

外商直接投资对大众创业的影响

张开迪, 吴群锋, 高建, 李纪珍

[摘要] 中国的大众创业有利于构建经济发展的新动能。作为促进中国经济发展的重要力量,外商直接投资是否对中国大众创业有直接影响值得关注。本文基于中国家庭金融调查和中国城市统计年鉴的匹配数据,检验了外商直接投资对中国大众创业的影响效应。研究发现,外商直接投资对中国大众创业同时存在两个相反的影响效应:正向溢出效应和负向挤出效应。当外商直接投资企业有形资产比例较高时,对创业者的正向溢出效应较高。当外商直接投资企业的产品市场更集中于本地市场时,对创业者的负向挤出效应越高。就创业类型而言,外商直接投资与机会型创业市场重合度较高,抑制作用明显,而对生存型创业没有显著影响。就创业行业而言,随着创业行业溢出指数水平的提高,外商直接投资对创业的促进作用不断增强。本文发现,外商直接投资与大众创业存在的上述直接关系,对于发展外商直接投资和推动大众创业中地方政府的政策选择有启发意义。

[关键词] 外商直接投资; 大众创业; 溢出效应; 挤出效应

[中图分类号]JF420 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)12-0079-18

一、引言

中国改革开放四十年经济发展有两个重要方面:一是对外开放,其中包括引进外商直接投资(Foreign Direct Investment,以下简称 FDI)发展中国经济;二是创新创业,包括培育内生增长、激活国内经济主体的创业活力。中国是外商投资的首选国家,外商直接投资企业(以下简称 FDI 企业)通常具有更高的技术创新能力、管理水平和国际化程度,已有研究也发现 FDI 可以显著改善区域环境、增加进出口贸易、提升全要素生产率、增强创新能力等(江小娟和李蕊,2002;洗国明和严冰,2005;覃毅和张世贤,2011;刘晓玲和熊曦,2016)。那么,FDI 的这些特点对于促进大众创业是否同样具有正向关系,发挥推动作用呢?

国内外已经有少量的文献研究了 FDI 对创业的影响,但研究结论并不一致。一部分研究发现 FDI 促进本土创业,并从 FDI 的示范作用、关联作用、人力资本流动等角度提出 FDI 对创业具有溢出效应。例如,Ayyagari and Kosová(2010)检验了 FDI 对捷克共和国部分行业企业进入率的影响,发现在具有横向和纵向关联作用的行业中,FDI 促进了企业进入。Anwar and Sun (2012)基于

[收稿日期] 2018-03-04

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“创造有利于制造业发展的竞争环境研究”(批准号 15ZDA027);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“全球创新体系与全球创新中心”(批准号 17JJD630003)。

[作者简介] 张开迪,清华大学经济管理学院博士研究生;吴群锋,北京大学经济学院博士研究生;高建,清华大学经济管理学院教授,管理学博士;李纪珍,清华大学经济管理学院副教授,管理学博士。通讯作者:吴群锋,电子邮箱:qfwu@pku.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

2003—2007 年中国制造业行业数据,发现 FDI 对于企业进入率有促进作用,后向关联作用显著。Albulescu and Tămășilă (2014) 基于 16 个国家全球创业观察 (Global Entrepreneurship Monitor, GEM) 数据研究发现 FDI 对于机会型创业具有促进作用。田毕飞等(2018)基于 52 个国家 GEM 的数据发现 FDI 对于东道国的国际创业具有促进作用。另一部分学者研究发现 FDI 抑制了本土创业,从 FDI 对本土创业有产品竞争作用、提高创业门槛、提供工作机会、抢占稀缺资源等角度出发,提出 FDI 可能存在挤出效应。例如,De Backer and Sleuwaegen(2003)发现 FDI 通过产品市场和劳动力市场的竞争抑制了比利时制造业企业的进入率,并提高了企业退出率。王戴黎(2014)利用中国综合社会调查的数据研究发现 FDI 在劳动力市场提供了更高的工资报酬,降低了个体的创业意愿。Danakol et al.(2017)检验了国家层面和行业层面的情况,发现 FDI 总体上抑制了本土创业。

FDI 对创业的影响极有可能存在着两种相反的效应,但先前的研究并没有综合考虑或者实证检验这两种效应是否存在。同时,中国的 FDI 和创业活动有着自身的独特性,并且目前政策也更关注于居民这一大众创业的主体。因此,本文认为研究 FDI 如何影响中国创业、这种影响背后的机制以及基于这些机制的应用拓展分析,都具有重要的理论价值和政策意义。相较于已有文献而言,本文的边际贡献和创新可能有以下几个方面:①本文从理论和实证上具体考察了 FDI 对创业的溢出和挤出两个效应,较为全面地研究了 FDI 对于中国居民大众创业的具体机制;②本文将 FDI 的溢出效应和挤出效应分别通过企业家才能和价格两个方面引入职业选择模型中,拓展了该理论的应用空间,也为以后解决类似问题提供了思路;③本文进一步基于溢出效应和挤出效应展开异质性的扩展研究,探讨了对于不同创业类型和不同创业行业的影响,丰富了两个效应的内涵;④相比很多文献采用宏观创业人口比例或者行业层面企业进入和退出率的数据,本文采用中国微观个体创业选择的全样本数据,避免了宏观数据潜在的误差问题,更贴合当前“大众创业”的实际背景;⑤如何高水平地引进 FDI 促进居民大众创业是重要的现实话题,本文对 FDI 两个影响效应的理论和实证研究有一定的现实意义。

全文内容安排如下:第二部分介绍了本文的基本理论框架,并为实证检验提供理论假说;第三部分是本文的研究设计;第四部分展示本文的基准回归结果,研究 FDI 影响居民大众创业的整体效果,并进行一系列稳健性检验;第五部分研究了 FDI 影响居民大众创业背后存在的具体机制;第六部分应用这些具体机制来拓展探讨对于不同创业类型和行业的差异性影响;最后是本文的结论和启示。

二、理论框架

已有研究表明,创业决策是内部个体因素和外部环境因素综合的结果 (Shane et al.,2003; Taormina and Lao,2007;段锦云等,2012)。由于个体因素在一段时期内相对稳定,所以创业决策更容易受到如潜在机会、创业资源和竞争程度等环境因素的影响。职业选择模型是从环境因素的角度出发,认为个体选择创业的原因在于潜在创业机会产生了相较于被雇佣工人工资的超额回报 (Grossman,1984;Jovanovic,1994;De Backer and Sleuwaegen,2003)。

本文在职业选择模型基础上构建理论框架,并参考先前的做法引入企业家才能的概念 (Guiso and Schivardi,2011;吴群锋和蒋为,2016)。模型假设职业选择是自由的,即居民可以选择成为被雇佣的工人来获取固定工资,或者选择成为创业者来获得创业回报。当且仅当创业所获取的利润大于不创业而成为工人所获得的工资的情况下,居民才会选择成为创业者。创业者组织生产的具体生产函数形式为:

$$Y_i = e_i K_i^{\alpha_K} L_i^{\alpha_L}$$

其中,下标 i 表示创业企业, Y_i 为创业企业 i 的产出, K_i 、 L_i 分别为创业企业 i 的资本和劳动投入, α_K 、 α_L 分别为资本和劳动投入的产出弹性; e_i 为创业企业 i 的企业家才能。可以发现,当 K_i 和 L_i 等要素投入不变时,所拥有的企业家才能越高的企业的产出也越高。同时,本文还假定所有企业都面临着完全竞争的要素市场,投入要素价格在不同企业间没有差异;而在产品市场上,FDI 则会通过影响产品市场竞争程度,进而影响产品价格。

一方面,FDI 可以产生知识溢出。这是因为相较于本土潜在创业者,FDI 通常在知识方面有巨大的优势,这种知识既包括显性的知识,例如专利技术、零部件信息、销售渠道等,也包括隐性的知识,例如市场知识、战略实践、管理措施等(Sjöholm, 1999; Bhawe and Zahra, 2017)。本土潜在创业者和 FDI 巨大的知识差距,使得创业者可以去模仿、学习和吸纳来自外商的知识(Meyer and Sinani, 2009)。FDI 的知识溢出可能存在以下几种机制:①示范作用。创业者可以通过观察、学习和模仿的方式获取 FDI 企业的技术、管理和战略,并把这些知识应用到自己的实践中(Blomström and Kokko, 1998)。②关联作用。当 FDI 企业进入东道国时会建立上下游的关联,如上游的供应商和下游的分销商,而这种上下游的联系会起到知识中介的作用,帮助创业者更好地学习 FDI 企业的技术和能力(Markusen and Venables, 1999)。另外,FDI 企业还会提供一定的培训项目,建立行业标准,督促上下游相关方提高技术水平,而创业者也可以从中受益(Brash, 1966; Kinoshita, 1998)。③人员流动作用。创业者可以雇佣来自 FDI 企业离职的员工,而这些员工本身对于 FDI 企业中的技术和管理都非常了解,人员的流动带来了知识的流动,同时创业者自身也有可能具有 FDI 企业的工作经验(Meyer, 2004; 刘青等, 2013)。④竞争作用。FDI 企业进入东道国可以促进东道国的经济改革,对垄断性行业形成冲击进而产生新的市场机会,使得创业可以学习和了解到新的市场知识(田毕飞等, 2018)。FDI 企业通过这些机制溢出的知识对于本土创业至关重要,因为本土创业者的能力和所拥有的知识和信息是与此相关的(Shane, 2000)。本文通过企业家才能引入 FDI 的溢出效应。具体地, FDI 促进创业者学习到新的知识,提升了自身企业家才能,进而产生溢出效应,即:

$$\frac{\partial e_i(FDI)}{\partial FDI} > 0$$

另一方面,FDI 对本土创业也存在负向的挤出效应。由于 FDI 相较于本土创业企业通常拥有更好的技术、更高的管理水平、更丰富的资源和更领先的资本,本土创业者在各个方面往往处于劣势(Meyer and Sinani, 2009),FDI 企业的直接竞争会抢占创业者的目标市场,而 FDI 企业的间接竞争则会提高创业的成本(De Backer and Sleuwaegen, 2003)。FDI 企业的挤出效应对应如下机制:①产品竞争。在 FDI 企业的目标市场是本土市场的情况下,由于 FDI 企业具有更高的生产率,同时往往具有更好的品牌,而创业者并不具备与 FDI 企业完全竞争的能力,FDI 企业存在明显市场侵占效应(Market Stealing Effect),且当 FDI 企业完全主导市场后,会进一步利用自身优势提高创业门槛,造成创业者更难进入市场(Grossman, 1984; Aitken and Harrison, 1999)。②人员竞争。FDI 企业通常会在新兴国家给雇员提供高于市场的工资(Spencer, 2008),而人才又是一种稀缺资源,当 FDI 企业抢占了更多的人才时创业者难以组建合适的团队,或者创业企业被迫增加雇员的薪资,提高了创业的成本。③关联作用。尽管 FDI 企业与行业上下游的关联关系会产生溢出效果,但是也有可能和上下游签订相关的排他性协议,或者抢占上下游的稀缺资源,造成创业者不得不转向其他合作者,同时 FDI 企业还有可能会提高关键性资源价格,造成创业成本增高(Spencer, 2008; 覃毅和张世贤, 2011)。因此,FDI 可能会通过直接竞争抢占市场降低创业回报,也可能通过劳动力市场、关联关系

等间接竞争提高创业成本,最终对本土创业产生挤出效应。本文主要通过产品市场来引入FDI对于创业的影响,因为如人员竞争、资源抢占等要素市场的竞争传导需要一定时间,产品市场更加迅速直观,且通过要素市场引入挤出效应也不会改变本文的基本结论。FDI企业与创业者在产品市场竞争,引起了产品价格下降。假设产品价格为 $P(FDI)$,表示产品价格是 FDI 的函数,FDI企业在当地销售规模越大,价格下降幅度越高,进而产生挤出效应,即:

$$\frac{\partial P(FDI)}{\partial FDI} < 0$$

在以上设定基础上,若创业者雇佣工人工资为 w ,支付资本利息为 r ,进行创业需要支付的固定成本为 c 。那么,创业者的经济利润表达式为:

$$\pi_i = e_i(FDI)P(FDI)K_i^{\alpha_k}L_i^{\alpha_l} - wL_i - rK_i - c$$

居民可以选择创业获取创业的利润,也可以选择成为工人获取工资。当且仅当创业利润大于工人获得的工资,居民才会选择创业,居民的收益是创业利润和工资水平二者中的最大值。因此,存在一个企业家才能的门槛值 \bar{e} ,如果居民的企业家才能高于门槛值,则选择创业;如果企业家才能低于门槛值,则选择成为工人。通过利润函数的性质可以知道,利润函数 $\pi_i(e_i(FDI), P(FDI))$ 与企业家才能 e_i 及价格水平 P 呈正相关。 FDI 可以分别通过企业家才能 e_i 与价格水平 P 影响创业者收益,所以本文分别在给定某一影响效应的前提下,对另一影响效应分别展开分析。

在给定 FDI 对企业家才能影响不变的条件下, FDI 会通过影响产品价格进而影响居民收益。图1中分别绘制了 FDI 更低情形下的居民收益曲线 $R_i(e_i, P(FDI-))$ 与 FDI 更高情形下的居民收益曲线 $R_i(e_i, P(FDI+))$ 。图1显示,给定 FDI 对企业家才能影响不变的条件下,随着 FDI 额度水平的提高,产品市场上的竞争程度提高引起产品价格下降,进而引起居民创业收益下降,居民收益曲线向下平移,此时居民需要具有更高的企业家才能才可以获得高于工资水平的收益,因此,企业家才能门槛值由 e_1 上升到 e_2 。

在给定 FDI 对产品价格影响不变的条件下, FDI 会通过影响企业家才能进而影响居民收益。图2中分别绘制了 FDI 更低情形下的居民收益曲线 $R_i(e_i(FDI-), P)$ 与 FDI 更高情形下的居民收益曲线 $R_i(e_i(FDI+), P)$ 。图2显示,随着 FDI 额度水平的提高, FDI 对企业家才能的溢出效应提高企业

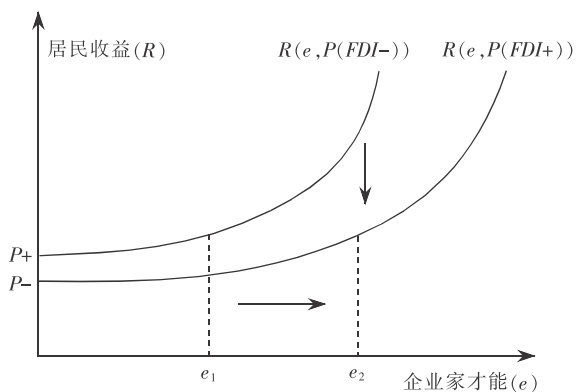


图1 给定 FDI 对企业家才能影响不变, FDI 通过影响产品价格进而影响居民收益

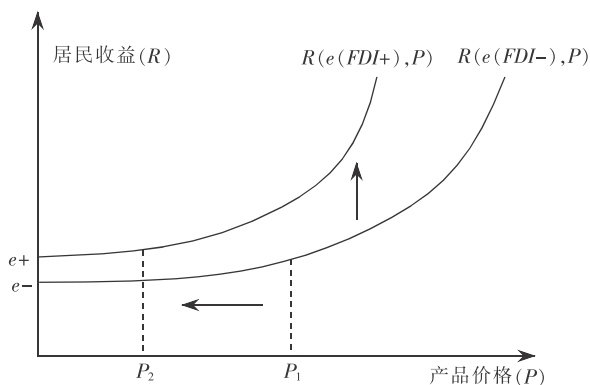


图2 给定 FDI 对产品价格影响不变, FDI 通过影响企业家才能进而影响居民收益

家才能,进而引起居民创业收益上升,居民收益曲线向上平移,因此,居民创业时所需要的产品价格水平值也不断下降(意味着只需要产品价格处于较低水平,创业者就能盈利),创业者能够盈利的临界产品价格由 P_1 下降到 P_2 。

综上所述,本文的主要理论预测如下:①FDI 对居民创业同时存在正向溢出效应和负向挤出效应,其综合效应取决于二者之中谁占据着主导地位;②基于溢出效应的作用,对于知识模仿难度越高的行业,FDI 对创业者的溢出效应越低,反之亦然;③基于挤出效应的作用,随着 FDI 企业出口市场比例的提高,产品市场的竞争减弱,FDI 对创业者的挤出效应也降低,反之亦然。

三、研究设计

1. 数据说明

本文利用城市层面和微观层面的匹配数据,就 FDI 对居民创业的影响及其机制进行检验。城市层面的数据来源于《中国城市统计年鉴》,在基准回归中,本文主要使用城市 FDI 额度作为本文核心关注的解释变量^①。微观层面的数据主要来源于“中国家庭金融调查”项目(以下简称 CHFS),该项目是由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心执行,采用科学抽样的方式收集了居民的个体特征、职业收入、家庭金融情况等信息(甘犁等,2012)。本文主要采用其 2011 年的调查数据^②,该年调查涵盖了 25 个省、自治区或直辖市,具有广泛的代表性。参考尹志超等(2015)、李雪莲等(2015)的做法,本文通过个人职业是否属于“经营个体或私营企业、自主创业”来识别个体创业,通过家庭回答“去年,您家是否从事工商业经营项目”来识别家庭创业。本文将个体创业和家庭创业统称为居民大众创业(李雪莲等,2015;陈怡安和陈刚,2015;周广肃等,2015)。

2. 模型设定和变量测量

根据理论模型,借鉴先前研究(陈刚,2015;阮荣平等,2014;Nunziata and Rocco,2011),本文构造如下基准计量模型:

$$pr(entrepreneur_{ij}=1)=\Lambda(\alpha+\beta_1 \ln FDI_i+\gamma X_i+\delta Z_j+\mu_{ij})$$

其中, $entrepreneur_{ij}$ 表示第 i 城市中第 j 个体(或家庭)是否创业,如果创业,则该变量等于 1,反之则等于 0; $\ln FDI_i$ 表示第 i 个城市的 FDI 额度取对数以后的值; X_i 表示城市层面的控制变量; Z_j 表示个体层面的控制变量。由于被解释变量是典型的虚拟变量,服从两点分布,因此本文选用了 Logit 模型。在回归模型中,回归系数 β_1 是本文核心关注的估计结果。

为了避免遗漏重要解释变量导致回归结果的有偏,本文加入了城市层面与个体层面的变量以控制其对创业的影响(吴晓瑜等,2014;李雪莲等,2015;周广肃等,2015)。变量的具体设定如下:

在城市层面,由于当地经济发展水平可能同时影响个体和家庭的创业倾向和当地的 FDI 流入水平,因此,本文在回归中加入了城市层面经济发展水平(GDP)来控制可能存在内生性问题。同时,城市的固定资产投资水平($Invest$)可能会对 FDI 的流入产生影响;城市的平均工资水平($Wage$)可能

① 在稳健性检验中,本文讨论了以其他度量方式衡量外商直接投资强度的实证结果。

② 由于网上公布的 CHFS2013 年数据只提供了省份信息,由省份层面数据进行匹配所得的外商直接投资变量差异较少且不精确,因此,本文主要使用 2011 年 CHFS 横截面数据(提供了所在城市信息)作为核心数据。作者注意到,利用这一回归模型和基本数据所进行的实证分析,回归所依赖的差异来自于横截面中跨城市之间个体创业行为的差异。为了弥补可能存在的不足,在稳健性检验中使用不同数据库和两年的平衡面板,得到了与基准回归结果类似的结论。

影响个体和家庭的创业倾向；城市的国有经济比例(*Gyshare*)可能会从制度方面影响个体和家庭的创业倾向,本文均加以控制。此外,在所有回归中,均加入了个体或家庭所在省份层面的固定效应,以控制诸如省份层面经济冲击、政策差异等省份层面宏观经济社会因素的影响。

在个体层面,本文在回归中控制了个体和家庭(户主)的特征因素,其中包括:①是否拥有房屋(*House*),是则赋值为1,否则为0;②年龄(*Age*)为取对数后的值;③是否已婚(*Marry*)、是否男性(*Male*)、是否汉族(*Han*)、是否为农村地区(*Rural*)、是否为本地户口(*Hukou*)、是否党员(*Party*)均被定义为虚拟变量,若是则取1,否则取0;④风险偏好(*Risk*)。在CHFS调查的问卷中包含了“如果您有一笔资产,您愿意选择哪种投资项目”的问题,本文根据选项取倒数,获得个体风险偏好的值。如果该值比较大,那么个体的风险偏好也比较大。

3. 变量描述分析

在正式回归之前,在表1中汇报了主要变量的描述性统计。由于*GDP*和*FDI*之间相关性比较高,本文所有基准回归中均对城市层面的*GDP*进行控制。在后续的计量结果稳健性检验分析中,本文还会对这一问题进行进一步讨论和解决。

| 表 1 | | 描述性统计 | | | | |
|----------------|--------|-------|---------|--------|---------|---------|
| 变量名 | 变量含义 | 样本量 | 均值 | 方差 | 最小值 | 最大值 |
| <i>Entre3</i> | 个人创业 | 14705 | 0.0965 | 0.2953 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>Entre1</i> | 家庭创业 | 7912 | 0.1361 | 0.3429 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>FDI</i> | FDI | 14705 | 10.5884 | 2.0201 | 5.1504 | 13.9939 |
| <i>GDP</i> | 经济发展水平 | 14705 | 16.9021 | 1.0831 | 14.9567 | 19.0728 |
| <i>Invest</i> | 固定资产投资 | 14705 | 9.9016 | 0.6921 | 8.2819 | 11.2866 |
| <i>Wage</i> | 平均工资 | 14705 | 10.5263 | 0.3112 | 10.0447 | 11.2520 |
| <i>Gyshare</i> | 国有比例 | 14705 | 0.1658 | 0.1660 | 0.0006 | 0.9352 |
| <i>House</i> | 房屋所有 | 14705 | 0.8541 | 0.3531 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>Age</i> | 年龄 | 14705 | 3.4572 | 0.3154 | 2.7726 | 3.8918 |
| <i>Marry</i> | 已婚 | 14705 | 0.7043 | 0.4564 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>Male</i> | 男性 | 14705 | 0.5047 | 0.5000 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>Han</i> | 汉族 | 14705 | 0.5298 | 0.4991 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>Rural</i> | 农村地区 | 14705 | 0.8960 | 0.3053 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>Hukou</i> | 本地户口 | 14705 | 0.3965 | 0.4892 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>Party</i> | 党员 | 14705 | 0.0613 | 0.2398 | 0.0000 | 1.0000 |
| <i>Risk</i> | 风险偏好 | 14705 | 0.3281 | 0.2076 | 0.1111 | 1.0000 |

四、实证结果与分析

本部分基于CHFS项目和《中国城市统计年鉴》的匹配数据进行Logit回归,同时对回归结果进行分析阐释,步骤如下:①利用滞后一期的*FDI*对个人创业和家庭创业进行回归,得到本文基准回归结果;②在此基础上,本文采用工具变量法,利用各城市环境规制和环境压力作为工具变量,以解决可能存在的内生性问题;③本文进一步对基准回归结论进行一系列稳健性检验。

1. 基准回归结果

在表2中汇报了基准模型回归所得结果。所有回归均使用Logit二元回归模型,表中所有变量

的回归系数结果均为边际效应。表 2 前两列汇报了以个人是否创业为被解释变量的回归结果,其中第(1)列为零模型回归结果,只加入了所有控制变量。在第(2)列中,本文加入了在回归模型中核心关注的 FDI(取对数),以及所有其他控制变量。可以发现,FDI 变量的估计系数符号显著为负。这表明,FDI 对于个体创业整体上存在着抑制的作用。表 2 后两列中汇报了以家庭是否创业为被解释变量的回归结果。其中第(3)列为零模型,第(4)列中加入了 FDI 以及所有其他控制变量。可以发现,FDI 对家庭创业倾向的估计系数显著为负,表明 FDI 同样会显著抑制家庭创业。在控制变量方面,系数在个体和家庭两种类型创业间略有差异,基本和先前文献一致(陈怡安和陈刚,2015;李雪莲等,2015;周广肃等,2015)。造成 FDI 对于个体和家庭创业显著抑制的原因是:正如先前模型所指

表 2 基准回归结果

| 变量 | 个人创业 | | 家庭创业 | |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>FDI</i> | | -0.0173*** (0.0062) | | -0.0271*** (0.0097) |
| <i>GDP</i> | 0.0040 (0.0070) | 0.0195** (0.0090) | -0.0039 (0.0107) | 0.0204 (0.0137) |
| <i>Invest</i> | 0.0093 (0.0100) | 0.0208* (0.0109) | -0.0515*** (0.0153) | -0.0341** (0.0166) |
| <i>Wage</i> | 0.0293 (0.0349) | 0.0550 (0.0361) | 0.2252*** (0.0548) | 0.2690*** (0.0570) |
| <i>Gyshare</i> | 0.0010 (0.0320) | -0.0375 (0.0350) | 0.0692 (0.0504) | 0.0123 (0.0545) |
| <i>House</i> | -0.0307*** (0.0068) | -0.0315*** (0.0068) | -0.0123 (0.0112) | -0.0132 (0.0111) |
| <i>Age</i> | 0.0644*** (0.0116) | 0.0640*** (0.0116) | -0.1157*** (0.0135) | -0.1168*** (0.0135) |
| <i>Marry</i> | 0.0618*** (0.0083) | 0.0624*** (0.0083) | 0.0604*** (0.0127) | 0.0601*** (0.0127) |
| <i>Male</i> | 0.0352*** (0.0048) | 0.0354*** (0.0048) | 0.0173* (0.0089) | 0.0180** (0.0089) |
| <i>Han</i> | 0.0183*** (0.0060) | 0.0182*** (0.0060) | -0.0308** (0.0125) | -0.0302** (0.0125) |
| <i>Rural</i> | -0.0445*** (0.0075) | -0.0447*** (0.0074) | -0.0396*** (0.0137) | -0.0409*** (0.0137) |
| <i>Hukou</i> | -0.0257*** (0.0059) | -0.0288*** (0.0060) | -0.0494*** (0.0093) | -0.0531*** (0.0094) |
| <i>Party</i> | -0.0701*** (0.0114) | -0.0707*** (0.0114) | -0.0604*** (0.0124) | -0.0611*** (0.0124) |
| <i>Risk</i> | 0.0685*** (0.0102) | 0.0684*** (0.0103) | 0.1055*** (0.0167) | 0.1056*** (0.0167) |
| 省份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本 | 14705 | 14705 | 7912 | 7912 |

注:表中汇报系数均为边际效应。括号中为回归系数标准误。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%水平上显著性。

出,尽管 FDI 可能存在着正向溢出效应和负向的挤出效应,但是负向的挤出效应占据了主导,从而导致了整体呈现抑制的作用。而这种整体呈现的抑制性作用是否稳健,有待进一步的检验。

2. 内生性处理:工具变量法

由于创业活跃的地区可能会对 FDI 的进入产生影响,因此,存在潜在的反向因果现象,导致存在内生性问题。为了解决这一问题,本文采用工具变量的方法。借鉴已有文献的做法,本文采用环境规制(*Waste_recycle*)和环境压力(*PM2.5*)作为工具变量。参考唐国平等(2013)、傅京燕和李丽莎(2010a)的研究,本文通过以下方式来构建这两个工具变量:环境规制(*Waste_recycle*),通过该城市工业固体废物综合利用率减去上一年的利用率,再减去省份平均的变动,该变量越高就表明环境规制越强;环境压力(*PM2.5*),该城市大气中直径小于或等于 2.5 微米可入肺颗粒物(简称 $PM_{2.5}$)当年相较于上一年的增长率,再减去省份平均的增长率,该变量越高就表明环境的压力越大。二者都是相较于 FDI 滞后一期的数据^①。大量的研究表明,FDI 具有一定的“污染天堂”的动机,即污染密集的企业为了规避本国严格的环境规制而迁往环境规制较宽松的国家进而污染当地的环境(Copeland and Taylor, 1994)。国内的研究也支持了 FDI 对于中国污染起到一定的恶化作用,例如夏友富(1999)、包群等(2010)、杨子晖和田磊(2017)。中国针对环境的监管越来越严,例如自 20 世纪 90 年代以来,包括《环境保护法》《大气污染防治法》《水污染防治法》《环境影响评价法》等一系列法律出台;2007 年在党的十七大报告中把“生态文明”作为发展的重要目标,要求“主要污染物排放得到有效控制,生态环境治理明显改善”。先前文献表明,环境规制和环境压力与 FDI 之间是显著的负向关系。例如傅京燕和李丽莎(2010b)发现,FDI 企业在中国进行区位选择时,会选择环境规制相对较弱的地方;陈刚(2009)通过省级数据,也发现了环境规制会对 FDI 的流入产生显著的抑制效果。郭红燕和韩立岩(2008)发现宽松的环境管制是吸引 FDI 进入的重要因素。因此,当城市的环境规制(*Waste_recycle*)和环境压力(*PM2.5*)较大时,会显著抑制当地的 FDI,而环境规制(*Waste_recycle*)和环境压力(*PM2.5*)与本地的创业并没有直接的关系,因此二者只和 FDI 相关。为了避免弱工具变量等其他问题,本文参考 Hoxby(2007)、刘亚飞和胡静(2016)的做法,用含有内生变量的 Probit 模型,并采用最大似然估计。

具体结果见表 3,其中第一列回归汇报以个人是否创业为解释变量的二阶段回归结果,使用工具变量的回归结果显示,FDI 的估计系数仍旧显著为负。在第二列本文汇报了以工具变量和所有控制变量对 FDI 回归的第一阶段结果,可以看到环境规制(*Waste_recycle*)和环境压力(*PM2.5*)的估计系数是显著负向的。第三列和第四列回归汇报了以家庭是否创业为被解释变量的二阶段回归结果,FDI 的估计系数仍旧显著为负,环境规制(*Waste_recycle*)和环境压力(*PM2.5*)的估计系数显著为负。在倒数第三行汇报了瓦尔德外生性检验,个体是否创业的模型结果认为在 1%的水平下,解释变量是内生的;家庭创业的模型结果显著性略弱,但是也勉强可以接受。在倒数第二行汇报了过度识别检验的 p 值,可以认为工具变量并不存在过度识别的问题,即所有工具变量都是外生的。因此,在考虑了内生性问题以后,本文的结果依然是稳健的。

3. 其他稳健性检验

以上本文已经就 FDI 对个人创业和家庭创业的影响结果进行了分析,并通过含内生变量的 Probit 模型进行了内生性处理。为了体现本文结论的稳健性,排除其他因素可能对本文结论所产生

^① 城市工业固体废物综合利用率数据来自于《中国城市统计年鉴》; $PM_{2.5}$ 的数据来自 CNRDS 的“中国环境数据库”,该数据主要采用 ArcGIS 软件将哥伦比亚大学 SEDAC 发布的基于卫星监测全球 $PM_{2.5}$ 和地理位置信息进行匹配,得到 1998—2016 年省份和城市年均 $PM_{2.5}$ 浓度。

表 3 内生性处理:工具变量回归结果

| 变量 | 个人创业 | | 家庭创业 | |
|-------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| | 二阶段 | 一阶段 | 二阶段 | 一阶段 |
| <i>FDI</i> | -1.8270*** (0.2390) | | -1.3805** (0.6722) | |
| <i>Waste_recycle</i> | | -0.0423*** (0.0070) | | -0.0196** (0.0098) |
| <i>PM2.5</i> | | -0.6285*** (0.0785) | | -0.4628*** (0.1114) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Wald test of exogeneity | 23.9700*** | | 2.4500# | |
| Overid p-value | 0.9177 | | 0.5852 | |
| 样本 | 14705 | 14705 | 7912 | 7912 |

注:括号中为回归系数标准误。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%水平上显著性。# 这里 p 值=0.1176。

的影响,本文从外商雇佣、FDI 度量、新增创业、去除 GDP 影响和两年面板等角度分别进行稳健性检验^①。

(1)使用外商雇佣的经历进行回归。FDI 越高的城市,家庭和个体有更大的机会具有被外资雇佣的经历。因此,是否具有外商雇佣的经历和 FDI 也高度相关,已有文献研究也证明了 FDI 给居民提供了工作机会,进而导致创业倾向降低(王戴黎,2014)。因此,本文使用个体或家庭是否具有外企雇佣的经历,构建虚拟变量作为可能的中间变量。具体回归结果如表 4 所示。第(1)、(2)列汇报了逐步放入外企雇佣和 FDI 对个体创业影响的结果;第(3)、(4)列则汇报了逐步放入外企雇佣和 FDI 对家庭创业影响的结果。结果显示,FDI 对于个体和家庭创业的抑制作用依然稳健。

(2)对 FDI 度量的稳健性检验。本文使用城市的 FDI 额度作为核心关注的解释变量。为此,在基准回归结果中,本文采用滞后一期的 FDI 额度作为主要关注的解释变量。为了避免采用单个年份的 FDI 额度进行度量所可能造成的偏差,同时更好解决可能存在的内生性问题,本文进一步采用过去三年的平均水平和过去五年的平均水平作为 FDI 的代理变量进行回归分析。具体结果如表 4 所示。第(5)、(7)列是采用过去三年 FDI 额度的平均值,分别对个人创业和家庭创业进行回归所得结果;第(6)、(8)列是采用过去五年 FDI 额度的平均值,分别对个人创业和家庭创业进行回归所得结果。可以发现,利用多年平均 FDI 额度作为代理变量时,FDI 变量的估计系数仍旧显著为负,所得结果与基准回归中一致,表明在考虑了 FDI 不同度量方式之后,本文结论依然稳健。

(3)只用 2011 年新增创业数据。基准回归结果中,本文包含了全部起始年份个人或家庭创业的样本进行回归分析,而新近创业样本才是本文核心关注的创业群体,也只有这部分样本最可能受到本文所关注的滞后期的外商直接投资的影响,产生因果关系。因此,本文进一步筛选创业样本,只保留 2011 年新增创业样本进行实证分析,进行稳健性检验。在 CHFS 调查问卷中,根据“从哪一年开始这个项目”来识别个体和家庭创业的创业时间,并只保留当年新增的家庭创业样本。基于这些新增创业样本和所有未创业样本,利用滞后一期的外商直接投资额度进行回归。由于当年创业的数量

① 同时,本文还采用了 2005 年全国 1%人口抽样调查的数据来验证不同数据库之间的稳健性,详细结果见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

表 4 外企雇佣经验和 FDI 度量的稳健性检验

| 变量 | 个人创业 | | 家庭创业 | | 个人创业 | | 家庭创业 | |
|------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 外企雇佣 | -0.1178*** (0.0256) | -0.1172*** (0.0256) | -0.1120*** (0.0372) | -0.1111*** (0.0372) | | | | |
| FDI | | -0.0168*** (0.0062) | | -0.0267*** (0.0097) | -0.0151** (0.0063) | -0.0212*** (0.0074) | -0.0250** (0.0098) | -0.0276** (0.0113) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本 | 14705 | 14705 | 7912 | 7912 | 14705 | 14705 | 7912 | 7912 |

注：表中汇报系数均为边际效应。括号中为回归系数标准误。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%水平上显著性。控制变量系数与基准回归系数基本保持一致，篇幅原因省略，下同。

在总体样本中占比较少，属于稀有事件，对于变量的显著性会有较大的影响，因此本文采用 Cloglog 模型，所得结果如表 5 的第(1)、(2)列所示，不论是对个人创业还是对家庭创业，FDI 的单独项估计系数均显著为负。从系数看，FDI 对个人和家庭创业影响的估计系数，都小于基准回归结果中所得系数，表明基准回归结果中对 FDI 的创业抑制效应有所高估。

(4)去除 FDI 对 GDP 的影响。在变量相关系数矩阵结果中，FDI 与 GDP 具有较高的相关性。虽然在基准回归和其他结果中均将 GDP 的单独项进行了控制，但是这一高相关系数仍可能对本文的结论产生影响，为了去除 FDI 对 GDP 的影响，本文先用城市 FDI 和固定资产投资（因为 FDI 部分也包含到了固定资产投资中，而 GDP 考虑了固定资产投资）对 GDP 进行回归，得到的残差来代替 GDP。用残差替代的 GDP 是去除了 FDI 影响以后的且更能反映当地经济发展水平的值，再将其放入本文回归模型之中进行回归。表中，本文采用全体样本的创业数据，具体结果见表 5 第(3)、(4)列所示，可以发现，不论是个人创业为被解释变量还是家庭创业为被解释变量，FDI 变量的估计系数依旧显著为负。

(5)采用 CHFS 项目 2011 年和 2013 年两年的数据。基准回归和前述各稳健性检验中，均使用单一年份的横截面数据对外商直接投资的创业影响效应进行分析。这一数据结构依赖于跨城市间个体和家庭创业的差异，而忽略了跨时间上的差异，可能存在一定的缺陷。为此，本文利用 2011 年和 2013 年数据，采用面板 Logit 回归，利用面板数据的优势讨论同一个体（家庭）在跨时间上的创业差异，分别利用省份层面滞后一期的外商直接投资额变量，就外商直接投资对个体（家庭）创业的影响进行稳健性检验分析^①。具体回归结果如表 5 第(5)、(6)列所示，可以发现，不论是个人创业还是家庭创业，外商直接投资对创业倾向的回归系数均为负，且至少在 5%显著性水平上显著。这表明，在考虑了跨时间变量变化，并利用了平衡面板的数据优势后，本文的结论依旧稳健。

五、机制检验

通过以上的实证结论已经发现，FDI 总体上显著抑制了个人和家庭的创业倾向，并证实了这一结论的稳健性。而对于总体抑制效果的内在机制，仍然需要进一步讨论。在理论框架中，本文已经分析了 FDI 对于个体和家庭创业的作用是基于溢出效应和挤出效应共同作用的结果，那么这种假设

① 使用面板 Logit 回归的一个问题在于由于匹配而导致的观测样本量的下降。

表 5 新增创业、去除 GDP 影响和两年面板的稳健性检验

| 变量 | 个人创业 | 家庭创业 | 个人创业 | 家庭创业 | 个体创业 | 家庭创业 |
|------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>FDI</i> | -0.0038** (0.0016) | -0.0051* (0.0028) | -0.0086* (0.0049) | -0.0180** (0.0075) | -0.0016** (0.0007) | -0.0080*** (0.0016) |
| <i>GDP</i> | 0.0022 (0.0024) | 0.0018 (0.0042) | 0.0195** (0.0090) | 0.0204 (0.0137) | -0.0006 (0.0017) | 0.0023 (0.0042) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | | |
| 个体固定效应 | | | | | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | | | | | 控制 | 控制 |
| 样本 | 10711 | 6391 | 14705 | 7912 | 2716 | 730 |

注:表中汇报系数均为边际效应。括号中为回归系数标准误。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%水平上显著性。

是否符合实际情况? 本文构建测量这两个机制效应的变量,并进行含交互项的回归加以验证。

对于溢出效应而言,主要考虑 FDI 企业知识溢出的难度。FDI 企业的有形资产更容易被观察到,而且有形资产可以通过市场交易的方式获取,而无形资产则更不容易被观察,更不容易被学习,如果 FDI 企业的有形资产比例比较高,本土个人和家庭潜在创业者更容易对 FDI 企业的知识进行学习和模仿,FDI 企业的溢出效应也就越强(Zhang et al., 2014)。因此,利用中国工业企业数据库,本文构建了城市层面 FDI 企业平均的有形资产占比指标(用 *Tan* 来表示)来对该城市创业者模仿学习外资企业知识和技术的难易程度进行度量。如果城市层面 FDI 企业的平均有形资产占比越高,那么创业者模仿学习 FDI 企业的知识技术的难度越低,从而 FDI 企业对创业者的溢出效应越强;反之,如果平均有形资产占比越低,创业者模仿学习 FDI 企业的难度越高,从而 FDI 企业对创业者的溢出效应越弱。

对于挤出效应而言,产品市场的竞争更加迅速且直接。FDI 企业的关注市场是产品市场竞争的重要度量(Spencer, 2008)。如果 FDI 企业产品更多地面向出口市场,那么对本土创业的产品竞争越弱,挤出效应就越弱;相反,如果 FDI 企业的产品更多地集中在本国市场上,那么在产品市场上对本国创业竞争越强,产生的挤出效应就越强。因此,本文利用中国工业企业数据库,计算了各个城市层面所有 FDI 企业的平均出口比例(用 *Exp* 来表示),对 FDI 企业的挤出效应强度进行间接度量。如果这一比例越高,表明该城市的 FDI 企业的产品销售更关注于出口市场而非中国市场,因此对本土创业者进行创业活动所产生的挤出效应越弱;如果这一比例越低,表明该城市的 FDI 企业的产品销售更关注于中国市场,因此对本土创业者进行创业活动所产生的挤出效应越强^①。

本文利用构造变量^②对个体和家庭创业倾向进行回归。具体结果如表 6 和表 7 所示,其中表 6 是以个人是否创业为被解释变量的回归结果,表 7 是以家庭是否创业为被解释变量的回归结果。

① 由于中国工业企业数据库大多是规模以上的企业,使用这一数据可能忽略了规模以下 FDI 企业。但目前所知的范围内,无法获取到更为全面的 FDI 企业数据。如果规模以下的 FDI 企业与规模以上的 FDI 企业不存在系统性的差异,那么使用中国工业企业数据库对实证结果不会产生太大的偏误影响。本文为了确保结论的稳健性,也使用 2004 年经济普查工业企业的数据和海关数据库等同时包含规模以下企业的数据库来构建这一指标,均得到了类似的结论。

② 具体地,本文计算城市层面在数据滞后两年设立的 FDI 企业(开业时间大于等于 2009 年,且外资比例大于 25%)的市场关注(总出口在工业总产出的比例)和有形资产比例(1-总无形资产在总资产的比例)。

表 6 影响机制的检验(个人)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|
| <i>FDI</i> | -0.0171*** (0.0065) | -0.0165** (0.0064) | -0.0213*** (0.0067) | -0.0194*** (0.0065) | -0.0142** (0.0071) |
| <i>Exp</i> | 0.0011 (0.0170) | 0.0106 (0.0179) | | | 0.0550** (0.0254) |
| <i>FDI</i> × <i>Exp</i> | | 0.0299*** (0.0097) | | | 0.0339*** (0.0109) |
| <i>Tan</i> | | | 0.0522 (0.0327) | 0.1016*** (0.0360) | 0.1149*** (0.0395) |
| <i>FDI</i> × <i>Tan</i> | | | | 0.0312*** (0.0090) | 0.0345*** (0.0092) |
| <i>Exp</i> × <i>Tan</i> | | | | | 0.5360*** (0.1444) |
| <i>FDI</i> × <i>Exp</i> × <i>Tan</i> | | | | | 0.1237** (0.0554) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本 | 14705 | 14705 | 14705 | 14705 | 14705 |

注：表中汇报系数均为边际效应。括号中为回归系数标准误。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%水平上显著性。

表 7 影响机制的检验(家庭)

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>FDI</i> | -0.0325*** (0.0102) | -0.0319*** (0.0102) | -0.0224** (0.0103) | -0.0216** (0.0101) | -0.0232** (0.0111) |
| <i>Exp</i> | -0.0446* (0.0263) | -0.0333 (0.0274) | | | 0.0028 (0.0395) |
| <i>FDI</i> × <i>Exp</i> | | 0.0261* (0.0150) | | | 0.0335** (0.0170) |
| <i>Tan</i> | | | -0.0681 (0.0523) | -0.0231 (0.0568) | -0.0194 (0.0595) |
| <i>FDI</i> × <i>Tan</i> | | | | 0.0281** (0.0137) | 0.0294** (0.0138) |
| <i>Exp</i> × <i>Tan</i> | | | | | 0.2823 (0.2354) |
| <i>FDI</i> × <i>Exp</i> × <i>Tan</i> | | | | | 0.0595 (0.0919) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本 | 7912 | 7912 | 7912 | 7912 | 7912 |

注：表中汇报系数均为边际效应。括号中为回归系数标准误。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%水平上显著性。

表中结果显示:①加入 FDI 企业出口比例(Exp)与有形资产占比(Tan)变量的单独项,对 FDI 的回归系数并没有产生显著的影响,表明了 FDI 对居民创业行为抑制效应的稳健性。②FDI 与出口比例的二重交互项($FDI \times Exp$)回归系数显著为正,表明 FDI 企业出口比例越高,对创业者产生的产品市场挤出效应越弱,因此,FDI 对创业的抑制效应越小;FDI 与有形资产占比变量的二重交互项($FDI \times Tan$)回归系数显著为正,这是由于有形资产占比的增加,学习与模仿难度的下降,有利于溢出效应的发挥。三者之间的三重交互项($FDI \times Exp \times Tan$)回归系数为正,表明当有形资产占比越高、产品市场越集中于出口市场,溢出效应也就更强、挤出效应也就更弱,因此,FDI 对居民创业的促进效应更强。二重交互项的回归结果体现了溢出效应与挤出效应的作用机制,而三重交互项的回归结果进一步验证了是这两个机制的共同作用结果,进一步支持了本文的理论模型中提出的机制分析结论^①。

六、拓展分析

上文通过构造产品出口比例和有形资产占比指标验证出来 FDI 对于创业同时存在着溢出效应和挤出效应,如果这两个效应同时存在,那么当二者的强度发生变化时,FDI 整体的作用应该有所差异。因此,本部分基于这两种效应检验 FDI 对于两种情况,即不同创业类型和创业行业的差异性影响,进一步来验证 FDI 是否同时存在着溢出效应和挤出效应,且二者共同作用的结果导致了 FDI 整体对创业的促进或抑制作用。

本文从 FDI 挤出效应对不同创业类型的影响出发,参考 Schoar(2010)和张萃(2018)的做法,把创业分为生存型创业(Subsistence Entrepreneurship),即只是为了给自己和家族成员提供就业的机会;机会型创业(Transformational Entrepreneurship),即不仅为自己和家族成员提供就业机会,还为他人创造就业岗位。通常而言生存型创业规模和发展潜力都比较小,更多是为了满足创业者周边的需求;而机会型创业规模相对较大,发展潜力也大,更多面向一般市场。因此,本文和先前研究做法类似,根据“除了您和您家庭成员以外,目前这个项目还雇佣了多少员工?”的回答划分,如果为“0”,则为生存型创业;如果大于“0”,则为机会型创业。

FDI 的挤出效应对不同类型的创业影响是不一样的,生存型创业和 FDI 企业市场重合度较低,因此 FDI 对于生存型创业的挤出效应影响较小。而机会型创业和 FDI 企业市场重合度较高,更容易受到 FDI 挤出效应的影响。由于个人创业中没有汇报相关信息,因此采用家庭创业样本。如果未创业,赋值为 0;如果属于生存型创业,赋值为 1;如果属于机会型创业,赋值为 2。因此,不再是一个二值选择模型,而是一个多项选择问题,本文采取多项 Logit 模型进行估计,回归系数是建立在以未创业家庭为对照组的基础上计算得来。在表 8 的第(1)、(2)列汇报了 FDI 对于不同创业类型的影响,在控制其他因素不变的情况下,FDI 对于生存型的创业倾向估计系数不显著,而对于机会型创业的创业倾向估计系数为负。这种结果的原因是:机会型创业相较于生存型创业而言,市场更容易跟 FDI 企业市场重叠,进而受到 FDI 挤出效应的影响也更强。

进一步地,本文从 FDI 溢出效应对不同创业行业的影响出发,参考张萃(2018)和潘文卿等(2011)的做法,构造 FDI 对不同行业的技术溢出指数。已有大量研究表明行业的溢出效应主要取决

① 根据 Hoetker(2007)和 Zelner(2009)的研究,Logit 模型中交互项系数可能存在虚假显著的问题。本文采用 Zelner(2009)提供的“intgph”命令采用画图的方式对结果进行检验,影响机制的结果依然是显著的;按照 Wooldridge(2002)和陈强(2014)的观点,使用稳健标准误的线性模型在计算交互项系数存在优势,因此本文又采用该模型来检验交互项的系数,依然是显著的。综合两种方法,本文的影响机制检验是稳健的,具体结果见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

表 8 FDI 对不同创业类型和行业的影响

| | 生存型 | 机会型 | 机会型:FDI 技术溢出行业 | | |
|------|---------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|--------------------|
| | | | 低 | 中 | 高 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| FDI | -0.0027 (0.0080) | -0.0245*** (0.0063) | -0.0200*** (0.0051) | -0.0092** (0.0043) | 0.0020 (0.0033) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本 | 7912 | 7912 | 7202 | 7202 | 7202 |

注：表中汇报系数均为边际效应。括号中为回归系数标准误。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%水平上显著性。

于行业之间的技术相似性,如果两个行业的投入结构相似、生产技术相似,溢出效应也就越大,因此本文采用 2007 年的投入产出表,为了与 CHFS 的行业分类^①一致,本文将投入产出表的 42 个部门进行合并和匹配,一共得到 20 个行业。接着本文构造行业 i 和行业 j 之间的技术相似指数:

$$techsimilar_{ij} = \frac{\sum_k (a_{ki} \times a_{kj})}{\sqrt{\sum_k a_{ki}^2 \times \sum_k a_{kj}^2}}$$

其中 a_{ki} 和 a_{kj} 分别表示行业 i 和行业 j 直接消耗系数结构列向量的第 k 个位置的元素。技术相似指标取值在 0 到 1 之间,该值越大,表示两个行业的技术相似性越高,溢出也就越高。在此基础上,本文通过《中国统计年鉴》(2009)行业 FDI 投资额的数据结合技术相似指数来构造行业的溢出指数:

$$spillover_i = \sum_{j=1}^n techsimilar_{ij} \times FDI_j (i \neq j)$$

本文根据溢出指数将机会型创业的行业划分为:FDI 溢出指数低、FDI 溢出指数中、FDI 溢出指数高三类行业。其中,FDI 溢出指数低主要包括了制造业、电气煤气及水的生产和供应业、金融业、批发和零售业、房地产业、农林牧渔业、租赁和商务服务业;FDI 溢出指数中主要包括公共管理和社会组织、采矿业、住宿和餐饮业、信息传输计算机服务和软件业、交通运输仓储及邮政业、科学技术服务和地质勘查业、居民服务和其他服务业;FDI 溢出指数高主要包括教育业、建筑业、水利环境和公共设施管理业、卫生社会保证和社会服务业、文化体育和娱乐业。如果家庭未创业,赋值为 0;在 FDI 溢出指数低的行业创业,赋值 1;FDI 溢出指数中的行业创业,赋值 2;在 FDI 溢出指数高的行业创业,赋值 3。采用与上文类似的多值选择 Logit 模型进行估计。

表 8 第(3)—(5)列汇报了 FDI 对于不同行业机会创业行为影响的差异性的边际回归效应。表格中结果显示,在控制其他因素不变的情况下,FDI 对于溢出指数低的行业的创业倾向估计系数显著为负,而对溢出指数中的行业的创业倾向估计系数也为负,但是可以观察到对于溢出指数中的行业的系数要明显的小于溢出指数低的行业。这种差异的原因是:随着溢出指数的增加,溢出效应起到了正向的作用。而进一步来看,FDI 对于溢出指数高的行业的创业倾向估计系数为正,尽管并不显著,但是说明在溢出较高的行业,创业者可以吸收更多的 FDI 的溢出,因此,FDI 对于溢出指数较高的行业的创业具有促进作用。

① CHFS 调查中一共有 19 个行业和国家统计局的标准是一致的,但是没有包括农林牧渔业。本文通过调查者在“其他”中所填写的项目经营内容来识别,例如填写养殖业、养蜂卖蜂蜜、畜牧业等划分为农林牧渔业。根据填写内容,亦有对其他行业的补充。

该部分通过检验证明了 FDI 对于不同类型创业和行业具有显著的差异,而这种差异源于 FDI 溢出效应和挤出效应在不同情况下强弱不同,FDI 的总体作用是二者同时存在的综合结果。

七、结论与启示

本文的研究表明,FDI 对大众创业同时存在着正向溢出效应和负向挤出效应,整体效果是二者综合的结果。这两种效应的强弱既取决于 FDI 的类型,也取决于创业类型和创业行业。当 FDI 企业越集中于出口市场时,其对大众创业的挤出效应越弱;当 FDI 企业有形资产比例更高时,溢出效应更强。本文还进一步基于这两种效应进行拓展分析,研究不同居民大众创业类型和创业行业受到 FDI 影响的差异。FDI 对生存型创业的挤出效应弱,对机会型创业的挤出效应相对较强。对那些技术溢出效应高的行业,FDI 对大众创业存在溢出效应。现有文献表明 FDI 对于创业的影响存在着两种效应的认识还停留在理论层面,部分文献也只是关注了一种效应,没有考虑不同效应间的关系(De Backer and Sleuwaegen,2003;Ayyagari and Kosová,2010;Anwar and Sun,2012;Danakol et al.,2017),与中国现实中的大众创业主体相去较远。因此,本文研究了 FDI 对大众创业的整体作用,检验了 FDI 对大众创业的溢出效应和挤出效应的同时作用,区分创业类型和创业行业验证 FDI 对不同大众创业的溢出和挤出效应。

在推动“大众创业、万众创新”,培育经济发展新动能,增强创业成效方面,围绕着发挥 FDI 作用,实现扬长避短的目的,可以有很多思考。结合本文的研究结论,可以有以下两方面具有实际意义的思考启示:

(1)可以积极发挥 FDI 在推动大众创业方面的溢出效应。FDI 对于大众创业既有溢出效应也有挤出效应。提高对大众创业的溢出效应,会起到事半功倍的效果。从本文的研究发现看,那些以出口为导向的 FDI 对大众创业有溢出效应。因此,从有利于大众创业的角度考虑,可以在引进 FDI 时,注重吸引把出口市场而不是本国市场当作目标市场的 FDI。这样的考虑不仅对于扩大中国的开放发展有意义,符合全球化的发展趋势,也能提高地方经济的发展和竞争力。

另一个方面,中国创业者创办企业的国际化程度低,缺乏全球视野和经营能力。根据《全球创业观察 2017/2018 中国报告》显示,中国创业企业约 30%有海外客户,这一比例与 G20 经济体中发达国家相比差距明显,例如美国创业企业约 80%有海外客户。因此,吸引以出口为目标市场的 FDI,发挥其在知识、关联、人员流动方面的溢出效应,提高当地已经和潜在创业者的意识和能力,有利于帮助当地创业者认识国际市场,创立和发展面向全球市场的企业。

(2)从重视招商引资转向培育新动能源泉。改革开放过程中,招商引资是地方经济发展十分重要的措施。无论是沿海还是内地,政府往往通过获取 FDI 增强地方经济实力,进而一举赶超其他地方。但是,从技术和生产能力提供方看,FDI 往往以技术转移、市场转移为前提,即通过把技术和生产能力转移到新的市场,获取技术或市场溢价。随着技术成熟或者被替代、市场饱和等 FDI 本身存在着是否具有可持续竞争力的问题,其应对需求变化的灵活性也往往不够。因此,招商引资获取 FDI 的方式在新时代需要改变。

地方经济发展需要根植于经济发展的动力机制,建立经济发展的动力源泉。创新创业是可再生资源,取之不绝,用之无限,是一个区域、一个地方发展的真正源泉。本文的研究表明,FDI 对大众创业的挤出效应,也是可以减少的,甚至是可以转变的。例如,即使在挤出效应存在的情况下,区别创业类型和创业行业,也能够找到有利于大众创业的 FDI。FDI 虽然对生存型创业没有挤出效应,但也没有溢出效应。从促进创业的角度看,推动生存型创业与 FDI 没有直接关系。然而,中国目前已经处

于以机会型创业为主的创业发展形态。从本文的研究发现看,FDI 对机会型创业有挤出效应,对机会型创业并不有利。但进一步分析表明,随着创业行业不同,FDI 对大众创业中机会型创业的挤出效应是不同的。那些技术溢出效应属于中高程度的行业,因为其 FDI 对大众创业存在溢出效应,在这些行业开展的创业活动都是可以从 FDI 中受益的。

在新时代的地方经济发展中,继续推动 FDI 仍然十分必要。但在吸引 FDI 时可以引入培育地方经济发展新动能的思路,发挥 FDI 在推动大众创业上的积极作用,增加地方经济发展的动力源泉,更加有利于实现高质量发展。

〔参考文献〕

- [1]包群,陈媛媛,宋立刚. 外商投资与东道国环境污染:存在倒 U 型曲线关系吗[J]. 世界经济, 2010,(1):3-17.
- [2]陈刚. FDI 竞争、环境规制与污染避难所——对中国式分权的反思[J]. 世界经济研究, 2009,(6):3-7.
- [3]陈刚. 管制与创业——来自中国的微观证据[J]. 管理世界, 2015,(5):89-99.
- [4]陈强. 计量经济学及 Stata 应用[M]. 北京:高等教育出版社, 2014.
- [5]陈怡安,陈刚. 社会保险与创业——基于中国微观调查的实证研究[J]. 人口与经济, 2015,(6):73-83.
- [6]段锦云,王朋,朱月龙. 创业动机研究:概念结构、影响因素和理论模型[J]. 心理科学进展, 2012,(5):698-704.
- [7]傅京燕,李丽莎. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据[J]. 管理世界, 2010a,(10):87-98.
- [8]傅京燕,李丽莎. FDI、环境规制与污染避难所效应——基于中国省级数据的经验分析[J]. 公共管理学报, 2010b,(3):65-74.
- [9]甘犁,尹志超,贾男,徐舒,马双. 中国家庭金融调查报告 2012[M]. 成都:西南财经大学出版社, 2012.
- [10]郭红燕,韩立岩. 外商直接投资、环境管制与环境污染[J]. 国际贸易问题, 2008,(8):111-118.
- [11]江小娟,李蕊. FDI 对中国工业增长和技术进步的贡献[J]. 中国工业经济, 2002,(7):5-16.
- [12]李雪莲,马双,邓翔. 公务员家庭、创业与寻租动机[J]. 经济研究, 2015,(5):89-103.
- [13]刘青,张超,吕若思. 跨国公司在华溢出效应研究:人力资本的视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2013,(9):20-36.
- [14]刘晓玲,熊曦. 外商直接投资、进出口贸易与区域经济增长——以湖南省为例[J]. 管理世界, 2016,(2):184-185.
- [15]刘亚飞,胡静. 多子一定多福吗:子女数量与母亲健康[J]. 南方人口, 2016,(6):69-78.
- [16]潘文卿,李子奈,刘强. 中国产业间的技术溢出效应:基于 35 个工业部门的经验研究[J]. 经济研究, 2011,(7):18-29.
- [17]覃毅,张世贤. FDI 对中国工业企业效率影响的路径——基于中国工业分行业的实证研究[J]. 中国工业经济, 2011,(11):68-78.
- [18]阮荣平,郑风田,刘力. 信仰的力量:宗教有利于创业吗[J]. 经济研究, 2014,(3):171-184.
- [19]唐国平,李龙会,吴德军. 环境管制、行业属性与企业环保投资[J]. 会计研究, 2013,(6):83-89.
- [20]田毕飞,梅小芳,杜雍,王波浪. 外商直接投资对东道国国际创业的影响:制度环境视角[J]. 中国工业经济, 2018,(5):43-61.
- [21]王戴黎. 外资企业工作经验与企业家创业活动:中国家庭调查证据[J]. 管理世界, 2014,(10):136-148.
- [22]吴群峰,蒋为. 最低工资会抑制创业吗——基于中国微观数据的实证研究[J]. 产业经济研究, 2016,(6):1-10.
- [23]吴晓瑜,王敏,李力行. 中国的高房价是否阻碍了创业[J]. 经济研究, 2014,(9):121-134.
- [24]夏友富. 外商投资中国污染密集产业现状、后果及其对策研究[J]. 管理世界, 1999,(3):109-123.
- [25]冼国明,严兵. FDI 对中国创新能力的溢出效应[J]. 世界经济, 2005,(10):18-25.
- [26]杨子晖,田磊. “污染天堂”假说与影响因素的中国省际研究[J]. 世界经济, 2017,(5):148-172.
- [27]尹志超,宋全云,吴雨,彭嫦燕. 金融知识、创业决策和创业动机[J]. 管理世界, 2015,(1):87-98.

- [28]张萃. 什么使城市更有利于创业[J]. 经济研究, 2018,(4):151-166.
- [29]周广肃,谢绚丽,李力行. 信任对家庭创业决策的影响及机制探讨[J]. 管理世界, 2015,(12):121-129.
- [30]Aitken, B. J., and A. E. Harrison. Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela[J]. *American Economic Review*, 1999,89(3):605-618.
- [31]Albulescu, C. T., and M. Tămășilă. The Impact of FDI on Entrepreneurship in the European Countries[J]. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2014,(124):219-228.
- [32]Anwar, S., and S. Sun. FDI and Market Entry/Exit: Evidence from China [J]. *Journal of Asian Economics*, 2012,23(5):487-498.
- [33]Ayyagari, M., and R. Kosová. Does FDI Facilitate Domestic Entry? Evidence from the Czech Republic[J]. *Review of International Economics*, 2010,18(1):14-29.
- [34]Bhawe, N., and S. A. Zahra. Inducing Heterogeneity in Local Entrepreneurial Ecosystems: The Role of MNEs[J]. *Small Business Economics*, 2017:1-18.
- [35]Blomström, M., and A. Kokko. Multinational Corporations and Spillovers [J]. *Journal of Economic Surveys*, 1998,12(3):247-277.
- [36]Brash, D. T. *American Investment in Australian Industry* [M]. London: Australian National University Press, 1966.
- [37]Copeland, B. R., and M. S. Taylor. North-South Trade and the Environment [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994,109(3):755-787.
- [38]Danakol, S. H., S. Estrin, P. Reynolds, and U. Weitzel. Foreign Direct Investment via M&A and Domestic Entrepreneurship: Blessing or Curse[J]. *Small Business Economics*, 2017,48(3):599-612.
- [39]De Backer, K., and L. Sleuwaegen. Does Foreign Direct Investment Crowd out Domestic Entrepreneurship[J]. *Review of Industrial Organization*, 2003,22(1):67-84.
- [40]Grossman, G. M. International Trade, Foreign Investment, and the Formation of the Entrepreneurial Class[J]. *American Economic Review*, 1984,74(4):605-614.
- [41]Guiso, L., and F. Schivardi. What Determines Entrepreneurial Clusters [J]. *Journal of the European Economic Association*, 2011,9(1):61-86.
- [42]Hoetker, G. The Use of Logit and Probit Models in Strategic Management Research: Critical Issues[J]. *Strategic Management Journal*, 2007,28(4):331-343.
- [43]Hoisl, K. Tracing Mobile Inventors—The Causality between Inventor Mobility and Inventor Productivity[J]. *Research Policy*, 2007,36(5):619-636.
- [44]Jovanovic, B. Firm Formation with Heterogeneous Management and Labor Skills [J]. *Small Business Economics*, 1994,6(3):185-191.
- [45]Kinoshita, Y. Technology Spillovers through Foreign Direct Investment[R]. CERGE-EI Working Paper, 1998.
- [46]Markusen, J. R., and A. J. Venables. Foreign Direct Investment as a Catalyst for Industrial Development[J]. *European Economic Review*, 1999,43(2):335-356.
- [47]Meyer, K. E. Perspectives on Multinational Enterprises in Emerging Economies [J]. *Journal of International Business Studies*, 2004,35(4):259-276.
- [48]Meyer, K. E., and E. Sinani. When and Where Does Foreign Direct Investment Generate Positive Spillovers? A Meta-analysis[J]. *Journal of International Business Studies*, 2009,40(7):1075-1094.
- [49]Nunziata, L., and L. Rocco. The Implications of Cultural Background on Labor Market Choices: The Case of Religion and Entrepreneurship[R]. IZA Discussion Paper, 2011.
- [50]Schoar, A. The Divide Between Subsistence and Transformational Entrepreneurship[J]. *Innovation Policy and the Economy*, 2010,10(1):57-81.

- [51]Shane, S. Prior Knowledge and the Discovery of Entrepreneurial Opportunities [J]. *Organization Science*, 2000, 11(4):448–469.
- [52]Shane, S., E. A. Locke, and C. J. Collins. Entrepreneurial Motivation [J]. *Human Resource Management Review*, 2003,13(2):257–279.
- [53]Sjöholm, F. Technology Gap, Competition and Spillovers from Direct Foreign Investment: Evidence from Establishment Data[J]. *The Journal of Development Studies*, 1999,36(1):53–73.
- [54]Spencer, J. W. The Impact of Multinational Enterprise Strategy on Indigenous Enterprises: Horizontal Spillovers and Crowding Out in Developing Countries[J]. *Academy of Management Review*, 2008,33(2):341–361.
- [55]Taormina, R. J., and S. Kin –Mei Lao. Measuring Chinese Entrepreneurial Motivation: Personality and Environmental Influences [J]. *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, 2007,13 (4):200–221.
- [56]Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross–Section and Panel Data* [M]. Cambridge: The Mit Press, 2002.
- [57]Zelner, B. A. Using Simulation to Interpret Results from Logit, Probit, and Other Nonlinear Models [J]. *Strategic Management Journal*, 2009,30(12):1335–1348.
- [58]Zhang, Y. A., Y. Li, and H. Li. FDI Spillovers over Time in an Emerging Market: The Roles of Entry Tenure and Barriers to Imitation[J]. *Academy of Management Journal*, 2014,57(57):698–722.

The Influence of Foreign Direct Investment on Mass Entrepreneurship

ZHANG Kai-di¹, WU Qun-feng², GAO Jian¹, LI Ji-zhen¹

(1. School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China;

2. School of Economics, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: China's mass entrepreneurship is conducive to building new momentum for economic development. Whether FDI, one of the most important forces to promote China's economy, has a direct impact on China's Mass entrepreneurship warrants further investigation. Based on data from the China Household Finance Survey (CHFS) and the China City Statistical Yearbook, this paper examines the impact of FDI on China's mass entrepreneurship. FDI has two counterbalancing effects on China's mass entrepreneurship: positive spillover effect and negative crowding-out effect. When the proportion of tangible assets of FDI enterprises is relatively high, the positive spillover is high. When the product markets of FDI enterprises are concentrated in local market, the negative crowding-out effect on local entrepreneurs is also high. As for the impact on entrepreneurial types, since the markets of FDI and transformational entrepreneurs overlap significantly, FDI has an inhibitory effect on transformational entrepreneurship, but has no significant impact on subsistence entrepreneurship. As for the impact on particular industries, as the industry spillover index level goes up, the promoting effect of FDI on entrepreneurship also increases. This paper finds that there is a direct relationship between FDI and mass entrepreneurship, which sheds light on how local governments can promote development of FDI and mass entrepreneurship with their policies.

Key Words: foreign direct investment; mass entrepreneurship; spillover effect; crowding-out effect

JEL Classification: D10 F21 L26

[责任编辑:覃毅]