外资并购对中国企业产能利用率的影响

毛其淋 干 澍

摘要: 改革开放 40 年来,中国外资并购频繁发生,对经济增长做出了积极的贡献。然而伴随中国经济的高速发展,产能过剩问题日益凸显。本文基于 1998—2007 年中国企业数据,采用 PSM-DID 方法系统地研究了外资并购对中国企业产能利用率的影响及作用机制。实证结果表明,外资并购显著促进了企业产能利用率的提高; 影响机制检验发现,出口扩张、研发创新和生产效率是外资并购提升企业产能利用率的重要途径; 进一步的动态效应估计显示,外资并购后五年内对企业产能利用率具有显著的促进作用,且该效应呈 "倒 U 型"动态变化特征。此外,本文还考察了外资并购对企业产能利用率的异质性影响,发现外资并购对内陆地区企业、高资本密集度企业和高融资约束企业产能利用率提高的促进作用更大。本文最后采用面板分位数回归方法检验了外资并购的产能利用率效应在不同产能水平企业之间的差异性,发现外资并购在更大程度上提升了落后产能企业的产能利用率。以上研究意味着,外资并购有助于缩小企业间产能利用率差距,这对于减少社会资源浪费、提高资源配置效率以及推动产业结构转型升级具有重要的作用。

关键词:外资并购;内资并购;产能利用率;匹配 [中图分类号] F27 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 1-0113-17 DOI:10.13510/j.cnki.jit.2022.01.007

引言

自改革开放以来,中国坚持对外开放的基本国策,积极施行"引进来"政策,吸引了大量的外商直接投资。国家发改委和商务部先后六次修订了《外商投资产业指导目录》,并于 2019 年单独发布了《鼓励外商投资产业目录》,将鼓励条目从1997 年的 185 条扩展到 2019 年的 415 条,这一举措取得了显著的效果,中国持续放松外资管制,外资企业大量涌入,外商直接投资额迅猛增加。另外,由于中国市

[[]收稿日期] 2021-03-27

[[]基金项目] 国家自然科学基金项目 "贸易开放与我国制造业产能利用率: 因果效应、机制及对策研究" (72073074); 南开大学文科发展基金项目 "外资政策动态调整与中国制造业产能过剩问题研究" (ZB21BZ0203); 南开大学文科发展基金项目 "贸易保护、反倾销与制造业多产品企业出口行为研究" (ZB21BZ0302); 2021 年度高端科技创新智库青年项目 "互联网发展对中国劳动力市场的影响研究" (2021109)

[[]作者信息] 毛其淋: 南开大学跨国公司研究中心、经济学院教授、博士生导师,电子信箱 maoqilin@ nankai. edu. cn; 王澍: 清华大学经济管理学院博士研究生

场的发展愈加完善,外商直接投资的形式呈现出了由绿地投资转向外资并购的趋势。外资并购金额从 2001 年的 23.66 亿美元增长至 2013 年的 310.66 亿美元,其占外商直接投资的比例从入世之初的 5.05%跃升至 2013 年的 25.07%^①。

然而,伴随着中国经济的高速发展,产能过剩问题日益凸显,已经成为严重困扰中国经济可持续增长的深层次难题(包群等,2017)^[1]。毫无疑问,提高产能利用率是解决产能过剩问题的核心所在和根本出路。一个很自然且很重要的问题是,中国持续增长的外资并购是否会影响制造业企业产能利用率?如果是的话,那么背后可能的传导机制是什么?尽管中国外资并购对企业创新(杜威剑和李梦洁,2016)^[2]、生产率(吕若思等,2017^[3];蒋殿春和谢红军,2018^[4])的影响引起了部分学者的关注,然而,目前尚未有文献关注外资并购究竟是否以及如何影响中国企业产能利用率。就这一问题进行深入研究,对于从外资并购视角助力化解中国制造业产能过剩问题以及系统评估外资并购的经济绩效,无疑具有一定的理论价值与现实意义。

从理论上看,外资并购可能通过多种渠道影响企业产能利用率。首先,外资并购可以加强目标企业与国外市场的联系,促进企业出口(Wang and Wang, 2015) [5], 进而扩大企业规模、释放过剩产能,提高企业产能利用率。其次,外资并购可以缓解企业面临的融资约束(Manova et al., 2015^[6]; Wang and Wang, 2015),提高创新水平,生产差异化产品,从而有利于扩大市场需求和促进企业产能利用率的提升。再次,外资并购可以带来先进技术、组织管理和品牌效应,并调整企业生产结构,有利于提高目标企业的生产率(Arnold and Javoreik, 2009^[7]; 吕若思等,2017; 蒋殿春和谢红军,2018),从而帮助企业规避风险、减少投资失误和合理扩张市场,最终也会对企业产能利用率的提升产生积极的作用。

基于上述理论与现实背景,本文利用中国大型微观数据系统地研究外资并购对中国企业产能利用率的影响及其传导机制。与既有的文献相比,本文的边际贡献主要体现在如下三个方面:第一,本文从多角度考察了外资并购对中国企业产能利用率的影响效应,不仅丰富了评估中国外资并购经济效应的研究,而且有助于更全面地认识中国制造业产能利用率变化的决定因素,还可以为化解产能过剩问题提供决策参考。第二,本文采用基于倾向得分匹配的倍差法(PSM-DID)准确识别了外资并购对制造业企业产能利用率的影响效应,解决了样本自选择和内生性问题;另外,本文除了使用传统的PSM方法外,还使用了处理高维度数据的熵平衡法,保留了全部的样本信息,有助于减小估计偏误。第三,本文从出口扩张、研发创新和生产效率三个角度系统且深入地检验了外资并购对制造业企业产能利用率的作用途径,深入挖掘了这一问题背后的机理,同时探究发现该作用效果随时间变化表现为"倒U型"。此外,本文还通过使用面板分位数回归进一步考察了不同产能利用率企业间外资并购的经济效应差异,这对于今后制定差异化的外资并购政策以有效化解制造业产能过剩也具有一定的政策启示。

①数据来源: 联合国贸易和发展会议 (UNCTAD) https://unctad.org/topic/investment/world-investment-report。

一、理论分析与研究假说

外资并购使企业的所有权性质由内资企业转变为外资企业,这一过程最直接的影响是使目标企业与国外市场的联系更加密切。外资进入的同时,会为目标企业带来大量有关国外市场的信息,增强了国内企业与国外市场的沟通,有助于建立出口销售网络,进而促进目标企业出口。其次,由于出口存在大量的固定成本,因此相比于内销企业,出口企业通常需要更多的外部融资支持(Greenaway and Kneller,2007^[8]; Eaton et al.,2011^[9]);外资并购可以使企业从国外市场中获得资本,或者依靠母公司获得资金援助(Manova et al.,2015),缓解了企业面临的融资约束问题,进而有利于提高企业的出口概率及出口规模(Wang and Wang,2015)。而出口扩张可能有助于促进产能利用率的提高,这是因为:其一,由于企业进入国际市场带来外部需求增加,企业可以通过出口将过剩产品转移到其他国家,从而较不容易出现产能过剩问题;其二,出口贸易增加通常会引致企业生产规模扩大,为了满足生产规模扩张的需要,企业会提高机器使用效率,生产更多产品供应海外市场,也有利于产能利用率的提高;其三,企业在进入国际市场后,会面临更加严峻的竞争环境,迫使企业提高出口产品质量(Harding and Javorcik,2012) [10],进一步提高产品竞争力,使得国际市场需求相应增加,企业的产能利用率也将随之提高(张皓,2018) [11]。

此外,研发创新能力是一个企业能否长期生存的重要因素,它的提升也有利于提高企业产能利用率。在激烈的竞争市场中,消费者的偏好持续变化且不断升级,逐渐呈现出多元化和个性化的特征。企业只有实时掌握市场信息,通过产品创新的方式将消费者偏好等市场信息融入生产过程中,才能扩大市场需求份额(Tsai et al. , 2011) [12] ,从而提高产能利用率并缓解市场需求不足带来的产能过剩问题。同时,企业在产品外观设计、工艺流程等方面的创新也会提高市场的认可度,有助于企业抢占市场份额,提高创新产品占领市场的时间,进而也有利于提高其产能利用率。而外资并购可以有效促进企业研发创新水平的提高,具体而言:一方面,企业通过吸收外资,以低廉的成本接触到先进的科学技术和生产工艺,提高科研创新水平(Aghion et al. , 2009) [13];另一方面,由于创新活动往往持续周期长,需要较高的资金投入,如果企业缺乏内部流动资金或外部融资条件,则难以持续稳定地进行创新(Czarnitzki and Hottenrott , 2011) [14] ,在这种情形下,外资并购带来的资金援助可以在一定程度上满足企业的资金需求(Manova et al. , 2015),进而有利于促进被并购企业的研发创新(杜威剑和李梦洁,2016)。

通常而言,外资企业自身具备所有权优势和无形资产优势,包括先进技术、品牌效应、生产理念、关系网络和组织管理形式等(Dunning and Rugman, 1985) [15]。并购可以将这些优势引入目标企业,有利于提高目标企业的生产率(蒋殿春和谢红军,2018)。另外,外资进入还可能调整目标企业的生产结构,例如解雇低技能冗余工人、吸引熟练劳动力、支付效率工资以吸引高技术劳动力、增加进口投入品比例等,这些在提高产品质量的同时提升了企业生产率(Arnold and Javorcik,2009)。而生产率高的企业往往面临更广阔的市场需求,具备更完善且具有弹性的生产体系。在市场需求出现波动及不确

定性时,高生产率企业为了规避风险会选择谨慎投资,已有设备的产能利用率则相应提高。当市场稳定、不确定性较低时,高生产率企业则会扩张市场,从而淘汰低效率及劣势企业,合理化市场结构,有效保持产能利用率处于合意区间,进而避免产能过剩问题(徐朝阳和周念利,2015)^[16]。此外,生产率高的企业通常具备较高的信息化水平,可以通过先进的信息技术等渠道对市场情况进行调查研究和经济分析,能够准确把握投资时机、减少投资失误,从而退出投资"潮涌"大军,有效地规避产能过剩,提高产能利用率水平(王永进等,2017)^[17]。

基于以上分析,本文提出以下研究假说。

假说 1: 在其他条件不变的情况下,外资并购有利于提高目标企业产能利用率。

假说 2: 出口扩张、研发创新和生产效率可能是外资并购提升目标企业产能利用率的重要途径。

二、实证策略、指标与数据

(一) 实证策略

本文旨在考察外资并购对企业产能利用率的影响,为了有效地估计二者间的因果关系,本文采用 PSM-DID 方法进行计量分析。在本文的基准实证回归中,研究样本期设定为 1998—2007 年,因此本文将 1998 年为内资企业,且在 1999—2007 年发生外资并购的企业设定为处理组;将 1998 年为内资企业,且在 1999—2007 年发生内资并购的企业为对照组。由于外资对目标企业的选择往往不是随机的,因而在并购发生前,外资并购企业和内资并购企业在企业特征上可能存在显著差别,即外资并购具有"掐尖效应"(Cherry Picking),这会导致严重的自选择问题。为此,我们使用 Rosenbaum 和 Rubin(1985) [18] 的倾向得分匹配法(PSM)进行匹配,具体采用最近邻匹配方法为处理组挑选与其匹配变量特征一致的企业作为对照组。企业是否被外资并购的概率可表述为:

$$P = \Pr\{Treat_{ii} = 1\} = \Phi\{Z_{ii-1}\}$$
 (1)

其中, $Treat_{ii}$ 表示 i 企业在 t 年的外资并购情况,如果在该年发生外资并购,该变量取值为 1,若发生内资并购,则取值为 $0 \circ Z_{ii-1}$ 为影响企业是否被外资并购的变量,即匹配变量或者协变量。为了确保匹配变量具有一定外生性,本文选取其滞后一期值进行匹配。与既有文献类似,本文选取企业员工数(employment)、资本密集度(klratio)、企业利润率(profitratio)、企业补贴占比(subsidy)和企业经营年限(age)作为匹配变量。其中,企业员工数采用从业人员平均人数的对数值来衡量;与姚博和汪红驹(2019) [19] 类似,资本密集度用资本存量与从业人员的比值的对数值表示;企业利润率采用当期利润与总产值的比值表示;与彭倩和干铠骏(2020) [20] 的做法相似,企业补贴占比使用企业获得的补贴收入与其增加值的比值表示;企业经营年限使用当年年份与企业创办年份的差值表示。

在得到匹配的样本后,本文进一步采用倍差法识别外资并购对企业产能利用率的影响,具体构建如下回归模型:

 $CU_{ii} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_{ii} + \beta_2 \times Post_{ii} + \varphi X_{ii} + \lambda_i + \lambda_i + \varepsilon_{ii}$ (2)

其中,下标 i 表示企业,t 表示年份。被解释变量 CU_u 为企业产能利用率,借鉴余森杰等(2018) [21] 的方法进行测度。 $Treat_i$ 为处理组虚拟变量,若为外资并购企业(即处理组),该变量取值为 1; 若为内资并购企业(即对照组),则取值为 0。 $Post_u$ 为时间虚拟变量,若为企业发生并购(外资并购或内资并购) 当年及之后的年份,该变量取值为 1,否则取值为 0。在(2)式中,交叉项 $Treat_i \times Post_u$ 的估计系数 β_1 是本文最关注的,如果该系数为正,则表明相比内资并购而言,外资并购对企业产能利用率的提升幅度更大,即外资并购促进了企业产能利用率的提升,反之则表明外资并购不利于提升企业产能利用率。 X_u 为控制变量合集,包括企业员工数(employment)、资本密集度(klratio)、企业利润率(profitratio)、企业补贴占比(subsidy)、企业经营年限(age)。为了进一步减少遗漏变量导致的内生性问题,我们还在模型中加入了企业固定效应 λ_i 和年份固定效应 λ_i ε_u 为随机扰动项。

(二) 外资并购的识别

本文将企业的所有制划分为四种,分别为国有或集体企业(SCOEs)、民营企业(Private)、混合所有制企业(Mixed)和外资企业(Foreign),其中前三种企业统称为内资企业。具体地,本文借鉴路江涌(2008)[22]的做法,将外资或者港澳台资本不低于25%的企业归为外资企业,将该比例低于25%的企业归为内资企业;将国有资本金或集体资本金占总注册资本的比重超过50%的内资企业视为国有或集体企业,将个人资本金占总注册资本的比重超过50%的内资企业视为民营企业,其他的内资企业都统一定义为混合所有制企业。

进一步地,本文对外资并购的识别方法为:如果企业在上一年为内资企业,而在该年成为外资企业(即由国有或集体企业、民营企业或混合所有制企业转换为外资企业),则定义企业在该年发生了外资并购。与此类似,如果企业在上一年为内资企业,但在该年由一种内资企业转换为另一种内资企业,则定义企业在该年发生了内资并购。内资并购具体包括六种情形,分别为:由国有或集体企业、民营企业转换为混合所有制企业;由国有或集体企业、混合所有制企业转换为民营企业;由民营企业、混合所有制企业转换为国有或集体企业。

(三)数据

本研究主要使用的数据来源于中国工业企业数据库,样本期为 1998—2007 年。本文借鉴 Brandt 等 (2012) [23] 的方法,对不同年度的企业样本进行匹配,进而构建得到一个具有 10 年时间跨度的非平衡企业面板数据。本文选取了其中的制造业进行研究,同时剔除了从业人员数小于 8 人的企业样本。此外,本文还对数据做了如下处理: (1) 删除用于计算被解释变量、识别企业并购的相关变量及控制变量缺失的样本观测值; (2) 删除国有资本金、集体资本金、法人资本金、个人资本金、港澳台资本金和外商资本金加总不等于实收资本的企业; (3) 删除未发生并购的企业; (4) 删除在 1999—2007 年发生超过一次并购的企业; (5) 由于 PSM 匹配需要滞后一期的样本,即对于在 t 期发生并购的企业,在 t-1 期需要存在观测值,因此本文删除不符合该要求的企业。在进行上述处理并保留成功匹配的企业后,得到本文的最终样

本,共包含4510个外资并购企业和相应的4510个内资并购企业。

三、估计结果与分析

(一) 基准估计结果

本文对倾向得分匹配后的样本按照(2)式进行估计,估计结果报告在表 1 中。在第(1)列,本文加入了全部控制变量和企业固定效应,第(2)列进一步加入了年份固定效应。从以上两列的估计结果中可以发现,本文重点关注的交叉项 Treat×Post 均在 1%的水平上显著为正,表明外资并购对目标企业产能利用率的提升具有促进作用,初步验证了假说 1。根据第(2)列的估计结果不难发现,外资并购可以使目标企业的产能利用率提高 0.0085,考虑到样本期内外资并购企业的产能利用率的提升幅度为 0.078,因此,外资并购对目标企业产能利用率变化的解释力度为 10.89%,可见外资并购对企业产能利用率的提升产生了重要的影响。

为了稳健起见,本文采用如下策略对结果重新进行估计。首先,本文使用外资并购企业和全部内资并购企业的样本(即未进行 PSM 匹配的样本),同时设定外资并购虚拟变量 $ForAC_u$,如果企业 i 在 t 期发生了外资并购行为,在当年和此后各年 $ForAC_u$ 取 1,否则取 0;将 $ForAC_u$ 变量作为核心解释变量进行 OLS 估计,并将结果报告在表 1 的第(3)、(4)列。其中第(3)列加入了控制变量和企业固定效应,第(4)列进一步加入了年份固定效应,本文发现估计系数的大小和 t 统计量均明显高于本文的第(2)列基准估计结果,从而表明以往回归方法倾向于高估了外资并购对企业产能利用率的影响。这主要是因为,该种估计方法仅能识别外资并购企业与内资并购企业的产能利用率的差异,但不能精准地判别该差异是来源于企业在并购前的原本产能利用率水平还是外资并购产生的作用,从而导致了对结果的高估。

其次,本文使用未并购企业作为对照组,重新构造匹配后的样本,并对其进行倍差法估计,估计结果报告在表 1 第 (5) 、(6) 列。其中第 (5) 列加入了控制变量及企业固定效应,第 (6) 列在此基础上进一步加入了年份固定效应。从中可以看出,相比于本文基准估计结果,此种方法得出的交叉项估计系数和显著性水平也明显偏高,同样说明该种方法高估了外资并购对产能利用率的影响。可能的原因在于,该种方法无法区分产能利用率的变化究竟是来源于并购过程还是外资进入,从而将其均视为外资进入的作用,即未控制单一冲击问题。相比之下,本文的识别策略能够较好地避免上述两种问题,即通过 PSM 方法解决了样本自选择问题,此外通过设定内资并购企业为对照组解决了未控制单一冲击问题,从而准确地识别了外资并购对企业产能利用率的因果效应。

此外,本文还将最近邻匹配更换为熵平衡法(Entry Balancing Method)以解决样本选择问题。熵平衡法是由 Hainmueller(2012)^[24]提出的一种处理高维度数据的匹配方法。该法通过选择协变量和需要满足平衡特征的矩条件,为对照组样本确定权重,从而保证处理组与对照组匹配变量矩条件的平衡。相较于最近邻匹配,熵平衡法无需剔除样本,可以保留全部样本信息,从而在估计时产生较小的估计系数偏误(Hainmueller,2012)。本文设定一阶矩条件(即样本均值)为平衡约束,使

用熵平衡法得到的观测值权重作为加权最小二乘法的权重,对全样本进行加权最小 二乘估计,估计结果报告在表 1 第(7) 列。可以发现,交叉项 $Treat \times Post$ 的估计 系数显著为正,再次表明外资并购显著促进了企业产能利用率的提升,可见这一核 心结论与匹配方式无关。

K - E Hill Hill								
项目	本文基准估计模型		OLS 估计		对照组为未并购企业		熵平衡法	
坝日	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
Treat×Post	0. 0100 ***	0. 0085 ***			0. 0101 ***	0. 0105 ***	0. 0089 ***	
Treat \r ost	(3.26)	(2.76)			(3.64)	(3.81)	(3.93)	
m and	0. 0236 ***	0. 0058 **			0. 0237 ***	0. 0068 ***	0. 0055 ***	
post	(10. 50)	(2.41)			(12.71)	(3.32)	(4.32)	
ForAC			0. 0329 ***	0. 0149 ***				
F OFAC			(15. 52)	(6. 92)				
控制变量	Yes							
企业固定效应	Yes							
年份固定效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes	Yes	
样本量	42 253	42 253	249 236	249 236	45 597	45 597	249 236	
\mathbb{R}^2	0. 556	0. 563	0. 579	0. 588	0. 556	0. 562	0. 563	

表 1 基本估计结果

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著; 括号内为 t值,所有回归的标准误均聚类(cluster) 到企业层面。限于篇幅,表中没有报告控制变量与常数项的回归结果,下同。

(二) 稳健性检验

为确保前文回归结果的可靠性,本文从以下几个方面进行了稳健性检验。

1. 更换外资企业的识别方式

前文主要采用将外资或者港澳台资本不低于 25% 的企业归为外资企业(路江 涌,2008),为了保证本文结果的可靠性,这里更换外资企业的识别方式。具体 地,本文借鉴 Wang 和 Wang (2015)、蒋殿春和谢红军 (2018) 的做法,考虑了 以下两种外资企业的识别方法: 其一,将外资或者港澳台资本不低于10%的企业 归为外资企业,将该比例低于10%的企业归为内资企业,本文把这一方法记为外 资企业识别方法 I; 其二,将外资或港澳台资本不低于50%的企业归为外资企业, 反之则归为内资企业,本文把该方法记为外资企业识别方法 Ⅱ。使用上述两种方法 识别外资企业后,重新构造处理组和对照组并进行倾向得分匹配,在重新进行倍差 法估计后,结果报告在表2第(1)、(2)列。

表 2 稳健性检验								
项目	外资企业识别 方式 I	外资企业识别 方式 Ⅱ	匹配比例为 1:3	删除国有企业 转换为外资企业	更换被解释 变量	控制政策 冲击影响		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)		
$Treat \times Post$	0. 0130 ***	0. 0099 ***	0. 0100 ***	0. 0070 **	0. 0167 ***	0. 0084 ***		
Treat \r Ost	(4.18)	(2. 98)	(3.86)	(2.09)	(3.13)	(2. 76)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
样本量	42 112	35 434	67 268	33 260	42 253	42 253		
\mathbb{R}^2	0. 561	0. 560	0. 570	0. 561	0. 543	0. 563		

			10. KE 12 12 3.	_ (' - ' - ' - ' - ' - ' - ' - ' - ' - '			
项目	Tobit 估计	控制产业时间趋势	控制省份 行业固定 效应	控制省份 时间固定 效应	聚类到行业 层面	聚类到城市 层面	样本期: 1998—2013
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
$Treat \times Post$	0. 0224 ***	0. 0062 **	0. 0087 ***	0. 0069 **	0. 0085 ***	0. 0085 **	0. 0076 ***
Treat×F ost	(8.61)	(2.02)	(2.75)	(2.22)	(2.63)	(1.99)	(2.69)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	No	Yes	No	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	No	Yes	No	No	No	No
行业固定效应	Yes	No	Yes	No	No	No	No
省份—年份固定效应	No	No	No	Yes	No	No	No
样本量	42 253	42 253	42 245	42 246	42 253	42 253	51 778
\mathbb{R}^2	-0. 220	0. 572	0. 188	0. 570	0. 563	0. 563	0. 550

表 2 稳健性检验 (续表)

2. 更换匹配比例及匹配方法

为考察本文估计结果是否会受匹配比例的影响,这里将基准估计中最近邻匹配的匹配比例由 1:1 更换为 1:3 后,重新进行匹配及估计,回归结果报告在表 2 第 (3) 列。

3. 剔除国有成分的影响

本文通过描述性统计发现,由国有或集体企业转换为外资企业的数量明显低于由民营企业、混合所有制企业转换为外资企业的数量。这表明外资相对难以进入国有部门,从而可能导致本文估计结果存在偏误。为解决这一问题,本文剔除了处理组中所有由国有或集体企业转换为外资的被并购企业,并重新进行 PSM-DID 估计,结果报告在表 2 第(4)列。

4. 更换被解释变量

由于被解释变量位于 0 到 1 之间,数值过小且高度集中。为适当分散被解释变量、使其满足线性分布特征,本文对其进行取对数处理,得到企业产能利用率对数值 $(\ln CU)$ 。表 2 第(5)列报告了以 $\ln CU$ 作为被解释变量的回归结果。

5. 控制其他政策的影响

在本文的样本期内,中国发生了一项重要的政策变动,即在 2001 年底,中国正式加入了 WTO,随后关税大幅度下降、贸易自由化进一步加快,而这可能会对企业产能利用率产生影响。作为一个稳健性检验,本文在基准回归模型的基础上进一步加入了行业层面关税率(*tariff*)作为控制变量,相应的估计结果报告在表 2 第(6)列。

6. 采用 Tobit 回归

本文的被解释变量为企业产能利用率,该变量的取值范围为 0 到 1 ,因此存在 双边受限(下限为 0 ,上限为 1)的情况,导致 OLS 估计可能存在偏误。为解决这一问题,这里使用 Tobit 模型检验外资并购对企业产能利用率的影响,估计结果报告在表 2 第 (7) 列。

7. 控制产业时间趋势及考虑其他维度的固定效应

倍差法估计的一个隐含假设为: 如果没有发生冲击,处理组与对照组应当具有相同的时间趋势。满足该假设后才可以使用冲击发生后对照组的结果变量作为处理组结果变量的反事实。然而不同产业往往具有不同的非观测产业时间趋势,致使该假设难以成立。为处理这一问题,本文借鉴 Liu 和 Qiu (2016) [25] 的做法,将产业的特定线性时间趋势加入基准回归模型中,估计结果报告在表 2 第(8)列。

此外,本文还比较担心的一个问题是,本文的核心结果是否会随着固定效应维度的不同而改变?为此,本文将基准估计中的企业固定效应更换为行业和地区固定效应,重新进行估计的结果报告在表 2 第 (9) 列。进一步地,本文在基准回归模型的基础上控制了更高维的省份一时间固定效应,其好处在于可以控制所有省份层面随时间变化的因素(例如地区引资政策、地区政府规模、经济发展水平等)对企业产能利用率的影响,结果报告在表 2 第 (10) 列。

8. 改变聚类的维度

在本文的基准估计中,本文将标准误聚类到企业层面,以控制潜在的异方差和自相关问题。出于稳健性的考虑,本文将标准误重新聚类到四分位码行业层面和城市层面,并再次进行估计,估计结果报告在表2第(11)和(12)列。

9. 使用 1998-2013 年样本估计

在本文的基准估计中,样本期为 1998—2007 年,为了保证结论的稳健性,本文在这一部分将样本期扩展至 1998—2013 年。需要说明的是,由于 2008—2010 年中国工业企业数据库没有报告企业当年折旧的信息,而当年折旧是测算企业产能利用率不可或缺的指标,因此,这里使用了 1998—2007 年以及 2011—2013 年的企业样本进行稳健性检验,表 2 第(13)列报告了扩展样本期后的估计结果。

通过上述稳健性检验后发现,本文的核心结论并未发生改变。由此说明,本文的结论具有较强的稳健性。

(三) 平行趋势与安慰剂检验

1. 平行趋势与外资并购的动态效应估计

为了进一步研究外资并购对产能利用率的动态效应,这里借鉴事件分析法的思路对基准模型(2)式进行扩展,构建如下动态模型:

$$CU_{ii} = \beta_0 + \sum_{\gamma = -6; \ \gamma \neq -1}^{6} \alpha_{\gamma} Treat_i \times 1\{ Year = \gamma \} + \beta_2 \times Post_{ii} + \varphi X_{ii} + \lambda_i + \lambda_i + \varepsilon_{ii}$$
(3)

其中 $1\{Year=\gamma\}$ 为指示函数,本文使用 t_0 表示企业发生外资并购的具体年份,如果 $t-t_0=\gamma$ ($-6\leqslant\gamma\leqslant 6$ 且 $\gamma\neq -1$),则该函数取值为 1,否则取值为 0。需要说明的是,本文将外资并购前第 6 年及更早年份的样本归为一组($\gamma=-6$),将外资并购后第 6 年及更晚年份的样本同样归为一组($\gamma=-6$),并将外资并购前一年($\gamma=-1$) 设定为基准组。在扩展模型(3) 式中,本文最关注估计系数 α_γ ,其刻画了外资并购第 γ 年对企业产能利用率的影响。

为了清晰、直观地考察 $\hat{\alpha}_{\gamma}$ 的大小和变化趋势,本文将(3)式估计结果①中交叉项的估计系数绘制在图 1。从中可以发现,当 $-6 \le \gamma \le -2$ 时,边际效应线非常平坦,且 $\hat{\alpha}_{\gamma}$ 的 95% 置信区间均包含 0 值;而当 $0 \le \gamma \le 6$ 时,随着 γ 的增加, $\hat{\alpha}_{\gamma}$ 先增加减小,呈 "倒 \mathbb{U} 型",且除 $\gamma = 0$ 和 $\gamma = 6$ 外,其余估计系数的 95% 置信区间均不包含 0 值。以上检验表明平行趋势假设是成立的,且外资并购当年对产能利用率不存在促进作用;而外资并购后第二年到第五年对产能利用率具有促进作用,且促进程度随着时间的推移先增加后减小;在外资并购后第六年,该促进效果将不再显著。对此可能的解释为:一方面,在外资并购当年,企业中存在股权交接、组织管理形式的变更等情况,导致企业高管无法专心投入在改善生产效率、提高产能利用率上;另一方面,在外资并购后,企业需要一定时间才能够吸收外资带来的先进技术、提高创新水平,利用外资母公司的国际关系扩张出口市场,从而无法在第一时间提高产能利用率。然而,当同外资一起进入企业的管理理念、组织模式和先进技术等与目标企业进行融合后,企业的产能利用率开始得以提高。而后,随着市场竞争的加剧、生产技术的更迭,外资并购对产能利用率的促进作用开始衰减直至不再显著。

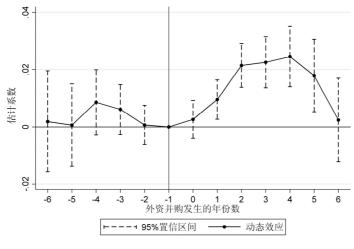


图 1 动态影响效应

2. 安慰剂检验

考虑到发生外资并购的企业可能存在异质性差异,本文借鉴 Li 等(2016) [26] 的方法,通过安慰剂检验的形式,就外资并购对产能利用率的影响进行检验。具体地,本文在样本中随机选取外资并购企业(保证各年份外资并购企业数量不变),并重新为其与余下的内资并购企业匹配,获得匹配后样本。再对匹配后样本进行倍差法估计,提取交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数 β_1 和 t 统计量。重复上述过程 500 次后,本文得到 β_1 和对应 t 统计量的分布,并将二者核密度图绘制在图 2 中,其中图 2A 为估计系数 β_1 的核密度图,图 2B 为 t 统计量的核密度图,竖直实线表示真实的

①回归结果备索。

基准估计结果。本文发现,无论是交叉项估计系数还是 t 统计量,本文的基准估计结果(交叉项估计系数为 0.0085,对应 t 统计量为 2.76) 均明显大于反事实模拟的结果。从交叉项估计系数来看,500 次随机模拟的结果中有 497 次小于实际值 (99.4%);从 t 统计量来看,500 次随机模拟的结果中有 498 次小于实际值 (99.6%),从而进一步证明了外资并购对企业产能利用率的积极影响。

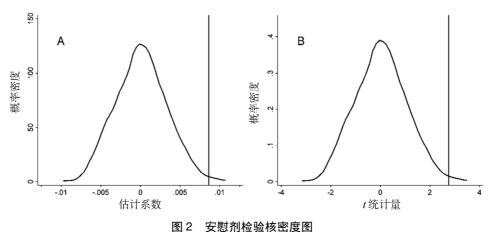


图 2 安慰剂性视核密度图

四、外资并购对产能利用率影响的进一步分析

(一) 影响机制检验

通过前文的研究发现,外资并购对目标企业产能利用率的提升具有显著的促进作用。接下来,一个自然且重要的问题是,该促进作用是通过什么渠道实现的?基于前文的理论分析,本文提出了三条可能的影响渠道,分别为出口扩张、研发创新和生产效率。

首先,为检验出口扩张渠道,本文构造出口决策虚拟变量(*expdum*)和出口规模变量(*export*)。对出口决策虚拟变量而言,如果企业在该年出口交货值大于零,该变量取 1;若出口交货值等于零,则该变量取 0。而出口规模变量采用 "出口交货值+1"的对数值进行衡量。其次,为检验研发创新渠道,本文构造创新水平变量(*Innovation*),采用 "企业新产品产值+1"的对数值衡量。再次,为检验生产效率渠道,本文分别使用 OP 法(Olley and Pakes,1996) [27] 和 LP 法(Levinsohn and Petrin,2003) [28] 测算企业生产率水平,分别表示为 *tfp_op* 和 *tfp_lp*。本文分别将以上五个变量作为被解释变量代入(2)式中替换掉 *CU_{ii}*并进行估计,表 3 报告了相应的检验结果。本文发现,核心解释变量 *Treat×Post* 的估计系数均至少在 5%的水平上显著为正,表明外资并购显著提高了企业出口概率、促进企业出口规模扩张,提高了企业研发创新水平并促进企业生产率的提升。而出口扩张(Harding and Javorcik,2012;张皓,2018)、生产率提升(徐朝阳和周念利,2015)和研发创新(Tsai et al.,2011)通常被认为是决定企业产能利用率的重要因素。进一步结合上述检验可知,出口扩张、研

发创新和生产效率是外资并购促进企业产能利用率提升的重要途径,进而验证了假说 2。

			3 17 0 - 12 3 1 22 3 2		
项目	expdum	export	Innovation	tfp_op	tfp_lp
坝日	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Treat×Post	0. 0466 ***	0. 5814 ***	0. 1579 **	0. 0440 ***	0. 0333 ***
Treat ×F ost	(6. 41)	(8.66)	(2. 52)	(3. 40)	(2.82)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	42 253	42 253	36 435	42 253	42 253
\mathbb{R}^2	0. 774	0. 807	0. 668	0. 883	0. 885

表 3 影响机制检验

(二) 异质性分析

1. 按照产能利用率水平划分

对于高产能利用率的企业而言,其产能利用率已经达到一定水平,因此提升空间相对较小,外资并购对其促进作用可能较为有限。然而,对于低产能利用率企业而言,其生产效率、机器使用程度均较低,因此外资并购更有可能通过出口扩张、研发创新和生产效率等途径对其产能利用率产生明显的促进作用。为验证上述推测是否成立,本文以产能利用率中位数为标准将样本划分为高产能利用率企业和低产能利用率企业。表 4 第(1)、(2)列报告了分样本估计的回归结果,交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数在高产能利用率子样本中未通过 10% 的显著性检验;而在低产能利用率子样本中,交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数在高产能利用率子样本中未通过 10%的显著性检验;而在低产能利用率子样本中,交叉项 $Treat \times Post$ 在 1% 的水平上显著为正。这与本文的预期是相吻合的。

2. 按照资本密集度划分

通常而言,资本密集型企业人均资本水平高,从而难以发挥资本的全部生产能力,导致产能利用率较低;而劳动力密集型企业人均资本水平低,工人充分使用机器进行生产,产能利用率往往较高。因此,外资并购对企业产能利用率的促进作用可能在资本密集型企业更加明显,而在劳动密集型企业相对较弱。具体地,本文按照企业资本密集度(klratio)中位数将样本划分为高资本密集度企业(资本密集型企业)和低资本密集度企业(劳动力密集型企业),对以上两个子样本的回归结果分别报告在表4第(3)、(4)列。从中可以看到,交叉项 Treat×Post 无论是系数还是对应的 t 统计量,在高资本密集度企业的结果均大于低资本密集度企业,从而印证了本文的理论预期。

3. 按照企业所在地划分

本文将企业按照所在地划分为沿海地区企业和内陆地区企业,并使用子样本分别进行估计,结果报告在表 4 第 (5) 、(6) 列。在沿海地区企业子样本中, $Treat \times Post$ 的估计系数未通过 10% 的显著性水平检验,表明外资并购对沿海地区企业产能利用率没有明显影响;而在内陆地区企业子样本中, $Treat \times Post$ 的估计系数在 1% 的水平上显著为正,且远高于基准估计的结果,表明外资并购显著促进了内陆地区

企业产能利用率的提升。导致上述差异性影响效应的可能原因为: 沿海地区企业自身的生产效率较高、出口比例较大且创新能力较强,外资并购通过这些途径对企业产能利用率的提升作用较为有限; 与此不同的是,内陆地区企业生产效率低下、出口比例较低且创新能力较弱,加之内陆地区企业中水泥、钢铁、化工等行业占比较高,产能过剩现象较为严重,因此外资并购更有可能通过出口扩张、研发创新和生产效率提升等渠道提升这类企业的产能利用率。

项目	高产能 利用率	低产能 利用率	高资本 密集度	低资本 密集度	沿海地区	内陆地区	高融资 约束	低融资 约束
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Treat×Post	-0.0023	0. 0166 ***	0.0082*	0. 0075*	0.0042	0. 0274 ***	0. 0115*	0.0080
1 reat × Post	(-1.00)	(4.10)	(1.83)	(1.66)	(1.22)	(3.38)	(1.79)	(1.07)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	19 268	19 237	20 062	19 955	32 955	9 298	8 798	8 594
$ m R^2$	0. 509	0. 540	0. 612	0. 573	0. 546	0. 581	0. 660	0. 631

表 4 异质性检验

4. 按照融资约束程度划分

外资并购可以缓解企业面临的融资约束(Wang and Wang, 2015)。对高融资约束企业而言,融资约束的缓解有助于提高企业的出口比例和创新水平,从而提高产能利用率;而对低融资约束企业而言,其出口比例和创新水平受融资约束的制约程度较小,因此外资并购难以提高这类企业的产能利用率。据此,本文参考Petersen和Rajan(1997)^[29]的做法,使用企业应付账款与企业销售收入的比值衡量企业面临的融资约束。本文以该融资约束指标的中位数为分界点,将全样本划分为高融资约束企业和低融资约束企业,并分别对子样本进行估计,结果报告在表4第(7)、(8)列中。结果显示,外资并购对高融资约束企业的产能利用率具有显著的促进作用,而对低融资约束企业的产能利用率不存在明显影响,这与本文的预期是相吻合的。

(三) 分位数回归

在前文的异质性分析中,本文得到一个有趣的发现:外资并购对产能利用率的提升主要发生在低产能利用率企业中,即在高、低产能利用率企业之间存在明显的差异性。但是前文仅按产能利用率高低将样本划分为两个子样本,可能无法完整地呈现该效应在不同分位企业间的差异。为更准确地刻画这一影响,本文借鉴Machado和 Silva (2019) [30]的面板分位数估计方法,从产能利用率分布的 10%、25%、50%、75%和 90%分位点分别进行估计,估计结果报告在表 5。

表 5 的估计结果显示: 在 10%和 25% 分位点的估计中,核心解释变量 $Treat \times Post$ 的估计系数在 5%的水平上显著为正,而在其他分位点的估计中,该估计系数

未能通过 10%的显著性检验。这表明,外资并购对产能利用率的促进作用仅存在于 10%和 25%分位点的企业中,这与前文异质性检验的估计结果一致。此外,本文还发现: 随着分位点的提高(即随着产能利用率的提高),交叉项 *Treat×Post* 的估计系数和显著性水平都呈下降趋势,即随着产能利用率的提高,外资并购对企业产能利用率的促进作用在逐步减弱。

	10%分位	25%分位	50%分位	75%分位	90%分位
项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Treat×Post	0. 0125 **	0. 0109 **	0.0072	0. 0061	0. 0048
reat×Post	(2. 12)	(2.53)	(1.64)	(1.11)	(0.70)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	42 253	42 253	42 253	42 253	42 253

表 5 分位数估计结果

为了更加直观地考察随着产能利用率提高,外资并购对企业产能利用率影响程度的变化,本文选取了从 1%到 99%的共计 99 个整数分位点,分别进行分位数估计,并提取交叉项 Treat×Post 的估计系数和标准差,将其绘制在图 3 中。从中可以清楚地看出:随着产能利用率的提高,交叉项 Treat×Post 的估计系数呈持续下降的趋势;且外资并购对产能利用率的促进作用仅存在于中低产能利用率企业,这再一次印证了上文的结论。由此得到的启示是:外资并购能够在更大程度上改善落后产能企业的产能过剩问题,从而促使企业产能利用率水平处于合意区间,缩小企业间产能利用率差距。这对于减少社会资源浪费、提高资源配置效率以及推动产业结构转型升级具有一定的促进作用。

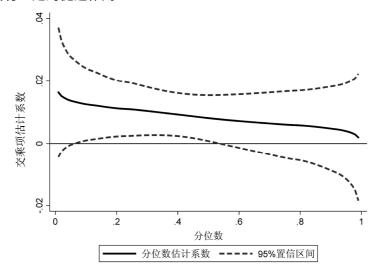


图 3 面板分位数估计结果

五、结论及启示

本文基于 1998—2007 年中国工业企业数据,采用 PSM-DID 的方法深入研究了外资并购对企业产能利用率的影响效应和作用机制。结果发现,外资并购显著促进了企业产能利用率的提高,出口扩张、研发创新和生产效率是其中的重要途径。动态效应检验表明:外资并购后五年内对企业产能利用率具有显著的促进作用,且该效应呈"倒 U 型"动态变化特征。本文还考察了外资并购对企业产能利用率的异质性影响,发现外资并购对内陆地区企业、高资本密集度企业和高融资约束企业产能利用率提高的促进效应更大。本文最后采用面板分位数回归方法检验了外资并购的产能利用率效应在不同产能水平的企业之间的差异性,发现外资并购在更大程度上提升了落后产能企业的产能利用率。

本文的政策含义十分明显: (1) 鉴于外资并购对企业产能利用率水平具有明显的促进作用,因此适当放松外资准入标准、鼓励外资进入可以显著提高企业产能利用率水平,对加快产业结构调整、促进产业转型升级、防范系统性金融风险、保持国民经济持续健康发展意义重大。中国政府应当积极缩减外商投资负面清单、改善营商环境、拓展招商引资渠道,以吸引外资进入、提高外资并购发生数量及金额。(2) 外资并购对产能利用率的促进作用随着企业产能利用率的提高而衰减。因此,对低产能利用率行业,尤其是在工业经济领域中产能严重过剩的钢铁、水泥、电解铝、平板玻璃和船舶五大行业,在制定吸引外资政策时应适当予以倾斜,以提高其产能利用率水平,实现资源的合理配置,进一步提高行业的国际竞争力,推动行业高速健康发展。

「参考文献)

- [1] 包群,唐诗,刘碧.地方竞争、主导产业雷同与国内产能过剩 [J].世界经济,2017,40 (10): 144-169.
- [2] 杜威剑,李梦洁.外资进入、外资并购与企业的研发创新——基于微观层面的实证研究 [J].世界经济研究,2016(6):105-113+136.
- [3] 吕若思,刘青,黄灿,等.外资在华并购是否改善目标企业经营绩效? ——基于企业层面的实证研究 [J]. 金融研究,2017 (11): 112-127.
- [4] 蒋殿春,谢红军.外资并购与目标企业生产率: 对中国制造业数据的因果评估 [J]. 世界经济,2018,41 (5): 99-124.
- [5] WANG J, WANG X. Benefits of Foreign Ownership: Evidence from Foreign Direct Investment in China [J]. Journal of International Economics, 2015, 97 (2): 325-338.
- [6] MANOVA K, WEI S J, ZHANG Z. Firm Exports and Multinational Activity under Credit Constraints [J]. Review of Economics and Statistics, 2015, 97 (3): 574-588.
- [7] ARNOLD J M, JAVORCIK B S. Gifted Kids or Pushy Parents? Foreign Direct Investment and Plant Productivity in Indonesia [J]. Journal of International Economics, 2009, 79 (1): 42-53.
- [8] GREENAWAY D, KNELLER R. Firm Heterogeneity Exporting and Foreign Direct Investment [J]. Economic Journal, 2007, 117: ,134-161.

- [9] EATON J, KORTUM S, KRAMARZ F. An Anatomy of International Trade: Evidence from French Firms [J]. Econometrica, 2011, 79 (5): 1453-1498.
- [10] HARDING T, JAVORCIK B S. Foreign Direct Investment and Export Upgrading [J]. Review of Economics and Statistics, 2012, 94 (4): 964-980.
- [11] 张皓. 出口贸易能否化解中国企业产能过剩——基于微观视角的考察 [J]. 山西财经大学学报,2018,40(1):54-67.
- [12] TSAI K H, HSIEH M H, HULTINK E J. External Technology Acquisition and Product Innovativeness: The Moderating Roles of R&D Investment and Configurational Context [J]. Journal of Engineering and Technology Management, 2011, 28 (3): 184-200.
- [13] AGHION P, BLUNDELL R, GRIFFITH R, et al. The Effects of Entry on Incumbent Innovation and Productivity
 [J]. Review of Economics and Statistics, 2009, 91 (1): 20-32.
- [14] CZARNITZKI D , HOTTENROTT H. R&D Investment and Financing Constraints of Small and Medium-Sized Firms [J]. Small Business Economics , 2011 , 36 (1): 65-83.
- [15] DUNNING J H, RUGMAN A M. The Influence of Hymer's Dissertation on the Theory of Foreign Direct Investment [J]. American Economic Review, 1985, 75 (2): 228-232.
- [16] 徐朝阳,周念利.市场结构内生变迁与产能过剩治理 [J].经济研究,2015,50(2):75-87.
- [17] 王永进, 匡霞, 邵文波. 信息化、企业柔性与产能利用率 [J]. 世界经济, 2017, 40 (1): 67-90.
- [18] ROSENBAUM P R, 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.
- [19] 姚博,汪红驹.中间品进口与企业技术进步: 影响机制及其检验 [J]. 世界经济与政治论坛,2019 (3): 44-69.
- [20] 彭倩,干铠骏.产业集聚、生产率与污染排放——来自中国制造业企业的经验证据 [J]. 山西大学学报(哲学社会科学版),2020,43(2):105-120.
- [21] 余森杰,金洋,张睿.工业企业产能利用率衡量与生产率估算 [J]. 经济研究,2018,53 (5):56-71.
- [22] 路江涌. 外商直接投资对内资企业效率的影响和渠道 [J]. 经济研究, 2008 (6): 95-106.
- [23] BRANDT L, BIESEBORECK J V, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339-351.
- [24] HAINMUELLER J. Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies [J]. Political Analysis, 2012, 20 (1): 25-46.
- [25] LIU Q, QIU L D. Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings [J]. Journal of International Economics, 2016, 103: 166–183.
- [26] LI P, LU Y, WANG J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 18-37.
- [27] OLLEY G S , PAKES A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. Econometrica , 1996 , 64 (6): 1263–1297.
- [28] LEVINSOHN J A , PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. Review of Economic Studies , 2003 , 70 (2): 317-341.
- [29] PETERSEN M A , RAJAN R G. Trade Credit: Theories and Evidence [J]. Review of Financial Studies , 1997 , 10 (3): 661-691.
- [30] MACHADO J, SILVA JS. Quantiles via Moments [J]. Journal of Econometrics, 2019, 213 (1): 145-173.

(责任编辑 白 光)

The Impact of Foreign M&A on Chinese Firms' Capacity Utilization Rate MAO Qilin WANG Shu

Abstract: Over the past 40 years of economic reform and open up , the foreign mergers and acquisitions (M&A) in China have occurred frequently, making great contributions to the economic growth. However, with the rapid development of Chinese economy, the problem of overcapacity has become increasingly prominent. Based on Chinese enterprise-level micro data from 1998 to 2007, this paper systematically studies the impact and mechanism of foreign M&A on the capacity utilization with the PSM-DID method. The empirical results show that foreign M&A have significantly promoted the enterprise's capacity utilization. The influence mechanism finds that export expansion, R&D innovation and production efficiency are important ways for foreign M&A to increase capacity utilization, further event study shows that in the first five years after foreign M&A, it has a significant promotion effect on the capacity utilization, and the effect is characterized by an "inverted U" curve. In addition , this paper also examines the heterogeneous impacts of foreign M&A on firms' capacity utilization rate, and finds that foreign M&A have a greater promotion effect on the capacity utilization of enterprises in inland districts, high capital-intensive enterprises and high financial constraint enterprises. In the end, this paper uses the panel quantile regression method to examine the difference of the effect of foreign M&A to the capacity utilization among enterprises with different capacity utilization levels, it turns out that the lower the capacity utilization, the lager the positive impact of foreign M&A on capacity utilization. These findings means the foreign M&A is conducive to narrow down the differences between firms' capacity utilization rates, which will play an important role in reducing social resource waste, promoting resource allocating efficiency, then pushing forward industrial structure transformation and upgrading.

Keywords: Foreign M&A; Domestic M&A; Capacity Utilization; Matching