

管制与生产服务业发展的国际经验

——以 OECD 国家为例

张少辉

(中山大学 管理学院, 广东 广州 510275)

摘要:文章对管制影响生产服务业的理论机制进行探索性分析,运用 23 个 OECD 国家的横截面数据,实证检验了行业管制和国家管制对生产服务业的影响。研究表明:放松行业管制能有效地促进生产服务业的发展,而放松国家对产品市场的管制对生产服务业的影响不确定。中国生产服务业管制存在两个问题:一是政府具有行政审批的管制偏好导致管制的结构性供求失衡,二是政府管制边界模糊导致管制结构不合理。针对于此,文章提出完善中国现有生产服务业管制政策的建议。

关键词:管制;生产服务业;HLM;Malmquist 生产率指数

中图分类号:F113.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)04-0134-11

一、引言

生产服务是“提供给生产者而非消费者”的服务(Greenfield,1966),也称“服务形式的生产资料”(李江帆,1987),生产服务业是为生产实物产品和服务产品提供服务形式生产要素的行业(江波和李江帆,2013)。发达国家生产服务业发展迅速,据统计,早在 1995 年,美国、日本、英国、德国和法国五国的生产服务业占总产出比重就超过 20%,美、法两国更是接近 30%,2011 年,五国的这一比重均有提高,美、英两国更是上升至 35%。与此相比较,中国生产服务业占总产出比重虽有提高,但仍徘徊在 13%以下的低水平。^①OECD 的数据显示,发达国家的管制在不断放松,生产服务业发展环境日益宽松;而中国生产服务业发展却面临诸多管制和其他制度性障碍(王青,2011)。

长期以来,生产服务业往往是各国严格管制的对象(Nicoletti,2001),主要原因有两个:第一,为纠正生产服务业的市场失灵。这是大多数国家管制的出发点。某些生产服务业具有自然垄断特征。以电信业为例,电信业初期需要投入大量的电缆等固定资本,并且在特定区域内往往只需要一个电信网络提供服务,这使得电信业具有自然垄断特征。具有自然垄断特征的生产服务业由单独一个企业来提供服务是有效的,所以政府通常会限制新企业进入这些行业。还有一些生产服务业存在信息不对称现象。以银行贷款为例,银行往往无法

收稿日期:2014-09-24

基金项目:教育部哲学社会科学研究重大课题“加快发展我国生产性服务业研究”(11JZD023);中国博士后科学基金面上资助项目“服务化与信息化的融合机制研究”(2014M550443)

作者简介:张少辉(1986—),男,广东潮州人,中山大学管理学院、中山大学中国第三产业研究中心博士研究生。

① 根据世界投入产出数据库(WIOD)整理而得。这里的生产服务业包括 WIOD 行业分类中的 Inland Transport、Water Transport、Air Transport、Other Supporting and Auxiliary Transport Activities; Activities of Travel Agencies、Post and Telecommunications、Financial Intermediation、Real Estate Activities、Renting of M&Eq and Other Business Activities 共八大行业。

完全获取贷款人的信用信息,这可能导致逆向选择,而贷款人在获得资金后可能会投资于高风险项目,从而产生道德风险。此外,某些生产服务业存在外部性,以金融业为例,一旦发生金融危机,将产生负外部性,严重冲击一国经济;为此,2008年金融危机后,各国普遍加大了对金融业的管制。为了纠正市场失灵,政府往往对相关生产服务业实行严格管制。第二,为保护本土生产服务企业。这种现象较常出现在发展中国家。在国际产业链的分工中,发达国家往往占据了研发、设计和销售等高附加值的生产服务环节,而发展中国家一般只处于加工、制造等低附加值环节。发展中国家的生产服务企业竞争力弱,如果贸然全面开放生产服务业市场,本国生产服务企业很可能会在国外企业的冲击下倒闭,加之国外生产服务业的渗透,还可能威胁到本国的经济安全。为此,发展中国家在生产服务业领域的开放态度是谨慎的,尤其是关乎国计民生的生产服务业,如信息、通讯、金融、铁路和航空等生产服务业。^①

但是,理论界一般认为放松管制有利于生产服务业的发展,相关观点在制度与服务发展的文献中时有出现。Nicoletti(2001)利用OECD管制数据库对服务业管制的特点及其经济影响进行了分析,认为服务业管制改革将促进服务业的快速增长。汪德华等(2007)利用跨国横截面数据,检验了政府规模、法治水平与一国服务业比重之间的关系,认为法治水平与服务业比重显著正相关而政府规模与服务业比重显著负相关。李勇坚和夏杰长(2009)的研究表明,制度变革是中国服务业快速增长、结构变迁与优化的根本原因。Barone和Cingano(2011)通过检验在OECD里实施较少反竞争管制的国家的制造业领域是否比其他国家表现得更好来研究反竞争服务管制的效应,认为放松服务管制有积极的经济增长效应。国务院发展研究中心市场经济研究所课题组(2011)指出,当前对我国服务业影响最大的三类因素分别是制度环境(市场经济体制)、政府职能和行业监管,我国服务业发展面临较为复杂的、多重的制度约束与障碍。邵骏和张捷(2013)指出,服务业具有典型的制度密集型特征,政府主导的资源配置结构成为中国国内服务业增长的阻碍,非国有经济发展、城市化进程和高质量的知识产权保护则有利于服务业发展。刘丹鹭(2013)运用一个基于服务产品的“垄断—竞争”模型,分析了管制对生产率的作用机制,认为管制强化了垄断,不利于高效率企业的进入和在位企业的创新。

上述研究不乏真知灼见,但仍存在以下三个方面的不足:第一,在研究方法上,以往研究只针对同一层面样本数据进行回归分析,尚未考虑到不同层次的管制对生产服务业的不同影响;第二,在数据选取上,由于缺乏高质量的劳动投入和资本投入等原始数据,现有研究只能用人均产出等简单指标来衡量生产率,缺乏准确的全要素生产率度量,这可能会带来一定的结论偏差;第三,在研究对象上,现有研究大多只是停留在研究制度(或其中的管制)对服务业的整体影响,尚未直接系统地研究管制对生产服务业的影响,更加缺乏考查这种影响是否会因国家收入水平的不同而出现差异。为此,本文尝试在这三个方面进行深化研究以弥补以上不足。

本文余下部分的结构安排为:第二部分分析生产服务业管制放松的条件,提出待检验假设;第三部分是管制对生产服务业影响的实证分析;第四部分是结论与启示。

^①除文中两个原因外,在中国对生产服务业实施严格管制的另外一个重要原因是思想认识不足。中国的理论和实践界在很长的历史时期里否定服务产品的存在,李江帆(1990)对此有详细论述,详见:李江帆:《第三产业经济学》,广州:广东人民出版社,1990。

二、放松管制的条件与研究假说

随着创新技术的发展、市场经济的完善和经济全球化的推进等,很多管制的经济基础都不复存在了。第一,技术进步改变了电信业和铁路运输业等生产服务业的自然垄断性质。以微信为代表的新兴移动互联通信技术改变了传统的电话通讯方式,虚拟运营商的兴起不断改变电信业的垄断特征;高速公路、快速航线的开通,不断冲击着铁路运输业的垄断地位。第二,市场经济的完善纠正了部分“市场失灵”。在成熟的市场经济中,交易越频繁,发出的价格信号往往越有效,这有利于消除部分信息不对称现象,以批发零售业为例,以往销售商可能比消费者拥有更多的价格信息,但随着交易的日益频繁,消费者可以通过移动终端及时地获取同种商品的各种报价,进行理性选择。此时,各销售商变成了“货架”,想再依靠自身的“独有价格信息”来抬高价格变得不可能。第三方认证和第三方支付等商务服务业的发展,也使部分信息不对称现象得到纠正,降低了交易成本,增加了市场交易机会。第三,经济全球化扩大了市场容量,为发展中国家的生产服务业提供了新的发展机遇。虽然发达国家占据了生产服务业的先发优势,但经济全球化也同时扩大了发展中国家的生产服务业市场。以中国为例,改革开放以来,中国的服务贸易出口额从 1982 年的 25 亿美元增长到 2012 年的 1 904 亿美元,年均增速高达 15.5%,其占世界比重也相应地从 0.7% 增长到 4.4%。^① 可见,经济全球化给中国生产服务业带来了广阔的市场空间。

因此,有理由相信,放松管制有利于降低生产服务业的交易成本,促进生产服务业的发展。但是,这必须有一个前提,即这种放松管制可以直接作用于生产服务业。在实践中,管制往往是分层次的,OECD 就将管制分为行业管制和国家产品市场管制两个层次,行业管制直接面向具体的生产服务行业,而国家产品市场管制除面向生产服务业外,还面向供水、供电和供气等行业。行业管制放松可以直接减少生产服务业的交易成本,从而促进生产服务业的发展。但国家产品市场管制放松对生产服务业的影响就不确定了。原因在于:国家产品市场管制面向的不仅仅是生产服务业,还有其他行业,国家产品市场管制需要通过行业管制对生产服务业产生间接影响,这种间接影响会因行业而异。例如,对于供水、供电和供气业和批发零售业两个行业,由于以往对前者的管制较严,而对后者的管制较松,如果现在国家产品市场管制放松,那么它对供水、供电和供气的影响将是积极显著的,而对批发零售业的影响相对不明显,甚至还可能引致批发零售业的资本和劳动等生产要素流向供水、供电和供气业而出现对批发零售业不利的影响。另外,国家产品市场管制与行业管制还可能出现相互冲突的情况,造成国家产品市场管制对生产服务业的影响不确定。

因此,提出如下研究假说:在当今经济环境下,直接面向生产服务业的行业管制放松可以直接促进生产服务业的发展,而间接面向生产服务业的国家产品市场管制放松对生产服务业的影响不确定。

三、管制对生产服务业影响的实证分析

如前所述,管制对生产服务业的影响主要体现在两个方面:一方面是行业管制对相应行业的直接影响,另一方面是国家产品市场管制通过行业管制作用于生产服务业的间接影响。因此,实证分析需涉及行业和国家两个层面的数据,而且行业是嵌套在国家之中的。对于多

^①数据来源于商务部发布的《2013 服务贸易统计表组》。

层嵌套数据,传统的回归分析方法一般有两种处理方式:一是将国家和行业变量都看成是同一水平的变量,直接在行业层面对数据进行分析;但问题是,假设同一国家内的行业间相互独立可能是不合理的,对不同国家的行业样本和同一国家的行业样本作同一假设也可能是不合理的;二是将行业层面的数据直接合并为国家层面的数据,然后在国家层面进行分析,其缺陷是丢失了国家内各行业个体间的差异信息,而这些差异信息往往很重要。这两种方式均忽略了数据的分层特点,可能做出不够准确甚至错误的解释。因为传统线性回归的基本假设是变量存在线性关系、变量总体服从正态分布、方差齐次性及个体间误差相互独立,后两条假设尤其是个体间误差相互独立的假设在嵌套数据中往往不能成立(张雷等,2003)。在本文中,不同国家的行业数据可能是独立的,但是同一国家的行业往往受相同国家层面变量的影响,很难保证相互独立。

为了克服传统回归方法处理多层嵌套数据的局限性,本文选择 *HLM* 进行假设检验。*HLM* 在回归国家和行业两层嵌套数据时,假设行业个体间的测量误差相互独立以及国家层面带来的误差在不同国家之间相互独立,进而将误差分解为两部分:一部分是行业个体间差异带来的误差;另一部分是国家间差异带来的误差。

(一)管制变量及数据选择

本文管制变量的数据来自 *OECD* 数据库。由于 *OECD* 公布的数据有限,本文所指生产服务业只包括零售、公路运输、航空运输、邮政通信、租赁和商务服务 5 个行业,所得结论也仅适合于上述 5 个行业,而对于金融等其他生产服务业是否适用,只能待以后有更全面的数据时再进一步研究。其中,邮政通信业管制用邮政和通信两个行业的管制指标的平均值表示,租赁和商务服务管制用 *OECD* 的专业服务行业管制指标代替。样本国家包括 23 个 *OECD* 国家。^①

(二)生产服务业发展变量及数据选择

衡量行业发展的指标一般有三个:产出比重、人均产出和全要素生产率(*Total Factor Productivity*,简称 *TFP*)。产出比重是多数文献(汪德华等,2007;李勇坚和夏杰长,2009)采用的行业发展指标;但是,比重是相对性指标,某一行业比重高并不意味着该产业就具有优势,有可能是其他产业比重低而导致的结果(李江帆和陈泽鹏,2012),用服务业增加值比重来衡量服务业发展有时会得出带有误导性的判断(顾乃华,2011)。人均产出是绝对性指标,可以衡量行业发展的绝对水平,邵骏和张捷(2013)曾采用人均产出作为行业发展指标,但这可能会因为汇率不可比而带来计算偏差问题。*TFP* 是较为理想的行业发展指标,也在越来越多的研究中得到使用(Nicoletti,2001;刘丹鹭 2013;张少辉,2014),但是 *TFP* 的计算对原始数据质量要求较高,计算方法也较为复杂。为较全面检验管制对生产服务业的影响,避免因单一指标带来的认知误差,本文依次将行业产出比重、人均产出和 *TFP* 当成因变量来检验管制的影响,以提高结论的稳健性。

行业产出比重、人均产出和计算 *TFP* 的原始数据均来自于 *WIOD*。其中,行业人均产出用不变价美元人均 *GDP* 乘以行业比重来衡量,^②类似于行业人均 *GDP*,并非就业人员的人均产出。行业 *TFP* 的计算比较复杂,以往文献测算 *TFP* 往往假定具体的生产函数形

^①这 23 个 *OECD* 国家分别是:澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、捷克、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、爱尔兰、意大利、日本、韩国、荷兰、葡萄牙、斯洛伐克、斯洛文尼亚、西班牙、瑞典、英国和美国。

^②各国 2005 年的不变价人均 *GDP* 数据来自于世界银行数据库。

式,如 C-D 函数,但这可能会因模型不甚合理而引起结论偏差。Caves 等(1982a,1982b)介绍了 *Malmquist* 生产率指数,该指数考虑了生产可能性集合,同时不要求具体的生产函数,能较为准确地测量生产率。Färe 等(1994)在测量 17 个 OECD 国家的 *Malmquist* 生产率指数的基础上,进一步将该指数分解为技术进步指数和效率改变指数。OECD(2008)认为该指数方法是定期测度生产率统计数据的推荐方法。鉴于 *Malmquist* 的广泛应用性和合理性,本文以此指数衡量 *TFP*。^①

准确测算 *Malmquist* 生产率指数的前提是具有高质量的原始数据。劳动投入和资本投入较为理想的测算指标分别是实际工时数和资本存量(OECD,2008);但以往研究大多使用就业人数和固定资本投资来分别代替劳动投入和资本投入,这应该是在数据不可得情况下的无奈之举,其后果是可能会导致较大的结论偏差。庆幸的是,WIOD 提供了各行业的劳动投入和资本投入的准确数据。为了方便国际比较,将各国 1995 年不变价本币单位折算成 1995 年不变价美元单位,折算指数采用世界银行数据库提供的以不变价本币和当年价美元为单位的 1995 年各国 GDP 计算而得。

为避免选择前沿技术参照系的主观性,Färe 等(1994)采用两个 CCD 类型^②的 *Malmquist* 指数的几何平均值来计算产出导向的 *Malmquist* 生产率指数,以此来测量 *TFP* 的增长,本文遵循这一做法,即:

$$\begin{aligned} M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) &= \left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \right) \left(\frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \times \left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) \left(\frac{D_0^t(x^t, y^t)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= EC \times TC \end{aligned}$$

其中, $D_0^t(x^t, y^t)$ 和 $D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ 分别是在 t 期技术水平下 t 和 $t+1$ 期的产出距离函数,而 $D_0^{t+1}(x^t, y^t)$ 、 $D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ 分别是在 $t+1$ 期技术水平下 t 和 $t+1$ 期的产出距离函数。 EC 是规模报酬不变且要素自由处置条件下的相对效率变化指数,刻画了从 t 期到 $t+1$ 期每个决策单位对最佳生产前沿的追赶程度(*catching up*); TC 是技术进步指数,刻画了技术前沿从 t 期到 $t+1$ 期的移动情况。上式是在规模报酬不变(CRS)的生产前沿下给出的,在规模报酬可变(VRS)的生产前沿下,效率变化指数还可被分解为纯技术效率变化指数(PEC)和规模效率变化指数(SEC),具体分解方法可参考 Estace 等(2004)。

(三)具体模型

以下介绍 *HLM* 的建立。本文分别以行业产出比重、人均产出和 *TFP* 作为生产服务业发展的代理变量,依次检验管制对生产服务业发展的影响,故有三个 *HLM* 模型,分别为:产出比重模型、人均产出模型和 *TFP* 模型。由于管制变量指标每五年才公布一次,虽然有 2013 年的数据,但考虑到其他数据均未更新至 2013 年,尤其是 WIOD 的资本投入数据只更新至 2009 年(个别国家只更新至 2008 年或者 2007 年),因此,本文采取折中做法,主要以 2008 年的横截面数据进行分析。相关变量的描述性统计见表 1。

1. 产出比重模型

$$L1:SS_{i,j} = \beta_{0j} + \beta_{1j}SECTOR + \beta_{2j}SS_{1998} + e_{i,j}$$

①以 *Malmquist* 生产率指数衡量 *TFP*,实际上测算的是全要素生产率的增长率,是一种相对全要素生产率。

②CCD 是指 Caves 等(1982)的做法。

$$L2:\beta_{0j}=\gamma_{00};\beta_{1j}=\gamma_{10}+\gamma_{11}PRODUCT;\beta_{2j}=\gamma_{20}+\mu_{2j}$$

其中,SS 表示 2008 年每个行业的产出占总产出的比重, i 和 j 表示行业和国家; β 和 γ 为待
定系数; $e_{i,j}$ 和 μ_{2j} 为随机变量; $SECTOR$ 为 2008 年行业管制变量, $PRODUCT$ 为 2008 年国
家产品市场管制变量; SS_{1998} 为 1998 年各行业的产出比重,是为了消除整体发展阶段和需求
结构对行业产出比重的影响而引入的控制变量。探索性分析拒绝了 $SECTOR$ 系数为随机
效应的假说,故在 $L2$ 中将其表达成函数形式,这意味着行业管制对行业产出比重的影响虽
会受国家产品市场管制的调节,但这种调节作用不会随国家不同而变化。

2.人均产出模型

$$L1:OP_{i,j}=\beta_{0j}+\beta_{1j}SECTOR+\beta_{2j}OP_{1998}+e_{i,j}$$

$$L2:\beta_{0j}=\gamma_{00};\beta_{1j}=\gamma_{10}+\gamma_{11}PRODUCT;\beta_{2j}=\gamma_{20}+\mu_{2j}$$

其中, OP 代表 2008 年各行业的人均产出; OP_{1998} 为 1998 年各行业人均产出,是为了消除整
体发展阶段和需求结构对行业人均产出的影响而引入的控制变量。同样地,探索性分析拒
绝了 $SECTOR$ 系数为随机效应的假说,故在 $L2$ 中将其表达成函数形式,这意味着行业管
制对人均产出的影响虽会受国家产品市场管制的调节,但这种调节作用不会随国家不同而
变化。

3.TFP 模型

$$L1:TFP_{i,j}=\beta_{0j}+\beta_{1j}SECTOR+e_{i,j}$$

$$L2:\beta_{0j}=\gamma_{00};\beta_{1j}=\gamma_{10}+\gamma_{11}PRODUCT$$

其中, TFP 是由基于上文介绍的 *Malmquist* 生产率指数计算得来,由于 *Malmquist* 生产率
指数计量的是全要素生产率的增长率,为了便于回归分析,将其转化为绝对全要素生产率,
具体的做法是,将 1995 年取值为 1,与相应年份的 *Malmquist* 生产率指数累积相乘计算出
2008 年各国各行业绝对全要素生产率。^① 探索性分析同样拒绝了 $SECANU$ 系数为随机效
应的假说,故在 $L2$ 中将其表达成函数形式,这意味着行业管制对 TFP 的影响虽会受国家
产品市场管制的调节,但这种调节作用不会随国家不同而变化。

表 1 变量的统计性描述

变量名	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
SS	115	3.45	3.05	0.22	13.14
SECTOR	108	1.87	1.01	0.00	5.00
SS ₁₉₉₈	115	3.25	2.49	0.06	11.63
OP	115	1 150.38	1 236.97	30.98	5 700.37
OP ₁₉₉₈	110	864.54	851.18	4.96	3968.31
PRODUCT	23	1.50	0.27	0.96	2.19
TFP	115	1.39	1.35	0.32	13.88

注:根据 WIOD、OECD 和世界银行数据库提供的数据计算而得。

①由于澳大利亚、捷克、丹麦、芬兰、法国、德国、匈牙利、爱尔兰、意大利、荷兰、西班牙、瑞典和英国 13 个国家缺失 2008 年的数据,用 2007 年的数据代替。

(四)实证结果及其分析

本文利用 *HLM6* 软件进行计算,以上三个模型的实证结果见表 2。

表 2 管制与生产服务业发展的 *HLM* 结果

固定效应	产出比重模型			人均产出模型			<i>TFP</i> 模型		
	系数	标准误	<i>t</i> 值	系数	标准误	<i>t</i> 值	系数	标准误	<i>t</i> 值
γ_{00}	-0.22**	0.086	-2.53	-26.95	23.48	-1.15	2.08**	0.58	3.59
γ_{10}	-0.70**	0.244	-2.87	-289.27**	87.08	-3.32	-0.58	0.46	-1.25
<i>PRODUCT</i> γ_{11}	0.34**	0.143	2.37	146.15**	48.992	2.98	0.15	0.14	1.06
γ_{20}	1.24**	0.05	24.91	1.49**	0.05	30.17			
随机效应	标准差	方差	卡方值	标准差	方差	卡方值			
<i>SS</i> ₁₉₉₈ μ_2	0.13	0.02	78.75**						
<i>OP</i> ₁₉₉₈ μ_2				0.17	0.03	16.19**			

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。下表同。

从表 2 可以看出,在产出比重模型和人均产出模型中,截距 γ_{10} 均显著为负,说明行业管制放松对生产服务业发展具有直接的促进作用。在 *TFP* 模型中,截距 γ_{10} 符号为负但不显著。放松国家产品市场管制通过行业管制作用于生产服务业的间接影响则较为复杂,*PRODUCT* γ_{11} 在产出比重模型和人均产出模型中均显著为正,说明放松国家产品市场管制会对生产服务业产出比重和人均产出产生间接的消极影响,这可能是国家产品市场管制对各行业(生产服务业只是各行业的一部分)的影响不均匀或者与具体的生产服务行业管制有冲突引起的。*PROANU* γ_{11} 在 *TFP* 模型中虽然为正但没通过显著性检验,说明放松国家产品市场管制对生产服务业 *TFP* 的间接影响并不确切。综合以上三个模型的结果来看,放松国家产品市场管制有可能对生产服务业起到间接的消极作用,也可能不起明显作用,这说明放松国家产品市场管制对生产服务业的影响是很复杂的。可见,研究假说得到了验证。

值得注意的是,产出比重模型和人均产出模型中的控制变量系数均显著为正,说明在生产服务业发展的过程中历史因素起很大作用。也不排除放松国家产品市场管制对生产服务业的影响可能有一部分是通过控制变量起作用的,这进一步说明了放松国家产品市场管制对生产服务业发展影响的复杂性。

正是基于国别差异对结果影响的重要性,本文采用了 *HLM* 进行估计;但是,如果这种差异对结果影响不大,那么用传统回归方法得出的结论应该不会有太大偏差,此时传统回归方法的结论就可以与 *HLM* 的结论进行交叉检验。为此,下面通过 *HLM* 零模型的组内相关系数来判断国别差异对结果的重要性。

如果 *HLM* 中 *L1* 和 *L2* 不含任何解释变量,那么它就是零模型,通过分析零模型中被解释变量的组内相关系数,可以判断多层线性模型的分析是否有必要。经测算,上述三个 *HLM* 零模型被解释变量的组内相关系数 *ICC* 均几乎为零,^①远小于临界值 0.059,^②说明国别差异对生产服务业产出比重、人均产出和 *TFP* 的影响微乎其微。换句话说,将国家和行业变量都看成是同一水平的变量,运用传统线性回归方法直接在行业层面对数据进行分析,

①产出比重模型的 *ICC* = 0.00115/9.30015 ≈ 0.0001,人均产出模型的 *ICC* = 1544.39775/1529180.30530 ≈ 0.0010, *TFP* 模型的 *ICC* = 0.00076/1.82830 ≈ 0.0004。

②顾乃华(2011)指出,根据建立 *HLM* 的经验判断准则,当 *ICC* 大于 0.059 时,就需要在统计建模处理中考虑如何处理组间效应。

得到的结果应该不会出现太大偏差。当然,这里的潜在假设是:同一国家的行业间相互独立,不同国家的行业样本与同一国家的行业样本之间也是相互独立的。为此,下文将采取传统线性回归方法进一步检验管制对生产服务业的产出比重、人均产出和 TFP 的影响,对 HLM 结论的稳健性进行检验。假设产出比重模型、人均产出模型和 TFP 模型的传统线性回归估计方程如下:

$$\begin{aligned} SS_i &= \beta_0 + \beta_1 SECTOR + \beta_2 PRODUCT + \beta_3 SS_{1998} + e_i \\ OP_i &= \beta_0 + \beta_1 SECTOR + \beta_2 PRODUCT + \beta_3 OP_{1998} + e_i \\ TFP_i &= \beta_0 + \beta_1 SECTOR + \beta_2 PRODUCT + e_i \end{aligned}$$

除了没有下标 j (j 在 HLM 中表示国家)之外,以上三式的变量与 HLM 中的变量含义完全相同。在这三个传统线性回归模型中,只在行业层面对数据进行分析,用以表示国家层面的 j 消失了。

回归结果如表 3 所示。从表 3 可见,行业管制与行业产出比重、人均产出和 TFP 均显著负相关,说明放松行业管制有利于生产服务业的发展;放松国家产品市场管制与人均产出显著正相关,与产出比重和 TFP 也呈现正向关系但不显著。这些结果与 HLM 的基本相同,这说明待检基本结论是稳健的。

为了考察不同收入水平下放松管制对生产服务业发展的影响是否会有所不同,本文将样本国家按人均 GDP 进行分组,在回归分析中加入虚拟变量 DUM (落后组 = 1,发达组 = 0) 与管制变量的交互项。世界银行的数据显示,2008 年 23 个样本国家的人均 GDP 最低为匈牙利的 11 533.8 美元,最高为爱尔兰的 49 801.3 美元,取其平均数 30 667.6 美元为分界线,人均 GDP 低于 30 667.6 美元的 9 个国家划入落后组,其余 14 个国家划入发达组。^① 加入交互项后的回归结果见表 4。

表 4 显示, $DUM \times SECTOR$ 和 $DUM \times PRODUCT$ 的影响在人均产出模型中均不显著,说明行业管制和国家产品市场管制对生产服务业人均产出的影响不会因国家收入水平不同而出现较大差异。但在产出比重模型和 TFP 模型中,交互项的影响较为复杂。在产出比重模型中, $DUM \times PRODUCT$ 的影响不显著,说明国家产品市场管制对生产服务业产出比重的影响不会因国家收入水平不同而出现太大差异; $DUM \times SECTOR$ 的影响显著为正,与 $SECTOR$ 的影响符号相反,说明行业管制对生产服务业产出比重的影响在落后组国家更大,但这种影响会削弱行业管制放松对生产服务业比重的促进作用。在 TFP 模型中, $DUM \times SECTOR$ 的影响显著为负,与 $SECTOR$ 的影响符号相同,说明行业管制对生产服务业生产率的影响在落后组国家更大,且这种影响会加强行业管制放松对生产服务业生产率的促进作用; $DUM \times PRODUCT$ 的影响显著为正,说明国家产品市场管制对生产服务业生产率的影响在落后组国家更大,但这种影响会削弱放松国家产品市场管制对生产服务业生产率的促进作用。由此可见,同样程度的行业管制放松,较之发达组国家,落后组国家的生产服务业产出比重上升较慢,但生产率提高较快;同样程度的国家产品市场管制放松,较之发达组国家,落后组国家的生产服务业生产率提高较慢。产生这些差异的原因可能是,较之发达组国家,落后组国家的生产服务业基数较小,行业管制可能较严格。为此,较之发达组国家,落后组国家有针对性的行业管制可以很快地促进生产服务业生产率的提高,但国内

^① 落后组的 9 个国家为:匈牙利、斯洛伐克、捷克、葡萄牙、韩国、斯洛文尼亚、希腊、西班牙和意大利。发达组的 14 个国家为:法国、澳大利亚、加拿大、德国、日本、比利时、英国、奥地利、芬兰、荷兰、瑞典、美国、丹麦和爱尔兰。

非生产服务业的生产率可能在同期提高得更快,因而出现生产服务业比重上升较慢的现象;类似地,同样程度的国家产品市场管制放松,由于其面向的不仅仅是生产服务业,因此落后组国家更大比重的非生产服务业可能会“吸走”更多的管制放松效应,从而使生产服务业生产率提高得较慢。

表 3 管制与生产服务业发展的传统线性回归模型结果

	产出比重模型		人均产出模型		TFP 模型	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值
SECTOR	-0.15 *	-1.86	-79.16**	-3.3	-0.36 **	-2.58
PRODUCT	0.25	0.80	314.44**	3.28	0.50	0.94
SS ₁₉₉₈	1.20**	39.95				
OP ₁₉₉₈			1.41**	50.75		
常数项	-0.53	-1.18	-424.48**	-2.97	1.36 *	1.80
调整的 R ²	0.940		0.965		0.04	

表 4 管制与生产服务业发展的传统线性回归模型结果(含交互项)

	产出比重模型		人均产出模型		TFP 模型	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值
SECTOR	-0.28**	-2.69	-118.86**	-3.81	-0.11	-0.61
PRODUCT	0.35	0.84	197.26	1.63	-0.93	-1.31
SS ₁₉₉₈	1.21**	40.17				
OP ₁₉₉₈			1.43**	50.27		
DUM×SECTOR	0.30 *	1.91	69.85	1.49	-0.69 **	-2.51
DUM×PRODUCT	-0.35	-1.46	-3.67	-0.05	1.36**	3.29
常数项	-0.48	-0.86	-251.58**	-1.55	2.75* **	2.96
调整的 R ²	0.941		0.968		0.119	

四、结论与启示

本文运用 23 个 OECD 国家的横截面数据,实证检验了行业管制和国家产品市场管制对生产服务业的影响。研究表明:放松行业管制能有效地促进生产服务业的发展,而放松国家产品市场管制对生产服务业的影响不确定。同时,将国家按不同收入水平分组的回归结果显示:行业管制和国家产品市场管制对生产服务业人均产出的影响不会因国家收入水平的不同而出现较大差异;国家产品市场管制对生产服务业产出比重的影响不会因国家收入水平不同而出现较大差异;同样程度的行业管制放松,较之发达组国家,落后组国家的生产服务业产出比重上升较慢但生产率提高得较快;同样程度的国家产品市场管制放松,较之发达组国家,落后组国家的生产服务业生产率提高得较慢。总体而言,放松管制有利于生产服务业的发展。

虽然 OECD 没有公布中国行业管制和国家产品市场管制的数据,但不少学者认为中国生产服务业的管制较为严格(国务院发展研究中心市场经济研究所课题组,2011;王青,

2011;刘丹鹭,2013);因此中国有必要放松管制以促进生产服务业发展。目前,中国生产服务业管制存在两个问题:第一,政府具有行政审批的管制偏好,导致管制的结构性供求失衡。转型期的中国,往往倾向于出台管制成本低、私人收益高(尽管社会收益低甚至为负)的政府管制,如行政审批;而管制成本高但社会收益更高的政府管制则相对缺失,如管制法律。政府管制的越位和缺位,导致生产服务业的管制出现结构性供求失衡。第二,政府管制边界模糊,导致管制结构不合理。管制确立者、管制实施者和被管制对象三个主体之间相互独立,才能保证政府管制的有效性(王俊豪,2007)。但现阶段的中国,在电信、铁路和金融等国有生产服务企业,管制确立者、管制实施者和被管制对象之间难以区分,导致管制结构不合理。

因此,中国可以考虑从以下几个方面放松生产服务业管制:第一,加强生产服务业管制部门的顶层设计。在国务院机构改革和职能转变以及大部制改革的机遇下,整合现有生产服务业的管制机构,成立专门生产服务业监管机构,依托生产服务业人才,深入分析行业特点,出台有针对性的生产服务业管制措施。第二,大力引进市场机制。在传统自然垄断领域中尽量区分出自然垄断环节,对非自然垄断环节则实行“非禁即入”的负面清单市场准入机制;在自然垄断环节也要探索引入市场机制,推动国有企业的市场化改革。第三,完善相应法律法规。及时研究新兴生产服务业,制定相应的法律法规,开展试点工作,避免监管空白;在实践中不断修正和完善相应的法律法规,走出“放开即乱、收紧则死”的管制怪圈。

参考文献:

- [1]顾乃华.城市化与服务业发展:基于省市制度互动视角的研究[J].世界经济,2011,(1):126—142.
- [2]国务院发展研究中心市场经济研究所课题组.经济结构优化调整中着力促进服务业发展的制度环境研究(总报告)[J].经济研究参考,2011,(40):2—44.
- [3]江波,李江帆.政府规模、劳动—资源密集型产业与生产服务业发展滞后:机理与实证研究[J].中国工业经济,2013,(1):64—76.
- [4]经济合作与发展组织.生产率测算手册——基于总量层次和产业层次生产率增长的测算[M].北京:科学技术文献出版社,2008.
- [5]李江帆.把第三产业纳入再生产公式[J].贵州社会科学,1987,(3):5—9.
- [6]李江帆.第三产业经济学[M].广州:广东人民出版社,1990.
- [7]李江帆,陈泽鹏.服务产品流与服务输出研究[J].中山大学学报(社会科学版),2012,(4):182—199.
- [8]李勇坚,夏杰长.制度变革与服务业成长[M].北京:中国经济出版社,2009.
- [9]刘丹鹭.进入管制与中国服务业生产率——基于行业面板的实证研究[J].经济学家,2013,(2):84—92.
- [10]邵骏,张捷.中国服务业增长的制度因素分析——基于拓展索洛模型的跨地区、跨行业实证研究[J].南开经济研究,2013,(2):132—152.
- [11]汪德华,张再金,白重恩.政府规模、法治水平与服务业发展[J].经济研究,2007,(6):51—64.
- [12]王俊豪.管制经济学原理[M].北京:高等教育出版社,2007.
- [13]王青.我国服务业发展面临的准入、监管制度障碍与政策建议[J].经济研究参考,2011,(40):45—47.
- [14]王恕立,胡宗彪.中国服务业分行业生产率变迁及异质性考察[J].经济研究,2012,(4):15—27.
- [15]张雷,雷雳,郭伯良.多层线性模型应用[M].北京:教育科学出版社,2003.
- [16]张少辉,李江帆,张承平.产业结构调控与中国区域全要素生产率增长[J].管理学报,2014,(6):898—905.
- [17]Barone G, Cingano F. Service regulation and growth: Evidence from OECD countries[J]. The Economic Journal, 2011, 121 (555): 931—957.
- [18]Caves D W, Christensen L R, Diewert W E. Multilateral comparisons of output, input, and productivity

- using superlative index numbers[J].The Economic Journal,1982a,92(365):73—86.
- [19]Caves D W,Christensen L R,Diewert W E.The economic theory of index numbers and the measurement of input,output,and productivity[J].Econometrica,1982b,50(6):1393—1414.
- [20]Estache A,de la Fé B T,Trujillo L.Sources of efficiency gains in port reform:A DEA decomposition of a malmquist TFP index for Mexico[J].Utilities Policy,2004,12(4):221—230.
- [21]Farrell M J.The measurement of productive efficiency[J].Journal of the Royal Statistical Society.Series A (General),1957,120(3):253—290.
- [22]Färe R,Grosskopf S,Norris M,et al.Productivity growth,technical progress,and efficiency change in industrialized countries[J].The American Economic Review,1994,84(1):66—83.
- [23]Greenfield H I.Manpower and the growth of producer services[M].New York:Columbia University Press,1966.
- [24]Nicoletti G.Regulation in services:OECD patterns and economic implications[R].OECD Economics Department Working Papers No.287,2001.

Regulation and the Development of Producer Services: Evidence from OECD Countries

Zhang Shaohui

(School of Business, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: This paper tries to analyze the theoretical mechanism of regulation's impacts on producer services. Using the cross-section data of 23 OECD countries, it makes an empirical analysis of the impacts of sector regulation and state regulation on producer services. It shows that sector deregulation can significantly promote the development of producer services, but the impact of economy-wide product market deregulation on producer services is imprecise. There exist the two problems of the regulation on producer services in China, namely regulatory preferences of Chinese government at administrative approval level, leading to a structural supply-demand imbalance of regulation, and vague regulation boundary of Chinese government, leading to an unreasonable regulation structure. It makes suggestions about the imperfection of existing producer services regulation policy in China.

Key words: regulation; producer services; hierarchical linear model; Malmquist productivity index

(责任编辑 周一叶)