

【产业经济】

# 中国制造业区位变迁:结构效应与空间效应

——对“克鲁格曼假说”的检验

王业强<sup>1</sup>, 魏后凯<sup>2</sup>, 蒋媛媛<sup>3</sup>

- (1. 财政部科学研究所, 北京 100142;  
2. 中国社会科学院城市发展与环境研究中心, 北京 100732;  
3. 中国社会科学院研究生院, 北京 100102)

**[摘要]** 在区域经济一体化过程当中,经济活动的空间结构通常会发生变化。与此同时,地区的经济结构也会相应发生变化。“克鲁格曼假说”认为经济一体化将导致地区专业化水平提高和经济活动更加集中,但有研究认为专业化和地理集中并不始终同时出现。本文采用偏移份额模型将中国地区制造业增长分解为结构效应和空间效应,通过两种非参数方法对产业活动的空间效应进行分解,试图阐述在中国经济市场化过程中制造业区位变迁的内在规律,进而检验“克鲁格曼假说”在中国的适用性。

**[关键词]** 区位变迁; 结构效应; 空间效应; “克鲁格曼假说”

**[中图分类号]**F426.4 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2009)07-0044-12

## 一、文献回顾:“克鲁格曼假说”的提出

近年来,经济一体化如何影响经济活动的空间结构问题引起了经济学家的广泛兴趣,各种贸易理论、经济地理理论和增长理论模型纷纷被用来解释经济活动的空间结构问题。欧洲经济一体化对该地区经济活动的空间结构效应成为分析该问题的一个典型案例,Krugman(1991)在此基础上提出一个假说:地区专业化水平提高的同时,经济活动也将在地理上变得更加集中。这个著名的假说成为分析空间经济结构的出发点。

从理论研究的发展来看,贸易理论和区位理论非常接近,构成了一个硬币的两面,但是,长期以来,它们被看做经济学的两个分支。直到20世纪90年代,经济学家才开始研究贸易理论的空间维度。尤其是Krugman(1991)的研究将国际经济理论和区域经济理论结合在一起,并形成了一个包含贸易理论、经济地理理论和城市经济理论的产业区位理论框架。从目前研究的发展来看,经济一体化对地区专业化和产业活动区位的影响可以归结为三类模型。传统的贸易理论用生产率(或技术)

**[收稿日期]** 2009-06-18

**[基金项目]** 国家自然科学基金项目“中国企业迁移的决定因素与区位政策研究”(批准号70473098);国家社会科学基金重点项目“科学发展观视角下促进区域协调发展研究”(批准号07AJL010)。

**[作者简介]** 王业强(1972—),男,江西彭泽人,财政部科学研究所博士后流动站博士后;魏后凯(1963—),男,湖南衡南人,中国社会科学院城市发展与环境研究中心副主任,研究员,博士生导师;蒋媛媛(1981—),女,辽宁东港人,中国社会科学院研究生院博士研究生。

差异和国家(或地区)之间的要素禀赋差异形成生产成本的比较优势来解释专业化的模式;新贸易理论则强调企业之间的相互作用在产品市场上形成递增收益,并用国家(或地区)商品市场的易接近程度来解释专业化模式和产业活动的区位(Krugman,1981;Helpman and Krugman,1985);而新经济地理模型则认为,大市场的优势是内生的,专业化模式是经济活动空间集聚的结果(Krugman,1991;Krugman and Venables,1995;Venables,1996)。在对产业空间结构的不同解释中,这三种理论方法都将专业化水平的提高看做贸易自由化和经济一体化的结果。不同的是,传统的贸易理论是基于生产率和地区禀赋差异来解释地区专业化;而新贸易理论和新经济地理模型强调生产的收益递增、集聚经济和累积过程作为对经济活动在某一国家或地区集中的解释。

相对于理论研究的进展而言,经验解释非常有限。现有的研究多数集中于欧洲:Brulhart(1996)、Brulhart and Torstensson(1996)对欧盟11国专业化模式演化的研究结果,支持在区域一体化和空间集聚之间的U型关系曲线。Amiti(1999)发现,比利时、丹麦、德国、希腊和新西兰等国的专业化水平在1968—1990年间有明显的提高;而法国、西班牙和英国等国的专业化水平在1980—1990年间则出现明显的下降。另外,有一些研究认为,1980—1990年间欧洲专业化水平有所提高(Greenway and Hine,1991;Midelfart-Knarvik et al.,2000)。然而,根据贸易数据的经验分析,欧盟成员国具有一个多样化而非专业化的制造业出口模式(Sapir,1996)。Amiti(1999)发现,有17个产业地理集中度提高,有6个产业地理集中度下降。Brulhart and Torstensson(1996)发现,1980—1990年欧盟产业规模经济和产业集中与中心地区之间存在正向关联。Brulhart(1998)发现那些高度集中于欧洲中心国家的产业明显受到规模经济的影响。Midelfart-Knarvik et al.(2000)则发现,1970—1997年,欧盟产业区位经历了明显的变化,增长缓慢和非熟练劳动密集型产业变得更加集中于外围低工资国家,而在同一时期,一些中高技术产业则变得更加扩散。

欧盟国家间水平的经验证据倾向于认为欧盟处于一个更加集中和专业化的阶段,因而证明了克鲁格曼假设(Aiginger and Leitner,2002)。一些研究描述了欧盟内部专业化与地理集中,但是,由于数据的可得性和质量等问题,很多研究者采用了国家层面的数据(Midelfahrt-Knarvik et al.,2000;Amiti,1999),而对欧盟范围内区域层面的研究非常少。现有关于欧盟的文献研究都支持一个同样的结论:就是欧盟国家从1970年后就变得更加专业化。然而,这些地区专业化和产业地理集中现象都具有两面性,一方面是专业化水平和地理集中程度的提高,另一方面则出现非专业化和产业分散现象。如Aiginger and Leitner(2002)指出欧盟的区域经济活动处于一个非集中的过程。因此,Combes and Overman(2004)和Krieger-Boden(2000)认为区域层面的研究必须谨慎。

目前,国内的研究主要是从三个方面展开:一是对地区专业化的研究。蔡昉等(2002)检验了中国经济整体、工业经济和农业经济地区专业化分工的趋势;樊福卓(2007)发现,中国工业的地区专业化水平自20世纪80年代中后期以来有了较大程度的提高。二是对地理集中的研究。高飞(2002)探讨了产业地理聚集的原因,并指出自然优势聚集力、外溢聚集力和人文凝聚力是产业地理集中的基本动力;王业强、魏后凯(2007)分析了制造业地理集中的影响因素。三是将这两个方面综合考虑。范剑勇(2004)认为中国仍处于“产业高集聚、地区低专业化”的状况;洗国明、文东伟(2006)研究发现,1985年以来,中国产业地方化和地区专业化程度都在加深;陈良文、杨开忠(2006)认为,1993—2003年间我国各省份的专业化水平呈显著上升趋势,制造业大部分行业集中程度提高,整个制造业集聚程度上升。在研究方法上,现有的研究都沿袭Krugman(1991)的研究路径。但是,上述对地区专业化和产业地理集中的各种研究都没有明确识别出二者的差异,也没有将这两种影响明确加以区分。本文试图从地理集中与地区专业化在统计方法上的差异入手,分别赋予其不同的经济含义,并运用中国工业经济数据来分析大国经济一体化对产业经济活动所产生的不同影响,从而解释制造业区位变迁。

## 二、分析方法与模型

某一个部门的地区专业化和某一产业集中于某一个地区是两个相互关联的经济现象。一般来说,地区产业结构专业化是指少数产业贡献了该地区总产值的大部分,表现出较强的结构效应,由此形成专业化水平高的地区和专业水平低的地区,本文将地区专业化定义为经济一体化的结构效应;而产业的地理集中则是指产业的大部分产出活动集中在少数几个地区,说明该产业在空间上具有集聚效应,由此形成中心地区和外围地区,本文将地理集中定义为经济一体化的空间效应。估算地区专业化和产业地理集中的计算公式很多,但在现有的经验文献中,实际上是对同一产业活动矩阵的不同计算方法(矩阵的行表示地区,列表示行业)。从地区角度计算出的指数衡量了专业化水平,而从行业角度计算的指数则表示了地理集中程度(Krugman,1991;Midelfahrt-Knarvik et al.,2000;Amiti,1999)。

除了上述两种统计方法之外,一些学者用偏离份额分析法对产业活动矩阵进行分解,并得出一些新的结论(Dunn,1960;Hewings,1976;Nazara and Hewings,2004;Mayor and Lopez,2008)。偏离份额分析作为一种统计分析工具被广泛运用于区域增长的分析。在偏离份额分析中,区域经济增长可以分解为三个分量:第一个分量是指基期某产业按照国家所有产业的增长速度发展所增加的量,衡量了经济增长的共性部分,是所有地区所有产业发展的基础;第二个分量是指按照全国该产业的实际增长与全国所有产业平均增长率的差值发展所增加的量,反映了地区产业结构不同所带来的经济发展差异,即结构效应,如果全国某产业增长超过全国经济平均增长率,该分量就为正;第三个分量是指按照特定区域该产业的实际增长率与全国该产业的实际增长率差值发展所增加的量,这个分量反映了区域整体经济之间的竞争,即空间效应。

Dunn(1960)认为经典偏离份额分析法的主要目标是用于地理空间变化的量化,而空间依赖和空间差异却很少被考虑。经典的偏离份额分析方法只考虑了地区经济随国家经济发展的整体效应,而忽略了地区单元之间的联系。Hewings(1976)提出一个包含空间相互作用的偏离份额模型。如果地区经济向国家经济收敛,与此同时,在一个不受外部影响的经济体中,各地区之间相同的产业部门相互独立,那么在经典公式中就可以分离出空间相互依赖的影响。

在偏离份额分析模型中引入空间依赖因素通常有两种相互替代的方法。一是对经典分析模型进行扩展,对空间权重矩阵进行定义并引入偏离份额模型;二是基于回归模型(随机偏离份额分析)并引入空间独立和剩余依赖变量,对变量数据进行过滤。Isard(1960)认为,任何空间单元都受到其相邻单位的影响。Nazara and Hewings(2004)对空间结构赋予更大的权重。结果,由于相似结构的地区也被看做相邻区域,并影响经济增长,因此识别的效应并不独立。

### 1. 经典偏离份额模型

用  $X_{ij}$  表示  $j$  地区  $i$  部门经济活动的初始值,  $X'_{ij}$  表示同一指标的最终值,那么两个时期该经济活动的变化可用公式表示为:

$$X'_{ij} - X_{ij} = \Delta X_{ij} = X_{ij}r + X_{ij}(r_i - r) + X_{ij}(r_j - r_i) \quad (1)$$

$$\text{其中 } r = \frac{\sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^R (X'_{ij} - X_{ij})}{\sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^R (X_{ij})}; \quad r_i = \frac{\sum_{j=1}^R (X'_{ij} - X_{ij})}{\sum_{j=1}^R (X_{ij})}; \quad r_j = \frac{X'_{ij} - X_{ij}}{X_{ij}}$$

对式(1)两边同除以  $\Delta X_{ij}$ , 可得:

$$1 = \frac{r}{\Delta X_{ij}/X_{ij}} + \frac{r_i - r}{\Delta X_{ij}/X_{ij}} + \frac{r_j - r_i}{\Delta X_{ij}/X_{ij}} \quad (2)$$

上式右边第一项表示国家经济整体对经济增长的贡献率;第二项表示产业结构效应对经济增长的贡献率;第三项则表示产业空间效应对经济增长的贡献率。

但偏离份额分析法中的权重选择不能随生产结构变化而改变,分析的结果与产业部门的总体

规模有关,经济增长对部门结构效应没有从空间效应中分离出来,造成部门和地区之间相互依赖。因而,Esteban-Marquillas(1972)在模型中引入“同位变化”(Homothetic Change,  $X_{ij}^*$ ),反映空间相互作用:

$$X_{ij}^* = \sum_{i=1}^S X_{ij} \frac{\sum_{j=1}^R X_{ij}}{\sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^R X_{ij}} = \frac{\sum_{i=1}^S X_{ij}}{\sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^R X_{ij}} \sum_{j=1}^R X_{ij}$$

那么经典的偏离份额模型就写成:

$$\Delta X_{ij} = X_{ij} r + X_{ij} (r_i - r) + X_{ij}^* (r_{ij} - r_i) + (X_{ij} - X_{ij}^*) (r_{ij} - r_i) \quad (3)$$

上式右边第三项表示净竞争效应(NCE),表示每一个地区相对于整体经济的优势或劣势。当  $X_{ij} \neq X_{ij}^*$  时,第四项称为区位效应(LE),用于衡量产业在某地区的集中程度。

## 2. 空间依赖模型

Nazara and Hewings(2004)采用空间权重对增长率进行了修正。在此基础上,Mayor and Lopez(2005)提出一个替代的方法来测算一个地区被相邻地区影响的程度,这种方法类似于 Esteban-Marquillas(1972)在模型中引入的“同位变化”( $X_{ij}^{\nu}$ ),不同之处在于他将区域环境影响纳入了模型。可用公式表示:

$$X_{ij}^{\nu} = \sum_{i=1}^S X_{ik} \frac{\sum_{k \in \nu} X_{ik}}{\sum_{i=1}^S \sum_{k \in \nu} X_{ik}}$$

在这种情况下,经济规模被定义为相邻地区经济活动的函数,因而,同位变化的概念被空间效应值的概念所替代,根据空间结构的权重可以有效地计算出地区和部门相互作用的经济活动值。那么偏离份额模型可写成:

$$\Delta X_{ij} = X_{ij} r + X_{ij} (r_i - r) + X_{ij}^{\nu*} (r_{ij} - r_i) + (X_{ij} - X_{ij}^{\nu*}) (r_{ij} - r_i) \quad (4)$$

$$\text{式中 } X_{ij}^{\nu*} = \sum_{k \in \nu} w_{jk} X_{ik}$$

$V$  表示地区  $j$  的临近区域集合; $w_{jk}$  则表示空间地理单元  $j$  和  $k$  之间的经济依赖程度,如果两个地区相邻,则  $w_{jk}=1$ ;其他情况下  $w_{jk}=0$ 。但是,上式一个明显的缺点是导致了  $\sum_{i,j} X_{ij}^{\nu*} \neq \sum_{i,j} X_{ij}$ ,为了解决这个问题,可以采用修正的部门权重概念,即  $\frac{\sum_{j=1}^R X_{ij}^{\nu*}}{\sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^R X_{ij}^{\nu*}} = \frac{X_i^{\nu*}}{X^{\nu*}}$ ,因而得到一个空间同位效应值:

$$\frac{\sum_{j=1}^R X_{ij}^{\nu*}}{\sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^R X_{ij}^{\nu*}} = \frac{X_i^{\nu*}}{X^{\nu*}}$$

$$X_{ij}^{\nu**} = X_j \frac{X_i^{\nu*}}{X^{\nu*}}$$

新的修正值满足  $\sum_{i,j} X_{ij}^{\nu**} \neq \sum_{i,j} X_{ij}$ ,因而,替代模型可表示为:

$$X_{ij} r + X_{ij} (r_i - r) + X_{ij}^{\nu**} (r_{ij} - r_i) + (X_{ij} - X_{ij}^{\nu**}) (r_{ij} - r_i) \quad (5)$$

上式中第三项为空间净竞争效应(SCNE\*\*),第四项则为空间区位效应(SLE)。

## 3. 空间过滤模型

空间过滤模型是一种处理回归过程中空间自相关现象的替代方法,通过变量过滤消除空间相互影响。对于一个具有  $n$  个子区域的地区, $G_i(d)$ 表示在  $i$  地区距离为  $d$  的范围内子区域经济值之和

与除地区  $i$  之外的所有区域经济值之和的比值,即  $G_i(d) = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}(d) X_j}{\sum_{j=1}^n X_j}; i \neq j$

为了消除空间依赖的影响,可以采用如下过滤变量:  $\tilde{X}_i = \frac{X_i \left( \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}(d)}{n-1} \right)}{G_i(d)}$

最著名的过滤方法是由 Getis(1990)提出来的。Mayor(2008)则提出了三个模型来加以分析。

模型一:经过变量过滤,则能够得到综合考虑空间或非空间变量的传统偏离份额分析模型。过滤变量( $\tilde{X}$ )的增长率分别表示如下:

$$\tilde{r} = \frac{\tilde{X}^t - \tilde{X}^{t-k}}{\tilde{X}^{t-k}}, \tilde{r}_i = \frac{\tilde{X}_i^t - \tilde{X}_i^{t-k}}{\tilde{X}_i^{t-k}}, \tilde{r}_{ij} = \frac{\tilde{X}_{ij}^t - \tilde{X}_{ij}^{t-k}}{\tilde{X}_{ij}^{t-k}}$$

那么,对偏离份额进行如下分解可得到过滤的结构效应(FSE)和过滤的竞争效应(FCE):

$$\Delta \tilde{X}_{ij} = \tilde{X}_{ij} \tilde{r} + \tilde{X}_{ij} (\tilde{r}_i - \tilde{r}) + \tilde{X}_{ij} (\tilde{r}_{ij} - \tilde{r}_i) \quad (6)$$

模型二:在这个模型中可以得到两种新的效应:过滤的空间竞争效应(FSCE)和过滤的空间区位效应(FSLE)。与 Esteban-Marquillas 的分解方法相似,在该模型中,同位变化被没有空间影响变量的期望值所替代,并且期望值与真实值之间的偏差是由空间外溢效应所引起的。因此,过滤的空间竞争效应和过滤的空间区位效应由下式给出:

$$FSCE_{ij} = \tilde{X}_{ij} (\tilde{r}_{ij} - \tilde{r}_i) \\ FSLE_{ij} = L_{ij} (\tilde{r}_{ij} - \tilde{r}_i) = (X_{ij} - \tilde{X}_{ij}) (\tilde{r}_{ij} - \tilde{r}_i) \quad (7)$$

由于上述分解是可叠加性的,且满足  $FCE = FSCE + FSLE$ ,因而过滤竞争的影响与传统模型是严格可比的。

模型三:为了定义一个替代的同位变化 (Esteban-Marquillas, 1972) 概念和空间同位效应值 (Mayor and Lopez, 2005),可使用由过滤变量修正的部门权重(没有空间外溢)。空间效应变量由过

$$\text{滤值}(\tilde{X}) \text{替代: } \frac{\sum_{j=1}^R \tilde{X}_{ij}}{\sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^R \tilde{X}_{ij}} = \frac{\tilde{X}_i}{\tilde{X}}$$

因此,过滤后的同位活动值可以由  $\tilde{X}_{ij}^{**} = X_{ij} \frac{\tilde{X}_i}{\tilde{X}}$  获得。

则有下列分解:

$$\Delta X_{ij} = X_{ij} r + X_{ij} (\tilde{r}_i - r) + \tilde{X}_{ij}^{**} (\tilde{r}_{ij} - \tilde{r}_i) + (X_{ij} - \tilde{X}_{ij}^{**}) (\tilde{r}_{ij} - \tilde{r}_i) \quad (8)$$

从上式可以得到两种不同的效应:一是过滤后的净竞争效应(FNCE),描述了在没有空间外溢的情况下,由国家部门结构变量的预期变化;二是过滤的区位效应(FLE),表示由地区部门专业化与外溢效应所引起的变量期望值与实际变化之间的差异。

### 三、中国制造业区位变迁的统计分析

本文数据来源于 1997—2005 年《工业统计年报》(地区册)、1985 年和 1995 年工业普查数据、《中国工业统计年鉴》以及各年度《中国统计年鉴》。鉴于统计数据的局限,本文所考察的制造业区位的地区维度采用行政区划,具体到省一级的产业地理分布情况。本文将全国 31 个省、直辖市、自治区划分为四大区域进行分析,其中,东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江 3 省;东部地区包括北京、天津、河北、山东、上海、江苏、浙江、广东、福建、海南 10 个省市;中部地区包括湖北、湖南、安徽、江西、山西、河南 6 省;西部地区包括陕西、甘肃、宁夏、内蒙古、青海、新疆、重庆、四川、贵州、云南、广西、西藏 12 个省市区。通过对制造业总产值的分解分析,可以得到以下结论:

(1)中国四大区域制造业均有不同程度增长,区位变迁的结构效应和空间效应在时间上具有一致性。1985—2005 年间,东部地区制造业总产值增长 26.37 倍,中部和西部地区分别增长 11.72 倍和 11.10 倍,而东北地区仅增长 8.53 倍。从中期(1995—2005)和短期(2000—2005)看,各地区制造业总产值也有不同程度增长(见表 1)。按照前述公式进行分解,我们发现,制造业区位变迁的结构

效应和空间效应在时间上具有一致性。从表中可以看到,东北地区 and 东部地区无论在短期还是在中期或长期(1985—2005),始终具有正的结构效应;中部地区和西部地区则始终具有负的结构效应。东部地区产业结构优化明显,而中部地区产业结构日趋恶化。从空间效应上看,除了东部地区具有正的空间效应外,其他三个地区均表现出空间负效应。西部地区产业在空间上具有明显弱势。对空间效应的进一步分解可以发现,净竞争效应变化趋势与空间效应保持一致;但产业的区位效应则表现出不同的变化趋势,东部地区的区位效应在中、短期为负,在长期也只有微弱的正效应;东北、中部和西部地区则具有正的区位效应,其中,中部地区区位效应优势明显。

表 1 中国四大区域制造业产值增长效应分解

地区	增长额 (亿元)	增长幅度 (%)	对增长额的贡献(%)				
			全国分量 (NE)	结构效应 (SE)	空间效应(CE)		
					# 净竞争效应 (NCE)	# 区位效应 (LE)	
1985—2005							
东北	13374.0	852.6	219.2	14.6	-133.7	-134.8	1.1
东部	148147.2	2637.3	70.9	0.8	28.4	28.4	0.001
中部	24279.6	1172.2	159.4	-8.4	-51.0	-60.7	9.7
西部	18759.8	1110.5	168.3	-5.5	-62.8	-64.5	1.7
1995—2005							
东北	10443.6	232.1	151.5	5.7	-57.1	-67.8	10.6
东部	124561.4	426.5	82.4	1.8	15.8	15.8	-0.04
中部	18433.3	232.8	151.0	-12.5	-38.5	-50.0	11.6
西部	14347.7	235.2	149.5	-3.7	-45.8	-52.6	6.8
2000—2005							
东北	8733.4	140.7	132.3	0.3	-32.6	-40.1	7.5
东部	103651.9	206.8	90.0	0.9	9.2	10.4	-1.3
中部	16381.6	164.3	113.2	-0.2	-13.0	-19.6	6.6
西部	11406.4	126.1	147.5	-7.7	-39.8	-40.5	0.7

注:增长额和增长比例按现价计算。下表同。

资料来源:作者计算。

(2)各地区产业行业同构<sup>①</sup>现象突出,产业空间优势没有发挥出来。对2000—2005年中国制造业总产值增长进行分解可以发现,各地区近年发展速度较快的制造业行业均集中在黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、普通机械制造业和家具制造业等资源消耗型产业,高新技术产业普遍增长缓慢。从增长份额分解来看,由于受进口矿石等因素的影响,黑色金属冶炼及压延加工业和有色金属冶炼及压延加工业这些资源消耗大、污染严重的产业在东部地区继续保持较快的增长,而在资源丰富、环境压力小的中西部地区则呈现出负的空间效应,这必将进一步加大资源环境与经济发展之间的矛盾。2000—2005年,东部地区的黑色金属冶炼及压延加工业和有色金属冶炼及压延加工业表现出负的区位效应,正说明了这一点。但东部地区良好的产业发展环境,使得东部地区产业净竞争效应的优势明显,抵消了产业本身的区位优势,<sup>②</sup>进而阻碍了产业的空间转移(见表2)。

① 魏后凯(2007)认为,从某种程度上看,地区行业结构趋同是经济社会发展的必然趋势。

② 这里的区位优势是一种泛指,主要是指产业集聚带来的不经济性。

表 2 2000—2005 年中国各地区制造业增幅前 5 位行业

地区	产业	增长额 (亿元)	增长 幅度 (%)	对增长额的贡献(%)				
				全国分量 (NE)	结构效应 (SE)	空间效应(CE)		
						#净竞争效 应(NCE)	#区位效 应(LE)	
东北	普通机械制造业	677.3	267.3	69.6	23.3	7.1	7.1	0.1
	食品加工业	823.0	243.0	76.6	-0.4	23.8	21.6	2.2
	黑色金属冶炼及压延加工业	1441.2	243.0	76.6	69.0	-45.5	-30.0	-15.6
	专用设备制造业	319.8	239.3	77.8	-3.6	25.8	34.9	-9.1
	家具制造业	58.8	228.5	81.4	43.5	-25.0	-29.6	4.6
东部	黑色金属冶炼及压延加工业	10299.2	404.3	46.0	41.4	12.5	15.5	-3.0
	家具制造业	918.8	319.8	58.2	31.1	10.7	9.2	1.5
	有色金属冶炼及压延加工业	2717.0	312.0	59.6	25.0	15.4	25.6	-10.2
	电子及通信设备制造业	18874.6	288.0	64.6	24.8	10.6	8.1	2.5
	普通机械制造业	5760.1	262.3	70.9	23.7	5.3	4.9	0.4
中部	黑色金属冶炼及压延加工业	2939.9	338.0	55.1	49.6	-4.6	-3.3	-1.3
	有色金属冶炼及压延加工业	1591.5	281.9	66.0	27.7	6.3	3.2	3.1
	食品制造业	460.6	222.1	83.8	-10.8	27.0	24.9	2.2
	木材加工及竹、藤、棕、草制品业	180.2	210.2	88.5	-3.7	15.2	15.4	-0.2
	普通机械制造业	693.2	200.4	92.9	31.0	-23.9	-27.8	4.0
西部	食品制造业	415.6	300.1	62.0	-8.0	46.0	57.5	-11.5
	黑色金属冶炼及压延加工业	2057.8	284.7	65.3	58.9	-24.2	-19.0	-5.2
	专用设备制造业	445.0	283.1	65.7	-3.0	37.3	62.5	-25.2
	皮革、毛皮、羽绒及其制品业	92.9	244.3	76.2	-11.7	35.6	151.0	-115.5
	有色金属冶炼及压延加工业	1264.8	213.9	87.0	36.5	-23.5	-10.4	-13.1

资料来源:作者计算。

(3)不同制造业结构效应差异较大,空间效应则比较平均。对 1985—2005 年间不同制造业行业总产值增长进行分析,我们发现,增幅较大的制造业区位变迁的结构效应也较大,负的结构效应往往出现在增幅排名 20 位以后的制造业。例如,增幅排名前三位的电子及通信设备制造业、石油加工及炼焦业和交通运输设备制造业总产值增幅分别为 109.7 倍、41.6 倍和 40.3 倍,其结构效应的贡献率分别为 83.1%、55.1%和 53.7%,但空间效应比较平均,贡献率均在 0 左右,这与我国制造业空间分布不均衡的客观事实不符。对空间效应进行分解,部分增幅较大的制造业具有较强的净竞争效应和负的区位效应。而增幅排名较后的制造业则相反,具有较强的结构负效应,如普通机械制造业、食品制造业和专用设备制造业增幅排名靠后,三者结构效应的贡献率分别为-329.9%、-275.9%和-239.4%(见表 3)。

(4)各地区近期制造业变动幅度较大,产业区位进入大幅调整时期。对 1985、1995、1997—2005 年不同制造业总产值进行差分分解,分析结果显示,20 世纪 90 年代中期以来,中国制造业产业区位进入大幅调整时期,在这一时期,制造业总产值增幅变化较大,产业区位变迁的结构效应和空间效应都具有较大的变化幅度。例如,长期增幅排名前三位的电子及通信设备制造业区位变动幅度较大的时期在 2000—2005 年间、石油加工及炼焦业在 1998—2002 年间区位变化幅度较大、交通运输设备制造业则在 2001—2005 年间区位面临剧烈调整;排名最后三位的普通机械制造业、食品制造业和专用设备制造业在 2001—2005 年间区位变迁的结构效应和空间效应都面临比以前更大的调整幅度。

表 3

1985—2005 年中国制造业产值增长效应分解

行业代码	行业名称	增长额 (亿元)	增幅 幅度 (%)	增幅 排名	对增长额的贡献(%)			
					全国经济 增长效应 (NE)	结构 效应 (SE)	空间效应	
							净竞争效 应(NCE)	区位效 应(LE)
C13	食品加工业	9629.9	977.6	24	192.54	-91.2	6.8	-6.8
C14	食品制造业	3146.5	497.1	27	378.60	-275.9	3.9	-3.9
C15	饮料制造业	2939.4	1960.8	19	95.99	4.7	2.9	-2.9
C16	烟草制品业	2638.5	1304.5	22	144.28	-43.2	-3.1	3.1
C17	纺织业	11615.3	1099.5	23	171.19	-70.0	-14.1	14.1
C18	服装及其他纤维制品制造业	4210.3	550.8	25	341.72	-239.3	-13.5	13.5
C19	皮革、毛皮、羽绒及其制品业	3378.7	4018.1	4	46.15	54.2	-1.7	1.7
C20	木材加工及竹、藤、棕、草制品业	1771.0	3121.5	13	60.30	40.1	20.5	-20.5
C21	家具制造业	1379.9	2914.5	14	64.58	35.9	-3.3	3.3
C22	造纸及纸制品业	4007.5	2604.6	17	72.26	28.3	6.1	-6.1
C23	印刷业、记录媒介的复制	1358.9	1616.9	20	116.41	-15.6	-1.6	1.6
C24	文教体育用品制造业	1444.9	3837.2	8	49.05	51.3	-30.4	30.4
C25	石油加工及炼焦业	11719.1	4164.3	2	45.20	55.1	17.9	-17.9
C26	化学原料及化学制品制造业	15794.8	2796.3	15	67.31	33.2	0.3	-0.3
C27	医药制造业	4123.2	3239.5	11	58.10	42.3	0.3	-0.3
C28	化学纤维制造业	2529.1	3189.4	12	59.01	41.4	-10.9	10.9
C29	橡胶制品业	2058.6	1490.3	21	126.29	-25.4	-2.1	2.1
C30	塑料制品业	4926.7	3489.4	10	53.94	46.4	-11.4	11.4
C31	非金属矿物制品业	8772.5	2075.4	18	90.69	10.0	1.8	-1.8
C32	黑色金属冶炼及压延加工业	20928.4	3857.4	7	48.80	51.6	11.3	-11.3
C33	有色金属冶炼及压延加工业	7741.3	3937.0	5	47.81	52.5	4.7	-4.7
C34	金属制品业	6323.1	2706.5	16	69.30	31.2	-6.3	6.3
C35	普通机械制造业	8626.3	434.8	28	433.01	-329.9	-1.2	1.2
C36	专用设备制造业	5150.2	550.7	26	341.80	-239.4	1.3	-1.3
C37	交通运输设备制造业	15334.8	4034.3	3	46.65	53.7	11.2	-11.2
C39	电气机械及器材制造业	13546.0	3812.8	9	49.37	51.0	-7.5	7.5
C40	电子及通信设备制造业	26750.5	10967.4	1	17.00	83.1	-21.1	21.1
C41	仪器仪表及文化、办公用机械制造	2711.5	3898.1	6	48.29	52.1	-7.9	7.9

资料来源:作者计算。

#### 四、对空间效应的进一步分解

在前面的分析中,对于较长时期制造业增长额的分解,我们发现一个有趣的现象,即所有制造业的空间效应都接近于零,这说明我国制造业空间效应比较平均,这明显与制造业过度向东部地区集中的事实相悖(王业强,魏后凯,2007)。采用同位变化变量剔除产业与空间相互作用后,则可以得到一个反映空间效应的变量。空间依赖模型和空间过滤模型则是通过引入新的变量将空间效应分解为两个部分,反映了新经济地理理论和内生增长理论中日益重要的空间外部性的作用,从而进一步解释了地区之间的相互作用和空间外溢对区域经济发展的影响。根据不同的模型分解公式,本文对 1997—2005 年间 28 个制造业工业总产值的增长进行分解得到以下结果(见表 4)。

(1)根据空间依赖模型,在地区之间相互影响的条件下,制造业整体结构效应较强。在 28 个制

表 4

空间过滤模型的进一步分解

行业代码	增长额 (亿元)	空间依赖模型			空间过滤模型					
		结构效应 (SE)贡 献率(%)	空间区位 效应(SLE) 贡献率 (%)	结构/ 空间	模型一		模型二		模型三	
					过滤的结 构效应 (FSE)贡 献率(%)	过滤的 空间效应 (FCE)贡 献率(%)	过滤的空 间区位效 应(FSLE) 贡献率(%)	结构/ 空间	过滤的区 位效应 (FLE)贡 献率(%)	结构/ 空间
C13	6822.45	-48.13	7.10	-6.78	-285.59	0.000195	20.73	-13.78	5.53	-8.70
C14	2476.85	-40.14	1.43	-28.10	-195.00	-0.00057	13.25	-14.72	1.01	-39.68
C15	1469.65	-193.67	-2.10	92.08	-952.94	-0.00073	-17.23	55.29	-1.31	147.82
C16	1544.69	-123.58	-63.70	1.94	-1243.80	0.000717	68.14	-18.25	-54.70	2.26
C17	7911.32	-60.34	20.46	-2.95	-42.60	1.05E-05	11.82	-3.60	24.15	-2.50
C18	3129.36	-57.13	18.06	-3.16	27.18	-0.00066	11.07	2.46	42.15	-1.36
C19	2276.45	-38.87	24.47	-1.59	-35.81	0.001514	22.88	-1.57	35.56	-1.09
C20	1201.36	-38.94	-27.87	1.40	22.48	-0.00336	20.00	1.12	-41.68	0.93
C21	1107.08	22.93	-0.72	-31.65	73.96	0.001395	7.70	9.61	-0.63	-36.12
C22	2916.88	-13.69	1.67	-8.19	-36.19	-0.00011	26.35	-1.37	1.48	-9.24
C23	868.55	-76.23	0.76	-99.79	-150.18	-0.00036	32.64	-4.60	0.54	-140.30
C24	992.29	-31.65	24.45	-1.29	65.78	0.000872	10.50	6.27	107.05	-0.30
C25	9431.49	27.41	-29.11	-0.94	-251.43	0.001698	-606.92	0.41	-24.67	-1.11
C26	11637.31	-8.14	-5.46	1.49	-108.03	0.000732	2.77	-39.03	-3.01	2.70
C27	2988.25	-12.56	-4.31	2.92	-269.73	0.002805	-105.98	2.55	-2.82	4.46
C28	1746.44	-31.53	20.47	-1.54	-140.20	0.001835	26.93	-5.21	39.34	-0.80
C29	1415.00	-47.22	7.07	-6.68	66.26	-0.00108	8.54	7.76	10.61	-4.45
C30	3625.42	-6.03	8.12	-0.74	-64.11	0.000429	29.91	-2.14	9.28	-0.65
C31	5367.72	-90.02	-8.02	11.23	-272.29	-0.00091	11.36	-23.98	-5.07	17.74
C32	17614.67	41.66	-20.60	-2.02	-57.62	0.000216	14.51	-3.97	-14.02	-2.97
C33	6488.00	40.45	-10.03	-4.03	-46.38	-0.00108	12.90	-3.60	-3.59	-11.28
C34	4478.67	-23.65	6.71	-3.53	-19.32	0.001431	17.23	-1.12	5.81	-4.07
C35	7797.02	3.85	-0.66	-5.85	-57.33	-0.00076	31.63	-1.81	-0.57	-6.74
C36	4014.43	-37.48	-20.99	1.79	-310.55	0.001487	14.65	-21.20	-15.98	2.34
C37	11591.8	5.22	-9.13	-0.57	-38.08	0.000379	30.26	-1.26	-13.34	-0.39
C39	10535.17	14.86	11.38	1.31	-57.64	-0.00023	19.99	-2.88	10.88	1.37
C40	23073.39	54.71	10.02	5.46	71.00	-0.00217	18.06	3.93	14.61	3.75
C41	2181.10	26.70	8.95	2.98	8.30	0.001231	20.32	0.41	10.91	2.45

资料来源:根据 1997、2005 年《工业统计年报》计算。

制造业中,有 25 个产业的结构与空间效应比大于 1,结构效应具有明显优势。但结构与空间效应同向变化的只有 10 个行业,而同时具有正的结构效应和空间效应的行业只有 3 个,分别是电气机械及器材制造业 C39、电子及通信设备制造业 C40 和仪器仪表及文化办公用机械制造业 C41,其结构与空间效应比分别为 1.3、5.5 和 3.0,这说明“克鲁格曼假说”在中国不具有普遍性。表中只有 9 个行业表现出正的结构效应,而有 15 个行业的空间区位效应为正,说明大部分制造业增长是由空间区位效应带动的,产业结构层次低明显制约了制造业增长。整体结构效应和空间区位效应均为负值,进一步说明我国制造业结构和空间分布均不合理。在除结构与空间效应同时为正的 3 个行业外,其他 25 个行业中,具有正的结构效应的行业有 6 个,如黑色金属冶炼及压延加工业 C32 和有色金属冶

炼及压延加工业 C33,其结构效应对经济增长的贡献率分别为 41.66%和 40.45%。具有正的空间效应的行业有 12 个,如皮革、毛皮、羽绒及其制品业 C19 和文教体育用品制造业 C24,其空间效应对经济增长的贡献率分别为 24.47%和 24.45%(见表 4)。

(2)在对经济变量进行空间过滤后,制造业结构效应进一步增强,而空间效应明显降低(见表 4 空间过滤模型中的模型一)。在 28 个行业中,结构效应为正的仅 7 个,但所有制造业的空间效应进一步弱化,表现出较强的结构效应。结构与空间效应同向变化的行业有 11 个,其中同时为正的只有 3 个。因此,“克鲁格曼假说”的适用性没有明显变化。结构正效应较强的制造业主要有电子及通信设备制造业 C40、文教体育用品制造业 C24、橡胶制造业 C29 和家具制造业 C21,其结构效应贡献率分别为 71.00%、65.78%、66.26%和 73.96%;而结构负效应更为明显,其中较大的有饮料制造业 C15、专用设备制造业 C36、非金属矿物制品业 C31,其结构效应贡献率分别为-952.94%、-310.55%和-272.29%。但过滤前的空间效应贡献率普遍较低,其对经济增长的影响几乎可以忽略,需要进一步分解。

(3)在表 4 空间过滤模型中的模型二中,结构效应和空间效应同向变化的行业有 10 个,同时为正的产业有 7 个,相对于模型一来讲,“克鲁格曼假说”的适用性有明显改善。模型二对空间效应进一步分解,发现过滤后的空间竞争效应有 25 个行业为正效应,但结构与空间效应比的绝对值小于 1 的只有 2 个行业,空间效应对经济增长的贡献具有普遍性,但数值不是很大。而在过滤的空间竞争效应明显的行业中,正效应最大的行业是烟草业 C16,贡献率为 68.14%,但其结构负效应也是最大的,为-1243.80%,说明该行业虽然结构层次较低,但在空间布局上具有较强的竞争力;负效应最大的行业是石油加工及炼焦业 C25,为-606.92%,但其结构效应贡献率也明显为负,为-251.44%,说明该行业无论在结构上还是在空间上竞争力都不强。

(4)空间过滤模型中的模型三中,空间区位效应明显减弱,结构效应明显增强。在 28 个制造业中,有 15 个行业具有正的空间区位效应,但这些行业的空间效应值相对于结构效应来讲都明显较弱,只有 5 个行业的结构与空间效应比的绝对值小于 1。结构与空间效应同向变化的行业有 10 个,而其中同时为正的产业只有 3 个,仍无法说明“克鲁格曼假说”在中国具有普遍的适用性。空间正效应最大的行业是文教体育用品制造业 C24,它对经济增长的贡献率为 107.05%,而其结构效应贡献率为负,说明该行业需要增加科技投入,提升产业层次;而空间负效应最大的却是烟草业,与模型二明显相悖,需进一步分析,但其产业结构层次较低却是不争的事实。

## 五、结论

改革开放的过程实质上就是市场的主导地位逐步确立的过程。市场机制对产业区位变迁的影响越来越大,尤其是 1992 年以后,市场地位的进一步确立,我国制造业表现出明显的集聚趋势。集聚对经济的巨大影响往往使我们忽视产业结构优化的重要性。我们习惯认为,集聚经济自身会带来产业结构的升级,也就是“克鲁格曼假说”所描述的结构与空间同时优化的局面。事实并非如此,一方面,在制造业向沿海地区高度集中的同时,“产业同构”现象日趋严重,附加值较低的加工制造业的高度集聚,往往造成恶性的市场竞争,资源的粗放使用生产方式进一步制约了产业结构的优化升级。另一方面,集聚不经济实际上就是一种空间负效应,它将导致产业在空间上扩散,去寻找更为有利的空间区位。这实际上也就是产业结构的一种优化方式。也就是说,产业的空间效应与结构效应的非同步性。因此,“克鲁格曼假说”的成立是具有阶段性条件的,即在集聚经济的上升期,二者才有可能同时发生,但并非绝对如此。本文所描述的结构效应和空间效应,在本质上与产业集聚和地区专业化问题一样,二者相辅相成,是一个问题的两个方面。我们不能仅看到产业在空间上集聚带来的好处,也要看到集聚的不经济性,只有在产业集聚的同时带来结构的优化升级,这才是产业长期利益的根本所在。本文通过偏离份额模型对我国制造业总产值增长进行分解,考察了我国制造业区

位变迁过程中的结构效应和空间效应变化,并采用中国制造业数据检验了“克鲁格曼假说”在中国的适用性。通过分析,我们可以得出如下结论:

(1)制造业区位变迁在结构和空间上具有一致性。从制造业整体看,结构效应与空间效应同时存在,但结构效应要大于空间效应。从分地区的分解结果可以看出,东部地区经济发展水平较高,在结构和空间上都具有正的效应,而中西部地区则同时具有负的结构效应和空间效应。这在某种程度上说明“克鲁格曼假说”在中国具有适用性。

(2)制造业在空间上呈现出明显的“过度错配”的现象。部分高耗能的资源性产业过度集中于东部地区,使得这些产业在具有较大的结构效应的同时,也形成了较大的空间负效应,结果部分抵消了结构效应的优势。而一些轻加工业在东部沿海地区则具有较大的空间效应,但与此同时则存在着较强的负的结构效应。

(3)我国制造业结构效应较强,空间效应则具有普遍性。在模型中引入空间外部性的作用后,我们可以观察到制造业存在较强的结构效应,且普遍具有空间正效应。“克鲁格曼假说”仅在部分产业成立。这说明,改革开放以来,我国制造业的增长效应主要来自于空间上重新配置,大多数制造业在区域经济整体增长之外表现出明显的结构负效应,产业结构有待进一步优化。

#### [参考文献]

- [1]Aiginger K., Leitner W. Regional Concentration in the United States and Europe: Who Follows Whom[J]. *Review of World Economics*, 2002,138(4).
- [2]Amiti, M. New Trade Theories and Industrial Location in the EU: A Survey of Evidence [J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 1999,14(2).
- [3]Brulhart, M. Commerce et Specialization Geographique dans l'Union Europeenne [C]. *Economie Internationale*, 1996,(65).
- [4]Brulhart, M. Economic Geography, Industry Location and Trade: The Evidence [J]. *The World Economy*, 1998, 21(6).
- [5]Brulhart, M., and Torstensson, J. Regional Integration, Scale Economies and Industry Location [R]. Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper No.1435,1996.
- [6]Combes, P.P., and Overman, H. The Spatial Distribution of Economic Activities in the European Union [A]. V. Henderson. *Handbook of Urban and Regional Economics*[C]. vol. 4. Amsterdam;Elsevier-North Holland,2004.
- [7]Dunn, E.S. A Statistical and Analytical Technique for Regional Analysis [J]. *Papers of the Regional Science Association*, 1960,(6).
- [8]Esteban-Marquillas, J.M. A Reinterpretation of Shift and Share Analysis [J]. *Regional and Urban Economics*, 1972,2(3).
- [9]Getis, A. Seeing for Spatial Dependence in Regression Analysis [R]. *Papers of the Regional Science Association*, 1990,(69).
- [10]Greenway, D., and Hine, R.C., Intra-Industry Specialisation, Trade expansion and adjustment in the European Economic Space[J]. *Journal of Common Market Studies*,1991,29(6).
- [11]Helpman, E., and Krugman,P. Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition and the International Economy[M]. Harvester Wheatsheaf: Brighton,1985.
- [12]Hewings, G. J. D. On the Accuracy of Alternative Models for Stepping-down Multi-county Employment Projections to Counties[J]. *Economic Geography*, 1976,(52).
- [13]Isard, W. *Methods of Regional Analysis: An Introduction to Regional Science*[C]. MIT, Cambridge,1960.
- [14]Krieger-Boden, C. Globalization, Integration and Regional Specialization[R]. Kiel Institute of World Economics, Working Paper, No. 1009,2000.
- [15]Krugman, P. Intraindustry Specialization and the Gains from Trade[J]. *Journal of Political Economy*,1981,(89).
- [16]Krugman, P. Increasing Returns and Economic Geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991,(99).

- [17]Krugman, P., and Venables, A. Globalisation and the Inequality of Nations [R]. NBER Working Paper No. 5098,1995.
- [18]Mayor, M., and Lopez,A.J. The Spatial Shift-share Analysis New Developments and Some Findings for the Spanish Case[C]. Proceedings of the European Regional Science Association ERSA 2005.
- [19]Mayor, M., Lopez, A. J. Spatial Shift-share Analysis versus Spatial Filtering: An Application to Spanish Employment Data[J]. Empirical Economics, 2008,(34).
- [20]Midelfart-Knarvik, K. H., Overman, H. G., Redding, S. J.,and Venables, A. J. Comparative Advantage and Economic Geography: Estimating the Location of Production in the EU [R]. CEPR Discussion Paper No. 2000, 2618,London.
- [21]Nazara, S., Hewings, G.J.D. Spatial Structure and Taxonomy of Decomposition in Shift-share Analysis[J]. Growth Change, 2004,(35).
- [22]Sapir, A. The effects of Europe's Internal Market Programme on Production and Trade: A First Assessment[J]. Weltwirtschaftliches Archiv,1996,132(3).
- [23]Venables, A. Equilibrium Locations of Vertically Linded Industries [J]. International Economic Review,1996,(37).
- [24]蔡昉,王德文,王美艳. 渐进式改革进程中的地区专业化趋势[J]. 经济研究,2002,(9).
- [25]陈良文,杨开忠. 地区专业化、产业集中与经济集聚——对我国制造业的实证分析[J]. 经济地理,2006,(1).
- [26]樊福卓. 地区专业化[J]. 经济研究,2007,(9).
- [27]范剑勇. 市场一体化、地区专业化与产业集聚趋势——兼谈对地区差距的影响[J]. 中国社会科学,2004,(6).
- [28]高飞. 产业地理集中的理论分析及应用[J]. 南京社会科学,2002,(1).
- [29]王业强, 魏后凯. 产业特征、空间竞争与制造业地理集中——来自中国的经验证据[J]. 管理世界,2007,(4).
- [30]魏后凯. 大都市区新型产业分工与冲突管理——基于产业链分工的视角[J]. 中国工业经济,2007,(2).
- [31]洗国明,文东伟. FDI、地区专业化与产业集聚[J]. 管理世界,2006,(12).

## **Manufacturing Industry Location Vicissitude in China:Structure Effect and Space Effect——Judgement and Verification of Krugman's Hypothesis in China**

WANG Ye-qiang<sup>1</sup>, WEI Hou-kai<sup>2</sup>, JIANG Yuan-yuan<sup>3</sup>

- (1. Research Institute for Fiscal Science, Ministry of Finance, Beijing 100142, China;  
 2. Research Center of Urban Development and Environment CASS, Beijing 100732, China;  
 3. Graduate School CASS, Beijing 100102, China)

**Abstract:** Space distribution of economic activity usually changes in integration process of regional economies development. Meanwhile, structure of region economic will change correspondingly. It was said by Krugman's hypothesis that economy integration lead to rise of area specialization level and concentration on economic activity especially. But some research think that specialization and geographical concentration don't appear all together at the same time. This paper adopts shift-share model to decompose the increases of Chinese area manufacturing industry to structure effect and space effect, and analysis space effect by two kinds of not-parameter methods, and try to expound some inherent law of manufacturing industry region change in China economy process, and check the serviceability of Krugman's hypothesis in China then.

**Key Words:** location vicissitude; structure effect; space effect; Krugman's hypothesis

[责任编辑:王燕梅]