

产业集聚、知识溢出与工业经济增长

——基于空间面板模型的实证研究

金春雨¹, 王伟强²

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学商学院, 吉林 长春 130012)

摘要: 本文运用空间面板模型对我国产业集聚的知识溢出效应与工业经济增长之间的关系进行了实证分析。研究结果表明, 我国工业经济增长在相邻地区之间存在负向的空间相关性, 地区工业发展不仅与本地知识溢出、资本投入和劳动投入密切相关, 而且会受到其相邻地区工业经济增长的显著影响; MAR 溢出性和 Jacobs 溢出性对本地工业经济增长的影响均显著为正, 并且产业专业化的促进效应大于产业多样化, 在本地工业发展中 Porter 溢出性并不显著, 但相邻地区的产业竞争程度对本地工业经济增长产生了正向作用。

关键词: 产业集聚; 知识溢出; 工业经济增长; 空间面板模型

中图分类号: F424

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2015)01-0003-07

一、引言

自 20 世纪 90 年代以来, 产业集聚与经济增长的关系迅速成为学术界关注的热点问题, 而外部性在产业集聚形成和集聚经济产生过程中扮演着极为重要的角色^{[1][2][3]}。关于产业集聚的外部性问题最早见诸于古典经济学家马歇尔的研究中, 知识溢出效应则是产业集聚外部性产生的一个主要原因, 内生增长理论就特别强调了知识溢出对经济增长的重要作用^{[4][5][6][7]}。按照来源的不同, 知识溢出效应可以分为 MAR 溢出性、Jacobs 溢出性和 Porter 溢出性等三种类型。MAR 溢出性首先由马歇尔 (Marshall, 1890) 提出, 后经阿罗 (Arrow, 1962) 和罗默 (Romer, 1986) 进行了理论和模型扩展^[8]。MAR 溢出性认为特定区域内同一产业的集聚有助于企业间生产信息的交换和专业人才的流动, 进而引发知识溢出效应, 因此产业专业化对经济增长具有推动作用。此外, MAR 溢出性还指出垄断比竞争更有利于企业创新和产出增长, 因为垄断能使企业最大限度地占有创新的独占价值, 企业的创新积极性更高。Jacobs 溢出性反映了产业多样化对经济增长的影响。根据雅各布斯 (Jacobs, 1969) 的研究, 知识溢出主要源于多元化的产业结构, 地区产业的多样化和差异化有助于技术创新在不同产业之间的优势互补和快速传播, 从而推动企业创新行为和产业快速发展^[9]。与 MAR 溢出性不同的是, Jacobs 溢出性认为竞争比垄断更有利于地区经济增长。Porter 溢出性 (Porter, 1990) 与 Jacobs 溢出性具有类似的观点, 认为垄断会导致企业缺乏竞争压力, 创新动力明显不

收稿日期: 2014-02-28

基金项目: 国家社科基金资助项目 (10BJL041); 吉林省科技发展计划软科学研究基金资助项目 (20130420035FG)

作者简介: 金春雨 (1965-), 女, 吉林梨树人, 吉林大学数量经济研究中心教授; 王伟强 (1986-), 男, 河北邯郸人, 吉林大学商学院博士生。

足,而竞争能激励企业持续创新,加速产业技术进步,因而 Porter 溢出性关注的是产业竞争程度对地区经济增长的深刻影响^[10]。

继 Glaeser 等(1992)和 Henderson 等(1995)开创性研究以来,国内外众多学者从不同视角对 MAR 溢出性、Jacobs 溢出性和 Porter 溢出性进行了实证检验和分析,但对知识溢出效应究竟是来自同一产业内部抑或不同产业之间,学术界并未达成一致结论^{[11][12]}。已有的研究成果基本沿着两条思路展开:(1)通过将知识外部性引入内生增长模型对知识溢出效应与经济增长的关系进行实证研究;(2)直接检验知识溢出效应对地区产业创新的显著影响。在国外文献中,Glaeser 等(1992)的研究表明企业竞争和城市多样化都促进了美国的就业增长,而产业专业化对就业增长的影响是负向的。Henderson 等(1995)的研究认为在美国传统资本密集型产业中仅存在 MAR 溢出性,但在高新技术产业中同时存在 MAR 溢出性和 Jacobs 溢出性。Combes(2000)发现专业化、多样化和竞争都与法国制造业就业增长呈显著负相关,但在服务业部门中多样化对就业增长的效应为正,专业化和竞争的效应为负^[13]。Feldman 和 Audretsch(1999)验证了 Jacobs 溢出性和 Porter 溢出性对美国地区创新活动的促进作用,但 MAR 溢出性的作用却恰恰相反^[14]。在对中国的实证研究中,Mody 和 Wang(1997)认为我国产业发展中 MAR 溢出性的影响显著为负,而 Porter 溢出性具有显著的促进效应^[15]。Batisse(2002)指出产业多样化和产业竞争度均有利于我国产业增长,但产业专业化起到了抑制作用^[16]。此外,薄文广(2007)还探讨了外部性与地区产业增长之间的 U 型关系。彭向和蒋传海(2011)分析了专业化、多样化和企业竞争对地区产业创新的影响^{[17][18]}。

当前,针对知识溢出效应对地区产业增长影响的实证研究通常都基于普通面板模型展开,忽略了经济发展过程中各地区之间由于资本、劳动力、信息等要素流动而产生的空间相关性,仅吴梅等(2011)对广东工业产业中的知识溢出效应进行了空间计量分析^[19]。为弥补现有研究的不足,本文利用 1999-2011 年全国 31 地区 25 个工业行业数据,运用空间面板模型对知识溢出效应与工业经济增长之间的关系进行了实证研究。

二、模型设定、变量选取与数据说明

(一)普通面板模型的设定

考虑一个两要素的 Cobb-Douglas 生产函数:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (1)$$

其中, Y 表示工业总产值, K 和 L 分别表示工业资本和劳动投入, A 表示技术水平, i 代表地区, t 代表时期。借鉴 Solow(1957)的研究,本文将 A_{it} 设定为 $e^{f_{it}}$, f_{it} 由产业专业化 S_{it} 、产业多样化 D_{it} 、产业竞争程度 C_{it} 及与技术变化相关的其他因素 a_{it} 构成^[20]。这样,我们则有:

$$A_{it} = e^{f(S_{it}, D_{it}, C_{it}, a_{it})} = e^{\varphi_1 S_{it} + \varphi_2 D_{it} + \varphi_3 C_{it} + a_{it}} \quad (2)$$

将(2)式代入(1)式并对 a_{it} 作进一步的分解,两边取对数可得到:

$$\ln Y_{it} = c + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \varphi_1 S_{it} + \varphi_2 D_{it} + \varphi_3 C_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式即为本文构建的普通面板模型形式。其中, c 为常数项, μ_i 表示空间特定效应, λ_t 表示时间特定效应, ε_{it} 是均值为 0、方差为 σ^2 的独立同分布的随机误差项。

(二)空间面板模型的形式

空间面板模型一般存在空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)两种形式, SAR 模型是指被解释变量之间在空间上相关,而 SEM 模型表示误差项服从空间自回归过程。此外, LeSage 和 Pace(2009)还提出了同时包含被解释变量和解释变量的空间滞后项的空间杜宾模型(SDM),但在实证研究中应用相对较少^[21]。

空间滞后模型的基本形式为:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + c + X_{it} \eta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, y_{it} 表示截面单元 i 在 t 时刻的被解释变量, $\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}$ 表示被解释变量 y_{it} 与相邻空间单元被解释变量 y_{jt} 之间的交互效应, w_{ij} 是由样本空间单元特点确定的 $N \times N$ 维非负空间权重矩阵 W 的构成元素, δ 是反映被解释变量之间空间相关性程度的内生参数, X_{it} 为 $1 \times K$ 维的外生变量, η 是相应的 $K \times 1$ 维系数向量。

空间误差模型的基本形式为:

$$y_{it} = c + X_{it} \eta + \mu_i + \lambda_t + \varphi_{it} \quad \varphi_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \varphi_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, φ_{it} 是空间自相关误差项, $\sum_{j=1}^N w_{ij} \varphi_{jt}$ 表示相邻单元 j 的误差项对单元 i 的空间交互影响, ρ 是空间自相关系数。

空间杜宾模型的基本形式为:

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + c + X_{it} \eta + \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} \gamma + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, X_{jt} 表示 $1 \times K$ 维的空间滞后外生变量, γ 是对应的参数向量。

(三) 空间面板模型的估计

为确定空间面板模型的具体形式, 首先需要对普通面板模型进行 LM 检验和 RobustLM 检验, 从而确定观测单元之间是否存在空间相关性。若拒绝原假设, LM 检验结果支持空间滞后模型和空间误差模型中的任意一个或二者同时成立, 则需进一步构建空间杜宾模型, 利用 LR 和 Wald 统计量分别检验空间杜宾模型简化为空间滞后模型的原假设 ($H_0^1: \gamma = 0$) 和空间杜宾模型简化为空间误差模型的原假设 ($H_0^2: \gamma + \delta\eta = 0$)。如果检验结果同时拒绝以上两个假设条件, 则应当选择空间杜宾模型; 若仅假设条件 H_0^1 成立且 LM 检验结果支持空间滞后模型, 那么就选择空间滞后模型; 若仅假设条件 H_0^2 成立且 LM 检验结果支持空间误差模型, 则选择空间误差模型; 如果 LR 和 Wald 检验与 LM 检验选择的模型形式不一致, 也应选择空间杜宾模型, 因为空间杜宾模型是空间滞后模型和空间误差模型的广义形式。

对空间面板模型中的空间特定效应或时间特定效应最终选择固定形式还是随机形式, 需通过 Hausman 检验作出判断。该检验的原假设为:

$$H_0: h = 0 \quad h = (\hat{\phi}_{fe} - \hat{\phi}_{re})' [\text{var}(\hat{\phi}_{fe} - \hat{\phi}_{re})]^{-1} (\hat{\phi}_{fe} - \hat{\phi}_{re}) \quad (7)$$

其中, $\hat{\phi}_{fe}$ 、 $\hat{\phi}_{re}$ 分别表示空间(或时间)固定效应模型和空间(或时间)随机效应模型中的参数估计向量, 该统计量服从 χ^2 分布, 自由度等于未知参数的个数。如果拒绝原假设, 则应当选择固定效应模型, 否则选择随机效应模型。

(四) 变量选取与数据说明

1. 本文借鉴范剑勇(2004)提出的地区相对专业化指数, 对我国各地区工业产业专业化水平进行刻画^[22]。地区相对专业化指数的表达式为:

$$S_i = \sum_k |s_{ik} - s_{jk}| \quad s_{ik} = E_{ik} / \sum_k E_{ik} \quad s_{jk} = \sum_{j \neq i} E_{jk} / \sum_k \sum_{j \neq i} E_{jk} \quad (8)$$

其中, i 、 j 、 k 分别代表地区 i 、地区 j 和行业 k ; E_{ik} 为地区 i 行业 k 的工业总产值; S_i 表示地区 i 各行业的专业化系数与全国其他地区相应行业的专业化系数之差的绝对值总和, 它测度的是地区 i 与其他地区平均水平的产业结构差异程度。

2. 本文利用 Duranton 和 Puga(2000) 的测度方法对我国地区工业的产业多样化水平进行计

算^[23]。该测度公式为:

$$D_i = 1 / \sum_k |s_{ik} - s_k| \quad s_{ik} = E_{ik} / \sum_k E_{ik} \quad s_k = \sum_i E_{ik} / \sum_k \sum_i E_{ik} \quad (9)$$

其中, D_i 表示地区 i 各行业专业化系数与对应行业全国总体专业化系数之差的绝对值总和的倒数, 反映了地区 i 的产业多样化程度。该指数越高, 说明该地区行业的分散程度越大。

3. 根据 Feldman 和 Audretsch (1999) 的研究方法, 本文采用如下的公式 (10) 对各地区工业企业的竞争程度进行计算:

$$C_{ik} = (N_{ik}/E_{ik}) / (\sum_k N_{ik} / \sum_k E_{ik}) \quad (10)$$

其中, N_{ik} 为地区 i 从事行业 k 的企业数量; C_{ik} 表示某地区一行业单位总产值的企业数与全国平均水平的比值, 该比值反映了地区 i 行业 k 的企业竞争程度, 可用来判别究竟是企业竞争模式还是垄断模式更有利于知识溢出和产业发展。

4. 本文选取各地区规模以上工业企业的工业总产值作为产出变量 Y , 采用各地区规模以上工业企业的固定资产净值和年平均从业人数分别表示资本投入 K 和劳动投入 L , 并利用工业品出厂价格指数将固定资产净值和工业总产值平减为 1999 年不变价格表示的量。

5. 本文数据都来源于《中国工业经济统计年鉴》、《中国经济普查年鉴》及中经网统计数据库。

三、知识溢出效应对地区工业经济增长影响的实证分析

在进行空间面板模型估计之前, 我们首先需要对普通面板模型进行参数估计和检验, 进而确定空间相关性是否存在, 并对模型包含空间固定效应和时间固定效应的具体形式进行判别, 从而为建立空间面板模型提供依据。按照公式 (3), 表 1 给出了四种非空间面板模型估计结果及空间固定效应和时间固定效应的联合显著性检验结果。

表 1 非空间面板模型估计结果

变 量	混合回归模型	空间固定效应模型	时间固定效应模型	空间和时间固定效应模型
intercept	-1.4750 *** (-5.0403)			
ln K	1.4989 *** (38.0505)	1.6036 *** (45.4991)	0.9321 *** (21.2425)	0.5486 *** (13.0635)
ln L	-0.1292 *** (-3.6343)	0.1161 (1.5637)	0.2566 *** (7.4271)	0.4133 *** (10.0151)
S	-0.9225 *** (-4.8177)	0.7084 *** (2.6147)	-0.7750 *** (-5.6016)	0.3831 *** (2.7734)
D	-0.2594 *** (-3.3837)	-0.0006 (-0.0051)	-0.0964 * (-1.7224)	0.1934 *** (3.2780)
C	0.0227 (1.6062)	0.0069 (0.5976)	-0.0123 (-1.1789)	0.0032 (0.5277)
R ²	0.9652	0.9301	0.9778	0.6252
LogL	-74.5732	111.9862	58.4066	385.2831
LM spatial lag	167.6605 ***	199.9656 ***	108.5108 ***	2.8556 *
Robust LM spatial lag	125.9962 ***	132.2296 ***	88.6290 ***	3.8354 **
LM spatial error	86.2210 ***	70.2685 ***	44.8388 ***	0.1225
Robust LM spatial error	44.5566 ***	2.5325	24.9570 ***	1.1023
空间固定效应联合显著性检验		653.7530	自由度 = 31	P 值 = 0.0000
时间固定效应联合显著性检验		546.5938	自由度 = 13	P 值 = 0.0000

注: 括号内为 t 统计量; “*”、“**”和“***”分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。下表同此。

从固定效应联合显著性检验结果可以看出,空间固定效应和时间固定效应均联合显著,因此模型的估计应建立在空间和时间双向固定效应的基础上。空间和时间固定效应模型的 LM 检验显示因变量空间滞后影响显著存在,而空间误差自相关影响并不显著,因此我们仍需建立空间杜宾模型,并通过 Wald 检验和 LR 检验确定空间面板模型的最终形式。空间和时间双向固定效应下的空间杜宾模型的具体设定形式为如下的公式(11),表 2 为其估计结果。

$$\ln Y_{it} = \delta \sum_{j=1}^{31} w_{ij} \ln Y_{jt} + c + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \varphi_1 S_{it} + \varphi_2 D_{it} + \varphi_3 C_{it} + \alpha' \sum_{j=1}^{31} w_{ij} \ln K_{jt} + \beta' \sum_{j=1}^{31} w_{ij} \ln L_{jt} + \varphi'_1 \sum_{j=1}^{31} w_{ij} S_{jt} + \varphi'_2 \sum_{j=1}^{31} w_{ij} D_{jt} + \varphi'_3 \sum_{j=1}^{31} w_{ij} C_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

表 2 包含空间和时间特定效应的空间杜宾模型估计结果

变 量	系 数	变 量	系 数
$\ln K$	0.4174 *** (8.8492)	$W * \ln K$	-0.4076 *** (-3.5465)
$\ln L$	0.5092 *** (11.5504)	$W * \ln L$	0.1373 * (1.7159)
S	0.3453 ** (2.4821)	$W * S$	-0.0213 (-0.0588)
D	0.1690 *** (2.8670)	$W * D$	-0.1945 (-1.3978)
C	0.0091 (1.4628)	$W * C$	0.0618 *** (4.7941)
$W * \ln Y$	-0.1324 * (-1.9394)	R^2	0.9968
Corr^2	0.6593	LogL	407.0866
Wald test spatial lag	39.6753 ***	Wald test spatial error	45.5958 ***
LR test spatial lag	40.2581 ***	LR test spatial error	43.4932 ***
Hausman test		94.3181 ***	

在表 2 中, Hausman 检验统计量在 1% 的显著性水平上拒绝了随机效应的原假设,说明双向固定效应模型更适于本文数据特征的刻画。SDM 模型简化为 SAR 模型和 SEM 模型的 Wald 统计量和 LR 统计量均通过了 1% 的显著性水平检验,因此空间和时间双向固定效应下的 SDM 模型才是最恰当的模式形式。

空间相关性系数小于 0 且在 10% 的显著性水平上通过检验,说明我国各地区工业发展并非处于完全孤立的状态,一地区工业增长会受到其相邻地区工业增长的负向影响,工业经济增长在相邻地区之间具有显著的空间相关性。由市场需求萎缩、企业信息非对称、政府行政干预等原因引发的产能过剩是区域间工业经济增长呈现“此消彼长”的一个重要原因。资本投入和劳动投入的影响均显著为正且系数较大,说明资本投入和劳动投入仍是驱动当地工业经济增长的主要动力。相邻地区的资本投入对本地工业产业增长具有显著的负向影响,这反映了地区工业发展对资本需求依旧旺盛,资本要素在区域间仍表现出较高程度的稀缺性。相邻地区劳动投入对本地工业增长造成了显著的促进效应,表明劳动力要素的跨区域自由流动有效地推动了地区间技术、知识和经验的溢出共享,加快了相邻地区间的工业发展。

产业专业化对地区工业经济增长的影响显著为正,表明在地区工业发展中存在显著的 MAR 溢出性,产业专业化水平的提升促进了行业内的知识溢出和产业增长。由产业专业化引发的特定劳动力市场和信息的高度共享、行业内部同类企业的密切联系和竞争关系都会对企业技术改造和研发活动产生推动作用。产业多样化对地区工业增长也具有显著的正向影响,这与 Jacobs 溢出性理论相一致。地区产业多样化程度越高,越能激发产业间技术、知识和人才的整合与交流,多样化的产业环境更有助于不同类型企业创新思维的碰撞,从而利于产业的技术进步,产生更多的投资回报。产

业竞争程度的影响系数大于 0,但未通过显著性检验,意味着在本地工业发展中并不存在明显的 Porter 溢出效应。相邻地区的产业专业化和多样化对本地工业经济增长的影响都不显著,说明相邻地区工业的高度集中和多样化的产业环境并没有对本地工业发展产生空间溢出效应。相邻地区的产业竞争对本地工业增长产生了显著的正向作用,表明相邻地区企业竞争程度的增强对本地工业发展产生了积极影响,促进了本地工业企业的产出增长。

四、结论及政策启示

本文基于 1999-2011 年全国 31 个省(市、区)25 个工业行业数据,采用空间面板模型实证检验了产业专业化、产业多样化及产业竞争程度对工业经济增长的影响。研究表明,我国各地区工业经济增长具有显著的负向空间相关性,资本投入、劳动投入及知识溢出效应对本地工业经济增长的影响都是正向的,但相邻地区工业产业增长对本地工业增长造成了负向影响;在本地工业发展中存在显著的正向 MAR 溢出性和 Jacobs 溢出性,产业专业化(MAR 溢出性)对地区工业增长的推动作用最大,其次是产业多样化(Jacobs 溢出性),Porter 溢出性对本地工业经济增长的影响并不显著,但相邻地区产业竞争程度(Porter 溢出性)的增强对本地工业经济增长形成了显著的促进效应。

根据上述实证分析结果,我们可以得出以下几点政策启示:第一,鼓励优势企业兼并重组,淘汰落后产能,减少地方保护,利用技术改造和企业创新解决产能过剩;第二,鼓励和支持同类型企业创新合作、人才集聚和信息共享,通过自主创新和技术融合提高企业集中度和核心竞争力;第三,结合当地经济特征规划和发展特色工业园区,为企业创造多样化的产业环境,保障企业持续创新和优势互补。

参考文献:

- [1] Englmann F. C., Walz U. Industrial centers and regional growth in the presence of local inputs [J]. Journal of Regional Science, 1995, 35(1), pp. 3-27.
- [2] Martin P., Ottaviano G. Growing locations: industry location in a model of endogenous growth [J]. European Economic Review, 1999, 43(2), pp. 281-302.
- [3] Baldwin R. E., Forslid R. The core-periphery model and endogenous growth: stabilizing and destabilizing integration [J]. Economica, 2000, 67(267), pp. 307-324.
- [4] Marshall A. Principles of Economics [M]. Macmillan, London, 1890.
- [5] Romer P. M. Increasing returns and long-run growth [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5), pp. 1002-1037.
- [6] Romer P. M. Endogenous technological change [J]. Journal of Political Economy, 1990, pp. S71-S102.
- [7] Grossman G., Helpman E. Innovation and Growth in the Global Economy [M]. MIT Press, Cambridge, 1991.
- [8] Arrow K. J. The economic implications of learning by doing [J]. The Review of Economic Studies, 1962, 29(3), pp. 155-173.
- [9] Jacobs J. The Economy of Cities [M]. Vintage, New York, 1970.
- [10] Porter M. E. The Competitive Advantage of Nations [M]. Free Press, New York, 1990.
- [11] Glaeser E. L., Kallal H. D., Scheinkman J. A., Schleifer A. Growth in cities [J]. Journal of Political Economy, 1992, 100(6), pp. 1126-1152.
- [12] Henderson V., Kuncoro A., Turner M. Industrial development in cities [J]. Journal of Political Economy, 1995, 103(5), pp. 1067-1090.
- [13] Combes P. P. Economic structure and local growth: France(1984-1993) [J]. Journal of Urban Economics, 2000, 47(3), pp. 329-355.

- [14] Feldman M. P., Audretsch D. B. Innovation in cities: Science-based diversity, specialization and localized competition [J]. European Economic Review, 1999, 43(2), pp. 409 - 429.
- [15] Mody A., Wang F. Y. Explaining industrial growth in coastal China: economic reforms and what else? [J]. The World Bank Economic Review, 1997, 11(2), pp. 293 - 325.
- [16] Batisse C. 专门化、多样化和中国地区工业产业增长的关系 [J]. 世界经济文汇, 2002, (4): 49 - 62.
- [17] 薄文广. 外部性与产业增长——来自中国省级面板数据的研究 [J]. 中国工业经济, 2007, (1): 37 - 44.
- [18] 彭向, 蒋传海. 产业集聚、知识溢出与地区创新——基于中国工业行业的实证检验 [J]. 经济学(季刊), 2011, 10(2): 913 - 934.
- [19] 吴梅, 龙志和, 林光平. 产业结构对知识溢出效应的影响分析——来自广东工业产业的证据 [J]. 科研管理, 2011, 32(7): 18 - 24.
- [20] Solow R. M. Technical change and the aggregate production function [J]. Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3), pp. 312 - 320.
- [21] LeSage J. P., Pace R. K. Introduction to Spatial Econometrics [M]. CRC Press Taylor & Francis Group, Boca Raton, 2009.
- [22] 范剑勇. 市场一体化、地区专业化与产业集聚趋势——兼谈对地区差距的影响 [J]. 中国社会科学, 2004, (6): 39 - 51.
- [23] Duranton G., Puga D. Diversity and specialization in cities: why, where and when does it matter? [J]. Urban Studies, 2000, 37(3), pp. 533 - 555.

Industrial Agglomeration, Knowledge Spillover and Industrial Growth: An Empirical Analysis Based on Spatial Panel Data Model

JIN Chun-yu¹, WANG Wei-qiang²

(1. Quantitative Research Center of Economics, Jilin University, Changchun 130012, China;

2. Business School, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: Based on the spatial panel data model, this paper studies the influence of knowledge spillover on the industrial growth in the process of industrial agglomeration. We find that there is a significant spatial autocorrelation between industrial growth of different regions in China. The development of local industry is not only closely related with knowledge spillover, capital investment and labor input, but also significantly affected by the industrial development of neighboring regions. There exist significant MAR spillovers and Jacobs spillovers in the regional industry development, and industrial specialization plays a more important role than industrial diversity in promoting the development of local industry. However, we do not find clear evidence on the presence of Porter spillovers in local industrial growth, and the competition of neighboring regions is conducive to the local industry development.

Key words: industrial agglomeration; knowledge spillover; industrial growth; spatial panel data model

(责任编辑: 化 木)