

# 研发投入对企业全要素生产率的溢出效应

——基于中国工业企业微观数据的实证分析

李静 彭飞 毛德凤\*

**摘要:** 基于2005-2007年全国工业企业微观数据,本文运用倾向得分匹配方法(PSM)考察了有研发投入行为的企业与其“反事实情形”下未实施研发状态下的全要素生产率差异,发现研发投入对企业全要素生产率的溢出效应约为16.5%,明显低于OLS估计结果(66.0%)。在增加更多的匹配变量,分组、逐年、分所有制、分地区的稳健性检验结果也均证明,研发投入对企业全要素生产率表现出明显的激励作用,其中高新技术行业、国有企业和港澳台企业的研发溢出效应最为突出,东部地区企业研发溢出效应显著高于中西部地区。其政策含义是,应着力营造自主创新的有利环境,鼓励中西部地区与东部创新地区合作,进行优势互补;利用国有大中型企业的规模优势,推动重大科技创新,同时发挥好非公经济的创新活力。

**关键词:** 研发投入 全要素生产率 溢出效应 倾向得分匹配方法 中国工业企业

## 一、引言

受国际金融危机波及,中国经济出现增长下滑的趋势,进入经济发展模式转型的攻坚时期,在此背景下,提高产业技术竞争力已经成为转变经济增长方式、优化产业结构、培育国家竞争优势的重要战略。从产业技术竞争力发展较快的发达国家成长历程来看,研发经费的大量投入所带来的知识资本累积是产业成长和生产率持续提高的关键动力。有数据显示,到2007年,我国工业研发经费支出占工业增加值之比仅为1.44%,而同期的美国和日本已分别高达2.67%和3.58%(李宾,2010)。可见,提高研发经费投入、合理高效地利用研发投入对提高我国生产率回报率具有重要现实意义。那么,研发投入对我国工业企业全要素生产率(TFP)是否具有显著的促进作用?对TFP的贡献有多大?国内文献对此争议较大。基于此,本文区别于已有相关文献的研究方法,采用社会学研究方法——倾向得分匹配方法(P propensity Score Matching, PSM)并基于微观层面数据对此进行实证检验。

研发投入对TFP影响的经验研究主要集中于其作用效果与机制两方面:其一,研发投入能否促进TFP提高的研究。Goto和Suzuki(1989)首先检验了研发投入对日本制造业生产率的影响,计算出研发投入的边际回报率高达40%左右,且其他行业的研发投入也能够促进制造业的发展。这一结论得到Mairesse和Sassenou(1991)以及Hall和Mairesse(1995)等人的经验检验。近期国内学者也开始关注研发投入与生产率之间的关系,由于研究角度和数据各有不同,得出的结论争议也较大。曹泽和李东(2010)依据1995-2007年我国三大区域相关数据,运用面板数据模型进行计量经济分析表明,不同类型的研发投入均对TFP的增长起正向促进作用,但研发活动的溢出效果不同。戴魁早(2011)基于1995-2008年我国高新技术产业面

\* 李静,合肥工业大学经济学院,邮政编码:230601,电子信箱:lyb@hfut.edu.cn;彭飞,合肥工业大学经济学院,邮政编码:230601,电子信箱:pengfeihfut@163.com;毛德凤,合肥工业大学管理学院,邮政编码:230009,电子信箱:1476888297@qq.com。

本文得到国家自然科学基金项目“区域污染物的影子价格度量方法与应用研究”(编号:71103057)和安徽省自然科学基金项目“区域环境污染排放的影子价格度量方法体系的构建与应用研究”(编号:11040606Q29)的资助。感谢匿名审稿专家对本文提出的建设性修改意见,当然,文责自负。

板数据,运用 Malmquist 生产率指数对行业 TFP 进行测算和分解,得出研发资本投入和研发人力投入均对 TFP 有显著的促进作用的结论。邓力群(2011)以内生增长理论为基础,将研发投入作为一种要素纳入生产函数模型,实证检验了中国研发经费投入对 TFP 的影响。结果表明,研发投入存量每提高 1%,TFP 提高 0.03% 左右,且对 TFP 的影响存在 2~3 年的滞后期。与此相反,金雪军等(2006)借助 CES 生产函数,运用非线性最小二乘法得出研发投入虽增加了我国技术知识存量,但并没有转化为 TFP 的提高。李宾(2010)则采用单方程计量回归模型对宏观总量 TFP 进行分析,并在考虑了序列平稳性、内生性、残差序列相关性等细节后,得出研发投入阻碍了 TFP 提升的结论。汤二子等(2012)则认为研发投入对企业生产率的影响并没有预期的促进作用,甚至具有消极作用,其主要原因在于我国制造业企业研发效率时滞,且更关注产品质量而忽视提高生产效率;此外,他们还得出研发产出弹性不足 4% 的结果,远低于其他经验研究。其二,研发投入如何促进 TFP 提高,国内外文献仍缺乏对此问题深入的实证研究。Griffith 等(2004)基于 12 个 OECD 国家工业行业面板数据检验了研发投入对生产率的促进作用,认为研发投入主要通过技术创新与技术引进直接或间接影响生产率。

与已有文献相比,本文的贡献在于:其一,关于研发投入与 TFP 之间的内生性问题在以往的文献中很少被注意到或做出处理,但在相近的研究中有类似的讨论,如 Bravo - Ortega 和 Martín(2011)讨论了研发投入和 TFP 之间可能存在着双向因果关系。企业在决定是否进行研发时自然会考虑到企业自身的某些特征,其中当然包含了企业的 TFP 水平或者企业对未来产出的预期。这就暗示着企业研发投入与 TFP 之间的联立性,导致二者互为因果关系,从而违背了外生性假设。因此本文认为企业研发的“自我选择”问题会造成 OLS 估计的不一致性,用这样的估计值来解释研发投入的作用会导致错误的结果。本文实证研究的关键在于使用合适的方法——PSM 方法,这种方法的好处是尽可能地避免“选择性偏倚”,检验结果显示 PSM 方法优于其他方法,如 OLS 方法在一定程度上高估了研发投入的作用。在此基础上,引入更多控制变量、分组、逐年、分所有制、分省份等多层面、多角度匹配检验印证了研发投入对企业 TFP 有明显的激励作用,为改善研发投入政策提供了有力的实证支撑。其二,本文所采用的数据也与已有文献大多采用分地区或分行业的偏宏观数据或使用上市公司数据(如陆国庆,2011)不同,选择 2005 - 2007 年全国工业企业数据库,其特征是微观层面的,能够更好地控制不同企业之间的异质性,配合较为合理的计量模型可以取得更有说服力的研究结果。

## 二、实证设计

### (一) OLS 与计量估计的问题

考察研发投入对企业 TFP 产生的影响,传统的 OLS 方法主要依赖像公式(1)的计量方程,其一般形式为:

$$\ln TFP_i = \beta rd_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

这里为论述方便省略了下标时间  $t$ ,  $i$  表示不同的企业,  $\ln TFP$  表示企业 TFP 的对数,是表示结果(outcome)的变量;  $rd$  为二值虚拟变量(即 1 为研发企业, 0 为非研发企业);  $X$  为解释 TFP 水平的控制性向量集;  $\varepsilon_i$  为期望为 0 的误差项。方程中  $\beta$  表示研发投入对企业 TFP 的影响能力,用来表征研发投入引起的 TFP 溢出效应,如果其值大于 0 且统计显著,表明存在研发投入的 TFP 溢出效应。

值得思考的是,传统的 OLS 方法研究研发投入对企业 TFP 产生的影响,可能产生两类问题:一是尽管我们考虑了很多包括企业特征的控制变量,但模型仍然可能存在遗漏变量问题,这使得我们不能完全分离导致生产率差异的其他相关因素;二是方程的内生性问题造成 OLS 方法的估计是有偏的。为解决上述两个问题,一方面,可以考虑面板数据模型以解决遗漏变量及内生性问题,其优点是可以把遗漏变量作为不随时间变化的误差项纳入方程,但由于我们使用了较多的二值变量定性指标,面板数据模型不能给出一致有效的估计。另一方面使用工具变量法,不过这类工具变量要么难以收集,要么和内生变量存在一定的弱相关关系。动态面板 GMM 方法广泛使用的差分项及滞后项为寻找这类工具变量提供另外一种思路,但由于该方法会剔除不随时间变化的二值变量,可能会造成误估,因此 GMM 方法在这里也是不可行的。

### (二) LP 方法计算 TFP

利用一般的 Cobb - Douglas 生产函数且使用传统的 OLS 方法估算 TFP 时易产生内生性问题,最好的办

法是找到代理变量来控制不可观测的企业 TFP 变动问题( Wooldridge 2009) 。基于此 ,Olley 和 Pakes( 1996) 率先提出了一种一般称为 OP 方法的半参数估计方法 ,Levinsohn 和 Petrin( 2003) 在 OP 方法的基础上 ,提出了使用中间投入作为不可观测的 TFP 冲击的代理变量 ,来纠正生产函数中各系数的估计偏误。Wooldridge ( 2009) 认为 LP 方法能更好克服不可观测的 TFP 变动带来的内生性问题所导致的估计偏误。

我们对生产函数( 1) 分别采用 OLS、固定效应( FE) 和 LP 方法进行估计( 见表 1) ,得到的回归系数与陶洪亮和申宇( 2012) 基本一致 ,可以看出 ,LP 方法回归系数均低于 OLS 和固定效应回归结果 ,降低高估 TFP 的可能性 ,证明使用 LP 方法是有效的。然后将 LP 方法得到的系数代入( 2) 式即可计算出企业 TFP:

$$TFP_{it} = \exp(\ln y_{it} - \alpha \ln k_{it} - \beta \ln l_{it} - \gamma \ln m_{it}) \quad (2)$$

其中  $y$  是企业的产出,  $\alpha$ 、 $\beta$  和  $\gamma$  分别表示资本  $k$ 、劳动  $l$  和中间投入  $m$  的系数。

表 1 OLS、固定效应 FE 及 LP 回归系数结果

系数	OLS	FE	LP
$\alpha$	0.041(92.14) ***	0.042(62.12) ***	0.012(9.78) ***
$\beta$	0.059(84.43) ***	0.074(60.09) ***	0.041(37.64) ***
$\gamma$	0.882(745.16) ***	0.771(1095.89) ***	0.639(347.46) ***

注: OLS 和 FE 回归括号内为  $t$  值, LP 回归括号内为  $z$  值, \*\*\* 表示  $p < 0.01$ 。

### (三) 倾向得分匹配方法( PSM)

之所以选择 PSM 方法 ,而没有直接比较研发企业与非研发企业之间差异的原因在于 ,研发投入不是随机分配的 ,研发企业的 TFP 即使表现高 ,也不能判断是由研发投入直接导致的。关键在于我们无法观察到研发企业在没有研发前 ,TFP 会不会也较高 ,我们称之为“反事实情形”。本文借鉴 Heckman 等( 1999) 提出的 PSM 方法 ,试图回答中国工业企业研发投入生产率溢出效应的存在性问题。

#### 1. 基本假设

(1) 条件独立性假设( Conditional Independence Assumption ,CIA) 是指控制了共同影响因素  $X$  后 ,选择研发与非研发的决定与企业 TFP 水平是相互独立的 ,用公式表示为:

$$(Y_1, Y_0) \perp rd | X_i \quad (3)$$

(2) 共同支持条件( Common Support Condition) 保障每个处理组的企业通过倾向得分都能与对照组的企业配对 ,用公式表示为:

$$0 < \Pr(rd_i = 1 | X_i) < 1 \quad (4)$$

#### 2. 基本思想

在评估研发投入对企业 TFP 的影响时 ,无法获得研发企业在无研发下的状态。一个替代的办法是建立一个实施研发策略的处理组( Treatment Group) 在实施研发之前的主要特征尽可能的类似于没有实施研发策略的对照组( Control Group) ;接着将处理组与对照组的企业逐一匹配 ,使得配对后的两个样本组的配对企业只在实施研发策略这方面不同 ,其他方面保持相同或相似 ,这样就可以用对照组最大程度的模拟处理组中企业的“反事实情形”;然后再比较研发企业在实施研发之前的差异;最后根据这一比较结果确定研发投入与 TFP 之间的因果联系。这种方法的好处是尽可能地避免了“选择性偏倚”。具体而言 ,首先要考虑企业实施研发策略之前企业的特征变量 ,如下式所示:

$$\Pr(X_i) = \Pr(rd_i = 1 | X_i) \quad (5)$$

其中  $rd_i$  是二元虚拟变量  $rd_i = 1$  表示处理组企业  $rd_i = 0$  表示对照组企业  $X$  表示处理组可观察的企业特征( 匹配变量) ;如果企业实施研发策略是随机的 ,则使用二元选择模型 Probit 回归估计 ,即  $\Pr(rd_i = 1 | X_i)$  表示企业在  $X_i$  条件下实施研发的概率( Rosenbaum and Rubin ,1983) 。则企业  $i$  的总体平均处理效应 ATE 可表示为:

$$ATE_i = E[Y_{1i} | rd_i = 1, \Pr(X_i)] - E[Y_{0i} | rd_i = 0, \Pr(X_i)] \quad (6)$$

进一步的 ,研发投入对企业 TFP 影响的平均处理效果 ATT( Average Effect of Treatment on the Treated) ,即处理组的平均处理效应可以写成:

$$ATT_i = \frac{1}{N_A} \sum_{i \in A} Y_A^i - \frac{1}{N_A} \sum_{j \in B} \lambda(p_i, p_j) Y_B^j \quad (7)$$

其中  $N_A$  是实施研发的企业数,  $A$  代表匹配后的处理组,  $Y_A^i$  表示处理组中第  $i$  个企业观测到的结果,  $Y_B^j$  表示对照组中第  $j$  个企业观测到的结果,  $\lambda(p_i, p_j)$  表示  $p_i$  和  $p_j$  的权重函数,  $p_i$  表示处理组企业  $i$  的预测概率值,  $p_j$  表示对照组企业  $j$  的预测概率值。根据匹配方法的不同, 权重函数的选择也不相同<sup>①</sup>。Gilligan 和 Hoddinott(2007) 认为 Kernel 匹配不存在如 NN 匹配时可能产生无效标准差的问题, 故本文亦采用 Kernel 匹配的形式。权重函数的表达式为:

$$\lambda(p_i, p_j) = G\left(\frac{p_j - p_i}{\alpha_n}\right) \bigg/ \sum_{j \in (rd=0)} G\left(\frac{p_j - p_i}{\alpha_n}\right) \quad (8)$$

其中,  $G(\cdot)$  服从高斯正态分布函数,  $\alpha_n$  为窗宽参数。

### 三、数据来源、变量和统计描述

#### (一) 数据来源与处理

本文的数据来源于 2005 - 2007 年中国规模以上工业企业微观数据, 这个调查数据是国家统计局对全部国有和规模(年主营业务收入 500 万元)以上的非国有工业法人企业的工业统计报表数据库。该数据库是企业层面的原始数据而不是加总数据, 每个企业样本包括了 100 多个变量, 样本时间内样本企业数已经达到 80 余万家以上, 每年进入样本库的企业在不断增加。由于将研发投入纳入统计公布是从 2005 年开始的, 因此本文选取了 2005 - 2007 年间的统计数据。

尽管中国工业企业数据库包含了相当多的有用信息, 但是一些样本存在错漏和统计口径误差, 抽样过程中也存在一些偏差。因此只要出现下列条件之一, 我们就剔除该样本: 研究开发费支出小于 0 的企业, 因为企业的研发投入正常应该为 0 或者为正, 不应该出现研发投入为负的情况; 同时, 剔除从业人员数为 0 或小于 10、应付工资总额为 0 或为负、应付福利费为负、实收资本为 0 或为负、主营收入或营业收入或工业总产值或工业增加值或总资产或流动资产或固定资产为 0 或为负、收入或成本为 0 或为负等及其他不符合企业会计准则或明显存在错误的样本。通过以上筛选工作, 最后我们得到 722 472 个样本。

#### (二) 变量选取和描述

$rd$  为研发或非研发变量, 以样本库中“研究开发费”来识别, 如果大于 0 就标记为研发企业, 等于 0 则为非研发企业。这里由于数据库条件限制, 缺少表示研发产出或除研发经费投入外的能代表研发企业特征的变量(研发人员投入)。不过胡凯等(2012)认为, 研发物质资本存量(即研究开发费)是扣除劳务费后的研发实际支出, 这部分支出能够真正用于技术创新, 而研发人员投入只反映研发的人员投入数量, 不能反映其质量。因此, 本文所阐述的研发投入专指研发经费投入也是合理的。

$liquid$  为资产流动性变量, 由于现实中资本市场并不是完全的, 企业在进行研发活动时易面临各种融资约束, 导致许多企业不能在金融市场上自由融资, 研发投入更多的是依赖企业内部融资渠道, 因此以资产流动性是否充裕作为衡量企业能否实施研发活动的标准。

$\ln l$  为企业规模变量, 用企业年平均从业人数的自然对数表示。对于中国企业来说, 通常企业规模会影响到企业技术水平(规模效应)或者消费者偏好(品牌效应), 同时, 中小企业往往易受更多限制而缺乏从事自主研发活动的的能力。那么在企业的研发行为决策中, 企业规模就成为一个不可忽略的因素, 即企业规模越大越有机会进行研发活动。

$\ln kl$  为资本劳动比变量, 用对数表示。资本劳动比大小能够体现出企业的资本密集程度, 是否企业的资本密集度越高, 其研发能力、意愿及效率就越高? 因此, 资本劳动比对研发投入的影响也是我们希望考察的对象。

考虑到国有和非国有企业研发创新行为差异, 我们加入了企业是否为国有企业的虚拟变量  $state$ , 以企业实际控股类型为依据, 当最终控制人为国有时则为国有企业, 取值为 1; 否则为非国有企业, 取值为 0。

同样, 企业是否为出口企业  $exp$ , 被视为一项需求拉动的因素。这里用样本库中“出口交货值”来识别企

<sup>①</sup>主要有 NN 匹配(Nearest-neighbor matching)、分层匹配(Stratification or interval matching)、Kernel 匹配(Kernel and local linear matching)、半径匹配(Caliper or radius matching)、DD 匹配(Difference in difference matching)。

业是否为出口企业,如果大于0,则标记为出口企业,等于0或空缺则标记为非出口企业。另外,企业年龄 *age* 也是我们希望考察的因素,是否如相关文献预测的那样,企业存在年限越长,越注重研发投入。表2给出了本文主要变量的均值统计结果。

表2 变量定义及均值统计

变量	定义	处理组均值	对照组均值
<i>rd</i>	是否研发企业	1.000	0.000
<i>liquid</i>	资产流动性 = (流动资产 - 流动负债) / 总资产	0.088	0.077
<i>lnl</i>	企业规模,年平均从业人数的对数	5.319	4.584
<i>lnkl</i>	资本劳动比的对数	4.055	3.690
<i>state</i>	是否为国有企业	0.057	0.032
<i>exp</i>	是否为出口企业	0.390	0.236
<i>age</i>	企业年龄 = 被调查年份 - 开业年份 + 1	11.726	8.779
<i>hitech</i>	是否为高新技术行业	0.163	0.044
<i>lnTFP<sub>i</sub></i>	使用LP方法计算的TFP的对数	7.362	6.702
<i>lny</i>	工业总产值的对数	11.091	10.137
<i>lnm</i>	中间投入合计的对数	10.764	9.801
<i>lnk</i>	固定资产年均净值余额的对数	9.374	8.274

注:工业总产值和中间投入使用各地工业品出厂价格指数平减,资本用各地固定资产投资价格指数平减,所有价值变量单位均为千元;*hitech*中的高新技术行业包括医药制造业、通信设备计算机及其他电子设备制造业、仪器仪表及文化办公用机械制造业、航空航天器制造业(GB/T三分位)共4个行业。

#### 四、实证分析

为了运用PSM方法获得平均处理效应的估计值,首先需要对处理组所有研发决策因素做Probit回归分析,从而获得倾向得分。由于Probit模型为0-1型变量,只能判断解释变量对被解释变量的影响方向,不能给出研发决策变量的边际效应,因此还需要进一步求出各变量的边际效应。表3中第(1)列给出了不控制时间、地区和行业变量的估计结果,第(2)列引入了时间、地区和行业虚拟变量,用来控制样本中不同年份、地区和技术水平、研发创新环境及消费者需求差异等因素。

从对比结果中可以看出,两模型估计结果对企业研发行为决策过程的定性显示并无大的差异,即各项参数的方向基本上均支持我们的理论假设。表明我们选择的控制变量构成的倾向得分是合理并显著的,变量符号的表现也与我们预期一致。

表3 倾向性得分的Probit估计结果与边际效应

<i>rd</i>	Probit 估计结果		Probit 边际效应	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>liquid</i>	0.301(44.200) ***	0.275(38.650) ***	0.042(43.638) ***	0.037(38.600) ***
<i>lnl</i>	0.278(134.580) ***	0.315(141.110) ***	0.045(132.530) ***	0.042(140.400) ***
<i>lnkl</i>	0.145(85.600) ***	0.150(78.150) ***	0.023(84.850) ***	0.020(78.200) ***
<i>state</i>	-0.127(-10.870) ***	0.161(12.120) ***	-0.019(-10.210) ***	0.024(10.940) ***
<i>exp</i>	0.213(44.240) ***	0.161(29.760) ***	0.036(43.870) ***	0.023(28.020) ***
<i>age</i>	0.009(36.380) ***	0.007(26.810) ***	0.002(35.760) ***	0.001(26.780) ***
常数项	-3.385(-273.030) ***	-3.929(-119.930) ***		
时间	NO	YES	NO	YES
地区	NO	YES	NO	YES
行业	NO	YES	NO	YES
<i>LR</i>	38208.21	68095.78		
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>	0.0836	0.1490		
观测数	722472	722472		

注:括号内为z值,\*\*\*  $p < 0.01$ 。

资产流动性(*liquid*)和企业规模(*lnl*)在很大程度上对研发投入起着促进作用,影响着企业是否选择研发活动及研发投入的水平。资本劳动比(*lnkl*)系数显著为正,说明资本劳动比系数越高的企业,越注重研发

投入。从 Probit 边际效应(2) 结果可以看出,企业的资本劳动比对数每提高 1%,将带来研发投入增加 0.02%。观察企业所有制的参数估计值可以发现,国有企业(*state*) 参数估计值在是否加入控制变量条件下得到的 Probit 回归和边际效应结果符号表现不一致,这种情况下加入更多控制变量可消除企业间异质性,所估计的参数值也更为可靠。因此,我们采用(2)列为参照标准,国有企业参数估计值显著为正,表明国有企业比非国有企业更有积极性和实力投入到研发活动,这一结论与周新苗和唐绍祥(2011)一致,其采用平均处理效应估计方法得到国有企业自主研发对 TFP 的促进作用优于非国有企业。出口(*exp*) 系数显著为正,说明出口行为促进了中国工业企业的研发活动,证实了需求拉动效应。另外,企业年龄(*age*) 参数估计值显著为正,表明企业经营年限越长越有意愿和能力进行研发投入。这在某种程度上说明了新企业在研发中可能会受到一些限制,比如新企业更容易面临融资约束。这一结论得到周亚虹等(2012)的验证。

Probit 模型给出了每家企业进行研发的概率,即倾向得分。企业的倾向得分越高,企业实施研发策略的概率越大。图 1 中,实线和虚线分别表示研发企业和非研发企业倾向得分的 Kernel 密度。不难看出,研发组倾向得分分布偏右,平均得分高于非研发组。非研发企业集中在倾向得分较低的部分,在迅速达到顶峰后急转直下,而研发企业得分较之非研发企业分布比较平缓,在两者的交点后,处处高于非研发企业。

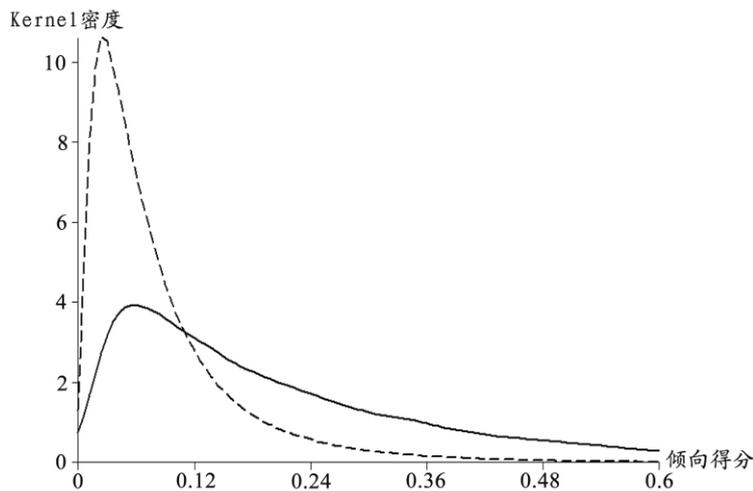


图 1 倾向性得分 Kernel 密度分布

从表 4 可以看出,经过倾向性得分匹配后的处理组的平均处理效应 ATT 差距为 16.5%,且 T 值显著,表明研发组和非研发组的 TFP 差异明显,即解决了“自选择”问题后并没有如 OLS 显示的高达 66% 的生产率溢出效应。因此,我们认为使用 PSM 方法更准确的估计研发投入的生产率溢出效应,也表明了研发投入对中国工业企业 TFP 的贡献是显著的。

表 4 倾向得分匹配的处理效应(全体样本)

处理效应	处理组(研发组)	对照组(非研发组)	差距	标准误	T 检验值
OLS	7.362	6.702	0.660	0.004	150.480
ATT	7.362	7.197	0.165	0.007	23.04
ATC	6.702	6.885	0.183		
ATE <sup>①</sup>			0.181		

依据 Smith 和 Todd(2005)的研究,我们通过计算配对后处理组企业与对照组企业基于各匹配变量的标准偏差(Standardized Bias)进行匹配平衡性检验。处理组企业与对照组企业基于匹配变量  $X$  的标准偏差为:

$$bias(x) = \frac{100 \frac{1}{N_A} \sum_{i \in (rd=1)} (x_i - \sum_{i \in (rd=0)} \lambda(p_i, p_j) x_j)}{\sqrt{\frac{\text{var}_{i \in (rd=1)}(x_i) + \text{var}_{j \in (rd=0)}(x_j)}{2}}} \quad (9)$$

标准偏差的值越小,可认为模型匹配效果越好。一般认为只要标准偏差的绝对值小于 20% 就不会引起

①总体平均处理效应(ATE)可分解成处理组平均处理效应(ATT)和对照组平均处理效应(ATC)的加权平均。

匹配的失效(Rosenbaum and Rubin, 1985)。依照标准偏差和匹配后的处理组和对照组的匹配变量的要求,我们发现各匹配变量的标准偏差的绝对值均显著小于20%(见表5),可认为选取的匹配变量是适合的,且匹配方法选择恰当,因此,Kernel配对的估计是可以信赖的,匹配结果满足了匹配平衡的要求。

表5 匹配变量平衡检验结果(全体样本)

匹配变量	处理组均值	对照组均值 <sup>①</sup>	标准偏差%	标准偏差减少%
<i>liquid</i>	0.088	0.083	1.8	55.9
<i>lnl</i>	5.319	5.327	-0.7	98.9
<i>lnkl</i>	4.055	4.047	0.6	97.9
<i>state</i>	0.057	0.052	2.4	79.5
<i>exp</i>	0.389	0.390	-0.1	99.7
<i>age</i>	11.726	11.424	3.0	89.7

## 五、稳健性检验

本部分基于PSM方法进一步实证检验不同条件下的Probit回归结果是否稳定。在Probit总体回归选择的变量基础上,引入时间、地区和行业控制变量后,主要考虑以下四种情形<sup>②</sup>:第一,进一步考察不同年份ATT的差异;第二,依据高新技术行业的划分办法分为高科技行业组和非高科技企业组(即*hitech* = 1和*hitech* = 0),目的是探究高科技行业研发投入对TFP作用的效果;第三,检验不同所有制企业的ATT是否发生改变;第四,检验不同省份ATT的差异如何。并且对匹配变量进行标准偏差的估计以及匹配平衡性检验。

表6报告了逐年匹配和行业分组的平均处理效应及相应的研发生产率溢出效应检验结果。可以发现,无论是逐年匹配还是分行业的处理效应结果均能显示预期的正向促进作用。一方面企业研发投入对TFP的贡献逐年缓慢上升,同时研发企业与非研发企业间TFP差异呈扩大态势,并且参与研发的企业数也在不断增加,说明政府要给予及时引导并激励企业进行研发投入,并提供相应支持条件。另一方面,不论是高科技行业还是非高科技行业,企业研发投入对TFP均有显著的促进作用,并且高科技行业的ATT差距要大于非高科技行业,这意味着高科技行业中研发投入更是推动TFP进步的因素。

表6 PSM的ATT估计结果:不同年份、行业

	观测数	处理组	对照组	差距	标准误	T检验值
2005年	212033	7.203	7.018	0.185	0.014	13.19
2006年	239345	7.354	7.161	0.193	0.013	14.87
2007年	271084	7.481	7.272	0.209	0.011	17.88
高科技行业	39869	7.377	7.121	0.256	0.021	11.95
非高科技行业	682603	7.359	7.195	0.164	0.008	20.36

表7报告了不同所有制类型处理组的平均处理效应及相应的研发生产率溢出效应检验结果。可以看出,各所有制企业ATT差距都在15%以上,且T检验值显著。其中国有企业和港澳台企业研发生产率溢出表现最高,均在25%以上。对于经济转型期的中国工业来说,制度因素特别是产权结构往往是影响企业研发效率的重要因素,国有企业由于具有先天体制优势,享受更多的科研资助及科技优惠政策,比非国有企业具有更高的自主研发创新效率(张海洋、史晋川,2011)。改革开放以来,我国非国有企业迅速发展,但是受自身企业规模、研发基础、政策扶持、银行信贷融资等诸多条件限制,研发投入基本依靠自有资金。此外,由于缺乏有效的知识产权保护,大多数非国有企业特别是法人企业和民营企业的新产品研发主要以模仿为主,导致对TFP的贡献不高。因此,为了促进企业研发投入进而提高自主创新能力,政府在制定政策时应该考虑为非国有企业特别是法人企业和民营企业提供必要的财政支持和帮助。

<sup>①</sup>本表中对照组均值与表2中对照组均值有较大差异的原因在于,表2是全体样本的均值,而表5是经倾向性得分匹配成功后的剩余样本的均值。此外,PSM反事实匹配成功后,样本的差异性会由于匹配过程而使得样本间对应样本数值发生较大改变,故会出现上述结果。

<sup>②</sup>对于第一情形,不控制时间虚拟变量;对于第二情形,不控制行业虚拟变量;对于第三情形,匹配变量排除了国有企业变量*state*;对于第四情形,不控制地区虚拟变量。

表7

PSM 的 ATT 估计结果: 不同所有制<sup>①</sup>

所有制	观测数	处理组	对照组	差距	标准误	T 检验值
国有企业	27652	8.013	7.737	0.276	0.050	5.48
集体企业	37339	7.374	7.190	0.184	0.038	4.77
法人企业	189642	7.463	7.312	0.151	0.014	10.31
民营企业	374836	7.138	6.949	0.189	0.009	19.69
港澳台企业	47619	7.426	7.170	0.256	0.028	9.01
外资企业	45384	7.727	7.543	0.184	0.027	6.71

利用同样的匹配办法,我们分别估计了 31 个省份的 ATT 结果见表 8。

表8

PSM 的 ATT 估计结果: 不同地区<sup>②</sup>

省份	观测数	处理组	对照组	差距	标准误	T 检验值
北京	8124	7.200	6.739	0.461	0.057	8.130***
天津	9977	7.168	6.953	0.215	0.072	2.980***
河北	25859	7.586	7.431	0.155	0.068	2.290***
山西	10604	7.508	7.386	0.123	0.090	1.360
内蒙古	6807	7.768	7.631	0.137	0.105	1.300
辽宁	34001	7.304	7.003	0.301	0.044	6.880***
吉林	7361	7.435	7.229	0.206	0.089	2.320***
黑龙江	5947	7.443	7.106	0.337	0.107	3.140***
上海	27214	7.623	7.399	0.225	0.036	6.210***
江苏	95032	7.475	7.218	0.257	0.018	14.440***
浙江	117915	7.019	6.855	0.164	0.015	11.100***
安徽	16007	7.302	7.115	0.187	0.048	3.860***
福建	33728	7.394	7.155	0.239	0.036	6.560***
江西	13728	7.358	7.239	0.120	0.069	1.740*
山东	85446	7.556	7.540	0.016	0.024	0.670
河南	31232	7.661	7.640	0.021	0.037	0.560
湖北	18714	7.341	7.229	0.113	0.047	2.410***
湖南	24384	7.320	7.152	0.167	0.040	4.130***
广东	83486	7.292	7.067	0.225	0.020	11.010***
广西	8628	7.475	7.148	0.328	0.084	3.910***
海南	803	7.256	6.949	0.307	0.220	1.400
重庆	8195	7.446	7.108	0.338	0.061	5.510***
四川	21757	7.519	7.392	0.127	0.039	3.220***
贵州	4475	7.451	7.191	0.260	0.155	1.480
云南	4709	7.447	7.042	0.405	0.110	3.660***
西藏	153	6.541	6.983	-0.443	0.381	-1.160
陕西	6942	7.407	7.310	0.097	0.074	1.300
甘肃	3930	7.534	7.521	0.013	0.221	0.060
青海	716	7.507	6.952	0.554	0.299	1.860***
宁夏	1458	7.575	7.407	0.169	0.197	0.860
新疆	2542	7.258	7.277	-0.019	0.148	-0.130

注: t 检验值在 1%、5%、10% 的临界绝对值分别为 2.08、1.96、1.64, 显著性水平分别标识为 \*\*\*、\*\*、\*。

从表 8 中可以发现,研发投入对企业 TFP 的溢出效应存在明显的地区差异,基本呈现为东部地区最为明显,中部地区次之,西部地区最弱。这也与吴延兵(2008)的研究结论不谋而合,其研究认为,自主研发只对东、中部地区的 TFP 有显著正效应,对西部地区 TFP 的贡献不显著或负效应。这里具体表现为,我国东部地区除山东省和海南省统计不显著外,其他省份 ATT 均显著为正,表明该地区实施研发策略的企业 TFP 水平明显高于非研发企业,研发能够帮助企业改善自身 TFP 水平;中部地区除山西省和河南省 ATT 不显著

①根据聂辉华和贾瑞雪(2011)的做法,由于有少数企业的登记类型是国有企业,但是实际控股股东已经发生了变化,这会导致错误分类,因此,所有制类型按照实际控股比例确定,如国家资本金比重大于其他类型资本金,则定义为国有企业,以此类推。

②东部地区:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区:山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区:广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、内蒙古、青海、宁夏、新疆、西藏。

外,其他省份均显著为正,但研发投入对TFP贡献力度基本低于东部地区;而西部省份ATT差距表现较为复杂,广西、重庆、四川、云南、青海的ATT差距值均在1%水平上高度显著,内蒙古、贵州、陕西、甘肃、宁夏ATT差距值为正,但T值不显著,西藏、新疆ATT差距值为负,亦不显著。西部省份由于企业样本数较少、TFP极端值等原因导致统计误差的可能性较大,如青海省企业数仅716家,ATT差距值高达55.4%,且标准误也高达0.299,总体而言西部地区企业研发溢出效应较低,增长空间较大。

我们在以上匹配的同时也分别估计了各匹配变量的相应的标准偏差,并进行了匹配平衡性检验,结果与总体匹配结果并无大的改变,标准偏差的绝对值均在20%以下,说明我们选用的Kernel匹配办法恰当,匹配变量适合,满足匹配平衡性要求<sup>①</sup>。通过以上分年份、分行业、分所有制、分省份的PSM方法进一步检验均证明总体回归结果是比较稳健的,因此我们认为研发投入对TFP的贡献是值得肯定的。

## 六、结论及政策含义

本文利用2005-2007年72万余家中国工业企业微观数据,运用PSM方法对研发投入与企业TFP之间的关系作了经验检验,并从不同层面进一步考察了研发投入对企业TFP的影响,结果充分体现了研发投入对TFP的促进作用。主要结论如下:(1)在选择了恰当的匹配变量后,使用Probit模型估计实施研发的概率作为匹配参照的倾向得分,进行样本的Kernel匹配,结果显示处理组的平均处理效应ATT差距约为16.5%,且具统计显著性,表明研发投入满足了预期生产率溢出效应。在加入更多控制变量、考虑高新技术产业的特性、逐年、分所有制类型以及不同省份的稳健性再匹配检验发现,与整体结果基本一致,表明研发投入对企业TFP产生显著的溢出效应。其中,不论是逐年匹配还是分行业的处理效应结果均能显示预期的TFP促进作用,高新技术行业、国有企业和港澳台企业的生产率溢出效应最高,区域研发投入对东部地区TFP溢出效应最为明显,中西部地区次之。(2)虽然OLS方法的估计结果(66.0%)与PSM方法的估计结果(16.5%)都证实了企业研发投入有利于TFP提高,但是如果仅采用传统的方法,而忽略了企业“自我选择”效应,就会忽略企业研发与TFP之间的联立性问题,进而导致估计值发生偏差,通常这样的简单处理会高估企业研发投入对TFP的贡献。

基于上述分析,本文主要政策含义有:(1)重点支持有条件的东部地区企业参与研发活动,并着力改善中西部地区企业进行研发活动的外部环境,从而依托中西部地区丰富的能源和原料优势与资产流动性、研发基础等方面较好的东部地区展开优势互补,并建立稳定的研发合作关系,这对于我国经济发展特别是区域生产率的协调发展具有重要意义。(2)不同所有制企业的研发生产率溢出效应的经验事实表明,充分利用大型国有企业的研发力量,发挥国有大中型企业的规模生产优势,推动重大科技研发创新进步。同时,发挥非国有企业自由竞争的优势,针对非国有企业研发短板,加大对非国有企业特别是民营企业和法人企业自主研发的人才、资金及技术的政策支持力度,改善中小企业的融资约束,进而充分发挥非国有企业的研发投入对TFP的贡献。

当然,本文研究还存在一些不足之处。由于样本数据库变量的限制,仅使用“研究开发费”变量代表研发投入,没有考虑研发的重要载体,即研发人员对TFP增长的影响,我们将在后续的研究中努力探讨。另外,在匹配处理过程中仅采用的是离散型处理变量(研发企业为1,非研发企业为0),没有在连续型处理变量(研发投入比重)中进行,故不能考察不同水平的研发投入对企业TFP变化的影响。这些方面都需做进一步的拓展研究。

### 参考文献:

1. 曹泽、李东 2010 《R&D投入对全要素生产率的溢出效应》,《科研管理》第2期。
2. 邓力群 2011 《我国R&D投入对TFP贡献的实证分析》,《南京社会科学》第4期。
3. 戴魁早 2011 《中国高技术产业研发投入对生产率的影响》,《研发与发展管理》第4期。
4. 胡凯、吴清、胡毓敏 2012 《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》,《财经研究》第8期。
5. 金雪军、欧朝敏、李杨 2006 《全要素生产率、技术引进与R&D投入》,《科学学研究》第5期。

<sup>①</sup>受篇幅限制,不再列示匹配变量的标准偏差以及平衡检验的结果,可另外提供。

6. 李宾 2010 《国内研发阻碍了我国全要素生产率的提高吗》,《科学学研究》第7期。
7. 陆国庆 2011 《中国中小板上市公司产业创新的绩效研究》,《经济研究》第2期。
8. 聂辉华、贾瑞雪 2011 《中国制造业企业生产率与资源误置》,《世界经济》第7期。
9. 陶洪亮、申宇 2012 《企业生产率演化与行业生产率变动——基于纺织业企业数据的实证研究》,《南方经济》第8期。
10. 汤二子、刘海洋、孔祥贞、孙振 2012 《中国制造业企业研发投入与效果的经验研究》,《经济与管理》第8期。
11. 吴延兵 2008 《自主研发、技术引进与生产率——基于中国地区工业的实证研究》,《经济研究》第8期。
12. 周亚虹、贺小丹、沈瑶 2012 《中国工业企业自主创新的影响因素和产出绩效研究》,《经济研究》第5期。
13. 周新苗、唐绍祥 2011 《自主研发、技术引进与企业绩效:基于平均处理效应估计的微观考察》,《财贸经济》第4期。
14. 张海洋、史晋川 2011 《中国省际工业新产品技术效率研究》,《经济研究》第1期。
15. Bravo - Ortega ,C. ,and A. G. Martín. 2011. "R&D and Productivity: A Two Way Avenue." *World Development* 39( 7) : 1090 - 1107.
16. Gilligan ,D. O. ,and J. Hoddinott. 2007. "Is there Persistence in the Impact of Emergency Food Aid? Evidence on Consumption , Food Security , and Assets in Rural Ethiopia." *American Agricultural Economics Association* ,89( 2) : 225 - 242.
17. Goto A. and K. Suzuki. 1989. "R&D Capital Rate of Return on R&D Investment and Spillover of R&D in Japanese Manufacturing Industries." *The Review of Economics and Statistics* 71( 4) : 555 - 564.
18. Griffith ,R. ,S. Redding ,and J. V. Reenen. 2004. "Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries." *The Review of Economics and Statistics* 86( 4) : 883 - 895.
19. Heckman ,J. J. ,R. J. Lalonde ,and J. A. Smith. 1999. "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs." In *Handbook of Labor Economics* , ed. O. Ashenfelter and D. Card , 1865 - 2097. New York: North - Holland.
20. Hall B. H. and J. Mairesse. 1995. "Exploring the Relationship between R&D and Productivity in French Manufacturing Firms." *Journal of Econometrics* 65( 1) : 263 - 293.
21. Levinsohn J. ,and A. Petrin. 2003. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *Review of Economic Studies* 70( 2) : 317 - 342.
22. Mairesse J. and M. Sassenou. 1991. "R&D and Productivity: A Survey of Econometric Studies at the Firm Level." NBER Working Paper 3666.
23. Olley G. S. and A. Pakes. 1996. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica* 64 ( 1) : 1263 - 1297.
24. Rosenbaum P. ,and D. Rubin. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika* 70( 1) : 41 - 55.
25. Rosenbaum P. and D. Rubin. 1985. "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity." *The American Statistician* 39( 1) : 33 - 38.
26. Smith J. ,and P. Todd. 2005. "Does Matching Overcome LaLonde ' s Critique of Nonexperimental Estimators." *Journal of Econometrics* 125( 1 - 2) : 305 - 353.
27. Wooldridge J. W. 2009. "On Estimating Firm - level Production Functions Using Proxy Variables to Control for Unobservables." *Economics Letters* 104( 3) : 112 - 114.

## The Spillover Effect of R&D Input on Firms' TFP: Evidence from Industrial Firms in China

Li Jing<sup>1</sup> ,Peng Fei<sup>1</sup> and Mao Defeng<sup>2</sup>

( 1: Hefei University of Technology School of Economics;  
2: Hefei University of Technology School of Management)

**Abstract:** Based on industrial enterprises data of China during 2005 - 2007 ,the method of propensity score matching( PSM) is adopted to analyze the difference of total factor productivity( TFP) between the enterprise of R&D input and its counterfactual status. The results show that spillover effect on TFP is at least 66. 0% using OLS method but about 16. 5% using PSM. After introducing more controlled covariates investigating by group year by year province by province and by ownership types ,we all find significant spillover effects on TFP. Among them ,high - tech industry ,state - owned enterprises ,and Hong Kong ,Macao and Taiwan enterprises have the most prominent spillover effects. And the spillover effect is more significant in enterprises in the eastern area. The policy implication of this paper is that we should strive to create a favorable environment for self - innovation and encourage the cooperation and complementary advantages among the areas. Using the scale advantages of large and medium - sized state - owned enterprises ,the great technological innovation will be promoted and innovational energy of the non - public sector will also be inspired.

**Key Words:** R&D; TFP; Spillover Effect; PSM; China' Industrial Firms

**JEL Classification:** D24 ,I25 ,O32

( 责任编辑: 彭爽)