

外资异质性、行业差异与东道国技术进步 ——基于制造业分行业的全参数与半参数估计比较

王明益

(山东财经大学 国际经贸学院, 山东 济南 250014)

摘要:文章从外资异质性的视角探讨外资对东道国不同行业技术进步的影响,首先通过构建三部门模型进行理论论证,理论分析结论认为两者存在复杂的非线性关系;在经验分析部分,借助2003—2009年中国制造业企业层面的数据,运用全参数和半参数估计方法,分别从外资来源地、外资投资方式、外资技术水平和产品质量等几个角度刻画外资异质性对全要素生产率的影响。结果表明:外资来源地、技术水平及外资出资方式对机电行业生产率水平有显著性影响;外资出资比例、产品品质和目标市场消费水平等对食品行业竞争力影响显著;对外直接投资是当前我国纺织行业发展的最好选择,采用国内并购和吸引外资方式都需要规避资本过度集聚的负面影响。

关键词:外资异质性;全要素生产率;机电行业;食品行业;纺织行业;半参数估计

中图分类号:F740 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)09-0109-12

一、问题提出

研究外资对东道国经济影响的国内外文献很多,从研究假设条件的不同可以分为两大类:第一类假定外资是同质的,第二类则以外资具有异质性为前提进行分析。

部分学者以外资同质为前提分析外资对东道国的经济外资影响,然而他们并没有充分考虑外资自身特征和东道国投资环境的差异对投资效果的影响,研究结论基本都认为外资能促进东道国的经济增长。Borenztein等(1998)指出,FDI是绝大多数发展中国家引进新技术的重要渠道,并且其对国民经济的贡献超过了国内投资。Amirahmadi(1994)认为一国经济衰退应部分归因于FDI的缺乏。Jansen(1995)认为,FDI能产生诱导性要素需求,从而会对国内部门产生多方面的需求,由此对国内投资、产出和就业增长产生乘数和加速作用。陈继勇、盛杨悻(2008)利用中国29个省(直辖市、自治区)1992—2006年的面板数据研究了外商直接投资的知识溢出与中国区域经济增长的关系,研究结果表明,地区自身科技投入是推动地区技术进步的最主要因素,外商在华直接投资的知识溢出效应并不明显。姚树洁等(2006)认为外商直接投资对经济增长作用依赖于两个假设:第一是外商直接投资有利于减小国内生产的非效率,它是提高生产技术效率的推动器;第二是外商直接投资有利于加快国内技术进步,它是生产前沿的移动器。这种双重作用导致外商直接投资成为新兴工业化国家赶超世界发达国家的一个重要因素。

另有较多学者从外资自身特征的角度分析了FDI与东道国经济的关系,得出了许多不

收稿日期:2014-05-13

基金项目:国家社会科学青年基金项目(13CJY063);教育部人文社会科学规划项目(13YJA790024)

作者简介:王明益(1978—),男,山东高密人,山东财经大学国际经贸学院副教授,经济学博士。

一致的结论,但其经验分析几乎都是采用全参数方法进行估计。如郭熙保、罗知(2009)的研究结果表明:FDI 的特征会直接影响外商直接投资对中国经济增长的作用程度甚至方向,单项外商直接投资规模越大以及外资在制造业部门投资的比重越高越有利于促进经济增长。王明益(2013)的研究则认为,在与我国大陆的技术差距合理性方面,欧美外资不如港、澳、台外资,因此在促进我国出口产品质量升级方面前者的效果不如后者。

此外,还有较多学者对外资与东道国技术进步的关系进行了研究。学者们普遍用半参数估计方法求得全要素生产率,但是在经验检验时却假定两者存在线性关系。如 Coe 和 Helpman(1995)的研究发现,经合组织(OECD)内部工业化国家之间的相互投资存在 R&D 溢出现象,而最不发达的 7 个成员 R&D 资本存量对 OECD 内部发达国家的全要素生产率增长没有显著的推动作用。代谦、别朝霞(2006)发现 FDI 能否给发展中国家带来技术进步和经济增长取决于本国的人力资本积累,只有辅之以较快的人力资本积累速度,FDI 才能给发展中国家带来技术进步和经济增长。王向阳等(2011)的研究结果表明:FDI 的大量进入对我国全要素生产率具有一定的促进作用,但这种作用具有时滞性,是一种长期的趋势。

综上所述,本文发现研究外资对东道国技术进步影响的文献虽然很多,但普遍存在如下不足:

第一,经验检验的方法的不尽科学。已有文献在计算全要素生产率时往往借助半参数方法,但是在对全要素生产率的影响因素进行实证分析时却使用全参数估计方法,这样做缺乏相应的理论依据。如果某些因素对全要素生产率的影响比较复杂以至于不能通过参数来描述,则全参数计量模型会存在设定问题,这会直接导致估计结果偏差较大。

第二,大多使用行业层面数据进行检验,行业层面数据可能无法细致地刻画外资企业的不同异质特征对全要素生产率的影响。

第三,多数学者主要是从经验层面研究外资的异质性的对东道国经济的影响,普遍缺乏理论支撑。

与上述诸多文献相比,本文具有以下三个特点:第一,把理论分析与经验检验放在同一分析框架下,先从理论层面论证外资的异质特征与东道国技术进步的关系,然后从外资异质特征和东道国各行业发展特点两个角度来探讨行业竞争力的决定因素;第二,使用全参数和半参数两种估计方法进行比较分析;第三,使用中国 2003—2009 年企业层面数据开展经验研究。

本文剩余部分的结构安排如下:第二部分构建理论模型来推导外资异质性与全要素生产率间的关系;第三部分以我国制造业中的 3 个分行业为研究对象,进行计量模型设计和相关的数据说明;第四部分为模型估计结果及分析;最后一部分是结论为政策建议。

二、理论模型

假定存在一个三部门经济体^①,包括中间产品的研发部门、生产部门和最终产品的生产部门。本文假定吸引外资是东道国获取技术的唯一渠道,普通劳动力可以在最终产品各生产部门间自由流动,中间产品属于垄断竞争市场,而最终产品属于完全竞争市场。

假定中间产品品质上的差异通过其包含的技术水平来体现,每种中间产品的技术水平沿阶

^①本部分数理分析以质量改进性的内生增长模型(Crossman 和 Helpman,1991;Barro 和 Sala-i-Martin,1995)为基础并进行适度扩展。

梯排列,取 $k \in \{k_0, k_1, \dots, k_j\}$ 。处在梯级 j 上的中间产品其质量水平为 q^{k_j} ,生产数量为 x^{k_j} 。

设外资企业研发的第 j 种中间产品质量水平为 $q^{k_{fj}}$,生产的数量为 $x_{k_{fj}}$;内资企业研发的中间产品质量水平为 $q^{k_{dj}}$,生产的数量为 $x_{k_{dj}}$ 。于是,最终产品的总量生产函数可表示为:

$$Y = AL^\alpha \int_1^n (q^{k_{fj}} \cdot x_{k_{fj}} + q^{k_{dj}} \cdot x_{k_{dj}})^\beta dj, 0 < \alpha, \beta < 1 \quad (1)$$

为简化起见,把最终产品生产部门劳动者的工资标准化为 1,并且假定生产每单位最终产品刚好需要 1 单位中间产品。

于是,最终产品生产部门的利润函数可表示为:

$$\pi = 1 \cdot Y(\cdot) - wL - (P_{k_{dj}} \cdot x_{k_{dj}} + P_{k_{fj}} \cdot x_{k_{fj}}) \quad (2)$$

其中, $P_{k_{dj}}$ 、 $P_{k_{fj}}$ 分别表示内、外资企业生产的第 j 种质量水平为 $q^{k_{dj}}$ 的中间产品的价格。

最终产品生产部门利润最大化时,满足 $\partial \pi / \partial L = 0$,可得最终产品生产部门劳动力工资为:

$$w^* = \alpha Y / L \quad (3)$$

令 $\partial \pi / \partial x_{k_{dj}} = 0$, $\partial \pi / \partial x_{k_{fj}} = 0$,结合式(3)适当整理后可得最终产品生产部门利润最大化时内、外资企业的产量分别为:

$$x_{k_{dj}} = L \left(\frac{A \beta q^{\beta k_{dj}}}{P_{k_{dj}}} \right)^{1/\alpha}, x_{k_{fj}} = L \left(\frac{A \beta q^{\beta k_{fj}}}{P_{k_{fj}}} \right)^{1/\alpha} \quad (4)$$

因为最终产品市场是完全竞争的,所以中间产品生产的边际成本就是最终产品的价格。于是,中间产品生产部门的利润函数为:

$$\pi = P_{k_j} \cdot x_{k_j} - 1 \cdot x_{k_j} \quad (5)$$

在不完全竞争条件下,利润最大化时中间产品价格为:

$$P_{k_j} = MC \cdot \frac{1}{1 - 1/\sigma} = 1 \cdot \frac{\sigma}{\sigma - 1} = 1/\rho \quad (6)$$

将式(6)代入式(4),整理后可得:

$$x_{k_{dj}} = L (A \rho \beta q^{\beta k_{dj}})^{1/\alpha}, x_{k_{fj}} = L (A \rho \beta q^{\beta k_{fj}})^{1/\alpha} \quad (7)$$

根据式(7)可得全要素生产率为:

$$A = \left(\frac{x_{k_{dj}}}{L} \right)^\alpha \cdot (\rho \beta q^{\beta k_{dj}})^{-1} = \left(\frac{x_{k_{fj}}}{L} \right)^\alpha \cdot (\rho \beta q^{\beta k_{fj}})^{-1} \quad (8)$$

由式(8)可知,内资企业的全要素生产率水平会受到内资企业生产的中间产品的数量 $x_{k_{dj}}$ (即内资企业中间产品市场的规模大小)、外资企业生产的中间产品的数量 $x_{k_{fj}}$ (即外资企业中间产品市场的规模大小)、最终产品市场劳动力数量 L 、最终产品市场劳动力份额 α 、时间偏好率 ρ 、资本投入的份额 β 、内资企业研发的中间产品质量等级(即内资企业的技术水平或研发水平) $q^{k_{dj}}$ 、外资企业研发的中间产品质量等级 $q^{k_{fj}}$ (即外资企业的技术水平或研发水平)等因素的综合影响,部分因素可能会通过作用于其他因素而最终对全要素生产率产生影响。

基于上述理论分析,本文认为,鉴于部分变量对全要素生产率的影响可能是间接的或复杂的,这时全参数计量模型可能无法真实刻画这种复杂的关系,从而会导致全参数模型估计结果不准确和不稳健。^①

^①全参数模型估计结果对模型设定有很强的依赖性,若不能确定某个变量对全要素生产率是参数影响还是其他形式的影响时,全参数计量模型的设定可能就是不合理的,会导致估计结果不稳健,因而检验结果就没有意义。

三、计量模型设计与数据说明

(一) 基本计量模型构建

本文选取制造业中的三个分行业(机电行业、食品制造业及纺织业)为研究对象,^①分别从外资层面和各行业自身特征方面来探求各行业技术进步的影响因素。借鉴 Miller(2000)及许和连(2006)的建模思路,以全要素生产率作为我国行业技术进步的代理变量,假定全要素生产率由一国对外开放度、人力资本水平和研发实力等共同决定,构建的全参数计量模型如下:

$$\ln tfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln fdi_{it} + \beta_2 \ln exp_{it} + \beta_3 \ln imp_{it} + \beta_4 \ln res_{it} + \beta_5 \ln hum_{it} + \beta_6 \ln con_{it} + \phi \ln tfp_{i,t-1} + v_i + u_{it} \quad (9)$$

其中, tfp_{it} 为全要素生产率, exp_{it} 为出口强度变量, imp_{it} 为进口强度变量, res_{it} 为研发强度变量, hum_{it} 为人力资本存量, con_{it} 为一系列控制变量(包括行业规模、企业组织形式、运输距离等), v_i 为各企业层面的个体效应, u_{it} 为随机扰动项。本文以式(9)为基准计量模型,根据各行业的特征适当修正模型,然后根据全参数估计结果决定是否建立对应的半参数计量模型。

(二) 技术进步的测度方法

本文把全要素生产率(tfp)作为技术进步的代理变量,并且使用 Olley-Pakes(1996)提出的估计方法来计算全要素生产率。^② 该方法的思路大概可分为三个步骤:

第一步,估计劳动力要素的系数 α 。设 C-D 生产函数的形式为^③: $Y = AL^\alpha K^\beta$, 方程两边取对数,可得 $y = \alpha l + \beta k + u$ 。令 $u = \bar{\omega} + e_i$, 则 $y = \alpha l + \beta k + \bar{\omega} + e_i$ 。其中, $\bar{\omega}$ 为可以被企业观测到但计量者无法观测到的隐性生产率, e_i 为随机误差项。 $\bar{\omega}$ 越高,企业越会追加对当期的投资。设投资额为 I , 存在 $I = I(k, \bar{\omega})$, 则 $\bar{\omega} = I^{-1}(\cdot) = h(I, k)$ 。此时, $y = \alpha l + \beta k + h(I, k) + e_i$ 。不妨设 $\varphi(k, I) = \beta k + h(I, k)$, 则 $y = \alpha l + \varphi(k, I) + e_i$ 。虽然上式中 $\varphi(k, I)$ 的具体形式未知,但 Olley 和 Pakes(1996)指出,可以使用当期投资额、企业年龄和资本存量的二阶多项式近似估计得出。运用 OLS 估计上式即可得到 α 的无偏一致估计值 $\hat{\alpha}$ 。

第二步,估计资本要素的系数 β 。定义 $G = y - \alpha l = \beta k + \bar{\omega} + e_i$, 设 $\bar{\omega} = \vartheta(\varphi_{t-1} - \beta k_{t-1})$,^④ 它是一个包含 $\varphi(\cdot)$ 与资本存量滞后项的未知函数。虽然无法得知企业隐形生产率的真实函数形式,但可以通过 φ_{t-1} 与 k_{t-1} 的四阶多项式来近似(于淼杰,2014)估计。这时,就可以通过非线性最小二乘法进行估计得出资本要素 β 的有效且一致的估计值 $\hat{\beta}$ 。

第三步,在劳动力及资本要素的系数被估计出来之后,就可以根据 $\ln tfp = y - \hat{\alpha} l - \hat{\beta} k$

① 本文选取的三个行业具有各自不同的行业发展特征:机电行业是我国第一大出口行业,研究外资对该行业技术进步影响有助于我国出口结构的优化及外贸经济效益的大幅提升;随着居民生活水平的提升,食品质量及安全问题越来越引起消费者的关注。因此,以食品行业为研究对象分析该行业技术进步与产品品质特征、质量等级等的关系很有必要;纺织业是我国传统优势行业,它对我国的出口、就业等贡献突出。但是其优势在逐渐削弱,在新形势下研究如何利用外资提高本行业的技术水平,对保持出口竞争力很有意义。

② 运用传统生产率估计方法可能会带来同时性偏差和选择性偏误问题,使用 Olley-Pakes(1996)提出的非参数估计方法可以有效解决上述问题。

③ 理论上,生产函数还可以设置成超越对数生产函数形式或 CES 生产函数形式。但相对于这两种函数而言,C-D 生产函数结构简约,对规模经济的测度直观且符合常理而常被采用。

④ 此处本文参考 Amiti 和 Konings(2007)。

得到全要素生产率的对数值。

(三) 各行业数据来源及说明

本文使用了 2003—2009 年的中国企业层面数据,数据主要有以下几个来源:第一个来源是国家统计局提供的《中国工业企业数据库》(2003—2009 年),该数据库囊括了中国制造业中所有国有企业及销售收入在 500 万元人民币以上的非国有工业企业(主要包括外资企业、港、澳、台企业和部分民企)的主要会计变量信息,包括企业资本构成、员工结构及受教育程度、企业经营商品种类、盈亏状况、进出口商品结构及数值、企业研发投入额度等。第二个来源是世界银行 2010 年发布的关于“竞争、技术及企业关联”的大型问卷调查数据库及外国投资指导性服务机构所发起的调查问卷。该数据库涵盖了北京、上海和广州等中国一线城市的规模以上的 1 500 多家大型企业的相关数据信息。微观数据普遍存在统计不全、不连续等现象,针对这种情况,本文借鉴 Blalock 和 Gertler(2004)的处理方法,即如果一个企业首尾年份的数据可得,则采用平滑递推法补充其不超过两年的缺失值;如果一个企业存在两年以上的数据缺失,则删除该企业所有数据。此外,为了消除不同年份价格波动的干扰,本文还借助了《中国统计年鉴》及部分省份统计年鉴,利用其提供的部分外资数据及各地区相应年份的商品价格指数、固定资产投资价格指数等对企业相应的账面价值进行平减。第三个来源是国际货币基金组织和世界银行等国际经济机构的网站,从其网页上获取了我国利用外资及人民币汇率等详细的数据信息。

(四) 内生性处理方法

式(9)为动态计量模型,考虑到系统内生性问题,本文使用系统动态 GMM 估计方法。系统 GMM 估计是在差分 GMM 估计的基础上引入了水平方程,并以滞后的差分变量作为水平方程的工具变量,只要工具变量的滞后期数相对较长,最终会使估计结果比差分 GMM 估计更有效性和一致性。本文根据 Arellano 和 Bond(1991)提出的动态 GMM 估计的工具变量选择方法,和动态模型(9)的一阶差分数据,用内生变量($\ln f p_{i,t-1}$)的水平值及滞后三期值作为工具变量,可以有效地消除面板数据中不可观测的个体效应(v_i)的影响并能保证估计结果的一致性。此外,本文使用系统的 Sargan 检验及相应的 p 值来衡量系统工具变量总体的有效性。^①

四、模型估计结果及分析

本部分首先根据机电行业、食品行业和纺织行业各行业发展特征修正基准模型进行全参数估计,然后根据全参数估计结果决定是否建立对应的半参数模型,最后对模型估计结果进行分析。

(一) 机电行业计量模型构建及结果分析

基于样本期内我国机电行业出口基本状况及基准模型(9),构建如下全参数计量模型:

$$\ln f p_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln f d i_{it} + \beta_2 \ln t e c_{it} + \beta_3 s t y_{it} + \beta_4 \ln r e s_{it} + \beta_5 \ln \exp_{it} + \beta_6 \ln s i z_{it} + \beta_7 \ln f p_{i,t-1} + v_i + u_{it} \quad (10)$$

其中, $\ln f p_{it}$ 表示本行业第 i 个企业 t 时期全要素生产率水平, $\ln f d i_{it}$ 表示第 i 个企业 t 时期吸引外资份额, $\ln t e c_{it}$ 表示第 i 个企业 t 时期所吸引外资的技术水平, $s t y_{it}$ 表示外资出资方式(本文把外资出资方式设为虚拟变量,若采取中外合资投资方式则该变量取 1,若选择

^①具体检验结果请参见本文后面的各个表格。

外商独资方式则该变量取值为 0), $\ln res_{it}$ 表示第 i 个企业 t 时期的研发水平, $\ln exp_{it}$ 表示第 i 个企业 t 时期出口强度, $\ln siz_{it}$ 为外资企业规模, $\ln tfp_{i,t-1}$ 表示本行业第 i 个企业 $t-1$ 时期全要素生产率水平, v_i 为本行业多企业层面的个体效应, u_{it} 为随机扰动项。表 1 为各变量名称及计算方法, 表 2 为式(10)全参数估计结果。

表 1 各变量名称及计算方法

变量名称	变量说明及计算方式
全要素生产率(tfp)	采用 O-P 方法计算各企业全要素生产率数值
外资份额(fdi)	机电行业企业外资出资额与总的出资额的比值
外资技术水平(tec)	外资无形资产占总出资额的比重
出口强度(exp)	企业出口额占总销售额的比重
研发强度(res)	企业研发投入额占投资额的比重
人力资本(hum)	采用人均受教育年限法
出资方式(sty)	合资该值取 1, 独资该值取 0
企业规模(siz)	国企及年销售收入在 500 万元人民币以上的该值取 1, 否则取 0

表 2 机电行业全要素生产率全参数估计结果(系统 GMM 估计)

变量	美国	日本	德国	港、澳、台	新加坡
β_0	6.23*** (0.01)	8.14*** (0.00)	7.98*** (0.00)	5.99** (0.00)	6.27*** (0.01)
$\ln fdi$	0.18** (0.083)	0.21* (0.01)	0.22*** (0.002)	0.31** (0.031)	0.27** (0.047)
$\ln tec$	0.22* (0.089)	0.24* (0.078)	0.25* (0.081)	0.37** (0.135)	0.35** (0.204)
$\ln(fdi * tec)$	0.23** (0.033)	0.24** (0.047)	0.27** (0.016)	0.39** (0.024)	0.34* (0.069)
$\ln exp$	0.46(0.301)	0.27(0.299)	0.37(0.157)	0.38(0.472)	0.25* (0.066)
$\ln res$	0.51* (0.080)	0.31* (0.055)	0.38** (0.042)	0.41* (0.068)	0.33* (0.091)
$\ln hum$	0.34* (0.089)	0.32** (0.045)	0.30* (0.076)	0.35** (0.041)	0.35** (0.024)
$\ln sty$	-0.20* (0.076)	0.23** (0.017)	0.24* (0.063)	0.44(0.231)	0.36(0.117)
$\ln siz$	-0.15(0.154)	0.04(0.210)	-0.117(0.304)	0.113* (0.072)	0.124(0.204)
$\ln tfp_{i,t-1}$	2.76*** (0.00)	2.78*** (0.00)	2.81*** (0.00)	2.09** (0.02)	2.15** (0.03)
观测值个数	10 224	10 566	9 828	13 626	6 270
Sargan 检验	225.36	116.84	135.02	201.04	120.58
P 值	0.16	0.03	0.11	0.09	0.12
调整后的 R^2	0.32	0.35	0.39	0.30	0.39

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 及 1% 的水平上显著, Sargan 检验及对应的 p 值表明工具变量的选取是有效的, () 内为 p 值。

表 2 是在有效解决系统内生性问题之后的全参数回归结果。根据表 2 可以发现: 机电行业大多数外资企业出口强度($\ln exp_{it}$)与外资企业规模($\ln siz_{it}$)对技术进步的影响不显著[其中, 除新加坡之外的其他国家(地区)外资企业出口强度对技术进步的影响不显著; 除港、澳、台之外其他国家(地区)外资企业规模对技术进步影响系数不显著]。^① 为明确前两者对技术进步的影响, 本文分别用散点图与折线图进一步观察它们之间的关系。图 1 和图 2 分别是外资企业出口强度与技术进步关系的散点图和外资企业规模与技术进步关系的折线图。根据图 1 和图 2 容易发现, 企业出口强度、规模与全要素生产率之间都存在较复杂的非线性关系。据此, 本文认为全参数计量模型(10)的设置存在问题, 因为它扭曲了部分变量之间的真实关系。^② 本

①明确企业出口强度与规模对技术进步影响不显著的原因很重要。如果不显著的原因是由于前两者对全要素生产率影响复杂以至于无法用参数来表示的话, 那么全参数计量模型设定是有问题的。本文的理论分析结论也表明, 很多变量对技术进步的影响可能不是直接的甚至是复杂的。

②若全参数计量模型设立不合理或样本总体并不服从预先假定的某个分布(一般是指正态分布), 会扭曲变量间存在的真实关系, 结果会导致部分变量估计结果不显著或者部分解释变量对被解释变量的影响存在较大误差。

文决定建立对应的半参数模型,把这两个变量纳入到半参数模型的非参数部分,建立的半参数模型如式(11)所示。表 3 是对方程(11)半参数估计结果。

$$\begin{aligned} \ln f p_{it} = & \beta_1 \ln f d i_{it} + \beta_2 \ln t e c_{it} + \beta_3 s t y_{it} + \beta_4 \ln r e s_{it} + \beta_5 \ln h u m_{it} \\ & + \beta_6 \ln f p_{i,t-1} + g(\exp, s i z) + v_i + u_{it} \end{aligned} \tag{11}$$

根据机电行业的半参数估计结果(如表 3 所示),我们得到如下结论:

第一,半参数模型对各变量系数的估计结果普遍低于全参数估计结果。这一点与本文预期一致。因为从理论上讲,如果全参数模型中系数估计不显著,那么变量(出口强度与企业规模)可能会通过其他变量间接影响被解释变量,所以可能会高估其他变量的系数值。设置成半参数计量模型后,估计结果不显著的变量不再通过其他变量来影响被解释变量。表 3 的半参数估计结果证实了这一点。据此,本文认为把出口变量和外资规模变量纳入非参数部分建立半参数模型是合理的,其估计结果更准确。

第二,不同来源地的外资对机电行业的技术进步影响存在显著差异,来自美、日、德的外资对全要素生产率的提升不如来自亚洲的港、澳、台和新加坡。这可能是由于欧、美与我国技术差距过大导致吸收效率低下,而港、澳、台及新加坡的外资技术与大陆的差距较小,属于更适宜的技术,更适合我国机电行业的发展。

第三,不同外资投资形式对我国机电行业技术进步的影响存在明显差异。除美国之外的其他国家(地区)的外资均通过了显著性检验。来自美国的外资投资方式前的系数为负,这与投资方式密切相关。美国采取独资企业形式会使我国机电行业较难从美资企业中获得核心技术。因此,美资企业的技术水平前的系数是负值。而把外资数量和技术水平的交互项引入半参数模型后,美资企业在 15%的显著性水平上通过了检验。这表明我国引进美资时若把数量与技术同时重视起来,在一定程度上还是能获得一定技术进步的。

第四,研发变量系数显著通过了检验充分表明自主研发能力对机电行业技术水平作用十分明显。人力资本变量基本全部通过显著性检验,也表明人力资本对机电行业竞争力提升具有重要的作用。

表 3 不同来源地外资对东道国技术进步影响之半参数估计结果

变 量	美国	日本	德国	港、澳、台	新加坡
<i>lnfdi</i>	0.16* (0.088)	0.20** (0.033)	0.19** (0.042)	0.30*** (0.001)	0.26*** (0.003)
<i>ln tec</i>	0.23 (0.102)	0.31** (0.046)	0.32** (0.037)	0.39*** (0.000)	0.28** (0.019)
<i>ln(fdi * tec)</i>	0.18# (0.146)	0.22** (0.044)	0.27* (0.073)	0.31** (0.021)	0.26** (0.053)
<i>lnres</i>	0.35** (0.032)	0.31** (0.044)	0.39*** (0.005)	0.36** (0.041)	0.32*** (0.001)
<i>lnhum</i>	0.32** (0.045)	0.31** (0.040)	0.28* (0.068)	0.35** (0.047)	0.36(0.108)
<i>lnsty</i>	-0.13*** (0.008)	0.19*** (0.001)	0.25** (0.045)	0.43** (0.041)	0.35(0.129)
<i>ln f p(-1)</i>	3.33*** (0.00)	3.36*** (0.00)	3.72*** (0.00)	5.19*** (0.00)	4.89*** (0.00)
观测值	6 816	7 044	6 552	9 084	4 180
Sargan 检验	272.45	123.71	133.77	2 191.85	107.43
P 值	0.18	0.10	0.12	0.11	0.15
调整后的 R ²	0.55	0.52	0.59	0.54	0.56

注: #、*、** 和 *** 分别表示在 15%、10%和 5%和 1%的水平上显著;()内为 *p* 值。

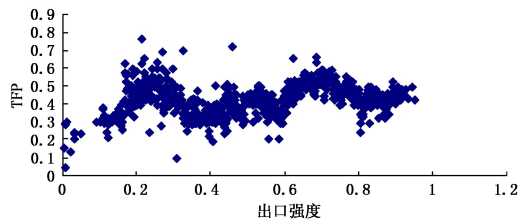


图 1 出口强度与技术进步散点图

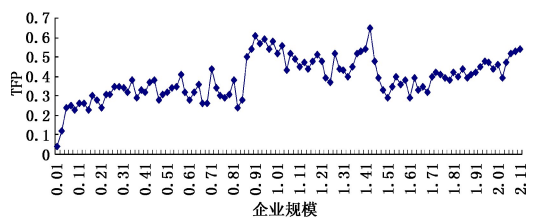


图 2 企业规模与技术进步折线图

注:企业规模变量是以企业总资产衡量的,单位:500 万元。

(二)食品制造业的参数估计及结果分析

我们选取食品制造业企业作为研究对象,重点分析食品的品质和外资的出资比例等对企业技术进步的影响。所建立的全参数计量模型为:

$$\ln tfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln rat_{it} + \beta_2 qua_{it} + \beta_3 \ln int_{it} + \beta_4 \ln per_{it} + \beta_5 \ln con_{it} + v_i + u_{it} \quad (12)$$

其中, rat_{it} 为食品制造企业外资出资比例, qua_{it} 为产品品质变量, int_{it} 为出口强度变量, per_{it} 为目标市场国人均收入水平, con_{it} 为控制变量, v_i 为个体效应, u_{it} 为随机扰动项。

表 4 各变量名称及计算方法

变量名称	计算方法
外资出资比例(rat)	食品企业外资出资额与总的出资额的比值
产品品质(qua)	企业研发投入占总投资的比重;企业人均工资水平;创新产品销售额占总销售额的比值
出口强度(int)	食品企业产品出口额与总销售额的比值
目标市场(per)	哑变量, per 取 1 表明目标市场是发达国家, per 取 0 表明目标市场是发展中国家
控制变量:	
运输距离(dis)	出口国首都到进口国首都的距离
企业规模(siz)	食品生产企业的员工人数
企业组织形式(org)	分为股份制企业与非股份制企业两种形式,股份制取 1,非股份制取 0

表 5 基于食品制造业的全参数估计结果

解释变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
C	12.98*** (0.00)	13.47*** (0.01)	10.78*** (0.00)	15.01*** (0.00)
rat	0.31*** (0.01)	0.29*** (0.00)	0.28*** (0.00)	0.32*** (0.00)
qua	0.25*** (0.01)	0.23** (0.039)	0.29*** (0.00)	0.22** (0.039)
int	0.10(0.39)	0.11(0.47)	0.09(0.19)	0.09(0.44)
per	0.16*** (0.00)	0.15*** (0.01)	-0.19** (0.041)	-0.13** (0.033)
dis	0.04(0.25)	0.07(0.35)	-0.06(0.17)	-0.08* (0.09)
siz	0.09* (0.06)	0.07** (0.03)	0.06* (0.08)	0.08(0.23)
org	0.08** (0.03)	0.07** (0.04)	-0.06(0.22)	-0.08(0.29)
样本观测值	8 862	8 106	8 106	8 337
调整后的 R^2	0.66	0.68	0.71	0.70

注:产品品质变量模型 1 中用的是食品制造企业研发投入占总投资的比值表示,模型 2 中用的是企业人均工资水平,模型 3 用的是创新产品销售额占每个企业销售总额的比值,模型 4 用的是虚拟变量(qua 取 1 说明产品通过 ISO9000 质量认证,取 0 说明没有取得认证);目标市场用的是哑变量, per 取 1 表明目标市场是发达国家(地区), per 取 0 表明目标市场是发展中国家(地区);模型 1 和模型 2 中目标市场选择的是美国、欧洲等发达国家(地区),模型 3 和模型 4 中目标市场分别选择的是拉丁美洲和东南亚等发展中国家(地区)。

根据表 5 的全参数回归结果,发现出口强度和地理距离对全要素生产率的影响不显著,

可能是由于两者对全要素生产率的影响比较复杂。^① 此外,关于出口强度、地理距离与全要素生产率的散点图也进一步证实了前两者与后者之间并不是简单的线性或二次关系。^② 这说明用全参数计量模型进行估计可能存在一定的问题。于是本文尝试把出口强度与地理距离两个变量纳入半参数模型的非参数部分,修正式(12)得到对应的半参数模型如式(13)所示,对应的半参数估计结果见表6。

$$\ln tfp_{it} = \beta_1 \ln rat_{it} + \beta_2 \ln qua_{it} + \beta_3 \ln per_{it} + \beta_4 \ln con_{it} + g(int, \ln dis) + v_i + u_{it} \quad (13)$$

表6 基于食品制造业的半参数估计结果

解释变量	模型5	模型6	模型7	模型8
<i>rat</i>	0.32*** (0.00)	0.31*** (0.00)	0.30*** (0.00)	0.33*** (0.00)
<i>qua</i>	0.26*** (0.00)	0.24** (0.037)	0.28*** (0.00)	0.24** (0.019)
<i>per</i>	0.18*** (0.00)	0.16*** (0.01)	-0.14** (0.03)	-0.12** (0.03)
<i>siz</i>	0.08*** (0.01)	0.07*** (0.00)	0.06* (0.06)	0.08*** (0.01)
<i>org</i>	0.05*** (0.00)	0.08*** (0.01)	0.03(0.27)	0.06(0.35)
样本观测值	6 330	5 790	5 790	5 955
调整后的 <i>R</i> ²	0.83	0.85	0.82	0.80

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著; () 内为 *p* 值; 模型 5 和模型 6 中的企业组织形式为股份制企业, 模型 7 和模型 8 中的企业组织形式为非股份制企业。

根据表 6 得出的半参数估计结果,发现半参数估计拟合优度提高了,估计结果更稳健,并可以得出如下结论:

第一,食品制造业外资出资比例的提高能够在 1% 的水平上显著地促进企业生产率水平提升(外资出资比例每提高 1%,不同模型的企业生产率分别会提高 0.32%、0.31%、0.30% 和 0.33%)。

第二,选用 4 种不同的食品质量衡量指标一致通过了至少 5% 水平上的显著检验,表明食品行业产品品质对企业生产率提高具有明显的推动作用,其中用创新产品销售额占总销售额的比值来衡量的食品质量对企业生产率的提升最大(系数达到 0.28),而研发投入所占比例衡量的产品质量对全要素生产率的影响排在其后(系数为 0.26)。创新产品的销售代表着质量最好的产品研发成功并且已投放到市场上,而用研发投入所占比例来衡量的产品质量对企业技术进步促进作用较小是因为研发有失败的风险。而用企业工人工资与是否通过国际质量认证两个变量刻画的产品质量系数也通过了 5% 的显著性检验,说明选择这两个产品质量代理变量还是有其合理性的。

第三,如果出口市场是发达国家,那么有助于推动企业技术进步(见表 6 中第三行前两列),出口市场若是欠发达国家,则不利于企业生产率的提升(见表 6 中第三行后两列)。这与发达国家对进口产品质量要求较高有直接关系。

第四,企业规模越大越有助于提高食品生产企业技术进步(见表 6 中第四行),股份有限公司产品质量与企业技术进步存在显著正相关关系(见表 6 中第五行),而非股份制食品生产企业产品质量与企业生产率间关系虽然是正相关关系,但没有通过显著性检验,这可能与中小食品企业产品质量不稳定有密切关系。

(三)基于纺织业的全参数估计及结果分析

纺织业是我国的传统优势行业,自美国 2005 年被迫取消对华纺织品的配额后,中国纺织

①从理论上讲,出口强度越大,其技术水平未必越高。因为我国多数产品选择出口在于具有价格优势,而不是技术优势。出口市场地理距离越远,也未必表明该产品技术含量更高。因为我国长期实施出口市场多元化战略,并且部分企业享受补贴,企业有条件做到出口到地理距离较远的地区。

②受篇幅限制,散点图被省略了,有需要者可与作者联系。

品出口仍然遇到反倾销、保障措施、非关税壁垒和人民币汇率升值等诸多出口障碍。近几年,我国纺织业开始了对外投资,这样可以有效地降低生产成本、绕开东道国设置的各种出口限制和有效缓解人民币升值压力等。研究当今环境下如何长期保持我国纺织行业的竞争力,其重要意义不言而喻。本部分从我国纺织业的对外投资形式、行业集聚度和外资技术水平等方面研究本行业生产率和竞争力的问题。表 7 是纺织业全要素生产率各影响因素及其说明。

根据上述描述,本部分建立的全参数模型为:

$$\ln tfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln sty_{it} + \beta_2 agg_{it} + \beta_3 tec_{it} + \beta_4 res_{it} + \beta_5 \ln wag_{it} + v_i + u_{it} \quad (14)$$

本文根据模型(14)得出的全参数估计结果如表 8 所示。

表 7 纺织业全要素生产率影响因素及说明

影响因素	因素表现形式(或说明)
对外投资形式($\ln sty$)	若合资则取 1,若独资则取 0
行业集聚度(agg)	采用资本集聚的形式表示行业集聚
外资技术水平(tec)	用外资无形资产与其全部出资的比值表示
本国研发水平(res)	用本国研发投入占本国投资总额的比值表示
职工工资($\ln wag$)	用企业内普通职工的工资收入衡量产品的成本
人民币实际有效汇率(rer)	$REER_i = \prod_{j=1}^n \left[\frac{P_i R_i}{P_j R_j} \right]^{w_{ij}}$, P_i 、 P_j 分别表示 i 国与 j 国的消费价格指数, R_i 、 R_j 分别表示 i 国与 j 国的名义汇率。

注:本文借鉴克鲁格曼提出的空间区位熵概念,定义地区 i 在 t 年份的资本积聚水平为: $AGG_{it} = \left[\frac{E_{it}^k}{\sum_k E_{it}^k} \right] / \left[\frac{\sum_i E_{it}^k}{\sum_i \sum_k E_{it}^k} \right]$ 。该比值大于 1,说明该地区资本集聚水平较高,该比值小于 1,说明该地区资本集聚水平较低。其中,资本存量 k 用的是 i 地区全社会固定资产实际存量与我国境内外资实际存量之和。

表 8 基于纺织业的全参数估计结果

解释变量	模型 9	模型 10	模型 11
$\ln sty$	0.06** (0.00)	0.02(0.25)	0.03** (0.04)
agg	0.12** (0.04)	-0.08(0.22)	0.07(0.18)
tec	0.16*** (0.00)	0.07(0.34)	0.05(0.22)
res	0.23** (0.02)	0.19*** (0.00)	0.15(0.11)
$\ln wag$	0.06** (0.03)	-0.29*** (0.00)	-0.14*** (0.00)
rer	—	-0.06* (0.07)	-0.04** (0.04)
β_0	11.35*** (0.00)	14.20*** (0.00)	12.32*** (0.00)
调整后的 R^2	0.90	0.89	0.92

注:模型 9 中纺织业采取对外直接投资形式,模型 10 中纺织业采用在国内并购形式,模型 11 中纺织业采用吸引外资形式;*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著;() 内为 p 值。

根据表 8 的估计结果,我们得出如下结论:^①第一,从纺织业投资形式的估计系数及显著性水平来看,我国目前的纺织业选择对外直接投资形式是最好的选择。第二,集聚水平变量前的系数表明,不同投资形式下资本集聚对全要素生产率的影响方向及程度不一样。对外投资方式下,行业集聚可以显著地促进技术进步(对应系数为 0.12 且通过了 5% 的显著性检验);在并购方式下,行业集聚会阻碍行业生产率水平的提高(对应系数为 -0.08 但不显著),吸引外资对行业生产率提升可能仍有帮助,但效果不明显(对应系数为 0.07 但没通过 10% 的显著性检验)。第三,在对外直接投资方式下外资技术水平对行业全要素生产率具有积极影响,而国内并购及吸引外资两种方式均没有得到外资与行业全要素生产率间的显著关系。第四,对外直接投资方式下纺织业职

^① 在全参数估计结果中,各解释变量基本上都通过了显著性检验,因此就没必要做半参数估计了。

工工资水平会显著地促进行业生产率提高,而国内并购和吸引外资两种方式下工资水平起到相反效果(即在国内并购或吸引外资方式下,工人工资水平越低,企业成本就越低,因此越能提高行业竞争力)。第五,人民币实际有效汇率在一定程度上确实对我国纺织品出口产生了负面影响(人民币汇率每升值1%,在并购和吸引外资两种方式下行业竞争力分别下降0.06%和0.04%)。

五、结论及启示

本文以外资的异质性和行业发展差异为研究视角,以机电行业、食品制造业和纺织业三个代表性行业作为研究对象,分别进行了全参数和半参数经验检验(纺织业只进行全参数估计),结果表明外资的诸多异质特征对不同行业存在不同的影响。本文还发现:第一,机电行业生产率与外资来源地、外资技术水平有密切关系。实证结果表明,港、澳、台地区的外资更适合我国机电行业发展,而欧、美发达国家(地区)的外资对行业技术进步推动效果要稍差一些;合资方式下我国机电行业发展较快,而采取独资方式的外资对机电行业发展贡献较小,但在独资规模较大的情况下我国机电行业仍可获得较大的技术进步。第二,对食品制造业来说,外资出资比例提高会显著推动行业生产率的提升,产品品质越高越能显著地推动行业发展,出口目标市场的消费水平会带动本行业快速发展,行业规模与行业竞争力显著正相关。第三,投资形式对我国纺织业发展影响非常显著,对外直接投资比国内并购和吸引外资更能推动行业快速发展。此外,不同投资方式下的工资水平与行业生产率存在不同影响,人民币汇率变化对纺织业出口存在一定程度的影响,但程度并不严重。

基于上述主要分析结论,本文认为我国各行业发展存在较大的差距,机电行业、食品制造业和纺织业具有不同的发展状况和问题,在制定政策时应该区别对待。

首先,机电行业吸引外资重点不应该是欧、美地区,而是港、澳、台及东南亚其他发达国家(地区),并且本行业吸引外资应尽量使用直接投资形式,若采取独资形式,应该对外资的出资规模进行适当控制,外资出资比例不能太低。需要培养大量高质量的人力资本投入到机电行业中,加大研发投入力度来提升自身研发能力及外来技术的吸收能力。

其次,需通过广泛、深入地与外资合作来提高食品制造业的产品质量进而提升本行业整体竞争力,应注意结合不同消费水平来研发不同类型的食品,食品出口市场应重点瞄向欧、美、日等发达地区,并且积极鼓励行业集聚和行业寡头的联盟。

最后,目前我国纺织业发展面临诸多不利因素,对外直接投资或许是解决诸多不利因素的最好方式,因此应鼓励有实力的纺织企业“走出去”;若采取国内并购方式需注意合理规避集聚的负面效应;若采取吸引外资方式,则应制定较合理的区位导向政策以引进国外较先进和适宜的技术。

参考文献:

- [1]陈继勇,盛杨怿.外商直接投资的知识溢出与中国区域经济增长[J].经济研究,2008,(12):39—49.
- [2]代谦,别朝霞.FDI、人力资本积累与经济增长[J].经济研究,2006,(4):15—27.
- [3]郭熙保,罗知.外资特征对中国经济增长的影响[J].经济研究,2009,(5):52—65.
- [4]李小平,朱钟棣.国际贸易、R&D溢出和生产率增长[J].经济研究,2006,(2):31—43.
- [5]李有.对外直接投资对我国全要素生产率的影响——基于扩展索洛模型的实证分析[J].河南工程学院学报(社会科学版),2009,(1):42—44.
- [6]卢荻.外商投资与中国经济发展——产业和区域分析证据[J].经济研究,2003,(9):40—48.
- [7]王明益.内外资技术差距与中国出口产品质量升级研究[J].经济评论,2013,(6):59—69.

- [8]王向阳,卢艳秋,赵英鑫,等.FDI 影响我国经济增长的实证研究[J].数理统计与管理 2011,(4):705—713.
- [9]魏后凯.外商直接投资对中国区域经济增长的影响[J].经济研究,2002,(4):19—26.
- [10]魏下海.贸易开放、人力资本与中国全要素生产率——基于分位数回归方法的经验研究[J].数量经济技术经济研究,2009,(7):61—71.
- [11]姚树洁,冯根福,韦开蕾.外商直接投资和经济增长的关系研究[J].经济研究,2006,(12):35—46.
- [12]岳书敬,刘朝明.人力资本与区域全要素生产率分析[J].经济研究,2006,(4):90—96.
- [13]Amirahmadi H, Weiping W. Foreign direct investment in developing countries[J]. The Journal of Developing Areas, 2001, 28(3): 167—190.
- [14]Borenztein E, Gregorio D, Lee J. How does foreign direct investment affect economic growth? [J]. Journal of International Economics, 1998, 45(1): 115—135.
- [15]Coe D T, Helpman E. International R&D spillovers[J]. European Economic Review, 1995, 39(5): 859—887.
- [16]Jansen K. The macroeconomic effects of direct foreign investment: The case of Thailand[J]. World Development, 1995, 23(2): 193—210.
- [17]Miller S, Upadhyay M. The effect of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity[J]. Journal of Development Economics, 2000, 63(2): 399—423.
- [18]söderbom M, Teal F. Openness and human capital as sources of productivity growth: An empirical investigation[R]. CSAE Working Paper No. 2003—06, 2003.

FDI Heterogeneity, Industry Differences and Technological Progress in Host Countries: Comparison of Total & Semi-parametric Estimation Methods in Manufacturing Industry

WANG Ming-yi

(School of International Trade and Economics, Shandong University of Finance and Economics, Ji'nan 250014, China)

Abstract: This paper discusses the effects of FDI on industrial technological progress in host countries from a perspective of FDI heterogeneity. It firstly makes a theoretical analysis by constructing a three-sector model and shows that there is the complex nonlinear relationship between FDI and technological progress in host countries. As for empirical analysis, based on the data of Chinese manufacturing industry at firm level from 2003 to 2009, it employs total and semi-parametric estimation methods to portray the effect of FDI heterogeneity on TFP from the perspectives of the source of FDI, FDI investment modes, FDI technological levels and the quality of products. It arrives at the following conclusions: firstly, the source of FDI, technological levels and FDI investment modes have the significant effects on the productivity level in electromechanical industry; secondly, factors such as foreign capital ratio, the quality of products and target market consumption have the significant effects on the competitiveness in food industry; thirdly, foreign direct investment is the best choice for the development of China's textile industry, and domestic M&A and the attraction for FDI should avoid the negative effects of excessive capital agglomeration.

Key words: FDI heterogeneity; TFP; electromechanical industry; food industry; textile industry; semi-parameter estimation (责任编辑 周一叶)