

基于 Panzar-Rosse 模型的中国银行业市场结构与竞争的实证检验

傅强,梁巧

(重庆大学经济与工商管理学院,重庆 400044)

摘要:文章基于 Panzar-Rosse 模型研究了2000年到2007年之间中国金融业中银行市场结构和竞争状态,利用H统计值法,测定H值在0.147 491~0.895 820之内,研究表明中国的银行业仍处于垄断竞争状态,并且从垄断过渡到适度竞争阶段,银行业需要更多的竞争政策,以确保在中国金融市场的适度竞争并促进其发展。

关键词:Panzar-Rosse 模型;竞争;H-统计值

中图分类号:F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2011)01-0024-06

一、引言

随着中国银行业的不断改革、放松管制,中国的银行业转变为国有商业银行占主导地位,与股份制商业银行、城市商业银行、外资银行并存且相互竞争的局面。对银行业结构与竞争的实证研究主要集中在2个方面:一是对银行业竞争性的测度;二是对银行业结构、竞争与效率关系的检验研究。对银行业市场竞争性的测度主要存在两种方法:结构法与非结构法。结构法包括集中度比率(CR_n)、赫芬达尔指数(HHI)等。国内于良春和鞠源曾用市场集中度和市场份额反映银行的竞争程度,对中国4大国有商业银行和股份制商业银行的效率与市场结构之间的关系进行了实证分析^[1]。但结构法指标只考虑银行数量、规模等外在市场结构性因素,并不能准确测度银行业市场的竞争程度。一些经济学家证明了行业结构和竞争程度之间不存在严格意义上的一一对应关系,从而出现了非结构法。非结构法将市场结构内在化,通过估计竞争价格的背离程度来度量市场内厂商的竞争行为,模型的检验结果也更加准确。非结构模型用得最多的是PR模型^[2-3]。非结构法下对竞争的度量强调分析银行的竞争性行为,而不是使用关于市场结构的外在信息。PR模型是测度银行业竞争所使用的主要方法,该模型是基于简化的银行收入函数,通过总收入对投入要素价格变动的弹性之和来反映银行竞争行为和市场竞争程度。

目前国外已有不少学者在同一个国家或跨国运用PR模型对银行业的市场竞争度进行了衡量。Shaffer最早采用PR模型对纽约银行业进行了垄断性检验,发现H值在0.32~0.36之间波动,并且认为在长期均衡里银行的竞争性行为不能用完全垄断或者完全竞争来简单刻画^[4]。Bikker和Haaf研究了23个工

收稿日期:2010-01-22

基金项目:国家自然科学基金项目(70501015)

作者简介:傅强(1963-),男,重庆人,重庆大学经济与工商管理学院教授,博士研究生导师,主要从事金融市场与证券投资、金融系统风险管理与投资组合理论研究。

业化国家的银行业,通过比较国家间和不同类型的银行,最终得出所研究的样本是垄断竞争环境^[5]。Majid 等验证 1998 - 2005 年的马来西亚银行业为垄断竞争^[6]。也有一些学者对发展中国家进行研究。Buchs 和 Mathisen 利用这个模型基于 8 个非洲国家的银行业的研究,发现除了科特迪瓦是垄断外,其余的国家都处于垄断竞争状态^[7]。而研究过程中还发现了其他一些结论,如 Claessens 和 Laeven 通过研究 50 个发展中国家的银行 1994 - 2001 年的数据,得出 H 值在 0.60 ~ 0.80 之间变化,表明这些国家处在不同程度的垄断竞争状态,并发现竞争程度与外资银行的进入等因素存在正相关关系^[8]。国外这两年也有一些新的文献利用 PR 模型对银行业的市场结构与竞争进行实证检验。Kang H. Park 检验韩国商业银行的 1992 - 2004 年市场集中度、竞争,发现朝鲜银行自金融危机后越来越集中^[9]。他用 Panzar - Rosse 模型的 H 统计量进行检验,结果表明韩国商业银行业只在金融危机期间有短暂时段为完全竞争状态,其余时间都处于垄断竞争状态。John Goddard 和 John O. S. Wilson 实证利用固定效应模型 (FE)、高斯混合模型 (GMM) 检验加拿大等 6 个国家银行部门在 1998 - 2004 期间的 H 统计量,他认为测量 PR 模型 H 统计量应该使用动态的收入方程,而不是静态的,但这两种方法测量的 H 统计量都接近零^[10]。Manthos D. Delis 对 1999 - 2006 年中欧和东欧国家银行体系的竞争条件利用 PR 模型进行实证研究,认为这些银行表现为竞争和其他非竞争特征,并认为银行收入大体上受银行结构和宏观经济条件影响^[11]。

在国内,运用 Panzar - Rosse 模型对中国银行业市场竞争结构检验的研究成果不多。首次使用 PR 模型对中国银行业市场竞争结构进行检验的是叶欣、郭建伟和冯宗宪,他们使用 2 个简化的方程式,对中国商业银行业的市场结构特点进行了量化分析,样本期为 1996 - 2000 年,仅提出一个 H 单值 0.159,以说明国内银行刚进入垄断竞争的状态^[12]。赵子银、彭琦和邹康等人将研究样本期扩展为 1993 - 2003 年中国银行业市场面板数据,构造了适合中国的 PR 模型,发现中国商业银行业整体上处于垄断竞争型市场结构,竞争程度有下降的趋势,4 大国有商业银行之间的竞争环境具有接近完全竞争型市场结构的特点;4 大国有商业银行之间的竞争程度明显高于 10 家股份制商业银行之间竞争程度^[13]。2008 年朱雪华选取 1998 - 2006 年作为中国银行业市场竞争度的研究样本期,从 3 个层次上对中国银行业的市场竞争度进行了实证分析,除了验证彭琦等人的结论外,还证明了中国银行业的竞争度经历了一个

先上升后下降再上升的过程^[14]。

与国内已有的相关研究成果相比,本研究创新之处主要有几个方面。首先,侧重从银行市场结构和竞争性对中国银行业展开研究,采用中国 16 家银行 2000 - 2007 年的面板数据 (panel data) 构建了适合于中国银行业的 PR 模型,模型变量比以往的文章多考虑一个哑元变量 D ,即上市变量指标,笔者认为银行业的竞争与是否上市有关。有效的资本市场创造了竞争的市场环境,为检验银行业竞争提供了一个重要的客观指标。此外,在国内使用这个模型时一般引入人工占比 SR ,笔者用银行机构占比来代替,这样更能体现银行规模。再者,衡量中国银行业的均衡条件使用的模型考虑了银行业利润有可能为负值的情况,而国内其他文献经常忽略这点。

二、Panzar - Rosse 模型的实证理论

Panzar - Rosse 模型是由 Panzar 和 Rosse 在 1977 年首次提出,并在 1982 年和 1987 年不断完善形成的银行业竞争模型。目前,一些研究使用这种方法定量评估发展中国家和转型国家的银行业竞争程度和市场结构。他们发现,垄断竞争是金融市场的最好描述。然而,在国内运用 PR 的 H 统计量进行对银行业市场竞争结构检验的研究案例极少。笔者使用 PR 方法来衡量银行业竞争水平,也称为 H 统计法。

Panzar 和 Rosse 进行测试的市场力量的方法,无论是银行竞争激烈的市场还是使用一些垄断权力的市场,都可以用银行的总收入作为它不断变化的输入价格进行推断分析。

在银行的边际收益等于边际成本的情况下利润最大化:

$$R_i^l(y_i, k, v_i) - C_i^l(y_i, f_i, q_i) = 0 \quad (1)$$

R_i^l 代表银行 i 的边际收益, C_i^l 代表银行 i 的边际成本, y_i 是银行 i 的产出, k 是银行个数, v_i 和 q_i 分别为银行 i 收益函数和成本函数的外生变量, x_i 为银行 i 投入成本的 m 维向量, f_i 为银行 i 的输入价格因素的向量。带 * 号变量代表均衡值。通过银行的单位投入价格变动引起的均衡收益的变化程度来衡量市场支配力。

$$H = \sum_{x=1}^m \frac{\partial R_i^* f_{xi}}{\partial f_{xi} R_i^*} \quad (2)$$

H 指数是通过衡量收益对各项投入价格的弹性大小来实现的^[5]; Rosse 和 Panza 等人^[2-3]证明了不同的 H 值反映了不同的市场结构和竞争程度。

H 统计数据可以用来确定 3 个主要的市场结构,即 $H \leq 0$ 时属于完全垄断; $H = 1$, 属于完全竞争; $0 < H < 1$, 属于垄断竞争的、进入自由的市场。 H 值基于微观经济理论,其反映不同的市场结构中投入价格变动、收入或税收的反应。

三、实证检验

(一) 样本采集

笔者所选取的样本为中国的工商银行、中国银行、建设银行、农业银行、交通银行、中信实业银行、光大银行、华夏银行、民生银行、广东发展银行、招商银行、上海浦东发展银行、深圳发展银行、兴业银行、恒丰银行和浙商银行共 16 家银行所构成的银行业市场,样本期为 2000 - 2007 年,全部数据为面板数据(panel data),根据《中国金融年鉴》(2000 - 2007)、各年份银行的年报、中国人民银行统计季报、中国经济信息网资料汇总计算而来。

(二) 模型的建立

假定所有的资金都是银行的生产函数的投入。银行使用 3 个投入:人均费用率(PL)、资本费用率(PK)和资金费用率(PF)。在 Panzar - Rosse 模型的回归分析模型中,作为因变量的银行绩效指标一般选取如总资产利息收入率、总资产收入率、总资产利润率等,通过各项投入变动价格弹性和其他控制变量的弹性大小引起的均衡收益的变化程度,来测度影响银行绩效的各因素的贡献。

方程可写成:

$$\ln TITN_{it} = a_0 + a_1 \ln PF_{it} + a_2 \ln PK_{it} + a_3 \ln PL_{it} + \sum_{j=4}^n \zeta_j \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

为了对中国银行业 2000 - 2007 年的市场结构类型、均衡条件与绩效决定因素进行实证分析,笔者构建了适合于中国银行业的 P - R 模型如下:

$$\ln TITN_{it} = a_0 + a_1 \ln PF_{it} + a_2 \ln PK_{it} + a_3 \ln PL_{it} +$$

$$a_4 \ln RSKASS_{it} + a_5 \ln LOANASS_{it} + a_6 \ln ASSET_{it} + D_{it} + \nu_{it} \quad (4)$$

在 Panzar - Rosse 框架下, H 统计值是 3 项主要投入的价格变化对银行总收益的弹性影响之和,即:

$$H = \sum_{i=1}^3 a_i$$

由于使用 PR 模型前提是 H 值必须建立在市场长期均衡的基础上,重新计算 $P - R$ 的 H 值,可建立中国银行业市场均衡检验的 ROA 模型,依据 Claessens 和 Leaven 考虑到有些年份一些银行的利润有可能为负值的理论和 PR 模型关于市场均衡条件的论述^[8],中国银行绩效决定的模型三和相应的均衡条件检验调整如下:

$$\ln(\text{ROA}_{it} + 1) = a_0 + a_1 \ln PF_{it} + a_2 \ln PK_{it} + a_3 \ln PL_{it} + a_4 \ln RSKASS_{it} + a_5 \ln LOANASS_{it} + a_6 \ln ASSET_{it} + a_7 \ln IR_{it} + D_{it} + \nu_{it} \quad (5)$$

反映银行业市场均衡的 H' 统计量为:

$$H' = \sum_{i=1}^3 a_i$$

当 $H' = 0$ 时,意味着金融市场长期均衡, $H' \leq 0$ 为非均衡。

为进行稳定有效的控制面板的估计,允许单位投入价格的系数随着时间的推移而改变,控制非均质性观测。怀特用来研究异方差一致的统计数据 and 初步调查的数据表明,没有任何严重的多重共线性。Wald 测试是在用于竞争模型的 F - 分布之后以测试是否有计算出在统计上区别于 0 和 1 的 H 统计值。

表 1 模型所用变量的解释说明

| 变量符号 | 计算公式 | 符号说明 |
|--------------------|-------------------|----------|
| 被解释变量 | | |
| TINT | 总利息收入/总资产 | 总资产利息收入率 |
| ROA | 税前利润额/总资产 | 总资产利润率 |
| 主要解释变量 | | |
| PF | (营业费用 + 利息支出)/总存款 | 资金成本率 |
| PK | 累计固定资产折旧/年度固定资产净值 | 资本费用率 |
| PL | 营业费用/员工人数 | 人均费用率 |
| 控制变量 | | |
| RSKASS | 贷款呆账准备金/总贷款 | 贷款损失准备金率 |
| LOANASS | 总贷款/总资产 | 银行资产信贷率 |
| IR | 银行机构数/样本商业银行的机构数 | 银行规模比例 |
| 哑元变量 | | |
| D | 某银行某年上市为 1, 否则为 0 | 银行上市指标变量 |
| 其他变量 ε | | 残差 |
| 其他变量 ν | | 残差 |

四、实证检验结果分析

考虑中国银行业的实际情况,笔者选取了面板变截距的固定效应模型。采用 Eviews5.0 软件进行相关模型估计。由于中国 4 大国有商业银行与其他股份制银行在市场上所处的地位及

其经营机制的显著差异,我们在回归分析时分两种情况,即用全部 16 家商业银行分别对 2000 - 2007 年及 2 个子时期检验;4 家国有商业银行和其他的 12 家股份制商业银行的样本进行检验对比。

表 2 2000 - 2007 年 3 个阶段全部 16 家商业银行和分银行种类的 Panel data Fixed Effects 检验结果

| 变量 | 被解释变量 lnTINT | | | | |
|---------------|--------------------------------|--------------------------------|------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | A 组 | | | B 组 | |
| | 16 家银行 | | | 4 大商行 | 其他 12 家 |
| | 2000 - 2007 | 2000 - 2004 | 2004 - 2007 | 2000 - 2007 | 2000 - 2007 |
| lnpf | 0.457 805 *** (8.045 642) | 0.283 716 *** (5.071 079) | 0.911 315 *** (8.856 542) | 0.709 042 *** (6.430 613) | 0.433 924 *** (6.344 453) |
| lnpk | 0.056 907 (1.142 468) | -0.004 795 (-0.065 992) | 0.096 239 ** (2.426 679) | -0.050 393 (-0.918 655) | 0.079 108 (1.180 487) |
| Lnpl | -0.078 330 (-1.315 339) | -0.131 430 *** (-2.270 423) | -0.080 740 * (-1.406 730) | 3.23E -05 (0.000 308) | -0.089 749 (-1.261 313) |
| Lnrskass | -0.016 665 (0.641 8) | -0.004 273 (-0.107 079) | 0.137 978 ** (2.086 981) | 0.093 521 (1.197 298) | -0.009 186 (-0.195 843) |
| Lnloanass | -0.016 665 (2.881 665) | 0.495 402 *** (5.090 677) | 0.070 384 (1.222 807) | 0.537 301 ** (2.791 900) | 0.201 121 *** (2.616 362) |
| Lnasset | -0.303 389 *** (-5.914 399) | -2.325 738 ** (5.090 677) | 0.040 641 (0.731 239) | -0.219 357 (-1.629 725) | -0.339 517 *** (-5.748 232) |
| lr | 0.077 450 ** (2.221 417) | 0.039 526 (1.045 864) | -0.050 485 (-1.608 677) | -0.683 328 *** (-3.057 459) | 0.088 827 ** (2.265 381) |
| D | -0.016 964 (-0.277 153) | -0.266 677 *** (-2.950 439) | -0.063 532 (-1.513 297) | 0.082 299 (1.230 060) | -0.052 012 (-0.619 502) |
| Observations | 128 | 80 | 64 | 32 | 96 |
| R - squared | 0.842 347 | 0.951 102 | 0.919 499 | 0.860 859 | 0.852 524 |
| H - statistic | 0.436 382 | 0.147 491 | 0.895 82 | 0.821 07 | 0.353 098 |
| F - statistic | 24.159 78 *** | 47.358 60 *** | 19.864 72 *** | 11.249 05 *** | 23.123 14 *** |
| Wald (H = 0) | 29.947 51 *** | 0.147 491 | 86.287 43 *** | 38.627 96 *** | 18.164 52 *** |
| Wald (H = 1) | 49.957 06 *** | 74.291 60 *** | 0.538 056 | 10.372 15 *** | 33.720 29 *** |

注:括号内的值是对估计值进行 t 检验值(双侧检验);星号表示显著性程度,***表示在 1% 水平以上显著,**表示在 5% 水平以上显著,*表示在 10% 水平以上显著。

表 2 中 R^2 值说明模型方程解释了总资产利息收入率 $TINT$ 在 0.84 ~ 0.96 范围内有变异,2000 - 2004 年间的结果比后一个子时期更清楚地解释了总收入的变化。 F 统计量在 5% 的显著性水平下通过检验。大部分变量的 t 值较显著,说明存在多重共线性,通过计算变量间的简单相关系数,我们发现变量间只存在弱的相关关系,绝大多数值都较小,A 组相关系数最高的只有 0.010 588;B 组为 0.012 157。因此这个模型是可靠的。从整体来看,2000 - 2007 年对应的 p 值均远小于 5% 的显著检验,即拒绝 2 个时期的垄断市场结构或完全竞争的假说的。即接受了 $0 < H < 1$ 的假设,也就是说总的评价 2000 - 2007 年间中国 16 家商业银行是处于垄断竞争状态。再看

H 统计值,不管是 4 大商业银行、非国有的其他 12 大商业银行,或者是整个样本的 16 家银行,2000 - 2007 年间在 $H = 1$ 的原假设(即完全竞争)下和 $H = 0$ 原假设(完全垄断)下,Wald 试验对应的 p 值均显著小于 5%,即接受了 $0 < H < 1$ 的假设,也就是说在这期间中国商业银行处于垄断竞争状态, H 值在 0 ~ 1 范围内,而且越小越接近完全垄断,越大越接近完全竞争。从中得知中国银行业由垄断到竞争转变,这同时验证了以上 H 统计值的结论。并且证明 4 大国有商业银行之间比其他 12 家银行之间具有较高的竞争型市场结构的特点。三个时期内,总资产利息收入率 $TINT$ 都与资金成本率 Pf 和银行资产负债率 $loanass$ 有正的相关关系,从总体指标来讲 PK 和 IR 的

影响最小,这和传统理论相吻合。

表3 16家商业银行 Panel
data Fixed Effects 模型均衡结果

| 变量 | 被解释变量 $\ln(\text{ROA} + 1)$ | |
|------------------|------------------------------|------------------------------|
| | (2000 - 2004) | (2004 - 2007) |
| lnpf | 0.009 444 *** (4.821 870) | 0.010 753 *** (2.765 039) |
| lnpk | 0.005 090 ** (2.000 105) | -1.86E -05 (-0.012 384) |
| Lnpl | -0.001 643 (-0.810 722) | -0.002 055 (-0.879 977) |
| Lnrskass | 0.000 518 (0.370 562) | 0.003 365 (1.346 596) |
| Lnloanass | 0.015 536 *** (4.560 690) | 0.001 650 (0.758 376) |
| Lnasset | 0.004 734 (1.925 251) | 0.001 007 (0.758 376) |
| lr | -0.002 128 (-1.608 475) | 0.000 176 (0.148 234) |
| D | -0.004 895 (-1.547 114) | 4.89E -05 (0.030 805) |
| Observations | 80 | 64 |
| R - squared | 0.917 130 | 0.751 959 |
| F - statistic | 26.946 12 *** | 5.272 326 *** |
| 均衡检验 | | |
| Wald($H' = 0$) | 13.861 81 | 5.297 904 |

注:括号内的值是对估计值进行t检验值(双侧检验);星号表示显著性程度,***表示在1%水平以上显著,**表示在5%水平以上显著,*表示在10%水平以上显著。

银行业的平衡用估计方程中ROA的因变量评估。在表3中Wald对应的p值均小于5%的显著检验,在固定效应模型中不拒绝 $H' = 0$ 的原假设,即银行业在2000 - 2004年和2004 - 2007年这2个时期存在长期均衡,所以以上模型是可行的。

五、结论

笔者用2个分期间即2000 - 2004年和2004 - 2007年期间分析了中国银行业的2000 - 2007年期间竞争条件,调查结果表明,在TINT方程中样本期的H统计数字的估计价值是0~1之间,认为中国银行产业整体上处于垄断竞争型市场结构,且中国4大银行之间的竞争比12家中小股份制商业银行之

间的竞争程度要高很多,而且市场竞争程度有上升的趋势。这说明这段时期银行业以银行为导向,通过大量的改革,结合经济发展与国际金融市场,进一步开放和充分撤销管制,降低新兴商业银行设立分支机构的进入壁垒,民营银行的进入以及外资银行在分支机构的设立和业务开展,有利于开展跨地区业务和壮大规模。

Wald试验在模型一中拒绝2个时期的垄断市场结构或完全竞争的假设,也进一步说明2000 - 2007年间中国16家商业银行处于垄断竞争状态。

此外,资本费用率和银行资产信贷率对中国银行绩效有正向促进作用。对绩效有负向阻碍的因素有资金成本率、银行的规模指标和贷款呆帐准备金占总贷款的比例,所以中国商业银行提高绩效应该多关注银行自身因素。

六、政策建议

目前中国银行业应降低不良贷款率,加强风险抵补能力,保证适度的贷款损失准备充足率,增强银行业盈利能力和效率,加大金融对经济增长的支持。通过继续推动金融机构制度创新、机制创新,深化改革,全面提升银行业金融机构核心竞争力,努力调动金融机构支持经济发展的内在动力。同时,注重加强监管的国际与国内合作,增强监管工作的预见性、针对性和灵活性,牢牢把住风险底线,坚决防止不良贷款大幅度快速反弹,有效促进银行体系稳定健康发展,促进经济平稳较快发展。

参考文献:

- [1] 于良春,鞠源. 垄断与竞争:中国银行业的改革和发展[J]. 经济研究,1999(8):48 - 57.
- [2] PANZAR J C, ROSSE J N. Testing for monopoly equilibrium[J]. Journal of Industrial Economics,1987,25: 443 - 456.
- [3] PANZAR J C, ROSSE J N. Structure, conduct and comparative statistics[Z]. Bell Laboratories Economic Discussion Paper NO,1982;248.
- [4] SHAFFER S. A non-structural test for competition in financial markets[C]// Bank structure and competition. Conference Proceedings, Federal Reserve Bank of Chicago, 1982: 225 - 243.
- [5] BIKKER J A, HAAF K. Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry[J]. Journal of Banking and Finance, 2002, 26(11):2191 - 2294.
- [6] MAJID M Z A, SUFIAN F. Consolidation and competition in emerging market: An empirical test for Malaysian banking

- industry[J]. *Economic Change and Restructuring*, 2007, 39(1):105-124
- [7] BUCHS T, MATHISEN J. Banking Competition and Efficiency in Ghana[Z]. International Monetary Fund, 2003.
- [8] CLAESSENS S, LAEVEN L. What drives bank competition? Some international evidence[R]. The Conference on Bank Concentration and Competition at the World Bank, 2003.
- [9] PARK K H. Has bank consolidation in Korea lessened competition? [J] *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2009, 49:651-667
- [10] GODDARD J, WILSON J O S. Competition in banking: A disequilibrium approach. [J] *Journal of Banking and Finance*, 2009(3):2282-2292.
- [11] DELIS M D. Competitive conditions in the Central and Eastern European banking systems [J]. *Omega*, 2010, 38: 268-274.
- [12] 叶欣, 郭建伟, 冯宗宪. 垄断到竞争: 中国商业银行业结构的变迁[J]. *金融研究*, 2001(11):12-17.
- [13] 赵子银, 彭琦, 邹康. 我国银行业市场竞争结构分析——基于 Panzar-Rosse 范式的考察[J]. *统计研究*, 2005(6):32-38.
- [14] 朱雪花. 1998-2006 中国银行业市场竞争度的实证分析——基于 PR 模型的检验[J]. *经济研究*, 2008(3): 53-56.

An Empirical Study on China's Banking Market Structure and Competition Based on the Panzar-Rosse Model

FU Qiang, LIANG Qiao

(College of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China)

Abstract: This paper researches the banking market structure and competition status in China's financial industry based on Panzar-Rosse model from 2000 to 2007 by using the H statistics method. The H value tested is between 0.147 49 and 0.895 82. It shows that China's banking sector is still in monopolistic competition state and the transition from monopoly to moderate competition, and the banking industry needs more competition policy in order to ensure proper competition in China's financial market and promote its development.

Key words: Panzar-Rosse model; competition; the value of H-statistics

(责任编辑 傅旭东)