

工业和服务外包对中国工业生产率的影响*

姚战琪

内容提要: 本文根据中国投入产出表,通过构建 CES 生产函数和超越对数生产函数,就中国工业行业的工业外包、服务外包和总体外包对生产率的影响进行实证检验,并探讨了技术进步对工业行业外包行为选择和生产率增长的影响。本文的分析结果显示:(1)工业外包、服务外包和总体外包对工业行业生产率都有促进效应,但服务外包的生产率效应大于其他两种外包对生产率的贡献。(2)从对工业产出的贡献角度分析,服务外包对总产出的贡献大于其他两种外包对产出的贡献率。(3)将技术进步与外包的交互作用引入后,技术进步对生产率增长率的贡献大于工业外包和总体外包的贡献程度。同时,工业技术进步速度的加快减少了资本密集型行业的外包,但是,提高了技术密集型行业的外包。原因是技术通过改变成本的结构而使企业边界发生变化,从而影响了企业的选择。

关键词: 服务外包 工业外包 技术进步 生产率

一、引言及文献综述

目前,关于外包的热点问题研究主要集中在外包的经济效应、外包的动因、外包的就业效应和外包对产出和生产率的影响等领域。Feenstra & Hanson (1996, 1997)的研究发现,外包对 20 世纪 80 年代美国熟练工人相对工资的上涨具有很强的解释能力。Feenstra & Hanson (1999) 比较了贸易和技术变化影响工资的差异程度,发现国际外包和用于高技术的资本品的支出对非生产性工人的相对工资的增长均有明显影响。

外包对发达国家本国就业的影响成为众多学者关注的焦点问题之一,围绕外包对就业影响的主流观点有三种:外包引起部分劳动力岗位的流失;外包推动就业的增加;外包影响就业的结构。也有部分研究认为外包对就业存在负面效应。比如, Ron Hira 等人就认为, 20 世纪末期以来,美国电子工程师就业状况的明显恶化是与美国电子计算机行业大幅度的外包分不开的(龚雪、高长春, 2005)。

外包(包含离岸外包和来自本土的外包)要求大量的沉没成本投入,许多生产效率较高的企业采用外包战略,使高效率企业的市场份额增加,并减少低效率企业的市场份额。由于外包导致生产要素在不同效率的企业之间重新配置,因此在产业层面提高了总量生产率水平(Olsen, 2006)。另外,国际外包提高了对高技能工人的需求并增加了他们在劳动力市场中的份额,所以外包使劳动力市场的结构向高技能劳动力的方向转变。当国际外包增加了一个产业的劳动力要素的技能密集度时,外包会促进总量生产率增长。

近年来,部分国内学者开始关注外包对中国经济的影响。江小涓(2008)从合约理论角度提供了研究服务外包的一个理论分析框架。徐毅、张二震(2008)用生产函数法计算了以中国为本位的外包对劳动生产率的影响,但他们没有区分服务外包和工业外包对生产率影响的差异;王中华、代

* 姚战琪,中国社会科学院财政与贸易经济研究所,邮政编码:100836,电子信箱:yzhanqi@yahoo.com。本文为国家社科基金重大项目“中国现代服务业发展战略研究”(编号:08&ZD041)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的宝贵建议,但文责自负。

中强(2009)遵循 Amiti、Wei(2005)的模型和分析思路,计算了以我国为本位的工业行业物品外包、服务外包比率,并对两种外包的生产率效应进行实证分析,但没有分析外包的就业效应,同时使用的生产函数形式较为简单。

外包对中国工业行业的生产率具有何种影响?工业行业的服务外包和自身的工业外包对生产率的影响有何差异?技术进步对不同要素密集度的工业行业外包行为的影响有何差异?工业行业的外包是否像在发达国家那样,导致了就业显著减少?本文试图回答这些问题。本文根据1997年和2002年中国投入产出表,就工业外包、服务外包和总体外包对工业生产率、就业和产出的效应与影响进行实证检验和比较,并深入分析了技术进步对工业行业外包行为选择、生产率的实质影响。结构如下:第一部分为文献综述,第二部分简要描述模型和研究方法,第三部分构造数据序列,第四部分是实证分析结果,最后为结论和政策建议。

二、模型和基本假定

(一) CES 生产函数形式对外包的生产率效应

本文使用不变替代弹性生产函数分析外包对产出和生产率的影响。具体函数形式为:

$$Y_i = A_i [\delta \bar{K}_i^{-\rho} + (1 - \delta) \bar{L}_i^{-\rho}]^{-\frac{1}{\mu}} \quad (1)$$

A 代表技术变化率, δ 和 $1 - \delta$ 分别为资本和劳动的分配系数, μ 表示规模报酬参数, \bar{K}_i 和 \bar{L}_i 分别为有效资本和有效劳动水平。我们假定: $\bar{K}_i = \alpha_k(O_i) K_i$, $\bar{L}_i = \alpha_l(O_i) L_i$, $\alpha_k(O_i)$ 是资本的效率测量值, $\alpha_l(O_i)$ 为劳动的效率测度。为了描述离岸外包对有效资本、有效劳动和技术水平变化的影响,设 $\alpha_k(O_i) = \exp(\beta_k O_i)$, $\alpha_l(O_i) = \exp(\beta_l O_i)$, $A_i = \bar{A} \exp(\eta + \zeta O_i)$ 。因此, (1) 式可重新表达为:

$$Y_i = \bar{A} \exp(\eta + \zeta O_{i,t}) \left\{ \delta [K_i \exp(\beta_k O_i)]^{-\rho} + (1 - \delta) [L_i \exp(\beta_l O_i)]^{-\rho} \right\}^{-\frac{1}{\mu}} \quad (2)$$

将式(2)两边取对数,并在 $\rho = 0$ 处按泰勒级数展开,得到以下模型:

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_k O_{i,t} + (\mu - 1) \ln(L_{i,t}) - \frac{\mu}{\rho} \ln \left\{ \delta [k_{i,t} \exp(\beta_k O_{i,t})]^{-\rho} + (1 - \delta) \right\} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中 $k = K/L$, $\beta_k = \beta_k - \beta_l$, $\beta_l = \beta_l \mu + \xi$ 。

为了克服可能存在的内生性问题,同时使用滞后变量模型进行估计:

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_k O_{i,t-1} + (\mu - 1) \ln(L_{i,t}) - \frac{\mu}{\rho} \ln \left\{ \delta [k_{i,t} \exp(\beta_k O_{i,t-1})]^{-\rho} + (1 - \delta) \right\} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

(二) Translog 生产函数形式对外包的生产率效应

除了 CES 生产函数以外,本文还采用两投入的超越对数生产函数分析外包对生产率、产出的影响。具体生产函数形式为:

$$\ln(Y) = \beta_0 + \beta_K \ln K + \beta_L \ln L + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K)^2 + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln L)^2 + \beta_{KL} \ln K \times \ln L \quad (5)$$

$\ln(Y)$ 、 $\ln(K)$ 、 $\ln(L)$ 分别为总产出、资本和劳动的自然对数。我们借鉴徐毅、张二震(2008)的做法,将外包率与资本、劳动的对数分别相乘,进入超越对数生产函数。但与他们不同的是,我们不但考虑了行业的个体差异,也控制了时间效应的差异,即模型既包括不随时间变化的行业固定效应,也包括不随行业变化的时间固定效应。

$$\begin{aligned} \ln(LP_{i,t}) = & \alpha_0 + \alpha_1 O_{i,t} + \alpha_K O_{i,t} \ln(K_{i,t}) + \alpha_L O_{i,t} \ln(L_{i,t}) + \alpha_{KK}(O_{i,t} \ln K_{i,t})^2 \\ & + \alpha_{LL}(O_{i,t} \ln L_{i,t})^2 + \alpha_{KL}(O_{i,t} \ln L_{i,t}) \times (O_{i,t} \ln K_{i,t}) + \alpha_3 DS_t + \alpha_4 DJ_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

O 为外包率, LP 为劳动生产率, DS 为时间固定效应, DJ 表示行业固定效应。将方程(6)中的劳动生产率换为总产出, 即可用来估计外包对总产出的影响。

为了克服方程可能存在的内生性问题, 同时使用滞后变量模型:

$$\begin{aligned} \ln(LP_{i,t}) = & \alpha_0 + \alpha_1 O_{i,t-1} + \alpha_K O_{i,t-1} \ln(K_{i,t}) + \alpha_L O_{i,t-1} \ln L_{i,t} + \alpha_{KK} (O_{i,t-1} \ln K_{i,t})^2 \\ & + \alpha_{LL} (O_{i,t-1} \ln L_{i,t})^2 + \alpha_{KL} (O_{i,t-1} \ln L_{i,t}) \times (O_{i,t-1} \ln K_{i,t}) + \alpha_3 DS_t + \alpha_4 DJ_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (7)$$

本文拓展和修正了 Egger & Egger(2006) 的模型, 本文的模型与 Egger & Egger(2006) 的差别和贡献主要体现在: 第一, 本文探究了技术进步和外包的交互作用对生产率增长率的影响, 以及技术进步导致不同要素密集度行业的企业边界变化所带来的外包行为差异, 而 Egger & Egger(2006) 并没有涉及这些内容。第二, 本文使用两种投入的 CES 生产函数和超越对数生产函数, 全面分析了外包对工业行业整体的劳动生产率的影响, 而 Egger & Egger(2006) 的生产函数包括资本、低技能劳动和高技能劳动三种要素投入, 重点分析了国际外包对低技能工人的劳动生产率的影响。第三, 本文将工业行业外包进一步细分为工业外包、服务外包和总体外包, 比较了三种不同形式外包对生产率的影响。而 Egger & Egger(2006) 对外包没有具体细分。第四, 本文侧重于分析中国工业, 不但分析了外包的生产率效应, 也比较了三种外包对就业的影响。而 Egger & Egger(2006) 以欧盟制造业的面板数据为样本, 没有分析外包对就业的影响等。另外, 与徐毅、张二震(2008) 等国内其他文献相比, 本文不但分析了总体外包, 也分析了工业外包和服务外包的生产率效应; 同时采用 CES 生产函数和超越对数生产函数两种方法进行估计; 由于本文使用工业分行业的资本存量指标, 而不是多数文献常用的固定资产净值指标, 因而在一定程度上提高了估算的精度; 另外, 本文采用的工业分类方法也不同于其他文献。

(三) 外包与技术进步关系的基本模型

一方面, 随着技术进步速度的加快, 交易成本的下降幅度大于企业内部协调成本的节约程度, 导致企业边界的缩小; 另一方面, 信息技术的运用和技术变化使企业内部协调成本的节约大于企业市场交易成本的下降, 企业便趋向于纵向一体化, 从而企业边界具有扩大的趋势。技术进步对企业边界产生的这两种完全相反的影响造成了两种不同的外包行为选择: 前者增大了业务外包, 后者减少了业务外包的可能性。因而, 技术进步对外包的总体影响不确定。根据索洛增长模型中关于劳动生产率增长核算的基本公式, 并考虑到技术进步与外包之间的交互影响, 得到以下基本回归方程:

$$dllp_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 dllk_{i,t} + \alpha_2 fp_{i,t} + \alpha_3 O_{i,t} + \alpha_4 fp_{i,t} \times O_{i,t} + u_{i,t} \quad (8)$$

其中, $dllp$ 为劳动生产率的增长率, $dllk$ 为劳均资本增长率, fp 为技术进步增长率。

同时, 为了分析行业特征对外包行为影响的差异程度, 我们估计以下方程:

$$O_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 di_{i,t} + \alpha_2 dt_{i,t} + \alpha_3 di_{i,t} \times fp_{i,t} + \alpha_4 dt_{i,t} \times fp_{i,t} + u_{i,t} \quad (9)$$

上式中, di 和 dt 为表示工业行业要素密集度的二值变量。当行业为资本密集型工业行业时, di 等于 1, 否则为 0。 dt 为反映行业技术密集度的虚拟变量, 当工业行业为技术密集型行业时, 该变量取值为 1; 为其他行业时, 取值 0。

三、数据序列构造

我们以《中国统计年鉴》中的产业目录为产业分类的基准, 分别对 1997 年的 124 部门和 2002 年投入产出表中的 122 部门进行合并, 并与统计年鉴中的产业相对应。工业最终采取统计年鉴上经过调整且各指标统计口径一致的 32 个分行业进行分析。

产出指标。由于生产函数是两投入的 CES 函数和超越对数生产函数, 因而产出指标宜选用工

业增加值。工业增加值取自各年《中国工业经济统计年鉴》,根据工业品分类出厂价格指数将工业各部门的名义工业增加值换算为以 1997 年为基础的实际产出。

资本数据指标。本文中,资本存量指固定资本,不包括存货。我们采用普遍使用的固定资产永续盘存法计算固定资本。借鉴李小平(2007)的做法计算工业不变价的固定资本存量,即在按不变价计算的基年固定资本存量基础上将每年固定资产变化额(用相邻两年的固定资产净值增加额代替)累加得到工业分部门的固定资本存量值。由于 1990 年前的固定资产投资价格指数缺失,1990 年以前的固定资产投资价格指数来自郑玉歆(1998)的估计,1990 年之后的数据来自《中国统计年鉴》。

劳动指标。为了得到口径一致和可信度高的劳动数据,我们采用《中国统计年鉴》中工业各行业的职工年平均人数表示劳动投入。

工资率。工资率按照中国投入产出表中各行业的劳动者报酬除以全部职工平均人数,并使用价格指数进行平减得到。

技术进步。技术进步增长率使用根据 Fare 等(Fare, et al, 1994)构建的基于数据包络分析的 Malmquist 指数来代替。

外包率指标。离岸外包比率被定义为进口的中间投入占企业或者产业总成本的比重。Feenstra & Hanson (1999, 2004)、Olsen(2006)等人给出了计算离岸外包比率的方法,我们具体使用以下方法:

$$OT = \sum_j \left(\frac{IN_i^j}{YD_i} \right) \left(\frac{IM_j}{TC_j} \right) \quad (10)$$

IN_i^j 为产业 i 购买的物品 j 的规模, YD_i 为产业 i 的非能源总投入, IM_j 为进口的物品 j , TC_j 为产品 j 的总消费, TC_j 的具体计算方法为产品 j 的总产出加进口减出口。

根据公式(10),不但可以计算总体外包率,还可以计算工业外包率和服务外包率。计算服务外包率时将 IN_i^j 换为 IN_i^s ,即产业 i 购买的服务行业 s 的规模;计算工业外包时将 IN_i^j 换为 IN_i^m ,即产业 i 购买的工业行业 m 的规模。因此,工业外包反映的是进口的工业品中间投入占中间投入总额的比重,而服务品外包为进口的服务品投入占中间投入总额的比重。

四、实证分析及解释

(一) 使用超越对数生产函数计算外包的生产率效应

为了防止内生性问题,我们首先以人均产出为自变量来估计超越对数生产函数,并以此为基础测算外包对生产率的影响,估计结果见表 1。同时,为了检验内生性对方程可靠性的影响程度,我们使用滞后变量回归法,即使用外包变量对其他变量的滞后一期作为随机变量代入方程(使用 1997 年和 2002 年的外包率分别对应 1998 年和 2003 年的资本存量、劳动和其他变量)。从表 1 和表 2 可看出,滞后变量回归法与方程 6 的统计结果相差不大,表明内生性问题不严重,不影响回归方程的可靠性。

首先,需明确三种外包带来的是哪种技术进步,是资本增进型的技术进步还是劳动增进型的技术进步?取劳动生产率的对数值对资本或者劳动的对数值和外包交互项乘积的导数,并将各变量的均值代入,可得到总体外包相应值分别为 12.90 和-14.80,工业外包分别为 13.73 和-15.83,服务外包相应值为 177.27 和-193.37。可以看出,不仅总体外包带来资本节约型技术进步,这一点与徐毅等(2008)的判断相似;而且服务外包和工业外包也带来资本节约型技术进步,这是后者没有注意到的。

通过计算劳动生产率对外包的边际影响来确定外包的生产率效应。由于时刻固定效应模型的拟合度显著小于个体固定效应,因而使用个体固定效应模型计算外包对生产率的影响。将各变量

的均值带入方程 6, 对外包变量取导数后的公式, 计算结果显示, 总体外包对劳动生产率的边际影响为 4.25, 工业品外包相应值为 4.05, 服务外包相应值为 200.33。这表明, 工业总体外包比率增加一个 1 个百分点, 劳动生产率增长 4.25%; 工业品外包比率增加 1 个百分点, 劳动生产率增加 4.05%; 服务外包比率增加 0.1 个百分点, 工业劳动生产率增长 20%。服务外包对工业生产率的影响明显大于工业外包和总体外包。服务外包回归模型的估计结果显示, 部分系数的估计值在统计上不显著, 这是由于工业行业的服务外包规模较小、市场力量不足所致, 对服务外包固定效应模型中不显著的 O 、 $OLnL$ 、 $(OLnL)^2$ 以及 $(OLnK) * (OLnL)$ 四个变量做同时为零的显著性检验, F 值为 3.26, $Prob > F = 0.0272$, F 检验值有力地拒绝了四个变量同时为零的原假设。因此对服务外包的劳动生产率效应的估计结果仍具说服力。

分别计算三种外包率在 1997 年和 2002 年的均值, 可发现服务外包率虽然较低, 但增长迅速, 增长率远远大于其他两种外包, 从而导致其对生产率的贡献效应较大。例如, 1997 年总体外包率、工业外包率和服务外包率均值分别为 0.0903、0.0867 和 0.0022, 2002 年增加到 0.1110、0.1042、0.0053, 分别增长了 22.9%、20.2%、141.6%。

表 1 Translog 生产函数估计的外包对劳动生产率的影响(被解释变量为劳动生产率)

变量	总体外包			工业外包			服务外包		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3
O	- 21.79** (9.956)	- 14.57** (5.747)	- 8.908** (4.217)	- 23.31* (11.96)	- 15.21** (6.179)	- 9.109** (4.392)	- 143.5 (196.1)	- 203.9 (146.5)	- 141.0 (116.2)
$OLnK$	20.28** (2.565)	17.41** (1.832)	7.040** (2.321)	20.87** (2.988)	17.47** (1.998)	6.939** (2.341)	130.2* (66.33)	232.1** (51.54)	75.85* (45.84)
$OLnL$	- 27.18*** (3.815)	- 24.34** (2.893)	- 10.73*** (3.270)	- 27.75*** (4.286)	- 24.61*** (3.058)	- 10.48** (3.327)	- 49.83 (101.3)	- 250.5*** (78.95)	- 78.00 (64.50)
$(OLnK)^2$	- 13.61*** (3.258)	- 14.46** (3.258)	- 7.346 (5.096)	- 14.41*** (3.872)	- 15.29*** (3.846)	- 7.540 (5.360)	- 4383* (2179)	- 2965 (2222)	- 1940 (1588)
$(OLnL)^2$	- 8.264 (11.45)	- 14.60 (9.085)	- 9.356 (12.98)	- 9.819 (13.31)	- 16.38 (10.37)	- 10.04 (13.67)	- 11070 (6789)	- 3273 (6573)	- 3869 (4726)
$(OLnK) * (OLnL)$	27.25** (11.48)	32.50*** (10.38)	18.38 (15.82)	29.46** (13.48)	35.04*** (12.11)	19.11 (16.68)	12927 (7687)	6219 (7671)	5367 (5470)
$DUM97$			- 0.666*** (0.142)			- 0.679** (0.140)			- 0.876** (0.152)
$Constant$	1.474** (0.450)	1.598** (0.303)	2.457** (0.287)	1.494** (0.522)	1.714** (0.289)	2.430** (0.244)	0.274 (0.240)	0.818** (0.222)	2.082** (0.304)
Hausman Test		23.15			23.05			22.16	
$P > \chi^2$		0.0007			0.0008			0.0011	
Observations	64	64	64	64	64	64	64	64	64
R-squared	0.9336	0.9313	0.647	0.9152	0.9120	0.642	0.8895	0.8678	0.5263
Number of unit	32	32	32	32	32	32	32	32	32

注: 模型 1、模型 2、模型 3 分别为个体固定效应模型、个体随机效应和时刻固定效应模型。*** 表示 1% 的显著水平, ** 表示 5% 的显著水平, * 表示 10% 的显著水平, 括号中数字为回归标准误。

表2 滞后一期 Translog 生产函数估计的外包对劳动生产率的影响(被解释变量为劳动生产率)

变量	总体外包			工业外包			服务外包		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3
O	- 16.23 (13.60)	- 14.80** (7.038)	- 7.398 (4.467)	- 18.59 (16.03)	- 16.08** (7.420)	- 7.523 (4.645)	- 191.7 (189.2)	- 213.6 (152.1)	- 235.1* (124.6)
$OLnK$	27.25** (3.921)	20.49** (3.114)	7.055** (2.759)	27.49** (4.395)	20.02** (3.307)	6.873** (2.769)	113.0 (74.74)	213.9** (60.50)	129.4** (57.41)
$OLnL$						- 10.63** (4.104)	- 8.531 (116.2)	- 208.2** (92.91)	- 188.9** (85.40)
$(OLnK)^2$	- 19.16** (8.470)		- 10.78 (6.806)	- 21.06** (9.920)		- 11.00 (7.204)	- 3641 (2262)	- 2535 (2413)	- 1381 (2940)
$(OLnL)^2$	- 9.295 (30.23)	- 22.29 (21.98)	- 17.70 (18.89)	- 16.35 (35.47)	- 26.85 (24.32)	- 18.53 (20.10)	- 9960 (7075)	- 3024 (7248)	- 1127 (8468)
$(OLnK) * (OLnL)$	37.43 (31.38)	46.31* (24.57)	29.16 (22.15)	44.69 (36.82)	51.50* (27.55)	30.05 (23.55)	10976 (7989)	5249 (8396)	3178 (10082)
DUM97			- 0.755** (0.134)			- 0.764** (0.132)			- 0.990** (0.193)
Constant	1.402** (0.581)	1.439** (0.354)	2.576** (0.293)	1.395** (0.660)	1.645** (0.332)	2.571** (0.249)	0.458** (0.196)	0.867** (0.207)	2.789** (0.337)
Hausman Test		357.83			99.09			27.17	
$P > \chi^2$		0.0000			0.0000			0.0001	
Observations	64	64	64	64	64	64	64	64	64
R squared	0.8808	0.8732	0.607	0.8583	0.8474	0.602	0.8829	0.8651	0.557
Number of unit	32	32	32	32	32	32	32	32	32

注: 同表 1。

(二) 使用 CES 生产函数计算工业外包和服务外包对生产率的影响

使用 CES 生产函数法计算的三种外包对生产率影响的估计结果见表 3。与使用超越对数生产函数法相似, 从滞后变量回归法与当期变量回归方法的结果对比表明内生性问题不严重。根据 Hausman 统计值, 总体外包和工业外包情形下的模型采取固定效应模型, 而服务品外包情形则采取随机效应模型。

通过计算劳动生产率对外包的边际影响的方法来确定外包的生产率效应, 具体计算公式为:

$$\frac{\partial \ln Y_{i,t}}{\partial O_{i,t}} = \beta_1 \mu + \{ \mu \beta_k [k_{i,t} \exp(\beta_k O_{i,t})]^{-\rho} \} / \{ \delta [k_{i,t} \exp(\beta_k O_{i,t})]^{-\rho} + 1 - \delta \} \quad (11)$$

结果显示, 总体外包对劳动生产率的边际影响为 2.5930, 工业外包相应值为 1.7711, 服务外包相应值为 113.6129。也就是说, 工业总体外包比率增加一个 1 个百分点, 劳动生产率增长 2.59%; 工业外包比率增加 1%, 劳动生产率增长 1.77%; 服务外包增加 0.1 个百分点, 劳动生产率增长约 11.4%。可以看出, CES 生产函数计算的外包的生产率效应小于使用超越对数生产函数计算的外包对生产率的贡献。总体外包和工业外包对劳动生产率具有正的贡献, 但贡献值较小。同时, 工业外包对生产率贡献小于总体外包对生产率的贡献。与超越对数生产函数法的结果相似, 服务外包对劳动生产率的贡献度明显大于总体外包和工业外包。

表3 CES 生产函数关于外包对劳动生产率的影响(被解释变量为劳动生产率)

变量	总体外包		工业外包		服务外包	
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
μ	1. 2723	0. 7884	1. 2640	0. 7847	1. 2639	0. 8459
δ	0. 5037	0. 9162	0. 4337	0. 9033	0. 4070	0. 6989
ρ	- 0. 0250	- 0. 0142	- 0. 0031	- 0. 0065	0. 0019	0. 0053
β_k	- 49. 7953	- 149. 1564	- 139. 6288	- 237. 6321	6128. 9301	5306. 2060
β_A	28. 1219	107. 2353	74. 6034	166. 9141	3330. 4704	3378. 7238
β_0	- 3. 8441	1. 3913	- 4. 1248	1. 5280	- 5. 3903	- 1. 0204
观察值数	64	64	64	64	64	64
截面单元	32	32	32	32	32	32
R^2	0. 9713	0. 9667	0. 9712	0. 9665	0. 9772	0. 9732

注:分析软件为 Stata10.0。

从表3可以计算总体外包情形下的要素替代弹性 $(1/[1+\rho]) = 1.02$, 工业外包情形下的要素替代弹性为 1.006, 服务外包下的替代弹性为 0.9947, 三种情况下的要素替代弹性接近 1, 这与多数文献测算的我国工业部门要素替代弹性约为 1 的结果相似。

(三) 工业外包和服务外包对产出的影响

表4 Translog 生产函数形式估计的外包对总产出的影响

变量	总体外包		工业外包		服务外包	
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
O	- 25. 24** (8. 969)	- 43. 98** (5. 880)	- 27. 38** (9. 854)	- 46. 44** (6. 213)	- 62. 70 (135. 8)	- 468. 3** (139. 2)
$OLnK$	11. 37** (2. 311)	12. 01** (1. 853)	11. 81** (2. 463)	12. 41** (1. 924)	4. 266 (45. 94)	57. 61 (47. 87)
$OLnL$	- 11. 81** (3. 437)	- 8. 111** (2. 934)	- 11. 83** (3. 532)	- 8. 550** (2. 970)	101. 0 (70. 15)	111. 7 (73. 17)
$(OLnK)^2$	- 6. 863** (2. 935)	- 9. 355** (3. 260)	- 7. 370** (3. 191)	- 10. 06** (3. 585)	- 28. 80* (1509)	- 1215 (1800)
$(OLnL)^2$	- 3. 418 (10. 31)	- 12. 81 (9. 131)	- 4. 905 (10. 97)	- 14. 32 (9. 781)	- 96. 52* (4702)	- 4685 (5456)
$(OLnK) * (OLnL)$	13. 46 (10. 34)	22. 81** (10. 40)	15. 11 (11. 11)	24. 99** (11. 32)	9876* (5324)	3931 (6275)
<i>Constant</i>	5. 852** (0. 406)	5. 802** (0. 309)	5. 829** (0. 430)	5. 943** (0. 291)	5. 297** (0. 166)	5. 260** (0. 213)
Hausman Test		3. 26		1. 57		38. 16
$P > \chi^2$		0. 7752		0. 9545		0. 0000
Observations	64	64	64	64	64	64
R-squared	0. 8337	0. 7661	0. 8223	0. 7484	0. 8363	0. 7746
Number of unit	32	32	32	32	32	32

注:**表示 1% 的显著水平, *表示 5% 的显著水平, 表示 10% 的显著水平, 括号中数字为估计值的标准误。

利用超越对数生产函数估计的工业外包、服务外包对总产出的影响见表 4。利用与上一节计

算外包对劳动生产率的边际影响的相同方法, 计算三种外包对总产出的边际影响。得到总体外包、工业品外包和服务外包对总产出的边际影响分别为 5.79、4.92 和 238.21。即总体外包比率增加 1 个百分点, 总产出增长 5.79 个百分点; 工业品外包比率增加 1 个百分点, 劳动生产率增加 4.92 个百分点; 服务外包比率增加 0.1 个百分点, 工业劳动生产率就增长 23.8 个百分点。与前面分析的服务外包的生产率效应大于其他两种外包的贡献相似, 服务外包对总产出的贡献也大于总体外包和工业外包的贡献率。

(四) 技术进步对外包的影响及外包的行业特征分析

1. 技术进步对外包的生产率增长效应的影响

表 5 技术进步对外包生产率的影响

变量	(1) dllp	(2) dllp	(3) dllp	(4) dllp	(5) dllp	(6) dllp
<i>dllk</i>	0.978 ^{***} (0.0257)	0.965 ^{***} (0.0260)	0.978 ^{***} (0.0252)	0.965 ^{***} (0.0254)	0.947 ^{***} (0.0262)	0.936 ^{**} (0.0259)
<i>fp</i>	0.982 ^{***} (0.0371)	0.957 ^{***} (0.0388)	0.973 ^{***} (0.0341)	0.951 ^{***} (0.0354)	0.891 ^{***} (0.0338)	0.883 ^{***} (0.0338)
<i>to</i>	1.031 ^{**} (0.399)	0.819 ^{**} (0.415)				
<i>fp_{to}</i>	-0.892 [*] (0.346)	-0.706 [*] (0.361)				
<i>io</i>			0.989 ^{**} (0.382)	0.795 [*] (0.393)		
<i>fp_{io}</i>			-0.841 ^{**} (0.328)	-0.678 ^{**} (0.341)		
<i>so</i>					-2.054 (8.392)	-2.577 (8.343)
<i>fp_{so}</i>					1.488 (7.774)	1.817 (7.735)
Constant	-1.000 ^{***} (0.0432)	-0.970 ^{***} (0.0450)	-0.991 ^{***} (0.0399)	-0.964 ^{***} (0.0413)	-0.891 ^{***} (0.0365)	-0.881 ^{***} (0.0366)
Hausman Test		12.68		11.86		7.59
$P > \chi^2$		0.0130		0.0184		0.1079
R^2	0.9127	0.9138	0.9130	0.9140	0.9181	0.9184
观察值数	64	64	64	64	64	64
截面单元	32	32	32	32	32	32

注: *to* 为总体外包, *io* 为工业外包, *so* 为服务外包; *** 表示 1% 的显著水平, ** 表示 5% 的显著水平, * 表示 10% 的显著水平, 括号中数字为标准误, 分析软件为 Stata10.0。

利用公式(8) 计算的技术进步对外包的生产率增长率的影响估计值见表 5。人均资本增长率和技术进步增长率与劳动生产率增长率都保持正相关关系, 并且通过了 1% 的显著性检验。由于技术进步和外包的交互项也进入方程, 因此, 计算外包对生产率的影响必须考虑工业行业技术进步对外包生产率效应的作用程度, 即外包对生产率增长率的贡献大小受到技术进步对外包的影响。根据豪斯曼检验, 总体外包和工业外包的回归方程使用固定效应模型, 服务外包使用随机效应模

型。对方程9可以计算外包和技术进步分别对劳动生产率增长率的偏效应:(1)总体外包情形下技术进步和外包对生产率增长率的影响。将方程9对外包率取微分,即 $1.031 - 0.892 * \text{tfp}$,将TFP的均值代入,等于0.06。对TFP取微分得到 $0.982 - 0.892 * 0$,等于0.89。可看出,将技术进步与外包的交互作用引入方程后,总体外包对生产率增长的贡献程度远远小于技术进步对生产率增长的贡献。(2)工业外包情形下技术进步和外包对生产率增长率的影响。同样,将方程对外包率取微分,得到 $0.989 - 0.84 * \text{tfp}$,其值等于0.07;对技术进步取微分,得到 $0.973 - 0.841 * 0$ 等于0.89。所以,在工业外包情形下,技术进步对生产率的贡献亦大于外包的贡献度。(3)在服务外包情形下,服务外包的系数和服务外包与技术交互项的系数的t统计量均不显著,而且它们的联合假设的F检验的P值为0.5639,所以我们不能拒绝这两个系数均为零的假设。因而,考虑了技术进步与服务外包的交互作用后,服务外包对劳动生产率增长率的影响较难确定。在工业外包和总体外包情形下,技术进步与外包的交互项系数为显著的负数,预示随着工业行业技术进步速度越快,外包对生产率增长率的贡献越小,说明工业的技术进步对外包具有一定的替代效应。但我们更为关心的是:技术进步对工业行业整体和不同性质行业的外包行为有何差异,以及这种差异对不同行业外包的生产率增长率的效应有何不同?以下对此进行进一步的分析。

2. 技术进步与行业的要素密集度特征对外包行为的影响

方程9的回归结果见表6。根据Hausman统计值,对总体外包、工业外包和服务品外包的多变量方程均采用随机效应模型。

三种外包率对 d_i 和 d_t 这两个虚拟变量回归的结果见表的前三列。结果显示,对总体外包而言,样本中非资本密集型行业的外包率平均值为0.1011,资本密集型行业的平均值为0.099,非资本密集型行业外包率略高于资本密集型行业,但是这种差异不具有统计上的显著性;样本中非技术密集型行业的外包率平均值为0.09,技术密集型行业的外包率均值为0.14,二者相差5个百分点,且它们之间的差异通过了1%的显著性检验,表明技术密集型行业的总体外包率大大高于非技术密集型行业的外包率。对工业外包而言,样本中非资本密集型行业的外包率平均值为0.0956,资本密集型行业的平均值为0.0949,非资本密集型行业外包率略高于资本密集型行业,同样这种差异不具有统计上的显著性;样本中非技术密集型行业的外包率平均值为0.0854,技术密集型行业的外包率均值为0.139,二者相差5个百分点,且它们之间的差异也通过了1%的显著性检验,说明技术密集型行业的工业外包率大大高于非技术密集型行业的外包率。不同要素密集度行业的服务外包率差异不显著,并且它们各自外包率相比工业外包和总体外包更小。

技术密集型行业的三种外包比率均大于资本密集型行业的外包比率。在包括 d_i 和 d_t 两个虚拟变量基础上,加入技术进步与要素密集度的交互变量时, d_t 的系数变为负,但若计算要素密集度变量对外包率的边际影响时,技术密集型行业的外包比率仍大大高于其为资本密集型行业时的外包比率。即考虑技术进步与资本密集度和技术密集度之间的交互影响时,技术密集型行业的平均总体外包率为0.051,工业外包比率为0.053,服务外包率为 $5.00e-06$;相反,资本密集型行业的总体外包率为0.009,工业外包比率为0.01,服务外包率为 $-8.26e-05$ 。

同时,通过表6可以看出,技术进步对技术密集型行业的总体外包比率和工业外包比率都具有显著贡献。对总体外包来说,技术进步对非资本密集型行业外包率的影响程度是0.015,对资本密集型行业的影响程度是0.015-0.035,其值为-0.02,说明技术进步率提高1个百分点,资本密集型行业的总体外包率减少0.02。技术进步与表示资本密集度的虚拟变量间显著为负的交互关系表明,随着技术进步速度的加快,资本密集型行业的总体外包率每年平均下降0.035;技术进步对非技术密集型行业的影响程度是0.0009,对技术密集型行业的影响程度是 $0.0009 + 0.046$,其值约为0.0469。即技术进步速度每提高1个百分点,技术密集型行业总体外包率将增加0.0469。从技

术进步与代表技术密集度的虚拟变量间极为显著的正的交互关系分析,对技术密集行业,技术进步速度提高 1 个百分点,将使该行业总体外包率每年平均约增加 0.05。

对工业外包而言,技术进步对非资本密集型行业外包率的影响程度是 0.0136,对资本密集型行业的影响程度是 0.0136- 0.0326,为- 0.019,说明技术进步率提高 1 个百分点,资本密集型行业的工业外包率减少 0.02。技术进步与表示资本密集度的虚拟变量间同样存在显著为负的交互作用,结果显示,随着技术进步速度的加快,资本密集型行业的工业外包率平均每年下降 0.033;技术进步对非技术密集型行业的影响程度是 0.0003,对技术密集型行业的影响程度是 0.0003+ 0.0451,其值约为 0.0454,即技术进步速度每提高 1 个百分点,技术密集型行业工业外包率增加 0.05,从技术进步与技术密集度的虚拟变量间极为显著的交互关系分析,对技术密集行业,技术进步使该行业工业外包率年均增加 0.045,即随着技术进步速度的加快,技术密集型行业的外包率随之增长。

我们的实证结果显示,工业技术进步对不同要素密集度的行业外包行为具有不同影响,技术进步减少了资本密集型行业的外包活动。但是,增加了技术密集型行业的外包比率,根本原因是技术变化通过改变企业内部生产成本和市场交易成本之间的结构而使企业边界发生变化。具体而言,技术进步增大了资本密集型行业中企业的边界,而缩小了技术密集型行业的企业边界。我们的研究结果验证了曾楚宏和林丹明(2004)关于资本密集型企业的组织特征有利于应用信息技术,更显著节约内部生产成本,从而其边界逐渐扩大趋势;而对于知识密集型企业来说,其组织特征为应用信息技术后,更显著地节约市场协调成本,从而企业边界缩小。王 和侯广辉(2005)选择 1998—2002 年间我国各省市区高新技术产业发展与外包活动的案例研究,也证实了高技术企业与外包活动具有显著的正相关性。徐盈之等(2008)通过高技术产业中五个行业的面板分析,表明 R&D 投入的增长很大程度上提升了企业中间投入的数量,即通过更多的外包来完成业务。本文再次提供了关于技术进步影响企业外包行为选择的直接证据。

表 6 资本密集型行业和技术密集型行业的外包率的回归分析

被解释变量	(1) to	(2) io	(3) so	(4) to	(5) io	(6) so	(7) to	(8) io	(9) so	(10) to	(11) io	(12) so
<i>di</i>	- 0.00170 (0.0175)	- 0.000668 (0.0183)	- 8.39e- 05 (0.000661)				0.0377* (0.0221)	0.0356 (0.0224)	0.00139 (0.00148)			
<i>dt</i>				0.0524*** (0.0185)	0.0536*** (0.0194)	3.68e- 05 (0.000785)				- 0.0101 (0.0232)	- 0.00715 (0.0234)	- 0.00241 (0.00182)
<i>fp</i>							0.0150*** (0.00502)	0.0136*** (0.00477)	0.000488 (0.000520)	0.000975 (0.00447)	0.00283 (0.00415)	- 3.15e- 05 (0.000501)
<i>dfp</i>							- 0.0352*** (0.0130)	- 0.0326*** (0.0124)	- 0.00135 (0.00128)			
<i>dfp</i>										0.0464*** (0.0106)	0.0451*** (0.00978)	0.00182 (0.00124)
Constant	0.101*** (0.00979)	0.0956*** (0.0102)	0.00377*** (0.000370)	0.0908*** (0.00799)	0.0854*** (0.00839)	0.00373*** (0.00034)	0.0813*** (0.0119)	0.0776*** (0.0121)	0.00312*** (0.00078)	0.0896*** (0.00963)	0.0850*** (0.00977)	0.00377*** (0.00068)
Hauman Test							0.05	0.04	3.46	0.32	0.29	2.14
<i>P</i> > χ^2							0.9745	0.9780	0.1772	0.8520	0.8658	0.3435
<i>R</i> ²							0.4972	0.5618	0.1108	0.4385	0.4570	0.0566
观察值数	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64	64
截面单元	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32	32

注: to 表示总体外包, io 为工业外包, so 为服务外包; 括号中数字为标准误; *** 表示 1% 的显著水平, ** 表示 5% 的显著水平, * 表示 10% 的显著水平, 分析软件为 Stata10.0。

(五) 理论解释和进一步的分析

三种形式的外包均导致了产出增长和生产能力的提高,同时外包带来的是资本节约型技术进

步。由此可以直观地认为,外包推动了我国生产可能性曲线的外移;由于外包导致的是资本节约型技术进步,将增加我国资本密集型产品的产出规模,减少劳动密集型产品的产出。尽管如此,这一结果也不表明中国已经在资本密集型产品的生产环节上具有很强的比较优势和竞争优势,这是根据当前中国在以产业内分工为主的分工格局中所处的位置和参与国际分工的具体形式得出的判断。随着信息技术、要素流动以及全球化进程迅速发展,分工逐步深化、细化,传统的国际贸易理论认为发展中国家只能专业化生产劳动密集型产品、进口资本密集型产品的分工模式将得到修正,发展中国家开始深入地参与到产业链分工,以中间品进出口贸易为主要内容的外包的出现使得发展中国家增加了资本密集型产品的生产。但值得指出的是,发展中国家增加资本密集型产品的生产,只是体现在最终产品上,从全球产业价值链角度分析,发展中国家的比较优势仍主要体现在劳动密集型生产环节,而发达国家在资本密集型和技术密集型环节上具有比较优势,因而发展中国家将资本密集型环节外包给发达国家,发达国家将劳动密集型环节外包给发展中国家,从而发展中国家进口更多的资本密集型环节,出口更多的劳动密集型环节。由于中国参与国际分工模式主要表现为以中间品贸易为特征的加工贸易,依托劳动力成本和促进加工贸易的政策优惠等区位优势,中国吸引了发达国家企业转移的生产加工活动,中国成为世界工厂,由于中国的比较优势仍体现在劳动密集型环节,参与国际分工的主要内容是进口资本密集的中间品和资本品,进行加工组装后出口,所以,中国在最终产品的生产上便表现为生产了越来越多的资本密集型产品。总体而言,即使在资本密集型产品,中国竞争力仍集中在低附加值的劳动密集型生产阶段。

服务外包对生产率贡献显著主要是因为工业将效率极低的服务环节外包极大地促进了生产效率的提高。总体看,由于体制和机制原因,我国工业行业中作为重要要素投入的服务投入的效率非常低下。中国许多提供生产性服务的第三产业部门参与社会分工的深度不够、交易成本较高,大量本应由市场提供的生产性服务业(物流、涉及售后、资金运作等中间服务)转为由企业内部提供,造成市场化的服务业发展不足,因而将工业内部效率极低的服务活动外包能极大地推动工业生产率和产出的增长。另外,由于我国工业企业服务外包基数较少以及外包的服务技术和知识含量较高(包括软件、信息服务等),因而将这部分的服务活动外包带来的生产率促进效应较为显著。¹

五、结论和政策建议

研究表明,总体外包、工业外包和服务外包对生产率贡献效应为正。利用超越对数生产函数法估算的总体外包对生产率的影响明显小于徐毅、张二震(2008)的估计结果,主要是因为本文构造工业资本存量的方法不同于后者所使用的固定资产净值指标替代资本投入的方法。本文使用CES生产函数和Translog生产函数两种方法,深入分析了工业外包和服务外包的生产率效应。我们的实证结果表明,三种外包均促进了工业生产率的提高。工业外包的生产率效应小于总体外包,在三种形式的外包中,服务外包对生产率的促进作用最明显。由于资本密集型行业在技术发生变化后边界扩大,因而其外包行为具有弱化趋势;对技术密集型行业而言,技术进步促使其企业边界缩小,因而具有增加外购(外包)以利用市场协调和交易成本减少的优势。

参考文献

龚雪、高长春,2005:《服务业外包对外包就业的影响》,《企业经济》第12期。

江小涓,2008:《服务外包:合约形态变革及其理论蕴意——人力资本市场配置与劳务活动企业配置的统一》,《经济研究》第7期。

¹ 由于篇幅所限,本文省略了外包对就业影响的实证分析。

- 李小平、卢现祥, 2007: 《中国制造业的结构变动和生产率增长》, 《世界经济》第 5 期。
- 唐海燕、张会清, 2009: 《中国在新型国际分工体系中的地位——基于价值链视角的分析》, 《国际贸易问题》第 2 期。
- 王、侯广辉, 2005: 《有限外部化: 技术进步企业边界的影响》, 《中国工业经济》第 10 期。
- 王中华、代中强, 2009: 《外包与生产率: 基于中国工业行业物品外包与服务外包的比较分析》, 《当代经济科学》第 4 期。
- 徐毅、张二震, 2008: 《外包与生产率: 基于工业行业数据的经验研究》, 《经济研究》第 1 期。
- 徐盈之、金乃丽、孙剑, 2008: 《技术进步、企业边界与外包决策——基于中国制造业数据的经验研究》, 《经济经纬》第 5 期。
- 曾楚宏、林丹明, 2004: 《信息技术应用与企业边界的变动》, 《中国工业经济》第 10 期。
- 郑玉歆, 1998: 《生产率和中国制造业增长》, 载于李京文、钟学义主编, 《中国生产率前沿分析》, 社会科学文献出版社。
- Amì, M. and S. Wei, 2005, “Services Outsourcing, Productivity and Employment: Evidence from the US”, IMF Working Paper, WP/05/238.
- Egger, H. and P. Egger, 2006, “International Outsourcing and the Productivity of Low skilled Labour in the EU”, *Economic Inquiry*, 44, 98—108.
- Fare, R., Grosskopf, M. Norris, and Z. Zhang, 1994, “Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Changes in Industrialized Countries”, *American Economic Review*, 84, 66—83.
- Feenstra, R. and G. Hanson, 1996, “Foreign Investment, Outsourcing and Relative Wages”, in R. C. Feenstra, G. M. Grossman, and D. Irwin (Eds.), *The Political Economy of Trade Policy: Essays in Honor of Jagdish Bhagwati*, pp. 89—127, Cambridge, MA: MIT Press.
- Feenstra, R. and G. Hanson, 1997, “Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico’s Maquiladoras”, *Journal of International Economics*, 42, 371—393.
- Feenstra, R. C. and G. H. Hanson, 1999, “The Impact of Outsourcing and High Technology Capital on Wages: Estimates for the United States, 1979—1990”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, Iss. 3, 907—940.
- Feenstra, R. C. and G. H. Hanson, 2004, “Ownership and Control in Outsourcing to China: Estimating the Property Rights Theory of the Firm”, NBER Working Paper, No. 10198.
- Olsen, K. B., 2006, “Productivity Impacts of Offshoring and Outsourcing: A Review”, OECD Science, Technology and Industry Working Papers, 1.

The Impacts of Industrial and Services Outsourcing on Productivity: Based on China’s Industrial Panel’ Analysis

Yao Zhanqi

(Institute of Finance and Trade Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: This paper analyses the effects of industrial outsourcing, services outsourcing and overall outsourcing on productivity and employment based on CES production function from the data on China’s input output tables. Moreover, the effects of technological progress on outsourcing activity modes and productivity growth in industrial sectors are studied. The results show that overall outsourcing and industrial outsourcing contribute a little to labor productivity although these contribution values are positive, whereas services outsourcing contributes much more than others. If we introduce the interaction between technological progress and outsourcing in the equation, technological progress has much larger impacts on productivity growth than outsourcing. The results also reveal that technological progress decreases outsourcing activities in capital intensive industries. However, technological progress increases outsourcing activities in high tech industries. The main reason is that technological progress changes the internal costs and markets trading costs of a firm so as to alter the firm boundary.

Key Words: Services Outsourcing; Industrial Outsourcing; Technological Progress; Labor Productivity

JEL Classification: F400, F110

(责任编辑: 王利娜) (校对: 梅子)