



买方势力空间溢出效应研究 ——基于空间杜宾模型

李凯, 丁正良, 于冠一
东北大学工商管理学院, 沈阳 110000

摘要: 企业研发投入不仅受自身属性和横向市场行业属性因素影响, 纵向市场中相邻行业不断增强的买方势力也成为重要影响因素。

基于中国经济与社会发展统计数据库各统计年鉴2001年至2015年制药行业和医疗行业数据, 分析医疗行业买方势力对制药行业研发投入的影响。当以新产品销售收入占销售收入比值测量研发投入时, 卖方销售收入同时来自本地和其他地区买方市场, 即纵向视角下买方势力对制药行业绩效的影响存在溢出效应, 需考虑特殊多对多交互作用。通过构建卖方31个制药企业与买方31个医疗企业纵向关系, 利用空间杜宾模型分析买方势力对制药行业研发投入的空间溢出效应。

研究表明, 地区制药行业研发投入呈现高值与高值、低值与低值空间集聚特征。以地区医院总个数表征买方势力、制药企业总数表征卖方势力时, 反距离空间权重矩阵与经济距离空间权重矩阵回归结果仅存在较小差异; 直接效应和间接效应均为负, 表明本地买方势力不仅抑制本地制药行业的研发投入, 还通过空间溢出效应抑制其他地区的研发投入, 但空间溢出效应不明显。直接效应系数的绝对值显著大于间接效应系数的绝对值, 表明同一地区纵向产业链市场主体交易关系和经济联系更密切, 下游行业对供应商行为纵向约束力更强。上下游行业之间较为对等的市场势力有利于研发活动的开展, 卖方相对市场势力较强或较弱均降低研发激励, 深刻体现卖方抗衡势力作用。制药行业规模、资产专用性、企业规模、市场需求增长率与研发投入负相关, 技术创新落后于产业规模和企业规模扩张步伐, 产业量扩张显著, 但质的提高不大; 政府规制、人均GDP、销售利润率、产品差异性与研发投入正相关。以地区医院总个数表征买方势力、制药行业销售收入表征卖方势力进行模型扩展时, 也证明上述结论具有稳健性。

把空间计量模型引入纵向关系实证分析, 拓展了纵向研究方法。

关键词: 买方势力; 卖方抗衡势力; 研发投入; 空间溢出效应; 空间杜宾模型

中图分类号: F272 **文献标识码:** A **doi:** 10.3969/j.issn.1672-0334.2019.06.008

文章编号: 1672-0334(2019)06-0098-13

引言

研发构成制药产业(企业)发展核心, 新产品使企业长期享有该专利带来的收益。根据艾美仕的统计数据, 世界十大著名制药企业辉瑞、强生、罗氏、默克等均把新技术作为企业生存的根本, 纷纷投入巨

资从事新药品研发, 以提高产品竞争力, 抢占市场制高点, 平均研发强度在15%以上, 瑞士罗氏公司则高达23.6%。中国制药行业迅速发展的同时也存在众多问题, 研发资金投入占销售收入比值除个别企业达到5%外, 大部分研发投入水平非常低, 远低于全球

收稿日期: 2017-06-12 **修返日期:** 2018-03-08

基金项目: 国家自然科学基金(71472032)

作者简介: 李凯, 管理学博士, 东北大学工商管理学院教授, 研究方向为产业组织理论、纵向关系和公司治理等, 代表性学术成果为“装备制造业集群网络结构研究与实证”, 发表在2004年第12期《管理世界》, E-mail: Likai@mail.neu.edu.cn

丁正良, 东北大学工商管理学院博士研究生, 研究方向为产业组织纵向关系等, E-mail: 497058316@qq.com

于冠一, 东北大学工商管理学院博士研究生, 研究方向为区域经济学等, E-mail: yugy650@163.com

十大制药企业15%的平均水平;科技创新成果转化率低,仍以模仿为主,原创不足。

中国混业经营模式下,大型公立医院控制绝大多数药品销售业务,零售药店难以与之抗衡。地区医院共同招标结成利益联盟,在谈判过程中居于主导地位,对制造商控制力较强,处于近乎买方垄断地位的下游医疗行业,面对市场集中度较低的制药行业时,必然对其研发活动产生不可忽视的影响。张庆霖等^[1]和刘旭宁等^[2]对此予以关注。

研发投入为研发经费内部支出占销售收入比重,研发经费内部支出面向全国,销售收入同时来自本地和其他地区买方市场,纵向市场存在特殊的多对多关系,非普通面板能够解决。本研究构建上下游纵向关系,选取合适指标测量买方势力和卖方势力,在买方势力对卖方研发投入的影响中,充分考虑卖方抗衡势力的调节作用,并设置具有不同含义的空间权重矩阵深入分析买方势力溢出效应,同时扩展模型进行稳健性检验。本研究的创新点在于依托空间计量模型测量买方势力空间溢出效应。

1 相关研究评述

SCHUMPETER^[3]最早从技术与经济相结合的角度,探讨技术创新在经济发展中的作用。他把创新分为产品创新、技术创新、市场创新、资源配置创新、组织创新或制度创新,企业家作为创新主体,通过建立一种新生产函数,把生产要素和生产条件的新组合引入生产体系。此后大量研究主要采用哈佛学派的结构-行为-绩效(SCP)范式,集中于分析企业属性因素、行业属性因素和社会因素对企业创新激励的影响。企业属性因素包括技术机遇、技术溢出、市场需求、利润、产品差异性、独占性条件等,行业属性因素包括市场结构、市场集中度、进入和退出壁垒等,社会因素包括政府对企业专利保护制度等。上述研究忽视了供应链中纵向相关市场的影响,许多行业经历不断集中的过程,逐渐增强的买方势力已成为不可忽视的因素,影响机理完全不同于横向市场并逐渐受到关注。

众多学者从不同视角切入,对买方势力效应展开研究。随着线上交易的发展,网络平台对进入商家制定市场准入规则,收取费用和纵向约束,类似于上游对下游企业的纵向控制,逐渐受到反垄断部门关注。WEN et al.^[4]在新兴电子商务、纵向市场相对势力视角下探索买方势力效应,现实意义较强。供应商共享知识视角下,CHEN et al.^[5]研究买方势力在买卖双方共享知识进行研发合作中所起的作用,研发合作日益成为企业间合作趋势,当买方对中间投入品有特定规格要求,而卖方难以将特定规格中间投入品生产技术吸纳到生产过程时,买方愿意与上游合作伙伴共享现有技术,由此升级制造商。基于谈判视角,WYLD et al.^[6]考察拥有市场势力的买方谋取利益的途径;NYAGA et al.^[7]的研究表明,买卖双方市场势力不对称时,除双方关系和交易因素,强大的

买方势力对合作伙伴绩效产生重要影响;韩敬稳等^[8]认为无论交易行为处于何种阶段,在强势零售商压低供应商批发价格的背景下,供应商绩效都不会优于公平交易下的绩效。谈判视角下买方势力对自身或合作伙伴绩效的影响,本质体现纵向市场交易中双方收益由相对议价势力决定。以合作博弈理论为基础,IKONNIKOVA et al.^[9]在双边寡头垄断模型中使用夏普离值描述买方势力对贸易剩余分配的影响。基于买方势力来源角度,李凯等^[10]分析下游厂商利用消费者偏好特征形成买方势力的机理,以及该行为对自身和竞争对手议价能力、收益和规模的影响。基于抗衡势力角度,ELLISON et al.^[11]利用出售给美国药店的抗生素批发价格数据,实证检验抗衡势力理论的正确性;MILLS^[12]的研究表明,拥有抗衡势力的大型零售连锁店能够制约供应商市场势力,以对交易条款施加影响。从市场交易条件出发,韩敬稳等^[13]的研究表明,下游零售寡头依靠强大买方势力对供应商采取各种不平等交易行为,以实现其转嫁成本的目的。基于供应商竞争视角,SMITH et al.^[14]研究上游供应商竞争带来的产量不确定对下游议价势力的影响,此时买方势力发挥效果依赖一定外部条件。企业合并浪潮下,大企业间兼并可能形成行业内垄断寡头,社会福利和消费者福利不可避免地受到影响。EZRACHI et al.^[15]讨论买方势力在欧盟兼并规制中的作用,为反垄断和福利效应提供参考意见。

买方势力与供应商创新相关性研究中,普遍观点是下游具有强大势力的买方降低上游供应商创新激励和绩效,因为其能够抽取联合利润或利润增量中的更大份额,通过价格折扣、数量折扣、通道费、促销费、入场费、区域排他、权利排他、相对于竞争对手更低批发价格、市场交易中通过议价势力向上游企业施加威胁获得优惠、利己条款等各种方式,使利润流向自身,降低制造商创新投资收益和研发资金来源,以此抑制其创新激励和产品多样性类型。数理模型分析中,JOVANOVIĆ et al.^[16]观察到零售商合并和私有品牌扩散情况下,零售商逐渐控制纵向供应链中相关职能,其规模扩大导致制造商创新效率低;BATTIGALLI et al.^[17]通过非合作议价模型,分析几种买方势力来源对卖方质量提升的影响,总剩余的分配影响供应商产品质量提升激励,买方势力的提升不仅使供应商和消费者福利进一步受到损害,而且降低上游产品创新激励。限于数据可获得性以及较难选取买卖双方势力代理变量,经验研究比理论分析少。对食品行业的研究中,WEISS et al.^[18]基于2002年德国食品制造业企业层面数据和面板负二项模型,研究表明零售商市场势力对供应商产品创新产生负效应,如果制造企业拥有市场力量(抗衡势力)时,负效应得以减轻,供应商创新与横向市场中的份额正相关。WEISS et al.^[18]研究的边际贡献在于以向微观企业发放调查问卷的方式,获取企业层面详细特征信息;在买方势力核心指标构建中,要求企业评

估来自下游零售商的定价能力,设置5个不同层级(1为很低,5为很高),以极其巧妙的方式刻画下游买方势力,为此类研究提供新路径。在其深入探索中,WEISS et al.^[19]仍基于此数据集和多值选择模型,关注零售商市场势力是否影响食品制造企业高质量产品创新投资行为,结果表明零售商市场势力降低上游企业引进新产品激励,对常规质量产品创新的负向影响适中且微弱,对优质产品不存在负向效应,优质产品生产商在产品创新上似乎更能与零售商市场势力相抗衡。中国的实证研究中,张庆霖等^[1]的实证研究表明,医疗机构利用其双边垄断势力降低制药产业创新投入并扭曲其创新结构。

一些学者对买方势力抑制供应商技术创新的观点提出挑战,认为买方势力可能对卖方创新激励具有促进作用,其中以INDERST等的系列研究为代表。INDERST et al.^[20]把供应商市场势力模型化为供应商替换一个既定买方的能力,当供应商替换下游客户、寻找潜在客户成本较高或对下游具有高度经济依赖时,下游企业随之拥有买方势力。与低势力买方相比较,势力强大买方的存在增强了供应商降低边际成本的激励,工艺创新程度由此提高。随着博弈论广泛应用到产业组织理论中,影响日益增强,对买方势力的研究进入新的阶段,INDERST et al.^[21]构建上游垄断供应商与下游多家竞争性买方的 $1 \times n$ 博弈模型,认为供应商面对具有强大势力的买方时,工艺创新和产品创新激励增强,此时边际成本和买方外部选择价值降低,提升了与下游大型领导企业的谈判地位,持续增强的买方势力正向促进上游研发投入。之后,INDERST et al.^[22]构建从企业规模中内生的买方势力讨价还价模型,探索买方市场势力对供应商动态效率的影响,势力强大的买方诱使供应商在产品质量方面进行更多投资,以提高自身产品相对于竞争对手的差异化水平,上游企业生产技术和产品创新程度随之得到提升。经验分析中,KIRKWOOD^[23]针对美国医疗保健支出显著高于其他国家的情况,探索是否可以依赖强大买方势力降低处方药价格,结果表明准许包括联邦政府在内的所有最大买方就处方药价格与制造商谈判,可以大幅降低众多品牌药价格,而且不引起创新降低。制药企业近些年获得巨额利润,即使降低价格也能获得研究和开发的竞争性回报,开发新药的动机仍旧很高,创新得到提高的同时,新药的支付费用也会下降,从实证角度为INDERST et al.^[20-22]的观点提供支持。

随着对买方势力认识不断深入,一些学者在不同上下游环境下分析买方势力对供应商研发投入的影响,推动此类研究进入更高层次。数理模型的典范为CHEN^[24]的研究,其构建理论框架并推导出不断集中的买方势力可能削弱或者加强供应商创新动机的一般条件,买方势力的影响依赖于创新类型、势力来源和发挥作用的渠道,不同情形下买方势力对供应商创新动机有正效应、负效应或无影响。从实证角度考察,KÖHLER et al.^[25]在买方价格竞争和技术竞

争等不同下游环境条件下,基于德国制造业和服务业1 129个企业层面数据集,以每家上游企业与3家下游最大客户交易量占其销售收入比值作为买方势力代理变量,从供应商对买方经济依赖视角构建买方势力测量指标,使用广义Tobit模型考察买方市场势力对上游企业创新激励的影响,认为买方势力与供应商开始R&D活动的概率负相关,如果下游买方拥有强大市场势力并进行激烈价格竞争时,将减轻对上游供应商创新的负效应;如果下游买方拥有强大市场势力并进行激烈技术竞争时,对上游供应商R&D强度只有微弱的负效应。基于上游行业市场集中度视角,FARBER^[26]基于美国50个小类细分行业数据,通过建立市场集中度、广告支出强度、研发雇员数量的联立方程,考察买方市场集中度对供应商预期创新绩效的影响,认为买方集中度对供应商研发行为有重大影响,对于集中度不高的行业,供应商R&D活动与买方集中度负相关;对于集中度很高的行业,供应商R&D活动与买方集中度正相关。同样基于上游供应商市场集中度视角的代表性研究还有PETERS^[27]的研究,依托汽车企业调查问卷,使用创新投入和创新产出测量技术创新,研究德国汽车行业买方和供应商市场集中度对供应商创新行为的影响,结果表明,如果供应商处于低(高)市场集中度,买方集中情况下企业创新和研发雇员强度将下降(增强),买方对投入品价格施加压力降低供应商的创新支出和开发新产品的动力,供应商市场竞争数量较少、消费者数量较多的条件刺激供应商创新动机。基于创新模式和卖方市场势力视角,孙晓华等^[28]依据中国制造业数据,依托行业发展现实,实证结果表明上游企业产品创新投入强度与买方势力正相关,工艺创新投入强度与买方势力负相关,卖方势力在买方势力对上游创新投入影响中发挥调节作用。

综上所述,与横向市场规模和结构对企业创新、绩效影响一致相比,纵向市场买方势力对供应商行为绩效的影响并不完全一致,有些甚至对立,不同结论取决于研究纵向市场相对市场势力所选理论视角、计量方法、行业、买卖双方市场结构的异质性、博弈规则和理论模型的构建不同。直接受限于微观企业数据的可获得性,相对理论分析和实证研究数量较少。本研究在微观企业数据缺失情况下,将地区卖方制药行业视为一个企业,买方医疗行业视为一个企业,构建全国范围内卖方31个制药企业与买方31个医疗企业的纵向关系,并考虑地区间纵向交互关系,在买方势力对卖方研发投入的影响中,充分考虑卖方抗衡势力的调节作用,依托计量方法创新,初步探索采用空间计量模型解决买方势力空间溢出效应,希冀在纵向关系实证研究中推广并加深对制药行业和其他制造行业的认识。

2 模型构建和实证结果分析

2.1 纵向关系构建和相关性分析

占据医疗机构绝对主导地位的医院不仅向住院

患者出售药品,而且控制处方药销售权并严格限制处方外流,迫使门诊患者也必须在医院药房购买药品,通过捆绑销售方式把自身在诊疗市场上的势力延伸到药品销售市场。尤其一些重量级药品只有进入医院才有销售市场,加之医疗行业进入壁垒高,严格意义来说,中国药品销售市场是医院买方垄断市场。对于买方医疗企业,把不同地区医院总个数作为买方市场势力的测量指标, i 地区相对 j 地区医院数量越多,即在全国医疗行业市场占有者率越高,买方势力越大。对于卖方制药行业,把制药企业数量作为卖方市场势力的测量指标,同时以制药行业销售收入进行模型扩展, i 地区相对 j 地区制药企业数量越多或销售收入越大,即在全国制药行业市场占有者率越高,卖方势力越大。据此把全国31个省、自治区、直辖市每个地区医疗行业作为一个买方整体,每个地区制药行业作为一个卖方整体,构建卖方31个制药企业 \times 买方31个医疗企业纵向关系。本研究以地区数据为样本,买方势力的特定含义为不同地区医院整体在全国医疗行业所分割市场份额的相对势力,即买方在横向市场中的相对势力。

对买方医院总个数(Bmp)以及卖方制药企业的研发投入(Rnd)、企业数量(Smp)、工业总产值(Giv)进行相关性分析,以确定纵向市场关联关系,散点图见图1、图2和图3。

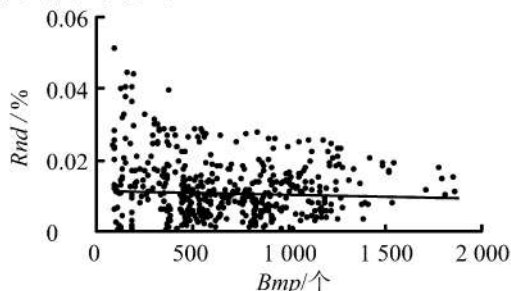


图1 买方势力与制药企业研发投入相关性
Figure 1 Correlation between Buyer Power and R&D Investment of Pharmaceutical Enterprises

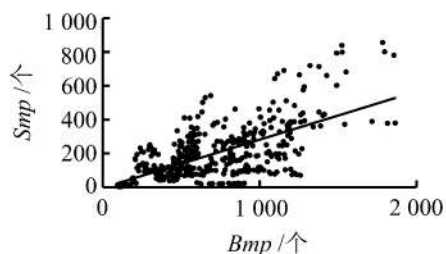


图2 买方势力与制药企业数量相关性
Figure 2 Correlation between Buyer Power and Number of Pharmaceutical Enterprises

由图1可知,买方势力与制药企业研发投入负相关;由图2和图3可知,买方势力与制药企业规模正相关。纵向关系意义为:以医院总个数测量的地区医疗行业买方势力越大,以制药企业数量和工业总产值测量的卖方制药企业规模越大,研发投入越低。

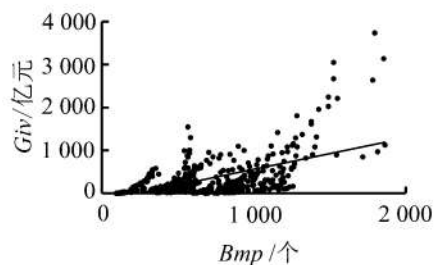


图3 买方势力与制药企业工业总产值相关性
Figure 3 Correlation between Buyer Power and Gross Industrial Output Value of Pharmaceutical Enterprises

据此提出假设:买方势力增强对制药行业规模扩大产生促进作用,但减少其研发投入,抑制其技术创新。

2.2 空间杜宾模型(SDM)构建和估计方法

2.2.1 模型构建和检验

当用制药行业研发经费内部支出占销售收入比值测量研发投入时,对任何地区制药行业而言,研发经费支出面向全国,销售收入不仅来自本地买方市场,而且来自其余30个地区,卖方31个制药企业 \times 买方31个医疗企业纵向关系中存在交互效应。换言之,任何地区医院不仅影响本地制药企业的销售收入,而且影响与之存在关联地区制药企业的销售收入,即自变量对因变量的影响存在地理效应和空间效应,纵向关系见图4,非简单 1×1 关系。

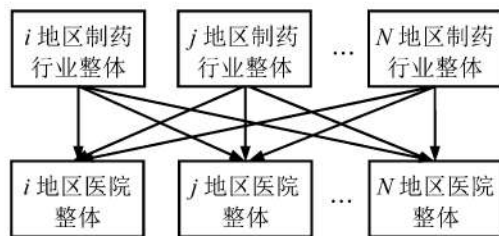


图4 地区纵向关系交互影响示意图
Figure 4 Diagram of Interactive Influence of Vertical Relationship in Regionally

空间面板打破普通面板空间独立性假设,充分考虑横截面单元之间的空间依赖性,在不同个体变量数据的基础上加上位置信息,使估计结果更加准确,并体现本地区自变量对本地区因变量和其他地区因变量的影响,具有实际价值。

空间面板模型包括空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。空间面板模型的一般形式为

$$y_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^N W_{i,j} y_{j,t} + \beta x_{i,t} + \delta \sum_{j=1}^N W_{i,j} x_{j,t} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, i 和 j 为空间个体,表示地区; N 为空间个体总数; t 为时间; $y_{i,t}$ 为内生被解释变量向量; $W_{i,j}$ 为根据本研究特点设定的非负地理距离或经济距离空间权

重矩阵,描述了所设矩阵的属性和空间个体的空间排列次序; $y_{j,t}$ 为与*i*相邻的空间个体内生变量向量; $x_{i,t}$ 为1×*k*维外生解释变量向量,*k*为所包含解释变量个数; $x_{j,t}$ 为*i*空间个体的1×*k*维空间滞后外生变量向量; ρ 为 $y_{j,t}$ 对 $y_{i,t}$ 的交互影响; β 为*k*×1维系数向量; δ 为 $x_{j,t}$ 的系数; u_i 为空间上的特定效应向量; η_t 为时间上的特定效应向量; $\varepsilon_{i,t}$ 为服从均值为0、同方差为 σ^2 的不与解释变量相关等古典假定的随机误差项向量。对于SDM模型,需要通过Wald或LR统计量检验两个假设条件:① $H_0^1: \delta = 0$,② $H_0^2: \delta + \rho\beta = 0$ 。两个假设条件分别检验空间杜宾模型是否可以简化为空间滞后模型和空间误差模型。若两个假设均拒绝,选择空间杜宾模型;在没有同时拒绝 H_0^1 和 H_0^2 的情形下,若 H_0^1 成立,且拉格朗日乘数和稳健性检验拒绝无空间滞后模型的存在,SAR为最优模型;若 H_0^2 成立,且拉格朗日乘数和稳健性检验拒绝无空间误差模型的存在,SEM为最优模型。

目前中国缺少纵向关系买方势力空间溢出效应权重矩阵构建方法作为参考,已有研究主要探讨地区间技术溢出效应,普遍设置地理距离矩阵和经济距离矩阵。参考李婧等^[29]对距离标准的解释和构建空间权重矩阵的方式,即两个空间单元之间的距离(地理距离和经济距离)决定二者空间关联程度,距离越近相关性越强,反之越弱。据此建立地理距离空间权重矩阵和经济距离空间权重矩阵(W_2),地理距离空间权重矩阵包括邻接空间权重矩阵和反距离空间权重矩阵。邻接矩阵表征为若两个地区空间位置相邻则存在空间关联,若不相邻则不关联,主对角线元素为0,其余元素满足

$$W_{i,j} = \begin{cases} 1 & i \text{ 与 } j \text{ 空间相邻} \\ 0 & i \text{ 与 } j \text{ 空间不相邻} \end{cases} \quad i \neq j$$

这不符合本研究的逻辑。例如,以修正药业闻名全国的吉林省,与吉林相邻的只有内蒙古、辽宁和黑龙江,不能认为吉林的制药企业仅与本地、内蒙古、辽宁、黑龙江的买方市场存在交易,而与其他地区均无联系;因为邻接矩阵中吉林与河北和吉林与上海之间的权重均为0,所以也不能认为与吉林距离较近的河北对其的影响程度等同于与吉林较远的上海对其的影响程度。影响程度与两地距离和买方势力均相关,矩阵设置必须体现买方医疗企业对卖方制药企业施加市场势力的属性特点。因此,本研究采用反

距离空间权重矩阵(W_1), $W_1 = \begin{cases} 0 & i = j \\ \frac{1}{d_{i,j}} & i \neq j \end{cases}$,*d*为两地省会城市地理距离。

检验结果表明, W_1 的Wald统计量在0.010和0.050显著性水平上拒绝 $\delta = 0$ 和 $\delta + \rho\beta = 0$ 原假设; W_2 的LR统计量均在0.100显著性水平上拒绝 $\delta = 0$ 和 $\delta + \rho\beta = 0$ 原假设,表明空间杜宾模型为最优选择。因此,本研究采用空间杜宾模型,其优点在于不仅能够测量*i*地区自变量对*i*地区因变量的直接效应,也能测量*i*地区自变量对*j*地区因变量的间接效应,即空间溢出效

应,恰好能够解决本研究遇到的问题,体现*i*地区买方势力对*j*地区研发投入的空间溢出机制。

2.2.2 直接效应、间接效应和总效应

不存在空间效应的前提下,自变量对因变量影响的大小和方向可以通过估计结果中的偏回归系数确定。而在空间面板各类模型中,自变量对因变量的影响则要相对复杂,LESAGE et al.^[30]提出采用直接效应、间接效应和总效应测量自变量对因变量的影响。间接效应表示本地区自变量对其他地区因变量的影响,即溢出效应,文中买方势力空间溢出效应指买方势力间接效应。将(1)式等号右边第1项移到等号左边,可得

$$(I_n - \rho W)Y = \beta X + \delta WX + \varepsilon \quad (2)$$

其中, I_n 为*n*×*n*维单位矩阵, Y 为因变量向量, X 为由自变量和控制变量构成的矩阵。为了计算直接效应、间接效应和总效应,将(2)式两边同乘 $(I_n - \rho W)^{-1}$,可得

$$Y = \sum_{r=1}^k S_r(W)X_r + V(W)\varepsilon \quad (3)$$

其中, $S_r(W) = V(W)(\beta_r I_n + \delta_r W)$, $V(W) = (I_n - \rho W)^{-1}$, X_r 为第*r*个解释变量, β_r 为 I_n 的系数, δ_r 为 W 的系数。对(3)式进行扩展,可得

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix} = \sum_{r=1}^k \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \cdots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \cdots & S_r(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & \cdots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1r} \\ X_{2r} \\ \vdots \\ X_{nr} \end{pmatrix} + V(W)\varepsilon \quad (4)$$

由(4)式可得,*i*地区的第*r*个解释变量对本地区因变量、其他地区因变量和所有地区因变量均产生影响。设 $\bar{M}(r)_{dir}$ 为平均直接效应,表示*i*地区的第*r*个解释变量对本地区因变量 Y_i 的平均影响, $\bar{M}(r)_{dir} = n^{-1} \text{trace}[S_r(W)]$; $\bar{M}(r)_{tot}$ 为平均总效应,表示*i*地区的第*r*个解释变量对所有地区因变量 Y_j 的平均影响, $\bar{M}(r)_{tot} = n^{-1} i_n^T S_r(W) i_n$, $i_n = (1, 1, \dots, 1)_{1 \times n}^T$, T 为向量矩阵转置; $\bar{M}(r)_{ind}$ 为平均间接效应, $\bar{M}(r)_{ind} = \bar{M}(r)_{tot} - \bar{M}(r)_{dir}$ 。

在此基础上结合本研究目标,选取因变量、自变量和控制变量构建空间面板模型,即

$$Rnd_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^N W_{i,j} Rnd_{j,t} + \beta_1 Bmp_{i,t} + \beta_2 Smp_{i,t} + \beta_3 Bmp_{i,t} \cdot Smp_{i,t} + \delta \sum_{j=1}^N W_{i,j} Bmp_{j,t} + \alpha X'_{i,t} + u_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $Rnd_{i,t}$ 为研发投入, $Bmp_{i,t}$ 为买方势力, $Smp_{i,t}$ 为卖方势力, $X'_{i,t}$ 为控制变量构成的矩阵, $\beta_1 \sim \beta_3$ 为相应自变量的系数, α 为控制变量矩阵对应的系数向量, $W_{i,j} Bmp_{j,t}$ 为买方势力空间溢出效应。

2.3 数据来源、变量解释和描述性统计

本研究选取2001年至2015年31个省、自治区、直辖市分行业和地区的面板数据样本,制药行业的研发投入和销售收入、市场需求增长率、产品差异化和

表1 变量符号、测量指标和描述性统计结果
Table 1 Variable Symbols, Measure Indicators and Results for Descriptive Statistics

变量	符号	均值	标准差	最小值	最大值
研发投入/%	<i>Rnd</i>	0.012	0.009	0.00003	0.051
买方势力/个	<i>Bmp</i>	667.540	371.460	93	1 862
制药企业数量/个	<i>Smp₁</i>	186.320	159	4	858
制药行业销售收入/万亿	<i>Smp₂</i>	0.034	0.055	0.0002	0.500
买方势力 × 卖方势力	<i>Bmp·Smp</i>	163 659.800	223 803.600	428	1 529 814
资产专用性/%	<i>Ass</i>	0.328	0.094	0.122	0.696
政府规制/%	<i>Gov</i>	0.994	0.057	0.832	1.181
企业规模/亿元	<i>Siz</i>	1.274	0.941	0.010	4.778
产品差异化/%	<i>Dif</i>	0.136	0.111	0.00002	0.890
地区人均GDP/亿元	<i>Reg</i>	0.0003	0.0002	0.00003	0.001
销售利润率/%	<i>Pro</i>	0.109	0.052	0.012	0.433
市场需求增长率/%	<i>Dem</i>	0.210	0.143	-0.290	0.900

销售利润率数据来自历年《中国高技术产业统计年鉴》;买方势力数据来自历年《中国卫生和计划生育统计年鉴》,《中国卫生年鉴》和《中国药学年鉴》对个别数据起到对照作用;制药企业数量、制药行业资产专用性和企业规模数据来自历年《中国工业经济统计年鉴》;政府规制数据来自历年《中国城市(镇)生活与价格年鉴》,人均GDP数据来自历年《中国统计年鉴》。根据(5)式,因变量为制药行业的研发投入;自变量为买方势力和卖方势力,分别采用制药企业数量和制药行业销售收入测量卖方势力;控制变量为资产专用性、政府规制、企业规模、产品差异化、地区人均GDP、销售利润率和市场需求增长率。为了达到大样本数据、减少估计误差的目的,对缺失数据使用指数平滑法进行预测。实证分析计量软件为Stata 12.0、Arcgis 10.2和Matlab 7.0,变量解释和描述性统计结果见表1。

(1)研发投入作为测量制药行业内企业技术创新能力指标,以制药行业研发经费内部支出占销售收入比重计算。

(2)仅以制药企业数量测量卖方势力存在不严谨之处,如企业规模对研究结果有一定影响,在数据受限情形下,用制药行业销售收入进行模型扩展,以确保结论稳健性。

对于买方势力与卖方势力的交互项,在产业组织纵向关系研究中,买卖双方的势力互为依存,随着买方势力逐渐增强,卖方势力起到抗衡的作用,因此在交互项中卖方势力是一种抗衡势力,作为调节变量影响买方势力与制药行业研发投入的关系。

(3)由于数据的可获得性,用固定资产与总资产的比值测量资产专用性。资产专用性指耐用资产在多大程度上被锁定而投入特定交易关系,资产的专用

性程度越高,若重新被配置作其他用途,由此产生的转换成本越大,形成行业技术范式转变障碍。因此,资产专用性对制药行业的创新研发影响不可忽视。

(4)以各省制药行业出厂价格指数除以一般工业品出厂价格指数测量政府规制,与采用虚拟变量相比,这种测量方法不仅能测量政策的有无,而且能够反映影响大小和方向,很好的体现政府规制程度。

(5)用制药行业工业总产值除以制药企业数量测量企业规模,体现规模大小对研发投入影响。

(6)用新产品销售收入占销售收入的比值测量产品差异化,当制药企业享受到研发成果新产品带来的收益时,有更强的研发投入激励。

(7)地区人均GDP反映地区发达程度与制药行业的创新关系;用利润占销售收入的比值测量销售利润率,制药行业的研发投入具有高风险性,前期投入较大,需要大量资金支持,因此销售利润率是影响研发投入的重要变量;采用当期销售收入与前期销售收入之差与前期销售收入的比值测量市场需求增长率,创新成果最终需面向市场,市场需求也在制药行业研发投入中起关键作用。

2.4 空间自相关检验

空间自相关可理解为位置相近的区域具有相似的变量取值,如果高值与高值聚集,低值与低值聚集,则为正空间自相关;如果高值与低值聚集,则为负空间自相关。基于本研究的行业层级数据样本,深入分析地区间制药行业研发投入空间自相关性,对了解中国制药行业特征具有重要意义。最早出现的测量空间自相关的指标是莫兰指数^[31],但莫兰指数应用存在受限的情形,即隐含的假设是地区研发投入集合围绕均值上下波动,期望值为常数,不存在任何发展趋势,如果出现发展趋势则可能导致检验

结果出现偏差。吉尔里指数 (C) 对全局和局部空间自相关更敏感,因此本研究使用吉尔里指数对制药行业研发投入的空间相关性和相关程度进行分析。吉尔里指数的取值一般介于0~2之间,大于1为负相关,等于1为不相关,小于1为正相关。本研究用地区医院总个数测量买方势力,基于反距离空间权重矩阵 W_1 和经济距离空间权重矩阵 W_2 测算2001年至2015年制药行业研发投入的全局吉尔里指数,空间自相关检验结果见表2。

表2 2001年至2015年研发投入的吉尔里指数
Table 2 R&D Geary Index in 2001-2015

年	W_1		W_2	
	C	p 值	C	p 值
2001	0.814	0.014	0.816	0.023
2002	0.763	0.013	0.834	0.080
2003	0.700	0.001	0.769	0.019
2004	0.783	0.053	0.734	0.052
2005	0.889	0.080	0.810	0.013
2006	0.944	0.086	0.783	0.031
2007	0.918	0.085	0.854	0.009
2008	0.750	0.049	0.798	0.038
2009	0.695	0.009	0.726	0.028
2010	0.982	0.444	0.849	0.147
2011	0.896	0.026	0.901	0.055
2012	0.833	0.010	0.835	0.002
2013	0.829	0.042	0.835	0.015
2014	0.787	0.030	0.808	0.013
2015	0.762	0.031	0.789	0.015

由表2可知,2001年至2015年各省制药行业研发投入的吉尔里指数全部处于(0,1)区间内,不同矩阵下仅2010年统计量不显著,表明各省制药行业研发投入存在正空间自相关,具有全局范围内的空间集聚特征。

3 估计策略

3.1 矩阵构建和回归分析

本研究在微观数据缺失的情况下,尝试采用空间杜宾模型解决纵向多对多关系。鉴于解释变量包含被解释变量而产生内生性,采用普通最小二乘法使估计结果有偏,依据ELHORST^[32]和LEE et al.^[33]的建议,用极大似然估计方法估计参数,计量软件为Matlab 7.0。

3.1.1 反距离空间权重矩阵回归结果

空间权重矩阵表征地区之间的经济依赖和关联

程度,正确的设置方法对估计结果至关重要。反距离空间权重矩阵的经济含义为:买方势力相同情况下,市场交易数量(购买量)与两地地理距离成反比。这符合Tobler地理学第一定律,即所有事物都与其他事物相关联,较近的事物比较远的事物更关联。经Hausman检验,与空间杜宾模型的无固定效应、空间固定效应和时间固定效应模型相比,空间时间双固定效应模型为最优估计模型。因此,采用空间时间双固定效应模型,以地区医院总个数表征买方势力、以地区制药企业数量表征卖方势力时,反距离空间权重矩阵的回归结果见表3。

表3 反距离空间权重矩阵回归结果
Table 3 Regression Results for Inverse Distance Spatial Weight Matrix

	Rnd			
	直接效应	间接效应	总效应	混合回归
Bmp	-0.047** (-2.237)	-0.004 (-0.047)	-0.051 (-0.588)	-0.046** (-2.019)
Smp_1	-0.367*** (-3.160)	0.097 (0.523)	-0.270 (-1.475)	-0.394*** (-2.804)
$Bmp \cdot Smp_1$	0.0002** (2.246)	0.00001 (0.104)	0.00021 (0.983)	0.0002* (1.727)
Ass	-0.006** (-2.320)	0.019 (1.784)	0.013 (1.168)	-0.012** (-2.021)
Gov	0.016*** (2.970)	-0.025** (-2.424)	-0.009 (-1.037)	0.023*** (3.191)
Siz	-0.0012** (-2.144)	0.0014*** (2.015)	0.0002 (0.510)	-0.002** (-2.182)
Dif	0.019*** (6.256)	-0.006 (-0.548)	0.013 (1.176)	0.020*** (5.240)
Reg	2.081*** (2.811)	-3.063 (-0.532)	-0.982 (-0.224)	3.109*** (2.871)
Pro	0.013* (1.825)	0.006 (0.218)	0.019 (0.682)	0.010 (0.943)
Dem	-0.004** (-2.209)	-0.0001 (-0.035)	-0.0041 (-0.879)	-0.003 (-1.614)
$W_1 \cdot Bmp$	-0.053 (-0.444)			
R^2	0.666			
极大似然值	1 810.497			

注:***为在0.010水平上显著,**为在0.050水平上显著,*为在0.100水平上显著;括号中数据为 z 值;下同。受软件程序小数点精确位数所限, Bmp 、 Smp 、 $Bmp \cdot Smp$ 均以万记。

由表3可以得到如下结果。

(1)核心变量买方势力空间溢出效应的系数为负且未通过显著性检验,表明买方势力空间溢出效应不明显。

(2)买方势力的系数均为负,直接效应通过0.050水平上的显著性检验,表明本地买方势力抑制本地制药行业的研发投入。①地区医院控制了药品销售市场的绝对份额和处方药零售业务,共同招标结成利益联盟,相对于市场集中度较低的制药行业,其买方市场的议价能力无疑极其显著,对纵向产业链上游的制药行业控制力较强,使制药行业利润水平遭受损失,缺少足够的研发资金从事技术创新活动。②诊疗过程需要医学专业化知识,特殊消费群体患者几乎不能自行选择药品,不会也不能因为药品价格上涨而减少需求,对医院的抗衡势力和议价能力几乎为零;政府投入不足使非营利性医院不得不“以药养医”,医院(医生)提供诊疗服务的同时兼具“创收”任务,其行为偏离职业轨道,加之医患之间存在高度信息不对称,医生对药品需求有最终决定权且以利益最大化为目标,导致医疗服务市场普遍存在逆向选择和道德风险现象,严重扭曲药品需求结构,通过产业链传导并对制药行业的行为产生纵向约束,扭曲制药行业的研发投入。③医疗机构依靠强大买方势力对制药企业进行抽租,制药企业并非视产品创新、工艺创新为立足之本和长期发展策略,而是把大量资金用于寻租活动,带来无谓损失的同时也导致真正重视技术创新的企业失去市场生存能力,对整个行业的研发投入产生负效应。

间接效应系数为负,表明本地医疗机构对本地制药企业表现出强大买方势力的同时,在市场交易中也能对其他地区的制药企业施加强大的市场势力,理论分析同上。间接效应系数未通过显著性检验,表明本地买方势力通过空间溢出效应对其他地区制药行业研发投入的抑制作用不明显,与系数的方向和显著性水平相对应。直接效应系数的绝对值显著大于间接效应,表明同一地区制药行业与医疗机构存在更为紧密的市场交易关系和经济联系,药品主要销售渠道是本地而非别的地区,两者作为一个“经济圈”而存在,其示意图见图5。

实证结果与预期一致,也表明计量方法、买方势力核心变量、反距离空间权重矩阵设置正确。总效应系数为负,即对所有地区制药行业的研发投入产生抑制作用,与图1对应。已有研究依托数理模型和不同计量模型证明买方势力抑制制造企业技术创

新^[1,16-19,34],本研究对纵向关系实证研究方法进行创新,在空间模型视角下,实证结果表明本地医疗行业的买方势力同时降低本地制药行业和其他地区制药行业的研发投入。

体现纵向市场势力交互作用的 $Bmp \cdot Smp_i$ 直接效应系数为正且通过了0.050水平上的显著性检验,当把卖方势力作为调节变量时,买方势力越大,制药企业数量与研发投入正相关;买方势力越小,制药企业数量与研发投入负相关。也就是说,买方势力越大,制药行业同样具备一定市场势力,即卖方拥有抗衡势力时有利于研发活动,没有抗衡势力时不利于研发活动。买方势力越小,相对应的较小的卖方市场势力越能激励企业从事研发活动,市场势力越大对企业激励程度越低。交互项直接效应系数显著表明同一地区买卖双方作为经济关系更加紧密的市场交易主体而存在,医疗行业对供应商纵向约束能力更强,对应的买方势力直接效应系数的绝对值显著大于间接效应系数的绝对值。

以制药企业数量测量卖方势力,其直接效应的系数通过0.010水平上的显著性检验,企业规模直接效应的系数通过0.050水平上的显著性检验,均与研发投入负相关。产业规模和企业规模的扩大并不意味着核心竞争力增强,技术创新落后于规模扩张步伐;虽然产业规模不断扩张,仍以模仿和大批量生产低水平仿制药为主,对新药的开发能力较弱,原创不足,产品同质化严重;缺乏对制药行业品牌的建设,全球公认的自主品牌创新药数量少,国际竞争力低,质的提高不显著,规模的“大”正处于亚健康状态^[1]。实证结果与中国制药行业现状相符。

(3)从控制变量看,制药行业资产专用性直接效应的系数为负且在0.050水平上显著,即对研发投入是负激励。专用性资产有多种形式,如专用场地、专用实物资产、专用人力资产和特定用途资产等,要保证产品质量在制药行业生产过程中处于关键地位,必须采用精密程度极高的仪器设备进行生产、包装和运输,不同药品生产流程需要不同的专用设备,具有很强的设备专用性;行业的特殊性对员工技术提出高要求,培训出的专有生产技能员工则是专用人力资产;生产过程因解决环保问题购置的环保治理设备和对原生产、研发设备维修更换产生的长期待

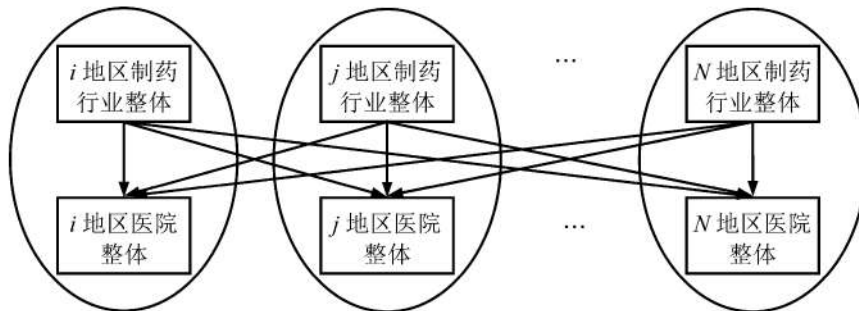


图5 纵向市场经济含义

Figure 5 Economic Implication for Vertical Markets

摊费则属于特定用途资产。按照哈罗德·德姆塞茨^[35]的观点,供应商资产专用性越强,从一个技术范式跳跃到另一个技术范式产生的转换成本越大,形成了对技术创新更大的阻力,不利于创新机会的出现和技术变革的推进。按照 WILLAMSON^[36]的观点,做出专用性投资之后,交易双方之间的契约关系和双方地位随之改变,提高了投资一方对另一方的依赖性,不完全契约下,更容易导致机会主义行为和敲竹杠的发生。资产专用性越强的企业,越容易被下游企业“套牢”,在交易市场中讨价还价能力降低,利润分配的减少也削弱了其进行研发投入的资金支持。实证结果与哈罗德·德姆塞茨^[35]和 WILLAMSON^[36]的理论观点一致,与 DOSI^[37]的资产专用性不利于创新机会的出现和技术变革推进的结论一致。

政府规制直接效应的系数为正且在0.010水平上显著,表明政府规制促进制药行业研发投入。制药行业的产品具有不同于一般产品的特殊性,与人类健康和生命安全紧密相连。世界各国无一例外地成立专门机构对药品的生产、检测、管理、进出口、批发、零售直到终端使用中的每一个环节采取严格的法律加以规范和管理。虽然政府对制药行业严格监管和上市前的长时间审查,强制削价、最高限价规制都可能对某类新药开发有极大影响,显著改变企业对技术创新的预期收益,导致品牌药研发转向仿制药生产甚至某一研发项目的搁浅或放弃。但是监管框架不只是施加在制药行业上的沉重负担,也有可能提供有价值的服务。①为药物质量提供并不能通过市场机制实现的认证,有效阻止虚假新药泛滥市场和“劣币驱逐良币”的格雷欣法则在中国药品市场成为现实。反柠檬作用能够甄别伪造新药,保护真正新药和企业研发成果,为鼓励创新提供直接激励。医药监管部门正以合作、支持的立场推广和宣传安全有效的新药,间接促进研发。②从保障药品质量和安全、降低民众不断上涨的医疗费用支出、提高社会总福利角度,政府对药品多次强制削价,降低了制药企业利润。鉴于药品技术创新高投入和高风险特征,政府往往授予企业专利权,使其享有一定时间排他性收益,出于规避规制和提高收益的目的,也对其研发投入起到促进作用。研究结果与已有研究的政府规制促进制药企业创新结论一致^[38-40]。

产品差异化直接效应的系数为正且在0.010水平上显著,表明制药企业从研发新产品中获得收益,对研发投入产生正向激励。代表地区经济发展水平的地区人均GDP直接效应的系数为正,且在0.010水平上显著,其数值在所有控制变量中最高,表明经济发达地区的制药行业更加注重研发活动的价值,增加研发投入。销售利润率直接效应的系数为正且在0.100水平上显著,制药行业具有高投入、高风险特点,企业利润增加带来的收益能够起到摊薄固定资产投资、降低研发投入风险的作用,增强企业技术创新动力。市场需求增长率直接效应的系数为负且在0.050水平上显著,面对不断增长的市场需求规模带来的稳定现

金流,保持药品当前疗效水平和技术含量即可满足市场需求,由此降低企业竞争压力,导致其缺少研发投入激励。

3.1.2 经济距离空间权重矩阵回归结果

反距离矩阵仅考虑买方势力相同、地理距离不同这一种情形,构建空间权重矩阵不仅应考虑地理距离因素,也应考虑经济距离因素。买方势力作为核心变量,在产业链市场交易中发挥关键作用,即不同地区买方与卖方地理距离相同时,购买量与横向市场份额成正比。考虑一般情形,某地区的买方势力比另一地区较强但距离卖方较远时,对卖方销售量的影响程度难以确定,参考李婧等^[29]的研究,创建兼具买方势力因素和地理距离因素的经济距离空间权重矩阵,即

$$W_2 = W_1 \cdot G = W_1 \cdot \text{diag}\left(\frac{\bar{A}_1}{\bar{A}}, \frac{\bar{A}_2}{\bar{A}}, \dots, \frac{\bar{A}_n}{\bar{A}}\right)$$

$$G = \text{diag}\left(\frac{\bar{A}_1}{\bar{A}}, \frac{\bar{A}_2}{\bar{A}}, \dots, \frac{\bar{A}_n}{\bar{A}}\right)$$

$$\bar{A}_i = \frac{1}{t_1 - t_0 + 1} \sum_{t=t_0}^{t_1} A_{i,t}$$

$$\bar{A} = \frac{1}{N(t_1 - t_0 + 1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=t_0}^{t_1} A_{i,t}$$

其中, G 为对角阵,测量不同地区买方势力相对大小; \bar{A}_i 为*i*地区医院总个数的均值; \bar{A} 为全国各省、市、自治区医院总个数的均值; t 为时间, $t \in [2001, 2015]$, $t_0 = 2001$, $t_1 = 2015$ 。 W_2 体现买方通过市场势力和空间位置对不同地区卖方的传导机制。经Hausman检验,与空间杜宾模型的空间固定效应、时间固定效应和空间时间双固定效应模型相比,无固定效应模型为最优估计模型。因此,采用无固定效应模型,以地区医院总个数表征买方势力、以地区制药企业数量表征卖方势力时,经济距离空间权重矩阵的回归结果见表4。

由表4可知,除企业规模未通过显著性检验外,其余控制变量、核心变量的回归系数和显著性水平与反距离空间权重矩阵大体保持一致。买方势力空间溢出效应系数为负且未通过显著性检验,空间溢出效应不明显;买方势力直接效应系数为负并在0.050水平上显著,表明本地买方势力对本地卖方制药行业的研发投入产生抑制作用。买方势力间接效应的系数为负且未通过显著性检验,与总效应的方向和显著性水平相对应,买方势力间接效应系数的绝对值显著小于直接效应系数的绝对值,表明同一地区纵向产业链市场主体交易关系与经济联系更密切。买方势力总效应系数为负,表明本地买方势力对所有地区制药行业的研发投入产生抑制作用,与图1对应。

交互项直接效应系数为正且在0.050水平上显著,表明卖方市场具备与买方市场相对等的市场势力时,对制药行业的研发投入起促进作用,相对市场势力较强或较弱均降低研发激励。

表4 经济距离空间权重矩阵回归结果
Table 4 Regression Results for Economic Distance Spatial Weight Matrix

	Rnd			
	直接效应	间接效应	总效应	混合回归
<i>Bmp</i>	-0.033** (-2.350)	-0.004 (-0.031)	-0.037 (-0.311)	-0.033** (-2.379)
<i>Smp₁</i>	-0.139** (-2.437)	0.444 (1.534)	0.305 (1.074)	-0.137** (-2.476)
<i>Bmp·Smp₁</i>	0.0001** (2.138)	-0.0004 (-1.396)	-0.0003 (-1.042)	0.00009** (2.132)
<i>Ass</i>	-0.011*** (-2.697)	-0.024 (-1.131)	-0.035 (-1.684)	-0.011*** (-2.773)
<i>Gov</i>	0.022*** (3.114)	-0.007 (-0.591)	0.015 (1.618)	0.022*** (3.109)
<i>Siz</i>	-0.0005 (-0.743)	0.0007 (0.943)	0.0002 (0.410)	-0.0005 (-0.720)
<i>Dif</i>	0.035*** (12.503)	0.051*** (2.352)	0.086*** (3.937)	0.035*** (12.237)
<i>Reg</i>	4.389* (1.728)	12.450 (1.223)	16.839* (1.765)	4.288* (1.764)
<i>Pro</i>	0.010* (1.886)	-0.140*** (-3.392)	-0.130*** (-3.150)	0.010* (1.921)
<i>Dem</i>	-0.004** (-2.204)	0.006 (1.058)	0.002 (0.307)	-0.005** (-2.195)
<i>W₂·Bmp</i>		-0.013 (-0.110)		
<i>R²</i>		0.526		
极大似然值		1 732.562		

表5 反距离空间权重矩阵稳健性检验结果
Table 5 Robustness Test Results for Inverse Distance Spatial Weight Matrix

	Rnd			
	直接效应	间接效应	总效应	混合回归
<i>Bmp</i>	-0.020* (-1.774)	-0.007 (-0.070)	-0.027 (-0.272)	-0.020* (-1.739)
<i>Smp₁</i>	-0.079*** (-3.013)	0.235 (1.336)	0.156 (0.861)	-0.080*** (-3.026)
<i>Bmp·Smp₁</i>	0.00004** (2.533)	-0.0002 (-1.624)	-0.0002 (-1.292)	0.00004** (2.494)
<i>Ass</i>	-0.011*** (-2.874)	0.038 (1.160)	0.027 (0.819)	-0.011*** (-2.792)
<i>Gov</i>	0.022*** (2.876)	-0.051 (-0.850)	-0.029 (-0.475)	0.021*** (2.840)
<i>Siz</i>	-0.0001** (-2.140)	-0.009* (-1.812)	-0.009* (-1.801)	-0.0001** (-2.138)
<i>Dif</i>	0.037*** (11.300)	0.045 (1.518)	0.082** (2.620)	0.037*** (11.347)
<i>Reg</i>	8.595*** (2.884)	8.084 (0.449)	16.678 (0.988)	8.778*** (2.942)
<i>Pro</i>	0.009*** (2.900)	-0.060 (-0.814)	-0.052 (-0.671)	0.009*** (2.918)
<i>Dem</i>	-0.003** (-2.436)	0.033* (1.804)	0.030 (1.569)	-0.003** (-2.379)
<i>W₁·Bmp</i>		-0.007 (-0.071)		
<i>R²</i>		0.543		
极大似然值		1 740.573		

3.2 稳健性检验

以制药企业数量测量*i*地区相对*j*地区市场势力时需进行稳健性检验,以消除来自企业规模层面因素对相对势力测量方式带来的影响。即*i*地区制药行业较发达,企业规模较大,*j*地区制药行业欠发达,企业规模较小,即使两者数量相同情形下,相对市场势力也可能不同。引入地区制药行业销售收入进行稳健性检验,模型设定与(5)式相同。

在核心变量做出改变的情况下,需重新对SDM的适用性进行Wald或LR检验。检验结果表明,*W₁*的Wald统计量均在0.050显著性水平上拒绝 $\delta = 0$ 和 $\delta + \rho\beta = 0$ 原假设,*W₂*的LR统计量均在0.100显著性水平上拒绝 $\delta = 0$ 和 $\delta + \rho\beta = 0$ 原假设,表明空间杜宾模型为最优选择。*W₁*和*W₂*的设置方式和经济含义同上,经Hausman检验,以地区医院总个数表征买方势力、以地区制药行业销售收入表征卖方势力时,采用时间固定效应的反距离空间权重矩阵稳健性检验结果见表5,采用空间时间双固定效应的经济距离空间权重矩阵稳健性检验结果见表6。

由表5可知,*Bmp*的直接效应和间接效应系数均为负,仅前者在0.100水平上显著,表明本地买方势力同时抑制本地和其他地区制药行业的研发投入,但对其他地区制药行业研发投入的抑制作用不明显,与买方势力空间溢出效应系数的方向和显著性水平相对应。

纵向市场势力交互项*Bmp·Smp₁*直接效应的系数为正,且在0.050水平上显著,也表明上下游行业之间较为对等的市场势力有利于研发活动的开展,卖方相对势力较强或较弱均降低研发激励。

核心变量买方势力空间溢出效应系数、买方势力直接效应系数和交互项直接效应系数的回归结果均与表3的结果一致。

各控制变量的系数也在不同水平显著,且符号与表3一致,与核心变量*Bmp*、*Smp₂*和*Bmp·Smp₂*的符号和显著性水平共同佐证表3,证明以制药企业数量测量卖方势力时反距离空间权重矩阵回归结果具有稳健性。

由表6可知,控制变量系数方向与表4一致,也仅

表6 经济距离空间权重矩阵稳健性检验结果

Table 6 Robustness Test Results for Economic Distance Spatial Weight Matrix

	Rnd			
	直接效应	间接效应	总效应	混合回归
Bmp	-0.023** (-2.275)	-0.002 (-0.148)	-0.025 (-0.262)	-0.014** (-2.381)
Smp ₂	-0.144* (-1.810)	-0.004 (-0.280)	-0.148 (-1.623)	-0.126*** (-3.995)
Bmp·Smp ₂	0.00006** (2.231)	-0.00002 (-0.083)	0.00004 (0.893)	0.00006*** (2.987)
Ass	-0.027** (-2.573)	-0.003 (-0.711)	-0.030 (-1.459)	-0.009** (-2.578)
Gov	0.042** (2.472)	0.004 (0.856)	0.047** (2.266)	0.021*** (2.916)
Siz	-0.002 (-1.235)	-0.0001 (-0.640)	-0.002 (-1.206)	-0.001 (-1.277)
Dif	0.024* (1.924)	0.0006 (0.233)	0.025 (1.674)	0.021*** (5.907)
Reg	17.394** (2.525)	1.580 (0.614)	18.974 (1.432)	8.467** (2.105)
Pro	0.003*** (2.809)	-0.004 (-0.260)	-0.001 (-0.127)	0.009*** (2.887)
Dem	-0.003** (-2.467)	0.00001 (0.010)	-0.003 (-0.398)	-0.003** (-2.378)
W ₂ ·Bmp		-0.011 (-0.065)		
R ²		0.357		
极大似然值		1 817.637		

企业规模未通过显著性检验,与核心变量Bmp、Smp₂和Bmp·Smp₂的符号和显著性水平共同佐证表4,证明以制药企业数量测量卖方势力时经济距离空间权重矩阵结果具有稳健性。

4 结论

本研究采用空间杜宾模型,把每个地区制药行业和医疗机构分别作为一个整体,构建卖方31个制药企业×买方31个医疗企业的纵向关系,在微观数据缺失的情况下,依托计量方法创新探索产业链多对多交互影响。基于地理距离和经济距离空间权重矩阵,以地区医院总个数表征买方势力,以制药企业数量表征卖方势力,同时以制药行业销售收入表征卖方势力进行稳健性检验,将资产专用性和政府规制纳入控制变量中,从买方势力空间溢出效应角度研究研发投入的激励作用,以2001年至2015年中国制药行业数据为样本进行实证检验,得到研究如下结果。

(1)反距离空间权重矩阵与经济距离空间权重矩阵体现不同经济含义,回归结果中各变量系数大小和显著性水平仅存在较小差异。

(2)企业研发投入不仅受自身属性因素和横向市场行业属性因素影响,还与纵向市场相邻行业不断增强的买方势力有关,空间溢出效应不明显。直接效应和间接效应均为负表明本地买方势力对本地制药行业研发投入产生抑制作用,扭曲其创新行为,也通过空间溢出效应抑制非本地制药行业创新行为。间接效应系数的绝对值显著小于直接效应系数的绝对值,表明同一地区纵向产业链市场主体交易关系和经济联系更密切,医疗行业对制药行业纵向约束力更强。

(3)市场势力交互项表明纵向行业之间较为对等的市场势力有利于研发活动,反之不利于创新行为的开展。控制变量行业规模、资产专用性、企业规模、市场需求增长率均与研发投入负相关,政府规制、产品差异化、地区人均GDP、销售利润率均与研发投入正相关且统计显著。

(4)以地区医院总个数测量买方势力、以制药行业销售收入测量卖方势力进行模型扩展时,证明上述结论具有稳健性。

对管理者提出以下政策建议:①打破占据医疗行业主体地位的医院在药品市场买方垄断地位,切实推行医药分业,切断医疗机构与药品之间的经济利益联系,方能实现药品销售市场的充分竞争,有助于提高制药企业研发投入激励。②政府规制在制药行业研发过程中占有举足轻重的地位,在作为特殊消费品的药品市场,市场机制自发作用并不能替代其甄别和保护高效新药、“反柠檬”地位,中国政府应加大对制药企业生产、批发、零售环节的监管力度。

本研究还存在一些不足,鉴于纵向市场多对多交互作用的复杂性和特殊性,受限于微观数据可获得性,本研究把空间计量模型引进实证分析,所得结论可能仅适合特定行业。

参考文献:

- [1] 张庆霖,郭嘉怡.政府规制、买方势力与技术创新:中国医药产业的研究.当代财经,2013(6):98-109.
ZHANG Qinglin, GUO Jiayi. Government regulation, buyer power and technical innovation: a study of China's pharmaceutical industry. Contemporary Finance & Economics, 2013(6):98-109.
- [2] 刘旭宁,臧旭恒,林平.公立医院买方垄断对制药产业研发投入的影响:基于博弈模型的理论分析和实证检验.山东大学学报(哲学社会科学版),2012(6):47-53.
LIU Xuning, ZANG Xuheng, LIN Ping. The impact of public hospitals' monopol power on China's R&D input to pharmaceutical industry. Journal of Shandong University (Philosophy and Social Sciences), 2012(6):47-53.
- [3] SCHUMPETER J A. Capitalism, socialism and democracy. New York: Harper and Row Press, 1942:595-602.
- [4] WEN Z, WANG J Y. B2B market formation and welfare implication in a buyer's market. Journal of Systems Science and Systems Engineering, 2014, 23(4):404-414.
- [5] CHEN J, ZHAO X D, LEWIS M A, et al. A multi-method

- investigation of buyer power and supplier motivation to share knowledge. *Production and Operations Management*, 2016, 25(3):417-431.
- [6] WYLD J, PUGH G T, TYRRALL D. Can powerful buyers 'exploit' SME suppliers?. *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 2012, 19(2):322-334.
- [7] NYAGA G N, LYNCH D F, MARSHALL D, et al. Power asymmetry, adaptation and collaboration in dyadic relationships involving a powerful partner. *Journal of Supply Chain Management*, 2013, 49(3):42-65.
- [8] 韩敬稳, 赵道致. 零售商主导型供应链绩效的行为博弈分析. *管理科学*, 2012, 25(2):61-68.
HAN Jingwen, ZHAO Daozhi. Behavior game analysis of performance in retailer dominated supply chain. *Journal of Management Science*, 2012, 25(2):61-68.
- [9] IKONNIKOVA S, ZWART G T J. Trade quotas and buyer power, with an application to the E. U. natural gas market. *Journal of the European Economic Association*, 2014, 12(1):177-199.
- [10] 李凯, 陈浩. 消费者偏好背景下的买方抗衡势力形成与影响. *管理科学*, 2011, 24(5):70-77.
LI Kai, CHEN Hao. Study on formation and impact of countervailing power in the context of consumer preferences. *Journal of Management Science*, 2011, 24(5):70-77.
- [11] ELLISON S F, SNYDER C M. Countervailing power in wholesale pharmaceuticals. *The Journal of Industrial Economics*, 2010, 58(1):32-53.
- [12] MILLS D E. Countervailing power and chain stores. *Review of Industrial Organization*, 2013, 42(3):281-295.
- [13] 韩敬稳, 赵道致, 秦娟娟. Bertrand双寡头对上游供应商行为的演化博弈分析. *管理科学*, 2009, 22(2):57-63.
HAN Jingwen, ZHAO Daozhi, QIN Juanjuan. Evolutionary game analysis of Bertrand duopoly's behavior to their upstream suppliers. *Journal of Management Science*, 2009, 22(2):57-63.
- [14] SMITH H, THANASSOULIS J. Upstream uncertainty and countervailing power. *International Journal of Industrial Organization*, 2012, 30(6):483-495.
- [15] EZRACHI A, IOANNIDOU M. Buyer power in European Union merger control. *European Competition Journal*, 2014, 10(1):69-95.
- [16] JOVANOVIĆ D, INDERST R, JAKUBOVIĆ Z. *Buyer power and functional competition for innovation*. Germany: University Library of Munich, 2015:1-40.
- [17] BATTIGALLI P, FUMAGALLI C, POLO M. Buyer power and quality improvements. *Research in Economics*, 2007, 61(2):45-61.
- [18] WEISS C R, WITTKOPP A. *Buyer power and product innovation: empirical evidence from the German food sector*. Germany: University of Kiel, 2003:1-16.
- [19] WEISS C R, WITTKOPP A. *Buyer power and innovation of quality product: empirical evidence from the German food sector*. Germany: University of Kiel, 2003:1-17.
- [20] INDERST R, WEY C. *How strong buyers spur upstream innovation*. London: London School of Economics, 2005.
- [21] INDERST R, WEY C. Buyer power and supplier incentives. *European Economic Review*, 2007, 51(3):647-667.
- [22] INDERST R, WEY C. Countervailing power and dynamic efficiency. *Journal of the European Economic Association*, 2011, 9(4):702-720.
- [23] KIRKWOOD J B. Buyer power and healthcare prices. *Washington Law Review*, 2016, 91(1):253-293.
- [24] CHEN Z Q. *Supplier innovation in the presence of buyer power*. Ottawa: Carleton University, 2014:1-44.
- [25] KÖHLER C, RAMMER C. *Buyer power and suppliers' incentives to innovate*. Mannheim: Center for European Economic Research, 2012:1-25.
- [26] FARBER S C. Buyer market structure and R&D efforts: a simultaneous equation model. *The Review of Economics and Statistics*, 1981, 63(3):336-345.
- [27] PETERS J. Buyer market power and innovative activities. *Review of Industrial Organization*, 2000, 16(1):13-38.
- [28] 孙晓华, 郑辉. 买方势力对工艺创新与产品创新的异质性影响. *管理科学学报*, 2013, 16(10):25-39.
SUN Xiaohua, ZHENG Hui. Heterogeneity influence of buyers' power on process innovation and product innovation: model and empirical test. *Journal of Management Sciences in China*, 2013, 16(10):25-39.
- [29] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析: 基于静态与动态空间面板模型的实证研究. *管理世界*, 2010(7):43-55.
LI Jing, TAN Qingmei, BAI Junhong. Spatial econometric analysis on region innovation production in China. *Management World*, 2010(7):43-55.
- [30] LESAGE J, PACE R K. *Introduction to spatial econometrics*. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC Press, 2009:33-42.
- [31] ANSELIN L. Model validation in spatial econometrics: a review and evaluation of alternative approaches. *International Regional Science Review*, 1988, 11(3):279-316.
- [32] ELHORST J P. Spatial panel data models // *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications*. Springer Press, 2010:377-407.
- [33] LEE L F, YU J H. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*, 2010, 154(2):165-185.
- [34] INDERST R, SHAFFER G. Retail mergers, buyer power and product variety. *The Economic Journal*, 2007, 117(516):45-67.
- [35] 哈罗德·德姆塞茨. 所有权、控制与企业: 论经济活动的组织. 北京: 经济科学出版社, 1999:31-46.
DEMSETZ H. *Ownership, control and enterprise*. Beijing: Economic Science Press, 1999:31-46.
- [36] WILLAMSON O E. *The economic institute of capitalism*. New York: Free Press, 1985:528-530.
- [37] DOSI G. Sources, procedures and microeconomic effects of innovation. *Journal of Economic Literature*, 1988, 26(3):1120-1171.
- [38] KATZ A. Pharmaceutical lemons: innovation and regulation in the drug industry. *Michigan Telecommunications and Technology Law Review*, 2007, 14(1):1-41.
- [39] WRUBEL R P, KRIMSKY S, ANDERSON M D. Regulatory oversight of genetically engineered microorganisms: has regula-

tion inhibited innovation?. *Environmental Management*, 1997, 21(4): 571-586.

[40] MUNOS B H. Lessons from 60 years of pharmaceutical innovation. *Nature Reviews Drug Discovery*, 2009, 8(12): 959-968.

A Study on the Spatial Spillover Effect of Buyer Power —Based on Spatial Durbin Model

LI Kai, DING Zhengliang, YU Guanyi

School of Business Administration, Northeastern University, Shenyang 110000, China

Abstract: The R&D investment of enterprises is not only influenced by the attributes of themselves and factors of industry attribute in horizontal markets, but also the increasing buyer power from adjacent industries in vertical markets has become an important influencing factor.

Based on the data of pharmaceutical manufacturing industry and medical industry from 2001 to 2015 collected from different statistical yearbooks of China's economic and social development statistics, we try to analyze the influence of buyer power in medical industry on R&D investment for pharmaceutical industry. When R&D investment is measured by the ratio of new product sales revenue to sales revenue, sales revenue of sellers comes from both local and the rest regions of downstream buyer markets, namely, there is a spillover effect existing in the influence of buyer power on upstream manufacturers' conduct and performance from the vertical perspective, special considerations on many-to-many interactions need to be taken into account. By setting up the vertical relationships between 31 pharmaceutical enterprises of sellers multiplied by 31 medical enterprises of buyers, we utilize spatial durbin model to analyze the spatial spillover effect of buyer power on manufacturers' R&D investment.

The empirical results show that R&D investment of regional pharmaceutical industry presents the characteristics of high(lower) value and high(lower) value for spatial agglomeration. When buyer power is characterized by the total number of regional hospitals, seller power is characterized by the total number of regional pharmaceutical enterprises, yet given the regression results of inverse distance matrix and economic distance matrix, there are only minor differences. The direct effects and indirect effects are both negative, indicating that the local buyer power not only restrains the R&D investment of local pharmaceutical industry, but also restrains the R&D investment for the rest regions through spatial spillover effect. However, the spatial spillover effect is not much significant. The absolute value of direct effects is significantly greater than that of indirect effects, which shows that the transaction relationship and economic connection of market entities of vertical industry chain in the same region are closer, while the downstream industry has stronger vertical binding power on suppliers' behavior. The relatively equal market power between upstream and downstream industries is conducive to the launch of R&D activities, and the relatively strong or weak market power of sellers reduces both R&D incentives, the role of seller countervailing power is deeply reflected. The scale of pharmaceutical industry, asset specificity, enterprise size and market demand growth rate are negatively related to R&D investment. Technological innovation lags behind the pace of industrial scale and enterprise size expansion, the expansion of industrial volume is remarkable, but the qualitative improvements are not much. Government regulation, per capita GDP, sales profit margins and product differentiation are positively related to R&D investment. When the total number of regional hospitals and the sales revenue of the pharmaceutical industry are used to measure the expansion model of buyer power and seller power respectively, it also proves the robustness of the conclusion above-down.

This study innovatively expands the vertical research method. That is, the spatial econometric model is introduced into the empirical analysis of vertical relationships.

Keywords: buyer power; seller countervailing power; R&D investment; spatial spillover effect; spatial Durbin model

Received Date: June 12th, 2017 **Accepted Date:** March 8th, 2018

Funded Project: Supported by the National Natural Science Foundation of China(71472032)

Biography: LI Kai, doctor in management, is a professor in the School of Business Administration at Northeastern University. His research interests cover industrial organisation theory, vertical relationship and corporate governance. His representative paper titled "Research and evidence of network structure of equipment manufacturing industry cluster" was published in the *Management World* (Issue 12, 2004). E-mail: Likai@mail.neu.edu.cn

DING Zhengliang is a Ph. D candidate in the School of Business Administration at Northeastern University. His research interest focuses on vertical relationship of industrial organisation. E-mail: 497058316@qq.com

YU Guanyi is a Ph. D candidate in the School of Business Administration at Northeastern University. Her research interest focuses on regional economics. E-mail: yugy650@163.com

□