

基于空间 Durbin 模型的区域知识溢出效应实证研究

刘满凤¹, 唐厚兴²

(1. 江西财经大学 科研处, 江西 南昌 330013; 2. 江西财经大学 信息管理学院, 江西 南昌 330013)

摘要:考虑到专利并不完全包含创新知识, 将创新知识分为可测度知识和不可测度知识, 基于生产函数构建了空间 Durbin 计量模型, 并将知识溢出效应按照空间邻接矩阵的阶数进行分解, 研究了空间知识溢出效应随着空间距离增大而变化的特点。通过对我国省级数据进行实证分析发现: 首先, 空间知识溢出效应存在, 知识溢出超越了行政区域的地理边界, 溢出到邻近区域且与区域经济发展具有明显的正相关性; 其次, 在三阶空间邻接矩阵下, 知识溢出效应最为显著; 再次, 知识溢出具有空间局限性, 但知识溢出效应并不完全随着空间邻接矩阵阶数的增大而严格递减, 而是先增大后减小, 知识溢出效应存在一个最优溢出距离。

关键词:区域知识溢出, 溢出效应测度, 空间 Durbin 模型, 实证研究

中图分类号: F061.5

文献标识码: A

文章编号: 1001-7348(2010)18-0028-06

0 引言

知识溢出是一种源自对 R&D 产出不完全占有的外部性, 是某个体创造的知识能够通过各种方式被其他相关个体获取, 如专利使用、科学文献的阅读、非正式交流与联系以及对竞争者的观察等。通过减少生产过程中的技术障碍, 知识溢出能影响其它产业或企业的生产率, 也能通过整合相关知识而创造新的应用产业。知识就其本性而言是非竞争性的(Non-rivalry), 但就其产权而言又是具有部分排他性的(Partially excludable)。某个体拥有和使用新知识并不能阻碍其他个体也使用该知识。一旦新知识被发现, 它将很快被扩散并引起经济、社会、技术和生产力的进步, 但拥有该知识的个体并没有从中获取全部收益, 这种经济的外部性表现被称之为“知识溢出效应”(Knowledge Spillover Effect)。

由于知识具有外部性, 即知识溢出效应的存在, 它不仅能带动拥有知识的创新产业或部门的发展, 还能带动其它产业或部门的发展。学者们不仅希望论证这种溢出效应的存在, 还希望量化评估这种效应的大小, 因此对知识溢出效应的测度也日益受到重视, 国内外学者从不同角度做了许多工作。概括起来, 知识溢出的测度方法主要有知识流动方法、成本函数方法、知识生产函数和文献跟踪方法, 并且由于研究方法的视角和侧重点不同, 它们存在一些差异, 得出的结论也存在片面性。知识生产函数因

其扩展性较好, 研究层面较广, 已成为当前主要的测度知识溢出的方法。

Griliches(1979)最早提出了知识生产函数的概念^[1], 用于度量研究开发和知识溢出对生产率增长的影响, 其基本假设是将创新过程的产出看作研发投入的函数, 其基本形式为

$$Y = F(X, K, \mu) \quad (1)$$

其中, Y 是宏观或微观层次的产出; X 是一般性的生产投入向量, 例如劳动力和资本; K 表示技术知识水平, 部分地由当前和过去的研发费用决定; μ 代表所有其它未能测度但却影响产出的相关因素, 即随机误差项。用 C-D 生产函数具体表示为:

$$Y = DC^{\alpha}L^{\beta}K^{\gamma}e^{\mu+\lambda} \quad (2)$$

式(2)中, D 是常数项, C 是资本投入, L 是劳动力投入, K 是技术知识水平, t 是时间, e 是自然对数底数, $\alpha, \beta, \gamma, \lambda$ 是待估参数。

为了有效地识别和测度知识溢出或者说如何衡量一个企业在多大程度上利用了别的企业在研发上的投入, Jaffe(1989)在 Griliches 的生产函数基础上提出了带有两个投入变量的修改模型, 来研究大学科研对企业的知识溢出效应^[2], 如下所示:

$$\begin{aligned} \text{Log}(P_{ikt}) = & \beta_{1k}\text{log}(I_{ikt}) + \beta_{2k}\text{log}(U_{ikt}) + \\ & \beta_{3k}[\text{log}(U_{ikt})\text{log}(C_{ikt})] + \varepsilon_{ikt} \end{aligned} \quad (3)$$

其中: 下标 i 表示观察的单元(州); k 是技术领域或者产业部门; t 是时间; P 是公司申请的专利数, 代表经济发

收稿日期: 2009-12-20

基金项目: 国家自然科学基金项目(70961002); 江西省教育厅科技项目(GJJ09291)

作者简介: 刘满凤(1964—), 女, 江西吉安人, 江西财经大学教授、博士生导师, 研究方向为企业决策优化、绩效评估、技术创新管理; 唐厚兴(1982—), 男, 安徽滁州人, 江西财经大学博士研究生, 研究方向为知识管理、经济管理决策与分析。

展中运用的新知识; I 是私人企业的 R & D 支出; U 是高等院校研究支出; ε_{it} 是随机误差项;变量 C 是区域内高等院校与企业研发活动的地理一致性指数,即表示高校科研与企业研发活动在地理上的集中程度。

由于 R & D 活动具有知识外溢性,落后地区可以借鉴、模仿发达地区的先进思想和技术,促进了落后地区生产效率的提高和经济的发展。随着新经济地理学的发展,空间外部性逐渐成为其研究的核心元素,不同区域间的相互影响开始成为研究焦点。区域经济学也开始关注外围空间对本区域的经济溢出效应。而传统的创新生产函数并未考虑区域位置和空间维度,所以学者们开始将空间因素显性地纳入到知识生产函数中。Greunz^[3]在研究欧盟国家跨区域知识溢出现象时指出,地理相似性和技术相似性对区域知识生产都有影响,并提出了包含这两个因素的混合知识生产函数模型,该模型的实证研究表明区域创新不仅取决于自身的研发投入,而且受到若干阶地理相邻区域的研发投入溢出和技术相似性的共同影响。

Anselin^[4]指出由于研究范式从单个个体转向个体间的联系,因此对单个区域的观察转向了区域间的相互联系和影响,另外空间地理数据普遍具有自相关性和异方差性,使得解释变量的影响在不同区域之间可能是不同的,而传统的计量模型无法处理,但空间计量经济学模型能有效地解决这个问题。由此促使许多学者利用空间计量经济学方法来进行知识溢出测度的实证分析,如 Kose & Moomaw 利用改进的 Romer 模型,分析知识溢出对欧洲各国区域经济增长的影响。他通过使用面板数据和空间计量方法对法国、意大利和西班牙 3 国共 57 个区域的实证分析发现,R & D 强度和 R & D 溢出对区域经济增长有显著的正效应^[5]。Scherngell, Fischer & Reismann 使用欧洲 203 个区域、5 个产业和 1998—2003 年的面板数据,构建了带有空间自相关的生产函数模型,分析了在欧洲全区的知识溢出对全员生产率的影响以及不同产业间知识溢出的大小,结果表明知识溢出具有局部集中性的特征^[6]。Bernard & Lesage 利用 1992—2000 年法国不同产业和地区的专利以及私人 and 公共部门的研发支出,构建了包含具有空间维度的知识生产函数,利用贝叶斯空间 Tobit 回归模型 (Bayesian Spatial Tobit Regression Model) 量化分析了产业内和产业间知识溢出的大小以及空间影响程度,并从实证的角度检验了 MAR 外部性和 Jacobs 外部性^[7]。

国内学者苏方林运用空间计量经济学方法对我国省域 R & D 溢出的空间模式进行实证分析,发现省域 R & D 知识生产存在空间依赖性,R & D 知识溢出是有界的。空间滞后模型表明在其它条件不变的前提下,来自邻近地区的专利每增加 1%,本地区专利产出平均增加约 0.22%。同时,通过研究分析来自邻近地区 R & D 的发展对当地知识生产的影响时,发现创新活动随着距离而衰减^[8]。吴玉鸣,何建坤利用空间自相关 Moran 指数与集群分析的空间误差模型和空间滞后模型,对 2000—2002 年我国 31 个省域的创新集群及其影响因素进行了空间计量分析。结果表明,我国省域创新在空间分布上存在异质性和依赖性,

大学的学术研究还没有表现出明显的知识溢出效应^[9]。

以知识生产函数为代表的测度方法成为当前进行知识溢出测度的主流方法,特别是基于空间计量经济学模型的测度方法,为解决区域范围内的知识溢出对集聚、创新与区域发展的影响,提供了一个有效的计量和测度方法。

1 空间 Durbin 模型的构建

1.1 变量的分析与选取

本文考察的知识溢出效应,指的是知识溢出对区域经济发展所产生的作用,而 GDP 是衡量一个地区经济发展程度的重要指标,因此我们采用 GDP 作为因变量。而在对 GDP 的贡献要素中,资本投入和劳动力投入是基础要素,我们分别用区域全社会固定资产投资额 (K) 和区域就业人口 (L) 来表示这两个自变量。随着知识经济的发展,知识的作用越来越重要,已经成为新的生产要素,因此本文将知识存量 (S) 作为一个独立的投入变量。区域知识存量一般是指某时点上一个区域对知识资源的占有总量,是人们在生产和生活实践中对知识的积累,反映了一个区域知识生产的能力和潜力。

出于研究的目的,知识需要被度量,尽管从生产、消费、价格设定的角度来说,知识与其它商品具有一些共同属性,但是它很难被测定。因此,在以往的研究中,就出现了许多替代变量,专利就是其中之一。这个指标有很多缺陷,Kesidou^[10]就指出专利通常作为创新的替代指标,主要是正式研究活动的产出。然而,专利并不能包含所有创新活动产出,它忽略了创新本身所包含的有助于知识积累的其它复杂活动。尽管如此,在对区域知识存量进行量化时,本文仍然使用专利申请授权量作为替代指标。其理由是:第一,它融合了所有关于新知识创造的信息,而且在申请被授权后会向公众开放;第二,IPC(International Patent Code)便于专利的有效管理和参考,使得研究者易于识别专利的技术领域^[11]。正如上所言,由于并不是所有的知识创新都能申请到专利,因此用专利替代知识存量只代表那部分可以测度的知识存量,而对经济发展产生贡献的还有许多不可测度的知识,所以本文将知识存量自变量分成两个部分,即可测度的知识存量 (S_1) 和不可测度的知识存量 (S_2)。

由于知识像其它产品一样,也存在价值的缩减和折旧,因此本文根据一定的折旧率,采用永续盘存法 (Perpetual Inventory Method) 来对知识存量的现值进行估算。永续盘存法估算知识存量现值的公式是:

$$S_t = N_t + S_{t-1}(1-d) \quad (4)$$

其中 S_t 是第 t 年的知识存量, N_t 是第 t 年的知识增量, d 是折旧率。在 Lesage & Ficher 的研究中折旧率为 12%^[12],在吕忠伟的研究中折旧率为 15%^[13],本文参照后者,也取 15%。

在应用永续盘存法估算知识存量时,需要确定区域的初始知识存量。初始存量采用类似物质资本存量折算的

计算公式:

$$S_0 = N_0(1 + g)/(g + d) \quad (5)$$

其中 S_0 表示初始年的知识存量, N_0 表示初始年的专利申请授权量, g 是专利申请授权量的平均年增长率。

1.2 空间 Durbin 模型的建立

根据前面选取的变量,我们假设其满足如下函数关系

$$G = f(K, L, S_1, S_2) \quad (6)$$

其中 G 是区域 GDP; K 是资本投入,即区域全社会固定资产投资额; L 是劳动力投入,即区域就业人口数; S_1 是可测度知识存量,即区域专利申请授权量; S_2 是不可测度知识存量。采用 C—D 生产函数,有

$$G = AK^\alpha L^\beta S_1^\gamma S_2^\lambda \quad (7)$$

其中, $\alpha, \beta, \gamma, \lambda$ 是各变量的弹性系数,也是待估参数; A 是常数,表示生产要素的综合利用能力。将式(7)两边对数化,得到

$$\ln G = \alpha \ln K + \beta \ln L + \gamma \ln S_1 + \lambda \ln S_2 + \ln A \quad (8)$$

将其改写为

$$G' = \alpha K' + \beta L' + \gamma S'_1 + \lambda S'_2 + c \quad (9)$$

在许多实证分析的文献中如 Autant-Bernard, Fischer 和 Lesage 都已表明基于专利的可测度知识存量以及不可测度知识存量都表现出空间依赖性^[14,15,12,16]。

故本文假设:

$$S'_1 = \varphi_1 WS'_1 + u_1 \quad (10)$$

$$S'_2 = \varphi_2 WS'_2 + u_2 \quad (11)$$

$$u_1 \sim N(0, \sigma_{u_1}^2 I_n)$$

$$u_2 \sim N(0, \sigma_{u_2}^2 I_n)$$

其中: W 是空间邻接矩阵; φ_1, φ_2 分别是可测度知识和不可测度知识对应的空间影响系数,反映的是内生于样本数据的空间依赖性,以此衡量相邻区域单元的知识存量对本区域单元知识存量的平均影响; u_1, u_2 是对应的随机误差项。

虽然可测度知识与不可测度知识是有差异的,但两者之间存在一定的关联。这种关系可通过随机误差项来体现,故假设随机误差项 u_1, u_2 满足一个简单线性方程,如下所示:

$$u_1 = \omega u_2 + \varepsilon \quad (12)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_n)$$

由式(11)得 $S'_2 = (I - \varphi_2 W)^{-1} u_2$, 带入式(9)得

$$G' = \alpha K' + \beta L' + \gamma S'_1 + \lambda(1 - \varphi_2 W)^{-1} u_2 + c$$

$$(I - \varphi_2 W)G' = \alpha(1 - \varphi_2 W)K' + \beta(1 - \varphi_2 W)L' +$$

$$\gamma(1 - \varphi_2 W)S'_1 + \lambda u_2 + (1 - \varphi_2 W)c$$

$$G' = \varphi_1 WG' + \alpha K' - \alpha \varphi_2 WK' + \beta L' -$$

$$\beta \varphi_2 WL' + \gamma S'_1 - \gamma \varphi_2 WS'_1 + \lambda u_2 + cI - \varphi_2 Wc \quad (13)$$

由式(10)可得 $u_1 = (1 - \varphi_1 W)S'_1$, 带入式(12)得

$$u_2 = \omega^{-1}((I - \varphi_2 W)S'_1)\omega^{-1}\varepsilon \quad (14)$$

将式(14)代入式(13)消去 u_2 , 得

$$G' = \varphi_2 WG' + \alpha K' - \alpha \varphi_2 WK' + \beta L' - \beta \varphi_2 WL' +$$

$$(\gamma + \lambda \omega^{-1})S'_1 - (\gamma \varphi_2 + \lambda \omega^{-1} \varphi_1)WS'_1 +$$

$$cI - \varphi_2 CWI - \omega^{-1} \gamma \varepsilon \quad (15)$$

重新改写,得到

$$G' = \theta_1 WG' + \theta_2 K' + \theta_3 L' + \theta_4 S'_1 + \theta_5 I$$

$$+ \tilde{\theta}_2 WK' + \tilde{\theta}_3 WL' + \tilde{\theta}_4 WS'_1 + \tilde{\theta}_5 WI + \tilde{\varepsilon} \quad (16)$$

其中: $\theta_1 = \varphi_2, \theta_2 = \alpha, \tilde{\theta}_2 = -\alpha \varphi_2; \theta_3 = \beta, \theta_4 = -\beta \varphi_2; \theta_5 = r + \lambda \omega^{-1}, \tilde{\theta}_4 = -(\gamma \varphi_2 + \lambda \omega^{-1} \varphi_1); \theta_5 = c, \tilde{\theta}_5 = \varphi_2 c, \tilde{\varepsilon} = \omega^{-1} \lambda \varepsilon$ 。

由此可见,式(16)实际上就是一个空间 Durbin 模型。

2 实证计算与分析

2.1 数据收集与预处理

本文选取 2000—2007 年我国大陆地区 31 个省、市、自治区的面板数据。由于在计算各地区知识存量时需要设定初始年度,国家知识产权局公布的各地区专利数据记录从 1985 年开始,但 1985 年的数据中大部分地区都是 0,因此不适宜设为初始年度。其次,海南省于 1988 年置省,直到 1989 年才开始有统计数据,而重庆市在 1997 年前虽归属四川省,但有单独统计数据。总体而言,从 1989 年才开始有有效而完整的统计数据,故本文以 1989 年为初始基年进行相关计算。由于西藏地区 1989 年的专利数据是 0,所以计算各地区 1989—2007 年的专利年均增长率 g 时,西藏地区采用 1990 年的专利申请授权量作为基数来计算 g 。另外,由于 2006 年的统计年鉴中没有各地区就业人数的数据,故采用 2005 年和 2007 年就业人数的平均数作为当年的就业人数(数据取自中华人民共和国国家知识产权局统计年报 1985—2007,中华人民共和国国家统计局中国统计年鉴 2001—2008。)

由于收集的数据是一个 $T \times N \times M$ ($T=8$ 是时间跨度; $N=31$ 是区域单元数; $M=4$ 是变量个数,即 G, K, L 和 S_1) 维度的面板数据,所以首先对其进行预处理,采用如下转换方式^[14]: 将产出值 $N \times 1$ 阶的 G' 变成 $TN \times 1$ 阶,即列向量 $\hat{G} = (G'_1, G'_2, \dots, G'_T)^T$; 类似地,自变量也做此处理;空间邻接矩阵 W 不随时间而改变,故可以采用 $\hat{W} = I_T \otimes W$ 来进行转化,其中 \otimes 表示 Kronecker 张量积, I_T 是 T 阶单位矩阵。

2.2 因变量(GDP)空间相关性的判断

在进行空间统计分析时,首先需要确定因变量是否存在空间自相关性,如果存在则需要建立空间计量经济学模型。一般而言有两种方法进行判断,一是经验判断,二是计算 Moran I 指数。

(1)经验判断。由于历史、地理、文化以及其它社会因素,各个地区必然具有不同的发展模式和特点,即它们具有异质性。随着区域经济协调发展的深入,不同地区之间在资源、信息、资本等方面越来越相互影响和依赖,所以从直觉上,各区域单元之间应该存在空间自相关性。Anselin^[4]也指出,基于知识度量指标的选取,选择合适的观察单元变得至关重要,企业层面的观察似乎不再合适,比较合适的是州这个维度。而这种转变,使得数据具有空间地域性,进而带来了空间异质性和依赖性。

(2)Moran I 指数。在实际的空间相关性分析中,较常

使用空间自相关指数 Moran I 来检验空间相关性存在与否。Moran I 指数的计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (17)$$

其中: $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, I 是空间自相关指数, Y_i 是 i 地区产出值, n 是观察单元总数, W 是空间邻接矩阵。

Moran I 可看作是各地区产出值的乘积和,其取值范围在 -1 到 +1 之间;若各地区经济行为存在空间正相关,其数值应为正;负相关,则其数值为负;值越大,则表明空间相关度也越大^[9]。

根据公式(17)计算得到各年度区域间因变量空间相关性指数,如表 1 所示。

表 1 2000—2007 年区域的空间相关性指数

年份	2000	2001	2002	2003
Moran'I 值	0.243 0	0.210 3	0.209 8	0.207 5
年份	2004	2005	2006	2007
Moran'I 值	0.216 1	0.215 3	0.209 4	0.206 3

由表中数据可以判断出,各区域间存在正的空间相关性。这一方面验证了经验判断的正确性,另一方面也说明在我们构建的测度模型中纳入因变量的空间影响因子是合理的。

2.3 空间 Durbin 模型的计算与分析

空间回归模型能揭示观察单元之间复杂的依赖结构。某一个观察单元特定自变量的变动将会影响本单元的因变量,即直接效应,同时它也可能潜在地影响其它单元,即间接效应,而间接效应就是所谓的溢出效应。

Lesage 指出,一般而言,基于观察单元独立性的线性回归的估计参数就代表了自变量的变化对因变量的影响程度,但包含自变量的空间滞后模型,其参数的解释就更加丰富和复杂,要求有特定的解释。从本质上而言,空间回归模型拓展了回归参数的信息,它包含了来自相邻单元的影响信息^[17]。这说明我们需要其它方法来求解真实的溢出效应,而不能简单根据式(16)线性回归系数 $\hat{\theta}_i$ 的估计值,这两者之间存在偏差。Lesage 介绍了一种新方法来有效地解决这个问题^[17],本文称之为求偏导法。以空间 Durbin 模型为例:

$$y = \rho W y + X \beta + W X \theta + I_n \alpha + \epsilon \quad (18)$$

其中, y 是观察单元产出值, W 是空间邻接矩阵, X 是解释变量向量, n 是观察单元个数, I_n 是 n 阶单位矩阵, $\rho, \beta, \theta, \alpha$ 是待估参数, ϵ 是随机误差项。将其重新改写为

$$(I_n - \rho W) y = X \beta + W X \theta + I_n \alpha + \epsilon$$

$$y = \sum_{r=1}^k S_r(W) x_r + V(W) I_n \alpha + V(W) \epsilon$$

其中: $S_r(W) = V(W) (I_n \beta_r + W \theta_r)$

$$V(W) = (I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots \quad (19)$$

其中, k 表示解释变量个数, x_r 表示第 r 个解释变量, $r = 1, 2, \dots, k$, W^q 表示 q 阶空间邻接矩阵, β_r 表示解释变量向量 X 中第 r 个解释变量的系数, θ_r 表示滞后解释变量向量 WX 的第 r 个滞后变量的系数。

则有

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \dots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \dots & S_r(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & \dots & S_r(W)_{nm} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} x_{1r} \\ x_{2r} \\ \vdots \\ x_{nr} \end{bmatrix} + V(W) I_n \alpha + V(W) \epsilon$$

$$y_i = \sum_{r=1}^k [S_r + (W)_{i1} x_{1r} + S_r(W)_{i2} x_{2r} + \dots + S_r(W)_{in} x_{nr}] + V(W)_i I_n \alpha + V(W)_i \epsilon$$

$i = 1, 2, \dots, n$, x_{ir} 表示第 j 个区域的第 r 个解释变量的取值, $S_r(W)_{ij}$ 表示矩阵 $S_r(W)$ 的第 i 行第 j 列元素, $V(W)_i$ 表示矩阵 $V(W)$ 的第 i 行。

则可得

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{jr}} = S_r(W)_{ij} \quad (20)$$

式(20)表明某一观察单元自变量的改变将会影响所有其它单元的因变量,这是由于空间 Durbin 模型通过空间滞后变量 Wy 和 WX 的引入导致了这样一种结果。

由此可以发现,偏导 $S_r(W)_{ij}$ 测度的是区域 i 自变量 x_{ir} 的变动对区域 i (即自身) 因变量的影响(直接效应);偏导 $S_r(W)_{ij}$, $j \neq i$ 测度的是区域 j 自变量 x_{jr} 的变动对区域 i 因变量的影响(间接效应)。换句话说,矩阵 $S_r(W)$ 对角线的数值表示各区域自己对自己的直接影响,其平均值就是参数 θ_i 的估计值,代表整体平均直接效应;非对角线数值表示区域间的相互间接影响,其平均值就是参数 $\bar{\theta}_i$ 的估计值,代表整体平均间接效应。

为了探讨知识溢出效应随空间邻接矩阵阶数(空间距离)的变化特点,根据式(19),将知识溢出效应按空间邻接矩阵阶数进行分解,重写该公式:

$$S_r(w) = V(W) (I_n \beta_r + W \theta_r)$$

$$V(W) = (I_n - \rho W)^{-1} = I_n W^0 + \rho W^1 + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots$$

知识存量的总效应等于直接效应与间接效应之和,由 $V(W)$ 的表达式就可以将知识存量总效应按空间邻接矩阵阶数进行分解,求得不同阶数下的效应值。特别地,在计算 0 阶空间矩阵的知识存量效应时,0 阶空间邻接矩阵 $W^0 = 1$,代表区域 i 的邻居就是自身,此时 W 弱化为单位矩阵 I_n ,则有 $S_r(W) = I_n W^0 (I_n \beta_r + I_n \theta_r) = I_n (\beta_r + \theta_r)$,它是一个对角矩阵,因此只有直接效应,间接效应为 0。

借助 Lesage 提供的空间计量经济学基础函数库以及 Matlab6.5 软件得到如下计算结果:

首先,从表 2 中可以看出,利用线性回归方法得到的参数估计值在 1,3,4,5 阶空间邻接矩阵下, t 检验是显著的。如果根据这个结果来判断溢出效应情况,很可能得出

表 2 不同阶数空间邻接矩阵下的知识溢出间接效应参数估计结果

空间邻接 矩阵阶数	线性回归方法($\hat{\theta}_1$)		求偏导方法($\hat{\theta}_1$)	
	参数估计值	t 检验值	参数估计值	t 检验值
1	-0.156 0	-4.183 8	0.107 5	1.251 4
2	-0.056 6	-0.937 1	0.838 3	2.333 7
3	0.155 4	1.869 9	2.288 4	2.499 0
4	-0.256 0	-1.975 3	-0.069 9	-0.090 8
5	-0.595 3	-2.346 9	-2.228 6	-1.238 2

表 3 不同阶数空间邻接矩阵下的总效应、直接效应和间接效应

空间邻接 矩阵阶数	总效应	直接效应	t 检验值	间接效应	t 检验值
0	0.424 0	0.424 0	——	0	——
1	0.351 5	0.006 1	14.67	0.345 4	1.25
2	0.291 4	0.020 9	13.25	0.270 5	2.33
3	0.241 6	0.011 4	9.38	0.230 2	2.50
4	0.200 3	0.007 3	10.63	0.193 0	-0.09
5	0.166 0	0.005 4	3.58	0.160 6	-1.24
6	0.137 6	0.004 4	3.64	0.133 2	-0.17
7	0.114 1	0.003 7	4.18	0.110 4	-0.28
8	0.094 6	0.003 1	4.19	0.091 5	-0.23
9	0.078 4	0.002 5	3.19	0.075 9	-0.13
合计	2.099 5	0.488 8	——	1.610 7	——

一个区域知识存量的增加会对其它地区 GDP 的增长产生负面作用,或者在 2 阶空间邻接矩阵下不存在知识溢出效应的错误结论。利用求偏导方法得到的参数估计值在 2,3 阶空间邻接矩阵下,t 检验是显著的,而且在 3 阶条件下间接效应系数为 2.288 4,达到最大,即知识存量溢出效应的发挥在 3 阶邻接矩阵下最好,而不是直觉上的 1 阶邻接矩阵(即在相邻的区域)。该结果说明,一方面知识存量存在空间溢出效应,而且对经济发展具有明显的促进作用(正相关关系);另一方面,由于我们所使用的空间邻接矩阵并不是纯粹的空间距离,它隐含地包括了溢出主体间的空间距离和认知距离。从知识溢出发生条件来看,空间距离短有利于知识溢出的发生,但也正是由于空间距离短,有可能导致溢出主体和客体在知识存量上或知识结构等方面接近,从而不利于知识溢出的发生,因而这里存在一个最优的溢出距离,即有可能在较高阶条件下获得更好的溢出效应。

其次,从表 3 的间接效应值可以看出,间接效应值随着空间距离的增加而逐渐减少,但减少的幅度较小,间接效应的累加值比直接效应的累加值更大。然而 1 阶和大于 3 阶的空间邻接矩阵的间接效应 t 检验值小于 2,表明此时间接效应不明显,说明中间存在一个最佳的溢出距离。从直接效应值来看,一方面,直接效应随空间距离的增加而迅速衰减;另一方面其数值虽然不断减少甚至可以忽略,但 t 检验值表明这种效应仍显著存在。这可能是因为存在正的反馈效应,即区域 i 传导到区域 j, j 再传回 i,甚至可能是多链反馈,即 $i \rightarrow j \rightarrow k \dots \rightarrow h \rightarrow i$ 。按照对直接效应的定义,这种影响也归属于直接效应。然而从其传导性来看,它应属于一种溢出效应,表明区域间存在相互影响和相互依赖性。特别地,这种反馈效应从 1 阶条件下的 0.006 1 增大到 2 阶条件下的 0.020 9,然后再慢慢减少,这

也表明这种反馈式的溢出效应也不是在 1 阶获取的,而是在较高阶条件下获得的。

以上分析结果说明:①知识溢出确实是在空间范围上受限,然而它并不是随着距离而严格衰减的。由于空间距离和认知距离的共同作用,存在一个最优的溢出距离。②我们从溢出源与吸收体之间平均溢出距离的角度验证了由表 2 和表 3 中得到的溢出距离最远是 3 阶的结论。随着通信技术、交通设施的完善,直接用两个区域间的实际物理距离测度知识获取的距离不再合适,因此这里的溢出距离采用两点之间的路径长。将每个地区看作是一个结点,任意两个相邻的结点其路径长设为 1。根据各地区 2000—2007 年的平均知识存量和 2007 年知识存量数据,将排名前八位地区作为知识溢出源,计算所有地区到这 8 个地区的总的平均溢出最短路径长(Total Average Path, TAP)

$$TAP = \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^n \left(\sum_{j \in D} d_{ij} \right) / q \right]$$

其中, $n=31$ 是观察单元个数, $D = \{j/j=1, 6, 9, 10, 11, 15, 19, 23\}$ 表示溢出源, 分别表示 $j=1$ 北京, $j=6$ 辽宁, $j=9$ 上海, $j=10$ 江苏, $j=11$ 浙江, $j=15$ 山东, $j=19$ 广东, $j=23$ 四川。 d_{ij} 表示结点 i 和 j 之间的最短路径长, $q=8$ 表示溢出源个数。计算得到的 $TAP=3.008 1$, 即总的平均溢出路径长度为 3.008 1, 而计量分析得到的最远溢出距离是 3 阶的。这与我们的预期相符, 也从另一个角度表明对表 2 和表 3 数据的分析是正确合理的。

3 结论和启示

本文从生产函数着手, 将知识存量作为一个单独的投入要素, 考虑到专利指标并不能包含那些不可测度但又产生作用的知识, 而将知识划分为可测度和不可测度知识, 构建了空间 Durbin 模型。通过对我国省级数据的计量分析表明: 区域间的经济发展确实存在相互依赖性, 知识溢出超越了行政区域的地理边界, 溢出到邻近区域, 知识溢出效应存在且与经济发展有显著的正相关性; 知识流动与溢出具有空间局限性, 但知识溢出效应并不完全随着邻接矩阵阶数的增大而严格递减, 即距离远而严格减少, 而是先增大后减小, 知识溢出效应存在一个最优溢出距离, 这个最优溢出距离就是 3 阶的, 即距离溢出源 3 阶链接的结点获得的溢出效应最大。

知识溢出有利于促进各地区的经济发展, 因此应该积极推动和利用知识溢出所带来的好处。然而, 知识尤其是隐性知识的溢出具有空间局限性, 只有空间上邻近的区域才能获得这种知识, 而一旦离开这个群体就会迅速丧失。因此邻近区域之间应加强知识合作, 通过鼓励人才在区域间的流动、产业技术由发达地区向欠发达地区的转移形成的知识溢出, 来提升企业的学习和吸收能力, 从而更好地促进知识在彼此间的流动, 扩大知识溢出带来的效应。但是, 另一方面, 知识溢出效应的最大化表明这种转移不能太靠近溢出源, 如毗邻上海的江苏、浙江与上海市在知识存量和知识结构上比较接近, 知识溢出发挥的作用可能不

大。这时可以向稍远的安徽、江西进行产业技术转移,这样的溢出会带动更大的经济增长、获得更好的效果。

参考文献:

- [1] ZVI GRILICHES. Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth[J]. *Bell Journal of Economics*, 1979(10): 92-116.
- [2] JAFFE A. Real effects of academic research[J]. *American Economic Review*, 1989 (79): 957 - 970.
- [3] GREUNZ L. Geographically and technologically mediated knowledge spillovers between european regions[J]. *Annals of Regional Science*, 2003(37): 657-80.
- [4] LUX ANSELIN. Spatial Econometrics. Working Paper for University of Texas at Dallas [EB/OL]. http://www.csiss.org/learning_resources/content/papers/baltchap.pdf.
- [5] SEYIT, KOSE, MOOMAW RONALD. Knowledge spillovers and regional growth in europe[C]. *ERSA European Regional Science Association*, 2002.
- [6] THOMAS SCHERNGELL, MANFRED M FISCHER, MARTIN REISMANN. Total factor productivity effects of interregional knowledge spillovers in manufacturing industries across europe[J]. *Romanian Journal of Regional Science*, 2007(1):1-16.
- [7] CORINNE AUTANT-BERNARD, JAMES P LESAGE. Quantifying knowledge spillovers using spatial econometrics models [EB/OL]. <http://www.ecore.be/Papers/1232616750.pdf>.
- [8] 苏方林. 中国省域 R&D 溢出的空间模式研究[J]. *科学学研究*, 2006(5):696-700.
- [9] 吴玉鸣,何建坤. 研发溢出、区域创新集群的空间计量经济分析[J]. *管理科学学报*, 2008(4):59-65.
- [10] EFFIE KESIDOU. Knowledge spillovers in high-tech clusters in developing countries[EB/OL]. *Globelics Academy, Lisbon*. http://www.globelicsacademy.net/pdf/EffieKesidou_paper.pdf.
- [11] HANHO KIM, JAE-KYUNG KIM. Estimation of the knowledge spillover effects between firms in bio-related industries[C]. *The AARES 49th Annual Conference*, 9-11 February 2005, Coffs Harbour, NSW, Australia.
- [12] JAMES P LESAGE, MANFRED M. FISCHER. Using dependence to measure the impact of tacit knowledge stocks on regional total factor productivity. *Stanford Institute for Theoretical Economics Summer 2008 Workshop*.
- [13] 吕忠伟. R&D 空间溢出对区域知识生产的作用研究[J]. *统计研究*, 2009(4):44-51.
- [14] AUTANT-BERNARD C. Science and knowledge flows: evidence from the french case[J]. *Research Policy*, 2001 (30):1069-1078.
- [15] FISCHER M M, FROHLICH J, GASSLER H, et al. The role of space in the creation of technological knowledge in austria: an exploratory spatial data analysis. In Fischer M. M. and Frohlich J. (eds.); *Knowledge, Complexity and Innovation System*[M]. Springer Berlin, Heidelberg and New York, 2001:124-145.
- [16] CORINNE AUTANT-BERNARD, JAMES P LESAGE. Quantifying knowledge spillovers using spatial econometric models[EB/OL]. www.uclouvain.be/cps/ucl/doc/core/documents/autant.pdf, 2009, 1.
- [17] JAMES P LESAGE, R KELLEY PACE. *Introduction to spatial econometrics*[M]. New York :CRC Press, 2009.

(责任编辑:胡俊健)

Empirical Study on Effect of Knowledge Spillovers Based on Spatial Durbin Model

Liu Manfeng¹, Tang Houxing²

(1. Office of Scientific Research of Jiangxi University of Finance & Economics, Nanchang, 330013, China;

2. Information School of Jiangxi University of Finance & Economics, Nanchang, 330013, China)

Abstract: In this paper, knowledge is divided into two parts: measured knowledge and unmeasured knowledge because the patents can't present all innovations. A spatial Durbin model is constructed based on C-D production function. The spillover impacts are partitioned to illustrate the nature of their influence as we move from low-order to higher-order contiguity matrix. Based on the panel data from provinces, the knowledge spillovers empirical study was implemented, and the results show: Firstly, the effect of knowledge spillovers does exist and has a significant positive correlation with regional economic development. The knowledge goes beyond the geographical boundaries of administrative areas and spill into neighboring regions. Secondly, the effect of knowledge spillovers is most remarkable based on 3-order contiguity matrix. Thirdly, the effect of knowledge spillovers does not strictly descend with the increasing of order of contiguity matrix, but increase firstly and descend later, which shows that there is an optimal distance for knowledge spillovers.

Key Words: Regional Knowledge Spillovers; Knowledge Spillover Effect Measurement; Spatial Durbin Model, Empirical Study