

中国“一带一路”省市区域创新效率及空间效应

韩兆洲 马佳羽

【摘要】以2005-2013年“一带一路”18个省、市、自治区面板数据作为研究样本，第一阶段利用随机前沿方法测算了各省、市、自治区每年的创新效率，第二阶段将第一阶段的创新效率加入生产函数模型考察创新效率及各因素对经济增长的空间效应。研究表明：21世纪海上丝绸之路省市的创新效率较高；空间滞后模型的固定效应模型较优且空间回归系数皆大于零，表明经济增长具有空间溢出效应，且创新效率的空间溢出效应最大；其中空间固定效应模型的间接效应大于直接效应，说明某一区域创新效率的变化会随时间潜在地影响其他区域的经济增长。“一带一路”战略的实施将展示“路域”经济发展特点，以创新为驱动力，着力提高沿路地区创新实力，对带动全国，甚至中亚、南亚、西亚等地区经济发展有重要战略意义。

【关键词】一带一路战略；区域创新效率；经济增长；空间效应

【中图分类号】F127 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1674-8298(2016)02-0110-10

一 引言

2013年，习近平总书记开创性地提出了“丝绸之路经济带”以及“21世纪海上丝绸之路”的重大战略构想。目前我国自然资源日趋紧缺，生态环境恶化日趋严重，人口老龄化问题已现端倪，传统的拼资源、拼环境、拼人口红利的经济增长模式已然落后，另辟蹊径创新性地转变经济增长模式已成当务之急。中国创新调查显示，中国与美国、日本等国在创新方面的差距主要不在创新投入的不足，而在于创新效率的欠缺。党的十八大明确提出了实施创新驱动发展的重要战略，“一带一路”就是在上述背景下为了促进经济要素有序自由流动、资源高效配置和市场深度融合的重要举措。创新因素是一种流动性较强的要素，利用合理便可以很大程度地节约资源和人力，保护生态环境，从而促进经济的可持续、健康增长。

创新效率和经济增长的关系一直是学术研究的热点问题，本文重点研究“一带一路”沿线省市的创新效率以及创新效率对经济增长的驱动作用。“一带一路”是“丝绸之路经济带”和“21世纪海上丝绸之路”的简称，“丝绸之路经济带”包括黑龙江、吉林、辽宁、新疆、陕西、甘肃、宁夏、青海、内蒙古、重庆、广西、云南以及西藏13省（市、自治区），“21世纪海上丝绸之路”包括上海、福建、广东、浙江、海南5省市。两种战略圈定省市分别在空间上具有较高的邻近度。创新具有正外部性和空间溢出效应，研究创新效率及其对经济增长的空间效应，了解创新效率及经济增长的空

【收稿日期】2015-12-07

【基金项目】国家社会科学基金重点项目“SNA2008：中国R&D支出纳入GDP核算研究”（项目批准号：15ATJ001，项目主持人：韩兆洲）；广东省委宣传部打造“理论粤军”2014年度重点课题“广东经济监测与预测研究”（项目批准号：WT1407，项目主持人：韩兆洲）。

【作者简介】韩兆洲，经济学博士，暨南大学经济学院统计学教授、博士生导师，研究方向：经济预测与决策，统计信息与决策支持系统研究；马佳羽，暨南大学经济学院统计学硕士研究生，研究方向：经济预测与决策。

间分布特征和空间直接、间接效应特点,对推动“一带一路”战略具有重要意义。不少学者利用经典面板回归模型研究创新与经济增长的关系,但鲜有利用创新效率或者空间计量模型进行分析。白俊红等(2009)^[1]应用SFA方法测算了中国区域创新效率,认为提高创新效率对我国经济增长具有重要意义。高晓光(2015)^[2]应用多产出随机前沿方法研究了在创新资源有限条件下,我国高技术产业创新效率的时间演变与地区分布特征,认为地域差异会影响创新效率,创新效率分布特点与经济增长分布情况相似,且企业规模等对其有较大促进作用,并提出提高我国高技术产业创新效率的途径。祝树金等(2014)^[3]分析了我国地区产业多样化、技术创新与经济发展之间相互影响机理,发现产业多样化通过技术创新促进地区经济发展,并且相邻地区产业多样化与创新水平对地区经济发展影响显著为正,表明存在空间依赖效应,认为创新知识的外溢性能促进经济发展,更有效率地推动“一带一路”等重要战略实施。袁白鹤(2012)^[4]利用DEA和空间计量方法研究了我国高技术产业技术创新效率对经济增长的影响。李婧等(2010)^[5]运用空间计量分析技术,考察1998-2007年中国大陆30个省市的创新空间相关性,发现中国各省域间的创新存在明显的空间正相关性。王珏等(2010)^[6]研究我国技术效率时发现,其存在明显的空间溢出性,邻近地区会相互影响,且市场化水平等会促进技术效率提升。党国英和秦开强(2015)^[7]利用随机前沿分析研究了高技术产业技术创新效率和相关因素对其影响程度,发现技术效率呈逐年提高趋势,知识产权保护力度是较重要的因素。DEA方法不能考虑偶然因素所引起的随机误差,无法进行统计检验,而SFA能够克服这些缺点,更符合本文的研究目标。传统的面板回归假定个体之间相互独立,但事实上区域间可能会有一定的相关性,故传统方法估计的参数不准确,而空间计量能够考虑到空间因素,定量分析区域间的溢出效应,更加科学。因此,本文选择空间计量模型,在第一阶段利用随机前沿方法测算“一带一路”沿线18个省、市、自治区的创新效率,第二阶段将第一阶段测算出来的创新效率代入经济增长空间计量模型,从而研究创新效率对经济增长的影响以及18个省、市、自治区的空间效应。

二 方法理论与模型构建

(一) 指标选取与数据说明

第一阶段使用SFA模型测算创新效率。学者们在研究创新效率时,大多选取R&D人员和R&D经费投入作为创新的投入指标,对于创新产出的指标选取则有不同意见,一般有专利申请量、发明专利申请量、专利授权量、发明专利授权量等指标。其中,专利和发明专利的申请未经专利授权机构的审查,不能恰当地说明创新能力的好坏。发明专利授权量虽然能够较好地反映创新能力,但不包括实用新型和外观设计专利,而这两部分也可以创造经济价值,因此单单发明专利授权量不能全面反映创新能力。因此,本文选择专利授权量作为创新产出,R&D人员和R&D经费投入作为创新投入。2005-2013年18个省、市、自治区的数据来源于《中国科技统计年鉴》。为了消除价格的影响,以2004年不变价对R&D经费作平减处理。

第二阶段使用经济增长空间计量模型进行估计。本文沿用经典的柯布一道格拉斯生产函数并加入第一阶段测算得到的创新效率进行空间计量分析。考虑生产函数各指标含义以及参考樊纲和王小鲁(2011)^[8]等在研究经济增长时的指标选取,本文选取不变价GDP作为经济产出指标,不变价物质资本存量 K 、劳动资本 L 作为投入指标。以2004年不变价处理2005-2013年18个省、市、自治区的不变价GDP。物质资本 K 采用永续盘存法,即 $K_{it} = I_{it} + (1 - \alpha) K_{it-1}$, I_{it} 为各年的固定资产投资额,折旧率 α 的处理与王小鲁等(2009)^[9]的研究相同,即设 $\alpha = 5\%$,将2004年的固定资产投资作为初始值计算2005-2013年的物质资本存量,并以2004年不变价处理。人力资本 L 直接使用2005-2013年的从业人员数量整理得出。数据均来自于《中国统计年鉴》。

(二) 随机前沿模型

前沿生产函数利用“帕累托最优”的基本原理对一定的投入要素进行最佳组合,从而得到在这个投入水平下所能达到的最优产出,称之为前沿面。因为确定性的前沿生产函数不能考虑到经济社会现象中的随机因素, Aigner et al. (1977)^[10]推出了随机前沿生产函数,如下所示:

$$y = f(x) \exp(v - u) \tag{1}$$

其中 v 代表社会、经济活动中的随机因素,大多数情况下假设它是服从 $N(0, \sigma^2)$ 的独立同分布随机变量; $f(x) \exp(v)$ 表示随机前沿生产函数; u (非负) 代表了社会生产机构的生产、管理、经营等效率,一般假设它服从于独立同分布的半正态随机变量或指数随机变量,并且独立于随机变量 v 。一般生产函数形式如下所示:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln RDP + \beta_2 \ln RDM + v_i - u_i \tag{2}$$

其中, RDP 和 RDM 分别表示 R&D 人员和 R&D 经费,在上述 v 和 u 的假设下,可以使用最大似然法或调整最小二乘法估计参数和误差项 $v_i - u_i$,进而得到技术效率 $TE_i = \exp(-u_i)$ 。

(三) 空间计量模型

1. 面板数据空间自相关检验

由于 Moran's I 只能够用于检验截面数据的空间相关性,不能用于检验面板数据模型。Baltagi et al. (2003)^[11]提出了检验空间相关性和随机效应的 LM 检验法(简称“BSJK 检验法”),可以检验空间相关性和随机效应是否同时存在。BSJK 面板数据空间相关性和随机效应检验方法的前提是在原假设条件成立的情况下估计模型,并且只需要计算最小二乘误差项。原理为:

假设有面板数据模型如下:

$$y_{it} = X_{it}'\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \tag{3}$$

其中, y_{it} 为被解释变量, X_{it} 表示 $K \times 1$ 解释变量的向量, u_{it} 是回归误差, $u_{it} = u + \varepsilon_{it}$, $u = (\iota_T \otimes I_N) \mu + (I_T \otimes B^{-1}) v$, 其中, $\varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + v_t = (I_N - \lambda W)^{-1} v_t = B^{-1} v_t$, $v_t = \rho v_{t-1} + e_t$, $u_i = (u_{i1}, \dots, u_{iT})$, $\varepsilon_i' = (\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT})$, 且 $u_i' = (u_{i1}, \dots, u_{iT})$ 是随机效应向量, ρ 是序列自相关系数, λ 是空间自相关系数, 假设: $u_i \sim IN(0, \sigma_u^2)$, $|\lambda| < 1$, $|\rho| < 1$ 。

其中, u 的方差协方差矩阵为: $\Omega = \sigma_u^2 (J_T \otimes I_N) + (V \otimes (B^{-1} B^{-1}))$, 其中 J_T 是 T 维矩阵。 W_{ij} 为空间权值矩阵,它的作用是定义空间对象间的邻接关系,利用邻接标准或距离标准可以把地理信息系统数据库中的有关属性放到所研究的地理空间上来对比。根据定义将 W_{ij} 表示为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻} \\ 0 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \tag{4}$$

式中, $i = 1, 2, \dots, n$; $j = 1, 2, \dots, m$ 。当区域 i 和区域 j 相邻时, $m = n$; 当区域 i 和区域 j 不相邻时, $m \neq n$ 。并且,令 W 的对角线元素 $W_{ii} = 0$ 。

V 是类似于 AR (1) 模型的方差 - 协方差矩阵: $V = \sigma_e^2 (\frac{1}{1 - \rho^2}) V_1 = \sigma_e^2 V_\rho$, 这个可以通过普雷斯 - 温士顿转换 $CVC = \sigma_e^2 I_T$, 将通常的 AR (1) 模型转换为序列非自相关的经典干扰项,其中:

$$V_1 = \begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{T-1} \\ \rho & 1 & \rho & \dots & \rho^{T-2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho^{T-1} & \rho^{T-2} & \rho^{T-3} & \dots & 1 \end{bmatrix}, C = \begin{bmatrix} (1 - \rho^2)^{1/2} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ -\rho & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -\rho & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & -\rho & 1 \end{bmatrix}$$

转化后的空间面板数据回归干扰项为:

$$u^* = (C \otimes I_N) u = (C_{\tau T} \otimes I_N) \mu + (C \otimes B^{-1}) v$$

$$= (1 - \rho) (\iota_T^\alpha \otimes I_N) u + (C \otimes B^{-1}) v$$

其中, $C_{\tau T} = (1 - \rho) \iota_T^\alpha$, $\iota_T^\alpha = (\alpha, \iota_{T-1}^\alpha)$, $\alpha = \sqrt{(1 + \rho)/(1 - \rho)}$ 。

所以, 通过普雷斯 - 温士顿转换得来的干扰项 u 的方差 - 协方差矩阵为:

$$\Omega^* = E(u^* u^{*\prime}) = (1 - \rho)^2 \sigma_\mu^2 (\iota_T^\alpha \iota_T^{\alpha\prime} \otimes I_N) + \sigma_e^2 (I_T \otimes (B'B)^{-1})$$

在正态性假设下, 模型的对数似然函数可以表示为:

$$L(\beta, \sigma_e^2, \rho, \lambda) = \frac{1}{2} N \ln(1 - \rho^2) - \frac{1}{2} \ln |d^2 (1 - \rho)^2 \sigma_\mu^2 I_N + \sigma_e^2 (B'B)^{-1}| - \frac{N(T-1)}{2} \ln(\sigma_e^2) + (T-1) \ln |B| - \frac{1}{2} u^* \Omega^{*-1} u^* \quad (5)$$

Baltagi et al. (2003)^[11] 提出以下假设检验:

$H_0: \lambda = 0$ (allowing $\rho \neq 0, \sigma_\mu^2 > 0$), $H_1: \lambda \neq 0$ 。对于 $H_0: \lambda = 0$ 的 LM 检验统计量:

$$LM = \frac{\hat{D}(\lambda)^2}{b(T - 2cg + c^2g^2)}$$

其中, $b = \text{tr}(W + W')^2/2 = \text{tr}(W^2 + W'W)$, $c = \sigma_e^2 \sigma_\mu^2 / d^2 (1 - \rho)^2 \sigma_\mu^2 + \sigma_e^2$, $g = \text{tr}(V^{-1} J_T) = (1/\sigma_e^2) (1 - \rho) \{2 + (T - 2)(1 - \rho)\}$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = \hat{D}(\lambda) = \frac{1}{2} \hat{u}' [V^{-1} - 2cV^{-1} J_T V^{-1} + c^2 [V^{-1} J_T]^2 V^{-1}] \otimes (W' + W) \hat{u}$$

其中, \hat{u} 是指 OLS 误差项, LM 统计量服从 $\chi^2(1)$, 如果检验拒绝原假设, 则说明面板数据存在全局的空间相关性。

2. 空间滞后模型 (SLM) 和空间误差模型 (SEM)

SLM 主要用于研究各变量在一个区域内是否存在空间外溢效应, 且这个空间效应来源于滞后变量, 其模型用矩阵形式表示为:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (6)$$

式中, Y 为被解释变量的向量; X 为解释变量的矩阵; W 为空间权值矩阵; ρ 为空间回归系数, 度量物理或生态学变量在空间上的分布特点和滞后变量对邻近地区的被解释变量的影响大小, 也就是相邻区域的观测值 WY 对本地区观察值 Y 的影响方向和程度; ε 为随机误差项。其中, β 表示解释变量 X 对被解释变量 Y 的影响程度, 本地的解释变量首先影响本地的被解释变量, 然后通过滞后变量影响着邻近地区的被解释变量, 因此这个 β 是具有空间效应的。由于邻近地区的社会、经济各个方面的发展具有一定的相似性以及很强的地域性, 会相互影响、促进, 因此空间计量模型具有很大的现实意义。

因为空间溢出效应不一定是邻近地区的滞后变量导致的, 也可能来自于扰动项, 因此, 提出了 SEM, 表达式如下:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (7)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \quad (8)$$

与 SLM 类似, ε 是随机误差项, λ 为 $n \times 1$ 的空间误差系数, 表示样本观察值中的空间依赖作用, μ 为服从于正态分布的随机误差项。 β 为解释变量 X 对被解释变量 Y 的影响。SEM 是通过扰动误差项来表示空间溢出效应, 度量邻接地区有关因变量的误差因素对本地区因素的影响。

3. 直接效应和间接效应理论

以 SLM 模型为例, 直接效应和间接效应的测量方法如下:

首先, 将式 (6) 的 SLM 模型改写成如下形式:

$$(I_n - \rho W) y = X\beta + \varepsilon \quad (9)$$

$$y = \sum_{r=1}^k S_r(W) x_r + V(W) \varepsilon \tag{10}$$

$$S_r(W) = V(W) I_n \beta_r \tag{11}$$

其中, $V(W) = (I_n - \rho W)^{-1} = I + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots$, 则总效应即为 $S_r(W)$, 平均总效应即是 $(n-1) S_r(W) = V(W) I_n \beta_r$ 。

依据式 (10) 对 X_{ir} 求偏导, 得到: $\frac{\partial y_i}{\partial X_{ir}} = S_r(W)_{ii}$, 表示第 i 个地区的某解释变量的变化对该地区本身的被解释变量的影响, 为直接效应。

依据式 (10) 对 X_{jr} 求偏导, 得到: $\frac{\partial y_i}{\partial X_{jr}} = S_r(W)_{ij}$, 表示第 j 个地区的某解释变量的变化会潜在地影响第 i 个地区的被解释变量, 为间接效应。

平均直接效应、平均总效应、平均间接效应的表达式如下:

$$\bar{M}(r)_{direct} = \frac{1}{n} \text{trace}(S_r(W)), \bar{M}(r)_{total} = \frac{1}{n} S_r(W), \bar{M}(r)_{indirect} = \bar{M}(r)_{total} - \bar{M}(r)_{direct}$$

三 实证分析

(一) 创新效率测算

根据 SFA 原理, 将专利授权数量记为 ZL 作为创新产出指标, R&D 人员记为 RDP 、R&D 经费记为 RDM 作为创新投入指标, 并分别取对数记为 $\ln ZL$ 、 $\ln RDP$ 、 $\ln RDM$ 代入 SFA 生产函数, 利用 FRONT41-xpl 软件进行估计和测算。得到结果如下:

表 1 随机前沿生产函数 (SFA) 的回归参数

| 待估参数 | 系数 | 标准差 | T 统计量 |
|-----------|--------|-------|------------|
| β_0 | -4.134 | 0.332 | -12.434*** |
| β_1 | 0.736 | 0.133 | 5.537*** |
| β_2 | 0.427 | 0.118 | 3.616*** |
| γ | 0.846 | 0.057 | 14.925*** |
| η | 0.083 | 0.014 | 5.779*** |

LR test of the one-sided error = 183.684

注: *、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 的显著性水平检验。

从 SFA 回归结果可知: 首先, $\gamma = 0.846$, 较接近 1, 且 LR 统计量为 183.684, 在 1% 的水平下显著, 说明生产函数中的随机误差项具有十分明显的复杂结构, 这就要用随机前沿技术去估计生产函数和测算创新效率。其次, 从 SFA 生产函数来看, R&D 人员和 R&D 资金投入的产出弹性分别为 0.736 和 0.427, 因此 R&D 人员和 R&D 资金投入对创新产出的影响都是正向的, 且各省市经济增长更多地依赖 R&D 人员投入。最后, $\eta = 0.083 > 0$, 说明时间维度对弹性系数的影响将以递增的速率下降, 也就是说各省市的创新效率呈上升趋势。各省创新效率测算值见下表所示, 并且使用简单算术平均法计算得到各省市的平均创新效率值。

表2 “一带一路”18省、市、自治区区域创新效率值测算结果

| 年份 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 平均创新效率 |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| 新疆 | 0.334 | 0.352 | 0.369 | 0.385 | 0.400 | 0.414 | 0.428 | 0.440 | 0.452 | 0.3971 |
| 陕西 | 0.244 | 0.268 | 0.294 | 0.321 | 0.349 | 0.378 | 0.408 | 0.438 | 0.469 | 0.3521 |
| 甘肃 | 0.182 | 0.208 | 0.236 | 0.265 | 0.294 | 0.324 | 0.355 | 0.385 | 0.416 | 0.2961 |
| 宁夏 | 0.368 | 0.398 | 0.428 | 0.458 | 0.487 | 0.516 | 0.544 | 0.571 | 0.597 | 0.4852 |
| 青海 | 0.150 | 0.179 | 0.209 | 0.239 | 0.270 | 0.300 | 0.331 | 0.360 | 0.390 | 0.2698 |
| 内蒙古 | 0.207 | 0.234 | 0.263 | 0.293 | 0.323 | 0.353 | 0.384 | 0.414 | 0.444 | 0.3239 |
| 黑龙江 | 0.293 | 0.323 | 0.354 | 0.384 | 0.415 | 0.445 | 0.474 | 0.503 | 0.532 | 0.4137 |
| 吉林 | 0.240 | 0.269 | 0.299 | 0.329 | 0.359 | 0.390 | 0.420 | 0.450 | 0.480 | 0.3596 |
| 辽宁 | 0.291 | 0.321 | 0.352 | 0.382 | 0.413 | 0.443 | 0.472 | 0.502 | 0.530 | 0.4118 |
| 广西 | 0.309 | 0.339 | 0.369 | 0.400 | 0.430 | 0.460 | 0.489 | 0.518 | 0.546 | 0.4289 |
| 云南 | 0.431 | 0.461 | 0.490 | 0.519 | 0.546 | 0.573 | 0.599 | 0.624 | 0.648 | 0.5434 |
| 西藏 | 0.046 | 0.058 | 0.068 | 0.078 | 0.087 | 0.095 | 0.103 | 0.110 | 0.117 | 0.0847 |
| 重庆 | 0.495 | 0.515 | 0.535 | 0.553 | 0.570 | 0.586 | 0.601 | 0.615 | 0.628 | 0.5664 |
| 上海 | 0.489 | 0.518 | 0.546 | 0.572 | 0.598 | 0.623 | 0.647 | 0.670 | 0.692 | 0.5950 |
| 福建 | 0.492 | 0.520 | 0.548 | 0.574 | 0.600 | 0.625 | 0.649 | 0.672 | 0.693 | 0.5970 |
| 广东 | 0.637 | 0.660 | 0.682 | 0.703 | 0.723 | 0.741 | 0.759 | 0.776 | 0.792 | 0.7192 |
| 浙江 | 0.609 | 0.616 | 0.622 | 0.628 | 0.633 | 0.638 | 0.643 | 0.647 | 0.652 | 0.6320 |
| 海南 | 0.408 | 0.414 | 0.421 | 0.427 | 0.432 | 0.438 | 0.442 | 0.447 | 0.451 | 0.4311 |

由上表可知,18个省、市、自治区的创新效率存在差异。从创新效率平均值看,“21世纪海上丝绸之路”圈定省市的创新效率比较高,最高为广东省,其次为浙江省、福建省和上海市。“丝绸之路经济带”圈定省、市、自治区的创新效率比较低,其中重庆、新疆、广西、宁夏的创新效率较高,甘肃、青海、西藏较低,内蒙古、黑龙江、吉林、辽宁4个邻近省市的创新效率有很大程度的相似性。“丝绸之路经济带”圈定省市范围较广,邻近省市之间的创新效率表现出显著的空间集聚性,但13个省、市、自治区中不邻近的还是有一定的差距。

(二) 经济增长空间计量分析

由于Moran's I不能用于面板数据,以往的文献分每年来检验相关性不够合理。本文根据上面所阐述的原理利用R语言程序实现面板数据的空间自相关检验,计算得到的检验统计量LM为9.7782,相应的P值为0.001766。原假设为不存在空间相关性,因此有理由拒绝原假设,认为面板数据是存在空间相关性的,即经济增长、创新效率、资本投入、劳动投入存在全局空间相关性,做空间计量分析具有合理性。

柯布一道格拉斯生产函数是分析经济增长的常用生产函数形式,即:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta}$$

其中 Y_{it} 表示经济产出, K_{it} 表示物质资本投入, L_{it} 表示人力资本投入, α 、 β 分别表示物质资本和人力资本对经济产出的弹性。 A_{it} 表示全要素生产率。本文参考王火根(2007)^[12]、樊纲和王小鲁(2011)^[8]等对经典柯布一道格拉斯生产函数的改进,将创新效率 EFF 加入模型,即:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} EFF_{it}^{\gamma}$$

对上述模型取对数，得到如下模型：

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma \ln EFF_{it}$$

不同于普通面板回归，空间面板模型一般使用极大似然估计和矩估计方法进行参数估计。利用上述的 SLM 和 SEM 模型分别拟合 18 个省、市、自治区的以取对数的经济增长 GDP 为被解释变量，以资本投入 K 、人力投入 L 、创新效率 EFF 为解释变量的空间面板模型。利用 R 语言计算得到估计结果如下：

表 3 空间滞后模型估计结果表

| 参数 | 随机效应 | 空间固定 | 时间固定 | 空间和时间固定 |
|----------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| C | 0.6330 (0.14608) | 0.7782 (0.04289 [*]) | -0.0204 (0.95980) | 6.6169 (2.20E-16 ^{***}) |
| ρ | 0.6755 (2.20E-16 ^{***}) | 0.7240 (2.20E-16 ^{***}) | 0.0940 (0.01533 [*]) | 0.1643 (0.04694 [*]) |
| $\ln K$ | 0.0367 (0.05091 [*]) | 0.0335 (0.05802 [*]) | 0.7136 (2.20E-16 ^{***}) | 0.0240 (0.16522) |
| $\ln L$ | 0.3126 (1.16E-07 ^{***}) | 0.2276 (0.00042 ^{***}) | 0.2990 (4.67E-12 ^{***}) | 0.0809 (0.23403) |
| $\ln EFF$ | 0.3243 (1.34E-11 ^{***}) | 0.2765 (7.97E-07 ^{***}) | 0.4227 (1.87E-07 ^{***}) | 0.2083 (0.00017 ^{***}) |
| σ^2 | 0.5308 | 0.0039 | 0.0030 | 0.1337 |
| log-likelihood | 132.7689 | 113.4540 | 135.5122 | 103.2133 |
| Hausman test | chisq = 60.2950, p-value = 2.515E-12 | | | |

注：*、**、*** 分别表示通过 10%、5%、1% 的显著性水平检验；括号内为 P 值。

表 4 空间误差模型估计结果表

| 参数 | 随机效应 | 空间固定 | 时间固定 | 空间和时间固定 |
|-----------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| C | 7.2415 (2.00E-16 ^{***}) | 7.9680 (2.20E-16 ^{***}) | 0.7329 (0.07344 [*]) | 7.9847 (2.20E-16 ^{***}) |
| λ | 0.9098 (2.00E-16 ^{***}) | 0.9175 (2.00E-16 ^{***}) | -0.1227 (0.19460) | 0.0783 (0.38952) |
| $\ln K$ | 0.0340 (0.06047 [*]) | 0.0295 (0.07853 [*]) | 0.7134 (2.20E-16 ^{***}) | 0.0258 (0.13865) |
| $\ln L$ | 0.1763 (0.01611 [*]) | 0.0683 (0.34724) | 0.3189 (4.24E-14 ^{***}) | 0.0869 (0.20870) |
| $\ln EFF$ | 0.1515 (0.01438 [*]) | 0.0999 (0.08733 [*]) | 0.5059 (1.17E-10 ^{***}) | 0.2184 (0.00011 ^{***}) |

(续上表)

| 参数 | 随机效应 | 空间固定 | 时间固定 | 空间和时间固定 |
|------------------|---|----------|----------|----------|
| σ^2 | 0.8880 | 0.0036 | 0.0031 | 0.1372 |
| log - likelihood | 107.1912 | 100.9872 | 137.5643 | 108.4512 |
| Hausman test | chisq = 12.1100, df = 3, p - value = 0.0070 | | | |

注：*、**、***分别表示通过10%、5%、1%的显著性水平检验；括号内为P值。

从SLM和SEM模型估计结果可知：

物质资本投入、人力投入和创新效率对经济增长的弹性都是正数，说明它们对经济增长的影响是正向的，且创新效率的弹性最大。由于知识、技术、创新等具有较强的流动性和地域性，表现出比人力和资本投入较高的空间溢出效应，因此应当加强区域间的合作，充分利用创新的溢出效应，促进经济增长。资本和人力投入中，人力对GDP的影响弹性较大，与近些年研究人力对经济增长空间效应的结论相符合，原因在于人力资本和创新因素一样有较强的流动性，人力资源容易在周边地区中相互流动，尤其容易流向邻近的一、二线城市，表现出一定的空间溢出效应，但没有创新的溢出效应显著。

Hausman检验的结果显示：SLM模型Hausman检验得到的P值为 $2.515E-12$ ，远远小于0.01。SEM模型Hausman检验得到的P值为0.0070，远小于0.01。说明无论是SLM模型还是SEM模型都更加适合使用固定效应模型。

从固定效应SLM和SEM模型的log - likelihood值来看，SLM模型的log - likelihood值都比较大，表示SLM模型较优，利于分析。SLM四种模型的 ρ 都大于零，且都显著，这说明经济增长表现出了一定的空间溢出效应，有较明显的集聚效应，邻近城市可以互相带动和影响GDP水平。

下面对SLM模型的空间直接效应、间接效应、总效应进行计算和分析，计算利用R语言程序实现，结果见下表：

表5 SLM模型空间效应表

| 参数 | 空间固定 | | | 时间固定 | | | 空间和时间固定 | | |
|------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|---------|-------|-------|
| | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| 物质资本投入 K | 0.045 | 0.076 | 0.121 | 0.316 | 0.032 | 0.348 | 0.024 | 0.004 | 0.029 |
| 人力资本投入 L | 0.305 | 0.520 | 0.825 | 0.300 | 0.030 | 0.330 | 0.082 | 0.015 | 0.097 |
| 创新效率 EFT | 0.371 | 0.631 | 1.002 | 0.424 | 0.043 | 0.467 | 0.210 | 0.039 | 0.249 |

从SLM三种模型的空间效应表可知：物质资本投入、人力资本投入、创新效率的空间效应都是正值，与模型参数估计结果一致：创新效率的空间效应最大，其次是人力资本投入和物质资本投入。并且，当空间固定时，三者的直接效应小于间接效应，说明当空间固定、时间变动时，与解释变量相关的任何一个地区的影响因素变量的变动会较大程度地影响其他地区的被解释变量。这是因为空间溢出效应具有一定的时滞性，创新等知识的流动也需要时间。因此加强区域间的创新合作，需要经过一定的时间才能发挥更强的效果；当时间固定时，直接效应大于间接效应，说明当时间固定时某地区的

解释变量的变动会更多地影响该地区本身，并且时间固定时的直接效应大于空间固定时的直接效应，间接效应小于空间固定时的间接效应，说明时间固定时的直接效应是非常显著的，空间固定时的间接效应是非常显著的。从表中还可以看出空间固定时创新效率的间接效应大于时间固定时的直接效应，是所有效应中最显著的，高达 0.631，可见创新效率的空间溢出效应随着时间的推移，会对社会、经济的发展发挥很大作用。最后可以看出，空间和时间都固定时，直接效应大于间接效应，说明地区的解释变量的变化还是对该地区本身的直接影响更大些，但是也有一定程度的间接效应存在，且间接效应随着时间的推移显得更加重要，也必须高度重视。

四 主要结论与对策建议

本文运用 SFA 测算了“一带一路”圈定 18 个省、市、自治区的创新效率，结果表明“21 世纪海上丝绸之路”范围的 5 个省市创新效率明显较高，而“丝绸之路经济带”范围的 13 个省、市、自治区的创新效应明显较低，创新效率有明显的空间聚集性，各省市的创新效率逐年提高。但由于这 13 省、市、自治区涵括地域范围广，其创新效率存在较大内部差距，邻近省市的新疆、宁夏较优，青海、西藏、甘肃较差，说明这些邻近省市创新合作和带动性不强。当然这也与各省、市、自治区长期以来的教育程度、经济发展模式、企业创新动力、市场开放程度有很大关系。由以上结论可以得到一些政策启示：

1. 充分利用创新外溢性，提高“一带一路”省、市、自治区的创新效率

由经济增长空间计量分析结果可知，由于知识、创新等具有较高流动性，创新效率的空间溢出作用强于人力和物质资本投入。虽然“21 世纪海上丝绸之路”省市与“丝绸之路经济带”省市并不毗邻，但“一带一路”是国家实施的重要战略，有整体性的发展思路，有关省份更应充分利用创新因素的较强外溢流动性，加强区域间的合作和互相带动。创新的主体和动力是企业，各省市企业数量、企业类型都会影响其创新效率。“21 世纪海上丝绸之路”省市基本分布在沿海发达城市，第三产业较发达，拥有较多的新型企业，这些企业大多不依赖于自然资源的消耗，而依靠研发、创新、知识、技术创造价值。而“丝绸之路经济带”省市大多处于中西部地区，第一、第二产业占比较大，而第三产业并不发达。这些省市中大多地域面积广阔、自然资源丰富，一般依赖于有利的自然资源创造价值，且企业数量较少，企业密集度和企业间竞争力也不强，因此创新动力并不强。针对现实情况，这些省市应当减少企业依赖自然资源的程度，而转向科技创新，并且应当通多种途径有效增加企业数量，从而提高企业间竞争力和创新动力。

2. 重视创新效率对经济增长的空间效应

由空间滞后模型的空间回归系数 ρ 为正可知，某地区解释变量的增加会潜在地促进邻近省市的经济。且从固定空间的空间直接效应和间接效应可知，虽然直接效应占主导地位，但随着时间的推移，创新投入有效性的提高会一定程度潜在地影响邻近地区的经济产出，也就凸显出区域间合作的重要性。“一带一路”战略是本着合作共赢思路推出的，旨在利用地理优势通过邻近省市、国家之间的合作，创造更有效率的经济产出，因此决策者既要重视直接效应的作用，也要充分利用间接效应的作用。

3. 以“一带一路”为主线，带动其它省份的创新效率提升和经济增长

“一带一路”圈定的 18 个省、市、自治区贯穿中国各个区域，创新的外溢性和其对经济增长的正向空间间接效应，说明“一带一路”省市的创新效率提高了，可以随着时间的推移带动其它省份创新效率的提升，乃至经济增长。因此应该加大区域间交流合作，让创新因素的外溢性充分发挥作用，从而带动全国的创新效率和经济。具体从“一带一路”定位来看，北方依靠新疆、陕西、甘肃；沿海及港澳台利用长三角、珠三角、海峡西岸、环渤海等区域中开放程度高、经济实力强的上海、广

东、福建、浙江；内陆主要依赖黑龙江、吉林、辽宁、重庆。综合而言，这种发展具有“路域”经济特征，因此，“一带一路”地区创新实力提高，对带动整个国家，甚至是中亚、南亚、西亚等区域创新效率和经济增长有重要战略意义。

[参考文献]

- [1] 白俊红, 江可申, 李婧. 应用随机前沿模型评测中国区域研发创新效率[J]. 管理世界, 2009, (10): 51-61.
- [2] 高晓光. 我国高技术产业创新效率的时间演变与地区分布特征[J]. 产经评论, 2015, 6(5): 30-41.
- [3] 祝树金, 于晓路, 钟腾龙. 我国地区产业多样化、技术创新与经济发展——基于面板数据联立方程模型的研究[J]. 产经评论, 2014, 5(6): 52-62.
- [4] 袁白鹤. 我国高技术产业技术创新效率对经济增长的影响研究[D]. 蚌埠: 安徽财经大学, 2011.
- [5] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. 管理世界, 2010, (7): 43-55.
- [6] 王珏, 文飞, 韩先锋. 中国区域技术效率的空间收敛性分析: 1994-2008[J]. 产经评论, 2010, 1(5): 62-68.
- [7] 党国英, 秦开强. 高技术产业的技术创新效率与影响因素——对五大类23个分行业的效率分析[J]. 产经评论, 2015, 6(2): 15-27.
- [8] 樊纲, 王小鲁. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, (9): 4-16.
- [9] 王小鲁, 樊纲, 刘鹏. 中国经济增长方式转换和增长可持续性[J]. 经济研究, 2009, (1): 44-47.
- [10] Aigner, D., Lovell, C., Schmidt, P.. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Models[J]. *Journal of Econometrics*, 1977, 6(1): 21-37.
- [11] Baltagi, B. H., Song, S. H., Jung, B., et al.. Testing Panel Data Regression Models with Spatial and Serial Error Correlation[J]. *Journal of Econometrics*, 2003, 117(1): 123-150.
- [12] 王火根. 中国经济增长与能源消费空间面板分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2007, 24(12): 98-107.

An Analysis of Provincial Innovation Efficiency and Spatial Effects in China “B&R”

HAN Zhao-zhou MA Jia-yu

Abstract: The panel data of 18 “B&R” provinces in 2005-2013 is used as the research sample. The first stage by using stochastic frontier approach estimates the innovation efficiency of various provinces and cities each year, the second phase uses the innovation efficiency in production function model to investigate the spatial effect of innovation efficient to economic growth. Research shows that: the 21st-Century Maritime Silk Road provincial innovation efficiency is higher; SLM fixed effects model is optimal and rho is greater than zero, shows that economic growth has spatial spillover effect. Innovation efficiency is the largest spillover effect; SLM space fixed effect model shows that direct effect and indirect effect on regional innovation efficiency change over time potentially affect economic growth in other regions. “B&R” has the characteristics of “expressway” economic development that can enhance regional innovation capability by innovation. It is very significant for the development of economic of China, even Central Asia, South Asia, West Asia and other regions.

Key words: belt and road strategy; regional innovation efficiency; growth of economic; spatial effects

[责任编辑: 伍业锋]

[DOI] 10.14007/j.cnki.cjpl.2016.02.010

[引用方式] 韩兆洲, 马佳羽. 中国“一带一路”省市区域创新效率及空间效应[J]. 产经评论, 2016, 7(2): 110-119.