

文章编号: 1002-1566 (2013) 04-0571-15

# 我国省际知识生产及其空间溢出的动态时变特征 — 基于 Spatial SUR 模型的经验分析

邓明<sup>1,2</sup> 钱争鸣<sup>3</sup>

(1. 厦门大学经济学院财政系, 福建 厦门 361005; 2. 中国社会科学院城市发展与环境研究所, 北京 100005; 3. 厦门大学经济学院统计系, 福建 厦门 361005)

**摘要:** 在合理估算我国省际知识存量的基础上, 本文基于 Romer (1990) 的知识生产函数, 建立了 Spatial SUR 模型, 以分析我国省际知识生产及其空间溢出的动态时变性。根据 2000-2009 年我国省际面板数据的实证研究结果表明: 我国省际知识生产中投入要素的产出弹性虽然在逐年提高, 但仍然处于较低水平; 我国省际知识生产活动中存在显著的正向空间溢出效应, 而且溢出效应在不断加强; 知识生产存在规模报酬递减的现象。

**关键词:** 知识生产; 空间溢出; 动态时变特征; Spatial SUR 模型; 贝叶斯估计

**中图分类号:** F224.0, O212

**文献标识码:** A

## The Dynamical Time-varying Characteristic of China's Provincial Production and Knowledge Spatial Spillover

DENG Ming<sup>1,2</sup> QIAN Zheng-ming<sup>3</sup>

(1. Department of Public Economics, Xiamen University, Fujian Xiamen 361005, China, 2. Institute for Urban and Environmental Studies, Chinese Academy of Social Science, Beijing 100836, China, 3. Department of Statistics, Xiamen University, Fujian Xiamen 361005, China)

**Abstract:** Based on a rational estimation of China's provincial knowledge stock and the knowledge production function of Romer (1990), this paper sets up Spatial SUR model to analyze the dynamic time-varying characteristic of China's provincial knowledge production and its spatial spillover. By use of provincial panel data during 2000-2009, the empirical outcome shows that the output elasticity of production factors is still low while it grows up year by year. The result also reveals that there is distinctive positive spatial spillover in China's provincial knowledge production and the spillover is getting stronger. This paper finds that the knowledge production in China has diminishing returns to scale.

**Key words:** knowledge production, spatial spillover, dynamic time-varying characteristic, spatial SUR model, Bayesian estimation

### 0 引言

自 Schumpeter<sup>[1]</sup> 首次提出“创新”的概念并探讨了创新在经济发展中的重要作用之后, 知识生产活动与经济增长之间的关系吸引了大量经济学家的关注。以索洛-斯旺模型为代表的

收稿日期: 2011年2月16日

收到修改稿日期: 2011年9月13日

基金项目: 中国博士后科学基金项目 (2012M510670); 全国统计科研计划项目 (2012LY015); 福建省教育厅社会科学一般项目。

新古典增长理论认为外生的技术进步是经济增长的长期决定因素的结论; 20 世纪 80 年代中期以来, 以 Romer<sup>[2]</sup>、Lucas<sup>[3]</sup> 为代表的新增长理论突破了新古典增长理论关于技术进步外生性的假设, 强调技术进步是内生的, 认为资本积累和创新都是促进技术进步和经济增长的重要力量; 在 20 世纪 90 年代, 以 Romer<sup>[4]</sup>、Aghion 和 Howitt<sup>[5]</sup> 为代表的熊彼特增长理论则认为内生的研发和创新是推动技术进步和经济增长的决定性因素。不论基于何种增长理论来解释知识生产与经济增长之间的关系, 一个不可否认的事实是: 随着知识经济的发展, 知识生产活动, 亦即知识创新, 已经成为一个国家经济发展的重要源泉。

既然知识生产之于经济增长有着如此重要的作用, 那么, 探讨知识生产过程自身的规律性对于理解经济增长就显得尤为重要。从广义角度来看, 知识生产活动包括任何对客观事物的观察、感知及其基础上的思辨; 而从狭义角度来看, 知识生产过程的实质就是科学发现和技术发明(邓明、钱争鸣<sup>[6]</sup>)。本文利用 2000–2009 年我国省际面板数据对我国省际知识生产过程进行了实证研究, 试图寻找影响我国省际知识生产能力的因素, 并考察我国省际知识生产过程的动态时变特征。为了便于指标设定与数据获取, 我们将本文的研究对象设定在邓明、钱争鸣<sup>[6]</sup> 所界定的狭义的知识生产。本文的主要工作有以下几个方面: 一是在知识生产函数的设定中综合了知识生产函数研究中的一些主要进展, 包括知识的投入与产出之间的时滞性、知识存量对于知识生产的作用、知识生产中的规模效应以及溢出效应; 二是利用 Spatial SUR 模型对我国省际知识生产函数进行了实证分析, 这种模型的特征在于允许自变量系数(包括空间自回归系数)在时期上发生变动, 从而可以考察我国省际知识生产及其空间溢出的动态时变特征。本文余下内容组织如下: 第 1 部分对文献进行梳理与评述; 第 2 部分对本文所使用的理论模型进行设定, 分析其估计方法; 第 3 部分对指标、数据来源进行说明, 并对作为解释变量的省际知识存量进行估算; 第 4 部分列出了实证分析结果, 并对其进行解释; 最后为结束语。

## 1 文献综述

对知识生产函数的研究可以追溯到 20 世纪 60 年代 Scherer<sup>[7]</sup>、Comanor<sup>[8]</sup> 等人的研究, 这些研究以专利数量或新产品销售收入作为知识生产的产出变量, 以研发支出或研发人员为知识生产的投入变量。继上述研究者的开创性工作之后, 研究者对知识生产以及知识生产函数进行了不同方向的拓展。

第一方面的拓展是考虑了知识生产的投入与产出之间的时滞关系。Griliches<sup>[9]</sup>、Pakes 和 Griliches<sup>[10]</sup>、Cincer<sup>[11]</sup> 以及邓明、钱争鸣<sup>[6]</sup> 等人的研究认为知识生产活动的产出不仅依赖于当期的创新投入, 而且还取决于过去时期中的创新投入。Griliches<sup>[12]</sup> 在其设定的知识生产函数中在当期 R&D 投入前通过设定一个滞后函数, 首次考察研发投入与产出之间的时滞效应; Pakes 和 Griliches<sup>[10]</sup> 的研究表明, 当期 R&D 支出和滞后 5 期的 R&D 支出对专利数量均有显著的正效应, 而滞后 1 至 4 期的 R&D 支出没有表现出显著影响。

第二个方面的拓展则考虑了知识存量的作用。熊彼特增长理论认为知识积累形成知识存量, 知识存量又推动了技术创新并进一步引致经济增长。Romer<sup>[4]</sup> 的内生经济增长理论分析了现有知识存量对创新知识流动性的影响, 该理论认为现有知识存量对知识生产可能存在方向不同的两方面作用: 一方面, 现有知识能为将来的知识创造提供思想和工具, 使得新知识的生产更容易, 因此, 知识存量能提高知识生产的产出; 另一方面, 最先获得的知识很可能是最容易的, 因此, 知识存量越多, 新知识产出越难获得。此后, 大量关于知识生产函数的经验研究也考虑了知识存量的作用, 例如 Griliches<sup>[12]</sup>、Crépon 和 Duguet<sup>[13]</sup>、Blundellet 等<sup>[14]</sup>、吴延

兵<sup>[15]</sup>, 邓明、钱争鸣<sup>[6]</sup>的研究工作。Crépon 和 Duguet<sup>[12]</sup>对法国 1984–1989 年 698 个制造企业进行研究时发现专利数量对 R&D 存量的弹性小于 1; Blundellet 等<sup>[13]</sup>利用英国 1972–1982 年的企业数据, 发现知识存量对专利数量有显著正影响。

在对知识存量作用的函数界定上, 有两类代表性的知识生产函数, 分别是 Romer<sup>[6]</sup>提出的知识生产函数和 Jones<sup>[16]</sup>提出的知识生产函数, 虽然两者都认为知识存量是知识生产的重要基础, 但两者在参数设定上存在较大差异。Romer<sup>[6]</sup>类型知识生产函数的核心思想是知识存量的边际生产率与知识存量无关, 仅仅与 R&D 部门的劳动力投入有关, R&D 部门的劳动力投入越多, 新知识的产生速度越快, 知识生产存在规模效应; Jones<sup>[16]</sup>则认为, 知识存量的边际生产率随知识存量的增加而降低, 当经济处于均衡路径时, 知识生产的增长速度与 R&D 投入规模无关。也就是说, Romer<sup>[6]</sup>与 Jones<sup>[16]</sup>的主要区别在于, 知识积累速度与研发投入规模是否呈正相关关系。在经验研究方面, Porter 和 Stern<sup>[17]</sup>利用 16 个 OECD 国家 1973–1993 年的数据, 认为这些国家的知识生产函数为 Romer<sup>[6]</sup>类型的生产函数; Madsen<sup>[18]</sup>根据 21 个 OECD 国家 1965–2004 的数据研究发现这些国家的知识生产函数同样是常规规模报酬的, 也支持 Romer<sup>[6]</sup>类型的知识生产函数。

第三方面的拓展也是最重要的方面, 即对知识生产中溢出效应的探讨。知识溢出的概念最初是内生增长理论、新经济地理学在解释生产集聚、创新时提出来的。Griliches<sup>[19]</sup>认为知识溢出的本质在于知识的社会回报率明显高于私人回报率。赵勇和白永秀<sup>[20]</sup>在综合相关文献的基础上, 认为知识溢出机制至少可以分为基于知识人才流动的、基于研发合作的、基于企业家创业的和基于贸易投资的四类知识溢出机制。在对知识外溢的经验研究中, Griliches<sup>[9]</sup>在提出其知识生产函数就考虑到了知识外溢的作用, 而且认为知识外溢可能随距离递减的。Jaffe<sup>[21]</sup>修正了 Griliches<sup>[9]</sup>提出的知识生产函数, 并引进了空间维度和大学研究, 他所观测的单元不仅限于企业, 而扩展到了空间区域, 由此形成了著名的 Griliches-Jaffe 知识生产函数。Griliches-Jaffe 知识生产函数基于这样一个假设: 一个地区的大学研究对同一个地区的专利的正面影响显示了地理媒介溢出的存在, 以及没有区分科技转移形式的某种科技外部性的存在, 这样, 在该模型中创新活动与地理位置有关。大量经验研究表明, 在企业微观层面上, R&D 投入与产出之间并没有直接的因果关系, 但在城市和区域等较广范围内, R&D 投入与产出之间的关系则比较显著, 因此, 许多研究者转向研究知识的空间外部性, 主要是在城市与区域空间范围内分析知识的空间溢出一致, 以及知识溢出在促进经济集聚、创新和经济增长过程中的特征。Jaffe<sup>[21]</sup>、Adams 和 Jaffe<sup>[22]</sup>等从不同角度论证了知识溢出的存在性和强度, 并分析了知识溢出推动创新过程的作用机制。更进一步的研究表明, 知识空间溢出的局域性使得地理距离对知识溢出的吸收效率产生重要影响, 知识溢出对区域创新的影响随着空间距离的增加而衰减, Anselin 等<sup>[23]</sup>、Rosenthal 和 Strange<sup>[24]</sup>等的经验研究支持了上述论点。

针对以往研究忽视空间相关性以及空间异质性可能带来的估计误差, 最近的文献基于新近发展的空间计量方法和模型, 就知识溢出对相邻区域创新产出影响进行了研究, Anselin 等<sup>[23,25]</sup>将空间相关性引入知识生产模型, 模型化了空间外部性; Fischer 和 Varga<sup>[26]</sup>基于空间计量方法发现知识生产存在空间溢出, 而且这种溢出超出了行政区域的地理范围, 并呈现出显著的距离衰减趋势; Bode<sup>[27]</sup>对 20 世纪 90 年代德国的经验研究发现, 知识溢出对区域创新的贡献显著, 但受到空间交易成本的影响, 只有部分知识溢出可被邻近的低研发强度地区所利用。在国内研究中, 吴玉鸣<sup>[28]</sup>利用空间计量方法对中国的区域研发、知识溢出与创新进行了研究, 发现区域创新存在不同程度的空间自相关, 地理距离是影响知识溢出的重要因素之一; 吴玉鸣等<sup>[29]</sup>将地理加权回归 (geographical weighted regression, GWR) 运用于我国省际知识

生产的实证研究中,可以在空间上对每个参数进行估计,从而分析了参数在不同空间上的空间非稳定性。

本文在知识生产函数的构建中,综合考虑了上述三个方面的进展。事实上,邓明、钱争鸣<sup>[6]</sup>的研究已经综合了上述三个方面,但是,其研究是对整个时间段上进行“平均”处理。正如 Elhorst<sup>[30]</sup>所言,当空间异质性不能完全被截距项体现出来时,一个自然的变化就是放松斜率项固定不变的假设,在时间维度或是空间维度上引入斜率项(包括自变量系数和空间自回归系数)的变动,也就是建立变系数的空间面板数据模型。因此,本文在构建我国省际知识生产的理论函数的基础上,利用 Spatial SUR 对其进行参数估计,该模型的优点是,通过在时间维度上引入斜率项的变动,可以考察经济关系以及空间关系的动态时变特征。

## 2 模型设定与估计方法

### 2.1 模型设定

综合现有的研究,我们认为,知识生产的产出至少受到研发投入的资本、研发投入的人员以及现有知识存量的影响。我们的模型是参照 Romer<sup>[4]</sup>的研发模型建立的,其模型形式为:

$$\dot{A} = BK_A^\beta L_A^\gamma A^\theta, \quad (1)$$

其中,  $A$  为知识存量,  $\dot{A}$  为新产出的知识,  $K_A$  和  $L_A$  为研发部门的劳动投入和资本投入,  $B > 0$  为转移参数,  $0 < \alpha < 1$ ,  $\beta, \gamma \geq 0$ 。Romer<sup>[4]</sup>虽然提到知识是部分排他的,但并没有进行深入谈论,在其模型中知识存量是对所有部门共享的。但是,这种假设是一种理想状态,对于我国省际知识生产,由于知识产权保护、地理空间阻隔,我们认为不同的省份有自己独有的知识存量(符森<sup>[31]</sup>)。此外, Romer<sup>[4]</sup>的模型没有考虑到研发投入与产出之间的时间滞后性,类似于邓明、钱争鸣<sup>[6]</sup>,我们建立如下的柯布-道格拉斯形式的省际知识生产函数:

$$P_{i,t+\theta} = e^{\alpha_0} K_{i,t}^{\alpha_1} L_{i,t}^{\alpha_2} A_{i,t}^{\alpha_3} e^{\varepsilon_{i,t}}, \quad (2)$$

其中,下标  $i = 1, 2, \dots, N$  表示地区(省份),  $t = 1, 2, \dots, T$  表示年份,  $P$  表示知识生产的产出,考虑到知识生产的周期,我们把第  $t$  年的产出看作是第  $t - \theta$  年的知识生产的结果,  $K$  表示知识生产的资本投入,而  $L$  表示知识生产的劳动力投入,  $A_t$  是第  $t$  年的知识存量。 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  和  $\alpha_3$  分别表示知识生产中投入的资本、劳动力以及知识存量的产出弹性,对  $\alpha_3$  的设定体现了 Romer<sup>[4]</sup>和 Jones<sup>[16]</sup>型知识生产函数的区别, Romer<sup>[4]</sup>的假设是  $\alpha_3 = 1$ ,而 Jones<sup>[16]</sup>的假设是  $\alpha_3 < 1$ ,我们将通过我国的经验数据来检验我国的省际知识生产函数究竟属于哪种类型。对式(2)作对数化处理,得到如下式(3)的线性知识生产函数:

$$\ln P_{i,t+\theta} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln K_{i,t} + \alpha_2 \ln L_{i,t} + \alpha_3 \ln A_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (3)$$

为了考虑知识生产的空间溢出,将空间计量模型引入到式(3)的知识生产函数中,构建含空间滞后项的知识生产函数(SAR):

$$\ln P_{i,t+\theta} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln K_{i,t} + \alpha_2 \ln L_{i,t} + \alpha_3 \ln A_{i,t} + \rho W \ln P_{i,t+\theta} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} \sim N(0, (\sigma_\varepsilon)^2 I), \quad (4)$$

其中,  $\rho$  为空间自回归系数;  $W$  为  $N \times N$  的空间权重矩阵,为外生给定的,  $w_{i,j}$  为矩阵中的第  $(i, j)$  个元素。邓明和钱争鸣<sup>[10]</sup>基于如式(4)所示的传统的空间面板数据模型对我国省际知识生产及其空间溢出进行了研究,但这种研究对整个时间段上进行“平均”处理,不能体现

出知识生产及其空间溢出在不同时期的动态时变特征, 因此我们在式 (4) 的 SAR 模型中引入系数的“时变性”, 构建如下的 Spatial SUR 模型:

$$\ln P_{i,t+\theta} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} \ln K_{i,t} + \alpha_{2t} \ln L_{i,t} + \alpha_{3t} \ln A_{i,t} + \rho_t W \ln P_{i,t+\theta} + \varepsilon_{i,t}, \quad E(\varepsilon_t(\varepsilon_s)') = \sigma_{ts} I_N. \quad (5)$$

从模型的误差结构中可以看出, 不同空间个体之间的误差项不存在相关性, 而同一空间个体不同时期的观测之间存在序列相关, 这种序列相关性将每个时期的方程联系起来, 形成一种 SUR 结构. 对于式 (5) 的 Spatial SUR 模型, Aselin<sup>[32]</sup> 认为可以采用极大似然的方法和工具变量的方法进行估计. 但是, 我们认为这两种方法在应用中都有一定的困难: 如果使用极大似然方法, 那么模型 (5) 的似然函数的一阶条件将构成一个非常复杂的非线性系统, 而利用数值优化的方法求解该非线性系统时的计算量将是非常巨大的; 工具变量的方法虽然能降低计算量, 但其困难在于合理的工具变量的选择. 此外, 虽然极大似然估计量具有较好的渐进性质, 但这也是极大似然估计的另一个缺点, 因为在实际应用中, 样本的个数一般是有限的, 而贝叶斯方法却不受此限制, 因为贝叶斯方法所得到的参数的后验分布是建立在样本数据和先验分布的基础之上. 因此, 本文将采用贝叶斯方法进行参数估计.

### 2.2 参数的贝叶斯估计

对于式 (5) 的 Spatial SUR 模型, 我们可以将其写成如下的形式:

$$Y = (D \otimes W)Y + X\beta + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \Omega \otimes I_N), \quad (6)$$

$Y$  为  $NT \times 1$  矩阵,  $X = \text{diag}(X_t)$ , ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) 为  $NT \times KT$  矩阵,  $\beta$  为  $KT \times 1$  矩阵,  $\varepsilon$  为  $NT \times 1$  矩阵,  $D = \text{diag}(\rho_t)$ , ( $t = 1, 2, \dots, T$ ),  $\Omega = (\sigma_{ts})$  为  $T \times T$  矩阵. 根据上述设定可以看出, 在这样的 Spatial SUR 模型中, 各个时期的方程是一个个“似无关”的截面方程, 各截面方程的空间个体存在空间相关性. 如果各个时期的截面方程之间在时间上是相互独立的, 那么我们可以对每个截面方程单独进行估计即可. 但事实上, 知识的生产在时间上有明显的延续性, 因此, 我们通过在各个截面方程的误差项中引入时期的相关性, 从而将知识生产在时间上的延续性考虑进去, 避免模型设定上的误差. 根据模型设定可知, 上述模型的似然函数为:

$$L(Y|D, \beta, \sigma, \Omega^{-1}, X, W) \propto \left( \prod_{t=1}^T |I_N - \rho_t W| \right) (\Omega^{-1})^{N/2} \exp \left( - \frac{e'(\Omega^{-1} \otimes I_N)e}{2} \right), \quad (7)$$

其中,  $e = Y - (D \otimes W)Y - X\beta$  为  $NT \times 1$  矩阵.

第一步: 对模型 (6) 中参数的先验分布进行设定. 假设  $\rho$ 、 $\beta$  和  $\sigma$  的先验分布独立, 即:

$$\pi(\beta, D, \Omega^{-1}) = \pi(\beta) \cdot \left( \prod_{t=1}^T \pi(\rho_t) \right) \cdot \pi(\Omega^{-1}). \quad (8)$$

在求参数的后验分布前, 需要对参数的先验分布进行设定. 根据 Geveke<sup>[33]</sup>, 异方差的误差项方差的先验分布通常设定为一个逆伽马分布, 因而  $\Omega = (\sigma_{ts})$  的先验分布则可以设定为一个逆维夏特 (inverse Wishart, IW) 分布; 自变量系数  $\beta$  的先验分布一般设定为多元正态分布, 而  $\rho_t$  的先验分布则通常设为均匀分布, 因而有:

$$\Omega^{-1} \sim W(m^*, \Omega^*), \quad \beta \sim N(\beta^*, \Sigma^*), \quad \rho_t \sim U(\lambda_{\min}^{-1}, \lambda_{\max}^{-1}), \quad (9)$$

$W(m^*, \Omega^*)$  是一个参数矩阵为  $\Omega^*$ 、自由度为  $m^*$  的 Wishart 分布,  $\lambda_{\min}^{-1}$  和  $\lambda_{\max}^{-1}$  分别表示空间权重矩阵  $W$  的最小和最大特征根, 根据 Sun 等<sup>[34]</sup> 中的 Lemma 2 可得,  $\lambda_{\min}^{-1} < 0$ ,  $\lambda_{\max}^{-1} > 0$ , 且  $\rho_t$  必然位于区间  $[\lambda_{\min}^{-1}, \lambda_{\max}^{-1}]$  内, 因而, 设定其为一个均匀分布是合理的。给定上述的先验分布和式 (8) 的似然函数, 则参数的联合后验分布为:

$$\begin{aligned} \pi(\beta, D, \Omega^{-1} | Y, X, W) &\propto \pi(\beta, D, \Omega^{-1}) L(Y | \beta, D, \Omega^{-1}, X, W) \\ &\propto \pi(\beta) \left( \prod_{t=1}^T \pi(\rho_t) \right) \pi(\Omega^{-1}) L(Y | \beta, D, \Omega^{-1}, X, W) \\ &\propto \exp \left( -\frac{(\beta - \beta^*)' (\Sigma^*)^{-1} (\beta - \beta^*)}{2} \right) \left( \prod_{t=1}^T \frac{1}{\lambda_{\max}^{-1} - \lambda_{\min}^{-1}} \right) |\Omega^{-1}|^{\frac{\nu^* - T - 1}{2}} \quad (10) \\ &\quad \cdot \exp \left( -\frac{\text{tr}(\Omega^{-1} (\Omega^*)^{-1})}{2} \right) \left( \prod_{t=1}^T |I_N - \rho_t W| \right) |\Omega^{-1}|^{\frac{N}{2}} \\ &\quad \cdot \exp \left( -\frac{e' (\Omega^{-1} \otimes I_n) e}{2} \right). \end{aligned}$$

第二步: 利用 MCMC 抽样方法来估计参数。在抽样之前, 需要得到参数  $\rho_t$ 、 $\beta$  和  $\Omega^{-1}$  的满条件分布。首先, 根据 (10) 式可得,  $\rho_t$  的满条件分布为:

$$\pi(\rho_t | D_{-t}, \beta, \Omega^{-1}, Y, X, W) \propto |I_n - \rho_t W| \exp \left( -\frac{\text{tr}(\Omega^{-1} E' E)}{2} \right), \quad (11)$$

其中,  $D_{-t}$  为  $(T-1) \times (T-1)$  矩阵, 它是剔除矩阵  $D$  中第  $t$  个主对角元素所得到的,  $E = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T)$  为  $N \times T$  矩阵, 根据  $e$  的定义可得,  $e = \text{vec}(E)$ 。由于  $\rho_t$  包含在行列式中, 因而  $\rho_t$  的分布无法利用标准的方法抽样得到, 为此可以采用一种随机游走的 Metropolis 算法 (Tierney<sup>[35]</sup>)。其具体步骤是, 首先设定  $\rho_t$  的一个提议分布 (proposal distribution), 然后从  $\rho_t$  的提议分布中生成  $\rho_t$  的一个新状态, 该生成过程 (或者称为转移过程) 如下所示:

$$\rho_t^{\text{new}} = \rho_t^{\text{old}} + a\theta, \quad \theta \sim N(0, 1), \quad (12)$$

其中,  $a$  称为转移参数,  $\rho_t^{\text{new}}$  是由  $\rho_t$  的前一次抽样结果  $\rho_t^{\text{old}}$  转移得到的, 提议分布就是  $\rho_t^{\text{old}}$  的初始状态。从理论上讲, 提议分布的选取是任意的, 但在实际计算中, 提议函数 (proposal function) 的选取对于算法效率的影响相当大 (陈平、徐若曦<sup>[36]</sup>)。Holloway 等<sup>[37]</sup> 建议  $\rho_t$  的提议分布为一个正态分布。 $\rho_t$  由  $\rho_t^{\text{old}}$  转移到  $\rho_t^{\text{new}}$  的概率 (称为接受概率, acceptance probability) 为:

$$\phi(\rho_t^{\text{old}}, \rho_t^{\text{new}}) = \min \left\{ \frac{\pi(\rho_t^{\text{new}} | D_{-t}, \beta, \Omega^{-1}, Y, X, W)}{\pi(\rho_t^{\text{old}} | D_{-t}, \beta, \Omega^{-1}, Y, X, W)}, 1 \right\}. \quad (13)$$

因此, 在时期  $t$ ,  $p(\rho_t = \rho_t^{\text{new}}) = \phi(\rho_t^{\text{old}}, \rho_t^{\text{new}})$ ,  $p(\rho_t = \rho_t^{\text{old}}) = 1 - \phi(\rho_t^{\text{old}}, \rho_t^{\text{new}})$ 。

将一个正态分布的提议分布按照式 (13) 的转移过程进行转移时, 为了保证 Metropolis 抽样能够遍历  $\rho_t$  的满条件分布。在抽样过程中, 我们希望在条件分布较厚的地方抽取更多样本, 以避免样本大量集中在条件分布较薄的地方。为了达到这个目标, 我们需要根据 Metropolis 抽样过程中接受概率的大小而不断调整转移参数。但目前对转移参数  $a$  的确定以及如何调整并无定论, Gelman 等<sup>[38]</sup> 认为应选择转移参数使得接受概率在 25%–35% 之间; 而 Holloway 等<sup>[37]</sup> 则建议应选择转移参数使得接受概率在 40%–60% 之间。Holloway 等<sup>[37]</sup> 所建议的参数  $a$  的调整方式如下: 当接受概率降低到 40% 以下时, 则调整  $a$  为  $a' = a/1.1$ , 从而使得  $\rho_t^{\text{new}}$  更

接近  $\rho_t^{old}$ , 增加接受概率; 反之, 当接受概率超过 60% 时, 则调整  $a$  为  $a' = 1.1a$ , 从而使得  $\rho_t^{new}$  更偏离  $\rho_t^{old}$ , 降低接受概率。根据 (10) 式可得,  $\beta$  和  $\Omega^{-1}$  的满条件分布分别为:

$$\pi(\beta|D, \Omega^{-1}, Y, X, W) \propto N(\beta^{**}, \Sigma^{**}), \quad (14)$$

$$\pi(\Omega^{-1}|\beta, D, Y, X, W) \propto N(m^{**}, \Omega^{**}), \quad (15)$$

其中,  $\beta^{**} = \Sigma^{**}(X'(\Omega^{-1} \otimes I_N)\bar{Y} + (\Sigma^*)^{-1}\beta^*)$ ,  $\Sigma^{**} = (X'(\Omega^{-1} \otimes I_N)X + \Sigma^{-1})^{-1}$ ,  $\Omega^{**} = (E'E + (\Omega^*)^{-1})^{-1}$ ,  $\bar{Y} = Y - (D \otimes W)Y$ ,  $m^{**} = N + m^*$ 。上述两个满条件分布可以通过简单的 Gibbs 抽样得到。因此, 本节使用的 MCMC 估计方法结合了 Metropolis 抽样和 Gibbs 抽样。由此完成了参数满条件分布的构造以及抽样方法的设计。

第三步: 利用 MCMC 方法对参数进行估计。MCMC 方法可以以任意值作为迭代估计的起始值, 记参数  $\rho_t$ 、 $\beta$  和  $\Omega^{-1}$  的起始值分别为  $\rho_t(0)$ 、 $\beta(0)$  和  $\Omega^{-1}(0)$ , 按照下面的步骤进行抽样:

首先, 根据  $\rho_t(0)$ 、 $\beta(0)$ 、 $\Omega^{-1}(0)$  以及式 (15) 抽取样本  $\Omega^{-1}(1)$ ; 然后, 根据  $\rho_t(0)$ 、 $\beta(0)$ 、 $\Omega^{-1}(1)$  以及式 (14) 抽取样本  $\beta(1)$ ; 最后, 根据  $\rho_t(0)$ 、 $\beta(1)$ 、 $\Omega^{-1}(1)$  以及式 (11) 抽取样本  $\rho_t(1)$ 。至此便完成了从  $\theta(0) = \{\rho_t(0), \beta(0), \Omega^{-1}(0)\}$  到  $\theta(1) = \{\rho_t(1), \beta(1), \Omega^{-1}(1)\}$  的转移, 然后再重新回到第一步, 并以  $\theta(1)$  代替  $\theta(0)$  进行抽样, 将上述迭代抽样重复进行  $n$  次。一旦抽取的样本收敛于一种稳定状态, 则可以断定所抽取的样本来自于后验分布。Gelfand 和 Smith<sup>[39]</sup> 证实, 基于满条件分布的 MCMC 抽样所得到的后验分布能够收敛于参数真实的后验分布。

### 3 指标设计、知识存量估算与样本选取

#### 3.1 投入产出指标的选取

知识生产投入产出的界定是知识生产研究中争议最大的地方。研究文献一般选取 R&D 活动的资本投入或者科研人员投入作为知识生产投入的度量指标; 但知识生产过程的产出形式很多, 即使是狭义的知识生产过程, 其产出形式也包括新方法的提出、新产品的开发、工艺创新和质量改善等。研究者普遍认为专利数量能相对较好地反映出知识生产活动的产出, 而且专利数据相对容易获得, 在统计上也比较方便, 例如 Porter 和 Stern<sup>[17]</sup>、Pessoa<sup>[40]</sup> 等人的研究。但吴延兵<sup>[41]</sup> 认为专利在很大程度上只是一种中间产品, 它反映了新技术知识, 却没有反映新知识是否有经济价值, 也许只有那些成功商业化的发明创造才可以称得上创新。Griliches<sup>[9]</sup> 认为“专利本身是一个有瑕疵的变量 (作为创新产出), 因为并不是所有的创新都申请专利, 并且专利的经济影响差别很大”。但利用其他指标来度量知识生产的产出同样存在缺陷, 例如有些研究者使用新产品销售收入或者新产品开发项目数来度量知识生产的产出 (吴延兵<sup>[41]</sup>), 然而, 新产品的生产可能不仅来自于企业的自主研发活动, 而且可能来源于技术模仿等, 在知识产权保护制度尚未完全建立的国家, 这可能导致更严重的度量误差。因此, 正如 Pessoa<sup>[40]</sup> 所言, “…… 我们根据专利数量来构建知识存量, 并不是说专利是创新活动的唯一产物, 也不是说专利是刻画创新活动产出的最理想指标。相反, 我们只是假设专利是描述创新活动的一个有用指标 ……”。因此, 本文用各省的授权专利数来表征各省知识生产的产出。

#### 3.2 投入 - 产出时滞的确定

由于不同国家之间专利法规定的不同, 因此, 知识生产的投入与产出之间的时滞也不能一概而论, Scherer<sup>[42]</sup> 认为在美国, 从申请专利到授予专利平均需要 4 年的时间, 因而专利数量

滞后了 4 年。而根据我国专利法的规定，从专利申请到授予专利的平均时间大约为两年，因此我们将式 (5) 中的  $\theta$  设定为 2。

### 3.3 数据来源

式 (5) 中  $L_{i,t}$  是各省级地区在各年度的科技活动人员个数； $K_{i,t}$  为各省级地区的年度科技经费支出，单位为万元， $P_{i,t}$  是各省的授权专利数。 $L_{i,t}$  和  $K_{i,t}$  的数据来自于各年度的《中国科技统计年鉴》， $P_{i,t}$  的数据来源于各年度《中国统计年鉴》。 $A_{i,t}$  为各省级地区的知识存量，我们将在下面一节进行估算。

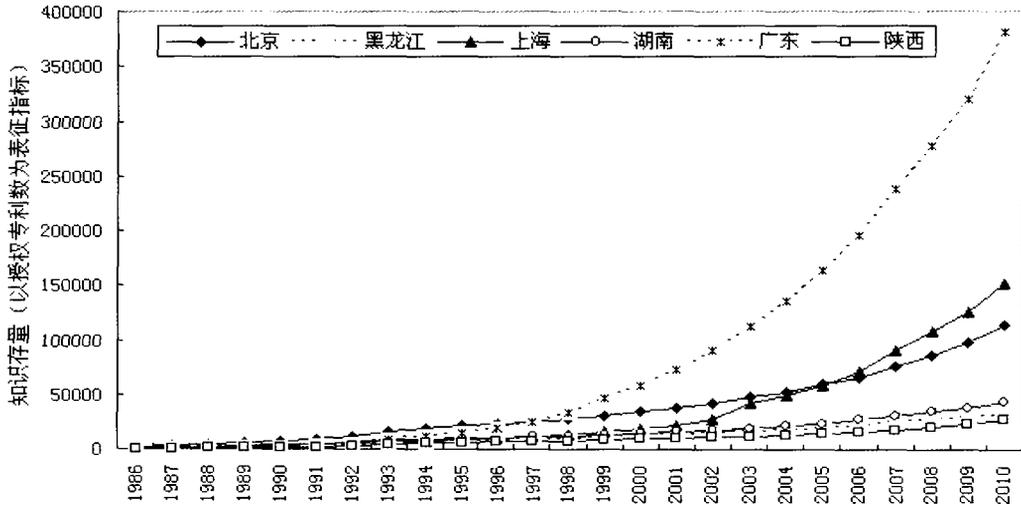


图 1 我国代表性省份知识存量曲线图 (1986-2010 年)

### 3.4 省际知识存量的估算

对应于广义的知识生产的定义，知识存量是经济系统所拥有的知识总量，具体而言，是指依附于经济系统中所有组织内部的设备、人员和组织结构上的所有知识的总和 (李顺才等<sup>[43]</sup>)；对应于狭义的知识生产的定义，知识存量则是指一个企业或地区在研究开发过程中所产生知识积累。由于本文所研究的是狭义的知识生产过程，因此此处所估计的知识存量是狭义的知识存量；与 Pessoa<sup>[40]</sup> 等人的研究一样，我们用授权专利数作为知识的表征指标，以此估算知识存量。知识存量的估算方法与物质资本存量的估算方法类似，一般也采用永续盘存法。Griliches<sup>[12]</sup> 认为，跟其他生产要素一样，知识作为一种独特的生产要素，也存在一个折旧率  $\tau$ 。所以，我们可以使用如下公式来估算第  $t$  年的知识存量  $A_t$ ：

$$A_t = (1 - \tau)A_{t-1} + P_{t-1} = (1 - \tau)A_{t-1} + P_{t-1} = \dots = (1 - \tau)^t A_1 + \sum_{i=1}^{t-1} (1 - \tau)^{i-1} P_{t-i}, \quad (16)$$

$A_1$  为基期的知识存量，我们根据 Goto 和 Suzuki<sup>[44]</sup> 的做法，对  $A_1$  作如下设定：

$$A_1 = \frac{P_1}{g + \tau}. \quad (17)$$

其中  $g$  为  $P_t$  的年增长率的算术平均。在估算知识存量时，知识折旧率的选取存在较大争议。在我国，技术的平均使用年限在 14 年左右，因此我们取其倒数认为  $\tau$  的取值应该在 0.0714 左右，将其代入到式 (16)、(17) 中，并利用各省的统计数据，估算得到我国各省级地区的知识存

量水平。我们所使用的样本是 1987 到 2009 年的中国省级地区数据, 其中, 2010 年省际知识存量由 2009 年的统计数据估算得到, 各年度的具体数据参见附录。同时, 为了保持数据的一致性, 本文此处以及后面的实证分析中将四川和重庆合并为一个截面单位处理。得到了 1986 年到 2010 年我国各省份知识存量的估计值。为了直观表达其发布特征, 我们选取若干个代表性省份的知识存量的估计值绘制了图 1 的折线图。根据图 1 我们可以发现, 东部地区不仅在知识存量上要高于中西部落后地区, 而且其知识存量的增速也要高于中西部落后地区。因此, 我国的区域知识生产活动呈现出显著的不平衡发展状态。

## 4 实证结果

### 4.1 省际知识产出的空间相关性检验

在进行实证分析之前, 有必要对省际知识产出的空间相关性进行检验, 如果不存在空间相关性, 则用一般的模型即可; 如果存在, 则需要使用前文所建立的空间计量模型。分析某一变量在全域范围内空间依赖, 通常使用全局空间自回归系数 Moran's I (MI) 指数:

$$MI = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}, \quad (18)$$

其中,  $N$  为空间单位个数,  $S^2 = \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 / N$ ,  $\bar{y} = \sum_{i=1}^N y_i / N$ ,  $y_i$  表示第  $i$  地区的观测值。MI 指数在  $(-1, 1)$  之间, 小于 0 表示存在空间负相关; 大于 0 表示各地区间为空间正相关, 而等于 0 则表示不存在空间相关性; MI 指数的绝对值越大, 表示地区间空间相关程度越强。为了计算 MI 指数, 需要对空间权重矩阵进行设定。本文采用最常见的二元相邻的空间权重矩阵, 即当区域  $i$  和区域  $j$  相邻时,  $w_{i,j} = 1$ , 当区域  $i$  和区域  $j$  不相邻时,  $w_{i,j} = 0$ 。考虑到海南与广东、广西仅相隔琼州海峡, 而且相互之间经济活动频繁, 我们将海南省处理为与广东、广西相邻。根据 1986 年到 2009 年我国各省份知识生产的数据 (授权专利数), 得到其 MI 指数如表 1 所示。由表 1 可以看出, 我国省际知识产出在大多数年份在呈现出显著的空间正自相关关系, 说明我国省际知识生产的空间分布并非随机, 而是呈现出空间集群形态。此外, 从表 1 中可以看出, 我国省级地区之间知识生产的空间自相关性呈现逐年上升的趋势, 这说明我国区域间知识生产的空间扩散在不断增加。

表 1 1986-2007 年中国省际知识生产的 MI 指数

年份	Moran's I	p-value	年份	Moran's I	p-value	年份	Moran's I	p-value
1986	0.073	0.190	1994	0.243	0.007	2002	0.358	0.001
1987	0.105	0.090	1995	0.221	0.009	2003	0.326	0.003
1988	0.113	0.064	1996	0.193	0.015	2004	0.371	0.001
1989	0.128	0.055	1997	0.201	0.014	2005	0.379	0.001
1990	0.114	0.064	1998	0.205	0.013	2006	0.398	0.000
1991	0.205	0.013	1999	0.279	0.006	2007	0.363	0.001
1992	0.227	0.009	2000	0.207	0.012	2008	0.401	0.000
1993	0.319	0.005	2001	0.232	0.008	2009	0.384	0.001

注: p-value 为伴随概率。

### 4.2 模型的实证结果

本文在实证分析中所使用的样本的时间维度是 2000 年至 2009 年, 共 10 年的样本数据, 考虑到滞后 2 期, 因此在模型估计中, 真正使用的只有 8 期数据, 即 2000 年至 2007 的解释变

量数据以及相对应的 2002 年至 2009 年的被解释变量 (授权专利数) 的数据, 由于重庆与四川进行了数据合并处理, 因此共有 30 个截面单元, 共 240 个观测值。在进行实证研究之前, 首先对式 (10)–(12) 参数先验分布中的超参数作如下设定:

$$\beta^* = 0, \quad \Sigma^* = 100 \times I_{KT} = 100 \times I_{40}, \quad \Omega^* = 100 \times I_8, \quad m^* = T + 1 = 8 + 1 = 9.$$

根据 Holloway 等<sup>[37]</sup> 的建议, 选择转移参数  $a$  使得式 (16) 的接受率在 40%–60% 之间。根据前面的设定, 本文进行了 1000 次模拟运算。图 2 给出了在抽取  $\rho_1$  (即解释变量为 2000 年的数据) 时的接受率, 结果显示, 抽样的接受率在大约前 300 次中处于不断调整的阶段, 而在后面的将近 700 次抽样中接受率都比较稳定, 处于 (0.4860, 0.4879) 这个比较狭小的区间内, 因而获得了一个比较稳定的抽样结果, 但是,  $\rho_1$  的抽样结果的波动则是比较剧烈的, 图 3 则给出了相应的  $\rho_1$  的 Metropolis 模拟结果。

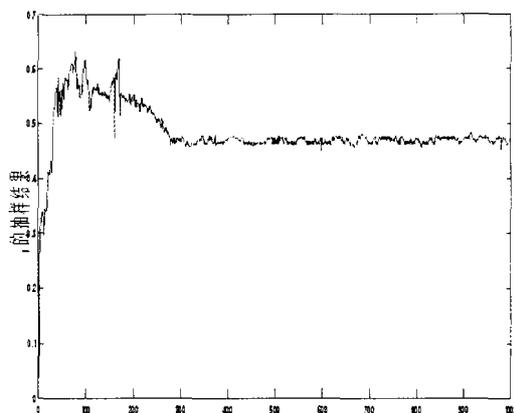


图 2  $\rho_1$  的 Metropolis 模拟中的接受率

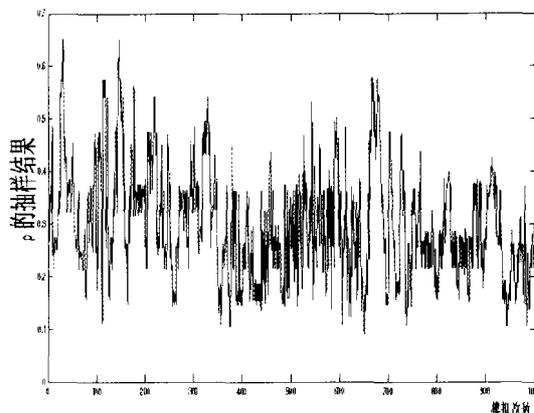


图 3  $\rho_1$  的 Metropolis 模拟中的抽样结果

表 2 参数的后验均值及标准差

年份/参数	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\rho_t$
2000	0.29054* (0.13814)	0.13431 (0.20683)	0.60315* (0.61670)	0.23871* (0.14618)
2001	0.31007** (0.15390)	0.16841** (0.17503)	0.65251** (0.53044)	0.25710* (0.20118)
2002	0.27311 (0.15018)	0.19017** (0.13885)	0.74311* (0.66719)	0.31074 (0.29958)
2003	0.32402* (0.19014)	0.18630* (0.13816)	0.80874* (0.82013)	0.32817** (0.21195)
2004	0.31301* (0.18030)	0.20431* (0.13929)	0.69404** (0.59160)	0.36601* (0.29384)
2005	0.36327** (0.14392)	0.20416 (0.19724)	0.75004 (0.82977)	0.41136* (0.30615)
2006	0.38401* (0.18024)	0.22539* (0.18301)	0.85279 (1.06231)	0.40037** (0.28710)
2007	0.39401*** (0.17432)	0.24810* (0.20114)	0.75104* (0.70253)	0.42015* (0.33609)

注: 括号中为抽样的标准差, \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示参数的后验均值在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下不为 0。

最终的估计结果如表 2 所示。从表中可以看出, 科技活动经费投入与科技人员的投入度能对知识生产产生正的影响, 而且这种影响在大部分年份都是显著的。但是, 在所有年份, 科技人员投入的产出弹性都要远低于科技活动经费投入的产出弹性。本文认为, 导致这一情形出现的可能原因有: 第一, 科技活动人员的激励机制不灵活, 降低了科技活动人员知识生产的积极性; 同时, 由于科技投入经费低且配置不合理, 使得人均科技经费非常低, 降低了科技活动人员的产出效率。第二, 我国的科技经费总投入相对不足。正如符森<sup>[31]</sup> 所言, “当 R&D 资

本投入为稀缺资源时, 他具有较高的产出弹性, 在这一阶段增加 R&D 投入, 可以获得更多的报酬。”2010 年我国全年研究与试验发展 (R&D) 经费支出为 6980 亿元, 而全年国内生产总值为 397983 亿元, R&D 经费总支出占当年国内生产总值的比重为 1.75%, 远低于欧盟和美国等西方发达国家, 因此还需要进一步增加科技经费投入。

此外, 本文所得到的各个年度科技经费投入和科技活动人员的产出弹性值均低于朱有为和徐康宁<sup>[45]</sup>、吴延兵<sup>[15]</sup>、Zhang 等<sup>[46]</sup>的研究所得到的产出弹性值。这是因为除了资本和人力这两个传统投入要素, 知识生产的正的溢出效应也能对区域知识生产有一定推动作用, 如果不考虑这种空间溢出效应, 则会高估科技活动人员和科技活动经费的产出弹性。

从表 2 中可以看出, 不论在哪个时期, 都有  $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$ , 这说明在各个时期, 我国省际知识生产都具有规模报酬递减的特征, 这说明我国的省际知识生产函数属于 Jones<sup>[16]</sup> 型的知识生产函数。知识生产规模报酬递减第一个因素是受稀缺生产要素的限制, 虽然当前我国的科技活动人员数量较大, 但自主研发能力相对较弱, 特别是研发活动中的一些关键技术仍然掌握在发达国家手中, 因此知识生产中的一些核心技术和核心人才仍然相对匮乏, 使得知识生产的投入要素不能按比例增加, 导致了知识生产的规模报酬递减。导致知识生产规模报酬递减的另一个因素则来自于知识生产的自身特点, 知识生产过程的复杂程度远远高于一般的物质生产过程, “……其生产函数所描述的投入—产出关系只能是一种随机概率关系, 即知识生产过程中的投入—产出关系是不确定的, 谁也不能保证投入多少科学家, 投入多少研究资源, 就一定能产生多少知识创新, 一定能转化为多少经济价值……”(袁志刚<sup>[47]</sup>)。

式 (2) 的结果还表明, 知识存量对知识生产过程有显著的正影响, 从而验证了 Romer<sup>[4]</sup> 内生增长理论中关于知识生产函数的基本假定在中国的适用性, 说明过去的知识生产可能提供了某种思想和工具, 从而使得将来的新的知识生产更为容易; 空间自回归系数的估计结果表明, 在样本期内的所有年份, 省际知识生产行为都存在显著的空间溢出效应。

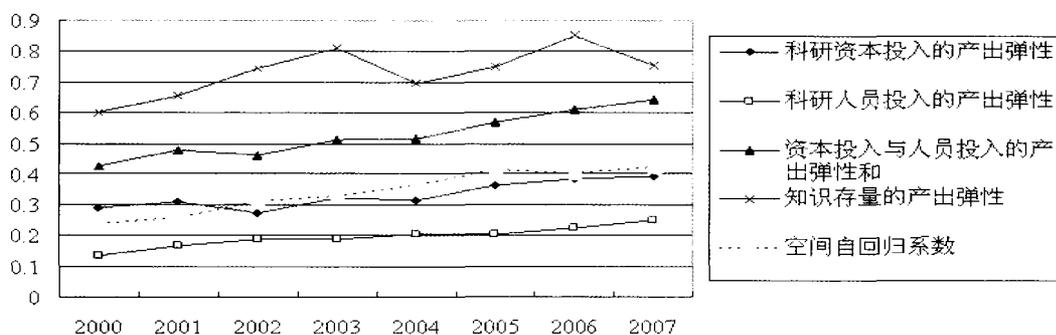


图 4 模型参数估计结果的时变趋势图

最后, 我们来讨论参数的时变性, 图 4 给出了参数估计结果的时变趋势图, 从中可以看出, 知识存量的产出弹性的变动并没有一定的规律性。我们认为, 这种不规则的变动正是 Romer<sup>[6]</sup> 知识生产函数中知识存量作用的体现: 一方面, 过去的发现可能提供思想和工具, 从而使得将来的新发现更为容易; 另一方面, 最先得到发现可能是最容易的, 因此知识存量越大, 得到的新发现越难。这两种作用交互在一起, 使得知识存量的产出弹性没有体现出有规律的变动。但科研人员投入和科研活动经费投入的产出弹性体现出了大致的上升趋势, 对该趋势可能的解释是: 科研资本投入的增加提高了人均科技经费, 从而提高了科研人员投入的产出弹性; 而资源配置效率的提高则有助于提高科研活动经费投入的产出弹性。此外, 空间自回归系数呈现出一种稳定上升的趋势, 这与上面的 MI 指数值的趋势基本是类似的, 说明知识生产的区域联

系在不断加强,知识溢出性在增强。随着信息技术的发展以及要素流动的加强,知识的地区扩散速度不断提高,知识的共享也变得更为容易,因此知识的空间溢出性也在不断加强,这使得知识溢出成为除知识生产要素外知识生产的一个重要推动因素。

## 5 结束语

虽然对知识生产函数的研究由来已久,但以往的研究或这或那地忽略了知识生产中的一些重要因素,比如知识存量的作用、知识投入与产出的时滞性以及知识生产过程中的空间溢出性,本文的研究综合考虑了上述一些因素。此外,本文更大的一个贡献在于,在传统的常系数空间面板数据基础上,建立了时变系数的空间面板数据模型,即 Spatial SUR 模型,通过这种模型的估计结果,本文分析了我国省际知识生产及其空间溢出性的时变特征。本文的主要研究结果有:

首先,本文采用永续盘存法估算了 1986-2010 年我国省际知识存量,我们的估算结果表明:我国知识存量的空间分布是极不均衡的,而且在增长速度上也是知识存量高的地区高于存量低的地区,这说明知识生产存在区域上的“发散”。

其次,在测算省际知识存量的基础上,我们基于 Romer<sup>[6]</sup> 的知识生产函数,构建了柯布-道格拉斯形式的知识生产函数,并据此建立 Spatial SUR 模型,对于模型的估计方法,我们采用了贝叶斯的估计方法,解决了该模型的似然函数难以求解的问题,我们的实证结果表明 (1) 我国省际知识生产中投入要素的生产效率较低,特别是科技活动人员的产出弹性很低;(2) 我国省际知识生产活动中存在正的空间溢出效应,如果不考虑这种空间溢出效应,则会在实证研究中抬高知识生产中的资本和人力投入的产出弹性;(3) 知识生产存在规模报酬递减的现象,这一点这与大多数学者的研究结果保持一致;(4) 我国省际知识生产投入要素的产出效率在逐渐上升,这体现了知识生产投入要素配置效率的上升;(5) 我国省际知识生产的区域联系在不断加强,知识溢出性在增强。

对于上述研究结果,我们给出的政策建议是:一方面继续扩大科研资本投入,提高人均科研资本;另一方面提高科研资本投入和科研人员投入的配置效率。此外,针对知识生产的空间溢出性,我们建议继续加强创新产出在省际间的扩散,鼓励知识生产要素的省际流动,以促使知识生产的空间溢出成为要素投入之外的一个重要的“隐形”投入。

## [ 参考文献 ]

- [1] Schumpeter J A. Theorie Der Wirtschaftlichen Entwicklung (2d ed.) [M]. München und Leipzig: Duncker & Humblot, 1926. The Theory of Economic Development (Engl.ed.). New York: Oxford University Press, 1934.
- [2] Romer P. Increasing returns and long-run growth [J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [3] Lucas R. On the mechanism of economic development [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1): 3-42.
- [4] Romer P. Endogenous technological change [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5): S71-S102.
- [5] Aghion P, and Howitt P. A model of growth through creative destruction [J]. *Econometrica*, 1992, 60(2): 323-351.
- [6] 邓明, 钱争鸣. 我国省级知识存量、知识生产与知识的空间溢出 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2009, 5: 42-53.
- [7] Scherer F M. The propensity to patent [J]. *International Journal of Industrial Organization*, 1983,

- 1(1): 107-128.
- [8] Comanor W S. Research and technical change in the pharmaceutical industry [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1965, 47(2): 182-190.
- [9] Griliches Z. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth [J]. *Bell Journal of Economics*, 1979, 10(1): 92-116.
- [10] Pakes A, Griliches Z. Patents and R&D at the Firm Level: A First Look [R]. In Griliches, Z. (Eds.), *R&D, Patents and Productivity*, Chicago: University of Chicago Press, 1984.
- [11] Cincer M. Patents, R&D, and technological spillovers at the firm level: Some evidence from econometric count models for panel data [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1997, 12(3): 265-280.
- [12] Griliches Z. R&D and the productivity slowdown [J]. *American Economic Review*, 1980, 70(1): 343-348.
- [13] Crépon B, Duguet E. Estimating the innovation function from patent numbers: GMM on count panel data [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1997, 12(3): 243-263.
- [14] Blundell R, Griffith R, and Van Reenen J. Dynamic count data models of technological innovation [J]. *Economic Journal*, 1995, 105(429): 333-344.
- [15] 吴延兵. R&D 存量、知识函数与生产效率 [J]. *经济学 (季刊)*, 2006, 4: 1129-1156.
- [16] Jones C I. Time series tests of endogenous growth models [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2): 495-525.
- [17] Poter M, Stern S. Measuring the Ideas Production Function: Evidence from International Patent Output [R]. NBER Working Paper (No.7891), 2000.
- [18] Madsen J. Are there diminishing returns to R&D? [J]. *Economics Letters*, 2007, 95(2): 161-166.
- [19] Griliches Z. *R&D and the Productivity* [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1998.
- [20] 赵勇, 白永秀. 知识溢出: 一个文献综述 [J]. *经济研究*, 2009, 1: 144-156.
- [21] Jaffe A B, Trajtenberg M, and Henderson R. Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(3): 577-598.
- [22] Adams J D, Jaffe A B. Bounding the effects of R&D: An investigation using matched establishment firm data [J]. *Rand Journal of Economics*, 1996, 27(4): 700-721.
- [23] Anselin L, Varga A, and Acs Z J. Local geographic spillovers between university research and high technology innovations [J]. *Journal of Urban Economics*, 1997, 42(3): 422-448.
- [24] Rosenthal S, Strange W. The attenuation of human capital spillovers: A manhattan skyline approach [J]. *Journal of Urban Economics*, 2008, 64(2): 373-389.
- [25] Anselin L, Varga A, and Acs Z J. Geographic spillovers and university research: A spatial econometric approach [J]. *Growth and Change*, 2000, 31(4): 501-515.
- [26] Fischer M M, Varga A. Spatial knowledge spillovers and university research: Evidence from austria [J]. *Annals of Regional Science*, 2003, 37(2): 303-322.
- [27] Bode E. The spatial pattern of localized R&D spillovers: An empirical investigation for Germany [J]. *Journal of Economic Geography*, 2004, 4(1): 43-64.
- [28] 吴玉鸣. 大学、企业研发与区域创新的空间统计与计量分析 [J]. *数理统计与管理*, 2007, 2: 318-324.
- [29] 吴玉鸣, 周立, 吕春燕. 空间非稳定模型及其在产学研联盟研发创新中的应用 [J]. *系统工程理论与实践*, 2010, 6: 1010-1015.
- [30] Elhorst J P. Specification and estimation of spatial panel data models [J]. *International Regional Science Review*, 2003, 26(3): 244-268.
- [31] 符淼. 地理距离和技术外溢效应 — 对技术和经济集聚现象的空间计量学解释 [J]. *经济学 (季刊)*, 2009, 4: 1550-1566.
- [32] Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models* [M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [33] Geweke J. Bayesian treatment of the independent student t linear model [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1993, 8: 19-40.

- [34] Sun D, Tsutakawa R K, and Speckman P L. Posterior distribution of hierarchical models using car(1) distributions [J]. *Biometrika*, 1999, 86(2): 341-350.
- [35] Tierney L. Markov chains for exploring posterior distributions [J]. *Annals of Statistics*, 1994, 22(4): 1701-1728.
- [36] 陈平, 徐若曦. Metropolis-Hastings 自适应算法及其应用 [J]. *系统工程理论与实践*, 2008, 1: 100-108.
- [37] Holloway G, Shankara B, and Rahman S. Bayesian spatial probit estimation: A primer and an application to HYV rice adoption [J]. *Agricultural Economics*, 2002, 27(3): 383-402.
- [38] Gelman A, Carlin J B, Stern H S, and Rubin D B. *Bayesian Data Analysis* [M]. New York: Chapman & Hall, 1995.
- [39] Gelfand A E, and Smith A F M. Sampling-Based approaches to calculating marginal densities [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1990, 85(410): 398-409.
- [40] Pessoa A. Ideas driven growth: The OECD evidence [J]. *Portuguese Economic Journal*, 2005, 4(1): 46-67.
- [41] 吴延兵. 知识生产及其影响因素 — 基于中国地区工业的实证研究 [J]. *世界经济文汇*, 2009, 2: 57-73.
- [42] Scherer F M. Firm sizes, market structure, opportunity and the output of patented innovations [J]. *American Economic Review*, 1965, 55(3): 1097-1125.
- [43] 李顺才, 邹珊刚, 苏子仪. 一种基于永续盘存的知识存量测度改进模型 [J]. *科学学与科学技术管理*, 2003, 9: 13-15.
- [44] Goto A, and Suzuki K. R&D capital, rate of return on R&D investment and spillover of R&D in Japanese manufacturing industries [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1989, 71(4): 555-564.
- [45] 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.
- [46] Zhang A, Zhang Y, and Zhao R. A study of the R&D efficiency and productivity of Chinese firms [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(3): 444-464.
- [47] 袁志刚. 论知识的生产和消费 [J]. *经济研究*, 1996, 6: 59-65.

## 附录

附表 中国大陆各省份知识存量的估算: 1986-2010

地区 年份	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
北京	1880	2522	3718	5241	7135	8995	11617	16594	19323	21969	23695	25330	27322
天津	663	834	1199	1666	2184	2635	3344	4803	5524	6164	6622	7090	7625
河北	249	434	759	1270	1893	2675	3736	5828	7002	8083	9031	9947	11326
山西	142	223	382	618	956	1268	1658	2393	2776	3147	3443	3684	4065
内蒙古	60	104	160	276	427	549	752	1136	1392	1708	1912	2147	2517
辽宁	819	1292	2122	3469	5008	6544	8448	12147	13994	15740	17063	18469	20312
吉林	325	521	823	1232	1765	2185	2807	3923	4561	5059	5379	5674	6320
黑龙江	380	575	914	1415	1974	2500	3273	5010	6129	7095	7790	8522	9430
上海	745	1267	2086	2894	3611	4378	5281	7050	8000	8865	9842	11025	12572
江苏	781	1198	1971	2948	4192	5375	7077	10329	12027	13581	15190	17067	19636
浙江	369	661	1160	1919	2771	3790	5097	7679	9159	10636	12286	14576	18005
安徽	126	174	340	558	814	1011	1290	2113	2559	2950	3295	3696	4365
福建	68	141	263	447	691	919	1205	1969	2562	3312	4269	5511	7435
江西	230	328	478	651	887	1123	1471	2173	2525	2854	3145	3531	4044
山东	366	790	1549	2478	3574	4888	6647	10191	12111	14107	15730	17514	20390
河南	171	369	732	1174	1711	2185	2863	4327	5285	6053	6863	7606	8866
湖北	275	492	880	1190	1826	2367	2942	4292	5036	5694	6285	6877	7651
湖南	762	1243	1929	2800	3726	4634	5875	8222	9255	10109	10643	11216	12039
广东	221	388	739	1369	2160	3354	4823	9024	11529	15317	19496	25277	34179
广西	236	332	550	725	972	1249	1574	2282	2750	3218	3635	4080	4642
海南	0	0	0	7	32	61	96	210	261	350	394	533	734

四川(含重庆)	392	549	1054	1757	2676	3717	5053	7579	8998	10375	11478	12588	14272
贵州	65	124	223	368	478	573	717	980	1158	1350	1512	1741	2035
云南	129	200	368	609	928	1172	1429	2013	2308	2712	3121	3590	4166
西藏	0	0	0	0	4	8	8	11	13	14	15	20	28
陕西	303	466	784	1202	1747	2188	2848	4586	5570	6258	6779	7241	7853
甘肃	129	177	253	352	493	648	810	1191	1450	1603	1775	1943	2153
青海	10	21	57	90	143	178	228	312	347	388	403	430	461
宁夏	76	117	144	179	214	261	333	478	571	642	701	735	778
新疆	10	31	96	209	333	445	609	1019	1305	1523	1777	1978	2299

续表

地区年份	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
北京	31200	34877	38633	42220	47453	53070	59381	66379	76593	86079	97680	113626
天津	8589	9587	10731	11792	13455	15072	17041	19983	24141	28001	32792	37854
河北	13529	15375	17068	19202	21403	23282	25205	27536	30928	34078	37141	41328
山西	4695	5328	5994	6500	7211	7885	8542	9353	10678	11907	13336	15611
内蒙古	3060	3617	4101	4488	4984	5459	5915	6470	7321	8112	8860	9722
辽宁	23768	26913	29439	31888	35268	38499	41945	46349	52655	58510	64997	72555
吉林	7418	8539	9372	10210	11171	12518	13648	14992	16777	18434	20102	21941
黑龙江	11135	12592	13563	14678	16424	18060	19677	21894	24633	27178	29811	32762
上海	15340	18294	22359	27458	42168	49782	58831	71232	90627	108638	125349	151312
江苏	24377	29068	33151	38379	45478	53561	63317	78148	104338	128659	163910	239493
浙江	23791	29587	35787	43710	54992	66314	80635	105846	140358	172405	213048	277782
安徽	5476	6567	7376	8268	9288	10232	11440	12858	15353	17670	20754	27867
福建	9838	12139	14568	17529	21654	24866	28238	32634	38065	43108	47967	55824
江西	4767	5498	6105	6713	7471	8107	8889	9790	11160	12433	13840	15767
山东	25470	30614	35153	39936	46152	52589	59578	71261	88994	105461	124619	150234
河南	11104	13077	14725	16264	18064	20092	22405	26048	31186	35957	42523	50912
湖北	9333	10865	12293	13624	15522	17694	20291	23576	28509	33089	39101	47666
湖南	13702	15279	16589	17751	19659	21536	23658	27576	31294	34747	38399	43966
广东	46067	58577	72653	90227	113020	136396	163551	195390	237890	277356	319583	380386
广西	5542	6338	6984	7539	8332	9009	9591	10348	11516	12601	13929	15637
海南	1024	1271	1483	1576	1760	1912	1975	2082	2230	2366	2538	2987
四川(含重庆)	17252	20397	23494	26981	31988	37735	43238	51879	63104	73527	86466	107926
贵州	2510	3040	3465	3833	4282	4714	5302	6260	7540	8729	9834	11216
云南	5053	5909	6834	7474	8154	8836	9586	10538	11925	13212	14290	16193
西藏	40	55	73	74	85	102	139	210	263	312	383	647
陕西	8861	9690	10353	11137	11951	13105	14063	15532	17874	20049	23009	27453
甘肃	2494	2809	3120	3294	3533	3795	4071	4612	5308	5954	6576	7380
青海	552	629	685	721	760	776	799	839	1001	1152	1297	1573
宁夏	873	1034	1192	1323	1566	1747	1837	1995	2149	2291	2734	3449
新疆	2993	3497	4002	4343	4785	5236	5783	6557	7623	8612	9490	10679

注: 1) 资料来源: 根据 1987 年至 2009 年各年的《中国统计年鉴》以及国家知识产权局网站, 由作者估算得到; 2) 由于《中国专利法》于 1985 年 4 月 1 日起实施, 因此完整的年度数据是从 1986 年开始的; 3) 知识以获授权的专利数为代表性指标; 4) 为了保持数据的一致性, 将四川和重庆作为一个区域单位处理; 5) 海南与西藏某些年份的知识存量为 0, 这是用授权的专利数作为知识的代表性指标的一个弊端, 但这并不是说海南与西藏没有进行科技知识的生产, 而是没有通过专利的形式表现出来, 这样处理并不影响结果的分析。