

---

---

# 服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率

张艳 唐宜红 周默涵\*

---

**内容提要** 本文通过建立理论模型分析了服务贸易自由化如何通过服务任务的外包效应、重组效应和技术促进效应影响制造业企业的生产效率,采用更加全面的指标衡量了中国服务贸易自由化水平,包括服务开放渗透率、服务业 FDI 产业渗透率、服务贸易产业渗透率和服务业 FDI 地区渗透率,并使用 1998~2007 年中国制造业企业面板数据,检验了中国服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响。我们发现服务贸易自由化促进了制造业企业生产率的提高,中国服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响是不均匀的,对东部地区企业、使用较多服务中间投入的企业、外商投资企业和出口企业,服务贸易自由化影响更大;而对于国有企业和港澳台投资企业,服务贸易自由化的促进作用不显著。

**关键词** 服务贸易自由化 服务任务外包 生产率 中国制造业企业

---

## 一 引言

服务贸易自由化是世界贸易组织(WTO)谈判中备受争议的话题之一。服务业发展较落后的国家对于服务市场开放有所保留的一个重要原因是未充分考虑服务作为

---

\* 张艳、唐宜红、周默涵:中央财经大学国际经济与贸易学院 100081 电子信箱:leaf Lucy@sina.com(张艳);tanguibe@126.com(唐宜红);mohanzhou@gmail.com(周默涵)。

作者感谢国家社科基金(11CJL044、10BGJ023)、国家社科基金重大项目(12&ZD097)的资助;同时感谢樊瑛对中国服务贸易限制指数测算方法和数据的支持;感谢阿德莱德大学 Christopher Findlay 和对外经济贸易大学林桂军的支持与帮助,还要感谢 Ronald Jones、Joseph Francois 以及 2009 香港国际贸易工作会议和中国国际经济与金融学会年会(IEFS)2009、2011 年参会者给予的宝贵意见;感谢匿名审稿人的建设性修改意见。当然,文责自负。

制造业和其他产业中间投入的性质,进而低估了服务市场开放对一国经济发展的潜在效益。本文重点探讨服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响。这一问题的研究对中国尤为重要,原因有二:其一,中国作为“世界工厂”,在制造业具有比较优势,而中国制造产品的优势主要来自于廉价的劳动力,如何通过提高生产效率以保持中国制造业的优势,并优化升级制造业结构,必然是“中国制造”未来发展的关键。其二,中国在加入 WTO 的谈判中,在服务领域做出了积极的开放承诺,其开放的广度和深度较之发展中国家都有相当突破。在按 WTO 分类的 160 多个服务贸易部门中,中国承诺开放 100 多个,开放程度已接近发达国家水平。随着 2002 ~ 2007 年入世过渡期的结束,中国已经逐步开放了很多重要的服务领域:如分销、电信、金融服务、商业服务、计算机服务、环境、建筑以及公共社会服务等。然而,已有文献对“中国制造”的政策解释大多集中于货物贸易自由化、中国制造业引资和开放的政策,或是制造业市场化改革等,很少有文献研究服务贸易自由化对于制造业生产效率的影响。本文首先建立理论模型,分析服务贸易自由化对生产率的影响及其影响机制,然后采用中国 1998 ~ 2007 年制造业企业的面板数据对其进行经验检验。

中国的服务贸易自由化改革如何影响制造业生产效率?首先,中国服务贸易自由化减少了国外服务供应商进入中国的壁垒,特别是在市场准入和国民待遇两个原则下取消服务贸易限制,使更多先进的国际服务企业进入中国市场,为中国制造业企业提供多种效率更高、质量更优的服务。其次,生产性服务作为制造业的中间投入,其技术和人力资本含量较高,服务贸易自由化和服务外包,可以为制造业企业带来示范和竞争效应,推进制造业企业进行管理模式创新,调整结构向先进技术前沿靠近,激励企业增加研发投入进行技术创新,进而提高制造业企业的生产效率。最后,制造业企业会将自己不具竞争优势的服务任务(例如运输和分销等服务)外包出去,将生产集中到更有效率的制造环节上,这种归核化战略能使制造业企业重新分配资源,生产率水平因重组效应而提高(Amiti 和 Wei, 2009; Görg 等, 2008)。

本文的一个重要贡献就是从理论上探讨了服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响及影响机制。本文参考 Grossman 和 Rossi-Hansberg (2008) 任务贸易(task trading)模型的构建,<sup>①</sup>在制造业生产过程中引入服务任务,并建立一个服务任务国际外包模型,分析服务贸易自由化如何影响发展中国家制造业的生产率。服务贸易自由化减少了服务贸易和投资壁垒,降低了服务外包的成本,使发展中国家的制造业企业

<sup>①</sup> 后文将 Grossman 和 Rossi-Hansberg(2008) 简称为 GRH(2008),其主要研究的是网络技术和电信技术的改进降低了离岸外包成本,发达国家如何通过外包获得成本节约效应,进而影响本国劳动的工资水平。

将部分服务任务 (services task) 外包给效率更高的外国服务供应商, 提高企业生产率。其中, 提高的主要途径有服务任务外包效应、重组效应和技术促进效应。

近几年, 一些国际学者采用经验方法研究一国服务贸易自由化和制造业企业生产率的关系, 而研究的难点是如何衡量一国的服务贸易自由化程度以及如何衡量服务开放对制造业的影响 (渗透) 程度。服务贸易自由化很难像货物贸易自由化那样找到一个相对统一的衡量指标, 如关税和非关税壁垒等。目前大多数研究使用服务业外商直接投资 (Foreign Direct Investment, FDI) 来衡量一国服务开放程度, 例如 Arnold 等 (2008、2011a)、Fernandes 和 Paunov (2012) 以及 Javorcik 和 Li (2008)。<sup>①</sup> 然而, 服务业 FDI 不是服务进入东道国市场的唯一途径, 跨境支付、过境消费和自然人流动也是国际服务贸易的重要提供模式。因此, 本文对服务贸易自由化的测度采用更加全面的方法, 不仅包括文献常用的服务业 FDI, 还使用了国际收支 (Balance of Payment, BOP) 统计和外国附属机构统计 (Foreign Affiliates Trade Statistics, FATS) 的服务贸易数据。一些最新的文献使用服务贸易限制指数 (Service Trade Restrictiveness Index, STRI) 来衡量一国服务贸易自由化的程度 (Arnold 等, 2011a、b)。<sup>②</sup> 本文根据中国入世服务开放承诺表、中国履行承诺的政策信息以及世界银行设计的服务贸易限制指数的模板, 计算了中国主要生产服务业的服务贸易限制指数。那么如何衡量服务开放对制造业企业的影响程度? 基于以上衡量服务贸易自由化程度的指标, 并根据中国投入产出表和地区服务业 FDI 的数据, 借鉴 Arnold 等 (2011a、b) 的研究方法, 本文计算中国制造业的服务开放渗透率、服务业 FDI 产业渗透率以及服务贸易 (BOP 统计和 FATS 统计) 产业渗透率和服务业 FDI 地区渗透率。

对比已有经验研究, 本文首次使用中国工业企业数据研究中国服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响。主要结论与理论预测相一致, 中国服务贸易自由化改革促进了中国制造业企业生产率的提高。然而, 中国服务贸易自由化改革对制造业各企业生产率的影响是不同的, 企业的所有制结构、服务投入比重、企业所在地等因素会影响

① Arnold 等 (2011) 发现国外服务商的出现是服务贸易自由化提高捷克制造业生产率的主要途径。Fernandes 和 Paunov (2012) 发现东欧国家的金融和基础设施的开放对下游制造业企业生产率有显著的正影响。Javorcik 和 Li (2008) 检验了罗马尼亚零售业 FDI 对制造业供应商 (食品产业) 生产率的正向关系。Arnold 等 (2008) 利用非洲地区不同国家在信息、电力和银行等服务行业开放程度的差异, 分析了服务贸易自由化对一国制造业企业生产率的正效应。

② Arnold 等 (2011a) 使用了欧洲复兴开发银行 (European Bank for Reconstruction and Development) 计算的捷克服务贸易限制指数; Arnold 等 (2011b) 根据欧洲复兴开发银行的模型和方法计算了印度的服务贸易限制指数, 进而发现服务开放对该国制造业企业生产效率有正影响。

服务贸易自由化的生产率效应。本文还尝试检验了服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响渠道,并进行了多种稳健性检验;包括多种方法衡量中国服务开放程度、4种方法计算企业全要素生产率(固定效应模型、Olley 和 Pakes(1996)方法、Levinsohn 和 Petrin(2003)方法和动态面板 Arrellano 和 Bond(1991)的广义矩估计(Generalized Method of Moments, GMM)方法)以及多种估计方法(一阶差分法和倍差方法)等。研究发现,中国服务贸易自由化对制造业企业生产率有促进作用的结论十分稳健。

本文结构安排如下:第二部分建立理论模型,分析服务贸易自由化对发展中国家制造业企业生产率的影响机制;第三和第四部分采用计量模型进行检验,讨论主要结果,并进行稳健性检验;最后总结全文。

## 二 理论模型的建立与推导

本文参考 GRH(2008)的任务贸易模型,建立一个服务任务外包模型,讨论服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响。

考虑一个制造业企业。假定最终产品的生产过程由两种任务完成:制造任务和服务任务,每种任务只需要一种要素投入,服务任务由高技能劳动来完成,用  $H$  表示;制造任务由低技能劳动来完成,用  $L$  表示。最终产品的生产函数对于两种要素投入采取科布-道格拉斯(Cobb-Douglas, C-D)形式:

$$Y = AH^\alpha L^{1-\alpha}$$

在后文分析中,我们在外生全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP),即  $A$  是给定的;或内生全要素生产率,即  $A$  是企业内生决定的研发投资  $k$  的函数  $A = A(k)$  两种情况下,分别考虑服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响。

### (一) 外生全要素生产率

首先,我们对服务投入(即  $H$  投入)建模。为产生 1 单位的  $H$  投入,企业需要完成一系列的子任务,我们假设这一系列子任务的集合是一个连续统(continuum),并将所有子任务的集合标准化为单位区间  $[0, 1]$ , 这样,任意  $i \in [0, 1]$  代表 1 个子任务。沿袭 GRH(2008)的设定,我们假设各子任务之间对称,且完全互补。换言之,每个子任务都必须且仅需要被完成 1 次。<sup>①</sup>

<sup>①</sup> 数学上,  $H$  的生产函数之于各任务  $i \in [0, 1]$  采取的是列昂惕夫(Leontief)形式:  $H = \min\{h(i) \mid i \in [0, 1]\}$

服务任务可以由本国企业完成,也可以由外国服务企业完成。我们不讨论企业的组织结构问题,如果服务任务由本国制造业企业完成或是外包给本国的服务企业,则我们称之为“国内采购”;如果服务任务是向国外企业购买,我们称之为“国际外包”,实际上是制造业企业进行服务进口。国际外包有两个特点值得注意:第一,相对于本国制造业企业和本国服务企业,外国服务企业生产率更高且质量更好,<sup>①</sup>国内企业有激励进行外包;第二,服务任务国际外包,或是服务进口可以采用过境交付、商业存在和自然人流动等形式实现。商业存在是服务贸易的主要形式,即外国服务企业在本国建立商业存在为本国企业和消费者提供服务。本文所界定的服务任务的国际外包不仅包括狭义上的通过网络和通讯手段实现软件和商业流程离岸外包,还包括通过“商业存在”实现本国制造业企业与服务业跨国公司的本国分支机构间的在岸服务外包。采用不同方式实现的国际外包因服务任务的差异存在成本差异,服务外包的难易程度也有所不同。如数据分析、会计等标准化的服务任务,由于企业可以通过网络和通讯等手段来交流,故而外包较为有效率;一些需要与人密切接触,或更为灵活应对的任务(如维修、咨询服务等),外包的效率损失可能更大。

为了刻画服务外包的特点,我们首先假设:如果服务任务在国内采购,则1单位高技能劳动仅可以生产1单位子任务 $i$ ;如果进行国际外包,1单位高技能劳动力可以生产 $\lambda > 1$ 单位的子任务 $i$ 。然而,国际外包会遭遇一个外包成本,沿袭GRH(2008)的设定,假设服务任务 $i$ 的外包成本为 $\beta t(i)$ 。函数 $t(i)$ 刻画了不同任务 $i$ 外包难易程度的差异,我们假设 $t(i)$ 连续可微,且将服务任务外包按照从难到易的顺序排列( $i$ 越大表示越容易外包),从而 $t(i)$ 是 $i$ 的减函数,即 $t'(i) < 0$ 。由于服务贸易壁垒(限制)存在,所有子任务都面临一个共同的外包成本,我们将这部分外包成本用 $\beta > 1$ 表示。

根据这些假设,企业考虑任意的任务 $i \in [0, 1]$ 是在国内采购还是进行国际外包。为不失一般性,我们假设两国高技能工人工资相等并标准化为1。<sup>②</sup>于是,如果任务 $i$ 在国内采购,则需要雇佣1单位劳动,由于我们假定了国内高技能劳动工资为1,服务任务 $i$ 的单位成本为1。如果进行国际外包,则需要雇佣 $\beta t(i)/\lambda$ 单位劳动,故单位成本为 $\beta t(i)/\lambda$ 。企业权衡这两种单位成本的大小,如果 $(\beta t(i)/\lambda) > 1$ ,说明该服

① 很多研究显示国家间生产技术存在显著差异,无论是在制造业(Dollar, 1993; Trefler, 1993; Davis 和 Weinstein, 2001),还是在服务业(Inklaar 和 Timmer, 2007)。而企业特定要素是获取先进技术的重要来源,Markusen(2005, 2009)将企业特定要素定义为知识服务型资产,并且这种资产和服务是发展中国家所缺少的,并以此解释了发达国家和发展中国家在技术上存在差异的原因。

② 若假设高技能劳动工资不同,则下面的分析只相差一个固定常数。

务任务在国内完成较为便宜;相反,若  $(\beta t(i)/\lambda) < 1$  则该任务将国际外包。

为使分析有意义,我们假设  $(\beta t(0)/\lambda) > 1$  且  $(\beta t(1)/\lambda) < 1$  始终成立。<sup>①</sup> 由于  $(\beta t(i)/\lambda)$  是  $i$  的单调递减函数,则必然存在唯一的  $O_1 \in [0,1]$  使得:

$$\beta t(O_1)/\lambda = 1$$

于是,任意  $i \in [0, O_1]$  在国内采购,而任意  $i \in [O_1, 1]$  被国际外包。

因为  $H$  投入的各子任务恰需被完成 1 次,我们可以计算出最优采购决策下,  $H$  投入的单位成本为:

$$\Omega = \int_0^{O_1} 1 di + \int_{O_1}^1 \frac{\beta t(i)}{\lambda} di = O_1 + \frac{\beta}{\lambda} \int_{O_1}^1 t(i) di$$

由于  $\beta/\lambda = 1/t(O_1)$ ,代入上面的式子得到:

$$\Omega = O_1 + \int_{O_1}^1 \frac{t(i)}{t(O_1)} di$$

由于  $t(i)$  是减函数,所以对于上式第 2 项积分中的任何  $i$ ,都有  $t(i) < t(O_1)$ ,故:

$$\Omega = O_1 + \int_{O_1}^1 \frac{t(i)}{t(O_1)} di < O_1 + \int_{O_1}^1 1 di = O_1 + (1 - O_1) = 1$$

相比而言,如果不能够国际外包,而只能够国内采购,则  $H$  投入的单位成本为 1。可见,服务国际外包使得  $H$  投入的单位成本降低。

进而,我们考虑服务贸易自由化对企业生产率的影响,在我们的设定中,  $\beta$  刻画了服务贸易的限制程度,服务贸易自由化会减少服务贸易壁垒,  $\beta$  将下降。近些年,中国不断采取措施减少贸易壁垒,如开放管理咨询行业,减少市场准入壁垒,简化审批手续,取消最低资本要求、选址要求,取消控股比例限制,减少经营限制,取消资本和利润汇回限制,加强知识产权保护,减少人员流动壁垒等。国际知名管理咨询跨国公司可以以商业存在的方式进入中国,为制造业企业提供更高质量的管理咨询服务,外国的咨询专家也可以以自然人流动的方式为中国制造业企业提供服务等。如果没有服务市场的开放,这些具有较强非贸易品特征(如生产者和消费者同时同地性、较强异质性和经验特征)的生产性服务行业贸易将难以实现,高筑的国际服务贸易壁垒更会增加国外服务生产者的市场进入和运营成本,进而增加服务任务外包成本。

将  $\Omega$  关于  $\beta$  求导,注意到  $O_1$  是  $\beta$  的函数,我们有:

$$\frac{d\Omega}{d\beta} = \frac{dO_1}{d\beta} + \frac{1}{\lambda} \int_{O_1}^1 t(i) di - \frac{\beta t(O_1)}{\lambda} \frac{dO_1}{d\beta} = \frac{1}{\lambda} \int_{O_1}^1 t(i) di + [1 - \frac{\beta t(O_1)}{\lambda}] \frac{dO_1}{d\beta}$$

① 这说明任务 0(即外包成本最高的任务)永远在国内采购,而任务 1(外包成本最低的任务)永远国际外包。

根据  $O_1$  定义式, 我们有  $1 - \frac{\beta}{\lambda} t(O_1) = 0$  (这显然是一个包络引理的结果), 从而:

$$\frac{d\Omega}{d\beta} = \frac{1}{\lambda} \int_{O_1}^1 t(i) di > 0$$

这个结果意味着, 即使在 TFP 外生情况下, 服务贸易自由化也会使服务任务的单位成本下降。因此, 服务贸易自由化促进了本国制造业企业将服务任务外包给效率更高、质量更优、产品更加多样的国外服务企业, 直接提高了制造业企业的生产效率。

那么服务贸易自由化对制造投入的边际生产率有何种影响? 根据生产函数  $Y = AH^\alpha L^{1-\alpha}$ , 我们可以得到制造业投入的边际生产率是:

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = (1 - \alpha)A \left( \frac{H}{L} \right)^\alpha$$

而 C-D 生产函数下的成本最小化意味着:

$$\frac{H}{L} = \frac{\alpha w_L}{(1 - \alpha) \Omega}$$

其中,  $w_L$  是低技能工人的工资率。从以上两式我们可以看出, 当  $\beta$  下降后,  $\Omega$  下降, 从而导致  $\frac{H}{L}$  的上升。由于两种劳动的互补性, 导致了制造投入边际生产率  $\frac{\partial Y}{\partial L}$  的上升。因此, 服务贸易自由化促使制造业企业重新分配资源, 集中进行更有效率的生产, 生产率因重组效应而提高。

## (二) 内生的全要素生产率 (TFP)

下面我们来考虑内生 TFP 的情况。假设企业有一定的垄断租金, 否则企业便毫无研发动力 (Tirole, 1988; Acemoglu, 2008)。为此, 我们假定企业面临一条向下倾斜的需求曲线:<sup>①</sup>

$$q = B \cdot p^{-\frac{1}{1-v}}$$

这里我们考虑一个内生 TFP 的拓展 C-D 生产函数, 以考察服务贸易自由化对 TFP 的影响。设生产函数为:

$$q = A(k)H^\alpha L^{1-\alpha}$$

其中,  $k$  为企业用以增加全要素生产率的研发投入。而  $A(k) > 0$  为内生的全要素生产率。假定:

$$A'(k) > 0, A''(k) < 0$$

<sup>①</sup> 需求函数采取与 Acemoglu 等 (2007) 中相同形式。  $v$  决定了需求弹性,  $B$  是需求强度参数。该假设蕴含的市场结构可以是一个垄断产业, 或一个其中只有部分企业能够外包的垄断竞争产业 (故需求参数  $B$  受到外包企业的影响极小, 可近似视作外生给定)。为不失一般性, 假定  $B=1$ 。

这意味着随研发投入的不断增大,虽然其边际效果递减,但 TFP 会不断上升。单位成本函数为:

$$c = \gamma \frac{\Omega^\alpha w_L^{1-\alpha}}{A(k)}$$

其中,  $\gamma$  为常数。企业首先选取最优的  $k$ , 进而在给定的  $k$  下选取最优的产量来最大化利润。下面我们反向来解这个问题。首先,对于给定的  $k$ , 企业最大化利润为:

$$\max_{q \geq 0} (p - c)q$$

其中,  $p$  由需求曲线给出。我们可以通过一阶条件得到最优产量:

$$q = \left[ \frac{vA(k)}{\gamma \cdot \Omega^\alpha w_L^{1-\alpha}} \right]^{\frac{1}{1-v}}$$

以及相应的利润:

$$\Pi = \Gamma \cdot \left[ \frac{A(k)}{\Omega^\alpha w_L^{1-\alpha}} \right]^{\frac{v}{1-v}}$$

其中,  $\Gamma$  为一常数。进而我们退回到第一步决策,选择最优研发投入以提高 TFP:

$$\max_{k \geq 0} (\Pi - k) = \Gamma \cdot \left[ \frac{A(k)}{\Omega^\alpha w_L^{1-\alpha}} \right]^{\frac{v}{1-v}} - k$$

为满足这个问题的二阶条件,必须有  $v < 0.5$ 。由一阶条件我们容易得到:

$$\Gamma \frac{v}{1-v} \frac{A'(k^*)}{A(k^*)^{\frac{1-2v}{1-v}}} = (\Omega^\alpha w_L^{1-\alpha})^{\left(\frac{v}{1-v}\right)}$$

注意到  $k^*$  是  $\Omega$  的函数,我们对上式两边同时对  $\Omega$  求导,得:

$$\frac{A''(k^*)A(k^*) - \frac{1-2v}{1-v} (A'(k^*))^2}{A(k^*)^{\frac{2-3v}{1-v}}} \cdot \left( \frac{\partial k^*}{\partial \Omega} \right) = \frac{\alpha}{\Gamma} \Omega^{\frac{\alpha v + v - 1}{1-v}} w_L^{\frac{v(1-\alpha)}{1-v}} > 0$$

于是我们有(下式中 sign 表示符号函数):

$$\text{sign} \left( \frac{\partial k^*}{\partial \Omega} \right) = \text{sign} \left\{ A''(k^*)A(k^*) - \frac{1-2v}{1-v} (A'(k^*))^2 \right\}$$

由于我们已经知道  $A''(k^*) < 0$ , 故上式右边的符号为负,故而有:

$$\frac{\partial k^*}{\partial \Omega} < 0$$

这就是说,当  $H$  任务的单位成本下降时,企业的研发投入会上升。现在我们可以求解:服务贸易自由化,即  $\beta$  的下降如何影响内生 TFP?

$$\frac{d(TFP)}{d\beta} = \frac{dA(k^*)}{d\beta} = A'(k^*) \cdot \frac{\partial k^*}{\partial \Omega} \cdot \frac{d\Omega}{d\beta}$$



显然,  $\frac{\partial k^*}{\partial \Omega} < 0$ 。我们已经知道  $A'(k^*) > 0$ 。而在前文中我们已经证明了  $\frac{d\Omega}{d\beta} > 0$ , 从而我们有:

$$\frac{d(TFP)}{d\beta} < 0$$

可见, 服务贸易自由化通过技术促进效应, 提高制造业企业的全要素生产率。

由理论模型我们得到的结论是: 服务贸易自由化将提高本国制造业企业的生产率, 且主要通过以下三个途径来实现: 其一, 服务任务外包效应, 即服务贸易自由化促进了本国制造业企业将服务任务外包给效率更高、质量更优、产品更加多样的国外服务企业, 直接提高制造业企业的生产效率。与实物中间品贸易相比, 服务任务外包(例如后台管理、会计、管理咨询、市场营销和计算机服务)对生产率的促进效应更加显著(Amiti 和 Wei, 2009; Görg 等, 2007)。其二, 重组效应, 即制造业企业重新分配资源, 外包效率低的服务任务, 集中生产更加有效率的制造环节, 生产率因重组效应而提高。其三, 技术促进效应, 即服务外包推进制造业企业进行管理模式创新, 调整结构向先进技术前沿靠近, 激励企业增加研发投入, 进行技术创新, 从而提高制造业企业的生产效率。

### 三 变量说明与计量模型

#### (一) 主要变量说明

1. 中国服务贸易自由化测度。本文采用多种方法比较全面地衡量了中国服务贸易自由化的程度。第一种方法是基于服务贸易政策数据计算的服务贸易限制指数。服务贸易限制指数的计算方法是针对不同服务部门的特征, 按照服务贸易的 4 种提供模式, 拟定每个服务部门壁垒的测度模板, 分别列明构成该服务部门服务贸易壁垒的类别, 每个类别根据其限制的程度分别打分, 并根据权重计算得到最终的服务贸易限制指数。服务贸易限制指数越小, 说明服务贸易自由化程度越高。本文根据中国入世服务承诺表以及中国服务业相关的政策法律法规, 分别计算了中国银行、保险、分销和电信行业的服务贸易限制指数。<sup>①</sup> 中国入世以来服务贸易壁垒不断降低, 服务贸易自由化取得很大进展。第二种方法是基于服务贸易和服务业 FDI 的数据直接衡量中国

<sup>①</sup> STRI 的计算模板主要参考了 Fan(2009)、Dihel 和 Shepherd(2005) 以及 Kalirajan(2000) 的研究。限于篇幅, 中国 STRI 的详细模板、计算过程和计算结果在文中省略, 有需要的读者可向作者索取。

服务业开放程度。其中服务贸易数据的统计主要包括 BOP 统计和 FATS 统计。基于 BOP 的服务贸易统计被列入国际收支平衡表中经常账户项下的服务贸易,指一国居民与非居民之间服务的输出和输入,主要包含了服务贸易总协定(General Agreement of Trade in Services, GATS)的服务贸易定义中模式一“过境支付”和模式二“境外消费”两项,未充分统计模式三“商业存在”和模式四“自然人流动”方式提供的服务贸易。而根据《国际服务贸易统计手册》(Manual on Statistics of International Trade in Services, MSITS 2001)的建议,FATS 统计作为 BOP 统计的有益补充,将居民与非居民之间的传统服务贸易扩展到通过在一国境内的商业存在提供的服务,反映了外国附属机构在东道国发生的全部商品和服务交易情况。服务业 FDI 数据采用中国省际服务业的实际和合同 FDI 数据。

如何衡量服务业和制造业之间的联系是本研究的关键,具体而言就是服务开放对每个制造业企业的影响程度。中国工业企业数据库没有统计企业国际服务中间投入的数据,但是我们可以根据中国的投入产出表数据计算 24 个制造行业对主要服务行业的依赖程度,即服务业对于制造业的渗透率( $a$ )。我们借鉴 Arnold 等(2011)、Amiti 和 Wei(2009)以及 Feenstra(1997)的方法,采用以下公式计算中国每个制造行业的服务开放渗透率:

$$service\_penetration_{jt} = \sum_k a_{jkt} \cdot liberalization_{kt}$$

其中,服务投入比例  $a_{jkt}$  根据 1997、2002、2005 和 2007 年中国 42 个部门的投入产出表计算得到。 $j$  代表 24 个制造业, $k$  是 5 个服务部门, $t$  代表年份。其中,5 个主要生产服务部门分别是运输、电信和计算机产业、分销(批发和零售)、金融服务业、建筑和其他商业服务。 $liberalization_{kt}$  包括上文提到的主要服务贸易自由化的衡量指标:服务贸易限制指数、<sup>①</sup>服务业 FDI 数额(单位亿元)、BOP 统计的服务进口数额(单位亿美元)和 FATS 统计的服务贸易数额(单位亿元)。据此方法我们为每个制造业分别计算出 4 个服务自由化渗透率程度:服务开放渗透率、服务业 FDI 产业渗透率、服务 BOP 进口渗透率、服务 FATS 渗透率。此外,我们还采用中国省际服务业实际和合同 FDI 的数额(单位亿元)来计算剩下的两个渗透率:服务业实际 FDI 区域渗透率和合同 FDI 区域渗透率。服务业 FDI 的数据来自于《中国统计年鉴》(1998 ~ 2008 年),服务贸易的数据来自于中国商务部。

① 因为本文只计算了银行、电信和分销 3 个行业的服务贸易限制指数,因此我们只考虑制造业对这 3 个行业的依赖程度,并且用  $1-STR1$  来衡量服务贸易开放指数。

2. 制造业企业生产率。本文采用中国制造业企业数据,对服务贸易自由化的生产率效应进行经验研究。数据样本来自中国工业企业数据库(1998~2007年),源于国家统计局对工业企业的年度调查,其中包括200多万家企业,100多个在会计报表中记录的财务数据指标。企业主要包括两大类:(1)所有国有企业(SOEs);(2)年销售额超过500万元的非国有企业。根据新会计准则,并借鉴李志远和余森杰(2013)对数据的处理方法,我们剔除了以下观测值:(1)总资产小于流动资产;(2)总资产小于固定资产;(3)企业的代码缺失或重复;(4)成立时间无效。本文只考虑从1998~2007年有连续经营数据的企业,剔除缺失变量后,得到一个包含287 694个企业的平衡面板数据。其中,213 382个企业位于中国东部地区,<sup>①</sup>45 480个外商投资企业,124 874个出口企业。

生产函数采用C-D函数形式:

$$Y_{it} = A_{it}^{\alpha} L_{it}^{\gamma} K_{it}^{\eta} I_{it}^{\eta}$$

其中, $Y$ 是总产出, $K$ 代表资本投入, $L$ 代表劳动投入, $I$ 代表总的中间投入,函数 $A$ 代表全要素生产率, $i$ 代表制造业企业。为测量全要素生产率,对上式取对数:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \alpha \ln L_{it} + \gamma \ln K_{it} + \eta \ln I_{it} + \varepsilon_{it}$$

本文采用残差法计算全要素生产率,这个残差事实上是总产出的真实数据和预测拟合值 $\ln \hat{Y}_{it}$ 之差。预测拟合值通常采用最小二乘法(OLS)估算,然而中间投入和要素投入都是内生的,与一个企业的生产率等因素相关,因此OLS估计结果是有偏的。本文采用4种方法来解决这一内生性问题。第1种方法是固定效应模型(fixed-effects),其假设是误差项中与中间投入有关的部分不随时间变化。第2种方法是由Olley和

表1 生产函数的估计结果

变量	(1)FE	(2)OP	(3)LP	(4)GMM-ts
	lnY	lnY	lnY	lnY
lnK	0.059*** (0.001)	0.062*** (0.002)	0.02*** (0.003)	0.022*** (0.002)
lnL	0.083*** (0.001)	0.056*** (0.001)	0.048*** (0.001)	0.001 (0.003)
lnI	0.755*** (0.001)	0.864*** (0.002)	0.95*** (0.005)	0.688*** (0.008)
观测值	286 902	1148 137	299 089	225 063

说明:\*\*\*、\*\*和\*分别代表在显著水平1%、5%和10%上显著,括号里的值为标准差,后表同。未报告的系数包括企业年龄和时间变量。lnY代表总产值的对数值,lnK是固定资产的对数值,lnL平均就业人数的对数值,lnI是总中间投入的对数值。

① 东部地区主要包括北京、天津、上海、辽宁、山东、河北、江苏、浙江、海南、福建和广东。

Pakes (1996) 提出的 O-P 方法, 这是一种半参数方法, 主要解决同时性和选择性问题。同时性问题的产生源于企业察觉到而计量经济学家未观察到的影响中间投入决策的生产率冲击和变化。选择性问题来自于生产率冲击与企业退出市场的可能性相关。O-P 方法使用投资变量作为工具变量来衡量不可观测的生产率冲击以解决同时性问题, 而使用存活可能性变量来解决选择性问题。<sup>①</sup> 第 3 种是由 Levinsohn 和 Petrin (2003) 与 Petrin 等 (2004) 提出的 L-P 方法, 主要是使用中间投入作为工具变量来解决同时性问题。第 4 种方法是使用 Arellano 和 Bond (1991) 的 GMM 统计量计算, 其使用要素投入和中间投入的滞后变量作为不可观测 TFP 的工具变量, 并使用两阶段 Arellano-Bond GMM 估计量 (简称 GMM-ts) 来控制外包的潜在内生性问题。<sup>②</sup>

基于表 1 生产函数的估计结果, 利用残差法计算企业全要素生产率, 并通过表 2 的统计描述, 初步可见服务开放和企业生产率的关系, 服务开放依赖程度高的企业生产率水平更高。

表 2 数据统计描述

服务贸易开放测度	高生产率		低生产率		全样本	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
服务开放渗透率	0.0161	(0.016)	0.0157	(0.016)	0.0159	(0.016)
服务 BOP 进口渗透率	59.89	(54.96)	56.82	(56.11)	58.21	(55.61)
服务 FATS 渗透率	12.30	(9.91)	11.36	(9.96)	11.81	(9.95)
服务 FDI 区域渗透率(实际)	11.60	(1.23)	11.33	(1.35)	11.44	(1.30)
服务 FDI 区域渗透率(合同)	12.25	(1.33)	11.95	(1.46)	12.07	(1.41)
服务 FDI 产业渗透率	10.39	(0.99)	10.33	(1.06)	10.35	(1.03)

说明: 作者计算整理而得。GMM-ts 方法计算的全要素生产率高于均值定义为高生产率企业, 否则定义为低生产率企业。

## (二) 计量模型

我们使用以下方程来讨论服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响:

$$TFP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 service\_lib_{j,t-1} + \Gamma X_{i,t-1} + d_{rt} + d_{st} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$TFP$  分别采用前文提到的 4 种方法估计的企业全要素生产率以及企业的劳动生产率 (工业增加值与从业人数之比) 计算,  $service\_lib_j$  是前文计算的 6 种服务开放渗透

① 方法和步骤的详细介绍参考 Olley 和 Pakes (1996) 与 Yasar 等 (2008) 的研究。

② 高生产率企业会选择外包更多的服务项目, 从而进一步提高企业生产率。

率。 $X$ 是控制其他影响生产率的企业特定变量,<sup>①</sup>包括外商直接投资虚拟变量(外商投资企业  $dFIEs-f$ 、港澳台投资企业  $dFIEs-hmt$ )、企业规模(总资产的对数值  $\ln asset$ )、企业平均工资( $\ln wage$ )、金融约束条件(企业是否获得政府补贴  $dsub$ )、企业的出口情况(出口企业虚拟变量  $dexp$ )以及行业关税水平( $tariff$ )。<sup>②</sup>将服务贸易开放变量滞后1期以避免内生性问题。为控制中国地区和产业发展不平衡所带来的影响,本文加入了地区-时间和产业-时间虚拟变量( $d_{it}$ ,  $d_{st}$ )。固定效应  $v_i$  为考虑到不可观测且不随时间变化的一些企业特征,例如管理模式和管理能力等。<sup>③</sup>

## 四 计量结果及其分析

### (一) 主要经验研究结果

根据(1)式,我们采用固定效应模型研究服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响。因为服务贸易自由化是产业层面或是地区层面的数据,而TFP是企业层面的数据,这种数据结构会低估统计误差,因此我们使用产业或地区的聚集标准差(*clustering standard errors*)加以纠正。主要回归结果见表3。<sup>④</sup>中国服务贸易自由化对制造业生产率的影响是正显著的,这一结论对6种方法衡量的中国服务开放指标均稳健,并与Fernandes和Paunov(2012)、Arnold等(2011a)以及Javorcik和Li(2008)的主要结论一致。由于每种衡量中国服务开放指标的方法不同,因此服务开放对制造业TFP的影响程度差异较大。企业规模、外资、工资水平与TFP正相关,而出口和进口关税水平与TFP总体上负相关,政府补贴与TFP相关性不稳定。

一些重要的生产性服务业的贸易自由化改革,特别是银行、保险、分销、电信和商业服务的开放会提高一国制造业的生产效率。例如,金融业自由化改革会削弱国有银行的垄断,加强国内金融市场的竞争,提高资金使用效率,使资金流向效率更高的制造业企业;电信行业的开放和电信技术的发展会降低信息沟通成本和信息不确定性带来

① 控制变量的选取主要参考余森杰(2010)的研究,并增加了企业总资产水平以控制企业规模,企业的平均工资水平控制人力资本状况以及企业融资约束条件和出口状况(Harris和Trainor,2005;张杰等,2008;何光辉和杨咸月,2012)。

② 我们以中国海关统计年鉴的关税数据为基础,采用盛斌(2002)的方法,将产品层面的关税加总为行业层面的关税。

③ 限于篇幅,文中省略了主要变量的统计描述,如有需要可向作者索取。

④ 由于篇幅限制,文中只汇报了两阶段GMM方法衡量的TFP估计结果,其他3种方法衡量TFP和劳动生产率作为被解释变量的估计结果基本上都显著为正。读者如感兴趣,可向作者索取。

表 3 固定效应模型回归结果 (TFP-两阶段 GMM 方法)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>tfptmmts</i>	<i>tfptmmts</i>	<i>tfptmmts</i>	<i>tfptmmts</i>	<i>tfptmmts</i>	<i>tfptmmts</i>
服务开放渗透率	1.139*** (0.181)					
服务 BOP 进口渗透率		0.006* (0.004)				
服务 FATS 渗透率			0.072*** (0.006)			
服务 FDI 区域渗透率(实际)				0.05* (0.026)		
服务 FDI 区域渗透率(合同)					0.032*** (0.011)	
服务 FDI 产业渗透率						0.201* (0.02)
<i>lnasset(t-1)</i>	0.009*** (0.003)	0.01*** (0.003)	0.006* (0.003)	0.003 (0.007)	0.003 (0.006)	0.011*** (0.003)
<i>dsub</i>	0.021*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.004 (0.003)	0.005 (0.004)	0.007* (0.003)	0.021*** (0.003)
<i>dFIEs-f</i>	0.019*** (0.005)	0.019*** (0.005)	0.032*** (0.007)	0.027 (0.016)	0.027** (0.013)	0.019*** (0.005)
<i>dFIEs-hmt</i>	0.024*** (0.005)	0.024*** (0.005)	0.033*** (0.007)	0.033* (0.019)	0.039** (0.015)	0.024*** (0.005)
<i>dexp</i>	0.01 (0.009)	0.001 (0.009)	-0.023*** (0.009)	-0.02* (0.011)	-0.023* (0.012)	0.009 (0.01)
<i>lnwage(t-1)</i>	0.049*** (0.007)	0.05*** (0.007)	0.037*** (0.005)	0.051*** (0.011)	0.0434*** (0.009)	0.0498*** (0.006)
<i>tariff</i>	-0.011*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	0.0005 (0.001)	-0.011*** (0.003)	-0.001*** (0.002)	-0.012*** (0.001)
观察值	210 573	209 844	132 779	117 508	129 378	209 994
拟合优度	0.060	0.059	0.055	0.049	0.047	0.059
企业数	27 302	27 301	27 258	25 552	26 095	27 301

说明:模型的控制变量包括企业规模、所有权、融资情况、关税、地区-年度虚拟变量和产业-年度虚拟变量。

的风险,为制造业企业的生产和流通提供全新平台,如电子商务等;分销领域的开放对制造业效率的提高更为明显,其可以为制造业企业提供更加便捷优惠的交通运输、分

销渠道和科学的市场营销方式;商业服务的开放则为中国企业提供更多新的知识、技术和先进管理方法。因此,服务开放使中国制造业企业有机会获得国际高效先进的服务中间投入,促进了制造业企业生产率的提高。

## (二) 服务贸易自由化的差异性影响

中国服务贸易自由化会提高制造业企业生产率,然而对于中国东西部企业、所处不同行业的企业以及不同所有制结构企业的影响是否一致?我们设定了6个0-1虚拟变量,分别是东部企业(*deast*)、<sup>①</sup>高服务使用率企业(*dindsi*)、<sup>②</sup>外商投资企业(*dFIEs-f*)、<sup>③</sup>港澳台投资企业(*dFIEs-hmt*)、出口企业(*dexp*)以及国有企业(*dsoe*)。分别将6个服务贸易自由化指标与这6个虚拟变量交叉相乘,回归方程见式(2),并关注交叉项的系数 $\gamma$ 。

$$TFP_{it} = \gamma_0 + \gamma dummy \cdot service\_lib_{j,t-1} + \Gamma X_{i,t-1} + d_{it} + d_{st} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

主要经验检验结果见表4。从表4可以看出,中国服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响不均匀,对于位于东部的企业、使用较多服务中间投入的企业、外商投资企业和出口企业,服务开放的生产率效应更强。金融、保险、电信、分销和商业服务等行业都具有分地域开放的特征,东部地区服务开放水平更高,使用较多服务中间投入的企业对服务开放敏感度也更高,这些企业的技术吸收能力、学习能力和管理能力也较强,因此能够从服务贸易自由化中获得更多的外包效应、技术促进效应和重组效应,对生产率促进作用更加显著。外商投资企业和出口企业,在全球生产和服务链条上,相对于本国企业,更熟悉国际市场环境,因此国际服务外包的成本更低,更容易从服务开放中获利(Görg等,2008;Sjöholm,2003)。而对于国有企业、港澳台投资企业,服务贸易自由化对制造业企业生产率的促进作用不显著。特别是国有企业,从服务贸易自由化改革中分享到的收益十分有限,甚至是负的。我们认为其中的一个原因就是国有制造业企业在服务外包政策上较为保守,很多生产服务仍在企业一体化经营范围内,因此中国服务开放对国有制造业企业生产率的促进作用不明显。而港澳台企业投资大陆的主要目标是利用内地低廉的劳动成本,因此服务开放的服务外包效应和技

① 东部地区主要包括北京、天津、上海、辽宁、山东、河北、江苏、浙江、海南、福建和广东。

② 根据不同制造业企业的服务使用程度和2005年中国42个部门的投入产出表,将制造业企业分成高服务使用率的行业 and 低服务使用率的行业。服务使用率(服务中间投入与总产出之比)高于15%的制造产业被划入高服务使用率的行业。高服务使用率的制造行业包括:食品加工业、食品制造业、饮料制造业、造纸及纸制品业、印刷业和记录媒介的复制、文教体育用品制造业、石油加工及炼焦业、交通运输设备制造业、电子及通信设备制造业、仪器仪表文化办公用机械、电力蒸汽热水煤气生产供应业。

③ 外商投资企业是指除港澳台以外的其他外商投资企业。

术促进效应都不显著。

表 4 服务贸易自由化的差异性影响结果(基于两阶段 GMM 方法计算的 TFP)

变量	(1) <i>deast</i>	(2) <i>dindsi</i>	(3) <i>dFIEs-f</i>	(4) <i>dFIEs-hmt</i>	(5) <i>dexp</i>	(6) <i>dsoe</i>
服务开放渗透率	1.102*** (0.18)	1.137*** (0.197)	0.743*** (0.204)	-0.055 (0.145)	0.543** (0.218)	-0.098 (0.171)
服务 FDI 产业渗透率	0.056 (0.144)		0.092* (0.047)	-0.086** (0.041)	0.072 (0.053)	-0.011*** (0.003)
服务 BOP 进口渗透率	0.010*** (0.003)		0.011*** (0.004)	0.001 (0.003)	0.002 (0.004)	-0.006*** (0.002)
服务 FATS 渗透率	0.064*** (0.004)		0.039*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.03*** (0.005)	0.015 (0.008)
服务 FDI 区域渗透率(实际)		0.004*** (0.001)	0.025*** (0.004)	0.018*** (0.005)	0.027*** (0.004)	-0.001* (0.001)
服务 FDI 区域渗透率(合同)		0.004*** (0.001)	0.023*** (0.003)	0.015*** (0.002)	0.016*** (0.003)	-0.001 (0.001)

说明:系数  $\gamma$  是行虚拟变量和列服务自由化指标的交叉项系数。模型中的控制变量包括企业规模、所有权、融资情况、出口、工资、关税、地区-年度虚拟变量和产业-年度虚拟变量。

### (三) 服务贸易自由化对制造业生产效率的影响渠道

根据理论研究,服务贸易自由化主要通过外包效应、重组效应和技术促进效应,促进了制造业企业生产效率的提高。本文根据(3)式尝试对这些影响渠道进行检验,主要关注服务贸易开放和主要渠道交叉项的系数  $\beta_1$ 。

$$TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 channel \cdot service\_lib_{j,t-1} + \Gamma X_{i,t-1} + d_n + d_{st} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

外包和重组渠道主要通过服务中间投入(包括管理中间投入、营业中间投入和其他服务中间投入),技术促进效应通过提高企业的研发能力影响企业的生产率。为克服内生性问题,所有的渠道变量和服务自由化指标都滞后 1 年。从表 5 的回归结果可见,交叉项的系数大多正显著,因此服务贸易自由化通过服务外包效应、重组效应和技术促进效应提高了制造业企业生产率。这些渠道对于东部企业、外商投资企业、服务使用率高的企业和出口企业更加畅通,因此服务开放的生产率效应更加明显。



表 5 服务贸易自由化对生产率的影响渠道回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	总服务中间投入	管理中间投入	营业中间投入	其他服务中间投入	科研能力
服务开放渗透率	0.152 *** (0.026)	0.175 *** (0.027)	0.198 *** (0.03)	0.151 *** (0.025)	0.171 * (0.091)
服务 FDI 区域渗透率(实际)	0.002 *** (0.0004)	0.001 *** (0.0003)	0.001 *** (0.0003)	0.001 *** (0.0003)	0.001 (0.001)
服务 FDI 区域渗透率(合同)	0.002 *** (0.0004)	0.001 *** (0.0004)	0.0011 *** (0.0003)	0.001 *** (0.0003)	0.001 * (0.0007)
服务 BOP 进口渗透率	0.0009 ** (0.0004)	0.001 ** (0.0004)	0.0012 *** (0.0004)	0.001 *** (0.0004)	0.002 * (0.0008)
服务 FATS 渗透率	0.008 *** (0.001)	0.009 *** (0.001)	0.0087 *** (0.001)	0.0083 *** (0.001)	0.007 *** (0.002)

说明:系数  $\beta$  是行渠道变量和列服务自由化指标的交叉项系数。模型中的控制变量包括企业规模、所有权、融资情况、出口、工资、关税、地区-年度虚拟变量和产业-年度虚拟变量。

表 6 固定效应模型一阶差分回归结果(TFP 两阶段 GMM 方法)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\Delta tfptmmts$	$\Delta tfptmmts$	$\Delta tfptmmts$	$\Delta tfptmmts$	$\Delta tfptmmts$	$\Delta tfptmmts$
$\Delta$ 服务开放渗透率	0.277 ** (0.134)					
$\Delta$ 服务 FDI 产业渗透率		0.002 (0.002)				
$\Delta$ 服务 BOP 进口渗透率			0.009 *** (0.002)			
$\Delta$ 服务 FATS 渗透率				0.011 * (0.006)		
$\Delta$ 服务 FDI 区域渗透率(实际)					0.014 * (0.017)	
$\Delta$ 服务 FDI 区域渗透率(合同)						0.002 (0.005)
观察值	183 695	96 242	183 695	182 298	105 448	84 625
企业数	27 286	26 004	27 286	27 283	27 142	25 111

说明:模型控制变量包括企业规模、所有权、融资情况、关税、地区-年度虚拟变量和产业-年度虚拟变量。

(四) 稳健性检验

1. 一阶差分方法。由于生产和要素投入的数量值(physical volume)很难得到,对TFP的估计一般采用生产、材料投入和资本存量的货币值(value)作为替代。Katayama等(2009)建议采用差分形式解决这一数据问题。本文对(1)式的一阶差分形式回归结果见表6,中国服务贸易自由化对制造业企业生产率的增长效应基本显著为正。

2. 倍差法。在中国加入WTO的议定书中,中国政府承诺全方位、有步骤地开放服务市场。在列入服务贸易开放减让表的33项内容中,包括一般商品批发、零售、进出口贸易和物流配送在内的商业分销服务,会计、审计、法律服务等专业服务以及教育服务等领域的开放度较大;电信,售后服务,视听服务中的电影院建设和经营首次列为开放领域;银行、保险、证券等领域行业也进一步放宽了限制。在一些服务行业具有分地

表7 倍差法的回归结果  
产业虚拟变量的结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ln tfpfe</i>	<i>ln tfpop</i>	<i>ln tfplp</i>	<i>ln tfpgmmts</i>
<i>dindsi</i>	-0.001 (0.003)	-0.059*** (0.005)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.003)
<i>dwto</i>	0.024*** (0.007)	0.023*** (0.001)	0.024*** (0.001)	0.022*** (0.001)
<i>dwto · dindsi</i>	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.002)	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)
观测值	164 966	164 826	164 996	164 995
拟合优度	0.377	0.133	0.612	0.587
地区虚拟变量的结果				
被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ln tfpfe</i>	<i>ln tfpop</i>	<i>ln tfplp</i>	<i>ln tfpgmmts</i>
<i>deast</i>	-0.008*** (0.001)	-0.029*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.013*** (0.001)
<i>dwto</i>	0.027*** (0.001)	0.026*** (0.002)	0.025*** (0.001)	0.022*** (0.001)
<i>dwto · deast</i>	0.004*** (0.001)	0.004** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)
观测值	164 966	164 826	164 996	164 995
拟合优度	0.04	0.09	0.168	0.09

说明:模型控制变量包括企业规模、所有权、融资情况、关税、地区-年度虚拟变量和产业-年度虚拟变量。*deast*为东部虚拟变量、*dindsi*为产业虚拟变量、*dwto*为入世年份虚拟变量。

域开放的特征,例如金融、保险、电信、分销及商业服务等,经济比较发达的东南沿海地区都列入了开放名单。根据中国入世服务开放的特征,我们尝试使用倍差(difference in difference)方法<sup>①</sup>研究入世及服务贸易开放对企业生产率的影响。年度虚拟变量以加入WTO的年份为界,在其之后的年份(2002年以后)设为1,入世之前的年份为0。东部虚拟变量和产业虚拟变量能够反映服务贸易自由化对不同制造业企业的影响,并将企业分为对待组别(treatment group,东部虚拟变量为1的东部企业或产业虚拟变量为1的服务使用率高的企业)和控制组别(control group,东部虚拟变量为0的西部企业或产业虚拟变量为0的服务使用率低的企业)。年度虚拟变量的系数反映对待组别和控制组别的共同时间趋势,东部(产业)虚拟变量的系数反映对待组别相对于控制组别的平均差异,而年度虚拟变量和东部(产业)虚拟变量的交叉项反映了入世对制造业企业生产率的真实影响。回归结果见表7,从表7中可见,交叉项系数对于4种TFP估计方法都显著为正。然而,以入世年份虚拟变量作为服务贸易自由化的代理变量,无法排除其他政策因素影响,会夸大服务开放的生产率效应。

## 五 结论及进一步研究方向

中国在加入WTO时对服务领域做出了非常积极的开放承诺,伴随着入世过渡期的结束,中国逐步履行承诺,开放了很多重要的服务行业。然而,已有文献更多侧重货物贸易自由化对中国制造业生产率的促进作用,而忽视了服务作为制造业中间投入的作用,未能充分关注服务贸易自由化的影响。本文对服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响进行理论和经验研究。随着中国服务贸易自由化改革不断推进,中国的制造业企业将服务任务外包给更有优势的服务提供商,通过外包效应、重组效应和技术促进效应,提高制造业企业生产效率。

我们采用更加全面的指标衡量中国服务贸易自由化水平,使用1998~2007年中国制造业企业面板数据,检验中国服务贸易自由化对制造业生产效率的影响。主要结论是中国服务贸易自由化改革促进了中国制造业企业生产率的提高。然而,中国服务开放对制造业企业生产率的影响并不相同,对于东部企业、使用较多服务中间投入的企业、外商投资企业和出口企业,服务开放对制造业企业生产效率的影响更大;而对于国有企业和港澳台投资企业,服务贸易自由化的促进作用并不显著。

<sup>①</sup> Card和Krueger(2000)对该方法做了详细阐述,并提供一个典型例子。

本文为中国推进服务贸易自由化改革,促进制造业的发展提供了有力支持。当然,本研究仍有很多值得商榷的地方和进一步研究的空间:其一,可以对全要素生产率进行分解,继续深入探讨服务贸易自由化对制造业企业生产率的影响渠道和影响因素;其二,可以展开对外包的组织结构和组织成本等因素对制造业企业生产率影响的讨论;其三,在计量数据方面,可以更准确地从企业层面衡量制造业企业对服务外包和服务开放的依赖程度;而在方法上,则可以采用处理动态面板数据的方法控制内生性问题。

### 参考文献:

- 盛斌(2002):《中国对外贸易政策的政治经济分析》,上海人民出版社。
- 何光辉、杨咸月(2012):《融资约束对企业生产率的影响——基于系统 GMM 方法的国企与民企差异检验》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- 李志远、余森杰(2013):《生产率、信贷约束与企业出口:基于中国企业层面的分析》,《经济研究》第 6 期。
- 余森杰(2010):《中国的贸易自由化与制造业企业生产率》,《经济研究》第 12 期。
- 张杰、李勇、刘志彪(2008):《出口与中国本土企业生产率:基于江苏制造业企业的实证分析》,《管理世界》第 12 期。
- Acemoglu, D. *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton University Press, 2008.
- Acemoglu, D; Antràs, P. and Helpman, E. “Contracts and Technology Adoption.” *American Economic Review*, 2007, 97(3), pp. 916–943.
- Amiti, M. and Wei, S. “Service Offshoring, Productivity, and Employment: Evidence from the United States.” *The World Economy*, 2009, 32(2), pp. 203–220.
- Arnold, J. M.; Javorcik, B. S. and Mattoo, A. “The Productivity Effects of Services Liberalization: Evidence from the Czech Republic.” *Journal of International Economics*, 2011a, 85(1), pp. 136–146.
- Arnold, J. M.; Javorcik, B. S.; Lipscomb M. and Mattoo, A. “Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India.” CEPR discussion papers, 8011, 2011b.
- Arnold, J. M.; Mattoo, A. and Narciso, G. “Services Inputs and Firm Productivity in Sub-Saharan Africa: Evidence from Firm-Level Data.” *Journal of African Economics*, 2008, 17(4), pp. 578–599.
- Arellano, M. and Bond, S. “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2), pp. 277–297.
- Card, D. and Krueger, A. “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-food Industry in New Jersey and Pennsylvania; Reply.” *The American Economic Review*, 2000, 90(5), pp. 1397–1420.
- Davis, D. R. and Weinstein, D. “Technological Superiority and the Losses from Migration.” *NBER Working Papers*, 2001.
- Dihel, N. and Shepherd, B. “Modal Estimates of Services Barriers.” OECD Trade Policy working paper No. 51, 2005.
- Dollar, D. “Technological Differences as a Source of Comparative Advantage.” *American Economic Review*, 1993, 83(2), pp. 431–435.

- Fan, Y. "China's Services Policy- Pre- and Post-WTO Accession." working paper presented at Trade and Industry in Asia Pacific: History, Trends and Prospects, Australian National University, 2009.
- Feenstra, R. C. and Hanson, G. H. "Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras." *Journal of International Economics*, 1997, 42(3-4), pp.371-393.
- Fernandes, A. M. and Paunov, C. "Foreign Direct Investment in Services and Manufacturing Productivity: Evidence for Chile ." *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), pp.305-321.
- Görg,H.; Hanley, A. and Strobl, E. "Productivity Effects of International Putsourcing: Evidence from Plant-level Data." *Canadian Journal of Economics*, 2008,41(2), pp.670-688.
- Grossman, M. G. and Esteban, R. "Trading Tasks; A Simple Theory of Offshoring." *American Economics Review*, 2008, 98(5), pp.1978-1997.
- Harris, R. and Trainor, M. "Capital Subsidies and Their Impact on Total Factor Productivity: Firm-Level Evidence from Northern Ireland." *Journal of Regional Studies*, 2005, 45(1), pp.49-75.
- Inklaar R. and Timmer, M. P. "International Comparisons of Industry Output, Inputs and Productivity Levels: Methodology and New Results." *Economic Systems Research*, 2007, 19(3), pp.343-363.
- Javorcik,B. S. and Li, Y. "Do the Biggest Aisles Serve A Brighter Future?" World Bank Policy Research working paper 4650, 2008.
- Kalirajan,K."Restrictions on Trade in Distribution Services."Productivity Commission Staff Research Paper,2000.
- Katayama,H.; Lu, S. and Tybout, J. R. "Firm-Level Productivity Studies: Illusions and a Solution." *International Journal of Industrial Organization*, 2009,27(3), pp.403-413.
- Levinsohn, J. and Petrin, A. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), pp.317-341.
- Markusen, J. "Modeling the Offshoring of White-Collar Services: from Comparative Advantage to the New Theories of Trade and FDI." *NBER Working Paper* 11827,2005.
- Markusen, J. and Strand, B. "Adapting the Knowledge-Capital Model of the Multinational Enterprise to Trade and Investment in Business Services." *The World Economy*, 2009, 32(1), pp.6-29.
- Olley, G. S. and Pakes, A. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica*, 1996, 64(6), pp.1263-1297.
- Petrin, A.; Poi, B.P. and Levinsohn, J. "Production Function Estimation in Stata Using Inputs to Control for Unobservables." *Stata Journal*, 2004, 4(2), pp.113-123.
- Sjöholm, F. "Which Indonesian Firms Export? The Importance of Foreign Networks." *Economics of Governance*, 2003, 82(3), pp.333-350.
- Tirole, J. *The Theory of Industrial Organization*. 1988, MIT press.
- Trefler, D. "International Factor Price Differences: Leontief was Right!" *Journal of Political Economy*, 1993, 101(6), pp.961-987.
- Yasar, M. ; Raciborski, R. and Poi, B. "Production Function Estimation in Stata Using the Olley and Pakes Method." *Stata Journal*, 2008, 8(2), pp.221-231.

(截稿:2013年7月 责任编辑:王徽)