

## 契约环境与服务业发展

李筱乐

(上海行政学院 经济学教研部, 上海 200233)

**摘要:**本文通过建立委托—代理的三阶段博弈模型分析服务生产的决策机制,结合2012年中国省际服务业细分行业的数据,借鉴倍差法思路,并运用普通最小二乘法和工具变量法考察了契约环境与服务产出、生产性服务产出之间的关系。实证结果表明:契约环境是影响服务业产出的重要因素,在契约环境较为优越的地区,服务业的产出水平更高,较好的契约环境有助于维护契约的正常执行,提高服务企业的生产积极性,并且这种推动作用在契约依赖程度较高的服务行业表现得更为明显。进一步对生产性服务业样本进行检验,可以得出相同的结论。在控制了人力资本、物质资本、贸易自由化、产业基础设施投入和地区基础设施发展水平等因素后,上述结果依然稳健。

**关键词:**契约环境;服务业;生产性服务业;不完全契约

**中图分类号:**F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2016)01-0134-11

**DOI:**10.16538/j.cnki.jfe.2016.01.013

### 一、引言

20世纪中叶,随着全球经济的复苏,劳动分工和产业结构都发生了重大改变,西方发达国家在充分获得了工业化的红利之后,又朝着服务化方向迈进,服务业的发展被认为是这一时期经济增长的主要驱动力量。2012年,发达国家服务业增加值占国民生产总值(GDP)的比重已经普遍超过70%,美国更是接近80%。而在中国,虽然经济一直保持高速增长,但是2013年服务业比重仅为46.92%。同时,与经济增长形成更鲜明对比的是我国契约制度建设滞后,据世界银行《2015年全球营商环境报告》显示,在全球189个经济体中,中国合同执行项的排名仅为35,这反映了我国法律制度对契约自由保障的低效率,司法体系的不完善导致许多本该正常执行的契约没有得到应有的保护。对此,我们不禁要问:中国服务业发展滞后是否与中国契约制度环境建设滞后的事实在联系?从制度经济学的角度来考察服务业发展问题是否可行?

国内外文献对这一主题的讨论给了我们许多有益的启发。Hill(1999)认为服务具有无形、多样和不可运输的本质特征,因此交易双方很难对服务契约进行事前检验和事后评估,而良好的制度环境则可以减少机会主义行为和不可预期的风险,进而提高契约执行效率,促进服务交易完成。Clague等(1999)将服务业归为契约密集型产业,因此服务业的生产和交易过程会涉及更多的契约安排,也更易受到契约制度环境<sup>①</sup>的影响。Mattoo等(2001)认为

收稿日期:2015-05-15

基金项目:国家社会科学基金一般项目(14BGL012);国家社会科学基金青年项目(14CSH034)

作者简介:李筱乐(1986—),女,山东青岛人,上海行政学院经济学教研部讲师。

<sup>①</sup>契约制度环境是指人们在缔约以及履约过程中所处的制度环境,这种环境可以是一种文化氛围(譬如宗法),一种市场环境(如营商环境)或一种强制力(譬如法律制度)。

一国贸易开放的自由程度越高,服务业的增长率越高,而贸易开放程度高的地区往往也具有较好的制度环境。汪德华等(2007)使用跨国截面数据研究发现,契约维护制度与服务业的比重呈正相关的关系。陈艳莹等(2008)认为,在转轨时期,相比经济性的进入障碍,政府的控制力对服务业进入退出机制的扭曲更严重,因此制度政策是制约服务业发展的重要因素。也有少数学者从微观层面进行了研究,如刘培林和宋湛(2007)认为我国服务业企业的财务状况和经济效益较差、投资门槛较高抑制了服务业自身的发展。庞春(2010)认为当制度效率比服务交易效率改进程度更大时,经济会呈现出以服务发展为导向的增长。

在现有文献的基础上,本文做出以下尝试:第一,运用博弈论对制度因素影响服务业发展的机制进行阐释,并建立一个契约制度环境影响服务业产出的理论模型,为研究服务业发展问题提供了新的视角。第二,不仅对地区层面的制度差异进行了区分,还对服务业内部各行业的特征进行了区分,同时从地区和行业两个维度进行分析,实证检验了契约环境对服务业发展的影响。

## 二、理论机制

服务产品以多样化和差异化为特征,通常没有统一的评价标准和有组织的市场进行交易(Eswaran 等,2002),服务供应商往往需要提供专用性的产品来满足客户的个性化需求。因此,交易方式也更为复杂多样,使服务供应商在生产过程中不得不进行多重选择,一方面要考虑全部产出的最优投资规模,另一方面还要考虑生产通用性服务产品和专用性服务产品的投资配给。Nunn(2007)通过建立最终厂商和中间供应商的博弈模型研究了契约执行效率对产业专用性投资所产生的影响,并证明了契约环境和比较优势之间的关系:相对于契约环境较差的国家,契约环境较好的国家在契约密集度高的产业上具有比较优势。本文首先参考 Pascali(2009)和 Acemoglu 等(2009)的思路,建立一个服务产品企业生产全部服务产品的决策模型,再对 Nunn(2007)的委托一代理的三阶段博弈模型进行补充,将专用性服务客户和供应商分别作为委托人和代理人,建立生产的委托一代理模型,分析服务供应商生产专用性服务产品的投入选择,并对契约环境影响服务业生产供给的机制做出说明。

### (一) 基本假定

假设服务企业的生产需要两种要素投入,其中通用性投入要素  $q^x$  可以同时用来生产通用性服务产品和专用性服务产品,专用性投入要素  $q^y$  只用来生产专用性服务产品,将服务企业的全部要素投入记为  $q = q^x + q^y$ ,服务品总产出记为  $F(q)$ ,其中  $F(\cdot)$  为凹函数,满足  $F'(\cdot) > 0$  与  $F''(\cdot) < 0$  的性质。进一步地,将专用性服务品产出记为  $\alpha F(q)$ ,其中  $\alpha \in (0, 1)$  为专用性服务产品的交易契约密集度,由于专用性投入要素只用来生产专用性服务产品,所以  $\alpha$  既可以用来衡量服务产品的专用性程度,也可以用来衡量专用性投入要素的密集程度。按照前文的分析,专用性服务产品替代性低,客户群范围较小,议价能力较强,服务品供应商往往容易遭遇违约的情况,一旦发生违约,供应商专用性投入要素的产出即为 0。因此,可将服务企业实际总产出  $M(q)$  表示为:

$$M(q) = (1 - \alpha)F(q) + \varphi\alpha F(q) \quad (1)$$

其中,  $\varphi$  为示性函数,  $\varphi = 1$  表示交易契约正常执行,  $\varphi = 0$  表示违约事件发生。

### (二) 总投入选择

假设服务企业投入一单位生产要素  $q$  的成本为常量  $p^M$ ,通用性服务产品和专用性服务产品的价格均为 1,专用性产品合约正常执行的概率为  $\gamma \in (0, 1)$ ,即  $P(\varphi = 1) = \gamma$ ,这里  $\gamma$

的大小与服务企业所在地区的契约环境呈正向关系,  $\gamma$  值高, 表明地区契约环境好, 契约执行效率高, 反之亦然。由此可得服务企业的预期利润为:

$$\Omega_M = \gamma F(q) + (1-\gamma)(1-\alpha)F(q) - p^M q \quad (2)$$

服务企业为达到预期利润最大化的目标, 将选择最优投入要素数量, 使其满足求解式(2)最优化问题的一阶条件, 得到:

$$[1-\alpha(1-\gamma)]F'(q) = p^M = 0 \quad (3)$$

由式(3)可以求出服务企业的最优投入要素为  $q^*(\alpha, \gamma)$ 。

可见, 最优要素投入  $q^*(\alpha, \gamma)$  是契约密集度  $\alpha$  和契约执行效率  $\gamma$  的函数, 进一步分别求  $q^*(\alpha, \gamma)$  对  $\alpha$  和  $\gamma$  的偏导:

$$\frac{\partial q^*}{\partial \gamma} = -\frac{\alpha}{[1-\alpha(1-\gamma)]} \times \frac{F'(q)}{F''(q)} \quad (4)$$

$$\frac{\partial q^*}{\partial \alpha} = \frac{(1-\gamma)}{[1-\alpha(1-\gamma)]} \times \frac{F'(q)}{F''(q)} \quad (5)$$

因为  $F'(q) > 0, F''(q) < 0$  并且  $\alpha, \gamma \in (0, 1)$ , 所以由式(4)可得  $\frac{\partial q^*}{\partial \gamma} > 0$ , 即在契约依赖程度相同的行业中, 契约执行效率的提高或者契约环境的改善有利于增加服务企业最优投入要素数量。同理, 由式(5)可得  $\frac{\partial q^*}{\partial \alpha} < 0$ , 即在相同的契约环境中, 契约密集程度的增加会造成服务企业要素投入的扭曲, 降低最优投入要素数量。

根据式(4)求  $q^*(\alpha, \gamma)$  对  $\alpha$  的二阶混合偏导:

$$\frac{\partial^2 q^*}{\partial \gamma \partial \alpha} = -\frac{\alpha(1-\gamma)F'(q)[F''(q)^2 - F'''(q)F'(q)] + F'(q)F''(q)^2}{[1-\alpha(1-\gamma)]^2 F''(q)^3} \quad (6)$$

在一般情况下, 凹函数均满足  $F''(q)^2 - F'''(q)F'(q) > 0$  的性质, 由式(6)可得:  $\frac{\partial^2 q^*}{\partial \gamma \partial \alpha} > 0$ , 即在契约环境较好的地区, 契约依赖程度越高的企业其最优投入要素增长也越快。

### (三) 专用性投入选择

由前文的分析可知, 定制专用性服务的客户群规模一般较小, 专用性服务的替代性较低, 这在很大程度上使得服务供应商议价能力不足, 常常会面临客户违约的风险。所以, 在计算实际产出时, 我们加入示性函数, 表示这种不确定性的违约风险。下面将通过一个客户—服务企业的三阶段博弈模型, 进一步讨论契约环境对服务企业专用性投入选择的影响。

**阶段一:** 在专用性服务产品生产之前, 客户与服务企业就产出收益分配进行谈判, 提出分成比例  $s \in (0, 1)$ , 这里假设服务企业获得  $s$  部分的收益, 而客户获得  $(1-s)$  部分的收益。

**阶段二:** 客户与服务企业签订服务定制合同, 服务企业进行生产。假设通用性投入要素  $q^x$  的来源充足, 所以专用性服务品的产出还可表示为专用性投入要素  $q^x$  的函数, 记为:  $f(q^y)$ , 其中  $f(\cdot)$  是凹函数, 且满足  $f'(\cdot) > 0, f''(\cdot) < 0$  的性质。

**阶段三:** 在服务企业投产之后, 客户要求重新谈判。企图独吞所有产出收益, 即  $s=0$ 。<sup>①</sup> 此时, 服务企业只有通过法律途径为自己争取权益。一旦法院做出准确判断, 专用性产品合约就可以正常执行, 这一概率为  $\gamma \in (0, 1)$ , 此时服务企业可以获得之前合同中规定比例的分成。由于契约的不完全性, 一般来说法院无法完全知晓服务企业产出的价值以及收益。

<sup>①</sup> 根据子博弈精炼均衡, 代理人会接受委托人不支付生产要素成本的提议。

因此,法院只能以 $(1-\gamma)$ 的概率判断出服务企业产出的部分价值,假设这一部分占全部产出价值的比重为 $g(q^y) \in (0,1)$ ,法院测算产出价值的难度会随着专用性投入要素的增加而增加,所以有 $g'(q^y) < 0$ 。为简化运算,再加入一个强假设,即 $g''(q^y) = 0$ 。

下面我们采用逆推法求出该完全信息动态博弈的子博弈完美均衡解。

阶段三:假设双方通过法律途径解决纠纷的成本为0。如果再谈判无任何成本,则客户一定会选择违约,因为如果败诉,客户不仅要被强制履行合同,还有可能受到惩罚。如果服务企业胜诉,则其可以获得部分收益;否则收益为0。所以,客户一定会选择违约再谈判,服务企业一定会选择诉诸法律。

阶段二:通过法院的判决,服务企业预期获益为:

$$\Omega_f = p^f s f(q^y) [\gamma + (1-\gamma) g(q^y)] - p^y q^y \quad (7)$$

其中,常量 $p^f$ 为专用性服务产品的价格, $p^y \in (0, p)$ 是专用性投入要素 $q^y$ 的成本。

服务企业选择最优专用性投入要素以使预期收益最大化。则式(7)最优化问题的一阶条件为:

$$\frac{d\Omega_f}{dq} = 0, \text{ 即 } \frac{1}{1-\gamma} + g(q^y) = -g'(q^y) \times \frac{f(q^y)}{f'(q^y)} + \frac{p^y}{(1-\gamma)p^f s} \times \frac{1}{f'(q^y)} \quad (8)$$

由式(8)可以求出服务企业的最优专用性投入要素 $q^{y*}(\gamma)$ ,并且 $q^{y*'}(\gamma) > 0$ ,<sup>①</sup>即契约环境改善会促进服务企业增加专用性要素投入。

阶段一:如果客户和服务企业不能就分成比例达成共识,则双方的收益均为0。所以,双方只有同意合作进行分成,才可以获得收益。此时,分成比例 $s$ 取决于纳什谈判解:

$$\max(s) = \Omega_c \times \Omega_f$$

其中, $\Omega_c = f(q^y) - \Omega_f$ 为客户的期望收益。

综合以上分析,在契约依赖度越高的行业,契约环境对服务企业最优投入的影响越大。在生产专用性服务产品过程中,契约环境也会对专用性要素投入产生重要影响。一方面,由于契约的不完全性,服务企业会减少对专用性生产要素的使用,投入的不足使得专用性服务产品的生产水平下降,从而导致定制专用性服务产品的客户减少对专用性产品的需求,服务企业对专用性产品的供给也相应减少;另一方面,契约的不完全性也反映在行业对契约的依赖程度上,契约的不完全会增加交易双方对契约的依赖,使得契约不完全程度越高的行业对契约的依赖性也越强、对外部契约环境变化带来的影响也越敏感。当契约环境改善(如法律对契约的保护力度增强)使得契约执行效率提高时,服务企业面临的违约风险下降,对专用性要素的投入会随之增加,专用性服务产出也相应增加,并且这种产出效应在契约依赖度高的行业表现得更加明显。

### 三、计量模型的设定

#### (一)计量模型的建立

根据第二节的分析可知,契约环境对服务业产出增长的影响与服务行业契约依赖程度有关,如果采用一般的线性估计模型,则无法真正地实现对这一理论机制的检验。因此,继续采用Nunn(2007)的方法,并加入行业特征变量和地区特征变量的交互项,运用倍差法对

<sup>①</sup>因为 $g'(q^y) < 0, g''(q^y) = 0, f'(q^y) > 0, f''(q^y) < 0$ ,所以式(8)右边随 $q^y$ 的增加而增加,式(8)左边的 $g(q^y)$ 随 $q^y$ 的增加而减小,只有在 $\gamma$ 随 $q^y$ 的增加也相应增加的条件下,式(8)才能成立。

线性计量模型进行估计。具体模型如下：

$$S_{s_{iz}} = \tau_i + \tau_z + \beta_1 den_i \times ENV_z + \sum_n \beta_n q_i^n \times Q_z^n + \epsilon_{iz} \quad (9)$$

其中,  $i$  和  $z$  分别表示行业和地区。被解释变量  $S_{s_{iz}}$  为地区  $z$  的服务业细分行业  $i$  的产出水平。为了便于区分, 在解释变量中, 地区特征变量均为大写, 行业特征变量均为小写。式(9)中,  $den_i$  为行业  $i$  的契约依赖程度,  $ENV_z$  为地区  $z$  的契约制度环境,  $den_i \times ENV_z$  则为行业契约依赖程度和地区契约环境的交互项;  $\tau_i$  是行业固定效应,  $\tau_z$  是地区固定效应;  $\epsilon_{iz}$  为随机扰动项。式(9)中估计系数  $\beta_1$  表示的是: 不完全契约环境下, 契约环境变化对不同契约依赖程度的服务行业产出水平的影响。

## (二)控制变量的选取

$q_i^n \times Q_z^n$  为行业特征和地区特征交互项控制变量, 其中  $q_i^n$  是行业特征,  $Q_z^n$  为对应的地区特征。具体来说, 本文共控制了四个变量, 具体包括:

### 1. 行业外商投资和地区对外贸易的交互项( $fdi \times TRA_z$ )

贸易自由化可以降低国际投资在服务业和其他产业之间的扭曲程度, 推动服务贸易快速发展, 可以提升企业的生产率和竞争力, 进而促使更多服务领域的市场开放和投资流入。

### 2. 行业交通设施依赖程度和地区交通基础设施的交互项( $inf_i \times ROAD_z$ )

交通基础设施会通过空间网络发挥集聚效应或者扩散效应, 影响生产要素的流动, 一个地区交通基础设施的发展会提升所在区域的便捷性。服务作为一种不可运输的无形产品, 对交通基础设施具有一定的依赖性。

### 3. 行业物质资本密度和地区物质资本的交互项( $k_i \times K_z$ )

我国服务业资本存量与服务业发展水平在空间上的分布呈现出一致性(刘伟和张辉, 2008), 并且中国服务业的增长是资本增强型的(程大中, 2003)。

### 4. 行业人力资本密度与地区人力资源禀赋的交互项( $hr_i \times HR_z$ )

人力资本是服务型企业增强竞争优势、提升利润的有力保证(Hitt 等, 2001)。因此, 我们加入并控制此交互项。

## 四、数据说明

### (一)被解释变量

服务业产出水平( $S_s$ ): 使用服务行业增加值占地区生产总值( $GDP$ )的比重来衡量。<sup>①</sup>

生产性服务业产出水平( $P_s$ ): 通过分别计算各省(市)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 5 个行业的增加值比重来衡量。<sup>②</sup>

### (二)核心解释变量

1. 地区契约环境( $ENV$ )。企业作为市场经济活动的主要参与者, 对政府管理、法制状况和经济形势等宏观环境有着最直接的反应。通常来说, 契约环境越好的地区, 企业的经营环境便利性也越好。所以, 本文使用《中国分省企业经营环境指数 2013 年报告》(王小鲁等,

<sup>①</sup>由于西藏的部分数据缺失, 为保持数据的完整性, 本文采用除西藏以外的 30 个省(市)的数据。根据《国民经济行业分类》(GB/T4754—2011)中服务业大类划分标准, 本文使用 14 个服务行业的数据, 其中不包括国际组织(T)。

<sup>②</sup>我们依据 1997 年、2002 年和 2007 年的 3 张投入产出表计算服务业细分行业的中间投入率的变化趋势, 并以 2007 年投入产出表作为基准, 将中间需求率大于 50% 这一临界值的行业划分为生产性服务业。

2013)中 2012 年企业经营环境指数来衡量地区契约环境。

2. 行业契约依赖度( $den$ )。参考 Nunn(2007)的思路,通过行业产出被用作专用性投入要素的密集度来衡量行业对契约的依赖程度。本文中服务产品是作为中间投入要素而进入到其他产业的,而服务品中的一部分需要通过投入专用性生产要素获得,一旦投入生产,就被算作沉没成本,无法收回,所以服务生产商就要遭受被动议价的风险。当服务的生产中需要投入的专用性要素较为密集时,服务供应商对契约的依赖程度就较高,也更容易受到契约环境的影响。行业契约依赖程度按照公式  $den_i = \phi_{im} \times E_m$  计算。其中,  $\phi_{im} = u_{im}/u_m$ ,  $u_{im}$  表示行业  $i$  产出作为中间要素投入到行业  $m$  中的部分,  $u_m$  表示行业  $m$  使用的所有中间要素的总投入,  $E_m$  为 Nunn(2007)研究中的契约密度指标,为保持数据的一致性,行业契约依赖程度一项的数据来源与  $E_m$  相同。

### (三) 行业特征的控制变量

人力资本密度( $hr$ )使用服务业细分行业科技人员从业人员比重衡量。物质资本密度( $k$ )使用服务业细分行业固定资本存量与行业增加值的比重衡量。外商直接投资( $fdi$ )使用服务业细分行业外商直接投资额与行业增加值的比重衡量。其中,外商直接投资额根据当年汇率中间价调整为人民币计价。行业基础设施投入( $inf$ )使用服务业细分行业总投入中交通、邮政和仓储业的投入比重衡量。服务业细分行业的投入产出数据根据 2010 年中国投入产出表计算。

### (四) 地区特征的控制变量

人力资源禀赋( $HR$ )使用各省(市)高等教育在校人数与各省(市)年末常住人口比重衡量。物质资本禀赋( $K$ )使用各省(市)物质资本存量与地区生产总值的比重衡量。其中,省际物质资本存量参照张军等(2004)的思路,根据永续盘存法,以 2004 年为基期进行估算。同时,各省(市)生产总值也根据地区生产总值指数以 2004 年为基期计算。对外贸易( $TRA$ )使用各省(市)外商投资企业进出口总额与地区生产总值的比重衡量。各省(市)外商投资企业进出口总额根据当年汇率中间价调整为人民币计价。交通基础设施( $ROAD$ )使用地区公路密度衡量。公路密度通过单位面积的公路里程计算(公里/平方千米)。

表 1 各变量的描述性统计

变量	变量特征	单位	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
服务业( $S_s$ )	地区和行业	%	348	3.18	2.72	0.24	16.31
生产性服务业( $P_s$ )	地区和行业	%	126	2.78	2.24	0.54	14.19
契约密集度( $den$ )	行业	—	420	0.50	0.11	0.30	0.74
企业经营环境( $OPT$ )	地区	%	420	3.04	0.12	2.80	3.44
开埠通商历史( $OPT$ )	地区	年	420	115.57	25.27	61.3	164
大饥荒死亡率( $DIE$ )	地区	%	420	15.43	7.37	7.80	47.00
人力资本密度( $hr$ )	行业	%	420	41.41	20.68	10.20	71.10
人力资源禀赋( $HR$ )	地区	%	420	1.82	0.52	0.85	3.35
物质资本密度( $k$ )	行业	%	420	1.69	3.01	0.02	11.82
物质资本禀赋( $K$ )	地区	%	420	3.56	0.53	2.52	4.90
外商投资( $fdi$ )	行业	%	420	1.74	1.80	0.00	5.69
对外贸易( $TRA$ )	地区	%	420	14.01	20.47	0.13	90.68
行业基础设施( $inf$ )	行业	%	420	6.61	3.52	1.83	16.34
地区基础设施( $ROAD$ )	地区	公里/平方千米	420	0.88	0.47	0.09	1.98

注:为保持数据的完整性,我们将统计年鉴中个别空缺的数据以近似 0 的数值进行了插值,所以部分变量的最小值会显示为 0。数据来自《中国统计年鉴 2005—2013 年》。

## 五、估计结果及分析

### (一) 普通最小二乘法估计结果

首先使用普通最小二乘法(OLS)估计契约环境对生产性服务总产出水平的影响。为考察估计结果的稳健性,在回归方程中逐步加入控制变量。第(1)列显示,契约环境与契约依赖程度交互项的估计系数为正,并在1%的统计水平上显著。第(2)列—(5)列中,契约环境与契约依赖程度交互项的系数符号方向仍为正,并且统计显著性也没有发生根本性变化。因此,可以初步证实估计结果是稳健的,即地区契约环境的改善会对服务业产出起到促进作用,并且随着行业契约依赖程度的提高,服务企业的产出水平会明显增加。

此外,外商投资与地区对外贸易交互项的系数显著为正,表明贸易自由化为服务业发展带来了更好的机遇。物质资本密度和物质资本存量交互项的估计系数同样显著为正,说明在物质资本丰裕的地区,随着服务行业资本密集度的提高,其产出水平也会随之上升。但是,基础设施投入和地区交通基础设施交互项的系数显著为负,说明在交通基础设施发达的地区,对交通基础设施依赖性高的服务行业的产出水平并不高,即交通基础设施与服务业的配置发生了扭曲。这可能是由于地方保护和市场分割使得政策在不同行业间出现倾斜,政府投资基础设施是为了吸引外商投资到特定行业,从而对地区产业资源造成了误置(杨振和陈甬军,2013);或者是由于政府企图通过基础设施支出寻租,而忽视了基础设施质量的真正改善,进而对基础设施依赖型产业的发展产生了负面影响(张军等,2007)。人力资本密度和人力资源禀赋交互项的系数也显著为负,说明在人力资源较为丰富的地区,对人力资本要求较高的服务行业的产出水平没有更高,即人力资源与服务业配置发生了扭曲。这可能是由于服务业内部不同行业的准入门槛不同,即使整个地区的人力资源丰富,但是仍不能满足高门槛行业的需求(陈艳莹等,2008)。

表2 服务业总产出水平 OLS 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$den \times ENV$	10.65 ** (2.05)	14.72 *** (2.88)	17.40 *** (3.34)	18.03 *** (3.47)	19.78 *** (3.78)
$fdi \times TRA$		0.00838 *** (4.48)	0.00826 *** (4.45)	0.00868 *** (4.65)	0.00845 *** (4.55)
$inf \times ROAD$			-0.0960 ** (-2.33)	-0.0929 ** (-2.26)	-0.104 ** (-2.52)
$k \times K$				0.0745 * (1.72)	0.0814 * (1.89)
$hr \times HR$					-0.0146 ** (-2.09)
常数项	10.65 ** (2.05)	14.72 *** (2.88)	17.40 *** (3.34)	18.03 *** (3.47)	19.78 *** (3.78)
观测值	348	348	348	348	348
$R^2$	0.769	0.784	0.787	0.789	0.793
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

注:考虑到数据的异方差问题,括号内为各回归系数所对应的White *t*统计量,\*\*\*、\*\* 和\* 分别表示在1%、5% 和 10% 的显著性水平。下同。

生产性服务业中多数行业都属于高契约依赖型,那么在这些高契约依赖型行业,上述结论是否依然成立呢?我们进一步考察契约环境对生产性服务业细分行业产出水平的影响,回归结果如表3所示。可以看出,随着控制变量的加入,契约环境和契约依赖程度的显著性有所下降,但是没有发生根本改变,说明在生产性服务业内部,契约环境对生产性服务业产出水平的影响是显著且稳健的。

表3 生产性服务业产出水平 OLS 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$den \times ENV$	19.34 ** (2.03)	28.08 ** (2.61)	24.31 ** (2.23)	24.34 ** (2.22)	20.11 * (1.75)
$fdi \times TRA$		0.00547 * (1.69)	0.00431 (1.31)	0.00412 (1.25)	0.00385 (1.17)
$inf \times ROAD$			-0.0987 (-1.61)	-0.127 * (-1.75)	-0.0953 (-1.24)
$k \times K$				-0.188 (-0.72)	-0.209 (-0.80)
$hr \times HR$					0.0197 (1.21)
常数项	-30.33 * (-1.93)	-44.75 ** (-2.53)	-36.82 ** (-2.02)	-34.77 * (-1.88)	-28.77 (-1.51)
观测值	126	126	126	126	126
$R^2$	0.767	0.774	0.781	0.782	0.786
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

## (二) 工具变量法的估计结果

当服务产出增加时,服务企业会更期望有一个好的契约制度环境,对于契约依赖程度高的生产性服务企业更是如此,这会推动契约制度环境朝着服务业发展的方向前进。因此,契约环境与服务业发展之间存在一种互动关系(顾乃华,2011),这意味着契约环境变量可能具有一定的内生性,进而导致有偏的估计结果。为此,采用工具变量法对结束进行检验。本文选取大饥荒时期死亡率( $DIE$ )的倒数和开埠通商历史( $OPT$ )作为契约制度的工具变量,并采用两阶段最小二乘法( $TSLS$ )对模型进行估计。主要依据分别是:(1)在死亡率低的地区,食物的供给有制度保障(范子英,2010),这种初始制度上的差异可以延续下来。因此,死亡率低的地区,契约制度也相对有效。而且历史变量不会对当前企业的行为有任何直接影响,满足工具变量的外生性条件。(2)借鉴董志强等(2012)的做法,选取开埠历史作为契约制度的工具变量。因为开埠通商历史越长,受西方的影响就越早越深,其营商环境也就越发达,也会更注重对契约制度的维护,契约的执行效率也就越高。开埠通商历史的差异可以延续下来,但是不会对现在的经济变量产生直接的影响,同样满足工具变量外生的要求。

在使用工具变量之前,先对工具变量的有效性进行检验。然后,对工具变量与内生变量的相关性进行检验。考虑到可能存在的异方差问题,使用异方差稳健的  $DWH$  统计量对模型进行内生性检验,结果显示, $DWH$  检验的  $F$  值为 3.3329,  $P$  值为 0.0502,因为  $P$  值仅略大于 0.05,可以认为其在 5% 的显著性水平上拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设。这说明契约制度环境( $ENV$ )为内生解释变量,本文  $OLS$  回归存在内生性问题。

表4给出了服务业产出水平工具变量  $TSLS$  的估计结果。可以看出,采用工具变量后,地区契约环境与行业契约依赖程度交互项的估计系数依然在 1% 的统计水平上显著。随着逐步加入控制变量,契约制度与契约密集度交互项的系数仍然为正,统计显著性也没有发生变化。此外,其他控制变量的估计系数和显著性也没有发生本质的变化,说明“在契约依赖程度高的服务行业,契约环境改善对服务业产出水平的影响更明显”的结论稳健可靠。

进一步地,表5给出了生产性服务业产出水平工具变量  $TSLS$  的估计结果。可以看出,将样本限制在生产性服务业范围内时,估计结果依然显著且稳健。

表4 服务业产出水平工具变量  $TSLS$  估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
两阶段最小二乘估计结果					
$den \times ENV$	9.497 * (1.83)	19.562 ** (1.91)	23.439 *** (2.17)	25.862 *** (2.38)	29.743 *** (2.63)
$fdi \times TRA$		0.007 *** (4.72)	0.009 *** (4.72)	0.009 *** (4.97)	0.009 *** (4.93)
$inf \times ROAD$			-0.107 ** (-2.54)	-0.106 ** (-2.54)	-0.122 *** (-2.85)
$k \times K$				0.079 * (1.94)	0.088 ** (2.16)
$hr \times HR$					-0.017 ** (-2.43)

续表4 服务业产出水平工具变量TSLS估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
第一阶段 估计 结果	$den \times OPT$ $den \times DIE$ $fdi \times TRA$ $inf \times ROAD$ $k \times K$ $hr \times HR$	0.001*** (4.10) 1.762** * (5.34)	0.001*** (3.95) 1.703** * (5.14) -0.00002(-1.58)	0.001*** (3.48) 1.700** * (5.20) -0.00002(-1.49)	0.001*** (3.43) 1.696*** (5.18) -0.00002(-1.52)
			0.001*** (3.03)	0.001*** (3.01) -0.0001(-0.35)	0.001*** (3.24) 1.665*** (5.10) -0.00003(-1.43)
				0.001*** (3.23) -0.0002(-0.50)	0.001*** (3.24) 1.665*** (5.10) -0.00003(-1.43)
				0.00013* (1.88)	
	Anderson 正则相关检验	82.477 (0.0000)	76.064 (0.0000)	70.601 (0.0000)	69.345 (0.0000)
	Cragg-Donald Wald F 检验	47.059 (0.0000)	42.237 (0.0000)	38.304 (0.0000)	37.328 (0.0000)
第二阶段 估计 结果	Sargan 检验	1.205 (0.2724)	1.310 (0.2524)	2.088 (0.1484)	2.363 (0.1243)
	观测值	348	348	348	348
	R <sup>2</sup>	0.7692	0.7829	0.7865	0.7879
	地区固定效应	控制	控制	控制	控制
	行业固定效应	控制	控制	控制	控制

注:Anderson 正则相关检验为工具变量识别不足检验,拒绝原假设则说明工具变量是合理的;Cragg-Donald Wald F 检验为工具变量弱识别检验,拒绝原假设则说明不存在弱工具变量的情况;Sargan 检验为过度识别检验,接受原假设说明工具变量均外生,与扰动项不相关,工具变量是有效的。下同。

表5 生产性服务业产出水平工具变量 TSLS 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
两阶段 最小二乘 估计 结果	$den \times ENV$ $fdi \times TRA$ $inf \times ROAD$ $k \times K$ $hr \times HR$	28.848* (1.81)	86.012** (2.50) 0.014** (2.44)	80.852** (2.08) 0.013** (1.98) -0.031(-0.42)	84.367** (3.93) 0.013** (2.02) -0.056(-0.67) -0.194(-0.77)
					87.308* (31.69) 0.013** (1.70) -0.069(-0.89) -0.184(-0.72)
					-0.010(-0.35)
	den × OPT den × DIE fdi × TRA inf × ROAD k × K hr × HR	0.001** (2.61) 1.870** * (2.89)	0.001** (2.59) 1.386** * (2.24) -0.0001** (-2.23)	0.001** (2.37) 1.298* (1.95) -0.0001** (-2.55) 0.0009(-1.50)	0.001** (2.31) 1.294* (1.93) -0.0001** (-2.53) 0.0010(-1.40) -0.0006(-0.23)
					0.001** (2.23) 1.098* (1.67) -0.0001*** (-2.81) 0.0010(-0.46) -0.0008(-0.35) 0.0007(-0.32)
	Anderson 正则相关检验 Cragg-Donald Wald F 检验 Sargan 检验 观测值 R <sup>2</sup> 地区固定效应 行业固定效应	33.012 (0.0000) 15.976 (0.0100) 0.061 (0.8057) 126 0.7647 控制 控制	11.611 (0.0030) 13.874 (0.0150) 0.387 (0.5337) 126 0.7017 控制 控制	9.106 (0.0105) 12.231 (0.0150) 0.348 (0.5555) 126 0.7147 控制 控制	9.178 (0.0102) 11.610 (0.0150) 0.497 (0.4808) 126 0.7076 控制 控制

### (三)进一步检验

通过更换契约环境的衡量指标,我们对上述结论的稳健性做进一步的检验。主要采用樊纲等(2011)测算的2009年各地区市场中介组织的发育、对生产者合法权益保护和知识产权保护指数的加权平均值作为衡量地区契约环境的指标,数值越大说明地区契约环境越好、制度越完善,最大值为10。回归结果如表6所示,可以看出各项估计系数与显著性没有发生本质的变化,表现出了较强的稳健性。

表6 稳健性检验结果

	OSL 估计结果		TSLS 估计结果		第一阶段估计结果	
	S <sub>s</sub>	P <sub>s</sub>	S <sub>s</sub>	P <sub>s</sub>	S <sub>s</sub>	P <sub>s</sub>
den × ENV	0.5329*** (5.08)	0.9436*** (3.96)	0.519*** (2.75)	1.750* (1.95)		

续表6 稳健性检验结果

	OSL 估计结果		TSLS 估计结果		第一阶段估计结果	
	S <sub>s</sub>	P <sub>s</sub>	S <sub>s</sub>	P <sub>s</sub>	S <sub>s</sub>	P <sub>s</sub>
den×OPT					0.059*** (4.34)	0.016** (2.17)
den×DIE					93.338*** (6.14)	55.421* (1.89)
fdi×TRA	0.0094*** (5.07)	0.0103*** (2.89)	0.009*** (5.10)	0.018** (1.99)	-0.002** (-2.34)	-0.008*** (-4.96)
inf×ROAD	-0.11701*** (-2.89)	-0.0574 (-0.79)	-0.116*** (-2.86)	-0.018 (-0.24)	0.062*** (3.29)	-0.045 (-1.44)
k×K	0.0930** (2.19)	-0.2631 (-1.07)	0.092** (2.30)	-0.303 (-1.37)	-0.020 (-0.99)	0.032 (0.29)
hr×HR	-.0138 (-2.02)	0.0220 (1.50)	-0.013** (-2.13)	0.016 (1.15)	0.001 (0.46)	0.004 (0.57)
Anderson 正则相关检验					92.537 (0.0000)	6.965 (0.0307)
Cragg-Donald Wald F 检验					54.154 (0.0000)	12.516 (0.0150)
Sargan 检验					2.653 (0.1033)	0.998 (0.3178)
观測值	348	126	348	126	348	126
R <sup>2</sup>	0.7998	0.7298	0.7996	0.7873		
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

## 六、结 论

本文通过将契约环境因素引入服务供应商的生产过程,先分析了服务企业将生产性服务作为专用性服务产品进行生产的决策机制,再利用 2012 年中国省际服务业细分行业的数据对契约环境与服务产出、生产性服务产出之间的关系进行了经验分析。结果表明:地区契约环境是影响服务业产出的重要因素,在契约环境较为优越的地区,服务业的产出水平更高,较好的契约环境有助于维护契约的正常执行,保证服务企业的生产积极性,并且这种推动作用在契约依赖程度较高的服务行业表现得更为明显。对生产性服务业样本进行检验,也可以得出同样的结论。在此基础上,本文以大饥荒时期死亡率的倒数和开埠通商历史为工具变量,采用工具变量法对模型的内生性问题进行处理,以降低估计结果的有偏性,并得出了与普通最小二乘法相同的结论,说明本文的实证结果稳健可靠。

根据本文的结论,我们可以得到如下启示:第一,在新常态下,应遵循市场规律,充分考虑制度因素对产业发展的重要作用,通过改善地区契约环境,保证契约制度的有效执行,提高服务业产出,促进产业结构的调整。第二,推动司法制度建设,加快政府职能的转变。完善的法律法规和高效的司法体系能够提供稳定的政策环境,有利于市场交易机制的形成。第三,推动地区契约“软环境”建设,建立良好的社会制度环境。

### 主要参考文献

- [1]陈艳莹,原毅军,游闽. 中国服务业进入退出的影响因素——地区和行业面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济,2008,(10): 75—84.
- [2]程大中. 中国服务业的增长与技术进步[J]. 世界经济,2003,(7): 35—42.
- [3]董志强,魏下海,汤灿晴. 制度软环境与经济发展——基于 30 个大城市营商环境的经验研究[J]. 管理世界,2012,(4): 9—20.
- [4]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的 2011 年度报告[M]. 北京:经济科学出版社,2011.
- [5]范子英. 关于大饥荒研究中的几个问题[J]. 经济学(季刊),2010,(3):1151—1162.
- [6]刘培林,宋湛. 服务业和制造业企业法人绩效比较[J]. 经济研究,2007,(1): 89—101.
- [7]刘伟,张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步[J]. 经济研究,2008,(11): 4—15.
- [8]庞春. 一体化、外包与经济演进:超边际—新兴古典一般均衡分析[J]. 经济研究,2010,(3):114—128.
- [9]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—64,118.

- [10]王小鲁,余静文,樊纲.中国分省企业经营环境指数 2013 年报告[M].北京:中信出版社,2013.
- [11]杨振,陈甬军.中国制造业资源误置及福利损失测度[J].经济研究,2013,(3):43—55.
- [12]张军,高远,傅勇,等.中国为什么拥有了良好的基础设施? [J].经济研究,2007,(3):4—19.
- [13]Acemoglu D, Johnson S, Mitton T. Determinants of vertical integration: Financial development and contracting costs[J]. The Journal of Finance,2009,64(3):1251—1290.
- [14]Clague C, Keefer P, Knack S, et al. Contract-intensive money:Contract enforcement, property rights, and economic performance[J]. Journal of Economic Growth,1999,4(2):185—211.
- [15]Eswaran M, Kotwal A. The role of the service sector in the process of industrialization[J]. Journal of Development Economics,2002,68(2):401—420.
- [16]Hill P. Tangibles, intangibles and services;A new taxonomy for the classification of output[J].The Canadian Journal of Economics, 1999,32(2):426—446.
- [17]Mattoo A, Rathindran R, Subramanian A. Measuring services trade liberalization and its impact on economic growth:An illustration[R]. World Bank Policy Research Working Paper No.2655, 2001.
- [18]Nunn N. Relationship-specificity, incomplete contracts, and the pattern of trade[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2007,122(2):569—600.
- [19]Pascali L. Contract incompleteness, globalization and vertical structure: An empirical analysis[R]. Boston College Department of Economics, 2009.

## Contractual Environment and Development of Services

Li Xiaole

(Teaching and Research Department of Economics,  
Shanghai Administration Institute, Shanghai 200233, China)

**Abstract:** This paper establishes a three-stage principal-agent model to analyze the decision-making mechanism of producing services, and then uses ordinary least squares and instrumental variable approach combining with the 2012 data of Chinese provincial services sub-sectors and drawing on difference-in-difference method to study the relationship between contractual environment and services output & producer services output. The empirical results show that the contractual environment is an important factor affecting services output, and there is a higher level of services output in the more privileged areas of contractual environment, because a better contractual environment can help to maintain normal execution of contracts and guarantee service enterprises enthusiasm for production. And this role in a high dependence of services on contracts is more obvious. It draws the same conclusions in testing the sample of producer services. The previous results are still robust after controlling a series of factors such as human capital, physical capital, trade liberalization, investment in industrial infrastructure, and the level of regional infrastructure development.

**Key words:** contractual environment; services; producer services; incomplete contract  
(责任编辑 石头)