

浙江省创新产出空间相关性及其影响因素研究

方成 赵磊 杨宏浩

【摘要】文章以浙江省 11 个地市作为空间研究单元,以大中型工业企业创新产品产值作为创新产出的衡量指标,对浙江省 2003-2011 年市际创新产出进行探索性空间数据分析,并对其影响因素进行实证检验。结果表明:浙江省创新产出空间集聚现象显著,基本呈现高一高集聚与低—低集聚特征,即创新产出存在显著的空间自相关性;第二产业比重对创新产出具有显著正向影响;创新环境对创新产出不存在显著影响;创新投入对创新产出具有显著正向影响,研发经费投入影响效应较大。

【关键词】创新产出, 空间相关性, 影响因素, 浙江省

一、引言

根据内生经济增长理论,除物质资本和人力资本外,全要素生产率是一国或地区经济增长的长期源泉,而科技进步与技术变迁则是其获取全要素生产率提高的关键途径,而在新古典增长理论框架中,技术因素仅视为经济增长过程中的一种外生假定。自熊彼特首次从经济学角度引入创新理论之后,以创新为主题的学术探讨争鸣不断。从微观上讲,创新可以增加企业产品附加值,重塑价值链,开拓动态市场需求;在宏观上看,创新亦可提高地区要素生产与配置效率,优化经济结构,构建持续竞争优势。故而,一国或地区皆将创新体系建设纳入宏观发展战略(Freeman, 2002)^[1]。内生经济增长理论认为,经济的长期增长主要是通过持续创新来实现,而知识生产与溢出则是创新产出的核心因素。知识在一定程度上具有公共品特性,这就意味着所有的创新产出都会因为知识的生产而获益,其中,将地理因素、空间因素引入到知识生产函数中所产生的知识的溢出,即是上述机制产生的重要原因。产业集聚理论认为,由知识溢出外部性而形成的创新产出具有典型的地理集聚特征(Audretsh 和 Feldman, 1996)^[2],地理集中与创新产出之间互为作用关系(Helsley 和 Strange, 2002)^[3],基本的解释是:一方面,地理集中为创新产出提供了便捷途径,地理集中对创新产出具有正向关系(Duranton 和 Puga, 2004)^[4];另一方面,基于创新目的的地理集中通过外在性的正反馈效应会使得创新优势更加明显(梁琦, 2006)^[5]。期间,传递的一个重要信息是,由于知识黏性以及创新集中正反馈机制作用,在地理空间上接近创新集中地区的创新主体可能比其他地区更具创新绩效(Feldman 和 Audretsh, 1999)^[6],即所谓的局域知识溢出导致了创新的空间依赖性与创新活动的空间集聚,最终表现为创新产出的空间相关性。

一个地区的创新产出并非空间孤立,而是会受到邻近地区创新活动的相应作用,从而为创新产出在地理空间上表现出空间依赖的分布特征提供了前提条件。创新产出所呈现的基本空间结构形态是由于创新中心的路径依赖与区位锁定机制和知识生产的局域溢出效应,这导致创新产出在中心区与邻近地区呈现非均衡状态,并形成地理空间内分布上的非对称性。尤其是,在我国增强自主创新能力,建设创新型国家的时代背景下,揭示区域内创新产出的空间结构特征,既能保证区域发展与建设国家创新体系目标导向相一致,亦可为地区保持长期竞争力提供战略思考。已有研究对区域创新内容的分析主要基于全国整体层面,基本分为四个方面:一是区域创新系统的理论分析与实践建构。Lundavall (1992)认为国家创新体系实际上是一个社会体系,一个创新系统本质上是由在新的、有价值的知识的生产、扩散和使用上互相作用的要素和关系构成的^[7]。Patel 和 Pavitt 对 (1994)国家创新系统的理论研究做出了贡献,将国家创新系统定义为决定一个国家内技术学习的方向和速度的国家制度、机理结构和竞争力^[8]。实践方面,Simmie 和 Lever 以斯图加特、米兰、阿姆斯特、巴黎和伦敦为研究样本,对创新型城市的建设提出了四

作者简介:方成(1980-),男,浙江义乌人,讲师,博士研究生,研究方向:计量经济学;

赵磊(1984-),男,山东新泰人,讲师,博士,研究方向:区域经济差异;

杨宏浩(1976-),男,湖北随州人,副研究员,博士,研究方向:区域经济。

基金项目:国家社会科学基金青年项目(13CGL083);浙江省高校工商管理人文社会科学重点研究基地项目(D1334107001505)。

点建议(2002)^[9]。赵黎明、李振华(2004)则提出城市创新系统理论,指的是在以城市为中心的区域,各种与创新相关的主体、非主体要素和协调各要素直接关系的制度和政策,在创新过程中相互依存与作用而形成的社会经济系统^[10]。二是创新产出对经济增长的影响。Nelson 和 Phelps(1966)认为技术扩散可以通过创新要素的空间集聚机制促进经济增长^[11]。Griliches(1979)通过构建知识生产函数模型发现,创新活动可以有效提高企业投资回报率,可良性提高企业经济效益^[12]。Audretsh(1998)指出由知识生产和传播而引发的创新活动的地理集中倾向,实质上是通过增加以知识为基础的经济活动的创新价值来构建差异化的区域竞争优势,进而推动地区经济增长^[13]。万勇(2011)在测度中国创新构成及其总体能力的空间分布状况基础上,运用面板数据模型对其经济增长影响效应进行了实证分析。三是创新活动的空间分布^[14]。Guerrero 和 Sero(1997)研究了西班牙专利的省际空间结构特征^[15]。此后,Cabrer 和 Serrano(2007)也分析了西班牙专利的空间分布情况,同时也指出地理邻近地区的创新产出具有空间溢出效应^[16]。Lim(2003)通过研究美国专利数据发现,美国创新活动主要集中于沿海大城市地区^[17]。李志刚等(2006)^[18]、张玉明和李凯(2007)^[19]以及李国平和王春杨(2012)^[20]均以省际专利统计数据为研究对象,对中国创新产出在省际层面的空间分布及空间相关性进行了实证研究。四是创新产出的影响因素。Murovec 和 Prodan(2009)认为企业所存在的需求拉动和科学推动两种类型的知识吸收能力,及其决定因素(内部研发、人员培训、创新合作与学习机制)会对创新产出产生影响^[21]。张玉明等(2009)运用空间计量经济模型,以高技术产业为例,实证分析了知识溢出对中国省际创新产出的影响及其空间相关性问题^[22]。尤建新等(2011)以上海市大中型工业企业为例,运用动态面板系统 GMM 方法,经验考察了产业间 R&D 溢出对创新产出的动态影响效应^[23]。方远平、谢蔓(2012)在检验创新要素存在正向空间相关性基础上,运用 GWR 方法,实证分析了创新要素对创新产出的影响^[24]。

既有文献基于多种视角与方法为创新研究积累了丰富内容,特别是为探析创新产出空间结构提供了有益借鉴。然而,涉及此内容,既有文献仍存在三点补充研究之处:①已有研究主要聚焦于创新产出的空间结构分布特征,并对其进行描述性分析,而未在考虑空间效应的条件下,实证分析创新产出的影响因素。②既有文献对创新产出空间结构内容的相关研究,主要停留在国家宏观层面,而鲜有研究深入到某一区域内部,探究微观层面创新产出在细分空间单元之间的分布特征。尽管何键芳等(2013)对广东省区域创新产出进行了探索性空间数据分析,但并未就其创新产出空间结构的形成原因与优化举措进行说明^[25]。因此,对此内容的研究,有助于在理解认知区域创新产出空间结构动态变化的基础上,使其保持与国家创新体系构建相耦合的目标演变路径。③创新产出具有多种衡量指标,主要存在专利授权量与新产品产值两种。诸多研究采用专利授权量度量创新产出程度,然而,此种方法存在一定缺陷(Griliches, 1990; Acs 等, 2002)^[26-27],主要原因是因为单纯的专利授权计数没有考虑专利实际对创新产出质量的影响程度。此外,专利产出属于中间产品,不能全面代表创新最终成果,且不同类型专利经济价值相异较大,无法全面反映全部创新成果(Jakob 和 Zvi, 1996)^[28]。鉴于此,本文深入到国家整体中的某一区域内部,借助空间计量经济分析方法,实证考察浙江省创新产出的市际空间分布结构,并在对其创新产出进行空间相关性检验基础上,基于浙江省市际面板数据,客观揭示浙江省创新产出的空间溢出效应与相关因素对创新产出的空间影响效应,以期对浙江省创新产出空间结构优化提供借鉴。

二、浙江省创新产出空间分布特征

改革开放以来,浙江省依靠内源式发展,激发了广大人民群众的创新活力与创新精神,培育了一大批市场主体,初步建立了社会主义市场经济体制,形成了区域经济内生增长机制,浙江模式因此成为内源式发展的新典范。浙江产业发展与产业结构演进呈现出从传统劳动密集型向以现代服务业、先进制造业为重点转变的新的产业发展道路。简言之,浙江模式发展方向是“创业富民、创新强省”战略。因此,在此背景下,探究浙江省创新产出的空间结构形态,可以及时调整浙江省区域创新战略目标,避免区域创新能力失衡,为有效转变经济增长方式与完善市场经济体制提供有益思路。

已有资料所显示的浙江省创新产出原始数据主要起始于 2003 年,本文共选取 2003-2011 年间的样本数据进行分析。为了便于直观描述浙江省创新产出的时空差异性,本文分别选取 2003 年、2007 年和 2011 年三个时间断点,利用 ArcGIS 分别绘制出以上三个时点的浙江省大中型工业企业新产品产值的地市空间分布图(见图 1)。空间分布特点为:①2003 年浙江省各地市大中型工业企业新产品产值显著低于各年份,仅有杭州、宁波和绍兴三市创新产出超过 100 万元,但整体呈现逐年上升趋势,说明浙江省各地市创新能力逐年增强;②浙江省各地市创新产出空间分布主要呈现“浙西北高一浙西南低”的空间结构特征,说明浙

西北地区城市创新能力基本大于浙西南地区，全省创新产出整体呈现出西南到东北的跨市梯度增高态势；③从地区局部来看，浙江省创新产出空间集聚现象较为突出，全省不仅表现出高高集聚特征，亦表现出低低集聚现象，除此之外，例如杭州创新产出虽高，但其周围邻接城市创新产出相对较低，创新产出局部极化效应明显。

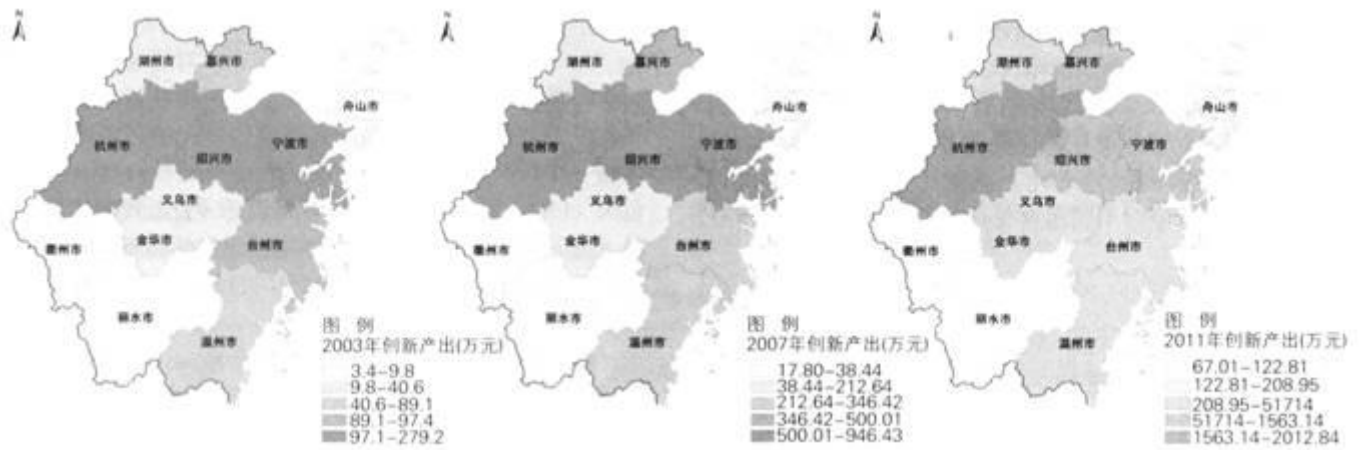


图 1 三个时点大中型工业企业创新产品产值空间分布

三、实证研究设计

(一) 指标选取与数据来源

考虑到数据可获得性，与王鹏、张建波(2013)^[29]以及何键盘等(2013)^[25]研究一致，本文选取大中型工业企业新产品产值作为创新产出的衡量指标。大中型工业企业作为创新活动的重要主体，担负着通过创新投入增强企业竞争力，进而提高产业与地区整体竞争力的现实重任。此外，为了客观分析创新产出影响因素对其空间效应，在借鉴已有研究成果基础上，分别选取创新投入、创新环境与产业升级作为创新产出的基本影响因素。其中，创新投入分别用 R&D 经费投入(RDF)与 R&D 活动人员(REP)度量；创新环境分别用教育经费支出(EF)与经济发展水平(PGDP)度量；产业升级分别用第二产业产值占总产值比重(SI)和第三产业产值占总产值比重(TI)度量。

鉴于样本数据的可获得性和一致性，本文所选基本平衡面板数据结构为：浙江省 11 个地市 2003-2011 年的最新创新产出相关研究数据。其中，创新产出与创新投入数据来源于 2004-2012 年《浙江科技统计年鉴》；创新环境与产业升级数据来源于 2004-2012 年《浙江统计年鉴》。

(二) 研究方法

1. 探索性空间数据分析

近年来，随着 GIS 技术的发展，并加之经济变量之间空间联系程度的加强，探索性空间数据分析(Exploratory Spatial Data Analysis, ESDA)技术被逐渐引入空间经济问题定量研究过程中。空间经济学认为，一个地区空间单元上的某种经济地理现象或某一属性值与邻近地区空间单元上同一现象或属性值是相关的。几乎所有的空间数据都具有空间依赖性或空间相关性特征，空间依赖的存在颠覆了经典统计计量分析中相互独立的基本假设。因此，诸多学者开始使用 ESDA 方法，通过对空间自相关的分析来揭示空间依赖性和异质性，主要分为全局自相关与局域自相关两类探索性空间数据分析方法。

空间相关性检验是空间计量经济分析的基本内容。由于 Moran's I 、LMerror、LMsar、Lrations、Walds 等空间相关性检验都是针对单个截面回归模型提出的 (Anselin, 1988)^[30], 不能直接用于面板数据模型。因此, 本文采用分块对角矩阵 $C=I_n \otimes W_n$, 即增广的空间权重矩阵, 代替 Moran's I 等统计量计算公式中的空间权重矩阵, 从而把上述检验扩展到面板数据分析中 (何江和张馨之, 2006)^[31]。其中, 最常用的是 Moran 所提出的 Moran's I 检验 (Moran, 1950)^[32], Moran's I 指数计算公式为:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 表示第 i 个地区的观测值, n 为地区总数, W_{ij} 为二进制邻接空间权重矩阵, 采用邻接标准或距离标准, 其目的是定义空间对象的相互邻接关系。采用简单二分权重矩阵, 遵循 Rook 相邻规则, 即两个地区拥有共同边界则视为邻接 (LeSage 和 Pace, 2009)^[33]。一般邻接标准为两个地区相邻取值为 1, 否则为 0。Moran's I 指数可视为各省区观测值的乘积和, 其取值范围为 $-1 \leq \text{Moran's } I \leq 1$, 大于 0 表示各地区间为空间正相关, 数值较大, 正相关的程度越强; 小于 0 表示空间负相关; 等于 0 表示各地区之间无关联。该权重矩阵定义如下: 当区域 i 和区域 j 相邻时, $W_{ij}=1$; 当区域 i 和区域 j 不相邻时, $W_{ij}=0$ 。

2. 空间面板计量模型

根据空间计量经济学方法原理, 创新要素影响创新产出空间计量分析思路如下: 首先对创新产出空间相关性进行检验判断; 如果存在空间自相关, 则建立空间计量经济模型进行实证检验。根据模型设定对“空间”的体现方法不同, 空间计量经济模型主要分为两种: 空间滞后模型 (Spatial Lag Model, SLM) 与空间误差模型 (Spatial Error Model, SEM)。

空间滞后模型主要研究各变量在一个地区是否存在溢出效应, 模型表达式为:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

其中, Y 为被解释变量; X 为 $n \times k$ 的外生解释变量矩阵; ρ 为空间回归系数, 反映样本观测值中的空间依赖作用, 表明相邻区域之间的影响程度; W 为 $n \times n$ 阶空间权重矩阵; WY 为空间滞后被解释变量; ε 为随机误差项向量。

空间误差模型假设区域间的相互联系通过误差项来体现, 即通过外生冲击发生作用。当地区之间的相互作用因为所处的相对地理空间不同而存在差异时, 则采用这种模型。模型表达式为:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \quad (4)$$

其中, ε 为随机误差项向量; λ 为 $n \times 1$ 的截面被解释变量向量的空间误差系数; μ 为正态分布的随机误差向量。参数 λ 衡量了样本观测值中的空间依赖作用, 表明一个区域变量变化对相邻区域的溢出程度; 可见, 式 (3) 和式 (4) 组成的空间误差模型其本质就是在线性模型的误差结构中加入了一个区域间溢出因素。

(三)实证结果分析

1. 全局空间自相关检验

图 2 显示出根据式(1)所测算出的浙江省创新产出空间自相关 Moran's I 值时变趋势。2003-2011 年创新产出 Moran's I 指数均为正值,表明浙江省创新产出在空间分布上并非表现出完全随机状态,而是表现出某些省份相似值在空间上趋于集聚,表明创新产出存在明显的空间依赖性,正的空间相关性表示邻接地区特征相类似的空间联系结构,即具有较高创新产出的地市倾向相互临近,具有较低创新产出的地市趋于和其他较低创新产出的地市相邻。此外,由于创新产出 Moran's I 值呈上升趋势,表明上述创新产出在地市空间分布上表现出的集聚现象逐渐增强。综上,从整体上看,浙江省创新产出在全局上的空间相关性是客观存在的,由此不能将其视为独立的观察值,亦即存在不同程度的空间集聚现象,运用空间计量经济模型对浙江省创新产出进行研究较之传统计量方法更为适宜。

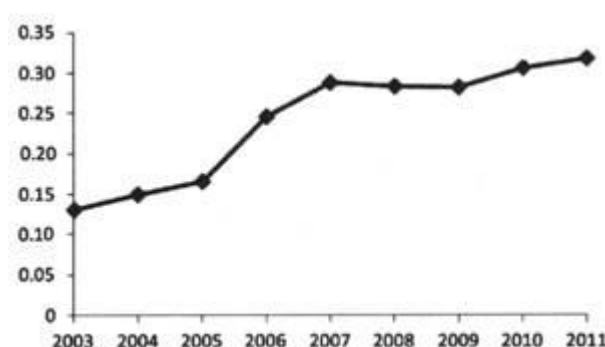


图 2 2003-2011 年浙江省创新产出 Moran's I 值变化趋势

2. 局域空间自相关检验

Moran's I 指数统计量只能显示某一变量存在空间集聚,但并不能展示相应空间集聚特征,为此,可进行两变量局域 Moran's I 指数散点图分析。具体而言,Moran's I 指数说明区域经济活动全局相关性,而 Moran's I 指数散点图描绘局域空间相关性,从而说明变量的空间集聚特征,即观测值与其周边单元观测值的相近或差异指示程度。Moran's I 指数散点图以 (z_i, Wz_i) 为坐标点 ($z_i = x_i - \bar{x}$ 为空间滞后因子, W 为空间权重矩阵),是对空间滞后因子 (z_i, Wz_i) 数据对的二维图示, Wz_i 表示对邻近省份观测值的空间加权平均。Moran's I 指数散点图将变量分为四种空间相关模式:第一象限表示高观测值单元被高观测值单元包围(HH);第二象限表示低观测值单元被高观测值单元包围(LH);第三象限表示低观测值单元被低观测值单元包围(LL);第四象限表示高观测值单元被低观测值单元包围(HL)。第一、三象限表示正的空间自相关,第二、四象限表示负的空间自相关。

本文选取 2011 年浙江省创新产出 Moran's I 散点图进行局域空间自相关性分析。尽管创新产出 Moran's I 指数可以从整体区域上描述其空间自相关模式,但由于均值化了地区差异,不能具体反映地市之间的空间依赖情况,所以,本文重点分析图 2 所反映的浙江省创新产出局域空间自相关性。图 3 显示,共有 8 个地市处于第一、三象限,占到全省的 72.7%,这说明 2011 年浙江省创新产出主要呈现出高一高(HH)和低—低(LL)空间聚集特征,同时也进一步证实了上文 Moran's I 指数所表明的创新产出呈现全局正的空间自相关性存在的初步判断。第一象限中,宁波、嘉兴、湖州、绍兴和舟山创新产出集聚水平较高,空间滞后值也高,说明此类地区创新产出关联性强、空间溢出效应明显;金华、衢州和丽水处于第三象限,说明这些地市创新产出差异较小,表现出低值被低值包围的低低集聚特征,即创新产出集聚与溢出水平均不高;杭州、温州和台州处于第四象限,该地

区创新产出空间分布呈现核心—边缘结构，三个地市创新产出呈现区域极化效应，周围地市创新产出水平相对较低，即高集聚地区被低集聚地区所包围，该象限地区创新产出空间溢出不明显，反映出创新产出集聚在地理空间上的分异性。

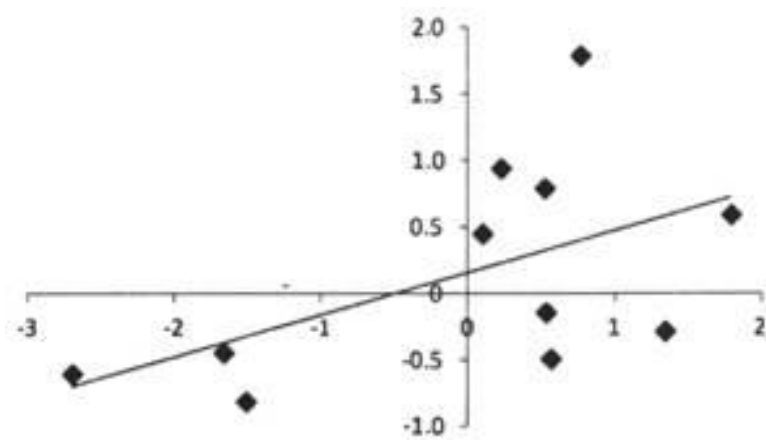


图3 2011年浙江省创新产出 Moran’s I 值散点图

3. 空间自相关性再检验

为确保上述初步检验结果的稳健性，本文又在地理空间权重矩阵基础上报告出了浙江省创新产出空间自相关性检验的LMerror、LMsar、Lrations、Moran’s I和Walds五种检验统计量结果。表1显示，五种检验统计量为正，且均在1%水平上显著拒绝原假设(原假设为不存在显著的空间自相关性)，再次说明浙江省创新产出存在正的空间自相关性，空间计量经济模型适用于本文的研究内容。

表1 基于地理空间权重矩阵的空间自相关性再检验

检验方法	统计量	临界值	概率
LMerror	22.746 1	17.611	0.000
LMsar	82.903 5	6.635	0.000
Lrations	25.118 2	6.635	0.000
Moran's I	5.116 7	1.960	0.000
Walds	67.177 4	6.635	0.000

四、实证结果分析

空间自相关检验已经定量地验证出浙江省创新产出具有空间自相关性或依赖性，接下来需要对空间面板计量模型进行回归，以便客观揭示浙江省创新产出影响因素对其的空间影响关系及效应。由于式(2)和式(3)在引入空间权重矩阵后，出现了空间滞后被解释变量与空间滞后误差项，模型不再满足经济计量经典假设条件，如果对空间面板模型仍然进行OLS估计，会导致前文中所提到的模型估计结果有偏或无效。对此，使用ML方法对所设空间面板计量模型进行参数估计。空间面板SLM模型和SEM模型估计通过Matlab软件及其空间计量工具包实现。根据对空间效应和时间效应的不同控制，空间计量经济模型又可分为无固定效应模型、空间固定效应模型、时间固定效应模型和时空固定效应模型四种类型。实证分析结果见表2所列。

表2 浙江省创新产出空间面板计量回归结果

变量	混合	空间固定	时间固定	时空固定	混合	空间固定	时间固定	时空固定
SI	-7.266*** (-4.31)	10.58*** (3.91)	-3.761** (-1.87)	6.352*** (1.84)	-10.05*** (-6.27)	8.826*** (2.71)	-3.344** (-1.62)	6.304** (1.81)
TI	-7.285*** (-3.29)	9.055*** (2.70)	-5.394** (-2.20)	2.082 (0.49)	-12.39 (-6.33)	6.082* (1.54)	-4.536** (-1.84)	1.878 (0.44)
lnPGDP	-0.035 (-0.17)	-0.184 (-0.54)	0.584*** (2.89)	-0.427 (-0.88)	0.470*** (3.02)	0.092 (0.209)	0.447*** (3.07)	-0.444 (-0.88)
lnEF	0.344*** (5.59)	0.516** (2.18)	-0.211*** (1.77)	-0.344 (-0.67)	0.202*** (3.03)	0.978*** (3.63)	-0.171* (-1.58)	-0.265 (-0.51)
lnRDP	0.838*** (17.38)	0.203*** (2.41)	0.855*** (19.75)	0.226*** (2.51)	0.864*** (19.39)	0.172** (1.99)	0.857*** (19.67)	0.220** (2.45)
lnRDP	0.012 (0.57)	0.031** (2.35)	0.031*** (1.85)	0.026*** (2.05)	0.013 (0.67)	0.027** (2.10)	0.028** (1.77)	0.026** (2.05)
ρ	0.307*** (4.65)	0.412*** (4.35)	-0.071 (-0.93)	0.161* (1.42)				
λ					0.524*** (5.98)	0.431*** (4.41)	-0.107 (-0.95)	0.111 (0.91)
R^2	0.921	0.973	0.955	0.976	0.891	0.955	0.955	0.975
$\log L$	-50.79	0.67	-20.85	8.94	-48.58	-1.31	-20.83	8.34

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著；括号内为t值。

首先对面板 SLM 模型与 SEM 模型进行选择判断。在模型选择问题上，目前较为认可的做法是先用 OLS 方法估计不考虑空间相关性的受约束模型，然后进行空间自相关性检验，如果 LMsar(或 LMerror)比 LMerror(或 LMsar)统计量更显著，那么应当选择 SLM 模型(或 SEM 模型)。Anselin 和 Rey(1991)利用蒙特卡洛实证方法已证明，此种方法可以作为判别空间计量经济模型的有效手段^[34]。因此，由表 1 所示拉格朗日乘子统计量可以判定，面板 SLM 模型比 SEM 更为合适。再进一步通过对比拟合优度与对数似然值发现，面板 SLM 时空固定模型最优。因此，本文主要对空间面板 SLM 时空固定模型回归结果进行分析。其中，空间自回归系数 ρ 为 0.161，且在 10%水平上显著，说明浙江省地市间创新产出存在正的空间相关性，即创新产出在地市间存在正的空间溢出效应，表明邻近地区创新产出增加 1%，该地区创新产出会正向增加 0.161%。

第二产业比重回归系数在 1%水平上显著为正，而第三产业比重回归系数为正，但不显著。因此，基本可以说明产业升级对创新产出具有正向影响。基本的解释是：一方面，创新内生于产业升级过程，产业升级促进分工深化，由此导致的需求规模扩张带动新产品与服务不断涌现，进而使得创新产出与绩效提升；另一方面，产业升级促进自主创新，主要表现在需求拉动效应与区域协同效应，需求扩张要求企业持续提高创新能力，进行产品创新，才可满足市场需求，而在地市为增长而竞争的政府目标导向下，竞争要求创新。第二产业回归系数要显著大于第三产业，因为无论是中国，还是浙江省，均处于工业化时期，而服务业发展较为滞后，现阶段工业企业仍是主要创新主体。尤以浙江省为例，其主要以工业制造业为主导的民营经济作为主要经济发展特色，而第三产业仍主要以传统生活消费性服务业为主，产业结构配置的扭曲使得第三产业比重回归系数偏小且不显著。

经济发展水平回归系数为负且不显著。一般认为，经济发展水平应与创新产出显著正相关，主要是因为经济发展水平越高，可为创新产出提供物质资本与人力资本支持，地区创新能力得以提升。然后，本文认为经济发展水平对创新产出的影响具有复杂的影响机制，实质上是一种动态的调整过程，期间不仅关系到工业企业本身的创新能力高低，还牵涉到经济发展水平的区域差异所对整体创新效率产生的负面影响。例如，一种流行的观点认为，浙江省产业结构被锁定在低层次、低技术水平上，此种产业结构模式演进的路径依赖使得经济发展水平与创新效率形成负循环作用。但是，随着市场化进程的深入推进以及产业结构

的不断合理化与高级化，再加之创新产出本身即具有一定滞后性，多以经济发展水平对创新产出的正向影响需要一段滞后识别过程。

教育经费支出回归系数为负且不显著，这与岳鹤、张宗益(2008)^[35]以及方远平、谢蔓^[24]的研究一致。教育经费支出具有明显的等级层次性，中小学教育由于其初级性，其投入短时间无法形成有效的创新力量。大学教育投入尽管是创新主导因素，但在现有的教育管理体制下，目前高校科研人员注重理论研究，科研成果缺乏市场产业化导向，短时期难以形成技术资源有效集成。此外，大学教育对创新技能知识的学习只有在职场环境中积累一段时间才能反映出其教育投入与创新产出效能。

创新投入对创新产出存在显著的正向影响，并且在 1%水平上显著。其中，R&D 经费投入产出弹性为 0.226，R&D 活动人员产出弹性为 0.026，说明 R&D 经费投入和 R&D 活动人员每增加 1%，创新产出分别相应增加 0.226%和 0.026%，R&D 经费投入对创新产出的影响效应要显著大于 R&D 活动人员，意味着浙江省目前创新产出仍是以资本密集型投入要素为主要驱动力量。一般来说，创新要素投入规模越大，说明该地区创新强度越大，创新活动越活跃，创新潜在产出越大。R&D 活动人员产出弹性较小，主要是因为 R&D 活动人员研发能力需要进一步提升，人力资本质量建设在提高创新产出中存在较大的潜力空间。

五、结论与建议

本文在对浙江省 2003-2011 年创新产出空间分布特征进行定量分析基础上，借助探索性空间数据分析方法，分别对浙江省创新产出全局空间自相关与局域空间自相关进行实证检验，进而通过构建空间面板经济计量模型，对浙江省创新产出影响因素的空间效应进行了实证分析。其基本结论如下：

第一，浙江省创新产出空间分布特征大致呈现出浙东北高一浙西南低的空间梯度结构，创新产出在地市间空间集聚现象比较明显，浙东北地市创新活动强度要大于浙西南地区。此外，浙江省创新产出能力在考察期内呈现逐渐增强态势。这意味着浙江省创新产出并没有表现出空间趋同现象，而表现出一定程度的空间路径依赖特征。

第二，全局空间自相关性检验显示，浙江省创新产出空间自相关 Moran's I 值逐渐上升，说明浙江省创新产出空间分布表现出地市邻近之间正的空间相关性或依赖性，同时高一高与低一低空间集聚现象不断强化。局域空间自相关性检验显示，大多地市处于第一、三象限，说明高(低)创新产出地市与高(低)创新产出地市相邻接，并且在样本期间内，比邻创新产出空间结构较为稳定。

第三，空间面板计量回归结果显示，第二产业比重对创新产出存在显著正向影响，第三产业比重、经济发展水平与教育经费支出对创新产出影响不显著。创新投入回归系数高度正向显著，其中，R&D 经费投入对创新产出的产出弹性要明显大于 R&D 活动人员。创新环境作为创新产出的非直接影响因素，其对创新产出影响所具有的复杂作用机制和不确定性使得创新环境对创新产出的影响当期未被识别。

根据以上研究结论，本文政策建议主要包括：

第一，在局域空间自相关检验中，处于第一象限(HH 型)的地市不仅拥有较高的创新产出，而且创新产出之间空间关联性强，空间溢出效应明显。因此，该地区地市之间应加强创新活动合作，采取有效激励措施积极推进创新要素市场化自由流动，增强创新过程的技术扩散效应。处于第三象限(LL 型)的地市创新产出较低，所以要与创新产出发达地区建立跨区有效对接合作机制，在引进先进创新管理经验基础上，还应提高自身创新吸收能力与自主创新研发能力，提高创新要素使用效率。处于第四象限(HL 型)的地市创新产出空间结构呈现出明显的孤立式极化效应，应该在其创新产出集聚过程中发挥对周边地区的辐射作用，构建创新产出高一低区际帮扶机制，强化创新产出空间涓滴效应。

第二，进一步强化和挖掘第二产业创新产出能力和潜力，在政府宏观调控与市场机制调节双重作用下，在浙江省第二产业中占主导的传统制造业应向发展先进制造业转变，积极运用高新技术和先进适用技术改造提升传统制造行业，依法淘汰落后生产能力，建立现代制造业集群生产模式。其中，在增强第二产业自主创新能力的同时，促进高新技术产业与传统优势制造业协同优化发展。长远来看，发展经济学认为，第三产业中的生产性服务业将在未来创新产出中扮演相比工业企业更为重要的角色。因此，浙江省应大力发展现代服务业特别是生产性服务业，将发展现代服务业作为浙江省培育新的经济增长点和进行产业结构调整的重点，从而在整体产业升级中带动自主创新能力提升。

第三，本文并未发现浙江省创新环境对其创新产出的直接有效影响，一个很重要的原因可能是由于政府在进行创新活动过程中的角色定位问题。一方面，经济发展水平在对创新产出影响过程中需要政府、企业、学校与研发机构之间各司其职、协调配合，另一方面，学校教育作为重要的创新要素与主体，还应强化在校学生的创新能力培养。一种有效发挥创新环境对创新产出积极作用的途径是建立“官产学研”合作机制。政府除了继续支持基础性教育工作之外，为促进创新活动的健康发展，还应继续完善市场经济体制，为技术创新提供保障性制度安排，实质上是引导创新要素合理流动与优化配置，进而提高创新要素的产出效率。

第四，加强科研经费投入与科技人才培养，并且要保持区际之间创新要素投入规模的均衡。特别是各地市要完善科技人才激励制度，激发科技人才资助创新积极性，强化科技人才专利保护意识，完善知识产权保护制度，鼓励工业企业自主研发，大力提高工业企业自主创新能力。借助浙江省实施“两创”总战略，依靠工业企业自主创新推动浙江省经济增长实现由要素和投资驱动向创新驱动型发展方式转变。

第五，各地市在提高自身创新产出的同时，还应充分利用对外开放、吸引外资、区位优势、知识溢出、产业集聚和空间依赖等地理条件，加强区域创新活动交流合作，扩大创新溢出空间辐射范围，建立多方位全面创新合作机制。

参考文献：

- [1]Freeman C. Continental, national and sub-national innovation systems—complementarity and economic growth[J]. Research Policy, 2002, 31(2): 191-211.
- [2]Audretsh D, Feldman M. R&D spillovers and the geography of innovation and production[J]. American Economic Review, 1996, 86(3): 630-640.
- [3]Helsley R, Strange M. Innovation and Input Sharing[J]. Journal of Urban Economics, 2002, 51(1): 25-45.
- [4]Duranton G, Puga D. Micro-foundations of urban agglomeration economies[J]. Handbook of Regional and Urban Economics, 2004, 4(1): 2063-2117.
- [5]梁琦. 产业集聚论[M]. 北京：商务印书馆，2006.
- [6]Feldman M, Audretsh D. Innovation in cities: Science-based diversity, specialization and localized competition[J]. European Economic Review, 1999, 43(2): 409-429.

-
- [7]Lundavall B. National systems of innovation[M]. London: Pinter Publisher, 1992.
- [8]Patel P, Pavitt K. National Innovation Systems: Why They Are Important, And How They Might Be Measured And Compared[J]. Economics of Innovation and New Technology, 1994, 3(1): 77-95.
- [9]Simmie J, Lever W. Introduction: The knowledge-based city[J]. Urban Studies, 2002, 39(5): 855-857.
- [10]赵黎明, 李振华. 区域经济发展中的城市创新[J]. 天津大学学报: 社会科学版, 2004(10): 303-306.
- [11]Nelson R, Phelps E. Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth[J]. The American Economic Review, 1966, 56(1/2): 69-75.
- [12]Griliches Z. Issues in Assessing the contribution of research and development to productivity growth[J]. Bell Journal of Economics, 1979, 10(1): 92-116.
- [13]Audretsh B. Agglomeration and the location of innovative activity[J]. Oxford Review Economic Policy, 1998, 14(2): 18-29.
- [14]万勇. 创新能力的空间分布及其经济增长效应的实证研究[J]. 上海经济研究, 2011(4): 36-45.
- [15]Guerrero D, Sero M. Spatial Distribution of Patents in Spain: Determining Factors and Consequences on Regional Development[J]. Regional Studies, 1997, 31(4): 381-390.
- [16]Cabrer B, Serrano G. Innovation and R&D spillover effects in Spanish regions: A spatial approach[J]. Research Policy, 2007, 36(9): 1357-1371.
- [17]Lim U. The spatial distribution of innovative activity in U. S. metropolitan areas: Evidence from patent data[J]. The Journal of Regional Analysis & Policy, 2003, 33(2): 97-126.
- [18]李志刚, 汤书昆, 梁晓艳. 我国创新产出的空间分布特征研究——基于省际专利统计数据的空间计量分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2006(8): 64-71.
- [19]张玉明, 李凯. 中国创新产出的空间分布及空间相关性研究——基于 1996-2005 年省际专利产出统计数据的空间计量分析[J]. 中国软科学, 2007(11): 97-103.
- [20]李国平, 王春杨. 我国省域创新产出的空间特征和时空演化——基于探索性空间数据分析的实证[J]. 地理研究, 2012, 31(1): 95-105.
- [21]Murovec N, Prodan I. Absorptive capacity, its determinants, and influence on innovation output: Cross-cultural validation of the structural model[J]. Technovation, 2009, 29(12): 859-872.
- [22]张玉明, 聂艳华, 李凯. 知识溢出对区域创新产出影响的实证分析[J]. 软科学, 2009, 23(7): 99-102.

-
- [23] 尤建新, 陈震, 邵鲁宁. 产业间 R&D 溢出对创新产出的动态效应研究——基于上海市大中型工业企业的实证研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2011, 32(4): 52-57.
- [24] 方远平, 谢蔓. 创新要素的空间分布及其对区域创新产出的影响——基于中国省域的 ESDA—GWR 分析[J]. 经济地理, 2012, 32(9): 8-14.
- [25] 何键芳, 张虹鸥, 叶玉瑶. 广东省区域创新产出的空间相关性研究[J]. 经济地理. 2013. 33(2): 117-122.
- [26] Griliches Z. Patent statistics as economic indicators: A survey[J]. Journal of Economic Literature. 1990, 28(4): 1661-1707.
- [27] Acs Z, Anselin L, Varga A. Patents and innovation counts as measures of regional production of new knowledge[J]. Research Policy, 2002, 31(7): 1069-1085.
- [28] Jakob K, Zvi G. The inconsistency of common scale estimation when output prices are unobserved and endogenous[J]. Journal of Applied Econometrics, 1996, 11(4): 343-361.
- [29] 王鹏, 张剑波. 外商直接投资、官产学研合作与区域创新产出——基于我国十三省市面板数据的实证研究[J]. 经济学家, 2013(1): 58-66.
- [30] Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models[M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [31] 何江, 张馨之. 中国区域经济增长及其收敛性: 空间面板数据分析[J]. 南方经济, 2006(5): 44-52.
- [32] Moran P. Notes on continuous stochastic phenomena[J]. Biometrika, 1950, 37(1/2): 17-23.
- [33] LeSage J, Pace R. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton: CRC Press/Taylor & Francis, 2009.
- [34] Anselin L, Rey S, Montouri B. Regional income convergence: A spatial econometric perspective[J]. Regional studies, 1991, 33(2): 112-131.
- [35] 岳鹤, 张宗益. R&D 投入、创新环境与区域创新能力关系研究: 1997-2006[J]. 当代经济科学, 2008, 30(6): 110-116.