

装备制造业技术进步的溢出效应

——基于两部门模型的实证研究

孙晓华 田晓芳*

摘要 本文将整个工业分为装备制造和非装备制造两类部门,把装备制造业技术进步纳入非装备制造部门的生产函数中,通过构建两部门模型研究装备制造业技术进步与其他工业部门产出增长之间的关系,并以2000—2007年我国31个省区的面板数据为样本进行了实证检验,得到装备制造业技术进步对非装备制造部门存在显著的溢出效应的结论,不同区域分组的估计结果说明装备制造业自身的生产效率和非装备制造部门的设备更新速度对技术溢出效应具有显著影响。

关键词 技术进步, 溢出效应, 两部门模型

一、引言

装备制造业是为国民经济各部门简单再生产和扩大再生产提供技术装备的各制造工业的总称,具有产业关联度高、对经济增长带动作用强、技术资金密集等特点。高度发达的装备制造业,是一国工业现代化的基础和经济实力的集中表现,也是决定一国在经济全球化进程中国际分工地位的关键因素。按照产业关联理论,经济活动过程中产业之间存在着广泛和密切的技术经济联系,由于科学技术知识的公共产品性质,产业技术创新活动具有正的外部性,特定产业的技术进步不仅会带来本部门经济增长,还会通过企业间和产业间的技术波及效应,引致相关部门乃至整个经济系统的增长。尤其对于装备制造这种关系到国民经济发展的支柱性和战略性产业,工业经济各部门都是装备产品的用户产业,其技术水平和创新能力是各行业调整转型、优化升级的物质基础和重要保障,“没有先进的技术装备就没有先进工业”的观点已在各界达成共识。在政策层面,装备制造业技术进步的作用越来越受到工业

* 大连理工大学经济系。通信作者及地址:孙晓华,辽宁省大连市甘井子区凌工路2号大连理工大学经济系,116024;电话:(0411)84707221;E-mail:sxh_dut@sina.com。作者感谢国家自然科学基金项目(70803006,70773013)和教育部人文社科项目(07JC790043)的资助。本文是第九届中国青年经济学者论坛的入选论文,在此感谢与会学者对本文提出的宝贵意见,尤其是电子科技大学尹宇明博士的独到见解。同样感谢两位匿名审稿人的建设性意见,当然文责自负。

化国家及发展中国家的重视。¹1993年,美国政府批准了由联邦科学、工程与技术协调委员会(FCCSET)主持实施的《先进制造技术计划》(AMTP),后又出台《制造技术中心计划》(MTC)以促进制造技术发展。日本在优先发展先进制造技术的三个“振兴法”基础上,于1990年提出《智能制造系统》(IMS)计划,目的是将美国软件技术和西欧精密仪表的特长与日本制造技术相结合,创造出先进的智能制造系统。1991年,韩国正式启动高级先进技术国家计划(G7计划),该计划中的“先进制造系统”项目旨在通过制造技术水平的提高改进产品质量,提高生产效率。与此同时,我国政府近年来也开始强调装备制造业在国民经济中的重要地位,相继出台促进装备制造业技术进步的各项政策,从“十一五”规划到《国家中长期科学和技术发展规划纲要》,再到《国务院关于加快振兴装备制造业的若干意见》,国家政府把振兴装备制造业提升到事关国家与民族安全的前所未有的高度,明确了装备制造业技术水平对于带动相关产业部门发展、增强产业自主创新能力与核心竞争力的关键作用。那么就我国实际情况而言,装备制造业的技术进步是否如理论和政策所预期,对非装备制造部门产生了技术溢出效应,并促进了整个工业经济的增长呢?

对于部门之间溢出效应的国内外研究,理论框架通常采用两种形式:一种形式是扩展的单部门模型,主要应用于FDI外溢效应研究,核心方法是將外资作为独立生产要素纳入到内资企业的生产函数中,并通过建立能够测度外资影响的内资企业生产函数来评价FDI的技术溢出效应。如,Findlay(1978)在FDI经由传染效应提高东道国技术水平的假设条件下,构建了一个简单的内生动态模型,检验了技术差距、外资份额等静态特征对技术扩散效果的影响;Koizumi and Kopecky(1980)认为外商投资内含的技术具有公共产品性质,会给社会带来额外利益,通过构建国际资本长期流动模型考察了FDI对一国经济增长的影响;Romer(1990),Aghion(1992)和Barro and Sala-i-Martin(1997)以内生增长模型为基础,分析了国际技术溢出效应对经济持续增长的决定性作用;Rodriguez-Clare(1996)研究了FDI的行业间溢出,认为如果跨国公司的最终产品大量使用中间品,且母国与东道国在中间产品生产方面存在较大差异的情况下,东道国将因FDI行业间溢出而受益;Markusen and Venables(1999)则强调了FDI通过中间投入和服务需求扩张所产生的对东道国生产率提升的动态效应,包括竞争效应和联系效应,得到

¹ 世界其他国家包括国际组织并没有明确提出“装备制造业”的概念,通常所指的装备制造业,相当于国际产业分类标准的382除电气外机械制造业[非电气机械]、383电气机械制造业[电气机械]、384运输设备制造业[运输设备]、385科学、测量、控制、光学设备制造业[专业和科学设备];相当于美国(1994年北美产业分类标准NAICS)的35工业机械及设备制造业、36电子及其他电气设备制造业、37运输设备制造业、38仪器及相关设备制造业;相当于欧洲国家的“资本货物制造业”。(国家发展计划委员会产业发展司:《中国装备制造业发展研究总报告(上册)》(专题篇)。北京:国家发展计划委员会产业发展司出版社,2002年。)

跨国公司不仅可以促进东道国中间品制造企业的发展,又能够对东道国最终品制造企业发展产生促进效果的结论。对部门间溢出效应研究的另一种形式是两部门模型。Feder (1983) 为考察出口对经济增长的贡献,将整个经济分为出口与非出口两类部门,创新性地构建了一个可测度出口部门对非出口部门外部效应的函数,通过对19个国家及地区和31个国家及地区两组样本1964—1973年的数据进行实证,检验了出口部门通过外部经济效应和要素生产率差别效应影响非出口部门从而间接促进经济增长的机制。而后,学者们对Feder两部门模型进行了不同程度的改进以研究部门间的溢出效应。Ram (1985) 以73个发展中国家1960—1977年数据为样本,利用两部门模型就出口对经济增长的促进作用进行了检验,得到出口的带动作用在1960—1970年间并不明显,而在1970—1977年间比较显著的结论,之后Ram (1987) 对Feder模型加以扩展,分别以88个发展中国家的截面和时间序列数据为基础实证检验了出口对经济增长的影响,以及政府出口鼓励政策的经济效应。Robert and Alexander (1994) 将两部门模型扩展为包括政府、出口和非出口的三部门模型,对OECD国家的实证研究表明政府部门和出口部门与经济增长显著正相关,但政府和出口部门的溢出效应并不显著。Odedokun (1996) 利用两部门模型考察了金融部门对实体经济的外部效应对经济增长的影响,基于71个发展中国家的考察发现金融部门对经济增长的带动作用在低收入国家更加明显。Wang (1999, 2000) 在Feder两部门模型中引入适应性预期过程,通过构建考虑供给引导和需求带动双向外部效应的动态两部门模型,研究了金融发展和经济增长两者之间的因果关系,对中国台湾地区的实证结果表明金融部门对实体经济的外部效应大于实体经济对银行的外部效应。国内学者杨全发 (1998) 利用两部门模型考察了出口贸易的技术外溢效应,得到外溢效应并不显著的结论。许和连和栾永玉 (2005) 使用扩展的三部门模型,把经济系统分为非出口部门、初级产品出口部门和工业制成品出口部门,对出口贸易的技术外溢效应进行了研究,发现我国出口贸易对国内非出口部门的技术外溢效应主要集中在工业制成品出口部门。何洁 (2000) 以Feder两部门模型为基础将工业经济部门分为外资和内资两大类,把外资部门的资本纳入内资部门生产函数中,考察FDI对工业部门的溢出及其影响因素,发现FDI的外溢效应中存在经济发展门槛效应,同时溢出效应的发挥与当地基础设施建设水平、人均收入水平和当地人口数量之间显著正相关。

研究装备制造业技术进步的溢出效应需要解决的主要问题是:装备制造业技术进步是否具有正的外部性,并在多大程度上扩散到其他工业部门?基于国内外现有研究的有益成果,同时考虑到根据国民经济行业分类将工业划分为装备制造和非装备制造两大类部门的合理性与可行性,本文将Feder两部门模型的研究思路推广到装备制造业与其他工业部门相互作用关系的分析框架中来,探讨装备制造业技术进步的外溢效应,并利用2000—2007年我国

31个省份的面板数据进行实证检验。与以往研究相比,本文具有以下三个特色:(1)模型构建方面,对Feder的两部门模型加以扩展,将装备制造业的技术进步作为一种生产要素计入非装备制造部门的生产函数中,假定装备制造部门的技术积累对非装备制造部门的产出会产生间接影响,即技术进步的外溢效应。如果装备制造业技术进步的确带来了非装备制造部门产量的提升,则外溢效应为正,否则为负。同时,为测量装备制造业技术进步引入柯布-道格拉斯生产函数,使得文中需要利用隐函数和显函数两种形式加以分析。(2)参数估计与计量方法方面,分别在生产函数规模报酬不变和规模报酬可变两种假设条件下进行参数估计,并且利用不同的折旧率进行实证检验,期望能够得到更加稳健的估计结果。(3)变量处理方面,利用永续盘存法测算资本投入变量,并非以往文献中只用资本流量或固定资本原值(或净值)余额直接代替,提高了估计结果的精确性与可信性。(4)在实证结果的基础上,按照装备制造业的生产效率和非装备制造部门设备更新速度的标准对区域进行分组,以进一步验证装备制造业技术进步溢出效应的影响因素。本文后面的内容安排如下:第二部分为两部门模型的构建,从理论上分析装备制造业技术进步与非装备制造部门产出间的关系;第三部分为数据来源和变量选择;第四部分为基于省际面板数据的计量检验、结果分析与稳健性检验;第五部分对不同区域分组下装备制造业技术进步的溢出效应进行了测算和比较;最后为研究结论。

二、两部门模型的构建

借鉴Feder等学者关于两部门模型的研究成果,本文将整个工业分为装备制造和非装备制造两大类部门,以此构建两部门模型考察装备制造业技术进步的溢出效应。假定 Y_t 为 t 时刻工业部门总产出, K_t 、 L_t 分别代表整个工业在 t 时刻的资本和劳动投入, E_t 、 N_t 为装备制造业各部门和非装备制造各部门 t 时刻的总产出, K_{Et} 、 L_{Et} 、 T_{Et} 分别表示装备制造业各部门 t 时刻的资本投入、劳动投入和技术进步, K_{Nt} 、 L_{Nt} 为非装备制造部门 t 时刻的资本和劳动投入,则

$$Y_t = E_t + N_t, \quad (1)$$

$$K_t = K_{Et} + K_{Nt}, \quad (2)$$

$$L_t = L_{Et} + L_{Nt}. \quad (3)$$

假设装备制造业和非装备制造部门的生产函数分别为

$$E_t = E(L_{Et}, K_{Et}), \quad (4)$$

$$N_t = N(L_{Nt}, K_{Nt}, T_{Et}), \quad (5)$$

其中, (5) 式假设装备制造业的技术进步影响非装备制造业的产出。²

分别对 (1)、(2)、(3)、(4)、(5) 式求全微分得

$$dY = dE + dN, \quad (6)$$

$$dK = dK_E + dK_N, \quad (7)$$

$$dL = dL_E + dL_N, \quad (8)$$

$$dE = E_{L_E} \times dL_E + E_{K_E} \times dK_E, \quad (9)$$

$$dN = N_{L_N} \times dL_N + N_{K_N} \times dK_N + N_{T_E} \times dT_E, \quad (10)$$

则

$$\begin{aligned} dY &= dE + dN \\ &= E_{L_E} \times dL_E + E_{K_E} \times dK_E + N_{L_N} \times dL_N + N_{K_N} \times dK_N + N_{T_E} \times dT_E, \end{aligned} \quad (11)$$

其中, E_{L_E} 、 E_{K_E} 、 N_{T_E} 、 N_{L_N} 、 N_{K_N} 分别代表装备制造业部门劳动投入的边际产量、资本投入的边际产量、技术进步的边际产量和非装备制造业的劳动投入边际产量、资本投入的边际产量。

假定要素没有得到最优配置, 即部门间的要素边际产量存在差异, 并设差异值相等, 都为 θ^3 , 则两个部门要素边际产量的相互关系可以表示为

$$E_{L_E} / N_{L_N} = E_{K_E} / N_{K_N} = 1 + \theta. \quad (12)$$

对 (11) 式进行公式转换, 得

$$dY = N_{L_N} \times dL + N_{K_N} \times dK + \frac{\theta}{1 + \theta} \times dE + N_{T_E} \times dT_E. \quad (13)$$

再假定, 装备制造业部门的技术进步 (T_E) 对非装备制造业部门的溢出弹性是不变的, 则

$$N_t = N(L_{N_t}, K_{N_t}, T_{E_t}) = T_{E_t}^{\lambda} \varphi(L_{N_t}, K_{N_t}). \quad (14)$$

由 (14) 式得

$$N_{T_E} = \lambda \times \frac{N}{T_E}. \quad (15)$$

将 (15) 式代入 (13) 式:

² 此处, 把装备制造和非装备制造部门的生产函数都以隐函数的形式表示。其中, 装备制造业的投入要素为劳动和资本, 技术进步则以产出增长中扣除劳动力、资本投入增长因素后的余值来体现, 文中后面采用了 C-D 函数的具体形式加以测算。对于非装备制造业而言, 我们将装备制造业的技术进步作为一种生产要素纳入进来, 而非装备制造业自身技术进步则等于产出增长中扣除劳动力增长、资本投入增长和装备制造业技术溢出后的余值。

³ 在 Feder 和 Wang 利用两部门模型研究部门间溢出效应的经典文献中, 分别假定劳动和资本的要素边际产出差异值在出口部门与非出口部门, 金融部门与实体经济部门之间是相等的, 本文在此处也同样认为装备制造业与非装备制造部门的劳动和资本具有相同的要素边际产出差异。

$$dY = N_{L_N} \times dL + N_{K_N} \times dK + \frac{\theta}{1+\theta} \times dE + \lambda \times \frac{N}{T_E} \times dT_E. \quad (16)$$

(16) 式两边同时除以 Y , 得

$$\frac{dY}{Y} = N_{L_N} \times \frac{L}{Y} \times \frac{dL}{L} + N_{K_N} \times \frac{K}{Y} \times \frac{dK}{K} + \frac{\theta}{1+\theta} \times \frac{E}{Y} \times \frac{dE}{E} + \lambda \times \frac{N}{Y} \times \frac{dT_E}{T_E}. \quad (17)$$

(17) 式中, $\frac{dL}{L}$ 、 $\frac{dK}{K}$ 分别为工业部门劳动投入增长率和资本投入增长率, $\frac{E}{Y} \times \frac{dE}{E}$ 为装备制造业产出对整个工业产出的占有率与其增长率的乘积, 表示装备制造业对整个工业增长的直接贡献。 $\frac{N}{Y} \times \frac{dT_E}{T_E}$ 则说明了装备制造业技术进步通过与非装备制造业部门 N 的弹性关系影响整个工业经济增长。

对于装备制造部门技术进步程度的度量, 本文借鉴柯布-道格拉斯生产函数(简称 C-D 生产函数), C-D 生产函数描述了资本、劳动投入与产出之间的关系, 是测算技术水平及技术进步的基本方法, 其基本形式为

$$Y = AK^\alpha L^\beta, \quad (18)$$

其中, Y 代表产出, K 、 L 分别为资本和劳动的投入, α 、 β 表示资本和劳动的产出弹性, A 为技术水平, 即全要素生产率 (TFP), 则

$$A = \frac{Y}{K^\alpha L^\beta}. \quad (19)$$

装备制造业技术进步的计算公式为

$$T_E = \frac{E}{K_E^\alpha L_E^\beta}. \quad (20)$$

一般地, 生产函数规模有报酬不变 ($\alpha + \beta = 1$) 和规模报酬可变 ($\alpha + \beta \neq 1$) 两种形式, 在规模报酬不变的假设条件下, $\alpha + \beta = 1$, (20) 式转换为

$$T_E = \frac{E/L_E}{(K_E/L_E)^\alpha}, \quad (21)$$

则

$$\frac{dT_E}{T_E} = \frac{dE/L_E}{E/L_E} - \alpha \times \frac{dK_E/L_E}{K_E/L_E}. \quad (22)$$

将 (22) 式代入 (17) 式, 得

$$\frac{dY}{Y} = N_{L_N} \times \frac{L}{Y} \times \frac{dL}{L} + N_{K_N} \times \frac{K}{Y} \times \frac{dK}{K}$$

$$+ \frac{\theta}{1+\theta} \times \frac{E}{Y} \times \frac{dE}{E} + \lambda \times \frac{N}{Y} \times \left(\frac{dE/L_E}{E/L_E} - \alpha \times \frac{dK_E/L_E}{K_E/L_E} \right). \quad (23)$$

欲计算 $\frac{N}{Y} \times \left(\frac{dE/L_E}{E/L_E} - \alpha \times \frac{dK_E/L_E}{K_E/L_E} \right)$ ，需确定产出弹性系数 α 。确定产出弹性系数的方法主要有三种：经验估计法、比值法和回归法，本文采用比值法对要素产出弹性进行测算。利用 (18) 式测算产出弹性时，由于资本投入、劳动投入两要素可能随时间有相同的变化趋势，因而变量之间可能存在严重的共线性问题，为减少共线性，通常以人均形式来表示两变量。所以，在规模报酬不变条件下，弹性测算公式由 (18) 式推导得

$$\ln \frac{Y}{L} = \ln A + \alpha \times \ln \frac{K}{L}, \quad (24)$$

则装备制造业产出弹性测算公式为

$$\ln \frac{E}{L_E} = C + \alpha \times \ln \frac{K_E}{L_E} + e. \quad (25)$$

将 (23) 式中的 $\frac{N}{Y} \times \left(\frac{dE/L_E}{K_E/L_E} - \alpha \times \frac{dK_E/L_E}{K_E/L_E} \right)$ 进行分解，得到

$$\begin{aligned} \frac{dY}{Y} = & N_{L_N} \times \frac{L}{Y} \times \frac{dL}{L} + N_{K_N} \times \frac{K}{Y} \times \frac{dK}{K} + \frac{\theta}{1+\theta} \times \frac{E}{Y} \times \frac{dE}{E} \\ & + \lambda \times \frac{N}{Y} \times \frac{dE/L_E}{E/L_E} + (-\alpha) \times \lambda \times \frac{N}{Y} \times \frac{dK_E/L_E}{K_E/L_E}. \end{aligned} \quad (26)$$

此时，令 C_1 、 C_2 、 C_3 、 C_4 、 C_5 分别等于 (26) 式中的 $N_{L_N} \times \frac{L}{Y}$ 、 $N_{K_N} \times \frac{K}{Y}$ 、 $\frac{\theta}{1+\theta}$ 、 λ 、 $(-\alpha) \times \lambda$ ，同时用 gi 、 gl 、 gk 、 ce 、 $cetn1$ 、 $cek/\ln1$ 分别表示 $\frac{dY}{Y}$ 、 $\frac{dL}{L}$ 、 $\frac{dK}{K}$ 、 $\frac{E}{Y} \times \frac{dE}{E}$ 、 $\frac{N}{Y} \times \frac{dE/L_E}{E/L_E}$ 和 $\frac{N}{Y} \times \frac{dK_E/L_E}{K_E/L_E}$ ，则可将 (26) 式转换为：

$$gi = C_1 \times gl + C_2 \times gk + C_3 \times ce + C_4 \times cetn1 + C_5 \times cek/\ln1. \quad (27)$$

那么，(27) 式即为规模报酬不变条件下，装备制造业技术进步溢出效应的弹性测算公式。

在规模报酬可变条件下， $\alpha + \beta \neq 1$ ，首先将 (20) 式各变量转换为人均形式得

$$T_E = \frac{E/L_E}{(K_E/L_E)^\alpha \times L_E^{(\alpha+\beta-1)}}. \quad (28)$$

$$\text{则} \quad \frac{dT_E}{T_E} = \frac{dE/L_E}{E/L_E} - \alpha \times \frac{dK_E/L_E}{K_E/L_E} - (\alpha + \beta - 1) \times \frac{dL_E}{L_E}. \quad (29)$$

将(29)式代入(17)式,得

$$\frac{dY}{Y} = N_{L_N} \times \frac{L}{Y} \times \frac{dL}{L} + N_{K_N} \times \frac{K}{Y} \times \frac{dK}{K} + \frac{\theta}{1+\theta} \times \frac{E}{Y} \times \frac{dE}{E} + \lambda \times \frac{N}{Y} \times \left[\frac{dE/L_E}{E/L_E} - \alpha \times \frac{dK_E/L_E}{K_E/L_E} - (\alpha + \beta - 1) \times \frac{dL_E}{L_E} \right]. \quad (30)$$

同样,若计算 $\frac{N}{Y} \times \left[\frac{dE/L_E}{E/L_E} - \alpha \times \frac{dK_E/L_E}{K_E/L_E} - (\alpha + \beta - 1) \times \frac{dL_E}{L_E} \right]$, 需要对 α 、 $(\alpha + \beta - 1)$ 进行测算。由(18)式可得规模报酬可变条件下装备制造业产出弹性系数的测算公式

$$\ln E/L_E = C + \alpha \times \ln K_E/L_E + (\alpha + \beta - 1) \ln L_E + e. \quad (31)$$

将(30)式中的 $\frac{dE/L_E}{E/L_E} - \alpha \times \frac{dK_E/L_E}{K_E/L_E} - (\alpha + \beta - 1) \times \frac{dL_E}{L_E}$ 进行分解,得

$$\begin{aligned} \frac{dY}{Y} = & N_{L_N} \times \frac{L}{Y} \times \frac{dL}{L} + N_{K_N} \times \frac{K}{Y} \times \frac{dK}{K} + \frac{\theta}{1+\theta} \times \frac{E}{Y} \times \frac{dE}{E} \\ & + \lambda \times \frac{N}{Y} \times \frac{dE/L_E}{E/L_E} + (-\alpha) \times \lambda \times \frac{N}{Y} \times \frac{dK_E/L_E}{K_E/L_E} \\ & + (1 - \alpha - \beta) \times \lambda \times \frac{N}{Y} \times \frac{dL_E}{L_E}. \end{aligned} \quad (32)$$

令(32)式中的 $\frac{N}{Y} \times \frac{dE/L_E}{E/L_E}$ 、 $\frac{N}{Y} \times \frac{dK_E/L_E}{K_E/L_E}$ 、 $\frac{N}{Y} \times \frac{dL_E}{L_E}$ 分别为 cetn2 、 $\text{cek}/\ln 2$ 、 celn , 且 $(-\alpha) \times \lambda$ 、 $(1 - \alpha - \beta) \times \lambda$ 分别等于 C_5 、 C_6 , 则可将(32)式转换为

$$gi = C_1 \times gl + C_2 \times gk + C_3 \times ce + C_4 \times \text{cetn2} + C_5 \times \text{cek}/\ln 2 + C_6 \times \text{celn}. \quad (33)$$

(33)式即为规模报酬可变条件下,测算装备制造业技术进步溢出弹性的计算公式。经过上述推导,得到基于规模报酬不变和可变假设的装备制造业技术进步溢出效应计量检验模型:

$$gi = C_1 \times gl + C_2 \times gk + C_3 \times ce + C_4 \times \text{cetn1} + C_5 \times \text{cek}/\ln 1 + \mu, \quad (I)$$

$$\begin{aligned} gi = & C_1 \times gl + C_2 \times gk + C_3 \times ce + C_4 \times \text{cetn2} \\ & + C_5 \times \text{cek}/\ln 2 + C_6 \times \text{celn} + \mu. \end{aligned} \quad (II)$$

三、数据来源和变量选择

鉴于我国省际工业统计数据均为规模以上企业,因此本文实证样本使用全部国有及规模以上非国有企业2000—2007年省际统计数据,来自2001—

2008年国家统计局发布的《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》和《中国经济普查年鉴》。

按照国民经济行业分类标准(2002),装备制造业的产品范围包括机械、电子和兵器工业中的投资类制成品,分属于金属制品业、通用装备制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电器装备及器材制造业、电子及通信设备制造业、仪器仪表及文化办公用装备制造业7个大类185个小类,本文所处理的装备制造业数据来自上述七个行业的整合数据。在装备制造业产出弹性的测算中,产出以装备制造业总产值衡量,为消除价格因素影响,本文以2000年为基期,利用工业品出厂价格指数对装备制造业总产值进行平减折算到实际值。对于资本投入量衡量指标的选择,现有文献中反映全社会资本投入量的指标主要有以下五种:(1)投资统计中的固定资产投资额;(2)积累额,即改革开放前物质生产部门的国民收入经过初次分配和再分配形成的积累额;(3)各部门的固定资产净值和流动资产平均余额;(4)国民经济核算中的资本形成存量净额或固定资本形成存量净额;(5)资本服务量。由于本文研究的主要目的是考察装备制造业技术进步的溢出效应,鉴于固定资产净值经常被用于测算各部门或各产业技术进步贡献率,为保持数据口径一致,在测算装备制造业产出弹性时选用固定资本净值年均净额衡量资本投入量,并用以2000年为基期的固定资产投资价格指数对其进行平减,折算到实际值,再利用国际上被广泛应用的永续盘存法(PIM)测算资本存量,其公式为

$$K_{E_t} = I_t + (1 - \delta)K_{E_{t-1}}, \quad (34)$$

其中, K_{E_t} 、 $K_{E_{t-1}}$ 为 t 期和 $t-1$ 期装备制造业资本存量, I_t 为资本投入量, δ 为设备折旧率。由(34)式可知,资本存量测算的关键是折旧率和基期资本存量的确定,国内学者虽然对此进行了大量测算,但是目前尚未形成统一的计算方法。黄永峰等关于中国制造业资本存量的研究中,在估计设备寿命期为16年的基础上,估算出设备的折旧率为17%;张军则假定设备的寿命期为20年,得到的折旧率约为15%。本文采用黄永峰等的估计结果,假定折旧率 δ 为17%。对于基期资本存量的确定,现有文献多将基期资本投入量除以10%作为基期资本存量(黄永峰等,2002),本文采取同样方法,用基期装备制造业固定资产净值年均余额除以10%作为基期资本存量。对于劳动投入量的选择,国内外研究主要采用以下三种衡量指标:(1)劳动者人数,即就业人员数;(2)总劳动时间,即平均劳动时间乘以就业人员数;(3)劳动者报酬。由于劳动者人数能够简明地体现劳动投入规模,统计数据容易获得且不存在价格调整的问题,因此本文采取与多数研究类似的做法,选择全部从业人员年均人数衡量劳动投入量。

在利用两部门模型测算装备制造业技术进步溢出弹性的衡量指标选取中,主要变量为 gi 、 gl 、 gk 、 ce 、 $cetn_i$ (即 $cetn1$ 和 $cetn2$), 分别表示我国各地区

全部国有及规模以上非国有工业企业的产值增长率、劳动投入增长率、资本投入增长率、装备制造部门的直接贡献以及装备制造业对非装备制造业的技术溢出。由模型的推导过程可知,直接贡献为各变量占总产值的比重与各自增长率的乘积;其中总产值选用我国各地区全部国有及规模以上非国有工业企业的工业总产值,并利用以2000年为基期的工业品出厂价格指数对其进行平减消除价格因素加以折算得到实际值;劳动投入增长率由各地区全部国有及规模以上非国有工业企业的全部从业人员年均人数计算得到;资本投入增长率由各地区全部国有及规模以上非国有工业企业的固定资产年均净额计算得到。由于技术溢出多存在时滞,因此实证模型中所有与 $cetn_i$ 相关的变量均采用滞后变量。另外,数据处理过程中涉及的资本变量指标和资本存量的测算与上文在装备制造业产出弹性测算时使用的资本存量测算方法相同,表1列出了实证检验所用变量的符号及各指标的描述性统计。

表1 变量符号及描述性统计

	变量符号	均值	标准差	最大值	最小值
产出弹性测算指标	$E/L_{i,t}$	27.56151	17.86246	98.16090	1.821429
	$K/L_{i,t}$	61.13383	47.73957	446.4970	22.14120
	$E_{i,t}$	2297.335	4032.037	28535.92	0.510000
	$K_{E_{i,t}}$	2974.478	3074.644	13749.69	9.200000
	$L_{E_{i,t}}$	63.25300	91.12457	621.0000	0.280000
技术进步溢出效应测算指标	$gi_{i,t}$	0.217539	0.087628	0.471560	0.002427
	$gl_{i,t}$	0.030439	0.079340	0.344415	-0.339350
	$gk_{i,t}$	-0.002052	0.043746	0.123465	-0.064552
	$ce_{i,t}$	0.063236	0.052927	0.244071	-0.018123
	$cetn1_{i,t-1}$	0.138109	0.145233	1.595893	-0.056381
	$cetn2_{i,t-1}$	0.134021	0.094487	0.813949	-0.174805
	$cek/\ln_{i,t-1}$	0.029146	0.635357	7.982386	-0.386556
	$celn_{i,t-1}$	0.004418	0.102905	0.704140	-0.470816

四、实证检验与结果分析

本文利用2000—2007年间全国除香港、澳门和台湾以外的所有其他31个省、市、区面板数据进行回归,实证检验装备制造业技术进步对非装备制造部门的溢出效应。

(一) 技术进步溢出弹性的估计

尽管对技术进步溢出效应的估计不需要装备制造业资本与劳动投入的产出弹性,但是为了分析装备制造业的生产特征,本文对装备制造业资本和劳

动投的产出弹性进行了测算（见表 2）。结果表明，在假定生产函数规模报酬可变和不变两种情况下，资本投入的产出弹性 α 和劳动投入的产出弹性 β 均十分显著， α 值为 0.596 和 0.897， β 值为 0.404 和 0.408，表明资本对产出的贡献率比劳动投入大。由于投入要素的弹性系数差异与要素使用密集程度高度相关，有学者已得到重工业部门和资本密集型产业的资本弹性系数大于轻工业和劳动密集型产业的结论（王德文等，2004），因此我国装备制造业是一种典型的资本密集型行业，资本往往与相应的技术结合在一起，资本要素投入对产业经济增长具有重要作用。另外，当假设生产函数为规模报酬可变时， $\alpha + \beta - 1 = 0.305 > 0$ ，属于规模报酬递增的类型。

表 2 装备制造业产出弹性测算结果

规模报酬假定 常数项及产出弹性值	$\alpha + \beta = 1$	$\alpha + \beta \neq 1$	
	α	α	$\alpha + \beta - 1$
常数项	0.755294 (0.992545)	-1.457048*** (-3.228586)	
弹性值	0.596300*** (3.093380)	0.896777*** (7.531433)	0.304896*** (43.13345)
Ad-R ²	0.356054	0.731690	
F 值	16.13634	67.35778	
Prob(F-statistic)	0.000000	0.000000	

注：括号内数字为估计系数的 t 值。***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

本文以所有 31 省、市、区的工业行业为研究总体，选取的样本包括全部母体，并非随机抽样的结果，因此对装备制造业技术进步溢出弹性的估计选择固定效应模型。同时，考虑到横截面存在异方差问题，使用 White 异方差一致协方差矩阵对模型进行修正，从而给出稳健的 t 统计量（参数估计值见表 3）。

表 3 装备制造业技术进步溢出效应的实证结果

变量	规模报酬假定		
	$\alpha + \beta = 1$	$\alpha + \beta \neq 1$	
常数项	0.149459*** (18.06594)	0.151511*** (18.51031)	
$gl_{i,t}$	0.296611*** (4.148063)	0.296179*** (4.164246)	
$gk_{i,t}$	0.620371*** (4.265687)	0.596612*** (3.740337)	
$ce_{i,t}$	0.520703*** (5.393829)	0.512122*** (5.583881)	
$cetn_{i,t-1}$	$cetn1_{i,t-1}$	0.158045*** (3.886001)	
	$cetn2_{i,t-1}$		0.150723*** (3.840917)

(续表)

变量		规模报酬假定	
		$\alpha+\beta=1$	$\alpha+\beta\neq 1$
cek/ln _{i,t-1}	cek/ln1 _{i,t-1}	-0.276398*** (-3.522674)	
	cek/ln2 _{i,t-1}		-0.237374** (-2.465686)
celn _{i,t-1}			0.033156 (0.548783)
Ad-R ²		0.617931	0.615606
F 值		27.03900	24.44005
Prob(F-statistic)		0.000000	0.000000

注:括号内数字为估计系数的 t 值。***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

(二) 结果分析

由模型回归结果可知,对应解释变量前系数的符号完全一致,调整后的方程总体估计可决系数均在 0.61 以上,方程拟合度较高,而且通过了方程整体的显著性检验。考察单个解释变量的参数显著性,规模报酬不变和规模报酬可变的回归结果相差不多。

变量 cetn 的系数估计值为装备制造业对非装备制造部门的技术溢出效应,在两种生产函数性质的约束条件下均在 1% 的水平上显著为正,证明装备制造业技术进步对其他工业部门的确存在外溢效应。同时,变量 ce 系数估计值在 1% 的水平下显著,说明装备制造业对整个工业增长的直接贡献十分明显,估计值分别为 0.51 和 0.52,表示其他条件不变情况下装备制造业产值变化 100%,整个工业总产值的变动将达到 51% 和 52%,装备制造业对整个工业具有很强的带动作用。并且,由 $C_3 = \theta / (1 + \theta) > 0$ 得 $\theta > 0$,意味着装备制造业边际生产率高于非装备制造业。生产函数的不同假定会 对参数估计产生一定影响,使得估计结果存在一定差异,下面针对所得实证结果具体说明如下:

(1) 假定规模报酬不变时,装备制造业技术进步溢出效应的估计结果在 1% 的水平下显著,溢出弹性为 15.8%,说明装备制造业技术水平上升 100%,非装备制造部门产出增长 15.8%。溢出效应并不十分显著的原因在于:一方面,我国装备制造业自身技术水平不高,生产效率偏低,所生产设备无法达到有效带动其他工业行业产出增长的要求;另一方面,非装备制造业设备更新换代速度缓慢,2001—2004 年固定资产净值(生产设备一般计入固定资产)的增长率为 -6.8%, -5.4%, -4.0%, -1.6%,连续四年负增长,2005—2007 年虽然增长率为正,也仅为 0.2%, 2.8% 和 4.4%,2001—2007 年的平均增长率为 -1.5%,即使将设备折旧因素考虑在内,总体设备更新速度依然较慢,导致无法充分享受装备制造业技术进步的溢出成果。这种

现象在 Borenztein *et al.* (1998) 研究 FDI 技术外溢效应时被称为“门槛效应”，指影响技术外溢效应发挥预期作用的诸多因素的某一特定水平，在“门槛”之上，技术溢出效应才得以充分体现。在装备制造业自身技术水平有限的情况下，非装备制造部门设备换代不及时，没有达到“门槛”要求，使得技术溢出效果不理想。

同时，装备制造业对整个工业经济具有显著的带动作用，直接贡献率 $C_3=52\%$ 。由 $C_3=\theta/(1+\theta)$ ，得 $\theta=1.08$ ，说明装备制造业的要素边际产出比非装备制造部门高出 108%。劳动投入增长对工业增长的贡献约为 30%，固定资产投资增长对工业增长的贡献 62%，可以看出我国工业经济增长在很大程度上归功于固定资产投资，也反映了目前投资拉动型经济增长的现状。

(2) 假设规模报酬可变时，装备制造业技术溢出的参数估计仍然在 1% 水平下显著，溢出弹性为 15.1%，与规模报酬不变时十分接近。由 $C_3=\theta/(1+\theta)=51.2\%$ ，得 $\theta=1.04$ ，说明装备制造业的要素边际产出比其他工业高出 104%，因此大力发展装备制造业将给我国经济增长带来强大动力。此外，劳动投入增长对工业增长的贡献约为 30%，固定资产投资增长的贡献为 60%，在说明劳动、投资对工业经济增长都具有促进作用的同时也反映了投资拉动的现实。

(三) 稳健性检验

在固定资产投资资本存量的测算中，采取何种折旧率尚未达成一致，不同取值可能会影响装备制造业技术溢出的弹性值，因此为得到更加稳健的实证结果，本文除选取在制造业资本存量计算中被通常采用的 17% 折旧率外，还选择了龚六堂和谢丹阳 (2004) 在测算我国各省边际生产率差异时假定的 10% 折旧率，以及 Perkins (1998) 采用的 5% 折旧率，分别在规模报酬不变和可变两种规模报酬假定下对装备制造业技术进步溢出弹性进行了测算，以考察回归结果的稳健性 (实证结果见表 4)。

表 4 不同折旧率下装备制造业技术进步溢出弹性的稳健性检验

固定资产投资存量折旧率	折旧率=10%		折旧率=5%	
	规模报酬不变	规模报酬可变	规模报酬不变	规模报酬可变
常数项	0.135391*** (25.27097)	0.138728*** (24.48100)	0.156990*** (12.44104)	0.167870*** (14.38746)
$gl_{i,t}$	0.307312*** (4.431512)	0.305326*** (4.451815)	0.281415*** (3.597260)	0.270247*** (3.351775)
$gk_{i,t}$	0.679423*** (3.851194)	0.622658*** (3.309138)	0.460283*** (4.341735)	0.398548*** (3.566382)
$ce_{i,t}$	0.485646*** (4.897941)	0.478163*** (5.193663)	0.653020*** (7.485655)	0.575191*** (7.582181)

(续表)

固定资产投资存量折旧率		折旧率=10%		折旧率=5%	
规模报酬假定		规模报酬不变	规模报酬可变	规模报酬不变	规模报酬可变
cetn _{i,t-1}	cetn1 _{i,t-1}	0.153762*** (3.605653)		0.086172*** (3.060826)	
	cetn2 _{i,t-1}		0.133004*** (3.168456)		0.100589*** (3.190092)
cek/ln2 _{i,t-1}		-0.241281*** (-3.272485)	-0.149677 (-1.547925)	-0.248939*** (-2.985657)	-0.151430** (-2.256009)
celn _{i,t-1}			0.080840 (1.238122)		0.113086** (2.133140)
Ad-R ²		0.611910	0.610486	0.620738	0.624425
F值		26.38520	23.93960	27.35085	25.33413
Prob(F-statistic)		0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

注:括号内数字为估计系数的t值。***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平下显著。

由实证结果,不同资本折旧率下装备制造业技术进步的溢出弹性值均显著为正,若折旧率为10%,溢出弹性等于15.3%和13.3%,当折旧率为5%,溢出弹性等于8.6%和10.1%。而且,方程拟合程度较高,方程整体和各变量的显著性都较好,通过了稳健性检验,证明了装备制造业技术进步能够带动非装备制造部门产出增长的结论。

综合省际面板数据的参数估计结果和稳健性检验,无论将生产函数性质设为规模报酬不变或规模报酬可变,无论选用三种折旧率的哪一种,装备制造业技术进步与非装备制造部门产出均存在正向关系,装备制造业对整个工业经济具有巨大的推动作用,在统计上非常显著。尽管不同估计方法得到的回归结果存在细微差异,但装备制造业对非装备制造部门的技术溢出和对整个工业经济的推动作用得到确认,证实了基于产业关联理论的推断和国家制定一系列促进装备制造业发展和技术进步政策的合理性。

五、不同区域分组下技术进步溢出弹性的估计

运用我国所有省份的面板数据样本估计装备制造业技术进步溢出弹性时,暗含的假定是装备制造业技术溢出效应在所有地区是相同的。但实际上,装备制造业自身的生产效率(部分地代表技术水平)和非装备制造部门的设备更新换代速度等因素会对技术进步溢出效应造成影响。因此,为检验上述两个因素对装备制造业技术进步溢出弹性的作用,下面对全国全部地区进行了分组处理,进而测算不同约束条件下装备制造业技术溢出弹性值。为节省篇幅及误差考虑,假定资本存量的折旧率均为17%。

(一) 按装备制造业生产效率分组的技术溢出弹性估计

本文以人均工业总产值表示生产效率，如果某个省份在 2000—2007 年间装备制造业人均工业总产值的均值高于 25.88 亿元/万人（25.88 为全部地区 2000—2007 年间装备制造业人均工业总产值的平均数），则被划归为生产效率较高的地区分组，否则被划为生产效率较低的地区分组。按照该划分标准，装备制造业生产效率较高的地区包括 14 个，分别是：北京、天津、辽宁、吉林、上海、江苏、浙江、安徽、福建、山东、湖北、广东、广西、重庆，其余 17 个省份被划归为装备制造业生产效率较低的分组。其中，为得到更加精确的实证结果，剔除了 4 个变量数据不全的省份，分别为河南、湖南、海南和西藏。按装备制造业生产效率分组的技术溢出弹性估计结果如表 5 所示。

表 5 按装备制造业生产效率分组的技术进步溢出效应估计结果

分组标准	装备制造业生产效率			
	规模报酬不变		规模报酬可变	
变量	生产效率高	生产效率低	生产效率高	生产效率低
常数项	0.118698*** (11.60585)	0.162099*** (17.92904)	0.108812*** (10.57209)	0.160187*** (18.09462)
$gl_{i,t}$	0.305953*** (3.523704)	0.382321*** (7.058146)	0.283416*** (3.450943)	0.348141*** (4.063749)
$gk_{i,t}$	0.090900 (0.371820)	1.638597*** (7.968534)	0.550667* (1.774505)	1.594833*** (6.713383)
$ce_{i,t}$	0.593972*** (7.442753)	1.273574*** (4.128342)	0.682682*** (9.581417)	1.372924*** (5.384346)
$cetn_{i,t-1}$	0.263109*** (3.599043)	0.038168* (1.726999)	0.205603*** (3.904901)	0.096144* (1.764808)
$cek/\ln 2_{i,t-1}$	-0.343963*** (-5.513977)	-0.001186 (-0.494497)	-1.235567*** (-5.010599)	-0.065558 (-0.462209)
$celn_{i,t-1}$			-0.746008*** (-4.546330)	0.113482 (1.305592)
Ad-R ²	0.747839	0.575531	0.775207	0.668561
F 值	25.61542	11.44033	27.02073	15.12004
Prob(F-statistic)	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

注：括号内数字为估计系数的 t 值。***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

根据实证结果可知，按照装备制造业生产效率进行地区分组后，技术进步的溢出弹性值存在着明显差异。规模报酬不变条件下，装备制造业生产效率较高的地区得到的技术进步溢出弹性值为 26.31%，而较低地区得到的弹性值仅为 3.81%，相差近 23%；规模报酬可变条件下，生产效率较高地区得到的装备制造业技术进步溢出弹性值约为 20.56%，较低地区得到的

弹性值仅为 9.61%，相差近 11%。两种情况均说明，装备制造业自身的生产效率对技术溢出效应具有重要影响，生产效率越高，技术溢出效应越明显。

(二) 按非装备制造部门设备更新速度分组的溢出弹性估计

本文以固定资产投资存量的增长率衡量设备更新速度，若某省份 2001—2007 年间非装备制造行业平均固定资产投资存量增长率高于 -0.01189 (-0.01189 为所有省份 2001—2007 年非装备制造行业固定资产投资存量增长率的平均值)，则被划归为非装备制造部门设备更新速度较快的地区分组，否则被划归为设备更新速度较慢的地区分组。根据该分组标准，非装备制造行业设备更新速度较快的地区有 13 个，分别是：河北、山西、内蒙古、江苏、浙江、福建、山东、河南、湖北、海南、贵州、陕西、宁夏，其余 18 个省份被划归为非装备制造部门设备更新速度较慢的分组，同样剔除了河南、湖南、海南和西藏 4 个变量数据不全的省份，实证结果如表 6 所示。

表 6 按非装备制造部门设备更新速度分组的技术进步溢出效应实证结果

分组标准	非装备制造行业设备更新速度			
	规模报酬不变		规模报酬可变	
变量	更新速度快	更新速度慢	更新速度快	更新速度慢
常数项	0.151916*** (5.592464)	0.161357*** (12.42255)	0.155607*** (6.261152)	0.149129*** (20.04638)
$gl_{i,t}$	0.482262*** (5.629162)	0.162041 (1.077186)	0.409575*** (6.918856)	0.159338 (1.038501)
$gk_{i,t}$	0.375315 (1.087291)	1.136149** (2.052745)	0.015347 (0.049735)	1.346115* (2.301717)
$ce_{i,t}$	0.404295 (1.098040)	0.622331*** (6.878039)	0.285508 (1.231791)	0.715618*** (10.75322)
$cetn4_{i,t-1}$	0.234664*** (3.333032)	0.098921 (1.370826)	0.340030*** (4.498372)	0.128788* (1.784164)
$cek/\ln 2_{i,t-1}$	-0.001408 (-0.413879)	-0.177509 (-1.289086)	0.156025 (1.233496)	-0.408438** (-2.042333)
$celn_{i,t-1}$			0.306789*** (3.703813)	-0.269563 (-1.237027)
Ad-R ²	0.534044	0.619472	0.654710	0.623162
F 值	8.449828	16.46529	12.20433	15.28162
Prob(F-statistic)	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

注：括号内数字为估计系数的 t 值。***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平下显著。

由实证结果，按照非装备制造部门设备更新速度进行地区分组后，装备制造行业技术进步溢出效应的弹性值同样存在着明显差异。规模报酬不变条件下，

非装备制造部门设备更新速度较快的地区得到的技术进步溢出弹性值约为 23.47%，而较慢地区分组的弹性值仅为 9.89%，且影响不显著。在规模报酬可变条件下，非装备制造部门设备更新速度较快的地区技术进步溢出弹性值约为 34%，远高于较慢地区的 12.88%，相差近 21%。两种情况都说明非装备制造部门的设备更新速度能够对装备制造业技术进步的溢出效应产生重要影响，设备更新速度快的地区，装备制造业技术进步的溢出效应更加明显。

六、结 论

本文通过构建两部门模型考察装备制造业技术进步对非装备制造部门的溢出效应，利用我国 31 个省、市、自治区 2000—2007 年的省际面板数据进行了实证检验，得到如下结论：

(1) 对 Feder 的两部门模型进行了拓展，构建将装备制造业技术进步纳入到非装备制造部门生产函数中的两部门模型，以研究装备制造业技术进步的溢出效应。装备制造业技术进步 T 通过与非装备制造部门产出 N 之间的弹性关系 $\left(\frac{N}{Y} \times \frac{dT_E}{T_E}\right)$ 对整个工业产生作用；同时，通过分析装备制造业产值占工业总产值比重与装备制造业产值增长率的乘积 $\left(\frac{E}{Y} \times \frac{dE}{E}\right)$ 来测度装备制造业对工业经济的直接贡献，该指标系数也反映了装备制造业与非装备制造部门生产能力的差异。

(2) 以我国所有省份 2000—2007 年间的的数据为样本，对装备制造业技术进步的溢出效应进行了实证检验，所得技术溢出弹性值为 15.1%—15.8%，说明装备制造业技术进步对非装备制造部门能够产生显著的正效应。装备制造业对整个工业经济的带动作用非常明显，约为 52%，装备制造业边际生产力水平大大高于非装备制造业。并且，分别选用 17%、10% 和 5% 两个固定资产投资存量折旧率对装备制造业技术进步溢出弹性进行了测算，得到十分类似的结论，证明了实证结果的稳健性。

(3) 在装备制造业产出弹性的测算中，假定生产函数规模报酬可变、不变两种情况下，资本投入的产出弹性为 0.596 和 0.897，大于劳动投入的贡献 0.404 和 0.408，说明我国装备制造业属于典型的资本密集型行业，资本投入对产出增长具有重要作用。投资和劳动的增长率对于我国工业产出增长都具有显著影响，投资贡献在 60% 以上，劳动贡献为 30%，说明我国工业经济属于一种投资拉动型增长模式。

(4) 不同区域分组下装备制造业技术进步溢出效应的估计结果表明，装备制造业自身的生产效率和非装备制造部门的设备更新速度影响技术溢出效应

的发挥。装备制造业生产效率越高,非装备制造部门设备更新速度越快,装备制造技术进步的溢出效应越明显,否则越微弱。其政策启示为:应进一步增加装备制造业的研发投入,提高产业创新能力和生产效率,同时促进其他工业部门设备更新换代,充分发挥装备制造业的带动作用,以推动整个工业经济的快速增长。

参考文献

- [1] Aghion, P., and P. Howitt, "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 1992, 60(2), 323—351.
- [2] Barro, R., and X. Sala-i-Martin, "Technological Diffusion, Convergence, and Growth", *Journal of Economic Growth*, 1997, 2(1), 1—26.
- [3] Borensztein, E., J. Gregorio, and J-W. Lee, "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?" *Journal of International Economics*, 1998, 45(1), 115—135.
- [4] Feder, G., "On Export and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, 1983, 12(1), 59—73.
- [5] Findlay, R., "Relative Backwardness, Direct Foreign Investment and the Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model", *Quarterly Journal of Economics*, 1978, 92(1), 1—16.
- [6] 龚六堂、谢丹阳, "我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析", 《经济研究》, 2004年第1期, 第45—53页。
- [7] 何洁, "外商直接投资对中国工业部门外溢效应的进一步精确量化", 《世界经济》, 2000年第12期, 第29—36页。
- [8] 黄永峰、任若恩、刘晓生, "中国制造业资本存量永续盘存法估计", 《经济学(季刊)》, 2002年第1卷第2期, 第377—396页。
- [9] Koizumi, T., and K. Kopecky, "Foreign Direct Investment, Technology Transfer and Domestic Employment Effects", *Journal of International Economics*, 1980, 10(1), 1—20.
- [10] Markusen, J., and A. Venables, "Foreign Direct Investment as a Catalyst for Industrial Development", *European Economic Review*, 1999, 43(2), 335—356.
- [11] Odedokun, M., "Alternative Econometric Approaches for Analyzing the Role of the Financial Sector in Economic Growth: Time-Series Evidence from LDCs", *Journal of Development Economics*, 1996, 50(1), 119—146.
- [12] Perkins, D., "Reforming China's Economic System", *Journal of Economic Literature*, 1998, 31(2), 601—645.
- [13] Ram, R., "Exports and Economic Growth: Some Additional Evidence", *Economic Development and Cultural Change*, 1985, 33(2), 415—425.

- [14] Ram, R., "Exports and Economics Growth in Developing Countries: Evidence from Time-Series and Cross-Section data", *Economics Development and Cultural Change*, 1987, 36(1), 51—72.
- [15] Robert, W., and J. Alexander, "The Government Sector, the Export Sector and Growth", *The Economist*, 1994, 142(2), 211—220.
- [16] Rodriguez-Clare, A., "Multinationals, Linkages, and Economic Development", *American Economic Review*, 1996, 86(4), 852—873.
- [17] Romer, P., "Endogenous Technology Change", *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5), 71—102.
- [18] 王德文、王美艳、陈兰, "中国工业的结构调整、效率与劳动配置", 《经济研究》, 2004 年第 4 期, 第 41—49 页。
- [19] Wang, E., "A Dynamic Two-sector Model for Analyzing the Interrelation between Financial Development and Industrial Growth", *International Review of Economics and Finance*, 2000, 9(3), 223—241.
- [20] Wang, E., "Externalities between Financial and Real Sectors in the Development Process", *International Advances in Economic Research*, 1999, 5(1), 149—150.
- [21] 许和连、栾永玉, "出口贸易的技术外溢效应: 基于三部门模型的实证研究", 《数量经济技术经济研究》, 2005 年第 9 期, 第 103—111 页。
- [22] 杨全发, "中国地区出口贸易的产出效应分析", 《经济研究》, 1998 年第 7 期, 第 22—26 页。

The Spillover Effects of Technological Progress in the Equipment Manufacturing Industry: A Empirical Research Based on a Two-sector Model

XIAOHUA SUN XIAOFANG TIAN
(Dalian University of Technology)

Abstract In this paper a manufacture industry is divided into an equipment sector and a non-equipment sector. The technological progress of the equipment sector is added to the production function of the non-equipment sector. Our empirical study uses a panel data set from 31 Chinese provinces for the period 2000—2007. We find that there are significant spillover effects of the technological progress of the equipment sector on the non-equipment sector.

The production efficiency of the equipment sector and the equipment upgrading cycle of the non-equipment sector significantly influence the spillover effects.

JEL Classification L60, C51, C23