

外资流入与居民健康异质性

陈东 苏雯锦

摘要：本文采用2009—2017年涵盖149个国家（地区）、80多万受访者的盖乐普世界民意调查数据，实证检验了外商直接投资（FDI）对东道国居民健康的影响、作用机制与受益群体异质性。研究表明：FDI对东道国居民健康具有显著的促进作用，但是会随着人均GDP的增加逐渐减弱，即使在一系列稳健性检验后，这一结论依然成立；FDI流入可以有效提高东道国居民的医疗服务可及性，直接改善居民健康状况，也可以通过引致东道国居民收入增加和收入差距扩大间接影响居民健康水平；与预期不同，环境污染的间接影响并不显著；居民异质性检验结果显示，低收入者、低教育群体和女性等弱势群体受益更多。

关键词：居民健康；外商直接投资；异质性；作用机制

[中图分类号] F742 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 11-0073-17

一、引言与文献综述

外商直接投资（FDI）作为经济全球化的主要推动力之一，在加速东道国资本积累、技术进步和市场扩张等方面的作用有目共睹。相比之下，关于FDI对东道国居民健康影响的研究不仅凤毛麟角，而且为数不多的文献亦未能达成共识。值得一提的是，随着近年来“逆全球化”浪潮的兴起，国际资本流动受到了诸多限制，此举在付出经济代价的同时，是否也会付出健康代价，是一个需要关注的现实话题。

已有围绕FDI对东道国居民健康影响的研究尚未得出一致结论，且结论在经济发展水平各异的国家（地区）更是迥然不同。在聚焦发达国家的研究中，学者们发现FDI的健康效应无论是短期还是长期，均显著为负，即FDI导致居民健康水平下降（Herzer and Nunnenkamp, 2013）^[1]；在针对发展中国家的研究中，Jorgenson (2009)^[2]也发现FDI导致东道国婴儿死亡率提高，但是Alam等（2016）^[3]和Burns

[收稿日期] 2021-03-21

[基金项目] 教育部人文社科项目“老年健康不平等的早期根源追溯研究：基于生命周期的动态视角（18YJA790010）；山东省自然科学基金项目“机会不平等视角下的老年群体健康差异与干预研究：基于生命周期的动态跟踪”（ZR2019MG005）；山东大学人文社科重大项目“大数据背景下健康老龄化中国方案的难点突破研究”（19RWZD03）

[作者信息] 陈东：山东大学经济学院教授、博士生导师；苏雯锦（通讯作者）：山东大学经济学院博士研究生，电子邮箱 suwenjin@mail.sdu.edu.cn

等 (2017)^[4]持有异议,认为 FDI 能够提高居民预期寿命和降低婴儿死亡率,对居民健康具有积极影响。Nagel 等 (2015)^[5]的研究同时涵盖经济发展程度各异的 179 个国家(地区),发现 FDI 的健康效应与人均 GDP 息息相关,在人均 GDP 较低时对健康产生正向影响,反之则具有负向影响,且人均 GDP 越高,负效应越大。

学者们发现,FDI 对居民健康的影响既存在直接渠道,也可能存在间接渠道。在直接渠道方面,FDI 可以通过直接流入东道国卫生部门,改善其医疗服务有效供给 (Smith, 2004)^[6];也可以通过整合全球医疗服务的供需,加强医院间的合作,提高患者获得的医疗水平 (Outreville, 2007)^[7]。在间接渠道方面,居民收入、收入差距和环境污染均有可能引发 FDI 对东道国居民健康的影响。首先,因 FDI 增加的居民收入可能会引致健康食品、清洁水和医疗服务等的私人 and 公共支出 (Nagel et al., 2015),有助于提高居民健康水平;其次,大多数学者认为 FDI 加剧了东道国居民的收入差距 (Herzer et al., 2014^[8];郑新业等, 2018^[9]),有可能损害居民健康 (Paul, 2021)^[10];最后,少数学者注意到环境污染的间接影响, Jorgenson (2009) 发现 FDI 流入发展中国家的工业部门后会加剧工业污染,提高婴儿死亡率。

纵观已有研究,有关 FDI 对东道国居民健康影响的文献数量较少,且大多采用国家(地区)层面数据,尚无文献将居民个体层面数据纳入其中。虽然厘清 FDI 影响居民健康的作用机制尤为关键,但是现有文献既无系统研究,也无统一结论,东道国哪类居民群体的健康效应更大,更是无从找寻答案。这些缺憾与不足也成为本文研究的重要出发点之一。与已有文献相比,本文可能的创新点在于:其一,与现有文献仅使用国家(地区)层面数据、未涉及微观层面数据不同,本文基础数据来源于包含 149 个国家(地区)、80 多万受访者的盖乐普世界民意调查 (GWP) 数据库。该数据库不仅可以提供较为精确的个体健康指标,还可以提供受访者的教育水平、收入等个体数据,能够更好地反映居民健康的异质性;其二,尽管越来越多的学者认识到居民收入在 FDI 与健康之间扮演了中介角色,但 FDI 究竟通过哪些渠道影响居民健康,并未给出确定的答案,本文在已有文献的基础上,既从东道国医疗卫生水平的角度考察了直接作用机制,也从居民收入、收入差距和环境污染的角度全面考察了间接作用机制;其三,为弥补已有文献没有研究东道国哪类居民群体因 FDI 受益更大的空白,本文重点考察了居民收入和教育水平等个体差异对 FDI 健康效应的异质性影响,以期为东道国政府改善居民健康提供更加清晰的政策借鉴。

二、理论分析与假说

虽然 FDI 与健康这一学科交叉领域的直接研究较少,但是不同学科文献交叉为考察 FDI 对东道国居民健康的影响机制提供了思路。

第一,健康经济学理论始终认为,东道国居民健康水平与当地医疗卫生水平息息相关,医疗卫生服务作为一种生成健康资本的投入品,对个体健康的影响不言而喻 (Grossman, 1972)^[11]。已有研究表明,FDI 可能从两方面影响东道国当地的医疗卫生水平。一方面,FDI 可以通过直接流入东道国卫生部门,改善其医疗服务的有效供给,也可以通过整合全球医疗服务的供给和需求,提高患者获得的医疗卫生

水平；另一方面，FDI 流入会促进东道国经济增长和增加政府税收（Girma et al., 2015）^[12]，有助于政府提供更为完善的公共服务，特别是医疗卫生服务（周黎安和陈伟，2015）^[13]。基于此，本文提出以下假说。

假说 1：FDI 通过提高东道国医疗卫生水平，显著改善居民健康状况。

第二，国际贸易学领域的大多数文献认为，贸易交换与资本流入会提高东道国居民收入，而 FDI 主要通过技术溢出和影响劳动力市场来发挥作用。外资企业通过技术转移、人才流动、产品交换等技术溢出途径提高内资企业的技术水平、生产率和创新能力，进而提高其工资水平（包群和邵敏，2010）^[14]；与此同时，FDI 流入还会增加东道国劳动力需求，大量劳动力从工资水平较低的内资企业流向愿意支付高于市场均衡工资的外资部门，在劳动力市场供给和产品价格不变的情况下必然导致劳动力价格上升（Driffield and Taylor, 2006）^[15]。而在健康经济学领域得到广泛认可的 Grossman 健康需求模型，亦将居民收入作为影响健康的重要因素。居民收入越高意味着健康投资的支付能力越强，而健康作为一种耐用消费品，可以由健康投资生产出来（Benzeval and Judge, 2001）^[16]。绝对收入假说更是明确提出“越富有越健康”，即提高居民收入有助于增加私人健康需求和卫生支出，最终提高居民健康水平（Pritchett and Summers, 1996^[17]；Lenhart, 2019^[18]）。基于此，本文提出以下假说。

假说 2：FDI 有可能通过增加东道国居民收入，间接提高其健康水平。

第三，国际贸易学领域的已有研究表明，FDI 对东道国熟练工人具有工资溢出效应，加剧了熟练工人与非熟练工人之间的收入差距（Feenstra and Hanson, 1996^[19]；Lipsev and Sjöholm, 2004^[20]）。究其原因，外资企业一般具有较高的技术水平和生产效率，会增加对熟练工人的相对需求，外资企业还会基于劳动力市场的不完全性和信息不对称性等特征，利用较高的工资水平吸引高质量劳动力，以预防和减少熟练工人流失。同时，外资企业的资金规模优势也使其有能力提供更高的工资，因此 FDI 流入会扩大熟练工人与非熟练工人之间的收入差距（Nguyen, 2015）^[21]。根据健康经济学中的收入差距假说，在人均收入差距较大的国家（地区），居民总体健康状况不容乐观。原因在于，收入差距扩大会加剧富人与穷人对公共服务的偏好差异，导致公共卫生支出不足；也会降低医疗资源配置效率，影响公共卫生服务有效供给，导致居民健康状况恶化（周广肃等，2014）^[22]；还会增加低收入人群的挫败感与压力，导致情绪低落，可能引起吸烟、酗酒等不良行为习惯，不利于其健康水平（Pickett and Wilkinson, 2015）^[23]。基于此，本文提出以下假说。

假说 3：FDI 有可能扩大东道国居民收入差距，间接损害居民健康。

第四，FDI 对环境污染的影响是一个颇具争议的话题，至今未能达成一致。有的学者支持“污染天堂”假说，例如 Shahbaz 等（2018）^[24]认为跨国公司通过 FDI 将高污染产业转移到发展中国家，加剧其环境污染；有的支持“污染光环”假说，例如苏丹妮和盛斌（2021）^[25]强调流入发展中国家的 FDI 往往采用先进的清洁生产技术，提高了当地企业的资源利用率，从而改善环境质量。尽管两种假说的结论不

同,但是均认为 FDI 会影响环境污染程度,而环境污染亦是居民健康的制约因素之一。对此,Cropper (1981)^[26]率先将空气污染作为影响健康折旧率的一个重要因素,引入 Grossman 健康需求模型,建立了空气污染影响健康的分析框架。之后的大多数研究均参考此框架,证实环境污染程度越严重,居民健康水平越低(Brainerd and Menon, 2014^[27]; Tanaka, 2015^[28])。在生命周期中,环境污染对健康的不利影响仅次于年龄,环境污染严重地区的居民普遍面临着健康存量加速折旧的冲击(Alberini et al., 1997)^[29]。同时,环境污染还通过作用于其他健康因素(如个人锻炼等)间接地降低健康产出。基于此,本文提出以下假说。

假说 4: FDI 有可能通过影响东道国环境污染程度,间接影响居民健康。

三、典型事实呈现

(一) 数据来源

本文居民层面的数据来自 2009—2017 年盖乐普世界民意调查(GWP)数据库。此调查每年通过面对面或电话采访的形式,在 160 多个国家(地区)进行问卷调查,是目前全球调查范围最广、最具权威性和公信力的民意调查。在调查方法上,GWP 在受访国(地区)使用相同的问卷、采用相同的抽样调查方法,以便于国家(地区)层面的横向比较和时间层面的纵向追踪。在调查内容上,GWP 包含大量自我报告指标,如受访者对本人健康状况是否满意,是否相信医疗保健或医疗系统等,为衡量个体健康提供了准确数据。在原始数据的基础上,本文剔除异常值和缺失值后,最终获得涵盖 149 个国家(地区)的 806 540 名受访者的居民层面数据。

(二) 各国(地区) FDI 流入与居民健康的关系初探

本文采用受访者的居民健康指数(PHI)衡量居民健康水平,数据来自 GWP 数据库。本文的统计结果显示,PHI 指数较高的国家(地区)主要位于东亚、南亚、西欧和非洲中南部,而 PHI 指数最低的地区主要位于西亚、非洲和南美洲。与此同时,本文采用各国(地区)的 FDI 流入均值来反映 FDI 数量,统计结果表明,FDI 总量排名前列的国家(地区)分为两类:一类是以美国、英国为代表的发达国家,另一类是以中国和巴西为代表的具有发展潜力的发展中国家。而 FDI 流入总量排名落后的国家(地区)大多位于欠发达地区,且多位于非洲和国内局势不稳定的地区,如阿富汗、巴勒斯坦等。换言之,FDI 流入较多的区位,恰恰也是 PHI 指数较高的国家(地区),尤以中国、中国香港、英国、新加坡等国家(地区)最为明显;反之,FDI 流入较少的区位,也是 PHI 指数较低的国家(地区),如中非共和国、利比里亚等非洲国家,初步表明 FDI 与东道国居民健康指数有可能存在正相关关系。上述结论是否成立,还有待于下文进行更为科学的实证检验。

(三) 各国(地区) FDI 流入与居民健康的异质性考察

由于各国(地区)居民之间、同一国家(地区)不同居民之间均存在较强的个体差异,因此,FDI 流入对不同居民健康的影响可能不同。

首先,本文选取性别、受教育水平和居民收入衡量居民异质性,其中,低教育水平指受访者完成了基础教育和职业教育,居民收入按照中位数划分为低收入和高收入两组。表1展示了各国(地区)不同FDI流入水平下各类群体的PHI指数,可以看出:其一,2009—2017年间男性和女性的健康指数均在65以上,居民健康状况总体良好,其中,男性健康水平均值高出女性均值5.29%,表明样本期内男性的平均健康水平略高于女性,二者的健康水平均随FDI增加而提高,女性健康因FDI提高的幅度高于男性;其二,高教育水平群体的平均健康水平高于低教育水平群体,且群体间的健康差距有不断扩大的趋势,更为重要的是,低教育水平群体的健康水平随FDI增加而提高,高教育水平群体的健康水平随FDI增加而降低;其三,与居民的受教育水平相似,高收入者健康水平优于低收入者,且高收入者健康水平随FDI减少而上升,低收入者随FDI减少而下降。这些事实初步表明,FDI对女性、低教育水平群体和低收入者的健康效应可能更大。

表1 FDI与居民健康关系的个体异质性

年份	lnFDI	性别		受教育水平		居民收入	
		男性	女性	低教育水平	高教育水平	低收入	高收入
2009	21.70	72.82	69.46	70.28	74.75	69.08	73.41
2010	21.69	74.20	70.19	71.01	76.15	68.75	74.91
2011	21.19	72.66	69.57	69.95	75.64	68.24	73.82
2012	21.56	72.67	69.56	69.80	75.85	67.57	74.29
2013	21.33	71.90	67.91	68.59	74.88	66.35	73.50
2014	21.04	71.88	68.05	68.53	75.28	65.94	74.07
2015	21.32	71.73	67.64	67.83	75.74	64.46	74.13
2016	21.37	70.57	66.83	66.54	75.91	62.59	74.01
2017	21.22	69.69	65.72	65.39	75.89	60.64	73.98
均值	21.38	72.01	68.39	68.72	75.61	66.07	74.04

其次,本文按照医疗卫生水平、人均国民收入、收入差距和环境污染来反映国家(地区)异质性,并以各组每年的PHI指数均值衡量健康水平。其中,医疗卫生水平由医疗服务可及性(Accessible Healthcare, AH)来衡量,收入差距和环境污染分别由基尼系数和PM2.5年均暴露量来反映。由表2可知,一方面,医疗卫生和人均收入水平较高国家(地区)的居民,其健康水平更高,同时随着FDI总量下降,医疗卫生水平和人均收入较低国家(地区)的居民健康下降趋势更为明显,组间的健康差距不断扩大;另一方面,总体而言,收入差距和环境污染较小国家(地区)的居民,其健康水平更高,而收入差距和环境污染较大国家(地区)的居民健康水平随FDI总量下滑出现的下降幅度更大。以上事实初步表明,FDI对医疗卫生水平和人均国民收入较低、收入差距和环境污染较大国家(地区)的健康效应可能更大。

表2 FDI与居民健康关系的国家(地区)异质性

年份	lnFDI	医疗卫生水平		人均国民收入		收入差距		环境污染	
		低	高	低	高	低	高	低	高
2009	21.70	69.03	67.83	70.08	71.43	69.93	70.83	-	-
2010	21.69	69.02	74.91	70.53	73.25	71.25	73.39	72.59	71.17
2011	21.19	67.16	70.28	69.60	71.74	70.88	72.26	71.31	70.71
2012	21.56	66.64	69.61	68.90	72.37	70.48	71.77	72.01	70.10
2013	21.33	66.68	68.64	68.39	70.63	70.67	69.59	69.80	69.77
2014	21.04	65.88	67.10	66.93	71.78	71.11	70.13	70.59	68.73
2015	21.32	67.88	67.92	65.41	72.50	70.74	69.07	70.77	68.34
2016	21.37	68.28	66.94	63.54	72.23	70.70	69.17	70.48	66.01
2017	21.22	62.35	70.33	61.33	72.53	70.91	67.62	70.18	64.56
均值	21.38	67.22	68.90	67.45	72.11	70.77	70.53	71.00	68.88

四、影响方向判断

(一) 变量与模型选取

一是被解释变量。本文的被解释变量为东道国居民健康水平，采用GWP中受访者的居民健康指数(PHI)来衡量。PHI指数取值范围为0~100，除阿拉伯国家外均为间隔20取值，且数值越大表示健康状况越好。

二是核心解释变量。本文的核心解释变量为FDI，由绿地投资和跨境并购加总组成。其中，前者来自FDI Markets数据库，是迄今为止全球最全面的绿地投资数据库；后者来自Zephyr数据库，是国内外使用最广泛、最权威的并购数据库。为了消除通货膨胀的影响，FDI数据按照2010年美元不变价格进行调整，并进行对数化处理。

三是个人层面控制变量(Z_{it})。考虑到不同受访者对同一问题的态度是多样化的，有必要控制个体异质性，提高模型的准确性。个人层面的控制变量包括居民收入、教育水平、城市、年龄、性别和婚姻状况，数据均来自GWP。其中，居民收入(Income)以换算成美元的年度家庭收入对数值度量；教育水平(Education)用数值1~3表示，依次表示完成基础教育、职业教育和高等教育；城市(Urban)为受访者居住区域，居住在城市及其郊区，赋值为1，居住在农村和小镇，则赋值为0；年龄(Age)表示受访者的实际年龄，选取年龄在25~64之间的受访者；性别(Male)取值为1表示男性，取值为0表示女性；婚姻状况(Married)，已婚包括结婚和家庭伴侣，赋值为1；未婚包括单身、离异和丧偶，赋值为0。

四是国家(地区)层面控制变量(X_{it})。参考Owen和Wu(2007)^[30]与Nagel等(2015)的研究，本文选取人均GDP(GDPpc)和对外依存度(FTD)作为国家(地区)层面的控制变量。其中，前者来源于世界银行的世界发展指标(WDI)数据库，后者来自于世界银行公开数据库。

上述变量的描述性统计如表3所示。Spearman相关系数检验表明，各解释变量之间的相关性系数均不超过0.8；模型的方差膨胀因子(VIF)结果显示，各变量的VIF都小于5，且VIF均值小于3。因此，模型不存在严重的多重共线性问题。

表3 变量描述性统计

类型	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值	Q25	Q50	Q75
被解释变量	<i>PHI</i>	806 540	70.057	28.292	0	100	60	80	100
解释变量	<i>lnFDI</i>	806 540	21.376	2.253	13.720	27.140	19.920	21.370	22.840
国家(地区)	<i>lnGDPpc</i>	806 540	8.731	1.419	5.440	11.590	7.580	8.710	9.950
层面控制变量	<i>FTD</i>	806 540	85.024	54.811	19.460	425.980	50.360	71.420	101.340
个人层面控制变量	<i>Age</i>	806 540	42.058	11.317	25	64	32	41	51
	<i>Male</i>	806 540	0.461	0.498	0	1	0	0	1
	<i>lnIncome</i>	806 540	9.304	1.320	-3.507	20.616	8.442	9.324	10.231
	<i>Education</i>	806 540	1.888	0.699	1	3	1	2	2
	<i>Urban</i>	806 540	0.425	0.494	0	1	0	0	1
	<i>Married</i>	806 540	0.712	0.453	0	1	0	1	1

已有文献表明, FDI 对居民健康的影响与东道国经济增长息息相关, 为此本文借鉴 Nagel 等 (2015) 的做法, 在基准模型中加入 FDI 与人均 GDP 的交互项 ($\ln FDI \times \ln GDPpc$), 并据此设定基准模型:

$$PHI_{ict} = \beta_0 + \beta_1 \ln FDI_{ct} + \beta_2 \ln FDI_{ct} \times \ln GDPpc_{ct} + \beta_3 X_{ct} + \beta_4 Z_{ict} + \beta_5 C_c + \beta_6 T_t + \beta_7 C_c \times t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中, 下标 i 、 c 、 t 分别代表个人、国家(地区)、时间; β 表示各变量的系数, C 和 T 分别控制国家(地区)固定效应和时间固定效应; 为了部分解决宏观变量的缺失, 加入 $C_c \times t$ 表示国家(地区)特有的线性时间趋势变量; ε_{ict} 为随机扰动项。

(二) 基准回归结果

考虑到被解释变量 PHI 指数的取值范围为 0~100, 本文采用最小二乘法 (OLS) 进行估计, 其基准模型的回归结果见表 4。

表 4 的估计结果显示, 在逐步增加控制变量的过程中, 核心解释变量 $\ln FDI$ 的系数始终在 1% 的水平上显著为正, 表明 FDI 流入促进了东道国居民健康水平的提升。可能的原因在于: FDI 有助于促进东道国经济增长和政府税收增加, 增加公共卫生服务供给; FDI 流入不仅直接给东道国带来新技术, 还有助于国内企业技术创新, 特别是医疗卫生部门的技术进步, 有助于降低医疗卫生服务成本, 提高其供给水平; FDI 在提高就业率和居民收入水平的同时, 增加了居民健康支付能力, 使其更有能力接受良好的治疗, 保障个人健康。

FDI 与人均 GDP 交互项 ($\ln FDI \times \ln GDPpc$) 对居民健康的影响始终在 1% 的水平上显著为负, 即 FDI 对居民健康的偏效应随着人均 GDP 的增加而降低。由于 FDI 对健康的影响为正, 故这一结果表明随着人均 GDP 的提高, FDI 的健康效应逐渐弱化, FDI 对居民健康的正效应在低收入国家(地区)大于高收入国家(地区)。究其原因: 首先, FDI 流入引致东道国经济发展和居民收入增长的边际效应随着人均 GDP 的增加而逐渐降低; 其次, 居民可享受的公共卫生水平与人均 GDP 正相关, 但居民健康水平改善是规模报酬递减的; 最后, 公共卫生支出效率在不同发达程度国家(地区)间存在差异, 公共卫生支出占 GDP 比例越大的国家(地区)往往其健康生产效率越低 (Rosa et al., 2014)^[31]。

从国家（地区）层面的控制变量来看，人均 GDP ($\ln GDP_{pc}$) 的影响在第（4）列基准回归结果中并不显著。可能的原因在于，虽然通常情况下政府公共卫生支出规模与人均 GDP 正相关，但与支出效率却呈现出负相关关系 (Novignon, 2015)^[32]。所以，因东道国经济发展而增加的公共卫生支出，其健康效应并不明确。与此同时，随着经济发展水平提高，居民的健康成本也会相应提高，从而进一步抵消经济发展可能带来的健康效应。与之不同的是，对外依存度 (FTD) 的提升，有助于国外最新医疗知识的传播、先进医疗设施的引进，带动东道国医疗水平的提升，提高居民的健康状况，从而较好地解释了其系数在 1% 水平上显著为正的估计结果。

表 4 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln FDI$	0.210*** (5.780)	0.892*** (4.540)	0.960*** (4.880)	0.668*** (3.480)
$\ln FDI \times \ln GDP_{pc}$		-0.082*** (-3.570)	-0.092*** (-4.020)	-0.072*** (-3.200)
$\ln GDP_{pc}$		1.250** (2.180)	1.426** (2.490)	0.019 (0.030)
FTD			0.054*** (15.980)	0.050*** (15.200)
Age				-0.296*** (-103.800)
$Male$				3.230*** (53.570)
$\ln Income$				4.451*** (113.510)
$Education$				3.025*** (55.420)
$Urban$				-0.624*** (-9.210)
$Married$				2.160*** (30.880)
常数项	63.610*** (67.060)	48.125*** (11.250)	42.623*** (9.930)	11.872*** (2.830)
国家固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
国家线性时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.050	0.050	0.050	0.101
样本量	806 540	806 540	806 540	806 540

注：括号内为 t 值或 z 值，均用稳健标准差计算而得；***、** 分别代表通过 1%、5% 显著性检验。

从个人层面的控制变量来看，居民年龄 (Age) 与 PHI 指数显著为负相关，符合居民健康资本随着年龄增长而不断折旧的规律。城市 ($Urban$) 与 PHI 指数显著负相关，在很大程度上与城市生活成本高、工作压力大等特征有关。与之不同，男性 ($Male$) 和已婚者 ($Married$) 的健康水平分别优于女性和未婚者，主要是因为男性与女性相比具有先天健康优势，而已婚者除了能获得更好的精神交流与慰藉外，还具有更强的家庭风险抵抗能力。居民收入 ($Income$) 和教育水平 ($Education$) 同样与居民健康显著正相关，与 Lenhart (2019) 等的研究结论基本一致。

(三) 内生性检验

尽管本文控制了一系列国家(地区)层面和个人层面的变量,但是逆向因果和遗漏变量仍可能产生内生性问题,导致OLS估计结果产生偏误。一方面,已有研究表明,东道国工人健康状况会影响FDI流入(Alsan et al., 2006)^[33],即基准结果可能存在逆向因果关系;另一方面,个人身体素质差异等不可观测变量也可能影响居民健康,而此类变量并未被纳入模型中。为克服上述内生性问题,本文采用工具变量法进行估计。

本文借鉴Alexiou等(2016)^[34]的做法,选取非本地居民专利申请数量(PC)作为内生变量FDI的工具变量,数据来源于世界银行公开数据库。选取理由如下:从相关性来看,该指标衡量了东道国因FDI流入而导致的技术进步(Ford and Rork, 2010)^[35];从排他性来看,该指标并不直接影响居民整体健康水平,故其相对外生,适合作为FDI的工具变量。同时,交互项包含内生变量FDI,亦是内生的,故借鉴谭之博和赵岳(2014)^[36]的方法,将该指标和人均GDP的交互项($\ln PC \times \ln GDP_{pc}$)也作为工具变量纳入回归中。

据此,运用两阶段最小二乘法(2SLS)对公式(1)进行实证检验,结果如表5所示。由于DWH检验的P值小于0.01,拒绝所有解释变量均为外生的原假设,故可认为模型中存在内生解释变量。表5第(1)、(2)列分别是被解释变量PHI指数的第一阶段回归结果,工具变量的估计系数均在1%水平上显著。RKF检验的F统计量为1815.835,大于10%水平下的临界值7.03。因此,本文选择的工具变量并不存在弱工具变量问题。第(3)列的第二阶段回归结果显示,FDI的估计系数在10%水平上显著为正, $\ln FDI \times \ln GDP_{pc}$ 系数亦在10%水平上显著为负。由此可见,即使考虑FDI的内生性问题,本文的核心结论依然成立。

表5 内生性检验(2SLS)

变量	第一阶段	第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)
$\ln FDI$			4.386* (1.670)
$\ln FDI \times \ln GDP_{pc}$			-0.472* (-1.930)
$\ln PC$	-1.013*** (-56.980)	-12.650*** (-79.660)	
$\ln PC \times \ln GDP_{pc}$	0.146*** (74.820)	1.739*** (94.550)	
DWH 检验 (p-value)			13.587 (p=0.001)
RKF 检验			1815.835
控制变量	Yes	Yes	Yes
国家固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
国家线性时间趋势	Yes	Yes	Yes
R ²	0.883	0.970	0.010
样本量	631 693	631 693	631 693

注:括号内为t值或z值,均用稳健标准差计算而得;***、*分别代表通过1%、10%显著性检验。

(四) 稳健性检验

1. 替换变量

参照 Li 和 Zhu (2006)^[37] 的做法, 选取受访者的个人自评健康 (SRH) 作为衡量居民健康的替换指标, 数据同样来自 GWP。SRH 指数的回答包括满意 (Satisfied)、不满意 (Dissatisfied)、不清楚和不回答 (DK and Refused), 本文依次赋值为 1、0 和缺失值, 并采用二值 Logit 进行估计。表 6 第 (1)、(2) 列的估计结果表明, FDI 的系数显著为正, $\ln FDI \times \ln GDP_{pc}$ 系数显著为负, 均与基准回归结果一致。因此, 更换变量并不影响基准回归结果的稳健性。

2. 更换估计模型

考虑到基准回归模型中 PHI 指数为有序数据, 故采用 Ordered Logit 模型进行稳健性检验。表 6 第 (3)、(4) 列的估计结果显示, FDI 的系数显著为正, 与人均 GDP 交互项的系数显著为负, 证实了基准回归结果的稳健性。

表 6 稳健性检验

变量	变量替换		模型更换		伪面板	样本变换	
	SRH 指数		Ordered Logit		PHI 指数	样本扩大	样本缩小
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\ln FDI$	0.158* (1.890)	0.023* (1.890)	0.042*** (3.250)	0.009*** (3.250)	1.973** (2.380)	0.768*** (4.550)	0.678*** (3.410)
$\ln FDI \times \ln GDP_{pc}$	-0.017* (-1.690)	-0.003* (-1.690)	-0.004*** (-2.950)	-0.001*** (-2.950)	-0.245** (-2.410)	-0.086*** (-4.320)	-0.073*** (-3.160)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
国家固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
国家线性时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.097	0.097	0.030	0.030	0.116	0.099	0.083
样本量	239 420	239 420	806 540	806 540	709	1 008 778	721 697

注: 第 (2)、(4) 列分别为第 (1)、(3) 列的平均边际效应; Hausman 检验的 p 值为 0.000, 拒绝原假设, 因此本文所有面板数据均采用固定效应模型; 括号内为 t 值或 z 值, 均用稳健标准差计算而得; **、* 和 * 分别代表通过 1%、5% 和 10% 显著性检验。

3. 伪面板回归

GWP 调查每年均会改变调查对象和调整抽样方案, 故每年观测到的个体不完全相同。对此, 本文构建包含国家 (地区) 特征变量和加总个人特征变量的伪面板数据, 其中, 受访者的居民健康指数、年龄和收入取其均值; 性别由该国 (地区) 受访者的男性比例来度量; 受教育水平由受访者中接受高等教育的比例来衡量; 城市和婚姻状况指标分别选取城市人口和已婚人口在受访者中所占的比例。为排除模型中异方差和自相关的干扰, 采用最小二乘虚拟变量 (LSDV) 方法估计双向固定效应模型, 表 6 第 (5) 列的回归结果显示, FDI 对 PHI 指数存在显著的正向影响, $\ln FDI \times \ln GDP_{pc}$ 系数为负, 与前文结果一致。

4. 样本容量改变

为了进一步检验基准回归结果的稳健性,改变样本容量后重新进行回归。一是扩大样本,即将样本年龄扩展至18~64岁,此时最低年龄段的个体已成年,能够正确评估自身健康状况,从而可以全面考察从事经济活动的个体;二是缩小样本,即剔除健康值最高5%和最低5%的居民数据,以避免异常值的影响。表6第(6)、(7)列的结果表明,无论是扩大还是缩小样本,FDI对PHI指数的影响均显著为正, $\ln FDI \times \ln GDPpc$ 系数显著为负,均与基准模型的回归结果保持一致。

五、作用机制考察

前文结果表明,FDI流入有益于改善东道国居民健康水平,那么接踵而至的问题是FDI流入通过何种渠道来实现这一影响。与已有研究不同,本文尝试从直接作用渠道和间接作用渠道加以全方位考察,实证检验前文提出的假说。

(一) 直接作用渠道

FDI对东道国居民健康的直接影响主要是通过居民可及的医疗卫生水平来体现(Nagel et al., 2015),医疗服务可及性越高,居民健康水平越高。为此本文采用医疗服务可及性作为医疗卫生水平的衡量指标,并参考基准模型构建计量模型如下:

$$AH_{ict} = \beta_0 + \beta_1 \ln FDI_{ct} + \beta_2 \ln FDI_{ct} \times \ln GDPpc_{ct} + \beta_3 X_{ct} + \beta_4 Z_{ict} + \beta_5 C_c + \beta_6 T_t + \beta_7 C_c \times t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

其中, AH 表示居民的医疗服务可及性,其他变量设定与基准模型相同。

本文采用OLS方法进行检验。表7第(1)列的回归结果显示,FDI与居民医疗服务可及性呈正相关,表明FDI流入将提高东道国居民的医疗服务可及性,直接提高居民健康水平。究其原因,FDI流入会促进东道国经济发展,增加其财政收入,政府有更大财力保障公共卫生支出水平,提高医疗服务可及性(李华和俞卫,2013)^[38];FDI流入还会带来先进的医疗技术,不仅直接提高了国内医疗卫生水平,而且促进了国内医疗企业创新和刺激医疗市场竞争,提高了居民的医疗服务可及性。

(二) 间接作用渠道

除了居民层面的直接作用机制外,FDI引致的东道国国家层面的居民收入、收入差距和环境污染效应也有可能影响居民健康水平,但是已有研究并未形成定论,间接作用机制并不明确,需要进一步加以检验。

一是居民收入机制。为了考察FDI是否通过增加居民收入提升其健康水平,本文构建伪面板数据,并将人均国民收入($NIpc$)与FDI的交互项纳入基准模型,采用LSDV方法进行估计。表7第(2)列的估计结果显示, $\ln FDI \times \ln NIpc$ 系数显著为正,表明因FDI而增加的居民收入能够有效提升东道国居民健康水平。可能的原因在于,FDI流入将增加东道国居民收入,促使居民更易获取营养食物,形成健康的生活方式,拥有优美的生活环境等。更重要的是,FDI还将有效提高居民在卫生和医疗保健方面的支付能力,更易获取高水平的医疗保险以及相对优质的医疗服务和卫生设施。

表7 作用机制的检验结果

变量	居民医疗可及性	居民收入	收入差距	环境污染
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln FDI$	0.043 ** (2.510)	-1.507 * (-1.920)	3.330 (0.820)	-1.900 * (-1.750)
$\ln FDI \times \ln GDP_{pc}$	-0.005 ** (-2.500)	-0.087 (-0.990)	-0.043 (-0.160)	0.166 (1.480)
$\ln NI_{pc}$		-6.440 ** (-2.140)		
$GINI$			1.936 * (1.710)	
$PM2.5$				-0.370 * (-1.680)
$\ln FDI \times \ln NI_{pc}$		0.268 *** (2.820)		
$\ln FDI \times GINI$			-0.091 * (-1.750)	
$\ln FDI \times PM2.5$				0.014 (1.470)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
国家固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
国家线性时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.109	0.065	0.040	0.022
样本量	103 371	889	364	651

注：括号内为 t 值或 z 值，均用稳健标准差计算而得；***、** 和 * 分别代表通过 1%、5% 和 10% 显著性检验。

二是收入差距机制。本文选取最常用的基尼系数 ($GINI$) 来衡量各国 (地区) 内部的居民收入差距, 数据来自世界银行公开数据库。同样, 纳入交互项和采用 LSDV 方法对伪面板数据进行回归, 结果如表 7 第 (3) 列所示。 $\ln FDI \times GINI$ 系数显著为负, 表明因 FDI 流入加剧的收入差距将有损居民健康。究其原因, 收入差距扩大不仅会减少低收入群体购买医疗卫生服务的能力, 降低医疗卫生服务效果 (Spence, 2016)^[39], 还会引发公共设施供给不足, 对低收入群体健康的影响更大, 即收入不平等加剧了健康不平等。

三是环境污染机制。为了考察环境污染是否为 FDI 影响健康的作用渠道, 本文在基准模型中引入 FDI 与环境污染的交互项来分析。借鉴黄寿峰 (2017)^[40] 的研究, 选取 $PM2.5$ 年均暴露量衡量环境污染程度。表 7 第 (4) 列的 LSDV 估计结果显示, $\ln FDI \times PM2.5$ 系数不显著, 无法证明环境污染是 FDI 健康效应的有效作用渠道。究其原因, 虽然 FDI 带来的技术进步和环境规制有助于提高东道国环境治理能力和改善环境质量, 但是大量 FDI 流向第二产业, 在推动工业化进程的同时也会消耗大量能源, 加剧了污染排放和环境污染, 提高了居民发病率, 大幅增加了社会健康成本。

六、受益群体分解

由于东道国居民存在明显的异质性,具体哪类群体的健康水平因FDI流入获益更大,已有研究尚未给出相应的答案。为了填补这一研究空白,本文选取居民收入、教育水平和性别三个特征变量,并分别将特征变量及其与FDI的交互项纳入基准模型,考察东道国不同群体在FDI健康效应中的获益差别。同时,考虑到不同国家(地区)的居民异质性可能存在差异,本文还根据世界银行划分标准,将样本国家(地区)划分为低收入经济体、中等收入经济体和高收入经济体三个分样本来加以考察。

1. 居民收入

为了考察不同收入水平居民的FDI健康效应,本文构造虚拟变量 $Income_d$ 来反映居民收入水平的高低,若位于样本中位数以上,则表示高收入群体,赋值为1;否则赋值为0,表示低收入群体。表8(A)的回归结果显示,虽然 $\ln FDI \times Income_d$ 系数在全样本中显著为负,但是在各样本间呈现出明显的差异,低收入经济体显著为正,中等收入经济体显著为负,而高收入经济体不显著。这表明整体而言,FDI不仅显著提高了低收入者的健康水平,而且与高收入者相比,FDI对低收入者的健康促进效应更大。一般认为,居民收入的提高有助于提升其健康水平,且促进作用呈边际效应递减,因此当FDI流入提高居民收入时,较低收入水平居民的健康水平提升幅度更大。与此同时,FDI推动了东道国经济发展,提高了其基本公共服务的供给水平,对低收入者的健康水平更为有利。对低收入经济体而言,高收入者对FDI带来的先进技术具有更大的支付能力,其从FDI技术溢出中获益更大,特别是医疗方面的技术溢出,因此FDI对低收入经济体的高收入者健康更有益。对高收入经济体而言,FDI引致的健康效应在不同收入群体中不存在显著差异。可能的原因在于,在高收入经济体,FDI主要通过差异化经营与本土企业共存,即FDI流入对高收入经济体技术水平的影响不大,但会加剧经济体内竞争和促进经济增长。一方面,更激烈的竞争导致的压力增加将损害健康,且这种损害在不同收入群体中普遍存在;另一方面,经济增长促使东道国政府增加公共卫生支出,缓解由竞争导致的健康负效应(Nagel et al., 2015),这种健康改善效应在不同收入群体间往往不存在显著差异。

2. 受教育程度

通常而言,受教育程度较高者更懂得如何利用医疗市场和医疗服务来维持健康,也更重视自身的人力资本价值,故受教育水平越高,自身健康状况越佳。据此,本文构造衡量居民教育水平的虚拟变量 $Education_d$,若受访者仅完成基础教育和职业教育,则赋值为0,若受访者已完成高等教育,则赋值为1。表8(B)的回归结果显示, $\ln FDI \times Education_d$ 的系数除在低收入经济体显著为正外,在其余样本中均显著为负。这表明在中、高收入经济体,与受教育程度较高的群体相比,低教育群体的FDI健康效应更胜一筹。一个可能的解释是,FDI将增加东道国的就业岗位,提高居民劳动参与率,进而增加居民收入,改善自身健康状况。与高教育群体相比,低教育群体是劳动参与率提高的主要受益者,FDI对其收入效应较强,其健康效应也相应更胜一筹。而在低收入经济体,高教育群体相对稀缺,加之外资

企业相对本地企业生产率更高、技术更密集，对高教育群体的需求量更大，因此FDI提高了高教育群体的技能溢价，使得高教育群体具有更大的健康支付能力，最终改善其健康水平。

3. 性别

本文以性别 (*Male*) 作为分组变量，男性赋值为1，女性赋值为0。表8 (C) 的回归结果显示， $\ln FDI \times Male$ 的系数在所有样本中均显著为负，表明 FDI 为女性群体带来更大的健康效应。究其原因，在 FDI 流入增加东道国就业岗位的过程中，女性劳动参与率相应提高，而女性收入的增加有助于提升其购买高质量食品的能力，增强对优质医疗卫生服务的支付能力，达到改善自身健康状况的目的 (Kodama et al., 2018)^[41]。已有研究还表明，与男性相比，女性在营养和健康方面的消费倾向性更强 (吴晓瑜和李力行, 2011)^[42]，因此收入提升对女性带来的健康效应更大。

表 8 居民异质性检验结果

变量	全样本	低收入经济体	中等收入经济体	高收入经济体
	(1)	(2)	(3)	(4)
A. 基于居民收入水平的分组检验				
<i>lnFDI</i>	0.583 *** (2.950)	4.898 *** (9.730)	-0.873 (-0.720)	-1.561 (-1.190)
$\ln FDI \times \ln GDP_{pc}$	-0.057 ** (-2.420)	-0.697 *** (-9.850)	0.075 (0.560)	0.147 (1.180)
<i>Income_d</i>	3.684 *** (5.060)	-8.195 *** (-8.000)	13.420 *** (13.660)	3.430 ** (2.400)
$\ln FDI \times Income_d$	-0.080 ** (-2.390)	0.483 *** (9.960)	-0.495 *** (-11.290)	-0.062 (-0.950)
R ²	0.101	0.104	0.122	0.069
B. 基于居民受教育程度的分组检验				
<i>lnFDI</i>	0.490 ** (2.540)	4.481 *** (8.920)	0.074 (0.060)	-1.699 (-1.310)
$\ln FDI \times \ln GDP_{pc}$	-0.042 * (-1.870)	-0.609 *** (-8.670)	-0.038 (-0.280)	0.169 (1.380)
<i>Education_d</i>	6.544 *** (8.170)	-4.560 *** (-2.900)	20.787 *** (15.270)	4.674 *** (3.480)
$\ln FDI \times Education_d$	-0.361 *** (-9.860)	0.178 ** (2.360)	-1.009 *** (-16.170)	-0.321 *** (-5.350)
R ²	0.101	0.104	0.121	0.069
C. 基于居民性别的分组检验				
<i>lnFDI</i>	0.754 *** (3.920)	4.623 *** (9.190)	0.234 (0.190)	-1.240 (-0.960)
$\ln FDI \times \ln GDP_{pc}$	-0.072 *** (-3.210)	-0.608 *** (-8.660)	-0.062 (-0.460)	0.126 (1.030)
<i>Male</i>	7.032 *** (12.410)	8.305 *** (8.750)	9.877 *** (10.560)	9.812 *** (7.830)
$\ln FDI \times Male$	-0.178 *** (-6.780)	-0.285 *** (-6.230)	-0.294 *** (-7.010)	-0.269 *** (-4.710)
R ²	0.101	0.104	0.121	0.068
样本量	806 540	315 471	229 719	259 964

注：与前文一致，所有回归均控制了控制变量、国家（地区）固定效应、时间固定效应和国家（地区）线性时间趋势；括号内为 t 值或 z 值，均用稳健标准差计算而得；***、** 和 * 分别代表通过 1%、5% 和 10% 显著性检验。

七、结论与政策建议

本文采用涵盖149个国家(地区)、80多万受访者的GWP调查数据,研究了FDI流入对东道国居民健康的影响及其作用机制,并首次考察了FDI健康效应的居民异质性。结果表明:其一,FDI对东道国居民健康具有显著的正效应,其健康效应随着人均GDP增加而逐渐降低,在采用工具变量处理内生性,并进行变量替换、更换估计模型和改变样本容量等检验之后,基准回归结果依然稳健;其二,FDI流入能够有效提高东道国居民的医疗服务可及性,直接改善居民健康,而FDI流入导致的东道国居民收入增加和收入差距扩大,均会显著影响东道国居民的健康水平,环境污染的影响并不显著;其三,居民异质性检验结果进一步表明,低收入者、低教育群体和女性等弱势群体获取的健康收益更大。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:第一,随着“逆全球化”浪潮的兴起,以美国为代表的贸易保护主义和西方民粹主义抬头,全球化进程面临严峻挑战。各国(地区)政府纷纷出台严格的资本管制政策,限制本国(地区)对外投资和外国资本流入,全球FDI总量更是连续呈现下降趋势。本文发现FDI不仅带来了经济增长、收入增加等经济效应,而且还带来了有益的健康效应。各国(地区)政府盲目限制国际资本流入,可能要付出经济和健康的双重代价,因此,各国(地区)政府应积极开展多边对话,打破资本流动的壁垒,有效减缓FDI下降的趋势。第二,机制检验结果为东道国政府实施公平有效的收入分配政策提供了理论支撑。本文研究发现,缩小收入差距将强化FDI的健康效应,因此完善收入分配政策,缩小收入差距,将有助于缩小不同收入水平群体间的健康差距,避免陷入“收入不平等引起健康不平等”的困境。第三,FDI对居民健康的促进作用在不同群体间存在显著差异,这意味着东道国政府在制定公共政策时,应根据不同群体特征制定差异化政策,如赋予女性平等受教育权利,切实提高FDI健康效应的普惠性。

[参考文献]

- [1] HERZER D, NUNNENKAMP P. FDI and Health in Developed Economies: An Empirical Analysis [J]. *Empirical Economics Letters*, 2013, 12 (7): 785-790.
- [2] JORGENSON K. Political-economic Integration, Industrial Pollution and Human Health: A Panel Study of Less-developed Countries, 1980-2000 [J]. *International Sociology*, 2009, 24 (1): 115-143.
- [3] ALAM S, RAZA A, SHAHBAZ M, et al. Accounting for Contribution of Trade Openness and Foreign Direct Investment in Life Expectancy: The Long-run and Short-run Analysis in Pakistan [J]. *Social Indicators Research*, 2016 (129): 1-16.
- [4] BURNS D, JONES A, GORYAKIN Y, et al. Is Foreign Direct Investment Good for Health in Low- and Middle-income Countries? An Instrumental Variable Approach [J]. *Social Science and Medicine*, 2017 (181): 74-82.
- [5] NAGEL K, HERZER D, NUNNENKAMP P. How Does FDI Affect Health? [J]. *International Economic Journal*, 2015, 29 (4): 655-679.
- [6] SMITH D. Foreign Direct Investment and Trade in Health Services: A Review of the Literature [J]. *Social Science & Medicine*, 2004, 59 (11): 2313-2323.

- [7] OUTREVILLE J F. Foreign Direct Investment in the Health Care Sector and Most-favoured Locations in Developing Countries [J]. *European Journal of Health Economics*, 2007, 8 (4): 305-312.
- [8] HERZER D, HUHNE P, NUNNENKAMP P. FDI and Income Inequality: Evidence from Latin American Economies [J]. *Review of Development Economics*, 2014, 18 (4): 778-793.
- [9] 郑新业, 张阳阳, 马本, 等. 全球化与收入不平等: 新机制与新证据 [J]. *经济研究*, 2018 (8): 134-148.
- [10] PAUL S. Income Inequality and Individual Health Status: Evidence from India [J]. *Journal of Quantitative Economics*, 2021, 19 (20): 269-289.
- [11] GROSSMAN M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health [J]. *Journal of Political Economy*, 1972, 80 (2): 223-255.
- [12] GIRMA S, GONG Y, GORG H, et al. Estimating Direct and Indirect Effects of Foreign Direct Investment on Firm Productivity in the Presence of Interactions between Firms [J]. *Journal of International Economics*, 2015, 95 (1): 157-169.
- [13] 周黎安, 陈祎. 县级财政负担与地方公共服务: 农村税费改革的影响 [J]. *经济学 (季刊)*, 2015 (2): 417-434.
- [14] 包群, 邵敏. 出口贸易与我国的工资增长: 一个经验分析 [J]. *管理世界*, 2010 (9): 55-65.
- [15] DRIFIELD N, TAYLOR K. Wage Spillovers, Inter-regional Effects and the Impact of Inward Investment [J]. *Spatial Economic Analysis*, 2006, 1 (2): 187-205.
- [16] BENZEVAL M, JUDGE K. Income and Health: The Time Dimension [J]. *Social Science & Medicine*, 2001, 52 (9): 1371-1390.
- [17] PRITCHETT L, SUMMERS H. Wealthier is Healthier [J]. *Journal of Human Resources*, 1996, 31 (4): 841-868.
- [18] LENHART O. The Effects of Income on Health: New Evidence from the Earned Income Tax Credit [J]. *Review of Economics of the Household*, 2019, 17 (2): 377-410.
- [19] FEENSTRA C, HANSON H. Globalization, Outsourcing and Wage Inequality [J]. *American Economic Review*, 1996, 86 (2): 240-245.
- [20] LIPSEY R E, SJOHOLM F. Foreign Direct Investment, Education and Wages in Indonesian Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2004, 73 (1): 415-422.
- [21] NGUYEN K T. Wage Differentials between Foreign Invested and Domestic Enterprises in the Manufacturing: Evidence from Vietnam [J]. *Journal of Economic Studies*, 2015, 42 (6): 1056-1077.
- [22] 周广肃, 樊纲, 申广军. 收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查 (CFPS) 的实证分析 [J]. *管理世界*, 2014 (7): 12-21+51.
- [23] PICKETT E, WILKINSON G. Income Inequality and Health: A Causal Review [J]. *Social Science & Medicine*, 2015 (128): 316-326.
- [24] SHAHBAZ M, NASIR A, ROUBAUD D. Environmental Degradation in France: The Effects of FDI, Financial Development and Energy Innovations [J]. *Energy Economics*, 2018 (74): 843-857.
- [25] 苏丹妮, 盛斌. 服务业外资开放如何影响企业环境绩效——来自中国的经验 [J]. *中国工业经济*, 2021 (6): 61-79.
- [26] CROPPER L. Measuring the Benefits from Reduced Morbidity [J]. *American Economic Review*, 1981, 71 (2): 235-240.
- [27] BRAINERD E, MENON N. Seasonal Effects of Water Quality: The Hidden Costs of the Green Revolution to Infant and Child Health in India [J]. *Journal of Development Economics*, 2014 (107): 49-64.
- [28] TANAKA S. Environmental Regulations on Air Pollution in China and Their Impact on Infant Mortality [J]. *Journal of Health Economics*, 2015, 42 (3): 90-103.
- [29] ALBERINI A, CROPPER M, FU T, et al. Valuing Health Effects of Air Pollution in Developing Countries: The Case of Taiwan [J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 1997, 34 (2): 1-126.
- [30] OWEN L, WU S. Is Trade Good for Your Health? [J]. *Review of International Economics*, 2007, 15 (4): 660-682.
- [31] ROSA A, CLEMENTE J, FERNANDO P. The Influence of (Public) Health Expenditure on Longevity [J]. *International Journal of Public Health*, 2014, 59 (5): 867-875.
- [32] NOVIGNON J. On the Efficiency of Public Health Expenditure in Sub-Saharan Africa: Does Corruption and

- Quality of Public Institutions Matter? [R]. MPRA Paper, 2015, 39195.
- [33] ALSAN M, BLOOM D, 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.
- [34] ALEXIOU C, NELLIS J, PAPAGEORGIADIS N. The Effect of Patent Enforcement Strength and FDI on Economic Growth [J]. Multinational Business Review, 2016, 24 (4): 334-353.
- [35] FORD T, RORK J. Why Buy What You Can Get for Free? The Effect of Foreign Direct Investment on State Patent Rates [J]. Journal of Urban Economics, 2010, 68 (1): 72-81.
- [36] 谭之博, 赵岳. 外商直接投资的挤入挤出效应: 金融发展的影响 [J]. 金融研究, 2014 (9): 69-83.
- [37] LI H, ZHU Y. Income, Income Inequality and Health: Evidence from China [J]. Journal of Comparative Economics, 2006, 34 (4): 668-693.
- [38] 李华, 俞卫. 政府卫生支出对中国农村居民健康的影响 [J]. 中国社会科学, 2013 (10): 41-60.
- [39] SPENCE D N. Does Social Context Matter? Income Inequality, Racialized Identity and Health among Canada's Aboriginal People Using a Multilevel Approach [J]. Journal of Racial and Ethnic Health Disparities, 2016, 3 (1): 21-34.
- [40] 黄寿峰. 财政分权对中国雾霾影响的研究 [J]. 世界经济, 2017 (2): 127-152.
- [41] KODAMA N, JAVORCIK B, ABE Y. Transplanting Corporate Culture across International Borders: Foreign Direct Investment and Female Employment in Japan [J]. World Economy, 2018, 41 (5): 1148-1165.
- [42] 吴晓瑜, 李力行. 母以子贵: 性别偏好与妇女的家庭地位——来自中国营养健康调查的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2011 (3): 869-886.

(责任编辑 王 瀛)

Foreign Direct Investment and Heterogeneity of Population Health

CHEN Dong SU Wenjin

Abstract: This paper empirically examined the impacts of FDI on population health and its mechanism, and then investigated the heterogeneity of beneficiary groups in host countries by using Gallup World Poll dataset which includes 149 countries and more than 800, 000 respondents from 2009 to 2017. This paper finds that FDI significantly improves the population health of host countries, but the improvement gradually decreases with the increase of GDP per capita. Even after a series of robustness checks, the results still stand. Moreover, FDI significantly and directly affects population health by increasing the accessibility of medical services, and indirectly affects it by increasing resident income and widening income inequality for residents in host countries. However, contrary to expectation, the indirect impact of environmental pollution is insignificant. Heterogeneity test of beneficiary groups shows that such vulnerable groups as low-income residents, unskilled workers and women benefit more from the health improvement induced by FDI.

Keywords: Population Health; Foreign Direct Investment; Heterogeneity; Mechanism