

基于技术创新的我国外商直接投资 溢出效应实证研究

王艳丽, 刘传哲

(中国矿业大学 管理学院, 江苏 徐州 221008)

摘要: 我国引进大量的外商直接投资, 目的主要在于引进内含在其中的先进技术。在回顾已有文献的基础上, 利用我国的 29 个省份(市、自治区)1999—2006 年共 8 年的省际面板数据, 实证研究了外商直接投资对我国技术创新的溢出效应, 并提出相关对策建议。研究结果表明, 外商直接投资仅对外观设计创新产生影响, 各地的经济发展水平仍然是技术创新最主要的影响因素。

关键词: 外商直接投资; 技术创新; 溢出效应

中图分类号: F832.6

文献标识码: A

文章编号: 1001-7348(2010)13-0122-04

0 引言

改革开放以来, 我国吸引了大量的外商直接投资(Foreign Direct Investment, 简称 FDI), FDI 的实际利用额从 1990 年的 34.87 亿元增长到 2006 年的 694.68 亿元。毫无疑问, FDI 通过自身的发展对我国经济增长作出了巨大的贡献。但需要指出的是, 我国引进 FDI 的主要目的是为了引进内含在其中的先进技术, 并在此基础上进行消化吸收, 最终实现自主研发。那么, 这一目标是否得到有效实现, 相关研究并未得出一致性的结论。本文利用我国的 29 个省份(市、自治区)1999—2006 年共 8 年的省际面板数据, 实证研究 FDI 对我国技术创新的溢出效应, 并在此基础上提出了相关对策建议。

1 模型建立

根据内生增长理论, 技术创新并不像是从天上掉下的馅饼, 而是一种经济现象, 其表现形式是一种产出^[1-2]。按照经济学的基本原理, 一种产出至少应该包括人力与资金的投入, 技术创新也不例外, 它是创新者经过努力的思索、试验, 并花费了必要的经费以后取得的。技术创新过程的生产函数可以用下面的公式来表示:

$$I = f(L, JF, A) \quad (1)$$

式(1)中, I 代表技术创新产出; L 代表技术创新过程中的人力投入; JF 代表技术创新过程中的资金投入; A 表示

影响技术创新的其它因素。

在技术全球化的背景下, 由于外商直接投资的“一揽子”资源性质, 对发展中国家企业技术创新的影响越来越大^[3]。同时, 外商直接投资通过研发中心直接在我国进行新技术的研究开发, 不仅加大了向我国技术转让的规模, 并加快了向我国技术转让的速度, 而且把我国纳入其全球研发的体系和网络, 大大提高了我国在外商直接投资技术创新体系中的地位。与此同时, 我国也把这些外商直接投资的技术研发和创新资源纳入到我国国家创新体系。因此, 我们也将外商直接投资这一因素加入到我国地区的技术创新产出函数中。此外, 考虑到我国各地区的经济发展水平差距较大, 各地不同的经济发展水平肯定会对当地企业的研发能力产生影响, 本文也将这一因素涵盖进去。

因此, 各地区的技术创新产出函数具体表示如下:

$$I = f(FDI, L, JF, GDP) \quad (2)$$

式(2)中, I 表示各地区技术创新产出, FDI 表示各地区外商直接投资, L 和 JF 分别代表各地区技术创新过程中的劳动力和经费投入, GDP 表示各地区经济发展水平。

技术创新可以被视为一种相对特殊的生产, 是知识成果的生产^[4]。因此, 本部分假设我国各地区的技术创新产出函数与传统的物质生产领域的产出函数具有相似的形式, 是物质生产函数在知识生产领域的延伸和扩展。因此, 可设定我国各地区的技术创新产出函数形式如下:

$$I_{it} = dFDI_{it}^a L_{it}^b JF_{it}^c GDP_{it}^d \quad (3)$$

在进行参数估计时, 以式(3)为基础, 我们具体采用了

收稿日期: 2009-07-17

基金项目: 江苏省教育厅高校哲学社会科学基金项目(08SJD7900059); 中国矿业大学科学研究基金项目(OJ080287)

作者简介: 王艳丽(1981-), 女, 江苏射阳人, 博士, 中国矿业大学管理学院金融工程研究所讲师, 研究方向为国际直接投资; 刘传哲(1964-), 男, 江苏丰县人, 中国矿业大学管理学院副院长, 金融工程研究所所长、教授、博士生导师, 研究方向为金融工程与风险管理。

对数模型进行回归, 即

$$\text{Ln}I_{it} = d + a \text{LnFDI}_{it} + b \text{Ln}L_{it} + g \text{LnJF}_{it} + j \text{LnGDP}_{it} + e_{it} \quad (4)$$

其中, 变量下标 i 代表不同地区, 下标 t 代表不同的年份; d 、 a 、 b 、 g 、 j 均为待估参数, e 表示其它没有观测到的影响各地区技术创新产出的因素。采用对数模型进行回归的方法主要是由于解释变量前的系数表示的就是弹性的概念, 便于经验结果的比较^[5]。

2 数据的来源与变量说明

本文选取的是我国 29 个省份(市、自治区)1999—2006 年共 8 年的省际面板数据(西藏和青海的外资数量以及每年的专利申请量都比较少, 而且部分年份的数据缺失, 为了保持数据的连续性, 在计量过程中将其删除), 样本数为 232 个。在进行数据收集的过程中, 我们发现有关各个省份外商直接投资与技术创新相关的数据收集很难, 虽然可以利用的统计资料很多, 但是数据的连续性较差, 本文实证研究的数据主要来源于《中国统计年鉴》(各年)、《中国科技统计年鉴》(各年)以及高校财经数据库。下面对本文实证研究所涉及的变量作简要说明。

2.1 被解释变量的度量

为了使结果更加稳健, 本文分别采用全部专利、发明专利、实用新型专利和外观设计专利的数量来代表技术创新的产出水平。之所以将专利作为衡量技术创新产出的一个重要指标, 这主要是基于以下两点原因: 随着我国专利保护制度的不断健全和完善, 越来越多的科研人员选择以申请专利的形式对其研究成果进行保护, 因此, 专利授权量有着较强的代表性; 在各种研究开发数据中, 专利的数据较为全面, 具有可得性。

2.2 解释变量的度量

本文沿袭何洁^[6]和潘文卿^[7]的做法, 采用各地三资企业资产来代替外商直接投资变量。此外, 代表经济发展水平的人均 GDP(GDP)的数据可以直接从统计年鉴上得到; 代表技术创新投入的两个指标: 技术创新活动的劳动力投入(L)和资金投入(JF), 分别用研究与开发机构从事科技活动人员和研究与开发机构科技经费内部支出总额来代替。

由于统计年鉴上各地人均 GDP、三资企业的资产和研究与开发机构科技经费内部支出总额都是以当年价公布的。为了消除物价的影响, 使得各年的数据具有可比性,

本文分别采用居民零售物价指数、固定资产投资价格指数和商品零售价格指数对其进行平减, 得出 1999 年不变价格的相应指标。

3 实证检验

3.1 解释变量多重共线性检验

本文将科技活动人员和科研活动经费以及地区经济发展水平一起纳入了回归模型。但按照一般的理解, 地区经济越发达, 地区科技活动人员越多, 科研经费也就相应越大。因此, 模型可能存在多重共线性问题, 必须加以检验。

本文采用方差膨胀因子检验模型的多重共线性问题。

第一步, 建立辅助回归模型。检验结果如下:

$$\begin{aligned} \hat{\text{LnGDP}} &= 6.45 - 0.84 \text{Ln}L + 0.89 \text{LnJF} & (5) \\ & (53.98) \quad (-7.09) \quad (9.75) \end{aligned}$$

$$R_i^2 = 0.45 \quad \bar{R}^2 = 0.44 \quad F = 81.903$$

$$\begin{aligned} \hat{\text{Ln}L} &= 2.35 - 0.27 \text{LnGDP} + 0.81 \text{LnJF} & (6) \\ & (7.20) \quad (-6.88) \quad (61.47) \end{aligned}$$

$$R_i^2 = 0.916 \quad \bar{R}^2 = 0.915 \quad F = 1097.9$$

$$\begin{aligned} \hat{\text{LnJF}} &= -2.40 + 0.406 \text{LnGDP} + 1.14 \text{Ln}L & (7) \\ & (-7.14) \quad (8.71) \quad (47.53) \end{aligned}$$

$$R_i^2 = 0.931 \quad \bar{R}^2 = 0.930 \quad F = 1345.893$$

通过计算得出, 式(5)的方差膨胀因子为 1.82, 式(6)的方差膨胀因子为 11.90, 式(7)的方差膨胀因子为 14.49。由此可见, 科技活动人员与科研内部经费支出总额两个变量存在高度的相关性, 而这两个变量与地区经济发展水平的相关性较弱。因此, 为了避免回归方程的多重共线性, 必须在科技活动人员和科研内部经费支出两个变量之间作出取舍。

第二步, 对于解释变量的多重共线性问题, 我们计算了各个变量之间的相关系数, 结果如表 1。

从表 1 的结果来看, 科技活动人员与科研内部经费支出之间的确存在高度的相关性, 相关系数为 0.944; 无论是从科技活动人员、科研内部经费支出与外商直接投资或者与地区经济发展水平的相关性来看, 科研内部经费支出与这两个变量的相关性都要大于科技活动人员。因此, 我们认为在接下来的回归中, 应该将科研内部经费支出这个变量剔除, 以防止多重共线性的发生。从表 1 的结果还可以看出, 外商直接投资与地区经济发展水平之间也存在一定

表 1 解释变量之间的相关系数

		FDI	L	JF	GDP
FDI	Pearson Correlation	1	0.509(**)	0.641(**)	0.771(**)
	Sig.(2-tailed)		0.000	0.000	0.000
L	Pearson Correlation	0.509(**)	1	0.944(**)	0.370(**)
	Sig.(2-tailed)	0.000		0.000	0.000
JF	Pearson Correlation	0.641(**)	0.944(**)	1	0.534(**)
	Sig.(2-tailed)	0.000	0.000		0.000
GDP	Pearson Correlation	0.771(**)	0.370(**)	0.534(**)	1
	Sig.(2-tailed)	0.000	0.000	0.000	

注: **表示相关系数在 1%的水平下显著。

的相关性，但由于本文主要考察外商直接投资对我国技术创新产出的影响，外商直接投资是一个主要研究变量，我们假设这种相关性处在我们可以接受的范围内。

因此，本文实证研究的模型简化为：

$$LnI_{it} = d + aLnFDI_{it} + bLnL_{it} + j LnGDP_{it} + e_{it} \quad (8)$$

其中，变量下标 i 代表不同地区，下标 t 代表不同的年份； d 、 a 、 b 、 j 均为待估参数， e 表示其它没有观测到的影响技术创新产出的因素。

3.2 检验模型形式的确定

为了细致考察外商直接投资对不同类型技术创新活动的影响，本文分别对各类专利进行回归。由于面板数据具有的两维性，因此有必要在采用面板数据构建模型时首先对模型的设定形式进行检验。首先，对样本数据进行协方差分析检验，检验结果见表 2。

表 2 外商直接投资技术创新溢出效应模型的协方差分析检验

指标	全部类型	发明专利	实用新型专利	外观设计专利
SSEr	36.93	77.20	41.56	68.25
SSEu	4.68	20.64	4.09	9.35
NT	232	232	232	232
k	32	32	32	32
F值	34.95	13.90	46.46	31.95

注：(1)通过 F 检验说明变截距模型优于常截距模型。

(2)SSEr 表示常截距模型回归结果的残差平方和；SSEu 表示变截距模型回归结果的残差平方和，NT 表示样本容量，N 表示横截面数量，k 表示常截距模型中被估参数的个数。

从表 2 中，我们可以看出，在显著性水平 5% 的情况下，各组的 F 值均大于临界值 $F_{0.05}(28, 171)$ ，因此，拒绝零假设，说明建立变截距模型进行回归更加合理。

变截距模型是面板数据模型中最常见的一种形式。该模型允许个体成员上存在个体影响，并用截距项的差别来说明。根据个体影响的不同形式，变截距模型又分为固定影响变截距模型和随机影响变截距模型两种。

因此，在 F 检验的基础上，本文将对模型进行 Hausman 检验，以进一步在固定影响模型和随机影响模型中作出选择，检验结果见表 3。

表 3 随机效应模型、固定效应模型的 Hausman 检验结果

指标	全部类型	发明专利	实用新型专利	外观设计专利
C^2 值	47.50*	144.76*	33.08*	38.27*
适合模型	固定效应模型	固定效应模型	固定效应模型	固定效应模型

注：(1)本表估计由 Eviews5.1 完成，系数下数值是该项的 C^2 统计值，*、**、*** 分别表示通过显著水平为 1%、5%、10% 的 C^2 检验。

(2) C^2 表示 Hausman 检验值，所有结果都通过 1% 显著性检验，使用固定效应模型进行估计更合理。

根据 Hausman 检验结果，可以得出本文实证研究的固定效应模型为：

$$LnI_{it} = aLnFDI_{it} + bLnL_{it} + j LnGDP_{it} + c_i + e_{it} \quad (9)$$

其中，变量下标 i 代表不同地区，下标 t 代表不同的年份； a 、 b 、 j 均为待估参数， c_i 表示其它没有观测到的地区因素的影响，它是只与地区相关的一个常数， e 表示其它没有观测到的影响技术创新产出的因素。

3.3 回归结果

固定效应模型对外商直接投资对我国技术创新的溢出效应的检验结果见表 4。

从以全部类型专利为被解释变量的模型结果看，各省存在显著的差异，其中排除外商直接投资、科技活动人员以及各地区经济发展水平等因素，其它因素对全部专利授权量影响最高的省份是广东，其次是山东，而最低的省份是宁夏，其次是海南。外商直接投资变量的统计值不显著；地区经济发展水平对全部类型专利授权量的影响较大，弹性系数为 0.49，即人均 GDP 每增加 1%，全部类型专利的授权量将增加 0.49%；而科技活动人员的数量对全部类型专利数的影响显著为负，系数为-0.24。

从以发明专利为被解释变量的模型结果看，各省同样存在的差异，其中排除外商直接投资、科技活动人员以及各地区经济发展水平等因素，其它因素对发明专利授权量影响最高的省份是四川，其次是陕西，而最低的省份是海南，其次是宁夏。外商直接投资变量的统计值不显著；地区经济发展水平对发明专利授权量的影响很大，弹性系数达到 1.87，即人均 GDP 每增加 1%，发明专利的授权量将增加 1.87%；而科技活动人员的数量对发明专利数的影响也显著为负，且系数较大，为-0.67。

从以实用新型专利为被解释变量的模型结果看，各省的差异不大，其中排除外商直接投资、科技活动人员以及各地区经济发展水平等因素，其它因素对实用新型专利授权量影响最高的省份是广东，其次是山东，而最低的省份是海南，其次是宁夏。外商直接投资变量的统计值也不显著；地区经济发展水平对实用新型专利授权量存在显著的影响，弹性系数为 0.27，即人均 GDP 每增加 1%，实用新型专利的授权量将增加 0.27%；而科技活动人员的数量对实用新型专利数的影响显著为负，但系数较小，为-0.07。

从以外观设计专利为被解释变量的模型结果看，各省存在显著的差异，其中排除外商直接投资、科技活动人员以及各地区经济发展水平等因素，其它因素对外观设计专利授权量影响最高的省份是广东，其次是北京，而最低的省份是宁夏，其次是海南。外商直接投资变量的统计值显著为正，弹性系数为 0.24，即外商直接投资企业资产合计每增加 1%，外观设计专利的授权量将增加 0.24%，这主要是因为外观设计专利一般比较简单，相对容易通过对外资企业的模仿来完成。随着外资流入量的逐年增加，内资企业与外资接触并对其进行模仿的机会也就越来越多，因此外资在外观设计方面产生的溢出效应也较强；地区经济发展水平对外观设计专利授权量的影响也显著为正，弹性系数为 0.36，即人均 GDP 每增加 1%，外观设计专利的授权量将增加 0.36%；而科技活动人员的数量对外观设计专利数的影响为负，且系数较大，为-0.71。

4 结论

本文利用我国的 29 个省份(市、自治区)1999—2006 年

表 4 固定效应模型对外商直接投资对我国技术创新的溢出效应的检验结果

指标	全部类型	发明专利	实用新型专利	外观设计专利
C	4.866 885* (3.430 586)	-6.714 945** (-2.253 762)	3.504 664* (2.639 916)	8.330 869* (4.153 040)
FDI	0.100 027 (1.408 089)	0.155 064 (1.039 367)	0.070 088 (1.054 346)	0.243 852** (2.427 708)
L	-0.241 367** (-2.196 186)	-0.669 525 (-2.900 727)	-0.071 569* (2.095 893)	-0.713 350* (-4.590 429)
GDP	0.485 920* (4.500 242)	1.872 320* (8.256 566)	0.272 383* (2.695 741)	0.359 109** (2.352 104)
BJ--C	1.057 781	1.304 279	0.659 773	1.736 309
TJ--C	-0.602 659	-1.709 974	-0.261 581	-0.793 007
HB--C	0.300 564	0.059 689	0.521 568	0.067 888
SX--C	-0.455 383	0.868 841	-0.449 546	-0.799 999
NMG--C	-0.981 683	-0.908 926	-0.810 627	-1.087 507
LN--C	0.742 960	0.681 592	0.926 541	0.336 714
JL--C	-0.177 675	0.362 952	-0.067 962	-0.430 330
HLJ--C	0.111 798	0.029 438	0.410 442	-0.361 494
SH--C	0.413 394	-1.319 857	0.249 905	1.150 334
JS--C	1.099 938	0.310 782	1.021 282	1.444 511
ZJ--C	1.117 702	-0.964 832	1.045 995	1.488 466
AH--C	-0.118 084	0.411 276	-0.128 679	-0.101 121
FJ--C	0.064 224	-2.058 384	-0.022 129	0.225 111
JX--C	-0.450 968	-0.120 865	-0.429 070	-0.385 585
SD--C	1.139 058	0.486 737	1.277 038	1.123 944
HN--C	0.560 141	1.019 003	0.602 518	0.403 191
HUB--C	0.374 210	1.102 353	0.329 475	0.286 700
HUN--C	0.446 246	0.911 151	0.573 458	0.251 023
GD--C	1.845 195	-0.171 398	1.339 137	2.367 289
GX--C	-0.411 168	-0.076 182	-0.284 940	-0.594 824
HAIN--C	-2.293 606	-3.018 047	-2.431 937	-2.277 957
CQ--C	-0.067 277	-0.621 166	-0.115 480	0.080 254
SC--C	1.059 166	2.267 778	0.414 261	1.974 399
GZ--C	-0.596 137	0.794 422	-0.634 613	-0.712 877
YN--C	-0.246 216	0.813 759	-0.445 101	-0.035 047
SHX--C	0.326 194	2.017 053	0.004 227	0.508 955
GS--C	-0.988 248	0.720 236	-0.955 678	-1.470 667
NX--C	-2.363 224	-2.320 686	-1.744 112	-3.291 589
XJ--C	-0.906 242	-0.871 023	-0.594163	-1.103 084
R ²	0.98	0.92	0.98	0.97
F	278.3	63.7	303.1	186.1
DW值	1.54	1.63	1.36	1.47
样本数	232	232	232	232

注: 本表估计由 Eviews5.1 完成, 系数下数值是 t 统计值, *, **, *** 分别表示通过显著水平为 1%、5%、10% 的 t 检验。

共 8 年的省际面板数据, 实证研究了外商直接投资对我国技术创新的溢出效应。总体上看, 除了对外观设计专利产生显著影响外, 外商直接投资对我国的专利授权量没有产生显著的溢出效应。外商直接投资流入量每增加 1%, 可以促进外观设计专利授权量增加 0.24%。地区经济发展水平对我国的各类型专利授权量均产生显著的正影响; 科技活动人员与各种类型专利都显著负相关。因此, 外商直接投资仅对外观设计创新产生影响, 本质上各地的经济发展水平仍然是研发活动最主要的影响因素。

参考文献:

- [1] FLORES RENATO G , MARIA PAULA FONTOURA et al. Foreign direct investment spillovers : what can we learn from Portuguese data? [J] . Universidade Tecnica de Lisboa , 2000.
- [2] JONATHAN E.HASKEL , SONIA C PEREIRA , MATTHEW J SLAUGHTER. Does inward foreign direct investment boost the

productivity of domestic firm [R] ? Working Paper 8724 , 2002.

- [3] DJANKOV SIMEON , BERNARD H. Foreign investment and productivity growth in Czech enterprises [J] . World Bank Economic Review , 2000(14) : 49-64.
- [4] AITKEN B , HARRISON A E. Do domestic firms benefit from direct foreign investment ? Evidence from Venezuela [J] . American Economic Review , 1999(89) : 605-618.
- [5] K CHEUNG , P LIN. Spillover effects of FDI on innovation in China : Evidence from the provincial data [J] . China Economic Review , 2004(15) : 25-44.
- [6] 何洁. 外国直接投资对中国工业部门外溢效应的进一步精确量化 [J] . 世界经济 , 2000 (12) : 29-36.
- [7] 潘文卿. 外商直接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).

(责任编辑: 陈晓峰)