

外商直接投资对东道国国际创业的影响： 制度环境视角

田毕飞，梅小芳，杜雍，王波浪

[摘要] 本文基于2003—2013年52个国家(地区)的GEM非平衡面板数据,结合制度理论和吸收能力理论,构建了外商直接投资、东道国制度环境与东道国国际创业的概念模型,实证研究了外商直接投资与东道国制度环境对东道国国际创业的影响。研究发现:外商直接投资与东道国总制度环境均对东道国国际创业具有促进作用;外商直接投资正向调节东道国总制度环境与东道国国际创业的关系;外商直接投资的调节效应在发达国家(地区)主要通过降低创业失败惧怕率和提高东道国吸收能力实现。进一步分析发现:东道国总制度环境对东道国国际创业的正向影响主要体现在管制环境和规范环境对国际创业的影响方面;外商直接投资对东道国总制度环境与东道国国际创业关系的调节效应主要体现在对管制环境与国际创业关系的调节方面。本文据此提出了优化管制环境、健全规范环境、完善认知环境、合理引导外商直接投资以促进中国的国际创业的政策建议。

[关键词] 外商直接投资; 制度环境; 国际创业

[中图分类号]F753 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-48X(2018)05-0043-19

一、引言

2018年政府工作报告指出,过去五年,中国的大众创业、万众创新蓬勃发展,“一带一路”建设成效显著。尽管如此,中国政府仍将“促进大众创业、万众创新上水平”。这意味着,中国的创业活动将继续呈现活跃态势。随着经济全球化的不断深入,国际贸易和国际投资将世界各国紧密相连,企业的跨国经营行为越来越普遍,一些规模较小、实力较弱的中小企业也开始走出国门、开拓国际市场,更有许多企业在成立之初就进行国际化经营。这一现象引起了学术界的广泛关注。Morrow(1988)率先提出了国际创业(International Entrepreneurship)一词,专门用于形容那些在创建初期就开拓国外市场的企业行为。随后,有关国际创业的研究不断涌现。其中,Oviatt和McDougall两位学

[收稿日期] 2017-10-06

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“全球产业链转移新趋势下中国出口价值链的提升举措研究”(批准号15ZDA061);国家社会科学基金重大项目“全球生产网络、知识产权保护与中国外贸竞争力提升研究”(批准号15ZDB155);国家自然科学基金面上项目“全球价值链下中国服务业国际竞争力研究:基于贸易增加值的分析”(批准号71573057)。

[作者简介] 田毕飞,中南财经政法大学工商管理学院副教授,管理学博士;梅小芳,中南财经政法大学工商管理学院硕士研究生;杜雍,中南财经政法大学工商管理学院硕士研究生;王波浪,中国民生银行股份有限公司深圳分行龙岗支行客户经理,经济学硕士。通讯作者:田毕飞,电子邮箱:tianbifei@foxmail.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

者的研究最具代表性,他们将国际创业界定为“发现、设定、评估和利用跨越国界的商业机会以创造未来的商品及服务”(Oviatt and McDougall,2005)。可见,国际创业不能简单理解为在国外创业,而是兼具创业和国际商务双重特征的行为(田毕飞和吴小康,2014)。作为跨国经营的初级形态,出口相对于其他跨国经营方式而言风险最小、难度最低,因而成为很多新创企业国际创业的首选方式,但国际创业模式不仅包括出口型模式,也包括契约型模式和投资型模式等(田毕飞和丁巧,2017)。

虽然学者们对国际创业现象愈发关注,但对于国际创业的涵义及其研究范围并未达成一致。国际创业并不仅限于国际新创企业(International New Ventures)的跨国经营行为,也包括各国创业活动的国际比较及大型成熟企业的公司内创业(Corporate Entrepreneurship)(McDougall and Oviatt,2000)。与此同时,有关国际创业的研究视角也各不相同,包括制度视角、网络视角、能力视角、资源视角、认知视角等。其中,从制度视角研究国际创业逐渐成为当前学术界的一大热点。然而,很多文献只是从制度视角阐述了各国在影响国家创新能力及塑造创业活动方面的一些制度安排或路径依赖过程的特殊复杂性,并未对制度环境影响国际创业的过程和机制进行深入分析(Szyliowicz and Galvin,2010)。在开放经济时代,各国或多或少都存在外商直接投资(Inward Foreign Direct Investment,IFDI),特别是中国,已连续多年成为吸引IFDI最多的发展中国家。遗憾的是,学术界在研究国际创业现象时,虽然关注了制度环境所起的作用,却忽略了IFDI的影响,更没有考虑IFDI在东道国制度环境影响东道国国际创业的过程中可能发挥的作用。当前,中国社会主义建设进入新时代,“双创”政策和“一带一路”倡议深入推进,越来越多的中国企业开始通过国际创业走向世界舞台。作为全球化时代国际商务的两种重要表现形式,IFDI和国际创业之间存在什么关系?对此问题的回答不仅关系到国际商务特别是国际创业理论的构建,而且影响到各国商务政策的制定。

二、文献综述

现有关于制度环境影响国际创业文献大体可分为三类:①关于正式制度环境对国际创业的影响研究。一项基于2005—2012年63个国家全球创业观察(Global Entrepreneurship Monitor, GEM)的研究发现,这些国家的产权、商业自由度、财政自由度、雇佣自由度、金融资本和教育资本等正式制度的改善有利于机会型创业,但不利于生存型创业(Fuentelsaz et al.,2015)。不仅如此,法律结构和产权保护的改善及信贷、雇佣和经商的放松均有利于机会型创业,但这些与更自由的国际贸易均不利于生存型创业(Angulo-Guerrero et al.,2017)。②关于非正式制度环境对国际创业的影响研究。研究表明,控制腐败、个人对技术的信心等非正式制度有利于提升机会型创业对经济增长的作用(Aparicio et al.,2016)。此外,高自我表达、高绩效导向和低社会期许等非正式制度促进国际创业(Muralidharan and Pathak,2017)。③关于制度环境对新兴市场企业国际创业的影响研究。对于越南企业,制度环境的具体性、稳定性、可预测性、可执行性正向影响企业出口绩效,且这一影响对于出口规模更大、经验更丰富、出口市场更集中及采用直接出口方式的企业更明显(Ngo et al.,2016)。在中国,次国家制度环境(Subnational Institutional Environment)与企业层面的政治资本对创业企业国际化具有直接影响(Ma et al.,2016)。

国外有关IFDI对国际创业影响的研究刚刚起步,比较零散,但有关IFDI对创业的影响的研究渐趋深入。根据研究结论的不同,大体上可将这些研究分为三类:①认为IFDI对创业活动存在挤出效应。这类研究主要从关联效应、示范效应、人员流动效应及出口促进效应等角度进行分析。以英国企业为例,本地雇员在外资企业获取了管理经验和相关技能之后,有可能在相同或相关产业创建新企业(Fu,2012)。作为转型经济体的马其顿,IFDI对该国新企业创建有促进作用,且影响内资企业的

重组进程(Apostolov, 2017)。^②认为IFDI对创业活动存在挤出效应。这类研究主要从劳动力市场高工资效应、产品竞争效应和行业技术进入壁垒效应等角度进行分析。在很多欧洲国家,内向和向外商直接投资均对机会型创业有消极影响(Albulescu and Tămășil, 2016)。此外,以跨国并购方式衡量的IFDI对东道国的创业活动存在负面影响,且在发达国家比发展中国家更明显(Danakol et al., 2017)。^③认为IFDI对创业活动的影响不确定。例如,在韩国,IFDI对创业活动呈现倒U型曲线效应(Lee et al., 2012)。在很多发展中国家,只有当金融市场发展到一定水平后,IFDI才能正向影响创业(Munemo, 2017)。

在国内,从制度环境视角研究国际创业的文献比较少见。一项对全球103家国际新创企业的问卷调查发现,认知制度环境及其与管制和规范制度环境之间的交互效应对国际创业绩效具有显著的预测效果,而管制和规范制度环境对国际创业绩效没有显著影响(黄胜和周劲波, 2013)。对于中国、越南、老挝等3个转型经济国家的新创企业,技术能力和制度环境是新创企业国际创业绩效的决定因素(于晓宇, 2013)。此外,管制、认知和规范制度环境负向调节国际市场进入模式与国际创业企业绩效之间的关系(黄胜和周劲波, 2014)。创业能力强的国际新创企业倾向于采用高级国际创业模式,且这种偏好在制度环境友好的东道国更明显(周劲波和黄胜, 2015)。

综观现有文献,可以发现三点不足。一是制度环境的国别属性及国际创业的涵义各不相同,研究结论容易混淆视听。就制度环境的国别属性而言,De Clercq et al.(2010)和于晓宇(2013)研究的是母国的制度环境;黄胜和周劲波(2013, 2014)的研究同时涉及母国和东道国的制度环境;周劲波和黄胜(2015)的研究则仅限于东道国的制度环境。就国际创业的涵义而言,黄胜和周劲波(2013, 2014)及周劲波和黄胜(2015)将国际创业限定为企业年龄在6年以内且在成立的最初3年内就开始独立地国际化运作;而于晓宇(2013)将国际创业理解为企业年龄小于10年且海外销售收入占企业总销售收入比例高于20%的经营行为。二是对IFDI影响国际创业的研究很不系统,缺少影响机制的分析。西方文献主要关注IFDI对创业的影响,很少直接研究IFDI对国际创业的影响。国内仅有田毕飞和吴小康(2014)从IFDI角度研究了国际创业,通过利用GEM2001—2011年39个国家的面板数据发现,IFDI对国际创业具有显著的溢出效应。但该文未分析IFDI影响国际创业的具体机制,也没有对实证结果进行稳健性检验。三是国内有关国际创业的实证研究在样本选取方面有很大的改进空间,研究结论的说服力不强。例如,于晓宇(2013)、黄胜和周劲波(2013, 2014),以及周劲波和黄胜(2015)的研究都只是对100家左右的国际新创企业进行了单一年份的问卷调查,然后用所得的截面数据进行实证分析。这些数据虽然满足了统计推断的基本要求,但在样本规模和覆盖范围方面与GEM所发布的历年多国的面板数据存在很大差距,而且截面数据相对于面板数据并不适合进行回归分析。

总之,学术界至今尚未对国际创业和制度环境进行准确的测度,也没有从整体上研究制度环境对国际创业的影响,在IFDI影响创业的研究方面也未达成一致意见,且没有系统研究IFDI对国际创业的影响。更为重要的是,至今尚没有学者将制度环境、IFDI与国际创业结合起来进行研究,这使得很多问题尚未得到回答。例如,一国总的制度环境与本国的国际创业到底存在什么关系?这种关系会否受IFDI的影响?如果会,其影响机制是什么?这些影响机制在不同经济体中的表现是否相同?基于此,本文利用2003—2013年52个国家(地区)的GEM非平衡面板数据,实证分析IFDI与东道国制度环境各自对东道国国际创业的影响及IFDI对东道国制度环境与东道国国际创业关系的调节效应,并从东道国居民的创业失败惧怕率和东道国研发水平两个角度剖析IFDI对东道国制度环境与东道国国际创业关系的调节机制。这不仅有助于理论界厘清IFDI、制度环境与国际创业之

间的关系,完善国际创业的理论体系,而且有助于明确制度环境的改进方向,促进中国等发展中国家的国际创业实践。

本文的边际贡献主要体现在:①采用 GEM 数据而不是某一个或少数几个指标,从管制维度、规范维度和认知维度准确度量了各国(地区)的制度环境;②将 IFDI、制度环境与国际创业结合起来研究,剖析了 IFDI 与东道国制度环境对东道国国际创业的影响及 IFDI 调节东道国制度环境与东道国国际创业关系的具体机制;③区分不同经济发展水平的东道国,揭示了 IFDI 的调节效应在不同国家(地区)的具体差异。

三、理论基础与研究假设

1. 东道国制度环境对东道国国际创业的影响

系统研究制度环境对组织决策和组织行为的影响的理论可称为制度理论,主要包括经济学和组织社会学两个学派。经济学视角的制度理论强调组织效率和效用,如 Coase(1937)、North(1990)等;组织社会学视角的制度理论则强调组织通过社会所期望的、适当的行为以获得合法性,如 DiMaggio and Powell(1991)等。近年来,以 Scott(1995)及 Kostova and Roth(2002)等为代表的学者从组织社会学角度将制度环境界定为约束或调节个体及组织间的社会关系的政策、社会规范和认知结构,包括法律法规、规则规章、传统习俗等,并进一步将制度环境分为管制(Regulatory)、规范(Normative)和认知(Cognitive)三个维度,分别被称为管制环境、规范环境和认知环境。管制环境指激励某类行为并限制其他行为的法律法规。例如,金融监管、税负水平、征税系统的运行效率和可预见性及政府对新创企业的资源获取和创业者获得创业许可的各项政策等(De Clercq et al.,2010)。规范环境是指人们所拥有的关于人类行为的价值观、信仰、规范及假设,强调社会责任是形成和约束人际关系的基础。例如,人们赞同创业是一个理想的职业选择的程度及创业者从公众与媒体获得的社会地位与尊重等(Busenitz et al.,2000)。认知环境则是人们用以解释某一特定现象的社会共识与认知。例如,人们创建新企业的先前经验、识别良好商业机会的知识、集聚必要资源的可感知的能力及管理新企业的信心等(De Clercq et al.,2010)。

制度理论为评估和理解外部环境对国际创业活动的影响提供了一个新视角(Szyliowicz and Galvin,2010)。正如 Baumol(1993)所指出的,一个社会的制度环境将决定各种机会的相对收益,因此,制度环境在催生创业活动方面至关重要。作为一种特殊类型的创业,国际创业显然也会受到制度环境的影响。在一个制度环境十分友好的国家,国际创业行为主体将得到全面的政策支持、充分的社会认同与丰富的经验分享。有鉴于此,本文提出:

假设 1:东道国的总制度环境越友好,东道国国际创业越活跃。

从管制环境看,政府可通过颁布扶持国际创业的政策,完善相关的行业性法律制度,建立有效的激励机制与风险约束机制等促进国际创业。例如,税收政策是促进国际创业的有效工具。一方面,税收负担直接影响企业的运营成本,政府可通过降低关税税率、实施出口退税等政策减少新创企业的出口成本,扩大新创企业的出口利润;另一方面,政府也可通过相应的税收政策提高外资企业竞争者从事商业活动的成本,降低其盈利空间,这反过来为本国企业的国际创业提供了更多机会。此外,是否拥有完善的法律法规以保护创业者的利益是国际创业活跃程度的决定因素之一(Bygrave and Timmons,1992)。基于此,本文提出:

假设 1a:东道国管制环境越宽松,东道国国际创业越活跃。

规范环境包括国民羡慕创业活动及认可创新与创造性思维的程度(Busenitz et al.,2000)。国际

创业是一种社会行为,它是在一定的社会环境中产生和发展的,会受到社会价值观的熏陶和影响。一国的文化、价值观、信仰、规范等会影响国民的创业导向(Busenitz and Lau,1996)。从导向功能看,社会价值观对社会个体的思想和行为取向起引导作用。从激励功能看,社会价值观具有使社会个体从内心产生一种高昂情绪的效应。例如,国际创业的成功者得到更高的社会地位,周围进行国际创业的人就会增多,这会促使社会个体将国际创业作为令人向往的职业道路进行选择。这说明,良好的规范环境有利于国际创业。由此本文提出:

假设 1b:东道国规范环境越健全,东道国国际创业越活跃。

认知环境包括人们所拥有的创办和运行新企业的知识和技能(Busenitz et al.,2000)。在有些国家,如何创办新企业的知识被广为传播,甚至已被制度化(Busenitz and Lau,1996)。研究表明,认知环境主要是通过影响创业者个人特质如创业者的风险规避、成就动机、创业警觉性等来影响国际创业的。例如,Dimitratosa and Jonesb(2005)指出,能够敏锐有效的捕捉国际市场机会是国际创业成功的重要因素。拥有相关工作经验的创业者通过机会识别敏锐地感知市场机会,然后通过自有的知识资源对该商业机会进行评估,在脑海中形成商业模式,从而开发创业机会,促成国际创业的发生。因此,本文提出:

假设 1c:东道国认知环境越完善,东道国国际创业越活跃。

2. IFDI 对东道国国际创业的影响

IFDI 显著正向促进东道国的国际创业(田毕飞和吴小康,2014)。具体来看,IFDI 对东道国国际创业的影响可从 IFDI 的竞争效应、示范效应、培训效应和产业关联效应等角度分析。一是在竞争效应下,跨国公司的进入会冲击东道国的垄断势力行业,在原本稳定的行业格局中形成新的竞争力量,这会促使本土企业更加有效的利用资源,提高技术水平和研发能力(田毕飞和陈紫若,2016);同时,国内竞争的加剧会使得处于不利地位的新创企业考虑谋求国外市场,从而开展国际创业。二是根据 DiMaggio and Powell(1991)的研究,新创企业可能通过借鉴跨国公司的发展路径进行生产和运作,这种示范效应会导致新创企业出口。三是跨国公司的溢出效应体现在人员培训方面。跨国公司通过员工培训来获得技术熟练的劳动力,但当这些员工从跨国公司转入新创企业时,他们所拥有的国际技能相应的也会向新创企业蔓延。跨国公司的人员培训效应通过人员流动对内资企业产生了显著的技术外溢,部分从跨国公司离职的员工由于具备了相应的技能而直接从事国际创业。四是 IFDI 对与其所在行业相关联的其他行业产生了技术溢出效应,包括前向和后向关联效应(Markusen and Venables,1999)。Görg and Strobl(2005)也认为,IFDI 通过前向和后向关联效应改善东道国区位优势,从而对东道国企业产生正向溢出效应。这些关联效应将启发更多东道国企业进行国际创业。鉴于此,本文提出:

假设 2:IFDI 越多,东道国国际创业越活跃。

3. IFDI 对东道国制度环境与东道国国际创业关系的调节效应

根据 Connolly et al.(2011)对信号传递理论的分析,在低水平制度环境下,IFDI 可以传递积极的市场信号,提高市场的确定性,进而补偿东道国的低水平制度环境对创业活动的抑制作用。相反,高水平制度环境可以为投资者提供稳定的投资环境和创业环境,且 IFDI 加强了国内有限消费市场的竞争,降低了商品和服务的价格,提高了新进入者的技术标准和运营成本。在这种情况下,IFDI 对东道国制度环境的补偿效应减弱或者不存在(田毕飞和陈紫若,2017a)。同时,IFDI 使得东道国居民有更多机会接触国外的思想和价值观念,了解符合市场经济规则和国际惯例的标准,获得更多走向国门的的机会,也会促使东道国的制度环境更加有利于创新创业,进而使得国际创业得到社会的广泛

认可和支持。而这又会产生更高水平的制度环境,并使得接受新思想的人们进行国际创业的信心增强,特别是那些在外资企业里工作的本土熟练劳动力会更有创新意识,更易识别国际创业机会。更为重要的是,通过 IFDI 的示范效应,成功的国际创业行为主体会使其周围的潜在创业者受到鼓舞,降低对创业失败的畏惧,纷纷模仿成功者的行为,从而有利于国际创业氛围的形成。总之,IFDI 带来了新的思想观念,潜在创业者受到周围创业成功者的影响,降低了对创业失败的担心,而对创业失败的担心在创业者决定是否创业时具有重要作用(Wyrwich et al.,2016)。因此,本文提出:

假设 3a:IFDI 通过降低创业失败惧怕率正向调节东道国制度环境与东道国国际创业的关系。

许多研究表明,IFDI 并不一定产生技术溢出效应,这取决于东道国的吸收能力(Absorptive Capacity)。一种观点认为,东道国的技术越落后即国内外技术差距越大,东道国技术进步的潜力越大,从而技术溢出效应越显著(Findlay,1978);另一种观点则认为,东道国企业的研发能力至少应达到一个最低水平才能够吸收和应用跨国公司的先进技术,这时的 IFDI 才会对东道国产生技术溢出效应(Cohen and Levinthal,1989),这就形成了一种门槛效应。Zahra and George(2002)进一步将吸收能力细分为获取、消化、转换和利用四种类型。其中,获取和消化能力被称为潜在性吸收能力,而转换和利用能力被称为实现性吸收能力。这意味着,IFDI 对东道国制度环境和国际创业关系的调节作用可能受东道国吸收能力的影响。在吸收能力较强的东道国,通过 IFDI 的溢出效应,部分企业可以提高自身的生产和管理技术,而另一些中小企业和新创企业由于没有能力与外资企业争夺市场和劳动力而被迫歇业,或将目光转向海外尝试国际创业。这些中小企业和新创企业在国际创业过程中大多需要向银行等机构寻求资金支持,同时努力游说政府调整政策。政府为了鼓励国际创业而适当调整金融和财政政策,从而使得更多企业和个人有信心和能力进行国际创业。而在吸收能力较弱的东道国,由于当地企业对知识和技术的获取和消化能力有限,无法通过 IFDI 提升自身实力,导致 IFDI 难以影响当地的国际创业水平。IFDI 的技术外溢效应在吸收能力不强的东道国不太显著,这些国家一般具有技术水平落后、研发投入不足等特点(赖明勇等,2005)。由此,本文提出:

假设 3b:IFDI 通过提高吸收能力正向调节东道国制度环境与东道国国际创业的关系。

综上,本文构建了 IFDI、东道国制度环境与东道国国际创业的概念模型,如图 1 所示。

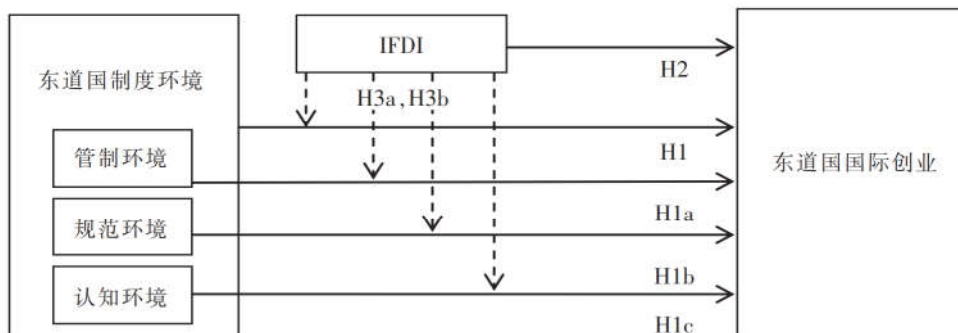


图 1 IFDI、东道国制度环境与东道国国际创业的概念模型

四、变量测度与模型构建

1. 变量及数据

(1)变量选取。本文的被解释变量为国际创业活跃度。虽然学术界已对国际创业做了很多研究,

但就如何衡量国际创业并未达成一致。争议的焦点在于,企业首次从事国际经营时的年龄及海外销售额的占比。Hashai and Almor(2004)将国际创业限定为企业在成立3年内从海外销售中获得收益超过25%的行为,这与Andersson and Wictor(2003)的标准一致。本文基本赞同这一标准,并为了确保研究的科学性与严谨性,选用GEM数据来测度国际创业。GEM统计始于1998年,由英国伦敦商学院和美国百森商学院联合发起,每年开展一次,先后已有100多个国家(地区)参与,为国际创业研究提供了比较完整、系统的数据,基于GEM数据所做的研究已陆续发表在国内外主流刊物上(De Clercq et al.,2010;田毕飞和陈紫若,2017b)。GEM中有两个指标与国际创业高度相关。一是早期创业活动指标(Total Early-stage Entrepreneurial Activity,TEA),该指标的含义是18—64岁人口中参与创业活动或管理新商业活动时间少于42个月的人口占全部18—64岁人口的比例。二是国际导向的创业活动指标,该指标的含义是至少25%的客户来自国外的TEA占全部TEA的比例。本文将TEA指标与国际导向的创业活动指标相乘,得到国际创业活跃度指标,表示18—64岁人口中参与国际导向的创业活动或管理国际导向的新商业活动(至少25%的客户来自国外)的时间少于42个月的人口占比。各变量的定义及数据来源见表1。

表1 变量名称及数据来源

类别	名称	变量	定义及数据来源
被解释变量	国际创业活跃度	<i>intea</i>	18—64岁人口中参与国际导向的创业活动或管理国际导向的新商业活动(至少25%的客户来自国外)的时间少于42个月的人口占比,数据来源于GEM
解释变量	IFDI流量	<i>fdi</i>	外资流入流量占GDP的比例,数据来源于UNCTAD
	IFDI存量	<i>fdis</i>	外资流入存量占GDP的比例,数据来源于UNCTAD
	总制度环境	<i>ins</i>	与创业相关的法律法规、规则规章、传统习俗等的综合,数据来源于GEM
	管制环境	<i>reg</i>	与创业相关的融资、税收等法律法规及行政管理效率等,数据来源于GEM
	规范环境 认知环境	<i>nor</i> <i>cog</i>	与创业相关的价值观、信仰及行为规范等,数据来源于GEM 与创业相关的社会共识与认知等,数据来源于GEM
控制变量	GDP	<i>gdp</i>	国内生产总值(现价美元)的对数,数据来源于World Bank
	GDP增速	<i>gdpgr</i>	国内生产总值增长率,数据来源于World Bank
	人均国民收入	<i>gni</i>	人均国民收入(现价美元)的对数,数据来源于World Bank
	净出口	<i>trade</i>	货物和服务净出口总额的对数,数据来源于World Bank
	创业失败惧怕率	<i>fear</i>	18—64岁人口中认为惧怕失败会阻碍自身创业的人口占比,数据来源于GEM
	研发水平	<i>rd</i>	研发支出占GDP的比例,数据来源于World Bank

本文的解释变量包括IFDI、总制度环境及其三个维度管制环境、规范环境和认知环境。本文采用学术界常用的外资流入流量占该国(地区)GDP的比例衡量IFDI。在后文的稳健性分析部分,本文则采用外资流入存量占该国(地区)GDP的比例衡量IFDI。在总制度环境及其三个维度的衡量方面,本文利用GEM问卷调查数据进行全面测度,具体测度方法见下文。

本文的控制变量包括 GDP、GDP 增速、人均国民收入和净出口。由于 GDP 显著负向影响国际创业(De Clercq et al.,2008),本文使用 GDP 的对数作为控制变量衡量各国(地区)的经济规模对国际创业的影响,本文还引入 GDP 增速以分析各国(地区)的发展潜力对国际创业的影响。GEM2011 报告显示,在参与 GEM 调查的国家(地区)中,经济越发达,国际导向的创业活动的比例越高。因此,本文使用人均国民收入的对数作为控制变量以衡量经济发展水平对国际创业活跃度的影响。由于净出口占 GDP 的比重对国际创业有显著的负向影响(田毕飞和吴小康,2014),因此,本文将净出口作为控制变量,并用货物和服务净出口总额的对数来衡量。此外,本文在机制分析中,将引入东道国居民的创业失败惧怕率及东道国的研发水平两个变量,并分别用惧怕创业失败的人口占比及研发支出占 GDP 的比例来表示。

鉴于 GEM 官方网站所发布的各国(地区)制度环境的详细调查数据仅限于 1999—2013,而构成本文被解释变量的关键指标之一国际导向的创业活动指标仅从 2003 年才开始统计,因此,本文的样本期限最终限定为 2003—2013。在此样本期内,有些国家(地区)并非每年都参与了 GEM 调查。一方面,为了扩大样本数量,本文将考虑尽可能多的国家(地区);另一方面,如果部分国家(地区)在样本期内参与调查的次数太少,就会有很多缺省值,且出现异常值的可能性也更大。经过统计发现,共有 57 个国家(地区)在样本期内参与调查的次数不少于 4 次,其中,52 个国家(地区)的制度环境的数据不少于 4 期。为了确保数据质量及实证结果的准确性,本文最终选取了这 52 个国家(地区)2003—2013 年的 GEM 调查数据作为全部样本数据。

(2)制度环境及其三个维度的衡量。本文运用 GEM 的专家调查问卷(National Expert Questionnaire,NES)数据来测度制度环境。NES 问卷中的 6 个 A 问项主要衡量融资环境,B 问项中的前 4 个用于衡量政策环境,后 3 个问项用于衡量税收环境。A 问项和 B 问项共同构成了对管制环境的测度。此外,NES 问卷中的 5 个 M 问项和 5 个 L 问项分别用于衡量规范环境和认知环境。NES 问卷采用 Likert5 点打分,1 分表示完全不赞同,5 分表示完全赞同。得分越高,说明制度环境越友好,即管制环境越宽松、规范环境越健全、认知环境越完善。由于这些数据都是通过问卷调查获得的,在用于统计分析之前,需对其进行信度和效度检验,以判断这些数据的可信度及有效性。GEM 调查作为一项大型全球性调查,其调查问卷从最初设计至今已连续使用了近二十年,一直未做结构性变动,这本身就说明了该问卷的信效度较高。此外,GEM 官方网站公布了 2008 年 NES 的信度水平,即 Cronbach's α 值。结果显示,所有 α 值均大于 0.6,说明问卷是可信的。在效度方面,本文使用 SPSS22 运用探索性因子分析法对 NES2008 年的问卷进行了检验。在做因子分析之前,本文对制度环境的全部 23 个问项进行了 KMO 样本测度和 Bartlett 球型检验。结果显示,KMO 值为 0.72>0.5, Bartlett 卡方值为 162.3863,df 为 190,sig.为 0,这表明量表非常适合做因子分析。随后,本文运用方差最大正交旋转法得到了各问项的因子载荷。结果表明,除个别问项稍小于 0.6 之外,所有问项的因子载荷均大于 0.6。由此可见,制度环境的问卷调查整体上通过了内部一致性检验,可靠性和结构效度较好。本文也对其他年份的制度环境问卷逐一进行了信效度检验,因子载荷与 Cronbach's α 值均与 2008 年相似,都处于可接受的范围内,再次表明问卷信效度较好,由此获得的数据可以用于统计分析。

GEM 网站除了详细公布每一问项的调查数据之外,还分别公布了 A01—A06 问项的总体均值、B01—B04 问项的总体均值、B05—B07 问项的总体均值、M01—M05 问项的总体均值及 L01—L05 问项的总体均值。本文对 A01—A06 问项的总体均值、B01—B04 问项的总体均值、B05—B07 问项的总体均值进行算术平均,得到管制环境的数据。此外,本文分别将 M01—M05 问项的总体均值及

L01—L05 问项的总体均值作为规范环境和认知环境的数据。最后,本文将管制环境、规范环境和认知环境的数据进行算术平均,得到各国(地区)总制度环境的数据。

2. 模型建立

本文基于 2003—2013 年 52 个国家(地区)的 GEM 非平衡面板数据,采用回归分析检验 IFDI 与东道国制度环境对东道国国际创业的影响,以及 IFDI 对东道国制度环境与东道国国际创业关系的调节效应,具体模型如下:

$$intea_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 fdi_{it} + \alpha_2 ins_{it} + \beta_1 gdp_{it} + \beta_2 gdpgr_{it} + \beta_3 gni_{it} + \beta_4 trade_{it} + \gamma_t + u_{it} \quad (1)$$

$$intea_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 fdi_{it} + \alpha_2 ins_{it} + \alpha_3 fdi_{it} \times ins_{it} + \beta_1 gdp_{it} + \beta_2 gdpgr_{it} + \beta_3 gni_{it} + \beta_4 trade_{it} + \gamma_t + u_{it} \quad (2)$$

模型(1)主要用于检验 IFDI 与东道国制度环境对东道国国际创业的影响,模型(2)主要用于检验 IFDI 对东道国制度环境与东道国国际创业关系的调节效应。在上述两个模型中,*intea* 表示国际创业活跃度;*ins* 表示总制度环境,具体包括管制环境 *reg*、规范环境 *nor* 和认知环境 *cog*;*fdi* 表示 IFDI;*gdp* 为 GDP 的对数;*gdpgr* 为 GDP 增速;*gni* 为人均国民收入;*trade* 为净出口; α 和 β 为回归系数; γ 为时间固定效应;*u* 为误差项;*i* 代表不同的国家(地区),*t* 代表年份。

五、实证分析

1. 描述性统计和相关性分析

表 2 是变量的描述性统计结果。表 2 显示,国际创业活跃度的最小值和最大值分别为 0 和 5.2854,其方差小于均值,表明国际创业活跃度变量的分布不存在过度分散问题。IFDI 的均值为 3.3777,远小于方差,且其最小值与最大值差别明显,说明样本国家(地区)在吸收 IFDI 方面表现迥异。总制度环境、管制环境、规范环境和认知环境的均值分别为 2.8043、2.5012、3.4262 和 2.4855,其最小值和最大值都位于 1 到 5 之间,符合问卷调查的数据特征。表 2 还显示,除总制度环境外,所有解释变量的方差膨胀因子的最大值为 2.7,均值为 1.98。这意味着,使用这些解释变量构建的回归模型不会存在严重的多重共线性问题。

表 2 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	方差膨胀因子
<i>intea</i>	416	1.3868	0.9072	0.0000	5.2854	
<i>fdi</i>	412	3.3777	4.3925	-14.9704	32.0488	1.21
<i>ins</i>	376	2.8043	0.3076	2.0411	4.0211	
<i>reg</i>	376	2.5012	0.4335	1.5433	3.7733	2.14
<i>nor</i>	376	3.4262	0.4213	2.4500	4.6400	1.69
<i>cog</i>	376	2.4855	0.3496	1.6300	3.9000	1.71
<i>gdp</i>	412	26.4776	1.6594	22.5696	30.4459	2.69
<i>gdpgr</i>	412	2.7289	3.8124	-14.4017	14.2314	1.43
<i>gni</i>	412	9.7081	1.0566	5.5215	11.5540	2.29
<i>trade</i>	220	23.6214	1.5436	16.6720	26.5161	2.70

注:表中 *intea* 是被解释变量,无须计算方差膨胀因子;*ins* 是三个制度变量 *reg*、*nor*、*cog* 的算术平均,当这四个变量同时进入回归模型时,变量 *ins* 会被自动删除,因此也无须计算方差膨胀因子。

相关性分析发现,除 GDP 增速和人均国民收入两个变量与国际创业活跃度之间的相关性不显著外,其余变量与国际创业活跃度之间均在 5%水平上显著相关,且相关系数均小于 0.5。IFDI 与总制度环境、管制环境、认知环境之间均在 1%水平上显著正相关,且相关系数均小于 0.3。管制环境、规范环境、认知环境三者两两之间均在 1%水平上显著正相关,且相关系数均小于 0.5。这表明,制度环境各维度之间,以及制度环境各维度与其他变量之间的相关性较弱,不存在严重的多重共线性,适合进行回归分析^①。

2. 基准回归

由于本文使用了非平衡面板数据,通常应选择固定效应模型或者随机效应模型进行实证分析。加之本文的主要解释变量包括总制度环境及其三个维度,这使得关注各国(地区)不随时间变化的特征所起的作用很有意义,选择固定效应模型更符合理论预期。本文通过 Hausman 检验发现,p 值为 0.0376,即在 5%的水平上拒绝随机效应模型。因此,应选择固定效应模型或进行工具变量估计。然而,制度环境在短期内通常变化不大,而固定效应模型只采用组内变差来估计系数,在制度环境变量波动有限的情况下,问卷调查的测量误差可能主导整个组内变差,这样也会导致 Hausman 检验的 p 值显著。显然,由测量误差主导的系数估计不是一致估计。^② 再加上本文的固定效应模型的总体拟合度未通过显著性检验,因此,本文选用混合普通最小二乘法(POLS)估计系数,然后考虑内生性问题,用工具变量(IV)进行估计。为了提高逻辑的严密性和合理性,本文将 GDP、GDP 增速、人均 GNI、净出口等所有控制变量均取滞后一期。

(1)IFDI、东道国制度环境对东道国国际创业的影响。为了逐一分析 IFDI 与东道国总制度环境及其三个维度对东道国国际创业的影响,本文采用层次回归法进行分析,结果如表 3 所示。

由表 3 的模型(1)—(5)可知,在仅加入控制变量的情况下,IFDI、总制度环境、管制环境和规范环境均在 5%或 1%水平上显著正向作用于国际创业活跃度,只有认知环境对国际创业活跃度的影响不显著。也就是说,总制度环境对国际创业的促进作用主要体现在管制环境和规范环境的作用上。从表 3 的模型(6)可知,当同时考察 IFDI 和总制度环境时,二者对国际创业活跃度的影响仍然显著为正。由于模型(7)和模型(9)中的管制环境和认知环境的系数均不显著,而模型(8)中的规范环境的系数显著为正,因此,IFDI 和总制度环境二者同时对国际创业活跃度的正向影响主要体现在 IFDI 和规范环境同时发挥的正向作用上。综合来看,不论是单独或与其他变量一起,IFDI、总制度环境、规范环境均显著正向作用于国际创业活跃度,假设 1、假设 1b 和假设 2 得到证实。从模型(3)和(7)中管制环境的系数显著性可知,假设 1a 部分得到证实。而从模型(5)和(9)中认知环境的系数显著性可知,假设 1c 未得到证实。这表明,虽然制度环境总体上正向作用于国际创业,但其三个维度的作用不尽相同。其中,规范环境的作用最明显,管制环境的作用次之,而认知环境的作用极其有限,甚至可以忽略不计。原因可能在于,从 GEM 对认知环境的调查问项看,相比于规范环境和管制环境,认知环境短期内更难以得到改善,其调查数据的方差也是最小的。在本文的样本期限仅为 11 期的情况下,认知环境的作用可能无法得到全面体现。

表 3 还显示,除净出口的回归系数不显著外,所有控制变量的回归系数均显著。GDP 对国际创业的影响显著为负,这说明,东道国经济规模越大,国内创业的机会越多,进行国际创业的人口占比就会下降,这与 De Clercq et al.(2008)的研究结论一致。GDP 增速显著正向影响国际创业,这表明,东道国经济增长速度越快,进行国际创业的各种支撑条件越齐备,东道国的国际创业活跃度就

^① 限于篇幅,相关性分析具体结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

^② 感谢匿名审稿专家对本文模型设定的建议。

表3 IFDI、东道国制度环境对东道国国际创业影响的 POLS 估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>fdi</i>	0.0319*** (2.67)					0.0294** (2.34)	0.0273** (2.20)	0.0308** (2.47)	0.0318** (2.49)
<i>gdp</i>	-0.2670*** (-5.06)	-0.3034*** (-5.09)	-0.3061*** (-5.27)	-0.3219*** (-5.10)	-0.3263*** (-5.06)	-0.2676*** (-4.96)	-0.2754*** (-4.98)	-0.2811*** (-4.97)	-0.2825*** (-5.09)
<i>gdpgr</i>	0.0553*** (4.12)	0.0498*** (3.57)	0.0485*** (3.65)	0.0515*** (3.57)	0.0633*** (4.45)	0.0419*** (3.16)	0.0433*** (3.26)	0.0419*** (3.15)	0.0527*** (4.03)
<i>gni</i>	0.1854*** (3.73)	0.1420** (2.57)	0.1035* (1.70)	0.2014*** (3.86)	0.2031*** (3.63)	0.1271** (2.41)	0.1073* (1.82)	0.1769*** (3.52)	0.1757*** (3.36)
<i>trade</i>	-0.0660 (-1.51)	-0.0541 (-1.07)	-0.0596 (-1.23)	-0.0473 (-0.91)	-0.0375 (-0.72)	-0.0739 (-1.56)	-0.0745 (-1.59)	-0.0699 (-1.44)	-0.0616 (-1.29)
<i>ins</i>		0.4450** (2.04)				0.3867* (1.75)			
<i>reg</i>			0.3444** (2.00)				0.2594 (1.56)		
<i>nor</i>				0.3217** (2.35)				0.3073** (2.22)	
<i>cog</i>					0.0399 (0.23)				0.0555 (0.32)
<i>_cons</i>	8.0186*** (7.90)	8.0305*** (6.95)	8.9949*** (8.13)	7.9274*** (6.59)	8.7665*** (6.98)	7.7522*** (7.07)	8.6057*** (8.15)	7.5608*** (6.66)	8.2954*** (7.22)
N	223	199	199	199	199	199	199	199	199
R ²	0.3247	0.3240	0.3255	0.3252	0.3064	0.3498	0.3469	0.3538	0.3369

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的置信水平上显著，括号中为 t 值，表中回归结果已控制时间固定效应。下表同。

越高。人均国民收入对国际创业的影响也显著为正,这意味着,东道国经济发展水平越高,民众生活越富裕,其国际视野与知识储备就越广,越有可能进行国际创业。此外,净出口对国际创业的影响为负,但不显著,这与田毕飞和吴小康(2014)的研究结论基本相似。

(2)IFDI 对东道国制度环境与东道国国际创业关系的调节效应。本文首先引入总制度环境与 IFDI 的交互项参与回归,随后分别用管制环境、规范环境和认知环境与 IFDI 的交互项参与回归,以全面研究 IFDI 对东道国制度环境与东道国国际创业关系的调节效应。为了避免由于交互项的加入带来的多重共线性问题,本文对构成交互项的变量首先做了中心化处理,然后对中心化了了的变量构成的交互项取滞后一期,以体现经济发展的逻辑性。调节效应的检验结果如表 4 所示。在表 4 的模型(1)中,总制度环境与 IFDI 的交互项在 10%水平上显著为正,且总制度环境与 IFDI 各自的回归系数也显著为正。这表明,IFDI 正向调节总制度环境与国际创业的关系。在模型(2)中,虽然管制环境与 IFDI 各自的回归系数均不显著,但管制环境与 IFDI 的交互项在 5%的水平上显著为正,即 IFDI 正向调节管制环境与国际创业的关系。在模型(3)中,虽然规范环境与 IFDI 各自的回归系数均显著,但其交互项却不显著。在模型(4)中,IFDI 的回归系数显著,但认知环境及其与 IFDI 的交互项

均不显著。上述4个模型中的控制变量的回归系数的显著性与符号同表3基本一致,不再赘述^①。由表4可知,IFDI对东道国总制度环境与国际创业关系的确存在正向调节效应,且这一效应主要体现在管制环境与国际创业的关系方面。

表4 IFDI对东道国制度环境与东道国国际创业关系的调节效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>fdi</i>	0.0271** (2.09)	0.0163 (1.18)	0.0363*** (3.00)	0.0378*** (3.19)
<i>ins</i>	0.4047* (1.69)			
<i>ins×fdi</i>	0.0612* (1.75)			
<i>reg</i>		0.2410 (1.40)		
<i>reg×fdi</i>		0.0548** (2.40)		
<i>nor</i>			0.3424** (2.02)	
<i>nor×fdi</i>			0.0230 (0.78)	
<i>cog</i>				-0.0299 (-0.14)
<i>cog×fdi</i>				0.0042 (0.09)
<i>_cons</i>	7.4286*** (4.66)	7.9289*** (5.42)	7.1905*** (4.46)	8.4289*** (4.92)
N	155	156	155	156
R ²	0.3992	0.4028	0.3959	0.3689

3. 内生性问题

一方面,国际创业活跃度较高的国家(地区)可能开放度更高,使得总制度环境更加友好,也更容易吸引IFDI,即存在相反的因果关系;另一方面,有些变量可能未引入模型,即产生遗漏变量偏误。因此,需考虑模型的内生性问题。为此,本文引入了GDP、GDP增速、人均GNI、净出口等控制变量,以避免遗漏重要变量。同时,本文对所有控制变量均取滞后一期,以降低反向因果关系的可能性。此外,本文选取工具变量并采用二阶段最小二乘法(2SLS)进行回归,以处理IFDI和制度环境变量可能的内生性问题。本文采用学术界的通用做法,分别选取总制度环境的滞后一期与IFDI的滞后一期作为总制度环境与IFDI的工具变量,先后检验IFDI、总制度环境对东道国国际创业的影响及IFDI对东道国制度环境与东道国国际创业关系的调节效应。

在进行2SLS回归之前,需检验工具变量的有效性,并做内生性检验。除了交互项之外,表3和表4所涉及的解释变量完全相同。因此,对于IFDI变量的内生性问题,本文仅对表3中的模型(1)和表4中的四个模型分别进行检验。本文首先检验了工具变量与解释变量的相关性,发现IFDI的滞

^① 限于篇幅,控制变量的具体结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件,下同。

后一期在所有5个模型中均与IFDI变量显著正相关,且相关系数为0.637。此外,其联合显著性F统计量分别为35.7489、50.0741、47.2432、50.2891和51.2372;Shea偏R²分别为0.3518、0.4290、0.4100、0.4346和0.4381。根据经验法则,均拒绝存在弱工具变量的原假设,即IFDI的滞后一期是IFDI的有效工具变量。随后,本文对上述5个模型逐一进行了稳健的DWH检验,结果均拒绝了IFDI是外生变量的原假设,表明模型存在内生性。本文也用同样的方法对制度环境变量的内生性进行了检验,结果显示,P=0.7548,即不能拒绝总制度环境是外生变量的原假设。因此,本文接下来只处理IFDI变量的内生性。

由于表4中的交互项是由中心化后的变量构成的,不宜直接采用2SLS命令进行回归。为此,本文分两阶段计算了2SLS回归。第一阶段,利用IFDI的滞后一期和模型中的所有其他变量计算IFDI的拟合值;第二阶段,对拟合值进行中心化,并与中心化处理后的总制度环境、管制环境、规范环境和认知环境变量分别形成交互项并取滞后一期,然后分别代替表4中的4个交互项重新进行回归。结果显示,除了部分控制变量的显著性发生细微改变之外,其余所有变量的回归系数符号及显著性均与基准回归一致。这说明,模型的内生性总体上并不影响表3和表4的回归结果的稳健性^①。

4. 稳健性检验

(1)改变变量衡量方式。本文用IFDI的存量占GDP的比例衡量IFDI,代替原来的流量指标重新进行基准回归。结果显示,除了管制环境与IFDI的交互项的系数由显著变为不显著,规范环境与IFDI的交互项的系数由不显著变为10%水平上显著之外,其余变量的系数符号与显著性均与基准回归相同。由于本文主要关注总制度环境与IFDI的交互项对东道国国际创业的影响,因此,改变变量衡量方式的回归结果说明基准回归总体上是稳健的。

(2)用平均值代替水平值。本文分别取IFDI、总制度环境、管制环境、规范环境及认知环境的三期平均值,代替这些变量的水平值重新进行回归。结果除个别控制变量的显著性发生细微变化外,总体上与基准回归保持一致。这再次表明,基准回归的结果是稳健的。

(3)改变回归方法。本文运用修正的Wald检验发现,回归模型存在异方差。此外,Arellano-Bond检验显示,模型存在序列相关。因此,本文采用广义最小二乘法(GLS)进行估计,同时考虑截面异方差和自相关,且设定各截面的自相关系数各不相同。结果表明,除了管制环境与IFDI的交互项的系数由显著变为不显著之外,所有变量的回归系数的符号与显著性均与基准回归相同。如前所述,本文重点关注总制度环境与IFDI的交互项对东道国国际创业的影响。从这个角度上说,基准回归的结果在总体上是稳健的^②。

六、机制分析与分样本检验

1. 机制分析

前文已证实,IFDI正向调节东道国制度环境与东道国国际创业的关系,但这种调节效应的产生机制仍不明确。为此,本文引入东道国居民对创业失败的惧怕率及东道国的研发水平两个变量进行机制分析。本文首先对这两个变量进行了中心化处理,然后与中心化后的IFDI变量构成交互项并取滞后一期,最后分别代替表4中的4个交互项重新进行回归,结果如表5所示。

表5的模型(1)—(4)是对IFDI通过创业失败惧怕率进行调节的效应分析。由表5的模型(1)可知,IFDI、总制度环境及交互项的系数均显著为正,表明IFDI通过降低创业失败惧怕率正向调节

① 限于篇幅,内生性检验的具体结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

② 限于篇幅,稳健性检验的具体结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

东道国制度环境与国际创业的关系,证实了假设 3a。也就是说,通过影响东道国居民对创业失败的惧怕率,IFDI 可正向调节东道国制度环境与东道国国际创业的关系。

表 5 的模型(5)—(8)是对 IFDI 通过提高吸收能力进行调节的效应分析。由表 5 的模型(5)—(8)可知,交互项的系数均不显著。这意味着,本文的假设 3b 暂时无法得到证实,即暂不能得出 IFDI 通过提高吸收能力正向调节东道国制度环境与东道国国际创业关系的结论。

表 5 IFDI 调节东道国制度环境与东道国国际创业关系的机制

	创业失败惧怕率				吸收能力			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>fdi</i>	0.0366*** (3.35)	0.0337*** (3.00)	0.0384*** (3.55)	0.0385*** (3.49)	0.0318*** (2.92)	0.0282** (2.54)	0.0332*** (3.08)	0.0327*** (3.01)
<i>ins</i>	0.4251* (1.92)				0.2890 (1.37)			
<i>fear×fdi</i>	0.0031* (1.72)	0.0028 (1.54)	0.0030 (1.64)	0.0030 (1.59)				
<i>reg</i>		0.2794* (1.69)				0.2815* (1.81)		
<i>nor</i>			0.3449** (2.27)				0.2467* (1.76)	
<i>cog</i>				0.0327 (0.17)				-0.1398 (-0.79)
<i>rd×fdi</i>					0.0160 (1.10)	0.0177 (1.22)	0.0139 (0.96)	0.0150 (1.03)
<i>_cons</i>	7.2514*** (5.07)	8.2540*** (6.09)	7.1134*** (5.01)	8.0420*** (5.24)	6.7194*** (4.70)	7.2934*** (5.41)	6.6259*** (4.70)	7.8191*** (5.26)
N	169	169	169	169	168	168	168	168
R ²	0.3929	0.3896	0.3986	0.3782	0.4022	0.4077	0.4070	0.3973

2. 分样本检验

从前文可知,人均国民收入的系数在回归模型中显著为正,说明经济发展水平对国际创业活动产生促进作用。因此,本文将总样本分为发达国家(地区)和发展中国家(地区)两个分样本,再次对 IFDI 的调节机制进行检验。根据世界银行对全球各经济体的分类,本文将“高收入水平”经济体划为发达国家(地区),其余的均划为发展中国家(地区)。然后分别检验 IFDI 是否通过降低创业失败惧怕率或提高研发投入水平正向调节东道国制度环境与东道国国际创业的关系。

表 6 是对 IFDI 通过创业失败惧怕率进行调节的分样本检验。由表 6 的模型(1)—(4)可知,IFDI 与创业失败惧怕率的交互项均显著为正。这表明,在发达国家(地区),IFDI 的确通过降低创业失败惧怕率正向调节东道国制度环境与东道国国际创业的关系,再次证实了假设 3a。然而,表 6 的模型(5)—(8)显示,IFDI 与创业失败惧怕率的交互项均不显著。这意味着,假设 3a 在发展中国家(地区)并不成立。

表6 IFDI通过降低创业失败惧怕率调节东道国制度环境与东道国国际创业关系的分样本检验

	发达国家(地区)				发展中国家(地区)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>fdi</i>	0.0172* (1.78)	0.0153 (1.55)	0.0198** (2.04)	0.0206** (2.01)	0.0954*** (2.82)	0.0922** (2.65)	0.0970*** (2.81)	0.1012*** (2.86)
<i>ins</i>	0.6787*** (2.73)				0.1593 (0.26)			
<i>fear×fdi</i>	0.0056* (1.85)	0.0053* (1.74)	0.0056* (1.83)	0.0061* (1.99)	0.0036 (1.46)	0.0036 (1.49)	0.0034 (1.40)	0.0032 (1.27)
<i>reg</i>		0.2825 (1.33)				0.2511 (0.71)		
<i>nor</i>			0.4236*** (2.77)				0.1117 (0.30)	
<i>cog</i>				0.3097 (1.37)				-0.1580 (-0.35)
<i>_cons</i>	8.8367*** (4.80)	10.2469*** (5.41)	8.9740*** (4.83)	9.2668*** (4.91)	9.9868* (1.81)	9.9563** (2.31)	10.0187* (1.94)	11.2638** (2.18)
N	98	98	98	98	71	71	71	71
R ²	0.5068	0.4783	0.5068	0.4785	0.5146	0.5195	0.5146	0.5151

表7是对IFDI通过吸收能力进行调节的分样本检验。由表7的模型(1)—(4)可知,除模型(3)外,IFDI与研发投入占比的交互项均显著为正。这表明,在发达国家(地区),IFDI的确通过提高吸收能力正向调节东道国制度环境与东道国国际创业的关系,部分证实了假设3b。然而,表7的模型(5)—(8)显示,IFDI与研发投入占比的交互项均不显著。这意味着,假设3b在发展中国家(地区)并不成立。

综合表6和表7可知,IFDI确实可以通过降低创业失败惧怕率或提高吸收能力正向调节东道国制度环境与东道国国际创业的关系,但该结论成立的前提是,东道国经济发展水平较高,属于发达国家(地区)。原因可能是,国际创业需要跨越国界开展经营活动,兼具创业与国际商务的双重特征,其难度与风险相比普通的国内创业更高,对行为主体的要求也就更高。众所周知,国际创业的行为主体通常具有海外学习或工作的经历,其国际视野广阔,个人素养较高,这类群体在发达国家(地区)远比发展中国家(地区)常见。因此,其所在的国家(地区)更容易受IFDI的影响,特别是当他们对创业失败的惧怕率下降或当他们所掌握的知识技能与吸收能力提升时,更有可能开展国际创业。而发展中国家(地区)的国际创业主体占比相对偏少,在IFDI的带动下,虽然也会发现更多的创业机会,但受限于自身素养,即使不再担心创业失败或知识技能有所提升,也会优先选择难度与风险相对较小的国内创业,而不是国际创业。

七、结论与政策建议

本文通过实证分析发现,东道国的总制度环境及管制环境、规范环境、认知环境均对东道国国际创业具有显著的促进作用,但东道国总制度环境对东道国国际创业的正向影响主要体现在管制环境和规范环境对国际创业的影响上。因此,各国(地区)高效的财税政策、对创业的积极认同与广

表 7 IFDI 通过提高吸收能力调节东道国制度环境与东道国国际创业关系的分样本检验

	发达国家(地区)				发展中国家(地区)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>fdi</i>	0.0081 (0.88)	0.0037 (0.37)	0.0119 (1.25)	0.0121 (1.25)	0.0528 (1.67)	0.0538* (1.70)	0.0483 (1.33)	0.0629** (2.14)
<i>ins</i>	0.8031*** (3.18)				-0.6356 (-1.12)			
<i>rdxfdi</i>	0.0344* (1.87)	0.0378* (1.79)	0.0294 (1.58)	0.0338* (1.81)	-0.0418 (-0.93)	-0.0202 (-0.53)	-0.0287 (-0.69)	-0.0363 (-1.16)
<i>reg</i>		0.4059 (1.50)				-0.0359 (-0.12)		
<i>nor</i>			0.3971*** (2.83)				-0.2197 (-0.55)	
<i>cog</i>				0.3527* (1.68)				-0.9308** (-2.63)
<i>_cons</i>	8.3056*** (4.39)	10.2360*** (5.32)	9.1203*** (4.84)	9.1991*** (5.16)	20.6898*** (3.64)	16.2205*** (4.01)	18.0681*** (3.42)	20.3884*** (5.44)
<i>N</i>	102	102	102	102	66	66	66	66
<i>R</i> ²	0.5139	0.4827	0.4990	0.4769	0.6068	0.5883	0.5925	0.6480

泛认知等均会提高其国际创业活跃度,特别是有关创业的法律法规和社会认同所起的作用更为明显。同时,IFDI对东道国国际创业也存在显著的溢出效应,且IFDI正向调节东道国总制度环境与东道国国际创业的关系,这种调节效应主要体现在对管制环境与国际创业关系的调节方面。此外,在发达国家(地区),IFDI通过降低创业失败惧怕率或提高吸收能力显著正向调节东道国总制度环境与东道国国际创业的关系。这意味着,IFDI不仅可以提供积极的市场信号,增强创业者的信心,而且会因为东道国吸收能力的不同而产生不同的效果,即东道国研发能力越强,IFDI的技术外溢效应越明显,东道国居民越有能力进行国际创业。

本文的研究结论具有很大的应用价值。当前,中国经济正处于结构转型的关键时期,“大众创业、万众创新”政策成为中国政府践行创新驱动理念的重要抓手。然而,GEM2017/2018报告显示,2017年中国的创业活跃度(TEA)仅为9.9%,在参加调查的54个经济体中列第29位,排名连续4年下降。此外,中国的商业和法律基础设施条件低于平均水平,排名倒数第8位。为了促进国际创业,中国政府应加强制度环境建设,同时注重研发投入,提高吸收能力,增强创业者的信心和能力。具体而言,政策建议如下:

(1)优化管制环境。可以通过完善相关法律法规,为境外投资和跨国经营提供税收和保险优惠,有效引导国内企业进行国际创业。例如,政府应进一步简政放权,推进商事制度改革,减少审批环节和创业成本,优化营商环境。政府可以通过贴息、补贴担保等方式降低新创企业融资难度,也可以利用财政资金建立公益性的担保机构,积极引导私人资本对国际创业进行投资。此外,政府应强化网络的互联互通,降低信息技术使用成本,鼓励通过跨境电商进行国际创业。

(2)营造规范环境。可以通过积极引导媒体对创业者的正面报道影响社会舆论,提高公众对国际创业的认可度。例如,政府可以引导建立创业导师关系网络,定期组织各种大型国际创业交流会

并通过各大媒体密集宣传,不仅使潜在创业者有机会接触成功的创业人士,增强潜在创业者的国际创业热情和信心,更能在全国范围内营造国际创业氛围,提升国际创业活跃度。此外,政府应鼓励各地建立国际创业园区,降低潜在创业者进入园区的门槛,让更多人身临其境感受国际创业的气氛及具体流程。

(3)完善认知环境。可以通过提供创业知识和技能培训降低制度环境的认知约束,从而提高居民的国际创业参与度。例如,政府可以建立多元化的创业信息供给渠道,包括政府网站、一站式支持中心等,积极牵头搭建跨境电商网络平台,使创业者清楚了解最新的商业注册和相关法律信息,增强人们对国际创业机会的认知。此外,政府应鼓励各大高校特别是高职高专院校开设国际创业课程,注重课程实用性与趣味性,同时组织开展国际创业大赛,提高潜在创业者的国际创业技能。

(4)引导外商直接投资。政府在引进IFDI的同时,应积极扩大研发投入,注重提高IFDI溢出效应的吸收能力,充分发挥IFDI对制度环境与国际创业的调节效应。一方面,应积极支持各地建立科技园区特别是国际创业园区,吸引国内外知识密集型企业进驻,通过与外资企业“共舞”降低潜在创业者对创业失败的惧怕率。另一方面,要加强IFDI的产业引导,鼓励外资投向金融、教育、科研等知识密集型服务业及高技术产业,提高中国的人力资本与研发能力,增强自主创新意识。

[参考文献]

- [1]黄胜,周劲波. 制度环境对国际创业绩效的影响研究[J]. 科研管理, 2013,(11):87-94.
- [2]黄胜,周劲波. 制度环境、国际市场进入模式与国际创业绩效[J]. 科研管理, 2014,(2):54-61.
- [3]赖明勇,包群,彭水军,张新. 外商直接投资与技术外溢:基于吸收能力的研究[J]. 经济研究, 2005,(8):95-105.
- [4]田毕飞,陈紫若. FDI对中国创业的空间外溢效应[J]. 中国工业经济, 2016,(8):40-57.
- [5]田毕飞,陈紫若. FDI、制度环境与创业活动:挤出效应与补偿机制[J]. 统计研究, 2017a,(8):19-31.
- [6]田毕飞,陈紫若. 创业与全球价值链分工地位:效应与机理[J]. 中国工业经济, 2017b,(6):136-154.
- [7]田毕飞,丁巧. 中国新创企业国际创业自我效能、模式与绩效[J]. 科学学研究, 2017,(3):407-418.
- [8]田毕飞,吴小康. FDI对国际创业的溢出效应——基于GEM面板数据的实证研究[J]. 财经论丛, 2014,(8):3-9.
- [9]于晓宇. 网络能力、技术能力、制度环境与国际创业绩效[J]. 管理科学, 2013,(2):13-27.
- [10]周劲波,黄胜. 制度环境、创业能力对国际创业模式选择的影响[J]. 管理学报, 2015,(3):393-399.
- [11]Albulescu, C. T., and M. Tămășil. Exploring the Role of FDI in Enhancing the Entrepreneurial Activity in Europe: A Panel Data Analysis[J]. International Entrepreneurship and Management Journal, 2016,12(3):629-657.
- [12]Andersson, S., and I. Wictor. Innovative Internationalization in New firms: Born Globals—the Swedish Case[J]. Journal of International Entrepreneurship, 2003,1(3):249-276.
- [13]Angulo -Guerrero, M. J., S. Pérez -Moreno, and I. M. Abad -Guerrero. How Economic Freedom Affects Opportunity and Necessity Entrepreneurship in the OECD Countries [J]. Journal of Business Research, 2017,(73):30-37.
- [14]Aparicio, S., D. Urbano, and D. Audretsch. Institutional Factors, Opportunity Entrepreneurship and Economic Growth: Panel Data Evidence[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2016,(102):45-61.
- [15]Apostolov, M. The Impact of FDI on the Performance and Entrepreneurship of Domestic Firms [J]. Journal of International Entrepreneurship, 2017,15(4):390-415.
- [16]Baumol, W. J. Formal Entrepreneurship Theory in Economics: Existence and Bounds [J]. Journal of Business Venturing, 1993,8(3):197-210.
- [17]Busenitz, L. W., C. Gomez, and J. W. Spencer. Country Institutional Profiles: Unlocking Entrepreneurial Phenomena[J]. Academy of Management Journal, 2000,43(5):994-1003.

- [18]Busenitz, L. W., and C. M. Lau. A Cross-cultural Cognitive Model of New Venture Creation[J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 1996,20(4):25-39.
- [19]Bygrave, W. D., and J. A. Timmons. *Venture Capital at the Crossroads* [M]. Boston, M. A.: Harvard Business School Press, 1992.
- [20]Coase, R. H. The Nature of the Firm[J]. *Economica*, 1937,4(16):386-405.
- [21]Cohen, W. M., and D. A. Levinthal. Innovation and Learning: The Two Faces of R&D [J]. *The Economic Journal*, 1989,99(39):569-596.
- [22]Connelly, B. L., S. T. Certo, R. D. Ireland, and C. R. Reutzel. Signaling Theory: A Review and Assessment[J]. *Journal of Management*, 2011,37(1):39-67.
- [23]Danakol, S., S. Estrin, P. D. 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.
- [24]De Clercq, D., W. M. Danis, and M. Dakhli. The Moderating Effect of Institutional Context on the Relationship between Association Activity and New Business Activity in Emerging Economies [J]. *International Business Review*, 2010,19(1):85-101.
- [25]De Clercq, D., J. Hessels, and A. Van Stel. Knowledge Spillovers and New Ventures' Export Orientation[J]. *Small Business Economics*, 2008,31(3):283-303.
- [26]DiMaggio, P. J., and W. W. Powell. *The New Institutionalism in Organizational Analysis* [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1991.
- [27]Dimitratosa, P., and M. V. Jonesb. Future Directions for International Entrepreneurship Research [J]. *International Business Review*, 2005,14(2):119-128.
- [28]Findlay, R. Relative Backwardness, Direct Foreign Investment, and the Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1978,92(1):1-16.
- [29]Fu, X. Foreign Direct Investment and Managerial Knowledge Spillovers through the Diffusion of Management Practices[J]. *Journal of Management Studies*, 2012,49(5):970-999.
- [30]Fuentelsaz, L., C. González, J. P. Maicas, and J. Montero. How Different Formal Institutions Affect Opportunity and Necessity Entrepreneurship[J]. *Business Research Quarterly*, 2015,18(4):246-258.
- [31]Görg, H., and E. Strobl. Spillovers from Foreign Firms through Worker Mobility: An Empirical Investigation[J]. *Journal of Economics*, 2005,107(4):693-709.
- [32]Hashai, N., and T. Almor. Gradually Internationalizing "Born Global" Firms: An Oxymoron [J]. *International Business Review*, 2004,13(4):465-483.
- [33]Kostova, T., and K. Roth. Adoption of Organizational Practices by Subsidiaries of Multinational Corporations: Institutional and Relational Effects[J]. *Academy of Management Review*, 2002,45(1):215-233.
- [34]Lee, I. H., E. Hong, and L. Sun. Inward Foreign Direct Investment and Domestic Entrepreneurship: A Regional Analysis of New Firm Creation in Korea[J]. *Regional Studies*, 2012,48(5):910-922.
- [35]Ma, X., Z. Ding, and L. Yuan. Subnational Institutions, Political Capital, and the Internationalization of Entrepreneurial Firms in Emerging Economies[J]. *Journal of World Business*, 2016,51(5):843-852.
- [36]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
- [37]McDougall, P. P., and B. M. Oviatt. International Entrepreneurship: The Intersection of Two Research Paths[J]. *Academy of Management Journal*, 2000,43(5):902-906.
- [38]Morrow, J. F. International Entrepreneurship: A New Growth Opportunity[J]. *New Management*, 1988,(3):59-61.
- [39]Munemo, J. Foreign Direct Investment and Business Start-up in Developing Countries: The Role of Financial Market Development[J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2017,65(3):97-106.

- [40]Muralidharan, E., and S. Pathak. Informal Institutions and International Entrepreneurship [J]. *International Business Review*, 2017,26(2):288–302.
- [41]Ngo, V. D., F. L. Janssen, C. Leonidou, and P. Christodoulides. Domestic Institutional Attributes as Drivers of Export Performance in an Emerging and Transition Economy [J]. *Journal of Business Research*, 2016,69(8): 2911–2922.
- [42]North, D. C. *Institutions, Institutional Change and Economic Performance* [M]. Cambridge, U. K.: Cambridge University Press, 1990.
- [43]Oviatt, B. M., and P. P. McDougall. Defining International Entrepreneurship and Modeling the Speed of Internationalization[J]. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 2005,29(5):537–554.
- [44]Scott, W. R. *Institutions and Organizations*[M]. Thousand Oaks, CA: Sage, 1995.
- [45]Szyliowicz, D., and T. Galvin. Applying Broader Strokes: Extending Institutional Perspectives and Agendas for International Entrepreneurship Research[J]. *International Business Review*, 2010,19(4):317–332.
- [46]Wyrwich, M., M. Stuetzer, and R. Sternberg. Entrepreneurial Role Models, Fear of Failure, and Institutional Approval of Entrepreneurship: A Tale of Two Regions[J]. *Small Business Economy*, 2016,46(3):1–26.
- [47]Zahra, A. S., and G. George. Absorptive Capacity: A Review, Reconceptualization, and Extension [J]. *Academy of Management Review*, 2002,27(2):185–203.

The Impact of Inward Foreign Direct Investment on Host Country's International Entrepreneurship: An Institutional Environment View

TIAN Bi-fei¹, MEI Xiao-fang¹, DU Yong¹, WANG Bo-lang²

(1. School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;

2. Longgang Sub-branch, Shenzhen Branch, China Minsheng Bank Corp., Ltd. Shenzhen 518000, China)

Abstract: Based on the GEM unbalanced panel data of 52 economies from 2003 to 2013, this paper uses the institution theory and absorptive capacity theory to construct a conceptual framework of inward foreign direct investment (IFDI), host country's institutional environment and host country's international entrepreneurship, and explores the effect of IFDI and host country's institutional environment on host country's international entrepreneurship. The empirical results include: firstly, both IFDI and host country's general institutional environment have positive effects on host country's international entrepreneurship; secondly, IFDI positively moderates the relationship between host country's institutional environment and host country's international entrepreneurship; thirdly, in developed economies, IFDI positively moderates the relationship between host country's general institutional environment and host country's international entrepreneurship through decreasing fear of failure and enhancing host country's absorptive capacity. The further analysis shows that the positive effects of host country's general institutional environment on host country's international entrepreneurship is found on the relationship between regulatory and normative environment and international entrepreneurship. Meanwhile, the moderating effect of IFDI on the relationship between host country's general institutional environment and host country's international entrepreneurship is found on the relationship between regulatory environment and international entrepreneurship. Accordingly, this paper puts forward some suggestions for China government to promote international entrepreneurship such as optimizing regulatory environment, enriching normative environment, improving cognitive environment, and guiding IFDI.

Key Words: inward foreign direct investment; institutional environment; international entrepreneurship

JEL Classification: F21 L26 O43

〔责任编辑:许明〕