

# 外商在华直接投资区域聚集 非均衡性的实证研究

冯涛 赵会玉 杜苗苗\*

**摘要** 本文运用空间统计学 Moran I 指数法和  $\beta$ -收敛模型分析了我国 31 个省级区域和八大区域的 FDI 聚集特征及其影响因素。结果显示：(1) 中国省域 FDI 增长具有明显的空间依赖性，在地理空间上存在集聚现象，区域经济增长在时空上呈现出明显的空间效应；(2) 空间相关以及由此带来的国际国内贸易及外资等经济活动频繁程度，在很大程度上引起了 31 个省域区际吸引外资的空间不均衡，空间集聚使得在经济增长过程中地理区位（距离）产生的空间成本降低，但地理特征将深刻作用于区域经济增长空间集聚的中心和外围关系；(3) 外商直接投资对中国区域经济增长的贡献非常重要，但它却不能轻易改变经济地理的规则，影响外商直接投资的因素在地理空间上的非均衡集聚导致了迥然不同的区域引资格局。

**关键词** 外商直接投资 (FDI)，区域聚集，空间统计， $\beta$ -收敛模型

## 一、引言

改革开放以来，中国吸收外资增长迅速，从 1993 年开始，中国一直是仅次于美国的世界第二大国际直接投资流入国，同时也是发展中国家中最大的国际直接投资流入国，加入世界贸易组织以后，中国实际利用外商直接投资 (FDI) 额迅速增长，并在 2003 年以 535.05 亿美元的流入量成为世界第一大国际直接投资流入国。截至 2006 年 12 月，中国累计使用外资金额已达到 6 641 亿美元。大规模涌入的 FDI 通过提高中国资本形成率和资本的生产效率，增强竞争的技术外部性，加强溢出效应等途径，推动了中国对外贸易发展，实现了技术进步与创新，成为经济增长的源动力。

与此同时，FDI 在中国表现出地区间的不平衡性，从官方公布的数字看，外资呈现出按东、中、西三大经济区递减态势，显现出沿海地区、沿江地区、

\* 西安交通大学经济与金融学院。通讯作者及地址：赵会玉，陕西省西安市雁塔西路 74 号西安交通大学经济与金融学院 0174 信箱，710061；电话：15929777980；E-mail: zhaohuiyu\_boy@163.com。感谢西安交通大学吴诣民教授、邱长溶教授对本文提出的建设性意见，感谢 University of North Florida 的曹永涛对文章的有益评论，匿名审稿人的详尽建议使得本文减少了不少细节上的错误，作者表示感谢。当然，文责自负。

中部、东北部、西南部和西北部依次递减的分布特征。改革开放后,外资一直在沿海地区较为集中,形成了三大热点投资区:珠江三角洲、长江三角洲、环渤海投资区,在20世纪80年代后期开始从南部向东北移动,从东部沿海向内地推进,90年代后特别是进入21世纪,“西部大开发”和随后的“中部崛起”战略的实施使得外商直接投资不断向中、西部地区推进,从而形成较为明显的“北移西进”的态势(如图1所示)。

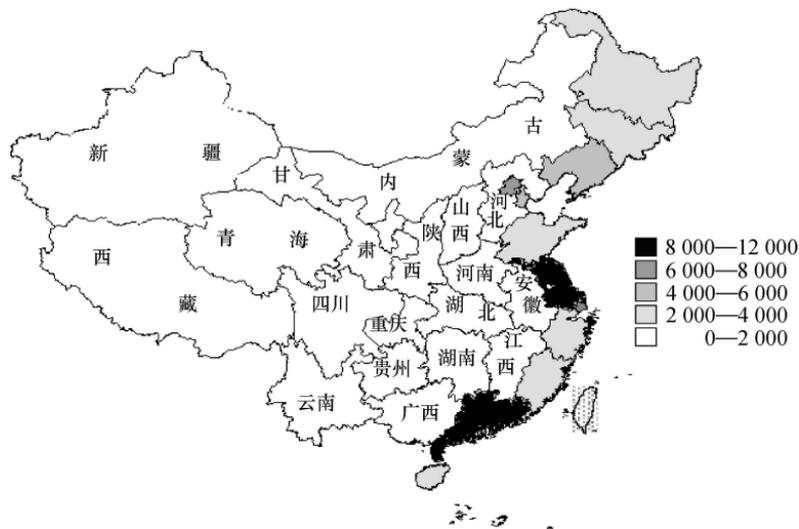


图1 我国各省份 FDI 总量变化分布图(1987—2003)(单位:百万美元)

从图1可以看出,外商直接投资在我国的分布大致呈现出区域聚集的特性。为什么外商直接投资会有如此明显的区位选择偏好?外商直接投资区域聚集的影响因素有哪些?哪些因素的变动对改变外商直接投资的区域聚集、实现区域均衡发展有明显作用?这些问题成为外商直接投资区位选择理论的前沿问题,也构成了本文的研究出发点。

在解释 FDI 区域分布理论过程中,早期研究的视角主要是从跨国界的企业活动出发。1960年,Hymer(1960)的博士论文《国际经营:FDI研究》开创性地以 FDI 为对象的研究,该文论证了跨国公司投资行为是一个寡头行为,FDI 被认为是公司在全球竞争下所作的一种追求利润最大化的投资决定;1997年,Dunning(1977)的国际生产折中理论详细解释了所有权、内部化和区域优势对跨国公司行为的影响,用交易费用来解释企业的内部化,强调 FDI 的目的是资产的获得,从而构成了 FDI 的主流理论和发展路径;Balasubramanyam *et al.* (1996)则认为跨国公司 FDI 是其为获得规模经济所采取的接近客户或集中生产的一种交替选择,FDI 与贸易出口之间存在着交替的关系;传统企业选址理论用交通成本、工资和基础设施解释 FDI 的地理分布;FDI 区域聚集研究虽没有形成一般性理论,但学者们从不同的角度出发进行

了大量的研究,形成区域理论、国际贸易理论、产业组织理论、折中理论等学派。而各个学派的研究方法大致可以分为规范分析、问卷和实地调查、回归模型法等计量方法和行为分析等,傅元海等对此作了一个很好的综述(傅元海等,2005)。

国内对 FDI 的研究成果主要包括:魏后凯(2002)研究表明国内贸易额、工资率、GDP 增长率、R&D 人员、基础设施、聚集程度、信息成本和投资刺激等因素对吸引 FDI 具有显著影响。孙俊(2002)的研究表明,产业结构、优惠政策、开放水平、市场化程度以及教育水平是影响我国 FDI 区域聚集的主要因素,该研究认为除了基础设施、劳动力质量、工资、开放程度和市场化程度等变量外,一个地区的产业结构对该地区吸引 FDI 水平有着重大作用,同时诸多因素在不同阶段对 FDI 的区域选择作用有所差别。徐康宁和王剑(2002)运用 James-Francisco 模型分析了市场需求、政策变量、前期资本存量、汇率与利率差异、工资差异对美国对华投资的影响,认为市场需求比政策优惠重要,政策变量因时间变化重要程度不同,前期资本存量推动效应和示范效应吸引了更多的 FDI,工资差异表现在 FDI 产业类型上,但这种方法由于数量少、对人的经验判断依赖性强,其结果的精确度不高。鲁明泓(2000)选取一百一十多个国家或地区的数据,较为全面和系统地分析了十多个变量对 FDI 区域的影响。陈涛涛(2006)选取 1986—1991 年、1992—2003 年沿海地区与中西部地区数据,采用面板数据分析方法对市场需求、市场大小、聚集程度、劳动成本、人力水平等影响因素进行回归分析。万广华(2006)等人则从理论上分析了 FDI 存量水平、FDI 政策、劳动力数量、基础设施、人力水平以及政策消费等因素对吸引 FDI 的影响等等。

通过文献回顾可以发现,理论界对跨国公司对外直接投资区位选择因素的研究虽然很多,但国外研究主要从影响外商直接投资区位选择的经济因素和地理因素出发,而对于处于转轨中的中国而言,除了经济因素和地理因素之外,制度变迁、经济开放度、不同时期的政策引入等都对外商直接投资的区域聚集有重要影响。而且,就国内的研究现状来看,已有文献在外商直接投资的区位选择上存在划分不清的问题,仅仅是东、中、西部的比较分析难以对外商直接投资的区域集聚性获得一个清楚的认识;此外,现有文献对这个问题从 FDI 的存量静态角度考察居多,缺乏动态的演进分析。因此,本文主要通过对中国不同省区的 FDI 的区域聚集特征进行比较分析,探讨影响中国外商直接投资区域聚集非均衡性的影响因素,寻求改变省域 FDI 分布聚集现状、减少省域吸引 FDI 的差异的路径。

本文以下部分的结构安排如下:第二节对分析 FDI 的区域聚集的空间统计方法进行简介;第三节运用空间统计学方法对 FDI 在华聚集性进行统计描述;第四节对影响 FDI 区域分布的因素进行实证分析;第五节是结论和政策含义。

## 二、FDI 区域聚集非均衡性的空间统计方法

空间统计分析,即空间数据(spatial data)的统计分析,其主要思想是指一个区域单元上的某种地理现象或某一属性值是与其邻近区域单元上同一现象或属性值相关的。其产生和发展的基本理由是:空间数据间并非完全独立,而是存在某种空间联系和关联性,主要包括空间相互作用过程与空间扩散过程。<sup>1</sup>空间自相关(spatial autocorrelation)能够对变量空间分布的自相关强度进行检验。度量空间自相关性的指标可以分为全局指标和局域指标两种(Anselin, 1992; Anselin *et al.*, 1996)。对经济分布的空间结构形态进行分析,一般采用全局 Moran's I 指数和 Local Moran's I 指数比较合适(Moran, 1950)。

### (一) 全局空间自相关

Moran 指数和 Geary 系数是两个用来度量空间自相关的全局指标。其中, Moran 指数反映的是空间邻接或空间邻近的区域单元属性值的相似程度,而 Geary 系数与 Moran 指数存在负相关关系。本文中仅使用 Moran 指数。

变量的全局 Moran 指数  $I$  用如下公式计算:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n w_{ij}} \quad (1)$$

式中:

$I$  为 Moran 指数;

$x_i$  为区域  $i$  经济变量的观测值;

$S^2$  为区域间经济变量的方差,  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ ;

$\bar{x}$  为区域间经济变量的平均数,  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ ;

$w_{ij}$  为二进制的邻接空间权值矩阵,定义空间对象的相互邻接关系。

Moran 指数  $I$  的取值在  $[-1, 1]$  之间,小于 0 表示负相关,等于 0 表示不相关,大于 0 表示正相关。对于 Moran 指数,一般可用标准化统计量  $Z$  来检验  $n$  个区域是否存在空间自相关关系,  $Z$  的计算公式为:

<sup>1</sup> 关于空间计量经济学的演进脉络,见 Anselin(2007)发表在 *RSUE(Regional Science and Urban Economics)* 的一篇综述“Spatial econometrics in RSUE: retrospect and prospect”。

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{VAR}(I)}} \quad (2)$$

根据公式 (2) 计算出的检验统计量, 可以对空间自相关关系进行显著性检验。当  $Z$  值为正且显著时, 表明存在正的空间自相关, 也就是说相似的观测值 (高值或低值) 趋于空间集聚; 当  $Z$  值为负且显著时, 表明存在负的空间自相关, 相似的观测值趋于分散分布; 当  $Z$  值为零时, 观测值呈独立随机分布。

## (二) 局部空间自相关

Moran 指数  $I$  是对空间自相关的整体评估, 容易忽略空间过程的潜在不稳定性, 特别是对于空间差异较大的空间过程, 因此需要进一步考虑到是否存在观测值的高值或低值的局部空间集聚, 哪个区域单元对于全局空间自相关的贡献更大, 以及在多大程度上空间自相关的全局评估掩盖了反常的局部状况或小范围的局部不稳定性, 这时就必须进行局部空间自相关分析。这里采用通用的空间联系的局部指标 (local indicators of spatial association, LISA)。LISA 包括局部 Moran 指数 (local Moran) 和局部 Geary 指数 (local Geary)。

局部 Moran 指数  $I_i$  被定义为

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x}). \quad (3)$$

进一步写成

$$I_i = \frac{n(x_i - \bar{x}) \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} = \frac{nz_i \sum_j w_{ij} z_j}{z^T z} = z'_i \sum_j w_{ij} z'_j. \quad (4)$$

式中:  $z'_i$  ( $z'_j$ ) 为标准化的观测值。

显然: (1) 每个区域单元  $i$  的  $I_i$  是描述该区域单元周围显著的相似值区域单元之间空间集聚程度的指标; (2) 经过简单的推导, 容易证明  $\sum I_i = S_0 I$ 。所以, 局部 Moran 指数  $I_i$  是一种描述空间联系的局部指标, 即 LISA。正的  $I_i$  值表示该区域单元周围相似值 (高值或低值) 的空间集聚, 负的  $I_i$  值则表示非相似值的空间集聚。

局部 Moran 指数  $I_i$  检验的标准化统计量为

$$Z(I_i) = \frac{I_i - E(I_i)}{\sqrt{\text{VAR}(I_i)}} \quad (5)$$

根据公式 (5) 计算出检验统计量, 可以对有意义的局部空间关联进行显著性检验。根据“条件”随机方法或置换方法, 可以获得  $I_i$  的一个伪显著性水平。  $P$  值同样为零假设  $H_0$  检验提供了基础, 即检验所有的属性值在空间上是否随机分布。

对于经济分布的空间结构形态进行分析,采用全局 Moran's I 系数和局部 Moran's I 系数比较合适。

### 三、FDI 在华区域聚集非均衡性的空间统计描述

#### (一) 我国 FDI 分布的整体空间特征

我国省区 FDI 总量和人均 FDI 变化量的全局指标,可以根据前面介绍的 Moran 指标的计算公式代入相关数据计算出检验统计量,对空间自相关关系进行显著性检验。这里我们建立相关检验假设。

H<sub>0</sub>: 我国的 29 个区域单元的 FDI 总量和人均 FDI 之间不存在空间自相关;

H<sub>1</sub>: 我国的 29 个区域单元的 FDI 总量和人均 FDI 之间存在空间自相关。

对零假设 H<sub>0</sub> “我国的 29 个区域单元的 FDI 总量和人均 FDI 之间不存在空间自相关”进行显著性检验,即将各省份作为区域单元,检验所有的 FDI 总量和人均 FDI 的观测值之间是否存在空间自相关,如表 1 所示。

表 1 我国 FDI 区域聚集变化的 Moran's I 值和 Z(I)(1987—2005)

变量		1987—1990	1991—1993	1994—1996	1997—1999	2000—2002	2003—2005
FDI	Moran's I	0.0022	0.2007	0.3028	0.2389	0.2237	0.3400
	Z(I)	0.3473	2.1518	3.0804	2.4991	2.3609	3.4182
人均 FDI	Moran's I	0.0329	0.2996	0.3295	0.3948	0.3442	0.4297
	Z(I)	0.6264	3.0509	3.3227	3.9164	3.4564	4.2336

经检验发现,通过划分六个时间段,1987—1990 年的 Moran's I 标准化检验值 Z(I) 小于 1.96 (显著性水平  $\alpha=0.05$ , 临界值  $Z=1.96$ ), 未表现出显著的空间自相关关系,而 1991 年之后的 5 个时段的 Moran's I 标准化检验值 Z(I) 均大于 1.96, 呈现显著正相关关系,且有明显的上升趋势,可见,我国各省份实际利用外资的过程存在较强的空间自相关性。同时,随着时间推移呈上升趋势,这说明随着我国经济开放程度的加深,各省区之间的空间相关性越来越大。FDI 可呈现出显著的空间集聚模式,即 FDI 分布的高密度区与高密度区邻接,低密度区与低密度区邻接。

#### (二) 各省 FDI 的空间特征

这里采用 1987—2005 年六个时间段的 FDI 年均量和人均 FDI 年均量作为研究的区域变量,涉及全国 29 个省、市、自治区(重庆和西藏的数据暂缺),共 29 个不规则的空间区域单元。图 2、图 3 分别为 1987—2005 年间,我国各省 FDI 总量和人均 FDI 的年均量分布图。

从图 2 可以看出,在 1990 年前,我国 FDI 流入量均处于较低的水平,区

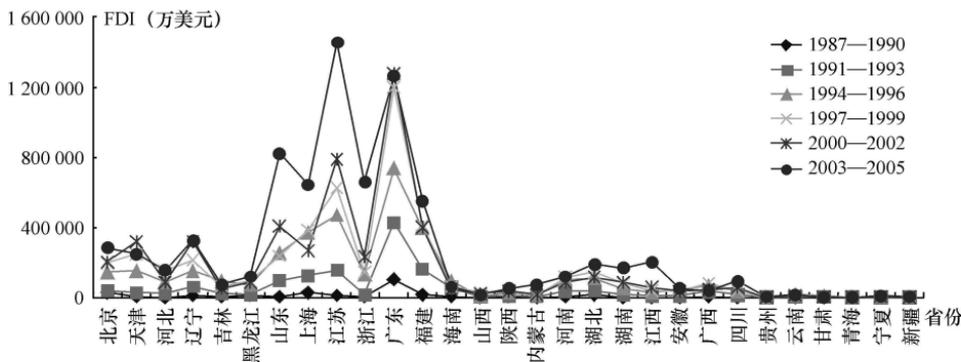


图 2 我国各省份 FDI 总量分布图 (1987—2005)

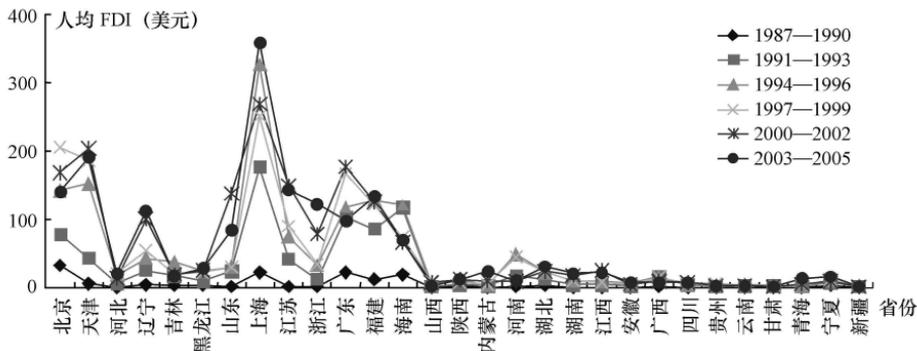


图 3 我国各省份人均 FDI 总量分布图 (1987—2005)

域间差异较小, 随着时间的推移, FDI 增长迅速并呈现区域差异放大的趋势。我国 FDI 主要集中在东部地区但也表现出 FDI 区域不均衡聚集, 2000 年前南部沿海的广东是最大的外资流入省份, 之后外资逐渐北移, 东部沿海的江苏、上海的外资流入量最大, 北部沿海、东北地区、长江和黄河中游地区的 FDI 也逐年增大, 而西部内陆大部分地区的 FDI 处于全国平均水平以下, 尤其是甘肃、宁夏、新疆、青海等省区明显低于全国的平均水平。

图 3 显示, 经过从 1987—2005 年近 20 年的发展, 我国人均 FDI 在我国各地都呈现出较快的增长趋势, 而区域间的差异性非常明显, 特别是 FDI 和人均 FDI 的省市年度分布图中都体现出区域的聚集性。东部地区的人均 FDI 拥有较高的持有量, 特别是上海、江苏、浙江, 表现出最高的人均 FDI, 南部沿海地区则仍保持较高的人均 FDI 增长量, 北部沿海和东北地区人均 FDI 的聚集在区域中表现出一定的不均衡性, 如河北、吉林、黑龙江和海南均小于区域的平均值。对于增长较慢的地区, 也表现出较强的区域聚集性, 在长江中游地区也表现出人均 FDI 近似的特点, 同样, 西北和西南大部分地区仍处于全国平均水平线以下, 以新疆和甘肃为最低。

### (三) 区域 FDI 的空间特征

我国幅员辽阔,导致各地区的 FDI 差异悬殊。已有文献对中国区域经济发展差距的研究,基本上沿用东、中、西三大地带划分的方式。这种划分方式具有一定的合理性,但随着区域经济格局的发展变化,这种划分表现出很大的局限性,如不能反映目前各项基础设施和各种投资等的基本态势,不能反映我国 FDI 区域聚集的空间变化最大梯度所在,存在明显的地理错位,难以作为进一步划分综合经济区的基础。因此,有学者提出了八大区域的划分方式:东北地区、北部沿海、东部沿海、黄河中游、南部沿海、长江中游、西北地区和西南地区,后再对各地区的数据进行逐步回归(李善同,2004)。这八个区域是:

东北地区:辽宁省、吉林省、黑龙江省;

北部沿海:北京市、天津市、河北省、山东省;

东部沿海:上海市、江苏省、浙江省;

黄河中游:陕西省、河南省、山西省、内蒙古自治区;

南部沿海:广东省、海南省、福建省;

长江中游:湖北省、湖南省、江西省、安徽省;

西北地区:甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区、西藏自治区;

西南地区:四川省、贵州省、云南省、重庆市、广西壮族自治区。

虽然这种区域划分的方式尚有争议,但较之三大地带的划分更为细化,大体反映了我国空间格局的现实。

对我国各省 FDI 和人均 FDI 年均量的区域统计分析,能够揭示出 FDI 总量变化和人均 FDI 变化量在局部区域内的空间结构形态。表 2 为 1987—2005 年间各省 FDI 年均量和人均 FDI 年均量的区域统计的标准化值  $Z(I_i)$  结果。从表 2 可以看出,在 1987—2005 年的 19 年里,我国各省 FDI 的总量变化在八个区域上呈现出两种空间结构形态:东部沿海、南部沿海和西南地区呈现明显的空间正相关性,北部沿海则呈现空间负相关性,长江中游地区、黄河中游地区、东北地区、西北地区 FDI 的集聚效应不显著。经过比较可以发现,我国沿海地区 FDI 总量变化具有同步高增长的趋势(强强效应),尤其是上海、江苏、浙江的东部沿海和广东、福建、海南的南部沿海的强强聚集的特征非常明显。西北地区和西南四省的 FDI 总量和人均量的变化具有较强的趋同性,形成一个低增长的空间聚集区域(弱弱效应),相互之间的空间作用强烈,距离较远的新疆的空间作用则较弱。长江黄河中游地区的 FDI 总量和人均 FDI 的变化相对适中,表现出数量的一致性,相互之间也表现出空间的集聚效应。而北京、天津、山东也具有较弱的聚集特征,但是河北的 FDI 增量变化情况不明显,因此其区域聚集的特征受到制约;而东北地区的辽宁一带

FDI 增量和人均量都变化巨大, 在空间特征方面的聚集趋势不明显, 因此在区域划分方面辽宁应考虑划入北部沿海, 河北归入黄河中游区域, 从而可使得八个区域的集聚效应更加明显。

表 2 中国 FDI 增量和人均 FDI 增量及区域统计的标准化  $Z(I_i)$  值

八大区域	省份	1987—2005		1987—2005	
		FDI 增量(万美元)	$Z(I_i)$	人均 FDI 增量(美元)	$Z(I_i)$
北部沿海	北京	172 551.42	-2.047	110.50527	-2.197
	天津	198 822.16	-1.911	191.05922	-2.383
	河北	133 409.05	-0.628	19.510672	0.047
	山东	716 610.12	0.467	77.728269	0.991
	辽宁	440 357.63	1.470	104.18329	0.994
东北地区	吉林	43 169.85	0.139	15.693376	0.406
	黑龙江	97 613.04	0.310	25.422529	-0.082
东部沿海	上海	519 329.86	2.450	286.84713	3.791
	江苏	998 082.74	0.820	133.78573	1.243
	浙江	549 781.12	0.643	113.25269	1.513
南部沿海	广东	767 957.43	3.7205	80.220504	3.890
	福建	434 323.98	1.2879	122.90076	2.250
	海南	52 277.854	1.1813	63.18442	2.276
黄河中游	河南	93 206.113	1.2061	9.7956883	1.308
	山西	7 439.6458	0.1395	2.2232912	1.120
	陕西	51 739.669	0.3339	21.680888	1.446
	内蒙古	44 724.591	-0.427	7.215822	0.488
长江中游	安徽	36 241.728	0.744	9.3606425	0.913
	江西	86 571.083	0.3283	20.126194	0.936
	湖北	161 072.84	1.098	28.000389	1.798
	湖南	116 948.63	1.055	18.723511	1.059
	广西	30 814.366	0.780	6.5086571	0.475
西南地区	四川	55 828.206	2.041	6.828841	1.647
	贵州	11 136.928	2.295	2.8146036	1.840
	云南	11 214.729	0.820	2.5014278	0.919
西北地区	甘肃	2 824.5085	0.894	1.0827389	1.503
	青海	9 192.5033	0.662	17.003797	1.181
	宁夏	7 942.4951	0.581	11.932874	0.683
	新疆	2 622.7135	-0.106	1.0829316	0.198

对比前面的图 2 和图 3 可以发现, 从 1987—2005 年这 19 年里, 全国 FDI 的总量变化和人均 FDI 变化量的基本空间结构形态没有明显变化, 划分为东北地区、北部沿海、东部沿海、黄河中游、南部沿海、长江中游、西北地区和西南地区八个区域后各自的空间正负相关性更加显著。东部沿海 FDI 总量变化和人均 FDI 变化量的地区趋同性加强, 特别是东部沿海和南部沿海的聚集效果更加明显。西部 FDI 总量和人均 FDI 低增长的区域连成一片。西部的西南和西北地区的区域经济发展的空间相关性较强, 相距较远的新疆也明显地受到这种空间作用的影响, 但西南和西北地区之间的 FDI 总量和人均 FDI

变化量存在一定程度的差异,区域内部具有极端的相似性,其发展趋势是一种弱弱效应的聚集。中部地区的长江中游和黄河中游地区经济发展的空间相关性不显著,原因可能在于其较低的 FDI 总量值和人均值。南部沿海地区,改革开放二十多年来,广东省 FDI 总量和人均 FDI 的变化量一直远高于全国平均水平,但与周边区域的经济存在显著的空间负相关性,与之相邻的广西、湖南、江西等省的 FDI 总量并没有随之显著变化,形成经济学上的“极化效应”,但是通过改变区域划分将其与福建和海南归入一个区域,使得“极化效应”减弱,其与东部沿海地区均表现出强强效应的聚集。因此,采用区域变量的空间自相关分析方法可以清楚地揭示出 FDI 总量变化和人均 FDI 变化量的空间分布模式和空间结构特征,从一个侧面可反映出我国各省经济发展之间的空间相互作用模式,而纯粹的 FDI 总量变化和人均 FDI 变化量的专题图则无法反映这种空间结构特征。

#### (四) 聚集分析的结论

通过对 1987—2005 年以来我国省域 FDI 总量变化和人均 FDI 变化量的全局以及局域空间相关性分析,可以得出如下结论:

(1) 各省 FDI 的总量变化和人均 FDI 变化量在全国范围内存在显著的空间正相关性,即各省经济发展变化在空间上具有趋同性,在 1987—2005 年间两变量的空间结构没有明显差异。

(2) 局域相关分析的结果显示,在全国范围经济发展变化趋同的基础上,各个区域又呈现出不同的特点。八大区域的 FDI 总量变化呈现三种不同的空间结构形态:东部沿海、南部沿海、西南地区为显著的空间正相关;北部沿海负相关;其他地区呈现出弱正相关效应。

(3) FDI 与周边区域的经济存在显著的空间负相关性,形成极强的空间“极化效应”,可以通过改变区域结构来予以抵消。如广东省在以往进行的划分为三个区域的研究中存在极化效应,而将其归入南部沿海则极化效应减弱。

## 四、影响 FDI 区域聚集非均衡性的因素分析

### (一) 影响因素变量和数据来源

#### 1. 影响因素

对于影响外商直接投资区域聚集的因素,国内外的学者和研究机构对此作了大量的问卷调查和实证研究,也建立了各种理论和实证模型。本文假设外国投资者对所有的备选地点具有完全信息,且根据利润最大化的原则选择最优的投资地点。在这个前提下,以前述 FDI 区域聚集的相关因素,并考虑

指标因素的客观性和替代性, 本文将选择若干变量如各地区的集聚效应、经济规模和市场容量、经济效率、市场化程度、人力资本存量、对外开放程度、基础设施水平、劳动力成本以及优惠政策等因素进行计量检验。

模型的解释变量包括: 滞后外商直接投资  $\ln FDI(t-1)$  反映集聚效应; 人均国内生产总值  $\ln(PGDP)$  反映生产效率和经济水平; 第三产业占 GDP 的比重  $\ln(INDS)$  反映市场化程度和产业结构; 居民消费比重  $\ln(MARS)$  反映市场规模; 出口总额比重  $\ln(OPEN)$  反映对外开放水平; 政府消费占 GDP 的比重  $\ln(GOV)$  反映政府支出水平及其干预程度; 国有化程度指标  $\ln(STAO)$ ; 交通运输线路综合密集度指标  $\ln(TRANS)$ ; 各省区期初人力资本水平  $\ln(HUMR)$  和技术水平  $\ln(TECH)$ 。由于我国政策的阶段性和区域性政策对不同区域产生不同的影响, 因此还引入虚拟变量表示相应的期初区位与禀赋状况。由于各区域的期初区位与禀赋因素在很长一段时间内不会发生变化, 因此拟作虚拟变量, 代表八大区域的期初区位与禀赋状况。各指标的选择依据如下:

(1)  $\ln FDI$ : 指标用当年实际 FDI 年平均增长率的对数值衡量, 由于统计年鉴中 FDI 是以美元作价, 我们按照人民币兑美元年平均汇价中间价进行单位换算。各省区 FDI 年均增长率, 首先用 2004 年间各省区以当年价格计算的 FDI 除以平减指数得到用 1987 年价格表示的 2004 年各省区的 FDI 值, 然后采用水平法求得各省区 FDI 年均增长率。

(2)  $\ln FDI(0)$ : 基期各省区期初 (1987) FDI 对数值。

(3)  $\ln FDI(t-1)$ : 集聚效应采用上一年及之前各年的外商直接投资的累积额。由于前一期的资本存量通过“示范效应”和“推动效应”引起外商在该地区投资的增加, 因此, 用前一年及之前的外商直接投资的累积额来衡量 FDI 区域聚集过程中的集聚效应。

(4)  $\ln(PGDP)$ : 人均 GDP 反映一个地区的生产效率和创造价值的能, 也用以代表一个地区的经济发展水平, 体现了该地区对商品和服务需求的规模和层次。这里引入人均国内生产总值来衡量一个地区的生产效率和现代化程度。

(5)  $\ln(INDS)$ : 市场化程度和产业结构。用第三产业占 GDP 的比重反映该地区的产业结构, 同时反映一个地区的市场化发展程度。通常来说, 外商更倾向于选择市场化程度高的城市作为它的投资去向。

(6)  $\ln(MARS)$ : 市场规模。用居民消费占 GDP 的比重的对数值来衡量。

(7)  $\ln(OPEN)$ : 对外开放水平。用各省区的进出口总额占其 GDP 的比重, 即对外贸易依存度, 来反映各地区的对外开放水平。这里用 1987—2005 年间各省区以当年美元价格计算的进出口总额乘以当年的人民币汇率, 得到

用人民币价格计算的进出口总额,再除以相对应的GDP总额,最后取平均值,得到对外开放水平。

(8)  $\ln(\text{GOV})$ : 政府支出水平及其干预程度,用政府消费占GDP总额比重的平均增长率,并将其结果对数化来衡量。

(9)  $\ln(\text{STAO})$ : 国有化程度,用国有单位职工人数与所有职工人数比值的对数值来表示。

(10)  $\ln(\text{TRANS})$ : 交通运输线路综合密集度,本文用该变量衡量一省市基础设施状况。计算方法是铁路运营里程数+公路里程数除以国土总面积。

(11)  $\ln(\text{HUMR})$ : 各省区期初人力资本水平。用1978年间各省区的在校大学生人数占其总人口的比重,来表示各省区期初人力资本水平。该变量衡量一国劳动力拥有高等教育和相关技能的程度。

(12)  $\ln(\text{TECH})$ : 技术水平用实际R&D费用除以GDP的对数值来反映。这一变量表示该国包括创新能力在内的技术能力,其中创新能力是吸引创新型FDI的重要因素。

## 2. 数据来源

本文以省份截面的数据为主,考察在1987—2005年间全国各省、直辖市、自治区(以下简称各省区)的外商直接投资(FDI)与相关变量之间的关系。其目的是要考察决定外商直接投资在中国进行区域选择和区域聚集时的决定性因素,由于制度的差异,没有选择中国香港、澳门、台湾三个地区的样本数据。同时,重庆市于1997年才成为直辖市,样本数据较少,西藏的数据比较特殊,因而未加入重庆和西藏。因此,回归的样本为其余29个省区的数据。本文的数据来源于《新中国统计数据五十五年》(2005年版)和《中国统计年鉴(2005)》(2006年版),共计包括1987—2005年19年的数据。

## (二) 收敛分析

本文主要采用 $\beta$ -收敛法来测算FDI区域聚集的非均衡性, $\beta$ -收敛系数是指落后地区的某些经济指标接近发达地区水平的速度。如果该指标在落后地区比发达地区增长得更快,则落后地区就会在该经济指标方面赶上发达地区,即 $\beta$ -收敛。 $\beta$ -收敛法是以新古典增长模型为基础,通过计算 $\beta$ -收敛系数来考察地区经济增长的收敛性, $\beta$ -收敛又分为绝对收敛和条件收敛。对于FDI区域聚集情况可以通过 $\beta$ -收敛来判断,如果FDI的发展速度与其初始值负相关则表明FDI具有均衡区域聚集特征,反之,FDI呈现出非均衡性。如果FDI在区域范围内呈现出 $\beta$ -收敛,则表明FDI呈现区域聚集,在全国范围内呈现若干的聚集称为俱乐部收敛。

### 1. 绝对收敛模型下的FDI非均衡性分析

绝对收敛是指各省区或区域的FDI的收敛达到相同的长期均衡,其假定

省区或区域之间除了初始的 FDI 存量不同以外, 其他方面都一致。绝对收敛的计算公式为:

$$\Delta FDI_t = C + \beta \text{Ln} FDI_0 + u_t, \quad (6)$$

其中,  $\Delta FDI_t$  为人均 FDI 的增长率,  $\Delta FDI_0$  为期初的人均 FDI。绝对收敛是各省区或区域人均 FDI 增长率对期初的人均 FDI 水平回归得到 (结果见表 3)。

表 3 八大区域的绝对收敛检验

	变量	系数	标准误差	<i>t</i> 统计量	概率值
八大区域	C	2.13990	0.432902	4.77139	0.0000
的绝对收敛	LnFDI <sub>0</sub>	-0.00176	0.000391	-0.421171	0.5443

首先对我国八大区域的绝对收敛性进行检验, 回归方程中八大区域的期初人均 FDI 水平的收敛系数虽然都为负数, 但 *t* 统计量不显著, 说明回归方程的结果不理想, 这表明 1987—2005 年各省区间没有出现显著的绝对收敛, 从而中国省区和区域间的 FDI 的投入差距不能通过省区间的绝对收敛自动消除。

## 2. 俱乐部收敛模型下 FDI 非均衡性分析

鉴于全国各地区在地理位置、资源禀赋等条件方面存在的差异, 外商在华直接投资在我国各地区的分布是不同的, 本文运用俱乐部收敛性模型来检验。俱乐部收敛性检验是在绝对收敛的基础上引入区域虚拟变量, 如果加入区域变量之后, FDI 可以达到长期的收敛, 则表明我国的 FDI 存在俱乐部收敛, 可见, 俱乐部收敛是绝对收敛的条件化, 即引入区域禀赋的影响因素, 其计算公式为:

$$\Delta FDI_{i,t} = C + \beta \text{Ln} FDI_{i,t} + D_{ji} + u_i. \quad (7)$$

式中:  $D_{ji}$  为地区虚拟变量, 代表期初区位与禀赋状况。  $j = 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7$  分别代表东北地区、东部沿海、南部沿海、黄河中游、长江中游、西南地区和西北地区。

俱乐部收敛检验时, 当省区  $i$  属于  $j$  地区时,  $D_{ji} = 1$ ; 否则等于 0。通过检验得到的结果如表 4。回归结果中, 期初 FDI 水平的系数为负数, 且 *t* 统计量明显得到改善。在 10% 的显著性水平下, 区域虚拟变量中仅有  $D_{1i}$ ,  $D_{6i}$  的 *t* 统计量不显著, 其他区域虚拟变量都很显著, 这说明回归方程很理想。回归结果也表明在 1987—2005 年间中国八大区域除了东北地区和西南地区外, 存在明显的俱乐部收敛。东北地区的辽宁省位于渤海湾, 地理环境明显优于黑龙江、吉林两省, 同时交通便利, 海运发达, 开放程度高, 并拥有国家的政策倾斜, 有利于吸引外商投资, 从而, 明显扩大了与后者的差距, 造成 FDI 在东北地区的收敛性不显著。长江中游地区的湖南、湖北发展较快, 而安徽、江西地理条件相对较差, 同时相对于发展较快的沪宁杭地区的引资效果, 其外资吸引力明显处于劣势, 外商投资的经济发展路径不一致, 因而经济收敛

也不明显。与以往的将全国区域划分为东、中、西三部分的简单分析相比,这种八大区域的划分更为具体和贴近区域发展特征。

表4 八大区域的俱乐部收敛性检验

变量	系数	标准误差	t 统计量	概率值
C	2.306448	0.388612	7.27832	0.0000
LnFDI <sub>0</sub>	-0.003865	0.000793	-4.90456	0.0002
D <sub>1i</sub>	1.084943	0.738862	1.47832	0.1546
D <sub>2i</sub>	2.806005	0.593000	4.45012	0.0001
D <sub>3i</sub>	3.494384	0.388612	11.7832	0.0000
D <sub>4i</sub>	4.000369	0.801025	5.90456	0.0001
D <sub>5i</sub>	1.923610	0.688612	2.78232	0.0033
D <sub>6i</sub>	1.057817	0.836187	1.27832	0.1976
D <sub>7i</sub>	1.804943	0.788633	2.65474	0.0041

### 3. 条件收敛性检验下 FDI 非均衡性分析

条件收敛是指经济指标的增长率不但取决于初始的指标值,还要受到其他因素的制约,如 FDI 的增长率不但受初期 FDI 的影响,还受到区域的自然禀赋、人均 GDP、国有化程度、市场化程度、人力资本、开放水平和制度环境等因素的影响。因此在模型中引入如下解释变量:(1)经济实力变量,如反映集聚效应的滞后外商直接投资积累量  $\ln\text{FDI}(t-1)$  和反映生产效率和水平的人均国内生产总值  $\ln(\text{PGDP})$ ;(2)市场化程度变量,如反映市场化程度和产业结构的第三产业占 GDP 的比重  $\ln(\text{INDS})$  以及反映市场规模的居民消费比重  $\ln(\text{MARS})$ ;(3)开放程度变量,如反映对外开放水平的出口总额比重  $\ln(\text{OPEN})$ ;反映政府支出水平及其干预程度的政府消费占 GDP 的比重  $\ln(\text{GOV})$ ;反映国有化程度的指标  $\ln(\text{STAO})$ ;(4)基础设施变量,如反映交通运输线路综合密集度指标  $\ln(\text{TRANS})$ 、反映各省区期初人力资本水平的指标  $\ln(\text{HUMR})$  和反映技术水平的指标  $\ln(\text{TECH})$ 。

条件收敛检验的一般模型为

$$\Delta\text{FDI}_{i,t} = C + \beta\text{LnFDI}_{i,0} + a_1X_{1,i,t} + a_2X_{2,i,t} + \dots + a_nX_{n,i,t} + u_i \quad (8)$$

式中:

C 为常数项;  $u_i$  为误差项;

$\beta_i$  为收敛系数;  $X_{j,i,t}$  为影响因素变量;

$a_j$  为影响变量系数。

我们在条件模型中也试图将所涉及的 12 个解释变量全部引入,但是这些解释变量会造成多重共线性,为了避免解释变量之间的多重共线性对模型的影响,采用多模型引入变量的方式进行条件收敛性检验。详见表 5。

表 5 条件收敛模型检验

度量因素	变量	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV	模型 V	模型 VI
	$\ln FDI_0$	-0.00212 (-3.102)	-0.00387 (-7.031)	-0.00191 (-5.0177)	-0.00259 (-3.0274)	-0.00265 (-2.620)	-0.00118 (-5.146)
经济实力变量	$\ln FDI(t-1)$	1.2673 (10.006)					
	$\ln(PGDP)$		1.1086 (8.213)				1.9236 (1.5817)
市场化程度变量	$\ln(INDS)$	-0.70259 (-7.3024)		0.8219 (2.827)			
	$\ln(MARS)$		0.0363 (3.085)		0.27832 (6.7005)	1.5813 (7.2817)	6.2310 (2.1778)
	$\ln(OPEN)$		0.0195 (2.956)	1.1954 (8.149)			
	$\ln(ECOI)$			-0.849 (11.54)	-0.7194 (5.356)	-0.3882 (5.017)	
	$\ln(STAO)$	-0.0127 (8.114)				-8.749 (5.011)	-10.227 (3.346)
基础设施变量	$\ln(GOV)$	-0.7494 (3.101)	-0.8494 (5.604)				
	$\ln(TRANS)$				2.80604 (6.2384)		
	$\ln(HUMR)$					4.0369 (8.051)	
	$\ln(TECH)$		3.4904 (3.280)				
调整后的 $R^2$	0.786	0.851	0.886	0.923	0.878	0.862	
DW 值 <sup>2</sup>	1.41	1.34	1.16	1.45	1.45	1.19	
F 统计量	44.19	26.22	18.99	26.33	22.96	27.93	
样本组数	29	29	29	29	29	29	

模型 I 中引入了滞后外商直接投资  $\ln FDI(t-1)$ 、第三产业比重  $\ln(INDS)$ 、政府支出水平  $\ln(GOV)$ 、国有化程度指标  $\ln(STAO)$  指标四个条件变量进行收敛, 其结果显示, FDI 的收敛较为明显, 系数为负, 其显著性水平在很大程度上有了改进, 这进一步说明 FDI 具有条件收敛; 从收敛的条件因素看, 集聚效应因素、市场化程度和产业结构因素对 FDI 的收敛有显著的正向影响, 上一期吸引的 FDI 越多, 第三产业越发达, 越容易吸引 FDI, 而国有企业的发展对吸引外资也有一定积极的影响; 国有化程度指标对 FDI 收敛有较小的正面影响, 与人们通常认为的国有化比重程度与 FDI 流入量负相关的预期不相吻合, 如果地方国有企业的技术水平和治理结构能够得到外商

<sup>2</sup> 值得注意的是, 本组方程回归结果的 D-W 值不太理想, 接近 1.5, 可能存在自相关, 从而影响方程的解释力。匿名审稿人特别指出这个问题, 这里表示感谢。直觉上的认识, 原因可能是 FDI 的投资区域有强烈的路径依赖和区域偏好所致, 由于这一组方程中涵盖了多个变量, 因此遗漏某一变量导致自相关的可能性不大。

认同, 国有化程度高反倒成为内陆地区吸引 FDI 的积极因素。模型 II 中引入了人均国内生产总值  $\ln(\text{PGDP})$ 、市场化程度  $\ln(\text{MARS})$ 、开放度  $\ln(\text{OPEN})$ 、政府支出水平  $\ln(\text{GOV})$  和技术指标  $\ln(\text{TECH})$  五个条件变量, 其结果也表明 FDI 的条件收敛性显著, 从条件变量的系数显著表明, 生产效率和经济水平越高或该地区的技术投入大, 都可以吸引较多外资, 而政府支出越多, 政府干预程度越大, 越不利于吸引外商直接投资。模型 III 中的开放程度变量和经济波动变量是影响 FDI 中的重要因素,  $\ln(\text{OPEN})$  的系数显著为正, 而经济波动因素显著为负, 结果表明开放程度对吸引外商直接投资具有促进作用, 但是经济的波动不利于外商直接投资的进入。模型 IV 中的交通密集度变量也受外商投资者的关注, 在模型中其系数显著为正, 模型回归结果表明交通密集度高是吸引外资的基础性条件之一, 国外投资者特别是制造性企业倾向于选择交通便利、进出口方便的区域进行投资建设, 出口是影响 FDI 的重要因素。 $\ln(\text{OPEN})$  的系数显著为正, 而经济波动因素显著为负, 结果表明开放程度高对吸引外商直接投资具有促进作用, 但是经济的波动不利于外商直接投资的进入。模型 V 和模型 VI 中的人力资本水平指标  $\ln(\text{HUMR})$  和市场化程度指标  $\ln(\text{MARS})$ , 也同样验证了我国各区域的外商直接投资存在条件收敛, 同时也发现人力资本指标和市场化指标与吸引外资的程度显著正相关, 市场的进一步开放可以作为吸引外资显著与否的外部条件之一, 而人口素质的水平也是影响外商投资的积极因素之一。

虽然模型中也试图将所涉及的 12 个解释变量全部引入, 但这些解释变量可能会存在多重共线性, 为了避免解释变量之间的多重共线性对模型的影响, 在这里采用对八大区域的数据逐步回归的方法来获取模型。另外还由于外商直接投资与变量之间不是线性的关系, 而采用自然对数转化解释变量的数据, 这种转换可以减少异常点以及残差的非正态分布和异方差性, 同时回归系数可以用于测定有关解释变量对外商直接投资的弹性。由于不可直接获得, 各区域的数据系利用该地区所在省份的数据加总平均(简单平均数)获得。

我们采用的模型如下:

$$\text{LnFDI} = C + \beta_i \text{Ln}X_i + u_i, \quad (9)$$

式中:  $C$  为常数项;  $u_i$  为误差项;  $\beta_i$  为变量系数。

从以上八个区域的回归模型可以看出, 由于各地区存在一定程度上的差别, 最后得出各地区回归模型的解释变量不尽相同, 这进一步说明了地理位置在外商直接投资区位选择上起了决定作用。各个模型结果基本表现出: 外商直接投资与外商直接投资聚集状况、人均国内生产总值、市场化程度和产

表 6 八大区域影响因素回归结果

变量	东北 地区	北部 沿海	中部 沿海	南部 沿海	黄河 中游	长江 中游	西南 地区	西北 地区
C	-3.11	-1.97	2.033	-9.155	1.133	4.160	-3.506	-0.975
lnFDI( $t-1$ )		8.087 (9.191)	17.259 (3.027)	9.1613 (3.074)		-0.003 (-2.620)	0.0961 (2.551)	0.0923 (1.581)
ln(PGDP)	4.536 (8.149)							
ln(INDS)	25.805 (6.114)	3.0363 (6.085)	10.749 (5.011)	8.232 (6.705)		4.8219 (2.827)	1.0543 (2.171)	0.2310 (2.178)
ln(MARS)					-1.583 (-7.281)			
ln(OPEN)					0.709 (1.30)	0.0369 (2.151)		0.132 (3.34)
ln(ECOI)				-2.719 (-5.356)			-0.036 (-4.50)	
ln(GOV)			-1.849 (-11.54)					-0.069 (-8.05)
ln(STAO)						-0.749 (-5.011)	-4.0127 (-2.99)	
ln(TRAN)		4.8494 (5.604)		1.8060 (3.284)				
ln(WAGE)	-4.016 (-5.102)		-2.191 (-1.518)	-4.294 (-3.283)	-1.321 (-2.017)	-4.0369 (-8.051)		-0.297 (-2.13)
ln(HUMR)		2.116 (4.614)	6.039 (2.541)	12.118 (5.817)			1.127 (1.79)	
ln(TECH)		2.294 (3.28)	9.119 (5.077)					
D(POLI)		1.12	1.1954	2.004			7.032	-3.008
修正 $R^2$	0.880	0.981	0.851	0.823	0.816	0.867	0.878	0.862
DW 值	2.254	3.324	2.284	2.445	2.312	3.222	2.145	2.219
F 统计量	181.06	177.6	18.48	21.44	171.1	26.33	226.1	144.2

业结构、市场规模、对外开放水平、政府支出水平及其干预程度、国有化程度指标、交通运输线路综合密集度指标、期初人力资本水平和技术水平有密切的联系，但各个区域的影响因素存在一定的差异。八个区域回归的整体模型的修正的拟合优度  $R^2$  分别达到 88%、98.1%、85.1%、82.3%、81.6%、86.7%、87.8% 和 86.2%，表示模型可以在 88%、98.1%、85.1%、82.3%、81.6%、86.7%、87.8% 和 86.2% 的水平上解释 LnFDI，F 统计量分别为 181.06、177.6、18.48、21.44、171.1、26.33、226.1 和 144.2，在 5% 的水平上显著，表明模型总体显著，且不存在多重共线性。

通过回归分析，得出的结论主要有：

(1) 东北地区影响外资的主要因素有职工平均工资、人均 GDP 以及第三产业占总产值的比重。其中，工资变量的系数为 -4.016，说明在该地区劳动

力成本每上升一个百分点,外商直接投资会下降 4.016 个百分点,两者呈反方向的变化;人均 GDP 对 FDI 的影响非常显著,从模型中可以很显然地看出,人均 GDP 与 FDI 之间存在明显的正相关关系,两者的关系是人均 GDP 每提高一个百分点,则 FDI 将提高 4.536 个百分点;第三产业与外商直接投资之间存在正相关的关系,具体的数量关系为:第三产业比重每提高一个单位,则外商直接投资将提高 25.805 个百分点,从这个意义上讲,东北地区现有职工平均工资水平仍然是其继续保持较高外商直接投资水平的重要因素,而区域内持续的经济增长为吸引外商直接投资提供了保障。

(2) 1987—2005 年,影响我国沿海地区包括北部沿海、东部沿海和南部沿海三个地区吸引 FDI 的主要因素具有极端的相似性,依次为优惠政策的影响、滞后外商直接投资、人均国内生产总值、市场化程度和产业结构、市场规模、对外开放水平、期初人力资本水平以及技术水平,这一结论的政策含义意味着如要使得 FDI 在不同地区的差异性缩小,就要适度减少现有的优惠政策以消除区域差异。其中,外商直接投资的累积量对 FDI 的影响明显,特别是在东部沿海和南部沿海地区,从而证实了 FDI 的集聚效应非常显著,相关文献也证实了 FDI 具有明显的国(地区)别的聚集,而这种集聚效应在东部沿海地区的影响远大于其他区域,且影响效果位于众多因素的第一位。产业结构的调整对 FDI 的影响也很显著,东部沿海地区吸引 FDI 的过程,就是我国第三产业发展的过程,二者具有强正相关关系,这与中国经济的发展过程也是相符的。特别是北部沿海、东部沿海、南部沿海区域的弹性系数分别为 3.0363、10.749、8.232;这表明产业结构对东部沿海的沪宁杭地区吸引外资的影响在不断地超过南部沿海,这个过程也是沪宁杭地区产业结构不断完善的过程。优惠政策对 FDI 的影响是显著的,但是优惠政策对南部沿海的影响大于东部沿海。人力资本对 FDI 的影响也在不断增大,在这三个地区中,它仅次于区域聚集成为第二大影响因素,其原因可能是外商不断地从低端的产业投资向需要高素质人才的技术性产业和高科技产业投资转化,因此,人力资本已经是外商投资时关注的重要因素,从这个意义上讲,FDI 区域扩散依赖于产业结构向内陆的转移和沿海地区产业结构的升级。

(3) 黄河中游地区、长江中游地区的优势为较低的劳动力成本、优惠的政策和便利的河运交通等因素,其中,低劳动力成本是黄河中游地区最主要的影响因素,特别是陕西地区其较高的劳动力素质和低廉的劳动力成本为外商投资,尤其是高科技企业投资所关注,因此,低廉的劳动力成本将是我国中部地区吸引 FDI 的最主要因素。1992 年以后,我国全面对外开放,黄河和长江中游地区开始享受东部地区一样的 FDI 优惠政策,这也促使该区域吸引的外资飞速增长。因此,对于中部地区,降低劳动力工资、加快市场化进程,采用优惠激励政策和加大科技投入,有利于 FDI 流入。但是产业结构、开放程度指标的系数不显著,不利于 FDI 流入,特别是市场规模还存在反向影响,

因此在短期内，FDI的区域聚集现象仍将继续，而对于中部地区来讲，应该充分利用现有的低劳动力成本优势来吸引资金的流入。

(4) 影响西北和西南地区 FDI 的主要因素依次为产业结构、进出口额以及人力资本和劳动力的工资。利用外商直接投资，在直接促进经济增长的同时，还促进了我国产业结构的转变，外商直接投资对西部产业结构的贡献表明，我国利用外商直接投资促进了第三产业产值比重不断上升。外商直接投资和产业结构的弹性系数分别为 1.05 和 0.23。外商直接投资促进了西部人力资源素质的提高，人力资本对外商直接投资的贡献为 1.227，这从上世纪 90 年代以来，成为我国西部地区外商直接投资提高的重要因素之一。西部的出口规模扩大有助于提升西部的经济实力，进一步吸引外商直接投资。实证研究表明：西部进出口总额每增加 1 亿美元，可使 FDI 增加 0.132 亿美元，FDI 的资本存量对当期 FDI 的影响程度也是存在的，这表明 FDI 在西部也呈现出一定的集聚效应。

## 五、结论及含义

本文在对 FDI 含义界定、作用描述和影响因素分析的基础上，构建了一个空间统计描述—指标模型分析—影响因素探讨的分析框架，研究我国 FDI 区域聚集的非均衡性。通过研究 FDI 区域聚集的空间特征，发现 FDI 具有明显的区域集聚效应，并且这种聚集呈现出明显的不均衡性，FDI 的区域聚集呈现出标准差递增而极值比递减的矛盾，深入探究其中内在原因是由于 FDI 区域聚集存在不均衡，即明显的强强聚集和弱弱聚集的表征；在加入区域虚拟变量之后，FDI 的收敛性增强，较为显著，因此 FDI 呈现出俱乐部收敛。通过实证分析，本文得到的主要结论和含义如下：

### (一) 空间统计描述结果显示 FDI 呈现区域聚集非均衡的格局

空间统计描述 FDI 的结果表明我国 FDI 的分布与对外开放是从三大沿海地区逐步向西北、西南地区推进的步骤是一致的，由于这种“梯度推进”的政策和各地软、硬经济环境与区位优势的不同，外商直接投资明显表现出“东高西低”的格局，外商直接投资绝大部分流入东部沿海地区，FDI 在区域间呈现出强强区域和弱弱区域各自聚集的非均衡特征。这种趋势在短期内不会消失，但是随着东部沿海地区劳动力成本的上升和产业结构的升级，中西部地区可以利用自身低廉的劳动力成本和逐步完善的基础设施来吸引更多的 FDI 流入，从而消除 FDI 区域差异过大的现状。

### (二) 收敛模型的结果显示 FDI 呈现区域聚集

FDI 呈现出收敛趋势但是因为 FDI 在各区域发展极不平衡。通过利用

FDI的地区主要集中于较发达的珠江三角洲地区、长江三角洲地区和环渤海经济区,经济欠发达地区利用外资的数量有限。随着对外开放的深化和FDI的大规模进入,FDI带有明显的偏向性,我国内陆不发达区域同发达区域的差距将进一步扩大。FDI区域聚集的现状和改革开放以来我国发展经济的战略相关,即东部优先试点,逐步向内陆推进。但是,FDI区域聚集的长期持续将加剧不同地区之间的经济差异,使得不平衡发展的态势恶化。

### (三) 区域影响因素分析的结果显示 FDI 的影响因素依区域不同而各异

劳动力成本、第三产业比重、政策优势、市场规模、人力资本存量、工资水平和科技研发投入等因素是影响各时期、各地区 FDI 的主要因素,影响显著程度依区域不同而有所不同。虽然地理因素在 FDI 分布中的作用无法改变,但是文章分析的结论显示,劳动力水平、交通设施状况、国有企业技术水平等因素的改变能够缓解 FDI 区域分布的聚集程度。因此,对于内陆地区而言,充分利用其比较优势,提升劳动力素质、增加对交通设施的投资、提升国有企业特别是装备制造业的技术水平可为下阶段的 FDI 引进提供保障。而中央政府在统筹区域发展的同时,加强对内陆地区的政策支持和资金投入,加强内陆地区的基础设施建设以减少内陆地区的运输成本,对于缓解 FDI 分布的集聚效应,推进沿海向内地的产业转移,实现区域平衡发展具有现实意义。

## 参考文献

- [1] Anselin, L., "Space and Applied Econometrics: Introduction", *Regional Science and Urban Economics*, 1992, 22(3), 307—316.
- [2] Anselin, L., A. Bera, R. Florax, and M. Yoon, "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence", *Regional Science and Urban Economics*, 1996, 26(1), 77—104.
- [3] Anselin, L., "Spatial Econometrics in RSUE: Retrospect and Prospect", *Regional Science and Urban Economics*, 2007, 37(4), 450—456.
- [4] Balasubramanyam, V., M. Salisu, and D. Sapsford, "Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries: New Hypotheses and Evidence", *Economic Journal*, 1996, 106 (434), 92—105.
- [5] Barro, R., and L. Jong-Wha, "International Comparisons of Educational Attainment", *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32(3), 363—394.
- [6] 陈涛涛, "行业增长因素与我国 FDI 行业内溢出效应", 《经济研究》, 2006 年第 6 期, 第 8—16 页。
- [7] De Mello, L., "Foreign Direct Investment in Developing Countries and Growth: A Selective Survey", *Journal of Development Studies*, 1997, 34(1), 1—34.
- [8] Dunning, J., "The Determinants of International Production", *Oxford Economic Papers*, 1973, 25 (3), 289—336.
- [9] Dunning, J., *Explaining International Production*. Boston: Unwin Hyman, 1988.

- [10] Dunning, J., *Multinational Enterprises and the Global Economy*. Reading, MA: Addison-Wesley, 1992.
- [11] 傅元海、彭民安、罗志辉,“FDI 区位研究综述”,《湖南行政学院学报》,2005 年第 1 期,第 68—71 页。
- [12] Haining, R., *Spatial Data Analysis: Theory and Practice*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- [13] Hymer, S., “The Efficiency (Contradictions) of Multinational Corporations”, *American Economic Review*, 1970, 60(2), 441—448.
- [14] Kojima, K., *Direct Foreign Investment: A Japanese Model of Multinational Business Operation*. London: Croom Helm, 1978.
- [15] 刘厚俊,“人力资本门槛与 FDI 效应吸收——中国地区数据的实证检验”,《经济科学》,2006 年第 5 期,第 22—27 页。
- [16] 刘强,“中国经济增长的收敛性分析”,《经济研究》,2001 年第 6 期,第 36—44 页。
- [17] 鲁明泓,《国际直接投资区位决定因素》。南京:南京大学出版社,2000 年。
- [18] Lucas, R., “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1), 3—42.
- [19] Moran, P., “Notes on Continuous Stochastic Phenomena”, *Biometrika*, 1950, 37(1/2), 17—23.
- [20] 万广华,“外商直接投资与旅游业:来自中国的证据”,《世界经济文汇》,2006 年第 8 期,第 13—19 页。
- [21] 魏后凯,“外商直接投资对中国区域经济增长的影响”,《经济研究》,2002 年第 4 期,第 35—43 页。
- [22] 魏后凯、贺灿飞、王新,《中国外商投资区位决策与公共政策》。北京:商务印书馆,2002 年。
- [23] 钱雪亚,“中国区域经济差异源于 FDI 分析二次统计误差的形成”,《统计研究》,2007 年第 3 期,第 39—41 页。
- [24] 沈坤荣、耿强,“外国直接投资、技术外溢与内生经济增长:中国数据的计量检验与实证分析”,《中国社会科学》,2001 年第 5 期,第 33—51 页。
- [25] 沈坤荣、马俊,“中国经济增长的‘俱乐部收敛’特征及其成因分析”,《经济研究》,2002 年第 1 期,第 33—39 页。
- [26] 孙俊,“中国 FDI 地点选择的因素分析”,《经济学(季刊)》,2002 年第 1 卷第 3 期,第 685—698 页。
- [27] 武剑,“外国直接投资的区域分布及其经济增长效应”,《经济研究》,2002 年第 4 期,第 22—33 页。
- [28] 徐康宁、王剑,“美国对华直接投资决定性因素分析”,《中国社会科学》,2002 年第 5 期,第 31—40 页。
- [29] 姚波、吴诣民、刘鹏飞,“我国地区经济差异的实证研究”,《统计研究》,2005 年第 9 期,第 31—40 页。
- [30] 张贤,“外商直接投资对我国能源强度的空间效应分析”,《数量经济技术经济研究》,2007 年第 1 期,第 28—37 页。
- [31] 赵果庆,“寻求我国 GDP 对 FDI 的最优依存度与 FDI 最优规模——基于 1980—2003 年我国 GDP 与 FDI 非线性动力系统的研究”,《管理世界》,2006 年第 1 期,第 32—38 页。
- [32] 中国拟划八大经济区域代替以往东中西划分方法。http://news.sohu.com/2004/06/05/85/new220398505.shtml.
- [33] 朱平芳,“两种技术引进方式的直接效应研究——上海市大中型工业企业的微观实证”,《经济研究》,2006 年第 4 期,第 12—21 页。

# An Empirical Analysis of FDI Regional Agglomeration and Disparities in China

TAO FENG HUIYU ZHAO MIAOMIAO DU

*(Xi'an Jiaotong University)*

**Abstract** This paper analyzes FDI agglomeration and its determining factors in China's 31 provinces and eight regions by applying Moran's I index and  $\beta$ -convergence Models. We obtain several results. First, the distribution of FDI shows clear space dependence and geographical agglomeration. Second, spatial correlation and related economic activities are the main reason for the disparities of FDI distribution among provinces. Third, FDI is playing an important role of region development in China, but it is insufficient to alter the geographical patterns arising from economic geography.

**JEL Classification** C8, F06, F72