

新兴经济体论坛

工作论文

(2018) 第 71 篇 (总第 131 篇)

2018 年 12 月 5 日

广东省新兴经济体研究会 朱森林

非洲劳动力异质性影响企业投资区位选择吗？

邵晨

(山东财经大学, 山东省 济南市, 250002)

摘 要：非洲劳动力异质性是否构成企业对其投资决策的决定性因素？基于 2007-2015 年中国企业对非洲 37 个国家的直接投资数据，本文利用 FGLS 模型实证检验了东道国劳动力异质性影响企业 OFDI 区位选择的机制和效应。劳动力异质性可由规模、质量、成本和结构四维度构成，利用健康水平、教育水平、工资水平以及少儿和老年抚养比分别衡量发现：（1）东道国劳动力规模和少儿抚养比结构均对企业 OFDI 的决策呈显著正向作用；（2）与已有结论不同，劳动力质量在样本期不是企业投资决策的决定性因素，反而抑制了 OFDI 的流入；（3）劳动力成本与老年抚养比结构均与企业 OFDI 的流入呈负相关；（4）拓展研究发现，不同区域劳动力异质性在对企业投资决策影响上存在显著差异。最后，提出建议。

关键词：非洲 劳动力异质性 OFDI:FGLS 模型

一、引言与文献回顾

中非合作论坛的成立加强了双边关系，中国已成为了非洲最重要的经济合作伙伴。2004 年至 2016 年中国对非洲直接投资额从 10 亿美元升至 361 亿美元^①，年均增速 41%。劳动力是一国重要的生产要素，对企业投资决策产生了重要影响。那么，非洲地区劳动力异质性是否是中国企业 OFDI 区位选择的决定性因素？企业投资如何应对其劳动力的影响？2014 年，西非爆发的埃博拉病毒疫情导致大量外资企业撤走。东道国劳动力质量及健康等问题始终是企业投资与否关注焦点。

^①《金融时报》报告称 2016 年中国对非洲直接投资首次位列第一，
2017.9.11.<http://www.mofcom.gov.cn/article/i/jyjl/k/201709/20170902641167.shtml>

劳动力异质性源于人类对不同劳动动力产出差异的观察。在对其分类研究上,被普遍接受的是按照员工接受的教育水平或培训时间分为高技能劳动力与低技能劳动力两类(Walz, 1996)。一国如果拥有充足的人力资本或掌握较高的技术,并且对当地市场能产生技术外溢效应,可称之为该国具有高技能劳动力;相反,若拥有的人力资本不充分或不掌握熟练的技术,只在当地市场参与普通劳动,那么可称为低技能劳动力(Almeida and Kogut, 1999)。Bellante (1979)通过建立劳动力异质性流动模型,用工作年限和教育水平等指标来衡量劳动力异质性,并指出对此影响因素是不同的。在高低技能劳动力流动性上,有学者通过自我选择模型以及收入分布模型研究发现,收入水平与技术回报率会影响劳动力的流动(Roy, 1951; Borjas, 1987; Sattinger, 1993)。Dunlevy (1985)研究结果表明,流动速度较快的劳动力通常受过高水平的教育。李忠民(1999)按照劳动技能把人力资本划分为四种:一般人力资本、技能型人力资本、管理型人力资本以及企业家型人力资本。

梳理劳动力与对外直接投资关系研究发现,虽然国内外学者认同劳动力影响了企业直接投资的观点,但就东道国劳动力异质性的系统研究,特别就非洲劳动力异质性的国内文献研究尚不充分。Vanhonacker 和 Pan (1997)发现,劳动力市场结构对跨国企业的 FDI 以及经营状况产生影响。Majocchi 和 Strange (2007)在研究意大利企业对中东欧直接投资活动时指出,劳动力可得性是 FDI 区位选择的重要影响因素。Behname (2013)通过对中东欧 FDI 影响因素的研究发现人力资本与工资水平会对 FDI 的流入产生影响。Jaeck 和 Kim (2018)研究了外商直接投资与劳动力市场政策发生相互作用的政治经济学,此政治经济框架表明,对于大国而言,外商直接投资自由化政策导致劳动力市场放松管制,而对于小国而言,这种政策增加了劳动力市场的僵化程度。国内文献虽对外商直接投资影响因素做了大量研究,但从东道国劳动力异质性角度分析还较少,即使考虑了劳动力,通常也只是单独涉及劳动力的其中一个方面(Zhang, 2000; 沈坤荣等, 2002; 赵江林, 2004),欠缺较为系统全面的探讨。在我国劳动力异质性和来华外商直接投资研究上, Lin (2011)从工作年龄、工资水平以及教育不同阶段三个角度来分析了劳动力异质性与来华外商直接投资关系; 冼国明和徐清 (2013)发现我国劳动力市场扭曲即吸引又抑制外商直接投资的流入。在企业 OFDI 方面,冯伟等 (2011)和 Kang 和 Jiang (2012)指出近年来工资水平增长较快,导致制造业成本越来越高,低劳动力成本国家成为了中国对外直接投资的重要目的地。吴先明和黄春桃 (2016)比较了逆向投资和顺向投资的差异,并发现东道国劳动力成本对中国企业逆向投资影响不显著,对企业顺向投资具有显著的抑制作用。

综上所述,劳动力异质性问题引起了广泛关注,劳动力异质性影响了企业投资决策。具体到实证检验,因划分依据或样本自身特性不同,得出的研究结论也不尽一致。据调查,在非洲的中国企业雇员中 89%来自当地^①。具体到我国企业对非洲投资的相关研究上尚不令人满意。恰值 2018 年北京将主办中非合作论坛,相信该研究结果有高的指导价值。为此,本文选择非洲 37 个国家作为样本,探讨劳动力异质性对企业 OFDI 区位选择的影响。

二、机理分析与假设提出

(一) 东道国劳动力规模对企业 OFDI 的影响

劳动力作为一种生产要素,其健康水平对一国的生产活动以及经济发展产生重要作用。通常而言,劳动力规模用数量来衡量,而健康水平能更好的对其刻画(Bloom 和 Canning, 2000; 刘凯等, 2016)。健康的劳动力可以提高边际生产效率,保障员工获得更多的工作经验和更长的工作年限,对其规模具有稳定作用(Garcia-Gomez 等, 2010)。当然,员工家人高的健康水平也能提高劳动力的出勤率(Bloom 和 Canning, 2000)。Bhargava (2001)与 Savedoff 和 Schultz (2011)分别指出健康水平对经济增长和生产率具有正向影响。Alsan 等 (2006)指出东道国劳动力健康水平对 FDI 有显著促进作用。Lindeboom 等 (2016)研究表明一国劳动力的健康水平显著影响着其就业水平,健康能促进就业的机率,从而扩大了劳动力规模。中国企业更愿意去相对经济发展程度较高的东道国投资

^①<http://www.mckinsey.com.cn/>龙狮共舞: 中非经济合作现状如何, 未来又将如何/.

(Buckley, 2007; Deng, 2009; 蒋冠宏和蒋殿春, 2012; 王永钦等, 2014), 这是否与东道国劳动力规模相关? 基于此, 选择健康水平作为劳动力规模的衡量指标, 提出待检假设 1: 东道国劳动力健康水平会促进企业 OFDI 的流入。

(二) 东道国劳动力质量对企业 OFDI 的影响

毋庸置疑, 一国教育水平决定了该国劳动力质量。重视教育可以给一国带来更多的人力资源, 其劳动力素质以及创新能力会随之加强, 从而提高企业的生产率(张海峰等, 2010)。教育水平对缓解经济发展不均衡以及缩小收入差距等问题起着重要的作用(蔡昉和都阳, 2000; 王小鲁和樊纲, 2005)。Coulombe 和 Tremblay (2009) 对加拿大的教育回报率研究表明, 高等教育的投入对经济发展具有显著促进作用。王萍(2015)通过 MRW 模型研究教育结构与经济增长的关系发现, 人力资本会随着教育程度的提高呈现上升趋势。以上研究充分说明了教育促进了劳动力质量的提升进而带动经济发展, 因此用教育水平可以衡量东道国的劳动力质量。虽然“卢卡斯悖论”揭示了人力资本的差异并没有导致资本从富国流向穷国^①, 但多数学者认为人力资本对吸引外资具有重要作用(Zhang, 2000; Noorbakhsh, 2001; 沈坤荣和田源, 2002; 赵江林, 2004; 蔡冬青和周经, 2012; 孟庆强, 2016)。非洲劳动力质量影响了中国企业对其投资决策吗? 对此, 提出待检假设 2: 东道国教育水平与企业 OFDI 呈现正相关关系。

(三) 东道国劳动力成本对企业 OFDI 的影响

工资水平与一国的经济发展程度具有密切联系, 它衡量该国的劳动力成本。有学者研究表明, 我国劳动力成本对 FDI 流入没有显著影响(黄肖琦和蔡敏, 2006; 何兴强和王丽霞, 2008; 徐康宁和陈健, 2008)。但多数学者认为东道国劳动力成本会显著影响 FDI 的区位选择, 且呈现出负相关关系(Cheng 和 Kwan, 2000; 沈坤荣和田源, 2002)。冯伟等(2011)研究发现劳动力成本对 FDI 的作用存在门槛效应, 劳动力成本的适当提升可以有效促进 FDI 的流入, 而超过某一特定值时, 对 FDI 会有抑制作用。刘凯等(2016)指出较低的工资水平对发展中国家 FDI 的流入具有显著促进作用, 这一结论对于发达国家不成立。考虑到非洲大多数为发展中国家实际, 经济发展水平相对落后, 劳动力成本较低, 中国企业对非洲投资一定程度上是为了降低制造成本; 因此提出待检假设 3: 东道国较低的工资水平促进企业 OFDI 的流入。

(四) 东道国劳动力结构对企业 OFDI 的影响

随着经济社会的发展, 人口年龄结构不断转变, 由此导致的储蓄、消费以及投资等行为也在发生变化, 这将对一国的就业、产出、通货膨胀以及国际贸易与投资等诸方面产生长期影响(高海燕等, 2015)。Mason (1997) 对二战后的亚洲国家研究表明高经济增长率主要归功于适龄劳动人口的快速增加, 即人口红利对经济发展具有促进作用。人口红利的影响因素比较多, 但衡量指标却较少。Bloom 和 Williamson(1998)较早提出了人口红利, 并在研究时采用人口抚养比来衡量。根据已有文献, 国内外学者均对人口结构与储蓄的关系进行了深入研究, 但结论不统一(袁志刚和宋铮, 2000; Modigliani 和 Cao, 2004; 汪伟, 2009; Ma 和 Yi, 2010)。发展中国家往往具有较高的少儿抚养比以及低的老年抚养比。较高的少儿抚养比的边际消费倾向也较大, 具有人口红利和经济发展潜力的优势, 进而吸引 FDI 的流入(刘凯等, 2016); 而较高的老年抚养比会加速老龄化现象, 进而使得人均储蓄率降低, 导致资本外流现象(Taylor 和 Williamson, 1997; 汪伟, 2012)。因此, 提出待检假设 4a: 东道国少儿抚养比促进企业 OFDI 的流入; 假设 4b: 东道国老年抚养比抑制企业 OFDI 的流入。

三、变量选取、数据来源和模型构建

(一) 变量选取和数据来源

^①卢卡斯悖论: 又称“卢卡斯之谜”, 在解释“卢卡斯悖论”时, 卢卡斯提出了三种可能的原因: 一是新古典理论忽略了不同国家的劳动质量或人力资本的异质性; 二是人力资本的溢出效应; 三是发展中国的政治风险或者是资本市场不完全。

本文研究非洲地区劳动力异质性对企业 OFDI 区位选择的影响,选取非洲具有代表性的 37 个国家作为研究样本^①。选取的变量和数据来源说明如下:

1.被解释变量

中国企业对非直接投资存量。对企业 OFDI 衡量有流量和存量两种方法。考虑到中国企业对外直接投资尚在初级发展阶段,对非投资流量值较小,且存在某些年份数据的缺失,因此选取直接投资存量数据作为被解释变量(胡兵和邓富华,2014),数据来源于《中国对外直接投资统计公报》(2007-2015),为消除异方差,对数据采取对数处理。

2.核心解释变量

劳动力规模。考虑到非洲国家劳动力总数的数据缺失较多^②,选用健康水平衡量东道国的劳动力规模。本文参考刘凯等(2016)的研究方法,采用出生时的预期寿命来代表一国劳动力的健康水平,数据来源于联合国发布的《世界人口展望》。为了消除异方差,对变量数据做对数处理。

劳动力质量。选用东道国教育水平来代表劳动力质量,教育水平的高低直接反映出当地人力资源状况,从而决定技术创新能力。本文用教育支出占 GNI 的比例来衡量教育水平,数据来自世界银行 WDI 数据库。数据采用对数形式。

劳动力成本。选用工资水平来代表劳动力成本,通常而言,东道国工资水平越低,即劳动力成本越低,越能够吸引外来资金的流入。London 和 Ross(1995)研究表明制造企业进行 OFDI 更倾向于劳动力成本较低的国家。本文用人均国民收入来衡量工资水平,进而表示出东道国的劳动力成本,数据来源于《联合国国民账户数据库》,对数据进行对数处理。

劳动力结构。选用抚养比率来衡量东道国的劳动力结构,把抚养比分为两种:一是少儿抚养比,主要反映出一国的消费能力以及经济增长能力等信息,用少儿人口占工作年龄人口的百分比来表示;二是老年抚养比,主要反映出一国人口老龄化状况,用老年人口占工作年龄人口的百分比来表示。该数据均来自世界银行,为了消除异方差影响,数据采用对数形式。

3.控制变量

市场规模。东道国市场规模主要有三种衡量方法:人均国内生产总值、国内生产总值、人均 GDP 或 GDP 增长率。相比较而言,国内生产总值更能体现一国市场经济规模;东道国市场规模越大,企业 OFDI 规模就越大。借鉴 Chou 等(2011)和王永钦等(2014)的研究方法,选取国内生产总值(现价美元)衡量东道国的市场规模,数据来自《联合国国民账户数据库》,为消除异方差,数据采用对数形式。

距离成本。距离成本是指在对外直接投资过程中由于距离因素而产生的额外成本,并且这种成本不可避免,通常而言,距离成本越大,企业 OFDI 规模就越小。根据现有文献,衡量距离成本常用两种方法:一是采用两国首都间的绝对距离;二是采用相对距离。第一种方法的绝对距离是固定不变的数值,在面板数据回归分析中并不适用,且存在着缺陷,因为距离成本是随着航运价格而不断变化的。因此,参考蒋殿春和张庆昌(2011)的研究方法,采用相对距离来衡量距离成本,即两国首都间绝对距离与平均国际油价的乘积,两首都间的距离数据来自 CEPII 数据库,国际油价数据来源于 IMF 数据库。为消除异方差影响,数据采用对数形式。

①选取非洲的 37 个样本国家:埃塞俄比亚、加蓬、卢旺达、刚果(金)、坦桑尼亚、刚果(布)、乌干达、莫桑比克、赤道几内亚、毛里求斯、喀麦隆、马达加斯加、尼日利亚、马拉维、马里、贝宁、纳米比亚、突尼斯、埃及、塞内加尔、塞舌尔、南非、利比里亚、博茨瓦纳、苏丹、尼日尔、乍得、阿尔及利亚、肯尼亚、加纳、安哥拉、莱索托、毛里塔尼亚、赞比亚、多哥、摩洛哥和科特迪瓦。

②据《The Economist》2014 年 12 月份文章“Off The Map”,非洲国家国民统计数据缺失严重,出生人口的一半没有登记,有的国家已经几十年没统计过人口数量。

汇率水平。借鉴 Whitmore 等(1989)与蒋冠宏和蒋殿春（2012）的研究，把东道国汇率水平引入模型中，东道国汇率水平是对外直接投资重要决定因素之一。非洲国家的汇率多使用直接标价法，东道国的汇率升高表示投资国的货币升值；东道国货币贬值，即东道国的产品比较便宜，通常利于外商投资的流入。采用东道国官方汇率，数据来自于 IMF 数据库，并对数据进行对数处理。

贸易开放度。Stoiana 和 Filippaios(2008)认为贸易壁垒会增加外来投资者的交易成本，因此开放型经济的东道国更容易被其他国家所熟知，从而吸引外国 OFDI 的流入。通常而言，贸易开放度对企业 OFDI 具有正向促进作用，东道国贸易壁垒的降低，使得我国效率导向型投资者进口中间产品而出口成品。选用东道国商品贸易额与 GDP 的比值来衡量贸易开放度，数据来源于 WDI 数据库，并对数据进行对数处理。

双边贸易关系。双边贸易关系不仅反映出中国与东道国之间的经济交往，还说明了企业对东道国的市场熟识度。紧密的双边关系有助于企业规避东道国的贸易壁垒，扩大海外市场。根据 Holburn 和 Zelner(2010)的研究，东道国对投资国贸易依赖度与对外直接投资呈现正相关关系。本文选用中国与非洲国家的双边贸易额来衡量双边贸易关系，数据来自 UNCTAD 数据库，并对数据进行对数处理。

基础设施。东道国完善的基础设施能够有效降低跨国企业的投资和运营成本，从而吸引外来资金的流入（熊彬和王梦娇，2018）。一国的基础设施包括多个方面：电力、通讯设备、交通运输、互联网用户等项目。在对外直接投资的过程中需要大量信息的传递，选用互联网用户（每 100 人）来衡量东道国的基础设施水平，数据来自国际电信联盟世界电信/ICT 发展报告和数据库，并对数据进行对数处理。

自然资源禀赋。对外直接投资其中一个重要动机就是寻求海外资源。东道国资源禀赋可用自然资源出口比重和自然资源储备存量来衡量。考虑到非洲国家相关数据的连续性以及获得性，参考 Ross(2004)与李磊和郑昭阳（2012）的研究方法，选用自然资源租金指标比用出口比重来衡量东道国的自然资源禀赋更具优势。基于出口目的不同，资源出口比重容易对自然资源禀赋产生错误评估。因此选用自然资源租金占 GDP 的比重来衡量东道国自然资源禀赋，数据来自世界银行，并对数据进行对数处理。

对以上变量做出表格说明和描述性统计见表 1 和表 2：

表 1 变量说明

变量类型	变量名称	解释说明	表达形式	数据来源
被解释变量	对外直接投资	OFDI 存量	lnOFDI	《中国对外直接投资统计公报》
解释变量	劳动力规模	健康水平	lnHEA	《世界人口展望》
	劳动力质量	教育水平	lnEDU	WDI 数据库
	劳动力成本	工资水平	lnWAG	《联合国国民账户数据库》
	劳动力结构	少儿抚养比	lnRAT_Y	世界银行
		老年抚养比	lnRAT_O	世界银行
控制变量	市场规模	国内生产总值（现价美元）	lnGDP	《联合国国民账户数据库》
	距离成本	地理距离*国际油价	lnDIS	CEPII 数据库和 IMF 数据库
	汇率水平	官方汇率	lnEXC	IMF 数据库
	贸易开放度	商品贸易额/GDP	lnOPEN	来源于 WDI 数据库
	双边贸易关系	中非双边贸易额	lnTRA	UNCTAD 数据库
	基础设施	互联网用户（每 100 人）	lnINT	国际电信联盟世界电信/ICT 发展报告和数据库
	自然资源禀赋	自然资源租金/GDP	lnRES	世界银行

表 2 模型变量描述性统计

变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
对外直接投资	333	9.630	1.616	4.754	13.297
市场规模	333	23.665	1.380	20.421	27.066
距离成本	333	13.652	0.271	12.816	14.072
汇率水平	333	4.480	2.144	-0.067	8.084
贸易开放程度	333	4.331	0.429	2.950	5.741
双边贸易关系	333	11.724	1.581	7.080	15.691
基础设施水平	333	1.955	1.185	-0.994	4.044
自然资源	333	2.114	1.681	-6.774	4.096
健康水平	333	4.105	0.110	3.872	4.329
教育水平	333	4.054	2.045	0.850	9.730
工资水平	333	7.346	1.110	5.349	10.032
少儿抚养比	333	4.249	0.323	3.313	4.667
老年抚养比	333	1.823	0.244	1.478	2.645

（二）模型构建

本文研究劳动力异质性四个维度对企业投资的影响，以劳动力规模、质量、成本以及结构作为主要解释变量，需要注意的是，劳动力结构的衡量指标选用少儿抚养比和老年抚养比，不同的衡量指标所产生的影响也是不同的，因此将不同的衡量指标依次带入模型中进行检验，在引力模型扩展的基础上，构建模型的自然对数形式如下：

$$\ln\text{OFDI}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1\ln\text{HEA}_{it} + \alpha_2\ln\text{EDU}_{it} + \alpha_3\ln\text{WAG}_{it} + \alpha_4\ln\text{RAT_Y}_{it} + \alpha_5\text{C}_{it} + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

$$\ln\text{OFDI}_{it} = \beta_0 + \beta_1\ln\text{HEA}_{it} + \beta_2\ln\text{EDU}_{it} + \beta_3\ln\text{WAG}_{it} + \beta_4\ln\text{RAT_O}_{it} + \beta_5\text{C}_{it} + \mu_{it} \tag{2}$$

其中，i 表示不同东道国，t 表示投资年份， ε 、 μ 、 σ 、 ω 均表示残差项，C 表示控制变量，包括：市场规模（lnGDP）、距离成本（lnDIS）、汇率水平（lnEXC）、贸易开放度（lnOPEN）、双边贸易关系（lnTRA）、基础设施（lnINT）、自然资源禀赋（lnRES）。

四、模型检验与实证结果

（一）前期检验

在实证分析前，首先对各变量间是否存在多重共线性进行检验，变量的相关系数矩阵如表 3 所示，只有少儿抚养比和老年抚养比间的相关系数大于 0.8，但这两者不在同一模型中检验，所以相关性不予考虑。其他各变量间的相关系数均低于 0.8，认为不存在严重的多重共线性。为了严谨起见，进一步考察变量的方差膨胀因子（VIF），发现各变量的 VIF 值均低于 8，且平均 VIF 值小于 5，说明变量间不存在多重共线性问题。

表 3 模型主要变量间相关系数矩阵

变量名	GDP	DIS	EXC	OPEN	TRA	INT	RES	HEA	EDU	WAG	RAT_Y	RAT_O
GDP	1.00											
DIS	-0.08	1.00										
EXC	-0.24	0.09	1.00									
OPEN	-0.52	0.20	-0.14	1.00								
TRA	0.74	0.09	-0.13	-0.24	1.00							
INT	0.35	-0.20	-0.44	0.06	0.20	1.00						
RES	0.15	0.22	0.26	-0.15	0.36	-0.43	1.00					
HEA	0.15	-0.32	-0.31	0.09	0.10	0.59	-0.43	1.00				
EDU	-0.15	0.06	-0.34	0.20	-0.20	0.19	-0.28	0.27	1.00			
WAG	0.29	-0.01	-0.39	0.34	0.18	0.67	-0.34	0.38	0.02	1.00		

RAT_Y	-0.12	0.19	0.54	-0.37	0.02	-0.69	0.62	-0.71	-0.34	-0.72	1.00	
RAT_0	0.05	-0.21	-0.48	0.31	-0.09	0.53	-0.58	0.64	0.29	0.53	-0.86	1.00

面板数据的检验有固定效应、随机效应和混合效应三种方法。首先，进行 F 检验，其结果拒绝原假设，即拒绝采用混合效应模型；再进行 Hausman 检验，结果拒绝原假设，说明固定效应模型优于随机效应模型。因此，使用固定效应模型进行检验。考虑到变量的异方差和自相关问题，通过残差与拟合值的散点图与残差与核心解释变量散点图（见图 1-2）的比较可知，两组图的轮廓比较相似，说明很可能存在异方差，以及从残差与残差滞后的散点图（见图 3）可以看出，扰动项可能存在正向自相关。为此，分别使用怀特检验和 Wooldridge 检验进行异方差和自相关检验，两者的 P 值均为 0.0000，拒绝原假设，表明变量间存在着异方差和自相关问题，所以估计方法采用可行广义最小二乘法（FGLS）。

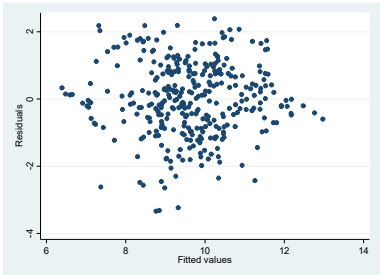


图 1 残差与拟合值的散点图

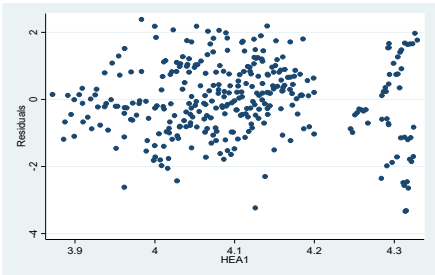


图 2 残差与解释变量的散点图

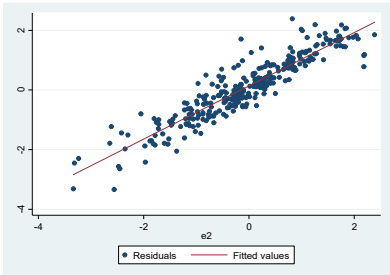


图 3 残差与残差滞后的散点图

(二) 全样本检验

首先对非洲国家全样本数据进行实证分析，结果见表 4 所示。

表 4 全样本估计回归结果

	模型 (1)	模型 (2)
lnGDP	0.387*** (0.0747)	0.360*** (0.0858)
lnDIS	-0.138 (0.202)	0.0175 (0.234)
lnEXC	-0.126*** (0.0249)	-0.108*** (0.0297)
lnOPEN	0.638*** (0.187)	0.317 (0.208)
lnTRA	0.384*** (0.0542)	0.374*** (0.0591)
lnINT	0.318*** (0.0692)	0.240*** (0.0741)
lnRES	-0.239*** (0.0549)	-0.235*** (0.0519)
lnHEA	4.403*** (0.734)	2.923*** (0.779)
lnEDU	-0.841*** (0.0957)	-0.933*** (0.103)
lnWAG	-0.199**	-0.349***

	(0.0844)	(0.0914)
lnRAT_Y	2.600***	
	(0.450)	
lnRAT_O		-1.830***
		(0.419)
Constant	-31.03***	-9.294*
	(5.968)	(5.414)
Observations	333	333
R-squared	0.725	0.636

注：(1) ***、**、*分别表示在 1%、5%、10%显著性水平上显著；(2) 括号内为标准误

本文从规模、质量、成本以及结构四个方面研究劳动力异质性对企业 OFDI 区位选择带来的影响，而劳动力结构又被分成两种不同情况给予考虑，因此建立两个模型。在模型（1）中纳入了健康、教育、工资、少儿抚养比以及控制变量；模型（2）中加入了健康、教育、工资、老年抚养比以及控制变量。

从模型（1）结果可知，少儿抚养比对企业 OFDI 具有显著的正向促进作用，体现出非洲国家的消费能力和人口红利吸引着中国企业投资。从模型（2）可知，老年抚养比的符号显著为负，即东道国老年抚养比对企业 OFDI 具有抑制作用，通常而言，一国老年抚养比越高，表明人口老龄化状况越严重，会导致劳动生产率下降，因养老负担加重了企业税负和社会储蓄减少，从而引起社会投资的减少。从模型（1）和模型（2）结果可以看出，健康水平与企业 OFDI 的区位选择具有显著正相关关系，表明东道国劳动力健康水平越高，即出勤率越高，越能吸引企业 OFDI 的流入。东道国教育水平与企业 OFDI 的区位选择呈现出显著的负相关关系，即较高的教育水平会降低对企业 OFDI 的吸引力。这与已有结论不同。其原因可能有二：一是东道国受教育程度较高的劳动力对薪资要求也会更高，使得劳动力成本大幅增加，从而会抑制海外投资者的进入；二是非洲当地教育培训水平落后，中国企业更愿意招聘一些无经验的员工从头开始培训。东道国工资水平对企业 OFDI 具有显著抑制作用。

从以上模型观察控制变量的结果可以发现，东道国 GDP 与企业 OFDI 呈现显著的正相关关系，说明东道国市场规模是吸引中国企业对外投资的重要因素；距离成本的符号为负，但是并没有通过 10%的显著性水平，说明企业对非洲直接投资的区位选择中不考虑距离因素；东道国汇率水平对企业 OFDI 具有显著抑制作用，即东道国货币贬值，企业利润水平就会减少，从而抑制了对外直接投资；贸易开放度的符号均为正但不显著，这表明东道国贸易开放度对企业 OFDI 的影响可能不明显；双边贸易关系和基础设施水平与企业 OFDI 均呈现正相关关系，这与传统理论预期一致；东道国自然资源禀赋的符号显著为负，说明对非洲直接投资并不属于资源寻求型，这也与西方国家对中国在非洲投资的“资源掠夺论”不符。为深入探讨东道国劳动力异质性给企业 OFDI 区位选择带来的影响，下面分样本进行检验。

（三）按地理位置划分类型检验

按照地理位置将非洲国家划分为 5 个区域，即北非、东非、西非、南非以及中非进行分析。（见表 5）

表 5 按地理位置划分区域回归结果

	北 非		东 非		西 非		南 非		中 非	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
lnGDP	0.978*** (0.276)	0.822** (0.342)	1.864*** (0.374)	1.223*** (0.364)	0.785*** (0.147)	0.969*** (0.152)	0.228 (0.320)	0.663** (0.313)	-0.196 (0.330)	0.469 (0.309)
lnDIS	-0.206 (0.146)	-0.261* (0.140)	-0.117 (0.148)	-0.228 (0.174)	-1.019*** (0.209)	-0.144 (0.221)	0.200 (0.277)	0.197 (0.240)	0.123 (0.364)	-0.781** (0.362)

lnEXC	-0.00706 (0.121)	-0.157 (0.128)	0.266*** (0.0598)	0.136*** (0.0409)	-0.0923* (0.0513)	-0.0451 (0.0681)	-0.439*** (0.112)	-0.376*** (0.100)	1.766*** (0.357)	1.925*** (0.567)
lnOPEN	-1.032** (0.405)	-1.119*** (0.406)	0.338 (0.446)	-0.283 (0.386)	0.119 (0.208)	-1.506*** (0.280)	-0.692 (0.467)	-0.534 (0.462)	-0.522 (0.330)	0.771* (0.415)
lnTRA	0.521*** (0.173)	0.538*** (0.152)	-0.0132 (0.194)	0.0198 (0.230)	0.544*** (0.0839)	0.230*** (0.0772)	0.503** (0.195)	0.278 (0.175)	-0.0771 (0.107)	0.153 (0.160)
lnINT	0.0213 (0.102)	-0.0169 (0.0752)	-0.0584 (0.0755)	-0.510*** (0.133)	0.208* (0.109)	0.251* (0.142)	0.264 (0.161)	0.408** (0.167)	0.505*** (0.0810)	0.671*** (0.162)
lnRES	0.272** (0.107)	0.287*** (0.0962)	0.220 (0.208)	0.220 (0.243)	0.889*** (0.0873)	0.991*** (0.157)	0.289*** (0.0780)	0.0778 (0.173)	-0.0352 (0.171)	0.737** (0.282)
lnHEA	41.46*** (7.839)	51.92*** (7.692)	11.13*** (2.040)	16.59*** (2.226)	4.338*** (1.064)	4.796*** (1.422)	13.60*** (2.243)	12.41*** (2.759)	23.84*** (2.194)	2.480 (2.959)
lnEDU	-9.172*** (1.099)	-9.280*** (1.191)	-1.930*** (0.219)	-2.254*** (0.268)	0.565*** (0.160)	0.446** (0.204)	-0.296* (0.151)	-0.242 (0.154)	-2.336*** (0.268)	-0.420 (0.469)
lnWAG	-1.298*** (0.336)	-1.255*** (0.319)	-0.753** (0.336)	0.858* (0.464)	-0.357 (0.258)	-1.531*** (0.244)	-0.838*** (0.190)	-0.850*** (0.177)	0.535*** (0.129)	-0.587*** (0.136)
lnRAT_Y	-0.823 (1.361)		-5.281*** (1.462)		8.304*** (1.297)		-1.506** (0.667)		13.51*** (1.259)	
lnRAT_O		-1.854 (1.306)		-0.976* (0.538)		-2.325 (1.547)		-0.186 (1.147)		-0.932 (1.266)
Constant	-165.5*** (34.59)	-204.4*** (29.71)	-51.17*** (13.16)	-85.24*** (14.20)	-56.46*** (8.340)	-15.77* (8.879)	-42.64*** (11.49)	-52.33*** (11.87)	-153.8*** (14.04)	-14.97 (14.93)
Observations	45	45	54	54	90	90	90	90	54	54
R-squared	0.990	0.991	0.983	0.971	0.934	0.903	0.897	0.909	0.974	0.937

注：(1) **、*、*分别表示在 1%、5%、10%显著性水平上显著；(2) 括号内为标准误

在北非、东非、西非以及南非地区，健康水平的系数符号均显著为正，体现出东道国劳动力规模对企业 OFDI 具有正向促进作用；从模型（9）和模型（10）结果可知，在中非地区，虽然健康水平的符号为正，但显著性水平并不稳健，表明东道国健康水平并非我国企业对其投资的决定因素。

在北非和东非地区，东道国教育水平与企业 OFDI 呈现出显著的负相关关系，该结果与已有结论不同，可能理由在全样本分析中已探讨；中国对西非地区直接投资中，教育水平对 OFDI 具有正向促进作用，且通过了 10%的显著性水平，体现出企业对西非地区投资更多地流向劳动力质量较高的东道国；在南非和中非地区，教育水平的符号均为负，在模型（7）和模型（9）中显著，而在模型（8）和模型（10）没有通过 10%的显著性检验，这说明东道国教育水平对企业在这两个地区直接投资的影响可能不明显。在北非、西非以及南非地区，工资水平对企业 OFDI 具有显著的抑制作用，说明企业 OFDI 更倾向于选择劳动力成本较低的国家或地区；在东非和中非地区，工资水平均通过了 10%的显著性水平，但是符号不同，说明劳动力成本是企业 OFDI 区位选择过程中重要影响因素之一。在西非和中非地区，少儿抚养比显著为正，说明东道国消费潜力和人口红利对 OFDI 的流入具有正向促进作用；在北非地区，少儿抚养比符号为负且不显著，说明少儿抚养比不是企业对北非地区直接投资决策的决定性因素；在东非和南非地区，少儿抚养比显著抑制了企业 OFDI，这在一定程度上表明企业此区域投资可能是短期行为，缺乏长期可持续的投资考虑。在以上模型中，老年抚养比的符号均为负，但只有在东非地区通过了 10%的显著性检验，说明东道国老龄化程度抑制了企业在东非地区投资，而对非洲其他地区直接投资没有影响。

（四）按收入水平划分类型检验

非洲地区的收入水平呈现出较大的差异化,根据世界银行公布的收入标准^①,为了检验不同收入水平下东道国劳动力异质性对中国 OFDI 的影响,并且考虑到非洲地区的高收入水平国家样本量较小,因此本文把高收入国家与中高收入国家并在同一组中进行分析,共分成三组:低收入组、中低收入组以及中高收入组。(见表 6)

表 6 按收入高低划分区域回归结果

	低 收入		中低 收入		中高 收入	
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
lnGDP	0.784*** (0.0629)	1.129*** (0.0797)	-0.145 (0.114)	-0.339*** (0.101)	1.531*** (0.448)	1.445*** (0.330)
lnDIS	-0.236* (0.126)	-0.272 (0.192)	-0.514*** (0.189)	-0.411** (0.190)	-0.330 (0.472)	-0.654 (0.398)
lnEXC	-0.0292 (0.0230)	-0.0465 (0.0315)	-0.298*** (0.0373)	-0.225*** (0.0372)	1.050*** (0.178)	0.805*** (0.134)
lnOPEN	1.222*** (0.201)	1.182*** (0.227)	0.487** (0.207)	-0.238 (0.190)	1.272 (1.023)	0.520 (0.870)
lnTRA	0.0619 (0.0387)	0.0794 (0.0853)	1.021*** (0.153)	0.982*** (0.172)	-0.121 (0.270)	-0.0629 (0.198)
lnINT	0.190*** (0.0714)	0.133 (0.110)	0.467*** (0.0754)	0.501*** (0.0953)	0.566** (0.219)	0.436*** (0.163)
lnRES	0.616*** (0.0831)	0.694*** (0.110)	-0.242* (0.126)	-0.0461 (0.124)	-0.423*** (0.0624)	-0.458*** (0.0382)
lnHEA	12.32*** (0.956)	6.785*** (1.100)	-0.990 (0.889)	-2.205** (0.851)	-5.456** (2.229)	-1.855 (1.745)
lnEDU	-0.392*** (0.109)	-0.131 (0.206)	-0.415** (0.170)	-0.337** (0.149)	2.586*** (0.423)	2.177*** (0.391)
lnWAG	0.199 (0.174)	0.106 (0.223)	0.164 (0.262)	0.580** (0.256)	1.376** (0.543)	1.593*** (0.367)
lnRAT_Y	5.455*** (0.576)		4.309*** (0.790)		0.765 (1.043)	
lnRAT_O		-1.925 (1.249)		-3.757*** (0.655)		-2.407*** (0.491)
Constant	-88.01*** (5.873)	-45.05*** (6.613)	-8.801 (8.297)	24.23*** (4.469)	-27.58 (17.40)	-25.63*** (9.248)
Observations	135	135	108	108	90	90
R-squared	0.930	0.914	0.934	0.918	0.883	0.879

注: (1) ***, **, *分别表示在 1%、5%、10%显著性水平上显著; (2) 括号内为标准误

在低收入组中,健康水平对中国 OFDI 具有正向促进作用,体现出东道国劳动力规模对中国企业资金流入具有吸引力;在中低收入组和高收入组中,东道国健康水平与中国 OFDI 的流入量呈现出负相关关系,可能原因是较高的健康水平在一定程度上表现出东道国社会福利更高,那么这就需要政府部门向企业收取更高的税收来维持较高的福利水平,从而抑制了中国企业资金的流入。在低收入组和中低收入组中,教育水平对中国 OFDI 具有显著的抑制作用,而在中高收入组中,教育水平对中国 OFDI 具有显著的促进作用。一国的教育水平在一定程度上能够反映

^①2013 年世界银行公布最新收入标准为: 高于 12616 美元为高收入国家; 4086-12615 美元之间为中高收入国家; 1036-4085 美元之间为中低收入国家; 人均国民收入低于 1035 美元为低收入国家。

出该国的人才资源以及创新能力，在低收入组和中低收入组中，经济实力相对较弱，从而福利水平也相对较低，导致人才流失严重，而对于中高收入组的国家，给予员工的福利水平相对较高，能够在很大程度上避免人才流失，跨国投资企业能够得到东道国当地人才所带来的益处，因此在中高收入组国家中，较高的教育水平能够吸引中国企业前来投资。在低收入组中，虽然工资水平的符号为正，但没有通过 10% 的显著性水平，说明东道国劳动力成本对中国 OFDI 的流入无影响；在中低收入和中高收入国家中，工资水平对 FDI 具有显著的促进作用，即劳动力成本越高，对 FDI 的吸引力就越大，这与传统理论不同。可能原因是中高收入组国家的工资水平在一定程度上能够表现出该国的市场机会，中国 OFDI 更倾向于市场机会更大的国家。在低收入组和中低收入组国家中，少儿抚养比与中国 OFDI 的规模呈现正相关，在中高收入组国家中虽然少儿抚养比的符号也为正，但是并不显著，说明少儿抚养比对中国对中高收入组国家直接投资不产生影响。老年抚养比在这三组中的符号均为负，但在低收入组国家中没有通过 10% 的显著性检验，说明中国对非洲低收入组国家直接投资的区位选择不考虑老年抚养比。

由上可知，不同的地理区域劳动力异质性在影响中国企业投资决策上存在显著差异，实证结果对企业投资实践有高的指导价值。

五、结语

劳动力作为一种基本的生产要素，对一国经济发展起着重要的作用，其异质性对外商投资的影响也毋庸置疑。本文基于 2007-2015 年中国企业对非洲 37 个国家的数据，利用 FGLS 估计方法，重点考察了东道国劳动力异质性对企业 OFDI 区位决策的影响。通过全样本检验发现：(1) 劳动力健康水平与企业 OFDI 的区位选择具有正相关关系，即健康水平越高，越能吸引企业 OFDI 的流入；(2) 东道国教育水平对企业 OFDI 的影响得出了与已有研究不同的结论，即高教育水平会降低中国企业对此投资的吸引力，可能的解释为受过高水平教育的劳动力对薪资要求会较高，从而间接增加企业总成本，这在一定程度上暴露出企业对非洲投资技术含量低的现实；(3) 中国企业为寻求廉价劳动力而投资非洲，东道国工资水平对企业 OFDI 的流入具有抑制作用；(4) 从劳动力结构方面看，少儿抚养比在一定程度上代表了一国的消费能力以及经济增长潜力，对企业 OFDI 具有促进作用，而老年抚养比对企业 OFDI 的流入具有负面影响。

按照地理位置把非洲国家进行了区域划分进一步研究发现，东道国劳动力健康水平企业对五个区域投资均呈现正相关关系；西非地区教育水平对企业 OFDI 具有促进作用，其他四个区域的高教育水平会抑制企业 OFDI 的流入；五个区域的高工资水平对企业 OFDI 均具有抑制作用；五个区域的少儿抚养比对企业 OFDI 的影响程度较大，而老年抚养比对企业 OFDI 的影响较弱甚至无影响。按照收入水平把非洲国家进行了区域划分研究发现，东道国劳动力健康水平与中国企业对低收入组国家投资呈显著正相关，而与中低收入组和中高收入组国家呈负相关；教育水平企业对低收入组和中低收入组国家投资具有抑制作用，而对中高收入组国家投资有促进作用；工资水平只在低收入组和中高收入组国家产生影响，对吸引外资具有促进作用；低收入组和中低收入组国家的少儿抚养比对中国企业 OFDI 具有促进作用，而中低收入组和中高收入组国家的老年抚养比对企业 OFDI 具有显著的抑制作用。整体来看，大部分结果与全样本分析所得出的结论相一致，充分说明此研究的稳健性是可信的。

启示如下：（1）中国在非投资企业要重视企业社会责任，积极参与当地卫生基础设施建设，注重环境的保护和对员工的人文关怀。（2）在研究样本期间内，高的教育水平抑制了中国企业 OFDI 的流入，这可能是企业对非洲投资的技术含量低的反映，有悖于企业在非投资的可持续发展理念；加大对非洲本地员工的技能培训同时，提升企业技术含量是关键。（3）处于“微笑曲线”中间位置的制造产业，在短期内对非投资可以寻求廉价的劳动力，但随着产品在当地市场的逐步成熟，其研发和营销要适应产业的转型和升级需要，不断提升其附加值。（4）研究样本期内非洲国家少儿抚养比的扩大对企业投资具有吸引作用，但随时间推移，这些国家的老龄化问题会变得十分严

重，对合资企业产生不利影响；因此，企业须未雨绸缪做出合理的投资决策。

参考文献

- [1]蔡冬青, 周经. 东道国人力资本、研发投入与我国 OFDI 的反向技术溢出[J].世界经济研究, 2012(04): 76-80+89.
- [2]蔡昉, 都阳. 中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示[J].经济研究, 2000(10): 30-37+80.
- [3]冯伟, 邵军, 徐康宁. 市场规模、劳动力成本与外商直接投资: 基于我国 1990-2009 年省级面板数据的研究[J].南开经济研究, 2011(6): 3-20.
- [4]高海燕, 王善君, 吕晓. 人口老龄化的宏观经济影响及启示[J].保险研究, 2015(4): 93-97.
- [5]何兴强, 王利霞. 中国 FDI 区位分布的空间效应研究[J].经济研究, 2008(11): 137-150.
- [6]胡兵, 邓富华. 腐败距离与中国对外直接投资——制度观和行为学的整合视角[J].财贸经济, 2014(4): 82-92.
- [7]黄肖琦, 柴敏. 新经济地理学视角下的 FDI 区位选择——基于中国省际面板数据的实证分析[J].管理世界, 2006(10): 7-13+26.
- [8]蒋冠宏, 蒋殿春. 中国对外投资的区位选择: 基于投资引力模型的面板数据检验[J].世界银行, 2012(9): 21-40.
- [9]蒋殿春, 张庆昌. 美国在华直接投资的引力模型分析[J].世界经济, 2011(5): 26-41.
- [10]李忠民. 人力资本: 一个理论框架及其对中国一些问题的解释[M].经济科学出版社, 1999.
- [11]李磊, 郑昭阳. 议中国对外直接投资是否为资源寻求型[J].国际贸易问题, 2012(2): 146-157.
- [12]刘凯, 朱亚卓, 占少梅. 东道国劳动力异质性与 FDI 区位选择[J].国际商务, 2016(5): 100-112.
- [13]孟庆强. 外商直接投资、人力资本与经济增长关系研究[J].统计与决策, 2016 (04): 174-176.
- [14]沈坤荣, 田源. 人力资本与外商直接投资的区位选择[J].管理世界, 2002(11): 26-31.
- [15]汪伟. 经济增长、人口结构变化与中国高储蓄[J]. 经济学 (季刊), 2009(10): 29-52.
- [16]汪伟. 人口结构变化与中国贸易顺差: 理论与实证研究[J].财经研究, 2012,38(8): 26-37.
- [17]王小鲁, 樊纲. 中国收入差距的走势和影响因素分析[J].经济研究, 2005 (10): 24-36.
- [18]王永钦, 杜巨澜, 王凯. 中国对外直接投资区位选择的决定因素: 制度、税负和资源禀赋[J].经济研究, 2014(12): 126-142.
- [19]王萍. 劳动力年龄和教育结构对经济增长的影响研究——基于人力资本存量生命周期的视角[J].宏观经济研究, 2015(1): 52-57.
- [20]吴先明, 黄春桃. 中国企业对外直接投资的动因: 逆向投资与顺向投资的比较研究[J].中国工业经济, 2016 (1): 99-113.
- [21]冼国明, 徐清. 劳动力市场扭曲是促进还是抑制了 FDI 的流入[J].世界经济, 2013 (9): 25-48.
- [22]熊彬, 王梦娇. 基于空间视角的中国对“一带一路”沿线国家直接投资的影响因素研究[J].国际贸易问题, 2018 (2): 102-112.
- [23]徐康宁, 陈健. 跨国公司价值链的区位选择及其决定因素[J].经济研究, 2008 (3): 138-149.
- [24]袁志刚, 宋铮. 人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率[J].经济研究, 2000(11): 24-32.
- [25]张海峰, 姚先国, 张俊森. 教育质量对地区劳动生产率的影响[J].经济研究, 2010(7): 57-67.
- [26]赵江林. 外资与人力资源开发: 对中国经验的总结[J].经济研究, 2004(2): 47-54.
- [27]Almeida P., Kogut B., Localization of Knowledge and the Mobility of Engineers in Regional Networks[J]. Management Science, 1999 , 45 (7):905-917.
- [28]Alsan M., Bloom D.E., Canning D. The Effect of Population Health on Foreign Direct Investment Inflows to Low- and Middle-income Countries[J]. World Development, 2006, 34(4):613-630.
- [29] Bellante D., The North-South Differential and the Migration of Heterogeneous Labor[J]. American Economic Review, 1979, 69 (1) :166-175
- [30] Bloom D.E., Williamson J.G., Demographic Transitions, Human Resource Development and Economic Miracles in Emerging Asia[J]. World Bank Economic Review, 1998, 12(3):419-455.
- [31] Bloom D. E., Canning D., The Health and Wealth of Nations[J]. Science, 2000, 287(5456):1207-1209.
- [32] Bhargava A., Nutrition, Health and Economic Development: Some Policy Priorities[J]. Food & Nutrition Bulletin, 2001, 22(22):173-177.
- [33] Borjas G. J., Self-Selection and the Earnings of Immigrants[J]. American Economic Review, 1987, 77 (4):531-553.
- [34] Behname M., FDI Localization, Wage and Urbanization in Central Europe[J]. Romanian Economic Journal, 2013, 16(48):23-35.
- [35] Buckley P. J., Clegg L. J., Cross A. R., Liu X., Voss H., Zhang, P., The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment[J]. Journal of International Business Studies, 2007 , 38 (4) :499-518.
- [36]Cheng L.K., Kwan Y. K., What Are the Determinants of the Location of Foreign Direct Investment: The Chinese Experience[J]. Journal of International Economics, 2000 , 51 (2):379-400.
- [37] Coulombe S., Tremblay J.F., Education, Productivity and Economic Growth: A Selective Review of the Evidence[J]. International Productivity Monitor, 2009,(18):3-24.
- [38] Chou K.H., Chen C.H., Mai C.C., The Impact of Third-country Effects and Economic Integration on China's Outward FDI[J]. Economic Modelling, 2011, 28(5):2154-2163.
- [39] Deng P., Why Do Chinese Firms Tend to Acquire Strategic Assets in International Expansion[J]. Journal of World Business, 2009 , 44 (1) :74-84.

- [40]Dunlevy J.A.,Factor Endowments, Heterogeneous Labor and North-South Migration[J]. Southern Economic Journal,1985,52(2):446-459
- [41]Garcia-Gomez P., Jones A.M., Rice N., Health effects on labour market exits and entries[J]. Labour Economics, 2010,17 (1):62-76.
- [42]Holburn G.L.F., Zelner B.A., Political Capabilities, Policy Risk, and International Investment Strategy: Evidence from the Global Electric Power Generation Industry[J]. Strategic Management Journal,2010,31(12):1290-1315.
- [43]Jaeck L., Kim S., FDI Deregulation Versus Labor Market Reform: a Political Economy Approach[J]. Atlantic Economic Journal, 2018 (1) :1-17.
- [44]Kang Y., Jiang F., FDI Location Choice of Chinese Multinationals in East and Southeast Asia: Traditional Economic Factors and Institutional Perspective[J]. Journal of World Business,2012,47 (1):45-53.
- [45]Lin F., Labour Quality and Inward FDI: A Firm-level Empirical Study in China[J]. School of Economics Working Papers, 2011, 19(3): 68-86.
- [46]Lindeboom M., Llena-Nozal A., Klaauw B.V.D., Health Shocks, Disability and Work[J]. Labour Economics, 2016 , (43) :186-200.
- [47]London B., Ross R.J.S., The Political Sociology of Foreign Direct Investment[J]. International Journal of Comparative Sociology,1995,36 (3):198-218.
- [48]Ma G., Yi W., China' s High Saving Rate: Myth and Reality[J]. International Economics, 2010 , 122 (122) :5-39.
- [49]Majocchi A., Strange R., The FDI Location Decision: Does Liberalization Matter? [J]. Transnational Corporations, 2007,16 (2):1-40.
- [50]Modigliani F., Cao S.L., The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis[J]. Journal of Economic Literature, 2004,42(1):145-170.
- [51]Mason A., Population and the Asian Economic Miracle[J]. Honolulu: East-West Center, 1997, (10): 1-4.
- [52]Noorbakhsh F., Paloni A., Youssef A., Human Capital and FDI Inflows to Developing Countries: New Empirical Evidence[J]. World Development, 2001,29 (9) :1593-1610.
- [53]Ross M.L., How Do Natural Resources Influence Civil War? Evidence from Thirteen Cases[J].International Organization,2004,58(1):35-67.
- [54]Roy A.D.,Some Thoughts on the Distribution of Earnings[J]. Oxford Economic Papers, 1951,3 (2):135-146.
- [55]Sattinger M.,Assignment Models of the Distribution of Earnings[J]. Journal of economic literature, 1993,31(2):831-880.
- [56]Stoiana C., Filippaios F., Dunning's Eclectic Paradigm: A Holistic, Yet Context Specific Framework for Analysing the Determinants of Outward FDI: Evidence from International Greek Investment[J].International Business Review,2008,17(3):349-367.
- [57]Saviedoff W.D., Schultz T.P., Earnings and the Elusive Dividends of Health[J]. Social Science Electronic Publishing, 2011, 39(1): 85-100.
- [58]Taylor A.N., Williamson J.G., Convergence in the Age of Mass Migration[J]. European Review of Economic History,1997,1(1):27-63.
- [59]Vanhonacker W.R., Pan Y., The Impact of National Culture, Business Scope, and Geographic Location on Joint Venture Operations in China[J]. Journal of International Marketing, 1997,5 (3):11-30.
- [60]Walz U., Transport Costs, Intermediate Goods, and Localized Growth[J]. Regional Science & Urban Economics, 1996 , 26 (6):671-695.
- [61]Whitmore K. et al., Foreign Direct Investment from Newly Industrialized Economies[J]. Washington DC: World Bank Industry and Energy Dept. Working Paper, industry series22, 1989.
- [62]Zhang K.H.,Why Is U.S. Direct Investment in China So Small?[J]. Contemporary Economic Policy, 2000, 18(1):82-94.

Does the Heterogeneity of African Labor Affect the Investment Location Choice of Enterprises?

Gao Chen

Shandong University of Finance and Economics Shandong Jinan 250002

Abstract: Does the heterogeneity of African labor force constitute a decisive factor for Chinese enterprises' investment decisions? Based on the direct investment data of Chinese enterprises in 37 countries in Africa from 2007 to 2015, this paper uses the FGLS model to empiricize the mechanism and effect of the host country's labor heterogeneity on the location selection of the enterprises' OFDI. The heterogeneity of labor force can be composed of four dimensions: scale, quality, cost and structure. The dimension is measured by health level, education level, wage level, and child and elderly dependency ratio. The results showed that : (1) The size of the labor force in the host country and the structure of children's dependency ratio have a significant positive effect on the decision of the enterprises' OFDI; (2) Unlike the existing conclusions, in the sample period, the quality of labor force is not a decisive factor in the decision-making of the enterprises' investment, but it inhibits the flow of OFDI;(3) Labor cost and elderly dependency ratio are negatively correlated with the inflow of enterprises' OFDI;(4) The expansion study found that there are significant differences in the influence of labor heterogeneity in different regions on enterprises' investment decisions. Finally, the policy suggestions are put forward.

Key words: Africa; Labor heterogeneity; OFDI; FGLS model

信息来源：广东省新兴经济体研究会

联 系 人：蔡春林

联系电话：13928821278

主送：中共广东省委宣传部、广东省社会组织管理局、广东省社会科学界联合会、中国新兴经济体研究会、中国社会科学院世界经济与政治研究所、中国国际文化交流中心、广东工业大学

抄送：省委办公厅、省人大办公厅、省政府办公厅、省政协办公厅

发：中大、华工、暨大、华师、华农、广外、广财、广金、省社科院、省国际经贸发展中心、广东国际战略研究院、致公党广东省委经济委员会、广东省对外经济贸易大学校友会、各理事及会员

内部发：相关处室，广工主要领导及相关处室、院系（部、中心）

编审：李景睿

复审：蔡春林