

对外直接投资与企业绩效提升*

宋林^{1,3} 张丹^{1,2} 谢伟¹



(1. 西安交通大学经济与金融学院, 陕西 西安 710061;
2. 西安理工大学经济与管理学院, 陕西 西安 710054;
3. 陕西省创新驱动与产业升级研究中心, 陕西 西安 710061)

内容提要: 对外直接投资对企业绩效的影响一直是投资者和公众关注的重要问题。本文利用 A 股上市公司对外直接投资事件数据, 采用倾向得分匹配和双重差分法估计了对外直接投资对企业全要素生产率、产能利用率和盈利能力的作用效果。研究发现: 对外直接投资总体上能够促进企业绩效提升, 具体表现为促进了企业全要素生产率的提升和产能利用率的优化, 但是对于企业盈利能力的影响并不显著; 对外直接投资对企业绩效的影响存在滞后性和动态性, 对全要素生产率的促进作用先增强后减弱, 对产能利用率的影响存在一年的滞后, 对企业盈利能力的影响在前两年为负, 之后逐步转变为正; 投资动机和进入模式影响对外直接投资后的绩效提升效果, 技术寻求动机的对外直接投资对全要素生产率的促进作用最显著, 而资源寻求动机和市场寻求动机的对外直接投资能够促进产能利用率的改善, 只有市场寻求动机的对外直接投资对盈利能力存在积极影响, 跨国并购促进企业全要素生产率提升和盈利状况改善, 而绿地投资对产能利用率的促进作用更加明显。本文的研究丰富和拓展了中国企业国际化经营的相关研究, 也为科学评价企业对外直接投资效果提供了新的证据。

关键词: 对外直接投资 全要素生产率 产能利用率 盈利能力

中图分类号: F270 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2019)09—0057—18

一、引言

伴随中国对外开放程度的逐步加深, 特别是 2001 年“走出去”战略实施以后, 中国对外直接投资以年均 29% 的速度飞速发展, 投资地区覆盖全球, 投资领域不断拓展, 投资规模持续扩大, 中国成为国际投资领域的主要来源国之一。根据《中国对外直接投资统计公报》数据, 截至 2017 年底, 2.55 万家中国境内投资者在全球 190 个国家和地区设立了 3.9 万家境外企业, 对外投资净额达到了 18090.4 亿美元, 占全球对外直接投资存量的 5.9%, 份额位居全球第二。中国对外直接投资迅速发展, 伴随着的是越来越多关于对外直接投资是否理性的声音, 在喧嚣与热闹的市场背后, 国内企业自我战略目标的实现与否, 投资绩效究竟出现什么样的新变化, 成为理论界和实业界都共同关心的重要问题。

收稿日期: 2019-02-17

* 基金项目: 国家社会科学基金项目“‘一带一路’战略下 OFDI 促进西部地区产业转型升级问题研究”(16BJY086); 陕西省软科学重点项目“基于创新驱动的陕西省产业转型升级问题研究”(2018KRZ002)。

作者简介: 宋林, 男, 教授, 经济学博士, 研究领域为产业经济学, 电子邮箱: Songlin9023@mail.xjtu.edu.cn; 张丹, 女, 博士研究生, 研究方向为产业经济与公司治理, 电子邮箱: 83121605@qq.com; 谢伟, 男, 经济学博士, 研究方向为对外直接投资与产业结构转型升级, 电子邮箱: davy111511@126.com。通讯作者: 宋林。

对外直接投资是指在投资主体所在国家以外地区所进行的,为实现持续利益而对国外企业进行有效控制和管理的一种投资行为。现有对企业对外直接投资绩效的研究主要基于以下几个角度:一是基于国际化理论考察对外直接投资对企业总体产出规模、出口方面的影响,多数发现中国的对外直接投资,促进了企业产出增加、国内就业增加和出口增长,表明中国企业的对外直接投资并没有显著替代国内的生产和出口(杨连星等,2019^[1];蒋冠宏和蒋殿春,2014^[2];李磊等,2016^[3]),但是刘海云和聂飞(2015)^[4]发现制造业企业对外直接投资的过快扩张挤出了国内投资,推升了实际利率,使得资本向外转移和向虚拟经济转移,最终造成制造业“空心化”的发生。二是基于金融学理论研究企业对外直接投资行为对其市场价值的影响,以收益率或利润率等会计指标来考察对外直接投资所带来的“财富创造”效应,顾露露和Reed(2011)^[5]的研究发现中国企业对外直接投资的短期市场绩效为正,中长期绩效保持非负,对外直接投资取得了正面的市场收益,刘柏和梁超(2017)^[6]则发现随着中国企业对外直接投资规模的上升,长期业绩出现了下滑的迹象,背后的原因可能是管理者的过度自信造成了投资的非理性。三是基于“逆向技术溢出”视角研究对外直接投资对企业实际效率的影响,以全要素生产率等指标来考察对外直接投资所带来的生产率提升效应,蒋冠宏和蒋殿春(2014)^[7]发现对外直接投资能够促进企业的生产率水平提高,但是这种作用会随着时间的推移而逐步衰减,张海波(2017)^[8]则发现企业的投资广度对企业生产率的促进作用更大,投资的深度对生产率的提升没有显著的影响。

纵观现有研究文献发现,对企业对外直接投资绩效的衡量,并没有一个清晰的界定,本文认为对外直接投资所带来的绩效提升,应该既包括企业对外直接投资后通过股票市场价值提升所获得的价值增值,也体现在实际生产层面所获得的市场优势,既体现在通过“逆向技术溢出”和“干中学”途径获得的效率提升,也应体现在产业边际转移后生产要素重新组合所带来的产能利用率提升,因此,参考已有研究对企业绩效的衡量,本文主要从全要素生产率、盈利能力和产能利用率三个方面,论述对外直接投资对企业绩效的微观影响。本文的边际贡献主要体现在:第一,从研究对象上,同时将绿地投资与跨国并购纳入研究范围,囊括了我国对外直接投资的两种主要形式,并研究了两种投资模式的作用差异,有助于理解不同对外直接投资形式对企业绩效的影响机制。第二,从研究内容上,分析了对外直接投资对全要素生产率、盈利能力和产能利用率的作用效果,以及这种作用的动态性和异质性,有助于更加全面和科学评价中国对外直接投资的实际绩效。

二、理论分析与研究假设

1. 对外直接投资与企业全要素生产率

生产率是企业竞争优势的集中体现,也是影响企业国际化经营的关键因素。Melitz(2003)^[9]、Helpman等(2004)^[10]的异质性企业理论认为,国际经营中面临着运输成本、固定投资成本,生产率最低的企业无法克服这些成本,只服务本国市场,生产率居中的企业通过出口等方式开始国际化经营,只有生产率最高的企业才可能有较高利润空间来弥补国际投资固定成本,以对外直接投资方式参与国际竞争,这种效应被称为企业对外直接投资的“自选择效应”;与此同时,也有文献开始关注对外直接投资的“生产率效应”,也就是研究对外直接投资对企业生产率的影响(Smarzynska, 2004^[11];蒋冠宏和蒋殿春,2014^[7];Li等,2017^[12])。

从理论上讲,影响企业全要素生产率的因素主要有知识的创造、转移和吸收,生产要素的供给质量和效率、有效的管理制度和富有竞争性的外部市场(Danquah等,2014)^[13]。技术、专利、管理经验与市场渠道等资源不仅可以通过企业自身创造,也可以通过收购、模仿等方式从外部获取,对于中国这样的发展中国家而言,通过对外直接投资的方式从发达国家获取技术和管理经验就是促进生产率提升的重要渠道。对外直接投资对全要素生产率的影响主要有以下渠道:(1)逆向技术

溢出效应,技术资源寻求是发展中国家企业投资发达国家的重要动因,通过购买专利技术、联合研发等方式,使得先进的技术和管理经验逆向转移回本国,促进本国企业的技术进步和效率提升(Du等,2012^[14];Hamida,2017^[15]);(2)学习效应,即对外直接投资使得企业参与到更广泛的国际竞争中,接触更多的消费需求、研发资源和管理经验,通过“干中学”促进效率提升(Biesebroeck,2005^[16];Feenstra等,2014^[17]);(3)规模经济效应,企业通过对外直接投资进行全球生产布局能够有效扩大企业规模,降低企业的平均生产成本,也摊薄了企业的研发成本,从而提升了企业的全要素生产率;(4)利润回流效应,海外分支机构所创造的利润回流至母公司,为企业的研发投入和创新活动提供了资金支持,因而有助于促进企业生产率的进步(毛其淋和许家云,2014^[18];蒋冠宏,2017^[19])。因此,本文提出如下假设:

H₁:对外直接投资促进企业全要素生产率的提升。

2. 对外直接投资与产能利用率

边际产业转移理论认为,向外转移即将失去比较优势的产业是先行国家对外直接投资的重要动机,通过边际产业的梯度转移既发挥了国内落后产能的剩余价值,为企业扩宽国际市场,获取丰厚利润,又有利于释放这些产业中所占用的资源和空间,积蓄力量发展新的比较优势产业(Kojama,1978)^[20]。针对我国的具体情况,刘海云和聂飞(2015)^[21]指出我国的对外直接投资不同于美国、日本等先行国家,既有以资源寻求为目的的顺梯度投资,也有以技术和市场寻求为目的的逆梯度投资,因而研究对外直接投资对我国企业产能利用率的影响应当区分不同的投资流向。

顺梯度的对外直接投资主要通过“产业剥离”效应来影响国内产能,将在本地不再具有比较优势、但是在东道国仍具有比较优势的产业部门剥离出去,国内闲置的生产设备和生产技术转移到相对落后的发展中国家,一方面,企业国内生产部门的生产资源得到释放,产能水平得以改善;另一方面,转移出去的生产能力在当地仍然具有比较优势,创造出的利润回流国内,有利于国内企业的设备改造和技术升级,帮助企业完成产业升级(Barrios等,2005^[22];刘海云和聂飞,2015^[21])。

逆梯度的对外直接投资则主要通过“生产率效应”和“对外贸易效应”两个渠道间接作用于国内产能利用率。“生产率效应”主要体现为以技术寻求为主的逆梯度对外直接投资能够通过逆向技术溢出、学习效应、规模经济和利润回流等渠道促进国内生产率的增长,改变企业的实际生产效率,促进企业产能利用水平的改善(杨振兵,2015^[23];Li等,2016^[24]);而“对外贸易效应”则体现为以市场寻求为主的逆梯度对外直接投资能够促进企业的出口增长,扩大企业产品的市场占有率,从而提升企业的有效需求,加快企业的资源周转效率,提升企业的产能利用率(顾雪松等,2016^[25];刘航等,2016^[26])。因此,本文提出如下假设:

H₂:对外直接投资促进企业产能利用率的提升。

3. 对外直接投资与企业资产收益率

基于发达国家传统的跨国投资理论,企业对外直接投资的主要目的是利用企业自身特定优势进入海外市场,发挥“规模经济”和“范围经济”的优势,从而获得更高的利润(Hymer,1960^[27];Hoskisson和Hitt,1990^[28])。绿地投资和跨国并购两类模式是目前我国对外直接投资普遍采取的进入模式,Datta等(2015)^[29]认为跨国并购与绿地投资在投资收益的不确定性和滞后性上都有显著差异。

一方面,就不确定性而言,跨国并购相对于绿地投资,有被并购企业的已有资源作为支撑,能够迅速地通过内部整合的渠道获得有关市场、制度、文化等方面的信息(Georgopoulos和Preusse,2009)^[30],而绿地投资则是需要企业花费大量的精力和一定的时间,才能逐步建立起组织机构和信息网络体系,因此企业的生存和盈利存在着较强的不确定性(Hennart和Park,1993^[31];Mcvea,2009^[32]);另一方面,就收益的滞后性而言,绿地投资企业进入后需要进行较大规模固定资本投入,修建厂房、购置设备、培训人员等需要一定的时间,加之缺乏市场资源和声誉的积累,使得企业在进

入新市场后面临较高的生产成本,边际成本的下降和投资回报的实现都需要较长的周期,而绿地投资可以整合被收购企业的现有资源,同时利用子公司多年积累的组织架构、市场信息、销售渠道和品牌声誉,相对较快地实现生产和盈利(Dikova和Witteeloo,2007)^[33]。Mathur等(2001)^[34]的研究发现,企业的财务绩效会在国际化初期出现显著的下降,随着时间的推移,对外直接投资对收益的正向影响才开始显现。因此,本文提出如下假设:

H₃:对外直接投资对企业盈利能力的影响具有滞后性。

H₄:相对于绿地投资而言,以跨国并购方式进入的对外直接投资对于企业盈利能力的影响更大。

三、研究设计

1. 模型设定

企业的对外直接投资的发生是非随机的,企业根据生产率水平等自身条件,选择参与国际经营的方式(Helpman等,2004)^[10]。直接采用OLS回归估计对外直接投资对企业绩效的影响,可能存在样本选择偏误或遗漏变量造成的内生性问题,本文采取基于倾向得分匹配的双重差分法,参照谢伟和宋林(2018)^[35]的设定方法,采用二元虚拟变量来标记企业是否进行对外直接投资,分别记为 du_i 和 dt 。 du_i 为分组变量,标记企业 i 在样本时期内是否发生过对外直接投资; dt 为时间虚拟变量,用于标记投资发生前后年份。 y_{it} 表示企业 i 在时期 t 的结果变量,即本文所定义的企业绩效的衡量指标, Δy_i 表示企业 i 在 $dt=1$ 和 $dt=0$ 两时期的企业结果变量变化状况,其中 Δy_i^1 表示对外直接投资企业在投资前后的结果变动,而 Δy_i^0 则表示非对外直接投资企业在对外直接投资发生前后的结果变动。因此,对外直接投资对企业绩效的实际影响 δ 可表示为如下:

$$\delta = E(\delta_i | du_i = 1) = E(\Delta y_i^1 | du_i = 1) - E(\Delta y_i^0 | du_i = 1) \quad (1)$$

其中, $E(\Delta y_i^0 | du_i = 1)$ 其实是不可观测的一种“反事实”状态,因为一旦企业选择进行对外直接投资,我们就只能观测到其对外投资后的结果变量 $\Delta y_i^1 | du_i = 1$,其未对外投资状态下的结果变量 $\Delta y_i^0 | du_i = 1$ 无法观测。为此本文利用倾向得分匹配的方法为对外直接投资企业找到了相近的从未对外直接投资的企业作为其“反事实”结果,用样本期内从未对外直接投资企业的结果变量的变化 $\Delta y_i^0 | du_i = 0$ 替代对外直接投资企业结果变量的变化 $\Delta y_i^0 | du_i = 1$,即假定 $E(\Delta y_i^0 | du_i = 1) = E(\Delta y_i^0 | du_i = 0)$,那么式(1)转化为:

$$\delta = E(\delta_i | du_i = 1) = E(\Delta y_i^1 | du_i = 1) - E(\Delta y_i^0 | du_i = 0) \quad (2)$$

然后,根据双重差分法将对外直接投资的企业作为实验组,从未对外直接投资的企业作为对照组,比较实验组企业和对照组企业在对外直接投资前后结果变量的变化。如果实验组企业对外投资后结果变量的增加显著高于对照组企业,那么我们就可以认为企业的对外直接投资促进了企业绩效提升。具体的估计方程设定为:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 du_i + \beta_2 dt + \delta du_i \times dt + \gamma X_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示企业和年份, y_{it} 表示企业的绩效水平,分别用企业的全要素生产率、产能利用率和盈利能力来衡量。交叉项 $du_i \times dt$ 的估计系数 δ 捕捉了对外直接投资对被解释变量的因果影响。 X_{it} 为控制变量集合,具体变量选择和定义见下节。

2. 变量选择

(1)被解释变量:

1)全要素生产率(TFP),计算全要素生产率的标准方法是估计索洛余值,首先采用普通最小二乘法估计下式:

$$va_{it} = \beta_0 + \beta l_{it} + \theta k_{it} + \eta_{it} \quad (4)$$

其中, va_{it} 为 i 企业在 t 时期的工业增加值, l 为劳动投入, k 为资本存量, η 为随机干扰项,但是

如果直接对上式进行普通最小二乘估计,可能因为反向因果关系而产生内生性问题,企业的资本投入和劳动投入决定企业增加值水平,但与此同时,产出状况也可能对投入水平产生影响,比如企业可能会为了实现某一产量水平而追加投资,这样就导致企业增加值与资本之间存在双向因果关系,直接采用最小二乘法进行估计的结果将是偏且不一致的。Levinsohn 和 Petrin(2003)^[36]提出引入中间投入来处理内生性问题,将估计式转化为:

$$va_{it} = \beta l_{it} + \varphi(k_{it}, m_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, m_{it} 为企业的中间投入,而 $\varphi(k_{it}, m_{it})$ 为资本存量 k 和中间投入 m 的三阶多项式函数,通过对上式系数的估计,可以计算全要素生产率为:

$$\widehat{TFP}_{it} = va_{it} - \beta l_{it} - \hat{\theta} k_{it} \quad (6)$$

由于上市公司并没有公布增加值、中间投入和资本存量的准确数据,本文参照袁堂军(2009)^[37]、张海波(2017)^[8]等的方法来进行如下估算:

$$\text{增加值} = \text{固定资产投资} + \text{劳动者报酬} + \text{营业税及附加} + \text{主营业务净利润} \quad (7)$$

$$\text{中间投入} = \text{主营业务成本} + \text{销售、财务、管理费用} - \text{固定资产折旧} - \text{劳动者报酬} \quad (8)$$

资本存量采用永续盘存法进行计算,由于上市公司在上市时会进行资产清算和评估,本文采用上市公司在上市时报告的固定资产净额作为初始资本存量水平,投资数据则根据企业各年度固定资产原价的差值来衡量:

$$k_{it} = k_{it-1}(1 - \delta) + I_{it} \quad (9)$$

其中, k_{it} 和 k_{it-1} 分别是 i 企业在第 t 期和第 $t-1$ 期时的资本存量水平, δ 为折旧率,参照文献的一般做法以及国家统计局对工业企业固定资产核算的规定,折旧率取 5% 的水平(Perkins, 1988^[38]; 朱荃和张天华, 2015^[39])。

劳动投入采用员工人数来表示,劳动者报酬则使用支付给职工以及为职工支付的现金来表示。在实际计算中,式中的变量均采用对数的形式,增加值和固定资产存量、中间投入均使用对应价格指数调整为 2003 年可比价格。

2) 产能利用率(CU),从理论上讲,企业的产出应该维持在企业短期平均成本最低的地方,但现实中企业常常不能在最优水平上生产,产能过剩就是指企业的实际产出低于其最优产出,产能利用率不足 100% 的状态(Berndt 和 Morrison, 1981)^[40]。本文参照余东华和吕逸楠(2015)^[41]、张先锋等(2017)^[42]对上市公司产能过剩的估计方法,采用生产函数法来估计企业的潜在最大产出水平:第一步,设定生产函数为柯布-道格拉斯生产函数形式,采用普通最小二乘法分行业估计得到生产函数中的系数估计值;第二步,估计产出水平,计算残差,并取残差的最大值加到平均生产函数的常数项上,得到边界生产函数;第三步,由边界生产函数计算理论上的最大产出。最后,得到产能利用率:

$$CU_{it} = \frac{Y_{it}}{Y_{it}^*} \quad (10)$$

其中, CU 为企业的产能利用率水平, Y_{it} 为企业的实际产出水平,而 Y_{it}^* 则为企业的潜在最大产出水平。

3) 盈利能力(ROA),企业的盈利能力采用总资产收益率(ROA)来衡量,其计算方法为企业的税前利润与企业平均总资产之比,该指标集中反映了企业运用所支配的资产赚取利润的能力,是研究企业盈利能力最有代表性的指标之一,在学术研究和投资实务上都得到了广泛应用(Kusewitt, 1985^[43]; 李善民等, 2004^[44])。

(2) 解释变量,根据本文所使用的双重差分的模型设定,作为解释变量反映企业对外直接投资

状态变动的主要是三个虚拟变量： du_i 、 dt 和 $du_i \times dt$ 。其中， du_i 前的系数反映了分组差异对结果变量的影响， dt 前的系数反映了时间变动对结果变量的影响，而交叉项 $du_i \times dt$ 为本文关注的核心解释变量，实际反映的是对外直接投资企业的对外直接投资行为对其结果变量的影响，也就是对外直接投资这一“外生”变动所带来的处置效应 (Treatment Effect)。

(3) 控制变量，借鉴已有研究 (薛安伟, 2017^[45]; 张先锋等, 2017^[42])，选取如下变量作为控制变量：1) 企业规模 (*Size*)，用企业总资产对数表示；2) 资本密集度 (*LnKL*)，用固定资产与员工人数之比的对数来衡量；3) 资产负债率 (*Lev*)：用负债与资产之比来衡量；4) 海外业务收入 (*Emp*)，如果企业存在海外业务，该值为 1，否则为 0；5) 研发投入强度 (*R&D*)，采用研发费用与营业总收入之比衡量；6) 企业性质 (*SOE*)，用虚拟变量来衡量，国有企业取值为 1，非国有企业为 0；7) 企业年龄 (*Age*)，用当年年份与企业成立年份之差表示。

3. 数据来源与样本选择

本文对外直接投资事件数据分别来源于商务部公布的对外直接投资名录 (绿地投资) 和国泰安上市公司并购重组事件数据库 (跨国并购)。考虑到我国对外直接投资在近几年才开始迅猛发展，早期上市公司对外直接投资事件数量较少，同时为避免 2009 年国际金融危机可能对本研究因果识别产生的研究偏误，本文研究样本为 2010—2017 年内发生了海外投资的 A 股非金融类上市公司。其他财务数据和公司治理结构数据来源于国泰安和万得数据库。

将企业对外直接投资事件数据与上市公司财务数据匹配，获取了 983 家上市公司的投资事件，进一步筛选：(1) 删除 PT、ST 类型处理的企业；(2) 删除连续经营小于等于两年的企业；(3) 删除重要财务指标数据不全的企业；(4) 对连续型财务指标变量在 1% 和 99% 水平上进行缩尾处理。实验组包含 2010—2017 年，中国上市公司发起的 790 起对外直接投资事件，控制组包括了 1443 家未曾进行过海外投资的企业。对外直接投资分布的基本描述性结果如表 1 所示。

表 1 对外直接投资分布情况

	投资年度分布			投资区位分布		主要行业分布	
	并购	绿地	合计	地区	数量	行业	数量
2010	19	59	78	亚洲	373	计算机、通信及其它电子设备制造	108
2011	29	54	83	北美洲	142	电气机械及器材制造业	64
2012	25	92	117	欧洲	121	专用设备制造业	60
2013	33	72	105	拉丁美洲	79	化学原料及化学制品制造业	52
2014	17	121	138	大洋洲	42	医药制造业	51
2015	45	135	180	非洲	33	软件和信息技术服务业	46
2016	55		55			通用设备制造业	37
2017	34		34			汽车制造业	31
合计	257	533	790				

注：2016 年起，对外直接投资名录不再公布分支机构设立时间，因此绿地投资数据截至 2015 年

资料来源：本文根据商务部对外直接投资企业名录和国泰安上市公司并购重组数据库整理

四、实证研究结果

1. PSM 匹配结果分析

针对企业对外直接投资可能存在的“自选择”问题，参照 Rosenbaum 和 Rubin (1985)^[46] 提出的倾向得分匹配的操作方法，按投资概率为实验组企业匹配对照组。将企业进行对外直接投资 (OFDI) 的概率记为：

$$P = Pr\{OFDI_{it} = 1\} = f(Z_{it-1}) \quad (11)$$

其中, Z_{it-1} 为匹配变量, 包含了影响企业对外直接投资决策的因素。参照现有文献(毛其淋和许家云, 2016^[47]; 蒋冠宏, 2017^[19]), 本文的匹配变量包括企业年龄、资本密集度、规模、是否存在海外业务收入、企业产权性质。为了控制“自选择”问题所带来的内生性, 本文还进一步控制了全要素生产率的一阶滞后项。本文假定式中的 f 的函数形式为 Logistics, 即使用 Logit 回归估计得到每个企业发生对外直接投资的概率值, 然后采用 1:2 最近邻的匹配原则, 逐年为每一个处理组企业找到 2 个在对外直接投资概率上最相近的对照组企业。

表 2 中给出了匹配的平衡性检验结果, 从表中结果比较可以看出, 匹配之前, 实验组与对照组在全要素生产率等匹配变量上存在系统性差异, 对外直接投资并不是随机发生的, 但是在匹配之后, 这种差异不再存在, 因而就可以认为在对匹配变量进行控制后, 企业的对外直接投资决策是随机做出的, 与企业的其他特征无关, 从而适用双重差分方法。

表 2 匹配的平衡性检验结果(分年度, 以 TFP 为例)

匹配年份	匹配前			匹配后		
	实验组	对照组	t 值	实验组	对照组	t 值
2009	13.697	13.069	7.16***	13.697	13.651	0.32
2010	13.549	13.182	4.44***	13.549	13.609	-0.49
2011	13.547	13.225	4.27***	13.547	13.541	0.06
2012	13.333	13.210	1.50	13.333	13.397	-0.58
2013	13.489	13.294	2.74***	13.489	13.532	-0.55
2014	13.606	13.380	3.70***	13.606	13.631	-0.78
2015	13.604	13.493	1.04	13.604	13.614	-0.08
2016	13.603	13.476	1.72*	13.603	13.612	-0.12

注: 对外直接投资发生在 2010—2017 年, 匹配采用前一期的数据, 因此匹配年份为 2009—2016 年; **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著

资料来源: 本文整理

2. 初始回归结果分析

基于 PSM 得到的匹配样本, 依照式的模型设定, 分别对全要素生产率 TFP、产能利用率 CU 和盈利能力 ROA 进行了回归分析, 结果如表 3、表 4 和表 5 所示。

(1) 对全要素生产率的回归结果分析。本文首先以全要素生产率作为企业微观绩效的代理变量, 检验了对外直接投资对企业生产率提升的影响。表 3 中给出了回归结果。列(1)中只放入了三个双重差分虚拟变量, 列(2)则是引入了企业层面的控制变量, 列(3)在控制企业层面控制变量的基础上, 还控制了行业和地区固定效应, 列(4)则是进一步控制了年度固定效应。

从表 3 所报告的回归结果可以看到, 本文重点关注的双重差分解变量 $du \times dt$ 在各回归中的系数符号以及显著性水平基本稳定, 说明本文的回归结果稳健性较好。从第(4)列完整的回归结果可以看出, 双重差分估计量 $du \times dt$ 的系数在 5% 的水平上显著为正, 说明对外直接投资对企业全要素生产率有显著的促进作用, 验证了假设 H_1 。分组变量 du 的系数不显著, 也进一步表明了本文基于匹配的样本, 排除了对外直接投资企业与非对外直接投资企业在初始的生产率分布上的差异, 对外直接投资企业在投资后所得到的生产率的提升, 并不是其所在的分组所决定的, 而是由对外直接投资行为所带来的。

基于稳健性的考虑, 本文还在(3)式的模型基础上, 采用个体固定效应模型进行了重新的估计。表 3 的第(5)列和第(6)列给出了估计的结果, 其中, 第(5)列中除了企业层面的控制变量, 还加入了企业固定效应, 而第(6)列则是同时加入了企业固定效应和年度固定效应。从回归估计的

结果上看,核心解释变量的系数符号和显著性均没有显著的变化,控制变量的符号也与之前的模型基本一致,说明本文的模型设定是稳健可信的。

表 3 对全要素生产率影响的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>du × dt</i>	0.122 *** (2.821)	0.023 *** (3.231)	0.021 ** (2.327)	0.022 ** (2.329)	0.024 *** (2.739)	0.022 ** (2.144)
<i>Du</i>	0.182 *** (5.315)	0.022 * (1.732)	-0.003 (-0.103)	0.003 (0.348)		
<i>Dt</i>	0.487 *** (9.231)	-0.201 (-1.293)	-0.013 (-0.541)	-0.017 (-1.021)	-0.018 (-1.134)	-0.020 (-0.585)
常数项	11231 *** (16.134)	2.376 *** (18.755)	2.408 *** (18.821)	2.586 *** (18.991)	3.245 *** (14.962)	4.536 *** (16.275)
控制变量	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
行业固定效应	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>No</i>
区域固定效应	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>No</i>
个体固定效应	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
年份固定效应	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>
N	11487	11487	11487	11487	11487	11487
F	74.764	293.651	310.025	327.362	464.364	291.421
调整后 R ²	0.061	0.701	0.708	0.721	0.742	0.736

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著;括号内为根据企业层面聚类稳健标准误计算的 t 值;限于篇幅,企业层面的控制变量的回归系数没有报告,备索

资料来源:本文整理

(2)对产能利用率的回归结果分析。对外直接投资除了能提升企业的全要素生产率,将过剩产能进行转移,提高产能利用率也是我国企业进行对外直接投资的重要动机之一。因此,本文对对外直接投资对于企业产能利用率的影响也进行了实证分析,结果如表 4 所示。表中模型的设置方法与表 3 一致,从表 4 所报告的回归结果可以发现,总的来看,对外直接投资对于化解产能过剩具有一定的积极作用,假设 H₂ 得到了验证。

表 4 对产能利用率影响的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>
<i>du × dt</i>	0.013 ** (2.034)	0.012 * (1.769)	0.007 (1.371)	0.011 * (1.772)	0.013 * (1.698)	0.015 * (1.934)
<i>du</i>	0.009 (1.031)	0.007 (0.768)	0.005 (0.480)	0.001 (0.084)		
<i>dt</i>	0.007 (1.124)	-0.004 (-0.412)	-0.009 (-1.426)	-0.007 (-0.437)	-0.001 (-0.152)	-0.002 (-0.101)
常数项	0.382 *** (40.214)	-0.627 *** (-9.027)	-0.314 *** (-5.02)	-0.192 *** (-2.944)	0.267 *** (2.982)	1.284 *** (5.197)
控制变量	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
行业固定效应	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>No</i>
区域固定效应	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>No</i>

续表 4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>
个体固定效应	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
年份固定效应	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>
N	11487	11487	11487	11487	11487	11487
F	5.942	98.038	101.257	81.138	23.221	19.136
调整后 R ²	0.002	0.092	0.461	0.442	0.419	0.429

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著；括号内为根据企业层面聚类稳健标准误计算的 t 值；限于篇幅，企业层面的控制变量的回归系数没有报告，备索

资料来源：本文整理

(3)对盈利能力的回归结果分析。依据公式(3)的模型设定,本文也实证分析了对外直接投资对于总资产收益率的影响,结果如表 5 所示。从表 5 所报告的回归结果可以发现,对外直接投资对于企业的资产收益率并没有显著的促进作用,其原因可能在于有别于发达国家市场寻求动机的对外直接投资,我国对外直接投资主要以技术寻求为目的,专利技术、研发资源等很难在短期内影响企业的市场占有率和市场定价能力,因而在短期内可能对企业的资产收益率的作用较弱(蒋冠宏,2017)^[19]。从其他变量的影响来看,在匹配样本的基础上,控制组和实验组的基本特征较为接近,分组变量 *du* 的影响不显著;时间虚拟变量 *dt* 显著为负,反映了近年来我国上市公司资产收益率连年下降的基本事实。

表 5 对企业盈利能力的影响的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
<i>du</i> × <i>dt</i>	-0.235 (-1.753)	0.049 ** (2.316)	0.021 (1.123)	0.024 (1.231)	0.022 (1.304)	0.024 (1.290)
<i>du</i>	0.257 * (1.684)	0.127 (0.957)	0.097 (0.864)	0.087 (0.725)		
<i>dt</i>	-1.297 ** (-2.164)	-1.306 * (-1.893)	-1.231 (-1.531)	-1.205 (-1.378)	-0.536 ** (-2.245)	-0.517 *** (-3.907)
常数项	5.652 *** (49.795)	2.153 ** (2.314)	2.183 * (1.876)	2.462 ** (2.232)	19.836 *** (14.092)	18.024 *** (9.458)
控制变量	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
行业固定效应	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>No</i>
区域固定效应	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>No</i>
个体固定效应	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
年份固定效应	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>
N	11487	11487	11487	11487	11487	11487
F	83.491	292.163	46.084	38.974	139.238	93.024
调整后 R ²	0.025	0.221	0.271	0.282	0.279	0.357

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著；括号内为根据企业层面聚类稳健标准误计算的 t 值；限于篇幅，企业层面的控制变量的回归系数没有报告，备索

资料来源：本文整理

五、进一步讨论

1. 影响作用的滞后效应

对外直接投资是一项事关企业生存发展的重要决策,对企业绩效的影响具有长期性和一定的滞

后性。一方面,企业在进行对外直接投资后,会面临不同于原有状况的外部经营环境,内部组织结构也可能发生相应的变动,企业需要一定时间来调整生产经营方式,逐步适应新的环境;另一方面,企业绿地投资新建厂房、购买设备、招聘员工需要一定的时间,通过并购方式进入的对外投资也需要一定的时间完成资源的消化和整合,因此对外直接投资对于企业绩效的影响,具有一定的滞后性与持续性。本文借鉴温军和冯根福(2018)^[48]检验双重差分模型滞后效应的思路,将基准模型修改为如下动态形式:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 du_i + \delta du_i \times dt + \sum_{j=1}^7 \eta du_i \times dt_{-j} + \gamma X_{it} + \mu_{it} \quad (12)$$

其中, $du \times dt_{-j}$ 为一组虚拟变量,若当年为对外直接投资企业对外直接投资后的第 j 年时,该值取1,这一变量度量了对外直接投资滞后 j 期的作用效果,由于本文研究样本区间为2010—2017年,所以最高的滞后期数为7。依据以上模型,本文检验了对外直接投资对企业全要素生产率、产能利用率和盈利能力影响的滞后效应,回归结果如表6所示。

从表6的估计结果看,对外直接投资的当期值及滞后值的系数均始终为正值,说明对外直接投资对于企业全要素生产率的促进是具有持续作用的,具体观察第二列中的系数可以发现,对外直接投资当期水平的系数为0.007,滞后一期的系数为0.019,滞后两期的系数为0.013,而滞后三期的系数为0.011,滞后期的系数均至少在10%的显著性水平下显著,更高滞后期的系数则不再显著,说明对外直接投资对于全要素生产率的促进作用先增强后减弱,在对外直接投资的当年,对外直接投资的积极作用较弱,随着企业海外业务的逐步开展和与当地资源融合程度的加深,对外直接投资所带来的逆向溢出效应和学习效应开始出现,对外直接投资对于全要素生产率的促进作用逐步增强,当对外直接投资发生三年之后,企业海外部门经营日益成熟,企业获得的技术和管理经验等资源都存在边际递减效应,因此企业的生产率难以再获得持续的增长。

表6 滞后效应的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
<i>du</i>	0.117* (1.86100)	0.021 (0.962)	0.015** (2.314)	0.007* (1.789)	0.388* (1.782)	0.353 (1.632)
<i>du × dt</i>	0.042*** (4.549)	0.007** (1.995)	-0.002 (-0.324)	-0.014* (-1.712)	-0.308 (-1.425)	-0.088 (-0.671)
<i>du × dt₋₁</i>	0.041* (1.824)	0.019* (1.808)	0.013* (1.742)	0.013** (1.992)	-0.421** (-2.723)	-0.342* (-1.813)
<i>du × dt₋₂</i>	0.055** (2.309)	0.013** (2.204)	0.014** (2.300)	0.012* (1.793)	-0.139 (-0.527)	-0.097 (-0.561)
<i>du × dt₋₃</i>	0.054** (2.220)	0.011** (2.345)	-0.003 (-0.262)	0.014 (0.878)	0.012** (2.221)	0.011 (1.623)
<i>du × dt₋₄</i>	0.063** (2.079)	0.011 (1.530)	0.021 (1.271)	0.032 (0.453)	0.071** (2.132)	0.142** (2.451)
<i>du × dt₋₅</i>	0.018* (1.878)	0.024 (0.795)	-0.019 (-0.5437)	0.022 (0.786)	-0.161 (-0.433)	-0.014 (-0.143)
<i>du × dt₋₆</i>	0.023 (1.322)	0.008 (1.456)	0.057* (1.824)	0.372 (1.612)	0.363 (0.716)	0.207 (0.441)
<i>du × dt₋₇</i>	0.015 (0.421)	0.028 (0.006)	0.014 (0.024)	-0.009 (-0.312)	0.023 (0.332)	0.007 (0.149)
常数项	18.565 (121.028)	2.891*** (23.536)	1.319*** (19.975)	-0.153*** (-4.490)	7.4212*** (12.746)	3.235** (2.138)

续表 6

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
控制变量	No	Yes	No	Yes	No	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
区域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11487	11487	11487	11487	11487	11487
F	35.212	220.183	59.238	73.413	18.725	38.732
调整后 R ²	0.285	0.725	0.410	0.476	0.159	0.323

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著；括号内为根据企业层面聚类稳健标准误计算的 t 值；限于篇幅，企业层面的控制变量的回归系数没有报告，备索

资料来源：本文整理

列(3)和列(4)中则是对产能利用率的动态作用效果。从第(4)列中完整的回归结果来看，对外直接投资当期的系数为 -0.014，在 10% 的水平下显著，说明企业在发生对外直接投资的当年，产能利用率会出现一定程度的下降，这可能是企业为了进行海外投资决策，提前减少国内生产状况，集中资源用于海外投资。对外直接投资的一阶滞后和两阶滞后项显著为正，表明随着企业进行对外直接投资的效果逐渐显现，对外直接投资对产能利用率的作用开始显现，无论是通过产能的边际向外转移、出口引致需求还是由于逆向溢出和学习效应带来的生产效率的提升，都共同促进了国内企业产能水平的优化。滞后三期以后，系数不再显著，表明对外直接投资对于企业产能利用率的改善是存在一定作用期限的，随着时间的推移，对外直接投资带来的作用效果逐渐递减，而产能利用率的提升本身具有物理极限，因此，三年之后，对外直接投资对于产能利用率的作用逐步消退。

列(5)和列(6)则给出了对外直接投资对于盈利能力影响的滞后效应。从回归结果上看，对外直接投资发生的当期，企业的盈利能力出现了恶化，这是因为企业进行对外直接投资需要付出较大的固定成本投资，而收益则在短期内难以实现，且存在一定的波动风险，因此企业在对外直接投资发生之后，会出现盈利能力下降的趋势。这种趋势在投资发生之后的第二年更为显著，原因在于企业对外直接投资之后，为了推进项目进展，有效进行资源整合，需要持续的资源投入，并且随着投资项目的逐步进行，跨国投资所带来的制度、法律等方面难以提前预期的风险会进一步加大企业的持续经营和整合难度，因此对企业的盈利能力带来不利的影响(Mathur 等, 2001)^[34]。对外直接投资后的第三年，对外直接投资对于资产收益率的影响开始由负变正，说明经过两年的经营与整合，对外直接投资的积极效应开始显现，企业的盈利能力开始获得增长。

2. 影响作用的异质性检验

(1) 不同投资动机的影响。根据企业对具体交易信息的披露详情，本文将企业投资动机分为市场寻求型、技术寻求型、资源寻求型三种类别，分样本进行了匹配和回归，结果如表 7 所示。表 7 中前三列给出了以全要素生产率 TFP 为被解释变量的分样本估计结果，表明技术寻求动机的对外直接投资对于企业全要素生产率的作用最大，而资源寻求动机的作用次之，市场寻求动机的对外直接投资对企业的全要素生产率则没有明显的作用，因为技术寻求动机的对外直接投资直接并购专利技术或者通过与国外机构联合研发的形式获得技术转移，获得逆向溢出的效果最为直接，投资过程中的学习效应最为明显，因此更加能够促进对外直接投资企业全要素生产率的提升(蒋冠宏等, 2013)^[49]，而市场寻求型的对外直接投资主要从国际竞争效应和消费者需求升级等渠道间接促进效率提升，因此作用并不明显。

列(4)~列(6)中则是报告了以产能利用率为被解释变量的分样本回归结果，发现资源寻求动

机和市场寻求动机的对外直接投资有利于企业产能利用率的提升,而技术寻求动机的对外直接投资对于产能利用率的优化则没有显著的影响。以上分析结果也与我国依靠对外直接投资去产能的主要思路和做法相符合,一方面,通过市场寻求型的对外直接投资扩大市场,促进国内过剩产业产品的出口,通过外需的增加来降低国内过剩产能(杨振兵,2015^[23];刘航等,2016^[26]);另一方面,通过资源型的对外直接投资获取国外矿产油气等自然资源,开展国际产能合作,将国内过剩的初加工装备设备向外转移,实现资源就地提炼加工,延长国内大型开采设备的生命周期,优化产能利用水平(Wang等,2012^[50];温湖炜,2017^[51])。

列(7)~列(9)报告了以资产收益率为被解释变量的分样本回归结果。结果表明,市场寻求动机的对外直接投资能够较快地促进企业销量的增长,提高企业的市场占有率和定价能力,使得企业获得更好的盈利水平;而技术寻求动机和资源寻求动机在短期内难以对企业的市场表现带来直接的影响,因而对于企业盈利能力的作用并不明显。

表 7 不同投资动机的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	市场	技术	资源	市场	技术	资源	市场	技术	资源
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
<i>du × dt</i>	0.011 (0.274)	0.052* (1.745)	0.037* (1.787)	0.015* (1.892)	0.003 (0.451)	0.039** (1.907)	0.048** (2.132)	-0.014 (-0.368)	0.017 (1.502)
<i>du</i>	0.27 (0.783)	0.013 (0.282)	-0.002 (-0.014)	0.003 (0.222)	0.007 (0.746)	-0.018 (-1.218)	0.831*** (3.119)	0.073 (0.335)	-0.184 (-0.609)
<i>dt</i>	0.012 (1.348)	-0.024 (-1.215)	-0.062 (-1.029)	-0.011 (-1.236)	-0.023** (-2.315)	-0.029 (-1.574)	-1.427*** (-5.951)	-1.316*** (-6.031)	-1.508*** (-5.235)
常数项	3.202*** (10.214)	7.621*** (12.721)	4.972*** (6.554)	-3.827 (-0.101)	-1.212 (-0.7604)	2.239* (1.873)	3.296* (1.851)	2.258** (2.058)	6.772** (2.536)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
区域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4063	4392	2381	4063	4392	2381	4063	4392	2381
F	94.474	103.183	67.728	32.839	45.235	19.144	18.722	15.118	11.001
调整后 R ²	0.741	0.737	0.767	0.497	0.546	0.487	0.331	0.279	0.342

注:市场动机 275 起,技术动机 314 起,资源动机 150 起,另有 51 起未披露投资的具体情况,无法判断其动机,予以删除;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著;括号内为根据企业层面聚类稳健标准误计算的 t 值;限于篇幅,企业层面的控制变量的回归系数没有报告,备索

资料来源:本文整理

(2)不同进入模式的影响。本文依据投资进入模式的不同,将对外直接投资的企业样本划分为两类子样本,分别进行匹配和回归,结果如表 8 所示。

表 8 不同进入模式影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	并购	绿地	并购	绿地	并购	绿地
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
<i>du × dt</i>	0.024** (2.283)	0.011* (1.743)	0.003 (0.475)	0.012** (2.117)	0.335 (1.499)	0.101 (1.076)

续表 8

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	并购	绿地	并购	绿地	并购	绿地
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>CU</i>	<i>CU</i>	<i>ROA</i>	<i>ROA</i>
<i>du</i>	0.038 (0.345)	-0.032 (-0.432)	0.10 (0.373)	-0.003 (-0.332)	0.351* (1.700)	0.039 (1.322)
<i>dt</i>	-0.004 (-0.271)	0.001 (0.021)	-0.014 (-1.379)	-0.017 (-1.059)	-1.480* (-1.923)	-1.598*** (-3.539)
<i>Size</i>	0.328** (2.221)	0.435** (2.007)	0.139** (2.138)	0.049*** (15.406)	0.604*** (7.119)	0.934*** (6.542)
常数项	3.344*** (13.309)	2.432*** (16.935)	0.231*** (3.492)	-2.325** (-2.513)	4.323*** (3.132)	1.523 (1.323)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
区域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3860	7931	3860	7931	3860	7931
F	96.362	174.532	37.343	56.735	17.466	27.931
调整后 R ²	0.738	0.711	0.514	0.434	0.308	0.270

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著；括号内为根据企业层面聚类稳健标准误计算的 t 值；限于篇幅，企业层面的控制变量的回归系数没有报告，备索

资料来源：本文整理

表 8 中的列(1)和列(2)报告了以全要素生产率 *TFP* 为被解释变量的分样本匹配回归的结果。无论对于跨国并购还是绿地投资而言，对外直接投资都能够促进企业全要素生产率的提高，但是以跨国并购方式进入的对外直接投资的促进作用更大，显著性更强，列(3)和列(4)报告了以产能利用率为被解释变量的回归结果。相对于跨国并购的进入方式，以绿地投资进入东道国的对外直接投资更有利于国内产能利用率的提高，通过在东道国新建厂房，可以将国内落后的生产线转移到东道国，释放出国内的生产能力和要素，从而提高产能利用水平(Hijzen 等, 2011)^[52]。列(5)和列(6)则报告了以资产收益率 *ROA* 回归结果。与表 6 中的基准回归结果相一致，表明对于中国上市公司而言，无论采用怎样的进入模式，对外直接投资对于企业资产收益率的作用在短期内都难以发挥，表 6 中滞后效应检验的结果也表明只有随着企业出口增长和生产率提升等间接渠道，对外直接投资对于资产收益率的作用才可能逐步显现。

六、稳健性检验

为了确保实证研究结果的稳健，保证所得到的研究结论不因样本选择、变量衡量方式和估计方法等的改变而改变，本文对基准回归结果做了一系列的稳健性检验。

(1) 改变变量衡量方法。本文在正文中采用了 LP 方法来测度全要素生产率，为了保证结论的可靠，本文也参照 Akerberg 等(2015)^[53] 所提出的 ACF 方法，计算了企业全要素生产率，记为 *TFP1*；对于产能利用率的替代性衡量，则采用董敏杰等(2015)^[54] 所使用的基于 DEA 的测算方法，重新计算了企业的产能利用率，记为 *CU1*；对于企业盈利能力的衡量，参考薛安伟(2017)^[45] 的思路，采用净资产收益率(*ROE*)作为替代变量，进行稳健性检验。替换被解释变量后的回归结果如表 9 所示。主要结论并没有因被解释变量的衡量方式的改变而发生改变，表明本文对于企业的全要素生产率、产能利用率和盈利能力的衡量方式是合理的，所得到的基础结论是科学稳健的。

表 9 稳健性检验:改变变量的衡量方法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>TFP1</i>	<i>TFP1</i>	<i>CU1</i>	<i>CU1</i>	<i>ROE</i>	<i>ROE</i>
<i>du × dt</i>	0.055 ** (2.328)	0.044 * (1.819)	0.083 *** (3.093)	0.047 ** (2.167)	-0.006 (-0.025)	0.068 (0.328)
<i>du</i>	-0.057 ** (-2.563)	-0.032 (-1.547)	0.064 *** (2.899)	-0.021 (-0.788)	0.782 *** (3.027)	0.183 (0.742)
<i>dt</i>	-0.135 *** (-5.702)	-0.071 *** (-4.396)	0.034 (1.574)	-0.031 (-1.498)	-0.462 * (-1.875)	-0.956 *** (-3.572)
常数项	11.243 *** (115.020)	6.634 *** (37.563)	0.097 (1.231)	-2.657 *** (-18.234)	12.723 *** (13.825)	-6.263 *** (-3.012)
控制变量	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>	<i>No</i>	<i>Yes</i>
行业固定效应	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
区域固定效应	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
年份固定效应	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
N	11487	11487	11487	11487	11487	11487
F	24.424	41.138	10.641	37.351	11.541	16.836
调整后 R ²	0.207	0.325	0.101	0.298	0.104	0.158

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著;括号内为根据企业层面聚类稳健标准误计算的 t 值;限于篇幅,企业层面的控制变量的回归系数没有报告,备索

资料来源:本文整理

(2)改变匹配方式。为了证明本文的结论不受匹配方法选择的影响,采用 1:1 最近邻匹配和 Kernel 核匹配来进行稳健性检验,基于新的匹配样本所得到的回归结果如表 10 所示。从表中可以看出,无论是采用 1:1 最近邻匹配还是 Kernel 核匹配来选择样本,最终的双重差分回归结果均表明对外直接投资对于企业的全要素生产率和产能利用率有显著的正向影响,对于盈利能力的促进作用不显著,本文结论并没有发生变化。

表 10 稳健性检验:改变匹配方法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	1:1 最近邻匹配			核匹配		
	<i>TFP</i>	<i>CU</i>	<i>ROA</i>	<i>TFP</i>	<i>CU</i>	<i>ROA</i>
<i>du × dt</i>	0.051 ** (2.075)	0.012 * (1.782)	0.075 (1.032)	0.024 * (1.782)	0.013 *** (2.721)	-0.832 * (-1.708)
<i>du</i>	0.011 (0.203)	0.007 (0.633)	0.152 (1.371)	0.067 * (1.785)	-0.007 (-0.203)	0.349 ** (2.124)
<i>dt</i>	-0.080 (-1.084)	-0.003 (-0.466)	-0.421 ** (-1.989)	0.050 (1.278)	-0.103 * (-1.721)	-0.347 * (-1.784)
常数项	1.351 *** (19.396)	2.465 ** (2.031)	-0.139 (-0.194)	3.488 *** (22.232)	1.392 ** (2.132)	2.464 * (1.732)
控制变量	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
行业固定效应	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
区域固定效应	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
年份固定效应	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
N	8324	8324	8324	143238	14328	14328
F	190.382	63.432	32.325	261.839	84.253	46.821
调整后 R ²	0.722	0.461	0.307	0.711	0.443	0.294

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著;括号内为根据企业层面聚类稳健标准误计算的 t 值;限于篇幅,企业层面的控制变量的回归系数没有报告,备索

资料来源:本文整理

(3)改变模型的设定。初始回归中(如表3、表4和表5所示),本文通过引入企业层面的控制变量、行业固定效应、地区固定效应和年份固定效应来尽量控制企业层面的异质性,避免遗漏变量等问题的影响,参照 Desbordes 和 Wei(2017)^[55]方法,本文也采用同时控制个体固定效应和年度固定效应的双固定模型,对本文的基准实证模型进行了稳健性检验。表3、表4和表5中最后两列的回归结果表明,核心解释变量的系数和显著性水平在各个模型之间都是相对稳定的,控制变量的符号也没有发生根本性的变化,说明本文所选择的模型是稳健的,不因模型设定和估计方法的改变而发生改变。

七、结论及政策含义

伴随着中国对外开放程度的逐步加深,越来越多的中国企业“走出去”进行对外直接投资,中国企业对外直接投资的绩效问题也越来越受到关注。本文利用2010—2017年中国上市公司对外直接投资事件数据,运用倾向得分匹配的方式,找出与对外直接投资企业最相近的对照组企业,然后根据双重差分法的原理,研究了对外直接投资对企业的绩效究竟产生何种影响。

研究表明:(1)对外直接投资促进了我国企业全要素生产率的提升和产能利用率的优化,但是对于企业盈利能力的影响并不显著;(2)对外直接投资对企业绩效的影响存在滞后性和动态性,对外直接投资对于全要素生产率的促进作用先增强后减弱,对于产能利用率的影响存在一年的滞后,促进作用可以持续到第三年,对于企业盈利能力的影响在前两年为负,之后逐步转变为正;(3)就投资动机而言,技术寻求动机的对外直接投资对全要素生产率的促进作用最显著,而资源寻求动机和市场寻求动机的对外直接投资能够促进产能利用率的改善,只有市场寻求动机的对外直接投资对企业的盈利能力存在积极的影响;(4)就进入模式而言,跨国并购能够促进企业全要素生产率的提升和盈利状况改善,而绿地投资进入的对外直接投资对于产能利用率提高的作用更加明显。

本文的研究为分析对外直接投资对我国产业结构升级的作用效果提供了微观证据,检验了对外直接投资对企业绩效的影响方式和作用程度,并进一步指出了这种作用的动态性和异质性,本文的研究对于政府出台对外直接投资政策,促进企业更好地“走出去”,充分发挥对外直接投资对于我国企业绩效提升和结构转型的积极作用具有如下一些启示:(1)对外直接投资对企业绩效提升、产业结构转型升级的影响并非立即显现,短期对企业盈利能力的改善效果不显著。政府应探索建立支持企业对外直接投资的长效机制,加强对于企业投资动机和投资方式选择的引导,防范短期投机性资本流动,鼓励真正具有投资优势的企业进行长期投资。(2)本文的研究结论表明,对外直接投资取得领先技术,可以提高企业的全要素生产率。我国应利用发达国家“制造业回流”战略时机,促进有条件的相关企业通过跨国并购先进技术、建立海外研发中心、联合研发等方式融入发达国家的科技创新的集群网络,通过研发资源消化吸收、研发成果返回和研发人员双向交流等方式,不断学习和吸收发达国家先进的科学技术和管理经验,融入全球研发创新的产业链条,从而促进国内产业结构的升级。(3)在供给侧改革的战略背景下,通过国际产能合作促进边际产业转移对于实现产业结构升级、实现新旧动能持续转化,具有重要的战略意义。当前,全球产业格局分布面临着再调整和再平衡,应当抓住这一历史机遇,以“一带一路”建设为抓手,深化与沿线国家和地区的国际产能合作,促进互联互通相关基础设施建设,优先推动国内过剩产业向外转移,最终释放国内优势资源,促进国内高新技术产业、战略新兴产业和现代服务业等新兴产业发展。此外,还要提升资源寻求型对外直接投资的投资水平和投资效率,促进资源的就地初加工和转化,带动国内装备、技术和标准出口,鼓励有条件的企业实现产业链的全球分布,将开采、冶炼等高污染高能耗的生产

环节布局在成本更低的发展中国家,推动国内总部在技术研发、全球资源整合和营销管理等环节上加速发展。

参考文献

- [1] 杨连星,沈超海,殷德生. 对外直接投资如何影响企业产出[J]. 北京:世界经济,2019,(4):77-100.
- [2] 蒋冠宏,蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应”[J]. 北京:经济研究,2014,(5):160-173.
- [3] 李磊,白道欢,洗国明. 对外直接投资如何影响了母国就业?——基于中国微观企业数据的研究[J]. 北京:经济研究,2016,(8):144-158.
- [4] 刘海云,聂飞. 中国制造业对外直接投资的空心化效应研究[J]. 北京:中国工业经济,2015,(4):83-96.
- [5] 顾露露,Robert R. 中国企业海外并购失败了吗?[J]. 北京:经济研究,2011,(7):116-129.
- [6] 刘柏,梁超. 董事会过度自信与企业国际并购绩效[J]. 北京:经济管理,2017,(12):73-88.
- [7] 蒋冠宏,蒋殿春. 中国工业企业对外直接投资与企业生产率进步[J]. 北京:世界经济,2014,(9):53-76.
- [8] 张海波. 对外直接投资能促进我国制造业跨国企业生产率提升吗——基于投资广度和投资深度的实证检验[J]. 北京:国际贸易问题,2017,(4):95-106.
- [9] Melitz M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*,2003,71,(6):1695-1725.
- [10] Helpman E, Melitz M J, Yeaple S R. Export Versus FDI with Heterogeneous Firms[J]. *American Economic Review*,2004,94,(1):300-316.
- [11] Smarzynska Javorcik B. Does Foreign Direct Investment Increase The Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers Through Backward Linkages[J]. *American Economic Review*,2004,94,(3):605-627.
- [12] Li L, Liu X, Yuan D, et al. Does Outward FDI Generate Higher Productivity for Emerging Economy Mnes? Micro Level Evidence From Chinese Manufacturing Firms[J]. *International Business Review*,2017,26,(5):839-854.
- [13] Danquah M, Moral-Benito E, and Ouattara B. TFP Growth and Its Determinants: A Model Averaging Approach[J]. *Empirical Economics*,2014,47,(1):227-251.
- [14] Du L, Harrison A, and Jefferson G H. Testing for Horizontal and Vertical Foreign Investment Spillovers in China, 1998-2007[J]. *Journal of Asian Economics*,2012,23,(3):234-243.
- [15] Hamida L B. Outward R&D Spillovers in The Home Country: The Role of Reverse Knowledge Transfer[M]. Emerald Publishing Limited,2017.
- [16] Van Biesebroeck J. Exporting Raises Productivity in Sub-Saharan African Manufacturing Firms [J]. *Journal of International Economics*,2005,67,(2):373-391.
- [17] Feenstra RC, Li Z, and Yu M. Exports and Credit Constraints Under Incomplete Information: Theory and Evidence From China [J]. *Review of Economics and Statistics*,2014,96,(4):729-744.
- [18] 毛其淋,许家云. 中国企业对外直接投资如何影响了员工收入?[J]. 南京:产业经济研究,2014,(6):50-59.
- [19] 蒋冠宏. 我国企业跨国并购真的失败了吗?——基于企业效率的再讨论[J]. 北京:金融研究,2017,(4):46-60.
- [20] Kojima K. Direct Foreign Investment: A Japanese Model of Multinational Business Operations[J]. *Review of World Economics*,1978,151,(3):433-460.
- [21] 刘海云,聂飞. 中国 OFDI 动机及其对外产业转移效应——基于贸易结构视角的实证研究[J]. 北京:国际贸易问题,2015,(10):73-86.
- [22] Barrios S, Görg H, and Strobl E. Foreign Direct Investment, Competition and Industrial Development in The Host Country[J]. *European Economic Review*,2005,49,(7):1761-1784.
- [23] 杨振兵. 对外直接投资、市场分割与产能过剩治理[J]. 北京:国际贸易问题,2015,(11):121-131.
- [24] Li J, Strange R, Ning L, et al. Outward Foreign Direct Investment and Domestic Innovation Performance: Evidence from China[J]. *International Business Review*,2016,25,(5):1010-1019.
- [25] 顾雪松,韩立岩,周伊敏. 产业结构差异与对外直接投资的出口效应——“中国—东道国”视角的理论与实证[J]. 北京:经济研究,2016,(4):102-115.
- [26] 刘航,李平,杨丹辉. 出口波动与制造业产能过剩——对产能过剩外需侧成因的检验[J]. 北京:财贸经济,2016,(5):91-105.
- [27] Hymer S H. The International Operations of National Firms, A Study of Direct Foreign Investment[M]. Massachusetts Institute of Technology,1960.

- [28] Hoskisson R E, and Hitt M A. Antecedents and Performance Outcomes of Diversification: A Review and Critique of Theoretical Perspectives[J]. *Journal of Management*, 1990, 16, (2): 461 – 509.
- [29] Datta D K, Musteen M, and Basuil D A. Influence of Managerial Ownership and Compensation Structure on Establishment Mode Choice: The Moderating Role of Host Country Political Risk[J]. *Management International Review*, 2015, 55, (5): 593 – 613.
- [30] Georgopoulos A, and Preusse H G. Cross-Border Acquisitions Vs. Greenfield Investment: A Comparative Performance Analysis in Greece[J]. *International Business Review*, 2009, 18, (6): 592 – 605.
- [31] Hennart J F, and Park Y R. Greenfield Vs. Acquisition: The Strategy of Japanese Investors in The United States[J]. *Management Science*, 1993, 39, (9): 1054 – 1070.
- [32] Mcvea J F. A Field Study of Entrepreneurial Decision-Making and Moral Imagination[J]. *Journal of Business Venturing*, 2009, 24, (5): 491 – 504.
- [33] Dikova D, and Van Witteloostuijn A. Foreign Direct Investment Mode Choice: Entry and Establishment Modes in Transition Economies[J]. *Journal of International Business Studies*, 2007, 38, (6): 1013 – 1033.
- [34] Mathur I, Singh M, and Gleason K C. The Evidence from Canadian Firms on Multinational Diversification and Performance[J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2001, 41, (4): 561 – 578.
- [35] 谢伟, 宋林. 对外直接投资与高管薪酬——来自中国上市公司的证据[J]. *合肥: 华东经济管理*, 2018, (11): 136 – 145.
- [36] Levinsohn J, and Petrin A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70, (2): 317 – 341.
- [37] 袁堂军. 中国企业全要素生产率水平研究[J]. *北京: 经济研究*, 2009, (6): 52 – 64.
- [38] Perkins D H. Reforming China's Economic System[J]. *Journal of Economic Literature*, 1988, 26, (2): 601 – 645.
- [39] 朱荃, 张天华. 中国企业对外直接投资存在“生产率悖论”吗——基于上市工业企业的实证研究[J]. *北京: 财贸经济*, 2015, (12): 103 – 117.
- [40] Berndt E R, and Morrison C J. Capacity Utilization Measures: Underlying Economic Theory and An Alternative Approach[J]. *The American Economic Review*, 1981, 71, (2): 48 – 52.
- [41] 余东华, 吕逸楠. 政府不当干预与战略性新兴产业产能过剩——以中国光伏产业为例[J]. *北京: 中国工业经济*, 2015, (10): 53 – 68.
- [42] 张先锋, 蒋慕超, 刘有璐. 化解过剩产能的路径: 出口抑或对外直接投资[J]. *北京: 财贸经济*, 2017, (9): 63 – 78.
- [43] Kusewitt Jr J B. An Exploratory Study of Strategic Acquisition Factors Relating to Performance[J]. *Strategic Management Journal*, 1985, 6, (2): 151 – 169.
- [44] 李善民, 曾昭灶, 王彩萍. 上市公司并购绩效及其影响因素研究[J]. *北京: 世界经济*, 2004, (9): 60 – 67.
- [45] 薛安伟. 跨国并购提高企业绩效了吗——基于中国上市公司的实证分析[J]. *成都: 经济学家*, 2017, (6): 88 – 95.
- [46] Rosenbaum P R, and Rubin D B. Constructing A Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate The Propensity Score[J]. *The American Statistician*, 1985, 39, (1): 33 – 38.
- [47] 毛其淋, 许家云. 中国对外直接投资如何影响了企业加成率: 事实与机制[J]. *北京: 世界经济*, 2016, (6): 77 – 99.
- [48] 温军, 冯根福. 风险投资与企业创新: “增值”与“攫取”的权衡视角[J]. *北京: 经济研究*, 2018, (2): 185 – 199.
- [49] 蒋冠宏, 蒋殿春, 蒋昕桐. 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[J]. *北京: 管理世界*, 2013, (9): 44 – 54.
- [50] Wang C, Deng Z, Kafouris M I, et al. Reconceptualizing The Spillover Effects of Foreign Direct Investment: A Process-Dependent Approach[J]. *International Business Review*, 2012, 21, (3): 452 – 464.
- [51] 温湖炜. 中国企业对外直接投资能缓解产能过剩吗——基于中国工业企业数据库的实证研究[J]. *北京: 国际贸易问题*, 2017, (4): 107 – 117.
- [52] Hijzen A, Jean S, and Mayer T. The Effects at Home of Initiating Production Abroad: Evidence from Matched French Firms[J]. *Review of World Economics*, 2011, 147, (3): 457.
- [53] Akerberg D A, Caves K, and Frazer G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. *Econometrica*, 2015, 83, (6): 2411 – 2451.
- [54] 董敏杰, 梁泳梅, 张其仔. 中国工业产能利用率: 行业比较、地区差距及影响因素[J]. *北京: 经济研究*, 2015, (1): 84 – 98.
- [55] Desbordes R, and Wei S J. The Effects of Financial Development on Foreign Direct Investment[R]. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, 2017.

Outward Foreign Direct Investment and Enterprise Performance Improvement: Evidence from A-share Listed Companies

SONG Lin^{1,3}, ZHANG Dan^{1,2}, XIE Wei¹

(1. School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an, Shaanxi, 710061, China;

2. School of Economics and Management, Xi'an University of Technology, Xi'an, Shaanxi, 710054, China;

3. Innovation-driven and Industrial Upgrading Research Center, Xi'an, Shaanxi, 710061, China)

Abstract: In recent years, along with the deepening of China's opening up to the outside world, China's outward foreign direct investment has developed at an average annual rate of 29%, the scale of investment has continued to increase, the investment area covers the whole world and the investment sectors has continued to expand, China has become a backbone that cannot be ignored in the flow of international direct investment. At the same time, domestic economic development has undergone profound changes. The extensive development mode that relied on the advantages of labor and resource costs is difficult to sustain and the upgrading of the industrial structure faces internal and external pressures.

While marveling at the rapid development of China's outward foreign direct investment, more and more scholars have begun to pay attention to the impact of foreign direct investment on the domestic economy, especially in the context of China's economic transition from high-speed growth to high-quality development. Existing researches have pointed out that outward foreign direct investment can expand the scale of the production and export, produce positive abnormal returns in the short terms and non-negative abnormal returns in long term, and have a significant positive effect on the firms' performance. However, there is no clear definition for the performance of the outward direct investment enterprises, this paper holds that the performance improvement brought by outward foreign direct investment should not only refer to the stock market value, but also refer to the market power obtained at the production level, which can be reflected in the efficiency improvement obtained through "reverse spillover" and also be reflected in the improvement of productivity utilization rate brought about by the reorganization of factors after the marginal transfer of industries through outward foreign direct investment. Therefore, this paper mainly evaluates the micro-impact of outward foreign direct investment on the performance of the performance from three aspects, which are total factor productivity, profitability and capacity utilization of the invested enterprises.

Based on the data of A-share listed companies from 2010 to 2017, using the propensity score matching and difference in difference method, this paper estimated the effect of outward foreign direct investment on the total factor productivity, profitability and capacity utilization of the invested enterprises. The research finds that: (1) Outward foreign direct investment promotes the improvement of total factor productivity and capacity utilization, but the impact on profit is not significant; (2) the impact of outward foreign direct investment on firm performance is lagging and dynamic. The promotion of total factor productivity presents an inverted U-shaped, the impact on capacity utilization has a one-year lag and can last until the third year. The impact on corporate profitability is negative in the first two years, then gradually turned positive; (3) In terms of investment motives, technology-seeking outward foreign direct investment has the most significant effect on total factor productivity, while resource seeking and market-seeking investment can promote capacity utilization. Only the market seeking investment has a positive impact on profitability; (4) In terms of entry mode, cross-border mergers and acquisitions promote the total factor productivity and profitability, while greenfield investment promotes capacity utilization.

This paper makes three contributions to the literature. (1) This paper includes the two main investment forms of China's outward foreign direct investment and compares the difference between them, which helps to the better understanding of the micro mechanism of the effect. (2) There is little research about the impact path of the outward foreign direct investment on the performance, this paper analyses the dynamic mode and heterogeneity of this effect, which helps to evaluate the actual performance of China's outward FDI more comprehensively and scientifically. (3) This paper adopts the propensity score matching and difference in difference methods and deals with the endogenous problem well, which helps to guarantee the robust of the result.

The research of this paper helps to rationally understand the development of China's outward foreign direct investment, objectively evaluate the performance and role of outward foreign direct investment, but also further promote the healthy development of China's outward foreign direct investment and promote the upgrading of industrial structure.

Key Words: OFDI; total factor productivity; capacity utilization; profitability

JEL Classification: F21, L25, M11

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2019.09.004

(责任编辑: 闫 梅)