

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2023.02.002

外资对居民收入代际流动性的影响研究： 以规模效应和质量效应为视角^{*}

陈晓虹

(南京工程学院产业经济与创新管理研究院, 南京 211167)

摘要: 在高质量对外开放的契机下, 我国居民收入获取公平性的重要程度也逐渐凸显。本文基于 CHNS 微观数据库, 系统研究了以外商直接投资 (FDI) 为代表的对外开放产生的规模效应和质量效应与收入的代际流动性之间的因果关系及其作用机制。研究发现: 首先, 外资流入产生的规模效应和质量效应能够显著提升居民家庭收入的代际流动性水平, 在一定程度上可实现收入的包容性增长。其次, 外资流入的规模能增加居民从事非农就业和工人类型就业的可能性, 外资引入的质量能增加居民工人类型就业和正规部门就业的可能性。第三, 就作用机制而言, 积极扩大外资规模能够借助就业性质转变 (非农就业) 以提升居民家庭收入代际流动性水平, 而积极提升外资质量能够借助就业部门 (非正规就业) 和就业类型 (工人就业) 以增加居民家庭收入代际流动性水平。第四, 异质性分析显示外资规模和质量在东部和城市地区相比西部和农村地区更能提升收入的代际流动性水平, 可能更能促进收入的公平性。因此, 政府应当继续推进全面构建高质量对外开放能力和水平, 优化就业资源的区域配置, 增强就业形式和方式的多样性。

关键词: 外商直接投资; 代际流动性; 外资质量; 正规就业; 包容性增长

中图分类号: F126.1/F125 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095—8072(2023)02—0022—14

一、引言

十九届五中全会公报提出, 高水平对外开放是实现高质量发展的重要推动力量。党的二十大进一步强调推进高水平对外开放, 加快构建国内国际双循环相互促进的新发展格局, 着力推动高质量发展。近年来我国深入推进高水平对外开放, 不断放宽外资准入, 2017~2021年连续5年修订全国和自贸试验区外资准入负面清单。根据国民经济和社会发展统计公报, 2021年我国稳中有增吸引外资1735亿美元, 增长20.2%, 保持世界第2位。2022年6月习近平主席在金砖国家工商论坛指出要坚持开放包容, 消除贸易、投资、技术壁垒, 推动构建开放型世界经济。在利用外资规模保持高速增长的同时, 我国利用外资的质量也不断提升。

^{*}基金项目: 本文受南京工程学院科研基金项目“外资对我国居民收入流动性的影响研究”(项目编号: YKJ202119)、南京工程学院智库研究项目“数字技术赋能江苏低碳经济发展的对策研究”(项目编号: ZKYJA202203)、南京工程学院产业经济与创新管理研究院开放基金项目“数字经济背景下环境规制对我国低碳消费的影响研究”(项目编号: JGKB202207)和江苏省高校优势学科建设工程项目(项目编号: PAPP)的资助。

伴随经济高速发展与对外开放稳步推进，我国“不平衡、不充分的发展”现状也逐渐显现。外向型经济发展背景下我国扎实推动共同富裕、促进收入包容性增长逐渐受到关注。据《中国收入分配报告2021》，我国近年来收入差距整体有所缩小，但基尼系数和高低收入之比仍处于较高水平，中等收入群体收入增速落后于高低收入群体。如果居民收入差距持续扩大和中等收入陷阱问题持续，收入阶层不断固化则较难实现收入的向上流动。代际收入流动指家庭中子辈阶层相对父辈阶层收入趋势的变化，能够反映家庭社会经济地位在代际间传递(Black et al., 2011)，不仅可以较好衡量机会公平性，也可以动态测度收入分配制度的合理性及阶层转换的可能性。

现有研究较多从教育公平、职业流动以及区域城乡差异等方面剖析收入代际流动性被固化的问题。然而，除家庭内部因素外，探讨代际流动性也需要特别注意社会经济环境变化产生的外部变动影响。在该背景下，本文主要聚焦于以外资流入为代表的经济开放因素对中国居民收入代际流动性的影响及作用机制，不仅关注引资的规模效应，也将聚焦于其质量效应，以期从机会公平和收入包容性增长视角更为全面地度量我国以外资为代表的对外开放产生的公平性利得，而且还将探寻影响收入代际流动性背后的作用机制，为缓解我国地区收入分配不公平、维持社会稳定提供参考和借鉴。后文的结构安排如下：第二部分是文献综述，第三部分是理论假说与研究方法，第四部分是实证模型估计结果及分析，最后是结论和相关的政策建议。

二、文献综述

现有针对收入代际流动性的文献尽管较为丰富，但涉及外资等经济开放背景下探讨收入代际流动性的议题仍较为缺乏。基于此，本文将围绕收入代际流动性的变动趋势及影响因素、经济开放与收入差距、收入流动性研究等两个方向展开文献综述，相关文献也将提供相应的理论支撑和方法借鉴。

(一) 居民收入代际流动性的变动趋势及影响因素

国内外学者主要从代际收入流动性的变动趋势和影响因素展开了系统研究。在较早时期，就有研究发现我国存在收入代际流动性偏低，阶层固化严重的现象(方鸣和应瑞瑶，2010；Yuan, 2017)。例如，有学者通过截面数据得出中国居民收入代际流动系数为 0.83，意味着父辈收入水平对子辈的收入产生高度的影响(王美今和李仲达，2012)。近年来，基于更为长期的面板数据，有学者研究发现1991~2004 年我国收入代际流动性处于较为稳定趋势，之后表现出不断增加态势，尽管各收入组代际收入阶层固化程度均相对降低，但极端组的固化程度远高于中间各组，目前我国保持较高代际收入流动性的主要动力来源是中等收入群体(杨沫和王岩，2020)。

针对收入代际流动性的影响因素主要集中于家庭内部因素，例如父辈遗传基因、人力资本、社会关系网络等微观因素。其中，教育使得社会成员获得更多参与劳动力市场竞争的知识和资格(Carnoy & Levin, 1985)，较多文献得出父辈教育通过影响子

辈教育水平作用于其收入水平,即代际教育传递构成重要的影响因素(Yang & Qiu, 2016; 崔景华, 2017)。例如,父亲教育水平比母亲教育水平向子辈阶层传递人力资本中扮演的角色更为重要(Behrman & Rosenzweig, 2002)。此外,一些研究涉及了社会经济外部环境的改变对代际收入传递的影响。例如公共教育支出、市场化程度通过优化资源配置、活跃市场主体增加就业流动性等渠道能够提升收入的代际流动性(杨汝岱和刘伟, 2019)。

(二) 经济开放与收入差距、收入流动性研究

在收入差距方面,一些学者在区域层面上研究得出外资区域分布失衡是导致地区收入差距扩大的主要因素之一(Jalilian & Weiss, 2002; Nguyen et al., 2019)。FDI 可以通过产业结构、基础设施建设及技术溢出等渠道作用于我国城乡收入差距(左雨生, 2021)。还有学者发现贸易自由化并不总是导致减少收入不平等的下降,贸易协定能够改善收入平等,而且往往取决于城市和非农家庭收入的下降,贸易自由化从长远来看在促进收入平等方面更为积极(Khan et al., 2021)。从微观视角看,外资开放拉大了行业内的技能工资差距(张纪凤和钱彤斐, 2020),也增加了熟练和非熟练劳动者参与就业的机率,通过提升熟练工人的工资,从而拉大与非熟练工人的收入差距(Chaudhuri & Banerjee, 2010; 蔡宏波等, 2015)。

在收入代际流动性方面,现有文献更多地探讨对外贸易开放规模水平与收入代际流动性的关系。对外贸易改革使底层居民获得向更高收入阶层跃进的机会(石腾超, 2013)。贸易开放对代际间收入流动在城乡存在异质性,整体上贸易开放对城镇子辈代际间收入向上流动有更强的促进作用,代际间收入流动的提升归功于贸易开放带来的职业变动和受教育程度提高(李宜航, 2019)。而以工业化率、城镇化率以及市场化程度度量的城市对外开放能力通过弱化经济环境相似度来降低代际间的“禀赋优势”,从而促进收入在不同阶层之间的流动(王君和董长瑞, 2018)。

综上所述,尽管现有文献涉及收入代际流动性的变动及影响要素、经济开放背景下收入差距与收入流动性的关系已有相应研究基础,为本文提供了有益的研究思路和范式借鉴。但仍存在以下局限性:首先,学界较多涉及以贸易为代表的经济开放因素与收入流动性分析,但鲜有运用长面板数据综合测度以外资为代表的经济开放因素产生的规模效应和质量效应对居民家庭收入代际流动性的影响,特别是外资流入的质量效应。其次,现有文献并没有系统剖析与证明外资等经济开放因素影响收入代际流动性的作用机制。

鉴于此,本文可能存在以下边际贡献:首先,借助长期微观面板数据,综合评估了宏观经济因素中以外商直接投资为代表对外开放规模效应和质量效应与代际收入流动性之间的因果联系,有效丰富了相关领域的研究,也与我国现如今推进的高质量对外开放政策目标的需求相一致。其次,学界针对经济开放影响收入代际流动性的作用机理尚不明确,本文从微观就业的视角实证剖析外资的规模效应和质量效应对代际收入流动性的影响机制,可为该领域研究作出有益补充,并能为政府高质量开放与包容

性增长政策提供参考和依据。

三、理论假说与研究方法

(一) 理论假说

基于Becker & Tomes(1979)人力资本模型,并参照王君和董长瑞(2018),本文提出,如果子辈阶层受家族禀赋平均水平的影响,则其收入禀赋可用下式表示:

$$G_{t+1} = (1 - h + f)\bar{G}_t + hG_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

式中 \bar{G}_t 代表第t代人在家庭整体禀赋的平均水平。其中f表示迭代传递的收入增长率, h假定为父辈运气占子辈运气的比例, ε_{t+1} 表示影响子辈禀赋的外生变量。值得注意的是,在相对封闭经济体中子辈受到来自父辈传递的“运气”份额可能波动不大,在现实中应该会受到外界条件变化的影响。此时,子辈阶层从父辈阶层接收到的“运气”份额对代际收入的作用也会发生改变, h就构成了外部因素的函数变量。本文将外资流入作为外部宏观因素引入模型,即 $h=h(FDI)$,子辈阶层的收入禀赋则同时会受到家庭内部来自父辈阶层传递“运气”因素,也会受到外资流入规模和质量的双重影响,从而使父辈收入禀赋在经济开放变化环境中对子辈收入禀赋的决定作用逐渐降低,有利于增加子辈平等就业的机会,促进社会收入代际流动性,从而减小了社会阶层固化发生的可能性。鉴于此,本文提出研究假说1。

假说1: 外资的规模和质量均能够提升居民家庭收入的代际流动性。

随着经济开放放松原有的严格管制,港澳台和其他类型的外资企业通过资本引入积极扩大生产,各方经济力量参与市场化竞争逐渐加速了原有的经济社会流动,相应社会经济背景下外资流入可能促使收入代际流动性不断改变。已有文献肯定了外资主要通过扩大劳动力需求、增加人口就业机会减少绝对贫困的可能性(Besley & Burgess, 2003; 田云华等, 2020)。外资也能通过就业部门(是否正规部门)影响收入水平,例如有文献指出,相比受外资进入影响较小的地区及正规就业者,外资进入政策对受其影响较大地区非正规就业者的工资收入产生了负面影响,从而显著扩大了二者的工资收入差距(席艳乐等, 2021)。有研究指出,扩大外资流入规模并不断推进外资引流的质量,能够提供就业机会和岗位,鉴于子辈的就业状态、职业特征,这可能构成影响居民代际收入传递的重要因素(王洪亮等, 2012)。本文以结合职业特征、拓宽就业状态为视角,在外资“扩容提质”背景下引发子辈就业状态的变化(如就业性质效应、就业部门效应和就业类型效应等)可能构成影响其家庭收入代际流动性的重要中介。鉴于此,本文提出研究假说2。

假说2: 外资规模和质量通过转变就业性质、就业部门和就业类型影响居民家庭的收入代际流动性。

(二) 数据来源

核心自变量外商直接投资数量和质量的测度及宏观控制变量数据主要来源于《中

国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》和各省统计年鉴。因变量收入代际流动性的测度基于中国健康与营养调查数据库(China Health and Nutrition Survey, CHNS)。该数据库自1989年开始首次调查,至今已共计10轮调查,涵盖我国不同经济发展层次的9个省市(包括黑龙江、辽宁、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州),对居民进行长期的追踪调查,收集了丰富的个体、家庭特征和社区等信息。样本同时覆盖了每个调查省份的城市和农村调查点,依据 CHNS 调查中父母行号记录识别子辈阶层和父辈阶层。考虑到数据库年份,省份层面的外资开放数量和质量可以匹配相应调查年份的微观个体及家庭数据库,能较好地反映对外开放规模、质量与子辈、父辈代际收入流动性的变化。

(三) 计量模型与变量设定

1. 计量模型构建

地区的外资流入规模和质量变动,能够在一定程度上促使家庭社会阶层中资源充裕的父辈将各种资源传递到子辈阶层的可能性和机会大幅提升,子辈收入水平和收入流动性的方向则相应出现变化。基于分析框架和亟待验证的假说,本文构建如下固定效应计量模型展开实证分析,具体表现形式为:

$$Y_{son,t} = \alpha_0 + \beta_1 FDI_{jt} \times \beta_2 Y_{dad,t} + \beta_3 X_{it} + \gamma_j + \sigma_t + \theta_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

式中,下标 son 代表子辈阶层, dad 代表父辈阶层, t 表示时期,被解释变量 Y 表示年收入水平,测度从 $t-1$ 期到第 t 时期个体的变化程度。核心解释变量 FDI 代表实际利用外商直接投资的数量和质量水平,分别用来测度对外开放的规模效应和质量效应, X_{it} 代表其他控制变量。 γ_j 表示省份固定效应, σ_t 表示时间固定效应, θ_t 表示个体固定效应, ε_t 表示随机误差项。模型采用聚类稳健标准差以消除序列相关和异方差等问题的影响。

为讨论外资数量和质量对居民家庭代际收入流动性可能存在的作用机制,基于前文假说分别加入就业性质效应、就业部门效应、就业类型效应作为二者之间的中介变量进行检验。具体中介模型设定如下:

$$Med_{son,t} = \alpha_0 + \beta_1 FDI_{jt} + \beta_2 X_{it} + \gamma_j + \sigma_t + \theta_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$Y_{son,t} = \alpha_0 + \beta_1 FDI_{jt} \times \beta_2 Y_{dad,t} + \beta_3 Med_{son,t} + \beta_4 X_{it} + \gamma_j + \sigma_t + \theta_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

式中, Med 表示中介变量,其余变量设定与式(2)相同。

2. 变量设定

已有文献通常用收入阶层的变动来测度代际流动性,代际收入流动性就是子辈到父辈收入的相对位置变动,一般用代际收入弹性衡量。为验证估计结果的稳健性,本文拟将因变量和交互变量分别替换为子辈和父辈的收入流动性(和收入流动性方向)进行分析,收入流动性参照下式设定:

$$y_i^* = x_i \beta + \varepsilon_i \quad (5)$$

式中, y_i^* 为实际观测到的收入流动性, x_i 为可能影响居民收入流动性的各种潜在因素, ε_i 为随机扰动项。 y_i 的设定规则为:

$$y_i = \begin{cases} 0, y_i^* \leq q_0 \\ 1, q_0 < y_i^* \leq q_1 \\ 2, q_1 < y_i^* \leq q_2 \\ 3, q_2 < y_i^* \leq q_3 \\ 4, q_3 < y_i^* \leq q_4 \\ 5, q_{j-1} \leq y_i^* \end{cases} \quad (6)$$

式(6)中, $q_0 \sim q_{j-1}$ 为待估参数, y_i 为收入流动性的离散变量。按照收入水平把居民等分为5个组, 居民跨组跃迁的程度记为收入流动性。本文还考虑构建收入流动性方向变量作为稳健性检验分析, 如果居民收入具有向上流动趋势则设定为1, 不流动设定为0, 具有向下流动的收入趋势则设定为-1。

针对收入流动的测度常用收入转换矩阵表示, 基于双随机转移矩阵, 本文采用CHNS数据库测度了2000~2015年子辈阶层的收入流动矩阵(见表1)。将每期样本按照家庭人均纯收入等分为5个组(分别称为低收入组、中等偏下收入组、中等收入组、中等偏上收入组、高收入组), 以便得到每个子辈家庭所处的收入分组, 再考察下期该家庭所处收入分组的变化。由于CHNS并不是连续追踪, 按照追踪年度将样本划分为2004~2000年、2006~2004年、2009~2006年、2011~2009年、2015~2011年。^①为考察长期代际收入流动性变化, 将2015~2000年也设定为一个小组。

以2000~2004年时间段为例, 2000年处于低收入组的子辈阶层中, 到2004年仍有31.8%的居民处于低收入组, 有25.1%跃迁到中等偏下收入组, 有22.1%跃迁到中等收入组, 有14.3%跃迁到中等偏上收入组, 有6.7%跃迁到高收入组。每个时间段子辈阶层收入流动性矩阵显示其流动性相对不足, 可能存在子辈的阶层固化问题。位于对角线方位的子辈阶层不变的比例显示, 有23%~44%比例的低收入组子辈在多年期间仍然处于低收入组, 大概24%~50%比例的高收入组子辈在多年期间还是位于高收入组。在样本期2000~2015年较长时期内能够观察到, 子辈阶层的短期收入流动性远远低于长期收入流动性, 然而矩阵也说明样本初期2000年有23.6%的低收入组子辈在样本末期2015年还是没有实现向上跃迁, 仍位于低收入组。

在核心解释变量(FDI数量和FDI质量)方面, 本文借鉴刘戈非和任保平(2020), 针对FDI数量采用实际利用外商直接投资占全社会固定资产投资额的比重进行度量。现有文献对外资质量的测度还没有统一的标准, 本文参照Kumar(2002)、孙林和周科选(2020)等文献, 设置FDI业绩指数等指标对FDI质量指标进行测度, 公式如下:

$$\text{FDI业绩指数} = (FDI_{pt} / FDI_t) / (GDP_{pt} / GDP_t) \quad (7)$$

其中 FDI_{pt} 表示省份 p 在 t 年实际利用外资的金额, FDI_t 表示 t 年中国实际利用外资的总金额, GDP_{pt} 表示省份 p 在 t 年的GDP总规模, GDP_t 表示 t 年中国GDP的总规模。

^① 鉴于中国2001年入世后外资得以大幅度增加, 因此将样本年份依据CHNS数据库调研年份设定为2000~2015年。

表 1 “子辈” 阶层收入流动矩阵的演变

	各收入位置样本数量						各收入位置样本比例(%)					
	1	2	3	4	5		1	2	3	4	5	
2004年收入位置												
2000年 收入 位置	1	167	132	116	75	35		31.8%	25.1%	22.1%	14.3%	6.7%
	2	155	145	157	77	42		26.9%	25.2%	27.3%	13.4%	7.3%
	3	114	124	125	102	78		21.0%	22.8%	23.0%	18.8%	14.4%
	4	71	90	102	118	107		14.5%	18.4%	20.9%	24.2%	21.9%
	5	49	46	52	111	178		11.2%	10.6%	11.9%	25.5%	40.8%
2006年收入位置												
2004年 收入 位置	1	198	139	103	54	39		37.1%	26.1%	19.3%	10.1%	7.3%
	2	132	161	130	85	43		24.0%	29.2%	23.6%	15.4%	7.8%
	3	87	141	136	132	71		15.3%	24.9%	24.0%	23.3%	12.5%
	4	57	67	103	141	109		11.9%	14.0%	21.6%	29.6%	22.9%
	5	29	36	64	95	231		6.4%	7.9%	14.1%	20.9%	50.8%
2009年收入位置												
2006年 收入 位置	1	213	148	110	85	44		35.5%	24.7%	18.3%	14.2%	7.3%
	2	155	183	136	104	39		25.1%	29.7%	22.0%	16.9%	6.3%
	3	111	154	147	112	80		18.4%	25.5%	24.3%	18.5%	13.2%
	4	89	73	123	151	103		16.5%	13.5%	22.8%	28.0%	19.1%
	5	33	51	71	101	241		6.6%	10.3%	14.3%	20.3%	48.5%
2011年收入位置												
2009年 收入 位置	1	264	146	108	46	26		44.7%	24.7%	18.3%	7.8%	4.4%
	2	188	224	116	77	44		29.0%	34.5%	17.9%	11.9%	6.8%
	3	110	159	172	115	51		18.1%	26.2%	28.3%	18.9%	8.4%
	4	74	87	117	168	109		13.3%	15.7%	21.1%	30.3%	19.6%
	5	40	45	66	126	208		8.2%	9.3%	13.6%	26.0%	42.9%
2015年收入位置												
2011年 收入 位置	1	193	144	100	44	32		37.6%	28.1%	19.5%	8.6%	6.2%
	2	149	173	137	73	55		25.4%	29.5%	23.3%	12.4%	9.4%
	3	102	113	142	113	72		18.8%	20.8%	26.2%	20.8%	13.3%
	4	55	88	112	150	117		10.5%	16.9%	21.5%	28.7%	22.4%
	5	32	44	51	115	190		7.4%	10.2%	11.8%	26.6%	44.0%
2015年收入位置												
2000年 收入 位置	1	77	96	73	46	34		23.6%	29.4%	22.4%	14.1%	10.4%
	2	85	104	82	53	53		22.5%	27.6%	21.8%	14.1%	14.1%
	3	92	85	63	58	54		26.1%	24.1%	17.9%	16.5%	15.3%
	4	74	52	51	58	73		24.0%	16.9%	16.6%	18.8%	23.7%
	5	31	54	46	55	93		11.1%	19.4%	16.5%	19.7%	33.3%

数据来源：作者根据CHNS整理所得

在控制变量方面，有研究得出人口结构特征，特别是教育构成是影响代际收入流动性重要因素，因而主要考虑子辈和父辈阶层的年龄、受教育年限、婚姻状况特征构成影响子辈收入流动性的因素(王洪亮等，2012；陈云等，2021)。本文控制了家庭人口数量来度量家庭资源的平均可获得性，区域特征主要控制了贸易开放度和经济发展水平特征(杨穗和李实，2016)，采用区域进出口总额占国民生产总值(GDP)比重进行

衡量(Liao et al., 2020)。

在基于理论假说的中介变量测度方面，由于外资引入能够发挥“稳就业作用”，主要通过要素替代、市场竞争、扩大出口规模来促进制造业企业的就业增长(韩国高等, 2021; 苏丹妮和邵朝对, 2021)，因而就业类型主要关注从事制造业的工人就业，以子辈就业职业类型是否为工人进行衡量。就业性质主要关注受开放经济影响的非农行业，通过就业性质是否属于非农行业进行测度。有研究得出外资进入对正规和非正规就业者产生差异化的就业和工资影响(席艳乐等, 2021)，因而参照已有文献的设定方法，^①就业部门主要通过就业机构类别是否为非正规就业部门度量。各模型变量以2000年价格为不变价格，使用省份消费价格指数(CPI)进行平减。各模型变量的定义和描述性统计参见表2所示。

表2 变量定义与描述性统计

变量名称	变量描述	平均值	标准差
父辈收入	父辈个体的年收入(万元)	1.853	3.190
子辈收入	子辈个体的年收入(万元)	2.415	4.742
父辈收入流动性	父辈收入地位的跃迁值	0.029	1.529
子辈收入流动性	子辈收入地位的跃迁值	0.015	1.531
父辈收入流动性方向	父辈收入向上流动=1; 不流动=0; 向下流动=-1	0.460	0.888
子辈收入流动性方向	子辈收入向上流动=1; 不流动=0; 向下流动=-1	0.505	0.863
FDI数量	实际利用外商直接投资/全社会固定资产投资额	0.043	0.039
FDI质量	FDI业绩指数	1.198	0.974
子辈年龄	子辈的年龄(岁)	30.471	8.595
父辈年龄	父辈的年龄(岁)	58.731	10.632
子辈教育	子辈最高受教育年限(年)	4.474	5.440
父辈教育	父辈最高受教育年限(年)	6.276	4.700
子辈婚姻	子辈婚姻状况(1=已婚; 0=单身)	0.272	0.445
家庭人口数	家庭人口数量(个)	4.151	1.871
贸易开放度	(进出口总额*10 ⁻⁴)/国内生产总值	0.317	0.393
经济发展水平	国内生产总值(万元)	1.657	1.439
中介变量			
工人就业	子辈就业职业类型是否为工人(1=是; 0=否)	0.101	0.301
正规就业	子辈就业机构类别是否为非正规就业部门(1=是; 0=否)	0.143	0.350
非农就业	子辈就业性质是否属于非农行业(1=是; 0=否)	0.901	0.299
产业升级	第三产业GDP/第二产业GDP	0.875	0.364

四、实证结果及分析

(一) 基础模型结果

表3报告了外资数量和质量对居民代际收入水平影响的基础回归结果。第(1)~(2)列结果显示外资数量、外资质量与父辈收入的交互项对子辈收入的估计系数均为正显著，这意味着以外资度量的对外开放产生的规模效应和质量效应能够显著提升居民家庭的代际收入流动性水平，降低了父辈与子辈之间收入的关联性。模型中单独的外资数量、外资质量变量对子辈收入也具有正向促进作用。在其他控制变量中，子辈的婚

^① 参照劳工统计大会颁布的非正规部门企业标准，将规模在20人以下的私营、个体企业划分为非正规部门，将政府机关、国有事业单位和研究所、国有企业、集体企业、三资企业划分为正规部门，将在非正规部门就业的“为他人或单位工作的长期工、合同工、临时工”与劳工统计大会决议中的“非正规部门企业受雇者”相匹配，将在正规部门就业的临时工、合同工对应为决议中的“正规部门企业非正规受雇者”，即划分为非正规就业(席艳乐等, 2021)。

姻水平、教育年限对其收入的估计系数为正,表明已婚和受教育年限越高越能显著增加收入。而家庭人口数对子辈收入显著为负,表明家庭人口数越多意味着人口规模分散了家庭资源可获得性,这越可能对子辈收入水平产生负向影响。经济发展水平对子辈收入的影响显著为正,也证实经济发展有效促进居民的增收。

(二) 作用机制分析

基于中介效应模型,表4汇报了外资数量影响居民代际收入的三种作用机制(就业性质效应、就业部门效应和就业类型效应)的估计结果。第(1)列中外资数量对非农就业影响正显著,暗示着外资开放对居民从事非农就业具有促进作用。第(2)列结果显示子辈从事非农就业对其收入具有积极影响,且外资数量与父辈收入交互项的估计系数相比表3第(1)列变小,即间接中介效应成立。该结果意味着外资流入能通过增加子辈从事非农就业水平从而显著提升其收入水平,弱化了代际传递作用。第(3)列结果显示外资数量对居民从事正规就业的影响不显著,尽管第(4)列表明正规就业对子辈收入有正向作用,即就业部门效应不构成作用中介。就业类型效应结果显示,外资流入显著增加工人就业的可能性,控制就业类型后,外资数量与父辈收入交互项对子辈收入估计系数影响变化不大,即没有构成作用中介。综上所述,外资数量流入通过作用于非农就业形式从而影响居民家庭收入的代际流动性,该结论表明在数量上积极广泛引入外资能够借助居民就业性质的非农转变以提升其代际收入流动性水平。

表5展示了外资质量基于中介效应模型对代际收入影响的作用机制结果。外资质量在第(1)列中对非农就业估计系数影响也不显著,暗示着外资质量也不显著影响非农就业。就业类型效应结果显示,外资质量在第(3)列中对居民从事正规就业水平具有显著的积极影响。结合第(4)列外资质量与父辈收入交互项的估计系数相比表3第(2)列变小,即间接中介效应成立。该结果意味着外资质量能够增加居民从事正规就业的可能性从而作用于其代际收入流动性。第(5)列结果表明外资质量能显著增加工人就

表3 外资质量和数量对居民代际收入影响的基础结果

	(1)	(2)
	子辈收入	子辈收入
外资数量*父辈收入	0.390** (0.140)	- -
外资质量*父辈收入	- -	0.013** (0.006)
外资数量	4.225** (1.727)	- -
外资质量	- -	0.092* (0.048)
父辈收入	-0.014 (0.010)	-0.016 (0.009)
子辈年龄	0.007 (0.004)	0.007 (0.004)
子辈婚姻	0.261 (0.147)	0.263* (0.146)
子辈教育	0.169*** (0.018)	0.169*** (0.018)
父辈年龄	0.034 (0.047)	0.035 (0.046)
父辈教育	-0.021 (0.016)	-0.021 (0.016)
家庭人口数	-0.031* (0.015)	-0.031* (0.015)
贸易开放度	-0.666 (0.534)	-0.793 (0.491)
经济发展水平	0.283*** (0.080)	0.206** (0.087)
年份固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
社区固定效应	控制	控制
R ²	0.1301	0.1299
N	9284	9284

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。括号内数字为标准差。后表同。

业的可能性，且控制就业类型后，外资数量与父辈收入交互项对子辈收入的估计系数影响也变小，即构成了间接中介效应。综上，本文结果同样证实了引入外资的质量水平能够通过改变就业部门和就业类型而改善代际收入水平。

表 4 外资数量的中介效应模型的估计结果

	机制1: 就业性质效应		机制2: 就业部门效应		机制3: 就业类型效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非农就业	子辈收入	正规就业	子辈收入	工人就业	子辈收入
外资数量	1.001* (0.485)	- -	0.280 (0.544)	- -	0.644* (0.344)	- -
外资数量*父 辈收入	- -	0.386** (0.136)	- -	0.360** (0.132)	- -	0.390** (0.127)
非农就业	- -	0.467*** (0.093)	- -	- -	- -	- -
正规就业	- -	- -	- -	0.994*** (0.256)	- -	- -
工人就业	- -	- -	- -	- -	- -	1.010*** (0.305)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
社区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1771	0.1322	0.4878	0.1395	0.1221	0.1411
N	9284	9284	9284	9284	9284	9284

表 5 外资质量的中介效应模型的估计结果

	机制1: 就业性质效应		机制2: 就业部门效应		机制3: 就业类型效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非农就业	子辈收入	正规就业	子辈收入	工人就业	子辈收入
外资质量	0.004 (0.011)	0.088 (0.051)	0.025** (0.008)	0.257* (0.136)	0.014* (0.008)	0.080 (0.049)
外资质量*父辈收入	- -	0.014** (0.006)	- -	0.012** (0.005)	- -	0.012* (0.006)
非农就业	- -	0.481*** (0.095)	- -	- -	- -	- -
正规就业	- -	- -	- -	0.987*** (0.258)	- -	- -
工人就业	- -	- -	- -	- -	- -	1.010*** (0.306)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
社区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1748	0.1322	0.4892	0.1391	0.1219	0.1410
N	9284	9284	9284	9284	9284	9284

(三) 异质性检验

鉴于东西部及城乡地区吸引外资可能存在差异性,表6报告了基于地区异质性的外资数量和质量对收入代际流动性影响的分样本回归结果。第(1)和(3)列显示区分地区样本下外资数量对东部地区居民收入代际流动性影响具有积极作用,但对西部地区的影响并不显著。第(2)列回归结果表明东部地区外资质量与父辈收入交互项对子辈收入影响的估计系数为正显著,而在第(4)列西部地区外资质量并不能显著影响子辈的收入水平。进一步区分城乡地区来看,第(5)、(6)列中外资的数量和质量能够在5%显著性水平下增加城市地区居民的收入代际流动性,但在第(7)、(8)列中其对农村地区的作用则不显著。这意味着东部和城市地区吸引外资的数量和质量提升相比西部和农村地区更能增强居民收入的代际流动性水平,即更能促进收入的公平性。

表 6 异质性检验的估计结果

	(1)东部地区	(2)东部地区	(3)西部地区	(4)西部地区	(5)城市地区	(6)城市地区	(7)农村地区	(8)农村地区
	子辈收入	子辈收入	子辈收入	子辈收入	子辈收入	子辈收入	子辈收入	子辈收入
外资数量*父辈收入	0.575** (0.182)	- -	0.298 (0.507)	- -	3.976** (1.596)		-0.286 (1.071)	
外资质量*父辈收入	- -	0.022* (0.009)	- -	0.015 (0.011)		0.041** (0.015)		0.010 (0.042)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
社区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1167	0.1154	0.1629	0.1631	0.1467	0.1501	0.1099	0.1089
N	3031	3031	6253	6253	6164	6164	3120	31203

(四) 稳健性检验分析

外资数量、质量与父辈收入流动性及其方向的交互项对居民代际收入流动性及其方向影响的稳健性检验结果如表7所示。第(1)、(2)列回归结果显示,外资数量、外资质量与父辈收入流动性的交互项对子辈收入流动性的估计系数在1%显著性水平上为正,表明无论对外开放引入外资的规模还是质量水平均能显著促进居民家庭的收入代际流动性。在第(3)、(4)列中,因变量替换为子辈的收入流动性方向,得到交互项的估计系数也均显著为正,这意味着对外开放的规模和质量水平能够促使子辈阶层的代际收入具有向上流动的趋势。此外,这些结果也证实了表3中结论的稳健性,即以外资度量的对外开放规模和质量效应均能显著提升居民家庭的代际收入流动性水平,在一定程度上能促进收入分配的公平性。

表 7 外资质量和数量对居民代际收入流动性及其方向影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	子辈收入 流动性	子辈收入 流动性	子辈收入 流动性方向	子辈收入 流动性方向
外资数量*父辈收入流动性	33.045*** (8.326)	- -	- -	- -
外资质量*父辈收入流动性	- -	1.203*** (0.302)	- -	- -
外资数量*父辈收入流动性方向	- -	- -	4.883** (2.112)	- -
外资质量*父辈收入流动性方向	- -	- -	- -	8.262** (3.245)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
社区固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2668	0.2958	0.8239	0.7731
N	9284	9284	9284	9284

五、结论与政策建议

本文运用2000~2015年CHNS数据库，以Becker人力资本模型为理论基础构建分析框架，将外资数量和质量水平内生化的，用来测度以外资为代表的对外开放产生的规模效应和质量效应与收入代际流动性之间的关系及其作用机制。本文的主要结论如下：首先，以外资度量的对外开放产生的规模效应和质量效应能够显著提升居民家庭的代际收入流动性水平，能降低父辈与子辈之间收入的关联性。其次，外资流入的规模能增加居民从事非农就业和工人类型就业的可能性，外资引入的质量能增加居民工人类型就业和正规部门就业的可能性。第三，就作用机制而言，积极扩大外资规模能够借助就业性质转变(非农就业)以提升居民家庭收入代际流动性水平，而积极提升外资质量能够借助就业部门(非正规就业)和就业类型(工人就业)以增加居民家庭收入代际流动性水平。第四，异质性分析显示外资规模和质量在东部和城市地区相比西部和农村地区更能提升收入的代际流动性水平，可能更能促进收入的公平性。

基于理论分析和实证结果，本文可以得出以下政策启示：第一，继续推进全方位、多渠道、宽领域的高规模和高水平外资开放政策，全面构建高质量对外开放能力和水平。特别是针对西部地区和农村地区的积极引流不仅要注重规模也要突出质量，全力推动利用外资保稳促优，打造高质量外资集聚地。第二，地方政府应当借助高质量对外开放政策优势，为就业者提供更多诸如非农性质、工人类型或正规形式的就业岗位，从而使人们更加公平地获取就业机会，打破阶层固化限制，为更多居民创造收入地位提升的可能性，以达到缩小收入差距目标。第三，优化就业资源的区域配置，增强就业形式和方式的多样性。多渠道促进居民增收，完善收入分配制度，加大税收、社保、转移支付等调节力度并提高收入公平政策的精准性。

参考文献

- [1] 蔡宏波,刘杜若,张明志.外商直接投资与服务业工资差距——基于中国城镇个人与行业匹配数据的实证分析[J].南开经济研究,2015(4):109-120.
- [2] 陈云,霍青青,张婉.生育政策变化视角下的二孩家庭收入流动性[J].人口研究,2021(2): 118-128.
- [3] 崔景华.居民收入流动与城乡收入分配均衡[J].当代经济研究,2017(2):79-88.
- [4] 方鸣,应瑞瑶.中国城乡居民的代际收入流动及分解[J].中国人口·资源与环境,2010(5): 123-128.
- [5] 韩国高,邵忠林,张倩.外资进入有助于本土企业“稳就业”吗——来自中国制造业的经验证据[J].国际贸易问题,2021(5):81-95.
- [6] 李宜航.中国贸易开放与代际间收入流动影响分析[J].世界经济研究,2019(10):75-88+135-136.
- [7] 刘戈非,任保平.FDI数量与质量对中国城市经济增长质量影响的实证研究[J].经济经纬,2020(6):48-56.
- [8] 石腾超.发展中国家收入流动性较高[N].中国社会科学报,2013-02-25 (A06).
- [9] 苏丹妮,邵朝对.服务业开放、生产率异质性与制造业就业动态[J].财贸经济,2021(1):151-164.
- [10] 孙林,周科选.中国低碳试点政策对外商直接投资质量影响研究——来自“低碳城市”建设的准自然实验证据[J].东南学术,2020(4):136-146.
- [11] 田云华,卢紫薇,邹浩.外商直接投资的空间溢出与农村减贫成效——来自中国的经验证据[J].城市问题,2020(7):91-103.
- [12] 王洪亮,刘志彪,孙文华,胡棋智.中国居民获取收入的机会是否公平:基于收入流动性的微观计量[J].世界经济,2012(1):114-143.
- [13] 王君,董长瑞.对外开放能力与收入代际流动性——基于CHNS调研数据的实证研究[J].经济问题探索,2018(5):53-62.
- [14] 王美今,李仲达.中国居民收入代际流动性测度——“二代”现象经济分析[J].中山大学学报(社会科学版),2012(1):172-181.
- [15] 席艳乐,张一诺,曹亮.外资进入扩大了正规与非正规就业者的工资收入差距吗——来自微观个体的经验证据[J].国际贸易问题,2021(10):139-156.
- [16] 杨沫,王岩.中国居民代际收入流动性的变化趋势及影响机制研究[J].管理世界,2020(3):60-76.
- [17] 杨汝岱,刘伟.市场化与中国代际收入流动[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版),2019(1):112-118.
- [18] 杨穗,李实.中国城镇家庭的收入流动性[J].中国人口科学,2016(5): 78-89+127-128.
- [19] 张纪凤,钱彤斐.双向直接投资对中国技能工资差距的影响研究[J].现代经济探讨,2020(11):41-46.
- [20] 左雨生.FDI对中国城乡收入差距的影响研究[D].安徽财经大学,2021.
- [21] Becker, G. S. and N. Tomes, “An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility”, *Journal of Political Economy*, 1979, 87(6): 1153-1189.
- [22] Behrman, J. R., and M. Rosenzweig, “Does Increasing Women’s Schooling Raise the Schooling of the Next Generation?”, *American Economic Review*, 2002, 92(1): 323-334.
- [23] Besley, T., R. Burgess, “Halving Global Poverty”, *The Journal of Economic Perspectives*, 2003, 17(3): 3-22.
- [24] Black, S. E., P. J. Devereux and K. G. Salvanes, “Too Young to Leave the Nest? The Effects of School Starting Age”, *The Review of Economics and Statistics*, 2011, 93(2): 455-467.
- [25] Carnoy, M., H. Levin, *Schooling and Work in the Democratic State*, Stanford: Stanford University Press, 1985.
- [26] Chaudhuri, S., D. Banerjee, “FDI in Agricultural Land, Welfare and Unemployment in a Developing Economy”, *Research in Economics*, 2010, 64(4): 229-239.
- [27] Jalilian, H., J. Weiss, “Foreign Direct Investment and Poverty in the ASEAN Region”, *ASEAN Economic Bulletin*, 2001, 19(3): 231-253.
- [28] Khan, M. A., T. Walmsley and K. Mukhopadhyay, “Trade Liberalization and Income Inequality: The Case for Pakistan”, *Journal of Asian Economics*, 2021,74(C). DOI: 10.1016/j.asieco.2021.101310.

- [29] Kumar, N., *Globalization and the Quality of Foreign Direct Investment*, New Delhi: Oxford University Press, 2002.
- [30] Liao, H., L. Yang, H. Ma, J. J. Zheng, “Technology Import, Secondary Innovation, and Industrial Structure Optimization: A Potential Innovation Strategy for China” , *Pacific Economic Review*, 2020, 25(2): 145–160.
- [31] Nguyen, Hoang Le., Luong Vinh Quoc Duy, Bui Hoang Ngoc, “Effects of Foreign Direct Investment and Human Capital on Labour Productivity: Evidence from Vietnam” , *Korea Distribution Science Association*, 2019, 6(3): 123–130.
- [32] Yang, J. and M. Qiu, “The Impact of Education on Income Inequality and Intergenerational Mobility” , *China Economic Review*, 2016, 37: 110–125.
- [33] Yuan, W., “The Sins of the Fathers: Intergenerational Income Mobility in China” , *Review of Income and Wealth*, 2017, 63(2): 219–233.

【作者简介】 陈晓虹：南京工程学院经管学院、产业经济与创新管理研究院讲师，管理学博士。
研究方向：对外投资、发展经济学。

The Effect of FDI on Residents' Intergenerational Income Mobility in China: Based on Scale and Quality Effects

CHEN Xiao-hong

(College of Economics and Management, Nanjing Institute of Technology, Nanjing 211167, China)

Abstract: Under the opportunity of high-quality opening-up, the importance of income equity for residents is becoming increasingly prominent. Based on CHNS micro database, the paper systematically investigates the scale effect and quality effect of opening-up represented by foreign direct investment (FDI) on residents' intergenerational income mobility and its mechanism. The study concludes that: (1) The scale effect and quality effect of FDI inflow can significantly improve the intergenerational income mobility level, which achieves inclusive income growth to a certain extent. (2) The scale of FDI can increase the possibility of non-agricultural employment and the quality of FDI can increase the possibility of workers' employment and informal employment. (3) As far as the mechanism is concerned, the active inflows of FDI improve the intergenerational income mobility by changing the nature of employment (non-agricultural employment). Rising FDI quality improve the intergenerational income mobility by increasing informal employment and employment type of worker. (4) The heterogeneity analysis shows that the scale and quality effects of FDI in the eastern and urban regions significantly enhance the intergenerational income mobility level compared with that in western and rural regions, which may be more conducive to income equity. Therefore, the government should continue to promote the comprehensive construction of high-quality opening-up capacity and quality, optimize the regional allocation of employment resources, and enhance the diversity of employment forms and modes.

Keywords: foreign direct investment; intergenerational income mobility; FDI quality; formal employment; inclusive growth

(责任编辑：山草)