

我国高技术产业创新效率及其影响因素空间计量分析

桂 黄 宝

(华北水利水电大学 管理与经济学院, 中国河南 郑州 450046)

摘 要: 首先采用 DEA-Malmquist 创新效率指数测度了我国高技术产业创新效率, 在此基础上构建了空间计量面板模型, 对我国高技术产业创新效率的影响因素进行了探索。研究表明: ①我国高技术产业创新效率总体呈上升趋势, 但技术效率和规模效率处于倒退状态; ②地理邻近性对高技术产业创新效率具有显著的负向影响; ③从我国高技术产业创新效率影响因素来看, 企业规模和劳动力两因素具有显著的正向影响, 对外开放水平具有较为显著的正向影响, 资本投入具有不显著的负向影响, 而工业化进程、政府支持程度及当地科技水平无显著影响。

关键词: 高技术产业; 创新效率; 空间计量; DEA-Malmquist 指数

中图分类号: F061.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-8462(2014)06-0100-08

Innovation Efficiency and Its Influencing Factors of China's High-Tech Industry Based on the Spatial Econometric Model

GUI Huang - bao

(School of Management and Economics, North China University of Water Resources and Electric Power, Zhengzhou 450046, Henan, China)

Abstract: This study, employing the DEA-Malmquist index, measures the innovation efficiency of high-tech industry in China, on this basis, it constructs spatial econometric panel model and explored the influence factors of high-tech industrial innovation efficiency in China. The results show, firstly, the general rising tendency of China's high-tech industry innovation efficiency, but backward state of technical efficiency and scale efficiency. Secondly, the geographic proximity on high technology industry innovation efficiency has significant negative impact. Thirdly, from the point of view factors, enterprise scale and labor factors have significant positive influence, level of opening up has a little significant positive influence, capital investment has inconspicuous negative impact, and industrialization process, government support and level of science and technology had no significant effect.

Key words: high-tech industry; innovation efficiency; spatial econometrics; DEA-Malmquist index

目前对效率的关注已成为经济学界的一个重要问题。Jones 和 Romer 认为不同国家间人均 GDP 差异主要来源于要素投入和生产效率不同, 同时他们指出国家间收入和全要素生产率虽有巨大差距, 但这两个差异高度关联。穷国之所以贫穷不仅是因为他们比富裕国家缺少物质资本和人力资本, 还在于它们要素使用效率低下^[1]。为应对世界新一轮科技革命和产业革命带来的挑战, 我国迫切需要加强国家和产业自主创新能力建设, 而高技术产业是国民经济的战略性、先导性产业, 已经成为我国经济和社会发展、经济结构战略性调整的重要力量, 是

导致经济增长的先导产业和增强国家竞争力的战略性新兴产业。高技术产业创新效率的高低将直接影响我国经济的发展和自主创新能力的提高, 进而影响我国创新型国家战略的实现。因此, 研究高技术产业创新效率及其影响因素至关重要。

国内外学者从不同视角对高技术产业创新效率或生产率问题进行了深入探讨, Triplett 利用 HE-DONIC 价格指数对高技术产业生产率进行了研究^[2], 而 Connolly 等以澳大利亚为例就高技术资本对生产率的影响进行了剖析^[3]; Higon 实证表明高技术产业内 R&D 和产业间 R&D 投入对于生产率的提高有

收稿时间 2014-01-16, 修回时间 2014-04-21

基金项目: 教育部人文社会科学青年基金项目(12YJC630056); 河南省哲学社会科学规划青年项目(2012CJJ011); 河南省高等学校哲学社会科学创新团队支持计划(2013-CXTD-08); 河南省软科学研究计划项目(132400411342)

作者简介: 桂黄宝(1979-), 男, 安徽潜山人, 博士, 副教授, 硕士生导师。主要研究方向为创新管理与科技政策。E-mail: newu01@126.com。

显著影响,而国外 R&D 投入影响不显著^[4]。Kumar 采用非参数线性规划方法对印度 15 个主要地区制造业生产率进行测算,发现印度改革前后生产率增长来源发生了转变^[5],而 Hsiao 等则应用 Malmquist 指数对韩国和中国台湾的传统、基础及高技术三类制造业的生产率进行了比较分析,他们对于高技术产业发展的源泉颇有争议,大规模的投入增长、效率提高以及技术进步等因素成为争论的焦点^[6],但几乎所有学者都不否认高技术产业发展的核心是创新效率的改进或生产率的增长^[7]。创新效率或生产效率测度方法包括生产函数法、时变参数法、随机前沿法以及 DEA-Malmquist 指数法等^[8]。随着研究不断深入,前几种方法因其有忽视技术非效率存在的弊端,实践中有一定的局限性,因此越来越多的学者采用随机前沿法和 DEA 研究创新效率或生产效率问题,如朱有为等首先采用随机前沿生产函数测算了中国高技术产业的研发效率^[9],而李新春等在前者研究基础上估算了中国高技术产业创新投入中资金和劳动的单要素效率,研究表明劳动效率对创新效率的贡献较大^[10]。李遂等采用超越对数形式的随机前沿面板模型,考察了我国高技术产业不同时间段的生产率和全要素生产率的变迁^[11],武鹏等利用随机前沿方法测算了全国 20 个省份的高技术产业在 1996—2007 年间的 R&D 全要素生产率增长情况,并利用面板模型对高技术产业 R&D 全要素生产率的影响进行了分析^[12]。数据包络分析法(DEA)目前使用多数仅限于生产率方面,对创新效率方面的应用推广文献还较少,只有少数学者对此做了为数不多的研究,如梁平等运用 Malmquist 指数刻画了 1995—2006 年中国高技术产业创新效率的动态变化,并把创新效率的增长分解为技术进步和资源配置效率变化两个部分^[13];肖仁桥等从价值链的视角出发,构建了两阶段链式关联 DEA 模型,对 2005—2009 年中国 28 个省份高技术产业创新效率和两阶段效率进行实证分析^[14]。

此外,目前国内外鲜有学者在对高技术产业创新效率分析时考虑到地理空间依赖的影响,而空间计量经济学认为一个地区空间单元上的某种地理经济现象或属性值与毗邻地区空间单元上同一种现象或属性值是相关的,这种空间相关性理论否定了多数经典计量经济学的传统假设^[15-16]。同时,区域经济学研究者也认为产业溢出效应的效果受到空间地理距离远近等因素影响,已证实只有加入空间和距离因素的增长模型才能完整理解增长背后

的力量^[17-18]。鉴于此,本研究首先创新性使用非参数 DEA-Malmquist 指数法将创新效率变动分解为技术效率变动、技术进步和规模报酬变动三部分,细化和深化创新效率变动的趋势,然后采用空间计量模型对影响我国高技术产业创新效率主要因素进行分析,以期为我国高技术产业的发展和创新型国家战略实现提供有益的政策借鉴。

1 研究方法、变量选择及数据获取

1.1 引入 Malmquist 创新效率指数

Malmquist 指数是由 Caves 等学者于 1982 年提出,由 Fare 等进一步发展而来,目前已广泛应用于全要素生产率、技术产出效率等生产率问题研究中。Malmquist 指数是基于 DEA 测度的非参数方法,具有无需指定生产函数形态、能对创新效率变动进行分解、适用于评价具有多投入、多产出 DUM 的生产效率等优点,并通过对投入产出的综合分析,测度各个决策单位技术效率的动态变化,进而指出其非有效的原因及改进的方向和程度^[19]。使用 Malmquist 指数来测度创新效率主要具有三个方面的优点:①不需要相关的价格信息;②适用于多个地区跨时期的样本分析;③可以进一步分解为技术效率变化指数和技术进步指数。因此,本研究首先将选择 Fare 等学者构建的基于 DEA-Malmquist 指数方法,运用动态面板数据,测算我国高技术产业创新效率指数,并对其进行分解。

对每一个特定时期 $t=1,2,\dots,T$,在不变规模报酬下,用 (x_t, y_t) 和 (x_{t+1}, y_{t+1}) 分别表示 t 和 $t+1$ 时期投入产出向量,用 $d_0^t(x_t, y_t)$ 和 $d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})$ 分别表示 t 和 $t+1$ 时期的距离函数,则两个时期的 Malmquist 指数定义为:

$$M^t(x_{t+1}, y_{t+1}; x_t, y_t) = \frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^t(x_t, y_t)} \quad (1)$$

$$M^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}; x_t, y_t) = \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \quad (2)$$

根据 Fare 等学者思想, Malmquist 创新效率指数可以进行分解,即:

$$\begin{aligned} M(x_{t+1}, y_{t+1}; x_t, y_t) &= \left[\frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^t(x_t, y_t)} \cdot \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^t(x_t, y_t)} \cdot \left[\frac{d_0^t(x_t, y_t)}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \cdot \frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \end{aligned} \quad (3)$$

公式(3)中,第一项表示技术效率变化指数

(EFFCH, Technical Efficiency Change), 是指由于制度变革所引起的效率提高的结果, 一般指现有的资源是否得到充分使用以及配置是否最优等; 第二项表示技术变化指数(TECHCH, Technical Change), 是指创新或引进新技术的结果, 一般引起生产可能性曲线边界的外移, 即技术进步。当加入限制条件后, 就可求解变动规模报酬条件下各决策单元的距离函数, 并可以将技术效率变化指数进一步的分解, 即:

$$M(x_{t+1}, y_{t+1}; x_t, y_t) = \frac{d_0^t(x_t, y_t)}{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \cdot \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}/v)}{d_0^t(x_t, y_t/v)} \cdot \left[\frac{d_0^t(x_t, y_t)}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \cdot \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}}$$

上式中, 第一项表示规模效率的变化(SECH, Scale Efficiency Change), 第二项表示纯技术效率的变化(PECH, Pure Efficiency Change), 第三项仍表示技术变化指数。故通过分解, Malmquist 创新效率分解为规模效率变化、纯技术效率变化以及技术进步三个部分, 即:

$$M(x_{t+1}, y_{t+1}; x_t, y_t) = EFFCH \times TECHCH \\ = SECH \times PECH \times TECHCH$$

Malmquist 创新效率指数大于1, 则表明从 t 到 $t+1$ 时期的创新效率的增长率为正, 反而反之。同时当规模效率变化、纯技术效率变化或者技术水平变化大于1时, 表明它是创新效率增长的源泉, 反之, 则是其降低的理由。

1.2 变量选择

Malmquist 创新效率指数测度过程中, 投入指标应该是一段时期内外界提供给评价单位的连续供给, 各投入产出指标间较强的相关性会严重影响到评价效果, 因此投入产出指标不宜过多, 且应避免彼此相关性较强。根据该原则, 本文从创新投入和创新产出两个方面来构建衡量指标体系。在创新投入方面, 选取的是各地区高技术产业 R&D 人员全时当量(人年)、高技术产业 R&D 经费内部支出(万元)以及新产品开发经费(万元)。就创新产出而言, 指标体系主要是能够体现高技术产业创新活动产出, 故选择高技术产业新产品销售收入(亿元)和专利申请量(件)。对于高技术产业创新效率变动影响因素而言, 在归纳前期文献基础上, 根据研究需要, 本文将对选取以下变量进行分析。

1.2.1 工业化进程。Malerba 认为不同产业创新过程、投资需求和知识基础都存在一定的差异, 因此

产业结构会对企业创新绩效产生影响, 而不同的工业化进程中产业结构将会出现一定的差别^[20], 故利用各地区第二产业增加值(亿元)与当地 GDP(亿元)比值的对数($\ln Industry$)来表示该因素。

1.2.2 开放程度。利用各地区进出口总额(亿元)与各地区 GDP(亿元)的比值的对数值($\ln Open$)来表示该因素, 由于年鉴中各地进出口总额数据采用的单位是万美元, 故采用当年平均汇率进行折算成亿元。

1.2.3 政府支持程度。对于政府支持程度将采用高技术产业研发内部经费(万元)支出中政府资金(万元)所占比例来作为代理变量, 由于介入效果的产生会有一定的时滞, 故在此考虑了滞后一期, 使用 $\ln Government$ 表示政府介入程度。由于2008年之前我国没有采用能国际对比的研发内部经费数据, 故以高技术产业科技活动内部经费进行适当处理来替代高技术产业研发内部经费。

1.2.4 科技水平。研发投入是衡量科技活动规模和发展速度的重要指标, 故本文利用各地区研发内部经费支出(亿元)与各地区财政支出(亿元)比值的对数值($\ln Science$)来表示该影响因素。

1.2.5 要素投入水平。要素投入包括资本和劳动两大方面, 资本投入采用高技术产业固定资本存量(万元)的对数值($\ln K$)来表示, 而劳动投入采用各地区高技术产业就业劳动力(万人)的对数值($\ln L$)表示。对于资本存量的度量, 本研究采用 Goldsmith 在1951年开创的永续盘存法来度量, 基本公式为: $K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$ 。其中, K_t 为第 t 期资本存量, K_{t-1} 为第 $t-1$ 期资本存量, δ 为固定资产折旧率, 按照高技术行业特征和实际情况本文取折旧率为10%, I_t 为第 t 期实际固定资产投资额。在计算过程中, 基期(1998年)初始资本存量数据首先采用了单豪杰的估算值^[21], 然后再以1998年高技术产业产值与 GDP 按比例折算出各地高技术产业的基期资本存量。此外, 在计算资本存量前, 本文用各省市固定资产投资指数对投资额进行了平减, 消除了价格因素干扰。

1.2.6 企业规模。Pavitt 等研究了企业规模和企业 R&D 效率问题, 指出规模较大和较小的企业 R&D 效率较高, 而处于中等规模的企业 R&D 效率相对偏低^[22], Scherer 等认为随着企业规模不断扩大, 会出现企业管理控制能力的降低或者过度的官僚控制等现象, 这些都会导致内耗增加, 使企业研发创新效率下降, 而 Chen 等提出 R&D 效率的提升需要一定的规模效应, 企业规模与 R&D 效率正相关^[24]。

因此企业规模采取高技术产业平均规模指标,即采用各地区高技术总产值(万元)与高技术企业数量之比来测度该地区的平均企业规模,用 $\ln Size$ 来表示。

1.3 影响因素空间计量模型构建

为探索我国高技术产业创新效率影响因素,本文在借鉴 Anselin 提出的空间常系数回归模型基础上,构建了创新效率影响因素空间计量模型,具体包括空间滞后模型(SLM)与空间误差模型(SEM)。根据研究设计,首先将构建创新效率影响因素模型,即:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \mu_{it}$$

式中 $i=1, 2, \dots, T$ 表示时间 $i=1, 2, \dots, N$ 表示观察样本数目; α_i 是模型常数项; β_i 表示对应于解释变量 x_{it} 的影响系数向量; 随机误差项 μ_{it} 相互独立,且服从 $\mu_{it} \sim (0, \sigma^2)$ 分布。

综合上述变量选择,我国高技术产业创新效率影响因素普通面板数据模型可设定为:

$$\ln MI_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln Indus_{it} + \beta_2 \ln Open_{it} + \beta_3 \ln Govern_{it} + \beta_4 \ln Science_{it} + \beta_5 \ln K_{it} + \beta_6 \ln L_{it} + \beta_7 \ln Size_{it} + \mu_{it}$$

故创新效率影响因素空间滞后模型(SLM)为:

$$\ln MI_{it} = \rho W \ln MI_{it} + \beta_1 \ln Indus_{it} + \beta_2 \ln Open_{it} + \beta_3 \ln Govern_{it} + \beta_4 \ln Science_{it} + \beta_5 \ln K_{it} + \beta_6 \ln L_{it} + \beta_7 \ln Size_{it} + \varepsilon_{it}$$

空间误差模型(SEM)为:

$$\ln MI_{it} = \beta_1 \ln Industry_{it} + \beta_2 \ln Open_{it} + \beta_3 \ln Govern_{it} + \beta_4 \ln Science_{it} + \beta_5 \ln K_{it} + \beta_6 \ln L_{it} + \beta_7 \ln Size_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \mu_{it}, \mu_{it} \sim (0, \sigma^2 I_n)$$

为检验不同地区之间高技术产业创新效率之间是否存在相互依赖现象,首先对数据进行空间相关性分析,检验空间自相关有指数检验以及极大似然检验等多种方法,而最常用的方法就是 Moran's I 指数检验,其表达式为:

$$Moran's I = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_j W_{ij} (x_j - \bar{x})$$

式中: x_i 为空间单元 i 的属性值; W 为空间权重矩阵; $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_i x_i$; $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{ij} W_{ij} (x_i - \bar{x})^2$ 。Moran's I 取值一般在 $[-1, 1]$ 之间,小于零表示不同区域是空间负相关,大于零表示为空间正相关,而且其绝对值越大,表明其负相关或正相关程度越大。

1.4 数据获取与处理

分析现实经济问题时,数据的获取与处理是十

分关键的环节。本研究在进行实证分析之前,解决了对研究结果有显著影响的两个问题:一是采用2000年不变价格指数对相关变量进行了平减处理,消除了价格因素的影响;二是消除了创新研发投入滞后的影响。由于从创新活动投入到创新产出即新专利和新产品的诞生以及商业化通常都需要一定周期,即存在投入产出时滞,而现行中国年鉴没有考虑这一点,提供的投入和产出数据均为同一年份。同时不同创新活动周期存在较大差异性,且各指标的时滞存在不一致性,且时有交叉,使得投入产出对应较难处理,目前没有统一的标准。发明专利也因为研发过程的复杂程度、试验周期以及劳动强度等因素的差别,其时滞存在较大差异。此外,推出的新产品不仅可以依靠新专利的经济价值实现,而且可通过非专利性创新因素来实现^[25],因此同样存在时滞差异。Furman 等在评价国家创新能力时,将研发滞后期设置为3年,但多数高技术产业研发周期存在较大差异,从通信电子和信息产业的几个月到医药和航天制造的几年不等^[26]。考虑到本文所选指标与高技术产业周期特点,同时借鉴陈凯华^[27]和陈燕武^[28]等研究,本文选取滞后期统一为2年。

因此,根据研究设计,本文构建了投入数据为1997—2009年,产出数据为1999—2011年的31个省区市高技术产业的投入产出面板模型,即由中国大陆的31个省、自治区和直辖市组成,而新疆和西藏的数据存在严重缺失,故在实证研究中将这两个省区剔除,以保证研究客观性和有效性。本研究所有数据均来源于《中国科技统计年鉴》、《中国高技术产业统计年鉴》、《中国统计年鉴》等公开数据。

2 实证结果分析

2.1 创新效率测度结果分析

本文采用 DEAP2.1 软件,使用基于投入导向型的 Malmquist 指数测度我国高技术产业 1999—2009 年的创新效率(MI)的变动情况,具体结果见表1。

从总体上看,中国各地区高技术产业创新效率呈上升趋势,1999—2011年全国增长率年均均为6.0%,高于非高技术产业,国内其他高技术产业创新效率相关研究也证实了这个结论^[12],高技术产业主导产业或战略性产业优势凸显,但区域上呈东、中、西依次递减的趋势。东部地区高技术产业创新效率平均增长9.3%,高于中部地区的6.0%和西部地区的2.6%。东部地区除海南省以外其他省(市)高技术产业创新效率均处于增长状态,其中增长速度

表1 区域高新技术产业创新效率变动情况一览表
(1999-2009)

Tab.1 Innovation efficiency of high-tech industry in Chinese different regions(1999-2009)

省份	EFFCH	TECHCH	PECH	SECH	MI
北京	0.988	1.240	1.023	0.966	1.225
天津	0.961	1.160	1.000	0.961	1.115
河北	1.002	1.122	1.020	0.982	1.124
辽宁	0.997	1.075	1.009	0.988	1.072
上海	0.908	1.186	1.000	0.908	1.077
江苏	0.945	1.125	1.000	0.945	1.063
浙江	1.021	1.139	1.021	1.000	1.163
福建	0.927	1.149	0.988	0.938	1.065
山东	0.957	1.116	1.004	0.953	1.068
广东	1.033	1.103	1.000	1.033	1.139
广西	0.926	1.097	0.975	0.950	1.016
海南	0.873	1.134	0.936	0.933	0.990
东部均值	0.961	1.137	0.998	0.963	1.093
山西	1.020	1.067	1.031	0.989	1.088
吉林	0.978	1.130	1.029	0.950	1.105
黑龙江	0.935	1.038	0.960	0.974	0.971
安徽	0.966	1.156	1.012	0.955	1.117
江西	1.092	0.990	1.059	1.031	1.081
河南	1.043	1.056	1.043	1.000	1.101
湖北	0.993	1.093	0.989	1.004	1.085
湖南	0.926	1.011	0.990	0.935	0.936
中部均值	0.994	1.068	1.014	0.980	1.060
内蒙	1.000	0.964	1.000	1.000	0.964
重庆	1.108	1.082	1.153	0.961	1.199
四川	1.028	1.110	1.000	1.028	1.141
贵州	1.014	1.038	1.002	1.012	1.053
云南	0.976	1.023	0.988	0.988	0.999
陕西	1.091	1.015	1.066	1.023	1.107
甘肃	0.959	1.046	0.986	0.973	1.004
青海	0.975	1.049	1.000	0.975	1.023
宁夏	0.842	0.886	0.852	0.988	0.746
西部均值	0.999	1.024	1.005	0.994	1.026
全国均值	0.985	1.076	1.006	0.979	1.060

最快的是北京市,年均增长22.5%;中部地区除湖南省、黑龙江以外,其他省份高新技术产业创新效率均处于上升状态,其中增长最快的为安徽省,达到11.7%;相比而言,西部地区各省高新技术产业创新效率则均处于缓慢增长状态,在西部九省中有内蒙、云南及宁夏三省区出现负增长。这充分说明我国高新技术产业创新效率的增长状态与区域经济背景密切相关,高新技术产业创新效率表现出明显空间差异性和空间集聚现象。比较明显的是,东部地区形成了高新技术产业创新效率高增长区,而西部地区则形成了高新技术产业创新效率低增长区。这在一定程度上说明,相邻地区由于历史背景或经济地理等因素影响,高新技术产业发展存在着一定的空间相关性和空间溢出效应。

就规模效率而言,中国大部分地区高新技术产业没有规模效率,全国高新技术产业生产规模效率年均

负增长2.1%,其中,东部地区为负3.7%,中部地区为负2.0%,而西部地区为负0.6%。这首先暴露了我国高技术企业规模小,研发实力弱等显著性缺陷。数据表明,美国2010年前6名制药企业强生制药、辉瑞制药、默沙东制药、雅培制药、百时施贵宝、礼来等销售额约为2133亿美元,其市场价值是中国近6000家制药企业的数十倍乃至数百倍。其次,说明我国高新技术产业发展仅仅靠投入增长是不能带来规模效率增长的,大规模的研发投入并没有形成具有核心竞争力的产出。最后,说明我国的高新技术产业存在严重的重复建设、盲目跟风、产业趋同以及规划布局不合理等现象,尤其是在创新资源相对丰富的东中部地区。

中国高新技术产业创新效率的增长基本上是由技术进步带来的,而各地区技术效率则普遍存在着下降趋势。全国技术进步年均增长率为7.6%,东中西部分别为13.7%、6.8%和2.4%,而全国技术效率水平仅为0.985,东中西部分别为0.961、0.994、0.999,处于倒退状态,尤其是创新资源丰富的东中部地区技术效率倒退严重,这一现象非常值得警惕。但从技术效率分解情况来看,我国高技术产业纯技术效率还存在微弱增长趋势,1999—2009年全国平均增长率为0.6%,东部地区为负0.2%,中部地区为1.4%,西部地区为0.5%,但由于规模效率递减现象存在,导致了我国高技术产业总体技术效率出现倒退现象。从本研究实证结果来看,1999—2009年我国各地区普遍存在着高技术产业技术水平进步和高技术产业技术效率恶化并存的局面,暴露出我国高技术产业创新能力差,关键技术自给率低、创新管理能力跟不上等问题。我国各地区高技术产业技术效率普遍降低说明高技术产业发展带有粗放型的特征,存在高技术不高悖论现象,这与部分国外学者的结论一致^[29-30]。但这也同时说明我国高技术产业发展中技术效率提升空间仍然很大。相比技术进步而言,技术效率变化提高更易于实施并收到即时效果,高技术产业在引进技术的同时,也应注重引进先进管理经验,加强管理,优化创新资源配置,提高创新能力;同时要注意我国高技术产业在规模效率方面的不足,要加强规划,调整布局,整合行业,减少盲目跟风和重复建设。

2.2 空间计量影响因素分析

2.2.1 创新效率影响因素模型选择。为了更好地比较面板数据模型和空间计量模型的结果,本文将分别对其进行回归分析。在使用面板数据进行回归检

验前,应根据实际数据特征从混合 OLS 模型、随机效应模型与固定效应模型中选择一个最为恰当和科学的模型。为了解决这一问题,需要借助相关诊断方法来分析是否存在固定效应(混合 OLS 与固定效应模型的优劣)、随机效应(混合 OLS 与随机效应模型的优劣)以及对模型遗漏相关变量的检验。因此,本研究首先检验固定效应,通过 F 统计量来诊断创新效率使用固定效应模型是否合适,结果发现,固定效应不明显;其次,按照 B&P 检验方法,构建了 LM 统计量,结果发现随机效应不明显;最后,采用 Hausman 检验,检验固定效应模型和混合效应模型谁更合适,结果发现随机效应模型更为合适,具体检验诊断结果见表 2。

表2 面板数据相关效应诊断结果
Tab.2 Test results of panel data effect

检验方法	Chi2	P-value	原假设
F-test	0.90	0.620	个体(组间)效应不显著
B&P-test	1.52	0.217	随机效应显著
Hausman-test	6.63	0.469	随机效应和固定效应回归系数并无系统性差别

通过上述三个检验,发现对于本文而言,采用混合 OLS 方法更为合适,因而将选用混合 OLS 方法对我国高新技术产业创新效率面板数据进行分析。同时,本文使用 *Moran's I* 来检验省域间在高新技术产业创新效率方面是否存在空间相关性,检验结果 *Moran's I* 值为 0.1514,在 5%的水平上显著,这说明高技术创

新效率存在空间相关性。就空间计量模型而言,根据文献研究,本文使用拉格朗日乘子 LM-LAG 和 LM-ERROR 以及对应的 Robust LM 来判断如何在两种空间计量模型中进行选择。从 LM 检验的结果可以看到 LM-LAG 和 LM-ERR 都显著,而 Robust LMLAG 和 Robust LMERROR 都不显著,因此暂时不能判断这两个模型究竟谁更合适,具体检验结果见表 3。

表3 空间依赖性检验结果
Tab.3 Test results of spatial dependence

TEST	MI/DF	VALUE	Probability
Moran's I		0.1514	0.0490
LMLAG	1	7.7695	0.0053
Robust LMLAG	1	0.0555	0.8137
LMERR	1	7.9528	0.0048
Robust LMERR	1	0.2388	0.6251

2.2.2 影响因素计量结果分析。采用 MATLAB7.0 软件,分别对高技术产业创新效率影响因素混合 OLS、空间计量 SLM 及 SEM 模型(包括空间固定、时间固定及双固定三种)进行处理,具体结果见表 4。

与普通面板数据模型相比,考虑空间地理因素影响的 SLM 模型和 SEM 模型的拟合度要更好,这可能是 OLS 因为遗漏了空间误差自相关性而设定的模型不够恰当,这与本研究空间依赖性检验结果保持一致,因而空间地理因素在创新效率的影响因素分析中不能忽视。尽管从 Log-Likelihood 值来看,

表4 2000—2009年高新技术产业创新效率影响因素空间计量结果
Tab.4 Spatial econometrics results of innovation efficiency impact factor in high-tech industry

变量	混合 OLS	SLM 模型			SEM 模型		
		空间固定	时间固定	双固定	空间固定	时间固定	双固定
lnIndustry	-0.290 (-1.640)	-0.135 (-0.311)	-0.282 (-1.570)	-0.134 (-0.311)	-0.18 (-0.417)	-0.229 (-1.339)	-0.236 (-0.0548)
lnOpen	-0.073 (-1.600)	0.022 (0.240)	-0.069 (-1.583)	0.11 -0.923	0.009 (0.083)	-0.093** (-2.243)	0.099 (0.821)
lnGovern	-0.055* (-1.720)	-0.042 (-1.034)	-0.044 (-1.413)	-0.044 (-1.084)	-0.042 (-1.027)	-0.0393 (-1.233)	-0.042 (-1.033)
lnScience	0.003 (0.080)	-0.009 (-0.226)	-0.0122 (-0.354)	-0.022 (-0.599)	-0.006 (-0.173)	-0.010 (-0.303)	-0.021 (-0.603)
lnK	-0.088* (-1.92)	-0.082 (-1.262)	-0.053 (-1.015)	-0.073 (-0.794)	-0.076 (-1.242)	-0.028 (-0.0581)	-0.07 (-0.815)
lnL	0.193*** (4.210)	-0.157 (-1.101)	0.169*** (3.389)	-0.308*** (-3.659)	-0.15 (-1.122)	0.152*** (3.387)	-0.299*** (-3.532)
lnSize	0.134** (2.040)	0.206** (2.552)	0.159** (2.516)	0.221*** (2.717)	0.209*** (2.607)	0.174*** (2.740)	0.228*** (2.839)
λ					-0.132 (-1.579)	-0.292*** (-3.450)	-0.114 (-0.927)
ρ		-0.128 (-1.541)	-0.269*** (-3.293)	-0.123 (-0.879)			
Adjust-R ²	0.127	0.201	0.208	0.289	0.201	0.191	0.246
Log-Likelihood		-209.102	-211.444	-196.486	-209.033	-210.719	-196.304

注:*, **, ***分别表示在 10%、5%、1%的显著水平下显著,括号内为渐进的 t 统计量。

SLM模型和SEM模型中的双固定模型要优于其它模型,但是由于空间因素的影响不能反映出来,故本文在时间固定的SLM与SEM模型中进行选择,依据Log-Likelihood值大小来判断模型的拟合优度(值越大越好),由于 $-210.719 > -211.444$,因此选择时间固定的SEM模型来解释创新效率影响因素,得出了一些有益的结论。

第一,地理邻近性对我国高技术产业创新效率具有显著负向影响。研究发现我国高技术产业创新效率空间误差模型影响系数为 -0.292 ,在1%显著性水平下通过了检验,地理邻近性对产业创新效率具有显著的负向影响。这存在两方面原因,一是源于我国邻近省份的高技术产业存在极强的趋同性,导致邻近省域之间对技术、研发、人才及资金等激烈竞争,进而影响到高技术产业创新效率的提升;二是受地方官员晋升锦标赛体制影响,导致省域之间实质交流存在障碍,对一些关键和核心技术存在地方保护主义,阻碍了核心技术知识溢出^[31-32],不利于创新效率高的地区带动低效率的地区。但必须看到,尽管高技术产业在省域间的竞争有负面影响,从我国高技术产业整体的发展长期来看,这种邻近效应所带来的长期积极影响要超过负面影响,因而导致当考察我国高技术产业创新效率的十年总趋势时,发现邻近省份在创新效率方面有较强的正空间相关性,但创新效率的大区域不平衡性依然存在。

第二,企业规模、劳动力投入对高技术产业创新效率具有显著的正向影响。研究发现,无论是混合OLS还是空间计量模型,高技术企业规模对高技术产业创新效率影响系数都显著为正,且都在5%或1%的显著性水平下通过了检验。在混合OLS模型中,其影响系数为 0.134 ,通过了5%的显著性检验;在时间固定SEM中,其影响系数为 0.174 ,通过了1%水平检验,这足以说明企业规模对创新效率的正向影响,而且在考虑空间效应后其影响更加显著。聂辉华等研究发现企业规模对创新具有显著的促进作用,同时也证明企业规模和创新之间呈倒U型关系,一定的企业规模有利于创新^[33]。Malmquist创新指数已充分表明我国目前高技术企业规模普遍较小,还处于倒U型曲线的上升部分,不能形成规模经济效应,因此,扩大企业规模有利于提高高技术产业创新效率。对于劳动力的投入,研究发现无论是OLS还是时间固定的SEM模型,都在1%的显著性水平上通过了检验,这充分说明劳动力,尤

其是熟练掌握一定生产技能的劳动力对高技术产业创新效率具有显著的正面影响。

第三,对外开放水平对高技术产业创新效率具有较为显著的正向影响。研究发现对外开放水平在5%的显著性水平下通过了检验,说明其对高技术产业创新效率有一定的影响。值得注意的是,这里影响系数虽为负值,但由于对其原始变量进行了比例后取对数处理,故这里影响是正向的,工业化水平、政府支持程度及科技水平等变量都具有相同解释。目前国内外关于对外开放水平如何影响创新效率的研究并不多见,韵江等研究发现对外开放度能在提高创新效率发挥积极作用^[34],在一定程度上佐证了本研究结论。

第四,资本水平对高技术产业创新效率具有负向影响,但不显著。研究结论充分说明两个问题,一是我国高技术产业存在“高技术不高”问题,发达高技术产业的发展经验表明高技术产业严重依赖资本的投入,而我国则表现对资本的投入并不显著;二是我国高技术产业资本投入是粗放型的,大规模的资本投入没有提高创新效率。因此,我国目前依靠大规模资本投入的高技术产业生产经营方式必须改变,必须实现生产方式从粗放型到集约型转变。

第五,工业化进程、政府支持程度及当地科技水平对高技术产业创新效率并无显著影响。研究表明,工业化进程、政府支持程度及当地科技水平等三因素对我国高技术产业创新效率影响虽然是正向的,但不显著,这说明这三个因素对高技术产业创新的影响并不明显,其他学者也发现市场力量等因素促进创新的假说在中国情境下缺乏相应的支持证据^[35]。

3 主要研究结论及启示

本研究通过引入DEA-Malmquist创新效率指数,测度了我国高技术产业创新效率,在此基础上构建了空间计量面板模型,探索了我国高技术产业创新效率的影响因素,得出了一些有益的结论,主要有:①我国高技术产业创新效率总体呈上升趋势,但技术效率和规模效率处于倒退状态;②地理邻近性对高技术产业创新效率具有显著的负向影响;③从我国高技术产业创新效率影响因素来看,企业规模和劳动力两因素具有显著的正向影响,对外开放水平具有较为显著的正向影响,资本投入具有不显著的负向影响,而工业化进程、政府支持程度及当地科技水平无显著影响。

根据上述研究结论,得出了一些重要的政策启示,具体表现在:第一,重视高技术引进后消化吸收以及再创新工作,提升我国高技术产业技术效率;第二,政策制定者应重点关注统筹区域创新发展,破解地方保护,加强区域合作,建立广义的竞争政策;第三,进一步做大做强我国高技术产业。要进一步发挥国家重大科技专项的引领支撑作用,实施产业创新发展工程,加强人才、财税金融等政策支持力度,推动高技术产业规模化发展。

参考文献:

- [1] Jones C I, Romer P M. The new Kaldor facts: ideas, institutions, population and human capital[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2010, 2(1): 224 - 245.
- [2] Jack E. Triplett. High tech industrial productivity and hedonic price indices[J/OL]. Bureau of Economic Analysis, US Department of Commerce, 1996: 120 - 142.
- [3] Connolly E, Fox K J. The impact of high tech capital on productivity: evidence from Australia[J]. Economic Inquiry, 2006, 44(1): 50 - 68.
- [4] Higon, D A. The impact of R&D spillovers on UK manufacturing TFP: A dynamic panel approach[J]. Research Policy, 2007, 36(7): 964 - 979.
- [5] Kumar S A. A decomposition of total productivity growth: A regional analysis of Indian industrial manufacturing growth[J]. International Journal of Productivity and Performance Management, 2006, 55(3/4): 311 - 331.
- [6] Hsiao F S T, Park C. Korean and Taiwanese productivity performance: comparisons at matched manufacturing levels[J]. Journal of Productivity Analysis, 2005, 23(1): 85 - 107.
- [7] 余泳泽, 张妍. 我国高技术产业地区效率差异与全要素生产率增长率分解[J]. 产业经济研究, 2012(1): 44 - 53.
- [8] Ozyurt S. Total factor productivity growth in Chinese industry: 1952-2005[J]. Oxford Development Studies, 2009, 37(1): 1 - 17.
- [9] 朱有为, 徐康宁. 中国高技术产业研发效率的实证研究[J]. 中国工业经济, 2006(11): 38 - 45.
- [10] 李新春, 李胜文, 张书军. 高技术与非高技术产业创新的单要素效率[J]. 中国工业经济, 2010(5): 68 - 77.
- [11] 李邃, 江可申, 郑兵云, 等. 高技术产业研发创新效率与全要素生产率增长[J]. 科学学与科学技术管理, 2010(11): 169 - 175.
- [12] 武鹏, 余泳泽, 季凯文. 市场化、政府介入与中国高技术产业 R&D 全要素生产率增长[J]. 产业经济研究, 2010(3): 62 - 69.
- [13] 梁平, 梁彭勇, 黄馨. 中国高技术产业创新效率的动态变化: 基于 Malmquist 指数法的分析[J]. 产业经济研究, 2009(3): 23 - 28.
- [14] 肖仁桥, 钱丽, 陈忠卫. 中国高技术产业创新效率及其影响因素研究[J]. 管理科学, 2012, 25(5): 85 - 98.
- [15] Anselin L. Spatial econometrics: methods and models[M]. Springer, 1988.
- [16] 王庆喜, 张朱益. 我国省域创新活动的空间分布及其演化分析[J]. 经济地理, 2013, 33(10): 8 - 15.
- [17] 桂黄宝. 我国高技术产业产出效应分析: 扩散还是回波? 基于 FEDER 模型的空间计量检验[J]. 科学学研究, 2014, 32(4): 536 - 544.
- [18] 梁滨, 邓祖涛, 梁慧, 等. 区域空间研究: 经济地理学与新经济地理学的分歧与交融[J]. 经济地理, 2014, 34(2): 9 - 13.
- [19] Caves D W, Christensen L R, Diewert W E. The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1982, 50: 1393 - 1414.
- [20] Malerba F. Sectoral systems: how and why innovation differs across sectors[C]//Fagerberg J, Mowery D C, Nelson R R. The Oxford Handbook of Innovation. Oxford: Oxford University Press, 2005: 380 - 406.
- [21] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952 - 2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10): 17 - 31.
- [22] Pavitt K, Robson M, Townsend J. The size distribution of innovating firms in the UK: 1945 - 1983[J]. The Journal of Industrial Economics, 1987, 35(3): 297 - 316.
- [23] Scherer F M, Ross D. Industrial market structure and economic performance[J]. University of Illinois at Urbana-Champaign's Academy for Entrepreneurial Leadership Historical Research Reference in Entrepreneurship, 1990.
- [24] Chen C T, Chien C F, Lin M H, et al. Using DEA to evaluate R&D performance of the computers and peripherals firms in Taiwan[J]. International Journal of Business, 2004, 9(4): 347 - 359.
- [25] Liu X, Buck T. Innovation performance and channels for international technology spillovers: Evidence from Chinese high-tech industries[J]. Research Policy, 2007, 36(3): 355 - 366.
- [26] Furman J L, Porter M E, Stern S. The determinants of national innovative capacity[J]. Research Policy, 2002, 31(6): 899 - 933.
- [27] 陈凯华, 官建成, 寇明婷. 中国高技术产业: 高产出、低效益的症结与对策研究——基于技术创新效率角度的探索[J]. 管理评论, 2012, 24(4): 53 - 66.
- [28] 陈燕武. 基于复合 DEA 和 Malmquist 指数的科技投入产出效率评价[J]. 运筹与管理, 2011, 20(6): 196 - 204.
- [29] Lall S, Weiss J. The sophistication of exports: a new trade measure[J]. World Development, 2006, 34(2): 222 - 237.
- [30] Srholec M. High-tech exports from developing countries: A Symptom of Technology Spurts or Statistical Illusion? [J]. Review of World Economics, 2007, 143(2): 227 - 255.
- [31] Poncet S. A fragmented China: measure and determinants of Chinese domestic market disintegration[J]. Review of International Economics, 2005, 13(3): 409 - 430.
- [32] Batisse C, Poncet S. Protectionism and industry location in Chinese provinces[J]. Journal of Chinese Economic and Business Studies, 2004, 2(2): 133 - 154.
- [33] 聂辉华, 谭松涛, 王宇峰. 创新、企业规模和市场竞争力: 基于中国企业层面的面板数据分析[J]. 世界经济, 2008(7): 57 - 66.
- [34] 韵江, 马文甲, 陈丽. 开放度与网络能力对创新绩效的交互影响研究[J]. 科研管理, 2012, 33(7): 8 - 15.
- [35] 吴延兵. 企业规模、市场力量与创新: 一个文献综述[J]. 经济研究, 2007(5): 125 - 138.