

外商直接投资技术溢出效应的空间计量分析

摘要 Moran I 检验和空间相关系数检验都表明,FDI 的技术进步作用存在空间相关。空间相关的主要原因是外资高技术产品进入市场引致模仿效应和竞争效应,而市场的选择并不局限于 FDI 投资地。这种空间相关性在 1997 年开始显著,到 1999 年达到一个相对的稳定值。空间计量模型回归结果表明,FDI 的技术溢出效应超出挤出效应,FDI 的技术进步作用的关键在于 FDI 的有和无,不在于量的不断增长,量太大反而产生挤出效应。因此当前应重视欠发达地区的外商投资,发达地区的外商投资则应避免其形成垄断。国内因素对技术进步的作用大于 FDI 的作用,研发人员的流动对技术进步的作用非常重要,而资本存量、R&D 资本投入的作用具有一定的地理局部性。

关键词 FDI;技术溢出;空间计量;面板数据

中图分类号 F123.6

文献标识码 A

文章编号 :1002-0594(2009)04-0065-06

收稿日期 2009-01-18

外商直接投资(FDI)对当地经济增长的作用是多方位的。FDI 作为投资的一部分,它影响资本存量;同时,FDI 附带先进技术并对高素质人才具有较强的吸引能力,因此对劳动力的配置和生产技术亦有较大的影响。国内外该领域的实证研究文献非常丰富。令我们疑惑的是部分文献得到 FDI 的技术溢出作用的系数为负;在以往的研究中,笔者使用普通模型得到的国内的结果也表明 FDI 系数为负。为解释这一似乎与事实不符的现象,本文认为技术不同于普通物理资本,技术的使用是非竞争的,除了受知识产权保护的知识产品,技术的专属性并不明显;即使有产权的知识产品,也不具有完全的排它性;技术可以依赖信息网络进行低成本的传播。一省不能将邻省的 GDP 据为己用,却可以学习和利用邻省的先进技术,因此技术的空间相关性远远强于物理资本。本文采用考虑空间相关性的空间计量模型,从中发现考虑空间相关前后 FDI 技术溢出因素和其他内部技术进步因素作用的变化,试图找到上面疑惑的答案。

符 淼

广东外语外贸大学
国际经济贸易学院
广东 广州 510006

基金项目:
教育部人文社会
科学研究规划基金
项目(08JA790028)

作者简介:
符淼(1973-)广
东雷州人,广东外语
外贸大学国际经济
贸易学院、国际经济
贸易研究中心副教授,
经济学博士,研究方
向为计量经济学。

一、空间计量模型

空间计量经济学是 Paelinck 在 1974 年的德国统计协会年会上提出的概念。Anselin(1988)将空间计量经济学完善成为一个系统的学科。常用的空间计量模型分为空间自回归模型和空间误差自相关模型,它们的共同点是因变量 y 或误差 ε 的同期值同时出现在方程的左边和右边,右边的 y 或 ε 左乘空间权重矩阵后解释左边的 y 或 ε ,从而体现了空间单元之间的相关性。本文采用空间误差自相关模型,空间误差自相关模型见式(1),这一较为常用的空间计量模型由 Cliff 和 Ord(1973)提出。其中 y 为因变量,是 N 阶向量; ρ 为空间相关系数,是一个标量; W 为空间权重矩阵; X 为由解释变量的观察值组成的 NK 阶矩阵; β 为 X 的 K 阶系数向量; ε 为干扰项。空间权重矩阵 W 一般使用二进制连接矩阵,二进制连接矩阵将空间转化为二进制表示的连接矩阵,行和列的坐标表示不同的空间单元,矩阵元素为 1 表示两个单元相邻,0 表示不相邻。为了模型的简化和结果易于解释,空间权重矩阵常被标准化为每行元素之和为 1。二进制连接矩阵是现有研究中使用频率最高的空间权重矩阵。

$$y = X\beta + \varepsilon$$

$$\text{且 } \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \zeta, \zeta \sim NID(0, \sigma^2 I) \quad (1)$$

空间模型(1)只是针对截面数据。由于我国只有31个省市,使用截面数据会导致样本过小,达不到空间计量方法的渐近性要求,因此本文采用空间面板模型。空间面板数据模型见式(2)。其中 ε_t 为 ε_{it} 的向量形式,它可分解为向量 μ 和向量 Φ_t 相加, μ 为 μ_i 的向量形式, μ_i 是空间单元 i 不能观察到的空间效应,它可以是固定效应,也可以是随机效应。 Φ_t 为 Φ_{it} 的向量形式, Φ_t 存在空间自相关。 W 和 λ 含义同式(1)。 v_t 为 v_{it} 的向量形式, $v_t \sim IID(0, \sigma_v^2 I)$

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \mu_i + \Phi_{it}, \Phi_{it} = \lambda W\Phi_{it} + v_{it} \\ i=1 \cdots N; t=1 \cdots T \quad (2)$$

二、数据、TFP 和技术进步模型

本文采用省级面板数据。数据来源为1991~2006年《中国统计年鉴》和《中国科技统计年鉴》,数据期间为1990~2005年。所有的货币变量均经过平减处理,以1990年不变价格计。技术进步的衡量方法很多,如可以采用全要素生产率、专利数据、新产品数量等。由于FDI技术溢出既包括纯技术的溢出和技术效率的溢出,专利数据和新产品主要用于表示技术创新和技术进步,因此我们采用含义更为广泛的全要素生产率来表示技术进步和技术效率。

估算全要素生产率需要确定资本存量、劳动力以及它们的产出弹性。张军、施少华(2003)利用全国时间序列数据测算了我国1952~1998年的全要素生产率,提出一套比较成熟和大家普遍接受的方法。之后,张军和吴桂英、张吉鹏(2004)提供了各省的资本存量数据的测算方法。我们的估计主要参考他们的方法。TFP的估算公式见式(3),式中的 Y_{it} 使用我国各省的GDP数据;各省的资本存量 K_{it} 采用Goldsmith永续盘存法计算, i 表示不同的省, t 表示年份。资本存量的年折旧率使用统一的9.6%; α 的值参考张军等(2003)的结论设为0.609;全要素生产率的估计结果为模型的因变量。

$$TFP_{it} = \frac{Y_{it}}{K_{it}^{\alpha} L_{it}^{1-\alpha}} \quad (3)$$

关于技术的生产,Arrow(1962)认为知识是在干中学中得到的,在他的模型中,技术水平是资本存量的增函数;而D.Romer(1996)则把技术看成独立于产品生产部门的研发部门的产出。根据D.Romer的R&D模型,技术进步的解释变量为R&D资本及R&D人力投入。为了估计FDI对技术进步的作用,

我们在Romer模型中增加FDI作为解释变量。由于Romer模型只考虑研发部门的作用,而我国相当一部分技术进步并不是研发部门的独立贡献,因此我们在模型中加入干中学因素。按照Arrow的理论,干中学用资本存量代表。由于资本存量包含FDI资本存量和R&D资本存量,为避免解释变量之间存在重叠的部分,我们从每年的资本形成总额中减去FDI和R&D投入,用永续盘存法重新计算不含FDI和R&D的资本存量,最后得到的回归模型见式(4)。

$$LTFP_{it} = \beta_1 LFDI_{it} + \beta_2 LKD_{it} + \beta_3 RD_{it}/Y_{it} + \beta_4 LLR_{it} + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} = \mu_i + \Phi_{it}, \Phi_{it} = \lambda W\Phi_{it} + v_{it} \\ i=1 \cdots N; t=1 \cdots T \quad (4)$$

变量前的L表示取了对数。其中,TFP_{it}为式(3)估计得到的各省不同年份的全要素生产率,FDI_{it}、KD_{it}、RD_{it}分别为各省不同年份外商直接投资、不含FDI和R&D投资的资本存量、R&D资本投入。参考张海洋(2005)等人的文献,本文用RD_{it}/Y_{it},即R&D投入占GDP的比例来体现科研投入水平。LR_{it}为投入到研发部门中的劳动力, β_i 为系数,其他变量的含义见式(3)。

三、空间相关存在性及其历史变化

在空间计量分析之前,首先检验FDI技术溢出模型是否存在空间相关性。如果存在空间相关我们才采用空间计量模型。常用的空间相关检验方法有Moran I检验法和相关系数的显著性检验法。Moran I统计量见式(5),它适用空间误差自相关模型、空间自回归模型和空间移动平均模型。式中 e 为OLS残差, W 是空间权重矩阵, N 为样本数, S 是 W 中所有元素之和,当 W 已标准化时, I 的表达式简化为 $e'W_e / e'e$ 。Moran I 越大说明空间相关越明显。

$$I = (N/S)(e'W_e / e'e) \quad (5)$$

空间相关系数的显著性检验实质上是对 $H_0: \lambda = 0$ 的检验, λ 为式(4)中的空间相关系数。用ML估计法得到 λ 的一致估计值及其渐近有效的方差,而后用渐近检验法检验。空间相关系数的显著性检验将结合到下一步的空间回归中一起完成。下面我们分两种情况检验FDI技术进步作用的空间相关性,一种情况是FDI单变量回归,将式(4)中FDI之外的解释变量去掉,以单独观察FDI对技术进步的作用;第二种情况是增加控制变量的回归,即完全按式(4)的回归。将以上两种情况得到的回归残差代入式(5),计算我国1990~2005年的Moran I值,结果见表1。

由表1可以看出,无论是单变量模型还是加了

表 1 空间相关的 Moran I 检验结果

年份	FDI单变量回归		增加控制变量回归	
	Moran I	p值	Moran I	p值
1990	-0.17328	0.30746	-0.13186	0.55198
1991	-0.14854	0.43394	-0.04294	0.87814
1992	-0.01995	0.76739	0.01450	0.46412
1993	0.15119	0.08852	0.16151	0.04543
1994	0.10940	0.18710	0.11938	0.10974
1995	0.10466	0.19122	0.08098	0.18955
1996	0.02791	0.50774	0.05363	0.29954
1997	0.14546	0.09644	0.14694	0.05916
1998	0.21172	0.02688	0.21246	0.01497
1999	0.32165	0.00177	0.28719	0.00203
2000	0.27687	0.00656	0.27445	0.00354
2001	0.25700	0.01076	0.25837	0.00611
2002	0.25037	0.01206	0.26721	0.00512
2003	0.25935	0.00933	0.27824	0.00332
2004	0.14795	0.10134	0.10148	0.18087
2005	0.36232	0.00061	0.35259	0.00071

控制变量的多变量模型,从 1997 年后,空间相关基本上是显著的,因此在我们的大部分研究期间内,FDI的技术进步作用存在空间相关,必须使用空间计量模型。此外,由表 1 可知,单变量模型和多变量模型得到的 Moran I 值基本上有相同的变化趋势,从 1990 到 1996 年,Moran I 值较小,基本不显著,说明在改革开放的前期,FDI 对技术进步的作用主要体现在于本地。在 1997 年之后,虽然各地的经济发展水平依然存在较大差距,但随着各地联系趋于紧密,全国经济一体化得到加强,加上落后地区更加重视学习发达地区的先进技术,FDI 的技术作用通过空间相关扩散到相邻的省市。

关于 FDI 对邻省的技术溢出作用,已有文献常常给出有和没有技术溢出的结论。从表 1 可以看出,有和没有是随时间变化的。在 1993 年和 1999 年分别出现 Moran I 值的尖峰,1993 年是深入改革开放的关键年份,从 1993 年后 Moran I 值开始调整,调整后 Moran I 值不断上升并超出显著值。1999 年后,Moran I 值基本在 0.3 左右波动,说明 FDI 的技术的空间溢出效应在这一时期是显著且稳定的。促进技术的地区间溢出可以加快落后地区的技术进步,同时我们从近期相对稳定的 Moran I 也可以看出,通过进一步加强省际技术流通来促进 FDI 技术溢出的途径有一定的难度,更好的方法是促进 FDI

向落后地区的直接转移。

四、空间计量模型回归结果和讨论

与理论上普遍认同 FDI 对东道主国家的技术进步的促进作用不同,FDI 技术进步的实证结果并不一致,甚至大相径庭。实证研究的对象不同、选择的数据和分析方法不同,结果有较大的差距。国外的研究得到 FDI 对技术进步有正负两个方面的作用。国内同样有学者得到 FDI 具有负面作用,赵奇伟、张诚(2006)认为 1995 年后,京津冀都市圈的 FDI 技术溢出效应逐渐消失,直至 FDI 与区域经济增长显著负相关。笔者以往的研究也多次发现 FDI 的系数为负,本文与以往研究的不同在于考虑了空间相关,并采用空间模型来体现这种空间相关性。作为对比,我们同时进行普通面板模型回归。对于空间和普通模型,我们分别进行 FDI 单解释变量回归和多解释变量回归。表 2 为四种回归模型的回归结果。变量的含义见式(4), λ 为空间相关系数。 AR^2 为调整后的 R^2 ,LL 值为回归的对数似然值。四个模型采用的都是省级面板数据,经 Hausman 检验,采用固定效应模型。

(一) 模型之间的比较和选择

多变量模型的调整后 R^2 和 LL 均大于单变量模型,且增加的变量大部分显著,说明多变量模型优于单变量模型。对比空间模型和普通模型,单变量情况时空间模型的调整后 R^2 和对数似然值显著大于非空间模型,多变量情况时两者的调整后的 R^2 和对数似然值基本接近。说明单独考虑 FDI 对技术进步的影响时,空间模型更佳。多变量情况时由于两者接近,我们需要从其他的检验值来确定模型的优劣。

观察反映空间相关的空间相关系数 λ , λ 的值在 0.5 左右,由于 λ 最大不超过 1,因此 0.5 的 λ 值是比较大的。 λ 在单变量情况和多变量情况都是高度显著的,结合我们上一步关于 Moran I 的分析,证明了空间相关是显著存在的,在此情况下,采用空间模型是正确的选择。不考虑空间相关的普通面板模型会导致错误的结果,如 LFDI 的系数,在普通多变量模型竟然是负值,即 FDI 增长得越快,则技术进步得越慢,这与我国的事实情况不符,空间多变量模型纠正了这一错误。

(二) FDI 对技术进步的作用及其空间相关

FDI 技术进步作用的空间相关性是客观存在的,FDI 的技术溢出主要通过模仿效应、竞争效应、联系效应和培训效应四个渠道。联系效应指内资企业与外资企业形成上下游之间的合作联系,通过合

表 2 :空间计量模型回归结果

	普通单变量模型		空间单变量模型		普通多变量模型		空间多变量模型	
	系数	t值	系数	t值	系数	t值	系数	t值
LFDI	0.0207***	4.7930	0.0262***	5.3871	-0.0172***	-3.0891	0.0121**	2.1163
LKD					0.1008***	7.3727	0.0326**	1.9850
RD/Y					6.6586***	5.5191	0.8997*	1.7686
LLR					0.0142	0.7357	0.0341**	2.5298
λ 值			0.559978***	13.7785			0.5070***	11.6731
AR ²	0.7645		0.8223		0.8320		0.8287	
LL值	373.5045		419.6855		452.7656		434.1296	

注:因变量为 $\ln(TFP)$, * 表示 10%显著, ** 表示 5%显著, *** 表示 1%显著。

作来学习。联系效应和培训效应的作用有一定局部性。外企为了保留自己的核心竞争力,他们不会轻易将核心技术通过合作或培训的方式传授给东道主企业。影响更广泛且真正能让东道主获得高价值创新技术的渠道是模仿效应和竞争效应,这两个效应是否能发挥作用还要看东道主是否有一定的技术基础和接受能力,而我国在这方面能力非常强。模仿效应、竞争效应起作用的主要渠道是通过产品传播和观摩。外资企业虽然不愿意将核心技术直接传授给本土企业,但是他们的产品和生产过程不得不包含这些技术,即使他们将核心的生产留在母国,他们的产品仍旧带有这些技术。产品的影响并不限于 FDI 的投资地,产品所到之地,模仿者看到了潜在的市场,竞争者看到了威胁,他们同时又具有较强的学习和模仿能力,笔者认为这是 FDI 技术进步作用的关键渠道。由于外企在投资选址上考虑到地理辐射性,首先受到影响的是邻近的省份,然后不断扩散,空间计量模型正好用相邻矩阵体现了 FDI 技术进步作用的地理辐射性。

在空间单变量模型和空间多变量模型中,LFDI 的系数分别为 0.0262 和 0.0121,都为 1%显著,说明考虑空间相关后,FDI 促进技术进步,或者说进步作用大于抑制作用。在单变量回归时 LFDI 的系数较大,因为此时 LFDI 包含了其他变量的间接作用。从空间多变量模型可以看出,LFDI 的系数似乎偏小,要理解这个问题,我们需要与其他的国家进行横向的比较。许林(2006)对各国 FDI 技术进步作用进行了研究,得到英国的 LFDI 系数为 0.0104,法国为 0.0135,芬兰为 0.0047,还有些国家的系数为负,日本的 LFDI 系数最大,也不过 0.0667,虽然李林没有考虑空间相关,但是至少能说明一个问题,即 LFDI 的系数在国外也不大。我国的 0.0121 的系数虽然不

是最大,在我们的比较范围之内,也仅次于日本。

将 LFDI 的系数与其他解释变量比,干中学、R&D 资本投入比例和 R&D 人力投入的系数都大于 LFDI。LFDI 系数较小的原因之一是 FDI 在投资总额中比例并不大,在我们研究期间内所有省市 FDI 占资本形成总额比例的平均值仅为 7%,我们的比例在全球已经处于领先国家的行列。此外系数较小还说明 FDI 对技术进步的作用没有国内 R&D 和国内的干中学的作用大,体现了 FDI 虽然对技术进步有促进作用,但不是决定性的根本因素。一个国家如果没有一定的经济和技术基础,且这些经济和技术基础超出 FDI 发生正溢出的门槛,FDI 的技术进步作用是很难发挥的。FDI 对我国的技术促进作用不如内部因素,理解此问题的关键有两点:一是区别 FDI 的存在和增长两个不同的现象的作用,FDI 对技术进步作用的关键在于 FDI 从无到有,在于它的存在性,不在于量的增长性。计量模型中以 FDI 或其对数等作为解释变量,考虑的是 FDI 量的作用,量不是越大越好,如赵奇伟、张诚(2006)得出 FDI 技术溢出效应逐渐消失直至成为负效应的原因是 FDI 过量了。实际上,市场上有少量含高技术的某类国外企业产品已经起到激励模仿和促进竞争的作用,量太大反而说明外资产品已经垄断市场和对内资企业产生挤出效应。二是区别改革和开放两个因素的作用。FDI 代表开放的作用,其他国内因素在改革的过程中也发生变化,两者谁对全要素生产率的影响更大,从我们的空间多变量模型来看,代表国内因素的干中学、R&D 资本和 R&D 人力投入的作用更大,因此在我们的经济发展过程中,如果仅考虑模型中改革和开放的代表因素,改革的促进作用大于开放。

(三) 内部因素的作用及其比较

与 FDI 的情况相反,考虑空间相关后,资本存量

和 R&D 资本投入比例的系数都变小,而且变化较大。R&D 人力投入的情况则相反,系数变大。比较三个变量,可以发现系数变大的是流动性较强的因素,R&D 人力投入涉及到人,而人是可以流动和相互交流的,人通过流动和交流将技术带到不同地区,因此考虑空间相关后它的流动效果体现出来,系数变大。资本存量和 R&D 资本投入是归属性比较强的因素,且国内的资本流动并不像 FDI,FDI 是从发达国家流动到欠发达国家,国内资本在过去相当长的时间内是从落后地区流到发达地区。因此,考虑空间相关后,它们的作用反而变小。这一变化告诉我们,资本存量和 R&D 资本投入比例在本地的作用大于对相邻地区的作用,它们的作用具有一定的局部性。

R&D 人力投入在考虑空间相关后系数增加到原来的三倍,说明人才流动和交流对技术进步是非常关键的。因此,我们的政策应该鼓励人才流动和交流而不是约束人才的流动和交流。原来约束人才流动的一些政策,如人事制度、户口制度、城乡二元化结构都应该适当调整。从流动的角度看,国内人才流动所起的作用比国内资本流动所起的作用大。

虽然 R&D 资本投入比例在空间模型中比 R&D 人力投入的系数大很多,但是两者是不可比的,因为 R&D 资本投入比例采用比值形式,而 R&D 人力投入采用对数形式,笔者尝试用 R&D 资本投入的对数解释 TFP,发现 R&D 资本投入对数的系数是不显著的。因此,我们认为在科研方面,人力投入重于资本投入。

五、结论和政策建议

第一,FDI 对技术进步的作用存在空间相关。空间相关的 Moran I 检验空间计量模型回归结果中的空间相关系数 λ 高度显著以及 LFDI 的系数变化都表明,空间相关是存在的,应该采用考虑空间相关的空间计量模型。存在空间相关的原因是,外资的高技术产品进入国内市场导致模仿效应和竞争效应,而产品在国内是扩散的,并不局限在 FDI 的投资地。

第二,Moran I 值告诉我们,在改革开放的前期,在 1996 年之前,FDI 的技术进步作用主要体现于本地,在 1997 年及以后,FDI 对相邻省份有显著的技术溢出效应。这种对邻居的技术溢出效应并没有一直在增长,在 1999 年后基本保持在一定的范围波动,因此想通过进一步提高地区之间的经济联系来

促进 FDI 的技术进步作用有一定的难度,而应鼓励外商向欠发达地区转移其直接投资。

第三,从全国的角度讲,FDI 的技术溢出效应超出挤出效应。在考虑空间相关之前,普通模型得到的 LFDI 的系数是负,但这并不说明挤出效应大于溢出效应,因为普通模型由于没有考虑空间相关。空间计量模型则修正这一错误,得到 FDI 正的系数。

第四,与其他解释变量比,LFDI 的系数是比较小的,但是通过与其他国家的横向比较说明该系数虽然偏小但却是正常的。LFDI 的系数比较小的原因有三:一是 FDI 对技术进步的作用关键在于有和无,不在于量的增长,量小同样可以产生模仿和竞争效应,量太大反而说明外企垄断了某些产品市场并产生挤出效应,因此我们对外资的引进不是越多越好,当前应该鼓励落后地区引进外资,发达地区则反而要考虑其挤出效应;二是在改革和开放两个因素中,改革的作用大于开放的作用;三是尽管我们的 FDI 总额在世界处于领先之列,但是 FDI 在投资总额中占的比例仍然是有限的,因此作用受到限制。

第五,研发人员流动对技术进步有重要影响,而资本存量,R&D 资本投入的作用有局部性。因此应该改革约束人才流动的一些不合理制度。如果一个地区希望在一定时期独享技术进步的好处,则应增加与干中学有关的资本存量和加大 R&D 资本投入。

(符淼电子邮箱:cnfm@163.com)

参考文献:

- 许林.2006.FDI、技术外溢与内生经济增长[D].浙江工商大学硕士论文.
- 张海洋.2005.中国工业部门 R&D 吸收能力与外资技术扩散[J].管理世界(6).
- 张军,施少华.2003.中国经济全要素生产率变动:1952-1998[J].世界经济文汇(6).
- 张军,吴桂英,张吉鹏.2004.中国省际物质资本存量估算:1952-2000[J].经济研究(10).
- 赵奇伟,张诚.2006.区域经济增长与 FDI 技术溢出:以京津冀都市圈为例[J].数量经济技术经济研究(3).
- Anselin, L. Spatial Econometrics: Methods and Models[M]. Kluwer Academic, Dordrecht, 1988.
- Arrow, Kenneth J. The economic implications of learning by doing." [J]. Rev. Econ. Studies 29 (June): 155-73
- Cliff, A. and Ord, J. K.Spatial Autocorrelation [M].London:Pion, 1973.
- Romer, David. Advanced Maroeconomics[M], 2nd edition. McGraw-Hill Companies, Inc.

A Spatial Econometric Analysis of FDI Technology Spillovers

FU Miao

(Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China)

Abstract: By Moran I and spatial correlation coefficient test, the paper finds that FDI technology spillover effects are significantly spatially correlated. The reasons for the spatial correlation are the simulative and competitive effects caused by the entry of foreign high-tech products. The markets of the entry products aren't geographically localized to the host regions of FDI. The spatial correlation of FDI technology spillovers has become significantly stabilized since 1997. The results of the analysis show that FDI spillover effects outweigh crowding-out effects. The existence of FDI instead of the quantity of FDI is crucial for the positive effects of FDI. Crowding-out effects may be introduced by excessive FDI. Therefore, we should pay more attention to the attraction of FDI in less-advanced regions and the avoidance of the monopoly caused by foreign investments in advanced regions. The domestic factors for technological progress are more important than FDI, and the flows of R&D workforce play a key role in technological progress while the contributions of capital stock and R&D capital investment to technological progress are somewhat geographically localized.

Key words: FDI; technology spillover; spatial econometrics; panel data

(责任编辑 元玲)

2009年2月进出口简要情况

据海关初步统计,2009年1~2月全国进出口总值为2667.7亿美元,同比下降27.2%,其中:出口1553.3亿美元,下降21.1%;进口1114.4亿美元,下降34.2%。2月当月,全国进出口总值为1249.5亿美元,同比下降24.9%,其中:出口648.9亿美元,下降25.7%;进口600.5亿美元,下降24.1%。(详见下表)

全国进出口简要情况表 金额单位:亿美元

项目	2月当月		1~2月累计	
	绝对值	同比%	绝对值	同比%
进出口总值	1249.5	-24.9	2667.7	-27.2
出口总值	648.9	-25.7	1553.3	-21.1
进口总值	600.5	-24.1	1114.4	-34.2
进出口差额	48.4	-40.9	438.9	59.3

资料来源:商务部网站 2009-03-12