

税收优惠政策与高技术产业创新效率^①

李彦龙

(北京师范大学经济与工商管理学院)

研究目标:分析税收优惠政策对创新效率的影响以及创新效率的收敛性,测度税收优惠政策对创新带来的实际贡献。**研究方法:**构建随机前沿模型测度高技术产业的创新效率,采用 σ 收敛和 β 收敛检验方法检验创新效率收敛性,并采用反事实计量方法测度税收优惠政策对创新带来的实际贡献。**研究发现:**税收优惠政策对研发效率有显著正影响,对市场转化效率的影响为正但不显著,政策实施后效率分布也更集中;研发效率的收敛主要是由东中西地区内部之间差距的缩小造成的,而市场转化效率的收敛是由三大地区内部差距的缩小以及中西部和东部地区的差距缩小共同造成的;税收优惠政策使研发效率大约上升了8%~10%,带来的创新产出占总产出的比重也一直维持在10%以上。**研究创新:**从效率水平和收敛性两个角度来定量分析税收优惠政策对创新效率的影响。**研究价值:**为更好地采取措施提高创新效率和减小地区创新效率差距提供经验证据。

关键词 税收优惠政策 创新效率 收敛性 反事实计量

中图分类号 F062.9 **文献标识码** A

一、引言与文献综述

近年来,随着政府政策对高技术产业的大力支持,中国高技术产业得到了快速发展,已成为推动中国经济增长的一个重要动力,高技术产业目前也成为衡量一个国家或地区综合实力的标志之一。高技术产业是知识与资本密集的产业,并且这些产业的国际化程度相对传统工业企业较高。推动一个国家或地区高技术产业发展的重要性是不言而喻的。在我国当前供给侧改革背景下,提升高技术产业的效率,从原来的政府拉动需求转向提升企业效率是一个改革的要点。高技术产业的投资效率得到提高,才会有更多的利润,从而进行更多投资,这种投资才能够持续不断地推动国民经济的可持续发展。

而高技术产业的特殊性决定了技术创新的核心地位。Cho(1994)认为技术创新活动对高技术产业发展的贡献日益增强并逐步成为提升产业竞争力的关键。丁勇(2011)的研究结果说明研发能力对高新技术企业绩效具有显著正影响。封伟毅等(2012)则认为技术创新很大程度上影响着高技术产业的竞争力,应加强高技术企业的创新主体地位。但目前来看,我国高技术产业研发人员素质较低,和国外高技术产业相比存在着较大差距。

为了促进高技术产业的发展,政府实施了较多的政策,其中影响力很大的一个政策便是2008年实施的《新企业所得税法》,该政策规定企业的基本所得税税率从33%降为25%,

^① 本文得到国家统计局统计科学研究一般项目(2015LY35)和河南省软科学研究项目(162400410144)的资助。

该政策包含了研发费用加计扣除的优惠，以及对满足条件的高技术产业实施的 15% 的所得税税率，相比基本的企业所得税税率 25% 降低了 40%。和政府 R&D 资助的具有政策偏向性的直接补贴政策不同，税收优惠政策是一种间接补贴政策，对各高技术企业来说相对更为公平。《中国工业企业科技活动统计年鉴》的数据显示，2011~2014 年，我国高新技术企业减免税分别为 539.6 亿元、527.5 亿元、585.5 亿元、613.1 亿元，而研发费用加计扣除减免税分别为 252.4 亿元、298.5 亿元、333.7 亿元、379.8 亿元。但税收优惠政策的实施对我国高技术产业研发效率的影响到底如何？税收优惠政策前后我国高技术产业研发效率有何差异？为高技术产业的发展带来了多少实际贡献呢？这些问题值得进行深入研究。

鉴于高技术产业创新活动在高技术产业发展过程中的重要作用，国内外已有大量关于高技术产业创新效率影响因素的相关研究。在绝大多数高技术产业创新效率测度的研究中，采用的方法主要包括数据包络分析（DEA）和随机前沿分析（SFA）两种方法。而影响创新效率的因素很多，已有许多学者对高技术产业创新效率的影响因素进行了研究（Guellec, 2000；Kang 和 Park, 2012；朱有为和徐康宁, 2006；余泳泽, 2009；周立群和邓路, 2009；韩晶, 2010；白俊红, 2011；肖仁桥等, 2012；戴魁早和刘友金, 2013；桂黄宝, 2014），得出的影响因素主要包括政府 R&D 资助、企业规模、市场结构、企业所有性质以及行业特征，但实证结果没有得到一致结论。

税收优惠政策是影响企业创新活动的一个重要因素（Bloom 等, 2002；Czarnitzki 等, 2007；Thomson, 2010），对企业创新活动的研究大多集中于 R&D 投入或 R&D 产出角度。而国内对税收优惠影响高技术产业创新活动的相关研究大多也是从企业 R&D 投入或 R&D 产出角度进行（戴晨和刘怡, 2008；王俊, 2011；张同斌和高铁梅, 2012；李林木和郭存芝, 2014；江希和和王水娟, 2015；郭炬等, 2015；水会莉等, 2015），其中绝大多数文献支持税收优惠政策对企业 R&D 活动具有激励作用。而从 R&D 效率角度研究税收优惠的相关研究相对较少。熊维勤（2011）基于中国 1995~2008 年 14 个高技术行业年面板数据，采用 DEA-Tobit 两步法对税收和补贴政策对 R&D 效率的影响进行分析，结果表明税收的存在不利于企业的 R&D 效率。卢方元和李彦龙（2016）根据 2003~2014 年中国高技术产业的省级面板数据，采用随机前沿分析方法研究了税收优惠政策对高技术产业 R&D 效率的影响，研究结果表明税收优惠对 R&D 效率具有显著正影响，并且这种效果会受到企业 R&D 投入、企业规模和地区等因素的影响。张玉等（2017）的研究结果表明研发活动加计扣除减免与研发效率呈稳定负相关，而高新技术企业税收减免与研发效率为稳定正相关关系。但相对政府另外一个财政政策的政府 R&D 资助而言，税收优惠政策对高技术产业创新效率影响的相关研究目前仍然比较匮乏。

相比以往的研究，本文有如下创新之处：首先，在 Wang 和 Schmidt（2002）提出的随机前沿模型 Scaling Property Model 假设基础上，区分地区异质性和无效率成分，采用固定效应随机前沿模型对高技术产业创新效率进行实证测度，并分析税收优惠政策对高技术产业创新效率的影响。以往测度高技术产业创新效率的相关研究采用的主要方法包括 DEA 和 SFA 方法，但 DEA 方法假定各截面成员具有相同的前沿面，采用 DEA 方法测度出创新效率之后，采用在 Tobit 模型中加入面板单位的虚拟变量的方法进行估计，得到的固定效应估计量也并非一致。而采用 SFA 方法的相关研究中，大多使用的是传统的面板 SFA 模型，但边文龙和王向楠（2016）认为 Battese 和 Coelli（1992）假定效率在样本期间内只能随时间单调递增、递减或者不变。国内外不少研究运用此模型估计得到效率随时间推移而单调递增

(或递减)的结论,但这可能仅是由于模型设定造成的,而不是效率确实在不断改善(或恶化)。Battese 和 Coelli (1992) 没有考虑个体异质性,而这些异质性会导致效率估计值存在偏差。因此本文在 Scaling Property Model 的假设基础上,区分地区异质性和无效率成分,更好地测度高技术产业的创新效率。

其次,采用 σ 收敛和 β 收敛法对我国各地区高技术产业创新效率的收敛性进行了实证检验。国内对高技术产业创新效率的分析一般集中在东部、中部、西部三大地区之间或行业之间的比较以及效率在时间上的变化趋势。但如果要动态和更全面地反映各地区高技术产业创新效率的变化趋势和特征,还需要对我国各地区高技术产业创新效率的收敛性进行实证分析,而已有文献则缺乏此方面的研究。

最后,采用反事实计量的研究方法,通过测度加入税收优惠政策变量和未加入税收优惠政策变量的高技术产业创新效率,探讨税收优惠政策对高技术产业创新带来的效率提升和实际的创新产出提高,更加客观地认识税收优惠政策对高技术产业创新效率的影响程度,从而为提出相关政策建议以更好地促进国内高技术产业发展提供相关依据。而以往研究还没有测度过税收优惠对高技术产业创新带来的实际贡献。

二、模型设定与数据说明

1. 随机前沿模型

本文通过构建随机前沿模型测度高技术产业的创新效率并分析税收优惠政策对其影响。传统的面板 SFA 模型可表述为 $y_{it} = \alpha + x_{it}^T \beta + v_{it} - u_{it}$, 以往分析该问题时所使用的随机前沿模型大多为该模型,但 Greene (2004、2005) 的研究结果表明这将会导致效率的估计值是有偏的,因为不同的个体成员具有不同的生产前沿面,但个体异质性影响产出的因素均归到“无效率项”中了。因此,需要引入个体异质性以更精确地测度高技术产业的创新效率,所设定的模型表达式为:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}^T \beta + \xi_{it} = \alpha_i + x_{it}^T \beta + v_{it} - u_{it} \quad (1)$$

其中, α_i 表示地区 i 不可观测的异质性, x_{it} 表示投入变量 $\ln X_{it}$, y_{it} 表示产出变量 $\ln Y_{it}$, v_{it} 为一般意义上的随机干扰项,假定其服从均值为 0 的正态分布并且相互独立。技术非效率项 u_{it} 具有单边分布的特征,同时为了实证分析税收优惠政策对高技术产业创新效率的影响,根据 Wang 和 Schmidt (2002) 提出的随机前沿模型 Scaling Property Model 假设,本文假设:

$$u_{it} \sim h(z_{it}, \delta) \cdot N^+(\mu, \sigma^2) \equiv \exp(z_{it}^T \delta) \cdot N^+(\mu, \exp(c_u)) \quad (2)$$

其中, z_{it}^T 为影响技术非效率项的影响因素向量, δ 表示影响技术非效率项的解释变量的系数, μ 大于或等于 0, $\sigma^2 = \exp(c_u)$, 式 (1) 和式 (2) 构成了本文所要分析的固定效应面板数据随机前沿模型,采用极大似然估计 (MLE) 得到模型的参数估计值后,通过以下公式可计算高技术产业创新效率的估计值:

$$TE_{it} = \exp(-\hat{u}_{it}) \quad \hat{u}_{it} = E[u_{it} | \hat{\xi}_{it}] \quad (3)$$

2. 变量说明

高技术产业创新的产出变量主要包括两种,一种是专利申请数,另一种是新产品销售收入。两个阶段的创新效率则分别被称为研发效率和创新成果的市场转化效率。和多数研究一

样,本文将采用专利申请数和新产品销售收入(按工业品出厂价格指数折算为2003年不变价)分别作为产出变量进行分析。

投入变量包括高技术产业R&D资本(K)和R&D人员(L)两个方面。R&D人员投入采用R&D人员折合全时当量衡量。R&D资本存量采用永续盘存法进行核算。R&D资本存量的测度公式为: $K_{it} = E_{it} + (1-\delta) K_{i,t-1}$, 其中 K_{it} 是地区*i*的高技术产业在时期*t*的R&D资本存量, δ 为折旧率, E_{it} 为地区*i*高技术产业在时期*t*的R&D经费内部支出。基期资本存量的计算公式为: $K_{i0} = E_{i0} / (g_i + \delta_i)$, g_i 为地区*i*高技术产业R&D经费内部支出的年平均增长率。折旧率 δ 的取值, 参考大多数文献的做法, 取值为15% (Griliches, 1980; Hall and Mairesse, 1995; 吴延兵, 2006)。但在计算R&D资本存量之前, 需要剔除价格因素的影响, 参照白俊红和李婧(2011)的做法计算R&D价格指数, 采用 $0.55 \times$ 消费价格指数 $+ 0.45 \times$ 固定资产投资价格指数进行计算。得到R&D价格指数后, 将名义R&D经费支出转换成2003年不变价。

影响高技术产业效率的因素有很多, 但我们并不可能将所有影响因素都包含进来, 而且放入过多的自变量往往引致多重共线性, 而本文采用的固定效应SFA模型可以在一定程度上控制未纳入回归方程的地区特征。本文设定的影响非效率项的解释变量包括:

(1) 税收优惠政策变量(*Tax*)。中国在2008年实施了新企业所得税法, 我国企业的基本所得税税率由33%降到25%, 并且符合条件的高新技术企业享受15%的所得税税率, 比25%的所得税税率降低了40%, 在研发费用加计扣除方面也给予了一定优惠政策, 但税收优惠政策的衡量是一个较为困难的问题。熊维勤(2011)由(利税-利润)/总产值衡量企业综合税率, 但利润总额包括所得税和净利润, 因此该衡量税收的方法并不包括所得税优惠, 在衡量税收优惠方面具有较大缺陷。张玉等(2017)采用高技术企业研发活动税收减免/研发经费内部支出衡量高新技术企业减免税占比, 测度政府财税激励政策对大中型工业企业创新效率的影响, 但就本文而言, 采用此方法衡量税收优惠存在一定缺陷。因为高新技术企业和高技术企业实际上并不是完全相同的, 而以往一些研究并没有区分二者的差异。虽然新企业所得税法为符合条件的高新技术企业实施了相关所得税优惠, 但本文的研究对象为高技术产业, 所使用的数据来自于《中国高技术产业统计年鉴》, 采用此方法衡量税收优惠政策也会存在统计口径不一致的问题。

本文采用税收优惠政策虚拟变量的方式进行衡量。与采用具体指标衡量税收优惠相比, 该方法可能存在一定劣势, 但虚拟变量方法可以有效减少具体指标带来的统计误差, 而且该方法可以同时控制所得税优惠和研发费用加计扣除的减免税。新企业所得税法于2008年1月1日实施, 本文设定税收优惠规定该变量在2008年之前取值为0, 在2008年及2008年之后取值为1。

(2) 金融危机虚拟变量(*T2008*)。在2008年世界正处于世界经济危机的爆发期, 国内为稳定经济增长实施了许多政策, 2008年之后的经济环境是税收优惠政策和当年政策的综合效果, 在分析税收优惠政策效果的同时, 也需要将2008年实施的一些政策进行控制, 这样才能更好地将税收优惠政策效果分离出来, 因此本文设定的金融危机虚拟变量为*T2008*, 并设定该变量在2008年及2008年之前取值为0, 在2008年之后取值为1。

(3) 企业规模(*Scale*)。关于企业规模对高技术产业影响的文献有许多, 企业规模的影响不可忽视, 本文采用高技术产业主营业务收入(按工业品出厂价格指数折算为2003年不变价)与企业个数的比例衡量。以往研究中企业规模经常采用的是总产值与企业个数的比值

进行衡量，但由于《中国高技术产业统计年鉴》中2008年以后的统计数据中不再包括总产值，而高技术企业主营业务收入与总产值往往大致相等，而且在2003~2008年主营业务收入与总产值的比值一直在97.6%以上，因此本文统一采用主营业务收入与企业个数的比值来近似替代。

(4) 政府R&D资助(Gov)。政府R&D资助也是政府对高技术产业发展的重要支持政策，也需要进行控制。2008年之后的政府R&D资助采用R&D经费内部支出中政府资金所占比例进行衡量，但2008年前后统计项目发生了一些变化，2008年之前的该指标采用科技经费筹集额中政府资金所占比重进行衡量。由于数据统计口径不一致，本文在引入变量Gov时，还引入了交叉项 $T2008 \times Gov$ ，这样政府R&D资助变量在两个时间段上将会有不同的斜率，从而考虑了统计口径不一致对估计结果的影响。吴延兵(2006)、白俊红和李靖(2011)均采用过类似的方法度量前后统计口径不一致的影响。

3. 数据来源与说明

本文分析的是税收优惠政策对高技术产业创新效率的影响，然而实际上中国2008年所实施的新企业所得税法优惠对象为满足条件的高新技术企业，高新技术企业与高技术产业实际上存在一定的差别，但考虑到技术创新在高新技术产业中具有代表性(郭炬等，2015)，我们采取和郭炬等(2015)相同的做法，选择高技术产业作为研究样本。本文所分析的数据为2003~2015年中国高技术产业的省级面板数据，由于新疆、西藏和青海的数据缺失较多，本文分析对象不包括这三个省份，少量地区的高技术产业专利申请数在某些年份为0，无法取自然对数，这部分数据本文进行了剔除，最终本文所使用的样本个数为357个。本文数据主要来源于2004~2016年的《中国高技术产业统计年鉴》，所用到的工业品出厂价格指数、固定资产投资价格指数和消费价格指数来源于2004~2016年的《中国统计年鉴》。

三、实证分析

1. 模型估计

采用极大似然估计法对本文所构建的随机前沿模型进行估计，估计结果如表1所示^①。模型1表示以专利申请数作为产出变量的估计结果，模型2表示以新产品销售收入作为产出变量的估计结果。由于在Scaling Property Model假设前提下无法得到全局最优，本文在估计模型2时采用传统的假设方式，即 $u_{it} \sim N^-(\mu_{it}, \sigma^2) \equiv N^-(z_{it}^T \delta, \sigma^2)$ ，模型1中的 Cu 没有通过显著性检验，表明没有拒绝 $Cu=0$ 的假设，因此该模型中技术非效率项的方差 $\sigma^2 = \exp(C_u) = 1$ 。模型1和模型2中技术非效率项的方差均不为0，表明本文采用随机前沿模型进行估计是合理的^②。

由表1可知，在前沿生产函数中，模型1和模型2均表现出资本投入变量的系数更大，这表明资本投入的产出弹性更大，这和朱有为和徐康宁(2006)、白俊红和李靖(2011)等得到的结论是一致的。根据经济理论，当生产要素的投入相对较低时，该生产要素的边际产出将会较大，因此可推断出在中国高技术企业当中，相对于劳动投入来说，资本的稀缺性更

^① 企业规模对两阶段的创新效率影响的函数形式可能是不同的，根据本文的试验结果，模型2中企业规模变量在取自然对数以后的拟合效果更好，因此表1中模型2技术非效率项影响因素企业规模实际为取过自然对数以后的企业规模，但在表1中，本文统一记为Scale。

^② 根据一般的Gamma值进行判断，即根据技术非效率项的方差与总的随机干扰项方差之比进行判断，本文采用随机前沿模型也是合理的。

强，需要加大资本的投入。根据规模以上工业企业和高技术企业的统计数据可知，2011～2015年，高技术企业R&D人员投入占规模以上工业企业的比重分别为26.4%、27.7%、26.9%、26.6%、27.6%，而高技术企业R&D经费内部支出占规模以上工业企业的比重分别为24.0%、24.1%、24.5%、24.6%、26.2%，这也表明了在一定程度上我国高技术产业的R&D经费投入相对不足^①。另外，劳动投入和资本投入的系数之和小于1，表明我国高技术产业研发生产处于规模报酬递减的阶段。

表1 随机前沿模型估计结果

	模型1	模型2
前沿生产函数		
lnL	0.327*** (3.97)	0.084 (1.10)
lnK	0.449*** (5.69)	0.729*** (10.55)
常数项	-0.934* (-1.67)	4.006*** (9.81)
技术非效率函数		
Tax	-0.277*** (-3.45)	-0.144 (-0.63)
T2008	-0.415*** (-3.36)	-3.657*** (-6.11)
Scale	-0.222*** (-4.66)	-1.460*** (-10.66)
Gov	-0.032 (-0.11)	-4.144*** (-4.45)
T2008×Gov	-0.373 (-0.69)	15.212*** (6.96)
μ (cons)	2.136*** (9.63)	-0.704** (-2.13)
Cu (σ^2)	-0.319 (-1.37)	0.843*** (6.70)
样本量	357	357
Log值	-191.291	-221.954

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著，括号内为t统计值。 $Cu = \ln\sigma^2$ 。

从技术非效率项的估计结果可以看出，在模型1和模型2中变量Tax的系数均为负，这表明税收优惠政策对技术非效率具有负面影响，即税收优惠政策对我国高技术产业的创新效率有正影响。但模型2中变量Tax的系数没有通过显著性检验，这表明税收减免对高技术产业创新效率的促进作用主要体现在研发效率方面。即税收优惠政策对第一阶段研发效率的

① 数据来源于《中国科技统计年鉴》和《中国高技术产业统计年鉴》。

影响大于第二阶段的市场转化效率。控制变量企业规模的系数均为负并通过了显著性检验，这表明企业规模的扩张同样有利于创新效率的显著性提高。根据政府R&D资助变量的系数估计值可知，政府R&D资助对研发效率的影响为正但不显著，对市场转化效率的影响在2003~2008年为正，但在2009~2015年为负，从上述结果可以看出，相对政府R&D资助而言，税收优惠对高技术产业创新效率的促进作用更好。

2. 创新效率的分布与描述性统计

本文根据式(3)估计出各地区和年份的高技术产业创新效率。为了直观地比较税收优惠政策实施前后创新效率的变化，本文分别分析2003~2008年以及2009~2015年的高技术产业创新效率^①。2003~2008年和2009~2015年高技术产业研发效率的分布如图1所示。

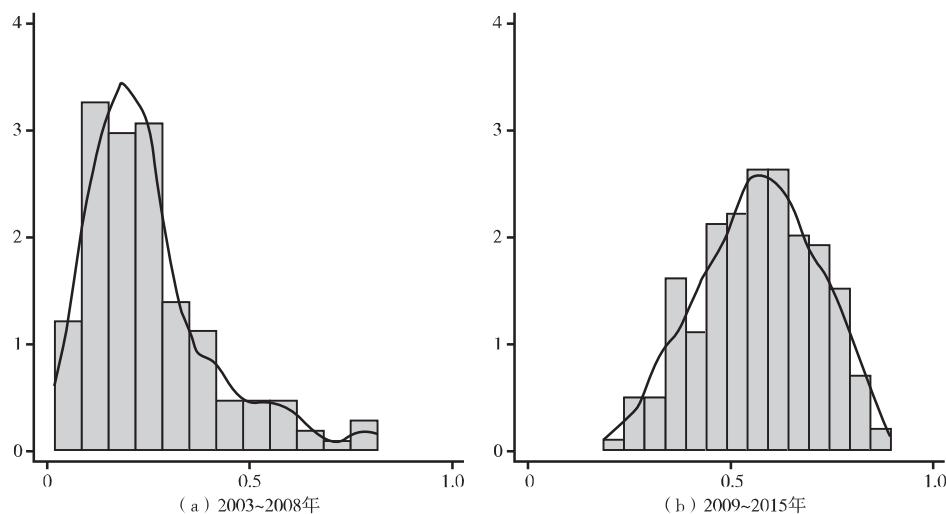


图1 研发效率的分布

注：图中的实线为研发效率分布的核密度曲线。

由图1可知，在2003~2008年，研发效率的分布向左偏，大部分效率值小于0.5。而在2009~2015年，研发效率的分布偏向中间，均值大于0.5但比较接近0.5。比较税收优惠政策前后研发效率的分布差异可知，税收优惠政策之前的效率分布相对更为分散，税收优惠政策之后的效率分布相对更为集中。

2003~2008年和2009~2015年高技术产业市场转化效率的分布如图2所示。由图2可知，在2003~2008年，市场转化效率的分布向右偏，大部分效率值大于0.5。而在2009~2015年，市场转化效率的分布仍然向右偏，但几乎所有效率值均大于0.5，并且大部分效率值大于0.7。比较税收优惠政策前后市场转化效率的分布差异可知，税收优惠政策之前的效率分布相对更为分散，而税收优惠政策之后的效率分布相对更为集中。

为了更详细地对高技术产业创新效率的变化特征进行了解，本文对高技术产业在各年份的创新效率及其标准差、变异系数进行计算，计算结果如表2所示。表2中的变异系数=效率标准差/效率平均值。

^① 分别分析2003~2007年、2008~2015年两个阶段的效率分布和2003~2008年、2009~2015年两个阶段的效率分布得到的结论大体一致。

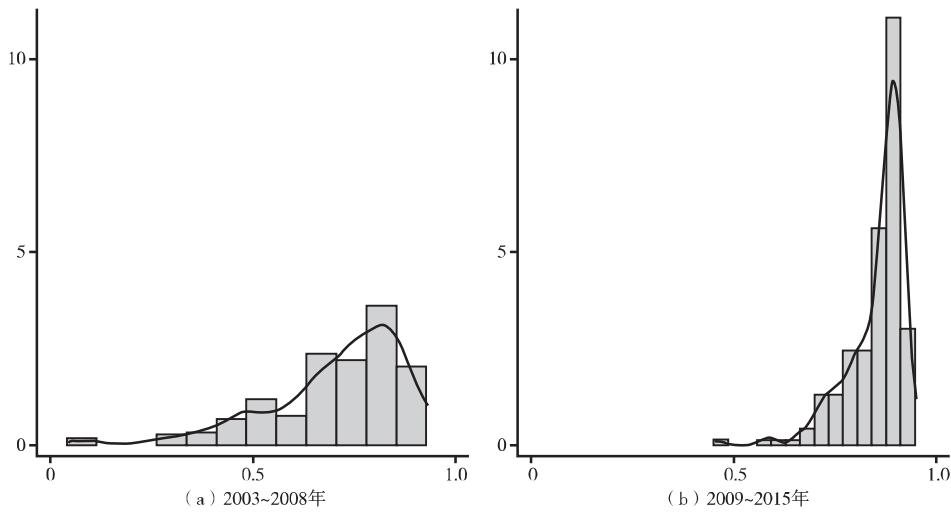


图 2 市场转化效率的分布

注：图中的实线为市场转化效率分布的核密度曲线。

表 2 高技术产业创新效率的描述性统计

年份	平均值		标准差		变异系数	
	研发效率	转化效率	研发效率	转化效率	研发效率	转化效率
2003	0.2076	0.6803	0.1693	0.1982	0.8155	0.2914
2004	0.2310	0.7204	0.1774	0.1349	0.7678	0.1872
2005	0.2540	0.6887	0.1650	0.1641	0.6496	0.2383
2006	0.2182	0.6878	0.1186	0.1696	0.5433	0.2466
2007	0.2900	0.7169	0.1705	0.1836	0.5878	0.2560
2008	0.3020	0.7404	0.1287	0.1329	0.4263	0.1795
2009	0.5248	0.8293	0.1325	0.0718	0.2525	0.0866
2010	0.3916	0.8021	0.1184	0.1136	0.3022	0.1416
2011	0.5755	0.8509	0.1139	0.0589	0.1979	0.0692
2012	0.6181	0.8547	0.1132	0.0571	0.1831	0.0668
2013	0.6399	0.8659	0.1099	0.0607	0.1718	0.0701
2014	0.6339	0.8762	0.1223	0.0491	0.1929	0.0560
2015	0.6032	0.8835	0.1347	0.0537	0.2233	0.0608

由表 2 可知，首先，从创新效率的平均值来看，研发效率和市场转化效率在 2003~2015 年均为上升的变化趋势。从研发效率的变化趋势来看，研发效率先从 2003 年的 0.2076 上升到 2007 年的 0.2900，然后从 2008 年的 0.3020 上升到 2015 年的 0.6032。从市场转化效率的变化趋势来看，转化效率先从 2003 年的 0.6803 上升到 2007 年的 0.7169，然后从 2008 年的 0.7404 上升到 2015 年的 0.8835。整体来看，2003~2015 年研发效率的变化更为明显，而市场转化效率的变化趋势相对较小。其次，从标准差来看，研发效率和市场转化效

率的标准差均有较为明显的下降趋势，其中这种下降趋势在市场转化效率方面表现得更为明显。但这种趋势的急剧下降发生在2007~2008年，2003~2007年和2008~2015年两个阶段的创新效率也有下降趋势，但比较缓慢。由此可知，税收优惠政策对各地区影响的水平存在一定差异，导致标准差发生了相对变化，从而会影响到效率的分布状况。此外，2009~2010年，高技术产业的创新效率均有所下滑，其中研发效率的下降较为明显。比较2009年和2010年各地区高技术产业的投入产出数据可知，较多省份的R&D人员投入发生了下滑，而模型2显示劳动投入对新产品销售收入的影响相对较小，对专利申请数的影响较大，从而造成了各地区高技术产业专利申请数下降较多，但由于资本投入的增加，新产品销售收入仍然有小幅度的上升，因此造成了研发效率较为明显的下滑，而市场转化效率的下降不明显。最后，新企业所得税法在2008年已实施，但与2007年相比，2008年的研发效率并没有显著性变化，这主要是由于税收优惠政策对东部和中部地区的促进作用较为明显，对西部地区的促进作用不显著，而且西部地区企业的抗风险能力相对较差，2008年的经济危机对西部地区高技术产业产生了较大冲击，西部地区的效率下降造成了整体效率水平提高并不显著^①。

从变异系数来看，研发效率和市场转化效率的变异系数均表现为较为明显的下降趋势。这在一定程度上说明了各地区高技术产业创新效率的变化具有一定的趋同性，我们可以认为高技术产业的创新效率存在 σ 收敛，即各地区高技术产业创新效率之间的差距正在缩小。

3. 创新效率的收敛性分析

上述分析结果表明高技术产业创新效率之间存在着 σ 收敛，而 β 收敛则可以采用回归模型进行检验。自从Baumol(1986)、Barro(1992)的研究以来，收敛性分析得到了广泛应用。本文采用绝对 β 收敛检验和条件 β 收敛检验对高技术产业创新效率的收敛性进行实证检验，绝对 β 收敛检验采用横截面方法，而条件 β 收敛检验采用面板分析方法。本文检验创新效率所使用的绝对 β 收敛检验和条件 β 收敛检验的回归方程式^②为：

$$\Delta \ln TE_i = \beta_0 + \beta_1 \ln TE_{i0} + \lambda_i \quad (4)$$

$$\ln TE_{it} - \ln TE_{i,t-1} = \delta_i + \beta_2 \ln TE_{i,t-1} + \omega_{it} \quad (5)$$

其中， $\Delta \ln TE_i$ 表示高技术产业创新效率的年均增长率， TE_{i0} 表示样本初期的效率值， λ_i 表示随机干扰项， δ_i 为个体固定效应^③。若 β_1 显著为负，则说明高技术产业创新效率存在绝对 β 收敛，否则不存在绝对 β 收敛。若 β_2 显著为负，则表明高技术产业创新效率存在条件 β 收敛。由表2的统计结果可知，高技术产业的创新效率在2003~2008年和2009~2015年两个阶段存在显著性差异，因此本文在估计模型式(4)时，将在2003~2008年和2009~2015年两个阶段分别进行估计。绝对 β 收敛检验的估计结果如表3所示。

由表3可知，无论是在2003~2008年还是在2009~2015年，变量 $\ln TE_{i0}$ 的系数均为负

^① 稳健性检验部分验证了税收优惠政策对西部地区研发效率影响小于东中部地区的结论，从下文中的图3也可以看出2007~2008年东中部地区研发效率也得到了较高提升，西部地区研发效率的下降造成了整体效率水平的提高并不明显。而且本文在删除西部数据后采用SFA模型进行估计，得到的研发效率估计值在2007~2008年也有较大提高，进一步提高了本文结论的可靠性。

^② 条件 β 收敛检验方程式中也可以加入控制变量，不过彭国华(2005)认为加入控制变量会影响到条件 β 收敛检验效果，而本文的实验结果发现加入企业规模、政府R&D资助等控制变量并不会影响到条件 β 收敛检验结果。

^③ 一般认为固定效应面板模型更适合条件 β 收敛检验，因此本文采用固定效应面板数据模型进行检验，事实上模型式(5)采用随机效应模型与固定效应模型得到的显著性检验结果是相同的。

并且通过了显著性检验，这表明在初期高技术产业创新效率较低的地区具有较高的效率增长率，高技术产业创新效率均表现为明显的绝对 β 收敛。由此可知，高技术产业的创新效率水平发生了一些变化，各地区高技术产业的研发效率差距和市场转化效率的差距也在缩小。条件 β 收敛检验的估计结果如表4所示。

表3 高技术产业创新效率的绝对 β 收敛检验结果

变 量	研发效率		市场转化效率	
	2003~2008年	2009~2015年	2003~2008年	2009~2015年
$\ln TE_{i,t}$	-0.140*** (-8.15)	-0.155*** (-4.80)	-0.171*** (-7.84)	-0.116*** (-5.51)
常数项	-0.138*** (-3.98)	-0.081*** (-3.50)	-0.048*** (-4.26)	-0.011** (-2.56)
样本量	26	28	26	28
调整 R ²	0.724	0.449	0.708	0.521

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著，括号内为 t 统计值。

表4 高技术产业创新效率的条件 β 收敛检验结果

变 量	研发效率		市场转化效率	
	2003~2008年	2009~2015年	2003~2008年	2009~2015年
$\ln TE_{i,t-1}$	-2.890*** (-7.55)	-1.487*** (-9.10)	-1.866*** (-11.00)	-1.116*** (-9.35)
常数项	0.820*** (8.42)	0.862*** (9.16)	1.345*** (11.08)	0.955*** (9.44)
样本量	125	168	125	168
调整 R ²	0.205	0.247	0.437	0.262

注：同表3。

由表4可知，无论是在2003~2008年还是在2009~2015年，变量 $\ln TE_{i,t-1}$ 的系数均为负并且通过了显著性检验，这表明在初期高技术产业创新效率较低的地区具有较高的效率增长率，高技术产业研发效率和市场转化效率均表现为明显的条件 β 收敛。这也进一步说明了税收优惠政策前后，高技术产业的创新效率水平发生了一些变化，各地区高技术产业创新效率之间的差距也在缩小。

综上所述，高技术产业研发效率和市场转化效率均表现出了一定收敛性，即各地区高技术产业创新效率之间的差距正在逐渐缩小，然而税收优惠政策前后研发效率和市场转化效率的水平和收敛性是怎样的呢？本文根据东中西三大地区高技术产业研发效率和市场转化效率的变化趋势进行分析，三大地区高技术产业研发效率的变化趋势如图3所示，而三大地区高技术产业市场转化效率的变化趋势如图4所示，图中的效率值为各年份效率的平均值。

由图3可知，整体来看，中部和西部地区的研发效率高低相差不大，而和东部地区的研发效率却存在着一定差距。而且在税收优惠政策实施以后，这种差距并没有得到减小，甚至差距拉得更大了，这说明中西部和东部地区的研发效率差距并没有得到减小。虽然高技术产业研发效率具有收敛性即各地区高技术产业研发效率在缩小，但各地区高技术产业创新效率

差距的缩小主要是东中西三大地区内部之间差距的缩小造成的，并不是中西部地区与东部地区的效率差距变化造成的^①。

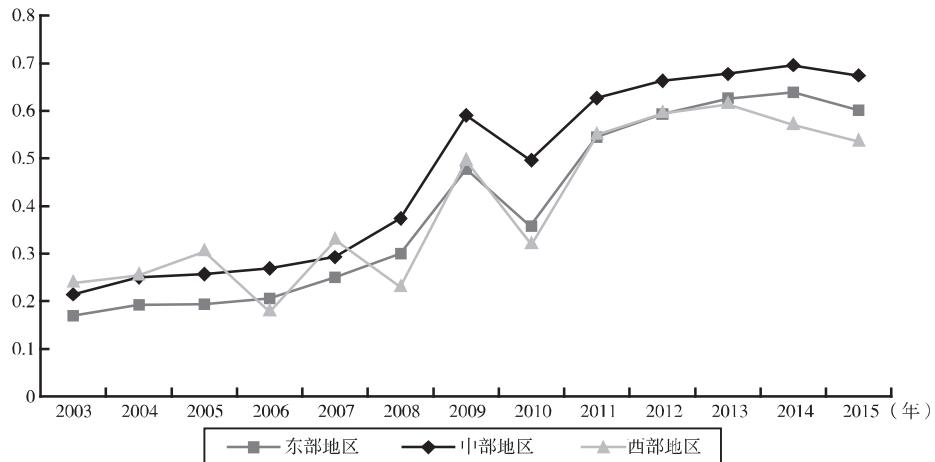


图3 三大地区研发效率的变化趋势

由图4可知，整体来看，中部和西部地区的市场转化效率高低相差不大，而和东部地区的市场转化效率却存在着一定差距。但在税收优惠政策实施以后，这种差距得到了显著减小，这在一定程度上说明了税收优惠政策对中西部地区的拉动作用相对更为明显，减小了中西部和东部地区的市场转化效率差距。这说明了高技术产业市场转化效率具有收敛性，即各地区高技术产业研发效率在缩小，一方面是因为东中西三大地区内部之间差距在缩小，另一方面则是中西部地区与东部地区的效率差距也得到了显著减小。

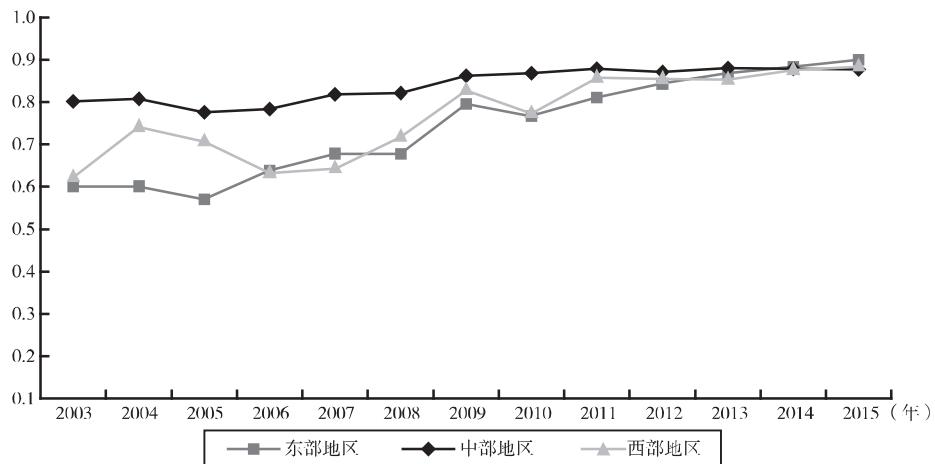


图4 三大地区市场转化效率的变化趋势

4. 税收优惠政策的创新产出贡献

通过上述分析可知，税收优惠政策促进了高技术产业创新效率的提高，本文采取反事实计量的分析方法测度税收优惠政策所带来的高技术产业创新效率和实际创新产出的提高。反

^① 本文对东、中、西三大地区内部的收敛性检验结果表明三大地区内部的创新效率确实存在收敛性。

事实计量被广泛应用于对历史事件影响的定量分析，如 Fogel (1962) 将反事实计量方法用到 19 世纪铁路对美国经济的影响研究，林伯强和杜克锐 (2013) 应用反事实计量方法分析要素市场扭曲带来的能源损失，本文在此也借鉴林伯强和杜克锐 (2013) 的做法进行测度。但由于税收优惠政策对市场转化效率的影响并不显著，本文在此仅测度税收优惠政策对研发效率带来的实际贡献。具体测度方法为假设税收优惠政策虚拟变量 $Tax=0$ ，将此代入式 (3) 测算假如不存在税收优惠政策时的高技术产业研发效率，本文记此效率为反事实研发效率 TE^* ，真实研发效率为 TE ^①。那么全国在年份 t 的真实高技术产业创新效率值可由如下公式计算得出： $EEI_t = \sum Y_{it} / (\sum Y_{it} / TE_{it})$ ，同理反事实的高技术产业创新效率也代入上述公式进行计算，年份 t 税收优惠政策带来的创新产出贡献为 $\sum Y_{it} - \sum Y_{it} \times TE_{it}^* / TE_{it}$ 。税收优惠政策带来的高技术产业创新效率提升和实际产出贡献如图 5 和图 6 所示。

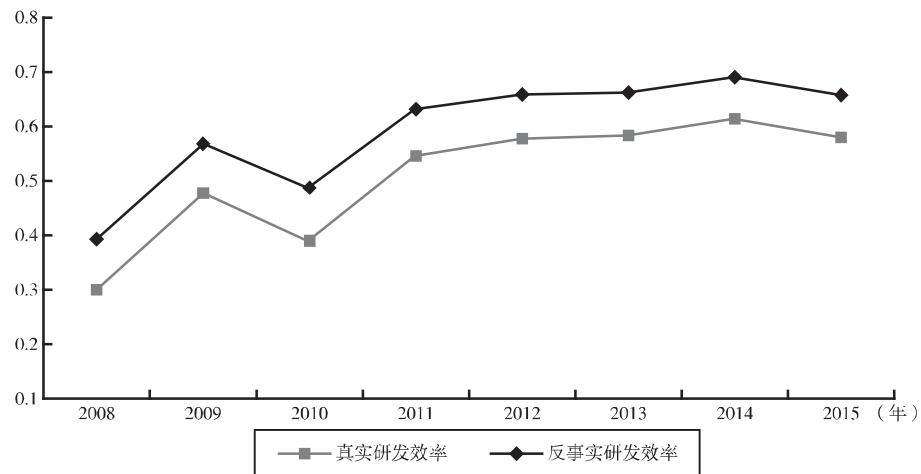


图 5 税收优惠政策对研发效率带来的实际贡献

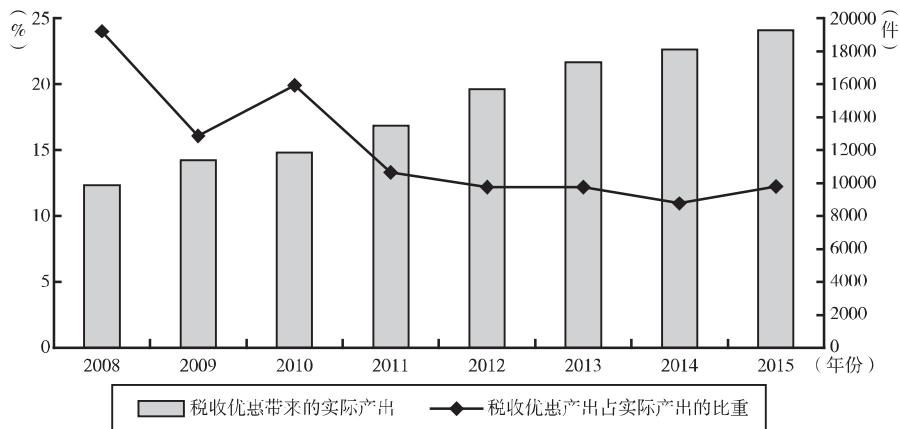


图 6 税收优惠政策对研发产出带来的实际贡献

由图 5 可知，我国真实高技术产业研发效率从 2009 年的 0.394 逐步变化到 2015 年的 0.658，反事实高技术产业研发效率从 2009 年的 0.300 逐步变化到 2015 年的 0.578，反事

^① 税收优惠政策虚拟变量在 2003~2007 年时也为 0，因此本文测度的反事实计量结果从 2008 年开始。

实研发效率和真实的研发效率的变化趋势一致。计算真实研发效率与反事实的研发效率之差可知,税收优惠政策带来的市场效率提高从2009年的大约9.47%下降到了2015年的8.00%,即税收优惠政策的实施使高技术产业的研发效率上升了大约8%~10%,但这种效率提高幅度具有下降趋势,但非常缓慢。

由图6可知,税收优惠政策带来的创新产出(专利申请数)从2009年的9869件逐步上升到2015年的19237件,这表明虽然税收优惠政策带来的研发效率提升大致不变甚至下降,但研发投入变量增加了很多,因此税收优惠政策带来的实际产出却在逐步上升。税收优惠政策带来的创新产出占总产出的比重整体为下降趋势,在2008~2010年所占比重一直在15%以上,其中在2008年和2010年达到了20%以上,从2011年开始,税收优惠政策带来的实际产出比重有所降低,但也一直维持在10%以上。

5. 稳健性检验

为增强本文结论的可靠性,本文对税收优惠政策对高技术产业创新效率的影响进行稳健性检验,检验结果如表5所示。在生产函数中加入其他影响创新产出的变量可以检验这些变量对创新效率的影响,检验所使用的模型为:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}^T \beta + z_{it}^T \delta + \nu_{it} \quad (6)$$

其中,变量 x^T 和变量 z^T 分别表示投入变量和影响创新效率的因素,即表5中的各变量含义和表1相同,但表5中还引进了税收优惠政策与地区虚拟变量乘积,比较税收优惠政策对三大地区创新效率影响效果的差异。

表5 稳健性检验结果

	lnY1 (专利申请数)		lnY2 (新产品销售收入)	
lnL	0.272*** (3.49)	0.268*** (3.49)	0.195** (2.50)	0.196** (2.56)
lnK	0.627*** (7.45)	0.629*** (7.53)	0.660*** (7.34)	0.677*** (7.63)
Tax	0.277** (2.52)	0.057 (0.43)	0.056 (0.52)	0.173 (1.33)
East×Tax	—	0.244* (1.88)	—	-0.376*** (-2.84)
Middle×Tax	—	0.419*** (3.43)	—	0.036 (0.27)
T2008	0.427*** (2.99)	0.411*** (2.87)	0.010 (0.07)	0.122 (0.85)
Scale	0.028 (0.75)	0.032 (0.85)	0.318*** (3.23)	0.225** (2.23)
Gov	0.013 (0.03)	-0.085 (-0.18)	-1.188** (-2.53)	-0.880* (-1.86)
Gov×T2008	0.858 (1.65)	0.953* (1.80)	-1.183** (-2.28)	-1.621*** (-3.07)

(续)

	lnY1 (专利申请数)		lnY2 (新产品销售收入)	
常数项	-4.393*** (-5.88)	-4.379*** (-5.89)	3.979*** (4.61)	3.717*** (4.35)
样本量	357	357	357	357
调整 R ²	0.834	0.839	0.747	0.754

注：同表 3。

由表 5 可知，资本投入变量的影响系数均大于劳动投入，说明资本的产出弹性更大，与表 1 的结论相同。由第二列和第四列可知，税收优惠对研发效率具有显著正影响，对市场转化效率的影响为正但没有通过显著性检验，与表 1 的结果也一致。控制变量系数的显著性存在一些差别，但整体来看也大体保持了一致性。根据第三列的交叉项估计系数可知，税收优惠政策对研发效率的影响在东部和中部地区比较显著，在西部地区不显著，与图 3 表现出来的变化特征相符合。根据第五列交叉项的估计系数可知，税收优惠政策虽然整体上对市场转化效率的影响不显著，但相对来说，税收优惠政策对市场转化效率的影响在中西部地区更显著，与图 4 表现出来的变化特征相符合。由此可知，采用模型式（6）得到的估计结果大力支持了本文的实证研究结论，证明了本文的研究结论具有一定程度的稳健性。

四、结论与政策含义

本文根据 2003~2015 年中国高技术产业的省级面板数据，构建固定效应随机前沿模型测度高技术产业的创新效率，分析税收优惠政策对高技术产业创新效率的影响，然后采用 σ 收敛和 β 收敛检验方法检验创新效率收敛性，最后采用反事实计量的分析方法实证测度了税收优惠政策对高技术产业创新活动带来的实际贡献。本文得到的主要结论如下：

第一，资本投入的产出弹性更大，可推断出在中国高技术企业当中，相对于劳动投入来说，资本的稀缺性更强，需要加大资本的投入，高技术产业 R&D 投入与工业企业 R&D 投入的比值也表明在一定程度上我国高技术产业的 R&D 经费投入相对不足。

第二，税收优惠政策对我国高技术产业的研发效率有显著正影响，对市场转化效率的影响为正但不显著，这说明税收优惠政策对创新效率的促进作用主要体现在研发效率方面。税收优惠政策不仅提高了高技术产业的创新效率，税收优惠政策实施以后的创新效率也相对更为集中，在市场转化效率方面体现得尤为明显，但创新效率仍存在一定的不平衡性。

第三，收敛性检验表明各地区高技术产业创新效率之间的差距正在缩小。中西部和东部地区之间的市场转化效率差距在税收优惠政策实施后得到了显著减小，但研发效率差距并没有减小，这说明了研发效率差距的缩小主要是由东、中、西三大地区内部之间差距的缩小造成的，而高技术产业市场转化效率的收敛性，一方面是因为东、中、西三大地区内部之间差距在缩小，另一方面则是因为税收优惠政策也显著减小了中西部地区与东部地区的效率差距。

第四，反事实研发效率和真实的研发效率的变化趋势一致，税收优惠政策的实施使高技术产业的研发效率大约上升了 8%~10%。但税收优惠政策带来的创新产出从 2008 年以来是快速上升的，这是由于研发投入规模的扩张引起的。税收优惠政策带来的创新产出占总产出的比重整体为下降趋势，但也一直维持在 10% 以上的比重。

本文研究结论的政策含义如下：第一，资本投入的产出弹性更大，是由于在中国高技术

企业当中，相对于劳动投入来说，资本的稀缺性更强。在2011~2015年，高技术企业R&D人员投入占规模以上工业企业的比重分别为26.4%、27.7%、26.9%、26.6%、27.6%，而高技术企业R&D经费内部支出占规模以上工业企业的比重分别为24.0%、24.1%、24.5%、24.6%、26.2%，这表明现阶段仍需采取相关措施激励高技术产业增加R&D资本投入，促进高技术产业发展以更好地带动相关产业发展。第二，由于税收优惠政策显著提高了研发效率，但对市场转化效率的影响是不显著的，对高技术产业的创新活动应继续实施税收优惠政策，进而更好地促进高技术产业研发效率的提升和高技术产业的发展。但市场转化效率并没有像研发效率得到显著提高，这表明现阶段也需要提高知识的市场转化效率，将更多的知识转化为实际生产力。第三，中西部和东部地区之间的市场转化效率差距在税收优惠政策实施后得到了显著减小，但研发效率差距并没有减小。生产率由其生产技术决定的最优生产率和生产效率共同决定，研发效率和市场转化效率仅仅代表了各地区的实际生产与其最优生产的比率，而由于生产设备和技术的差距，东部地区的生产前沿面更高，这表明若考虑技术设备所决定的最优生产率，中西部地区和东部地区的生产率差距会更大，因此采取相关措施减小中西部和东部地区的差距仍是一个非常重要的课题。第四，相对政府R&D资助而言，税收优惠政策的效果相对更为显著，这表明在有限的财税资源中，采取税收减免以激励企业进行研发资本投入的同时，可以减少对企业的直接财政补贴，采取引导措施激励企业进行自有资金的研发投资，以更好地在有限财税资源中提高政策的实施效果。

参 考 文 献

- [1] Barro R. J., 1992, *Convergence* [J], Journal of Political Economy, 100 (2), 223~251.
- [2] Battese G. E., Coelli T. J., 1992, *Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India* [J], Journal of Productivity Analysis, 3 (1~2), 153~169.
- [3] Baumol W. J., 1986, *Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show* [J], American Economic Review, 76 (5), 1072~1085.
- [4] Bloom N., Griffith R., Reenen J. V., 2002, *Do R&D Tax Credits Work? Evidence from an International Panel of Countries 1979~1997* [J], Journal of Public Economics, 85 (1), 1~31.
- [5] Cho D., 1994, *A Dynamic Approach to International Competitiveness: The Case of Korea* [J], Asia Pacific Business Review, 1 (1), 17~36.
- [6] Czarnitzki D., Ebersberger B., Fier A., 2007, *The Relationship between R&D Collaboration, Subsidies and R&D Performance: Empirical Evidence from Finland and Germany* [J], Journal of Applied Econometrics, 22 (7), 1347~1366.
- [7] Fogel R. W., 1962, *A Quantitative Approach to the Study of Railroads in American Economic Growth: A Report of Some Preliminary Findings* [J], Journal of Economic History, 22 (2), 163~197.
- [8] Greene W., 2004, *Distinguishing between Heterogeneity and Inefficiency: Stochastic Frontier Analysis of the World Health Organization's Panel Data on National Health Care Systems* [J], Health Economics, 13 (10), 959.
- [9] Greene W., 2005, *Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models* [J], Journal of Productivity Analysis, 23 (1), 7~32.
- [10] Griliches Z., 1980, *R&D and the Productivity Slowdown* [J], American Economic Review, 70 (2), 343~348.
- [11] Guellec D., 2000, *The Impact of Public R&D Expenditure on Business R&D* [J], Economics of Innovation & New Technology, 12 (3), 225~243.

- [12] Hall B. H., Mairesse J., 1995, *Exploring the Relationship between R&D and Productivity in French Manufacturing Firms* [J], *Journal of Econometrics*, 65 (1), 263~293.
- [13] Kang K. N., Park H., 2012, *Influence of Government R&D Support and Inter-firm Collaborations on Innovation in Korean Biotechnology SMEs* [J], *Technovation*, 32 (1), 68~78.
- [14] Thomson R., 2010, *Tax Policy and R&D Investment by Australian Firms* [J], *Economic Record*, 86 (273), 260~280.
- [15] Wang H. J., Schmidt P., 2002, *One-Step and Two-Step Estimation of the Effects of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels* [J], *Journal of Productivity Analysis*, 18 (2), 129~144.
- [16] 白俊红:《企业规模、市场结构与创新效率——来自高技术产业的经验证据》[J],《中国经济问题》2011年第5期。
- [17] 白俊红、李婧:《政府R&D资助与企业技术创新——基于效率视角的实证分析》[J],《金融研究》2011年第6期。
- [18] 边文龙、王向楠:《面板数据随机前沿分析的研究综述》[J],《统计研究》2016年第6期。
- [19] 戴晨、刘怡:《税收优惠与财政补贴对企业R&D影响的比较分析》[J],《经济科学》2008年第3期。
- [20] 戴魁早、刘友金:《市场化进程对创新效率的影响及行业差异——基于中国高技术产业的实证检验》[J],《财经研究》2013年第5期。
- [21] 丁勇:《研发能力、规模与高新技术企业绩效》[J],《南开经济研究》2011年第4期。
- [22] 封伟毅、李建华、赵树宽:《技术创新对高技术产业竞争力的影响——基于中国1995~2010年数据的实证分析》[J],《中国软科学》2012年第9期。
- [23] 桂黄宝:《我国高技术产业创新效率及其影响因素空间计量分析》[J],《经济地理》2014年第6期。
- [24] 郭炬、叶阿忠、陈泓:《是财政补贴还是税收优惠?——政府政策对技术创新的影响》[J],《科技管理研究》2015年第17期。
- [25] 韩晶:《中国高技术产业创新效率研究——基于SFA方法的实证分析》[J],《科学学研究》2010年第3期。
- [26] 江希和、王水娟:《企业研发投入税收优惠政策效应研究》[J],《科研管理》2015年第6期。
- [27] 李林木、郭存芝:《巨额减免税是否有效促进中国高新技术产业发展》[J],《财贸经济》2014年第5期。
- [28] 李瑞茜、白俊红:《政府R&D资助对企业技术创新的影响——基于门槛回归的实证研究》[J],《中国经济问题》2013年第3期。
- [29] 林伯强、杜克锐:《要素市场扭曲对能源效率的影响》[J],《经济研究》2013年第9期。
- [30] 卢方元、李彦龙:《政府支持有助于提升高技术产业R&D效率吗?》[J],《科学学研究》2016年第12期。
- [31] 彭国华:《中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析》[J],《经济研究》2005年第9期。
- [32] 水会莉、韩庆兰、杨洁辉:《政府压力、税收激励与企业研发投入》[J],《科学学研究》2015年第12期。
- [33] 王俊:《我国政府R&D税收优惠强度的测算及影响效应检验》[J],《科研管理》2011年第9期。
- [34] 吴延兵:《R&D存量、知识函数与生产效率》[J],《经济学(季刊)》2006年第3期。
- [35] 肖仁桥、钱丽、陈忠平:《中国高技术产业创新效率及其影响因素研究》[J],《管理科学》2012年第5期。
- [36] 熊维勤:《税收和补贴政策对R&D效率和规模的影响——理论与实证研究》[J],《科学学研究》2011年第5期。
- [37] 余泳泽:《我国高技术产业技术创新效率及其影响因素研究——基于价值链视角下的两阶段分析》[J],《经济科学》2009年第4期。
- [38] 张同斌、高铁梅:《财税政策激励、高新技术产业发展与产业结构调整》[J],《经济研究》2012

年第5期。

[39] 张玉、陈凯华、乔为国：《中国大中型企业研发效率测度与财政激励政策影响》[J]，《数量经济技术经济研究》2017年第5期。

[40] 周立群、邓路：《企业所有权性质与研发效率——基于随机前沿函数的高技术产业实证研究》[J]，《当代经济科学》2009年第4期。

[41] 朱有为、徐康宁：《中国高技术产业研发效率的实证研究》[J]，《中国工业经济》2006年第11期。

Preferential Tax Policy and Innovation Efficiency of High-tech Industry

Li Yanlong

(School of Economics and Business Administration, Beijing Normal University)

Research Objectives: This paper is to discover the influence of tax preferential policies on innovation efficiency and the convergence of innovation efficiency, and the practical contribution of tax preferential policies to innovation. **Research Methods:** A stochastic frontier model is built to measure the innovation efficiency of high-tech industry, and the convergence of efficiency is tested by sigma convergence and beta convergence test, and the paper uses the counterfactual measurement method to measure the actual contribution of tax preferential policies. **Research Findings:** Preferential tax policy has a significant positive impact on R & D efficiency, and the impact on market conversion efficiency is positive but not significant, and the distribution of efficiency is more concentrated after the implementation of preferential tax policy. The convergence of R & D efficiency is mainly due to the narrowing of the internal gap of east region and midwestern region. However, the convergence of market transformation efficiency is due to the narrowing of the internal gap of east region and midwestern region, and the efficiency gap between midwestern region and eastern region is declining. The policy makes R & D efficiency rise by about 8%~10%, and the proportion of innovation output to total output remained above 10%. **Research Innovations:** This paper analyzes the impact of preferential tax policies on innovation efficiency from the angles of efficiency and convergence. **Research Value:** This paper provides empirical evidence for better measures to improve innovation efficiency and reduce regional innovation efficiency gap.

Key Words: Preferential Tax Policy; Innovation Efficiency; Convergence; Counterfactual Measurement

JEL Classification: L52; L98

(责任编辑：焦云霞)