

生产性服务业开放对 中国制造业生产率的影响分析

——基于生产性服务细分行业的角度

陈 明 魏作磊*

摘要: 本文从生产性服务业引进来和走出去两方面刻画了生产性服务业开放影响制造业生产率的动态演变过程,并利用2004–2014年生产性服务细分行业的平衡面板数据对理论推演进行了实证检验。结果表明:生产性服务业开放对中国制造业生产率存在正向影响,但作用较弱;同时,生产性服务细分行业开放影响制造业生产率的差异性明显,其中信息服务、研发设计与其他技术服务开放所产生的作用大于金融服务、生产性租赁服务和商务服务、货物运输仓储和邮政快递服务开放对制造业生产率的作用。本文认为,提升制造业生产率,要充分重视生产性服务细分行业开放对制造业生产率作用的差异性,吸引外商在中国设立生产性服务企业合作研发中心,积极鼓励国内有条件的企业设立境外研究分支机构,拓展生产性服务业的发展空间。

关键词: 生产性服务业 FDI; 生产性服务业对外直接投资; 制造业生产率

一、引言

改革开放以来的实践表明,对外开放促进了中国制造业的全面发展。近年来,随着中国经济发展进入新常态,结构性矛盾日益突出,制造业原有竞争优势不在,传统一进一出的对外开放“单车道”已不能满足制造业国际化的要求,发展更高层次的全方位开放型经济来推动制造业向结构更合理阶段演化的重要性迅速凸显。为此,“十三五”规划纲要和“中国制造2025”等明确提出了打造双向开放新格局,引导和支持生产性服务业向专业化和价值链高端延伸来推动服务型制造业发展,拓展国际市场空间等。显然,在此背景下,研究通过生产性服务业开放来引领中国制造业国际化发展的意义重大。从宏观层面看,探讨生产性服务业开放对制造业的影响将有助于中国制造业加快走出去的步伐,暗合了国家“一带一路”建设战略;从微观层面看,探讨生产性服务业开放对制造业的影响将有助于企业融合所需高端生产性服务,开发出新的产品和服务,培育出口新优势。

* 陈明,广东金融学院经济贸易学院,中山大学中国第三产业研究中心,邮政编码:510521,电子信箱:cm16888999@163.com;魏作磊,广东外语外贸大学经济贸易学院,邮政编码:510006,电子信箱:weizuolei@126.com。

本文受到国家社科基金项目“多重冲击下加快生产性服务业发展促进产业升级的机理与对策研究”(项目批准号:16BJY088)资助。非常感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见,当然文责自负。

进一步扩大生产性服务业开放能否提升中国制造业生产率,实现“中国制造”朝高端、智能、绿色和服务方向的新型制造业发展,这是急需解决的理论与现实问题。现有文献对如何让生产性服务业与制造业更好互动发展的建议层出不穷,从不同角度,如共生演进(Markusen et al., 2005; 庞博慧, 2012)、产业竞争力(Wolfmayr, 2008)、企业获利能力(顾乃华, 2010)等方面进行了研究。而立足于全方位开放角度来研究生生产性服务业与制造业生产率关系的文献则较少,虽有文献从服务贸易(Alexander et al., 2011; 李芳芳, 2016)、生产性服务对外直接投资(Guerrieri and Meliciani, 2005)和生产性服务业 FDI(Fernandes and Paunov, 2012)等方面分析了生产性服务业对制造业的影响,但研究多从单一视角展开,忽视了生产性服务业开放是一个涉及经济与社会的多层面体系。虽然张艳等(2013)从服务业开放渗透率等方面分析了服务贸易自由化对制造业生产率的影响,王恕立和胡宗彪(2013)分析了服务业双向 FDI 对服务业生产率的影响,但张艳等(2013)仅从服务贸易和服务业 FDI 的角度展开研究,王恕立和胡宗彪(2013)也仅采用服务业 FDI 和对外直接投资占行业增加值的比重来表示服务业内外向 FDI,并没有计算出与制造业细分行业相匹配的服务业内外向 FDI 的量。为更好地理解在新的开放格局下中国生产性服务业开放作用于制造业生产率的理论机制与实际效应,本文将研究点定在生产性服务业开放和制造业生产率方面,引入同时包含生产性服务业引进来和生产性服务业走出去为变量的函数,采用完全消耗系数作为生产性服务业引进来和走出去投入服务化的测度指标,构建与制造业细分行业相匹配的生产性服务业引进来和走出去指数,建立基于制造业全要素生产率的增长模型,来探讨生产性服务业开放影响制造业生产率的决定机制。与以往的研究相比,本文有以下几个特点:第一,在理论上刻画了生产性服务业开放影响制造业生产率的动态演变;第二,通过一个简洁的计量模型将生产性服务业走出去和生产性服务业引进来对制造业生产率的影响统一到同一框架下进行研究;第三,将生产性服务业细分为研发设计与其他技术服务、货物运输仓储和邮政快递服务、信息服务、金融服务、生产性租赁服务和商务服务 5 大类,探讨细分生产性服务业开放对制造业生产率的影响。

二、理论分析

20 世纪 70 年代以来学者们将传统贸易理论引入到服务贸易开放中,开始了对服务业开放理论的研究。随着研究的深入,服务贸易对制造业生产率的作用颇受关注。Melitz(2003)提出异质企业贸易模型,研究发现在一个产业部门的贸易开放中,利益分配更有利于生产率较高的企业,其结果是整个产业的生产率因贸易开放而提升;Helpman 等(2004)将异质企业的垄断竞争模型与对外直接投资相结合,发现无论以出口还是 FDI 形式进行投资时,只有生产率最高的企业才会成为跨国公司,生产率较低的企业只存在于国内市场;Markusen 等(2005)对此进一步扩展,认为生产性服务贸易提高了本国企业的技术水平;陈启斐和刘志彪(2014)构建理论模型指出生产性服务进口推动了国内制造业的技术进步。考虑到陈启斐和刘志彪(2014)已推导出当一国制造业生产率达到一定水平时生产性服务进口能提高制造业技术进步,本文拟在此基础上,借鉴 Bas 和 Ledezma(2015)的思路,将生产性服务业开放与企业对外直接投资结合起来,构建生产性服务对外直接投资影响制造业生产率的理论模型。用 φ 表示制造业生产率,累积分布函数为 $H(\varphi)$,消费者的效应函数 U 为 CES 函数形式,在开放经济条件下, n 个国家存在着行业内贸易往来,有:

$$U = \left[\int_{\omega \in \Omega^D} q(\omega)^{(\sigma-1)/\sigma} d\omega + \int_{\omega \in \Omega^X} q(\omega)^{(\sigma-1)/\sigma} d\omega \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (1)$$

(1)式中: Ω^D 属于国内销售的服务产品, Ω^X 属于出口的服务产品, $q(\omega)$ 为服务品数量, ω 代表差异化服务产品类别, $\sigma(\sigma>1)$ 为服务产品替代弹性。根据垄断价格规则,国外市场上的服务产品价格 p_x 影响了国内市场上的服务产品的价格 p_d ,两者之间的关系为 $p_x = \tau p_d$, $\tau(\tau > 1)$ 为可变贸易成本;出口销售收入 r_x 影响了国内销售收入 r_d 。企业的异质性以及存在着的贸易成本意味着只有最具生产率的企业才能从事出口活动,设 $\chi=1$ 代表企业处于出口状态, $\chi=0$ 时表示企业仅销售于国内,那么在生产率 φ 下,企业的总收入为: $r(\varphi, \chi) = r_d(\varphi)(1+\chi n\tau^{1-\sigma})$ 。由于不同市场的收入可分离,出口企业的利润应该是国内利润 $\pi_d(\varphi) = (r_d(\varphi)/\sigma) - f_d$ 与出口到国外所获得的利润 $\pi_x(\varphi) = (r_x(\varphi)/\sigma) - f_x$ 的总和, f_d 和 f_x 分别为出口贸易中国内和国外的固定成本。

按照 Bas 和 Ledezma (2015) 的思路,开放经济下,企业进入后的现值可表示为:

$$v(\varphi, \chi) = \max \left\{ 0, \frac{1}{\delta} \left[\frac{r(\varphi, \chi)}{\sigma} - f_d - \chi n f_x - \frac{1}{\gamma} I \right] \right\} \quad (2)$$

(2)式中: I 为生产性服务技术对外投资,且有 $I(\varphi, \chi) = (\varepsilon\gamma/\delta) [r(\varphi, \chi)/\sigma]$, ε 为收入对 I 的弹性,且 $0 < \varepsilon \equiv [dr/dI]/[I/r] = \beta[\sigma-1] < 1$, $1/\gamma$ 是技术投资的单位价格, δ 为贴现率, β 为企业生产性服务技术投资率,且 $\varphi = \varphi_0 I^\beta$, $0 < \beta < 1$ 。一旦投资的最优决策确定,生产率就可表示为初始效率和出口状态的函数,即 $\varphi = \varphi(\varphi_0, \chi)$, 收入可表示为 $r = r(\varphi(\varphi_0, \chi), \chi)$ 。结合上述情况,可将企业的内生生产率表示为:

$$\varphi(\varphi_0, \chi) = \varphi_0^{1/(1-\varepsilon)} [(\varepsilon\gamma Q/\delta)(1+\chi n\tau^{1-\sigma})]^{1/(1-\varepsilon)} \quad (3)$$

(3)式中: Q 为剩余需求指数。在开放经济中,总服务产品的价格指数 P 由国内价格 P_D 和从国外进口的价格 P_M 两部分组成。而 P_D 可分解为非出口服务产品价格指数 P_{NX} 和出口服务产品价格指数 P_X ,考虑到在开放经济条件下,服务产品(技术)能在国内外市场自由流动,每个国家的价格指数都相同,有 $P_M = P_X$ 。结合上文设定,参照 Markusen 等(2005)的垄断竞争模型思路,根据企业生产性服务技术的替代弹性和每种差异化产品需求函数,计算得到市场总服务产品价格指数:

$$P = (P_D^{1-\sigma} + n\tau^{1-\sigma} P_X^{1-\sigma})^{1/(1-\sigma)} = M^{1/(1-\sigma)} p_d(\varphi(\bar{\varphi}_0), 0) \quad (4)$$

(4)式中: M 表示所有交易中可用的服务产品, $\bar{\varphi}_0$ 为投资后企业潜在的稳定生产率水平。结合前文所表示的收入公式,可以将所有国内出口企业的平均收入和利润表示为:

$$\bar{r} = \bar{r}_d + \lambda_x n \bar{r}_x, \bar{\pi} = \bar{\pi}_d + \lambda_x n \bar{\pi}_x \quad (5)$$

(5)式中: $\lambda_x \equiv M_x/M$ 表示交易中可用的服务产品进出口的概率, $\bar{r}_d$ 表示从国内市场获得的平均收入, $\bar{\pi}_d$ 表示从国内市场获得的平均利润, $\bar{r}_x$ 、 $\bar{\pi}_x$ 分别表示从国外市场获得的平均收入和利润。

根据经济学原理,开放经济条件下,当 $\bar{\pi} > 0$ 时,有能力的企业将陆续扩大对外技术投资直到 $\bar{\pi}$ 降为 0。我们先将每种类型的贸易(国内和出口市场)的平均利润定在各自均衡生产率(φ_0 和 φ_{0x})的水平上,结合方程(3)和(5),得:

$$\bar{\pi} = [f_d/(1-\varepsilon)] [k_d + \varepsilon] + n\lambda_x f_x [1-z] [k_x + (\varepsilon-z)/(1-z)] \quad (6)$$

(6)式中: $z \equiv [(1+n\tau^{1-\sigma})^{\varepsilon/(1-\varepsilon)} - 1]/[(1+n\tau^{1-\sigma})^{1/(1-\varepsilon)} - 1] < 1$ 。借鉴 Bas 和 Ledezma (2015) 的

①方程(6)中, $k_d = [\bar{\varphi}_0^D(\varphi_0, \varphi_{0x}, \tau)/\varphi_0]^{(\sigma-1)/(1-\varepsilon)} - 1$, $k_x = [\bar{\varphi}_0^X(\varphi_{0x})/\varphi_{0x}]^{(\sigma-1)/(1-\varepsilon)} - 1$ 。

思路,令 $J(\varphi_0, \varphi_{0x}, \tau) = \bar{\pi}$, 结合企业自由进入满足条件, 并对 β 求导, 可得:

$$\frac{\partial J}{\partial \beta} = f_d [1 - H(\varphi_0)] \frac{\partial k_d}{\partial \beta} + n f_x [1 - z] [1 - H(\varphi_{0x})] \frac{\partial k_x}{\partial \beta} \quad (7)$$

方程(7)表明 β 对企业利润的影响较为复杂, 主要与 k_d 和 k_x 有关。而由方程(6)中 k_d 和 k_x 的含义, 可以推导出存在任意 $k(\phi)$, 有 $\partial k(\phi)/\partial \beta > 0$, 所以 $\partial J/\partial \beta > 0$ 。以上表明在可变贸易成本 τ 不变时, 存在一个均衡阈值生产率 φ_0 , 当开放经济中高于该均衡阈值的企业参与到对外直接投资中时, 企业利润随着对外投资率的增加而增加。

为分析开放经济中企业对外生产性服务技术投资率 β 与生产率之间的关系, 首先需确定价格指数, 结合(4)式, 企业提供的服务产品价格还应与对生产率有影响的对外技术投资有关, 可将(4)式变为:

$$P = [\sigma/(\sigma-1)] (1/\varphi_0) (r/\sigma)^{1/(\sigma-1)} [(1-\varepsilon)/f_d]^{(1-\varepsilon)/(\sigma-1)} (\varepsilon\gamma/\sigma)^\beta \quad (8)$$

服务业开放中企业走出去对服务产品价格指数的影响可以通过开放经济中均衡阈值生产率 φ_0 来进行全面分析。结合剩余需求指数 Q , 将(8)式代入(3)式中, 可得:

$$\varphi(\varphi_0, \chi) = \varphi_0^{1/(1-\varepsilon)} \{ [f_d \gamma \varepsilon / \delta (1-\varepsilon)] [(1 + \chi n \tau^{1-\sigma})^{1/(1-\varepsilon)} / \varphi_0^{(\sigma-1)/(1-\varepsilon)}] \}^\beta \quad (9)$$

显然方程(9)对 β 求导非常复杂, 直接决定生产率的参数集是不同的。参考 Helpman 等(2004)的思路, 综合前文, 在其他参数集不变条件下, 均衡条件下生产率对 β 的导数可以表示为:

$$\frac{d\varphi(\varphi_0, \chi)}{d\beta} = \frac{\partial J}{\partial \beta} / \frac{\partial J}{\partial \varphi_0} \quad (10)$$

已知, $\partial J/\partial \beta > 0$; 同时 $\partial J/\partial \varphi_0 = f_d [(\sigma-1)/(1-\varepsilon)] (1/\varphi_0) [1-H(\varphi_0)] (k_d+1) > 0$; 因此, 可得 $d\varphi(\varphi_0, \chi)/d\beta > 0$ 。综上表明, 开放经济中, 在可变贸易成本等不变情况下, 该国制造业生产率会随着企业对外生产性服务技术投资率 β 的增长而提高。

结合以上理论模型和生产性服务进口推动了制造业技术进步的结论可知, 生产性服务业开放能提高制造业生产率。在母国生产服务技术水平低于东道国的情况下, 积极引进东道国先进生产性服务技术, 通过市场竞争效应刺激国内制造企业不断学习和更新原有技术, 进而产生技术外溢效应, 促使了制造业生产率提高。在母国生产服务技术水平较高的情况下, 积极引导母国企业对外直接投资, 通过逆向技术溢出效应提升母国企业的创新能力和研发水平, 生产率因而提高。

三、实证研究设计

(一) 变量定义与度量

1. 制造业生产率

本文研究生产性服务业开放下制造业生产率的变化, 因此制造业生产率是被解释变量, 生产性服务业开放是主要解释变量。本文采用 Malmquist 生产率指数 (MPI) 对制造业全要素生产率进行测量, 记为 TFP 。Chou 和 Shao (2014) 认为, MPI 由技术变化 (TCH), 纯效率变化 (PEC), 和规模变化 (SCH) 三个不同因素组成, 在计算中不需要做任何假设, 可以从技术前沿移动和技术前沿靠近程度来测度制造业全要素生产率变化, 克服了 OLS 估计产生的非一致性问题。根据其思路, 本文用 x 代表投入, y 代表产出, 产出型 MPI 可被定义为:

$$m_o(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \frac{d_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{d_o^t(x^t, y^t)} \left[\frac{d_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{d_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \cdot \frac{d_o^t(x^t, y^t)}{d_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2} \quad (11)$$

(11) 式中: $d_o(x, y)$ 代表产出距离函数。在 (11) 式右边, $d_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})/d_o^t(x^t, y^t)$ 代表技术效率 (TEC) 从 t 期到 $t+1$ 期的变化, 括号内式子反映的是技术变化 (TCH) 从 t 期到 $t+1$ 期的变化情况。为解释规模的变化, 效率变化 (TEC) 可以进一步分解为两个因素: 纯效率变化和规模变化, 即:

$$TEC = \frac{d_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{d_o^t(x^t, y^t)} = \frac{d_{o-r}^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{d_{o-r}^t(x^t, y^t)} \left[\frac{d_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{d_{o-r}^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \cdot \frac{d_{o-r}^t(x^t, y^t)}{d_o^t(x^t, y^t)} \right] \quad (12)$$

式 (12) 中: 产出距离函数 d_{o-r} 的下标 r 表示可变规模报酬, $d_{o-r}^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})/d_{o-r}^t(x^t, y^t)$ 是指纯效率 (PEC) 从 t 期到 $t+1$ 期的变化, 括号内式子代表规模变化 (SCH), 说明了从 t 期到 $t+1$ 期规模经济对生产率的影响。根据 (12) 式右边括号内的式子可以看出, SCH 可以表示为 TEC 对 PEC 的比值, 因此不会产生对产出距离函数的计算, 即有: $SCH = TEC/PEC$ 。

结合式 (11)、(12) 和式 $SCH = TEC/PEC$, 可以得到 MPI 的表达式:

$$m_o(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = TCH \times PEC \times SCH \quad (13)$$

本文用 Y 代表制造业细分行业增加值, 由于《中国统计年鉴》和《中国投入产出表》中制造业细分行业划分稍有不同, 为寻求两者统一, 本文以 2012 年《中国投入产出表》为准, 对《中国统计年鉴》里的制造业细分行业进行合并, 重新组成了 16 个行业^① (见表 1)。K 代表制造业固定资本存量, L 代表制造业从业人员数。依据上述思路, 采用 DEAP 软件来测算, 在实际估计时, 参考李梅和柳士昌 (2012) 的做法, 对 MPI 进行相应变换, 设 2004 年为基期, 则 2004 年的 TFP 等于 2004 年的 MPI, 2005 年 TFP 等于 2004 年的 TFP 乘以 2005 年的 MPI, 后面年份的计算依此类推。Y 的数据根据 2005–2015 年《中国工业经济统计年鉴》以及 2007 和 2012 年《中国投入产出表》计算得出^②。采用永续盘存法计算 K, 其测算公式为 $K_t = I_t/P_t + (1-\delta)K_{t-1}$, 其中 K_t 为当期资本存量, K_{t-1} 为上一期资本存量, I_t 是投资额, P_t 为价格, δ 为折旧率。基期物质资本存量采用 2004 年《中国固定资产投资统计年鉴》制造业分行业固定资产投资数据, 用 2004 年固定资产投资价格指数做平减处理, 折旧率采用田友春 (2016) 中制造业的折旧率 7.98%。L 的原始数据来自 2005–2015 年《中国工业经济统计年鉴》。

表 1 制造业细分行业划分

序号	《中国投入产出表》	《中国统计年鉴》
①	食品和烟草业	农副食品加工业; 食品制造业; 饮料制造业; 烟草制品业
②	纺织业	纺织业
③	纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品业	纺织服装、鞋、帽制造业; 皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业
④	木材加工及家具制造业	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业; 家具制造业

①考虑到数据可得性, 本文剔除了工艺品及其他制造业、废弃资源和废旧材料回收加工业、矿产采选、石油等资源性行业和水电煤气生产供应等行业。

②2004–2007 年 Y 的原始数据来源于 2005–2008 年《中国工业经济统计年鉴》。由于 2009–2015 年《中国工业经济统计年鉴》只提供制造业工业总产值数据, 因此本文结合 2007 年和 2012 年《中国投入产出表》, 先计算出 2008–2014 年相应制造业的中间投入, 然后用工业总产值减去中间投入, 就得到对应行业的工业增加值。为保持一致性, 本文所有以人民币 (美元) 为单位的值均换算成 2004 年不变价, 下同。

续表 1

制造业细分行业划分

序号	投入产出表	《中国统计年鉴》
⑤	造纸印刷和文教体育用品业	造纸及纸制品业;印刷业和记录媒介复制;文教体育用品制造业
⑥	石油加工、炼焦及核燃料加工业	石油加工、炼焦及核燃料加工业
⑦	化学及医药制造业	化学原料及化学制品制造业;化学纤维制造业;橡胶制品业;塑料制品业;医药制造业
⑧	非金属矿物制品业	非金属矿物制品业
⑨	金属冶炼和压延加工业	黑色金属冶炼及压延加工业;有色金属冶炼及压延加工业
⑩	金属制品业	金属制品业
⑪	通用设备制造业	通用设备制造业
⑫	专用设备制造业	专用设备制造业
⑬	交通运输设备制造业	交通运输设备制造业
⑭	电气机械及器材制造业	电气机械及器材制造业
⑮	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	通信设备、计算机及其他电子设备制造业
⑯	仪器仪表及文化、办公用机械制造业	仪器仪表及文化、办公用机械制造业

2. 生产性服务业开放

对于服务业开放的衡量,主要有以下几种:用服务贸易额来衡量(Francois and Woerz, 2008);用服务业 FDI 来衡量(Dolly, 2015),服务开放应包括服务业外国直接投资和服务贸易额(陈明、魏作磊, 2016),服务业开放可能存在服务业走出去和引进来(王恕立、胡宗彪, 2013),等等。以上研究开阔了本文思路,从动态角度看,本文认为在新的开放格局下生产性服务业开放应同时包含生产性服务业走出去和引进来两种模式,符合广阔性、全方位和高层次的双向开放境界。生产性服务业走出去是东道国生产性服务企业到国外进行投资,这对开辟新兴产业和完善东道国产业结构具有重大意义。生产性服务业引进来是吸引国外生产性服务企业到东道国投资,承载国际先进技术和经验的外商直接投资能推动东道国的技术进步。基于此,本文将从走出去和引进来两个方面来衡量生产性服务业开放,用生产性服务业对外直接投资额存量代表生产性服务业走出去($SODI$),用生产性服务业 FDI 代表生产性服务业引进来($SFDI$)。《生产性服务业分类(2015)》对中国生产性服务进行了明确划分,本文结合《中国统计年鉴》、《中国对外直接投资统计公报》和《中国投入产出表》中生产性服务数据的可得性,选取了研发设计与其他技术服务(SRT)、货物运输仓储和邮政快递服务(TWP)、信息服务(ITS)、金融服务(FS)、生产性租赁服务和商务服务(LB)5 大类来进行分析。但如何将这生产性服务部门的具体指标与制造业匹配测算呢?本文借鉴张艳等(2013)和 Arnold 等(2016)的研究思路,运用完全消耗系数作为生产性服务业走出去和生产性服务业引进来投入服务化的测度指标(刘斌等, 2016),构建了生产性服务业走出去($SODI$)和生产性服务业引进来($SFDI$)指数:

$$SODI_{it} = \sum_k \beta_{ik} SODI^G_k; SFDI_{it} = \sum_k \beta_{ik} SFDI^G_k \quad (14)$$

(14)式中: i 是制造行业, t 为年份, $SODI^G$ 为生产性服务业走出去总值, $SFDI^G$ 为生产性服务业引进来总值, β_{ik} 为完全消耗系数,有:

$$\beta_{ik} = \alpha_{ij} + \sum_{k=1}^n \alpha_{ik} \alpha_{kj} + \sum_{s=1}^n \sum_{k=1}^n \alpha_{is} \alpha_{sk} \alpha_{kj} + \dots \quad (15)$$

(15)式中:等式右边第一项表示制造业 i 消耗生产性服务 j 的直接消耗系数,第二项表示第一轮间接消耗系数,依此类推,第 $n+1$ 项为第 n 轮间接消耗系数。 $SODI$ 原始数据来源于

2004–2014 年《中国对外直接投资统计公报》, $SFDI$ 原始数据来源于 2005–2015 年《中国统计年鉴》, α_j 等直接消耗系数的数据来源于 2002 年、2007 年和 2012 年《中国投入产出表》。为了体现生产性服务细分部门对制造业生产率的影响, 本文遵循前文方法构建了生产性服务细分行业走出去和引进来指数。

3. 控制变量

为反映影响制造业生产率的其他因素, 借鉴已有研究成果, 本文设置如下控制变量: (1) 外商和中国港澳台商独资 ($FTHM$): 外商和中国港澳台商独立投资制造企业在提高制造业生产率方面往往会超越内地生产商, 用外商和中国港澳台商投资工业增加值占制造业工业增加值的比作为代理变量。外商和中国港澳台商独资的数据源于 2005–2015 年《中国工业经济统计年鉴》。(2) 研发活动 (RD): 研发行为有利于企业提高技术水平, 提高产品技术含量, 更能显著提升其生产率, 借鉴吴延兵 (2012) 的思路采用研发投入与主营业务收入之比进行衡量, 原始数据源于 2005–2015 年《中国科技统计年鉴》和《中国统计年鉴》。(3) 科研人员数 (RH): 除资金等投入外, 科研人员所代表的人力资本也是行业技术水平提升的重要因素, 本文采用制造业各细分行业从事科研活动人员数来表示, 数据源于 2005–2016 年《工业企业科技活动统计年鉴》。(4) 企业管理成本 (EMC): 内部管理成本越高, 企业的生产效率就越低, 用管理费用占主营业务成本之比来表示企业管理成本, 原始数据源于 2005–2015 年《中国工业统计年鉴》。

(二) 计量模型和估计方法

为得出生产性服务业开放与制造业生产率之间的确定性关系, 本文借鉴张艳等 (2013) 和 Arnold 等 (2016) 的研究思路, 设定回归方程如下:

$$\ln TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SODI_{it} + \alpha_2 SFDI_{it} + \alpha_3 FTHM_{it} + \alpha_4 RD_{it} + \alpha_5 EMC_{it} + \alpha_6 RH + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

(16) 式中: t 代表年份, i 表示行业, α_0 是常数项, α 系列是待估计参数, ν_i 是不随时间变化的非观测个体效应, ε_{it} 为模型残差项。

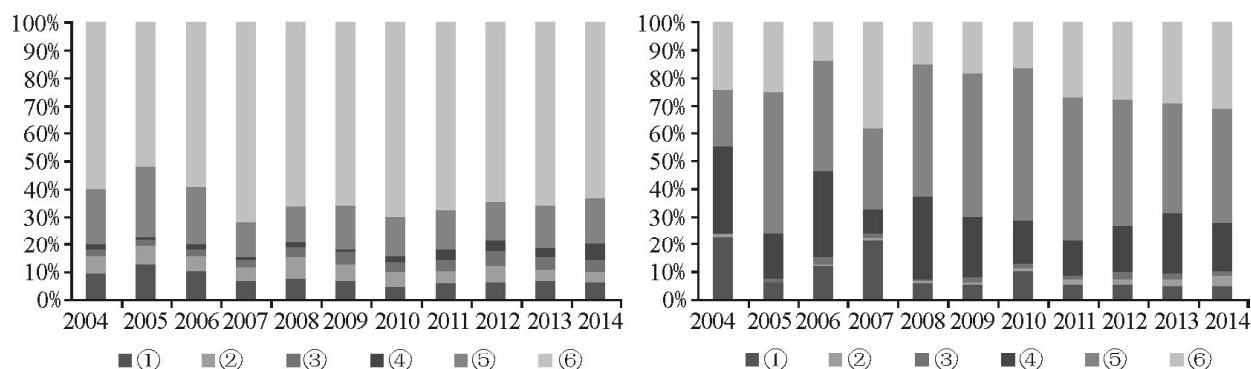
研究生产性服务业开放对制造业生产率影响的最大挑战是内生性问题。在以上设定的变量中, 扩大生产性服务业开放水平能提高制造业生产率, 而反过来提高了的制造业生产率能进一步推动生产性服务业开放, 若此种关系存在, 模型就会出现内生性。为解决内生性问题, 本文借鉴 Buckley 等 (2007) 的方法, 采用两步系统 GMM 方法进行估计, 并在模型中引入制造业生产率的 1 期滞后项, 将模型转化为动态面板模型, 然后通过差分将不随时间变化的非观测个体效应 ν_i 消除, 同时将模型中滞后 1 期的 $SODI_{it}$ 、 $SFDI_{it}$ 和制造业生产率视为差分方程的工具变量, 进行估计。为防止工具变量数过多可能导致的过度识别问题, 对结果进行 Sargan 检验, 并运用 Arellano–Bond AR 方法, 检验模型误差项序列相关性。另外, $SODI_{it}$ 、 $SFDI_{it}$ 以及其他解释变量之间可能存在因果关联, 本文借鉴 Baum 等 (2003) 提出的 C 检验方法来对此进行检验。

(三) 数据描述

1. 生产性服务业开放现状

利用 2004–2014 年生产性服务细分行业对外直接投资额和生产性服务业 FDI, 先从直观上对生产性服务业开放进行了解。图 1 和图 2 给出了生产性服务业 FDI 占服务业 FDI 的百分比和生产性服务业对外直接投资占服务业对外直接投资的百分比。图 1 和图 2 表明:

(1) 总体来说,充当战略推进器的生产性服务业在逐渐发展,但处于比较劣势,非生产性服务业开放仍占重要地位。如中国生产性服务业 FDI 只占服务业 FDI 的 30%左右(见图 1),中国生产性服务业对外直接投资占服务业对外直接投资超过 70%(见图 2)。(2) 从生产性服务细分行业 FDI 来看,高附加值和高技术含量服务开放不断增长,但发展滞后。如金融服务、信息服务、研发设计与其他技术服务的 FDI 占比均在 10%以下,生产性租赁服务和商务服务 FDI 占比逐年下降(见图 1)。(3) 从细分生产性服务业对外直接投资来看,技术密集型服务业对外直接投资占比不断提高。如信息服务对外直接投资占比从 2004 年的 0.83% 上升到 2014 年的 3.58%,生产性租赁服务和商务服务占比从 2004 年的 20.46% 上升到 2014 年的 41.02%,而相对来说劳动密集型服务业如货物运输仓储和邮政快递服务对外直接投资占比明显下降(见图 2)。总之,中国生产性服务业开放体系逐步成形,高附加值和高技术含量服务不断增长,现代服务业开放成果较为明显,但从中国服务业开放深度来看,还存在结构不平衡、水平较低和产业难以占据全球价值链高端等问题。



注:从下往上的行业依次是:①货物运输仓储和邮政快递服务;②信息服务;③研发设计与其他技术服务;④金融服务;⑤生产性租赁服务和商务服务;⑥非生产性服务。

数据来源:根据相应年份《中国统计年鉴》和《中国对外直接投资统计公报》计算得出。

图 1 细分生产性服务业 FDI 占比

图 2 细分生产性服务业对外直接投资占比

2. 样本选取及变量描述性统计特征

本文所选的 16 个细分行业样本数据分别源于 2005–2015 年《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、2004–2014 年《中国对外直接投资统计公报》和 2002 年、2007 年、2012 年《中国投入产出表》。先对解释变量进行相关分析,发现各个解释变量之间相关系数的绝对值最大为 0.8762,通过考察方差膨胀因子后,发现所有解释变量的方差膨胀因子最大为 4.3043,小于 10,这说明本文解释变量之间不存在严重多重共线性问题,同时数据的平稳性结果表示最少在 10% 的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设,数据是平稳的^①。

四、实证分析

(一) 估计结果

为了进一步了解生产性服务业开放对制造业生产率的作用,本文采用系统 GMM 方法对式(16)进行回归,结果见表 2。

^① 由于篇幅原因,相关系数、多重共线性和数据平稳性结果没有列出,如需可向作者索取。

表 2 计量模型估计结果

变量	(1) 总生产性 服务业开放	细分生产性服务业开放				
		(2) <i>TWP</i>	(3) <i>ITS</i>	(4) <i>FS</i>	(5) <i>LB</i>	(6) <i>SRT</i>
$\ln TFP_{i,t-1}$	0.2334 *** (0.0026)	0.3017 *** (0.0615)	0.2413 *** (0.0551)	0.2658 *** (0.0801)	0.3411 *** (0.1323)	0.3126 *** (0.1155)
$SODI_{i,t}$	0.0230 ** (0.0102)	0.0189 *** (0.0046)	0.1869 ** (0.0827)	0.0268 *** (0.0059)	0.0233 ** (0.0103)	0.1864 *** (0.0825)
$SFDI_{i,t}$	0.0188 ** (0.0083)	0.0197 * (0.0108)	0.1154 *** (0.0086)	0.0542 ** (0.0239)	0.0648 *** (0.0211)	0.1263 *** (0.0086)
$EMC_{i,t}$	0.1124 (0.2431)	0.0876 (0.1345)	-0.1041 (0.4536)	0.2455 (0.6023)	0.1277 (0.1517)	-0.0618 (1.1001)
$RD_{i,t}$	0.0343 *** (0.0110)	0.278 *** (0.0127)	0.0192 ** (0.0085)	0.0351 *** (0.0146)	0.0153 ** (0.0068)	0.0972 ** (0.0446)
$RH_{i,t}$	-0.0474 ** (0.0209)	-0.1028 *** (0.0388)	-0.1157 *** (0.0413)	-0.0875 ** (0.0387)	-0.0642 * (0.0354)	-0.1047 *** (0.0188)
$FTHM_{i,t}$	-0.1962 ** (0.0865)	-0.0458 * (0.0256)	-0.0623 *** (0.0272)	-0.1787 * (0.0984)	-0.1924 * (0.1028)	-0.2021 ** (0.0931)
常数项	0.1546 *** (0.0217)	0.0314 *** (0.0106)	0.3450 *** (0.1459)	0.2113 ** (0.1201)	0.1699 ** (0.0848)	0.3498 (0.3255)
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
C 检验 <i>P</i> 值	0.389	0.344	0.468	0.312	0.410	0.376
Wald 统计量	2218.52 [0.0000]	1458.47 [0.0000]	1782.43 [0.0000]	1642.29 [0.0000]	1984.77 [0.0000]	1459.96 [0.0000]
Sargan 统计量	14.5646 [0.9032]	16.3046 [0.8907]	13.9776 [0.9486]	15.4221 [0.9136]	14.7633 [0.9028]	14.5463 [0.8918]
Arellano-Bond AR(1)	-2.4459 [0.0077]	-2.1153 [0.0019]	-2.4256 [0.0076]	-3.0002 [0.0243]	-2.3486 [0.0055]	-2.4589 [0.0156]
Arellano-Bond AR(2)	-0.4323 [0.1224]	-0.6537 [0.1569]	-0.3354 [0.5443]	-1.1109 [0.2233]	-0.3260 [0.2762]	-0.6017 [0.3878]

注:()内数值为回归系数标准误,[]内数值为相应检验统计量的伴随概率值;***、**、*分别表示 *T* 检验在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著;为消除量纲的影响,对所有数值型变量都进行了标准化变换。表中 *TWP* 是货物运输仓储和邮政快递服务、*ITS* 是信息服务、*FS* 是金融服务、*LB* 是生产性租赁服务和商务服务、*SRT* 是研发设计与其他技术服务。下同。

由表 2 可知,所有模型 Wald 统计量均在 1% 的显著性水平下通过检验,表明模型在整体上显著,C 检验均通过了内生性检验,模型设定合理;Sargan 检验统计量结果显示,所有统计量 *P* 值均大于 1%,说明都在 1% 的显著性水平下不拒绝“所有工具变量都有效”的原假设,模型所采用的工具变量有效;扰动项相关性 Arellano-Bond AR 检验结果表明模型不存在序列相关性。具体分析如下:

第一,总体上看,一方面生产性服务业开放对制造业生产率产生的影响较弱。由表 2 (1)可知,*SODI* 系数符号为正,且在 5% 的水平下显著,说明生产性服务业对外直接投资能提升中国制造业生产率,但生产性服务业对外直接投资增加 1 个单位,仅能使制造业生产率提升 2.30%;*SFDI* 系数符号为正,且在 5% 的水平下显著,中国生产性服务业 FDI 增加 1 个单位,能使制造业生产率提升 1.88%。以上结果表明了中国生产性服务业走出去和引进来对制造业生产率的促进作用较弱。究其原因:(1)相对于发达国家主要由生产性服务构成的制造业高端生产链条而言,中国制造业的发展层次较低,主要以劳动力等生产要素投入为主,导致其与由于生产性服务业开放而带来的知识-技术密集型服务技术不相匹配。这证实了一国制造企业生产率需越过一定门槛才会随生产性服务业开放程度的增加而提高的结论。

(2) 中国生产性服务业开放结构单一、开放深度不够和开放领域过于狭窄,以至于制造业不能有效地利用因为开放而获得的先进生产性服务技术来提高自身生产率。中国服务业开放主要集中在非生产性服务的领域,具有高技术水平和高附加值的信息服务以及研发设计与其他技术服务的比重较小(见图 1 和图 2),同时这些高水平生产性服务大多由跨国公司内部提供,导致中国生产性服务业发展存在技术壁垒,难以有效提高制造业生产率。(3) 中国生产性服务业开放的部门与制造业生产环节的关联较弱,开放度大的部门与制造业关联较小,而开放度小的部门与制造业关联较大。如与目前中国制造业关联较大的研发设计与其他技术服务、生产性租赁服务和商务服务、金融服务、货物运输仓储和邮政快递服务(见表 3),其 FDI 占整个服务业 FDI 的比重均没超过 20%(见图 1)。(4) 中国生产性服务业网点布局与制造业布局不相称。生产性服务业空间供应和需求的距离是影响一个地区企业生产效率外溢效应的重要因素,而中国的生产性服务业多集中在大城市核心区域,制造业多集聚在城镇,这使得交易成本上升,不利于生产性服务业和制造业之间的协调发展和升级,也造成了生产性服务业开放对中国制造业生产率的影响较弱。如陈建军和陈菁菁(2011)的研究表明浙江省的生产性服务业集聚在知识密集型劳动力较多的城市,如杭州、宁波和温州等。另一方面,表 2(1)还显示生产性服务业对外直接投资对制造业生产率的作用略大于生产性服务业 FDI 对制造业生产率的作用,这表明目前中国的生产性服务业技术水平在逐步提升,特别是表 2(3)信息服务和表 2(6)研发设计与其他技术服务的生产性服务业对外直接投资对制造业生产率的作用大于生产性服务业 FDI 对制造业生产率的作用,更是证实了国内部分企业自主研发和服务水平正在逐步提高(如高铁、核能、通讯等),对外直接投资的逆向技术溢出效应逐步显现。

表 3 生产 1 单位制造业产品需消耗服务的数量

服务业细分行业	直接消耗系数	完全消耗系数
非生产性服务	0.0088	0.0437
信息服务	0.0017	0.0138
研发设计与其他技术服务	0.0079	0.0387
生产性租赁服务和商务服务	0.0114	0.0587
金融服务	0.0191	0.0974
货物运输仓储和邮政快递服务	0.0264	0.1440

注:根据 2012 年《中国投入产出表》计算得出。

第二,在细分生产性服务业中:(1) *TWP*、*ITS*、*FS*、*LB* 和 *SRT* 开放等对制造业生产率均具有显著正向影响,但 *TWP* 开放所带来的影响相对较弱。综合前文的理论分析,可能原因如下:一方面从生产性服务业本身看,*TWP* 相对于其他生产性服务而言,知识含量相对较低,推动制造业技术提升的力度有限,这与前文对中国生产性服务业开放现状描述得到的结论一致(见图 1 和图 2)。另一方面从各细分行业所处全球价值链的位置来说,*ITS*、*FS*、*LB* 和 *SRT* 等位于价值链高端,其开放所带来的高附加值和高技术含量服务产品有利于本国制造业生产率提升。(2) 相对而言,*ITS* 和 *SRT* 开放对制造业生产率的作用大于 *FS* 和 *LB* 开放对制造业生产率的作用,这与中国现阶段现实情况符合。近年来中国信息技术服务和具有自主知识产权的研发设计与其他技术服务等发展迅速,并应用到高端制造业中,进而对制造业效率的提升产生了较强的促进作用。

第三,从滞后变量看,所有模型的 $\ln TFP_{i,t-1}$ 在 1% 的水平下均显著且为正,表明了引入被解释变量滞后项的合理性,也说明了制造业生产率的提升具有较强惯性。在控制变量中,研发活动的符号显著为正,说明企业进行技术创新和研发有助于中国制造业生产率提升;科研人员数的符号显著为负,这可能与目前中国制造业的研发队伍质量和研发效率等因素有关;外商和中国港澳台商独资对制造业生产率具有显著负向影响,这可能与中国在国际分工体系中所处的地位有关。目前,中国还处在全球产业链的中低端,核心技术掌握不够,导致中国内地制造企业在技术及服务等方面获得的溢出效应较少,制造业效率难以得到有效提升。因此,应加快发展具有自主知识产权的核心技术。

(二) 稳健性检验

1. 计量方法稳健性检验

为了形成一个参照标准,本文使用 FE 回归进行稳健性检验。将表 4(1) 总生产性服务业开放与表 2(1) 对比发现,模型相对应的解释变量在符号上没有发生改变,仅是在显著性水平和系数大小上有所不同。这表明运用不同方法进行估计时结果与前文一致,总生产性服务业开放对制造业生产率的影响是稳健的。将表 4 细分生产性服务业开放与表 2 进行对照分析,发现各细分行业主要解释变量的回归系数在符号上没有发生变化,也仅是显著性水平和系数大小有所差别。虽然有个别细分生产性服务业开放的回归中的控制变量系数符号发生变化,但其并没有通过显著性水平的检验。因此可以断定细分生产性服务业开放对制造业生产率的影响是稳健的。

表 4 计量方法的稳健性检验

变量	(1) 总生产性 服务业开放	细分生产性服务业开放				
		(2) <i>TWP</i>	(3) <i>ITS</i>	(4) <i>FS</i>	(5) <i>LB</i>	(6) <i>SRT</i>
$SODI_{i,t}$	0.0564 *** (0.0147)	0.3157 ** (0.1396)	0.1523 ** (0.0673)	0.1546 *** (0.0321)	0.2156 *** (0.0596)	0.0971 ** (0.0429)
$SFDI_{i,t}$	0.0467 *** (0.0131)	0.4745 *** (0.0877)	0.1406 *** (0.0009)	0.1978 *** (0.0761)	0.1581 *** (0.0654)	0.4401 *** (0.0314)
$EMC_{i,t}$	1.3416 (1.4258)	-1.8327 (1.7740)	-0.9807 * (0.5418)	2.1742 (3.4583)	1.0431 ** (0.4315)	-1.8546 (2.3127)
$RD_{i,t}$	0.1647 *** (0.0064)	0.0992 * (0.0548)	0.1058 ** (0.0470)	0.0986 ** (0.0434)	0.1472 ** (0.0651)	0.1065 *** (0.0419)
$RH_{i,t}$	-0.0017 * (0.0009)	-0.0176 ** (0.0077)	-0.0151 * (0.0079)	-0.0087 ** (0.0038)	-0.0235 ** (0.0104)	-0.0185 ** (0.0081)
$FTHM_{i,t}$	-0.0721 ** (0.0316)	-0.0955 *** (0.0147)	-0.1485 *** (0.0442)	-0.2211 *** (0.1003)	-0.0746 *** (0.0035)	-0.1029 *** (0.0455)
常数项	4.0321 *** (0.2014)	0.3684 *** (0.1263)	4.1123 *** (0.1313)	4.3615 *** (0.1886)	5.0616 *** (0.1967)	3.8097 *** (0.1317)
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>F</i> 统计量	146.56	198.23	110.45	96.32	107.57	97.41
Hausman 值	48.48 ***	28.13 ***	38.76 ***	42.75 ***	32.65 ***	29.31 ***

注:各回归方程均采用自变量滞后 1 阶作为工具变量。() 数值为回归系数标准误,[] 内数值为相应检验统计量的伴随概率值;***、**、* 分别表示 *T* 检验在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。下表同。

2. 变量稳健性检验: *SODI* 流量和生产性服务贸易总额

首先,前文使用生产性服务对外直接投资存量数据反映出了某一时点(年末)中国对外直接投资的变化特点,但考虑到生产性服务对外直接投资是长期的战略性投资具有累积的

特征,同时生产性服务对外直接投资可能存在时滞性,而流量(某一时期)数据能体现出这一特点,因此,本文使用生产性服务对外直接投资流量数据来重新进行验证。 $SODI$ 流量数据来源于历年《中国对外直接投资统计公报》。其次,考虑到生产性服务贸易在一定程度上也代表了生产性服务业引进来的程度,为了验证生产性服务业 FDI 的稳健性,本文用生产性服务贸易总额来对此进行验证,原始数据源于 2015《中国服务贸易统计》,生产性服务贸易总额及各细分生产性服务贸易总额计算方法与前文一致。为使估计结果更加稳健有效,估计过程中采用了两步稳健估计,同时在估计中加入 collapse 选项以避免因工具变量过多而导致偏差,得到的结果如表 5 所示。在总生产性服务业开放上, $SODI$ 流量和生产性服务贸易总额的系数符号和显著性水平与表 2 一致;细分生产性服务系数的符号和显著性水平与表 2 的结论是一致的。因此,可以得出前文关于生产性服务业开放影响制造业生产率的结论是稳健的。

表 5 变量稳健性检验: $SODI$ 流量和生产性服务贸易总额

变量	(1) 总生产性 服务业开放	细分生产性服务业开放				
		(2) TWP	(3) ITS	(4) FS	(5) LB	(6) SRT
$\ln TFP_{i,t-1}$	0.3321 *** (0.1413)	0.3641 *** (0.1301)	0.4013 *** (0.0085)	0.4152 *** (0.0826)	0.3842 *** (0.0478)	0.3152 *** (0.0632)
$SODI_{i,t}$	0.0135 *** (0.0014)	0.0236 *** (0.0064)	0.3246 *** (0.1028)	0.0364 *** (0.0078)	0.0388 *** (0.0112)	0.1569 *** (0.0441)
$SFDI_{i,t}$	0.0115 *** (0.0028)	0.0094 *** (0.0001)	0.1361 *** (0.0354)	0.1069 *** (0.0158)	0.0843 *** (0.0065)	0.0867 *** (0.0086)
$EMC_{i,t}$	0.2377 (0.3045)	-0.4127 (0.4358)	0.4805 * (0.2515)	-0.1465 (0.3648)	-0.3417 (0.5013)	0.1954 (0.1668)
$RD_{i,t}$	0.0698 ** (0.0307)	1.0013 ** (0.4411)	0.9561 ** (0.4249)	0.1932 ** (0.0851)	0.8126 ** (0.3595)	0.5867 * (0.3241)
$RH_{i,t}$	-0.0102 ** (0.0045)	-0.0069 *** (0.0008)	-0.0204 ** (0.0090)	-0.0147 *** (0.0005)	-0.0053 ** (0.0023)	-0.0087 ** (0.0038)
$FTHM_{i,t}$	-0.3607 *** (0.0564)	-0.2248 *** (0.1022)	-0.0796 ** (0.0352)	-0.1047 * (0.0578)	-0.2098 *** (0.0605)	-0.2173 *** (0.0486)
常数项	2.4324 *** (0.2800)	2.3453 *** (0.2533)	0.1567 *** (0.0385)	0.1208 ** (0.0534)	1.4347 *** (0.3246)	2.2208 *** (0.2677)
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
C 检验 P 值	0.288	0.201	0.412	0.366	0.285	0.401
Wald 统计量	2244.56 [0.0000]	1966.83 [0.0000]	3102.21 [0.0000]	1504.87 [0.0000]	2856.23 [0.0000]	3345.82 [0.0000]
Sargan 统计量	25.0254 [0.9368]	25.8347 [0.9843]	24.1245 [0.9341]	24.5633 [0.8908]	25.0755 [0.8649]	25.3523 [0.9542]
Arrellano-Bond AR(1)	-2.0511 [0.0103]	-2.4216 [0.0087]	-2.3804 [0.0042]	-2.4021 [0.0065]	-2.2086 [0.0026]	-2.2409 [0.0009]
Arrellano-Bond AR(2)	0.1261 [0.3651]	0.2337 [0.6963]	0.2074 [0.1034]	0.5815 [0.0661]	0.8732 [0.1453]	0.3127 [0.1782]

3. 生产率测算方法的稳健性检验

对制造业全要素生产率的测算主要有参数、半参数和非参数三种估计方法,前文使用的

是非参数指数法,而半参数的 LP 方法等主要适用于微观企业数据。考虑到本文的数据选取,拟用参数估计中的索罗余值法来检验制造业全要素生产率的稳健性(主要解释结果见表 6)。结果表明,主要变量系数的显著性和符号都没有发生变化,因此生产率测算方法的稳健性检验不影响前文结论。

表 6 生产率测算方法的稳健性检验

变量	(1) 总生产性 服务业开放	细分生产性服务业开放				
		(2) <i>TWP</i>	(3) <i>ITS</i>	(4) <i>FS</i>	(5) <i>LB</i>	(6) <i>SRT</i>
$\ln TFP_{i,t-1}$	0.4086 *** (0.0476)	0.4124 *** (0.0335)	0.5011 *** (0.0005)	0.5112 *** (0.1682)	0.4182 *** (0.1406)	0.4053 *** (0.0656)
$SODI_{i,t}$	0.0353 *** (0.0106)	0.0364 *** (0.0147)	0.1626 *** (0.0087)	0.0645 *** (0.0028)	0.0408 *** (0.0021)	0.1068 *** (0.0014)
$SFDI_{i,t}$	0.0218 *** (0.0066)	0.0195 *** (0.0021)	0.0728 *** (0.0005)	0.0874 *** (0.0009)	0.0534 *** (0.0208)	0.1607 *** (0.0116)
$EMC_{i,t}$	0.1145 (0.2130)	0.2564 (0.2301)	-0.3856 (0.4107)	-0.2477 (0.2142)	-0.3019 (0.3407)	-0.0934 (0.1076)
$RD_{i,t}$	0.1103 *** (0.0411)	0.9207 ** (0.4074)	0.8320 ** (0.3681)	0.3215 * (0.1776)	0.6124 ** (0.2697)	0.4573 *** (0.0404)
$RH_{i,t}$	-0.0018 ** (0.0008)	-0.0154 ** (0.0068)	-0.0244 ** (0.0107)	-0.0089 ** (0.0039)	-0.0173 * (0.0095)	-0.0167 ** (0.0074)
$FTHM_{i,t}$	-0.1607 *** (0.0612)	-0.2047 *** (0.1013)	-0.1046 ** (0.0463)	-0.0787 ** (0.0348)	-0.1156 *** (0.0425)	-0.0867 *** (0.0367)
常数项	2.8641 ** (1.2048)	3.3142 *** (1.4631)	2.1310 *** (1.1007)	2.4058 *** (0.1042)	2.4365 *** (0.7878)	1.5677 *** (0.0076)
时间虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
C 检验 P 值	0.317	0.382	0.451	0.186	0.207	0.387
Wald 统计量	1248.78 [0.0000]	2606.78 [0.0000]	2304.21 [0.0000]	2422.67 [0.0000]	1982.87 [0.0000]	2538.69 [0.0000]
Sargan 统计量	24.1606 [0.8861]	24.7214 [0.9033]	25.8627 [0.8314]	25.4438 [0.8707]	23.4576 [0.8497]	23.3253 [0.9157]
Arellano-Bond AR(1)	-2.5401 [0.0143]	-2.4056 [0.0007]	-2.4384 [0.0078]	-2.2286 [0.0128]	-2.2654 [0.0001]	-2.2650 [0.0024]
Arellano-Bond AR(2)	0.2063 [0.05561]	0.1944 [0.1613]	0.2674 [0.1436]	0.4854 [0.0501]	0.7145 [0.1233]	0.4117 [0.1872]

五、结论与启示

本文揭示了生产性服务业开放如何影响制造业生产率的途径,利用中国 2004-2014 年行业面板数据考察了生产性服务业开放对制造业生产率的作用,主要结果表明:总体上中国生产性服务业开放对制造业生产率产生较弱的影响,生产性服务业对外直接投资带来的作用略大于生产性服务业 FDI 的作用。在细分生产性服务业中,相对而言信息服务、研发设计与其他技术服务开放所产生的正向作用大于金融服务、生产性租赁服务和商务服务开放对制造业生产率的影响,同时信息服务和研发设计与其他技术服务生产性服务业对外直接投资对制造业生产率的作用大于生产性服务业 FDI 对制造业生产率的作用。以上结果支持理

论推断,更是证实了中国鼓励有能力企业“走出去”的正确性。自打造全面开放新格局和“一带一路”战略提出以来,通过进一步扩大生产性服务业开放来引领制造业转型升级的思路得到广泛认同,这是因为开放带来的高技术密集型的生产性服务是制造业提高生产率和产品竞争力所不可缺少的部分,更是中国制造业跻身于全球产业链高端的关键因素。本研究有助于从更深层面理解生产性服务业开放影响中国制造业生产率的动态演变和以加快生产性服务业开放为核心的服务业开放新局面。

要提升制造业生产率,引导产业转型升级,需要政策倾向于生产性服务业:首先,以“一带一路”战略为统领,推动生产性服务领域双向开放。为此,一方面应放开生产性服务市场准入门槛,打破国内原有制度壁垒,着力吸引先进制造业和新兴产业的外资企业(如集成电路、医疗设备、新能源、新材料、节能环保等企业)落地生根,实现先进生产性服务要素在制造企业间的高效配置;另一方面应借助“一带一路”建设平台,鼓励金融、电子信息、移动通信、会计法律、资产评估、海外救援等生产性服务国际化发展,帮助生产率较高企业依托现有优势设立境外分支机构,以拓展生产性服务业发展空间。其次,由于发达国家对高技术生产性服务技术出口限制阻碍了中国利用外商直接投资和进口来提高生产性服务的技术水平,因此,应营造激励生产性服务业创新发展的宽松环境,促进生产性服务业人才队伍建设,推动制造业由生产型向生产服务型转变,鼓励低附加值企业承接研发设计、检测维修、财务结算和售后服务等服务外包业务,在有条件地区试点开展高附加值项目境内外检测维修和再制造业务。

尽管本文运用生产性服务细分行业的面板数据进行分析,由于数据样本量、制造业和生产性服务细分行业统计复杂性等原因,仍需对本文结论持谨慎态度,期待在有制造业和生产性服务细分行业微观统计数据规范条件下,对生产性服务业开放影响制造业生产率问题做更好地研究。

参考文献:

1. 陈建军、陈菁菁,2011:《生产性服务业与制造业的协同定位研究:以浙江省 69 个城市和地区为例》,《中国工业经济》第 6 期。
2. 陈明、魏作磊,2016:《中国服务业开放对产业结构升级的影响》,《经济学家》第 4 期。
3. 陈启斐、刘志彪,2014:《生产性服务进口对中国制造业技术进步的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第 3 期。
4. 顾乃华,2010:《生产性服务业对工业获利能力的影响和渠道》,《中国工业经济》第 5 期。
5. 李芳芳,2016:《货物贸易、服务贸易与二、三产业间劳动生产率差异——基于平滑转换回归模型(STR)的实证分析》,《经济评论》第 3 期。
6. 李梅、柳士昌,2012:《对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应》,《管理世界》第 1 期。
7. 刘斌、魏倩、吕越、祝坤福,2016:《制造业服务化与价值链升级》,《经济研究》第 3 期。
8. 庞博慧,2012:《中国生产服务业与制造业共生演化模型实证研究》,《中国管理科学》第 2 期。
9. 田友春,2016:《中国分行业资本存量估算:1990—2014 年》,《数量经济技术经济研究》第 6 期。
10. 王恕立、胡宗彪,2013:《服务业双向 FDI 的生产率效应研究:基于人力资本的面板门槛模型估计》,《财经研究》第 11 期。
11. 吴延兵,2012:《国有企业双重效率损失研究》,《经济研究》第 3 期。
12. 张艳、唐宜红、周默涵,2013:《服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率》,《世界经济》第 11 期。
13. Alexander, H., P. Mauro, and U. Richard. 2011. "Employment, Job Turnover, and Trade in Producer Services: UK Firm-level Evidence." *Canadian Journal of Economics* 44(3): 1020-1043.
14. Arnold, J. M., B. Javorcik, M. Lipscomb, and A. Mattoo. 2016. "Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India." *Economic Journal* 126(2): 1-39.

15. Baum, C.F., M.E. Schaffer, and S. Stillman. 2003. "Instrumental Variables and GMM Estimation and Testing." *Stata Journal* 3(1): 1-13.
16. Bas, M., and I. Ledezma. 2015. "Trade Liberalization and Heterogeneous Technology Investments." *Review of International Economics* 23(4): 738-781.
17. Buckley, P.J., L.J. Clegg, A.R. Cross, X. Liu, and H. Voss. 2007. "The Determinants of Chinese Overseas Direct Investment." *Journal of International Business Studies* 38(4): 499-518.
18. Chou, Y. C., and B. M. Shao. 2014. "Total Factor Productivity Growth in Information Technology Services Industries: A Multi-theoretical Perspective." *Decision Support Systems* 62(12): 106-118.
19. Dolly, S. 2015. "Do the FDI Inflows Affect Domestic Investment?" *Journal of Developing Areas* 49(6): 173-190.
20. Fernandes, A.M., and C. Paunov. 2012. "Foreign Direct Investment in Services and Manufacturing Productivity: Evidence for Chile." *Journal of Development Economics* 97(4): 305-321.
21. Francois, J., and J. Woerz. 2008. "Producer Services, Manufacturing Linkages, and Trade." *Journal of Industry Competition and Trade* 8(3-4): 199-229.
22. Guerrieri, P., and V. Meliciani. 2005. "Technology and International Competitiveness: The Interdependence between Manufacturing and Producer Services." *Structural Change and Economic Dynamics* 16(4): 489-502.
23. Helpman, E., M.J. Melitz, and S.R. Yeaple. 2004. "Export versus FDI with Heterogeneous Firms." *American Economic Review* 94(1): 300-316.
24. Markusen, J., T.F. Rutherford, and D. Tarr. 2005. "Trade and Direct Investment in Producer Services and the Domestic Market for Expertise." *Canadian Journal of Economics* 38(3): 758-778.
25. Melitz, M.J. 2003. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica* 71(6): 1695-1725.
26. Wolfmayr, Y. 2008. "Producer Services and Competitiveness of Manufacturing Exports." FIW Research Report, No.009, June.

Study on the Opening of Producer Services and China's Manufacturing Productivity: An Angle of Subdivision Industry in Producer Services

Chen Ming¹ and Wei Zuolei²

(1: Business School, Sun Yat-sen University; 2: School of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies)

Abstract: This paper describes the dynamic process of the opening of producer services influencing manufacturing productivity in two aspects which is about going out and bring in, and uses the balance panel data of the service industry segments from 2004 to 2014 to conduct an empirical test. The results show that the opening of producer services have a weak positive effect on the growth of China's manufacturing productivity. Meanwhile, there are many differences between the opening of subdivision industry in producer services. The positive effect of the opening of information services, software and information technology services, scientific research and other technical services on manufacturing productivity is greater than financial services, leasing and business services, transportation and storage services and postal services. To improve manufacturing productivity, the government should pay attention to the differences in opening producer services segments, attract foreign investors to set up R&D centers in China and encourage domestic enterprises to set up overseas research branches in order to expand the development space of producer services.

Keywords: FDI of Producer Services, Outward Direct Investment of Producer Services, Manufacturing Productivity

JEL Classification: E23, F41, L60

(责任编辑:彭爽)