

# FDI对中国都市圈创新能力溢出效应的实证研究

## ——基于动态面板数据模型

曹广喜<sup>1,2</sup>, 陈理飞<sup>1,2</sup>

(1. 教育部人文社会科学研究基地 清华大学技术创新研究中心分中心, 江苏 南京 210044;  
2. 南京信息工程大学 经济管理学院/中国制造业发展研究院, 江苏 南京 210044)

**摘 要:**在考虑创新能力累积效应和FDI时滞性的基础上,利用1993—2006年的省际面板数据,基于动态面板数据模型,实证分析了FDI对中国长三角、珠三角、京津冀都市圈和东北地区创新能力的溢出效应。研究表明:FDI对珠三角都市圈和京津冀都市圈的创新能力具有显著的溢出效应,但对长三角都市圈和东北地区的创新能力的溢出效应不是很显著;FDI对中国不同都市圈的不同程度的创新能力的溢出效应具有显著差异。

**关键词:**创新能力;溢出效应;都市圈;动态面板数据模型;累积效应

中图分类号:F061.5

文献标识码:A

文章编号:1001-7348(2010)02-0031-06

## 0 引言

改革开放以来,特别是在“以市场换技术”战略的支持下,外资迅速涌入中国。1993年中国成为FDI流入量最高的发展中国家,2002年更是成为全世界FDI流入量最多的国家。FDI为中国的经济发展作出了重要贡献,但其是否也对中国的创新能力起到积极推动作用则是一个值得进一步研究的问题。目前关于FDI对技术创新能力溢出效应的研究层出不穷,对区域创新能力溢出效应的研究也方兴未艾。但关于FDI对一国都市圈创新能力的研究还是一个崭新的课题。

都市圈(Megalopolis)的概念最早由西方经济学家提出,又称大都市连绵带或大都市经济圈,它是现代社会经济发展进程中具有划时代意义的区域形态,是各国城市化进程的必然结果。自20世纪60年代以来,都市圈已成为衡量一个国家或地区经济发展水平的重要标志。我国都市圈的研究起步于20世纪90年代,研究对象主要集中在三大都市圈(即长三角都市圈、珠三角都市圈和京津冀都市圈),且主要探讨的是我国都市圈的现状和发展的优劣势等问题<sup>[1]</sup>。长三角、珠三角和京津冀三大都市圈已经成为我国

经济发展和对外开放程度最高的地区,是我国高度参与全球经济分工的地区,是面对全球制造业向我国转移过程中承接能力最强、转移效率最高的地区,也是我国科技创新活动的密集区和辐射区。而东北地区历史上一直是国家重要的装备工业基地,在机床、大型成套设备、交通运输设备等方面地位突出。因此,本文所研究的都市圈将是包含长三角、珠三角、京津冀和东北地区在内的四大都市圈。

在FDI对创新能力的溢出效应研究方面,MacDougall<sup>[2]</sup>首次提出FDI的溢出效应问题;Caves<sup>[3]</sup>利用澳大利亚制造业的行业层面数据对FDI的溢出效应进行了开创性的研究,Blomstrom和Persson<sup>[4]</sup>、Driffield和Munday<sup>[5]</sup>分别对墨西哥和英国等不同国别的研究,均发现存在FDI的正向溢出效应;Haddad和Harrison<sup>[6]</sup>、Hanson<sup>[7]</sup>等对摩洛哥和委内瑞拉的研究,则发现FDI的溢出效应是不存在的;Aitken和Harrison等<sup>[8]</sup>对委内瑞拉的研究却表明外资的这种溢出效应是负向的;沈坤荣<sup>[9]</sup>、张建华<sup>[10]</sup>、潘文卿<sup>[11]</sup>、Chuang和Hsu<sup>[12]</sup>等认为,FDI在中国存在正向技术溢出效应;姚洋<sup>[13]</sup>、王飞<sup>[14]</sup>、Hu和Jefferson<sup>[15]</sup>等则认为,中国的FDI技术外溢效应不是很明显。国内外关于FDI对创新能力的溢出效应问题的研究结论存在显著差异,近年来不仅有众多的FDI对东道国当地企业

收稿日期:2009-02-02

基金项目:教育部人文社科研究基地清华大学技术创新研究中心金沙江创新创业基金项目(SR20080102);江苏省教育厅高校哲学社会科学基金项目(08SJB7900020)

作者简介:曹广喜(1976-),男,江苏淮安人,管理学博士,南京信息工程大学经济管理学院副教授,中国制造业发展研究院研究员,清华大学技术创新研究中心分中心研究员,研究方向为创新管理和数量经济;陈理飞(1975-),男,安徽当涂人,管理学博士,南京信息工程大学经济管理学院讲师,中国制造业发展研究院研究员,清华大学技术创新研究中心分中心研究员,研究方向为区域创新、复杂系统。

或行业层面生产效率的影响研究,而且已开始涉及FDI对东道国创新能力的影响研究,如冼国明和严兵<sup>[16]</sup>、陈劲等<sup>[17]</sup>基于省际面板数据的有关FDI对中国创新能力溢出效应的研究等。但以上有关FDI对区域创新能力的影响研究均没有涉及对都市圈创新能力的溢出效应研究,且结论有所差异。

本文将从以下几方面对已有研究进行改进或拓展:①考虑创新本身的累积效应。所谓创新累积效应即指过去的创新能力或产出影响当期的创新能力或产出,这种累积效应可能会对FDI的创新溢出效应产生影响;②运用动态面板数据模型来进行实证分析,这样可在纳入创新本身累积效应的基础上,充分考虑到FDI溢出效应影响的时滞性,即前期FDI可能会对当期创新能力具有重要影响;③拓展区域的划分方法,不是考虑传统研究的中国东、中、西部区域,而是以中国的四大都市圈为划分区域。

因此,本文将从中国都市圈的区域角度出发,在考虑创新能力累积效应和FDI的时滞性基础上,基于动态面板数据模型(Dynamic Panel Data Model),利用系统广义矩(System GMM)估计方法来实证分析FDI对中国都市圈创新能力的溢出效应及其差异性。

## 1 数据来源与计量模型

### 1.1 变量选择与数据来源

对于区域创新能力,理论和实证分析一般采用专利数据,它包括专利申请量和专利授权量。由于专利授权数量受专利审查机构审查能力的影响,国内外学者更倾向于用专利申请量来衡量创新<sup>[18]</sup>,故本文选择专利申请量(记为I)来测度区域创新能力。另外,由于区域科技人员、经费的投入,以及区域经济发展水平均可能是影响当地创新能力的重要因素,因此本文除了选择FDI作为解释变量之外,还选择地区科技活动人员数(简记为SPN)、地区R&D经费内部支出(简记为RD)和地区年度人均GDP(简记为PGDP)作为控制变量。FDI采用年平均美元兑人民币汇率调整后的外商实际直接投资额来表示。

都市圈的区域划分既有以城市为单位的狭义划分法,也有以省份为单位的广义划分法。基于数据的可获得性,本文选择以省份为单位的广义划分方法。长三角都市圈包括上海、江苏和浙江两省一市;珠三角都市圈用广东省代替;京津冀都市圈包括北京、天津与河北一省两市;东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江三省。因此,本文所涉及的省份或直辖市主要包括上海、江苏、浙江、广东、北京、天津、河北、辽宁、吉林、黑龙江10个地区。

由于中国的《专利法》于1985年1月19日批准公布,1985年4月1日实施,但在1992年12月12日进行了修订,并于1993年1月1日施行,因此为了减少政策变化对创新能力指标——专利的影响,本文样本区间选择为1993—2006年。

1993—2006年各省或直辖市的专利申请量、R&D经费内部支出、科技活动人员数等样本数据来源于各地区1994—

2007年的年度《中国科技统计年鉴》,外商直接投资额(FDI)、GDP和人口数等数据来源于各地区的统计年鉴,年平均美元兑人民币汇率数据来源于各年的《中国统计年鉴》。

### 1.2 计量模型

由于衡量区域创新能力的指标——专利,特别是电子通信类专利技术等具有较强的累积性,因此区域创新能力可能具有较强的累积效应。另外,在各种统计年鉴中,FDI作为一种流量指标,其对东道国经济的影响具有滞后性。因此,用传统的简单线性回归来研究FDI对创新能力的溢出效应的研究可能具有一定的局限性和结论偏差。在考虑创新能力累积效应和FDI时滞性的基础上,针对中国样本数据的时间序列较少的特征,引入动态面板数据模型来实证分析FDI对中国创新能力溢出效应及其区域差异性。为了减少宏观经济数据的非平稳性,一般对变量指标采取自然对数形式,本文实证分析的计量模型——动态面板数据模型为:

$$\ln I_{it} = \sum_{s=1}^m \alpha_s \ln I_{i,t-s} + \beta(L)x_{it} + \lambda_i + \eta_i + v_t, t=q+1, \dots, T_i; i=1, \dots, N \quad (1)$$

其中, $i$ 表示个体(本文中为省份), $t$ 表示时期(本文中为年度), $\eta_i$ 和 $\lambda_i$ 分别为个体固定效应(individual specific effects)和时间固定效应(specific time effects)参数, $x_{it}$ =( $\ln FDI, \ln SPN, \ln R\&D, \ln PGDP$ )'为个体 $i$ 在第 $t$ 期的解释变量值构成的向量, $\beta(L)$ 为最大滞后阶数为 $q$ 的滞后算子多项式向量, $v_{it}$ 为个体 $i$ 在第 $t$ 期模型估计的残差项, $T_i$ 表示第 $i$ 个体的时期数, $N$ 表示个体数。本文中, $T=14, N$ 根据各个都市圈所包含的省份数不同而有所差异,长三角都市圈、珠三角都市圈、京津冀都市圈和东北地区的 $N$ 依次分别为3、1、3和3。

由于模型右边的解释变量包含了被解释变量的滞后项,从而使得解释变量与随机扰动项相关,存在估计的内生性问题,因此采用标准的随机效应或固定效应估计,将导致参数估计的非一致性,广义矩估计(GMM)方法可解决这一估计问题。本文的估计在处理内生性时采用系统内部的工具变量,同时允许解释变量的弱外生性,即必须假定误差项与解释变量当期以及滞后期的值不相关,但允许对未来反馈;在本文模型中,当期区域创新能力可以影响解释变量的未来实现值(如人均GDP、FDI等)。在上面的限制条件下,将式(1)作一阶差分,消除个体固定效应(又称为截面固定效应)后得到:

$$\Delta \ln I_{it} = \sum_{s=1}^m \alpha_s \Delta \ln I_{i,t-s} + \beta(L) \Delta x_{it} + \Delta \lambda_i + \Delta v_{it} \quad (2)$$

其中, $\Delta v_{it} = v_{it} - v_{i,t-1}$ ,其它差分变量亦有类似形式。

GMM估计通过下面的矩条件给出工具变量集:

$$E[\Delta v_{it} \cdot v_{i,t-s}] = 0; E[\Delta v_{it} \cdot x_{i,t-s}] = 0; E[\Delta v_{it} \cdot \ln I_{i,t-s}] = 0 \quad (3)$$

$s \geq 2; t = 3, \dots, T$

上述差分转换方法即为差分广义矩(Difference-

GMM,简记为GMM-Diff)估计方法。但差分转换会导致一部分样本信息的损失,且当解释变量在时间上具有持续性时,工具变量的有效性将减弱,从而影响估计结果的渐进有效性。Arellano和Bover<sup>[19]</sup>提出的系统广义矩(System-GMM,简记为GMM-Sys)方法能较好地解决以上问题,它能同时利用差分和水平方程的信息。在观察不到的各地区的固定效应与解释变量的差分不相关的弱假设下,能够得到额外的矩条件,从而给出系统中水平方程的工具变量集:

$$E[v_{it-1} \cdot (\eta_i + v_{it})] = 0; E[x_{it-1} \cdot (\eta_i + v_{it})] = 0 \quad (4)$$

差分转换所用到的工具变量与水平方程的工具变量,即式(3)和式(4)中的工具变量,构成系统广义矩估计的工具变量集。系统广义矩估计由于利用了更多的样本信息,在一般情况下比差分广义矩估计更有效。但这种方法的有效性是建立在系统估计中新增工具变量有效的前提下的,Arellano和Bover、Blundell和Bond建议使用Sargan统计量(Difference Sargan)检验,其原假设是:新增工具变量具有有效性,即检验式(4)是否成立。如果不能拒绝原假设则表明系统估计方法是有效的。基于动态面板数据模型滞后阶的选取,目前没有简单的判断标准,经验做法是,若在GMM估计过程中,对于所有有效工具变量都不能避免残差自相关问题(AR(2)检验显著),则一般可认为滞后阶的选取存在问题,反之说明滞后阶的选取是恰当的<sup>[20]</sup>。模型估计通过AR检验来考察 $v_{it}$ 是否序列相关,在本文模型估计中,将分别给出差分转换方程的一阶和二阶序列相关(AR(1),AR(2))检验。在一般情况下,如果没有二阶序列相关则可断定“序列不相关”的原假设成立。

鉴于一步估计法的渐进误差较小,它比二步估计法更为可靠<sup>[21]</sup>,对于回归估计本文采用一步估计方法。模型估计整体显著性检验通过Wald检验来实现。

考虑到专利申请量I的累积效应和FDI的短期滞后效应,本文在利用动态面板数据模型(1)进行实证分析时,取 $m=1, q=1$ (这种滞后项的选取法在后面实证模型估计的AR(2)检验中得到验证是正确的)。具体来说,即式(1)右边变量包含被解释变量的一阶滞后项 $\ln I_{it-1}, \ln FDI_{it}$ 和 $\ln FDI_{it-1}, \ln SPN, \ln R\&D$ 和 $\ln PGDP$ 。换句话说,就是在整个动态模型式(1)中,仅有变量 $\ln I_{it}$ 和 $\ln FDI_{it}$ 含有一阶滞后项,而其它解释变量均采用当期值(即不包含滞后项)。

中国的专利制度把专利分为发明、实用新型和外观设计3种。实用新型和外观设计专利创造水平较低,而发明专利最能代表原创性的自主创新能力。因此本文实证模型中的专利申请量(I)包括发明、实用新型和外观设计及全部专利4种形式。当(I)取全部专利时,表示是对创新能力(专利)的总体检验,当(I)分别取发明专利、实用新型专利和外观设计专利时,表示是对不同程度创新能力的分组检验。

## 2 FDI对中国创新能力的溢出效应分析

在本文的实证分析中,模型估计方法采用一步系统GMM估计方法。由于各都市圈面板数据本身(如个体数及数据平稳性等)的差异,同时选择 $\ln I$ 滞后项、 $\ln FDI, \ln FDI$ 滞后项、 $\ln SPN, \ln RD$ 和 $\ln PGDP$ 作为解释变量,若此时估计方法无效,则依次去掉估计方程中估计系数不显著的解释变量,然后进行重新估计,直至得到一步系统GMM估计方法有效(即估计方程满足有效性和相容性)为止,即要求模型估计同时满足以下条件:Wald(poit)统计量显著、Sargan统计量不显著、AR(2)统计量不显著。

利用一步系统广义矩方法,估计得到的FDI对中国四大都市圈创新能力的溢出效应的结果见表1和表2。其中,表1为FDI对都市圈全部专利的溢出效应的实证结果,而表2为FDI对都市圈的不同类型专利(代表不同程度的创新能力)的溢出效应的实证结果。

由表1和表2的各种统计量值可知:四大都市圈的各种模型估计结果均显示,Sargan检验统计量的值不显著,接受GMM估计工具变量有效的原假设,且AR二阶检验统计量值表明模型回归估计的残差序列二阶不相关。因此在本文实证分析中,式(3)的动态面板数据模型在统计上具有有效性和一致性;对于各个动态面板数据实证模型,其变量整体显著性的Wald检验均在5%显著性水平上显著,故所用实证模型对各个变量的系数估计结果至少具有99%的置信度。另外,由于表1和表2中,各都市圈每种面板数据模型估计结果中的变量 $\ln I(-1)$ 的系数估计值,在1%的显著性水平上均显著,且为正值,这进一步说明专利申请量表征的区域创新能力具有显著的累积效应,也说明选择动态面板数据模型的合理性。

由表1可知,从全部专利的总体检验来看,在四大都市圈中,只有珠三角都市圈系数和京津冀都市圈的 $\ln FDI$ 与 $\ln FDI(-1)$ 系数估计值在5%显著性水平上显著。这表明从专利总体来看,FDI对珠三角都市圈和京津冀都市圈的区域创新能力存在显著的溢出效应,而FDI对长三角都市圈和东北地区的区域创新能力不存在显著的溢出效应。由 $\ln FDI$ 和 $\ln FDI(-1)$ 估计系数的符号可知,FDI对珠三角都市圈创新能力溢出效应是正向的,而对京津冀都市圈创新能力的溢出效应是负向溢出效应。

由表2可知,从分组检验结果来看,对于不同类型的专利——发明、实用新型和外观设计,各都市圈的动态面板数据模型估计结果有较大差异。在5%的显著性水平上,当期和滞后期FDI对长三角都市圈的3种专利形式均不存在显著的溢出效应;当期FDI对珠三角都市圈的发明和实用新型专利均存在显著的正向溢出效应,而对珠三角都市圈的外观设计专利存在显著的负向溢出效应;当期FDI对京津冀都市圈的发明和实用新型专利存在显著的负向溢出效应,而当期和滞后期FDI对京津冀都市圈的外观设计专利不存在显著的溢出效应。另外,滞后期FDI对京津冀都市圈的实用新型专利存在显著的正向溢出效应,但总体而言



表1 FDI对中国都市圈创新能力溢出效应的实证结果(全部专利)

解释变量	都市圈			
	长三角	珠三角	京津冀	东北地区
lnI(-1)	0.976 1 (0.026 1)***	1.013 0 (0.000)***	0.979 8 (0.021 7)***	0.723 9 (0.050 6)***
lnFDI	-0.177 5 (0.144 8)	0.036 2 (0.000)***	-0.120 4 (0.049 0)**	-0.095 8 (0.094 4)
lnFDI(-1)	0.077 9 (0.051 0)	—	0.078 2 (0.037 7)**	0.089 5 (0.067 0)
lnSPN	0.136 2 (0.104 4)	—	-0.094 0 (0.051 7)*	0.185 0 (0.104 3)*
lnRD	—	—	0.007 4 (0.037 0)	0.105 0 (0.039 9)**
lnPGDP	-0.002 2 (0.091 3)	—	0.183 2 (0.078 5)**	0.144 0 (0.069 6)**
Wald(joint)	61.46 [0.000]***	1.5×1 018 [0.000]***	220.6 [0.000]***	61.71 [0.000]***
Sargan 检验	124.7 [1.000]	40.00 [1.000]	119.5 [1.000]	120.6 [1.000]
AR(1)	-1.285 [0.199]	1.000 [0.317]	-1.185 [0.236]	-1.676 [0.094]*
AR(2)	1.169 [0.243]	-1.000 [0.317]	-1.316 [0.188]	1.045 [0.296]

注:圆括号内数字为回归估计系数的标准差,方括号内为检验统计量值所对应的P值;x(-1)为变量x的一阶滞后项;Wald(joint)为解释变量系数的整体显著性检验同计量值;\*、\*\*和\*\*\*分别为1%、5%和10%的显著性水平;符号“—”为由于模型解释变量的选择而导致被去除解释变量的系数估计值的空缺;表中估计结果通过Ox4.02软件实现,估计方法为系统GMM估计方法,其中因变量(被解释变量)为,本文各表结果若无特殊说明,则均同本表注释。

FDI对京津冀都市圈存在显著的负向溢出效应;当期FDI对东北地区实用新型专利存在显著的负向溢出效应,而滞后期FDI对东北地区的实用新型专利存在显著的正向溢出效应,总体来说表现为正向溢出效应。

此外,从表1和表2的结果可知,人均GDP对都市圈创新能力具有显著正向影响;对长三角都市圈和东北地区RD经费支出及当地创新能力具有重要影响。

### 3 结语

在考虑区域创新能力累积效应和FDI的短期时滞性的基础上,本文基于动态面板数据模型,利用一步系统GMM估计方法,实证检验了FDI对中国都市圈创新能力的溢出效应,证实了这种溢出效应的区域差异性的存在,主要得到以下结论:

(1)创新能力在不同都市圈均具有显著的累积效应,但FDI对创新能力的影响在不同都市圈的时滞性却存在显

著差异。

(2)就全部专利总体而言,FDI对珠三角都市圈和京津冀都市圈创新能力具有显著的溢出效应,但对长三角都市圈和东北地区创新能力溢出效应不是很显著。在溢出效应的方向上,FDI对珠三角都市圈创新能力的溢出效应是正向的,而FDI对京津冀都市圈创新能力的溢出效应却是负向的。

(3)就FDI对不同程度创新能力的影响方面而言,FDI对中国都市圈创新能力的影响存在显著区域差异性。FDI对长三角都市圈的不同程度创新能力均不存在显著溢出效应;FDI对珠三角都市圈的3种不同程度创新能力均存在显著溢出效应,对发明和实用新型专利等高层次创新能力存在正向溢出效应,但对外观设计等低度创新能力却存在负向溢出效应;FDI对京津冀都市圈的实用新型和发明专利等高层次创新能力具有显著的负向溢出效应,但对本区域的外观设计等低度创新能力的溢出效应不显著;FDI对东北地区的实用新型专利等中度创新能力具有显著的负向溢出效应,但对本区域的发明和外观设计专利等高度和低度创新能力却均不具有显著溢出效应。

基于以上结论,本文认为FDI对中国都市圈创新能力的溢出效应存在显著区域差异性,且对不同程度的创新能力的影响也不尽一致。在本文实证分析中,动态面板数据模型的合理性已得到验证,但实证结论中珠三角的结果有待通过数据长度的增加而进一步验证,这是因为珠三角面板数据的个体太少,其具体动态面板模型的构建有待进一步研究。另外,有关导致FDI对都市圈创新能力溢出效应差异性的原因有待进一步探索。

### 参考文献:

- [1] 王何,白庆华.我国三大都市圈发展研究[J].软科学,2003,17(5):36-40.
- [2] MACDDOUGALL G.The benefits and costs of private investment from abroad: a theoretical approach[J].Economic Record,1960,36:13-35.
- [3] CAVVES R E.Multinational firms,competition and productivity in host-country markets[J].Economica,1974,41:176-193.
- [4] BLOMSTROM M,PERSHON H. Foreign investment and spillover efficiency in an underdeveloped economy: evidence from the mexican manufacturing industry[J].World Development,1983,11:279-293.
- [5] DRIFFIELD N,MUNDAY M.Foreign manufacturing regional agglomeration and technical efficiency frontier in uk industries: a stochastic production frontier approach[J].Regional Studies,2001,35:391-399.
- [6] HADDADM,HARRISON A.Are there positive spillovers from direct foreign investment evidence from panel data for morocco[J].Journal of Development Economics,1993,42:5-74.
- [7] HANSON G.Should countries promote foreign direct investment[C].Centre for International Development,Harvard Uni-

表2 FDI对中国都市圈创新能力溢出效应的实证结果(不同类型专利)

解释变量	长三角			珠三角		
	发明专利	实用新型专利	外观设计专利	发明专利	实用新型专利	外观设计专利
lnI(-1)	0.8092 (0.0421)***	1.0098 (0.0261)***	0.9567 (0.0175)***	1.0798 (0.000)***	1.0183 (0.000)***	0.9583 (0.000)***
lnFDI	-0.1073 (0.3169)	-0.0472 (0.0294)	-0.0463 (0.1183)	0.9818 (0.000)***	0.4645 (0.000)***	-0.2673 (0.000)***
lnFDI(-1)	0.0397 (0.1814)	-0.0279 (0.0328)	0.0797 (0.0925)	—	—	—
lnSPN	-0.1208 (0.1476)	-0.0464 (0.0552)	—	—	—	—
lnRD	0.3229 (0.0090)***	0.1201 (0.0194)***	—	—	—	—
lnPGDP	0.0983 (0.0397)**	-0.0173 (0.0280)	0.0820 (0.0240)***	—	—	—
Wald(joint)	62.51 [0.000]***	112.3 [0.000]***	944.3 [0.000]***	7.81×1017 [0.000]***	6.66×1019 [0.000]***	1.43×1019 [0.000]***
Sargan 检验	118.7 [1.000]	116.3 [1.000]	132.3 [1.000]	40.00 [1.000]	40.00 [1.000]	40.00 [1.000]
AR(1)	-1.228 [0.219]	-1.533 [0.125]	-1.503 [0.133]	-1.000 [0.317]	-1.000 [0.317]	-1.000 [0.317]
AR(2)	-0.8129 [0.416]	1.019 [0.308]	-0.6232 [0.533]	-1.000 [0.317]	-1.000 [0.317]	1.000 [0.317]

续表2 表FDI对中国都市圈创新能力溢出效应的实证结果(不同类型专利)

解释变量	京津冀			东北地区		
	发明专利	实用新型专利	外观设计专利	发明专利	实用新型专利	外观设计专利
lnI(-1)	0.9107 (0.0336)***	0.8976 (0.0385)***	0.9001 (0.0334)***	0.4921 (0.0513)***	0.8002 (0.000)***	0.6256 (0.000)***
lnFDI	-0.0924 (0.0251)**	-0.1455 (0.0253)***	-0.0113 (0.1226)	-0.0640 (0.1518)	-0.1654 (0.0706)**	0.0284 (0.1731)
lnFDI(-1)	0.1145 (0.0963)	0.0573 (0.0203)**	-0.1326 (0.0853)	-0.0440 (0.0887)	0.1257 (0.0602)**	0.1947 (0.0962)*
lnSPN	-0.0124 (0.1085)	-0.0484 (0.0415)	-0.1389 (0.1114)	0.2951 (0.1712)*	0.2403 (0.0815)**	-0.2326 (0.1406)
lnRD	0.0336 (0.0794)	0.0160 (0.0357)	0.0104 (0.0835)	0.1471 (0.0475)**	0.1035 (0.0180)**	0.1256 (0.0968)
lnPGDP	0.2127 (0.1598)	0.1898 (0.0386)***	0.3000 (0.1297)**	0.5929 (0.0637)***	—	0.3177 (0.1872)*
Wald(joint)	1028.0 [0.000]***	342.2 [0.000]***	14.11 [0.028]**	32.92 [0.000]***	11.26 [0.046]**	14.72 [0.023]**
Sargan 检验	125.3 [1.000]	111.2 [1.000]	122.5 [1.000]	126.7 [1.000]	116.6 [1.000]	123.0 [1.000]
AR(1)	-1.691 [0.091]*	-1.165 [0.244]	-1.249 [0.212]	-1.639 [0.101]	-1.712 [0.087]**	-1.451 [0.147]
AR(2)	0.9265 [0.354]	-1.241 [0.215]	0.7852 [0.432]	-0.0630 [0.950]	1.100 [0.271]	1.717 [0.086]*

- versity, G-24 Discussion Paper Series, 2001.
- [8] AITKEN B, HARRISON A. Do domestic firms benefit from foreign direct investment: evidence from venezuela [J]. American Economic Review, 1999, 89: 605-618.
- [9] 沈坤荣. 外国直接投资与中国经济增长 [J]. 管理世界, 1999 (5): 22-34.
- [10] 张建华, 欧阳轶雯. 外商直接投资, 技术外溢与经济增长——对广东数据的实证分析 [J]. 经济学季刊, 2003 (2): 647-666.
- [11] 潘文卿. 外商投资对中国工业部门的外溢效应: 基于面板数据的分析 [J]. 世界经济, 2003 (6): 3-7.
- [12] CHUANG Y C, HSU P F. FDI trade and spillover efficiency: evidence from china's manufacturing sector [J]. Applied Economics, 2004, 36: 1103-1115.
- [13] 姚洋, 章奇. 中国工业企业技术效率分析 [J]. 经济研究, 2001 (10): 13-19.
- [14] 王飞. 外商直接投资促进了国内工业企业技术进步吗? [J]. 世界经济研究, 2003 (4): 39-44.
- [15] CHUANG Y C, HSU P F. FDI impact and spillover evidence from china's electronic and textile industries [J]. The World Economy, 2002, 25 (8): 1063-1076.
- [16] 冼国明, 严兵. FDI对中国创新能力的溢出效应 [J]. 世界经济, 2005 (10): 18-25.
- [17] 陈劲, 陈钰芬, 余芳珍. FDI对促进我国区域创新能力的影响 [J]. 科研管理, 2007, 28 (1): 7-13.
- [18] CROSBY M. Patents, Innovation and Growth [J]. Economic Record, 2000, 76: 255-262.
- [19] ARELLANO M, BOVER O. Another look at the instrumental variables estimation of error-components models [J]. Journal of Econometrics, 1995, 68: 29-51.
- [20] 彭方平, 王少平. 我国利率政策的微观效应——基于动态面板数据模型研究 [J]. 管理世界, 2007 (1): 24-29.
- [21] BLUNDELL R W, BOND S R. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. Journal of Econometrics, 1998, 87: 115-143.

(责任编辑: 赵贤瑶)

## Empirical Analysis on the Spillover Effect of FDI on Innovation Capability of Metropolitan Region in China

Cao Guangxi, Chen Lifei

(1. Branch of Research Center for Technological Innovation of Tsinghua University, Humanities and Science Research Base of Ministry of Education, Nanjing 210044, China; 2. School of Economics and Management, China Institute for Manufacture Developing, Nanjing University of Information Science & Technology, Nanjing 210044, China)

**Abstract:** Considering the cumulating effect of innovation and time lag character of FDI, spillover effects of FDI to innovation capability of Yangtze River Delta, Pearl River Delta, Beijing and Tianjin metropolitan region and Northwest areas are empirical analyzed based on dynamic panel data model and annual provincial data from 1993 to 2006. As the result shows, the spillover effects in Pearl River Delta, Beijing and Tianjin metropolitan region are significant, while it's not significant in Yangtze River Delta metropolitan region and Northwest areas. Furthermore, the spillover effects of FDI to innovation, utility model and design invention in every region are different significantly.

**Key Words:** Innovation Capability; Spillover Effect; Metropolitan Region; Dynamic Panel Data Model; Cumulating Effect