

文章编号: 1000-5862(2015)06-0612-07

半参数横截面空间滞后模型的工具变量估计及应用

陈泓, 叶阿忠*, 黄志刚, 陈生明

(福州大学经济与管理学院, 福建 福州 350108)

摘要: 研究了一种半参数横截面空间滞后模型的工具变量估计方法, 证明了模型估计的大样本性质, 参数分量估计渐近正态分布且收敛速度为 $n^{-1/2}$, 非参数分量估计在内点处渐近正态分布, 其收敛速度是最优收敛速度. 利用该模型进行环境规制和 R&D 投资溢出对中国区域技术进步影响的实证研究. 结果表明: 1) 当前各地区 R&D 投资和技术创新存在很强的空间溢出效应, R&D 投资及其空间溢出对我国区域技术创新能力具有较明显的提升作用; 2) 不同的环境规制对各区域技术创新所产生的影响程度有差异, 较低的环境规制程度对技术创新有明显抑制作用, 较高的环境规制对技术创新却有显著促进作用, 特别在中部环境污染较严重地区作用尤为明显. 而对于大部分存在温和环境规制的地区(福建、广东等), 环境规制对技术创新的影响较低, 需进一步提高环境规制力度.

关键词: 半参数; 横截面空间滞后模型; 工具变量估计; 渐近正态性; 收敛速度

中图分类号: F 224 **文献标志码:** A **DOI:** 10.16357/j.cnki.issn1000-5862.2015.06.13

0 引言

许多经济问题既具有多个相互影响的内生变量, 对其空间个体又具有空间相关性. 例如地区收入与就业率是相互影响的内生变量, 一地区的收入既受相邻地区收入的影响, 也受本地区和相邻地区就业率的影响; 类似地, 一地区的就业率既受相邻地区就业率的影响, 也受本地区和相邻地区收入的影响. 目前反映这种经济现象的计量经济模型的理论研究和应用仅局限于参数模型的研究和应用^[1-5].

常见的空间计量经济模型有 2 种基本形式:

(i) 空间滞后模型 $y_i = \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} y_j + x_i' \beta + u_i$

($i = 1, 2, \dots, n$) 其中 ρ 为空间效应系数, 权重 w_{ij} 是根据个体 i 和个体 j 之间的距离(如地理上的距离、经济上距离、社会上的距离等)而定义的, u_i 是噪音;

(ii) 空间误差模型 $y_i = x_i' \beta + u_i$, $u_i = \theta \sum_{j \neq i} w_{ij} u_j + v_i$ 其中 θ 为空间效应系数, v_i 为噪音. 两模型的差异在于: 1) 空间滞后模型直接设定个体之间的相关关系, 而空间误差模型则是通过误差项的相关, 间接

地设定个体之间的相关关系; 2) 由于空间统计项

$\rho \sum_{j \neq i} w_{ij} y_j$ 和误差项相关而导致内生性, 最小二乘估计方法不适用于估计空间滞后模型, 但工具变量方法则可得到一致收敛估计量; 对于空间误差模型, 最小二乘法仍然给出一致估计量, 但其方差估计量是有偏的. 现有文献对空间滞后模型和空间误差模型以及它们的混合模型的估计和检验作了深入的研究, 并将其应用于经济学、管理学和社会学中^[6-9].

鉴于观察个数是有限的, 计量经济模型通常采用参数模型. 假定经济变量之间的函数关系的形式已知, 一旦这个假设条件不符合现实, 则模型可能严重偏离经济变量之间的客观关系. 为了克服参数模型这种缺陷, 学者们提出了非参数模型. 对经济变量之间的函数关系不作任何假定: $y_i = f(x_i) + u_i$, 其中 $f(x)$ 是未知待估函数, 但非参数函数 $f(x)$ 估计的收敛速度低于参数模型参数估计的收敛速度. 半参数模型保留了参数模型和非参数模型的优点且减弱了 2 者缺点的影响, 如部分线性模型: $y_i = x_i' \beta + m(p_i) + u_i$, 其中 $m(\cdot)$ 是未知待估函数. 半参数模型的非参数分量 $m(\cdot)$ 可有效避免线性关系假设所造成的模型设定错误, 且此时, 参数分量估计的收敛速度仍与原来参数模型的收敛速度保持一致, 而非

收稿日期: 2015-07-20

基金项目: 国家自然科学基金(71171057), 教育部人文社会科学基金(10YJA790227)和教育部高等学校博士点基金(20103514110009)资助项目.

通信作者: 叶阿忠(1963-), 男, 福建沙县人, 教授, 博士, 主要从事计量经济理论和应用的研究.

参数分量 $m(\cdot)$ 估计的收敛速度 $n^{-2/(d_p+4)}$ 则比非参数模型估计的收敛速度 $n^{-2/(d_x+d_p+4)}$ 快,其中 d_x 和 d_p 分别是 x_i 和 p_i 的变量个数.有关非参数模型和半参数模型参见文献[10-11].

当解释变量出现内生变量时,Sangin Park^[12]针对在非参数部分的解释变量与随机误差项独立的情况下提出了半参数回归模型的工具变量估计方法.当非参数部分的解释变量存在内生变量时,文献[13]在矩条件下给出模型的有效估计方法,证明了参数分量估计的一致性和渐近正态性并指出其收敛速度达到 $n^{-1/2}$.当参数部分和非参数部分的解释变量都存在内生变量时,叶阿忠^[14-15]提出工具变量估计、2阶段最小二乘估计和广义矩估计方法,利用极限理论证明了参数分量估计具有一致性和渐近正态性且收敛速度为 $n^{-1/2}$ 的结论,也论证了非参数分量估计在内点处具有一致性和渐近正态性特征,收敛速度达到了非参数函数估计的最优收敛速度.

文献[1]提出参数横截面联立方程空间混合滞后和误差模型的广义空间2阶段最小二乘估计方法(GS2SLS)和广义空间3阶段最小二乘估计方法(GS3SLS).

本文研究的半参数横截面空间滞后模型组合了空间滞后模型和半参数回归模型,还考虑了非参数部分解释变量的内生性问题.所以,研究该模型参数分量和非参数分量估计的大样本性质具有较大的理论意义.本文还利用该模型实证研究环境规制、R&D投资溢出对我国技术创新的影响.

1 半参数横截面空间滞后模型及其工具变量估计

设被解释变量为 Y ,解释变量向量为 (S, P) ,其中 S 是参数部分的 d_s 个解释变量, P 是非参数部分的 d_p 个解释变量.假定个体个数为 n .

设半参数横截面空间滞后模型为

$$Y_i = \rho \sum_{j \neq i} w_{ij} Y_j + S_i' \alpha + \sum_{j \neq i} w_{ij} S_j' \gamma + g(P_i) + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

其中 ρ 和 γ 为空间效应系数, α 为系数, 权数 w_{ij} 是根据个体 i 和个体 j 之间的距离(如地理上的距离、经济上距离、社会上的距离等)而定义的, $g(\cdot)$ 是未知函数, u_i 是噪音.该模型的被解释变量除了受解释变量影响外,还受被解释变量的空间滞后项和解释变量的空间滞后项的影响,而且相关关系是一部分已知为线性的和另一部分为未知非线性的半参

数函数形式.

$$\text{记 } \tilde{Y}_i = \sum_{j \neq i} w_{ij} Y_j, \tilde{S}_i = \sum_{j \neq i} w_{ij} S_j \text{ 将模型(1)表示}$$

为 $Y_i = \rho \tilde{Y}_i + S_i' \alpha + \tilde{S}_i' \gamma + g(P_i) + u_i, i = 1, 2, \dots, n$, 其中 $(S_1, P_1, Y_1), \dots, (S_n, P_n, Y_n)$ 是在 $R^{d_s+d_p+1}$ 上取值的随机变量向量序列, u_i 是服从均值为零、方差为 σ^2 且相互独立的随机变量.解释变量 \tilde{Y}_i 是内生变量与随机误差项 u_i 相关,使得 $E(S_i u_i) \neq 0$.

假设 $d_p \leq 3$, 设非参数函数 m 及其1阶、2阶导数有界连续,其估计的最优收敛速度达到 $n^{-2/(d_p+4)}$ (d_p 值过大则会降低 m 估计的收敛速度).设 Z_1, \dots, Z_n 是 R^{d+1} 上的随机变量向量,其中 $d = 2d_s + d_p + 2, Z_i = (Z_{1i}, \dots, Z_{di})^T$.假设 $E(Z_i u_i) = 0, E(Z_i u_i | X_i, P_i) = 0$ 称 Z_i 为工具变量向量.

设 $f_P(\cdot)$ 是 $P_i = (P_{1i}, \dots, P_{d_{pi}})^T$ 的密度函数, $f_P(p) > 0$ 有凸支撑 $\text{supp}(f_P) \subset R^{d_p}$, f_P 是有界连续函数,其1阶导数连续; $E(Z_{ji} | P_i = p), E((Z_{ji})^2 | P_i = p)$ 和 $E(Z_{ji} Z_{ki} | u_i)^2 | P_i = p)$ 有界连续; 设 $K(\cdot)$ 是 d_p 维密度函数,令 $K_{h_n}(p) = h_n^{-d_p} K(h_n^{-1} p)$ 称 K 为核函数, h_n 为窗宽, $K_{h_n}(\cdot)$ 为核权函数,假定核函数 K 有紧支撑: $\text{supp}(K) \subset \prod_{i=1}^{d_p} [-1, 1] \subset R^{d_p}$ 且 $K(p) \geq 0, \int K(p) dp = 1, \int K(p) p dp = 0, \int K(p) p p^T dp = \mu_2(K) I$, 其中 $\mu_2(K) \neq 0, I$ 为单位阵.

定义1 给定 $p \in \text{supp}(f_P) \subset R^{d_p}$ 和窗宽 h , 记

$$\Theta_{p,h} = \{z: (p + hz) \in \text{supp}(f_P)\} \cap \text{supp}(K).$$

若 $\exists h_0 > 0$, 使得当 $h \leq h_0$ 时, $\Theta_{p,h} = \text{supp}(K)$, 则称 p 为 $\text{supp}(f_P)$ 的内点, 否则称之为边界点.

1.1 $E(P_i u_i) = 0$ 情形

定义2 模型(1)参数分量的工具变量估计为

$$\hat{\beta}_{IV} = \left[\sum_{i=1}^n Z_{\#i} (X_i - \hat{m}_1(P_i))^T \right]^{-1} \cdot \left[\sum_{i=1}^n Z_{\#i} (Y_i - \hat{m}_2(P_i)) \right],$$

其中 $\beta = (\rho, \alpha', \gamma')', X_i = (\tilde{Y}_i, S_i', \tilde{S}_i')', Z_{\#i} = (Z_{1i}, \dots, Z_{2d_s+1i})^T, \hat{m}_1(P_i) = e_1' (\Phi_p' W_p \Phi_p)^{-1} \Phi_p' W_p X$ 和 $\hat{m}_2(P_i) = e_1' (\Phi_p' W_p \Phi_p)^{-1} \Phi_p' W_p Y$ 分别是 $m_1(P_i) = E[X_i | P_i]$ 和 $m_2(P_i) = E[Y_i | P_i]$ 的局部线性估计. $W_p = \text{diag}\{K_{h_n}(\{P_1 - p\}, \dots, K_{h_n}(P_n - p))\}, \Phi_p = (P_{p1}, \dots, P_{pn})^T, P_{pi} = (1, (P_i - p)^T)^T$.

模型(1)非参数分量的工具变量估计为

$$\hat{g}_{IV}(P_i) = \hat{m}_2(P_i) - \hat{m}_1(P_i) \hat{\beta}_{IV}.$$

定理 1 当 $h_n = c \cdot n^{-1/(d_p+4)}$ 时,

$$\sqrt{n}(\hat{\beta}_{IV} - \beta) \xrightarrow{L} N(0, \Gamma^{-1} V (\Gamma^*)^{-1}),$$

其中 $V = E[Z_{\#i} Z_{\#i}']$, $\Gamma = E[Z_{\#i}(X_i - E(X_i | P_i))]'$.

证 由文献[14]的定理 18.1 可证得之.

通过定理 1 可知,参数分量估计的收敛速度为 $n^{-1/2}$,与经典线性回归模型参数估计的收敛速度保持一致^[16-17].

定理 2 设 $p \in \text{supp}(f_p) \subset \mathbf{R}^{d_p}$ 为内点,则当

$$h_n = c \cdot n^{-1/(d_p+4)} \text{ 时, } n^{2/(d_p+4)} [\hat{g}_{IV}(p) - g(p)] \xrightarrow{d} N\left(\frac{c^2}{2} \mu_2(K) \text{tr}\{H_g(p)\} \frac{R(K) \sigma^2}{c^{d_p} f_p(p)}\right),$$

其中 $\text{tr}\{H_g(p)\}$ 为矩阵 $H_g(p) = [\partial^2 g(p) / \partial p_i \partial p_j]_{d_p \times d_p}$ 的对角元素之和.

证 由文献[14]的定理 18.2 可推得.

由定理 2 可知,非参数分量估计的收敛速度为 $n^{-2/(d_p+4)}$,达到了非参数函数估计的最优收敛速度^[18-19].

1.2 $E(P_i u_i) \neq 0$ 情形

定义 3 模型(1)参数分量的工具变量估计为

$$\hat{\beta}_{IV*} = \left[\sum_{i=1}^n Z_{\#i} (X_i - \hat{m}_1(Z_{*i}))' \right]^{-1} \cdot \left[\sum_{i=1}^n Z_{\#i} (Y_i - \hat{m}_2(Z_{*i})) \right],$$

其中 $\hat{m}_1(Z_{*i})$ 和 $\hat{m}_2(Z_{*i})$ 分别是 $m_1(Z_{*i}) = E[X_i | Z_{*i}]$ 和 $m_2(Z_{*i}) = E[Y_i | Z_{*i}]$ 的局部线性估计.

模型(1)非参数分量的工具变量估计为

$$\hat{g}_{IV*}(p) = e_1' (Z_{*}' W_p \Phi_p)^{-1} Z_{*}' W_p [Y - X \hat{\beta}_{IV*}].$$

定理 3 当 $h_n = c \cdot n^{-1/(d_p+4)}$ 时,

$$\sqrt{n}(\hat{\beta}_{IV*} - \beta) \xrightarrow{L} N(0, \Gamma_*^{-1} V (\Gamma_*^*)^{-1}),$$

其中 $\Gamma_* = E[Z_{\#i}(X_i - E(X_i | Z_{*i}))']$.

证 由文献[14]中的(19.8)式可推得.

定理 4 设 $p \in \text{supp}(f_p) \subset \mathbf{R}^{d_p}$ 为内点,则当

$h_n = c \cdot n^{-1/(d_p+4)}$ 时,

$$n^{2/(d_p+4)} [\hat{g}_{IV*}(p) - g(p)] \xrightarrow{d} N\left(\frac{c^2}{2} \mu_2(K) a(p) c^{-d_p} R(K) b(p)\right),$$

其中 $a(p) = f_p(p) \text{tr}\{H_g(p)\} B(p) g(p)$,

$$b(p) = f_p(p) B(p) F(p) B(p)',$$

$$F(p) = E(u_i^2 Z_{*i} Z_{*i}' | P_i = p),$$

$$B(p) = (B_1(p) B_2(p))',$$

$$B_1(p) = [A_{11}(p) - A_{12}(p) (A_{22}(p))^{-1} A_{21}(p)]^{-1},$$

$$B_2(p) = - (A_{11}(p))^{-1} A_{12}(p) [A_{22}(p) - A_{21}(p) (A_{11}(p))^{-1} A_{12}(p)]^{-1}, A_{11}(p) = f_p(p) \cdot l_0(p), A_{12}(p) = l_0(p) D_{f_p}'(p) + f_p(p) D_{l_0}'(p), A_{21}(p) = f_p(p) l_1(p), A_{22}(p) = l_1(p) D_{f_p}'(p) + f_p(p) D_{l_1}'(p), [l_0(p), (l_1(p))']' = l(p) = E(Z_{*i} | P_i = p).$$

证 由文献[14]中的(19.14)式可推得.

2 实证分析

实证分析是关于环境规制对技术创新的影响.

L. Anselin^[20]认为:因为解释变量的内生性将导致残差与解释变量非正交,使得模型参数 OLS 估计不再是无偏估计.故综合考虑各因素得到各地区的技术创新产出函数^[21],在其基本理论模型所选取的解释变量外,本文将增加带有空间权重的解释变量.通过空间 LMLAG 检验($p=0.052$)较 LMERR 检验($p=0.079$)更加显著,且 R-LMLAG($p=0.090$)显著而 R-LMERR($p=0.367$)不显著,故空间滞后模型(SLM)优于空间误差模型(SEM).针对环境规制($\ln ERI$)对技术创新系数的非线性影响,该实证部分建立半参数空间滞后模型以更好地准确刻画相关变量之间的关系:

$$\ln I = a + \rho W \ln I + \beta_1 \ln L + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln GDP + \beta_4 \ln FDI + \gamma_1 W \ln L + \gamma_2 W \ln K + \gamma_3 W \ln GDP + \gamma_4 W \cdot \ln FDI + g(\ln ERI). \quad (2)$$

上式中: I 表示技术创新产出水平; L 表示技术创新过程中的人力资源投入; K 表示技术创新过程中的资金投入; GDP 表示各地区经济发展水平; FDI 表示各地区外商直接投资; ERI 表示各地区环境规制水平; $g(\ln ERI)$ 为未知的非参数部分; $\ln ERI$ 为非参数部分的解释变量; W 是空间权重矩阵; β_i 和 γ_i 分别为其他解释变量及其空间滞后项的系数; ρ 是被解释变量的空间滞后项系数.文中将利用经纬度计算出 2 个地区间的地理距离作为 W .

将采用传统回归模型、空间滞后模型和半参数空间滞后模型等 3 种模型进行实证检验,并进行比较分析,计算结果见表 1.

首先,传统计量模型和空间滞后模型结果表明:

1) 科技活动经费($\ln K$)对专利发明的影响在两模型中存在较大差异.传统的计量模型中变量不显著,而在空间滞后模型中通过了显著性为 5% 的显著性

水平,说明传统模型可能存在遗漏空间相关影响因素的问题,并且引入了空间分析后的模型,说明了研发资本投入是促进技术创新的重要影响因素之一; 2) 地区经济发展水平对专利存在显著的正向影响,从两模型的分析可以看出,人均 GDP 每增加 1%,发明专利增加约 0.7%。这说明各地区的经济发展程度是影响技术创新产出的重要因素; 3) 科技活动人员对专利的影响不显著,这可能与近些年我国科技活动人员的人力资本质量及研究领域有较大关系。说明研发人员在高技术研发活动的集聚以及科研人员研究领域分散都不利于对技术创新的显著推动; 4) 外商直接投资 $\ln FDI$ 对专利有不显著的促进作用,

可能与外商投资的分布有关,说明投资分布不均衡并且大部分地区外商投资较少都不利于我国技术创新的发展; 5) 解释变量溢出效应和环境规制因素对技术创新产出的影响都不显著,这也进一步说明了环境规制与技术创新存在非线性关系的可能。从以上两模型的比较及分析可以看出,传统的计量经济模型相较于空间滞后模型在对现实的拟合上效果较差。空间影响因素的引入较大地提高了模型的拟合效果。但是就空间滞后模型来说,从对空间滞后项的观察也可看出,该模型的各空间滞后项并没有达到理想的显著性,因而需要对模型做进一步的调整。

表 1 3 种模型拟合效果比较

	传统计量模型(OLS)	SAR 空间滞后模型(SLM)	半参数空间滞后模型(SLSTM)
C	- 0. 717061(0. 629 0)	- 9. 870 715*** (0. 058 735)	
$\ln L$	0. 283 676(0. 260 7)	0. 062 984(0. 730 494)	0. 036 012(0. 849 6)
$\ln K$	0. 149 617(0. 520 3)	0. 474 106** (0. 017 015)	0. 581 293** (0. 012 8)
$\ln ERI$	- 0. 079 963(0. 593 0)	0. 134 737(0. 411 885)	
$\ln FDI$	0. 109 628(0. 437 0)	0. 100 751(0. 432 154)	- 0. 112 934(0. 545 0)
$\ln GDP$	0. 707 446** (0. 021 3)	0. 555 678** (0. 020 602)	0. 801 604** (0. 021 8)
$W\ln I$		0. 312 996(0. 212 302)	0. 840 504* (0. 075 4)
$W\ln L$		- 0. 587 920(0. 236 963)	- 1. 075 626** (0. 017 4)
$W\ln K$		0. 559 995(0. 345 819)	1. 322 609** (0. 024 6)
$W\ln FDI$		- 0. 700 567* (0. 050 986)	- 0. 808 585** (0. 024 9)
$W\ln GDP$		0. 600 316(0. 304 636)	- 0. 397 481(0. 604 9)
R	0. 922 3	0. 939 2	0. 933 4
Log likelihood	- 16. 046 28	- 11. 416 280 6	- 3. 746 393

注: ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平显著。

本文采用高斯核函数,通过 R、Matlab 及 Eviews 等软件来实现模型(2) 的估计,在变量显著性水平上,该模型的显著性水平及各空间滞后项明显优于前 2 个模型。进一步证实了科技活动经费($\ln K$)、地区经济发展水平($\ln GDP$) 对技术创新的发展有明显的推动作用。结果还表明: 1) 科技活动经费的空间滞后项($W\ln K$) 系数为 1. 322 609,且结果显著,说明科技活动经费($\ln K$) 的空间外溢对技术创新具有较强的推动作用; 2) 环境规制的空间溢出效应则对技术创新水平有很强的促进作用,修正了空间滞后模型中环境规制不显著的问题,半参数空间计量模型在 Log likelihood 值也最大。故加入半参数的空间滞后模型更优,可使模型更符合现实意义。

通过半参数滞后模型的偏导数散点图(如图 1) 可以更直观地说明: 环境规制因素对不同省份的技

术创新所产生的非线性的影响。图中横坐标代表环境规制水平($\ln ERI$) ,纵坐标代表其对技术创新的导数,即 ERI 变化 1% 引起技术创新(I) 的变化率。该散点图总体上呈现出正向上升的趋势,可以明显看出环境规制对不同区域技术创新的影响力度有如下不同: 1) 较低的环境规制对技术创新有明显抑制作用。可能是因为这些地区经济处于较快发展中,政府对环境规制的投入程度不足,造成了一些高速发展行业(如旅游业、生物化工行业) 对待环境保护与经济发展的问题上存在侥幸心理,低技术和混乱的管理泛滥,以破坏环境的代价实现增速发展,忽视了在行业发展中技术创新所起到的决定性因素,削弱了环境规制对技术创新的促进作用; 2) 环境规制对技术创新有显著的促进作用,中部环境污染较严重地区(如山西、河北、内蒙古、湖南、湖北等) 尤为明

显. 这些地区普遍存在以重工业、传统旅游业等严重污染环境的行业推动经济发展的现状, 高新技术行业所占比重较低, 以往技术创新动力不足, 而较高的环境规制促使这些地区的传统行业从新兴技术方面入手, 寻求行业的进一步发展, 使得技术创新动力增强, 创新水平提高, 同时一些高技术产业快速兴起, 以技术创新拉动行业发展和经济增长为不可缺少的手段. 从而说明较高环境规制对技术创新有较大的推动作用; 3) 温和的环境规制力度对部分地区技术

创新的影响不大. 从图 1 中可以看出, 我国仍有较多省区处在纵轴中间位置并存在上升趋势, 说明这些区域环境规制对技术创新水平存在较低的影响. 这些地区普遍存在传统工业与高新技术产业相结合的混合经济增长模式, 使得现有力度的环境规制水平无法推动传统产业的升级换代及技术创新, 但较高的环境规制水平则明显促进了技术创新, 且影响效果不断增强, 因此仍需进一步提高这部分地区的环境规制强度.

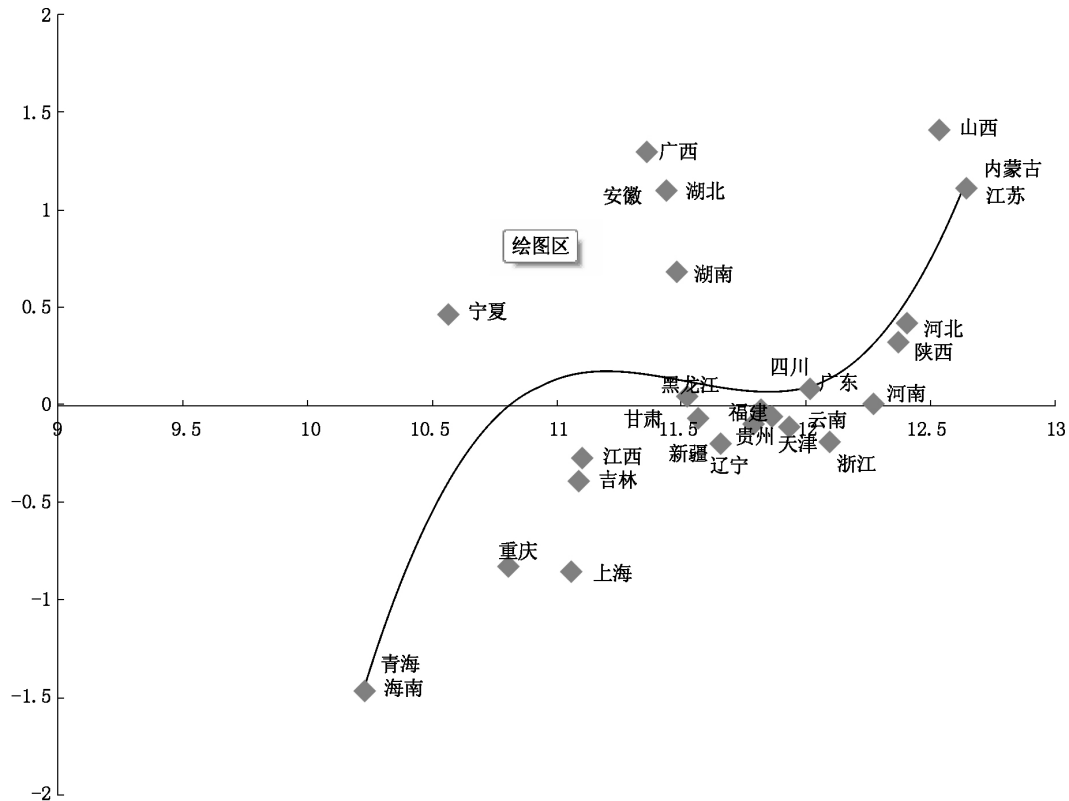


图 1 环境规制($\ln ERI$)对技术创新的导数散点图

3 结论

针对非参数部分解释变量与随机误差项是否相关的两种情况, 分别发展了半参数横截面空间滞后模型工具变量的估计方法, 得到参数分量估计具有渐近正态分布特征且其收敛速度为 $n^{-1/2}$, 非参数分量估计在内点处具有渐近正态性, 其收敛速度达到了非参数函数估计的最优收敛速度的结论. 通过构造模型实证检验了环境规制、R&D 投资溢出对区域技术创新的影响. 结果表明: 1) 当前各地区 R&D 投资和技术创新存在明显的空间溢出效应, 特别以江浙为中心的东部沿海地区呈现显著的空间集聚, 同时 R&D 投资及其空间溢出对我国技术创新具有显

著的促进作用; 2) 不同的环境规制程度对我国各个区域技术创新的影响力度不同, 在环境规制较低的地区(海南、青海等), 其对技术创新有明显抑制作用. 在山西、江苏等环境规制强度较高的地区, 较强的环境规制对技术创新具有显著的促进作用, 在一些中部环境污染较严重地区这种促进作用尤为明显. 而对于大部分存在较温和环境规制的地区(福建、广东等), 环境规制对技术创新的影响较低, 仍需进一步提高环境规制力度.

4 参考文献

- [1] Kelejian H H, Prucha I R. Estimation of simultaneous systems of spatially interrelated cross sectional equations

- [J]. Journal of Econometrics 2004 ,118(1) : 27-50.
- [2] Jackson R W. A simultaneous spatial panel data model of regional growth variation: an empirical analysis of employment ,income ,migration and local public services [C]. Morgantown: West Virginia University 2009.
- [3] Gebremariam G H ,Gebremedhin T G ,Schaeffer P V ,et al. A simultaneous spatial panel data model of regional growth variation: an empirical analysis of employment ,income ,migration and local public services [C]. Blacksburg: Department of Economics ,Virginia Polytechnic Institute ,State University 2009.
- [4] Gebremariam G H ,Gebremedhin T G ,Schaeffer P V. A analysis of county employment and income growth in Appalachia: a spatial simultaneous-equations approach [J]. Empirical Economics 2010 ,38(1) : 23-45.
- [5] Jeanty P W ,Partridge M ,Elena Irwin. Estimation of a spatial simultaneous equation model of population migration and housing price dynamics [J]. Regional Science and Urban Economics 2010 ,40(5) : 343-352.
- [6] Anselin L F ,Raymond J G M ,Rey S J. Econometrics for spatial models: recent advances. In advances in spatial Econometric: methodology ,tools and applications [M]. Berlin: Springer-Verlag 2004: 1-25.
- [7] Anselin L. Spatial econometrics in RSUE: Retrospect and prospect [J]. Regional Science and Urban Economics , 2007 ,37(1) : 450-456.
- [8] Anselin L ,Julie Le Gallo ,Hubert Jayet. Spatial panel econometrics in the econometrics of panel data [M]. Berlin: Springer-Verlag 2008: 625-660.
- [9] Lee L F ,Yu JiHai. Some recent developments in spatial panel data models [J]. Regional Science and Urban Economics 2009 ,40(5) : 255-271.
- [10] Li Qi ,Racine J S. Nonparametric econometrics-theory and practice [M]. Princeton: Princeton University Press , 2007.
- [11] Cai Zongwu ,Jing pinggu Qi Li. Some recent developments on nonparametric econometrics [J]. Advances in Econometrics 2009 ,25(10) : 495-549.
- [12] Park S. Semiparametric instrumental variables estimation [J]. Journal of Econometrics 2003 ,112(2) : 381-399.
- [13] Ai Chunrong ,Chen Xiaohong. Efficient estimation of models with conditional moment restrictions containing unknown functions [J]. Econometrica 2003 ,71(6) : 1795-1843.
- [14] 叶阿忠. 非参数和半参数计量经济模型理论 [M]. 北京: 科学出版社 2008.
- [15] 叶阿忠 ,吴相波 ,黄志刚. 半参数计量经济联立模型的变窗宽估计理论 [J]. 管理科学学报 2009 ,12(2) : 60-66.
- [16] Hamilton J D. Timeseries analysis [M]. Princeton: Princeton University Press ,1994.
- [17] White H. Asymptotic theory for econometricians [M]. San Diego: Academic Press ,1984.
- [18] Charles J S. Optimal global rates of convergence for nonparametric regression [J]. Annals of Statistics ,1982 ,10(4) : 1040-1053.
- [19] Stone C J. Optimal convergence rates for nonparametric estimators [J]. Annals of Statistics ,1980 ,8(6) : 1348-1360.
- [20] Anselin L. Spatial econometrics: methods and models [M]. Boston: Kluwer Academic Publishers ,1988.
- [21] 李强 ,聂锐. 环境规制与区域技术创新 [J]. 中南财经政法大学学报 2009 ,10(4) : 18-23.

The Instrumental Variable Estimation and Its Application for Semi-Parametric Spatial Lag Econometric Model with Cross Section Data

CHEN Hong ,YE Azhong ,HUANG Zhigang ,CHEN Shengming

(College of Economics and Management ,Fuzhou University Fuzhou Fujian 350002 ,China)

Abstract: The instrumental variable estimation method for semi-parametric spatial lag econometric model with cross section data is presented. The results show that the estimators of the parameters have the asymptotic normality and their convergence rates are equal to $n^{-1/2}$. And the estimator of the nonparametric function has the asymptotic normality in interior points and its rate of convergence is equal to the optimal convergence rate of the nonparametric function estimation. Use this model to research how the spatial spillover effects of the R&D investment and environmental regulation have an effect on technological innovation. The results are as follows. 1) The development of R&D investment and its spatial spillover effects promote china regional technological innovation. 2) Environmental regulation has different effects on technological innovation in different regions. Low environmental regulation restrains the

development of technological innovation and high environmental regulation promotes the development of technological innovation. Especially in the central area of china where environmental pollution is serious the effect is particularly evident. For most areas like Fujian and Guangdong where environmental regulation is moderate ,environmental regulation has less impact on technological innovation. These areas need to further enhance the intensity environmental regulation.

Key words: semi-parametric; spatial lag econometric model with cross section data; instrumental variable estimation; asymptotic normality; the rate of convergence

(责任编辑:王金莲)

(上接第 598 页)

A Scattering Problem of a Crack with Mixed Boundary Conditions and Its Numerical Simulations

WANG Zewen ,WU Hongli ,HU Bin

(School of Science ,East China University of Technology ,Nanchang Jiangxi 330013 ,China)

Abstract: Consider a scattering problem of time-harmonic electromagnetic plane waves from a thin infinitely long cylindrical obstacle. The thin obstacle is a curve segment referred to as crack. Assuming that the crack is smooth and both sides of the crack have different boundary conditions (mixed boundary conditions) ,the uniqueness of the solution is firstly given for the scattering problem. Then the scattering problem is transformed into an equivalent system of hypersingular integral equations by the potential theory and the integral equation method ,and the existence of the solution is also proved. Finally ,numerical simulations of the scattering problem for the mixed boundary crack are presented by solving the system of hypersingular integral equations.

Key words: Helmholtz equation; scattering problem; crack; mixed boundary conditions; integral equation

(责任编辑:曾剑锋)