

不良贷款约束下中小银行全要素生产率 及其收敛性*

李广子 刘明磊 李玲

〔摘要〕中小银行是我国银行体系的重要组成部分。基于183家中小银行样本,本文系统考察了我国中小银行不良贷款约束下全要素生产率、影响因素及其收敛性。主要发现包括:(1)2007~2009年间,我国中小银行全要素生产率总体有所增长,但不同类型、不同区域中小银行全要素生产率有所差异;(2)中小银行全要素生产率受资产规模、资产增速、地区经济发展水平、固定资产投资增长等多种因素共同影响;(3)中小银行全要素生产率呈现出一定的收敛特征,随着时间的推移,中小银行全要素生产率的离散程度逐步缩小;此外,中小银行全要素生产率不仅会收敛到自身的稳定增长水平,不同中小银行全要素生产率也会收敛到相同的稳定增长速度。

关键词: 中小银行 全要素生产率 不良贷款 MML 指数

JEL 分类号: D24 G21

一、引言

随着银行业改革的不断推进,我国中小银行近年来发展迅速^①。截至2012年底,我国银行业金融机构中共有144家城市商业银行(以下简称“城商行”)、337家农村商业银行(以下简称“农商行”)和147家农村合作银行(以下简称“农合行”)。作为我国中小银行的主体,上述三类银行资产规模分别达到123469亿元、62751亿元和12835亿元,在银行业金融机构总资产1336224亿元中分别占比9.24%、4.70%和0.96%^②。可见,尽管从资产规模上与国有大型银行及股份制银行等大银行相比仍不可同日而语,但我国中小银行在机构数量和发展势头上已经相当可观。

银行作为一种多投入、多产出的金融中介组织,效率是其竞争力的综合体现,而全要素生产率则反映了效率的动态变化。对中小银行的全要素生产率进行分析,在理论和实践层面都具有重要意义。从理论意义上看,中小银行的全要素生产率本身就是一个重要的学术问题。但是,现有关于我国银行全要素生产率问题的文献主要集中于大银行,中小银行特别是农商行和农合行的全要素生产率如何至今仍属于未知。中小银行是我国银行体系的重要组成部分,不考虑中小银行将很难对我国银行体系整体效率的全貌进行了解。与此同时,我国中小银行数量众多,分布范围广、经营差异大。与之相比,大银行数量少,经营具有高度的同质性。中小银行的这种异质性为我们探讨银

* 李广子,中国社会科学院金融研究所,副研究员,经济学博士;刘明磊,上海国际能源交易中心;李玲,中国社会科学院金融研究所、中国长城资产管理公司,博士后。本文是国家自然科学基金青年科学基金项目(编号71202133)、2012年度国家社科基金重大项目(编号12&ZD086)的阶段性研究成果。本文曾入选2012年第九届中国金融学年会,作者感谢柯孔林、曹廷求、尹志超、姚耀军以及金融学年会参会者特别是匿名审稿人的有益评论。当然,文责自负。

① 根据中国银行业监督管理委员会的口径,除外资银行外,我国以“银行”命名的金融机构包括政策性银行、国家开发银行、邮政储蓄银行、大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行、农村商业银行、农村合作银行和村镇银行等。其中,前述后四类银行被称为通常意义的中小银行。由于村镇银行成立时间较短,本文未将其包括进来。因此,本文所指的中小银行主要涵盖城市商业银行、农村商业银行、农村合作银行三类。

② 参见《中国银行业监督管理委员会2012年年报》。

行全要素生产率背后的影响因素及其收敛性等问题提供了难得的样本。从现实意义上看,城镇化及新农村建设将成为我国未来一段时期内国民经济发展的主要引擎,我国中小银行主要由城市信用社、农村信用社改制而来,这种属性决定了中小银行与城镇化及新农村建设之间有着天然的联系,中小银行的有效运行对上述金融需求的满足具有重要意义。对中小银行的全要素生产率及其影响因素进行分析为中小银行提升运行效率、更好地服务实体经济发展提供了有益的参照。

基于 183 家中小银行 2007~2009 年样本,运用共同边界 Malmquist-Luenberger 生产率指数,本文对我国中小银行不良贷款约束下全要素生产率、影响因素及其收敛性进行了系统的考察。主要发现包括:(1)2007~2009 年间,我国中小银行全要素生产率总体有所增长,但不同类型、不同区域中小银行全要素生产率有所差异;(2)中小银行全要素生产率受到银行资产规模、资产增速、地区经济发展水平、固定资产投资增长等多种因素共同影响;(3)中小银行全要素生产率呈现出一定的收敛特征,随着时间的推移,中小银行全要素生产率的离散程度逐步缩小;此外,中小银行全要素生产率不仅会收敛到自身的稳定增长水平,不同中小银行全要素生产率也会收敛到相同的稳定增长速度。

与已有文献相比,本文的贡献主要有以下两个方面。第一,首次利用较为全面的数据对农商行和农合行等中小银行全要素生产率进行了系统分析。可能是受数据限制,目前关于中国银行全要素生产率的研究主要集中于大银行(如柯孔林和冯宗宪,2008;蔡跃洲和郭梅军,2009;袁晓玲和张宝山,2009),除张健华和王鹏(2010)、王兵和朱宁(2011a)等将城商行包括进来以外,据我们所知,目前还没有文献涉及我国农商行和农合行的全要素生产率问题。本文首次系统地分析了我国大多数城商行、农商行和农合行 2007~2009 年的全要素生产率,使我们对中小银行的全要素生产率有了更为全面的认识,弥补了已有文献的不足。第二,本文还首次对中小银行不良贷款约束下全要素生产率的收敛性进行了分析。收敛性分析可以用来考察不同中小银行全要素生产率的趋同或发散情况。据我们所知,柯孔林和冯宗宪(2013)是目前较少的对银行全要素生产率收敛性进行分析的文献,但其仅包括 15 家大银行,并未涉及中小银行。本文对中小银行全要素生产率的收敛性进行了深入分析,拓展了已有文献。

本文的后续部分结构如下:第二部分是文献综述,第三部分研究方法与样本,第四部分考察了不良贷款约束下中小银行的全要素生产率,第五部分对影响全要素生产率的因素进行了分析,第六部分分析了中小银行全要素生产率的收敛性,最后是结论。

二、文献综述

已有文献关于银行效率问题的研究非常丰富。早期文献主要集中于银行效率的测度,采用的方法包括参数法和非参数法等,Berger and Humphrey(1997)对相关文献进行了详细的总结。20 世纪 90 年代以来,学术界除了讨论银行静态效率外,还进一步考察效率在不同时间内的变动即全要素生产率问题,其通行的做法是将 Malmquist 指数引入到分析中来,例如 Wheelock and Wilson(1999)、Alam(2001)、Park and Weber(2006)等;国内的文献中,张健华(2003)、蔡跃洲和郭梅军(2009)、袁晓玲和张宝山(2009)、张健华和王鹏(2010)等也都采取这种方法。

随着研究的深入,学术界逐渐意识到在效率测算中考虑风险因素的必要性(Drake and Hall, 2003; Fukuyama and Weber, 2008; Banker et al., 2010; 王兵和朱宁, 2011a, 2011b),如何在全要素生产率测算中考虑风险因素成为学术界关注的重点。就银行而言,风险通常表现为一些“坏产出”(Indesirable Output),如不良贷款。传统的 Malmquist 指数在测算全要素生产率时仅考虑“好产出”(Desirable Output),而无法考虑“坏产出”。针对这一缺陷,Chung 等(1997)引入了方向性距离函数

(Directional Distance Function),并构造了 Malmquist-Luenberger 指数(以下简称 ML 指数),在技术上解决了这个问题。Park and Weber(2006)、柯孔林和冯宗宪(2008、2013)、王兵和朱宁(2011b)等是其中的代表性文献。

如果不同评价对象的技术水平存在差异,那么在特定技术水平下就不能对处于不同技术水平下评价对象的效率直接进行比较(O'Donnell et al.,2008)。考虑到不同类型银行的技术水平可能存在差异,近期一些文献将共同边界 Malmquist-Luenberger 生产率指数(Metafrontier Malmquist-Luenberger,以下简称 MML 指数)引入到对银行全要素生产率的分析之中(具体方法见下文),以解决不同类型银行技术水平的异质性问题(例如,Bos and Schmiedel,2007;Kontolaimou and Tsekouras,2010;王兵和朱宁,2011a)。

从银行效率的影响因素来看,Berger and Mester(1997)系统考察了影响美国银行业成本效率和利润效率的因素,包括规模、组织形式、银行治理、银行特征、市场特征、对竞争的限制、银行监管等。其分析结果并不清晰,一些因素的影响符合预期而另一些因素则并不符合预期。Hasan and Marton(2003)对匈牙利银行业效率的影响因素进行了分析。他们发现,外国投资者持股份额、并购等因素会对银行效率产生重要影响。其他研究还包括 Berger 等(2009)、Banker 等(2010)、Fries and Taci(2005)、Bonin 等(2005)。国内的研究中,朱南等(2004)、郭妍(2005)、陈守东和刘芳(2006)从盈利能力、资本结构、银行类型、市场份额、地域差异等不同维度考察了哪些因素会对银行效率产生影响。较为一致的结论是,产权因素对银行效率的影响明显,国有大型银行的效率显著低于其他类型银行,而关于其他因素的影响,不同研究给出的结果并不一致。从银行全要素生产率的影响因素来看,王兵和朱宁(2011a、2011b)考察的因素包括外资银行状况、GDP 增长率、货币供应量、产业结构、资本市场发展状况等宏观变量。他们发现,外资银行进入、货币供应速度、资本市场发展、固定资产投资增加和物价变动等因素对银行全要素生产率产生一定影响。袁晓玲和张宝山(2009)、张健华和王鹏(2010)也表明,我国商业银行的全要素生产率受银行内部和外部宏观经济变量等多种因素共同影响。

总体上看,已有文献从考虑某一时点上静态的效率到考虑不同时点效率的动态变化,进一步将风险以及不同银行技术水平上的异质性等因素考虑进来,研究方法和研究内容都在不断深入。尽管如此,已有文献在对农商行和农合行全要素生产率的研究尚处于空白。考虑到中小银行技术水平上可能存在的异质性,本文采用 MML 指数方法,以我国中小银行为样本,在考虑不良贷款约束基础上,对我国中小银行全要素生产率、影响因素及其收敛性进行系统的分析,对已有文献进行拓展。

三、研究方法 with 样本

(一)研究方法

1.基于 DEA 方法的生产可能集

本文引入生产可能集概念分析中小银行的投入产出过程。假设每个评价对象使用 N 种投入要素 $x=(x_1, \dots, x_N), x \in R_+^N$ 得到 M 种“好”产出 $y=(y_1, \dots, y_M), y \in R_+^M$ 和 I 种“坏”产出 $u=(u_1, \dots, u_I), i \in R_+^I$ 。所有可能的投入产出组合构成生产可能集 S ,可以表示为:

$$S=\{(x, y, u): x \text{ 可生产出 } (y, u)\} \quad (1)$$

该生产可能集满足闭集和凸性,“好”产出和投入具有强可处置性,而“坏”产出具有弱可处置性和零联合性的条件(Fare et al.,2007;孙传旺等,2010)。假设评价对象的规模报酬不变(CRS),则可利用 DEA 方法将生产可能集表示如下:

$$S^t = \{ (x^t, y^t, u^t) : \sum_{k=1}^K \lambda_k^t y_{km}^t \geq y_m^t, \forall m; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t u_{ki}^t \geq u_i^t, \forall i; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t x_{kn}^t \leq x_n^t, \forall n; \lambda_k^t \geq 0, \forall k \} \quad (2)$$

上标 $t=1, \dots, T$ 代表每一时期, 下标 $k=1, \dots, K$ 代表每一评价对象, 强度变量 λ_k^t 是构造第 t 期生产前沿时分配给第 k 个评价对象的权重。

2. 方向性距离函数

相比传统距离函数仅能径向地同时增减“好”产出与“坏”产出, 方向性距离函数则可以根据评价偏好灵活选择方向向量, 能有效地解决角度性问题 (Chung et al., 1997), 更符合本文对评价对象设定的目标, 即期望在增加“好”产出同时尽可能地减少“坏”产出。因此, 本文将利用方向性产出距离函数对中小银行的效率进行评价。方向性产出距离函数能够在某种生产技术水平下 (如生产可能集 T), 基于固定投入同时刻画“好”产出和“坏”产出的非等比例变化。方向性产出距离函数表示如下:

$$\vec{D}(x, y, u; g) = \sup \{ \beta : (y, u) + \beta g \in P(x) \} \quad (3)$$

其中 $g=(g_y, g_u)$ 表示方向向量, 本文选择 $g=(y, -u)$, 意味着在降低“坏”产出的同时要求同比例地增加“好”产出; $P(x)=\{(y, u):(x, y, u) \in S\}$ 代表产出集。基于式 (2) 的生产可能集, 可通过求解如下线性规划, 得到 t 时期第 k 个评价对象的距离函数值:

$$\begin{aligned} \vec{D}^t(x_k^t, y_k^t, u_k^t; y_k^t, -u_k^t) &= \max \beta \\ \text{s.t. } \sum_{k=1}^K \lambda_k^t y_{km}^t &\geq (1+\beta)y_{k'm}^t, m=1, \dots, M; \\ \sum_{k=1}^K \lambda_k^t u_{ki}^t &= (1-\beta)u_{k'i}^t, i=1, \dots, I; \\ \sum_{k=1}^K \lambda_k^t x_{kn}^t &\leq x_{k'n}^t, n=1, \dots, N; \\ \lambda_k^t &\geq 0, k=1, \dots, K. \end{aligned} \quad (4)$$

函数值 $\beta=0$ 说明该银行处于生产前沿面上, 其生产是有效率的。函数值 β 越大, 表明评价银行离生产前沿面越远, 效率越低。

3. MML 指数

为了评价考虑“坏”产出情形下的全要素生产率, Chung 等 (1997) 利用环境 DEA 技术与方向距离函数, 提出了 ML 生产率指数。但是该指数隐含假设所有的评价对象都具有相同的技术水平, 因而只需要构造同一个生产前沿面, 就可以得到所有评价对象的效率。但是本文评价对象包括城商行、农商行和农合行等不同类型的中小银行, 它们在组织结构、业务模式和地域分布等方面具有较大的异质性, 若采用同一边界下的 ML 指数可能会造成一定偏差。因此, 借鉴 O'Donnell 等 (2008) 以及王兵和朱宁 (2011a) 的共同边界 (Metafrontier) 分析方法, 本文利用 MML 指数研究处于不同生产边界下的评价对象效率和技术落差。

该方法首先构建群组边界 (Group Frontier), 对群组内部的对象进行效率评价, 然后在群组边界的基础上构建共同边界, 测度群组边界和共同边界间的技术缺口比率。具体结合本文构造的生产可能集 S , 同时假设由于技术水平差异而存在 $J(J>0)$ 个群组边界, 给定相同技术的可行投入产出组合, 属于同一群组 S_j^t :

$$S_j^t = \{ (x^t, y^t, u^t) : x^t \text{ 可生产出 } (y^t, u^t) \}, j=1, \dots, J, t=1, \dots, T \quad (5)$$

该投入产出集定义的产出集合为:

$$P_j = \{ (y^t, u^t) : (x^t, y^t, u^t) \in S_j^t \} \quad (6)$$

此产出集合的上界即为群组边界,是在给定技术水平下追求利润最大化的技术边界。因此,该群组下的方向性距离函数可定义为:

$$\vec{D}_j^t(x^t, y^t, u^t; g) = \sup \{ \beta : (y^t, u^t) + \beta g \in P_j^t(x^t) \} \quad (7)$$

利用公式(4)计算出方向性距离函数^①,并根据陈谷荔和杨浩彦(2008)、孙传旺等(2010),可定义第 j 群组内部评价对象的 Malmquist-Luenberger 指数(Group Malmquist-Luenberger, GML)如下:

$$GML_j^{t,t+1} = \left\{ \frac{[1 + \vec{D}_j^t(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)]}{[1 + \vec{D}_j^t(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})]} \times \frac{[1 + \vec{D}_j^{t+1}(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)]}{[1 + \vec{D}_j^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})]} \right\}^{1/2} \quad (8)$$

对 GML 指数进行分解可以得到:

$$\begin{aligned} GML_j^{t,t+1} &= \frac{[1 + \vec{D}_j^t(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)]}{[1 + \vec{D}_j^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})]} \times \\ &\quad \left\{ \frac{[1 + \vec{D}_j^{t+1}(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)]}{[1 + \vec{D}_j^t(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)]} \times \frac{[1 + \vec{D}_j^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})]}{[1 + \vec{D}_j^t(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})]} \right\}^{1/2} \\ &= GTEC_j^{t,t+1} \times GTC_j^{t,t+1} \end{aligned} \quad (9)$$

其中第一项代表技术效率变化;第二项则是以 t 和 $t+1$ 时期的生产前沿面为参考所衡量的技术变化。 $GML > 1$ 表示从该群组内部来看全要素生产率在提高; $GML < 1$ 则表示全要素生产率下降。同理, $GTEC > 1$ 或 $GTEC < 1$ 分别表示群组内技术效率的改进和恶化; $GTC > 1$ 或 $GTC < 1$ 分别表示群组技术随时间的进步和退化。

t 时期这 J 个子技术集合 S_j^t 构成一个共同的生产可能集为:

$$S^t = \{ (x, y, u) : x \text{ 可生产出 } (y, u) \} \text{ 且 } S^t = \{ S_1^t \cup S_2^t \cup \dots \cup S_J^t \} \quad (10)$$

该共同生产可能集的对应产出集可表示为:

$$P^t = \{ (y^t, u^t) : (x^t, y^t, u^t) \in S^t \} \quad (11)$$

此产出集合的上界即为共同边界,代表所有评价对象在潜在的相同技术水平下,追求利润最大化的上限。类似地, MML 指数可以表示为:

$$\begin{aligned} MML^{t,t+1} &= \frac{[1 + \vec{D}^t(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)]}{[1 + \vec{D}^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})]} \times \\ &\quad \left\{ \frac{[1 + \vec{D}^{t+1}(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)]}{[1 + \vec{D}^t(x^t, y^t, u^t; y^t, -u^t)]} \times \frac{[1 + \vec{D}^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})]}{[1 + \vec{D}^t(x^{t+1}, y^{t+1}, u^{t+1}; y^{t+1}, -u^{t+1})]} \right\}^{1/2} \\ &= MTEC^{t,t+1} \times MTC^{t,t+1} \end{aligned} \quad (12)$$

其中的方向性距离函数计算过程包含不同群组的所有评价对象,代表评价对象离潜在技术共同边界的差距。相应地, $MTEC$ 和 MTC 分别代表共同边界下的技术效率改进和技术变化。

由于共同边界代表银行的潜在技术水平,而群组边界代表当前的技术水平,因此引入技术调整因子 TAF(Technology Adjustment Factor)代表银行将其生产技术由当前水平(群组边界)转移到潜在水平(共同边界)的调整参数(陈谷荔和杨浩彦,2008),可定义为:

① 公式中的评价对象数修改为 $k \in K_j$, 其中 K_j 表示第 j 群组内的评价对象个数。

$$TAF_j^{t,t+1} = \frac{MML_j^{t,t+1}}{GML_j^{t,t+1}} = \frac{MTEC_j^{t,t+1}}{GTEC_j^{t,t+1}} \times \frac{MTC_j^{t,t+1}}{GTC_j^{t,t+1}} = PTCU_j^{t,t+1} \times PTRC_j^{t,t+1} \quad (13)$$

其中最右端第一项和第二项分别代表纯粹技术追赶(Pure Technological Catch-Up, PTCU)和潜在技术相对变动(Potential Technological Relative Change, PTRC)。PTCU 大于 1, 代表评价银行所在群组的生产技术与潜在生产技术之间的差距缩小, 即该群组整体技术效率在改进; PTRC 小于 1, 代表评价银行所在群组技术变动的幅度大于共同边界技术变动的幅度, 即存在技术边界的追赶。因此, 共同边界下全要素生产率可进一步分解如下:

$$MML^{t,t+1} = GML^{t,t+1} \times TAF^{t,t+1} = GTEC^{t,t+1} \times GTC^{t,t+1} \times PTCU^{t,t+1} \times PTRC^{t,t+1} \quad (14)$$

即任一评价银行的全要素生产率可分解为其群组内部的技术效率变化 $GTEC$ 和技术进步变化 GTC , 以及所在群组边界与共同边界间的技术追赶 $PTCU$ 和相对变动 $PTRC$ 。

在下文分析中, 本文依据银行类型将样本分为城商行、农商行和农合行等三个群组。

4. 收敛性

收敛性分析有助于分析不同中小银行不良贷款约束下全要素生产率的趋同或发散情况。本文将从银行类型和区域两个层面考察中小银行全要素生产率的收敛性。已有文献中通常有以下三种方法来刻画收敛性:

(1) σ 收敛

σ 收敛考察的是不同类型(区域)中小银行全要素生产率的离差随着时间的推移而变动的情况。如果离差逐渐变小, 则意味着不同类型(区域)中小银行全要素生产率的离散程度不断缩小, 趋于 σ 收敛。参照 Jian 等(1996)和孙传旺等(2010), 具体分析方法如下:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{K-1} \sum_{k=1}^K (MML_{k,t} - \overline{MML}_t)^2} \quad (15)$$

式(15)中, σ_t 表示第 t 期给定类型(区域)中小银行全要素生产率的离散程度, $MML_{i,t}$ 表示第 t 期给定类型(区域)中第 k 家中小银行的全要素生产率, \overline{MML}_t 表示第 t 期所有类型(区域)中小银行全要素生产率的平均值, K 表示给定类型(区域)中小银行的数量。

(2) 绝对 β 收敛

绝对收敛 β 考察的是给定类型(区域)中不同中小银行的全要素生产率是否能够达到相同的稳定增长速度, 即全要素生产率落后的中小银行是否存在追赶先进中小银行的趋势。参照 Sala-i-Martin(1996)和孙传旺等(2010), 绝对收敛 β 的分析方法为如下:

$$[\ln(MML_{k,T}) - \ln(MML_{k,0})] / T = \alpha + \beta \ln(MML_{k,0}) + \varepsilon \quad (16)$$

式(16)中, $[\ln(MML_{k,T}) - \ln(MML_{k,0})] / T$ 表示给定类型(区域)中第 k 家中小银行第 0 至 T 年平均全要素生产率增长率, 表示给定类型(区域)中第 k 家中小银行第 0 年初始全要素生产率。在式(16)的回归结果中, 如果 β 显著为负, 则意味着给定类型(区域)中小银行全要素生产率存在绝对 β 收敛, 即全要素生产率增长率与初始值负向相关, 全要素生产率落后的中小银行存在追赶先进中小银行的趋势。

(3) 条件 β 收敛

条件 β 收敛考察的是给定类型(区域)中不同中小银行的全要素生产率能否达到各自的稳定水平。条件 β 收敛与绝对 β 收敛的差异在于, 条件 β 收敛认为不同中小银行的全要素生产率增长具有自身的稳定水平, 即全要素生产率落后的中小银行与先进中小银行的差距可能长期存在; 而绝对 β 收敛强调不同中小银行全要素生产率会收敛于相同的稳定状态。条件 β 收敛的分析方法如下:

$$\ln(MML_{k,t}) - \ln(MML_{k,t-1}) = \alpha + \beta \ln(MML_{k,t-1}) + \varepsilon \quad (17)$$

式(17)中, $\ln(MML_{k,t}) - \ln(MML_{k,t-1})$ 表示给定类型(区域)中第 k 家中小银行第 t 年全要素生产率相对于第 $t-1$ 年的差异。在式(17)的回归结果中, 如果 β 显著为负, 则意味着给定类型(区域)中小银行全要素生产率存在条件 β 收敛, 即给定类型(区域)中小银行全要素生产率会收敛于自身的稳定水平。

5. 指标选取

使用 DEA 方法对生产效率进行测算分析, 选取合适的投入产出指标至关重要。已有研究对商业银行投入产出指标的选择存在以下三种做法^①: (1)“生产法”(production approach)。生产法强调的是银行的各类商业活动和为客户提供服务, 投入包括资本、劳动等, 产出包括贷款数量、交易活动等。(2)“收入支出法”(revenue expenditure approach)。这种方法强调银行的盈利能力以及与之相关的各类支出。根据这一方法, 需要产生净支出的则为投入指标, 如利息支出, 而能够带来收入的即为产出指标, 如利息收入和非利息收入。(3)“中介法”(intermediation approach)。该方法主张, 银行的主要功能是在储户和借款人之间起到融通资金的中介作用, 银行的效率也主要体现在其金融中介功能方面。中介法下, 投入主要是利息和非利息成本, 产出则包括利息和非利息收入、贷款数量及其他投资数量。关于不同方法的优劣, Berger and Humphrey(1997)认为, 生产法在评价金融机构的分支机构效率方面比较好, 而中介法更适合评价机构总体, 并在盈利能力方面的评价更有优势。从国内研究来看, 柯孔林和冯宗宪(2008)、蔡跃洲和郭梅军(2009)、王兵和朱宁(2011a, 2011b)等研究基本上都使用或借鉴了中介法, 本文也以中介法为基础确定投入产出指标。

在投入产出指标的选择上, 结合数据可得性, 同时参照张健华(2003)、柯孔林和冯宗宪(2008)、蔡跃洲和郭梅军(2009)、王兵和朱宁(2011a, 2011b)等人的研究, 本文选取的指标如下。

投入指标: 以所有者权益、存款总额和利息支出作为投入指标。

产出指标: 以净利润和正常贷款余额作为“好产出”指标。需要说明的是, 贷款作为银行利息收入的主要来源, 直接关系到银行的盈利能力。参照王兵和朱宁(2011a), 由于产出指标中包含不良贷款这一“坏产出”, 为了避免重复计算, 本文以正常贷款作为“好产出”指标。其中, 正常贷款为贷款余额扣除不良贷款后的余额。除“好产出”之外, 本文以不良贷款作为“坏产出”指标。

此外, 为了剔除通货膨胀因素的影响, 我们以 2006 年为基准, 对 2007 至 2009 年的投入产出数据通过剔除消费价格指数(CPI)的方式进行不变价格处理。其中, 2007、2008 和 2009 年 CPI 分别为 4.8%、5.9% 和 -0.7%^②。

(二) 研究样本

本文的样本涵盖 183 家中小银行 2006~2009 年数据^③, 数据来自于与我们有长期合作的政府部门和金融机构^④。由于需要对不同年度中小银行全要素生产率的变动进行分析, 因此本文要求样本中小银行在 2006~2009 年间所有指标数据均未缺失。183 家银行包括城商行 100 家、农商行 12 家、农合行 71 家。截至 2006 年底, 我国共有城商行 113 家、农商行 13 家、农合行 80 家^⑤。因此, 本文样本所涵盖的城商行、农商行和农合行分别占机构总数的 88%、92% 和 89%, 可以看到, 样本具有广泛的代表性。

① 具体讨论参见蔡跃洲和郭梅军(2009)。

② 感谢匿名审稿人在此问题上的建议。

③ 由于计算全要素生产率需要一期数据作为初始值, 下文分析中共涵盖中小银行 2007、2008 和 2009 年共 3 年的全要素生产率。

④ 由于本文数据来自于合作研究, 目前仅能获取 2006~2009 年共 4 年数据, 导致数据存在一定滞后。

⑤ 参见《中国银行业监督管理委员会 2006 年年报》。

表 1 给出了样本中小银行 2006~2009 年间各投入产出指标的描述性统计结果。从其中可以看到,2006~2009 年间,样本中小银行平均所有者权益为 14.92 亿。平均存款余额 205.24 亿,年均利息支出 3.38 亿,利息支出占存款的平均比率为 1.65%。样本中小银行年平均净利润 2.08 亿,所有者权益收益率接近 14%。中小银行剔除不良贷款后的正常贷款均值为 126.40 亿,不良贷款 4.06 亿。从不同类型银行来看,情况基本类似。

表 1 样本描述性统计(单位:万元)

变量	N	均值	标准偏差	25%百分数	中位数	75%百分数
Panel A 全样本						
所有者权益	732	149218	296502	32764	64527	147817
存款	732	2052392	3885690	512826	910809	2071622
利息支出	732	33819	64713	8042	15480	32581
净利润	732	20814	44062	2854	7813	21411
正常贷款	732	1263998	2326862	309240	576065	1363995
不良贷款	732	40577	73986	9466	20953	42084
Panel B 城商行						
所有者权益	400	184258	367836	40034	82054	185168
存款	400	2510459	4554602	642530	1184694	2520190
利息支出	400	40529	74865	9441	18813	39783
净利润	400	25890	55830	3447	9331	24608
正常贷款	400	1552001	2798880	383207	743931	1578310
不良贷款	400	39563	61175	7768	20062	44715
Panel C 农商行						
所有者权益	48	258664	275724	83245	146950	302029
存款	48	4331326	5810151	1358637	2049528	3181391
利息支出	48	74492	105611	19811	36267	54224
净利润	48	33421	27175	11190	27172	49511
正常贷款	48	2409670	2945743	886530	1285996	2036038
不良贷款	48	111669	202693	18828	39310	79161
Panel D 农合行						
所有者权益	284	81368	123724	21717	44990	90561
存款	284	1022054	1379711	283184	625578	1072032
利息支出	284	17494	21240	5492	10976	19974
净利润	284	11533	18648	2132	5051	12554
正常贷款	284	664726	893982	195036	417512	726954
不良贷款	284	29990	32688	11034	20213	36582

四、不良贷款约束下全要素生产率分析

(一)全要素生产率分析

表2列示了各类样本中小银行2007~2009年全要素生产率的平均值^①。

表2 不良贷款约束下中小银行全要素生产率

年度	N	MML	GTEC	GTC	PTCU	PTRC
Panel A: 全样本						
2007	183	1.019	1.075	0.940	1.058	0.953
2008	183	0.978	1.061	0.925	1.030	0.968
2009	183	1.047	1.022	1.012	1.006	1.005
2007~2009	183	1.014	1.052	0.958	1.031	0.975
Panel B: 城商行						
2007	100	1.003	1.113	0.893	1.006	1.003
2008	100	0.944	1.085	0.870	0.968	1.033
2009	100	1.060	1.030	1.011	1.005	1.012
2007~2009	100	1.001	1.076	0.923	0.993	1.016
Panel C: 农商行						
2007	12	1.037	1.035	0.995	1.121	0.898
2008	12	1.023	1.042	0.986	1.098	0.907
2009	12	1.029	1.012	1.019	1.004	0.993
2007~2009	12	1.030	1.030	1.000	1.073	0.932
Panel D: 农合行						
2007	71	1.048	1.002	1.023	1.148	0.890
2008	71	0.999	0.976	1.047	1.174	0.832
2009	71	1.043	1.018	0.978	1.022	1.026
2007~2009	71	1.030	0.999	1.015	1.113	0.913

注: MML、GTEC、GTC、PTCU、PTRC 定义见前文。表中列示的是各年度中小银行相应指数的几何平均值,所有年度的均值又是各年数据的几何平均值(下同)。

Panel A 给出了全样本的分析结果。可以看到,2007~2009年间,183家中小银行的MML指数均值为1.014,意味着样本中小银行全要素生产率有所增长。这一趋势与大银行基本一致。柯孔林和冯宗宪(2008)对14家大银行的研究发现,2000~2005年期间银行平均增长指数为1.048,王兵和朱宁(2011a)也有类似发现。分年度来看,2007、2008和2009三年间,样本中小银行平均MML指数分别为1.019、0.978和1.047,意味着中小银行全要素生产率在2007和2009年出现了增长,而在2008年则出现了下降。这一结果可能与当时的宏观经济环境有关。2007年以来,由美国次贷危机引发的金融危机席卷全球。尽管程度较小,但我国实体经济同样受到了一定程度的冲击,金融

① 由于测算的是不同年度银行效率的变动,因此,结果中只包含2007至2009三年数据。

危机对我国实体经济的冲击 2008 年达到阶段性顶点。2008 年 11 月,随着“四万亿计划”的出台,我国经济逐步企稳恢复。实体经济的波动不可避免地也会波及到银行层面。2008 年我国中小银行全要素生产率的下降与宏观经济变动趋势正好相吻合。

Panel B 给出了城商行样本的分析结果。2007~2009 年间,城商行全要素生产率出现了小幅增长(MML 指数均值为 1.001)。从分解情况来看,样本期间城商行群组内部技术效率有所提升(GTEC 指数均值为 1.076),而群组内部技术进步(GTC 指数均值为 0.923)和群组边界与共同边界间的技术追赶(PTCU 指数均值为 0.993)都不明显,且城商行群组技术变动的幅度要小于共同边界技术变动的幅度(PTRC 指数均值为 1.016)。分年度看,城商行全要素生产率在 2008 年出现了下降,在 2007 和 2009 年都出现了上升,与 Panel A 一致。

Panel B 和 Panel C 分别给出了农商行和农合行样本的分析结果。2007~2009 年间,样本农商行和农合行的全要素生产率同样出现了增长(MML 指数均值均为 1.030),均高于城商行。从分解情况来看,样本农商行群组内部技术效率是进步的(GTEC 指数均值为 1.030),群组边界与共同边界间的技术追赶也比较明显(PTCU 指数均值为 1.073),且群组技术变动的幅度要大于共同边界技术变动的幅度(PTRC 指数均值为 0.932)。此外,样本农商行群组内部技术保持不变(GTC 指数均值为 1.000)。农合行情况有所不同。样本农合行群组内部技术效率有一定下降(GTEC 指数均值为 0.999)、群组内部技术有所进步(GTC 指数均值为 1.015)、群组边界与共同边界间的技术追赶明显(PTCU 指数均值为 1.113),同时,农合行群组技术变动的幅度要大于共同边界技术变动的幅度(PTRC 指数均值为 0.913)。从各年情况来看,与城商行和农合行不同,农商行全要素生产率在各年都是增长的。另外,与农商行和农合行相比,城商行受到金融危机的冲击相对较大,表现在 2008 年城商行全要素生产率下降幅度更大。原因可能在于,农商行和农合行的业务主要集中于经济相对封闭的农村地区,而城商行的业务主要集中于开放程度相对较高的城市地区。相对而言,城市地区受金融危机的冲击可能要高于农村地区。

总体上看,2007~2009 年间,我国中小银行全要素生产率有所增长。分年度来看,中小银行全要素生产率在 2008 年出现了下降,在其他年度均出现了增长。从不同类型银行来看,农商行和农合行全要素生产率的增长幅度要高于城商行,且与城商行相比受金融危机的冲击相对较小。

(二)与大银行相比较

上一部分对不良贷款约束下中小银行的全要素生产率进行了分析,对大银行没有涉及。进一步,中小银行的全要素生产率与大银行相比是否存在差异?这一部分中,本文将 14 家大型银行数据包含进来^①,将中小银行和大银行分别作为一个群组,对中小银行的全要素生产率与大银行进行对比。具体结果见表 3^②。

从表 3 可以看到,加入大银行之后,2007~2009 年间,样本中小银行和大银行的全要素生产率均实现了增长(MML 指数均值分别为 1.016 和 1.031),而且,大银行全要素生产率的增长幅度要高于中小银行。从分解情况来看,首先,样本期间中小银行和大银行群组内部技术效率均有所提升(GTEC 指数均值分别为 1.052 和 1.008),相对而言,中小银行提升幅度更大;其次,两类银行均存在群组边界与共同边界间的技术追赶趋势(PTCU 指数均值分别为 1.026 和 1.054)且大银行更为明显;另外,两类银行群组技术变动的幅度都要大于共同边界技术变动的幅度(PTRC 指数均值分别为 0.982 和 0.945),相对而言,大银行的技术边界追赶幅度更大。除此以外,群组内部技术进步

^① 14 家大银行分别为工行、中行、建行、交行、招商、浦发、民生、中信、华夏、深发展、兴业、光大、恒丰、浙商银行等。相关数据由银行年报手工收集得到。

^② 由于加入大银行之后改变了效率前沿,因此表 3 计算得到的全要素生产率指数与表 2 存在差异。

对大银行全要素生产率的增长起到了重要作用(GTC指数均值为1.028),而中小银行群组内部技术进步则不明显(GTC指数均值为0.958),说明中小银行在提升技术水平方面还有很长的路要走。分年度来看,两类银行全要素生产率在2007和2009年度均实现了增长,而在2008年均出现了下降,但小银行下降的幅度低于大银行。

表3 中小银行与大银行比较

年度	N	MML	GTEC	GTC	PTCU	PTRC
Panel A 中小银行						
2007	183	1.013	1.075	0.940	1.043	0.962
2008	183	0.981	1.061	0.925	1.040	0.962
2009	183	1.056	1.022	1.012	0.996	1.025
2007~2009	183	1.016	1.052	0.958	1.026	0.982
Panel B 大银行						
2007	14	1.063	1.011	1.015	1.140	0.909
2008	14	0.973	1.005	1.012	1.009	0.948
2009	14	1.059	1.008	1.057	1.016	0.978
2007~2009	14	1.031	1.008	1.028	1.054	0.945

(三)区域特征^①

较多的中小银行样本使得本文能够进一步考察不同省份中小银行的全要素生产率情况。本文的183家中小银行样本来自于除海南和西藏之外的其他29个省市自治区。表4给出了2007至2009年间不同省份中小银行全要素生产率情况。

从表4可以看到,2007~2009年间,29个省市自治区中有18个省份的中小银行全要素生产率实现了增长(MML指数均值大于1),占比62%,说明大部分省份的中小银行的全要素生产率实现了增长。在中小银行全要素生产率实现了增长的省份中,新疆、吉林、重庆排在前三位,年均全要素生产率增长幅度分别为20.7%、14.1%和7.1%;在中小银行全要素生产率出现下降的省份中,青海、河北和云南的下降幅度最为明显,年均全要素生产率下降幅度分别为4.5%、3.0%和2.5%。

为了进一步分析不同地区之间的差异,参照中国银行业监督管理委员会的口径,我们将全国31个省市自治区分为东部、中部、西部等三个区域^②。基于这种分类,在183家样本银行中,位于东部地区的银行共有112家,占比61%;位于中部地区的银行共有36家,占比20%;位于西部地区的银行共有35家,占比19%。2007~2009年间不同区域中小银行全要素生产率情况如表5所示。

从表5可以看到,2007至2009年间,我国东、中、西部中小银行平均全要素生产率均实现了增长。不过,不同区域中小银行全要素生产率增长呈现出一定的差异性。其中,西部地区中小银行

^① 近年来,一些中小银行通过跨区设立分支机构、发起村镇银行和参股其他银行等方式实现跨区经营,因此此处分析的并不是严格意义上的“区域特征”。但是在实际中,中小银行真正实现跨省经营的还非常少。根据李广子(2013),截至2009年底,样本城商行、农商行和农合行实施跨省经营的仅分别为24%、26%和3%。如果按东部、中部、西部区域划分,则跨区域经营的比例会更小。而且,从目前情况看,跨区机构的经营规模在中小银行中占比还非常少,本地机构仍然是中小银行的经营主体。基于以上考虑,本文仍保留这一部分分析。

^② 依据《中国银行业监督管理委员会2012年报》,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等11个省市;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南等8个省;西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古、广西等12个省市自治区。

表 4 不同省份中小银行全要素生产率(2007~2009年)

排名	省份	银行数量	MML	GTEC	GTC	PTCU	PTRC	排名	省份	银行数量	MML	GTEC	GTC	PTCU	PTRC
1	新疆	2	1.207	1.158	1.011	1.000	1.030	16	四川	9	1.004	1.097	0.905	0.999	1.012
2	吉林	2	1.141	1.035	1.049	1.117	0.941	17	山东	24	1.003	1.053	0.953	1.026	0.974
3	重庆	2	1.071	0.993	1.045	1.093	0.943	18	山西	4	1.001	1.081	0.912	0.989	1.027
4	黑龙江	2	1.062	1.029	0.991	1.069	0.974	19	贵州	6	0.996	1.081	0.961	1.016	0.943
5	江西	8	1.060	1.057	0.991	1.045	0.968	20	辽宁	12	0.993	1.092	0.900	0.993	1.018
6	北京	2	1.055	1.064	0.982	1.113	0.907	21	内蒙古	3	0.993	1.015	0.983	0.985	1.011
7	河南	6	1.044	1.129	0.905	0.999	1.023	22	福建	4	0.989	1.052	0.895	1.028	1.022
8	江苏	18	1.044	1.027	1.004	1.078	0.940	23	宁夏	1	0.987	1.091	0.877	0.995	1.036
9	甘肃	1	1.043	1.177	0.866	0.988	1.035	24	安徽	2	0.984	1.044	0.951	1.061	0.935
10	上海	2	1.024	1.078	0.944	1.060	0.950	25	湖南	7	0.982	1.018	0.961	1.025	0.980
11	浙江	37	1.015	1.025	0.985	1.055	0.952	26	广西	2	0.978	1.051	0.930	1.000	1.000
12	湖北	5	1.010	1.107	0.902	0.992	1.020	27	云南	5	0.975	1.021	0.948	1.024	0.983
13	陕西	3	1.007	1.017	1.000	1.029	0.962	28	河北	5	0.970	1.051	0.919	0.985	1.019
14	广东	4	1.007	1.068	0.979	0.997	0.966	29	青海	1	0.955	1.032	0.926	1.018	0.982
15	天津	4	1.005	1.053	0.975	1.014	0.965								

注：表中列示的为各省份中小银行 2007~2009 年间的 MML 指数及其分解。计算方法为：先计算出不同银行 2007~2009 年间的 MML 指数，进而计算各省份所有银行 2007~2009 年间 MML 指数的几何平均值。

表 5 不同区域中小银行全要素生产率(2007~2009年)

区域	银行数量	MML	GTEC	GTC	PTCU	PTRC
东部	112	1.010	1.056	0.953	1.034	0.970
中部	36	1.017	1.065	0.949	1.013	0.994
西部	35	1.034	1.062	0.957	1.036	0.983

注：表中列示的为各区域中小银行 2007 至 2009 年间的 MML 指数及其分解，计算方法同表 4。

平均全要素生产率年均增长幅度最高，达到 3.4%；中部地区次之，为 1.7%；东部地区最低，为 1.0%。可见，在经济发展相对落后的西部地区，中小银行平均全要素生产率年均增长幅度反而高于东部和中部地区。可能的原因在于，与大银行相比，中小银行在营业网点、资产规模、信息技术、管理水平等方面都处于劣势。而在经济相对发达的东部和中部地区，大银行数量众多，银行业竞争较为激烈，这时中小银行可能很难找到足够的生存和发展空间。

五、什么因素产生了影响

前文中，我们对中小银行 2007~2009 年间的全要素生产率进行了估算，并从全要素生产率分解角度对导致全要素生产率增长的原因进行了简要分析。上述分析基于抽象的技术分解方法，很难与银行的经营管理实践结合起来。这一部分中，我们将从微观和宏观两个层面，选取特定的一些指标，来探讨中小银行全要素生产率的影响因素。具体地，本文采取的分析模型如下：

$$TFP_{k,t} = \beta_0 + \beta_1 MicroFactors_{k,t} + \beta_2 MacroFactors_{k,t} + \beta_3 Year_t + \beta_4 Type_k + \varepsilon_{k,t} \quad (18)$$

其中, $TFP_{k,t}$ 表示第 k 家银行从第 $t-1$ 年至第 t 年的全要素生产率, $MicroFactors_{k,t}$ 和 $MacroFactors_{k,t}$ 分别为影响中小银行全要素生产率的微观因素和宏观因素。参照已有研究(Berger and Mester, 1997; Hasan and Marton, 2003; Berger et al., 2009; 朱南等, 2004; 袁晓玲和张宝山, 2009; 张健华和王鹏, 2010; 王兵和朱宁, 2011a), 在微观层面, 本文主要考察中小银行经营特征的影响, 具体包括: (1) 银行资产规模(*Size*), 以银行总资产的对数表示; (2) 银行成长性(*Asset Growth*), 以银行总资产的增长率来表示。在宏观层面, 主要考察银行所在区域经济发展状况等因素的影响, 具体包括: (1) 地区人均 GDP(*GDP per capita*), 以所在省份当年人均 GDP(元)的对数表示; (2) 地区固定资产投资增长率(*Investment Growth*), 以所在省份当年地区固定资产投资增长率表示。 $Year_t$ 和 $Type_k$ 分别表示年度和银行类型。

分析中使用的区域经济发展数据来自于 Wind 数据库。本文的样本为平衡面板数据。分析面板数据时, 通常有三种方式: 基于普通最小二乘法(OLS)的混合回归模型、固定效应模型(fixed effect model)和随机效应模型(random effect model)。我们在分析中采用 Breusch 和 Pagan LM 统计量对模型随机效应进行检验, 采用 Hausman 统计量对随机效应与固定效应进行区分。总体上看, 随机效应模型略优于其他两类模型。下文中, 我们将以随机效应模型为基础报告相应的分析结果^①。具体结果见表 6。

表 6 中的列(1)给出了全样本的分析结果。可以看到, 资产规模(*Size*)的回归系数为-0.009, 在 10%的显著性水平上显著, 意味着资产规模对银行全要素生产率产生了显著的负向影响, 即中小银行中资产规模较小的银行平均来说全要素生产率要高于规模较大的银行, 反映出近年来我国资产规模较小的银行经历的快速发展和效率的不断改进^①。这一结果也与 Berger and Mester(1997)相吻合, 后者发现, 相对于小银行来说, 大银行很难有效地产生收入。资产增长率(*Asset Growth*)的

表 6 全要素生产率影响因素分析(2007~2009 年)

	(1) 全样本	(2) 城商行	(3) 农商行	(4) 农合行
<i>Size</i>	-0.009*(0.005)	-0.005(0.008)	-0.029*(0.018)	-0.011(0.012)
<i>Asset Growth</i>	0.078*** (0.021)	0.082*** (0.023)	0.197*(0.123)	-0.076(0.070)
<i>GDP per capita</i>	0.019*(0.012)	0.014(0.022)	0.108*(0.065)	0.019(0.023)
<i>Investment Growth</i>	0.094*(0.056)	-0.026(0.088)	-0.058(0.324)	0.294*** (0.111)
年度	yes	yes	yes	yes
银行类型	yes			
<i>Intercept</i>	0.904*** (0.157)	0.936*** (0.226)	0.319(0.714)	0.956*** (0.230)
Wald Chi ²	48.09***	51.79***	10.92*	12.06*
R ²	0.081	0.150	0.361	0.060
BP LM	2.84*	6.42***	2.77*	2.89*
Hausman	4.76	4.47	4.43	6.55
N	549	300	36	213

注: *Intercept* 为截距项, Wald Chi² 和 R² 分别表示随机效应模型总体 Wald Chi² 和 R² 值, BP LM 为随机效应模型 Breusch 和 Pagan LM 统计量; Hausman 为区分固定效应和随机效应的统计量。表中列示的为回归方程中截距项及各变量的回归系数, 括号中为回归系数的标准差, *, **, *** 分别表示系数在 10%、5%、1%的显著性水平上异于 0(双尾)。

^① 考虑到因变量的取值总是大于 0, 因此我们还采取了随机效应 Tobit 模型来对这种截断效应进行控制。所得到的分析结果与随机效应模型几乎完全一致。出于节省空间考虑, 本文没有报告相关结果。

回归系数均为正,且在 10%的显著性水平上显著,说明资产扩张较快的中小银行其全要素生产率会较高。人均 GDP(*GDP per capita*)、地区固定资产投资增长率(*Investment Growth*)的回归系数也为正,显著性水平低于 10%,说明中小银行全要素生产率与地区经济发展水平和地区固定资产投资增速密切相关,但这一结果与前文有所差异。回归(2)、(3)、(4)分别对城商行、农商行和农合行样本进行了分析。总体上看,城商行和农合行的分析结果与全样本情形基本上一致,只是在显著性水平上有所差别,不再赘述。

表 6 的回归分析结果总体表明,中小银行全要素生产率受到银行自身经营特征和银行所在区域经济发展状况等多种因素影响。

六、收敛性分析

(一) σ 收敛

我们根据公式(15)对不同年度样本中小银行全要素生产率的离散程度(σ 值)进行了测算,以考察其 σ 收敛特征。具体结果如表 7 所示。

表 7 中小银行全要素生产率收敛分析

	银行数量	2007 年	2008 年	2009 年
Panel A				
全样本	183	0.126	0.137	0.092
Panel B				
城商行	100	0.123	0.151	0.105
农商行	12	0.105	0.069	0.035
农合行	71	0.134	0.126	0.081
Panel C				
东部	112	0.106	0.124	0.083
中部	36	0.160	0.147	0.094
西部	35	0.146	0.167	0.120

注:表中列示的为依据公式(15)计算得到的各类中小银行全要素生产率的离散程度(σ 值)。

从表 7 可以看到,样本中小银行不良贷款约束下全要素生产率表现出一定的收敛特征。以全样本情形为例(Panel A),2007、2008 和 2009 年,样本中小银行不良贷款约束下全要素生产率的离散程度分别为 0.126、0.137 和 0.092,呈现出先上升后下降的趋势。特别是与 2008 年相比,2009 年不同中小银行全要素生产率的离散程度明显降低,中小银行不良贷款约束下全要素生产率呈现出趋同的特征。这一结果与柯孔林和冯宗宪(2013)关于大银行的结果一致。

Panel B 和 Panel C 分别给出了不同类型和不同区域中小银行各年全要素生产率的离散程度。结果与全样本情形类似,各种类型和各个区域中小银行不良贷款约束下全要素生产率都呈现出一定的趋同特征。其中,与城商行相比,农商行和农合行的趋同特征尤为明显;与东部和西部地区相比,中部地区中小银行的趋同特征尤为明显。

① 注意表 6 分析的样本为中小银行,与表 3 中的不同(其中包含了大银行),因此这里资产规模与全要素生产率负相关的结论与表 3 中大银行全要素生产率的增长幅度要高于中小银行的发现并不直接矛盾,但是如何解释在不同类型银行群体中资产规模与全要素生产率关系的差异,仍需要进一步探索。

(二)绝对 β 收敛

为分析样本中小银行全要素生产率的绝对 β 收敛性,我们以2007年全要素生产率为初始值,依据式(16)对样本数据进行回归分析。回归因变量为 $[\ln(MML_{k,2009})-\ln(MML_{k,2007})]/2$,即2007~2009年中小银行年均全要素生产率增长;解释变量为 $\ln(MML_{k,2007})$,即2007年中小银行的全要素生产率。具体结果如表8所示。

表8 中小银行全要素生产率绝对 β 收敛分析

	Panel A	Panel B: 不同类型			Panel C: 不同区域		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	城商行	农商行	农合行	东部	中部	西部
$\ln(MML_{k,2007})$	-0.510*** (0.027)	-0.502*** (0.043)	-0.534*** (0.052)	-0.502*** (0.036)	-0.548*** (0.036)	-0.515*** (0.049)	-0.402*** (0.072)
<i>Intercept</i>	0.022*** (0.003)	0.028*** (0.005)	0.022*** (0.005)	0.014*** (0.004)	0.017*** (0.003)	0.031*** (0.008)	0.036*** (0.010)
F-value	347.21***	135.90***	102.70***	193.25***	225.39***	107.14***	30.44***
Adj_R ²	0.656	0.579	0.902	0.733	0.669	0.752	0.471
N	183	100	12	71	112	36	35

注:表中列示的为根据式(16)得到的OLS回归分析中截距项(Intercept)及解释变量的回归系数,括号中为回归系数的标准差。*、**、***分别表示系数在10%、5%、1%的显著性水平上异于0(双尾)。

表8的结果表明,样本中小银行不良贷款约束下全要素生产率表现出明显的绝对 β 收敛特征。以全样本情形为例(Panel A),解释变量 $\ln(MML_{k,2007})$ 的回归系数为-0.510,显著性水平低于1%。这意味着,初始全要素生产率较高的中小银行,其未来全要素生产率的增长会相对缓慢,即不同中小银行的全要素生产率会趋于相同的稳定增长速度,全要素生产率落后的中小银行存在追赶先进中小银行的趋势。

Panel B和Panel C分别给出了不同类型和不同区域中小银行的绝对 β 收敛分析结果。同样地,解释变量 $\ln(MML_{k,2007})$ 的回归系数均显著为负,说明各种类型和各个区域的中小银行不良贷款约束下全要素生产率都呈现出明显的绝对 β 收敛特征。

(三)条件 β 收敛

我们依据式(17)对样本中小银行不良贷款约束下全要素生产率的条件 β 收敛性进行了回归分析。由于因变量 $\ln(MML_{k,t})-\ln(MML_{k,t-1})$ 表示中小银行第 t 年全要素生产率相对于第 $t-1$ 年的差异,因此分析仅包含2008和2009两年的观测值。本文采取面板数据回归模型进行分析,具体结果如表9所示。

从表9可以看到,样本中小银行不良贷款约束下全要素生产率表现出明显的条件 β 收敛特征。在所有回归中,解释变量 $\ln(MML_{k,t-1})$ 的回归系数均显著为负,说明中小银行未来全要素生产率的增长幅度与其前一期的全要素生产率水平负向相关。前一期全要素生产率水平越高,其全要素生产率的增长幅度会越低,反之亦然。这意味着样本中小银行全要素生产率会收敛于自身的稳定水平,即存在条件 β 收敛特征。这一结果与柯孔林和冯宗宪(2013)关于大银行的结果具有一致性。

以上的收敛性分析表明,我国中小银行不良贷款约束下全要素生产率变动表现出很强的收敛性。随着时间的推移,不同银行全要素生产率的离散程度明显减小。中小银行全要素生产率不仅会收敛到自身的稳定水平,不同中小银行全要素生产率也会收敛到相同的稳定增长速度。对于不同类型、不同区域的中小银行而言均是如此。

表 9 中小银行全要素生产率条件 β 收敛分析

	Panel A	Panel B: 不同类型			Panel C: 不同区域		
	(1) 全样本	(2) 城商行	(3) 农商行	(4) 农合行	(5) 东部	(6) 中部	(7) 西部
$\ln(MML_{k,t-1})$	-1.659*** (0.058)	-1.813*** (0.079)	-1.386*** (0.219)	-1.426*** (0.084)	-1.659*** (0.076)	-1.512*** (0.135)	-1.792*** (0.121)
Intercept	1.683*** (0.058)	1.810*** (0.078)	1.419*** (0.226)	1.474*** (0.088)	1.676*** (0.077)	1.553*** (0.139)	1.820*** (0.120)
F-value (Wald Chi ²)	812.78***	516.83***	39.75***	282.39***	468.29***	124.44***	219.21***
R ²	0.629	0.636	0.744	0.643	0.633	0.671	0.589
Hausman	208.51***	180.30***	3.41*	54.42***	104.05***	18.21***	42.43***
N	366	200	24	142	224	72	70

注：表中列示的为根据式(17)得到的回归分析中截距项(Intercept)及解释变量的回归系数,括号中为回归系数的标准差。所有回归均采用固定效应模型。Hausman 为区分固定效应和随机效应的统计量。*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 的显著性水平上异于 0(双尾)。

七、结 语

尽管中小银行已经成为我国银行体系的重要组成部分,但已有文献在分析银行效率问题时通常局限于大银行,对中小银行特别是农商行和农合行效率问题的系统性研究非常少。基于 183 家中小银行 2006~2009 年样本,在考虑不良贷款约束基础上,本文对我国中小银行的全要素生产率变动、影响因素及其收敛性进行了系统的分析。本文发现,2006~2009 年间,我国中小银行全要素生产率总体有所增长。不同类型和不同区域中小银行全要素生产率增长表现出不同的特征。其中,农商行和农合行的全要素生产率增长要高于城商行,西部地区中小银行的全要素生产率增长要高于东部和中部地区。从影响因素来看,中小银行全要素生产率增长受到银行资产规模、资产扩张速度、地区经济发展水平、固定资产投资增长等多种因素共同影响。此外,中小银行全要素生产率呈现出一定的收敛特征:随着时间的推移,不同中小银行全要素生产率的离散程度不断缩小;而且,中小银行全要素生产率不仅会收敛到自身的稳定水平,不同中小银行全要素生产率也会收敛到相同的稳定增长速度。

本文的分析具有较强的政策含义。在中小银行层面,目前中小银行的技术水平具有较大的提升空间。为提升银行的技术水平,中小银行可以借助于信息技术等物质手段,推动生产前沿面的正向移动。在地方政府层面,地方经济发展对中小银行效率提升具有重要影响,地方政府应协调好地方经济与中小银行之间的关系,实现地方经济发展与银行效率提升的良性互动。在银行监管层面,首先,要进一步完善相关调控政策,加强对中小银行的针对性指导,逐步消除制约中小银行效率提升的制度性因素,促进中小银行技术水平的提升。其次,本文的分析结果表明,中小银行的经营效率一定程度上优于大银行,因此,要逐步改变当前针对中小银行的一些歧视性政策,逐步取消对中小银行在业务经营上的一些限制,促进中小银行与大银行的公平竞争。最后,对不同区域中小银行实施差别化监管政策,对落后地区中小银行实施特定扶持政策,促进其效率加速提升。

参考文献:

- 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 3 期。
陈守东、刘芳(2006):《商业银行经营效率评价与影响因素分析》,《财贸经济》,第 12 期。

- 陈谷荔、杨浩彦(2008):《共同边界 Malmquist 生产力指数的延伸:跨国总体资料的实证分析》,《经济论文丛刊》,第4期。
- 郭妍(2005):《我国商业银行效率决定因素的理论探讨与实证检验》,《金融研究》,第2期。
- 柯孔林、冯宗宪(2008):《中国银行业全要素生产率测度:基于 Malmquist-Luenberger 指数研究》,《数量经济技术经济研究》,第4期。
- 柯孔林、冯宗宪(2013):《中国商业银行全要素生产率增长及其收敛性研究》,《金融研究》,第6期。
- 李广子(2013):《中小银行跨区经营的特征及其影响因素》,《金融评论》,第1期。
- 孙传旺、刘希颖、林静(2010):《碳强度约束下中国全要素生产率测算与收敛性研究》,《金融研究》,第6期。
- 王兵、朱宁(2011a):《不良贷款约束下的中国银行业全要素生产率增长研究》,《经济研究》,第5期。
- 王兵、朱宁(2011b):《不良贷款约束下的中国上市银行业效率和全要素生产率研究》,《金融研究》,第1期。
- 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。
- 张健华(2003):《我国商业银行效率研究的 DEA 方法及 1997~2001 年效率的实证分析》,《金融研究》,第3期。
- 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。
- 朱南、卓贤、董屹(2004):《关于我国国有商业银行效率的实证分析与改革策略》,《管理世界》,第2期。
- Alam, I. (2001): "A Nonparametric Approach for Assessing Productivity Dynamics of Large U.S. Banks", *Journal of Money, Credit and Banking*, 33, 121-139.
- Banker, R., H. Chang and S. Lee (2010): "Differential Impact of Korean Banking System Reforms on Bank Productivity", *Journal of Bank and Finance*, 34, 1450-1460.
- Berger, A., I. Hasan and M. Zhou (2009): "Bank Ownership and Efficiency in China: What Will Happen in the World's Largest Nation?" *Journal of Banking and Finance*, 33, 113-130.
- Berger, A. and D. Humphrey (1997): "Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research", *European Journal of Operational Research*, 98, 175-212.
- Berger, A. and L. Mester (1997): "Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?" *Journal of Banking and Finance*, 21, 895-947.
- Bonin, J., I. Hasan and P. Wachtel (2005): "Privatization Matters: Bank Efficiency in Transition Countries", *Journal of Banking and Finance*, 29, 2155-2178.
- Bos, J. and H. Schmiedel (2007): "Is There a Single Frontier in a Single European Banking Market?" *Journal Banking and Finance*, 31, 2081-2102.
- Chung, Y., R. Fare and S. Grosskopf (1997): "Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach", *Journal of Environmental Management*, 51, 229-240.
- Drake, L. and M. Hall (2003): "Efficiency in Japanese Banking: An Empirical Analysis", *Journal of Banking and Finance*, 27, 891-917.
- Fare, R., S. Grosskopf and C. Pasurka (2007): "Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions", *Energy*, 32, 1055-1066.
- Fries, S. and A. Taci (2005): "Cost Efficiency of Banks in Transition: Evidence from 289 Banks in 15 Post-communist Countries", *Journal of Banking and Finance*, 29, 55-81.
- Fukuyama, H. and W. Weber (2008): "Japanese Banking Inefficiency and Shadow Pricing", *Mathematical and Computer Modeling*, 48, 1854-1867.
- Hasan, I. and K. Marton (2003): "Development and Efficiency of the Banking Sector in a Transitional Economy: Hungarian Experience", *Journal of Banking and Finance*, 27, 2249-2271.
- Jian, T., J. Sachs and A. Warner (1996): "Trends in Regional Inequality in China", *China Economic Review*, 7, 1-21.
- Kontolaimou, A. and K. Tsekouras (2010): "Are Cooperatives the Weakest Link in European Banking? A Non-parametric Metafrontier Approach", *Journal of Banking and Finance*, 34, 1946-1957.
- O'Donnell, C., D. Rao and G. Battese (2008): "Metafrontier Frameworks for the Study of Firm-Level Efficiency and Technology Ratios", *Empirical Economics*, 34, 231-255.
- Park, K. and W. Weber (2006): "A Note on Efficiency and Productivity Growth in the Korean Banking Industry, 1992-2002", *Journal of Banking and Finance*, 30, 2371-2386.
- Sala-i-Martin, X. (1996): "The Classical Approach to Convergence Analysis", *Economic Journal*, 106, 1019-1036.
- Wheelock, D. and P. Wilson (1999): "Technical Progress, Inefficiency, and Productivity Change in U.S. Banking, 1984-1993", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 31, 212-234.

(责任编辑:程 炼)