

聚集条件下的多企业间外溢效应 ——基于 DAG 与 Granger 的面板分析

周泳宏 邓卫广*

摘要 本文结合 DAG 和 Granger 技术,采用 2000—2007 年代表性城市 A 股上市公司的季报数据为样本,刻画市级产业聚集内多个企业之间的外溢效应。研究表明:多企业之间存在同期正向外溢效应和滞后的负向外溢效应;聚集缓解了“挤占”效应;正向外溢效应的所有权特征和产业特征显著,而“挤占”效应的这两项特征不显著;网状或链型的外溢效应路径产生放大或传递效应。通过本研究还得以挖掘出聚集区域内的溢出中心和吸收中心,为核心企业的培育提供经验支持。

关键词 聚集,外溢效应,DAG

一、引言

外溢效应(spillovers)是经济主体通过资源流动、交换、共享等行为对其他经济主体产生的影响,它在企业实现技术进步、绩效提升等方面发挥着重要的影响作用。内生经济增长理论强调知识的外溢效应或外部性在经济增长中的作用(Romer, 1986, 1990; Lucas, 1988, 1993; Grossman and Helpman, 1991; Aghion and Howitt, 1992),一直以来,外溢效应特别是 FDI 外溢效应都是实证文献研究的热点。目前,城市范围内的产业聚集是区域经济发展中最具鲜明特征的现象之一。一般认为,外溢效应与聚集存在联系,于是,作为重要的知识扩散方式,正向外溢效应的发挥成为聚集条件下企业绩效提升的重要途径,从而成为地区工业布局、产业调整等工作的理论依据。那么,如何刻画聚集条件下多个企业之间外溢效应的形态?哪个企业的溢出能力最强,哪个企业的吸收能力最强?目前关于外溢效应的实证研究

* 周泳宏,广东工业大学管理学院;邓卫广,华南师范大学增城学院。通信作者及地址:周泳宏,广州龙洞迎龙路广东工业大学管理学院财务管理教研室,510520;电话:13609799907;E-mail:forestzyh@yahoo.com.cn。本文受广东高校优秀青年创新人才培养项目(编号:WYM08078)、广州市哲学社会科学“十一五”规划课题(编号:08Q07)、广东工业大学博士启动基金(编号:073056)资助。感谢美国 Prairie View A&M University 杨坚教授在中山大学岭南学院 Time Series Econometrics 课程上对 DAG 的讲解及提供的分析软件。感谢匿名审稿人和汪浩副主编的建设性意见和建议。当然,文责自负。

能否解决以上问题?

目前关于外溢效应的实证研究基本围绕 FDI 展开,但实际上,只要存在绩效差异、资源流动、竞争等因素,任何企业之间均可能产生外溢效应。因此,仅考察 FDI 与非 FDI 二者之间单向的外溢效应,难以刻画多主体之间同时发生的外溢效应,当然,也就无法挖掘溢出中心和吸收中心。针对以上问题,本文将舍弃 FDI 与非 FDI 的划分方法,直接面向企业个体研究其两两之间的外溢效应。研究的基本思路是:首先,使用最新发展的 DAG (directed acyclic graph, 指向无环图) 技术,结合 Granger 检验方法,确定多个企业两两之间外溢效应的方向;然后,根据其方向性将样本划分为溢出方和吸收方,构造企业层面的面板数据进行回归分析。通过以上的两步工作,获得多主体间外溢效应发生的形态和定量结果,挖掘溢出中心和吸收中心,提出相关政策建议。

二、文献回顾

目前文献关于外溢效应的实证研究主要与 FDI 联系在一起,最早的研究始于 Macdougall (1960) 对 FDI 的福利效应研究,而 Caves (1974) 的研究则具有里程碑意义,他认为,外资企业对本地企业劳动生产率的促进作用可以体现在三个方面:分配效率、技术效率的提高和技术转让的加快。此后,诸多学者进行了拓展性的研究。例如, Globerman (1979) 对加拿大制造业的分析认为 FDI 对本地企业具有显著的正向影响; Lloyd (1996) 认为 FDI 外溢效应给新加坡、马来西亚,以及我国香港、台湾等地带来了先进的技术,增强了其竞争力; Chuang and Lin (1999) 说明 FDI 的 R&D 支出对我国台湾地区企业具有显著的正向影响。而另外一些文献则发现了 FDI 负的外溢效应,例如, Aitken and Harrison (1999) 对委内瑞拉的研究表明, FDI 通过“市场窃取”迫使东道国当地企业削减产量,从而在短期内降低了当地企业的产出能力。

主流观点将外溢效应分为正的外溢效应和负的外溢效应,对正的外溢效应的分析认为, FDI 通过竞争效应 (competition effect)、培训效应 (training effect)、示范-模仿效应 (demonstration-imitation effect) 与链接效应 (linkage effect) 等加速国内企业技术提升 (Caves, 1974; Findlay, 1978a; 何洁, 2000; 陈涛涛, 2003; 赖明勇等, 2003; 张建华和欧阳轶雯, 2003; 周礼和张学勇, 2006; 等等)。对负的外溢效应的分析则认为外资凭借高技术水平“挤占”了国内市场,对内资部门造成冲击,阻碍了其技术水平的提升 (Aitken, Hanson, and Harrison, 1997; 何洁, 2000; 张海洋, 2005; 蒋殿春和夏良科, 2005; 等等)。

国内丰富的实证研究说明了外溢效应的正负双重性。例如,张宇 (2008) 说明 FDI 在东部发达地区表现出显著的正向外溢效应,而在西部地区并不明

显,甚至出现负向的外溢效应;郭志仪和杨曦(2008)的分析认为FDI的技术外溢和资本挤入效应的显著性由东至西递减。路江涌(2008)的研究则表明地理距离影响外溢效应,外溢效应在本市范围内为正,而在全国范围内为负。王争等(2008)的研究说明具有较高生产率水平的企业间存在正向的水平溢出效应,而在生产率中等偏上和中等偏下的企业中则存在负向的后向外溢效应和前向外溢效应。文献也同时关注竞争效应、人员流动、产业联系等因素对正负外溢效应的影响。例如,徐涛(2003)说明通过管理人员和技术人员的流动,FDI相对较高的管理和生产技术提高了国内企业的技术水平;张建华和欧阳轶雯(2003)对广东省FDI外溢效应渠道的分析发现示范-模仿效应和联系效应较为显著;蒋殿春和夏良科(2005)认为FDI的竞争效应吞噬国内企业的市场空间,但会通过示范效应和科技人员流动等促进国内企业的研发活动;周礼和张学勇(2006)的分析也说明了FDI通过竞争与示范,以及产业联系两种机制产生显著的正向外溢效应;张倩肖(2007)基于随机前沿生产函数的分析认为,竞争程度的提高促使FDI外溢效应由不显著的负效应演变为显著的正效应;原小能和宋杰(2007)的问卷调查表明,FDI外溢效应主要通过培训、与中国供应商的合作等渠道发挥作用。另外,平新乔等(2007)运用中国第一次经济普查的数据说明港澳台资企业在制造业内对内资存在正的外溢效应,而其他FDI的进入则不利于内资企业的R&D;杨亚平(2007)说明FDI对行业内的内资企业具有“挤占效应”,但对行业内的国有企业的“挤占效应”并不明显。

以上的实证分析主要是从宏观层面进行的,而目前大量关于知识管理的文献从微观角度阐述了知识溢出对创新、竞争力的影响,可视为对现有大量实证分析的一个理论补充。例如,Nonaka and Takeuchi(1995)说明知识溢出引发了知识共享和知识创造;卢福财和胡平波(2007)认为企业网络间知识溢出促进知识共享,再通过知识改进提高企业知识存量,从而提高竞争力;辛文昉(2007)认为在企业集群内,知识外溢通过企业之间非正式的交流发生,并通过知识的改进和变异提高创新能力;惠宁(2007)从人力资本聚集的角度来解释产业聚集,他认为人力资本、技能的聚集和扩散作用的循环进行提升区域的创新优势。而以克鲁格曼(中译本,2000)为代表的经济地理学者广泛的研究了知识溢出的空间效应,认为空间上的聚集有利于知识的外溢,相关的研究如Davies(2000)、Keller(2002)、Caniels(2005)、王铮等(2005)、杨蕙馨和刘春玉(2005)、朱美光和韩伯棠(2006)等。这些文献的研究角度虽然不同于FDI外溢效应的实证研究,但二者的共同之处是,知识、技术的差异性以及资源的流动是外溢效应发挥的重要条件和途径。本文的研究将基于这样的共识展开。

在现有的实证研究成果之上,我们发现以下不足:第一,关于外溢效应的实证研究基本上围绕FDI展开,其前提是FDI凭借其较高的技术水平而对

内资企业产生技术外溢。然而,外溢效应的发生并不必然是FDI的进入导致的,而可能是因为绩效差异的存在、人员的流动、市场竞争等,既然如此,非FDI企业之间也具有外溢效应发生的可能性,在聚集条件下更是如此。然而目前只有少数文献涉及这一点,例如,沈坤荣和李剑(2009)的研究表明,三资企业对内资企业的技术外溢证据并不显著,而后者对前者的技术外溢证据却显著得多。第二,作为外部性的体现,外溢效应与聚集存在联系(Jaffe *et al.*, 1993; Eaton and Kortun, 1996; Keller, 2002; 梁琦, 2004; 等等),例如,FDI“比邻效应”认为距离外商直接投资越近的企业与之接触越频繁,外溢速度也就越快,吸收的外溢效应也就越多(Findlay, 1978b; 罗雨泽等, 2008),刘巴洋等(2008)表明外资能帮助周边地区同行业企业提高全要素生产率。在聚集条件下,由于两两企业之间均可能发生外溢效应,致使多个主体之间的外溢效应的路径可能是网状的,而目前基于FDI和非FDI这一两分法而进行的研究将不能解释这种多重路径的现象。第三,在关于外溢效应的回归分析中,绩效指标通常用地区人均劳动生产率或产出表示,这些总量统计指标缺乏微观基础,致使在企业绩效这一层面的分析上解释力有限。

基于以上不足,本文将在以下方面作出补充和创新,以说明聚集条件下多主体之间的外溢效应:第一,使用最新发展的DAG方法和Granger技术,确认聚集条件下多企业之间外溢效应的形态,挖掘溢出中心和吸收中心;第二,舍弃宏观统计指标,使用财务指标直接刻画企业层面的绩效水平;第三,对经典回归模型进行修正,以隔离不同类型的外溢效应。

三、基于DAG的模型构造

本文对外溢效应的研究从绩效指标之间的关系开始(在第四部分将对此进行详尽阐述)。本文认为,若A企业绩效指标的提升促进了B企业绩效指标的提升,则说明A企业对B企业存在直接的正向外溢效应,而无论A企业的资本规模是多少。因此,回归方程被解释变量和解释变量应该是外溢双方企业的绩效指标。若采用ROA(资产收益率)为绩效指标,那么,我们首先需要考察的问题是:哪些企业的ROA为解释变量,哪些企业的ROA为被解释变量?

为了回答此核心问题,我们收集同一城市同一产业的企业数据,考察它们的ROA之间是否存在因果关系,若存在,则具有外溢效应,原因样本即溢出方,结果样本即吸收方。于是,我们将吸收方企业的ROA作为因变量,以溢出方企业的ROA或其他相关变量为自变量构造回归模型进行分析。然而,考察多个企业ROA之间的因果关系将是较为困难的,因为,假设样本为 N ,则共有 $C(N, 2)$ 个可能关系数。所幸的是,DAG技术可以充分有效地利用数据本身具有的信息来判断变量之间的因果关系,从而在一定程度上改善了这

种困境。¹

概括而言，DAG就是一种关于一些变量之间同期因果关系的结构分析，这种分析是建立在相关和偏相关关系的基础上的。简单说来， N 个变量之间共有 $C(N,2)$ 个两两之间的关系，通过计算每对变量的无条件相关系数去除一些相关系数为零的关系。余下的关系再次被检验它们之间的一阶偏相关系数是否显著等于零，如果等于零，它们的关系也被去除，剩下的再检验它们的二阶偏相关系数是否等于零，以此类推，检验 $N-2$ 阶条件相关关系。而检验条件相关系数是否显著不同于零，通常使用的是Fisher的 z 统计量，见(1)式：

$$z(\rho[i,j|k]n) = 1/2(n-|k|-3)^{1/2} \ln\{(|1+\rho[i,j|k]|)(|1-\rho[i,j|k]|)^{-1}\}, \quad (1)$$

其中， n 是用于估计相关系数的样本量； $\rho(i,j|k)$ 是变量 i 和 j 关于变量 k 的，去除了变量 k 对变量 i 和 j 的影响之后的总体相关； $|k|$ 是在 k 中的变量个数，例如 $(i,j|a,b,c)$ ，则这个时候 $|k|=3$ 。在相关系数的分析基础之上，依据相关的判别准则进一步识别变量之间的因果关系方向。例如，考察变量 X 、 Y 和 Z 之间的因果关系，若 X 和 Z 之间的无条件相关系数为0，而二者以 Y 为条件的偏相关系数不为0，则可初步推断 X 、 Y 和 Z 三者之间的因果关系为“ $X \rightarrow Y \leftarrow Z$ ”，更进一步的确认及其他类型的因果方向的确定，可参考Spirtes *et al.* (1993)等，在此不再赘述。DAG通过对VAR扰动项结构的确定，常用于克服Choleski分解中的恰好识别的主观判断的问题，因而得到学者的关注，例如，Bessler and Yang (2003)、Yang (2003, 2005)及国内的研究邓卫广 (2007)、杨子晖 (2008)等。我们尝试新的分析框架：DAG与Panel的结合，即利用DAG分析的因果关系确定面板模型中的因变量和自变量，再进行回归。在具体的操作中，我们使用的是Spirtes *et al.* (1993)提供的算法。DAG主要用于检验变量间的同期因果关系，而Granger test则是检验一个变量当期项和其滞后项对另一个变量的影响。于是，在DAG基础上结合Granger，将比较完整地说明在时间序列上两个主体之间的因果关系，我们的研究将基于此展开。

研究步骤如下：首先，收集聚集条件下各个企业ROA的时间序列，通过DAG确定它们之间的因果关系，对于尚无法明确因果方向的，再通过Granger进行补充检验。通过以上两个步骤的工作，我们将重点对确定因果关系的样本进行面板分析。由此，DAG和Granger结合的技术从统计学的角度确定了外溢效应的方向性，对现有的经验性判断是一个改进，同时，DAG、Granger与Panel的结合将统计规律和外溢效应理论结合在一起，提高了外溢

¹ 有兴趣的学者可以进一步参考Spirtes *et al.* (1993)、Pearl (1995)、Hoover (2003)、Granger (2003)等。

效应的解释力度。

四、模型设定与外溢效应的隔离

大量考察外溢效应的实证文献主要是围绕 FDI 展开,其回归模型的设定丰富多样,但基本的设定是:被解释变量围绕本地劳动生产率、本地产出构造,解释变量则主要采用外资的投入规模指标,即: $LP = f(S_FDI, X_1, \dots, X_n)$, 其中 LP 表示本地企业的人均劳动生产率、全要素生产率、产出、GDP 等, S_FDI 是指外商直接投资的规模指标,例如外资企业的资产或雇员比重、外资的资本投入等, X_1 到 X_n 则是各种控制变量。若 S_FDI 回归系数为正,则说明外资进入对内资企业产生正的外溢效应 (Caves, 1974; Globerman, 1979; Blomström and Persson, 1983; Aitken and Harrison, 1999; 陈涛涛等, 2003; 张建华和欧阳轶雯, 2003; 王志鹏和李子奈, 2004; 谢建国, 2006; 等等)。这一经典设置无疑能够考察外溢效应的总体情况,然而,我们考虑如下情况:溢出方规模不变,技术水平的提高通过技术扩散对吸收方企业产生正的外部性;溢出方发生正向外溢的同时,资本投入规模的提高排挤了吸收方企业,等等。在以上情况下, S_FDI 的回归系数符号如何?显然,这一经典设置无法确切地说明这一问题。另外,经典设置中所采用的指标来源于地区宏观统计数据,缺乏微观基础。鉴于此,本研究对于经典设置的修正在于以下几个方面:

第一,直接度量正向外溢效应的应该是绩效指标之间的关系,因而,被解释变量和主要的解释变量为外溢双方企业的绩效指标,本文采用 ROA (资产收益率)。DAG 与 Granger 对不同企业间 ROA 的因果分析已经确认了因变量(吸收方)和自变量(溢出方),以下的设定基于此展开。

第二,在隔离了主要的正向外溢效应后(见第一点所述),溢出方规模对吸收方绩效的影响说明的是“挤占”效应,因此,我们加入经典设置中使用的溢出方企业市场力量指标作为隔离负向外溢效应的主要解释变量,我们采用 $Lass_A$ (溢出方企业资产总计的对数)或 R_Ass (溢出方和吸收方资产比率),以此说明负向的外溢效应。

第三,解释变量扩展至溢出方的滞后项,以说明不同类型的外溢效应。例如,在竞争效应、培训效应和示范-模仿效应的比较中,竞争效应相对更多地发生于同期中,这是因为面对激烈的市场竞争,各个主体必须及时根据竞争对手的生产和经营情况采取相应的策略,以提高自身的绩效。而培训效应和示范-模仿效应需借助于人员的流动、技术的公开及合作等,因此相对具有一定的时滞性。由此,溢出方企业本期和滞后期的相关解释变量对吸收方本期绩效的不同影响,将可说明以上不同类型的外溢效应。

另外,现有的研究认为,产业特征、所有权特征等影响外溢效应(毛日

昇等, 2007; 亓朋等, 2008)。结合数据的可获得性, 我们使用是否为国有绝对控股、有无境外发起人股两个变量来衡量所有权特征。我们根据中国证监会《上市公司行业分类指引》的门类标准来刻画产业特征, 具体的设置是通过虚拟变量来实现的。在控制变量方面, 我们加入通常意义上影响企业绩效的资本结构、成长性和公司规模指标。具体的变量说明见表 1。

表 1 回归变量列表

变量	指标
ROA	被解释变量, 吸收方企业资产收益率
G_ROA	被解释变量, 吸收方企业资产收益率的增长率
ROA _A	解释变量, 溢出方企业资产收益率
ROA _A (-t)	解释变量, 溢出方企业滞后 t 期的资产收益率
G_ROA _A	解释变量, 溢出方企业资产收益率的增长率
Lass _A	解释变量, 溢出方企业规模指标(资产总计的对数)
Lass _A (-t)	解释变量, 溢出方企业滞后 t 期的规模指标(资产总计的对数)
R_Ass	解释变量, 企业规模对比(溢出方企业资产总计 ÷ 吸收方企业资产总计)
Lass	控制变量, 吸收方企业规模指标(资产总计的对数)
Gro	控制变量, 吸收方企业成长性指标(主营业务收入增长率)
Str	控制变量, 吸收方企业资本结构指标(资产负债率)
DS0	虚拟变量, 若吸收方企业国有股持股比例大于 50% 则为 1, 否则为 0
DF0	虚拟变量, 若吸收方企业有境外发起人股则为 1, 否则为 0
DS1	虚拟变量, 若溢出方企业国有股持股比例大于 50% 则为 1, 否则为 0
DF1	虚拟变量, 若溢出方企业有境外发起人股则为 1, 否则为 0
DC	虚拟变量, 若外溢双方为 C 类(制造业), 则为 1, 否则为 0
DD	虚拟变量, 若外溢双方为 D 类(电力、煤气及水的生产和供应业), 则为 1, 否则为 0
DG	虚拟变量, 若外溢双方为 G 类(信息技术业), 则为 1, 否则为 0
DJ	虚拟变量, 若外溢双方为 J 类(房地产业), 则为 1, 否则为 0
DK	虚拟变量, 若外溢双方为 K 类(社会服务业), 则为 1, 否则为 0
DM	虚拟变量, 若外溢双方为 M 类(综合类), 则为 1, 否则为 0

注: 虚拟变量设置中所涉及的“C”、“D”、“G”、“J”、“K”、“M”类划分法来源于《上市公司行业分类指引》。

核心回归方程如下:

$$ROA[\text{或 } G_ROA] = c + \alpha \cdot ROA_A + \beta \cdot Lass_A[\text{或 } R_Ass] + \sum_j \gamma_j x_j + \mu, \quad (2)$$

$$ROA[\text{或 } G_ROA] = c + \alpha \cdot ROA_A(-t) + \beta \cdot Lass_A(-t)[\text{或 } R_Ass(-t)] + \sum_j \gamma_j x_j + \mu, \quad (3)$$

$$ROA[\text{或 } G_ROA] = c + \alpha \cdot G_ROA_A + \beta \cdot Lass_A[\text{或 } R_ASS] + \sum_j \gamma_j x_j + \mu. \quad (4)$$

方程 (2)、(3)、(4) 中, α 、 β 、 γ_j 为各个回归系数, c 为常数项, μ 为残差, x_j 为各种控制变量。因变量为吸收方企业 ROA 或其增长率 G_ROA。

回归系数 α 度量溢出方企业绩效对吸收方企业绩效的直接影响,反映了技术扩散效应,其中(2)中的 α 考察的是溢出方 ROA 对吸收方 ROA 或其增长率的同期影响,(3)中的 α 考察溢出方 ROA 的滞后项对吸收方本期 ROA 或其增长率的同期影响, t 为滞后期,(4)中的 α 考察溢出方 ROA 增长率对吸收方 ROA 或其增长率的同期影响。 β 是溢出方市场力量指标的回归系数,在回归中我们将使用 $Lass_A$ 或 R_Ass 表示溢出方企业市场力量。经过了 ROA_A 的分离, β 度量的是除了技术扩散之外的剩余部分,即“挤占”效应。总体而言,正的外溢效应将主要体现为正的 α 或 β ,负的外溢效应则主要体现为负的 α 或 β 。综合以上的修正,可以对不同外溢效应进行一定的隔离,我们预计各种回归结果将能够说明不同的问题,见表 2。

表 2 预计回归结果说明

	解释变量			说明
	同期的溢出方 ROA	滞后的溢出方 ROA	溢出方 $Lass_A$ 或 R_Ass	
1	正		正	总体上存在正的外溢效应,不存在“挤占”效应,培训、模仿等引起的技术扩散明显
2	负		负	总体上存在负的外溢效应,“挤占”效应明显,不存在技术扩散
3	负		正	外溢效应不明显,既不存在“挤占”效应,也不存在技术扩散
4	正		负	同时存在技术扩散和“挤占”效应
5	正	不显著		竞争效应相对较为显著
6	不显著	正		培训效应、示范-模仿效应相对较为显著

本文选取了北京、上海、天津、重庆、广州、深圳自 2000 年第二季至 2007 年第四季期间所有 A 股在市交易公司作为原始样本²,按照以下标准进行筛选:(1)剔除 ST 公司和数据严重残缺的公司;(2)按照中国证监会《上市公司行业分类指引》的门类标准(A至M)划分产业,剔除同一城市内同一门类中只存在 2 家及以下的公司,因为这些样本对于聚集性的说明有限,目前的研究方案也能解决这类问题,本文不打算重复;(3)由于上海 C 类企业数目高达 31 家,在技术上 DAG 的处理将十分繁琐,因此上海 C 类企业的行业划分标准改为按次类进行,即字母 C 加 1 位数字。得到样本量为 171,我们先考察样本特征,然后按照所在城市分行业进行 ROA 因果关系的确定。

五、实证过程

首先是单位根检验。表 3 是对所有样本 ROA 进行的面板单位根检验结

² 除了特别说明外,各个回归结果的样本区间均按此设定。

果，由于篇幅问题，表 3 没有报告分地区、门类进行的单位根检验。³

表 3 资产收益率(ROA)面板单位根检验

检验式	LLC	Breitung	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher	Hadri
原假设	有单位根	有单位根	有单位根	有单位根	有单位根	无单位根
检验值	2.84 (1.00)	-3.79 (0.00)	-13.06 (0.00)	947.79 (0.00)	2296.59 (0.00)	12.36 (0.00)

注：检验平台为 EViews5.1，检验式中包括截距项，通过 Schwarz 准则确定最佳滞后项。统计值下面括号内数值为 P 值。

在六种检验当中，LLC、Breitung 和 Hadri 检验说明的是在截面上是否存在相同的单位根 (common unit root)，IPS、ADF-Fisher 和 PP-Fisher 则检验个体不同单位根 (individual unit root)。由表 3，统计量拒绝了 Breitung、IPS、ADF-Fisher 和 PP-Fisher 的原假设，说明在这几个检验式上显示序列是平稳的。但是，检验结果接受 LLC 的原假设，拒绝 Hadri 原假设，因此在这两个检验式上显示截面存在相同的单位根。单位根检验的结果似乎体现出一定的矛盾性，然而，基于不同城市不同产业的面板数据，有理由相信异质性面板数据的检验更接近于现实情况，并且，作为 LLC 检验的改进，IPS 检验拒绝了所有个体均存在单位根的原假设，而其他的异质性面板数据单位根检验 ADF-Fisher 和 PP-Fisher 均拒绝原假设，因此，总体而言，ROA 是大致平稳的。分地区、门类划分截面进行的单位根检验与总体表现基本一致。虽然我们发现一阶差分后的 ROA 除了 Hadri 检验以外均显示平稳，但若使用 DAG 确定它们之间的因果关系将会丢失很多信息，例如，溢出方企业高的业绩对吸收方产生正的外溢效应，但其业绩的增长幅度却不一定给对方带来正的影响。兼顾经济信息的完整和数据特征，我们的方案是，对所有城市分行业企业 ROA 进行 DAG 分析，在面板分析中，我们也将考察一阶差分后 ROA 的转换形式 G_ROA (ROA 的增长率) 之间的关系，以提高结论的稳健性。

下面，我们开始运用 DAG 技术确定 ROA 之间的同期因果关系。假设在某一城市某一行业中的样本为 N ，若两两之间均存在外溢效应，则共有 $C(N, 2)$ 个可能关系数，但实际上存在的因果系数将少于可能关系数，通过观察两者的差别可初步了解聚集状态下外溢效应发挥的基本情况。表 4 是 5% 显著性水平下的 DAG 结果统计。

³ 有兴趣的读者可向笔者索要。

表4 市级聚集关系

北京			上海			天津		
企业数量	可能关系数	实际关系数	企业数量	可能关系数	实际关系数	企业数量	可能关系数	实际关系数
26	81	12	55	212	32	4	6	1
重庆			广州			深圳		
企业数量	可能关系数	实际关系数	企业数量	可能关系数	实际关系数	企业数量	可能关系数	实际关系数
9	36	6	10	12	3	26	100	14

根据表4, 聚集确实提高了外溢效应的显著性, 北京、上海和深圳三市的企业数量较多, 因此实际发生外溢效应的关系数也较多。为了进一步确认在方向上无法确定的关系, 我们通过 Granger 因果检验进行, 主要按照显著性 5% 对 1、2、3 期滞后期进行检验。⁴ 综合结果显示, 存在外溢效应的关系数为 68, 其中具有明确因果方向的关系数为 44, 方向不确定的关系数为 24。从中, 我们可以获知聚集条件下多主体之间外溢效应的形态, 例如, 图 1 和图 2 分别绘制了来自上海 C7 类和 M 类企业外溢效应路径示意图, 其中, 箭头代表因果方向, 无箭头的连线代表存在方向未明的因果关系, 无连线则表示尚无法检验出因果关系⁵。从图中看出, 产业聚集条件下, 外溢效应的发挥路径具有非常丰富的形态, 上海 C7 类企业聚集中, 显示出类似网状的路径, 一家企业同时对多家企业发生溢出, 而同时, 也有可能同时吸收多家企业的溢出。例如, 600104 同为 600841 和 600676 的吸收方, 我们感兴趣的是, 这两条外溢路径对 600104 的综合作用是多少? 我们在面板分析之后讨论这个问题。而在上海 M 类企业的聚集当中, 则表现出类似链状的外溢路径, 一家企业在对另一家企业发生外溢的同时, 也吸收第三家企业的溢出, 这种传递效应如何? 我们在面板分析之后讨论这个问题。

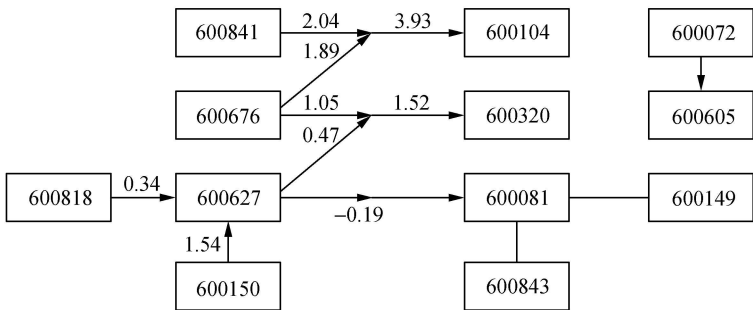


图1 举例: 上海 C7 类企业外溢效应路径图

⁴ 部分检验的 P 值在 0.05 至 0.09 之间。

⁵ 我们将在第六部分解释图中箭头上数字所代表的含义。

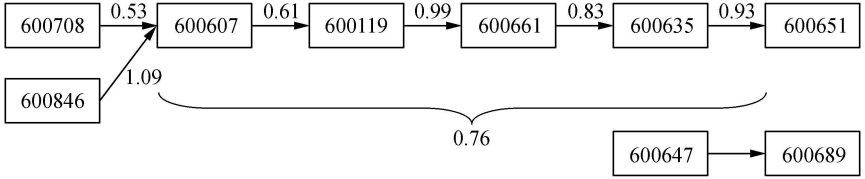


图 2 举例：上海 M 类企业外溢效应路径图

对于因果方向确定的样本，我们按照回归模型 (2)、(3)、(4) 构造面板模型进行回归。回归结果见表 5 至表 9。

表 5 考虑同期影响的面板回归结果

自变量	因变量 ROA									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
C	-30.28 (0.00)	-21.96 (0.01)	-37.97 (0.00)	-31.91 (0.00)	-31.12 (0.00)	-20.68 (0.02)	-46.55 (0.00)	-48.48 (0.00)	-38.61 (0.00)	-37.70 (0.00)
ROA _A	0.37 (0.00)	0.52 (0.00)	0.36 (0.00)	0.54 (0.00)	0.36 (0.00)	0.54 (0.00)				
Lass _A			0.80 (0.00)	0.82 (0.05)			1.08 (0.00)	1.25 (0.00)		
R_Ass					0.04 (0.43)	-0.03 (0.69)			0.12 (0.05)	0.11 (0.16)
Lass	1.77 (0.00)	1.25 (0.00)	1.30 (0.00)	0.87 (0.05)	1.80 (0.00)	1.19 (0.01)	1.45 (0.00)	1.32 (0.00)	2.18 (0.00)	2.08 (0.00)
Gro	0.003 (0.61)		0.005 (0.49)		0.004 (0.57)		0.006 (0.36)		0.006 (0.42)	
Str	-0.13 (0.00)	-0.08 (0.00)	-0.13 (0.00)	-0.08 (0.00)	-0.13 (0.00)	-0.08 (0.00)	-0.12 (0.00)	-0.10 (0.00)	-0.13 (0.00)	-0.10 (0.00)
Ar(1)		0.52 (0.00)		0.52 (0.00)		0.52 (0.00)		0.30 (0.00)		0.30 (0.00)
R ²	0.50	0.62	0.50	0.62	0.50	0.62	0.43	0.48	0.43	0.48
\bar{R}^2	0.48	0.60	0.48	0.60	0.48	0.60	0.41	0.46	0.40	0.45
D-W Stat	1.08	1.95	1.08	1.95	1.08	1.95	1.36	1.86	1.35	1.85
F Stat	20.86 (0.00)	32.86 (0.00)	20.74 (0.00)	32.35 (0.00)	20.43 (0.00)	32.14 (0.00)	15.87 (0.00)	19.02 (0.00)	15.51 (0.00)	18.66 (0.00)
Hausman	39.46 (0.00)		40.45 (0.00)		37.64 (0.00)		35.53 (0.00)		34.81 (0.00)	
面板模型	F	F	F	F	F	F	F	F	F	F

注：括号内为 P 值。在面板模型的结果栏中，“F”代表个体固定效应，“R”代表个体随机效应。

表 5 是基于回归方程 2 展开的分析，其中，针对 (1)、(3)、(5)、(7)、(9) 中 D-W Stat 不理想的问题，我们在回归 (2)、(4)、(6)、(8)、(10) 中加入 ar(1) 项以改善序列相关的问题，同时由于 Gro 并不显著，我们也在回归方程中剔除了 Gro，结果显示 R²、调整后的 \bar{R}^2 和 D-W Stat 均得到改善。由于 Granger 检验主要是基于一方滞后期对另一方本期的影响，在表 6 中，我

们使用溢出方 ROA_A 和 $Lass_A$ 、 R_Ass 的滞后项考察对吸收方 ROA 的影响。由于 R_Ass 滞后项和控制变量 Gro 对 ROA 的影响并不显著, 表 6 中并没有报告含有这些变量的回归结果, 以节省篇幅。

表 6 考虑滞后影响的面板回归结果

自变量	因变量 ROA									
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
C	-37.75 (0.00)	-31.43 (0.00)	-39.52 (0.00)	-51.36 (0.00)	-37.64 (0.00)	-42.29 (0.00)	-41.83 (0.00)	-50.66 (0.00)	-42.63 (0.00)	-57.52 (0.00)
$ROA_A(-1)$	-0.15 (0.00)	-0.15 (0.00)								
$ROA_A(-2)$			-0.20 (0.00)	-0.20 (0.00)						
$ROA_A(-3)$					-0.11 (0.00)	-0.11 (0.00)				
$ROA_A(-5)$							-0.16 (0.00)	-0.16 (0.00)		
$ROA_A(-7)$									-0.12 (0.00)	-0.12 (0.00)
$Lass_A(-1)$		1.2E-10 (0.02)								
$Lass_A(-2)$				0.96 (0.05)						
$Lass_A(-3)$						0.36 (0.50)				
$Lass_A(-5)$								0.64 (0.28)		
$Lass_A(-7)$										1.02 (0.10)
Lass	2.18 (0.00)	1.86 (0.00)	2.29 (0.00)	1.86 (0.00)	2.18 (0.00)	2.03 (0.00)	2.40 (0.00)	2.16 (0.00)	2.41 (0.00)	2.07 (0.00)
Str	-0.13 (0.00)	-0.13 (0.00)	-0.14 (0.00)	-0.14 (0.00)	-0.14 (0.00)	-0.14 (0.00)	-0.15 (0.00)	-0.15 (0.00)	-0.14 (0.00)	-0.14 (0.00)
Ar(1)	0.35 (0.00)	0.34 (0.00)	0.31 (0.00)	0.31 (0.00)	0.34 (0.00)	0.33 (0.00)	0.34 (0.00)	0.34 (0.00)	0.29 (0.00)	0.28 (0.00)
R^2	0.52	0.52	0.53	0.53	0.52	0.52	0.55	0.55	0.56	0.56
\bar{R}^2	0.49	0.50	0.50	0.50	0.50	0.49	0.52	0.52	0.53	0.53
D-W Stat	1.93	1.94	2.08	2.07	2.00	2.00	1.95	1.95	2.00	2.01
F Stat	21.00 (0.00)	20.93 (0.00)	20.85 (0.00)	20.56 (0.00)	19.52 (0.00)	19.07 (0.00)	19.72 (0.00)	19.40 (0.00)	18.65 (0.00)	18.20 (0.00)
面板模型	F	F	F	F	F	F	R	F	F	F

注: 括号内为 P 值。在面板模型的结果栏中, “F”代表个体固定效应, “R”代表个体随机效应。

表 7 则是考察溢出方绩效增长率对吸收方绩效的影响。由于增长率的后影响不显著, 在表中没有报告溢出方绩效增长率的滞后项对吸收方绩效及其增长率的影响, 以节省篇幅。

表 7 考虑增长效应的面板回归结果

自变量	因变量									
	ROA						G_ROA			
	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)
C	3.34 (0.00)	-35.17 (0.00)	-44.95 (0.00)	-44.47 (0.00)	-35.74 (0.00)	-35.76 (0.00)	0.45 (0.00)	6.66 (0.43)	6.95 (0.46)	2.26 (0.00)
G_ROA _A	0.07 (0.00)	0.06 (0.00)	0.07 (0.00)	0.07 (0.00)	0.07 (0.00)	0.06 (0.00)	0.12 (0.00)	0.13 (0.00)	0.13 (0.00)	0.13 (0.00)
Lass _A			0.94 (0.02)	0.89 (0.03)					-0.02 (0.95)	
R_Ass					0.03 (0.69)	0.03 (0.69)				-0.05 (0.58)
Lass		2.04 (0.00)	1.52 (0.00)	1.54 (0.00)	2.06 (0.00)	2.05 (0.00)	-0.22 (0.59)	-0.21 (0.66)		
Str		-0.13 (0.00)	-0.12 (0.00)	-0.12 (0.00)	-0.13 (0.00)	-0.13 (0.00)	-0.03 (0.03)	-0.03 (0.04)	-0.04 (0.00)	
Gro				0.007 (0.39)		0.006 (0.41)	-0.004 (0.73)	-0.004 (0.73)	-0.004 (0.74)	
Ar(1)	0.44 (0.00)	0.33 (0.00)	0.33 (0.00)	0.33 (0.00)	0.33 (0.00)	0.33 (0.00)				
R ²	0.48	0.52	0.52	0.52	0.52	0.52	0.02	0.06	0.07	0.07
\bar{R}^2	0.46	0.49	0.49	0.50	0.49	0.49	0.02	0.02	0.02	0.02
D-W Stat	2.00	1.95	1.95	1.96	1.95	1.96	2.12	2.24	2.24	2.24
F Stat	19.35 (0.00)	20.74 (0.00)	20.52 (0.00)	19.97 (0.00)	20.28 (0.00)	19.77 (0.00)	17.82 (0.00)	1.42 (0.04)	1.39 (0.04)	1.42 (0.04)
Hausman							0.39 (0.53)	12.94 (0.01)	12.84 (0.03)	13.40 (0.01)
面板模型	F	F	F	F	F	F	R	F	F	F

注：括号内为 P 值。在面板模型的结果栏中，“F”代表个体固定效应，“R”代表个体随机效应。

表 8 和表 9 是基于回归方程 (4) 考察的所有权特征和产业特征对外溢效应的影响。我们使用虚拟变量进行了分段回归。为了节省篇幅，表中只报告了主要回归系数及相关检验结果。

表 8 外溢效应的所有权特征

说明 自变量表达式	X	ROA _A				Lass _A			
	dx	DS0	DF0	DS1	DF1	DS0	DF0	DS1	DF1
dx × X		0.55 (0.00)	0.69 (0.00)	0.50 (0.00)	0.35 (0.00)	2.6E-11 (0.67)	-2.7E-11 (0.82)	3.2E-11 (0.58)	1.2E-10 (0.10)
(1-dx) × X		0.54 (0.00)	0.52 (0.00)	0.58 (0.00)	0.58 (0.00)	1.5E-10 (0.01)	1.1E-10 (0.02)	1.5E-10 (0.01)	8.9E-11 (0.07)
Wald Test		0.05 (0.83)	4.16 (0.04)	2.57 (0.11)	7.90 (0.01)	3.83 (0.05)	1.31 (0.25)	3.47 (0.06)	0.17 (0.68)

注：括号内为 P 值。Wald Test 的原假设是：dx × X 与 (1-dx) × X 的回归系数一致。

表 9 外溢效应的产业特征

自变量	DC×ROA _A	DD×ROA _A	DG×ROA _A	DJ×ROA _A	DK×ROA _A	DM×ROA _A	Wald Test
系数	0.41(0.00)	0.94(0.00)	0.62(0.00)	0.66(0.00)	1.02(0.00)	0.67(0.00)	8.40 (0.00)
自变量	DC×Lass _A	DD×Lass _A	DG×Lass _A	DJ×Lass _A	DK×Lass _A	DM×Lass _A	Wald Test
系数	6E-11(0.26)	-5E-10(0.28)	2E-09(0.00)	7E-11(0.41)	7E-10(0.00)	4E-11(0.93)	3.34 (0.01)

注:括号内为 P 值。Wald Test 的原假设是:所有按产业特征划分的回归系数一致。

六、结果分析

根据表 5 至表 9 的实证结果,我们得到以下结论:

第一,外溢效应的瞬时性与时滞性相悖。表 5 中回归 (1) 至 (6) 中 ROA_A 系数显著为正,表明存在同期正的外溢效应,而表 6 中 $ROA_A(-t)$ 的系数均显著为负,说明溢出方企业滞后期的绩效水平没有对本期吸收方绩效产生正的外溢效应。为什么在同期外溢和滞后期外溢之间存在这样截然相反的结论?我们借鉴外溢效应发挥的途径来解释这个有趣的现象。主流观点对正的外溢效应的分析认为,FDI 通过竞争效应 (competition effect)、培训效应 (training effect)、示范-模仿效应 (demonstration-imitation effect) 与链接效应 (linkage effect) 等加速国内企业技术提升 (Caves, 1974; Findlay, 1978a; 何洁, 2000; 陈涛涛, 2003),显然,这一共识同样可推广至非 FDI 企业。由于我们的样本来自于对同一门类企业的分析,因此,这一现象源于链接效应的可能性相对不大。而在竞争效应、培训效应和示范-模仿效应中,竞争效应相对更多地发生于同期中,这是因为面对激烈的市场竞争,各个主体必须及时根据竞争对手的生产和经营情况采取相应的策略,以提高自身的绩效。而培训效应和示范-模仿效应需借助于人员的流动、技术的公开及合作等,因此具有一定的时滞性。由此,对比正的 ROA_A 回归系数 (表 5) 和 $ROA_A(-t)$ 负的回归系数 (表 6),我们可以判断,在本文的样本范围内,竞争效应相对显著,而培训效应和示范-模仿效应相对不显著。当然,这一判断还应通过更深入的案例分析来证实,这是下一步的工作。

第二,聚集缓解了“挤占”效应。表 5 回归 (3)、(4)、(7)、(8) 和表 7 的 (23)、(24) 中 $Lass_A$ 的回归系数显著为正,表 6 中 (12) 和 (14) 中的 $Lass_A(-t)$ 系数也为正,其他相关回归非负,说明在总体效果上,溢出方企业规模对正的外溢效应具有促进作用。通过 (3)、(4) 和 (7)、(8) 的对比我们发现,隔离了溢出方 ROA_A 的直接作用后, $Lass_A$ 的系数大幅减小,在 (7) 和 (3) 的对比中,系数从 1.08 下降为 0.8,在 (8) 和 (4) 的对比中,系数更从 1.25 下降至 0.82。这说明, (7) 和 (8) 考察的是外溢效应总体的效果,不能精确地考察直接源于溢出方的技术扩散等正向外溢效应,这对目前外溢效应的经典回归模型构成一个质疑。在本文中,由于 (3) 和 (4) 中 ROA_A 已经隔离出了

直接的正向外溢效应， $Lass_A$ 回归系数就只包含了剩余的部分。鉴于 $Lass_A$ 描述了溢出方企业市场力量的大小，因此它的回归系数主要表达了“挤占”效应（何洁，2000；张海洋，2005；等等），由于该回归系数显著为正或非负，我们认为在市一级的聚集条件下，“挤占”效应并不明显，恶性竞争并没有形成。同时，由于在聚集条件下，企业之间的竞争是围绕多个主体展开的，仅一条外溢效应路径的两端的力量对比并不会对吸收方企业的业绩产生影响，因此表5中(5)、(6)、(9)、(10)和表7的(25)和(26)中 R_{Ass} 系数并不显著，其滞后项也均如此（未在表7中列出）。这体现出聚集的优势，某个企业并不会因为某个竞争对手的“排挤”而严重影响自身绩效水平。

第三，绩效水平和绩效提升的外溢效应均存在，但前者显著于后者。表7考察的是溢出方企业ROA的增长率是否对吸收方ROA或其增长率产生影响。结果显示，回归系数显著为正，说明溢出方企业绩效的提升速度既可促进吸收方企业绩效的提升，也可促进其绩效提升速度的加快。但从回归系数的大小看，其远远小于表5中(1)至(6) ROA_A 的回归系数，这说明，外溢效应的发挥主要还是来自于绩效水平的相互影响，而绩效提升速度的外部性的显著性尚不及前者。

第四，聚集条件下外溢效应的放大性与传递性。该结论来自于对聚集条件下外溢效应的综合分析。对于图1和图2所示的聚集条件下外溢效应效果示意图，我们使用表5中的回归方程(2)所报告的固定效应进行了归纳，见图中箭头上方的数字。在图1中，由于600841和600676均对600104产生外溢，于是，600104所能吸收的最大综合效应将是外溢效应的加总，3.93（即2.04与1.89相加），同理，吸收方为600320的综合效应是1.52，可见，对于同一吸收方，外溢效应的路径越多，其效应越显著，这有赖于聚集条件下外溢效应路径的挖掘和理顺。而在图2中，由于外溢效应路径体现出链式的形态，于是从600708、600846到600651之间各个环节的外溢效应将体现出典型的传递性。例如，600708和600846的绩效各提升1%，最大可能将引起600651的0.76%（即0.53加上1.09，再与0.61、0.99、0.83、0.93相乘）的提升。可见，若每个环节外溢效应数值大于1，即溢出方绩效的提升引起吸收方更大幅度的提升，则此传递效应将具有放大的作用，这有赖于聚集条件下外溢效应深度的培育。而另一方面，在此链条中，一旦出现了负向外溢效应的环节，对企业绩效提升的副作用也将可能被放大。总而言之，聚集与外溢效应存在关系，这符合目前的研究结论，但二者之间并不必然存在正向的关系，外溢效应的总体效果如何对企业绩效的提升起促进或抑制作用，作用大小如何，将取决于聚集条件下外溢效应路径的构成形态。

第五，正向外溢效应的所有权特征和产业特征显著；“挤占”效应的所有权特征和产业特征不显著。该结论来自于表8和表9的回归结果，下面具体分析。表8的第1列和第2列考察的是吸收方所有权特征对外溢效应的影响，

Wald Test 结果说明, 国有控股并没有显著提高外溢效应的吸收能力, 而具有境外发起人股的吸收方企业外溢效应较为明显 (0.69 大于 0.52), 说明具有外资背景的企业对外溢效应的吸收能力相对较强。第 3 列和第 4 列考察的是溢出方企业所有权特征对外溢效应的影响, Wald Test 结果表明, 国有控股的影响不明显, 而具有外资背景的溢出方企业溢出效果反而较低 (0.35 小于 0.58), 这对目前关于 FDI 的研究构成了一个补充: 不应只关注 FDI 的技术溢出能力, 其他类型企业的技术溢出可能更显著。在产业特征方面, 由表 9 第 1 行的 Wald Test 结果可知, 外溢效应在不同的产业之间具有较大的差异性, 其中社会服务业最为显著 (达到 1.02)。从表 8 的第 5 列到第 8 列的结果可知, 无论是溢出方还是吸收方, 国有背景和外资背景均没有表现出显著的“挤占”效应 (系数非负或不显著)。表 9 第 2 行的回归系数也不显著或非负⁶, 说明“挤占”效应的所有权特征和产业特征不明显, 与以上关于聚集缓解了“挤占”的分析相吻合。

第六, 溢出中心与吸收中心的挖掘。通过聚集条件下多主体之间外溢效应形态的刻画, 我们可以较为方便地挖掘溢出中心和吸收中心, 前者同时为多个企业的溢出方, 后者则为多个企业的吸收方。以上海 C7 类企业为例, 如图 1, 600676 和 600627 同时为两家企业的溢出方, 前者对 600104 和 600320 发生技术溢出, 后者则同时向 600320 和 600081 发生溢出, 因此, 相对而言, 600676 和 600627 的技术辐射能力最强, 可作为核心企业进行培育。而特别需要关注的是, 600627 还同时成为多家企业的吸收方, 即吸收来自 600818 和 600150 的技术溢出, 因此又可视为吸收中心, 另外 600104 和 600320 也可视为吸收中心, 即为技术吸纳能力最强的企业, 也可重点培育。而 600627 的双重身份更使之成为聚集区域知识共享和扩散中的重要桥梁。以此类推, 其他区域溢出中心和吸收中心的确认方法类似, 这为核心企业的培育提供了经验支持。

七、政策建议与进一步的研究

在聚集条件下, 外溢效应将可能同时在多个主体之间发生, 而目前关于外溢效应的研究仅限于两类主体之间的单向关系的分析, 难以刻画多主体间多条外溢路径的形态。本文综合运用 DAG、Granger 和面板分析技术, 探讨市级聚集条件下的外溢效应。结果表明: 聚集令多主体之间的外溢效应路径呈现丰富的形态, 例如网状或链状; 在样本范围内, 溢出方企业绩效对吸收方企业绩效存在同期的正向外溢效应和滞后的负向外溢效应, 说明在正向的

⁶ G 类和 K 类除外, 但系数仍然很小。

外溢效应中，竞争效应相对显著于培训、示范-模仿效应显著；市场排挤引起的负向外溢效应也不显著；正向外溢效应的所有权特征和产业特征显著，而“挤占”效应的所有权特征和产业特征不显著。综合本文分析，拟提出以下几点政策建议：

第一，重点支持溢出中心和吸收中心的技术进步。通过多主体间外溢效应形态的刻画挖掘出溢出中心和吸收中心，为聚集园区核心企业培养提供经验支持。政府应加大对溢出中心的技术创新的培育和扶持力度，促进其技术扩散的实现，同时也可对吸收中心的培训、技术整合、改进的能力进行培育，促进其技术吸收的实现。

第二，缩短正向外溢效应的时滞性。具体而言，政府应进一步完善市场竞争环境以巩固竞争效应；完善高级人力资源市场、职业经理人市场等知识员工市场以促进人员流动引发的技术扩散，缩短其时滞，处理好知识产权保护和知识共享的关系，在自主创新的基础上适度促进示范-模仿效应，缩短学习时间。

第三，由于聚集有效缓解负向的“挤占”效应，因此，产业聚集仍然是城市工业布局的重要发展方向。但同时，鉴于聚集同时对正向和负向的外溢效应起放大和传递作用，因此，产业聚集的培育方向应该是：放大和传递正向外溢效应，同时消除负向外溢效应的传导路径，例如，培育在技术上实现共享而在产品上无竞争、互补甚至互为投入的产业聚集，在一定程度上避免负向外溢效应，甚至可形成某种“生态链”。这一模式将节省一部分交易成本，也将促进聚集区域技术创新能力提升的良性循环。

在进一步的研究中，我们将在以下方面进行拓展：第一，构造知识溢出模型，考察竞争效应、培训效应、示范-模仿效应和“挤占”效应的微观机制；第二，对于 DAG 与 Granger 基础上存在因果关系但方向不确定的样本，其发生外溢效应的具体途径和效应如何，本文并没有进行更深入的分析，这留待下一步的研究；第三，关于全国范围内聚集区域外溢效应的分析，其工作量将是巨大的，鉴于数据获取的困难⁷，本文选择了在地域和聚集程度上具有代表性的6个城市的上市公司样本进行分析，其结论是概括性的，然而，运用本文方法，相信在具体聚集区域数据可获得的情况下，针对具体聚集区域所有样本的研究将不是难题。第四，本文的研究对象是市级聚集下按照中国证监会《上市公司行业分类指引》的门类标准来划分的样本主体，不涉及产业间的联系问题，因此，关于产业间联系对于外溢效应的影响，将在另外的工作中进行。

⁷ 例如，对于聚集区域大量的中小型公司或非上市公司的数据，需要实地调研获得。

参考文献

- [1] Aitken, B., G. Hanson, and A. Harrison, "Spillovers, Foreign Investment, and Export Behavior", *Journal of International Economics*, 1997, 43(1-2), 103-132.
- [2] Aitken, B., and A. Harrison, "Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela", *American Economic Review*, 1999, 89(3), 605-618.
- [3] Aghion, P., and P. Howitt, "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 1992, 60(2), 323-351.
- [4] Bessler, D., and J. Yang, "The Structure of Interdependence in International Stock Markets", *Journal of International Money and Finance*, 2003, 22(2), 261-287.
- [5] Blomström, M., and H. Persson, "Foreign Investment and Spillover Efficiency in an Underdeveloped Economy: Evidence from the Mexican Manufacturing Industry", *World Development*, 1983, 11(6), 493-501.
- [6] Caves, R., "Multinational Firms, Competition and Productivity in Host-Country Markets", *Economica*, 1974, 41(162), 176-193.
- [7] Caniels, M., "Barriers to Knowledge and Regional Convergence in an Evolutionary Model", *Evolutionary Economics*, 2005(11), 307-329.
- [8] 陈涛涛, "中国 FDI 行业内溢出效应的内在机制研究", 《世界经济》, 2003 年第 9 期, 第 23-28 页。
- [9] 陈涛涛、范明曦、马文祥, "对影响我国外商直接投资行业内溢出效应的因素的经验研究", 《金融研究》, 2003 年第 5 期, 第 117-126 页。
- [10] Chuang, Y., and C. Lin, "Foreign Direct Investment, R&D and Spillover Efficiency: Evidence from Taiwan's Manufacturing Firms", *Journal of Development Studies*, 1999, 35(4), 117-137.
- [11] Davies, H., "Porter's 'Competitive Advantage of Nations': Time for the Final Judgment", *Journal of Management Studies*, 2000, 37(8), 112-130.
- [12] 邓卫广, "中国输出了通货紧缩吗? 基于 DAG 下的中国通货膨胀传递的实证分析", 《经济科学》, 2007 年第 12 期, 第 43-56 页。
- [13] Eaton, J., and S. Kortun, "Trade in Ideas: Patenting and Productivity in the OECD", *Journal of International Economics*, 1996, 40(3-4), 251-278.
- [14] Granger, C., "Some aspects of causal relationships", *Journal of Econometrics*, 2003, 112(1), 69-71.
- [15] Globerman, S., "Foreign Direct Investment and Spillover Efficiency Benefits in Canadian Manufacturing Industries", *Canadian Journal of Economics*, 1979, 12(1), 42-56.
- [16] Grossman, G., and E. Helpman, *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge, Mass: The MIT Press, 1991.
- [17] 郭志仪、杨曦, "外商直接投资对中国东、中、西部地区经济增长作用机制的差异——1990—2004 年地区数据的实证检验", 《南开经济研究》, 2008 年第 1 期, 第 75-86 页。
- [18] Findlay, R., "Relative Backwardness, Direct Foreign Investment, and the Transfer of Technology: a Simple Dynamic Model", *Quarterly Journal of Economics*, 1978a, 92(1), 1-16.
- [19] Findlay, R., "Some Aspects of Technology Transfer and Direct Foreign Investment", *American Economic Review*, 1978b, 68(2), 275-279.
- [20] 何洁, "外国直接投资对中国工业部门外溢效应的进一步精确量化", 《世界经济》, 2000 年第 12 期, 第 29-36 页。
- [21] Hoover, K., "Some causal lessons from macroeconomics", *Journal of Econometrics*, 2003, 112(1), 121-125.
- [22] 惠宁, "知识溢出的经济效应研究", 《西北大学学报(哲学社会科学版)》, 2007 年第 1 期, 第 25-29 页。
- [23] Jaffe, A., M. Trajtenberg, and R. Henderson, "Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations", *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(3), 577-598.
- [24] 蒋殿春、夏良科, "外商直接投资对中国高技术产业技术创新作用的经验分析", 《世界经济》, 2005 年第 8 期, 第 3-10 页。

- [25] Keller, W., "Geographic Localization of International Technology Diffusion", *American Economic Review*, 2002, 92(1), 120—142.
- [26] 克鲁格曼, P., 《地理与贸易》, 张兆杰译。北京: 北京大学出版社, 2000年。
- [27] Kokko, A., R. Tansini, and M. Zejan, "Local Technological Capability and Productivity Spillovers from FDI in the Uruguayan Manufacturing Sector", *Journal of Development Studies*, 1996, 32(4), 602—611.
- [28] 赖明勇、包群、彭水军、张新, "外商直接投资与技术外溢: 基于吸收能力的研究", 《经济研究》, 2005年第8期, 第95—105页。
- [29] 梁琦, 《产业集聚论》。北京: 商务印书馆, 2004年。
- [30] Lloyd, P., "The Role of Foreign Investment in the Success of Asian Industrialization", *Journal of Asian Economics*, 1996, 7(3), 407—433.
- [31] 刘巴洋、路江涌、陶志刚, "外商直接投资对内资制造业企业的溢出效应: 基于地理距离的研究", 《经济学(季刊)》, 2008年第8卷第1期, 第115—127页。
- [32] 卢福财、胡平波, "基于竞争与合作关系的网络组织成员间知识溢出效应分析", 《中国工业经济》, 2007年第9期, 第79—86页。
- [33] 路江涌, "外商直接投资对内资企业效率的影响和渠道", 《经济研究》, 2008年第6期, 第95—106页。
- [34] Lucas, R., "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1), 3—24.
- [35] Lucas, R. E., "Making a Miracle", *Econometrica*, 1993, 61(2), 251—272.
- [36] 罗雨泽、朱善利、陈玉宇、罗来军, "外商直接投资的空间外溢效应: 对中国区域企业生产率影响的经验检验", 《经济学(季刊)》, 2008年第7卷第2期, 第587—620页。
- [37] MacDougall, G., "The Benefits and Costs of Private Investment from Abroad: A Theoretical Approach", *Economic Record*, 1960, 36(73), 13—35.
- [38] 毛日昇、魏浩, "所有权特征、技术密集度与FDI技术效率外溢", 《管理世界》, 2007年第10期, 第31—42页。
- [39] Nonaka, I., and H. Takeuchi, *The Knowledge Creating Company: How Japanese Companies Create the Dynamics of Innovation*. New York: Oxford University Press, 1995.
- [40] Pearl, J., "Causal Diagrams for Empirical Research", *Biometrika*, 1995, 82(4), 669—688.
- [41] 平新乔等, "外国直接投资对中国企业的溢出效应分析——来自中国第一次全国经济普查数据的报告", 《世界经济》, 2007年第8期, 第3—13页。
- [42] 亓朋、许和连、艾洪山, "外商直接投资企业对内资企业的溢出效应: 对中国制造业企业的实证研究", 《管理世界》, 2008年第4期, 第58—68页。
- [43] Romer, P., "Increasing Returns and Long Run Growth", *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5), 1002—1037.
- [44] Romer, P., "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5), 71—102.
- [45] 沈坤荣、李剑, "企业间技术外溢的测度", 《经济研究》, 2009年第4期, 第77—89页。
- [46] Spirtes, P., C. Glymour, and R. Scheines, *Causation, Prediction and Search*. New York: Springer-Verlag, 1993.
- [47] 王争、孙柳媚、史晋川, "外资溢出对中国私营企业生产率的异质性影响——来自普查数据的证据", 《经济学(季刊)》, 2008年第8卷第1期, 第129—158页。
- [48] 王铮、武巍、吴静, "中国各省区经济增长溢出分析", 《地理研究》, 2005年第3期, 第243—252页。
- [49] 王志鹏、李子奈, "外商直接投资、外溢效应与内生经济增长", 《世界经济文汇》, 2004年第3期, 第23—33页。
- [50] 谢建国, "外商直接投资对中国的技术溢出——一个基于中国省区面板数据的研究", 《经济学(季刊)》, 2006年第5卷第4期, 第1109—1128页。
- [51] 辛文昉, "小企业集群知识溢出中的知识变化的数量模式", 《管理工程学报》, 2007年第3期, 第128—131页。
- [52] 徐涛, "引进FDI与中国技术进步", 《世界经济》, 2003年第10期, 第22—27页。
- [53] Yang, J., "Market Segmentation and Information Asymmetry in Chinese Stock Markets: A VAR Analysis", *The Financial Review*, 2003, 38(4), 591—609.

- [54] Yang, J., "International Bond Market Linkage: A Structural VAR Analysis", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2005, 15(1), 39—54.
- [55] 杨亚平, "FDI 技术行业内溢出还是行业间溢出——基于广东工业面板数据的经验研究", 《中国工业经济》, 2007 年第 11 期, 第 73—79 页。
- [56] 杨子晖, "财政政策与货币政策对私人投资的影响研究——基于有向无环图的应用分析", 《经济研究》, 2008 年第 5 期, 第 81—93 页。
- [57] 原小能、宋杰, "外商直接投资企业的外溢效应: 基于外资企业问卷调查的研究", 《世界经济》, 2007 年第 12 期, 第 13—21 页。
- [58] 杨蕙馨、刘春玉, "知识溢出效应与企业集聚定位决策", 《中国工业经济》, 2005 年第 12 期, 第 41—48 页。
- [59] 张海洋, "R&D 两面性、外资活动与中国工业生产率增长", 《经济研究》, 2005 年第 5 期, 第 107—117 页。
- [60] 张倩肖, "外商直接投资、市场竞争及对我国制造业的技术外溢效应", 《经济学家》, 2007 年第 3 期, 第 60—65 页。
- [61] 张建华、欧阳轶雯, "外商直接投资、技术外溢与经济增长——对广东数据的实证分析", 《经济学(季刊)》, 2003 年第 2 卷第 3 期, 第 647—666 页。
- [62] 张宇, "FDI 技术外溢的地区差异与吸收能力的门限特征", 《数量经济技术经济研究》, 2008 年第 1 期, 第 28—39 页。
- [63] 周礼、张学勇, "FDI 对国有工业企业技术外溢效应的实证研究——基于宏观数据的联立方程模型分析", 《国际贸易问题》, 2006 年第 4 期, 第 90—94 页。
- [64] 朱美光、韩伯棠, "基于空间知识溢出的中国区域经济协作发展研究框架", 《经济经纬》, 2006 年第 2 期, 第 69—71 页。

Multi-Member Spillovers in Agglomeration: Panel Data Analysis Based on DAG and Granger

YONGHONG ZHOU

(Guangdong University of Technology)

WEIGUANG DENG

(South China Normal University)

Abstract This paper uses DAG and Granger techniques and the quarterly data of Chinese A-share listed companies from representative cities to study the spillovers among multiple firms under industrial agglomeration. The study suggests that there are positive spillovers among multiple firms in current period but negative spillovers in lagged periods. Agglomeration alleviates market stealing effects among the firms. The positive spillovers are significantly affected by ownership and industrial characteristics, while the market stealing effect is not. The spillovers can be multipliable, in the sense that an increase in the performance of a spilling firm may lead to a larger increase in the performance of an absorbing firm. This study also discovers "spilling centers" and "absorbing centers", providing some clues for governments to foster "core enterprises".

Key Words Agglomeration, Spillovers, DAG

JEL Classification C490, O110, O180