

# 中国 FDI 区域性差异的 Moran I 指数分析

刘渝琳,李 扬

(重庆大学 贸易与行政学院,重庆 400044)

**摘要:**中国的外商直接投资呈现出东、中、西部区域非均衡分布的特征,已成为影响中国地区经济差异的重要因素。通过引入 Moran I 指数,文章分析了中国 FDI 的区域聚集效应。在此基础上,借助邓宁的区位特定优势理论,通过建立面板数据模型,分析了中国 FDI 区域差异性的动态原因,并将其归结为数量因子和质量因子的影响。外资流入东部地区的原因是其质量因子的区位优势,并且质量因子在后期超越了数量因子成为东部地区吸引 FDI 的主要因素,而中西部地区吸引 FDI 的主要区位优势还是其数量因子。因此,中国在外资政策导向上更应注重对“质”的把握,实现从数量型 FDI 到质量型 FDI 的转变。

**关键词:** Moran I 指数; FDI; 区域差异性

**中图分类号:** F127      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1008-5831(2011)01-0001-08

## 一、引言

改革开放以来,中国的外商直接投资无论是在量上还是在质上都得到了大幅度的提升,在国民经济中的地位不断提高。然而,FDI 在迅速增长的同时,并没有均衡地进入各个地区,而是呈现出东、中、西部区域非均衡分布、“东高西低”的基本格局。这种状况对中国区域经济的平衡增长产生了深远的影响,成为仅次于国内投资影响地区经济差异的重要因素。

区域经济协调发展客观上要求关注中国 FDI 的区域性差异问题。分析中国 FDI 区域性差异的原因,深究其内在机理,有利于洞悉 FDI 区域选择动机,引导 FDI 形成合理的分布格局,缩小区域差距,促进中国区域经济的协调发展,同时对利用外资的政策创新和战略性转移也具有重要意义。

目前关于 FDI 区位流向的研究大多集中于传统的比较优势理论。成本因素是区位理论研究的首要考虑因素,以韦伯为代表的古典区位理论,把成本最小化作为区位选择的标准。Aliber<sup>[1]</sup>, Hirsch<sup>[2]</sup>, Vernon<sup>[3]</sup> 的研究证明市场容量、劳动力成本、交通和通讯成本、相对技术水平等是 FDI 区位选择的重要因素。此外,关税、非关税壁垒、税收优惠以及语言文化差异等也会影响投资流向<sup>[4-6]</sup>。除了上述传统的区位因素之外,近年来国外学术界越来越强调集聚经济的重要性。Luger 和 Shetty 通过对三位数产业的研究,证实了集聚经济对外国公司区位选择的重要影响<sup>[7]</sup>。Dunning 提出的折衷理论对东道国的区位优势进行了全面总结,在所有权优势和内部化优势的基础上引入了区位优势,从东道国的角度说明了吸引 FDI 所具有的优势<sup>[8]</sup>。

收稿日期:2010-03-01

基金项目:国家自然科学基金项目“防范‘贫困化增长’:后危机时代 FDI 评价与优化机制研究”(71073179/G0301);中国博士后科学基金一等奖资助(20070410209);首届中国博士后科学基金特别资助项目(200801224)

作者简介:刘渝琳(1966-),女,重庆大学贸易与行政学院教授,博士研究生导师,主要从事国际贸易与宏观经济政策分析研究。

国内对 FDI 区域性差异的研究始于 20 世纪 90 年代。国内学者主要从市场规模、市场经济发育程度、基础设施、交通运输、劳动力成本、优惠政策、FDI 存量、劳动力质量、产业集聚程度等方面对 FDI 的区位流向进行探究<sup>[9-14]</sup>。此外,鲁明泓指出第三产业的发展水平对 FDI 区位分布也有较大影响<sup>[9]</sup>。孙俊认为除上述因素外,一个地区的产业结构对该地区吸引 FDI 水平有着重大作用<sup>[15]</sup>。李具恒指出由自然、经济、社会、人力、生态、制度等多元因素多层次系统构成的“区位优势集”决定了 FDI 的区位选择<sup>[16]</sup>。米运生在国家、区域间和区域内 3 个层面研究了 FDI 配置效率的影响因素:在国家层面上,市场、公共资本等因素权重较大;在区域间,区位、知识与技术、劳动力成本等因素较关键;在区域内部,各因素重要性各异<sup>[17]</sup>。阎大颖用实证分析证明,政府对经济运行和价格机制的行政干预越少,市场机制与发达国家越接近,跨国企业对投资环境的适应能力越强,外资企业在该地区独资化经营倾向越高<sup>[18]</sup>。

前人从理论上或实证上分析了影响 FDI 区域性分布差异的原因。国外的研究主要从影响 FDI 区位选择的经济和地理因素出发。研究中国 FDI 区域性差异问题,还需要考虑制度变迁、开放程度、引资政策等因素的作用。国内学者进行研究时所采用的模型、数据、方法不同,或者地区划分不够清晰,或者变量选择过少,或者仅从 FDI 存量静态角度考察,缺乏动态分析,因而很难形成一致的结论。因此,在合理划分地域和考察时间因素的基础上,笔者引入了空间自相关分析方法的 Moran I 指数,实证检验了中国 FDI 的东、中、西 3 大区域的集聚效应,并在考虑 FDI 阶段性特征的基础上,对区域性差异的原因进行了检验,全面深入地研究中国 FDI 区域性差异的动态原因。

## 二、中国 FDI 区域差异的 Moran I 指数分析

根据 Tobler 提出的“地理学第一定律”<sup>①</sup>,各区域 FDI 分布差异必定与它们的地理位置和空间关系有关,相邻省区的 FDI 分布应该存在相互影响。探索中国 FDI 的区域空间分布特征,需要检验其空间自相关性。为此,笔者引入空间自相关分析方法,并由 Moran 提出的反映空间邻接或空间邻近的区域单元属性值的相似程度的空间自相关指数 Moran I 来分析变量之间的空间自相关的存在性<sup>[19]</sup>,找出 FDI 投入分布属性相似的省份。Moran I 指数的计算公式如下:

$$\text{Moran } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

其中  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ,  $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ,  $Y_i$  表示第  $i$  地区的 FDI 投入值, $n$  为省际总数, $W_{ij}$  为临近空间权重矩阵,表示其中的任何一个元素。空间相关分析的关键是确定空间权重矩阵,笔者选取了平均最短距离(1 倍距离标准)计算 Moran I 指数。Moran I 指数的取值范围为  $-1 \leq I \leq 1$ ,  $I=1$  表示空间自正相关,空间实体呈聚合分布; $I=-1$  表示空间自负相关,空间实体呈离散分布; $I=0$  则表示空间实体是随机分布的。当 FDI 投入在区位上相同且具有相似属性时, $I$  的数值就相对较大,空间模型整体上就表现为正的空间相关性;而当 FDI 投入在区位上具有明显的不相似属性时, $I$  的数值就相对较小,表现为负的空间相关性;当 FDI 投入的属性分布独立时,则显示出零空间自相关性。依据空间数据的分布可以计算正态分布 Moran I 的期望值:

$$\begin{aligned} E_n(I) &= -\frac{1}{n-1} \\ \text{Var}(n) &= \frac{n^2 w_1 + n w_2 + 3 w_0^2}{w_0^2 (n^2 - 1)} - E_n^2(I) \end{aligned} \quad (2)$$

其中,  $w_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}$ ,  $W_1 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (W_{ij} + W_{ji})^2$ ,  $W_2 = \sum_{i=1}^n (w_i + w_i)^2$ ,  $w_i$  和  $w_j$  分别表示空间权重矩阵中的  $i$  行和  $j$  列之和。此时,运用如下的公式即可检验  $n$  个区域是否存在空间自相关关系:

$$Z(d) = \frac{\text{Moran } I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \quad (3)$$

依据上述基本原理,我们选取全国 29 个省市 1992-2007 年的实际外商直接投资数据,对省际 FDI 投入的区域差异进行测算,计算结果及检验值见表 1。

表 1 中的 Moran I 值均通过 5% 显著水平检验。表中数据显示,1992-1999 年,省际 FDI 投入除了 1993 年、1997 年和 1998 年 3 年是正相关关系外,主要是负相关关系,表明省际之间的 FDI 投入具有明显的不相似属性。一个可能的解释是,当时中国的对外开放总体格局上还处于不断调整的阶段,不同省份由于开放政策和引资力度的不同,FDI 的增长率差异较为显著,波动幅度较大。2000 年之后,省际 FDI 投入的区域单元属性值由负相关转入正相关,这说明随着中国经济开放程度的加深,各省份之间的空间相关性越来越大。具体表现为 FDI 投入水平较高的省份互相邻近,FDI 投入水平较低的省份互相邻近,这说明全国各省份的 FDI 投入量的空间分布并非呈完全的随机分布,而是表现出相似值之间

①地理学第一定律(TFL)由美国地理学家 Tobler 于 1970 年提出。在地球上,任何事物都与其他事物有关系,但是距离近的比距离远的关系更大。

空间集群,即中国的 FDI 投入存在明显的集聚效应。此外,正态假设条件下 Moran I 指数计算出来的 Z 统

计量也可以看出这种集聚现象,排除部分年份的影响,基本上呈现较为明显的上升趋势。

表 1 省际空间依赖性的全域 Moran I 指数检验值

时间	Moran I	$E(I)$	$VAR(I)$	Z 值	P 值
1992	-0.000 406	-0.033 3	0.021 4	0.230 2	0.000 0
1993	0.000 174	-0.033 3	0.021 4	0.234 3	0.000 0
1994	-0.003 190	-0.033 3	0.021 4	0.210 8	0.000 0
1995	-0.002 030	-0.033 3	0.021 4	0.218 9	0.000 0
1996	-0.000 580	-0.033 3	0.021 4	0.229 0	0.000 0
1997	0.003 770	-0.033 3	0.021 4	0.2595	0.000 0
1998	0.001 160	-0.033 3	0.021 4	0.241 2	0.000 0
1999	-0.002 030	-0.033 3	0.021 4	0.218 9	0.000 0
2000	0.002 030	-0.033 3	0.021 4	0.247 3	0.000 0
2001	0.002 900	-0.033 3	0.021 4	0.253 4	0.000 0
2002	0.000 058	-0.033 3	0.021 4	0.232 7	0.000 0
2003	0.000 058	-0.033 3	0.021 4	0.233 5	0.000 0
2004	0.000 203	-0.033 3	0.021 4	0.234 5	0.000 0
2005	0.000 174	-0.033 3	0.021 4	0.234 3	0.000 0
2006	0.000 406	-0.033 3	0.021 4	0.235 9	0.000 0
2007	0.000 203	-0.033 3	0.021 4	0.234 5	0.000 0

为了进一步说明区域性 FDI 的集聚效应,笔者将各省市并入相应的东、中、西部 3 个地区<sup>②</sup>,检验了分区域的 Moran I 指数值,如表 2 所示。

从检验结果可知,20 世纪 90 年代中期以后,各区域的 Moran I 值就呈正相关关系,各自表现出较强的空间依赖性和集聚性,分别形成了东、中、西 3 大区域的 FDI 分布格局。省际 FDI 投入分布呈现出明显的“核心—外围”区域特征,其暗含的经济学含义为:中国的 FDI 投入已经形成以东部沿海为核心,以广大中西部地区为外围的发展格局,即“东高西低”的基本格局。

表 2 1992-2007 年分区域的 Moran I 指数检验值

时间	东部地区	中部地区	西部地区
1992	-0.006 0	0.025 2	-0.069 8
1993	0.033 0	-0.024 3	-0.042 0
1994	-0.022 0	-0.035 1	0.031 0
1995	0.031 0	0.019 8	0.018 0
1996	0.037 0	-0.024 3	0.020 0
1997	0.010 0	0.012 6	0.025 0
1998	0.016 0	0.022 5	0.040 0
1999	0.013 0	0.030 6	0.035 0
2000	0.031 0	0.030 6	0.027 0
2001	0.030 0	0.026 1	0.020 0
2002	0.038 0	0.024 3	0.032 0
2003	0.003 0	0.036 9	0.026 0
2004	0.034 0	0.030 6	0.015 0
2005	0.039 8	0.031 5	0.048 7
2006	0.045 0	0.209 7	0.035 0
2007	0.046 0	0.311 4	0.038 0

### 三、中国 FDI 区域性差异的实证分析

#### (一) 指标选择

上文通过 Moran I 指数的分析,探明了中国 FDI 分布的空间依赖性和集聚性,接下来笔者将借助邓宁提出的“国际生产折衷理论”<sup>③</sup>中的“区位特定优势理论”,对造成这一集聚性区域差异的原因进行分析。

所谓“区位特定优势”是指一国比其他国家能为外国厂商在该国投资提供更为有利的条件,是外商直接投资的引力和充分条件。邓宁将外商直接投资的区位因素分为:(1)市场因素,主要为市场规模、市场增长、市场格局及顾客类型;(2)贸易壁垒,包括关税壁垒及国外消费者对本国产品的偏好程度和心理距离等;(3)区位成本因素,主要包括原料、劳动力成本、运输成本等;(4)投资环境,包括对外商投资的政策法规和政局稳定程度等。随着经济全球化的迅速发展,邓宁进一步提出,跨国公司的区位选择不仅要考虑传统的要素,同时要重视交易成本、动态外在经济性、知识积累、技术创新等因素。笔者在借鉴其“区位特定优势理论”的基础上,总结了前人的研究成果,并进行了适当的扩展和完善,将中国 FDI 区域性差异的原因归纳为以下 4 大因素 7 大因子。

第一,市场因素。主要包括市场规模和市场开放度。(1)市场规模(GDP)。FDI 的重要动机是利用和扩大在东道国的市场份额<sup>[11]</sup>。市场份额越大,

<sup>②</sup>根据国家统计局的口径,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东 10 个省市;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、海南 9 个省市;西部地区包括内蒙古、广西、四川(包括直辖后的重庆)、贵州、云南、陕西、宁夏、甘肃、青海、新疆 10 个省市(西藏由于数据不全且 FDI 数额较小,被排除在样本之外)。

<sup>③</sup>国际生产折衷理论以战后国际贸易理论与国际直接投资理论日益合流为起点,主张用统一的国际经济活动实证分析方法来解释战后跨国公司国际生产格局的变化,建立国际生产的统一的、综合的理论。

越有利于跨国公司实现规模经营、本土经营,最大化其所有权优势,获取收益。因此,在一般情况下,市场规模与FDI呈正相关关系。用国内生产总值(即各省GDP)反映市场规模。(2)市场开放度(OPEN)。FDI的区域选择要求一定的开放度,要求区域经济与国际市场有一定的联系。东道国市场开放度越高,对外资和先进技术设备的接受能力就越强,管理水平也越接近国际水平,能相应降低外资的投资风险。因此,对FDI的吸引力也就越大,二者呈正相关关系。用对外贸易依存度(即各省进出口总值与国内生产总值的比例)来表示市场开放度。

第二,成本因素。主要包括劳动力成本、劳动力质量和基础设施。(1)劳动成本(WAGE)。中国廉价而丰富的劳动力资源是吸引成本导向型FDI的重要因素。劳动成本对吸引FDI通常有负面影响。用各省职工平均工资反映劳动成本的大小。(2)劳动力质量(EDU)。劳动力质量不仅决定了外资企业能否获得高素质员工,而且反映了该地区潜在的研发能力,体现了该地区的人力资本储备情况,而且有利于提高跨国公司的管理水平。通常情况下,二者呈正相关关系。用各省普通高校在校生人数占常住人口的比重来表示。(3)基础设施(INF)。公共基础设施越完备,越能有效降低跨国公司的经营成本,对FDI的吸引力也就越大。用各省铁路、公路和内河航道的密度表示基础设施的完备程度。

第三,集聚因素。主要包括FDI存量和产业集聚程度。(1)FDI存量(AFDI)。区域利用FDI的时间越长,吸收FDI的存量越多,越能有效减少FDI的不确定性,降低信息成本、交易成本和市场风险,有利于形成区域自我加速机制,从而越容易吸引更多FDI的进入和集聚。考虑到FDI大量进入中国始于20世纪80年代后期,笔者假设1985年之前各省的FDI存量均为0,即以各省1985年的实际外商直接投资额作为当年各地的FDI存量。(2)产业集聚程度(IA)。一个地区经济活动的集中程度可以带来一定的规模经济和正的外部性,吸引FDI的流入<sup>[20]</sup>,即一个地区的产业集聚水平与FDI有正向关系。用全社会固定资产投资额作为产业集聚程度的代理变量。

第四,制度因素。优惠政策能显著调动地方政府发展FDI的积极性,并且助推潜在区位优势的发

挥,形成非均衡发展模式下的自我强化力量。虽然对外开放政策在时间和空间上的差异在很大程度上造成了外资地区分布的不平衡<sup>[15]</sup>,但是,1992年以来,中国吸引FDI的区域内生性因素的影响逐渐增强,而非均衡的对外开放政策变量对区域FDI的影响逐渐减弱,因此模型中可以忽略这一变量。

## (二) 实证检验

### 1. 计量模型设定

在柯布一道格拉斯的生产函数的基础上,笔者引进希克斯中性技术进步<sup>④</sup>下的生产函数:

$$Y = A_t f(K, L) \quad (4)$$

按照钱纳里的两缺口模型<sup>⑤</sup>对FDI进行功能定位,假定国内资本和FDI具有非同质功能互补性,规模报酬不变,则得到的变形后的希克斯中性技术进步的新古典生产函数的形式为:

$$Y = A_t f(K_d, K_f, L, t) \quad (5)$$

其中,  $Y$  是产出,  $K_d$  表示国内投资,  $K_f$  是外资(即FDI),  $L$  是劳动投入,  $A_t$  是技术水平,  $t$  是时间。

进一步将(5)式写成:

$$Y = A_t K_d^\alpha K_f^\beta L^{1-\alpha-\beta} \quad (6)$$

对式(6)两端对  $t$  求全微分,简化整理得下式:

$$\frac{dY}{dt} \Big|_Y = \alpha \frac{dK_d}{dt} \Big|_{K_d} + \beta \frac{dK_f}{dt} \Big|_{K_f} + (1 - \alpha - \beta) \frac{dL}{dt} \Big|_L + \frac{dA_t}{dt} \Big|_A \quad (7)$$

对于式(7),根据加速原理<sup>⑥</sup>,我们可以将自变量和因变量调换位置。那么,就可以得到以资本等要素为因变量,以产出为自变量的数学方程。将要素中的内资、劳动力和技术设为常数,则从式(7)就可以得到 Jeffrey Wurgler 模型<sup>⑦</sup>的核心思想:

$$\ln \frac{I_{i,t}}{I_{i,t-1}} = \alpha + \eta \ln \frac{V_{i,t}}{V_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

式(8)中,  $I$  表示年固定资产额,  $V$  为产出增加值,  $i$  为行业,  $t$  表示时间,  $\alpha$ 、 $\varepsilon$  分别表示常数项和扰动项,  $\eta$  表明了资本增长率对产出增加值增长率的敏感性,用它来度量资本配置效率。我们用  $K_f$  来代替  $I$ ,用  $Y$  来代替  $V$ ,  $i$  表示地区,对式(8)稍作变换,得到了研究FDI区域分布的基本数学模型:

$$\ln \left( \frac{K_{f,t}}{K_{f,t-1}} \right) = \alpha + \beta \ln \left( \frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-1}} \right) + \varepsilon \quad (9)$$

进一步再用FDI来代替  $K_f$ ,用gdp来代替  $Y$ ,得到以下模型:

④“中性技术进步”是指当生产要素资本和劳动的比例  $K/L$  不变时,技术进步前后的生产函数中的边际产品之比  $\partial Y/\partial L = \partial Y/\partial K$  也保持不变,也就是边际替代率保持不变的技术进步。

⑤两缺口模型的主要思想是发展中国家国内有效资源供给与资源计划需求之间存在缺口,即储蓄缺口与外汇缺口,而利用外资是填补这两个缺口的有效手段。

⑥加速原理是用来说明收入的变化如何引起投资的变化,即收入对投资的决定作用的理论。

⑦该模型是 Jeffrey Wurgler 在研究整个国家的资本配置效率水平时提出的,是衡量资本配置效率高低的常用模型。

$$\ln\left(\frac{FDI_{i,t}}{FDI_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{gdp_{i,t}}{gdp_{i,t-1}}\right) + \varepsilon \quad (10)$$

笔者为了准确考察中国 FDI 区域性差异原因的动态效应,将标准的时间序列模型扩展为面板数据模型,即首先以中国 29 个省、市和自治区为横截面单元,然后将各省归并入前述的东部、中部和西部 3 个地区,这样就形成了基于 1992 - 2007 年相关数据的 3 种面板数据模型。

在使用面板数据模型时,为了避免模型设定的误差,改进参数估计的有效性,先要进行模型设定检验。经协方差分析检验,笔者选择变截距模型:  $y_i = \alpha_i + x_i\beta + \mu_i$  来进行样本拟合。进一步用 Hausman Test 检验模型(10),发现  $\alpha_i$  与因变量具有相关性,所以选用固定效应方法。因此,实证中最终采用固定效应变截距模型进行样本拟合,即:  $FDI = \alpha_i + x_i\beta + \varepsilon_i$ 。FDI 为  $n \times 1$  矩阵( $n$  为省际样本个数),是某地区实际外商直接投资额; $x$  为  $n \times k$  矩阵,它由  $k$  个对 FDI 区位分布有影响的解释变量组成; $\beta$  为  $k \times 1$  系数矩阵; $\varepsilon_i$  为随机扰动项。

以 1992 - 2007 年为时间范围,可基本保证结构上的一致性,避免了邹氏结构断点检验的过程。通过上文对 FDI 区域差异的影响因素的指标选择,我们简单设定如下形式的 FDI 函数:

$$FDI = f(gdp, open, afdi, ia, edu, wage, inf) \quad (11)$$

结合式(10)的模型形式进行扩展,得到 FDI 区域分布的计量模型如下:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{FDI_{i,t}}{FDI_{i,t-1}}\right) = & \alpha_i + \beta_1 \ln\left(\frac{gdp_{i,t}}{gdp_{i,t-1}}\right) + \\ & \beta_2 \ln\left(\frac{open_{i,t}}{open_{i,t-1}}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{afdi_{i,t}}{afdi_{i,t-1}}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{ia_{i,t}}{ia_{i,t-1}}\right) + \\ & \beta_5 \ln\left(\frac{edu_{i,t}}{edu_{i,t-1}}\right) + \beta_6 \ln\left(\frac{wage_{i,t}}{wage_{i,t-1}}\right) + \beta_7 \ln\left(\frac{inf_{i,t}}{inf_{i,t-1}}\right) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (12)$$

其中,  $i$  表示地区下标 ( $i = 1, 2, \dots, 29$ ), 代表全国 29 个省市;  $t$  表示时间下标 (1992 - 2007 年);  $\alpha_i$  表示各地区有一个不随时间变化的效应,这个效应中包含了一些回归方程中没有考虑的因素;  $\varepsilon_{i,t}$  为随机扰动项。

## 2. 模型的估计与分析

运用 Eviews5.0 软件,采用 1992 - 2007 年东、中、西部地区的数据,对模型(12)进行检验。为了减少由于区域之间差异带来的截面数据异方差的影响,笔者假设会出现截面异方差和同期相关,加权项选择 Cross-section SUR,即类似似乎不相关回归。采用相应的加权广义最小二乘法(GLS)进行参数值估算,同时采用怀特截面标准误差及协方差方法(White cross-section)进行修正。检验结果如表 3。

表 3 面板数据估计结果

	东部地区	中部地区	西部地区
$\ln\left(\frac{gdp_{i,t}}{gdp_{i,t-1}}\right)$	0.924 610 (4.160 910)	0.301 971 (1.688 248)	0.111 541 (0.305 196)
$\ln\left(\frac{open_{i,t}}{open_{i,t-1}}\right)$	0.124 228 (2.190 137)	0.078 451 (0.982 156)	-0.001 666 (-0.017 351)
$\ln\left(\frac{afdi_{i,t}}{afdi_{i,t-1}}\right)$	1.166 767 (9.786 865)	0.975 083 (12.418 46)	0.895 666 (10.946 84)
$\ln\left(\frac{ia_{i,t}}{ia_{i,t-1}}\right)$	0.479 193 (3.211 218)	0.400 139 (1.718 529)	0.330 121 (3.272 475)
$\ln\left(\frac{edu_{i,t}}{edu_{i,t-1}}\right)$	0.312 544 (4.114 717)	-0.003 208 (-0.120 096)	-0.062 857 (-3.231 867)
$\ln\left(\frac{wage_{i,t}}{wage_{i,t-1}}\right)$	-0.560 169 (-2.342 093)	-0.201 334 (0.416 714)	-0.290 175 (1.268 005)
$\ln\left(\frac{inf_{i,t}}{inf_{i,t-1}}\right)$	0.813 005 (7.198 670)	0.763 210 (4.247 865)	0.584 835 (8.608 598)
可决系数	0.986 258	0.952 554	0.873 773
D-W 值	2.139 236	1.938 697	2.351 563
F 统计量	29.352 02	21.672 00	10.430 67
F 的显著性	0.000 000	0.000 000	0.000 000

注:系数下括号内的数值代表该系数的  $T$  检验值,表内各系数均通过了显著程度为 10% 的  $T$  检验。

从上表可以看出,  $T$  检验值显示 7 个解释变量均在 10% 水平上显著,说明该模型通过了检验,且估计结果具有一致性和稳健性。模型调整后的可决系数以及方程的  $F$  统计值说明模型的拟合性较好。

基于估计过程生成的面板残差进行平稳性检验,结果显示采用 1992 - 2007 年东部、中部和西部的数据所估计模型的面板残差分别在 5% 的显著性水平下具有平稳性。检验结果列入表 4。

表 4 面板残差的平稳性检验

	Levin 等 (1993)	Hadri Z-stat (1999)	Im 等 (2003)
东部地区 (1992 - 2007)	-4.584 42 ** (0.000 0)	1.577 83 ** (0.057 3)	-4.173 13 ** (0.000 0)
中部地区 (1992 - 2007)	-3.379 75 ** (0.000 4)	2.080 71 ** (0.018 7)	-3.999 23 ** (0.000 0)
西部地区 (1992 - 2007)	-5.567 16 ** (0.000 0)	** (0.000 0)	-4.385 35 ** (0.000 0)

注:\*, \*\*, \*\*\* 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

从总体回归结果来看,所有解释变量的预期系数与我们期望的相符,表现出了较高的拟合性。影响 FDI 区域分布的因素中,市场规模、市场开放度、FDI 存量、产业集聚程度、劳动力质量和基础设施的系数,均是东部地区最高,中部地区次之,西部地区最小。东部地区在这 6 个方面具有优于中、西部地区的显著的区位优势。中部地区劳动力成本的系数小于西部地区小于东部地区,这与东部地区的 FDI 由发展劳动密集型产业逐渐转向发展技术密集型产业,以及劳动力质量高于中、西部地区有密切关系。

为了体现不同区域吸引 FDI 区位优势侧重点的不同,笔者将市场规模、FDI 存量、产业集聚程度和基础设施归结为数量因子,将市场开放度、劳动力质量和劳动力成本归结为质量因子。

数量因子中的东、中、西部市场规模的回归系数分别为 0.92、0.30 和 0.11,东部地区的市场规模远远大于中、西部地区,但是后者具有亟待开发的广阔市场空间,该因素将成为中、西部地区吸引 FDI 的潜力因素。东、中、西部 FDI 存量的系数分别为 1.67、0.98 和 0.90,东部地区鉴于较长的引资历史,FDI 始终保持着强劲的惯性趋势,然而随着中、西部地区对外开放程度的加深,该因子对 FDI 的吸引力也将日益显著。东、中、西部产业集聚程度因子的系数分别为 0.48、0.40 和 0.33,虽然中西部地区与东部地区的差距并不显著,但是东部地区的产业结构更适合国际产业转移的要求,中、西部地区将在产业结构转

移的进程通过发挥自身的资源禀赋优势吸引更多的 FDI。东、中、西部基础设施因子的回归系数分别为 0.81、0.76 和 0.58,3 大区域的不同基础设施状况将对 FDI 的经营成本产生不同的影响,为了降低成本,FDI 倾向于基础设施完备的东部地区。

质量因子中,东、中、西部市场开放度系数的差异明显,分别为 0.12、0.08、-0.001,东部地区较高的开放水平使其对外资的吸引力远远超过了中西部地区,而由西部地区为负的开放度系数是其经济发展水平显著落后于东部地区的原因之一。东、中、西部劳动力质量和劳动力成本的差距也比较显著。东部地区较高的劳动力质量对其吸引 FDI 具有显著的促进作用,并且已经成为该地区的新优势。正因为如此,劳动力成本较高,与 FDI 投入量呈负相关关系。而西部地区的 FDI 由于还处于发展劳动密集型产业的阶段,劳动力成本低于发达地区,劳动力质量与 FDI 投入量呈负相关关系。相比之下,中部地区的劳动力成本最大。

### 3. 进一步的检验

为了研究中国 FDI 区域性差异的动态性原因,根据中国 FDI 的阶段性特征,笔者将研究的时间样本划分为 2 个阶段,即以 1998 年为界,1992 - 1997 年作为引进 FDI 的前期,1998 - 2007 年作为引进 FDI 的后期。利用模型(12)分 2 阶段,对 3 大区域 FDI 区域性差异的动态原因进行分析。分析方法同上,估计结果如表 5 所示。

表 5 分阶段面板数据估计结果

分阶段	东部地区		中部地区		西部地区	
	前期	后期	前期	后期	前期	后期
$\ln(\frac{gdp_{i,t}}{gdp_{i,t-1}})$	0.614 5 (0.476 3)	0.515 8 (1.543 8)	0.248 4 (3.625 0)	0.497 3 (6.571 8)	-0.571 7 (-1.210 8)	0.339 4 (1.010 2)
$\ln(\frac{open_{i,t}}{open_{i,t-1}})$	1.034 1 (0.607 7)	1.140 6 (3.169 5)	0.294 3 (0.108 5)	0.335 4 (3.487 7)	0.026 0 (0.149 1)	0.049 3 (0.458 6)
$\ln(\frac{afdi_{i,t}}{afdi_{i,t-1}})$	0.252 7 (1.561 7)	0.336 8 (3.696 1)	0.155 1 (0.549 9)	0.296 1 (2.720 1)	0.145 7 (0.660 3)	0.270 0 (3.181 9)
$\ln(\frac{ia_{i,t}}{ia_{i,t-1}})$	1.335 1 (3.700 5)	1.509 9 (6.196 3)	0.561 9 (6.607 3)	0.901 0 (1.247 1)	0.161 1 (0.565 7)	0.620 5 (1.888 4)
$\ln(\frac{edu_{i,t}}{edu_{i,t-1}})$	0.031 6 (0.211 5)	0.097 3 (1.628 7)	0.014 3 (0.166 9)	0.015 1 (1.313 2)	-0.183 0 (-0.738 6)	-0.152 4 (-2.119 9)
$\ln(\frac{wage_{i,t}}{wage_{i,t-1}})$	-0.354 7 (-1.207 8)	-1.328 7 (-1.099 4)	-0.203 3 (-1.052 1)	-0.167 5 (-0.170 9)	-0.675 5 (-2.504 0)	-0.582 6 (-1.050 2)
$\ln(\frac{inf_{i,t}}{inf_{i,t-1}})$	2.235 5 (1.754 7)	1.956 4 (0.499 6)	0.513 5 (2.307 1)	0.701 7 (3.969 5)	0.130 1 (1.233 5)	0.260 0 (0.386 9)
决定系数	0.922 3	0.943 2	0.958 4	0.992 5	0.902 1	0.946 4
D-W 值	1.804 4	2.098 4	2.106 3	2.161 9	1.893 9	2.329 3
F 统计量	24.490	2.710 7	44.593	35.659	19.026	6.251 0
F 的显著性	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

注:系数下括号内的数值代表该系数的 T 检验值,表内各系数均通过了显著程度为 10% 的 T 检验。

从上表可以看出,分阶段的东、中、西部面板数据检验的  $T$  值显示 7 个解释变量均在 10% 水平上显著,说明该模型通过了检验,且估计结果具有一致性和稳健性。方程的  $F$  统计值在 10% 的显著性水平上通过检验,以及模型调整后的可决系数都说明模型的拟合性较好。

对应上文关于 7 大因素数量因子和质量因子的划分,比较 3 大区域前期和后期的因子系数,我们可以发现,尽管东部地区的因子系数大于中、西部地区,但是,就数量因子系数而言,东部地区的变化幅度小于中、西部地区(如  $\ln(\frac{gdp_{i,t}}{gdp_{i,t-1}})$ 、 $\ln(\frac{afdi_{i,t}}{afdi_{i,t-1}})$ 、 $\ln(\frac{ia_{i,t}}{ia_{i,t-1}})$ 、 $\ln(\frac{inf_{i,t}}{inf_{i,t-1}})$ ),而东部地区质量因子系数的变化幅度大于中、西部地区质量因子系数的变化幅度(如  $\ln(\frac{open_{i,t}}{open_{i,t-1}})$ 、 $\ln(\frac{edu_{i,t}}{edu_{i,t-1}})$ 、 $\ln(\frac{wage_{i,t}}{wage_{i,t-1}})$ )。也就是说,数量因子仍是中、西部地区吸引 FDI 的区位优势,东部地区的区位优势已经由数量因子转变为质量因子,质量因子对其吸引 FDI 的作用日趋重要。

#### 四、结语

笔者通过对中国 FDI 区域性差异的研究发现,中国的 FDI 存在东、中、西 3 大区域的空间依赖性和集聚效应。市场规模、市场开放度、FDI 存量、产业集聚程度、劳动力质量、劳动力成本和基础设施是影响中国 FDI 区域分布差异的主要因素。外资流入东部地区的原因是其质量因子的区位优势,并且质量因子在后期超越了数量因子成为东部地区吸引 FDI 的主要因素,而中西部地区吸引 FDI 的主要区位优势还是其数量因子。

外商直接投资区位选择的影响因素已经趋于综合,要想提升本地区对外资的吸引力,就必须全面改善本地区的区位优势。上述结论所蕴含的政策含义是:东部地区在继续发挥吸引 FDI 的区位优势的同时,还应积极利用 FDI 的集聚效应,找准东、中、西部经济合作的结合点,向中西部地区辐射,增强中西部地区的投资吸引力。同时应抓住高素质的劳动力这一新的引资优势,继续发挥人力资本方面的优势,使本地的人力资本与外资的技术转移有效结合,以人力资本优势和资源优势吸引高质量的 FDI。进行产业转移和升级,引导 FDI 投资于技术密集型产业,争取在知识积累和技术创新方面有所突破,争取拥有更多的自主知识产权。

FDI 由东部地区逐渐进入中西部地区是一个梯度转移的漫长过程中,不可能在短期内就有明显的改观,需要中西部地区从以下几个方面进行长期不懈的努力:中西部地区要想缩小与东部地区利用外资的差距,加大市场的开放度是必不可少的措施,随

着总体开放水平的提高,不同区域间由于开放度的差异造成的利用外资水平的差距也会逐渐减弱。中西部地区要改变落后的产业结构状况,不但要利用东部地区产业结构调整升级的良机,积极寻找优势产业,而且要有效引导 FDI 的行业流向,使 FDI 在促进经济发展的同时可以有效改善地区产业结构,增加就业。重点做好中西部地区投资硬环境的改善工作,加大基础设施的建设和改善力度。在发挥自身低廉劳动力成本优势的同时,中西部地区还应重视人力资本的投资,向东部发达地区的引资模式靠拢。此外,对外资的优惠政策的不同是造成中国 FDI 区域差异的重要原因,因此,应该适时调整和完善中国区域引资政策,加大吸引外资的优惠政策向中西部地区的倾斜力度,拓宽优惠政策的产业领域,促进中、西部地区更加积极合理有效地利用外资,充分发挥外资在中、西部经济增长中的推动作用。

#### 参考文献:

- [1] ALIBER R Z. A theory of direct foreign investment [M]// KINDEBERGER C P. Cambridge: Mass Press, 1970.
- [2] HIRSCH F. Social limits to growth [M]. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1976.
- [3] VERNON R. International investment and international trade in the product cycle [J]. Quarterly Journal of Economics, 1966, 80: 190 - 207.
- [4] CLEGG J. Explaining foreign direct investment flows [M]// BUCKLEY P J, CASSON M. Multinational Enterprises in the World Economy Essays in Honor of John Dunning. Aldershot: Edward Elgar, 1992.
- [5] HINE R, WRIGHT P. Trade with low economies, employment and productivity in UK manufacturing [J]. The Economic Journal, 1998(9): 108 - 115.
- [6] BENITO G R G, GRIPSRUD G. The internationalization process approach to the location of foreign direct investments: An empirical analysis [Z]. The location of foreign direct investment: Geographic and business Approaches, 1995.
- [7] LUGER M I, SHETTY S. Determinants of foreign plant start-ups in the United States lessons for policy makers in the Southeast [J]. Vanderbilt Journal of Transnational Law, 1985, 18: 223 - 245.
- [8] DUNNING J H. The determinants of international production [J]. Oxford Economic Papers, 1973, 25: 289 - 336.
- [9] 鲁明泓. 外国直接投资区域分布与中国投资环境评估 [J]. 经济研究, 1997(12): 37 - 44.
- [10] CHENG L K, KWAN Y K. What are the determinants of the location of foreign direct investment? The Chinese experience [J]. Journal of International Economics, 2000, 51 :

97-400.

- [11] 魏后凯. 外商直接投资对中国区域经济增长的影响[J]. 经济研究, 2002(4): 19-26.
- [12] SUN Q, TONG W, YU Q. Determinants of foreign direct investment across China [J]. Journal of International Money and Finance, 2002, 21: 79-133.
- [13] 曾国军. 外商直接投资在华区位选择的影响因素研究[J]. 学术研究, 2005(11): 38-42.
- [14] 洗国明, 杨长志. 中国外商直接投资的区位决定——基于地区数据的空间计量分析[J]. 世界经济研究, 2009(1): 60-67.
- [15] 孙俊. 中国 FDI 地点选择的因素分析[J]. 经济学, 2002(2): 687-698.
- [16] 李具恒. FDI 区位选择与中国区域经济发展——兼论中国西部地区的对策选择[J]. 中国软科学, 2004(6): 112-117.
- [17] 米运生. 中国 FDI 配置效率的区域差异及影响因素[J]. 财贸经济, 2006(11): 84-89.
- [18] 阎大颖. 我国各省区吸引外资规模及模式的影响因素分析[J]. 中国软科学, 2008(3): 36-45.
- [19] MORAN P. Notes on Continuous Stochastic Phenomena [J]. Biometrika, 1950, 37(01): 17-23.
- [20] 张海洋. 影响我国 FDI 区域分布因素变迁的实证分析[J]. 当代财经, 2003(6): 89-93.

## Analysis of China's FDI Regional Differences Based on Moran I Index

LIU Yu-lin, LI Yang

(College of Trade and Public Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China)

**Abstract:** China's foreign direct investment has shown the characteristics of regional non-equilibrium among the eastern region, central region and western region, and it has become an important factor which affects China's regional economic differences. Through the introduction of Moran I index, the article analyzes the regional aggregation effect of China's FDI. On this basis, with the help of Dunning's location specific advantages theory, through the establishment of panel data model, this article analyzes the dynamic reasons for China's FDI regional differences, and then sums up these reasons as quantity factor and quality factor. We should pay more attention to "quality" and realize the transform from quantitative FDI to qualitative FDI.

**Key words:** Moran I index; FDI; regional differences

(责任编辑 傅旭东)