

# 基于 SCP 范式的集中度与研发度相关性研究\*

——以中国高技术产业为例

卜振兴, 陈欣

(南开大学经济学院, 天津 300457; 天津财经大学商学院, 天津 300222)

**摘要:** 市场结构和技术创新一直是中国产业发展中的两个热点问题, 它们对产业的发展都有重要影响。该文以中国高技术产业发展实际情况为基础, 结合国内相关外学者的研究成果, 对集中度与研发度的相关性进行了分析。实证结果表明, 目前产业集中度对中国高技术产业 R&D 强度的影响是负向显著的, 这一结果是与高技术产业发展的特定历史阶段相联系的。

**关键词:** SCP 范式; 产业集中度; R&D 强度; 熊彼特假说

**中图分类号:** F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-2404(2010)39-0036-08

## 1 引言

近年来, 中国高技术产业获得了快速发展。其产业增加值的增长速度大大超过了中国全部工业增加值和国内生产总值的增长速度, 高技术产业在国民经济中的作用日益突出<sup>①</sup>。高技术产业作为以技术推动型的产业, 高研发投入是产业发展的直接动力<sup>②</sup>。

本文将在这一背景下从产业组织理论理论出发, 结合相关国内外学者的研究成果, 利用赫芬达尔指数 HI 与 R&D 强度等指标, 综合运用微观经济学、计量经济学、产业组织理论、技术创新理论等有关理论和方法, 对中国高技术产业的集中度与研发度相关问题进行实证研究。本论文的理论意义在于验证熊彼特假说在中国高技术产业是否适用; 现实意义在于通过考察中国高技术产业集中度与创新投入之间的关系, 分析其原因并提出相应的建议, 优化中国高技术产业的结构。

## 2 理论介绍

本文运用产业组织的相关理论与概念, 主要包括 SCP 范式、熊彼特假说、产业集中度、R&D 强度等, 对于产业组织相关理论在本部分进行简单介绍。

### 2.1 SCP 范式与熊彼特假说

SCP 范式是产业组织的一个理论。产业组织理论的思想起源于古典经济学家亚当·司密, 在《国富论》一书中他系统地讨论了合理的生产组织对经济进步产生的巨大促进作用。现代产业组织学的理论形成于哈佛大学的张伯伦、梅森和贝恩等人的研究<sup>③</sup>, 他们在继承前人一系列理论研究成果的基础上, 构造了一个市场结构(Market Structure)-市场行为(Market Conduct)-市场绩效(Market Performance)的分析框架, 简称 SCP 分析框架。其基本含义是: 市场的结构决定了企业在市场中的行为, 而企业行为又决定市场运行的绩效。三者关系决定了市场结构是首先需要研究的问题, 也是做好产业组织研究的前提。

技术创新理论的开创者—约瑟夫·阿罗斯·熊彼特<sup>④</sup>提出了两个观点: 规模大的企业, 才能进行某种比例以上的研发活动; 集中度大的企业或是市场份额大的企业才能积极进行创新活动, 我们称之为熊彼特假说。他之所以持有这种观点主要是认为创新是一种高风险的活动, 企业必须需要一定的抗风险能力才能抵御创新活动带来的负面影响, 而这种

收稿日期: 2010-04-23

作者简介: 卜振兴, 硕士研究生, 主要从事经济学等方面的研究; 陈欣, 本科生。E-mail: benpao8686@163.com

\* 该文受到天津市滨海新区十二五规划课题和南开大学亚洲研究中心资助。

① 国家高技术产业司网站 <http://gjss.ndrc.gov.cn/cyzhd/default.htm>

② 国家科学技术部网站 <http://www.most.gov.cn/kjtj/tjbg/>

③ 他们又被称之为“哈佛学派”, 除此之外, 现代产业组织理论学派还包括: 芝加哥学派、新奥地利学派、新制度学派等。

④ 约瑟夫·阿罗斯·熊彼特(Joseph Alois Schumpeter, 1883~1950), 美籍奥地利人, 是当代西方经济学界的一个自成体系经济学家。

能力是中小企业所不具备的。

## 2.2 产业集中度

产业集中度是产业组织理论的核心概念之一,是考察市场结构的首要因素,常用来衡量某一产业竞争或垄断性的程度大小。这一概念有时候也称为“卖者集中度”<sup>⑤</sup>,或者“市场集中度”。

目前,国内外学术界用来衡量产业集中度的指标一般说来分为以下几种方法,一是绝对法,二是相对法,三是赫芬达尔-赫希曼指数(HI)。前者包括:前K位企业产业集中比率(CRK)、纳-凯指数(HKI)及嫡指数(EI)等,后者包括、洛伦兹曲线(Lorenz Curve)和基尼系数(Gini Coefficient)等。由绝对法或相对法所表示的市场结构并不能完全反映该市场的竞争状况。因为一个行业的竞争程度取决于二个因素:厂商数量和厂商规模差异,特别是领先厂商的规模差异。绝对法主要反映领先企业的集中程度而忽略了整个市场中所有企业的数量和规模不均衡的程度。相对法虽然较好地反映了该市场企业规模的差异程度却没有顾及领先企业的集中程度。赫芬达尔-赫希曼指数(HI)由于兼有绝对集中和相对集中度指标的优点,同时能避免两者缺点的特点,因而日益被人们所重视。当然,这个指标也有缺点,主要是对统计资料的要求比较高,其计算更加麻烦。尽管如此,HI指数仍是一个比较理想的指数,在理论上优于前两个指标。本文即在综合考虑基础之上,选取赫芬达尔指数作为衡量市场结构的指标。

赫芬达尔-赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index),简称为HI指数(HHI),最初由A·赫希曼(Hirschman)提出,1950年由哥伦比亚大学的O·C·赫芬达尔(Herfindahl)在他的博士论文《钢铁业的集中》中进一步阐述。该指数用公式表示为:

$$HI = \sum_{i=1}^n \left[ \frac{X_i}{X} \right]^2 = \sum_{i=1}^n S_i^2 \quad (i=1,2,3,\dots,n)$$

$X_i$ -第*i*企业的产量或资产; $n$ -企业数; $X$ -该市场的总产量或总资产;

$S_i$ -某行业中第*i*个企业的产量(或资产)占全行业的产量或资产的比重。

## 2.3 产业研发度(R&D)

衡量企业创新能力的指标主要分为两类,一类

是以产出衡量,比如发明专利、新产品的销售收入情况等。另一类是以投入作为衡量指标,比如科研费用投入、科研人员数等。从理论上讲,以创新的结果衡量创新能力更加合理,但是在进行指标选择时还必须结合中国实际情况加以考虑。首先,由于中国的税收制度对创新产品的生产有一些优惠政策,各个厂商都试图夸大自己企业新产品的销售收入来达到减免税收的目的,同时新产品的销售收入情况一般也很难从销售收入中剥离出来,因此用新产品销售收入来表征技术创新水平存在着一些偏差同时数据不易获得。很多学者采用发明专利去衡量,但是在中国以发明专利衡量创新能力也存在很多问题。第一,并非所有的创新行为都可以被批准为专利。第二,有一些公司为了保密性需要可能不会对某种技术创新成果申请专利,第三,不同专利之间的重要性是存在很大差异的,专利申请数量只是一个数量概念,单纯以数量指标衡量创新水平会产生很大偏差。另外我们也没有使用专利授权量这个指标,因为三类专利的审批时间各不相同<sup>⑥</sup>,在专利申请量与授权量之间有滞后,如果以这个指标衡量也会产生较大误差。综合考量本文从投入的角度选取了产业研发强度作为衡量企业创新意愿与能力的指标。产业研发强度(RD)指某行业内各企业研发支出总和占该行业工业增加值的比率。计算公式如下:

$$RD = \frac{\sum_{i=1}^N Z_i}{T}$$

$Z_i$ 为各企业研发支出; $N$ 是行业内的企业数; $T$ 该行业工业增加值

## 3 文献综述

关于技术创新与产业集中度之间的关系,中外学者做了大量研究,归纳起来,大致有以下三种观点。

### 3.1 正相关关系

这也是大多数文献的结论。熊彼特(1942)提出熊彼特假说,认为两者呈正相关关系。德姆塞茨(1969)研究发现如果行业的规模相同,垄断对创新提供较大的激励。戈尔(R. Goel)(1990)探讨了市场结构与创新在斯塔克尔伯格情况下的解,认为行

⑤ 有些文献也专门研究买者集中度,但这并不是产业组织理论研究的主流,本文也是采取了主流方向。

⑥ 发明专利的审批时间为2-3年、实用新型专利1年、外观设计不到1年。

业领导者在研究与开发上更有能力进行投资创新。Kamien and Schwartz (1975) 提出预期创新实现后可以获得的垄断势力与创新的关系是符合熊彼特假定的。达斯古普塔和斯蒂格列茨(1980)、尼尔逊和温特(1982)、纳恩(1986、1989)、利维和雷斯(1984)的研究都认为,市场结构和创新的关系是符合熊彼特假说的。蔡勇(1998)运用相关统计数据实证分析研究中国的行业市场结构和技术创新的关系。他研究发现当  $CRK < 20\%$  时,产业集中度和技术创新呈明显的正相关关系。

### 3.2 负相关关系

美国经济学家 Arrow (1962) 认为由于竞争性行业企业之间存在很大的竞争压力,所以更具有创新的激励。谢勒(F. M. Scherer) (1984) 认为在竞争企业数目不是很多的情况下,竞争一般会加快创新的步伐,尤其是当一个新市场刚刚打开时。凯米恩(M. Kamien) 和施瓦茨(N. Schwartz) (1994) 研究认为只要竞争仍能有正的期望利润,则更激烈的竞争会加快创新的速度。杰罗斯基(P. Geroski) (1990) 以 20 世纪 70 年代英国的重要创新数据做了实证研究,得出的结论是,集中度高的产业在促进创新方面不及竞争性产业。涂正革和肖耿(2005) 采用前沿生产函数,利用 1995-2002 年间每年大约 21 000 家大中型工业企业的资料,分析了市场竞争程度与创新之间的关系。研究表明产业集中度与研发强度之间是负相关关系。

### 3.3 非简单的正负相关关系

Blair (1972) 全面审视了技术进步对规模经济影响的研究后,得出了从 1750S 到 1930S 技术进步推动了行业集中。但从那时起,新技术对产业集中产生相反趋势的影响。邦德(Bound, 1984) 等人运用 1976 年研发支出为正值美国大企业的样本进行了研究,发现研究开发和厂商规模之间明显地存在非线性关系。帕维特(Pvitt, Robson, Townsend, 1987) 等人通过对行业专家确定 4 378 个重大创新的集中研究发现,不同部门间创新集中度存在很大差异。艾克茨和奥德特切(Acs and Audretsch, 1988, 1990) 的研究认为,在高集中度的产业中,大企业和小企业创新动机均很小。奥德特切和斯切林伯格(Audretsch and Schulenberg, 1990) 及斯切林

伯格和威格纳(Schulenberg and Wagner, 1991) 的研究也认为,无论是大企业还是小企业,创新产出与市场结构之间并不是简单线性相关。李志强和冀丽俊(2001) 通过研究指出,垄断力量与技术创新能力成正比,与技术创新倾向成反比。即产业集中度与技术创新能力正相关,与技术创新倾向负相关。

国内对于集中度的研究主要集中在行业集中度的变化,以及由此做出的市场结构的划分,还有就是对于市场结构的影响因素的研究比较多,而将产业集中度与研发强度的研究还比较少,尤其中国高技术产业上两者的关系,本文算是一个新的尝试。同时,考虑到如果单纯使用时间序列数据则可能面临着自由度不多,估计结果的稳健性不强的可能性,因此本文使用了面板数据的分析方法。

## 4 实证分析

### 4.1 数据选取

本文采用了《中国高技术产业统计年鉴》(1996~2005) 中 1995~2004 年高技术产业 5 个细分行业的面板数据,统计口径为大中型企业。根据 2002 年 7 月国家统计局印发的《高技术产业统计分类目录的通知》,中国高技术产业的统计范围包括航空航天器制造业、电子及通信设备制造业、电子计算机及办公设备制造业、医药制造业和医疗设备及仪器仪表制造业共五类行业<sup>⑦</sup>。本文二级 5 个细分行业就采用以上标准。

以销售收入为指标,我们计算出整个高技术产业的 HI 指数。参见下表。

表 1 1995~2004 年高技术产业各行业 HI 指数

| 年份   | 整个<br>高科<br>技产业 | 医药<br>制造业 | 航空航<br>天器制<br>造业 | 电子及<br>通讯设<br>备制造业 | 电子计<br>算机及<br>办公设<br>备制造业 | 医疗设<br>备及仪<br>器仪表<br>制造业 |
|------|-----------------|-----------|------------------|--------------------|---------------------------|--------------------------|
| 1995 | 0.1011          | 0.0603    | 0.0951           | 0.1478             | 0.2378                    | 0.0873                   |
| 1996 | 0.1023          | 0.0615    | 0.0988           | 0.1472             | 0.2269                    | 0.0881                   |
| 1997 | 0.1037          | 0.0620    | 0.0966           | 0.1410             | 0.2231                    | 0.0895                   |
| 1998 | 0.1105          | 0.0583    | 0.0952           | 0.1485             | 0.2045                    | 0.0959                   |
| 1999 | 0.1172          | 0.0566    | 0.0930           | 0.1574             | 0.1985                    | 0.0946                   |

⑦ 资料来源:中国高技术产业数据 <http://www.sts.org.cn/sjkl/gjscy/data2009/data09.htm>

|      |         |        |        |        |        |        |
|------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 2000 | 0.11860 | 0.0571 | 0.0977 | 0.1538 | 0.1962 | 0.0990 |
| 2001 | 0.12430 | 0.0579 | 0.0984 | 0.1501 | 0.2530 | 0.0991 |
| 2002 | 0.13410 | 0.0581 | 0.1075 | 0.1570 | 0.2680 | 0.0960 |
| 2003 | 0.15090 | 0.0594 | 0.1259 | 0.1679 | 0.2613 | 0.0975 |
| 2004 | 0.14260 | 0.0613 | 0.1278 | 0.1864 | 0.2375 | 0.1027 |

数据来源:根据《中国高技术产业统计年鉴》(1995~2004)相关数据计算整理

1995年至2004年十年期间,整个高技术产业的HI指数的平均值为1.205%。并且从发展趋势来看,HI指数呈上升趋势,中国高技术产业正逐步趋于集中。另外中国高技术制造业总体和各行业的赫芬达尔指数都很小,这表明中国高技术制造业的市场集中度很低,产业组织高度分散化,其市场结构属于一种典型的高度分散的竞争型市场结构。

2005年中国高技术产业R&D强度(R&D经费占工业总产值的比重)为1.05%,同年全部制造业的R&D强度仅为0.54%。参见下表。

表2 1995~2004年高技术产业各行业R&D强度

| 年份   | 医药制造业 | 航空航天器制造 | 电子及通讯设备制造业 | 电子计算机及办公设备制造业 | 医疗设备及仪器仪表制造业 |
|------|-------|---------|------------|---------------|--------------|
| 1995 | 0.017 | 0.128   | 0.023      | 0.016         | 0.037        |
| 1996 | 0.018 | 0.135   | 0.029      | 0.019         | 0.029        |
| 1997 | 0.019 | 0.131   | 0.032      | 0.038         | 0.040        |
| 1998 | 0.018 | 0.132   | 0.049      | 0.020         | 0.033        |
| 1999 | 0.019 | 0.135   | 0.046      | 0.064         | 0.038        |
| 2000 | 0.023 | 0.108   | 0.050      | 0.036         | 0.026        |
| 2001 | 0.020 | 0.114   | 0.054      | 0.038         | 0.028        |
| 2002 | 0.026 | 0.150   | 0.058      | 0.041         | 0.025        |
| 2003 | 0.027 | 0.158   | 0.054      | 0.025         | 0.030        |
| 2004 | 0.024 | 0.169   | 0.056      | 0.032         | 0.025        |

资料来源:国家统计局等编,《中国高技术产业统计年鉴》整理而得

从高技术产业的各行业来看,2005年R&D强度航空航天制造业的最高,为3.5%,其次是电子及通信设备制造业,超过1.3%;医药制造业和医疗设

备及仪器仪表制造业处于平均水平;而计算机及办公设备制造业始终处于较低水平,2005年仅为0.41%。由此看来,中国高技术产业的总体水平虽然高于制造业整体,但各行业发展并不平衡。

## 4.2 建模分析

### 4.2.1 数据的平稳性检验

经济变量大都具有非平稳性,简单的进行最小二乘法进行估计,会造成伪回归,为了避免这种情况,确保估计结果的有效性,我们首先必须对两个变量,即产业研发强度(RDit)与产业集中度(HIit)及其一阶差分进行面板单位根检验,以确定其平稳性。为了保证检验结果的稳健性,使用了五种检验方法,包括LLC检验、BR检验、IPS检验、ADF-Fisher检验和PP-Fisher检验,并考虑了截距项和趋势项、截距项及无截距和趋势项三种情况,检验结果见表3。

表3的检验结果表明产业研发强度 $\log(RDit)$ 与产业集中度和 $\log(HIit)$ 不能拒绝“存在单位根”的原假设,为非平稳过程。下面对各变量的一阶差分 $D(\log(rd?))$ 和 $D(\log(hi?))$ 进行检验,检验结果见表4。

表4的检验结果表明各变量均拒绝了原假设,不存在单位根,为平稳过程;这说明 $\log(rd?)$ 和 $\log(hi?)$ 均为一阶单整I(1)过程。

### 4.2.2 协整检验

在得出面板数据存在单位根后,再检验面板数据是否存在协整关系。基于稳健性的考虑,在检验 $\log(rd?)$ 和 $\log(hi?)$ 的协整关系时使用了由Pedroni(1999)和Kao(1999)提出的多种协整检验方法,并分别考虑了截距项、截距项和趋势项两种情况,所有检验的原假设都为“不存在协整关系”,拒绝原假设则意味着变量间存在长期的协整关系。

从表5中可以看出,对于两个变量协整关系的各种检验均可以拒绝“不存在协整关系”的原假设,说明研发强度与产业集中度之间存在长期的均衡关系,其方程回归残差是平稳的。因此可以在此基础上直接对原方程进行回归,此时的回归结果是较精确的。

表 3 变量面板单位根检验

| 方法  | Log(rd?)      |              |              | Log(hi?)       |               |              |
|-----|---------------|--------------|--------------|----------------|---------------|--------------|
|     | 截距项和趋势项       | 截距项          | 无截距项和趋势项     | 截距项和趋势项        | 截距项           | 无截距项和趋势项     |
| LLC | -1.532[0.063] | 0.402[0.656] | 1.167[0.878] | -3.171[0.001]  | -3.012[0.001] | 2.007[0.978] |
| BR  | -1.179[0.119] | --           | --           | 0.84754[0.802] | --            | --           |
| IPS | 0.667[0.748]  | 1.356[0.912] | --           | -0.457[0.324]  | -0.396[0.346] | --           |
| ADF | 4.351[0.930]  | 6.513[0.771] | 3.568[0.965] | 14.273[0.161]  | 12.345[0.263] | 1.915[0.997] |
| PP  | 1.812[0.998]  | 2.696[0.988] | 4.376[0.929] | 18.864[0.042]  | 25.978[0.004] | 1.879[0.997] |

注:[]中为 p 值

表 4 各变量一阶差分的面板单位根检验

| 方法  | D(Log(rd?))   |               | D(Log(hi?))   |               |
|-----|---------------|---------------|---------------|---------------|
|     | 截距项           | 无截距项和趋势项      | 截距项           | 无截距项和趋势项      |
| LLC | -3.284[0.001] | -3.920[0.000] | -8.512[0.000] | -9.269[0.000] |
| IPS | -0.952[1.171] | --            | -5.033[0.000] | --            |
| ADF | 14.143[0.167] | 25.776[0.004] | 43.349[0.000] | 61.307[0.000] |
| PP  | 12.432[0.258] | 26.054[0.004] | 50.571[0.000] | 66.297[0.000] |

注:[]中为 p 值;D 表示一阶差分。

表 5 面板数据协整检验

|           | 截距项       |        | 截距项和趋势项   |        |
|-----------|-----------|--------|-----------|--------|
|           | Statistic | Prob.  | Statistic | Prob.  |
| Panel v   | 0.395221  | 0.3690 | -0.345314 | 0.3759 |
| Panel rho | 0.450829  | 0.3604 | 1.040498  | 0.2322 |
| Panel PP  | 0.291207  | 0.3824 | -0.622872 | 0.3286 |
| Panel ADF | -0.503537 | 0.3514 | -0.418817 | 0.3654 |
| Group rho | 1.557380  | 0.1186 | 2.347661  | 0.0254 |
| Group PP  | 1.261376  | 0.1801 | 0.528858  | 0.3469 |
| Group ADF | -0.899015 | 0.2663 | -0.535167 | 0.3457 |

## 4.2.3 建立误差修正模型并估计

根据格兰杰定理,如果若干个非平稳变量之间存在协整关系,则必存在误差修正模型,又因为  $\text{Log}(rd_i)$  和  $\text{Log}(hi_i)$  均为一阶单整  $I(1)$  过程。我们依据 Engel-Granger 两步法建立误差修正模型:先用动态分布滞后模型  $\text{ADL}(1,1,1)$  进行协整回归,其中  $\text{ADL}(1,1,3)$  数字分别表示自回归,移动平均,和外生变量个数。模型如下:

$$D(\log(rd_{it})) = \alpha_{1t} + \alpha_{11}\log(rd_{it-1}) + \alpha_{12}\log(hi_{it-1}) + \alpha_{13}D(\log(hi_{it} + v_{1t}))$$

$$D(\log(rd_{it})) = \alpha_{2t} + \alpha_{11}\log(rd_{it-1}) + \alpha_{22}\log(hi_{it-1}) + \alpha_{23}D(\log(hi_{it} + v_{2t}))$$

估计结果如下:

$$D(\log(rd_{it})) = -0.205 - 0.119\log(rd_{it-1}) + 0.66\log(hi_{it-1}) + 0.35D(\log(hi_{it}))$$

$$D(\log(rd_{it})) = 0.079 + 0.026\log(rd_{it-1}) - 0.01\log(hi_{it-1}) + 0.014D(\log(rd_{it}))$$

非均衡误差估计结果如下:

$$ECM_{1t} = \log(rd_{it}) + 1.723 + 0.555\log(hi_{it})$$

$$ECM_{2t} = \log(hi_{it}) - 7.9 - 2.6\log(rd_{it})$$

$\log(rd_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1\log(hi_{it})$  表示  $\log(rd_{it})$  和  $\log(hi_{it})$  的长期均衡关系。因此  $\log(rd_{it}) = -1.723$

+ 0.555 $\log(hi_{it})$ ,表明在现有数据条件下,产业集中度每提高 1 个单位,产业研发度就会增加 0.555%。

误差修正系数为正,并且通过显著性检验。误差修正项对  $D(\log(rd_t))$  的修正速度为 0.119。其含义为,当产业集中度偏离均衡状态时,该系统将会以这种偏差的 0.119 倍强度在下一期朝着均衡点运动。同理  $\log(rd_t) = 7.9 + 2.6\log(hi_t)$  表明在现有数据条件下,研发度每提高 1 个单位,产业集中度就会增加 2.6%。误差修正系数为正,并且通过显著性检验。误差修正项对  $D(\log(rd_t))$  的修正速度为 0.

01。其含义为,当研发度偏离均衡状态时,该系统将会以这种偏差的 0.01 倍强度在下一期朝着均衡点运动。

#### 4.2.4 格兰杰因果检验

格兰杰(Granger)指出的“如果非平稳的两个时间变量之间是协整的,那么至少存在一个方向上的格兰杰因果关系”,对于面板数据也同样适用。本文的格兰杰因果检验可以建立如下的模型:

$$D(\log(RD_{it})) = \alpha_{1i} + \sum_p \pi_{11ip} D(\log(RD_{it}(-p))) + \sum_p \pi_{12ip} D(\log(HI_{it}(-p))) + \pi_{13} ECM_{it}$$

$$D(\log(HI_{it})) = \alpha_{2i} + \sum_p \pi_{21ip} D(\log(HI_{it}(-p))) + \sum_p \pi_{22ip} D(\log(RD_{it}(-p))) + \pi_{23} ECM_{it}$$

D 代表一阶差分,P 为滞后期。格兰杰因果检

验结果如下:

表 6 面板数据格兰杰因果检验

|            | D(log(RD(-1))) | D(log(RD(-2))) | D(log(HI(-1))) | D(log(HI(-2))) | ECM <sub>t-1</sub> |
|------------|----------------|----------------|----------------|----------------|--------------------|
| D(log(RD)) | -0.733***      | -0.068         | -0.370         | -1.302**       | 0.009*             |
| D(log(HI)) | 0.005          | 0.078**        | 0.305**        | -0.269*        | 0.010*             |

注:(1)\*表示在 10%的水平上显著,\*\*表示在 5%的水平上显著\*\*\*表示在 1%的水平上显著

(2) T 检验在 10%,5%,1%显著水平的临界值分别为 1.31,1.69 和 2.44

从上表可以看出:差分项显著,说明产业集中度与研发度之间短期存在双向格兰杰因果关系。误差修正项显著,表明两者之间存在长期格兰杰因果关系,与误差修正模型估计相一致。

## 5 结论与建议

### 5.1 结论

从短期来看,双方存在格兰杰因果关系,以中国的高技术产业 1995~2004 年十年数据模拟出来的模型显示产业集中度与 R&D 强度之间是成反比例关系的,集中度对研发度成负因果关系。这表明,在产业发展的初期,竞争一般会加快创新的步伐,这与谢勒(F. M. Scherer)(1984)的观点不谋而合,这个结论否定了熊彼特假说。之所以出现这种情况,原因有以下几点:首先,中国的市场机制还很不完善,远没有达到熊彼特假说所做的前体假设(零利润、市场信号完全、边际成本和可变成本相同等),所以中国企业出现市场集中度与 R&D 强度之间的负相关关系也是很正常的。其次,中国的高技术产业刚刚起步,相较于外国的发展还有很大的差距,中国

的 R&D 强度从量上是远远落后于发达国家的,随着高技术产业的不断发展,R&D 不断地增加,是否会在以后发展中实现正相关的转变,还有待于进一步的研究。最后,一个产业的发展一直到成熟需要很久的时间,截取一小段时间的数据进行研究还是很容易造成一点盖面,以偏概全的问题,数据的局限也会造成这种问题的出现。

从长期来看,产业集中度与研发度之间存在双向格兰杰因果关系,并且长期均衡关系显示,两者是正相关关系,表明两者之间在长期是相互促进的,市场集聚促进企业研发投入,带动创新产生,创新不断涌现,又会给企业带来很大的利润,从而促使企业不断发展,不断壮大。两者之间形成良性互动。但是仅仅依靠市场进行资源配置,这也必然导致垄断的产生,因此需要政府这只看得见的手加以调控。

### 5.2 建议

上文提到了模型建立存在的一些不足之处,但是模型的建立还是很有解释意义的,根据以上的研究,我们对中国高技术产业的发展提出以下建议:

高技术产业建立初期应鼓励竞争。竞争才会带

来压力,有了压力,企业就会有创新的动力,随着企业对于创新和研发的不断投入必然会促进该产业的进步和发展。此时如果放任垄断必然会对研发造成迟滞消极的影响。

产业发展到一定阶段提倡适度集中。虽然,过度集中甚至垄断并不是我们所提倡的,但这也并不是说产业越分散就越有利于企业对于技术的投入,从而有利于创新的发展。高度分散的原子型市场结构会使一些具有规模经济效益的行业领域遭受损失和资源配置效率的下降。反过来最终还是会对消费者福利产生负面影响。随着产业不断发展,产业内部的集聚能力会不断加强,产业发展逐步走向稳定的道路,企业研发与常新也会形成常态,此时的产业集中会有利于企业的投入。

产业发展的长期结构目标是建立完善的市场结构。一方面通过强有力的产业政策的支持、扶持那些具有竞争力的高技术企业的发展,提高市场的集中度防止过度竞争造成资源的浪费;另一方面完善法律规章制度,反对各种形式的垄断,防止经济力量过分集中,以此达到高技术制造业适中市场集中度的目标。中国高技术制造业所面临的结构调整,提高市场集中度的问题不仅关系到中国高技术制造业的健康发展,而且关系到中国以高技术带动经济长期稳定快速可持续发展的问题。只有不断完善高技术产业市场结构,才能使中国高技术制造业更好发展。

最后再说明一点,影响高技术产业技术创新的因素还很多,本文只是从产业集中度方面进行了研究实际上为了促进一个产业的发展还需要很多的配套设施,特别是法规还有很多需要改进和完善的地方,一旦对创新保护不到位,必然会对企业的创新行为造成负面影响。只有在一系列措施的合力之下能促进产业的良性健康发展。

#### 参考文献

[1] 亚当·斯密. 国富论[M]. 北京:新世界出版社,2007, 152~214.

[2] 熊彼特. 经济发展理论[M]. 北京:商务印书馆,1990. 112~143.

[3] 王国锋. 我国高技术产业发展现状、问题及其发展思路[J]. 中国科技论坛,2005,(9)1~2.

[4] 斯蒂格利茨. 经济学(第二版)[M]. 上册. 北京:中国人民大学出版社,2000. 381.

[5] 魏后凯. 中国工业集中和市场结构的实证分析[J]. 福建论坛,2001,(9):39~44.

[6] 涂正革,肖耿. 中国大中型工业的成本效率分析[J]. 1995-2002. 世界经济. 2007,(7)1~3.

[7] Schumpeter, J. Capitalism, Socialism, and Democracy [M]. New York: Harper and Row, 1942. 145~176.

[8] Arrow, K. Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention[A]. in Douglas Needham. Reading in the Economics of Industrial Organization [C]. New York: Holt, Rinehart and Winston, 1970. 16~113.

[9] Dasgupta, P. and J. E. Stiglitz. Industrial Structure and the Nature of Innovative Activity[J]. Economic Journal, 1980(90):266~293.

[10] Futia, C. Schumpeterian Competition [J]. Quarterly Journal of Economics, 1980(94):675~695.

[11] Kamien, Schwartz. Market Structure and Innovation [J]. Journal of Economic Literature, 1975,(13):1~37.

[12] H. Demsetz. Information and Efficiency: Another Viewpoint[J]. Journal of Law and Economics, 1969,(12). 2~4.

[13] J. Acs and D. B. Audretsch. Innovation in large and small firms: an empirical analysis[J]. American Economic Review, 1988,(78):678~90.

[14] K. Pavitt, M. Robson, J. Townsend. The size Distribution of innovating firms in the UK: 1949-83[J]. Journal of Industrial Economic, 1987,(35):297~316.

[15] R. C. Levin and P. C. Reiss. Test of a Schumpeterian model of R&D market structure. In R&D, Patents, and Productivity [M]. Chicago, IL: University of Chicago Press, 1984: 175~208.

[16] R. R. Nelson and S. G. Winter. An evolutionary theory of economic change[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1982. 47~48.

[17] Dasgupta, P., J. Stiglitz. Uncertainty, Industrial, and the Speed of R&D[J]. Bell Journal of Economics, 1980. 4~5.

[18] J. Lunn. An empirical analysis of process and product patenting: a simultaneous equation framework[J]. Journal of Industrial Economics, 1986,(34):319~330.

[19] Pedroni P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1999, 61: 653~670.

- [20] Kao C. Spurious Regression and Residual – Based Tests for Cointegration in PanelData[J]. Journal of Econometrics, 1999, 90: 1 – 441.

## The Study on the Correlation between Industrial Concentration and R & D Intensity based on SCP Paradigm

Bu Zhenxing, Chen Xin

(Academy of Economics, Nankai University, Tianjing300457, China;  
Business School of Tianjin University of Finance and Economics, Tianjing300222, China)

**Abstract:** Industrial structure and technological innovation have long been the two hot spots in our country in terms of industrial development. Related studies may have theoretical and practical significance on whether we should raise the concentration of high-tech industry under the current phase. This thesis analyzes the impacts of industrial concentration on the R&D intensity based on the status quo of the high-tech industry development in China, as well as relevant researches of domestic and foreign scholars. The empirical results suggest that the impacts of industrial concentration on R&D intensity in high-tech industry is significantly negative for now.

**Key words:** SCP paradigm; industrial concentration; R & D intensity; Schumpeter Hypothesis