《管理世界》(月刊)
2012年第10期

追踪我国制造业集聚的空间来源:基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角

□韩　峰　柯善咨

摘要: 本文在马歇尔外部性和新经济地理的综合视角下建立理论模型、构建要素供给和市场需求的空间外部性指标,探讨了我国284个地级及以上城市制造业空间集聚机制。结果显示,供给的空间外部性作用范围为100公里,而需求外部性作用范围可遍及全国。除空间专业技能人才密度的参数估计不显著外,专业化劳动力、中间投入可得性、区际研发溢出与市场需求对制造业空间集聚均有明显的促进作用。地方保护主义主要通过影响空间外部性作用于制造业的空间分布。具体地,地方保护主义显著降低了专业化劳动力可得性、中间投入可得性和区际人际沟通的技术溢出的作用,而未对最终商品市场、区际研发的技术溢出效应产生明显影响;地方保护主义进一步加强了国际市场潜力对制造业集聚的作用。国内与国际市场对制造业集聚的影响存在互补性。

关键词: 马歇尔外部性　新经济地理　供给与需求的空间分布　制造业集聚

一、引言

目前众多学者以比较优势理论为基础探讨我国制造业区位分布和产业转移问题,并反复证实制造业和要素已具备在我国不同区域和城市之间转移的可能性和可持续性。其中,蔡昉、王德文(2002)认为,我国东部地区物质资本和人力资本丰富,而中西部地区自然资源和劳动力资源丰富,各个地区需要根据其比较优势来调整产业结构。蔡昉等(2009)进一步对各个区域劳动报酬和劳动生产率的分析结果指出中部地区已经拥有劳动力成本优势,西部地区具有潜在的劳动成本优势。吴三忙、李善同(2010)则借助重心分析方法考察我国制造业的空间分布及变化特征,指出土地、劳动力等要素的成本优势是推动制造业由东南沿海向北部和西部迁移的重要原因。然而现实观察(图1)与现有研究(梁琦,2009)均显示,制造业并未出现此前学术界期待的由沿海向中西部地区的大规模转移,大型集聚中心仍鲜见于中西部地区。这意味着传统比较优势在解释我国制造业空间分布和要素空间配置中正逐渐失去效力。图1显示越接近繁荣地区,城市越具有吸引力和集聚效应。这种接近性或可达性使城市较易与周围城市产生联系,通过与其他城市的协同作用在空间上形成规模效应(Quah,1996),从而使制造业在空间上形成了连续成片的分布状态。可见,空间邻近性或城市之间的作用和联系在制造业区位选择中的作用至关重要。Hirschman

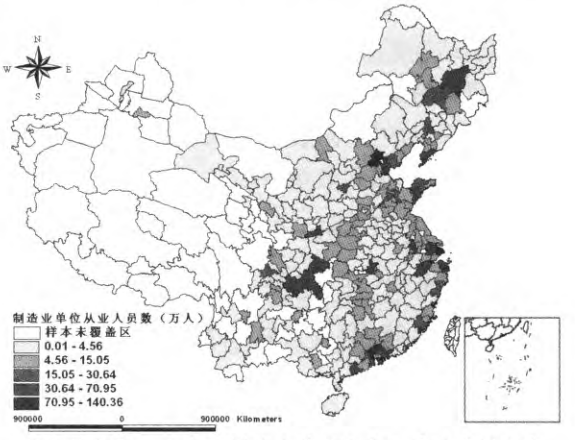

图1 地级及以上城市制造业单位从业人员的空间分布

注:图中数据为2009年284个地级及以上城市制造业单位从业人员数。

数据来源:2010年《中国城市统计年鉴》。

(1958)将地区之间的这种作用称为空间关联效应或空间外部经济，并认为它们是解释经济集聚及经济增长机制强有力的工具。近年来，为缩小地区差距、促进国民经济协调、稳定和可持续发展，我国先后提出并相继实施了西部大开发、东北老工业基地振兴和中部崛起战略，促使区域经济联系越来越紧密，区域合作范围和领域不断拓展、合作规模不断增大，空间因素在我国制造业区位选择中的作用日益凸显。那么，促使我国制造业集聚的空间因素有哪些？这些因素应当如何识别与量化？不同空间因素对制造业空间分布的作用有何差异？

已有研究证实我国各地区、省份甚至各城市之间存在明显的需求关联效应或需求的空间外部性(刘修岩等，2007；刘修岩、殷醒民，2008；赵永亮，2011；潘文卿，2012)。这些研究以新经济地理理论为基础并突出市场需求的空间分布对经济活动空间布局的决定作用。而事实上，除市场需求外，要素的空间供给对产业集聚和地区劳动生产率的影响也至关重要。Marshall(1890，1961)最早从供给方面提出集聚和集聚外部性概念，认为集聚经济主要来源于3个方面的外部性：劳动力“蓄水池”效应、中间投入品和生产性服务的规模经济、专业技术和知识的外溢效应。然而，迄今尚无从要素供给和市场需求两方面综合探讨制造业集聚的相关研究，更未检验要素集聚和市场潜力是否有空间外部性效应以及这些效应的存在形式和作用范围。本文基于传统的马歇尔集聚经济外部性和新经济地理理论的综合框架分析城市制造业集聚的空间传导机制，提出可检验模型。本文的结构如下：首先归纳和总结制造业空间集聚的作用机制；其次构建制造业集聚影响因素的理论和计量模型；其三对相关变量和采用的数据进行说明；其四报告计量分析结果；最后是总结和政策启示。

二、文献评述——供给与需求的空间外部性及其对制造业集聚的作用机制

空间决定着生产活动累积所产生的优势，尤其是空间邻近性所产生的经济性(Capello，2007)。产业集聚不仅与城市本身经济特征有关，而且受到空间中与其关联的其他经济体的影响。近年来，外部性理论和新经济地理理论的发展为经济活动空间集聚的研究奠定了理论基础。相关研究主要有两类，一是基于传统集聚经济机制从供给方面探讨某一区位从空间获得专业化劳动力、中间投入和技术的能力，二是利用新经济地理框架从需求方面分析地区经济在规模报酬递增作用下克服运输成本获得本地市场效应的能力。

(一)空间要素供给、外部性与产业集聚

传统集聚理论认为集聚经济效益来源于3种要素的供给：劳动力蓄水池效应、中间投入品和生产性服务的规模经济、专业技术和知识的外溢效应(Marshall，1890，1961)。处于同一市场或产业区中的厂商能根据产品市场需求的变化便捷地获得所需的劳动力，而技术工人也可在较大的劳动市场中随时找到需要自己技能的专业工作；大量最终产品厂商为中间品生产提供了实现规模经济的中间市场，而具有规模经济、数量品种繁多的中间品厂商则为最终产品生产节约了成本、扩大了规模；技术工人们通过正式或非正式的接触获得了经验和技术，提高了生产效率和竞争力。但是100多年前马歇尔所描述的这些外部性仅仅存在于本地区(Fujita and Thisse，2002)，并未涉及其他地区的影响。

随着交通和通讯技术的创新和发展，集聚经济产生和作用的范围随之扩大。一些国外学者采用潜力模型研究了专业化劳动力、中间投入品的空间供给以及技术外溢对美国各地城市制造业发展的作用，揭示了城市集聚经济外部性不仅来自城市内部的厂商集聚，而且来自邻近地区的集聚。例如，Feser(2002)利用美国县市级数据的实证检验发现美国各县市50英里通勤范围内的劳动力、中间投入品及生产性服务活动、知识和技术等供给因素对中心县市农业园林机械部门与测量和控制装置部门经济增长有显著的影响；Drucker和Feser(2007)进一步利用厂商微观数据的分析也发现美国各县市75英里范围内上述各供给因素影响着中心市县的塑料和橡胶、金属加工机械及测量和控制装置3个制造业行业劳动生产率。对中国所有地、县级城市集聚效应的研究也发现，100公里范围内邻近城市间的产业集聚有互相依赖作用，邻近市县产业集聚的相互促进是集聚经济在空间上成片连续的重要机制(Ke，2010；Ke and Feser，2010)。可见，与空间

距离、空间联系等相关的集聚或规模因素在城市系统发展中起到关键作用。然而目前对我国空间供给外部性存在形式、作用范围的研究依然落后于现实的需要。以马歇尔外部性理论为基础构建空间外部性指标、探讨制造业集聚在供给方面的主要来源将是本文的重点工作之一。

(二)空间市场需求、递增收益与产业集聚

任何专业化的生产和服务都需要有广阔的市场才能获得规模经济。空间中分布的需求对城市经济发展产生的影响用市场潜力和收入潜力表示。自从美国经济地理学家哈里斯以各地商品零售额作为"质量"构建了最初的市场潜力指标以来(Harris,1954),其他学者采用相似的方法分析了不同地区的市场潜力。Keeble等(1982)及Combes和Overman(2004)以GDP或人均GDP构建市场潜力模型分析了欧洲共同体和欧洲NUTS2的区域可达性和市场潜力分布状况,均得出经济活动在空间呈中心—外围模式分布的结论。然而,这些研究都缺少严格的理论基础。

Krugman(1992)根据Harris市场潜力的思想构建了理论模型,分析需求的空间分布对制造业集聚的作用。Krugman认为规模经济和运输费用是决定经济活动空间集聚的关键因素,其市场潜力模型被称为实际市场潜力(RMP)。与单纯衡量市场规模的名义市场潜力(NMP)不同,实际市场潜力将竞争因素纳入模型,从而揭示了有效市场需求在制造业集聚中的作用。Head和Mayer(2004)及Hanson(2005)将Harris市场潜力模型与Krugman市场潜力对厂商区位选择和经济活动空间集聚的影响进行了对比分析,认为无论何种形式的市场潜力均对经济活动空间集聚和产业布局具有显著影响,只是程度有所不同。近年来我国的学者也利用新经济地理框架或模型分析了市场潜力对各地经济活动或产业布局的影响。如,石敏俊等(2007)和赵曌等(2009)根据RMP的思路分别研究了全国和东北地区地级市市场潜力的空间分布,发现市场潜力与经济发展之间存在循环累积效应;刘修岩等(2007),刘修岩、张学良(2010)引入"Krugman市场潜力"实证检验了空间需求分布对制造业空间集聚的作用,结果均表明市场潜力对制造业空间集聚具有显著的正向影响。

综上所述,马歇尔外部性和市场潜力分别从要素供给和市场需求方面阐释了制造业空间集聚的主要来源。然而现有研究对于供给或需求的空间外部性的作用形式、影响范围仍未达成共识,而且要素供给和市场需求两方面的空间因素是同时存在、共同作用于城市经济活动空间分布的,单从某一侧面或单以一种理论为基础难以全面把握制造业空间集聚的真实动因。另外,在外部性的衡量方面,多数研究主要关注城市规模本身,而未考虑其他经济体的影响,即使有研究认为城市产业集聚存在空间溢出效应,但究竟透过何种途径而产生,则未给出明确回答。鉴于此,本文将在马歇尔外部性和新经济地理理论的综合框架下建立理论和实证模型,以我国284个地级及以上城市为样本,通过构建要素供给和市场需求的空间外部性指标、从马歇尔外部性和新经济地理的综合视角探讨制造业集聚的空间机制。

三、理论分析框架及计量模型设定

(一)理论分析框架

以下我们通过推导城市中代表性厂商的利润函数来确定制造业企业的区位。假设有J个城市,且城市中有两个部门:差异化生产且报酬递增的制造业部门和中间服务部门。中间服务产品可为当地和邻近地区生产服务,但不能进行国际贸易;制造业产品主要用于最终消费,且可进行区际和国际贸易,运输成本为冰山成本,即地区i生产的1单位商品只有$1/t_{ij}$到达地区j。每个厂商的产品与其他厂商均不相同,且所有商品均在垄断竞争市场中交易。假定劳动力可在城市之间自由流动,且城市中所有消费者的偏好是同质的,对每个地区各种商品的需求基于以下CES效用函数:

$$U_j == \left(\sum_i n_i x_{ij}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \sigma > 1 \qquad (1)$$

U_j为消费者效用,n_i为城市i的产品种类数,由于存在递增收益,消费者对多样化产品的偏好使得均衡时每种商品均由一家垄断竞争厂商提供,故产品种类数也即厂商数;σ为任意两种产品的替代弹性,x_{ij}为城市i的某厂商在城市j的产品销售数量。(1)式运用了均衡状态下的结果,即每个城市j均以相同价格从城市i获得相同数量的各种商品。

若Y_j为城市j的总收入，μ为消费者用于制造业产品的支出份额，则根据Dixit和Stiglitz（1977），城市j用于制造业产品的总支出为μY_j，则城市j对城市i生产的每种产品的需求量x_{ij}表示为：

$$x_{ij}=\frac{\left(P_i t_{ij}\right)^{-\sigma}}{\sum_{k\in J} n_k\left(P_k t_{kj}\right)^{1-\sigma}}\mu Y_j =\left(P_i t_{ij}\right)^{-\sigma}\mu Y_j\left(G_j\right)^{\sigma-1} \quad (2)$$

其中，$G_j=[\sum_{k\in J} n_k\left(P_k t_{kj}\right)^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)}$为城市$j$的CES价格指数。因此，位于城市$i$的厂商在所有市场（包含其本身及国际市场）的产品总销售量为：

$$x_i=\sum_j x_{ij}=\mu\left(P_i\right)^{-\sigma}\sum_j\left(t_{ij}\right)^{-\sigma}Y_j\left(G_j\right)^{\sigma-1} \quad (3)$$

若c_i表示厂商的边际成本①，f为固定成本且在各地都相同，则城市i该厂商在各市场获得的总利润π_i为：

$$\pi_i=(P_i-c_i)t_{ij}x_i-f \quad (4)$$

将（4）式对x_i求导得到均衡状态下市场i的均衡价格P_i^*：

$$P_i^*=[\sigma/(\sigma-1)]c_i \quad (5)$$

用P_i^*分别替代（3）和（4）式中的P_i，并结合（3）、（4）式得到城市i中厂商的总利润：

$$\pi_i=\eta c_i^{-(\sigma-1)}MP_i-f \quad (6)$$

其中，$\eta=\mu\sigma^{-\sigma}/(\sigma-1)^{1-\sigma}$，$MP_i=\sum_j Y_j t_{ij}^{-(\sigma-1)}G_j^{\sigma-1}$为城市$i$的市场潜力，代表城市$i$受到的其他经济体市场需求②的影响，可称为需求的空间关联效应或外部性。

假设劳动力是同质的且不能在部门间流动；劳动力是主要的生产要素，但生产成本中不仅包括劳动力，还包含其他生产要素。根据Head和Mayer（2004），其他要素主要包括土地和各类中间投入品等。如果厂商在生产中消耗的中间服务成本均以不同数量的制造品组合来支付，那么对于中间投入，通常假设厂商生产函数中包含一组所有产品种类按CES函数形式加总的制造业产品。因而，可变成本是一系列要素价格的函数（通常为柯布—道格拉斯函数），包含了工资水平为w_i的劳动力、价格水平为r_i的土地和价格指数为G_i的多样化产品③。假设劳动、土地和中间投入在生产成本中占的份额分别为α、β、γ，同时A_i为城市i的全要素生产率，则边际成本c_i可表示为：

$$c_i=w_i^{\alpha}r_i^{\beta}G_i^{\gamma}/A_i \quad (7)$$

其中$\alpha+\beta+\gamma=1$。根据新经济地理理论，CES价格指数（G）与产品多样化水平负相关，因而我们可以将其近似设置为当地产品多样化水平的减函数，即：$G_i=(DIV_i)^{-\vartheta}$，$\vartheta>0$。该式的含义在于，城市i产品多样化水平越高，则产品价格指数就越低，扩大的需求使制造业进一步集聚，从而有利于中间服务厂商实现规模经济，制造业厂商获得的中间服务品价格就越低。将其代入（7）式得到：

$$c_i=w_i^{\alpha}r_i^{\beta}/A_i(DIV)_i^{\vartheta\gamma} \quad (8)$$

同时，假设固定生产成本包含相同的生产要素且各生产要素比重与可变成本相同，则有：

$$f_i=\kappa w_i^{\alpha}r_i^{\beta}/DIV_i^{\vartheta\gamma} \quad (9)$$

其中κ为常数，用于度量规模收益递增程度。

目前为止，几乎所有经济地理文献均假设地区间完全不存在非市场的相互作用，而重点关注市场规模或地区间需求关联在厂商区位选择或制造业集聚中的决定作用。事实上，企业的生产效率可能会由于这种非市场的区间联系或溢出效应而提高。根据集聚经济理论，外部经济或溢出效应主要来源于3个方面：劳动力“蓄水池”效应、中间投入品规模经济和技术外溢效应（Marshall，1890，1961；O'Sullivan，2009）。这3个微观机制从生产或供给方面反映了集聚经济的来源，是地区经济形成集聚优势、获得竞争力的重要因素。然而传统集聚经济理论所描述的这些外部性仅仅存在于本地区，并具有明显的地域化特征。随着交通和通讯技术的创新和发展，地区通达性不断增强，集聚外部性不仅来自城市内部的厂商集聚，而且来自邻近地区的集聚（Feser，2002；Drucker and Feser，2007；Ke and Feser，2010）。据此，我们将地区空间因素纳入传统集聚机制，从而将供给方面空间集聚机制扩展为专业化劳动力可得性、中间投入品可得性和空间技术外溢3个方面，并设定企业的生产效率同时是来自本城市及其他邻近城市专业化劳动力、中间投入和技术溢出的函数：

$$A_i=A_0LS_i^{\phi_1}PS_i^{\phi_2}TS_i^{\phi_3},\ \phi_1>0,\ \phi_2>0,\ \phi_3>0 \quad (10)$$

其中，A_0为常数，表示除外部经济外可能影响企业生产效率的其他因素。LS_i、PS_i、TS_i为厂商感受到的来自城市i本身及其他城市的空间供给外部性，分别为专业化劳动力、中间投入和技术溢出；这

3个指标综合起来共同衡量了城市之间在要素供给方面的空间互动机制④。

最后,结合式(6)、(8)、(9)、(10),城市i中代表性厂商的总利润为:

$$\pi_i=\eta A_0^{\sigma-1}\left(\frac{LS_i^{\phi_1}PS_i^{\phi_2}TS_i^{\phi_3}DIV_i^{\vartheta\gamma}}{w_i^{\alpha}r_i^{\beta}}\right)^{\sigma-1}MP_i-\frac{\kappa w_i^{\alpha}r_i^{\beta}}{DIV_i^{\vartheta\gamma}} \quad (11)$$

如果每个厂商的区位选择都是以利润函数为基础,那么每个都会定位于能够带来最大利润的地区。式(11)显示,城市专业化劳动力、中间投入的可得性及受到其他城市技术溢出效应越大、产品多样化水平越高、市场潜力越大以及劳动力、土地的价格越低,则该城市中代表性企业的利润就越高,制造业企业就越倾向于向该城市集聚。城市本身的产品多样化及城市间要素供给和市场需求的空间外部性构成制造业空间集聚的向心力,而各类要素成本构成其离心力。因而,制造业集聚水平是各种空间供给外部性、市场潜力和产品多样化的增函数,同时是各类要素价格的减函数。以g_i表示城市i的制造业集聚程度,则有:

$$g_i=f\left(LS_i^+,PS_i^+,TS_i^+,MP_i^+,w_i^-,r_i^-,DIV_i^+\right) \quad (12)$$

+和-分别表示理论上各变量对制造业集聚的促进和抑制作用。可以预见,更深程度的经济一体化水平意味着更密切的经济联系(反之亦然),每个城市便可在与其他城市的相互作用中获得优势,进而形成制造业在空间连续成片分布的集聚特征。

(二)计量模型设定

理论分析显示,制造业集聚是各类要素和中间投入品价格、空间供给外部性(包括专业化劳动力、中间品供给和技术外溢)和市场潜力的函数,对(12)式两边取对数,计量方程可设置为:

$$\begin{aligned}\ln g_{it}&=\theta_0+\theta_1\ln LS_{it}+\theta_2\ln PS_{it}+\theta_3\ln TS_{it}\\&+\theta_4\ln MP_{it}-\theta_5\ln w_{it}-\theta_6\ln r_{it}\\&+\theta_7\ln DIV_{it}+\xi_{it}\end{aligned} \quad (13)$$

其中,θ_0为常数项;θ_1~θ_7为相应的弹性系数;ξ_{it}为随机误差,反映了其他未知因素的影响。在我国,国内外市场对经济活动空间分布的影响是近年来经济研究的热点,为体现国内外市场的影响差异,本文将市场潜力分解为国内市场潜力(DMP)和国际市场潜力(FMP)。地区之间生产要素和商品的自由流动有助于各地区互通有无、联动发展,充分发挥经济增长的规模效应。然而,我国广泛存在的地方保护主义和市场分割可能使各地区市场及非市场经济活动局限于狭小的范围,阻碍空间关联效应的有效发挥,不利于制造业集聚和规模经济效益的发挥。陈敏等(2007)推断,相对于地方经济总量,政府财政收支比重越大,地方政府越有激励通过分割市场对本地企业进行支持和保护。借鉴黄玖立、李坤望(2006)的研究,本文以城市财政收入占GDP比重(GOV)表示地方政府实施保护主义的程度。此外,由于经济集聚是一个动态过程,制造业当前的集聚程度可能依赖于过去水平,因而我们在模型中引入因变量滞后项,从而得到制造业集聚的动态模型。考虑到数据可得性和相关区域经济文献的论述,已有普遍共识的能够影响制造业集聚的重要变量还包括外商直接投资、人力资本、城市交通条件、通讯条件等。以*FDI*表示外商直接投资、*EDU*代表人力资本、*TRA*代表交通条件、*TEL*为通讯条件,(13)式可重写为:

$$\begin{aligned}\ln g_{it}&=\theta_0+\varphi\ln g_{it-1}+\lambda_1\ln FDI_{it}+\lambda_2\ln EDU_{it}\\&+\lambda_3\ln TRA_{it}+\lambda_4\ln TEL_{it}+\lambda_5\ln GOV_{it}\\&+\theta_1\ln LS_{it}+\theta_2\ln PS_{it}+\theta_3\ln TS_{it}\\&+\theta'_4\ln DMP_{it}+\theta''_4\ln FMP_{it}-\theta_5\ln w_{it}\\&-\theta_6\ln r_{it}+\theta_7\ln DIV_{it}+\xi_{it}\end{aligned} \quad (14)$$

其中,θ'_4和θ''_4分别为国内市场潜力和国际市场潜力的系数,λ_1~λ_5为控制变量弹性系数,且预期均为正;φ为制造业集聚滞后项的弹性系数。

四、变量测算与数据说明

除了个别数据严重缺失的城市外,本文样本为2003~2009年全国284个地级及以上城市。数据主要来自2004~2010年《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》,价格指数来自2001年以来各省份统计年鉴。我国重要贸易伙伴GDP数据来源于世界银行在线数据库。下面是有关变量和测度的说明。

(1)制造业集聚水平。目前国外应用较多的空间集聚指标有基尼系数、艾萨德、赫芬达尔和泰尔指数以及$\hat{\gamma}$指数,但由于数据可得性的限制,我们难以得到以这些方法测度的各城市制造业集聚水平。刘修岩、殷醒民等(2007)采用制造业区位商来

衡量城市层面制造业空间集聚程度。然而这一指标仅反映了当地经济活动在制造业和其他产业之间的分布方式，而未考虑经济活动的地区分布特征。鉴于此，我们借鉴Koo(2007)的方法，以该城市制造业就业密度与全国制造业总就业的比值来表示城市i制造业的集聚程度g_i，即：

$$g_i = L_i / L_C S_i \tag{15}$$

其中S_i为该城市市辖区建成区面积，L_i为城市i制造业总就业量，L_C为全国制造业就业量。该指标同时考虑了经济活动在部门和地区之间的分布方式。全国制造业就业人口数据直接取自2003~2010年《中国统计年鉴》；城市市辖区建成区面积与制造业就业数据均来源于2003~2010年《中国城市统计年鉴》[⑤]。

(2)专业化劳动力可得性LS。处于同一市场或产业区中的厂商能根据产品市场需求的变化便捷地从劳动力"蓄水池"中获得所需的劳动力。我们改进了Drucker和Feser(2007)的指标，用邻近各城市基础产业部门的富足劳动力之和来衡量对空间中专业化的劳动力资源的可得性：

$$LS_i = \sum_{j=1}^{n}\left[\sum_{p,\ \mathrm{sign}\left(\frac{E_{jp}/E_j}{E_p/E}-1\right)>0} E_{jp}\left(\frac{E_{jp}/E_j}{E_p/E}-1\right)\right] d_{ij}^{-\delta} \tag{16}$$

其中，E_{jp}和E_j分别表示城市j产业p的就业人数和该区全部就业人数，E_p和E分别表示全国p产业的就业人数和全国全部就业人数。

如$\mathrm{sign}\left(\frac{E_{jp}/E_j}{E_p/E}-1\right)>0$，$E_{jp}\left(\frac{E_{jp}/E_j}{E_p/E}-1\right)$是城市$j$部门$p$为外区生产或服务的劳动力；$d_{ij}$为两城市之间的距离，$\delta$为距离衰减参数。$LS_i$反映了获得专业化劳动力的可能性。该指标综合了各城市市辖区除农、林、畜、渔业外18个行业[⑥]从业人员数(单位：万人)。

(3)中间投入的可得性PS。我们用生产性服务业就业人数表示中间投入行业规模。令E_{js}为城市j中间投入行业s的规模，r_{ms}为制造业单位产出对某一中间服务行业的完全消耗系数。城市i与所有城市构成的中间投入市场的接近性可表示为：

$$PS_i = \sum_{j=1}^{n}\left[\left(\sum_{s} E_{js} r_{ms}\right) \times d_{ij}^{-\delta}\right] \tag{17}$$

其中，r_{ms}的计算比较繁复，相关数据需从投入产出表中采集、计算。目前只有2002年、2005年和2007年投入产出表，且各年投入产出表中行业标准不尽相同，首先根据各年行业标准和我国城市分行业就业统计口径对原有表格进行拆分、合并和重新估算，得到包括制造业在内的19个行业投入产出基本流量表；其次利用插值法补齐缺失年份的表格，然后根据基本流量表计算2002~2007年19个行业直接消耗系数表(2008、2009年沿用2007年表格)。最后根据公式$\Omega=(I-A)^{-1}$计算各年完全消耗系数表，其中I为单位矩阵，A为19行业直接消耗系数矩阵。

(4)技术外溢TS。区域间技术外溢通常有3种来源：一是技术创新厂商与其他厂商之间的"示范—模仿"机制，即不同厂商间通过引进人才和先进设备进行学习、模仿；二是不同厂商之间在科研活动及有关项目方面的正式合作；三是不同厂商的专业技术劳动力之间的正式或非正式接触。技术外溢的前两种来源与科研活动投入有关，我们用区域科研活动费用支出U_j构建城市i受到的其他城市第一个技术溢出指标——区际研发的技术溢出：

$$TS_i^1 = \sum_{j=1}^{n} \frac{U_j}{d_{ij}^{\sigma}} \tag{18}$$

式中的n包括我国所有地级以及以上的城市(下同)。

技术外溢的第三种来源与区域人才密度有关。专业技能人才的正式和非正式交往促进了知识溢出效应(O'Sullivan，2009)。用每个城市距离加权的人才总数(T_j)除以距离加权的就业总数(E_j)来表示的城市i的第二个技术溢出指标为：

$$TS_i^2 = \sum_{j=1}^{n} \frac{T_j}{d_{ij}^{\sigma}} \Big/ \sum_{j=1}^{n} \frac{E_j}{d_{ij}^{\sigma}} \tag{19}$$

该指标反映了城市之间各类人才之间沟通和接触的可能性，可称为区际人际沟通的技术溢出。由于大多城市未统计专业技术人才数据，本文以信息传输、计算机服务和软件业以及科研技术人数来表示。

(5)国内市场潜力DMP。市场潜力反映了城市可能获得的整体的市场规模或空间中分布的需求因素(包括市场、收入等)对城市经济产生的影响。在市场潜力$MP_i = \sum_j Y_j t_{ij}^{1-\sigma} G_j^{\sigma-1}$中，由于我国没

有公开发表的城市产品价格指数统计，Au和Henderson(2004)在研究中国城市集聚经济时将G_j略去；根据Midelfart-Knarvik等(2000)，令$t_{ij}^{1-\sigma}=d_{ij}^{-\delta}$。因此，国内市场潜力可表示为：

$$DMP_i=\sum_{j=1}^{J}\frac{Y_j}{d_{ij}^{\delta}} \quad (20)$$

其中，Y_j为城市总收入，多数文献中该变量以地区GDP来表示(Keeble et al., 1982; Combes and Overman, 2004; Hanson, 2005; 刘修岩等, 2007; 刘修岩、张学良, 2010)，但为与传统的Harris市场潜力保持一致，本文以城市市辖区全社会消费品零售总额(万元)近似衡量当地最终需求。

(6)国际市场潜力*FMP*。各城市不仅受到国内其他城市市场的影响，还会受到国际市场的作用，国际市场潜力可表示为：

$$FMP_i=\frac{Y_{iF}}{d_{i,coast}^{\delta}} \quad (21)$$

其中，Y_{iF}为城市i面临的国际市场需求，计算步骤为：首先选取美国、加拿大、日本、德国、法国、英国、韩国、澳大利亚、中国香港、中国台湾等重要贸易伙伴的国内生产总值之和作为我国面临的国外总需求Y_F，然后以每个城市*FDI*占全国的比例表示每个城市分得的国外市场份额，最后以此份额乘以国外总需求得到每个城市的国外市场规模。以美元计算的国外收入按当年平均兑换率换算成人民币数值。$d_{i,coast}$为城市i到最近的沿海港口的距离⑦。$d_{i,coast}$的计算分两种情况：对于非港口城市，分别计算每个城市到每个港口的距离，将每个城市与最短距离的港口城市进行配对，并以此最短距离作为城市获得国外需求的距离；对于港口城市，我们以城市半径作为城市到国外需求的距离。

(7)劳动力和其他生产要素价格。劳动力价格w为市辖区职工平均工资水平(元)，数据直接取自《中国城市统计年鉴》。土地价格以城市国有土地供应出让成交价款与土地面积的比值(万元/公顷)来表示，在计算中，我们采用插值法补齐了几个有明显错误和缺失项的记录，数据来源于2004~2010年《中国国土资源年鉴》。由于均衡状态下产品种类数与厂商数相同，因而产品多样化水平(*DIV*)以城市市辖区地级及以上城市工业企业数表示，数据来源于历年《中国城市统计年鉴》。

(8)其他变量。市辖区生产总值(万元)数据直接取自《中国城市统计年鉴》。地区科研活动投入以市辖区财政支出中的科学支出(万元)测度。人力资本(*EDU*)以中学和大学在校人数占总人口比重表示。交通条件(*TRA*)用城市人均道路面积表示。通讯条件(*TEL*)以每万人电话数表示。财政收入为市辖区地方财政一般预算内收入(万元)。在计算中间投入市场接近性时，根据我国城市分行业就业统计口径，把19个行业中的电力煤气供水、建筑、交通运输仓储邮政、信息传输计算机服务和软件、批发零售、金融、租赁和商业服务、科技服务和地质勘查、水利环境和公共设施管理9个行业合并代表生产性服务业。城市各行业就业人数为市辖区单位从业人员数(万人)。FDI存量的数据准备比较繁复。FDI存量从2000年开始计算。假设2000年存量是当年吸收FDI的3倍(取值大小对几年以后的存量影响并不大)，后续各年FDI存量用每年实际使用FDI和公式$F_{i,t}=(1-\delta)F_{i,t-1}+FDI_t/\omega_{i,t}$累计。式中$F_{i,t}$是市辖区FDI存量；$\delta$是年折旧率，舍其为5%；$FDI_t$是市辖区实际外商直接投资；因为没有公开发表的各城市资本价格指数，$\omega_{i,t}$是城市所在省份的累积资本价格指数。以美元计算的FDI流入量按当年平均兑换率换算成人民币数值。由于我国实际利用FDI数量每年增长近20%，2003~2009年的FDI存量数据应与实际累计利用外资数量比较接近。所有货币价值的数据以2003年不变价计算。

利用城市中心坐标和距离公式$\Theta\times\arccos(\cos(\alpha_i-\alpha_j)\cos\beta_i\cos\beta_j+\sin\beta_i\sin\beta_j)$可以计算城市间距离$d_{ij}$，式中$\Theta$为地球大弧半径(6378公里)，$a_i$、$a_j$为两市中心点经度，$b_i$、$b_j$为两市中心点纬度。为了不遗漏城市本身的影响，同时避免$d_{ii}=0$出现在分母中，本文参照以往文献(Head and Mayer, 2004, 2006)，令$d_{ii}=(2/3)R_{ii}$，其中R_{ii}为城市半径，本文利用城市市辖区建成区面积数据(S)计算得到$R_{ii}=\pi^{-1/2}S^{1/2}$，并设衰减参数σ等于1和2(顾朝林、庞海峰, 2008)。根据柯善咨(2009)、Ke(2010)及Ke和Feser(2010)的经验研究结果，劳动力和资本等要素的空间作用范围基本在100公里以内，因而我们重点以100公里距离作为城市间供给方面空间外部性作用的界限。由于产品市场范围可以遍及各地，市场潜力变量计算包括全国范围。本文还分别构建了0~50公里、50~

表1 我国地级及以上城市各空间变量及其他变量的样本统计值

变量	均值	标准差	最小值	最大值
制造业集聚水平	0.32958	0.26315	0.00135	1.98945
劳均工资(元)	17611.37	6606.099	1895.148	134432.1
FDI存量(万元)	1501150	4216895	161.2272	52019716
厂商数(家)	502.761	1245.033	8.00000	18474.00
土地价格(万元/公顷)	326.913	282.747	0.920237	4382.463
财政收入比重(%)	6.33225	3.13135	0.464781	39.95523
人均道路面积(平方米/人)	8.13779	5.584187	0.78000	64.00000
中学及以上在校人数比重(%)	21.38746	11.06082	3.061811	88.42524
万人电话数(台/万人)	18340.1	14739.47	3737.745	260726.2
专业化劳动力可得性($\delta=1$)	2.280012	3.613653	0.0000109	77.30481
中间投入可得性($\delta=1$)	0.048195	0.041116	0.0017866	0.396793
空间技术外溢Ⅰ($\delta=1$)	731.4728	2429.826	0.2079904	36449.09
空间技术外溢Ⅱ($\delta=1$)	0.0057639	0.0036036	0.0000786	0.039308
国内市场潜力($\delta=1$)	731881.5	337990.2	189270.3	6247246
国际市场潜力($\delta=1$)	117300.8	497701.5	0.1195364	5182437
专业化劳动力可得性($\delta=2$)	0.2351961	0.7510085	0.00000119	27.28197
中间投入可得性($\delta=2$)	0.0041811	0.0021023	0.0004111	0.0198886
空间技术外溢Ⅰ($\delta=2$)	41.07737	94.60403	0.0443437	1397.176
空间技术外溢Ⅱ($\delta=2$)	0.0008132	0.0008568	0.0000149	0.0078361
国内市场潜力($\delta=2$)	14918.41	13696.44	1392.958	398470.5
国际市场潜力($\delta=2$)	103396.59	366273.37	0.04180367	4175988.53

100公里、100~300公里、300~500公里、500~1000公里、1000~2000公里、2000~3000公里以及3000公里以上各范围内的空间外部性变量，以检验和确定各空间变量的作用范围。表1报告了我国地级及以上城市要素供给范围在100公里以内、商品市场遍布全国的各空间变量及其他变量的样本统计值。

五、计量检验与结果分析

（一）计量策略

进行计量检验之前首先要选择适宜的面板数据模型。由于本文基本模型的解释变量中含有被解释变量的滞后项，即使假定随机扰动项不存在序列相关，被解释变量滞后项与非观测固定效应也可能存在相关性。另外，根据区域和城市经济学原理，不仅地区存在的专业化劳动力、中间投入的规模经济、技术外溢和市场需求规模有利于制造业集聚，而且制造业在同一地区的集中分布对该地区与其他地区的空间联系也具有加强作用。因而空间供给和需求的外部性与制造业集聚之间可能存在联立内生性。出于数据可得性，我们在设置计量模型时也遗漏了诸如自然条件、资源禀赋等变量，而这些变量可能致使相关解释变量与随机扰动项之间存在相关性。无论使用固定效应、随机效应模型还是FGLS模型，可能都会导致估计系数有偏和不一致。为了得到无偏、一致的估计量，可采用工具变量法或广义矩（GMM）估计。但由于工具变量法在很大程度上依赖于工具变量的选取，而对于不同变量和模型，很难找到合适的工具变量，这势必影响到模型的稳健性。因此，本文采用面板GMM进行估计。面板GMM估计方法更适合于“大N小T”特征的微观数据，其估计偏误在T（时间）固定情况下，随着N（截面）的增加而减小，本文采用2003~2009年284个地级及以上城市的面板数据，样本结构符合以上特征。另外，面板广义矩估计法有差分广义矩估计（DIF GMM）和系统广义矩估计（SYS GMM）之分，由于差分GMM估计量的有限样本特性较差，尤其是当滞后项和随后的一阶差分项存在非常弱的相关性时，工具变量较弱（Roodman，2006），此时采用系统广义矩估计更有效、偏差也更小。以下估计结果均基于系统GMM。

（二）空间外部性作用范围的检验

确定空间外部性作用范围有助于把握城市间不同经济联系随距离变化的空间特征。由于各城市国际市场潜力不受国内距离影响，因而需要检验除国际市场潜力外其他空间变量的作用范围。为与现有文献有可比性，我们使用0~50公里、50~100公里、100~300公里、300~500公里、500~1000公里、1000~2000公里、2000~3000公里以及3000公里以上各范围内的数据根据（16）~（20）式构建空间变量并对方程（14）进行估计。本文采用面板系统GMM模型估计了分别包含距离衰减参数为1或2的空间变量（包括空间供给外部性和市场潜力）的计量方程。估计结果中，衰减参数为2的空间变量参数估计的显著性及模型拟合程度均不及衰减参数为1时的情况，表2中报告了衰减参数为1时不同距离范围内各空间变量的估计结果[8]。

表2的各个模型中，系数联合显著性的Wald检验均在1%水平上拒绝了解释变量系数为0的原假设。Sargan和Hansen统计量对应的p值均大于10%，不能拒绝工具变量有效的原假设。Arellano-Bond AR（1）统计量显示各计量方程残差的一阶差分项存在一阶负相关，但AR（2）统计量的伴随概率均在10%以上，因此不能拒绝原模型中残差无自相关的假设。可见，工具变量的选择是合适的，模型估计结果是可取的。

就各控制变量而言，各方程中上一期的制造业

集聚($\ln g_{t-1}$)水平对当期具有显著的正向影响,表明制造业集聚存在时间上的惯性效应或历史依赖性。外商直接投资($\ln FDI$)的参数估计也显著为正,与预期相符,外资分布越是密集的城市,制造业厂商越能够便捷地获得所需资本补给和先进技术,集聚程度也越高。人力资本($\ln EDU$)的参数估计在大多数情况下与预期相符,一地区人力资本水平越高,其吸收、消化先进技术的能力就越强,劳动生产率就越高,进而吸引制造业向该地区集聚。另外,人均路面($\ln TRA$)的参数估计为负且多数情况下不显著,说明尽管交通成本高的行业可能需要靠近市场、原材料产地及交通干线等而布局较为分散,但这种作用正失去效力。多数方程中万人电话数($\ln TEL$)的回归系数显著为正,表明通讯业的发展使制造业的布局更为集中,这与Gaspar和Glaeser(1998)的结论一致,他们认为通讯条件改善从两个方面促进了集聚:一是通讯业发展使生产和设计更为专业化,增加了人们面对面沟通的需求,来协调各种专业化工作之间的关系;二是电话通讯增加了人们传递信息的复杂性,需要更多的面对面接触来交流彼此的想法。财政收入占GDP比重($\ln GOV$)对制造业集聚的作用实际上可能取决于两方面的作用力:一是地方政府出于保护税收基础和地方利益的动机,保护当地企业免受跨地区竞争威胁,人为设置区间联系的壁垒,阻碍制造业空间集聚;二是地方政府进行财政竞争会提供税收、土地等方面的优惠,有利于地方基础设施,尤其是交通设施的建设和完善,促进区间相互作用和制造业空间集聚。表2中该指标的参数估计在所有方程中显著为负,意味着地方政府进行财税竞争对制造业集聚的负面影响超过正向作用,我国各地区之间存在明显的地方保护主义。多数方程中厂商数(即商品种类)对制造业集聚的参数估计显著为正,符合新经济地理产品多样性偏好导致地区市场规模扩大,进而促使企业为获得递增收益在同一地域集聚的预期。劳动力工资($\ln w$)和土地价格($\ln r$)在所有方程中的参数估计与预期一致,意味着劳动力和土地作为厂商生产的投

表2 不同距离的空间外部性变量对制造业集聚影响的估计结果

	0~50km	50~100km	100~300km	300~500km	500~1000km	1000~2000km	2000~3000km	>3000km
$\ln g_{t-1}$	0.950***	0.859***	0.918***	0.882***	0.903***	0.958***	0.881***	0.861***
	(18.98)	(10.54)	(11.17)	(12.15)	(13.14)	(19.04)	(13.56)	(14.18)
lnFDI	0.021**	0.031***	0.021**	0.025*	0.017	0.017*	0.012*	0.013*
	(1.98)	(2.61)	(2.22)	(1.77)	(1.43)	(1.88)	(1.74)	(1.76)
lnEDU	0.042*	0.021	0.026**	0.030*	0.003**	0.009**	0.018	0.022**
	(1.91)	(1.41)	(2.15)	(1.82)	(2.06)	(2.00)	(1.38)	(2.45)
lnTRA	-0.022	-0.020	-0.021*	-0.031	-0.028	-0.034	-0.022	-0.006
	(-0.99)	(-0.74)	(-1.88)	(-1.12)	(-1.20)	(-1.38)	(-0.86)	(-1.23)
lnTEL	0.016*	0.017	0.013*	0.009**	0.026	0.002**	0.032*	0.010**
	(1.68)	(1.50)	(1.73)	(2.02)	(0.72)	(2.07)	(1.85)	(2.15)
lnGOV	-0.006**	-0.007**	-0.014*	-0.0179**	-0.011*	-0.023**	-0.046*	-0.033*
	(-1.98)	(2.21)	(-1.75)	(-2.17)	(-1.68)	(-2.28)	(-1.68)	(-1.75)
lnLS	0.033*	0.036**	0.029	0.0412*	0.022	0.025	0.042	0.035
	(1.83)	(2.13)	(1.58)	(1.67)	(0.48)	(1.29)	(1.54)	(1.41)
lnPS	0.033**	0.043***	0.036*	0.057	0.038	0.075	0.018	-0.037
	(2.10)	(2.62)	(1.79)	(1.58)	(1.42)	(1.09)	(1.23)	(-0.57)
$\ln TS^1$	0.014*	0.021**	0.019	0.024	-0.007	0.020	0.009	0.016
	(1.88)	(2.04)	(1.61)	(1.49)	(-0.59)	(1.42)	(1.08)	(1.54)
$\ln TS^2$	0.004*	0.016	0.009	0.038	0.102	0.017	0.010	0.026
	(1.70)	(1.64)	(1.12)	(0.89)	(1.49)	(1.02)	(0.62)	(1.01)
lnDMP	0.159**	0.155***	0.147***	0.1381**	0.130**	0.127**	0.099**	0.071*
	(2.27)	(2.81)	(2.67)	(2.42)	(2.23)	(2.51)	(2.17)	(1.95)
lnFMP	0.073*	0.085**	0.065**	0.060**	0.005**	0.069*	0.006	0.008*
	(1.91)	(2.07)	(2.00)	(2.16)	(1.97)	(1.91)	(0.71)	(1.94)
lnw	-0.121***	-0.145***	-0.133***	-0.140***	-0.103*	-0.132***	-0.168***	-0.166***
	(-3.23)	(-3.53)	(-2.91)	(-2.76)	(-1.85)	(-2.69)	(-4.45)	(-3.64)
lnr	-0.039***	-0.041**	-0.033**	-0.040**	-0.034**	-0.036**	-0.044***	-0.034**
	(-2.79)	(-2.36)	(-2.04)	(-2.21)	(-2.03)	(-2.31)	(-3.11)	(-2.48)
lnDIV	0.025	0.080**	0.040	0.029*	0.048**	0.014*	0.029**	0.032**
	(1.25)	(2.32)	(1.53)	(1.75)	(2.00)	(1.73)	(2.20)	(2.23)
Cons	0.643*	0.167	0.652	0.547	-0.180	-0.720	-0.306	0.311
	(1.92)	(0.39)	(1.55)	(0.99)	(-0.27)	(-1.46)	(-0.47)	(0.50)
Wald检验	3370.41	2235.86	3443.81	2891.31	6163.52	5836.69	3771.83	3151.85
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Sargan检验	20.06	36.23	23.82	21.68	16.94	20.66	60.90	56.09
	[0.454]	[0.140]	[0.251]	[0.312]	[0.543]	[0.418]	[0.216]	[0.223]
Hansen检验	15.13	25.01	19.70	18.36	15.95	15.58	46.26	39.22
	[0.769]	[0.201]	[0.477]	[0.455]	[0.653]	[0.742]	[0.465]	[0.510]
Arellano-Bond AR(1) test	-3.45	-3.55	-3.54	-3.46	-3.44	-3.66	-3.52	-3.49
	[0.001]	[0.000]	[0.007]	[0.001]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Arellano-Bond AR(2) test	1.12	1.11	1.09	1.06	1.14	1.05	1.08	1.19
	[0.264]	[0.269]	[0.275]	[0.250]	[0.256]	[0.292]	[0.281]	[0.235]
样本数	1988	1988	1988	1988	1988	1988	1988	1988

注:本文所有估计使用软件stata11.0和"xtabond2"程序完成;所有回归模型均为twostep;内生变量为:$\ln g_{t-1}$、lnLS、lnPS、$\ln TS^1$、$\ln TS^2$、lnDMP、lnFMP;圆括号中为z统计值,方括号中为统计量的伴随概率;***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%水平上显著。

入要素，价格提高将不利于制造业集聚，从而构成了制造业空间布局的离心力。

从不同距离范围内各空间变量的估计结果来看，国内市场潜力（ln*DMP*）的回归系数在各范围内均显著为正，且总体来看，其参数估计值和显著性均随城市间空间距离的增大而减小。这一结果仅与潘文卿（2012）的部分结论一致：二者均认为国内市场潜力的参数估计值随距离增加而减小，但潘文卿的研究认为当距离超过3000公里时，市场潜力的参数估计就不再显著，而本文的研究结论认为即使在超过3000公里的范围内，各城市仍然能够在10%显著水平下对制造业空间集聚起到促进作用。之所以出现这一结果，可能与以下因素有关：首先，潘文卿采用了省域单位数据，而本文采用地级及以上城市数据作为研究样本。城市是经济活动活跃地区，即使分属不同省份的、相隔甚远的两城市之间也存在经济活动的互动和需求关联，但对于具有更大地域范围和经济规模的相应省域来说，其经济活动则未必存在明显的联系；其次，交通和通讯技术的快速发展使实际距离对城市间最终商品流通的阻碍作用大大减弱；其三，近年来市场经济体制改革的不断深化弱化了地方财税竞争对最终商品流通的负面影响，使最终商品市场区间分割的状况得到进一步改善、最终商品市场一体化水平不断提高，从而扩大了市场范围和市场规模（进一步的检验见第四小节）。与国内市场潜力相比，供给的空间外部性变量则具有更为明显的空间衰减特征。具体来说，50公里范围内专业化劳动力可得性（ln*LS*）、中间投入可得性（ln*PS*）、技术外溢（lnTS^1，lnTS^2）参数估计均为正且至少在10%显著水平通过检验[9]；当城市间距离在50~100公里范围内时，除空间专业技能人才密度的参数估计不显著外，其他空间供给变量的显著性均得到加强；而当城市间距离超过100公里时，除中间投入可得性和专业化劳动力可得性分别在100~300公里和300~500公里范围内勉强通过10%水平的显著性检验外，各供给的空间外部性变量的参数估计均不显著。可见，供给的空间外部性的作用范围主要在100公里以内，而市场潜力（需求的空间外部性）的作用范围遍及全国。这说明在城市之间的各种联系和相互作用中，市场需求的作用范围要明显大于要素供给。这一结果与集聚经济外部性具有空间局限性和产品市场遍布全国的经济学常识相符，也与此前研究（柯善咨，2009；Ke，2010；Ke and Feser，2010）基本一致。此外，由于国际市场潜力对制造业空间布局的作用仅与各城市到最近海滨城市的距离有关，不论空间范围如何变化，城市受到的国际市场的影响不变，因而各方程中国际市场潜力的作用较为稳定，且大多情况下具有显著为正的参数估计。图2表示代表性城市受到的来自不同距离上空间外部性的作用。其中位于中心、带有字母C的实心圆圈表示受到空间外部性作用的代表性城市；标有数字1的城市位于城市C周围100公里范围内，标有数字2的城市位于100公里以外的全国范围。代表性城市外围带有箭头的实线圆圈表示代表性城市受到来自自身的集聚效应的影响；指向城市C的实线箭头表示100公里范围内来自城市1的供给和需求的空间外部性的作用；从城市2指向城市C的虚线箭头仅代表该范围内的市场需求的作用；最外围的虚线圆圈代表国际市场，从虚线圆圈指向城市C的箭头表示国际市场的影响。该图比较直观地反映了城市之间相互作用的方式以及制造业空间集聚的主要来源。

（三）有效空间范围内空间外部性对制造业集聚的作用

以上分析显示100公里内供给的空间外部性和全国范围的市场潜力对制造业集聚具有显著影响，因而本文估算了各城市100公里范围内空间供给变量和全国范围的市场潜力变量，并将其引入式（14）来检验有效距离范围内各空间变量对制造业空间分布的影响。表3报告了距离衰减参数为1、供给外部性作用范围为100公里和需求外部性遍及全国时的系统GMM估计结

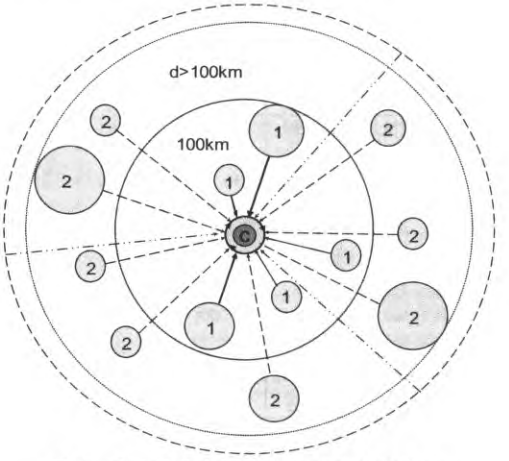

图2 不同距离空间外部性对城市的作用

表3 空间外部性与制造业集聚的系统GMM面板估计结果

	(3.1)		(3.2)		(3.3)		(3.4)		(3.5)	
变量	系数	z值	系数	z值	系数	z值	系数	z值	系数	z值
lng_{t-1}	0.848***	10.38	0.958***	19.04	0.948***	15.79	0.848***	10.36	0.874***	14.70
lnFDI	0.029**	2.28	0.017*	1.88	0.016*	1.75	0.008	0.48	0.009*	1.79
lnEDU	0.011	1.23	0.009**	2.00	0.011**	2.27	0.014**	2.29	0.013**	1.96
lnTRA	−0.019	−0.73	−0.034	−1.38	−0.025*	−1.76	−0.017	−1.65	−0.027	−1.15
lnTEL	0.027	0.96	0.002**	2.07	0.007	0.18	0.025*	1.89	0.036**	2.29
lnGOV	−0.017*	−1.84	−0.023**	−2.28	−0.031*	−1.83	−0.020*	−1.73	−0.039**	−2.48
lnLS	0.053*	1.79			0.043*	1.81	0.021*	1.73	0.072**	2.21
lnPS	0.027**	2.03			0.082***	2.58	0.045**	2.53	0.052**	2.33
$lnTS^1$	0.010**	2.10			0.006*	1.73	0.011**	2.16	0.012*	1.86
$lnTS^2$	0.009	0.74			0.012	1.31	−0.005	−0.81	−0.021	−1.08
lnDMP			0.138**	2.27	0.096**	2.09			0.131**	2.49
lnFMP			0.073*	1.91			0.008	1.20	0.066*	1.73
lnw	−0.133***	−3.53	−0.132***	−2.69	−0.118**	−2.22	−0.136***	−3.62	−0.169***	−5.36
lnr	−0.044***	−3.02	−0.036**	−2.31	−0.040**	−2.48	−0.045***	−3.06	−0.046***	−3.40
lnDIV	0.044*	1.93	0.014*	1.73	0.030**	2.34	0.039*	1.68	0.026*	1.90
Cons	0.494	1.32	−0.720	−1.46	−0.236	−0.43	0.653	1.58	−0.613	−1.06
统计检验	统计量	伴随概率	统计量	伴随概率	统计量	伴随概率	统计量	伴随概率	统计量	伴随概率
Wald检验	2301.63	0.000	5836.69	0.000	5393.75	0.000	2387.31	0.000	3208.53	0.000
Sargan检验	57.99	0.277	20.66	0.418	24.71	0.213	38.07	0.176	51.80	0.276
Hansen检验	41.02	0.600	15.58	0.742	16.32	0.696	21.09	0.597	35.87	0.831
Arellano-Bond AR(1) test	−3.49	0.000	−3.66	0.000	−3.60	0.000	−3.48	0.000	−3.58	0.000
Arellano-Bond AR(2) test	1.09	0.275	1.05	0.292	1.04	0.297	1.08	0.278	1.01	0.312
内生变量	lng_{t-1}, lnLS lnPS, lnTS		lng_{t-1}, lnDMP, lnFMP		lng_{t-1}, lnLS, lnPS, lnTS, lnDMP		lng_{t-1}, lnLS, lnPS, lnTS, lnFMP		lng_{t-1}, lnLS, lnPS, lnTS, lnDMP, lnFMP	
样本数	1988		1988		1988		1988		1988	

注：***表示在1%水平上显著，**表示在5%水平上显著，*表示在10%水平上显著。

果。

进行回归时，首先考虑在控制了其他变量情况下制造业集聚与劳动力成本、土地价格及产品多样化之间的关系，然后进一步引入专业化劳动力可得性、中间投入可得性、技术溢出、市场潜力等供给和需求的空间变量，并考察不同因素组合对于制造业集聚的作用。表3显示，各检验统计量均通过相应的检验，模型设置和工具选择是合理的。各控制变量的参数估计也基本与表2一致。

供给与需求的空间外部性或空间关联效应是本文关注的重点。首先来看供给方面各空间变量的影响。各方程中空间专业化劳动力、中间投入和科研费用支出对制造业集聚具有显著的促进作用，意味着我国城市产业之间存在明显的要素供给—需求的空间关联性，马歇尔的集聚经济机制在更大的空间范围内得到印证。空间中的专业技术人才密度（区际人际沟通的技术溢出 $lnTS^2$）的参数估计却未通过显著性检验，说明专业人才密度的空间分布未能对制造业空间布局产生明显影响，其原因可能在于一方面各城市专业技术人才密度（即专业技术人才在总就业中的比重）依然偏低[10]，较低的密度降低了不同城市专业技术人员接触和交流的可能性；另一方面，受地方保护主义和特殊区位影响，城市之间专业技能人才的流动和转移受阻，使得以人才流动、转移和实际接触为主要渠道的技术溢出未能对制造业厂商的区位产生显著影响。其次来看需求方面国内、国际市场潜力的影响。国内市场潜力在各方程中均对制造业集聚具有显著为正的影响。这意味着我国各级城市之间互为市场，市场规模的扩大使制造业厂商获得递增收益，从而向具有高市场潜力的地区集聚。除(3.4)式以外，(3.2)和(3.5)式中国际市场潜力均具有显著为正的参数估计，说明多数情况下国际市场需求仍是影响我国制造业区位选择的重要因素，因而对外开放程度高的城市，其制造业集聚程度往往也较高。

供给与需求的空间外部性变量的正参数共同说明我国各级城市制造业空间集聚与要素供给和市场需求的可得性之间存在明显的关联效应。每个城市产业集聚水平不仅与本身的要素和市场有关，而且在很大程度上受到邻近城市专业化劳动力、中间投入与服务、技术和市场需求的影响。这一结果使得制造业厂商不仅能根据产品市场需求的变化便捷地获得所需的专业化劳动力和价格低廉、品种繁多的中间产品，增强与其他厂商之间交流思想及传播技术和知识的方便性，而且扩大了产品需求市场，获得递增收益。这些优势随后又产生

新的发展，吸引新的厂商，而新厂商的出现又进一步增强了集聚优势。通过这一协同和累积过程，制造业在空间上形成连续成片的分布特征。根据式(3.5)，制造业空间区位对于各类空间外部性的综合弹性为0.333，对于劳动力和土地成本的综合弹性为0.215，从而由空间关联性引起的净集聚效应为0.118，可见城市间密切的经济联系对于制造业的空间集聚至关重要，制造业在各城市仍具有明显的集聚趋势。这一结果印证了我国各地区采取城市群、都市圈发展战略的科学性和有效性，也说明我国各级城市在充分利用其优势条件调整生产结构、促进区域经济一体化和协调发展方面已取得显著成效。式(3.1)~(3.5)的参数估计同时表明空间供给和需求外部性在解释制造业集聚中具有互补性，同一制造业厂商的区位选择可能同时受到各种空间外部性的一种或几种力量的共同作用。正如McCann(1998)所言，厂商区位不仅决定于其所处的市场环境而且决定于其供给者的区位。空间广泛存在的专业化劳动力、中间投入、技术溢出和市场需求成为影响制造业空间集聚的主要机制，这在两方面完善了传统集聚经济理论：(1)外部性不再局限于狭小的地域范围，而是扩展到更大空间；(2)空间要素供给和市场需求共同构成集聚经济的来源。这就使得各地区在培育增长极和制定区域发展战略时要综合考虑各方面因素，根据自身发展优势取长补短、趋利避害或化害为利，做到科学规划、有的放矢，确保政策的科学性和有效性。

(四)考虑交叉影响的全国样本GMM估计结果

更密切的经济联系意味着更深程度的区域一体化水平，进而使得区域内各城市通过与其他城市的协同作用充分发挥集聚效应。然而以上分析显示，地方保护主义阻碍了制造业的空间集聚。这一效应很可能是地方保护主义通过作用于城市之间各类空间外部性来实现的。为此，本文在模型中进一步加入财政收入占GDP比重(ln*GOV*)与各空间变量的交叉项以探讨地方保护主义对空间关联效应进而制造业区位的影响机制。此外，国内外市场潜力对制造业空间分布的作用也可能具有依赖性，我们在模型中引入国内市场潜力与国外市场潜力的交叉项，来考察国内、国外市场在制造业集聚中是否具有交叉影响。估计方程变为：

$$\begin{aligned}\ln g_{it} &= \theta_0 + \varphi \ln g_{it-1} + \lambda_1 \ln FDI_{it} \\ &+ \lambda_2 \ln EDU_{it} + \lambda_3 \ln TRA_{it} \\ &+ \lambda_4 \ln TEL_{it} + \lambda_5 \ln GOV_{it} + \theta_1 \ln LS_{it} \\ &+ \theta_2 \ln PS_{it} + \theta_3 \ln TS_{it} + \theta'_4 \ln DMP_{it} \\ &+ \theta''_4 \ln FMP_{it} - \theta_5 \ln w_{it} - \theta_6 \ln r_{it} \\ &- \theta_7 \ln G_{it} + \Psi \ln GOV_{it} \times Z^v \\ &+ \psi \ln DMP_{it} \times \ln FMP_{it} + \xi_{it}\end{aligned} \tag{22}$$

其中，Ψ为交叉项的系数向量，Z^v代表供给与需求的空间变量向量，ψ为国内市场潜力与国际市场潜力交叉系数。表4报告了(22)式的系统GMM估计结果。

根据表4各检验统计量，我们有理由接受残差无自相关、工具联合有效的原假设，工具选择是合理的。各控制变量中，滞后一期制造业集聚水平、外商直接投资、人力资本、人均交通和万人电话数的回归系数的符号和显著性与表2、表3中相似，劳动力工资、城市土地价格和产品多样化的参数估计的显著性有所降低，但仍对制造业集聚具有显著影响。控制变量中显著性变化最大的是财政收入占GDP比重的参数估计，方程引入该变量与各空间外部性变量的交叉项后，其显著性普遍降低，甚至在式(4.3)、(4.5)、(4.8)和(4.9)中未通过显著性检验，进一步说明地方政府出于对财权基础和私人利益的考虑而采取的地方保护主义通过影响城市之间的相互作用或经济联系来作用于制造业的空间区位。

从总体的估计结果来看，供给与需求的空间外部性变量与制造业集聚之间并非简单的正相关关系。当加入财政收入比重与各空间变量的交叉项后，各空间变量的参数估计仍显著为正，但交叉项的参数估计却分为3种情况：显著为负、不显著和显著为正。首先来看第一种情况，财政收入比重与空间专业化劳动力、中间投入和专业人才密度的交叉项的系数均显著为负，不仅表明地方保护主义对区间劳动力市场、中间投入或中间服务市场的一体化进程具有明显的阻碍作用，而且说明地方保护主义尤其不利于城市之间以人才流动、转移和实际接触为主要途径的技术外溢。这就使得各地区获得生产要素的成本增加，不利于城市之间互通技术和要素，不利于制造业集聚优势的发挥和区域良性互动发展。其次来看第二种情况。地方财政收入比重

表4 引入交叉影响的系统GMM面板估计结果

	(4.1)	(4.2)	(4.3)	(4.4)	(4.5)	(4.6)	(4.7)	(4.8)	(4.9)
lng_{t-1}	0.829***	0.884***	0.991***	0.945***	0.953***	0.879***	0.957***	0.926***	0.891***
	(11.68)	(13.97)	(19.56)	(17.81)	(18.15)	(8.76)	(19.27)	(14.89)	(11.85)
lnFDI	0.027**	0.018*	0.019*	0.021*	0.018*	0.046**	0.012	0.007*	0.008**
	(2.06)	(1.89)	(1.71)	(1.73)	(1.85)	(2.34)	(1.08)	(1.80)	(2.50)
lnEDU	0.024*	0.012	0.031*	0.001	0.021	0.034*	0.009**	0.006*	0.002**
	(1.69)	(1.30)	(1.76)	(1.02)	(1.49)	(1.82)	(2.23)	(1.74)	(2.04)
lnTRA	−0.024	−0.028	−0.035	−0.038*	−0.046**	−0.005	−0.034	−0.033	−0.003
	(−0.96)	(−1.21)	(−1.37)	(−1.66)	(−1.99)	(−0.75)	(−1.41)	(−1.16)	(−0.13)
lnTEL	0.013	0.021*	0.021	0.025*	−0.021	0.037*	0.011**	0.019*	0.067**
	(1.37)	(1.84)	(0.53)	(1.73)	(−0.63)	(1.89)	(2.02)	(1.92)	(2.05)
lnGOV	−0.051*	−0.060*	−0.050	−0.011*	−0.038	−0.044**	−0.024**	−0.037	−0.022
	(−1.82)	(−1.87)	(−1.46)	(−1.75)	(−1.06)	(−2.47)	(−1.99)	(−0.48)	(−1.56)
lnLS	0.114***							0.107**	0.085**
	(3.16)							(1.99)	(2.31)
lnPS		0.134***						0.073**	0.085**
		(2.94)						(2.10)	(1.97)
$lnTS^1$			0.039**					0.018*	0.027*
			(2.10)					(1.71)	(1.68)
$lnTS^2$				0.022**				0.017*	0.018**
				(2.00)				(1.86)	(1.97)
lnDMP					0.142**		0.143**	0.125**	0.166**
					(2.57)		(2.39)	(2.21)	(2.12)
lnFMP						0.078*	0.114**	0.098*	0.088*
						(1.87)	(2.40)	(1.82)	(1.82)
lnw	−0.068*	−0.075	−0.095	−0.099*	−0.106*	−0.046*	−0.137***	−0.147***	−0.163***
	(−1.68)	(−1.22)	(−1.42)	(−1.74)	(−1.81)	(−1.69)	(−2.86)	(−3.73)	(−2.99)
lnr	−0.026*	−0.031*	−0.039**	−0.032*	−0.033*	−0.026	−0.036**	−0.039**	−0.031**
	(−1.75)	(−1.90)	(−2.06)	(−1.89)	(−1.91)	(−1.48)	(−2.32)	(−2.39)	(−2.04)
lnDIV	0.042*	0.025*	0.014	0.017*	0.018*	0.041*	0.013*	0.006	0.039*
	(1.94)	(1.72)	(0.69)	(1.81)	(1.88)	(1.83)	(1.69)	(0.30)	(1.94)
lnGOV×lnLS	−0.055***							−0.051**	−0.043**
	(−3.03)							(−1.97)	(−2.07)
lnGOV×lnPS		−0.070**						−0.024*	−0.037*
		(−1.97)						(−1.84)	(−1.93)
$lnGOV\times lnTS^1$			−0.008					−0.004	−0.011
			(−0.50)					(−0.32)	(−0.62)
$lnGOV\times lnTS^2$				−0.013**				−0.010**	−0.010*
				(−1.99)				(−2.10)	(−1.87)
lnGOV×lnDMP					−0.061			0.026	0.007
					(−1.02)			(0.34)	(1.43)
lnGOV×lnFMP						0.024**		0.003	0.012**
						(2.13)		(1.65)	(1.98)
lnDMP×lnFMP							0.009*		0.015*
							(1.88)		(1.77)
Cons	−0.092	0.741*	0.815	0.963*	−0.750	0.212	−0.677	0.220	−0.630
	(−0.24)	(1.70)	(1.36)	(1.89)	(−0.59)	(0.38)	(−1.28)	(0.25)	(−1.61)
Wald检验	2115.63	6737.97	5252.53	5767.77	7156.84	6672.79	5994.32	3701.65	3088.37
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Sargan检验	36.95	10.03	23.94	9.72	10.41	9.62	20.39	39.10	20.72
	[0.251]	[0.263]	[0.245]	[0.286]	[0.237]	[0.292]	[0.434]	[0.181]	[0.414]
Hansen检验	23.27	6.75	18.53	7.76	7.34	7.03	15.65	24.02	15.50
	[0.870]	[0.564]	[0.552]	[0.458]	[0.500]	[0.534]	[0.738]	[0.844]	[0.747]
Arellano-Bond AR(1) test	−3.39	−3.53	−3.51	−3.55	−3.57	−3.53	−3.66	−3.55	−3.66
	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Arellano-Bond AR(2) test	1.29	1.11	1.17	1.11	1.07	1.14	1.05	1.07	1.05
	[0.198]	[0.266]	[0.242]	[0.267]	[0.283]	[0.253]	[0.295]	[0.284]	[0.294]
样本数	1988	1988	1988	1988	1988	1988	1988	1988	1988

注:本文所有估计"xtabond2"程序完成;所有回归模型均为twostep;内生变量为:lng_{t-1}、各空间变量及其与lnGOV交叉项;圆括号中为z统计值,方括号中为统计量的伴随概率;***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%水平上显著。

与空间研发支出($\ln TS^1$)交叉项的参数估计未通过显著性检验,表明地方保护主义未对区间在技术创新方面的"示范—模仿"机制和与科研活动相关的合作行为产生明显影响。尽管地方政府为保护当地经济采取了诸多限制外来产品和要素的措施,但其仍通过学习、模仿其他地区经济发展的先进模式或有关战略性产业发展的项目合作来与其他地区发生联系,以使其在区域经济"增长竞赛"中能够保持优势地位。城市之间在技术创新方面的"示范—模仿"行为和科研项目合作是技术在空间传播的主要方式。地方财政收入比重与国内市场潜力的交叉项的参数估计同样不显著,意味着目前财税体制下的地方保护主义在最近几年未对各城市最终商品市场的可得性产生明显的阻碍作用。地方政府限制外地产品流入以保护本地生产同类产品企业的分割最终商品市场的措施正在失去效力,从而验证了本文之前的推断。可见,地方保护主义对国内市场的影响主要体现为对劳动力、中间投入和服务等要素市场的分割作用,而对最终商品市场的影响不显著;对国内技术溢出的作用主要体现为对区际人际沟通的技术溢出的阻碍作用,而对区际研发的技术溢出未产生明显影响。本文关于地方保护主义影响最终商品市场的结果与柯善咨、郭素梅(2010)的结论相符,而与陈敏等(2007)的结论相悖,但多数研究仍缺乏地方保护主义对要素市场影响的深入分析。最后,除式(4.8)外,国外市场潜力与财政收入比重交叉项的系数显著为正,意味着随着地方保护主义程度的提高,对外开放对制造业集聚的促进效应也在相应加强。可见与对内开放相比,地方政府更倾向于鼓励企业参与对外开放,从而促使制造业向对外开放水平较高、国际市场潜力大的城市集聚。若m_1、m_2分别为空间变量及其与$\ln GOV$交叉项的系数,X为任一空间外部性变量,则基于表4的空间外部性对制造业集聚的作用可以表示为$\partial \ln g/\partial \ln X=m_1+m_2\ln GOV$,7年间各城市$\ln GOV$的均值为1.7274,代入上式便可得到考虑地方保护主义情况下各空间变

表5 考虑地方保护主义情况下供给与需求的空间外部性对制造业集聚的影响

变量	方程	各空间变量对制造业集聚的边际影响	影响效果
lnLS	(4.1)	0.114–0.055lnGOV	0.019
	(4.8)	0.107–0.051lnGOV	0.018
	(4.9)	0.085–0.043lnGOV	0.011
lnPS	(4.2)	0.134–0.070lnGOV	0.013
	(4.8)	0.073–0.024lnGOV	0.032
	(4.9)	0.085–0.037lnGOV	0.022
$lnTS^1$	(4.3)	0.039	0.039
	(4.8)	0.018	0.018
	(4.9)	0.027	0.027
$lnTS^2$	(4.4)	0.022–0.013lnGOV	0.000
	(4.8)	0.017–0.010lnGOV	0.000
	(4.9)	0.018–0.010lnGOV	0.000
lnDMP	(4.5)	0.142	0.142
	(4.8)	0.125	0.125
	(4.9)	0.166	0.166
lnFMP	(4.6)	0.078+0.024lnGOV	0.120
	(4.8)	0.098	0.098
	(4.9)	0.088+0.012lnGOV	0.108

量对制造业集聚的影响效果，具体结果见表5。

考虑到地方保护主义的影响，除国外市场潜力（ln*FMP*）对制造业集聚的作用在（3.8）式中未受到财政收入比重（ln*GOV*）的影响外，总体来看，各空间变量在各方程中对制造业空间布局的作用比较稳定，均显著促进了制造业的空间集聚。值得注意的是空间专业人才密度（lnTS^2）的净效应趋于零，意味着城市之间通过各类人才的沟通和接触而产生的技术溢出效应被地方保护主义的负面影响所抵消，地方政府出于自身利益最大化和保护当地经济持续增长的考虑，往往有保护当地专业技能人才、防止人才流失的动机，这势必导致区际高技能人才流动受阻，降低各类人才之间沟通、接触的机会[11]。结合式（4.8）、（4.9）和表5的计算结果还可以发现，以供给和需求空间外部性为主要内容的向心力的作用要明显大于离心力（劳动力和土地成本），制造业在我国各地区将呈现更为明显的集聚趋势。表5的测算结果还表明，在决定制造业空间集聚的各种力量中市场需求（国际与国内）的作用要明显大于要素供给，而在市场力量中国内市场的作用要明显大于国际市场。

此外，我们还分析了内外市场对制造业空间分布的联合作用。（4.7）、（4.9）式的估计结果显示，不仅国际、国内市场潜力的参数估计显著为正，而且其交叉项的回归系数也在10%水平通过了显著性检验且促进了制造业的空间集聚，可见国际、国内市场对制造业集聚的作用效果均会由于对内、对外开放的进一步扩大而得到加强。本文的这一结论与此前研究（孙军，2009）不同，并未得出本国市场与国外市场存在内在替代机制的结论。孙军（2009）认为当本国外部地区对本地生产的产品采取歧视性政策，并造成显而易见的市场分割时，国外市场就很可能替代本国市场；而当国外市场逐渐受到抑制，而本国外地市场歧视性政策逐渐消失时，本国外地市场又会逐渐替代国外市场。由此可见，是否存在明显的歧视性政策或市场分割是国内外市场能否相互替代的前提条件。而本文检验结果显示地方保护主义未对本国外地最终商品市场产生明显分割作用，也未对国外市场产生抑制作用（反而是促进作用），因而国内、国外市场相互替代的前提条件也就不再存在。国内外市场对制造业空间布局的协同效应意味着对外、对内开放在促进经济集聚、进而经济增长的过程中存在互补性，正如柯善咨、郭素梅（2010）所言，近年来一些地区不仅关注国际市场，而且利用国内市场以实现比较优势和规模经济。如果多数城市、特别是中西部地区城市能够在保持国际分工中的优势、继续开拓国际市场的同时，加强国内区间联系和扩大内需，那么便可获得更大的规模经济优势，进而促进制造业更大空间上的集聚，不仅带动当地经济持续增长，而且通过与其他城市的协同作用（或关联作用）使区域经济更为协调。

六、结论与启示

本文在马歇尔外部性和新经济地理的综合框架下建立理论模型、构建要素供给和市场需求的空间外部性指标，采用面板系统广义矩估计法探讨了2003~2009年我国284个地级及以上城市制造业的空间集聚机制。结果显示，除空间专业技术人才密度的参数估计不显著外，专业化劳动力、中间投入的可得性、技术外溢与市场需求对制造业空间集聚具有明显的促进作用，即使在扣除劳动力和土地成本（离心力）的影响后，空间外部性的作用依然比较显著；我国城市之间互为要素供应地和商品市场，空间供给和需求外部性在解释制造业集聚中具有互补性。在纳入政府财政收入比重与各空间变量的交叉项后，财政收入比重对制造业集聚的影响及其显著性产生明显变化，地方保护主义主要通过作用于各类空间外部性来影响制造业的空间分布。地方保护主义对

国内市场的影响主要体现为对劳动力、中间投入和服务等要素市场的分割作用,而对最终商品市场的影响不显著;对国内技术溢出的作用主要体现为不利于区际人际沟通的技术溢出,而对区际研发的技术溢出未产生明显影响;伴随地方保护主义程度的提高,国际市场潜力对制造业集聚的作用在加强。通过分析内外市场对制造业空间分布的联合作用,我们还发现国际、国内市场对制造业集聚的作用效果均会由于对内、对外开放的进一步扩大而得到加强,国内外市场对制造业空间布局的作用具有互补性。

本文的研究结果具有明显的政策含义。首先,由于空间供给和需求外部性在解释制造业集聚中具有互补性,因此各地区在培育新的集聚中心或增长极和制定区域发展战略时应综合考虑各方面因素,统筹规划、合理布局,要充分利用城市之间以及城市与其腹地之间在产业结构、市场需求偏好等方面的互补性因势利导,促进要素、技术、产品在城市之间、地区之间的自由流动和产业的有序转移。最终促使各地区各级城市根据自身及其空间优势趋利避害或化害为利、培育具有地域化特征的集聚中心和增长极,形成优势互补、互动合作的良性区域发展格局。其次,由于地方保护主义降低了空间专业化劳动力可得性、中间投入可得性对制造业集聚的影响,因而对商品市场影响不显著,因此应将应对地方保护主义的着力点由最终商品市场向劳动力、中间品等要素市场倾斜,取消要素市场仅为当地服务的限制性措施,促进各类专业劳动力、中间投入等要素在不同地区比较优势的作用下合理流动,为新的制造业集聚中心或增长极的形成准备充足、灵活的要素供给条件。其三,由于地方保护主义显著抑制了区际人际沟通的技术溢出效应,而对区际研发溢出未产生明显影响,因而各城市可以在加强相互学习和合作的同时,努力构建区际人才共享机制和平台、加大专业技术人才的培养和引进力度,同时制定相应政策以减弱或消除地方保护主义,使一定地域范围内的各类人才能够在不同城市之间自由流动,通过不同专业技术人才之间的沟通、交流和接触实现知识共享,吸引内外资向该地域范围集聚,而新的集聚又会形成更广泛的交流,从而改善城市创新环境、提高生产效率,促进城市经济持续稳定增长。其四,国内外市场对制造业集聚的协同效应显示任何过分倚重对外开放而忽视国内市场的策略,将不利于当地经济持续增长和区域之间的协调发展。出于自身利益最大化的考虑,地方政府的保护主义使得各地区在与其他地区的"增长竞争"中更多的依赖国际市场,而忽视了内部市场的作用,但各城市、特别是市场发育程度相对较低的中西部地区城市应在继续开拓国际市场的同时,进一步加强与国内其他城市的联系与合作。更多的城市参与区域一体化进程将不断扩展国内市场、扩大内需,不仅为制造业集聚创造必要的市场条件,同时有助于城市之间形成协同效应、促进区域经济协调共进。

(作者单位:湖南大学经济与贸易学院;责任编辑:蒋东生)

注释

①注意c_i为边际成本,而不是众多新经济地理模型中的边际劳动需求。

②此处的市场需求特指最终商品需求市场,而不包含对中间投入品的需求。

③根据新经济地理理论,一般认为某地区制造业产品多样化水平越高,则其CES价格指数越小,制造业集聚规模就越大,越有利于中间投入品生产实现规模经济效益,进而中间服务品价格也就越低。因而,制造品CES价格指数与中间品价格正相关,二者均与产品多样化水平负相关。

④为了与新经济地理的市场潜力概念对应,我们可以将基于传统集聚理论(或马歇尔外部性理论)构建的要素供给的空间外部性指标统称为供给潜力。

⑤该变量的数据与其他变量相比向前扩展到2002年,以避免因其滞后变量而损失样本量。

⑥这18个行业包括:采矿业,制造业,电力、燃气及水的生产和供应业,建筑业,交通运输仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,批发和零售业,住宿和餐饮业,金融业,房地产业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务和地质勘查业,水利、环境和公共设施管理业,居民服务和其他服务业,教育,卫生、社保和社会福利,文化、体育和娱乐业,公共管理和社会组织。

⑦我国的主要沿海港口城市有:东北地区的丹东、大连、营口、锦州,华北地区的秦皇岛、唐山、天津,山东半岛的烟台、威海、青岛,苏浙地区的连云港、镇江、南京、宁波,上海,福建的福州和厦门,广东的汕头、深圳、广州、中山、珠海、湛江以及海南的海口和三亚。

⑧限于篇幅,本文未列出衰减参数为2时的GMM估计结果,欢迎有兴趣的读者来函索取详细检验结果。

⑨事实上,50公里范围内,许多城市受到的空间外部性的影响仅来自于其本身。

⑩2009年各城市信息传输、计算机服务和软件业以及科研技术人数占总就业的比重均值为3.77%,最大值为13.18%,而最小值仅为0.44%。

⑪我们还重新构建了第二个技术溢出指标对该变量的估计结果进行稳健性检验,检验结果与表4、表5基本一致。限于

篇幅，本文未将重新构建的第二个技术溢出指标的测度方法和检验结果列出，欢迎读者来函索取详细检验结果。

参考文献

(1)蔡昉、王德文：《比较优势差异、变化及其对地区差距的影响》，《中国社会科学》，2002年第5期。

(2)蔡昉、王德文、曲玥：《中国产业升级的大国雁阵模型分析》，《经济研究》，2009年第9期。

(3)陈敏、桂琦寒、陆铭、陈钊：《中国经济增长如何持续发挥规模效应？——经济开放与国内商品市场分割的实证研究》，《经济学(季刊)》，2007年第1期。

(4)顾朝林、庞海峰：《基于重力模型的中国城市体系空间联系与层域划分》，《地理研究》，2008年第1期。

(5)黄玖立、李坤望：《对外贸易、地方保护和中国的产业布局》，《经济学(季刊)》，2006年第3期。

(6)柯善咨：《中国城市与区域经济增长的扩散回流与市场区效应》，《经济研究》，2009年第8期。

(7)柯善咨、郭素梅：《中国市场一体化与区域经济增长互动：1995~2007年》，《数量经济技术经济研究》，2010年第5期。

(8)梁琦：《分工、集聚与增长》，商务印书馆，2009年。

(9)刘修岩、殷醒民：《空间外部性与地区工资差异：基于动态面板数据的实证研究》，《经济学(季刊)》，2008年第10期。

(10)刘修岩、殷醒民、贺小海：《市场潜能与制造业空间集聚：基于中国地级城市面板数据的经验研究》，《世界经济》，2007年第1期。

(11)刘修岩、张学良：《集聚经济与企业区位选择——基于中国地级区域企业数据的实证研究》，《财经研究》，2010年第11期。

(12)潘文卿：《中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应》，《经济研究》，2012年第1期。

(13)石敏俊、赵曌、金凤君：《中国地级行政区域市场潜力评价》，《地理学报》，2007年第10期。

(14)孙军：《地区市场潜能、出口开放与我国工业集聚效应研究》，《数量经济技术经济研究》，2009年第7期。

(15)吴三忙、李善同：《中国制造业空间分布分析》，《中国软科学》，2010年第6期。

(16)赵曌、石敏俊：《东北地区市场潜力分析与区域经济发展》，《地理研究》，2009年第1期。

(17)赵永亮：《中国内外需求的市场潜力研究——基于工资方程的边界效应分析》，《管理世界》，2011年第1期。

(18)Au, C. and Henderson, V., 2004 ,"Estimating, Net Urban Agglomeration Economies: with an Application to China", Working Paper, Brown University, January 9.

(19) Capello, R., 2007, Regional Economics, Routledge 2 Park Square, Milton Park, Abingdon, Oxon OX14 4RN.

(20)Combes, P. and Overman H. , 2004, "The Spatial Distribution of Economic Activities in the European Union", in: Henderson, V. and J.-F. Thisse (eds.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, Amsterdam: Elsevier-North Holland.

(21) Drucker, J. and Feser, E., 2007, "Regional Industrial Dominance, Agglomeration Economies, and Manufacturing Plant Productivity", Working Paper CES-WP-07-31: Center for Economic Studies, United States Census Bureau.

(22)Dixit A. K. and J. E. Stiglitz, 1977, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *The American Economic Review*, Vol.67, No.3, pp.297~308.

(23) Fujita, M. and Thisse, J. F., 2002, *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location and Regional Growth*, Cambridge: Cambridge University press.

(24)Feser, E. J., 2002, "Tracing the Sources of Local External Economies", *Urban Studies*, Vol.39, No.13, pp.2485~2506.

(25) Gaspar, J. and Edward L., Glaeser, 1998, "Information Technology and the Future of Cities", *Journal of Urban Economics*, Vol.43, pp. 136~156.

(26) Hanson, G. H., 2005, "Market Potential, Increasing Returns and Geographic Concentration", *Journal of International Economics*, Vol.67, pp.1~24.

(27) Harris, Chauncy D., 1954, "The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States", *Annals of the Association of American Geographers*, Vol.64, pp.315~348.

(28) Head, K. and T. Mayer, 2004, "Market Potential and the Location of Japanese Investment in the Europan Union", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.84, No.6, pp.959~972.

(29) Head K. and T. Mayer, 2006, "Regional Wage and Employment Response to Market Potential *in the EU*", Regional Science and Urban Economics, Vol.36, pp.573~594.

(30) Hirschman, A., 1958, *The Strategy of Economic Development*, New Haven: Yale University Press.

(31) Ke, Shanzi, 2010, "Agglomeration, Productivity and Spatial Spillovers across Chinese Cities", *The Annals of Regional Science*, Vol.45, No.1, pp.157~179.

(32) Ke, Shanzi and Edward Feser, 2010, "Count on the Growth Pole Strategy for Regional Economic Growth? Spread-Backwash Effects in Greater Central China", *Regional Studies*, Vol.44, No.9, pp. 1131~1147.

(33) Keeble, D., Owens, P. L. and Thompson, Ch. , 1982, "Regional Accessibility and Economic Potential in the European Community", *Regional Studies*, Vol.16, No.6, pp.419~432.

(34) Koo, J., 2007, "Determinants of Localized Technology Spillovers: Role of Regional and Industrial Attributes", *Regional Studies*, Vol.41.7, pp.995~1011.

(35) Krugman, P., 1992, "A Dynamic Spatial Model", National Bureau of Economic Research Working Paper, No.4219.

(36) Marshall, A., 1890, 1961, *Principles of Economics: An Introductory Volume, 9th edn*, London: Macmillan.

(37) McCann, P., 1998, "The Economics of Industrial Location: A Logistics-costs Approach", *Series on Advances in Spatial Science*, Springer, Heidelberg.

(38) Midelfart-Knarvik, K. H.; Overman H. G.; Venables A. J., 2000, "Comparative Advantage and Economic Geography: Estimating the Location of Production in the EU", CEPR Discussion Paper, No.2618.

(39) O'Sullivan, A., 2009, *Urban Economics*, 7th edn, Boston, MA: Irwin McGraw Hill.

(40) Quah, D. T., 1996, "Regional Convergence Clusters across Europe", *European Economic Review*, Vol.40, pp.951~958.

(41) Roodman D., 2006, "How to Do Xtabond2: An Introduction to 'difference' and 'system' GMM in Stata", Center for Global Development Working Paper No.103.