

中国工业企业境内投资 对其对外直接投资的影响

吕萍 安家正

摘要：对外直接投资是企业国际化的重要手段，中国企业对外直接投资如何影响境内投资的作用机理已经较为明确，然而境内投资如何影响对外直接投资尚待研究。因此，本文试图从微观层面探讨中国企业境内投资影响对外直接投资的作用机制。本文采用2001—2013年中国工业企业的微观数据，实证检验中国工业企业境内投资除了直接促进对外直接投资外，还通过增加净资产的方式进行传导，多重检验证明其结论具有稳健性和扩展性。本研究结论将为“双循环”战略提供投资方面的理论与政策参考。

关键词：境内投资；对外直接投资；中国工业企业；“双循环”战略

[中图分类号] F415 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 6-0142-17

引言

2020年5月，党中央提出“逐步形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”，这一战略要求中国企业在融入全球价值链的同时，形成在生产、投资和研发等环节上以自身为主体的国内价值链。投资是关键因素，从国内大循环来看，2003年全社会固定资产投资总额为55 567亿元人民币，2020年达到了527 270亿元人民币，年平均增速约14.51%，同期GDP年平均名义增速为12.53%^①，中国经济增长以投资拉动为主。从国内国际双循环来看，国内投资为主体，以全社会固定资产投资总额为代表的国内投资经历了持续高速增长后，于2018年出现了拐点。国际投资方面，加入WTO后，国家提出了“引进来”也要“走出去”的战略，中国逐步开启对外投资。2013年以来，在“一带一路”倡议的背景下，中国大幅度增加了对外投资，于2016年达到顶峰，当年对外直接投资

[收稿日期] 2022-01-30

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“企业集团及其成员企业的对外直接投资决策机制研究：基于资源、治理和制度视角”(71872168)；国家自然科学基金面上项目“中国企业对外直接投资空间网络布局构建及其对企业海外运营的影响”(71472173)

[作者信息] 吕萍：中国科学院大学经济与管理学院教授，电子信箱 lyping@ucas.ac.cn；安家正：中国科学院大学经济与管理学院硕士研究生

^①数据来源：国家统计局。

净额为1 961亿美元,约合人民币13 021亿元^①。近年来由于中美经贸摩擦加剧以及新冠肺炎疫情的影响,对外投资有所放缓。在国内国际投资同时放缓的背景下,探究如何提高国际双向投资水平与实施路径十分必要。

本文提到的对外投资均指直接投资,而不包括金融投资。境内投资是指对中国内地的投资。关于对外直接投资,文献中还会使用境外直接投资和海外直接投资,均为同义。

企业是开展对外直接投资的主体,而工业企业是对外直接投资企业中的主体,仅2004—2011年的制造业企业,平均占有所有对外直接投资企业的40%以上(葛顺奇和罗伟,2013)^[1]。对于企业境内境外投资行为,以制造业为代表的工业企业更适合作为研究对象,原因如下:一是农业的增加值较低,且土地要素不可自由流动,其对外直接投资占比微小;二是建筑业等重资产投资行业的投资模式独特,其资产中存货占比很大,且其并非是企业对自身的投资;三是服务业中的金融业企业也会参与直接投资,但其与受管制下的金融投资高度相关,直接投资属性弱于其他企业;四是服务业企业无形资产和人力资本更为重要,然而无形资产和人力资本的境内境外使用难以量化,存在实证困难。因此,本文将制造业为代表的工业企业作为研究对象,其结论对中国企业具有一定的适用性。

有关企业境内投资与对外直接投资的关系尚不明朗,一方面,企业投资的提升往往伴随着绩效的提升,从而有利于投资的增加;另一方面,由于存在融资约束和资源限制,企业境内投资和对外直接投资存在制衡关系,所以从动态视角来看,境内投资和对外直接投资的相互影响和作用关系是一个值得深入研究的问题。由于企业对外直接投资具有逆向溢出效应(蒋冠宏和蒋殿春,2014)^[2],且对外直接投资的时间节点性更强,将其视为政策变量便于研究的开展(孙好雨,2019)^[3],所以以往研究主要集中在对外直接投资影响境内投资,即探究前者对后者是挤出效应还是促进效应。另外,囿于数据的可得性和可操作性,现有研究以宏观为主,对于中国企业境内投资如何影响对外直接投资,尤其是微观路径和动态关系,还缺乏相关的研究。因此,本文试图从企业微观层面,研究中国企业境内投资如何影响对外直接投资,并探究其传导机制和影响因素。

一、文献回顾

对外直接投资与外商直接投资(IFDI)不同,是指母国对东道国的投资,关于母国OFDI与其境内投资之间的关系,已有研究主要集中在两个方面:一是在微观层面研究企业对外直接投资如何影响其境内投资,但缺乏反向的研究。原因是众多实证研究均证实了对外直接投资逆向溢出效应的存在,且对外直接投资行为可作为政策变量,便于实证设计与解释。企业除了国际化投资之外的所有投资均为境内投资,内生性极强,其与对外直接投资高度耦合,造成了实证的困难。二是研究的

^①数据来源:商务部,按照2016年美元兑人民币平均汇率6.64计算。

视角主要集中在宏观层面，企业层面的微观研究相对缺乏，主要原因在于微观数据获取和处理的困难，以及较强的异质性和内生性问题。本文的研究对象为微观境内企业，研究的方向是境内到境外，旨在解决上述问题。

大量研究侧重于探究对外直接投资对境内投资的单方面影响，缺乏对二者动态交互关系和反方向的研究。这些研究不一而足，对于国外企业，Goldbach等(2019)^[4]使用德国企业层级的数据证明企业对外直接投资决策能够有效提高企业对国内的投资水平；Ameer等(2019)^[5]使用海湾国家数据证实，对外直接投资并没有显著刺激海湾国家的国内投资，然而分类分析表明，对外直接投资对公共资本形成的贡献尚无定论，但对私人资本形成有显著贡献；Gondo等(2021)^[6]使用1980—2018年印度尼西亚的数据，通过应用向量误差校正模型观察到OFDI对国内投资有显著的不利影响；Kurtovic等(2021)^[7]发现对外直接投资对于国内投资的影响在中东欧各国间不同，有些国家挤入国内投资，而有些则挤出国内投资。关于中国企业，冼国明和严兵(2005)^[8]证实了对外直接投资的逆向技术溢出效应；毛其淋和许家云(2014)^[9]研究对外直接投资是否促进企业创新，首次从微观层面全面系统地评估了对外直接投资对中国制造业企业创新的因果效应，提供了数据和方法论；刘鹏(2017)^[10]采用广义矩估计证实了不同动机的对外直接投资行为会对企业的境内投资产生差异化影响；杨平丽和张建民(2017)^[11]使用PSM-DID方法证实了企业对外直接投资行为有利于其对内固定资产投资的增长；孙好雨(2019)使用中国企业微观数据，研究了对外直接投资对于境内投资是替代还是互补，以及其在投资类型及东道国层面的差异还有作用机制；Ali等(2019)^[12]认为对外直接投资可以补充国内投资，且互补作用大于外商直接投资对于国内投资的互补作用。然而关于对境内投资于对外直接投资的作用，现有研究较少，其主要集中在探究对外直接投资的其他影响因素，如李磊等(2018)^[13]使用微观数据研究了外商直接投资是否促进了对外直接投资及其作用机制；田巍和余淼杰(2012)^[14]以浙江企业为例探寻了生产率如何影响对外直接投资等。

此外，相关研究的另一个重要特征是集中于宏观层面。大量文献倾向于采用国别层面(宫汝凯和李洪亚, 2016)^[15]、地区层面(余官胜和杨文, 2014)^[16]、省份层级(宋林和谢伟, 2016)^[17]或产业层面(杨连星和张梅兰, 2019)^[18]的数据进行研究。即便是宏观层面，仍然缺少境内投资对于对外直接投资如何产生影响这一由内到外方向上的研究。Durani等(2021)^[19]通过研究海湾国家数据发现境内投资对OFDI具有显著的负面影响；Mathad和Kumar(2019)^[20]发现金砖国家的国内投资和贸易开放等变量对对外直接投资具有正向影响。大量研究同微观研究一样，关注对外直接投资的其他影响因素，如张为付(2008)^[21]研究经济环境等宏观指标对于对外直接投资的影响；杜思正等(2016)^[22]测度了金融发展与对外直接投资的关系；姜浩(2014)^[23]探究了经济开放等。研究集中在宏观层面的原因，首先是因为微观数据的缺乏，尤其是缺乏微观企业历年对外直接投资数额的数据，使得微观实证模型无法应用；其次是异质性问题，境内投资和对外直接投资的战略决策受企业自身特征的影响

巨大,微观研究需要对异质的微观主体进行处理并保留个体效应,这增加了实证分析的难度;最后是内生性问题,对外直接投资次数较少,研究对外直接投资的影响时可以将其视为政策变量,采用滞后期可以在很大程度上避免内生性问题,而反向研究如果仅采用滞后期处理,则会忽略当期大量的境内投资信息。

基于以上分析,本文创新性地以中国境内微观企业为研究对象,借鉴现有研究引入了中间机制因素和控制因素,利用面板数据描述个体及更高层面的异质性,通过实证分析探究中国企业境内投资如何影响其对外直接投资行为,采用相关方法避免内生性问题,并且对结果的稳健性反复进行检验,从而分析出作用机制,为企业对外直接投资战略决策提供参考。

二、理论机制和研究假说

现有研究认为企业境内外投资之间的关系主要受两方面因素的影响,两方面因素均与资源基础相关(Wernerfelt, 1984)^[24],一是资源存在约束限制,使得两种投资相互掣肘;二是拥有资源时,两种投资均会提升,而此类资源又往往与之前的投资正相关,所以体现出二者相互促进的特性。实际上,企业境内投资应正向作用于对外直接投资,不存在相互制约。从长期看,企业有充分的时间等待境内投资绩效的显现,盈利的增加将促进对外直接投资的动机。从短期看,境内投资也不会因为融资约束而负向作用于对外直接投资,本文将通过以下分析进行论证。

在短期内,企业需要做出多个境内投资或对外直接投资决策,具体来看,企业每次决策实际上都是在多个投资项目中做出选择,且该项目的投资收益不能快速获得。假设企业是理性的,投资不受金融投资影响,可以量化每个项目的内部收益率和当期折现投资额,且对不同期限和规模的收益现金流偏好保持不变,则企业选择项目的标准就是内部收益率和收益偏好的加权平均(下文称为加权内部收益率)。设企业可做选择项目的加权内部收益率为 IRR_i ,每个项目的当期折现投资额为 INV_i ,则企业可以对所有项目的收益率从大到小排序并将其对应的当期折现投资额也按此顺序排序,其中, IRR_{rf} 是无风险收益率, INV_{fc} 是达到约束前可以进行的最后一笔投资:

$$IRR_1, IRR_2 \dots, IRR_{rf}, \dots, IRR_n \quad (1)$$

$$INV_1, INV_2 \dots, INV_{fc}, \dots, INV_n \quad (2)$$

IRR_{rf} 和 INV_{fc} 现实中不可能在最左侧,因为若 IRR_{rf} 在最左侧,说明所有投资项目的加权内部收益率均低于无风险收益率,则企业无继续经营的必要;若 INV_{fc} 在最左侧,说明企业在留存收益中已没有进行投资的资源,这类企业也无法继续经营。 IRR_{rf} 和 INV_{fc} 现实中也不可能在最右侧,即不可能出现无资源约束且所有可投资项目加权内部收益率均高于无风险收益率的情况。所以企业投资决策必受内部收益率与资金有限二者之一的约束,选择左侧若干个项目进行投资。对于不同企业,约束条件不同,左侧的项目数也不同,短期的境内外投资收益不会影响约束条件,境内投资数多的企业,约束条件更靠右,境外投资也更多,所以短期内企业境内投资与

对外直接投资依然正相关。此外，上述论证还可以解释长期的正相关关系，即境内投资可以使得约束条件向右移动，从而增加了境外投资的可能性。由此，提出假说1。

假说1：中国工业企业的境内投资会促进对外直接投资。

接下来要研究境内投资影响对外直接投资的机制，境内投资通过影响中间机制因素进一步影响对外直接投资。企业投资的根本来源是其生产活动及通过经营留存利润后进行扩大再生产，内部收益率大于无风险收益率的投资必将增加企业产出并扩大对外直接投资的可能性。根据经典的生产函数，影响企业生产的核心变量是资本、劳动力和全要素生产率。除了产出，企业是否国际化十分重要，大部分企业并非国际化企业，很难建立国际化联系，主流的国际理论认为出口情况将在很大程度上影响对外直接投资（Johanson and Vahlne, 2009）^[25]。此外，规模将会对企业国际化带来显著差异（Dunning, 1977）^[26]。综上，构建理论模型：

$$OFDI = g(Y, E) \quad (3)$$

$$Y = f(K, AL) \quad (4)$$

假定对外直接投资（*OFDI*）受企业产出 *Y* 和企业出口 *E* 的影响，产出 *Y* 同时还能表征规模，产出 *Y* 遵循生产函数（4），并符合规模报酬不变，*K*、*A* 和 *L* 分别为资本、全要素生产率和劳动力。为了将 *Y* 中的产出信息与规模信息分离，对式（3）除以企业规模 *S*，由于 *g* 并不满足规模报酬不变，所以函数变为：

$$OFDI = g\left(S, \frac{Y}{S}, \frac{E}{S}\right) \quad (5)$$

又由于 *f* 满足规模报酬不变，所以可以转化为：

$$OFDI = g\left(S, f\left(\frac{K}{S}, A \frac{L}{S}\right), \frac{E}{S}\right) \quad (6)$$

其中，*S* 为企业规模； $\frac{K}{S}$ 为资本密集度； $A \frac{L}{S}$ 中 *L* 与 *S* 高度相关，主要受 *A* 影响，

此项可代表全要素生产率； $\frac{E}{S}$ 为出口强度。所以对外直接投资的影响因素可以拆解为企业规模、资本密集度、全要素生产率和出口强度，现有关于对外直接投资影响因素的研究，也主要围绕这几个因素，下面介绍以上因素的理论基础和具体测度。

本文使用企业净资产体现企业规模，企业规模对企业对外直接投资具有门槛效应，只有达到一定规模的企业才会进行对外直接投资（Blomstrom and Lipsey, 1986）^[27]。企业规模有多种表征指标，包括营业收入、雇佣人数等，但本文认为用企业净资产指代规模最为恰当，因为无论是境内投资还是对外直接投资，都直接导致企业净资产的增加，随着净资产增加，企业可以利用财务杠杆撬动更多总资产，并进一步雇佣人员，达到对外直接投资门槛。所以企业各项规模指标的增加，本质上都是因为利润留存增加净资产所致，净资产可以剔除因企业杠杆率不同以及行业类型不同造成的影响。此外，相较于营业收入或销售收入，净资产作为存量更为稳定，且与总产出相关性相对较小，而前者直接代表总产出，境内投资通过提升总产

出增加对外直接投资的机制显而易见，无须验证。

企业资本密集度越高，导致境内投资的边际收益越低，从而加速资本对外溢出 (Antras, 2003)^[28]，促进对外直接投资。投资及其所带来的收益将直接提升资本密集度，资本密集度等于企业总资产除以雇佣人数，一方面，可以根据其判断企业是资本密集型还是劳动密集型，以及资本增密是否快于劳动增加，以判断边际收益的变化；另一方面，资本密集度使用总资产计算，体现了外源融资，葛顺奇和罗伟 (2013) 认为以利润留存为主的内源融资和以债务融资为主的外源融资均会作用于对外直接投资，而企业自身投资直接影响内源融资，体现为净资产的增加，但对于外源融资的影响却是间接的，使用资本密集度可以同时考虑内源融资与外源融资，补充净资产的不足。

企业全要素生产率可以促进对外直接投资。Helpman 等 (2004)^[29] 指出，企业效率达到一定阈值是进行对外直接投资的前提，田巍和余森杰 (2012) 等学者均从实证角度证实了企业全要素生产率与对外直接投资的正向关系。从投资与全要素生产率的关系来看，若企业进行研发投入，则将明显提升全要素生产率，所以本文认为全要素生产率是重要的中间机制变量。

出口可以为投资国企业在东道国建立联系 (Oldenski, 2012)^[30]，从而为企业投资铺路。Johanson 和 Vahlne (2009) 梳理总结了乌普萨拉模型^①，强调了企业从出口到投资的路径，中国企业的国际化也符合这一过程。因此预期企业的出口行为对企业的对外直接投资具有正向影响，而直接使用出口额只体现了规模因素，并不能准确地体现出口的强度，故本文使用出口额除以工业总产值计算出口强度，以代表企业的出口行为。

以上因素在企业微观层面对于对外直接投资的影响基本都得到过充分的实证检验，本文重点关注境内投资如何通过影响中间机制变量作用于对外直接投资，中间机制作用主要包括中介效应和调节效应 (温忠麟等, 2005)^[31]。企业境内投资除了直接促进对外直接投资之外，还可能通过这些中间机制变量进行传导，即中间机制变量存在中介效应，因此提出假说 2。

假说 2：中国工业企业的境内投资通过企业净资产、资本密集度、全要素生产率和出口强度的部分中介作用影响了对外直接投资。

上述变量除了是境内投资影响对外直接投资的中介之外，还改变着境内投资影响对外直接投资的程度，上述变量的不同水平会影响生产函数，企业境内投资所发挥出来的效果会不同，进而影响对外直接投资决策，即存在调节效应，因此提出假说 3。同时验证两种效应并不冲突，两种效应之间可能存在一定耦合，但均指代因果推断中的作用机制。

假说 3：中国工业企业的境内投资通过企业净资产、资本密集度、全要素生产

^①乌普萨拉模型 (Uppsala model)：是瑞典 Uppsala 大学的 Johanson 和 Vahlne 在分析瑞典企业国际化过程的基础上提出的的渐进式企业国际化理论。模型认为企业开展国际化所经历的过程一般如下：偶然的出口、代理出口、建立海外销售机构、海外直接生产，即企业的国际化也是一个逐步发展的过程。

率和出口强度的调节作用影响了对外直接投资。

还有一些变量可能与境内投资和对外直接投资的传导机制相关。比如企业营业利润率等财务指标（葛顺奇和罗伟，2013），此类指标容易出现负值且波动剧烈，或者与上述指标具有非常强的相关性，容易造成估计误差和共线性等问题，所以不再添加，即使存在遗漏变量，本文参照田巍和余淼杰（2012）的方法，通过个体效应模型进行控制。最后，不能忽略企业的异质性。首先是和时间相关的影响因素，用年份分组进行控制；还有一些企业本身的异质性因素，包括所有制、行业、省份、东道国等因素，这些因素统一使用个体效应模型进行控制。

三、研究设计

（一）数据介绍

本文的实证研究采用《境外投资企业（机构）备案结果公开名录》（以下简称《名录》）和中国工业企业数据库。《名录》基本涵盖了我国境内企业的全部对外直接投资行为，截止2013年底，《名录》共收录28 078笔境内企业对外直接投资，这与同期《中国对外直接投资统计公报》统计境外存在2.54万家企业较为吻合。中国工业企业数据库覆盖了所有规模以上工业企业，包含制造业、采掘业与电力、煤气及水的生产和供应业，其中制造业企业占比90%以上。数据库规模庞大，逐年按照截面数据列示，且有一定的错误，本文参考Brandt等（2012）^[32]的研究，对数据库进行了逐年合并，并对错误数据进行了清洗。中国企业国际化行为主要集中在2001年加入WTO之后，考虑到中国工业企业数据库数据统计截止到2013年，本文选取2001—2013年为样本区间。

现有研究存在两个数据库匹配成功率较低的问题。本文为解决这一问题，采用了同地区模糊匹配法。首先，确定该企业所在（副）省级地区（包括省、直辖市、自治区和计划单列市）；然后，将企业名称进行分词，提取出核心部分，将通用后缀去除，如“南京盛东化工有限公司”的核心部分为“盛东化工”；最后，使用模糊匹配程序分年分地区进行匹配，这样重名的可能性降低，可以大大提高匹配的成功率。经过以上处理，在2001—2013年的样本区间，共获得3 989 940个样本，其中，共有6 889家工业企业进行对外直接投资，投资8 429次，成功率大幅高于同类文献。由于中国工业企业数据库中统计错误和缺失值较多，参考Feenstra等（2014）^[33]、聂辉华等（2012）^[34]的方法，对原始数据进行清洗和精简，包括：（1）剔除了雇员数少于8人或多于100万人的样本；（2）剔除了同一年内重复的记录以提高样本信息的准确度；（3）剔除了一些关键性指标缺失或明显错误的记录；（4）剔除了存续年份大于100年或小于0年的样本等；（5）本文将企业个体生成非平衡面板，仅选择数据连续存在4年及以上的企业。精简之后的样本量总数为742 788家，共2 492家工业企业进行对外直接投资，投资3 140笔。本文在中国工业企业数据库的基础上匹配了两个新变量：第一，是该企业当年是否进行了对外直接投资；第二，同一家企业每一年可能会有多笔对外直接投资，本文统计了匹配到的样本数，其个数即为该企业当年对外直接投资的笔数。

(二) 基本模型

由于数据缺乏,无法获得企业层面按年份划分的对外直接投资数额,只能利用每年企业是否开展对外直接投资或对外直接投资的次数代替,部分研究使用次数作为被解释变量(李磊等,2018),而多数研究采用企业是否开展对外直接投资的二值变量(李磊和包群,2015^[35];毛其淋和许家云,2014;田巍和余森杰,2012)。某些企业可能在一年发生多笔投资但每笔投资数额较小,因此使用多值变量可能对其对外直接投资动机的测度缺乏准确性,所以本文基础模型选择二值模型作为基础模型,被解释变量为是否进行对外直接投资。为避免较强的内生性,且研究境内投资的滞后作用,基本模型应该采用多期滞后项,所以基础模型为^①:

$$\Pr(OFDI_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 DI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中,被解释变量 $OFDI_{it}$ 是企业当年是否进行对外直接投资的二值变量,如果进行对外直接投资,则取 1,未进行对外直接投资则取 0。 DI_{it} 是企业境内投资当期值到滞后 N 年值组成的 $n+1$ 维向量,进行对数化处理,企业境内投资额的计算方法将在下文中详细论述。模型引入了解释变量的滞后项,可能与扰动项相关,但是在大量样本情况下,放松扰动项跨期不相关的假定,仅要求解释变量与同期扰动项无关,依然可以保证估计的无偏性和有效性。本文采用了个体效应,包括企业层面和时间层面的个体效应,模型中的 i 代表不同的企业,模型中的 t 代表不同的年份。该基本模型的实证结果可以验证假说 1。

(三) 机制分析

中间机制变量在企业境内投资影响其对外直接投资的过程中起着重要的作用,借鉴温忠麟等(2004)^[36]的做法,对于中间机制变量,构建了以下模型:

$$\Pr(OFDI_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 DI_{it-2} + \alpha_2 Mec_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$Mec_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DI_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\Pr(OFDI_{it}) = \beta_0 + \beta_1 DI_{it-1} + \beta_2 Mec_{it-1} \times DI_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

模型(7)、(8)、(9)验证中介效应。模型(8)中, DI_{it-2} 为滞后2期的境内投资额,以保证相对于中介变量外生,模型(9)中, DI_{it-1} 为滞后1期的境内投资额,亦相对于中间机制变量外生。 Mec_{it} 是中间机制向量,包括:净资产(*Equity*),企业净资产即为当年的所有者权益,并进行对数化处理;资本密集度(*KL*),本文采用企业固定资产与雇员人数的比值衡量企业资本密集度,并进行对数化处理;全要素生产率(*TFP*),采用Solow剩余法(部分研究中称为OP法)计算(Olley and Pakes, 1996)^[37],对变量进行对数化处理;出口强度(*Export*),本文采用企业的出口交货额除以工业总产值测度企业出口强度。模型(10)验证调节效应, DI_{it-1} 是滞后1期变量,因为该模型仅仅为了验证调节效应的存在,无须进行多期回归,当期具有较强的内生性,因此本文选择滞后1期。正确设定模型后,进行回归分析,回归过程主要采用逐步回归法,目的是避免多重共线性,本模型不同变量之间不存在多重共线性问题^②。

①本文模型中加粗字体表示向量,代指多个变量。

②变量已对数化处理,且无多重共线性问题,未报告各变量的描述性统计和相关性关系,可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

(四) 使用倾向得分匹配法计算境内投资额

本文数据来源为中国工业企业数据库,利用企业总资产的永续盘存法^①可计算出企业当年的投资额,其中,“本期减少数”为当期折旧和摊销,“本期增加数”即为当期投资额。但该投资额是企业的全部投资额,原始数据中并未拆出境内投资和对外直接投资。目前尚未有研究将工业企业境内外投资数额拆分出来,可以沿用PSM倾向得分匹配反事实分析的思路获得企业境内投资额。

本文将对外直接投资企业视为处理组,其他样本为对照组,将处理组和对照组进行匹配。由于处理变量为是否对外直接投资,则匹配成功的样本组合具有相似的对外直接投资倾向,对外直接投资企业的境内投资额可以被其相匹配的未对外直接投资企业的投资额所近似替代,用企业总投资额减去匹配的投资额,即可得到该企业本年度对外直接投资额。该方法存在一定的误差,有可能出现计算所得对外直接投资额为负的情况,但该方法在对外直接投资额未知的情况下近似求得该数额,可以作为真实量的估计值,在稳健性检验部分对其进行检验:

$$\text{Pr}(OFDI_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Equity}_{i,t-1} + \alpha_2 \text{KL}_{i,t-1} + \alpha_3 \text{TFP}_{i,t-1} + \alpha_4 \text{Export}_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

使用模型(11)所示的回归方程,测度出每一个企业进行对外直接投资的倾向得分,本文选用Probit模型作为二值回归基准模型,被解释变量 $OFDI_{it}$ 表示企业 i 在第 t 年是否进行对外直接投资的虚拟变量,解释变量为企业净资产($Equity$)、资本密集度(KL)、全要素生产率(TFP)和出口强度($Export$),取对数并滞后1期。

对于非平衡面板数据的PSM,需要注意以下问题(谢申祥等,2021)^[38]:直接将处理组样本与全部对照组样本进行匹配,即忽略面板数据的时间项将其视为截面数据,会导致“自匹配”问题和时间趋势影响结果的问题。逐年匹配可以一定程度上缓解该问题,但是依然存在特殊变量错配、非平衡面板数据缺失偏误和对照组不稳定等问题。谢申祥等(2021)提出了特殊变量分类加序列匹配的改进方法,并通过数据模拟和实证检验验证了该方法的优势和适用性。该方法要求按照特殊变量进行分组,特殊变量须在处理组和对照组之间显著不同,本文根据现有研究,选用控股类型、行业和地区三个变量共同作为特殊变量,并逐年匹配,将总样本划分成1459个组别,在每个组别内进行匹配。在获得样本倾向得分后,本文按照谢申祥等(2021)的改进PSM方法,按照倾向得分序列间的二阶矩均值最小进行1:1匹配。全部匹配完成后,进一步计算出了对外直接投资企业对外投资额 $OFDI_value_{it}$ ^②。

(五) 使用格兰杰因果检验确定滞后阶数

对样本企业境内投资额是否导致对外直接投资做滞后期因果检验。由于本文使用非平衡面板数据,故使用格兰杰因果检验(Granger,1969)^[39]。中国经济发展往往制定五年计划,五年以上的数据跨度较长,影响力微弱且会损失大量数据,因此将五年设为滞后期上限。境内投资做解释变量,对外直接投资做被解释变量时使用Logit模型,反之使用OLS估计。境内投资和对外直接投资滞后关系的信息准则

^①永续盘存法,又称账面盘存法,是对于资产的增加和减少,随时结算出各种资产账面结存数额的一种方法,利用的公式是:期末结存数=期初结存数+本期增加数-本期减少数。

^②PSM非本文重点,未汇报平衡性检验。

均在滞后4期最小,滞后4期的统计量和P值表明互为因果的关系显著存在,故本文最多采用4期滞后项进行实证分析^①。

四、实证结果分析

(一) 模型回归方法

经检验,境内投资与对外直接投资存在明显的互为因果关系,因为企业的经营情况同时影响着境内外投资,这二者有较强的相关性和耦合性。解决内生性的方法众多,首先是动态面板方法,即引入被解释变量滞后项,但对于较短的非平衡面板和二值模型,该方法适用性较差。结构方程模型建立的是跨期的多变量的结构方程组,且使用极大似然估计没有较强的模型假定,但该方法更适用于连续变量,且对于面板数据处理困难。主流方法中,工具变量法对于解决同期内生性可行。

工具变量法要求工具变量与解释变量相关,且与模型扰动项无关,要保证工具变量与扰动项无关,主要是要保证工具变量与模型遗漏变量或被解释变量无关。企业财务数据基本上均同时与境内投资和对外直接投资相关,但有一类报表项目仅与境内投资相关而与对外直接投资无关,即只统计境内经营情况的财务项目,主要是税收类项目。其中,增值税适用于进项和销项均来自于境内的情况,所以完全与企业在境外的投资和经营无关。在数据统计时间内,大部分工业企业并未全面采用增值税,而是增值税和营业税兼用,企业及其并表子公司在境外的营业税,并不会纳入统计范围,所以营业税也与境内经营情况高度相关,而与境外经营情况无关。此外还有所得税,我国税法规定^②,企业及其并表子公司在境外的经营所得在境外缴纳增值税的部分,可以在境内征缴所得税时进行抵减,所以财务报表中的所得税也与国内经营情况高度相关而与国外经营情况无关。

综上所述,本文选取企业当年的增值税、营业税和所得税作为当期境内投资的工具变量,选用多个工具变量的目的主要是为了提高稳健性,内生变量仅为企业境内投资额,不存在工具变量识别不足的问题。为了进一步验证工具变量的适用性,本文进行了两大检验:一是直接比较三大工具变量取对数后与内生变量和被解释变量的相关性,增值税、营业税和所得税取对数后与境内投资额对数值的相关系数分别为0.50、0.47和0.50,可以判定为强相关,而其分别与是否对外直接投资的相关系数为0.06、0.06和0.07,几乎可以认为无相关关系;二是工具变量外生性检验,本文样本外生性检验P值为0.48,不能拒绝所有工具变量与扰动项无关的原假设,即可以认为工具变量与扰动项无关。

综上,本文使用两阶段工具变量法进行回归分析^③,选用面板Logit模型,同时考虑企业层面的个体效应来规避遗漏变量的问题。尽管通过了固定效应检验,但是对外直接投资样本较为稀疏,仅有2492笔对外直接投资,使用固定效应的样本

①不同滞后期因果检验结果限于篇幅未汇报,可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

②详见2009年12月25日财税125号《财政部、国家税务总局关于企业境外所得税收抵免有关问题的通知》。

③一阶段使用OLS,各工具变量均在5%水平上显著,受篇幅所限未报告一阶段回归结果,可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

总量为6 158^①，会损失大量未进行对外直接投资的企业，造成严重的选择偏误，所以本文使用随机效应模型，并进行逐年回归。

(二) 基本模型

回归结果如表1所示，其中境内直接投资额根据格兰杰因果检验选择滞后4期，并进行逐步回归。结果表明，当期的外生的境内投资，对于对外直接投资有显著的促进作用，列(1)—列(5)的回归系数均显著。滞后1期到4期的境内投资，可以促进对外直接投资，且十分显著，回归系数表明随着时间推移，效应有所减弱。因此，假说1得到支持，境内投资会显著促进对外直接投资决策。

表1 基本模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Ln_DI</i>	2.486*** (38.62)	0.795*** (8.978)	0.590*** (5.246)	0.843*** (6.361)	0.892*** (7.583)
<i>L1.Ln_DI</i>		0.524*** (27.40)			
<i>L2.Ln_DI</i>			0.553*** (21.89)		
<i>L3.Ln_DI</i>				0.439*** (15.22)	
<i>L4.Ln_DI</i>					0.491*** (19.09)
个体效应	企业×年份	企业×年份	企业×年份	企业×年份	企业×年份
观测值	742 788	478 331	261 973	174 349	170 492
企业数	154 804	154 627	128 520	97 569	95 186

注：*L*及之后数字表示滞后几期；括号内的值为采用聚类稳健标准误计算的*t*值，下表同；***表示在1%的水平上显著。

(三) 机制分析

检验中介效应，同样采用Logit模型的随机效应，避免内生性是因果推断的关键，因此依次对解释变量和中介变量置于不同的滞后期。模型(8)的回归结果如表2所示。各个中间机制变量中，净资产(*Equity*)、全要素生产率(*TFP*)和出口强度(*Export*)的系数显著，资本密集度(*KL*)的系数不显著。

表2 中介效应回归结果(1)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L2.Ln_DI</i>	0.211*** (6.178)	0.660*** (29.92)	0.648*** (34.19)	0.610*** (31.41)
<i>L1.Ln_Equity</i>	0.515*** (13.90)			
<i>L1.Ln_KL</i>		-0.0415 (-1.429)		
<i>L1.Ln_TFP</i>			-0.252** (-1.984)	
<i>L1.Ln_Export</i>				-0.147*** (-7.423)
个体效应	企业×年份	企业×年份	企业×年份	企业×年份
观测值	261 907	261 907	261 907	261 907
企业数	128 494	128 494	128 494	128 494

注：**、***分别表示在5%、1%的水平上显著。

^①因为估计模型是二值模型，而因变量是稀疏的二值变量，如果采用固定效应模型，不含有1值因变量的个体将会被剔除，造成非常严重的样本选择偏误。

中介效应的存在, 还需要验证模型 (9)。由于各中间机制变量均为连续变量, 采用面板最小二乘估计 (OLS) 即可, 采用 Hausman 检验中更适用的个体固定效应模型, 并同样进行逐年回归。结果如表 3 所示, 境内投资显著提升了企业的净资产 (*Equity*) 和资本密集度 (*KL*), 对全要素生产率 (*TFP*) 和出口强度 (*Export*) 的影响作用较差。结合表 2, 净资产 (*Equity*) 存在中介效应, 由于境内投资的系数依然显著, 说明属于部分中介效应; 资本密集度 (*KL*) 和全要素生产率 (*TFP*) 两个系数仅有一个显著, 出口强度 (*Export*) 系数较小, 均需进一步验证。实证分析支持了假说 2, 但仅在净资产这一机制上成立。

表 3 中介效应回归结果 (2)

变量	<i>Ln_Equity</i>	<i>Ln_KL</i>	<i>Ln_TFP</i>	<i>Ln_Export</i>
<i>L1.Ln_DI</i>	0.124*** (79.16)	0.0832*** (77.47)	-0.0003 (-1.324)	-0.0034*** (-2.686)
个体效应	企业×年份	企业×年份	企业×年份	企业×年份
观测值	478 331	478 331	478 331	478 331
企业数	154 627	154 627	154 627	154 627
R ²	0.187	0.077	0.053	0.008

注: *** 表示在 1% 的水平上显著。

本文验证模型 (10) 中的调节效应, 使用面板 Logit 随机效应模型, 并进行逐年回归, 回归结果如表 4 所示。结果表明, 除净资产 (*Equity*) 之外, 各变量的调节系数不显著, 不存在调节效应, 假说 3 仅通过净资产 (*Equity*) 得到了证实。

表 4 调节效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L1.Ln_DI</i>	0.0301 (0.459)	0.621*** (15.81)	0.638*** (12.34)	0.605*** (35.56)
<i>L1.Ln_Equity</i> × <i>L1.Ln_DI</i>	0.017*** (3.196)			
<i>L1.Ln_KL</i> × <i>L1.Ln_DI</i>		0.003 (0.508)		
<i>L1.Ln_TFP</i> × <i>L1.Ln_DI</i>			0.002 (0.038)	
<i>L1.Ln_Export</i> × <i>L1.Ln_DI</i>				0.005 (0.740)
滞后 1 期相应机制变量	显著	不显著	不显著	显著
个体效应	企业×年份	企业×年份	企业×年份	企业×年份
观测值	478 331	478 331	478 331	478 331
企业数	154 627	154 627	154 627	154 627

注: *** 表示在 1% 的水平上显著。

五、稳健性检验

(一) 使用计数模型替代二值模型^①

企业对外直接投资动机不仅体现为当年是否进行了对外直接投资,还体现为当年对外直接投资的笔数。部分企业情况特殊,会将一笔投资拆分成多笔,虽然对外直接投资的笔数并不能完全代表企业的国际化动机,但总体而言,与其国际化动机正相关,所以本部分将对外直接投资笔数 $OFDI_{it}$ 作为被解释变量进行稳健性检验,此处选择模型(7)作为检验对象。由于企业对外直接投资笔数是从0开始的自然数,且分布集中,符合计数模型的变量设定,可以使用泊松回归和负二项回归进行稳健性检验。本文采用工具变量两步估计,仍然设定个体效应并采用逐年回归,与基本模型回归的结果一致,境内投资促进了对外直接投资,表明了较强的稳健性。

(二) 更高层面的个体效应

为了保证企业的异质性并且避免遗漏变量问题,回归过程中均使用了企业的个体效应。而一些研究基于更高层面的个体效应做了实证分析,即宏观层面的分析,因为同一范围内的企业共性大于个性,如地点在经济特区的企业,普遍拥有更高的国际化倾向。本文通过提升个体效应的层级来检验稳健性,主要的聚类包括省份、行业及所有制类型。行业包括工业企业各二级行业,共31个行业分类;地区包括中国除港澳台外各省级单位及5个计划单列市,共36个单位;所有制类型包括国有、集体、民营、外资和其他。使用个体固定效应逐年回归以保证年份的固定效应。回归结果中系数方向和显著性与模型(8)的回归结果一致,稳健性很强。

(三) 截堵模型检验

相比用是否进行对外直接投资和对外直接投资笔数测度对外直接投资情况,前文利用反事实的思想,通过PSM得到了对外直接投资企业境内投资额,用总投资额减去匹配额,得到该企业虚拟的对外直接投资额 $OFDI_value_{it}$ 。该投资额是通过PSM方法得到的虚拟值,并非真实值,该值有可能分布在真实值的左侧或右侧,有可能导致虚拟对外直接投资额为负。可以使用截堵模型做稳健性检验^②,将负值全部截堵为0值,未进行对外直接投资的企业, $OFDI_value_{it}$ 也设为0。在2492个对外直接投资的企业样本中,截堵后虚拟对外直接投资额大于0的样本有1546个,占据了多数,体现了该值的代表性。本文使用面板Tobit模型,采用混合Pooled模型进行回归。结果表明,系数的方向和显著性与模型(10)一致,表现出了非常强的稳健性。

(四) 广义矩估计

模型(9)中作为被解释变量的中间机制变量是连续变量,且具有较强的时序相关性,可以构成动态面板数据,动态面板数据可以通过引入了被解释变量的滞后

^①稳健性分析前三部分对应模型(7)、(8)、(10),其回归结构类似,均可使用稳健性分析前三部分的方法进行检验,经检验,均满足稳健性要求,由于篇幅所限,未汇报回归结果,可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

^②即 Censored Models,而非 Truncated Models(截断模型),部分样本并不删去,而是截堵在0处。

项,较好地避免内生性问题,尤其是遗漏变量造成的内生性。广义矩估计(GMM)方法适用于动态面板的估计。本文使用差分GMM方法,并采用个体固定效应,同时进行逐年回归,工具变量滞后3年。回归结果^①表明,各变量系数的方向和显著性与OLS回归结果一致,具有较强稳健性。

(五) 进一步检验中介效应

回归分析证实了中介效应的存在,使用的方法是系数差异法(Baron and Kenny, 1986)^[40],但仅证实了净资产(Equity)的中介效应,全要素生产率(TFP)、资本密集度(KL)和出口强度(Export)还需要进一步验证。温忠麟和叶宝娟(2014)^[41]指出,通过系数乘积检验中介效应有更高的检验力,而在系数乘积检验中,Bootstrap方法可以避免传统的Sobel系数乘积法的乘积分布假定。对于连续变量,系数乘积法和系数差异法的结果是相同的,然而,对于因变量是二分变量的模型,系数尺度不同,不能直接通过标准误进行检验,故无法使用连续模型的Sobel检验及Bootstrap方法。本文拟用改进的系数乘积法对中介效应进行稳健性检验(刘红云等,2013)^[42],该方法对变量各自进行标准化并构建统计量进行检验,保持面板二值个体效应逐年回归。计算得出的Sobel统计量和中介效应检验结果如表5所示,统计量大于1.96,则在95%置信水平上通过检验,净资产和出口强度通过检验,资本密集度和全要素生产率未通过检验,说明中介效应仅在前两者中存在。净资产和出口强度的中介效应占比为20.73%、0.04%,均为部分中介,但出口强度的中介效应占比过低,影响太弱,可以认为几乎不存在。综上所述,本文认为中介效应是通过净资产而发挥显著作用的。

表5 改进的系数乘积法中介效应检验

项目	<i>Ln_Equity</i>	<i>Ln_KL</i>	<i>Ln_TFP</i>	<i>Ln_Export</i>
Sobel 统计量	14.2981	-0.0958	1.0406	4.7840
是否通过检验	通过	未通过	未通过	通过
中介效应占比	20.73%	0.02%	0.00%	0.04%

六、结论与不足

本文证实,排除内生性的影响,中国工业企业境内投资将直接增加对外直接投资的动机、次数和投资额,这种促进效应将随着时间的推移有所减弱。该结论否定了境内投资挤占对外直接投资资源的猜想,该猜想往往基于资源约束视角,没有避免实证过程中的内生性偏误。一般而言,当企业决定开展对外直接投资时,境内投资已经得到了充分的提升,不能认为企业不进行对外直接投资,就会有更多资金投入境内。进一步,本文探究了境内投资对于对外直接投资的影响机制。本文选取净

^①限于篇幅未汇报,可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

资产来测度规模,使用资本密集度测度劳资关系,使用全要素生产率测度竞争效率,使用出口强度表征企业国际化倾向。实证结果表明,中国工业企业的境内投资除了直接增加对外直接投资外,主要通过净资产的增加影响对外直接投资,同时,净资产越高,这种影响越强。而中国工业企业的境内投资,并未明显通过增加资本密集度、提高全要素生产率和增加出口强度来促进对外直接投资。

对于中国工业企业:第一,不应盲目进行对外直接投资,应该意识到“打铁还需自身硬”,应注重提升盈利能力,加快利润留存,努力提升自己的核心资本;第二,在进行境内投资和对外直接投资决策时,不应认为二者之间可能存在削弱作用,而应更加关注投资本身,因为无论何种投资,只要是正确的战略决策,均会有利于未来收益的增加。对于政府和社会:首先,要为企业提供良好的融资环境,降低企业的融资难度和融资成本,从而促进企业境内的发展壮大和境外的国际化;其次,应认识到提升全要素生产率、资本密集度和出口强度与企业的国际化一样,是企业自身能力提升的结果,而不是提升企业能力的传导手段。

本文不足主要表现在以下几个方面:第一,除了本文的实证方法,广义结构方程等方法也能提供佐证,而本文并未使用;第二,本文通过工具变量解决内生性问题,受制于工具变量的可得性,仅选择了三个并非完美的工具变量,难以获得佐证;第三,尽管众多研究认可工业企业的代表性,但本文利用工业企业得到的结论,要推广为全部中国企业,还需其他企业的佐证;第四,由于数据所限,本文样本时效性不强,展望使用时效性更强样本的研究;第五,本文尚未进一步探究具体宏观因素、企业聚类特性以及东道国等因素对于该作用机制的影响,展望未来研究。

[参考文献]

- [1] 葛顺奇,罗伟.中国制造业企业对外直接投资和母公司竞争优势[J].管理世界,2013(6):28-42.
- [2] 蒋冠宏,蒋殿春.中国企业对外直接投资的“出口效应”[J].经济研究,2014(5):160-173.
- [3] 孙好雨.对外投资与对内投资:替代还是互补[J].财贸经济,2019(6):117-130.
- [4] GOLDBACH S, NAGENGAST A J, STEINMÜLLER E, et al. The Effect of Investing Abroad on Investment at Home: On the Role of Technology, Tax Savings and Internal Capital Markets [J]. Journal of International Economics, 2019 (116): 58-73.
- [5] AMER W, XU H, SOHAG K, et al. Outflow FDI and Domestic Investment: Aggregated and Disaggregated Analysis [J]. Sustainability, 2021, 13 (13): 7240.
- [6] GONDO T W, MASRON T A, IBRAHIM H, et al. Outward FDI and Its Implication on Indonesian Domestic Investment [J]. Asian Academy of Management Journal, 2021, 26 (1) .
- [7] KURTOVIC S, MAXHUNI N, HALILI B, et al. Does Outward Foreign Direct Investment Crowd in or Crowd Out Domestic Investment in Central, East and Southeast Europe Countries? an Asymmetric Approach [J]. Economic Change and Restructuring, 2021: 1-26.
- [8] 洗国明,严兵. FDI对中国创新能力的溢出效应 [J]. 世界经济, 2005, (10): 18-25+80.
- [9] 毛其淋,许家云. 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新 [J]. 世界经济, 2014 (8): 98-125.
- [10] 刘鹏. 中国制造业企业 OFDI 会造成国内“产业空心化”吗? ——基于异质性企业投资动机的视 [J]. 财经论丛, 2017 (10): 3-10.

- [11] 杨平丽, 张建民. 企业对外直接投资对国内投资的影响——来自中国工业企业数据的证据 [J]. 中国经济问题, 2017 (3): 101-112.
- [12] ALI U, WANG J J, YANEZ MORALES V P, et al. Foreign Direct Investment Flows and Domestic Investment in China: A Multivariate Time Series Analysis [J]. *Investment Analysts Journal*, 2019, 48 (1): 42-57.
- [13] 李磊, 洗国明, 包群. “引进来”是否促进了“走出去”? ——外商投资对中国企业对外直接投资的影响 [J]. 经济研究, 2018 (3): 142-156.
- [14] 田巍, 余森杰. 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 [J]. 经济学 (季刊), 2012 (2): 383-408.
- [15] 宫汝凯, 李洪亚. 中国 OFDI 与国内投资: 相互替代抑或促进 [J]. 经济学动态, 2016 (12): 75-87.
- [16] 余官胜, 杨文. 我国企业对外直接投资是促进还是挤出国内投资——影响机理与实证检验 [J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2014 (6): 88-96.
- [17] 宋林, 谢伟. 对外直接投资会挤出国内投资吗: 地区差异及影响机制 [J]. 亚太经济, 2016 (5): 106-112.
- [18] 杨连星, 张梅兰. 中国对外直接投资与国内投资: 挤出还是挤入? [J]. 世界经济研究, 2019 (1): 56-69+136.
- [19] DURANI F, AMEER W, MEO M S, et al. Relationship between Outward Foreign Direct Investment and Domestic Investment: Evidence from GCC Countries [J]. *Asian Economic and Financial Review*, 2021, 11 (4): 278-291.
- [20] MATHAD K, KUMAR D N S. Impact of Domestic Investment, Market Size and Trade Openness on Outward fdi: A Panel Data Analysis on Brics [J]. *Indian Journal of Finance*, 2019, 13 (12): 7-18.
- [21] 张为付. 影响我国企业对外直接投资因素研究 [J]. 中国工业经济, 2008 (11): 130-140.
- [22] 杜思正, 洗国明, 冷艳丽. 中国金融发展、资本效率与对外投资水平 [J]. 数量经济技术经济研究, 2016 (10): 17-36.
- [23] 姜浩. 金融发展、经济开放与对外直接投资的关系研究 [J]. 中央财经大学学报, 2014 (S1): 13-22.
- [24] WERNERFELT B. A resource-Based View of the Firm [J]. *Strategic Management Journal*, 1984, 5 (2): 171-180.
- [25] JOHANSON J, VAHLNE J E. The Uppsala Internationalization Process Model Revisited: From Liability of Foreignness to Liability of Outsidership [J]. *Journal of International Business Studies*, 2009, 40 (9): 1411-1431.
- [26] DUNNING J H. Trade, Location of Economic Activity and the MNE: A Search for an Eclectic Approach [M]. *The International Allocation of Economic Activity*. Palgrave Macmillan, London, 1977: 395-418.
- [27] BLOMSTROM M, LIPSEY R E. Firm Size and Foreign Direct Investment [R]. NBER Working Paper, 1986, w2092.
- [28] ANTRAS P. Firms, Contracts and Trade Structure [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118 (4): 1375-1418.
- [29] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. *American Economic Review*, 2004, 94 (1): 300-316.
- [30] OLDENSKI L. Export versus FDI and the Communication of Complex Information [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 87 (2): 312-322.
- [31] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用 [J]. 心理学报, 2005 (2): 268-274.
- [32] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.
- [33] FEENSTRA R C, LI Z, 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.
- [34] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. 世界经济, 2012 (5): 142-158.

- [35] 李磊, 包群. 融资约束制约了中国工业企业的对外直接投资吗? [J]. 财经研究, 2015 (6): 120-131.
- [36] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004 (5): 614-620.
- [37] OLLEY S, PAKES A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. *Econometric*, 1996, 64 (6): 1263-1279.
- [38] 谢申祥, 范鹏飞, 宛圆渊. 传统 PSM-DID 模型的改进与应用 [J]. 统计研究. 2021 (2): 146-160.
- [39] GRANGER C W J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods [J]. *Econometrica; Journal of the Econometric Society*, 1996, 37 (3): 424-438.
- [40] BARON R M, KENNY D A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (6): 1173.
- [41] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014 (5): 5-19.
- [42] 刘红云, 骆方, 张玉, 等. 因变量为等级变量的中介效应分析 [J]. 心理学报, 2013 (12): 1431-1442.

The Impact of Chinese Industrial Enterprises' Domestic Investment on Their Outward Foreign Direct Investment

LYU Ping AN Jiazheng

Abstract: Outward foreign direct investment (OFDI) is an important means of enterprises' internationalization. The mechanism of how the OFDI of Chinese enterprises affects their domestic investment has been widely investigated, while how the domestic investment affects their OFDI still requires further exploration. Thus, this study aims to analyze the mechanism of how the domestic investment of Chinese enterprises affects their OFDI at the micro-level using the data of Chinese Industrial Enterprises Database from 2001 to 2013. The empirical results not only confirm the direct promoting effect of Chinese industrial enterprises' domestic investment on their OFDI, but also show the transmission effect through increasing net assets. Multiple tests verify the robustness and scalability of the results. The conclusion of this study will provide theoretical and policy references on investment for "dual circulation" strategy.

Keywords: Domestic Investment; Outward Foreign Direct Investment; Chinese Industrial Enterprises; "Dual Circulation" Strategy

(责任编辑 王 瀛)