

行业异质性、离岸外包与生产率溢出

——基于世界投入产出表的实证分析

姚 星 颜 杰 王 磊*

摘要: 本文基于 DEA-Malmquist 生产率指数法采用 WIOD 投入产出数据测算了 2003-2011 年中国细分行业部门的全要素生产率(TFP)及其分解变量,以及各行业部门的制造、服务离岸外包率及其前向、后向溢出效应变量。基于行业异质性的视角,考察了两种离岸外包对各行业 TFP 的直接与间接影响效应及其内在机制。研究表明:(1)制造离岸外包、服务离岸外包分别对非服务业部门 TFP 有显著负向、正向影响,对服务业部门 TFP 无显著影响。(2)制造离岸外包前向、后向溢出效应对非服务业部门 TFP 有显著负向影响,服务离岸外包前向溢出效应对非服务业部门 TFP 有显著正向影响;而服务业部门 TFP 不受离岸外包溢出效应的影响。(3)服务离岸外包通过正向影响非服务业部门纯技术进步和纯技术效率促进 TFP 提升;服务离岸外包对服务业部门纯技术效率有显著影响,而制造离岸外包对其分解变量无显著影响。

关键词: 离岸外包;生产率溢出;Malmquist 指数

一、引言

随着国际分工的不断深化,生产率较高的国家普遍通过向发展中国家外包低附加值环节来取得比较优势,因此不同国家根据不同分工共同参与生产的全球价值链逐渐成形。Kohler(2004)认为,离岸外包较大地促进了这种生产过程的“碎片化”趋势。作为经济活动的重要载体,企业受到节约成本、提升营利性和潜在提升全要素生产率的激励而进行离岸外包。随着国内产业结构调整升级,虽然中国的离岸外包额逐年上升,但个别行业全要素生产率并没有显著提升。王恕立和胡宗彪(2012)发现中国服务业的发展明显滞后于经济发展,服务业全要素生产率的增长率基本为零,有些行业甚至为负。进一步提升服务业和服务外包发展水平已经成为当前经济发展的重要目标和任务。

通过归纳现有研究发现,基于离岸外包的理论模型已经验证离岸外包可以促进生产率

*姚星,西南财经大学国际商学院,邮政编码:611130,电子信箱:yaox@swufe.edu.cn;颜杰,西南财经大学国际商学院,邮政编码:611130,电子信箱:2227902357@qq.com;王磊,中国科学院行政管理局新技术产业处,邮政编码:100089,电子信箱:wl@caseab.ac.cn。

感谢国家社会科学基金项目“构建现代产业发展新体系研究”(项目编号:13CJL056),四川省科技厅软科学计划项目“四川省现代产业发展新体系构建研究”(项目编号:2016ZR0099),中央高校基本科研业务费专项资金重大基础理论项目“健全服务贸易促进体系研究”(项目编号:JBK161103),创新团队项目“内陆地区开放型经济研究”(项目编号:JBK150508)的资助。感谢匿名评审人的建设性意见,文责自负。

提升,同时已有研究也通过实证方法对该促进效应进行了验证。其中,多数研究基于产业层面的数据主要从制造外包对全要素生产率的影响视角展开。H.Egger 和 P.Egger(2006)采用英国制造业 1992–1997 年的面板数据验证了低技术工人生产率受国际外包的影响。Amiti 和 Wei(2005,2009)利用面板计量方法检验了服务和制造离岸外包对美国制造业生产率的影响。Mann(2003)、Farrel 和 Agrawa(2003)的研究得到了与 Amiti 和 Wei(2009)相似的结论,即服务离岸外包对全要素生产率有显著正向影响。尽管大量研究都认为服务离岸外包对全要素生产率有显著正向影响,Ito 和 Tanaka(2010)的研究却发现除信息服务业外的服务业全要素生产率因离岸外包额的上升而下降,而制造离岸外包对全要素生产率却有显著正向影响。Michel 和 Rycx(2014)基于比利时行业层面的数据,讨论了离岸外包对生产率提升的溢出效应。

国内的研究大多基于中国为离岸外包接包方的角度对离岸外包的生产率促进效应进行研究,少有研究基于中国作为离岸外包发包方进行研究。唐宜红和闫金光(2006)基于接包的角度对不同生产要素密集度行业的离岸接包率及其对出口的影响进行了研究。刘绍坚(2008)针对中国承接国际软件外包的溢出效应进行了研究。姚战琪(2010)考察了工业外包、服务外包和总体外包对工业生产率的影响,其中服务外包对生产率进步的贡献率最大。何欢浪和陈琳(2014)构建了基于企业中间品生产的全球组织模式的理论模型,并验证了发达国家的垂直 FDI 和离岸外包能够提高发展中国家的劳动生产率和技术水平,并反向促进其承接更多外包。蒋庚华(2014)验证了进口服务中间品对中国工业行业离岸工业外包率的正向促进效应。

综上所述,众多学者从理论与实证的角度研究了离岸外包与全要素生产率之间的关系。尽管在以发达国家为样本的检验中,全要素生产率受离岸外包的促进作用已经得到了一致的讨论,但关于离岸外包对全要素生产率促进机制与路径的研究却不够深入。第一,国内诸多关于区分制造离岸外包与服务离岸外包两种离岸外包模式对全要素生产率影响的研究有限。尽管 Ito 和 Tanaka(2010)使用日本产业层面的数据验证了制造离岸外包对制造业生产率的促进效应,但针对中国离岸外包规模小但发展迅速的客观实际,该促进效应是否与国外的研究得到的结论不同?第二,现有研究聚焦于离岸外包对部门生产率的检验上,但是对于其中的影响机制并未进行深入分析。第三,大多数研究局限在离岸外包对生产率的直接影响,类似于 Michel 和 Rycx(2014)基于某一行业离岸外包对其余行业生产率影响的角度研究较少。因此,本文针对以上问题进一步完善,做出了以下可能的创新之处:第一,本文分类探讨制造离岸外包与服务离岸外包对不同行业部门生产率的直接影响。第二,本文深入分析全要素生产率提升的内部机制,验证了离岸外包对 DEA–Malmquist 生产率指数法测算的全要素生产率及其分解变量的影响效应。第三,依次构建前向后向溢出效应变量,拓展研究上游、下游产业的离岸外包行为对本行业全要素生产率的影响。

二、理论假说与分析框架

特定行业进行离岸外包,不仅会对本行业的生产率产生影响,而且也会对其上下游行业的生产率产生影响。本文此处将为离岸外包影响生产率的机制提供一个简单的分析框架,并在此基础上,提出有待检验的理论假说。

关于离岸外包对生产率的直接影响,基于现有研究可归纳为三条途径,并且本文结合

中国外包发展的实际情况进行理论分析:一是静态效率效应,我国产业部门作为发包方能够将低附加值生产环节进行外包,并将生产要素集中在具有高附加值的生产环节,从而提高行业盈利能力,提高行业在 R&D 上的投资效率。二是比较优势效应,我国特定产业部门通过将自身不具备比较优势的生产工序或环节外包给其他国家的行业,而集中专业化生产具有比较优势的产品,通过提升本行业从业人员的熟练程度,增加单位时间内的产出;同时,企业内部的生产成本可以降低,进而带动其他环节效率的提升,促进生产率的提高。三是规模经济效应,我国制造业部门将未能达到最优生产规模的生产环节外包出去,集中实现更多生产环节的最优生产规模,从而节约生产成本,促进企业生产率的提升。综上所述,本文提出:

假说一:某一行业的离岸外包行为会导致本行业生产率的提高。

关于离岸外包对生产率的间接影响,可分为来自上游产业的前向溢出效应与来自下游产业的后向溢出效应进行讨论。前向溢出效应,即为我国各行业通过向因为离岸外包而改变生产率的上游产业购买中间投入品影响本行业生产率。主要表现为两个方面:一是成本递减效应,我国各行业购入的中间投入品中往往能够包含因离岸外包而改变生产率的上游产业生产的中间投入品,在这种情况下上游产业的离岸外包对其生产率的正向影响会使其生产产品的价格下降或使用价值上升,进而促使我国行业部门通过购入上游产业的中间品产生更大的利润空间或使用价值溢价,激发企业优化生产并促使生产率的提升。二是竞争加剧效应,上游产业发生外包行为,根据外包对生产率的直接影响,可以得出上游产业的整体生产率将会提升,为了获得更多的客户资源,抢占更大市场份额,上游产业企业会加大自主研发,加强与本产业客户之间的联系,建立较为稳定的合作伙伴关系。因此,本产业通过与上游合作伙伴的沟通学习,能够进一步优化生产程序,提升生产效率。综上所述,本文提出:

假说二:上游产业的离岸外包行为会导致本产业生产率的提高。

后向溢出效应,即为我国各行业通过向因为离岸外包而改变生产率的下游产业销售中间投入品影响本行业生产率。主要表现为两个方面:一是规模经济效应。下游行业通过离岸外包提升生产率后,行业将有更高的生产效率和更大的生产倾向,这对本产业生产的中间投入品形成更多的产品需求。为了应对下游产业的产品需求,本产业企业将优化生产环节,扩大生产规模,降低生产成本,促进企业利润上升,进而加大科研投入,提升生产率。二是竞争加剧效应。本行业作为下游行业的产品提供商,除了提供物美价廉的产品外,还将面临与国内外其他产品提供商的竞争威胁,本产业只能依赖于提供更加物美价廉的产品来维持和加深与下游产业的合作关系,稳定客户资源,而要达到这一点,必须不断提升生产率。综上所述,本文提出:

假说三:下游产业的离岸外包行为会导致本产业生产率的提高。

三、计量模型的构建、指标选取与数据说明

(一) 计量模型

为了对前述的假说一进行检验,本文采用标准生产函数进行分析,即: $Y_{it} = A(O_{1it}, O_{2it}) \cdot F(K_{it}, L_{it})$ 。 i 行业在 t 年的产出 Y_{it} 由对应的资本存量 K_{it} 和人力投入 L_{it} 所决定并假设科技参数项 A 由制造离岸外包率 O_1 与服务离岸外包率 O_2 共同决定。

为了分析离岸外包对生产率的直接影响,本文假设 F 为 C-D 生产函数并将其移至产出一侧,即: $Y_{it}/F(K_{it}, L_{it}) = A(O_{1it}, O_{2it})$ 。根据郭庆旺和贾俊雪(2005),式中等号左侧部分即全要素生产率。为了检验离岸外包对全要素生产率的影响,本文在预设生产函数形式的基础上设定技术进步与服务外包服从如下的函数关系, $A_i = f(O_i)$, 以此构建如下计量模型:

$$TFP_{it} = \alpha + \beta_1 TFP_{it-1} + \beta_2 dO_{1it} + \beta_3 dO_{2it} + \gamma_1 id_i + \gamma_2 td_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: TFP_{it} 为 i 产业在 t 年的全要素生产率, TFP_{it-1} 是滞后一期的全要素生产率,用来描述当年全要素生产率受前一年影响的程度。模型(1)与以往研究中使用的模型设定有所差异。具体来说,前两者设定的被解释变量为当年产出的一阶差分,被解释变量中包含生产要素投入的一阶差分,这样即设定全要素生产率的一阶差分作为被解释变量。但由于当年全要素生产率受到前一年影响的程度不明确,本文沿用 Hijzen 等(2006)的研究思路,将全要素生产率的一阶滞后项纳入计量模型。 dO_{1it} 为制造离岸外包率的一阶差分, dO_{2it} 为服务离岸外包率的一阶差分,用来衡量离岸外包率的增长对当年全要素生产率提高的直接影响。

为检验假说二和假说三,本文引入如下的计量模型,以研究全社会各行业离岸外包行为对生产率的影响:

$$TFP_{it} = \alpha + \beta_1 TFP_{it-1} + \beta_2 dO_{1it} + \beta_3 dO_{2it} + \beta_4 dFO_{1it} + \beta_5 dFO_{2it} + \beta_6 dBO_{1it} + \beta_7 dBO_{2it} + \gamma_1 id_i + \gamma_2 td_t + v_{it} \quad (2)$$

(2)式中: dFO_{1it} 与 dFO_{2it} 是 i 行业在 t 年来自上游行业的前向溢出效应的一阶差分,用来分析前向溢出效应的变化对全要素生产率增长的影响。 dBO_{1it} 与 dBO_{2it} 是 i 行业在 t 年接收下游行业的后向溢出效应的一阶差分,用来分析后向溢出效应的变化对全要素生产率增长的影响。

(二) 指标选取

1.全要素生产率。为了对离岸外包影响生产率的内部原因进行研究,本文使用 DEA-Malmquist 生产率指数法进行测算。一方面,该方法不需要预先设置生产函数,不要求生产处于最优化状态,避免因设定误差导致的测算误差。另一方面, Malmquist 生产率指数法可以将全要素生产率分解为四个变量,可以依次对离岸外包影响全要素生产率的内部原因进行研究(陈启斐、吴建军,2013)。有鉴于此,需要分别整理各行业的产出值、资本和劳动力要素的投入数据来测度全要素生产率。

各行业产出中的制造业、农业的产出数据使用总产值表示。针对服务业的产出值,参照 Mahadevan(2000)的做法,本文选用服务业的增加值进行度量,同时依据王恕立和胡宗彪(2012)的研究,使用 2003 年之后改变行业口径的数据能够避免可能的核算低估问题。

劳动投入。理论上,劳动投入应综合考虑劳动人数、劳动时间、劳动质量等因素。囿于数据的可得性,本文将各行业的“年末从业人员数”作为劳动力要素投入进行衡量。

资本投入。本文衡量资本要素的投入主要采用各行业的物质资本存量,但是由于现有统计中未包含资本存量的事实数据,因此考虑采用永续盘存法进行估算: $K_{it} = K_{it-1} + I_{it} - \delta K_{it-1}$ 。式中, K_{it} 和 K_{it-1} 分别是 i 行业于当期和滞后一期的资本存量。 I_{it} 代表 i 行业在当期的可比投资额,而 δ_{it} 则表示固定资产折旧率。此外,本文运用 Harberger(1978)提出的稳态方法估算基年资本存量,即为 $K_{i0} = I_{i0}/(\bar{g} + \delta)$ 。关于 $\bar{g}$, 本文使用分行业 2003-2011 年间的年均增长率表示。关于折旧率,现有的文献也没有统一的标准。本文参照王恕立和胡宗彪(2012)的做法,

将中国分行业资本折旧率统一设为 9.6%。同时参照杨勇(2008)的做法,本文使用可比的全社会分行业固定资产投资额来衡量不变价的当年投资额。针对缺失的各行业的固定资产投资价格指数,本文使用全社会固定资产投资价格指数对名义固定资产投资额进行不变价处理。

2. 离岸外包率。本文采用 Feenstra 和 Hanson(1996)提出的计算方法,并借鉴 Amiti 和 Wei(2005)的思路对制造离岸外包和服务离岸外包进行划分。 O_{1i} 为制造离岸外包率,由 i 行业所有进口非服务中间投入品与 i 行业所有非能源中间投入品的比值进行衡量; O_{2i} 为服务离岸外包率,由 i 行业所有进口服务中间投入品与 i 行业所有非能源中间投入品的比值进行衡量。即 $O_{1it} = \sum_{j=1}^{J'} I_{ijt}^{im} / I_{it}^{ne}$, $O_{2it} = \sum_{j=J'+1}^J I_{ijt}^{im} / I_{it}^{ne}$ 。其中 I^{im} 代表进口中间品, I^{ne} 为非能源中间品。 j 为中间投入品的编号,1 到 J' 为非服务中间品的编号, $J'+1$ 到 J 为服务中间品的编号。

3. 离岸外包的前向溢出效应。本文根据 i 行业通过购买上游行业制造的中间投入品接受上游行业进行离岸外包行为所产生的溢出效应这一假定进行测算。前向溢出效应变量由制造 i 行业购买的所有中间投入品的离岸外包率加权平均得到。本文采用 Michel 和 Rycx(2014)的方法进行计算,即: $FO_{1it} = \sum_{j=1}^J \frac{I_{ijt}^d}{Y_{it}} O_{1jt}^p$, $FO_{2it} = \sum_{j=1}^J \frac{I_{ijt}^d}{Y_{it}} O_{2jt}^p$ 。其中, O_{1jt}^p 和 O_{2jt}^p 分别是国内生产商在生产中间投入品 j 时的制造离岸外包率和服务离岸外包率,由生产中间品 j 时的所有中间投入品的离岸外包率以 i 中间品占 j 行业的分配份额作为权重加权平均得到,即 $O_{1jt}^p = \sum_{i=1}^I \frac{Y_{ijt}}{Y_{it}} O_{1it}$, $O_{2jt}^p = \sum_{i=1}^I \frac{Y_{ijt}}{Y_{it}} O_{2it}$ 。

4. 离岸外包的后向溢出效应。本文基于 i 行业通过出售本行业生产的中间产品接受下游行业进行离岸外包行为所产生的溢出效应这一假定进行测算。后向溢出效应变量由 i 行业提供的中间投入品所对应行业的离岸外包率以完全消耗系数加权平均得到,即 $BO_{1it} = \sum_{j=1}^J w_{ijt} O_{1jt}$, $BO_{2it} = \sum_{j=1}^J w_{ijt} O_{2jt}$ 。

5. 虚拟变量。 id_i 是行业虚拟变量。由于行业发展的不平衡,个别行业的全要素生产率增长会相对偏高,故本文在计量模型中引入行业虚拟变量。 td_t 是时间虚拟变量。由于 2008 年爆发的次贷危机对离岸外包额产生了较大影响,且全要素生产率亦会因为固定资产投资额和行业产出的变化而出现异常。为控制次贷危机对实证结果的影响,本文在计量模型中引入时间虚拟变量。 ε_{it} 和 v_{it} 为随机扰动项。下标 i 表示行业, j 表示投入中间品的编号, t 表示年份。

(三) 数据说明

关于计算全要素生产率所需数据,农业产出值、服务业细分行业的产出增加值、各行业的固定资产投资额以及全社会固定资产投资价格指数均整理自《中国统计年鉴》。制造业细分行业的产出则收集自《中国工业经济统计年鉴》。

关于分行业制造、服务离岸外包率和前向、后向溢出效应变量,已有研究普遍采用中国投入产出学会编制的数据进行计算。但每五年才能计算一次离岸外包率使数据的连贯性不足。为了克服数据缺失造成的偏差,本文沿用蒋庚华(2014)的研究思路,采用世界投入产出表数据库(WIOD)进行测算。由于 WIOD 数据库中的行业分类标准与《中国统计年鉴》中的

分类标准有所差别,本文对照中国国民经济行业分类对世界投入产出表数据库的行业分类进行整合^①。

关于行业虚拟变量,设全要素生产率年均增速在所有行业中前 50% 的行业为 1,其余行业为 0。关于时间虚拟变量,以美国发生次贷危机的年份为分界,2003–2007 年设为 0,2008–2011 年设为 1。

四、模型检验与实证分析

(一) 回归方法

本文前述所构建的模型中可能存在内生性问题:一方面,离岸外包对生产率的促进作用已经得到了一致检验,但是从事离岸外包的行业部门可能存在“自我选择”效应,即由于离岸外包初期的高额投入,只有生产率较高的行业会进行离岸外包。且进行离岸外包的行业的生产率越高,其开展外包活动的倾向性越高。另一方面,行业间的经济波动对经济系统中各行业的生产率水平存在影响,而生产率水平又与离岸外包决策相关,因而某一行业受到的前向与后向溢出效应可能受到本行业生产率水平的影响,这会使得最小二乘的估计结果有偏。

为了处理模型中可能的内生性问题,本文沿用现有研究广泛采用的系统广义矩估计法对模型进行估计,并对差分方程中扰动项的自相关问题进行检验。具体操作中分别将 O_1 、 O_2 、 FO_1 、 FO_2 、 BO_1 、 BO_2 等变量设为内生变量,并参照 Michel 和 Rycx(2014)的做法,设内生变量的一阶滞后项为工具变量,采用 Sargan 检验判断其有效性。

由于被解释变量的全要素生产率会因固定资产投资折旧率的不同而产生差异,本文选取不同的固定资产折旧率计算全要素生产率进行稳健性检验。受到次贷危机的影响,2009 年中国离岸外包额大幅下降,对离岸外包率造成较大影响。为了避免金融危机所产生的异常值对估计有效性的影响,本文将剔除 2009 年数据的子样本作为研究的稳健性检验。

(二) 实证结果和分析

本文的实证分析以采用固定或随机效应模型的全部样本的回归结果和采用系统广义矩估计回归方法的全部样本的回归结果为主,以含有依据不同固定资产折旧率计算的全要素生产率的样本和不包含 2009 年数据的子样本的回归估计作为稳健性检验。为了对异质性行业受到离岸外包带来的生产率进步的不同影响进行研究,本文将全部样本分为非服务业子样本和服务业子样本进行回归分析。

1. 离岸外包对全要素生产率直接影响的回归分析。在表 1 的方程(Ⅰ)、(Ⅱ)、(Ⅲ)中,采用不同回归方法时 dO_2 的系数为正,只有采用处理内生性的系统广义矩估计时其系数才显著,即 dO_2 的系数为正并且通过了 1% 的显著性水平检验。 dO_1 的系数为负且通过了 1% 的显著性水平检验,但其绝对值远小于 dO_2 系数的绝对值。但是,在表 2 的方程(Ⅲ)中,采用系统广义矩估计的全样本估计中, dO_2 的系数为负且通过了 10% 的显著性水平检验;但采用随机效应模型和固定效应模型的回归结果不显著。这表明了不同行业属性的离岸外包与生产率之间存在不同的关系。总的来说,制造离岸外包和服务离岸外包分别对非服务业部门全要素生产率有显著负向和正向影响,而服务离岸外包对服务业部门全要素生产率有负向影响,

^①合并后的服务业细分行业为:建筑业;批发和零售业;交通运输、仓储和邮政业;住宿和餐饮业;金融业;房地产业;租赁和商务服务业;社会公共健康教育等服务业。

制造离岸外包对服务业部门全要素生产率有正向但不显著的影响。从所有行业部门的视角来看,离岸外包对生产率的促进作用与其对非服务业的作用效果相同(见表 3)。

表 1 基于非服务业部门的计量模型(1)的回归结果

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
	RE	FE	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
	全样本	全样本	全样本	固定资产 折旧率:4%	固定资产 折旧率:5%	去除 2009 年 数据
TFP_{it-1}	1.091 *** (0.028)	1.032 *** (0.0364)	1.088 *** (0.003)	1.091 *** (0.002)	1.094 *** (0.003)	1.160 *** (0.006)
dO_{1it}	-1.673 (1.120)	-1.584 (1.263)	-3.092 *** (0.488)	-3.040 *** (0.444)	-3.072 *** (0.448)	-2.369 *** (0.695)
dO_{2it}	14.898 (8.406)	14.819 (9.073)	24.378 *** (4.657)	23.909 *** (4.070)	24.160 *** (4.127)	15.249 *** (4.771)
id_i	是	是	是	是	是	是
td_i	是	是	是	是	是	是
Overall R^2	0.933	0.933				
Hausman		0.069				
AR(1)			0.062	0.065	0.065	0.005
AR(2)			0.230	0.198	0.200	0.198
Sargan			0.997	0.997	0.997	0.987
Obs.	119	119	119	119	119	102

注:(1) ***, **, * 分别表示 1%,5%,10%水平上的显著性;(2)括号内的数组是标准差;(3) Hausman 检验取 10%置信水平;(4)SYS-GMM 估计要求不存在二阶序列自相关;(5) Sargan 检验原假设为所有工具变量都有效。

表 2 基于服务业部门的计量模型(1)的回归结果

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
	RE	FE	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
	全样本	全样本	全样本	固定资产 折旧率:4%	固定资产 折旧率:5%	去除 2009 年 数据
TFP_{it-1}	0.940 *** (0.043)	0.894 *** (0.044)	0.920 *** (0.044)	0.925 *** (0.036)	0.922 *** (0.033)	1.026 *** (0.060)
dO_{1it}	0.596 (2.341)	1.626 (2.536)	1.769 (1.253)	1.982 (1.277)	1.941 (1.254)	-6.199 ** (2.644)
dO_{2it}	-4.429 (5.142)	-7.850 (5.144)	-6.943 * (3.734)	-7.729 ** (3.610)	-7.912 *** (3.610)	-11.284 (10.827)
id_i	是	是	是	是	是	是
td_i	是	是	是	是	是	是
Overall R^2	0.919	0.918				
Hausman		0.019				
AR(1)			0.083	0.064	0.067	0.097
AR(2)			0.195	0.229	0.247	0.261
Sargan			1.000	1.000	1.000	1.000
Obs.	56	56	56	56	56	48

注:同表 1。

表 3 基于所有行业部门的计量模型(1)的回归结果

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
	RE	FE	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
	全样本	全样本	全样本	固定资产 折旧率:4%	固定资产 折旧率:5%	去除 2009 年 数据
TFP_{it-1}	1.055 *** (0.024)	0.989 *** (0.029)	1.034 *** (0.004)	1.039 *** (0.004)	1.037 *** (0.004)	1.128 *** (0.011)
dO_{1it}	-0.482 (0.833)	-0.038 (0.911)	-0.769 ** (0.313)	-0.647 * (0.343)	-0.617 * (0.349)	-2.068 *** (0.237)
dO_{2it}	4.049 (4.776)	1.378 (4.947)	7.869 *** (1.672)	7.153 *** (1.802)	7.057 *** (1.843)	11.913 *** (2.312)
id_i	是	是	是	是	是	是
td_i	是	是	是	是	是	是
Overall R^2	0.9261	0.9260				
Hausman		0.024				
AR(1)			0.0847	0.0869	0.0877	0.0346
AR(2)			0.6462	0.6823	0.6742	0.1276
Sargan			0.9313	0.9322	0.9320	0.8021
Obs.	175	175	175	175	175	150

注:同表 1。

非服务业部门的服务离岸外包对其全要素生产率有较大促进效应,这是因为我国非服务业部门在服务生产环节不具有比较优势,服务离岸外包使这些部门可以更专注于本行业具有比较优势的生产工序,进而获得比较优势效应,促进全要素生产率提升。非服务业部门受到制造离岸外包的负向影响源于非服务业部门制造外包的接包方往往是生产效率更低的发展中国家这一特征,发包的目的在于接包方更低的劳动生产成本,这种外包行为对于非服务业部门的生产效率没有形成正向影响。服务业部门受到服务离岸外包的负向影响源于服务业部门服务外包的接包方往往是生产率更高的发达国家,这种长期基于高端价值链环节的离岸外包,增加了生产成本,挤占了研发资金,对生产率提升产生了负向影响。例如,世界通讯技术掌握在发达国家手中,2G、3G、4G 时代,中国的通讯核心技术长期依赖于国外服务提供商,这对通讯产业生产率的提升难以发挥正向作用。

2. 离岸外包对全要素生产率间接影响的回归分析。对于非服务业部门的回归结果,将前向、后向溢出效应纳入计量模型后,通过比较表 4 方程(I)、(II)、(III),采用广义系统矩估计法的全样本回归中,制造离岸外包的后向、前向溢出效应的系数为负而服务离岸外包前向溢出效应的系数为正且均通过了 1% 置信性水平检验。对于服务业的回归结果,通过比较表 5 中(I)、(II)、(III)列结果,除系统广义矩估计的服务离岸外包后向溢出效应外,所有前向、后向溢出效应变量的系数都未通过 10% 置信性水平检验。综合多种回归方法的结果,本文认为,服务业部门不受上下游产业离岸外包对生产率的溢出效应的影响,非服务业部门受到制造离岸外包前向、后向溢出效应和服务离岸外包前向溢出效应的影响。

非服务业部门受到正向的服务离岸外包前向溢出效应影响,即发生服务离岸外包的上游行业会导致本产业生产率提升。这是因为服务离岸外包会对该行业全要素生产率产生正向影响,进而使其生产的中间品价格下降。中间品购入价格的下降使得本产业的利润增加,

通过优化生产从而促使生产率提升。非服务业部门受到负向的制造离岸外包前向、后向溢出效应的影响,即发生制造离岸外包的上游行业、下游行业会导致本产业生产率下降。这说明上游、下游行业的制造外包难以提升该行业的生产率,进而未能对本产业形成正向溢出影响。长期以来,中国非服务业部门处于全球价值链的低端,其上游和下游行业主要作为制造外包的接包方,而非发包方,即使是发包方,制造外包的接包方也是生产率更低的发展中国家,难以形成正向的生产率的溢出效应。

3.稳健性检验。首先,比较表 1-表 4 中 AR(1) 和 AR(2) 的检验结果可以发现,采用系统广义矩估计法进行估计的模型扰动项的差分不存在二阶自相关。其次,关于系统广义矩估计所需要的工具变量的有效性,表 1-表 5 中方程(Ⅲ)、(Ⅳ)、(Ⅴ)、(Ⅵ)的 Sargan 检验结果表明,所有工具变量的选取均有效。此外,针对现有研究在计算全要素生产率所需资本存量数据时固定资产折旧率存在的争议,为了避免因不同折旧率可能产生的误差,本文针对现有研究中常用的折旧率(即 4% 和 5%)计算了全要素生产率并逐一进行分析。为了减小异常年份数据的影响,本文在表 1-表 4 方程(Ⅵ)的回归中使用去除 2009 年数据的子样本。比较表 1-表 5 中方程(Ⅲ)、(Ⅳ)、(Ⅴ)、(Ⅵ),可以看出上述所有回归结果并不改变回归中具有显著影响变量的基本结论,提供了较好的稳健性检验。

表 4 基于非服务业的计量模型(2)的回归结果

变量	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)	(Ⅳ)	(Ⅴ)	(Ⅵ)
	RE	FE	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
	全样本	全样本	全样本	固定资产 折旧率:4%	固定资产 折旧率:5%	去除 2009 年 数据
TFP_{it-1}	1.139 *** (0.028)	1.126 *** (0.042)	1.253 *** (0.022)	1.172 *** (0.013)	1.170 *** (0.014)	1.206 *** (0.017)
dO_{1it}	0.354 (1.087)	-0.250 (1.308)	0.594 (1.422)	0.569 (1.339)	0.580 (1.358)	-1.390 * (0.761)
dO_{2it}	-1.909 (8.175)	1.324 (9.405)	2.506 (10.307)	2.240 (10.645)	1.741 (10.395)	15.634 *** (5.234)
dBO_{1it}	-5.571 ** (2.575)	-5.142 * (2.785)	-4.544 *** (0.868)	-4.470 *** (0.741)	-4.528 *** (0.761)	-2.861 *** (0.934)
dBO_{2it}	12.969 (35.281)	3.129 (40.905)	-10.017 (46.870)	-14.385 (45.223)	-11.877 (44.746)	-35.501 (24.555)
dFO_{1it}	-4.508 (3.093)	-2.913 (3.690)	-8.808 *** (2.097)	-8.187 *** (1.957)	-8.345 *** (1.979)	6.398 *** (1.514)
dFO_{2it}	81.125 *** (23.263)	76.386 *** (29.386)	109.522 *** (21.782)	108.624 *** (21.260)	108.779 *** (21.210)	46.916 *** (10.899)
id_i	是	是	是	是	是	是
td_i	是	是	是	是	是	是
Overall R^2	0.951	0.951				
Hausman		0.846				
AR(1)			0.001	0.001	0.001	0.075
AR(2)			0.613	0.555	0.555	0.136
Sargan			1.000	1.000	1.000	1.000
Obs.	119	119	119	119	119	102

注:同表 1。

表 5 基于服务业的计量模型(2)的回归结果

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
	RE	FE	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
	全样本	全样本	全样本	固定资产 折旧率:4%	固定资产 折旧率:5%	去除 2009 年 数据
TFP_{it-1}	0.964 *** (0.056)	0.914 *** (0.063)	0.512 * (0.287)	0.749 *** (0.139)	0.755 *** (0.136)	0.951 *** (0.059)
dO_{1it}	-0.535 (2.759)	-1.842 (3.455)	17.194 (59.058)	-127.634 * (70.143)	-128.803 * (70.773)	1.143 (2.828)
dO_{2it}	-15.090 ** (6.531)	-16.121 ** (6.272)	-136.612 (128.257)	164.675 (126.282)	165.076 (126.815)	-22.619 ** (8.895)
dBO_{1it}	0.954 (5.874)	3.377 (5.718)	-41.025 (51.076)	86.871 (55.450)	87.112 (55.701)	-2.143 (4.513)
dBO_{2it}	79.626 * (44.224)	34.216 (46.131)	733.540 * (390.477)	-492.084 (695.693)	-482.806 (697.583)	34.769 (49.746)
dFO_{1it}	-12.550 (10.626)	-5.353 (12.908)	33.450 (42.229)	194.896 * (119.917)	195.546 * (120.559)	-7.965 (9.388)
dFO_{2it}	12.952 (61.352)	34.001 (70.174)	-449.033 (360.831)	-659.316 * (364.889)	-671.944 * (370.426)	11.014 (54.347)
id_i	是	是	是	是	是	是
td_i	是	是	是	是	是	是
Overall R^2	0.931	0.918				
Hausman		0.129				
AR(1)			0.021	0.033	0.0312	0.057
AR(2)			0.253	0.325	0.316	0.375
Sargan			1.000	1.000	1.000	1.000
Obs.	56	56	56	56	56	48

注:同表 1。

五、离岸外包的影响机制:纯技术进步与技术效率

(一) 模型设定

在检验了直接影响效应的基础上,本文为了进一步分析离岸外包引起生产率进步的具体影响机制,借鉴宫俊涛等(2008)的研究思路,将全要素生产率分解为四个变量进行内在机制的检验。各个变量之间的关系表示为: $TFP_{it} = EFF_{it} \times TFCH_{it} = EFF_{it} \times PE_{it} \times SE_{it}$ 。其中, TFP_{it} 是*i*行业在*t*年的全要素生产率, EFF_{it} 是*i*行业在*t*年在规模报酬不变且要素自由可处置条件下的相对效率变化指数,刻画了从当期到下一期*i*行业对最佳生产前沿的追赶程度,衡量了该行业的技术效率。 $TECH_{it}$ 是*i*行业在*t*年的纯技术进步指数,刻画了最优生产前沿的移动情况,衡量了纯技术进步的程。在规模报酬可变的生生产前沿假定下,技术效率指数可以进一步分解为纯技术效率和规模效率变化指数。本文在计量模型(1)、(2)的基础上,分别将全要素生产率的分解变量代入原计量模型,得到以下计量模型,其中 DV_{mit} 指全要素生产率的分解变量,*m*分别取 1、2、3、4。

$$DV_{mit} = \alpha + \beta_1 DV_{mit-1} + \beta_2 dO_{1it} + \beta_3 dO_{2it} + \gamma_1 id_i + \gamma_2 td_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$DV_{mit} = \alpha + \beta_1 DV_{mit-1} + \beta_2 dO_{1it} + \beta_3 dO_{2it} + \beta_4 dFO_{1it} + \beta_5 dFO_{2it} + \beta_6 dBO_{1it} + \beta_7 dBO_{2it} + \gamma_1 id_i + \gamma_2 td_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(二) 回归结果分析^①

1. 离岸外包对分解变量的直接影响。关于离岸外包对非服务业的全要素生产率分解变量的影响, 根据表 6 的方程 (I)、(II)、(III) 和 (IV), 制造离岸外包对行业纯技术进步和纯技术效率有负向影响, 而服务离岸外包对纯技术进步有正向影响, 服务、制造离岸外包对非服务业部门纯技术效率的影响与它们对纯技术进步的影响方向相同, 且都通过了 1% 显著性水平下的检验, 制造离岸外包虽然对规模效率存在显著的正向影响但影响较小。总的来说, 制造离岸外包对非服务业部门纯技术效率、纯技术进步有显著负向影响, 对规模效率有显著但很小的正向影响, 对行业所可能达到的最优生产前沿有负向影响, 三者同时作用使制造外包对非服务业全要素生产率有负向影响。而服务离岸外包则通过促进行业最优生产前沿的提升和对纯技术效率的提升促进行业全要素生产率的上升。

表 6 非服务业计量模型 (3) 的回归结果

变量	(I) 纯技术进步	(II) 技术效率	(III) 纯技术效率	(IV) 规模效率
	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
$TECH_{it-1}$	1.168 *** (0.005)			
EFF_{it-1}		0.874 *** (0.009)		
PE_{it-1}			0.925 *** (0.010)	
SE_{it-1}				0.961 *** (0.010)
dO_{1it}	-4.406 *** (0.322)	-0.300 (0.258)	-1.745 *** (0.193)	0.312 *** (0.072)
dO_{2it}	23.924 *** (2.406)	4.061 (3.228)	11.469 *** (1.438)	-1.316 (1.023)
id_i	是	是	是	是
td_t	是	是	是	是
AR(1)	0.001	0.080	0.018	0.058
AR(2)	0.148	0.108	0.453	0.106
Sargan	0.998	0.999	0.999	1.000
Obs.	119	119	119	102

注: 同表 1。

关于离岸外包对服务业部门的全要素生产率分解变量的影响, 根据表 7 的结果可以得知, 制造离岸外包仅对服务业部门纯技术效率有显著正向影响, 因此综合来看, 制造离岸外包对服务业部门全要素生产率的促进效果不显著。而服务离岸外包仅对服务业部门的纯技术效率有显著的负向影响, 其余则不显著。综合作用下, 服务离岸外包对服务业部门全要素生产率有显著的负向影响。

^① 限于篇幅, OLS 的回归结果不在文中显示, 可向作者索要。

表 7 服务业计量模型(3)的回归结果

变量	(I)纯技术进步	(II)技术效率	(III)纯技术效率	(IV)规模效率
	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
$TECH_{it-1}$	1.004 *** (0.037)			
EFF_{it-1}		0.632 *** (0.124)		
PE_{it-1}			0.856 *** (0.093)	
SE_{it-1}				0.312 (0.519)
dO_{1it}	-3.942 (3.563)	1.976 (1.319)	14.326 ** (7.151)	-0.396 (0.519)
dO_{2it}	-0.229 (5.962)	-2.342 (1.798)	-25.790 ** (13.495)	0.696 (2.227)
id_i	是	是	是	是
td_t	是	是	是	是
AR(1)	0.013	0.141	0.020	0.771
AR(2)	0.746	0.553	0.324	0.459
Sargan	1.000	1.000	1.000	1.000
Obs.	56	56	56	48

注:同表 1。

非服务业部门的离岸外包主要靠纯技术进步和纯技术效率影响全要素生产率,即对行业部门最优生产前沿和对行业中企业的管理和技术产生影响。服务离岸外包对非服务业部门的纯技术进步和纯技术效率有正向影响,这可能因为服务离岸外包使非服务业部门专注于本行业的最优生产环节,保留较多知识、技术密集型业务,高效率的生产活动促进企业技术前沿外移;同时,非服务业部门主动的服务离岸外包使其可以多样化选择最有利于自身效率的生产方式,促进纯技术效率提升。而制造离岸外包中发包方则由于发包生产环节的业务性质与非服务业行业的主营业务相近,静态效率效应作用不明显。

离岸外包对服务业部门全要素生产率的影响则主要通过影响纯技术效率实现。由于服务离岸外包的生产环节与服务业部门主营业务相似性较大,发包这些生产环节对企业的专业化生产影响不大;而制造离岸外包则由于其生产性质与服务业部门主营业务差异较大,将与制造相关的生产环节外包可以促进企业生产环节的充分优化,从而促进纯技术进步提升。

2. 离岸外包对分解变量的间接影响。关于离岸外包对非服务业全要素生产率分解变量的影响,根据表 8 中的方程(I)、(II)、(III)和(IV),制造离岸外包前向溢出效应和服务离岸外包前向溢出效应分别对非服务业纯技术进步有负向和正向影响,制造离岸外包后向溢出效应对技术效率的影响为负向、前向溢出效应对技术效率有较小的正向影响,服务离岸外包前向溢出效应对技术效率和纯技术效率有显著正向影响;制造离岸外包和服务离岸外包的前向溢出效应分别对规模效率有正向和负向作用,且系数的估计均通过了 1% 显著性水平下的检验。关于离岸外包对服务业全要素生产率分解变量的影响,根据表 9 的结果,服务离岸外包和制造离岸外包的前向、后向溢出效应对全要素生产率四个分解变量的影响并不一

致且除纯技术效率外其他都不显著。

对于非服务业,制造离岸外包后向溢出效应对全要素生产率的负向影响主要来源于制造离岸外包对技术效率的负向影响,即本行业的制造离岸外包对上游非服务业部门对最优生产前沿的“追赶效应”产生负向影响。制造离岸外包前向溢出效应通过负向影响纯技术进步和正向影响技术效率对全要素生产率产生影响,而正向的技术效率主要源于正向影响规模效率,即本行业的制造离岸外包会对下游非服务业部门的最优生产前沿产生负向影响,而制造离岸外包对“追赶效应”产生正向影响,对“追赶效应”的影响主要由于生产规模改变而产生效率进步。服务离岸外包前向溢出效应对全要素生产率的四个分解变量都有显著影响,即本行业的服务离岸外包会对下游非服务业部门纯技术进步和技术效率产生正向影响。其中,技术效率的提升主要由服务离岸外包对纯技术效率的正向作用和规模效率的负向作用实现。

表 8 非服务业计量模型(4)的回归结果

变量	(I) 纯技术进步	(II) 技术效率	(III) 纯技术效率	(IV) 规模效率
	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
$TECH_{it-1}$	1.319 *** (0.023)			
EFF_{it-1}		0.906 *** (0.017)		
PE_{it-1}			0.852 *** (0.026)	
SE_{it-1}				1.004 *** (0.0182)
dO_{1it}	-1.173 (1.159)	0.168 (0.965)	-0.142 (0.437)	-0.706 * (0.376)
dO_{2it}	-6.576 (4.975)	2.360 (5.996)	-0.439 (8.259)	5.451 *** (1.635)
dBO_{1it}	4.606 (3.032)	-4.640 *** (1.180)	-1.850 (1.874)	-1.025 (0.972)
dBO_{2it}	-8.222 (71.684)	-13.421 (21.949)	-19.821 (38.270)	-0.191 (10.821)
dFO_{1it}	-31.815 *** (3.234)	4.853 *** (0.981)	0.716 (1.216)	4.025 *** (0.608)
dFO_{2it}	176.531 *** (21.160)	14.798 * (8.605)	25.628 *** (6.607)	-15.391 *** (2.799)
id_i	是	是	是	是
td_t	是	是	是	是
AR(1)	0.019	0.002	0.021	0.050
AR(2)	0.232	0.900	0.449	0.736
Sargan	1.000	1.000	1.000	1.000
Obs.	119	119	119	102

注:同表 1。

表 9 服务业计量模型(4)的回归结果

变量	(I) 纯技术进步	(II) 技术效率	(III) 纯技术效率	(IV) 规模效率
	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
$TECH_{it-1}$	1.608 *** (0.3780)			
EFF_{it-1}		-10.550 (9.151)		
PE_{it-1}			2.611 (3.875)	
SE_{it-1}				-4.290 (4.332)
dO_{1it}	-29.375 (39.816)	-731.153 (785.428)	-285.918 (275.573)	16.055 (59.700)
dO_{2it}	43.608 (49.053)	1125.375 (785.402)	595.636 (655.788)	-56.368 (133.490)
dBO_{1it}	20.064 (19.171)	533.541 (377.689)	254.320 (275.469)	-24.319 (59.164)
dBO_{2it}	19.475 (110.151)	-4382.404 (3207.202)	-2144.973 (2807.238)	427.600 (735.877)
dFO_{1it}	-104.791 (97.215)	1135.079 (822.813)	336.909 (299.944)	-46.501 (106.507)
dFO_{2it}	388.340 (506.216)	-2702.905 (1848.916)	-890.680 ** (457.237)	-63.661 (115.998)
id_i	是	是	是	是
td_t	是	是	是	是
AR(1)	0.041	0.067	0.064	0.045
AR(2)	0.701	0.572	0.535	0.775
Sargan	1.000	1.000	1.000	1.000
Obs.	56	56	56	48

注:同表 1。

对于服务业,服务离岸外包前向溢出效应对全要素生产率的负向影响主要因为服务离岸外包负向影响了纯技术效率,即本行业的服务离岸外包会对下游服务业部门的纯技术效率产生负向影响,而对其他 TFP 分解变量无显著影响。这是由于服务环节具有较强的异质性,本行业的全要素生产率进步难以对下游产业造成影响。

3.稳健性检验^①。参照前述稳健性检验的思路,可以发现离岸外包对服务业、非服务业的相关分解变量的直接影响与溢出效应影响的基本结论并不改变,表明模型存在较好的稳健性。Sargan 检验的 P 值都大于 0.05,说明系统广义矩估计所选取工具变量都是有效的。

六、结论与启示

本文基于数据包络分析法的 Malmquist 生产率指数法测算了 2003–2011 年中国所有行业部门全要素生产率(TFP)及其分解变量,并基于 WIOD 数据库计算了各行业部门的制造

^①限于篇幅,稳健性检验结果请向作者索要。

离岸外包率与服务离岸外包率以及各行业部门的离岸外包前向、后向溢出效应变量。结合行业异质性的视角,考察了两种离岸外包对各行业 TFP 的直接影响与间接溢出效应影响,并分别检验了影响的路径与机制。研究表明,制造离岸外包前向、后向溢出效应对非服务业部门 TFP 有显著负向影响,服务离岸外包前向溢出效应对非服务业部门 TFP 有显著正向影响,而服务业部门 TFP 不受离岸外包溢出效应的影响;服务离岸外包通过对非服务业部门纯技术进步和纯技术效率的正向作用促进 TFP 提升;服务离岸外包仅对服务业部门纯技术效率有显著影响,制造离岸外包对服务业部门分解变量无显著影响。

基于以上研究结果,我们提出以下建议:第一,继续推动服务业深化发展,支持中小企业做大做强,扶持自主品牌的创立和国际化营销网络的搭建,鼓励企业开展具有比较优势的服务业务;同时推广服务外包创新试点,扩大服务外包合作领域尤其是抓住技术、医疗和教育等高附加值领域(姚星等,2016),利用集聚效应提升区域外包水平,提高离岸外包对全要素生产率的积极影响。第二,增大产业关联度,推动产业融合,加强服务业与制造业的联系互动。政府应着手打造促进生产性服务业与制造业良性互动与融合的生产环境,并且以高技术和创新研发为主心骨,增强服务业在产业间和生产环节上的配套服务功能。此外,鼓励高端制造业企业适当外包非生产性活动给服务业企业,促进服务业技术水平的全面提升。第三,改善服务业发包水平和发展能力,转变离岸外包对服务业生产率的负向影响。在扩大服务业发展的同时,注重提高发包质量并提升接包商选择的层次,优化离岸外包带来的溢出作用,提高服务部门生产率。

参考文献:

- 1.陈启斐、吴建军,2013:《金融发展与技术进步:一项来自中国省际数据的研究》,《经济评论》第6期。
- 2.宫俊涛、孙林岩、李刚,2008:《中国制造业省际全要素生产率变动分析——基于非参数 Malmquist 指数方法》,《数量经济技术经济研究》第4期。
- 3.郭庆旺、贾俊雪,2005:《中国全要素生产率的估算:1979-2004》,《经济研究》第6期。
- 4.何欢浪、陈琳,2014:《技术进步、劳动生产率和发展中国家的外包模式:一个企业中间品生产组织模式的分析》,《世界经济文汇》第1期。
- 5.蒋庚华,2014:《服务贸易进口对中国离岸工业外包的影响:基于中国工业行业动态面板数据的实证研究》,《世界经济研究》第2期。
- 6.刘绍坚,2008:《承接国际软件外包的技术外溢效应研究》,《经济研究》第5期。
- 7.唐宜红、闫金光,2006:《离岸外包对中国出口结构的影响》,《南开学报(哲学社会科学版)》第3期。
- 8.王恕立、胡宗彪,2012:《中国服务业分行业生产率变迁及异质性考察》,《经济研究》第4期。
- 9.杨勇,2008:《中国服务业全要素生产率再测算》,《世界经济》第10期。
- 10.姚星、吴怡、吴钢,2016:《金融危机冲击下中国服务贸易网络结构动态演化研究》,《国际贸易问题》第9期。
- 11.姚战琪,2010:《工业和服务外包对中国工业生产率的影响》,《经济研究》第7期。
- 12.Amiti, M., and S.J.Wei.2005. "Fear of Service Outsourcing: Is It Justified?" *Economic Policy* 20(42): 308-347.
- 13.Amiti, M., and S.J.Wei.2009. "Service Offshoring and Productivity: Evidence from the US." *The World Economy* 32(2): 203-220.
- 14.Egger, H., and P.Egger.2006. "International Outsourcing and the Productivity of Low-Skilled Labor in the EU." *Economic Inquiry* 44(1): 98-108.
- 15.Farrell, D., and V.Agrawal.2003. "Offshoring: Is It DA Win-Win Game?" McKinsey Global Institute, Working Paper August.<http://www.mckinsey.com/global-themes/employment-and-growth/offshoring-is-it-a-win-win>

win-game.

- 16.Feenstra, R.C., and G.H.Hanson.1996. "Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality." *American Economic Review* 86(2): 240-245.
- 17.Harberger, A.C.1978. "On the Use of Distributional Weights in Social Cost-benefit Analysis." *The Journal of Political Economy*, S87-S120.
- 18.Hijzen, A., T.Inui, and Y.Todo.2006. "Does Offshoring Pay? Firm-Level Evidence from Japan." *Economic Inquiry* 48(4): 880-895.
- 19.Ito, K., and K.Tanaka.2010. "Does Material and Service Offshoring Improve Domestic Productivity? Evidence from Japanese Manufacturing Industries." RIETI Discussion Papers No.10010.
- 20.Kohler, W.2004. "Aspects of International Fragmentation." *Review of International Economics* 12(5): 793-816.
- 21.Mahadevan, R.2000. "Sources of Output Growth In Singapore's Services Sector." *Empirical Economics* 25(3): 495-506.
- 22.Mann, C.L.2003. "Globalization of IT Services and White Collar Jobs: The Next Wave of Productivity Growth." *International Economics Policy Briefs* No.PB03-11.
- 23.Michel, B., and F.Ryx.2014. "Productivity Gains and Spillovers from Offshoring." *Review of International Economics* 22(1): 73-85.

Industrial Heterogeneity, Offshoring and Productivity Spillover: Empirical Analysis Based on WIOD Database

Yao Xing¹, Yan Jie¹ and Wang Lei²

(1: School of International Business, Southwestern University of Finance and Economics;

2: The Administrative Bureau of Chinese Academy of Science)

Abstract: This paper calculated total factor productivity (TFP) for China's sectors based on DEA-Malmquist productivity index and its decomposition variables. By combining sectors, we calculated materials offshoring, services offshoring and terms of forward spillovers and backward spillovers for materials and services offshoring based on WIOD database. From the perspective of the heterogeneity of each industries, we estimated the impacts of materials offshoring and services offshoring to each sectors' TFP by direct approach and indirect approach. Meanwhile, we analyzed the mechanism for offshoring to affect TFP. Empirical analysis results showed that, materials offshoring and services offshoring had significant negative and positive effect on non-services sectors' TFP respectively; Offshoring had no effect on services sectors' TFP; Forward and backward spillovers terms of materials offshoring had negative effect on non-services sectors' TFP; Forward spillovers terms of services offshoring had positive effect on non-services sector's TFP; TFP of services sectors was not affected by offshoring spillovers; Services offshoring affected non-services sectors' TFP by increasing pure technical progress and pure technical efficiency; Services offshoring had impact to services sectors' pure technical efficiency, while materials offshoring had no effect to its decomposition variables.

Keywords: Offshoring, Productivity Spillover, Malmquist Productivity Index

JEL Classification: D24, F14, L80

(责任编辑:陈永清)