

外商直接投资地理性聚集的国(地区)别效应:江苏例证

徐康宁 王 剑*

摘 要 外商直接投资具有地理性聚集的特征,并呈现出显著的国(地区)别效应(即来源地效应)。投资者按相同来源国(地区)进行聚集是外资企业在中国内地地理性聚集的一种主要形式。本文以江苏省的外资企业数据为样本,应用企业地理定位选择的计量模型对外资聚集的国(地区)别效应进行深入的实证研究。结论显示,外资企业的地理性聚集具有高度的母国(地区)聚集(即来源地聚集)倾向,非母国(地区)的一般性外资聚集对投资者定位决策的影响力较弱。动态角度的观察显示,来源地聚集对外资企业区位选择的吸引力显著上升,而一般性外资聚集逐渐表现出负的外部性。此外,国(地区)别效应在不同来源地企业之间存在着异质性问题,来自不同国家和地区的FDI聚集,国(地区)别效应在作用程度上是不同的。

关键词 外商直接投资(FDI),国(地区)别效应,来源地聚集

一、引 言

自 A. Marshall (1920) 首先指出产业聚集的原因在于企业追求外部规模经济的动机,并提出著名的外部经济三要素,即劳动市场共享、中间产品投入和技术外溢之后,许多经济学家如 Weber (1929)、Krugman (1991)、Head and Ries (1995) 等都从不同的角度去解释产业聚集的现象,并把产业聚集及其外部经济效应的研究引向深入。产业在一定范围内的聚集,说到底是一种经济活动的地理特征,产业聚集程度的高低,也可以表现为地理性经济活动的差异性。Krugman 把经济学的规范理论和严谨方法应用到一些经济地理现象的研究,从而作出了开创性的贡献。¹ 外商直接投资(FDI)由于涉及对投资地的选择以及企业的选址,实际上也是一种标准意义上的地理性经济活动。

FDI在地理位置上的集中既有聚集经济的一般共性,又有其区别于单纯产业聚集的特性。外国投资者相对于国内投资者而言,对当地的市场情况、基础设施、政治制度以及政府政策等方面的信息并不了解,这种信息不对称

* 东南大学经济管理学院。通讯作者及地址:徐康宁,东南大学经济管理学院,210096;电话:(025) 83793776;E-mail: xkn@seu.edu.cn。作者感谢江苏省外经贸厅在数据提供上的帮助,同时感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵意见。作者文责自负。

¹ 关于 Krugman 对产业集聚与经济地理研究所作的贡献,参见 Mikkelsen(2004)。

的劣势使得外商投资决策需要耗费相当大的信息成本。为减少信息缺乏可能给地理定位决策带来的风险,外商一般选择外资企业较为集中的地区进行投资,因为先前投资者的“示范效应”在一定程度上可以弥补信息不对称可能造成的损失。贺灿飞和魏后凯(2001)以中国207个城市的统计数据,通过实证分析得出结论是,信息成本最低化行为导致外商偏好在某些地区形成聚集。He(2003)考察了香港地区、台湾地区、日本和美国在中国内地的企业数据,发现这些外资企业存在着显著的国(地区)别聚集效应(即来源地聚集效应),同一母国(地区)的外资企业具有很高的聚集程度。但这两个研究所使用的样本仅仅是静态的截面数据,既不能反映FDI的动态聚集特征,也影响了实证结果的可靠性。Crozet、Mayer and Mucchielli(2004)以较为翔实的数据资料研究了法国境内FDI聚集的来源地效应,结果表明在不同国别的投资者之间,这种聚集效应差别很大,日本、美国和比利时的企业定位表现出正的来源地效应,而荷兰和意大利的企业为规避本国企业的竞争,其定位表现出负的来源地效应。

需要进一步研究的是,仅仅是少数几个国家和地区的外资企业在同一地区高度聚集,还是更多的乃至大多数的外商投资企业都具有来源地聚集特征?换言之,FDI的地理性聚集中有没有普遍的国(地区)别效应?如果有的话,其中的机理是什么?对于不同来源地的FDI而言,这种地理性聚集的国(地区)别效应是否还存在着异质性?本文以江苏省内两万多家外资企业的数据为样本,通过详尽的实证分析,研究FDI地理性聚集的一些深层问题。之所以选择江苏作为研究例证,主要是由于江苏为FDI最多的省份(2003年江苏吸引的FDI开始超过广东,跃居全国首位),地理性聚集的特征也最为明显,本项研究掌握了有关该省外资企业完整的历史数据,从逻辑上可以代表全国的概貌。

二、理论模型与研究方法

为研究外资聚集对FDI定位的影响,我们在一个较为简单的均衡框架下构建理论模型,并据此作进一步的计量分析。

假设消费者对产品的需求函数为线性形式:

$$Y = a + bp + cm, \quad (1)$$

其中, p 为产品价格, m 为消费者收入, a 、 b 、 c 为常数,并且 $a > 0$ 、 $b < 0$ 、 $c > 0$ 。进一步假设该产品的需求仅由当地外资企业的生产予以满足,共有 N 家同质外资企业在此产品市场进行竞争,潜在的外国投资者在考察当地市场的区位条件后,根据利润最大化原则决定是否在当地投资。

潜在投资者与当地外资企业属于同质企业，具有相同的边际成本 W^a (W 为当地工资水平， α 为大于零的劳动力要素价格参数)，但是对当地市场信息了解程度的不同使得新进入者的边际成本要高于现有的外资企业。纳入信息因素之后，潜在投资者的边际成本为 $\theta W^a N^\beta$ ($\theta > 1, \beta < 0, \theta N^\beta \geq 1$)， θ 表示投资者由于信息缺乏所导致的额外成本， N^β 为聚集效应产生的信息溢出所引起的成本节约， θN^β 度量投资者拥有的信息量对边际成本的综合影响，当 $\theta N^\beta = 1$ 时，表示投资者完全了解当地市场信息，与先前进入的厂商成为真正的同质企业。

潜在投资者与当地 N 家企业进行古诺竞争，由古诺均衡条件可知：

$$p + p'Q = \theta W^a N^\beta, \quad (2)$$

$$p + p'q = W^a, \quad (3)$$

Q 为潜在投资者产量， q 为当地一代表性外资企业产量，特定产品的总供给即为：

$$Y = Q + Nq. \quad (4)$$

模型中的外生变量为 m 、 W 和 N ，由 (1) 式、(2) 式、(3) 式和 (4) 式可得：

$$p = \frac{bW^a(\theta N^\beta + N) - a - cm}{b(N+2)},$$

$$Q = bW^a \left(\theta N^\beta - \frac{\theta N^\beta + N}{N+2} \right) + \frac{a + cm}{N+2}.$$

由 p 、 Q 值可知决策者利润函数为如下形式：

$$\begin{aligned} \pi &= pQ - C = (p - \theta W^a N^\beta)Q \\ &= -\frac{1}{b} \left[bW^a \left(\theta N^\beta - \frac{\theta N^\beta + N}{N+2} \right) + \frac{a + cm}{N+2} \right]^2. \end{aligned} \quad (5)$$

由 (5) 式很容易看出 $\partial\pi/\partial m > 0$ 和 $\partial\pi/\partial W < 0$ 。然而， $\partial\pi/\partial N$ 的符号却是不确定的，一方面 N 增加所产生的信息溢出效应降低了边际成本，利润 π 便随之上升；另一方面 N 增加也会产生竞争效应，导致市场份额减少，进而降低 π 。因此，聚集对投资者定位决策的影响要视具体情况而定。下文将以 (5) 式作为计量分析的依据，对外资聚集的国（地区）别效应作深入的实证研究。

企业投资定位决策是典型的离散选择 (discrete choice) 问题，决策者在考察若干目标地点过程中，结合备选对象的区位特征和自身特征做出唯一的选择，相应的计量模型必须能反映这种决策过程。McFadden (1974) 建立的条件逻辑特模型 (Conditional Logit Model, 简记 CLM) 最适合于解决此类无序选择问题，并已在 FDI 的定位选择研究中得到广泛应用。Head and Ries

(1995) 利用 CLM 模型对日本在美国的 FDI 聚集现象进行实证研究, 发现日本企业具有很强的来源国聚集效应, 日本企业在一州的聚集刺激潜在的日本投资者作出同样的定位决策。本文沿着前人的研究思路, 采用 CLM 模型检验并度量 FDI 在江苏省内的国(地区)别聚集效应, 试图从聚集效应的国(地区)别差异中得出有价值的结论。鉴于 CLM 模型在众多文献中已有论证和算法方面的详细阐述 (Hosmer and Lemeshow, 1989), 在此仅对该模型的基本形式作简要介绍。

假设外商依据利润最大化原则实施定位决策, 在观察 n 个城市的区位特征之后, 最终选择城市 i 进行投资的条件概率为:

$$P_i = \frac{e^{\theta_i + \beta X_i}}{\sum_n e^{\theta_j + \beta X_j}} \quad (6)$$

(6) 式即为 CLM 模型, 式中区位要素 X 的影响系数 β 可以通过最大似然法进行估计。CLM 中关于误差分布的假设要求模型数据符合无关备择独立性 (Independence of Irrelevant Alternatives, 简记 IIA) 条件, 即选择两个城市的相对概率 (P_i/P_j) 仅依赖于 X_i 与 X_j , 与模型中任何第三个城市的区位特征无关 (Kenneth, 2003)。然而, 投资者的定位选择过程往往违背这种假设条件, 空间距离和发展水平的差异都会导致地区间替代程度存在较大差别。此时, 有必要采用嵌套逻辑特模型 (Nested Logit Model, 简记 NLM) 对样本数据进行重新估计, 我们以最简单的两层 NLM 模型为例进行说明。

假设样本城市被分为 m 组, 第一层选择为组 $I(I=1, 2, \dots, m)$, 第二层选择 (底层选择) 为城市 $J(J=1, 2, \dots, n)$ 。投资者的定位决策过程是, 首先根据各组的特征在 m 个组中选择组 I , 然后在组 I 中根据组内各城市的特征选择城市 J 。 X_{IJ} 和 Y_I 分别代表按城市和组分类的特征变量, 投资者选择城市 J 的概率值可表示为:

$$P_{IJ} = P_I \cdot P_{J|I} \quad (7)$$

其中, 条件概率 $P_{J|I}$ 由各城市的个体特征 X_{IJ} 决定, β 反映组内城市的区位特征对投资者定位概率的影响程度。

$$P_{J|I} = \frac{e^{\theta_{IJ} + \beta X_{IJ}}}{\sum_n e^{\theta_{In} + \beta X_{In}}} \quad (8)$$

组别选择概率 P_I 则由组 I 内所有城市的共同特征 Y_I 决定, α 反映各组的区位特征对投资者定位概率的影响程度。

$$P_I = \frac{e^{\theta_I + \alpha Y_I + \varphi_I IV_I}}{\sum_m e^{\theta_m + \alpha Y_m + \varphi_m IV_m}} \quad (9)$$

(9) 式中 $IV_I = \ln \left(\sum_n e^{\theta_{IJ} + \beta X_{IJ}} \right)$ ，IV 为 NLM 中的插入值 (Inclusive Value)， φ 为插入值参数，NLM 的估计也可由最大似然法实现。

三、变量和数据

本文主要以江苏省的 11 个地级市为样本，研究不同来源国（地区）的 FDI 在相应地理范围内的聚集效应。这 11 个地级市分别为南京、无锡、徐州、常州、苏州、南通、连云港、淮安、盐城、扬州和镇江（南京为副省级城市，但本文不反映这种差异），江苏共有 13 个地级市，其中泰州和宿迁两市于 1996 年分别从扬州和淮阴划出升为地级市。由于本文研究所处理的数据是从 1993 年开始，为保持样本数据的一致性，这两个城市被排除在样本之外，而且，这两个城市吸引的 FDI 总量很小，排除这两个城市并不影响最终结果的有效性。外资企业数据取自于江苏省外经贸厅的《外商投资企业数据库》，该数据库收录了 1981—2002 年江苏省所有外资企业的信息，内容包括外资企业来源国（地区）、所属行业、投资地点、外方投资额、设立日期等方面的详细资料。受各地级市解释变量数据的可得性限制，样本年限选为 1993—2002 年，以便于在较长时期内分析 FDI 在江苏聚集的动态特征。选取 8 个代表性的 FDI 来源国和地区作为国（地区）别效应的研究对象，分别为香港地区、台湾地区、新加坡、日本、韩国、英国、德国和美国，样本期内来自这 8 个国家和地区的外资企业共计 20376 家，占江苏省全部外资企业总量的 80.6%，各来源地的外资企业在江苏省内的地理分布与聚集情况见文末附图。

根据前文所述的理论模型，我们选取如下几个解释变量反映备择城市的区位特征对外商定位决策的影响：

1. 外资聚集变量 (HMN 和 OFN)。为区分聚集的国（地区）别效应，外资聚集被分为同一母国（地区）的来源地聚集和非母国（地区）的一般性外资聚集。国（地区）别聚集变量 HMN 代表与投资者属于相同来源地的企业在一地的聚集程度，以当地的母国（地区）企业累计数 NH 来衡量， $HMN = \ln(NH + 1)$ ；² 一般性聚集变量 OFN 代表投资者国（地区）别之外的其他外资企业在一地的聚集程度，以当地的其他来源地外资企业累计数 NF 来衡

² 由于部分城市在若干年份的观察值 NH 等于 0，此处加 1 以使变量的对数值有意义，NF 的处理也采用同样的方法。

量, $OFN = \ln(NF+1)$ 。HMN 的系数符号是本文关注的焦点, 若系数符号显著为正, 说明外资在江苏具有明显的国(地区)别聚集倾向; 若系数符号不显著, 则说明外资在江苏不存在国(地区)别聚集效应; 若系数符号显著为负, 说明同一国(地区)别的外资企业在江苏的竞争倾向超过聚集倾向, 聚集产生的非经济性阻碍了外商对当地的投资。

2. 市场规模 (Market)。市场要素在 FDI 区位选择中的重要性已为大量文献所证实(徐康宁和王剑, 2002), 然而, 市场规模的衡量却存在一定困难, 以当地 GDP 总量反映市场规模的方法并不适用于低层次区域单元的研究。例如, 外商在苏州投资更多的考虑是上海乃至整个华东地区的周边市场, 苏州一地的 GDP 总量显然低估了市场规模。Hansen (1959) 建议以距离调整周边地区的 GDP 并予以加总来测算市场规模, 我们对其度量方法作进一步的修正, 得到较为理想的市场规模估计值:

$$\text{Market}_i = \text{GDP}_{\text{江苏}} + \sum_{j=1}^{29} 100 \times \frac{\text{GDP}_j}{d_{ij}},$$

其中, Market_i 为江苏省内备选城市 i 的市场规模, $\text{GDP}_{\text{江苏}}$ 为江苏的 GDP 总量, GDP_j 为江苏以外的 j 省(直辖市、自治区)的 GDP 总量, 包括西藏在内一共 29 个省级单元(重庆数据并入四川省作为一个省级单元处理), d_{ij} 为城市 i 到 j 省省会城市的空间距离, 同时以 100 作为距离单位的调整系数, 预期该变量的系数符号为正。

3. 劳动力成本 (Wage)。劳动要素成本以各城市的平均工资水平 Wage 来衡量, 对于成本驱动型的外国投资者而言, 廉价的劳动力资源具有很强的吸引力。Sun (2002) 的研究表明中国各省的名义工资水平与 FDI 存在显著的负向联系。然而, 对于资本技术密集型的跨国公司而言, 高素质的劳动力意味着更高的生产率, 为雇佣高科技人员和熟练劳动力愿意支付更高的工资报酬, 从而名义工资与 FDI 表现为正向的联系。Smith and Florida (1994) 的实证结果显示美国各市的工资水平正向推动了日本的汽车制造业企业投资。

4. 土地成本 (Land)。外资企业聚集会引起土地价格的迅速上升, 而用地成本在企业成本结构中占据较大比重, 过高的土地价格将对外商的定位决策产生负面影响。Zheng (2001) 研究了东京的聚集现象, 认为土地价格是聚集非经济性的主要来源。由于缺少各城市的土地价格资料, 我们以单位面积的产出水平作为土地成本的替代变量, 即 $\text{Land} = \text{GDP}/\text{城市面积}$ 。

5. 辐射距离 (Distance)。根据 Krugman (1991) 的核心-外围 (core-periphery) 理论, FDI 的定位行为具有动态的空间扩散模式, 出于节约土地使用、劳动成本以及其他运营费用的考虑, FDI 往往会由核心城市向近郊或外围城市实施再定位, 与核心城市距离越近的地区越易于接受 FDI 的再定位, 聚集的空间外溢性也越强。Tuan and Ng (2003) 检验了香港-珠三角之间的

核心-外围体系对于 FDI 聚集的影响，发现来自香港的外资企业偏好定位于距离香港更近的珠三角城市。同理可以推测，上海-江苏也构成了类似的核心-外围体系，上海作为长三角乃至中国的经济中心，对周边城市会产生程度不一的辐射效应，FDI 区位选择与辐射距离应当是负相关的联系。我们以样本城市与上海间的最短路线（公路）长度来衡量辐射距离。

6. 政策因素 (Policy)。FDI 在江苏聚集的一个重要因素便是政策的作用，特别是各级开发区在税收优惠、土地使用以及基础设施等方面提供的便利条件为外资企业聚集营造了优越的投资环境，忽视政策因素的作用将会夸大聚集效应对 FDI 定位的影响力，此处以各市建立的开发区数量反映政策变量的作用。考虑到国家级开发区在知名度、优惠力度及软硬件设施上均优于省级开发区，我们对政策变量作适当的技术处理， $Policy = \text{国家级开发区数量} \times 2 + \text{省级开发区数量}$ 。

考虑到投资者观察时间与决策时间的滞后性，所有解释变量均为外资企业设立日期前一年的值，除政策因素之外的其他解释变量均经自然对数变换后进入计量模型。

四、计量结果

根据 FDI 定位选择的基本模型，我们对聚集的国（地区）别效应作计量分析。表 1 给出了标准的 CLM 回归结果。变量 HMN 的系数符号为正且高度显著，显示 FDI 定位具有很强的来源地聚集倾向。变量 HMN 的系数值等于 0.800 可解释为：如果一个城市的 A 国（地区）企业聚集程度增加 10%，那么潜在的 A 国（地区）投资者定位于此的概率将会增加 7.28%。³ 而 FDI 定位决策受母国（地区）之外的其他外资企业聚集程度影响很小，这证明相同来源地的外资企业在人员交流、配套生产方面的联系更为紧密，一家企业的投资定位往往会带动国（地区）内一批上下游关联企业做出同样的地点选择。不同来源地的外资企业受语言、风俗习惯以及运作流程方面的限制，企业间难以形成有效的生产联系，投资的连带效应因此大打折扣。市场规模、劳动成本以及政策变量的系数符号均与理论预期相符，但仅有政策变量通过了显著性检验，土地成本和辐射距离变量的系数符号则与理论预期相反。

³ 尽管文中各解释变量均以自然对数形式出现，但解释变量系数并非弹性值，实际的弹性系数计算公式应为 $\frac{\partial P_i}{\partial X_{in}} \cdot \frac{X_{in}}{P_i} = b_1 \cdot (1 - \bar{P}_i)$ ， b_1 为相应解释变量 X_1 的系数， \bar{P}_i 为投资者选择城市 i 的平均概率，样本中 $\bar{P}_i \approx 0.09$ ，定位选择概率响应解释变量 HMN 变动的弹性系数 = $0.800 \times (1 - 0.09) \approx 0.728$ 。

表1 外资聚集的国(地区)别效应回归结果

| 解释变量 | CLM | | NLM | |
|----------------|-----------|-------|------------|-------|
| | 系数 | 标准误差 | 系数 | 标准误差 |
| | | | Lower Nest | |
| HMN | 0.800*** | 0.027 | 0.821*** | 0.028 |
| OFN | -0.040 | 0.036 | 0.257** | 0.039 |
| Market | 0.617 | 0.459 | 4.947*** | 0.414 |
| Wage | -0.076 | 0.134 | -1.732** | 0.173 |
| Land | 0.116*** | 0.037 | -0.190*** | 0.043 |
| Distance | 0.200*** | 0.035 | -0.352*** | 0.034 |
| Policy | 0.107*** | 0.016 | 0.114*** | 0.018 |
| | | | Upper Nest | |
| Trans | — | — | 3.611*** | 0.371 |
| IV parameters | | | | |
| Well | — | — | 1.001*** | 0.117 |
| Other | — | — | 0.896*** | 0.114 |
| LogL | -40923.32 | | -40778.35 | |
| LR(2) | — | | 197.21*** | |
| Hausman | 214.42*** | | — | |
| OBS | 20376 | | 20376 | |

注: LogL 为对数似然函数值, LR(2) 为两个自由度的组间异方差似然比检验值, Hausman 为 IIA 检验值, OBS 为企业个数。***、** 和 * 分别表示变量系数和检验指标值在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。以下皆同。

然而, 统计数据和文末附图都显示外资企业在江苏的分布呈现明显的两极分化特征, 沪宁高速公路和沪宁铁路沿线的五个城市集中了绝大部分外商投资, 这种分布形态暗示样本数据有可能违背 IIA 条件。CLM 回归的 LR 和 Hausman 检验值证明备选城市确实存在显著的区域差异, 必须对样本数据作进一步的估计。根据 Hausman and McFadden (1984) 的检验方法, 我们将备选城市按是否为沪宁高速公路和沪宁铁路的沿线城市划分为交通便利地区(南京、镇江、常州、无锡、苏州) 和其他地区两组, 分别以 Well 和 Other 表示。表 1 中的 Trans 为上层 (Upper Nest) 分组变量, 反映交通基础设施条件对外资企业区位选择的影响, Well 组中各城市的 Trans 值为 1, Other 组中各城市的 Trans 值为 0。NLM 的回归结果显示该变量系数为显著正值, 证实了外资企业倾向于首先选择交通便利的地区进行投资。来源地聚集变量 HMN 的系数仍然表现出高度的显著性, 表明外资定位无论在组内还是在组间城市都具有强烈的来源地聚集倾向。变量 OFN 的系数也具有了一定的显著性, 说明只有在组内城市的层次上, 一般性外资聚集才会吸引潜在投资者, 只是这种聚集效应相比来源地聚集效应而言要弱得多。其他解释变量的系数符号也恢复正常且高度显著, 说明 NLM 模型的处理方法更符合实际情况, 其计量结果也更为可信。

为揭示外资企业来源地聚集效应的动态演变特征, 我们分别以 CLM 和 NLM 模型对样本数据作逐年回归, 聚集变量 HMN 和 OFN 的系数变动趋势

线如图 1 和图 2 所示。由图可知，变量 HMN 的系数值在 1993—2002 年间呈现较为明显的上升趋势，而变量 OFN 的系数值则呈现对称的下降趋势，并且 CLM 与 NLM 回归显示出几乎一致的变动趋势，从而确认了这种历史演变的可靠性。外资定位的源地聚集倾向越来越强，一般性外资聚集对吸引 FDI 的积极作用越来越弱，在 1997 年之后甚至表现出负向的联系。

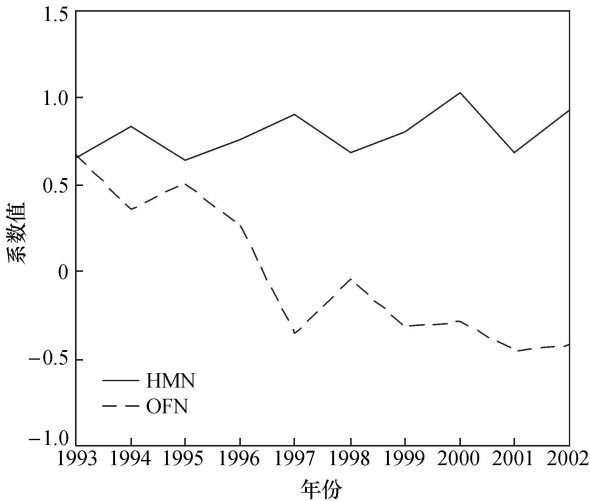


图 1 CLM 回归的聚集系数变动趋势线

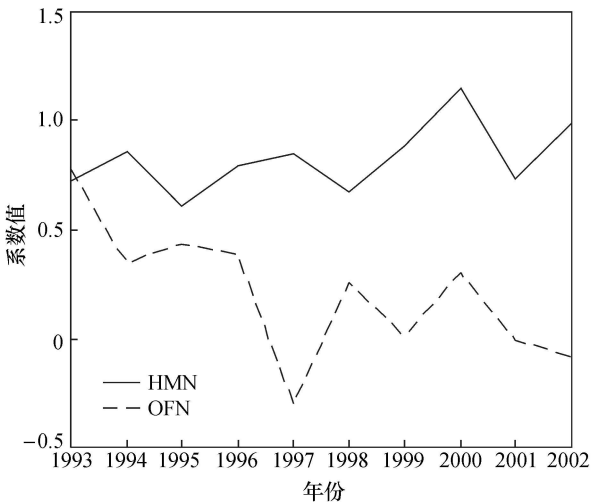


图 2 NLM 回归的聚集系数变动趋势线

此外，我们还利用分段回归检验这种趋势演变的显著性。表 2 列出了 1993—1997 年和 1998—2002 年两段区间内的聚集变量系数值，CLM 和 NLM 回归均得出同样的显著结果。在 20 世纪 90 年代初期，中国正处于经济转型时期，投资环境和引资政策的易变性使得外商投资面临较大的风险，先驱者的“示范效应”是投资者定位选择的主要依据，具体表现为 1993—1997 年

间,两个聚集变量系数均为高度显著的正值。随着时间的推移,中国经济高速发展、投资环境不断改善以及信息获取的便利性使得 FDI 定位模式发生较大改变,投资者更加关注当地的基本经济因素,这从 NLM 回归中变量 Market、Wage 以及 Land 的系数大小及显著性水平的变化可以看出。一般性外资聚集所产生的示范效应已不再重要,这种聚集所引起的工资和地价上涨反而阻碍了外商投资。但来源地聚集在投资者定位决策中的重要性逐渐增强,这是由于现代化大生产强调规模经济和产业间的衔接配套,来源地之外的外资企业受前述限制难以满足这种要求,当地内资企业受技术水平等方面的制约也无法提供相应的配套生产能力,在此条件下,相同来源地企业的聚集便显得尤为重要,并且随着生产规模的扩大,这种聚集效应对潜在投资者的影响力将更为突出。

变量 Distance 对 FDI 区位选择的影响力有了很大提高,这与上海的飞速发展是分不开的。随着浦东开发的逐渐深入,上海作为经济中心的地位确立,对周边城市的辐射力也随之增强。外资企业往往将办事处或总部设在上海,而将生产厂房置于邻近的苏州、无锡等地,并且江苏省内外资企业的进出口贸易相当一部分要经由上海来完成,节约运输成本的考虑也使得 FDI 更倾向于在靠近上海的周边地区定位。政策变量 Policy 尽管对 FDI 的区位选择仍有一定的积极作用,但显著性水平明显下降,在 1998 年之前,样本城市的经济发展水平相差不大,此时,政策因素便主导了 FDI 的流向,各级开发区的设立人为地创造了特定的区位优势。而在 1998 年之后,引资的先行地区(苏南等地)已聚集了相当规模的外资企业,聚集经济开始产生作用,从而形成新的特定区位优势,并且这种区位优势是难以模仿的。其他城市在丧失先机后,再设立开发区已不能构筑有效的区位优势,政策变量的作用也随之削弱。

表 2 分段回归结果比较

| 解释变量 | CLM | | NLM | |
|---------------|-----------|-----------|------------|------------|
| | 1993—1997 | 1998—2002 | 1993—1997 | 1998—2002 |
| | | | Lower Nest | Lower Nest |
| HMN | 0.708*** | 0.859*** | 0.719*** | 0.891*** |
| OFN | 0.238*** | -0.278*** | 0.365*** | -0.158*** |
| Market | 1.403* | -0.574 | 1.819*** | 5.535*** |
| Wage | -0.112 | 0.171 | -1.051*** | -1.953*** |
| Land | -0.137* | 0.293*** | -0.168** | -0.221*** |
| Distance | 0.121** | 0.219*** | -0.146** | -0.471*** |
| Policy | -0.018*** | 0.211*** | 0.068*** | 0.095* |
| | | | Upper Nest | Upper Nest |
| Trans | — | — | 1.793* | 6.909*** |
| IV parameters | | | | |
| Well | — | — | -0.389** | 1.390*** |
| Other | — | — | -0.348* | 1.223*** |
| LogL | -17294.1 | -23546.7 | -17265.8 | -23440.3 |
| LR(2) | — | — | 53.35*** | 50.18*** |
| OBS | 8478 | 11898 | 8478 | 11898 |

由于外资企业所属国别和地区的差异,其聚集效应也可能存在较大的差别,因此,需要考察国(地区)别聚集效应在不同来源地企业之间的异质性特征,我们以来源国(地区)虚拟变量与聚集变量的交互作用反映外资聚集的国(地区)别特征,表 3 的结果显示聚集效应在不同来源地之间存在较大差异。台湾地区和日本企业具有最高的来源地聚集倾向,同时对一般性外资聚集表现出规避倾向。台资企业主要以 IT 制造业为主,日资企业则以精密电子产品制造业为主,产业特性对配套产品的要求较高,而且这两个地区的企业都习惯于联合生产的方式,国(地区)内企业的长期协作关系在彼此的生产过程中形成很强的依赖性,对外投资也只是这种联系的简单移植,从而具有很显著的国(地区)别聚集特征,一般性外资聚集对于这些企业仅仅意味着生产成本和竞争压力上升的非经济性。香港企业的来源地聚集倾向最低,但一般性聚集倾向较高,这可能是由于在江苏的港资企业大部分属于中小型加工制造企业,主要为其他国家(地区)的大型跨国公司提供相关的配套服务,港资企业间互补的生产联系较少,彼此的竞争却更多。其余国家的企业也都具有较强的来源地聚集倾向,只是受各国企业的产业属性、人文传统和运作模式方面的影响,其聚集效应的作用程度不一而已。

表 3 外资聚集的国(地区)别异质性比较

| CLM | | | | NLM | | | |
|----------|----------|------|-----------|----------|-----------|------|----------|
| HMN | OFN | | | HMN | OFN | | |
| 香港地区 | -0.119 | 香港地区 | 0.764*** | 香港地区 | 0.148 | 香港地区 | 0.778*** |
| 台湾地区 | 1.367*** | 台湾地区 | -0.423*** | 台湾地区 | 1.269*** | 台湾地区 | -0.068** |
| 新加坡 | 0.946*** | 新加坡 | 0.314** | 新加坡 | 0.587*** | 新加坡 | 0.709*** |
| 日本 | 1.142*** | 日本 | -0.342*** | 日本 | 1.204*** | 日本 | -0.093** |
| 韩国 | 0.733*** | 韩国 | -0.014 | 韩国 | 0.748*** | 韩国 | 0.281*** |
| 英国 | 0.571*** | 英国 | 0.218* | 英国 | 0.414** | 英国 | 0.666*** |
| 德国 | 0.283* | 德国 | 0.546*** | 德国 | 0.138 | 德国 | 0.894*** |
| 美国 | 0.939*** | 美国 | -0.233** | 美国 | 0.876*** | 美国 | 0.142* |
| Market | -0.592 | | | Market | 2.716*** | | |
| Wage | -0.261* | | | Wage | -1.688*** | | |
| Land | 0.235*** | | | Land | -0.050 | | |
| Distance | 0.181*** | | | Distance | -0.313*** | | |
| Policy | 0.123*** | | | Policy | 0.054*** | | |
| LogL | -40715.6 | | | LogL | -40568.8 | | |
| OBS | 20376 | | | OBS | 20376 | | |

注:为节省空间,表中没有报告 Upper Nest 的估计结果。

最后,作为一项附带性的研究,我们继续放宽同质企业的假设,进一步检验不同规模的外资企业聚集的国(地区)别效应。受数据资料和文章篇幅的限制,我们仅以台湾地区企业为例进行研究。根据外方投资金额将外资企业划分为大企业和中小企业两种类型,分别以虚拟变量 Large 和 Sme 表示。为避免极端数据的影响,我们按照分位数(quantile)的标准进行划分,以台

湾地区企业外方投资额升序排列的第3个四分位数为界,⁴若外方投资额高于该分位数的值,那么该企业属于大企业, $Large=1$ 且 $Sme=0$, 否则 $Large=0$ 而 $Sme=1$ 。以虚拟变量与聚集变量的交互作用反映不同规模外资企业聚集的国(地区)别效应,表4为对应的计量结果。

表4 台湾地区企业聚集的规模异质性比较

| CLM | | | | NLM | | | |
|-------------|----------|-----------|-----------|-------------|----------|-----------|---------|
| HMN | | OFN | | HMN | | OFN | |
| Large | 0.982*** | Large | -0.551*** | Large | 0.629*** | Large | -0.074* |
| Sme | 1.457*** | Sme | -0.350*** | Sme | 1.285*** | Sme | 0.021** |
| Market | | 0.516 | | Market | | 5.762*** | |
| Wage | | -0.808*** | | Wage | | -2.938*** | |
| Land | | 0.393*** | | Land | | -1.143 | |
| Distance | | 0.326*** | | Distance | | -0.571*** | |
| Policy | | 0.189*** | | Policy | | 0.077** | |
| LogL | | -9532.8 | | LogL | | -9437.7 | |
| OBS | | 5009 | | OBS | | 5009 | |

注:为节省空间,表中没有报告 Upper Nest 的估计结果。

从表4可以看出,尽管台湾地区企业的区位选择都表现出显著的来源地聚集效应,但中小企业的来源地聚集倾向明显高于大企业。这一方面说明台湾地区企业定位的依赖性相互的,中小企业离不开核心的大企业客户,大企业的生产运作也离不开配套企业的有力支持;另一方面说明中小企业由于自身实力有限,抵御风险、搜索信息以及讨价还价的能力相对较弱,为消除由此带来的不利影响,中小企业往往联合起来与当地政府谈判以争取更多的利益,或者追随固定的客户以确保产品的销路,同时也可节约信息收集和甄别的成本,从而具有更强的来源地聚集意愿。Belderbos and Carree (2002)、Tuan and Ng (2003) 分别研究了日本和香港地区企业在中国的投资行为,结果也得出了同样的结论。

五、结 论

通过对江苏省内部分国家和地区外资企业的样本分析,揭示了FDI在地理性聚集方面的国(地区)别效应。本文得出以下几点重要结论:

1. FDI在区位选择上存在着显著的聚集特征,而且这种地理性聚集具有明显的国(地区)别效应。来自于同一国家(地区)的FDI,具有选择相同地理范围聚集的倾向,并成为一种普遍性的现象。研究表明,除了来自于香

⁴ 事实上,企业规模的划分并没有完全绝对的标准,不同的行业属性决定了企业规模的划分标准差异较大,例如汽车制造业的中小企业的资本规模很可能相当于,甚至超过工艺品制造业的大企业资本规模。此处只能根据总体数据给出一个大致规模界限,以反映企业聚集的规模异质性,我们将在后续的研究中对此问题作进一步的探讨。

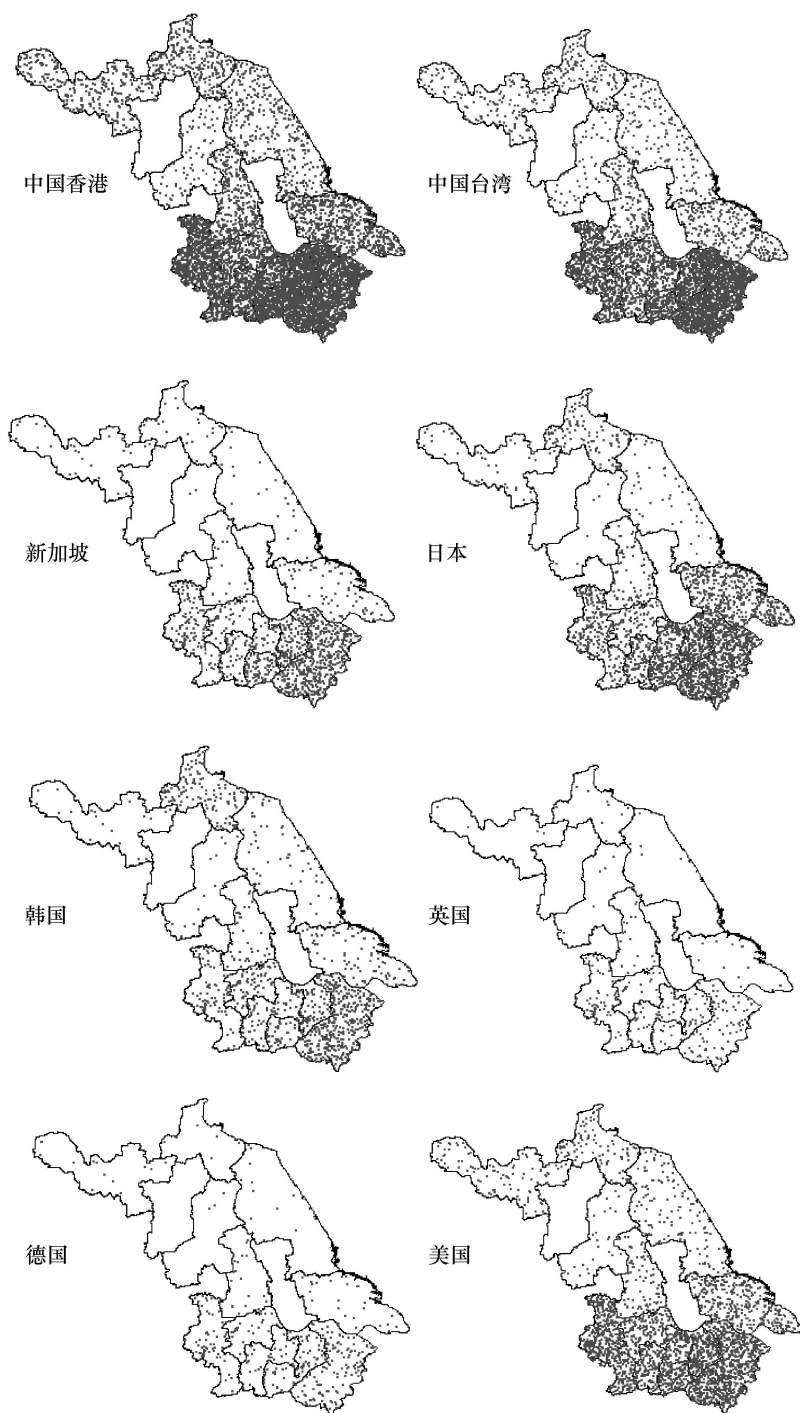
港地区的企业外，外资企业在江苏的区位选择都具有高度的来源地聚集倾向，同一来源国和地区 FDI 的聚集特性已在很大程度上决定了该国（地区）潜在投资者的定位地点，而一般性外资聚集对企业定位决策的影响相对较弱。

2. FDI 的地理性聚集显示出比较明显的动态演化特征。1998 年之前，FDI 地理性聚集更多地受外资聚集所传递的投资环境信息，来源地聚集和一般性外资聚集都正向推动了外商投资。1998 年以后，外商投资策略演化为产业配套和接近市场原则指导下的“理性投资模式”，一般性外资聚集所产生的负向外部性已超过或接近示范效应的正向外部性，从而不足以影响潜在投资者的定位决策，甚至限制了潜在投资者进入。因此，国（地区）别聚集效应在 FDI 地理性聚集中起到的作用更为显著，FDI 的产业聚集往往表现为同一来源地产业资本的聚集。

3. 外资聚集的国（地区）别效应在不同来源国（地区）之间存在较为明显的异质性。台湾地区和日本的企业显示了强烈的来源地聚集倾向，对一般性外资聚集采取规避策略，而香港地区企业更倾向于一般性外资聚集所提供的市场机会，同时规避同一来源地企业的竞争。具体表现便是苏州的台资聚集区和无锡的“日资高地”，而港资企业分布则相对分散，没有形成明显的母国（地区）聚集区。美国、韩国和新加坡的企业也具有较强的来源地聚集倾向，英国和德国企业的来源地聚集倾向相对较弱。

4. 台湾地区企业的样本数据表明，相对大企业而言，中小企业具有更强的来源地聚集倾向，出于风险回避和成本节约等方面的考虑，中小企业的对外投资行为更多地采取追随本国（地区）大企业客户的“跟进策略”。地方政府在招商引资时可充分利用这一特征，集中有限资源争取台湾地区和日本等国（地区）的大型跨国公司投资，依靠这些龙头企业带动本国（地区）中小型配套企业的跟进投资，从而在较短时期内蓄积一定规模的外资企业存量，以满足聚集经济发挥作用的必要条件，在聚集效应的循环累积过程中，有可能形成特色鲜明的外资企业聚集区，使当地具备吸引外资的特定区位优势。

5. 由于国（地区）别聚集效应已成为 FDI 地理性聚集的主要特征和原因，地方政府应当采取一些措施，充分利用 FDI 地理定位中的来源地聚集效应，可以在吸引外商直接投资方面起到事半功倍的作用。例如，根据各来源国（地区）企业的聚集意愿强弱程度，可以有重点地营造具有国（地区）别特色的外资企业聚集区，利用聚集的来源地效应吸引更多的投资者。新加坡企业在苏州和无锡的大量聚集，很大程度上和两地“新加坡工业园”的建立不无关系，这可以算作一个重要的例证。



附图：截至 2002 年末各来源地外资企业在江苏的空间分布图
(一个点代表一家外资企业)

参考文献

- [1] Belderbos, R. and M. Carree, "The Location of Japanese Investments in China: Agglomeration Effects, Keiretsu, and Firm Heterogeneity", *Journal of Japanese and International Economics*, 2002, 16, 194—211.
- [2] Crozet, M., T. Mayer, and J. L. Mucchielli, "How do Firms Agglomerate? A Study of FDI in France", *Regional Science and Urban Economics*, 2004, 34, 27—54.
- [3] 哈·瓦里安,《微观经济学》中译本。北京:经济科学出版社,1997年。
- [4] Hansen, G., "How Accessibility Shapes Land Use", *Journal of the American Institute of Planners*, 1959, 25, 73—76.
- [5] Hausman, J. and D. McFadden, "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 1984, 52, 1219—1240.
- [6] He Canfei, "Location of Foreign Manufacturers in China: Agglomeration Economies and Country of Origin Effects", *Papers in Regional Science*, 2003, 82, 351—372.
- [7] 贺灿飞、魏后凯, "信息成本、聚集经济与中国外商投资区位", 《中国工业经济》2001年第9期, 第38—45页。
- [8] Head, K., J. Ries, and D. Swenson, "Agglomeration Benefits and Location Choice: Evidence from Japanese Manufacturing Investments in the United States", *Journal of International Economics*, 1995, 38, 223—247.
- [9] Hosmer, D. W. Jr. and S. Lemeshow, *Applied Logistic Regression*. New York: John Wiley & Sons, 1989.
- [10] Kenneth, T., *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.
- [11] Krugman, P., "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 1991, 99, 483—499.
- [12] 马歇尔,《经济学原理》中译本(上卷)。北京:商务印书馆,1997年。
- [13] McFadden, D., "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior", in E. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*. New York: Academic Press, 1974, 105—142.
- [14] Mikkelsen, E. I., "New Economic Geography—an Introductory Survey", Paper of NORUT Samfunnsforskning AS, 2004.
- [15] Smith, D. F. Jr., and R. Florida, "Agglomeration and Industrial Location: An Econometric Analysis of Japanese-affiliated Manufacturing Establishments in Automotive-related Industries", *Journal of Urban Economics*, 1994, 36, 23—41.
- [16] Sun, Q., W. Tong., and Q. Yu, "Determinants of Foreign Direct Investment Across China", *Journal of International Money and Finance*, 2002, 21, 79—113.
- [17] Tuan, C. and Ng, L. F. Y., "FDI Facilitated by Agglomeration Economies: Evidence from Manufacturing and Services Joint Venture in China", *Journal of Asian Economics*, 2003, 13, 749—765.
- [18] 韦伯,《工业区位论》中译本。北京:商务印书馆,1997年。
- [19] 徐康宁、王剑, "美国对华直接投资决定性因素分析:1983—2000", 《中国社会科学》, 2002年第5期, 第66—77页。
- [20] Zheng X-P, "Determinants of Agglomeration Economies and Diseconomies: Empirical Evidence from Tokyo", *Socio-Economic Planning Sciences*, 2001, 35, 131—144.

The Home-Country (Region) Effect of FDI Agglomeration: Evidence from Jiangsu Province

KANGNING XU JIAN WANG

(Southeast University)

Abstract Foreign direct investment has the characteristic of agglomeration that exhibits the home-country (region) effect, that is, firms from the same country (region) tend to agglomerate. This paper applies the econometric models of location choice to conduct an empirical study of this effect based on data of foreign investment enterprises (FIEs) in Jiangsu province. The findings suggest that FIEs from the same country (region) tend to agglomerate, but they are not affected by the agglomeration of firms from other origins. Moreover, the home-country (region) effect has become more and more important, but general agglomeration of different origins has gradually exhibited negative externality. Finally, there are heterogeneities in the agglomeration of firms from different countries (regions).

JEL Classification D21, F23, R12