

中国省际工业全要素 R&D 效率和 影响因素：1999—2007

张海洋*

摘要 本文通过建立全要素 R&D 效率估算框架,对 1999—2007 年省级大中型工业全要素 R&D 效率及其组成全要素 R&D 资本效率和全要素 R&D 人员效率的变化特点和影响因素进行了分析。研究发现:中国大中型工业全要素 R&D 效率和全要素 R&D 资本效率除了在 2002—2003 年出现下降以外,其余年份都是上升的,并且保持东部>中部>西部;全要素 R&D 人员效率在 2005 年以后呈东部>西部>中部;要素禀赋和产权变量是促进全要素 R&D 效率提高的主要因素;企业规模扩大和 R&D 投入则起了抑制作用;R&D 投入与 FDI 的交互项对全要素 R&D 效率的提高有抑制作用。

关键词 R&D 投入,全要素 R&D 效率,自主创新能力

一、引言

经过几十年的建设与发展,特别是改革开放以来的持续高速增长,中国已经成为工业生产大国,大多数工业产品产量位居世界前列。然而,与发达国家的先进制造业相比,中国工业自主创新能力仍然有相当大的差距。面对日趋激烈的国际竞争,如何加快提高自主创新能力,是中国工业发展面临的最迫切问题之一(吴敬琏,2005)。近年来,已有较多文献对中国工业 R&D 投入与经济增长之间的关系进行了有益探索,然而这些研究强调通过增加 R&D 投入增强自主创新能力,或者直接将 R&D 投入或 R&D 产出指标混同自主创新能力,忽略了 R&D 效率对于提高自主创新能力的促进作用;还有一些研究虽然考察了中国工业 R&D 效率,衡量的却是部分要素 R&D 效率,从全要素 R&D 效率视角考察中国工业自主创新能力变化特点和影响因素的研究非常缺乏。

针对上述问题,本文将在全要素框架下,通过对近年来我国省际大中型

* 浙江大学经济学院,浙江财经学院经贸学院。通信地址:浙江省杭州市下沙高教园东区浙江财经学院经贸学院,310018;电话:13505716930;E-mail:hust_zhy@163.com。本研究受国家社科基金重大招标项目(批准号:07&ZD008)和国家第 45 批博士后科学基金(批准号:20090451453)的资助。感谢浙江大学经济学院史晋川教授的悉心指点,蒋岳祥教授和潘士远副教授的有益评论,以及华中师范大学经济学院涂正革教授、暨南大学经济学院王兵副教授和本刊两位匿名审稿人宝贵的意见和建议。文责自负。

工业全要素 R&D 效率进行测算,力图考察和揭示我国工业自主创新能力的变化特点和规律。由于全要素 R&D 效率提高来源于全要素 R&D 生产率增长,全要素 R&D 生产率增长又可以分解为 R&D 技术进步和 R&D 效率改进,在全要素 R&D 效率基础上可以进一步探讨我国工业自主创新能力增强的源泉,因此,本文的研究对探讨今后中国工业自主创新能力新增强模式具有重要的理论和实践意义。

具体来说,在现有研究基础上,本文主要做了两个方面的工作:一是在界定区分 R&D 投入、自主创新技术与自主创新能力三个关键概念的基础上,首次提出衡量工业自主创新能力的有效标准是全要素 R&D 效率;二是构建全要素 R&D 效率估算框架,对近年来中国省际大中型工业全要素 R&D 效率进行测算和分析,并进一步考察其影响因素。本文将以如下顺序展开:第二部分是文献综述,第三部分是全要素 R&D 效率估算框架,第四部分是 R&D 资本、生产资本估算和数据,第五部分是估算结果和分析,第六部分是全要素 R&D 效率影响因素分析,最后是主要结论。

二、文献综述

近年来,越来越多的文献致力于探讨如何通过增加 R&D (研究和开发)投入增强自主创新能力,促进经济增长。这些文献大致分为三类:第一类是分析 R&D 行为及其影响因素。周黎安和罗凯(2005)应用动态面板模型对我国企业规模与地区间专利差异进行了研究,安同良等(2006)计量分析了企业所处行业、企业规模和企业所有制等三个因素对企业 R&D 行为的影响,吴延兵(2008)实证检验了市场结构和产权结构对中国制造业 R&D 投入的影响。第二类是通过构建 R&D (知识)生产函数模型,对 R&D 投入与 R&D 产出之间存在怎样的关系,是否存在规模报酬进行分析。Jefferson *et al.* (2006)考察了 R&D 支出强度与新产品销售收入比例之间的关系;吴延兵(2006a)以 R&D 资本和 R&D 人员作为 R&D 投入,以新产品销售收入或者专利作为 R&D 产出,构建知识生产函数模型,对知识生产性质和影响因素进行了分析。第三类是分析 R&D 与生产率或利润的关系。Jefferson *et al.* (2006)研究发现,中国制造业 R&D 支出的产出弹性和利润弹性分别为 -0.045 和 0.250。吴延兵(2006b)发现中国制造业产业的 R&D 产出弹性约为 0.1,而控制了市场因素和产权因素后,R&D 产出弹性约为 0.04。这些研究的结论可以归纳为:R&D 生产呈规模报酬不变或递减特征;R&D 生产率弹性很低但基本上为正,R&D 投入促进了中国经济增长;政府应当采取优惠激励政策,引导推动企业加大 R&D 投入,增强自主创新能力。

现有研究有助于认识 R&D 投入对中国经济增长的作用,但是存在三个重大局限:其一,由于(1)R&D 具有高投入性和高风险性,只有赢得 R&D

竞赛的个别企业的 R&D 投资是有效的,其他大部分企业的 R&D 投资是低效甚至无效的 (Segerstrom, 1990); (2) 即便 R&D 成功,也会产生“创造性破坏”效应,旧的技术、产品和市场将被淘汰。技术进步不仅带来收益,而且伴随着损失。因此现代 R&D 理论认为, R&D 投入并不是越多就对经济增长越有利。过多效率低下的 R&D 会造成社会资源的浪费,甚至可能降低经济增长的速度 (Englander *et al.*, 1988; Verspagen, 1995)。所以,不考虑 R&D 效率,只强调通过增加 R&D 投入,就能增强自主创新能力、促进经济增长的观点是不正确的。其二, R&D 产出理论上形式是多样化的中间品,比如降低生产成本的工艺创新、新方法和新产品的创新、产品设计和质量的改善等。R&D 本身并不能生产出最终产品, R&D 必须和其他生产要素(资本和劳动)结合在一起才能生产出最终产品。然而,在吴延兵(2006a)构建的 R&D 生产函数中,产出指标选用了新产品销售收入,但投入要素只考虑了 R&D 资本和 R&D 人员,忽略了其他生产要素,因此模型存在很大的缺陷。其三,直接将 R&D 投入或(和) R&D 产出指标混同自主创新能力。实际上, R&D 投入和产出与自主创新能力有根本区别。R&D 投入是创新主体为了实现特定的创新目标所投入的资源, R&D 产出是创新主体最终获得的科研成果或者经济价值。创新主体将 R&D 投入转化为 R&D 产出还必须具备一定的创新技术或者能力。R&D 投入增加只能反映创新主体的努力程度加大,并不表示创新技术或者能力一定会提高,最终 R&D 产出也不一定得到相应的增加,因此 R&D 投入指标不能正确衡量自主创新能力。由于不同创新主体 R&D 投入不同, R&D 产出增加可能是创新主体增加 R&D 投入,而不是技术或者能力提高带来的,所以, R&D 产出同样不能正确衡量自主创新能力。此外,选取专利作为自主创新能力指标,还存在“不是所有发明都进行专利申请,也不是所有发明都成为专利,不同专利的质量和在经济价值有很大差别”(Griliches, 1990)的问题;选取新产品产值作为自主创新能力指标,也会存在新产品产值的增加可能是由其他生产要素投入的增加,而不是 R&D 投入增加或者自主创新能力增强带来的问题。

基于以上分析,笔者认为:对于工业企业,自主创新能力是指使得自主创新能够顺利完成,直接影响自主创新效率的创新主体的特征。这些特征可能是某种技术或者组织模式,也可能是某项资源或者人际关系,甚至可能是与知识相关的,看不见摸不着却又能让大家能感受到的核心知本。诚然,不同创新主体的自主创新能力特征不尽相同,但自主创新能力高低最终可以体现在自主创新效率上,所以,自主创新效率也就是 R&D 效率应当是衡量自主创新能力的有效标准。¹自主创新能力与自主创新技术虽然有一定的联系,但

¹ Zhang *et al.* (2003)指出中国企业尤其是国有企业的 R&D 投入存在低效率的问题,自主创新能力似乎需要进一步加强和改善,但他们没有明确 R&D 效率可以衡量自主创新能力。

又有所区别。创新主体必须具备一定的自主创新能力,才能够表现出一定的自主创新能力。但是,自主创新能力强只是意味着自主创新能力效率高,并不意味着自主创新能力水平一定高。对于不同的自主创新能力主体,既有可能出现高技术高能力、低技术低能力的情况,也有可能出现高技术低能力、低技术高能力的情况。²我们可以将自主创新能力看做是一个生产过程,创新主体必须投入自主创新能力生产要素和具备自主创新能力生产的技术,才能完成自主创新能力生产过程。自主创新能力则反映了自主创新能力生产的技术效率,而增强自主创新能力可以通过自主创新能力生产的技术进步和效率提高来实现。科技部资料显示:2006年以色列 R&D 经费强度为 4.65%,位居世界首位;世界头号创新大国美国的 R&D 经费强度为 2.62%;2007年我国的 R&D 经费强度为 1.49%,位于发展中国家首位。这些数据说明,尽管世界各国 R&D 经费强度在不断提高,但 R&D 经费占各国经济总量的比例却并不大。对于任何一个国家,约束自主创新能力生产的不是 R&D 投入,而是自主创新能力技术和自主创新能力技术效率,也就是自主创新能力。

在实际应用中,政府部门和企业单位通常用每单位 R&D 支出的 GDP 产出 ($GDP/R\&D$ 支出) 或者 R&D 强度 ($R\&D$ 支出/GDP) 指标来衡量 R&D 效率。张海洋(2008)通过构建 R&D 生产函数,运用非参数 DEA 方法,分析了中国省级工业 R&D 生产效率及其影响因素。然而,这些指标和研究都只考虑了 R&D 投入,忽略了其他生产要素,衡量的是部分要素 R&D 效率。部分要素 R&D 效率是不能准确衡量 R&D 效率的。比如, $GDP/R\&D$ 支出上升可能是由于劳动替代 R&D 支出,而不是由于 R&D 效率的上升造成的。此外,由于不同时期其他生产要素投入数量有所不同,部分要素 R&D 效率也不能准确比较不同时期 R&D 效率的差异,所以工业自主创新能力的有效标准应当是全要素 R&D 效率。下面将通过建立全要素 R&D 效率估算框架,对我国省级大中型工业全要素 R&D 效率的变化特点和影响因素进行分析,以考察和揭示我国工业自主创新能力的变化规律。

三、全要素 R&D 效率估算框架

本文假定企业最终目标是经济目标,而 R&D 只是从属于经济目标所必备的技术进步上的要求。一个地区的工业生产系统可以视为一个将若干投入转化为产出的生产决策单元(DMU)。DMU 产出是工业总产值,DMU 投入区分为 R&D 投入和生产性要素投入。R&D 投入包括 R&D 资本和 R&D 人员,

² 有学者认为自主创新能力就是自主创新能力技术,但笔者认为,用自主创新能力技术效率表示自主创新能力更合适。一是由于技术水平高,未必自主创新能力投入产出效率高;二是对于经济学研究者来说,关心的是自主创新能力技术效率是否以及如何上升,而不是具备多高水平的自主创新能力技术。

生产性要素投入包括中间投入、生产资本和劳动。

假设有 N 个 DMU 地区，每个地区有 K 种投入与 M 种产出。第 i 个地区投入与产出分别用列向量 x_i 与 y_i 表示。这样，在封闭凸性技术、固定规模报酬 (C) 和投入要素强处置性 (S) 的条件下，投入导向 CRS 的 DEA 模型可以通过解线性规划 (LP) 得到：

$$\begin{aligned} D(y_i, x_i) = \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta, \\ \text{s. t. } -y_i + Y\lambda \geq 0, \\ \theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ \lambda \geq 0, \end{aligned} \quad (1)$$

其中， θ 是一个标量， $0 \leq \theta \leq 1$ ； λ 是一个 $N \times 1$ 常数向量。 $\theta=1$ 的地区是最佳实践的前沿地区。³ $\theta < 1$ 的地区是非效率的地区，它们可以通过沿着射线方向减少 $(1-\theta)x_i$ 的投入，投影到前沿面。这种调整为射线调整 (radial adjustment)。

在非参数 DEA 前沿的分段线性形式中，当前沿与数轴平行的时候，会产生投入松弛 (input slack) 问题。如图 1 所示，前沿地区的最大产出 Y 标准化为 1，R&D 投入和其他生产要素投入同时除以 Y 进行标准化。相对效率地区 C 和 D 的投入组合组成了前沿面。地区 A 和 B 的投入组合是非效率的，地区 B 可以通过射线调整 BB' 投影到达前沿面 B' 。然而，由于前沿面是分段线性形式，地区 A 通过射线调整 AA' 投影到达前沿面 A 后，还可以进一步减少 CA' 数量的 R&D 投入要素，继续保留在前沿面上。这种沿着前沿面对投入要素进行的调整称为松弛调整 (slack adjustment)。

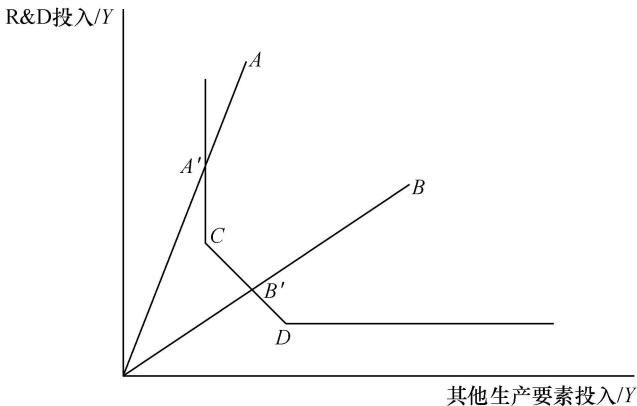


图 1 投入导向的 CRS DEA 模型的效率衡量

³ 处于前沿面的省份并不意味着拥有最好的自主创新技术，而是意味着自主创新的投入和产出运作处于最优的状态。

无效率 R&D 投入等于射线调整与松弛调整之和。而实际 R&D 投入减去无效率 R&D 投入就是目标 R&D 投入 (target R&D input)。因此, 在给定其他生产要素投入的情况下, 地区 i 在 t 期的全要素 R&D 效率 (TFRE) 的估算可以表述为:

$$\begin{aligned} \text{TFRE}(i, t) &= \frac{\text{实际 R\&D 投入}(i, t) - \text{无效率 R\&D 投入}(i, t)}{\text{实际 R\&D 投入}(i, t)} \\ &= \frac{\text{目标 R\&D 投入}(i, t)}{\text{实际 R\&D 投入}(i, t)}. \end{aligned} \quad (2)$$

由于目标 R&D 投入是一个地区最佳实践的最低 R&D 投入, 因此 $0 \leq \text{TFRE} \leq 1$ 。假定地区 a 包括 r 个省份, 则 t 期 a 地区的 TFRE 的估算公式为:

$$\text{TFRE}(a, t) = \frac{\sum_{r \in a} \text{目标 R\&D 投入}(r, t)}{\sum_{r \in a} \text{实际 R\&D 投入}(r, t)}. \quad (3)$$

松弛调整通常采用两阶段 LP 方法识别。首先识别所有前沿点, 然后求解最大可能移动的松弛量 (Ali and Seiford, 1995)。第二阶段 LP 可以表述为:

$$\begin{aligned} &\text{Min}_{\lambda, \text{OS}, \text{IS}} - (M1' \text{OS} + N1' \text{IS}), \\ &\text{s. t. } -q_i + Y\lambda - \text{OS} = 0, \\ &\quad \theta x_i - X\lambda - \text{IS} = 0, \\ &\quad \lambda \geq 0, \quad \text{OS} \geq 0, \quad \text{IS} \geq 0, \end{aligned} \quad (4)$$

其中, OS 表示产出松弛的 $M \times 1$ 向量, IS 表示投入松弛的 $N \times 1$ 向量, $M1$ 和 $N1$ 分别表示 $M \times 1$ 与 $N \times 1$ 向量。第二阶段 LP 中的 θ 不是变量, 而是第一阶段的解。我们首先计算出 R&D 资本和 R&D 人员的调整数量 (即无效率数量), 然后对两者进行加总, 得到总的 R&D 调整数量, 最后用目标 R&D 资本投入、目标 R&D 人员投入和目标 R&D 总投入分别除以实际 R&D 资本投入、实际 R&D 人员投入和实际 R&D 总投入, 就可以分别得到全要素 R&D 资本效率 (TFRKE)、全要素 R&D 人员效率 (TFRLE) 和全要素 R&D (总) 效率 (TFRE)。参照 (2) 式, 具体公式表示为:

$$\begin{aligned} \text{TFRKE} &= \frac{\text{实际 R\&D 资本投入} - \text{无效率 R\&D 资本投入}}{\text{实际 R\&D 资本投入}} \\ &= \frac{\text{目标 R\&D 资本投入}}{\text{实际 R\&D 资本投入}}, \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{TFRLE} &= \frac{\text{实际 R\&D 人员投入} - \text{无效率 R\&D 人员投入}}{\text{实际 R\&D 人员投入}} \\ &= \frac{\text{目标 R\&D 人员投入}}{\text{实际 R\&D 人员投入}}, \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned}
 \text{TFRE} &= \frac{\text{实际 R\&D 资本投入} + \text{实际 R\&D 人员投入}}{\text{实际 R\&D 资本投入} + \text{实际 R\&D 人员投入}} \\
 &\quad - \frac{\text{无效率 R\&D 资本投入} + \text{无效率 R\&D 人员投入}}{\text{实际 R\&D 资本投入} + \text{实际 R\&D 人员投入}} \\
 &= \frac{\text{目标 R\&D 总投入}}{\text{实际 R\&D 总投入}} \quad (7)
 \end{aligned}$$

参照 (3) 式, 全国和三大地区 TFRKE、TFRLE 和 TFRE 的估算公式可以类推得到。本文运用投入导向 DEA 模型进行测算, 产出变量为工业生产总值, 投入变量为中间投入、生产性资本、劳动、R&D 资本和 R&D 人员, 测算软件为 DEAP2.1。

四、R&D 资本、生产资本估算和数据

估算全要素 R&D 效率, 首先必须对 R&D 资本存量和生产资本存量进行估算。R&D 资本存量采用永续盘存法 (PIM) 估算。根据 Griliches (1980) 和 Goto and Suzuki (1989), t 期的 R&D 资本存量可以用过去所有时期的 R&D 支出 E_{t-k} 的现值与 $t-1$ 期的 R&D 资本存量现值之和来表示:

$$R_t = \sum_{k=1}^t \mu_k E_{t-k} + (1 - \delta) R_{t-1}, \quad (8)$$

其中, k 为滞后期, μ_k 为 R&D 支出滞后贴现系数, δ 为 R&D 资本存量的折旧率。假定 $t-\tau$ 期的 R&D 支出形成了第 t 期 R&D 资本存量的增量, 即 $k=\tau$ 时, $\mu_k=1$; $k \neq \tau$ 时, $\mu_k=0$, 使得 $E_{t-\tau} = \sum_{k=1}^t \mu_k - E_{t-k}$ 。这样, (8) 式转换为:

$$R_t = E_{t-\tau} + (1 - \delta) R_{t-1}. \quad (9)$$

参照 Coe and Helpman (1995) 的做法: 假定 R 的增长率等于 E 的增长率, 滞后期 τ 为 1 年, 这样, 基期 R&D 资本存量 R_0 和 t 期 R&D 资本存量 R 可分别写出:

$$R_0 = E_0 / (g + \delta), \quad (10)$$

$$R_t = E_{t-1} + (1 - \delta) R_{t-1}, \quad (11)$$

其中, g 是 E 的增长率。使用永续盘存法对 R&D 资本存量估算, 关键是确定四个变量: 当年 R&D 支出 E 、构造 R&D 支出价格指数、折旧率 δ 以及 R&D 支出增长率 g 。此外, 估算 R&D 资本存量还必须细致解决 R&D 支出的双重核算问题。

估算 R&D 资本存量都会遇到双重核算的问题。由于 R&D 支出包括劳务

费、原材料费、固定资产购建费和其他费用四个组成部分。而生产资本投入中包括了 R&D 固定资产, 劳动投入中包括了 R&D 人员投入, 中间投入包括了 R&D 原材料和其他费用的投入。因此, 如果直接用 R&D 支出来计算 R&D 资本存量, 并和中间投入、生产资本投入和劳动投入一起作为生产函数的投入要素, R&D 支出就会被重复计算。为避免双重核算问题, 本文的做法是: R&D 人员是必须考虑的投入要素, 因此 R&D 支出中的劳务费应当扣除。这样, 剩下的 R&D 支出由原材料费、固定资产购建费和其他费用三部分构成。为避免双重核算, R&D 支出中的固定资产购建费在核算生产资本存量时, 在固定资产净投资中扣除; R&D 支出中的原材料费和其他费用在核算中间投入时扣除, R&D 人员在劳动投入中扣除。

关于 R&D 支出价格指数, 朱平芳和徐伟民 (2003)、吴延兵 (2008) 设定为消费价格指数和固定资产投资价格指数的加权平均, 权重分别设为 0.55 和 0.45; 王玲等 (2008) 假定 R&D 支出一半是劳动成本, 另一半是机器、设备和原材料, 将消费价格指数和固定资产投资价格指数权重都设定为 0.5。为避免权重设定的随意性, 本文 R&D 支出价格指数 (pr_t) 采用如下公式计算:

$$pr_t = \omega_{gt} p_{gt} + \omega_{yt} p_{yt} + \omega_{qt} p_{qt}, \quad (12)$$

其中, ω_{gt} 、 ω_{yt} 和 ω_{qt} 分别为 R&D 支出中固定资产购建费、原材料费和其他费用所占份额, p_{gt} 、 p_{yt} 、 p_{qt} 分别为固定资产投资价格指数、工业品出厂价格指数和居民消费价格指数。

估计 δ 值通常有三种方法: 一是通过计算专利各期收益贴现值总和与专利更新费用差额, 也就是专利的净收益估计出来 (Bosworth, 1978); 二是直接设定 R&D 资本折旧率 δ 为一固定值, 比如 10% (Goto and Suzuki, 1989) 或者 15% (Adams *et al.*, 1996; Hu *et al.*, 2005; 吴延兵, 2008); 三是假定 δ 值是专利产生收益时间长度的反函数 (Griliches *et al.*, 1984; Redding and Van Reenen, 2000)。借鉴大多数研究的方法, 本文直接设定折旧率 δ 为 15%。

R&D 支出增长率 g 的确定有两种方法: 一是直接假定 g 为 5% (吴延兵, 2008); 二是取样本期间 R&D 支出增长率的平均值 (Griliches, 1980; 王玲等, 2008)。由于不同地区的 R&D 资本存量有较大差异, 如果各地区都设定 g 为 5%, 得到的基期 R&D 存量数据将不能反映不同地区之间的差异, 因此本文采用第二种方法, 即 g 为 1999—2007 年 R&D 支出增长率的平均值。

生产资本的估算同样采用永续盘存法 (PIM)。由于统计年鉴上公布的固定资本原值和固定资本净值两项指标都是账面价值, 固定资本原值是按照当年价格计的固定资产投资的资本原值总和, 固定资本净值是固定资本原值减去折旧, 这个折旧与 PIM 中的折旧不同, 是公司财务会计的概念。PIM 估算

的资本存量是所有过去以不变价计算的资本形成的加权和，公式可以表示为：

$$K_t = \sum_{r=0}^T \delta_r I_{t-r},$$

$$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t, \quad (13)$$

其中， K_t 是当期资本存量， I_{t-r} 是第 t 期为基准的 r 年前以不变价表示的投资数， δ 是折旧率。使用 PIM 法对生产资本存量估算，同样要确定四个变量：初期资本存量、资产价格指数、不同资产服务年限、不同年份资产相对效率递减模式和退役模式。利用固定资产原值数据，本文首先计算出本期与上期的固定资产原值的差额，这个差额再减去 R&D 支出中的固定资产购建费，就是固定资产净投资 (NI) (当年价)。利用各年不同地区的固定资产投资价格指数缩减，获得 1999 年不变价的扣除 R&D 固定资产购建费以后的固定资产净投资。

基期生产资本存量采用递增的资本产出比率法 (ICORs)。这个方法的理论基础是：如果资本处于充分利用状态，资本存量的增量与产出的增量之比将近似等于平均的资本存量产出之比 (Timmer, 1999)。本文以固定资产净值作为固定资本存量的增量，以本期和上一期工业总产值差额作为产出的增量。为避免大的波动，我们使用 1999—2007 年的递增资本产出比的平均值作为资产产出比率，再乘以 1999 年的工业总产值，就得到了基期 1999 年各地区工业的生产资本存量。利用公式 $K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + NI_t$ ，可以计算得到历年 1999 年不变价形式的生产资本存量。折旧率 δ 采用张军等 (2004) 的做法，假定为 15%。中间投入通常等于工业总产值减去增加值。由于 R&D 支出包括了原材料费和其他费用，为了避免双重核算，本文采用以下公式计算出当年价的中间投入：

$$\begin{aligned} \text{中间投入} = & \text{工业总产值} - \text{增加值} \\ & - (\text{R\&D 原材料费支出} + \text{R\&D 其他费用支出}). \end{aligned} \quad (14)$$

利用各年工业品出厂价格指数缩减，可以获得 1999 年不变价中间投入数据。劳动投入为避免双重核算，扣除了 R&D 人员数，得到了生产部门劳动投入。产出指标工业总产值用各年不同地区的工业品出厂价格指数缩减，得到 1999 年不变价的工业总产值。

本文使用的 1999—2007 年除西藏以外全国 30 个省市区大中型工业企业数据均来自各年的《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国经济贸易统计年鉴》。1999—2000 年 R&D 总支出使用的是技术开发经费内部支出，2001—2007 年使用的是科技经费内部支出。《中国科技年鉴》中的科技经费内部支出只包括劳务费、原材料费和固定资产购建费三项，因此 R&D 其他费用支出由科技经费内部支出减去上述三项费用得到。

2004年的科技经费内部支出中缺了原材料支出数据,本文用2003年和2005年原材料支出占科技经费内部支出平均比例推算得到。工业总产值、中间投入、生产资本存量和R&D存量的单位是亿元,劳动人数和R&D人员的单位是万人。

表1 投入和产出变量统计描述

变量 (1999年不变价)	全国		东部		中部		西部	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
工业总产值(亿元)	111 257.73	65 751.88	80 955.25	50 302.82	19 778.56	10 189.66	10 523.91	5 293.20
中间投入(亿元)	78 270.79	47 961.22	58 934.20	37 906.72	12 759.05	6 693.84	6 577.54	3 370.04
生产资本存量(亿元)	37 434.71	18 071.29	22 226.79	11 221.97	9 892.87	4 348.46	5 315.04	2 539.56
就业人数(万人)	3 210.85	570.12	1 880.79	531.21	894.29	69.21	435.77	32.04
R&D资本(亿元)	3 351.30	1 976.79	2 326.99	1 398.18	635.77	364.32	388.55	214.48
R&D人员(万人)	157.87	29.22	89.10	21.78	43.30	6.66	25.48	3.04

资料来源:作者计算整理。

表1给出了1999—2007年全国和三大区域投入产出变量的统计描述。在1999—2007年期间,东部地区⁴的大中型工业企业总产值远远超过中西部地区,分别为中部地区的4倍和西部地区的7.6倍左右;东部地区的中间投入是中部地区的4.6倍,西部地区的8.9倍;东部地区的生产资本存量是中部地区的2.2倍,西部地区的4.2倍;东部地区就业人员是中部地区的2.1倍,西部地区的4.3倍;东部地区R&D资本分别为中部地区和西部地区的3.6倍和5.9倍,R&D人员分别为中部地区和西部地区的2倍和3.5倍左右。每个变量的标准差都保持了东部>中部>西部的趋势,东部地区平均每年增加的绝对数量最多,中部次之,西部最少。

五、估算结果和分析

根据全要素R&D效率估算模型,我们首先估算了1999—2007年中国省际大中型工业R&D资本和R&D人员的调整数量(见表2)。从平均数来看,1999—2007年期间全要素R&D资本调整数量前三位的是山东、湖北、辽宁,全要素R&D人员调整数量前三位的分别是江苏、河南和山东,这说明上述地区无效率R&D投入的绝对数量位于前列。而天津、上海、海南、云南的全要素R&D资本和人员均为零调整,这表明这四个地区全要素R&D效率在历年都位于前沿面。

⁴ 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南共11个省市,中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南共9个省市,西部地区包括广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆共10个省市。

表 2 1999—2007 年省级大中型工业 R&D 资本和 R&D 人员调整数量

省区市	地区	全要素 R&D 资本调整数量						全要素 R&D 人员调整数量					
		1999	2001	2003	2005	2007	平均	1999	2001	2003	2005	2007	平均
北京	E	49.1	17.3	14.9	0.0	16.9	21.7	2.0	0.7	0.7	0.0	0.6	0.8
天津	E	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
河北	E	4.4	4.0	23.8	12.3	17.1	12.0	1.7	0.7	3.0	2.3	1.5	1.8
辽宁	E	10.9	10.6	90.1	130.6	84.0	61.3	3.5	3.0	5.8	5.6	1.1	3.4
上海	E	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
江苏	E	26.0	27.0	27.6	172.8	92.7	63.7	7.5	4.5	8.2	7.3	3.5	5.7
浙江	E	0.0	0.0	0.0	0.0	17.5	2.8	0.0	0.0	0.0	0.0	2.9	0.7
福建	E	8.5	2.0	5.8	4.5	0.0	5.4	0.9	0.3	0.7	0.3	0.0	0.4
山东	E	62.9	63.1	240.5	227.8	162.3	155.6	7.5	0.7	8.1	5.0	1.9	4.2
广东	E	0.0	0.0	32.4	0.0	0.0	3.6	0.0	0.0	2.6	0.0	0.0	0.3
海南	E	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
山西	E	8.7	16.0	26.9	11.0	41.6	18.9	2.3	1.9	2.6	2.2	2.6	2.4
内蒙古	M	0.3	0.0	0.8	0.2	0.0	0.4	0.6	0.0	1.1	0.9	0.0	0.5
吉林	M	0.8	0.0	14.2	18.1	9.6	9.4	1.7	0.0	0.7	0.9	0.2	0.6
黑龙江	M	22.6	0.0	36.3	0.0	0.0	9.1	2.2	0.0	3.4	0.0	0.0	0.9
安徽	M	12.4	0.6	57.9	0.0	63.1	32.8	2.4	0.3	2.6	0.0	0.3	1.3
江西	M	0.7	0.2	16.4	3.7	6.9	6.0	2.6	2.2	2.7	1.9	1.5	2.1
河南	M	2.9	3.4	32.2	22.0	9.7	17.0	5.4	3.4	4.9	4.7	5.0	4.5
湖北	M	44.1	50.0	91.1	104.3	95.5	78.7	5.7	1.6	3.9	3.3	2.9	3.2
湖南	M	13.1	4.8	35.2	1.1	12.6	20.1	3.8	0.7	3.1	2.3	2.1	2.5
广西	M	0.6	1.7	16.5	4.1	8.9	9.1	1.4	1.0	1.1	0.3	0.2	0.7
重庆	W	1.9	0.6	32.4	25.3	0.0	13.8	2.1	0.8	2.3	1.6	0.0	1.3
四川	W	31.0	0.0	79.0	27.1	47.6	34.3	8.4	0.0	6.1	2.6	1.6	3.3
贵州	W	8.3	9.6	12.9	7.6	17.0	10.5	1.8	1.3	1.0	0.2	0.7	0.9
云南	W	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
陕西	W	27.5	29.9	55.9	67.0	74.2	51.0	6.7	3.9	4.4	2.3	2.6	3.8
甘肃	W	7.3	1.3	11.3	4.2	7.8	6.7	2.6	1.5	1.9	1.3	1.1	1.6
青海	W	2.0	2.4	5.0	3.9	5.7	3.8	0.8	0.2	0.2	0.0	0.1	0.2
宁夏	W	4.3	3.8	6.1	4.4	7.2	5.3	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
新疆	W	3.6	1.5	6.1	0.0	9.8	3.6	0.3	0.0	0.3	0.0	0.0	0.1
全国	A	354.0	249.6	971.4	852.0	807.6	652.5	74.1	28.7	71.4	45.0	32.5	46.3
东部	E	161.8	123.9	435.1	548.0	390.6	322.0	23.1	9.9	29.1	20.4	11.6	16.6
中部	M	105.7	75.0	311.0	160.5	239.0	192.5	26.7	10.0	25.0	16.2	14.6	17.8
西部	W	86.5	50.7	225.3	143.6	178.1	137.9	24.3	8.7	17.4	8.4	6.3	11.9

注：(1) R&D 资本单位为亿元；R&D 人员单位为万人；(2) 本文表格中的 A 表示全国，E 表示东部地区，M 表示中部地区，W 表示西部地区；(2) 读者若需要完整数据，可向作者索取。

表3 1999—2007年省级大中型工业全要素R&D资本效率和R&D人员效率

省区市	地区	全要素R&D资本效率						全要素R&D人员效率					
		1999	2001	2003	2005	2007	平均	1999	2001	2003	2005	2007	平均
北京	E	25.4	81.2	87.5	100.0	92.4	74.9	47.4	80.7	76.2	100.0	87.5	78.8
天津	E	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
河北	E	86.8	92.5	67.7	89.1	90.5	85.3	62.1	85.7	46.2	66.1	79.8	68.6
辽宁	E	78.7	87.5	39.1	45.5	76.1	65.4	53.0	63.8	31.1	43.6	88.7	60.5
上海	E	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
江苏	E	77.2	86.6	91.6	69.2	90.4	83.7	48.7	70.0	51.5	64.1	86.6	66.0
浙江	E	100.0	100.0	100.0	100.0	95.6	99.1	100.0	100.0	100.0	100.0	81.1	92.9
福建	E	62.5	94.4	90.1	95.8	100.0	88.6	56.9	87.1	75.4	93.1	100.0	83.7
山东	E	57.4	73.5	35.9	58.0	80.3	61.0	50.8	95.1	43.9	69.8	90.8	72.6
广东	E	100.0	100.0	90.9	100.0	100.0	98.2	100.0	100.0	77.4	100.0	100.0	97.5
海南	E	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
山西	E	40.5	46.2	46.7	85.8	71.3	58.1	32.4	43.8	35.4	67.1	67.9	48.9
内蒙古	M	92.1	100.0	93.9	99.2	100.0	97.0	57.6	100.0	35.3	57.0	100.0	71.9
吉林	M	92.5	100.0	66.7	70.9	92.0	84.4	50.5	100.0	64.5	67.6	93.7	77.9
黑龙江	M	31.3	100.0	40.9	100.0	100.0	74.4	51.6	100.0	31.3	100.0	100.0	82.2
安徽	M	58.5	98.8	33.3	100.0	74.3	73.0	42.1	93.0	35.1	100.0	94.9	70.9
江西	M	94.2	98.8	46.7	92.7	92.0	84.9	27.1	34.9	19.1	44.6	61.0	39.8
河南	M	90.7	93.6	58.5	82.9	95.6	84.3	32.9	54.1	34.1	46.5	59.0	46.9
湖北	M	35.5	50.7	32.0	37.7	56.3	42.4	32.9	74.8	36.5	45.4	60.7	53.4
湖南	M	48.6	88.1	38.1	98.8	89.9	72.7	26.8	84.4	26.4	54.9	66.5	49.3
广西	M	92.9	89.6	43.4	92.3	89.1	81.5	41.3	51.7	33.7	82.9	92.9	63.9
重庆	W	87.0	97.8	35.0	70.0	100.0	78.0	33.0	71.9	23.3	52.9	100.0	58.7
四川	W	41.9	100.0	30.7	84.6	82.8	68.0	21.3	100.0	20.5	64.3	83.5	60.9
贵州	W	23.3	37.5	41.7	75.5	64.6	48.5	24.4	33.4	36.2	86.8	69.5	53.7
云南	W	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
陕西	W	17.6	42.7	26.6	44.3	50.7	36.4	16.0	37.7	21.9	60.6	59.5	39.8
甘肃	W	50.3	93.5	50.1	84.4	81.8	72.0	23.0	50.0	27.0	39.8	54.8	41.9
青海	W	28.3	49.9	34.9	61.3	62.3	47.3	18.7	61.8	47.2	90.3	90.4	65.0
宁夏	W	20.3	51.5	38.2	64.5	62.9	47.5	48.2	79.0	64.2	84.7	83.9	72.2
新疆	W	49.8	86.4	60.1	100.0	71.4	73.5	73.3	94.4	64.1	100.0	96.6	89.6
全国	A	69.4	86.6	66.1	80.7	88.4	77.8	49.1	86.6	49.4	73.2	85.3	69.7
东部	E	79.1	90.1	77.7	81.9	91.9	84.0	66.8	90.1	63.1	79.1	91.2	79.1
中部	M	53.8	79.5	43.9	80.6	81.9	66.0	36.8	79.5	33.8	64.2	74.3	58.6
西部	W	44.6	79.1	38.1	74.7	79.2	62.8	27.7	79.1	29.7	66.7	80.1	58.0

注:全要素R&D效率采用百分制。

从全国和三大区域来看,全国R&D资本调整数量在2001年达到最低点之后快速上升,在2003年达到最高点,之后缓慢下降。三大地区调整数量始终保持东部>中部>西部。R&D人员调整和R&D资本有所不同,1999—2002年下降,2003年有所上升,之后缓慢下降。由于R&D投入一直保持增加,R&D资本和R&D人员调整数量在2003年以后出现明显下降,因此,中国工业全要素R&D效率在2003年以后会上升。值得注意的是,三大地区R&D人员调整差异性没有R&D资本大,而且东部地区除了在2003年、2005

年高于中部地区之外，其他年份都低于中部地区，并且东部地区平均 R&D 人员调整数量比中部地区低。这说明东部地区尽管 R&D 人员投入比中部地区高，但无效率的数量比中部地区低，因此中部地区 R&D 人员效率可能会很低。

表 4 1999—2007 年省级大中型工业全要素 R&D 效率

省区市	地区	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	平均
北京	E	26.6	29.2	81.2	62.3	87.2	97.7	100.0	100.0	92.3	75.2
天津	E	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
河北	E	83.8	76.9	92.0	89.3	66.1	82.0	87.8	87.4	90.1	83.9
辽宁	E	75.5	86.8	85.4	84.0	38.7	42.3	45.5	69.9	76.5	67.2
上海	E	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
江苏	E	74.0	72.6	85.4	89.0	89.6	88.4	69.1	84.0	90.3	82.5
浙江	E	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	91.9	100.0	100.0	95.0	98.6
福建	E	62.0	62.9	93.9	96.4	89.4	87.7	95.7	96.2	100.0	87.1
山东	E	56.8	50.9	74.8	58.7	36.2	46.4	58.4	73.6	80.6	59.6
广东	E	100.0	100.0	100.0	100.0	90.5	100.0	100.0	100.0	100.0	98.9
海南	E	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
山西	E	39.0	38.9	45.9	33.1	45.9	75.9	84.3	83.8	71.1	57.5
内蒙古	M	82.8	100.0	100.0	84.4	87.5	91.1	96.1	100.0	100.0	93.5
吉林	M	82.2	100.0	100.0	92.4	66.6	73.3	70.7	70.4	92.1	83.1
黑龙江	M	33.8	41.2	100.0	100.0	40.2	100.0	100.0	100.0	100.0	79.5
安徽	M	56.5	52.1	98.3	79.6	33.4	36.1	100.0	71.1	74.9	66.9
江西	M	79.2	80.0	89.6	95.4	44.0	53.1	89.7	89.2	90.6	79.0
河南	M	78.7	75.0	88.9	83.1	56.4	61.3	80.5	79.0	93.7	77.4
湖北	M	35.2	31.2	52.1	57.9	32.2	35.6	38.0	38.3	56.5	41.9
湖南	M	44.9	46.1	87.8	79.3	37.3	42.5	96.4	52.5	88.8	64.0
广西	M	81.6	75.6	85.4	88.0	42.9	48.2	92.0	67.2	89.3	74.4
重庆	W	77.6	74.8	95.5	82.2	34.3	45.8	69.4	83.0	100.0	73.6
四川	W	38.4	48.1	100.0	100.0	30.0	34.1	83.8	100.0	82.9	68.6
贵州	W	23.5	29.0	37.0	34.4	41.4	73.4	76.1	71.5	64.8	50.1
云南	W	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
陕西	W	17.3	22.1	42.2	27.0	26.3	44.2	45.0	45.6	51.0	35.6
甘肃	W	45.1	55.2	87.8	83.2	47.7	64.5	81.2	68.1	80.3	68.1
青海	W	25.8	43.9	50.9	37.6	35.4	62.3	62.4	54.8	63.1	48.5
宁夏	W	22.5	36.8	53.0	38.0	39.1	48.0	65.2	64.2	63.6	47.8
新疆	W	52.9	77.1	87.0	65.1	60.3	77.6	100.0	100.0	72.2	76.9
全国	A	67.2	68.4	86.1	81.8	65.3	72.7	80.5	84.5	88.3	77.2
东部	E	78.1	77.6	89.9	86.1	77.1	81.8	81.8	89.3	91.9	83.7
中部	M	51.2	52.0	78.9	74.6	43.2	56.3	79.7	70.4	81.5	65.3
西部	W	41.6	49.1	77.9	71.0	37.6	48.7	74.3	79.4	79.2	62.1

资料来源：作者整理。

根据 (5) 式、(6) 式和 (3) 式，表 3 报告了省际大中型工业全要素 R&D 资本效率和全要素 R&D 人员效率的测算结果。全要素 R&D 资本效率从省级平均水平来看，天津、上海、海南、云南四个地区历年都处于相对效率的前沿面上，陕西、湖北和青海排名位于最后三位。从全国和区域来看，

大中型工业全要素 R&D 资本效率除了 2002—2003 年有明显下降外,其余年份全要素 R&D 资本效率都是上升的。从区域横向比较看,东部>中部>西部的格局历年保持不变。全要素 R&D 人员效率省级排名与全要素 R&D 资本效率有所不同,天津、上海、海南、云南四个地区历年仍然处于相对效率的前沿面上,陕西、江西和甘肃排名最后三名。从全国和区域来看,全要素 R&D 人员效率也在 2002—2003 年期间出现了明显下降,其余年份基本都呈上升态势。区域横向比较与全要素 R&D 资本效率有较大不同,虽然平均水平东部>中部>西部,但 2005 年以后排名发生变化,西部地区超过了中部地区,呈东部>西部>中部,这说明中部地区 R&D 人员效率提高相对较慢。

根据(7)式和(3)式,表4报告了省际、全国和三大地区大中型工业全要素 R&D 效率。天津、上海、海南、云南四个地区历年处于相对效率的前沿面上,陕西、湖北和宁夏排名位于最后三位。区域横向比较,中国大中型工业全要素 R&D 效率历年都呈东部>中部>西部格局。全国和三大地区全要素 R&D 效率都经历了一个上升—下降—上升的过程,中国工业自主创新能力在 2002—2005 年期间有所下降,随后出现上升。这与现有 R&D 效率研究结果有明显的不同。朱有为等(2006)选用新产品销售收入作为研发产出指标,R&D 资本和 R&D 人员作为研发投入指标,研究发现中国高新技术产业研发产出效率整体偏低,但呈现稳步上升状态。冯根福等(2006)选用新产品开发数目作为研发产出指标,用研发经费筹集总额和技术人员数量作为研发投入指标,研究发现中国工业行业研发效率较低并呈下降趋势。张海洋(2008)选用新产品销售收入作为产出变量,R&D 资本和 R&D 人员作为投入变量,研究发现近年来地区工业 R&D 生产效率在下降,地区间 R&D 生产效率的差异在扩大。这可能与选用的产出指标不同(为工业总产值)有关。这也说明全要素 R&D 效率与部分要素 R&D 效率结果有明显差异。由于部分要素 R&D 效率没考虑 R&D 投入与其他生产要素投入的替代性,所以全要素 R&D 效率可以更好地反映 R&D 效率的实际情况。

六、全要素 R&D 效率影响因素分析

综合有关理论,本文将着重考察要素禀赋、企业规模、产权变量以及各种技术投入因素对全要素 R&D 效率的影响,技术投入因素包括 R&D 投入、FDI、国际贸易和国外技术引进。下面对这些因素逐一加以分析,然后设定计量模型。

(一) 理论假说

1. 要素禀赋因素

中国是劳动力丰裕的国家,尽管近年来工业资本有机构成(资本存量与

劳动人数的比率)不断增加,但劳动力相对于资本仍具有成本优势。林毅夫等(1999)认为,一国最优或者最适宜的技术结构,内生决定于这个国家的要素禀赋结构。工业资本有机构成的提高,说明工业结构正从劳动密集型向资本密集型转化,它不仅带来产出增加,而且有利于企业采用更先进的技术,进而促进地区工业全要素 R&D 效率的提高。因此,我们认为地区工业要素禀赋是全要素 R&D 效率的决定性因素。

假说 1 工业资本有机构成越高的地区,全要素 R&D 效率越高。

2. 企业规模因素

企业规模也是影响全要素 R&D 效率的一个重要因素。创新理论关于企业规模对创新能力的影响有两种不同的观点:一种观点是熊彼特假说,由于在规模经济、分担风险和融资渠道等方面拥有相对优势,具有垄断地位的大企业比小企业具有更强的创新能力;另一种观点认为,在特定的条件下,竞争性产业比垄断产业能产生更多的 R&D 激励,垄断企业的地位可能会削弱其创新激励(Arrow, 1962),进而抑制创新能力的提高。近年来,关于中国工业企业规模和 R&D 投入之间的关系的实证文献较多,得出的结论基本都支持熊彼特假说。比如, Hu *et al.* (2001)、周黎安和罗凯(2005)、吴延兵(2007)的研究都发现企业规模对 R&D 投入有显著正向作用,只有 Jefferson *et al.* (2006) 研究发现企业规模对 R&D 投入的影响不显著。由于企业规模的扩大还会带来生产规模效应,因此,我们推测企业规模扩大有助于全要素 R&D 效率的提高。

假说 2 企业规模越大的地区,全要素 R&D 效率越高。

3. 产权结构因素

对于处于经济转型期的中国工业来说,制度因素特别是产权结构很可能是影响全要素 R&D 效率的重要因素。国有企业虽然享受了国家很多的科技优惠政策,获得绝大多数的国家科研资助,但存在严重的委托代理问题,其行为具有短期化特点,这导致国有企业的 R&D 活动存在高投入、低效率的问题。与国有企业不同,非国有企业虽然很少获得国家科研资助,但由于产权明晰,经理人在生产经营过程中更多地关心企业的长期价值和注重提高 R&D 效率,因此,非国有企业比国有企业具有更高的全要素 R&D 效率。

假说 3 非国有企业比例越高的地区,全要素 R&D 效率越高。

4. 技术投入因素

本文技术投入主要考虑自主 R&D、出口和 FDI 技术溢出以及国外技术引进四种因素。正如引言所述,虽然现有 R&D 产出弹性的研究发现 R&D 资本存量对生产率的弹性基本为正,但还有一些研究发现,中国工业的研发产出效率整体偏低(朱有为和徐康宁, 2006; 冯根福等, 2006),中国工业 R&D

投入(流量数据)对生产率增长有负的影响,R&D投入抑制了生产率水平的提高(张海洋,2005;李小平等,2006)。近年来针对中国工业国际贸易和FDI技术溢出效应的研究同样存在不同的结论。Perkins(1997)发现出口企业比非出口企业具有明显高的生产率,Wei and Liu(2006)研究发现中国工业产业间存在显著的国际贸易溢出效应,然而Fu(2005)和李小平等(2008)研究发现出口并没有显著促进中国工业生产率增长。FDI技术溢出方面,根据张宇(2009)统计,在2005—2008年期间发表于国内外核心期刊的有关中国FDI溢出效应的113篇研究当中,有63篇产生了积极的结果,29篇认为FDI的技术溢出是有条件存在或者部分存在,21篇否认了FDI技术溢出效应的存在或认为存在显著的负溢出效应。关于国外技术引进与生产率关系的研究较少,王玲等(2008)研究发现,国外购买知识存量对产出贡献不显,李光泗和徐翔(2008)研究却发现,技术引进不仅对经济增长产生显著正向作用,对地区经济收敛也产生显著影响。针对以上不同的结论,判别R&D投入、出口和FDI技术溢出以及国外技术引进四种因素与全要素R&D效率的关系最好从实证结果中寻找证据。

由于R&D投资不仅可以产生新的知识和信息,而且可以增强企业吸收现有知识和信息的能力,促进知识和技术的外溢,因此,R&D投入具有提高创新能力和吸收能力的两面性(Cohen and Levinthal,1989)。张海洋(2005)研究发现R&D投入与FDI的交互项对内资工业生产率有负向作用,内资部门较低的R&D吸收能力抑制了生产率的增长。由于R&D吸收能力较低,内资部门不仅没能吸收外资先进技术,反而呈现显著的逆向技术扩散。王玲等(2008)检验了中国高技术产业各类技术投入及其交互项对生产率的影响,当考虑各类技术的交换影响时,R&D与从国外技术引进的相互作用对生产率有显著影响,反映了它们之间的互补关系,即R&D具有提高进口技术吸收能力的作用。我们将进一步考察R&D投入分别与国际贸易、FDI以及国外技术引进之间的交互作用。如果它们相互独立,对全要素R&D效率提高的作用相似,那么它们之间会存在一定的替代关系;如果它们之间的交换作用对全要素R&D效率的提高存在积极作用,那么它们之间存在互补关系,即R&D具有增强吸收外部技术的能力。

(二) 计量模型

根据前面讨论,得出以下计量模型:

$$\begin{aligned} \text{TFRE}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{ysbf}_{i,t} + \beta_2 \text{Lnqygm}_{i,t} + \beta_3 \text{fgy}_{i,t} + \beta_4 \text{rd}_{i,t} + \beta_5 \text{fdi}_{i,t} \\ & + \beta_6 \text{export}_{i,t} + \beta_7 \text{jsyj}_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{TFRKE}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{ysbf}_{i,t} + \beta_2 \text{Lnqygm}_{i,t} + \beta_3 \text{fgy}_{i,t} + \beta_4 \text{rd}_{i,t} + \beta_5 \text{fdi}_{i,t} \\ & + \beta_6 \text{export}_{i,t} + \beta_7 \text{jsyj}_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{TFRLE}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{ysbf}_{i,t} + \beta_2 \text{Lnqygm}_{i,t} + \beta_3 \text{fgy}_{i,t} + \beta_4 \text{rd}_{i,t} + \beta_5 \text{fdi}_{i,t} \\ & + \beta_6 \text{export}_{i,t} + \beta_7 \text{jsyj}_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned}$$

其中, ysbf 表示要素禀赋, 本文用各地区大中型工业的资本存量与劳动人数的比值衡量; qygm 表示企业规模, 用地区企业平均销售收入的对数衡量; fgy 表示产权变量, 用各地区大中型工业企业中的非国工业企业总产值占比来衡量; rd 表示 R&D 投入, 用各地区大中型工业企业 R&D 强度 (科技活动内部支出/工业增加值) 来衡量; fdi 表示外商直接投资, 用各地区大中型工业企业中的三资企业工业总产值占比来衡量; export 表示出口, 用各地区出口比例 (出口/GDP) 来衡量; jsyj 表示国外技术引进, 用各地区大中型工业技术引进费占产品销售收入比例衡量。

由于 R&D 具有创新能力和吸收能力两面性, 我们同时将 R&D 投入与 FDI、出口和国外技术引进的交互项作为被解释变量放入上面的计量方程:

$$\begin{aligned} \text{TFRE}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{ysbf}_{i,t} + \beta_2 \text{Lnqygm}_{i,t} + \beta_3 \text{fgy}_{i,t} + \beta_4 \text{rd}_{i,t} + \beta_5 \text{fdi}_{i,t} \\ & + \beta_6 \text{trade}_{i,t} + \beta_7 \text{jsyj}_{i,t} + \beta_8 \text{rd} \times \text{fdi}_{i,t} + \beta_9 \text{rd} \times \text{export}_{i,t} \\ & + \beta_{10} \text{rd} \times \text{jsyj}_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{TFRKE}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{ysbf}_{i,t} + \beta_2 \text{Lnqygm}_{i,t} + \beta_3 \text{fgy}_{i,t} + \beta_4 \text{rd}_{i,t} + \beta_5 \text{fdi}_{i,t} \\ & + \beta_6 \text{trade}_{i,t} + \beta_7 \text{jsyj}_{i,t} + \beta_8 \text{rd} \times \text{fdi}_{i,t} + \beta_9 \text{rd} \times \text{export}_{i,t} \\ & + \beta_{10} \text{rd} \times \text{jsyj}_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{TFRLE}_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \text{ysbf}_{i,t} + \beta_2 \text{Lnqygm}_{i,t} + \beta_3 \text{fgy}_{i,t} + \beta_4 \text{rd}_{i,t} + \beta_5 \text{fdi}_{i,t} \\ & + \beta_6 \text{trade}_{i,t} + \beta_7 \text{jsyj}_{i,t} + \beta_8 \text{rd} \times \text{fdi}_{i,t} + \beta_9 \text{rd} \times \text{export}_{i,t} \\ & + \beta_{10} \text{rd} \times \text{jsyj}_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned}$$

其中, $\text{rd} \times \text{fdi}$ 、 $\text{rd} \times \text{export}$ 和 $\text{rd} \times \text{jsyj}$ 分别表示 R&D 投入与 FDI、出口和国外技术引进的交互作用。由于测算出的全要素 R&D 效率分值得受限于 0—100 之间, 所以本文将采取 Tobit 回归方法。而对于面板数据来说, 固定效应 Tobit 非线性模型通常不可能得到一致的估计值, 因此只能使用随机效应 Tobit 模型。

(三) 回归结果和分析

表 5 报告了省际大中型工业全要素 R&D 效率影响因素的回归结果。要素禀赋在所有回归中显著为正, 和我们预期的结果一致。这表明资本有机构成的提高有助于企业选择更高水平的自主创新技术, 促进全要素 R&D 效率水平的提高, 进而增强自主创新能力。企业规模变量在 TFRE 和 TFRKE 的回归中显著为负, 在 TFRLE 为负但不显著。这说明企业规模越大的地区, 全要素 R&D 效率水平越低, 地区工业的自主创新能力越低, 这和我们的预期结果相反。这可能与规模大的企业创新效率有所下降有关, 尽管企业规模扩大对 R&D 投入有显著的促进作用, 但由于创新激励下降, 导致全要素 R&D 效率

水平下降,从而抑制自主创新能力的提高。这说明中国工业企业规模扩大带来的 R&D 投入增加是粗放式的,一方面企业将会增加 R&D 投入,扩大创新规模,另一方自主创新能力却在削弱。非国有变量在 TFRE 和 TFRKE 的回归中显著为正,在 TFRLE 回归中不显著。这说明非国有企业相对于国有企业表现出更高的全要素 R&D 效率水平,推进国有企业产权多元化,完善国有企业公司治理结构,将会增强企业自主创新能力。

R&D 投入变量除了在回归 5.5 中在 10% 水平上显著为负外,在其余回归中都不显著,说明中国工业 R&D 投入没有显著促进全要素 R&D 效率的提高,还存在一定的抑制作用。这同时提醒我们,各级政府部门不能只关注 R&D 投入和鼓励企业盲目增加 R&D 投入,更应关注企业研发和生产的瓶颈问题,改进和改善企业全要素 R&D 效率,提高自主创新能力。FDI 变量的所有回归结果都不显著,说明 FDI 没有促进地区工业全要素 R&D 效率水平的提高。对于 FDI 对增强自主创新能力的的作用应当有清醒认识,一厢情愿地想通过引进 FDI,增强自主创新能力是不现实的。FDI 虽然可能促进了我国工业增加 R&D 投入,扩大自主创新规模,但并没有促进自主创新能力的增强。出口变量的回归结果基本都不显著。这说明近年来出口对提高地区工业全要素 R&D 效率的作用不显著。这可能与中国出口商品以加工贸易为主、技术含量不高有关(姚洋和张晔,2008)。依靠低廉劳动力、土地、政策优惠等优势而导致的快速出口使得企业缺乏创新的动力和压力,新兴产业与高端产业受到挤压,并没有促进全要素 R&D 效率和自主创新能力的提高。国外技术引进变量的回归结果都不显著。这可能与中国劳动力供给充分,使得企业仅靠低成本数量扩张就能获得较高的利润,无心引进国内外先进技术有关。

表 5 还报告了 R&D 投入与 FDI、出口和国外技术引进的交互项对全要素 R&D 效率的影响,结果显示除了 R&D 投入与 FDI 的交互项显著为负,其余的交换项都不显著。这说明中国工业 R&D 的吸收能力较弱,不仅不能通过出口和国外技术引进吸收国外先进技术,反而由于内资企业人才流失到外资企业,造成显著的 FDI 逆向技术扩散的局面,抑制了全要素 R&D 效率的提高,进而导致自主创新能力的下降(张海洋,2005)。

表 5 省级大中型工业全要素 R&D 效率影响因素分析

因变量	TFRE		TFRKE		TFRLE	
	5.1	5.2	5.3	5.4	5.5	5.6
_cons	55.3***	48.5***	60.1***	53.0***	44.4***	39.8***
常数项	(6.2)	(4.9)	(6.5)	(5.2)	(4.9)	(3.9)
ysbf	1.5***	1.3***	1.5***	1.4***	1.7***	1.7***
要素禀赋	(3.6)	(3.3)	(3.6)	(3.3)	(3.9)	(3.8)
lnqygm	-11.2*	-9.8*	-13.8**	-12.4**	-3.4	-2.5
企业规模	(-1.9)	(-1.7)	(-2.3)	(-2.1)	(-0.6)	(-0.4)

(续表)

因变量	TFRE		TFRKE		TFRLE	
fgy	46.5**	42.3*	45.1**	41.0*	20.3	20.6
非国有	(2.1)	(1.9)	(2.0)	(1.8)	(1.0)	(1.0)
rd	-88.8	41.5	-98.1	37.5	-123.9*	-67.7
研发强度	(-1.3)	(0.4)	(-1.5)	(0.4)	(-1.7)	(-0.6)
fdi	-6.9	91.0	-12.5	98.2	34.3	53.0
外资比例	(-0.2)	(1.4)	(-0.3)	(1.5)	(1.0)	(0.8)
export	41.5	56.9	46.7*	56.5	41.1	50.1
出口比例	(1.5)	(0.8)	(1.7)	(0.7)	(1.4)	(0.6)
jsyj	15.5	648.2	-44.6	606.9	109.4	1460.3
引进技术	(0.0)	(0.5)	(-0.1)	(0.4)	(0.2)	(1.0)
rd×fdi		-1800.8*		-2045.0**		-301.9
		(-1.8)		(-2.1)		(-0.3)
rd×export		-27.1		92.4		-124.0
		(0.0)		(0.1)		(-0.1)
rd×jsyj		-3765.3		-3878.7		-7636.3
		(-0.5)		(-0.5)		(-1.0)
Rho	0.6	0.6	0.6	0.6	0.5	0.5
似然比	38.8	48.2	34.5	45.0	59.7	62.2
对数似然	-921.9	-917.8	-924.9	-920.2	-942.5	-941.7
样本数	270	270	270	270	270	270

注：*表示 $p < 0.10$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ 。

七、主要结论

本文在提出衡量工业自主创新能力的有效标准是全要素 R&D 效率的基础上，通过建立全要素 R&D 效率估算框架，对 1999—2007 年我国大中型工业全要素 R&D 效率及其组成全要素 R&D 资本效率和全要素 R&D 人员效率的变化特点和影响因素进行分析。主要结论可概述为：

首先，近年来我国大中型工业 R&D 投入不断增加，无效率 R&D 数量连续下降；各地区全要素 R&D 效率和全要素 R&D 资本效率除了在 2002—2003 年出现下降以外，其余年份都是上升的，并且保持东部 > 中部 > 西部；全国和三大地区全要素 R&D 效率都经历了一个上升—下降—上升的过程，中国工业自主创新能力在 2002—2005 年期间有所下降，随后出现上升。

其次，工业有机资本构成的提高将促进企业选择更好的自主创新能力，促进全要素 R&D 效率的提高，增强自主创新能力；企业规模扩张可能带来粗放式的创新增长，虽然促进了企业增加 R&D 投入，扩大了创新规模，却抑制了全要素 R&D 效率的提高和自主创新能力的增强；推进国有企业产权多元化，完善国有企业公司治理结构，将有助于提高企业全要素 R&D 效率水平，增强自主创新能力；FDI 虽然促进企业增加 R&D 投入，扩大自主创新规模，

却没有促进全要素 R&D 效率提高,增强自主创新能力。

最后,各种技术投入因素除了 R&D 投入对全要素 R&D 效率有一定的负面影响,FDI、出口和国外技术引进的影响都不显著。各级政府部门不能只关注 R&D 投入和鼓励企业盲目增加 R&D 投入,更应关注企业研发和生产的瓶颈问题,改善企业全要素 R&D 效率,提高自主创新能力。R&D 投入与 FDI 的交互项显著为负,但与出口和国外技术引进的交换项都不显著。中国工业吸收能力较弱,不仅没有通过出口和国外技术引进吸收国外先进技术,反而由于 FDI 逆向技术扩散,抑制了全要素 R&D 效率的提高。这说明我国外资政策不宜过于优惠,政府部门应该把完善市场经济制度和投资环境作为吸引外资的战略重点,增强吸收能力是我国工业提高自主创新能力的关键。

本文还存在一些不足,比如假定企业的最终目标是经济目标,而 R&D 只是从属于经济目标所必备的技术进步上的要求。实际上,R&D 的目标主要是新产品产出,而不是老产品产出。如果将新产品产出因素考虑进来,由于东部地区新产品比例较高,全要素 R&D 效率可能会提高,而西部地区由于新产品比例较低,全要素 R&D 效率可能会降低。将新产品因素考虑进全要素 R&D 效率估算模型,进一步改进全要素 R&D 效率估算方法将是作者下一步研究方向。

参考文献

- [1] Adams, J., E. Chiang, and K. Starkey, "Industry-University Cooperative Research Centers", *Journal of Technology Transfer*, 2001, 26 (1—2), 73—86.
- [2] Ali, A., and L. Seiford, "Components of Efficiency Evaluation in Data Envelopment Analysis", *European Journal of Operations Research*, 1995, 80(3), 462—473.
- [3] 安同良、施浩、Ludovico Alcorta, "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》,2006 年第 2 期,第 21—30 页。
- [4] Arrow, K., *Economic Welfare and the Allocation of Resources of Invention in National Bureau of Economic Research: The Rate and Direction of Inventive Activity*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1962.
- [5] Bosworth, D., "The Rate of Obsolescence of Technical Knowledge: A Note", *Journal of Industrial Economics*, 1978, 26(3), 273—279.
- [6] Coe, D., and E. Helpman, "International R&D and Spillovers", *European Economic Review*, 1995, 39(5), 859—887.
- [7] Cohen, W., and D. Levinthal, "Innovation and Learning: The Two Faces of R&D", *Economic Journal*, 1989, 99(397), 569—596.
- [8] Englander, A., R. Evenson, and M. Hanazaki, "R&D, Innovation and the Total Factor Productivity Slowdown", *OECD Economic Studies*, 1988, 11, 7—42.
- [9] Färe, R., S. Grosskopf, and C. Lovell, *Production Frontiers*. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.

- [10] 冯根福、刘军虎、徐志霖,“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》,2006 年第 11 期,第 46—51 页。
- [11] Fu, X., “Exports, Technical Progress and Productivity Growth in A Transition Economy: A Non Parametric Approach for China”, *Applied Economics*, 2005, 37 (7), 725—739.
- [12] Goto, A., and K. Suzuki., “R&D Capital, Rate of Return on R&D Investment and Spillovers of R&D in Japanese Manufacturing Industries”, *Review of Economics and Statistics*, 1989, 71(4), 555—564.
- [13] Griliches, Z., “R&D and Productivity Slowdown”, *American Economic Review*, 1980, 70(5), 343—348.
- [14] Griliches, Z., “Patent Statistics as Economic Indicators: a Survey”, *Journal of Economic Literature*, 1990, 28(4), 1661—1707.
- [15] Griliches, Z., and J. Mairesse, “Productivity and R&D at the Firm Level”, in Griliches, Z. (ed), *R&D, Patents and Productivity*. Chicago: University of Chicago Press, 1984, 339—374.
- [16] Hu, A., G. Jefferson, and J. Qian, “R&D and Technology Transfer: Firms Level Evidence from Chinese Industry”, *Review of Economic and Statistics*, 2005, 87(4), 780—786.
- [17] Jefferson, G., H. Bai, X. Guan, and X. Yu, “R&D Performance in Chinese Industry”, *Economics of Innovation and New Technology*, 2006, 15(4), 345—366.
- [18] 李光泗、徐翔,“技术引进与地区经济收敛”,《经济学(季刊)》,2008 年第 7 卷第 3 期,第 983—996 页。
- [19] 李小平、卢现祥、朱钟棣,“国际贸易、技术进步和中国工业行业的生产率增长”,《经济学(季刊)》,2008 年第 7 卷第 2 期,第 549—564 页。
- [20] 李小平、朱钟棣,“国际贸易、R&D 溢出和生产率增长”,《经济研究》,2006 年第 2 期,第 31—45 页。
- [21] 林毅夫、蔡昉、李周,《中国的奇迹:发展战略与经济改革》。上海:上海三联书店和上海人民出版社,1999 年。
- [22] Perkins, F., “Export Performance and Enterprise Reform in China’s Coastal Provinces”, *Economic Development and Cultural Change*, 1997, 45 (3), 501—539.
- [23] Redding, G., and J. Van Reenen, “Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries”, IFS Working Paper WP02/00, Institute for Fiscal Studies, London, 2000.
- [24] Segerstrom, P., T. Anant, and E. Dinopoulos, “A Schumpeterian Model of the Product Life Cycle”, *American Economic Review*, 1990, 80(5), 1077—1091.
- [25] Timmer, M., “The Dynamics of Asian Manufacturing: A Comparative Perspective”, PHD Thesis, Eindhoven University of Technology, 1999.
- [26] Verspagen, B., “Convergence in the Global Economy. A Broad Historical Viewpoint”, *Structural Change and Economic Dynamics*, 1995, 6(2), 143—165.
- [27] 王玲、Adam Szirmai,“高科技产业投入和生产率增长之间关系的研究”,《经济学(季刊)》,2008 年第 7 卷第 3 期,第 913—932 页。
- [28] Wei, Y., and X. Liu, “Productivity Spillovers from R&D, Exports and FDI in China’s Manufacturing Sector”, *Journal of International Business Studies*, 2006, 37 (4), 544—557.
- [29] 吴敬琏,《中国增长模式选择》。上海:上海远东出版社,2005 年。

- [30] 吴延兵(a),“R&D存量、知识函数与生产效率”,《经济学(季刊)》,2006年第5卷第4期,第1129—1156页。
- [31] 吴延兵(b),“R&D与生产率——基于中国制造业的实证研究”,《经济研究》,2006年第11期,第60—71页。
- [32] 吴延兵,“中国地区工业知识生产及其影响因素”,浙江大学民营经济研究中心工作论文,2007年。
- [33] 吴延兵,“中国工业R&D产出弹性测算:1993—2002”,《经济学(季刊)》,2008年第7卷第3期,第869—890页。
- [34] 姚洋、张晔,“中国出口品国内技术含量升级的动态研究——来自全国及江苏省、广东省的证据”,《中国社会科学》,2008年第2期,第67—82页。
- [35] Zhang, A., Y. Zhang, and R. Zhao, “A Study of the R&D Efficiency and Productivity of Chinese Firms”, *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(3), 444—464.
- [36] 张海洋,“我国工业R&D生产效率和影响因素”,《科学学研究》,2008年第5期,第970—978页。
- [37] 张海洋,“R&D两面性、外资活动与中国工业生产率增长”,《经济研究》,2005年第5期,第107—117页。
- [38] 张军、吴桂英、张吉鹏,“中国省际物资资本存量估算:1952—2000”,《经济研究》,2004年第10期,第35—55页。
- [39] 张宇,“制度约束、外资依赖与FDI的技术溢出”,《管理世界》,2009年第9期,第15—23页。
- [40] 周黎安、罗凯,“企业规模与创新:来自中国省级水平的经验证据”,《经济学(季刊)》,2005年第4卷第3期,第623—638页。
- [41] 朱平芳、徐伟民,“政府的科技激励政策对大中型工业企业R&D投入及其专利产出的影响”,《经济研究》,2003年第6期,第45—53页。
- [42] 朱有为、徐康宁,“中国高技术产业研发效率的实证研究”,《中国工业经济》,2006年第11期,第38—45页。

On the Provincial Total Factor R&D Efficiency and Its Determinants in China: 1999—2007

HAIYANG ZHANG

(Zhejiang University, Zhejiang University of Finance and Economics)

Abstract This paper constructs an estimation framework of total factor R&D efficiency, and uses it to study the characteristics and determinants of the provincial total factor R&D efficiency in Chinese large and medium industrial firms between 1999 and 2007. It is found that the total factor R&D efficiency of Chinese provincial industrial firms is increase except the period of 2002—2003. Factor endowments and property rights promote the total factor R&D efficiency. The expansions of firm sizes and R&D investments have significantly negative effects. The interaction of R&D investments and FDI also has negative effect.

JEL Classification C24, D24, O31