

外资银行进入对我国银行业竞争度影响的测度

孙 巍^{a,b}, 满媛媛^a

(吉林大学 a. 数量经济研究中心; b. 商学院, 长春 130012)

摘 要:文章采用基于推测变分模型的方法,利用SUR及时间序列方法对14家商业银行1998~2010年数据分析我国银行业竞争度变化。通过建立外资银行进入对我国银行业竞争度的影响模型测度其作用机理。结果表明,我国银行业竞争度在基本处于垄断竞争的业态,竞争呈波动性变动,市场结构的变化并不能完全表现的银行竞争,外资银行数量上的增长为我国银行业带来了一定的示范与牵动效应与CV模型测度的竞争度相关,外资银行的进入增加了银行业的竞争。

关键词:外资银行进入;银行业竞争度;推测变分

中图分类号:F831.6

文献标识码:A

文章编号:1002-6487(2012)02-0166-04

0 引言

随着经济全球化,世界金融业已逐步融为一体,中国金融业也进入了全面开放阶段,银行业市场主体的多元化促使我国银行业竞争环境发生改变。金融业的开放会加速银行业竞争的加深,也使银行业的效率得到了提升。我国金融业的全面开放条件下外资银行的进入是否会加剧银行业

的竞争,竞争的加剧是否会促进效率提高等问题都值得关注。

1 研究综述

产业组织对银行的理论和实证的研究方法中,对银行业竞争度的测度结构分析的SCP分析范式认为,市场份额集中到少数企业意味着产业集中度越高,而高集中度的市

基金项目:教育部人文社科重点研究基地重大项目(10JJD790032);教育部新世纪优秀人才支持计划

作者简介:孙 巍(1963-),男,吉林人,教授,博士生导师,研究方向:数量经济学。

满媛媛(1982-),女,吉林人,博士研究生,研究方向:数量经济学。

击的人民币汇率的波动呈现出一定程度的发散特征,其波动水平会迅速扩大直到突破门限,在此机制内,人民币汇率的波动不存在自我调整的内在动力。

人民币汇率受到贬值冲击时,其波动只面临着 $-0.00471 < d\text{lp}arate_{t-2}$ 一个调整机制,此时,人民币汇率滞后二期的波动对当前期的波动都存在影响,但是影响系数较小,表明其调整速度较快。在这个机制内,人民币汇率无论是受到升值冲击还是贬值冲击,其调整机制和调整速度是一样的。总的来说,当人民币汇率受到升值波动的冲击时,其升值波动回调的速度要小于人民币汇率受到贬值波动冲击的情况。这表明相对于贬值而言,人民币汇率面临着更大的升值压力,人民币升值容易贬值难。

参考文献:

- [1]谢赤,戴克维,刘潭秋.基于STAR模型的人民币实际汇率行为的描述[J].金融研究,2005,(5).
- [2]张卫平.购买力平价非线性检验方法的进展回顾及其对人民币实际汇率的应用[J].经济学(季刊),2007,6(4).
- [3]雷强,郭白澄,雷敏.人民币与国际汇率的非线性特征研究[J].科学与技术,2009,9(3).
- [4]刘潭秋.人民币实际汇率的非线性特征研究[J].数量经济技术经济研究,2007,(2).

- [5]刘金全,郑挺国,隋建利.人民币汇率与均衡水平偏离的动态非对称调整研究[J].南方经济,2007,(11).
- [6]靳晓婷,张晓炯,梁惠德.汇改后人民币汇率波动的非线性特征研究——基于门限自回归TAR模型[J].财经研究,2008,34(9).
- [7]Tong H. On a Threshold Model[A]. In: Chen C, eds. Pattern Recognition and Signal Processing[M]. Amsterdam: Sijthoff & Noordhoff, 1978.
- [8]Tong H, Lim K S. Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1980, 42(3).
- [9]Tong H. Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis[A]. In: Brillinger D, Fienberg S, Gani J, Hartigan J, Krickeberg K eds. Lecture Notes in Statistics[M]. New York: Springer-Verlag, 1983.
- [10]Tsay R S. Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes [J]. Journal of the American Statistical Association, 1989, 84(405).
- [11]Tsay R S. Testing and Modeling Multivariate Threshold Models[J]. Journal of the American Statistical Association, 1998, 93(443).
- [12]Chan K S. Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model[J]. The Annals of Statistics, 1993, 21(1).
- [13]Blake N S, Fomby T B. Threshold Cointegration[J]. International Economic Review, 1997, 38(3).

(责任编辑/浩 天)

场会促使市场份额高的企业通过垄断势力获得更高的利润,从而降低了市场竞争度和社会福利(Bain,1951)。SCP分析范式主要研究市场绩效和市场力量之间的关系,在经验性分析中一般会采用市场集中度指标CR和HHI来度量银行业市场的竞争程度。Berger和Hannan(1989,1991),Molyneux和Teppet(1993)、Williams et al(1994)、Berger(1995)和Hannan(1997)等都通过对不同国家的银行业市场结构和市场绩效进行了分析得出了不同结论。对于我国银行业结构及绩效的关系研究也在近几年得到了学界的关注,赵旭等(2001)、陈敬学(2004)、孙巍等(2005)和邹伟进等(2007)都以传统的SCP范式为基础对市场结构及绩效的关系进行了深入的分析和研究。而SCP范式得到了很多学者的诸多质疑。Demsetz(1973)和Peltzman(1977)提出了有效结构假说(ESH假说),假定了市场结构与效率的反响因果关系。他们认为企业通过高水平的生产技术和和管理技术等,内生性的决定了行业的市场结构,即高效导致了高集中度和高收益。而企业行为、绩效及市场结构的是内生的,导致了经验分析中由内生性引起的错误的参数估计。

对于银行业竞争度的非结构分析的主要方法有Iwata模型(Iwata,1974),Bresnahan模型(Bresnahan and Lau,1982)和Panzar-Rosse模型(Panzar and Rosse,1987)。基于Panzar-Rosse模型的实证研究在非结构分析方法中为多数学者采用,PR模型假设投入要素的价格发生变动时,企业会根据市场结构的差异,采取不同的定价策略来实现企业利润最大化。通过H统计量即收入对要素价格弹性之和来表示竞争度。Molyneux(1994)、Bikker和Haaf(2002)和Claessens和Laeven(2003)等都利用PR模型对银行业竞争度与效率之间的关系进行了研究。国内的一些学者通过PR模型对我国银行业竞争度进行了实证研究,叶欣(2001)、赵子铤(2005)、黄隽(2007)、李伟等(2008)、殷孟波(2009)和王晓枫(2010)都得出了我国银行的市场结构与效率的关系。但PR模型作为一个比较静态分析框架,仅关注了企业收益和各种要素投入价格之间的关系决定了竞争度,却没有考虑决定竞争度的需求因素。这种回归分析会造成严重的内生性问题(Bresnahan,1989),因此不能说明银行总收益和各种投入要素价格之间的因果关系。

除此之外还有推测变分模型的对市场竞争的研究,是Bresnahan(1982)和Lau(1982)在古诺模型的研究基础上提出的。企业以利润最大化为目标,追求边际收益等于边际成本,通过反映边际成本与竞争价格背离的推测变分来测定银行的竞争度,而需求和供给共同决定了竞争度。CV模型克服了SCP和PR模型的内生性问题。国外的学者Shaffer(1993)、Suominen(1994)、Neven(1999)、Toolsema(2002)、Cetorelli(2003)、Canhoto(2004)对各国银行业市场的存款、贷款、消费信贷及总资产等通过CV方法检验了银行市场结构。雷震等(2009)根据我国30个省1994-2006年的数据,采用CV方法分析了我国存贷款市场,发现其处于完全垄断和古诺均衡之间的市场竞争度,而贷款市场的竞争度高于存款市场。对我国银行业以数量竞争为特征的CV模型能

更好的刻画我国利率管制背景下的竞争行为。本文通过借鉴CV方法考察我国银行业的市场竞争及其变化趋势,在此基础上,通过实证分析检验外资银行进入对银行业竞争度的影响。

2 我国银行业竞争度测度

2.1 推测变分模型

在同质产品及产量选择的基础上,企业推测竞争对手的行为并依据这种推测选择行为。反需求函数是:

$$p=f(D) \quad (1)$$

企业的数量为 n ,使 q_j 是企业 j 的供给量。总供给 D 就是各个企业供给之和。

$$D=q_1+q_2+\cdots+q_n \quad (2)$$

我们假设每个企业都是追求利润最大化的,因此定义 $\pi_j=R_j-C_j$,这里 R_j 和 C_j 分别是总收益和成本,利润最大化的条件可以表示为

$$\frac{dR_j}{dq_j}=p+\frac{dp}{dq_j}q_j=p+\frac{dp}{dD}\frac{dD}{dq_j}q_j=p+\frac{dp}{dD}(1+\gamma_j)q_j \quad (3)$$

$$\text{这里 } \gamma_j=\frac{d}{dq_j}\left(\sum_{k \neq j} q_k\right)$$

这里我们称 γ_j 为推测变分,这个比率表示的是当 j 增加自己的供给量得时候其他企业供给量的变化率。结合以上分析得到利润最大化的均衡条件为

$$p+\frac{dp}{dD}(1+\gamma_j)q_j-mc_j=0 \quad (4)$$

这里 mc_j 是边际成本 dC_j/dq_j 。将(4)式两边同乘 q_j ,将市场中 n 家企业加总可得:

$$\sum_{j=1}^n p \cdot q_j + \sum_{j=1}^n \frac{dp}{dD} (1 + \gamma_j) D^2 (q_j^2 / D^2) - \sum_{j=1}^n c_j q_j = 0 \quad (5)$$

重新整理,可得

$$\sum_{j=1}^n (p - c_j) q_j / (p \cdot D) = -(1 + \gamma) HHI / \eta_D \quad (6)$$

其中, $1+\gamma=1+\sum_{j=1}^n \gamma_j q_j^2 / \sum_{j=1}^n q_j^2$ 这里看做是表示整个市场行为参数,主要表示市场力量的大小,其强调的是厂商产量变动对市场上每个厂家的平均变动情况的影响, $\gamma=0$,代表市场是完全竞争的, $\gamma=\frac{1}{n}$ 是古诺竞争, $\gamma=1$ 是垄断或者存在契约。 η_D 是需求的价格弹性,HHI是赫芬达尔指数。

这里的研究是针对整个银行业市场的,假设各银行的边际成本相同,则模型可以变为:

$$\frac{p-mc}{p}=-(1+\gamma)HHI/\eta_D \quad (7)$$

这种形式和研究产业竞争度的Lerner指数的形式类似,模型的估计需要求出市场均衡价格、边际成本,赫芬达尔指数及需求的价格弹性,即可得到推测变分的值,从而确定市场的竞争度。目前银行业的利润中的主要来源仍然是

利息收入,因此可以把银行业市场中贷款作为研究市场竞争的总需求。

2.2 银行业贷款需求函数的估计

本文根据《中国金融统计年鉴》选取了中国银行业 14 家商业银行^①。这些银行均为全国性银行,其资产总额和存贷款份额占据了我国银行业的 90%,基本代表了行业内的竞争状况。影响银行业贷款需求的因素较多,利率的变动可以对贷款需求产生一定的影响,国内的投资也是贷款需求的主要来源,随着金融信贷业的发展居民消费的增加也是贷款需求有一定的增加,综合以上因素可以将银行业贷款的函数形式可以写为:

$$\log(Q^l) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(r^l) + \alpha_2 \log(invest) + \alpha_3 \log(cons) + \phi^l \quad (8)$$

在(7)式中,invest 表示年固定资产投资总额,cons 表示居民年平均消费, Q^l 为贷款需求总额, r^l 为平均贷款利率, ϕ^l 为随机扰动项。通过方程(8)的结果得到需求的价格弹性后,带入方程(6)式中,可以计算出银行业市场的推测变分。

根据《中国金融统计年鉴》、《中国统计年鉴》及各家银行年报数据选取 14 家银行 1998~2010 年间的估计出贷款方程的回归结果从回归方程的结果来看, R^2 统计量为 0.995334,拟合度非常好,可以看到基本找到了影响贷款的重要因素,采用 white 检验对方程进行异方差检验,其 p 值大于 0.05,说明模型不存在异方差性, Durbin-Watson 检验值的结果 1.393989 说明方程可能存在正的序列相关。根据 LM 检验的结果可知模型的随机误差项存在二阶自相关,采用广义差分法使模型变如表 1。

$$\log(Q^l) = \alpha_0 + \alpha_1 \log(r^l) + \alpha_2 \log(invest) + \alpha_3 \log(cons) + AR(2) + \phi^l \quad (9)$$

对模型的重新估计的结果为:

表 1 1998~2010 年贷款方程回归结果

变量	参数估计	t 统计量	Prob.
C	0.943278*	2.296896	0.0614
$\log(r^l)$	-0.318604***	-7.093472	0.0004
$\log(invest)$	0.619307***	6.646190	0.0006
$\log(cons)$	0.360602*	2.216395	0.0685
ar(2)	-0.539460**	-2.537087	0.0443
R^2 统计量	0.999003	Durbin-Watson 检验值	2.235964

注:***为 1% 水平显著、**为 5% 水平显著、*为 10% 水平显著。

采用广义差分方法对模型(9)的重新估计的结果中, R^2 统计量为 0.995334, 及 Durbin-Watson 检验值 2.235964 结果都较为理想,根据以上模型结果可以得到贷款需求的价格弹性即为 -0.318604。

2.3 成本函数的估计

为了估计推测变分的模型结果我们要知道贷款的边际成本函数,经济学中认为边际成本是多生产一单位产品所带来的成本的增加,因此这里成本函数假设为贷款需求的函数,从而可以得到边际成本值,模型具体形式如下:

$$C_l(q_j) = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} q_{jt} + \varepsilon_t \quad (10)$$

为了对 14 家银行平均的边际成本进行估计,可以采用面板数据的方法进行时间序列上多个截面数据进行估计。确定模型的具体形式,需要通过 Hausman 检验来确定个体影响与解释变量是否相关。通过检验得到 Hausman 统计量的值为 7.978599,相对应的概率为 0.0048,说明检验结果说明成本函数的估计应采用固定影响回归模型。首先进行面板模型的单位根检验,确定选取的序列是否是平稳的时间序列, ADF 检验结果发现成本的一阶差分平稳,贷款的二阶差分是平稳的。

Engle 和 Granger 指出两个或多个非平稳时间序列的线性组合可能是平稳的。存在非平稳时间序列的面板数据模型可以通过面板协整检验来确定其是否存在协整关系。通过 Kao 的协整检验确定其残差的单位根检验结果 P 值接近于 0,因此该模型的线性组合是平稳的。

此外为了消除固定影响变截距模型的不同个体成员之间同时洗的随机误差项相关及异方差可以选择近似不相关回归模型(SUR),并为反映不同年份的边际成本估计模型,选择时点 SUR 方法进行估计,结果如见表 2。

表 2 1998~2010 年银行进入度影响模型回归结果

变量	参数估计	t 统计量	Prob.
C	-0.117280	-0.578100	0.5760
n/N_t	-37.16494*	-1.987878	0.0749
$FBTA/TA_t$	23.30065***	3.020716	0.0129
R^2 统计量	0.513397	Durbin-Watson 检验值	2.182876

注:***为 1% 水平显著、**为 5% 水平显著、*为 10% 水平显著。

模型的 R^2 统计量为 0.995334, D.W 检验的值均比较理想,并参数估计结果显著,可以采用参数估计的结果作为各年的边际成本数据。

3 金融市场开放度对我国银行市场竞争度影响的实证分析

3.1 基于推测变分的银行竞争度测度结果

根据以上的模型分析及结果,我们可以通过贷款需求方程的结果及成本函数的结果及根据公式(7)的形式计算出我国银行业 1998~2010 年的推测变分的具体数值,结果如图 1。

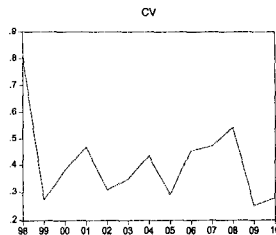


图 1 银行业 1998~2010 年市场推测变分值

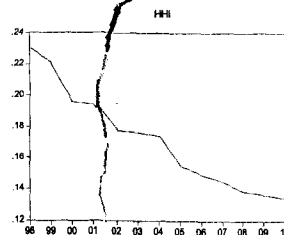


图 2 银行业 1998~2010 年赫芬达尔指数值

通过图 2 可以看到我国银行业垄断程度逐步降低,处于古诺模型及完全垄断之间,市场结构趋于竞争,SCP 范式的衡量市场结构的指标 HHI 逐渐下降。而 CV 的变化和其并不吻合,竞争度和集中度并不一致,不支持 SCP 假说。

^①包括工商银行、农业银行、中国银行、建设银行、交通银行、兴业银行、华夏银行、广东发展银行、深圳发展银行、招商银行、浦发银行、民生银行和中信银行。

Demsetz (1973) 和 Peltzman (1977) 的效率假说理论, 均对 SCP 范式提出了质疑, 认为一个效率较高的银行将允许它以较低价格获得市场份额, 从而实现利润最大化。银行绩效的内生变量包含了市场结构, 银行的高效率导致了高的市场结构的集中化结果。行业出现的差异是由寡头垄断市场中的利润最大化问题造成的。在一个行业中存在多个不同规模的提供同种商品的商业银行, 故每个商业银行的成本方程应包含企业规模差异的因素。本文采用 CV 作为竞争度测度指标是比较合理的。

3.2 外资银行进入度对我国银行业竞争度影响模型

本文旨在研究随着金融业的全面开放外资银行的进入是否就是造成我国银行业竞争变化的原因, 并且是否给中国银行业带来了效率的提升。模型以期验证 Claessen 等认为的“外资银行进入发展中国家后对商业银行的效率改进效应与外资银行进入的数量相关, 而不与其市场份额相关。”的结论。本文通过模型的简历揭示外资银行机构数量和资产市场份额对市场竞争度的影响, 验证外资银行进入的是否存在竞争效应。模型形式如下:

$$CV_t = \beta_{0t} + \beta_{1t}n/N_t + \beta_{2t}FBTA/TA_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中 CV_t 是银行业市场的推测变分, n/N_t 代表外资银行机构数与我国银行机构数之比, $FBTA/TA_t$ 是外资银行资产的比值。在模型建立对 CV_t 、 n/N_t 和 $FBTA/TA_t$ 进行了单位根检验, 其中 CV_t 、 $FBTA/TA_t$ 是平稳的序列, n/N_t 是二阶单整序列, 因此要检验模型变量之间是否存在协整关系, 根据残差序列的 ADF 检验结果, 可知残差项是平稳的, 因此, CV_t 、 n/N_t 和 $FBTA/TA_t$ 存在协整关系。模型结果如表 3。

表 3 1998-2010 年成本函数面板数据时点 SUR 回归结果

年份	α_{0t}	α_{1t}	t 统计量
1998	46.4659	0.066251***	43.08648
1999	-17.3281	0.063609***	40.53781
2000	-22.588	0.058419***	32.38945
2001	-5.40378	0.042625***	34.50376
2002	-44.7634	0.040836***	35.24185
2003	-36.7845	0.036052***	105.6432
2004	14.57482	0.037157***	36.53033
2005	-26.0013	0.046331***	66.80318
2005	10.21046	0.051205***	54.02613
2007	7.877792	0.055521***	86.50771
2008	40.25352	0.062094***	51.69283
2009	2.964051	0.046634***	57.12326
2010	67.77205	0.041991***	57.02152
R^2	0.999259	Durbin-Watson 检验	2.066390
调整 R^2	0.999140	F 检验	8409.523

注: ***为 1% 水平显著, **为 5% 水平显著, *为 10% 水平显著。

模型的 R^2 为 0.513397, 说明还有其他因素对我国银行业竞争的变化有一定的影响, 说明外资银行的进入存在一定的竞争效应。D.W 值较为理想, 说明模型不存在自相关性。根据参数估计的结果, 参数估计最为显著的是 $FBTA/TA_t$, 其系数为 23.30065 说明外资银行资产的比重

对银行业竞争的提升有相反的影响, 使银行业更趋向于古诺和垄断。 n/N_t 的系数较为显著, 其结果为负, 说明外资银行机构数的扩张并给我国银行业的竞争带来了正面影响, 加速了银行业的竞争。模型验证了 Claessen 等认为的“外资银行进入发展中国家后对其商业银行效率改进效应与外资银行进入的数量有关, 而不与市场份额相关。”这个假设符合我国目前的实际情况。

4 结论

(1) 1998-2010 年我国银行业的基本业态是垄断竞争, 处于竞争度不断增大, 垄断长期趋势下减弱, 随着金融业的全面开放, 外资银行的逐步进入, 我国银行业的市场竞争程度增加。在主体收益中贷款仍占较大部分的比重, 并且贷款市场中体现市场竞争度呈现波动性的逐步变化。

(2) 外资银行的进入对我国银行业市场竞争起到了一定的促进作用, 但影响不显著, 主要由于外资银行目前市场份额较小, 难以对我国商业银行行业构成威胁, 因此对提升商业银行的竞争作用有限。

(3) 外资银行机构数与推测变分值相关, 这与 Claessens 等对 80 个国家 7 900 家银行所得出的判断一致, 目前我国正在进行行业结构的改革, 设立新的股份制商业银行, 引入外资银行, 国外银行机构数量的增加已经为我国带来了一定的示范和传导效应, 促使银行业的竞争加剧。利润最大化的均衡条件中, 包含价格和边际成本的因素, 说明银行获得利润尤其需要一定的金融创新及效率的提升。

参考文献:

- [1] Claessens S., Laeven L. Financial Dependence, Bank Sector Competition and Economic Growth[C]. World Bank Policy Research Working Paper 3481, 2005.
- [2] Claessens S., Demirgüç-kunt A., Huizinga H. How Does Foreign Entry Affect Domestic Banking Markets[J]. Journal of Banking and Finance, 2001, (25).
- [3] 黄隽. 银行竞争与银行数量关系研究: 基于韩国、中国和中国台湾的数据[J]. 金融研究, 2007, (7).
- [4] 李伟, 韩立岩. 外资银行进入对我国商业银行市场竞争度的影响: 基于 Panzar-Rosse 模型的实证研究[J]. 金融研究, 2008, (5).
- [5] 殷孟波, 石琴. 银行业竞争测度模型评述[J]. 金融研究, 2009, (7).
- [6] 王国红, 何德旭. 外国银行进入中国市场的竞争效应研究[J]. 财经问题研究, 2010, (7).
- [7] 雷震, 彭欢. 我国银行业改革与存贷款市场结构分析——基于推测变分的结构模型[J]. 管理世界, 2009, (6).
- [8] 薛峰, 张阁, 吉敏. 银行业竞争度测度方法的分析及启示[J]. 生产力研究, 2011, (4).

(责任编辑/浩 天)