

中国工业 R&D 产出弹性测算 (1993—2002)

吴延兵*

摘要 本文运用 1993—2002 年中国大中型工业企业的行业面板数据对 R&D 产出弹性进行了测算。在扩展的柯布-道格拉斯生产函数基础上,在估算各工业 R&D 资本存量、校正 R&D 双重计算问题后,通过混合 OLS、固定效应法和一阶差分法等不同的估计方法进行估计,本文发现中国大中型工业企业的 R&D 产出弹性约为 0.1—0.3。研究还发现,R&D 产出弹性还取决于技术机会、企业规模、产权结构等特定的约束条件;技术水平较高、企业规模较大、国有产权比重较低的产业中,R&D 产出弹性较大;而在国有产权比重较高的产业中,R&D 对生产率没有促进作用。

关键词 R&D 产出弹性, R&D 存量, 面板数据

一、引言

经济增长理论认为,技术进步是现代经济增长的来源和内生演化的动力。研究与开发(R&D)又是技术进步的主要来源。研发活动创造和积累知识,促进产品创新和工艺创新,推动经济可持续增长。因而,测算 R&D 对经济增长的贡献一直是经济学研究的重点问题之一。早在 20 世纪 60 年代,一些实证研究就表明 R&D 是促进生产率提高的重要因素(Minasian, 1962, 1969; Griliches, 1964; Mansfield, 1965)。20 世纪 70—80 年代,R&D 与生产率的理论研究框架成熟(Griliches, 1979),此后涌现出大量经验研究文献。¹ 经验研究通常采用生产函数方法来分析 R&D 与生产率的关系。这种方法将 R&D

* 中国社会科学院经济研究所。通信地址:北京市阜外月坛北小街 2 号,100836;电话:13681561256; E-mail: wyb1229@163.com。本文是在作者博士论文《R&D、创新与生产率——中国工业产业的经验证据》的基础上修改而成。作者感谢刘小玄研究员、平新乔教授、韩朝华研究员、剧锦文研究员、张平研究员、高明华教授在作者论文答辩时提出的有益评论。本文曾是“第六届中国青年经济学者论坛”(威海, 2006 年 9 月 23—24 日)和“第六届中国经济学年会”(武汉大学, 2006 年 12 月 16—17 日)的入选论文,作者感谢经济学年会上姚洋教授、孙启明教授、汪德华博士、涂正革博士、易君健博士等参会专家对本文提出的宝贵建议。作者还要感谢“中国生产率研究专题研讨会”(清华大学, 2007 年 1 月 13—14 日)上郑玉歆研究员、郑京海研究员、张军教授、蒋岳祥教授对本文的评论和有益建议。两位匿名审稿人对本文也提出了富有价值的建设性意见,作者在此谨表谢意。当然,文中所有可能的错误概由作者负责。

¹ 关于 R&D 与生产率关系的详细的文献综述可参见 Congress of the United States(2005)或吴延兵(2006a)。

存量(或知识存量)作为一种独立的生产要素纳入柯布-道格拉斯生产函数中,进而测算出R&D产出弹性或R&D收益率。在经验研究中,由于采用的数据层面(企业、产业或国别)不同,测算的R&D产出弹性也有较大差异。在企业层面上,R&D产出弹性约为0.05—0.60;在产业层面上,R&D产出弹性约为0—0.50;主要分布在0.10—0.20之间(Griliches, 1988; Mairesse and Sassenou, 1991; Australian Industry Commission, 1995)。总体来看,虽然数据来源、研究方法等并不相同,但几乎所有的研究均发现R&D对生产率有积极影响。

对于中国的R&D与生产率的关系,一些国内外学者运用不同的数据样本进行了研究。Hu (2001)运用北京市海淀区1995年813个高科技企业样本,采用柯布-道格拉斯生产函数模型研究了R&D与生产率之间的关系。研究发现,私人R&D投入对生产率有重要影响,而且R&D产出弹性在不同产权性质的企业中有较大差异。Jefferson *et al.* (2004)利用中国1997—1999年5451个大中型制造企业数据,运用OLS法时发现R&D强度的产出弹性约为0.24,而且不同产权性质企业的R&D收益率有很大差别。Hu *et al.* (2005)运用中国1995—1999年每年约10000个大中型制造企业的面板数据,在测算R&D存量和技术转移存量的基础上研究了R&D、国内外技术转移对生产率的影响。运用全部样本的研究表明,R&D产出弹性约为0.027—0.029;把所有企业划分为高科技企业和非高科技企业两个样本后,高科技企业样本中R&D产出弹性为0.064;非高科技企业样本中R&D对生产率并没有显著影响。吴延兵(2006b)运用2002年中国四位数制造产业横截面数据,通过设定两种不同的生产函数形式发现R&D产出弹性约为0.1,而且高科技产业的R&D产出弹性显著大于非高科技产业的R&D产出弹性;在控制了市场因素和产权因素对生产率的影响后,R&D与生产率之间仍旧表现出显著的正相关关系。另外,张海洋(2005)运用中国1999—2002年34个工业行业面板数据、李小平和朱钟棣(2006)运用中国1998—2003年32个工业行业面板数据,在控制自主R&D的情况下,重点研究了外资活动或国际R&D溢出对生产率的影响。但是,他们的研究发现R&D对生产率有负影响,这与国际上普遍发现的R&D对生产率的正向影响作用并不一致,这可能与他们的样本选择、研究方法和模型设定有关。

在上述已有研究中国R&D与生产率关系的文献中,往往由于数据样本的限制而存在着某些局限性。Hu (2001)和吴延兵(2006b)使用的是横截面数据,这只能反映当期R&D投入对生产率的影响。由于R&D投入对生产率的影响存在着滞后效应,在数据许可的条件下采用R&D存量能更真实地反映R&D与生产率之间的关系。虽然Hu *et al.* (2005)测算了R&D存量,但是他们没有考虑生产函数中R&D重复计算问题和不同折旧率对估计结果的影响。此外,上述研究还存在着样本选择问题或样本缺乏代表性,例如,Hu

(2001) 使用的是高科技企业样本、Jefferson *et al.* (2004) 和 Hu *et al.* (2005) 使用的是有正式研发活动的企业样本。这些研究由于存在着样本选择问题，其研究结论只能局部地反映 R&D 对生产率的贡献。

本文运用 1993—2002 年中国大中型工业企业行业面板数据，旨在研究 R&D 与生产率之间的关系。相对于已有文献而言，本文的特色在于：第一，在生产函数估计中校正了 R&D 双重计算问题，并考虑了 R&D 存量不同折旧率对估计结果的影响。R&D 双重计算问题的校正和不同折旧率的设定，能够从多种角度验证估计结果的稳定性。第二，对面板数据分别使用了混合 OLS、固定效应法 (FE) 和一阶差分法 (FD) 等不同的估计方法。本文对 R&D 双重计算问题的校正以及多种估计方法的运用，是已有研究中国 R&D 与生产率关系的文献中所忽略的方面，因而本文对已有文献进行了拓展。第三，本文采用的是大中型工业企业行业面板数据，产业覆盖面广，而且那些没有正式研发支出的企业也汇总到产业数据中。因此，可以部分地克服已有研究中存在的样本选择问题。另外，本文样本时间跨度较长，能够综合反映中国这一时期内 R&D 的经济效应。

本文研究结果表明，中国大中型工业产业中 R&D 对生产率有显著促进作用，R&D 产出弹性约为 0.1—0.3。研究还表明，R&D 对产出的贡献还取决于技术机会、企业规模、产权结构等特定的约束条件；特别是，国有产权对 R&D 产出弹性有制约作用。本文以下部分的结构安排为：第二部分在生产函数理论上，对本文采用的估计模型及估计方法进行了说明。第三部分是对数据与变量的说明。第四部分为 R&D 产出弹性估计结果。第五部分在控制技术机会、企业规模和产权结构的条件下，测算了不同约束条件下的 R&D 产出弹性。第六部分为结论。

二、模 型

对于生产函数，理论上有柯布-道格拉斯 (CD) 生产函数、不变替代弹性 (CES) 生产函数和超越对数 (Translog) 生产函数。在实际应用中，由于柯布-道格拉斯函数有简单直观的性质，该函数是实证文献中最普遍使用的生产函数形式。在传统柯布-道格拉斯生产函数的基础上，将 R&D 投入引入生产要素，并考虑了时间效应和产业效应后，扩展后的柯布-道格拉斯生产函数可表示为，

$$Q_{it} = AC_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} K_{it}^{\gamma} e^{\lambda_t + u_i + \epsilon_{it}}, \quad (1)$$

Q 、 C 、 L 、 K 分别代表产出、资本投入、劳动投入及 R&D 资本。 A 为常数。 α 、 β 、 γ 分别表示资本的产出弹性、劳动的产出弹性和 R&D 资本的产出弹性。 λ_t 表示时间效应，代表技术变化率。 u_i 表示非观测个体效应，是指每个

产业所特有的不随时间而变化的未观测到的影响生产率的因素。 ε_{it} 为随机误差项。 i 代表产业, t 代表时间。

对(1)式两边取对数,则可得,

$$q_{it} = a + \alpha c_{it} + \beta l_{it} + \gamma k_{it} + \lambda t + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中, q 、 c 、 l 、 k 分别代表相应变量的对数形式。

在运用(2)式进行估计时,由于资本投入、劳动投入和R&D资本三个要素可能随时间有相同的变化趋势,因而变量之间可能存在严重的共线性问题。为减少共线性,通常以人均形式来表示各变量。设 $\alpha + \beta + \gamma = \mu$,将(1)式两边同除以 L ,并取对数后,经整理,(1)式可变为如下形式:

$$(q_{it} - l_{it}) = a + \alpha(c_{it} - l_{it}) + \gamma(k_{it} - l_{it}) + (\mu - 1)l_{it} + \lambda t + u_i + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

运用(3)式时, $\mu - 1$ 的估计值决定了生产函数规模报酬的性质。如果 $\mu - 1$ 的估计值显著大于零,生产函数表现为规模报酬递增特征。如果 $\mu - 1$ 的估计值显著小于零,生产函数表现为规模报酬递减特征。如果 $\mu - 1$ 的系数估计值不显著异于零,生产函数表现为规模报酬不变。在规模报酬不变的假定下(即假定 $\mu - 1 = 0$), (3)式将包括更少的变量,从而也可以减少变量之间的共线性问题。

在测算R&D产出弹性时,文献中通常有两种估计方法,即横截面方法和时间序列方法。横截面方法又有两种具体的估计方法:一种方法是直接使用所有变量的横截面和时间观测值(y_{it})做回归分析,此方法通常被称为混合数据法;另一种方法先求出每个变量在时间上的均值(\bar{y}_i),然后用变量的均值做回归分析,这种方法通常被称为“组间估计”(between estimates)(Griliches and Mairesse, 1984)。在这两种方法中,参数估计值主要受到不同横截面数据的影响,两种方法的估计结果通常非常接近(Mairesse and Sassenou, 1991)。需要注意的是,横截面方法没有考虑面板数据的结构特征,忽略了非观测个体效应的影响,估计结果可能是无效的和非一致的(Baltagi, 2001)。

时间序列方法通常又有“组内估计”(within estimates)和“差分”(differences regression)两种具体的估计方法。组内估计法又称为“固定效应法”(fixed effects),它用各变量减去其时间均值后形成的新变量($y_{it} - \bar{y}_i$)进行回归分析。这种方法也等同于考虑每个横截面有一个不同的截距,表示每个产业所特有的影响生产率的因素。

差分法用每个变量取时间上的差分后形成的新变量进行回归分析。对(3)式两边取一阶差分后形成的差分模型为,

$$\Delta(q_{it} - l_{it}) = \lambda + \alpha\Delta(c_{it} - l_{it}) + \gamma\Delta(k_{it} - l_{it}) + (\mu - 1)\Delta l_{it} + \Delta\varepsilon_{it}. \quad (4)$$

相对于横截面估计方法而言,组内估计和差分法的优点是考虑或消除了

那些不随时间而变化的非观测个体效应的影响。²另外，由于各变量在同一横截面的不同时间点之间的变化并不大，时间序列方法得到的 R&D 产出弹性往往小于横截面方法得到的 R&D 产出弹性（Congress of the United States, 2005）。

还需要注意的是，R&D 与生产率可能是相互决定的：R&D 有利于生产率增长，R&D 也可能取决于生产率水平。当 R&D 为内生变量时，它将与随机误差项相关，用 OLS 法估计时将造成估计结果是有偏的。但往往由于数据的限制，很难找到合适的工具变量，而且也很难找到严格外生的工具变量。在这种条件下，由于一阶差分法相当于以变量的增长率（ $\Delta \ln y \approx \Delta y / y$ ）而不是以变量的绝对值作回归分析，从而可以减少变量的内生性（Griliches, 1986）。而且，当自变量绝对值之间存在较大相关性时，自变量增长率之间却可能并不存在较大相关性，所以一阶差分法也有助于减少变量之间的共线性问题。

为了多角度反映中国工业中 R&D 对产出的影响，在下面的分析中我们将同时使用混合 OLS 法、固定效应法和一阶差分法分别估计 R&D 产出弹性，这有助于验证估计结果的稳定性与可靠性。

三、数据与变量

本文所使用的行业数据来自于 1993—2002 年的《中国科技统计年鉴》。每年选择 34 个大中型工业企业行业³，10 年共计 340 个观测值。观测样本中某些变量存在缺失值时，使用该缺失值前后年份的平均值来补充，从而形成了一个平衡面板数据。

根据数据的可得性，产出以销售收入来衡量。考虑到价格波动的影响，以 1993 年为基期，用工业品出厂价格指数对销售收入进行了平减以折算到实际值。物质资本投入应该以固定资本形成总额来衡量，但《中国科技统计年鉴》中并没有相应的数据，只给出了生产经营用设备原价这一物质投入要素，因此这里以生产经营用设备原价来近似代表物质资本投入。劳动投入以职工人数来衡量。R&D 投入以技术开发经费内部支出⁴来衡量。

² 在固定效应法中，由于个体效应 u_i 不随时间而变化，因此 u_i 减去其均值后变为零，非观测效应 u_i 随之消失。在差分法中，对 u_i 取差分后，也同样消除了非观测个体效应 u_i 的影响。

³ 在这 10 年中，《中国科技统计年鉴》的数据中还包括“其他矿采选业”、“其他制造业”两个行业，1997 年及之前的统计中还包括“武器弹药制造业”。因“其他矿采选业”和“其他制造业”的缺失值太多且数值很小，在数据集中剔除了这两个行业。此外，还剔除了电力蒸汽热水生产和供应业、煤气生产和供应业、自来水生产和供应业三个政府垄断性行业。

⁴ 根据《中国科技统计年鉴》的定义，本文的 R&D 投入具体是指技术开发经费内部支出。它是指年度内企业用于科技活动的实际支出，包括劳务费、科研业务费、科研管理费、非基建投资购建的固定资产、科研基建支出以及其他用于科技活动的支出，不包括生产性活动支出、归还贷款支出及转拨外单位支出。

由于 R&D 投入和生产设备对产出的贡献不仅表现在当期,对以后时期的产出也有重要影响,因而在估计生产函数时,一般是在核算物质资本存量和 R&D 资本存量的基础上再测算 R&D 产出弹性。我们利用文献中通常使用的永续盘存法 (Perpetual Inventory Method, PIM) 分别测算了生产设备存量和 R&D 资本存量 (吴延兵, 2006a, 2006c)。

需要注意的是,在 R&D 存量核算中,不同的折旧率可能会影响 R&D 产出弹性估计值。15% 是文献中最常用的 R&D 存量折旧率。Pakes and Schankerman (1984) 曾用专利数据测算出 25% 是 R&D 存量较高的折旧率。Hall and Mairesse (1995) 在其文章中分别使用了 15% 和 25% 的折旧率。在本文中,我们也分别设定了 15% 和 25% 的折旧率。

还需要注意的是,在估计 R&D 产出弹性时往往存在着 R&D 的双重计算 (double counting) 问题。R&D 投入由 R&D 资本投入和 R&D 人员投入构成。同时,物质资本投入 C 中包括了 R&D 资本投入部分,劳动投入 L 中包括了 R&D 人员投入部分。因此,如果将 R&D 投入作为一个独立的生产要素和物质资本投入 (C)、劳动投入 (L) 同时进入生产函数时,R&D 投入部分就会被重复计算 (Schankerman, 1981; Cuneo and Mairesse, 1984; Hall and Mairesse, 1995; Verspagen, 1995)。为了比较 R&D 双重计算问题校正前后的 R&D 产出弹性,我们对生产设备存量 C 和劳动投入 L 的测算分为校正前和校正后两种情况。从生产设备投入 (C) 中扣除了 R&D 投入部分中的设备购置费、从劳动人数 (L) 中扣除了技术开发人员数量,从而可以计算得到 R&D 双重计算问题校正后的生产设备存量和劳动人数。关于 R&D 存量与生产设备存量的测算方法和测算结果见文末附录部分。

图 1 和图 2 分别描绘了 R&D 双重计算问题校正前和校正后生产设备存量和劳动人数的时间变化模式。⁵附表 1 以 2002 年为例,列出了 R&D 重复计算问题校正前和校正后各产业生产设备存量的测算结果。关于本文所使用的各种变量的描述性统计见表 1。

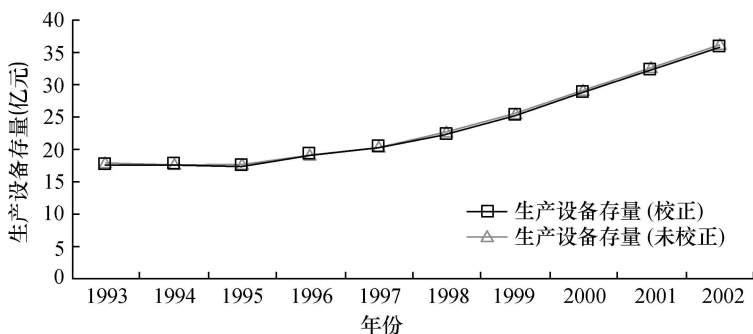


图 1 生产设备存量的时间变化模式

⁵ 由于 R&D 投入部分中的设备购置费仅占生产设备投入的很小比例,因而 R&D 重复计算问题校正前后的生产设备存量的差异并不大。

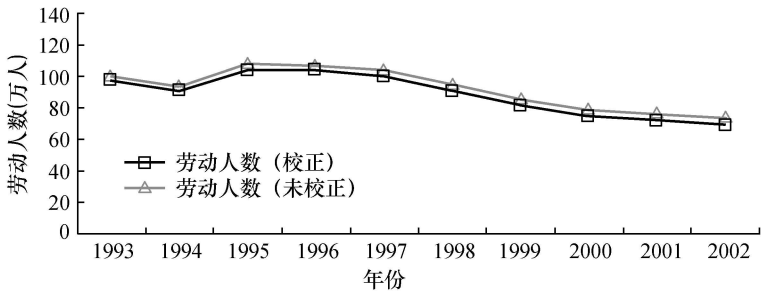


图 2 劳动人数的时间变化模式

表 1 变量描述性统计

	均值	标准差	中位数	最大值	最小值
销售收入	786.19	866.11	523.87	5963.68	7.65
设备存量(未校正)	2385.40	2702.26	1429.68	17502.51	42.07
设备存量(校正)	2371.06	2689.28	1421.85	17427.85	41.79
劳动人数(未校正)	91.87	97.73	54.91	766.54	3.04
劳动人数(校正)	88.33	95.31	53.60	763.61	2.94
R&D 存量($\delta=0.15$)	46.23	56.56	22.03	347.30	0.48
R&D 存量($\delta=0.25$)	31.63	40.07	14.87	282.25	0.32

注：(1)“未校正”是指生产设备和劳动人数在 R&D 重复计算问题校正前的数值。“校正”则是指生产设备中扣除了 R&D 投入部分中的设备购置费、劳动人数中扣除了 R&D 投入部分中的技术开发人员数后的数值。(2) 销售收入、生产设备存量和 R&D 存量的单位为亿元，劳动人数的单位为万人。

四、R&D 产出弹性估计结果

首先运用全部样本来估算 R&D 产出弹性。假定生产函数为规模报酬可变或规模报酬不变，并分别运用混合 OLS、固定效应法和一阶差分法来估计模型。在具体运用上述三种估计方法时，考虑到横截面存在着异方差问题，我们用 White 方法计算标准误差，从而给出稳健的 t 统计量。表 2 为规模报酬可变假定下生产函数的估计结果。表 3 为规模报酬不变假定下生产函数的估计结果。

由表 2 和表 3 可见，不管何种估计方法、生产函数具有怎样的性质、R&D 双重计算问题是否校正，以及 R&D 存量折旧率如何，均能发现 R&D 的系数估计值为正且高度显著。⁶ 总体而言，用不同估计方法和假定条件得到的 R&D 产出弹性约在 0.1—0.3。这意味着，R&D 存量每增加 1%，产出则相应增加约 0.1%—0.3%。先前大量经验文献均发现 R&D 对生产率有显著正影响，产业 R&D 产出弹性约为 0—0.50，主要集中于 0.10—0.20 (Griliches, 1988; Mairesse and Sassenou, 1991; Australian Industry Commission, 1995)。吴延兵 (2006b) 运用中国制造业数据发现 R&D 产出弹性约为 0.1。我们运用中国大中型工业企业的产业数据同样发现 R&D 对生产率

⁶ 唯一的例外是，规模报酬不变假定下使用差分法得到的 R&D 产出弹性的估计值并不显著。

有显著正影响。这些研究都表明, R&D是促进中国工业生产力增长的重要因素。

表2 全部产业 R&D 产出弹性估计结果一(规模报酬可变)

		Ln(C/L)	Ln(K/L)	Ln(L)	t	常数项	Adj. R^2	F 值	观测值
混合 OLS	未校正	0.4367	0.3290	-0.0709	0.0494	3.8172	0.6408	152.17	340
	$\delta=0.15$	(5.07)*	(9.58)*	(-2.35)**	(2.58)**	(5.48)*			
	校正	0.4325	0.3355	-0.07	0.0493	3.8170	0.6508	158.94	340
	$\delta=0.15$	(4.96)*	(9.75)*	(-2.30)**	(2.56)**	(5.54)*			
	校正	0.4166	0.3527	-0.0708	0.0476	4.0254	0.6630	164.77	340
	$\delta=0.25$	(4.77)*	(10.19)*	(-2.33)**	(2.49)**	(5.87)*			
固定效应 (FE)	未校正	0.2435	0.2258	0.1255	0.0877	4.2184	0.9992	11 605.69	340
	$\delta=0.15$	(3.69)*	(7.51)*	(2.21)**	(10.45)*	(3.04)*			
	校正	0.2454	0.2308	0.1164	0.0879	4.3014	0.9992	11 845.88	340
	$\delta=0.15$	(3.67)*	(7.96)*	(2.01)**	(10.40)*	(3.05)*			
	校正	0.2262	0.2068	0.0771	0.0906	5.3161	0.9993	12 417.24	340
	$\delta=0.25$	(3.34)*	(6.36)*	(1.31)	(10.95)*	(3.77)*			
一阶差分 (FD)	未校正	0.6364	0.1246	0.4825		0.0554	0.4247	74.31	306
	$\delta=0.15$	(3.96)*	(2.01)**	(2.53)**		(2.02)**			
	校正	0.6308	0.1289	0.4650		0.0560	0.4497	84.08	306
	$\delta=0.15$	(4.67)*	(2.06)**	(2.66)*		(2.23)**			
	校正	0.6325	0.0920	0.4307		0.0581	0.4499	84.15	306
	$\delta=0.25$	(4.73)*	(1.88)***	(2.59)**		(2.38)**			

注:括号中的数字表示 t 检验值。*、**、*** 分别代表参数估计值在 1%、5%、10% 水平上显著。

表3 全部产业 R&D 产出弹性估计结果二(规模报酬不变)

		Ln(C/L)	Ln(K/L)	t	常数项	Adj. R^2	F 值	观测值
混合 OLS	未校正	0.4497	0.3124	0.0515	2.8420	0.6350	197.56	340
	$\delta=0.15$	(5.10)*	(8.66)*	(2.83)*	(3.25)*			
	校正	0.4441	0.3211	0.0515	2.8525	0.6453	206.59	340
	$\delta=0.15$	(5.00)*	(8.87)*	(2.82)*	(3.27)*			
	校正	0.4278	0.3387	0.0499	3.0486	0.6534	213.99	340
	$\delta=0.25$	(4.82)*	(9.34)*	(2.76)*	(3.49)*			
固定效应 (FE)	未校正	0.1640	0.1845	0.0968	7.1425	0.9992	12 308.96	340
	$\delta=0.15$	(4.23)*	(5.16)*	(19.55)*	(15.42)*			
	校正	0.1711	0.1922	0.0964	7.0200	0.9992	12 482.47	340
	$\delta=0.15$	(4.10)*	(5.42)*	(19.17)*	(14.11)*			
	校正	0.1632	0.1887	0.0971	7.2159	0.9993	13 717.68	340
	$\delta=0.25$	(4.08)*	(5.47)*	(21.07)*	(15.47)*			
一阶差分 (FD)	未校正	0.3028	-0.0164		0.0964	0.4212	111.96	306
	$\delta=0.15$	(4.38)*	(-0.20)		(6.75)*			
	校正	0.3125	-0.0095		0.0958	0.4523	126.91	306
	$\delta=0.15$	(5.15)*	(-0.13)		(6.98)			
	校正	0.2873	0.0143		0.0965	0.4571	129.41	306
	$\delta=0.25$	(6.98)*	(0.30)		(7.17)*			

注:括号中的数字表示 t 检验值。*、**、*** 分别代表参数估计值在 1%、5%、10% 水平上显著。

虽然总体上 R&D 对生产率有显著促进作用，但是不同的估计方法和假定条件对 R&D 产出弹性估计值也有一定影响，可以把表 2 和表 3 的各种估计结果总结如下。

第一，混合 OLS 估计的 R&D 产出弹性大于固定效应法和一阶差分法的估计结果。不管生产函数是规模报酬可变还是规模报酬不变，混合 OLS 估计的 R&D 产出弹性均在 0.3 以上，固定效应法估计的结果为 0.2 左右，而一阶差分法的估计结果约为 0.1（规模报酬不变时估计结果甚至不显著）。文献中通常发现横截面方法估计的 R&D 产出弹性大于时间序列方法估计的 R&D 产出弹性。⁷混合 OLS 将数据当作一个横截面来处理，R&D 存量的差异主要来源于不同产业间的差异。由于产业的异质性，不同产业的 R&D 存量差异很大。固定效应法和差分法中，R&D 存量的差异主要来源于不同时间点上产业上的差异，同一个产业不同年份之间的 R&D 存量差异较小，估计的 R&D 产出弹性通常也较小。总体来说，由于固定效应法和差分法消除了行业个体效应的影响，R&D 产出弹性的估计偏差也较小。

第二，R&D 双重计算问题校正后的 R&D 产出弹性略大于 R&D 双重计算问题校正前的 R&D 产出弹性。在校正了 R&D 双重计算问题后，Schankerman (1981) 发现 R&D 产出弹性由 0.10 上升至 0.16，Cuneo and Mairesse (1984) 发现 R&D 产出弹性由 0.11 上升至 0.21。Hall and Mairesse (1995) 也发现了相同的趋势。这里的估计结果与他们的结论具有相似性。例如，在规模报酬可变和 R&D 存量折旧率为 15% 的假定下，由混合 OLS 法的估计结果可见，校正前后的 R&D 产出弹性分别为 0.3290 和 0.3355；由固定效应法的估计结果可见，校正前后的 R&D 产出弹性分别为 0.2258 和 0.2308。在规模报酬不变假定下也能发现 R&D 重复计算校正后的 R&D 产出弹性总是大于 R&D 重复计算校正前的 R&D 产出弹性。校正前后估计的 R&D 产出弹性的差别并不大，这可能是由于 R&D 投入中的设备购置费仅占生产设备投入的很小比例，使得校正前后的生产设备存量仅有微小变化（如图 1 和附表 1 所示），从而导致校正前后的 R&D 产出弹性估计值也仅有微小的差别。

第三，不同折旧率对 R&D 产出弹性仅有微小的影响。为了考察 R&D 存量的不同折旧率对 R&D 产出弹性的影响，分别对 δ 使用了 15% 和 25% 的折旧率。由表 2 和表 3 可见，对 R&D 双重计算问题校正后，固定效应法和一阶差分法的估计结果表明，用 15% 的折旧率估计的 R&D 产出弹性略大于用 25% 的折旧率估计的 R&D 产出弹性。但是混合 OLS 的估计结果表明，用 15% 的折旧率估计的 R&D 产出弹性略小于用 25% 的折旧率估计的 R&D 产出

⁷ 例如，当分别使用横截面和时间序列方法时，Cuneo and Mairesse (1984) 发现 R&D 产出弹性从 0.14 下降至 0.08，Harhoff (1998) 发现 R&D 产出弹性从 0.13 下降至 0.08。

弹性。Griliches (1980)、Hall and Mairesse (1995)、Harhoff (1998) 在研究中采用了不同的折旧率 (10%、15%、20%、25%、30%) 后发现, 不同折旧率对 R&D 产出弹性估计值的影响并不大。甚至在折旧率为 100% 的极端假定下, R&D 产出弹性也基本稳定 (Hall and Mairesse, 1995)。本文也同样发现不同折旧率对 R&D 产出弹性仅有微小的影响。

第四, 规模报酬可变假定下的 R&D 产出弹性略大于规模报酬不变假定下的 R&D 产出弹性。由表 2 和表 3, 以固定效应法的估计结果为例, 对 R&D 双重计算问题校正后且折旧率为 15% 时, 规模报酬可变假定下的 R&D 产出弹性为 0.2308, 规模报酬不变假定下的 R&D 产出弹性为 0.1922, 前者比后者大约 4%。根据其他估计方法和假定条件得到的估计值也能发现相同的结论。Griliches (1986) 在规模报酬可变与不变的假定下发现 R&D 产出弹性仅有很小的差别。Hall and Mairesse (1995) 则发现规模报酬可变假定下的 R&D 产出弹性大于规模报酬不变假定下的 R&D 产出弹性。我们这里的估计结果与 Hall and Mairesse (1995) 的研究结论相似。

总之, 无论将生产函数设定为规模报酬可变或不变, 无论采用何种估计方法, 无论 R&D 双重计算问题是否校正, 以及无论 R&D 存量折旧率如何, 我们均能发现中国工业产业中 R&D 对生产率有显著的积极影响。虽然不同方法得到的 R&D 产出弹性的估计值不尽相同, 但 R&D 与生产率之间的正向关系无疑得到了确证。这表明, 有更多 R&D 投入的产业将有更高的生产力水平。因而, 加大 R&D 投入力度, 是促进我国经济长期持续增长的重要途径。

五、不同约束条件下的 R&D 产出弹性估计

运用全部样本估计 R&D 产出弹性时, 暗含的假定是各产业具有相同的生产技术, R&D 产出弹性在各产业中是相同的。显然, 产业技术水平、企业规模和产权性质等因素对 R&D 产出弹性会有影响。为了检验这些因素的影响作用, 按照各产业技术水平、企业规模和产权结构的特点, 我们对整个工业行业进行了分组处理, 进而探讨不同约束条件下的 R&D 产出弹性。因为固定效应法和一阶差分法考虑了行业个体效应影响, 估计结果更为可靠, 为节省篇幅, 以下分析只报告这两种估计方法的测算结果。同样为节省篇幅的考虑, 以下分析也只报告了规模报酬可变假定条件下 R&D 产出弹性的测算结果。

(一) 按技术水平分组的 R&D 产出弹性估计

根据《2000 年全国 R&D 资源清查工业资料汇编》的有关数据, R&D 强度最高 (R&D 经费内部支出和外部支出占产值、增加值和销售收入等 6 项指标都高于工业平均水平) 的产业是电子及通信设备制造业、仪器仪表及文化办公用机械制造业、电气机械及器材制造业、交通运输设备制造业、普通机

械制造业和专用设备制造业等 6 个机电行业。R&D 强度较高 (R&D 经费支出比重等 6 项指标中有 5 项高于整个工业平均水平) 的产业还有化学原料及制品制造业、医药制造业、塑料制品业和金属制品业等 4 个行业。我们将以上 10 个行业划归为技术水平较高的行业 (高科技行业), 其他 24 个行业则归为技术水平较低的行业 (非高科技行业)。

根据产业技术水平分组的 R&D 产出弹性的估计结果如表 4 所示。由表 4 可见, 不管是高科技产业还是非高科技产业, 固定效应法得到的 R&D 产出弹性大于一阶差分法得到的 R&D 产出弹性; R&D 双重计算问题校正前和校正后得到的 R&D 产出弹性差别并不大; 较高的 R&D 存量折旧率得到的 R&D 产出弹性较小。这些结果与运用全部样本时得到的估计结果具有一致性。

表 4 按技术水平分组的 R&D 产出弹性估计结果

		Ln(C/L)	Ln(K/L)	Ln(L)	<i>t</i>	常数项	Adj. R ²	F 值	观测值
技术水平较高的产业									
固定 效应 (FE)	未校正	0.3586	0.6692	-0.0264	0.0253	1.2348	0.9996	14 721.92	100
	$\delta=0.15$	(1.41)	(2.47)**	(-0.33)	(3.28)*	(0.69)			
	校正	0.3573	0.6734	-0.0238	0.0249	1.1798			
	$\delta=0.15$	(1.41)	(2.53)**	(-0.30)	(3.10)*	(0.65)			
	校正	0.3402	0.5569	-0.1614	0.0318	4.50			
	$\delta=0.25$	(1.36)	(2.56)**	(-1.56)	(3.64)*	(1.74)***			
一阶 差分 (FD)	未校正	0.6966	0.4110	0.1454		0.0241	0.5797	41.91	90
	$\delta=0.15$	(1.71)***	(2.13)**	(0.50)		(0.65)			
	校正	0.6309	0.4777	0.0926		0.0229			
	$\delta=0.15$	(1.46)	(2.31)**	(0.30)		(0.60)			
	校正	0.6344	0.4011	0.0219		0.0256			
	$\delta=0.25$	(1.53)	(2.35)**	(0.07)		(0.66)			
技术水平较低产业									
固定 效应 (FE)	未校正	-0.0059	0.2578	-0.0093	0.1142	8.6551	0.9992	11 605.41	240
	$\delta=0.15$	(-0.04)	(9.47)*	(-0.13)	(6.91)*	(3.71)*			
	校正	0.0144	0.2525	-0.0154	0.1125	8.5542			
	$\delta=0.15$	(0.10)	(9.28)*	(-0.22)	(6.54)*	(3.54)*			
	校正	-0.0019	0.2236	-0.0614	0.1152	9.6500			
	$\delta=0.25$	(-0.01)	(8.67)*	(-0.81)	(6.65)*	(3.82)*			
一阶 差分 (FD)	未校正	0.1453	0.1448	0.0389		0.1071	0.3237	35.31	216
	$\delta=0.15$	(0.89)	(2.01)**	(0.21)		(4.59)*			
	校正	0.1879	0.1419	0.0618		0.1047			
	$\delta=0.15$	(1.24)	(2.02)**	(0.34)		(4.41)*			
	校正	0.1886	0.0964	0.0185		0.1074			
	$\delta=0.25$	(1.24)	(1.83)***	(0.11)		(4.71)*			

注: 括号中的数字表示 *t* 检验值。*、**、*** 分别代表参数估计值在 1%、5%、10% 水平上显著。

更主要的是, 将全部产业按照技术水平分组后, 技术机会对 R&D 产出弹性有明显影响。高科技产业分组中, 固定效应法和一阶差分法得到的 R&D 产出弹性分别为 0.5—0.7 和 0.4—0.5。非高科技产业分组中, 固定效应法和一

阶差分法得到的 R&D 产出弹性分别为 0.2—0.3 和 0.1 左右。可以看到,高科技产业分组中的 R&D 产出弹性明显大于非高科技产业分组中的 R&D 产出弹性,而且大于全部样本回归得到的 R&D 产出弹性。这一结论不仅与国外学者的研究结论相似(Griliches and Mairesse, 1984; Cuneo and Mairesse, 1984),而且与 Hu *et al.* (2005)、吴延兵(2006b)运用中国数据得到的结论也相一致。他们都曾发现技术机会多的产业 R&D 产出弹性也较高。相对而言,高科技产业技术机会多,比一般产业部门有更多的 R&D 投入,因而对产出做出了更大贡献。

(二) 按企业规模分组的 R&D 产出弹性估计

我们以行业职工人数/企业数量表示企业平均规模。如果某个行业在 1994—2002 年期间企业平均职工人数的均值大于 1 148 人(1 148 是全部行业 1994—2002 年期间企业平均职工人数的中位数⁸),则将该行业划归为企业平均规模较大的产业分组;否则将该行业划归为企业平均规模较小的产业分组。企业平均规模较大的产业有 17 个,它们是煤炭采选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业、木材及竹材采运业、烟草加工业、纺织业、石油加工及炼焦业、化学原料及制品业、化学纤维制造业、橡胶制品业、黑色金属冶炼及延压加工业、有色金属冶炼及延压加工业、普通机械制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业。

按照企业平均规模分组的 R&D 产出弹性的估计结果如表 5 所示。企业平均规模较大的产业分组中,固定效应法和一阶差分法得到的 R&D 产出弹性分别约为 0.3 和 0.4,而企业平均规模较小的产业分组中用两种估计方法得到的 R&D 产出弹性分别约为 0.2 和 0.1。企业规模较大产业分组中估计的 R&D 产出弹性总是大于企业规模较小产业分组中相应方法估计的 R&D 产出弹性。这表明,R&D 在大企业中比在小企业中对产出有更大的影响。

关于规模较大的企业 R&D 产出弹性也较高的原因,Griliches (1986)认为,大企业不仅有实力从事应用研究,而且也有能力从事基础研究,这使得大企业的 R&D 收益率较高。其他可能原因包括:大企业资金实力雄厚,比小企业具备更大的承担创新风险的能力,在研发投入上更有积极性;大企业占有较大的市场份额,能有效地分摊研发的固定成本,从而能得到较高的研发收益。

⁸ 由于 1993 年的统计中没有大中型工业企业的企业数量数据,不能计算出企业的平均职工人数。因此,对企业平均职工人数的计算是从 1994 年开始的。34 个行业 1994—2002 年期间企业平均职工人数的均值为 3 086 人。由于在 34 个行业中,企业平均职工人数的均值大于 3 086 人的行业仅有 6 个,如果按此标准分组会造成企业平均规模较大的产业分组中样本量过小。因此,我们采用了企业平均职工人数的中位数作为划分产业分组的标准。

表5 按企业规模分组的 R&D 产出弹性估计结果

		Ln(C/L)	Ln(K/L)	Ln(L)	t	常数项	Adj. R ²	F 值	观测值
企业平均规模较大的产业									
固定 效应 (FE)	未校正	0.2792	0.2819	-0.2543	0.0462	8.5699	0.9995	14 373.62	153
	$\delta=0.15$	(4.77)*	(6.46)*	(-4.66)*	(5.27)*	(7.75)*			
	校正	0.2709	0.2887	-0.2644	0.0465	8.7611	0.9995	14 290.72	153
	$\delta=0.15$	(4.71)*	(6.81)*	(-5.02)*	(5.36)*	(8.14)*			
	校正	0.2178	0.2979	-0.3402	0.0480	10.4854	0.9995	15 875.99	153
	$\delta=0.25$	(3.70)*	(7.78)*	(-6.61)*	(6.12)*	(9.60)*			
一阶 差分 (FD)	未校正	0.0453	0.4242	-0.2533		0.0641	0.4998	45.97	136
	$\delta=0.15$	(0.49)	(4.65)*	(-2.15)**		(4.31)*			
	校正	0.0463	0.4252	-0.2580		0.0644	0.5154	48.85	136
	$\delta=0.15$	(0.50)	(4.60)*	(-2.18)**		(4.27)*			
	校正	0.0561	0.3340	-0.3398		0.0679	0.5209	49.92	136
	$\delta=0.25$	(0.62)	(4.71)*	(-2.69)*		(4.61)*			
企业平均规模较小的产业									
固定 效应 (FE)	未校正	0.1652	0.2169	-0.3538	0.1028	11.5002	0.9998	40 812.36	153
	$\delta=0.15$	(7.04)*	(3.59)*	(-3.82)*	(15.78)*	(6.50)*			
	校正	0.1673	0.2192	-0.3611	0.1030	11.56	0.9998	39 208.77	153
	$\delta=0.15$	(7.18)*	(3.61)*	(-3.90)*	(15.73)*	(6.51)*			
	校正	0.1611	0.1994	-0.3780	0.1032	12.0879	0.9998	39 317.48	153
	$\delta=0.25$	(6.36)*	(3.66)*	(-4.19)*	(15.80)*	(7.08)*			
一阶 差分 (FD)	未校正	0.3682	0.0873	-0.0709		0.0965	0.5755	62.01	136
	$\delta=0.15$	(4.88)*	(2.06)**	(-0.54)		(8.90)*			
	校正	0.3680	0.0831	-0.0999		0.0970	0.5795	63.01	136
	$\delta=0.15$	(4.62)*	(1.98)**	(-0.75)		(9.13)*			
	校正	0.3751	0.0544	-0.1192		0.0983	0.5777	62.56	136
	$\delta=0.25$	(4.78)*	(1.52)	(-0.88)		(9.46)*			

注：括号中的数字表示 t 检验值。*、**、*** 分别代表参数估计值在 1%、5%、10% 水平上显著。

(三) 按国有产权比重分组的 R&D 产出弹性估计

我们以国有工业产值占工业总产值的比重来表示国有产权结构。⁹ 如果某个行业在 1993—2002 年期间国有产权比重的均值大于 0.423 (0.423 为全部行业 1993—2002 年期间国有产权比重的均值)，则将该产业划归为国有产权

⁹ 关于国有产权比重这个指标，需要说明如下：(1)《中国科技统计年鉴》和《中国统计年鉴》中并没有分行业大中型国有工业企业总产值数据，由于本文中的数据口径是大中型工业企业，这样就不能得到国有产权比重的精确衡量。作为替代性指标，我们用行业国有工业企业总产值占行业工业企业总产值的比重来代表大中型工业企业行业的国有产权比重。由于国有企业往往集中在大中型工业企业中，所以这一替代性指标实际上是低估了大中型工业企业的国有产权比重。(2)《中国统计年鉴》1998 年的统计数据中没有国有工业企业总产值数据，所以不能计算出该年的国有产权比重，我们用 1997 年和 1999 年国有产权比重的平均值来表示。(3)替代性指标也存在着数据统计口径不一致的问题。1998 年之前的工业统计范围为全部独立核算工业企业，1998 年工业统计范围改为全部国有及规模以上非国有工业企业。在这种情况下，我们取各行业 1993—2002 年期间国有产权比重的均值，若其均值大于 0.423，则归入国有产权比重高产业组。

比重高的产业。其他产业则划归为国有产权比重低的产业。国有产权比重高的产业有 14 个,它们是煤炭采选业、石油和天然气开采业、有色金属矿采选业、木材及竹材采运业、食品加工业、饮料制造业、烟草加工业、石油加工及炼焦业、化学原料及制品业、医药制造业、黑色金属冶炼及延压加工业、有色金属冶炼及延压加工业、专用设备制造业、交通运输设备制造业。

按照国有产权比重分组的 R&D 产出弹性的估计结果见表 6。国有产权比重高的产业分组中, R&D 产出弹性的估计值在统计上均不显著,这意味着 R&D 对产出没有显著影响。国有产权比重低的产业分组中, R&D 对产出有显著正影响,固定效应法和一阶差分法得到的 R&D 产出弹性约为 0.2—0.3。

表 6 按国有产权比重分组的 R&D 产出弹性估计结果

		Ln(C/L)	Ln(K/L)	Ln(L)	t	常数项	Adj. R ²	F 值	观测值
国有产权比重较高的产业									
固定效应 (FE)	未校正	0.1347	-0.0710	0.0130	0.1208	9.3203	0.9986	5 633.25	140
	$\delta=0.15$	(1.13)	(-0.28)	(0.06)	(4.85)*	(1.68)***			
	校正	0.1160	-0.0558	-0.0685	0.1204	10.5858			
一阶差分 (FD)	$\delta=0.15$	(1.06)	(-0.21)	(-0.30)	(4.46)	(1.84)***	0.9980	4 044.30	140
	校正	0.0862	-0.0040	-0.0492	0.1196	10.2781	0.9980	4 131.97	140
	$\delta=0.25$	(0.78)	(-0.02)	(-0.28)	(4.79)*	(2.23)**			
未校正	0.8480	0.0297	1.2387		0.0477	0.1577			
$\delta=0.15$	(3.02)*	(0.21)	(2.88)*		(1.05)				
校正	0.8856	0.0757	1.3033		0.0439		0.1105	6.18	126
$\delta=0.15$	(2.30)**	(0.49)	(2.34)**		(0.82)				
校正	0.8740	0.0801	1.2956		0.0438	0.1111			
$\delta=0.25$	(2.29)**	(0.72)	(2.33)**		(0.83)				
国有产权比重较低产业									
固定效应 (FE)	未校正	0.5671	0.2757	0.2256	0.0381	-1.1068	0.9994	13 828.97	200
	$\delta=0.15$	(4.35)*	(11.28)*	(1.66)***	(2.54)**	(-0.35)			
	校正	0.5593	0.2812	0.2172	0.0386	-0.9333			
$\delta=0.15$	(4.55)*	(11.41)*	(1.64)	(2.70)*	(-0.31)				
校正	0.5490	0.2499	0.1770	0.0410	0.0503	0.9995	14 543.34	200	
$\delta=0.25$	(4.27)*	(9.43)*	(1.32)	(2.80)*	0.0162				
一阶差分 (FD)	未校正	0.9444	0.1885	0.5450					0.0090
	$\delta=0.15$	(2.82)*	(3.60)*	(1.57)		(0.19)			
	校正	0.9208	0.1945	0.5160		0.0105	0.7401	170.93	180
$\delta=0.15$	(2.92)*	(3.63)*	(1.55)		(0.23)				
校正	0.9297	0.1531	0.4841		0.0120	0.7401			
$\delta=0.25$	(2.97)*	(4.05)*	(1.46)		(0.27)				

注:括号中的数字表示 t 检验值。*、**、*** 分别代表参数估计值在 1%、5%、10% 水平上显著。

R&D 在不同性质产权结构的产业中表现出完全不同的作用,其中的原因在于产权结构的不同导致创新激励和创新效率的不同。国有企业所有者缺位,存在着严重的委托代理问题,缺乏有效的激励监督机制和有效的经理选择机

制，导致国有企业缺乏技术创新的激励，普遍存在着效率较低的问题。从而国有产权表现出对 R&D 产出弹性的抑制作用。在国有产权比重较低的产业分组中，产权界定较为清晰，激励与监督机制相对有效，有限资源得以有效配置和充分利用，R&D 对产出表现出积极促进作用。这说明，明晰的产权制度是 R&D 充分发挥作用的重要条件。

(四) 稳健性检验¹⁰

上面通过产业分组的方式考察了技术机会、企业规模和产权结构对 R&D 产出弹性的影响，下面通过这些变量与 $\ln(K/L)$ 的交互作用来验证上述结论的稳健性。考虑到一阶差分法比固定效应法能更有效地解决变量的内生性和共线性问题，由此设定如下形式的差分模型，

$$\begin{aligned} \Delta(q_{it} - l_{it}) = & \lambda + \alpha\Delta(c_{it} - l_{it}) + \gamma\Delta(k_{it} - l_{it}) + (\mu - 1)\Delta l_{it} \\ & + \omega_1 \text{TECH} \times \Delta(k_{it} - l_{it}) + \omega_2 \text{SIZE}_{it} \times \Delta(k_{it} - l_{it}) \\ & + \omega_3 \text{OWN}_{it} \times \Delta(k_{it} - l_{it}) + \Delta\varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (5)$$

(5) 式中，TECH 为代表技术机会的虚拟变量。如果某行业为高科技行业，则 $\text{TECH}=1$ ；否则， $\text{TECH}=0$ 。SIZE 为企业规模变量，用行业职工人数/企业数量来表示。OWN 为国有产权比重，用国有工业总产值/工业总产值来表示。如果 ω_1 、 ω_2 、 ω_3 这些系数估计值显著大于零，则表示技术机会多、企业平均规模大、国有产权比重高的产业有更大的 R&D 产出弹性。由上述的估计结果与分析，我们预期 $\omega_1 > 0$ 、 $\omega_2 > 0$ 、 $\omega_3 < 0$ 。为了验证估计结果的稳定性，我们还将分别单独考察 TECH、SIZE、OWN 这三个变量与 $\ln(K/L)$ 的交互作用。而且为节省篇幅，我们只考虑 R&D 双重计算问题校正后的估计结果。估计结果如表 7 所示。

表 7 稳健性检验：变量交互作用对生产率的影响

	校正, $\delta=0.15$				校正, $\delta=0.25$			
$\Delta \ln(C/L)$	0.4427 (4.44)*	0.5836 (4.97)*	0.9142 (3.29)*	0.7992 (2.96)*	0.4422 (4.25)*	0.5882 (5.05)*	0.8935 (3.20)*	0.7639 (2.77)*
$\Delta \ln(K/L)$	0.0808 (1.15)	0.0954 (1.51)	0.4769 (3.31)*	0.5030 (3.49)*	0.0395 (0.73)	0.0620 (1.24)	0.4418 (2.97)*	0.4556 (3.04)*
$\Delta \ln(L)$	0.2455 (2.05)**	0.4121 (2.61)*	0.6867 (1.99)**	0.6262 (1.81)***	0.2050 (1.72)***	0.3833 (2.56)**	0.6631 (1.86)***	0.5693 (1.56)
TECH \times	0.5644			0.8578	0.5379			0.7841
$\Delta \ln(K/L)$	(8.00)*			(4.16)*	(7.17)*			(3.60)*
SIZE \times		0.2047		0.5382		0.1983		0.4852
$\Delta \ln(K/L)$		(4.51)*		(3.70)*		(3.96)*		(2.98)*

¹⁰ 一位匿名审稿人建议用技术水平、企业规模、国有产权等变量与 $\ln(K/L)$ 的交叉项进行稳健性检验。作者非常感谢审稿人的这一建议。

(续表)

	校正, $\delta=0.15$				校正, $\delta=0.25$			
OWN \times $\Delta \ln(K/L)$		-1.1762 (-2.62)*	-1.7894 (-3.14)*			-1.0480 (-2.23)**	-1.5907 (-2.57)*	
常数项	0.0620 (3.69)*	0.0612 (2.70)*	0.0315 (0.89)	0.0297 (0.91)	0.0644 (3.83)*	0.0627 (2.84)*	0.0326 (0.91)	0.0320 (0.95)
Adj. R^2	0.4696	0.4648	0.4620	0.5481	0.4762	0.4649	0.4421	0.5244
F 值	68.51	67.22	66.48	62.66	70.33	67.25	61.42	57.05
观测值	306	306	306	306	306	306	306	306

注: 括号中的数字表示 t 检验值。*、**、*** 分别代表参数估计值在 1%、5%、10% 水平上显著。

由表 7 可见, 无论是单独考察 TECH、SIZE、OWN 与 $\ln(K/L)$ 的交互作用, 还是将它们的交互作用同时放在一个回归模型中, 均能发现交互作用项的系数估计值符合上述预期, 且在统计上非常显著。这表明, 技术机会多、企业平均规模较大的产业的确有更大的 R&D 产出弹性, 而国有产权比重较低的产业则有更大的 R&D 产出弹性。

六、结 论

中国人均资源缺乏, 粗放型的经济增长方式不可能长期维持。从长期看, 中国经济的绩效将取决于自主创新、获取和扩散新技术的能力。因而, 发展出自己独立自主的研发体系, 是中国真正具有国际竞争能力、跻身于世界经济强国的重要条件。所以, 揭示出中国的 R&D 与生产率之间的关系, 正确评价 R&D 投入对经济增长的贡献, 是中国经济增长模式转变中不可回避的重要问题。本文就是这方面的初步探索。

本文运用 1993—2002 年中国大中型工业企业行业面板数据, 在生产函数理论上测算了中国工业的 R&D 产出弹性。本文估计结果表明, 中国大中型工业企业产业的 R&D 产出弹性约为 0.1—0.3。无论生产函数具有怎样的性质、R&D 双重计算问题是否校正、R&D 资本存量折旧率如何, 以及估计方法有何不同, 几乎均能发现 R&D 对生产率有显著正影响。这意味着 R&D 是促进中国工业生产力增长的重要因素。所以, 采取必要措施, 如加强知识产权保护、增加科研资助、大力发展风险投资和孵化器等, 从而激励企业加大 R&D 投入力度, 是促进中国经济长期增长的重要政策选择。

按照产业技术水平、企业规模和国有产权比重对样本分组后的估计结果表明, 技术水平较高、企业平均规模较大、国有产权比重较低的产业分组中, R&D 产出弹性较大; 而在国有产权比重较高的产业分组中, R&D 对产出并没有显著影响。这些结论表明, 产业技术机会多、企业规模较大的产业中,

R&D 更是促进生产力增长的因素。更重要的是，本文发现国有产权对 R&D 产出弹性有制约作用，这说明界定清晰的产权结构是生产要素充分发挥作用的重要条件，这证明了国有产权改革的必要性。

附录 1 R&D 存量 K 的测算

对 R&D 资本存量的估算一般用永续盘存法 (Perpetual Inventory Method, PIM)。参照 Griliches (1986, 1998)、Goto and Suzuki (1989) 的方法, t 期的 R&D 资本存量可以用过去所有时期的 R&D 支出现值与 $t-1$ 期的 R&D 资本存量现值之和来表示, 即,

$$K_t = \sum_{k=1}^n \mu_k E_{t-k} + (1-\delta)K_{t-1}, \quad (\text{A.1})$$

K 代表 R&D 资本存量, E 代表 R&D 支出, k 为滞后期, μ 为 R&D 支出滞后贴现系数, δ 为 R&D 资本存量的折旧率。因为难以得到 R&D 支出的滞后结构, 一般假定平均滞后期为 θ , 并假定 $t-\theta$ 期的 R&D 支出直接构成了 t 时期的 R&D 资本存量的增量, 即, $k=\theta$ 时, $\mu_k=1$; $k \neq \theta$ 时, $\mu_k=0$, 因而使得 $\sum_{k=1}^n \mu_k E_{t-k} = E_{t-\theta}$ 。在中国各产业中, 我们假定平均滞后期 $\theta=1$, 则 (A.1) 式可以转化为

$$K_t = E_{t-1} + (1-\delta)K_{t-1}. \quad (\text{A.2})$$

利用永续盘存法 (A.2) 式核算 R&D 资本存量时, 要涉及这样几个问题: (1) R&D 支出价格指数的构造, 以折算到不变价格; (2) 折旧率 δ 的确定; (3) 基期 R&D 资本存量 K_0 的确定。下面对其进行简要说明。

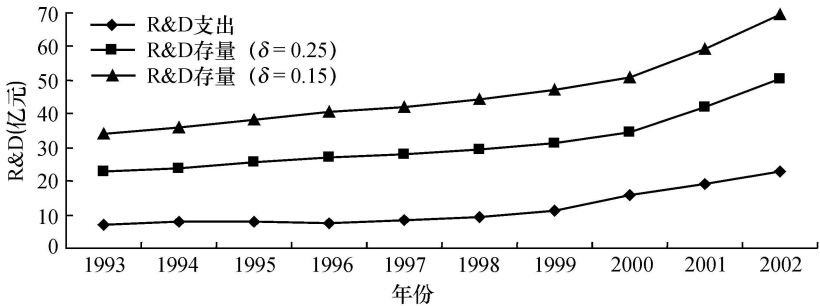
首先, 构造 R&D 支出价格指数。R&D 价格指数的构造一直是创新经济学研究中的一个棘手的问题 (Mansfield, 1984)。Jaffe (1972) 将 R&D 支出价格指数表示为非金融企业中工资价格指数和 GNP 隐含指数的加权平均值, 前者权重为 0.49, 后者权重为 0.51。Griliches (1980)、Jensen (1987) 在其实证研究文章中沿用了这一方法。Loeb and Lin (1977) 以 R&D 人员的工资价格指数和设备投资的 GNP 价格指数的加权平均值来表示, 前者赋予 0.55 的权重, 后者赋予 0.45 的权重。朱平芳和徐伟民 (2003) 将 R&D 支出价格指数设定为消费物价指数和固定资产投资价格指数的加权平均值, 其中消费物价指数的权重为 0.55, 固定资产投资价格指数的权重为 0.45。借鉴 Loeb and Lin (1977)、朱平芳和徐伟民 (2003) 的方法, 本文中 R&D 支出价格指数使用消费物价指数和固定资产投资价格指数的加权平均值来表示, 其权重分别为 0.55 和 0.45, 然后运用构建的 R&D 价格指数对数据平减得到 R&D 支出的实际值。

其次, 确定 R&D 资本存量的折旧率 δ 。据已有文献来看, 文献中经常根据经验直接将折旧率 δ 设定为 15% (Griliches and Lichtenberg, 1984; Jaffe, 1988; Hall and Mairesse, 1995; Adams and Jaffe, 1996; Crépon and Duguet, 1997)。Hu *et al.* (2005) 在研究 R&D 与技术转移对中国大中型制造企业生产率的影响时, 对 R&D 资本存量的测算也使用了 15% 的折旧率。本文也用 15% 来折旧中国各产业的 R&D 存量。但为了验证和比较不同折旧率对 R&D 存量和 R&D 产出弹性的影响, 根据 Pakes and Schankerman (1984)、Hall and Mairesse (1995) 的方法, 我们还假定了 25% 的折旧率。

最后,还要确定基年 R&D 资本存量 K_0 。根据 Goto and Suzuki (1989)、Coe and Helpman (1995) 的方法,假定 R&D 资本存量 K 的平均增长率等于 R&D 支出 E 的平均增长率,即 $(K_t - K_{t-1})/K_{t-1} = (E_t - E_{t-1})/E_{t-1} = g$, 其中 g 为 E 的平均增长率。由此可得,当 $t=1$ 时, $K_1 = (1+g)K_0$ 。又由 (A.2) 式可得, $t=1$ 时, $K_1 = E_0 + (1-\delta)K_0$ 。将上述两式合并,可以计算出基期 R&D 资本存量为:¹¹

$$K_0 = E_0 / (g + \delta). \quad (\text{A.3})$$

假定 R&D 支出的平均增长率为 5%¹² (Hall and Mairesse, 1995)。当折旧率 $\delta=15\%$ 时, $K_0 = E_0 / (0.05 + 0.15) = 5E_0$, 即基期 R&D 存量是基期 R&D 支出的 5 倍。当折旧率 $\delta=25\%$ 时, $K_0 = E_0 / (0.05 + 0.25) = (10/3)E_0$, 即基期 R&D 存量是基期 R&D 支出的 10/3 倍。在不同的折旧率条件下核算出基期 R&D 存量后,就可以运用 (A.2) 式计算出两种折旧率下各产业 1994—2002 年各年的 R&D 资本存量。附表 1 列出了 2002 年以不同折旧率估算出的各产业的 R&D 资本存量。附图 1 描绘了 R&D 支出与 R&D 资本存量 1993—2002 年期间的的时间变化模式。可见,1993—1999 年期间, R&D 支出几乎没有增长;1999 年之后, R&D 支出有较大幅度增长。用两种折旧率估算的 R&D 资本存量有相同的时间变化模式:2000 年之前, R&D 存量增长缓慢,2000 年之后有较大幅度增长。



附图 1 R&D 存量与 R&D 支出的时间变化模式

附录 2 生产设备存量 C 的测算

对生产设备存量 C 的测算也利用永续盘存法,其公式为,

$$C_t = I_t + (1-\delta)C_{t-1}, \quad (\text{A.4})$$

C 表示生产设备存量。 I 表示生产设备原价。对于生产设备原价,以 1993 年为基期用固定资产投资价格指数对其进行了平减以折算到实际值。测算生产设备存量的关键是确定折旧

¹¹ 基期 R&D 存量也可以用以下方法导出。设样本前(1993 年之前)所有时期的 R&D 支出的平均增长率为 g , 则基期 R&D 存量可以表示为,

$$\begin{aligned} K_0 &= E_{-1} + (1-\delta)E_{-2} + (1-\delta)^2E_{-3} + \dots = E_{-1} + \frac{1-\delta}{1+g}E_{-1} + \left(\frac{1-\delta}{1+g}\right)^2E_{-1} + \dots \\ &= E_{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{1-\delta}{1+g}\right)^s = E_{-1} \frac{1+g}{g+\delta} = \frac{E_0}{g+\delta} \end{aligned}$$

¹² 相对于折旧率 δ 而言, R&D 支出的平均增长率 g 的假定相对并不重要。因为 g 仅对基期 R&D 存量测算有影响,而 δ 则影响各时期的 R&D 存量测算。由 (A.3) 式也可见,当 g 与 δ 之和作为分母时, δ 的取值可以抵消 g 的作用。因此, δ 是 R&D 存量核算中的关键参数,这也是大量文献特别关注 δ 的原因。

率和基期存量。然而国内对折旧率和基期存量并没有统一的核算方法，可谓莫衷一是。黄永峰等（2002）对一项中国制造业资本存量的研究中，估计设备的寿命期为 16 年，进而估算出设备的折旧率为 17%。张军 *et al.*（2004）假定设备的寿命期为 20 年，进而计算的折旧率约为 15%。我们采用了黄永峰 *et al.*（2002）的方法，假定折旧率 σ 为 17%。对于基期存量，Young（2000）、张军 *et al.*（2004）用基期资本投入除以 10% 作为基期资本存量。在本文中我们也用基期生产设备原价除以 10% 作为基期生产设备存量。为校正 R&D 的重复计算问题，从生产设备投入中扣除 R&D 投入部分中的设备购置费，再利用永续盘存法（A.4）式可以计算得到 R&D 重复计算问题校正后的生产设备存量。附表 1 给出了 2002 年各工业生产设备存量的测算结果。

附表 1 各工业生产设备存量与 R&D 存量测算结果(2002 年)

单位：亿元

产业	设备原值	设备存量 (未校正)	设备存量 (校正)	R&D 支出	R&D 存量 ($\delta=0.15$)	R&D 存量 ($\delta=0.25$)
煤炭采选业	1 644.01	6 066.86	6 047.98	17.72	34.87	28.66
石油和天然气开采业	2 858.64	9 882.48	9 869.50	17.08	88.21	63.18
黑色金属矿采选业	51.96	205.18	204.55	0.71	1.51	1.08
有色金属矿采选业	115.98	620.12	618.59	1.35	6.34	4.38
非金属矿采选业	145.26	629.25	627.25	1.07	5.81	3.63
木材及竹材采运业	90.17	402.86	402.37	0.14	2.13	1.19
食品加工业	549.81	3 102.83	3 093.56	7.30	21.66	15.53
食品制造业	378.72	1 446.82	1 438.19	5.68	20.70	14.71
饮料制造业	720.57	2 854.86	2 840.66	10.77	36.44	28.00
烟草加工业	585.51	2 391.80	2 385.60	4.93	17.59	12.86
纺织业	1 301.72	6 669.17	6 635.61	24.18	99.58	60.93
服装及其他纤维制品制造业	151.17	595.92	591.30	5.02	7.85	5.97
皮革毛皮羽绒及其制品业	83.47	368.22	367.14	1.62	4.54	3.13
木材加工及竹藤棕草制品业	127.33	485.31	483.27	1.61	4.35	3.56
家具制造业	39.54	146.51	145.90	0.34	1.63	1.11
造纸及纸制品业	789.09	2 671.31	2 659.08	10.18	30.09	21.79
印刷业记录媒介的复制	237.19	906.13	902.21	2.53	8.45	5.94
文教体育用品制造业	48.66	192.69	191.59	1.26	5.32	3.83
石油加工及炼焦业	2 265.87	8 725.79	8 706.74	10.90	55.74	39.93
化学原料及制品制造业	3 413.66	12 898.94	12 820.54	58.41	190.11	137.05
医药制造业	597.49	2 087.13	2 064.48	30.06	70.56	54.81
化学纤维制造业	672.10	3 506.58	3 484.56	11.40	46.83	35.22
橡胶制品业	279.96	1 118.35	1 109.50	7.50	23.57	15.66
塑料制品业	387.52	1 472.31	1 458.22	7.52	33.21	23.20
非金属矿物制品业	1 355.49	5 906.76	5 879.30	18.18	76.62	52.70
黑色金属冶炼及压延加工业	4 367.09	17 502.51	17 427.85	71.99	202.66	142.22
有色金属冶炼及压延加工业	1 049.52	4 010.41	3 990.93	17.06	54.59	41.32
金属制品业	340.34	1 480.13	1 470.12	7.97	32.74	21.63
普通机械制造业	937.04	4 381.36	4 346.13	38.67	167.39	111.99
专用设备制造业	540.92	2 767.18	2 745.99	27.35	122.15	79.08
交通运输设备制造业	2 078.30	7 703.89	7 627.99	122.15	285.09	212.39
电气机械及器材制造业	901.28	3 775.94	3 695.21	77.84	219.31	165.21
电子及通信设备制造业	1 685.80	5 450.55	5 338.56	152.85	347.30	282.25
仪器仪表文化办公用机械制造业	167.27	730.63	722.87	8.95	37.18	24.43

参考文献

- [1] Adams, J., and A. Jaffe, "Bounding the Effects of R&D: An Investigation Using Matched Establishment-Firm Data", *Round Journal of Economics*, 1996, 27(4), 700—721.
- [2] Australian Industry Commission, *Research and Development*, Report No. 44. Canberra: Government Publishing Service. 1995.
- [3] Baltagi, H., *Econometric Analysis of Panel Data*, Second Edition. New York: Wiley, 2001.
- [4] Coe S., and M. Helpman, "International R&D Spillovers", *European Economic Review*, 1995, 39(5), 859—887.
- [5] Congress of the United States, Congressional Budget Office, "R&D and Productivity Growth", <http://www.cbo.gov/ftpdocs/64xx/doc6482/06-17-R-D.pdf>. 2005.
- [6] Cuneo, P. and J. Mairesse, "Productivity and R&D at the Firm Level in French Manufacturing", in Griliches, Z. (ed.), *R&D, Patents and Productivity*. Chicago: University of Chicago Press, 1984, 375—392.
- [7] Goto, A. and K. Suzuki, "R&D Capital, Rate of Return on R&D Investment and Spillover of R&D in Japanese Manufacturing Industries", *Review of Economics and Statistics*, 1989, 71(4), 555—564.
- [8] Crépon, B., and E. Duguet, "Estimating the Innovation Function from Patent Numbers: GMM on Count Panel Data", *Journal of Applied Econometrics*, 1997, 12(3), 243—263.
- [9] Griliches, Z., "Research Expenditures, Education, and the Aggregate Production Function", *American Economic Review*, 1964, 54(6), 961—974.
- [10] Griliches, Z., "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth", *Bell Journal of Economics*, 1979, 10(spring), 92—116.
- [11] Griliches, Z., "R&D and the Productivity Slowdown", *American Economic Review*, 1980, 70(2), 343—348.
- [12] Griliches, Z., "Productivity, R&D and Basic Research at the Firm Level in the 1970s", *American Economic Review*, 1986, 76(6), 141—154.
- [13] Griliches, Z., "Productivity Puzzles and R&D: Another Nonexplanation", *Journal of Economic Perspectives*, 1988, 2(4), 9—21.
- [14] Griliches, Z., *R&D and Productivity*. Chicago: University of Chicago Press. 1998.
- [15] Griliches, Z., and F. Lichtenberg, "R&D and Productivity Growth at the Industry Level: Is there Still a Relationship?" in Griliches, Z. (ed.), *R&D, Patents and Productivity*. Chicago: University of Chicago Press, 1984, 465—496.
- [16] 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.
- [17] Hall, B., and J. Mairesse, "Exploring the Relationship between R&D and Productivity in French Manufacturing Firms", *Journal of Econometrics*, 1995, 65(1), 263—293.
- [18] Harhoff, D., "R&D and Productivity in German Manufacturing Firms", *Economics of Innovation and New Technology*, 1998, 6(1), 28—49.
- [19] 黄永峰、任若恩、刘晓生, "中国制造业资本存量永续盘存法估计", 《经济学(季刊)》, 2002年第1卷第2期, 第377—396页。

- [20] Hu, A., "Ownership, Government R&D, Private R&D, and Productivity in Chinese Industry", *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29(1), 136—157.
- [21] Hu, A., G. Jefferson, and J. Qian, "R&D and Technology Transfer: Firm-Level Evidence from Chinese Industry", *Review of Economics and Statistics*, 2005, 87(4), 780—786.
- [22] Jaffe, S., *A Price Index for Deflation of Academic R&D Expenditures*. Washington, D. C. : The National Science Foundation (NSF) 72—310. 1972.
- [23] Jaffe, A., "Demand and Supply Influences in R&D Intensity and Productivity Growth", *Review of Economics and Statistics*, 1988, 70(3), 431—437.
- [24] Jefferson, G., H. Bai, X. Guan, and X. Yu, "R&D Performance in Chinese Industry", *Economics of Innovation and New Technology*, 2006, 15(4—5), 345—366.
- [25] Jensen, E., "Research Expenditures and the Discovery of New Drugs", *Journal of Industrial Economics*, 1987, 36(1), 83—95.
- [26] 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—43 页。
- [27] Loeb, P., and V. Lin, "Research and Development in the Pharmaceutical Industry-A Specification Error Approach", *Journal of Industrial Economics*, 1977, 26(1), 45—51.
- [28] Mairesse, J., and M. Sassenou, "R&D and Productivity: A Survey of Econometric Studies at the Firm Level", *Science Technology and Industry Review*, 1991, 8, 317—348.
- [29] Mansfield, E., "Rates of Return from Industrial Research and Development", *American Economic Review*, 1965, 55(1/2), 310—322.
- [30] Mansfield, E., "R&D and Innovation: Some Empirical Findings", in Griliches, Z. (ed.), *R&D, Patents and Productivity*. Chicago: University of Chicago Press, 1984, 127—148.
- [31] Minasian, J., "The Economics of Research and Development", in Nelson, R., (ed.), *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economics and Social Factors*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1962, 93—142.
- [32] Minasian, J., "Research and Development, Production Functions and Rates of Return", *American Economic Review*, 1969, 55(2), 80—85.
- [33] Pakes, A., and M. Schankerman, "Rates of Obsolescence of Knowledge, Research Gestation Lags, and the Private Rate of Return to Research Resources", in Griliches, Z. (ed.), *R&D, Patents and Productivity*. Chicago: University of Chicago Press, 1984, 73—88.
- [34] Schankerman, M., "The Effect of Double-Counting and Expensing on the Measured Returns to R&D", *Review of Economics and Statistics*, 1981, 63(3), 454—458.
- [35] Verspagen, B., "R&D and Productivity: A Broad Cross-Section Cross-Country Look", *Journal of Productivity Analysis*, 1995, 6, 117—135.
- [36] 吴延兵(a), "R&D、创新与生产率——中国工业产业的经验证据", 中国社会科学院研究生院博士学位论文, 2006 年。
- [37] 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。
- [38] 吴延兵(c), "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。
- [39] Young, A., "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period", NBER Working Paper No. 7856. 2000.
- [40] 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。

- [41] 张军、吴桂英、张吉鹏,“中国省际物质资本存量估算:1952—2000”,《经济研究》,2004 年第 10 期,第 35—44 页。
- [42] 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。

Measurement on R&D Output Elasticity of China's Industrial Sector

YANBING WU

(Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract The paper estimates the elasticity of output with respect to R&D by using the panel data on Chinese industries during 1993—2002. Based on the expanded C-D production function, calculating R&D capital stock and revising R&D double counting problem, we find that R&D output elasticity is approximately 0.1—0.3 through different regress models including pooled OLS, fixed effects and first difference. We also find that the contribution of R&D to productivity also depends on some constraints such as technical opportunity, firm size and ownership structure; There have bigger R&D output elasticity when the industries have higher technical level, bigger firm size and lower state-owned ownership, while R&D have no positive effects on output when state-owned ownership is high in industries.

JEL Classification D21, L60, O31