

企业间技术外溢的测度^{*}

沈坤荣 李 剑

内容提要: 本文建立一个包含物质资本和研发资本的外部性模型,证明了研发函数的线性特征,并从社会收益率和私人收益率之间的差异来分析技术外溢的程度,进而建立了技术外溢的理论测度。经验研究发现,中国内外资企业间技术外溢的方向是从内资到外资,研发收益率外溢比例在三种外溢测度下分别为:30%、13%和23%。

关键词: 技术外溢 研发资本 收益率 测度

一、引言

技术作为一种知识形态,具有强烈的外部性,并依据不同的载体而有不同的形式。研究外部性的文献从性质看可以分为理论文献和经验文献。理论研究的基本结论是发现了外部性导致私人收益率和社会收益率存在差异,并揭示出外部性对长期增长存在重要影响。经验研究的基本目的是用经验数据检验理论结论。

从理论上讲,最重要的有关外部性文献有 Romer(1986)和 Lucas(1988)。前者假设技术以资本为载体,研究资本投资带来的知识外部性对经济增长的影响。该模型的主要假设之一为知识在不同企业之间的溢出具有完全性,每个企业都可以对称地利用全社会的知识库。该模型另外一个假设是企业存在边投资边学习的现象,物质资本投资同时会引起知识存量的增加。因此 Romer(1986)直接将知识存量等同于全社会的资本总量。Lucas(1988)假设技术以劳动者为载体,研究人力资本外部性对经济增长的影响。在 Lucas 模型中,企业的生产不但受到自身物质资本和人力资本的影响,而且受到全社会人力资本水平的影响,经济长期增长率依赖于人力资本的外部性。虽然外部性具有不同的载体,但是他们都发现了一致的结论:私人收益率低于社会收益率。

从技术外溢的经验文献看,思路大体有两种(Griliches, 1992):第一种是直接测度社会收益率;第二种是经验回归法。社会收益率测度法的依据是外部性模型中私人收益率低于社会收益率的结论,如果能测度出社会收益率,减去私人收益率,就可以推算出收益外溢的比例。但是,社会收益率方法一般适用于能明确测度社会收益率的领域,必须有确定的技术创新项目,而且其外溢影响只在一定范围之内,该方法才能较好地测度社会收益率,否则会因成本过高而无法操作。采用该方法的研究主要有 Mansfield et al. (1977)对制造业创新社会收益率的研究, Bresnahan(1986)对计算机行业向金融行业的技術外溢的研究, Trajtenberg(1989)对 CT 扫描仪社会收益率的研究。

已有的理论文献揭示了社会收益率和私人收益率的差异是技术外部性的本质特征,但对该特征的经验研究方法却各有利弊。社会收益率算法试图从正面研究技术外溢导致的收益率差异,

^{*} 沈坤荣,南京大学经济学院,邮政编码:210093,电子信箱:shenkr@nju.edu.cn;李剑,南京大学经济学院博士生,邮政编码:210093,电子信箱:lijiansid@163.com。此项研究得到国家社科基金重大招标项目(07&ZD009)、国家自然科学基金(70473036)资助,也是教育部哲学社会科学创新基地“南京大学经济转型和发展研究中心”子课题“经济增长与结构转型研究”项目的阶段性成果。作者感谢匿名审稿人的评论意见,文责自负。

但只能局限于有限范围, 无法对整体性技术外溢进行研究, 也无法从宏观上研究技术外溢。

基于以上分析, 本文提出如下问题: 如何才能从宏观上估计技术外溢导致的私人收益率和社会收益率的差异? 对这个问题的研究可以从两种角度出发。第一种是把社会收益率测度法和经验回归法综合使用, 利用经验回归法估计社会收益率(Jones and Williams, 1998), 从而推测社会收益率和私人收益率差异。第二种是研究社会收益率和私人收益率差异的决定因素, 通过获得这些决定因素的经验估计, 来推算技术外溢导致的收益率差异程度。第二种角度尚未有相关文献涉及。

本文正是从第二种角度出发研究收益率差异的决定因素, 研究思路大体如下: 基于现有的外部性增长理论文献, 建立一个带外部性的研发驱动增长模型, 并推导出技术外溢对社会计划者和私人企业收益率差异的影响, 进而构建技术外溢测度; 然后, 用中国数据分析三资企业和内资企业之间的技术外溢。本文的贡献主要有以下几方面: 第一是本文构建的外部性模型证明了企业研发函数的线性特征, 为经验研究中的线性计量模型提供理论支持; 第二是从理论上建立了测度技术外溢的方法; 第三是运用中国数据估算了内外资企业之间的技术外溢对研发收益率的影响, 得到了比现有技术外溢文献更有意义的结论: 技术外溢的方向是从内资向外资; 内外资企业间的技术外溢导致分散经济研发收益率比社会计划者(集权经济)的研发收益率低将近 30%(非均衡状态)和 13%(均衡状态), 在分散均衡下, 私人研发收益率的外溢比例大约为 23%。

本文的结构安排如下: 第二节构建技术外溢的理论模型, 分析分散经济和集权经济的不同均衡状态, 然后建立技术外溢的三个理论测度。第三节用中国数据进行计量分析。第四节总结了本文的主要结论。

二、技术外溢的理论模型

1. 模型的基本设定

假设企业的生产函数为科布-道格拉斯形式:

$$Y = AK^{\alpha}(\phi L)^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中 Y 表示企业的产出, K 表示通常的物质资本, L 表示无差异的简单劳动投入, ϕ 是企业的技术水平, 放在括号里面表示企业使用劳动增进性技术。 $\alpha \in (0, 1)$ 为资本产出弹性, A 是一个参数, 表示其他的外生因素对产出的影响。 本文中的企业除了需要进行物质资本投资外, 还需要分配一些资源进行研发, 研发资本存量的多少在某种程度上决定了企业的技术水平。 消除规模影响后, 企业的技术水平 ϕ 取决于人均研发资本 z 。 另外, 企业作为整个经济中的一员, 它的技术水平还受到其他企业技术水平的影响。 因此, 技术研发函数可以表示为:

$$\phi = \phi(z + v z_a), \phi'(\cdot) > 0 \quad (2)^{\textcircled{1}}$$

其中 z 是该企业的人均研发资本水平, z_a 为社会平均研发资本水平, $v \in [0, 1]$ 。 该技术研发函数表示企业的技术水平可以看作研发努力的一个确定性函数。 虽然排除研发过程中的不确定性显得过于理想化, 但是, 如果从均值意义上考虑, (2)式表示的是一种平均意义上的研发资本投入和技术产出的对应关系。 Romer(1990)在其产品种类扩大型技术进步中曾使用过这种确定性假设, 认为一定数量的努力就可以获得一种成功的新产品。 这种确定性假设消除了平衡增长路径上的随机扰动。 如果分析的重点并不在于那些短期波动和冲击, 那么确定性研发函数假设就具有合理性。 研发函数中的 $v z_a$ 项表示单个企业的技术水平如何受到经济中其他企业研发活动的影响。 $\phi'(\cdot) > 0$

^① 这种研发函数的设置将会使本文的结论比 Barro and Sala-i-Martin(2004 p240)的模型更有意义, 因为在他们的模型里面, 只有物质资本和人力资本, 没有外部性。 在本文中, 研发函数和前面的生产函数相结合, 不但出现研发驱动增长的特征, 而且研发具有外溢特征。 同时, 该研发函数具有一般化的技术外溢强度 v 。

表示技术水平是研发资本的单调递增函数。如果 $\phi'(\cdot) \leq 0$, 企业不会去投资技术研发, 因为研发水平越高, 技术水平越低。因此, 研发函数的一阶导数为正具有其合理性。另外, $\partial\phi/\partial z_a = \phi'(z + v z_a) \geq 0$, 如果为正, 表明整个社会的平均研发资本水平对于单个企业而言具有正面影响, 这就是所谓的技术外溢效应; 如果等号成立, 就表示无影响, 这就是没有技术外溢的情况。

将(1)式改写成人均水平(指每单位劳动力, per labor or worker)表达式:

$$y = Ak[\phi(z + v z_a)]^{1-\alpha} \quad (3)$$

其中 $y = Y/L$, $k = K/L$ 。在竞争性市场经济中, 企业需要在消费 c 、物质资本投资 I_k 和研发资本投资 I_z 之间进行决策。假设物质资本和研发资本的折旧率分别为 δ_k 和 δ_z 。模型的动态方程分别为:

$$\dot{k} = I_k - (n + \delta_k)k \quad (4)$$

$$\dot{z} = I_z - (n + \delta_z)z \quad (5)$$

其中 n 为劳动力 L 的增长率。对于企业而言, 其面临的资源约束条件为:

$$Ak^\alpha[\phi(z + v z_a)]^{1-\alpha} = I_k + I_z + c \quad (6)$$

效用偏好形式为通常的不变跨期替代弹性效用函数形式:

$$u(c) = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \quad (7)$$

其中 c 为人均消费, θ 是一个常数, 数量上等于跨期替代弹性的倒数。

2. 最优条件分析

在约束条件(4)–(6)下, 最优化下面的目标函数:

$$U = \int_0^\infty \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{-(\rho-n)t} dt \quad (8)$$

该最优化问题的哈密尔顿函数为:

$$H = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{-(\rho-n)t} + \lambda_1 [I_k - (n + \delta_k)k] + \lambda_2 [I_z - (n + \delta_z)z] + \lambda_3 \{ Ak^\alpha[\phi(z + v z_a)]^{1-\alpha} - I_k - I_z - c \} \quad (9)$$

其中 λ_i 为哈密尔顿乘子。最优状态的一阶必要条件有:

$$c^{-\theta} e^{-(\rho-n)t} = \lambda_3 \quad (10)$$

$$\dot{\lambda}_1 = \lambda_3, \quad \dot{\lambda}_2 = \lambda_3 \quad (11)$$

$$\dot{\lambda}_1 - \lambda_1(n + \delta_k) + \lambda_3 \alpha Ak^{\alpha-1}[\phi(z + v z_a)]^{1-\alpha} = 0 \quad (12)$$

$$\dot{\lambda}_2 - \lambda_2(n + \delta_z) + \lambda_3(1 - \alpha) Ak^\alpha[\phi(z + v z_a)]^{-\alpha'}(z + v z_a) = 0 \quad (13)$$

由于每个企业都是无差异的, 对称性条件意味着在均衡中每个企业都采取相同的决策, 因此每个企业的 k 和 z 都等于社会平均水平, $k = k_a$, $z = z_a$ 。条件(11)说明在最优状态下, 物质资本的影子价格和研发资本的影子价格相等, 而且都等于社会资源对于效用的边际贡献。因此企业的最优选择会使两种资本在均衡状态下的报酬率相等。根据(11), 可以将(12)和(13)写成:

$$-\frac{\dot{\lambda}_1}{\lambda_1} = \alpha Ak^{\alpha-1}[\phi((1+v)z)]^{1-\alpha} - (n + \delta_k) \quad (14)$$

$$-\frac{\dot{\lambda}_2}{\lambda_2} = (1 - \alpha) Ak^\alpha[\phi((1+v)z)]^{-\alpha'} \phi'((1+v)z) - (n + \delta_z) \quad (15)$$

在稳态中, 各种变量的增长率不变, 因此(14)式表明 k/ϕ 在稳态中一定是常数。结合(15)式, 可以推断 ϕ' 在稳态中也必定是常数, 否则 λ_2 的增长率就不可能是恒定的。进一步可以证明在 $(0, +\infty)$ 区间内, 研发效率 ϕ' 是常数。因为假如在非稳态下 ϕ' 不是常数, 那么当经济达到稳态后, 只要

人均资本 k 不断变化, z 也会不断变化, ϕ' 在稳态中也不会是常数, 这就和前文产生矛盾。所以研发函数必定是线性函数。据此可以设定研发函数的具体形式为:

$$\phi(z + vz_a) = \phi_0 + \xi(z + vz_a) \tag{16}^{\textcircled{1}}$$

$\xi > 0$ 是常数。如果整个社会都没有技术研发, 则企业的技术水平处于一个常数低水平 ϕ_0 上。在稳态中 $\phi = \phi_0 + ((1 + v)z)$ 。

稳态中的利率为:

$$r^* = (1 - \alpha)A \left[\frac{k^*}{\phi^*} \right]^\alpha \xi - \hat{q} = \alpha A \left[\frac{k^*}{\phi^*} \right]^{\alpha-1} - \hat{q} \tag{17}$$

上式说明稳态利率是一个常数, 如果模型的参数取值使得稳态利率严格为正, 则下文的分析表明经济能够实现内生增长。

3. 分散决策经济中长期增长率的决定

为了便于分析, 假设

$$\phi_0 = 0, \quad \hat{q} = \hat{q}_z = \delta \tag{18}$$

在此假设下可以得到

$$\frac{z^*}{k^*} = \frac{1 - \alpha}{\alpha(1 + v)} \tag{19}$$

可见, 在稳态中, 外部性强度的上升会导致研发收益更多地外溢至整个社会, 同一项技术对经济的贡献会更大; 但是外溢导致私人企业所能获得的研发收益下降, 因此, 私人企业会降低研发资本的相对投入比例, 这对经济的影响是负面的。但是, 总体看来, ϕ^*/k^* 的值却不变, 表明这两种效应正好相互抵消,^② 因此稳态利率和没有外溢的情况下相同:

$$r^* = \alpha^\alpha (1 - \alpha)^{1-\alpha} A \xi^{1-\alpha} - \delta \tag{20}$$

下面推导稳态中各变量的长期增长率。首先根据(19)式, z/k 在稳态中是常数, 所以两者的稳态增长率一定相等, $g_k = g_z$ 。其次, 稳态中生产函数为 $y = Ak^\alpha [\xi(1 + v)z]^{1-\alpha}$, 两边取对数, 再对时间求导就得到 $g_y = g_z$ 。将 k 和 z 的动态方程(4)和(5)式代入约束条件(6)式, 得到

$$y = [k + (n + \hat{q})k] + [z + (n + \hat{q}_z)z] + c \tag{21}$$

两边除以 k 得到

$$\frac{y}{k} = \left[\frac{k}{k} + (n + \hat{q}) \right] + \left[\frac{z}{z} \frac{z}{k} + (n + \hat{q}_z) \frac{z}{k} \right] + \frac{c}{k} \tag{22}$$

在稳态中, c/k 以外的所有项都是常数, c/k 必定也是常数, 两者增长率相同。最后可以发现 c, k, z 和 y 在稳态中都以相同的速度增长:

$$g_y = g_k = g_z = g_c = g^* \tag{23}$$

g^* 可以从(10)式获得

$$g^* = \frac{1}{\theta} [\alpha^\alpha (1 - \alpha)^{1-\alpha} A \xi^{1-\alpha} - \delta - \rho] \tag{24}$$

因此, 经济的长期增长特征完全由模型的基本参数决定, 而且在长期是一个不变的常数。

4. 集权经济中社会计划者的最优解

^① Romer(1990) 假设研发效率是常数, 本文从理论上证明了研发效率是常数。因此常数研发效率在本文中是一个结论, 而不是一个假设。研发效率为什么能够是常数? Jones(1998) 曾经论述过研发效率受到三个因素的影响: 钓鱼效应、重复研究效应和巨人肩膀效应。研发过程中这三种效应正负叠加, 在理论上看, 常数研发效率是有可能的。

^② 当两种资本的折旧率不等时, 依然成立。事实上, 根据(17)式, 在稳态下 ϕ^*/k^* 是一个常数, $z^*/k^* = \text{常数} \{ \xi(1 + v) \}$, 推理过程类似。

上面讨论的是以个体企业为决策主体的分散决策经济。这种经济的长期增长率是否能达到帕累托最优呢？从直观上看，这个模型中的技术外部性特征是对完全竞争市场假设的一种偏离，分散决策经济也许不具有帕累托最优性。为了考察这个问题，本文假设整个社会存在一个万能的、仁慈的社会计划者。这个集权经济只有一个人在决策，也可以看作整个经济只有一个人一个企业的情形。对于社会计划者而言， $z = z_a$ ，生产函数为：

$$y = Ak^{\alpha} [\phi(z + vz)]^{1-\alpha} \quad (25)$$

资源约束条件(6)式现在变成：

$$Ak^{\alpha} [\phi((1+v)z)]^{1-\alpha} = I_k + I_z + c \quad (26)$$

如果(7)式表示整个社会的效用函数形式，则社会计划者的最优化目标函数就是(8)式。在动态方程(4)式和(5)式以及资源约束条件(26)式下，社会计划者的哈密尔顿函数为：

$$H = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{-(\rho-n)t} + \lambda_1 [I_k - (n + \hat{q})k] + \lambda_2 [I_z - (n + \hat{q})z] + \lambda_3 \{ Ak^{\alpha} [\phi((1+v)z)]^{1-\alpha} - I_k - I_z - c \} \quad (27)$$

最优性的一阶必要条件有：

$$\begin{aligned} c^{-\theta} e^{-(\rho-n)t} &= \lambda_3 \\ \lambda_1 &= \lambda_3, \lambda_2 = \lambda_3 \\ \lambda_1 - \lambda_1(n + \hat{q}) + \lambda_3 \alpha Ak^{\alpha-1} [\phi(1+v)z]^{1-\alpha} &= 0 \\ \lambda_2 - \lambda_2(n + \hat{q}) + \lambda_3(1-\alpha) Ak^{\alpha} [\phi(1+v)z]^{-\alpha} (1+v)\phi' &= 0 \end{aligned} \quad (28)$$

分散经济中的(14)式在集权经济中依然成立，但(15)式现在被修改为：

$$-\frac{\lambda_2}{\lambda_2} = (1-\alpha) Ak^{\alpha} [\phi(1+v)z]^{-\alpha} (1+v)\phi' - (n + \hat{q}) \quad (29)$$

根据同样的推理，研发函数的一阶导数是一个常数，研发函数仍然具有线性特征。

稳态中社会计划者的利率可以表示为：

$$r_s^* = (1-\alpha) A \left(\frac{k_s^*}{\phi_s^*} \right)^{\alpha} (1+v)\xi - \hat{q} = \alpha A \left(\frac{k_s^*}{\phi_s^*} \right)^{\alpha-1} - \hat{q} \quad (30)$$

和分散决策经济中的利率相比较，可以发现(30)式多了一个大于1的因子(1+v)，这会导致社会计划者的收益率高于分散决策者。另外， k_s^*/ϕ_s^* 的值也小于分散经济中的值，说明在社会计划者的决策中，资源被更多的分配到研发活动中。对于社会计划者而言，其增长率为：

$$g_s^* = \frac{1}{\theta} \{ (1-\alpha) A (k_s^*)^{\alpha} [\phi((1+v)z_s^*)]^{-\alpha} (1+v)\phi' - \hat{q} - \rho \} \quad (31)$$

由于社会计划者能将企业之间的技术外溢内部化，因此报酬率的上升从长期提升了经济增长率。如果采用假设(18)，那么

$$\frac{z_s^*}{k_s^*} = \frac{1-\alpha}{\alpha} \quad (32)$$

同(19)式相比较，这个比例要高于分散经济中的比例，表示在稳态下资源更多地被分配到技术研发领域。一个值得注意的特征是集权经济中的资源配置比例和外溢强度 v 无关，这是因为外部性被社会计划者内部化了；但在分权经济中外溢强度越高，研发资本的相对比例越低。集权经济的稳态利率为：

$$r_s^* = \alpha^{\alpha} (1-\alpha)^{1-\alpha} A^{\frac{1}{1-\alpha}} \xi^{1-\alpha} (1+v)^{1-\alpha} - \hat{q} \quad (33)$$

长期增长率为：

$$g_s^* = \frac{1}{\theta} [\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} A \xi^{1-\alpha} (1+\nu)^{1-\alpha} - \delta - \rho] \quad (34)$$

从上式可以看到,影响长期增长率的因素除了资本产出弹性 α 、消费偏好参数 θ 、时间偏好率 ρ 、折旧率 δ 以及模型以外的一些综合因素 A 外,还受到了 ξ 和 ν 的影响。同分散经济比较,社会计划者将技术外溢内部化从而提高了经济增长率;而且技术外溢越强,经济增长率越高,说明技术外溢在本质上有利于经济增长。

5. 技术外溢的测度

技术外溢的度量可以从两方面进行。第一是纯技术角度,即每单位社会平均研发水平的变化引起企业技术水平的变化程度,这就是技术外溢强度 ν 所表达的内涵。第二个角度是收益率角度。技术外溢到底对研发收益率有多大的影响呢? 本文从三个侧面来度量技术外溢的经济影响。由于外溢发生在研发资本领域,因此本文从研发的边际产出入手分析。

第一个技术外溢测度指标 w_1 度量技术外溢造成分散经济中研发边际产出对集权经济状态的偏离程度。根据上文的分析,研发的边际产出在分散经济中为:

$$MPZ_P = r + \hat{q} = (1-\alpha)Ak^\alpha \phi^{1-\alpha} \xi \quad (35)$$

在集权经济中为:

$$MPZ_S = r_S + \hat{q} = (1-\alpha)Ak^\alpha \phi^{1-\alpha} \xi (1+\nu) \quad (36)$$

下标 P 和 S 分别对应于分散经济中的私人变量(Private)和集权经济中的社会计划者变量(Social Planner)。在空间 (k, ϕ) 中的任意一点,分散经济对集权经济的偏离程度 $w_1(k, \phi)$ 为在该点由技术外溢导致的研发边际产出的下降比例:

$$w_1(k, \phi) = \frac{MPZ_S - MPZ_P}{MPZ_S} = 1 - \frac{1}{1+\nu} \quad (37)$$

可见,该指标并不要求经济必须处于均衡状态下。 w_1 并不依赖于资本产出弹性,只和技术外溢强度 ν 正相关。

第二个技术外溢测度指标 w_2 度量技术外溢导致分散经济均衡状态 (k_P^*, ϕ_P^*) 对帕累托最优状态 (k_S^*, ϕ_S^*) 的偏离:

$$w_2(k_P^*, k_S^*, \phi_P^*, \phi_S^*) = \frac{MPZ_S^* - MPZ_P^*}{MPZ_S^*} \quad (38)$$

在假设(18)下为:

$$w_2 = 1 - (1+\nu)^{-(1-\alpha)} \quad (39)$$

由于

$$\begin{aligned} \partial w_2 / \partial \nu &= (1-\alpha)(1+\nu)^{\alpha-2} \geq 0 \\ \partial w_2 / \partial \alpha &= -(1+\nu)^{-(1-\alpha)} \ln(1+\nu) \leq 0 \end{aligned}$$

因此技术外溢强度越大,分散均衡对集权均衡的相对偏离越高;资本产出弹性越大,分散均衡对集权均衡的偏离越小。

第三个技术外溢测度指标 w_3 度量在分散经济均衡状态下,研发边际产出外溢至经济中的比例。根据(35)式,分散均衡下研发边际产出可以重新表示为:

$$MPZ_P^*(\nu > 0) = (1-\alpha)A \xi^{1-\alpha} (k/z)^\alpha (1+\nu)^{-\alpha} \quad (40)$$

如果保持分散均衡状态下的 k/z 比例不变,即整个经济的资源配置不发生改变,那么设定 $\nu=0$ 就可以发现研发边际产出上升至:

$$MPZ_P^*(\nu = 0) = (1-\alpha)A \xi^{1-\alpha} (k/z)^\alpha$$

高出的部分就是在分散经济均衡下外溢部分,私人的研发投入活动无法获得这部分收益。^①因此分散均衡状态下研发收益外溢的比例可以定义为:

$$w_3 = \frac{MPZ_P(v=0) - MPZ_P^*(v>0)}{MPZ_P^*(v>0)} = (1+v)^\alpha - 1 \quad (41)$$

如果(40)式中保持不变的 k/l 比例并不是均衡状态下的比例,那么 w_3 依然能测度分散经济中非均衡状态下研发收益外溢的比例。

三、技术外溢的经验估计

1. 计量模型的设定

作为上文理论模型的应用,这一部分利用中国各地区三资企业和内资企业的数据来估计这两类企业之间的技术外溢程度,并在一定条件下估算技术外溢对经济收益率的影响。从上文的理论分析可以看出,估计中国技术外溢的影响主要在于对研发函数的估计,一旦有了研发函数中技术外溢强度 v 的估计值和资本产出弹性 α ,就可以很容易估算 w_1 、 w_2 以及 w_3 的大小。

根据(16)式的研发函数,可以建立下面的面板计量模型:

$$EQ1: \quad TECH_{it} = \beta_{00i} + \beta_{02} RD_{it} + u_{it} \quad (42)$$

$$EQ2: \quad TECH - J_{it} = \beta_{10i} + \beta_{11} RD - J_{it} + \beta_{12} RD_{it} + \epsilon_{it} \quad (43)$$

$$EQ3: \quad TECH - J_{it} = \beta_{20i} + \beta_{21} RD - J_{it} + \beta_{22} RD - J_{it} + \zeta_{it} \quad (44)$$

其中下标 i 表示地区, t 表示年份; J 代表企业类型,三资企业取 F ,内资企业取 D 。 J 表示非 J 类企业。本文假设在统计口径中的非三资类企业都是内资企业。因此如果 $J = F$,那么 $J = D$ 。 $TECH - J_{it}$ 是第 J 类企业的技术水平, $TECH_{it}$ 是总体技术水平, $RD - J_{it}$ 表示第 J 类企业的人均研发资本存量水平, RD_{it} 表示两类企业人均研发资本存量的总体平均水平。 u_{it} 、 ϵ_{it} 和 ζ_{it} 是平稳随机扰动过程。

从理论上讲,模型(43)和(44)的参数 β_{11} 、 β_{12} 、 β_{21} 和 β_{22} 都为非负。如果 β_{11} 和 β_{21} 在统计上显著,表明 J 类企业自身的研发活动对于自身的技术水平在统计上有显著影响,如果 β_{11} 和 β_{21} 在统计上不显著,则其技术水平的提高要么不依赖于自身的研发努力,要么自主研发并没有受到足够重视。如果 β_{12} 在统计上显著,表明经济的技术外溢特征显著,反之则技术外溢统计上不显著。 β_{22} 的含义可以做类似解释。根据计量模型(43)的估计结果,就可以推测研发函数的参数 ξ 和 v ,具体如下:

$$\xi = \beta_{11}, \hat{v} = \beta_{12} / \beta_{11} \quad (45)$$

但是,该方法会出现一个潜在的问题:如果 β_{11} 在统计上不显著异于零,表明 J 类企业的研发资本存量对自身技术水平的影响不显著,在这种情况下,如何推测 \hat{v} ? 如果将内资和三资两类企业看作一个整体,这样内资和三资企业之间的技术外溢就内部化了。通过把整体技术水平 $TECH_{it}$ 对整体人均研发资本存量 RD_{it} 进行回归,即模型(42)式,可获得整体的平均技术研发效率估计:

$$\hat{\xi} = \beta_{02} \quad (46)$$

在得不到(45)中 ξ 的情况下,用上式平均意义上的研发效率估计值替代(45)中的 β_{11} ,来推算研发函数的外溢强度参数 \hat{v} ,不失为一种可行替代方案。如果 β_{02} 在统计上也不显著,则表明中国的技术水平和研发资本存量或许没有什么相关性,或者表明中国的研发资本存量可能并没有在通常的

^① 当然,这并不是一个分散均衡状态。由于研发边际产出高于资本边际产出,整个经济的资源配置将会从物质资本转向研发资本,直到形成新的均衡。不难发现,在新的分散均衡下,虽然经济不再具有外溢特征,但研发资本相对比例较高。这两种效应正好相互抵消,使得无外溢经济的均衡收益率等于有外溢情况的均衡收益率。

意义上从事研发活动, 因此对于技术水平而言也没有确定的影响。

2. 基础数据

本文的数据主要来自历年《中国科技统计年鉴》和《中国经济普查年鉴(2004)》的大中型工业企业的资料。对于计量模型(42)–(44)式中的被解释变量, 一般采用 TFP 或者专利数据。从本质上看, TFP 是一个导出指标, 包含了除技术以外的许多因素, 包括制度变迁因素。如果其他因素对 TFP 的影响可以忽略, 那么 TFP 可以看作技术的一个良好测度。但是蒋殿春和张宇(2008)发现中国的制度变迁具有非常重要的影响。所以 TFP 在中国可能不是一个最佳选择。本文拟采用专利数据, 因为专利数据是一个纯粹技术水平的衡量指标, 研发活动的产出主要体现为技术成果的多少。统计资料中专利数据主要有三类: 专利申请数、发明专利数和拥有发明专利数。但是, 时间维度能追溯至 1998 年的只有专利申请数。基于这种考虑, 本文采用数据比较完备的大中型工业企业专利申请数作为技术水平的代理变量。

人均研发资本存量等于研发资本存量除以当年年末从业人员数, 其中研发资本存量根据历年的研究和发展(R&D)经费支出, 采用永续盘存法计算。具体计算方法见 Coe and Helpman(1995)。1998–2006 年的总计口径的研发支出数据可以获得, 但三资企业口径数据并不齐全。本文对缺失的三资企业数据按比例推算, 推算比例为研发支出占科技经费内部支出比例的平均值。另外研发资本存量的折旧率采用 5%。内资企业的人均研发资本存量根据内资企业研发资本存量和从业人员数计算, 内资企业的研发资本存量、从业人员数和专利申请数则采用总计口径数据减去三资企业数据获得。

所有变量的含义解释见表 1。本文所有数据均采用生产者出厂价格指数调整为实际值, 以 1998 年价格为基准。样本面板的时间范围为 1998 年至 2006 年, 截面范围为剔除西藏和新疆后的中国 29 个省市。^①

3. 技术外溢估计结果^②

(1) 面板单位根检验和协整检验

专利申请数和人均研发资本存量可能不稳定, 有必要对本文的面板进行单位根检验和协整检验。本文运用 LLC, IPS, Fisher-ADF 和 Fisher-PP 法对所有变量进行面板单位根检验。发现水平变量都存在面板单位根, 一阶差分变量则不再存在面板单位根, 因此可以认为所有的变量是 I(1)过程。

本文用 Pedroni (2004)法对计量模型(42)–(44)式进行面板协整检验。Pedroni(2004)提供了 13 个检验统计量, 原假设是面板所有的截面个体都不存在变量协整关系。备择假设则分两种情况: 组内检验统计量的备择假设为各截面存在共同的自回归系数, 组间检验统计量的备择假设是截面个体存在不同的自回归系数。检验结果表明所有的统计量都在 1%水平上显著, 拒绝无协整关系的原假设。所有结果都在 5%水平上拒绝了无协整关系的原假设。因此, 可以将三个计量模型中的

表 1 计量模型中变量含义

变量名	含义	单位
<i>TECH</i>	总体技术水平, 采用专利申请数	项
<i>TECH_F</i>	三资企业技术水平, 采用三资企业专利申请数	项
<i>TECH_D</i>	内资企业技术水平, 采用内资企业专利申请数	项
<i>TECH_J</i>	第 <i>J</i> 类企业技术水平, <i>J</i> = <i>F</i> , <i>D</i>	项
<i>RD</i>	人均研发资本存量	百元
<i>RD_F</i>	三资企业人均研发资本存量	百元
<i>RD_D</i>	内资企业人均研发资本存量	百元
<i>RD_J</i>	第 <i>J</i> 类企业人均研发资本存量, <i>J</i> = <i>F</i> , <i>D</i>	百元

① 西藏和新疆的专利申请数据缺失太多。
② 此处省略了面板单位根和协整检验等中间结果, 后面的稳健性检验结果也省略了, 感兴趣读者可向作者联系。

变量分别看作具有协整关系。

(2) 协整向量估计

面板协整向量的估计方法通常有最小二乘法 (Ordinary Least Squares, OLS)、偏差修正的最小二乘法 (Bias-corrected OLS, BCOLS)、完全修正的最小二乘法 (Fully Modified OLS, FMOLS) 和动态最小二乘法 (Dynamic OLS, DOLS)。本文对协整向量的估计采用 Kao and Chiang (2000) 建议的 DOLS 法, 但作为比较, 文中还列出了 FMOLS 的估计结果。具体结果见表 2。^① 对于两种估计法下 10% 水平上都显著的系数估计值, FMOLS 普遍要低于 DOLS; 所有情况下 DOLS 的 R^2 都要高于 FMOLS。对于 FMOLS 而言, EQ2 中两个变量都在 5% 水平显著, 根据 (45) 式推测的技术外溢强度为 1.2648 (4.0069/3.1680), 这已经超出了技术外溢强度的上限 1。对于 DOLS 而言, $RD-J$ 在 10% 的水平上都不显著, 因此需要根据 (46) 式推测技术外溢强度, 结果为 0.3929, 处于合理范围。

回归 EQ2 显示 $RD-J$ 的系数并不显著, 只是 RD 的系数比较显著, 反映出在平均意义上企业自身研发努力的效果并不明显, 但总体而言技术外溢的作用很显著。为了对这一结果更为深入分析, 本文对于 EQ3 进行了分类估计。EQ3 ($J=F$) 把三资企业的技术水平 $TECH-F$ 对两类企业的人均研发资本存量 $RD-F$ 和 $RD-D$ 进行回归。EQ3 ($J=D$) 把内资企业的技术水平和 $RD-F$ 和 $RD-D$ 进行回归。DOLS 结果揭示出三资企业的人均研发资本存量在 10% 的水平下都不显著, 内资企业人均研发资本存量在 1% 的水平下都显著。该检验结果解释了 EQ2 中为什么 $RD-J$ 的系数显著性不高的原因——三资企业的研发对于技术水平变化影响不大。

表 2 协整向量估计 (折旧率 5%)

变 量	FMOLS 估计				DOLS 估计			
	EQ1	EQ2	EQ3($J=F$)	EQ3($J=D$)	EQ1	EQ2	EQ3($J=F$)	EQ3($J=D$)
	$TECH$	$TECH-J$	$TECH-F$	$TECH-D$	$TECH$	$TECH-J$	$TECH-F$	$TECH-D$
$RD-J$		3.1680 (2.1110) (0.0177)				2.1801 (1.0895) (0.1384)		
$RD-F$			-0.3818 (-0.4135) (0.3398)	-2.3648 (-1.5491) (0.0614)			1.3405 (1.0887) (0.1391)	-0.7510 (-0.3690) (0.3564)
$RD-D$			6.3286 (6.1624) (0.0000)	14.4205 (8.4943) (0.0000)			9.0978 (6.6442) (0.0000)	14.5217 (6.4154) (0.0000)
RD	14.5784 (3.7118) (0.0001)	4.0069 (2.2608) (0.0121)			20.4301 (3.9013) (0.0001)	8.0279 (3.3972) (0.0004)		
R^2	0.1138	0.0923	0.1812	0.3152	0.4739	0.4082	0.4632	0.4936
Implied ν		1.2648				0.3929		

注: 系数估计值下方第一个括号内数值为 t 统计量, 第二个括号内为对应的 p 值。DOLS 估计中前瞻长度和滞后长度都取 1 期。

国内对于 FDI 技术外溢的研究结果大部分为具有正技术外溢, 至少在行业间或区域内具有显著正外溢效应 (王玲、涂勤, 2008; 王红领等, 2006; 李光泗、徐翔, 2008; 姚洋、章奇, 2001; 张建华、欧阳轶雯, 2003; 赖明勇等, 2005; 罗雨泽等, 2008)。也有一些文献并没有发现显著技术外溢,

① 本文采用 GAUSS6.0 软件进行估计, 相关的估计方法子程序见: <http://faculty.maxwell.syr.edu/cdkao/working/w.html>

甚至出现负外溢(袁诚、陆挺, 2005; 卢荻, 2003; 张海洋, 2005; 蒋殿春、张宇, 2008)。本文的数据是区域数据, 因此如果出现技术外溢, 更有可能是区域内外溢, 而非行业内外溢。但是估计结果是三资企业对内资企业的区域内外溢并不显著。更为甚者, 估计结果还显示内资企业对三资企业具有显著的技术外溢。

出现这种结果的原因是多方面的。首先, 研发人员流动可能是区域技术外溢的一条重要途径。各地区为了充分利用 FDI 的技术外溢来促进本地的经济增长, 可能会鼓励内资企业和三资企业之间的人员流动, 期待他们学习新技术后回到内资企业, 提高自身的研发能力。但是这可能是一厢情愿的想法。内资企业的技术人员会由于高工资而留在三资企业, 三资企业对于掌握技术的内资员工也乐意聘用。至少三资企业不会将技术人员拱手送给自己的竞争对手。最后可能出现内资企业的技术人员向三资企业的净流入, 而三资企业的技术人员却没有按照一开始的想法回流到内资企业, 导致了内资企业对三资企业出现单方面技术外溢。

其次, 一些大型跨国公司为了保持垄断地位而控制技术外溢。Hymer(1970)曾对跨国公司的垄断导致当地企业技术发展受遏制进行了分析, 认为大型跨国公司是国内垄断势力的国际延伸, 导致或促进东道国市场的扭曲, 遏制了当地企业的技术发展。在相同竞争领域的内资企业, 为了获得生存机会, 只能大力开展自主研发, 提升自己的技术水平。然而, 许多发展良好的内资企业还是面临被外资收购的困境。

第三, 外资大肆并购或参股内资企业, 促进了内资企业的单向技术外溢。外资通过大量参股或并购国内产业, 已经渗透到除国家禁止的行业以外的几乎大部分领域。虽然被参股的内资企业在统计口径上可能仍属于内资企业之列, 但技术外溢至外资方的通道却更为畅通。

4. 技术外溢测度的估算和稳健性分析

上文的分析采用了折旧率 5% 的假设。虽然 Coe and Helpman (1995) 在正式分析中使用的也是 5% 的折旧率, 但其附录中也列出了 15% 折旧率时的结果。吴延兵(2008)认为 15% 是一个通常采用的折旧率数据。因此为了考察折旧率的差异对估计结果稳健性的影响, 本文还计算了 10%、15% 和 20% 三种折旧率下的技术外溢强度。估计结果基本类似于 5% 的情况, 非常稳健。所有三种折旧率下 FMOLS 估计结果推算的 ν 都大于上限 1, DOLS 估计推算的 ν 都处于合理范围, 分别为 0.3982(10%)、0.4029(15%)、0.4067(20%), 差别非常小, 因此可以认为折旧率对技术外溢强度的推算影响不大。

根据技术外溢强度 ν 的推算值, 下面估算三种技术外溢测度 w_1 、 w_2 和 w_3 。首先需要获得中国物质资本的产出弹性 α 。对于 α 的估计, 已经有很多很有影响力的文献 (Chow, 1988; Chow, 1993; Chow, 2008; Chow and Li, 2002; Chow and Lin, 2002; Heytens and Zebregs, 2003; Lau and Brada, 1990; OECD, 2005; Wang and Meng, 2001; 郭庆旺、贾俊雪, 2005; 吕冰洋, 2008; 谢千里等, 2008; 邹至庄, 2005; 郑京海等, 2008)。这些文献所估计的资本产出弹性大约在 0.40—0.85, 均值为 0.60。表 3 和表 4 列出了在这些文献的资本产出弹性下, 不同的折旧率对应的三种技术外溢测度。在使用较多的折旧率 15% 水平下, 资本产出弹性取均值 0.60, 非均衡条件下分散经济对集权经济的偏离将近 30%, 分散均衡对集权均衡的偏离大约在 13%, 分散均衡中技术外溢比例大约为 23%。

四、主要结论

本文构建了一个包括物质资本和研发资本的外部性经济增长模型, 分析了技术外溢对私人收益率和社会计划者收益率之间差异的影响, 并从三个方面测度技术外溢导致研发收益外溢的比例。本文的主要结论有以下几点:

表 3 中国内外资企业技术外溢测度估算（一）

文献	α	折旧率 5%			折旧率 10%		
		w_1	w_2	w_3	w_1	w_2	w_3
Chow & Li (2002)	0.628	28.21%	11.60%	23.14%	28.48%	11.72%	23.43%
Chow & Lin(2002)	0.647	28.21%	11.04%	23.91%	28.48%	11.16%	24.22%
Chow (1988)	0.602	28.21%	12.36%	22.08%	28.48%	12.49%	22.36%
Chow (1993) 上限	0.640	28.21%	11.25%	23.63%	28.48%	11.37%	23.93%
Chow (1993) 下限	0.538	28.21%	14.20%	19.52%	28.48%	14.35%	19.76%
邹至庄 (2005)	0.647	28.21%	11.04%	23.91%	28.48%	11.16%	24.22%
Chow (2008)	0.601	28.21%	12.39%	22.04%	28.48%	12.52%	22.32%
Heytens and Zebregs(2003)	0.643	28.21%	11.16%	23.75%	28.48%	11.28%	24.05%
Lau and Brada(1990)	0.422	28.21%	17.43%	15.01%	28.48%	17.61%	15.19%
OECD(2005)	0.526	28.21%	14.54%	19.04%	28.48%	14.69%	19.28%
Wang and Meng(2001)	0.433	28.21%	17.13%	15.43%	28.48%	17.31%	15.62%
郭庆旺和贾俊雪(2005) 上限	0.784	28.21%	6.91%	29.67%	28.48%	6.98%	30.05%
郭庆旺和贾俊雪(2005) 下限	0.692	28.21%	9.70%	25.77%	28.48%	9.81%	26.11%
吕冰洋(2008)	0.555	28.21%	13.71%	20.19%	28.48%	13.86%	20.45%
谢千里等 (2008)	0.381	28.21%	18.55%	13.46%	28.48%	18.74%	13.62%
郑京海等(2008) 建议	0.500	28.21%	15.27%	18.02%	28.48%	15.43%	18.25%
郑京海等(2008) 上限	0.726	28.21%	8.68%	27.20%	28.48%	8.77%	27.55%
郑京海等(2008) 下限	0.842	28.21%	5.10%	32.18%	28.48%	5.16%	32.61%
均值	0.600	28.21%	12.40%	22.01%	28.48%	12.54%	22.29%

表 4 中国内外资企业技术外溢测度估算（二）

文献	α	折旧率 15%			折旧率 20%		
		w_1	w_2	w_3	w_1	w_2	w_3
Chow & Li (2002)	0.628	28.72%	11.83%	23.69%	28.91%	11.92%	23.90%
Chow & Lin(2002)	0.647	28.72%	11.26%	24.49%	28.91%	11.35%	24.71%
Chow (1988)	0.602	28.72%	12.61%	22.61%	28.91%	12.70%	22.81%
Chow (1993) 上限	0.640	28.72%	11.47%	24.19%	28.91%	11.56%	24.41%
Chow (1993) 下限	0.538	28.72%	14.48%	19.98%	28.91%	14.59%	20.15%
邹至庄 (2005)	0.647	28.72%	11.26%	24.49%	28.91%	11.35%	24.71%
Chow (2008)	0.601	28.72%	12.64%	22.56%	28.91%	12.73%	22.76%
Heytens and Zebregs(2003)	0.643	28.72%	11.38%	24.32%	28.91%	11.47%	24.54%
Lau and Brada(1990)	0.422	28.72%	17.77%	15.36%	28.91%	17.90%	15.49%
OECD(2005)	0.526	28.72%	14.83%	19.49%	28.91%	14.93%	19.66%
Wang and Meng(2001)	0.433	28.72%	17.47%	15.79%	28.91%	17.59%	15.92%
郭庆旺和贾俊雪(2005) 上限	0.784	28.72%	7.05%	30.40%	28.91%	7.11%	30.67%
郭庆旺和贾俊雪(2005) 下限	0.692	28.72%	9.90%	26.40%	28.91%	9.98%	26.64%
吕冰洋(2008)	0.555	28.72%	13.99%	20.67%	28.91%	14.09%	20.85%
谢千里等 (2008)	0.381	28.72%	18.91%	13.77%	28.91%	19.04%	13.88%
郑京海等(2008) 建议	0.500	28.72%	15.57%	18.44%	28.91%	15.69%	18.60%
郑京海等(2008) 上限	0.726	28.72%	8.86%	27.86%	28.91%	8.93%	28.11%
郑京海等(2008) 下限	0.842	28.72%	5.21%	32.98%	28.91%	5.25%	33.29%
均值	0.600	28.72%	12.65%	22.54%	28.91%	12.75%	22.74%

第一, 即使在没有外溢的时候, 研发活动还是能支持经济的长期增长。只是外溢会导致企业的研发收益率下降, 从而降低研发的积极性。结果是分散决策经济的长期增长率偏离了帕累托最优状态。对中国数据的分析表明, 在 $\alpha=0.60$ 的情况下, 分散决策均衡和帕累托均衡之间的收益率差距大约有 13%。

第二, 在分散均衡下, 技术外溢是否存在对最终均衡收益率没有影响。但是, 该结论并不意味着技术外溢对经济没有任何影响。在 $\alpha=0.60$ 的情况下, 分散均衡中技术外溢导致私人研发收益率外溢的比例大约为 23%。

第三, 经济在非均衡条件下, 技术外溢导致分散决策经济对计划集权经济的偏离。这种偏离程度和物质资本的产出弹性并不相关, 只和技术外溢强度 ν 正相关。在 $\alpha=0.60$ 的情况下, 大约有接近 30% 的研发收益溢出。

第四, 本文的理论分析还证明了研发函数的线性特征。这在研发驱动的内生增长理论中通常是一个假设, 但在本文中是一个可以被证明的结论。该结论也为线性计量模型提供理论支持。

第五, 本文的经验研究发现: 三资企业对内资企业的技术外溢证据并不显著, 相反, 内资企业对三资企业的技术外溢证据却非常显著。发生这种现象的原因可能有如下三方面: 内资企业技术人员被三资企业所吸纳、跨国公司的垄断遏制以及外资对内资企业的并购。

本文的研究尚有不足之处, 例如理论模型中的技术外溢是对称性外溢, 而不是中国三资企业和内资企业之间的非对称性、单向外溢。因此, 运用本文的模型进行的经验研究, 只能从总体平均意义上解释技术外溢测度。例如内资企业和三资企业之间的技术外溢在总体上平均导致研发收益下降多少, 不能就此认为内资企业对三资企业的技术外溢导致内资企业研发收益率下降多少。但可以推测, 在非对称性外溢下, 内资企业研发收益率下降比例要高于本文的研究结论。因此, 本文的技术外溢测度可以被看作是非对称性技术外溢情况下技术外溢测度的一个下界。

参考文献

- 郭庆旺、贾俊雪, 2005: 《中国全要素生产率的估算: 1979—2004》, 《经济研究》第 6 期。
- 国家统计局, 2006: 《中国经济普查年鉴(2004)》, 中国统计出版社。
- 国家统计局、科学技术部: 历年《中国科技统计年鉴》, 中国统计出版社。
- 蒋殿春、张宇, 2008: 《经济转型与外商直接投资技术溢出效应》, 《经济研究》第 7 期。
- 赖明勇、包群、彭水军、张新, 2005: 《外商直接投资与技术外溢: 基于吸收能力的研究》, 《经济研究》第 8 期。
- 李光泗、徐翔, 2008: 《技术引进与地区经济收敛》, 《经济学(季刊)》第 3 期。
- 卢荻, 2003: 《外商投资与中国经济发展——产业和区域分析证据》, 《经济研究》第 9 期。
- 吕冰洋, 2008: 《中国资本积累的动态效率: 1978—2005》, 《经济学(季刊)》第 2 期。
- 罗雨泽、朱善利、陈玉宇、罗来军, 2008: 《外商直接投资的空间外溢效应: 对中国区域企业生产率影响的经验检验》, 《经济学(季刊)》第 2 期。
- 王红领、李稻葵、冯俊新, 2006: 《FDI 与自主研发: 基于行业数据的经验研究》, 《经济研究》第 2 期。
- 王玲、涂勤, 2007: 《中国制造业外资生产率溢出的条件性研究》, 《经济学(季刊)》第 1 期。
- 吴延兵, 2008: 《中国工业 R&D 产出弹性测算(1993—2002)》, 《经济学(季刊)》第 3 期。
- 谢千里、罗斯基、张轶凡, 2008: 《中国工业生产率的增长与收敛》, 《经济学(季刊)》第 3 期。
- 姚洋、章奇, 2001: 《中国工业企业技术效率分析》, 《经济研究》第 10 期。
- 袁诚、陆挺, 2005: 《外商直接投资与管理知识溢出效应: 来自中国民营企业家的证据》, 《经济研究》第 3 期。
- 张海洋, 2005: 《R&D 两面性、外资活动与中国工业生产率增长》, 《经济研究》第 5 期。
- 张建华、欧阳轶雯, 2003: 《外商直接投资、技术外溢与经济增长——对广东数据的实证分析》, 《经济学(季刊)》第 3 期。
- 郑京海、胡鞍钢、Bigsten Amo, 2008: 《中国的经济增长能否持续? ——一个生产率视角》, 《经济学(季刊)》第 3 期。
- 邹至庄, 2005: 《中国经济转型》, 中译本, 中国人民大学出版社。
- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, 2004, *Economic Growth*, 2nd ed. MIT.
- Bresnahan, Timothy F., 1986, “Measuring the Spillovers from Technical Advance: Mainframe Computers in Financial Services”, *American Economic Review*, 76: 742—755.

- Chow, Gregory C., 1988, "Economic Analysis of the People's Republic of China," *Journal of Economic Education*, 19, 53—64.
- Chow, Gregory C., 1993, "Capital Formation and Economic Growth in China," *Quarterly Journal of Economics*, 108, 809—842.
- Chow, Gregory C., 2008, "Another Look at the Rate of Increase in TFP in China," *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 6, 219—224.
- Chow, Gregory C., and Kui-Wai Li, 2002, "China's Economic Growth: 1952—2010," *Economic Development and Cultural Change*, 51, 247—256.
- Chow, Gregory, and An-loh Lin, 2002, "Accounting for Economic Growth in Taiwan and Mainland China: A Comparative Analysis," *Journal of Comparative Economics*, 30, 507—530.
- Coe, David T., and Elhanan Helpman, 1995, "International R&D Spillovers," *European Economic Review*, 39, 859—887.
- Griliches, Zvi, 1992, "The Search for R&D Spillovers," *Scandinavian Journal of Economics*, 94, S29—S47.
- Heytens, Paul, and Ham Zebregs, 2003, "How Fast Can China Grow?" in China: Competing in the Global Economy: Policies for Sustained Growth and Financial Stability, Wanda Tseng, and Markus Rodlauer, eds., IMF.
- Hymer, Stephen, 1970, "The Efficiency (Contradictions) of Multinational Corporations," *American Economic Review*, 60, 441—448.
- Jones, Charles I., 1998, Introduction to Economic Growth 1st ed. W.W. Norton & Company, Inc.
- Jones, Charles I., and John C. Williams, 1998, "Measuring the Social Return to R&D," *Quarterly Journal of Economics*, 113, 1119—1135.
- Kao, C., M.-H. Chiang, et al., 1999, "International R&D Spillovers: An Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61(S1): 691—709.
- Kao, C. and M.-H. Chiang, 2000, "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data," Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, B. H. Baltagi, Elsevier Science Inc., 15, 179—222.
- Lau, Kam-Tim, and Josef C. Brada, 1990, "Technological Progress and Technical Efficiency in Chinese Industrial Growth: A Frontier Production Function Approach," *China Economic Review*, 1, 113—124.
- Lucas, Robert E., 1988, "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, 22, 3—42.
- Mansfield, Edwin, et al., 1977, "Social and Private Rates of Return from Industrial Innovations," *Quarterly Journal of Economics*, 91, 221—240.
- OECD, 2005, Economic Survey of China, Issue 13, September.
- Pedroni, Peter, 2004, "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis," *Econometric Theory*, 20, 597—625.
- Romer, Paul M., 1986, "Increasing Returns and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, 94, 1002—1037.
- Romer, Paul M., 1990, "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, 98, S71—102.
- Trajtenberg, Manuel, 1989, "The Welfare Analysis of Product Innovations: with an Application to Computed Tomography Scanners," *Journal of Political Economy*, 97, 444—479.
- Wang, Xiaolu, and Lian Meng, 2001, "A Reevaluation of China's Economic Growth," *China Economic Review*, 12, 338—346.
- Xu, Bin, 2000, "Multinational Enterprises, Technology Diffusion, and Host Country Productivity Growth," *Journal of Development Economics*, 62, 477—493.
- Xu, Bin, and Jianmao Wang, 1999, "Capital Goods Trade and R&D Spillovers in the OECD," *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d'Economie*, 32, 1258—1274.

Measurement of Technology Spillovers

Shen Kunrong and Li Jian

(School of Economics, Nanjing University)

Abstract: This paper builds an externality-based model with physical and R&D capitals, proving a linear property of the R&D function, deriving three measures of spillovers based on the differences between social and private rates of return. China's regional dataset supports a direction of spillovers from local economy to FDI. The estimates of three spillover measures are about 30%, 13% and 23%.

Key Words: Spillovers; R&D Capital; Rate of Return; Measurement

JEL Classification: D620, O330

(责任编辑:王利娜)(校对:晓 鸥)