
Q_2	存款余额	年度存款余额
Q_3	其他盈利性资产	年度其他盈利性资产总额
误差项	不可控随机误差项	待估计,由 σ_v^2 测度
V_{kt}	可控无效率项	待估计,由 σ_u^2 测度
U_{kt}		
参数项		
β_i	变量系数	待估计
σ^2	误差方差	待估计,由 $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ 测度
γ	边界函数有效性	待估计,由 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ 测度
η	时间因素特性	待估计

此本文用“资产”对因变量及产出变量进行标准化处理。成本效率函数总成本项和投入项除以 P_3 , 交叉影响满足对称性, 可统一待估计参数为 $\beta_i (i=0, 1, 2, \dots)$ 。

利润函数估计模型与成本函数原理相似, 为保证因变量利润为非负, 本研究将修正利润效率模型, 以 $\ln (PROFIT_{kt}/a \cdot P_3 + [(PROFIT_{kt}/a \cdot P_3)^{\min} + 1])$ 代替了一般研究中利润函数模型常使用的 $\ln (PROFIT_{kt}/P_3)$, 可以把利润为负的银行也纳入分析范畴, 从而更全面的反应 14 家主要商业银行的经营状况。

在 SFA 分析方法中, 用变差率 $r = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ 来表示成本无效率项对产出是否有显著影响。其中, $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ 是误差项 ε_{kt} 的总体方差, σ_u^2 是无效率项 U_{kt} 的方差, σ_v^2 是随机因素 V_{kt} 的方差。可以看出, $0 \leq \gamma \leq 1$, 当 $\gamma=0$ 时, 表示 $\sigma_u^2=0$, 可控的无效率因素方差为 0, 误差项主要由随机因素所致, 即无效率因素影响产出不显著, 也就是说产出或成本函数没有受到无效率因素的显著影响。反之, 当 $\gamma=1$ 时, 表示误差项主要由无效率因素所致, 即 σ_u^2 导致了全部的误差。在实证研究中, γ 是否为 0, 常作为判断边界函数 $Z_{kt} = Z(Y_{kt}, I_{kt}) + \varepsilon_{kt}$ 是否有效的依据 (Battese and Coelli, 1995)。一般情况, 我们设定原假设 $H_0: \gamma=0$, 备择假设 $H_1: \gamma=1$ 。根据前述分析, 当 $r=0$ 时, 接受 H_0 , 即认为边界函数不存在无效率项影响因素, 边界函数无效; 当 $\gamma>1$ 时, 说明存在无效率项因素, 此时是否拒绝原假设, 可依赖于对边界函数的单边似然比统计量 LR 的显著性检验来实现, LR 显著性检验通常与显著性水平和约束条件相关联。如果 LR 大于某显著性水平下约束条件为 k 的卡方分布临界值, 则拒绝原假设 H_0 , 可判定边界函数有效。因此, 一般在使用超对数边界函数 SFA 方法进行实证研究过程中, 需对 γ 进行统计检验, 以确定函数是否有效。

根据模型(3), 可以估计 V_{kt} 与 U_{kt} 的分布形式, 采用极大似然估计法可以获得模型中待定参数值。再按照 SFA 估计效率的方法, 确定 14 家商业银行的成本自然对数 $\ln C$, 其理论表述形式为: $\ln C = f(Q, P) + V + U$ 。

个体银行成本无效率 CE_{kt} 数值通过估计边界函数 $CE_{kt} = \exp(U_{kt})$ 而获得, 显然无效率项越大, 则 CE_{kt} 越大, 理论上其最大值可以趋向 $+\infty$ 。为便于理解, 参考 Coelli et al. (2005) 和 Pasiouras et al. (2009) 的做法, 本文定义成本效率 $CEF_{kt} = 1/CE_{kt}$ 。从而, 效率值将集中在 $[0, 1]$ 之间, 越接近 1, 则成本效率越高, 反之越低。

与成本效率不同是, 在利润效率中可控无效率项影响因素的符号正好相反。其理论表述形式为: $\ln PROFIT = f(Q, P) + V - U$ 。

利润属于产出项目, 无效率只会导致产出减少, 因此取“- u ”。另外, 个体银行利润效率 PEK_{kt} 数值通过估计边界函数 $PEK_{kt} = \exp(-u_{kt})$ 而获得, 根据 Coelli et al. (2005), 理论上利润效率值将集中在 $[0, 1]$ 之间, 越接近 1, 则利润效率越高, 反之越低。

(三) 样本与数据描述

本文以 1999~2010 年国内 14 家银行业金融机构为样本, 主要包括四大国有商业银行和 10 家股份制商业银行。主要是因为样本银行经营持续稳定, 代表了银行业金融机构改革发展历程。其次, 样本银行资产总额占中国银行业整体资产在 65% 以上, 反映了系统内主要银行的经营状况。另外, 中国银行业全面改革始于亚洲金融危机之后的 1998 年, 考虑到滞后影响, 起始年份定为 1999 年。原始数据主要来自于 1999~2011 金融统计年鉴, 数据整理过程中发现, 金融年鉴中数据存在前后不一致或纰漏之处。为提高数据准确性和平稳性, 作者同时整理了 BANSSCOPE 关于中国金融 GAAP、IFRS 和 IAS 标准的数据, 并对奇异值进行比对, 补充和修正了缺失样本数值及争议数值。研究中涉及的因变量、自变量之统计描述如表 3 所示。

三、实证结果分析

(一) 参数估计及说明

首先利用 Eviews6.0 对投入产出数据进行初步处理, 获得 (3) 式中投入与产出数据的标准化形

表 3 投入产出变量基本统计描述

	TC	P_1	P_2	P_3	Q_1	Q_2	Q_3
均值	528.29	0.0192	1.0862	0.0107	11152.73	17753.57	8581.30
中位数	209.04	0.0172	0.9023	0.0105	4528.79	6142.80	3314.74
最大值	2807.59	0.0528	3.6810	0.0207	67905.06	111455.60	65101.79
最小值	10.48	0.0013	0.3533	0.0057	167.22	320.27	147.72
标准差	658.29	0.0078	0.5964	0.0024	13855.01	23182.16	12318.82

注： TC, Q_1, Q_2, Q_3 单位为亿元人民币， P_1, P_2, P_3 为无量纲指标，ROA 既是利润标准化数据，也是无量纲指标。

式，并进行自然对数处理，从而获得超对数函数模型估计所需要的数据形式和结构。统计显示，样本统计值时间序列分布平稳，除考虑投入产出变量对成本效率的影响之外，模型初步检验分析还考虑到变量之间交叉影响。在全模型下，待估计系数个数（含常量）为 21 个，固定效应模型检验^①显示，模型（3） R^2 和调整 R^2 均为 1，说明模型拟合效果很好。

为估计个体银行各期间效率，首先需估计相关参数。借助 Battese and Coelli (1995; 1992) 效率分析中开发使用的 Frontier4.1 软件，估计超对数成本/利润函数中的参数值、变差率以及非效率项，便可以计算各样本银行的效率水平。实际操作分三步：第一步是最小二乘法 (OLS)，可获得 β_i 的无偏估计量；第二步是搜索法，用来推断变差率 γ 值，除 β_0 外，所有的 β_i 都是 OLS 估计量， β_0 和成本函数的误差方差 σ^2 根据修正的 OLS 来调整 Coelli et.al(1995)，估计得 $\sigma^2=9.69, \gamma=0.79$ ；第三步，把第二步选定的值作为迭代过程初始值进行迭代计算，获得最后的极大似然估计 (MLE) 值，也是模型参数的最终估计值，如表 4^②。

变差率 γ 是否为 0，是判断超对数成本函数是否存在成本无效率项的关键指标。表 4 可见，无论是否引入不良贷款率（不良率），变差率 γ 均接近于 0，且标准差很小，SFA 方法支持标准残差较小而 t 值较大的情形。由变差率估计函数 $\gamma=\sigma_u^2/(\sigma_u^2+\sigma_v^2)$ 可知，成本效率的影响因素主要由误差项中非效率项 u_k 引起。模型（3）的单边似然比检验统计量 LR 明显大于约束条件为 3、显著性水平 1% 下的卡方临界值 11.35，从而变差率 r 零假设被拒绝，即超成本函数中成本非效率项是存在的，模型有效，且引入不良率影响前沿效率分析模型效果更好。也就是说 14 家商业银行存在成本非效率因素，也可理解为 14 家商业银行成本差异主要是由成本无效率因素导致。

在 5% 显著性水平下，两种情况下大多数参数估计显著，表明选取的指标非常稳健，符合实际情况，具有实际研究意义。另外， $U_{kt}=U_k \exp(-\eta(t-T))$ 表示无效率项中可能存在时间因素影响，原假设 $\eta=0$ ，即无效率项中无时间因素影响。模型估计结果 $\eta=-0.03$ ，且在 1% 水平下显著，表明成本无效率率在样本期内有增加趋势，也即在 1% 的显著性水平下，成本效率在样本期内呈下降趋势^③；在引入不良率时 $\eta>0$ ，但不显著，这说明时间影响效应不明显。显然，引入不良率的影响的成本模型更趋合理。

对于利润效率模型，引入不良率的利润函数估计模型参数估计结果显示，多项参数估计 t 统计值均不显著。且检验函数有效性的变差率 $\gamma=0.1369$ ，其 t 统计值为 0.23，小于约束条件为 3、显著性水平 1% 下的卡方临界值 11.35，从而变差率 γ 零假设成立，即加入坏账率变量之后，超成本函数中成本非效率项不明显，模型无效。

① 此步骤需先做 F 检验，F 值处于拒绝域中，拒绝“不同横截面截距项相同”建立混合估计模型的原假设，接受“不同横截面的截距项不同”建立时刻固定效应模型之备择假设，限于篇幅和侧重点，过程省略。

② 利润函数估计省略，与成本效率估计原理一致，方法参见前述。

③ 同样基于成本效率的研究结果，徐传谔、齐树天 (2007) 选取 1996~2003 年间 14 家商业银行样本，结果为成本效率上升，利润效率下降。本文研究与其有几点不同之处，一是样本期间为 1999~2010 年，二是笔者对因变量总成本及产出项进行了去规模化差异处理，三是投入产出界定有差异。但在引入不良率情况下，成本效率研究结论趋于一致。

表 4 成本函数极大似然估计结果

参 数	无不良贷款变量		引入不良贷款变量	
	系数	t-值	系数	t-值
β_0	-20.87	-13.35***	46.78	2.97***
β_1	-43.77	-45.58***	55.32	4.16***
β_2	33.34	24.46***	16.33	2.02**
β_3	-10.84	-9.08***	25.71	3.28***
β_4	13.86	11.10***	-0.68	-0.32
β_5	3.86	3.89***	-0.42	-0.09
β_6	-68.63	-67.20***	16.73	1.70**
β_7	7.38	6.66***	14.92	1.95**
β_8	-1.39	-0.87	5.28	1.72**
β_9	0.44	1.09	0.42	1.57*
β_{10}	-0.26	-1.00	-0.68	-1.06
β_{11}	1.20	1.09	-4.74	-3.34***
β_{12}	2.22	2.16**	5.45	3.89***
β_{13}	3.25	3.52***	-2.43	-2.50***
β_{14}	0.04	0.73	-5.30	-2.73***
β_{15}	-3.52	-5.30***	-0.83	-0.72
β_{16}	1.09	2.84***	-1.97	-1.47*
β_{17}	-1.95	-5.41***	-0.37	-1.00
β_{18}	16.25	13.01***	13.96	2.50***
β_{19}	-3.91	-3.93***	12.55	3.37***
β_{20}	4.26	3.31***	5.05	1.42*
β_{21}			-2.92	-1.61*
β_{22}			0.09	0.55
β_{23}			-2.43	-2.52***
β_{24}			1.58	3.27***
β_{25}			-0.93	-1.53*
β_{26}			-0.79	-3.99***
β_{27}			0.11	0.39
σ^2	10.50	12.58***	55.07	1.26
Y	0.97	147.99***	0.99	342.71***
μ	6.38	6.18**	-13.89	-0.88
η	-0.03	-5.57***	0.0071	1.08

注:***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。

交叉乘积项值得关注,因为其表示两种产出或产出与价格之间的交互影响特性。如果系数为负值且显著,那么这两种产出具有互补促进效应,或该价格与产出之间有效率促进效应,成本互补效应一般主要归因于资源共享、投入要素的耦合效应或投入资源价格优势等方面。否则,为替代效应。不良贷款变量系数 $\beta_{21}<0$,且在 10%水平下显著,且不良贷款相关变量系数中有四个参数系数小于 0,且显著,表明不良贷款与成本效率之间存在负相关关系。

在利润函数中引入不良率未能通过显著性检验,说明不良贷款并非影响中国银行业利润效率的显著因素。这一点在中国银行业经营实践中也能获得解释。事实上,国有银行不良贷款可能并未成为影响银行利润效率的主要因素。1998 年全面金融改革初期至 2004 年,是银行坏账率最高的一段时期,然而,中央财政通过注资、剥离和补充资本金等方式先后消化和转移了这部分不良业务,此时,国家担当了隐形契约担保人角色,不良业务对银行本身经营并未产生实质影响。

(二)效率估计结果

1、样本银行效率总体情况

在没有考虑不良率时,1999~2010年12年间,14家商业银行成本效率最高为2003年的广东发展银行,以该成本效率值为基准取1,得其他银行成本效率值(表5)。最小值为国有银行,接近于0,几乎已无成本效率可言,样本银行总体均值为表现最佳银行的51.95%。总体来看,样本银行成本效率差异较大,分布不均匀。引入不良率影响时,统计情况如表6所示,样本期内成本效率值分布相对均匀,且样本总体14家银行成本存在明显改善趋势,整体成本效率水平均较高。这一结果表明,是否引入不良贷款率变量,成本效果估计结果差异明显。

由于不良率不适合纳入利润模型中测算利润效率水平,不考虑该变量时,模型有效。结果表

表5 没有引入不良率的1999~2010年14家商业银行成本效率统计描述

	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	样本
效率	0.5195	0.6834	1.0000	0.0000	0.3651	168

表6 引入不良贷款的样本银行成本效率值

年份	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	样本
1999	0.9783	0.9959	0.0325	0.8917	0.9977	168
2000	0.9811	0.9970	0.0309	0.8932	0.9987	168
2001	0.9839	0.9977	0.0260	0.9118	0.9991	168
2002	0.9865	0.9982	0.0216	0.9284	0.9995	168
2003	0.9889	0.9986	0.0178	0.9418	0.9997	168
2004	0.9905	0.9989	0.0151	0.9518	0.9998	168
2005	0.9923	0.9991	0.0123	0.9614	0.9998	168
2006	0.9936	0.9992	0.0103	0.9672	0.9999	168
2007	0.9945	0.9994	0.0093	0.9686	0.9999	168
2008	0.9956	0.9995	0.0071	0.9774	0.9999	168
2009	0.9967	0.9997	0.0054	0.9830	1.0000	168
2010	0.9973	0.9997	0.0045	0.9861	1.0000	168

明:样本银行利润效率均值呈不断增加趋势,表明随金融改革深化,银行利润效率有所改善。从1999年的0.7843增加至2010年的0.7843,已显著提升。利润效率标准差相对较小,说明各大银行表现较平稳,波动不太大。

2、国有和股份制银行效率情况

没有引入不良率时,四大国有商业银行成本效率值在1999~2010年间呈下降趋势(图1左轴),从2006年始,中国工商银行(简称工商银行)、中国农业银行(简称农业银行)和中国银行的成本效率已降至0.1以下,可认为已几乎无成本效率可言。四家国有商业银行成本效率表现中,中国建设银行(简称建设银行)总体上表现略高于其他三大银行,农业银行和工商银行成本效率值低于中国银行和建设银行。总体来看,十年间,四大银行成本效率下降显著。迟国泰等(2005)研究认为,在考虑真实产出情况下,2001~2003年中国四大国有银行成本效率下降显著,与本研究中间一期间的结果一致。可理解为四大国有银行随资产规模不大扩大,成本无效率项影响程度越来越大,成本无效率明显。直观来说,可理解为银行运营费用的攀升,未能实现效率同步提升。引入不良率时,国有银行成本效率值发生显著变化(图1右轴),四大银行均呈改善趋势,其

表 7 引入不良率四大国有商业银行成本效率值

年份	工商银行	农业银行	中国银行	建设银行
1999	0.9325	0.8917	0.9759	0.9453
2000	0.9428	0.8932	0.9806	0.9546
2001	0.9499	0.9118	0.9810	0.9601
2002	0.9566	0.9284	0.9827	0.9660
2003	0.9630	0.9418	0.9853	0.9719
2004	0.9673	0.9518	0.9869	0.9756
2005	0.9727	0.9614	0.9887	0.9801
2006	0.9777	0.9672	0.9904	0.9841
2007	0.9817	0.9686	0.9918	0.9874
2008	0.9845	0.9774	0.9923	0.9895
2009	0.9878	0.9830	0.9942	0.9922
2010	0.9899	0.9861	0.9953	0.9934

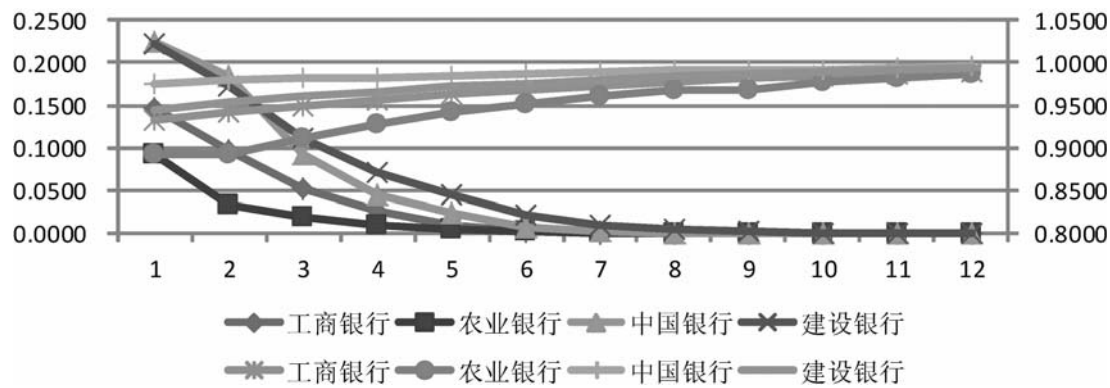


图 1 1999~2010 年四大国有商业银行成本效率变动趋势

中表现较差的中国农业银行也呈显著上升趋势。

国有银行利润效率均值情况总体来看均有提高,其中建设银行和中国银行整体水平相对较高;工商银行次之,农业银行最低。不过改革以来,农业银行利润效率改善比较明显。

引入不良率的股份制商业银行成本效率情况如表 8 所示。不难看出,10 家股份制商业银行成本效率普遍较高,交通银行较低,但成本效率值均从时间维度来看均呈改善趋势。可理解为股份制银行成本无效率项影响呈逐年减小趋势,即在业务扩张过程中,成本控制效果明显。没有引入不良率时,除交行外,股份制银行成本效率仍然是改善的。可见,股份制银行无论是否引入不良率,其成

表 8 引入不良率股份制商业银行成本效率值

年份	交行	中信	华夏	民生	广发	深发	招商	兴业	浦发	光大
1999	0.9820	0.9957	0.9965	0.9963	0.9971	0.9974	0.9954	0.9977	0.9966	0.9960
2000	0.9850	0.9972	0.9979	0.9981	0.9977	0.9983	0.9968	0.9987	0.9974	0.9967
2001	0.9862	0.9979	0.9985	0.9991	0.9982	0.9991	0.9974	0.9991	0.9981	0.9975
2002	0.9885	0.9981	0.9989	0.9995	0.9985	0.9994	0.9982	0.9994	0.9988	0.9980
2003	0.9908	0.9985	0.9992	0.9997	0.9989	0.9995	0.9987	0.9996	0.9992	0.9984
2004	0.9927	0.9988	0.9994	0.9998	0.9991	0.9995	0.9989	0.9997	0.9993	0.9985
2005	0.9944	0.9990	0.9995	0.9998	0.9991	0.9995	0.9992	0.9998	0.9995	0.9988
2006	0.9955	0.9992	0.9996	0.9999	0.9992	0.9996	0.9994	0.9999	0.9996	0.9990
2007	0.9964	0.9995	0.9997	0.9999	0.9993	0.9997	0.9996	0.9999	0.9997	0.9992
2008	0.9973	0.9996	0.9998	0.9999	0.9995	0.9998	0.9997	0.9999	0.9998	0.9993
2009	0.9978	0.9997	0.9998	1.0000	0.9996	0.9999	0.9998	1.0000	0.9999	0.9996
2010	0.9983	0.9998	0.9999	1.0000	0.9997	0.9999	0.9998	1.0000	0.9999	0.9997

本效率表现均相对杰出。从个体银行表现来看,2010 年民生银行(简称民生)和兴业银行(简称兴业)成本效率最高,尤其是民生,效率改善明显。其次为浦东发展银行(简称浦发)、深圳发展银行(简称深发)和招商银行(简称招商)。可理解为在业务扩张过程中成本控制成效显著。

股份制银行整体利润效率水平比国有银行高,其个体银行效率情况如表 9 所示。2010 年利润效率从高至低依次为华夏银行(简称华夏)、中信银行(简称中信)、浦发、民生、招商、兴业、深发、交通银行(简称交行)、光大银行(简称光大)和广东发展银行(简称广发)。其中,交行、民生、招商、兴业和广发利润效率改善最为明显,上升幅度最大。从个体银行表象来看,股份制银行利润效率改善幅度较大。

3、国有和股份制银行效率比较

表 9 股份制银行利润效率情况

年份	交行	中信	华夏	民生	广发	深发	招商	兴业	浦发	光大
1999	0.7448	0.8856	0.9491	0.7920	0.6240	0.7460	0.7833	0.7527	0.8144	0.6962
2000	0.7744	0.9009	0.9572	0.8171	0.6635	0.7755	0.8093	0.7816	0.8372	0.7301
2001	0.8013	0.9145	0.9643	0.8397	0.7000	0.8022	0.8327	0.8078	0.8578	0.7611
2002	0.8255	0.9266	0.9705	0.8600	0.7337	0.8264	0.8538	0.8314	0.8762	0.7893
2003	0.8474	0.9373	0.9761	0.8782	0.7644	0.8481	0.8726	0.8526	0.8926	0.8147
2004	0.8669	0.9468	0.9810	0.8944	0.7923	0.8676	0.8895	0.8716	0.9072	0.8377
2005	0.8844	0.9552	0.9852	0.9089	0.8175	0.8850	0.9045	0.8886	0.9202	0.8583
2006	0.9000	0.9626	0.9890	0.9217	0.8402	0.9005	0.9178	0.9037	0.9317	0.8767
2007	0.9138	0.9691	0.9923	0.9330	0.8606	0.9143	0.9296	0.9171	0.9419	0.8932
2008	0.9261	0.9749	0.9952	0.9431	0.8788	0.9265	0.9400	0.9290	0.9509	0.9078
2009	0.9369	0.9799	0.9978	0.9519	0.8950	0.9373	0.9492	0.9395	0.9588	0.9207
2010	0.9465	0.9843	1.0000	0.9597	0.9094	0.9468	0.9574	0.9488	0.9658	0.9322

四大国有商业银行和股份制商业银行 1999~2010 年间成本效率均值变化对比可以看出(图 2)^①:(1)样本银行整体成本效率在样本初期低于样本末期,显示效率动态改善趋势;(2)股份制商业银行成本效率值在两种情况下均高于国有银行;(3)股份制银行成本效率在两种情况下均呈改善趋势,而国有银行却结论相反,且效率值均低于股份制银行;(4)14 家商业银行成本效率均值近年来相对平稳,似乎已进入成本效率改善瓶颈阶段。

利润效率估计结果显示:国有银行利润效率均值水平与股份制银行不分伯仲,但股份制银行个体银行效率水平差异较大,个别银行效率值显著高于国有和其他股份制商业银行。无论是整体

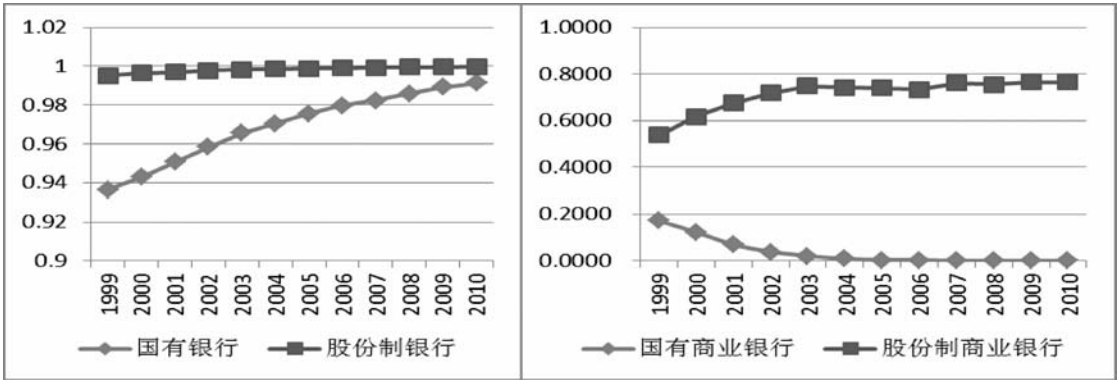


图 2 1999~2010 年四大国有银行与股份制银行成本效率变动趋势

① 左图为引入不良率时成本效率均值变动情况,右图单纯为投入产出成本效率均值趋势图。

还是个体,利润效率水平均在样本期内呈现出明显改善趋势。未发现不良贷款是影响利润效率水平的显著因素,这与国内个别学者的研究结论不一致。

另外,我们的研究未能发现资产规模与成本效率之间的必然联系。因此,可以推断,并非银行规模越大,其成本效率水平就越高,他们之间无正比例变动关系。在模型优化过程中,我们认为引入不良率分析中国国有商业银行成本效率更能客观评价银行业成本控制绩效,实证检验也支持了不良率对成本效率的显著影响,因此引入不良率的修正模型更客观稳健。这与个别学者在成本效率研究方面所述的“成本趋势变化体现了中国近年来对国有商业银行贷款质量的管理效果”也不谋而合。

利润效率模型估计中不适合引入不良贷款变量,是一个意外的发现。笔者认为这一研究结果很可能只适合于中国。不良贷款之所以影响不显著,很可能是因为中央政府及社会公众承担了不良贷款对银行利润效率的负面后果所致,才导致这一结果与完全市场化国家银行效率研究结论存在分歧。

四、简单总结与评论

本研究显示,是否引入不良贷款变量对中国银行成本效率动态变化趋势之结果具有显著影响,而对利润效率估计则根本不适用。主要表现在:一是无论是国有还是股份制成本效率均趋于改善,而没有引入不良贷款时,只有股份制银行成本效率是改善的,国有银行成本效率是下降的。二是成本效率标准差显著不一致。在没有引入不良贷款时,样本银行彼此之间成本效率差异很大,分布极不均匀。引入不良率时,成本效率分布相对均匀,彼此之间差异较小。三是引入不良率时,无论是国有还是股份制,成本效率均维持在高位,全部分布在 0.92 以上的水平。而没有引入不良贷款时,除个别股份制银行之外,大部分银行成本效率值维持在 0.9 以下。另外,无论是否引入不良率,股份制银行成本效率水平均优于国有银行,且呈改善趋势,显示股份制银行成本无效率项影响趋小。而对于利润模型,引入不良贷款变量后,模型失效,表明其不适合分析对银行利润效率的影响。

对于这一结果,可以有以下几点解释:一是金融业全面改革以来,作为威胁金融体系安全稳定的不良贷款率已成为监管和银行自身风险控制的重要指标,一系列金融改革措施与降低不良贷款率有着直接的关联,因此,不良贷款与银行效率之间存在密切联系。二是不良率在过去 12 年间已显著降低,并已成为衡量银行系统运营和监管成效的一个重要测度内容。理论上来说,银行控制不良贷款率必然会减少银行不良支出,降低运营成本,从这个角度能解释不良率降低对成本效率的影响。三是股份制银行无论是在样本早期还是现在,都比国有银行不良率低,因此股份制银行成本效率一直维持在高位。而国有银行降低不良率的成效显著,以工商银行为例,已从 1999 年的 35% 降至 2010 年的 1.08%,不良率的大幅下降必然会降低运营成本,因此效率改善趋势相对明显。四是对利润效率影响不显著,笔者认为不良贷款引起的成本并未由银行自身来承担,似乎相当长一段时期成本与利润在两条不同的跑道上,利润是企业的,改革成本则是由社会负担,因此无法有效检验不良贷款对利润效率的真实影响。

参考文献

- 迟国泰、孙秀峰、卢丹(2005):《中国商业银行成本效率实证研究》,《经济研究》,第 6 期。
- 李勇、王满仓(2012):《资本监管、货币政策与商业银行效率非对称效应——基于面板门限回归模型的再检验》,《经济评论》,第 2 期。
- 彭琦、邹康、赵子银(2005):《1993—2003 年中国银行业效率的实证分析——基于 DEA 测度技术的运用》,《经济评论》,第 4 期。

- 齐天翔、扬大强(2008):《银行效率研究的理论综述》,《财经研究》,第8期。
- 王聪、谭政勋(2007):《我国商业银行效率结构研究》,《经济研究》,第7期。
- 文玉春(2010):《中国银行业的效率现状及动态效率分析》,《上海财经大学学报》,第4期。
- 徐传谥、齐树天(2007):《中国商业银行X-效率实证研究》,《经济研究》,第3期。
- 徐辉、李健(2012):《金融监管制度与机会主义行为机理研究》,《当代经济科学》,第3期。
- 许荣、向文华(2009):《银行效率问题研究新进展》,《经济学动态》,第9期。
- 赵石磊(2008):《中国商业银行X效率实证研究》,吉林大学博士学位论文。
- Abu-Rub, N. (2012): "Capital Structure and Firm Performance: Evidence from Palestine Stock Exchange", *Journal of Money, Investment and Banking*, 23, 109-117.
- Battese, G. (1992): "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153-169.
- Battese, G. and T. Coelli (1995): "A Model for Technical Inefficiency Effects in A Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- Berger A. and L. Mester (1997): "Inside the Black Box: What Explain Differences in the Efficiency of Financial Institutions?" *Journal of Banking and Finance*. 21, 895-947.
- Bonin, J., Hasan, I. and P. Wachtel (2005): "Bank Performance, Efficiency and Ownership in Transition Countries", *Journal of Banking and Finance*, 29, 31-53.
- Clark, J. (1988): "Economies of Scale and Scope at Depository Financial Institutions: A Review of the Literature", Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 73, 16-33.
- Coelli, T., Rao, P., O'Donnell, C. and G. Battese (2005): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, 2nd editioned. Springer. United States of America.
- Farrell, M. (1957): "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, 120, 253-281.
- Forestieri, G. (1993): "Economies of Scale and Scope in the Financial Services Industry: A Review of Recent Literature", in: OECD (Ed.). *Financial Conglomerates*, Paris, 63-124.
- Gilbert, R. (1984): "Bank Market Structure and Competition: A Survey", *Journal of Money, Credit and Banking*, 16, 617-644.
- Hughes J. and L. Mester (2008): "Efficiency in Banking: Theory, Practice and Evidence", Working Paper No.08-1, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- Karas A. and L. Weill (2010): "Are Private Banks More Efficient than Public Banks", *Economics of Transition*, 1, 209-244.
- Leibenstein, H. (1966): "Allocative Efficiency versus X-inefficiency". *American Economic Review*, 56, 392-415.
- Li, Y. and M. Wang (2012): "Capital Regulation, Monetary Policy and Asymmetric Effects of Commercial Bank's Efficiency", *China Finance Review International*, 2, 5-26.
- Rime, B. and K. Stroh (2003): "The Performance of Universal Banks: Evidence from Switzerland", *Journal of Banking and Finance*, 11, 2121-2150.
- Rossi, P., M. Schwaiger and G. Winkler (2005): "Managerial Behavior and Cost/profit Efficiency in the Banking Sectors of Central and Eastern European Countries", Oesterreichische Nationalbank (Austrian Central Bank), Working Paper Series No.96.
- Pasiouras, F., S. Tanna and C. Zopounidis (2009): "The Impact of Banking Regulations on Banks' Cost and Profit Efficiency: Cross-country Evidence", *International Review of Financial Analysis*, 18, 294-302.
- Pastor J. and L. Serrano (2005): "Efficiency, Endogenous And Exogenous Credit Risk In The Banking Systems Of The Euro Area", *Applied Financial Economics*, 15, 631-649.
- Yildirim H. and G. Philippatos (2007): "Efficiency of banks: Recent Evidence from The Transition Economies of Europe, 1993 - 2000", *European Journal of Finance*, 13, 123-143.

(责任编辑:周莉萍)