

中国工业产业发展中 知识溢出效应的实证研究

龙志和 蔡 杰

摘要: 对全国及分区域工业产业发展中知识溢出效应的实证研究表明,在考察期中工业产业间发展均存在显著的 MAR 溢出效应,均不存在 Porter 溢出效应;随着经济的发展,Jacobs 溢出效应与工业产业关联度相关,高产业关联度行业中,Jacobs 溢出正向效应十分明显。因此,政府制定工业产业政策时,应根据区域经济发展基础,各区域的政策侧重点有所不同。

关键词: 知识外溢 工业产业 面板数据 静态模型 动态模型

一、引言

有关知识溢出研究的一个重要领域是从工业产业结构角度,对产业间的知识溢出效应进行实证研究。该领域研究文献主要从区域集聚经济与知识溢出、区域产业多样化与知识溢出、区域产业垄断性与知识溢出三个方面,实证研究工业产业间的知识溢出主要源于同产业内还是不同产业间。这方面的争论主要集中在三个主要观点上:MAR 外溢(Marshall 1890;Arrow,1962;Romer,1986,1990)观点认为,知识主要来源于相同产业内的公司,在特定区域内某些产业集中度越高,越有利于促进知识在同产业内公司间扩散,越有利于同产业内公司的创新活动。Jacobs 外溢(Jacobs,1969)观点则认为,知识溢出主要来源于不同产业间的公司,一个区域产业越多样化,越有利于经济的增长。Porter 外溢(Porter,1990)观点认为,高度竞争环境有利于激励公司不断创新保持竞争力,垄断不利于知识创新和增长,他同时认同知识主要来源于相同产业内公司的观点。

自 20 世纪 90 年代初始,经济学者运用经济计量技术对上述三种知识溢出观点进行实证研究,所得结论不尽相同。近年来,随着面板数据(panel data)资料的丰富和面板经济计量方法的成熟,采用面板数据模型研究区域工业产业发展中知识溢出的作用机制,已经成为同类研究中重要的分析技术。Glaeser 等(1992)通过构建美国 170 个城市 6 个最大产业部门就业人数的面板数据(1956-1987 年),考察知识溢出对区域经济作用。研究结果表明,在促进就业人口增长的因素中,Jacobs 外溢性和 Porter 外溢性比 MAR 外溢性更为重要。这就是说,知识溢出主要源于产业间,而非主要源于同一产业内。Henderson 等(1995)所做研究的结论则不同。他们采用 1970-1987 年美国 224 个城市 8 个具体制造业部门的面板数据,结果发现在传统产业中存在 MAR

溢出性,在高新技术产业中同时存在 Porter 外溢性和 MAR 外溢性。这两篇开创性论文开启了对知识溢出在产业发展中作用的实证研究先河。此后,学者通过构建不同国家、不同时间的面板数据做实证研究,所得结果并不一致。例如,Feldman 和 Audretsch(1999)利用美国 1982 年企业创新数据(SBIDB)对经济活动的专门化程度与多样化程度和创新活动的产出进行实证分析,研究结果发现,MAR 外溢对创新活动没有显著的作用,Jacobs 外溢及 Porter 外溢对创新活动有显著的影响。Paci 和 Usai(2000)构建意大利 85 个产业和 784 个地区的面板数据,研究发现产业的创新活动与 MAR 外溢及 Jacobs 外溢都存在正相关,特别是 Jacobs 外溢在高新技术产业及现代化都市方面表现得更为显著。Cainelli,Leoncini 和 Montini(2001)通过构建面板数据模型,对欧洲 1980-1992 年各个地区工业进行实证研究,结果发现同产业内的知识溢出对产业发展起显著作用,即证实 MAR 溢出效应,而产业间的知识溢出效应比较弱,即 Jacobs 外溢效应不显著。Lucioa,Herceb 和 Goicolea(2002)构建西班牙 1978-1992 年 26 个制造业部门面板数据,研究发现产业的发展存在 MAR 外溢,而 Jacobs 外溢及 Porter 外溢的效应不显著。Kyoung-HwieMihn(2004)通过分区域分产业构建面板数据,在对韩国制造业部门的聚集经济进行实证分析时,分别按地区和产业两个角度入手,同时发现了 MAR 外溢性和 Jacobs 外溢性。Ejermo(2005)对当前大多数实证研究成果认为 Jacobs 溢出比 MAR 溢出更为重要的观点提出怀疑,他以瑞士的专利申请数据构建模型,研究发现专利申请数与 MAR 溢出成正相关,与 Jacobs 溢出成负相关。

国际上用中国数据所做的同类研究相对较少,文献上仅检索到两篇:Modu 和 Wang(1997)采用 1985-1989 年中国沿海 7 个省份 23 个产业数据,研

研究发现中国工业经济中存在 MAR 外溢的负向影响和 Porter 外溢的正向影响。Batisse(2002) 采用 1988-1994 年中国 29 个省份 30 个制造行业数据, 结果发现全国范围以及沿海省份和内地省份都存在 MAR 外溢的负向影响和 Jacobs 外溢的正向影响, 只有在沿海省份发现 Porter 外溢的正向影响, 全国范围及内地省份 Porter 外溢效应不显著。

不过, 有关知识外溢效应对产业影响的相关研究, 有不少国内文献。例如, 有的文献[尹静、平新乔(2006)]研究了我国制造行业间的技术溢出特点, 以及地区间的技术溢出与地区发展的联系。还有许多文献从多角度探讨了国际技术转移对我国总体经济及产业发展的作用[如: 姚洋和章奇(2001), 沈坤荣和耿强(2001), 包群和赖明勇(2003), 潘文卿(2003), 陈涛涛(2003), 张建华、欧阳轶雯(2003), 龚毅、李垣和姜黎辉(2004), 喻世友、史卫和林敏(2005), 等等]。也有很多文献探讨了知识外溢对产业、区域经济发展的影响, 以及外溢效应对高新产业集聚区形成、产业集群发展作用等方面的问题[如: 王缉慈(2001)、魏守华(2002)、王越(2003)、魏江(2003)、陈剑锋(2003)、孙兆刚和刘则渊(2004)、郑亚莉(2005)、杨蕙馨等(2005)、王铮等(2005)、陈亦平(2006)、朱美光和韩伯棠(2006), 等等]。相对而言, 与国际同类研究同步的有关我国工业产业发展中知识溢出作用的实证研究鲜见。

从研究方法看, 综观国内外的研究成果, 相关实证中所采用的分析技术均采用二重结构面板数据经济计量模型, 即用不同区域不同产业的增长率, 对反映区域经济发展结构的基期变量进行回归。这种方法假定时间维度不变, 经济计量计算中只使用基期与末期相应的数据, 未考虑基期与末期间的时间跨度, 丢失了许多丰富的经济信息。此外, 已有研究中缺乏知识溢出对工业产业发展的动态研究, 即实证研究中所构建的面板数据模型, 忽视了动态因素的影响。

本研究采用三重结构面板数据分析方法, 首先从工业整体视角, 对我国工业产业间知识溢出效应进行实证研究; 继而研究样本分为高关联度产业与低关联度产业, 高垄断产业与低垄断产业, 按东、中、西部对工业产业发展中知识溢出效应做实证研究。

二、工业产业中知识溢出效应经济计量模型设定

(一) 数据来源说明

本研究采用中国 1999-2003 年 30 个省市(不包括西藏)、25 个工业产业的面板数据, 数据均来源于各年《中国工业经济统计年鉴》。研究时间跨度的选择是由于国家统计局在 1997 年对产业标准进行重新划分, 产业的归类标准与 1997 年前不一致; 且 2004 年起按新的《国民经济行业分类》标准, 2004 年后的数据与之前的统计口径又有所变化, 相关的数

据不具有可比性。此外, 本研究以 1999 年为基期, 通过各省各年的工业生产指数把各省各行业的工业增加值折算为 1999 年的不变价格水平。

(二) 模型设定

1. 基本模型的构建

考虑 C-D 基本生产函数:

$$Y_{i,j,t} = A_{i,j,t} L_{i,j,t}^{\alpha} K_{i,j,t}^{\beta} \dots \dots \dots (1)$$

式中, i 代表某个区域, j 代表某个产业, t 代表时间。Y 代表产业增加值, L 代表劳动, K 代表资本, A 代表技术水平。

对方程(1)中的技术水平 A 进行分解。根据 de Lucioa 等(2002)、Kyoung-Hwie Mihn(2004) 等人研究思路, 技术水平由 Aglobal 与 Alocal 两个变量决定。前者衡量对全部区域产业发生作用的全局技术变化, 后者衡量由区域因素产生的局部技术变化, 反映影响产业发展的当地技术变化因素的内生决定过程, 它主要由以下模型决定:

$$A_{local,t} = g(\text{specialization, competition, diversity}) + e_t \dots \dots \dots (2)$$

式中, specialization 指标衡量 MAR 溢出, 计算公式如下:

$$S_{i,j,t} = \frac{VA_{i,j,t}/VA_i}{VA_{n,j,t}/VA_n} \dots \dots \dots (3)$$

其中, $VA_{n,j,t}$ 表示全国产业 j 的增加值总和, $VA_{i,j,t}$ 表示区域 i 产业 j 的增加值, VA_i 表示区域 i 所有工业的增加值总和, VA_n 表示全国所有工业的增加值总和。如果 S 的值大于 1, 则认为区域 i 产业 j 的区域集中度较高。根据 MAR 外溢理论, 该区域产业的知识外溢更为活跃, 从而更有利于该产业的发展。

Diversity 指标用来衡量 Jacobs 外溢, 根据 Ellison 和 Glaeser(1997) 等人的研究思路, 用标准化的 Herfindhal 指数计算产业多样化程度:

$$div_{i,j,t} = \frac{1/\sum_j (\frac{VA_{i,j,t}}{VA_i - VA_{i,j,t}})^2}{1/\sum_j (\frac{VA_{n,j,t}}{VA_n - VA_{n,j,t}})^2} \dots \dots \dots (4)$$

按照 Jacobs 外溢理论, 产业的多样化环境与产业发展呈正相关关系。

Competition 指标用来衡量 Porter 外溢, 即计算某个产业内部的市场竞争程度。根据 Glaeser 等(1992)、Henderson 等(1995)、Mody 和 Wang(1997) 等人的研究思路, 本研究采用以下计算公式:

$$COM_{i,j,t} = \frac{NUM_{i,j,t}/VA_{i,j,t}}{NUM_{n,j,t}/VA_{n,j,t}} \dots \dots \dots (5)$$

其中, $NUM_{i,j,t}$ 表示在区域 i 从事产业 j 的企业个数, $NUM_{n,j,t}$ 表示全国从事产业 j 的企业个数。按照 Porter 外溢理论, 这个指标用于判断竞争还是垄断环境对产业间知识溢出更为有利。

由此, 本研究分别建立以下三重结构面板数据静态模型与动态模型:

$$\Delta \ln Y_{i,j,t} = \alpha_1 \Delta \ln L_{i,j,t} + \alpha_2 \Delta \ln K_{i,j,t} + \alpha_3 \Delta \ln S_{i,j,t} + \alpha_4 \Delta \ln div_{i,j,t} + \alpha_5 \Delta \ln COM_{i,j,t} + \alpha_6 \Delta \ln Aglobal_{i,j,t} + \alpha_i + \lambda_{ij} + \mu_{i,j,t} \dots \dots \dots (6)$$

$$\Delta 1nY_{i,j,t} = \alpha_0 \Delta 1nY_{i,j,t-1} + \alpha_1 \Delta 1nL_{i,j,t} + \alpha_2 \Delta 1nK_{i,j,t} + \alpha_3 \Delta 1nS_{i,j,t} + \alpha_4 \Delta 1nDiv_{i,j,t} + \alpha_5 \Delta 1nCOM_{i,j,t} + \alpha_6 \Delta 1nAglobal_{i,j,t} + \alpha_i + \lambda_{i,j} + \mu_{i,j,t} \dots\dots\dots (7)$$

其中, $\Delta 1nY_{i,j,t} = 1nY_{i,j,t} - 1nY_{i,j,t-1}$, 则模型(6)、模型(7)中每个变量都表示相邻年份的增长率。 $\mu_{i,j,t}$ 为模型误差, $\alpha_i, \lambda_{i,j}$ 为模型的固定效应或随机效应。

模型(6)与模型(7)的主要区别是将模型(6)中因变量的滞后一期项作为新的自变量引入模型。这样做的目的在于, 因变量的滞后一期项综合反映了过去历史的全部信息, 其系数反映了过去时期全部影响因素对当前时期工业产业发展的影响力度, 这样模型(7)中其余的自变量就单独刻画本期影响因素对产业发展的作用力度。由此, 模型(7)就可以分离出过去与当期因素各自对当前产业发展的影响, 是动态模型。研究中静态模型采用 GLS估计法, 动态模型采用 GMM估计法。本研究是单向非平衡平行数据分析, 根据因变量的滞后一期项的系数的显著性水平, 以及 Hansen 检验来决定静态模型与动态模型的取舍, 根据 Hausman 设定检验值决定是选择固定影响模型或是随机影响模型。

2. 变量说明

模型(6)、模型(7)中系数 $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6$ 代表了影响产业增长的诸要素的影响弹性值。 α_0 若为负, 意味着产业增长趋势自我收敛; 若 α_0 为正, 说明产业增长趋势发散。资本与劳动的投入 α_1, α_2 的预期值为正。根据 MAR 理论, α_3 预期为正值。根据 Jacobs 理论, α_4 预期为正值。根据 Porter 理论, α_5 预期为正值。外生技术的变化会促进某产业的发展, 故 α_6 预期是正值。

三、我国工业产业中知识溢出效应经济计量实证结果

本研究分别对全国总体样本, 以及东、中、西部地区样本 的工业产业中知识溢出效应进行实证分析, 具体经济计量结果见文后附表 1 至附表 19。

(一) 基于全国工业产业整体视角的知识溢出效应实证研究

本研究使用全国和东部地区样本数据, 经济计量结果显示过去历史时期的影响因素对当期的产业发展产生持续性的影响, 即上一期产业增长, 对下一期的产业发展存在一个负向的影响。不过, 用中、西部地区样本所进行的实证研究结果显示, 该系数并不显著。从全国性数据看, 劳动对产业发展的贡献要高于资本; 但分区域来看, 东部地区资本的系数高于劳动系数, 而在中、西部地区劳动对产业发展的贡献高于资本的贡献, 特别在西部地区劳动系数值相对比较大。这种结果与我国产业空间分布有关, 我国资源开发型产业, 主要分布在中西部地区, 劳动投入在这些产业发展中占据重要地位; 而资本密集型产业, 主要分布在东部地区, 相对而言, 资本投入量更大。从全国或分区域经济计量结果看, 估计结果的系数均显著地为正, 意味着外生的技术变化通过外溢效应对产业增长有着正向影响。

无论从全国或分区域数据的经济计量结果看, 工业产业发展中均存在显著的 MAR 知识溢出, 即同产业内的知识扩散及信息交流对该产业的发展起了极大的促进作用。同时, 模型估计结果表明, MAR 知识溢出效应在东部地区表现最强, 在中、西部地区相对较弱。这可能与东部地区良好的经济发展基础、市场发达程度及政策扶持力度有关。全国及分区经济计量模型的实证结果均不支持 Jacobs 知识溢出的存在。在东、中、西部地区数据的经济计量结果中, Porter 溢出效应系数绝对值分别为 0.1601、0.1929、0.0012, 说明这种垄断效应在东、中部地区表现得最为强烈, 西部地区相对较弱。有关我国工业产业中三种知识溢出效应的主要结论可归纳为图 1。

↑ 经济发展水平	东部	MAR效应	+
		Jacobs效应	None
		Porter效应	-
	中部	MAR效应	+
		Jacobs效应	None
		Porter效应	-
	西部	MAR效应	+
		Jacobs效应	None
		Porter效应	-

注: 图中, + 表示存在正向效应, - 表示存在负向效应, None 表示不存在效应。

图 1 东、中、西地区工业产业中的知识溢出效应

(二) 基于产业关联度及垄断性的知识溢出效应的实证研究

在上述研究的基础上, 本研究进一步按高产业关联度与低产业关联度划分, 分析产业关联度对企业间知识溢出效应, 以期对 Jacobs 外溢规律进行更为深入的了解; 根据产业垄断性水平, 分高垄断产业与低垄断性产业两组样本, 分析垄断性对企业间知识溢出效应, 以期对 Porter 外溢规律进行更为深入的了解。

1. 基于产业关联度知识溢出效应的经济计量分析

产业关联度在各个产业发展过程的相互影响中表现为影响力和感应度。不同产业的感应度系数和影响力系数是不同的。感应度系数较大的产业对经济发展的制约作用较大, 影响力系数较大的产业对社会生产的辐射能力也较强。根据刘小瑜(2002)、郭克莎(2003)、蒋燕和胡日东(2005)、陆立军和周国红(2006)等人对产业关联度的研究成果, 本研究将 25 个工业行业划分为高关联度产业与低关联度产业, 并分全国、东、中、西部区域, 分别建立三重结构面板数据的静态与动态经济计量模型。

2. 基于产业垄断性的知识溢出效应的经济计量分析

根据 Glaeser 等(1992)、Henderson 等(1995)、Maurel

(1996)、Mody和 Wang(1997) 等人的研究思路,本研究采用以下公式来衡量某个地区某个产业内部的市场竞争程度:

$$COM_{i,j,t} = \frac{NUM_{i,j}/VA_{i,j}}{NUM_{h,j}/VA_{h,j}}$$

其中,NUM_{i,j}表示在区域*i*从事产业*j*的企业个数,NUM_{h,j}表示全国从事产业*j*的企业个数。当该系数值大于1时,意味着某个地区某个产业内部市场竞争程度大于全国平均水平,其市场垄断性就相对低。

则各个产业的市场竞争程度用以下公式表示:

$$COM_j = (\sum_{i=1}^5 \sum_{t=1}^{30} \frac{NUM_{i,j,t}/VA_{i,j,t}}{NUM_{h,j,t}/VA_{h,j,t}}) / T \cdot I$$

其中,T=5 (表示 1999-2003 年),I=30 (表示 30 个省市)。

研究中把产业竞争性水平大于1的产业归为垄断性相对低的产业,把产业竞争性水平小于1的产业归为垄断性相对高的产业,分东、中、西部三个区域,分别建立经济计量模型。

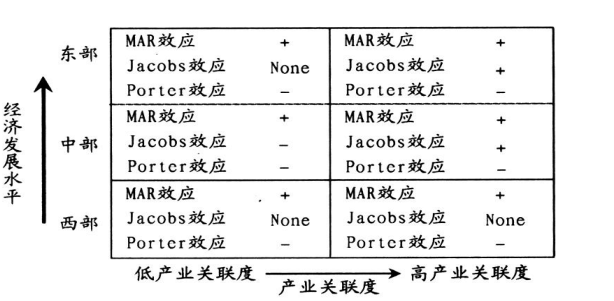
3. 经济计量结果讨论

经济计量结果显示,我国工业产业中 Jacobs 溢出效应与产业关联度相关,与产业垄断性无关。在低产业关联度行业中,Jacobs 溢出或者为负值,或者不显著;而在高产业关联度行业中,Jacobs 溢出正向效应十分明显,即在高关联度产业中,不同产业间公司知识溢出显著,区域产业多样化有利于知识在产业间的企业中扩散,促进不同产业的共同发展。不过,此结论在西部地区数据中得不到支持,这可能与我国西部地区经济发展水平总体偏低有关。

本研究实证结果不支持 Porter 外溢性,且 Porter 外溢估计值为负。关于在何种市场结构条件下,知识创新与扩散效应显著,国际学术界已有不少研究。一般认为,在寡头垄断的市场结构中,企业间竞争性很强,且寡头垄断公司有财力、人力、物力支持研发活动,因而知识创新与扩散效应在寡头垄断市场中作用显著。在我国现行经济中,在华跨国公司及国内大公司是知识创新与扩散的重要发源地,这可能是 Porter 外溢估计值为负的原因所在。

上述实证结果可用图 2、图 3 总结如下。从动态角度看,本研究在一定程度上揭示了我国工业产业发展中 MAR 外溢、Jacobs 外溢变化的规律,可通过图 4 加以说明。

图 4 中曲线轨迹是根据本研究经济计量结果绘制。由图可见,产业集中度与 MAR 溢出效应呈正相关关系,即产业聚集程度越高,MAR 溢出效应越强。对应于相同的产业聚集水平,高关联度产业表现出比低关联度产业更为强烈的 MAR 溢出效应。这意味着,高关联度产业内的知识溢出效应更为显著、更为频繁,知识的扩散及交流对高关联度产业的发展尤为重要;值得注意的是不论是高关联度产业还是低关联度产业,其曲线切线斜率随着产业集中度增大而逐渐减小,即从知识溢出作用看,若某区域的产业聚集程度较高,那么在此基础上集聚程度提高,该产业内发生的知识外溢效应将越来越弱。



注:图中,+ 表示存在正向效应,- 表示存在负向效应, None表示不存在效应。

图 2 基于产业关联度的知识溢出效应



图 3 基于产业垄断性的知识溢出效应

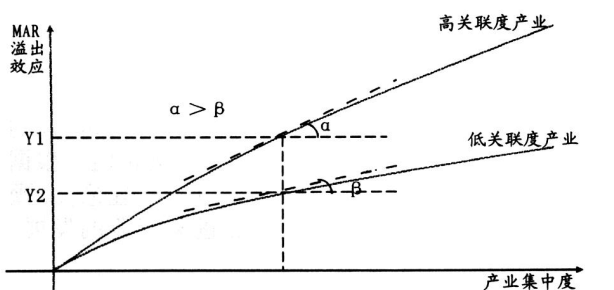


图 4 产业集中度与 MAR 溢出效应关系图

由图 5 可见,除了第一象限证实了 Jacobs 溢出观点,其他象限的实证研究均未发现 Jacobs 溢出效应。多样化的产业环境在工业产业间是否会产生 Jacobs 溢出效应,取决于产业关联度和区域经济发展水平。本研究中以高关联度的产业为样本,分别对东、中部地区做经济计量分析,实证结果均发现 Jacobs 溢出效应;并且,东部地区的 Jacobs 溢出效应要强于中部地区(0.1745>0.1361)。这在一定程度上说明,Jacobs 溢出效应不仅与产业间的关联度有关,而且与经济发展水平有关。

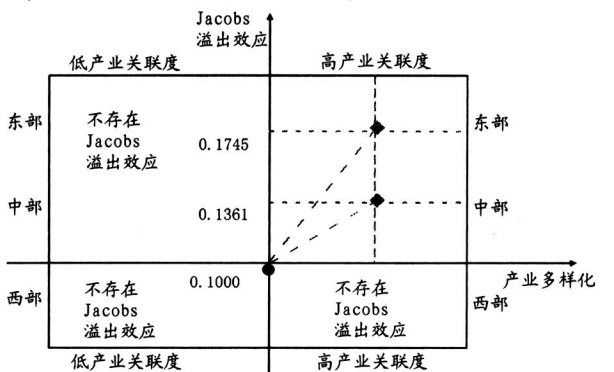


图 5 产业多样化与 Jacobs 溢出效应关系图

从上面的研究结论可知,MAR 外溢观点与 Jacobs 外溢观点并非是两种互相排斥的理论。我国工业经济数据的实证结果显示,MAR外溢的系数值一般在 0.5 左右,而 Jacobs 外溢和 Porter外溢的系数值一般在 0.1 左右,说明考察期我国工业产业的发展中,知识溢出主要发生在同产业内,MAR 外溢性效应占主导地位。在本研究结果中,东、中部地区高关联度产业的 Jacobs 知识溢出系数均显著为正,且东部地区 Jacobs 知识溢出系数值大于中部地区。

四、结论

本研究实证结果显示,中国工业产业中存在显著的 MAR外溢性效应,即在特定区域内某产业集聚程度越高,越有利于促进知识在同产业内所有公司间扩散,越有利于产业内公司的创新活动,对产业的发展越有利。对应于相同的产业集聚水平,高关联度产业表现出比低关联度产业更为强烈的 MAR 溢出效应。这表明高关联度产业内的知识溢出效应更为显著,知识的扩散及交流更为频繁,这对高关联度产业的发展尤为重要;由此,在工业产业的空间分布上,知识溢出效应的内在要求驱使高关联度产业的空间布局更倾向于产业集聚群出现。本研究动态模型研究显示,MAR外溢效应存在随产业集聚度提高而递减现象,即从知识溢出的角度看,在某区域的产业集聚程度较高基础上,随产业集聚程度进一步提高,该产业内发生的知识溢出效应将逐步减弱。

本研究实证结果不支持考察期中我国工业产业中存在 Porter外溢性。同时,实证结果显示,中国工业产业间的 Jacobs 溢出效应与产业关联度相关。低产业关联度行业中,Jacobs 溢出性或者为负值,或者不显著;而高产业关联度行业中,Jacobs 溢出正向效应十分明显,即在高关联度产业中,由于这些产业间的经济联系及相互影响显著,不同产业间公司知识溢出效应强烈。进一步的研究发现,以高关联度的产业为样本,我国东部地区工业产业中的 Jacobs 溢出效应要强于中部地区。不过,Jacobs 溢出效应在本研究西部地区数据中没有得到支持。这在一定程度上说明,Jacobs 溢出效应不仅与产业间的关联度有关,而且与经济发展水平有关。

本研究结论对政策制订具有理论参考价值。根据本研究经济计量实证结果,可以得出这样一个推论:在较低经济发展水平阶段,知识溢出的 MAR 效应对区域产业发展起主导作用;随着经济发展水平的不断提高,MAR效应对促进工业产业发展的作用将逐渐减弱,而 Jacobs 外溢性效应对区域产业发展的作用则越来越显著。国际文献中,Glaeser 等(1992),Feldman 和 Audretsch(1999),Deidda、Paci 和 Usai(2002)等人对发达国家所做的实证研究在一定程度上印证了上述推论。本推论的政策意义在于,中国工业产业政策制定应根据区域经济发展基础,各区域的政策侧重点有所不同。具体来说,从知识溢出对工业产业发展促进作用的角度考虑,我国东部地区工业产业政策的制定应充分考虑 Jacobs 溢出效应,即东部地区的工业产业发展应充分考虑产业间技术关联和技术进步所带来的联动效应,产业政

策应鼓励较强技术关联度的产业在空间上实现集聚,充分发挥多样化的产业发展环境对工业产业发展的促进作用。在我国西部地区工业产业政策制定中,则应侧重考虑 MAR 溢出效应对产业发展的作用,即西部地区要充分发挥本地区资源丰富、劳动力价格低等比较优势,工业产业政策应有利于同类产业在区域内的集聚。我国中部地区的经济发展水平介于东、西部之间,该区域应采纳有利于 Jacobs 溢出效应与 MAR溢出效应并重的工业产业政策,工业产业政策不仅要促进同类工业产业集聚区的形成,也需要引导具有高关联工业产业在区域经济发展中的发展。

附表 1 全国样本知识溢出对产业发展影响的实证计量结果

解释变量系数	全国样本			
	静态模型		动态模型	
	模型 1(GLS估计)		模型 2(GMM估计)	
α_0	-	-	-0.1034	(-2.1804 **)
α_1	0.3269	(6.4245 ***)	0.4056	(6.0229 ***)
α_2	0.1666	(4.1300 ***)	0.1354	(2.6715 ***)
α_3	0.4849	(7.7055 ***)	0.5333	(8.1712 ***)
α_4	0.0176	(0.1573)	0.2038	(1.3412)
α_5	-0.0015	(-15.784 ***)	-0.0008	(-2.9977 ***)
α_6	0.7374	(10.053 ***)	0.6118	(6.2682 ***)
观察值	2 877		1 427	
Adj R ²	0.5150		0.5314	
Wald统计量	509.95 ***		270.91 ***	
Hansen统计量	-		46.697 ***	
Hausman检验值	0.1482		0.0109	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

注:(1)括号内的数值为 t 统计量,*、**与 ***分别表示在 10%、5%与 1%的水平上拒绝原假设,下表同。
(2)Wald统计量用来进行模型的整体显著性检验,下表同。
(3)Hansen为过度识别约束的 χ^2 检验,下表同。
(4)对采用的面板数据模型进行 Hausman 检验,发现 Hausman 统计量接受固定效应与其他解释变量不相关的原假设,故选择随机影响面板数据模型,下表同。
(5)GMM估计中,本研究选择解释变量的滞后一期值和滞后二期值作为工具变量,下表同。
(6)模型可能存在异方差,用估计的异方差——一致协方差矩阵对模型进行纠正,下表同。

附表 2 东部地区知识溢出对产业发展影响的实证计量结果

解释变量系数	东部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型 1(GLS估计)		模型 2(GMM估计)	
α_0	-	-	-0.1440	(-3.0606 ***)
α_1	0.0574	(1.1541)	0.1086	(3.0264 ***)
α_2	0.1545	(3.2170 ***)	0.1568	(2.9160 ***)
α_3	0.4916	(7.1817 ***)	0.5207	(9.3097 ***)
α_4	0.0773	(0.5170)	0.1004	(1.0255)
α_5	-0.1517	(-5.8467 ***)	-0.1601	(-5.8731 ***)
α_6	0.9373	(11.314 ***)	0.7058	(7.4603 ***)
观察值	957		474	
Adj R ²	0.6777		0.7417	
Wald统计量	335.95 ***		19.127 ***	
Hansen统计量	-		46.697 ***	
Hausman检验值	0.0792		0.3450	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

注:对采用的面板数据静态模型和动态模型分别进行 Hausman 检验,发现 Hausman 统计量均接受固定效应与其他解释变量不相关的原假设,故均选择随机影响面板数据模型。

附表 3 中部地区知识溢出对产业发展影响的实证计量结果

解释变量系数	中部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型 1(GLS估计)		模型 2(GMM估计)	
α_0	-	-	-0.0866	(-1.2739)
α_1	0.2258	(4.1843 ***)	0.3373	(7.9424 ***)
α_2	0.1392	(3.9067 ***)	0.1287	(3.2825 ***)
α_3	0.4468	(5.8101 ***)	0.4305	(7.0470 ***)
α_4	-0.1078	(-1.3891)	0.0112	(0.1275)
α_5	-0.1929	(-6.1771 ***)	-0.2502	(-9.9131 ***)
α_6	0.9166	(10.709 ***)	0.6692	(10.387 ***)
观察值	1 068		532	
Adj R ²	0.7071		0.8308	
Wald统计量	430.30 ***		436.59 ***	
Hansen统计量	-		27.635 ***	
Hausman检验值	0.1936		0.3833	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

注:对采用的面板数据静态模型和动态模型分别进行 Hausman 检验,发现 Hausman 统计量均接受固定效应与其他解释变量不相关的原假设,故均选择随机影响面板数据模型。

附表4 西部地区知识溢出对产业发展影响的实证计量结果				
解释变量系数	东部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型1(GLS估计)		模型2(GMM估计)	
α_0	-	-	-0.0556	(-1.0950)
α_1	0.4633	(5.1830 ***)	0.6910	(6.7888 ***)
α_2	0.2109	(2.9917 ***)	-0.0115	(-0.12224)
α_3	0.3407	(4.0139 ***)	0.4462	(5.4215 ***)
α_4	-0.2460	(-0.9997)	-0.4237	(-0.9322)
α_5	-0.0012	(-10.091 ***)	-0.0009	(-5.5554 ***)
α_6	0.6310	(3.7002 ***)	0.5025	(2.6523 ***)
观察值	852		532	
Adj.R ²	0.5505		0.5013	
Wald统计量	174.69 ***		71.710 ***	
Hansen统计量	-		34.642 ***	
Hausman检验值	1.8188		0.6397	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

注:对采用的面板数据静态模型和动态模型分别进行 Hausman检验,发现 Hausman统计量均接受固定效应与其他解释变量不相关的原假设,故均选择随机影响面板数据模型。

附表5 基于高产业关联度的产业间知识溢出效应计量结果				
解释变量系数	全国			
	静态模型		动态模型	
	模型1(GLS估计)		模型2(GMM估计)	
α_0	-	-	-0.0288	(-0.6244)
α_1	0.3396	(6.2776 ***)	0.3379	(4.8865 **)
α_2	0.1432	(3.9308 ***)	0.0979	(1.7066 *)
α_3	0.6423	(11.673 ***)	0.6715	(9.6697 ***)
α_4	0.1227	(1.4567)	0.1558	(1.5390)
α_5	-0.0984	(-5.9969 ***)	-0.1388	(-7.4540 ***)
α_6	0.8071	(8.6223 ***)	0.6238	(3.7517 ***)
观察值	1515		749	
Adj.R ²	0.7260		0.7275	
Wald统计量	669.58 ***		348.37 ***	
Hansen统计量	-		20.826 **	
Hausman检验值	0.1052		0.2395	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

附表6 基于低产业关联度的产业间知识溢出效应计量结果				
解释变量系数	全国			
	静态模型		动态模型	
	模型1(GLS估计)		模型2(GMM估计)	
α_0	-	-	-0.1129	(-1.4505)
α_1	0.1405	(2.6711 ***)	0.3108	(3.8408 **)
α_2	0.1992	(4.3917 **)	0.1395	(3.3094 ***)
α_3	0.3611	(6.6109 ***)	0.3256	(5.5571 ***)
α_4	0.0700	(0.3923)	0.1339	(0.6599)
α_5	-0.0017	(-18.617 ***)	-0.0008	(-7.2050 ***)
α_6	0.8904	(11.028 ***)	0.71472	(8.6397 ***)
观察值	1362		678	
Adj.R ²	0.5553		0.4677	
Wald统计量	284.21 ***		106.75 ***	
Hansen统计量	-		33.261 **	
Hausman检验值	3.0132		0.0866	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

附表7 基于高关联度产业的知识溢出效应经济计量分析				
解释变量系数	东部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型1(GLS估计)		模型2(GMM估计)	
α_0	-	-	-0.1736	(-4.3677 ***)
α_1	0.1250	(2.5151 **)	0.0604	(2.1670 **)
α_2	0.0499	(1.0155)	0.1027	(2.7272 ***)
α_3	0.5389	(13.798 ***)	0.5163	(13.643 ***)
α_4	0.1478	(1.6811 *)	0.1745	(2.0977 **)
α_5	-0.1197	(-6.4638 ***)	-0.0949	(-7.6491 ***)
α_6	0.9097	(11.540 ***)	0.7994	(8.7367 ***)
观察值	514		254	
Adj.R ²	0.7978		0.8469	
Wald统计量	338.32 ***		241.13 ***	
Hansen统计量	-		22.559 **	
Hausman检验值	0.0049		1.0803e-012	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

附表8 基于低关联度产业的知识溢出效应经济计量分析				
解释变量系数	东部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型1(GLS估计)		模型2(GMM估计)	
α_0	-	-	-0.1421	(-2.3254 ***)
α_1	0.0031	(0.0382)	0.1155	(1.2883)
α_2	0.2371	(3.4548 ***)	0.1727	(3.1042 ***)
α_3	0.4355	(3.1160 ***)	0.5051	(4.7544 ***)
α_4	-0.0028	(-0.0094)	0.1333	(0.7381)
α_5	-0.1863	(-3.5166 ***)	-0.2402	(-10.736 ***)
α_6	0.9096	(7.6583 ***)	0.6001	(5.1963 ***)
观察值	443		220	
Adj.R ²	0.6139		0.7446	
Wald统计量	118.11 ***		118.21 ***	
Hansen统计量	-		19.4543 *	
Hausman检验值	0.2895		0.2239	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

附表9 基于高关联度产业的知识溢出效应的经济计量分析				
解释变量系数	中部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型1(GLS估计)		模型2(GMM估计)	
α_0	-	-	-0.1033	(-3.2002 ***)
α_1	0.2778	(6.3928 ***)	0.4404	(12.760 **)
α_2	0.0251	(1.2535)	-0.0073	(-0.2745)
α_3	0.8517	(10.439 ***)	0.6634	(13.050 ***)
α_4	0.0194	(0.2492)	0.1361	(1.7696 *)
α_5	-0.2382	(-9.8665 ***)	-0.2827	(-24.938 ***)
α_6	0.7459	(9.6262 ***)	0.6643	(8.9996 ***)
观察值	472		234	
Adj.R ²	0.8532		0.9423	
Wald统计量	457.21 ***		660.80 ***	
Hansen统计量	-		30.760 ***	
Hausman检验值	0.0848		4.7867	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

附表10 基于低关联度产业的知识溢出效应的经济计量分析				
解释变量系数	中部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型1(GLS估计)		模型2(GMM估计)	
α_0	-	-	-0.1210	(-1.3644)
α_1	0.1083	(1.7505 *)	0.1640	(3.3518 ***)
α_2	0.1749	(4.2218 ***)	0.2707	(5.7779 ***)
α_3	0.4299	(5.0473 ***)	0.3095	(5.5543 ***)
α_4	-0.2544	(-2.4875 **)	-0.0276	(-0.2245)
α_5	-0.1518	(-4.3198 ***)	-0.2226	(-8.4148 ***)
α_6	1.0886	(10.532 ***)	0.7313	(8.4508 ***)
观察值	596		254	
Adj.R ²	0.6979		0.8171	
Wald统计量	230.08 ***		230.71 ***	
Hansen统计量	-		23.648 **	
Hausman检验值	1.3165		1.7649e-013	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

附表11 基于高关联度产业的知识溢出效应的经济计量分析				
解释变量系数	西部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型1(GLS估计)		模型2(GMM估计)	
α_0	-	-	0.0074	(0.1216)
α_1	0.3985	(4.8227 ***)	0.42284	(3.0935 **)
α_2	0.1940	(3.9259 **)	0.13043	(1.2052)
α_3	0.6196	(4.9224 ***)	0.45572	(3.6101 ***)
α_4	0.0835	(0.3837)	-0.51877	(-0.9273)
α_5	-0.0878	(-5.4109 ***)	-0.13039	(-5.0328 ***)
α_6	1.0093	(4.7464 ***)	0.35724	(1.1589)
观察值	545		269	
Adj.R ²	0.7152		0.6604	
Wald统计量	228.67 ***		94.788 ***	
Hansen统计量	-		19.437 **	
Hausman检验值	0.1157		14.503 **	
使用模型	随机影响静态模型		固定影响动态模型	

附表 12 基于低关联度产业的知识溢出效应的经济计量分析				
解释变量系数	西部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型 1 (GLS估计)		模型 2 (GMM估计)	
α_0	-	-	-0.1461	(-1.3857)
α_1	0.1609	(1.9902 **)	0.1736	(1.2159)
α_2	0.0527	(0.6244)	0.1573	(1.4974)
α_3	0.2458	(5.1456 ***)	0.2177	(3.5554 ***)
α_4	-0.1574	(-0.6119)	-0.0809	(-0.1633)
α_5	-0.0018	(-13.245 ***)	-0.0007	(-7.5361 ***)
α_6	0.7814	(5.6762 ***)	0.5763	(3.7047 ***)
观察值	307		152	
Adj.R ²	0.7763		0.4647	
Wald统计量	178.01 ***		24.769 ***	
Hansen统计量	-		29.580 ***	
Hausman检验值	2.1533		0.3024	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

附表 13 产业市场竞争程度系数值		
排序	产业	市场竞争程度
1	煤炭开采和洗选业	0.4639
2	石油和天然气开采业	0.7896
3	黑色金属矿采选业	1.1490
4	有色金属矿采选业	1.1216
5	农副食品加工业	1.5382
6	食品制造业	0.7849
7	饮料制造业	0.5523
8	烟草制品业	0.9118
9	纺织业工业	1.2300
10	造纸及纸制品业	1.3002
11	石油加工 炼焦 和核燃料	0.8321
12	化学原料及化学制品制造业	0.9693
13	医药制造业	0.8331
14	化学纤维制造业	5.0348
15	非金属矿物制品业	0.7657
16	黑色金属冶炼及压延业	0.1757
17	有色金属冶炼及压延加工业	3.0435
18	金属制品业	1.4434
19	通用设备制造业	1.2936
20	专用设备制造业	0.7990
21	交通运输设备制造业	1.9005
22	电气机械及器材制造业	1.3102
23	通信设备 计算机 和其他电子	0.7439
24	仪器仪表及文化办公用机械	1.3110
25	电力 热力的生产和供应	0.3235

附表 14 基于高垄断产业的知识溢出效应经济计量分析				
解释变量系数	东部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型 1 (GLS估计)		模型 2 (GMM估计)	
α_0	-	-	-0.1665	(-3.5047 ***)
α_1	0.0635	(0.5373)	0.1137	(3.1817 ***)
α_2	0.1032	(1.6967 *)	0.1111	(1.8000 *)
α_3	0.4251	(4.3526 ***)	0.5322	(8.2947 ***)
α_4	0.1625	(1.1937)	0.2089	(1.6086)
α_5	-0.1865	(-4.0436 ***)	-0.1107	(-5.2830 ***)
α_6	0.9457	(7.4507 ***)	0.9495	(8.5933 ***)
观察值	428		262	
Adj.R ²	0.7263		0.6495	
Wald统计量	189.84 ***		87.887 ***	
Hansen统计量	-		22.539 **	
Hausman检验值	0.0097		0.2437	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

附表 15 基于低垄断产业的知识溢出效应的经济计量分析				
解释变量系数	东部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型 1 (GLS估计)		模型 2 (GMM估计)	
α_0	-	-	-0.1004	(-2.1396 ***)
α_1	0.0563	(1.0640)	0.1349	(1.7248 *)
α_2	0.1589	(2.8300 ***)	0.1822	(3.5953 ***)
α_3	0.6040	(8.4045 ***)	0.4783	(10.020 ***)
α_4	-0.1180	(-0.4959)	0.1444	(1.3675)
α_5	-0.1307	(-5.1542 ***)	-0.2404	(-21.455 ***)
α_6	1.0202	(10.441 ***)	0.6606	(7.2339 ***)
观察值	529		212	
Adj.R ²	0.6553		0.8777	
Wald统计量	168.31 ***		264.68 ***	
Hansen统计量	-		15.315	
Hausman检验值	0.2144		6.9689e-014	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

附表 16 基于高垄断产业的知识溢出效应经济计量分析				
解释变量系数	中部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型 1 (GLS估计)		模型 2 (GMM估计)	
α_0	-	-	-0.2180	(-2.7326 ***)
α_1	0.2002	(2.6443 ***)	0.2970	(5.8136 ***)
α_2	0.1372	(2.7672 ***)	0.1536	(2.7828 ***)
α_3	0.4503	(4.5899 ***)	0.3228	(5.1738 ***)
α_4	-0.1816	(-1.7061 *)	0.1249	(1.0838)
α_5	-0.1666	(-4.7489 ***)	-0.2680	(-9.6973 ***)
α_6	1.2595	(9.1178 ***)	0.8023	(7.5327 ***)
观察值	594		296	
Adj.R ²	0.7063		0.8575	
Wald统计量	238.65 ***		310.38 ***	
Hansen统计量	-		19.875 **	
Hausman检验值	0.0561		9.3164e-014	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

附表 17 基于低垄断产业的知识溢出效应的经济计量分析				
解释变量系数	中部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型 1 (GLS估计)		模型 2 (GMM估计)	
α_0	-	-	-0.0683	(-1.2626 ***)
α_1	0.2682	(3.8224 ***)	0.34898	(5.7862 ***)
α_2	0.1600	(3.0317 ***)	0.0909	(2.4169 ***)
α_3	0.4775	(9.6172 ***)	0.5170	(9.7011 ***)
α_4	-0.0440	(-0.5427)	-0.1323	(-0.8644)
α_5	-0.252	(-7.0888 ***)	-0.2486	(-8.7258 ***)
α_6	0.6972	(8.8766 ***)	0.6148	(8.4877 ***)
观察值	474		236	
Adj.R ²	0.7638		0.8393	
Wald统计量	255.95 ***		212.05 ***	
Hansen统计量	-		22.498 **	
Hausman检验值	0.0077		0.0811	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

附表 18 基于高垄断产业的知识溢出效应经济计量分析				
解释变量系数	西部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型 1 (GLS估计)		模型 2 (GMM估计)	
α_0	-	-	-0.0024	(-0.0504)
α_1	0.2216	(2.8632 ***)	0.3787	(4.9037 ***)
α_2	0.2383	(3.3981 ***)	0.2670	(5.3981 ***)
α_3	0.2831	(4.4627 ***)	0.4116	(7.6773 ***)
α_4	0.0310	(0.1445)	0.0451	(0.1148)
α_5	-0.0015	(-14.800 ***)	-0.0008	(-12.791 ***)
α_6	0.8120	(5.3350 ***)	0.6658	(4.2219 ***)
观察值	476		234	
Adj.R ²	0.6879		0.6185	
Wald统计量	175.51 ***		69.506 ***	
Hansen统计量	-		26.547	
Hausman检验值	0.5230		0.2108	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

附表 19 基于低垄断产业的知识溢出效应的经济计量分析				
解释变量系数	东部地区			
	静态模型		动态模型	
	模型 1 (GLS估计)		模型 2 (GMM估计)	
α_0	-	-	0.051919	(1.1495)
α_1	0.3885	(3.8666 ***)	0.59684	(3.1817 ***)
α_2	0.2146	(3.1762 ***)	0.070611	(0.8669)
α_3	0.5145	(3.4164 ***)	0.21510	(2.0713 **)
α_4	0.1080	(0.4450)	-0.46611	(-0.7804)
α_5	-0.1179	(-7.8572 ***)	-0.18361	(-10.551 ***)
α_6	1.1513	(4.8590 ***)	0.36690	(1.5200)
观察值	376		187	
Adj.R ²	0.7225		0.7434	
Wald统计量	163.71 ***		97.099 ***	
Hansen统计量	-		18.929 *	
Hausman检验值	0.3986		1.1034	
使用模型	随机影响静态模型		随机影响动态模型	

注释:

二重结构面板数据模型也可能采用模型(6)与(7)的表现形式,但具体估计时假设其中的一个维度是不变的(即

i,j,t 其中任意一个被假定是固定的),不是真正意义上三重结构面板数据模型。本研究所提出的三重结构面板数据假定三个维度(i,j,t)都滚动变化,其具体经济计量技术这里从略。本研究采用 GAUS\$7.0)语言进行编程,并借助美国波特兰州立大学林光平教授(2003)开发的 GPE2软件包。

本研究按严冀、陆铭、陈钊等人(2005)划分标准:东部地区,包括10个省市:北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南10个省(市);中部地区,包括11个省份:吉林、黑龙江、河北、内蒙古、山西、广西、湖南、湖北、河南、安徽、江西;西部地区,包括9个省(市、区)重庆、四川、云南、贵州、陕西、甘肃、青海、新疆、宁夏。

参考文献:

1. Antweiler, W., 2001. "Nested Random Effects Estimation in Unbalanced Panel Data." *Journal of Econometrics*, 101, pp. 295-313.
2. Arrow, K., 1962. "The Economic Implications of Learning by Doing." *Review of Economic Studies*, 29 (3), pp. 157-173.
3. Audretsch, D.B., 1998. "Agglomeration and the Location of Innovative Activity." *Oxford Review of Economic Policy*, 1998, 14, pp. 18-29.
4. Baltagi, B.H.; Song, S. and Jung, B., 2001. "The Unbalanced Nested Error Component Regression Model." *Journal of*

Econometrics, 101, pp. 357-381.

5. Cainelli, G. and Leoncini, R., 1999. "Externalities and Long-term Local Industrial Development. Some Empirical Evidence from Italy." *Revue d'Economie Industrielle*, 90, pp. 25-39.

6. Ce'cile BATTISSE, 2002. "Dynamic Externalities and Local Growth: A Panel Data Analysis Applied to Chinese Provinces." *China Economic Review*, 13, pp. 231-251.

7. Combes, P.P., 2000. "Economic Structure and Local Growth: France, 1984-1993." *Journal of Urban Economics*, 47, pp. 329-355.

8. Feldman, M.P. and Audretsch, D.B., 1999. "Innovation in Cities: Science-based Diversity, Specialization and Localized Competition." *European Economic Review*, 43, pp. 409-429.

9. Glaeser, E.L.; Kallal, H.D.; Scheinkman, J.A. and Schleifer, A., 1992. "Growth in Cities." *Journal of Political Economy*, 100, pp. 1126-1152.

10. Henderson, V.; Kuncoro, A. and Turner, M., 1995.

"Industrial Development in Cities." *Journal of Political Economy*, 103, pp. 1067-1090.

(作者单位:华南理工大学工商管理学院 广州 519549)
(责任编辑:曾国安、刘成奎)

(上接第24页)

注释:

应该说部分古典经济学家对自然资源的约束有一定的认识,如马尔萨斯的工资定律和李嘉图的差额地租定律等。这种对人口和生态的朴素认识,导致了他们对这种假设前提下产生的必然结果——增长停滞——的恐惧(除了穆勒,他是欢迎这一时代到来的)。

由于平均利润率的作用,各产业技术进步趋同在现实中是可能存在的(赫希曼,1958)。

即资本和劳动在长期是无限的。

这暗示假设产业对自然资源的依赖程度是外生的。同时也暗示资源作为一种要素投入是非完全替代的。

这表示模型仍然假设 $f(\cdot)$ 同时符合:规模收益不变、递减的增函数和稻田条件(Inada condition)。

显然,当 θ 为零时,CD函数是CES函数的特殊形式。但采用CD函数应该不会对要分析的问题有很大影响。

AL的相乘关系意味着技术进步是哈罗德中性(Harrod Neutral)的,也意味着资本产出比 K/Y 是逐渐下降的。

关于经济增长差异,很多学者通过实证研究证明了这种差异的存在,Duncan和Fogerty(1984)对澳大利亚和阿根廷的比较研究,Summers和Heston(1993)对马来西亚和巴布亚新几内亚的比较研究,都是这种收敛差异的典型案例。

参考文献:

1. Barbier, Edward B., 1999. "Endogenous Growth and Natural Resource Scarcity." *Environmental and Resource Economics*, July, 14(1), ABI/INFORM Global p. 51.
2. Romer, David, 1996. *Advanced Macroeconomics* (Second edition). New York: McGraw-Hill/Irwin, pp. 37-40.
3. Stiglitz, J., 1974. "Growth with Exhaustible Natural Resources: Efficient and Optimal Growth Paths." *Review of Economic Studies*, 41 (Symposium), pp. 123-138.
4. Voutsen, N., 1973. "Basic Theoretical Issues of Resource Depletion." *Journal of Economic Theory*, 6, pp. 126-143.
5. Solow, R.M., 1974. "Intergenerational Equity and Exhaustible Resources." *Review of Economic Studies*, 41 (Symposium), pp. 29-45.
6. Common, M. and Perrings, C., 1992. "Towards an Ecological Economics of Sustainability." *Ecol. Econ.*, 6, pp. 7-34.

7. Schou, P., 1996. *A Growth Model with Technological Progress and Non-renewable Resources*. mimeo, University of Copenhagen.

8. Smulders, S., 1995. "Entropy, Environment, and Endogenous Economic Growth." *International Tax and Public Finance* 2, pp. 319-340.

9. Goletti, F., 1994. "The Changing Public Role in a Rice Economy Moving Toward Self-sufficiency: The Case of Bangladesh." *Research Report No. 98*, Washington, DC: International Food Policy Research Institute.

10. Boyce, James K., 1987. *Agrarian Impasse in Bengal: Institutional Constraints to Technological Change*. Oxford: Oxford University Press.

11. Wallich, P., 1994. "The Analytical Economist: The Wages of Haiti's Dictatorship." *Scientific American*, Vol. 271, No. 6, p. 36.

12. Scholz, Christian M. and Ziemer, Georg, 1996. *Exhaustible Resources, Monopolistic Competition, and Endogenous Growth*. Mineo, University of Kiel.

13. Boyd, Roy and Caporale, Tony, 1996. "Scarcity, Resource Price Uncertainty, and Endogenous Growth." *Land Economics*, August, 72(3), pp. 326-335.

14. Mukhopadhyay, Kakali and Chakraborty, Debesh, 1999. "India's Energy Consumption Changes during 1973/74 to 1991/92." *Economic Systems Research*, 11(4), pp. 423-438.

15. Bhattacharya, Rabindranath and Shyamal, Paul, 2001. "Sectoral Changes in Consumption and Intensity of Energy in India." *Indian Economic Review*, 36(2), pp. 381-392.

16. Tae Yong Jung and Tae Sik Park, 2000. "Structural Change of The Manufacturing Sector In Korea: Measurement of Real Energy Intensity and CO₂ Emissions." *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 5(3), pp. 221-238.

17. 余江、叶林:《经济增长中的资源约束与技术进步》,载《中国人口、资源与环境》,2006(10)。

18. 余江:《重工业化与中国能源消费》,载《发展经济论坛》,2006(1)。

(作者单位:武汉大学人口、资源、环境经济研究中心 武汉 430072)
苏州大学政治与公共管理学院 苏州 215006)
(责任编辑:刘传江、陈永清)