

# R&D 税收激励、知识产权保护与 企业的专利产出

胡 凯<sup>1</sup>, 吴 清<sup>2</sup>

(1. 武汉理工大学 经济学院, 湖北 武汉 430070; 2. 南京大学 经济学院, 江苏 南京 210093)

**摘要:**文章以中国上市公司微观数据为样本,运用能克服样本自选择性的计量方法估计 R&D 税收激励的专利效应,并以知识生产函数分析其作用机制。结果表明,与没有获得 R&D 税收激励的厂商相比,获得 R&D 税收激励的厂商并不具有更高的专利产出。从作用机制上看,尽管 R&D 税收激励产生了显著的额外研发支出效应,但该效应并未直接增加企业的专利产出,中国的 R&D 税收激励面临类似“欧洲悖论”的困境。仅在知识产权保护的调节下,R&D 税收激励引致的额外研发支出能间接增加专利产出,知识产权保护缓解了 R&D 税收激励政策失灵的风险。前述结论通过了稳健性检验。未来,为改善我国 R&D 税收激励的创新效应,走出“欧洲悖论”困境,需要优化 R&D 税收激励政策设计和强化知识产权保护的激励功效。

**关键词:** R&D 税收激励;研发支出;专利;知识产权保护;“欧洲悖论”

**中图分类号:**F426 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2018)04-0102-14

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2018.04.008

## 一、引言

建设创新型国家需要实现经济增长从要素驱动向创新驱动转型,提高技术创新对经济增长的贡献份额。技术创新源自存量 R&D 积累和增量 R&D 投入。企业的 R&D 投入具有两个重要特征:一是研发活动的不确定性,包括技术开发不确定及其产业化不确定;二是创新成果的外溢性,使企业的私人收益率远低于社会收益率(Grossman 和 Helpman, 1991)。研发活动的不确定性使企业的研发投入面临较大的风险,风险规避型企业家从事高风险研发的激励不足,创新成果的外溢性导致市场研发投入低于社会最优水平,造成 R&D 市场失灵。社会次优的 R&D 投入需要政府加以激励。与投入相关的 R&D 税收激励可以降低厂商的投入品价格、研发风险和成本,对从事研发活动的厂商而言是一项有利可图的政策工具(OECD, 2010)。

R&D 税收激励也称 R&D 税收优惠或 R&D 税式支出,是指政府对从事研发活动的企业少征税或不征税,将本应上缴财政的赋税留给企业来支持企业的创新活动。根据《企业所得税法》,目前我国的 R&D 税收激励有两类:一是直接税收优惠或税率优惠,包括高新技术企业减按 15% 的税率征收企业所得税、小型微利科技企业减按 20% 的税率征收企业所得税、“四技”业务(技术开发、技术转让、技术咨询、技术服务)免征增值税、技术转让减征或免征企业所得税、创投企业投资税收抵免等;二是间接优惠或税基优惠,即以研发费用加计扣除和固定资产加速折旧等政策

收稿日期:2017-08-13

基金项目:国家社科基金(14BJL024);教育部人文社科基金(13YJC790047)

作者简介:胡 凯(1975—),男,湖北天门人,武汉理工大学经济学院教授;

吴 清(1976—),女,江苏淮安人,南京大学经济学院副教授。

降低税基,减少企业的应纳税所得额。我国尚未编制税式支出预算,我们并不清楚 R&D 税收激励的准确规模。但零星披露的数据显示,近年来我国的 R&D 税收激励规模相当可观:2008—2011年,高新技术企业累计享受企业所得税优惠 2 259 亿元;2014 年规模以上工业企业研发费用加计扣除减免税和高新技术企业减免税分别为 379.8 亿元和 613.1 亿元;2015 年高新技术企业减征企业所得税 1 000 多亿元,软件和集成电路企业减免企业所得税 300 多亿元,固定资产加速折旧政策减税 100 多亿元,科技成果转化免征增值税 72 亿元,共计减免税 1 400 多亿元。<sup>①</sup>作为一种特殊形式的财政支出,从公共资金的公共性、稀缺性和有效性而言,一个重要的问题就是,大量的 R&D 税收激励是否产生了预期的创新效应?从企业研发周期来看,R&D 税收激励的有效性体现在三个环节:研发阶段是否激励企业增加研发支出、产出阶段是否促进企业增加创新产出如专利、商业化阶段是否提高企业的经济绩效如 TFP 等。理论界对 R&D 税收激励的有效性研究主要集中在企业研发支出的一阶效应或数量效应,很大程度上忽略了厂商创新产出、经济绩效的二阶效应或质量效应(Ernst 等,2014)。与研发支出相比,创新产出和经济绩效更有利于提高厂商的竞争力和显示公共资金的配置效率。本文关注的是 R&D 税收激励对厂商创新产出的影响。

R&D 税收激励并非随机分布,而是与企业的创新能力密切相关。忽略 R&D 税收激励以外因素对企业创新的影响,将会高估政策效应。同时,R&D 税收激励对创新产出的影响并非一蹴而就,而是以研发支出为中介。基于此,本文首先采用非参数倾向评分匹配法(以下简称为 PSM)估计 R&D 税收激励对创新产出的因果效应,然后以研发支出为中介,分析其作用机制。研究发现,R&D 税收激励并没有显著增加企业的专利产出。尽管 R&D 税收激励产生了显著的研发支出效应,但该效应并未直接影响企业的专利产出,中国的 R&D 税收激励面临类似“欧洲悖论”的困境。仅在知识产权保护的调节下,R&D 税收激励引致的额外研发支出间接促进了专利产出,知识产权保护在一定程度上缓解了 R&D 税收激励政策失灵的风险。

与既有研究相比,本文在以下三个方面有一定边际贡献。一是采用更加合理的指标来度量 R&D 税收激励。通过对上市公司 R&D 税收激励信息与财务信息报告口径一致性的比较,本文排除了国外文献惯用的、以企业是否享受(至少一项)R&D 税收激励的虚拟变量做法。借鉴国外学者对实际税率的测算逻辑,并通过对我国《企业所得税法》中技术创新税收激励政策的逐条分析,最终以税收优惠占税前会计收入的比重来刻画税收激励强度,该强度等于 1 减去平均有效税率与法定税率的比值。该方法能够比较客观、宏观地度量我国企业享受的 R&D 税收激励。二是采用了更合理的计量方法。对 R&D 税收激励的专利效应,直接以 PSM 来估计;对 R&D 税收激励专利效应的作用机制,以研发支出为中介,首先采用 PSM 估计 R&D 税收激励的额外研发支出效应,然后以面板计数模型来估计该效应对专利产出的影响。PSM 能克服样本自选择性,面板计数模型能有效处理因变量为非负整数的计量回归问题。三是除关注技术层面因素外,还突出了制度层面因素对研究主题的影响。R&D 税收激励能否引致企业增加研发支出以及引致研发支出能否激励企业增加创新产出,都与制度环境密切相关。在中国这样一个尚处于制度完善期、地区制度环境差异较大的大国,忽略制度环境对政策效应的影响可能难以抓住其关键影响因素。实证研究也表明,知识产权保护对引致研发支出的创新产出效应发挥了调节作用。

## 二、文献回顾与研究假说

公共资金的稀缺性和公共性要求对各种形式财政支出的有效性进行评估。R&D 税收激励

<sup>①</sup> 上述数据分别源自:喻思变,赵永新.我国企业研发支出比例较低 税收优惠激励加大投入[N].人民日报,2013-2-25;国家统计局.科技创新加力提速 创新驱动作用显著——十八大以来我国科技创新状况[EB/OL].<http://www.stats.gov.cn>,2016-3-9;吴秋余.2015 年小微企业减免税近千亿 支持科技创新减免税 1400 多亿[N].人民日报,2016-1-29.

的有效性是指政府以不征税或少征税的方式来降低企业研发投资的边际成本(Hall和Van Reenen, 2000),以促进企业增加研发支出、提高创新产出和经济绩效。与R&D补贴相比,R&D税收激励的优势在于:一是充分的市场取向。由企业而非政府决定投资方向,企业根据利润最大化原则决定研发资源配置,同时还避免了直接补贴过程中可能出现的寻租和腐败,是一种市场友好型的政策工具。二是R&D税收激励一般由法律规定,具有可预期性,有利于企业的长期投资决策。三是降低了政府的管理成本、减少了政府挑选失败者的风险。因此,在技术创新的国际竞争中,R&D税收激励在很多国家更受青睐。

欧美国家R&D税收激励的主要政策工具是税收抵免,相关研究也多以此为对象。既有研究大多采用一步法,即不考虑R&D税收激励与创新产出之间的作用媒介(研发支出),直接估计税收激励对创新产出的影响。根据R&D税收激励度量方法的不同,该领域的研究分为三类:一是以B-指数来刻画R&D税收激励强度。B-指数是指为弥补一美元研发支出所要求的税前收入的现值,该值越高则税收优惠程度越低。该方法适用于国别研究。如Ernst和Spengel(2011)使用欧洲20个国家的数据研究发现,B-指数下降10%,专利申请率将上升11%。Westmore(2013)对19个OECD成员国的研究发现,B-指数下降5%,将会使人均专利上升2.5%。二是以用户成本来量化R&D税收抵免。用户成本的计算建立在新古典投资模型和B-指数基础之上,是研发支出对研发资本的弹性,弹性越大,说明企业研发支出对用户成本越敏感,政策效应越大(Hall和Van Reenen, 2000)。Moretti和Wilson(2014)检验了用户成本对美国生物科技产业集聚州的专利活动影响,发现用户成本下降10%,将使这些州的生物科学家专利申请(职务发明)和厂商专利申请增加27.8%。三是以企业是否享受(至少)一项R&D税收激励政策的虚拟变量来度量。B-指数或用户成本以国家税制为依据,难以刻画不同微观企业受其影响的大小。随着近年微观实证研究的兴起,以微观数据为样本来度量税收激励,进而估计其创新效应的文献不断涌现。以微观数据为样本应处理享受R&D税收激励样本的自选择性,准实验方法则大有可为。Czarnitzki等(2011)采用PSM对加拿大制造业的研究发现,与没有享受R&D税收抵免的厂商相比,无论是形成新产品(世界首创或加拿大首创)、新产品数量还是新产品销售比重,税收抵免都具有显著的积极效应。Dechezleprêtre等(2016)采用回归间断设计(RDD)对英国中小企业的研究发现,税收抵免会使企业的研发支出增加1倍,专利申请提高60%,并且没有证据表明这些专利具有显著的低市场价值。Cappelen等(2012)采用工具变量法(IV)对挪威的研究发现,税收抵免仅对外溢性不强的技术创新(对厂商而言具有新颖性的新产品和流程创新)具有显著影响,而对外溢性强的技术创新(对市场而言具有新颖性的新产品和专利)没有显著影响,税收抵免的激励效应有限。

国内学者对R&D税收激励的研究也集中在研发支出上,对创新产出的关注不多,仅有李林木和郭存芝(2014)、张信东等(2014)及李维安等(2016),但这些研究在关键变量测度、控制变量选用和计量方法选取等方面存在不足,降低了研究结论的稳健性。尽管大多数研究认为R&D税收激励会显著增加企业的创新产出,但是在理论上,R&D税收激励对创新产出存在两种方向相反的影响:一是不论有无税收激励,有利可图的研发项目都会被实施,R&D税收激励引致的研发项目可能低于平均质量,从而难以形成专利增量;二是由于研发产生知识外溢,从事这样的项目可能无利可图,此时R&D税收激励能够激励那些高于平均知识溢出的项目(Straathof等,2014),从而提高专利产出。因此,R&D税收激励能否影响企业的专利产出还有待实证检验。据此提出以下对立假设:

假说1a: R&D税收激励能够显著增加企业的专利产出。

假说1b: R&D税收激励不能显著增加企业的专利产出。

一步法的优点是计量过程简便、结论直观,不足之处是将R&D税收激励与其他影响创新产

出的因素如知识产权保护等量齐观,没有考虑到 R&D 税收激励对创新产出的影响是以研发投入为中介,然后研发投入、知识产权保护等因素共同影响创新产出。事实上,在专利生产函数中(Griliches, 1990), R&D 税收激励等政策变量并非其自变量。为捕捉 R&D 税收激励影响创新产出的作用机制,有必要采用两步法,即先估计 R&D 税收激励对研发支出的影响,再以后者为自变量来估计其对创新产出的影响。采用两步法的文献甚少,笔者所见仅有 Freitas 等(2017),该文以挪威、意大利和法国三国的微观数据研究发现, R&D 税收抵免对额外研发支出及额外研发支出对新产品销售比重都具有显著的正向影响。

诸多文献认为 R&D 税收激励能产生额外研发支出效应,如 Bloom 等(2002)、Cappelen 等(2012)及 Lokshin 和 Mohnen(2013)等。在市场取向的 R&D 税收激励政策下,由于缺乏强制性实施机制如限定技术创新领域,企业会优先投资于高私人回报项目,而非高社会回报项目。而创新往往产生于私人回报与社会回报之间具有较大悬殊的领域(Hall 和 Van Reenen, 2000)。因此, R&D 税收激励引致的研发支出就可能偏离能产生重大技术突破、具有很强技术外溢性的项目,从而不能带来创新产出效应。知识产权保护对技术创新的重要性不言而喻。知识产权保护影响创新产出的重要渠道是激励企业增加研发投入(胡凯等, 2012)。尽管私人回报率高的项目其技术外溢性并非足够大,但为独占创新收益,企业也有激励为其有限的知识创造申请专利保护。而较高的知识产权保护水平会进一步激励企业增加额外研发支出,从而形成专利的概率更高。据此提出如下假说:

假说 2: R&D 税收激励引致的研发支出不能直接增加专利产出,但在知识产权保护的调节下,引致研发支出能间接增加专利产出,知识产权保护缓解了 R&D 税收激励政策失灵的风险。

### 三、研究设计

(一)计量方法与模型变量。本文依次研究 R&D 税收激励的专利效应及其作用机制。对 R&D 税收激励的专利效应采用 PSM 一步法直接估计,对其作用机制采用两步法间接估计。

R&D 税收激励具有样本自选择性。处理样本自选择带来的内生性问题,常见的是采用反事实框架,基本方法是 PSM。该方法的关键是为享受 R&D 税收激励的企业匹配其他特征相似、但没有享受 R&D 税收激励的样本企业。PSM 中的变量包括处理变量、结果变量和协变量。以 PSM 估计 R&D 税收激励的额外专利效应和额外研发支出效应时,其处理变量和协变量相同,但结果变量不同。

处理变量为 R&D 税收激励虚拟变量(*rdtaxdum*)。该变量有两种度量方法:一种是以企业是否获得至少一项 R&D 税收激励(如 R&D 税收抵免、加速折旧、低税率优惠等)的虚拟变量来量化,如 Yang 等(2012)和 Freitas 等(2017)等。但将该方法用于中国上市公司时会产生测量误差,因为样本税收优惠信息与财务信息的报告口径不一致。以高新技术企业所得税优惠为例,只有当上市公司及其子公司、孙公司均为高新技术企业时,将其与合并会计报表(能更充分、更全面反映上市公司的经营财务状况)匹配使用时,二者的报告口径才一致,但从上市公司年报无法获得其子公司、孙公司高新技术企业资质的全面信息,可能产生以偏概全的测度误差。另一种是以企业的实际所得税率是否低于法定所得税率来度量。但不能简单地将实际税率低于法定税率(25%)就视同为企业享受了税收优惠,更不能将其视同为 R&D 税收优惠。因为造成实际税率低于法定税率的因素很多,如递延所得税事项、弥补前期亏损、区域性税收优惠等会计核算因素和非 R&D 影响因素。但如果企业享受了 R&D 税收优惠,其实际税率一般会低于法定税率。即便以实际所得税率低于法定所得税率来刻画 R&D 税收激励,也应该揭示其隐含的会计核算机理,并结合我国《企业所得税法》中的税收优惠条文来分析其适用性。



借鉴 Wilkie (1988), 本文以 1 减去平均有效税率 ( $ETR$ ) 与法定税率 ( $TR$ ) 之比来度量  $R\&D$  税收激励强度 ( $taxpre$ ), 即  $taxpre=1-ETR/TR$ 。如果  $taxpre>0$ , 即  $ETR<TR$  (但要求  $ETR>0$ , 否则无意义), 则认为企业享受了税收优惠; 反之,  $ETR>TR$  (但要求  $ETR<1$ , 否则无意义), 则企业没有享受税收优惠。分析《企业所得税法》第四章“税收优惠”部分的全部条款, 排除不适用于制造业上市公司企业所得税优惠的条款后, 相关条款有: 符合条件的技术转让所得 (第 27 条第 4 款)、高新技术企业适用 15% 的低税率 (第 28 条第 2 款)、研发费用加计扣除 (第 30 条第 1 款) 和固定资产加速折旧 (第 32 条) 等。除固定资产加速折旧外,<sup>①</sup> 其余条款均与企业的研发活动有关。因此, 可以将制造业上市公司享受的企业所得税优惠基本认定为  $R\&D$  税收激励。令  $rdtaxdum$  为  $R\&D$  税收激励的虚拟变量。如果  $taxpre>0$ , 则  $rdtaxdum=1$ , 否则  $rdtaxdum=0$ 。 $R\&D$  税收优惠强度计算式中, 关键是得到平均有效税率 ( $ETR$ ), 该式借鉴吴文锋等 (2009) 来计算。

以专利产出作为结果变量来估计税收激励的创新产出效应, 其优势是易获得、可比较、高度标准化, 劣势是专利的实际经济价值具有非常大的异质性, 一些专利如外观设计只有轻微的经济价值 (Griliches, 1990), 因而需要对专利进行分门别类的分析。与新产品销售等创新产出相比, 专利申请在时间上更接近所进行的研发项目 (Czarnitzki 和 Hussinger, 2004)。此外, 申请专利需要支付专利申请费。专利申请费具有创新甄别效应, 即只有当专利申请有可能被批准并有利可图时, 申请人才愿意发生该项费用支出, 因而专利申请量 ( $patapp$ ) 能较好地刻画创新产出。

专利制度是鼓励创新、促进技术进步和传播的重要方式。既有技术知识的公开不但能减少研发活动中的重复投资, 而且能为未来的创新提供必要的技术基础 (叶静怡等, 2012)。与专利申请相比, 无论是发明、实用新型还是外观设计的公开, 都通过了国家专利行政部门的初步审查。专利公开 ( $patopen$ ) 既是对专利质量的社会评价, 也是具有外溢性的技术传播形式, 能更好地度量创新产出。专利申请量 ( $patapp$ ) 和专利公开量 ( $patopen$ ) 来源于佰腾网, 通过逐个输入上市公司名称检索得到。<sup>②</sup>

运用  $PSM$  估计  $R\&D$  税收激励的研发投入效应时, 以研发支出强度 ( $rd$ ) 即研发支出占营业收入的比重作为结果变量。由于数据库中的研发支出数据不准确, 本文依次采用以下方法来搜集: 优先选择上市公司年报中经过了会计师事务所专门审计的董事会报告中的“研发支出”数据; 次优查找财务报告附注中“无形资产”科目下的“公司开发项目支出”, 根据“本期开发支出占本期研究开发项目支出总额的比例”, 倒推出本期研究开发支出总额; 最后将管理费用中的“研究与开发费”与“开发支出”相加得到。若这三种方法仍然无法获得研发支出数据, 则视为数据缺失。

协变量。  $PSM$  只能控制可观察的选择变量, 采用该方法隐含的假设是这些可观察变量能够很好代理影响结果的不可观察因素 (Rubin, 2008)。为避免不可观察因素的不可知影响, 选择方程中应尽可能考虑到所有协变量。影响企业获得  $R\&D$  税收激励的协变量有两类: 第一类是厂商特征变量, 包括高新技术企业虚拟变量 ( $hightech$ ); 融资约束 ( $fc$ ), 以现金流占总资产的比重来反向衡量; 企业规模及其平方项 ( $size, size^2$ ), 以雇员数对数来量化; 企业年龄 ( $age$ ) (Czarnitzki 和 Hussinger, 2004); 成功的  $R\&D$  活动历史 ( $history$ ) (Huang, 2015), 以上一年度企业是否申请专利的虚拟变量来表示; 资本密集度 ( $capint$ ) (Cappelen 等, 2012), 以人均固定资产的对数来衡量; 所有

<sup>①</sup> 该条款并非专门针对研发投资, 但因其对企业的会计核算要求高、审批程序繁杂等原因, 实际中适用比例很低。因此, 其对本文  $R\&D$  税收激励测度的影响可以忽略不计。

<sup>②</sup> 本文完成上市公司专利数据手工收集时,  $CSMAR$  刚推出上市公司专利研究数据库。对手工搜集数据与  $CSMAR$  专利研究数据库的对比表明, 二者完全一致。此外, 该数据库没有提供本文研究所需的专利公开数据, 后者也通过手工搜集得到。

制(*owner*)(Honoré和Munari, 2015),以第一大控股股东所有权性质的虚拟变量来表示。*R&D* 税收激励外在表现为企业的实际税负低于法定税负,影响实际税负的一些财务指标也应纳入,如资产回报率(*roe*)、资产负债率(*lev*)和托宾 *q* 值(*Tobinq*)等(Wilkie, 1988)。第二类是外部环境变量,包括国内市场竞争程度(*HHI*)(Freitas等, 2017),以证监会两位数行业代码的主营业务收入为权重计算出的赫希曼-赫芬达尔指数来表示;出口(*export*)虚拟变量(Duget, 2012);政治关联(*pc*),以上市公司董事长、总经理是否人大代表、政协委员及之前是否从政的虚拟变量来反映(余明桂等, 2010);地区制度环境(*ins*)(刘慧龙和吴联生, 2014),以王小鲁等(2013)编制的中国分省企业经营环境指数来反映,指数截至 2012 年,对 2013 年指数采用以年度为自变量的简单 *OLS* 回归递推得到;地区制度环境与政治关联的交叉项(*pc*×*ins*)。

计数模型及其应用中的变量。以知识生产函数分析 *R&D* 税收激励影响专利产出的作用机制时,因变量专利(包括发明、实用新型和外观设计)为整数,处理该类数据需要运用计数模型。自变量是研发投入,由两部分构成,即:  $rd = \alpha^{TT} + rd^C$ 。该式右边第一项( $\alpha^{TT}$ )是 *R&D* 税收激励引致的额外研发投入,当企业没有享受税收激励时该项为 0。第二项( $rd^C$ )是反事实研发支出,即没有 *R&D* 税收激励时企业也会发生的研发支出。第一项采用 *PSM* 估计直接得到,第二项等于研发支出减去第一项。

为检验假设 2,本文还构造知识产权保护与引致研发支出的交叉项( $ipp \times \alpha^{TT}$ ),同时构造知识产权保护与反事实研发支出的交叉项( $ipp \times rd^C$ )。知识产权保护水平以中国分省企业经营环境指数中“企业经营法制环境”下的“经营者合法权益保障”来量化。“经营者合法权益保障”包括知识产权、合同执行、人身和财产安全三个细分指标,但该报告仅提供了合成的“经营者合法权益保障”指数,没有提供其中的知识产权指数。鉴于合同执行、人身和财产安全这两项指标都与法治水平相关,而一个地区的法治水平在知识产权、物权、债权和人身权保护方面处于同一水平,因此,本文以“经营者合法权益保障”指数来代替知识产权保护水平。该指数 2013 年缺失值也通过简单 *OLS* 回归递推得到。控制变量与 *PSM* 估计中的协变量基本相同(Czarnitzki 和 Hussinger, 2004; Czarnitzki 和 Licht, 2006; Czarnitzki 和 Delanote, 2015; Guo 等, 2016),区别在于没有包括后者中的政治关联(*pc*)、制度环境与政治关联的交叉项(*pc*×*ins*),而制度环境(*ins*)以知识产权保护(*ipp*)来替代。前述协变量和控制变量中,除年龄(*age*)外,其他因素都取滞后一期值,以尽量控制变量间的相关性。此外,还控制产业、地区、时间等虚拟变量的影响。

(二)数据来源。大部分财务数据来自于国泰安数据库(*CSMAR*)。但关键数据 *R&D* 税收激励源于测算,研发支出和专利来自手工搜集整理。我国的新企业所得税法于 2008 年实施,本文选取的是 2008 年之后的数据。数据搜集时间为 2014 年,因此样本起止时间为 2009—2013 年。剔除 ST、注册地为西藏(主要信息缺失)的公司后,一共获得了 1 223 家上市公司的数据,共有样本 5 460 个(部分上市公司数据少于 5 年)。其中,深市主板 144 家、中小板 502 家、创业板 204 家,沪市主板 373 家。参照已有研究的处理方法(吴联生和李辰, 2007),将实际税率大于 1 或者小于 0,以及当期所得税小于 0 的样本作为异常值剔除,实际样本为 4 990 个。

(三)描述性统计。全样本实际税负均值为 0.1858,低于和高于法定税负的样本分别有 4 085 个和 836 个,分别占观察值的 83% 和 17%,即大部分样本在研究期内享受了税收激励。

将全体样本按照享受 *R&D* 税收激励与否分组,对所涉变量进行描述性统计并计算均值差异的显著性,结果见表 1。表 1 中,结果变量(*patapp*、*patopen*)在两组间不存在显著差异。这似乎表明, *R&D* 税收激励对企业的创新产出不存在显著影响。协变量中,除托宾 *q* 值(*Tobinq*)、市场集中度指数(*HHI*)、制度环境(*ins*)外,其他变量在两组间均存在显著差异。但要证实 *R&D* 税收激励对企业的专利效应,还必须考虑税收激励内生性的影响。

表 1 享受与未享受 R&D 税收激励样本的均值差异显著性

变量	有 R&D 税收激励( <i>rdtaxdum</i> =1)			无 R&D 税收激励( <i>rdtaxdum</i> =0)			均值差异的显著性水平
	观察值	均值	标准误	观察值	均值	标准误	
<i>patapp</i>	4 085	37.9158	122.9855	836	36.9265	178.7323	-0.1995
<i>patopen</i>	4 085	32.8054	98.2508	836	31.8545	135.6593	-0.2469
<i>hightech</i>	4 085	0.7900	0.0064	836	0.4725	0.0173	-19.7945***
<i>fc</i>	4 073	0.0420	0.0032	836	0.0097	0.0034	-4.5217***
<i>size</i>	4 079	7.5594	0.0174	836	8.0384	0.0384	11.3532***
<i>size</i> <sup>2</sup>	4 079	57.9763	0.3155	836	65.0502	0.6655	9.8340***
<i>age</i>	4 085	2.4463	0.0067	836	2.5740	0.0132	7.9861***
<i>history</i>	4 085	0.8296	0.0059	836	0.7476	0.0150	-5.5886***
<i>capint</i>	4 078	12.3136	0.0139	836	12.4186	0.0329	3.0784***
<i>owner</i>	4 085	0.3013	0.0072	836	0.4593	0.0172	8.9332***
<i>roe</i>	4 078	0.0925	0.0011	836	0.0742	0.0028	-6.7972***
<i>lev</i>	4 062	0.3532	0.0031	836	0.4698	0.0066	15.6254***
<i>Tobinq</i>	4 014	1.8094	0.0178	834	1.7603	0.0385	-1.1459
<i>export</i>	4 085	0.7425	0.0068	836	0.7022	0.0158	-2.4094**
<i>HHI</i>	4 081	0.2125	0.0030	836	0.2117	0.0006	-1.0241
<i>pc</i>	4 085	0.4257	0.0077	836	0.3923	0.0169	-1.7807*
<i>ins</i>	4 085	1.1332	0.0006	836	1.1322	0.0014	-0.6704
<i>ins</i> × <i>pc</i>	4 085	0.4833	0.0088	836	0.4436	0.0191	-1.8689*

注：(1)各变量因部分样本缺失，致使有税收激励和无税收激励的样本之和小于 4 990。(2)最后一列中，数值为 *T* 统计量，括号内为对应的显著性水平。显著性水平根据 *T* 统计量与临界值的比较得出。表 3 中统计量的显著性判断也如此。(3)\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著，下表同。

#### 四、实证结果和分析

(一)R&D 税收激励的专利产出效应。首先检验假说 1。本文中，影响企业获得 R&D 税收激励的协变量较多且样本量较大，根据 Zhao(2004)的建议，没有采用协变量较少(低于 8 个)、样本较少的马氏距离匹配方法，而是采用倾向得分匹配。匹配方法包括 *K* 近邻匹配(*k*=1, 4)、卡尺内近邻匹配、半径匹配和核匹配等。表 2 报告了估计结果。

表 2 R&D 税收激励的专利效应

匹配方法	专利申请				专利公开			
	专利总数	发明	实用新型	外观设计	专利总数	发明	实用新型	外观设计
<i>K</i> 近邻匹配 ( <i>k</i> =1)	5.3087 (16.4655)	1.4011 (7.4124)	3.9430 (7.5294)	-0.0354 (2.5793)	13.0206 (12.0303)	3.6492 (3.2859)	6.3904 (6.1437)	0.3445 (2.8662)
<i>K</i> 近邻匹配 ( <i>k</i> =4)	0.5508 (12.6393)	-0.2787 (5.5736)	1.4925 (5.9338)	-0.6630 (2.0925)	9.4189 (9.5285)	4.5157 (3.1534)	4.2213 (5.0291)	-0.3925 (2.3654)
卡尺内近邻匹配	0.5522 (12.6393)	-0.2782 (5.5736)	1.4929 (5.9338)	-0.6625 (2.0925)	9.4203 (9.5286)	4.5148 (3.1519)	4.2215 (5.0291)	-0.3918 (2.3654)
半径匹配	3.6002 (11.6520)	0.9247 (5.1376)	2.7655 (5.4703)	-0.0900 (1.8715)	8.5776 (8.7900)	4.2716 (2.9758)	3.7083 (4.6372)	-0.0746 (2.1836)
核匹配	2.4880 (11.2545)	0.2022 (4.9624)	2.3515 (5.2836)	-0.0657 (1.9350)	7.9992 (8.4921)	4.0717 (2.8497)	3.4133 (4.4792)	-0.0229 (2.1105)
<i>obs</i>	3 689	3 689	3 689	3 689	3 689	3 689	3 689	3 689

注：括号内的值为系数标准误。

前 4 列以专利申请为结果变量的估计表明，无论采用哪一种匹配方法，对任一类专利而言，都没有发现 R&D 税收激励对企业的专利申请具有显著影响。也就是说，与没有获得 R&D 税收激励的企业相比，得到 R&D 税收激励的企业，其平均(总体)专利申请并不会更多，因而，R&D 税

收激励没有对企业的专利申请产生额外影响。后 4 列以专利公开为结果变量,结果也是一样的。因此,对专利而言,R&D 税收激励没有产生显著的额外影响。至于原因则需进一步分析其作用机制。

(二)R&D 税收激励影响专利产出的作用机制。根据两步法,首先分析 R&D 税收激励的研发投入效应。表 3 是以研发支出为结果变量、采用不同匹配方法得到的估计结果。不同匹配方法下处理组的研发支出强

表 3 R&D 税收激励的研发投入效应

匹配方法	处理组	控制组	差异值	标准差	T 统计量
K 近邻匹配(k=1)	0.0406	0.0349	0.0058	0.0020	2.83***
K 近邻匹配(k=4)	0.0406	0.0340	0.0066	0.0016	4.02***
卡尺内近邻匹配	0.0406	0.0340	0.0066	0.0016	4.83***
半径匹配	0.0406	0.0342	0.0064	0.0016	4.13***
核匹配	0.0406	0.0338	0.0068	0.0015	4.57***

度相同(因为获得 R&D 税收激励的样本相同),均为 0.0406,而控制组的研发支出强度略有差异(因为不同匹配方法下的控制组样本略有不同)。不同匹配方法得到的估计结果极为接近,介于 0.0058—0.0068 之间(均值为 0.0064),且均在 1% 水平上显著。这表明,R&D 税收激励产生了显著的额外研发支出效应或挤入效应,且该效应占企业平均研发支出强度的 17.39%(=0.0064/0.0368)。R&D 税收激励的直接效应或数量效应得到了证实。

接下来以面板计数模型分析 R&D 税收激励的额外研发投入对专利产出的影响。模型适用上,经过面板泊松回归(随机效应和固定效应)、负二项面板回归(随机效应和固定效应)以及 hausman 检验,表 4 中的 8 个模型均一致适用随机效应面板负二项回归。第 1 至 4 列是以专利申请为因变量,以 K 近邻匹配(k=1)<sup>①</sup>得到 R&D 税收激励的额外研发投入效应( $\alpha^{TT}$ )及其与知识产权保护的交叉项( $ipp \times \alpha^{TT}$ )为核心解释变量,报告发生率比的回归结果。<sup>②</sup>发生率比是指假定其他变量不变,自变量增加 1 个单位,因变量是原来的多少倍。如果该系数小于 1,说明该变量对因变量的影响为负。只有当该系数大于 1 时才具有正向影响。

表 4 R&D 税收激励的研发投入效应对专利产出的影响

变量	专利申请				专利公开			
	专利总数	发明	实用新型	外观设计	专利总数	发明	实用新型	外观设计
$\alpha^{TT}$	0.4865 (0.5953)	1.1936 (1.5315)	0.6045 (0.8939)	0.0039* (0.0133)	0.8058 (0.9572)	1.3003 (1.6587)	0.9192 (1.4386)	13.8536 (44.0595)
$rd^c$	0.2233 (0.3101)	0.6668 (0.9717)	0.1577 (0.2621)	0.0004** (0.0016)	0.7223 (0.9703)	0.6010 (0.8945)	0.5768 (0.9989)	0.5574 (1.9506)
$ipp$	0.1927 (0.2530)	4.3516 (6.5934)	0.0314 (0.0502)	0.0001*** (0.0002)	0.3023 (0.3911)	2.8587 (4.3347)	0.0775 (0.1223)	0.0012** (0.0038)
$ipp \times \alpha^{TT}$	8.1709** (8.6026)	13.6385** (15.7167)	0.9429 (1.2315)	34.7866 (99.3842)	16.1598*** (17.2733)	81.5211*** (98.8069)	1.4622 (1.9747)	0.1946 (0.5508)
$ipp \times rd^c$	12.5131** (15.0920)	33.3448*** (43.4100)	0.9601 (1.4085)	36.5085 (116.3963)	16.4788** (19.8366)	85.6928*** (118.1589)	1.0366 (1.5606)	0.0376 (0.1174)
obs	2 050	2 050	2 050	2 050	2 050	2 050	2 050	2 050
Wald chi2 (p-value)	806.54 (0.0000)	602.57 (0.0000)	991.76 (0.0000)	302.66 (0.0000)	953.89 (0.0000)	671.23 (0.0000)	1047.80 (0.0000)	327.12 (0.0000)

第 1 列以专利申请总数为因变量。R&D 税收激励的额外研发投入( $\alpha^{TT}$ )对专利申请的发生率比为正但不显著。与表 3 结合起来看,可以发现,尽管中国的 R&D 税收激励产生了显著的额外研发支出效应,但该效应并没有促成相应的专利产出,中国的 R&D 税收激励在将知识投资转

① 其他匹配方法得到的结果类似。

② 为节省篇幅,没有报告控制变量的估计结果及分析,如有需要可向作者索要,表 6 同。



化为技术产出方面成效不彰,中国情景下的R&D税收激励面临类似“欧洲悖论”的困境。所谓“欧洲悖论”是指欧洲创新体系在基础研究和主要由公共R&D支出激励的研发支出是有效的,但在创新产出上(无论是技术方面还是商业化方面)是低效的(Hammadou等,2014),公共支持在激励创新投入(R&D)和创新产出之间有断裂(OECD,2012)。R&D税收激励引致的研发支出之所以未能影响专利产出,主要有两方面原因:一是市场取向型的产业研发政策无法强制企业从事社会回报率高的项目。不论有无税收激励,有利可图的研发项目都会被实施,私人回报率最高的项目会被优先实施。尽管R&D税收激励鼓励企业开展具有高社会回报率的研发项目,但由于缺乏强制实施机制,出于自利动机,企业仍会优先选择私人回报率高的项目。而创新往往产生于私人回报与社会回报之间具有较大悬殊的领域(Hall和Van Reenen,2000)。R&D税收政策激励的研发支出偏离社会回报率高的研发项目,制约了创新产出的形成。R&D税收激励因政策特质(市场取向型、缺乏强制实施机制)而不利于产生更多的创新产出。二是技术创新成果的新颖性要求缺失制约了企业的创新努力。R&D税收激励政策没有对企业的技术创新成果提出新颖性要求,如国际前沿或国家前沿或行业前沿等,也会弱化其专利效应。距离技术前沿的距离远近,决定了企业采取何种技术开发策略,即技术引进还是自主创新。距离技术前沿较远的企业,其理性选择是技术模仿而非技术创新,企业缺乏动力和技术基础去从事突破性研发活动,从而难以形成专利。而距离技术前沿较近的企业,没有技术模仿空间,技术创新是其理性选择,但现行R&D税收激励政策并没有设置创新成果的新颖性要求。同时,对处于技术前沿的厂商而言,技术创新面临的重大风险是创新成果能否得到有效的知识产权保护,否则,各种显性或隐性侵权行为无法得到有效救济将使这一要求无从实施。而当前我国的知识产权保护水平还难以担此重任(胡凯等,2012)。因此,企业的理性选择仍是从事技术进步和技术改造等缺乏突破性的边际研发活动,从而无助于专利产出增加。这凸显了知识产权保护对于实现政策效应的重要性,或者说制度建设与政策完善具有互补性。与世界上大部分国家相比,中国的R&D税收激励非常慷慨,有效降低了距离技术前沿较远企业的研发税收成本,为创新型国家建设进程中的技术模仿提供了动力,并助推我国部分行业通过技术引进消化吸收再创新,逐步接近世界技术前沿。在这个意义上,不设置技术要求的R&D税收激励政策对于我国过去多年来的技术模仿具有促进作用,但为实现创新型国家建设目标,为促进更多行业在技术上接近并引领世界前沿,慷慨的R&D税收激励应逐步设置创新成果要求,尤其是国际领先的技术要求,并辅以完善的知识产权执法来保护创新收益。

知识产权保护(*ipp*)对专利申请的影响也不显著,但知识产权保护与额外研发支出的交叉项( $ipp \times \alpha^{TT}$ )则在5%水平上显著为正,其发生率比为8.1709,即知识产权保护与额外研发支出的交叉项增加1单位,企业的专利申请将增加7.1709个单位。这意味着,尽管R&D税收激励的挤入效应无助于直接增加企业的专利申请,但在知识产权保护水平越高的地区,预期创新产出能得到更有效的保护和独占创新收益,企业有更大的激励增加额外研发支出,从而能间接地增加企业的专利申请。因而,知识产权保护在一定程度上缓解了R&D税收激励缺乏直接专利效应的政策失灵风险,提高知识产权保护水平对于改善R&D税收激励的创新产出效应具有积极意义。假说2得到了证实。前述分析也适用于解释反事实研发支出( $rd^C$ )及其与知识产权保护的交叉项( $ipp \times rd^C$ )对专利分别无显著影响和有显著正向影响。

第2列以发明专利为因变量。与第1列相同,具有显著影响的因素也是知识产权保护与两类研发支出的交叉项( $ipp \times \alpha^{TT}$ 、 $ipp \times rd^C$ ),且系数更大。原因是发明专利的技术新颖度最高,对知识产权保护的要求和敏感度也高,知识产权保护水平的微小改进,将会使发明专利增量更大。

第3列中,额外研发支出( $\alpha^{TT}$ )及其与知识产权保护的交叉项( $ipp \times \alpha^{TT}$ )对实用新型申请的

影响均不显著。尽管实用新型的创造性和技术水平较发明专利低,但其实用性强,在中国大量企业仍处于从技术模仿向技术创新跨越阶段,实用新型对于企业的生存和发展仍至关重要(样本企业的实用新型平均申请量 16.8982 件,高于发明和外观设计的平均申请量,后者分别为 14.4623 件和 6.0062 件)。实用新型的创造性和新颖性低于发明,企业无须投入过多的研发经费,研发风险较小,且主要依赖研发人员的经验积累,因而对研发资金投入不甚敏感。在知识产权保护上,由于现代技术进步加速,技术周期普遍降低,实用新型的技术周期普遍低于法定保护期,其对知识产权保护也不敏感,知识产权保护调节作用就难以发生。同时,反事实研发支出( $rd^c$ )及其与知识产权保护的交叉项( $ipp \times rd^c$ )对实用新型申请的影响也均不显著。

第 4 列中,税收激励的挤入效应( $\alpha^{TT}$ )对外观设计具有显著影响,但系数远小于 1,说明在其他因素不变的情况下,该挤入效应将会使企业的外观设计申请量显著下降。原因在于,税收激励引致的研发支出越高,企业更倾向于从事技术新颖度高、能带来更大法定垄断利润的专利如发明和实用新型,从而减少对技术新颖度低的外观设计的投入,造成外观设计申请下降。具有显著性的反事实研发支出( $rd^c$ )和知识产权保护( $ipp$ )也可以做类似解释。

后 4 列是以专利公开为因变量的回归结果。其中,具有显著性的解释变量与前 4 列几乎一致,区别在于其系数大幅上升。这是因为,专利公开的实质是以技术公开获得一定保护期的独占收益,在公开期内如果专利被侵权,专利权人只能诉诸专利法等加以维权。通过权衡专利公开的风险与收益,专利权人决定是否公开,此时,公开与否在很大程度上就取决于知识产权保护的努力。因此,与专利申请相比,专利公开对知识产权保护水平更加敏感,知识产权保护越严格,额外研发支出对专利公开的影响就越大。

以公开促保护是专利法的立法宗旨之一。根据专利法,发明和实用新型专利申请人应将其专利申请按照技术公开和可复制原则提交专利管理机关,由后者予以公布。相关技术需求者通过向专利权人支付专利许可使用费获得使用权,从而有利于知识扩散,推动社会技术进步,并避免重复投资。R&D 税收激励不能带来相应专利产出的后果,使公共资金的配置效益局限于个体而非社会,在一定程度上背离公共资金的公共受益初衷,并产生了收入再分配效应。因而,为提高 R&D 税收激励的专利产出效应,走出“欧洲悖论”,一是要进一步强化知识产权保护对研发支出的调节效应,二是要设置技术要求来引导创新产出。

## 五、稳健性检验

(一)以处理效应模型估计 R&D 税收激励的专利效应。本研究事实上面临两方面潜在的内生性,一是样本选择偏误带来的内生性,二是可能遗漏既与企业的专利产出相关,也与企业获得 R&D 税收激励的概率相关的变量。为获得一致估计,还必须考虑第二种内生性,其关键在于找到合适的工具变量。该工具变量会影响企业获得 R&D 税收激励的概率,但不会影响企业的创新产出(只能通过获得 R&D 税收激励间接影响)。处理效应模型能同时关注这两种内生性。

借鉴 Lokshin 和 Mohnen(2013)及 Huang(2015)的方法,采用滞后一阶的 R&D 税收激励作为工具变量( $lrdtaxdum$ )。为节省篇幅,表 5 仅汇报了两阶段核心变量的估计系数以及工具变量的有效性检验结果。前 4 列是以专利申请为因变量的估计结果。第一步采用 Probit 模型估计企业获得 R&D 税收激励的概率,工具变量( $lrdtaxdum$ )对内生变量( $rdtaxdum$ )的影响在 1% 水平上显著为正。第二步回归中,内生变量( $rdtaxdum$ )对专利申请总量没有显著影响。似然比检验值(LR)在 10% 水平上显著为正,表明采用处理效应模型是适当的。第 2 至 4 列结论是类似的。后 4 列是以专利公开为因变量的回归结果,也没有发现 R&D 税收激励对专利公开具有显著影响。这与表 2 采用 PSM 的估计结果是一致的。

表5 R&D 税收激励影响专利产出的检验

变量	专利申请				专利公开			
	专利总数	发明	实用新型	外观设计	专利总数	发明	实用新型	外观设计
<i>l.rdtaxdum</i>	0.8542*** (0.0677)	0.8536*** (0.0677)	0.8543*** (0.0677)	0.8544*** (0.0676)	0.8570*** (0.0676)	0.8564*** (0.0676)	0.8543*** (0.0677)	0.8579*** (0.0676)
<i>rdtaxdum</i>	11.5490 (10.4508)	3.2320 (4.4552)	5.0954 (5.0728)	3.4666 (2.1541)	18.1417 (8.7225)	7.2405 (3.2851)	6.1326 (4.4073)	3.1472 (2.1629)
<i>obs</i>	3 526	3 526	3 526	3 526	3 526	3 526	3 526	3 526
<i>Wald chi2</i> ( <i>p-value</i> )	1 194.27 (0.0000)	782.45 (0.0000)	1 308.40 (0.0000)	809.52 (0.0000)	1 535.99 (0.0000)	1 190.71 (0.0000)	1 432.68 (0.0000)	731.10 (0.0000)
<i>LR chi2</i> ( <i>p-value</i> )	3.31 (0.0689)	3.48 (0.0621)	4.79 (0.0286)	3.25 (0.0715)	4.14 (0.0419)	2.89 (0.0894)	3.79 (0.0516)	3.96 (0.0466)

以虚拟变量来度量 R&D 税收激励无法反映税收优惠的强度对专利产出的影响,广义倾向评分匹配法(GPS)能弥补这一不足。估计处理变量全部取值区间内 R&D 税收激励强度对专利产出的因果效应即剂量反应函数,可以发现,<sup>①</sup>R&D 税收激励强度越大,无论是专利申请量还是专利公开量(除外观设计外)都将进一步下降,R&D 税收激励强度对专利产生了弱化效应。但进一步识别不同税收激励强度下专利产出因果效应的显著性发现,除实用新型外,R&D 税收激励强度对其他专利的因果效应均不显著,这与基准回归的结论基本一致。

(二)以关键变量替换分析 R&D 税收激励影响专利产出的作用机制。表4的作用机制分析表明,知识产权保护在 R&D 税收激励影响专利产出的过程中扮演着重要角色。为检验该变量影响的稳健性,这里以地区技术交易成交额占当地 GDP 的比重来度量知识产权保护(胡凯等,2012),回归结果见表6。该结果与表4非常一致,即 R&D 税收激励引致的额外研发支出没有显著影响企业的专利产出,显著的仍是知识产权保护与两类研发支出的交叉项,且仅影响专利总数和发明专利。

表6 R&D 税收激励影响专利产出的作用机制检验

变量	专利申请				专利公开			
	专利总数	发明	实用新型	外观设计	专利总数	发明	实用新型	外观设计
$\alpha^{IT}$	0.5328 (0.6512)	1.2347 (1.5828)	0.6823 (1.0072)	0.0054 (0.0182)	0.8810 (1.0453)	1.3904 (1.7732)	1.0912 (1.7085)	15.0933 (47.9293)
$rd^c$	0.2462 (0.3413)	0.6666 (0.9701)	0.1815 (0.3011)	0.0006** (0.0022)	0.7871 (1.0546)	0.6301 (0.9367)	0.6856 (1.1860)	0.6607 (2.3080)
$ipp$	0.7324 (0.6907)	5.0573 (5.3026)	0.1694 (0.1966)	0.0081** (0.0171)	1.8118 (1.6591)	2.8223 (2.9767)	0.9494 (1.0875)	0.1363 (0.2961)
$ipp \times \alpha^{IT}$	8.9333* (10.2993)	16.7165** (21.0673)	0.8296 (1.1879)	37.1043 (116.0330)	18.6995** (21.8599)	111.5920*** (147.6088)	1.2590 (1.8630)	0.1516 (0.4711)
$ipp \times rd^c$	14.6653** (19.3932)	44.5391*** (63.5539)	0.8913 (1.4331)	40.5547 (141.8455)	20.3927** (26.8957)	119.9542*** (181.1008)	0.9567 (1.5784)	0.0276 (0.0948)
<i>obs</i>	2 050	2 050	2 050	2 050	2 050	2 050	2 050	2 050
<i>Wald chi2</i> ( <i>p-value</i> )	804.82 (0.0000)	603.82 (0.0000)	989.90 (0.0000)	297.84 (0.0000)	952.51 (0.0000)	670.85 (0.0000)	1044.32 (0.0000)	323.73 (0.0000)

## 六、结 论

为建设创新型国家,近年来我国的 R&D 税收激励规模非常可观,但巨额税收激励是否产生了预期的创新产出效应一直缺乏系统、科学的经验分析。本文以中国上市公司微观数据为样本,估计了 R&D 税收激励的创新产出因果效应并分析了其作用机制。由于 R&D 税收激励具有自选

①限于篇幅没有报告示意图,也没有报告不同激励强度下因果效应的系数、标准差及显著性水平,如有需要可与作者联系。

择性,本文采用 PSM 来估计 R&D 税收激励的专利效应。由于专利产出为非负整数,以 PSM 估计出 R&D 税收激励的额外研发支出效应后,再以面板计数模型估计该效应对专利产出的影响。研究发现,R&D 税收激励没有显著的专利效应。虽然 R&D 税收激励产生了显著的研发支出效应,但该效应并未直接影响企业的专利产出,中国的 R&D 税收激励面临类似“欧洲悖论”的困境。尽管 R&D 税收激励的挤入效应不能直接影响专利产出,但在知识产权保护的调节下,R&D 税收激励引致的额外研发支出能间接促进专利产出增加,知识产权保护在一定程度上缓解了 R&D 税收激励的直接专利效应失灵风险。为改善我国 R&D 税收激励的创新效应,走出“欧洲悖论”困境,需要在 R&D 税收激励的政策设计和相关制度建设上下功夫。

第一,优化 R&D 税收激励政策设计。OECD 的经验表明,R&D 税收激励对创新产出的影响取决于创新成果的新颖性要求。没有新颖性要求,税收激励可能会激励模仿而不是创新。尽管我国反复修订的高新技术企业认定管理办法和研发费用加计扣除规定等,对 R&D 税收激励政策的实施也做了详尽规定,但一直缺乏结果导向型技术成果的新颖性要求。而部分 OECD 国家如加拿大的 R&D 税收激励之所以有效,明确的研发成果新颖性要求是关键。因此,设置创新成果新颖性要求实有必要,比如可以将技术新颖度最高的发明专利、国内或国际新产品开发或新产品销售占比等作为享受税收优惠政策的硬性要求。

第二,强化知识产权保护对研发支出形成技术产出的引导和激励功效。知识产权保护对 R&D 税收激励引致的研发支出形成专利具有调节作用,意味着提高知识产权保护水平对于提高研发支出的专利产出功效事半功倍。设置享受 R&D 税收激励优惠政策的技术创新成果新颖性要求需以有效的知识产权保护为前提。当前我国的知识产权保护水平还比较低,且地区之间还存在较大差距,强化知识产权保护刻不容缓。提高我国知识产权保护水平需要在知识产权的司法保护、行政保护和技术交易市场建设等方面下功夫。当前,尤其需要通过制度建设、司法和行政改革,将《中共中央、国务院关于完善产权保护制度依法保护产权的意见》(2016 年 11 月)关于“加大知识产权保护力度”的各项改革倡议和举措一一落到实处,为企业研发投资提供稳定的预期。

#### 主要参考文献:

- [1]胡凯,吴清,胡毓敏. 知识产权保护的技术创新效应——基于技术交易市场视角和省级面板数据的实证分析[J]. 财经研究,2012,(8): 15-25.
- [2]李维安,李浩波,李慧聪. 创新激励还是税盾?——高新技术企业税收优惠研究[J]. 科研管理,2016,(11): 61-70.
- [3]刘慧龙,吴联生. 制度环境、所有权性质与企业实际税率[J]. 管理世界,2014,(4): 42-52.
- [4]王小鲁,余静文,樊纲. 中国分省企业经营环境指数 2013 年报告[M]. 北京: 中信出版社,2013.
- [5]吴联生,李辰. “先征后返”、公司税负与税收政策的有效性[J]. 中国社会科学,2007,(4): 61-73.
- [6]吴文锋,吴冲锋,芮萌. 中国上市公司高管的政府背景与税收优惠[J]. 管理世界,2009,(3): 134-142.
- [7]叶静怡,李晨乐,雷震,等. 专利申请提前公开制度、专利质量与技术知识传播[J]. 世界经济,2012,(8): 115-133.
- [8]余明桂,回雅甫,潘红波. 政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性——来自中国民营上市公司的证据[J]. 经济研究,2010,(3): 65-77.
- [9]张信东,贺亚楠,马小美. R&D 税收优惠政策对企业创新产出的激励效果分析——基于国家级企业技术中心的研究[J]. 当代财经,2014,(11): 35-45.
- [10]Cappelen Å, Raknerud A, Rybalka M. The effects of R&D tax credits on patenting and innovations[J]. Research Policy, 2012,41(2): 334-345.
- [11]Czarnitzki D, Hussinger K. The link between R&D subsidies, R&D spending and technological performance[R]. ZEW Working Paper No.04-056, 2004.



- [12] Czarnitzki D, Licht G. Additionality of public R&D grants in a transition economy: The case of eastern Germany[J]. *Economics of Transition*, 2006, 14(1): 101–131.
- [13] Czarnitzki D, Hanel P, Rosa J M. Evaluating the impact of R&D tax credits on innovation: A microeconomic study on Canadian firms[J]. *Research Policy*, 2011, 40(2): 217–229.
- [14] Czarnitzki D, Delanote J. R&D policies for young SMEs: Input and output effects[J]. *Small Business Economics*, 2015, 45(3): 465–485.
- [15] Duguet E. The effect of the incremental R&D tax credit on the private funding of R&D an econometric evaluation on French firm level data[J]. *Revue D'économie Politique*, 2012, 122(3): 405–435.
- [16] Ernst C, Richter K, Riedel N. Corporate taxation and the quality of research and development[J]. *International Tax and Public Finance*, 2014, 21(4): 694–719.
- [17] Freitas I B, Castellacci F, Fontana R, et al. Sectors and the additionality effects of R&D tax credits: A cross-country microeconomic analysis[J]. *Research Policy*, 2017, 46(1): 57–72.
- [18] Griliches Z. Patent statistics as economic indicators: A survey[J]. *Journal of Economic Literature*, 1990, 28(4): 1661–1707.
- [19] Grossman G M, Helpman E. Quality ladders in the theory of growth[J]. *The Review of Economic Studies*, 1991, 58(1): 43–61.
- [20] Hall B H, Van Reenen J. How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence[J]. *Research Policy*, 2000, 29(4-5): 449–469.
- [21] Hammadou H, Paty S, Savona M. Strategic interactions in public R&D across European countries: A spatial econometric analysis[J]. *Research Policy*, 2014, 43(7): 1217–1226.
- [22] Honoré F, Munari F, van Pottelsberghe de La Potterie B. Corporate governance practices and companies' R&D intensity: Evidence from European countries[J]. *Research Policy*, 2015, 44(2): 533–543.
- [23] Kobayashi Y. Effect of R&D tax credits for SMEs in Japan: A microeconomic analysis focused on liquidity constraints[J]. *Small Business Economics*, 2014, 42(2): 311–327.
- [24] Moretti E, Wilson D J. State incentives for innovation, star scientists and jobs: Evidence from biotech[J]. *Journal of Urban Economics*, 2014, 79: 20–38.
- [25] Rubin D B. For objective causal inference, design trumps analysis[J]. *The Annals of Applied Statistics*, 2008, 2(3): 808–840.
- [26] Wilkie P J. Corporate average effective tax rates and inferences about relative tax preference[J]. *Journal of the American Taxation Association*, 1988, 10(1): 75–88.
- [27] Yang C-H, Huang C-H, Hou T C-T. Tax incentives and R&D activity: Firm-level evidence from Taiwan[J]. *Research Policy*, 2012, 41(9): 1578–1588.

## R&D Tax Incentives, Intellectual Property Protection and Enterprise Patents Output

Hu Kai<sup>1</sup>, Wu Qing<sup>2</sup>

(1. *School of Economics, Wuhan University of Technology, Wuhan 430070, China;*

2. *School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China)*

**Summary:** Sporadic data disclosed show that in recent years the scale of China's R&D tax incentives is considerable. As a special form of fiscal expenditure, in terms of the publicity, scarcity and effectiveness of

public funds, an important question arises, that is whether lots of R&D tax incentives have an expected innovative output effect. In this regard, we propose two hypotheses to be tested. Firstly, R&D tax incentives can (cannot) significantly increase firms' patents output, which is used to directly estimate the patent effect of R&D tax incentives. Secondly, R&D expenditures induced by R&D tax incentives cannot directly increase innovation output. However, under the protection of intellectual property rights (IPR), R&D expenditures can indirectly increase innovation output. Intellectual property protection (IPP) mitigates the risk of policy failure of R&D tax incentives. The latter hypothesis is used to analyze the mechanism by which R&D tax incentives affect patents output. Next, taking the micro-data of China's manufacturing listed companies from 2009 to 2013 as a sample, it uses appropriate econometric methods to conduct empirical tests. Direct estimates using propensity score matching (PSM) indicate that no matter the total amount of patents or different types of patents, R&D tax incentives do not have a significant effect. Using two-step method, it finds that R&D tax incentives can induce enterprises to increase R&D expenditures, but the induced R&D expenditures have no significant impact on the total number of patents. The R&D tax incentives in Chinese context are confronted with the similar dilemma of "Europe Paradox". The reason lies in that the market-oriented industrial R&D policy cannot compel enterprises to engage in projects with high social returns, and the lack of novelty requirement for technological innovation achievements has hindered the enterprises' innovation efforts. But the induced R&D expenditures can effectively increase patents under the adjustment of IPP, meaning that to some extent IPP alleviates the risk of policy failure that the R&D tax incentives lack the direct patent effect. In the case of invention, the induced R&D expenditures cannot also directly promote patents output, but also indirectly increase the patents output under the adjustment of IPP. For utility model and exterior design, R&D expenditures have no direct or indirect (under the adjustment of IPP) significant impacts. The foregoing conclusions passed the robustness test. In order to improve the innovation effect of R&D tax incentives and get out of the dilemma of "European Paradox", China needs to optimize the policy design of R&D tax incentives, that is invention with the highest degree of novelty in technology, domestic or international new product development or the proportion of new product sales are taken as mandatory requirements for enjoying preferential tax policies; and it also should strengthen the IPP's guidance and incentive effects on the formation of technical output by R&D expenditures. Compared with the existing research, this paper has certain marginal contributions in three aspects. Firstly, it uses more reasonable indicator to measure R&D tax incentives, namely the intensity of tax incentives, which is equal to 1 minus the ratio of the average effective tax rate to the statutory tax rate, is expressed as the ratio of tax preference to pre-tax accounting income. This method can objectively and macroscopically measure the R&D tax incentives enjoyed by Chinese enterprises. Secondly, it adopts more reasonable econometric methods. The patent effect of R&D tax incentives is directly estimated by PSM which can overcome the sample self-selectivity. The mechanism of R&D tax incentives' patent effect is estimated by two-step method. First, PSM is used to estimate the additional R&D expenditure effect of R&D tax incentives, and then panel data model is used to estimate the patent output effect of additional R&D expenditures. Thirdly, apart from technical aspect, it also highlights the impact of institutional aspect on the topic. Empirical studies also show that IPP plays a regulatory role in the innovative output effect of the induced R&D expenditures.

**Key words:** R&D tax incentive; R&D expenditure; patent; intellectual property protection; "Europe Paradox"

(责任编辑 石头)