

外资溢出对中国私营企业生产率的 异质性影响

——来自普查数据的证据

王 争 孙柳媚 史晋川*

摘 要 本文利用第一次全国经济普查的企业微观数据研究中国私营企业生产率的异质性对吸收外资溢出的影响。我们发现：(1) 企业层面外资份额及其控股与否对企业生产率的积极影响随生产率水平递增；(2) 私营企业存在着吸收外资水平溢出和后向溢出的生产率“门槛”效应，即吸收能力的差别；(3) 下游外资控股企业的溢出促进了上游大部分私营企业的生产率，而非外资控股的合资企业则对上游生产率较低的私营企业有负的净效应。私营企业面临的外资竞争格局正从各方面形成，而私营部门内部生产能力分化也日渐明显。

关键词 外资溢出，私营企业，生产率，普查数据

私营部门的迅速发展和它所扮演的不可或缺的角色是中国向以市场为导向经济体转型的最重要特征之一。

——亚洲开发银行 (ADB, 2003, p. 10)

宪法对私营部门地位的正式确认，伴随着外商直接投资的累积和国有企业的改革，正使中国经济走上结构大转型的轨道。

——国际金融公司 (IFC, 2000, p. 1)

一、研究背景

外商直接投资 (FDI) 的溢出效应是理论界一直存在争议的课题，但对中

* 王争、孙柳媚，浙江大学经济学院；史晋川，浙江大学经济学院和浙江大学民营经济研究中心。通信作者及地址：王争，浙江大学经济学院，310027；电话：(0571)87934932；E-mail: ralwang@gmail.com。本研究受浙江大学民营经济研究中心“中国民营经济研究”国家“985工程”二期项目、国家社科基金重大招标项目(批准号：07&ZD008)和浙江大学创优优秀博士学位论文资助项目(资助编号：07021A)的联合资助。作者特别感谢北京大学中国经济研究中心举办的“第五届经济发展研讨会”(2008年5月，北京)上龚强和钟宁桦的详细评论，以及本刊匿名审稿人富有价值的意见和建议。此外，在研究过程中，瑞典哥德堡大学的郑京海，浙江大学的赵自芳、杨杞煌、吴兴杰、赖宇青和张劲也从各方面提供了大力协助，在此一并致谢。文中所有可能的错误均由本文作者承担。

国改革开放的实践又具有特殊重要的意义。回顾改革开放的历史轨迹可以发现,对外开放和内部经济所有制结构的优化构成了近三十年来中国经济发展的两大主要制度性推动力量。一方面,对外开放的首要表现就是“引进来”,即外商直接投资(FDI)。FDI对国内经济的直接作用主要在于弥补发展初期的资金缺口,引入先进的技术和管理模式,同时也可以增加国际收支盈余。但是无论在经济理论上还是决策者的政策构想中,FDI的间接作用即“溢出效应”也同样受到重视。这主要是因为通过内资企业的模仿、各种渠道的技术获取、人员流动、增加市场竞争程度以及推动内资企业的出口等渠道,FDI可能会促进内资企业的生产率增长(Görg and Greenaway, 2004),从而使我国经济获得“额外”利得。

另一方面,内部所有制结构的优化则主要体现在私营企业的迅速发展上。私营经济从无到有,目前其贡献已占国民经济的三分之一强(IFC, 2000; ADB, 2003)。私营企业的扩张不仅带动了地方经济的快速发展,也吸引了大量劳动力,加快了城市化进程,同时也构成了一股潜在的技术创新力量。毫无疑问,FDI与私营企业这两大经济力量的互动对未来中国经济的可持续发展和国际竞争力的培育具有关键性的影响。尤其是在加入WTO后中国与世界经济的融合度进一步加强的情况下,私营企业能否在日益开放竞争的环境中积极地取长补短,对国民经济和社会福利具有深远的意义。本文的目的就在于深入考察FDI对私营企业生产率所产生的经济效应及其作用途径和表现特征,探究其背后的理论和现实含义。

下文的结构安排为:第二部分评论现有的文献并阐释本研究的创新之处;第三部分介绍经验研究的方法;第四部分对数据和变量进行了描述性说明;第五和第六部分是估计结果的分析 and 解释;最后是结论。

二、文献评论及研究创新

经济学家早就注意到外资企业的活动可能通过技术溢出、商业往来、人员流动以及提高竞争程度等途径而产生外部性。对于发展中国家来说,由于外资企业的技术和管理优势,这种外部性可能是正的,从而这些国家的经济有可能从中受益。单纯关于FDI溢出的理论和经验研究文献已经有相当的积累,其中很大一部分文献的研究对象是相对发达的国家。尽管近年来一些学者开始使用发展中国家的数据来检验FDI的溢出,但其所得到的结论仍然是相当混杂的,这里不再赘述。¹我们所关心的是,排除数据质量和估计方法的技术性因素,这些研究是否忽略了发展中国家不同于发达国家的独特性?

¹ 见 Görg and Greenaway(2004)的综述性评论。

更具体地讲，经典的研究似乎更注重 FDI 溢出的“供给面”，即溢出效应本身是否存在，而较少关注溢出的“需求面”，即从发展中国家的经济内部探究吸收溢出的条件是否也影响到溢出的结果。

最近，部分学者开始将研究视角转向这个曾被忽视的一面。事实上在国外的经验研究中，早在 20 世纪 90 年代中期，Kokko (1994) 和 Kokko *et al.* (1996) 就已经利用乌拉圭的制造业企业数据注意到与外资企业的技术差距会反向地影响内资企业对 FDI 溢出的吸收，即技术差距过大会阻碍溢出；但是 Sjöholm (1999) 利用印度尼西亚的制造业企业数据却得到了相反的结论。Borensztein *et al.* (1998) 和 Xu (2000) 从不同数据角度（宏观和微观）均发现人力资本对 FDI 的技术溢出有重要影响，并且存在着一个门槛值；只有超过了这个门槛值，FDI 的技术溢出才能发挥作用。通过将 FDI 与人力资本和技术差距变量交互，Li and Liu (2005) 同时发现人力资本和技术差距分别从正向和负向影响着 FDI 的溢出。另外，也有研究证实金融和制度也是影响 FDI 溢出的因素 (Durham, 2004)。值得关注的是，近几年的几个研究文献开始将企业生产率的相对水平（相对于前沿水平）理解为是一种“吸收能力”的反映，并且通过条件分位回归模型得出一个共同的结论，即这种吸收能力对 FDI 的生产率溢出有显著的影响 (Girma and Görg, 2002; Dimelis and Louri, 2002; Békés *et al.*, 2006)。但是，由于生产率水平本身部分地受到外资溢出的影响，所以若将生产率相对水平直接作为吸收能力的度量则可能存在内生性。

遗憾的是，国内现有的研究对于“FDI 对我国经济的溢出效应”这一基本问题也还没有统一定论。在没有考虑吸收条件的文献中，大部分研究发现 FDI 在工业部门具有正的溢出效应，但是是有条件的溢出。其作用大小取决于当地经济发展水平、基础设施建设、自身技术水平和市场规模等条件 (何洁, 2000)，此外也受到竞争程度的影响 (陈涛涛, 2003)，而且还存在着地区差异性 (潘文卿, 2003)。张建华和欧阳轶雯 (2003) 进一步确认了模仿和产业间的联系是广东省 FDI 对经济增长溢出的传导途径。陈涛涛和陈娇 (2006) 的研究表明产业本身的增长特征为 FDI 的产业内溢出创造了有利条件。值得注意的是，张海洋 (2005) 通过引入 R&D 而对吸收能力进行了分析。在控制了自主 R&D 以后，张海洋发现 FDI 对内资工业部门的生产率提高没有显著影响，其解释是“内资部门较低的 R&D 吸收能力抑制了生产率的增长” (张海洋, 2005, 第 107 页)。而在最近的一项基于普查数据的研究中，平新乔 (2007) 的经验证据表明，FDI 的技术溢出已大为减弱，并且 FDI 会阻碍内资企业通过研发而缩小与国际先进技术水平之间差距的努力。罗长远 (2007) 则从投资的角度发现 FDI 对国内资本有“挤入”作用，即促进国内投资增长的作用。

尽管在文献中将生产率的相对水平理解为“吸收能力”显得过于草率，

但是它却提醒我们外资溢出的影响对不同的企业可能存在异质性。特别地,不同生产率水平的企业对FDI溢出的吸收程度可能不尽相同。中国私营企业的实际情况又如何?本文的研究正是受这些问题启发,并且围绕着它们展开,试图在分析中对此做出初步的但尽可能合理的回答。

在正式进入研究之前,我们首先归纳了现有经验研究(特别是关于中国的经验研究)结论混杂的几个原因,以利于在研究设计中做出进一步的改进。第一,从机制上讲,外资企业可能会通过商业秘密或专利等知识产权保护手段来有效地确保技术或管理模式创新不会溢出到其他企业,²这导致溢出效应在实际中并不存在或不显著。第二,企业的异质性使得不同性质的企业对溢出的吸收程度并不相同。比如高生产能力的企业可能具备更高的模仿和消化能力,类似地,企业规模、出口倾向性等因素也有可能影响到对溢出的吸收。如果这种企业间的异质性确实存在,那么上述利用产业加总数据的研究就很可能使估计结果产生难以预测的偏差,降低了结论的适用性。第三,现有的研究也没有区分外资在企业内和产业内存在方式的差异,对于合资企业而言,企业内外资的溢出是在企业内部发生的,而对于全内资企业来说,FDI的溢出是通过企业间的联系发生的。一般来讲,合资企业可能比全内资企业更方便、更有效地吸收国外技术和管理经验,因此如果将这两种形式的FDI进行混同估计可能会低估企业内FDI的溢出,同时高估企业间FDI的溢出。第四,由于我国的统计规范处于不断完善过程中,因此使用时间序列产业加总数据不可避免地会存在统计口径不一致和加总误差(特别是外资部门经济指标)等一系列数据质量和测量误差问题,由此造成的对估计结果的影响也是不可忽视的。

比较现有的文献,本文的可能贡献主要体现在如下几个方面:第一,本文的研究焦点是FDI对中国私营企业的溢出效应。尽管上文已经提到FDI与私营企业这两股力量对中国经济的长远发展具有举足轻重的作用,但是对这个课题的研究工作由于各种条件限制(如缺少可靠的微观数据)至今尚未展开。第二,与大部分经验研究不同,我们使用的是来自第一次全国经济普查的大型微观数据集,这不仅大大拓展了样本容量和代表性,也能够得到比较规范、可靠和具有可比性的各类经济指标,从而可以在很大程度上提高结果的准确性。³第三,与通常使用的条件均值回归模型不同,本文引入了条件分位回归(Conditional Quantile Regression)模型。条件分位回归的好处在于其估计结果对误差项的分布比较稳健,不易受异常值的影响,同时还可以考察

² 当然专利的申请过程也可能导致溢出(Ordober, 1991),因此专利在这里具有双重效应。

³ 平新乔(2007)首次使用了第一次全国经济普查数据来研究FDI溢出,但是由于可得性限制,其数据是加总后的地区(地级市)和产业(三位数制造业)数据。而本文所使用的数据则是第一手企业层面的微观数据,样本数量更大,而且可以避免加总谬误。

解释变量对不同水平被解释变量的影响，即不同生产率水平的私营企业对 FDI 溢出吸收的差异，从而揭示出作用机制的内在异质性。在有较大样本的保证下，其优势是很明显的。第四，在具体分析 FDI 溢出的产业渠道时，本文从产业渠道区分了水平和垂直产业关联，并将垂直关联进一步细分为前向和后向关联。⁴ 同时我们也专门考察了企业层面 FDI 的溢出，从中可以比较企业个体吸收外资程度与生产率溢出的关系。

三、经验研究方法

(一) 计量方程设定

为了测度 FDI 的生产率溢出效应，我们首先设定如下的生产函数：

$$y_i = \beta_0 + \beta_k k_i + \beta_m m_i + \sum_l \beta_{zl} z_{li} + \varepsilon_i. \quad (1)$$

这里的 i 表示观测点，由于本文采用截面数据，它事实上代表一个企业。 y 表示劳均产出， k 表示劳均资本， m 表示劳均中间投入。在实际分析中我们采用对数值来构建这三个变量。不难发现这是一个具有不变规模报酬性质的柯布-道格拉斯 (Cobb-Douglas) 生产函数。 ε 表示误差项。 z 代表一组与 FDI 有关的变量，通过估计各个 z 的系数我们可以考察 FDI 溢出的各种渠道及影响方向和大小，这也是本文关注的焦点。

尽管在理论上 FDI 对内资企业生产率的影响存在着多种作用途径，但是关于作用方向理论上通常存在多种可能性。即使在理论上是明确的，在现实中这些作用机制是否存在以及它们的作用方向如何却完全是另一个问题，需要仔细地加以检验。为了较好地识别这些可能存在的溢出机制，我们将通过以下四个主要的模型来进行估计。这四个模型又可以分为两类：基准模型和扩展模型。前者在估计溢出效应时不区分所有制，后者则借助虚拟变量来单独考察私营企业对 FDI 生产率溢出的吸收情况。

基准模型 1 这个设定实际上来自 Javorcik (2004)，它是对 Aitken and Harrison (1999) 模型的改进。在 Aitken and Harrison (1999) 的模型中，溢出机制只包括企业层面的 FDI 和所在产业层面的 FDI 两个渠道。但是一方面正如 Aitken and Harrison (1999) 自己指出的，产业内的溢出既可能包括正的知识溢出，也同样可能包括由于外资企业瓜分市场带来的负的竞争效应。另一方面跨国公司与当地企业往往处于若干种上下游的产业链关系环节中，所以产业间的垂直溢出也很有可能发生 (Javorcik, 2004)。综合考虑这些因

⁴ 张建华和欧阳轶雯(2003)曾在产业加总数据的模型分析中构建过前后向产业关联变量。

素, 基准模型 1 的函数形式为:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_k k_{ij} + \beta_m m_{ij} + \beta_1 fshare_{ij} + \beta_2 horz_j \\ + \beta_3 back_j + \beta_4 forw_j + \beta_5 mshare_{ij} + \epsilon_{ij}. \quad (2)$$

这里 i 表示企业, j 表示企业所在的产业。 $fshare_{ij}$ 表示企业层面的外资比例, 它用来估计企业内外资比重对生产率的影响; $horz_j$ 表示产业 j 层面的外资比例, 它反映的是产业内外资与内资私营企业的水平关联程度; $back_j$ 表示其他产业内的外资与产业 j 的后向关联, 它刻画的是产业 j 与它的下游产业内外资的关联程度; $forw_j$ 表示其他产业内的外资与产业 j 的前向关联, 它刻画的是产业 j 与它的上游产业内外资的关联程度; $mshare_{ij}$ 表示企业在产业 j 内的市场势力 (Market Power), 一般来说企业的市场势力越强 (竞争程度越弱), 它的资源垄断力量也影响越强, 从而更有可能表现出高的生产率。虽然 $mshare_{ij}$ 本身并不是 FDI 的溢出渠道, 但是将其纳入回归是为了控制 FDI 以外影响到生产率的企业自身因素, 从而可以缓解遗漏变量造成的内生性偏误。此外, 也有研究表明, 外资是否控股对企业的生产率也有显著影响 (如 Dimelis and Louri, 2002), 这也是我们所关心的问题。因此在基准模型 1 的框架内我们对 (2) 式稍作修正为:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_k k_{ij} + \beta_m m_{ij} + \beta_1 maj_{ij} + \beta_2 min_{ij} + \beta_3 horz_j + \beta_4 back_j \\ + \beta_5 forw_j + \beta_6 mshare_{ij} + \epsilon_{ij}. \quad (2')$$

其中 maj_{ij} 为虚拟变量, 当外资参与企业中外资控股比例大于 50% 时取 1, 其余取 0; min_{ij} 也为虚拟变量, 当外资参与企业中外资控股比例小于等于 50% 时取 1, 其余取 0。

基准模型 2 与基准模型 1 不同的是, 基准模型 2 按外资参与企业中外资控股与否分别构建产业层面 (包括产业内和产业间) 的溢出变量。如 $horzmaj_j$ 表示企业所在产业中外资控股企业的外资占行业总资本的比重, $backmaj_j$ 表示其他产业内的外资控股企业的外资成分与产业 j 的后向关联, $forwmaj_j$ 表示其他产业内的外资控股企业的外资成分与产业 j 的前向关联; 反之亦然。同样地, 我们用虚拟变量 maj_{ij} 和 min_{ij} 替换 $fshare_{ij}$, 这样就有 (3) 和 (3') 两个方程。

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_k k_{ij} + \beta_m m_{ij} + \beta_1 fshare_{ij} + \beta_2 horzmaj_j + \beta_3 horzmin_j + \beta_4 backmaj_j \\ + \beta_5 backmin_j + \beta_6 forwmaj_j + \beta_7 forwmin_j + \beta_8 mshare_{ij} + \epsilon_{ij}, \quad (3)$$

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_k k_{ij} + \beta_m m_{ij} + \beta_1 maj_{ij} + \beta_2 min_{ij} + \beta_3 horzmaj_j + \beta_4 horzmin_j \\ + \beta_5 backmaj_j + \beta_6 backmin_j + \beta_7 forwmaj_j + \beta_8 forwmin_j \\ + \beta_9 mshare_{ij} + \epsilon_{ij}. \quad (3')$$

扩展模型 1 为了区分出私营企业与外资企业对 FDI 生产率溢出吸收的

差异性，我们在基准模型 1 的基础上设置了（内资）私营企业虚拟变量 dom_{ij} （当企业是内资私营企业时取 1，其余取 0）与溢出渠道变量的交互项，通过它可以检验这种差异性是否显著。与（2）式和（2'）式对应的两个方程是：

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_k k_{ij} + \beta_m m_{ij} + \beta_1 \text{fshare}_{ij} + \beta_2 \text{horz}_j + \beta_3 \text{dom}_{ij} \cdot \text{horz}_j + \beta_4 \text{back}_j + \beta_5 \text{dom}_{ij} \cdot \text{back}_j + \beta_6 \text{forw}_j + \beta_7 \text{dom}_{ij} \cdot \text{forw}_j + \beta_8 \text{mshare}_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (4)$$

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_k k_{ij} + \beta_m m_{ij} + \beta_1 \text{maj}_{ij} + \beta_2 \text{min}_{ij} + \beta_3 \text{horz}_j + \beta_4 \text{dom}_{ij} \cdot \text{horz}_j + \beta_5 \text{back}_j + \beta_6 \text{dom}_{ij} \cdot \text{back}_j + \beta_7 \text{forw}_j + \beta_8 \text{dom}_{ij} \cdot \text{forw}_j + \beta_9 \text{mshare}_{ij} + \varepsilon_{ij}. \quad (4')$$

扩展模型 2 同样，为了单独考察私营企业在吸收 FDI 生产率溢出方面与外资企业的差异性，我们在基准模型 2 的基础上加入了私营企业虚拟变量 dom_{ij} 与溢出渠道变量的交互项，以此来检验这种差异性的显著性。与（3）式和（3'）式对应的两个方程是：

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_k k_{ij} + \beta_m m_{ij} + \beta_1 \text{fshare}_{ij} + \beta_2 \text{horz}_{\text{maj}_j} + \beta_3 \text{dom}_{ij} \cdot \text{horz}_{\text{maj}_j} + \beta_4 \text{horz}_{\text{min}_j} + \beta_5 \text{dom}_{ij} \cdot \text{horz}_{\text{min}_j} + \beta_6 \text{back}_{\text{maj}_j} + \beta_7 \text{dom}_{ij} \cdot \text{back}_{\text{maj}_j} + \beta_8 \text{back}_{\text{min}_j} + \beta_9 \text{dom}_{ij} \cdot \text{back}_{\text{min}_j} + \beta_{10} \text{forw}_{\text{maj}_j} + \beta_{11} \text{dom}_{ij} \cdot \text{forw}_{\text{maj}_j} + \beta_{12} \text{forw}_{\text{min}_j} + \beta_{13} \text{dom}_{ij} \cdot \text{forw}_{\text{min}_j} + \beta_{14} \text{mshare}_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (5)$$

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_k k_{ij} + \beta_m m_{ij} + \beta_1 \text{maj}_{ij} + \beta_2 \text{min}_{ij} + \beta_3 \text{horz}_{\text{maj}_j} + \beta_4 \text{dom}_{ij} \cdot \text{horz}_{\text{maj}_j} + \beta_5 \text{horz}_{\text{min}_j} + \beta_6 \text{dom}_{ij} \cdot \text{horz}_{\text{min}_j} + \beta_7 \text{back}_{\text{maj}_j} + \beta_8 \text{dom}_{ij} \cdot \text{back}_{\text{maj}_j} + \beta_9 \text{back}_{\text{min}_j} + \beta_{10} \text{dom}_{ij} \cdot \text{back}_{\text{min}_j} + \beta_{11} \text{forw}_{\text{maj}_j} + \beta_{12} \text{dom}_{ij} \cdot \text{forw}_{\text{maj}_j} + \beta_{13} \text{forw}_{\text{min}_j} + \beta_{14} \text{dom}_{ij} \cdot \text{forw}_{\text{min}_j} + \beta_{15} \text{mshare}_{ij} + \varepsilon_{ij}. \quad (5')$$

（二）估计策略

本文采用条件均值回归和条件分位回归两种方法来估计上述四组方程。由于就本文的研究目的而言，后者比前者更加可靠，并且能够提供更多的信息，接下来我们主要侧重利用后者的估计结果来进行分析，将前者的结果作为参考。但是在进行条件均值模型的估计时，我们仍然希望在方法上尽可能地避免由截面数据的分布特性对估计结果造成的干扰。现将两种估计方法说明如下：

1. 条件均值回归模型

设因变量为 y ，自变量为向量 x ，其相应的系数向量为 β 。条件均值回归模型的本质是估计条件均值函数

$$E(y | x) = x' \beta. \quad (6)$$

在误差项具有零条件均值 $E(u|x)=0$ 的经典假设下, 条件均值函数可以通过如下最小二乘法 (Least Squares) 来进行估计:

$$\min_{\beta} \sum_{i=1}^n (y_i - x_i' \beta)' (y_i - x_i' \beta). \quad (7)$$

出于参数估计量统计推断的需要, 普通最小二乘法 (OLS) 通常还假设误差项分布具有正态性。但是这一强假定在很多情况下都与实际数据不相兼容。在截面研究中经常碰到的一种情形是“组内相关” (Intracluster Correlation) 效应。我国私营企业 (特别是东部沿海地区) 分布的一个重要特点是表现出非常显著的地域集聚特征。在一个集聚区域内部, 企业因为生产和经营销售链条上的分工协作以及知识共享, 导致企业间在经济上存在很强关联。以浙江省的专业化产业区为最典型代表 (金祥荣和朱希伟, 2002), 私营企业 (以制造业为主) 的集聚往往发生于县级行政区域内, 是一种县域集聚。因此有理由认为误差项在县域内部的企业间存在相关。从计量上来讲, 误差项的这种组内相关会使估计标准误所依据的标准的方差-协方差矩阵不再有效, 从而需要根据怀特 (White, 1984) 的方法来重新估计对组内相关稳健的方差-协方差矩阵 (Deaton, 1995)。

2. 条件分位回归模型

条件分位回归模型最早由 Koenker and Bassett (1978) 正式发展起来, 由于其独特的优势, 正在被越来越广地应用于实证研究包括生产率研究当中。⁵ 根据 Koenker and Bassett (1978), 条件分位回归模型的基本形式是:

$$Q_{\theta}(y_i | x_i) = x_i' \beta_{\theta}. \quad (8)$$

这里 Q_{θ} 表示 y_i 条件分布的第 θ 个分位。给定分位水平 θ 值 ($0 < \theta < 1$), 参数 β_{θ} 可以通过下面的最小化规划来求解:⁶

$$\min_{\beta_{\theta}} \left[\sum_{i: y_i \geq x_i' \beta_{\theta}} \theta | y_i - x_i' \beta_{\theta} | + \sum_{i: y_i < x_i' \beta_{\theta}} (1 - \theta) | y_i - x_i' \beta_{\theta} | \right]. \quad (9)$$

与条件均值回归模型不同的是, 条件分位回归模型无需设定误差项的分布形态, 因而其估计方法本质上是一种半参数估计方法 (Girma and Görg, 2002)。所以在误差项分布非正态的情况下, 条件分位回归比条件均值回归更加有效。另外, 由于条件分位回归是根据数据点的相对排序来确定回归线位置的, 所以它的第二个优势在于估计量较少地受到异常点取值的影响, 因而在这个意义上比条件均值回归模型更加稳健。最后, 在有大样本支持的条件

⁵ 近年来运用条件分位模型进行生产率分析的研究文献有 Girma and Görg (2002), Dimelis and Louri (2002), 以及 Békés *et al.* (2006) 等。

⁶ 当 θ 取 0.5 时, 条件分位回归模型即中位回归 (Median Regression) 模型。

下，条件分位回归模型允许我们考察解释变量对不同分位点的被解释变量的影响，从而有助于解释作用机制的内部异质性，大大拓展研究结论。在下面的研究中，条件分位回归估计量的置信区间由 Bootstrap 方法得到。

四、数据和变量

（一）样本数据说明

本研究的源数据是 2004 年第一次全国经济普查数据库中规模以上外资和私营制造企业的子样本。⁷ 根据《中国经济普查年鉴——2004》的汇编数据，制造业是现有规模以上私营工业企业的绝对主体，其产值和企业数量分别占私营工业企业的 97% 和 96%；另据《中国统计年鉴（2005）》的统计，2004 年制造业部门实际利用外资占 FDI 总额的 71% 之多。因此以制造业部门为研究对象，是相当有代表性的。

为了使得样本满足分析的要求，我们按照一定的规则对数据进行了筛选，剔除了符合下列条件的企业：（1）投入产出变量缺失或为零，（2）2004 年登记注册或注册年份缺失的企业，⁸（3）所有者权益（实收资本）变量缺失或为零的样本，（4）营业状态为“非营业”。⁹ 由此得到共 157 597 家企业数据。对此以县级行政区划的四位数产业为抽样单位、按 20% 比例进行分层随机抽样后共得到 22 228 家企业数据。其中私营企业包括私营独资企业、私营合伙企业、私营有限责任公司、私营股份有限公司四大类企业，外资企业包括合资经营企业（港澳台资）、合作经营企业（港澳台资）、港澳台商独资经营企业、港澳台商投资股份有限公司、中外合资经营企业、中外合作经营企业、外资企业、外商投资股份有限公司八大类企业。经过核查，发现（由于填报或计算机输入错误等原因）原始数据中 61 家企业的登记注册类型属于全内资私营企业大类，但外商资本数量却大于零，因此下文的企业类型是按照企业外资产益重新进行划分的。

⁷ 根据《中国经济普查年鉴——2004》，“规模以上工业企业”是指主营业务收入在 500 万元以上（含）的工业企业，“规模以下工业企业”是指主营业务收入在 500 万元以下的工业企业。不可否认的是这里可能存在着“样本选择偏误”问题。但是，我们认为这个问题对本研究的影响不是根本性的。首先，就本研究而言，使用规模以下工业企业数据无法提供“中间投入”变量，以及“固定资产累计折旧”和“固定资产净值年平均余额”等用来构建经折旧处理的资本变量的数据，若将这些企业包括进分析样本会带来无法预计的估计偏差，因而极大地限制了分析的应用深度和可靠程度。其次，相比规模以下企业，规模以上企业往往具有更高的技术水平和生产经营能力，更有可能处于生产的前沿，所以对规模以上企业的研究所得到的结论和启示对评估整个私营部门未来的长远发展都具有相当重要的参考价值。

⁸ 根据企业市场运作的一般生命周期规律，登记注册初期的企业生产往往多表现为固定资产的购置和生产计划的制订，正常的生产可能还没步入正轨，因而其投入产出变量之间的联系并不能反映出企业常态的稳定的投入产出关系，如果将其纳入样本很可能导致估计结果产生偏误。我们将登记注册时间为 2004 年（即企业年龄小于 1 年）的企业排除在分析样本之外正是基于这样的考虑。

⁹ “非营业状态”包括：停业（歇业）、筹建、当年关闭、当年破产和其他。

根据国务院第一次全国经济普查领导小组办公室编制的《第一次全国经济普查方案》，普查数据库中的产业代码系依据《国民经济产业分类》(GB/T 4754-2002)制定的四位数代码。本文清理后的样本共包括429个四位数细分产业或29个两位数细分产业。两位数产业分类是研究中通常使用的分类标准，但是出于后文使用投入产出表的需要，我们根据投入产出表的分类标准将两位数产业重新归并为17个产业。为了表述的需要以及节省回归中不必要的自由度损失，我们参考Li(1997, p.1092)的归类标准进一步将两位数产业合并为四个具有经济意义的制造业产业大类：轻工业、化工业、材料工业以及机械设备制造业。原始的行政区划代码采用十二位数代码，其中前六位代表县级行政区划代码，前四位代表市级行政区划代码，前两位代表省级行政区划代码。

(二) 变量构建

本文使用的产出、资本、劳动和中间投入变量分别来自普查数据中的“工业总产值”、“固定资产净值年平均余额”、“全部从业人员年平均人数”和“工业中间投入合计”四个指标。由此可以得到劳均产出(y)，劳均资本(k)和劳均中间投入(m)三个基本投入产出变量。企业层面的外资比例($fshare$)根据外资(包括港澳台资本和外商资本)占实收资本的份额计算。私营企业虚拟变量 dom_{ij} 根据企业实收资本中外资比例 $fshare$ 是否等于零来确定：即 $fshare$ 等于零时取1，其余取0。外资控股虚拟变量 maj 和 min 的定义如下：

$$maj_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } fshare_{ij} > 0.5, \\ 0, & \text{其他;} \end{cases}$$

$$min_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } 0 < fshare_{ij} \leq 0.5, \\ 0, & \text{其他.} \end{cases}$$

以下三个FDI溢出渠道变量(产业内和产业间)的构建主要参考Javorcik(2004)的方法。首先定义(产业内)水平关联变量为某个特定产业 j 内企业外资份额的加权平均值(以产业内所有企业总产出 Y 为权重¹⁰)：

$$horz_j = \left(\sum_{i \in j} fshare_{ij} \cdot Y_{ij} \right) / \sum_{i \in j} Y_{ij}.$$

后向关联变量用来测度产业 j 与其下游产业内外资的关系，由于外资处于产业链的下游，因此它的溢出是后向(Backward)的。其具体表达式是：

¹⁰ 这里的总产出是指产业内所有企业的总产出，不光是私营企业和外资企业。

$$\text{back}_j = \sum_{k \neq j} \theta_{jk} \cdot \text{horz}_k.$$

这里 θ_{jk} 表示产业 j 的产出投入到产业 k 的比例，其数值根据国家统计局 2002 年 42 部门投入产出表中的基本流量表计算得到。¹¹ 由于水平关联变量 horz 已经反映了产业内的联系，所以这里排除了产业内的投入产出关系。

前向关联变量测度产业 j 与其上游产业内外资的关系，由于外资处于产业链的上游，因此它的溢出是前向 (Forward) 的。同样，这里也排除了产业内的投入产出关系。其具体表达式是：

$$\text{forw}_j = \sum_{m \neq j} \rho_{jm} \cdot \widehat{\text{horz}}_m.$$

这里 ρ_{jm} 表示产业 j 的投入中产业 m 所占的比例。但是需要指出的是，只有外资企业在国内市场出售的、供应给内资企业的中间产品与我们的研究有关，因此与 Javorcik (2004) 一样，我们在这里用扣除了出口的产出来构建水平关联变量，即：

$$\widehat{\text{horz}}_m = \left[\sum_{i \in m} \text{fshare}_{im} \cdot (Y_{im} - X_{im}) \right] / \sum_{i \in m} (Y_{im} - X_{im}).$$

上述变量的一个缺陷是将所有外资匀质对待，而没有考虑到外资在企业内控股与否对其实际作用的发挥可能存在重大差别。前面的变量 maj 和 min 可以控制企业层面外资的作用，但是我们还需要另外构建区分外资控股与否的产业内和产业间的关联变量。其方法为：首先根据 maj 和 min 的取值区分出两类外资企业，然后分别以这两类外资为对象按上面的方法创建产业管理变量。其中以控股外资为对象的变量以 maj 为后缀，以非控股外资为对象的变量以 min 为后缀。其表达式如下：

$$\text{horzmaj}_j = \left(\sum_{i \in j \text{ and } \text{maj}_i=1} \text{fshare}_{ij} \cdot Y_{ij} \right) / \sum_{i \in j} Y_{ij},$$

$$\text{horzmin}_j = \left(\sum_{i \in j \text{ and } \text{min}_i=1} \text{fshare}_{ij} \cdot Y_{ij} \right) / \sum_{i \in j} Y_{ij},$$

$$\text{backmaj}_j = \sum_{k \neq j} \theta_{jk} \cdot \text{horzmaj}_k,$$

¹¹ 需要说明的是国家统计局对投入产出表的编制并不是每年进行的，到目前为止 2002 年的投入产出表是我们所能够获得的最最新数据。近几年的《中国统计年鉴》所公布的 2002 年投入产出表的制造业部门分类较为粗略，因此我们采用中国投入产出学会公布的相对完整的 42 部门 (包括 17 个制造业部门) 投入产出表。其下载路径为 <http://www.iochina.org.cn/touruchanchubiao.htm>。在这里使用 2002 年数据的前提假设是 2002 年至 2004 年两年间中国各制造业部门的投入产出关系没有大的变化。我们认为这样的假设在很大程度上是合理的。这是因为 (1) 中国的产业结构调整是渐进的，(2) 产业间的投入产出关系最主要是由生产技术特性决定的，对制造业尤其如此，而这种技术特性在短期内应该不会有重要变化，(3) 我们估计得到的前后向关联变量的数值都比较小 (介于 0 和 1 之间)，部分产业间关系的变化对最终估计得到的数值影响不大，所以可以预期它对回归系数的影响很可能也十分微小。

$$\text{backmin}_j = \sum_{k \neq j} \theta_{jk} \cdot \text{horzmin}_k,$$

$$\text{forwmaj}_j = \sum_{m \neq j} \rho_{jm} \cdot \widehat{\text{horzmaj}}_m,$$

$$\text{forwmin}_j = \sum_{m \neq j} \rho_{jm} \cdot \widehat{\text{horzmin}}_m.$$

其中

$$\widehat{\text{horzmaj}}_m = \left[\sum_{i \in m \text{ and } \text{maj}_m = 1} \text{fshare}_{im} \cdot (Y_{im} - X_{im}) \right] / \sum_{i \in m} (Y_{im} - X_{im}),$$

$$\widehat{\text{horzmin}}_m = \left[\sum_{i \in m \text{ and } \text{min}_m = 1} \text{fshare}_{im} \cdot (Y_{im} - X_{im}) \right] / \sum_{i \in m} (Y_{im} - X_{im}).$$

最后, mshare 的构建采用企业销售值占产业总销售值的比重来进行度量, 这种方法参考了 Nickell (1996) 的“市场份额”指标, 它用来反映企业在销售市场上的势力。正如 Nickell (1996) 自己意识到的那样, 这种度量方法可能忽略了一个事实, 即同一个产业(比如两位数产业)内不同企业面临的市场很可能不一样。由于地区分割、产品差异性、需求差异性等原因, 细分市场在现实中普遍地存在, 因此一个所谓的“产业代码”并不等同于实际上的市场范围。为了检验这一点, 我们在初步的研究中, 还同时替换地采用了四位数和两位数产业, 以及按地区(省级、市级和县级)划分的四位数和两位数产业, 来作为市场范围的可能替代变量。实际结果是, 由这些不同方法构建得到的市场势力指标, 其大小和变异程度都非常接近, 以至于回归结果没有本质上的变化。所以下文中我们直接选用以四位数产业为市场范围构建的 mshare 指标。

(三) 统计描述

表 1 给出了本文主要变量的统计摘要信息。从中可以发现生产函数的标准投入产出变量均存在着较充分的变异。而在溢出渠道变量中, 除了水平溢出变量相对于均值的标准差(统计学中称为变异系数)较为明显外, 其余变量的变异都不太大。这其中的一个主要原因在于溢出变量是产业层面的变量, 产业内变异为零, 导致总样本内变异不大。与此相对照的是企业层面的变量, 除了上面提到的投入产出变量外, 还有企业层面外资在实收资本中的份额(fshare)和企业的市场势力或产品市场份额(mshare)。这些变量因为对于企业特定的(firm-specific), 所以其变异也较为明显。特别是市场势力变量, 其标准差达到了均值的 3.7 倍(即变异系数为 3.7)。

表 1 主要变量的统计摘要

变量	均值	标准差	最小值	最大值
lny	5.310	0.945	1.380	11.581
lnk	3.300	1.364	-4.083	9.216
lnm	4.794	1.108	-3.178	11.264
fshare	0.263	0.409	0.000	1.000
major	0.247	0.431	0.000	1.000
minor	0.086	0.280	0.000	1.000
horz	0.446	0.148	0.169	0.868
horzmaj	0.301	0.133	0.125	0.704
horzmin	0.046	0.024	0.001	0.151
back	0.465	0.047	0.317	0.592
backmaj	0.030	0.120	0.000	0.536
backmin	0.002	0.008	0.000	0.038
forw	0.338	0.043	0.000	0.512
forwmaj	0.019	0.077	0.000	0.489
forwmin	0.002	0.008	0.000	0.035
mshare	0.019	0.071	0.000	1.000

图 1 刻画了不同产业的企业层面外资权益比重的百分位分布。这里的样本是外资参与企业。从中位数（盒子柱体中的白色线条）来看，大部分产业的企业外资比重都相当接近于 1。¹² 从分布的总体情形来看，机械设备制造业企业的平均外资份额最高，尤以“仪器仪表及文化办公用机械制造业”为最。

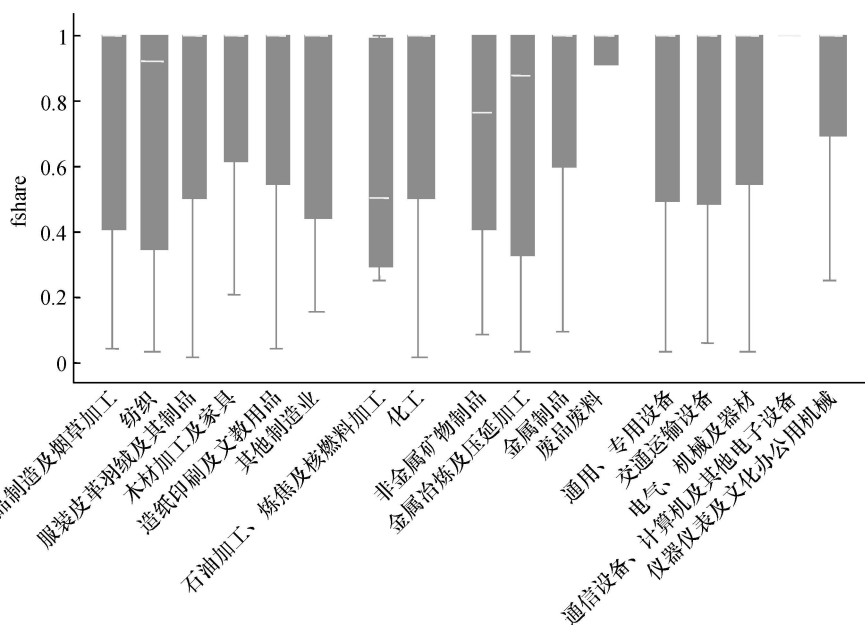


图 1 合资企业外资权益比重的分布

¹² 在样本中，外资控股企业占外资参与企业总数的 74.3%。

产业层面的三个主要溢出渠道变量——水平关联 (horz)、后向关联 (back) 和前向关联 (forw) 在不同产业间分布可以从图 2 和图 3 中直观地看到。观察水平关联的分布可以发现, 在产业大类中, 机械制造业的外资比重最高。

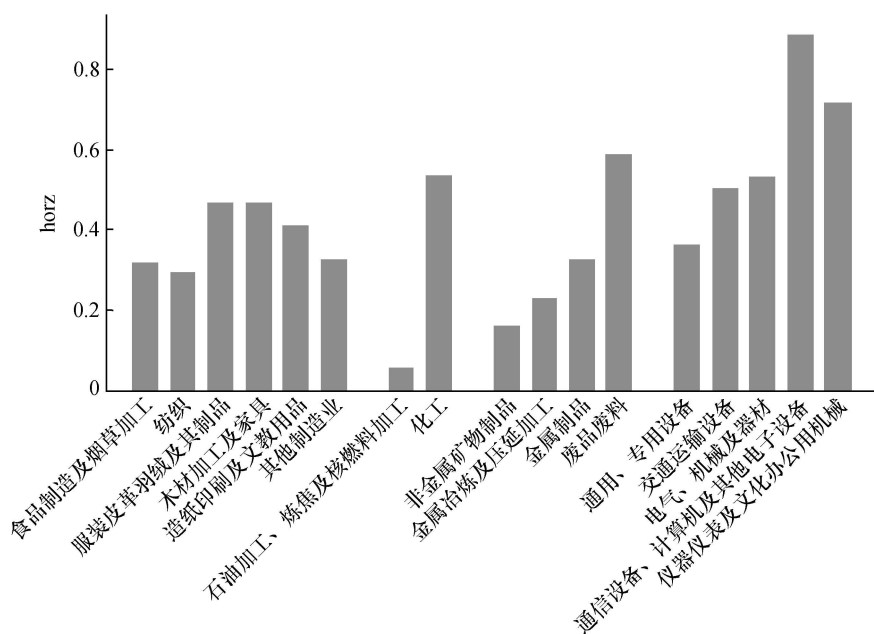


图 2 与外资的产业内水平关联

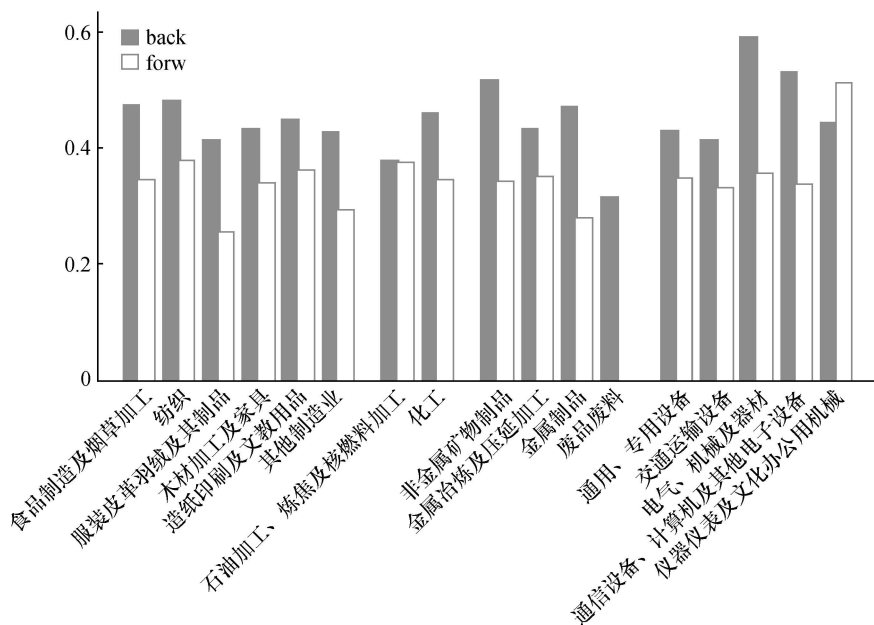


图 3 与外资的产业间前后向关联

而在所有细分产业中，“通信设备、计算机及其他电子设备制造业”、“仪器仪表及文化办公用机械制造业”、“废品废料”、“化工”、“电气、机械及器材”以及“交通运输设备”这 6 个产业内的外资份额（以产出加权）最高。与其他产业相比，这些制造产业明显地具有资本和技术密集的特点。考虑到样本的所有制特征，这种分布意味着私营企业在资本和技术密集的产业面临着比其他产业更多的产业内的外资活动（相对于产业内的私营资本份额而言）。至于外资活动强度的增加是否意味着水平溢出增加或竞争程度增加（挤出效应增强），则需要在经验上加以检验。

在产业间关联方面，外资与不同产业前后向关联程度在产业间表现出很强的一致性——除了“仪器仪表及文化办公用机械制造业”外，外资与其他所有产业的后向关联程度都要高于前向关联（废品废料业无前向关联）。其中，外资与“电气、机械及器材”、“通信设备、计算机及其他电子设备制造业”、“非金属矿物制品”这三个产业的后向关联最密切，同时前后向关联程度的差异也最大。这说明这些产业主要通过向外资企业供货的行为而与之发生关联。从前向关联来看，外资同化工和机械设备制造业的平均关联程度要高于与其他产业的，但是差异没有后向关联那么大。

再来看劳动生产率的分布。在图 4 中，依据 25%—75% 百分位（柱状方盒部分）尤其是中位数的分布情况，大部分材料和机械设备制造类产业中，外资参与企业的劳动生产率均要高于不含外资的内资私营企业，而在轻工业和材料工业则不明显。相对来说，前者资本密集度高，后者劳动密集度高。

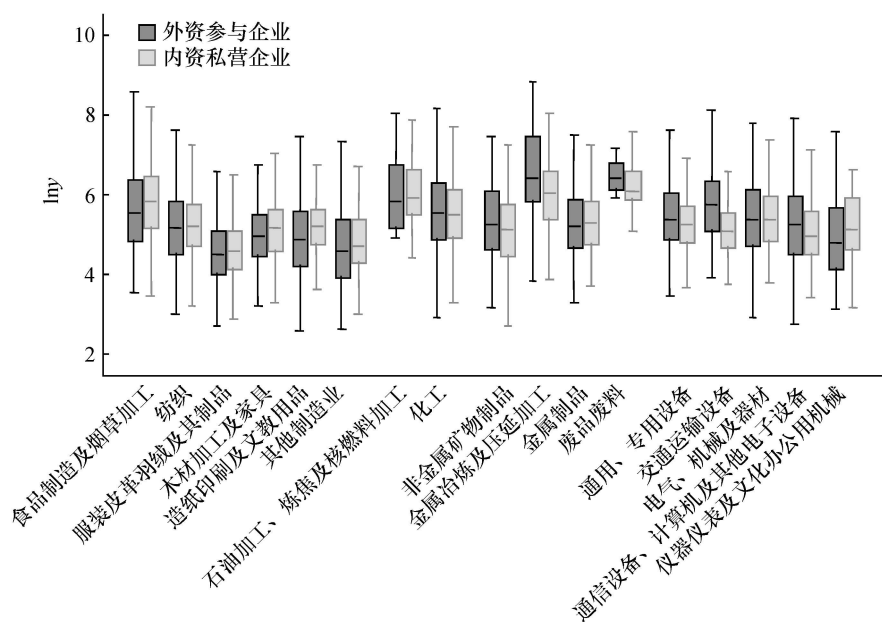


图 4 不同所有制类型企业劳动生产率的分布

因此这里的分布表明,目前外资企业的生产率优势可能仍然主要集中在资本密集型产业中,而私营企业生产率的竞争力则主要体现在具有要素禀赋优势的传统的劳动密集型产业中。进一步,图5的证据表明,即使在外资参与企业内部,外资是否控股也会造成劳动生产率的差异。外资控股企业的优势主要集中在材料和机械设备制造业。

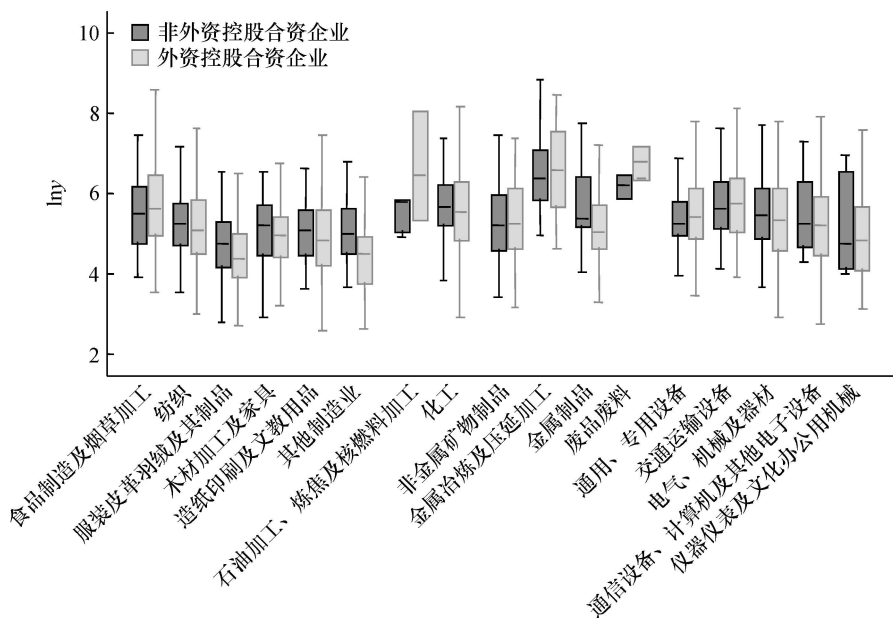


图5 不同控股类型外资参与企业的劳动生产率分布

以上证据表明外资活动的强度在各个层面都具有相当程度的产业间的差异性,与之相对应的是劳动生产率也存在着类似的明显差异。这提示我们有必要从外资活动的角度来解释生产率的分布现状。接下来的部分将通过正式的计量模型来检验这种可能存在的关系。

五、基准模型：混合样本估计结果

基准模型考察的是FDI在私营和(含)外资企业样本范围内的总体溢出状况。由于私营企业和外资企业的主要经营活动范围都是国内,并且它们都是国民经济的重要组成部分,因此基准模型结果有助于为深入了解外资活动对企业的经济效应提供重要依据。

两个基准模型均报告了条件均值回归和条件分位回归结果。前者刻画的是溢出的平均效应,而后者则可以进一步揭示FDI对具有不同生产率水平企业影响的差异性。为了分别考察企业层面外资比例以及外资参与企业中外资控股与否对生产率的影响,模型将变量fshare与maj和min互相替换然后观

察结果。

根据表 2 汇报的条件均值回归结果,可以发现在平均意义上,企业层面外资比重和控股与否对生产率并没有显著影响,而在产业层面的溢出渠道中只有水平和前向溢出效应是显著的——都是正的,但是前向溢出的系数较大。¹³该模型的缺点在于掩盖了不同生产率企业的异质性。而条件分位回归则有助于揭示出这种差异性。¹⁴从第 4—9 列的回归结果来看, *fshare* 对低生产率水平企业的作用是显著为负的(尽管系数不大),但是对较高生产率水平的企业的影响则是显著为正的,并且系数值随着企业生产率水平提高而递增。外资控股变量 *maj* 和 *min* 的效应也具有类似的变化趋势。图 6 更直观和清晰地展示了各个变量的数在不同生产率(条件)分位处的估计值及用 Bootstrap 方法得到的 95% 置信区间,¹⁵同时也将条件均值回归系数绘制在图中以方便比较。

表 2 基准模型 1:产业溢出变量不区分外资控股与否

变量	条件 均值 1	条件 均值 2	条件分位 1			条件分位 2		
			0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
<i>fshare</i>	-0.003 (0.012)		-0.010** (0.004)	0.009* (0.005)	0.024*** (0.008)			
<i>maj</i>		-0.002 (0.012)				-0.009** (0.004)	0.009** (0.004)	0.023*** (0.006)
<i>min</i>		0.006 (0.008)				0.003 (0.004)	0.010* (0.005)	0.026*** (0.007)
<i>horz</i>	0.062* (0.033)	0.062* (0.033)	-0.011 (0.015)	0.008 (0.018)	0.053** (0.022)	-0.007 (0.015)	0.011 (0.017)	0.049** (0.023)
<i>back</i>	-0.021 (0.100)	-0.022 (0.100)	0.020 (0.032)	-0.064* (0.035)	-0.092* (0.054)	0.013 (0.038)	-0.067** (0.034)	-0.085 (0.052)
<i>forw</i>	0.153* (0.088)	0.155* (0.087)	-0.138*** (0.044)	-0.044 (0.040)	-0.017 (0.061)	-0.133*** (0.041)	-0.043 (0.039)	-0.021 (0.064)
<i>mshare</i>	0.135*** (0.033)	0.134*** (0.033)	0.064*** (0.012)	0.061*** (0.017)	0.072*** (0.027)	0.064*** (0.015)	0.055*** (0.014)	0.073*** (0.024)
<i>R</i> ²	0.926	0.926	0.840	0.830	0.802	0.840	0.830	0.803

注:*fshare*—企业层面外资权益份额,*maj*—外资控股虚拟变量,*min*—非外资控股合资企业虚拟变量,*horz*—与外资的产业内水平关联,*back*—与外资的产业间后向关联,*forw*—与外资的产业间前向关联,*mshare*—企业市场势力。表中所有回归均控制了产业(四产业分类法)和地区(省份)虚拟变量。括弧中数字表示估计系数的标准误。为消除误差项可能的县级层面组内相关(Intra-cluster Correlation),条件均值回归系数的标准误是根据 Deaton(1995)的方法调整得到的稳健标准误。条件分位回归的标准误由 Bootstrap 方法得到,迭代次数为 100 次。

¹³ 这里的主要原因在于,从变量构建和实际取值范围都可以判断,*forw* 取值要比 *horz* 小。

¹⁴ 因此下文的分析将主要以条件分位回归模型的估计结果为依据。

¹⁵ 分位点的取值范围为 0.05—0.95,步长为 0.05。图形中的三条虚线表示用 OLS 方法(条件均值回归)得到的系数点估计值及其 95% 置信区间上下界;灰色区域及其中的线段分别表示条件分位回归模型系数的 95% Bootstrap 置信区间和点估计值;纵轴刻度 0 处的水平线是基准参考线。

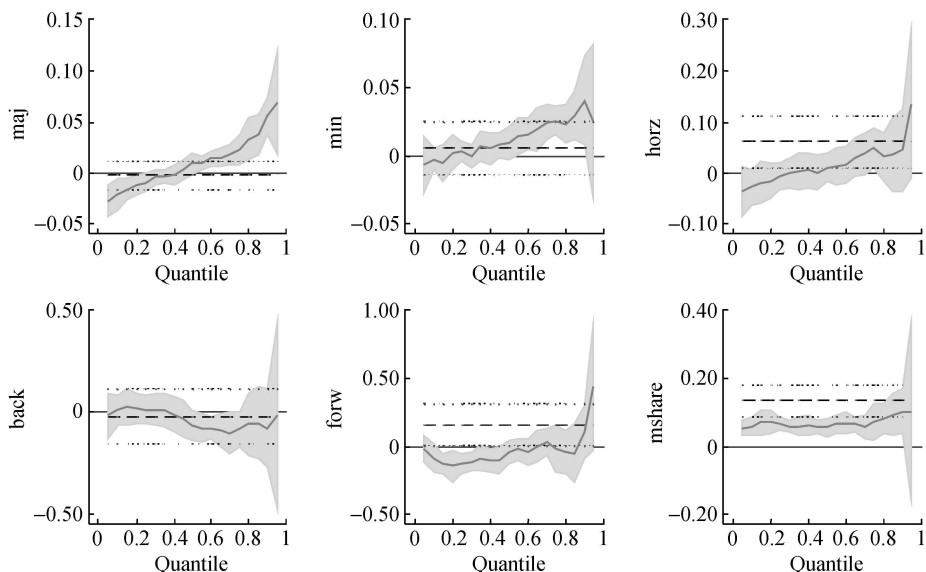


图6 条件分位回归系数(基准模型1)

结合表2和图6,基准模型1的主要发现可以归纳如下:

第一,企业层面的外资份额及其控股与否对企业生产率有重要影响,这种影响随着企业生产率水平的提高而提高,并且也变得越来越显著。与Aitken and Harrison (1999)以及Javorcik (2004)发现企业层面外资比例有正溢出效应相比,这里的结果还进一步揭示这种效应随着外资企业相对生产率水平的提高而增强。特别是在外资控股的企业中,企业的生产率水平越高,它对外资溢出的吸收能力也越强、获益也越多。这些结果印证了这样的政策观点:即在中国目前的发展阶段,吸收外资有助于改善企业的生产绩效。由于我们的样本将含有外资的企业全部定义为“外资企业”,而这些“外资企业”中相当一部分采取的是国内外私营资本合资的形式,¹⁶因此上面的结论也表明如果国内私营企业能通过“引进来”的方式与外资“强强联手”,将会更快地提高现有的生产率水平。

第二,水平溢出(horz)效应只存在于具有较高生产率水平的企业中,方向为正。水平溢出刻画的是同一产业内外资活动对企业生产率造成的影响。从理论上讲,水平效应可以为正,也可以为零甚至为负。其符号主要取决于两股力量的对比:(1)由模仿和人员流动等途径造成的广义技术的溢出,理论上它是正的;(2)竞争效应,理论上它可以是正的也可以是负的。当竞争效应为负时,通常把它称为“挤出”效应(Aitken and Harrison (1999)把它称作“market-stealing effect”),它反映的是外资对市场的挤占导致的内资

¹⁶ 在样本中81.1%的合资企业采取外资与法人或个人资本(而非国家或集体资本)合资的形式。

企业平均成本上升的现象。¹⁷到目前为止，经验文献对水平溢出效应的估计结果仍然是混杂的。¹⁸虽然这里的研究表明，外资活动对具有较高生产率的企业有显著的正向溢出，但是由于效应显著的分位区间非常狭窄（只在 0.75 分位点附近显著），因此这里的结果只能在一定程度上作为支持水平溢出存在的证据。

第三，后向溢出（back）效应和前向溢出（forw）效应分别存在于生产率中等偏上和中等偏下的企业中，但是两者的方向都是负的。¹⁹后向和前向关联都是产业间的关联，它的系数为负有以下两种可能的解释：第一种可能性是，外资企业由于具有技术、管理和营销等方面的相对优势，容易在所在各产业中培育起市场势力，而这种市场势力会在产业的后向和前向关联中形成买方和卖方势力。对于内资企业来说，无论处于产业链上相对于外资企业的上游还是下游，这种买方或卖方市场势力会对内资企业的产品价格或成本造成不利影响，从而使生产率出现下降。第二种可能性在于，外资的进入会使其参与企业的知识产权保护得到加强，其他企业的模仿变得困难，技术溢出不再显著。产业中外资比重越大，知识产权保护就越强，溢出也就越小，所以这也可以解释产业间关联与生产率的负相关关系。²⁰

我们特别注意到后向溢出与前向溢出发生的区域不同，这说明不同类型的企业对不同关联形式的外资技术溢出在吸收程度上也存在着差异。在后向关联中，外资企业处于产业链下游，内资企业通过向它们提供商品和服务而吸收到溢出。由于图 6 表明负的后向溢出主要发生在生产率中等偏上的企业中，这意味着生产率偏高的企业可能更容易受到技术溢出的影响，因此一旦下游产业外资比重的加强使得溢出内部化（或者买方势力强化），就会对其他企业的生产率造成负面冲击。而在前向关联中，外资企业处于产业链上游，

¹⁷ 通常认为，外资引起的市场竞争加剧在短期内会有负效应，因为原有内资企业的需求受到缩减，导致平均成本上升，但在长期由此引发的效率改进则会抵消这个效应而使企业的生产率上升。

¹⁸ 在以发展中国家为研究对象的文献中，水平溢出基本是不显著或负的，主要包括：Haddad and Harrison(1993)关于摩洛哥、Aitken and Harrison(1999)关于委内瑞拉、Djankov and Hoekman(2000)关于捷克、Konings(2000)关于东欧三国（保加利亚、罗马尼亚和波兰）、Blalock and Gertler(2004)关于印度尼西亚以及 Javorcik(2004)关于拉脱维亚的研究，但是也有少数研究支持正的水平溢出，主要包括：Schoors and van der Tol(2002)和 Bekés *et al.* (2006)关于匈牙利、及 Liu *et al.* (2001)关于中国的研究。而在发达国家为研究对象的文献中，水平溢出效应则以正的占主导，主要包括：Liu *et al.* (2000)和 Haskel *et al.* (2002)关于英国、及 Keller and Yeaple(2003)关于美国的研究。

¹⁹ 与这里的结果形成对照的是，Javorcik(2004)在研究拉脱维亚、Blalock and Gertler(2004)在研究印度尼西亚时得到的后向溢出效应是正的。但是后者并没有在模型中同时考虑前向溢出。

²⁰ 现实中这样的事例普遍存在，其中一个重要原因在于法律规制制度的不完善。为了更清楚地说明这一问题，这里援引《国际融资》杂志 2004 年 8 月号的一个报道：“由于我国目前《反垄断法》的缺失，国际超级垄断者在中国市场的垄断行为没有相应的力量加以有效制衡，致使有的跨国公司无所顾忌。有调查显示，跨国公司垄断巨头在我国市场的垄断程度逐步升级，不仅垄断市场，还一定程度地垄断了流通渠道。如：微软公司在中国操作系统市场占据了大约 95% 的份额，Intel 在中国 CPU 市场占据大约 85% 的份额，而思科在中国的集线器、转换器和路由器市场占据 60% 的份额。这些跨国巨头通过知识产权策略支配合作者，通过排他渠道策略和供货策略控制下游的本土厂商和销售厂商，使竞争对手和中国本土产品无法有效地通过销售渠道进入市场；这些厂商还通过巨额广告费用等手法垄断和控制舆论，控制产业指标，影响消费者的判断。”（着重号为本文作者所加）转引自新浪财经网站，<http://finance.sina.com.cn/nz/gjrz2004/index.shtml>。

内资企业通过向它们购买商品和服务而吸收到溢出。在图6中负的前向溢出主要发生在生产率中等偏下的企业中。同样地,一旦上游产业外资比重的加强使得溢出内部化(或者卖方势力强化),就会对生产率偏低的企业生产率造成负面冲击。

第四,如预期的那样,作为控制变量的企业市场势力与所有企业的生产率水平都有很强的正的关联,并且它的方向和显著性在所有模型形式下都是稳定的。这与现有的大部分经验研究结果都是一致的,它强烈地表明企业本身的市场势力是促进其生产率的一个重要因素。

基准模型2将产业层面溢出渠道进一步细化为外资控股与非控股(股权大于零)溢出渠道。表3和图7的结果显示,控股外资仍然对较高生产率水平(0.75分位左右)企业有显著的正向的水平溢出效应,企业市场势力也同样具有普遍的影响力。但是除此之外,其他细化后的溢出变量在主要生产率分位点的效应均不显著。由于过多的不显著的解释变量会扭曲有影响变量系数的估计,因此在本文中我们主要依据基准模型1来理解这一部分的分析结果。

表3 基准模型2:产业溢出变量区分外资控股与否

变量	条件均值1	条件均值2	条件分位1			条件分位2		
			0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
fshare	-0.002 (0.013)		-0.010** (0.004)	0.010** (0.005)	0.025*** (0.008)			
maj		-0.002 (0.012)				-0.010** (0.005)	0.009** (0.004)	0.022*** (0.008)
min		0.005 (0.008)				0.002 (0.005)	0.010* (0.005)	0.029*** (0.007)
horzmaj	0.073 (0.045)	0.072 (0.045)	-0.003 (0.018)	0.006 (0.020)	0.068*** (0.026)	-0.003 (0.017)	0.003 (0.022)	0.059** (0.026)
horzmin	-0.109 (0.099)	-0.111 (0.098)	-0.002 (0.053)	-0.013 (0.062)	-0.067 (0.091)	0.000 (0.059)	-0.016 (0.070)	-0.106 (0.105)
backmaj	0.384** (0.195)	0.381* (0.195)	-0.067 (0.169)	0.041 (0.098)	0.084 (0.131)	-0.067 (0.116)	0.041 (0.093)	0.083 (0.158)
backmin	-4.855 (4.912)	-4.766 (4.913)	-0.089 (4.368)	-1.560 (2.508)	-0.566 (3.650)	-0.121 (2.858)	-1.497 (2.420)	-0.612 (4.230)
forwmaj	0.088 (0.239)	0.083 (0.239)	0.142 (0.223)	0.152 (0.140)	-0.031 (0.207)	0.142 (0.150)	0.149 (0.135)	-0.014 (0.230)
mshare	0.137*** (0.034)	0.136*** (0.034)	0.062*** (0.013)	0.058*** (0.014)	0.076*** (0.022)	0.064*** (0.012)	0.057*** (0.016)	0.076*** (0.025)
R ²	0.926	0.926	0.840	0.830	0.802	0.840	0.830	0.803

注:fshare—企业层面外资权益份额,maj—外资控股虚拟变量,min—非外资控股合资企业虚拟变量,horzmaj—与控股外资的产业内水平关联,horzmin—与合资企业中非控股外资的产业内水平关联,backmaj—与控股外资的产业间后向关联,backmin—与合资企业中非控股外资的产业间后向关联,forwmaj—与控股外资的产业间前向关联,mshare—企业市场势力。由于多重共线性,forwmin没有放入回归。表中所有回归均控制了产业(四产业分类法)和地区(省份)虚拟变量。括弧中数字表示估计系数的标准误。为消除误差项可能的县级层面组内相关(Intra-cluster Correlation),条件均值回归系数的标准误是根据Deaton(1995)的方法调整得到的稳健标准误。条件分位回归的标准误经由Bootstrap方法得到,迭代次数为100次。

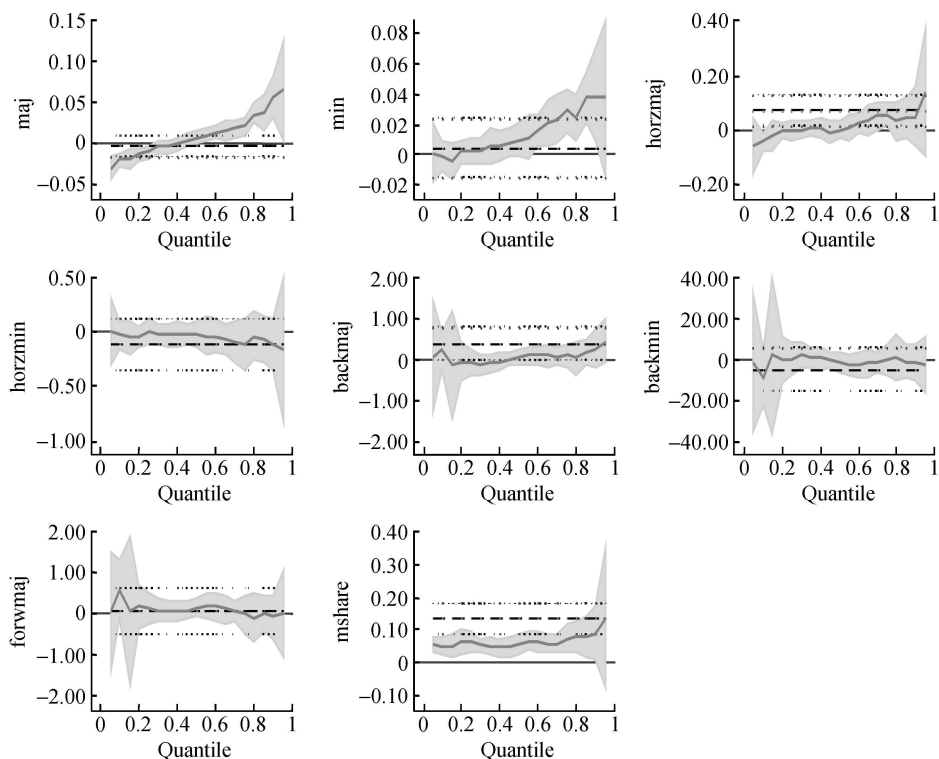


图 7 条件分位回归系数（基准模型 2）

六、扩展模型：分所有制估计结果

在上一部分的分析中，我们并没有区分溢出对象的所有制差异。由于本文关注的焦点是私营企业对外资溢出的吸收情况，因此有必要从样本中单独考察私营企业对溢出吸收的表现。这里具体的做法是引入私营企业虚拟变量 dom 与溢出渠道变量的交互项，然后考察其系数的性质。

我们在基准模型 1 的基础上加入这些交互项，这就形成了扩展模型 1。表 4 报告了条件均值和条件分位回归结果，后者更详细的估计值和置信区间绘制在图 8 中。图形表明，由基准模型 1 得到的主要结论在这里仍然成立。但是交互项的引入给我们带来了一些新的重要的发现。

表4 扩展模型1:产业溢出变量不区分外资控股与否

变量	条件 均值 1	条件 均值 2	条件分位 1			条件分位 2		
			0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
fshare	-0.011 (0.018)		-0.019** (0.009)	0.002 (0.010)	-0.003 (0.016)			
maj		0.109 (0.103)				0.023 (0.040)	0.054* (0.029)	0.105* (0.060)
min		0.118 (0.102)				0.036 (0.040)	0.055* (0.031)	0.111* (0.058)
horz	0.090*** (0.034)	0.091*** (0.033)	-0.009 (0.022)	0.021 (0.024)	0.105*** (0.030)	-0.008 (0.025)	0.021 (0.024)	0.109*** (0.028)
dom × horz	-0.060 (0.049)	-0.050 (0.051)	-0.003 (0.024)	-0.021 (0.025)	-0.100*** (0.035)	0.003 (0.025)	-0.015 (0.024)	-0.094*** (0.033)
back	-0.008 (0.171)	-0.118 (0.224)	0.033 (0.065)	-0.107* (0.061)	0.162* (0.096)	-0.005 (0.090)	-0.150** (0.069)	-0.282** (0.119)
dom × back	-0.025 (0.151)	0.143 (0.222)	-0.024 (0.070)	0.059 (0.070)	0.075 (0.109)	0.024 (0.098)	0.131* (0.078)	0.242* (0.129)
forw	0.088 (0.149)	0.035 (0.147)	-0.148 (0.087)	-0.003 (0.076)	0.009 (0.113)	-0.171* (0.095)	-0.025 (0.082)	-0.047 (0.112)
dom × forw	0.090 (0.180)	0.200 (0.180)	0.012 (0.087)	-0.075 (0.086)	-0.055 (0.143)	0.061 (0.105)	-0.023 (0.087)	0.037 (0.134)
mshare	0.135*** (0.033)	0.136*** (0.033)	0.063*** (0.011)	0.060*** (0.014)	0.070*** (0.023)	0.064*** (0.013)	0.057*** (0.014)	0.071*** (0.025)
R ²	0.926	0.927	0.840	0.830	0.803	0.840	0.830	0.803

注: fshare—企业层面外资权益份额, maj—外资控股虚拟变量, min—非外资控股合资企业虚拟变量, horz—与外资的产业内水平关联, back—与外资的产业间后向关联, forw—与外资的产业间前向关联, mshare—企业市场势力, dom—内资私营企业虚拟变量。表中所有回归均控制了产业(四产业分类法)和地区(省份)虚拟变量。括弧中数字表示估计系数的标准误。为消除误差项可能的县级层面组内相关(Intra-cluster Correlation), 条件均值回归系数的标准误是根据 Deaton(1995)的方法调整得到的稳健标准误。条件分位回归的标准误经由 Bootstrap 方法得到, 迭代次数为 100 次。

第一, dom × horz 的系数在生产率分布的低端不显著, 但在高端(0.65—0.90)显著为负。这里蕴涵的第一个经济学含义是, 低生产率的私营企业也同其他低生产率的外资参与企业一样无法有效吸收外资的水平溢出, 只有生产率在一定程度以上的企业才能从产业内外资活动中获益; 换言之, 对私营企业而言这里同样存在着一种吸收水平溢出的“门槛”效应, 而这种“门槛”导致了吸收程度的差异。dom × horz 的系数在一定区域内显著为负, 但是 horz 和 dom × horz 系数之和大于零, 这说明私营企业在一定生产率水平以上能吸收到外资正的溢出, 但吸收程度要逊于外资参与企业。

第二, dom × back 的系数也只在生产率分布的高端(0.55—0.9)显著,

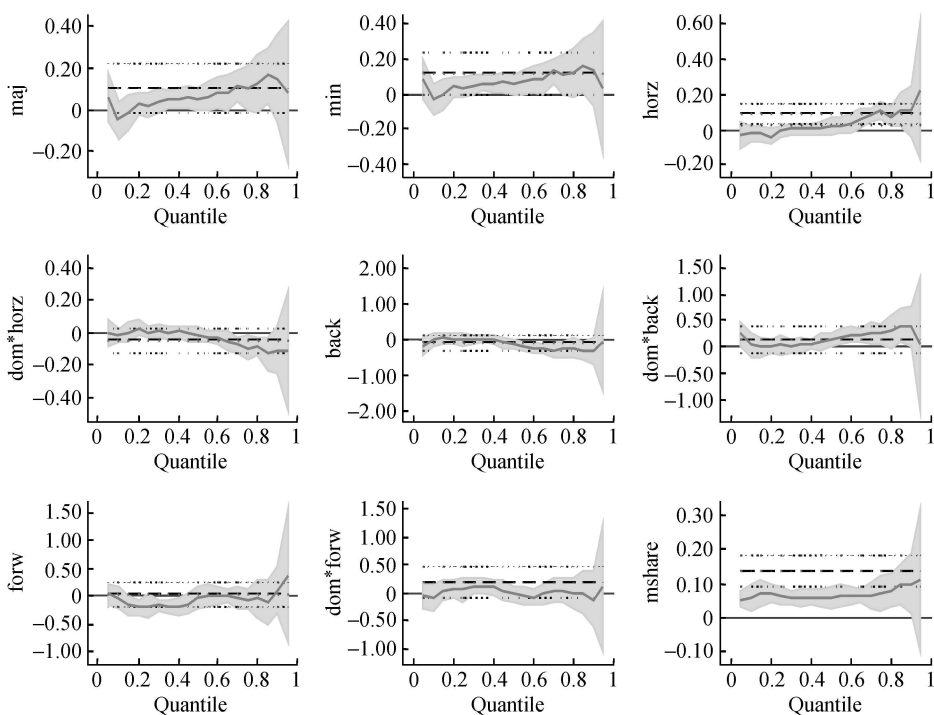


图 8 条件分位回归系数 (扩展模型 1)

但是符号为正。这同样表明私营企业在吸收产业间的后向溢出上存在着某种“门槛”效应，生产率较低的私营企业可能因为与前沿企业生产率差距过大（可以具体表现为技术差距、管理技能差距、国际化程度的差距、出口能力差距等），而无法积极地从前向溢出中获得生产率的提高。在生产率高端区域，back 的系数显著为负， $dom \times back$ 的系数显著为正，但两者之和仍是负的（虽然数值不大）。参照上一部分的解释，私营企业面临外资负的后向溢出可能是存在外资的买方市场势力或知识产权保护加强的结果，当然单从估计结果来看这种负向溢出的强度很小。尽管如此，交互项系数显著大于零的事实表明，与外资企业相比，私营企业受到的负的后向溢出要明显小于外资企业本身，出现这一现象的一个可能性是：与其他外资企业相比，私营企业与外资企业接触比较少（可能面临不同的细分市场），所以下游产业的外资活动对上游的私营企业影响不大。

第三， $dom \times forw$ 的系数不显著，因此私营企业在吸收外资前向溢出方面与其他外资企业没有显著差别，即吸收溢出的私营企业主要集中在生产率中等以下企业中。另外，企业市场势力仍然如预期的那样与生产率存在显著的正相关。

类似地，下面的扩展模型 2 是通过在基准模型 2 的基础上引入私营企业虚拟变量与溢出渠道变量的交互项得到的，其结果见表 5 和图 9。这个模型的

主要新发现是交互项 $\text{dom} \times \text{backmaj}$ 和 $\text{dom} \times \text{backmin}$ 系数的统计显著性。首先, $\text{dom} \times \text{backmaj}$ 的系数显著为正, 并且在大部分生产率区间都成立, 由此我们认为私营企业吸收控股外资后向溢出的强度要明显高于其他外资企业。 $\text{dom} \times \text{backmin}$ 的系数恰好相反, 符号为负, 并且只在中低生产率区间成立, 这意味着少部分生产率不高的私营企业对于非控股外资后向溢出的吸收强度要明显小于其他外资企业。两个系数的正负对比则进一步说明外资是否控股对溢出效应有本质影响, 即外资控股有利于溢出。²¹对于这两个交互项系数一正一负的一个可能的经济学解释是: 大部分私营企业通过向外资控股的企业提供产品和服务、通过吸收技术溢出和管理经验, 能有效地实现生产率的增长; 而非外资控股的合资企业对生产率较低的私营企业的影 响, 则可能更多地体现在买方势力上, 因此总体上非外资控股合资企业中的外资成分, 通过提高合资企业(本质上是内资控股企业)本身的竞争力而抑制了低效率私营企业的生产率表现。不同生产率水平的私营企业在吸收外资溢出上的这种差异化表现, 深刻地反映出兴起的私营企业内部在吸收程度上的异质性, 其背后又是另一个值得专文探讨的课题。

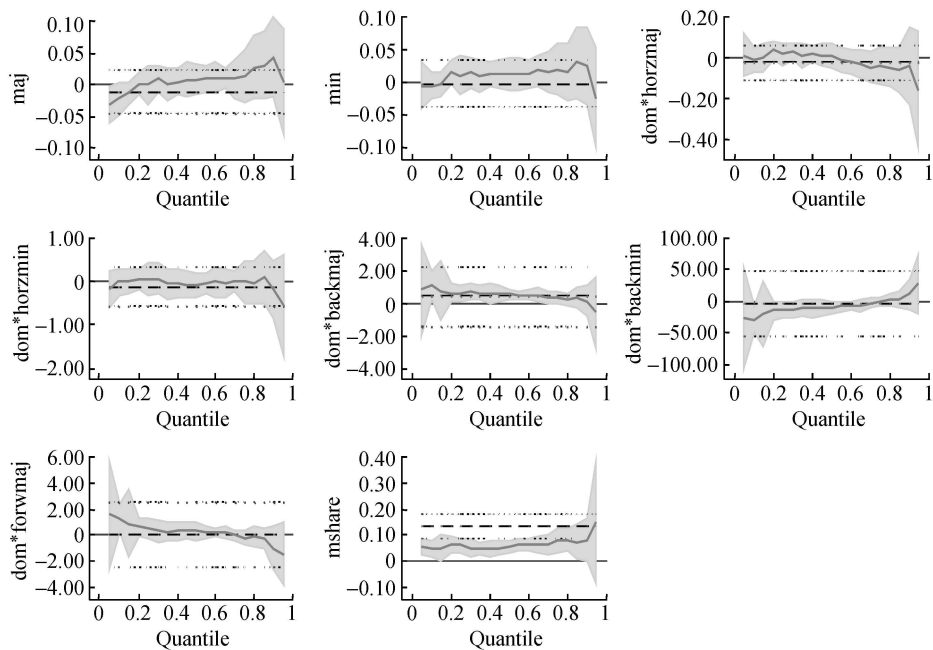


图9 条件分位回归系数(扩展模型2)

²¹ 感谢匿名审稿人指出这一点。

表 5 扩展模型 2: 产业溢出变量区分外资控股与否

变量	条件 均值 1	条件 均值 2	条件分位 1			条件分位 2		
			0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
fshare	-0.015 (0.016)		-0.010 (0.009)	-0.001 (0.008)	-0.002 (0.013)			
maj		-0.011 (0.023)				-0.000 (0.009)	0.008 (0.011)	0.013 (0.015)
min		-0.001 (0.021)				0.012 (0.010)	0.012 (0.011)	0.021 (0.014)
horzmaj	0.083* (0.047)	0.080 (0.051)	0.002 (0.023)	0.013 (0.024)	0.100*** (0.028)	-0.013 (0.022)	0.001 (0.026)	0.076*** (0.026)
dom× horzmaj	-0.028 (0.051)	-0.022 (0.068)	-0.001 (0.021)	-0.014 (0.022)	-0.080** (0.038)	0.019 (0.028)	0.009 (0.029)	-0.042 (0.035)
horzmin	-0.009 (0.187)	-0.030 (0.188)	0.021 (0.139)	0.090 (0.157)	0.018 (0.155)	-0.049 (0.143)	0.025 (0.145)	-0.100 (0.178)
dom × horzmin	-0.148 (0.224)	-0.121 (0.219)	-0.025 (0.142)	-0.168 (0.154)	-0.129 (0.174)	0.053 (0.148)	-0.087 (0.154)	-0.018 (0.211)
backmaj	0.102 (0.190)	0.079 (0.186)	-0.588* (0.309)	-0.434** (0.208)	-0.169 (0.116)	-0.634** (0.286)	-0.452** (0.190)	-0.185* (0.102)
dom × backmaj	0.398 (0.262)	0.421* (0.259)	0.582** (0.296)	0.543*** (0.208)	0.323** (0.154)	0.631* (0.335)	0.558*** (0.207)	0.332* (0.174)
backmin	-2.880 (3.727)	-2.219 (3.589)	12.549 (7.781)	7.682 (5.045)	-0.008 (2.687)	13.546* (7.331)	7.951 (5.020)	0.054 (2.466)
dom × backmin	-3.676 (6.049)	-4.336 (5.964)	-13.248* (7.167)	-10.295** (4.917)	-1.505 (3.521)	-14.237* (8.678)	-10.481** (5.335)	-1.354 (4.082)
forwmaj	0.127 (0.189)	0.096 (0.182)	-0.372 (0.374)	-0.163 (0.238)	0.127 (0.196)	-0.418 (0.408)	-0.164 (0.262)	0.144 (0.165)
dom× forwmaj	0.030 (0.316)	0.062 (0.313)	0.506 (0.343)	0.358 (0.243)	-0.128 (0.267)	0.547 (0.479)	0.350 (0.284)	-0.152 (0.259)
mshare	0.139*** (0.034)	0.138*** (0.034)	0.062*** (0.014)	0.057*** (0.017)	0.077*** (0.024)	0.062*** (0.013)	0.057*** (0.016)	0.079*** (0.023)
R ²	0.926	0.926	0.840	0.830	0.803	0.840	0.830	0.803

注: fshare—企业层面外资权益份额, maj—外资控股虚拟变量, min—非外资控股合资企业虚拟变量, horzmaj—与控股外资的产业内水平关联, horzmin—与合资企业中非控股外资的产业内水平关联, backmaj—与控股外资的产业间后向关联, backminn—与合资企业中非控股外资的产业间后向关联, forwmaj—与控股外资的产业间前向关联, mshare—企业市场势力, dom—内资私营企业虚拟变量。由于多重共线性, forwmin 和 dom×forwmin 没有放入回归。表中所有回归均控制了产业(四产业分类法)和地区(省份)虚拟变量。括弧中数字表示估计系数的标准误。为消除误差项可能的县级层面组内相关(Intra-cluster Correlation), 条件均值回归系数的标准误是根据 Deaton(1995)的方法调整得到的稳健标准误。条件分位回归的标准误经由 Bootstrap 方法得到, 迭代次数为 100 次。

七、结论及政策启示

私营企业的成长与外资活动的扩张是关系到我国国民经济现在和未来发展的两大结构性力量,两者都扮演着举足轻重的角色。对这两个部门的深入研究势必涉及对两部门间关系的理解。由于通常外资企业代表着广义技术的前沿,而内资私营企业则代表着本土民间经济力量和未来国民经济的希望,因此从经济学研究的角度出发,我们首先需要特别关心的是外资活动是促进还是抑制了内资私营企业的生产率增长?这种效应的发生机制又是如何的?本文的立意即在于此。

在对第一次全国经济普查数据进行分层抽样后,我们发现私营企业在资本和技术密集的产业面临着比其他产业更多的产业内的外资活动。在产业间关联方面,外资与大部分产业的后向关联程度都要高于前向关联。这表明这些产业主要通过向外资企业供货的行为而与之发生关联。为了考察外资对私营企业生产率影响的具体途径,溢出渠道被区分为企业内、产业内和产业间三大类,并运用条件分位回归方法进行分析。在有大量样本支持的情况下,与条件均值回归相比,条件分位回归方法不需要依赖误差项的特定分布假设,估计量对异常值(极端值)的取值更加稳健,而且还能够更全面地揭示出在因变量不同(条件)分布水平处作用机制的异质性。

在基准模型中,我们发现企业层面的外资份额及其控股与否对企业生产率的积极影响随着企业生产率水平的提高而提高,并且也变得越来越显著。水平溢出效应只存在于一部分具有较高生产率水平的企业中,方向为正。后向溢出效应和前向溢出效应分别存在于生产率中等偏上和中等偏下的企业中,但是两者的方向都是负的。这些结论首先表明国内私营企业可以通过“引进来”的方式与外资“强强联手”,从而更快地提高现有的生产率水平。其次,在产业内,外资的技术溢出只在很小的生产率区间内强于竞争效应,因此总体正效应并不普遍存在。如果改革开放初期外资的效应是以技术溢出占主导的话,那么从现有的证据来看当前的状况正在改变,内外资竞争的格局很可能已经悄然形成。最后,产业间负向外资溢出(不管是前向还是后向)的背后可能存在两个原因,一种可能性是外资的市场势力对其他企业的生产率造成了冲击,另一种可能性在于外资势力的扩张导致知识产权保护程度的加强,从而减少了知识溢出的发生。

随后的扩展模型专门对私营企业的表现进行了识别。估计结果表明对私营企业而言存在着吸收外资产业内水平溢出和产业间后向溢出的“门槛”效应,而这种“门槛”导致了吸收程度的差异——私营企业只有具备一定的生产率水平才能吸收到外资正的溢出,那些生产率较低的私营企业可能因为与前沿企业生产率差距过大,而无法积极地从后向溢出中获得生产率的提高。

另一个有意义的发现是：大部分私营企业通过与下游外资控股企业发生关联，能有效地实现生产率的增长；而下游非外资控股的合资企业对上游生产率较低的私营企业的影响，则更多地体现出负的净效应。

私营企业内部的这种多元化特征，需要我们用全新的眼光来重新审视新时期私营部门的发展战略。正如国际金融公司所指出的，“（加入 WTO 后）内外资企业间公平竞争舞台的建立，为内资私营业开创了新的机会，但在国内市场上构成了新的竞争挑战。在过渡时期，培养起新环境下的竞争能力对内资私营企业而言至关重要”（IFC，2000，p. 1）。如何构建合理的法律实施和产权保护的制度环境，从而引导私营企业走上自主研发、提高吸收和创新能力可持续发展轨道，正是摆在当前决策者眼前的重中之重。

参 考 文 献

- [1] Aitken, B., and A. Harrison, “Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela”, *American Economic Review*, 1999, 89(3), 605—618.
- [2] Asian Development Bank (ADB), *The Development of Private Enterprise in the People's Republic of China*. Manila, Philippines: Asian Development Bank, 2003.
- [3] Békés, G., J. Kleinert, and F. Toubal, “Spillovers from Multinationals to Heterogeneous Domestic Firms: Evidence from Hungary”, KTI/IE Discussion Paper, Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences, 2006.
- [4] Blalock, G., and P. Gertler, “Welfare Gains from Foreign Direct Investment through Technology Transfer to Local Suppliers”, Working Paper, Cornell University, 2004.
- [5] Borensztein, E., J. De Gregorio, and J.-W. Lee, “How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?” *Journal of International Economics*, 1998, 45(1), 115—135.
- [6] 陈涛涛、陈娇, “产业增长因素与我国 FDI 产业内溢出效应”, 《经济研究》, 2006 年第 6 期, 第 39—47 页。
- [7] Deaton, A., “Data and Econometric Tools for Development Analysis”, in Chenery, H., and T. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics*, Vol. 3, Elsevier, 1995, 1785—1882.
- [8] Dimelis, S., and H. Louri, “Foreign Ownership and Production Efficiency: A Quantile Regression Analysis”, *Oxford Economic Papers*, 54(3), 449—469.
- [9] Djankov, S., and B. Hoekman, “Foreign Investment and Productivity Growth in Czech Enterprises”, *World Bank Economic Review*, 2000, 14(1), 49—64.
- [10] Durham, J., “Absorptive Capacity and the Effects of Foreign Direct Investment and Equity Foreign Portfolio Investment on Economic Growth”, *European Economic Review*, 2004, 48(2), 285—306.

- [11] Girma, S., and H. Görg, "Foreign Direct Investment, Spillovers and Absorptive Capacity: Evidence from Quantile Regressions", GEP Working Paper, University of Nottingham, 2002.
- [12] Görg, H., and D. Greenaway, "Much Ado about Nothing? Do Domestic Firms Really Benefit from Foreign Direct Investment?" *World Bank Research Observer*, 2004, 19(2), 171—197.
- [13] Haddad, M., and A. Harrison, "Are There Positive Spillovers from Direct Foreign Investment? Evidence from Panel Data for Morocco", *Journal of Development Economics*, 1993, 42(1), 51—74.
- [14] Haskel, J., S. Pereira, and M. Slaughter, "Does Inward Foreign Direct Investment Boost the Productivity of Domestic Firms", NBER Working Paper No. 8724, 2002.
- [15] 何洁, "外国直接投资对中国工业部门外溢效应的进一步精确量化", 《世界经济》, 2000 年第 12 期, 第 29—36 页。
- [16] International Finance Corporation (IFC), *China's Emerging Private Enterprises: Prospects for the New Century*. Washington, D. C.: International Finance Corporation, 2000.
- [17] Javorcik, B., "Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages", *American Economic Review*, 2004, 94(3), 605—627.
- [18] Keller, W., and S. Yeaple, "Multinational Enterprises, International Trade and Productivity Growth: Firm Level Evidence from the United States", NBER Working Paper No. 9504, 2003.
- [19] Koenker, R., and G. Basset, "Regression Quantiles", *Econometrica*, 1978, 46(1), 33—50.
- [20] Kokko, A., R. Tansini, and M. Zejan, "Local Technological Capability and Productivity Spillovers from FDI in the Uruguayan Manufacturing Sector", *Journal of Development Studies*, 1996, 32(4), 602—611.
- [21] Kokko, A., "Technology, Market Characteristics, and Spillovers", *Journal of Development Economics*, 1994, 43(2), 279—293.
- [22] Konings, J. "The Effects of Direct Foreign Investment on Domestic Firms: Evidence from Firm Level Panel Data in Emerging Economies", William Davidson Institute Working Paper No. 344, 2000.
- [23] Li, X., and X. Liu, "Foreign Direct Investment and Economic Growth: An Increasingly Endogenous Relationship", *World Development*, 2005, 33(3), 393—407.
- [24] Li, W., "The Impact of Economic Reform on the Performance of Chinese State Enterprises, 1980—1989", *Journal of Political Economy*, 1997, 105(5), 1080—1106.
- [25] Liu, X., P. Siler, C. Wang, and Y. Wei, "Productivity Spillovers from Foreign Direct Investment: Evidence from UK Industry Level Panel Data", *Journal of International Business Studies*, 2000, 31(3), 407—425.
- [26] Liu, X., C. Wang, and Y. Wei, "Causal Links Between Foreign Direct Investment and Trade in China", *China Economic Review*, 2001, 12(2—3), 190—202.

- [27] 罗长远,“FDI 与国内资本:挤出还是挤入”,《经济学(季刊)》,2007 年第 6 卷第 2 期,第 381—400 页。
- [28] Nickell, S., “Competition and Corporate Performance”, *Journal of Political Economy*, 1996, 104 (4), 724—746.
- [29] Ordober, J., “A Patent System for Both Diffusion and Exclusion”, *Journal of Economic Perspectives*, 1991, 5(1), 43—60.
- [30] 潘文卿,“外商投资对中国工业部门的外溢效应:基于面板数据的分析”,《世界经济》,2003 年第 6 期,第 3—7 页。
- [31] 平新乔,“外国直接投资对中国企业的溢出效应分析:来自中国第一次全国经济普查数据的报告”,《世界经济》,2007 年第 8 期,第 3—13 页。
- [32] Schoors, K., and B. Van der Tol, “Foreign Direct Investment Spillovers Within and Between Sectors: Evidence from Hungarian Data”, Working Paper, Ghent University, 2002.
- [33] Sjöholm, F., “Technology Gap, Competition and Spillovers from Direct Foreign Investment: Evidence from Establishment Data”, *Journal of Development Studies*, 1999, 36(1), 53—73.
- [34] White, H., *Asymptotic Theory for Econometricians*. New York: Academic Press, 1984.
- [35] Xu, B., “Multinational Enterprises, Technology Diffusion, and Host Country Productivity Growth”, *Journal of Development Economics*, 2000, 62(2), 477—493.
- [36] 张建华、欧阳轶雯,“外商直接投资、技术外溢与经济增长——对广东数据的实证分析”,《经济学(季刊)》,2003 年第 2 卷第 3 期,第 647—666 页。
- [37] 张海洋,“R&D 两面性外资活动与中国工业生产率增长”,《经济研究》,2005 年第 5 期,第 107—117 页。

Heterogeneous Impacts of FDI Spillovers on the Productivity of Chinese Private Firms: Evidence from Census Data

ZHENG WANG LIUMEI SUN JINCHUAN SHI
(Zhejiang University)

Abstract Using firm-level data from the first national economic census, this paper explores the impacts of productivity heterogeneities on firms' absorption of FDI spillovers. We find that foreign presence in a firm has a positive effect on its productivity. A threshold effect

of productivity is found for private firms to absorb horizontal and backward spillovers from FDI. Finally, spillovers from downstream foreign-owned firms increase most upstream private firms' productivity, while non-foreign-owned joint ventures in the downstream sectors has a negative impact on upstream firms with low productivity.

JEL Classification C14, F23, O14