

# 中国的政府 R&D 资助有效吗? 来自大中型工业企业的经验证据

白俊红\*

**摘要** 本文的研究目的旨在考察中国政府 R&D 资助企业技术创新的效果,并从政府偏好的角度分析影响资助效果的因素。本文采用 1998—2007 年中国大中型工业企业分行业数据,应用静态和动态面板数据模型的研究结果发现,中国政府的 R&D 资助显著地促进了企业的技术创新,而且企业自身的知识存量、企业规模、行业技术水平及产权类型等因素均会对资助效果产生不同程度的影响。本文的结论为我国政府 R&D 资助政策的制定提供了有益参考。

**关键词** 政府 R&D 资助, 技术创新, 动态面板模型

## 一、引言

近年来,为实现中国经济的持续、健康发展,中国政府将“提高自主创新能力,建立创新型国家”作为新时期国家发展战略的核心,由此也带动了政府对科技创新的大力支持与投入。数据显示,新世纪以来,中国科技财政拨款持续攀升,从 2000 年的 575.6 亿元增加到 2007 年的 2 113.5 亿元,年均增长达到 33.4%;科技财政拨款占财政总支出的比例也不断提高,从 2000 年的 3.6% 提高到 2007 年的 4.3%,投入力度不断加大。

政府不断加大的 R&D 资助会带来两方面的效果。从有利的一方来讲,可以弥补企业的创新资金不足,降低企业创新的风险;可以作为导向基金吸引企业更大的研发投入,并积极引导企业的技术创新方向。但是,政府的 R&D 资助也存在着不利影响,比如政府 R&D 资助挤出了企业自身的 R&D 投资;相对于市场,政府对 R&D 资源的配置很可能是低效的,进而降低了 R&D 资源的利用效率等。那么,一个自然而现实的问题就是,中国政府的 R&D 资助效果如何?是促进还是阻碍了企业的技术创新?如果是促进,进一步应该如何加强?如果是阻碍,又应该如何改善?如何正确、有效地处理政府 R&D 资

\* 南京师范大学商学院。通信地址:南京市仙林区文苑路 1 号南京师范大学商学院,210046;E-mail: sdustnuaa@yahoo.com.cn。本文得到国家社会科学基金(10CJY064)及教育部人文社科基金(10YJC790005,09YJC790152)的资助。作者感谢于明超博士的有益建议。特别感谢两位匿名审稿人的建设性意见。文责自负。

助与企业技术创新的关系,最大限度地降低政府R&D资助的负面影响,提高其正向影响,是创新型国家建设过程中所面临的一个非常棘手而且重要的问题。

目前已有大量文献开始关注政府R&D资助对企业技术创新的影响。相关研究主要集中在考察政府R&D资助对企业R&D支出的影响,即检验政府R&D资助是激励还是挤出了企业的R&D投资,却较少有人关注政府R&D资助对创新产出的影响,更鲜有人关注影响政府R&D资助效果的因素。事实上,政府R&D资助不仅是为了刺激企业更多的R&D投资,通过资助产生更多的创新产出亦是其主要目的之一。因此,本文拟从企业R&D支出和产出两个角度,较为全面地考察中国政府R&D资助企业技术创新的效果。更为重要的是,本文还将进一步讨论企业知识存量、企业规模、行业特征及产权类型等因素对资助效果的影响,这对于政府有针对性地安排资助政策,进而提升资助效果具有重要意义。

全文后续部分安排如下:第二部分是对以往文献的一个简要回顾;第三部分是对中国政府R&D资助状况的一个特征性事实描述;第四部分建立检验资助效果的计量经济学模型,并介绍相关的变量以及数据的来源;第五部分是对计量结果的分析;第六部分是在第五部分的基础上进一步考察模型设置的内生性问题;最后给出结论。

## 二、文献回顾

Arrow (1962) 的 R&D 活动外部性理论支持了政府对 R&D 活动的干预。这一理论认为 R&D 活动具有公共物品的属性,因而个体投资者将无法独占其创新成果的全部收益。如果将 R&D 活动完全交给市场,听凭企业的自身积极性,R&D 资源的投入就会不足,低于社会理想水平。此时,政府的 R&D 资助便可以扩大研发资金的供给,纠正 R&D 的市场失灵现象。但是,企业获得资助以后可能存在两种表现:一方面,由于政府 R&D 的资助,企业的研发成本和风险降低,使得企业的研发活动可以继续,同时由于政府的 R&D 资助缩短了企业 R&D 活动的私人收益与社会收益之间的差距,使得企业的 R&D 活动变得有利可图,进而也激励了企业扩大自身的 R&D 投资 (Yager and Schmidt, 1997); 此外,政府的 R&D 资助具有选择性,并不是所有的企业都会得到资助,因此获得资助本身就意味着是对其的一种肯定,这样也有利于吸引更多的外部私人投资 (Kleer, 2008)。这些原因都会产生政府 R&D 资助对企业 R&D 投资的激励效应。但是,从另一方面来讲,政府的 R&D 资助增加了对研发资源的需求,提高了研发资源的价格,使得企业的研发成本提高,进而可能使企业转向其他的盈利项目,降低了 R&D 投资 (Goolsbee, 1998); 特别的,如果政府资助了本可以由企业自身资金就可以

实施和完成的 R&D 项目，那么这些企业很可能仅仅用政府的资金来替代自身的投资（解维敏等，2009），产生替代效应。

在相关的经验分析中，Scott（1984）、Levin and Reiss（1984）、Leyden and Link（1991）、Mamuneas and Nadiri（1996）利用美国数据，Klette and Moen（1999）利用挪威数据，Czarnitzki and Fier（2001）、Czarnitzki and Hussinger（2004）利用德国数据，Duguet（2003）利用法国数据，Busom（2000）、Gonzalez and Pazo（2008）利用西班牙数据，Guellec and Pottelsberghe（2000）利用 OECD 成员国数据，朱平芳和徐伟民（2003）、许治和师萍（2005）、解维敏等（2009）利用中国数据，研究发现政府 R&D 资助降低了企业的研发成本和风险，使得企业的研发变得有利可图，刺激了企业更大的 R&D 支出，但 Lichtenberg（1984，1987，1988）、Wallsten（2000）利用美国数据，Gorg and Strobl（2007）利用爱尔兰数据的研究却发现政府 R&D 资助一定程度上挤出了企业的 R&D 投资，降低了行业整体的研发投入水平。

上述研究主要检验政府 R&D 资助与企业 R&D 支出之间的关系。从理论上讲，如果企业得到政府的 R&D 资助，并且合理利用，一方面可以使原本无法实施的 R&D 项目得以进行，另一方面刺激效应也使得总的 R&D 投资增加，从而也有利于创新产出的增加。Czarnitzki and Fier（2003）、Ebersberger and Lehtoranta（2005）的研究支持了上述结论，他们的研究发现政府 R&D 资助对专利产出有显著的正向影响。但朱平芳和徐伟民（2003）的研究却显示政府 R&D 资助对专利产出的影响并不显著，他们认为这主要是由于政府 R&D 资助的约束机制不严造成的。

上述针对政府 R&D 资助与企业 R&D 支出与产出关系的研究，主要是考核政府 R&D 资助是否有效的问题。那么，一个更令人关心的问题是什么因素影响着政府 R&D 资助的效果呢？针对这一问题，直接且有针对性的研究较为匮乏。一些研究曾基于熊彼特（1942）假说<sup>1</sup>，考察企业规模等因素对企业 R&D 投入或产出的影响（Scherer，1984；Blundell *et al.*，1999；Gayle，2001；周黎安和罗凯，2005；吴延兵，2008a），但这些研究并未涉及政府的 R&D 资助。本文研究将从企业自身的知识存量、企业规模、行业特征及产权类型四个方面对影响政府 R&D 资助效果的因素初步予以考察。之所以选择这四因素，主要是因为政府的资助选择是具有偏好性的（Wallsten，2000），并不是所有的企业都可以获得资助，只有满足一定的条件才可能成为其资助的对象，而企业自身的知识存量、企业规模、行业特征及产权类型都可能影响到政府的甄选决策。

政府在选择资助企业时，所关心的一个重要问题是其资助的资金能否得

<sup>1</sup> 熊彼特假设主要是指企业规模与创新之间具有密切的关系，且大企业有利于创新。

到有效利用,而企业是否具有一定的知识积累是衡量其创新活动能否成功的重要标准。Cohen and Levinthal (1989) 的研究表明,企业自身的 R&D 投资不仅可以增强自身的创新能力,而且有利于增强其吸收和利用外部知识的能力。也正因为如此,企业只有具有一定的知识储备,才能在获得政府 R&D 资助以后对其进行合理利用。所以,政府往往偏向于资助具有一定知识积累的企业。相对于小企业,大企业由于其具有资金和人才优势,也使得政府的 R&D 资助易于得到相应的资金和人才配套;同时由于大企业往往具有较强的知识积累,这也有利于增强被资助项目成功的概率,降低了政府 R&D 资助的风险 (Bizan, 2003)。因此,政府在选择资助对象时也往往倾向于规模较大的企业。行业特征在这里主要是指行业的技术水平。与低技术水平的行业相比,高技术行业的技术水平高、发展潜力大,技术溢出所取得的社会效益也大 (Tsai and Wang, 2004),因而更易于获得政府的 R&D 资助。产权类型也是本文重点关注的因素之一。中国是一个多种经济成分并存的国家。按产权类型,可以将企业分为国有企业和非国有企业两大类。国有企业虽然为数不多,但大多实力雄厚,研发能力强。政府的科研政策也向其倾斜,使其与非国有企业相比更易于获得政府的 R&D 资助 (吴延兵, 2007)。中国政府的 R&D 资助具有产权偏好。后文中,我们将首先用中国的事实数据来描述政府的这四方面偏好,然后通过设定计量模型进一步检验这些因素和偏好对资助效果的影响,为政府的 R&D 资助决策提供参考。

### 三、中国政府的 R&D 资助: 事实特征

政府的 R&D 资助对象主要分为两类:一类是公共研发机构,比如政府科研机构 and 高等学校;另一类则是私人部门,主要是指企业。本文主要关注和讨论政府对企业这一私人部门的 R&D 资助。我们利用 1999—2008 年《中国科技统计年鉴》和《中国统计年鉴》中有关大中型工业企业的政府 R&D 资助的分行业数据,对中国政府 R&D 资助企业技术创新的现状进行一个简单的特征性事实描述。选择 1998 年为考察基期,主要是因为文中用到的一些数据,比如大中型企业国有企业总产值等,《中国科技统计年鉴》从 1998 年才开始统计记录。而 2009 年最新的《中国科技统计年鉴》中有关国有企业指标的统计口径变为规模以上工业企业,统计口径发生了变化。因此,本文将考察时间段限定在 1998—2007 年。此外,在我们的考察期内,大中型工业企业的行业统计目录发生了变化。2002 年之前(包括 2002 年)的目录中包含“木材及竹材采选业”,而之后的年鉴中并没有这一项。为了保持统计口径的一致,我们剔除了这一行业。同时,由于“其他采矿业”的许多指标存在缺失值,我们也剔除了该行业。这样便保留了 37 个行业。图 1 描绘了 1998—2007 年 37 个行业政府 R&D 资助总额(1998 年不变价)的一个时间趋势。从图中来看,

考察期内，政府 R&D 资助总额基本呈现一个上升的态势，特别是 2003 年后，上升趋势更为明显，年均增长将近 30%。

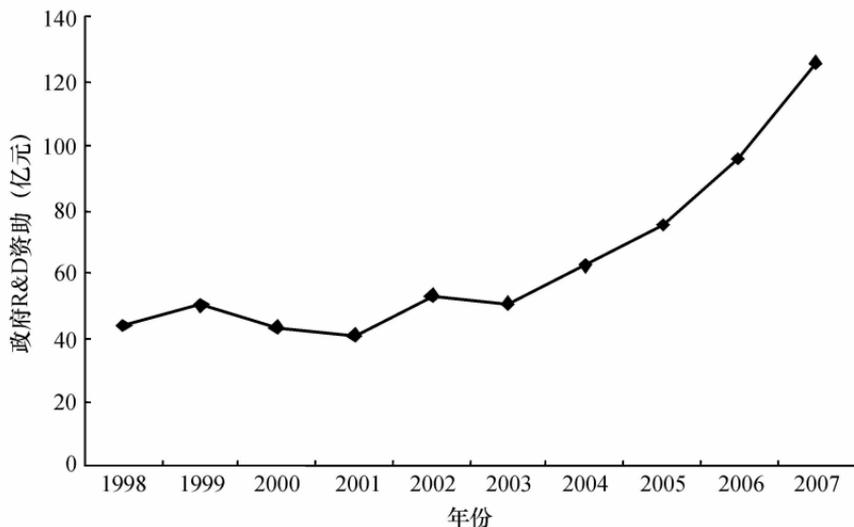


图1 中国对企业 R&D 资助总额的时间趋势

接下来，我们依照企业知识存量、企业规模、行业特征和国有产权比重（我们将在后文中详细介绍这四项指标的构造）的大小对 37 个行业进行分类。首先以企业知识存量为例进行分类，分类的方法是：将考察期内各年 37 个行业的企业知识存量值从小到大进行排序，将排序靠前的 19 个行业定义为知识存量较小的行业，而将剩余的 18 个行业定义为知识存量较大的行业，并分别核算两类行业的政府 R&D 资助金额的总和。同样，我们亦按此分类方法将企业规模、行业特征和产权类型分为小和大两类，并分别核算相应类别的政府资助金额总和。表 1 报告了分类核算的结果。

从表 1 来看，政府 R&D 资助金额在同一偏好因素的“大”、“小”两个不同类别间存在显著差异。在知识存量方面，1998 年知识存量较小行业的政府 R&D 资助金额为 1.906 亿元，占总行业资助金额比重的 4.7%；2007 年资助金额增长到 11.677 亿元，但其所占比重仍然只有 9.3%；即使在比重最高的 2003 年，其份额也只有 10.6%。相比较而言，知识存量较大行业政府 R&D 资助金额占全行业比重为 89.4%—95.3%，知识存量较大的行业明显高于知识存量较小的行业。企业规模方面，企业规模较小行业的政府 R&D 资助金额占有行业的比重为 13.4%—27.2%，而规模较大行业在各年获得的政府资助均占到了资助总额的 70% 以上。行业特征方面，技术水平较高的行业获得了较多的政府 R&D 资助，所占比重为 78.5%—93.0%，而技术水平较低行业所占比重仅为 7.0%—21.5%，两者之间差距较大。产权方面亦表现出类似的特征，国有产权比重较低行业政府 R&D 资助所占的份额为 22.1%—38.6%，而国有产权比重较高行业所占的份额为 61.4%—77.9%，国有产权

比重较高的行业获得了更多的政府 R&D 资助。事实说明,企业知识存量越多、规模越大、行业技术水平越高、国有产权比重越大,所获得的政府 R&D 资助也越多。这也在一定程度上说明,政府的 R&D 资助对上述因素具有偏好性。

表 1 政府 R&amp;D 资助偏好因素的分类比较

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
知识存量	小 1.906 (0.047)	2.7 (0.058)	3.624 (0.093)	3.764 (0.099)	3.91 (0.078)	5.376 (0.106)	6.167 (0.099)	7.095 (0.095)	8.678 (0.091)	11.677 (0.093)
	大 38.691 (0.953)	43.802 (0.942)	35.169 (0.907)	34.189 (0.901)	46.031 (0.922)	45.283 (0.894)	56.119 (0.901)	67.966 (0.905)	86.312 (0.909)	113.332 (0.907)
规模	小 5.976 (0.147)	6.629 (0.143)	9.287 (0.239)	9.308 (0.245)	7.765 (0.155)	13.776 (0.272)	11.391 (0.183)	13.923 (0.185)	21.856 (0.230)	30.166 (0.241)
	大 34.620 (0.853)	39.872 (0.857)	29.506 (0.761)	28.645 (0.755)	42.176 (0.845)	36.883 (0.728)	50.895 (0.817)	61.138 (0.815)	73.323 (0.77)	94.843 (0.759)
行业特征	小 8.748 (0.215)	3.245 (0.070)	4.497 (0.116)	5.136 (0.135)	4.177 (0.084)	5.499 (0.084)	7.976 (0.109)	6.488 (0.128)	10.976 (0.115)	10.048 (0.080)
	大 31.849 (0.785)	43.257 (0.930)	34.295 (0.884)	32.817 (0.865)	45.765 (0.916)	45.16 (0.916)	54.311 (0.891)	68.573 (0.872)	84.204 (0.885)	114.96 (0.920)
国有产权	小 9.349 (0.230)	10.26 (0.221)	12.882 (0.332)	14.761 (0.386)	16.341 (0.327)	17.912 (0.354)	21.301 (0.342)	24.075 (0.321)	30.147 (0.317)	41.749 (0.334)
	大 31.248 (0.770)	36.241 (0.779)	25.911 (0.668)	23.476 (0.614)	33.601 (0.673)	32.747 (0.646)	40.986 (0.658)	50.987 (0.679)	65.033 (0.683)	83.260 (0.666)

注:单位为亿元,括号内数值为当年该类别行业政府 R&D 资助金额占总行业资助金额的比重。

## 四、模型、变量与数据

### (一) 模型设定

本文应用 1998—2007 年中国大中型工业企业分行业面板数据进行分析。研究过程中需要考虑两个计量模型,一是考察政府 R&D 资助对企业 R&D 支出影响的模型,二是考察政府 R&D 资助对企业 R&D 产出影响的模型。我们拟分别进行设置。

#### 1. 政府 R&D 资助对企业 R&D 支出的影响模型

在衡量政府 R&D 资助对企业 R&D 支出的影响时,经典方法是将企业自身的 R&D 支出作为被解释变量,把政府 R&D 资助作为解释变量来设定计量模型(解维敏等, 2009)。考虑下列面板数据模型:

$$\ln R_{it} = c + a \ln \text{Gov}_{it} + \eta_i + u_t + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

其中,  $R$  为企业自身 R&D 支出,  $\text{Gov}$  为政府 R&D 资助,  $a$  为政府 R&D 资助变量的估计系数。 $i$  为产业,  $t$  为时间。 $\eta_i$  表示不随时间变化的产业效应,

$\mu_t$  表示不随产业变化的时间效应。 $c$  为常数项,  $\epsilon_{it}$  为随机误差项。

为了考察企业自身的知识存量、企业规模、行业特征及产权类型四项因素对政府 R&D 资助效果的影响, 我们在模型 (1) 基础上加入这四因素与政府 R&D 资助的交互项, 得到回归方程:

$$\ln R_{it} = c + a \ln Gov_{it} + a_1 \ln K_{it} \times \ln Gov_{it} + a_2 \ln Siz_{it} \times \ln Gov_{it} + a_3 \ln Ind_{it} \times \ln Gov_{it} + a_4 Own_{it} \times \ln Gov_{it} + \eta_i + u_t + \epsilon_{it}. \quad (2)$$

上式中,  $K$  为企业 R&D 存量 (关于 R&D 存量的核算, 我们将在后文中详细给出);  $Siz$  为企业规模, 用各行业总产值除以企业数, 即企业的平均规模来表征, 其中总产值按工业品产出价格指数折算成 1998 年不变价;  $Ind$  代表行业的技术水平, 用科技活动人员数占行业从业人员数的比重来表征;  $Own$  代表产权类型, 用国有及国有控股企业当年工业总产值占行业当年工业总产值的比重来表征。其他变量的含义与 (1) 式一致。(2) 式中, 如果交互项系数为正, 说明该因素与政府 R&D 资助有正的交互作用, 该因素有利于政府 R&D 资助效果的发挥; 如果为负则说明两者存在负的交互作用, 该因素对政府 R&D 资助产生不利影响。

## 2. 政府 R&D 资助对企业 R&D 产出的影响模型

基于 Griliches (1979) 的研究, 并将政府 R&D 资助纳入分析框架, 建立如下形式的拓展的柯布-道格拉斯知识生产函数:

$$y = AK_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} Gov_{it}^{\lambda} e^{\eta_i + u_t + \epsilon_{it}}, \quad (3)$$

其中,  $y$  为企业的 R&D 产出,  $K$  为企业的 R&D 资本存量,  $L$  为企业的 R&D 人员,  $Gov$  为政府的 R&D 资助,  $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\lambda$  分别为相应变量的产出弹性。 $A$  为常数,  $e$  为自然对数的底。

需要注意的是, 知识生产函数模型 (3) 中的投入要素  $K$  为企业的 R&D 资本存量, 而非模型 (2) 中的企业 R&D 支出  $R$ 。之所以设置 R&D 存量, 是因为模型 (3) 表达的是企业的知识生产过程。企业在知识生产过程中, 其 R&D 投入不仅对当期的知识生产有影响, 对以后若干期的知识生产也有重要影响 (Griliches, 1980; 吴延兵, 2008b), R&D 存量即可以有效反映这一特征。而流量指标企业 R&D 支出反映的是当期投入, 并不能体现对以后知识生产的影响。

将 (3) 式两边取对数, 并将政府 R&D 资助与企业知识存量、企业规模、行业特征及产权类型的交互项纳入模型, 得到回归方程:

$$\ln(y_{it}) = \delta + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \lambda \ln Gov_{it} + \gamma_1 \ln K_{it} \times \ln Gov_{it} + \gamma_2 \ln Siz_{it} \times \ln Gov_{it} + \gamma_3 \ln Ind_{it} \times \ln Gov_{it} + \gamma_4 Own_{it} \times \ln Gov_{it} + \eta_i + u_t + \epsilon_{it}, \quad (4)$$

其中,  $\delta = \ln A$  为常数项。

对于模型(2)和模型(4)中的时间非观测  $u_i$  效应, 可以通过设置时间虚拟变量来消除。而对于不随时间变化的产业效应, 可根据不同假设将其区分为固定效应(FE)和随机效应(RE)。如果  $\eta_i$  与解释变量相关, 则该产业效应为固定效应; 如果  $\eta_i$  与解释变量不相关, 并且符合一定的分布, 则为随机效应。具体在选择固定和随机效应时, 一种简单的判定方法是, 如果样本观测值即是全部总体, 则取固定效应模型; 另一种判定方法是 Hausman 检验法。Hausman 检验的原假设为接受随机效应模型, 倘若 Hausman 值低于某一显著性水平下的临界值, 则选用随机效应模型, 否则选用固定效应模型。本文选择 Hausman 检验法来判定。同时, 我们采用广义最小二乘估计(FGLS)以降低可能存在的序列相关的影响。

## (二) 变量构造

上文分析中, 我们已经给出了政府 R&D 资助、企业规模、行业特征及产权类型等指标的显性化定义, 其值可以从历年《中国科技统计年鉴》中直接或经整理得到。接下来, 我们重点介绍企业的 R&D 支出、R&D 人员、R&D 存量及 R&D 产出等指标的选择与构造。

关于企业 R&D 支出, 本文选择科技活动经费内部支出, 而非 R&D 经费内部支出。其理由在于, 一方面, 从数据的可得性来考虑, 有关大中型工业企业 R&D 支出的数据, 《中国科技统计年鉴》只统计了其科技活动经费内部支出, 并没有报告 R&D 经费内部支出, 这也使得 R&D 经费内部支出指标并不可行; 另一方面, 从统计口径来看, 根据《中国科技统计年鉴》的解释, R&D 活动指在科学技术领域, 为增加知识总量以及运用这些知识去创造新的应用而进行的系统的创造性的活动, 而科技活动是指与科技知识的产生、发展、传播和应用密切相关的、有组织的活动, 包括研究与试验发展活动、研究与试验发展成果应用及技术推广与科技服务等。由此也可看出, 科技活动经费的统计口径要比研发活动大, 不仅包括了研发活动经费, 而且包含了研发成果应用、推广等费用, 这也更符合 Utterback (1974)、Freeman (1982) 等学者定义的技术创新是从技术开发到创新成果市场化应用全过程的内涵要求。基于此, 本文选择科技活动经费内部支出作为企业 R&D 支出的考核指标。

与企业 R&D 支出相类似, 出于数据可得性及统计口径方面的考虑, 本文选择科技活动人员数作为 R&D 人员投入的考核指标。

关于企业 R&D 存量, 参照 Griliches (1980)、Goto and Suzuki (1989) 及吴延兵 (2006) 的研究, 我们用永续盘存法进行核算。本期的 R&D 存量可以表示为上一期的 R&D 存量与过去所有期的 R&D 支出现值之和, 即

$$K_t = \sum_{k=1}^n \mu_k E_{t-k} + (1 - \delta) K_{t-1}, \quad (5)$$

(5) 式中,  $K_t$  与  $K_{t-1}$  分别为当期和滞后 1 期的 R&D 资本存量,  $k$  为滞后期,  $\mu_k$  为滞后算子, 即 R&D 支出的贴现系数,  $\delta$  为 R&D 资本存量的折旧率,  $E_{t-k}$  为  $t-k$  期的 R&D 支出现值。由于难以获得  $\mu$  的滞后结构, 一般假定平均滞后期为  $\theta$ , 且  $t-\theta$  期的 R&D 支出直接构成了  $t$  期的 R&D 资本存量的增量, 即  $k=\theta$  时,  $\mu_k=1$ ;  $k\neq\theta$  时,  $\mu_k=0$ 。这样, (5) 式可写成 (6) 式的形式:

$$K_t = E_{t-\theta} + (1-\delta) \times K_{t-1}, \quad (6)$$

在假定平均滞后期为 1 年的情况下, (5) 式可写成:

$$K_t = E_{t-1} + (1-\delta) \times K_{t-1}, \quad (7)$$

也即当期的 R&D 资本存量等于滞后 1 期的 R&D 现值与滞后 1 期的 R&D 资本存量之和。

从 (7) 式可看出, 核算 R&D 资本存量需确定 R&D 支出的现值、R&D 资本存量的折旧率及基期 R&D 资本存量。

在核算 R&D 支出现值时, 关键是构造 R&D 支出价格指数。已有的研究中, Loeb and Lin (1977) 设定 R&D 人员工资价格指数与设备投资价格指数的加权平均来表示 R&D 支出价格指数, 其中前者权重为 0.55, 后者权重为 0.45; Frantzen (2003) 则将 R&D 支出价格指数设定为工资价格指数和产出价格指数的加权平均, 其中前者权重为 0.25, 后者权重为 0.75。国内的相关研究中, 李习保 (2007)、詹宇波等 (2010) 选用消费价格指数, 岳书敬 (2008) 选用固定资产投资价格指数来表征 R&D 支出价格指数。朱平芳和徐伟民 (2003)、朱有为和徐康宁 (2006)、于明超和申俊喜 (2010) 将 R&D 支出价格指数设定为固定资产投资价格指数和消费价格指数的加权平均, 但具体设定时, 权重并不一致。朱平芳和徐伟民 (2003) 设定固定资产投资价格指数的权重为 0.45, 消费价格指数的权重为 0.55; 朱有为和徐康宁 (2006) 将固定资产投资价格指数的权重设定为 0.75, 消费价格指数的权重为 0.25; 于明超和申俊喜 (2010) 将固定资产投资价格指数的权重设定为 0.6, 消费价格指数的权重为 0.4。事实上, 虽然上述学者设定的 R&D 支出价格指数不尽相同, 但却反映出一个基本思路, 即可从 R&D 支出的明细构成及用途上来构造价格指数。李习保 (2007)、詹宇波等 (2010) 及岳书敬 (2008) 的设定方式实际上是假定 R&D 支出全部用于劳动力成本或购置固定资产, 而 Loeb and Lin (1977)、朱平芳和徐伟民 (2003)、朱有为和徐康宁 (2006)、于明超和申俊喜 (2010) 的设定方式则是基于 R&D 经费支出用于劳动力成本和购置固定资产的比例来构造相应价格指数。遵循同一思路, 我们对 R&D 支出价格指数进行了重新构造。根据《中国科技统计年鉴》的明细, 1998—2007 年各期 R&D 经费支出中用于劳务费和固定资产购置费的比重均值约为 38 : 62,

因此,我们将R&D支出价格指数设定为 $0.38 \times$ 消费价格指数 $+0.62 \times$ 固定资产投资价格指数,并应用这一指数将名义R&D经费支出折算成实际值。

对于折旧率 $\delta$ ,目前文献中主要有三种经验取值,分别为5% (Coe and Helpman, 1995; 沈坤荣和李剑, 2009)、10% (Berghäll, 2006)和15% (Griliches, 1980; Hall and Maiese, 1995; Hu等, 2005; 吴延兵, 2006, 2008a, 2008b; 白俊红等, 2009; 张海洋, 2010; 詹宇波等, 2010)。可以看出,较多学者采用了15%这一较高的折旧率,这主要是因为R&D资本更新换代较快,其折旧率通常要高于物质资本折旧率的假定 (Pakes and Schankerman, 1984; 吴延兵, 2006)。目前估算中国物质资本折旧率较为权威的几个数值分别为张军等(2004)的9.6%、龚六堂和谢丹阳(2004)的10%以及Young(2003)的6%等。基于此,我们也选择较高的15%作为本研究中的折旧率。<sup>2</sup>

最后还需估算基期资本存量。根据Goto and Suzuki(1989)及吴延兵(2006),在假定R&D资本存量的增长率等于R&D经费增长率的情况下,基期资本存量可以用下式来估计:

$$K_0 = E_0 / (g + \delta), \quad (8)$$

(8)式中, $K_0$ 为基期资本存量, $E_0$ 为基期实际R&D经费支出, $g$ 为考察期内实际R&D经费支出的平均增长率, $\delta$ 为折旧率。

至此,我们已经给出了核算R&D资本存量所需的全部技术。最后,我们探讨企业R&D产出变量的设置。

基于技术创新的过程,我们将企业R&D产出分为两类,一类表示技术创新过程中新方法、新工艺等新知识的产出,用专利来衡量表征;另一类则表示新知识的市场和商业化水平,用新产品销售收入来表征。专利和新产品销售收入同时也分别代表了技术创新过程的中间产出和最终产出。

在中国,依据所申请专利的新颖、创新以及实用程度,专利分为发明专利、实用新型和外观设计三种类型。我们用三种类型专利的总和来全面反映创新过程中新知识的产生。另外,根据专利是否得到授权又可将其分为专利申请数和专利授权数。此处,我们选择专利申请数作为考核指标,这主要是基于数据可得性的考虑——《中国科技统计年鉴》只有大中型工业企业专利申请数的统计公布。由于并不是所有的专利申请都会得到授权,因此,这一指标可能夸大了创新的产出水平(詹宇波等, 2010)。当然,专利申请数也具备一些优势,主要表现在:在中国一项专利从申请到获得批准大约需要1—2年的时间,因而相比于专利授权数,专利申请数在反映当期的创新产出时具

<sup>2</sup> 出于稳健性的考虑,我们还核算了5%、10%两种情形下的R&D资本存量,并代入回归模型进行估计,发现实证结论与折旧率为15%时基本一致。这表明折旧率的影响并不大。

有优势；此外，相对于专利授权数，专利申请数受专利机构工作效率和偏好等因素的影响也较小（岳书敬，2008），因而也可以较为真实地反映特定产业的技术创新水平。至于 R&D 产出的另一项衡量指标——新产品销售收入，其名义值可直接从《中国科技统计年鉴》中得到。我们用工业品出厂价格指数将其折算成以 1998 年为基期的实际值。

### （三）数据说明

本文所使用的原始数据来源于 1999—2008 年的《中国科技统计年鉴》和《中国统计年鉴》。其中，新产品销售收入、专利申请数、科技活动人员、科技活动经费内部支出、政府 R&D 资助、工业总产值、国有企业总产值及企业数等数据来源于《中国科技统计年鉴》，而工业品出厂价格指数、消费价格指数和固定资产投资价格指数来源于《中国统计年鉴》。

以新产品销售收入为产出指标时，37 个行业 10 年的考察期，共计 370 个样本。而以专利申请数为产出指标时，由于 1998 年和 1999 年的“黑色金属矿采选业”及 1998 年的“印刷业和记录媒介的复制业”专利申请数为零，这样将不能对其做对数化处理（代入生产函数时，需对投入与产出指标对数化），我们剔除了这两个行业。这样，在以专利为产出指标时，35 个行业 10 年的时间，共计 350 个观测样本。

另外，由于 2004 年的统计数据中没有政府 R&D 资助和国有企业总产值两个指标的数据，我们用相邻两年（2003 年和 2005 年）的平均值代替。

本文中使用的变量及其定义如表 2 所示，而对这些变量的描述性统计可见表 3。

表 2 变量定义

指标	符号	单位	定义
专利	$Y_1$	项	各行业专利申请数
新产品销售收入	$Y_2$	元	各行业新产品销售收入，用工业品出厂价格指数平减成 1998 年不变价
R&D 支出	$R$	元	各行业科技活动经费内部支出，用 R&D 支出价格指数折算成 1998 年不变价
R&D 存量	$K$	元	各行业 R&D 资本存量，用永续盘存法核算将各行业的科技活动经费内部支出换算成资本存量
R&D 人员	$L$	人	各行业科技活动人员数
政府 R&D 资助	Gov	元	各行业政府科技活动经费支出，用 R&D 价格指数平减成 1998 年不变价
企业规模	Siz	元/个	各行业总产值除以企业数，其中总产值按用工业品出厂价格指数折算成 1998 年不变价
行业特征	Ind	1	各行业科技人员数与从业人数之比
国有产权	Own	1	国有及国有控股企业当年总产值除以行业当年总产值

注：以上变量均为原值。实证分析时，比例变量 Ind 和 Own 取原值，其他变量取对数，如(2)式和(4)式所示。

表3 变量的描述性统计

指标	个数	均值	标准差	最大值	最小值
$Y_1$	350	1 014.929	2 485.447	27 894.000	1.000
$Y_2$	370	4 199 679.922	9 948 372.059	74 669 042.538	11.100
$R$	370	433 260.470	782 660.297	5 514 183.807	1 694.400
$K$	370	998 459.934	1 890 966.416	15 110 727.362	412.500
$L$	370	41 698.436	51 913.258	305 987.000	179.000
Gov	370	16 810.265	41 644.668	448 010.270	5.966
Siz	370	58 109.256	123 383.622	983 691.851	4 770.108
Ind	370	0.039	0.025	0.120	0.001
Own	370	0.371	0.292	1.519	0.000

## 五、结果与讨论

### (一) 面板数据的平稳性检验

尽管本文研究所使用的数据时间跨度不大,但考虑到宏观经济数据可能存在时间趋势而造成“伪回归”,因此在回归估计之前,我们首先对模型(2)和模型(4)中变量数据的平稳性进行检验。本文采用LLC、IPS、Fisher-ADF和Fisher-PP等检验方法对面板数据平稳性进行检验,其中LLC方法假设横截面序列具有相同的单位根过程,而IPS、Fisher-ADF和Fisher-PP等方法假设横截面序列单位根过程不同。所有检验方法的原假设均为面板数据存在单位根过程,数据非平稳。检验结果如表4所示。

表4 变量的单位根检验

	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	单位根
$\ln Y_1$	-6.889*** (0.000)	-2.643*** (0.004)	116.280*** (0.000)	105.565*** (0.004)	否
$\ln Y_2$	-9.998*** (0.000)	-3.408*** (0.000)	128.797*** (0.000)	106.643*** (0.008)	否
$\ln R$	-10.706*** (0.000)	-4.159*** (0.000)	134.865*** (0.000)	125.993*** (0.000)	否
$\ln K$	-12.145*** (0.000)	-4.806*** (0.000)	142.994*** (0.000)	131.297*** (0.000)	否
$\ln L$	-12.071*** (0.000)	-4.987*** (0.000)	150.011*** (0.000)	138.526*** (0.000)	否
$\ln Gov$	-14.903*** (0.000)	-5.968*** (0.000)	170.757*** (0.000)	178.717*** (0.000)	否
$\ln K \times \ln Gov$	-13.372*** (0.000)	-6.222*** (0.000)	186.470*** (0.000)	182.995*** (0.000)	否
$\ln Siz \times \ln Gov$	-14.085*** (0.000)	-6.033*** (0.000)	173.576*** (0.000)	212.729*** (0.000)	否

(续表)

	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	单位根
Ind×lnGov	-12.562*** (0.000)	-5.871*** (0.000)	181.510*** (0.000)	222.703*** (0.000)	否
Own×lnGov	-15.557*** (0.000)	-6.608*** (0.000)	191.017*** (0.000)	214.435*** (0.000)	否

注：括号内数值为显著性概率，\*\*\*表示显著性水平为1%。

从表4可看出，各变量的平稳性检验均拒绝了面板数据存在单位根的原假设，表明各变量均为平稳序列，可以直接建模对其进行回归分析。

## (二) 经验估计结果

我们首先应用基本模型(2)分析政府 R&D 资助对企业 R&D 支出的影响，表5报告了这一结果。

表5 政府 R&D 资助对企业 R&D 支出的影响

	(1.1)	(1.2)	(1.3)	(1.4)	(1.5)
常数 C	6.123*** (0.000)	9.348*** (0.000)	6.509*** (0.000)	6.755*** (0.000)	5.900*** (0.000)
lnGov	0.694* (0.000)	-0.361*** (0.000)	0.216*** (0.000)	0.569*** (0.000)	0.738*** (0.000)
lnK×lnGov		0.082*** (0.000)			
lnSiz×lnGov			0.042*** (0.000)		
Ind×lnGov				1.114*** (0.000)	
Own×lnGov					-0.044** (0.015)
Hausman	4.772** (0.029)	3.378 (0.185)	7.869*** (0.020)	9.547*** (0.008)	21.414*** (0.000)
模型	FE	RE	FE	FE	FE
调整后 R <sup>2</sup>	0.838	0.905	0.868	0.842	0.724
F 值	52.707	1752.784	64.756	52.809	487.402

注：括号内数值为显著性概率，\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

表5中，列(1.1)为将政府 R&D 资助单独作为解释变量的回归估计结果，而列(1.2) — (1.5)则是依次纳入知识存量、企业规模、行业特征及国有产权等政府偏好因素的回归估计结果。Hausman 检验支持了列(1.2)选择随机效应模型，其他情形均选择固定效应模型。

从表5的估计结果来看，列(1.1)显示政府 R&D 资助的系数显著为正，表明政府 R&D 资助对企业 R&D 支出有显著的正向影响，其激励效应为0.694，即政府 R&D 资助增加1%，企业的 R&D 支出会相应增加约0.694%。加入交互项以后，政府 R&D 资助对企业 R&D 支出的激励效应依

次分别为 0.686、0.645、0.621 和 0.722<sup>3</sup>，波动不大。这些结果略高于许治和师萍(2005)测算的 0.268 及解维敏等(2009)测算的 0.374—0.481，而低于朱平芳和徐伟民(2003)的 1.490—4.458。但不管怎样，结果均表明中国政府的 R&D 资助具有明显的激励效应，显著地提高了私人企业的 R&D 支出。

从表 5 中列 (1.2) — (1.5) 中交互项的估计结果来看，企业的知识存量与政府 R&D 资助的交互项系数显著为正，说明企业的知识存量越高越有利于政府 R&D 资助效果的发挥，进而越有利于激励更多的企业 R&D 支出。企业规模与政府 R&D 资助之间具有显著为正的交互作用，表明企业规模越大，越有利于发挥政府 R&D 资助的诱导激励效应，这可能与规模越大的企业越有能力对政府 R&D 资助进行经费配套有关。行业技术水平与政府 R&D 资助的交互项系数显著为正，表明行业技术水平越高，政府 R&D 资助的激励效果也越明显。值得注意的是，国有产权变量与政府 R&D 资助交互项的系数显著为负，表明国有产权比重越高，政府 R&D 资助效果越差，政府 R&D 资助的国有产权偏好并不利于其激励效应的发挥。

表 6 是以专利为产出，对基本模型 (4) 的回归估计结果，其中列 (2.1) 是将政府 R&D 资助单独列入知识生产模型的回归估计结果，列 (2.2) — (2.5) 则依次是考察企业知识存量、企业规模、行业特征及国有产权与政府 R&D 资助之间是否存在显著交互作用的回归估计结果。Hausman 检验的结果显示列 (2.1) — (2.5) 均选择固定效应模型。

从表 6 中列 (2.1) 来看，R&D 人员对专利产出有显著的正向影响，R&D 人员每增加 1%，专利产出增加约 0.632%。R&D 存量虽然对专利产出有正向影响，但统计上并不显著，且 R&D 人员的产出弹性明显高于 R&D 存量，表明专利生产过程中，与 R&D 存量相比，研发人员具有更高的边际报酬，吴延兵(2006)的研究亦有类似的发现，专利生产更多地依赖于研发人员的贡献。列 (2.1) 显示的政府 R&D 资助变量估计系数显著为正，表明政府 R&D 资助显著地促进了企业专利产出的增加。政府 R&D 资助每提高 1%，专利产出增加约 0.131%。加入交互项的各模型中，政府 R&D 资助的偏效应依次分别为 0.099、0.110、0.134 和 0.128，与列 (2.1) 无交互项时相比略有波动。政府的 R&D 资助一方面降低了企业技术创新的风险，提高了企业技术创新的积极性，另一方面也由于为企业提供了必要的研发经费而使得研发项目得以顺利进行，这无疑有助于创新产出的增加。

<sup>3</sup> 根据列 (1.2)，政府 R&D 资助对企业 R&D 支出的偏效应为  $-0.361 + 0.082 \times \ln K$ 。我们将  $\ln K$  的均值代入，可求得政府 R&D 资助对企业 R&D 支出的偏效应为 0.686，此值即为政府 R&D 资助的激励效应。其他交互模型中政府 R&D 资助的激励效应可同理得到。详细的介绍可参见伍德里奇(2003)。

表6 政府 R&amp;D 资助对企业专利产出的影响

	(2.1)	(2.2)	(2.3)	(2.4)	(2.5)
常数 C	-3.663*** (0.000)	2.207 (0.184)	-4.568*** (0.000)	-2.798*** (0.000)	-4.785*** (0.000)
lnL	0.632*** (0.000)	0.612*** (0.000)	0.639*** (0.000)	0.674*** (0.000)	0.775*** (0.000)
lnK	0.145 (0.156)	-0.301 (0.446)	0.219 (0.326)	0.096 (0.342)	0.119 (0.165)
lnGov	0.131** (0.036)	-0.620*** (0.002)	0.325* (0.000)	0.095 (0.941)	0.210*** (0.000)
lnK×lnGov		0.057*** (0.000)			
lnSiz×lnGov			-0.021 (0.188)		
Ind×lnGov				0.992*** (0.004)	
Own×lnGov					-0.220*** (0.000)
Hausman	29.472*** (0.000)	25.308*** (0.000)	28.914*** (0.000)	41.264*** (0.000)	23.776*** (0.000)
模型	FE	FE	FE	FE	FE
调整后 R <sup>2</sup>	0.758	0.762	0.769	0.745	0.851
F 值	30.560	30.461	31.587	27.847	53.519

注：括号内数值为显著性概率，\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

列(2.2)显示，政府 R&D 资助与企业知识存量的交互项系数显著为正，表明企业知识存量对政府 R&D 资助的吸收利用有显著的正向作用。企业的知识存量代表了企业的知识累积和储备。企业的知识累积和储备越多，越有能力更加有效地吸收利用政府的 R&D 资助，进而也有助于创造更多的专利产出。

列(2.3)显示企业规模与政府 R&D 资助的交互项系数并不显著，表明无论是大企业还是小企业，对政府 R&D 资助均具有同样的吸收能力，企业规模并不影响对政府 R&D 资助的吸收利用。大企业和小企业在利用政府资助方面各具优势。大企业实力雄厚、配套设施完善、人员素质也较高，这有利于其有效吸收利用政府的 R&D 资助，但小企业亦具有组织结构灵活、竞争压力大、创新动力强等优点，这些原因可能导致不同规模企业在吸收利用政府 R&D 资助方面并无显著差异。

从列(2.4)的估计结果来看，行业技术水平与政府 R&D 资助的交互项显著为正，表明行业技术水平与政府 R&D 资助存在正向的交互作用，行业技术水平越高，越有利于利用政府 R&D 资助创造更多的专利产出。高技术行业具有高研发投入、高创新性的特点，政府的 R&D 资助可以有效地降低高技术行业企业的研发成本和风险，提高研发积极性，从而也有利于其创造更多的新知识和新技术。

列(2.5)报告了将国有产权比重与政府 R&D 资助交互项纳入回归模型的估计结果。从估计结果来看，国有产权比重与政府 R&D 资助交互项系数显

著为负,表明政府对国有产权的偏好资助并不利于其创造更多的专利产出,反而会产生显著的负面效应。长期以来,受计划经济的影响,国有企业产权关系模糊、所有者缺位以及预算软约束等问题长期存在,这也使得其行为往往具有短期化的特点,创新激励不足(吴廷兵,2008a)。同时,与非国有企业相比,国有企业在获得政府 R&D 资助方面具有优势,也较为容易,这也可能使其并不关注政府资助的效率型利用,反而由于占用了较多的资助而降低了行业整体的产出水平。

表 7 报告了以新产品销售收入为产出时的回归估计结果,其中 Hausman 检验支持了列 (3.1)、(3.2) 和 (3.4) 的回归模型选择随机效应模型,而其他模型选择固定效应模型。从表中来看,各种情形下,R&D 人员和 R&D 存量对新产品销售收入均有显著的正向影响,R&D 人员的产出弹性为 0.409—0.493,R&D 存量的产出弹性为 0.560—0.681<sup>4</sup>,此结果与朱有为和徐康宁(2006)测算的 R&D 人员产出弹性 0.231、R&D 存量的产出弹性 0.442 相比均有提高,但都显示出 R&D 存量的产出贡献要大于 R&D 人员的特征。与专利这一中间产出不同,新产品的研发、试制、生产,直至推向市场不光需要 R&D 人员的贡献,更需要大量的设备投资与经费投入,因而 R&D 存量的产出贡献也较大。

列 (3.1) — (3.5) 显示的各种回归估计模型中,政府 R&D 资助对新产品销售收入均有显著的正向影响,产出贡献依次分别为 0.196、0.244、0.132、0.142 和 0.170。交互项的影响中,列 (3.2) 显示企业知识存量与政府 R&D 资助的交互项系数显著为正,列 (3.5) 显示国有产权比重与政府 R&D 资助交互项的系数显著为负,表明企业知识存量对政府 R&D 资助的吸收利用有显著的正向影响,而国有产权比重有显著的负向影响,这与以专利为产出时的估计结果相一致。与专利生产不同,列 (3.3) 显示企业规模与政府 R&D 资助的交互项估计系数显著为正,表明新产品生产过程中,企业规模对政府 R&D 资助的效果具有显著影响。与小企业相比,大企业具有较为强大的营销网络和市场拓展能力,这也有助于其新产品销售活动的顺利进行。列 (3.4) 显示行业特征与政府 R&D 资助的交互项系数并不显著,表明新产品生产过程中,政府 R&D 资助的效果与行业的技术水平并无明显关系。新产品销售更多的是一个市场行为,更多地依赖于企业的市场开拓能力和营销能力,而与行业技术水平的关系并不明显。

<sup>4</sup> 列(3.2)中,R&D存量的偏效应为0.681。

表7 政府 R&amp;D 资助对企业新产品销售收入的影响

	(3.1)	(3.2)	(3.3)	(3.4)	(3.5)
常数 C	-0.944 (0.290)	6.528*** (0.007)	1.877*** (0.221)	0.711 (0.479)	0.363 (0.515)
lnL	0.493* (0.001)	0.409*** (0.006)	0.438*** (0.003)	0.423*** (0.004)	0.413*** (0.000)
lnK	0.615*** (0.000)	0.041 (0.851)	0.625*** (0.000)	0.568*** (0.000)	0.560*** (0.000)
lnGov	0.196* (0.048)	-0.740** (0.012)	-0.113* (0.087)	0.069 (0.506)	0.241*** (0.000)
lnK×lnGov		0.078*** (0.001)			
lnSiz×lnGov			0.024*** (0.000)		
Ind×lnGov				1.860 (0.171)	
Own×lnGov					-0.191*** (0.000)
Hausman	1.720 (0.632)	2.425 (0.658)	14.972*** (0.005)	4.346 (0.361)	18.501*** (0.001)
模型	RE	RE	FE	RE	FE
调整后 R <sup>2</sup>	0.530	0.543	0.880	0.543	0.806
F 值	139.620	110.605	68.797	110.763	39.356

注：括号内数值为显著性概率，\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

## 六、有关内生性问题的处理

正如上文所言，政府的 R&D 资助是具有偏好性的，这使得其并不是一个严格的外生变量。尽管我们对一些偏好性因素进行了控制，但仍有可能遗漏了重要变量而使模型产生内生性问题。内生性问题的存在可能影响到估计结果的稳定性。

传统解决内生性问题的方法是工具变量法。此方法要求所选择的工具变量与其所要替代的解释变量高度相关而与随机误差不相关。但是由于工具变量的不唯一以及随机误差的不可观测性，现实中找到一个严格符合上述条件的工具变量是困难的。针对这一问题，Arellano and Bond (1991) 提出了差分广义矩估计 (difference GMM) 的方法，其思想是首先对估计方程进行一阶差分以去掉固定效应的影响，然后用解释变量的滞后值作为差分方程的工具变量。但是，研究表明，当回归项的时间序列接近于随机游走过程时，回归项的滞后变量会受到弱工具变量的影响，使得估计结果出现偏差。为克服这一问题，Arellano and Bover (1995)、Blundell and Bond (1998) 提出了系统广义矩估计 (system GMM) 的方法。系统广义矩估计是在差分广义矩估计的基础上增加解释变量的一阶差分滞后项作为原水平方程的工具变量，并将水平方程和差分方程作为一个系统同时对其进行估计。Blundell *et al.* (2000)

的研究表明,在有限样本情况下,系统广义矩估计比差分广义矩估计的偏差更小,有效性更高。本文在面板数据模型(2)和(4)中引入被解释变量的滞后一期项并将其作为解释变量,以控制一些遗漏变量及不可观测因素的影响。由此我们构造了一个动态面板数据模型,并采用系统广义矩估计方法重新验证政府R&D资助对企业R&D支出与产出的影响,结果如表8、表9和表10所示。其中,表8为政府R&D资助对企业R&D支出的回归估计结果,表9为对专利产出的回归估计结果,表10为对新产品销售收入的回归估计结果。

表8 政府R&D资助对企业R&D支出的动态面板回归估计结果

	(4.1)	(4.2)	(4.3)	(4.4)	(4.5)
常数 C	0.566*** (0.002)	1.636*** (0.002)	0.574** (0.020)	0.264 (0.272)	0.535*** (0.003)
lnR(-1)	0.917*** (0.000)	0.811*** (0.000)	0.916*** (0.000)	0.940*** (0.000)	0.918*** (0.000)
lnGov	0.075*** (0.000)	-0.056 (0.386)	0.074** (0.048)	0.096*** (0.000)	0.086*** (0.000)
lnK×lnGov		0.012** (0.034)			
lnSiz×lnGov			0.001* (0.095)		
Ind×lnGov				0.401* (0.053)	
Own×lnGov					-0.026** (0.010)
Sargan 检验	0.252	0.255	0.249	0.238	0.236
AR(1)	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
AR(2)	0.233	0.256	0.231	0.218	0.221

注:括号内数值为显著性概率,\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%,Sargan 检验、AR(1)和AR(2)检验均给出了显著性概率p值。

根据表8,我们首先需要对工具变量的有效性以及模型设置的合理性进行检验。依照Arellano and Bond (1991)、Arellano and Bover (1995)及Blundell and Bond (1998)的建议,我们分别采用Sargan检验和Arellano-Bond检验对其进行判定。其中,Sargan检验用来检验工具变量的过度识别问题,即检验工具变量是否有效,原假设为工具变量有效。Arellano-Bond检验分为Arellano-Bond AR(1)检验和Arellano-Bond AR(2)检验两种,分别用来考察差分后的残差项是否存在一阶和二阶序列相关,如果不存在自相关,则系统GMM有效,原假设为差分后的残差项不存在自相关。Roodman (2006)放宽了这一限制,认为差分后的残差项存在一级自相关,但只要不存在二级自相关,系统GMM依然有效。

从表8的检验结果来看,各种情形下Sargan检验的p值均在0.2以上,

这也接受了工具变量有效的原假设。Arellano-Bond 检验的 AR (1) 统计量虽然拒绝了残差项一阶序列无自相关的原假设, 但 AR (2) 统计量接受了残差项二阶序列无自相关的原假设, 表明模型设置是有效的。接下来, 我们进一步分析政府 R&D 资助及企业知识存量、企业规模、行业特征和产权类型等偏好因素的影响。

从列 (4.1) — (4.5) 的估计结果可看出, 各模型中, 滞后一期的 R&D 支出对本期的 R&D 支出均有显著的正向影响, 表明前期的 R&D 投入对本期企业的 R&D 支出决策有重要作用。各种情形下, 政府 R&D 资助的激励效应经核算依次分别为 0.075、0.095、0.084、0.112、0.076, 虽然较之前的静态面板估计结果有所降低, 但依然显著, 表明政府 R&D 资助显著地提高了企业自身的 R&D 支出。此处激励效应降低的原因可能是由于动态面板考虑了前期 R&D 支出, 控制了遗漏变量及不可观察因素的影响。交互因素中, 知识存量、企业规模、行业技术水平与政府 R&D 资助的交互项系数显著为正, 国有产权比重与政府 R&D 资助的交互项系数显著为负, 这些结果与静态面板估计结果一致。动态面板模型的估计结果均支持了前文的主要结论。

表 9 政府 R&D 资助对企业专利产出的动态面板回归估计结果

	(5.1)	(5.2)	(5.3)	(5.4)	(5.5)
常数 C	-0.636*** (0.003)	-1.686** (0.021)	-1.224*** (0.007)	-0.850 (0.150)	-1.594*** (0.000)
$\ln Y_1(-1)$	0.743*** (0.000)	0.735*** (0.001)	0.741*** (0.000)	0.742*** (0.000)	0.640*** (0.000)
$\ln L$	0.136** (0.032)	0.222*** (0.000)	0.188*** (0.000)	0.149*** (0.002)	0.208*** (0.000)
$\ln K$	0.073 (0.412)	-0.016 (0.512)	0.055 (0.511)	0.092 (0.442)	0.036 (0.632)
$\ln Gov$	0.151*** (0.000)	0.121*** (0.005)	0.111*** (0.001)	0.179*** (0.000)	0.176*** (0.002)
$\ln K \times \ln Gov$		0.009** (0.026)			
$\ln Siz \times \ln Gov$			0.009 (0.229)		
$Ind \times \ln Gov$				0.025* (0.081)	
$Own \times \ln Gov$					-0.083*** (0.000)
Sargan 检验	0.175	0.174	0.177	0.175	0.173
AR(1)	0.035**	0.037**	0.035**	0.036**	0.035**
AR(2)	0.276	0.275	0.281	0.268	0.266

注: 括号内数值为显著性概率, \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示显著性水平为 10%、5% 和 1%, Sargan 检验、AR (1) 和 AR (2) 检验均给出了显著性概率  $p$  值。

表9报告了应用动态面板系统GMM方法估计的政府R&D资助对企业专利产出影响的回归结果。从表中来看,各种情形下Sargan检验的显著性概率 $p$ 值都在0.1以上,表明工具变量是有效的。残差序列相关性检验显示,差分后的残差只存在一阶自相关而不存在二阶自相关,说明模型的设置是合理的。各种情形下,专利产出的一期滞后项系数均通过了显著性检验,表明知识生产具有累积效应,上期的研发活动对当期知识产出有显著的正向影响。R&D人员的产出弹性在0.136—0.222之间,虽然较之前文静态面板的估计结果有所降低,但依然显著。R&D存量的产出弹性在0.036—0.092之间波动,较前文也有所降低。政府R&D资助的产出弹性在各模型中分别为0.151、0.235、0.203、0.180和0.145,依然对专利产出有显著的正向影响。考虑交互影响的模型中,R&D资本存量、行业技术水平以及国有产权比重与政府R&D资助的交互项系数估计结果依然显著,且符号方向也没有发生改变。企业规模与政府R&D资助交互项回归系数的符号虽然发生了变化,但依然不显著,表明企业规模对政府R&D资助的效果并无明显作用,并没有改变前文的基本结论。

表10 政府R&amp;D资助对企业新产品销售收入的动态面板回归估计结果

	(6.1)	(6.2)	(6.3)	(6.4)	(6.5)
常数C	0.640*** (0.000)	-0.509 (0.487)	0.242 (0.377)	0.424*** (0.000)	1.389*** (0.000)
$\ln Y_2(-1)$	0.645*** (0.000)	0.656*** (0.000)	0.605*** (0.000)	0.646*** (0.000)	0.699*** (0.000)
$\ln L$	0.169*** (0.000)	0.111*** (0.000)	0.177*** (0.000)	0.179*** (0.000)	0.106*** (0.000)
$\ln K$	0.283*** (0.000)	0.061 (0.908)	0.253** (0.033)	0.282*** (0.000)	0.268*** (0.000)
$\ln Gov$	0.185*** (0.000)	0.134** (0.039)	0.028*** (0.007)	0.107* (0.080)	0.153*** (0.000)
$\ln K \times \ln Gov$		0.008** (0.014)			
$\ln Siz \times \ln Gov$			0.007* (0.086)		
$\ln Ind \times \ln Gov$				0.248 (0.165)	
$\ln Own \times \ln Gov$					-0.072*** (0.000)
Sargan 检验	0.452	0.452	0.458	0.451	0.454
AR(1)	0.052*	0.053*	0.059*	0.052*	0.054*
AR(2)	0.317	0.290	0.294	0.315	0.309

注:括号内数值为显著性概率,\*、\*\*和\*\*\*分别表示显著性水平为10%、5%和1%,Sargan检验、AR(1)和AR(2)检验均给出了显著性概率 $p$ 值。

表 10 是政府 R&D 资助对企业新产品销售收入影响的动态面板系统 GMM 估计结果。从工具变量的有效性及模型设置的合理性检验来看，Sargan 检验的  $p$  值都在 0.4 以上，表明工具变量的设置是有效的；Arellano-Bond 检验的 AR (1) 统计量在 0.1 的显著性水平上显著，而 AR (2) 统计量并不显著，接受了二阶差分残差项无自相关的原假设，模型设置有效。列 (6.1) — (6.5) 显示滞后一期的新产品销售收入系数为 0.605—0.699，且都具有显著性，表明前期的新产品活动积累可以显著地提高当期的销售收入。R&D 人员、R&D 存量的产出弹性分别为 0.106—0.179 和 0.227—0.283，而政府 R&D 资助的弹性为 0.100—0.225，较之前文均有降低，但依然有正向的显著性。<sup>5</sup> 企业知识存量、企业规模与政府 R&D 资助的交互项系数显著为正，行业技术特征与政府 R&D 资助的交互项系数不显著，而国有产权比重与政府 R&D 资助的交互项系数显著为负。前面的结论仍然成立，结果具有稳健性。

## 七、结论与政策含义

政府 R&D 资助对企业技术创新具有重要的导向和推动作用，如何有效地安排政府 R&D 资助政策、提升资助效果对我国创新型国家的建设及未来经济的持续、健康发展均具有重要的意义。本文采用 1997—2008 年中国大中型工业企业分行业数据，应用静态和动态面板数据模型，对中国政府 R&D 资助的效果进行了实证分析，得出了一个较为一致和稳定的结论，即中国政府的 R&D 资助显著地促进了企业的技术创新。具体的，我们通过设置政府 R&D 资助与企业 R&D 支出、专利产出及新产品销售收入的三个回归模型来检验中国政府 R&D 资助的效果。我们的研究发现，政府 R&D 资助对企业 R&D 支出有显著的激励效应，且企业知识存量越大、规模越大、行业技术水平越高，越有利于发挥政府资助的激励作用，而政府对国有企业的偏好却产生显著的负面影响；政府 R&D 资助有利于企业专利产出的提高，且企业知识存量越大、行业技术水平越高，其资助效果越明显，企业规模并不影响政府 R&D 资助对专利产出的资助效果，而对国有产权有显著的不利影响；政府 R&D 资助显著地推动了企业新产品销售收入的提高，且其资助效果与企业知识存量、企业规模以及国有产权比重均有显著关系，其中前两项因素有正向影响而后一项因素有负向影响，行业技术特征并不影响政府 R&D 资助对新产品销售收入的资助效果。

基于上述结论，我们认为中国政府的 R&D 资助是必要的和有成效的，不

<sup>5</sup> 列 (6.2) R&D 存量的偏效应为 0.227；列 (6.2) — (6.7) 政府 R&D 资助的偏效应分别为 0.225、0.100、0.117 和 0.134。

仅刺激了企业的 R&D 投资,同时也提高了 R&D 产出。当然,我们在鼓励政府加大对企业技术创新资助的同时,还应该根据资助的目标努力使政策的设计富有针对性。如果政府资助的目的是作为引导资金以刺激企业更大的 R&D 支出,则企业自身的知识存量、企业规模和行业技术水平应该被充分考虑;如果政府资助的目的是创造更多的新知识和新技术,则企业自身的知识存量、行业技术水平应该是被重点考虑的因素;而如果政府资助的目的是创造更多的商业利益,则企业知识存量和企业规模应该被重点考虑。当然,无论出于何种目的,对国有企业的偏好都将不利于充分发挥政府 R&D 资助的功效。

## 参 考 文 献

- [1] Arellano, M., and S. Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), 277—297.
- [2] Arellano, M., and O. Bover, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models", *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), 29—51.
- [3] Arrow, K., "The Economic Implications of Learning by Doing", *Review of Economic Studies*, 1962, 29 (80), 155—173.
- [4] 白俊红、江可申、李婧,“中国地区研发创新的相对效率与全要素生产率增长分解”,《数量经济技术经济研究》,2009年第3期,第139—151页。
- [5] Berghäll, E., "R&D and Productivity Growth in Finnish ICT Manufacturing", VATT Discussion Paper, No. 388, 2006.
- [6] Bizan, O., "The Determinants of Success of R&D Projects: Evidence from American-Israeli Research Alliances", *Research Policy*, 2003, 32(9), 1619—1640.
- [7] Blundell, R., R. Griffith, and J. Reenen, "Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms", *Review of Economic Studies*, 1999, 66(3), 529—554.
- [8] Blundell, R., and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), 115—143.
- [9] Blundell, R., S. Bond., and F. Windmeijer, "Estimation in Dynamic Panel Data Models: Improving on the Performance of the Standard GMM Estimator", IFS Working Papers W00/12, Institute for Fiscal Studies, 2000.
- [10] Busom, I., "Empirical Evaluation of the Effects of R&D Subsidies", *Economics of Innovation and New Technology*, 2000, 9(2), 111—148.
- [11] Coe, D., and E. Helpman, "International R&D Spillovers", *European Economic Review*, 1995, 39(5), 859—887.
- [12] Cohen, W., and D. Levinthal, "Innovation and Learning: The Two Faces of R&D", *Economics Journal*, 1989, 99(397), 569—596.
- [13] Czarnitzki, D., and A. Fier, "Do R&D Subsidies Matter? Evidence for the German Service Sector", ZEW Discussion Paper, 01-19, 2001.

- [14] Czarnitzki, D., and A. Fier, "Publicly Funded R&D Collaborations and Patent Outcome in Germany", ZEW Discussion Paper, 03-24, Mannheim, 2003.
- [15] Czarnitzki, D., and K. Hussinger, "The Link between R&D Subsidies, R&D Spending and Technological Performance", ZEW Discussion Paper, 04-56, 2004.
- [16] Duguet, E., "Are Subsidies a Substitute or A Complement to Privately Funded R&D? Evidence from France Using Propensity Score Methods for Non-experiment Data", Working Paper, 75, University de Pair I, 2003.
- [17] Ebersberger, B., and O. Lehtoranta, *Pattern of Innovative Activities among Finnish Firms*. Espoo, Finland: VTT, 2005.
- [18] Frantzen, D., "The Causality between R&D and Productivity in Manufacturing: An International Disaggregate Panel Data Study", *International Review of Applied Economics*, 2003, 17(2), 125—146.
- [19] Freeman, C., *The Economics of Industrial Innovation*, 2nd ed. London: Frances Pinter, 1982.
- [20] Gayle, P., "Market Concentration and Innovation: New Empirical Evidence on Schumpeterian Hypothesis", Working Paper 01—14, Center for Economic Analysis, University of Colorado, 2001.
- [21] 龚六堂、谢丹阳, "我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析", 《经济研究》, 2004 年第 1 期, 第 45—53 页。
- [22] Gonzalez, X., and C. Pazo, "Do Public Subsidies Stimulate Private R&D Spending?" *Research Policy*, 2008, 37(3), 371—389.
- [23] Goolsbee, A., "Does Government R&D Policy Mainly Benefit Scientists and Engineers", *American Economic Review*, 1998, 88(2), 298—302.
- [24] Gorg, H., and E. Strobl, "The Effect of R&D Subsidies on Private R&D", *Economica*, 2007, 74(294), 215—234.
- [25] 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, 73(4), 555—564.
- [26] Griliches, Z., "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth", *Bell Journal of Economics*, 1979, 10(1), 92—116.
- [27] Griliches, Z., "R&D and the Productivity Slowdown", *American Economic Review*, 1980, 70(2), 343—348.
- [28] Guellec, D., and B. Pottelsberghe, "The Effect of Public Expenditure to Business R&D", OECD STI Working Paper, 2000/4, Paris, 2000.
- [29] 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.
- [30] Hu, A., Z. 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.
- [31] Kleer, R., "Government R&D Subsidies as A Signal for Private Investors", Discussion Paper, 66, Bavarian Graduate Program in Economics, 2008.
- [32] Klette, T., and J. Moen, "From Growth Theory to Technology Policy: Coordination Problems in Theory and Practice", *Nordic Journal of Political Economy*, 1999, 25, 53—47.

- [33] Levin, R., and P. Reiss, "Test of a Schumpeterian Model of R&D and Market Structure", in Griliches, Z. (ed.), *R&D, Patents and Productivity*. Chicago: University Chicago Press, 1984.
- [34] Leyden, D., and A. Link, "Why Are Governmental R&D and Private R&D Complements?" *Applied Economics*, 1991, 23(10), 1673—1681.
- [35] 李习保, "区域创新环境对创新活动效率影响的实证研究", 《数量经济技术经济研究》, 2007年第4期, 第13—24页。
- [36] Lichtenberg, F., "The Effect of Government Funding on Private Industrial Research and Development: a Re-assessment", *Journal of Industrial Economics*, 1987, 36(1), 97—104.
- [37] Lichtenberg, F., "The Private R&D Investment Response to Federal Design and Technical Competitions", *American Economic Review*, 1988, 8(3), 550—59.
- [38] Lichtenberg, F., "R&D Investment and International Productivity Differences", NBER Working Paper, No. 4161, 1992.
- [39] Loeb, P., and V. Lin., "Research and Development in the Pharmaceutical Industry: A Specification error Approach", *Journal of Industrial Economics*, 1977, 36(1), 45—51.
- [40] Mamuneas, T., and I. Nadiri, "Public R&D Policies and Cost Behavior of the US Manufacturing Industries", *Journal of Public Economics*, 1996, 63(1), 57—81.
- [41] Pakes, A., and M. Schankerman, "The Rate 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.
- [42] Roodman, D., "How to Do xtabond2: An Introduction to 'Difference' and 'System' GMM in Stata", Working Paper 103, Center for Global Development, Washington, 2006.
- [43] Scherer, F., *Innovation and Growth: Schumpeterian Perspective*. Cambridge, MA: The MIT press, 1984.
- [44] Scott, J., "Firms Versus Industry Variability in R&D", in Griliches, Z. (ed.), *R&D, Patents and Productivity*. Chicago: University Chicago Press, 1984.
- [45] 沈坤荣、李剑, "企业间技术外溢的测度", 《经济研究》, 2009年第4期, 第77—89页。
- [46] Tsai, K., and J. Wang, "R&D Productivity and the Spillover Effects of High-tech Industry on the Traditional Manufacturing Sector: The Case of Taiwan", *The World Economy*, 2004, 27(10), 1555—1570.
- [47] Utterback, J., "Innovation in Industry and the Diffusion of Technology", *Science*, 1974, 183(4125), 620—626.
- [48] Wallsten, S., "The Effects of Government-industry R&D Programs on Private R&D: The Case of the Small Business Innovation Research Program", *RAND Journal of Economics*, 2000, 31(1), 82—100.
- [49] 伍德里奇, 《计量经济学导论: 现代观点》, 费剑平译。北京: 中国人民大学出版社, 2003年。
- [50] 吴延兵, "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。
- [51] 吴延兵, "市场结构产权结构与R&D——中国制造业的实证分析", 《统计研究》, 2007年第5期, 第67—75页。
- [52] 吴延兵(a), "创新的决定因素——基于中国制造业的实证研究", 《世界经济文汇》, 2008年第2期, 第46—58页。

- [53] 吴延兵(b), “中国地区工业知识生产效率测算”, 《财经研究》, 2008 年第 10 期, 第 4—14 页。
- [54] 解维敏、唐清泉、陆姗姗, “政府 R&D 资助, 企业 R&D 支出与自主创新——来自中国上市公司的经验证据”, 《金融研究》, 2009 年第 6 期, 第 86—99 页。
- [55] 许治、师萍, “政府科技投入对企业 R&D 支出影响的实证分析”, 《研究与发展管理》, 2005 年第 3 期, 第 22—26 页。
- [56] Yager, L., and R. Schmidt, *The Advanced Technology Program: A Case Study in Federal Technology Policy*. Washington, D. C.: AEI Press, 1997.
- [57] Young, A., “Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People’s Republic of China during the Reform Period”, *Journal of Political Economy*, 2003, 111(6), 1220—1260.
- [58] 于明超、申俊喜, “区域异质性与创新效率——基于随机前沿模型的分析”, 《中国软科学》, 2010 年第 11 期, 第 182—192 页。
- [59] 约瑟夫·熊彼特, 《资本主义、社会主义和民主》, 吴良健译。北京: 商务印书馆, 1999 年。
- [60] 岳书敬, “中国区域研发效率差异及其影响因素——基于省级区域面板数据的经验研究”, 《科研管理》, 2008 年第 5 期, 第 173—179 页。
- [61] 詹宇波、刘荣华、刘畅来, “中国内资企业的技术创新是如何实现的? 来自大中型工业企业的省级面板证据”, 《世界经济文汇》, 2010 年第 1 期, 第 50—63 页。
- [62] 张海洋, “中国省际工业全要素 R&D 效率和影响因素: 1999—2007”, 《经济学(季刊)》, 2010 年第 9 卷第 3 期, 第 1029—1050 页。
- [63] 张军、吴桂英、张古鹏, “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。
- [64] 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。
- [65] 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——上海市的实证研究”, 《经济研究》, 2003 年第 6 期, 第 45—53 页。
- [66] 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。

## Are Government R&D Subsidies Efficient in China? Evidence from Large and Medium Enterprises

JUNHONG BAI

(Nanjing Normal University)

**Abstract** The aim of this paper is to examine the efficiency of government R&D subsidies on private technological innovation and analyze the impact factors of government R&D subsidies' efficiency. The large and medium enterprise data in China during 1998—2007 are

used, and the static and dynamic panel data models are applied. The results show that government R&D subsidies have a significantly positive effect on technological innovation and the enterprise's own R&D knowledge stock, firm size, industry technical level and ownership structure have varying degrees of impact on the efficiency of government R&D subsidies. The conclusions of our paper provide a useful reference for policy makers.

**JEL Classification** O18, O32, O33