

文章编号: 1002-1566(2012)03-0409-10

国内外投资对制造业技术进步影响的行业分化特征

孙巍^{1,2} 杨帅²

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学商学院, 吉林 长春 130012)

摘要: 本文首先采用1996年-2008年中国制造业分行业数据, 选择随机前沿生产函数模型测度了制造业各行业的全要素生产率变化率, 通过调整得到技术进步率, 在此基础上, 利用2001年-2007年国内外投资的数据基于面板数据模型, 研究了制造业各行业国内外投资对技术进步影响的问题, 旨在揭示改革开放以来尤其是经济发展较快的最近几年制造业技术进步的源泉, 并进一步探讨技术进步来源不同的两类行业的行业分化特征。实证结果表明, 制造业绝大多数行业的技术进步来源于国内投资或外商投资, 个别行业甚至同时受国内外投资的双重影响, 当行业特征表现为市场竞争程度高且外商投资对国内投资比重偏高时, 技术进步更倾向来源于国内投资, 反之则更倾向来源于外商投资。

关键词: 技术进步; 随机前沿模型; 国内外投资; 面板数据模型

中图分类号: F403.7, O212

文献标识码: A

Effects of Domestic and Foreign Investment on Technology Progress and its Differentiation Characteristics of Chinese Manufacturing Sectors

SUN Wei^{1,2} YANG Shuai²

(1. Center for Quantitative Economics of Jilin University, Jilin Changchun 130012, China;

2. Business School of Jilin University, Jilin Changchun 130012, China)

Abstract: This paper firstly measures the change rate of total factor productivity of Chinese manufacturing sub-sectors by using panel data from 1996 to 2008 in stochastic frontier production function model, and then gets technology progress through some adjustment. Based on this, we analyze the domestic and foreign investment effects on technology progress by using panel data from 2001 to 2007 in panel data model, in order to reveal the source of technology progress and furthermore investigate the features of these two types of sectors. The empirical study shows that technology progress originates from domestic or foreign investment in most sectors and even from both in several sectors. Sector technology progress tends to originate from domestic investment at a high competition level and also keeping a high proportion of foreign investment to domestic investment, and on the contrary it tends to originate from foreign investment.

Key words: technology progress, stochastic frontier model, domestic and foreign investment, panel data model

0 引言

改革开放 30 年来, 中国制造业在两种完全不同的产业发展动力作用下演进。一方面是伴随招商引资的开放性政策的提出和推广, 使得大量境外资本进入中国并对很多产业的发展产

收稿日期: 2011 年 1 月 21 日;

收到修改稿日期: 2011 年 6 月 2 日

生了巨大甚至决定性的影响,另一方面由于产业政策、行政区划和地缘制约、本地资源优势等一系列产业壁垒的存在,使得很多制造业产业还是保持着全国性或者区域性的国内资本为主的民族工业主导的状态。我国制造业先后历经了复苏、民营制造业崛起、外资制造业涌入以及“中国制造”闻名世界的几个阶段,随之发生了翻天覆地的变化,经济实力大幅提升,产品种类和数量激增,产业结构迅速升级,与此同时带来的还有制造业技术水平的显著提高。

然而,改革开放以来制造业取得的技术进步,是国外资本带来的结果,还是国内投资的自主创新带来的业绩,抑或是在境外投资和国内投资的共同作用下,其中一种资本对制造业特定产业带来的影响更大一些,使得各行业间呈现出技术进步源泉的分化特征。Bernstein^[1], Kokko & Zejan^[2], 王滨^[3] 和李杏、盛朝迅^[4] 等学者的理论研究和实证检验表明,外商直接投资 FDI 存在技术外溢效应,技术外溢效应会对东道国的技术进步产生正向推动作用,从而提升技术水平。Bottazzi & Peri^[5], 高云虹、封福育^[6] 和王立军^[7] 等学者从研发投入,技术创新投入等国内投资方式入手,验证了国内投资也是引致行业技术进步,促进技术改进的重要来源。归纳上述分析,技术进步成因的观点大致可以分为两类,外商投资和国内民族资本。

伴随中国经济的高速发展,无论是外商资本的流入还是国内资金的投资,只要是符合产业发展政策和产业自身的发展需要都会在一定程度上促进经济的发展和技术的进步。但不同的资金来源背后,都有对技术进步不同的作用机理。外商投资通过示范效应、竞争效应、关联效应和人力资本流动效应等方式的技术溢出效应推动了国内行业的技术进步;而且制造业作为国家技术创新重点扶持行业,伴随国家经济增长方式转变政策的实施,通过自主研发,改善产业结构的资金投入,也会使得制造业的技术水平有明显提升。显然,这两种投资推动技术进步的方式是不同的。正是由于这种差异性,使得研究改革开放以来,尤其是经济增长较快的最近几年,哪些行业的技术进步倾向来源于国内投资,哪些行业的技术进步倾向来源于外商投资,更进一步,技术进步来源不同的两种类型行业又各自表现出何种异质性分化特征这个问题就显得尤为突出。同时,考虑到以往的有关研究仅限于外商投资或国内投资一个侧重点,因而,本文拟从外商投资和国内投资两个角度同时出发,探究用于自主研发的国内投资,和与先进技术关系密切的外商资本,对制造业各行业技术进步的作用关系和促进程度。并在此基础上,进一步探讨各行业技术进步源泉的异质性分化特征,以求在正在持续的经济转型期中,为制造业行业资金引入和产业政策提供一定的决策参考,促进制造业技术水平提升和产业结构升级,以适应经济社会发展需要。

基于上述分析,本文构建研究框架如下:首先,利用以时变形式超越对数生产函数为蓝本的随机前沿生产函数模型度量 1996 年 - 2008 年中国制造业 28 个分行业的全要素生产率变化率及其分解部分,对全要素生产率变化率的传统应用是将其作为技术进步率,笔者在原有方式上提出新的见解,通过对技术水平发挥程度的刻画,调整获得各行业的技术进步水平;进而利用面板数据模型研究 2001 年 - 2007 年制造业各行业国内投资和外商投资对技术进步的最终作用和影响,旨在考察各行业技术进步的最终来源,并根据上述实证结果区分技术进步来源不同的两类行业的异质性特征,最后给出本文结论。

1 分析方法及指标选取

1.1 分析方法

随机前沿生产函数模型也即随机边界分析 (Stochastic Frontier Analysis, SFA), 最早是由 Aginer, Lovell & Schmidt^[8] 以及 Meeusen & van den Broeck^[9] 几乎同时独立提出,该模型的提出对产量的计量模拟和技术效率的估计有着重要的贡献。随后该模型有了进一步的发展,根据 Kumbhakar & Lovell^[10] 给出生产边界模型

$$y_i = f(x_i; \beta) TE_i \quad (1)$$

这里, y_i 表示第 i 个企业的产出向量; x_i 表示第 i 个企业的要素投入向量; $f(x_i; \beta)$ 表示生产边界, 也即企业所能达到的最高产量, β 为待估参数向量。但这种定义形式忽略了产出所受到的某些不可控的随机因素的影响, 为了将这些与生产企业有关的随机因素考虑进来, 引入随机生产边界的概念, 表现为

$$y_i = f(x_i; \beta) \exp(\nu_i) TE_i, \quad (2)$$

这里, 随机生产前沿 $[f(x_i; \beta) \exp(\nu_i)]$ 包括: 一是对所有生产企业都相同的确定部分 $[f(x_i; \beta)]$; 另一是因企业而异的随机因素部分 $\exp(\nu_i)$ 。在这种定义下, 技术效率表现为

$$TE_i = \frac{y_i}{f(x_i; \beta) \exp(\nu_i)}. \quad (3)$$

上式将技术效率定义为在特定环境下, 生产企业的实际产出与其可能实现的最大产出的比值。这里, $\exp(\nu_i)$ 用来表示环境特征; 当 $TE_i < 1$ 时, 衡量了在某种环境特征 $\exp(\nu_i)$ 下生产企业的实际产出与可能达到的最大产出的偏离程度; 当且仅当 $TE_i = 1$ 时, 生产企业实现其最大可能产量。其中, 环境特征 $\exp(\nu_i)$ 值的大小与生产企业有关, 因生产企业不同。

技术效率既可以用确定性生产边界模型 (1) 表示, 也可以用随机生产边界模型 (2)、(3) 表示, 但后者较前者相比更优, 这是因为前者忽略了随机因素, 因而可能将一些随机因素的影响归入到技术效率中, 而后者考虑了随机因素的影响, 其最大的优点是在原则上能够将影响产出变化的随机因素从技术效率中分离出来, 从而避免了技术效率的估计偏差。无论采用确定性边界生产模型还是随机边界生产模型, 一般令技术效率 $TE_i = \exp(-u_i)$ 。因为 $TE_i \leq 1$, 所以 $u_i \geq 0$, 这就表示了技术的非效率, 这样就可以保证 $y_i \leq f(x_i; \beta)$ 。

上述模型都是只能对横截面数据进行测算, 而面板数据 (各生产企业的观测值重复出现) 比横截面数据包含了更多更丰富的信息。Corwell, Schmidt & Scikces^[11] 和 Kumbhakar^[12] 率先提出用面板数据随机边界模型估计时变的技术效率, 模型为

$$\ln y_{it} = \beta_{0t} + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + \nu_{it} - u_{it} = \beta_{it} + \sum_n \beta_n \ln x_{nit} + \nu_{it}. \quad (4)$$

这里对 $f(x_{it}; \beta)$ 采用柯布 - 道格拉斯生产函数的对数线性形式。 β_{0t} 是生产边界的截距, 对于所有生产企业而言在 t 时点上恒定不变, $\beta_{it} = \beta_{0t} - u_{it}$ 是第 i 个生产企业在 t 时点的截距。

Battese & Coelli^[13] 提出一种方便的时变性技术效率模型, 将技术非效率时变部分表示为

$$\beta(t) = \exp[-\eta(t - T)]. \quad (5)$$

上式仅需要估计一个参数 η , 函数 $\beta(t)$ 能够满足以下性质: (1) $\beta(t) \geq 0$; (2) 如果 $\eta > 0$, $\beta(t)$ 将以递增的速度减少; 如果 $\eta < 0$, $\beta(t)$ 将以递减的速度增加; 如果 $\eta = 0$, $\beta(t)$ 将保持不变。通过对变量分布的假设, 使用最大似然法可以估计模型参数。

根据 Kumbhakar & Lovell^[10] 的总结, 如果能够获得价格信息, 基于面板数据的随机前沿生产函数模型能够将全要素生产率的增长分解为前沿技术进步 FTP 、相对前沿技术效率变化率 TE 、规模经济效率 SE 和配置效率变化 AE 四个部分, 但当要素价格未知时, 无论配置是否有效, 其无效的部分都计算不出来, 基于这种情况, 如果假设对任何 j , 第 j 种测度要素在前沿生产函数中的相对产出弹性与第 j 种测度要素在总要素成本中所占的份额相等, 则模型可简化为

$$\dot{TEP} = \dot{y} - \dot{x} = FTP + TE + SE = \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} + \left(-\frac{du}{dt}\right) + (RTS - 1) \sum_j \lambda_j \dot{x}_j, \quad (6)$$

这里行业规模报酬 $RTS = \sum_j \varepsilon_j$, 比较 RTS 与 1 的大小, 可测度规模报酬 $\varepsilon_j = \frac{\partial \ln f(\cdot, \cdot)}{\partial \ln x_j}$, 为第 j 种要素的投入产出弹性; $\lambda_j = \frac{\varepsilon_j}{\sum_j \varepsilon_j} = \frac{\varepsilon_j}{RTS}$, 且 $\sum_j \lambda_j = 1$, 测度第 j 种要素在前沿生产函数中的相对产出弹性。

在生产函数 $f(x, t)$ 上采用 Christensen^[14] 提出的超越对数生产函数模型的时变形式, 该模型不仅考虑了要素对生产率的影响, 同时将时间趋势因素考虑在内, 形式为

$$\ln y_{it} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \ln x_{jit} + \alpha_t t + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \alpha_{jk} \ln x_{jit} \ln x_{kit} + \frac{1}{2} \alpha_{tt} t^2 + \sum_j \alpha_{jt} t \ln x_{jit} + (\nu_{it} - u_{it}). \quad (7)$$

这里 ν_{it} 是一个白噪声, 主要包括各种随机因素。 u_{it} 表示技术非效率, 且独立于 ν_{it} 。通过最大似然法可以估计模型 (7) 的参数。结合 (6) 和 (7) 可分别计算 FTP_{it} , TE_{it} 和 SE_{it} :

$$FTP_{it} = \alpha_t + \alpha_{tt} t + \sum_j \alpha_{jt} \ln x_{jit}, \quad (8)$$

$$TE_{it} = -\frac{du_{it}}{dt} = \gamma u_t \exp[-\gamma(t - T)] = \gamma u_{it}, \quad (9)$$

$$\varepsilon_j = \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial \ln x_{jit}} = \alpha_j + \sum_j \sum_k \alpha_{jk} \ln x_{kit} + \alpha_{jt} t, \quad RTS_{it} = \sum_j \varepsilon_{jit}, \quad \lambda_{jit} = \frac{\varepsilon_{jit}}{\sum_j \varepsilon_{jit}} = \frac{\varepsilon_{jit}}{RTS_{it}},$$

$$SE_{it} = (RTS_{it} - 1) \sum_j \lambda_{jit} x_{jit}. \quad (10)$$

由 (8)、(9)、(10) 可得第 i 个生产企业在 t 时期全要素生产率变化率为

$$TFP_{it} = FTP_{it} + TE_{it} + SE_{it}. \quad (11)$$

1.2 指标选取和数据来源

本文中有两个阶段的实证分析, 依据 (7) 式, 在第一阶段度量全要素生产率变化率时, 我们需要产出量、劳动投入量和资本投入量方能对模型的参数进行估计, 为保证指标所使用数据符合制造业行业的实际情况并具备合理性, 结合数据特点, 我们使用《中国统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》1996 年至 2008 年制造业 28 个行业的分行业数据测度全要素生产率变化率, 将劳动投入量 l 定义为全部国有及规模以上非国有工业企业的行业全部从业人员年平均人数, 1996 年至 2002 年数据通过《中国工业经济统计年鉴》获得, 2003 年至 2008 年数据通过《中国统计年鉴》获得, 将资本投入量 k 定义为全部国有及规模以上非国有工业企业的流动资产年平均余额与固定资产净值年平均余额之和, 产出量 y 则使用各年全部国有及规模以上非国有工业企业的工业增加值的数据, 由于《中国统计年鉴》并未给出 2008 年工业增加值数据, 我们根据国家统计局公布的该年工业增加值增速结合 2007 年工业增加值的计算得到。时间趋势项 $t (t = 1, 2, \dots, 13)$ 对应 1996 年至 2008 年, 用以反映技术变化。需要指出的是, 资本投入所使用的流动资产年平均余额和固定资产净值年平均余额, 以及产出量所使用的工业增加值均包含了当年的价格因素, 为了剔除价格因素的影响, 使估计的结果更为科学有效, 本文采用参考李京文、钟学义^[15], 孙巍^[16] 等所使用的平减处理方法, 以 1996 年作为基期, 对上述所涉及指标进行平减处理。

第二阶段构建面板数据模型研究 2001 年至 2007 年各行业外商投资和国内投资对技术进步的影响, 将前一阶段中全要素生产率变化率调整后所得的技术进步水平 TP 作为技术进步, 所使用的外商投资 FC 选用该行业当年全部国有及规模以上非国有工业企业的外商资本数据, 国内投资 DC 选用该行业当年全部国有及规模以上非国有工业企业的行业实收资本与外商资本的差值, 整体数据结构为面板数据, 外商资本和行业实收资本数据来源于各年《中国工业经济统计年鉴》。

2 模型构建及实证分析

2.1 全要素生产率变化率的度量及调整后技术进步水平

本文采用以时变形式超越对数生产函数为蓝本的随机前沿生产函数模型作为度量全要素生产率变化率的模型,形式如下:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln k_{it} + \alpha_2 \ln l_{it} + \alpha_3 t + \alpha_4 \ln k_{it}^2 + \alpha_5 \ln l_{it}^2 + \alpha_6 t^2 \\ & + \alpha_7 (\ln k_{it})(\ln l_{it}) + \alpha_8 t \ln k_{it} + \alpha_9 t \ln l_{it} + \nu_{it} - u_{it}, \end{aligned} \quad (12)$$

其中, $i = 1, 2, \dots, 28$ 分别表示我国制造业的 28 个行业; 投入要素包括两种, k_{it} 表示第 i 个行业第 t 年的资本投入量, l_{it} 表示第 i 个行业第 t 年的劳动投入量; y_{it} 表示第 i 个行业第 t 年的产出量。依照模型形式, 要素投入量和产出量在变量中均以对数形式出现。对变量 u_{it} 和 ν_{it} 采用 Battese & Coelli^[13] 假设的形式, 即技术非效率 $u_{it} = u_i \exp[-\eta(t - T)]$, 这里 u_i 为不随时间变化的成分, 且独立同分布于截断在 0 处的 $N(\mu, \sigma_u^2)$ 分布, η 和 μ 为待估参数, η 大于、等于和小于 0 分别表示技术非效率随时间减小、不变和增大, 参数 μ 刻画技术非效率 u_{it} 的均值, $\mu = 0$ 表示技术是完全效率的, $\mu > 0$ 表示技术非效率; 而 ν_{it} 代表随机因素, 独立于 u_{it} , 且独立同分布于 $N(0, \sigma_v^2)$; 我们不估计 σ_u^2 和 σ_v^2 , 转而估计 $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ 和 $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$, 其中 γ 表示技术非效率的因素对生产非效率影响的比重, 其值越大表明技术非效率对生产非效率的影响程度越大, 随机因素对生产非效率的影响较小, 进而说明生产非效率的变化主要是由技术非效率的变化提供。上述参数均采用最大似然法估计得到。

对上述方程使用软件 FRONTIER4.1 进行估计, 参数的估计结果如表 1 所示。

表 1 模型参数的最大似然估计结果

参数	估计值 [标准误差]	t 值	参数	估计值 [标准误差]	t 值
α_0	-1.6218[0.953]	-1.702**	α_7	-0.03748[0.045]	-0.8261
α_1	1.44296[0.303]	4.76565***	α_8	0.03917[0.008]	4.67355***
α_2	0.31049[0.175]	1.77183**	α_9	-0.01173[0.005]	-2.31524**
α_3	-0.15189[0.041]	-3.70973***	σ^2	0.07321[0.013]	5.62506***
α_4	-0.05565[0.032]	-1.76504**	γ	0.86932[0.027]	32.50318***
α_5	0.02434[0.026]	0.93497	μ	0.50454[0.108]	4.68323***
α_6	-0.00057[0.001]	-0.57847	η	0.02203[0.008]	2.64298***
单边似然比检验统计量			325.58		
约束条件数量			3		

注: **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

如表 1 所示, 模型的总体估计结果较优, 14 个参数中仅有 3 个参数的估值不显著, 且均为平方项或交叉项, 其本身无重要经济意义, 不排除数据和统计上的误差。具体而言, 单边似然比检验是针对假设 $H_0: \sigma_u^2 = \mu = 0$ 进行的检验, LR 服从混合 χ^2 分布, 该检验是通过与 $\chi^2_{1-2\alpha}(n)$ (双边检验) 或者 $\chi^2_{1-\alpha}(n)$ (单边检验) 的比较判定, 其中 α 为显著性水平, n 为自由度, 即约束条件数量。根据软件应使用单边似然比检验, $LR = 325.58$, 在 1% 水平下, $\chi^2_{0.99}(3) = 11.345$, 显然 $LR > \chi^2_{0.99}(3)$, 则拒绝 H_0 , 由此说明制造业各行业普遍存在技术非效率。 $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2 = 0.86932$, 说明技术非效率对生产非效率的影响程度占到了 86.932%, 远远超过随机因素对生产效率的影响, 技术非效率是生产非效率的主要部分。 $\eta = 0.02202 > 0$, 表明技术非效率 $u_{it} = u_i \exp[-\eta(t - T)]$ 将随着时间 t 而逐渐变小, 也即技术效率水平将随着

时间而提高,这与陈青青等^[17]的结论比较类似。综上所述,模型关于时变形式技术非效率的假设是正确的,且这种技术非效率占生产非效率的主要部分并逐渐减小。

进而我们可以分别得到制造业各行业各年的前沿技术进步、相对技术效率变化率和规模经济效率,并最终得到全要素增长率的变化率,如下

$$\begin{aligned} FTP_{it} &= \frac{\partial \ln f(k, l, t)}{\partial t} = \alpha_3 + 2\alpha_6 t + \alpha_8 \ln k_{it} + \alpha_9 \ln l_{it}, \\ TE_{it} &= -\frac{du_{it}}{dt} = -\frac{d\{u_i \exp[-\eta(t-T)]\}}{dt} = \eta u_{it} = -\eta \ln TE_{it}, \\ SE_{it} &= (RTS_{it} - 1) \sum_j \lambda_{jit} \dot{x}_{jit}, \\ TEP_{it} &= FTP_{it} + TE_{it} + SE_{it}. \end{aligned}$$

通过上述计算我们发现,在研究期间制造业各行业的前沿技术进步是构成全要素生产率变化率的主要来源,平均占比高达 93.6%,这与郑兵云、陈圻^[18]的结论基本一致。

在度量制造业各行业技术进步之前,需要特别强调一点,本文受制造业分行业外商资本数据的限制,仅以 2001 年至 2007 年制造业国内外投资的面板数据研究国内外投资对技术进步的影响,仍然以 1996 年至 2008 年制造业分行业的相关数据测度全要素生产率变化率水平,是因为该变化率是随时间变化并体现时间趋势的指标,时间越长,所刻画指标精度越高。

这里,考虑到全要素生产率变化率是一个相对变化量,而相对技术效率 TE 代表行业中纯技术水平的发挥程度,规模经济效率 SE 通过要素投入量的改变刻画了技术水平的发挥程度,二者都是衡量技术水平的绝对量。为了使各行业的技术进步水平不仅可以进行前后期自身相对比较,而且能与其他行业进行绝对比较,本文以 2001 年的相对技术效率 TE 与规模经济效率 SE 之和作为衡量以后各期技术水平的基期值,以各年的全要素生产率变化率作为技术水平的变化率,对 2001 年以后各年的技术进步水平进行调整,从而构建出了一个新的时间上可比的技术水平序列。调整方式如下:

$$TP_{2001} = TE_{2001} + SE_{2001}, \quad (13)$$

$$TP_t = TP_{t-1}(1 + TEP_t), \quad t = 2002, \dots, 2007, \quad (14)$$

其中, TP_{it} 表示第 i 个行业第 t 年的技术进步水平,由上式可得 2001 年至 2007 年制造业各行业各年的技术水平,由此调整后的技术进步水平总体上呈现出一种稳中有升的趋势。

2.2 国内外投资对中国制造业技术进步影响的实证研究

在使用面板数据模型之前,需要判断模型的基本形式。首先可通过计算,得出不变系数模型、变截距模型和变系数模型的残差平方和分别为 6.703879, 0.920017 和 0.066673,相应行业个体数 N 为 28 个,时期数 T 为 7 期,每个个体的指标数 k 为 2 个,可计算得出统计量 F_2 和 F_1 的 F 值。

由表 2 可知, F_2 和 F_1 的 F 值均大于 5% 显著性水平下的临界值,因而在模型形式上应采用变系数模型。

表 2 检验统计量 F_2 和 F_1 的 F 值

检验统计量	自由度	F 值 [标准误差]	5% 显著性水平下临界值
F_2	(84, 112)	137.6475	1.39
F_1	(54, 112)	26.54596	1.48

在确定模型采用变系数模型后, 接下来需要对模型应采用固定效应或随机效应做出判定。当数据中所包含的个体成员是所研究总体的所有单位时, 即个体成员单位之间的差异可以被看作回归系数的参数变动时, 固定影响模型是一个合理的面板数据模型。如果想以样本结果对总体进行分析, 则应该选用随机影响模型, 即把反应个体差异的特定常数项看做是跨个体成员的随机分布。鉴于本文涉及的研究仅限于国内外投资对制造业 28 个行业技术进步水平影响的研究, 而非通过这 28 个行业研究国内外投资对制造业总体技术进步水平的影响, 故本文对变系数模型选择固定效应的形式。

综上所述, 本文选择固定效应变系数模型度量国内外投资对制造业 28 个行业技术进步水平的影响。模型形式如下

$$TP_{it} = \alpha + \alpha_i + \beta_{i1}DC_{it} + \beta_{i2}FC_{it} + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, 28, \quad t = 1, 2, \dots, 7. \quad (15)$$

其中 DC_{it} 为行业 i 第 t 年的国内投资 (千亿); FC_{it} 为行业 i 第 t 年的外商投资 (千亿)。

利用 Eviews6.0 计量软件对 (15) 式进行估计, 对所有行业而言都相同的截距固定项 $\alpha = 0.267973$, 其他参数估计结果如表 3 所示, 由估计结果可以看出:

表 3 面板数据模型参数估计结果

行业	α_i	β_{i1}	β_{i2}
农副食品加工业	0.136299	0.266489*** (3.152316)	0.439458 (1.112044)
食品制造业	-0.093002	0.747025*** (3.278401)	-0.090669 (-0.189217)
饮料制造业	-0.190322	-0.111419 (-0.477196)	2.603206*** (5.619807)
烟草制品业	-0.075765	2.749201*** (9.752624)	-62.86334*** (-2.283973)
纺织业	-0.10595	0.220435** (1.832632)	0.056343 (0.089883)
纺织服装、鞋、帽制造业	0.05813	0.196564*** (3.794183)	1.092829*** (5.120466)
皮革、毛皮、羽毛 (绒) 及其制品业	0.071265	0.82811*** (4.207824)	0.177176 (0.472135)
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	-0.029559	0.668568*** (3.457676)	1.453472 (0.9063)
家具制造业	0.087167	1.044905** (1.911801)	0.454564 (0.343953)
造纸及纸制品业	-0.124392	0.332196*** (2.989012)	0.263733* (1.316015)
印刷业和记录媒介的复制	-0.158757	0.713446*** (2.429263)	0.460747 (0.153141)
文教体育用品制造业	0.017862	0.995277*** (3.309477)	1.002532** (1.969547)
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.140454	0.127448** (2.235125)	3.63251** (1.858689)
化学原料及化学制品制造业	-0.12914	0.230095** (2.256662)	-0.168893 (-0.624912)
医药制造业	-0.058039	0.163012 (0.761184)	0.974995* (1.353839)
化学纤维制造业	-0.065752	-0.042774 (-0.125974)	3.206699** (1.855627)
橡胶制品业	-0.034761	0.282252 (0.604734)	1.0719* (1.545572)
塑料制品业	-0.077963	0.380747* (1.294672)	-0.003742 (-0.004795)
非金属矿物制品业	-0.202563	0.366563*** (2.729296)	-0.773263 (-1.160987)
黑色金属冶炼及压延加工业	0.474993	-0.102837 (-1.111993)	1.622873*** (3.780562)
有色金属冶炼及压延加工业	0.026289	0.134623 (0.776147)	0.87291 (0.688743)
金属制品业	0.036029	-0.057389 (-0.182132)	1.417763* (1.39681)
通用设备制造业	0.026267	0.032259 (0.260665)	0.477607* (1.418538)
专用设备制造业	-0.02428	0.147405 (1.123338)	0.415888* (1.385285)
交通运输设备制造业	0.055182	0.052099 (0.535194)	0.278189** (1.66378)
电气机械及器材制造业	0.055012	0.174511* (1.295125)	0.139057 (0.430792)
通信设备计算机及其他电子设备制造业	0.216497	0.024414 (0.16996)	0.137893* (1.298187)
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	-0.031201	0.237199 (0.644539)	0.979559* (1.554149)
调整 R^2 系数	0.986957	德宾 - 沃森统计量	2.385886

注: *** 为 1% 水平显著、** 为 5% 水平显著、* 为 10% 水平显著。

从参数估计结果及其显著性来看, 面板数据模型的调整 R^2 系数超过 0.98, 表明模型总体拟合效果很好, 德宾 - 沃森统计量为 2.385886 也说明了残差项前后期基本不存在序列自相关。在制造业 28 个行业中, 除有色金属冶炼及压延加工业外, 农副食品加工业等 11 个行业的技术进步主要受国内投资影响明显, 饮料制造业等 11 个行业的技术进步主要受外商投资影响明显, 烟草制品业等 5 个行业的技术进步同时显著来源于国内投资和外商投资。由此说明, 我国制造业各行业的技术进步普遍来源于国内投资或是外商投资, 甚至是同时受到国内投资和外商投资的双重影响, 这就从实证结果上验证了国内投资和外商投资是制造业行业技术进步源泉的理论预期。出现这样的结果, 也从另一个侧面说明由于产业政策及国内投资和外商投资对行业技术进步作用机理和影响方式的差异, 导致行业间出现分化的现象。

接下来进一步依据外商投资和国内投资对技术进步影响作用程度, 即外商投资和国内投资参数估值的有效性和大小, 对行业分化的特征进行研究, 由于使用的技术进步水平是利用相对技术效率和规模经济效率构造的绝对量, 因而使得单位国内投资对技术进步的贡献具备行业间的可比性。由表 3 可以看出, 按照单位国内投资对技术进步的贡献大小, 排名前五位的分别是: 烟草制品业、家具制造业、文教体育用品制造业、皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业和食品制造业。从上述 5 个行业的行业特征可以看出, 技术进步受国内投资影响明显的行业都属于传统的轻工业行业, 呈现出行业集中度低以及国有资本比重低的特点, 从理论上分析, 这两个特点拥有一个共同指向, 即行业趋向于竞争激烈的市场状态。

从资本构成角度来看, 如表 4 所示, 上述 5 个行业中除烟草制品业(受法律法规保护, 对外商资本控制严格)外, 行业资本构成均表现为, 外商投资对国内投资的比重较高, 且超过了制造业全行业的平均水平, 表现为当行业的对外开放程度较高时, 增加国内投资对促进技术进步趋于有效。

表 4 单位国内投资对技术进步贡献前 5 名的行业总计外商投资、国内投资及两者比例(亿元)

行业名称	烟草制品业	家具制造业	文教体育用品制造业	皮革、毛皮、羽毛制品业	食品制造业	制造业全行业
单位贡献	2.75	1.04	1.00	0.83	0.75	—
外商投资	6.43	439.31	514.43	819.39	1925.03	57583.29
国内投资	2962.44	1436.89	1549.7	2550.58	4101.67	228500.8
比例	0.22%	30.57%	33.20%	32.13%	46.93%	25.20%

综上, 当行业特征表现为行业集中度低、国有资本比重低, 即竞争程度高的市场状态且外商投资对国内投资比重偏高时, 技术进步更倾向来源于国内投资。

同样, 按照单位外商投资对技术进步的贡献来看, 排名前五位的分别是: 石油加工、炼焦及核燃料加工业、化学纤维制造业、饮料制造业和黑色金属冶炼及压延加工业和金属制品业。上述 5 个行业中, 除饮料制造业外, 其他 4 个行业的行业特征较为一致, 均属于制造业中的重工业行业, 呈现出行业集中度高和国有资本比重大等特点, 这两个特点也共同指向了竞争程度较低的市场状态。

表 5 单位外商投资对技术进步贡献前 5 名行业的总计外商投资、国内投资及两者比重(亿元)

行业名称	石油炼焦核燃料加工业	化学纤维制造业	饮料制造业	黑色金属冶炼压延工业	金属制品业	制造业全行业
单位贡献	3.63	3.21	2.60	1.62	1.42	—
外商投资	399.97	604.65	1749.27	1336.97	1790.67	57583.29
国内投资	9368.07	3804.32	5061.81	21542.89	6764.02	228500.8
比重	4.27%	15.89%	34.56%	6.21%	26.47%	25.20%

从资本构成看,如表 5 所示,居头两位的石油加工、炼焦及核燃料加工业、化学纤维制造业以及黑色金属冶炼及压延加工业的外商投资与国内投资的比重均低于制造业全行业的平均水平,金属制品业外商投资与国内投资的比重为 26.47%,与行业平均水平相当。由此说明,当行业处相对封闭,对外开放程度相对较低时,引入外商投资对行业技术水平的提升更明显有效,单位外商投资所带来的技术进步更高。

综上,当行业特征表现为行业集中度高和国有资本比重大,即表现为竞争程度较弱的市场状态,且外商投资占国内投资比重偏低时,外商投资对技术进步的贡献更明显,行业技术进步更倾向来源于外商投资。

3 结论与建议

本文进行了上述两个阶段的实证分析,得出以下结论:

第一,本文以技术效率 TE 与规模经济效率 SE 之和为基期值,全要素生产率变化率 $T\dot{F}P$ 为技术水平增长率对技术水平进行调整,调整后的技术水平可同时满足各行业前后期自身相对比较和行业间的绝对比较,调整后的制造业各行业技术水平呈现稳中有升的趋势。

第二,通过固定效应变系数面板模型的实证结果可以得出,我国制造业绝大多数行业的技术进步或者来源于国内投资,或者来源于外商投资,个别行业甚至是同时受国内投资和外商投资的双重影响。上述结果验证了国内投资和外商投资是我国制造业技术进步的来源,也说明由于投资方式对技术进步影响的差异,行业出现分化现象。

第三,从行业分化特征的角度分析,当行业表现为竞争程度高的市场状态且外商投资占国内投资比重偏高时,行业技术进步更倾向来源于国内投资;当行业表现竞争程度较弱的市场状态且外商投资占国内投资比重偏低时,外商投资对技术进步的贡献度更大,行业技术进步更倾向来源于外商投资。

因此,对于技术进步主要来源于国内投资的行业应当以进一步加大自主创新投入力度,增加国内投资的产业政策以推动技术创新和技术水平的提高,对于技术进步来源于外商投资的行业应采取放宽外资引入的产业政策,不仅从量上扩大,更注重“质”的提高,以引入包含高技术含量的外商投资为侧重点,促进国内行业技术的快速发展。

[参考文献]

- [1] Bernstein J I. The structure of Canadian inter-industry R&D spillovers and the rates of return to R&D[J]. The Journal of Industrial Economics, 1998, 37(3): 3125-3328.
- [2] Kokko Zejan. Local technological capability and productivity spillovers from FDI in the Uruguayan manufacturing sector[J]. Journal of Development Studies, 1996, 32(4): 602-611.
- [3] 王滨. FDI 技术溢出、技术进步与技术效率——基于中国制造业 1999—2007 年面板数据的经验研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010, 2: 93-103.
- [4] 李杏, 盛朝迅. 外商直接投资技术溢出效应的实证研究——以南京市为例 [J]. 南京财经大学学报, 2005, 6: 37-41.
- [5] Bottazzi L, Peri G. The international dynamics of R&D and innovation in the short and in the long run[R]. Natioanl Bureau of Economic Research, July 2005, Working paper 11542.
- [6] 高云虹, 封福育. 贸易政策、研发投入与技术进步 [J]. 财经科学, 2009, 5: 111-116.
- [7] 王立军. 外商直接投资对我国技术进步的影响 [J]. 开放导报, 2007, 12(6): 96-99.
- [8] Aigner D L, Lovell C A K, Schmidt P. Formulation and estimation of stochastic frontier production models[J]. Journal of Econometrics, 1997, 6(1): 21-37.
- [9] Meeusen W, van den Broeck J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error[J]. International Economic Review, 1997, 18(2): 435-444.

- [10] Kumbhakar S C. Estimation and decomposition of productivity change when production is not efficient: a panel data approach[J]. *Econometric Reviews*, 2000, 19(4): 425-460.
- [11] Cornwell C, Schmidt P, Sickles R C. Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels[J]. *Journal of Econometrics*, 1990, 46(1/2): 185-200.
- [12] Kumbhakar S C. Production frontiers, panel data and time-varying technical inefficiency[J]. *Journal of Econometrics*, 1990, 46: 201-211.
- [13] Battese G E, Coelli T J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India[J]. *The Journal of Productivity Analysis*, 1992, 3: 153-169.
- [14] Christensen L R, Jorgenson D W, Lau L J. Conjugate duality and the transcendental logarithmic production function[J]. *Econometrica*, 1971, 39: 255-256.
- [15] 李京文, 钟学义. 中国生产率分析前沿 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 1998.
- [16] 孙巍, 唐绍祥, 李何. 市场化进程对地区工业经济发展的作用机理研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2005, 11: 68-77.
- [17] 陈青青, 龙志和, 林光平. 中国区域技术效率的随机前沿分析 [J]. *数理统计与管理*, 2010, 30(2): 271-278.
- [18] 郑兵云, 陈圻. 转型期中国工业全要素生产率与效率 – 基于细分行业的随机前沿模型分析 [J]. *数理统计与管理*, 2010, 29(3): 480-489.