第35卷 第4期　　财经研究　　Vol. 35 No. 4
2009年4月　　Journal of Finance and Economics　　Apr. 2009

我国各省市金融垄断程度判断
——基于金融勒纳指数的分析

曹源芳

(南京大学 经济学院,江苏 南京 210093)

摘　要:文章以勒纳指数作为衡量指标,对中国各省市金融市场垄断程度的差异进行实证研究,认为虽然经过多年的市场经济建设,但中国金融业整体上仍然表现出明显的垄断特征。各省市的金融市场垄断程度具有明显的不平衡性,且与各自经济发展水平呈负相关关系,即在经济发展水平较高的省市金融垄断程度较低,反之则金融垄断程度高。这表明金融作为现代经济的核心,中国的金融市场化改革能够显著推动经济的发展。文章建议可以从加速市场开放、打破地区封锁和资源配置的效率导向等方面加以完善,以降低因金融市场垄断而造成的社会福利损失。

关键词:金融市场;垄断;勒纳指数

中图分类号:F832.3　**文献标识码**:A　**文章编号**:1001-9952(2009)04-0049-11

金融活动在经济社会发展中起着举足轻重的作用,金融市场的融资、投资、价格发现和风险规避等基本功能的有效发挥既是经济健康发展的基本前提,也是社会再生产顺利进行的重要因素。金融市场效率与市场结构具有密切的关系,在不成熟和低效率的金融市场上,金融商品价格被少数主体操纵,市场不仅会因此而长期处于非均衡状态,而且对经济发展产生负面影响。然而,很多关于我国金融市场效率、金融市场结构的实证研究结果并不完全一致,其中的主要原因是忽视了金融市场总体效率与区域金融差异的关系问题。对此,本文将利用中国各省市经济时间序列数据,从多个视角对我国各省市金融市场垄断程度做出判断,以对我国金融市场发展的省市差异进行检验。

本文的结构为:第一节介绍相关的研究文献及所要研究的具体问题;第二节建立理论分析框架;第三节为实证数据;第四节介绍方法与计量模型;第五节报告经验检验结果;最后总结研究结论并讨论相关政策含义。

一、研究背景与研究问题

西方经典经济学理论根据市场企业数量、产品差异、企业进出市场成本及

收稿日期:2008-09-07

作者简介:曹源芳(1974—),男,江西赣州人,南京大学经济学院博士。

信息完全性等方面，将市场结构划分为完全竞争市场、完全垄断市场、垄断竞争市场与寡头垄断市场，后三种市场由于在不同程度上包含垄断成分，所以也将之统称为不完全竞争市场。阿罗和德布鲁(1954)证明了完全竞争市场体系中存在瓦尔拉斯一般均衡(Walrasian Equilibrium)，①而在不完全竞争市场中由于垄断因素的存在，价格高于边际成本，从而引起资源的无效配置，无法实现帕累托(Pareto)最优状态，所以与完全竞争市场相比，不完全竞争市场是一个无效率的市场。然而，经典理论只是对现实经济内容的抽象概括，其理论内涵具有很强的假设前提与现实抽象，因此，在运用经典理论解释现实经济生活时，既需要考虑理论的基本内涵也需要考虑现实状况。金融市场是资金供应者和资金需求者双方通过信用工具进行交易而融通资金的市场，或者说是实现货币借贷和资金融通、办理各种票据和有价证券交易活动的市场。由于市场参与者的相对有限、金融产品的异质性与金融信息的非对称性等因素，金融市场的运行难以符合完全竞争市场的严格假设，因此金融市场应该是一个具有一定垄断力的不完全竞争市场。国内外许多研究文献认为，金融市场所具有的垄断特性对金融市场的绩效产生了重要的影响；同时，金融垄断与经济发展之间的关系也是研究的热点所在。

（一）金融市场结构与绩效

产业组织理论是较早研究市场结构与市场绩效关系的理论之一，特别是哈佛大学贝恩等人提出“结构—行为—绩效”(Structure-Conduct-Performance)的分析范式(简称SCP)认为，市场结构决定企业行为，进而决定市场绩效，因而市场结构对绩效起着非常重要的作用。在国内的研究中，史建平、官兵(2004)从我国金融业的整体结构入手，在SCP框架下得到了我国银行业效率低下的结论，并认为效率低下的原因源于政府的产权和金融控制所造成的市场垄断，但政府的金融控制有收益也有成本，而且金融控制的成本越来越高。因此当前的理性选择是金融产权的多元化，放松对金融业的控制，建立公平竞争的规则和引入竞争机制以促进金融系统健康发展。与此相反，刘伟、黄桂田(2002)则对运用SCP框架以揭示中国金融业特别是银行业主要问题的思路及相应的政策含义提出了批评，并认为在现代技术不断改变着银行运作机制、各个银行都努力追求规模经济和范围经济效应的背景下，中国银行业保持一定程度的集中率是符合国际银行业发展趋势的，并不能认为是效率低下的主要原因。于良春、鞠源(1999)的研究则从经营效率指标、成本费用指标、信用风险指标三方面对中国金融市场的经济绩效和竞争态势进行多纬度分析，并认为国内金融市场上金融机构的市场垄断能力与其获利能力与经济绩效呈负相关关系，且中国金融市场上的经营效率和盈利能力基本与经营规模无关。这一研究结论为通过促进中小银行的成立及有效发展来提高金融市场的竞争程度提供了有力的证据。而赵旭、蒋振声和周军民(2001)的研究在分

析传统共谋假说与有效结构假说的基础上,运用 DEA 综合效率研究了我国金融市场中银行业市场结构与绩效之间的关系,得出的结论是,以市场集中度、市场份额为代理变量的市场垄断程度仍然很高且与效率负相关,而效率是影响银行绩效的重要因素。

(二)金融垄断与经济发展

王辰华(2004)研究了金融市场垄断对区域经济发展的负面影响,认为金融市场垄断造成金融市场发展受到严重压抑,金融改革进展迟缓,市场竞争力难以提高,资金配置效率低下,因此,金融市场垄断致使经济发展难以实现纳什均衡,导致经济发展缓慢。Klein 和 Saidenberg(2000)通过对美国金融市场的研究发现,金融业特别是银行可以从地域多元化及内部资本市场资源配置机会中获取利益。因此,多元化的经营可以使其持有较少的资本且比单一的资产组合提供更多的信贷,以获取更高的收益,用以补偿因内部机构增多及资产组合复杂化所带来的成本上升。研究同时发现,美国各区域的金融市场竞争程度具有较大差异,各区域金融市场的垄断强度与区域经济发展水平显著负相关。然而,Berger 和 De Young(2001)的研究则通过对 7000 家美国银行1993—1998年的数据分析,得出了银行地域范围的扩张、市场垄断能力与效率之间的关系并不明确的结论,但确定的是,美国区域金融的垄断程度与经济发展水平相关性较弱。

由于金融在现代经济中的突出位置,金融市场垄断问题早已引起我国理论界的重视并取得了一定的研究成果。但现有研究大多以国家作为一个整体进行研究,对我国各省市金融市场的垄断程度差异进行实证研究和判断,目前尚缺少深入的研究。因此,在我国金融发展的区域性和二元特征明显的情形下,要深入分析我国金融市场一体化和金融市场差异的问题,必须跳出国家视角而以省市为研究对象。基于以上思路,本文在已有研究的基础上,通过分析省市层面金融市场垄断程度的差异,以揭示我国区域金融市场发展的基本特征,从而为全国及各省市金融政策的制订与执行提供理论依据。

二、理论分析框架

市场垄断一般是指一家厂商或少数厂商控制一个行业的绝大部分供给或需求的市场结构,因此使得厂商在该市场上占有大部分市场份额和具有决定性的市场势力。为度量垄断厂商的市场势力的大小,产业组织理论通常把行业集中度(CRn)与赫尔芬达尔—赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index,HHI)两指标作为考察市场垄断程度的最常用指标。

行业集中度是指规模最大的前几位企业的有关数值 X 占整个市场的份额,它与市场中垄断力量的形成密切相关,其计算公式为:

$$CR_n = \sum_{i=1}^{n} X_i / \sum_{i=1}^{all} X_i \tag{1}$$

CR_n 表示某市场中前 n 家最大企业有关数值的市场比重；X_i 为任一企业 i 的相应数值。该指标的优点是简单易行，但也有不足之处，该指标只反映了市场规模分布的一个方面，只说明了几家大企业的总体规模，而忽略了其他企业规模分布情况，因而不能反映企业的个别情况；同时该指标也难以反映市场份额和产品差异程度的变化情况。更重要的是，金融市场是个多元化的市场，各种交易具有差异性的指标，因此，难以直接找到一个统一变量反映各种金融市场的共同特征，CR_n 指标无法反映金融市场垄断性的本质特征。

为克服上述不足，许多产业组织学家试图找出其他更具有代表性的指标，其中较好的一个指标即是 HHI 指数，其公式为：

$$HHI=\sum_{i=1}^{N}S_i^2=\frac{1}{N}+N\sigma^2 \tag{2}$$

其中，S_i 为企业 i 的市场份额，σ 是企业规模的方差，说明 HHI 随着企业数量和规模的变化而变化，给定企业数量，企业规模的方差越大，市场垄断性越强。在完全竞争市场下，市场企业数 N 为无穷大，每个企业份额接近 0 的时候，HHI 就接近于 0；在完全垄断条件下，市场只有一家企业，HHI 则接近 1。一般 N 值越大，市场垄断力量就小，HHI 也越小。

但是与 CR_n 一样，HHI 在运用中的解释力也受到了质疑，其中最重要的一点是，若要确定市场结构对市场绩效的影响，则代表市场结构的变量应选取外生变量。另外实际情况是，无论是市场绩效还是市场结构都可能是由其他因素决定的内生变量，且该指数对数据的要求较高，含义不直观，所以很多学者对其可行性产生怀疑。为了建立更令人信服的模型，从而揭示市场垄断水平及其本质，一种更可行的方法——金融勒纳指数法开始在市场结构分析中得到重视和运用。

勒纳指数法的基本原理在于：不具有市场垄断力量的企业与具有市场垄断力量的企业对需求和成本的变化所作出的反应是不同的，这种差异可以用来估计企业或市场垄断力量的大小。因此，可以运用博弈论理论建立有关计量经济学模型，在估计边际成本的同时估计出市场的垄断力量。②

假设需求函数表示为：

$$P=P(Q,Y,\delta) \tag{3}$$

其中，Q 为总产出，Y 为需求的总体影响因子，δ 则是需求函数的待估参数。

成本函数表示为：

$$C=C(q_i,W,\tau) \tag{4}$$

其中，q_i 是企业 i 的总产出，W 为供给的总体影响因子，τ 为供给函数的待估参数。

根据上式，分别得到相应的利润与成本函数：

$$\pi_i=P(Q,Y,\delta)q_i-C(q_i,W,\tau)$$

$$MC=\frac{dC(q_i,W,\tau)}{dq_i},MR=P+\frac{dP}{dQ}q_i(\lambda_i) \tag{5}$$

其中 λ_i 表示企业 i 对收益和价格的控制能力,即市场垄断力量的度量结果。由于 MR=MC,所以,

$$P=MC-\frac{dP}{dQ}q_i(\lambda_i)$$

$$LI=\frac{P-MC}{P}=\frac{1}{\varepsilon}(\lambda_i) \tag{6}$$

勒纳指数的定义表明,市场的垄断程度与商品的需求价格弹性成反比。由于市场结构的差异,勒纳指数的范围为 0-1,在竞争性越充分的金融市场上,厂商产品的定价水平越接近于边际成本,因此勒纳指数(LI)趋于零。在具体估计过程中,只要确定相应的需求价格弹性,从而确定 λ_i,就能够得到市场结构和垄断水平的度量结果。因此勒纳指数的理论性、实践性比 CR_n 和 HHI 更强,可以更好地为我国各省市金融市场垄断程度差异的判断提供理论基础和分析思路。

三、数　据

需求价格弹性的度量涉及需求量和价格两个指标,因此要测算各省市金融勒纳指数必须就金融市场的金融需求量和金融市场价格两个变量进行考察。由于我国金融市场发展相对落后,且金融市场内部存在明显的非均衡性,资本市场、保险市场长期处于低水平运行状态,居民缺乏成熟有效的投资渠道,大量资金集中于银行市场,所以银行市场是我国目前金融市场的主体。银行市场的金融需求量一般可以由贷款余额和贷款增加额两个指标表示,而由于贷款增加额是一个流量概念,反映的是需求的变动量,体现了一定时期内金融市场上对金融资源有效需求的增加或减少,因而比贷款余额更具有说服力和解释力,且更符合需求价格弹性的基本内涵,故本研究中将各省市金融机构贷款增加额作为金融资源需求量的代理变量。与金融机构贷款增加额相适用的最优金融资源价格应该是贷款利率水平,但是由于我国利率市场化改革进程缓慢,一般为央行通过行政手段制订,导致全国一致的贷款利率水平既不能反映有效需求,更无法体现各省市的价格差异。因此,从可得性角度来看,物价指数成为反映金融市场价格的次优选择。在经济分析中,通常用消费物价指数(CPI)、批发物价指数(WPI)、工业品出厂价格指数(PPI)及国内生产总值缩减指数等来计算宏观价格水平。由于工业品出厂价格指数反映的是工业产品价格的变动趋势和程度,属于上游价格指数,所以会领先于最终产品的市场价格指数,从而更具敏感性和代表性。同时,该指数反映了货币购买力的高低,因此,该指标与货币需求具有明显的相关性。基于此,本文以各省市的

PPI价格指数作为金融市场价格的代理变量。

为了保证数据的可得性、统一性与权威性，本文选取的样本数据均来自CCER经济金融研究数据库和各省市相应统计网站。同时，为避免各省市公开数据不完整与不匹配等原因所造成的实证环节中的困难，实证分析中需要舍弃某些不完整的样本数据。因此，本文以各省市和相应副省级城市为样本城市，形成36个基本观察样本，建立2004年1月－2007年12月共4年48个月的面板数据进行分析，最终共获得1680个样本观测值。

四、方法与计量模型

如前所述，金融勒纳指数有赖于通过面板数据进行需求价格弹性的计算。面板数据的一般模型为：

$$y_{it}=\omega_{it}+\lambda_{it}^{T}X_{it}+\varphi_{it},i=1,\cdots,N,\cdots,M \tag{7}$$

其中，X_{it}为解释变量向量，本研究中即为各省市工业品出厂价格指数；λ_{it}为系数向量；y_{it}为被解释变量向量，即各省市金融机构贷款增加额；φ_{it}为白噪声部分，白噪声部分独立同方差。

本研究在用面板数据进行计量分析时，出于直观反映工业品出厂价格指数对各省市金融机构贷款增加额的需求价格弹性的目的，对模型(7)采用双对数形式：

$$\ln y_{it}=\alpha_{it}+\beta_{it}^{T}\ln X_{it}+u_{it} \tag{8}$$

其中，α_i为常数，$i=1,2,\cdots,N(N=36)$为截面单元，$t=1,2,\cdots,M(M=48)$为时序期数。由于：

$$\beta_{it}^{T}=\frac{d\ln X_{it}}{d\ln y_{it}}=\frac{dX_{it}/X_{it}}{dy_{it}/y_{it}} \tag{9}$$

从需求价格弹性的定义可以看出，偏斜率系数$\beta_i(i=1,2,\cdots,36)$即为我们本文讨论的工业品出厂价格指数对各省市金融机构贷款增加额的需求价格弹性，即在其他变量不变的条件下，解释变量X_{it}每变动1%，则被解释变量y_{it}变动β_i%。

面板数据模型主要有三种形式：混合估计模型、变截距模型和变系数模型。因此，在对面板数据进行计算之前，首先需要对模型的设定形式进行检验。在模型设定形式检验过程中，本文采用方差检验法对假设进行检验，

假设1：斜率在各截面上相同，但截距不同。

$$\ln y_{it}=\alpha_i+\beta^{T}\ln X_{it}+u_{it} \tag{10}$$

假设2：斜率和截距在各截面上均相同。

$$\ln y_{it}=\alpha+\beta^{T}\ln X_{it}+u_{it} \tag{11}$$

面板数据理论认为，如果接受了假设2，则没有必要进一步检验；如果拒绝了假设2，就应该检验假设1，以判断模型中的斜率是否都相等。最后，如果

假设1被拒绝,则需要采用变系数模型。

五、经验检验结果

为了更全面地了解全国及各省市金融市场结构在样本期内的动态发展的趋势,本文在确定模型的基础上,从全国面板数据和各省市时间序列数据两个角度,利用Eviews5.0软件包对面板数据进行广义最小二乘法回归,计算需求价格弹性,进而对相应金融市场的垄断程度进行判断。

(一)模型设定检验

为了确定面板数据模型的具体形式,先对假设1、假设2进行F检验。由表1检验结果可知,由于 F_1 值(2.3522)>F临界值(1.22),而 F_2 值(0.0934)<F临界值(1.22),因此,全国数据的面板数据模型拒绝假设1,而接受假设2,模型应为同截距模型。由于金融市场的演进是一个缓慢而复杂的过程,在相应样本期内各省市的金融市场结构并没有发生根本性的变化,因此我国总体上在不同年份的系数遵循参数齐性的假设,即在各期的系数相同。

表1　模型设定检验结果

F检验	F值	F临界值(5%显著性下)
F_1	2.3522	1.22
F_2	0.0934	1.22

(二)全国面板数据研究

根据上述面板数据的同截距模型设定,对我国相应1 680个样本数据进行最小二乘法回归,回归结果见表2。

表2　全国面板数据回归结果

变量	回归系数值	标准差	T统计量	概率值
LNPPI	1.28205	0.00578	221.808***	0.0000

决定系数 R^2	0.945645	因变量的均值	5.619886
修正决定系数 $\bar{R}^2$	0.947865	因变量的标准差	1.260284
回归标准差	1.246687	残差平方和	556.413800

注:*** 表示在1%显著性水平下显著。

表2的计量结果表明,本文设定的面板数据模型T的统计量大于1%显著性水平下的临界值,拟合优度也达95%,回归结果比较理想。线性回归方程中自变量系数为1.28205,由此我国金融市场在样本期内的总体勒纳指数约为LI=1/1.28205=0.78。检验结果表明,虽然我国由计划经济向市场经济转轨已经经历了十余年,金融市场参与者数量不断增加,市场环境得到了一定改善,但由于众多金融领域的改革进行得并不深入,许多深层次矛盾依然突出,传统的经营体制仍占主导地位,市场竞争还不够充分,所以导致金融资源的配置远非帕累托最优效率,我国金融市场化改革亟待深入。

(三)各省市时间序列数据回归结果

为了从更微观层面判断各省市的垄断程度差异,本文利用各省市2004—2007年的月度时间序列数据,分别测算其需求价格弹性以计算勒纳指数的差异。实证结果如表3所示。表3显示模型的拟合优度也达到95%以上,且各省市回归均能通过1%的显著性水平检验,回归结果比较理想。

表3 各省市时间序列数据回归结果

省市	变量	系数(需求价格弹性)	标准差	T统计量	概率值	勒纳指数
北京	BJ—PPIBJ	1.578672	0.024023	65.71505	0.0000	0.633444
天津	TJ—PPITJ	1.354764	0.132477	10.22642	0.0000	0.738136
河北	HB—PPIHB	1.213463	0.085427	14.20468	0.0000	0.824088
山西	SX1—PPISX1	1.196877	0.038465	31.11631	0.0000	0.835508
内蒙古	NMG—PPINMG	1.109174	0.081666	13.58177	0.0000	0.901572
辽宁	LN—PPILN	1.297693	0.059619	21.76633	0.0000	0.770598
大连	DL—PPIDL	1.345815	0.078818	17.07503	0.0000	0.743044
吉林	JL—PPIJL	1.165400	0.052164	22.34099	0.0000	0.858074
黑龙江	HLJ—PPIHLJ	1.133630	0.100533	11.27623	0.0000	0.882122
江苏	JS—PPIJS	1.543654	0.055813	27.65774	0.0000	0.647814
浙江	ZJ—PPIZJ	1.564234	0.044931	34.81412	0.0000	0.639291
宁波	NB—PPINB	1.256870	0.059117	21.26079	0.0000	0.795627
安徽	AH—PPIAH	1.235643	0.033259	37.15265	0.0000	0.809295
福建	FJ—PPIFJ	1.293167	0.050714	25.49916	0.0000	0.773295
厦门	XM—PPIXM	1.236780	0.103211	11.98307	0.0000	0.808551
江西	JX—PPIJX	1.222361	0.061407	19.90586	0.0000	0.818089
山东	SD—PPISD	1.523080	0.038457	39.60441	0.0000	0.656564
青岛	QD—PPIQD	1.186836	0.063377	18.72654	0.0000	0.842576
湖南	HN—PPIHN	1.171547	0.143946	8.13879	0.0000	0.853572
湖北	HB—PPIHB	1.238636	0.087199	14.20468	0.0000	0.807340
河南	HEN—PPIHN	1.190047	0.146219	8.13879	0.0000	0.840303
广东	GD—PPIGD	1.613023	0.050556	31.90541	0.0000	0.619954
深圳	SZ—PPISZ	1.373329	0.029675	46.27969	0.0000	0.728158
广西	GX—PPIGX	1.170822	0.043905	26.66742	0.0000	0.854101
海南	HAIN—PPIHN	1.110350	0.136427	8.13879	0.0000	0.900617
重庆	QC—PPIQC	1.235750	0.133189	9.27816	0.0000	0.809225
四川	SC—PPISC	1.325764	0.059398	22.32006	0.0000	0.754282
云南	YN—PPIYN	1.247867	0.048112	25.93697	0.0000	0.801367
陕西	SX2—PPISX2	1.208671	0.055851	21.64112	0.0000	0.827355
上海	SH—PPISH	1.505316	0.068390	22.01063	0.0000	0.664312
贵州	GZ—PPIGZ	1.103530	0.051312	21.50614	0.0000	0.906183
西藏	XZ—PPIXZ	1.010133	0.073108	13.81706	0.0000	0.989969
甘肃	GS—PPIGS	1.023130	0.087769	11.65711	0.0000	0.977393
青海	QH—PPIQH	1.054782	0.041038	25.70253	0.0000	0.948063
宁夏	NX—PPINX	1.055639	0.040342	26.16697	0.0000	0.947294
新疆	XJ—PPIXJ	1.029357	0.052496	19.60818	0.0000	0.97148

统计量			
决定系数 R^2	0.958608	因变量的均值	7.350353
修正决定系数 $\bar{R}^2$	0.951901	因变量的标准差	3.956147
回归标准误差	0.867644	残差平方和	162.6062
F统计量	142.9249	DW统计量	1.704200

从表3及图1所示的各省市金融勒纳指数雷达图可以明显地看出,与商

品市场相比,进行社会主义市场经济体制改革之后,金融市场由于其固有的特殊性,各省市金融市场仍然是垄断市场,垄断是其市场结构的基本特征。且由于我国尚处于计划经济向市场经济转轨的阶段,地方保护主义、政府的行政干预及转轨进程的地区差异使得全国范围内的统一市场远未建立,各省市金融勒纳指数有较大差异。金融市场竞争环境最好的是广东省,其金融勒纳指数仅为 0.619954,其次是北京、浙江、江苏和上海,而金融市场垄断程度最高的是西藏,相应的金融勒纳指数为 0.989969。虽同属于中国经济体的内部,但西藏的金融市场垄断程度比浙江省要高 60%以上。其主要原因在于:广东、浙江、江苏和上海等省市经过 30 年的改革开放和自 1994 年以来的市场经济的建设,个体经济、私营经济和外资企业等非国有经济得到了非常大的发展,产权已经实现多元化,逐步改变了产权主体以国有为主的偏向,由原有的公平优先转变为效率优先,因而产权的多元化带动了对金融资源的强劲需求,金融市场参与者为了获取经济利益最大化,必须不断地参与市场竞争。而西藏地区的国有经济成分占比达 70%以上,长期僵硬的管理体制制约着国有经济活力的发挥,抑制对金融的有效需求,金融市场发育滞后从而导致金融市场垄断性较强。

从金融地理特征来看,大多数经济发达的沿海省市金融竞争环境较好,如浙江、江苏、上海、广东、深圳、北京等,而经济欠发达的中西部地区金融竞争环境则较差,如青海、宁夏、西藏、新疆、湖南。这与经济发展的二元特征相类似,我国金融市场的发展也体现出典型的二元特征,既有竞争程度较为充分的沿海省市,也有高度垄断的中西部金融市场,金融市场结构由东、中、西三大经济区域呈“梯度”排列。因此,要建立全国统一的金融市场,促进金融资源的全国高效配置,关键是要促进中西部地区的金融发展与市场建设,从制度上推进全国金融市场的一体化进程,从而为地区经济甚至全国经济的健康发展提供良好的金融支持。

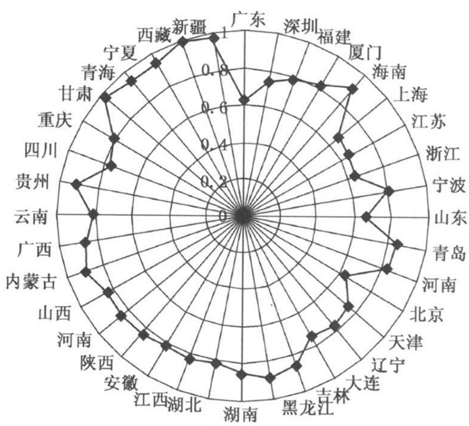

图 1 各省市金融勒纳指数雷达图

六、主要结论及建议

本文通过面板数据模型,利用金融勒纳指数,从全国层面和省市层面两个角度实证分析了金融市场垄断程度的差异。全国面板数据的测算结果表明,由计划经济向市场经济体制转轨以来,虽然我国金融市场的市场机制得到逐

步完善,市场功能逐步发挥,市场经济建设取得了一定成就,但我国金融市场仍然是一个以垄断为特征的市场。

金融作为现代经济的核心,随着工业化和全球化的逐渐深入,金融活动已广泛地渗透到经济和社会生活的各个方面、各个环节,金融对经济发展的绝对影响力正在泛化。在金融对经济社会发展的作用越来越重要的形势下,我国金融市场的垄断特征将对经济体制改革、社会发展和资源配置产生显著的负面影响,从而有可能出现经济发展中的"金融瓶颈"现象。同时,我国各省市金融市场垄断程度具有较大差异且与经济发展水平高度相关,经济发展与金融发展都具有典型的二元特征和"梯度"特征,东部沿海地区经济发达,金融市场竞争较充分,垄断程度相对较低;而西北地区由于市场发育不充分,计划体制仍没有根本性转变,接近于完全垄断市场。这一结论直接证明了我国金融市场的二重性特征。另外,本研究再次证明了中国地区间金融市场发育程度和金融发展水平具有不平衡性的显著特征,对中国金融发展甚至经济发展的研究不能只停留在国家层面,必须深入到地区层面,才有可能把握基本的现实和得到合理的研究结论,从而为经济与金融发展提供恰当的政策建议。

本文认为,垄断导致社会福利的损失,竞争是效率实现的基本前提,只有在充分竞争的市场中资源配置才是有效的。因此,在由计划经济向市场经济转轨过程中,为了促使我国金融业的健康发展与社会福利的提高,必须从多个角度提高我国金融市场的竞争水平,相关的政策主要应从三个方面着手:第一,政府需要继续推进市场开放,大幅度降低市场主体的进入门槛,放宽准入条件限制,进一步营造宽松、良好的市场主体准入环境;第二,知识密集、技术密集、人才密集的金融业是现代服务业的重要组成部分,是地区经济发展的重要基础。针对我国各省市间金融竞争力与垄断力具有较大差异的现状,政府应主动采取措施打破地区封锁,增强金融资源的地区流动性,通过金融资源的高效流动为地区经济发展提供金融支持;第三,以效率为导向的金融资源配置方式必须深入贯彻下去。特别是在资金等几项核心资源的配置效率还比较低下,有违效率准则的地方保护主义、官商不分、垄断等情况在许多地方还比较严重的情况下,深化市场体制改革将能够有效抑制行政力量的扩张,实现市场资源的高效率配置。

注释:

①Arrow and Debreu, Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy, Econometrica 22:265－290.

②李明志、柯旭清编著,《产业组织理论》,清华大学出版社2004年版。

参考文献:

[1]黄世平,肖洪钧,黄旭平. 我国银行集中度与效率:基于面板协整的分析[J]. 湖南师范大学学报,2008,(2):109－112.

[2]刘伟,黄桂田．中国银行业改革的侧重点:产权结构还是市场结构[J].经济研究,2002,(8):3—12.
[3]史建平,官兵．垄断、政府控制与金融制度演进[J]. 国际金融研究,2004,(6):60—66.
[4]王辰华．新疆金融垄断的实证研究——以银行业为例[J]. 新疆社会科学,2004,(3):40—45.
[5]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.
[6]赵旭,蒋振声,周军民．国有商业银行效率实证分析[J]. 华南金融研究,2001,(1):25—29.
[7]Berger A N,Udell G F. Relationship lending and lines of credit in small firm finance[J]. Journal of Business,1995,68:351—382.
[8]Dick A A. National wide branching and its impact on market structure,quality and bank performance[J]. Journal of Business,2006,79:567—592.
[9]Klein,Berger A,Udell G. The institutional memory hypothesis and the procyclicality of bank lending behavior[R]. BIS Working Papers, No. 125,2001.
[10]Jayaratne J, Strahan P E. Entry restrictions, industry evolution, and dynamic efficiency: Evidence from commercial banking[R]. Journal of Law and Economics,1998,41:239— 273.
[11] Saidenberg. Organization structure and the diversification discount: Evidence from commercial banking[R]. Federal Reserve Bank of Chicago,May,2000:594—611.

The Judgment of Monopoly Degree on Provincial-level Financial Markets in China: An Analysis Based on Financial Lerner Index

CAO Yuan-fang

(*School of Economics*, *Nanjing University*, *Nanjing* 210093, *China*)

Abstract: Taking Lerner index as an indicator, the paper empirically studies the monopoly degree of provincial-level financial markets in China. The results show that although market economy has been carried out for many years, the financial industry in China is still obviously featured by monopoly. Furthermore,the monopoly degree on provincial-level financial markets varies wildly and is negatively correlated with local economic development. It suggests that finance is the focus of modern economics and financial market reform in China can significantly promote economic development.The paper puts forward to some suggestion in order to reduce social welfare loss caused by monopolistic competition on financial markets.

Key words: financial market; monopoly; Lerner Index

(责任编辑　喜　雯)