

产业集聚、知识溢出与地区创新

——基于中国工业行业的实证检验

彭 向 蒋传海*

摘 要 本文利用我国1999—2007年间30个地区21个工业行业数据,实证检验区域内知识溢出和企业竞争对地区产业创新的影响。区域内知识溢出包括产业内知识溢出(MAR外部性)和产业间知识溢出(Jacobs外部性)两类,本文对后者从产业多样性与产业互补性两方面进行刻画,一定程度上弥补了现有文献对产业间关联程度差异的忽视。此外,我们基于动态面板数据的计量方法有利于克服模型的内生性问题。研究发现MAR外部性与Jacobs外部性对我国地区产业创新的影响均显著为正,但影响程度不同:Jacobs外部性中的产业互补对创新的推动作用最大,它大约为产业多样性或产业内MAR外部性作用的两倍;区域内企业竞争对创新的影响显著为负。

关键词 集聚,知识溢出,创新

一、引 言

创新产出的地区差异是普遍存在的经济现象。以美国为例,1982年美国绝大多数创新发生在沿海地区,尤其是加利福尼亚州与新英格兰州,而中西部如北达科他、南达科他、蒙大拿、怀俄明等州的创新产出为零;在意大利,1990—1991年其创新产出的80%以上都集中在北部地区,其中又以米兰、都灵等大都市创新产出最多;同样,在瑞典,1994—2001年间接近半数的专利创新都集中于斯德哥尔摩、哥德堡和马尔默三大都市。¹从我国情况来看,通

* 彭向,苏州大学商学院,蒋传海,上海财经大学国际工商管理学院。通信作者及地址:彭向,江苏省苏州市干将东路178号苏州大学北校区9号信箱张勇(收),215021;电话:18261437820;E-mail:pengx72@126.com。本文系国家自然科学基金项目“FDI主导的地方产业集群中当地企业的进入障碍、升级困境及其突破研究”(70773079)及国家自然科学基金项目“FDI在所嵌入产业集群中的知识转移和溢出效应研究”(71073107)的阶段研究成果。作者感谢教育部人文社会科学项目(06JA790071)、上海市社科规划项目(01FJB002)对本研究的支持。特别感谢乌特列支大学经济学院Rosenkrantz教授的指导建议,感谢匿名审稿人的宝贵意见。

¹ 参见Audretsch and Feldman (1996),Paci and Usai(1999),Andersson *et al.* (2005)。

过对1999—2007年间30个省市地区21个工业行业新产品产值的年均值²进行初步统计,图1显示,我国创新产出的地区差异也非常显著,绝大部分创新活动都集中在东部沿海地区,广东、江苏、上海、浙江、山东五省市的创新产出占到全国总创新产出的约55.7%,而在创新活力最弱的西北部地区,贵州、云南、甘肃、内蒙古、新疆、宁夏、青海、海南八省的创新产出占全国总创新产出不及1.6%。

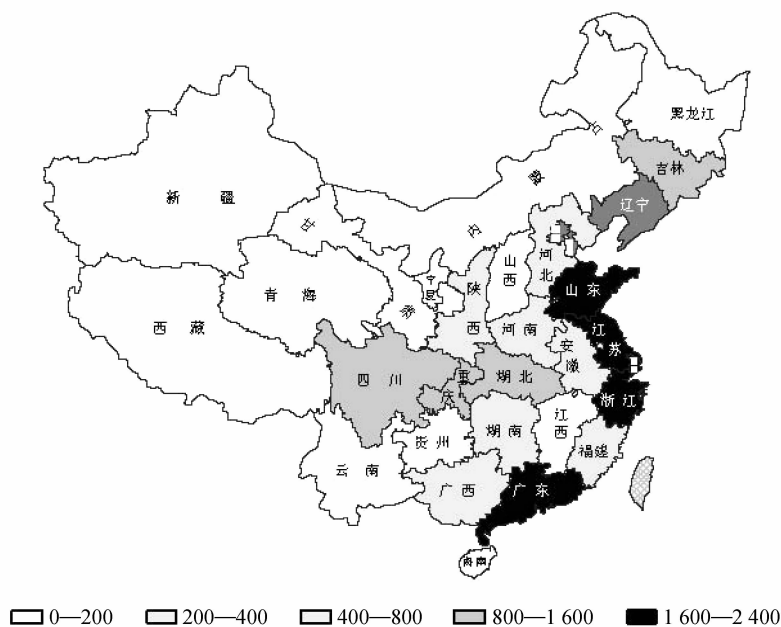


图1 我国各省份创新产出总量变化分布图(单位:亿元)

创新产出为何存在如此巨大的地区差异,其原因是多方面的,自然禀赋、历史条件、人力资本积累、当地市场需求等都是重要影响因素。而从集聚经济和外部性的研究视角来看,产业集聚是导致创新产出地区差异的主要原因。根据 Von Hippel、Feldman、Audretsch 等人的知识溢出与创新的分布理论,由于知识和技术在空间的传播时滞以及它们在传播过程中的衰减和扭曲,知识溢出具有随距离增加而衰减的特性。尤其对于那些难以被编码的粘性知识³而言,距离成为知识溢出的重要阻碍。正因为知识溢出存在空间局限性,产业集聚为此提供了便利。⁴集聚区内丰富的知识溢出不但降低了创新的不确

² “新产品产值”的数据来源与处理详见本文第三部分。

³ Von Hippel(1994)将那些高度复杂的,具有不确定性的知识定义为“粘性知识”(Sticky Knowledge)。

⁴ Nelson and Winter(1982)以及 Pavitt(1987)等人指出,对知识的学习和吸收,需要通过员工之间面对面的频繁交流和接触才能被逐渐吸收和掌握,产业集聚为这种知识传播方式提供了便利;Lundvall(1988)指出,尤其对于生命早期阶段的知识,它们处于高度复杂、不断变化的形成过程中,孕育着巨大的创新机会,正是这类知识的传播和使用是创新成功的关键,而产业集聚为此起到了积极的推动作用。

定性和复杂性，而且日益累积的公共知识池也为后续创新带来了更多机会 (Baptista and Swann, 1998)。Glaeser *et al.* (1992) 将该机制描述为，大量来自相同或不同产业的劳动人口汇聚到同一地理空间，营造出知识在人与人之间迅速传递的创新环境，从而促进当地产业创新。因此，产业集聚通过促进区域内的知识溢出进而推动了当地产业创新，各地创新产出也因产业集聚状况的不同而产生差异。

虽然学术界广泛认同产业集聚对创新的推动作用，但是何种类型的产业集聚是推动地区创新主要原因却存在争议。一种观点认为同一产业内部的知识溢出是推动地区创新和经济增长的主要源泉，因此隶属同一企业的企业集聚，即专业化生产有助于地区产业创新，由于 Marshall、Arrow 和 Romer 是该观点的主要提出者和发展者，因此又被 Glaeser *et al.* (1992) 称为“MAR 外部性”。另一种观点则认为不同产业之间的知识溢出才是推动地区创新和经济增长的主要动力，认为正是那些具有多样性和差异化的经济个体之间互补知识的交流、差异化思维的碰撞，产生了更多的创新回报，因此隶属于不同企业的企业集聚，即多样化生产有利于地区产业创新，该观点由 Jacobs (1969) 提出，因此又被 Glaeser *et al.* (1992) 称为“Jacobs 外部性”。事实上，MAR 外部性与 Jacobs 外部性理论的差异还体现在市场结构与地区创新的关系上。MAR 外部性理论认为，由于知识溢出具有显著正外部性，使企业私人研发投入难以获得相应的回报，而垄断使企业最大限度地占有其创新成果，将知识外部性内部化，因此垄断比竞争更有助于提高企业创新积极性。而 Jacobs 外部性理论则认为，企业数目的增多不但能加剧现有企业的创新竞争，促使企业不断推陈出新，而且激烈的竞争环境还使得在特定领域有专长的新企业更容易进入，增进区域内公共知识池的积累，因此企业竞争更能推动地区产业创新。上述理论的分歧，引发了诸多学者的实证检验，下文将对此展开述评。

对中国而言，经过改革开放 30 多年的粗放式经济发展，技术创新开始成为实现我国经济可持续发展最重要的动力。那么，对于作为我国经济增长引擎的工业行业，其当前技术创新的地区分布状况如何？产业集聚对我国地区创新有何影响？如果有，那么，是专业化还是多样性更有利于地区创新？区域内的企业竞争对我国地区产业创新又有怎样的作用？本文试图利用 1999—2007 年我国内地 30 个省份（西藏除外）21 个工业行业的面板数据对上述问题进行研究。本文以下部分的结构安排为：第二部分对经验文献进行简要回顾，并阐释本研究的创新之处；第三部分简要描述我国当前制造业创新的空间分布状况；第四部分实证研究专业化、多样性以及企业竞争对我国区域产业创新的影响；第五部分是结论和政策启示。

二、文献述评

产业集聚与知识外部性理论的发展激发了许多学者进行实证检验与分析的兴趣,总体来看,这些经验研究大致遵循两条研究思路。第一条研究思路以内生增长理论为背景,认为既然产业集聚有助于推动创新,而创新又能促进地区经济增长,那么通过间接研究产业集聚与地区经济增长之间的关系便能检验知识外部性的存在以及企业竞争对创新的影响,大量文献由此思路展开,然而研究结论各异。在 Glaeser *et al.* (1992) 的经典文献中,作者使用美国 1956 年和 1987 年 170 个城市 6 大产业的数据,研究发现多样化生产和企业竞争有利于地区经济增长,从而验证了 Jacobs 外部性理论,而专业化生产即 MAR 外部性则对地区经济增长作用为负。另一篇著名文献 Henderson *et al.* (1995) 使用美国 1970 年和 1987 年 224 个主要都市区的数据,分别对美国五大传统制造业和三大高新技术产业进行更细致的研究,结果发现在成熟的资本密集型产业中存在 MAR 外部性,但不存在 Jacobs 外部性,而在高技术产业中两种外部性同时存在。此后,众多学者对各国不同时期的数据进行了检验,例如 Cainelli and Leoncini (1999) 对意大利 1961—1991 年间 92 个地区 16 个产业的数据研究表明, Jacobs 外部性对当地经济增长具有显著的促进作用,但是 MAR 外部性却随着时间的变化存在不稳定性; De Lucio *et al.* (2002) 对西班牙 1978—1992 年间 26 个制造行业的数据研究发现, MAR 外部性对产业增长的影响是“U”形的,而 Jacobs 外部性则不显著。相似的研究也分别围绕法国 (Combes, 2000)、意大利 (Forni and Paba, 2002; Capello, 2002; Deidda *et al.*, 2002)、荷兰 (Soest *et al.*, 2002) 和美国 (Rosenthal and Strange, 2003; Henderson, 2003) 等展开。

另一条研究思路,也是更为近期的研究,以 Feldman、Audretsch 等人为代表,开始直接检验产业集聚与区域产业创新之间的关系。由于该类研究直接以创新产出作为被解释变量,使得集聚区内知识溢出的作用更加旗帜鲜明,然而采用这一思路的文献较少,研究结论也不尽相同。Feldman and Audretsch (1999) 使用美国 SBIDB (小企业管理创新数据库) 数据资料,包含 1982 年美国以“城市×产业”为观测单元的 3 969 项产品创新数据,研究发现 Jacobs 外部性对创新具有显著促进作用,但 MAR 外部性对创新的影响为负。Baptista and Swann (1998) 利用英国 1975—1982 年间 248 个制造业企业的创新数据进行分析,得出了与 Feldman and Audretsch (1999) 刚好相反的结论:研究支持了 MAR 外部性,但 Jacobs 外部性不显著。Paci and Usai (1999) 对意大利 1990—1991 年间 292 个地区 85 个产业,共 24 820 个样本的研究发现,两种类型的外部性对创新都具有显著促进效应。Andersson *et al.* (2005) 对瑞典 1994—2001 年全国 100 个区域的专利数据研究,也验证了

MAR 外部性和 Jacobs 外部性对地区创新的推动。

以中国经济为研究对象的实证检验基本都可归入第一条研究思路，聚焦于探讨产业集聚与区域经济增长的关系。事实上，产业集聚与区域经济增长的关系是一个内涵更丰富的课题，从生产供给角度，经济活动集聚能够通过降低运输成本、实现规模经济以及产生知识外部性等途径推动区域经济增长，国内学者对前两种途径的研究成果颇丰，近期这方面的文献主要有范剑勇和朱国林（2002）、梁琦（2004）、范剑勇（2004，2006）、金煜等（2006）、章元和刘修岩（2008），还有一些文献从市场需求角度探讨导致我国区域经济增长差异的原因，如刘修岩等（2007）、黄玖立和黄俊立（2008）等。而与本文密切相关，关注产业集聚所引致的知识外部性对经济增长影响的文献不多，研究结论也具有很大差异。一些研究表明 MAR 外部性对地区经济增长的影响为负，企业竞争对地区经济增长的影响为正，但 Jacobs 外部性对地区经济增长的影响或者显著为正（Batisse，2002），或者存在 U 形函数关系（薄文广，2007），或者不显著（Gao，2004）。一些文献则发现 MAR 外部性和 Jacobs 外部性对产业经济增长均具有显著正向影响（张卉等，2007；石灵云和刘修岩，2008）。此外，范剑勇和石灵云（2008）研究发现产业内集聚和关联产业集聚对地方经济增长的影响都为正，但产业内集聚远高于关联产业集聚；石灵云等（2007）研究则表明，从静态角度，MAR 外部性和 Jacobs 外部性都促进了地区劳动生产率的提高，但从动态角度，MAR 外部性阻碍了地区经济增长，而 Jacobs 外部性则不显著。然而遗憾的是，从现有文献来看，从第二条研究思路出发，直接探讨产业集聚与我国地区产业创新关系的研究，由于各种条件限制（如缺少分地区分产业层面的创新数据）至今尚未展开。本文研究的一个核心部分，便是基于 Feldman 等人的研究思路，对我国经济发展过程中产业集聚与地区产业创新的关系进行实证检验。

从上述文献综述不难发现，其研究结论相当混杂，这一方面与数据样本密切相关，另一方面研究设计也是重要原因。在正式进入研究之前，本文首先归纳了现有经验研究的几大差异性，以利于进一步改进研究方法。第一，外部性度量的差异。由于知识溢出无影无形，如何正确测度外部性一直是经济学者面临的重要难题。从现有文献来看，虽然学者们普遍采用地方专业化指数来衡量 MAR 外部性（Glaeser *et al.*，1992；Feldman and Audretsch，1999；Paci and Usai，1999；Batisse，2002 等），但是对 Jacobs 外部性的测度一直存在疑义。对 Jacobs 外部性测度较为常见的方法，是借用市场结构理论中的 Herfindhal 集中性指数的倒数（Glaeser *et al.*，1992；Henderson *et al.*，1995；Combes，2000；Ellison and Glaeser，1997 等），少量文献还使用基尼系数的倒数来衡量（Paci and Usai，1999）。但是该指数的重要缺陷在于完全没有考虑产业间互补程度的差异，而隐含假设所有产业都具有相同的关联强度（Baptista and Swann，1998 等），这是不符合现实的。与该方法不同，为

了强调互补性产业的技术溢出效应, Feldman and Audretsch (1999) 依据耶鲁大学对 R&D 经理人的调查报告将所有产业划分为六大基于同一科学基础的产业群族, 然后对同一群族内的产业, 按照测度 MAR 外部性相类似的方法, 建立了多样性指数来度量 Jacobs 外部性。该方法也被一些学者借鉴使用, 但是该指数一方面仅在严格划分的产业群族内考虑知识溢出效应, 彻底割裂了群族外产业对群族内产业的影响, 另一方面仍假设群族内产业具有均等的互补关联强度, 这与现实仍然存在很大差距。第二, 对创新产出水平度量的差异。已有文献中, 许多学者采用专利量来衡量创新水平 (例如 Paci and Usai, 1999; Andersson *et al.*, 2005), 但是专利是否适合衡量创新产出, 学术界一直存在质疑。主要原因在于, 一方面并不是所有创新都会申请专利, 另一方面它隐含假设每个专利创新对经济的影响都是等同的 (Pakes and Griliches, 1984; Griliches, 1990 等)。正因此, Baptista and Swann (1998) 以及 Feldman and Audretsch (1999) 采用的是比较能全面反映创新成果的新产品开发项目数, 但该指标仍然存在着与专利类似的缺陷, 即不能反映项目的异质性。第三, 内生性问题。由于产业创新过程对基础研究的依赖性和创新的累积性特征, 创新产出的当前水平可能会依赖其前期的创新成果, 从而产生内生性问题。然而, 以往的研究几乎没有考虑这个问题 (例如 Feldman and Audretsch, 1999; Paci and Usai, 1999 等), 值得一提的是, Baptista and Swann (1998) 关注到了该问题的重要性, 但是其解决方式比较粗糙, 只是通过引入样本前期的创新历史 (包括添加是否曾经有过创新的哑变量以及创新累积变量) 以进一步控制个体间不可观测的固定效应来加以缓解。

与现有文献相比, 本文主要贡献在于, 对我国经济发展过程中产业集聚与区域产业创新关系进行初次实证检验, 并且从以下三方面改进了研究设计: (1) 外部性度量方面, 为了克服以往经验研究的不足, 本文设计了多样性指数和互补性指数来共同刻画 Jacobs 外部性, 其中多样性指数沿用了传统的 Herfindhal 集中性指数的倒数来衡量, 互补性指数则首先依据我国投入产出表, 对每个样本产业, 为其他产业赋予代表该产业与样本产业关联强度的权重⁵, 然后结合 Glaeser *et al.* (1992) 测度 MAR 外部性相类似的方法进行测算。对于某个样本产业而言, 多样性指数反映了该地区其他产业的分散程度, 即描述了产业的多样性, 而互补性指数则进一步刻画了其他产业与该样本产业的关联强度, 因此结合二者更全面地刻画 Jacobs 外部性。(2) 创新水平度量方面, 本文采用新产品产值来衡量创新产出, 与专利个数、新产品项目开发数等指标相比, 新产品产值实际是以每个创新的市场价值为权重的加权和, 它一定程度上综合反映了创新的数量和质量, 但仍不可否认的是, 虽然很多

⁵ 详细测度方法见论文第四部分以及附录。

情况下新产品创新过程中也包含了对生产工艺的改进,但该指标不能全面包括工艺创新。(3)考虑到创新产出的当前水平依赖前期水平可能导致的内生性,本文采用了动态面板数据的计量方法来解决其内生性问题,从而使得到的回归结果更加稳健。

三、中国工业创新的地区分布

本文采用新产品产值衡量创新产出,创新数据涉及内地30个省、市、自治区(西藏除外)21个二位数工业行业。⁶数据来源于《中国工业企业统计数据库(2000—2008)》(中华人民共和国统计局),该数据库包括了全部国有企业以及所有规模以上非国有企业的新产品产值数据⁷,本文使用的数据来自对该数据库企业数据的加总整理。

我们对数据库中21个二位数工业行业的新产品产值在各地区的分布进行了初步统计,所有数据均使用工业品出厂价格指数平减为以1999年不变价格表示的量,各年的工业品出厂价格指数均来自相应年度的《中国统计年鉴》。图2为1999—2007年各年我国内地各省21个工业行业新产品产值总量分布图。

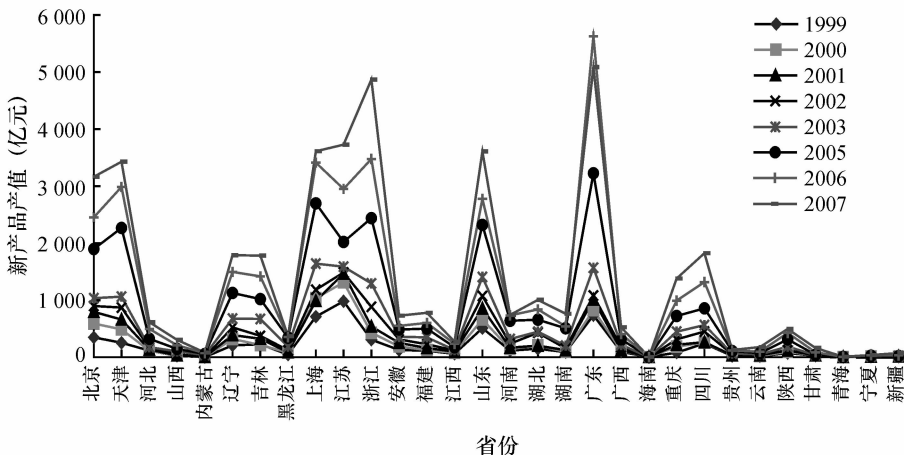


图2 我国内地各省份21个二位数工业行业新产品产值总量分布图(1999—2007)

⁶ 依据《中国工业经济统计年鉴》的分类,选择21个行业分类前后变化不大的二位数工业行业,这些行业及其对应的分类号分别为:食品加工业(13);食品制造业(14);饮料制造业(15);烟草加工业(16);纺织业(17);造纸及纸制品业(22);石油加工及炼焦业(25);化学原料及化学制品制造业(26);医药制造业(27);化学纤维制造业(28);非金属矿物制品业(31);黑色金属冶炼及压延加工业(32);有色金属冶炼及压延加工业(33);金属制品业(34);普通机械制造业(35);专用设备制造业(36);交通运输设备制造业(37);电气机械及器材制造业(39);电子及通讯设备制造业(40);仪器仪表文化办公用机械制造业(41);电力蒸汽热水生产供应业(44)。根据国民经济行业分类与代码(GB/T 4754-2002),21个行业中前20个行业都属于C门类“制造业”,最后一个行业属于D门类“电力、燃气及水的生产和供应业”,鉴于该行业与制造业联系非常紧密,且行业数据齐备,本文也将其纳入研究范围,总体来看,制造业为本文主要研究对象。

⁷ 由于国家统计局未统计2004年度新产品产值,故以下的分析都没有包括该年度数据。

从图2可以看出,我国制造业创新产出总量上地区差异显著,并且随时间推移,呈现出强者更强、弱者更弱的“马太效应”。我国制造业创新主要集中在沿海地区,1999—2003年,东南沿海的上海、江苏、浙江、山东和广东五省市最具创新活力;北部沿海的北京、天津,东北地区的辽宁、吉林以及西南地区的重庆和四川也表现出较大的创新潜力;其他地区特别是西北地区的甘肃、青海、宁夏、新疆以及黄河中游的陕西、河南、山西、内蒙古等地创新产出远低于全国平均水平。2005—2007年,先期最具创新活力的五省市优势更加凸显,北京和天津也开始加入最具创新活力的地区阵营,这些地区的创新总量远高于其他省份;东北地区的辽宁、吉林以及西南地区的重庆和四川等少数几个省市创新处于中等水平;而先期创新薄弱的西北和黄河中游地区数十个省份由于创新增速十分缓慢,创新产出相对其他地区变得更低了。从上述分析来看,我国制造业创新总量在地区分布上存在严重的两级分化现象,并且这种两级分化现象在不断加剧。

事实上,如果仅简单比较地区间创新产出的绝对量,就会忽略了这样一个事实:一些地区的产业规模比其他地区大,相应的创新产出理应更多。⁸因此比较地区间创新水平差异,有必要剔除地区产业规模的影响,这可以通过比较各地区单位就业人口创新或单位生产产值创新来实现。考虑到我国特殊的户籍制度,各地工业行业就业人口统计数据不能真实反映当地的就业水平,本文采用工业行业新产品产值占生产总值的百分比来衡量地区相对创新水平。图3为1999—2007年各年我国内地各地区21个工业行业新产品产值占生产总值的百分比分布图。

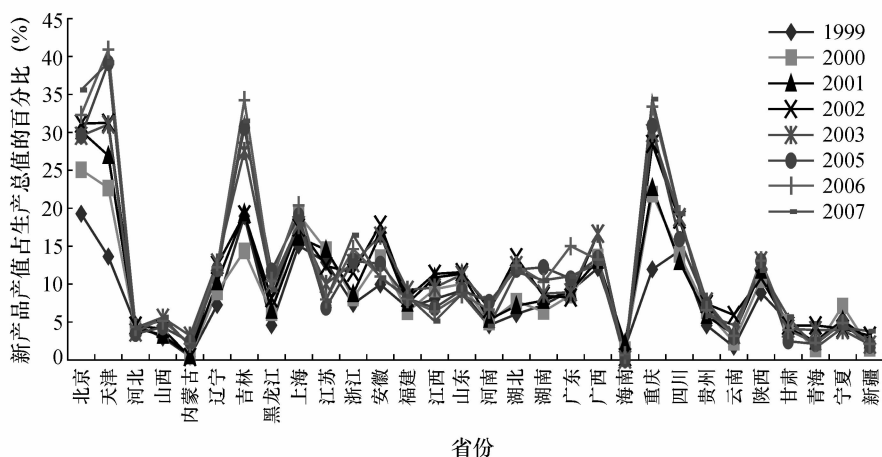


图3 我国内地各省份21个二位数工业行业新产品产值占生产总值的百分比分布图(1999—2007)

⁸ 见 Audrecht and Feldman(1996)注释4。

图3显示,即使控制了地区产业规模,我国各省市地区创新水平的地区差异也很明显,但地区排名上发生了一些变化。北京、天津、吉林和重庆在创新相对水平上名列前茅,上海、江苏、浙江、山东、广东等沿海地区则位列第二梯队,而在创新产出绝对量上相对落后的安徽、湖北、广西和陕西等地也加入了第二梯队,创新相对水平最低的省份仍集中在西北地区的甘肃、青海、宁夏、新疆,黄河中游的山西、内蒙古以及河北、云南、海南等省。随着时间的推移,各地区的创新相对水平都呈现不同程度的增长,与图2趋势相同的是,先期创新相对水平越高的地区创新增长速度也更快,先期创新相对水平越低的地区创新发展速度也越慢,因此随着时间发展,创新相对水平的地区差异也在逐渐扩大。

四、知识外部性、企业竞争与地区产业创新

(一) 计量模型设定

基于 Marshall 与 Jacobs 等人的外部性思想理论,并借鉴 Feldman and Audretsch (1999) 以及 Paci and Usai (1999) 等人的实证计量模型,我们构建外部性和企业竞争对创新影响的计量方程如下⁹:

$$\begin{aligned} \ln(\text{INV}_{i,j,t}) = & C + \alpha_1 \cdot \ln(\text{MAR}_{i,j,t}) + \alpha_2 \cdot \ln(\text{DIV}_{i,j,t}) \\ & + \alpha_3 \cdot \ln(\text{JAC}_{i,j,t}) + \alpha_4 \cdot \ln(\text{COM}_{i,j,t}) \\ & + \beta \cdot \ln(X_{j,t}) + \eta \cdot (\ln X_{j,t})^2 + a_{i,j} + \mu_{i,j,t}, \end{aligned} \quad (1)$$

其中,下标 i 表示产业, j 表示省市地区, t 表示年份(以下同); INV 是被解释变量,即新产品产值占生产总值的百分比,用来衡量各地区各制造业的相对创新产出水平; MAR 、 DIV 和 JAC 是我们主要关注的反映知识外部性的解释变量,分别表示各地区各产业的专业化程度、产业互补性程度以及产业多样化程度; COM 是我们关注的反映地区企业竞争程度的解释变量; $X_{j,t}$ 表示其他控制变量,包括地区规模(PEPL)、人力资本水平(EDU)以及外商直接投资(FDI)等¹⁰; $(\ln X_{j,t})^2$ 代表控制变量的平方项,用以考察控制变量与因变量之间可能存在的 U 型关系。 α 、 β 和 η 分别代表各个解释变量的系数; $a_{i,j}$ 表示不随时间变化的不可观测的个体固定效应; $\mu_{i,j,t}$ 是随机误差项。

⁹ 与以往的模型相比,在验证 Jacobs 外部性时,我们分别设计了产业多样性和互补性指数,综合考虑了产业多样性和产业间互补关联强度对创新的影响,并且在设计互补性指数时融入了投入产出思想来测度产业关联权重;此外,我们也考虑了回归函数的其他形式,如“水平值—水平值”、“对数—水平值”、“水平值—对数”模型,但结果不太理想,最终选择了“对数—对数”形式的线性模型。

¹⁰ 以往文献大多将地区规模视为重要控制变量,例如 Feldman and Audretsch(1999)、Baptista and Swann(1998)等,本文结合中国的特有国情,还增加了对地区人力资本和外商直接投资的控制。

考虑到产业创新过程对基础研究的依赖性和创新的累积性特征,创新产出的当前水平可能会依赖其前期的创新成果,因此,为了防止基本计量模型的设定偏误,我们通过引入因变量的滞后项而将其扩展为一个动态模型。动态模型的优点还在于,若模型中某些解释变量存在内生性,可以通过动态面板数据的计量方法消除内生性偏误,从而获得这些解释变量系数的一致性估计¹¹。依据伍德里奇(2003)的动态不可观测效应模型,我们最终设立如下动态自回归模型:

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{INV}_{i,j,t}) = & C + \rho_1 \text{Ln}(\text{INV}_{i,j,t-1}) + \alpha_1 \cdot \text{Ln}(\text{MAR}_{i,j,t}) + \alpha_2 \cdot \text{Ln}(\text{DIV}_{i,j,t}) \\ & + \alpha_3 \cdot \text{Ln}(\text{JAC}_{i,j,t}) + \alpha_4 \cdot \text{Ln}(\text{COM}_{i,j,t}) + \beta \cdot \text{Ln}(X_{j,t}) \\ & + \eta \cdot (\text{Ln}X_{j,t})^2 + a_{i,j} + \mu_{i,j,t}, \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $\text{Ln}(\text{INV}_{i,j,t-1})$ 为因变量的一阶滞后; ρ_1 是因变量的一阶滞后对当期因变量的影响系数。

(二) 变量测度与数据来源

1. 变量测度及其数据来源

(1) 创新 (INV)。采用各省市地区二位数工业行业实际新产品产值占该地区该行业实际生产总值的百分比衡量。其中,新产品产值、生产总值均来自对《中国工业企业统计数据库(2000—2008)》数据的加总整理。

(2) 专业化指数 (MAR)。采用 Glasser *et al.* (1992) 关于地区专业化指数的测度方法,计算公式为

$$\begin{aligned} \text{MAR}_{i,j,t} = & \frac{\text{VA}_{i,j}/\text{VA}_j}{\text{VA}_{i,n}/\text{VA}_n} \\ = & \frac{j \text{ 地区 } i \text{ 产业增加值} / j \text{ 地区制造业总增加值}}{\text{全国 } i \text{ 产业增加值} / \text{全国制造业总增加值}} \end{aligned}$$

值得注意的是,由于考虑到我国特有的户籍制度,地区就业人口的统计数据不能真实地反映当地就业人口,与 Glasser *et al.* (1992) 采用就业人口来计算 MAR 专业化指数不同,本文采用工业增加值计算专业化指数。该指数越大表明该地区该产业的专业化程度越高,因此若该变量的系数为正,则说明专业化程度的提高有利于创新产出的增加,由此支持 MAR 外部性理论。工业增加值原始数据来自《中国工业经济统计年鉴(2000—2008)》¹²(以下同)。

¹¹ Roodman(2006)对于动态面板估计所适用的情形进行了概括,主要包括:(1)时间较短而截面较大的面板数据;(2)自变量与因变量之间存在线性函数关系;(3)因变量依赖于其过去的水平;(4)包含非严格外生的解释变量;(5)存在非观测的固定效应等。

¹² 《中国工业企业统计数据库》是国家统计局编制《中国工业经济统计年鉴》的基础数据库,二者在统计口径上高度一致。

(3) 互补性指数 (DIV)。互补性指数的测度方法与专业化指数相似,不同的是,本文根据《2002年中国投入产出表》¹³,对每个样本产业,为其他产业赋予代表该产业与样本产业关联强度的权重,用以反映产业之间互补程度的差异。互补性指数的计算公式为

$$\text{DIV}_{i,j,t} = \frac{(\sum_{k \neq i} \omega_k \cdot \text{VA}_{k,j}) / \text{VA}_j}{(\sum_{k \neq i} \omega_k \cdot \text{VA}_{k,n}) / \text{VA}_n} = \frac{j \text{ 地区 } i \text{ 产业的关联产业增加值加权和 } / j \text{ 地区制造业总增加值}}{\text{全国 } i \text{ 产业的关联产业增加值加权和 } / \text{全国制造业总增加值}}$$

其中 ω_k 表示权重 (权重的具体计算方法和最终权重表详见附录)。该指数越大表明该地区内与该产业关联性强的产业比重越大,若该变量的系数为正,则说明区域内互补产业的增加有利于创新产出的提高。

(4) 多样性指数 (JAC)。借鉴 Glasser *et al.* (1992)、Henderson *et al.* (1995) 的测度方法,我们使用 HHI 指数的倒数来衡量产业多样性,计算公式为

$$\text{JAC}_{i,j,t} = \frac{1 / \sum_{k \neq i} \left(\frac{\text{VA}_{k,j}}{\text{VA}_j - \text{VA}_{i,j}} \right)^2}{1 / \sum_{k \neq i} \left(\frac{\text{VA}_{k,n}}{\text{VA}_n - \text{VA}_{i,n}} \right)^2} = \frac{j \text{ 地区其他产业的 HHI 指数的倒数}}{\text{全国其他产业的 HHI 指数的倒数}}$$

产业多样性指数越高,表明相对样本产业而言,地区内其他产业的分散程度越大,区域内融合的差异化知识越丰富。若该变量系数为正,则说明区域内产业的多样性有助于创新产出的增加。由此,正的互补性指数和多样性指数将分别从产业互补性和产业多样性的角度支持 Jacobs 的外部性理论。

(5) 竞争指数 (COM)。按照 Glasser *et al.* (1992)、Feldman and Audretsch (1999) 等通行的度量方法,其测度公式为

$$\text{COM}_{i,j,t} = \frac{\text{NU}_{i,j} / \text{VA}_{i,j}}{\text{NU}_{i,n} / \text{VA}_{i,n}} = \frac{j \text{ 地区 } i \text{ 产业企业数 } / j \text{ 地区 } i \text{ 产业增加值}}{\text{全国 } i \text{ 产业企业数 } / \text{全国 } i \text{ 产业增加值}}$$

该指数越高表明该地区该产业单位增加值的企业数相比全国其他地区更大,因此如果该指数大于 1,则说明该地区该产业内的企业竞争超过了全国平均水平。该变量系数为正则支持地区竞争有助于创新的论断,反之则支持地区垄断有助于创新的观点。此处分地区分产业的企业数来自《中国工业经济统计年鉴 (2000—2008)》。

¹³ 从 1987 年全国价值型投入产出表开始,中国每逢 2、逢 7 年份编制基本投入产出表,迄今为止,国家统计局已编制了 1992 年、1997 年、2002 年和 2007 年的投入产出表。由于本文研究的样本范围是 1999—2007 年,因此选择 2002 年投入产出表作为分析依据。

(6) 其他控制变量。地区规模(PEPL)采用各地区人口数进行衡量,这也是以往文献的通行做法,一般来说地区规模越大对创新的需求拉动越大,越有利于推动区域产业创新。地区人力资本水平(EDU)采用各地区大专及以上学历人口占6岁以上人口的百分比来度量。¹⁴一般而言,地区人力资本水平越高越有利于知识的传播和创新思想的获得,但是也有理论认为人力资本对创新的促进具有门槛效应,只有区域内人力资本达到一定规模、实现了知识交流的良性互动,才能对创新产生正向影响。外商直接投资(FDI)采用各地区“三资”企业工业总产值占规模以上工业企业工业总产值的百分比来表示。¹⁵考虑到我国是发展中国家,外商资本对我国地区产业技术创新既可能存在技术外溢效应,也可能产生竞争挤占作用,这在相当多的文献中有专门研究,例如王红领等(2006)系统地将其总结为“抑制论”、“促进论”和“双刃剑论”三种观点,本文将作为控制变量纳入分析框架。其中,各地区人口总数、各地区大专及以上学历人口以及各地区6岁以上人口数均来自《中国人口统计年鉴(2000—2008)》,各地区“三资”企业工业总产值以及规模以上工业企业工业总产值均来自《中国统计年鉴(2000—2008)》。

2. 样本说明

本节基于以“省份×产业”为观测单元的面板数据样本,考察1999—2007年间全国各省制造业MAR外部性、Jacobs外部性以及企业竞争对创新产出的影响。基于制度的差异以及统计口径的不一致性,没有选择香港、澳门、台湾三个地区的样本数据,由于西藏的数据比较特殊,也未将西藏考虑在内。此外,取自《中国工业经济统计年鉴》的原始数据在某些截面样本上存在缺失,本文也不予考虑,这些样本是:贵州石油加工业;贵州化学纤维业;青海烟草加工业;青海化学纤维业;青海石油加工业;青海电子通信业;内蒙古仪器仪表业;内蒙古化学纤维业;宁夏电子及通信设备业;宁夏化学纤维业;云南化学纤维业。综上所述,剔除缺失和不予考虑的样本,本文的回归样本为1999—2007年(2004除外¹⁶)共8年30个省市地区21个工业行业的面板数据,共计4952(619×8)个。表1给出了主要变量的摘要统计。

¹⁴ 关于人力资本测度,作者还尝试了其他测度方式。首先,我们借鉴刘海英等(2004)的方法测度各地区人均受教育年限。然而采用该测度方法的回归结果表明,该变量统计上极不显著。一个可能的原因是,不同受教育程度的人口对地区创新的作用是不同的,而综合性的加权指标也许掩盖了高教育程度人口对创新的贡献。因此,作者分别测算了“各地区大专及以上学历人口占6岁以上人口的百分比”和“各地区高中人口占6岁以上人口的百分比”两个指标,然后分别放入模型进行回归,回归结果表明,大专以上学历人口对地区创新存在U形影响效应,而高中人口对地区创新影响不显著。因此,最终我们采取了“各地区大专及以上学历人口占6岁以上人口的百分比”来衡量人力资本水平。所有数据均来自《中国人口统计年鉴(2000—2008)》。

¹⁵ 这是测度FDI较为通行的一种方法,例如王红领等(2006)。根据《中国统计年鉴2006》,“三资”企业系指港、澳、台商投资企业和外资企业的简称,为中外合资、合作经营企业、外资企业和外商投资股份有限公司之和。此外,对于FDI这个控制变量,作者也曾在“地区×产业”层面上,采用外商资本占实收资本的比重来度量,但是回归结果表明采用该测度方法,该变量系数统计上不显著。

¹⁶ 由于国家统计局未统计2004年度新产品产值,故没有包括该年度样本。

表1 主要变量的摘要统计¹⁷

	INV(%)	MAR	DIV	JAC	COM	PEPL(万人)	EDU(%)	FDI(%)
均值	9.410	1.001	0.980	0.854	1.671	4286.292	5.985	19.651
标准差	12.548	1.050	0.225	0.991	2.305	2556.743	4.445	17.749
最小值	0.000	0.001	0.186	0.084	0.041	510.000	0.860	1.567
最大值	97.780	20.087	1.905	17.465	47.402	9667.000	30.130	65.808
	ln(INV)	ln(MAR)	ln(DIV)	ln(JAC)	ln(COM)	ln(PEPL)	ln(EDU)	ln(FDI)
均值	1.651	-0.408	-0.055	-0.412	0.222	8.128	1.615	2.571
标准差	1.225	1.021	0.288	0.617	0.674	0.764	0.552	0.938
最小值	0	-6.908	-1.682	-2.477	-3.194	6.234	-0.151	0.449
最大值	4.590	3.000	0.644	2.860	3.859	9.176	3.406	4.187

(三) 估计方法及结果分析

1. 估计方法

本文模型(2)是含有不可观测个体固定效应的动态面板数据模型,该类模型中因变量的滞后项与不可观测的个体固定效应一定是相关的,从而导致混合OLS估计和固定效应估计的结果都是有偏的(伍德里奇,2003;Roodman,2006)。一般而言,混合OLS估计通常严重高估滞后项的系数(Nickell,1981;Hsiao,1986),而固定效应估计则一般会低估滞后项的系数(Bond,2002),因此Bond指出,有效的估计值应当介于两者之间。为了获得各解释变量的一致性估计,我们将运用由Arellano and Bond(1991)提出的一种广义差分矩估计方法(generalized method of moments, GMM)来估计(2)式,即DIF-GMM估计(first-differenced GMM)。DIF-GMM的基本思路是先对(2)式差分,然后用一组滞后的解释变量作为差分方程中相应变量的工具变量。¹⁸GMM估计又可以分为一步和两步GMM估计。由于两步估计的标准差存在向下偏倚,虽然这种偏倚经过Windmeijer(2005)调整后减小,但会导致两步GMM估计量的近似渐近分布不可靠,因此,在经验应用中通常使用一步GMM(one step GMM)估计量(Bond,2002)。有鉴于此,本文将主要报告一步DIF-GMM的估计结果。并且,作为比较以判断GMM估计的有效性,本文也将分别给出混合OLS和固定效应的估计结果。

¹⁷ 由于某些样本的新产品产值为0,为了避免出现零对数情况,我们对所有样本的新产品产值进行了加1处理,对这种处理方式可参见伍德里奇在《计量经济学导论:现代观点》第178页的说明。

¹⁸ Arellano and Bover(1995)以及Blundell and Bond(1998)等通过进一步研究,在DIF-GMM的基础上又提出了SYS-GMM估计方法,该方法结合了差分方程和水平方程,又增加了一组滞后的差分变量作为水平方程相应变量的工具。相对来说,SYS-GMM估计量具有更好的有限样本性质。但是,这种有效性的前提条件是SYS-GMM估计较差分GMM估计所新增的工具变量是有效的。由于本文运用SYS-GMM方法进行估计时,新增工具变量未通过有效性检验,因此本文未采用该方法进行估计。

2. 基本结果和分析

我们首先对模型(2)进行混合 OLS 估计与固定效应估计,其计量结果见表 2 的第二列和第三列。结果显示,因变量一阶滞后项($\ln INV_{-1}$)的估计系数为 0.7420 与 0.3929,因此,根据前文所述,该系数的一致估计量应当介于二者之间。接着我们对(2)式进行进一步的 DIF-GMM 估计,计量结果见表 2 第四列。观察第四列,我们发现其因变量一阶滞后项($\ln INV_{-1}$)的估计系数为 0.5772,正好介乎 0.7420 与 0.3929 之间,处于可信的预期区间。其次,结果显示专业化指数($\ln MAR$)、互补性指数($\ln DIV$)和多样性指数($\ln JAC$)的回归系数都显著为正,这与我们最初的理论预期完全一致,然而企业竞争指数($\ln COM$)的回归系数为负,但并不显著。考虑到专业化指数与企业竞争指数之间存在较强的相关性(相关系数为 -0.6159),所以为了避免共线性,我们在剔除其中一个变量的情况下分别进行了 DIF-GMM 估计,回归结果见表 2 第五、六列。我们发现,与最初的回归结果相比,专业化指数与企业竞争指数回归系数的符号没有改变,但其显著性有了很大改进,而其他解释变量回归系数的大小和显著性也没有发生太大变化。此外,我们对模型设定的合理性和工具变量的有效性进行了检验:二阶序列相关(AR(2))检验结果显示,所有 DIF-GMM 模型的随机误差项均不存在二阶序列相关¹⁹,表明我们所设立的模型是合理的;Hansen 过度识别检验的结果表明回归中我们使用的工具变量是合适的。²⁰以上分析表明,第五、六列的回归结果是稳健的,下面将基于这一结果进行分析。

表 2 知识外部性、地区竞争对创新影响的估计结果

被解释变量	$\ln(INV)$				
解释变量	POLS	FE	DIF-GMM	DIF-GMM	DIF-GMM
$\ln INV_{-1}$	0.7420 (45.58)***	0.3929 (21.96)***	0.5772 (11.42)***	0.5767 (11.93)***	0.5896 (12.55)***
$\ln MAR$	-0.0035 (-0.31)	0.1435 (3.93)***	0.2383 (2.52)**	0.3337 (3.47)***	
$\ln DIV$	-0.0150 (-0.32)	0.3532 (2.28)**	0.6014 (2.11)**	0.5848 (2.10)**	0.7013 (2.52)**
$\ln JAC$	-0.0023 (-0.10)	0.1954 (2.94)***	0.2921 (2.62)***	0.3129 (2.75)***	0.2998 (2.64)***

¹⁹ GMM 估计要求差分后的残差项不存在二阶序列相关,而一阶序列相关不影响 GMM 估计的有效性(Roodman,2006)。

²⁰ 另一种对工具变量进行过度识别检验的方法是 Sargan 检验,它要求满足同方差性,而这往往很难成立(Roodman,2009)。Hasen 检验则不要求满足同方差性,但是在两步的 GMM 中较易受到过量工具变量的影响而弱化其检验的有效性,为此 Roodman(2009)指出 Hasen 检验的 p 值以 0.25 为界来确定工具变量的有效性。

(续表)

被解释变量	ln(INV)				
lnCOM	-0.2320 (-1.31)	0.0120 (0.29)	-0.0232 (-0.23)		-0.1847 (-1.9)*
lnPEPL	0.0262 (1.78)*	0.5789 (1.80)*	1.1860 (2.00)**	1.0763 (1.95)*	1.2082 (2.02)**
lnEDU	-0.2639 (-2.29)**	-0.6256 (-3.5)***	-0.5807 (-2.23)**	-0.6181 (-2.31)**	-0.5851 (-2.29)**
Sq(lnEDU)	0.1791 (2.95)***	0.2442 (2.69)***	0.2165 (1.69)*	0.2345 (1.68)*	0.2392 (1.81)*
ln(FDI)	-0.0093 (-0.75)	-0.0722 (-1.35)	-0.2886 (-2.86)***	-0.2981 (-2.96)***	-0.2932 (-2.83)***
年份虚拟变量	是	是	是	是	是
样本量	3714	3714	2476	2476	2476
调整后的 R ²	0.8062	0.3968			
F 值	1030.49	43.21			
AR(1) (p 值)			0.000	0.000	0.000
AR(2) (p 值)			0.369	0.370	0.545
Hansen Test(p 值)			0.310	0.299	0.342

注:本文所有估计采用软件 Stata 10.0 和“xtabond2”程序(Roodman, 2006)完成。*表示在 10%的水平上显著,**表示在 5%的水平上显著,***表示在 1%的水平上显著。括号内为 *t* 统计量。POLS 和 FE 表示混合截面最小二乘估计和固定效应估计;DIF-GMM 表示一步 difference GMM 估计。在 DIF-GMM 回归中,我们将 $\ln INV_{-1}$ 以及 $\ln MAR$ 、 $\ln DIV$ 、 $\ln JAC$ 、 $\ln EDU$ 、 $\ln FDI$ 视为内生变量,将 $\ln INV_{-2}$ 及其更高阶的滞后作为 $\Delta \ln INV_{-1}$ 的工具变量,将 $\ln MAR$ 、 $\ln DIV$ 、 $\ln JAC$ 的滞后一阶和二阶, $\ln EDU$ 、 $\ln FDI$ 的滞后一至四阶分别作为其相应差分变量的工具变量。年度虚拟变量以及其他变量的工具都是其自身。

模型估计结果与我们的预期基本一致。首先,我们的回归结果有力地支持了 MAR 外部性理论。第五列回归结果表明,一个地区某产业的专业化指数提高 1%,会使该地区该产业创新产出占总产出的百分点提高 0.33%左右,并且这种效应在 1%的统计水平上显著。这与 MAR 外部性理论的预期完全一致,表明隶属同一企业的企业在地理空间上的集聚,有效地促进了该产业内企业间的知识溢出,进而推动创新产出的提高。

其次,我们的回归结果也同时支持了 Jacobs 外部性理论。结合表 2 第五、六列的回归结果,产业互补性指数的回归系数在 5%的统计水平上、多样性指数的回归系数在 1%的统计水平上均显著为正;并且互补性指数每提高 1%,将带动创新产出百分点提高 0.58%左右;而多样性指数每提高 1%,将带动创新产出百分点提高 0.31%左右。这有力地验证了 Jacobs 外部性理论,说明同一地理空间内融合的产业越多样,越能激发不同知识个体之间的思维碰撞,从而有利于产业创新;而与目标产业互补性强的产业越多,则越有利于互补知识个体间的知识溢出,推动产业创新。从上述自变量的回归系数大小来看,我们发现产业互补性对创新的促进作用最大,多样性和专业化对创新的促进作用相对较小。粗略计算,互补性指数的回归系数约为多样性指数(或专业化指数)的两倍。概言之,不论是同一产业内部的企业集聚还是不同产业间

的企业集中,由于企业彼此邻近,极大地便利了企业员工间面对面频繁的知识交流与接触,特别为粘性知识的传播与吸收创造了有利条件。而知识是创新最重要的生产要素,企业集聚通过促进知识溢出,为创新带来了丰富的知识供给,包括互补性知识、差异化知识以及竞争性知识等,并最终促进区域内产业创新。

再次,我们的研究结论支持了MAR理论框架中关于地区垄断比地区竞争更有利于产业创新的观点。表2第六列的回归结果表明,一个地区某产业的竞争程度提高1%,将使该地区该产业的创新产出百分点下降约0.18%。这是因为企业拥有更多的市场垄断力,能在很大程度上将技术外部性内部化,获得更多的创新收益,从而激励企业进行更多的技术创新。

最后,其他控制变量对创新的影响也与现有大多数文献的理论预期基本一致。地区规模对地区产业创新具有显著的正向影响。当地人力资本水平对创新存在U形影响效应,即存在一个“门槛”值,当人力资本水平低于该值时,人力资本水平的提高对创新的影响为负,而当人力资本水平高于该值时,人力资本的提高对创新的影响变为正。依据回归结果计算出人力资本的“门槛”值约为1.32(表2第五列)或1.22(表2第六列),而样本中人力资本大于1.32的地区约占74%,大于1.22的地区约占80%,因此在我国大部分地区,人力资本对创新的影响表现为高于“门槛”值之后对创新的积极推动效用。为什么人力资本对创新的影响会呈现门槛效应呢?内生增长理论认为,其原因可能在于落后地区的低人力资本之间难以形成良性互动,或者从知识溢出的吸收能力角度,一个地区的企业要能够吸收其他企业的知识外溢,必须达到一个最低的人力资本水平。²¹外商直接投资对创新的影响在1%的统计水平上显著为负,若按照王红领等(2006)的观点划分,那么本文结论支持了FDI对我国地区创新的“抑制论”观点,即FDI的进入没有带来技术创新。原因之一认为外资企业与本国企业技术水平的差距太大,本国企业缺乏相应的技术吸收能力(Kokko, 1994),或者从人力资本配置结构角度,认为当人力资本总量给定时,最终产品部门的高工资报酬将吸引人力资本从研发部门转移到最终产品部门,使人力资本投资下降从而抑制新产品增长率,长期来看外资进入会通过改变东道国人力资本配置结构,而对东道国创新不利(Romer, 1990)。

²¹ 关于人力资本的门槛效应理论,国内外学者都有专门研究,例如 Redding(1996), Aghion and Howitt(1998)以及郭玉清和杨栋(2007),刘厚俊和刘正良(2006),孙建和齐建国(2009),杨俊等(2007)等。值得注意的是,与上述文献相比,由于人力资本并非本文主要关注的解释变量,因此没有采取专门的研究方法(如线性回归函数极值法等)来进行研究。

五、结论及启示

利用我国1999—2007年间30个地区21个工业行业的面板数据,本文实证考察了区域内知识外部性、企业竞争对我国制造业区域产业创新的影响。在研究方法上,本文主要从三个方面改进了以往研究:其一,分别从互补性和多样性两方面共同刻画Jacobs外部性,而不是像以往许多文献仅关注其中一个方面;其二,使用新产品产值衡量创新产出,一定程度上综合反映了创新的数量和质量;其三,采用动态面板数据的计量模型以克服内生性问题,增强回归结果的稳健性。在前文研究基础上,本文得到如下结论。

首先,现状研究表明,我国制造业创新产出的地区差异无论以绝对量还是相对量衡量都十分显著,并且随着时间的推移,呈现明显的强者愈强、弱者愈弱的“马太效应”。其次,在关于MAR外部性和Jacobs外部性理论争论上,我们的研究发现MAR外部性与Jacobs外部性对我国地区产业创新均具有显著推动作用,但是二者对创新的影响程度不同,Jacobs外部性中的产业互补对创新的推动作用最大,产业多样性与产业内的MAR外部性作用相对较小。粗略来看,产业互补对创新的推动作用约为产业多样性或产业专业化的两倍。最后,我们的研究结论还支持了MAR理论框架中关于区域内垄断比竞争更有利于产业创新的观点。

上述结论带给我们如下重要启示,从推动地区创新的角度,不论是同一产业内的企业集聚,还是不同产业间的企业邻近,都有助于提高当地创新产出,其中尤以互补关联性强的产业集聚最为有力。因此积极鼓励各种形式自发形成的产业集聚,或以政府为主导依据当地资源禀赋特点设立经济开发区、工业园区等是促进区域产业创新的有效途径,如能成功引导强互补性的产业集聚则更为有利。此外,区域内激烈竞争抑制了企业的创新动力,通过提升区域内企业集中度、推动企业创新合作或加强专利保护等措施将有助于增强企业创新积极性。

附录

1. 权重计算方法

(1) 根据《2002年中国投入产出表》中的122个部门完全消耗系数表,比照“国民经济行业分类与代码(GBT4754-94)”,将21个二位数制造业的完全消耗系数进行分类汇总。(由于该完全消耗系数表将食品制造业和食品加工业同归为一类,本文依据“国民经济行业分类与代码(GBT4754-94)”第421页“中国2002年投入产出表部门分类解释”,将代码为13019的部门归为食品制造业,产业代码为14,而其他以13开头的部门都归为食品加工业,产业代码为13。)从而得到21个二位数制造业的完全消耗系数表,其

中每个完全消耗系数 $b_{i,j}$ 表示生产单位 j 产业产品, 对 i 产业产品的直接消耗量与间接消耗量之和。矩阵的每一列 j ($j=1, \dots, j-1, j+1, \dots, 21$) 表示生产单位 j 产品对其他产业的完全消耗量, 即反映 j 产业对其他产业的需求关系, 而每一行 i ($i=1, \dots, i-1, i+1, \dots, 21$) 则表示生产其他产业产品对 i 产业的完全需求量, 即反映 i 产业对其他产业的供给关系。

(2) 首先计算权重 $\omega'_{i,j} = \frac{b_{i,j}}{\sum_{i \neq j} b_{i,j}}$, ($i, j = 1, \dots, i-1, i+1, \dots, 21$), 反映 j 产业对 i 产业的需求关联强度; 然后计算权重 $\omega''_{i,j} = \frac{b_{i,j}}{\sum_{j \neq i} b_{i,j}}$, ($i, j = 1, \dots, i-1, i+1, \dots, 21$), 反映 j 产业对 i 产业的供给关联强度; 最终权重 $\omega_{i,j} = \frac{\omega'_{i,j} + \omega''_{i,j}}{2}$, 综合反映了产业间需求和供给的关联强度。21 产业最终关联权重见附表 1、附表 2。

附表 1 产业关联权重表

产业代码	13	14	15	16	17	22	25	26	27	28	31
13	—	0.282	0.081	0.027	0.031	0.018	0.017	0.031	0.103	0.009	0.013
14	0.265	—	0.065	0.026	0.020	0.051	0.017	0.026	0.040	0.007	0.016
15	0.099	0.149	—	0.025	0.021	0.055	0.019	0.025	0.024	0.010	0.040
16	0.004	0.004	0.007	—	0.007	0.027	0.005	0.007	0.005	0.047	0.004
17	0.035	0.023	0.031	0.037	—	0.044	0.027	0.045	0.043	0.240	0.025
22	0.026	0.049	0.073	0.124	0.069	—	0.030	0.058	0.059	0.031	0.045
25	0.047	0.033	0.049	0.047	0.047	0.046	—	0.102	0.051	0.056	0.061
26	0.150	0.113	0.134	0.126	0.167	0.183	0.113	—	0.194	0.26	0.112
27	0.053	0.076	0.049	0.026	0.026	0.043	0.016	0.033	—	0.009	0.026
28	0.009	0.009	0.025	0.084	0.105	0.035	0.047	0.098	0.021	—	0.018
31	0.018	0.018	0.054	0.035	0.043	0.052	0.044	0.040	0.038	0.022	—
32	0.034	0.027	0.044	0.045	0.042	0.039	0.112	0.048	0.046	0.025	0.099
33	0.017	0.017	0.039	0.037	0.034	0.028	0.055	0.042	0.037	0.015	0.039
34	0.024	0.024	0.058	0.040	0.041	0.038	0.053	0.040	0.039	0.017	0.064
35	0.032	0.026	0.045	0.046	0.046	0.046	0.077	0.050	0.040	0.028	0.064
36	0.021	0.015	0.030	0.037	0.054	0.025	0.042	0.029	0.033	0.020	0.038
37	0.038	0.028	0.042	0.049	0.049	0.048	0.055	0.046	0.047	0.026	0.047
39	0.024	0.021	0.041	0.046	0.043	0.059	0.062	0.051	0.034	0.032	0.056
40	0.031	0.032	0.048	0.056	0.053	0.053	0.058	0.061	0.052	0.036	0.091
41	0.013	0.012	0.030	0.034	0.034	0.033	0.035	0.052	0.017	0.053	0.059
44	0.061	0.043	0.054	0.054	0.068	0.079	0.113	0.115	0.074	0.058	0.084

附表2 产业关联权重表(续)

产业代码	32	33	34	35	36	37	39	40	41	44
13	0.008	0.008	0.012	0.011	0.023	0.021	0.010	0.011	0.013	0.016
14	0.008	0.008	0.017	0.011	0.018	0.023	0.011	0.016	0.015	0.017
15	0.010	0.013	0.032	0.012	0.018	0.021	0.012	0.016	0.016	0.017
16	0.003	0.003	0.004	0.004	0.007	0.006	0.004	0.005	0.005	0.005
17	0.015	0.017	0.019	0.019	0.047	0.027	0.020	0.023	0.022	0.030
22	0.017	0.020	0.025	0.025	0.028	0.038	0.033	0.031	0.031	0.037
25	0.105	0.069	0.045	0.052	0.052	0.047	0.045	0.040	0.048	0.097
26	0.056	0.095	0.061	0.065	0.065	0.076	0.083	0.112	0.114	0.085
27	0.008	0.009	0.014	0.011	0.019	0.017	0.012	0.019	0.021	0.022
28	0.011	0.011	0.015	0.017	0.034	0.023	0.019	0.018	0.043	0.036
31	0.052	0.028	0.047	0.037	0.041	0.036	0.033	0.052	0.042	0.045
32	—	0.080	0.207	0.172	0.164	0.158	0.092	0.054	0.076	0.095
33	0.057	—	0.086	0.062	0.063	0.060	0.109	0.065	0.053	0.071
34	0.118	0.095	—	0.055	0.055	0.053	0.052	0.054	0.051	0.058
35	0.107	0.074	0.065	—	0.115	0.126	0.100	0.050	0.059	0.091
36	0.084	0.053	0.051	0.095	—	0.064	0.043	0.032	0.032	0.037
37	0.092	0.060	0.052	0.104	0.069	—	0.053	0.044	0.045	0.056
39	0.061	0.126	0.066	0.095	0.051	0.059	—	0.130	0.072	0.081
40	0.037	0.069	0.062	0.050	0.045	0.054	0.134	—	0.170	0.060
41	0.041	0.044	0.056	0.035	0.032	0.034	0.071	0.177	—	0.043
44	0.113	0.118	0.065	0.068	0.054	0.058	0.065	0.052	0.073	—

参考文献

- [1] Aghion, P., and P. Howitt, "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 1992, 60(2), 323—351.
- [2] Andersson, R., J. Quigley, and M. Wilhelmsson, "Agglomeration and the Spatial Distribution of Creativity", *Papers in Regional Science*, 2005, 84(3), 445—464.
- [3] Arellano, M., and O. Bover, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error components Models", *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), 29—51.
- [4] Arellano, M., and S. Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), 277—297.
- [5] Arrow, K., "The Economic Implications of Learning by Doing", *Review of Economic Studies*, 1962, 29(3), 155—173.
- [6] Audretsch, D., and M. Feldman, "R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production", *American Economic Review*, 1996, 86(3), 630—640.
- [7] Baptista, R., and P. Swann, "Do Firms in Clusters Innovate More?" *Research Policy*, 1998, 27(5), 525—540.
- [8] Batisse, C., "Dynamic Externalities and Local Growth: A Panel Data Analysis Applied to Chinese Provinces", *China Economic Review*, 2002, 13(2—3), 231—251.
- [9] Blundell, R., and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), 115—143.

- [10] Bond, S., "Dynamic Panel Data Models; A Guide to Micro Data Methods and Practice", Working Paper 09/02, Institute for Fiscal Studies, London, 2002.
- [11] 薄文广, "外部性与产业增长——来自中国省级面板数据的研究", 《中国工业经济》, 2007年第1期, 第37—44页。
- [12] Cainelli, G., and R. Leoncini, "Externalities and Long-term Local Industrial Development: Some Empirical Evidence from Italy", *Revue d'Economie Industrielle*, 1999, 90(90), 25—39.
- [13] Capello, R., "Entrepreneurship and Spatial Externalities: Theory and Measurement", *Annals of Regional Science*, 2002, 36(3), 387—402.
- [14] Combes, P., "Economic Structure and Local Growth: France, 1984—1993", *Journal of Urban Economics*, 2000, 47(3), 329—355.
- [15] De Lucioa, J., J. Herce, and A. Goicolea, "The Effect of Externalities on Productivity Growth in Spanish Industry", *Regional Science and Urban Economics*, 2002, 32(2), 241—258.
- [16] Deidda, S., R. Paci, and S. Usai, "Spatial Externalities and Local Economic Growth", Cagliari, Working Papers CRENoS, 2002, 06.
- [17] Ellison, G., and E. Glaeser, "Geographic Concentration in U. S. Manufacturing Industries: a Dartboard Approach", *Journal of Political Economy*, 1997, 105(5), 889—927.
- [18] Feldman, M., and D. Audretsch, "Innovation in Cities: Science-based Diversity, Specialization and Localized Competition", *European Economic Review*, 1999, 43(2), 409—429.
- [19] Forni, M., and S. Paba, "Spillovers and the Growth of Local Industries", *Journal of Industrial Economics*, 2002, 50(2), 151—171.
- [20] 范剑勇, "市场一体化、地区专业化与产业聚集趋势——兼谈对地区差距的影响", 《中国社会科学》, 2004年第6期, 第39—51页。
- [21] 范剑勇, "产业集聚与地区间劳动生产率差异", 《经济研究》, 2006年第11期, 第72—81页。
- [22] 范剑勇、石灵云, "地方化经济与劳动生产率:来自制造业四位数行业的证据", 《浙江社会科学》, 2008年第5期, 第36—44页。
- [23] 范剑勇、朱国林, "中国地区差距的演变及其结构分解", 《管理世界》, 2002年第7期, 第37—44页。
- [24] Glaeser, E., H. Kallal, J. Scheinkman, and A. Schleifer, "Growth in Cities", *Journal of Political Economy*, 1992, 100(6), 1126—1152.
- [25] Griliches, Z., "Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey", *Journal of Economic Literature*, 1990, 28(4), 1661—1707.
- [26] 国家统计局国民经济核算司, 《2002年中国投入产出表》, 北京: 中国统计出版社, 2006年。
- [27] 国家统计局国民经济核算司, 《中国2002年投入产出表编制方法》, 北京: 中国统计出版社, 2005年。
- [28] 郭玉清、杨栋, "人力资本门槛、创新互动能力与低发展陷阱", 《财经研究》, 2007年第6期, 第77—89页。
- [29] Henderson V., A. Kuncoro, and M. Turner, "Industrial Development in Cities", *Journal of Political Economy*, 1995, 103(5), 1067—1090.
- [30] Henderson, V., "Marshall's Scale Economics", *Journal of Urban Economics*, 2003, 53(1), 1—28.
- [31] Henderson, V., "The Urbanization Process and Economic Growth: the So-what Question", *Journal of Economic Growth*, 2003, 8(1), 47—71.
- [32] Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*. New York: Cambridge University Press, 1986.
- [33] 黄玖立、黄俊立, "市场规模与中国省区的产业增长", 《经济学(季刊)》, 2008年第7卷第4期, 第1317—1334页。
- [34] Jacobs, J., *The Economy of Cities*. New York: Random House, 1969.

- [35] 金煜、陈钊、陆铭，“中国的地区工业集聚：经济地理、新经济地理与经济政策”，《经济研究》，2006年第4期，第79—89页。
- [36] Kokko, A., “Technology, Market Characteristics, and Spillovers”, *Journal of Development Economics*, 1994, 43(2), 279—293.
- [37] Lundvall, B. A., “Innovation as an Interactive Process: From User-producer Interaction to the National System of Innovation”, in Dosi, G., C. Freeman, G. Silverberg and L. Soete (eds.), *Technical Change and Economic Geography*. London: Frances Pinter, 1988.
- [38] 梁琦，“中国制造业分工、地方专业化及其国际比较”，《世界经济》，2004年第12期，第32—40页。
- [39] 刘修岩、贺小海、殷醒民，“市场潜能与地区工资差距：基于中国地级面板数据的实证研究”，《管理世界》，2007年第9期，第48—55页。
- [40] 刘海英、赵英才、张纯洪，“人力资本‘均化’与中国经济增长质量关系研究”，《管理世界》，2004年第11期，第15—21页。
- [41] 刘厚俊、刘正良，“人力资本门槛与FDI效应吸收——中国地区数据的实证检验”，《经济科学》，2006年第5期，第90—98页。
- [42] Marshall, A., *Principles of Economics*. London: Macmillan, 1890.
- [43] Nelson, R., and S. Winter, *An Evolutionary Theory of Economic Change*. Cambridge, Mass.: Belknap Press of Harvard University Press, 1982.
- [44] Nickell, S., “Biases in Dynamic Models with Fixed Effects”, *Econometrica*, 1981, 49(6), 1417—1426.
- [45] Paci, R., and S. Usai, “Externalities, Knowledge Spillovers and the Spatial Distribution of Innovation”, *GeoJournal*, 1999, 49(4), 381—390.
- [46] Pakes, A., and Z. Griliches, “Estimating Distributed Lags in Short Panels with an Application to the Specification of Depreciation Patterns and Capital Stock Constructs”, *Review of Economic Studies*, 1984, 51(2), 243—262.
- [47] Pavitt, K., “The Objectives of Technology Policy”, *Science and Public Policy*, 1987, 14(4), 182—188.
- [48] Redding, S., “The Low-skill, Low-quality Trap: Strategic Complementarities between Human Capital and R&D”, *Economic Journal*, 1996, 106(435), 458—470.
- [49] Romer, P., “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5), 71—102.
- [50] Roodman, D., “How to Do xtabond2: An Introduction to ‘Difference’ and ‘System’ GMM in Stata”, Center for Global Development Working Paper, No. 103, 2006.
- [51] Roodman, D., “A Note on the Theme of Too Many Instruments”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2009, 71(1), 135—158.
- [52] Rosenthal, S. and W. Strange, “Geography, Industrial Organization and Agglomeration”, *Review of Economics and Statistics*, 2003, 85(2), 377—393.
- [53] Soest, D., S. Gerking, and F. Oort, “Knowledge Externalities, Agglomeration Economics and Employment Growth in Dutch Cities”, Center Discussion Paper, Tilburg University, 2002.
- [54] 石灵云、刘修岩，“地方化经济、城市化经济与劳动生产率——基于中国制造业四位数行业的实证研究”，《南方经济》，2008年第3期，第43—51页。
- [55] 石灵云、殷醒民、刘修岩，“产业集聚的外部性机制——来自中国的实证研究”，《产业经济研究》，2007年第6期，第1—7页。
- [56] 孙建、齐建国，“人力资本门槛与中国区域创新收敛性研究”，《科研管理》，2009年11月第6期，第32—38页。

- [57] Gao, T., "Regional Industrial Growth: Evidence from Chinese Industries", *Regional Science and Urban Economics*, 2004, 34 (1), 101—124.
- [58] Von Hippel, E., "'Sticky Information' and the Locus of Problem Solving: Implications for Innovation," *Management Science*, 1994, 40(4), 429—439.
- [59] Windmeijer, F., "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators", *Journal of Econometrics*, 2005, 126(1), 25—51.
- [60] 王红领、李稻葵、冯俊新, "FDI与自主研发: 基于行业数据的经验研究", 《经济研究》, 2006年第2期, 第44—56页。
- [61] 伍德里奇, J. M., 《计量经济学导论——现代观点》, 费剑平、林相森译。北京: 中国人民大学出版社, 2003年。
- [62] 杨俊、李晓羽、杨尘, "技术模仿、人力资本积累与自主创新——基于中国省际面板数据的实证分析", 《财经研究》, 2007年第5期, 第18—28页。
- [63] 张卉、詹宇波、周凯, "集聚、多样性和地区经济增长: 来自中国制造业的实证研究", 《世界经济文汇》, 2007年第3期, 第16—29页。
- [64] 章元、刘修岩, "聚集经济与经济增长: 来自中国的经验证据", 《世界经济》, 2008年第3期, 第60—70页。

Industrial Agglomeration, Technological Spillovers and Regional Innovation: Evidences from China

XIANG PENG

(Suzhou University)

CHUANHAI JIANG

(Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract This paper examines the effect of regional technological spillovers and market competition on innovation. It focuses on three groups of variables, which are intra-industry knowledge spillovers (MAR externality), inter-industry knowledge spillovers (Jacobs externality, which is divided into industrial complementarity and industrial diversity), and market competition. The study suggests that both the MAR externality and Jacobs externality have significant positive relationships with regional innovation, but the extents are different. Industrial complementarity plays the most important role in promoting innovation. The study also suggests that competition has a negative relationship with regional innovation.

JEL Classification O31, R11, R12