

---

---

# 对外投资与企业异质性产能利用率

李雪松 赵宸宇 聂菁\*

---

**内容提要** 本文使用中国上市公司 2010–2014 年数据,从企业角度测算了产能利用率。在考虑异质性效应和内生性选择的基础上,基于内生转换回归模型和边际处理效应的参数估计方法,考察了对外投资对中国企业产能利用率的影响。结果显示融资成本较低、所得税率较低及规模较小的企业,产能利用率相对较高。对外投资对企业产能利用率影响的平均处理效应为 4.1 个百分点,总体上有助于提高企业的产能利用率。越倾向于进行对外投资的企业,对外投资对提升其产能利用率的边际处理效应越高;然而,那些不具备比较优势的企业如果选择对外投资,反而可能会降低其产能利用率。

**关键词** 对外投资 产能利用率 异质性 边际处理效应

---

## 一 引言

近年来,随着中国经济的持续发展和“走出去”战略的实施,中国对外投资(OFDI)的步伐在不断加快。商务部数据显示,2015 年末,中国对外直接投资存量首次超过 1 万亿美

---

\* 李雪松:中国社会科学院财经战略研究院 100028 电子邮箱:xqli@cass.org.cn;赵宸宇(通讯作者):中国社会科学院研究生院 102488 电子邮箱:chenyuz1989@163.com;聂菁:中国社会科学院数量经济与技术经济研究所 100732 电子邮箱:niejing\_net@163.com。

本文研究得到国家社科基金重大项目“新常态下我国宏观经济监测和预测研究”(15ZDA011)的资助。作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见和建议,当然文责自负。

元大关;“十二五”期间中国对外直接投资规模是“十一五”时期的2.3倍。尽管中国企业对外投资发展迅速,但是对外投资存量在全球的比重仍然较小,未来还有较大的提升空间。

影响企业对外投资的因素较多,国内外学者在这方面做了大量的研究。自 Melitz (2003) 建立企业异质性贸易模型以来,越来越多的学者基于异质性和自我选择效应研究企业的出口和对外投资行为。一些学者认为生产率在企业对外投资决策中具有重要作用,OFDI 企业有相对更高的生产效率 (Helpman 和 Yeaple, 2004; Bernard 等, 2006)。另外一些学者发现汇率、创新、贸易政策、企业规模和企业所有制性质也会对企业对外投资决策产生重要影响 (赵忠秀和吕智, 2009; 汤晓军和张进铭, 2013; 严兵等, 2014)。对外投资对资金的需求往往较大,融资需求较为强烈,因此也容易受到融资约束。De Maeseeneire 和 Claey's (2012) 基于比利时中小企业数据,发现收益不稳定性、信息不对称以及缺少抵押物会加剧中小企业对外投资的融资约束。Buch 等 (2009) 使用德国跨国公司微观数据进行经验研究,发现融资约束对母公司的对外投资决策和外国子公司的销售收入有显著影响。李磊和包群 (2015) 发现,融资能力强的工业企业更有可能进行对外投资。

当前中国经济发展面临严重的产能过剩问题。传统制造业产能普遍过剩,特别是钢铁、电解铝、水泥、平板玻璃、电解铝等高消耗、高排放行业尤为突出,产能利用率明显低于75%的正常水平。近年来这些行业新增产能速度快于淘汰产能速度,进一步加剧了行业供求矛盾。国内学者关于产能过剩问题的研究主要集中于三方面,一是产能过剩测度、特征表现和风险的研究 (张新海, 2010; 周劲和付保宗, 2011; 杨振兵和张诚, 2015; 程俊杰, 2015); 二是产能过剩的成因和形成机制研究 (林毅夫等, 2010; 韩国高等, 2011; 江飞涛等, 2012; 干春晖等, 2015; 范林凯等, 2015); 三是产能过剩的化解和治理方法研究 (韩秀云, 2012; 盛朝迅, 2013; 李正旺和周靖, 2014)。但是以上学者大多是站在国内视角来研究产能过剩问题。随着中国“一带一路”战略的实施,有效开展对外投资,加强国际产能合作成为化解产能过剩问题的新途径。产能利用率是测度产能过剩程度最直观的指标,那么对外直接投资能否有效化解产能过剩,提高产能利用率? 如果能提高,它的作用机制又是什么?

受贸易保护主义的影响,中国长期面临贸易壁垒和反倾销问题,对中国企业产品出口造成了非常不利的影响。据商务部统计,中国已连续21年成为全球遭遇反倾销调查最多的国家。因此,对外投资已成为企业发展的重要战略手段。通过对外投资可以绕开贸易壁垒、保持并扩大市场份额以及更好地为客户提供服务,从而促进产品的海外销售,消化国内的过剩产能,提高中国企业的产能利用率。各国产业结构和要素

禀赋的差异性为国际产能互利合作提供了条件。小岛清(1987)提出的“边际产业扩张理论”认为,在国内逐渐丧失比较优势的企业,可以选择对外投资,以利用东道国更廉价的要素投入(劳动力、土地和环境等),从而更好地提高企业的经营效率。国际上一些欠发达经济体处于工业化和城镇化早期阶段,要素价格低廉,对工业品和工业生产设备需求很大,与中国产能过剩行业有很强的互补性。欠发达经济体在推进城镇化过程中伴随着大规模基础设施建设投资,电解铝、钢铁、水泥、玻璃等国内过剩产能可以借助这一有利机会加快国际产业转移,提高整个行业和企业自身产能利用率。另外,随着国内产业结构转型升级和国际竞争的加剧,获取先进技术、知名品牌和管理经验等日益成为中国企业海外投资的重要目的。这些战略性资源的获取会产生逆向技术溢出效应,有助于促进企业技术创新,提高母公司的生产效率和产品质量,提升企业产品的国际竞争力,扩大市场需求,提高企业产能利用率(沙文兵,2012;张宏,2013;蒋冠宏等,2013;毛其淋和许家云,2014;肖慧敏和刘辉煌,2014)。

尽管已有不少文献探讨对外投资或者产能过剩问题,但是对于两者关系的定量研究还较少。杨振兵(2015)基于产能利用率在生产侧与消费侧的分解,测算了中国31个省市区的工业部门产能过剩指数,并采用系统广义矩估计方法进行检验,发现对外直接投资可以缓解产能过剩现象。在“走出去”和“一带一路”战略背景下,我们自然会思考对外投资化解产能过剩的效果如何?能否带来企业产能利用率的提高?这是本文关注的核心问题。对这个问题进行准确的定量分析有助于我们正确评价政策实施效果,为政策制定和调整提供依据。

综上所述,第一,既有文献涉及对外投资影响企业生产率和绩效的研究较多,而影响产能利用率的研究不多。虽然个别文献涉及了对外投资对产能利用率的影响,但主要从行业角度进行考察,尚未见到从微观企业的角度研究对外投资对企业产能利用率的影响效应。而企业通过开展对外投资,能否提升其产能利用率,化解国内产能过剩,是一个具有重要现实意义的研究课题。第二,既有文献关于对外投资微观经济效应的研究,基本上都没有考虑企业对外投资的自选择效应和内生性问题。第三,既有文献关于对外投资的研究很少考虑异质性效应。企业个体特征对其是否选择对外投资以及对外投资对其产能利用率的影响可能存在着显著的异质性效应,考虑企业的异质性特征有助于政府更好地精准施策。

鉴于此,本文的主要工作和贡献是:梳理了对外投资化解产能过剩,提高企业产能利用率的途径和作用机制,基于随机前沿生产函数方法测算了中国上市公司的微观产能利用率;在考虑了异质性效应和内生性选择的基础上,基于内生转换回归(endoge-

nous switching regression, ESR)模型和边际处理效应(marginal treatment effect, MTE)的参数估计方法,从企业的角度估计了反事实产能利用率,定量估计了对外投资对中国企业产能利用率的异质性影响。本文的研究有助于引导对外投资健康发展,具有一定的政策参考意义。

本文余下部分安排为:第二部分给出异质性企业对外投资对产能利用率影响的经验分析模型;第三部分为样本数据与变量说明;第四部分为企业对外投资决策影响因素的经验分析和检验;第五部分为对外投资对企业产能利用率影响的经验分析;第六部分为经验分析结果的稳健性检验;最后是结论和政策建议。

## 二 对外投资影响企业产能利用率的经验分析模型

### (一) 对外投资影响企业产能利用率的 ESR 模型及企业反事实产能利用率

本文主要讨论两种公司决策:对外直接投资和非对外直接投资。为了检验企业对外直接投资是否显著提高了产能利用率,我们构建以下计量方程:

$$Y_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta} + \alpha OFDI_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,被解释变量  $Y$  表示企业产能利用率。对外投资决策变量  $OFDI$  为虚拟变量,  $OFDI=1$  表示对外投资企业,  $OFDI=0$  表示非对外投资企业。模型(1)中参数  $\alpha$  刻画了企业对外投资对产能利用率的影响效应,该模型假定对外投资决策对企业产能利用率的影响是同质的。 $\varepsilon$  表示随机扰动项。基于稳健性考虑,为避免遗漏变量导致的内生性问题,我们还在(1)式中加入其他控制变量和固定效应。根据既有理论和以往研究(蒋冠宏和蒋殿春,2014;李磊和包群,2015;刘莉亚等,2015),向量  $\mathbf{X}$  包括融资成本、企业规模、资产负债率、研发费用占比、销售费用占比、所得税率、上市年龄和所有制性质等控制变量以及公司板块、行业、省份和年份等固定效应。

需要注意的是,模型(1)中对外投资决策变量  $OFDI$  不应被视为外生变量。是否对外投资是上市公司基于自身成本收益分析的自选择,存在不可观测因素同时影响着对外投资决策和产能利用率。于是可以考虑为  $OFDI$  构建如下的决策机制模型:

$$OFDI_i^* = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_{ii} \quad (2)$$

其中,  $OFDI_i^*$  表示潜在的对外投资净收益,企业根据预期净收益进行对外投资决策。如果  $OFDI_i^* > 0$ , 企业选择对外投资,则  $OFDI_i = 1$ ; 如果  $OFDI_i^* \leq 0$ , 则  $OFDI_i = 0$ 。  $\mathbf{Z}$  表示可观测到的向量,主要包括融资成本、企业规模、资产负债率、研发费用占比、销售费用占比、所得税率、政府补贴率、海外市场接近度、高管年龄、上市年龄以及所有制性

质、公司板块、行业、省份和年份等虚拟变量。

公司  $i$  基于不同的对外投资决策, 具有不同的产能利用率, 不同选择下企业对外投资行为表现的机制可能是不同的。对于总样本而言, 两种对外投资决策下的潜在产能利用率结果 ( $Y_{1i}, Y_{0i}$ ) 可以表示为:

$$Y_{1i} = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_{1i} \text{ 当 } OFDI_i = 1 \quad (3)$$

$$Y_{0i} = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_0 + \varepsilon_{0i} \text{ 当 } OFDI_i = 0 \quad (4)$$

由于数据缺失问题, 通常不可能在某一时点上同时获取同一家企业在不同选择行为下的选择结果  $Y_{1i}$  和  $Y_{0i}$ 。由于随机误差项的条件期望不为零, 采用 OLS 直接对方程(3)和(4)进行估计将产生样本选择偏差问题, 无法得到一致的估计结果。若记  $\sigma_v^2 = var(\varepsilon_v)$ ,  $\sigma_{1v} = cov(\varepsilon_1, \varepsilon_v)$ ,  $\sigma_{0v} = cov(\varepsilon_0, \varepsilon_v)$ , 将  $\sigma_v^2$  标准化为 1, 则  $\varepsilon_1$  和  $\varepsilon_0$  的条件期望可表示为:

$$E(\varepsilon_{1i} | OFDI_i = 1) = E(\varepsilon_{1i} | \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_{vi} > 0) = \sigma_{1v} \cdot \frac{\varphi(\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma})}{\Phi(\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma})} = \sigma_{1v} \lambda_{1i} \quad (5)$$

$$E(\varepsilon_{0i} | OFDI_i = 0) = E(\varepsilon_{0i} | \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_{vi} \leq 0) = \sigma_{0v} \cdot \frac{-\varphi(\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma})}{1 - \Phi(\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma})} = \sigma_{0v} \lambda_{0i} \quad (6)$$

其中,  $\varphi(\cdot)$  和  $\Phi(\cdot)$  分别表示为标准正态分布的密度函数和分布函数,  $\lambda_{1i}$  和  $\lambda_{0i}$  作为第二阶段估计的修正参数, 分别表示 OFDI 与非 OFDI 企业两种不同区制下的逆米尔斯比率。在全样本情况下, 假定随机误差项 ( $\varepsilon_1, \varepsilon_0, \varepsilon_v$ ) 服从三元联合正态分布, 则方程(2)、(3)和(4)构成了对外投资影响企业产能利用率的内生转换回归 (ESR) 模型 (Maddala, 1986)。它借助两种投资决策的转换方程分别对 OFDI 企业 (处理组) 和非 OFDI 企业 (控制组) 决策状态下的样本进行刻画, 以校正选择偏差, 得到一致性估计, 还可以估计出各种影响因素对不同决策状态下产能利用率的异质性影响。

ESR 模型的两阶段估计思路为: 首先用 MLE 方法对方程(2)做 probit 回归以估计出  $\boldsymbol{\gamma}$ , 并计算  $\lambda_{1i}$  和  $\lambda_{0i}$ ; 然后基于方程(3)-(6), 分别运用 OFDI 企业 和非 OFDI 企业两个子样本, 估计如下的方程(7)和(8), 就可得到  $\boldsymbol{\beta}_1$  和  $\boldsymbol{\beta}_0$  的一致估计。

$$Y_{1i} = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_1 + \sigma_{1v} \lambda_{1i} + w_{1i} \text{ 当 } OFDI_i = 1 \quad (7)$$

$$Y_{0i} = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_0 + \sigma_{0v} \lambda_{0i} + w_{0i} \text{ 当 } OFDI_i = 0 \quad (8)$$

需要注意的是, 方程(7)和(8)中的误差项  $w_{1i}$  与  $w_{0i}$  可能存在异方差。加权最小二乘方法可以克服异方差带来的偏误, 但需要对条件方差函数进行具体设定, 不正确的函数设定形式将导致标准差的失效, ESR 模型中对方程(7)和(8)使用 OLS 的稳健标准误估计可给出一致且更加稳健的估计结果 (Stock 和 Watson, 2003)。另外, 方程(7)和(8)的识别条件是对外投资决策方程的向量  $\mathbf{Z}$  中至少有一个变量不在产能利用

率方程的向量  $X$  中,这些变量影响企业对外投资决策但不直接影响企业产能利用率。

当存在异质性及选择问题时,直接对方程(1)使用 OLS 和工具变量法(IV)不能得到解释变量对企业产能利用率影响效应的一致估计量(李雪松和赫克曼,2004;李雪松和黄彦彦,2015)。基于内生转换回归模型(7)和(8),对外投资企业与非对外投资企业的产能利用率可以表述为方程(9)和(10)。它们的反事实产能利用率分别指 OFDI 企业假如不进行对外投资时的产能利用率以及非 OFDI 企业假如进行对外投资时的产能利用率,可以表述为方程(11)和(12)。这四个结果变量的条件期望表述如下:

$$E(Y_{1i} | OFDI_i = 1) = X_i \beta_1 + \sigma_{1v} \lambda_{1i} \quad (9)$$

$$E(Y_{0i} | OFDI_i = 0) = X_i \beta_0 + \sigma_{0v} \lambda_{0i} \quad (10)$$

$$E(Y_{0i} | OFDI_i = 1) = X_i \beta_0 + \sigma_{0v} \lambda_{1i} \quad (11)$$

$$E(Y_{1i} | OFDI_i = 0) = X_i \beta_1 + \sigma_{1v} \lambda_{0i} \quad (12)$$

### (二) 对外投资影响企业异质性能利用率的 MTE 模型及参数估计方法

ESR 模型考虑了样本选择偏差,但是没有考虑企业不可观测的异质性。实际上,企业是否对外投资,可能是基于自有信息,包括可观测及不可观测的企业特征进行决策的结果。IV 法虽然可以在一定程度上克服内生性问题,但无法考虑到不可观测的异质性。此时,OLS、IV 等传统方法不能识别出同时存在样本选择偏差和不可观测异质性时的经济参数,需要使用 MTE 模型方法来进行估计(李雪松和赫克曼,2004;张巍巍和李雪松,2014)。我们可以将方程(1)表示为更一般的随机系数形式:

$$Y_i = X_i \beta + \alpha_i OFDI_i + \varepsilon_i \quad (13)$$

其中  $\alpha_i$  表示企业对外投资决策对企业产能利用率的异质性影响。整理方程(3)和方程(4),可以将企业  $i$  的产能利用率表示为如下形式:

$$\begin{aligned} Y_i &= OFDI_i Y_{1i} + (1 - OFDI_i) Y_{0i} \\ &= OFDI_i [X_i (\beta_1 - \beta_0) + (\varepsilon_{1i} - \varepsilon_{0i})] + X_i \beta_0 + \varepsilon_{0i} \\ &= OFDI_i \beta_i + X_i \beta_0 + \varepsilon_{0i} \end{aligned} \quad (14)$$

其中,  $\beta_i = X_i (\beta_1 - \beta_0) + (\varepsilon_{1i} - \varepsilon_{0i})$ , 表示企业  $i$  选择对外投资对其产能利用率的异质性影响。若  $\beta_1 \neq \beta_0$ , 则存在可观测到的异质性影响  $X_i (\beta_1 - \beta_0)$ ; 若  $\varepsilon_{1i} \neq \varepsilon_{0i}$ , 则存在不可观测到的异质性影响  $(\varepsilon_{1i} - \varepsilon_{0i})$ 。

区别于方程(2),企业选择对外投资决策机制还可表征为成本收益比较的形式:

$$OFDI_i^* = \mu_s(Z_i) - u_{si} \quad (15)$$

其中,  $\mu_s(Z_i)$  表示企业  $i$  选择对外投资的潜在收益。 $u_{si}$  表示企业  $i$  选择对外投资时不可观测的潜在成本。 $OFDI_i^*$  表示企业  $i$  选择对外投资的潜在净收益,当  $OFDI_i^* > 0$ ,

有  $OFDI_i=1$ ; 当  $OFDI_i^* \leq 0$ , 有  $OFDI_i=0$ 。不失一般性, 存在  $\mu_s(\mathbf{Z}_i) > u_{si} \Leftrightarrow F_U(\mu_s(\mathbf{z}_i)) > F_U(u_{si})$ , 其中  $F_U(u_{si})$  表示  $u_{si}$  的累积分布函数。若定义  $P_i(\mathbf{Z}_i)$  为企业  $i$  选择对外投资的概率, 则  $P_i(\mathbf{Z}_i) = \Pr(OFDI_i | \mathbf{Z}_i = \mathbf{z}_i) = F_U(\mu_s(\mathbf{z}_i))$ 。定义  $u_{di} = F_U(u_{si})$ , 考虑到  $F_U(\cdot)$  是单调增函数, 因此  $u_{di}$  同样可以表示企业  $i$  选择对外投资时不可观测的潜在成本。不失一般性, 假设  $u_{di}$  服从  $[0, 1]$  均匀分布, 方程(15)可改写为:

$$OFDI_i^* = P_i(\mathbf{Z}_i) - u_{di} \quad (16)$$

对于特定企业  $i$ , 当  $P_i(\mathbf{Z}_i)$  等于  $u_{di}$  时, 企业处于选择对外投资与不选择对外投资的临界状态。边际处理效应即为企业  $i$  在选择对外投资和不选择对外投资的临界状态下, 如果选择对外投资对企业产能利用率的促进效应。

参数 MTE (Parametric MTE, PMTE) 的估计方法假设在全样本条件下, 随机误差项  $(\varepsilon_1, \varepsilon_0, u_s)$  服从三元联合正态分布。令  $\sigma_s^2 = \text{var}(u_s)$ ,  $\sigma_{1s} = \text{cov}(\varepsilon_1, u_s)$ ,  $\sigma_{0s} = \text{cov}(\varepsilon_0, u_s)$ 。由  $P_i(\mathbf{Z}_i)$  的定义有:

$$P_i(\mathbf{Z}_i) = \Pr(OFDI_i = 1 | \mathbf{Z}_i = \mathbf{z}_i) = \Phi\left(\frac{\mu_s(\mathbf{z}_i)}{\sigma_s}\right) \quad (17)$$

因此, 有  $\mu_s(\mathbf{z}_i) / \sigma_s = \Phi^{-1}(P_i(\mathbf{Z}_i))$ 。其中,  $\Phi(\cdot)$  表示标准正态累积分布函数,  $\Phi^{-1}(\cdot)$  表示其反函数。对方程(3)和方程(4)分别取期望, 可得方程(18)与方程(19):

$$\begin{aligned} E(Y_{1i} | OFDI_i = 1, \mathbf{X}_i = \mathbf{x}_i, \mathbf{Z}_i = \mathbf{z}_i) &= \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_1 + \rho_1 E\left(\frac{u_{si}}{\sigma_s} \mid \frac{u_{si}}{\sigma_s} < \frac{\mu_s(\mathbf{z}_i)}{\sigma_s}\right) \\ &= \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_1 + \rho_1 \left(-\frac{\varphi(\mu_s(\mathbf{z}_i) / \sigma_s)}{\Phi(\mu_s(\mathbf{z}_i) / \sigma_s)}\right) \end{aligned} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} E(Y_{0i} | OFDI_i = 0, \mathbf{X}_i = \mathbf{x}_i, \mathbf{Z}_i = \mathbf{z}_i) &= \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_0 + \rho_0 E\left(\frac{u_{si}}{\sigma_s} \mid \frac{u_{si}}{\sigma_s} \geq \frac{\mu_s(\mathbf{z}_i)}{\sigma_s}\right) \\ &= \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_0 + \rho_0 \left(\frac{\varphi(\mu_s(\mathbf{z}_i) / \sigma_s)}{1 - \Phi(\mu_s(\mathbf{z}_i) / \sigma_s)}\right) \end{aligned} \quad (19)$$

其中,  $\rho_1 = \sigma_{1s} / \sigma_s$ ,  $\rho_0 = \sigma_{0s} / \sigma_s$ 。若采用企业  $i$  选择对外投资的概率  $P_i(\mathbf{Z}_i)$  表示, 可将方程(18)、(19)表示为:

$$E(Y_{1i} | OFDI_i = 1, \mathbf{X}_i = \mathbf{x}_i, \mathbf{Z}_i = \mathbf{z}_i) = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_1 + \rho_1 \left(-\frac{\varphi(\Phi^{-1}(P_i(\mathbf{Z}_i)))}{P_i(\mathbf{Z}_i)}\right) \quad (20)$$

$$E(Y_{0i} | OFDI_i = 0, \mathbf{X}_i = \mathbf{x}_i, \mathbf{Z}_i = \mathbf{z}_i) = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_0 + \rho_0 \left(\frac{\varphi(\Phi^{-1}(P_i(\mathbf{Z}_i)))}{1 - P_i(\mathbf{Z}_i)}\right) \quad (21)$$

对于处于临界状态的企业  $i$ , 有:

$$E(Y_{1i} | u_{si} = \mu_s(\mathbf{z}_i), \mathbf{X}_i = \mathbf{x}_i, \mathbf{Z}_i = \mathbf{z}_i) = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_1 + \rho_1 E\left(\frac{u_{si}}{\sigma_s} \mid \frac{u_{si}}{\sigma_s} = \frac{\mu_s(\mathbf{z}_i)}{\sigma_s}\right)$$

$$= \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_1 + \rho_1 \Phi^{-1}(P_i(\mathbf{Z}_i)) \quad (22)$$

$$\begin{aligned} E(Y_{0i} | u_{si} = \mu_s(z_i), \mathbf{X}_i = \mathbf{x}_i, \mathbf{Z}_i = z_i) &= \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_0 + \rho_0 E\left(\frac{u_{si}}{\sigma_s} \mid \frac{u_{si}}{\sigma_s} = \frac{\mu_s(z_i)}{\sigma_s}\right) \\ &= \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}_0 + \rho_0 \Phi^{-1}(P_i(\mathbf{Z}_i)) \end{aligned} \quad (23)$$

基于方程(22)和方程(23),参数法的边际处理效应可以表示为(Björklund和Moffitt,1987;Heckman和Vytlacil,1999、2001、2005、2007):

$$\begin{aligned} PMTE &= E(Y_{1i} - Y_{0i} | u_{si} = \mu_s(z_i), \mathbf{X}_i = \mathbf{x}_i, \mathbf{Z}_i = z_i) \\ &= E(Y_{1i} - Y_{0i} | u_{di} = P_i(\mathbf{Z}_i), \mathbf{X}_i = \mathbf{x}_i, \mathbf{Z}_i = z_i) \\ &= \mathbf{x}_i (\boldsymbol{\beta}_1 - \boldsymbol{\beta}_0) + (\rho_1 - \rho_0) \Phi^{-1}(P_i(\mathbf{Z}_i)) \end{aligned} \quad (24)$$

PMTE方法的估计思路是:首先采用全样本对方程(17)进行probit估计,得到 $P_i(\mathbf{Z}_i)$ 。进而对方程(22)和(23)进行OLS回归,即得到 $\boldsymbol{\beta}_1$ 和 $\boldsymbol{\beta}_0$ 的一致性估计。在此基础上,由方程(24)得到企业*i*的边际处理效应。其中,ATE表示对于随机一家企业,对外投资决策对其产能利用率影响的平均处理效应;ATT表示实际对外投资企业假如不进行对外投资对企业产能利用率影响的平均处理效应;ATU表示实际非对外投资企业假如对外投资对企业产能利用率影响的平均处理效应。根据边际处理效应公式,估计ATE、ATT和ATU的表达式如下(Heckman和Vytlacil,1999、2001、2005、2007):

$$ATE = \int_0^1 MTE(u_d) du_d \quad (25)$$

$$ATT = \int_0^1 MTE(u_d) \left( \frac{1 - F_p(u_d)}{E(P_i)} \right) du_d = \int_0^1 MTE(u_d) \left( \frac{\int_{u_d}^1 f(p) dp}{E(P_i)} \right) du_d \quad (26)$$

$$ATU = \int_0^1 MTE(u_d) \left( \frac{F_p(u_d)}{E(1 - P_i)} \right) du_d = \int_0^1 MTE(u_d) \left( \frac{\int_0^{u_d} f(p) dp}{E(1 - P_i)} \right) du_d \quad (27)$$

本文运用STATA软件对以上模型进行估计。

### 三 样本数据与变量说明

#### (一) 样本数据

在国内利用微观数据研究企业对外投资的文献中,有的使用国家统计局《中国工业企业数据库》和商务部《境外投资企业(机构)名录》(以下简称《名录》)相匹配的数据进行经验研究(冀相豹和葛顺奇,2015;葛顺奇和罗伟,2013),有的使用国内上市公



司数据库和商务部《名录》相匹配的数据(张宏等,2014)。《中国工业企业数据库》数据相对滞后,而2010年以来中国对外投资增长迅速。尽管国内上市公司数据在一定程度上也存在样本选择问题(刘莉亚等,2015),但上市公司数据更新较快,指标较多。综合考虑,本文采用中国上市公司与商务部《名录》匹配后的新近数据作为研究样本。

本文沪、深两市A股上市公司具体数据来源Wind数据库,该数据库提供关于企业经营状况和财务指标的基本信息。样本选取遵循如下原则:(1)使用新近可得的数据,样本区间为2010-2014年。这是因为2010年以来中国企业对外投资的步伐明显加快,而此前的对外投资规模较小,同时样本区间规避了2008-2009年国际金融危机。(2)剔除上市时间小于或等于两年的公司。(3)将上市公司与商务部《名录》数据库按照公司名称进行匹配(邱立成和杨德彬,2015),如果在当年以及之前企业存在对外投资行为,则定义为对外投资企业,否则为非对外投资企业。(4)参照宗芳宇等(2012)的做法,剔除向避税天堂(中国香港、英属维尔京群岛和开曼群岛)投资的企业。(5)剔除ST企业。(6)结合中国数据的实际情况,并参考文献的通常做法,对样本主要连续型变量进行缩尾处理(缩尾5%)。

通过以上处理,最后得到企业的有效样本数为5345个,其中对外投资样本数为828个。这些样本的具体分布情况如表1所示。表1显示,2010年以来对外投资的上市公司显著增多。表2为样本企业的行业分布情况,表2显示,OFDI企业主要集中于制造业,样本数达到656个,占全部OFDI样本的79.2%。

表1 A股上市公司对外投资样本年度统计分布

年度	2010	2011	2012	2013	2014
样本数	82	106	142	219	279
占对外投资样本比重(%)	9.91	12.80	17.15	26.45	33.69

表2 样本企业所属行业统计分布

行业	总样本		对外投资样本	
	样本数	占比(%)	样本数	占比(%)
农、林、牧、渔业	109	2.04	13	1.57
采矿业	200	3.74	34	4.11
制造业	3363	62.92	656	79.23
建筑业	153	2.86	42	5.07
信息传输、软件和信息技术服务业	203	3.80	31	3.74
房地产业	362	6.77	10	1.21

(续表2)

行业	总样本		对外投资样本	
	样本数	占比(%)	样本数	占比(%)
交通运输、仓储和邮政业	165	3.09	10	1.21
住宿和餐饮业	39	0.73	8	0.97
电力、热力、燃气及水生产和供应业	278	5.20	4	0.48
批发和零售业	178	3.33	4	0.48
科学研究和技术服务业	21	0.39	2	0.24
租赁和商务服务业	30	0.56	2	0.24
综合	66	1.23	12	1.45
教育	5	0.09	0	0
金融业	30	0.56	0	0
水利、环境和公共设施管理业	65	1.22	0	0
卫生和社会工作	3	0.06	0	0
文化、体育和娱乐业	75	1.40	0	0
总计	5345	100	828	100

(二) 变量说明

表3给出了本文经验分析部分所使用的被解释变量、核心解释变量和控制变量的定义和描述性统计。

表3 变量定义及描述性统计

变量	定义	总样本		OFDI企业 (处理组)		非OFDI企业 (控制组)	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
产能利用率	实际产出与前沿产出水平的比值	0.703	0.135	0.728	0.126	0.698	0.136
资产周转率	营业收入/总资产	0.548	0.210	0.598	0.202	0.539	0.211
对外投资决策	对外投资取值1,否则取0	0.155	0.362	1.000	0.000	0.000	0.000
融资成本	(t-1)期利息支出/(t-1)期营业收入	0.020	0.026	0.016	0.022	0.021	0.026
企业规模	(t-1)期企业总资产的对数值	21.770	1.088	22.161	1.138	21.698	1.064
研发费用占比	(t-1)期研发费用/(t-1)期营业收入	0.030	0.025	0.037	0.026	0.028	0.025
资产负债率	(t-1)期总负债/(t-1)期总资产	0.469	0.207	0.458	0.202	0.471	0.208
销售费用占比	(t-1)期销售费用/(t-1)期营业收入	0.061	0.057	0.058	0.051	0.061	0.058
所得税率	(t-1)期所得税/(t-1)期利润总额	0.193	0.111	0.178	0.101	0.196	0.113
海外市场接近度	省会城市到海岸线距离倒数乘100	0.749	0.860	0.818	0.796	0.737	0.870
政府补贴率	(t-1)期政府补贴/(t-1)期总资产	0.004	0.005	0.005	0.004	0.004	0.005
高管年龄	(t-1)期企业高管团队平均年龄	48.451	3.048	48.915	3.284	48.366	2.996
企业上市年龄	当年年份 - 企业上市年份	9.949	5.453	8.236	5.193	10.264	5.442
所有制性质	中央及地方国企取值1,否则取0	0.471	0.499	0.385	0.487	0.487	0.499

1. 产能利用率:一般指企业或行业实际产出占潜在生产能力的比重。按照生产所涉及的范围,一般将产能划分为微观、中观和宏观三个层次。微观产能指企业以一个作业单元满负荷生产时所能处理的最大限度(史蒂文森,2000)或者参与生产的全部固定资产,在既定组织结构和技术条件下,所能生产的最大产量(王关义,2005);中观产能指某个产业所拥有的生产能力;宏观产能指整个国家、整个国民经济所拥有的生产能力。国内学者对产能过剩、产能利用率的研究大多针对中观和宏观层面,如沈利生(1999)、孙巍等(2009)、董敏杰等(2015)和韩国高等(2011)。近几年国内学者开始尝试从微观视角度量企业产能利用率,如赵黎黎和黄新建(2010)选择总资产周转率作为绩效评价指标衡量企业资产经营质量和使用效率;修宗峰和黄健柏(2013)采用固定资产收入比作为制造业企业产能利用率指标;国务院发展研究中心课题组等(2015)采用成本函数法对企业产能利用率进行测算,发现产能利用率直接影响企业销售净利率和总资产周转率,产能利用率主要和企业总资产周转率相关;曲玥(2015)基于企业数据,采用随机前沿生产函数法测算了中国工业近年来产能利用率水平。相比随机前沿生产函数法,估算成本函数法需要确定企业各项投入的取值作为模型参数,而这些变量都需要推算,需要的基础数据较多;另外直接从生产角度确定产出前沿面的做法更为直接,因此本文参考曲玥(2015)的做法,在经验分析中使用随机前沿生产函数法,把实际产出与前沿产出的比值看作企业产能利用率。由于上市公司不披露工业总产值,本文采用主营业务收入近似替代。利用公司主营业务收入、总资产和企业人数来构建随机前沿生产面,从而计算上市公司产能利用率水平。基于国务院发展研究中心课题组等(2015)的研究结果,考虑到产能利用率主要和企业总资产周转率相关,本文还采用总资产周转率作为企业产能利用率的替代指标进行稳健性检验。

2. 融资成本:本文借鉴 Feenstra 等(2014)的做法,选用利息支出占营业收入的比重作为融资成本的代理变量。

3. 研发费用占比:指研发费用与营业收入的比重,反映企业研发投入的强度。根据垄断竞争优势理论,跨国公司在对外投资时,为了在他国保持垄断竞争优势,应该拥有某些专有资产(Caves,1996;Dunning 和 Lundan,2008),包括独特的生产技术、商标、品牌、高效率的研发能力和先进的管理模式等。本文使用研发费用占比作为企业专有资产优势和生产效率的代理变量,预计其会对企业对外投资决策产生正向影响。

4. 资产负债率:反映总资产中债务筹资所占比例,是对企业杠杆率的度量。资产负债率越高的企业融资能力越强,也越倾向于对外投资(李磊和包群,2015)。不过资产负债率过高也会带来风险。

5. 销售费用占比:公司销售费用与营业收入的比重,代表市场竞争的程度。

6. 所得税率:所得税占利润总额比重,代表企业实际负担。企业所得税率越高,利润留存越少,越不利于企业进行内源融资,从而抑制企业对外投资。

7. 海外市场接近度:借鉴黄玖立和李坤望(2006)的做法,本文取各省区省会城市到海岸线距离的倒数再乘以100作为海外市场接近度。数值越大表明该省份海外市场接近度越高。该变量的具体构造方法如下:记沿海省区到海岸线距离为其内部距离,而内地省份到海岸线距离为其到最近沿海省区距离加上该沿海省区的内部距离。

8. 高管年龄:指公司高管团队平均年龄。根据高层梯队理论,高管年龄与面对风险和选择的偏好密切相关(Wiersema和Bantel,1992)。高管团队越年轻,公司国际化程度越高(Sambharya,1996;Tihanyi等,2000)。随着年龄增长,管理者倾向于规避风险,在公司决策时更偏保守(Herrmann和Datta,2006),不利于企业进行对外投资。

表3显示,OFDI企业有相对更高的资产运营效率。OFDI企业产能利用率的平均值为0.728,高于非OFDI企业(0.698);OFDI企业资产周转率的平均值(0.598)也比非OFDI企业(0.539)高6个百分点;另外,OFDI企业相比非OFDI企业具有更低的融资成本、更大的企业规模、更高的研发费用占比和更低的实际所得税率。

### 四 企业对外投资决策的影响因素分析

为了量化企业对外投资对产能利用率的影响,我们首先就上市公司对外投资决策的影响因素进行经验分析。以上市公司对外投资决策为被解释变量,采用逐步添加控制变量的方法来检验主要解释变量的稳健性,估计结果分别列于表4模型A1至A5。

模型A5表明,融资成本与上市公司对外投资倾向在5%显著性水平上呈负相关关系,融资成本越低,企业选择对外投资的概率越大。企业规模的系数在1%的水平上显著为正,企业规模越大,越倾向于选择对外投资。资产负债率与企业对外投资倾向在5%的显著性水平上正相关,表明资产负债率越高的企业融资能力较强,越倾向于对外投资。企业研发费用占比在1%水平上显著为正,说明研发投入强度越高的企业生产效率越高,越倾向于对外投资。销售费用占比代表市场竞争程度,其系数符号显著为负,表明销售费用占比低的企业更倾向于对外投资,这可能与样本中包含有服务类企业有关。所得税率和政府补贴率不显著,表明二者并不是影响企业进行对外投资的主导因素。海外市场接近度在1%水平上显著为正,表明海外市场接近度越高的地区,企业越倾向于选择对外直接投资。高管年龄在1%水平上显著为负,高管年龄

的平方在 1% 水平上显著为正,这表明高管年龄与企业对外投资存在 U 型关系,年轻的高管以及年龄较大、经验丰富的高管更倾向于对外投资。所有制性质在 1% 水平上显著为负,说明相对于国有企业而言,非国有企业更倾向于对外投资。

表 4 企业对外投资决策影响因素的估计及内生性检验

解释变量	模型 A (probit)					模型 B (IV probit)	
	模型 A1	模型 A2	模型 A3	模型 A4	模型 A5	模型 B1	模型 B2
融资成本	-1.7232 <sup>*</sup> (1.0116)	-3.7297 <sup>***</sup> (1.0788)	-3.6999 <sup>**</sup> (1.6053)	-3.9076 <sup>**</sup> (1.7965)	-3.5601 <sup>**</sup> (1.8156)	-12.5547 (11.1317)	-3.3063 <sup>*</sup> (1.9065)
企业规模		0.4295 <sup>***</sup> (0.0269)	0.4252 <sup>***</sup> (0.0342)	0.4249 <sup>***</sup> (0.0378)	0.4030 <sup>***</sup> (0.0387)	0.3782 <sup>***</sup> (0.0522)	0.4041 <sup>***</sup> (0.0389)
资产负债率			0.4475 <sup>**</sup> (0.2188)	0.4336 <sup>*</sup> (0.2390)	0.4772 <sup>**</sup> (0.2412)	1.1341 (0.8345)	0.4897 <sup>**</sup> (0.2429)
研发费用占比			9.7763 <sup>***</sup> (1.3067)	9.9876 <sup>***</sup> (1.4637)	10.0013 <sup>***</sup> (1.4688)	9.2577 <sup>***</sup> (1.7898)	12.2713 <sup>**</sup> (5.3830)
销售费用占比				-1.4004 <sup>**</sup> (0.5672)	-1.3413 <sup>**</sup> (0.5690)	-1.5584 <sup>**</sup> (0.6182)	-1.4246 <sup>**</sup> (0.6000)
所得税率				-0.3276 (0.3052)	-0.3338 (0.3061)	-0.2924 (0.3092)	-0.2555 (0.3546)
政府补贴率				10.2155 (6.6601)	10.2315 (6.6826)	12.1192 <sup>*</sup> (6.9956)	8.7089 (7.5364)
海外市场接近度					1.3321 <sup>***</sup> (0.4054)	1.3215 <sup>***</sup> (0.4033)	1.3248 <sup>***</sup> (0.4055)
高管年龄					-0.5298 <sup>***</sup> (0.2035)	-0.4937 <sup>**</sup> (0.2086)	-0.5358 <sup>***</sup> (0.2041)
高管年龄平方					0.0055 <sup>***</sup> (0.0021)	0.0051 <sup>**</sup> (0.0021)	0.0056 <sup>***</sup> (0.0021)
上市年龄					-0.0058 (0.0291)	0.0104 (0.0352)	-0.0053 (0.0292)
上市年龄平方					-0.0009 (0.0013)	-0.0015 (0.0015)	-0.0009 (0.0013)
所有制性质	-0.0637 (0.0532)	-0.2639 <sup>***</sup> (0.0575)	-0.3566 <sup>***</sup> (0.0687)	-0.4256 <sup>***</sup> (0.0750)	-0.4126 <sup>***</sup> (0.0772)	-0.4771 <sup>***</sup> (0.1067)	-0.4179 <sup>***</sup> (0.0782)
样本数	5345	5345	5345	5345	5345	5345	5345
Wald 统计量						0.65	0.19
p 值						0.42	0.66

说明:括号中为标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,下表同。表中的回归模型中均控制了板块、行业、省份及年份虚拟变量,下表同。添加全部控制变量后,模型 A5 对外投资决策的正确预测比率达到 80%。

考虑到各省份的宏观环境可能同时影响融资成本、研发费用占比与企业对外投资行为,模型 A 可能存在内生性问题。本文使用 IV 方法解决该问题,估计结果分别见表 4 模型 B1 和 B2。运用 IV 方法的关键是找到与内生性解释变量强相关,而与被解释变量不相关的变量作为内生性解释变量的工具变量。本文采用分省份、分行业、分年份融资成本的均值作为企业融资成本的工具变量,采用分省份、分行业、分年份研发费用占比的均值作为企业研发费用占比的工具变量。理论上,企业融资成本、研发费用占比的平均值与单个企业的融资成本、研发费用占比有较强的相关性,而与单个企业选择对外投资的概率不相关,因此这一指标可以作为合理的工具变量。运用 Newey 两阶段方法对企业对外投资决策方程分别进行 IV probit 估计。Wald 检验结果接受不存在内生性问题的原假设,表明融资成本和研发费用占比在对外投资决策方程中都不存在内生性。因此本文仍然重点关注模型 A5 的估计结果。

采用两阶段方法估计内生转换回归模型的关键是进行排除性限制的检验,即对外投资决策方程的向量  $Z$  中至少有一个变量不在产能利用率方程  $X$  中。这些工具变量直接影响企业对外投资决策但不直接影响企业产能利用率。为了有效识别方程,本文运用了 4 个变量作为对外投资决策的工具变量,分别是海外市场接近度、政府补贴率、高管年龄和高管年龄的平方项。参考已有研究(黄玖立和李坤望,2006;盛斌和毛其淋,2011;李磊等,2015),海外市场接近度对企业的国际化战略有重要影响,对本地区企业个体的对外直接投资决策有重要影响;政府补贴率、高管团队年龄及其平方项也可能和企业的对外投资决策相关。为了检验这 4 个工具变量的有效性,本文分别进行了过度识别与弱工具变量检验。Hansen 过度识别检验统计量为 4.357,  $p$  值为 0.22,即在 5% 的显著性水平上可以认为这些工具变量不存在过度识别问题;第一阶段估计 F 检验统计量值为 25.23,大于经验值 10,有理由认为不存在弱工具变量问题。这些工具变量满足了排除性限制,对外投资决策方程可以被识别。

## 五 对外投资影响企业产能利用率的经验分析

### (一) 对外投资影响企业产能利用率的基础回归与内生性检验

由于本文使用的数据是非平衡面板数据,对外投资决策是虚拟变量,固定效应与随机效应模型都不能给出一致有效估计量(李静和彭飞,2012)。在不考虑异质性与选择偏差问题时,本文运用 Pool OLS 方法对模型(1)进行估计(见表 5 模型 C)。为了减少该方法带来的估计偏差,本文在模型中加入企业的特征变量、上市板块、行业、省

份和年份以控制不随时间变化的个体效应。

表5 模型 C 的结果显示,企业对外投资决策与企业产能利用率在 1% 显著性水平上正相关,表明企业“走出去”有助于提高自身产能利用率。融资成本与上市公司产能

表 5 对外投资对企业产能利用率影响的估计及内生性检验

解释变量	模型 C	模型 D	模型 E	模型 F
	OLS	IV	ESR(OFDI)	ESR(非 OFDI)
对外投资决策	0.0197 *** (0.0054)	0.0853 ** (0.0341)		
融资成本	-1.8894 *** (0.1274)	-1.8649 *** (0.1401)	-2.0625 *** (0.2801)	-1.7057 *** (0.1602)
企业规模	-0.0032 (0.0026)	-0.0112 ** (0.0045)	-0.0594 *** (0.0133)	-0.0226 *** (0.0054)
资产负债率	0.2236 *** (0.0166)	0.2142 *** (0.0183)	0.1557 ** (0.0532)	0.2011 *** (0.0055)
研发费用占比	-0.9863 *** (0.1061)	-1.2196 *** (0.1441)	-2.1720 *** (0.2439)	-1.5380 *** (0.0601)
销售费用占比	-0.0459 (0.0389)	-0.0384 (0.0421)	0.1447 (0.2686)	-0.0165 (0.0305)
所得税率	-0.0362 * (0.0207)	-0.0403 * (0.0223)	-0.0166 (0.0432)	-0.0345 (0.0038)
上市年龄	0.0051 ** (0.0021)	0.0043 * (0.0023)	0.0041 (0.0049)	0.0042 * * (0.0033)
上市年龄平方	-0.0002 ** (0.0001)	-0.0002 * (0.0001)	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)
所有制性质	0.0142 *** (0.0051)	0.0180 *** (0.0062)	0.0518 *** (0.0148)	0.0305 *** (0.0074)
$\hat{\lambda}_1$			-0.1918 *** (0.0305)	
$\hat{\lambda}_0$				-0.1192 ** (0.0126)
常数项	0.9838 *** (0.1412)	0.8236 *** (0.1005)	2.0556 *** (0.3342)	1.0613 *** (0.0578)
样本数	5345	5345	828	4517
R <sup>2</sup>	0.21	0.17		
DWH 检验		4.06		
识别力检验		74.99		
弱工具变量检验		75.64		

利用率在 1% 显著性水平下负相关,表明降低融资成本有助于提高企业产能利用率。企业资产负债率与企业产能利用率在 1% 显著性水平上正相关。在内源融资无法满足资金需求时,企业主要通过债务融资渠道获取资金,提升产能利用率水平。研发费用占比与企业产能利用率在 1% 显著性水平上负相关。一个可能的解释是,2008 年国际金融危机后,在“四万亿刺激计划”实施过程中,一些本该淘汰的过剩产能得以复活。企业追求短期市场回报,研发投入动力不足,企业研发活动有所扭曲。所得税率的估计系数显著为负,表明降低企业税负负担,有助于提升企业的产能利用率。

考虑到对外投资决策在企业产能利用率方程中可能具有内生性,比如生产率高的企业更倾向于选择对外投资(田巍和余森杰,2012),企业的某些特征可能同时影响对外投资决策与企业生产活动,本文沿用样本自选择模型常用做法,利用模型 A5 估计结果预测对外投资决策的概率,将其作为对外投资决策的工具变量。模型 D 利用此工具变量做两阶段最小二乘法估计。结果表明,对外投资决策在 5% 水平上显著提高了企业产能利用率。DWH 内生性检验结果显示,在 5% 显著性水平上,拒绝对外投资决策为外生变量的原假设,因此模型 A 中对外投资决策确实存在内生性问题。工具变量识别力检验在 1% 显著性水平上拒绝了原假设,表明模型可以被识别。弱工具变量检验 K-P 秩 Wald 的 F 统计量估计值大于 10% 临界值,表明模型不存在弱工具变量问题。因此,本文工具变量的选择是有效的。通过工具变量排除了内生性影响后,对外投资提高企业产能利用率这一结论仍然成立,其他变量的符号与显著性也没有发生明显变化。在模型 D 中,企业规模对产能利用率的影响显著为负,说明规模相对较小的企业存在“船小好掉头”的情况,产能利用率高于规模相对较大的企业。

在不考虑样本选择偏差和异质性情况下,使用 OLS 和 IV 方法可以直接估计方程(1),企业对外投资决策虚拟变量的估计系数即为对外投资影响企业产能利用率的平均处理效应。表 5 模型(C)和模型(D)的估计结果显示,OLS 方法估计的平均处理效应为 0.0197,IV 方法估计的平均处理效应为 0.0853。OLS 方法没有考虑样本选择偏差和异质性,IV 方法虽然能够在一定程度上解决企业对外投资决策的内生性问题,但是没有考虑异质性,因此也无法给出对外投资提高企业产能利用率的一致性估计。

## (二)对外投资影响企业产能利用率的反事实分析与异质性效应估计

针对模型 C 的自选择问题,本文运用 ESR 模型(7)与(8)分别对 OFDI 企业与非 OFDI 企业的产能利用率方程进行估计,估计结果分别见表 5 的模型 E 和 F。 $\lambda_1$  和  $\lambda_0$  的估计系数显著为负,说明样本显著存在选择偏差。企业个体特征决定了其是否选择对外投资,不同特征企业产能利用率的决定机制并不相同,如果不考虑样本选择偏差



将得到有偏、不一致的估计结果。

如果考虑样本选择偏差,使用 ESR 模型,基于方程(7)和(8)可以一致地估计出方程(3)和(4)中的参数,根据方程(9)和(10)可以估计出 OFDI 企业与非 OFDI 企业的拟合产能利用率,根据方程(11)和(12)可以估计出各自的反事实产能利用率。基于方程(9)至(12)的估计结果,图 1 和图 2 分别给出了 OFDI 企业与非 OFDI 企业拟合产能利用率与相应反事实产能利用率的密度分布对比。结果表明,实际对外投资的企业如果没有对外投资,其产能利用率会降低;实际未对外投资的企业如果对外投资,其产能利用率会提高。综合看,企业对外投资会显著促进企业产能利用率的提高。

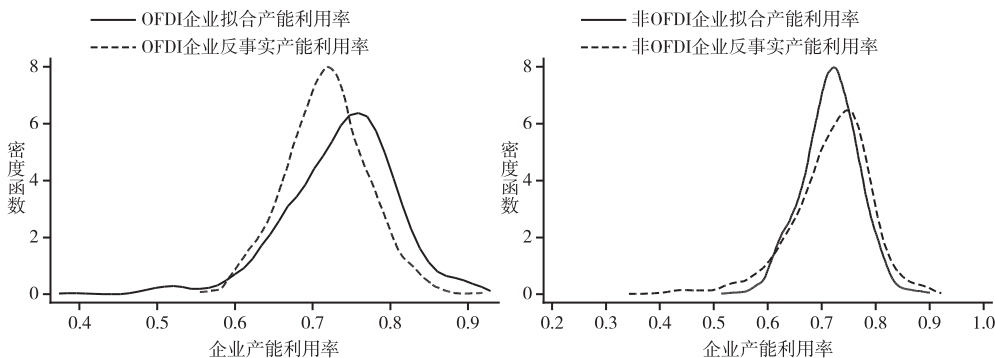


图 1 拟合与反事实产能利用率(OFDI 企业) 图 2 拟合与反事实产能利用率(非 OFDI 企业)

ESR 模型尽管校正了样本选择偏差问题,但难以考虑企业不可观测的异质性。PMTE 方法进一步考虑了企业个体的异质性,估算不同企业选择对外投资影响企业产能利用率的边际处理效应。

图 3 使用 PMTE 方法估计得到的 MTE 曲线为一条向下倾斜的曲线,结果产生了明显的分化。横坐标轴表示企业对外投资时不可观测的潜在成本  $u_d$ 。 $u_d$  越靠近左端,表明企业进行对外投资的潜在成本越小,选择对外投资的可能性越大。向下倾斜的 MTE 曲线表明,对外投资对企业产能利用率的影响存在显著的异质性效应。企业基于自身比较优势进行对外投资决策,越倾向于对外投资的企业,对外投资提升企业产能利用率的边际处理效应越高。然而,在图 3 的右端,企业进行对外投资的潜在成本较高,对外投资对企业产能利用率影响的边际处理效应已经变为负值。此类不具备比较优势的企业对外投资不仅不能提高,反而会降低企业的产能利用率。

图 4 给出了 PMTE 方法中估算 ATT 与 ATU 的权重曲线,进而得到 PMTE 方法估算出的 ATT 与 ATU(见表 6),横坐标轴为不可观测的潜在成本  $u_d$ 。结果显示,考虑异

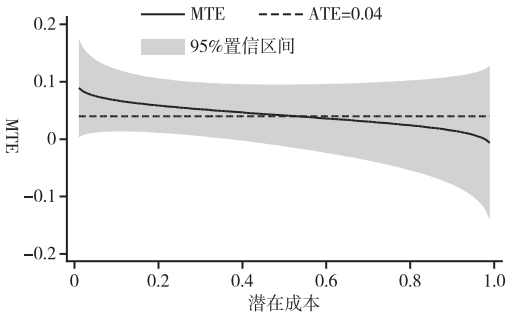


图3 参数方法估计的 MTE 曲线

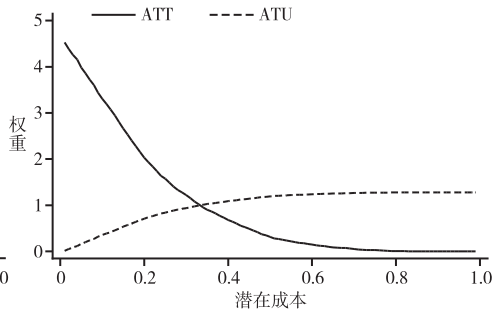


图4 参数方法的 ATT 与 ATU 权重

质性后,企业选择对外投资对企业产能利用率提升的平均处理效应 ATE 为 4.1%,OFDI 企业对外投资决策对企业产能利用率提升的平均处理效应 ATT 高达 6.3%,而非 OFDI 企业产能利用率提升的平均处理效应 ATU 为 3.5%。根据估计结果,有  $ATT > ATE > ATU$ ,即 OFDI 企业对外投资决策对企业产能利用率提升的平均处理效应显著高于非 OFDI 企业,企业基于比较优势原理进行对外投资决策。

表6 不同方法估计出的对外投资影响企业产能利用率处理效应的结果对比(%)

参数	OLS	IV	PMTE
ATE	1.97	8.53	4.13
ATT			6.25
ATU			3.49
偏差			-2.16
选择偏差			-4.28
分类效应			2.12

说明:偏差=OLS-ATE;选择偏差=OLS-ATT;分类效应=ATT-ATE。下表同。

综合来看,OLS、IV 和 PMTE 方法的估计结果均表明,企业对外投资可以显著提高企业产能利用率,只是提高的程度不一样。运用 PMTE 方法估计的企业对外投资影响产能利用率的平均处理效应 ATE 大于 OLS 估计结果,小于 IV 估计结果,说明企业进行对外投资决策存在样本选择偏差和异质性。此时,OLS 和 IV 方法均无法得到经济参数的一致性估计,而 PMTE 方法同时考虑了样本选择性偏差和不可观测异质性的影响,可得一致性估计。以 PMTE 方法得到的效应为参照,传统 OLS 方法低估了企业对外投资对企业产能利用率提高的处理效应,而 IV 方法则高估了该效应。

## 六 稳健性检验

上述经验分析结果表明企业对外投资会显著提高企业产能利用率。这一结果是否随产能利用率指标的变化而变化?是否受样本量的影响?下面从三方面对上述估计结果进行稳健性检验。

## (一) 替换被解释变量, 重新估计

根据国务院发展研究中心课题组等(2015)的研究结果,产能利用率主要和企业总资产周转率相关,因此我们用企业总资产周转率作为产能利用率的度量指标,重新估计表5中的回归模型(见表7模型G至模型J)。估计结果表明,企业对外投资对总资产周转率也有显著的提升作用。 $\lambda_1$ 和 $\lambda_0$ 的估计系数仍然显著为负,其他解释变量对产能利用率的影响基本未发生本质性改变,表明估计结果较为稳健。

表7 对外投资影响企业产能利用率的稳健性检验

因变量: 资产周转率	模型 G OLS	模型 H IV	模型 I ESR (OFDI)	模型 J ESR (非 OFDI)
对外投资决策	0.0339*** (0.0087)	0.1170** (0.0549)		
融资成本	-3.1375*** (0.2059)	-3.0494*** (0.2258)	-3.2888*** (0.2143)	-2.7356*** (0.1416)
企业规模	-0.0143*** (0.0042)	-0.0227*** (0.0073)	-0.0871*** (0.0192)	-0.0456*** (0.0076)
资产负债率	0.3541*** (0.0268)	0.3340*** (0.0296)	0.2776*** (0.0306)	0.2985*** (0.0053)
研发费用占比	-1.3186*** (0.1715)	-1.6358*** (0.2323)	-2.7314*** (0.2744)	-2.3145*** (0.0893)
销售费用占比	0.0394 (0.0629)	0.0298 (0.0679)	0.1944 (0.3369)	0.1116 (0.0299)
所得税率	-0.0673** (0.0335)	-0.0633* (0.0360)	0.0399 (0.0358)	-0.0694 (0.0014)
上市年龄	0.0065* (0.0035)	0.0049 (0.0036)	-0.0018 (0.0118)	0.0061 (0.0035)
上市年龄平方	-0.0003* (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	0.0003 (0.0005)	-0.0001 (0.0002)
所有制性质	0.0274*** (0.0083)	0.0317*** (0.0101)	0.0561** (0.0248)	0.0621*** (0.0122)
$\hat{\lambda}_1$			-0.2391*** (0.0470)	
$\hat{\lambda}_0$				-0.2276*** (0.0129)
常数项	1.3581*** (0.2283)	0.8503*** (0.1619)	2.5883*** (0.5699)	1.3270*** (0.1286)
样本数	5345	5345	828	4517
R <sup>2</sup>	0.22	0.18		
DWH 检验		2.56		
识别力检验		74.99		
弱工具变量检验		75.64		

(二) 替换被解释变量, 进行 PMTE 估计

仍然采用企业总资产周转率作为产能利用率的度量指标, 用 PMTE 方法重新估计。结果如图 5、6 和表 8 所示。图 5 的 MTE 曲线仍然为一条向下倾斜的曲线, 仍然存在明显的分化, 与图 3 一致。考虑异质性后, 企业选择对外投资对企业产能利用率提升的平均处理效应 ATE 为 6.4%, OFDI 企业对外投资决策对企业产能利用率提升的平均处理效应 ATT 高达 13.9%, 而非 OFDI 企业对外投资决策对企业产能利用率提升的平均处理效应 ATU 仅为 4.2%。根据估计结果, 有  $ATT > ATE > ATU$ , 实际 OFDI 企业对外投资决策对企业资产周转率提升的平均处理效应显著高于非 OFDI 企业。运用 PMTE 方法估计出的企业进行对外投资影响企业产能利用率的平均处理效应 ATE 同样大于 OLS 估计结果, 小于 IV 估计结果。不同的产能利用率的代理变量、不同的估计方法并不影响回归主要结果的符号和显著性, 表明估计结果是稳健的。

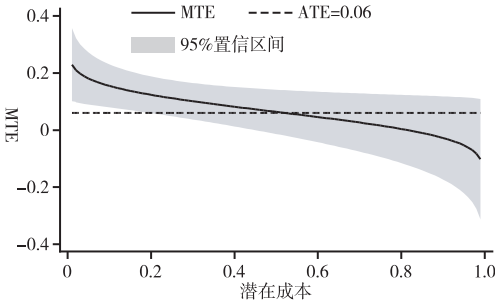


图 5 参数方法估计的 MTE 曲线

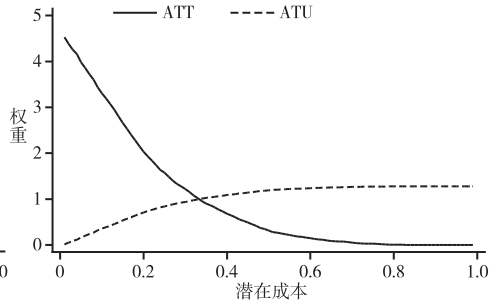


图 6 参数方法的 ATT 与 ATU 权重

表 8 不同方法估计出的对外投资影响企业资产周转率处理效应结果对比 (%)

参数	OLS	IV	PMTE
ATE	3.39	11.70	6.39
ATT			13.91
ATU			4.21
偏差			-3.01
选择偏差			-10.52
分类效应			7.52

(三) 只使用制造业企业样本, 重新估计

考虑制造业企业在总样本中占比达到 62.9%, 我们只保留了制造业企业样本, 重新估计的结果见表 9 模型 K、L 和 M。OLS 回归结果显示, 对外投资对制造业企业产能利用率有显著的提升作用。ESR 模型回归结果显示,  $\lambda_1$  的估计系数仍然显著为负。因此, 对制造业企业样本的处理并不影响回归的主要结论。

上述结果均表明, 企业产能利用率指标和样本量的变化都不改变对外投资影响企业产能利用率的符号方向和显著性, 表明对外投资有助于提高企业产能利用率的结论较为稳健。

表 9 对外投资对企业产能利用率影响的子样本检验

解释变量	模型 K	模型 L	模型 M
	OLS	ESR(OFDI)	ESR(非 OFDI)
对外投资决策	0.0150 <sup>***</sup> (0.0056)		
$\hat{\lambda}_1$ (或者 $\hat{\lambda}_0$ )		-0.2733 <sup>*</sup> (0.1399)	-0.0601 (0.1191)
样本数	3363	656	2707
R <sup>2</sup>	0.21	0.33	0.20

说明:限于篇幅,其他变量的估计结果不再一一列出,备索。

## 七 结论与政策建议

本文运用 2010–2014 年中国 A 股上市公司与商务部《名录》匹配后的数据,采用内生转换回归模型和参数 MTE 方法校正样本选择偏差与异质性,分析了企业对外投资决策的影响因素,估计了企业对外投资对产能利用率的异质性影响。结果表明:

第一,对外投资总体上对企业产能利用率有显著的正向影响。在考虑了内生性选择偏差和异质性之后,对于每一家随机的 A 股上市公司,对外投资对企业产能利用率影响的平均处理效应为 4.1 个百分点。融资成本较低、所得税率较低以及规模较小的企业,产能利用率相对较高。

第二,对外投资对企业产能利用率的影响存在显著的异质性效应,结果存在明显的分化。企业基于自身比较优势进行对外投资,越倾向于对外投资的企业,选择对外投资对其产能利用率提升的边际处理效应越高,实际 OFDI 企业对外投资对产能利用率提升的平均处理效应高达 6.3 个百分点。然而,那些不具备比较优势的企业,如果选择对外投资,反而可能会降低企业的产能利用率。

第三,稳健性检验的结果表明,企业产能利用率指标和样本量的变化都不改变对外投资影响企业产能利用率的符号方向和显著性,本文得到的结论较为稳健。

基于分析结果,本文提出以下几点政策建议:

第一,对外投资总体上有助于提升企业产能利用率,建议政府分类做好企业对外投资的合理引导工作。首先,加快推动双边投资协定的谈判,积极参与全球投资框架的建立,尽量减少企业对外投资过程中面临的投资壁垒和障碍。更好地利用 G20 参与和构建全球投资治理体系,切实保障中国企业海外投资的利益诉求。其次,推动纺

织、钢铁、水泥、家电等产业有序进行国际产能合作。最后,大力支持技术寻求型对外投资企业获取国外先进生产技术,鼓励企业设立海外研发中心和并购海外研发机构,提升企业的技术竞争力。

第二,对外投资对企业产能利用率的影响存在显著的异质性效应和明显分化,建议政府扬长避短,把充分发挥市场机制的决定性作用和更好发挥政府的作用结合好。企业需要基于自身的市场比较优势进行对外投资决策,政府需要加强对企业发展的评估,支持那些真正具有比较优势的企业对外投资,着力解决其在对外投资过程中面临的障碍,助力企业提高产能利用率。同时,把推进对外投资便利化和防范风险结合起来,按有关规定对一些企业对外投资项目进行核实,促进中国产业转型升级和对外投资持续健康发展。

第三,建议政府加快推进投融资体制机制改革,着力降低对外投资企业的融资成本和财务负担,以提高对外投资促进企业产能利用率的综合绩效。基于降低所得税率有助于促进企业产能利用率的估计结果,建议政府加快推进财税体制改革,切实降低国内企业的税务负担,促进企业产能利用率的提升和企业主体的良性发展。

### 参考文献:

- 程俊杰(2015):《转型时期中国产能过剩测度及成因的地区差异》,《经济学家》第3期。
- 董敏杰、梁泳梅、张其仔(2015):《中国工业产能利用率:行业比较、地区差距及影响因素》,《经济研究》第1期。
- 范林凯、李晓萍、应珊珊(2015):《渐进式改革背景下产能过剩的现实基础与形成机理》,《中国工业经济》第1期。
- 干春晖、邹俊、王健(2015):《地方官员任期、企业资源获取与产能过剩》,《中国工业经济》第3期。
- 葛顺奇、罗伟(2013):《中国制造业企业对外直接投资和母公司竞争优势》,《管理世界》第6期。
- 国务院发展研究中心《进一步化解产能过剩的政策研究》课题组、赵昌文、许召元、袁东、廖博(2015):《当前我国产能过剩的特征、风险及对策研究——基于实地调研及微观数据的分析》,《管理世界》第4期。
- 韩国高、高铁梅、王立国(2011):《中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究》,《经济研究》第12期。
- 韩秀云(2012):《对我国新能源产能过剩问题的分析及政策建议——以风能和太阳能行业为例》,《管理世界》第8期。
- 黄玖立、李坤望(2006):《出口开放、地区市场规模和经济增长》,《经济研究》第6期。
- 江飞涛、耿强、吕大国、李晓萍(2012):《地区竞争,体制扭曲与产能过剩的形成机理》,《中国工业经济》第6期。
- 蒋冠宏、蒋殿春、蒋昕桐(2013):《我国技术研发型外向 FDI 的“生产率效应”——来自工业企业的证据》,《管理世界》第9期。
- 蒋冠宏、蒋殿春(2014):《中国工业企业对外直接投资与企业生产率进步》,《世界经济》第9期。
- 冀相豹、葛顺奇(2015):《母国制度环境对中国 OFDI 的影响——以微观企业为分析视角》,《国际贸易问题》第3期。

- 李静、彭飞(2012):《出口企业存在工资红利吗?——基于1998-2007年中国工业企业微观数据的经验研究》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 李磊、包群(2015):《融资约束制约了中国工业企业的对外直接投资吗?》,《财经研究》第6期。
- 李磊、王小洁、蒋殿春(2015):《外资进入对中国服务业性别就业及工资差距的影响》,《世界经济》第10期。
- 林毅夫、巫和懋、邢亦青(2010):《“潮涌现象”与产能过剩的形成机制》,《经济研究》第10期。
- 刘莉亚、何彦林、王照飞、程天笑(2015):《融资约束会影响中国企业对外直接投资吗?——基于微观视角的理论和实证分析》,《金融研究》第8期。
- 李雪松、黄彦彦(2015):《房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率》,《经济研究》第9期。
- 李雪松、詹姆斯·赫克曼(2004):《选择偏差,比较优势与教育的异质性回报:基于中国微观数据的实证研究》,《经济研究》第4期。
- 李正旺、周靖(2014):《产能过剩的形成与化解:自财税政策观察》,《改革》第5期。
- 毛其淋、许家云(2014):《中国企业对外直接投资是否促进了企业创新》,《世界经济》第8期。
- 邱立成、杨德彬(2015):《中国企业 OFDI 的区位选择——国有企业和民营企业的比较分析》,《国际贸易问题》第6期。
- 曲玥(2015):《中国工业产能利用率——基于企业数据的测算》,《经济与管理评论》第1期。
- 沙文兵(2012):《对外直接投资,逆向技术溢出与国内创新能力——基于中国省际面板数据的实证研究》,《世界经济研究》第3期。
- 盛斌、毛其淋(2011):《贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985-2008年》,《世界经济》第11期。
- 盛朝迅(2013):《化解产能过剩的国际经验与策略催生》,《改革》第8期。
- 沈利生(1999):《我国潜在经济增长率变动趋势估计》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 史蒂文森(2000):《生产与运作管理》(张群等译),北京:机械工业出版社。
- 孙巍、李何、王文成(2009):《产能利用与固定资产投资关系的面板数据协整研究——基于制造业28个行业样本》,《经济管理》第3期。
- 汤晓军、张进铭(2013):《企业异质性与对外直接投资决策——基于中国制造业百强企业的分析》,《江西社会科学》第1期。
- 田巍、余森杰(2012):《企业生产率和企业“走出去”对外直接投资:基于企业层面数据的实证研究》,《经济学(季刊)》第11卷第2期。
- 王关义(2005):《现代生产管理》,经济管理出版社。
- 小岛清(1987):《对外贸易论》(周宝廉译),天津:南开大学出版社。
- 肖慧敏、刘辉煌(2014):《中国对外直接投资提升了企业效率吗?》,《财贸经济》第5期。
- 修宗峰、黄健柏(2013):《市场化改革,过度投资与企业产能过剩——基于我国制造业上市公司的经验证据》,《经济管理》第7期。
- 严兵、张禹、韩剑(2014):《企业异质性与对外直接投资——基于江苏省企业的检验》,《南开经济研究》第4期。
- 杨振兵(2015):《对外直接投资,市场分割与产能过剩治理》,《国际贸易问题》第11期。
- 杨振兵、张诚(2015):《中国工业部门产能过剩的测度与影响因素分析》,《南开经济研究》第6期。
- 张宏(2013):《中国对外直接投资与全球价值链升级》,北京:中国人民大学出版社。

张宏、韩颖、张鑫(2014):《异质性与中国企业 OFDI 自我选择效应实证检验》,《亚太经济》第4期。

张巍巍、李雪松(2014):《中国高等教育异质性回报的变化:1992-2009——基于 MTE 方法的实证研究》,《首都经济贸易大学学报》第3期。

张新海(2010):《产能过剩的定量测度与分类治理》,《宏观经济管理》第1期。

赵黎黎、黄新建(2010):《产能过剩条件下的中国钢铁企业并购绩效分析》,《江西社会科学》第10期。

赵忠秀、吕智(2009):《企业出口影响因素的研究述评——基于异质性企业贸易理论的视角》,《国际贸易问题》第9期。

周劲、付保宗(2011):《产能过剩的内涵,评价体系及在我国工业领域的表现特征》,《经济学动态》第10期。

宗芳宇、路江涌、武常岐(2012):《双边投资协定,制度环境和企业对外直接投资区位选择》,《经济研究》第5期。

Bernard, A. B. ; Redding, S. J. and Schott, P. K. "Multi-Product Firms and Trade Liberalization." *NBER Working Paper*, 2006, No. 12782.

Björklund, A. and Moffitt, R. "The Estimation of Wage Gains and Welfare Gains in Self-Selection Models." *The Review of Economics and Statistics*, 1987, 69(69), pp. 42-49.

Buch, C. M. ; Kesternich, I. ; Lipponer, A. and Schnitzer, M. "Financial Constraints and the Margins of FDI." CEPR discussion paper, 2009, No. 7444.

Caves, R. E. *Multinational Enterprise and Economic Analysis*. Cambridge: Cambridge university press, 1996.

De Maeseneire, W. and Claeys, T. "SMEs, Foreign Direct Investment and Financial Constraints: The Case of Belgium." *International Business Review*, 2012, 21(3), pp. 408-424.

Dunning, J. H. and Lundan, S. M. *Multinational Enterprises and the Global Economy*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 2008.

Feenstra, R. C. ; Li, Z. and Yu, M. "Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China." *The Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(4), pp. 729-744.

Heckman, J. J. and Vytlacil, E. J. "Local Instrumental Variables and Latent Variable Models for Identifying and Bounding Treatment Effects." *Proceedings of the national Academy of Sciences*, 1999, 96(8), pp. 4730-4734.

Heckman, J. J. and Vytlacil, E. J. "Policy-Relevant Treatment Effects." *The American Economic Review*, 2001, 91(2), pp. 107-111.

Heckman, J. J. and Vytlacil, E. J. "Structural Equations, Treatment Effects, and Econometric Policy Evaluation." *Econometrica*, 2005, 73(3), pp. 669-738.

Heckman, J. J. and Vytlacil, E. J. "Econometric Evaluation of Social Programs, Part II: Using the Marginal Treatment Effect to Organize Alternative Econometric Estimators to Evaluate Social Programs, and to Forecast Their Effects in New Environments." *Handbook of econometrics*, 2007, 6, pp. 4875-5143.

Helpman, E. and Yeaple, S. R. "Export versus FDI with Heterogeneous Firms." *The American Economic Review*, 2004, 94(1), pp. 300-316.

Herrmann, P. and Datta, D. K. "CEO Experiences: Effects on the Choice of FDI Entry Mode." *Journal of Management Studies*, 2006, 43(4), pp. 755-778.



- Maddala, G. S. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge university press, 1986.
- Melitz, M. J. “The Impact of Trade on Intra – Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity.” *Econometrica*, 2003, 71 (6) , pp. 1695–1725.
- Sambharya, R. B. “Research Notes and Communications: Foreign Experience of Top Management Teams and International Diversification Strategies of US Multinational Corporations.” *Strategic Management Journal*, 1996, 17 (9) , pp. 739–746.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. *Introduction to Econometrics*. Boston: Addison Wesley, 2003.
- Tihanyi, L. ; Ellstrand, A. E. ; Daily, C. M. and Dalton, D. R. “Composition of the Top Management Team and Firm International Diversification.” *Journal of Management*, 2000, 26 (6) , pp. 1157–1177.
- Wiersema, M. F. and Bantel, K. A. “Top Management Team Demography and Corporate Strategic Change.” *Academy of Management Journal*, 1992, 35 (1) , pp. 91–121.

## OFDI and Corporations’ Heterogeneous Capacity Utilization

Li Xuesong; Zhao Chenyu; Nie Jing

**Abstract:** This paper estimates China’s enterprises’ capacity utilization rate from the perspective of the enterprises. In order to estimate the heterogeneous effect of outward foreign direct investments (OFDI) on this rate, we introduce heterogeneity and selection bias into the endogenous switching regression (ESR) model. Furthermore, we apply parametric marginal treatment effect (PMTE) method to the matching data of China’s listed companies and “overseas investment listed enterprises/institutions” published by the Ministry of Commerce of China during 2010–2014. The results show that firms with lower costs of financing, facing lower income tax rates, or of smaller sizes will have higher capacity utilization rates. In addition, OFDI will help enterprises improve the overall capacity utilization rates with the average treatment effect amounting to 4.1%. The more likely the companies choose to invest abroad, the higher the marginal treatment effect will be. However, those companies without any comparative advantages cannot enhance, and may even lower their capacity utilization rates after choosing OFDI.

**Key words:** OFDI, capacity utilization, heterogeneity, marginal treatment effect

**JEL code:** D24, F21, F23

(截稿:2016年12月 责任编辑:吴海英、贾中正)