

# 区域金融中心与区域经济增长的实证研究

周天芸,岳科研,张 幸

(中山大学 国际商学院,中国广东 广州 510275)

**摘 要:**首先,构建区域金融中心发展指标衡量区域金融中心发展程度,使用格兰杰因果检验方法,对环渤海地区、长江三角洲地区和珠江三角洲地区的区域金融中心发展与区域经济增长关系进行实证检验。结果表明:短期内金融中心的发展对区域经济增长具有促进作用,但区域经济增长对金融中心的发展缺乏推进作用;长期来看,金融中心发展对区域经济增长具有促进作用,而且区域经济增长对金融中心的发展也具有推动作用。

**关键词:**区域金融中心;区域经济;发展指标;环渤海地区;长江三角洲地区;珠江三角洲地区

**中图分类号:**F127;F832.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1000-8462(2014)01-0114-07

## An Empirical Study on Regional Financial Center and Regional Economy

ZHOU Tian - yun, YUE Ke - yan, ZHANG Xing

(International Business School, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, Guangdong, China)

**Abstract:** The paper designs Regional Financial Center Development Index to measure the level of regional financial center development, and tries to study the relationship between regional financial center development and regional economy growth in the Bohai Economic Rim, Yangtze River Delta and Pearl River Delta empirically using Granger Causality Test. The results indicate that the development of the regional financial center will make a contribution to the regional economy growth in short term, but the regional economy growth will not make a significant contribution to the regional financial center. However, in long term, the financial development of the regional financial center and the regional economy growth will make a mutual contribution to each other.

**Key words:** regional financial center; regional economy; development index; Bohai Economic Rim; Yangtze River Delta; Pearl River Delta

区域经济一体化是世界区域经济发展和区域空间结构演变的趋势,随着国内区域经济一体化的蓬勃发展,形成珠江三角洲地区、长江三角洲地区和环渤海地区等经济区,成为促进中国经济发展的主要推动力之一。与此同时,三个经济区的核心城市——环渤海地区的北京市,长三角地区的上海市和珠三角地区的广州市、深圳市,逐渐成为发展程度不同的金融中心。据《CDI中国金融中心指数(CDICFI)报告》<sup>①</sup>显示,中国金融中心综合竞争力排名的前四位依次是上海、北京、深圳、广州,并以60分为分界线,将上海、北京和深圳列为全国性金融中心,广州列为核心区域金融中心。

区域金融中心的形成有利于区域内加快资金积累、提供投融资便利、提高市场流动性、优化资源

配置、调整储蓄与投资结构、提高投资效益、降低融资成本及投资风险、实现宏观金融区域调控等,从而促进区域经济协调健康发展。受发展阶段和金融体制等因素束缚,中国金融中心的发展水平还不高,发展潜能还很大,建设上海成为国际金融中心以及深港共建全球性金融中心已经上升为国家战略。美国华尔街的全球性金融危机的阴影虽然逐渐消失,但金融危机向实体经济蔓延后果进一步警示出金融中心的健康发展对现代社会经济发展所具有的高度重要性,对金融中心发展状况进行合理的评价,探究区域金融中心发展与区域经济增长的关系极具理论和现实意义。

本文运用格兰杰因果检验,实证分析在环渤海经济区、长江三角洲经济区、珠江三角洲经济区三

<sup>①</sup> CDI中国金融中心指数(CDICFI)报告》是由综合开发研究院(中国·深圳)(又称“中国脑库”,英文缩写CDI)金融与现代产业研究中心于2009年开始编制发布,现已发布第四期。

收稿时间:2013-09-06;修回时间:2013-12-03

基金项目:中央高校基本科研业务费专项资金(10wkjc05)

作者简介:周天芸(1966—),女,浙江宁波人,教授。主要研究方向为区域金融。E-mail:lnsyt@mail.sysu.edu.cn。

个区域中,区域金融中心发展与区域经济增长之间的关系。

## 1 文献综述

金融发展与经济增长的关系一直是西方经济学界研究的一个热点。金融发展作为经济增长的核心,其重要性已为广大学者所公认。

Schumpeter 在金融发展与经济增长理论方面做了开创性的研究,而 Gertler 则隐含地指出了金融中介对边际资本生产力的正的影响<sup>[1]</sup>。Patrick 将研究方向转移到金融发展与经济增长之间的因果关系,但仍是一个需要实证检验的理论假说<sup>[2]</sup>。McKinnon 在对发展中国家的经济发展过程进行分析后,提出著名的“金融抑制”论<sup>[3]</sup>;Shaw 从分析金融中介和经济发展之间关系的角度提出了“金融深化”的概念<sup>[4]</sup>。随后,关于金融体系和经济增长关系的争论也在学术界激发了新的研究热情。

金融发展与经济增长关系在理论上的争议终于引导一些学者致力于通过实证研究来寻找问题的答案。Goldsmith 开创了有关金融发展与经济增长之间关系实证研究的先河。他使用金融中介的资产价格与 GNP 的比率作为一国金融发展指标,通过检验 35 个国家 1860—1963 年之间的面板数据,发现金融发展与经济增长一般是同时发生的<sup>[5]</sup>。Odedokun 运用时间序列回归分析方法,研究了 71 个发展中国家在不同时间阶段的情况,他的研究结果有力地支持了“金融发展导致经济增长”的假说<sup>[6]</sup>。然而,在 Demetriades 和 Hussein 的研究中鲜有证据可以支持金融因素在经济发展过程中起引导作用的假说,更多的证据显示出一种相反以及双向因果关系模式<sup>[7]</sup>。

在国内,韩廷春开展金融发展与经济增长的理论、实证与政策研究,建立金融发展与经济增长相互作用的内生模型,并探讨金融发展与经济增长的内在作用机制<sup>[8]</sup>。曹啸等对我国金融发展与经济增长关系进行格兰杰检验和特征分析,认为在格兰杰检验意义上我国的金融发展确实构成经济增长的原因<sup>[9]</sup>。然而,关于区域金融中心发展和区域经济增长关系的研究还缺少系统的理论支持和实证研究。

虽然胡坚、杨素兰以上海市为例分析区域金融中心在推进区域经济发展中的作用<sup>[10]</sup>;赵伟、马瑞永依据泰尔指数测度方法,分析发现区域金融增长差异与地区经济发展差距是紧密联系的<sup>[11]</sup>;在其他的一些实证研究中,诸多学者也使用格兰杰因果关

系检验的方法来研究区域金融中心发展与区域经济增长之间的关系,但缺乏对中国区域金融中心与区域经济增长关系进行的实证研究。

在衡量区域金融中心的发展程度方面,伦敦金融城 2003 年委托 Z/Yen 公司,对伦敦、纽约、巴黎、法兰克福四城市的金融竞争力进行研究,Z/Yen 公司构建衡量全球主要金融城市的金融中心指数,即 GFCI(Global Financial Center Index),旨在对全球金融城市竞争力进行研究和排名。GFCI 是目前全世界唯一给出全球主要金融中心城市竞争力的指数,有较好的客观性和权威性,但由于中国特征性指标数据的可得性不足,GFCI 的评价方法并不适于国内金融中心竞争力的评价。

国内学者对于区域金融中心发展的衡量已经有不少的研究,陆红军设计与实施一套国际金融中心综合竞争力评估指标体系,对纽约、伦敦、东京、新加坡、香港与上海的金融中心竞争力状况及优劣势作了系统的研究<sup>[12]</sup>。陆远权、张德钢运用数据包络分析法(DEA)测度了我国区域金融效率,并用基尼系数和泰尔指数衡量我国区域金融效率差异<sup>[13]</sup>。

然而,现有衡量区域金融中心发展的评价指标存在不足,一方面是研究多以“量”(金融机构存贷量和金融相关比率 FIR 等)或者“质”(金融效率等)作为衡量区域金融中心发展程度的指标,忽略结合两者的评价体系;另一方面是研究机构试图通过涵盖多种因素、多项指标的复杂模型来综合衡量区域金融中心的发展程度,但由于研究需要多个指标的特定统计数据,而且数据难以从公开渠道中获得,研究的难度很大。本文尝试构建一个同时考虑区域金融“量”与“质”、所用数据更具针对性且从公开年鉴中可获得的评价指标,用以衡量区域金融中心的发展程度。

## 2 数据与研究设计

### 2.1 理论假设

本文尝试构建一个更加优化的区域金融中心发展指数,用以衡量区域金融中心发展程度,并运用格兰杰因果关系检验方法实证检验环渤海、长三角和珠三角三个经济区的区域金融中心与区域经济增长的关系。本文在实证研究中设立的两个理论假设是:

假设一:区域金融中心的发展对区域经济增长具有促进作用;

假设二:区域经济增长对区域金融中心的发

展具有推动作用。

为了实证检验区域金融中心与区域经济增长之间的作用关系,本文将构建两个综合指标,分别用以衡量区域金融中心的发展程度和区域经济增长速度,使用金融中心发展指数作为自变量衡量金融中心的发展程度;使用人均实际GDP作为因变量衡量区域经济增长。在过去的研究成果中,多用金融相关率  $FIR$  (Raymond.W.Goldsmith) 来衡量金融发展程度。 $FIR$  是指某一时点上一国金融工具市场总值  $F$  (或一定时期内金融活动总量) 与实物形式的国民财富的市场总值  $W$  (或一定时期内经济活动总量) 之比,用公式表达是:  $FIR = F/W$ , 后人通常用  $M2$  和  $GDP$  做比值来计算  $FIR$ 。

本文认为,作为衡量区域金融中心发展程度的变量,金融中心发展指数与以往学者单纯使用的金融规模  $FIR$  值相比,进行和区域经济增长变量的格兰杰因果关系检验更有说服力。金融规模  $FIR$  值是区域金融资产市场总值与区域经济活动总量的比值,衡量的是区域内金融资产的相对存量,但无法衡量存量中有效资产的比率,即金融资产存量中对区域经济产生作用和影响的部分。引入金融效率  $CRSTE$  后,通过对区域金融业运作中的投入与产出之间对比关系的研究,可以在金融规模的基础上更加科学地衡量区域金融发展程度。本文构建的金融中心发展指数,即在金融规模  $FIR$  的基础上,增加衡量金融效率的权重,用金融规模  $FIR$  值与金融效率  $CRSTE$  值的乘积来衡量区域金融中心的发展程度,较区域规模  $FIR$  值更具合理性。

在衡量金融效率的各种方法中,数据包络分析模型  $BEA$  最具有代表性。而在衡量经济增长的众多指标中,人均GDP能够去除贫富差距,更科学地衡量一个地区的经济增长。

## 2.2 数据与变量

本文使用DEA数据包络分析模型计算区域金融中心的金融效率,正确使用该模型的关键在于合理选择模型的投入和产出变量。本文选取从业人员数量、金融机构存款余额、金融机构现金支出作为DEA模型的输入变量,选取金融机构贷款余额、金融机构现金收入、金融业增加值作为DEA模型的输出变量。

①从业人员数量。作为金融机构的人力及智力资源,将在很大程度上影响金融机构的运营效率,因而将其作为模型的输入变量。

②金融机构存款余额。存款余额是金融机构经

营资金的主要来源,反映了金融机构吸纳资金资源的程度,因而本文将其作为模型的输入变量。

③金融机构现金支出。现金支出是金融机构主要的支出项目,反映了其为经济提供金融服务的成本规模,因而本文将其作为模型的输入变量。

④金融机构贷款余额。贷款余额是金融机构盈利的主要来源,反映了其货币投放规模及对经济运行的影响力,所以本文将其作为模型的输出变量。

⑤金融机构现金收入。现金收入反映了金融机构现金回笼的规模,体现了经济的活跃程度和富裕程度,所以本文将其作为模型的输出变量。

⑥金融业增加值。金融业增加值是指金融业的全部基层单位在一定时期内新创造出来的价值之和,所以本文将金融业增加值作为模型的输出变量。

由于无法得到各城市  $M2$  值的数据,本文用存款余额与贷款余额的总和与  $GDP$  总值做比值来计算  $FIR$ 。环渤海地区人均GDP通过辽宁省、山东省、河北省、北京市和天津市的  $GDP$  总值、年末人口总数计算得出,长江三角洲地区人均GDP通过江苏省、浙江省和上海市的  $GDP$  总值、年末人口总数计算得出,珠江三角洲地区人均GDP通过其所覆盖的9个城市的  $GDP$  总值和年末人口总数计算得出。原始数据均来自相关统计年鉴。

## 3 实证检验与分析

### 3.1 城市金融规模的测算结果

本文使用金融机构存款余额与借款余额总和与城市  $GDP$  总值做比值计算北京、上海、深圳、广州等8个城市的  $FIR$  值。结果见表1。

### 3.2 金融效率的检验

本文使用数据包络分析模型DEA来检验金融中心的金融效率。数据包络分析(Data Envelopment Analysis),常见的为CCR和BCC两个基本模型,CCR模型边界具有线性特征,不考虑规模效率,而BCC模型的边界具有分段线性特征,并呈现凹特性,同时考虑纯技术效率和规模效率。本文采用CCR模型,模型如下:

$$\begin{aligned} \min \theta \\ \sum_{j=1}^n x_{ij} \lambda_j + S_i^- = \theta x_{i0}, \quad i \in (1, 2, \dots, m) \\ \sum_{j=1}^n y_{rj} \lambda_j + S_i^+ = \theta y_{r0}, \quad r \in (1, 2, \dots, s) \\ \theta, \lambda_j, S_i^-, S_i^+ \geq 0; j = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (1)$$

式中:  $S_i^-$  和  $S_i^+$  为松弛变量;  $\theta$  和  $\lambda_j$  为待估参数。



表1 各城市的金融规模FIR值  
Tab.1 The FIR values of the eight cities

年份	北京	天津	大连	上海	杭州	南京	深圳	广州
1991	2.1970	2.1833	1.8531	2.5042	1.5550	1.4058	1.9211	2.2421
1992	2.3555	2.4023	2.0931	2.8087	1.9766	1.7081	2.1487	2.3116
1993	2.5631	2.6594	1.7053	3.0709	2.1000	1.8938	2.2309	2.4305
1994	2.5403	2.5139	1.5795	3.0336	2.2497	1.8478	2.4121	2.4495
1995	2.5585	2.3574	1.6173	3.4010	2.1988	1.9243	2.5593	2.5311
1996	2.7384	2.1502	1.7091	3.4042	2.3463	2.2650	2.6506	2.6386
1997	2.7929	2.4563	1.8886	3.5423	2.4028	2.2941	2.9791	3.0013
1998	2.9787	2.4806	2.1700	3.8020	2.4891	2.4358	3.1146	3.0841
1999	3.1533	2.5382	2.2738	3.7006	2.8037	2.7850	3.2931	3.2558
2000	3.4365	2.5217	2.3390	3.6949	2.7573	2.7788	3.4646	3.4144
2001	3.6689	2.4947	2.3889	3.5850	2.8782	2.8095	3.5486	3.4661
2002	3.7269	2.5133	2.4476	3.7987	3.0013	3.0355	3.6703	3.6958
2003	4.0192	2.5742	2.4155	4.2827	3.2349	3.1754	3.8698	3.8071
2004	4.0649	2.8161	2.6826	4.5542	3.5100	3.4454	3.9228	3.9021
2005	4.1678	2.7808	2.7746	4.3312	3.6669	3.6089	4.0235	3.9821
2006	4.2528	2.8164	2.7906	4.3381	3.6331	3.4474	4.1853	4.0495
2007	4.3113	2.8544	2.7046	4.2621	3.6537	3.4081	4.2498	4.1341
2008	4.2557	2.9105	2.5142	4.3242	3.6975	3.4325	4.3321	4.2105
2009	4.4488	2.7931	2.4877	4.3891	3.7064	3.5890	4.5648	4.3433
2010	4.7046	3.1777	2.8520	4.9385	4.2296	4.2230	4.6208	4.4614

式(1)的经济学意义是:  $\lambda_j$  将各个有效点连接起来,形成有效前沿面,非零的过剩量  $S_i^+$  和不足量  $S_i^-$  使有效前沿面可以沿水平和垂直方向延伸,形成包络面。 $\theta$  表示决策单元距离包络面的投影。当  $\theta^0 = 1, S^- = 0, S^+ = 0$  时,称决策单元  $j_0$  为 DEA 有效;当  $\theta^0 = 1, S^- \neq 0, S^+ \neq 0$  时,称决策单元  $j_0$  为弱 DEA 有效;当  $\theta^0 < 1, S^- \neq 0, S^+ \neq 0$  时,则称决策单元  $j_0$  为非 DEA 有效。如果存在  $\lambda_j$  使  $\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$ , 则称决策单元  $j_0$  为规模效益不变;如果不存在  $\lambda_j$  使  $\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$ , 且  $\sum_{j=1}^n \lambda_j < 1$ , 则称决策单元  $j_0$  为规模效益递增;如果不存在  $\lambda_j$  使  $\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$ , 且  $\sum_{j=1}^n \lambda_j > 1$ , 则称决策单元  $j_0$  为规模效益递减。

本文选取从业人员数量、金融机构存款余额、金融机构现金支出作为 DEA 模型的输入变量,选取金融机构贷款余额、金融机构现金收入、金融业增加值作为 DEA 模型的输出变量。使用软件 Deap2.1, 检验结果见表 2,其中金融效率值小于 1 的城市,即为非 DEA 有效。

3.3 区域金融中心的发展指数

本文使用金融规模 FIR 值与金融效率 CRSTE 值相乘的结果作为金融中心发展指数,来衡量区域金融中心的发展程度,结果见表 3。

由计算结果可以看出,三个经济区域的金融中心北京、上海、深圳、广州的金融中心发展指数明显

高于其他几个城市。

表2 各城市金融效率CRSTE值  
Tab.2 The CRSTE values of the eight cities

年份	北京	天津	大连	上海	杭州	南京	深圳	广州
1991	1.000	1.000	0.998	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1992	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1993	0.983	1.000	1.000	0.997	0.998	0.985	1.000	0.986
1994	1.000	0.997	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1995	0.997	1.000	1.000	0.997	0.995	1.000	1.000	1.000
1996	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1997	0.995	1.000	0.997	1.000	1.000	1.000	1.000	0.987
1998	0.992	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1999	1.000	0.997	0.995	1.000	1.000	0.958	1.000	0.990
2000	0.990	1.000	1.000	0.990	1.000	0.987	0.988	0.985
2001	1.000	1.000	0.998	1.000	1.000	1.000	1.000	0.993
2002	1.000	1.000	0.997	0.995	1.000	0.980	1.000	0.977
2003	1.000	1.000	1.000	0.996	0.991	0.972	0.978	0.985
2004	1.000	1.000	1.000	0.994	0.993	0.983	0.992	0.992
2005	0.994	1.000	1.000	1.000	0.993	1.000	1.000	1.000
2006	0.996	1.000	1.000	0.995	1.000	0.980	0.985	1.000
2007	0.992	0.995	0.998	0.995	0.993	1.000	1.000	1.000
2008	0.999	0.995	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2009	0.985	1.000	1.000	0.999	1.000	1.000	0.997	1.000
2010	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

表3 各城市金融中心发展指数计算结果  
Tab.3 The results of the financial center development index

年份	北京	天津	大连	上海	杭州	南京	深圳	广州
1991	2.1970	2.1833	1.8494	2.5042	1.5550	1.4058	1.9211	2.2421
1992	2.3555	2.4023	2.0931	2.8087	1.9766	1.7081	2.1487	2.3116
1993	2.5195	2.6594	1.7053	3.0617	2.0958	1.8654	2.2309	2.3965
1994	2.5403	2.5064	1.5795	3.0336	2.2497	1.8478	2.4121	2.4495
1995	2.5508	2.3574	1.6173	3.3908	2.1878	1.9243	2.5593	2.5311
1996	2.7384	2.1502	1.7091	3.4042	2.3463	2.2650	2.6506	2.6386
1997	2.7789	2.4563	1.8829	3.5423	2.4028	2.2941	2.9791	2.9623
1998	2.9549	2.4806	2.1700	3.8020	2.4891	2.4358	3.1146	3.0841
1999	3.1533	2.5306	2.2624	3.7006	2.8037	2.6680	3.2931	3.2232
2000	3.4021	2.5217	2.3390	3.6580	2.7573	2.7427	3.4230	3.3632
2001	3.6689	2.4947	2.3841	3.5850	2.8782	2.8095	3.5486	3.4418
2002	3.7269	2.5133	2.4403	3.7797	3.0013	2.9748	3.6703	3.6108
2003	4.0192	2.5742	2.4155	4.2656	3.2058	3.0865	3.7847	3.7500
2004	4.0649	2.8161	2.6826	4.5269	3.4854	3.3868	3.8914	3.8709
2005	4.1428	2.7808	2.7746	4.3312	3.6412	3.6089	4.0235	3.9821
2006	4.2358	2.8164	2.7906	4.3164	3.6331	3.3785	4.1225	4.0495
2007	4.2768	2.8401	2.6992	4.2408	3.6281	3.4081	4.2498	4.1341
2008	4.2514	2.8959	2.5142	4.3242	3.6975	3.4325	4.3321	4.2105
2009	4.3821	2.7931	2.4877	4.3847	3.7064	3.5890	4.5511	4.3433
2010	4.7046	3.1777	2.8520	4.9385	4.2296	4.2230	4.6208	4.4614

3.4 格兰杰因果关系检验结果

本文以 1991—2010 年北京、天津、大连、上海、杭州、南京、深圳和广州等 3 个全国性金融中心城市和 5 个核心区域金融中心城市共 8 个城市的面板数据为样本,实证检验区域金融中心和区域经济发展之间的关系。

3.4.1 平稳性检验。格兰杰因果检验要求时间序列具有平稳性,故本文先对自变量、因变量的时间序列进行平稳性检验,检验工具使用软件 E-views。

由于自变量人均实际GDP的数值较大,因变量金融中心发展指数的数值较小,考虑到在分析中取变量的自然对数后不会改变变量之间的关系,本文对人均实际GDP的值取自然对数,再将金融中心发展指数和取过自然对数的人均实际GDP的值扩大100倍,以便于观察。本文分别对环渤海地区、长江三角洲地区和珠江三角洲地区的相关数据进行平稳性检验。

3.4.1.1 环渤海地区。先对自变量、因变量进行相关性检验,得到北京市、天津市、大连市金融中心发展指数与环渤海地区区域人均实际GDP的相关系数分别为0.920138、0.652164和0.723414,证明区域金融中心发展指数与区域人均实际GDP具有较强的相关性(图略),对处理后的数据进行ADF单位根检验,检验结果见表4。

由检验结果得出,环渤海地区人均GDP与北京市、天津市和大连市金融中心发展指数不具有平稳性,但在5%的置信水平下均为一阶单整,因为变量间均为同阶单整,故可以进行协整检验。

3.4.1.2 长江三角洲地区。对自变量、因变量进行相关性检验,得到上海市、杭州市、南京市金融中心发展指数与长江三角洲地区区域人均实际GDP的相关系数分别为0.921851、0.940615和0.924173,证明区域金融中心发展指数与区域人均实际GDP具有较强的相关性,对处理后的数据进行ADF单位根检验,检验结果见表4。

由检验结果发现,长江三角洲地区人均GDP与上海市、杭州市和南京市金融中心发展指数不具有平稳性,但在10%的置信水平下均为一阶单整,因为变量间均为同阶单整,故可以进行协整检验。

3.4.1.3 珠江三角洲地区。对自变量、因变量进行相关性检验,得到深圳市、广州市金融中心发展指数与珠江三角洲区域人均实际GDP的相关系数分别为0.941927和0.930586,证明区域金融中心发展指数与区域人均实际GDP具有较强的相关关系,对处理后的数据进行ADF单位根检验,检验结果见表4。

由检验结果得出,珠江三角洲地区人均GDP与深圳市和广州市金融中心发展指数不具有平稳性,但在1%的置信水平下均为一阶单整,因为变量间均为同阶单整,故可以进行协整检验。

3.4.2 协整检验。虽然自变量和因变量的时间序列都不具有稳定性,但如果因变量和自变量一阶单整且存在协整的情况下,因果关系可以通过一阶差分形式的格兰杰方法来检验。由于三个区域的数据都

表 4 三个经济区 ADF 检验结果  
Tab.4 The ADF test results of variables

差分序列		ADF 检验值	结论
零阶差分	环渤海地区人均GDP	-1.6309	非平稳 <sup>*</sup>
	北京市金融中心发展指数	-0.0239	非平稳 <sup>*</sup>
	天津市金融中心发展指数	-0.4989	非平稳 <sup>*</sup>
	大连市金融中心发展指数	-0.4603	非平稳 <sup>*</sup>
	长三角地区人均GDP	-2.4396	非平稳 <sup>*</sup>
	上海市金融中心发展指数	-0.6206	非平稳 <sup>*</sup>
	杭州市金融中心发展指数	-0.2313	非平稳 <sup>*</sup>
	南京市金融中心发展指数	-0.2295	非平稳 <sup>*</sup>
	珠三角地区人均GDP	-2.2870	非平稳 <sup>*</sup>
	深圳市金融中心发展指数	-0.8821	非平稳 <sup>*</sup>
一阶差分	广州市金融中心发展指数	-0.5010	非平稳 <sup>*</sup>
	环渤海地区人均GDP	-3.8134	平稳,一阶单整 <sup>**</sup>
	北京市金融中心发展指数	-3.8677	平稳,一阶单整 <sup>**</sup>
	天津市金融中心发展指数	-3.7813	平稳,一阶单整 <sup>**</sup>
	大连市金融中心发展指数	-3.1825	平稳,一阶单整 <sup>**</sup>
	长三角地区人均GDP	-3.2400	平稳,一阶单整 <sup>**</sup>
	上海市金融中心发展指数	-3.8847	平稳,一阶单整 <sup>**</sup>
	杭州市金融中心发展指数	-2.7489	平稳,一阶单整 <sup>*</sup>
	南京市金融中心发展指数	-3.1511	平稳,一阶单整 <sup>**</sup>
	珠三角地区人均GDP	-4.1129	平稳,一阶单整 <sup>***</sup>
	深圳市金融中心发展指数	-5.3420	平稳,一阶单整 <sup>***</sup>
	广州市金融中心发展指数	-3.9712	平稳,一阶单整 <sup>***</sup>

注:结论栏内右上角\*、\*\*、\*\*\*分别表示对应在10%、5%、1%的置信水平的结果。零阶差分10%、5%、1%置信水平上的临界值分别为-3.8572、-3.0400和-2.6608;一阶差分10%、5%、1%置信水平上的临界值分别为-3.8877、-3.0521、-2.6672。

同阶单整,可以进行协整检验,故本文采用Engle-Granger两步法对各地区的相关数据进行协整检验。

利用OLS法对变量进行协整回归,得到协整方程:

$$Y = \alpha + \beta x + \varepsilon \tag{2}$$

式中:Y代表各经济区地区人均实际GDP;X代表各金融中心城市的金融发展指数; $\varepsilon$ 代表残差值,得到的参数值见表5,回归结果见表6。

表 5 三个经济区协整回归方程参数  
Tab.5 The parameters of cointegration regression equations

金融中心城市	$\alpha$ 值	$\beta$ 值
北京市	241.58	0.43
天津市	94.02	0.95
大连市	205.41	0.69
上海市	188.76	0.58
杭州市	257.18	0.49
南京市	264.62	0.43
深圳市	274.15	0.42
广州市	287.92	0.39

分别对残差值 $\varepsilon$ 进行ADF单位根检验,检验结果见表7。由检验结果可以得出:环渤海地区在10%的置信水平下,残差序列 $\varepsilon$ 都不存在单位根,是平稳序列,说明环渤海地区人均实际GDP与北京市、天津市和大连市金融发展指数都存在协整关系,可以进行格兰杰因果关系检验。

表6 三个经济区协整回归检验结果  
Tab.6 The test results of cointegration regression

方程		Adjusted R <sup>2</sup>	D.W.	F 值
环渤海地区	方程(2)	0.9284	0.3987	231.2523
	方程(3)	0.6144	0.7264	105.8941
	方程(4)	0.6892	0.4839	87.6874
长三角地区	方程(5)	0.9068	1.0861	160.5077
	方程(6)	0.9302	0.8004	237.6238
	方程(7)	0.9263	0.8940	214.3693
珠三角地区	方程(8)	0.9296	0.2527	208.1935
	方程(9)	0.9570	0.3375	373.7026

长三角地区在10%的置信水平下,残差序列 $\varepsilon$ 都不存在单位根,是平稳序列,说明长江三角洲地区人均实际GDP与上海市、杭州市和南京市金融发展指数都存在协整关系,可以进行格兰杰因果关系检验。

珠三角地区在5%的置信水平下,残差序列 $\varepsilon$ 都不存在单位根,是平稳序列,说明珠江三角洲地区人均实际GDP与深圳市、广州市金融发展指数存在协整关系,可以进行格兰杰因果关系检验。

表7 三个经济区残差 ADF 检验结果  
Tab.7 The ADF test results of residuals

序列		ADF 检验值	结论
环渤海地区	$\varepsilon_1$ 零阶差分	-2.8251	平稳*
	$\varepsilon_2$ 零阶差分	-2.6974	平稳*
	$\varepsilon_3$ 零阶差分	-4.5714	平稳***
长三角地区	$\varepsilon_1$ 零阶差分	-3.0238	平稳*
	$\varepsilon_2$ 零阶差分	-2.9026	平稳*
	$\varepsilon_3$ 零阶差分	-3.3571	平稳**
珠三角地区	$\varepsilon_1$ 零阶差分	-3.0544	平稳**
	$\varepsilon_2$ 零阶差分	-3.2163	平稳**

注:结论栏右上角\*、\*\*、\*\*\*分别表示对应10%、5%、1%的置信水平的结果。零阶差分10%、5%、1%置信水平上的临界值分别为-3.8572、-3.0400和-2.6608。

3.4.3 格兰杰因果关系检验。由于三个地区人均实际GDP与对应城市金融中心发展指数的时间序列一阶单整且存在协整关系,满足一阶差分形式的格兰杰因果关系检验方法的使用条件。我们用统计软件E-views对三个地区的自变量和因变量分别进行一阶差分形式的格兰杰因果关系检验。

3.4.3.1 环渤海地区。环渤海地区人均实际GDP与北京市、天津市和大连市金融中心发展指数时间序列一阶差分形式的格兰杰因果关系检验结果见表8。

由检验结果看出,对于环渤海地区的全国性金融中心北京而言,在短期(1年以下)内金融中心的发展对环渤海地区经济的增长具有促进作用,但环渤海地区经济的增长对北京的发展没有推进作用;在长期(2年以上)来看,不但北京的发展对环渤海地区经济的增长具有促进作用,而且反过来环渤海地区经济的增长对北京的发展也具有推动作用。对

于区域内的区域性金融中心城市天津和大连而言,金融中心的发展与区域经济增长格兰杰因果关系并不显著,但可以看出,长期而言区域经济增长对天津、大连等城市的发展具有推动作用。

3.4.3.2 长江三角洲地区。长江三角洲地区人均实际GDP与上海市、杭州市和南京市金融中心发展指数的时间序列的一阶差分形式的格兰杰因果关系检验结果见表8。

表8 三个经济区格兰杰因果关系检验结果  
Tab.8 The Granger causality test results

原假设		P值				
		滞后一期	滞后二期	滞后三期	滞后四期	滞后五期
环渤海地区	X <sub>1</sub> 非Y	0.03769*	0.00591*	0.06474*	0.01979*	0.02825*
	Y非X <sub>1</sub>	0.15539	0.03234*	0.03386*	0.01218*	0.08723*
	X <sub>2</sub> 非Y	0.24503	0.00263*	0.09843*	0.18683	0.15104
	Y非X <sub>2</sub>	0.22815	0.21339	0.05811*	0.19192	0.09471*
	X <sub>3</sub> 非Y	0.44149	0.00556*	0.05591*	0.04493*	0.13666
	Y非X <sub>3</sub>	0.28650	0.00104*	0.07988*	0.13671	0.17247
长三角地区	X <sub>1</sub> 非Y	0.04124*	0.04702*	0.09837*	0.06977*	0.04810*
	Y非X <sub>1</sub>	0.32546	0.41627	0.07346*	0.04269*	0.04731*
	X <sub>2</sub> 非Y	0.07991*	0.00563*	0.06359*	0.05491*	0.08593*
	Y非X <sub>2</sub>	0.25834	0.37863	0.20704	0.02170*	0.02703*
	X <sub>3</sub> 非Y	0.07942*	0.01259*	0.04179*	0.01705*	0.13687
	Y非X <sub>3</sub>	0.49198	0.07388*	0.02505*	0.15192	0.06265*
珠三角地区	X <sub>1</sub> 非Y	0.04394*	0.03409*	0.03847*	0.03194*	0.01357*
	Y非X <sub>1</sub>	0.54402	0.41477	0.04448*	0.05525*	0.02260*
	X <sub>2</sub> 非Y	0.04684*	0.04602*	0.04297*	0.03490*	0.03193*
	Y非X <sub>2</sub>	0.26271	0.37103	0.05275*	0.03266*	0.03718*

注:格兰杰因果关系检验结果中“ $X_i$ 非Y”表示 $X_i$ 非Y的格兰杰原因,其余以此类推。在环渤海地区的结果中,Y代表环渤海地区人均实际GDP, $X_1$ 、 $X_2$ 和 $X_3$ 分别代表北京市、天津市和大连市的区域金融中心发展指标;在长三角地区的结果中,Y代表长三角地区人均实际GDP, $X_1$ 、 $X_2$ 和 $X_3$ 分别代表上海市、杭州市和南京市的区域金融中心发展指标;在珠三角地区的结果中,Y代表长三角地区人均实际GDP, $X_1$ 和 $X_2$ 分别代表深圳市和广州市的区域金融中心发展指标。P值结果中,加\*表示拒绝原假设。

由检验结果看出,对于长江三角洲地区的全国性金融中心上海而言,在短期(1—2年)内其自身的发展对长三角地区经济的增长具有促进作用,但长三角地区经济的增长对上海的发展没有明显的推进作用;在长期(3年以上)来看,不但上海的发展对长三角地区经济的增长具有促进作用,而且反过来长三角地区经济的增长对上海的发展也具有推动作用。对于长三角区域内的区域性金融中心城市杭州和南京而言,在短期(1—2年)内,杭州和南京的发展对长三角区域经济增长具有一定贡献,从长期(3年以上)来看,杭州、南京的发展与区域经济增长的格兰杰因果关系相对比较显著,作为长三角经济区副金融中心城市杭州和南京的发展与长三角区域经济增长具有一定的相互促进作用。

3.4.3.3 珠江三角洲地区。珠江三角洲地区人均实际GDP与深圳市、广州市金融中心发展指数的时间



序列的一阶差分形式的格兰杰因果关系检验结果见表8。

由检验结果可看出,在短期(1—2年)内深穗两个金融中心的发展对珠三角地区经济的增长具有促进作用,但珠三角地区经济的增长对穗深两个金融中心的发展没有推进作用;在长期(3年以上)来看,不但深穗两个金融中心的发展对珠三角地区经济的增长具有促进作用,而且反过来珠三角地区经济的增长对深穗两个金融中心的发展也具有推动作用。

#### 4 结论

根据格兰杰因果关系检验的结果,本文的假设一“区域金融中心的发展对区域经济增长具有促进作用”是成立的,假设二“区域经济增长对区域金融中心的发展具有推动作用”在短期(1—2年)内是不一定成立的,在长期(3年以上)是一定成立的。

将1991—2010年8个城市10年的金融中心发展指数均值由大到小排列为:上海、北京、深圳、广州、杭州、南京、天津、大连,由此看出全国性金融中心相对于区域性金融中心对区域经济的发展具有更大的贡献。格兰杰因果检验结果也表明,全国性金融中心相较于区域性金融中心,其对区域经济增长具有更显著的促进作用。

本文认为上海的金融发展水平在全国居于首位,上海建设国际金融中心也于2009年上升为国家战略,上海应该以金融市场体系建设为核心,完善金融市场层次和结构、推进金融工具和产品创新、加大金融对外开放、深化金融改革以及创新金融监管方式。北京作为全国的政治、文化和国际交往中心,集中了全国性金融机构和非银行金融机构的总部,应该利用自身优势,大力吸引国内外金融机构落户北京,积极促进全国性金融平台在北京发展,构建多层次、多元化的投融资市场体系。深圳市毗邻香港,高新技术产业集聚,拥有深圳证券交易所,具备资本市场规模优势,在金融中心发展的功能定位上应该以构建多层次的资本市场体系为核

心,建设成为“港深大都会国际金融中心有机组成部分”。广州市身为广东省的省会城市,集政治、经济、文化、教育中心为一体,具备经济基础的整体优势和总量优势,在金融中心发展的功能定位上应该以构建、完善多样化的金融综合服务体系为核心,建设成为辐射华南、连通港澳、面向东南亚、与国际接轨的区域金融中心。天津、大连、杭州、南京等区域性金融中心应该发挥自身特色优势,在金融机构改革的推进中发挥更大作用。

#### 参考文献:

- [1] Gertler Mark L. Financial Structure and Aggregate Economic Activity: An Overview[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1988(20).
- [2] Patrick Hugh T. Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries[J]. Economic Development and Cultural Change, 1966(2): 174 - 189.
- [3] Mckinnon Ronald I. Money and Capital in Economic Development[M]. Washington, District of Columbia: The Brookings Institution, 1973.
- [4] Shaw Edward Stone. Financial Deepening in Economic Development[M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [5] Goldsmith Raymond W. Financial Structure and Development [M]. New Haven: Yale University Press, 1969.
- [6] Odedokun M O. Alternative Econometric Approaches for Analysing the Role of the Financial Sector in Economic Growth: Time-series Evidence from LDCs[J]. Journal of Development Economics, 1996, 50: 119 - 146.
- [7] Demetriades Panicos O & Hussein Khaled A. Does Financial Development Cause Economic Growth? Times- Series Evidence from 16 Countries[J]. Journal of Development Economics, 1996, 51: 387 - 411.
- [8] 韩廷春. 金融发展与经济增长:理论、实证与政策[M]. 北京:清华大学出版社, 2002.
- [9] 曹啸, 吴军. 我国金融发展与经济增长关系的格兰杰检验和特征分析[J]. 财贸经济, 2002(5): 40 - 43.
- [10] 胡坚, 杨素兰. 国际金融中心评估指标体系的构建[J]. 北京大学学报, 2003(5): 40 - 47.
- [11] 赵伟, 马瑞勇. 中国区域金融增长的差异——基于泰尔指数的测度[J]. 经济地理, 2006, 26(3): 11 - 15.
- [12] 陆红军. 国际金融中心竞争力评估研究[J]. 财经研究, 2007 (3): 47 - 56.
- [13] 陆远权, 张德钢. 我国区域金融效率测度及效率差异研究[J]. 经济地理, 2012, 32(1): 96 - 101.