

中国服务业企业出口与生产率关系 ——自我选择效应还是出口学习效应

杨 晨

(南开大学经济学院, 天津 300071)

摘 要: 本文采用2011年中国服务业上市企业数据对企业与生产率的“自我选择”及“出口中学”效应进行实证检验, 结果表明: (1) 出口是中国服务业企业生产率提升的重要影响因素, 同时企业生产率的提升也促进了出口规模的扩大; (2) 在分所有制企业的检验中, 只有国有企业均支持“自我选择”和“出口中学”假说, 而非国有企业只支持“出口中学”假说。中国应该推动服务贸易发展, 及时推进国有企业改革, 落实反垄断政策。

关键词: 服务业; 生产率; 自我选择; 出口中学

中图分类号: F752.62

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2014) 01-0051-14

一、引言

国家“十二五”规划指出, 产业优化升级的战略重点就是要推动服务业的大发展, 因此推动服务业又好又快的发展就成为了一种必然。不过, 对于中国发展相对滞后的服务业而言, 除了要依靠传统要素的投入外, 更应该依靠技术要素的投入和生产率的提高(王恕立等, 2012)。^[1]生产率的高低不仅是一个经济体更是一个企业能否持续发展的重要因素, 高生产率意味着企业更具有竞争优势, 可以长期稳定经营下去。随着经济全球化的进一步发展, 越来越多的企业开始谋求进入国际市场, 通过参与全球价值链获取利润的增加与生产率的提升, 但是, 目前中国制造业企业在攀升全球价值链的过程中, 由于受到了国际大买家以及跨国公司的双重阻击, 只能从事低附加值、低利润的价值链环节, 被发达国家攫取了全球化的大多数利润; 而同为发展中国家的印度则通过承接国际服务外包推动了本国服务贸易的发展, 成功实现了价值链的升级, 提升了服务行业的生产率。

在这样的背景下, 大力发展我国服务贸易, 参与全球服务价值链, 摆脱低端锁定, 提升服务业生产率是尤为重要的。不过, 对于出口与生产率的关系, 学者们有着不同的看法, 一种观点认为出口可以提高生产率, 即企业可以参与出口业务, 通过规模经济、技术外溢等途径实现生产率的提升; 另一种观点则认为出口企业之

收稿日期: 2013-08-01。

作者简介: 杨晨, 男, 南开大学经济学院博士研究生, 研究方向: 产业经济与服务经济。

所以具有较高的生产率,是因为只有高生产率的企业才能克服国际市场上的额外成本,而并不是由于从事出口业务造成的。本文以这两种假说为基础,从微观层面对中国服务业上市企业生产率与出口的关系进行了实证检验,希望可以深化对服务业企业出口与生产率内在联系的理解,为中国服务业企业进一步参与全球服务业价值链,提高生产率提供一定的启示。

二、文献综述

Clerides (1998) 认为,企业参与国际市场需要承担额外的成本,如冰山成本、^①开拓国际市场以及贸易壁垒产生的费用等,因此,只有具有高生产率的企业才具备克服该成本、在国际市场中获取利润的能力,^[2]这一假说被称为“自我选择”。大量的实证研究支持了“自我选择”假说,如Bernard和Jensen (1997) 通过对1984~1992年美国企业的数据进行实证检验,发现出口企业的生产率要高于非出口企业。^[3]Aw等 (2000) 通过对韩国和中国台湾地区的制造业企业数据进行实证分析,认为中国台湾制造业企业支持“自我选择”假说。^[4]中国学者张杰 (2008) 运用联立方程模型对江苏制造业企业微观数据进行了实证检验,研究发现TFP可以促进中国企业出口规模的扩大,即支持“自我选择”假说。^[5]易靖韬和傅佳莎 (2011) 采用企业面板数据,实证检验了浙江省2001~2003年间企业出口与生产率的关系,认为只有高生产率的企业才能克服国际市场的沉没成本,支持“自我选择”假说。^[6]但也有学者得出了不同的结论,如Greenaway和Kneller (2007) 对一部分发展中国家企业进行了研究,认为他们并不支持“自我选择”假说。^[7]赵伟和赵金亮 (2011) 则认为企业所有制形式会影响“自我选择”假说的适用性,他们通过实证检验发现,在多种所有制形式的企业中,支持“自我选择”假说的只有国有企业。^[8]

出口企业生产率高于非出口企业还有可能是因为,出口企业坐拥一个更为广阔的全球市场,可以通过扩大生产规模获取规模经济;或者在与国外生产者、消费者的交流沟通中接触并学习到行业内的前沿技术;另外,国外同类服务的提供者以及消费者的高标准、高质量需求都促使企业主动学习创新,有效克服了“创新惰性”,这一机制被称为“出口中学”。Loecker (2010) 在其2007年研究的基础上克服了生产率的内生性问题,发现出口使得斯洛文尼亚的制造业企业生产率提高了7.36%。^[9]但是,更多的学者认为出口对生产率的提升作用会受到各种条件的制约,如易靖韬 (2011) 认为“出口中学”假说可能适用于发展中国家。而对于发达国家,江波和李美云 (2012) 通过实证检验认为发达国家出口的生产率提升效应并不明显,其原因是发达国家的生产者服务业大多占据着价值链的高端,发展已

① 冰山成本是指国际贸易运输成本,其机理是把贸易的成本看作是部分商品在运输途中融化掉了,也即不能把全部产品的价值从出口国移动到进口国。

经相当完善,从而使得“出口中学”效应并不明显。^[10]对于中国企业而言,张杰等(2009)通过对中国工业企业1999~2003年的数据进行研究,认为虽然中国制造业中存在着“出口中学”效应,但是这种促进效应可能存在着时间限制,即到了企业进入国际市场的第四年这种效应就有可能消失。^[11]李春顶和赵美英(2010)甚至得出了出口贸易对企业生产率不仅没有起到促进作用、反而是负面作用的结论。他们认为这可能因为中国目前实行的是以加工贸易为主的出口贸易模式,所以,李春顶(2010)在剔除了从事加工贸易为主的企业数据之后,发现出口对企业的生产率提升作用为正。^[12]戴觅等(2011)则发现,企业出口前是否从事研发投入对出口的生产率提升效应有很大的影响,他们认为,如果企业在出口前有研发行为,出口对于生产率就有着持续显著的提升作用;如果出口前不进行研发投入,出口的生产率提升效应会比较小,甚至不显著。^[13]

通过以上对文献的回顾我们发现,对于“自我选择”和“出口中学”假说,学术界至今尚未有一个统一的定论。相对而言,企业是否能通过出口提高生产率还没有一个统一的结论。不过,Helpman(2006)指出,纠结于“自我选择”和“出口中学”假说是否正确并不利于发展中国家的的发展。他认为,我们更应该对发展中国家如何实现由技术引进向技术性创新转变以及对企业生产率提高的条件和路径进行研究。在对服务业企业出口与生产率关系的研究中,Love等(2009)、Breinlich等(2011)均指出,由于服务贸易的无形性、不可贮存性使其贸易的“自我选择”效应较小,而“出口中学”效应也同样较小,进而对生产率的影响有限,甚至可能为负。^{[14][15]}但是,原小能(2012)指出,在全球服务价值链中中国更多地是扮演承包方的角色,因此,服务本身的特性使得外包承接方有可能实现更快的知识积累,从而实现价值链上的攀升,促进企业生产率提高。^[16]因此,本文基于中国服务业上市企业的横截面数据,对“自我选择”与“出口中学”假说的适用性进行了检验,试图厘清服务业企业出口与生产率的内在联系,深化对中国企业参与全球服务价值链、实现生产率提升的理解。

三、计量模型设定与数据说明

(一) 计量模型设定

通过对已有文献的归纳总结,我们发现“自我选择”假说认为生产率是出口的决定因素,“出口中学”假说则认为出口是生产率提高的重要影响因素。综合来看,高生产率的企业会选择进入国际市场,然后企业又可以通过出口提高自身的生产率;或者企业的出口会提高生产率,生产率的提升又会强化企业的出口竞争能力,也就是说出口与生产率可能会存在相互决定的内生性问题。为了解决可能存在内生性问题,本文使用联立方程模型进行计量分析,所设定的计量模型如下:

$$EXP = \alpha_0 + \alpha_1 PROD + \sum_{i=2}^n \alpha_i Control_i + \varepsilon \quad (1)$$

$$PROD = \beta_0 + \beta_1 EXP + \sum_{i=2}^n \beta_i Control_i + \mu \quad (2)$$

其中, EXP代表了企业的出口密集度, 用企业出口规模与营业收入之比度量, PROD是企业生产率的各种衡量指标, Control代表联立方程中的各种控制变量。模型(1)中选取企业规模、人均职工工资以及所有制、地区虚拟变量^①作为控制变量, 模型(2)中选取企业营业成本、人均工资以及所有制、地区虚拟变量作为控制变量。

(二) 研究变量设计

1. 企业生产率 全要素生产率(TFP)最早由索洛提出, 也被称为“索洛剩余”, 一般是指剔除了资本、劳动等传统投入要素贡献之后所得到的剩余。本文基于Cobb-Douglas生产函数, 运用最小二乘法(OLS)对中国服务业上市企业的全要素生产率进行测度。这是因为测度TFP的生产函数法在要素价格被扭曲、要素份额偏离产出弹性情形下具有更为稳健的特征(张杰等, 2008), 而在实际度量生产率的过程中虽然超越对数生产函数更好地避免了函数形式误设带来的估计偏差, 在理论上似乎更有效性, 但却不能提供比C-D函数更多的信息, 并且C-D函数结构更为简单明了, 对于规模经济的测度更符合常理(鲁晓东等, 2012)。^[17]

因此, 本文使用的企业生产率估计模型如下:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln K_i + \beta_2 \ln L_i + \sum_m \gamma_m State_m + \sum_m \delta_m Reg_m + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中, Y_i 为产出变量表示企业i的营业收入, ^②K和L分别为企业固定资产净额^③和从业人员规模, State和Reg代表企业所有制与地区的虚拟变量, ε 表示生产函数所不能体现的随机干扰以及测量误差等因素。由TFP的定义可知: $\ln TFP_i = \beta_0 + \varepsilon_i$ 。

由此, 我们可以得到TFP的绝对值水平为: $TFP_i = \exp(\ln Y_i - \beta_1 \ln K_i - \beta_2 \ln L_i)$, 估计结果如表1所示。

表1 全样本生产函数估计结果

变量	系数	稳健标准误差
LNK	0.277***	0.039
LNL	0.532***	0.048
截距	4.431	0.309
所有制控制变量	Yes	
地区控制变量	Yes	
样本数	385	
R ²	0.663	

注: 考虑到截面数据会存在异方差, 本文使用White(1980)的方法对模型的标准误差进行了校准与调整。
***表示1%水平显著。

① 这里我们没有设定行业虚拟变量, 是因为服务业7大行业由于数据严重分配不均, 所以做全行业分解效果可能并不好。

② 全要素生产率衡量时一般采取增加值作为产出变量, 但是, 由于上市公司年报中没有这一指标, 许多学者如Bond等(2003)、Pushner(1995)用销售收入代替。

③ 虽然Jorgenson(1967)指出单纯地使用资本存量作为投入变量测度TFP会在一定程度上忽视资本质量对生产率的影响效应, 但是在企业年报中我们并未搜集到资本质量的相关数据。

但是, TFP主要反映的是企业剔除资本、劳动投入要素以后的技术创新、技术进步的影响部分, 所以, 仅仅采用TFP作为企业全要素生产率的衡量指标会存在一定的局限性。因此, 必须充分考虑资本对于企业生产率的影响, 鉴于目前大多数研究的做法, 我们使用资本生产率作为衡量企业生产率的补充指标。该指标在一定程度上体现出企业生产设备的生产率, 在其他条件不变前提下, 资本生产率越高, 企业生产设备的生产能力越高。同时, 使用传统的OLS方法对TFP进行估计会存在一定的缺陷, 虽然我们选择的是横截面数据, 避免了OLS方法无法解决的面板数据中样本的选择性偏误, 但是, 企业可能同时选择产量和资本存量, 使得产量和资本存量之间产生反向因果关系(戴觅等, 2011)。所以, 本文还选取了劳动生产率作为衡量企业生产率的另一个补充指标, Fryges和Wanger(2008)的研究证明了使用劳动生产率这一指标是稳健的, 他们认为, 用人均销售收入衡量的劳动生产率与全要素生产率之间是高度相关的。^[18]综上, 本文选取了全要素生产率(TFP)与单要素生产率的代表性衡量指标劳动生产率以及资本生产率作为我国服务业上市企业的综合性衡量指标, 以确保结论的客观有效。

2. 出口密集度(EXP) 由于目前中国尚未建立权威统一的服务业企业数据库, 所以现有研究中服务业企业层面的数据大多来自于上市公司的企业年报。但是, 企业年报中并未报告企业出口交货值, 所以参照程大中(2009)的研究, 本文的企业出口数据主要来自于企业主营业务构成(按地区分)表中的境外收入、国外收入、外销收入或销往除中国大陆外其他经济体的出口收入的汇总。如果企业年报未报告主营业务构成(按地区分), 则在主营业务构成(按产品分)表和主营业务构成(按行业分)表中搜集数据, 并且参照刘志彪等(2009)的做法, 采用出口密集度即企业出口额占营业收入作为企业出口规模的衡量指标。

3. 控制变量

(1) 企业规模(SCALE)。模型(1)中选取企业规模作为控制变量, 主要是从规模经济方面来反映企业生产率。一般来说, 在相同行业中企业规模越大, 就可以通过规模经济降低生产、研发、广告、营销等的边际成本, 生产率也会越高。本文选取企业总资产作为企业规模的衡量指标。

(2) 企业营业成本(TC)。模型(2)中选取企业营业成本作为控制变量, 由于本文实质上是研究企业出口规模与生产率的关系, 只有能够采取有效措施降低营业成本的企业才能够扩大出口规模, 营业成本越高, 企业出口规模也就越低。异质性企业贸易理论认为, 企业从事出口业务会承担一定的额外成本, 如广告费用、海运费、海外市场开拓费用以及所面临的不确定性与保护主义造成的额外费用等。也就是说, 从事出口业务可能导致企业的高成本, 但是高成本却不一定是企业出口的决定因素; 相反, 如果企业可以采取有效措施降低成本, 则可以扩大出口规模, 相对而言, 低营业成本的企业具有更强的出口竞争优势。

(3) 人均职工工资 (WAGE)。模型 (1)、(2) 中均使用了人均职工工资作为控制变量。一般认为, 高工资意味着高生产率, 工资上涨可以通过要素替代效应、人力资本投资效应等提升企业生产率; 但是, Seguino (2007) 却指出, 只有初始工资越过一定的门槛值, 工资上涨才会促进劳动生产率的提升。所以, 工资与劳动生产率的关系可能是不确定的, 低工资意味着较低的成本, 有助于企业进入国际市场, 促进出口规模的扩大。

(4) 虚拟变量。本文设定的虚拟变量有两个, 一个是所有制虚拟变量, 赵伟和赵金亮 (2011) 的研究认为, 只有国有企业才支持“自我选择”假说, 所以本文设定了所有制虚拟变量, 对国有企业与非国有企业进行了区分。另一个是地区虚拟变量, 出口与生产率都会在一定程度上受到地域影响, 本文根据统计年鉴的划分将中国服务业企业所在省份分为东、中、西三大区域。^①相关变量的具体定义如表2所示。

表2 研究变量的定义

变量类别	变量符号	变量定义
出口变量	EXP	企业出口占营业收入比重指标。参照程大中 (2009) 的研究, 本文的出口数量数据主要来自于公司主营业务构成 (按地区分) 表中的境外收入、国外收入、外销收入或销往除中国大陆外其他经济体的出口收入的汇总
生产率变量	TFP	全要素生产率。通过对模型 (3) 的估计获得
	Y_L	劳动生产率, 用营业收入 / 企业员工人数衡量
	Y_K	资本生产率, 用营业收入 / 企业固定资产衡量
控制变量	SCALE	企业年报资产负债表中资产总计
	TC	企业年报资产负债表中营业成本
	WAGE	企业年报现金流量表中支付给职工的现金以及为职工支付的现金, 用人均值表示
	STATE	所有制虚拟变量, 把所有服务业上市企业划分为国有企业与非国有企业, 国有企业取 1
	REG	地域虚拟变量, 分为 REG1 和 REG2; 根据统计年鉴划分为东、中、西地区, REG1 取 1 为东部地区, REG2 取 1 为西部地区
其他相关变量	K	企业年报资产负债表中固定资产净额
	L	企业年报基本情况中职工人数
	FEE	企业年报资产负债表中管理费用
	FZ	企业年报资产负债表中负债合计

(三) 数据说明

本文选取了2011年在中国上海和深圳上市的服务业A股的企业微观数据为研究

① 本文根据统计年鉴将我国服务业企业所在省份分为东、中、西三大地区, 其中, 东部地区主要指北京、天津、辽宁、河北、上海、山东、江苏、浙江、福建、广东、广西、海南12个省、自治区、直辖市; 中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南9个省、自治区; 西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆10个省、自治区、直辖市。由于东部地区基本都是沿海省市, 开放程度较高, 所以这样的区分有一定的科学性。

样本，上市公司是中国企业中的优秀企业，因此其数据也可以基本反映出中国服务业企业的基本特征与走势。企业出口和员工人数数据来源于WIND金融资讯终端和各上市公司公布的年报，企业的其他相关财务数据来源于CSMAR国泰安数据库。

并按照以下规则进行剔除：

- （1）需要改股而尚未改股的S类和有退市风险的ST企业；
- （2）信息技术业中的相关制造业企业；
- （3）关键变量观测值缺失的企业。

一共得到385家企业数据，其中出口企业96家，表3是对主要变量的描述性统计。

表3 主要变量的描述性统计

变量	变量含义（单位）	均值	标准差	最小值	最大值
EXP	出口密集度	0.042	0.1328	0	0.978
TFP	全要素生产率	153.256	289.13	3.443	4,450.8
Y_L	劳动生产率（万元/人）	315.162	955.763	5.901	12,998
Y_K	资本生产率	19.0582	46.1019	0.125	427.952
SCALE	资产总计（千万元）	16,529.91	121,979	27.429	1,547,687
K	固定资产净额（千万元）	371.158	2,064.205	0.273	32,543.61
L	企业员工数（人）	8,901.486	38,806.22	18	447,401
TC	营业成本（千万元）	889.109	3,253.936	0.479	36,484
FEE	管理费用（千万元）	191.261	1,223.421	0.922	13,960
FZ	企业负债（千万元）	15,134.05	114,474.3	0.821	1,451,905
WAGE	职工工资（万元/人）	17.58	58.454	1.145	879.057

四、计量结果与分析

（一）出口企业与非出口企业特征差异

我们首先利用企业的生产率指标变量和其他相关企业特征变量，对出口企业与非出口企业的基本特征进行比较，表4是出口企业与非出口企业基本特征差异的比较。我们可以看出，在所有表示企业基本特征的变量中，TFP、劳动生产率、资本生产率、人均营业成本、人均管理费用以及职工工资在出口企业与非出口企业之间表现出显著的统计差异。

就表示生产率的指标而言，表现为出口企业显著高于非出口企业的特征。对于表示企业生产成本的营业成本和管理费用来说，两者也表现为出口企业显著高于非出口企业的特征，这也符合一般理论所认为的进入国际市场从事出口业务要承担更高的费用，所以企业必须具有较高的生产率才能克服这些额外成本。出口企业职工工资也显著高于非出口企业职工工资，说明只有生产率较高的企业才能从事出口

业务，能够给职工发放较高的工资。但是，我们同时也应该注意，在人均资产和人均固定资产这两个反映企业规模的指标上，出口企业不仅与非出口企业没有显著差异，而且出口企业的资产规模甚至要低于非出口企业，这可能是由于中国服务业企业并不是依靠扩大自身规模来获取出口竞争优势的，可能是通过其他渠道如技术溢出来获取先进的技术，从而提高自身的出口竞争力（张杰，2011）。

表4 出口企业与非出口企业基本特征统计比较

变量	变量含义（单位）	出口企业（均值）	非出口企业（均值）
TFP	全要素生产率	228.025**	128.42
Y_L	劳动生产率（万元/人）	494.141**	256.705
Y_K	资本生产率	21.081*	18.386
SCALE	人均资产（万元/人）	689.894	891.824
K	人均固定资产（万元/人）	75.668	92.871
L	企业员工数（人）	16,936	6,232
TC	人均营业成本（万元/人）	439.922**	178.339
FEE	人均管理费用（万元/人）	15.863**	16.643
FZ	人均负债（万元/人）	458.385	547.104
WAGE	职工工资（万元/人）	18.786***	17.183

注：我们一共选取了385家企业，其中有出口行为的企业为96家，没有出口行为的企业为289家。使用Wilcoxon方法，对出口企业与非出口企业的基本特征进行统计比较，*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平下显著。

（二）企业出口与生产率联立方程分析：全样本回归

1. 计量结果与分析 通过对模型（1）、（2）进行回归，我们可以得出表5中的结果。具体来看，生产率是中国服务业上市公司出口的影响因素，同时，出口也是促进中国服务业企业生产率提升的影响因素，中国服务业上市企业既支持“自我选择”，又支持“出口中学”假说。就TFP和劳动生产率而言，出口是推动中国服务业上市企业技术创新和技术进步的重要因素，同时，TFP的提升也有利于中国服务业企业出口规模的扩大。与中国本土制造业企业技术水平提升更多地是通过引进和购买国外先进的生产设备，以贴牌或代工方式的出口并不能有效提升企业自主创新能力，“出口中学”效应并不显著的结论（张杰，2008）不一致的是，我国服务业企业存在着显著的“出口中学”效应。这可能是因为：首先，本文的研究样本选择的是中国上市企业，是中国企业中规模较大的优质企业，各方面实力都比较雄厚，对于发达国家的“纵向压榨”承受力较高；同时，与国际先进技术水平差距相对较小，企业具备通过学习提升自身生产率的技术储备；其次是相对于制造业出口贸易，中国服务出口贸易发展较为滞后，和发达国家先进的技术水平还存在一段较大的差距，因此，服务业企业通过出口贸易可以学习的地方还有很多，尤其是中国目前服务产品的质量标准尚未能够与国际接轨，发达国家的消费者所提出的高质量

高标准的服务产品要求也可以倒逼中国服务业企业主动进行技术升级,从而提高生产率;最后,由于服务产品本身的特性,使得中国服务业企业作为服务外包的承接方,有可能实现更快的知识积累,出口的学习效应更加显著。

就反映企业生产率的资本生产率指标而言,资本生产率的提高不仅促进了中国服务业上市企业出口规模的扩大,同时,出口也有效地提升了服务业企业的资本生产率。这是因为资本生产率实质上反映的是企业装备设备的生产效率,这说明了中国服务业企业可以通过对生产设备等进行资本投入,从而提高企业的出口竞争能力;同时,出口规模的扩大也可以促进企业加大对于固定资产的投入,表现为一种正反馈机制。这反映出中国作为一个发展中国家,出口企业普遍存在着通过扩大固定资产投资获取规模经济降低成本,从而提高出口竞争优势的重要外部激励。

表5 生产率与出口联立方程(1)、(2)的2SLS回归结果

	模型(1)			模型(2)		
因变量	LNTFP	LN _Y _L	Y_K	EX		
常数	0.585 (1.422)	1.131 (0.843)	-8.615 (31.959)	-0.109 (0.054)**	-0.055 (0.069)	-0.037 (0.129)
EXP	20.517 (4.634)***	18.121 (4.169)***	339.696 (133.209)***			
LNTFP				0.129 (0.035)***		
LN _Y _L					0.092 (0.024)***	
K_L						0.004 (0.002)**
LNSCALE	0.327 (0.075)***	0.185 (0.068)**	2.984 (1.884)			
LN _{TC}				-0.04 (0.013)***	-0.016 (0.007)**	-0.013 (0.009)
LN _{WAGE}	-0.385 (0.223)	0.131 (0.208)	-7.922 (5.901)	-0.024 (0.017)	-0.042 (0.019)**	-0.012 (0.017)
所有制	YES					
地区	YES					
样本数	385					

注: *、**、***分别表示参数估计在10%、5%、1%水平上显著,括号内为标准差, LN表示对该变量取对数。

2. 相关检验 本文使用了联立方程计量模型来对中国服务业出口与生产率之间可能存在的复杂关系进行实证研究,这是因为出口与生产率可能存在内生性问题,采用联立方程模型可以消除这个问题。不过,我们需要对所设定的联立方程是否存在内生性问题进行检验,本文使用了联立Hausman设定误差检验法。从表6的检验结果来看,我们可以初步得出,中国服务业企业出口与生产率之间的确存在着内生性问题,所以本文采用联立方程模型,并运用二阶段最小二乘法对企业出口与生

产率之间的关系进行了估计,可以比较有效地消除这一问题。我们还需要对方程的可识别性进行检验,我们发现每一个方程均包含一个内生解释变量,模型2与模型3均排斥了一个外生变量SCALE和TC,所以联立方程恰好被识别(陈强,2010)。

其次,由于本文采用的是2011年服务业上市企业的横截面数据,所以我们还需要考虑异方差性和多重共线性的问题。对于异方差性,White(1980)在估计方程残差不存在序列相关的假定下,推导出一个异方差一致协方差矩阵,通过对变量的t值和标准误差进行校准和调整可以修正模型中存在的异方差问题。所以,本文使用了该方法,尽可能缓解或消除模型中可能存在的异方差问题。对于可能存在的多重共线性,我们分别对模型1和模型2进行了OLS回归,通过检验单方程的VIF(方差膨胀系数)来检验多重共线性。我们发现模型1和模型2中各个变量的VIF值均小于10,因此可以认为,方程各自变量间基本不存在严重的共线性问题。

表6 联立方程模型联立性的Hausman检验结果

	LNTFP	LN _{Y_L}	Y_K
联立方程(1)	(0.004)***	(0.005)***	(0.028)**
联立方程(2)	(0.005)***	(0.0059)***	(0.123)

注:括号里为联立性检验参数的P值,*、**、***分别表示参数估计在10%、5%、1%水平上显著,LN表示对该变量取对数。

(三) 企业出口与生产率联立方程分析:分企业所有制回归^①

刘小玄(2000)、姚洋等(2001)的研究都认为不同所有制企业之间可能存在着巨大差异。国有企业与非国有企业之间资源的合理配置一直是中国经济发展的重要问题,所以,我们有必要对不同所有制之间的企业进行重新回归分析,表7和表8给出了相应的分组回归结果。具体来看,在表7 TFP和劳动生产率的回归方程中,出口既是国有企业又是非国有企业生产率提高的影响因素,两种所有制企业均存在“出口中学”效应,相对而言,非国有企业的“出口中学”效应要高于国有企业。这可能与国有企业的经理大多是政府官员,注重短期利润而忽视了对长期发展有重要影响作用的研发等资金投入,在国家所有制下容易引发一系列的委托代理问题有关(张维迎,1999),因此容易产生一部分的效率损失,出口对生产率的提升作用也较小。同时,在以资本生产率为测度指标的回归方程中企业规模变量、出口规模变量均不是国有企业资本生产率提高的影响因素,这可能是因为国有企业的发展已有一定的规模,其资本生产率的提升效应已经不再是简单地通过加大固定资产投资来获取,而更应该依靠企业自身的技术能力来提高资本生产率;同时,也从侧面说明了国有企业的“出口中学”效应可能更多地是通过进入国际市场扩大生产规模实现的,而并不是通过主动学习与技术溢出。

^① 研究表明,不同规模的企业在出口与生产率之间关系上也有可能存在着巨大差异,但是,由于我们选取的是上市企业,如果按照企业员工划分规模的一般办法,大多数企业都属于大规模企业(员工人数>500人),按照这样的划分方法会使得样本分布不均。如果按照地域划分,大部分企业都属于东部地区,同样会使样本严重分布不均,所以我们并没有采用这两种划分方法。

其次,从表8的回归结果中我们可以看出,在任何一种生产率衡量指标的模型中,国有企业均支持“自我选择”假说,而非国有企业则不支持“自我选择”假说,这与赵伟(2011)的研究结论一致。这是因为,虽然国有企业在改革期间承担了一部分经济转轨的成本,如被迫接受高水平、高技术能力的职工跳槽至非国有企业等,造成了一定的效率损失,但国有企业一般都会获得金融资助、国家补贴以及各种倾斜政策(袁志刚,2010),加上国有企业也可以凭借其享有的垄断优势,获取高额垄断利润,补偿了国有企业的效率损失,使其可以克服国际市场上的额外成本,从事出口业务。而中国民营企业的发展常常受到融资约束、缺乏政府补助以及来自国有企业的竞争等制约,这样就使得一部分生产率较高的民营企业难以克服进入国际市场的高额成本,导致出口规模较小甚至无法出口,无法进一步获取生产率的提升效应。

表7 按企业所有制划分的出口与生产率联立方程(1)的2SLS回归结果

因变量	LNTPF		LNY_L		Y_K	
企业类型	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有
常数	1.934 (0.915)**	-2.347 (2.364)	2.659 (0.789)***	-0.847 (2.089)	20.392 (12.241*)	-116.407 (61.985)
EXP	13.846 (3.822)***	33.125 (15.7)**	11.774 (3.435)***	28.862 (13.712)**	101.773 (70.182)	789.022 (450.194)**
LNSCALE	0.206 (0.076)***	0.503 (0.163)***	0.047 (0.066)	0.374 (0.144)***	-1.205 (1.525)	8.451 (4.563)*
LNWAGE	-0.152 (0.219)	-0.582 (0.377)	0.408 (0.201)**	-0.154 (0.344)	-0.467 (5.944)	-13.192 (11.268)
地区	YES					
样本数	196	189	196	189	196	189

注: *、**、***分别表示参数估计在10%、5%、1%水平上显著,括号内为标准差, LN表示对该变量取对数。

表8 按企业所有制划分的出口与生产率联立方程(2)的2SLS回归结果

因变量	EXP					
企业类型	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有
常数	-0.159 (0.092)*	0.015 (0.086)	-0.241 (0.093)***	0.015 (0.071)	-0.178 (0.128)	0.246 (0.219)
LNTPF	0.131 (0.038)***	0.222 (0.178)				
LNY_L			0.097 (0.028)***	0.133 (0.091)		
Y_K					0.007 (0.004)*	0.003 (0.003)
LNTPC	-0.031 (0.013)**	-0.084 (0.071)	-0.005 (0.007)	-0.038 (0.028)	0.009 (0.013)	-0.02 (0.019)
LNWAGE	-0.023 (0.019)	-0.061 (0.064)	-0.047 (0.024)*	-0.064 (0.059)	0.017 (0.032)	-0.004 (0.023)
地区	YES					
样本数	196	189	196	189	196	189

注: *、**、***分别表示参数估计在10%、5%、1%水平上显著,括号内为标准差, LN表示对该变量取对数。

五、结论

本文采用中国服务业上市企业2011年的截面数据,通过建立联立方程模型解决内生性问题,并使用二阶段最小二乘法对模型进行估计,实证检验了中国服务业企业出口与生产率的关系,得出了以下结论:(1)对全样本数据的检验结果来看,中国服务业企业同时支持两种假说,即TFP、劳动生产率以及资本生产率的提高均能促进企业出口规模的扩大;反过来,企业出口规模的扩大又能促进企业TFP、劳动生产率以及资本生产率的提高,并且两者可能表现为一种正反馈机制。(2)对不同所有制企业的实证研究发现,国有企业和非国有企业均支持“出口中学”假说,非国有企业的“出口中学”效应要高于国有企业;但是,只有国有企业才支持“自我选择”假说。

基于此,本文提出如下政策建议:(1)积极参与全球服务价值链,推动服务贸易发展。全样本数据的检验结果表明,中国服务业企业目前通过参与全球服务价值链可以有效提高自己的技术水平和装备设备的生产率,与制造业企业参与全球价值链容易受到发达国家的“纵向压榨”与“低端锁定”所不同的是,中国服务贸易发展刚刚起步,还有较大的学习发展空间,加上服务贸易本身的特征使其可以更快地实现知识技术的积累,推动服务贸易的发展可以有效促进企业生产率的提升。所以,政府应当适时出台相关政策鼓励服务业企业出口,有效推动服务贸易的发展,充分借助经济全球化,主动学习发达国家的先进经验以及自主创新,实现技术水平和生产率的有效提升;同时,在参与全球服务价值链的过程中,政府更应该鼓励技术、知识、资本密集型服务业企业的出口,注重服务业企业的长期发展而不仅仅是短期利益。因此,如何避免服务业企业在参与全球价值链中如制造业企业一样陷入“低端锁定”,最大程度地利用经济全球化促进服务业企业生产率的持续提高,是非常值得我们思考的。

(2)促进服务业国有企业改革,合理制定与落实反垄断政策。分所有制的检验结果说明了非国有企业的“出口中学”效应要大于国有企业,但是其“自我选择”效应却不显著,非国有企业出口与生产率之间并不能形成有效的“正反馈”机制。国有企业大多处于垄断地位,获取了大量垄断利润,同时也获得了金融资助、政府补贴等各项倾斜政策的支持;而生产率相对较高的非国有企业,其发展却面临融资约束、政府支持缺乏等限制,由于经营规模较小难以克服国际市场上的额外成本,导致无法通过出口进一步获取生产率的提升效应。在某种程度上,这是资源不合理配置的表现,长久来看,如果不及时推动新一轮的国企改革与要素市场的改革,中国企业的经济效率难以大幅提升(袁志刚,2010)。特别是在金融信托、传播与文化、交通运输、仓储等资本、知识、技术密集型服务业,几乎是国有企业的独占

领域,而非国有企业的发展常常受限,这并不利于我国服务业整体技术创新能力的提高,因此政府应当特别重视反垄断政策制定实施,及时对国有企业进行改革,扶持民营资本进入相关领域。当然,以非国有企业为主的大规模进入会使得产业部门出现过度竞争、重复建设和产能过剩等问题(魏后凯,2003)。因此,对我国国有企业的改革应当适度,反垄断政策的制定应当合理,如对于处于自然垄断行业的国有企业,应着重通过政府规制解决其可能存在的委托代理问题,努力提高企业生产率,适度放开其竞争性业务环节;而对处于行政垄断行业的国有企业,则需以合理配置资源为首要目标,坚定地落实反垄断政策,适当给予非国有企业政策支持,消除市场准入障碍,充分调动民间资本,促使其扩大经营规模,实现规模经济从而进入国际市场,最大程度地通过参与全球服务价值链提升企业生产率。

参考文献:

- [1] 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).
- [2] Clerides, S. K., et al. Is Learning by Exporting Important? Micro-dynamic Evidence from Colombin, Mexico and Morocon [J]. Quarterly Journal of Economics,1998,113(3).
- [3] Bernard, A. B. and Jensen, J. B. Exporters, Skill Upgrading and the Wage Gap [J]. Journal of International Economics, 1997,42(1).
- [4] Aw, B. Y., et al. Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan (China) [J]. The World Bank Economic Review, 2000,14(1).
- [5] 张杰,李勇,刘志彪.出口与中国本土企业生产率——基于江苏制造业企业的实证分析[J].管理世界,2008,(11).
- [6] 易靖韬,傅佳莎.企业生产率与出口:浙江省企业层面的证据[J].世界经济,2011,(5).
- [7] Greenway, D. and Kneller, R. Firm Heterogeneity, Exporting and Foreign Direct Investment [J]. The Economic Journal, 2007, 117(517).
- [8] 赵伟,赵金亮.生产率决定中国企业出口倾向吗——企业所有制异质性视角的分析[J].财贸经济,2011,(5).
- [9] De, Locker, J. A Note on Detecting Learning by Exporting [R]. National Bureau of Economic Research, 2010, No.W16548.
- [10] 江波,李美云.生产服务业出口贸易、创新与生产率提升:理论与实证[J].财经研究,2012,(7).
- [11] 张杰,李勇,刘志彪.出口促进中国企业生产率提高吗?——来自中国本土制造业企业的经验证据:1999~2003[J].管理世界,2009,(12).
- [12] 李春顶.中国出口企业是否存在“生产率悖论”:基于中国制造业企业数据的检验[J].世界经济,2010,(7).
- [13] 戴觅,余淼杰.企业出口前研发投入、出口及生产率进步——来自中国制造业企业的证据[J].经济学(季刊),2011,(1).
- [14] Love, et al. Exporting and Productivity in Business Services: Evidence from the United States [J]. International Business Review, 2009,18(6).
- [15] Breinlich, et al. International Trade in Services: A Portrait of Importers and Exporters [J]. Journal of International Economics, 2011,84(2).
- [16] 原小能.国际服务外包与服务业企业价值链升级研究[J].国际经贸探索,2012,(10).
- [17] 鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1999~2007[J].经济学(季刊),2012,(2).
- [18] Frygrs, et al. Exports and Productivity Growth: First Evidence from A Continuous Treatment Approach [J]. Review of World Economics, 2008, 144(4).

The Export and Productivity of Chinese Service Enterprises: Self-selection Effect or Learning by Exporting Effect?

YANG Chen

Abstract: This paper uses the data of Chinese listed companies in 2011 to test the hypothesis of “self-selection” and “learning by exporting” about the relationship of export and productivity in service enterprises. The results indicate that: (1)there are significant impacts of export on productivity of Chinese service enterprises, and the enhancing of productivity will also promote the scale of export trade; (2)the study on enterprises of different ownership shows that the state-owned enterprises both support the hypothesis of “self-selection” and “learning by exporting”. The non state-owned enterprises only support the “learning by exporting” hypothesis. China needs to promote the development of trade in services and the reform of state-owned enterprises, and implement anti-monopoly policy.

Key words: service industry; productivity; self-selection; learning by exporting

(责任编辑: 金孝柏)

(上接第22页)

- [10] Feenstra, R. and Hanson, G. Intermediaries in Entrepôt Trade: Hong Kong Re-exports of Chinese Goods[J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2004,13(1).
- [11] Felbermayr, Gabriel and Jung, Benjamin. Trade Intermediation and the Organization of Exporters[J]. Review of International Economics, 2011, 19(4).
- [12] Melitz, M. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica, 2003,71(6).
- [13] Peng, Mike W. and Ilinitich, Anne Y. Export Intermediary Firms: A Note on Export Development Research [J]. Journal of International Business Studies, 1998, 29(3).
- [14] Fisman, Raymond, et al. Outsourcing Tariff Evasion: A New Explanation for Entrepôt Trade[R]. NBER Working Paper, 2007.
- [15] Rauch, J. and Watson, J. Network Intermediaries in International Trade[J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2004, 13(1).

A Research of Relative Prevalence of Trade Intermediaries in Exports: Based on an Empirical Analysis of Firm-level Shoes Export Data in 2010

LIU Hui PENG Yu SUN Chu-ren

Abstract: This paper uses the export data of shoes from China Customs in 2010 to examine the factors which influence the relative prevalence of intermediaries. At the country level, the share of export value through trade intermediaries is inversely proportional to market scale and the institutional environment of the exporting country, while it is proportional to the tariffs and distance from China to the exporting country; at the province level, the share of export value through trade intermediaries is inversely proportional to the market scale of Chinese provinces, while it is proportional to the intermediary market development degrees of different provinces.

Key words: trade intermediaries; export; relative prevalence

(责任编辑: 张建华)