

R&D 存量、知识函数与生产效率

吴延兵*

摘要 本文运用中国大中型工业企业行业的面板数据,在测算 R&D 资本存量的基础上,构建了知识生产函数模型,进而研究了知识生产的性质及其影响因素。本文的主要发现为:(1)在知识生产中,R&D 人员比资本做出了更大的贡献,且知识生产过程表现出规模报酬不变或递减的特征;(2)企业规模和绩效水平对知识生产效率没有显著的影响作用;(3)国有产权对知识生产效率具有负效应。

关键词 R&D 存量,知识函数,生产效率

自从 Schumpeter (1950) 提出了市场力量促进创新的假说以来,西方发达国家大量的实证研究文献集中于对熊彼特假说的验证上,即解释和验证市场力量在 R&D 投入与 R&D 产出中的作用。另一方面的文献则研究了知识生产过程的性质及影响知识生产效率的因素。但绝大多数实证文献在构建知识生产函数时,仅仅用 R&D 支出或 R&D 人数作为创新投入变量,很少有文献将 R&D 支出和 R&D 人数同时纳入知识生产函数分析中;而且绝大多数文献往往以当期 R&D 投入或其滞后结构来衡量创新投入,并没有在测算 R&D 存量的基础上探讨知识生产的性质。本文运用 1993—2002 年中国大中型工业企业产业的面板数据,克服了这些文献中存在的两个缺陷,即本文在构建知识生产函数时测算了 R&D 资本存量,并且考虑了 R&D 存量和 R&D 人数两个投入要素。本文内容安排如下:第一部分简要回顾了知识生产函数及其影响因素的文献,特别强调了转轨经济中研究 R&D 活动的文献;第二部分测算了中国工业产业的 R&D 资本存量;第三部分运用相关的理论构建了柯布-道格拉斯形式的知识生产函数计量模型;第四部分是对数据及变量设计的说明;第五部分为知识生产函数的估计结果及分析;第六部分是知识生产效率影响因素的估计结果与相应的分析讨论;第七部分为本文的结论。

一、文献回顾

知识生产函数作为一个经济学概念是最近一二十年的事情。知识生产过

* 中国社会科学院研究生院经济系。通讯地址:北京市朝阳区望京中环南路1号,中国社会科学院研究生院经济系 8527 信箱,100102;电话:(010)64731080;E-mail: wyb1229@163.com。本文是作者博士学位论文的一部分。作者感谢刘小玄在论文写作过程中所给予的支持和帮助。两位匿名审稿人对本文提出了十分宝贵的意见,作者也在此表示感谢。当然,作者文责自负。

程性质的确定是以有效地测量知识生产过程中的投入和产出为前提的,因而首先要对知识投入与产出的衡量指标做出说明。在知识投入方面,文献中往往以 R&D 支出或 R&D 人数来衡量。在知识产出方面,理论上来说,产出的形式很多,比如降低生产成本的工艺创新、产品设计和质量的改善、新方法和新产品的创新等诸多方面。由于数据的限制,文献中通常用授权专利数、新产品销售收入或统计的创新数量来代表创新产出。¹

知识生产过程中的首要问题是 R&D 投入与产出间存在着怎样的关系。绝大多数研究均表明,R&D 投入产出间存在着直接的正相关关系。Scherer (1965) 运用美国 500 强企业的数据进行回归分析,发现 1955 年 R&D 人数与 1959 年的专利授予数量之间接近线性关系。² Schmookler (1966) 发现,1870—1950 年科学家和工程师的数量与专利数量有相同的变化趋势;他还发现,1953 年的 18 个主要工业产业中专利数量与 R&D 支出间有密切的联系,R&D 支出上的差异能够解释 85% 的不同产业间在专利数量上的差异。Muel-ler (1966) 运用 1958—1960 年 6 个产业的企业数据进行相关系数分析,发现专利数量与衡量 R&D 投入的各指标(基础研究、应用研究、试验发展、R&D 总支出及 R&D 人数)之间均存在着高度的相关性。以专利数量为被解释变量对 R&D 总支出的回归分析表明,R&D 支出对专利数量有显著的正影响。Comanor and Scherer (1969) 运用 1955—1960 年 57 个医药企业的数据对新产品销售收入、专利数量与 R&D 人数这三个衡量创新活动的指标进行了比较。总体而言,新产品销售收入与 R&D 人数之间、专利数量与 R&D 人数之间的相关系数均在 0.8 左右。Pavitt and Wald (1971) 发现在 13 个美国产业中 R&D 强度(R&D 支出/销售收入)与技术创新率(年度新产品引入比率)之间具有高度的相关性。McLean and Round (1978) 运用 1971—1972 年澳大利亚 13 个制造产业共 980 个企业的的数据进行了分析,相关系数分析表明,新产品销售收入份额与衡量 R&D 强度的三个指标(R&D 支出占销售收入的比重、R&D 人数占总人数的比重、专业技术人员占总人数的比重)之间均有显著的正相关关系;回归分析表明,在 R&D 投入与产出之间最普遍的关系形式是线性关系。Pakes and Griliches (1980) 运用美国 157 个大型制造企业的数据,Griliches (1989) 利用美国 1953—1987 年的全国数据,都发现

¹ 知识投入和产出的衡量指标中都存在着某些缺陷。R&D 投入可能仅仅衡量了有正式 R&D 预算和正式研发机构的企业中的创新投入,而在大量的小企业中还存在着很多非正式的研发活动。专利统计可能存在着如下缺陷:专利获得者和专利发明者可能并不一致;获得专利的发明创造的质量存在着很大的差别;一些重要的发明并不注册为专利,等等。Comanor and Scherer (1969) 发现,在美国由于影响专利的法律因素以及注册专利的难度和费用,导致专利申请有下降的趋势,他们还发现专利并不能真实反映创新的质量。新产品的生产可能不仅来自于企业的自主研发活动,而且可能来源于技术模仿等。Jefferson et al. (2004) 对中国大中型制造企业的研究表明,新产品销售收入大约占 R&D 投资回报率率的 12%,更多的 R&D 投资回报来自于工艺创新和对旧产品的改进。但由于数据的限制,实证文献只能依靠以上的衡量指标来研究知识生产函数及其性质。

² Scherer 认为,从申请专利到授予专利平均需要四年的时间,因而专利数量滞后了四年。

R&D 支出对专利数量有显著正影响。Acs and Audretsch (1988)、Koeller (1995) 运用美国小企业委员会 (U. S. Small Business Administration) 调查的 1982 年四位数产业的创新数据, 以重要的创新数量为被解释变量, 研究表明 R&D 支出对创新数量有显著正影响。另外也有一些研究表明知识生产过程中存在着非线性关系。Comanor (1965) 运用 1955—1960 年 57 个医药企业的数据, 以新产品销售收入占总销售收入的比重表示 R&D 产出, 以 R&D 人数及其平方项表示 R&D 投入。回归结果表明, R&D 人数的系数是负的 (有时并不显著), R&D 人数的平方项是正的且高度显著, 这表明, R&D 投入与产出之间呈现非线性关系。McLean and Round (1978) 的研究表明, 新产品销售收入份额与 R&D 强度之间在某些产业中表现为非线性关系而不是线性关系。Bound et al. (1984) 运用美国 1976 年 2582 个企业的截面数据, 以 R&D 支出及其平方项作为解释变量, 分别利用 OLS、泊松分布模型和非线性最小二乘法等估计方法进行估计, 均发现 R&D 支出与专利数量之间存在非线性关系。

在对知识生产函数的研究中, 另一个重要的问题是知识生产过程的性质, 对这种性质的研究在于考察 R&D 投入与产出之间是否存在规模经济性。Comanor (1965) 的研究表明, 当企业销售收入分别为 0.1、1、5 亿美元时, R&D 的产出弹性分别为 1.39、0.61、0.54, 也即在规模较小的企业中, R&D 投入与产出间表现为规模报酬递增; 而在规模较大的企业中, R&D 投入与产出间表现为规模报酬递减。Scherer (1965) 发现, 随着 R&D 强度 (每美元销售收入中的 R&D 人数) 的增加, 专利强度 (每十亿美元销售收入中所含有的专利数) 以递减的速度增加。Mansfield (1968) 的研究表明, 当企业规模一定时, 在化学产业中 R&D 投入的增加导致了超比例的创新产出的增加, 而在石油和钢铁产业中并没有发现这种关系。Pakes and Griliches (1980) 发现专利数量对 R&D 支出的弹性为 0.61。Bound et al. (1984) 的研究表明, 在 R&D 支出较小时专利生产中接近规模报酬不变, 而在 R&D 支出超过 1 亿美元时专利生产中表现为规模报酬递减。Acs and Audretsch (1988) 发现创新数量对 R&D 总支出 (公司 R&D 与政府 R&D 之和) 和公司 R&D 支出的弹性分别为 0.36 和 0.41; 将样本划分为大企业和小企业两个组别后, R&D 的产出弹性则下降为 0.3 左右。Griliches (1989) 的研究表明专利数量对 R&D 支出的弹性在 0.2~0.4 之间。Koeller (1995) 在考虑了市场结构的内生性等变量后, 发现总体样本中创新数量对 R&D 强度的弹性约为 0.5; 将样本划分为大小企业两个组别后, 大企业和小企业中 R&D 强度的产出弹性则分别为 0.5 和 1。这些研究均表明在知识生产中存在着规模报酬递减或不变的性质。

上述研究在运用回归模型分析知识生产函数时, 往往忽略了 R&D 投入与产出间的时滞关系及创新产出的数据性质。由于创新产出不仅依赖于当期的 R&D 投入, 而且还取决于过去时期中的 R&D 投入状况, 因而如果仅运用当

期 R&D 投入来测度创新将会存在较大的偏差。另外,如果样本为企业数据,以专利数量或创新数量来代表创新产出时,由于被解释变量仅取很少的几个整数值,那么这个分布就与 OLS 法中所假定的标准正态分布相差很远,这时泊松分布是更为满意的分布形式。Pakes and Griliches (1984) 首先注意到了 R&D 投入与专利数量之间存在的时滞效应。他们运用 1968—1975 年 121 个企业的数据库,以专利数量为被解释变量,以当期 R&D 支出以及分别滞后 5 期的 R&D 支出为被解释变量,在控制住时间效应和产业效应后,回归分析表明,当期 R&D 支出和滞后 5 期的 R&D 支出对专利数量均有显著的正效应,而滞后 1 至 4 期的 R&D 支出没有表现出显著影响;他们还发现,专利数量对滞后 5 期的 R&D 支出之和的弹性为 0.6。Hausman、Hall and Griliches (1984, 1986) 首先利用泊松分布模型研究了专利数量与 R&D 支出之间的关系,以当期 R&D 支出及其滞后值作为解释变量,采用不同的估计方法和不同的 R&D 滞后结构,发现专利数量对 R&D 支出的弹性在 0.29~0.6 之间。Jenson (1987) 利用泊松分布模型研究了 R&D 支出与新药发明数量之间的关系,发现在绝大多数的医药企业中新药发明数量对 R&D 支出的弹性约为 1,而在规模较小的企业中这种弹性显著小于 1。Cincer (1997) 运用 1983—1991 年 181 个跨国企业的数据库,在控制了技术溢出效应和地理效应后,利用泊松分布模型以及 GMM 估计方法并考虑了 R&D 支出的滞后结构,发现专利数量对 R&D 支出的弹性为 0.48。Crépon and Duguet (1997) 运用法国 1984—1989 年 698 个制造企业的数据库,在测算 R&D 资本存量的基础上,使用泊松分布模型和 GMM 估计方法,发现专利数量对 R&D 存量的弹性小于 1。由此可见,绝大多数研究都得出了知识生产函数具有规模报酬递减的性质。另外,Blundell、Griffith and Van Reenen (1995, 1999) 运用英国 1972—1982 年的企业面板数据,运用动态泊松分布模型发现创新知识存量(用累积的专利数量来表示)对专利数量有显著正影响。

至此,我们回顾了 R&D 投入与产出关系方面的主要文献,除此之外,还有许多文献考察了知识生产效率的决定因素,特别是企业规模、市场结构和技术机会等因素对知识生产效率和创新的影响。在企业规模对创新的影响方面得出的结论并不一致。Fisher and Temin (1973)、Vernon and Gusen (1974) 的研究表明大企业比小企业有更高的创新效率。Comanor (1965)、Mansfield (1968)、Mansfield et al. (1971)、Schmookler (1972)、Pavitt et al. (1987) 的研究表明小企业有更高的创新效率。Jenson (1987) 的研究表明企业规模对新药发明数量并没有显著影响。Bound et al. (1984) 发现小企业在专利数量方面拥有超过其规模比例的份额。Blundell、Griffith and Van Reenen (1995, 1999) 发现企业市场份额对创新数量有显著正影响。Gayle (2001) 的研究表明企业市场份额和企业规模对专利数量和专利被引用次数均有显著正影响。Acs and Audretsch (1987, 1988) 认为,不能不分条件地简

单地认为大企业或小企业更具有创新能力，要根据产业和市场条件进行综合分析。市场力量与大企业结合促进了合意的动态市场绩效，而在某些产业中竞争和小企业的结合也促进了创新。Freeman and Soete (1997) 也认为，小企业在进入成本低、资本密集度低的产业中创新份额较大，而在资本密集度高的产业中创新份额较小。在市场结构对创新产出的影响方面，Acs and Audretsch (1988)，Geroski (1990)，Koeller (1995)，Blundell, Griffith and Van Reenen (1995, 1999)，Broadberry and Crafts (2000) 均发现市场集中对创新产出有显著负影响。Lunn (1986) 在考虑了市场结构的内生性后运用联立方程模型，发现市场集中对工艺专利数量有显著正影响，而对产品专利数量的影响不显著。Gayle (2001) 以专利被引用的次数来衡量创新，发现市场集中对专利被引用次数有显著的正作用。Lunn、Gayle 的研究支持了熊彼特假说。在技术机会对创新产出的影响方面，许多研究者都把不同产业之间的差别视为技术机会之间的差异，技术机会对创新的影响得出的结论比较一致，总体而言，在那些技术机会较多的产业中创新也较多。

值得注意的是，上述绝大多数研究都是针对西方发达国家特别是美国而言的，在这些发达国家中，有清晰的产权制度安排、成熟的市场经济制度和完善的法治环境，因而，研究者往往将研究的重点集中于企业规模、市场结构和技术机会等非制度因素对知识生产效率和创新的影响。但对于处于计划经济或经济转型期的国家而言，市场经济不存在或尚不成熟，制度因素更是具有特殊意义的影响创新的因素。在制度因素中，不同产权结构安排或所有制性质对创新活动的影响引起了不少学者的注意，并已经有了一些理论及经验方面的研究。Berliner (1976) 在研究苏联问题时认为，在计划体制下工程技术人员面临着很多来自体制内的约束，他们因为得不到创新的收益而没有进行创新的激励。Ofer (1987) 认为，在中央计划经济下，提高工作努力的主要激励措施是为从工业部门到国有企业的经理和工人，在不同的水平上确立产出的数量目标。在这种体制下，不可避免地会把数量目标作为最高目标，而几乎不考虑产品质量的改进。Weitzman (1970)、Desai (1976)、Ofer (1987)、Easterly and Fisher (1994) 的实证研究表明，由于几乎没有资本使用、节约劳动方面的创新，随着每个工人应用越来越多的资本，造成苏联经济资本报酬的急剧下降。Qian and Xu (1998) 在一个软预算约束框架下分析了集权经济下的官僚主义对创新的阻碍作用。Huang and Xu (1998) 分析了集权和分权经济中 R&D 项目的最优选择问题。最近，Baumol (2002) 认为，在高度集中的计划经济下，企业家创新活动都投入到寻租方向；而自由市场经济为那些成功引入生产创新的企业家提供了丰厚的回报，自由市场经济中的竞争压力促使企业坚持不懈地投资于创新活动。

由于中国正处于经济转型期，对于中国不同所有制经济成分对知识生产效率的影响同样激发了诸多学者的研究兴趣，近几年已经有一些运用企业微

观数据考察技术效率和知识生产效率影响因素的实证研究。姚洋(1998)根据1995年中国工业普查数据,选取了12个行业中的14670个企业作为样本,运用随机前沿生产函数分析了非国有经济成分对我国工业企业技术效率内部效应与外部效应的影响。结果表明,集体企业、私营企业、国外三资企业和港澳台三资企业的技术效率分别比国营企业的技术效率高22%、57%、39%和34%。姚洋、章奇(2001)扩展了姚洋1998年的研究,考察了41个行业中的37769个样本企业,回归结果表明,集体、私营、国外三资企业的技术效率分别比国有企业高出13%—15%、42%—46%和9%—11%³。他们认为,集体、私营和国外三资企业的激励和约束、监督机制结构有利于企业提高技术效率。Zhang et al. (2003)运用1995年中国33个产业中的8341个大中型工业企业截面数据构建了柯布-道格拉斯形式的随机前沿知识生产函数模型,考察了所有权结构和R&D基础设施对企业R&D效率的影响。研究发现,R&D支出和R&D人员均对新产品销售收入有显著正影响,R&D支出与R&D人数的弹性之和小于1,也即知识生产中存在着规模报酬递减的特征。他们还发现,国有企业的知识生产效率低于非国有企业。在非国有企业内部,外资企业比集体企业、股份公司有更高的知识生产效率。Jefferson et al. (2004)利用中国1997—1999年三年的大中型制造业企业的面板数据构建了一个知识生产函数模型,被解释变量为新产品销售收入占产品销售收入的比例。回归结果表明,R&D强度(R&D支出/销售收入)对新产品销售收入份额有显著的正效应;随着企业规模的扩大,新产品销售收入对R&D支出的弹性趋于下降,但大企业比中等规模的企业有更高的R&D边际生产力(以新产品销售收入来表示)。同时,他们也发现,外资企业R&D的边际产出最高,接下来依次为港澳台企业、私营企业、集体企业和股份制企业,而国有企业R&D的边际产出最低。外资企业R&D边际产出是国有企业的1.8倍。

本文在以上文献的基础上,利用中国大中型工业企业行业面板数据,对中国工业行业知识生产过程的性质及其影响因素进行了实证研究,但本文与以往研究又具有很大的区别:首先,根据有关经济理论,测算了1993—2002年中国大中型工业企业行业的R&D资本存量。虽然对我国物质资本存量的估算已有大量文献,但对我国R&D资本存量的测算到目前仍几乎无人问津。其次,在测算R&D资本存量的基础上构建了知识生产函数模型,这样使得知识生产函数的性质及效率影响因素的估计结果更为可靠。最后,运用面板数据模型综合考察了企业规模、产权结构和绩效水平对知识生产效率的影响,因而较之前文献相比可以更全面地反映我国经济转型期知识生产效率的决定因素及规律。

³ 姚洋、章奇的研究也表明,港澳台三资企业和其他所有制企业在技术效率上与国有企业并没有表现出明显差异,他们认为这一结论在很大程度上依赖于具体的计量模型设定形式。

二、R&D 资本存量测算

在知识生产函数中, 严格来说, R&D 投入应该以 R&D 资本存量来测度, 但绝大多数实证研究文献在衡量 R&D 投入时往往以当期 R&D 支出或其滞后值来表示。在中国对 R&D 资本存量的估算到目前仍是一个空白领域。我们将在测算 R&D 资本存量的基础上构建知识生产函数计量模型, 因而在这一部分需要对 R&D 资本存量的测度方法及测算结果做出说明。

对 R&D 资本存量的估算一般用永续盘存法 (Perpetual Inventory Method, PIM)。Cuneo and Mairesse (1984), Griliches and Mairesse (1984), Griliches (1980a, 1980b, 1986, 1998), Goto and Suzuki (1989), Coe and Helpman (1995), Hall and Mairesse (1995), Crépon and Duguet (1997), Hu, Jefferson and Qian (2005) 在测算 R&D 存量时均使用了这一方法。本文也用这一方法来估算中国各产业的 R&D 资本存量。

参照 Griliches (1980a, 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

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

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, 假定平均滞后期 $\theta=1$, 则 (1) 式可以转化为:

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

(2) 式共涉及四个变量: (1) 当期 R&D 支出 E 的选取; (2) R&D 支出价格指数的构造, 以将各期 R&D 支出折算为以不变价格表示的 R&D 支出; (3) 折旧率 δ 的确定; (4) 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, 确定 R&D 资本支出数额 E 。本文对 R&D 资本存量的估算以 1993 年为基期⁴。R&D 支出总额主要由劳务费、原材料费、固定资产购建费和其

⁴ 选择 1993 年作为起始年主要是因为: 1993 年前后, 中国工业企业统计数据的行业分类存在差异, 工业部门的行业分类方法作了一些调整。为保证数据的一致性和可比性, 我们选择了 1993—2002 年的行业数据作为估计的基础。

他费用构成。由于本文的知识生产函数包括了 R&D 资本和 R&D 劳动投入两部分,如果在核算 R&D 资本存量时还包括劳务费,那么就会产生重复计算的问题。为了避免重复计算,我们从 R&D 支出总额中扣除了劳务费,得到用于 R&D 资本支出的费用,这就是选取的当年 R&D 支出 E 。

其次,构造 R&D 资本支出价格指数。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 (1980b)、Jensen (1987) 在其实证研究文章中也沿用了这一方法。Mansfield (1984) 在假定具有不变规模报酬的柯布-道格拉斯生产函数的基础上推导了各产业的 R&D 价格指数⁵。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、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,其中消费价格指数的权重为 0.55, 固定资产投资价格指数的权重为 0.45。在本文中,因为 R&D 支出中主要剩下了原材料费和固定资产购建费,所以就用原材料购进价格指数和固定资产投资价格指数的加权平均值来构建 R&D 支出价格指数,即 R&D 支出价格指数为:

$$EPI = \alpha \times RMPI + (1 - \alpha) \times IFAPI. \quad (3)$$

EPI、RMPI、IFAPI 分别代表 R&D 支出价格指数、原材料购进价格指数和固定资产投资价格指数。由于统计数据的限制,无法具体得知原材料购进价格指数的权重 α 的数值⁶, 在这种情况下,按照文献中通行的做法,可以对原材料购进价格指数和固定资产投资价格指数的权重设定不同的数值。本文将原材料购进价格指数的权重 α 分别设定为 0.4、0.5 和 0.6, 因而可以得到三种不同的 EPI 指数,然后以 1993 年为基期用构建的三种 EPI 指数按照时间序列分别平减分行业 R&D 支出得到其实际值。

再次,确定 R&D 资本存量的折旧率 δ 。据已有文献来看, δ 的确定主要有三种方法: 第一种为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,

⁵ Mansfield(1984)构建的 R&D 价格指数为 $I = \prod_{i=1}^n \left(\frac{P_{1i}}{P_{0i}} \right)^{\alpha_i} \times 100$ 。其中, P_{0i} 为 1969 年第 i 种投入品的价格, P_{1i} 为 1979 年第 i 种投入品的价格。 α_i 为第 i 种投入品中 R&D 支出所占的比重。 n 为投入品的种类。

⁶ 对于权重 α , 理论上应用原材料占 R&D 支出的比重来表示,但由于在统计数据中 R&D 支出还包括其他费用一项,就无法使得原材料比重和固定资产投资比重之和为 1, 由于我们也无法探知其他费用的具体内容,因而也无法用相应的价格指数来表示之。这样,我们实际上就把其他费用分摊在原材料和固定资产投资费用上,通过设定原材料购进价格指数的权重构建 EPI 指数。

1996; Crépon and Duguet, 1997), Hu, Jefferson and Qian (2005) 在研究 R&D 与技术转移对中国大中型制造企业生产力的影响时, 对 R&D 资本存量的衡量也使用了 15% 的折旧率; 第二种为通过计算专利各期收益贴现值总和与专利更新费用差额, 也就是通过对专利净收益的计算来估计 δ (Bosworth, 1978; Pakes and Schankerman, 1984); 第三种假定 δ 值是专利产生收益时间长度的反函数, 如果专利的生命足够长, 那么就可以假定 δ 值足够小 (Goto and Suzuki, 1989)。因第二种和第三种方法需要详细的专利数据, 中国还没有这方面系统的统计, 所以我们采用第一种方法。实际上, 15% 的 R&D 资本存量的折旧率是文献中广泛使用的折旧率 (Griliches, 1980a)。Pakes and Schankerman (1984) 认为, 由于新知识对旧知识的取代以及由于知识的扩散造成的知识专用性的下降, R&D 资本的折旧率一定高于物质资本的折旧率。由于中国技术的日新月异和不断的更新换代, R&D 资本存量的折旧率也应高于物质资本存量的折旧率⁷。

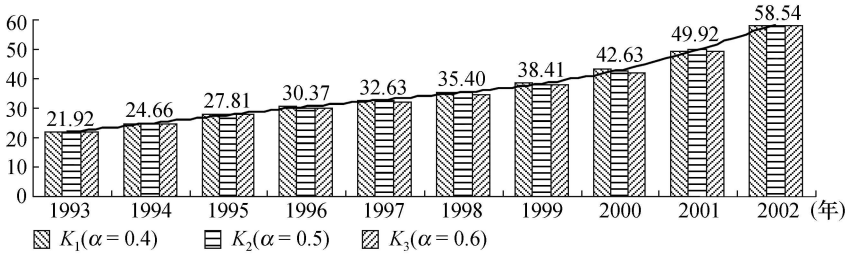
最后, 还要确定基年 R&D 资本存量 K_0 。根据 Goto and Suzuki (1989)、Coe and Helpman (1995) 的方法, 假定 R&D 资本存量 K 的平均增长率等于 R&D 支出 E 的平均增长率, 即 $(K_t - K_{t-1})/K_{t-1} = (E_t - E_{t-1})/E_{t-1} = g$, 其中 g 为 E 的平均增长率。由此可得, 当 $t=1$ 时, $K_1 = (1+g)K_0$ 。又由 (6) 式可得, $t=1$ 时, $K_1 = E_0 + (1-\delta)K_0$ 。将上述两式合并, 可以计算出基期的 R&D 资本存量为:

$$K_0 = E_0 / (g + \delta). \quad (4)$$

对于 g , 我们使用了 1993—2002 年各行业 R&D 实际支出的算术平均增长率, 使用这 10 年的平均增长率是为了消除因宏观经济或政策变化而导致的 R&D 支出的大幅波动。计算出基期的 R&D 资本存量后, 就可以运用 (2) 式计算出历年分行业的 R&D 资本存量。附表 1 给出了用三种不同的价格指数计算的 1993 年和 2002 年各产业大中型工业企业的 R&D 资本存量。图 1 描绘了 1993—2002 年用三种不同的价格指数计算的 R&D 资本存量均值的时间变动趋势。由图 1 可见, 1993—2002 年 R&D 资本存量处于缓慢上升过程中, 而且用三种不同的价格指数计算的 R&D 资本存量的差异不大, 因此, 在下面的分析中, 以 $\alpha=0.5$ 计算的 R&D 资本存量作为分析的基础⁸。

⁷ Young(2000)曾假定中国物质资本存量的折旧率为 6%, 张军等(2004)计算的固定资本形成总额的折旧率为 9.6%。

⁸ 我们也分别用原材料购进价格指数的权重 $\alpha=0.4$ 和 $\alpha=0.6$ 时所测算的 R&D 资本存量对知识生产函数进行了估计, 回归结果表明, 不同的权重设定对估计结果的影响程度并不大, 并不改变知识生产函数的性质及企业规模、产权等变量对知识生产效率的影响作用。



注: ① 纵轴单位为亿元; ② K_1 、 K_2 、 K_3 分别表示原材料购进价格指数 $\alpha=0.4$ 、 0.5 和 0.6 时估算的 R&D 资本存量; ③ 柱形图上面显示的数值是指原材料购进价格指数的权重 $\alpha=0.5$ 时估算的 R&D 资本存量 (K_2)。

图 1 R&D 资本存量的时间变动模式

表 1 描述了 2002 年原材料购进价格指数 $\alpha=0.5$ 时各产业大中型工业企业的 R&D 支出 (扣除劳务费后) 与 R&D 资本存量的比较。为了更清晰地表明各产业的 R&D 存量及 R&D 强度, 图 2 根据表 1 的部分数据给出了直观的图形。从 R&D 资本存量的绝对值来看, R&D 资本存量位于前三位的产业是电子及通信设备制造业 (274.65 亿元)、交通运输设备制造业 (235.60 亿元) 和电气机械及器材制造业 (190.34 亿元); R&D 资本存量最小的三个产业是黑色金属矿采选业 (1.17 亿元)、家具制造业 (1.21 亿元) 和木材及竹材采运业 (1.85 亿元)。总体来看, 各工业产业中 R&D 存量与 R&D 支出基本上有相同的变化趋势, 但 R&D 存量大约是 R&D 支出的 1~6 倍 (木材及竹材采运业中 R&D 存量为 R&D 支出的 23 倍)。从 R&D 资本存量的强度 (R&D 存量/销售收入) 来看, R&D 存量强度位于前三位的产业为专用设备制造业 (9.22%)、普通机械制造业 (8.77%) 和电气机械及器材制造业 (7.45%); 位于后三位的产业为烟草加工业 (1.09%)、皮革毛皮羽绒及其制品业 (1.12%) 和服装及其他纤维制品业 (1.27%)。由图 2 中 R&D 存量的绝对值及 R&D 存量的强度可以看出, R&D 存量与 R&D 存量强度的分布并不具有一致性。由于 R&D 强度使用产业规模 (销售收入) 作为权重, 它能更好地反映各产业的 R&D 投入状况。

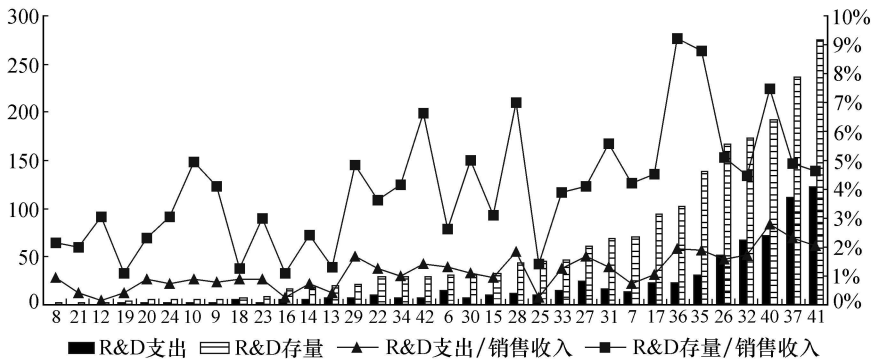
表 1 各产业大中型工业企业的 R&D 支出与 R&D 存量 (2002 年)

	R&D 支出 (亿元)	R&D 存量 (亿元)	R&D 存量/ R&D 支出	R&D 支出/ 销售收入 (%)	R&D 存量/ 销售收入 (%)	R&D 存量 /企业数 (亿元)
煤炭采选业(06)	14.90	29.66	1.99	1.33	2.65	0.11
石油和天然气开采业(07)	12.08	68.84	5.70	0.74	4.22	1.97
黑色金属矿采选业(08)	0.51	1.17	2.30	0.93	2.15	0.03
有色金属矿采选业(09)	1.06	5.44	5.11	0.80	4.09	0.04
非金属矿采选业(10)	0.96	5.21	5.40	0.92	4.97	0.03
木材及竹材采运业(12)	0.08	1.85	22.80	0.13	3.04	0.02
食品加工业(13)	6.48	19.31	2.98	0.45	1.33	0.02
食品制造业(14)	5.08	17.46	3.44	0.71	2.44	0.03
饮料制造业(15)	9.72	32.04	3.30	0.94	3.11	0.04

(续表)

	R&D 支出 (亿元)	R&D 存量 (亿元)	R&D 存量/ R&D 支出	R&D 支出/ 销售收入 (%)	R&D 存量/ 销售收入 (%)	R&D 存量 /企业数 (亿元)
烟草加工业(16)	4.08	15.83	3.88	0.28	1.09	0.12
纺织业(17)	21.43	92.69	4.33	1.05	4.53	0.05
服装及其他纤维制品业(18)	4.53	6.50	1.44	0.88	1.27	0.01
皮革毛皮羽绒及其制品业(19)	1.26	3.29	2.62	0.43	1.12	0.01
木材加工及竹藤棕草制品业(20)	1.56	3.99	2.56	0.90	2.30	0.02
家具制造业(21)	0.27	1.21	4.55	0.44	2.00	0.01
造纸及纸制品业(22)	9.70	27.77	2.86	1.28	3.66	0.05
印刷业记录媒介的复制(23)	2.15	7.20	3.34	0.90	3.00	0.02
文教体育用品制造业(24)	1.06	4.33	4.09	0.75	3.06	0.03
石油加工及炼焦业(25)	8.69	44.75	5.15	0.28	1.43	0.32
化学原料及制品业(26)	50.96	165.83	3.25	1.56	5.09	0.09
医药制造业(27)	24.38	59.46	2.44	1.68	4.10	0.07
化学纤维制造业(28)	10.98	42.15	3.84	1.82	7.01	0.19
橡胶制品业(29)	6.95	19.98	2.87	1.68	4.82	0.08
塑料制品业(30)	6.88	30.67	4.46	1.12	4.99	0.04
非金属矿物制品业(31)	16.40	68.57	4.18	1.33	5.58	0.04
黑色金属冶炼及压延加工业(32)	66.35	172.82	2.60	1.72	4.48	0.47
有色金属冶炼及压延加工业(33)	14.44	45.31	3.14	1.25	3.91	0.12
金属制品业(34)	6.86	28.48	4.15	1.01	4.18	0.04
普通机械制造业(35)	29.83	137.27	4.60	1.91	8.77	0.09
专用设备制造业(36)	21.58	101.82	4.72	1.95	9.22	0.09
交通运输设备制造业(37)	110.88	235.60	2.12	2.30	4.89	0.17
电气机械及器材制造业(40)	70.82	190.34	2.69	2.77	7.45	0.16
电子及通信设备制造业(41)	122.28	274.65	2.25	2.05	4.61	0.23
仪器仪表文化办公用机械制造业(42)	6.27	28.73	4.58	1.44	6.61	0.08

注：① 产业名称后括号内的数字表示的是相应的二位数产业的代码。② R&D 支出为扣除劳务费后，假定原材料购进价格指数的权重 $\alpha=0.5$ ，以工业品出厂价格指数对其进行平减后的实际值（以 1993 年为不变价）。③ R&D 资本存量由本文的测算而得，假定原材料购进价格指数的权重 $\alpha=0.5$ 。④ 销售收入为用工业品出厂价格指数对其进行平减后的实际值（以 1993 年为不变价）。



注：① 左边纵轴的单位为亿元；② 横轴中的数字代表二位数产业代码，根据各产业 R&D 资本存量的大小按升序排列。

图 2 2002 年各产业 R&D 支出与 R&D 存量的比较

三、模 型

在实证文献中,对R&D投入产出关系的研究通常采用的是线性或非线性多项式模型(Comanor, 1965; Scherer, 1965; Schmooker, 1966; Mueller, 1966; Vernon and Gusen, 1974; Grabowski, Vernon and Thomas, 1978; McLean and Round, 1978; Wiggins, 1981; Bound, et al., 1984; Pakes and Griliches, 1980, 1984; Hausman, Hall and Griliches, 1984, 1986; Jensen, 1987; Acs and Audretsch, 1988; Griliches, 1989; Koeller, 1995; Cincer, 1997; Crépon and Duguet, 1997; Jefferson, et al., 2004)。这种普遍使用的模型可表示为:

$$Y = f(R) + X\lambda + \epsilon. \quad (5)$$

Y 表示R&D产出(专利数量、创新数量或新产品销售收入), R 表示R&D投入(R&D支出或R&D人数), X 表示其他的控制变量向量, ϵ 为随机误差项, λ 为待估计参数。在上述文献中, $f(R)$ 往往表示为 R 的多项式。在不考虑R&D投入与产出之间的时滞结构的文献中, f 往往取 R 的一项式、二项式或三项式;在考虑了R&D投入与产出的滞后结构的文献中, f 往往取 R 的当期值及其滞后值。可能由于受到数据的限制,上述研究仅仅把R&D支出或R&D人数作为R&D投入来研究单一生产要素对R&D产出的影响。例如,Jefferson et al. (2004)运用中国大中型制造企业数据构建的知识生产函数模型中,R&D产出为新产品销售收入份额,R&D投入为滞后一期的R&D强度(R&D支出/销售收入)。显然,这种分析无法分离出R&D投入中劳动和资本各自对R&D产出的贡献。

Crépon and Duguet (1997)在研究R&D与专利数量的关系时虽然测算了R&D资本存量,但他们仍旧没有考虑劳动投入在专利生产中的作用。Zhang et al. (2003)运用中国1995年工业普查数据中的大中型工业企业截面数据,将R&D投入分为R&D人员和R&D支出两部分,构建了柯布-道格拉斯形式的知识生产函数。但是,由于使用的是横截面数据,他们的研究也存在着明显的缺陷:采用当期R&D支出而不是R&D存量可能会造成估计结果有较大的偏差,因而不能真实地反映知识生产过程的性质。

本文运用1994—2002年中国大中型工业企业行业的面板数据克服了以上研究中存在的缺陷。我们把R&D投入细分为劳动投入和资本投入,在测算了R&D资本存量的基础上,将知识函数设定为柯布-道格拉斯生产函数形式,即:

$$Y = AK^\alpha L^\beta e^X. \quad (6)$$

Y 表示R&D产出, K 、 L 分别表示R&D资本投入和劳动投入, A 反映

了 R&D 活动的效率, α 、 β 分别表示 R&D 资本投入和劳动投入的产出弹性, X 表示影响 R&D 效率的因素。本文中, R&D 产出分别用新产品销售收入和专利申请数量⁹ 来表示, R&D 资本投入用测量的 R&D 资本存量来表示, R&D 劳动投入以技术活动人员数来表示。

除了研究 R&D 投入产出关系外, 我们还考虑企业规模、产权结构及绩效对这种关系的影响。在知识生产函数 (6) 的基础上, 加入影响 R&D 效率的因素, 对 (6) 式两边取对数, 可得如下形式的面板数据计量模型:

$$\ln Y_{it} = \delta + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \lambda_1 S_{it} + \lambda_2 O_{it} + \lambda_3 P_{it} + u_i + u_t + \varepsilon_{it}. \quad (7)$$

$\delta = \ln A$ 为常数项, S 表示规模, O 表示产权结构, P 表示绩效指标。 t 表示时间, i 表示行业。除了可观察到的规模、产权及绩效指标等对 R&D 效率产生影响外, 还有一些观测不到的影响因素, 可以把这些观测不到的影响因素分为三类: 一类是不随时间而变化的产业效应 u_i , 一类是不随产业而变化的时间效应 u_t , 一类则是随时间和产业而变化的效应 ε_{it} 。通常把 u_i 、 u_t 称为非观测效应 (unobserved effect), 把 ε_{it} 称为特异性误差 (idiosyncratic error)。本文中我们将非观测时间效应用时间虚拟变量来表示, 主要讨论非观测产业效应的影响。

如果 u_i 与任一解释变量相关, 为了消除 u_i 的影响, 一般用固定效应 (FE) 法来估计模型。固定效应法等同于考虑每个横截面 i 有一个不同的截距, 在这里表示每个产业所特有的影响 R&D 效率的因素, 也可以把它称为每个产业所拥有的技术机会。固定效应模型通常用最小二乘虚拟变量 (LSDV) 法来估计。如果 u_i 与每一个解释变量都不相关, 则对模型 (7) 可以用随机效应 (RE) 法来估计。这时可以将非观测效应 u_i 与特异性误差 ε_{it} 合并为复合误差项 (composite error term), 定义为 $v_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$ 。由于 u_i 在每个时期都是复合误差的一部分, v_{it} 在不同时间上就应是时序相关的。为了消除误差中的时序相关, 通常利用可行广义最小二乘法 (FGLS) 来估计模型。

对于模型 (7), 应该采用固定效应法还是随机效应法, 在假定特异误差 ε_{it} 与解释变量在所有时期都不相关的条件下, 通常利用 Hausman 检验来判定 (Hausman, 1978)¹⁰。但更重要的是, 模型的建立必须要符合一定的经济理论, 用 Hausman 检验来决定估计方法的适用性以不违背经济理论为前提。

⁹ 在实证文献中, 如果样本为企业数据, 以专利数量或创新数量来代表创新产出时, 由于被解释变量仅取很少的几个整数值 (大多数为零值), 那么这时泊松分布是更为满意的分布形式。由于本文采用的是产业数据, 以专利申请数量表示 R&D 产出时, 专利数量的分布范围很广 (见表 3 的描述性统计), 均值为 301, 标准差为 524, 最大值为 4387, 最小值为 0, 而且在构建知识生产函数时本文对专利数量取了自然对数。因而本文的数据性质并不符合泊松分布。Acs and Audretsch (1988) 和 Koeller (1995) 利用产业数据, Griliches (1989) 利用国民数据研究创新数量或专利数量的决定因素时均使用了 OLS 方法而非泊松分布模型。实际上, 由于泊松分布中方差与均值相等, 这一点很有局限性, 在多数应用中都与事实不符。

¹⁰ Hausman 检验形式如下: $H = \chi^2[K] = [b - \beta]' \hat{\Sigma}^{-1} [b - \beta]$, 其中 b 是固定效应模型的估计系数, β 是随机效应模型的估计系数, $\hat{\Sigma} = \text{Var}[b] - \text{Var}[\beta]$, H 服从自由度为 k 的卡方分布 (Chi-squared)。给定某一显著性水平, 若 H 大于给定显著性水平下的临界值, 则接受固定效应模型, 反之则接受随机效应模型。

四、数据与变量说明

本文所使用的行业数据来自历年的《中国科技统计年鉴》和《中国统计年鉴》。在计算 R&D 资本存量时,时间跨度为 1993—2002 年。以新产品销售收入为创新产出变量时,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规模变量,因此在估计新产品生产函数及其影响因素时,从样本中剔除了 1993 年的数据,从 1994 年起每年选择 34 个工业行业,9 年共计 306 个观测样本。在剔除了含有变量缺失值的样本后¹¹,总观测样本数为 305 个¹²。以专利申请数量为创新产出变量时,《中国科技统计年鉴》中从 1996 年才开始进行专利统计,因此时间跨度为 1996—2002 年,7 年共计 238 个观测样本。在剔除了含有变量缺失值的样本后¹³,总观测样本数为 237 个。

在知识生产效率的影响因素中,为了验证估计结果的可靠性,对于规模变量和产权结构变量我们分别使用了不同的指标。规模变量分别用企业平均销售收入和企业平均人员数来表示。产权结构变量分别用国有企业总产值比重和国有企业固定资产净值年平均余额比重来表示。绩效变量用销售利税率来表示。本文所使用的变量及其定义见表 2,对这些变量的描述性统计见表 3。另外,对一些变量的定义及数据处理中的问题说明如下。

表 2 变量定义

变量	符号	单位	定 义
创新产出	NP	元	新产品销售收入,用工业品出厂价格指数对其进行了价格平减
	PA	个	申请专利数,由发明、实用新型和外观设计的申请数量构成
R&D 投入	K	元	R&D 资本存量,用本文根据永续盘存法计算的 R&D 资本存量来表示
	L	个	科技活动人员数,是指在报告年内,从事科技活动的时间(不包括加班时间)占全年工作时间 10%及以上的人员,包括参与科技项目(课题)活动的管理人员、研发人员及其他人员
规模变量	SALE	亿元	大中型工业企业销售收入/大中型工业企业数量,用工业品出厂价格指数对销售收入进行了平减
	EMP	万人	大中型工业企业人数/大中型工业企业数量
产权变量	OWN1		国有工业企业总产值/全部工业企业总产值
	OWN2		国有工业企业固定资产净值年平均余额/全部工业企业固定资产净值年平均余额
绩效指标	PER		大中型工业企业利税总额/大中型工业企业销售收入

¹¹ 1994 年的化学纤维制造业中科技活动人员数存在缺失值。

¹² 在这 9 年中,《中国科技统计年鉴》中还有“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有“武器弹药制造业”。因“其他矿采选业”和“其他制造业”在统计中的缺失值太多且数值很小,我们在数据集中剔除了这两个行业。“武器弹药制造业”在《中国统计年鉴》中并没有相应的指标,所以对此也加以剔除。此外,我们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。

¹³ 2002 年的黑色金属矿采选业中专利申请数存在缺失值。

表3 变量描述性统计(1994—2002年)

	均值	标准差	中位数	最大值	最小值
NP(亿元)	119.04	271.88	33.03	2254.41	0.02
PA(个)	300.83	523.73	141.00	4387.00	0.00
K(亿元)	37.82	46.88	18.07	274.65	0.15
L(万人)	3.66	4.33	1.51	19.78	0.06
SALE(亿元)	3.08	7.99	0.85	54.17	0.22
EMP(万人)	0.31	0.75	0.11	6.12	0.04
OWN1	0.41	0.26	0.37	1.00	0.03
OWN2	0.55	0.26	0.53	1.00	0.08
PER	0.12	0.11	0.09	0.72	-0.01

注:① 专利申请数量(PA)时间跨度为1996—2002年,共计237个观测值。② 科技活动人员数量(L)因缺失一个观测值,共计305个观测值,其他变量的观测数皆为306个。③ 此表中变量所使用的单位是为了更直观地显示变量的统计特征,实际回归分析中所使用的单位以表2中的变量定义为准。

由于《中国科技统计年鉴》和《中国统计年鉴》中没有分行业大中型国有工业企业总产值(固定资产净值年平均余额)的数据,所以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(固定资产净值年平均余额)占行业工业企业总产值(固定资产净值年平均余额)的比重来代表行业大中型工业企业的国有产权比重。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,这样在回归分析中产权变量对因变量的影响作用就可能变得弱一些。

在数据采集过程中,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。数据口径的不一致会对估计结果造成较大偏差。在这种情况下,我们设定了虚拟变量(D)来消除数据口径不一致造成的影响。具体处理方法如下:

首先,设置虚拟变量:

$$D = \begin{cases} 1 & \text{if } 1994 \leq t \leq 1997 \\ 0 & \text{if } 1998 \leq t \leq 2002 \end{cases}$$

然后,在模型(7)的右边加上 $\phi(\text{OWN1} \times D)_i$ 、 $\nu(\text{OWN2} \times D)_i$ (ϕ 、 ν 表示相应的参数估计值),这样,产权结构变量(OWN1、OWN2)在1994—1997年与1998—2002年两个时间段上将有不同的斜率,从而考虑了数据统计口径不一致对估计结果的影响。

另外,1998年的统计数据中没有国有工业企业总产值(固定资产净值年平均余额)数据,我们用1997年和1999年国有产权比重的平均值来表示,并将计算出的1998年国有产权比重划入第2个时期范围内即1998—2002年。

《中国科技统计年鉴》中2000、2001、2002年已不再含有利税总额这一指标。我们依据会计学原理,利税总额=产品销售利润+产品销售税金及附

加+本年应交增值税,将上述三个数据相加得到这三年的分行业利税总额数据,再将利税总额除以销售收入得到销售利税率。

五、知识生产函数估计

首先对知识生产函数进行估计,以考察 R&D 资本和劳动各自对产出的贡献以及知识生产过程的性质。分别以新产品销售收入和申请专利数作为 R&D 产出,建立新产品生产函数模型和专利生产函数模型。对新产品生产函数分别运用随机效应模型与固定效应模型进行估计,得到 Hausman 检验值为 1.17。给定显著性水平为 1%,Hausman 检验支持随机效应模型。对专利生产函数分别运用随机效应与固定效应模型得到的 Hausman 检验值为 13.36,也在 1%的显著性水平上支持随机效应模型。因此,在知识生产函数模型及效率影响因素分析中,我们决定以随机效应模型作为分析的基础。表 4 中的 (1) 给出了新产品生产函数的估计结果,表 5 中的 (1) 给出了专利生产函数的估计结果。

由表 4 中的 (1) 可见,R&D 资本和劳动对新产品产出均有显著的影响作用,其中,R&D 人员的产出弹性为 0.4584,R&D 资本存量的产出弹性为 0.3515。Zhang et al. (2003) 运用中国大中型工业企业的数据,发现 R&D 劳动投入和 R&D 资本投入对新产品销售收入的产出弹性分别为 0.3942、0.2966。可见,我们运用大中型工业企业产业数据得到的产出弹性估计值大于 Zhang et al. 的估计值。在 R&D 资本投入的衡量上,由于 Zhang 等使用的是 R&D 支出而不是 R&D 存量数据,可能导致估计结果有较大的偏差。同时,我们的结果与 Zhang 等的估计结果也有相似性,即 R&D 人员对新产品的贡献比 R&D 资本对新产品的贡献更大,这表明新产品的生产更多地依赖于人力资本投资。将 R&D 资本投入和劳动投入的产出弹性相加,可得总弹性约为 $0.81 < 1$,所以新产品生产过程表现出规模报酬递减的特征。在新产品生产函数的基础上考虑了生产效率的影响因素后(见表 4 中的 (2) — (12)),R&D 人员的产出弹性在 0.45—0.51 之间波动,R&D 资本存量的产出弹性在 0.36—0.55 之间波动,且 R&D 人员的产出弹性均大于相对应的 R&D 资本存量的产出弹性,知识生产函数同样也表现出规模报酬递减的特征。

表 5 中的 (1) 给出了专利生产函数的估计结果。R&D 人员对专利生产表现出显著的影响作用。然而,R&D 资本存量对专利产出虽然有正影响但在统计上并不显著,这表明在专利生产上,主要是科技人员在发挥作用。新产品生产中,不仅科技人员做出了重要贡献,而且新产品的实现还要取决于相应技术设备的投入情况。在专利生产中,发明、实用新型和外观设计主要是技术人员研制的结果,主要取决于人力资本的积累状况。另外,R&D 人员的产出弹性为 1.0718,可见专利生产基本上表现为规模报酬不变的特征。在考

表 4 新产品生产函数及其影响因素估计结果(被解释变量: LnNP)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
常数项	9.7788 (5.62)*	9.0862 (5.30)*	8.8062 (5.30)*	9.0820 (5.37)*	8.7026 (5.37)*	9.7371 (5.60)*	8.7304 (5.15)*	8.3651 (5.09)*	8.1236 (5.06)*	7.6216 (5.00)*	6.2059 (4.34)*	8.2406 (5.11)*
LnK	0.3515 (3.77)*	0.3862 (4.13)*	0.3985 (4.30)*	0.3877 (4.13)*	0.4231 (4.62)*	0.3617 (3.84)*	0.4110 (4.33)*	0.4325 (4.58)*	0.4561 (4.92)*	0.4844 (5.28)*	0.5549 (6.11)*	0.4464 (4.84)*
LnL	0.4584 (4.89)*	0.4611 (4.92)*	0.4567 (4.80)*	0.4710 (4.99)*	0.4971 (5.31)*	0.4477 (4.72)*	0.4598 (4.78)*	0.4645 (4.79)*	0.4944 (5.19)*	0.5018 (5.23)*	0.5090 (5.28)*	0.5025 (5.30)*
SALE		-0.0198 (-1.15)					-0.0183 (-0.96)		-0.0121 (-0.70)			-0.0074 (-0.42)
EMP			0.0570 (0.61)					0.0419 (0.39)		0.0130 (0.13)		
OWN1				-0.4065 (-0.76)			-0.1935 (-0.33)	-0.5966 (-1.11)				
OWN1 * D				0.0375 (0.17)			-0.0277 (-0.12)	-0.0223 (-0.09)				
OWN2					-1.4717 (-2.88)*				-1.4510 (-2.75)*	-1.7758 (-3.65)*	-1.8502 (-3.94)*	-1.3209 (-2.46)**
OWN2 * D					0.1139 (0.51)				0.0694 (0.30)	0.0729 (0.30)	-0.0835 (-0.31)	-0.1747 (-0.62)
PER						-0.4246 (-0.74)	-0.2842 (-0.47)	-0.2694 (-0.42)	-0.2066 (-0.35)	-0.2066 (-0.36)	-0.2001 (0.32)	-0.0237 (-1.54)
SALE * OWN2												-0.7830 (-1.09)
PER * OWN2												0.7449
R-sq	0.6186	0.6578	0.6078	0.6521	0.7382	0.6225	0.6713	0.6586	0.7504	0.7473	0.7742	0.7449
wald	254.50	260.01	263.29	259.58	281.13	254.76	261.89	267.51	289.68	307.64	356.96	290.45
观测值	305	305	305	305	305	305	305	305	305	305	305	305

注:①参数估计值下面括号中的数字为 t 检验值, **、*** 分别代表参数估计值在 1%、5%、10% 置信水平上显著;②解释变量中包含有时间虚拟变量,为节省空间而未报告;③由于 OWN2 存在数据统计口径不一致的问题,因而 SALE * OWN2、PER * OWN2 也存在统计口径不一致的问题,我们用本文第四部分的方法对其进行了校正,因 SALE * OWN2 * D、PER * OWN2 * D 的参数估计值在 10% 的置信水平上都不显著,为节省篇幅而未报告。

表 5 专利生产函数及其影响因素估计结果(被解释变量:LnPA)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
常数项	-7.0883 (-3.27)*	-7.1883 (-3.27)*	-7.333 (-3.37)*	-7.4036 (-3.48)*	-7.1957 (-3.52)*	-6.8553 (-3.14)*	-7.0060 (-3.27)*	-7.5915 (-3.52)*	-6.7437 (-3.30)*	-7.4893 (-3.68)*	-6.8439 (-3.34)*	-6.7706 (-3.30)*
LnK	0.0475 (0.31)	0.0507 (0.33)	0.0750 (0.49)	0.0728 (0.48)	0.0893 (0.60)	0.0409 (0.27)	0.0645 (0.43)	0.1023 (0.67)	0.0799 (0.54)	0.1300 (0.87)	0.0877 (0.59)	0.0790 (0.53)
LnL	1.0718 (6.46)*	1.0766 (6.46)*	1.0309 (6.10)*	1.0565 (6.40)*	1.0345 (6.34)*	1.0742 (6.47)*	1.0425 (6.31)*	1.0158 (6.06)*	1.0216 (6.28)*	0.9841 (5.97)*	1.0175 (6.24)*	1.0142 (6.19)*
SALE		-0.0052 (-0.30)				0.0141 (0.78)			0.0184 (1.12)			0.0194 (1.15)
EMP			0.1522 (1.50)					0.1252 (0.95)		0.1710 (1.43)		
OWN1				-0.7437 (-1.42)			-0.8584 (-1.49)	-0.8685 (-1.50)				
OWN1 * D				0.5730 (2.14)**			0.5816 (2.14)**	0.4866 (1.74)**				
OWN2					-1.2855 (-2.64)*				-1.5136 (-2.96)*	-1.5118 (-2.96)*	-1.5395 (-2.99)*	-1.3624 (-2.53)**
OWN2 * D					0.5376 (1.95)**				0.5552 (1.98)**	0.4441 (1.66)**	0.5213 (1.66)**	0.6742 (2.01)**
PER						-1.1639 (-1.27)	-0.8200 (-0.86)	-0.0409 (-0.04)	-0.6278 (-0.68)	0.3377 (0.33)	-0.5081 (-0.52)	
SALE * OWN2											-0.0169 (-1.00)	
PER * OWN2												-0.9353 (-0.92)
R-sq	0.6415	0.6405	0.6383	0.6727	0.7159	0.6395	0.6779	0.6792	0.7295	0.7315	0.7312	0.7248
Wald	331.47	329.86	335.05	344.96	357.22	333.51	346.71	346.76	363.67	364.09	362.77	361.65
观测值	233	233	233	233	233	233	233	233	233	233	233	233

注:①参数估计值下面括号中的数字为 t 检验值,*、**、***分别代表参数估计值在 1%、5%、10%置信水平上显著;②解释变量中包含有时间虚拟变量,为节省空间而未报告;③由于专利数量存在 4 个零值,取对数后观测样本数变为 233 个;④由于 OWN2 存在数据统计口径不一致的问题,因而 SALE * OWN2、PER * OWN2 也存在统计口径不一致的问题,我们用本文第四部分的方法对其进行校正,因 SALE * OWN2 * D、PER * OWN2 * D 的参数估计值在 10%的置信水平上都不显著,为节省篇幅而未报告。

虑了专利生产效率的影响因素后（见表5中的（2）—（12）），R&D人员的产出弹性基本上围绕着1波动，因而专利生产同样表现出规模报酬不变的特征。

我们的估计结果与研究知识生产过程性质的大多数文献的结论是一致的，即知识生产函数具有规模报酬不变或递减的性质（Scherer, 1965; Camanor, 1965; McLean and Round, 1978; Bound et al., 1984; Hausman, Hall and Griliches, 1984, 1986; Jensen, 1987; Acs and Audretsch, 1988; Griliches, 1989; Koeller, 1995; Cincer, 1997; Crépon and Duguet, 1997; Zhang et al., 2003）。新产品生产函数表现出规模报酬递减的特征，可能源于某种稀缺投入要素的限制，例如某种专用设备、核心技术或高科技人才的缺乏，使得新产品生产中投入要素不能按比例地增加，进而导致规模报酬递减的出现。另外一个可能的原因是，创新成果可能只能部分地转化为新产品，企业出于竞争的需要，对于研发出来的创新采取保密措施，例如将许多专利束之高阁，那么这些创新成果就无法转化为新产品，这从产出的角度说明了新产品生产中规模报酬递减的出现。在专利生产中，由于专利生产主要来源于科技人员的贡献，科技人员的增加可能导致同比例的专利产出的增加，因而专利生产表现出规模报酬不变的特征。另外，对新产品和专利而言，在它们的生产过程中，都需要良好的信息沟通和人际关系的协调，存在着大量的协调成本和交易成本，也会导致规模报酬递减或不不变的出现。

六、知识生产效率的影响因素

现在来分析知识生产效率的影响因素。首先讨论企业规模、产权结构和绩效状况各自对R&D效率的影响作用，然后再将这些影响因素联合起来综合考察。我们将分别讨论新产品生产效率和专利生产效率的影响因素。

（一）新产品生产效率的影响因素及分析

运用基本模型（7），表4中的（2）—（6）是新产品生产效率单因素影响的估计结果，（7）—（10）是新产品生产效率多因素影响的估计结果。由表4的（2）—（6）的回归结果，可以发现企业规模、产权和绩效各自对新产品生产效率的影响作用。

首先，两个规模变量，即企业平均销售收入和企业平均人数，都不具有显著性。由第一部分的文献回顾中，我们知道在规模与R&D效率关系的研究中得出的结论并不一致。我们的估计结果表明，企业规模对R&D效率并没有显著的影响。一般而言，大企业资金实力雄厚、存在着规模经济和范围经济、人员素质和管理水平较高，但是规模较小的企业具有组织机构安排灵活、富有弹性、专业化、竞争压力大、善于捕捉市场机会等优点。因而大企业和小

企业在生产效率方面具有各自的优势,这可能导致它们在创新活动中并没有明显的效率差异。

其次,国有产权比重对新产品生产效率具有负影响作用。两个国有产权比重指标数据统计口径的不一致并未对估计结果造成显著影响。国有企业总产值比重具有不显著的负作用。国有企业固定资产净值比重具有1%以上置信水平的显著负影响,其每增加1%,新产品销售收入有约1.5%的下跌。姚洋(1998)、姚洋、章奇(2001)、Zhang et al. (2003)、Jefferson et al. (2004)都曾发现国有企业有较低的技术效率或R&D效率,本文的估计结果正好与他们的结论相互印证。国有企业存在着严重的委托代理问题,缺乏有效的激励机制和监督机制,缺乏有效的经理选择机制,导致国有企业普遍存在着效率低下的现象,在知识生产效率方面也同样表现出效率较低的现象。这表明,明晰的产权制度是促进微观经济主体行为方式转变的制度基础,是激励创新和提高效率的重要条件。

最后,绩效状况对知识生产效率没有显著的影响作用,并没有发现绩效和效率之间存在着显著的互补关系或替代关系。绩效对效率的作用可能存在两种相反的效应:一方面,绩效较好的企业可以采用更先进的技术和设备、为员工提供更好的福利和工作环境,这为提高效率提供了必要的条件;另一方面,较好的绩效也可能导致危机感和紧迫感的缺失、竞争意识的淡薄、官僚主义的盛行,从而导致生产效率的降低。在产业层次上,我们发现绩效的系数是负的,这可能表明绩效对效率的负效应大于正效应,但其净效应并不具有显著性。

以上的结论表明,当分别对三种因素进行独立考察时,只有国有产权比重表现出对新产品生产效率的显著的负影响。由于以上分析只强调影响生产效率的一个方面,因而对这些关键因素联合起来进行考察,以探究上面的结论是否依然成立就具有重要的意义。表4中的(7) — (10)是规模、产权和绩效因素联合起来后对生产效率影响的估计结果。可见,当把这些因素联合起来进行考察时,其回归结果与单因素的回归结果基本一致:企业规模没有显著影响;国有固定资产比重具有稳定的显著的负影响;绩效指标具有稳定的不显著的负影响。这表明,这些影响因素对新产品生产效率的作用是稳定的,我们的估计结果具有较高的可靠性。

表4中的(11)、(12)旨在考察规模与国有产权、绩效与国有产权在影响新产品生产效率方面是否具有替代性。规模与国有产权的相互作用项在统计上虽不显著但仍表现出负效应。负系数表明,规模与国有产权在影响效率方面具有一定程度的替代性,即企业规模的增大对国有产权比重较高产业的生产效率提高较少,也即是说,企业规模的增大对非国有产权比重较高产业的生产效率具有正效应。绩效与国有产权的相互作用项也有不显著的负效应,负系数表明绩效的提高对非国有产权比重较高产业的生产效率具有正效应。

这些结果表明，企业规模、行业绩效对生产效率的正效应是以明晰的产权制度安排为基础的，从而进一步印证了非人格化的模糊的产权安排成为提高效率的障碍这一观点。

（二）专利生产效率的影响因素及分析

表5的（2）—（6）是专利生产效率单因素影响的估计结果，（7）—（10）是专利生产效率多因素影响的估计结果。我们分别考察规模、产权结构和绩效对专利生产效率的影响作用。

两个规模变量，即企业平均销售收入和平均员工数，无论是单独考察还是联合其他因素一起考察其影响作用，它们对专利生产效率均没有显著的影响，这与企业规模对新产品生产效率的不显著的影响作用是一致的。另外，绩效对专利生产效率的影响作用也不显著，这与绩效对新产品生产效率的影响作用也是一致的。与表4中的回归结果明显不同的是，国有产权比重数据统计口径的不一致对专利生产效率具有显著的正影响。下面着重讨论其经济含义。

国有产值比重对专利生产效率具有稳定的负作用，且在15%以上置信水平上显著；国有固定资产比重表现出稳定的高度显著的负效应，而且其对专利生产效率的负效应大于国有产值比重对专利生产效率的负效应。国有产权比重的负效应表明，国有企业缺乏行为长期化的激励机制，没有进行技术创新和提高效率的激励。另外，值得注意的是，两个国有产权比重数据统计口径的不一致对估计结果形成显著正影响作用，因而如果考虑到这一因素的影响，就会发现，1998—2002年间国有产权对效率的负影响作用大于1996—1997年间国有产权对效率的负影响作用。随着时间的推移，国有产权对专利生产效率反而表现出更大的负效应。对此，可以用中国国有企业的改革实践加以说明。中国国有企业深化改革之初，处于竞争性领域的国有企业面临着破产倒闭的危险，竞争的压力在某种程度上激励了这些企业从事创新活动并提高效率。但随着“抓大放小”政策的提出，国有企业逐步从竞争性领域退出，进而逐渐集中于规模较大的企业中。规模较大的大中型国有企业具有因规模形成的天然进入壁垒；制度和政策上的市场进入障碍也明显地阻碍了其他类型企业的进入；中央和地方政府出于种种原因，在企业退出方面也设置了不少障碍。所以国有企业比重更高的行业具有典型的进入壁垒，这些行业缺乏竞争、拥有垄断力量，处于政府的保护之下，从而缺乏技术创新和提高效率的激励。

表5中的（11）、（12）考察了规模与国有产权、绩效与国有产权在影响专利生产效率方面是否具有替代性。这两个相互作用项的系数都是负的，这表明，规模与国有产权、绩效与国有产权在影响效率方面具有一定程度的替代性，企业规模的增大、行业绩效的提高对提高非国有产权比重较高产业的

生产效率具有正效应。

七、结 论

本文运用中国 34 个大中型工业企业行业的面板数据,实证分析了知识生产函数的性质及影响知识生产效率的因素。

首先,我们运用永续盘存法测算了 1993—2002 年间中国 34 个工业行业的 R&D 资本存量。由于我国长期以来对 R&D 投入重视不够,R&D 支出占 GDP 的比重长期维持在 0.6%—0.8% 的低水平上,因而我们测算的工业行业的 R&D 资本存量也处于缓慢上升的过程中,2000 年后 R&D 存量增长速度才较快。这从一个侧面反映了我国科技投入严重不足,缺乏自主创新的物质基础,因而经济增长的质量可能受到极大的制约。

在测算 R&D 资本存量的基础上,我们构建了柯布-道格拉斯式的知识生产函数模型。如果以新产品销售收入或专利申请数量代表新知识的生产,我们发现在新知识生产过程中,R&D 人员比 R&D 资本做出了更大的贡献,这表明新知识的生产更加依赖于人力资本的投入和使用状况。但新知识的生产需要高技术人才和专有知识,这些稀缺资源的限制又导致知识生产过程表现出规模报酬不变甚至递减的特征。

根据构造的知识生产函数模型,然后我们研究了企业规模、产权结构和绩效水平对知识生产效率的影响作用,发现了以下几个结论。

企业规模对知识生产效率没有显著的影响作用。在文献中,对于企业规模和 R&D 效率的关系得出的结论是混杂的。我们的研究表明,企业规模并不能解释 R&D 效率上的差异。这表明,大企业和小企业在创新产出与提高 R&D 效率方面都有各自的优势和劣势,一味地追求大型企业集团或者政府部门对大型企业集团的特有偏好,可能并不利于技术的积累与进步。减少政府行政干预,加强企业的市场微观主体地位,通过良性竞争提高效率,形成大中小企业并存、优势互补的局面也许是更合理的产业格局。

国有产权比重对知识生产效率具有负影响作用。总体而言,不具有排他性的模糊的非人格化产权可能成为技术创新和提高效率的障碍。从微观的角度看,创新是企业持续不断成长的根源,没有进行创新和提高效率的激励,就会导致企业在竞争中处于不利的地位,破产与亏损自然在所难免。从宏观的角度看,经济增长最持久的源泉在于知识生产和人力资本积累,提高经济增长质量、改变粗放型的增长方式是中国经济持续健康增长的必然要求。因而,建立更加明晰的产权制度,从而促进知识创新与生产效率的提高,仍是改革进程中的重要任务。

附表1 估算的大中型工业企业产业 R&D 资本存量(1993 年与 2002 年)

单位:亿元

	R&D 资本存量 1		R&D 资本存量 2		R&D 资本存量 3	
	($\alpha=0.4$)		($\alpha=0.5$)		($\alpha=0.6$)	
	1993	2002	1993	2002	1993	2002
煤炭采选业	1.59	29.99	1.60	29.66	1.60	29.34
石油和天然气开采业	20.58	69.53	20.72	68.84	20.86	68.17
黑色金属矿采选业	0.09	1.19	0.09	1.17	0.09	1.16
有色金属矿采选业	3.90	5.49	3.92	5.44	3.93	5.40
非金属矿采选业	4.99	5.25	5.00	5.21	5.01	5.17
木材及竹材采运业	2.11	1.86	2.12	1.85	2.13	1.84
食品加工业	8.30	19.50	8.32	19.31	8.35	19.13
食品制造业	3.15	17.63	3.16	17.46	3.17	17.28
饮料制造业	5.99	32.38	6.02	32.04	6.05	31.71
烟草加工业	5.19	15.99	5.20	15.83	5.21	15.67
纺织业	101.98	93.34	102.31	92.69	102.63	92.05
服装及其他纤维制品业	0.59	6.57	0.59	6.50	0.59	6.43
皮革毛皮羽绒及其制品业	0.99	3.32	0.99	3.29	0.99	3.26
木材加工及竹藤棕草制品业	0.10	4.04	0.10	3.99	0.10	3.95
家具制造业	0.22	1.23	0.22	1.21	0.22	1.20
造纸及纸制品业	9.24	28.05	9.27	27.77	9.30	27.51
印刷业记录媒介的复制	3.09	7.27	3.09	7.20	3.09	7.13
文教体育用品制造业	0.37	4.38	0.37	4.33	0.37	4.29
石油加工及炼焦业	11.66	26.61	11.73	44.75	11.80	44.30
化学原料及制品制造业	58.14	167.46	58.40	165.83	58.64	164.24
医药制造业	8.58	60.09	8.62	59.46	8.65	58.84
化学纤维制造业	11.48	42.58	11.52	42.15	11.55	41.73
橡胶制品业	11.44	20.16	11.48	19.98	11.51	19.80
塑料制品业	15.25	30.95	15.31	30.67	15.36	30.39
非金属矿物制品业	36.15	69.19	36.35	68.57	36.55	67.96
黑色金属冶炼及压延加工业	75.42	174.47	75.50	172.82	75.58	171.21
有色金属冶炼及压延加工业	12.81	45.77	12.87	45.31	12.92	44.86
金属制品业	16.58	28.73	16.67	28.48	16.76	28.23
普通机械制造业	84.28	138.48	84.69	137.27	85.09	136.09
专用设备制造业	80.21	102.63	80.63	101.82	81.03	101.03
交通运输设备制造业	53.96	238.04	54.14	235.60	54.31	233.21
电气机械及器材制造业	42.69	192.31	42.81	190.34	42.93	188.41
电子及通信设备制造业	30.26	277.56	30.33	274.65	30.40	271.79
仪器仪表文化办公用机械制造业	21.23	28.97	21.31	28.73	21.39	28.50

注:①以 1993 年为不变价格;②因篇幅所限,本文只列出了 1993 年与 2002 年各产业的 R&D 资本存量。

参考文献

- [1] Acs, Zoltan J. and David B. Audretsch, "Innovation, Market Structure, and Firm Size", *Review of Economics and Statistics*, 1987, 69(4), 567—574.
- [2] Acs, Zoltan J. and David B. Audretsch, "Innovation in Large and Small Firms: An Empirical Analysis", *American Economic Review*, 1988, 78(4), 678—690.
- [3] Adams, James D. and Adam B. Jaffe, "Bounding the Effects of R&D: An Investigation Using Matched Establishment Firm Data", *Rand Journal of Economics*, 1996, 27(4), 700—721.
- [4] Baumol, William J., *The Free-Market Innovation Machine—Analyzing the Growth Miracle of Capitalism*. Princeton University Press, 2002.
- [5] Berliner, Joseph S., *The Innovation Decision in Soviet Industry*. Cambridge MA: MIT Press, 1976.
- [6] Blundell, Richard, Griffith, Rachel and John Van Reenen, "Dynamic Count Data Models of Technological Innovation", *Economic Journal*, 1995, 105(429), 333—344.
- [7] Blundell, Richard, Griffith, Rachel and John Van Reenen, "Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms", *Review of Economic Studies*, 1999, 66(3), 529—554.
- [8] Bosworth, D. L., "The Rate of Obsolescence of Technical Knowledge: A Note", *Journal of Industrial Economics*, 1978, 26(3), 273—279.
- [9] Bound, John, Clint Cummins, Zvi Griliches, Bronwyn H. Hall and Adam B. Jaffe, "Who Does R&D and Who Patents?", in Griliches, Zvi(ed.), *R&D, Patents and Productivity*. Chicago: University of Chicago Press. 1984.
- [10] Broadberry, Stephen and Nick Crafts, "Competition and Innovation in 1950's Britain", London School of Economics, Working Paper, No. 57, 2000.
- [11] Cincer, Michele, "Patents, R&D, and Technological Spillovers at the Firm Level: Some Evidence from Econometric Count Models for Panel Data", *Journal of Applied Econometrics*, 1997, 12(3), 265—280.
- [12] Coe, David S. and Elhanan Helpman, "International R&D Spillovers", *European Economic Review*, 1995, 39(5), 859—887.
- [13] Cohen, Wesley M. and Richard C. Levin, "Empirical Studies of Innovation and Market Structure", in Schmalensee, Richard and Robert D. Willig(eds.), *Handbook of Industrial Organization*, vol. 2. Amsterdam: North Holland, 1989.
- [14] Comanor, William S., "Research and Technical Change in the Pharmaceutical Industry", *Review of Economics and Statistics*, 1965, 47(2), 182—190.
- [15] Comanor, William S. and Frederic M. Scherer, "Patent Statistics as a Measure of Technical Change", *Journal of Political Economy*, 1969, 77(3), 392—398.
- [16] Crépon, Bruno and Emmanuel Duguet, "Estimating the Innovation Function from Patent Numbers: GMM on Count Panel Data", *Journal of Applied Econometrics*, 1997, 12(3), 243—263.

- [17] Cuneo, Philippe and Jacques Mairesse, "Productivity and R&D at the Firm Level in French Manufacturing", In Griliches, Zvi (ed.), *R&D Patents, and Productivity*. Chicago: Chicago University Press. 1984.
- [18] Desai, Padma, "The Production Function and Technical Change in Postwar Soviet Industry: A Re-examination", *American Economic Review*, 1976, 66(3), 372—381.
- [19] Easterly, William and Stanley Fischer, "The Soviet Economic Decline: Historical and Republican Data", Policy Research Working Paper 1284, Washington D. C. : World Bank. 1994.
- [20] Fisher, Franklin M. and Peter Temin, "Returns to Scale in R&D: What Does the Schumpeterian Hypothesis Imply?", *Journal of Political Economy*, 1973, 81(1), 56—70.
- [21] Freeman, Chris and Luc Soete, *The Economics of Industrial Innovation*, third edition. MIT Press, 1997.
- [22] Gayle, Philip G., "Market Concentration and Innovation: New Empirical Evidence on the Schumpeterian Hypothesis", Discussion Papers in Economics, Working Paper No. 01—14, Center for Economic Analysis, University of Colorado, 2001.
- [23] Geroski, Paul A., "Innovation, Technological Opportunity, and Market Structure", *Oxford Economic Papers*, 1990, 42(3), 586—602.
- [24] Goto, Akira and Kazuyuki 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.
- [25] Grabowski, Henry G., John M. Vernon and Lacy Glenn Thomas, "Estimating the Effects of Regulation on Innovation: An International Comparative Analysis of the Pharmaceutical Industry", *Journal of Law and Economics*, 1978, 21(1), 133—163.
- [26] Griliches, Zvi, "R&D and Productivity Slowdown", *American Economic Review*, 1980a, 70(1), 343—348.
- [27] Griliches, Zvi, "Returns to Research and Development Expenditures in the Private Sector", In Kendrick, John W. and Beatrice N. Vaccara (eds.), *New Developments in Productivity Measurement and Analysis*. Vol. 44 of Studies in Income and Wealth. Chicago: Chicago University Press, 1980b, 419—454.
- [28] Griliches, Zvi, "Productivity, R&D and Basic Research at the Firm Level in the 1970s'", *American Economic Review*, 1986, 76(6), 141—154.
- [29] Griliches, Zvi, "Patents: Recent Trends and Puzzles", In Baily, Martin N. and Clifford Winston (eds), *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*. Washington, D. C. : The Brookings Institution, 1989, 291—319.
- [30] Griliches, Zvi, *R&D and Productivity*. Chicago: University of Chicago Press, 1998.
- [31] Griliches, Zvi and Jacques Mairesse, "R&D and Productivity Growth: Comparing Japanese and U. S. Manufacturing Firms", In Hulten, Charles (ed.), *Productivity Growth in Japan and the United States*. vol. 53 of Studies in Income and Wealth. Chicago: Chicago University Press, 1984, 317—348.
- [32] Griliches, Zvi and Lichtenbegr, Frank, "Interindustry Technology Flows and Productivity Growth: A Reexamination", *Review of Economics and Statistics*, 1984, 66(2), 324—329.

- [33] Hall, Bronwyn H. and Jacques Mairesse, "Exploring the Relationship Between R&D and Productivity in French Manufacturing Firms", *Journal of Econometrics*, 1995, 65(1), 263—293.
- [34] Hausman, Jerry A. , "Specification Test in Econometrics", *Econometrica*, 1978, 46(6), 251—271.
- [35] Hausman, Jerry A. , Bronwyn H. Hall and Zvi Griliches, "Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship", *Econometrica*, 1984, 52(4), 909—938.
- [36] Hausman, Jerry A. , Bronwyn H. Hall and Zvi Griliches, "Patents and R&D: Is There a Lag?", *International Economic Review*, 1986, 27(2), 265—283.
- [37] Hu, Albert G. Z. , Jefferson, G. H. and Qian Jinchang, "R&D and Technology Transfer: Firm-Level Evidence from Chinese Industry", *Review of Economics and Statistics*, 2005, 87(4), 780—786.
- [38] Huang, Haizhou and Xu, Chenggang, "Soft Budget Constraint and the Optimal Choices of Research and Development Projects Financing", *Journal of Comparative Economics*, 1998, 26(1), 62—79.
- [39] Jaffe, Adam B. , "Demand and Supply Influences in R&D Intensity and Productivity Growth", *The Review of Economics and Statistics*, 1988, 70(3), 431—437.
- [40] Jaffe, Sidney A. , *A Price Index for Deflation of Academic R&D Expenditure*. Washington, D. C. : The National Science Foundation(NSF)72—310, 1972.
- [41] Jefferson, Gary H. , Bai Huamao, Guan Xiaojing and Yu Xiaoyun, "R&D Performance in Chinese Industry", *Economics of Innovation and New Technology*, 2004, 13(1/2).
- [42] Jensen, Elizabeth J. , "Research Expenditures and the Discovery of New Drugs", *Journal of Industrial Economics*, 1987, 36(1), 83—95.
- [43] Koeller, C. T. , "Innovation, Market Structure and Firm Size: A Simultaneous Equations Model", *Managerial and Decision Economics*, 1995, 16(3), 259—269.
- [44] Loeb, Peter D. and Vincent Lin, "Research and Development in the Pharmaceutical Industry—A Specification Error Approach", *Journal of Industrial Economics*, 1977, 26(1), 45—51.
- [45] Lunn, John, "An Empirical Analysis of Process and Product Patenting: A Simultaneous Equation Framework", *Journal of Industrial Economics*, 1986, 34(3), 319—330.
- [46] Mansfield, Edwin, *Industrial Research and Technological Innovation—An Econometric Analysis*. New York: Norton for the Cowles Foundation for Research in Economics at Yale University. 1968.
- [47] Mansfield, Edwin, "R&D and Innovation: Some Empirical Findings", in Griliches, Zvi (ed), *R&D, Patents and Productivity*. Chicago: University of Chicago Press, 1984, 127—148.
- [48] Mansfield, Edwin, John Rapoport, Jerome Schnee, Sam Wagner and Michael Hamburger, *Research and Innovation in the Modern Corporation*. New York: Norton. 1971.
- [49] McLean, Ian W. and David K. Round, "Research and Product Innovation in Australian Manufacturing Industries", *Journal of Industrial Economics*, 1978, 27(1), 1—12.
- [50] Mueller, D. C. , "Patents, Research and Development, and the Measurement of Inventive Activity", *Journal of Industrial Economics*, 1966, 15(1), 26—37.
- [51] Ofer, Gur, "Soviet Economic Growth, 1928—85", *Journal of Economic Literature*, 1987, 25(4), 1767—1833.

- [52] Pakes, Ariel and Mark Schankerman, "The Rate of Obsolescence of Knowledge, Research Gestation Lags and the Private Rate of Return to Research Resources", in Griliches, Zvi(ed.), *R&D, Patents and Productivity*. Chicago: University of Chicago Press. 1984.
- [53] Pakes, Ariel and Zvi Griliches, "Patents and R&D at the Firm Level: A First Report", *Economics Letters*, 1980, 5(4), 377—381.
- [54] Pakes, Ariel and Zvi Griliches, "Patents and R&D at the Firm Level: A First Look", in Griliches, Zvi(ed.), *R&D, Patents and Productivity*. Chicago: University of Chicago Press. 1984.
- [55] Pavitt, Keith, Robson, M. and Townsend, J., "The Size Distribution of Innovating Firms in the UK, 1945—83", *Journal of Industrial Economics*, 1987, 35(3), 297—316.
- [56] Pavitt, Keith and Wald, S., *The Conditions for Success in Technological Innovation*. Paris: OECD, 1971.
- [57] Qian, Yingyi and Xu, Chenggang, "Innovation and Bureaucracy Under Soft and Hard Budget Constraints", *Review of Economic Studies*, 1998, 65(1), 151—164.
- [58] Scherer, Frederic M., "Firm Sizes, Market Structure, Opportunity and the Output of Patented Innovations", *American Economic Review*, 1965, 55(3), 1097—1125.
- [59] Schmookler, Jacob, *Invention and Economic Growth*. Cambridge, MA: Harvard University Press. 1966.
- [60] Schmookler, Jacob, "The Size of Firm and the Growth of Knowledge", In Zvi Griliches & Leo Hurwicz (eds.), *Patents, Invention, and Economic Change*. Cambridge, Mass: Harvard University Press. 1972.
- [61] Schumpeter, Joseph. A., *Capitalism, Socialism and Democracy*. Third Edition, New York: Harper and Row, 1950.
- [62] Vernon, John M and Peter Gusen, "Technical Change and Firm Size: The Pharmaceutical Industry", *Review of Economics and Statistics*, 1974, 56(3), 294—302.
- [63] Weitzman, Martin L., "Soviet Postwar Economic Growth and Capital-Labor Substitution", *American Economic Review*, 1970, 60(4), 676—692.
- [64] Wiggins, Steven N., "Product Quality Regulation and New Drug Introductions: Some New Evidence from the 1970s", *Review of Economics and Statistics*, 1981, 63(4), 615—619.
- [65] 姚洋, "非国有经济成分对我国工业企业技术效率的影响", 《经济研究》, 1998年第12期, 第29—35页。
- [66] 姚洋、章奇, "中国工业企业技术效率分析", 《经济研究》, 2001年第10期, 第13—19页。
- [67] Young, Alwyn, "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period", NBER Working Paper 7856, 2000.
- [68] Zhang, Anming, Zhang, Yimin and Zhao, Ronald, "A Study of the R&D Efficiency and Productivity of Chinese Firms", *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(3), 444—464.
- [69] 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。
- [70] 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。

R&D Stock, Knowledge Function and Productive Efficiency

YANBING WU

(Graduate School, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract This paper investigates the properties of the knowledge production function and the determinants of R&D efficiency using a panel dataset of large and medium sized Chinese industrial firms. One innovation of the paper is the construction of the firm-level R&D stock. Key findings include: First, R&D personnel contributes more to knowledge production than R&D capital stock, and knowledge production exhibits decreasing or constant returns to scale; second, firm size and industrial performance have no significant impact on R&D production; third, state ownership has a negative effect on R&D efficiency.

JEL Classification D21, L60, O31