

制造业需求与中国生产性服务业效率

——经济发展水平的门槛效应*

王 文 孙 早

内容提要:基于制造业需求对生产性服务业发展的重要作用,本文从规模经济和创新发展激励等渠道分析了制造业需求变化对生产性服务业效率的影响机理,并考察了地区经济发展水平对这种影响的调节效应。本文以1995—2014年中国制造业和生产性服务业的面板数据为样本所做的经验研究发现:(1)制造业对生产性服务业需求的提高有助于生产性服务业效率的改善,且与劳动密集型制造业相比,资本密集型制造业需求程度的提高对生产性服务业效率的促进作用更大;(2)虽然制造业需求的增加在总体上有利于生产性服务业效率的提高,但是在经济发展的不同阶段,这种促进作用并不呈现简单的线性效应,而是表现为一种非线性的门槛效应,即当越过一定的经济发展水平门槛后,制造业需求对生产性服务业效率的促进作用会有明显跃升,且资本密集型制造业所面临的门槛水平要高于劳动密集型制造业。本文的研究在一定程度上为制定科学的产业发展战略提供了有益启示。

关键词:制造业需求 生产性服务业效率 经济发展水平 门槛效应

作者简介:王 文,西安交通大学经济与金融学院副教授、博士,710061;

孙 早,西安交通大学经济与金融学院院长、教授、博士生导师,710061。

中图分类号:F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)07-0136-20

一、引 言

在经历了工业革命所带来的数百年经济繁荣之后,世界范围内的产业发展自二十世纪六七十年代以来呈现出明显的服务化趋势。进入21世纪以来,服务业中的生产性服务业发展迅猛,成为高端制造业与其他产业发展不可或缺的中间投入品。相比较而言,中国服务业发展滞后,主要表现为服务业整体占比仍然较低以及生产性服务业发展明显不足(谭洪波,2015)。基于工业化国家的发展经验与中国经济增速放缓的现实,许多文献主张中国应通过增加资源投入的方式加快生产

* 基金项目:国家社会科学基金“新常态下产业结构转型升级的路径选择研究”(15CJL028);中国博士后科学基金特别资助“制造业和服务业间资源错配对中国非农TFP的影响研究”(2015T81010);中国博士后科学基金面上项目“资源误配与中国工业全要素生产率研究”(2013M530417)。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

性服务业发展,从而带动产业结构升级和促进经济增长方式转变(吴敬琏,2014)。在这一思路的影响下,政府产业政策支持的重心开始偏向服务业,大量劳动力、固定资产投资从制造业流向服务业。^① 偏向服务业的政策思路的理论依据主要是“需求收入弹性理论”和“产业关联理论”(Francois,1990)。这些理论强调,随着收入水平的提高和中间投入的增加,全社会对生产性服务业的需求也会不断提高,也就是说,自由市场会自发促进生产性服务业发展,在需求不断提高的同时,供给方面的约束愈加凸显。在这些理论的影响下,已有关于生产性服务业发展的研究大多从供给视角展开讨论(张月友、刘志彪,2012a;谭洪波、郑江淮,2012)。考虑到制造业与生产性服务业之间的密切联系,以及中国的转型经济背景,特别是外向型经济发展模式所导致的制造业对生产性服务业需求严重不足的现状(张月友,2014;袁志刚、饶璨,2014),从制造业需求角度考察生产性服务业发展非常重要。

江静(2010)、刘书翰等(2010)、肖文和樊文静(2011)等主要从产业关联互动的视角分析了制造业需求对生产性服务业发展的积极作用。虽然这些研究都强调了来自制造业的需求对生产性服务业发展的重要性,但是并没有重点考察制造业对生产性服务业需求程度变化与生产性服务业效率之间的准确关系。首先,由于制造业种类繁多,不同制造业行业对生产性服务业需求程度不同,进而对生产性服务业效率的影响也会存在差异(Guerrieri 和 Meliciani,2005);其次,作为发展中国家,随着中国经济发展水平的提高,国民收入和其他一系列反映市场制度环境的变量也会发生相应的变化,这将显著影响制造业需求对生产性服务业效率的作用效果(江小涓,2011;Eichengreen 和 Gupta,2013)。

基于上述考虑,本文首先对制造业需求变化影响生产性服务业效率的具体机理进行分析,并考察了资本密集型制造业和劳动密集型制造业需求对生产性服务业效率影响的差异性,接着讨论经济发展水平对这种影响的调节效应。基于1995—2014年中国制造业和生产性服务业的面板数据的检验结果支持了本文的所有假说。本文的主要研究发现是,虽然制造业需求的增加在总体上有利于生产性服务业效率的提高,但是在经济发展水平的不同阶段,这种促进作用并不是简单的线性效应,而是存在门槛效应,在经济发展水平达到一定的门槛值后,这种促进作用更大,且资本密集型制造业所面临的门槛水平要高于劳动密集型制造业。本文的研究不仅丰富了现有关于制造业需求与生产性服务业发展之间关系的文献,同时也为正确制定现代(生产性)服务业发展政策提供了可能的思路 and 方向。

二、文献回顾与研究假说

不同于传统服务业,生产性服务业是从制造业内部逐渐剥离出来并依附于制造业而存在的新兴产业,制造业对生产性服务业的需求是其发展的决定性动力(Rowthorn 和 Ramaswamy,1999)。正如 Guerrieri 和 Meliciani(2005)所指出的那样,一国发展具有竞争力的现代(生产性)服务业的能力取决于其制造业的发展水平,因为制造业是现代服务业的主要需求者。也就是说,随着技术进步和分工深化,制造业将会更加专注于更具效率的核心业务的发展,原本由制造业企业内部提供的生产性服务活动通过服务外包等形式开始经历由“内部化”向“外部化”的变迁(黄莉芳等,

^① 根据《中国统计年鉴》,2008—2014年间,第二产业固定资产投资比重从44%下降到40%,而第三产业则从52%增加到了56%。在此期间,第二产业就业比重保持在28%左右,而第三产业就业比重则从33%迅速增加到了41%。

2012)。自 20 世纪 90 年代信息技术广泛应用以来,服务切割外移显著加速,涉及业务从售后服务与后勤等非核心业务,逐步扩展到研发创新与人力资源管理为核心业务,成为产业分工发展的一个重要方面(江小涓,2011)。本节首先从获得规模经济、促进创新激励和增加生产迂回程度三个方面分析制造业需求对生产性服务业效率的影响机理,同时指出劳动密集型制造业需求和资本密集型制造业需求对生产性服务业效率影响的差异性,接着分析经济发展水平对制造业需求与生产性服务业效率之间关系的调节效应,在此基础上得出四个有待检验的假说(见图 1)。

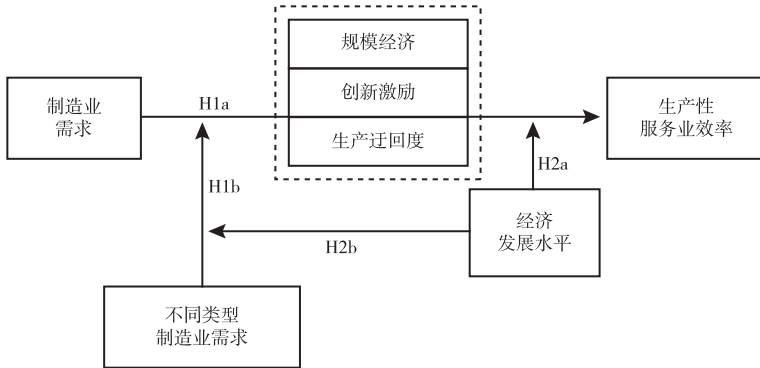


图 1 制造业需求对生产性服务业效率的影响

(一) 制造业需求对生产性服务业效率的影响

首先,与制造业类似,生产性服务业的发展需要大量前期资源投入^①,当制造业对生产性服务业的需求较小时,生产性服务一般由原制造业企业自身提供;随着制造业需求规模的增加,生产性服务将逐渐从制造业企业中独立出来,进行专业化生产,由此所带来的规模经济将会提升整体产业效率。考虑到生产性服务业多为技术和知识密集型行业(Markusen,1989),在获得了大量前期投入进入到专业化生产阶段后,其边际生产成本较低(Buera和Kaboski,2012),规模经济效益远高于其他产业。根据熊彼特假说,规模产生效率,从制造业内部逐渐剥离出来的专业化生产性服务企业往往会集中许多潜在需求者,经常性地重复生产可以提高知识密集和人力资本密集型服务活动的质量和效率,因此制造业需求规模扩大对生产性服务业所带来的规模经济会促进生产性服务业效率的提升。

其次,内置于制造业企业的生产性服务一般只为满足自身的需要,不存在其他的潜在需求者,也没有同类产品的竞争压力,进行创新活动的激励较弱。在制造业需求大幅提升的前提下,生产性服务活动面临进一步专业化生产的压力,将会逐渐从原来的制造业内部独立出来。对于已经完全外部化的生产性服务企业,不断扩大的制造业需求也会导致新企业的进入,生存的压力以及逐利的本能都会在制造业需求的强化下累积,从而转变为企业的创新动力,进一步促进生产性服务业效率的提升。

再次,制造业需求规模的扩大将会增加生产性服务业的生产迂回(复杂)程度,生产的迂回程度越高,内部分工越精细,生产性服务业将会越来越趋于专业化发展,最终促进整体产业效率的提升。根据肖文、樊文静(2011)的观察,制造业对生产性服务业的需求规模越大,市场可容纳的生产

^① 某些生产性服务业(如研发、金融服务等),前期投入甚至高于制造业。

性服务业的分工就越细致,这使得生产性服务企业的专业生产领域越来越窄,需要外购的产品和服务也越来越多。也就是说,随着制造业对生产性服务业需求规模的提高,生产性服务业将会面临更加复杂的生产迂回程度,生产性服务业的产业链得以进一步延长,生产效率得到进一步提升,并最终成为新一轮深化分工的起点。

由于制造业行业种类繁多,不同行业对生产性服务业的需求程度存在差异,最终对生产性服务业效率的影响也会有所不同。一般来说,在转型经济体中,不同资本密集程度的制造业在所有制结构和资源禀赋等方面存在较大差异(孙早、王文,2011),对生产性服务业的需求进而对其效率的影响也存在较大差异,因此本文对制造业需求结构的考察基于资本密集型和劳动密集型两种行业类型展开。与劳动密集型制造业相比,资本密集型制造业技术含量高,与生产性服务业技术密集的特征相吻合,对生产性服务业的需求较大^①(Guerrieri 和 Meliciani,2005),通过规模效应和创新激励等渠道对生产性服务业效率的促进作用也更高。因此我们提出如下假说:

H1a:制造业对生产性服务业需求程度的提高有助于生产性服务业效率的改善。

H1b:与劳动密集型制造业相比,资本密集型制造业需求程度的提高对生产性服务业效率的促进作用更大。

(二)经济发展水平对制造业需求与生产性服务业效率之间关系的调节效应

后发经济体在追赶过程中,经济发展会经历从低水平到高水平的显著变迁。随着经济发展水平的提高,资源与环境方面的约束愈发凸显,产业结构面临转型升级的迫切需要。在像中国这样体量的经济体中,规模巨大的制造业是产业升级的最重要领域。然而在外向型经济时代形成的“中国制造”不可能仅仅通过增量升级就能完成,而是要通过提高生产率助推制造业向产业链高端攀升(刘志彪、陈柳,2014),这进一步催生了制造业对高质量生产性服务的需求。另一方面,经济发展会促进居民收入的增加,并促使消费结构发生相应变化,这会对制造业需求与生产性服务业效率之间的关系产生重要影响。根据恩格尔定律,随着人们可支配收入的提升,用于满足基本生存需要的消费支出比例逐步下降,更高级和多样化的需求会不断涌现。张月友、刘志彪(2012b)将消费者偏好引入产业发展的两部门模型,通过理论分析和基于中国消费数据的实证检验发现,随着人均收入和服务消费价格的提高,中国代表性家庭偏好于用工业耐用消费品替代服务消费,这将直接促进制造业企业规模扩大和分工深化,增加对生产性服务的需求,并进一步通过上述规模效应和创新激励等影响机理倒逼生产性服务业效率的提升(见图2)。

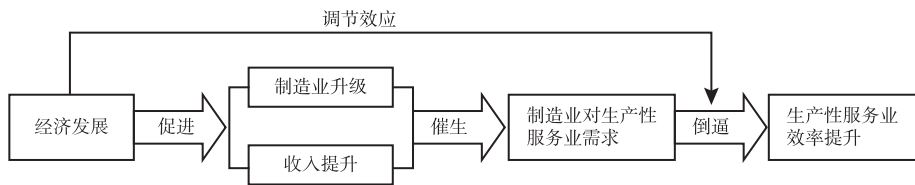


图2 经济发展对制造业需求与生产性服务业效率之间关系的调节效应

虽然服务业发展随经济发展水平的提高而提高是一个普遍趋势,但是已有相关经验研究显示,这种趋势在不同发展阶段的具体表现并不完全相同(江小涓,2011)。Eichengreen 和 Gupta

^① 根据2012年《中国投入产出表》,我们计算出用于全部制造业的生产性服务资本品投入比例大约为27%,其中用于资本密集型制造业的比例为20%,用于劳动密集型制造业的比例仅为7%。

(2013)利用跨国数据分析发现,服务业呈现出明显的“两波化”(two-waves)发展态势,第一波发生在较低的收入水平,当人均收入达到 1800 美元左右(2000 年不变价)时趋于稳定;第二波发生在较高的收入水平,当人均收入达到 4000 美元左右时趋于稳定。第一波的出现主要基于传统服务业的迅速发展,第二波则以现代(生产性)服务业的崛起为主要特征。本文侧重于考察生产性服务业,因此我们预期可能存在一个人均收入的门槛,当越过该门槛后,制造业需求对生产性服务业效率的促进作用更强。

考虑到资本密集型制造业需求与劳动密集型制造业需求对生产性服务业效率的影响存在一定差异,我们进一步预期在不同的经济发展水平下,两种类型的制造业需求对生产性服务业效率具有不同影响。当经济发展水平较低进而国民收入较低时,人们会优先满足基本生存的需要,对低端制造业(主要为劳动密集型制造业)产品的需求较高,劳动密集型制造业规模的扩大所导致对生产性服务业需求程度的提高带来了生产性服务业的第一次高速发展。随着经济增长和人均收入水平的上升,人们的消费观念在不断更新,生存型为主导的消费结构逐渐向发展型和改善型为主导的消费结构转变,倾向于复杂化和高级化,催生出对高端制造产品和高质量服务产品的需求(袁志刚等,2009),资本密集型制造业规模的扩大所带来的对生产性服务业需求程度的提高带来了生产性服务业的第二次高速发展。基于上述分析,我们提出如下两个假说:

H2a:在经济发展的不同阶段,制造业需求对生产性服务业效率的促进作用存在门槛效应,当经济发展水平越过一定的门槛后,这种促进作用将会显著增强。

H2b:劳动密集型制造业所面临的门槛出现在经济发展水平相对较低的阶段,在达到该门槛后,劳动密集型制造业需求对生产性服务业效率的促进作用将会显著增强;资本密集型制造业所面临的门槛出现在经济发展水平相对较高的阶段,在达到该门槛后,资本密集型制造业需求对生产性服务业效率的促进作用将会显著增强。

三、模型、变量与数据

(一)模型设定

为了实证检验制造业需求变化对生产性服务业效率的影响,我们建立如下面板数据模型:

$$\ln PS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Manf}_{it} + \Omega' \cdot \vec{X}_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,因变量 PS_{it} 为生产性服务业效率, Manf_{it} 为核心解释变量,表示制造业总体对生产性服务业的需求程度。 $\vec{X}_{it} = (\text{Scale}_{it}, \text{Comp}_{it}, \text{Rd}_{it}, \text{State}_{it}, \text{DemS}_{it}, \text{DemF}_{it}, \text{Consu}_{it})$ 为一组影响生产性服务业效率的控制变量构成的向量。其中, Scale 表示产业平均规模, Comp 为产业市场竞争程度, Rd 表示产业研发强度,这三个变量共同反映了产业的市场结构; State 为反映产业所有制结构的国有化程度; DemS 反映服务业自身对生产性服务业的需求程度; DemF 则表示制造业对国外生产性服务业的需求程度; Consu 是反映居民消费结构的变量。

假说 1 同时还考察不同资本密集程度的制造业需求对生产性服务业效率影响的差异,在模型(1)的基础上,我们将制造业总体的需求分为资本密集型制造业的需求和劳动密集型制造业的需求两部分,构建如下模型:

$$\ln PS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{ManfK}_{it} + \beta_2 \text{ManfL}_{it} + \Omega' \cdot \vec{X}_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $ManfK_{it}$ 和 $ManfL_{it}$ 分别表示资本密集型制造业和劳动密集型制造业对生产性服务业的需求程度。

假说 2 侧重于考察经济发展水平对制造业需求与生产性服务业效率之间关系的影响。已有研究在处理类似问题时,通常采用分组检验或者在模型中引入交叉项进行估计。分组检验不能有效估计出准确的门槛值,交叉项模型虽然可以估计出具体门槛值,却无法对所估计门槛值的正确性加以验证(鲁钊阳、廖杉杉,2012)。鉴于此,本文建立门槛效应估计模型来验证假说 2。根据 Hansen(1999)的研究,动态面板门槛回归模型不需要给定非线性方程的具体形式,门槛值及其个数完全由样本数据内生决定,且该方法还以严格的统计推断方法对门槛效应的显著性和门槛值的真实性进行检验,从而确保了分析结果的可靠性。借鉴 Hansen(1999)的方法,我们建立如下动态面板门槛回归模型:

$$\begin{aligned} \ln PS_{it} = & \phi_1 Manf_{it} I(C_t \leq \gamma_0) + \phi_2 Manf_{it} I(C_t > \gamma_0) \\ & + \phi_3 C_t + \Omega' \cdot \vec{X} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

其中, C 为门槛变量——经济发展水平; γ_0 为待估计的门槛值; $I(\cdot)$ 为示性函数,当括号内表达式为真时取值为 1,否则取值为 0。假说 2b 分析指出,经济发展水平对资本密集型制造业和劳动密集型制造业需求与生产性服务业效率之间关系的调节作用可能存在门槛不一致的情况。为了验证假说 2b,我们对(3)式进行如下拓展:

$$\begin{aligned} \ln PS_{it} = & \varphi_1 ManfK_{it} I(C_t \leq \gamma_1) + \varphi_2 ManfK_{it} I(C_t > \gamma_1) + \varphi_3 ManfL_{it} I(C_t \leq \gamma_2) \\ & + \varphi_4 ManfL_{it} I(C_t > \gamma_2) + \varphi_5 C_t + \Omega' \cdot \vec{X} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

(二) 变量说明

1. 被解释变量。我们采用生产性服务业 TFP 来度量其效率水平,具体采用基于 SFA 的参数回归方法来测算。^① 本文将前沿生产函数设定为 C-D 形式,对数随机前沿生产函数模型可表示为:

$$\ln Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln K_{it} + \gamma_2 \ln L_{it} + \gamma_3 t + v_{it} - u_{it}, u_{it} = u_i \exp[\eta(t - T)] \sim iidN^+(\mu, \sigma_u^2) \quad (5)$$

其中, Y_{it} 、 K_{it} 、 L_{it} 分别代表行业 i 在 t 年的增加值、资本存量及劳动力投入,原始数据的处理方法与王文等(2015)相一致。 t 为时间趋势变量, v_{it} 为一般意义上的随机误差项, u_{it} 为技术无效率项,并与 v_{it} 相互独立。 η 为技术效率指数的变化率。基于(5)式的随机前沿模型,行业 i 在 t 年的 TFP 可表示为 $TFP_{it} = \exp[\gamma_0 + \gamma_3 t] \times TE_{it}$,其中 $TE_{it} = E[\exp(-u_{it}) | e_{it} = v_{it} - u_{it}]$,为随机前沿模型测算获得的技术效率。

2. 核心解释变量。制造业对生产性服务业的需求程度($Manf$):服务业总产出的一部分是作为其他部门的中间投入而重新进入生产过程的,这部分中间投入被称为服务资本品,服务资本品占服务部门总产出的比重称为服务资本品比例,反映了服务部门在多大程度上被其他产业发展所需要(程大中,2008)。本文以“用于制造业部门的生产性服务资本品投入比例”来度量 $Manf$ 。制

^① TFP 反映除去劳动力和资本因素之外后其他因素对产出的贡献,其估计方法主要包括非参数分析法(DEA)、半参数分析法(OP,LP)和参数分析法(SFA)。DEA 方法只能估计 TFP 变动率,目前较受青睐的 OP、LP 等半参数方法主要针对的是微观企业的 TFP 估计,而本文采用的研究样本是行业面板数据。基于这一认识,我们采用基于 SFA 的参数回归方法估计服务业 TFP。

制造业对特定生产性服务行业需求程度的具体计算方法为:特定生产性服务业对全部制造业的中间投入之和/该生产性服务业总产出。

资本密集型和劳动密集型制造业和对生产性服务业的需求程度($ManfK$ 、 $ManfL$):我们按照劳均资本(K/L)的大小将各制造业行业分为两组, K/L 值较大的一组为资本密集型制造业,较小的一组为劳动密集型制造业。因此 $ManfK$ 以“用于资本密集型制造业的生产性服务资本品投入比例”来衡量。类似地,我们以“用于劳动密集型制造业的生产性服务资本品投入比例”来度量 $ManfL$ 。

3. 门槛变量。如前文所述,国民收入是经济发展水平的最直接反映,因此本文主要以人均GDP($Pgdp$)来衡量经济发展水平。

4. 控制变量。企业规模($Scale$)采用各行业增加值与法人单位数之比来衡量;市场竞争程度($Comp$)以各行业法人单位数为代理变量进行度量,行业法人单位数越多,一定程度上表明该行业竞争程度越激烈;研发强度(Rd)用各行业研究与开发机构R&D人员占该行业城镇单位就业人数的比重来衡量;国有化程度($State$)采用各行业固定资产投资中国有控股的比例来衡量;除了来自制造业需求的影响外,来自服务业自身的需求($DemS$)对生产性服务业的效率也可能存在一定影响,我们以“用于服务业的生产性服务资本品投入比例”对这种影响也加以控制;国外生产性服务业的需求程度($DemF$)采用生产性服务业进口比例系数来近似反映,行业进口比例系数为该行业进口占行业国内使用(包括“中间使用合计、消费合计、资本形成总和”三个部分)的比例,一般来讲,如果某一生产性服务业进口比例越高,那么其为制造业提供的中间投入中来自国外的生产性服务比重越大;由于生产性服务业中的一些行业不仅用于生产过程,还有很大一部分直接用于生活消费(如交通运输服务业、金融业等),因此消费需求的增加和需求层次的提高,也可能对生产性服务业效率产生影响,本文采用居民消费结构信息熵指数对这些影响加以控制。参照顾宁和朱家琦(2016)的做法,如果居民消费包含 n 种项目^①,每种项目的消费支出为 M_i ($i=1, \dots, n$),占总支出的比重为 $\kappa_i = M_i / \sum M_i$,那么消费结构的信息熵指数可被定义为 $Consu = - \sum \kappa_i \ln \kappa_i$ 。 $Consu$ 越大,表明居民消费需求越高、消费结构越趋向高级化。主要变量的定义见表1。

表 1 变量定义表

变量类型	变量名称	符号表示	衡量指标
被解释变量	生产性服务业 TFP	TFP	采用随机前沿分析(SFA)方法测算生产性服务业各行业 TFP
核心解释变量	制造业对生产性服务业需求程度	$Manf$	用于制造业的生产性服务资本品投入比例(%)
	资本密集型制造业对生产性服务业需求程度	$ManfK$	用于资本密集型制造业的生产性服务资本品投入比例(%)
	劳动密集型制造业对生产性服务业需求程度	$ManfL$	用于劳动密集型制造业的生产性服务资本品投入比例(%)
门槛变量	经济发展水平	$Pgdp$	人均 GDP

^① 根据《中国统计年鉴》的统计分类,居民消费种类主要包括食品烟酒、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健、其他用品及服务。

续表 1

变量类型	变量名称	符号表示	衡量指标
控制变量	企业规模	<i>Scale</i>	各行业增加值与法人单位数之比
	市场竞争程度	<i>Comp</i>	各行业法人单位数
	研发强度	<i>Rd</i>	行业研究与开发机构 R&D 人员/行业城镇单位就业人数
	国有化程度	<i>State</i>	各行业固定资产投资中国有控股的比例(%)
	服务业自身对生产性服务业的需求程度	<i>DemS</i>	用于服务业的生产性服务资本投入比例
	制造业对国外生产性服务业的需求程度	<i>DemF</i>	生产性服务业进口比例系数
	居民消费结构	<i>Consu</i>	居民消费结构信息熵指数

(三)数据来源

本文选取 1995—2014 年的年度数据,原始数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国固定资产统计年鉴》以及世界投入产出表。为了能够得到在统计口径上具有一致性的数据,我们对行业和年份的选取进行如下说明。

第一,关于行业的选取。本文的因变量是生产性服务业效率,不同于工业部门,由于服务业构成庞杂,现有相关年鉴的服务业细分行业数据只提供基于第三产业的门类行业(一位数行业),考虑到数据可得性,本文选取生产性服务业子行业为服务业一位数行业。参照盛龙、陆根尧(2013),生产性服务业包括 5 个具体行业:交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,金融业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务和地质勘查业。在将制造业按照劳均资本大小进行分类时,本文则基于制造业两位数行业。^①

第二,关于年份的选取。由于本文中门槛变量的主要衡量指标人均 GDP 为时间序列数据,为了增加样本容量、提升结论的可靠性,我们力求在一个较长的时间跨度内展开分析。考虑到 1994 年前后国家统计局对国民经济行业分类进行了调整,之前年份服务业的数据在年鉴中较为缺乏,而且与后来年份数据也存在口径不一致问题,为获得稳健的估计结果,本文的样本年份从 1995 年开始,最终选取的样本年限跨度为 1995—2014 年。

四、实证结果与分析

(一)估计方法讨论

模型(1)和模型(2)的估计属于文献中常见的面板数据模型估计,主要涉及混合 OLS、固定效应(FE)及随机效应(RE)三种模型的选择问题,我们将通过 F 检验、BP-LM 检验(Breusch-Pagan

^① 根据 2015 年《中国工业经济统计年鉴》,我们将规模以上制造业二位数行业按照劳均资本大小进行排序,较小的一组包括 15 个行业,较大的一组包括 16 个行业。

Lagrange Multiplier Test) 和 Hausman 检验来选择合适的模型进行估计。

模型(3)为标准的 Hansen(1999) 面板门槛效应模型(单门槛变量—单解释变量), 基本估计思路为三步: 第一步, 对构建的门槛回归模型采用组内去均值的方法消除个体效应 μ_i 的影响; 第二步, 对于任一给定的 γ_0 值, 采用最小二乘法(OLS) 估计离差模型可获得相应的估计系数 $\hat{\beta}(\gamma_0)$ 以及残差平方和 $SSR(\gamma_0)$, 进一步通过网格搜索法(Grid Research) 在 γ_0 的赋值区间内挑选门槛值 $\hat{\gamma}_0$, 使得 $SSR(\hat{\gamma}_0)$ 最小, 即 $\hat{\gamma} = \text{argmin}SSR(\gamma_0)$; 第三步, 得到估计系数 $\hat{\beta}(\hat{\gamma}_0)$ 。模型(4)为单门槛变量—双解释变量门槛模型, 估计思路与 Hansen(1999) 的双门槛模型一致。第一步同样是通过组内去均值消除个体效应 μ_i , 获得离差形式的门槛模型; 第二步, 对于任意的初始赋值 (γ_1, γ_2) , 采用 OLS 估计离差模型可获得回归系数 $\hat{\beta}(\gamma_1, \gamma_2)$ 和残差平方和 $SSR(\gamma_1, \gamma_2)$, 接着在门槛变量的赋值区间内挑选门槛值 $(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2)$ 使得 $SSR(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2)$ 最小; 第三步, 计算获得估计系数 $\hat{\beta}(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2)$ 。

门槛模型的检验包括门槛效应的显著性检验以及门槛估计值的真实性检验。显著性检验的基本原理是, 检验以门槛值划分的两组样本的估计参数是否显著不同, 以模型(3)为例, 门槛效应显著性检验的原假设为 $H_0: \phi_1 = \phi_2$, 原假设成立意味着不存在门槛效应。构造似然比统计量 $LR = [SSR^* - SSR(\hat{\gamma}_0)]/\hat{\sigma}^2$, 其中, SSR^* 和 $SSR(\hat{\gamma}_0)$ 分别表示原假设成立时(有约束)的残差平方和和存在门槛效应时(无约束)的残差平方和; $\hat{\sigma}^2 = SSR(\hat{\gamma}_0)/[n(T-1)]$ 为扰动项方差的一致估计值。鉴于统计量 LR 的渐进分布并非标准的 χ^2 分布, 可采用自抽样法(Bootstrap) 模拟其渐进分布, 从而获得其临界值, 以检验其显著性。如果原假设被拒绝, 则认为模型(3)存在门槛效应, 此时可进一步通过检验原假设 $H_0: \gamma_0 = \hat{\gamma}_0$ 来确定门槛值的真实性。构造似然比统计量 $LR(\gamma_0) = [SSR(\gamma_0) - SSR(\hat{\gamma}_0)]/\hat{\sigma}^2$, 当原假设成立时, 统计量 $LR(\gamma_0)$ 的渐进累积分布函数为 $(1 - e^{-x/2})^2$, 从中可以计算出, 当 $LR(\gamma_0) > -2\ln(1 - (1 - \alpha)^{1/2})$ 时(其中 α 为显著性水平), 应拒绝原假设。进一步, 所有满足 $LR(\gamma_0) \leq -2\ln(1 - (1 - \alpha)^{1/2})$ 的 γ_0 构成的集合即为门槛值的置信区间。模型(4)的门槛效应检验原理与模型(3)一致, 不再赘述。

(二) 基准模型回归结果

基准模型(1)和(2)的估计结果报告在表 2。从模型(1)检验结果来看, 固定效应模型(FE) 优于混合 OLS 模型, 而随机效应模型(RE) 并不优于混合 OLS 模型, Hausman 检验则表明固定效应模型优于随机效应模型。模型(2)的检验结果也支持固定效应模型。因此我们将主要基于列(2) 和列(5) 给出的固定效应模型估计结果展开分析。

表 2 的列(2) 显示, 制造业对生产性服务业的需求每提高 1 个百分点, 会导致生产性服务业 TFP 提高 0.0752%, 且在 5% 的统计水平上显著。也就是说, 制造业对生产性服务业需求程度的提高有助于生产性服务业 TFP 的改善, 本文的假说 1a 得到验证。列(5) 显示, 资本密集型制造业和劳动密集型制造业对生产性服务业的需求每提高 1 个百分点, 会导致生产性服务业 TFP 分别提高 0.1651% 和 0.0683%, 且分别在 10% 和 1% 的水平上显著, 表明资本密集型制造业需求程度的提高对生产性服务业 TFP 的促进作用比劳动密集型制造业更大。这与前文的预期相一致, 意味着与劳动密集型制造业相比, 一方面资本密集型制造业是生产性服务业的主要需求方, 另一方面资本密集型制造业所需要的生产性服务投入的技术含量较高, 两方面作用共同导致资本密集型制造业需求程度的提高对生产性服务业 TFP 的促进作用更大。由此假说 1b 得到验证。

表 2 还显示, 企业规模(*Scale*)、市场竞争程度(*Comp*) 及研发强度(*Rd*) 三个反映产业市场结构的变量在大部分回归中的系数都显著为正, 表明生产性服务业存在规模经济效应, 且市场竞争程度和研发投入的增加均对生产性服务业 TFP 具有促进作用, 这说明产业组织理论中的“结构—

表 2 基准模型估计结果

变量	模型(1)			模型(2)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Pool—OLS	FE	RE	Pool—OLS	FE	RE
<i>Manf</i>	0.1020* (1.68)	0.0752** (2.43)	0.0961** (2.01)			
<i>ManfK</i>				0.2054** (2.38)	0.1651*** (11.81)	0.1675*** (4.15)
<i>ManfL</i>				0.0534* (1.83)	0.0683* (1.71)	0.1130 (0.35)
<i>Scale</i>	0.1032** (2.41)	0.1751** (2.23)	0.0938* (1.75)	0.1001 (0.27)	0.1268** (2.38)	0.1832 (1.01)
<i>Comp</i>	0.4851*** (6.83)	0.2681*** (2.96)	0.3142*** (10.58)	0.2084** (2.12)	0.5413*** (6.35)	0.2220*** (15.32)
<i>Rd</i>	0.0365** (2.13)	0.0230** (2.37)	0.0125 (0.85)	0.0258** (2.11)	0.0548* (1.68)	0.0651*** (9.42)
<i>State</i>	-0.0554 (-0.96)	-0.0520** (-2.02)	-0.0734** (-2.45)	-0.1384 (-0.18)	-0.2151* (-1.86)	-0.0875*** (-9.35)
<i>DemS</i>	0.1357* (1.84)	0.0861*** (12.68)	0.0426** (2.45)	0.0563 (0.05)	0.1428* (1.69)	0.0810* (1.92)
<i>DemF</i>	-0.0235 (-0.05)	-0.1028** (-2.35)	-0.0295 (-0.51)	-0.0203* (-2.01)	-0.0547 (-0.32)	-0.0235* (-1.79)
<i>Consu</i>	0.0336* (1.82)	0.0068 (0.63)	0.0196** (2.31)	0.1546** (2.45)	0.0209 (0.65)	0.1067*** (10.32)
constant	0.6485 (0.01)	0.3875* (1.78)	1.2534 (0.23)	6.2465 (0.02)	2.2424 (0.82)	3.4192* (1.91)
F 检验(p 值)		0.0049			0.0148	
LM 检验(p 值)			0.3130			0.1360
Hausman 检验(p 值)		0.0118			0.0331	
Adjust-R ²	0.3587	0.3038	0.4241	0.3189	0.3591	0.3362
N	100	100	100	100	100	100

注:括号内的数字为 t 统计量,*、**和***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平。下表同。

资料来源:作者根据 stata12.0 估计结果计算整理。

行为—绩效”范式同样适用于对中国生产性服务业发展的分析。与预期一致,国有化程度(*State*)对生产性服务业 TFP 不但没有起到有效的促进作用,而且还具有显著负效应,这可能是因为随着行政垄断程度的提高,生产性服务业企业越来越倾向于轻视对核心竞争力的培育和投入,进而制约了 TFP 的提升。这也意味着在中国这样一个转型经济体,与工业绩效的变化相同,生产性服务业 TFP 不仅受到市场结构影响,同时还与产业的所有制结构变化密切相关(陈艳莹、鲍宗客,

2013)。服务业自身的需求 ($DemS$) 对生产性服务业 TFP 具有显著的正向效应, 表明服务业发展具有较强的“自增加机制”, 来自服务业的中间需求是促进生产性服务业效率提升的另一个重要动力。值得注意的是, $DemF$ 的估计系数虽然显著性程度不高, 但都为负, 表明制造业对国外生产性服务业需求程度的提高会对国内生产性服务业效率产生不利影响, 一定程度上说明制造业对国外生产性服务业的需求挤出了国内需求。张月友(2014)的研究甚至指出, 中国工业发展在一定程度上是建立在世界发达国家生产性服务业高度发展的基础之上的, 与国内生产性服务业之间的关联度不强。江静、刘志彪(2010)认为这是由于中国经济外向型发展特征和制造业“国际代工”与“世界工厂”定位所造成的。 $Consu$ 的估计系数在较高的显著性水平上为正, 表明生活消费需求的增加和消费层次的提高显著促进了生产性服务业效率的提升。

(三) 门槛效应模型回归结果

表 3 报告了模型(3)和模型(4)的门槛效应检验结果。根据表 3 所示, 模型(3)显著拒绝了不存在门槛值的原假设, 双重门槛检验则接受原假设, 因此模型(3)适合采用单一门槛效应模型进行估计, 且门槛值为 8050 元(1990 年不变价)。进一步, 模型(3)门槛值的真实性检验表明, 似然比(LR)检验在 5% 的显著性水平下无法拒绝门槛值为真实的原假设, 经测算, 在 95% 的置信水平下, $PgdP$ 门槛值的置信区间为 [7700, 8370]。测算获得的门槛值处于其 95% 的置信区间内, 从置信区间的宽窄度也可看出, 模型(3)估计的门槛值是基本准确的。

表 3 门槛效应检验

解释变量		模型(3)		模型(4)			
		$Manf$		$ManfK$		$ManfL$	
门槛变量		$PgdP$					
显著性 检验	原假设	$H_0: \phi_1 = \phi_2$		$H_0: \varphi_1 = \varphi_2$		$H_0: \gamma_3 = \gamma_4$	
	门槛数	单	双	单	双	单	双
	门槛值	8050	—	10820	—	6800	—
	F 值	35.36***	1.53	40.56***	2.36	50.63***	5.37
	P 值	0.001	0.360	0.001	0.227	0.000	0.423
真实性 检验	原假设	$H_0: \gamma_0 = \hat{\gamma}_0$		$H_0: \gamma_1 = \hat{\gamma}_1$		$H_0: \gamma_2 = \hat{\gamma}_2$	
	LR 值	5.202		4.634		4.024	
	5% 临界值	7.352		7.352		7.352	
	95% 置信区间	[7700, 8370]		[9900, 11170]		[6360, 7120]	

注: 门槛模型显著性检验的 P 值是采用自抽样法(Bootstrap)反复抽样 300 次得到的。

与模型(3)一致, 模型(4)的所有检验都显著拒绝了不存在门槛值的原假设, 而双重门槛检验则接受原假设。因此对于模型(4), 本文同样以单门槛效应模型进行分析。经测算, 在模型(4)中, 影响 $ManfK$ 、 $ManfL$ 各自系数发生变化的 $PgdP$ 的门槛值分别为 10820、6800 元(1990 年不变价)。门槛值的真实性检验结果表明, 似然比(LR)统计量低于 5% 显著性水平下的临界值 7.352, 应接受门槛值为真实的原假设, 两个门槛值都落入了各自的 95% 置信区间也佐证了这一结论。

得到门槛值后, 我们进一步根据模型(3)和(4)进行门槛模型参数估计, 结果报告在表 4。模型(3)的门槛参数估计结果表明, 当人均 GDP 高于门槛值时, 制造业需求对生产性服务业 TFP 的促进作用有明显跃升。具体地, 当人均 GDP 低于 8050 元时, 制造业对生产性服务业的需求每提高 1 个百分

点,将会导致生产性服务业 TFP 提升 0.0413%,一旦人均 GDP 超过 8050 元,该值就会上升到 0.1468%。正如前文分析的那样,当人均收入达到一定水平后,消费结构逐渐趋于高级化,且中国代表性家庭偏好于用工业消费品替代较为昂贵的服务消费,导致制造业规模扩大和分工深化,进一步通过规模效应和创新激励等影响机理促进生产性服务业效率的提升。本文的假说 2a 得到验证。

表 4 门槛效应模型估计与分组估计结果

变量	门槛效应模型估计		分组估计	
	模型(3)	模型(4)	模型(3)	
			$P_{gdp} \leq 8050$	$P_{gdp} > 8050$
$Manf_{it}I(C_t \leq \gamma_0)$	0.0413* (1.84)			
$Manf_{it}I(C_t > \gamma_0)$	0.1468** (2.01)			
$ManfK_{it}I(C_t \leq \gamma_1)$		0.0634*** (5.61)		
$ManfK_{it}I(C_t > \gamma_1)$		0.1936** (2.23)		
$ManfL_{it}I(C_t \leq \gamma_2)$		0.0323** (2.25)		
$ManfL_{it}I(C_t > \gamma_2)$		0.1686* (1.78)		
$Manf$			0.0832** (1.98)	0.1935** (5.63)
$Scale$	0.1053** (1.79)	0.0124 (0.32)	0.0841* (1.75)	0.0838** (2.36)
$Comp$	0.2586** (2.36)	0.3763*** (10.68)	0.4325** (2.05)	0.2663** (1.99)
Rd	0.0236* (1.74)	0.0668** (2.01)	0.0336* (1.86)	0.0301*** (10.63)
$State$	-0.0338** (-2.22)	-0.0515* (-1.79)	-0.0862** (-2.20)	-0.0785* (-1.74)
$DemS$	0.0861* (1.71)	0.1023** (2.35)	0.0634* (1.98)	0.0972*** (10.26)
$DemF$	-0.1625* (-1.82)	-0.2136 (-0.22)	0.1568 (0.08)	-0.1102** (-2.43)
$Consu$	0.0236 (0.16)	0.1826** (2.36)	0.1835 (0.37)	0.0682 (1.23)
γ_0	8050			
γ_1		10820		
γ_2		6800		
Adjust-R ²	0.35	0.31	0.28	0.46
N	100	100	65	35

注: γ_0 、 γ_1 、 γ_2 为门槛值。

资料来源:作者根据 R2.11.1 估计结果计算整理。

模型(4)将整体制造业区分为资本密集型制造业与劳动密集型制造业,估计结果与模型(3)基本一致,表明经济发展水平对两种制造业需求与生产性服务业效率的关系都存在明显的调节作用,当人均收入达到一定水平(门槛值)后,资本密集型制造业需求与劳动密集型制造业需求对生产性服务业效率的效应都有明显增强。不同的是,两种制造业需求的作用发生改变时所面临的经济门槛并不一致,与资本密集型制造业相比,劳动密集型制造业需求对生产性服务业 TFP 的促进作用在相对更低的门槛水平完成了跃升。本文的假说 2b 也得到验证。

为了检验门槛效应模型估计结果的稳健性,我们进一步对模型(3)进行了分组估计。具体地,我们以人均收入门槛值为界限,将全部样本分为两个子样本。表 4 显示,在人均收入高于门槛值的子样本, *Manf* 估计系数显著高于人均收入低于门槛值的子样本。分组检验的结果进一步表明,当人均收入高于门槛值后,制造业需求对生产性服务业 TFP 的促进作用更强。

从表 4 还可以看出,虽然制造业需求对生产性服务业 TFP 的影响是非线性的,但无论是制造业整体对生产性服务业的需求,还是资本密集型制造业和劳动密集型制造业对生产性服务业的需求,它们的系数始终显著为正,表明本文的假说 1 得到了进一步验证。虽然劳动密集型制造业需求所面临的经济门槛低于资本密集型制造业,从总体来看其对生产性服务业 TFP 的提升作用也明显不如资本密集型制造业(不论其有没有达到门槛水平),但是当门槛变量介于两个门槛水平之间(即人均 GDP 处于区间[6800, 10820]之内)时,劳动密集型制造业需求对生产性服务业 TFP 的提升作用高于资本密集型制造业需求对生产性服务业 TFP 的提升作用,这在适当时期优先鼓励发展劳动密集型制造业提供了一定的经验佐证。表 4 中各控制变量的估计系数与表 2 基本一致,这在一定程度上表明各控制变量对生产性服务业 TFP 的影响是稳健的。

五、进一步的讨论:内生性和稳健性检验

(一)内生性处理

在讨论制造业需求变化对中国生产性服务业 TFP 影响的同时,还应该注意它们之间可能存在的内生性问题。也就是说,制造业对生产性服务业需求程度的提高在理论上虽然有利于生产性服务业 TFP 提升,但也可能存在逆向因果关系。在产业关联的视角下,技术发展水平较高的生产性服务业会吸引更多(高端)制造业对其产生需求。内生性问题使得相关变量之间的因果关系变得难以确认,可能造成传统估计出现偏差。为了获取更加稳健的估计量,本文进一步引入工具变量,采用两阶段最小二乘法(IV-2SLS)对模型进行估计。本文采用两种常用方法构造工具变量,第一种方法是采用内生变量的一阶滞后项作为内生变量的工具变量(工具变量 1);第二种方法是借鉴 Lewbel(1997)的思想,采用“因变量和其均值之差”与“内生变量和其均值之差”的乘积作为内生变量的工具变量,即(生产性服务业各行业 TFP-生产性服务业各行业 TFP 均值) \times (制造业需求程度-制造业需求程度均值)作为制造业需求变量的工具变量(工具变量 2),该方法的特点在于不需要借助外部变量就可以构造一个有效的工具变量。

表 5 汇报了模型(1)~(4)的 IV-2SLS 估计结果。为了验证工具变量的有效性,本文采用多个相关统计检验进行判断。表 5 的四个估计结果均显示, Kleribergen-Paap rk LM 检验在 5% 的显著性水平上拒绝了工具变量识别不足的原假设, Anderson-Rubin 检验在 1% 的水平上拒绝了工具变量与内生变量不相关的原假设, Hansen-J 检验不能在 10% 的水平上拒绝工具变量过度识别的

原假设,三个检验表明所选取的工具变量是合理的。与表 4 的结果相一致,以工具变量替换内生变量后,模型(3)和(4)适合采用单一门槛效应模型。将表 5 与表 2 以及表 4 的估计结果进行对比,可以发现工具变量两阶段最小二乘估计方法下,本文所关注的关键变量的系数和显著性水平基本保持一致,进一步验证了本文结果的稳健性。

表 5 IV—2SLS 估计结果

变量	工具变量 1				工具变量 2			
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
<i>Manf</i>	0.1028*** (3.36)				0.1213** (2.23)			
<i>ManfK</i>		0.1612** (2.32)				0.1623** (1.99)		
<i>ManfL</i>		0.0685*** (10.23)				0.0813* (1.88)		
<i>Manf_{it}I(C_t ≤ γ₀)</i>			0.0730* (1.69)				0.0836** (2.45)	
<i>Manf_{it}I(C_t > γ₀)</i>			0.1502** (2.10)				0.1901*** (6.32)	
<i>ManfK_{it}I(C_t ≤ γ₁)</i>				0.0823*** (4.51)				0.0735*** (6.21)
<i>ManfK_{it}I(C_t > γ₁)</i>				0.1920** (2.35)				0.2175** (2.41)
<i>ManfL_{it}I(C_t ≤ γ₂)</i>				0.0415* (1.74)				0.0425* (1.71)
<i>ManfL_{it}I(C_t > γ₂)</i>				0.1153** (2.37)				0.1454* (1.89)
Kleibergen— Paap rk LM 检验	0.0202	0.0234	0.0071	0.0152	0.0114	0.0207	0.0231	0.0458
Anderson— Rubin 检验	0.0009	0.0024	0.0043	0.0036	0.0016	0.0053	0.0062	0.0001
Hansen—J 检验	0.3127	0.4680	0.2210	0.2488	0.2560	0.3677	0.2540	0.3311
γ ₀			8800				8550	
γ ₁				11800				11490
γ ₂				7500				7300
N	95	95	95	95	100	100	100	100

注:因篇幅所限,并未报告控制变量的估计结果。括号内的数字为 t 统计量。Kleibergen-Paap rk LM 检验、Anderson-Rubin 检验以及 Hansen-J 检验均为工具变量有效性检验。γ₀、γ₁、γ₂ 为门槛值。

资料来源:作者根据 stata12.0 以及 R2.11.1 估计结果计算整理。

(二) 稳健性检验

为了进一步检验本文结论的可靠性,本文从两方面进行了稳健性检验,首先我们采用经济发展水平的其他度量维度来替代人均收入水平进行估计;其次,对于被解释变量我们采用劳动生产率替代 TFP 进行估计。

1. 经济发展水平的其他维度

除了收入水平之外,经济发展还包括其他一系列反映市场和制度环境的变量,其中市场化程度和法治环境将会对制造业需求与生产性服务业发展之间的关系产生重要影响。根据理论研究和经验观察,市场开放激发了以非国有企业为主体的大规模进入退出和动态竞争过程,从而促进了中国经济(特别是制造业)的极大发展(李平等,2012)。制造业的发展必然伴随着对生产性服务业需求的增加,制造业需求通过前文所述的增进规模效应、促进创新激励和增加生产迂回程度等渠道进一步促进生产性服务业效率的提升。也就是说,市场化促进了制造业需求对生产性服务业效率的提升作用。因此,市场化程度对制造业需求与服务业效率之间的关系具有正向调节效应。可以预计的是,市场化程度较高的地区,制造业需求对服务业效率的正向影响会更强。与此同时,由于生产性服务业产出大都具有无形性,供给和消费同时完成,且多为个性化定制产品,缺乏统一标准,产品差异化、多样性特征明显(Eswaran 和 Kotwal, 2002),从而使得生产性服务业与需求方(制造业部门)之间主要采取个性化交易方式,易造成交易双方的相互锁定。在法治环境难以保证契约有效实施的情况下,这种交易及其相伴随的机会主义行为极有可能致使交易不会发生,最终阻碍生产性服务业发展。也就是说,生产性服务业在很大程度上属于“契约密集型产业”(Clague 等,1999),一个良好的制度环境对其发展具有重要意义。基于这一认识,可以认为制造业需求对服务业效率的影响效果也与法治环境有密切关联,即法治环境越健全,制造业需求越能够促进服务业效率的提升。因此在这一小节,我们以市场化程度和法治环境作为经济发展的另外两个维度,对制造业需求与生产性服务业效率之间的关系进行进一步验证。市场化水平变量(*Market*)采用樊纲等(2011)的市场化指数来度量^①,法治环境变量(*Law*)则借鉴汪德华等(2007)的做法,采用“Economic Freedom of the World Annual Report”(世界经济自由度年报)的数据。^②表6给出了以市场化程度和法治环境作为门槛变量的估计结果。

根据表6中模型(3)的估计结果,市场化程度的提高以及法治环境的改善都有助于提升制造业需求对生产性服务业效率的正向促进作用,即在超过各自门槛值后,这种促进作用会有显著增强。^③模型(4)的估计结果则进一步显示,无论是对于资本密集型制造业还是劳动密集型制造业,市场化程度和法治环境对它们与生产性服务业效率的关系均有明显的调节效应,且资本密集型制造业所面临的市场化程度门槛和法治环境门槛均要高于劳动密集型制造业。因此以市场化程度和法治环境来反映经济发展水平时,本文的假说2依然是成立的。从表6还可以看出,*Market*和

① 考虑到市场化指数包含反映非国有化程度的指标,与控制变量 *State* 可能会有重复。在计算了方差膨胀因子(VIF)后,最大的 VIF 为 6.59,小于 10(VIF 越大说明多重共线性问题越严重,一个经验规则是最大的 VIF 不超过 10),故可以不必担心存在多重共线性。

② Free the World. com 给出了一个关于世界各国契约、产权等经济法治水平的评分,范围在 0~10 之间,分数越高代表法治水平越高。本文选取法庭公正度、财产保护度和契约法律执行力这三个方面的评分加权结果作为法治环境的衡量指标。

③ 无论是以市场化程度还是法治环境作为门槛变量,模型(3)和(4)同样适合采用单一门槛效应模型,限于篇幅,这里没给出两个变量门槛效应检验的详细结果。

Law 的系数在绝大多数回归中都显著为正,表明市场化程度和法治环境不仅通过影响制造业需求与生产性服务业 TFP 之间的关系从而间接对生产性服务业 TFP 产生作用,而且还会直接影响生产性服务业效率的提升。正如 Mattoo 等(2001)的研究所指出的那样,服务业本身的一些特殊属性,使得自由进入和开放对于服务业发展具有非常重要的促进作用。^① 其他控制变量的估计结果与前文基本一致,不再赘述。

表 6 稳健性检验——以市场化水平和法治环境为门槛变量

变量	模型(3)		模型(4)	
	门槛变量 $Market$	门槛变量 Law	门槛变量 $Market$	门槛变量 Law
$Manf_{it}I(C_t \leq \gamma_0)$	0.0512** (2.42)	0.0657** (2.03)		
$Manf_{it}I(C_t > \gamma_0)$	0.1686*** (6.32)	0.1502* (1.71)		
$ManfK_{it}I(C_t \leq \gamma_1)$			0.0758** (2.21)	0.0836** (2.15)
$ManfK_{it}I(C_t > \gamma_1)$			0.1937** (2.32)	0.2001** (2.20)
$ManfL_{it}I(C_t \leq \gamma_2)$			0.0435*** (5.63)	0.0506*** (7.82)
$ManfL_{it}I(C_t > \gamma_2)$			0.1323** (2.12)	0.1402** (1.98)
γ_0	8.12	6.5		
γ_1			8.95	6.8
γ_2			7.23	5.6
Adjust-R ²	0.31	0.28	0.26	0.30
N	100	100	100	100

注:因篇幅所限,并未报告控制变量的估计结果。 γ_0 、 γ_1 、 γ_2 为门槛值。

资料来源:作者根据软件 R2.11.1 估计结果计算整理。

2. 生产性服务业效率的其他测算方法

在前文的分析中,我们采用 SFA 来测算生产性服务业 TFP,以此反映生产性服务业效率。作为最核心的指标变量,有必要采用其他方法对其进行进一步的测算,以验证本文结论的可靠性。这一小节我们采用生产性服务业各行业劳动生产率来度量生产性服务业效率水平,计算方式为各行业增加值与就业人数之比,记为 VA/L 。估计结果报告在表 7。从表 7 提供的信息可以看出,当

^① 一些生产性服务业行业经济属性之外的兼有属性可能会被过分看重,从而对其实行管制性的垄断经营。如金融行业涉及国家金融安全,电信产业涉及国家信息安全等,因此在许多国家(地区),这些服务业都是国有垄断经营,不允许民营资本进入,这极有可能抑制这些行业效率的提升。中国的情况即是一个显著例证(刘培林、宋湛,2007)。

使用劳动生产率度量生产性服务业效率时,核心解释变量系数符号和显著性并没有发生太大变化,进一步验证了本文估计结果的可靠性。

表 7 稳健性检验——以劳动生产率度量生产性服务业效率

	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
<i>Manf</i>	0.1113** (2.10)			
<i>ManfK</i>		0.1867** (1.98)		
<i>ManfL</i>		0.0767*** (6.35)		
$Manf_{it}I(C_t \leq \gamma_0)$			0.0637** (2.35)	
$Manf_{it}I(C_t > \gamma_0)$			0.1852* (1.89)	
$ManfK_{it}I(C_t \leq \gamma_1)$				0.1032** (2.01)
$ManfK_{it}I(C_t > \gamma_1)$				0.2063** (2.15)
$ManfL_{it}I(C_t \leq \gamma_2)$				0.0536* (1.79)
$ManfL_{it}I(C_t > \gamma_2)$				0.1412*** (6.39)
γ_0			8680	
γ_1				12400
γ_2				7600
N	100	100	100	100

注:同表 6。

六、结论与启示

近年来,随着中国经济增长速度趋于放缓,“促进现代服务业发展、加快实现产业结构优化升级”越来越成为经济学家和政策制定者的共识,科学分析制造业和生产性服务业发展之间的关系也成为重要的研究课题。然而现有研究大多从生产性服务业发展对制造业作用的供给层面进行分析,基于制造业需求层面的研究相对较少。本文主要围绕制造业需求变化与生产性服务业效率之间的关系展开讨论,重点考察了经济发展水平对两者之间关系的门槛(调

节)效应。

以1995—2014年中国制造业和生产性服务业面板数据为研究样本,利用固定效应模型和门槛效应模型进行估计的结果显示:(1)制造业对生产性服务业需求程度的提高有助于生产性服务业效率的改善,且与劳动密集型制造业相比,资本密集型制造业需求程度的提高对生产性服务业效率的促进作用更大;(2)虽然制造业需求的增加在总体上有利于生产性服务业效率的提高,但是在经济发展的不同阶段,这种促进作用并不呈现简单的线性效应,而是表现为一种非线性的门槛效应。如果以人均收入反映经济发展水平,当人均收入超过8050元(1990年不变价)的门槛值时,制造业需求对生产性服务业TFP的促进效应将会显著增强;(3)对于两种类型的制造业需求与生产性服务业效率之间的关系,经济发展水平的调节门槛并不相同。当人均收入超过6800元的门槛值后,劳动密集型制造业需求对生产性服务业效率的促进作用有明显提升,当人均收入超过10820元的门槛值后,资本密集型制造业需求对生产性服务业效率的促进作用会显著增强;(4)在考虑了制造业需求变量的内生性以及经济发展水平的其他维度(市场化程度和法治环境)后,本文的假说依然成立。

基于以上研究,我们可以得到以下几点政策启示:(1)要进一步在战略层面统筹规划,继续构建强大的有竞争力的制造业体系,重点推进高端资本密集型制造业发展,以此倒逼生产性服务业效率的提升。随着中国经济进入“新常态”,有效的制造业发展战略应避免低端重复生产模式,确保以“创新驱动战略”建立中国高端制造业的坚实基础。为此要以《中国制造2025》为目标,一方面着重促进人力资源培育,增加创新投入,激励创新行为,促进产学研结合;另一方面,通过补贴、税收优惠等政策工具,解决新兴技术和前沿技术的研发、工程化和商业化等问题,为确保资金的使用效率和透明度,还要加强对被补贴资金的使用管理和项目评估。(2)要坚持从地区发展不平衡的现实出发,坚持有所为有所不为的产业政策实施原则,充分考虑不同地区的发展水平差异,分类制定制造业发展战略。在经济发展和收入水平相对较低的地区,劳动密集型制造业需求程度的提高更能促进生产性服务业效率的提升,因此产业政策应优先扶持具有地区比较优势的劳动密集型制造业发展;在经济发展和收入水平较高的地区,产业政策的选择和实施重点则应侧重于技术和知识含量较高的资本密集型制造业。(3)要加快选择性产业政策模式向功能性产业政策模式的转变。与传统的选择性产业政策思路相比,功能性产业政策侧重于为市场机制充分发挥作用提供完善的制度基础。在分工深化和全球价值链不断延长的背景下,制造业和服务业之间的联系日益密切,界限也越来越模糊。在这种情况下,针对某一具体行业(企业)的选择性产业政策已经远没有功能性产业政策更加有效,因此,新的产业政策应该侧重于提升产业发展的市场化水平、提供良好的制度环境和更好的基础设施服务等方面。

参考文献:

1. 陈艳莹、鲍宗客:《行业效应还是企业效应?——中国生产性服务企业利润率差异来源分解》,《管理世界》2013年第10期。
2. 程大中:《中国生产性服务业的水平、结构及影响》,《经济研究》2008年第1期。
3. 樊纲、王小鲁、朱恒鹏:《中国市场化指数:各地区市场化相对进程报告》,经济科学出版社2011年版。
4. 顾宁、朱家琦:《人民币汇率对我国消费结构的影响研究》,《湖南社会科学》2016年第1期。
5. 黄莉芳、黄良文、郭玮:《生产性服务业提升制造业效率的传导机制检验——基于成本和规模中介效应的实证分析》,《财贸研究》2012年第3期。
6. 江静:《市场支持、产业互动与中国服务业发展》,《经济管理》2010年第3期。

7. 江静、刘志彪:《世界工厂的定位能促进中国生产性服务业发展吗》,《经济理论与经济管理》2010年第3期。
8. 江小涓:《服务业增长:真实含义、多重影响和发展趋势》,《经济研究》2011年第4期。
9. 李平、简泽、江飞涛:《进入退出、竞争与中国工业部门的生产率——开放竞争作为一个效率增进过程》,《数量经济技术经济研究》2012年第9期。
10. 鲁钊阳、廖杉杉:《FDI技术溢出与区域创新能力差异的双门槛效应》,《数量经济技术经济研究》2012年第5期。
11. 刘培林、宋湛:《服务业和制造业企业法人绩效比较》,《经济研究》2007年第1期。
12. 刘书瀚、张瑞、刘立霞:《中国生产性服务业和制造业的产业关联分析》,《南开经济研究》2010年第6期。
13. 刘志彪、陈柳:《政策标准、路径与措施:经济转型升级的进一步思考》,《南京大学学报(人文社会科学版)》2014年第5期。
14. 盛龙、陆根尧:《中国生产性服务业集聚及其影响因素研究——基于行业和地区层面的分析》,《南开经济研究》2013年第3期。
15. 孙早、王文:《产业所有制结构变化对产业绩效的影响——来自中国工业的经验证据》,《管理世界》2011年第8期。
16. 谭洪波:《中国要素市场扭曲存在工业偏向吗?——基于中国省级面板数据的实证研究》,《管理世界》2015年第12期。
17. 谭洪波、郑江淮:《中国经济高速增长与服务业滞后并存之谜——基于部门全要素生产率的研究》,《中国工业经济》2012年第9期。
18. 汪德华、张再金、白重恩:《政府规模、法治水平与服务业发展》,《经济研究》2007年第6期。
19. 王文、孙早、牛泽东:《资源配置与中国非农部门全要素生产率研究——基于制造业和服务业之间资源错配的分析》,《经济理论与经济管理》2015年第7期。
20. 吴敬琏:《中国增长模式抉择(第4版)》,上海世纪出版股份有限公司远东出版社2014年版。
21. 肖文、樊文静:《产业关联下的生产性服务业发展——基于需求规模与需求结构的研究》,《经济学家》2011年第6期。
22. 袁志刚、饶臻:《全球化与中国生产服务业发展——基于全球投入产出模型的研究》,《管理世界》2014年第3期。
23. 袁志刚、夏林锋、樊潇彦:《中国城镇居民消费结构变迁及其成因分析》,《世界经济文汇》2009年第4期。
24. 张月友:《中国的“产业互促悖论”——基于国内关联与总关联分离视角》,《中国工业经济》2014年第10期。
25. 张月友、刘志彪:《替代弹性劳动力流动与我国服务业天花板效应——基于非均衡增长模型的分析》,《财贸经济》2012a年第3期。
26. 张月友、刘志彪:《消费者偏好与中国服务业发展难题——一般均衡框架下的证据》,《经济学动态》2012b年第10期。
27. Buera, F., & Kaboski, J., The Rise of the Service Economy. *The American Economic Review*, Vol. 102, No. 6, 2012, pp. 2540—2569.
28. Clague, C., Keefer, P., Knack, S., & Olson, M., Contract-Intensive Money: Contract Enforcement, Property Rights, and Economic Performance. *Journal of Economic Growth*, Vol. 4, No. 2, 1999, pp. 185—211.
29. Eichengreen, B., & Gupta, P., The Two Waves of Service-sector Growth. *Oxford Economic Papers*, Vol. 65, No. 1, 2013, pp. 96—123.
30. Eswaran, M., & Kotwal, A., The Role of the Service Sector in the Process of Industrialization. *Journal of Development Economics*, Vol. 68, No. 2, 2002, pp. 401—420.
31. Francois, J., Producer Services, Scale and the Division of Labor. *Oxford Economic Papers*, Vol. 42, No. 4, 1990, pp. 715—729.
32. Guerrieri, P., & Meliciani, V., Technology and International Competitiveness: The Interdependence between Manufacturing and Producer Services. *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 16, No. 4, 2005, pp. 489—502.
33. Hansen, B., Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference. *Journal of Econometrics*, Vol. 93, No. 2, 1999, pp. 345—368.
34. Lewbel, A., Constructing Instruments for Regressions with Measurement Error when No Additional Data are Available, with an Application to Patents and R&D. *Econometrica*, Vol. 65, No. 5, 1997, pp. 1201—1213.
35. Markusen, J., Trade in Producer Service and in Other Specialized Intermediate Input. *The American Economic Review*,

Vol. 79, No. 1, 1989, pp. 85—95.

36. Mattoo, A., Rathindran, R., & Subramanian, A., Measuring Services Trade Liberalization and its Impact on Economic Growth: An Illustration. World Bank Working Paper, 2001.

37. Rowthorn, R., & Ramaswamy, R., Growth, Trade and Deindustrialization. IMF Staff Papers, 1999.

Manufacturing Demand and Efficiency of Productive Service in China: Threshold Effect of Economic Development

WANG Wen, SUN Zao (Xi'an Jiaotong University, 710061)

Abstract: Although service industry has become the biggest sector in China, the development of productive service still depends on the development level of manufacturing, because manufacturing is the main demanders of productive services. Considering the important role that the demand from manufacturing has played in the development of producer services, this paper analyzes the influence mechanism of manufacturing demand on efficiency of productive service through two channels, which are the scale effect and innovation incentives, and especially emphasizes the adjustment effect of economic development level on the relationship between manufacturing demand and efficiency of productive service. Based on the panel data of China's manufacturing industry and productive services from 1995 to 2014, the empirical result shows that: (1) the demand from manufacturing was helpful to the improvement of efficiency of productive services, and compared with the labor-intensive manufacturing, the demand from capital-intensive manufacturing played a more important role in improving efficiency of productive services; (2) at different stages of economic development, the promoting effect of manufacturing demand on efficiency of productive services showed a nonlinear threshold effect rather than a simple linear effect, namely when crossed a certain threshold of economic development level, the promoting effect would be more significant, and the threshold level faced by capital-intensive manufacturing industry was higher than that of labor-intensive manufacturing industry. These findings may be helpful for making industrial development strategy.

Keywords: Manufacturing Demand, Efficiency of Producer Service, Economic Development

JEL: L16, O14, O47

责任编辑:原 宏