

湖南省生产性服务业对制造业效率提升的实证研究

陈 鸣

(南华大学 经济管理学院,湖南 衡阳 421001)

[摘要] 生产性服务业的发展如何促进地区制造业效率的提升,一直是我国制造业转型升级过程中被关注的焦点问题。文章采用 Malmquist 指数法将湖南省各市的制造业效率动态分解为技术效率与技术进步值,测度并分析了各地区效率指标的变化趋势;基于 1995—2012 湖南省 14 市的面板数据模型实证检验了湖南省生产性服务业的发展对制造业效率的影响。结果表明,湖南省生产性服务业的发展对制造业效率的提升具有显著作用,其对技术进步的增长作用最明显,对技术效率的促进作用有限。此外,其他因素如产业集聚、人力资本对制造业效率也有正向促进作用,政府干预作用为负,研发投入的促进效果不显著。

[关键词] 湖南省; 生产性服务业; Malmquist 指数法; 制造业效率

[中图分类号] F062.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1673-0755(2015)03-0059-06

生产性服务业是指为生产者提供知识、技术、创新和管理等中间性服务的产业。产业结构演进规律与发达国家经验表明,生产性服务业能有效促进制造业提质增效与经济升级转型。随着我国整体经济逐步迈入服务经济时代,湖南省“十二五”规划纲要把促进生产性服务业与先进制造业融合发展、实现生产性服务业和制造业双轮驱动确定为经济发展重大战略。近年来湖南省生产性服务业呈快速增长态势。2012 年湖南生产性服务业增加值达到 2872.27 亿元,是 2001 年的 5.5 倍和 2005 年的 2.8 倍,占服务业比重 37.49%、占整个 GDP 比重 14.63%,总体发展趋势持续向好^①。但是由于湖南地理区位优势,生产性服务业对湖南经济尤其是制造业的促进作用,并未完全发挥。具体表现:一是生产性服务业市场化程度较低,整体竞争力不强;二是各子行业发展不均衡,实体生产的仓储、物流等服务所占比重大大高于信息、科研、营销等软性服务;三是行业科技含量偏低,拉动经济后劲不足。如何适应当前湖南省产业结构转型升级的要求,破除生产性服务业发展篱笆,成为了需要迫切回答的问题。

大量研究表明,生产性服务业的发展及与制造业的融合为制造业提供了新的发展契机。这一思想最早来源于美国经济学家 Bhagwati, Bhagwati, 他指

出,生产性服务业能够促进劳动生产率的提高,其路径是通过细化劳动分工和服务外包^[1]; Riddle (1986) 认为,作为中间产业的生产性服务业能通过经济黏合作用促进包括制造业在内的其他部门的发展^[2]; Markusen (1989) 认为,生产性服务可以优化配置生产过程的效果,从而帮助制造业降低成本与提高效率^[3]; Francois (1990) 基于非完全竞争市场假定,运用数理模型法得出制造业与生产性服务业相互促进的结论^[4]; Eswaran and Kotwal (2002) 指出,服务业促进了制造业专业化和多样化,从而进一步降低了制造业的生产成本^[5]。

国内学者也针对相关议题开展了越来越多的实证研究。吕政等 (2006)^[6]、冯泰文 (2009)^[7]、高觉民、李晓慧 (2011)^[8] 对生产性服务业与制造业互动关系进行了研究,提出促进分工与产业关联,推动服务业创新加快制造业竞争力的提升的结论;顾乃华等 (2006)^[9]、孔婷等 (2010)^[10]、胡际、陈雯 (2012)^[11] 利用行业面板数据细分了生产性服务业,发现不同的生产性服务业行业对制造业效率的促进作用不同;张振刚等 (2014) 运用 1997—2009 年珠三角地区区域空间面板数据,从专业、空间和时间三个维度研究生产性服务业的发展对制造业效率提升的影响^[12]。

[收稿日期] 2015-04-20

[基金项目] 湖南省科技厅项目“湖南省生产性服务业发展与制造业竞争力关系研究”资助(编号:2014ZK3066);湖南省情决策咨询研究课题“生产性服务业发展对制造业竞争力提升的影响机制—以湖南省为例”资助(编号:2014BZZ231)

[作者简介] 陈鸣(1977-),男,湖南常德人,南华大学经济管理学院讲师,湖南农业大学博士研究生。

上述研究尚存在需要改进的方面:一是在制造业效率的测算上没有形成统一的方法;二是在实证分析中大多笼统的把效率指标作为被解释变量,没有对效率指标进行进一步分解,导致研究结果不能对二者传导机制中的差异作出区分和解释。本文采用 Malmquist 指数法将湖南省各市的制造业效率动态分解为技术效率与技术进步值,测度并分析了各市效率指标的变化趋势,并基于 1995—2012 湖南省 14 市的面板数据模型实证检验了湖南省生产性服务业的发展对制造业效率的影响。

一 湖南省制造业效率的测度

对于制造业效率的测度,学术界通常采用以下几种方法:一是如陈立敏,谭力文(2004)使用单一的指标如相对劳动生产率、产业利润率、市场份额等^[15],单一指标难以全面综合体现效率;二是利用索洛剩余法进行衡量,但计算条件较为苛刻,必须已知生产函数的具体形式和假定规模报酬不变;三是如近年来不少研究所采用的数据包络分析法(DEA)测算制造业效率指数,但 DEA 法仅适用于静

态效率的测算,难以体现效率的动态变化。Fare. et al (1990)^[16]、caves (1982)^[17]等学者提出了 Malmquist 指数法, Malmquist 指数法改进了传统的 DEA 方法,通过距离函数即比较每一个行业的实际生产与最佳生产前沿面,测度技术效率和技术进步变化,从而动态地对全要素生产率指标进行评价。本文截取 1995—2012 湖南省各市制造业年增加值作为产出指标,固定资产净值及行业从业人数作为投入指标,为消除价格变动因素带来的影响,以 1995 年数据作为基期,分别使用各年份各市工业品出厂价格指数、固定资产投资价格指数对产出指标与固定资产净值进行折算。采取 Malmquist 指数法测算结果如表 1 与表 2 所示,表 1 为湖南省各市 1995—2012 年制造业 Malmquist 生产率指数,技术进步指数和技术效率指数由 Malmquist 生产率指数进一步分解而得;表 2 为湖南省各市制造业 Malmquist 生产率指数平均值,纯效率指数和规模效率指数由技术效率指数分解而得。

表 1 湖南省各市 1995—2012 年制造业 Malmquist 生产率指数及分解

| | 长沙 | | | 株洲 | | | 湘潭 | | |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 生产率指数 | 技术进步指数 | 技术效率指数 | 生产率指数 | 技术进步指数 | 技术效率指数 | 生产率指数 | 技术进步指数 | 技术效率指数 |
| 1995—1996 | 1.2703 | 1.2430 | 1.0220 | 1.1390 | 0.9040 | 1.2600 | 0.9520 | 0.9520 | 1.0000 |
| 1996—1997 | 1.2485 | 1.7760 | 0.7030 | 1.5114 | 1.2450 | 1.2140 | 1.0043 | 1.3480 | 0.7450 |
| 1997—1998 | 0.9751 | 0.6800 | 1.4340 | 1.0060 | 1.0060 | 1.0000 | 1.5642 | 0.9740 | 1.6060 |
| 1998—1999 | 1.4391 | 1.4150 | 1.0170 | 1.1086 | 1.2250 | 0.9050 | 1.0028 | 1.2170 | 0.8240 |
| 1999—2000 | 1.0681 | 1.0370 | 1.0300 | 0.8567 | 0.7760 | 1.1040 | 0.9947 | 0.7020 | 1.4170 |
| 2000—2001 | 0.8690 | 1.1480 | 0.7570 | 0.8108 | 0.8190 | 0.9900 | 0.8761 | 0.8400 | 1.0430 |
| 2001—2002 | 1.1390 | 1.4850 | 0.7670 | 1.1413 | 1.1300 | 1.0100 | 1.0150 | 1.0150 | 1.0000 |
| 2002—2003 | 1.4969 | 1.2750 | 1.1740 | 0.9602 | 1.0280 | 0.9340 | 0.5965 | 1.0110 | 0.5900 |
| 2003—2004 | 1.3686 | 1.3700 | 0.9990 | 1.0577 | 1.2200 | 0.8670 | 0.9089 | 1.2200 | 0.7450 |
| 2004—2005 | 1.3964 | 1.8520 | 0.7540 | 1.0921 | 1.3720 | 0.7960 | 1.0951 | 1.3810 | 0.7930 |
| 2005—2006 | 1.2149 | 1.6920 | 0.7180 | 1.0118 | 1.0540 | 0.9600 | 0.9981 | 1.0540 | 0.9470 |
| 2006—2007 | 1.2289 | 1.0040 | 1.2240 | 0.9724 | 1.1100 | 0.8760 | 0.8902 | 1.1100 | 0.8020 |
| 2007—2008 | 1.5792 | 0.6480 | 2.4370 | 1.0161 | 0.7640 | 1.3300 | 1.8569 | 0.7200 | 2.5790 |
| 2008—2009 | 3.3186 | 3.1190 | 1.0640 | 2.6700 | 2.6280 | 1.0160 | 2.1253 | 2.6500 | 0.8020 |
| 2009—2010 | 1.1395 | 1.4760 | 0.7720 | 1.0853 | 1.2590 | 0.8620 | 0.9166 | 1.2370 | 0.7410 |
| 2010—2011 | 1.5483 | 1.5360 | 1.0080 | 1.1630 | 1.1940 | 0.9740 | 2.3450 | 1.2520 | 1.8730 |
| 2011—2012 | 0.7815 | 0.9660 | 0.8090 | 0.8978 | 0.8960 | 1.0020 | 0.7539 | 0.9920 | 0.7600 |

数据来源:由《湖南统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》数据计算得出。注:依据 DEAP2.1 软件测算得到,由于篇幅有限,并未详细列出各市指数,仅列出长株潭指数。

表 1 的结果显示,1995—2012 年,长沙市 17 个年份中有 14 年制造业生产指数都在 1 以上,株洲生产率指数大于 1 的年份有 12 年,湘潭为 8 年。其他各市的数据也显示,生产指数大于 1 的年份较多,说明制造业效率从总体上看呈现逐年上升趋势。其中,技术进步指数增长要快于技术效率指数的增长。

以长沙为例,17 年中有 14 年技术进步指数大于 1,而技术效率指数中大于 1 和小于 1 的年份大致呈对半分布,其他各市的数据也显示,技术进步指数大于 1 的年份要多于技术效率指数大于 1 的年份,这说明湖南省制造业的增长,主要依赖技术进步,技术效率因素不尽如意。这可能是由于技术效率体现的是

采用新技术的能力,是充分利用技术来获得更高产出水平的能力,技术效率增长达到一定水平后,需要技术进步来带动技术效率进一步提升。因此,技术

进步增长趋缓或停滞会影响技术效率的提升,从而抑制了全要素生产率的增长。

表2 湖南省各市制造业 Malmquist 生产率指数平均值

| | 技术效率指数 | 技术进步指数 | 纯技术效率指数 | 规模效率指数 | 生产率指数 |
|-----|--------|--------|---------|--------|--------|
| 长沙市 | 0.9870 | 1.3040 | 1.0000 | 0.9870 | 1.2870 |
| 株洲市 | 0.9970 | 1.1050 | 0.9750 | 1.0220 | 1.1010 |
| 湘潭市 | 0.9900 | 1.1030 | 0.9940 | 0.9960 | 1.0920 |
| 衡阳市 | 1.0360 | 1.1370 | 1.0290 | 1.0070 | 1.1790 |
| 邵阳市 | 1.0260 | 1.1820 | 1.0190 | 1.0060 | 1.2120 |
| 岳阳市 | 1.0140 | 1.1200 | 1.0020 | 1.0130 | 1.1360 |
| 常德市 | 1.0190 | 1.2450 | 1.0160 | 1.0030 | 1.2690 |
| 张家界 | 0.9870 | 1.3630 | 1.0000 | 0.9870 | 1.3460 |
| 益阳市 | 0.9870 | 1.1750 | 0.9960 | 0.9910 | 1.1590 |
| 郴州市 | 0.9860 | 1.2330 | 0.9860 | 1.0000 | 1.2160 |
| 永州市 | 0.9570 | 1.1680 | 0.9620 | 0.9950 | 1.1170 |
| 怀化市 | 0.9990 | 1.1130 | 1.0090 | 0.9900 | 1.1120 |
| 娄底市 | 0.9760 | 1.2090 | 0.9720 | 1.0050 | 1.1800 |
| 湘西州 | 1.0470 | 1.2440 | 1.0000 | 1.0460 | 1.3020 |

数据来源:由《湖南统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》数据计算得出。依据 DEAP2.1 软件测算得到。其中技术效率指数 = 纯效率指数 * 规模效率指数。

表2显示了湖南省14个市(州)1995—2012年的效率指标平均值,及基于各市技术效率指数分解的纯效率指数和规模效率指数。结果显示,湖南省14市的平均生产率指数均大于1,且平均技术进步指数全部大于1,而平均技术效率指数仅有5市大于1,这再次证明了湖南省制造业增长迅速,以及其增长主要依赖技术进步的判断。此外,湖南省地区间的效率差距较大,传统的非工业城市的制造业效率排名靠前,如张家界市和湘西自治州的生产率指数平均值分别排在第一和第二,长沙仅排在第三。而株洲、湘潭、娄底等传统工业地区效率指数偏低,说明传统工业大市不一定是工业强市。另外,根据

纯技术效率指数与规模效率指数显示的结果可知,14个市中,有8个市的纯技术效率指数大于1,说明这8个市的平均效率的提高,主要是依赖企业管理水平和技术等因素;有6个市的规模效率指数大于1,说明规模因素对其技术效率的影响较大。

二 模型的构建与实证分析

(一) 计量模型与变量说明

本文计量分析模型如下:本文以1995—2012年的整体数据集为研究样本,建立如下地区面板模型,从整体上考察湖南生产性服务业发展与制造业效率关系,回归模型如下:

$$TFPCH_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 PS_{it} + \alpha_2 Clu_{it} + \alpha_3 Hum_{it} + \alpha_4 Gov_{it} + \alpha_5 RD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$TECHCH_{it} = \beta_0 + \beta_1 PS_{it} + \beta_2 Clu_{it} + \beta_3 Hum_{it} + \beta_4 Gov_{it} + \beta_5 RD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$EFFCH_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 PS_{it} + \gamma_2 Clu_{it} + \gamma_3 Hum_{it} + \gamma_4 Gov_{it} + \gamma_5 RD_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,TFPCH为生产率指数、TECHCH为技术进步指数、EFFCH为技术效率指数,代表湖南省各市的制造业效率水平,PS表示生产性服务业的发展水平,Clu、Hum、Gov、R&D为控制异方差性而设置的控制变量, ε_{it} 为误差项,由个体影响 μ_i 、时间影响 λ_t 和随机扰动项 u_{it} 构成。所有数据均由历年《湖南统计年鉴》与《中国城市统计年鉴》整理得到。各变量具体说明如下:

制造业效率是被解释变量。根据文中第二部分对于制造业效率概念的界定和测算,分别以使用

Malquist指数法测算出的湖南省各市的TFPCH、TECHCH、EFFCH表示。生产性服务业发展水平 PS_{it} 是核心解释变量,本文将生产性服务业划分为流通服务业、信息服务业、金融服务业、商务服务业、科技服务业以及批发零售业6类,以各子行业增加值总和占年度GDP比值衡量其发展水平。

考虑到制造业效率还受到专业化水平、人力资本、技术创新以及制度因素的影响,因此,引入4个控制变量:一是用 Clu_{it} 表示i地区t年制造业集中度,测定产业在某一地区的专业化程度,通常产业专

业化程度越高,其效率值越高。这里用当年湖南省各地区制造业就业人数占总就业人数的比重除以同期全省制造业就业人数占总就业人数的比重来代表,作为衡量产业在某一地区的专业化程度的指标;二是用 Hum_{it} 表示第 i 市在 t 年的人力资本值,现有的人力资本相关研究大多选用教育变量来代理人力资本,平均受教育年限是直接度量人力资本投入的最常用的指标,但本文考虑到湖南省各市数据的可获性,根据制造业的特点,使用中等职业学校毕业人数与普通高校毕业生人数之和来表示熟练劳动力数量,作为量化制造业劳动力的素质和技能水平的替代指标;三是用 Gov_{it} 表示第 i 市在 t 年的政府干预度,与许多发达国家不同,在我国经济增长过程中,政府的投资与消费起着重要的作用,政府规模的大小将会影响企业的生产效率。一方面,政府对基础设施等公共产品的投资将有利于制造业生产效率的提高;另一方面,政府的投资同时会产生一定挤出效应,并且政府投资往往不以盈利和经济效率最优化进行,这就可能抑制制造业生产效率的提高。政府规模效应的大小将取决于这两方面的作用大小。这里使政府消费占最终消费比例来衡量地区的政府规模的大小;四是用 RD_{it} 表示第 i 市在 t 年的技术创新值;技术创新能力的测度比较困难,在创新型企业和

组织的技术创新能力研究领域至今还没有一个能够较全面反映技术创新能力构成、得到广泛认可、实践上行之有效的研究方法论和测度工具。大多数的文献一般选择专利数(申请数或授权数)测度技术创新能力。但湖南省各市专利申报数据难以作为衡量依据。长沙由于是省会城市占据资源优势,不少地市年度专利较少甚至为零,但并不能以此判断该市就没有技术创新,因此本文以高新技术产品增加值全省占比作为替代变量,代表技术创新能力。

(二) 面板数据的单位根检验

面板数据由时间序列数据和横截面数据混合而成,与时间序列数据一样,首先应判断序列的平稳性而排除伪回归现象。因此实际操作前必须对面板数据进行单位根检验和协整检验,面板数据的单位根检验的方法主要有 LLC、IPS、Breitung、ADF-Fisher 和 PP-Fisher 等检验方法,为克服一种检验方法所带来的偏差,本文采用 LLC、IPS、Breitung、ADF-Fisher 和 PP-Fisher 5 种检验方法进行面板单位根检验。检验结果如表 3 所示,各解释变量和控制变量水平值的检验均不能拒绝存在面板单位根的原假设,而一阶差分后,除 Breitung 检验外,均显示为一阶单整序列,因此该序列满足面板协整检验的要求。

表 3 面板单位根检验

| 变量 | LLC 检验 | Breitung 检验 | IPS 检验 | ADF-Fisher 检验 | PP-Fisher 检验 |
|-----------|------------|-------------|------------|---------------|--------------|
| TFPCH | -2.77 ** | -0.04 | 1.77 * | 2.64 | 4.56 |
| D(TFPCH) | -27.33 *** | -8.90 * | 237.33 *** | 78.44 ** | 44.89 *** |
| TECHCH | -1.47 | -0.69 * | 0.73 | 11.09 | 15.89 |
| D(TECHCH) | -10.67 *** | -0.95 *** | -9.08 ** | 85.78 *** | 233.87 *** |
| EFFCH | -0.06 | -1.44 | -0.23 | 6.87 | 5.78 |
| D(EFFCH) | -6.65 *** | -8.25 | -7.98 ** | 65.89 *** | 35.62 *** |
| PS | -1.09 * | -1.34 * | 0.20 | 3.56 | 8.18 |
| D(PS) | -4.95 *** | -23.46 * | -5.28 ** | 46.78 *** | 38.64 *** |
| CLU | -1.71 ** | -4.14 | -0.47 | 8.89 * | 1.39 |
| D(CLU) | -8.24 *** | -33.5 | -4.88 ** | 48.67 *** | 10.23 *** |
| GOV | -0.03 | 0.51 | -2.54 | 11.65 | 4.31 |
| D(GOV) | -9.36 *** | -4.37 *** | -15.56 *** | 78.90 *** | 139.31 *** |
| HUM | -1.22 | -0.98 | -1.33 * | 9.45 | 9.06 |
| D(HUM) | -5.96 *** | -9.09 | -3.33 *** | 39.78 *** | 40.16 *** |
| RD | -1.18 | -4.33 * | -1.97 | 5.89 | 12.03 |
| D(RD) | -15.94 *** | -27.35 *** | -6.67 ** | 46.52 *** | 29.81 *** |

注: D 代表 1 阶差分,各变量滞后阶数根据 schwarz 准则自动确定,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 显著水平下拒绝面板单位根假设。

(三) 协整检验

Pedroni 检验和 Kao 检验是对面板数据进行协

整检验的主要方法,其原理是假设数据不存在协整关系,从面板数据中得到的残差统计量进行检验。

采用 Pedroni 检验方法,即在原假设为非协整的情况下,使用平稳回归方程,从面板数据中得到残差构造统计检验,计算其分布并进行分析。同时,运用 Kao 检验,即推广的 ADF 面板协整检验方法,这种方法假设是没有协整关系,并且利用静态面板回归的残

差来构建统计量。检验结果如表 4 所示,其中 Panel rho、Panel PP、Panel ADF 和 Group ADF 4 个统计量及 ADF 统计量都拒绝“变量间不存在协整关系”的原假设,因此证明各变量之间存在长期均衡关系。

表 4 面板协整检验

| | Pedroni 检验 | | | | | | Kao 检验 | |
|-----------|---------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | Panel V | Panel rho | Panel PP | Panel ADF | Group rho | Group PP | Group ADF | ADF |
| TFPCH,PS | -0.93 * (0.0824) | 2.93 * * (0.0383) | -1.11 * * * (0.0021) | -1.24 * * * (0.0066) | 3.60 (0.5998) | -1.96 * * (0.0245) | -1.15 * * * (0.0044) | -2.63 * * * (0.0079) |
| TECHCH,PS | -1.81 (0.5050) | 2.50 * * * (0.0039) | -2.70 * * * (0.0034) | -2.39 * * * (0.0084) | -3.41 (0.7800) | 2.50 * * * (0.0039) | -7.10 * * * (0.0000) | -2.52 * * * (0.0000) |
| EFFCH,PS | -1.94 (0.4743) | 2.41 * * (0.0321) | -0.63 * * * (0.0026) | -0.82 * * * (0.0040) | 3.64 (0.4569) | -10.09 * * * (0.000) | -3.35 * * * (0.0004) | -2.46 * * * (0.0000) |

注: * * *、* *、* 分别代表在 1%、5%、10% 显著水平下拒绝不存在协整关系假设。括号内为 P 值。

(四)估计结果和分析

Hausman 检验是用来在固定效应模型和随机效应模型中做出选择,Hausman 检验的原假设是随机效应模型的系数与固定效应模型的系数没有差别,如果接受原假设,表明应选择随机效应模型,否则就

应该选择固定效应模型。Hausman 检验表明,所有小概率 P 均小于 5% 的显著性水平临界值,因此拒绝随机效应模型的系数与固定效应模型的系数没有差别,应选择固定效应模型进行估计,计算结果如表 5 所示:

表 5 回归结果

| | TFPCH | | TECHCH | | EFFCH | |
|----------------|---------|-------------------------|---------|-------------------------|---------|-------------------------|
| | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 | 模型 4 | 模型 5 | 模型 6 |
| 常数项 | -2.8630 | -12.5561 (0.000) | -1.6645 | -2.9074 (0.022) | 0.4567 | -7.9282 (0.071) |
| PS | 0.2756 | 0.5664 * * * (0.000) | 0.0323 | 0.7374 * * * (0.000) | -0.0916 | 0.0175 * * * (0.008) |
| CLU | | 0.0861 * * (0.054) | | 0.3149 * * (0.087) | | 0.0011 * (0.095) |
| HUM | | 0.6494 * * * (0.000) | | 1.4915 * * * (0.000) | | 0.9608 * * * (0.000) |
| GOV | | 0.2337 (0.0918) | | -0.2831 (1.366) | | -0.9087 (2.030) |
| R&D | | -2.0093 (0.787) | | -1.1375 (0.089) | | -0.0144 (0.719) |
| R ² | 0.7030 | 0.9201 | 0.4790 | 0.9906 | 0.6021 | 0.9869 |
| F | 4.5673 | 90.67 | 13.473 | 129.89 | 7.9886 | 73.8 |

注: * * *、* *、* 分别代表在 1%、5%、10% 显著水平下拒绝不存在协整关系假设。括号内为 P 值。

其中,模型 2 模型 4 与模型 6 是加入了控制变量的情形,这 3 个模型的决策系数 R² 都超过了 92%,F 统计量的值也比较好。由结果可知,生产性服务业对制造业效率的影响是明显的,通过了 1% 水平下的显著性检验,系数为 0.5664,说明该地区生产性服务业每提高一个百分点,就可以带来 0.5664% 的制造业效率的提高。而在细分的指标结果表明,生产性服务业

对技术进步的促进更显著,而对技术效率促进作用有限,这进一步说明,目前湖南省的生产性服务业结构亟待调整,更为低端的服务业凝聚的技术和知识含量不高,促进制造业总量的扩大,但对于行业的资源配置的促进作用不充分。高端服务业如金融、技术、信息行业的发展,对于技术进步即资源配置的优化功能更为明显。在控制变量中,clu 与 hum 系数均

为正,其中人力资本因素系数较高,说明对湖南各城市而言,劳动力是制造业发展的重要环节,因此劳动力素质和技能的提高能较大程度地提高制造业效率,这进一步证明湖南制造业依然呈现劳动密集型产业特征;产业集中度代表了制造业的专业化程度,对技术效率和全要素生产率有促进作用,对技术进步作用不显著,说明制造业的集聚能否促进技术进步还取决于其与人力资本的融合程度,也可能是因为湖南省制造业专业化程度不高,并未能体现其应有的作用。R&D系数为负,即湖南高新技术产出与制造业效率呈现了负相关性,说明研发投入与科技并没有真正的落到各地市和最需要的企业上,而是发生了浪费现象,从而对其他创新带来负面的资源挤出效应,另可能的原因是长沙作为省会城市垄断了大量科技资源,导致技术创新作用未能体现。政府干预系数为负且不显著,这可能是因为政府消费行为带来的促进作用与政府行为扭曲资源配置所带来的效率损失相互抵消。

三 政策与启示

随着湖南生产性服务业的发展和专业化分工的深化,生产性服务业越来越成为推动制造业乃至整个地区经济发展的重要力量。生产性服务业凝集着较高的人力资本、技术和知识资本因素,通过这三个渠道传导给制造业,直接提高制造业的生产效率,降低生产成本。因此,继续大力发展生产性服务业,特别是凝聚着知识、人才、技术的高端生产性服务业,有助于制造业的转型升级。具体措施如下:

一是加快体制改革,规范市场制度和优化生产性服务业发展环境,减少政府对企业不必要的行政干预。

二是进一步放宽市场准入门槛,打破国有资本的垄断,引进民营资本进入生产性服务业领域,通过引入竞争促发展。

三是制定一系列扶持政策,如建立与第一、第二产业同等的财税、金融、土地等政策扶持体系,对生产性服务业加以扶持。

四是加快制造业转型升级,不要一味追求做大规模,应该更注重效益和技术增长,进而反哺生产性服务业增长。

五要重视科技创新项目,对创新资金做到专款专用,继续加大专业人才培养和引进力度,充分发挥技术、人才作用。

六要同时重视新兴工业区与传统工业地区各自的优势和劣势,充分利用涓滴效应和辐射效应,最大

限度地整合资源降低成本,同时要避免资源垄断和分配不均现象,实现生产性服务业同制造业、传统工业地区与其它地区的良性互动。

注释:

① 数据源自湖南省统计信息网: http://www.hntj.gov.cn/fxbg/2012fxbg/2012jczx/201206/t20120621_93851.htm

[参考文献]

- [1] Bhagwati, Jagdish N. Splintering and Disembodiment of Services and Developing Nations[J]. *The World Economy*, 1984(7):133-144.
- [2] Riddle. Service-led Growth: The Role of the Service Sector in World Development [M]. New York: Praeger, 1986.
- [3] Markusen J. Trade in Producer Services and in Other Specialized Intermediate Inputs[J]. *American Economic Review*, 1989(79):85-95.
- [4] Francois J. Trade in Producer Services and Returns due to Specialization under Monopolistic Competition[J]. *Canadian Journal of Economics*, 1990(23):189-201.
- [5] Eswaran Kotwal. The role of the Service Sector in the Process of Industrialization [J]. *Journal of Development Economics*, 2002(2):401-420.
- [6] 吕政. 中国生产性服务业发展的战略选择——基于产业互动的研究视角[J]. *中国工业经济*, 2006(8):21-29.
- [7] 冯泰文. 生产性服务业的发展对制造业效率的影响——以交易成本和制造成本为中介变量[J]. *数量经济技术经济研究*, 2009(3):57-63.
- [8] 高觉民, 李晓慧. 生产性服务业与制造业的互动机理: 理论与实证[J]. *中国工业经济*, 2011(1):151-160.
- [9] 顾乃华, 毕斗斗, 任旺兵. 中国转型期生产性服务业发展与制造业竞争力关系研究[J]. *中国工业经济*, 2006(9):14-21.
- [10] 孔婷, 等. 生产性服务业对制造业效率调节效应的实证研究[J]. *科学学研究*, 2010(3):357-364.
- [11] 胡际, 陈雯. 生产者服务业对第二产业影响的实证分析[J]. *财经问题研究*, 2012(2):33-39.
- [12] 张振刚, 陈志明, 胡琪玲. 生产性服务业对制造业效率提升的影响研究[J]. *科研管理*, 2014(1):131-138.
- [13] 陈立敏, 谭力文. 评价中国制造业国际竞争力的实证研究方法研究——兼与波特指标及产业分类法比较[J]. *中国工业经济*, 2004(5):13-22.
- [14] Fare R S, Grosskopf S, Yaisawarng, et al. Productivity growth in Illinois electric utilities[J]. *Resources and Energy*, 1990, 12(4):383-398.
- [15] Caves C, Diewert W E. Multilateral comparisons of output, input, and productivity using superlative index numbers[J]. *The Economic Journal*, 1982, 92(365):73-86.