

国际化对企业创新产出影响的实证分析

范如国, 蔡海霞

(武汉大学 经济与管理学院, 武汉 430072)

摘要: 本文采用对外贸易依存度来代表国际化程度, 建立了企业创新产出的柯布 - 道格拉斯知识生产函数, 并利用全国 30 个省(市) 2006—2008 年的面板数据对国际化如何影响企业创新产出进行了计量分析。实证分析结果表明, 国际化是影响企业创新产出的重要因素, 但并非所有企业都能从国际化中获益; 国际化对中西部地区和东部地区的企业的创新产出存在很大的差异性, 其中对东部地区企业的创新产出有显著影响, 而对中西部地区企业的创新产出的影响不大。

关键词: 国际化; 创新产出; 知识生产函数; 面板数据

中图分类号: F425 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 - 980X(2010) 03 - 0001 - 04

1 文献研究及问题提出

国际化与企业创新关系的研究很早就引起了国内外学者们的重视, 这方面大多数的研究都将重点放在外商直接投资(FDI)对于企业创新能力的影响上。早在 20 世纪 60 年代, 哈佛大学学者 Vernon 对发达国家跨国公司产品技术变化与对外直接投资的关系研究后发现, 跨国公司在创新的早期阶段, 国际化的主要形式是出口贸易; 而在创新的成熟阶段和呈现对外直接投资成长趋势。Mansfield^[1]的研究发现, 公司转变为跨国公司通常就是为了在更大的规模上运用其创新形成的技术优势。最早对 FDI 溢出效应进行计量研究的是 Caves^[2], 他通过对澳大利亚 1969 年产业层面数据的分析, 发现当地企业的生产率与行业内的外资份额正相关, 由此认为, FDI 在澳大利亚制造业中产生了正面溢出效应。许多学者的结论都表明 FDI 对东道国的技术溢出效应是明显存在的。

国内对于国际化与企业创新产出的研究也不少。大多数研究都认为国际化对于企业的创新产出有积极的影响。冼国明等^[3]采用面板数据研究了 FDI 对于中国区域创新的影响, 研究结果表明 FDI 对中国专利申请数量有显著的正面溢出效应。王红领等^[4]也认为 FDI 有助于我国企业技术创新能力的提高。李晓钟、张小蒂^[5]利用江浙 1995—2006 年的数据实证分析了实际利用外商直接投资(FDI)对

区域技术创新能力的影响。发现 FDI 对区域技术创新能力提升有促进作用, 但存在明显的区域差异。然而也有部分学者认为国际化和企业创新产出之间并不存在必然的联系。马天毅等^[6]利用我国各省市 1999—2002 年的数据, 以专利申请量作为区域创新能力的衡量指标, 认为 FDI 在整体上对我国工业企业的研发和创新能力无非常明显的溢出效应。潘文卿^[7]的研究表明, 中国的西部地区还未跨越促使外资产生正面溢出效应的发展门槛, 外资在该地区甚至产生了不太显著的负面溢出效应。何洁^[8]利用中国工业部门的相关数据进行研究也得出了类似的结论, 认为由于中西部地区整体经济发展水平还处于促使外资产生正面溢出效应的“发展门槛”以下, 因此外资并没有对该地区内资企业的生产效率产生积极的影响。

以上关于国际化与企业创新产出的研究文献不同程度地解释了国际化与企业创新产出之间的相关性。然而, 几乎所有的实证研究文献都倾向于研究 FDI 对于企业创新产出的影响。虽然 FDI 也是企业国际化的一种很重要的形式, 但是中国西部有很多地区的 FDI 非常有限, 因而其应用有一定的局限性。而且, 较多的是研究 FDI 对我国作为东道国的影响, 属于内向型国际化的范畴, 然而外向型国际化从某种意义上来讲更能够代表一个地区企业的国际化程度。因而, 本文采用对外贸易依存度来代表国际化程度, 建立企业创新产出的知识生产函数

收稿日期: 2010 - 01 - 26

基金项目: 国家社会科学基金项目(07BJ Y007)

作者简介: 范如国(1965—), 男, 湖北潜江人, 武汉大学经济与管理学院教授, 博士生导师, 研究方向: 企业创新理论、中小企业集群创新; 蔡海霞(1983—), 女, 湖南常德人, 武汉大学经济与管理学院管理科学与工程专业博士研究生, 研究方向: 中小企业创新与国际化。

(knowledge production function), 并对全国 30 个省市(除西藏外)的面板数据进行计量分析。

2 模型设定及变量选取

2.1 基本模型的确定

自 1979 年格里里茨 (Griliches) 提出知识生产函数^[9]的概念以来,知识生产函数已成为分析知识生产和技术创新与区域创新及其决定因素的重要理论工具,并被广泛地应用于研究技术进步与其各种影响因素间的数量关系和数量特征。杰菲^[10]认为知识生产函数的适用范围非常广泛,除了可用于度量企业和科研机构的投入产出效率外,还可以拓展到区域和国家间创新水平和创新效率的比较研究。基于以上认识,本文采用 Griliches-Jaffe 知识生产函数的柯布-道格拉斯形式:

$$Q_{it} = A K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2} \varepsilon_{it} \quad (1)$$

将国际化因素引入到知识生产模型中,因为国际化是独立于企业研发经费投入和人力资本投入的另外一个影响创新产出的因素,这 3 个影响因素之间是平行的关系,因而得到:

$$Q_{it} = A K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2} DOI_{it}^{\beta_3} \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中:Q 表示创新产出;K 和 L 分别表示研发经费和研发人员的投入;DOI 代表企业的国际化程度; β_1 、 β_2 、 β_3 分别表示研发资本投入、研发人员投入和企业国际化的创新产出弹性; ε 为随机扰动项,即影响创新产出的其他微小因素;i 代表观测单元,即全国 30 个省份及直辖市。将式(2)转换为对数线性知识生产函数模型:

$$\log Q_{it} = \alpha + \beta_1 \log K_{it} + \beta_2 \log L_{it} + \beta_3 \log DOI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

2.2 变量选取

由于创新产出不易直接观测到,因此需要借助于一些指标来代替科技新产出成果。为了便于收集数据,同时不失企业创新产出的核心意义,理论界普遍采用专利数作为衡量技术创新产出的替代指标。选择这个指标的原因主要基于两点:首先,随着中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,因此专利申请量有着较强的代表性;其次,在各种研发数据中,专利数据较为全面也较容易取得。在上述分析的基础上,根据中国统计资料的实际情,遵循研究惯例,采用国内外众多学者普遍采用的专利申请授权数衡量创新产出结果作为创新产出的评价标准。用 R&D 经费投入代表 R&D 资金的投入;用每年从事 R&D 人员的全时当量代表 R&D 人力资本的投入;用外贸依存度,即进出口总额占

GDP 的比率来表示企业的国际化程度。

3 数据来源、计算结果及相关分析

3.1 数据来源

本文的数据来自《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国知识产权年鉴》、人民共和国科技部网站等。为了消除物价因素对 R&D 经费投入的影响,我们使用国内生产总值指数对其进行了处理,将 1978 年定为 100,根据《中国统计年鉴 2009》,2006—2008 年的指数分别为 1340.7、1515.5、1651.2,将 R&D 经费投入折算为 1978 年不变价格水平。外贸依存度是比率,因此不需要进行价格换算。

3.2 引入国际化因素的拟合优度检验和产出回归结果

本文采用 Eviews6.0 计量统计软件,利用全国 30 个省市 2006—2008 年的面板数据进行分析。利用面板数据建立模型的好处是:一是由于观测值得增多,因此可以增加估计量的抽样精度;二是对于固定效应模型能得到参数的一致估计量,甚至是有效估计量;三是面板数据建模比单截面数据建模可以获得更多的动态信息^[11]。

通过画散点图可知,R&D 经费投入、R&D 人员、外贸依存度与企业专利授权数之间分别呈现严重的异方差现象。因而对每个变量取对数,以消除异方差。对各个变量取对数后,描绘出来的散点图显示异方差已经消除,这也证明了我们采用对数线性生产函数模型的正确性,如图 1 所示。

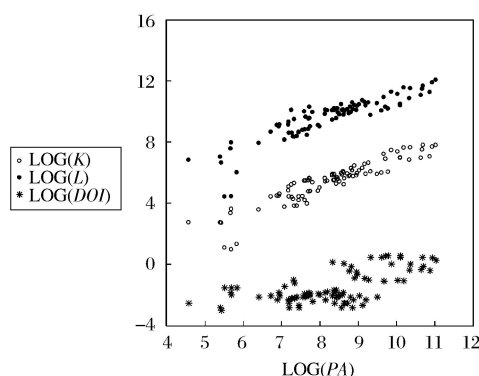


图 1 LOG(PA)与LOG(K)、LOG(L)、LOG(DOI)的散点图

在正式估计之前,我们必须确定采用什么样的模型形式。一般用 F 统计量检验应该建立混合模型或者个体固定效应模型;用 H 统计量检验应该建立个体固定效应模型或者个体随机效应模型。Eviews 检验结果显示 $F = 17.23 > F_{0.05}(29, 57) =$

1. 39 ,应该选择个体固定效应模型 ,如表 1 所示 ;而 $H = 5.73 < \chi^2_{0.05} = 7.815$,因而在个体固定效应模型和个体随机效应模型之间应该选择个体随机效应模型 ,如表 2 所示。

表 1 F 检验的 EvIEWS 输出结果

检验	F 值	参数	概率
F 统计量	17. 229894	(29, 57)	0

表 2 H 检验的 EvIEWS 输出结果

检验	H 值	参数	概率
H 统计量	5. 733744	3	0. 1253

采用个体随机效应模型对面板数据进行分析 ,为了考察国际化程度对于企业创新产出的影响 ,我们得出两组模型的回归结果 :1) 国际化程度未引入到模型的回归结果。2) 国际化程度引入到模型的回归结果 ,如表 3 所示。两个模型中的系数除了一个只能通过 10 %水平的显著性检验外 ,其余的系数都能通过 1 %水平的显著性检验 ,拟合优度达到 70 % 以上 ,而且也通过了 Durbin-Watson 检验 ,说明模型的设立基本合理。通过表 3 中回归结果的比较分析 ,在国际化程度引入到模型之前 ,拟合优度为 0. 72 ,将国际化程度引入到模型之后 ,拟合优度为 0. 76 ,模型中所有解释变量对被解释变量的整体解释能力有一定的提高 ,这说明了把国际化程度作为影响企业创新产出的重要影响因素的合理性和必要性。

表 3 全国引入国际化程度前后的回归结果对比分析

变量	未引入国际化		引入国际化	
	系数	t 值	系数	t 值
LOG(K)	0. 715871	5. 594422	0. 577466	4. 14248
LOG(L)	0. 203443	1. 711267	0. 27119	2. 224215
LOG(DOI)			0. 228786	2. 445745
C	2. 45		2. 9	
R ²	0. 72		0. 76	
F	113. 5414		88. 34	
DW	1. 56		1. 55	

但是我们也看到 ,加入国际化程度之前与之后的拟合优度相差并不是很大。进一步分析回归模型的截距项 ,发现各地的情况并不一致 ,全国 30 个省市的创新产出能力存在很大的差异。北京、上海、浙江、江苏、广东等省市的科技创新基础雄厚、创新能力较强 ,而中西部地区尤其是西部地区的省份(如宁夏、甘肃、新疆等)的创新能力就要低很多 ,如表 4 所示。这与实际区域经济发展不平衡的现状十分吻合。国际化对于全国企业创新产出的影响不大 ,有可能是中西部省份的企业国际化太低 ,国际化对于

企业创新产出的影响不显著 ,因而影响了整体模型设定的有效性。由于东部地区和中西部地区的国际化程度存在很大的差别 ,因此我们有必要将样本按照国际化程度的高低分成为两个小样本——东部地区样本和中西部地区样本 ,以考察国际化程度对于东部和中西部企业创新产出影响的差异性。

表 4 回归模型中各省份的不同截距

省份	变截距	省份	变截距
北京	0. 327648	河南	0. 139712
天津	- 0. 44018	湖北	0. 127813
河北	0. 127813	湖南	0. 376138
山西	- 0. 765199	广东	0. 236256
内蒙古	- 0. 517132	广西	0. 089034
辽宁	- 0. 21397	海南	1. 056209
吉林	0. 156137	重庆	0. 236724
黑龙江	- 0. 131988	四川	0. 568305
上海	0. 102004	贵州	0. 223994
江苏	- 0. 120176	云南	0. 46365
浙江	0. 735204	陕西	- 0. 106129
安徽	- 0. 347117	甘肃	- 0. 585022
福建	- 0. 013567	青海	- 0. 538264
江西	- 0. 58605	宁夏	- 0. 653721
山东	- 0. 022927	新疆	0. 074802

3. 3 国际化程度对中西部企业创新产出的影响分析
按照外贸依存度的高低将全国样本分为东部样本和中西部样本。其中东部样本包括北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东 ,他们的外贸依存度都在 0. 3 以上 ;中西部样本包括除东部以外的其他省市 ,这些省市的外贸依存度都在 0. 3 以下。先就中西部样本的面板数据进行个体随机效应模型分析 ,分析结果如表 5 所示。在表 5 中 ,拟合优度 R² 均为 0. 61 ,在引入国际化程度前后没有发生变化 ,而且 LOG(DOI) 的回归系数不能通过显著性检验。这充分说明对于中西部企业而言 ,国际化对于企业创新产出没有影响 ,或者影响非常小。这也能解释为什么先前对全国企业样本进行回归分析时 ,引入国际化程度前后拟合优度提高幅度不大的现象。

表 5 中西部地区企业引入国际化程度前后的回归结果对比分析表

变量	未引入国际化		引入国际化	
	系数	t 值	系数	t 值
LOG(K)	0. 59242	3. 521296	0. 58656	3. 441043
LOG(L)	0. 17767	1. 245674	0. 183315	1. 264911
LOG(DOI)	无	无	0. 065859	0. 341951
C	3. 17		3. 29	
R ²	0. 61		0. 61	
F	46. 14		30. 69	
DW	1. 6		1. 6	

3.4 国际化程度对东部企业创新产出的影响分析

对东部样本的面板数据进行个体随机效应模型分析,分析结果如表 6 所示。模型中引入国际化程度后的拟合优度 0.82 比未引入国际化程度的拟合优度 0.74 有大幅度的提升,其提升的幅度比全国样本的提升速度更快,拟合度更好。这说明相对于全国的企业而言,国际化程度对东部地区企业创新产出的影响力更强,因而剔除中西部样本的模型更加合理。

按照知识生产函数的经济学意义, β_1 代表 R&D 人员投入产出的弹性系数, β_2 代表 R&D 经费投入产出的弹性系数。对比分析 3 个不同样本(全国、中西部、东部)中的回归系数 β_1 和 β_2 , 只有东部的 $\beta_1 = 0.34 < \beta_2 = 0.74$, 即 R&D 人员投入对于企业创新产出的贡献率高达 74%, 大于 R&D 经费投入对于创新产出的贡献率, 表明人力资本和知识对于东部企业的重要性。根据前面的机理分析, 创新是一种需要建立在密集的信息和知识上的活动^[12], 企业国际活动中通过加强与其他国家的企业、研究机构和大学的交流获得更多更有价值的知识和理念, 从而提高企业的创新能力^[13]。国际化不仅可以为企业提供更多获取知识的源泉, 而且也为企业提供了更多机会从不同的市场和文化视角去抓住各种有利于创新的思想 and 灵感。国际化也能使企业从世界范围内雇佣高水平的研发人员。众多研究表明, 国际化能提高研发人员的水平, 获取更多的知识, 因而对于 β_2 比较高的东部企业, 国际化能发挥更大的作用; 而对于 β_2 比较低的中西部企业, 国际化的影响就会小得多。

表 6 东部地区企业引入国际化程度前后的回归结果对比分析

变量	未引入国际化		引入国际化	
	系数	t 值	系数	t 值
LOG(K)	0.343597	1.046569	0.294225	1.973069
LOG(L)	0.73559	3.094369	0.814126	3.514592
LOG(DOI)			0.352009	1.78945
C	0.45		0.91	
R ²	0.74		0.82	
F	38.22		28.8	
DW	1.52		1.48	

4 结论与建议

国际化是影响企业创新产出的重要因素, 然而并不是所有企业都能从国际化中获益, 国际化对于中西部企业和东部企业的影响存在很大的差异性。从以上的实证分析可以看到, 东部地区较发达的经济发展水平、较强的企业创新能力使得当地企业拥

有了对国外先进技术、先进思想理念的吸收能力, 而且东部企业的创新产出主要依赖于知识和人力资本的投入, 国际化能提高研发人员的水平, 获取更多的知识, 对其创新产出有显著的影响; 而中西部地区由于整体经济发展水平和技术水平都比较落后, 暂时还没有能力对国外先进技术进行消化吸收, 因此导致国际化对该地区企业创新产出的影响不大。根据不同地区企业的特点, 本文提出以下建议:

1) 加强中西部地区创新型人才的培养和引进。

人力资本是区域技术创新能力的重要因素, 是知识的载体。中西部地区尤其是西部地区由于地域和经济发展因素的限制, 一方面高校较少, 培养的人才数量和质量都有限; 另一方面, 当地企业缺乏对于高级创新人才的吸引力。创新性人才的缺乏已经严重影响到了企业国际活动中吸收、消化先进技术理念的能力, 从而制约了中西部企业创新产出的能力。当地政府应该根据实际情况, 制定优惠的吸引高级创新人才的政策, 创造良好的人才引进和培养机制, 通过激励机制、分配机制、社会保障等配套机制吸引国内外的创新人才。

2) 提高东部地区企业的国际化程度。

对于东部地区企业而言, 国际化程度显著地影响了企业的创新产出。国际化程度每提高 1%, 东部地区企业的创新产出将增长 0.35 个百分点。因而政府作为宏观政策的制定者, 应该营造良好的投资环境, 制定相应的促进企业出口以及对外投资的优惠政策。作为企业本身, 应该不断加强与其他国家的企业、研究机构和大学的交流, 引进国外先进的生产技术, 获得更多有价值的知识和理念; 不断地开拓国际市场, 通过满足国外客户多样性的需求提升企业的创新能力, 并逐渐形成企业立足于国际市场的核心竞争力。

参考文献

[1] MANSFIELD E. The Economics of Technological Change [M]. New York: W. W. Norton and Company, 1971: 82-89.

[2] CAVES R E. Multinational firms ,competition and productivity in host-country markets[J]. Economica, 1974: 41.

[3] 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.

[4] 王红领, 李稻葵, 冯俊新. FDI 与自主研发: 基于行业数据的经验研究[J]. 经济研究, 2006(2): 44-56.

[5] 张小蒂, 朱勤. 论全球价值链中我国企业创新与市场势力构建的良性互动[J]. 中国工业经济, 2007(5): 30-37.

[6] 马天毅, 马野青, 张二震. 外商直接投资与我国技术创新能力[J]. 世界经济研究, 2006(7): 4-8.

(下转第 45 页)

- sis:a practical guide[J]. Energy Policy,2005,33(9):867-871.
- [3] ANG B W. Decomposition analysis for policy-making in energy:which is the preferred method? [J]. Energy Policy,2004,32(9):1131-1139.
- [4] 宋德勇,卢忠宝. 中国碳排放影响因素分解及其周期性波动研究[J]. 中国人口、资源与环境,2009,19(13):18-24.
- [5] 魏一鸣,刘兰翠,范英,等. 中国能源报告(2008):碳排放研究[M]. 北京:科学出版社,2008:21-40.
- [6] 查冬兰,周德群. 地区能源效率与二氧化碳排放的差异性——基于 Kaya 因素分解[J]. 系统工程,2007,25(11):65-71.
- [7] 何建坤,刘滨. 作为温室气体排放衡量指标的碳排放强度分析[J]. 清华大学学报:自然科学版,2004,44(6):740-743.
- [8] 胡初枝,黄贤金. 中国碳排放特征及其动态演进分析[J]. 中国人口、资源与环境,2008,18(3):38-42.
- [9] 韦保仁. 中国能源需求与二氧化碳排放的情景分析[M]. 北京:中国环境科学出版社,2007:83-108.
- [10] 查冬兰,周德群. 中国工业能源消耗与 CO₂ 排放影响效应研究[J]. 中国管理科学,2007,15(10):621-626.
- [11] 杨晓东,张玲. 钢铁工业温室气体排放与减排[J]. 钢铁,2003,38(7):65-69.
- [12] 白冰,李小春,刘延锋,等. 中国 CO₂ 集中排放源调查及其分布特征[J]. 岩石力学与工程学报,2006,25(增1):2918-2923.
- [13] 张仁健,王明星,郑循华,等. 中国二氧化碳排放源现状分析[J]. 气候与环境研究,2001,6(3):321-327.

Provincial Cluster Analysis on China's Energy Carbon Emission from 1990 to 2007

Yue Ruifeng^{1,2}, Zhu Yongjie²

(1 School of Science, Beijing Forestry University, Beijing 100083, China;

2. College of Economics and Management, Beijing Forestry University, Beijing 100083, China)

Abstract: Taking the total amount and the share of energy carbon emission (ECE) for the quantity index, and taking the intensity and per capita of ECE as the efficiency index, this paper classifies provinces according to their ECE type by the cluster analysis method. The results indicate that most of developed provinces in GDP criterion belong to the high-emission type, many of which even belong to the class of high-emission and low-efficiency, which is a serious challenge for China's strategic aim that the carbon emission intensity will decrease by 40%~45% in 2020.

Key words: energy carbon emission; carbon emission intensity; cluster analysis; emission efficiency

(上接第4页)

- [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):3-7.
- [8] 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.
- [9] GRILIEHES Z. Issues on assessing the contribution of R & D to productivity growth[J]. Bell Journal of Economics,1979(10):92-116.
- [10] JAFFE A B. Real effects of academic research[J]. American Economic Review,1989,79(5):957-970.
- [11] 张晓峒. 应用数量经济学[M]. 北京:机械工业出版社,2009:313-316.
- [12] NONAKA I, TAKEUCHI H. The Knowledge-Creating Company[M]. Oxford:Oxford University Press,1995:145-146.
- [13] KAFOUROS M I. The impact of the Internet on R & D-efficiency:Theory and Evidence[J]. Technovation,2006,26(7):827-835.

Empirical Analysis on Influence of Internationalization on Innovation Output of Enterprise

Fan Ruguo, Cai Haixia

(School of Economics & Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: This paper uses the dependence degree of foreign trade to represent the internationalization degree, and sets up the Cobb-Douglas knowledge production function of regional technology innovation output, and makes a econometric analysis on how internationalization influences the regional technology innovation output by using the panel data about 30 provinces and autonomous in China. The empirical results show that: the internationalization is an important factor influencing regional technology innovation output, however, not all of provinces can benefit from the internationalization; the internationalization has great impacts on the technology innovation output of enterprises in eastern region of China, and has few impacts on those in western region of China.

Key words: internationalization; innovation output; knowledge production function; panel data