

我国创新能力积累的主要途径: R&D, 技术引进, 还是 FDI?

刘小鲁*

摘要: 本文使用中国省际面板数据分析了我国创新能力积累的主要影响因素, 并比较了技术引进、R&D和FDI在提高我国创新能力上的效果。结果表明, R&D、引进国外技术和FDI对我国创新能力的积累均有显著的正效应, 并且R&D对创新能力积累的影响程度最高, 而国内企业之间的技术转移对提升创新能力没有显著影响。对所有制结构的分析则表明, 国有经济比重对R&D支出向创新能力的转化起负面影响, 而与引进国外技术支出和FDI向创新能力的转化呈现出正相关关系。在创新能力积累的地区差异上, 东部地区依靠引进国外技术和FDI所能实现的创新能力转化效果并不显著, 而西部地区由于技术水平薄弱, R&D对创新能力的积累作用有限。

关键词: R&D 技术引进 FDI 创新能力

一、引言

在新古典增长理论与内生增长理论中, 推动经济持续稳定增长的最根本动力均可以归结为技术进步。对于技术后发国家而言, 实现技术进步的方式除了直接的R&D与技术创新外, 还可以表现为对国外先进技术的引进与模仿, 以及外商直接投资过程中所产生的技术外溢。

Teece(1977), Mansfield, Schwartz和Wagner(1981)以及Barro和Sala-i-Martin(1997)等人均强调了技术引进与模仿在推动后发国家经济增长中的作用。他们认为, 对技术后发国家而言, 对国外技术的引进与模仿可以节约技术进步成本, 并能促进各国经济增长的收敛。我国学者林毅夫(2002)、赵兰香和穆荣平(2003)、宋晓梅等(2005)以及林毅夫和张鹏飞(2005)等人也认识到了技术引进的成本优势, 并认为技术引进及其所造成的外溢效应能够在较短时间内缩短后发国家与发达国家的技术差距。这一判断也被许多经验研究所证实。例如, Hu等(2005)、张海洋(2005)、冼国明和严兵(2005)、朱平芳和李磊(2006)以及吴延兵(2008)使用我国大中型工业企业面板数据和省际面板数据的研究均表明, 引进国外技术以及FDI对生产率和地区经济增长有正向的促进作用, 而李光泗和徐翔(2008)的研究表明, 技术引进不仅对经济增长有正向作用, 还能推动地区经济收敛。此外, 元朋等(2008)、蒋殿春和张宇(2008)以及陈继勇和雷欣(2009)等也发现FDI的知识与技术外溢对外资流入国家创新能力的提升有显著的推动作用。

技术引进对推进技术后发国家技术进步的作用机制是显而易见的: 由于技术后发国家的创新能力较差, 单纯依靠自主研发将使其面临技术瓶颈, 而技术引进则可以以较低的成本在短期内为后发国家带来大量先进技术。然而, 也有许多学者指出, 尽管通过技术引进实现技术进步有其合理性, 但是其在实现技术赶超和经济增长收敛中的作用值得怀疑。例如, 丁云龙和远德玉(2001)、卢文鹏(2003)以及陶冶和齐中英(2005)等人认为, 技术进步有路径依赖效应, 如不能在引进技术的同时提高创新能力, 则技术进步路径将被固化在技术引进上, 因此国内企业要想实现技术赶超, 必须选择自主研发。高粱(2005)、杨克泉等(2005)则认为, 技术引进只能实现设备上的升级, 却不能提升企业的组织和创新能力, 因此科技进步战略应当以自主研发为

* 刘小鲁, 中国人民大学经济学院, 邮政编码: 100872 电子信箱: Liuxiaolu@ruc.edu.cn

匿名评审人为本文的完善提出了非常宝贵的意见, 特此感谢, 但文责自负。

核心。孙建等(2009)则指出,我国工业企业自主创新与技术引进之间互补关系较弱,从而肯定了坚持自主创新的重要性。卢宁等(2010)的研究则表明,自主研发资源的投入是推动区域经济增长的关键因素。

从以上研究可知,尽管技术引进和FDI对生产率和经济增长的正向促进作用已被许多经验研究所证实,但人们对于技术引进是否可以作为后发国家技术进步的主要手段尚存疑虑,而其中的主要问题在于,单纯的技术引进是否能够在实现技术进步的同时提高我国的创新能力,从而实现经济的可持续增长。由此可以进一步引申的问题是,我国创新能力积累的主要途径是什么?目前,对这些问题还鲜有直接的经验分析。因此,本文采用中国省际面板数据分析和比较了自主研发、引进国外技术、购买国内技术以及FDI技术外溢在促进我国创新能力积累方面的作用,并讨论了所有制结构和地区差异对这四种因素在创新能力积累过程中作用效果的影响。结果表明,除购买国内技术外,R&D、引进国外技术和FDI对我国创新能力的积累均有显著正效应,且R&D是推动我国创新能力积累的最主要因素。在所有制结构方面,国有经济比重对R&D过程中创新能力的积累起负面影响,对技术引进和FDI外溢效应中创新能力的积累则具有正效应。这不仅意味着非国有经济更善于在自主研发中积累创新能力,而且还表明,随着我国市场化改革的逐步深入以及非国有经济比重的逐渐上升,R&D在增进我国企业创新能力中的作用还将逐步增强。对我国创新能力积累的地区差异分析则表明,就东部地区而言,引进国外技术和FDI对创新能力的积累均没有显著效应,只有R&D活动对创新能力积累有显著的正效应;在中部地区,创新能力积累则主要受R&D和引进国外技术的正面影响,FDI对创新能力积累没有显著影响;在西部地区,引进国外技术和FDI对创新能力积累有显著正效应,而R&D对创新能力积累没有影响。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分构建了计量分析所依据的基本模型,并介绍了本文所要使用的样本和数据来源;第三部分在计量回归的基础上分析了各项技术进步活动和FDI对我国创新能力积累的作用,以及所有制结构和地区差异对创新能力提升的影响;第四部分为总结和政策建议。

二、基本模型与分析样本

(一)基本模型

创新能力作为本文讨论的核心概念,在具体的经验分析中往往难以找到直接的测度指标。从现有研究来看,衡量创新能力的方法主要有两种。第一种是构建指标体系来计算创新能力指标分值,这些指标体系往往从创新的投入与产出等多个角度对创新能力进行综合评价(如张华胜,2006)。第二种则是寻找创新能力的代理指标。例如,Hu和Jefferson(2001)以及冼国明和严兵(2005)在研究FDI对我国创新能力溢出效应的过程中,分别使用了新产品销售收入和专利申请量两项产出指标来体现创新能力。

但是,以上两种方法所得到的测算结果与创新能力的内涵仍然存在一定的偏差。创新能力反映了企业在任意给定的创新投入基础之上实现创新成果的能力。从投入与产出的角度来考虑,它体现了企业在创新活动中所使用的“生产技术”,即如果用一个生产函数来联系企业创新活动的投入与产出,那么创新能力的内涵将更接近于该生产函数中的全要素生产率。因此,创新能力虽与研发活动的投入及产出紧密联系,但并不适合直接用这两种指标来反映。

鉴于以上分析,本文选择从构建企业创新活动的生产函数出发来考虑各种技术进步活动对创新能力积累的影响。沿用冼国明和严兵(2005)的处理方法,本文以专利申请数量来体现创新活动的产出,并构建如下生产函数:^①

$$TPA_{it} = F(A_{it}, RDE_{it}, L_{it}) \tag{1}$$

(1)式中,TPA为专利申请总量,RDE为R&D支出,L为R&D人员全时当量,它们分别体现了创新活动的产出与投入。 A_{it} 为研发活动的全要素生产率,它可以用来反映创新能力。随着企业技术进步活动的展开,其创新能力往往能逐步提升。例如,基于“干中学”,企业可以在R&D活动中积累自主研发经验,提高研发效率;技术引进以及外商直接投资对于企业创新能力的培养可能也会存在一定的外溢效应。因此,可以进一

^①本文没有采用新产品销售收入作为创新的产出指标。这是因为本文想要分析的是企业各项技术进步行为对自主创新能力的影 响,而新产品销售收入既可能来自于企业自主研发所实现的技术进步,也可能产生于企业对国外先进技术的引进或模仿。此外,新产品销售收入所包含的创新成果部分也只能体现企业的“产品创新”活动,无法衡量“过程创新”。因此,新产品销售收入并不适合作为自主创新的产出指标。

步将 A_{it} 界定为:

$$A_{it} = \alpha e^{f(RDS_{it-1}, TIFS_{it-1}, THS_{it-1}, FDIS_{it-1}, SOE_{it}, SCA_{it})} + b_i \quad (2)$$

其中, b_i 为个体效应, RDS 为 R&D 支出存量, $TIFS$ 为引进国外技术的支出存量, THS 为购买国内技术的支出存量, $FDIS$ 为外商直接投资存量, SOE 和 SCA 则分别为所有制结构和企业规模。由于企业技术活动支出以及 FDI 在提升创新能力方面往往有长期效应, 因此这里采用的是各项技术活动支出和 FDI 的存量。此外, 企业当期的创新能力是受之前各种技术活动和 FDI 外溢效应影响的, 故 (2) 式中, t 期的企业创新能力是第 $t-1$ 期企业各项技术活动支出存量和 FDI 存量的函数。所有制结构和企业规模则分别用来反映治理结构和规模差异对创新能力积累的影响。

假定生产函数具有柯布 - 道格拉斯形式, 且 f 为对数函数, 则由 (1) 式和 (2) 式可以进一步得到:

$$\ln TPA_{it} = b_0 + b_i + \gamma_1 \ln RDS_{it-1} + \gamma_2 \ln TIFS_{it-1} + \gamma_3 \ln THS_{it-1} + \gamma_4 \ln FDIS_{it-1} + \gamma_5 \ln SOE_{it} + \gamma_6 \ln SCA_{it} + \alpha \ln RDE_{it} + \beta \ln L_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $b_0 = \ln \alpha$ 为常数项, b_i 反映了个体效应。需要注意的是, (3) 式虽然是基于生产函数构建的, 但是函数 f 包含在创新能力 A_{it} 中, 因此参数 γ_1 、 γ_2 、 γ_3 和 γ_4 分别体现了创新能力对 R&D 支出存量、引进国外技术支出存量、购买国内技术支出存量以及 FDI 存量的弹性。 γ_5 和 γ_6 反映了所有制结构和企业规模这两个控制变量对创新能力积累的影响。参数 α 和 β 则分别为创新产出对 R&D 支出的弹性和对科技人员投入的弹性。

(二) 分析样本与数据来源

为展开计量分析, 本文根据 1999-2008 年中国 27 个省、直辖市和自治区的面板数据构建分析样本。^① 专利申请量、R&D 支出、技术引进支出、购买国内技术支出指标均以《中国科技统计年鉴》各地区大中型工业企业的相关数据来衡量。所有制结构以国有及国有控股企业主营业务收入占全部企业主营业务收入比重来体现, 企业规模则用各地区大中型工业企业主营业务收入的绝对量来体现。以上数据同样来自《中国科技统计年鉴》。 FDI 则以实际利用外资额来体现, 相关数据来自《中国统计年鉴》和《中国对外经济贸易年鉴》。

由于企业各项技术活动支出对创新能力的积累往往具有长期效应, 因此前文构建的模型使用了各项技术活动支出的存量。这些支出存量可以采用永续盘存法来估算。以 R&D 支出存量为例, 如果 R&D 存量的折旧率为 δ 那么:

$$RDS_{it} = RDE_{it} + (1 - \delta)RDS_{it-1}$$

使用永续盘存法进行估算的关键在于确定初期的存量以及折旧率。给定样本期之前支出额的年均增长率 g 和折旧率 δ 则初始存量 RDS_{i0} 和初始支出 RDE_{i0} 之间的关系为:

$$RDS_{i0} = RDE_{i0} (1 + g) / (g + \delta)$$

吴延兵 (2008) 估算过我国 R&D 支出存量、引进国外技术支出存量和购买国内技术支出存量。在进行测算时, 他假设样本之前所有时期的各项技术活动支出年均增长率均为 5%, 并设定技术折旧率为 15%。这样, 初始存量就等于当期支出增量的 5.25 倍。本文借鉴了他的计算方法, 并由此测算了各项企业技术活动的支出存量。需要指出的是, 这里采用的折旧率反映的是技术上的折旧, 而非产品生产过程中的资本折旧。因此, 本文的 FDI 存量并不是指产品生产中的实际资本存量, 而是指在创新过程中可以发挥作用的资本存量。有鉴于此, FDI 存量的计算同样使用了 15% 的技术折旧率, FDI 在样本期之前的年均增长率则被设定为 21.5%。^②

以上数据中, 企业各项技术活动支出存量和 FDI 存量计算所使用的固定资产投资价格指数以 1998 年为基期进行了调整, 主营业务收入则以工业产品出厂价格指数以 1998 年为基期进行了调整。此外, 为使 (3) 式中企业各项技术活动支出存量以及 FDI 存量的系数估计值具有可比性, 这些存量均采用了相同的单位“万元”。

最后一个需要考虑的问题是, 本文使用国有经济比重来反映所有制结构, 而该指标小于 1。这意味着如

①我国对 R&D 数据的统计较晚, 故只能获得 1998 年之后的 R&D 支出数据, 这使得本文只能将分析样本选定在 1998 年之后。同时, 由于 (3) 式中企业各项技术活动支出存量均滞后一期, 因此实际的分析样本在时间序列上为 1999-2008 年。在横截面上, 由于西藏、海南和青海的部分数据缺失, 所以被排除在样本外; 重庆的数据则被合并至四川省中。

②在 1985-1998 年之间, 我国 FDI 的年均增长率约为 21.5%。

果直接取其对数,那么相应的数值将为负,从而产生系数符号上的问题。为避免这种情况的出现,本文以该比重乘以 100来进行数值调整,而这不会改变(3)式的模型结构。调整之后的模型可以写为:

$$\ln TPA_{it} = c + b_i + \gamma_1 \ln RDS_{it-1} + \gamma_2 \ln TIFS_{it-1} + \gamma_3 \ln THS_{it-1} + \gamma_4 \ln FDIS_{it-1} + \gamma_5 \ln SOEA_{it} + \gamma_6 \ln SCA_{it} + \alpha \ln RDE_{it} + \beta \ln L_{it} + \varepsilon_{it}$$

(4)

其中, $SOEA = SOE \times 100$, $c \equiv b_0 - \gamma_5 \ln 100$

三、经验分析

(一)变量选取与基本计量模型的建立

(4)式确定了本文计量模型的基本形式, 但由该式直接回归可能产生的问题是, 企业规模、所有制结构这些变量与研发过程中的人员投入以及企业各项技术进步活动可能存在一定的相关性, 企业技术进步各项支出之间也可能是相关的。由此产生的多重共线性问题会降低变量系数通过显著性检验的可能, 并使得系数估计值不能准确反映解释变量变化对被解释变量的影响。

面板估计一定程度上可以缓解多重共线性的不利影响, 但是, 在正式的计量估计开始前, 本文还是试图从(4)式所确定的基本模型出发, 对一些关键解释变量的显著性进行考察。^① 此过程中的一些主要估计结果如表 1所示。

表 1

依据 (4)式选择某些解释变量进行回归所得主要结果

	回归 1(FE)	回归 2(FE)	回归 3(FE)	回归 4(FE)	回归 5(FE)	回归 6(FE)
c	- 7. 79 [*] (- 19. 86)	- 18. 06 [*] (- 10. 84)	- 19. 47 [*] (- 12. 81)	- 19. 15 [*] (- 11. 23)	- 17. 86 [*] (- 11. 94)	- 21. 00 [*] (- 12. 44)
lnRDS			0. 27 [*] (2. 41)			
lnTIFS				0. 11 [*] (2. 05)		
lnTHS					0. 05 (1. 05)	
lnFDIS						0. 24 [*] (7. 52)
lnSOEA		0. 43 [*] (2. 60)	0. 57 [*] (3. 29)	0. 49 [*] (2. 78)	0. 41 [*] (2. 57)	0. 51 [*] (3. 07)
lnSCA		1. 13 [*] (14. 50)	1. 02 [*] (11. 26)	1. 09 [*] (11. 94)	1. 09 [*] (14. 44)	1. 11 [*] (15. 74)
lnRDE	1. 05 [*] (23. 39)	0. 29 [*] (4. 06)	0. 22 [*] (4. 30)	0. 30 [*] (4. 72)	0. 29 [*] (4. 99)	0. 25 [*] (5. 18)
lnL	0. 17 [*] (2. 37)	- 2. 24E - 5 (- 0. 00)				
调整后 R ²	0. 92	0. 94	0. 94	0. 94	0. 94	0. 94
Prob. F	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00
D. W. 值	1. 28	1. 48	1. 46	1. 48	1. 48	1. 46

注:“FE”表示固定效应模型,“RE”表示随机效应模型,模型的选择根据固定效应的 F 检验、随机效应的 LM 检验和关于固定效应与随机效应的 Hausman 检验结果而定;括号中为 t 值;“*”号表示在 5%置信度下显著。下文的表格也使用了相同的符号标识。

比较表 1 中回归 1 和回归 2 的估计结果可以看出, 虽然 R&D 支出和 R&D 人员全时当量是主要的创新投入变量, 但在引入企业规模和所有制结构两个控制变量后, R&D 人员全时当量的系数估计值不再显著。造成这一结果的可能的经济解释在于, 规模较大的企业通常有更多的科技人才储备, 因此企业规模与 R&D 人员全时当量这两个变量之间高度相关。^② 鉴于这一估计结果, 在之后的回归中, 可以考虑剔除 R&D 人员全时当量这一变量。在回归 3 至回归 6 中, 本文又依次加入了企业 R&D 支出存量、技术引进支出存量、购买国内技术支出存量和 FDI 存量。结果表明, 只有购买国内技术支出存量的系数估计值显著性较差。

基于以上分析结果, 本文依据(4)式, 在剔除掉不显著的变量 lnL 后得到如下回归模型:

①从变量显著性角度来看,最常用的回避共线性问题的方法是逐步回归法。但该方法的问题在于,如果单纯根据变量显著性和解释能力来添加解释变量,将会削弱模型本身的经济含义。因此,这里的分析既考虑到了变量的显著性,也兼顾了(4)式模型本身的经济含义。表 1 的估计结果可以视为对下文估计结果(表 2)的稳定性分析。

②当仅引入企业规模这一变量时,lnL 的系数估计值便不再显著。由于篇幅的限制,相应的结果未在表 1 中展示。

$$\ln TPA_{it} = c + b_i + \gamma_1 \ln RDS_{it} + \gamma_2 \ln TIFS_{it} + \gamma_3 \ln THS_{it} + \gamma_4 \ln FDIS_{it} + \gamma_5 \ln SOEA_{it} + \gamma_6 \ln SCA_{it} + \alpha \ln RDE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

尽管变量 THS 的系数不显著, 但 (5) 式中仍加入了这一变量, 因为就本文分析目的而言, 企业各项技术活动支出存量均有重要的经济意义。对 (5) 式的估计结果如表 2 所示。

表 2 依据 (5) 式所得的计量结果

	(5) 式回归结果 (FE)		稳定性检验 1 (FE)		稳定性检验 2 (FE)	
	系数估计值	P 值	系数	P 值	系数	P 值
c	- 23.36 (- 13.35)	0.00	- 23.26 (- 14.52)	0.00	- 23.20 (- 12.05)	0.00
$\ln RDS$	0.25 (2.01)	0.05	0.24 (2.17)	0.03	0.26 (1.89)	0.06
$\ln TIFS$	0.14 (3.45)	0.00	0.14 (3.40)	0.00	0.13 (2.61)	0.01
$\ln THS$	- 0.01 (- 0.17)	0.86			0.003 (0.07)	0.94
$\ln FDIS$	0.21 (5.60)	0.00	0.21 (5.64)	0.00	0.20 (5.10)	0.00
$\ln SOEA$	0.70 (3.66)	0.00	0.69 (3.93)	0.00	0.70 (3.69)	0.00
$\ln SCA$	0.99 (12.34)	0.00	0.98 (11.69)	0.00	0.99 (13.00)	0.00
$\ln RDE$	0.17 (4.03)	0.00	0.17 (3.99)	0.00	0.17 (3.38)	0.00
$\ln L$					- 0.04 (- 0.48)	0.63
调整后 R^2	0.97		0.97		0.97	
F 统计量	0.00		0.00		0.00	
D.W. 值	1.42		1.42		1.44	

从 (5) 式的估计结果可以看出, 除 $\ln THS$ 外, 其余变量的系数估计值均较为显著。结合 $\ln RDS$ 、 $\ln TIFS$ 以及 $\ln FDIS$ 的系数估计值可知, R&D 支出存量对企业创新能力积累的影响作用最大, 其次为 FDI 存量, 再次为引进国外技术支出存量。购买国内技术支出对于创新能力的积累则没有明显效果。这可能是因为国内技术引进的规模相对较小, 而且由于国内企业间技术差距相对不大, 国内技术引进在提高技术创新能力和水平上的空间较小。在 (5) 式基础上删除不显著变量 $\ln THS$ 或者加入变量 $\ln L$ 也没有对各系数估计值的符号、显著性与数值大小产生根本影响。

以上估计结果表明, 自主研发是我国企业积累创新能力的最主要途径。根据 (5) 式的估计结果, 创新能力积累对 R&D 支出存量的弹性为 0.25, 超过其对引进国外技术支出存量的弹性 0.14。这一估计结果符合“干中学”基础上的先验判断: 由于 R&D 过程中企业可以直接积累研发经验和研发人员的人力资本, 提高研发效率, 因此 R&D 是企业积累创新能力的最直接途径。

需要指出的是, 引进国外技术支出存量的系数估计值显著, 且符号为正。这表明引进国外技术对于促进我国企业增强自主创新能力有显著的正效应。该计量结果的经济含义在于, 尽管引进国外技术对创新能力的培养小于直接的 R&D, 但是技术引进并不会固化我国的创新水平和技术能力。因此, 在肯定 R&D 在创新能力积累上的主导地位的前提下, 还应当重视技术引进对技术进步和创新能力培养的显著正效应。

此外, 创新能力对 FDI 存量的弹性为 0.21, 这不仅说明 FDI 对创新能力积累有显著的正效应, 而且表明 FDI 对创新能力积累的效果超过引进国外技术。造成这种现象的原因可能在于, 与单纯的国外技术引进不同的是, FDI 在实现先进技术输入的同时, 还引入了国外先进的管理与创新模式, 并能够通过技术外溢效应对我国企业的创新能力积累产生正面的推动。除此之外, FDI 中除外商独资外, 还包含了合资与合作的形式, 从而使得我国企业可直接地学习和借鉴西方先进的管理经验以及创新流程。这些都是单纯的技术引进所不具备的。

(二) 所有制结构与创新能力转化

前文计量分析 (表 2) 还表明, 国有企业比重与企业创新能力呈现出显著的正相关关系, 这与冯根福、刘军虎和徐志霖 (2006) 关于所有制和工业部门研发效率的经验分析结论相一致。此外, 所有制结构也可能对企业技术活动支出向创新能力的转化产生影响。根据 Jefferson 等 (2004) 以及安同良、施浩和 Alcorta (2006)

的研究,就 R&D 支出倾向而言,国有企业要低于其他经济类型的企业。这一结论暗示着,所有制结构上的差异可能造成 R&D 支出与技术引进支出向创新能力转化上的差异:如果非国有经济更侧重于 R&D 支出,那么它们有可能会更善于从持续的研发活动中积累自主创新经验。

为分析所有制结构对企业创新能力转化的影响,本文以 (5) 式的基本计量模型为基础,引入企业各项技术活动支出存量与所有制结构的交叉项,并由此构建如下计量模型:

$$\begin{aligned} \ln TPA_{it} = & c_1 + f_i + \lambda_1 \ln RDS_{it} + \lambda_2 \ln TIFS_{it} + \lambda_3 \ln THS_{it} + \lambda_4 \ln FDIS_{it} + \\ & \lambda_5 \ln RDS_{it} \cdot \ln SOE_{it} + \lambda_6 \ln TIFS_{it} \cdot \ln SOE_{it} + \lambda_7 \ln THS_{it} \cdot \ln SOE_{it} + \\ & \lambda_8 \ln FDIS_{it} \cdot \ln SOE_{it} + \lambda_9 \ln SOE_{it} + \lambda_{10} \ln SCA_{it} + \alpha \ln RDE_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \tag{6}$$

(6) 式中, c_1 为常数, f_i 为个体效应, μ_{it} 为随机项。与 (5) 式相类似,对变量 SOE 进行调整可将 (6) 式写为:

$$\begin{aligned} \ln TPA_{it} = & c_2 + f_i + \varphi_1 \ln RDS_{it} + \varphi_2 \ln TIFS_{it} + \varphi_3 \ln THS_{it} + \varphi_4 \ln FDIS_{it} + \\ & \varphi_5 \ln RDS_{it} \cdot \ln SOEA_{it} + \varphi_6 \ln TIFS_{it} \cdot \ln SOEA_{it} + \varphi_7 \ln THS_{it} \cdot \ln SOEA_{it} + \\ & \varphi_8 \ln FDIS_{it} \cdot \ln SOEA_{it} + \varphi_9 \ln SOEA_{it} + \varphi_{10} \ln SCA_{it} + \alpha \ln RDE_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \tag{7}$$

由于 (6) 式包含了与 SOE 有关的交叉项,因此对 SOE 的调整不仅会影响常数项,而且会改变变量系数的大小。具体而言, (7) 式中 $c_2 \equiv c_1 - \varphi_7 \ln 100$ $\varphi_1 \equiv \lambda_1 - \varphi_5 \ln 100$ $\varphi_2 \equiv \lambda_2 - \varphi_6 \ln 100$ $\varphi_3 \equiv \lambda_3 - \varphi_7 \ln 100$ $\varphi_4 \equiv \lambda_4 - \varphi_8 \ln 100$ 对 (7) 式的估计结果如表 3 所示。

表 3 基于 (7) 式计量模型的估计结果			
	(7) 式回归结果 (FE)	调整 1 (FE)	调整 2 (FE)
c_2	- 18.27 [*] (- 6.89)	- 21.28 [*] (- 8.08)	- 19.33 [*] (- 19.17)
$\ln RDS$	1.32 [*] (4.75)	0.82 [*] (2.88)	0.89 [*] (3.05)
$\ln TIFS$	- 0.19 (- 0.77)	- 0.40 (- 1.82)	- 0.53 [*] (- 3.18)
$\ln THS$	- 0.33 (- 1.17)	- 0.33 (- 1.09)	- 0.41 (- 1.34)
$\ln FDIS$	- 0.58 [*] (- 2.12)	0.20 [*] (4.35)	0.19 [*] (4.23)
$\ln SOEA$	- 0.26 (0.56)	0.39 (0.86)	
$\ln SCA$	1.03 [*] (12.36)	1.05 [*] (12.61)	1.07 [*] (13.47)
$\ln RDE$	0.19 [*] (4.82)	0.18 [*] (4.48)	0.17 [*] (4.65)
$\ln RDS \cdot \ln SOEA$	- 0.30 [*] (- 4.45)	- 0.18 [*] (- 2.22)	- 0.19 [*] (- 2.47)
$\ln TIFS \cdot \ln SOEA$	0.09 (1.38)	0.13 [*] (2.40)	0.16 [*] (3.88)
$\ln THS \cdot \ln SOEA$	0.08 (1.13)	0.08 (1.05)	0.10 (1.25)
$\ln FDIS \cdot \ln SOEA$	0.19 [*] (2.91)		
调整后 R^2	0.97	0.97	0.97
Prob F	0.00	0.00	0.00
D. W. 值	1.48	1.47	1.47

由表 3 可知,在 (7) 式的估计结果中, $\ln TIFS$ 、 $\ln THS$ 、 $\ln SOEA$ 、 $\ln TIFS \cdot \ln SOEA$ 以及 $\ln THS \cdot \ln SOEA$ 的系数估计值均不显著。结合前文表 2 的估计结果可知, $\ln THS$ 和 $\ln THS \cdot \ln SOEA$ 系数不显著很可能是由于引进国内技术对企业创新能力没有显著的影响作用。其他变量不显著的原因则可能在于交互项的引入所造成的多重共线性。在表 3 的调整 1 和调整 2 中,本文逐步剔除了交互项 $\ln FDIS \cdot \ln SOEA$ 以及不显著的变量 $\ln SOEA$,结果表明, $\ln TIFS$ 和 $\ln TIFS \cdot \ln SOEA$ 的系数估计值可以通过 5% 置信度下的显著性检验,并且除 $\ln FDIS$ 外,其他各解释变量系数估计值的符号均没有改变。引起 $\ln FDIS$ 系数估计值符号改变的原因在于,在 (7) 式中,由于包含交叉项 $\ln FDIS \cdot \ln SOEA$,因而 $\ln FDIS$ 对应的系数为 $\varphi_4 \equiv \lambda_4 - \varphi_8 \ln 100$ 而剔除交叉项 $\ln FDIS \cdot \ln SOEA$ 的稳定性检验中, $\ln FDIS$ 对应的系数实际上是 λ_4 。根据表 3 中 (7) 式的估计结果,不难解得 $\lambda_4 \approx 0.29$ 因此剔除 $\ln FDIS \cdot \ln SOEA$ 也没有对变量 $\ln FDIS$ 的系数符号产生根本影响。

总结以上分析可知,由(7)式估计结果可以得到以下两个基本结论:

(1)所有制结构对企业 R&D 支出以及技术引进支出向创新能力转化的影响是有显著差异的。由表 3 估计结果可知,国有经济比重对 R&D 支出存量向创新能力的转化有负面影响,而对技术引进支出存量和 FDI 存量向创新能力的转化则有显著的正效应。

(2) 随着市场化改革的不断深入,国有经济比重呈现出下降趋势,这意味着 R&D 支出存量、技术引进存量以及 FDI 存量对企业创新能力的影响作用将呈现出不同的变化趋势。在 1998-2007 年间,大中型工业企业中国有及国有控股企业主营业务收入占全部企业主营业务收入比重从最初的 58.4% 逐渐下降至 40.7%。^① 由于国有经济比重与 R&D 支出存量向创新能力的转化程度负相关,而与技术引进支出存量和 FDI 存量向创新能力的转化程度正相关,因此随着我国市场化改革的不断深化,企业 R&D 活动对于创新能力培养的重要性将逐渐提高,而技术引进和 FDI 在促进我国企业创新能力积累上的效应将逐步减弱。

(三)创新能力转化的地区差异

我国东中西部地区在经济发展水平和技术水平上存在极大的差异,因此企业各项技术活动以及 FDI 对创新能力的影响在各个地区也可能存在不同的特征。为了对这些地区差异进行分析,本文将分析样本进一步细分为东中西部地区三个子样本,并以(5)式的基本模型为基础得到以下估计结果(见表 4):

	东部地区 (FE)		中部地区 (FE)		西部地区 (FE)	
	系数估计值	P 值	系数	P 值	系数	P 值
<i>c</i>	- 20.20 (- 11.59)	0.00	- 20.81 (- 4.49)	0.00	- 20.15 (- 5.64)	0.00
<i>lnRDS</i>	0.35 (2.18)	0.03	0.50 (2.04)	0.05	- 0.20 (- 0.93)	0.35
<i>lnTIFS</i>			0.17 (2.28)	0.03	0.22 (2.48)	0.02
<i>lnTHS</i>			- 0.02 (- 0.38)	0.70	0.11 (1.46)	0.15
<i>lnFDIS</i>			0.19 (1.17)	0.24	0.15 (1.98)	0.05
<i>lnSOEA</i>	0.83 (0.00)	0.00	0.54 (1.21)	0.23	0.31 (0.57)	0.57
<i>lnSCA</i>	0.83 (5.04)	0.00	0.70 (8.42)	0.00	1.21 (7.70)	0.00
<i>lnRDE</i>	0.39 (2.51)	0.01	0.16 (1.86)	0.07	0.07 (0.73)	0.46
调整后 <i>R</i> ²	0.97		0.94		0.89	
F 统计量	0.00		0.00		0.00	
D.W. 值	1.16		1.74		1.82	

注:在对东部地区的分析中,控制所有制结构和企业规模后依次加入 R&D 支出存量、引进国外技术支出存量、购买国内技术支出存量和 FDI 存量,结果表明只有 R&D 支出存量系数显著。但按照(5)式进行回归时,以上四项存量的系数均不显著。这可能是因为减少样本数后,各支出存量间的共线性程度上升造成的结果,因此,在对东部地区进行分析时,只保留了显著性较高的变量。

从表 4 的估计结果可知,与使用全国样本的结果相同,购买国内技术支出对各个地区创新能力的积累均没有显著影响。R&D 支出、引进国外技术和 FDI 对创新能力积累的效应在各个地区则呈现出了较大差异。就东部地区而言,引进国外技术和 FDI 对创新能力的积累均没有显著效应,只有 R&D 活动对创新能力积累有显著的正效应;在中部地区,创新能力积累则主要受 R&D 和引进国外技术的正面影响,FDI 未表现出对创新能力积累的显著影响;在西部地区,引进国外技术和 FDI 对创新能力积累有显著正效应,而 R&D 对创新能力积累没有影响。

造成上述地区差异的主要原因在于,东部和中部地区的技术水平、经济发展水平和开放程度都要显著高于西部地区。这不仅使得东中部地区的企业更善于通过自主研发积累创新经验,而且由于东部地区和国外技术差距相对较小,这也限制了国外技术引进对我国东部企业创新能力积累的作用空间。除此之外,东中部

地区较高的技术水平和开放程度也限制了国外企业转移先进技术的动力^①,从而使得东、中、西三个地区在引进国外技术和FDI的作用效果上表现出较大的差异。由于西部地区技术与国外技术差距较大,自主研发能力也较薄弱,因此国内外技术存在着较大的互补性,从而使得西部地区的企业在技术引进和FDI中有更广阔的学习空间。

四、总结和政策建议

本文通过省际大中型工业企业面板数据,分析了企业各种技术活动以及FDI对创新能力积累的影响效应。结果表明,R&D、引进国外技术和FDI对企业创新能力的积累均有显著的正效应,而购买国内技术对企业创新能力则没有显著影响,并且R&D对创新能力的影响要显著超过引进国外技术和FDI。对所有制结构的分析则表明,国有经济比重对R&D支出向创新能力的转化呈负面影响,与引进国外技术支出和FDI向创新能力的转化则呈现出正相关关系。这些研究结果表明,引进国外技术对我国创新能力的积累有显著的正面影响,但R&D在我国企业创新能力积累中占主导地位,而且,随着我国市场化改革的逐步深入,这种主导地位还会进一步强化。因此,为我国企业的自主创新和研发提供良好的外部环境,通过强化知识产权保护,增加科研活动资助等方式进一步强化企业的研发动力对提高我国创新能力和技术水平具有重要意义。此外,在激励企业进行自主研发的同时,也应该关注技术引进的作用。技术引进不仅是推动我国技术进步的重要手段,而且对于我国企业创新能力的积累也有显著的正效应。自主研发与技术引进应该相互结合,以便在推动技术进步的同时充实和拓展自身的创新与发展能力,保证经济的持续增长。

在推进我国创新能力建设的过程中,应当注意到我国的地区差异。本文分析表明,东部地区依靠引进国外技术和FDI所能实现的创新能力转化效果并不显著,中部地区FDI的外溢效应并不明显,而西部地区由于技术水平薄弱,R&D对创新能力的积累作用有限。因此,在现阶段,应当激励中东部地区通过自主研发实现技术进步,提升创新能力;西部地区则应当立足于技术引进和FDI外溢效应向创新能力转化的正面效应,在逐步提升自主创新能力的实现技术升级和向自主创新型技术进步模式的转变。

参考文献:

1. 安同良、施浩、A Iorta 2006《中国制造业企业R&D行为模式的观测与实证——基于江苏省制造业企业问卷调查的实证分析》,《经济研究》第2期。
2. 陈继勇、雷欣,2009《基于知识溢出的外商直接投资在中国地区非均衡分布研究》,《经济管理》第6期。
3. 丁云龙、远德玉,2001《试析演化观中的技术创新问题》,《中国软件学》第9期。
4. 冯根福、刘军虎、徐志霖,2006《中国工业部门研发效率及其影响因素实证分析》,《中国工业经济》第11期。
5. 高粱,2005《只有自主创新才是立国之本》,《中国社会科学院研究生院学报》第2期。
6. 蒋殿春、张宇,2008《经济转型与外商直接投资技术溢出效应》,《经济研究》第7期。
7. 李光泗、徐翔,2008《技术引进与地区经济收敛》,《经济学(季刊)》第3期。
8. 林毅夫,2002《发展战略、自生能力和经济收敛》,《经济学(季刊)》第1期。
9. 林毅夫、张鹏飞,2005《后发优势、技术引进和落后国家的经济增长》,《经济学(季刊)》第1期。
10. 卢宁、李国平、刘光岭,2010《中国自主创新与区域经济增长》,《数量经济技术经济研究》第1期。
11. 卢文鹏,2003《学习、路径依赖与后发优势:中国经济发展战略的调整》,《经济评论》第1期。
12. 元朋、许和连、艾洪山,2008《外商直接投资对内资企业的溢出效应:对中国制造业企业的实证研究》,《管理世界》第4期。
13. 宋晓梅、刘富铀、弓宝平,2005《合作创新还是自主创新?》,《科学管理研究》第5期。
14. 孙建、吴利萍、齐建国,2009《技术引进与自主创新:替代或互补》,《科学学研究》第1期。
15. 吴延兵,2008《自主研发、技术引进与生产率》,《经济研究》第8期。
16. 陶冶、齐中英,2005《提高技术创新能力是新型工业化的关键》,《生产力研究》第10期。
17. 冼国明、严兵,2005《FDI对中国创新能力的溢出效应》,《世界经济》第10期。
18. 杨克泉、吉昱华、马松,2005《跨国公司技术转移与中国技术进步的战略选择》,《国际经济评论》第4期。
19. 张海洋,2005《R&D两面性、外资活动与中国工业生产率增长》,《经济研究》第5期。
20. 张华胜,2006《中国制造业技术创新能力分析》,《中国软科学》第4期。
21. 赵兰香、穆荣平,2003《技术创新发展阶段对技术发展战略选择的约束》,《科学学研究》第6期。
22. 朱平芳、李磊,2006《两种技术引进方式的直接效应研究——上海市大中型工业企业的微观实证》,《经济研究》第3期。
23. Barro R. J., and X. Sala-i-Martin 1997 “Technological Diffusion, Convergence and Growth” *Journal of Economic*

①例如,吴延兵(2008)认为,由于东部地区技术水平较高,FDI较为密集,因此不仅国内外企业技术替代性更强,而且FDI之间的竞争程度也更高,因此国外企业出于竞争的考虑不会将先进的核心技术向东部和中部地区转移。

24. Hu A. G. Z., and G. H. Jefferson 2001 “FDI Technological Innovation, and Spillover: Evidence from Large and Medium Size Chinese Enterprises” *Mane Q Brandeis University* Waltham, MA.
25. Hu A. G. Z., G. H. Jefferson, and Qian Jinchang 2005 “R&D and Technology Transfer: Firm Level Evidence from Chinese Industry” *Review of Economics and Statistics* 87(4): 780–786
26. Jefferson, G. H., Bai Huanan, Guan Xiaojing, and Yu Xiaoyun 2004 “R&D Performance in Chinese Industry” *Economics of Innovation and New Technology*, 15(4–5): 345–366
27. Mansfield, E., M. Schwartz, and S. Wagner 1981. “Imitation Costs and Patents: An Empirical Study” *Economical Journal* 91(364): 907–918
28. Teece, D. 1977. “Technological Transfer by Multinational Firms: The Resource Cost of Transferring Technological Know-How.” *Economic Journal* 87(346): 242–261

The Elementary Determinant of China’s Innovation Capacity: R&D, Technology Imports, or FDI?

Liu Xiaoli

(School of Economics, Renmin University of China)

Abstract This paper, using China’s provincial panel data, examines the main factors influencing China’s innovation capacity, and compares the influences among R&D, technology imports and FDI. The analysis shows that R&D, foreign technology imports and FDI do have positive influences on improving innovating capacity while the effects of domestic technology imports is not significant, and R&D plays the most important role. This paper also finds that the proportion of state-owned firms is negatively correlated with R&D’s influences on innovating capacity, and positively correlated with foreign technology imports’ and FDI’s influences on innovating capacity. Different regional patterns are also found: effects of foreign technology imports and FDI are not significant in the east region; FDI has no effects on improving innovation capacity in the middle region. And R&D’s influence is not significant in the west region.

Key Words R&D; Technology Import; FDI; Innovation Capacity

JEL Classification O31, O33

(责任编辑: 陈永清)

(上接第 58页)

25. Kroszner, R. S., and P. E. Strahan 2001. “Bankers on Boards Monitoring Conflicts of Interest and Lender Liability.” *Journal of Financial Economics* 62(3): 415–425.
26. Petersen M., and R. Rajan 1994. “The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data.” *Journal of Finance* 49(1): 3–37.
27. Rajan, R., and L. Zingales 1995. “What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data.” *Journal of Finance* 50(5): 1421–1460.

Bank Relationship, Political Affiliation and Private Enterprises’ Access to Bank Loans: Empirical Evidence from China’s Listed Companies

Tang Jianxin, Lu Jianlong and Yu Minggui

(Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract This paper, employing non-financial companies from 1990 to 2009 in China as the sample, analyzes whether bank relationship and political affiliation are conducive to China’s private enterprises access to bank loans. We find that those firms appointing incumbent or former employees of banks as CEO or directors have more bank loans than their counterparts. However, in those firms which have no bank relationship, political affiliation does not have significant influence on firms’ access to bank loans. Firms establishing both bank relationship and political affiliation obtain no more bank loan than firms only establishing one. These results indicate that, in China, informal substitute mechanism can do help private firms gain bank loan supports. Meanwhile, comparing to political affiliation, bank relationship is a more general and efficacious informal mechanism.

Key Words Bank Relationship; Political Affiliation; Private Firms; Bank Loan

JEL Classification G32

(责任编辑: 彭爽)