

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

李 勇 王满仓*

摘要：鉴于资本监管、货币政策对商业银行效率的重要影响，本文在 Li 和 Wang (2012) 的基础上从理论上详细论证了坏账率、资本充足率和准备金率影响商业银行效率的内生机制，并得出研究命题：坏账率与商业银行成本效率、利润效率存在着负相关关系；资本充足率、准备金率与商业银行成本效率、利润效率存在着非线性关系和非对称效应。根据上述研究命题，利用商业银行 1998—2010 年我国 14 家商业银行相关数据计算出了商业银行的成本效率、利润效率，证实了准备金率、资本充足率与商业银行的成本效率、利润效率呈非线性关系以及商业银行效率的非对称效应。上述研究事实表明：过分强调资本监管和货币政策对于商业银行绩效的改善是不合适的，其虽然能够有效地控制风险，但同时也会带来“利润创造能力”的减弱。因此，合理的资本监管和货币政策才是提高商业银行效率的明智之举。

关键词：资本监管 货币政策 商业银行效率 非对称效应 门限回归模型

一、引言

高效健全的银行体系是我国进行宏观调控的基础和支撑，是转变经济发展方式、落实科学发展观的重要组成部分。因此，银行业的效率和生产率处于何种状况，已经成为社会各界共同关注的焦点（蔡跃洲、郭梅军，2009）。鉴于此，国内外学者对商业银行绩效进行了大量的研究（Pasiouras, 2008; Staub, et al., 2010; 张健华、王鹏，2010; 朱宁、王兵，2011）。但上述研究均将注意力倾注到了产出效率上，较少关注商业银行的成本效率和利润效率。事实上，与产出效率相比，成本效率和利润效率更加符合现实的描述^①。随后越来越多的学者更多地将其注意力由产出效率转移至了成本效率和利润效率上来。

商业银行的成本效率是指在一定的约束条件下，某商业银行与前沿效率银行的成本差异。而利润效率是指在一定的约束条件下，某商业银行与前沿效率银行的利润差异（Berger and Mester, 1997）。依据投入、产出的价格是否可变，利润效率又可以分为标准利润效率和替代利润效率两种。替代利润效率是效率研究中出现的最新概念。Berger 和 Mester (1997) 认为替代利润效率更能符合商业银行的现实，可以把替代利润效率看作对标准利润效率的稳健性检验。在这种思路的指引下，Berger 和 Humphrey (1997)、Maudos 和 Pastor (2003) 等对商业银行的成本效率、利润效率运用参数方法（DEA）和非参数方法（SFA）进行了测算，得出了商业银行成本效率、利润效率的时序变化特征和截面变化特征。国内学者借鉴参数和非参数方法对我国商

* 李勇，西北大学经济管理学院，邮政编码：710069，电子信箱：lyly - 666@163.com；王满仓，西北大学经济管理学院，邮政编码：710069。

本文为陕西省重点学科“国民经济学”支持项目，部分内容在 2011 年第八届中国金融学年会上报告过，感谢与会人员对于本文的有益评论。作者感谢西北大学经济管理学院研究生魏婕、卜乐和周岳等同学为本文研究所做的数据收集、整理工作，感谢匿名审稿人的建设性意见，当然文责自负。

① 成本效率和利润效率分别是基于成本最小化和利润最大化的基础上得出的，其考虑了价格因素对于商业银行效率的影响，而产出效率则不考虑价格因素，很显然成本效率和利润效率对于商业银行运行效率的反映更为合适。

业银行的成本效率、利润效率进行了测算,认为我国商业银行的成本效率、利润效率存在着时间维度上的改进趋势,而在截面维度上国有商业银行小于股份制商业银行(杨大强、张爱武,2007; Ariff, et al., 2008; 刘星、张建斌,2010)。但是,影响商业银行成本效率、利润效率的因素有哪些呢?很显然,单纯地运用参数和非参数方法是无法对其影响因素进行分析的。为了克服这一缺陷,在利用参数和非参数方法对商业银行的成本效率、利润效率进行计算后,部分学者运用回归(Berger and Mester, 1997; Isik and Hassan, 2002)、Granger (Berger and De Young, 1997 等)和 Tobit (Ariff, et al., 2008; 刘星、张建斌,2010)等方法着重探讨了市场集中度、不良贷款、资本充足率等变量与利润效率之间的关系,结论发现^①:坏账率与商业银行的成本效率、利润效率存在着负相关关系(Berger and De Young, 1997; Rossi, et al., 2005),而资本充足率与商业银行的效率存在着不一致性,既有表明资本充足率提高有利于商业银行效率提高的结论(刘星、张建斌,2010),也有资本充足率的提高抑制了商业银行效率提高的结论(Rossi, et al., 2005; Ariff, et al., 2008)。

究其原因,本文认为单纯依靠计量方法所得出的结论会因为指标选取的差异造成结果的不一致。更重要的是,现有对于商业银行效率影响因素的研究尚无法在理论基础和模型推导方面取得一致的结论。那么,对于资本充足率与商业银行效率之间关系存在的差异到底是由理论模型引起还是由经验数据引起目前还无法做出明确的判断。于是, Li 和 Wang (2012) 利用改进的 Kopecky 和 Vanhooze (2004) 模型分析得出:不良贷款率与商业银行效率成反比,准备金率、资本充足率与商业银行效率存在着非线性关系,准备金率、资本充足率对商业银行成本效率、利润效率的影响存在着非对称效应。为了验证以上结论,他们还通过数值方法拟合出了准备金率、不良贷款率、资本充足率与商业银行成本效率、利润效率之间的函数关系,较好地验证了上述结论。但是,对于不良贷款率、法定存款准备金与商业银行效率的内生机制他们未能给予很好的说明。而且,数值拟合虽然表明了准备金率、资本充足率与商业银行效率之间的非线性关系,但是不良贷款率、准备金率、资本充足率对于商业银行效率的边际影响到底是多少呢?他们也未给予很好的回答。近年来非线性计量经济学(门限回归)的发展为我们验证资本充足率、准备金率与商业银行效率之间的非线性关系提供了一种可能性。于是,本文希望在以下两个方面做出努力:一是对不良贷款率、准备金率、资本充足率对商业银行效率影响的内生机制作出进一步的解释;二是利用面板门限回归模型对准备金率、资本充足率与商业银行效率之间的非线性关系和非对称关系给出边际意义上的回答。

本文剩余内容的结构安排如下:第二部分对资本充足率、不良贷款率、准备金率对商业银行效率影响的内生机制进行分析,并得出命题;第三部分在利用 1998-2010 年 14 家商业银行相关数据计算出商业银行的成本效率、利润效率后,借鉴 Hansen (1996, 1999, 2000) 所提出的面板门限回归模型对资本充足率、不良贷款率、法定准备金率与商业银行效率的关系进行验证;第四部分得出结论和相应的政策建议。

二、理论分析及检验模型

(一) 理论分析

由上所述,现有对于商业银行效率的研究集中探讨的是如何分离出真实有效的商业银行效率。例如在对商业银行产出效率探讨的文章中,新近的研究(朱宁、王兵,2011)主要集中在利用相关研究方法(Malquist-Lucenberger、方向性距离函数)计算出剔除不良贷款后商业银行的真实效率。很显然,他们在计算商业银行效率前先验地认为:不良贷款的存在会降低商业银行的产出效率。但是,不良贷款为什么会致银行产出效率的高估呢?其背后的理论基础又是什么?另外,伴随着巴塞尔协议的引入,我国商业银行普遍提高了各自的资本充足率。在这一背景下,学者们在探讨商业银行利润效率、成本效率影响因素的过程中还加入了资本充足率,但结果并不一致。那么,资本充足率究竟怎样影响商业银行绩效呢?

Li 和 Wang (2012) 以 Kopecky 和 Vanhooze (2004) 模型为基础构建了双重约束下的商业银行效率函数,推导出商业银行效率与资本充足率、不良贷款率及法定存款准备金率之间的关系:不良贷款成本与利润效率呈负相关关系,且满足边际递减原则;资本充足率和法定存款准备金率与商业银行效率存在着非线性关系。同时资本充足率和法定存款准备金率对商业银行成本、利润效率的影响存在着差异,即非对称效应。

^①对于银行的产权结构、盈利能力、资产规模和市场集中度等变量与商业银行效率之间的关系,现有研究已经从多方面进行了验证,形成了较为一致的意见,故本文不再集中进行论述。

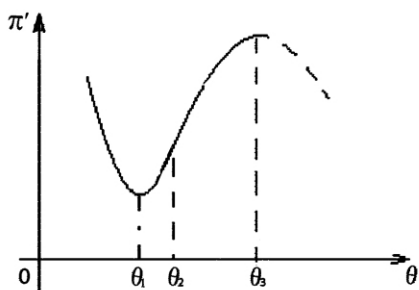
1. 不良贷款率的负向关系

对于不良贷款率与商业银行效率之间的负相关关系,其经济学含义不言而喻:不良贷款率的提高,一方面影响了商业银行的盈利能力,另一方面商业银行的监控成本和激励成本也会随着不良贷款率的提高呈递增趋势,最终影响到商业银行的“利润创造”能力(可贷资金减少),即“规模不经济”。

2. 资本充足率的非线性关系和非对称效应

基于 Li 和 Wang(2012)的研究成果,本文认为:资本充足率(θ)与商业银行成本效率、利润效率存在着非线性关系和非对称效应。随着资本充足率的提高,利润效率首先减少,在经过利润效率实现最小的临界点(θ_1 ,其被 $\frac{\partial \pi}{\partial \theta} = 0$ 所定义)后,利润效率开始增加,且边际利润效率呈递增趋势(二阶导大于0)。但是,资本充足率对于利润效率的提高却不是没有限制的,在达到贷款持有量的最大值(θ_2 ,并被 $\max L^*(\theta_2)$ 所定义)后,资本充足率对于商业银行效率的提高效用越来越小,且边际利润效率呈递减趋势(二阶导小于0)。我们认为:资本充足率的提高从运营风险、贷款结构和贷款质量三个方面增加了银行的利润效率;但另一方面,监控成本的提高和可贷资金的减少会抑制商业银行效率的增加。于是可以发现:当资本充足率处于较低的水平时,银行的监控成本和机会成本上升较快,但运营风险和贷款质量的提高由于时滞的影响上升速度也较快。因此,商业银行的利润效率并未得到提升。然而当资本充足率提高到一定水平后,监控成本由于规模经济的影响呈现出递减的趋势,贷款质量和运营风险的改善也同时开始发挥作用,于是机会成本虽然继续存在,此时已不占主导,因此综合来看,商业银行的利润效率开始增加。另外,资本充足率对于利润效率的提高也不是无限制的,当由于可贷资金的机会成本逐渐增大,并进一步超过因为贷款质量和运营风险减少所带来的利润效率的提高时,商业银行利润效率增加的速度便开始逐渐下降,详细的变化趋势如图1所示。

对于成本效率,其变化趋势与利润效率刚好相反(“非对称”效应)。其内生机理为:当资本充足率处在一个较低的水平时($0 \leq \theta < \theta_1$,其临界值 θ_1 由最大利润效率决定),来自贷款质量的改善和运营风险在规模较小时超过了相应的机会成本和监控成本,商业银行的成本效率首先增加。但是随着资本充足率的继续提高($\theta_1 \leq \theta < \theta_2$),商业银行的成本效率开始降低,银行的“规模不经济”开始发挥作用。最后,在资本充足率超过了由最优贷款持有水平决定的临界值后($\theta_2 \leq \theta < \theta_3$),其下降的速度开始逐渐降低,这说明银行机会成本和监控成本的增加受到了限制,具体如图2所示。



注:图中的虚线部分刻画了贷款最优持有量(L^*)和债券最优持有量(G^*)小于0的部分,这说明了资本充足率和准备金率的上限值。超过其部分(θ_3)由于在现实中很难出现,故本文不再具体讨论①。

图1 利润效率与资本充足率关系

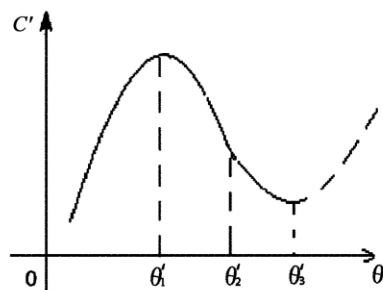


图2 成本效率与资本充足率关系

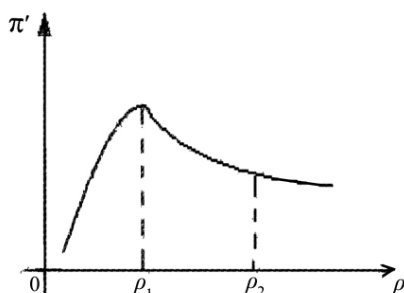
3. 准备金率的非线性关系和非对称效应

类似地,准备金率(ρ)对商业银行成本效率、利润效率的影响也存在着非线性关系和非对称效应。随着准备金率的提高,商业银行利润效率呈现出先增加后减小的变化趋势,而成本效率则一直呈递减的趋势,只不过在函数的凹凸性方面存在着差异。进一步分析可以发现:一方面,在准备金率不断增加的情况下,银行的可贷资金减少,从而其机会成本提高,但与此伴随的却是更加严格的监控措施和贷款质量的改善;另一方面,银行的机会成本会因为法定准备金率的提高而呈现出递增的趋势。于是,在法定准备金率处于一个较低的水平($0 < \rho < \rho_1$)时,银行的机会成本虽然增加,贷款质量的提高却足以弥补相应的成本,故而在这个区间内法定准备金率的提高是有利于商业银行利润效率的改善的。但准备金率在超过由贷款持有量决定的临界

①对于图1-4具体的模型推导本文不再进行具体证明,有兴趣的读者可参见 Li 和 Wang(2012)。

值($\rho_1 < \rho < \rho_2$)后,银行的机会成本显著的增加,而贷款质量改善对于商业银行效率的改善却越来越低,因此在这一阶段准备金率与商业银行的利润效率成反比,具体情况如图3所示。

对于成本效率来说,可以发现一个不同的趋势:准备金率改善成本效率的区间已经不存在,准备金率与商业银行的成本效率始终存在着负相关关系。准备金在超过一定水平($\rho_1' < \rho < \rho_2$)时,二阶导系数的符号由负转正,边际成本效率也由递减变为递增。这一点可以解释为:当准备金率处在一个较低水平($0 < \rho < \rho_1'$)^①时,随着准备金率的提高,由于可贷资金减少所引起的机会成本可以通过分散化投资所产生的收益抵消一部分,从而银行的成本效率下降速度还较慢;但是准备金率在超过临界值($\rho_1' < \rho < \rho_2$)时,分散化投资所产生的收益抵消不了可贷资金的减少所引起的机会成本,从而银行的边际成本效率呈递增趋势,具体情况如图4所示。



注:图中的虚线部分刻画了贷款最优持有量(L^*)和债券最优持有量(G^*)小于0的部分,这说明了资本充足率和准备金率的上限值。超过其部分(ρ_2)由于在现实中很难出现,故本文不再具体讨论。

图3 利润效率与准备金率关系

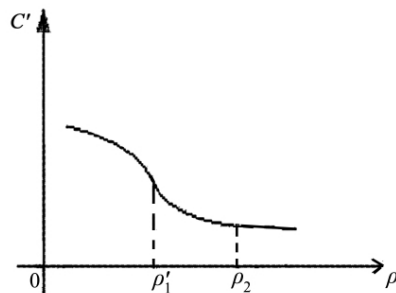


图4 成本效率与准备金率关系

通过对图1-4的分析,我们可以得到关于资本充足率、不良贷款率和准备金率影响商业银行效率的内生机制的命题:

命题1:不良贷款率与商业银行利润效率成反比,并满足边际效率递增的原则。

命题2:资本充足率、法定准备金率与商业银行效率呈现出非线性关系,且资本充足率、准备金率对商业银行成本效率、利润效率的影响存在着差异,即非对称效应。

(二) 检验模型

在计算出商业银行的成本效率、利润效率后^②,本文利用面板门限回归模型对上述命题进行检验。面板门限回归模型是近年来发展起来的非线性计量经济学模型,是对“分组检验方法”的重要扩展^③。门限回归模型的思想最早由 Tong(1978)提出,经过 Hansen(1996,1999,2000)的发展最终形成了多元面板门限回归模型^④。其具体形式如下所示:

$$y_{it} = \theta_1' x_{it} + e_{1,it} \quad q_{1i} \leq \gamma \quad (1)$$

$$y_{it} = \theta_2' x_{it} + e_{2,it} \quad q_{2i} > \gamma \quad (2)$$

其中, x_{it} 为解释变量,是一个 m 维的列向量; q_i 为“门限变量”,它既可以是解释变量 x_{it} 中的一个回归元,也可以是独立于 x_{it} 的一个变量; γ 为门限值并通过式(1)和(2)将样本分为两组。同时,Hansen(1996,1999,

①准备金率 ρ_2 在成本效率和利润效率的定义没有差别,其均由贷款最优持有量的临界准备金率水平所决定($G^*(\rho_2) = 0$)。

②由于篇幅的限制,本文不再对成本效率、标准利润效率以及替代利润效率进行介绍,具体可参见杨大强和张爱武(2007)。

③以前“分组检验”是人为的事先指定相应的门限值,然后以此为依据进行分组和检验。面板门限回归模型则基于一定的统计方法对门限值进行内生性检验,并以此确定最终真实的门限值。与主观分组方法相比较,其能够更为准确地捕捉门限水平和揭示不同组别中解释变量与被解释变量之间的变化关系。

④在这里本文没有使用工具变量法作为检验模型的主要方法是基于以下两个方面考虑:(1)该方法要求数据是弱有效的时间序列(不存在单位根和随机趋势项),但本文所选取的面板数据似乎还很难满足这一点,故现在对于内生性的研究更多的是选取截面序列;(2)TSLS和GMM方法虽然不再要求解释变量是外生的,但却是以门限变量的外生性假设为前提,而本文所选取的门限变量均不是外生的。就连Caner和Hansen(2004)都承认:如果门限变量是内生变量时,现在的估计仍旧是存在着缺陷的,而这还有待于进一步的研究。而Hansen(1996,1999,2000)则是成熟的估计面板门限回归模型的主要方法,且门限变量可以是外生变量,也可以是解释变量中的一个回归元(内生变量)。

2000) 还定义了一个虚拟变量 $I_i(\gamma) = \{q_i \leq \gamma\}$, $I_i(\gamma)$ 为指示函数, 当 $q_{1i} \leq \gamma$ 时, $I_i(\gamma) = 1$, 否则为 0。再令 $x_i(\gamma) = x_i I_i(\gamma)$, 则式(1)和(2)便合并为下式:

$$y_{it} = \theta_1 x_{it} I_i(q_i \leq \gamma) + \theta_2 x_{it} I_i(q_i > \gamma) + e_{it} \quad (3)$$

式(3)中, $e_{it} = (e_{1,it}, e_{2,it})'$, θ_1 、 θ_2 和门限值 γ 分别为待估参数。

利用式(3)直接进行 OLS 估计, 可以获取其残差平方和为:

$$S_1(\gamma) = \hat{e}_{it}(\gamma)' \hat{e}_{it}(\gamma) \quad (4)$$

那么, 其门限估计值为:

$$\hat{\gamma} = \operatorname{argmin} S_1(\gamma) \quad (5)$$

其对应的残差方差为:

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \hat{e}_{it}(\hat{\gamma})' \hat{e}_{it}(\hat{\gamma}) = T^{-1} S_1(\hat{\gamma}) \quad (6)$$

Hansen(2000) 将门限变量中的每一观测值均作为可能的门限值, 将满足式(5)的观测值确定为门限值。一旦确定了门限估计值, 其他参数相应也得以确定。在得到估计值之后, 还需要进一步检验模型是否存在门限效应。检验的原假设和备择假设分别为:

$$H_0: \theta_1' = \theta_2' \quad H_1: \theta_1' \neq \theta_2' \quad (7)$$

但模型检验该假设与传统的系数检验并不相同: 一是在无门限效果的零假设下, 门限参数无法识别, 造成传统的检验统计量其大样本分布并非“卡方分布”; 二是受干扰参数影响, 无法以模拟方式得到“非标准非相似分布”的临界值。为克服这一问题, 作者将统计量本身的大样本分布函数进行转换, 得到大样本的渐进 P 值, 在原假设成立的条件下, 该 P 值统计量的大样本分布为均匀分布, 并且可以借助“自助抽样法”(Bootstrap) 进行计算。在零假设成立条件下, 式(3)退化为线性模型, 表示不存在门限效应; 反之则表示回归系数存在着门限效应。令 S_0 为在零假设条件下的残差平方和加总, S_1 为存在门限效应条件下的残差平方和加总, 则似然比统计量为:

$$F = \frac{S_0(\gamma) - S_1(\gamma)}{\hat{\sigma}^2} \quad (8)$$

当确定某一变量存在“门限效应”时, 还需要进一步确定门限值的置信区间, 即对零假设 $H_0: \hat{\gamma} = \gamma$ 进行检验, 对应的似然比统计为:

$$LR(\gamma_0) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (9)$$

LR 值同样为非标准正态分布, Hansen(2000) 计算了其置信区间, 即在显著性水平为 α 时, 当 $LR(\gamma_0) \leq c(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 时, 不能拒绝零假设。在 1%、5% 和 10% 的置信水平下, $c(\alpha)$ 的值分别为 10.59、7.35 和 5.94。

上述分析是假设模型中只存在着唯一的门限值, 但实际上可能出现两个或者两个以上的门限值。于是需要重复上述步骤进行多个门限值的检验直到不能拒绝原假设为止, 从而最终确定相应的门限值个数。

三、实证分析

通过第二部分的论述, 可以得出坏账率的提高将会导致商业银行成本效率、利润效率的下降, 而准备金率、资本充足率的提高则与商业银行成本效率、利润效率呈现出非线性关系。进一步, 我们发现准备金率、资本充足率的提高对于商业银行的成本效率、利润效率存在着差异, 这种差异被本文定义为商业银行效率的非对称效应。于是, 我们对以上命题进行实证检验。

(一) 商业银行成本效率、利润效率

要检验坏账率、法定准备金率以及资本充足率之间的关系, 首先需要计算出商业银行的成本效率和利润效率。测量成本效率、利润效率的方法包括 DEA 法和 SFA 法。在利用 SFA 法进行效率值的估算时, 需要考察无效率函数的具体形式, 这包括资本充足率、坏账率等变量(迟国泰等, 2006)。但根据前面的考察, 法定准备金率以及资本充足率与银行成本效率、利润效率之间的关系是不确定的。因此我们主要考虑使用 DEA 方法对商业银行的成本效率和利润效率进行测算。在测算利润效率时, 本文参照 Maudos 和 Pastor(2003) 的研究成果, 同时对标准利润效率和替代利润效率进行测算。

1. 投入、产出以及价格指标的界定

在明确了测算的对象后,需要确定成本效率和利润效率的投入、产出指标。尽管对于商业银行成本、利润的投入和产出指标还缺乏统一的看法,但根据大多数学者的处理方法以及数据来源的限制(Ariff and Lud, 2008),本文采用生产法和中介法相结合的方式,产出指标选取总贷款和非利息投入两个变量,投入指标选取可贷资金平均额、固定资产和银行正式职工人数三个变量。具体选取的指标如表 1 所示。

表 1 投入、产出及其价格指标的界定

	变量	具体计算方法
投入	可贷资金平均额(x_1)	长短期存款、中央银行借款和同业拆入资金
	固定资产(x_2)	固定资产净值
	员工人数(x_3)	银行正式员工人数
投入价格	可贷资金价格(w_1)	银行利息支出/可贷资金平均额
	固定资产价格(w_2)	固定资产折旧/固定资产净值
	工资(w_3)	应付职工薪酬/银行正式员工人数
产出	贷款(y_1)	长短期贷款、存放中央银行和同业拆出等
	非利息投入(y_2)	营业外支出、营业支出、手续费及佣金支出
产出价格	贷款价格(r_1)	利息收入/贷款
	非利息投入价格(r_2)	非利息收入/非利息投入
影响因素	准备金率(ZBJ)	(法定准备金 + 超额准备金) / 总存款
	不良贷款率($UNSL$)	不良贷款/总贷款
	资本充足率(CSR)	(资本 - 资本扣除项) / (风险加权资产 + 市场风险资本 $\times 12.5$)
	核心资本充足率($CCSR$)	(核心资本 - 核心资本扣除项) / (风险加权资产 + 市场风险资本 $\times 12.5$)
	存贷比(CDB)	总贷款/总存款
	经济增长率($DGDP$)	(本期 GDP - 上期 GDP) / 上期 GDP
	产权结构(STR)	国有银行为 1, 股份制商业银行为 0

注: 参照国内大多数学者的研究,本文采用固定资产折旧/固定资产净值作为固定资本价格。此外,由于一些银行的固定资产折旧数据在某些年份难以得到,在处理这一问题时,我们主要采用了比例分析法,通过计算每年固定资产折旧在固定资产净值比重的均值来估计没有固定资产折旧的数据。而非利息收入包括营业收入、营业外收入、汇兑收益、手续费及佣金收入四个部分。

本文选取国内已经上市的 14 家商业银行 1998 - 2010 年相应数据进行分析,包括中行、农行、工行和建行 4 家国有商业银行与浦发、深发展等 10 家股份制商业银行。大部分数据来源于锐思(RESET) 金融数据库,剩下的数据则来源于各银行年报,相应年度的《中国金融年鉴》和招股说明书。在影响商业银行效率的因素中,准备金率、不良贷款率、资本充足率、核心资本充足率^①是本文的核心变量,而产权结构和经济增长率^②本文则借鉴了张健华和王鹏(2010) 以及朱宁和王兵(2011) 的研究成果,并引入到模型中。

2. 计算结果及其分析

本文使用非参数方法利用 max5.0 计算出 1998 - 2010 年 14 家商业银行的成本效率和利润效率,其中成本效率和利润效率的假设分别为可变规模报酬(VRS) 和不变规模报酬(CRS) 。具体结果如表 2、表 3 所示。

表 2 1998 - 2010 年全样本成本效率和利润效率均值

年份	成本效率	标准利润效率	替代利润效率	年份	成本效率	标准利润效率	替代利润效率
1998	0. 54681	0. 08493	0. 612417	2005	0. 780527	0. 383985	0. 877347
1999	0. 553216	0. 059076	0. 371467	2006	0. 727658	0. 354729	0. 814012
2000	0. 543631	0. 049242	0. 337098	2007	0. 657573	0. 395887	0. 842485
2001	0. 599293	0. 09063	0. 329341	2008	0. 584376	0. 380785	0. 785035
2002	0. 697895	0. 121214	0. 375117	2009	0. 882265	0. 721395	0. 860203
2003	0. 713809	0. 156784	0. 403172	2010	0. 837383	0. 722952	0. 833405
2004	0. 706261	0. 178695	0. 479544	均值	0. 679284	0. 284639	0. 60928

①由于 2004 年以前各商业银行的资本充足率计算公式不太一样,我们利用上述方法对 2004 年以前的资本充足率和核心资本充足率按照上述公式进行了相应调整。

②对于经济增长率,本文还以 1998 年为基期对名义值进行了相应调整。

由表 2 可以看出,不论是成本效率还是利润效率(标准利润效率和替代利润效率),在 1998 – 2010 年 13 年间均经历了上升的趋势(替代利润效率和标准利润效率在 1999 – 2001 年间还经历了一段时间的下降),说明商业银行在成本控制和利润获取方面均取得了显著的进步。商业银行的替代利润效率高于标准利润效率,说明我国的银行市场是一个垄断市场,商业银行在定价方面发挥着重要的作用,可以通过对产品价格的影响来增加利润。13 年来商业银行成本效率的均值为 0.679284,替代利润效率和标准利润效率的均值分别为 0.60928 和 0.284639。

年份	成本效率	标准利润效率	替代利润效率	年份	成本效率	标准利润效率	替代利润效率
工行	0.770725	0.16073	0.704218	光大	0.780527	0.394956	0.510894
农行	0.661309	0.092416	0.408543	华夏	0.727658	0.335974	0.621022
中行	0.66207	0.115643	0.701674	民生	0.657573	0.421331	0.620485
建行	0.741671	0.161168	0.686756	深发展	0.584376	0.361702	0.531715
交行	0.626319	0.253402	0.699937	招行	0.882265	0.276038	0.578799
广发	0.692419	0.156672	0.640226	兴业	0.837383	0.279384	0.426105
中信	0.692047	0.408515	0.614236	浦发	0.679284	0.439042	0.816262
国有商业 银行均值	0.70894	0.13249	0.62530	股份制商 业银行均值	0.66901	0.33230	0.60572

从表 3 可以发现:成本效率并未在国有商业银行和股份制商业银行之间表现出较大的差异,1998 – 2010 年间国有银行的成本效率均值为 0.70894,股份制商业银行的成本效率均值为 0.66901。标准利润效率方面,国有商业银行要显著低于股份制商业银行;替代利润效率方面,国有商业银行要显著高于股份制商业银行,1998 – 2010 年间国有银行的替代利润效率均值达到了 0.62530,而股份制商业银行只有 0.60572。国有商业银行中农行最低,替代利润效率仅为 0.408543;而股份制商业银行中浦发的表现较好,替代利润效率均值达到了 0.816262。以上研究与大多数研究结论基本一致。

(二) 面板门限回归模型的检验

采用计算出的成本效率、利润效率,我们利用面板门限回归模型对上述命题进行检验。本文分别以准备金率、资本充足率以及核心资本充足率为门限变量,探讨资本充足率、不良贷款率、准备金率对商业银行成本效率、利润效率的影响。数据样本和样本变量如表 1 所示。在实际估计门限值时,通常的做法是运用“格子搜索”(Grid – Search)寻找。于是,我们首先把样本中的准备金率(ZBJ)、资本充足率(CSR)和核心资本充足率(CCSR)进行升序排列,并根据 Hansen(2000) 的建议忽略掉前后各约 10% 的观测值,然后选取不同的准备金率(ZBJ)、资本充足率(CSR)和核心资本充足率(CCSR)为门限值逐一对模型进行估计,并获取其残差。然后利用残差平方和最小原则找到门限估计值后,再利用自助抽样法模拟似然比检验统计量及其临界值(本文重复次数为 3 000 次)以进一步检验是否存在门限效应。替代利润效率^①模型门限效应的结果如表 4 所示。

替代利润实证结果显示:资本充足率(CSR)搜索到的第 1 个门限值为 0.075,其对应的残差平方和达到最小, $S_1 = 578.38$;进行门限检验时,得到的 F 统计量为 15.3427, P 值为 0.0083,拒绝无门限效应的原假设,表明 $\hat{\gamma}_1 = 0.075$ 是真实有效的。在搜索到了第二个门限值后,我们需要检验模型是否存在两个门限值。于是,先固定第 1 个门限值,然后再次利用“格子搜索”寻找第 2 个门限变量,得到相应的门限值 $\hat{\gamma}_2 = 0.1083$,其对应残差平方和为 $S_2 = 524.58$;进行门限检验,得到的 F 统计量为 14.2438, P 值为 0.0154,拒绝只存在 1 个门限的假设,表明了第 2 个门限结果的真实性。于是继续搜索第 3 个门限值,其值为 0.1153,此时对应的 F 统计量为 6.7432, P 值为 0.1783,拒绝存在 3 个门限的假设。于是我们确定存在两个门限值,分别为 0.075 和 0.1083。

按照相同的办法,可以进一步确定核心资本充足率存在着两个门限值,其值分别为 0.05438 和 0.07823,准备金率存在着 1 个门限值,其值为 0.1127。

^①标准利润效率的门限检验结果不太理想,由于篇幅所限,本文不再具体列示,这与杨大强和张爱武(2007), Li 和 Wang (2012) 的结论相一致,而坏账率(UNSL) 已被证明不存在非线性关系,故也不再进行门限效应检验。

表 4 替代利润效率模型的门限效应检验

变量	H ₀	H ₁	F 统计量	结论
资本充足率 (CSR)	无门限效应	1 个门限	15.3427 ^{***} (0.0083)	拒绝 H ₀
	1 个门限	2 个门限	14.2438 ^{**} (0.0154)	拒绝 H ₀
	2 个门限	3 个门限	6.7432 (0.1783)	接受 H ₀
核心资本充足率 (CCSR)	无门限效应	1 个门限	16.2487 ^{***} (0.0054)	拒绝 H ₀
	1 个门限	2 个门限	14.3526 ^{**} (0.0128)	拒绝 H ₀
	2 个门限	3 个门限	7.3217 (0.1824)	接受 H ₀
准备金率 (ZBJ)	无门限效应	1 个门限	10.7632 [*] (0.0987)	拒绝 H ₀
	1 个门限	2 个门限	3.0024 (0.3209)	接受 H ₀

注: 括号内为 Bootstrap 仿真得到的 P 值; ***, **, * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

另外,为了验证商业银行效率的非对称效应,我们还需确定成本效率模型的门限值。重复上述方法,本文确定资本充足率、核心资本充足率、准备金率均存在着 1 个门限值,其值分别为 0.0672、0.1096 和 0.1543。具体情况如表 5 所示。

表 5 成本效率模型的门限效应检验

变量	H ₀	H ₁	F 统计量	结论
资本充足率 (CSR)	无门限效应	1 个门限	12.5674 [*] (0.0623)	拒绝 H ₀
	1 个门限	2 个门限	5.0754 (0.2324)	接受 H ₀
核心资本充足率 (CCSR)	无门限效应	1 个门限	10.2487 [*] (0.0837)	拒绝 H ₀
	1 个门限	2 个门限	3.8276 (0.2578)	接受 H ₀
准备金率 (ZBJ)	无门限效应	1 个门限	13.5721 [*] (0.0562)	拒绝 H ₀
	1 个门限	2 个门限	8.3824 (0.1024)	接受 H ₀

在明确了替代利润效率和成本效率的门限值后,本文建立相应的门限回归模型,并利用 matlab7.0 对模型进行估计,结果如表 6-8 所示。

表 6 资本充足率门限回归模型估计结果

变量	取值区间	替代利润效率(LNTE)		取值区间	成本效率(LNCE)	
		系数	T 值取值区间		系数	T 值
资本充足率 (CSR)	截距项	0.5438 ^{**}	3.5842	截距项	2.9873 [*]	2.0547
	(0,0.075]	-0.2847 ^{***}	5.7462	(0,0.0672]	0.5792 ^{**}	5.3012
	(0.075,0.1083]	0.5725 ^{**}	3.2315			
	(0.1083,1)	0.1257 ^{**}	4.8427	(0.0672,1)	-0.2438 [*]	2.1782
坏账率 (UNSL)	(0,1)	-0.1829 ^{***}	9.2018	(0,1)	-0.9827 ^{***}	15.8972
其他控制变量 (CON)	STR	0.2917	1.0547	STR	0.7328	1.9192
	DGDP	0.1057	1.9726	DGDP	0.8824	0.1738
	CDB	-0.2798 ^{**}	3.8928	CDB	-0.2892 ^{**}	4.2873
R ²		0.4382		0.3827		
Hausman 检验		5.8327(0.3824)		7.2537(0.2917)		
F 检验		10.9823 ^{***} (0.0000)		18.2982 ^{***} (0.0000)		

表 7

核心资本充足率门限回归模型估计结果

变量	取值区间	替代利润效率(<i>LNTE</i>)		取值区间	成本效率(<i>LNCE</i>)	
		系数	T 值取值区间		系数	T 值
	截距项	0.8274 **	4.0648	截距项	1.5432 *	2.1247
核心资本充足率(<i>CCSR</i>)	(0,0.05438]	-0.7423 ***	8.7527	(0,0.1096]	0.6872 **	6.2905
	(0.05438,0.07823]	0.5986 **	5.0526			
	(0.07823,1)	0.1087 **	2.8947	(0.1096,1)	-0.3128 *	2.2983
坏账率(<i>UNSL</i>)	(0,1)	-0.2087 ***	10.1567	(0,1)	-0.5709 ***	13.2297
其他控制变量(<i>CON</i>)	<i>STR</i>	0.3325	1.8320	<i>STR</i>	0.7908	1.8347
	<i>DGDP</i>	1.0936	1.0728	<i>DGDP</i>	0.9023	0.5438
	<i>CDB</i>	-0.2687 **	4.0789	<i>CDB</i>	-0.9874 **	5.6809
R^2		0.4882		0.4326		
Hausman 检验		8.5432(0.6625)		7.8756(0.3008)		
F 检验		12.3412 *** (0.0000)		18.0967 *** (0.0000)		

表 8

准备金率门限回归模型估计结果

变量	取值区间	替代利润效率(<i>LNTE</i>)		取值区间	成本效率(<i>LNCE</i>)	
		系数	T 值取值区间		系数	T 值
	截距项	0.6657 **	3.2838	截距项	2.1289	2.8247
准备金率(<i>ZBJ</i>)	(0,0.1127]	0.8745 ***	10.2981	(0,0.1543]	-0.3824 **	6.8548
	(0.1127,1)	-0.0827 *	2.3218	(0.1543,1)	-0.7828 **	7.2982
坏账率(<i>UNSL</i>)	(0,1)	-0.2875 ***	8.2985	(0,1)	-0.0874 ***	17.0928
其他控制变量(<i>CON</i>)	<i>STR</i>	0.8254	1.8823	<i>STR</i>	0.9785	1.9087
	<i>DGDP</i>	0.4079	1.0028	<i>DGDP</i>	0.7689	0.1487
	<i>CDB</i>	-0.3024 **	4.8907	<i>CDB</i>	-0.1154 **	4.8709
R^2		0.4884		0.3078		
Hausman 检验		7.8945(0.3928)		8.0987(0.3218)		
F 检验		12.4438 *** (0.0000)		19.2527 *** (0.0000)		

从表 6-8 可以发现: Hausman 检验表明随机效应模型要优于固定效应模型,因此本文选用门限随机效应模型。F 检验表明模型存在着较为明显的个体效应,混合效应的估计结果便不再合适。估计结果显示:替代利润效率、成本效率的判定系数均大体在 40%~50% 左右,各变量对于成本效率、利润效率的解释力度良好。

替代利润模型的回归系数中,资本充足率、不良贷款率等变量的回归系数均通过了 10% 的显著性水平检验。其回归结果表明:

(1) 当资本充足率(*CSR*) 处在一个较低的水平时(小于 7.5%),资本充足率每提高 1 个单位,将导致替代利润效率下降 0.2847 个单位。这说明当资本充足率较低时,由于机会成本和监控成本远远大于贷款质量和运营风险的改善,从而银行的替代利润效率降低。随着资本充足率的继续提高(7.5% < *CSR* < 10.83%),由运营风险和贷款质量改善所产生的收益便超过了机会成本和监控成本,银行的替代利润效率开始增加,系数由 -0.2487 变为 0.5725。但是资本充足率对于替代利润效率的提高却不是没有限制的,当资本充足率超过一定的临界水平(大于 10.83%) 后,由于可贷资金减少所引起的机会成本显著增加,资本充足率对于替代利润效率的增量开始降低,系数由 0.5725 变为 0.1257。核心资本充足率对于替代利润效率的影响与资本充足率相似,三个阶段的系数分别为 -0.7423、0.5986 和 0.1087,具体原因本文不再详述。

(2) 当准备金率(*ZBJ*) 处在一个较低的临界水平(小于 11.27%) 时,随着准备金率的提高,银行的贷款质量提高所增加的收益超过了机会成本和监控成本,从而准备金率每变动 1 个单位,将导致银行的替代利润效率增加 0.8745 个单位。而准备金率超过 11.27% 后,由于可贷资金减少引起的机会成本骤然增大,银行的“规模不经济”开始发挥作用,从而准备金率对于商业银行替代利润效率的影响变为负向,系数从 0.8745 变为 -0.0827。

(3) 不良贷款率对于商业银行替代利润效率的影响为负,这说明不良贷款率的增加所引起的机会成本和运营风险的增加对于替代利润效率存在负向影响。

(4) 控制变量中,除存贷比外其他控制变量均未通过 10% 显著性水平检验。存贷比对于替代利润效率

的影响为负,说明银行的流动性约束对于替代利润效率的负向影响。

成本效率的回归结果中:

(1) 当资本充足率(*CSR*) 处在一个较低的水平时(小于 6.72%), 资本充足率对于商业银行成本效率的影响为正,系数为 0.5792,这说明开始阶段虽然由于可贷资金减少所引起的机会成本增加,但由于被贷款质量和运营风险降低所引起的收益所抵消,从而总的来说,在这一区间资本充足率对于银行成本效率的影响为正。但资本充足率超过了 6.72% 这一水平时,由于可贷资金减少所引起的机会成本显著增大,已经超过了由于贷款质量和运营风险降低所引起的收益增加,这时资本充足率对于成本效率的影响由正变负,结果显示资本充足率每提高 1 个单位,成本效率将降低 0.2438 个单位。核心资本充足率对于成本效率的影响与资本充足率相似,本文不再详述。

(2) 准备金率(*ZBJ*) 对于成本效率的影响为负,但在超过了 15.43% 的临界值水平时,系数由 -0.3824 变为 -0.7828。这表明在超过此临界值水平时,可贷资金减少所引起的机会成本会随着准备金率的提高而呈现出递增的趋势。

(3) 不良贷款率对于商业银行成本效率的影响为负,其系数与替代利润效率的影响系数方向相同。

(4) 控制变量中,除存贷比外其他控制变量均未通过 10% 显著性水平检验。存贷比对于替代利润效率的影响为负,说明银行的流动性约束对于替代利润效率存在负向影响。

另外,Hansen(2000) 要求以解释变量和门限变量的外生性为前提,但根据本文的论述,坏账率、法定准备金率以及资本充足率却同时影响着成本效率和利润效率,从而使模型估计的精确性大大降低,Caner 和 Hansen(2004) 提出了估计门限回归模型的工具变量法来解决上述问题。于是,本文进一步以经济增长率和存贷比作为工具变量利用 TSLS 和 GMM 方法分别对资本充足率、核心资本充足率和准备金率的门限回归模型进行估计,估计的回归系数与理论预期相一致,从而说明了资本充足率、核心资本充足率和准备金率回归结果的稳健性。

综合比较成本效率和替代利润效率的回归结果,其变化趋势与理论的预期相一致。我们证明了不良贷款率对于成本效率、利润效率的负向影响(命题 1 得证), 门限回归结果表明: 资本充足率、核心资本充足率、准备金率与商业银行的成本效率、利润效率存在着非线性关系。更为重要的是,资本充足率、准备金率对于商业银行成本效率、利润效率的影响存在着差异,商业银行的非对称效应确实存在(命题 2 得证)。

四、结论和政策建议

基于 Li 和 Wang(2012) 所提出的双重约束下的商业银行利润函数模型,本文从理论上证实了坏账率与商业银行的成本效率、利润效率成反比,且满足边际效率递减原则,准备金率、资本充足率与商业银行的成本效率、利润效率呈现出非线性关系,准备金率、资本充足率对于商业银行的成本效率、利润效率的影响存在着非对称效应。我们对坏账率、准备金率等变量影响商业银行成本效率、利润效率的内生机制进行了详细的说明,弥补了 Li 和 Wang(2012) 缺乏内生机制的缺陷。进一步,我们基于我国 14 家商业银行 1998 - 2010 年的相关数据首先计算出了商业银行的成本效率和利润效率,进一步利用近年来新近发展起来的非线性计量经济学(面板门限回归模型) 证实了坏账率、资本充足率、核心资本充足率、法定准备金率对于商业银行成本效率、利润效率的边际影响,结论证实了准备金率、资本充足率与商业银行的成本效率、利润效率呈现出非线性关系以及商业银行的非对称效应。

由于不良贷款率对于商业银行效率的影响为负,那么严格控制商业银行的不良贷款率对于商业银行效率的提升是必要的。而资本充足率、准备金率与商业银行效率的非线性关系说明单纯依靠资本充足率、准备金率来提升银行效率的做法是不可取的。我们的实证结果表明,资本充足率、核心资本充足率分别处于 7% ~ 11% 和 5.4% ~ 7.8% 时,资本充足率对于商业银行成本效率、利润效率将会产生正向影响,继续提高则意义不大,总的来说准备金率的提高将会对商业银行效率产生不利影响。因此我们在采取紧缩的货币政策(现阶段我国准备金率已经提高到了 20% 左右的水平) 时需要考虑其对于商业银行效率的影响。

另外,更为重要的是,本文发现资本充足率、准备金率对于商业银行的成本效率、利润效率存在着非对称效应,因此,对于商业银行非对称效应应该引起我们的足够重视。本文关于内生机制的解释表明资本充足率、准备金率的提高是否能够对商业银行效率产生积极的作用,关键取决于资本充足率、不良贷款率提高后银行的贷款质量、运营风险是否能够得到相应的改善并足以弥补因为可贷资金减少所引起的机会成本增加,

而这与商业银行自身监管措施的完善和良好的微观、宏观环境以及信用水平是分不开的(即资本充足率、坏账率的变动是否能够引起商业银行的良性互动)。因此,完善商业银行的微观机制,提高商业银行管理水平是提高商业银行效率的必由之路。

参考文献:

1. 迟国泰、杨德、吴珊珊,2006《基于 DEA 方法的中国商业银行综合效率的研究》,《中国管理科学》第 5 期。
2. 蔡跃洲、郭梅军,2009《我国上市商业银行全要素生产率的实证分析》,《经济研究》第 9 期。
3. 刘星、张建斌,2010《我国上市商业银行成本效率和利润效率研究》,《当代财经》第 3 期。
4. 杨大强、张爱武,2007《1996-2005 年中国商业银行的效率评价——基于成本效率和利润效率的实证分析》,《金融研究》第 12 期。
5. 张健华、王鹏,2010《中国银行业广义 Malmquist 生产率指数研究》,《经济研究》第 8 期。
6. 朱宁、王兵,2011《不良贷款约束下的中国上市商业银行效率和全要素生产率研究——基于 SBM 方向性距离函数的实证分析》,《金融研究》第 1 期。
7. Ariff, M., and C. Luc. 2008. "Cost and Profit Efficiency of Chinese Banks: A Non-parametric Analysis." *China Economic Review*, 19(2): 260-273.
8. Berger, A. N., and L. J. Mester. 1997. "Problem Loans and Cost Efficiency in Commercial Banks." *Journal of Banking and Finance*, 21(2): 895-947.
9. Berger, A. N., and D. B. Humphrey. 1997. "Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research." *European Journal of Operational Research*, 98(2): 175-212.
10. Berger, Allen N., and Robert De Young. 1997. "Problem Loans and Cost Efficiency in Commercial Banks." *Journal of Banking and Finance*, 21(2): 849-970.
11. Caner, M., and B. E. Hansen. 2004. "Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model." *Econometric Theory*, 20(5): 813-842.
12. Hansen, B. E. 1996. "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis." *Econometrica*, 64(2): 413-430.
13. Hansen, B. E. 1999. "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference." *Journal of Econometrics*, 93(2): 345-386.
14. Hansen, B. E. 2000. "Sample Splitting and Threshold Estimation." *Econometrica*, 68(3): 575-603.
15. Isik, Ihsan, and M. KabirHassan. 2002. "Cost and Profit Efficiency of the Turkish Banking Industry: An Empirical Investigation." *The Finance Review*, 32(2): 257-280.
16. Kopecky, K., and D. VanHoose. 2004. "A Model of the Monetary Sector with and without Binding Capital Requirements." *Journal of Banking and Finance*, 28(3): 633-646.
17. Li, Yong, and Mancang Wang. 2012. "Capital Regulation, Monetary Policy and Asymmetric Effects of Commercial Bank's Efficiency." *China Finance Review International*, 2(1): 5-26.
18. Pasiouras, F. 2008. "Estimating the Technical and Scale Efficiency of Greek Commercial Banks: The Impact of Credit Risk, Off-balance Sheet Activities and International Operation." *Research in International Business and Finance*, 22(3): 301-318.
19. Maudos, J., and M. Pastor. 2003. "Cost and Profit Efficiency in the Spanish Banking Sector (1985-1996): A Non-parametric Approach." *Applied Financial Economics*, 13(1): 1-12.
20. Staub, R. B., S. S. Geraldo, and M. T. Benjamin. 2010. "Evolution of Bank Efficiency in Brazil: A DEA Approach." *European Journal of Operational Research*, 202(1): 204-213.
21. Rossi, Stefania, P. S., Markus Schwaiger, and Gerhard Winkler. 2005. "Managerial Behavior and Cost/Profit Efficiency in the Banking Sectors of Central and Eastern European Countries." *The Working Paper Series of the Oesterreichische National Bank*, 96.
22. Tong, H. 1978. "On a Threshold Model." In *Pattern Recognition and Signal Processing*, ed. C. Chen, 101-141. Amsterdam: Sijthoff & Noordhoff.

Capital Regulation, Monetary Policy and Asymmetric Effects of Commercial Bank's Efficiency

Li Yong and Wang Mancang

(Economic and Management Department, Northwest University)

Abstract: Owing to the important influences imposed by capital regulation and monetary policy, we get the endogenous mechanism on how the rate of non-performing loan (NPL), capital adequacy (CAR) and statutory reserve (SRR) influences the bank's efficiency through Li and Wang (2012), and then make the conclusion that NPL is inversely proportional to the commercial banks' cost and profit efficiency. What's more, the nonlinear relationship and asymmetry effects are found among CAR, SRR and the bank's cost and profit efficiency. Based on the judgment above, this paper calculates the cost and profit efficiency with 14 listed commercial bank's relevant data from 1998 to 2010, and the Panel Threshold Model is used to prove the nonlinear relationship and asymmetry effects, which shows that excessively regulation has great harmful effects on the commercial banks. It cannot only minimize the risk effectively, but also limit the ability of "profit creating". Therefore, the reasonable capital regulation and other prudential supervision measures should be emphasized.

Key Words: Capital Regulation; Monetary Policy; Commercial Bank's Efficiency; Asymmetric Effects; Threshold Model

JEL Classification: E51, E32, G28

(责任编辑: 陈永清)