

doi: 10.3969/j.issn.1000-7695.2013.21.011

# 我国政府对大中型工业企业 R&D 的最优资助率区间研究

陈建宝<sup>1 2 3</sup>, 褚铸瑶<sup>1</sup>

- (1. 厦门大学经济学院统计系, 福建厦门 361005;  
2. 教育部计量经济学重点实验室 (厦门大学), 福建厦门 361005;  
3. 福建省统计科学重点实验室 (厦门大学), 福建厦门 361005)

**摘要:** 基于省域面板数据, 利用静态面板门限回归模型就我国政府对大中型工业企业 R&D 的资助问题进行研究。研究表明, 政府对企业的 R&D 资助率落在区间 (2.7022%, 4.9818% ] 时, 其对企业研发支出的杠杆作用最强; 企业内部研发支出与政府对研究与开发机构资助额以及政府对高等学校资助额均呈正相关关系, 其中政府提高对高校的资助额较资助其他部门而言对企业科技投入的促进作用最大。对于如何最有效地发挥地方政府 R&D 支出的杠杆作用具有指导意义。

**关键词:** 大中型工业企业; 最优资助率区间; 门限回归模型; R&D 支出

中图分类号: F204, F064.1

文献标识码: A

文章编号: 1000-7695 (2013) 21-0046-05

## Study on Best Subsidy Rate of R&D Provided by Government to Large and Medium-sized Industrial Enterprises

CHEN Jianbao<sup>1 2 3</sup>, ZHUO Zhuyao<sup>1</sup>

(Department of Statistics, School of Economics, Xiamen 361005, China;

Key Econometric Laboratory of Educational Ministry (Xiamen University), Xiamen 361005, China;

Key Statistical Science Laboratory of Fujian Province (Xiamen University), Xiamen 361005, China)

**Abstract:** Based on the panel data set of 30 provinces, the paper employs a static threshold regression model to estimate the best subsidy rate interval of R&D provided by government to large and medium-sized industrial enterprises. Research results indicate that government funds for R&D has the largest leverage effect on R&D expenditure of enterprises when the subsidy rate falls into the range of (2.7022%, 4.9818%]. Intramural expenditure on R&D activities in large and medium-sized industrial enterprises has positive correlations with government funds for research and higher educational institutions. Compared with subsidy for other sectors, the promotional effect for R&D expenditure of enterprises by increasing government's subsidy for higher educational institutions is the largest. The research results have instructive significance for how to effectively play the leverage role of R&D expenditures of local governments.

**Key words:** large and medium sized industrial enterprises; optimal subsidy rate interval; threshold regression model; R&D output

### 1 问题的提出

改革开放以来, 我国经济一直保持较快的增长迅速, 经济总量于 2010 年已位居全球第二。尽管如此, 2008 年由次级债引起的全球金融危机仍然对中国经济, 特别是出口贸易, 造成了巨大的冲击。当前, 欧债危机尚未解除, 全球经济复苏乏力, 导致我国出口增长速度锐减。过去我国经济增长的主要方式靠投资和出口拉动, 现阶段我国产业结构面临

着农业基础地位脆弱, 第二产业技术力量较弱、国际竞争力不强, 内需不足, 服务业比重偏低等问题, 试图保持中国经济长期稳定的快速增长不容乐观。影响中国经济增长和国际竞争力提升的瓶颈之一是我国科技发展水平的滞后, 它已经成为我们实现经济社会持续发展和民族复兴所不能回避的问题。十二大以来, 政府对科技的发展做出了战略部署, 特别关注大中型企业的研发, 在有限的财力下尽可能多的对大中型企业的研发给予资助。这种有限资助

收稿日期: 2012-12-19, 修回日期: 2013-04-01

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“扩大内需的宏观经济政策研究”(08&ZD034); 国家社会科学基金重点项目“国家统计数据质量管理研究”(09AZD045); 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“中国居民消费价格指数(CPI)的理论与实践研究”(11JZD019)

的杠杆效应和挤出效应到底如何一直是人们关心的热点问题。如果杠杆效应存在, 能否找到一个最优资助率区间? 为此, 本文试图对该问题进行有益的探讨。

企业是经济的主体也是经济发展的主要推动力, 政府的研究与实验发展 (R&D) 支出对企业发展的影响一直是一个热点研究问题。Schumpeter 和 Arrow 建立了政府 R&D 经费投入和社会 R&D 活动两者关系的理论研究体系<sup>[1,2]</sup>。Arrow 认为属于生产技术知识活动的 R&D 过程实际上是具有生产公共产品性质的过程, 由于投资者无法完全独占新科技带来的全部收益, 其个人利益往往小于全社会的收益, 科技创新活动无法完全依靠市场力量的主导, 仅凭企业自身的积极性, 必将出现 R&D 活动的资源投入低于社会最佳水平的状态。因此, 政府对社会 R&D 的投资更加凸显其必要性。

关于政府 R&D 支出对企业研发的影响效应, 目前有两种观点: 一种是杠杆效应, 该观点认为政府增加 R&D 支出提高了整个社会的 R&D 水平, 改善了企业的劳动结构, 对经济发展起到促进作用; 另一种是挤出效应, 该观点认为政府 R&D 资助会提高企业研发的成本, 导致企业研发支出的减少<sup>[3,4]</sup>。Goolsbee 和 David 认为政府科技投入对企业有挤出效应, 表现为政府资助刺激了要素的需求, 提高了要素价格 (如提升了研究者的工资水平), 从而提高了企业研发的成本, 导致企业研发支出的减少。但事实上, 基于中国的国情, 国家对科技知识产权的保护体系还不健全的情形下, 企业不愿冒险研究生产易被模仿的产品, 这种容易产生搭便车者的领域需要政府资金的支持。政府在这方面的 R&D 投入引导刺激了企业 R&D 投入, 政府 R&D 资金起到了杠杆作用使得企业达到最优 R&D 投入水平。程华等对 1996 年~2005 年全国科技投入的数据进行分析, 并对企业 R&D 支出与政府 R&D 投入进行格兰杰因果检验, 认为政府对企业、高校和科研机构的资助对企业 R&D 投入有显著促进作用<sup>[5]</sup>。高晶认为政府 R&D 拨款对大中型工业企业增加自筹的 R&D 投入有积极效果, 并且长期内政府 R&D 拨款杠杆作用效果明显<sup>[6]</sup>。目前国内大部分学者的观点是政府对企业的资助起到杠杆效应。企业 R&D 经费的来源通常为企业自筹、金融机构贷款、政府资助等, 政府的 R&D 经费支出分别为政府对企业、高等学校和研究与开发机构的资助。企业 R&D 经费来源与政府 R&D 经费支出之间有着错综复杂的关系。国内学者就政府 R&D 资助与企业 R&D 投入关系展开研究, 同时囊括了政府对高校及科技研究机构的投入研究。许治、师萍对 1990 年~2000 年全国科技投入的相关数据进行实证检验, 企业 R&D 经费支出作为被解释变量, 企业新产品销售收入、政府向企业提供的

R&D 资助、政府向国有科研机构提供的 R&D 资助、政府向高校提供的 R&D 资助作为解释变量, 各变量引入一阶滞后, 结果表明, 政府科技投入的促进作用大于挤出效应, 政府科技投入每增加 1 元, 企业将额外追加 R&D 投资 0.268 元<sup>[7]</sup>。

为了最有效地发挥地方政府 R&D 支出的杠杆作用, 国内部分学者对政府的资助率进行了探究, 最常用的方法是将资助率作为虚拟变量引入模型, 将企业 R&D 投入, 政府 R&D 投入, 新产品销售收入等变量同时纳入解释变量中。高晶采用政府资助率分组的方法, 对 1993 年~2005 年全国大中型工业企业 35 个行业数据进行分析, 最终结果为资助率在 (1.4%, 5% ] 之间为理想水平<sup>[6]</sup>。赵付民等选用 1994 年~2002 年 29 个省的面板数据对政府科技投入对大中型工业企业的影响展开研究, 结果表明资助率在 (6%, 12% ] 和 (18%, 24% ] 两个范围区间内杠杆效果较好<sup>[8]</sup>。

引进资助率的探讨无疑是一个新的研究视角, 能为政府进行 R&D 投资决策时提供有价值的参考。目前研究资助率的成果只限于预先设定资助率的界限, 将各行业或者各地区的工业企业划分成组并加以对比分析, 并没有一个科学精确的计算方法确定出最优资助率的范围。为此, 本文通过静态面板门限回归模型, 试图较精确的估计我国政府对企业 R&D 投入的最优资助率区间, 以便为政府决策提供参考。

## 2 模型介绍

### 2.1 模型参数估计方法

静态面板数据门限回归模型最早由 Hansen 提出<sup>[9]</sup>, 一般的单门限回归模型的数学表达式为:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

其中  $y_{it}$  为被解释变量,  $x_{it}$  为  $k$  维解释向量 (不包含滞后因变量<sup>①</sup>),  $e_{it}$  为服从独立同分布为  $N(0, \sigma^2)$  的随机向量,  $q_{it}$  为门限变量,  $I(\cdot)$  是示性函数。样本依据门限变量与  $\gamma$  的大小关系分为两个机制 (regime), 回归系数  $\beta_1, \beta_2$  是两种机制区分的标志。

较为传统的去除个体固定影响的方法为去除个体均值的方法:

$$\bar{y}_i = \mu_i + \beta' \bar{x}_i(\gamma) + \bar{e}_i \quad (2)$$

$$\text{其中 } \bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}, \quad \bar{e}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_{it}, \quad \bar{x}_i(\gamma)$$

$$= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}(\gamma)$$

由式 (2) 可得去除均值后的方程为:

$$Y^* = X^*(\gamma) \beta + e^* \quad (3)$$

其中  $y_{it}^* = y_{it} - \bar{y}_i, \quad x_{it}^*(\gamma) = x_{it}(\gamma) - \bar{x}_i(\gamma),$

$e_{it}^* = e_{it} - \bar{e}_i$ 。通过对各变量个体数据进行堆积, 则可

以得到  $Y^*, X^*(\gamma)$  和  $e^*$  ,如  $X^*(\gamma) = (x_1^*(\gamma), \dots, x_n^*(\gamma))'$

对于任意给定的  $\gamma$  斜率系数  $\beta$  的 OLS 估计为  $\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)' Y^*$  ,回归残差向量为  $\hat{e}^*(\gamma) = Y^* - X^*(\gamma) \hat{\beta}(\gamma)$  残差平方和为:

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) = Y^{*'} (I - X^*(\gamma) (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma))' Y^* \quad (4)$$

Hansen 使用最小二乘法估计门限值  $\gamma$  ,最容易的方法即求式(4)最小时对应的  $\gamma$  值 ,的最小二乘估计量为:

$$\hat{\gamma} = \text{argmin} S_1(\gamma) \quad (5)$$

利用最小二乘法估计  $\gamma$  需要求解式 (5) 。由于残差平方和函数  $S_1(\gamma)$  的取值惟一受示性函数  $I(q_{ii} \leq \gamma)$  的影响,是一个阶梯函数,每一阶对应一个不同的门限变量  $q_{ii}$  ,此函数最多包含  $nT$  阶,因此,式(5)的最小化问题可以等价于在样本中搜寻所有不同的  $q_{ii}$  值使得式(5)成立。为使得最小化成立,可以采用以下方法:将拥有不同门限变量的观测值排序,并去除最小和最大的  $\eta\%$  个样本,剩余的  $N$  个样本可以用来确定  $\gamma$  。在实证过程中,我们常将  $\eta\%$  确定为  $5\%$  。

### 2.2 门限效应检验及门限个数的确定

对于单门限模型,检验是否存在门限效应,对应的原假设以及备择假设为:

$$H_0^1: \beta_1 = \beta_2, H_1^1: \beta_1 \neq \beta_2 \quad (6)$$

原假设表示模型无门限效应,令  $S_0$  表示其残差平方和;备择假设表示模型是单门限模型,令  $S_1$  表示其残差平方和。 $F$  检验统计量为:

$$F_1 = [(S_0 - S_1(\gamma)) / \hat{\sigma}^2] \quad (7)$$

由于  $F_1$  的渐进分布服从卡方分布  $\chi_k^2$  ,依赖于样本的抽选,临界值难以确定下来,Hansen 使用 LR 统计量:

$$LR_1(\gamma) = [(S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2] \quad (8)$$

此检验原假设  $H_0: \gamma = \gamma_0$  对应  $H_0^1: \beta_1 = \beta_2$  。其中  $S_1(\gamma)$  和  $S_1(\hat{\gamma})$  分别对应式(3)的残差平方和的实际值和估计值。 $\gamma_0$  为门限变量实际值,若原假设成立,则说明门限变量不可识别,则门限效应不成立。

由 Hansen 导出的  $LR_1(\gamma_0)$  的渐进分布可以用于构建门限值估计的有效渐进置信区间并能计算出它的接受域  $c(\alpha)$  ,当  $LR_1(\gamma_0) \leq c(\alpha)$  且  $c(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$  时,原假设  $H_0: \gamma = \gamma_0$  不被拒绝。

检验出单门限值存在时,仍需要继续检验门限值的个数,即是否有两个或者更多门限值存在。拟合双门限回归模型的残差平方和为:

$$S_2^*(\gamma_2) = \begin{cases} S(\hat{\gamma}_1, \gamma_2), & \text{若 } \hat{\gamma}_1 < \gamma_2 \\ S(\gamma_2, \hat{\gamma}_1), & \text{若 } \gamma_2 < \hat{\gamma}_1 \end{cases}$$

求出门限估计值  $\hat{\gamma}_2^* = \text{arg min} S_2^*(\gamma_2)$  ,用 LR 统计量检验原假设及备择假设:

$H_0^2$ : 只有一个门限值  $H_1^2$ : 有两个门限值; LR 统计量为  $LR_2^*(\gamma) = [S_2^*(\gamma) - S_2^*(\hat{\gamma}_2^*)] / \hat{\sigma}^2$

$H_0^3$ : 有两个门限值  $H_1^3$ : 有三个门限值; LR 统计量为  $LR_3^*(\gamma) = [S_3^*(\gamma) - S_3^*(\hat{\gamma}_3^*)] / \hat{\sigma}^2$

检验方法与单门限检验方法相同,依此类推可确定出模型存在门限值个数。

## 3 实证分析

### 3.1 变量选取与数据来源

本文试图研究企业 R&D 投入的影响因素并找出政府最优资助率区间,解释变量自然是企业 R&D 投入,结合前人的研究成果以及数据的可获得性和统计口径的一致性,我们需要考察的控制变量有:各地区大中型工业企业技术开发经费内部支出总额,用以衡量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),该指标反映科技投入实际完成情况;各地区大中型工业企业科技活动经费筹集额中政府资助部分,用以衡量政府对企业的科技活动的资助力度;各地区研究与开发机构科技活动经费筹集额和各地区高等学校科技活动经费筹集额中政府资助部分,作为间接影响企业 R&D 支出,既可能激励企业研发新产品,又可能促使原材料和研发人员工资价格升高给企业 R&D 支出设立阻碍的变量而纳入模型;各地区大中型工业企业产品销售收入中的新产品销售收入,作为企业新产品销售收入是企业最关注的指标之一,是企业进行科研活动的最直接的驱动力。由于新产品研发、投产和销售需要经历时间较长,其对企业利润影响效果需要至少一年才见成效,参考前人研究成果,该变量的滞后一期值也将纳入模型中加以考虑。资助率(政府资助企业研发的金额与企业研发支出的比例)作为门限变量纳入模型。有关变量代码及其含义总结见表 1。

表 1 变量代码及其含义

变量代码	变量含义
Y	各地区大中型工业企业技术开发经费内部支出总额
GP	各地区大中型工业企业科技活动经费筹集额中政府资助部分
GR	各地区研究与开发机构科技活动经费筹集额中政府资助部分
GU	各地区高等学校科技活动经费筹集额中政府资助部分
NPI	各地区大中型工业企业产品销售收入中的新产品销售收入
r	资助率(政府资助企业研发的金额与企业研发支出的比例)

相关数据来源于《中国科技统计年鉴》和“中国社会经济发展数据库”,由 1997 年至 2008 年除西藏和港澳台以外的 30 个省(市、自治区)的统计数据构成<sup>②</sup>。由于本文采用 1997 年~2008 年的 30 个

省（市、自治区）的面板数据，年份不同物价波动不同，同时物价指数也因地而异，有必要消除物价因素的影响。本文沿用朱平芳和徐伟民的做法，使用消费价格指数和固定资产投资价格指数的加权和（权重分别为 0.55 和 0.45）作为总的 R&D 价格指数，对前五个变量（Y, GP, GR, GU, NPI）进行平减后获得实际值<sup>[10]</sup>。同时，由于宏观数据较大，拟合的模型容易出现异方差等问题，前五个变量均取自然对数处理，资助率作为门限变量数据不做变动，对数化后的变量分别表示为 LY, LGP, LGR, LGU 和 LNPI。

3.2 实证结果

在拟合门限模型之前，有必要对各变量和变量间的数据进行了单位根检验、协整检验、格兰杰因果检验以及面板数据的模型设定检验。检验结果表明：变量 LY, LGP, LGR, LGU 和 LNPI 同阶单整并呈协整关系，各解释变量在短期内（滞后 4 期内）均为 LY 变动的格兰杰原因；固定影响检验中 F 统计量的值为 7.9032，P 值为 0.0000，Hausman 检验中卡方统计量的值为 10.0749，P 值为 0.0392，表明实证中应该建立固定影响模型进行分析。

去均值处理（消除固定影响）后的静态面板门限回归模型的一般数学表达式为：

$$LY_{it} = \beta_1 LGP_{it}^* \times I(\gamma \leq \gamma_1) + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j LGP_{it}^* \times I(\gamma_j \leq \gamma < \gamma_{j+1}) + \beta_k LGP_{it}^* \times I(\gamma > \gamma_k) + X'_{it} \theta + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中门限变量  $\gamma_i$  表示政府对企业的资助率，是反映政府对企业资助水平高低的体制变量（regime variable）， $X_{it} = (LGR_{it}^*, LGU_{it}^*, NPI_{it}^*)$  为控制变量，模型中假设的门限个数 k 需要实证检验加以确定，变量的滞后期数由模型拟合效果而定。

基于式（9）估计门限值<sup>③</sup>，其估计值  $\hat{\gamma}_1 = 2.7022\%$ ， $\hat{\gamma}_2 = 8.1891\%$ ， $\hat{\gamma}_3 = 1.1871\%$ ， $\hat{\gamma}_4 = 4.9418\%$ ， $\hat{\gamma}_5 = 13.1583\%$ 。 $\hat{\gamma}_1$ 、 $\hat{\gamma}_2$ 、 $\hat{\gamma}_3$ 、 $\hat{\gamma}_4$  和  $\hat{\gamma}_5$  的 95% 渐进置信区间分别为（2.5805% , 3.8299% ），（7.5852% , 10.7298% ），（0.5513% , 1.2663% ），（3.7231% , 13.1583% ）和（0.052% , 13.2516% ；并且利用式对模型的门限效应进行显著性检验，检验结果见表 2。

表 2 门限效应显著性检验结果

假设检验	LR	自举临界值(300 次 %)		
		10	5	1
$H_0^1$ : 没有门限值 $H_1^1$ : 有一个门限值	68.633*	28.904	33.699	43.868
$H_0^2$ : 有一个门限值 $H_1^2$ : 有两个门限值	61.085*	22.289	25.693	33.479
$H_0^3$ : 有两个门限值 $H_1^3$ : 有三个门限值	68.392*	25.350	36.745	52.909
$H_0^4$ : 有三个门限值 $H_1^4$ : 有四个门限值	32.511*	16.706	18.719	72.557
$H_0^5$ : 有四个门限值 $H_1^5$ : 有五个门限值	30.464	14.476	17.555	32.481

注：\* 表示 1% 检验水平下显著。

LR 统计量在 99% 的置信水平上拒绝了前四个假

设，第五个假设虽然在 95% 的置信水平下通过，但其门限估计值的置信区间过于分散，且引进过多的门限变量，减少回归自由度、分散样本会使模型拟合不精准，故而我们基本确定存在四个门限变量。

将  $\hat{\gamma}_1$ 、 $\hat{\gamma}_2$ 、 $\hat{\gamma}_3$  和  $\hat{\gamma}_4$  代入式（9），使用面板最小二乘法拟合模型，并在满足模型最优拟合效果的前提下，选定各变量的滞后期数，估计斜率系数。在估计过程中，第三个门限变量值（ $\hat{\gamma}_3 = 1.1871\%$ ）代表的门限区间拟合模型不显著，故而将区间（0, 1.1871% ] 与区间（1.1871% , 2.7022% ] 合并为（0, 2.7022% ] 拟合模型。最终采用三门限回归方法拟合模型，拟合方程为：

$$LY^* = 0.07565LGP^* \times I(\gamma \leq 2.7022\%) + 0.2483LGP^* \times I(2.7022\% < \gamma \leq 4.9418\%) + 0.1488LGP^* \times I(4.9418\% < \gamma \leq 8.1891\%) + 0.0905LGP^* \times I(\gamma > 8.1891\%) + 0.1061LGR_{i(t-2)}^* + 0.335LGU_{i(t-1)}^* + 0.451LNPI_{i(t-1)}^* \quad (10)$$

方程整体拟合效果： $R^2 = 0.8057$ ， $\bar{R}^2 = 0.8017$ ，DW 统计量 = ，JB 统计量 = 207.69（P 值 = 0.0000）。有关三门限模型的参数估计结果见表 3。

表 3 三门限模型的参数估计结果

变量	系数	估计值	S.E.	t 值(P 值)
$LGP^* \times I(\gamma \leq 2.7022\%)$	$\beta_1$	0.07565**	0.0337	2.2438(0.0256)
$LGP^* \times I(2.7022\% < \gamma \leq 4.9418\%)$	$\beta_2$	0.2483**	0.0577	4.3013(0.0000)
$LGP^* \times I(4.9418\% < \gamma \leq 8.1891\%)$	$\beta_3$	0.1488**	0.0607	2.4521(0.0148)
$LGP^* \times I(\gamma > 8.1891\%)$	$\beta_4$	0.0905*	0.0465	1.9441(0.0528)
$LGR_{i(t-2)}^*$	$\theta_1$	0.1061**	0.0244	34.3407(0.0000)
$LGU_{i(t-1)}^*$	$\theta_2$	0.355**	0.0482	7.3621(0.0000)
$LNPI_{i(t-1)}^*$	$\theta_3$	0.451**	0.0393	11.4637(0.0000)

注：\*、\*\* 分别表示在 10% 和 5% 检验水平下显著。

3.3 结果分析

基于三门限拟合方程和表 3 的有关参数估计结果，我们可以做出如下分析：

从政府对其他机构的投入对企业产生的影响方面来看，政府资助各地区研究与开发机构和高等学校的科技活动对大中型工业企业科技投入有促进作用。为保证模型显著性，模型中引入 LGR\* 二期滞后值和 LGU\* 的一期滞后值。LGR\* 系数 0.106 的含义是政府对研究与开发机构科技活动经费资助额每增加 1%，大中型工业企业技术开发经费内部支出总额（Y）会增长 0.106%；LGU\* 系数 0.335 的含义是政府对高等学校科技活动经费资助额每增加 1%，大中型工业企业技术开发经费内部支出总额（Y）会增加 0.335%。变量 LGR\* 与 LGU\* 的系数均为正数，说明政府对研究与开发机构和高等学校资助额对企业研发支出产生了杠杆效应。

从企业自身方面来看，企业滞后一期的新产品销售收入与企业技术开发经费的投入有很强的正相

关。变量  $LNPI^*$  系数为 0.451, 表明大中型工业企业新产品销售收入每增长 1%, 会致使企业技术开发经费内部支出总额 (Y) 增加 0.451%。从系数上来看,  $LNPI^*$  的系数 0.451 比其他变量系数大, 说明企业自身新产品销售收入情况是影响企业新科技开发的最重要因素。结果与现实情况基本吻合, 说明了模型拟合合理。

从政府直接资助各地区大中型工业企业科技活动方面来看, 当政府对其他部门经费投入稳定、企业自身新产品收入稳定时, 政府对企业的资助率与企业科技投入之间存在着非线性关系, 政府对企业的资助率对企业研发投入的影响可以划分为四个不同的体制 (regime): 当资助率小于 2.7022% 时, 过低的政府资助对企业研究开发活动促进作用极小, 企业研发投入对政府资助率的反应系数为 0.07565%; 当资助率落在 (2.7022%, 4.9818% ] 区间内时, 政府对企业的资助每增加 1%, 会促使企业研发投入增长 0.2483%, 政府对企业的资助产生的杠杆效应最强; 当资助率落在 (4.9818%, 8.1891% ] 区间内时, 政府对企业的资助每增加 1%, 会促使企业研发投入增长 0.1488%, 政府对企业的资助产生的杠杆效应较强; 当资助率高于 8.1891% 时, 实证结果显示政府对企业的资助每增加 1%, 会促使企业研发投入增长 0.0905%, 说明过高的政府资助对企业研究开发活动的促进作用极小。总体而言, 资助率介于区间 (2.7022%, 4.9818% ] 时, 政府直接资助企业对企业研发支出产生最强的杠杆效应。

#### 4 结语

采用静态面板三门限回归模型研究 1997 年 ~ 2008 年我国 30 个省市、自治区的大中型工业企业技术开发经费内部支出总额与政府对企业、研究与开发机构以及高等学校的 R&D 资助额关系, 探究我国政府对大中型工业企业 R&D 的最优资助水平, 得出以下结果和启示: 企业技术开发内部支出与政府对研究与开发机构资助额、政府对高等学校资助额正相关。政府对研究与开发机构科技活动经费资助额每增加 1%, 大中型工业企业技术开发经费内部支出总额增加 0.106%; 政府对高等学校科技活动经费资助额每增加 1%, 大中型工业企业技术开发经费内部支出总额增加 0.335%。政府对研究与开发机构和高等学校资助额对企业研发支出产生了杠杆效应。政府对高校的科技投入不足, 亟须提高。企业滞后一期的新产品销售收入与企业技术开发经费的投入有很强的正相关。大中型工业企业新产品销售收入每增长 1%, 会致使企业技术开发经费内部支出总

额增加 0.451%。各地政府对企业 R&D 的最优资助率区间为 (2.7022%, 4.9818% ]。资助率落在该区间内时, 政府对企业的资助每增加 1%, 会使企业研发投入平均增加 0.2483%, 杠杆作用最大。

与前人分析政府资助率效果时常常假定区间不同, 研究首次利用门限回归的方法确定了政府资助率的门限区间, 较之前人的结论更加精准和科学。基于研究结果, 发现目前我国各省市的平均政府资助率均落在了最优资助率区间内, 这说明目前我国政府对企业的资助比率较为合理。各地区应结合自身经济、社会发展的实际情况制定理想的资助率以刺激企业科技投入, 促进企业和社会科技发展。

#### 注释:

- ①静态面板模型的最大特征是解释变量中没有出现因变量的滞后项。
- ②《中国科技统计年鉴》中 2009 年 ~ 2010 年有关数据因统计口径变动不纳入本文研究范围。
- ③系作者使用 Matlab 编程计算的结果。

#### 参考文献:

- [1] SCHUMPETER J A. Capitalism, Socialism and Democracy [M]. New York: Harper Perennial Press, 1962
- [2] ARROW K. Economic Welfare and Allocations of Resources for Invention [M]. Princeton: National Bureau of Economic Research. Princeton University Press, 1962
- [3] GOOLSBEE A. Does Government R&D Policy Mainly Benefit Scientists and Engineers [J]. American Economic Review, 1998 (2): 298 - 302
- [4] DAVID P A, HALL B H. Heart of Darkness: Public to Private Interactions inside the R&D Black Box [R]. Economic Discussion Paper, 1999
- [5] 程华, 肖小波, 倪梅娟. 政府科技投入对企业 R&D 投入的影响及因果分析——基于我国大中型工业企业的实证研究 [J]. 浙江理工大学学报, 2008 (2): 219 - 223
- [6] 高晶. 我国政府的科技刺激政策对大中型工业企业 R&D 投入的实证分析 [J]. 科技进步与对策, 2009 (23): 123 - 126
- [7] 许治, 师萍. 政府科技投入对企业 R&D 支出影响的实证分析 [J]. 研究与发展管理, 2005 (3): 22 - 26
- [8] 赵付民, 苏盛安, 邹珊刚. 我国政府科技投入对大中型工业企业 R&D 投入的影响分析 [J]. 研究与发展管理, 2006 (2): 78 - 84
- [9] HANSEN B E. Threshold Effect in Non - dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999 (93): 346 - 368
- [10] 朱平芳, 徐伟民. 政府的科技刺激政策对大中型工业企业 R&D 投入与专利产出的影响——上海市的实证研究 [J]. 经济研究, 2003 (6): 45 - 52

作者简介: 陈建宝 (1965—), 男, 云南曲靖人, 博士, 厦门大学教授、博导, 教育部计量经济学重点实验室和福建省统计科学重点实验室 (厦门大学) 兼职研究员, 研究方向为数量经济学、统计学; 褚铸瑶 (1990—), 女, 吉林人, 硕士研究生, 研究方向为经济统计学。