
FDI 对湖南省的经济增长 效应及其地域梯度差异的实证分析^①

盛 垒¹ , 杜德斌¹ , 钟辉华²

(1 . 华东师范大学城市与区域经济系, 中国上海 200062;

2. 湖南大学统计学院, 中国湖南长沙 410079)

【摘 要】通过回归分析法, 实证分析外商直接投资(FDI)对湖南省经济增长的影响, 并采用Q 型聚类层次法进一步探讨FDI 对湖南各地区经济增长影响的不平衡性。结果表明:FDI 对湖南省经济促进效应显著, 且主要是靠短期需求拉动经济增长, FDI 的滞后期为3 年, 滞后的FDI 对经济的贡献小于当年对GDP 的贡献。FDI 对省内各地区经济的贡献表现出相当大的差异性, 且这种差距呈扩大态势, 值得引起高度警惕。

【关键词】FDI ; 短期效应; 长期效应; 地域梯度差异; 湖南

【中图分类号】F832.48 ; F127

【文献标识码】A

外资与湖南经济增长之间的关系, 不仅是理论问题, 更是一个实证问题。基于改革开放以来湖南经济快速增长(2004年增长速度为12%)以及引进利用FDI 日益增多(2004 年实际利用FDI14 .18 亿美元, 同比增长达39 .3 %)的事实, 重点从短期和长期两个效应期对FDI 与湖南经济增长的关系进行实证分析。这对于正确引导和利用FDI , 使其更好地服务于全省的经济社会发展具有十分重大的实践意义。

通过分析了解FDI 与湖南经济增长之间的关系, 从地理学的地域空间差异视角对外资效应的区域差异进行聚类分析。探讨和分析FDI 对湖南省经济增长效应的地域差异, 对各市州了解自己的实力, 发现自身不足, 制订相应的发展战略同样具有重要指导意义。

1 相关研究回顾及简评

传统的新古典增长理论认为, 由于假定存在着资本投入报酬的递减性, 长期经济增长只源于技术进步与劳动力自然增长等外生变量, 而外国直接投资仅增加了资本积累, 因而只能对短期经济增长产生影响。政策性变量对经济增长也只能产生短期作

① 收稿日期:2005 -05 -12 ; 修回日期:2005 -09 -15

基金项目:国家自然科学基金(编号:40371032)资助。

作者简介:盛垒(1982—), 男, 湖南益阳人, 华东师范大学城市与区域经济系博士研究生。研究方向为国际经贸与投资等。

用, 因此, 任何鼓励FDI 的政策都是短效的。而自巴罗和萨拉伊马丁 (Robert J. Barro & X. Sala-i-Martin, 1995) 提出内生经济增长理论以来, 越来越多的学者认为FDI 同样可以推动经济的长期增长。新经济理论认为, FDI 应作为影响经济的长期要素来考虑, 如果增长的长期决定因素被认为是内生的, FDI 就可以被看成是资本存量、知识和技术的综合体。那么在理论模型中, FDI 就可以通过不同的方式影响经济增长。作为一种资本存量, 它可以通过增加东道国的资本积累, 缓解潜在的发展瓶颈, 加快经济增长; 同样FDI 也是人文资本和技术变迁的重要源泉, 通过与东道国企业的联系和交流而迫使它们参与竞争, 吸收先进技术和管理经验, 从而提高东道国企业的效率^[1]。

最近的许多实证研究也证明: FDI 是促进经济增长的主要动力之一, 特别是在一些发展中国家和地区, FDI 对经济增长具有十分重要的影响。如R. Barro^[2] (1995, 1997) 对技术进步、技术差距、技术外溢、人力资本等影响经济增长的诸要素进行了分析, 提出了确定各要素之间关系的模型, 并对经济增长与技术进步、人力资本及趋向性关系进行了开拓性研究, 为研究FDI 与经济增长的关系提供了基础。萧政和沈燕^[3] (2002) 利用中国和其他23 个发展中国家总量时间序列资料来分析中国的实际GDP 与FDI 之间的互动关系。就短期弹性而言, FDI 每增长1 个百分点, 将使GDP 年增加0.048 个百分点; 而GDP 年增加1 个百分点, 会使FDI 增加2.117 个百分点。就直接的长期影响而论, FDI 每增加1 个百分点, 可使GDP 增加0.2959 个百分点, GDP 年增加1 个百分点, 会带来FDI 3.148 个年百分点的增加。张盛林等^[4] (2005) 对西部地区FDI 与经济增长的关系进行了实证研究, 证实了FDI 在2 年后对西部GDP 的贡献要小于其当年的贡献, 即FDI 拉动西部地区经济增长仍主要靠短期需求拉动效应, 而长期的外溢效应并不显著。

但也有许多学者对国际资本流入是否会促进东道国经济增长的问题持怀疑甚至否定态度。如美国经济学家Gupta 和Islam (1983) 通过采用对发展中国家时间序列与横截面序列相结合进行研究的方法, 考察了1950—1973 年发展中国家的FDI 对经济增长的影响, 发现FDI 对经济增长没有明显的作用。Saltz (1992) 从理论与实证两方面论证了发展中国家FDI 与经济增长存在负相关关系^[5]。Easterly (1993) 认为利用优惠政策吸引外资会阻碍国内投资。当外资企业与国内企业收益差距很大时, 引进外资反而会阻碍经济增长^[6]。J. Cornwall 和 W. Cornwall (1994) 指出贸易和生产要素自由流动 (包括FDI) 对经济增长的作用被新增长理论模型夸大^[7]。由此可见, 国际学术界对国际投资是否促进了经济增长并未取得共识。

以上分析均是基于一国或一个较大的区域展开研究。而随着区域 (省域层面) 经济的不断发展, FDI 对某一省份经济增长的影响也开始受到广泛关注。张玉柯^[8] (2001) 通过分析认为, FDI 对河北经济增长的贡献主要体现在填补资金缺口、扩大进出口贸易等六个方面。葛顺奇等^[9] (2003, 2004) 基于我国各省市利用外资极不平衡这一事实, 采用业绩指数和潜力指数两个指标, 对不同省市利用外资的业绩和未来增长的潜力进行了实证分析, 并对各省市进行排序, 划分出四个梯队。在这次排序中, 湖南在利用FDI 的业绩方面排名为18 (1995 年) 和12 (2001 年), 在全国处于中等水平, 但上升势头明显。赵培华^[10] (2005) 用回归分析方法对广东省FDI 投资效应进行实证研究发现, FDI 在2 年后比1 年后对广东GDP 的贡献更显著, 因此FDI 对经济增长存在滞后效应。

在理论上, 我们认为 FDI 对经济增长具有短期和长期两个方面的影响, 而究竟是短期影响为主还是长期作用更重要则不能一概而论, 因为影响 FDI 发挥经济效应的因素并非是单一的, 它受到经济、社会、制度等等各方面要素影响。但是, 各地的经济环境、社会氛围、制度安排等都是迥然不同的。因此, 应因地制宜, 具体问题具体分析。本文拟采用回归分析法, 实证分析湖南实际利用 FDI 与经济增长之间的关系。以 1991—2004 年作为数据样本空间。数据均来源于湖南省各相关年统计年鉴。为减少误差和更具科学性, 在考察实际利用 FDI 总额与 GDP 的比率时, 考虑了人民币兑美元的汇率变化, 将 FDI 额折算成人民币。汇率为《中国外汇管理年报》公布的各期平均汇率。

表 1 湖南省 1991—2004 年 GDP、FDI 情况一览表/亿元
 Tab. 1 The GDP and FDI situation of Hunan province 1991—2004(one hundred million yuan)

年份	GDP	FDI	LnGDP	LnFDI	LnFDI ₋₁	LnFDI ₋₂	LnFDI ₋₃
1991	833.30	1.22	6.73	0.20			
1992	986.98	7.11	6.89	1.96	0.20		
1993	1 259.55	14.98	7.14	2.71	1.96	0.20	
1994	1 666.64	28.01	7.42	3.33	2.71	1.96	0.20
1995	2 152.43	40.75	7.67	3.71	3.33	2.71	1.96
1996	2 584.98	58.45	7.86	4.07	3.71	3.33	2.71
1997	2 918.83	76.02	7.98	4.33	4.07	3.71	3.33
1998	3 118.09	67.72	8.04	4.22	4.33	4.07	3.71
1999	3 326.75	54.14	8.11	3.99	4.22	4.33	4.07
2000	3 691.88	56.45	8.21	4.03	3.99	4.22	4.33
2001	3 983.00	67.04	8.29	4.21	4.03	3.99	4.22
2002	4 340.94	85.34	8.38	4.45	4.21	4.03	3.99
2003	4 638.73	123.24	8.44	4.81	4.45	4.21	4.03
2004	5 612.26	117.37	8.63	4.77	4.81	4.45	4.21

2 湖南省 FDI 经济增长效应的相关分析

随着湖南吸收引进 FDI 的飞速增长, 这些投资对经济增长的贡献如何非常值得关注。为了验证 FDI 对湖南经济增长的影响, 本文分别构建短期动态模型和长期均衡模型。在分析 FDI 对湖南经济增长作用之前, 有必要对 GDP 增长是否是引致 FDI 增加的原因进行实际验证。

2.1 GDP 增长与 FDI 流入之间的相关性分析

设变量 LnGDP 表示国内生产总值的自然对数, 变量 LnFDI 表示外商直接投资的自然对数值。通过表 1 的 LnGDP 和 LnFDI 统计数据, 利用 SPSS11.0 软件绘制散点图, 并进行散点线性拟合(图 1)。图中各散点在拟合线两边均匀分布, 图形拟合很好^[11]。可见, 两个变量线性正相关, LnGDP 的值越大, 相对应的 LnFDI 的值也越大。由此可以得出, 湖南省经济增长是引致 FDI 流入的显著因素。

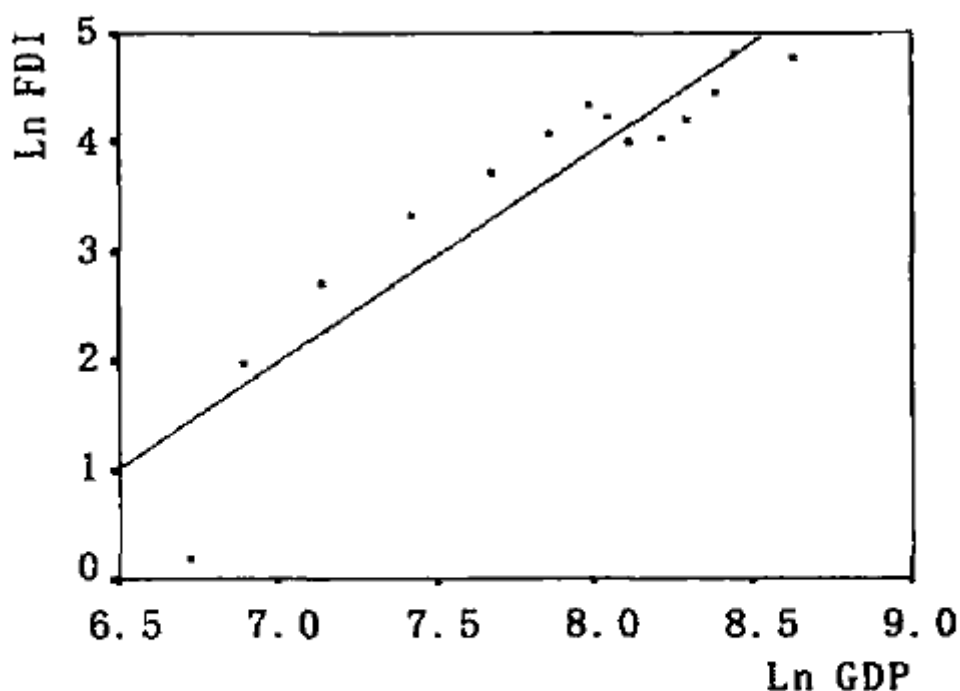


图 1 GDP 引致 FDI 流入的散点拟合图
Fig. 1 Dispersive point matching graph about GDP allures the inputting of FDI

2.2 FDI 对经济增长的短期需求拉动效应分析

借鉴柯布—道格拉斯生产函数模型，假定GDP 与FDI 之间存在如下关系：

$$GDP = A^{\alpha} FDI^{\beta} \quad (1)$$

式中:A 为常数项，表示除 FDI 之外其他所有要素投入的影响， α 、 β 为系数。将①式两边取对数，可构建出一元线性双对数模型：

$$\ln GDP = \alpha + \beta \ln FDI + U_i \quad (2)$$

式中： α ：截距； β ：解释变量对因变量变化的弹性系数(回归系数)； U_i ：估计误差。

利用湖南省统计年鉴1991—2004 年GDP 与FDI 的相关数据，运用SPSS11.0 软件对②式进行回归，可得回归方程：

$$\ln GDP = 6.263 + 0.435 \ln FDI$$

$$(30.955) \quad (8.229)$$

相关性系数 $R = 0.922$ ，拟合优度判定系数 $R^2 = 0.849$ ，调整后的 $R^2 = 0.837$ ，显著性检验统计量 $F = 67.724$ ，回归系数显著性检验 t 值分别为30.955和8.229。查 t 分布表可知 t 的临界值 $t_{0.95}(12) = 1.7823$ ， α 、 β 的 t 检验值均大于临界值，因此通过 t 检验；查 F 分布表， F 的临界值 $F_{0.95}(1, 12) = 4.75$ ，方程通过了 F 检验。综上，方程的回归结果比较理想。

由短期效应分析可以看出，FDI对GDP的贡献率为0.435，即FDI每增加1%，GDP增长0.435%。这一贡献率也远远高于全国0.048%的平均水平^[3]。可以说，FDI对当年经济的需求拉动作用较为明显，对湖南经济发展有较大贡献。从实践来看，短期效应主要反映在FDI进入湖南当年因投资需求对省内各有关行业产生的需求拉动作用（如制造业的需求及相关配套行业的建立），通过这种创造需求的效应对湖南当年的GDP起到拉动作用。

2.3 FDI对经济增长的长期供给均衡效应分析

国际投资发展实践及有关实证研究表明，FDI有明显的溢出效应，它对经济增长贡献不仅表现在直接创造需求来拉动经济增长，还可通过FDI的滞后效应造成供给来推动经济增长。因此除了要看到FDI对经济的短期效应，还应对其长期效应进行分析，以更科学地反映FDI对经济增长的作用。

在滞后效应分析中，首先考察FDI滞后1年和2年对经济增长的影响（通常的作法是将滞后期假设为2年）。加入滞后变量的回归模型为：

$$\ln GDP = \alpha_0 + \alpha_1 \ln FDI + \alpha_2 \ln FDI_{-1} + \alpha_3 \ln FDI_{-2} + U_i$$

式中： α_0 为截距， α_i （ $i = 1, 2, 3 \dots$ ）分别为弹性系数^[9]， $\ln FDI_{-1}$ 和 $\ln FDI_{-2}$ 分别表示相对于当年而言滞后1年和滞后2年的FDI的自然对数值。选取表1中当年、滞后1年和滞后2年的数据进行回归。结果如下：

$$\ln GDP = 5.746 + 0.340 \ln FDI + 0.172 \ln FDI_{-1} + 6.751 \times 10^{-2} \ln FDI_{-2}$$

$$(11.612) \quad (2.297) \quad (0.457) \quad (0.411)$$

$$R = 0.956, R^2 = 0.915, \text{调整后的 } R^2 = 0.883, F = 28.648。$$

虽然整个方程的 R^2 、调整后的 R^2 及 F 值（ $F_{0.95}(3, 8) = 4.07$ ）均通过了显著性检验， $\ln FDI$ 也通过了 t 检验，但 $\ln FDI_{-1}$ 和 $\ln FDI_{-2}$ 都未能通过检验（ $t < t_{0.95}(8) = 1.8595$ ），说明FDI在滞后1年和2年即第二和第三年对经济增长贡献不明显。为消除变量之间自相关因素的干扰，采取逐步剔除法，首先剔除最不显著的变量 $\ln FDI_{-2}$ ，对 $\ln FDI_{-1}$ 回归，建立回归方程：

$$\ln GDP = \alpha_0 + \alpha_1 \ln FDI + \alpha_2 \ln FDI_{-1} + U_i。$$

回归结果如下：

$$\begin{aligned} \ln GDP = & 5.647 + 0.545 \ln FDI + 4.525 \times 10^{-2} \ln FDI_{-1} \\ & (11.899) \quad (2.021) \quad (0.262) \\ R = & 0.956, R^2 = 0.913, \text{调整后的 } R^2 = 0.896, F = 52.738。 \end{aligned}$$

上述方程中 α_2 仍没有通过 T 检验 ($t < t_{0.95}(10) = 1.8125$)，表明滞后 1 年的 FDI 对 GDP 的贡献也不显著。已有的研究表明，从 FDI 进入到滞后的 FDI 出现显著的溢出效应，时间跨度一般为 2 年(张盛林，2005；赵培华，2005；等等)。外资引入后，通过投资办厂基本建设到人员培训、再到产品的出口创造价值需要一个投资建设的全过程，溢出效应和供给效应的产生需要一定时间的积累。此外，大部分外资在进入东道国初期，对当地经济环境、市场氛围、文化习俗等有一个逐步适应的过程。特别是对湖南这样一个相对不发达的省份来说，市场体系还不完善，相关制度法规还不健全，经济发展基础还不太强，因此 FDI 溢出效应的滞后期可能比一般情况要长。为此，假设外资进入湖南后的第四年才开始发挥显著的溢出效应。重新建立模型：

$$\ln GDP = \alpha_0 + \alpha_1 \ln FDI + \alpha_2 \ln FDI_{-3} + U_i$$

回归结果为：

$$\begin{aligned} \ln GDP = & 5.835 + 0.434 \ln FDI + 0.134 \ln FDI_{-3} \\ & (12.546) \quad (3.159) \quad (2.874) \\ R = & 0.954, R^2 = 0.910, \text{调整后的 } R^2 = 0.888, F = 40.684。 \end{aligned}$$

方程 F 值、回归系数 t 检验值分别为都超过临界值 ($F_{0.95}(2, 8) = 4.46$, $t_{0.95}(8) = 1.8595$)，模型拟合相当理想。可以得知，FDI 每增加 1 个百分点，湖南 3 年后的 GDP 将增加 0.134 个百分点。FDI 对湖南产生显著溢出效应的滞后期为 3 年。同时，在回归的结果中， $\alpha_2 < \alpha_1$ ，即滞后 3 年的 FDI 对湖南经济增长的贡献小于 FDI 进入的第一年对 GDP 的贡献。形成这一现象的原因主要是湖南在消化吸收 FDI 技术溢出效应的能力方面还存在不足，FDI 外溢效应的溢出渠道不畅通。Borensztein Borensztein 等人(1998)的分析表明，先进技术的引进和吸收能力是 FDI 促进经济增长的前提条件，只有当引资国达到某种最低人力资本存量的条件之后，外商直接投资才能比国内投资有更高的生产率。因此，湖南应大力提升人力资本水平，提高 FDI 先进技术溢出的消化吸收能力。

从上述加入滞后变量的模型分析中可以看出，滞后 1 年和滞后 2 年的 FDI 对 GDP 的贡献均不明显，这是因为 FDI 进入湖南后，通过其所提供的需求拉动对当年 GDP 做出贡献后，进入了一个积累时期，其供给效应还没有开始发挥作用，所以对接下来 2 年的 GDP 贡献并不明显，经过 3 年的发展，其供给效应开始发挥作用，在 3 年后对 GDP 做出了较大的贡献，所以滞后 3 年的 FDI 系数是相当显著的。

3 FDI 经济增长效应地域梯度差异的聚类分析

上述分析表明, 无论从长期还是短期来看, FDI 已成为湖南经济增长的重要动力。但从全省内部来看, 由于各区域间的经济发达程度不同、吸收利用 FDI 的规模各异、外资发挥溢出效应的基础条件差异等多种原因, FDI 对各地经济增长的贡献度差别较大, 导致全省利用 FDI 的绩效水平呈现区域不平衡性, 而且近年来这种不平衡性甚至有进一步扩大的趋势, 值得引起各界的高度重视。

表 2 湖南省各市州 1999 年和 2002 年 FDI 依存度(%)及聚类分类
Tab. 2 The FDI dependent degree and cluster kind of cities of Hunan in 1995 and 2002

各市州	FDI 依存度		聚类分类		各市州	FDI 依存度		聚类分类	
	1999	2002	1999	2002		1999	2002	1999	2002
长沙	2.12	3.35	1	1	张家界	1.66	0.80	1	2
株洲	2.06	1.65	1	2	益阳	0.86	1.15	3	2
湘潭	1.63	1.89	1	2	郴州	2.33	4.45	1	3
衡阳	3.10	2.18	2	2	永州	0.85	0.61	3	2
邵阳	0.99	1.11	3	2	怀化	0.31	0.65	3	2
岳阳	1.30	1.67	1	2	娄底	0.93	1.43	3	2
常德	0.83	1.14	3	2	湘西	0.94	1.11	3	2
全省	1.63	1.97							

3.1 研究方法 with 指标选取

本文研究湖南省 14 个市州 FDI 经济增长效应的地域梯度差异采用聚类分类法 (该方法能克服定性方法的主观性和随意性, 是研究地域差异的有效方法^[13, 15])。对 14 个市州 FDI 对经济增长影响程度的大小进行聚类分层有助于廓清全省内部 FDI 绩效水平的空间分布和变化情况。我们选取的指标为 FDI 依存度, 即 FDI/GDP, 它是各市州当年实际利用 FDI 总额占当年 GDP 的比重, 是衡量 FDI 对一地经济增长贡献度的重要指标, 也能在较大程度上反映一地利用 FDI 的质量和绩效^[14]。选取 1999 年和 2002 年各市州 GDP 和实际利用 FDI 两项数据 (由于 2003 和 2004 年部分市州的数据不全, 因此选取了 2002 年作为比较对象, 但这并不会影响到我们的基本判断), 计算出的 FDI 依存度如表 2。

3.2 聚类结果分析与讨论

采用层次聚类分析中的 Q 型聚类法, 利用 SPSS11.0 软件对表 2 中各市州 2 年的 FDI 依存度数据进行聚类, 然后借助 coreldraw9.0 专业画图软件绘制聚类分层图, 聚类结果分别如图 2 和图 3。

图 2 反映了 1999 年湖南省 FDI 经济增长效应的地理格局, 表现出以下几个基本特征: ①在第一统计距离 D_1 上 (本文采用的是 Squared Euclidean Distance), 14 个市州分为两大类, 衡阳聚类距离最远并独自一类, 说明 FDI 对其经济的增长效应在全省一枝独秀。1999 年, 衡阳利用 FDI 10.1 亿元, 列全省第二, FDI 依存度为 3.1%, 在全省遥遥领先。其它市州为一类。②在

第二统计距离 D_B 上, 其余各市州分化为两类, 其中娄底、湘西、邵阳、益阳、永州、常德、怀化为 D_{B1} 类, 长沙、株洲、郴州、湘潭、张家界、岳阳为 D_{B2} 类。 D_{B1} 类比 D_{B2} 类的聚类距离短, 说明 D_{B1} 类中各市州 FDI 对经济的贡献度不及 D_{B2} 中各城市。前者 1999 年的 FDI 依存度均未超过 1%, 低于全省 1.63% 的平均水平; 而 D_{B2} 中各市州 FDI 依存度均超过了这一水平 (岳阳为 1.30 除外), 特别是郴州、长沙, FDI 对经济增长的作用突出。另外, 还可看出, D_{B1} 类以湘西和湘北腹部地区为主, D_{B2} 类包括以长沙为中心的湖南最发达地区。③在第三统计距离 D_C 上, D_{B1} 分成两类, 最显著的是怀化在 D_{B1} 中独成一类。1999 年怀化 FDI 依存度仅 0.31%, 居全省最末, 与最高的衡阳比率相差达 2.8 个百分点, FDI 对怀化的经济增长效应不明显。 D_{B2} 也出现分化, 长株郴为一类, FDI 依存度都在 2% 以上, 居全省前列; 潭张岳为一类, 外资效应也较显著。

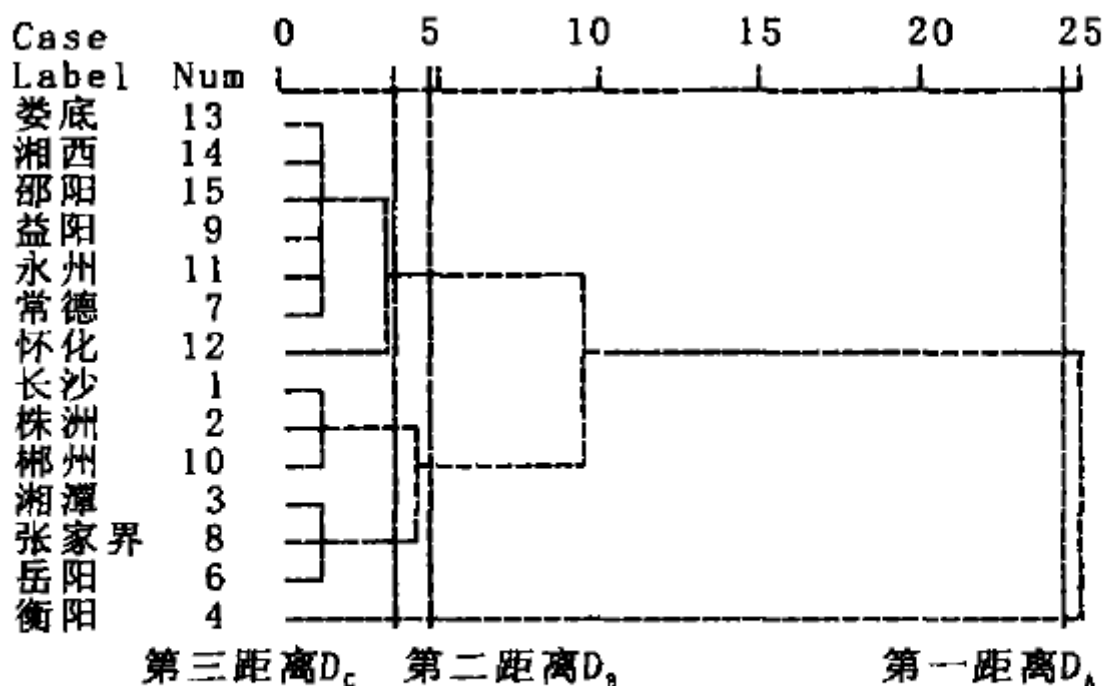


图 2 1999 年聚类谱系图
Fig. 2 Cluster graph of 1999

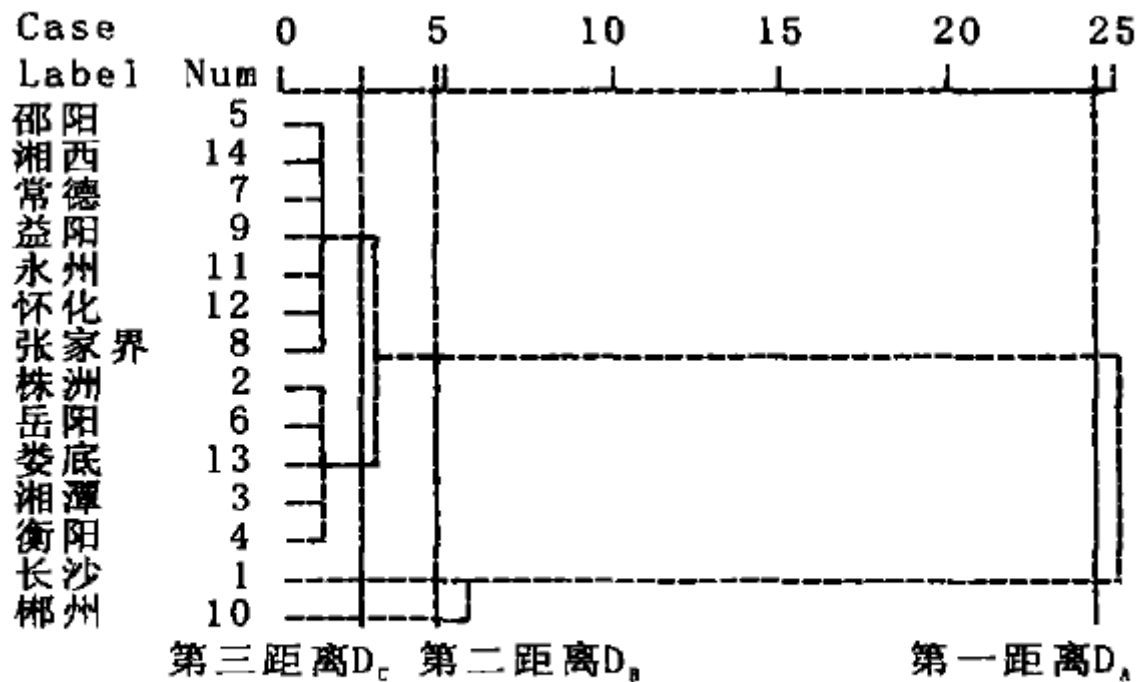


图 3 2002 年聚类谱系图
Fig. 3 Cluster graph of 2002

与1999 年相比, 图3 反映了2002 年的聚类格局以下几个基本特征:①从第一统计距离 D_A 看, 长沙和郴州从其它所有城市中首先脱颖而出, 说明3 年来长沙和郴州利用FDI 业绩的相对位置变化非常大。特别是郴州, 其FDI 依存度达4.45 %, 比1999 年提高了近1 倍, FDI 对经济贡献度居全省最高水平。长沙2002 年的FDI 依存度也达到了3.35%, 上升幅度50 %。②第二统计距离 D_B 上, 长沙和郴州仍然领先于其它市州, 在聚类图中表现为长沙和郴州与其它市州间的聚类距离非常远。这一方面表明湖南省FDI 的经济绩效整体水平不高(仅为1.97 %, 全国外资水平较高的省份如广东FDI 依存度达10%), 同时也表明FDI 绩效的地区差距越来越大。长沙、郴州二市高居于第一梯队, 分别成为湘北和湘南的两个外资效应中心; 此外在 D_B 距离上长沙和郴州也开始出现分离, 各为一类。③从第三统计距离 D_C 上分析, 出现的另一个变化是张家界同湘潭、岳阳分离, 与其它湘西和湘北腹部城市属于一类。怀化与湘西和湘北一类中其它城市的差距缩小, 同为一类。比较图2 和图3 可以看出, 湖南省各市州FDI 对经济增长贡献的相对格局从1999 到2002 年发生了一系列变化。最重要的一个结论是湖南省FDI 经济增长效应的区域不平衡性已经明显增强。笔者认为, 区域经济增长是多种因素协同作用的结果, FDI 往往通过影响其中一些因素而间接作用于经济增长, 但湖南各市州在产业结构、投资乘数、资源状况、经济体制改革等方面, 对经济增长的传导机制存在着差异性, 使各地的FDI 投资效率不同, 从而导致FDI 对经济增长贡献的区域梯度差异的形成。需要指出的是, 该差异可能导致区域经济不平衡性的进一步扩大, 从而不利于全省经济的协调发展。

从今后的发展来看, 由于FDI 的集聚指向性, 区域间FDI经济效应的不平衡现象有扩大的趋势, 长沙等城市一枝独秀的局面将继续。各地区的关键问题在于优化投资环境, 提高经济竞争力。投资者总是选取地方有竞争力的产业作为首选投资对象^[16, 17], 所以各市州应着眼于优势产业, 以优势产业为龙头, 吸引外资投入, 以解决地区资金不足的核心问题, 从而辐射弱势产业, 形成良性循环的产业环境。

4 主要结论

本文深入分析了湖南经济增长和FDI 之间的内在联系。实证表明，湖南经济增长与FDI 增长的相关性显著，两者之间存在因果关系，并且相互影响为正。这说明FDI 是湖南经济增长的原因之一，同时经济增长也是促使湖南持续吸引较多FDI 的一个重要因子。从分析来看，FDI 对湖南经济增长的影响是积极的，效果是显著的，它有力推动了湖南省国民经济增长。

外资进入湖南后，通过短期需求效应拉动经济增长，FDI增多1%，引起当年GDP 增长0.435%，并且远远高于全国0.048%的平均水平(萧政，2002)。经济增长作用明显。

从长期均衡来看，湖南FDI 的滞后期较长，为3 年。并且，滞后3 年的FDI 对GDP 的贡献度较低，仅为0.134%，低于全国0.2959%的平均水平(萧政，2002)。此外，与FDI 对中国经济的影响不同(孙舒平，2004)，湖南滞后3 年的FDI 系数小于当年的FDI 系数，即FDI 在3 年后对GDP 的贡献要小于其当年的贡献，也可以说FDI 拉动湖南经济增长仍主要是依靠它的短期需求拉动效应。这进一步表明湖南由于存在各种条件的限制，FDI 的外溢效应并没有多大水平的发挥，湖南的人力资本、技术水平并没有显著提高。因此，湖南在进一步加大引资力度的同时，要提高自身的人力资本水平，从而增强对技术外溢效应的消化和吸收。

聚类分析表明，FDI 对湖南各市州经济增长的影响表现出明显的差异性。特别重要的是，1999 年以来，外资经济效应的区域差异性有进一步扩大的趋势。可将全省分成3 种区域类型：长沙和郴州FDI 对经济贡献突出，利用外资成效斐然，是湘北和湘南的两个外资高绩效中心，属于外资贡献发达型区域；株洲、湘潭、岳阳、衡阳、娄底5 市FDI 对经济贡献的潜力巨大，为外资贡献发展型；其它市州没能有效地发挥外资对经济增长的作用，属于外资贡献落后型区域。此外，各区域类型之间的FDI 影响程度均存在较大的差距。需要指出的是，外资对经济增长效应发挥的区域差异将进一步加剧省内区域经济发展的不平衡，这显然不利于全省区域经济协调发展。当然，对外资贡献度在多大程度上造成了区域经济差异的扩大不能凭空而论，这里只是初步地、定性地做出判断，要得出最终结论仍需通过实证分析加以验证。总之，湖南应改善外商投资环境，增强产业竞争实力，强化各地促进经济增长的传导机制，努力消除各地区投资效率上的差距，从而逐步消除FDI 对区域经济影响的不平衡性，并进而实现全省区域经济的协调发展。

参考文献：

- [1] BARRO R, SALA-I -MARTIN X. Economic growth[M] . McGraw -Hill , Cambridge, MA. U.S .A, 1995 . 40-57 .
- [2] BARRO R, SALA-I -MARTIN X, XAVIER. Technological diffusion , convergence, and growth[J] . Journal of Economic Growth , 1997 , 2(1):1-26 .
- [3] 萧政, 沈燕. 外国直接投资与经济增长的关系及影响[J] . 经济理论与经济管理, 2002 , (1):11 -17 .
- [4] 张盛林, 吴海鹰. 外商直接投资对西部地区经济增长影响的实证分析[J] . 宁夏社会科学, 2005 , (1):42 -46 .
- [5] I SALTZ . The negative correlation between FDI and economic growth in the third world: theory and evidence[J] . Revisit International Science Economic Commercial , 1992 , 7(39):34 -41 .
- [6] W EASTERLY. How much does distortions affect growth[J] . Journal of Monetary Economics , 1993 , 32:45 .
- [7] J CORNWALL, W CORNWALL. Growth theory and economic structure[J] . Economics , 1994 , (61):18 -19 .
- [8] 张玉柯. 河北省利用外商直接投资绩效研究[J] . 河北大学成人教育学院院报, 2001 , (3):5 -7 .

-
- [9] 葛顺奇, 郑小洁. 中国31 省市利用外资业绩与潜力比较研究[J] . 世界经济, 2004 , (1):11 -16 .
- [10] 赵培华. 广东省外商直接投资效应的实证分析[J] . 特区经济, 2005 , (2):43 -44.
- [11] 余建英, 何旭宏. 数据统计分析与SPSS 应用[M] . 北京:人民邮电出版社, 2003. 189 -211 .
- [12] 刘嘉昆, 王家生. 应用概率统计[M] . 北京:科学出版社, 2004. 282 -296 .
- [13] 余建英, 何旭宏. 数据统计分析与SPSS 应用[M] . 北京:人民邮电出版社, 2003. 253 -256 .
- [14] 梁丹. 河南对外开放的区域格局与经济增长研究[J] . 经济问题探索, 2005 , (1):69 -71.
- [15] 安礼伟. 江苏各市FDI 区位优势比较分析[J] . 南京社会科学, 2005, (3):80 -84.
- [16] 江小涓. 中国的外资经济对增长、结构升级和竞争力的贡献[M] . 北京:中国人民大学出版社, 2002 . 65 -78 .
- [17] 翟荣新. 山东省FDI 现状分析及区域差异评价[J] . 山东经济, 2004, (11):87 -90 .