

进口贸易与工业行业全要素生产率

高凌云 王洛林*

摘要 本文利用我国三位码工业行业的月度面板数据,依据扩展的R&D与生产率方程同时控制物化型、非物化型溢出与竞争效应,发现进口竞争与物化型溢出具有显著正相关关系;在此基础上,还发现进口贸易对三位码工业行业的全要素生产率和技术效率具有直接的“负溢出效应”;而且,大部分三位码工业行业面临着日益激烈的进口竞争,引致了行业内和行业间正向的要素再配置过程,并通过提高技术效率的方式最终促进了工业行业全要素生产率的增长。

关键词 进口溢出, 进口竞争, 要素再配置

一、引言

全要素生产率是度量一国或地区经济增长质量的重要指标,国际贸易,特别是不同属性商品的进口贸易是影响全要素生产率变动的主要因素之一,而进口影响进口国全要素生产率的途径主要有两类:溢出效应与竞争效应。通常认为,从宏观国家层次,国外R&D投入可以通过总量进口对进口国的全要素生产率产生正溢出效应;同时,一国进口的增加,除了关税、非关税壁垒以及与贸易相关的成本降低等原因之外,更可能是因为进口品相比较于国内同类产品,在国内市场更具竞争力所致,加剧的市场竞争可能迫使开放国改进落后的R&D投入和生产要素利用等行为方式,这同样会促进全要素生产率的发展。

但是,对具体的行业或企业而言,R&D成果首先表现为不可触摸的知识或信息,其传递并不一定需要通过有形商品或资本品的流动,在考虑进口品的具体属性后,进口贸易还是不是有效的溢出途径,就很值得商榷。其次,竞争也可能改变开放国企业的利润预期和有关的最优决策,如要素替代、退

* 高凌云,中国社会科学院世界经济与政治研究所;王洛林,中国社会科学院。通信作者及地址:高凌云,北京建国门内大街5号中国社会科学院世界经济与政治研究所国际贸易室,100732;电话:13661011966;E-mail:gaoly@cass.org.cn。本文第一作者感谢陈家勤、邢厚媛、华晓红、隆国强、赵晋平、李海舰、冯雷等提出的评论和修改意见。本文曾是2008年中国国际贸易学会年会(北京,2008年11月8—9日)交流论文,作者感谢该年会上贾保华、许统生、李秀香等对本文提出的宝贵意见。两位匿名审稿人对本文也提出了富有价值的建设性意见,作者在此深表谢意,当然,文责自负。

出和相关结构调整等,这些本质上可以表现为生产要素或市场份额等在不同行业或企业间正向¹或负向的引致性再配置过程,显然这也会影响全要素生产率的变动,不过,变动的方向却不明确。

现有文献局限于国家层次的分析,大多没有区分进口品的不同属性,而且所有实证研究均毫无例外地将进口溢出与进口竞争割裂开单独分析。如果深入到行业或企业层次,这就产生了三个问题:第一,进口贸易影响全要素生产率的不同途径之间,是否存在内在的联系?第二,在全要素生产率增长的前提下,区分进口品属性,控制进口竞争效应后,进口贸易是不是还会产生正溢出效应?第三,如果溢出效应不显著,甚至产生了负溢出效应,那么进口贸易又是如何与增长的全要素生产率发生联系的?由于缺乏微观企业的数据,本文利用 2003 年 2 月²到 2007 年 11 月我国三位码³工业行业的月度数据,通过扩展的 R&D 与生产率方程同时控制溢出与竞争效应,提供了上述问题的答案。

二、文献综述

对进口贸易生产率效应问题的研究,一直是沿着溢出与竞争两条并行主线,本文构建的扩展的 R&D 与生产率方程也以此为基础,因而首先从这两个方面对近 40 年的文献进行梳理与评述。

(一) 进口溢出与全要素生产率

根据 Arora *et al.* (2002, 第 9 页) 的结论,以前证明 R&D 资本存量通过进口贸易产生溢出效应的文献其实并没有介绍清楚溢出产生的机制,国外 R&D 资本存量和全要素生产率变动的相关关系,或许只是部分反映了技术市场产生的扩散效应。事实上,依据进口标的物属性不同,进口贸易溢出导致生产率增长的渠道可分为两类:一类称之为物化的技术溢出 (embodied spillovers),指知识体现在有形商品当中,通过商品的流动而发生技术溢出;另一类称之为非物化技术溢出 (disembodied spillovers),指未包括在上述实物流动过程中的国际 R&D 外溢部分,不过这种宽泛的定义使得非物化型溢出的形

¹ 正向表示生产要素或市场份额从低生产率的企业或行业,向高生产率的企业或行业再配置,负向则反之。

² 中国国家统计局从 2003 年开始调整了所有工业行业的统计口径,因而本文将 2003 年作为研究的起始期。

³ 我国《国民经济行业分类(GB/T4754-2002)》将经济活动划分为门类、大类、中类和小类四级,其中,不同门类用字母 A、B、C 等顺次代表,大、中、小类则依据等级制和完全十进制,用三层四位阿拉伯数字表示。另外,China Data Online“月度行业数据”仅提供了三位码工业行业的进口数据,因而我们的处理以三位码为基础。

式极为多样化，有的研究甚至将 FDI、外资企业存在、专利申请等也包括在内 (Kim and Lee, 2004)。以下从物化与非物化溢出的角度展开综述。

1. 国外 R&D 溢出资本存量测度：权重选择与初步模型拓展

这类文献基本没有重视（或根本没有考虑）进口品的具体形态。Coe and Helpman (1995) 提出测算国外 R&D 溢出资本存量的具体方法（简称 CH 模型），对进口贸易技术溢出效应作了开创性研究，并得到了发展中国家获得正溢出效应的证据。以 CH 模型为基础，Blyde (2004) 认为，发展中国家是经过学习、模仿、生产并最终出口含有国外先进技术的进口品来获得技术溢出。尹翔硕和俞娟 (2005) 利用中国的数据，也发现贸易伙伴国 R&D 投入对中国全要素生产率的提高具有显著的促进作用。

但是，Keller (1998) 利用随机生成的权重，也得到了国外 R&D 资本存量显著的正溢出效应。不同的权重选择可以得到相同的结论，这使得 CH 的结论变得不再可靠。Lichtenberg and van Pottelsberghe (1998) 认为 CH 测算国外 R&D 资本存量的方法存在潜在的计总偏差，为克服潜在的计总偏差，应利用 GDP 来替代 CH 的贸易量权数，但其最终结论和 CH 没有差别（简称 LP 模型）。由于 LP 模型对汇总数据不怎么敏感，使得 LP 模型成为目前分析溢出效应的主流框架。

虽然进口贸易作为技术扩散渠道得到了认可，但事实上，不同国家对进口贸易溢出的吸收却存在着很大差异，这意味着溢出可能受到多种因素的影响（被通俗地称为“门槛”），说明应加入新的变量对 CH、LP 进行扩展。如人力资本、R&D 投入“门槛”，这方面的国内外文献较多 (Cohen and Levinthal, 1989; Coe *et al.*, 1997; Eaton and Kortum, 1999; Meijl and Tongeren, 1999; Xu and Wang, 1999; Griffith *et al.*, 2000; Caselli and Coleman, 2001; Keller, 2001; Falvey *et al.*, 2004)，但结论基本类似，均认为人力资本积累水平或 R&D 投入对进口贸易技术扩散效应具有显著的正向影响，但对富国与穷国的效应孰强孰弱，则仍不明确。如 Jorge *et al.* (2002) 认为，国内 R&D 存量和人力资本对进口贸易技术扩散效应的影响，富国的效应要强于穷国；Keller (2002) 则认为，它们对进口贸易技术扩散效应的影响在发展中国家更明显。另外，Moschos (1989) 首先发现进口溢出还存在经济发展水平“门槛”，认为当经济发展水平还没有达到这个“门槛”时，进口贸易的技术扩散效应较少，当经济发展水平达到这个“门槛”后，进口贸易的技术扩散效应相对较大。但利用中国的数据，李小平和朱钟棣 (2005) 却发现，中国东、中、西部的进口贸易对全要素生产率增长的影响存在与之相反的“负门槛效应”。其他还有诸如贸易结构 (Xu and Wang, 1999)、贸易开放度 (Falvey *et al.*, 2002)、教育和政府管制水平 (Schiff and Wang, 2004) 等“门槛”。

2. 非物化型溢出与全要素生产率

虽然 Griliches (1979) 就强调了物化型与非物化型技术溢出的差异, 非物化型技术溢出的研究与以往研究的差别也仅在于将 CH 或 LP 中的总进口量改为技术、专利等的进口, 但之后涉及非物化型技术溢出的研究极少, 目前尚停留在变量测度、效应存在性证明的阶段。如 Jaffe (1986) 提出测度非物化型技术溢出的耦合度指标⁴; 利用 Jaffe (1986) 的方法, Park (1995) 计算了 10 个 OECD 国家的技术耦合度, 发现国内 R&D 是影响全要素生产率变化的主要因素, 国外政府的研发对国内私有企业有较大影响; Branstetter (2001) 计算了美国和日本同类企业的技术耦合度, 发现两国间通过进口贸易能产生非物化型溢出 (尽管并不显著); Connolly (2003) 用 75 国 1965—1990 年的专利数据代表这些国家的模仿与创新, 发现来自发达国家的外来技术对进口国全要素生产率增长的贡献显著大于其国内的创新; 金雪军等 (2006) 依据中国改革开放后的数据, 认为技术引进和 R&D 投入虽然大大增加了中国技术知识存量, 但并没有有效地转化为全要素生产率的提高, 而且中国技术引进和 R&D 投入之间的比例不合理; 高凌云和王永中 (2008) 从非物化型技术溢出的角度, 为进口贸易溢出产生的负生产率弹性提供了解释。

(二) 进口竞争与全要素生产率

从竞争角度研究进口贸易生产率效应的文献数量较少, 有一部分研究认为进口竞争促进了全要素生产率的发展。如 Levinsohn (1993) 提出“import-as-market-disciple”假说, 认为国内企业在面临更为激烈的国际竞争时会更有效率, 并利用土耳其的企业数据对假说作了验证。其中有少量研究深入到部门和行业的层次, 当然, 也仅局限在部门和行业内部, 如 Lawrence (1999) 利用 20 世纪 80 年代美国制造业中进口与全要素生产率的数据, 发现进口竞争刺激了全要素生产率的提高; Pavcnik (2002) 利用智利企业的数 据, 从低效率企业退出的角度, 发现进口极大地促进了进口竞争部门的全要素生产率, 也在一定程度上促进了出口部门的全要素生产率; Melitz (2003) 认为在一定条件下, 虽然单个企业的生产率不发生变化, 但由进口导致的、同一行业内部市场份额的正向再配置过程, 也会促进行业生产率的提高; Patrick (2006) 利用 1983—2000 年美国纺织企业的数据, 将进口竞争对企业行为的影响分解为三类, 即国内销售和生产的下降、企

⁴ 该指标主要通过比较各国在不同行业部门的 R&D 投资结构, 来衡量不同国家之间的技术相似程度, 计算公式为: $P_{ij} = F_i F_j' / [(F_i F_i')(F_j F_j')]^{1/2}$, $F_i = [F_{(i,1)}, \dots, F_{(i,N)}]$, P_{ij} 为两国技术耦合度, F_i 和 F_j 分别代表两国的技术向量, $F_{(i,n)}$, $n \in (1, \dots, N)$ 代表 i 国在不同行业部门的 R&D 投资, n 代表行业类别, $P_{ij} \in [0, 1]$, 在两国技术向量正交的时候为 0, 完全耦合的时候为 1。

业平均效率的提高和边际企业的退出，也得到了进口竞争对企业全要素生产率起促进作用的证据。

另一部分研究则认为进口竞争与进口国全要素生产率的发展呈反向关系，如 Trefler (2001) 利用美国-加拿大自由贸易区内企业的数据库，发现全要素生产率收益并不是完全集中在高关税减让行业。Demidova (2008) 利用与 Melitz (2003) 类似的模型，通过放松企业准入条件，却得出了同一行业内生产要素的负向再配置过程。

(三) 简评

上述对进口贸易生产率效应的研究，毫无例外地将进口贸易溢出效应和竞争效应独立开来。其中有关溢出的研究，在没有区分物化与非物化溢出的情况下，普遍认为进口会对进口国全要素生产率产生正溢出效应。有关进口贸易竞争效应的研究，虽然提出了许多影响全要素生产率的方式，但并没有抽象出引致性要素再配置的本质表现，尽管也涉及了行业内的要素再配置过程，却忽略了行业间的要素再配置，这显然是不全面的，因而不同研究最终不可避免地会得出完全矛盾的结论。事实上，上述从溢出和竞争角度得出的两类结论并不可信，根据本文引言的分析，不妨引入一个包含进口贸易变量、希克斯中性技术的 C-D 生产函数：

$$Y_t = A(\text{im})[\Phi_k(\text{im})K_t]^\alpha[\Phi_l(\text{im})L_t]^\beta, \quad (1)$$

其中 A 为技术参数，是进口水平 (im) 的函数， Y_t 、 K_t 、 L_t 分别为 t 期的产出水平、资本和劳动力投入， $\Phi(\text{im})$ 表示进口作用于生产要素对利用效率、配置效率等的影响， α 、 β 表示资本和劳动的产出弹性。如果采用“索洛余值”的形式表示全要素生产率 (TFP)，则可以得到：

$$\text{TFP} = A(\text{im})C(\text{im}), \quad (2)$$

其中 $C(\text{im}) = [\Phi_k(\text{im})]^\alpha [\Phi_l(\text{im})]^\beta$ 。有关进口溢出的研究仅认为 TFP 是 $A(\text{im})$ 的函数，将 $C(\text{im})$ 归入随机误差项中；而有关竞争的研究则仅把 TFP 看成是 $C(\text{im})$ 的函数，将 $A(\text{im})$ 归入随机误差项中，这种简化处理的前提是 $C(\text{im})$ 应与 $A(\text{im})$ 不相关。事实上，进口溢出与竞争是同一主体的两个不同方面，无论哪种简化，都不可避免地会导致同步偏差 (simultaneity error) 的产生，而且，在加入一些其他需要控制或待研究变量的情况下，想要得到遗漏变量偏误的方向几乎是不可能的。

本文利用中国三位码工业行业 2003 年 2 月至 2007 年 11 月的月度数据，在同时控制物化型与非物化型溢出的基础上，考察了工业行业全要素生产率增长的主要来源，同时区分了行业内、行业间两类引致性要素再配置过程对生产率的影响。后续结构安排如下：第三部分通过扩展的 R&D 与生产率方程

来设定计量模型,第四部分为变量测算和数据说明,第五部分为主要变量的描述性统计,第六部分为面板单位根和协整检验,第七部分为估计方法选择与计量结果说明,最后是本文结论。

三、计量模型

考虑到目前研究存在的“重物化型溢出、轻非物化型溢出”偏向,此处与LP分析相异,假定 $A(im) = (RD)^{\theta} (ES)^{\omega} (DES)^{\lambda}$, 即对开放经济体来说, A 是本国 R&D 资本 RD 、国外 R&D 物化型溢出资本存量 ES 、国外 R&D 非物化型溢出资本存量 DES 的函数;针对“重进口贸易溢出、轻进口竞争效应”偏向,取 C 为进口竞争变量 M 的函数, $C(im) = M^{\mu}$ 。对(2)式左右取对数,可得如下扩展的 R&D 与生产率方程:

$$\log t f p_{c i t} = \beta_{c i t}^0 + \beta_{c i t}^1 \log R D_{c i t} + \beta_{c i t}^2 \log E S_{c i t} + \beta_{c i t}^3 \log D E S_{c i t} + \beta_{c i t}^4 \log M_{c i t} + \epsilon_{c i t}, \quad (3)$$

其中 c 代表国家, i 代表行业,由于本文为行业层次的研究,为了简便,下面的公式均去掉了下标 c ,其他标识仍如上文。

如果需要估计两类效应的相互关系,可以通过增加交叉项的方式来实现,以物化型溢出为例(其他类似),即:

$$\log t f p_{i t} = \Psi + \beta_{i t}^4 \log M_{i t} + \beta_{i t}^5 (\log M_{i t} \times \log E S_{i t}) + \epsilon_{i t}, \quad (4)$$

其中 $\Psi = \beta_{i t}^0 + \beta_{i t}^1 \log R D_{i t} + \beta_{i t}^2 \log E S_{i t} + \beta_{i t}^3 \log D E S_{i t}$ 。如果存在显著交互影响,则可说明以往结论值得怀疑,同步偏差确实存在。

而且,这种一体化的处理方式还可以用来更细致地分析进口溢出、进口竞争影响生产率的具体路径(Demidova, 2008),以进口竞争引致的行业间生产要素再配置($\omega_{i t}^2$)为例,采用如下方式处理(其他情形类似):

$$\log t f p_{i t} = \Psi + \beta_{i t}^m \log M_{i t} + \beta_{i t}^w (\log M_{i t} \times \omega_{i t}^2) + \epsilon_{i t}, \quad (5)$$

其中, $\omega_{i t}^2$ 为表示行业间要素再配置的变量,在全要素生产率增长的前提下,如果表示进口竞争的变量以正向递增变化表示竞争加剧,且 $\beta_{i t}^w$ 为负,则表示进口竞争导致了生产要素在行业间的负向再配置过程,为正则反之,对于以正向递减表示竞争加剧的情况也可类似分析。

最后,因为利用数据包络方法计算各三位码工业行业的全要素生产率,结果可以分解为:技术效率的变化($effch_{i t}$)和技术进步($tech_{i t}$),为了深入分析物化型溢出、非物化型溢出、进口竞争等对全要素生产率不同成分的影响,本文分别用技术效率和技术进步变量替代模型(3) — (5)中的被解释变量,进一步估计了两类增加的方程。虽然将溢出效应与竞争效应同时引入回归模型,可以克服“同步性偏差”问题,但是这样做却有可能导致多重

共线性问题，在具体估计中需要高度重视。

四、变量定义与数据说明

与已有国内外单独研究进口贸易溢出或竞争效应的文献相比，本文提出了行业间要素再配置的变量表述，从最合理的角度测算了进口竞争变量。

(一) 全要素生产率变化率 (tfp_i)

为避免人为设定生产函数及其具体参数带来的估计误差，本文采用颜鹏飞和王兵(2004)的方法，以各省不同月份三位码工业行业的实际工业增加值作为产出变量，以不同月份全部从业人员平均人数累计值和固定资产合计作为投入变量，在规模报酬非递增和投入要素弱可处置条件下，利用投入导向的数据包络方法，估算各三位码工业行业的 Malmquist 生产率指数，也即全要素生产率的变化率，同时还可以得到技术效率 (effch_i)、技术进步 (techch_i)、行业内配置效率 (ω_i^1) 和规模效率等四个变量。为了剔除月度数据中存在的趋势性，本文所有月度数据都经过了 X-12 去势处理；为消除价格影响，均利用各行业月度工业品出厂价格指数对涉及价值的指标进行了平减处理，以得到实际值（后面不再说明）。还有一点需要注意，在利用 DEAP2.0 测算各三位码工业行业全要素生产率的时候，大多数情况下会出现相对落后省份处于前沿面的现象，这很有可能是因为这些落后省份数据准确性存在较大问题，为了简化分析，本文直接去掉了处于前沿面的落后省份，处理后的结果比较理想。

(二) 行业内要素再配置 (ω_i^1) 与行业间要素再配置 (ω_i^2)

Olley and Parks (1996) 利用增加值在行业内所占比重为权，将二位码行业内微观企业的全要素生产率加权平均，得出二位码行业的全要素生产率，然后将结果分解为未加权的行业全要素生产率、权重离差和生产率离差的协方差两部分，其基本思想是，协方差部分可以用来表示要素或市场份额的再配置对加权全要素生产率增长的贡献，如果协方差部分随时间推移逐渐增加，这就表示生产率更高的企业生产出了越来越多的产出。我们暂且不理睬短期内行业生产率、增加值、生产要素全部同向变动的可能性，就算协方差序列可以表示要素再配置的生产率效应，这种方法也只是测算了行业内要素再配置的生产率效应，而无论是数据包络分析，还是随机前沿分析（涂正革和肖耿，2005），均可以直接得到行业内要素配置效率变量的具体值，本文直接利用数据包络分析得到的要素配置效率来表示 ω_i^1 。

而对于 ω_i^2 ，首先利用数据包络分析或随机前沿分析，得到全要素生产率的变化率形式，即：

$$\rho = p_t / p_{t-1}, \quad (6)$$

其中 ρ 表示第 t 期相对于第 $t-1$ 期的全要素生产率变化率。从公式的角度, 全要素生产率的水平值 p_t 、 p_{t-1} 可以采用增长核算的方法表示, 那么总体层次的加权全要素生产率可以表示为:

$$p_t = \sum_{i=1}^n \left[\frac{Q_{it}}{f(k_{it}, l_{it})} \times \frac{f(k_{it}, l_{it})}{f(k_t, l_t)} \right] = \sum_{i=1}^n [p_{it} \times s_{it}], \quad (7)$$

其中, p_t 为总体层次第 t 期的全要素生产率, Q_{it} 、 k_{it} 和 l_{it} 表示第 t 期单位 i 的增加值、资本存量和就业人数, k_t 和 l_t 表示计总的资本存量和就业人数。在完全竞争的假设下, 由于要素的边际收益等于要素的边际支出, s_{it} 可以简单地看成第 t 期单位 i 的要素支出在总体要素支出中所占的比例。对 (6) 式取自然对数, 然后代入 (7) 式的标识, 可得:

$$\ln(\rho) = \ln(p_t / p_{t-1}) = \ln\left(\sum_{i=1}^n p_{i,t} \times s_{i,t}\right) - \ln\left(\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} \times s_{i,t-1}\right). \quad (8)$$

(8) 式右边可以表示为两部分的和, 即:

$$\begin{aligned} & \ln\left(\sum_{i=1}^n p_{i,t} \times s_{i,t}\right) - \ln\left(\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} \times s_{i,t-1}\right) \\ &= \left[\ln\left(\sum_{i=1}^n p_{i,t} \times s_{i,t-1}\right) - \ln\left(\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} \times s_{i,t-1}\right) \right] \\ & \quad + \left[\ln\left(\sum_{i=1}^n p_{i,t} \times s_{i,t}\right) - \ln\left(\sum_{i=1}^n p_{i,t} \times s_{i,t-1}\right) \right]. \end{aligned}$$

如果取:

$$\begin{aligned} & \left[\ln\left(\sum_{i=1}^n p_{i,t} \times s_{i,t-1}\right) - \ln\left(\sum_{i=1}^n p_{i,t-1} \times s_{i,t-1}\right) \right] = p^1, \\ & \left[\ln\left(\sum_{i=1}^n p_{i,t} \times s_{i,t}\right) - \ln\left(\sum_{i=1}^n p_{i,t} \times s_{i,t-1}\right) \right] = p^2, \end{aligned}$$

则 p^1 表示除要素支出外其他因素对生产率的影响, 而 p^2 可以用来表示既定生产率条件下的行业间要素再配置 (ω_{it}^2)。对本文来说, ω_{it}^2 即为不同二位码下, 三位码工业行业间要素的再配置。

(三) 进口竞争 (M_{it})

从理论的角度, 对进口竞争的变量表示主要有三类: 第一为不同层次个体进口总量的变化, 第二为海关税率变化, 最后是进口品价格变化。如果没有对外经济政策显著且持久的变化, 一国大多数商品的关税在一段时间内通常会保持相对平稳; 另外, 相比较于第三类变量表述, 第一类的数据最易获

得，因而实际研究中使用最多的是第一类变量表述 (Acharya and Keller, 2008)。但是，如本文开始所说，进口总量增加的原因众多，并不必然会导致国内进口品市场结构的变化，不过，进口品价格的变化却直接反映了需求结构，乃至市场结构的变化，从这个角度，第三类表述最为合理。

中国数据在线 (China Data Online) “月度行业数据” 提供了 2003 年以来 103 个中国三位码工业行业主要商品进口金额和进口品数量的数据，对于只有一种进口品的三位码工业行业，两者相除就可以得到进口品的具体价格，但也有少量三位码工业行业有多种主要进口品，如基础化学原料制造业 (代码 261) 的主要进口品就有聚乙烯、聚丙烯、聚苯乙烯等 12 种，我们采用简单的方式处理这类情况，即先得到各类进口品的具体进口价格，然后利用各类进口品占该三位码工业行业进口总量的比重为权，对各类进口品的进口价格进行简单加权平均得到该三位码工业行业的进口价格水平。

(四) 物化型溢出 (ES_{it})

对 ES_{it} 的测算，此处采用两阶段的修正 LP 方法，即首先利用修正的 LP 方法，测算通过进口贸易对我国产生溢出效应的国外 R&D 资本存量，然后利用不同三位码工业行业进口量占同期全国进口总量的比重 (θ_{it}) 为权重，构造面板结构的 ES_{it} 的具体数据。具体公式为：

$$ES_{it} = \theta_{it} \left[X_m \sum_{(n, l \neq n)} (IM_{lnt} / y_m) S_m^d \right], \quad (9)$$

其中 $\sum_{(n, l \neq n)} (IM_{lnt} / y_m) S_m^d$ 是 LP 模型测算产生溢出效应的国外 R&D 资本存量的方法， y_m 表示 t 时期 n 国的 GDP， S_m^d / y_m 可以表示 t 时期 n 国总产出的 R&D 资本密集度，两者的商并不能直接利用世界银行数据库提供的 R&D 占比数据代替，因为本文考虑了非物化型渠道的溢出，为了避免重复计算， S_m^d 和 y_m 均已减去了技术引进等费用， IM_{lnt} 为 t 时期 l 国从 n 国总的商品进口量。

之所以称为修正的 LP 方法，是因为高凌云和夏万军 (2009) 发现，从承接国际 R&D 溢出的国家角度，通常小国相比大国具有更高的出口依存度，仅通过 LP 模型测算会高估小国的 R&D 溢出资本存量，低估大国的 R&D 溢出资本存量。因而必须在 LP 的分析框架中加入一个修正因子变量 X_m (为依据某国经济规模，利用状态空间模型，得出的理论进口值与实际进口值的差异)⁵，来控制小国相对于大国更高的贸易开放度。

(五) 非物化型溢出 (DES_{it})

此处采用三阶段方式测算 DES_{it} 。因为同样的技术对不同国家产生的溢出

⁵ 高凌云和夏万军 (2009) 提供了 X_m 的具体测算方法、不同国家 X_m 的具体变动过程。

是不同的,对技术相似程度高的国家产生的溢出效应相对会大些,所以首先必须采用 Jaffe (1986) 提出的技术耦合度指标 (P_{ij}), 测算各个国家之间的技术相似程度。然后利用 P_{ij} 作为权重总计其他国家的技术支出, 就可以得到对一国或地区产生非物化型溢出资本存量。最后通过与测算 ES_{it} 类似的方法就可以得到面板形式的 DES_{it} 的具体结果。即:

$$DES_{it} = \theta_{it} \sum_{(n, l \neq n)} P_{ln} T'_{ln}, \quad (10)$$

T'_{ln} 表示 t 期 l 国对 n 国支出的技术、专利引进及特许等费用, 由 t 期 l 国总的技术、专利引进及特许费支出乘以 l 国 t 期总进口贸易中 n 国所占比例得出。

(六) 研发支出 (RD_{it})

根据 2004—2008 年度的《中国统计年鉴》中“按行业分大中型工业企业研究与试验发展活动情况”提供的二位码层次的 R&D 支出年度数据, 利用增加值在所属二位码行业中所占比重, 将数据转换为三位码层次的支出, 下一步还需要找到将年度数据转化为月度数据的合适权重。由于研发支出在企业会计分录中计入“资产总计-研发支出”项, 因此本文利用中国统计数据系统提供的“工业行业(月度数据、年度数据)”中, 各三位码工业行业“月度资产总计”占“年度资产总计”的比例, 作为权重来转换。

从国家的角度, 在对 R&D 产出弹性的估计中, 如果使用时间序列数据, 一般通过永续盘存法 (PIM) 核算国外 R&D 存量, 但此方法需要确知折旧率的情况, 以往研究假设的折旧率为 3%—20% 不等, 在计总国外存量的时候, 如果简单假设各国具有相同的折旧率, 对 R&D 产出弹性估计的准确性会有较大影响。本文在测算其他国家和中国的 R&D 存量时, 均直接使用流量, 因为在一定的假设条件下, 可以推导出 R&D 支出的对数值约等于 R&D 存量的对数值 (Bound *et al.*, 2002)。用 PIM 计算存量, 公式为: $R\&D_t = (1 - \delta)R\&D_{t-1} + R_t$, 其中 $R\&D_t$ 表示 t 期 R&D 资本存量, R 表示 R&D 支出, δ 为折旧率。设 R&D 存量具有稳定的增长率 g , 则: $R\&D_t = (1 + g)R\&D_{t-1}$, 代入 PIM 公式, 消掉 $R\&D_{t-1}$ 项, 两端取对数, 可得: $\ln R_t = \ln((\delta + g)/(1 + g)) + \ln R\&D_t$ 。由于知识的更新速度很快以及知识扩散造成的知识专用性下降, $R\&D_t$ 的折旧率通常较高。近似认为 $(\delta + g)/(1 + g)$ 为 1, 得 $\ln R_t \approx \ln R\&D_t$ 。

(七) 数据说明⁶

除了进口的“月度行业数据”来自 China Data Online 外, 本文测算三位码工业行业全要素生产率的数据项目——“工业增加值”、“全部从业人员平均人数累计值”、“固定资产合计”等来自中国统计数据应用支持系统的“月度数据(工业行业)”。国家层次 ES、DES 的月度数据直接引自高凌云和王永中(2008), 修正因子变量 X_{it} 的数值则来自高凌云和夏万军(2009)。

五、描述性统计

根据表 1 可知, 全要素生产率变化率(tfp_{it})的平均值约为 1.085, 表明从 2003 年初到 2007 年末, 除了要素投入外, 我国三位码工业行业的全要素生产率有接近 9% 的增长, 技术效率变化($effch_{it}$)的增长差不多接近 10%。技术进步变化($tech_{it}$)基本维持起始的水平, 略有下降, 与之相反, 行业内的要素配置效率(ω_{it}^1)也基本维持起始水平, 但略有上升。这也说明在研究期内, 三位码工业行业全要素生产率的增长主要体现在技术效率的提高上。

仍然采用平均值来分析行业间要素再配置变量(ω_{it}^2), 表现出要素正向再配置特征的二位码工业行业有农副食品加工业、皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业等 8 个, 虽然其中的工艺品及其他制造业体现的要素再配置程度最高, 也只不过接近 2%; 而其他 21 个行业则表现出了非常明显的要素负向再配置, 特别是橡胶制品业和塑料制品业, 分别为 -13.2% 和 -13.6%, 石油加工、炼焦及核燃料加工业更是达到 -25%, 其原因还有待于进一步研究, 高污染性可能是其中之一。

由于各三位码工业行业进口品计价单位存在极大差别, 因而不可能得到平均的进口价格水平变化, 考虑到反映数据分布的偏态系数, 如果为正, 表示正偏离差值较大, 可以判断为正偏, 为负则反之, 通过计算不同进口商品的价格偏态系数可以形象描述进口品价格的变动情况。图 1 的结果表明, 103 个三位码工业行业中, 负偏(或右偏)的居多, 表明大多数行业进口品的价格水平呈下降趋势。

工业行业的 RD_{it} 支出比产生溢出效应的 ES_{it} 、 DES_{it} 要大得多, 通过三个变量的最大、最小值还可以知道, 三类变量在不同的三位码工业行业存在非常大的数量差异。还要注意, 这三个变量本质上属于时间序列数据, 只不过是利用不同的权重将它们构造成分面板结构。

⁶ 本文数据可以通过邮件向作者索取。

表 1 变量的描述性统计结果

变量	平均值	中位数	最大值	最小值	
tfp_{it}	1.085327	1.083908	1.305139	0.722511	
$effch_{it}$	1.096507	1.080759	3.054154	0.670879	
$techch_{it}$	0.995796	1.001677	1.418035	0.410255	
w_{it}^1	1.002601	1.00382	1.156461	0.645143	
w_{it}^2	农副食品加工业	0.001209	0.001	0.003	0
	食品制造业	-0.01172	-0.012	0.009	-0.025
	饮料制造业	-0.01495	-0.015	0.043	-0.041
	烟草制品业	-0.01379	-0.012	0	-0.027
	纺织业	-0.02561	-0.025	0.012	-0.038
	纺织服装、鞋、帽制造业	-0.00149	-0.002	0.013	-0.01
	皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	0.000349	0.001	0.007	-0.006
	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	-0.01274	-0.014	0	-0.029
	家具制造业	-0.02219	-0.023	0	-0.03
	造纸及纸制品业	0.003791	0.003	0.021	-0.005
	印刷业和记录媒介的复制	-0.0087	-0.011	0.06	-0.017
	文教体育用品制造业	-0.03486	-0.032	0	-0.072
	石油加工、炼焦及核燃料加工业	-0.252	-0.253	0	-0.283
	化学原料及化学制品制造业	-0.00342	-0.004	0.008	-0.01
	医药制造业	0.000674	-0.003	0.015	-0.008
	化学纤维制造业	0.001651	0.003	0.009	-0.012
	橡胶制品业	-0.13181	-0.132	-0.115	-0.144
	塑料制品业	-0.13635	-0.137	-0.111	-0.149
	非金属矿物制品业	-0.00126	-0.001	0.011	-0.01
	黑色金属冶炼及压延加工业	0.00807	0.009	0.018	-0.006
	有色金属冶炼及压延加工业	-0.00107	-0.001	0.003	-0.005
	金属制品业	-0.00951	-0.011	0	-0.015
	通用设备制造业	0.002953	0.002	0.014	-0.002
	专用设备制造业	-0.01186	-0.011	0.011	-0.026
	交通运输设备制造业	-0.00881	-0.009	0	-0.016
	电气机械及器材制造业	-0.00372	-0.004	0.003	-0.01
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	-0.00284	-0.004	0.01	-0.007	
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	-0.01991	-0.017	0	-0.04	
工艺品及其他制造业	0.018209	0.012	0.061	-0.032	
$\log(M_{it})$	2.225439	1.584533	9.42512	-5.38767	
$\log(RD_{it})$	7.171383	7.686902	14.04585	-2.1017	
$\log(ES_{it})$	2.199911	2.727161	9.200214	-9.44745	
$\log(DES_{it})$	2.257234	2.776394	9.278377	-9.16095	

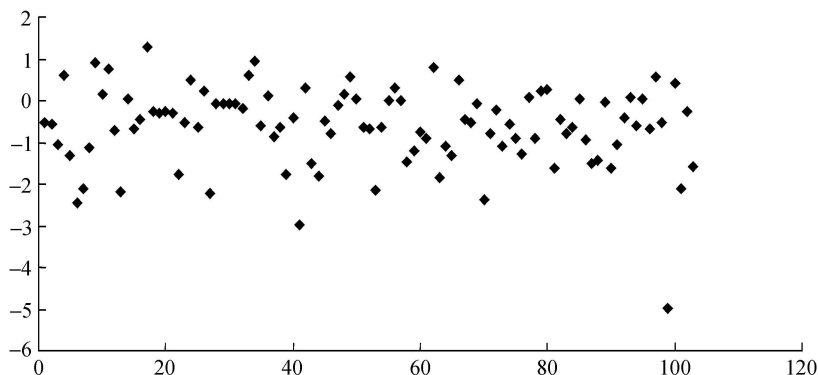


图 1 价格水平偏差系数散点图

六、面板单位根与协整检验

如果面板数据 y_{it} 是由过程 $y_{it} = \alpha_i + \lambda_i t + \beta y_{it-1} + \gamma X + u_{it}$, $i = 1, 2, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$ 生成的, 则称面板数据 y_{it} 是同质的, 其中 u_{it} 服从均值为 0 的分布。如果面板数据 y_{it} 是由过程 $y_{it} = \alpha_i + \lambda_i t + \beta_i y_{it-1} + \gamma X + u_{it}$, $i = 1, 2, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$ 生成的, 则称面板数据 y_{it} 是异质的, 同样 u_{it} 服从均值为 0 的分布。对于同质面板数据, 当 $\beta = 1$ 时, 或者对于异质面板数据, 当存在 i , 使得 $\beta_i = 1$ 时, 称面板数据是面板单位根过程。面板数据的单位根检验可以分为两种情况: 截面不相关的单位根检验和截面相关的单位根检验, 依据 EViews6.0, 同时为了检验的稳健性, 本文提供了所有变量, LLC、IPS、ADF 和组合 p 值等四种检验的检验结果。

Coe and Helpman (2008)、Kao *et al.* (1999) 认为在对溢出效应的研究中, 国内研发存量以及国外溢出资本存量存在非平稳性, 高凌云和王永中 (2008) 认为物化型溢出、非物化型溢出均为一阶单整过程, 本文省略与他们类似的处理, 直接提供一阶差分的单位根检验结果 (见表 2)。对进口竞争变量的水平单位根检验, LLC、IPS、ADF 三种检验均不能拒绝存在单位根的假设, 但对进口竞争变量的一阶差分单位根检验, 四种检验统计量都在 1% 的显著性水平下拒绝了原假设, 说明进口竞争变量也为一阶单整过程。对对数形式的全要素生产率变化率、技术效率、技术进步的水平值进行检验时, 四种检验统计量均在 1% 的显著性水平下拒绝了原假设; 同样, 四种检验统计量也表明行业内要素再配置、行业间要素再配置两变量为平稳过程。

表 2 面板单位根检验结果

变量名	LLC t	IPS W -stat	ADF-Fisher χ^2	PP-Fisher χ^2	截面数	样本数
$\log(M_{it})$	1.4301	0.7216	221.090	357.704***	103	4 223
$\Delta\log(M_{it})$	-45.219***	-42.767***	1 757.41***	2 981.17***	103	4 120
$\log(\omega_{it}^1)$	-10.569***	-13.981***	614.531***	608.131***	103	4 288
ω_{it}^2	-19.413***	-18.051***	832.137***	971.940***	103	4 284
$\log(\text{tfp}_{it})$	-32.859***	-31.287***	1 338.61***	1 335.97***	103	3 724
$\log(\text{techch}_{it})$	-11.521***	-16.792***	766.118***	726.476***	103	4 084
$\log(\text{effch}_{it})$	-20.738***	-22.788***	973.055***	973.218***	103	4 188
$\Delta\log(\text{ES}_{it})$	-80.560***	-83.233***	3 680.6***	2 882.62***	103	4 150
$\Delta\log(\text{DES}_{it})$	-97.989***	-93.655***	3 757.66***	2 720.12***	103	4 129
$\Delta\log(\text{RD}_{it})$	-59.715***	-56.262***	2 638.15***	2 938.03***	103	4 164

说明：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下拒绝单位根。所有检验均是在不包含截距项、不包含趋势项的设定下进行的。滞后长度由 Schwarz 准则自动选择。按定义 ω_{it}^2 本身为对数形式。

对于存在非平稳变量的面板计量模型，首先需要进行面板协整检验，以确定变量间是否存在长期均衡关系。仍然采用 Engle and Granger (1987) 提出的基于协整方程残差的检验思路，Kao (1999) 利用各截面的回归残差构造出两种类型且渐近服从标准状态分布的协整检验统计量，即 DF 和 ADF 统计量⁷。Pedroni (1999) 将组内和组间残差联合起来，分别构造了四个面板均值统计量和三个群均值统计量：Panel- v 、Panel- ρ 、Panel-PP、Panel-ADF、Group- ρ 、Group-PP、Group-ADF 统计量，适当变换后均渐近服从标准状态分布。Kao 检验为左单侧检验，拒绝域在左侧，Pedroni 检验除 Panel- v 外，也为左单侧检验，两类检验的原假设均为不存在协整关系。表 3 和表 4 的倒数一至八行提供了本文所有设定的面板协整检验结果，其中，除了表 4 设定 (3) 中 Kao 检验在 10% 的显著性水平下拒绝原假设外，其余所有设定 Kao 检验的结果都分别在 5% 或 1% 的显著性水平下拒绝原假设；而 Pedroni 检验除 Panel- v 外，其余六个检验统计量均在 1% 的显著性水平下拒绝原假设，说明不同设定条件下的变量间存在协整关系。

七、估计方法与结果分析

(一) 估计方法选择

Kao and Chiang (2000) 证明，对于非平稳的面板数据模型，通过 OLS 方法估计的参数是不一致的，完全修正最小二乘估计 (FM-OLS) 能够得到

⁷ EViews 6.0 仅提供了 ADF 统计量。

表 3 因变量为全要素生产率(tfp_a)的估计结果

被解释变量 $\log(\text{tfp}_a)$	(1)			(2)			(3)			(4)			(5)		
	GMM	DOLS	GMM	GMM	DOLS	GMM	GMM	DOLS	GMM	GMM	DOLS	GMM	DOLS	GMM	DOLS
常数项	0.0346 (12.53)***	0.0439 (34.42)***	0.0374 (12.89)***	0.0374 (12.89)***	0.0472 (33.67)***	0.0374 (12.89)***	0.0374 (12.89)***	0.0471 (33.25)***	0.0410 (12.31)***	0.0410 (12.31)***	0.0511 (31.67)***	0.0410 (12.31)***	0.0511 (31.67)***	0.0410 (12.31)***	0.0512 (31.69)***
$\log(\text{tfp}_{a-1})$	0.5714 (17.13)***	0.4547 (32.22)***	0.5651 (16.88)***	0.5651 (16.88)***	0.4493 (31.87)***	0.5638 (16.79)***	0.5638 (16.79)***	0.4491 (31.84)***	0.5474 (15.63)***	0.5474 (15.63)***	0.4380 (30.74)***	0.5479 (15.65)***	0.4379 (30.74)***	0.5479 (15.65)***	0.4379 (30.74)***
$\log(\text{RD}_a)$	0.0068 (7.775)***	0.0056 (6.756)***	0.0067 (7.691)***	0.0067 (7.691)***	0.0055 (6.676)***	0.0067 (7.665)***	0.0067 (7.665)***	0.0055 (6.659)***	0.0066 (7.581)***	0.0066 (7.581)***	0.0055 (6.659)***	0.0067 (7.590)***	0.0055 (6.669)***	0.0067 (7.590)***	0.0055 (6.669)***
$\log(\text{ES}_a)$	-0.0028 (-7.38)***	-0.0022 (-6.57)***	-0.0024 (-6.19)***	-0.0024 (-6.19)***	-0.0018 (-5.21)***	-0.0023 (-5.88)***	-0.0023 (-5.88)***	-0.0018 (-4.91)***	-0.0025 (-6.46)***	-0.0025 (-6.46)***	-0.0020 (-5.69)***	-0.0025 (-6.42)***	-0.0020 (-5.64)***	-0.0025 (-6.42)***	-0.0020 (-5.64)***
$\log(\text{DES}_{it})$	-0.0026 (-6.42)***	-0.0021 (-5.52)***	-0.0026 (-6.35)***	-0.0026 (-6.35)***	-0.0026 (-5.46)***	-0.0027 (-6.24)***	-0.0027 (-6.24)***	-0.0022 (-5.37)***	-0.0026 (-6.21)***	-0.0026 (-6.21)***	-0.0021 (-5.42)***	-0.0026 (-6.22)***	-0.0021 (-5.42)***	-0.0026 (-6.22)***	-0.0021 (-5.42)***
$\log(M_a)$	-0.0074 (-8.73)***	-0.0064 (-7.91)***	-0.0070 (-8.27)***	-0.0070 (-8.27)***	-0.0061 (-7.39)***	-0.0070 (-8.28)***	-0.0070 (-8.28)***	-0.0060 (-7.40)***	-0.0065 (-7.41)***	-0.0065 (-7.41)***	-0.0053 (-6.40)***	-0.0064 (-7.42)***	-0.0053 (-6.41)***	-0.0064 (-7.42)***	-0.0053 (-6.41)***
$\log(M_a)^*$			-0.0003 (-4.39)***	-0.0003 (-4.39)***	-0.0004 (-5.50)***	-0.0004 (-3.30)**	-0.0004 (-3.30)**	-0.0005 (-4.13)**	-0.0002 (-2.11)**	-0.0002 (-2.11)**	-0.0002 (-2.17)**	-0.0002 (-2.21)**	-0.0002 (-2.32)**	-0.0002 (-2.21)**	-0.0002 (-2.32)**
$\log(\text{ES}_a)$															
$\log(M_a)^*$						0.0004 (0.363)	0.0004 (0.363)								
$\log(\text{DES}_{it})$															
$\log(M_a) \times w_a^1$															
$\log(M_a) \times w_a^2$															
调整后的 R^2	0.3802	0.3866	0.3841	0.3842	0.3908	0.3842	0.3842	0.3907	0.3885	0.3885	0.3941	0.3884	0.3885	0.3884	0.3895
DW 值	2.3364	2.1052	2.3290	2.3277	2.1004	2.3277	2.3277	2.0893	2.3054	2.3054	2.3383	2.3068	2.3068	2.3068	2.0902
Hausman 检验	55.992***	379.91***	62.068***	61.681***	396.81***	61.681***	61.681***	395.34***	63.573***	63.573***	417.24***	61.399***	61.399***	61.399***	398.35***

(续表)

被解释变量 $\log(\text{tfpr}_i)$	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	GMM	DOLS	GMM	DOLS	GMM	DOLS	GMM	DOLS	GMM	DOLS
J -statistic	9.56E-27		7.68E-26		2.65E-25		4.44 E-26		7.37E-26	
截面固定效应	y	y	y	y	y	y	y	y	y	y
时期固定效应	n	n	n	n	n	n	n	n	n	n
截面个数	103	103	103	103	103	103	103	103	103	103
样本个数	4 223	4 326	4 223	4 326	4 223	4 326	4 223	4 326	4 223	4 326
Kao 检验	ADF-Statistic	4.9918***		-7.1235***		-2.5862**		-4.7899***		-4.9274***
Panel v -Statistic		-7.1588***		-7.0544***		-7.2960***		-7.0726***		-8.2699***
Panel rho-Statistic		-17.602***		-17.448***		-16.822***		-17.662***		-12.964***
Panel PP-Statistic		-34.861***		-34.742***		-34.605***		-34.794***		-33.271***
Panel ADF-Statistic		-34.066***		-34.033***		-34.539***		-33.997***		-33.218***
Group rho-Statistic		-15.330***		-15.095***		-14.630***		-15.382***		-10.272***
Group PP-Statistic		-39.665***		-40.093***		-40.263***		-39.689***		-37.114***
Group ADF-Statistic		-37.895***		-37.707***		-37.496***		-37.769***		-35.105***

注:括号内为 t 统计量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下具有统计显著性。y 表示有, n 表示没有。DOLS 表示动态最小二乘估计, GMM 表示广义矩估计。均以一阶差分变量的二阶滞后项作为工具变量。

表 4 因变量分别为技术效率(effch_{it})和技术进步(techch_{it})的估计结果

被解释变量(effch _{it})	(1)	(2)	(3)	(4)	被解释变量(techch _{it})	(5)	(6)	(7)	(8)
常数项	0.0151 (7.917)***	0.0150 (7.829)***	0.0163 (7.665)***	0.0196 (6.498)***	常数项	-0.0014 (-2.06)**	-0.0013 (-2.06)**	-0.0010 (-1.12)	-0.0032 (-2.83)**
log(effch _{it-1})	0.8266 (42.92)***	0.8291 (43.23)***	0.8269 (43.14)***	0.8147 (33.63)***	log(techch _{it-1})	0.8196 (46.03)***	0.8198 (46.04)***	0.8199 (46.05)***	0.8157 (44.98)***
log(RD _{it})	0.0084 (6.446)***	0.0101 (7.680)***	0.0100 (7.629)***	0.0102 (7.685)***	log(RD _{it})	-0.0013 (-1.39)	-0.0014 (-1.56)	-0.0014 (-1.52)	-0.0013 (-1.46)
log(ES _{it})	-0.0036 (-6.53)***	-0.0035 (-6.31)***	-0.0031 (-5.28)***	-0.0033 (-6.01)**	log(ES _{it})	-0.0006 (-1.51)	-0.0006 (-1.54)	-0.0008 (-1.95)*	-0.0006 (-1.52)
log(DES _{it})	-0.0043 (-6.90)***	-0.0044 (-7.05)***	-0.0046 (-7.05)***	-0.0045 (-7.14)***	log(DES _{it})	0.0008 (1.713)*	0.0007 (1.730)*	0.0010 (2.148)**	0.0008 (1.769)*
log(M _{it})	-0.0089 (-6.86)***	-0.0088 (-6.69)***	-0.0088 (-6.69)***	-0.0087 (-6.47)***	log(M _{it})	0.0009 (0.996)	0.0009 (0.996)	0.0010 (1.047)	0.0010 (1.047)
log(M _{it})×log(ES _{it})			-0.0004 (-2.13)**		log(M _{it})×log(ES _{it})			0.0002 (1.417)	
log(M _{it})×log(DES _{it})			0.0002 (1.051)		log(M _{it})×log(DES _{it})			-0.0002 (-1.71)*	
log(M _{it})×w _{it}				-0.0016 (-2.41)**	log(M _{it})×w _{it}				0.0008 (1.889)*
log(M _{it})×w _{it} ²					log(M _{it})×w _{it} ²				0.0009 (0.129)
调整的 R ²	0.5952	0.5991	0.5999	0.6079	调整的 R ²	0.6837	0.6838	0.6839	0.6843
DW 值	2.6186	2.6298	2.6268	2.6099	DW 值	2.5996	2.5993	2.5987	2.5989
J-statistic	3.88E-27	3.33E-27	4.54E-26	4.36E-28	J-statistic	5.28E-29	1.53E-27	4.95E-28	4.20E-28

(续表)

被解释变量(effch _{it})	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Hausman 检验	33.901***	33.236***	34.364***	26.964***	25.701***	26.010***	26.456***	26.493***
截面固定效应	y	y	y	y	y	y	y	y
时期固定效应	n	n	n	n	n	n	n	y
Kao 检验	-2.7539**	1.7123**	1.4030*	2.6617**	-2.7539**	-2.7028**	-5.6129***	2.6617**
Panel <i>v</i> -Statistic	6.3552***	1.1100	-6.3509***	1.9813*	6.3552***	6.3380	-2.3565**	2.2808**
Panel rho-Statistic	-23.629***	-22.556***	-12.469***	-24.015***	-23.629***	-24.536***	-11.873***	-22.143***
Panel PP-Statistic	-39.395***	-39.817***	-29.965***	-41.101***	-39.395***	-41.187***	-31.484***	-34.542***
Panel ADF-Statistic	-39.405***	-38.671***	-30.019***	-40.709***	-39.405***	-41.260***	-30.454***	-33.303***
Group rho-Statistic	-18.792***	-13.434***	-11.285***	-12.888***	-18.792***	-18.756***	-9.1917***	-18.859***
Group PP-Statistic	-45.480***	-40.366***	-35.930***	-40.216***	-45.480***	-46.016***	-34.871***	-38.582***
Group ADF-Statistic	-42.730***	-36.946***	-35.419***	-38.286***	-42.730***	-43.019***	-31.721***	-35.227***
Hausman 检验	Pedroni 检验							
Panel rho-Statistic	Pedroni 检验							
Panel PP-Statistic	Pedroni 检验							
Panel ADF-Statistic	Pedroni 检验							
Group rho-Statistic	Pedroni 检验							
Group PP-Statistic	Pedroni 检验							
Group ADF-Statistic	Pedroni 检验							

注:括号内为 *t* 统计量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下具有统计显著性。*y* 表示有, *n* 表示没有。本表的估计结果由广义矩估计(GMM)方法得出。设定(5)、(6)、(7)、(8)中,以 techch_{*it*-3} 作为 (techch_{*it*-1} - techch_{*it*-2}) 的工具变量。其余仍然以一阶差分变量的二阶滞后项作为工具变量。

参数的渐近无偏估计。但是，在本文的估计中，FM-OLS 估计的拟合优度非常低（这可能是因为在本文所分析的解解释变量只是众多变量中的一小部分），因此应该考虑加入被解释变量的滞后项，用以控制其他影响因素。Mark and Sul (2003) 通过加入自变量的前期和后期差分来控制内生反馈效应，加入因变量的滞后项来处理序列相关问题，提出 DOLS 方法，以得到参数的渐近无偏估计。这两类方法都可以用联合面板回归得到，估计值是各个序列 DOLS 估计量的均值。不过，对于估计方程中同时存在平稳与非平稳变量的情况，DOLS 方法显得更为合理。而且，依据数据包络分析得到的全要素生产率为变化率形式，取对数过程也即一阶差分过程，数据处理非常方便。

但是，由于加入的随机被解释变量的滞后项与随机误差项之间存在相互关系，而且对于固定效应的动态面板数据模型，被解释变量的滞后项既不满足“强外生性”条件，也不满足“弱外生性”条件，这要求我们必须为与误差项相关的变量寻找工具变量，否则得出的估计结果仍然是有偏且不一致的。例如，在模型 (3) — (5) 式中加入被解释变量的滞后项，然后进行一阶差分，可以得到（以模型 (3) 为例）：

$$\begin{aligned} \log \text{tfp}_{it} - \log \text{tfp}_{it-1} = & \alpha (\log \text{tfp}_{it-1} - \log \text{tfp}_{it-2}) \\ & + (X_{it} - X_{it-1})\beta + (\epsilon_{it} - \epsilon_{it-1}), \end{aligned} \quad (11)$$

其中 $X_{it}\beta = \beta_{cit}^0 + \beta_{cit}^1 \log \text{RD}_{cit} + \beta_{cit}^2 \log \text{ES}_{cit} + \beta_{cit}^3 \log \text{DES}_{cit} + \beta_{cit}^4 \log M_{cit}$ ，由 $(\log \text{tfp}_{it-1} - \log \text{tfp}_{it-2})$ 与 $(\epsilon_{it} - \epsilon_{it-1})$ 相关所产生的“内生性” (endogeneity) 会造成估计偏差。根据 Arellano and Bond (1991) 的思想，可以选择 $\log \text{tfp}_{it-2}, \log \text{tfp}_{it-3}, \dots, \log \text{tfp}_{it-1}$ 作为 $(\log \text{tfp}_{it-1} - \log \text{tfp}_{it-2})$ 的工具变量，也可以选择 $(\log \text{tfp}_{it-2} - \log \text{tfp}_{it-3}), (\log \text{tfp}_{it-3} - \log \text{tfp}_{it-4}), \dots, (\log \text{tfp}_{it-2} - \log \text{tfp}_{it-1})$ 为工具变量，上述工具变量的有效性可以通过 J 检验进行验证。为了比较，本文对因变量为全要素生产率的情况同时提供了 DOLS 和 GMM 估计的结果，Hausman 检验结果证实了所有模型中固定效应的存在性， J 统计量也表明工具变量的选择是合适的（即所选工具变量与误差项不相关）。

(二) 估计结果与说明

现在来分析各解释变量的估计系数。

第一，对于近似的多重共线性，计量结果会有两个表现：(1) R^2 或调整的 R^2 会接近 1；(2) 大多数解释变量的回归系数在统计上不显著。表 3 中的设定 (1) — (5) 和表 4 中的设定 (1) — (8)，都没有出现上述情况，因而模型中不存在多重共线性问题。

第二，表 3 的设定 (1) — (5) 在两种估计方法下，都显示国内 R&D 资本存量对全要素生产率变化率的弹性系数为正，这个结论和国内外同类研究是相同的，其中 GMM 估计的弹性系数在 (0.0066, 0.0068) 之间，DOLS 估计的弹

性系数在(0.0055,0.0062)之间,表明内生性问题导致了国内R&D资本存量弹性系数的下偏。虽然GMM估计的弹性系数绝对值大多数情况下大于DOLS估计所得出的弹性系数,但并没有改变系数符号。类似地,我们还可以分析由内生性问题造成的其他变量偏误的方向。

第三,表3的设定(1)–(5),在控制进口竞争效应后,国外R&D资本存量,无论是通过物化渠道,还是非物化渠道,对我国三位码工业行业的全要素生产率都会产生在1%的显著性水平下,具有统计显著性的“负溢出效应”,以GMM估计为例,其中,物化型溢出的弹性系数在(-0.0028,-0.0023)之间,非物化型溢出的弹性系数大约在(-0.0027,-0.0026)之间。由于我国工业行业进口的主体方式是加工贸易进口,而工业行业的加工贸易又主要集中在附加值较低、技术含量较低的劳动密集型行业,并不符合Blyde(2004)提出的正溢出效应产生的条件。这说明长久以来,我国工业行业独特的进口结构,在很大程度上阻碍了国内产业链的延长,导致零部件和原材料过度依赖进口、中间产品不能实现进口替代,再加上国际环境的变化,最终给国内工业行业的发展带来了不小的负面冲击。

第四,由于我们是以进口品价格作为进口竞争的代理变量,竞争加剧是以价格递减来表示的,仍以GMM估计为例,依据表3的设定(1)–(5),进口竞争变量分别在1%、5%的显著性水平下,具有负弹性系数,变动范围大约在(-0.0074,-0.0064)之间,这说明进口竞争促进了三位码工业行业全要素生产率的增长。结合“负溢出效应”,应该可以归纳出一个结论,即以往文献所得出的正溢出效应,其实是溢出和竞争等效应的混合。此时,如果能够找到溢出变量与竞争变量相关的证据,就更能说明同步偏差对结论造成的重要影响。在表3设定(3)–(5)情况下,通过加入交叉项,我们发现,同样是在至少5%的显著性水平下,进口竞争与物化型溢出的交叉项系数具有显著正相关关系,这恰恰印证了上述推断。

第五,对于由进口竞争引致的行业内和行业间的要素再配置过程,从表3的设定(4)和(5)中可以看出,包含 ω_{it}^1 、 ω_{it}^2 的交叉项的系数为负,说明研究期内,进口竞争确实导致了工业行业内和行业间要素的正向再配置活动,而且行业内引致性要素再配置至少在5%的置信水平下具有统计显著性,其中,DOLS的估计结果更表明,进口竞争的生产率效应,约40%可以由引致性的正向行业内要素再配置过程来解释。而行业间的引致性要素再配置并不具有统计显著性,表明目前仍然存在很多阻碍生产要素在工业行业间正向再配置的不利因素。

第六,为了进一步分析物化型、非物化型溢出、进口竞争等对全要素生产率不同成分的影响,我们考虑被解释变量为技术效率和技术进步的情况(表4仅提供了GMM的估计结果)。首先,由表4设定(1)–(4),国内R&D资本存量在1%的水平下对技术效率具有显著的正效应,但设定(5)–(8)显

示，国内 R&D 资本存量对技术进步则具有不显著的阻碍作用，说明目前工业行业整体 R&D 水平仍然不高，尚达不到全面提升行业技术水平的程度。其次，虽然非物化型溢出能在 10% 的显著性水平下促进技术进步，但国外 R&D 资本存量也能通过物化和非物化渠道对技术效率产生“负溢出效应”，且分别在 1%、5% 的水平下显著，同时国外 R&D 资本存量还会通过物化型渠道对技术进步产生“负溢出效应”（除了在表 4 设定（7）中具有 10% 的统计显著性外，都不显著），说明我国工业行业进口品技术含量或技术引进等与本身的发展水平存在矛盾，工业行业仍然未能很好地处理技术引进、消化吸收和自主创新之间的关系。再次，进口竞争对技术效率具有促进作用，但进口竞争却不利于工业行业的技术进步（尽管并不显著），交叉项系数则更具体地表明，引致性要素再配置在 5% 的置信水平下对技术效率具有显著促进作用，而在 10% 的置信水平下对技术进步产生阻碍作用，说明进口竞争在很大程度上促进了工业行业企业内、企业间、行业内和行业间的优化配置，提高了要素利用效率，但也导致了一些工业企业产生假冒伪劣、不公平竞争等“短视行为”。

八、结 论

本文首先强调了同时控制进口贸易溢出效应和竞争效应的重要性，利用我国三位码工业行业的月度数据，得到的基本结论是：

（1）研究期内，我国三位码工业行业全要素生产率的增长主要得益于技术效率提高，除了非物化型溢出对技术进步的促进作用外，进口贸易对全要素生产率和技术效率均产生了“负溢出效应”，而国内 R&D 资本存量则可以促进全要素生产率和技术效率的提高。

（2）大部分三位码工业行业面临了日益激烈的进口竞争，进口竞争通过提高三位码工业行业的技术效率而促进了全要素生产率的发展，而且进口竞争与通过物化型溢出的国外 R&D 资本具有显著的正相关关系，同时控制进口竞争变量和进口溢出变量能有效消除同步偏差。

（3）进口竞争引致了行业内和行业间正向的要素再配置过程，而且，这种不显著的引致性行业间正向要素再配置并不足以抵消由其他原因引致的行业间负向要素再配置。

人们通常会犯“顺推”的逻辑错误，对进口贸易生产率效应的研究也是如此，事实上，宏观国家层次的研究结论并不能指导具有不同特点的各行业部门的进口行为，目前我国工业行业的进口对其全要素生产率的变化并没有产生正溢出效应。在转变经济增长方式的过程中，工业行业更应强调，以进口贸易带动行业升级，实现结构效率，使工业经济走向开放型的良性增长的轨道。本文结论的政策含意是明显的：进口贸易本质上是对要素国际流动的

一种替代,消极地以限制、减少进口对待“负溢出效应”显然是不可取的,工业行业自身不妨以提升进口商品结构为契机,利用灵活的经济制度,以进口替代国内低效率行业。给工业行业制定一个具体、科学、合理的研发规划也是必需的,同时还要加大技术进口力度,通过各种途径和渠道加强与美国、欧盟国家、日本等发达国家的沟通,促其放宽对技术出口的限制,强调国内研发支出与技术、专利引进的有效协作,充分发挥国内研发在全要素生产率与技术效率上、非物化溢出在技术进步上的正向作用。政府在鼓励工业行业内要素再配置的同时,也应该创造条件,支持和鼓励各工业行业间要素的自主流动。在鼓励进口竞争的同时,也应重视竞争对技术进步的不利影响,使得进口竞争朝着规范、有序、互利的方向发展。

参考文献

- [1] Acharya, R., and W. Keller, “Estimating the Productivity Selection and Technology Spillover Effects of Imports”, NBER Working Paper No. 14079, 2008.
- [2] Arora, A., A. Fosfuri, and A. Gambardella, *Markets for Technology: the Economics of Innovation and Corporate Strategy*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.
- [3] Blyde, J., “Trade and Technology Diffusion in Latin America”, *International Trade Journal*, 2004, 18(3), 177—197.
- [4] Bound, S., D. Harhoff, and J. van Reenen, “Corporate R&D and Productivity in Germany and the United Kingdom”, Discussion Papers, Centre for Economic Performance, LSE, 2002.
- [5] Branstetter, L., “Are Knowledge Spillovers International or Intra-national in Scope? Micro-economic Evidence from the US and Japan”, *Journal of International Economics*, 2001, 53(1), 53—79.
- [6] Caselli, F., and W. Coleman, “Cross-Country Technology Diffusion: The Case of Computers”, NBER Working Paper No. 8130, 2001.
- [7] Coe, D., and E. Helpman, “International R&D Spillovers and Institutions”, NBER Working Paper No. 14069, 2008.
- [8] Coe, D., E. Helpman, and A. Hoffmaister, “North-South R&D Spillovers”, *Economic Journal*, 1997, 107(440), 134—149.
- [9] Cohen, W., and D. Levinthal, “Innovation and Learning: The Two Faces of R&D”, *Economic Journal*, 1989, 99(397), 569—596.
- [10] Connolly, M., “The Dual Nature of Trade: Measuring Its Impact on Imitation and Growth”, *Journal of Development Economics*, 2003, 72(1), 31—55.
- [11] Demidova, S., “Productivity Improvements and Falling Trade Costs: Boon or Bane?” *International Economics Review*, 2008, 49(4), 1434—1462.
- [12] Eaton, J., and S. Kortum, “International Technology Diffusion: Theory and Measurement”, *International Economic Review*, 1999, 40(3), 537—570.
- [13] Falvey, R., N. Foster, and D. Greenaway, “Imports, Exports, Knowledge Spillovers and Growth”, *Economics Letters*, 2002, 85(2), 209—213.
- [14] 高凌云、王永中,“R&D溢出渠道、异质性反应与生产率”,《世界经济》,2008年第2期,第65—73页。

- [15] 高凌云、夏万军，“进口品属性、溢出与全要素生产率：文献综述”，《首都经济贸易大学学报》，2009年第1期，第47—54页。
- [16] Griffith, S., S. Redding, and J. van Reenen, “R&D and Absorptive Capacity: From Theory to Data”, IFS Working Paper, No. W01/03, 2001.
- [17] Griliches, Z., “Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth”, *Bell Journal of Economics*, 1979, 10(Spring), 102—105.
- [18] Jaffe, A., “Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms’ Patents, Profits, and Market Value”, *American Economic Review*, 1986, 76(5), 984—1001.
- [19] 金雪军、欧朝敏、李杨，“全要素生产率、技术引进与 R&D 投入”，《科学学研究》，2006 年第 5 期，第 703—706 页。
- [20] Jorge, C., M. Carmela, and J. Francisco, “International Technology Diffusion through Imports and its Impact on Economic Growth”, European Economic Group Working Paper 12, 2002.
- [21] Kao, C., and M. Chiang, “On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data”, *Advances in Econometrics*, 2000, 15, 179—222.
- [22] Kao, C., M. Chiang, and B. Chen, “International R&D Spillovers: An Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, 61 (special issue), 691—709.
- [23] Keller, W., “Are International R&D Spillovers Trade-related? Analyzing Spillovers among Randomly Matched Trade Partners”, *European Economic Review*, 1998, 42(8), 1469—1481.
- [24] Keller, W., “International Technology Diffusion”, NBER Working Paper No. 8573, 2001.
- [25] Keller, W., “Trade and the Transmission of Technology”, *Journal of Economic Growth*, 2002, 7 (1), 5—24.
- [26] Kim, J., and H. Lee, “Embodied and Disembodied International Spillovers of R&D in OECD Manufacturing Industries”, *Technovation*, 2004, 24(4), 359—368.
- [27] Lawrence, R., and D. Weinstein, “Trade and Growth: Import-led or export-led? Evidence from Japan and Korea”, NBER Working Paper No. 7264, 1999.
- [28] Levinsohn, J., “Testing the Import-as-Market-Discipline Hypothesis”, *Journal of International Economics*, 1993, 35(1), 1—22.
- [29] Lichtenberg, F., and B. van Pottelsberghe de la Potterie, “International R&D Spillovers: A Comment”, *European Economic Review*, 1998, 42(8), 1483—1491.
- [30] 李小平、朱钟棣，“国际贸易的技术溢出门槛效应：基于中国各地区面板数据的分析”，《统计研究》，2004 年第 10 期，第 27—33 页。
- [31] Melitz, M., “The Impact of Trade on Aggregate Industry Productivity and Intra-industry Reallocation”, 2003, *Econometrica*, 71(6), 1695—1725.
- [32] Moschos, D., “Export Expansion, Growth and the Level of Economic Development: An Empirical Analysis”, *Journal of Development Economics*, 1989, 30(1), 93—102.
- [33] Olley, G., and A. Pakes, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 1996, 64(6), 1263—1297.
- [34] Park, W., “International R&D Spillovers and OECD Economic Growth”, *Economic Inquiry*, 1995, 33(4), 571—591.
- [35] Patrick, C., “Import Price Pressure on Firm Productivity and Employment: the Case of US Textiles”, U. S. Census Bureau Discussion Paper, 2006.
- [36] Pavcnik, N., “Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants”, *Review of Economic Studies*, 2002, 69(1), 245—276.

- [37] Pedroni, P., "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, 61(special issue), 653—670.
- [38] Schiff, M., and Y. Wang, "Education, Governance and Trade-related Technology Diffusion in Latin America", World Bank and Carleton University Working Paper, 2004.
- [39] Trefler, D., "The Long and Short of the U. S. —Canada Free Trade Agreement", NBER Working Paper No. 8293, 2001.
- [40] 涂正革、肖耿, "中国工业生产力革命——企业全要素生产率增长的分解及分析", 《经济研究》, 2005 年第 3 期, 第 4—15 页。
- [41] Van Meijl, H., and F. van Tongeren, "Endogenous International Technology Spillovers and Biased Technical Change in Agriculture", *Economic Systems Research*, 1999, 11(1), 31—48.
- [42] Xu, B., and J. Wang, "Capital Goods Trade and R&D Spillovers in the OECD", *Canadian Journal of Economics*, 1999, 32(5), 1258—1274.
- [43] 颜鹏飞、王兵, "技术效率、技术进步与生产率增长: 基于 DEA 的实证分析", 《经济研究》, 2004 年第 12 期, 第 55—65 页。
- [44] 尹翔硕、俞娟, "进口贸易与经济增长: 关于中国的实证", 《世界经济文汇》, 2005 年第 4 期, 第 115—122 页。

Imports and Total Factor Productivity at the Industrial Level

LINGYUN GAO LUOLIN WANG
(*Chinese Academy of Social Science*)

Abstract Using monthly panel data of 3-digit industries, this paper finds clear evidence that embodied spillovers and import competition are correlated significantly. Moreover, controlling embodied and disembodied spillovers and competition effect, the paper also discovers that imports bring significant direct negative spillovers to the total factor productivity and technology efficiency, but induce positive factor reallocation between and within industries, and the net effect is positive.

Key Words Import Spillovers, Import Competition, Factor Reallocation

JEL Classification F10, F14, O47