

市场化转型、风险偏好与中国商业银行的盈利性^{*}

侯晓辉 李 成 王 青

[摘 要]在控制了影响银行盈利性的主要宏观经济及其他个体特征变量的条件下,本文考察了样本期间内全要素生产率变化、国有控股、公开上市、市场势力及风险偏好等因素对中国商业银行盈利性的影响程度与方向。研究发现:在当前金融制度安排下,商业银行向以提升全要素生产率为核心的内涵式发展模式的转变,反而轻微地降低了银行的盈利性;国有控股与公开上市对银行的盈利性均具有正向影响;随着多元化竞争体系的形成,商业银行的盈利能力获得了大幅提升;而中国商业银行在经营活动中的风险态度越是谨慎,风险承担越是适度,其盈利性就表现得越好。在推进商业银行市场化转型的进程中,需要关注国家整体金融制度的顶层设计问题,同时有效控制银行的经营风险,以实现其盈利性的可持续增长。

关键词:市场化转型 风险偏好 银行盈利性

JEL 分类号: G20 G21

一、引 言

金融体系经常被形象地比喻为一国经济体的血液循环系统,其在现代经济发展中的地位和作用都是至关重要的。时至今日,虽然中国的资本市场已经获得了长足发展,但就社会非金融部门的融资比重指标来看,银行仍然是中国金融体系中最重要主体^①。

自从中国正式加入 WTO 之后,为了应对即将到来的更为激烈的行业竞争,中国商业银行的市场化转型进入了加速期。包括国有控股银行、其他股份制商业银行,以及城市商业银行在内的各类银行均实现了快速发展^②。中国的银行业市场也朝着越来越开放的多元化方向演进(徐忠、沈艳、王小康和沈明高,2009)。2003 年,为了使背负巨额不良资产的国有银行尽快摆脱在技术上已经破产的困境并做好准备迎接更为激烈的市场竞争,国务院发起了“银行重组计划”,对国有商业银行进行股份制改造。此后进入攻坚阶段的国有大型商业银行股份制改革直到 2010 年中国农业银行挂牌上市后才进入到初步收官阶段。此外,招商银行、华夏银行、中信银行等其他股份制商业银行也陆续公开

^{*} 侯晓辉,西安交通大学经济与金融学院金融系,讲师,经济学博士;李成,西安交通大学经济与金融学院金融系主任,教授,博士生导师,经济学博士;王青,中国人民银行西安分行,经济学博士。本文获西安交通大学“新教师科研支持计划”、教育部人文社科研究青年基金项目“中国银行业的经营效率与系统稳定性研究”(12YJC790059)与国家社会科学基金重点项目“我国金融监管的制度框架、制衡机制与绩效评价研究”(09AZD020)的资助。作者感谢台湾大学经济学系王泓仁教授、台湾清华大学计量财务金融系张国平教授,以及匿名评审人所给予的启发和帮助。当然,文责自负。

^① 交通银行《2009-2010 年中国银行业发展报告》中的统计资料显示,2005 至 2009 年上半年的银行贷款占非金融部门融资总额的比例分别为 87.8%、86.8%、89.2%、88%和 87%。

^② 从 2006 年 12 月 11 日《中华人民共和国外资银行管理条例》实施以来,虽然外资银行在华的经营规模、客户对象和服务能力均获得了一定发展,但据普华永道 2011 年 6 月发布的《外资银行在中国》的调查报告显示,外资银行在中国银行业中所占市场份额仅为 1.83%。

上市,在改善银行治理结构,拓宽银行资本金补充渠道的同时,推进了各自的市场化转型进程。

中国银行业的改革和发展总体上取得了令人瞩目的成就。中国商业银行的资产规模迅速增长,盈利能力明显提高,管控风险的能力也在进一步增强,并且经受住了 2008 年全球金融危机的冲击。在英国《银行家》杂志给出的 2010 年全球前 1000 家银行排名中,中国有 84 家。在全球前十大银行中,中国占有四席。

然而,中国商业银行的发展模式与较高的盈利性却不断受到质疑(张杰,2008;张维迎,2011;黄益平,2011)。首先,中国银行业的利差受到保护,原本出于支持改革而刻意设置的利差补贴扭曲了商业银行的市场化转型激励,银行业的粗放经营模式导致资本补充赶不上资本消耗的速度。在未来加速推进利率市场化改革的情况下,中国商业银行将面临更大的盈利性压力,而以提升银行全要素生产率为核心的内涵式发展模式亟待确立。其次,银行公开上市的主要目标是在充实资本金的同时,有效优化公司治理结构,从而提高银行的盈利水平。虽然国有商业银行和其他股份制银行的公开上市进展较为顺利,但陈志武(2006)认为,银行业的许多改革,至多只能影响国有银行的表层结构。从公司治理框架等方面来看,上市银行已基本具备了现代商业银行的外部形态。然而,从“形似”到“神似”的转型依然艰难。再次,虽然中国银行业的市场开放程度逐渐增加,商业银行的获利能力也随之增强,但就整个市场份额来看,与 2008 年之前的持续下降不同,大型国有控股银行的市场份额近年来又有所上升。截至 2009 年 6 月底,国有控股银行资产总额占各类银行总资产的比重为 56.1%,比上年末提高了 1.2 个百分点,中国银行业市场结构过于集中的问题依然存在^①。最后,国有大型商业银行股份制改革是在保持政府总体上控制国家金融资源的条件下进行的,改制后银行的控股股东性质就决定了它们仍然需要部分地承担促进国家经济发展的金融支持作用。政府同时也在直接或间接地影响着其他股份制银行的信贷行为。地方政府融资平台能够轻易地使经济效益低下的项目获得银行贷款,银行系统的风险也很难得到有效控制(黄益平,2011)。

针对上述中国商业银行在市场化转型与发展过程中面对的争议与困惑,在控制了影响商业银行盈利性的主要宏观经济与银行个体特征变量的条件下,本文分别利用面板数据模型的 Hausman-Taylor 估计量、动态面板模型的系统 GMM 估计,以及面板分位数回归模型,深入考察了样本期间内中国商业银行全要素生产率的变化、国有控股、公开上市、市场势力及风险偏好等因素对其盈利性的影响程度与方向,并据此对现阶段中国商业银行在市场化转型中所存在的问题,及其对银行盈利性的影响进行了理论探讨。

有关商业银行盈利性影响因素的国外经验研究已为数不少(Berger,1995;Pilloff and Rhoades,2002;Tregenna,2009)。在有关中国商业银行盈利性的实证研究方面, Li, Liu, Liu and Whitmore (2001) 考察了中国银行业的盈利性,研究表明股份制商业银行的获利能力明显高于国有商业银行,国有商业银行承担了较高的财务风险。整体而言,无论全国性或地方性股份制银行的表现均优于国有商业银行。Sufian(2009)的实证研究则发现,流动性水平较高的中国国有商业银行具有更强的获利能力。Hwa and Lei(2010)回顾了中国国有商业银行的改革策略与实施过程,据此认为虽然银行良好的业绩表现离不开中国经济的快速发展,但银行业的改革措施对中国商业银行的脱困也发挥了重要作用。

此外,陆军和魏煜(1999)研究了在银行的资产负债比率中,哪些是影响中国商业银行盈利能力的主要因素。范晓清和白娜(2003)对国有商业银行的盈利性展开分解分析,研究显示与股份制商业银行相比,国有商业银行的资产负债结构过于单一,其控制成本能力、资本使用效率、资本运作条件和呆账准备金率都偏低。姚勇和董利(2005)分析了银行机构的个体特征变量、宏观经济变

^① 数据来源于交通银行《2009-2010 年中国银行业发展报告》。

量和金融结构变量对银行盈利性的影响。赵昌文、杨记军和夏秋(2009)研究了中国商业银行公司治理与绩效之间的关系,结果表明传统的公司内部治理机制依然适用于中国的商业银行,但内部治理机制真正有效的发挥作用还需要外部治理环境的不断改善,我们必须深刻地认识到商业银行改革的长期性与复杂性。徐忠、沈艳、王小康和沈明高(2009)则研究了中国银行业市场结构与银行绩效之间的关系,发现市场份额与银行资产回报率之间有显著正向相关关系,市场集中度和资产回报率之间存在显著负向相关关系。同时,无论对于资产回报率还是不良贷款占比,效率总是影响金融机构绩效的重要因素。

与以往的有关研究相比,本文主要在以下三个方面进行了拓展:第一,将商业银行全要素生产率的变动与其风险偏好纳入了银行盈利性影响因素的实证分析框架之中,扩展了现有文献主要基于市场结构和所有权结构分析银行盈利性的研究视角。其中,本文对全要素生产率变化的测算利用了比 Malmquist 指数更为有效的乘积完备形式的 Hicks-Moorsteen 指数。第二,考虑到宏观因素对银行盈利性可能带来的影响,本文在应用面板数据模型的 Hausman-Taylor 估计量、动态面板模型的系统 GMM 估计及面板分位数回归模型考察银行全要素生产率的增长、国有控股、公开上市、市场势力及风险偏好等因素对其盈利性的影响时,在对所有价值变量的数据都进行了通货膨胀调整的基础上,控制了广义货币(M2)增长率、存贷款利差变动率、人均实际 GDP 增长率等宏观经济变量,从而提高了实证结果的准确性。第三,本文利用面板分位数回归模型,更为稳健并细致地考察了在不同的分位数上,本文所关注的主要解释变量对于中国商业银行盈利性的影响程度。本文的后续部分结构如下:第二部分是研究方法说明;第三部分是变量选取与数据描述;第四部分为实证结果分析;最后是本文的结论。

二、研究方法

(一) Hicks-Moorsteen 全要素生产率指数

O'Donnell (2010a) 指出,常见的测度全要素生产率变动的 Malmquist 指数不是乘积完备(multiplicatively-complete)形式,因此除了在某些限定性的情况下,Malmquist 指数并不能有效地测量出生产率的变动^①。

相比之下,Hicks-Moorsteen 全要素生产率指数是乘积完备形式的,它还同时具有计算时无需价格数据的比较优势。此外,根据 O'Donnell(2010b),Hicks-Moorsteen 指数能够被用于测算处在任何市场环境^②中的生产单位的全要素生产率变动情况。市场中生产单位的行为目标可以是多元化的,生产单位的技术可以是规模报酬不变(CRS)或者是规模报酬可变(VRS)的。Hicks-Moorsteen 指数的表达式为

$$TFP_{ms,nt}^{HM} = \frac{Q_{ms,nt}}{X_{ms,nt}} = \left[\frac{D_o^s(x_{nt}, q_{nt}) D_o^s(x_{ms}, q_{nt})}{D_o^s(x_{nt}, q_{ms}) D_o^s(x_{ms}, q_{ms})} \cdot \frac{D_i^s(x_{ms}, q_{nt}) D_i^s(x_{ms}, q_{ms})}{D_i^s(x_{nt}, q_{nt}) D_i^s(x_{nt}, q_{ms})} \right]^{1/2} \quad (1)$$

其中, m, n 代表生产单位, s, t 指不同的时间段。 $Q_{ms,nt}$ 与 $X_{ms,nt}$ 分别为产出总量指数和投入总量指数。 $D_o(\cdot)$ 和 $D_i(\cdot)$ 是 Shephard 产出距离函数与投入距离函数; q 为产出向量, x 为投入向量。O'Donnell(2010a)给出的测算 Hicks-Moorsteen 指数的线性规划问题为

$$D_i^s(x_{ms}, q_{nt})^{-1} = \min_{\rho, \theta} \rho \quad D_i^s(x_{nt}, q_{ms})^{-1} = \min_{\rho, \theta} \rho$$

① 乘积完备形式是指全要素生产率指数可以被表示为一个产出总量指数与一个投入总量指数的比。常见的 Malmquist 指数在一般情况下均不是乘积完备形式的,其被广泛应用的主要原因之一即在于分解计算上的方便性(O'Donnell, 2010a)。

② 无论是被管制行业或是一个完全竞争行业的市场。

$$\begin{aligned}
& s.t. \sum_{i=1}^N \sum_{r=1}^t \theta_{ir} q_{ir} \geq q_{nt} & s.t. \sum_{i=1}^N \sum_{r=1}^s \theta_{ir} q_{ir} \geq q_{ms} \\
& \rho x_{ms} - \sum_{i=1}^N \sum_{r=1}^t \theta_{ir} x_{ir} \geq 0 & \rho x_{nt} - \sum_{i=1}^N \sum_{r=1}^s \theta_{ir} x_{ir} \geq 0 \\
& \sum_{i=1}^N \sum_{r=1}^t \theta_{ir} = 1; \rho, \theta_{ir} \geq 0 & \sum_{i=1}^N \sum_{r=1}^s \theta_{ir} = 1; \rho, \theta_{ir} \geq 0
\end{aligned} \quad (2)$$

θ, ρ 为内生参数^①。本文将利用 Hicks-Moorsteen 指数估算样本期间内中国商业银行全要素生产率的变动率,以此作为银行盈利性的重要解释变量之一,考察中国商业银行在市场化改革进程中,向以提升全要素生产率为核心的内涵式发展模式转型的努力程度及其对银行盈利性的影响。

(二) 面板数据模型的 Hausman-Taylor 估计量与系统 GMM 估计

根据 Cameron and Trivedi(2009),固定效应面板数据模型不能估计出不随时间变化的解释变量的系数值,而 Hausman-Taylor 估计量在假设某些解释变量和固定效应不相关的条件下,通过将解释变量的非本期值设定为工具变量,就能够估计出不随时间变化的变量的参数值^②。具体的模型形式为

$$y_{it} = x_{1it} \beta_1 + x_{2it} \beta_2 + w_{1i} \gamma_1 + w_{2i} \gamma_2 + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, y_{it} 为被解释变量。下标为 1 的回归元与个体固定效应 α_i 不相关,下标为 2 的回归元与 α_i 相关。 w 是指时不变的回归元, x 为随时间变化的回归元。Hausman-Taylor 方法是建立在随机效应转换(random-effects transformation)之上的。在可检验的一些更强的外生性假设下,Amemiya and MaCurdy(1986)建议使用更加有效的工具变量集,以使模型识别的阶条件更容易被满足。本文在经过了有关检验之后,将采用 Hausman-Taylor 估计量的这种 AM 算法。

更进一步的,对于时间跨度较短的面板固定效应模型,当由于真实状态相依、可观测的异质性或不可观测的异质等原因,被解释变量可能存在跨期相关性时^③,被解释变量的滞后项就应当进入回归元中,此时为了得到解释变量系数的一致估计值,就需要用到动态面板数据模型(Cameron and Trivedi, 2009)。动态面板模型的一般形式为

$$y_{it} = \gamma_1 y_{i,t-1} + \dots + \gamma_p y_{i,t-p} + x_{it} \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

该模型的一致估计量可以通过 Arellano-Bond 估计量获得。Blundell and Bond(1998)引入了额外的矩条件 $E(\Delta y_{i,t-1} \varepsilon_{it}) = 0$,他们提出的系统 GMM 估计量不仅改进了估计精度,而且还减少了小样本偏倚问题。在使用系统 GMM 估计时,我们还需要进行相应的过度识别检验及干扰项的非序列相关性检验。

(三) 固定效应面板分位数回归模型

在将因变量的条件分位数表示为可观测自变量的函数的基础上,分位数回归提供了一种方便的方法去估计条件分位数函数(Koenker and Hallock, 2001)。通过分位数回归,我们能够稳健^④并深入地考察当自变量给定时,因变量分布中的第 1、3 或其他分位数是如何随着自变量而变化的。与之相比,仅将样本数据按照因变量的取值区间简单分组并进行 OLS 回归的作法会造成选择性偏误问题,因而是不可取的。根据 Koenker(2004),样本容量有限情况下的固定效应面板分位数回

① 限于篇幅,此处不再给出另外两个对应的产出导向的线性规划问题,更多算法细节可参见 O'Donnell(2010a)的附录部分。

② 后文实证分析部分面板模型设定的稳健 Hausman(Robust Hausman)检验将显示,本文的实证分析应当选用固定效应模型,而本文的解释变量中又存在不随时间改变的变量,因此需要使用面板模型的 Hausman-Taylor 估计量。

③ 某一期随机干扰项冲击的持续性即是被解释变量跨期相关性的重要来源之一。本文所研究的商业银行盈利性就比较容易受到来自于宏观层面的随机冲击,因此应用动态面板模型能够更准确地捕捉到解释变量对银行盈利性的影响。

④ 即较少受到样本极端值的影响。

归模型为

$$Q_{yi}(\tau|x_{it})=\alpha_i+x_{it}'\beta(\tau) \quad (5)$$

其中, α_i 仍为个体固定效应; τ 为分位数; $Q_{yi}(\cdot)$ 代表条件分位数函数。基于面板分位数回归模型, 本文将更为细致地考察在不同分位数上, 全要素生产率变化、国有控股、公开上市、风险偏好及市场势力等因素对于中国商业银行盈利性影响的差异性。

另外, 罗幼喜、田茂再(2010)认为, 虽然 Galvao(2008)与 Harding and Lamarche(2009)等近期提出了动态面板数据分位数回归方法的探索性研究, 但此类估计方法目前还处于一个起步阶段, 有很多理论问题尚需探讨。有关估计量的小样本性质也不是很明确。因此, 为了回归结果的可靠性, 我们没有将动态面板数据分位数回归模型应用于本文的实证研究之中。

三、变量选取与数据描述

为了迎接更为激烈的市场竞争, 2003 年起由国务院发起的“银行重组计划”对中国银行业产生了深远的影响。本文选择了 2003~2010 年这段时间作为进行实证研究的样本时期。我们收集了这段期间内 18 家中国主要商业银行的数据^①。与商业银行有关的各变量数据分别来源于国泰安“中国银行财务研究数据库”、《中国金融年鉴》及各银行的年度报告。在不同数据来源的资料采集过程中, 我们注意到了财务报表会计准则、项目内容和数据统计口径的一致性问题。其他宏观经济变量的数据主要来自国泰安“中国宏观经济研究数据库”和“中国货币市场与政策工具”, 以及中国资讯行。在采集数据的过程中, 本文所有价值变量的数据都经过了通货膨胀调整, 以避免价格水平波动对实证研究结果的影响。

(一) 商业银行的产出与投入变量

为了测算 Hicks-Moorsteen 全要素生产率指数以获得样本银行生产率的变动指标, 首先需要选取中国商业银行的产出与投入变量。

在银行产出指标的选择上, 根据 Berger, Hunter and Tinume(1993), 迟国泰、孙秀峰和芦丹(2005)对银行产出指标的生产法、中介法与资产法的比较分析, 本文采用考虑到了银行其他投资及新兴业务收入的资产法衡量银行产出, 即它被定义为银行资产负债表中资产方的项目, 主要是贷款和其他投资的金额(侯晓辉、李婉丽和王青, 2011)。其中, 考虑到贷款产出质量对于银行生产效率的影响, 本文所选用的贷款数量指标是扣除了减值准备后的贷款总额净值。而对于银行投入指标的选择, 生产法、中介法和资产法的差别不大, 基本都包括了商业银行的员工人数、固定资产净额和存款总额这三个指标。

(二) 盈利性指标、影响因素与控制变量

资产收益率(ROA)与资本收益率(ROE)都是常见的商业银行盈利性指标。Miller and Noulas(1997)、Williams(2003)与姚勇和董利(2005)等均以 ROA 作为衡量银行盈利性的指标。Demirguc-Kunt and Huizinga(1999)认为 ROE 较易受到自有资金比例的影响, 特别是许多发展中国家常用国家财政力量支持银行, 银行能够以较低的自有资金经营, 这样一来就扭曲了 ROE 指标, 使其不能有效地衡量商业银行的真实获利能力。徐忠、沈艳、王小康和沈明高(2009)指出, 由于我国的银行

^① 这 18 家商业银行为中国银行、中国建设银行、中国工商银行、中国农业银行、兴业银行、广东发展银行、交通银行、上海浦东发展银行、深圳发展银行、中国民生银行、招商银行、中信银行、中国光大银行、华夏银行、上海农商银行、重庆银行、北京银行与上海银行。国泰安“中国银行财务研究数据库”在保证完整性、准确性与规范性的条件下, 提供了具有实证研究意义上的广泛代表性的 22 家国内银行的有关数据。本文从中选取了除 3 家政策性银行及宁波鄞州农村合作银行外的 18 家商业银行作为研究对象。

普遍有很多历史遗留的呆坏账,所以有很多机构的净资产为负值,ROE 不能很好地描述银行的盈利能力。沈中华和张云翔(2002)也认为用 ROA 衡量银行的盈利性是更为合适的选择。考虑到样本期间内“银行重组计划”的重要举措之一就是利用外汇储备给中国银行和中国建设银行等国有商业银行注资,以增加其资本金。为了更稳健地反映出银行的真实盈利性,我们选取了 ROA 作为本文的盈利性指标。

本文的研究目的是考察全要素生产率的变动率、国有控股虚拟变量、公开上市虚拟变量、市场势力及风险偏好等主要解释变量对中国商业银行盈利性的影响程度与方向。全要素生产率变动率的值是由估计出的 Hicks-Moorsteen 生产率指数计算得到的。市场势力由存款项目赫芬达尔指数(HHI)表征,它是在研究中国银行业市场结构问题时,被广泛使用的市场势力度量指标(秦宛顺和欧阳俊,2001;宋芳秀,2007)^①。为了便于对市场势力变量的偏效应估计值加以解释,我们在经验模型中纳入 HHI 指标时对其取了对数值。对比分析表明,这样处理并不会对本文的研究结果产生实质性的影响。

全要素生产率的变动率、国有控股虚拟变量、公开上市虚拟变量及市场势力指标反映了处于市场化转型进程中的银行业在改变发展模式、优化公司治理与降低市场势力方面所作出的努力。此外,根据贾春新(2007),贷存比是度量银行谨慎行为的代理变量之一。在侯晓辉、李婉丽和王青(2011)的研究中,贷款损失准备金率部分地代表了银行承担的风险。而资本充足率作为衡量银行风险抵御能力的指标也能够从一个层面反映出商业银行在风险承担方面的意愿。在本文中,上述三个变量被用来表征商业银行在经营活动中的风险偏好,即其在实现经营目标过程中所愿意承担的风险量。

另据 Berger(1995)、Sufian(2009)、范晓清和白娜(2003)、姚勇和董利(2005)与徐忠、沈艳、王小康和沈明高(2009)等,特别是考虑到宏观经济因素可能带来的影响并结合我们所能获得的资料,本文设定的与中国商业银行盈利性有关的控制变量包括:广义货币(M2)增长率、存贷款利差变动率、人均实际 GDP 增长率、营业费用总额的对数值与银行的相对存款市场份额。文中主要变量名称与含义如表 1 所示^②。

文中主要变量的描述性统计结果见表 2,有关价值变量的单位为百万元,比率变量的单位为百分数。可以看出,研究样本中的银行有较为广泛的代表性。

(三)共线性与面板单根检验

在建立银行盈利性影响因素的经验方程时,如果主要解释变量和其他控制变量之间存在严重的多重共线性,则有关参数估计的准确性就会受到较大影响。因此我们需要对这些变量之间的共线性进行检验。应用基于相关矩阵的 BKW 共线性检验得出的条件指数(condition index)为 8.78,各变量方程膨胀因子(vif)的均值是 4.31。再者,主要解释变量之间、主要解释变量与控制变量之间

① 近来研究中国银行业市场结构的一些文献也利用了 P-R 模型来衡量行业竞争程度,但 Bikker, Spierdijk and Finnie (2007)指出,由于银行的利息利润率受政府管制等原因,P-R 模型也许并不适合对于中国银行业市场结构的研究。本文运用了样本资料中 18 家主要商业银行的数据计算 HHI 指数。而从中国商业银行业的实际情况来看,其他商业银行(包括新进入中国市场的外资银行)所占的市场份额也是非常小的。

② 起初我们也考虑了将银行业金融机构总资产中外资银行的占比、中国历年境内股票筹资与银行业贷款增加额的比率、银行中间业务收入增长率,以及银行总资产的对数值这四个变量设定为控制变量,但基于相关矩阵的 BKW 共线性检验与共线性诊断得出的各变量方程膨胀因子(vif)显示,前三个变量与作为本文主要解释变量和控制变量的 LHHI、PGDPGR、DOFLDR 等之间存在难以被忽视的共线性;第四个变量与 LTOPEREX 之间也是如此。因此,为了统计推断的准确性,另外考虑到截至 2010 年 9 月底中国股份制商业银行的中间业务收入只占全部收入的 13.3%,在整个样本期间内中国商业银行中间业务的整体发展水平都相当落后;以及与银行总资产相比,营业费用总额能更好地控制由规模与资产多样化引起的银行个体差异等原因,本文没有引入上述控制变量。此外,因为战略引资与公开上市虚拟变量之间呈现出很强的共线性,并且战略引资举措经常都是银行公开上市计划的一个中间阶段,所以未再将战略引资虚拟变量纳入本文的实证模型。

表 1 本文中所涉及的主要变量名称与含义

变量名称	含义说明
<i>ROA</i>	资产收益率,商业银行盈利性指标,被解释变量
<i>DTFPRATE</i>	全要素生产率的变动率,解释变量
<i>OWNERSHIP</i>	国有控股虚拟变量,国有控股时被赋值为 1,否则为 0,解释变量
<i>LISTED</i>	公开上市虚拟变量,公开上市被赋值为 1,否则为 0,解释变量
<i>LHHI</i>	存款项目赫芬达尔指数的对数值,解释变量
<i>LDRATIO</i>	贷存比,银行风险偏好代理变量,解释变量
<i>ASSQUAL</i>	贷款损失准备金率,银行风险偏好代理变量,解释变量
<i>CARATEA</i>	资本充足率,银行风险偏好代理变量,解释变量
<i>MCRATE</i>	广义货币(M2)增长率,控制变量
<i>DOFLDR</i>	存贷款利差变动率,控制变量
<i>PGDPGR</i>	人均实际 GDP 增长率,控制变量
<i>LTOPEREX</i>	营业费用总额的对数值,控制变量
<i>DMS</i>	银行的相对存款市场份额,控制变量

表 2 变量的描述性统计结果

变量	样本均值	样本标准差	1/4 分位数	中位数	3/4 分位数
<i>ROA</i>	0.703	0.395	0.423	0.697	1.033
<i>DTFPRATE</i>	4.859	14.052	-0.785	2.505	9.635
<i>OWNERSHIP</i>	0.278	0.449	0.000	0.000	1.000
<i>LISTED</i>	0.514	0.502	0.000	1.000	1.000
<i>LHHI</i>	-1.902	0.073	-1.958	-1.905	-1.845
<i>LDRATIO</i>	63.824	9.305	57.668	62.699	67.282
<i>ASSQUAL</i>	2.466	1.292	1.692	2.341	2.851
<i>CARATEA</i>	9.822	3.382	8.180	10.305	11.625
<i>MCRATE</i>	15.289	6.588	10.578	14.775	16.378
<i>DOFLDR</i>	-0.039	0.415	-0.198	0.000	0.190
<i>PGDPGR</i>	12.102	2.870	10.145	11.570	13.904
<i>LTOPEREX</i>	18.482	1.402	17.599	18.332	19.375
<i>DMS</i>	5.555	7.255	1.001	2.102	5.625

不存在值得关注的共线性问题。因此,共线性问题在可以接受的范围之内(Wooldridge,2002),不会给本文的实证分析带来困扰。

为了避免面板数据模型分析中的伪回归问题,进一步对本文涉及的非虚拟变量序列进行面板单根检验^①。首先需要对面板数据的截面相关性加以检定,以决定是使用截面不相关还是截面相关条件下的面板单根检验。结果表明,无论是在固定效应或是在随机效应模型的设定下,截面独立性 Friedman 检验的 P 值都接近于 1,截面独立性的原假设不能被拒绝。

参考 Baltagi(2008),本文应用了 Maddala and Wu(1999)提出的 Fisher 型面板单根检验。同时为了提高较短面板条件下检验的功效,对于可能存在单位根的序列,我们进一步使用了 Hadri(2000)提出的基于残差的 LM 方法对结果加以验证。检验结果显示,除 *PGDPGR* 外的所有变量序

^① 虽然本文研究期间的时间跨度不太大(T=8),面板单根的检验功效可能会受一些影响,但为了研究的严谨起见,此处进行了较为严格的检定工作。

列均在 5% 的显著性水平上拒绝了序列存在单位根的原假设。在对 $PGDPGR$ 做一阶差分后, 检验表明该变量已具平稳性。因此, 我们用 $PGDPGR$ 的一阶差分 $\Delta PGDPGR$ 代替其水平变量作为控制变量引入后文的经验模型。

四、实证结果分析

(一) 样本银行 Hicks-Moorsteen 生产率指数测算

根据 (1)、(2) 式, 应用 DPIN 1.1 能够获得 18 家中国商业银行 2003~2010 年间逐年的平均 Hicks-Moorsteen 全要素生产率指数与 $DTFPRATE$ 测算值。具体测算结果如表 3 所示^①。

表 3 中国商业银行 Hicks-Moorsteen 全要素生产率指数

年度	H-M 指数值	H-M 指数的标准差	$DTFPRATE$
2003/2004	1.0421	0.1149	4.210
2004/2005	1.0817	0.1238	8.168
2005/2006	1.0218	0.2290	2.180
2006/2007	1.1199	0.2059	11.998
2007/2008	1.0035	0.0613	0.347
2008/2009	1.1136	0.1194	11.360
2009/2010	1.0061	0.0794	0.613
均值	1.0555	0.1334	5.553

在整个样本期间内, 中国商业银行的全要素生产率年均增长了 5.553%, 这一结果与朱超 (2006) 与袁晓玲和张宝山 (2009) 所得出的近些年来中国商业银行全要素生产率呈现下降趋势的结论不同。与侯晓辉、李婉丽和王青 (2011) 有关中国商业银行全要素生产率整体增长趋势上的结论较为一致。中国商业银行全要素生产率的增长说明从 2003 年到 2010 年的这段时期内, 中国银行业特别是国有商业银行在政府主导下进行的“银行重组计划”已初见成效。

中国商业银行的全要素生产率在 2007~2008 年度与 2009~2010 年度的增长率分别仅为 0.347% 和 0.613%。前者应当与该时期内占银行业主体地位的国有商业银行在不良资产处置、重组上市等改制过程中产生的转型成本有关^②。后者则很可能是源自于 2008 年底以后, 面对全球性金融危机的威胁, 中国人民银行通过增加货币投放量释放了大量的流动性, 银行贷款扩张意愿强烈。因此, 中国商业银行以提高生产率为核心的市场化转型有所停滞, 其过度依赖贷款增长的粗放式发展模式尚未得到根本性改变。

(二) 基于 Hausman-Taylor 与系统 GMM 估计量的盈利性影响因素分析

根据本文最终设定的被解释变量、解释变量与控制变量, 首先建立固定效应面板数据模型, 固定效应显著性检验 F 统计量的值为 5.29, 对应的 P 值为 0, 固定效应显著。对随机效应面板模型的随机效应 LM 检验结果显示, 随机效应也是显著的, 卡方统计量的值为 39.92, 相应的 P 值为 0。而无论是在固定效应或是在随机效应模型的设定下, 截面独立性 Friedman 检验的 P 值都接近于 1, 截面独立性的原假设不能被拒绝。此外, 面板数据组内序列相关 Wooldridge 检验的结果在 10% 的显著性水平上拒绝了不存在自相关的原假设。

① 本文研究的重点并非单个银行之间生产率指数的排队分析, 为了节省篇幅, 这里不再给出各家商业银行 2003~2010 年全要素生产率变化的明细表单。有兴趣的读者可以来信向作者索取。

② 比如, 农业银行 2007 年开始启动的重组方案就使当年的贷款损失准备金率从前一年的 1.19 跃升到了 22.02。

Cameron and Trivedi(2009)指出,固定或随机效应模型设定选择的标准 Hausman 检验是建立在个体效应 α_i 与干扰项为独立同分布的强假设基础之上的。由于这一假设条件在实证研究中经常是难以被满足的,因此需要使用稳健 Hausman 检验(Robust Hausman test)的方法进行模型设定选择。利用 STATA 10.0 程序计算可得,在 1% 的显著性水平上拒绝了 α_i 与干扰项为独立同分布的原假设。因此,随机效应模型是不适用的,应当采用固定效应模型^①。

因为本文的解释变量中存在不随时间变化的变量^②,所以需要利用基于 (3) 式的 Hausman-Taylor 估计量,在假设某些解释变量和固定效应不相关的条件下,通过将这些解释变量的非本期值设定为工具变量,估计出所有解释变量的参数值。假设与个体固定效应 α_i 相关的回归元为 *DTFPRATE*、*LDRTATIO*、*ASSQUAL*、*LTOPEREX* 和 *DMS*^③。进一步的,参照 Baltagi(2008)的作法,基于 Hausman-Taylor 和组内估计量差的 Hausman 检验统计量的值为 2.66,在 1% 的显著性水平上不显著。因此不能拒绝选择的工具变量是合理的假设,亦即不能拒绝所选择的与 α_i 相关的回归元是合理的原假设。

基于一般 Hausman-Taylor 估计量和由 AM 算法得出的估计量的 Hausman 检验发现,AM 估计中需要的外生性额外假设不能被拒绝,检验统计量的值为 2,P 值为 0.99。而针对 AM 估计量的 Sargan-Hansen 检验的 P 值为 0.727,同样不能拒绝过度识别约束的有效性。由此,采用 Hausman-Taylor 估计量 AM 算法的盈利性影响因素分析的实证结果如表 4 所示。

在一定的假设条件下,与固定效应面板数据模型相比,Hausman-Taylor 估计量不仅能估计出不随时间变化的变量参数值,而且还可以得到更为有效的实证模型参数估计值。但其不足之处在于无法对组内序列相关和群组异方差作出调整,并且需要所有回归元与模型干扰项不相关的假设

表 4 基于 H-T 估计量的商业银行盈利性影响因素分析

变量	参数估计值	标准误	P 值
<i>DTFPRATE</i>	-0.001	0.001	0.280
<i>OWNERSHIP</i>	0.286	0.383	0.456
<i>LISTED</i>	0.146**	0.063	0.021
<i>LHHI</i>	-1.970***	0.647	0.002
<i>LDRTATIO</i>	-0.008**	0.003	0.020
<i>ASSQUAL</i>	0.081***	0.027	0.003
<i>CARATEA</i>	0.028***	0.009	0.001
<i>MCRATE</i>	0.007	0.005	0.187
<i>DOFLDR</i>	0.132	0.125	0.290
<i>ΔPGDPGR</i>	-0.018	0.015	0.228
<i>LTOPEREX</i>	0.082	0.094	0.384
<i>DMS</i>	-0.033	0.026	0.205
常数项	-4.589***	1.126	0.000

a. *, **, ***、分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

① 固定效应模型面板异方差的 Wald 检验还显示存在异方差问题。

② 即 *OWNERSHIP*。

③ 本文实证模型中的个体固定效应 α_i 主要反映的是商业银行不可观测的实际经营能力。因此,参考 Berger(1995)、Li, Liu, Liu and Whitmore(2001)、Sufian(2009)、Hwa and Lei(2010),以及姚勇和董利(2005)、贾春新(2007)、赵昌文、杨记军和夏秋(2009)、徐忠、沈艳、王小康和沈明高(2009)与侯晓辉、李婉丽和王青(2011)等,我们设定了这些与银行自生实际经营能力更为直接相关的回归元。另由实证比较分析可知,本文的实证结果对于 α_i 相关回归元设定的个别调整仍是相当稳健的。

条件。

为了克服异方差与内生性问题对实证研究结果的影响,并考虑到由于真实状态相依、可观测的异质性或不可观测的异质等原因,被解释变量可能存在的跨期相关性,本文进一步利用了动态面板模型的系统 GMM 估计,以更为精确地考察解释变量对银行盈利性的影响。与差分 GMM 方法相比,系统 GMM 方法能够同时利用差分方程和水平方程的信息,工具变量有效性一般情况下会更强。而且差分 GMM 方法也无法估计出不随时间变化的变量系数。

前文(4)式给出了动态面板模型的一般形式。应用 Hendry 所提倡的 LSE 方法(LSE methodology),借鉴方明月、聂辉华、江艇和谭松涛(2010)对系统 GMM 估计中工具变量选择的处理方法,本文设定的动态面板模型的解释变量中包含了 ROA 的一、二阶滞后项,内生变量设定为 $DTFPRATE$ 、 $LDRATIO$ 、 $LTOPEREX$ 、 DMS ^①。同时,为了更为谨慎地对待模型估计时可能会遇到的内生性问题,根据 Tregenna(2009)在研究银行盈利性影响因素时,对解释变量潜在内生性的处理方式,我们将其余的解释和控制变量都设为前定变量。

为保证工具变量的最大有效性,在保留所有通过了 AR(2)检验和 Sargan 检验的工具变量组合内,我们选择了有关变量的最近滞后项形成工具变量组合。最终,我们选择了上述内生变量的水平二阶滞后项、前定变量的水平一阶滞后项及被解释变量的水平二至四阶滞后项作为差分方程的工具变量。内生变量的一阶差分滞后、前定变量的一阶差分项与被解释变量的一阶差分滞后项作为水平方程的工具变量。

Bond, Hoeffler and Temple(2001)认为,小样本条件下两步 GMM 估计量的标准误会严重向下偏误,从而影响统计推断。本文的样本容量有限,因此更适合应用一步 GMM 法。此外,为了检验实证结果的稳健性,进一步放松 $DTFPRATE$ 、 $LDRATIO$ 、 $LTOPEREX$ 、 DMS 的内生性假设,将所有解释和控制变量均视为具有弱外生性的前定变量。银行盈利性影响因素的实证结果如表 5 所示,模型 I 反映的是设有四个内生变量时的情况。在模型 II 中,所有解释和控制变量都是具有弱外生性的前定变量。

模型 I 扰动项差分的二阶与三阶自相关检验的 P 值分别为 0.909 和 0.205,因此不能拒绝扰动项无自相关的原假设。Sargan 检验的 P 值为 0.6768,不能拒绝所有工具变量都有效的原假设。模型 II 扰动项差分的二阶与三阶自相关检验的 P 值分别为 0.775 与 0.212,同样可以接受扰动项无自相关的原假设。Sargan 检验的 P 值为 0.585,也不能拒绝所有工具变量都有效的原假设。动态面板数据模型的系统 GMM 估计量是适用的。

由表 4 和表 5 可知,无论是基于 AM 算法的 Hausman-Taylor 估计量,还是模型 I、II 的系统 GMM 估计量,本文所有主要解释变量对于中国商业银行盈利性的影响方向都是相同的。这表明本文的实证结果是比较稳健的。其中, $LISTED$ 、 $LHHI$ 、 $ASSQUAL$ 和 $CARATEA$ 对银行盈利性均具有显著影响。

表 4 中 $LISTED$ 参数的 H-T 估计值为 0.146,在其他条件不变的情况下,公开上市对银行盈利性的贡献为 0.146 个百分点;表 5 模型 I 与模型 II 设定下的系统 GMM 估计值显示,其他条件不变时,公开上市对银行盈利性的贡献分别为 0.139 和 0.194 个百分点。银行上市不仅增强了自身的资本实力,更重要的是使银行管理层受到了来自于投资者的关注。股票价格、经营业绩等多重压力对

① 商业银行在现代金融体系中起着主导性的作用,宏观政策波动、管制法规变革、金融产品创新及信息技术发展等都会给商业银行的盈利性带来随机冲击,总结俞乔、邢晓林、曲和磊、汤震宇、林树(2007)对商业银行经营管理的系统介绍与讨论,本文仅仅谨慎地选取了这四个内生解释变量,随机冲击将会比较直接地影响到它们。需要说明的是,此处解释变量的内生性是指其与模型的随机干扰项的同期和滞后期相关。而由对比分析可知,即使将 $ASSQUAL$ 与 $CARATEA$ 等疑似会受到随机冲击影响的指标也设定为内生变量时,本文的主要实证结果也同样成立。

表 5 基于系统 GMM 估计量的商业银行盈利性影响因素分析

变量	模型 I		模型 II	
	参数估计值	P 值	参数估计值	P 值
<i>DTFPRATE</i>	-0.003** (0.001)	0.034	-0.004** (0.002)	0.028
<i>OWNERSHIP</i>	0.328** (0.156)	0.035	0.413* (0.235)	0.078
<i>LISTED</i>	0.139*** (0.053)	0.009	0.194** (0.079)	0.014
<i>LHHI</i>	-1.590*** (0.463)	0.001	-1.513*** (0.431)	0.000
<i>LDRATIO</i>	-0.006 (0.004)	0.143	-0.005 (0.003)	0.120
<i>ASSQUAL</i>	0.074* (0.044)	0.093	0.077* (0.040)	0.052
<i>CARATEA</i>	0.023*** (0.009)	0.009	0.027*** (0.008)	0.001
<i>MCRATE</i>	0.010* (0.006)	0.100	0.010* (0.005)	0.084
<i>DOFLDR</i>	0.346** (0.164)	0.035	0.321* (0.164)	0.051
<i>ΔPGDPGR</i>	-0.039** (0.017)	0.026	-0.035** (0.018)	0.041
<i>LTOPEREX</i>	-0.097** (0.046)	0.037	-0.095** (0.048)	0.048
<i>DMS</i>	0.0003 (0.008)	0.965	-0.012 (0.015)	0.413
<i>ROA_{1t}</i>	0.298*** (0.106)	0.005	0.273** (0.122)	0.026
<i>ROA₁₂</i>	0.132 (0.085)	0.121	0.105 (0.068)	0.121
常数项	-1.107 (0.857)	0.197	-0.999 (0.854)	0.242

a. *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著, 括号中的数值为对异方差稳健的标准误, *ROA_{1t}*、*ROA₁₂* 分别为 *ROA* 的一、二阶滞后项。

银行的传统体制惯性与经营管理方法形成了有力冲击^①。股权结构多元化和来自资本所有者的监督优化了银行的公司治理结构, 并且在一定程度上减少了政策性负担导致的信贷资源低效率配置。中国商业银行在市场化转型进程中的产权制度改革增强了银行的盈利能力。

LHHI 的参数 H-T 估计值为 -1.970, 在其他条件不变的情况下, *HHI* 指数下降 1% 会令银行盈利性上升 1.97 个百分点。模型 I 与模型 II 设定下系统 GMM 的估计结果为, *HHI* 指数下降 1%, 银行的盈利性就上升 1.59 或 1.513 个百分点。由于中国银行业较高的市场集中度并非来自充分的市场竞争, 而是一种源于政府对国家金融控制需求的特殊金融制度安排, 因而银行业市场集中度与银行绩效之间不存在正相关关系。较高的市场集中度和国家控制下的多元化经营目标使得拥有既得利益的主要商业银行安享于“平静生活”之中, 缺乏不断提高盈利性的动力。此外, 银行为整个国民经济发展提供金融支持而承担的政策性负担, 曾一度令其陷入技术上濒临破产的困境。而随着多元化竞争体系的形成, 利润最大化逐渐成为中国商业银行的主要目标, 银行的盈利激励不断增强, 盈利水平和盈利能力也都在行业市场化转型中获得了大幅提升。

ASSQUAL 一方面虽然反映了银行贷款的风险水平, 但另一方面, 在实际操作中, 银行提留的呆账准备金额在一定程度上依赖于管理人员的主观判断, 各家银行之间的准备金率相差较大。而较大的准备金提留比率能够有效减少呆账对银行的冲击, 以及由此引发的流动性风险。*ASSQUAL* 系数的 H-T 估计值为 0.081。在其他条件不变的情况下, *ASSQUAL* 增加 1 个百分点, 银行的 *ROA* 就上升 0.081 个百分点。模型 I 与模型 II 设定下系统 GMM 的估计结果显示, *ASSQUAL* 提高 1 个百分点, 银行的 *ROA* 会上升 0.074 或 0.077 个百分点。

① 中国农业银行行长张云在 2011 年初接受《中国新闻周刊》记者采访时就表示, 上市后的农行, 接受市场上投资者、分析师和监管机构等的全面审视, 面临更为激烈的市场竞争、更加挑剔的评判标准和更加严格的监管。我们感到自身的压力和挑战更大了。在这种环境下, 如果农行出现任何经营业绩下滑、风险失控、违法违规, 或者难以达到市场预期情况, 投资者都可能“用脚投票”, 导致股价下跌。

CARATEA 也是银行风险偏好的代理变量之一。在银行利润主要依赖存、贷款利差时,资产扩张成为商业银行赚取利润的主要手段。但是,如果没有资本金的相应增加,银行就将面临较大的经营风险。商业银行参照巴塞尔协议的要求设定各自的资本充足率,较高的资本充足率可以更好地增强公众对银行的信心,吸收银行意外亏损,限制银行资产危险性膨胀的风险。表 4 中 *CARATEA* 参数的 H-T 估计值显示,在其他条件不变的情况下,平均而言,*CARATEA* 增加 1 个百分点对银行盈利性的贡献为 0.028 个百分点。表 5 模型 I 与模型 II 设定下的系统 GMM 估计值表明,*CARATEA* 增加 1 个百分点对银行盈利性的贡献分别为 0.023 和 0.027 个百分点。由 *CARATEA* 和 *ASSQUAL* 的参数估计值不难看出,商业银行在经营活动中的风险态度越为谨慎,其盈利性就表现得越好。

表 4 与表 5 中 *DTFPRATE*、*OWNERSHIP* 参数估计值的符号相同。只是 *DTFPRATE* 与 *OWNERSHIP* 在表 4 中的参数估计值 -0.001 与 0.286 均不显著。它们在表 5 中的估计值则是比较显著的。*DTFPRATE* 提高 1 个百分点对银行盈利性的影响,在模型 I 与模型 II 的设定下,分别为 -0.003 个百分点和 -0.004 个百分点。国有控股对银行盈利性的贡献,在模型 I 与模型 II 的设定下,分别为 0.328 个百分点和 0.413 个百分点。由于动态面板模型的系统 GMM 估计量能够更为精确地反映解释变量对银行盈利性的影响,因而可以大体上得出生产率的提升对银行盈利性有轻微的负向影响,而国有控股对银行盈利性具有正向影响的实证结论。

值得关注的是,中国商业银行在市场化改革进程中,向以提升全要素生产率为核心的内涵式发展模式的转变,反而轻微地降低了银行的盈利性。陈志武(2006)认为,银行体制是内生于国家整体经济环境的。在国家控制金融资源的特殊金融制度安排下,政府刻意设置的利差补贴和银行业市场化转型的不彻底性,使得商业银行的收入来源主要依赖于存贷利差,资产扩张成为商业银行赚取利润的主要手段。处于这种大环境中的商业银行,如果将经营目标部分地转向加速技术进步,提高技术效率,调整经营规模或者优化产出组合等提升全要素生产率的转型战略,就势必会分散一部分生产性资源,从而降低银行的盈利性。

另一方面,“国家信用”是中国商业银行赖以生存和发展的最大和最重要的资源。特别对于国有控股的商业银行而言,在整个银行业市场化转型的过程中,国家财政为国有控股银行的增资和不良资产处置都提供了强有力的资源支持和信用担保。大型国有控股银行在涉及石油、电力等垄断行业及其他一些预期回报较高的新兴产业的贷款项目上也具有所有制方面的先天优势。因此,虽然政策性负担造成了国有控股银行的一些利润损失,但就总体而言,大型国有控股银行仍然具有较高的盈利性。

进一步的,*LDRATIO* 在表 4 中对银行盈利性具有显著的负向影响,贷存比上升 1 个百分点会使银行的 ROA 下降 0.008 个百分点。在表 5 中对盈利性的影响尽管也是负向的,即参数估计值分别是 -0.006、-0.005,但显著性检验的 P 值在模型 I、II 的设定下分别为 0.143 和 0.120,结果不太显著。银行选择什么样的贷款组合一般需要从盈利性和安全性两个方面考虑,贷存比较大的银行,其资产中各类债券的比重会相应低一些,银行资产的流动性也相对较差,承担的经营风险也会较大。

最后综合考虑 *LDRATIO*、*ASSQUAL*、*CARATEA* 这三个银行风险偏好代理变量的系数估计值可以发现,商业银行在经营活动中的风险态度越是谨慎,风险承担越是适度,其盈利性就表现得越好。根据黄益平(2011),中国政府多年以来一直通过各种途径维持经济的高速增长。尤其在 2008 年全球金融危机后,政府以财政、金融政策全面支持经济增长,其负面效应已开始逐渐显现。政府对信贷分配的干预,使得对工业产出的贡献率低于 30% 的国有企业,占据了 50% 以上的银行贷款余额。地方政府融资平台也能够轻而易举地为缺乏盈利能力的投资项目获得大量银行贷款。因此,商业银行在信贷管理活动中采取审慎的风险态度,优化信贷风险承担程度将有利于提高贷款项目

的获利能力,从而增强商业银行的盈利性。

(三)基于面板分位数回归结果的盈利性影响因素分析

由于各分位数能够全面刻画银行盈利性的分布状况,并且以盈利性分布的分位数为被解释变量的回归可以直观地看出各种影响因素在不同盈利水平上的偏效应。根据(5)式,本文给出的面板分位数回归结果如表6所示。这里应用的是静态固定效应面板分位数模型,因此 *OWNERSHIP* 的参数估计值并未出现在表中。我们没有在表6的括号中报告基于自助法的标准误,原因在于没有证据显示在面板分位数回归模型设定下存在异方差等问题,而且自助法标准误在应用计量分析中的适用性也受到了 Angrist and Pischke(2009)的质疑^①。

表6 基于面板分位数回归结果的盈利性影响因素分析

分位数	25%		50%		75%	
变量	参数估计值	P 值	参数估计值	P 值	参数估计值	P 值
<i>DTFPRATE</i>	0.00003(0.002)	0.987	-0.0003(0.001)	0.800	-0.002** (0.001)	0.049
<i>OWNERSHIP</i>	-	-	-	-	-	-
<i>LISTED</i>	0.170*(0.092)	0.067	0.147** (0.066)	0.028	0.158*** (0.059)	0.009
<i>LHHI</i>	-2.144(1.318)	0.107	-0.462(0.874)	0.598	-0.529(0.808)	0.514
<i>LDRATIO</i>	-0.008** (0.004)	0.038	-0.006* (0.003)	0.059	-0.008* (0.004)	0.053
<i>ASSQUAL</i>	0.102*** (0.038)	0.009	0.080*** (0.027)	0.004	0.028(0.024)	0.249
<i>CARATEA</i>	0.027** (0.011)	0.020	0.035*** (0.008)	0.000	0.024*** (0.007)	0.000
<i>MCRATE</i>	0.003(0.008)	0.704	-0.001(0.005)	0.873	0.007(0.005)	0.170
<i>DOFLDR</i>	0.070(0.188)	0.709	-0.046(0.135)	0.733	0.042(0.127)	0.739
<i>ΔPGDPGR</i>	-0.009(0.024)	0.713	-0.0001(0.017)	0.997	-0.014(0.015)	0.342
<i>LTOPEREX</i>	0.109(0.255)	0.670	0.351** (0.148)	0.020	0.288** (0.128)	0.026
<i>DMS</i>	-0.004(0.045)	0.935	-0.085** (0.035)	0.018	-0.080** (0.034)	0.021
常数项	-5.615** (2.505)	0.027	-6.371*** (1.441)	0.000	-5.006*** (1.205)	0.000

a. *, **, ***、分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著,括号中的数值为标准误。

与表4、5相比,表6中主要解释变量对银行盈利性的影响方向基本一致,再次表明了本文实证结果的稳健性。进一步的,在25%与50%分位数上,*DTFPRATE*对盈利性的影响无论是在经济意义上,还是在统计意义上,都是不显著的。但在75%分位数上,*DTFPRATE*对盈利性的影响显著为负。盈利性处在高分位点上的银行对粗放式盈利模式的依赖程度更深,因此在向内涵式发展模式转变的过程中,就会付出更多的转型成本。公开上市的分位数回归系数在不同的分位点上均是显著的,并且其对 *ROA* 条件分布低端的正向影响更大一些,这可能是因为 25%分位点上的银行较少受到传统体制的影响,在市场化转型方面表现得较为彻底。同样不难理解的是,随着 *HHI* 指数的下降,多元化竞争体系为处在盈利性条件分布低端的非大型商业银行带来了迅速增长的利润空间。

LDRATIO、*ASSQUAL*与*CARATEA*的分位数回归系数的正、负号与表4、表5中的实证结果也是完全相同的,它们对于不同分位点上的银行盈利性都具有比较显著的影响。这再次说明了,商业银行在经营活动中的风险态度越是谨慎,风险承担越是适度,其盈利性就表现得越好。

^① 另外,罗幼喜和田茂再(2010)认为,虽然 Galvao(2008)与 Harding and Lamarche(2009)等近期提出了动态面板数据分位数回归方法的探索性研究,但此类估计方法目前还处于一个起步阶段,有很多理论问题尚需探讨。有关估计量的小样本性质也不是很明确。因此,为了回归结果的可靠性,我们没有将动态面板数据分位数回归模型应用于本文的实证研究之中。

五、结论

针对中国商业银行在市场化转型与发展过程中所面对的争议与困惑,在控制了影响银行盈利性的主要宏观经济与银行个体特征变量的条件下,本文分别利用面板数据模型的 Hausman-Taylor 估计量、动态面板模型的系统 GMM 估计,以及面板分位数回归模型,深入考察了样本期间内中国商业银行全要素生产率的变化、国有控股、公开上市、市场势力及风险偏好等因素对其盈利性的影响程度与方向。研究发现:

第一,在当前的金融制度安排下,中国商业银行向以提升全要素生产率为核心的内涵式发展模式的转变,反而轻微地降低了银行的盈利性。盈利性处在高分位点上的银行对粗放式盈利模式的依赖程度更深,因此在向内涵式发展模式的转变中,就会付出更多的转型成本。

第二,“国家信用”是中国商业银行赖以生存和发展的最大和最重要的资源。特别对于国有控股的商业银行而言,在整个银行业市场化转型的过程中,国家财政为国有控股银行的增资和不良资产处置都提供了强有力的资源支持和信用担保。大型国有控股银行在涉及石油、电力等垄断行业及其他一些预期回报较高的新兴产业的贷款项目上也具有所有制方面的先天优势。因此,虽然政策性负担造成了国有控股银行的一些利润损失,但就总体而言,大型国有控股银行仍然具有较高的盈利性。

第三,公开上市不仅增强了银行的资本实力,更重要的是通过股权结构多元化和来自资本所有者的监督优化了银行的公司治理结构,并且在一定程度上减少了政策性负担导致的信贷资源低效率配置。中国商业银行在市场化转型进程中的产权制度改革增强了银行的盈利能力。

第四,随着多元化竞争体系的形成,利润最大化逐渐成为中国商业银行的主要目标,银行的盈利激励不断增强,盈利水平和盈利能力也都在行业市场化转型中获得了大幅提升。多元化竞争体系为处在盈利性条件分布低端的非大型商业银行带来了迅速增长的利润空间。

最后,所有相关的实证结果均显示,中国商业银行在经营活动中的风险态度越是谨慎,风险承担越是适度,其盈利性就表现得越好。

本文实证研究结果的政策涵义可以归纳为,当前中国银行业的市场化改革依然存在一定程度上的不彻底性,在继续推进商业银行市场化转型的进程中,需要考虑到国家整个金融制度的顶层设计问题,同时有效控制商业银行的经营风险,从而实现银行获利能力和盈利水平的可持续增长。

参考文献

- 陈志武(2006):《国家信用阻碍银行改革步伐》,《金融经济》,第8期。
- 迟国泰、孙秀峰、芦丹(2005):《中国商业银行成本效率实证研究》,《经济研究》,第6期。
- 范晓清、白娜(2003):《中国国有商业银行盈利性实证分析》,《财贸经济》,第10期。
- 方明月、聂辉华、江艇、谭松涛(2010):《中国工业企业就业弹性估计》,《世界经济》,第8期。
- 侯晓辉、李婉丽、王青(2011):《所有权、市场势力与中国商业银行的全要素生产率》,《世界经济》,第2期。
- 黄益平(2011):《以自由的金融市场促结构调整》,《经济参考报》,7月14日, http://news.xinhuanet.com/fortune/2011-07/14/c_121666521.htm。
- 贾春新(2007):《国有银行与股份制银行资产组合配置的差异研究》,《经济研究》,第7期。
- 陆军、魏煜(1999):《我国商业银行的盈利能力与资产负债结构分析》,《金融研究》,第11期。
- 罗幼喜、田茂再(2010):《面板数据的分位回归方法及其模拟研究》,《统计研究》,第10期。
- 秦宛顺、欧阳俊(2001):《中国商业银行业市场结构、效率和绩效》,《经济科学》,第4期。
- 沈中华、张云翔(2002):《金融机构跨业经营及转投资之利润与风险:全球实证分析》,《经济论文》,第3期。
- 宋芳秀(2007):《中国银行业市场结构和市场行为对利率改革成效的影响研究》,《管理世界》,第3期。
- 姚勇、董利(2005):《中国商业银行盈利分析》,《南开经济研究》,第2期。

- 俞乔、刑晓林、曲和磊、汤震宇、林树(2007):《商业银行管理学(第二版)》,上海人民出版社。
- 袁晓玲、张宝山(2009):《中国商业银行全要素生产率的影响因素研究—基于 DEA 模型的 Malmquist 指数分析》,《数量经济技术经济研究》,第 4 期。
- 徐忠、沈艳、王小康、沈明高(2009):《市场结构与我国银行业绩效:假说与检验》,《经济研究》,第 10 期。
- 张杰(2008):《市场化与金融控制的两难困局:解读新一轮国有银行改革的绩效》,《管理世界》,第 11 期。
- 张维迎(2011):《市场制度最道德》,《南方周末》,7 月 14 日, <http://www.infzm.com/content/61332>。
- 赵昌文、杨记军、夏秋(2009):《中国转型期商业银行的公司治理与绩效研究》,《管理世界》,第 7 期。
- 朱超(2006):《中国银行业效率动态变化的 Malmquist 指数研究:2000–2004》,《经济科学》,第 5 期。
- Amemiya, T. and T. MaCurdy (1986): “Instrumental–variable Estimation of an Error Components Model”, *Econometrica*, 54, 869–881.
- Angrist, J. and J. Pischke (2009): *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion*, New Jersey: Princeton University Press.
- Baltagi, B. (2008): *Econometric Analysis of Panel Data(4th Edition)*, Hoboken: John Wiley & Sons, Inc.
- Berger, A.(1995):“The Relationship between Capital and Earnings in Banking”, *Journal of Money Credit and Banking*, 27, 432–456.
- Berger, A. W. Hunter and S. Tinume (1993):“The Efficiency of Financial Institutions: A Review and Preview of Research Past, Present and Future”, *Journal of Banking & Finance*, 17, 221–249.
- Bikker, J., L. Spierdijk and P. Finnie(2007): “Misspecification of the Panzar–Rosse Model: Assessing Competition in the Banking Industry”, DNB Working Papers, No. 114, http://www.dnb.nl/en/binaries/Working%20Paper%20114–2006_tcm_47–146771.pdf.
- Blundell, R. and S. Bond (1998): “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.
- Bond, S., A. Hoeffler and J. Temple (2001): “GMM Estimation of Empirical Growth Models”, Economics Papers 2001–W21, Economics Group, Nuffield College, University of Oxford.
- Cameron, A. and P. Trivedi(2009): *Microeconometrics Using Stata*, Texas: Stata Press.
- Demirguc–Kunt, A. and H. Huizinga (1999): “Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence”, *World Bank Economic Review*, 13, 379–408.
- Galvao, A. (2008): “Quantile Regression for Dynamic Panel Data”, Working Paper, University of Illinois at Urbana–Champaign.
- Hadri, K.(2000): “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data”, *Econometrics Journal*, 3, 148–161.
- Harding, M. and C. Lamarche (2009): “Quantile Regression Approach for Estimating Panel Data Models Using Instrumental Variables”, *Economics Letters*, 104, 133–135.
- Hwa, Erh–Cheng and Y. Lei(2010): “China’s Banking Reform and Profitability”, *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 13, 215–236.
- Koenker, R.(2004): “Quantile Regression for Longitudinal Data”, *Journal of Multivariate Analysis*, 91, 74–89.
- Koenker, R. and K. Hallock(2001): “Quantile Regression”, *Journal of Economic Perspectives*, 15, 143–156.
- Li, S., F. Liu, S. Liu and G. Whitmore(2001): “Comparative Performance of Chinese Commercial Banks: Analysis, Findings and Policy Implications”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 16, 149–170.
- Maddala, G. and S. Wu (1999): “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(Special Issue), 631–652.
- Miller, S. and A. Noulas(1997): “Portfolio Mix and Large–bank Profitability in the USA”, *Applied Economics*, 29, 505–512.
- O’Donnell, C. (2010a): “Measuring and Decomposing Agricultural Productivity and Profitability Change”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 54, 527–560.
- O’Donnell, C. (2010b):“A Program for Decomposing Productivity Index Numbers”, Working Paper Series, No. WP01, Centre for Efficiency and Productivity Analysis.
- Pilloff, S. and S. Rhoades(2002): “Structure and Profitability in Banking Markets”, *Review of Industrial Organization*, 20, 81–98.
- Sufian, F. (2009):“Determinants of Bank Profitability in a Developing Economy: Empirical Evidence from the China Banking Sector”, *Journal of Asia–Pacific Business*, 10, 281–307.
- Tregenna, F. (2009): “The Fat Years: the Structure and Profitability of the US Banking Sector in the Pre–crisis Period”, *Cambridge Journal of Economics*, 33, 609–632.
- Williams, B. (2003): “Domestic and International Determinants of Bank Profits: Foreign Banks in Australia”, *Journal of Banking & Finance*, 27, 1185–1210.
- Wooldridge, J. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: MIT Press.

(责任编辑:周莉萍)