

# 人口老龄化与外商直接投资: 影响机制与实证分析

——基于中国省级面板数据的实证研究

徐洁香, 邴恩光

(安徽财经大学 国际经济贸易学院, 安徽 蚌埠 233000)

**摘要:** 基于 2003—2020 年中国省级面板数据, 将储蓄率和劳动力成本纳入同一分析框架, 从理论和实证两个层面探究人口老龄化对外商直接投资流入的影响及作用机制。研究结果表明, 人口老龄化与外商直接投资流入存在显著的倒 U 形关系, 且存在时空异质性: 空间异质性, 表现为老龄化对外商直接投资流入的影响呈现东、中、西部逐渐下降趋势; 时间异质性, 表现为 2012—2020 年人口老龄化对外商直接投资的影响程度明显高于 2003—2011 年。储蓄率在人口老龄化影响外商直接投资流入的过程中表现出正向调节效应, 起到推动作用, 而劳动力成本起到部分中介效应, 且劳动力成本对外商直接投资流入的影响力随着老龄化的持续加剧而扩大, 阻碍了外商直接投资的流入。为此, 各级政府要完善劳动权益保障体系, 加大人力资本投入力度, 制定完善的外资引入机制, 引导外商直接投资区域均衡发展。

**关键词:** 人口老龄化; 外商直接投资; 储蓄率; 劳动力成本; 中介效应

**中图分类号:** F125; C924.24

**文献标识码:** A

**文章编号:** 2095-929X(2024)01-0050-16

## 一、引言

改革开放 40 多年以来, 中国经济持续高速增长的奇迹得益于中国外向型经济发展战略的成功实施<sup>[1]</sup>。国务院 2019 年 10 月发布的《关于进一步做好利用外资工作的意见》指出, 对外开放是我国的基本国策, 引入外资是我国对外开放的重要组成部分, 对于推动经济全球化和现代化建设发挥了关键作用。党的二十大报告指出, 应实行更加积极主动的开放战略, 依托我国超大规模市场优势, 推进高水平对外开放, 形成更大范围、更宽领域、更深层次对外开放格局。面对当今扑朔迷离的国内外经济社会环境, 只有坚定不移地扩大对外开放, 以开放促改革, 才能推动中国经济快速平稳增长, 赢得国际竞争的主动。

改革开放初期, 人口因素就在中国的外商直接投资中扮演了重要角色<sup>[2]</sup>。中国作为世界上人口最多、基数最大的国家之一, 凭借着廉价的劳动力优势, 吸引了大量外商直接投资企业。然而, 进入 21 世纪以来, 中国的人口结构就一直处于失衡状态。一方面, “人口红利”正在面临挑战甚至行将枯竭<sup>[3]</sup>, “未富先老”和新一轮

**基金项目:** 安徽省哲学社会科学规划项目“公共福利支出、人口老龄化与贸易高质量发展”(AHSKY2021D134); 安徽财经大学研究生科研创新基金项目“人口老龄化与外商直接投资: 影响机制与实证分析”(ACYC2022367)。

**作者简介:** 徐洁香, 女, 安徽安庆人, 博士, 安徽财经大学国际经济贸易学院教授, 研究方向: 贸易与技术创新。

“用工荒”等问题层出不穷<sup>[4-5]</sup>。根据 WHO 关于老龄社会的划分标准<sup>①</sup>,自 2000 年起,中国就已经步入“老龄化社会”。第七次全国人口普查的结果显示,截至 2021 年末,60 岁及以上的人口已经超过 2.6 亿,占全国总人口的 18.7%,特别是 65 岁及以上的人口数量高达 1.9 亿人,占全国总人口的 13.5%,这也意味着中国即将迈入“老龄社会”阶段<sup>②</sup>。可以预见,在未来一段时期内,我国人口老龄化程度将会进一步加剧。另一方面,随着育龄群体生育意愿的下降和生活成本的提高,我国人口自然增长率长期处于低迷状态。根据国家统计局数据显示,截至 2022 年年末,我国人口自然增长率为-0.06‰,标志着我国已进入以低生育率为主导的人口负增长时代,而人口负增长直接带来劳动力短缺和劳动力成本上升,已成为中国社会面临的严峻挑战<sup>[6]</sup>。人口老龄化与外商直接投资之间的关系尚未完全明确,而探究这种关系对于从人口年龄结构角度深入理解国际资本流动规律至关重要,也是学术界持续关注的重要议题。如何评估人口老龄化对外商直接投资的影响以及其具体的影响路径和机制,已成为亟待解决的现实问题。

与已有研究相比,本文可能在以下几个方面做出边际贡献:第一,从宏观层面上研究人口老龄化对外商直接投资流入的非线性影响,分析人口老龄化与外商直接投资流入存在的正向促进效应和反向抑制效应;第二,从影响机制出发,提出并验证了人口老龄化影响外商直接投资流入的“储蓄机制”和“成本机制”,探究人口老龄化与外商直接投资流入之间的传导机制,使得人口老龄化对外商直接投资流入的影响路径更为清晰;第三,探究人口老龄化对外商直接投资影响可能存在的空间异质性和时间导质性,厘清老龄化对不同区域和不同时期外商直接投资流入的特征,为促进我国外商直接投资的区域分布平衡和不同时期外商直接投资流入政策的制定提供理论参考。

## 二、文献综述

现有研究显示,人口老龄化会通过经常账户和资本—劳动比率影响资本收益率,从而影响外商直接投资<sup>[7]</sup>,但人口老龄化对外商直接投资是正向促进还是反向抑制,学界还未达成一致结论。目前有关人口老龄化对外商直接投资影响的研究,主要有以下几类:

其一,人口老龄化对外商直接投资具有正向促进效应。在 Coale 和 Hoover<sup>[8]</sup>提出的“抚养负担假说”(The Dependency Hypotheses)基础上,Higgins 和 Williamson<sup>[9]</sup>、Kim 和 Lee<sup>[10]</sup>通过实证分析发现,较高的抚养比会导致经常账户恶化,从而导致国际资本流入。部分国内学者发现,从长期来看,劳动抚养负担与经常账户之间呈现出一种相对稳定的逆向关系,即老年抚养比或少儿抚养比的增加会导致外商直接投资流入<sup>[11-12]</sup>。朱超等<sup>[13]</sup>通过对过去 60 年间 190 个国家的面板数据研究发现,国际资本流动的方向整体上呈现出低抚养比国家向高抚养比国家流动的局面。李小光和邓贵川<sup>[14]</sup>则认为,随着人口老龄化程度的不断加深,劳动力供给水平和资本积累下降,劳动报酬和资本收益率上升,进而推动经济向资本密集型产业转变,促进外商直接投资流入。而 Ostu 和 Shibayama<sup>[15]</sup>从劳动力质量和生产率的角度出发,认为劳动力价格越高表明该地区劳动力质量和生产率水平就越高,即该地区拥有先进的技术和大量的优质劳动力,从而吸引更多的外资流入。换言之,人口老龄化加速了外资流入。

其二,人口老龄化对外商直接投资具有反向抑制效应。现有研究表明,劳动人口比例的降低会使资本—劳动比率上升,资本收益率降低,从而使得老龄化程度较低的国家对外资更加具有吸引力,导致老龄化程度较

①世界卫生组织按 65 岁以上老年人口占比达到 7%、14%和 20%,把老龄化社会进一步细分为“老龄化社会”“老龄社会”和“超老龄社会”。

②参见《中华人民共和国 2021 年国民经济和社会发展统计公报》: [http://www.stats.gov.cn/xxgk/sjfb/zxfb2020/202202/t20220228\\_1827971.html](http://www.stats.gov.cn/xxgk/sjfb/zxfb2020/202202/t20220228_1827971.html)。

高的国家更偏向于输出资本<sup>[16-17]</sup>。简永军和周继忠<sup>[18]</sup>通过构建世代交叠模型(OLG)分析人口老龄化对资本流动的影响,研究发现,人口老龄化对资本流动起到一定程度的推动作用,并且资本流动的趋势是从高龄化地区流向低龄化地区,即人口老龄化的加剧阻碍了外商直接投资流入。杨茜和王学义<sup>[19]</sup>则是使用双边随机前沿模型测算老龄化对外商直接投资流入的溢出效应和挤出效应,并计算出净效应的大小,从而得出人口老龄化显著抑制外商直接投资流入。而马双和赖漫桐<sup>[20]</sup>的研究是从最低工资角度出发,发现提高劳动力成本会抑制外商直接投资流入。得出与之类似结论的还有吕建兴和孙文凯<sup>[21]</sup>、李磊等<sup>[22]</sup>、田素华等<sup>[7]</sup>。

其三,人口老龄化对外商直接投资产生非线性影响。部分学者基于劳动力成本角度进行实证研究,认为人口老龄化所带来的劳动力成本上升对外商直接投资流入呈现倒U形的非线性关系,即劳动力成本上升对外商直接投资流入存在一个由正向促进到反向抑制的长期过程,当超过拐点时,劳动力成本对外商直接投资流入的抑制作用越明显<sup>[23-24]</sup>。张先锋和陈婉雪<sup>[25]</sup>则从宏观层面上用最低工资标准衡量的劳动力成本考察省级面板数据,研究结果显示,最低工资即劳动力成本上涨对外商直接投资流入呈现U形的非线性关系。而陈继勇等<sup>[3]</sup>的实证研究表明,人口老龄化与外商直接投资流入呈非线性关系,且其影响程度取决于金融发展和地区差异。

其四,人口老龄化对外商直接投资的影响不明确。Davies 和 Reed<sup>[26]</sup>的实证研究表明,人口老龄化对美国外商直接投资流入的影响不显著,但是分样本的研究结果表明富裕国家的老龄化对美国外商直接投资流入具有显著促进作用,而贫困国家的老龄化对美国的外商直接投资流入具有抑制作用。而 Rasciute 和 Downward<sup>[27]</sup>则认为低技能劳动力成本的上涨会降低跨国公司在东道国的投资,而高技能劳动力成本的上涨对外资流入的影响不明显,还可能会增加跨国公司的投资。

纵观已有文献,有关人口老龄化影响外商直接投资的研究仍然存在较大的争议和分歧。目前主要有两个方面的问题:一方面,近年来,国内外学者的研究主要集中在人口老龄化与国际贸易、经济增长之间的关系,然而人口老龄化这个因素却较少被引入到国际资本流动理论中来,而且许多学者的研究不够深入,主要局限于老龄化对外商直接投资流入的外在因素,缺乏从省级层面研究老龄化与外商直接投资的内在机制;另一方面,目前大多数学者的研究均认为人口老龄化对外商直接投资的影响是单向的:或是正向促进,或是反向抑制。事实上,人口老龄化对外商直接投资的作用可能不是非此即彼的单向影响,在人口老龄化与外商直接投资关系的问题上,持正向促进和反向抑制的观点都不一定正确。

鉴于人口老龄化影响外商直接投资流入的复杂性和不确定性,本文在梳理和总结以往文献的基础上,围绕着“储蓄机制”和“成本机制”,运用省级面板数据从理论和实证两个方面来研究人口老龄化对外商直接投资流入的非线性影响,分析人口老龄化与外商直接投资流入存在的正向促进效应和反向抑制效应,为进一步理解人口老龄化对外商直接投资流入的影响提供更全面的视角,丰富相关研究成果,同时也为应对人口老龄化对区域经济发展的影响提供参考。

### 三、理论机制与假设提出

传统意义上的人口老龄化指的是老年人口比重达到一定程度,即较高度度的老龄化。但在现实社会中,部分地区还存在较低程度的老龄化,这两种程度的老龄化所带来的影响也不尽相同。有关外商直接投资的影响结论很可能随着不同地区经济、社会和政策环境的差异而有所不同。因此,需要结合每个地区的实际情况分析。如若忽略此因素,将难以全面评估人口老龄化对外商直接投资流入的综合影响。结合中国不同区域的人口老龄化现状可知,较低的人口老龄化程度非但不会抑制外资流入,反而会因消费增加、储蓄下降、预期寿命延长和市场规模持续扩大等因素起到积极影响。然而,市场规模的扩张存在一定的时效性,延迟退休政策仅在部分省市实行,以及“二孩”和“三孩”政策的作用效果还有待进一步验证。预期寿命的延长对外商直接



投资(FDI)的积极影响并不能在短期内显现出来。因此,随着我国人口老龄化的加剧,老龄化对外商直接投资流入的抑制作用愈发明显,两者可能呈现出一种倒 U 形的趋势。基于以上分析,本文提出以下基础假设:

假设 1:人口老龄化对外商直接投资流入可能存在非线性的倒 U 形关系。

根据国际投资理论,人口老龄化通过资本—劳动比率来影响外商直接投资。一方面,人口老龄化会使资本与劳动的比例增加,资本回报率下降,使资本从高度老龄化的区域向较低的老齡化区域转移;另一方面,人口老龄化导致劳动力成本上涨已成不争事实。随着人口老龄化的加剧,生育率与死亡率相继下跌,青壮年劳动力数量不断萎缩,老年人口规模和比重增加,进而抬高劳动力成本。

劳动力成本是影响外商直接投资的重要因素<sup>[28-29]</sup>。改革开放以来,中国凭借着廉价劳动力的优势、巨大的市场需求和针对制造业所推出的各种优惠福利政策,吸引了大批外资企业来华投资,中国也因此成为全球最大的产品生产和出口国,是名副其实的“世界工厂”<sup>[30]</sup>。然而,近年来“人口红利”的逐渐消融使得中国劳动力供给的增长率逐渐放缓,使能够投入社会经济活动中的劳动力数量减少,劳动力供给不能满足社会需求,导致劳动力成本上升,而最低工资标准的制定更是进一步抬高劳动力成本,使得外资流入受到阻碍<sup>[20,31]</sup>。为此,我国有些地区常常采取具有倾向性的政策来削减劳动力成本,并以低廉的劳动力资源来吸引外商直接投资<sup>[32]</sup>。可以看出,劳动力成本是促成老龄化与外商直接投资流入非线性关系的主要因素,较髙程度的老龄化导致劳动力成本上升,进而影响外商直接投资水平,老龄化程度的加深在一定程度上加剧了三者之间的关系。鉴于此,本文提出以下假设:

假设 2:劳动力成本在人口老龄化与外商直接投资流入的倒 U 形关系具有中介效应,即人口老龄化程度的加深加剧劳动力成本的上升,进而阻碍外商直接投资的流入,促成二者之间的倒 U 形关系。

人口老龄化会通过储蓄变化影响到利率,而利率是吸引外资流入的重要因素之一。人口老龄化程度的日益加剧会导致储蓄减少。一方面,储蓄下降会导致银行存款减少,银行需要从其他渠道获取资金来维持运营和贷款业务,这会增加银行的成本和风险,因此,银行会提高贷款利率来规避风险和补偿成本。另一方面,储蓄下降也会减少银行的可供投资资金,导致银行减少对投资的支持,这会使得市场上的资金供给减少,进而导致利率上升。因此,储蓄减少会导致贷款利率和市场利率上升,而更高的利率可以提高投资回报率,在开放状态下,国际资本便会流入高利率地区。然而,利率的上升是有限制的。当利率达到临界点时,投资者预期利率会下降,投资回报率下降,不利于外商直接投资流入。此外,劳动力成本作为外资流入的关键因素,髙利率对外商直接投资的吸引可能不足以扭转劳动力成本急剧上升对其的抑制作用。在老龄化的背景下,地区之间储蓄的分化加剧上述失衡现象。因此,储蓄率在人口老龄化对外商直接投资流入影响的过程中发挥着重要作用——或是“轧平”抑或是“加剧”。为厘清人口老龄化影响外商直接投资流入的机制,储蓄率这一间接的调节机制不容忽视。鉴于此,本文提出以下假设:

假设 3:储蓄率在人口老龄化影响外商直接投资流入的过程中可能起到重要的调节作用。

## 四、理论模型与数据来源

### (一) 计量模型

为分析人口老龄化对外商直接投资的影响,本文将人口老龄化纳入到外商直接投资的分析模型中,验证老龄化与外商直接投资之间的非线性关系,构建计量模型如下:

$$FDI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 AGING_{i,t} + \beta_2 AGING^2_{i,t} + CONTROLS + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中,被解释变量  $FDI_{i,t}$  表示外商直接投资水平,用各省(区、市)实际利用外资金额占 GDP 的比重衡量,且实际利用外资金额用当年的人民币兑美元汇率折算。解释变量  $AGING$  为老龄化程度,  $AGING^2$  为老龄化指

标的平方项。本文借鉴陈卫民和施美程<sup>[33]</sup>、赵春燕<sup>[34]</sup>、田素华等<sup>[7]</sup>在研究老龄化相关问题时采用的老龄化指标:其一,绝对人口老龄化程度(*AGING*)作为代理变量,即 65 岁及以上老龄人口占总人口的比重;其二,老年抚养比(*ODR*)作为替代变量,即 65 岁及以上老龄人口占 15~64 岁人口的比重。假设  $\beta_1$  系数显著为正,  $\beta_2$  系数显著为负,则表明老龄化对外商直接投资水平存在非线性影响,且呈倒 U 形关系,进而验证假设 1。式中  $i, t$  分别表示省(区、市)和年份, *CONTROLS* 为控制变量,  $\lambda_i$  为省份固定效应,  $\mu_t$  为年份固定效应,  $\varepsilon_{i,t}$  为残差项。

劳动力成本(*LAB*)作为中介变量。劳动报酬水平提高意味着外商直接投资的人力成本增加,投资回报率下降,对外资特别是劳动密集型外资的流入将产生不利影响。本文选取各地区劳动报酬占 GDP 比重为其代理变量;储蓄率(*SAVE*)作为调节变量。选取各地区城乡居民储蓄存款余额占 GDP 的比重为其代理变量。同时,将大陆 30 个省(区、市)储蓄率的均值与中国平均水平进行比较,把中国划分为高储蓄地区和低储蓄地区,进一步检验储蓄率的调节效应。

由于外商直接投资受到诸多因素的影响,本文还选取以下控制变量:(1)固定资产投资水平(*FIX*)。选择各地区固定资产投资占地区 GDP 的比例作为衡量投资环境的指标,可以有效控制区域间的差异化因素。(2)对外开放程度(*OPEN*)。在经济全球化的背景下,对外开放程度与外商直接投资之间存在紧密的联系,对外开放程度越高表明外资流入可能就会越多。因此,本文选取各地区进出口贸易总额占 GDP 的比重来衡量对外开放水平。(3)城镇化水平(*URB*)。选取城镇人口占总人口的比重来衡量城镇化水平。随着城镇化不断推进,大量农村人口向城镇流动,劳动力数量不断增加,劳动成本不断下降,从而外资流入增加。(4)政府干预度(*GOV*)。政府干预度越高表明政府在经济发展中的作用越大,经济环境就越好,资本就更易流动。本文选取财政支出占 GDP 的比重。(5)经济发展水平(*lnGDP*)。本文选取人均 GDP 作为经济发展水平的衡量指标,并对其进行对数化处理。通常认为地区的经济发展水平越高,对资本的需求越旺盛,市场潜力越大,外资流入也会随之增多<sup>[3]</sup>。(6)就业率(*EMP*)。选取就业人数占总人口的比重来刻画有效劳动供给。就业率是反映地区社会经济发展状况的重要指标,指标越高表明经济发展越景气,该地区的就业环境就越好。(7)产业结构(*STRU*)。产业结构变动在很大程度上影响着劳动力市场,从而影响外商直接投资的规模、结构和效益。本文选取第三产业增加值与第二产业增加值比重来控制产业结构对外商直接投资的影响。(8)人力资本(*HC*)。人力资本水平的提升对区域引资有正向影响,且影响程度逐渐增强<sup>[35]</sup>。借鉴 Li<sup>[36]</sup>对人力资本指标选取方法,用各省(区、市)的平均受教育年限衡量。(9)少儿抚养比(*CDR*)。选取少年人口与劳动年龄人口之比为衡量指标。人口结构的一个重要组成部分是少儿抚养比,而少儿抚养比不断降低表明人口红利正在逐渐消融<sup>[37]</sup>。(10)基础设施建设(*INFRA*)。本文选取各地区道路运输长度与常住人口的比值作为衡量指标。基础设施建设水平对于外商直接投资的区位选择具有重要作用,且地区的外商直接投资设施越完善对外资的吸引力就越大<sup>[38]</sup>。

(二)数据来源

鉴于数据的可获得性,本文选取 2003—2020 年中国大陆 30 个省(区、市)面板数据分析人口老龄化对外商直接投资的影响<sup>①</sup>。本文选取的变量数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国物价年鉴》,考虑到数据的平稳性,对部分数据进行对数处理。以下是各项指标的描述性统计,如表 1 所示。

①西藏自治区的部分经济指标严重缺失且存在极大误差,因此不选取。

表 1 变量的描述性统计

变量符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>FDI</i>	540	0.025	0.021	0.000	0.147
<i>AGING</i>	540	0.096	0.021	0.047	0.164
<i>ODR</i>	540	0.132	0.030	0.070	0.238
<i>OPEN</i>	540	0.301	0.350	0.011	1.876
<i>LAB</i>	540	0.465	0.094	-0.215	0.634
<i>SAVE</i>	540	0.746	0.177	0.378	1.445
<i>FIX</i>	540	0.658	0.251	0.210	1.480
<i>EMP</i>	540	0.546	0.054	0.368	0.723
<i>GOV</i>	540	0.213	0.096	0.077	0.628
<i>lnGDP</i>	540	10.247	0.785	8.084	11.992
<i>HC</i>	540	8.671	1.037	6.041	12.782
<i>CDR</i>	540	0.238	0.072	0.086	0.447
<i>STRU</i>	540	1.021	0.562	0.000	5.154
<i>INFRA</i>	540	3.274	0.673	1.339	5.463

五、实证结果分析和检验

(一) 基准回归

在对 2003—2020 年省级面板数据进行回归估计之前,首先考虑使用混合回归模型,但是考虑到各个省(区、市)差异较大,因此还需要考虑使用固定效应模型。根据 F 检验的 P 值可以判断应使用固定效应模型。同时,Hausman 检验结果表明,固定效应模型优于随机效应模型。因此,本文使用固定效应模型,且使用控制省(区、市)和年份的双向固定效应模型。此外,为了便于对比,本文同时汇报了固定效应和混合回归的结果,并选择逐步加入控制变量进行回归分析,回归结果如表 2 所示。

表 2 基准回归

变量	固定效应(FE) (未加入控制变量)	固定效应(FE) (加入控制变量)	混合回归(OLS)
<i>AGING</i>	2.015 *** (0.197)	1.800 *** (0.278)	1.054 *** (0.238)
<i>AGING</i> <sup>2</sup>	-7.293 *** (0.747)	-6.721 *** (1.060)	-4.833 *** (1.025)
<i>OPEN</i>		0.024 *** (0.005)	0.030 *** (0.007)
<i>FIX</i>		0.025 *** (0.004)	0.008 ** (0.003)
<i>EMP</i>		0.039 ** (0.015)	-0.018 (0.022)
<i>GOV</i>		-0.067 *** (0.014)	-0.042 * (0.022)
<i>HC</i>		0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
<i>CDR</i>		0.070 ** (0.032)	-0.010 (0.0060)

续表 2

变量	固定效应 (FE) (未加入控制变量)	固定效应 (FE) (加入控制变量)	混合回归 (OLS)
<i>STRU</i>		0.008 *** (0.002)	0.002 (0.004)
<i>INFRA</i>		0.006 *** (0.001)	-0.004 (0.003)
省份固定	是	是	否
年份固定	是	是	否
常数项	-0.119 *** (0.014)	-0.187 *** (0.044)	-0.000 (0.022)
样本数	540	540	540
R <sup>2</sup>	0.335	0.451	0.444

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著, 括号内为标准误。下同。

由表 2 可知, 人口老龄化的一次项系数在 1% 水平上显著为正, 而人口老龄化平方项的系数在 1% 水平上显著为负, 表明外商直接投资流入随着老龄化程度的不断加深呈现出先上升后下降的特征, 即人口老龄化对外商直接投资流入存在倒 U 形关系。

为进一步验证其可靠性, 本文借鉴 Lind 和 Mehlum<sup>[39]</sup> 的三步法检验人口老龄化与外商直接投资流入之间的倒 U 形关系。第一步, 老龄化的平方项显著为负, 方向与理论预期一致; 第二步, 根据表 1 的描述性统计可知, 在老龄化的最小值处和最大值处, 老龄化与外商直接投资之间的斜率较陡峭; 第三步, 根据表 2, 老龄化的拐点位于老龄化的取值范围以内。由此可见, 当人口老龄化程度低于拐点时, 老龄化加剧将会促进外商直接投资流入; 当老龄化程度高于拐点时, 老龄化加剧将会抑制外商直接投资流入。基于以上分析, 假设 1 被验证。

(二) 稳健性检验

人口老龄化指标选取不当会影响实证分析结果, 因此, 本文对所选模型进行稳健性检验。首先, 考虑替换核心解释变量。将老年抚养比 (*ODR*) 作为人口老龄化的替代变量, 回归结果如表 3 所示。

表 3 稳健性检验

变量	(1) 替换核心 解释变量	(2) 滞后一期 年均气温	(3) 滞后一期 年均降雨量	(4) 滞后一期的年均 气温和年均降雨量
<i>ODR</i>	0.915 *** (0.147)			
<i>ODR</i> <sup>2</sup>	-2.354 *** (0.391)			
<i>AGING</i>		5.367 *** (1.880)	6.156 *** (1.494)	5.819 *** (1.541)
<i>AGING</i> <sup>2</sup>		-23.622 *** (8.560)	-27.210 *** (6.808)	-25.677 *** (7.026)
<i>OPEN</i>	0.024 *** (0.005)	0.037 *** (0.004)	0.039 *** (0.004)	0.038 *** (0.004)
<i>FIX</i>	0.027 *** (0.004)	0.005 (0.011)	0.001 (0.010)	0.002 (0.009)
<i>EMP</i>	0.036 ** (0.016)	0.000 (0.023)	-0.005 (0.022)	-0.003 (0.022)
<i>GOV</i>	-0.064 *** (0.014)	0.021 (0.027)	0.031 (0.023)	0.027 (0.023)

续表 3

变量	(1) 替换核心 解释变量	(2) 滞后一期 年均气温	(3) 滞后一期 年均降雨量	(4) 滞后一期的年均 气温和年均降雨量
<i>HC</i>	-0.000 (0.002)	0.010 *** (0.002)	0.011 *** (0.002)	0.010 *** (0.002)
<i>CDR</i>	0.038 (0.029)	0.093 *** (0.035)	0.106 *** (0.032)	0.100 *** (0.031)
<i>STRU</i>	0.008 *** (0.002)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)
<i>INFRA</i>	0.006 *** (0.001)	0.010 *** (0.003)	0.011 *** (0.003)	0.011 *** (0.003)
Kleibergen- Paap rk LM		17.627 [0.000]	21.592 [0.000]	22.851 [0.000]
Cragg - Donald Wald F		24.653 { 16.380 }	27.173 { 16.380 }	15.559 { 11.590 }
Hansen J				0.341 [0.560]
省份固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
常数项	-0.143 *** (0.037)	-0.391 *** (0.112)	-0.439 *** (0.091)	-0.418 *** (0.093)
样本数	540	510	510	510
R <sup>2</sup>	0.436	0.336	0.243	0.284

注:[ ]内为 p 值,{ }内的值为 Stock-Yogo 弱识别检验的临界值。

根据表 3 列(1),替代变量 *ODR* 的一次项系数显著为正,二次项系数显著为负,并通过检验,验证了老年抚养比对外商直接投资的影响为倒 U 形。也就是说,无论是老龄化率还是老年抚养比,其对外商直接投资的影响均为倒 U 形,这就验证了模型的有效性假设 1 成立。

其次,考虑到各经济变量之间的复杂关系,模型中可能存在较为严重的内生性,主要可能包括:第一,双向因果关系。人口老龄化与外商直接投资之间可能存在双向因果关系<sup>[7]</sup>。第二,遗漏变量偏误。由于影响外商直接投资的因素有很多,并不能够尽数列出,这也可能会导致核心解释变量和控制变量可能与误差项同期相关。现有研究通常采用工具变量法解决内生性问题,目前学者主要采用滞后期的出生率、生育率和生育政策以及历史上的战争作为人口老龄化的工具变量<sup>[40-43]</sup>。为了缓解内生性问题带来的偏差,本文借鉴汪伟<sup>[44]</sup>的研究,使用滞后一期年均气温和年均降雨量作为人口老龄化的工具变量。现有研究显示,气候变化会影响人口结构,在 20 世纪前气候变化是引起人口数量发生变化的重要因素<sup>[45-46]</sup>。而气候与外商直接投资流入并不相关,因此气候满足工具变量的外生性与相关性假定。表 3 列(2)使用滞后一期年均气温作为工具变量,列(3)使用滞后一期年均降雨量作为工具变量。列(4)使用滞后一期年均气温和滞后一期年均降雨量作为工具变量。其中,年均气温和年均降雨量数据来源于世界银行气候变化数据库(World Bank Climate Change Knowledge Portal)。

表 3 列(2)~(4)汇报了两阶段最小二乘估计(2SLS)的结果。首先,如列(2)所示,Kleibergen-Paap rk 的 LM 的统计量为 17.627,P 值为 0.000,通过工具变量识别不足检验;Cragg-Donald Wald F 统计量为 24.653,大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平上的临界值 16.380,表明不存在工具变量识别不足和弱工具变量问题。列(3)和列(4)的结果同样通过弱工具变量和识别不足检验。其次,列(4)的 Hansen J 检验的 P 值为 0.556,通过过度识别检验,表明无法拒绝“所有工具变量为外生”的原假设。根据以上分析可知,本文工具变量的选择具有合理性。最后,从回归结果上看,人口老龄化对外商直接投资流入的影响在 1%水平上显著,即人口老



龄化与外商直接投资存在倒 U 形关系,再一次验证了模型的稳健性。

(三) 异质性分析

第一,空间异质性。中国幅员辽阔,人口众多,根据空间地理位置可以划分为东部、中部和西部<sup>①</sup>三个区域<sup>[47]</sup>。对模型进行回归分析,结果见表 4。

表 4 异质性检验

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 2003—2011 年	(5) 2012—2020 年
AGING	1.560 *** (0.449)	1.295 *** (0.295)	0.681 *** (0.231)	0.560 (0.308)	1.553 *** (0.255)
AGING <sup>2</sup>	-5.560 *** (1.739)	-5.745 *** (1.740)	-1.811 (1.276)	-1.531 (1.282)	-6.138 *** (0.834)
OPEN	-0.006 (0.007)	0.068 * (0.032)	0.009 (0.022)	-0.008 (0.009)	-0.000 (0.007)
FIX	0.030 ** (0.011)	0.024 *** (0.007)	0.008 (0.007)	0.042 *** (0.004)	0.026 *** (0.006)
EMP	-0.010 (0.038)	0.115 *** (0.027)	0.014 (0.018)	0.014 (0.010)	-0.065 (0.051)
GOV	0.014 (0.031)	-0.196 ** (0.084)	-0.076 *** (0.012)	0.009 (0.029)	-0.005 (0.045)
HC	-0.012 *** (0.004)	-0.004 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.006 (0.004)	0.006 (0.004)
CDR	0.137 *** (0.039)	0.033 (0.032)	0.065 *** (0.018)	0.042 (0.031)	0.203 ** (0.062)
STRU	0.017 *** (0.003)	0.005 (0.009)	0.004 (0.005)	0.005 (0.004)	0.001 (0.003)
INFRA	-0.007 (0.005)	0.001 (0.014)	-0.000 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
省份固定	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
常数项	-0.019 (0.047)	-0.085 (0.072)	-0.056 * (0.031)	-0.019 (0.051)	-0.179 *** (0.047)
样本数	234	108	198	270	270
R <sup>2</sup>	0.670	0.488	0.363	0.306	0.410

由表 4 可以发现:人口老龄化对外商直接投资的流入存在空间异质性。在三个区域中,东、中部地区的一次项系数显著为正,二次项系数显著为负,但二者的系数不同,表明东、中部地区的人口老龄化对外商直接投资的影响均为倒 U 形,且影响程度存在差异。东部地区的老龄化对外商直接投资的影响程度最大,中部地区次之。然而,列(3)中解释变量的二次项系数不显著,表明在西部地区,人口老龄化对外商直接投资的影响不确定,在超越老龄化拐点后可能存在负效应。相关研究表明,外商直接投资在我国的地域分布上表现出“路径依赖”的特点,具体表现为临海型、集聚型、低流动性,外商直接投资的跃迁基本从高集值区转向低集值区。由此可以得出结论,未来相当长一段时间,东部沿海地区仍将是外商直接投资的首选区域,但随着生产成本和宏观政策的调整,外商直接投资的区位选择将逐步从沿海地区转向中西部<sup>[48]</sup>。与东部和中部相比,西部地区的经济发展水平较低,在人口老龄化不断加剧的背景下,外商直接投资的波动较为平缓。

①东部地区:北京、天津、河北、山东、上海、浙江、江苏、福建、广东、辽宁、海南、吉林、黑龙江;中部地区:江西、山西、河南、安徽、湖南、湖北;西部地区:广西、重庆、四川、甘肃、贵州、内蒙古、宁夏、青海、陕西、新疆、云南。

第二,时间异质性。中国社会科学院在 2011 年发布的《经济蓝皮书春季号》显示,2011 年或 2012 年是一个非常重要的转折点,中国适龄劳动人口进入负增长阶段,劳动力无限供给不再是中国经济发展的特征。因此,本文借鉴俞锦等<sup>[49]</sup>的研究方法,按时间将样本分为 2003—2011 年和 2012—2020 年两个阶段。表 4 中列(4)和列(5)汇报了不同阶段老龄化对外商直接投资流入的影响。在第一阶段中,人口老龄化对外商直接投资流入的影响不显著,而在第二阶段,人口老龄化对外商直接投资流入的影响在 1%的水平上显著。在这两个时间段上,人口老龄化对外商直接投资流入的影响系数分别为 0.560 和 1.553,其二次项的影响系数分别为 -1.531 和 -6.138,这表明我国自 2003 年以来,老龄化对外商直接投资的影响就存在倒 U 形的非线性关系,且后一阶段人口老龄化对外商直接投资的影响程度明显高于前者。其主要原因可能是老龄化在这两个阶段存在不同的趋势,劳动年龄人口增长速度处于由正转负的阶段。在第一阶段中,我国 65 岁以上的老龄人口比重增幅为 17.6%,而在第二阶段中,老龄人口比重的增幅则达到 39.2%。老龄人口从第一阶段的低速增长转变为第二阶段的快速增长,体现了劳动年龄人口从缓慢下降到急剧下降,“人口红利”逐渐消失,劳动力成本大幅上升。在这一过程中,老龄化对我国外资流入的影响程度也就存在明显差异。

综合以上分析,在人口老龄化逐渐加剧的背景下,我国需要采取积极有力的政策措施改善投资环境。由于劳动力成本在这个过程中起到至关重要的作用,因此,改善有效劳动供给也成为吸引外商直接投资的重要途径。

(四) 机制检验

上述分析表明,人口老龄化对外商直接投资的影响存在倒 U 形的关系,即人口老龄化程度在拐点之前,老龄化程度逐渐加深会促进外商直接投资流入;老龄化程度在拐点之后,老龄化程度的逐渐加深会抑制外商直接投资流入。但是这一影响机制可能是什么? 需要考虑人口老龄化与外商直接投资流入之间的传导机制。通过理论部分的分析发现,储蓄率和劳动力成本在人口老龄化影响外商直接投资流入的过程中可能起到重要作用。因此,本文将劳动力成本作为中介变量,储蓄率作为调节变量引入到人口老龄化影响外商直接投资流入的模型中分析其作用机制。借鉴温忠麟和叶宝娟<sup>[50]</sup>、林伟鹏和冯保艺<sup>[51]</sup>的研究方法,使用非线性的中介效应模型和调节效应模型进行分析。

$$LAB_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 AGING_{i,t} + \varphi_2 AGING_{i,t}^2 + CONTROLS + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

(2)

$$FDI_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 AGING_{i,t} + \eta_2 AGING_{i,t}^2 + \eta_3 LAB_{i,t} + CONTROLS + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

(3)

$$FDI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 AGING_{i,t} + \gamma_2 AGING_{i,t}^2 + \gamma_3 SAVE_{i,t} + \gamma_4 AGING_{i,t} \times SAVE_{i,t} + \gamma_5 AGING_{i,t}^2 \times SAVE_{i,t} + CONTROLS + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

(4)

其中,式(2)为人口老龄化对中介变量 LAB 的影响;式(3)考察中介变量对 FDI 的影响;式(4)表示储蓄率的调节效应模型,  $AGING_{i,t} \times SAVE_{i,t}$  表示人口老龄化与储蓄率的交互项,  $AGING_{i,t}^2 \times SAVE_{i,t}$  表示人口老龄化的平方项与储蓄率的交互项。

1. 劳动力成本的中介效应

劳动力成本作为中介变量引入到人口老龄化影响外商直接投资的模型中,回归结果见表 5。

表 5 劳动力成本的中介效应分析

变量	(1) <i>FDI</i>	(2) <i>LAB</i>	(3) <i>FDI</i>
<i>AGING</i>	1.800 *** (0.278)	-2.718 ** (1.280)	1.702 *** (0.282)
<i>AGING</i> <sup>2</sup>	-6.721 *** (1.060)	8.946 * (4.726)	-6.398 *** (1.058)
<i>LAB</i>			-0.036 *** (0.008)

续表 5

变量	(1) <i>FDI</i>	(2) <i>LAB</i>	(3) <i>FDI</i>
<i>OPEN</i>	0.024 *** (0.005)	0.026 (0.029)	0.025 *** (0.005)
<i>FIX</i>	0.025 *** (0.004)	-0.002 (0.028)	0.025 *** (0.004)
<i>EMP</i>	0.039 ** (0.015)	0.054 (0.050)	0.041 ** (0.016)
<i>GOV</i>	-0.067 *** (0.014)	0.138 (0.133)	-0.062 *** (0.016)
<i>HC</i>	0.001 (0.002)	0.003 (0.010)	0.001 (0.002)
<i>CDR</i>	0.070 ** (0.032)	-0.012 (0.048)	0.069 ** (0.032)
<i>STRU</i>	0.008 *** (0.002)	0.048 *** (0.013)	0.010 *** (0.002)
<i>INFRA</i>	0.006 *** (0.001)	-0.102 *** (0.023)	0.003 * (0.001)
省份固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
常数项	-0.187 *** (0.044)	0.899 *** (0.116)	-0.154 *** (0.045)
观测值	540	540	540
R <sup>2</sup>	0.451	0.483	0.477

由表 5 可知:首先,人口老龄化与外商直接投资流入之间存在的倒 U 形关系在前文中已经被验证;其次,列(2)为老龄化对劳动力成本的影响,老龄化的一次项系数在 5%水平显著为负,二次项系数在 10%水平下显著为正,说明老龄化对劳动力成本影响呈现出先下降后上升的 U 形关系;最后,列(3)中老龄化的一次项系数在 1%水平显著为正,老龄化的二次项系数在 1%水平显著为负,劳动力成本的系数在 1%水平显著为负,再次验证了人口老龄化与外商直接投资流入之间的倒 U 形关系,且劳动力成本对外商直接投资流入呈显著的负相关,即劳动力成本上升会显著抑制外商直接投资流入。与列(1)相比,列(3)老龄化的二次项系数的绝对值减少,说明劳动力成本在人口老龄化与外商直接投资之间的倒 U 形关系中起到部分中介作用,且当老龄化程度达到拐点之后,劳动力成本随着老龄化程度的加深而上升,将抑制外商直接投资流入。即在老龄化初始阶段,老龄化会通过廉价的劳动力来促进外商直接投资流入,但是随着老龄化程度的不断加剧,这一正向促进效应逐渐消失,最终由正转负。理论上,劳动力成本的上升也有可能表明劳动力质量和生产效率的提高<sup>[15]</sup>,但从实证结果来看,劳动力成本的上升不仅没有起到促进外商直接投资流入的作用,反而起到抑制作用,这反映出当前老龄化形势的严峻,政府和企业对于人力资本和生产技术的投入力度不足,不利于外商直接投资流入。由此,假设 2 被验证。

2.储蓄率的调节效应

根据前文分析可知储蓄可能存在调节效应,在人口老龄化影响外商直接投资流入的过程中起到重要作用。回归结果如表 6 所示。

表 6 储蓄率的调节效应分析

变量	(1) <i>FDI</i>	(2) <i>FDI</i>	(3) <i>FDI</i>	(4) <i>FDI</i>
<i>AGING</i>			1.782 *** (0.260)	-0.491 (0.469)
<i>AGING</i> <sup>2</sup>			-6.608 *** (0.949)	3.459 (2.203)
<i>AGING</i> × <i>SAVE</i>	0.103 (0.095)	2.314 (0.331)		2.846 *** (0.709)
<i>AGING</i> <sup>2</sup> × <i>SAVE</i>	-0.069 (0.673)	-8.908 *** (1.287)		-12.599 *** (3.001)
<i>SAVE</i>		-0.151 *** (0.027)	-0.009 (0.007)	-0.162 *** (0.047)
<i>OPEN</i>	0.023 *** (0.007)	0.027 *** (0.007)	0.026 *** (0.007)	0.026 *** (0.007)
<i>FIX</i>	0.030 *** (0.007)	0.026 *** (0.005)	0.024 *** (0.005)	0.025 *** (0.005)
<i>EMP</i>	0.035 * (0.020)	0.034 * (0.019)	0.035 * (0.017)	0.038 * (0.018)
<i>GOV</i>	-0.055 ** (0.022)	-0.055 *** (0.017)	-0.057 *** (0.018)	-0.054 *** (0.017)
<i>HC</i>	-0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
<i>CDR</i>	0.049 * (0.025)	0.087 ** (0.032)	0.070 ** (0.030)	0.078 ** (0.032)
<i>STRU</i>	0.008 ** (0.003)	0.008 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)	0.008 *** (0.002)
<i>INFRA</i>	0.009 *** (0.003)	0.007 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)	0.006 *** (0.001)
省份固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
常数项	-0.065 ** (0.029)	-0.074 * (0.036)	-0.174 *** (0.038)	-0.057 * (0.031)
样本数	540	540	540	540
R <sup>2</sup>	0.383	0.458	0.453	0.462

由表 6 可知:首先,将储蓄率引入到模型后,老龄化的一次项系数在 1%水平上显著为正,老龄化的一次项与储蓄率的交互项系数在 1%水平上显著为正,表明在老龄化未到拐点之前,储蓄率强化了老龄化对外商直接投资流入的正向作用。老龄化的二次项系数在 1%水平上显著为负,老龄化的二次项和储蓄率的交互项系数在 1%水平上显著为负,表明在老龄化超越拐点之后,低储蓄引发的高利率对外资的吸引力不足以扭转劳动力成本急剧上升对外资流入的抑制作用,即储蓄率作为调节变量在老龄化影响外商直接投资流入的过程中表现出正向调节作用。其次,通过储蓄率的调节效应图(如图 1 所示)也可以发现,在人口老龄化背景下,储蓄强化了对外商直接投资流入的调节作用,且低储蓄地区对外资的吸引力比高储蓄地区更强。结合理论部分的分析可知,随着中国人口老龄化程度的进一步加深,地区之间储蓄水平的不同加剧了上述失衡现象。因此,储蓄率这一间接的调节效应不容忽视。假设 3 被验证。

由于人口老龄化不断加速,导致居民的储蓄不断下降。随着储蓄的边际收益上升,利率也随之上升,投资回报率上升从而有利于吸引外商直接投资。同时,中国家庭“未雨绸缪”式的储蓄观念正在逐渐转变,人们对生活水平的要求和期望不断增加,由于“棘轮效应”的存在,因此,消费习惯形成之后具有不可逆性。然而,这



并不意味着要通过抑制消费来提高储蓄,而是需要从“储蓄养老”观念出发,更加注重老龄化背景下的养老等问题,以改善老年储蓄现状,从而达到促进外商直接投资流入的目的。

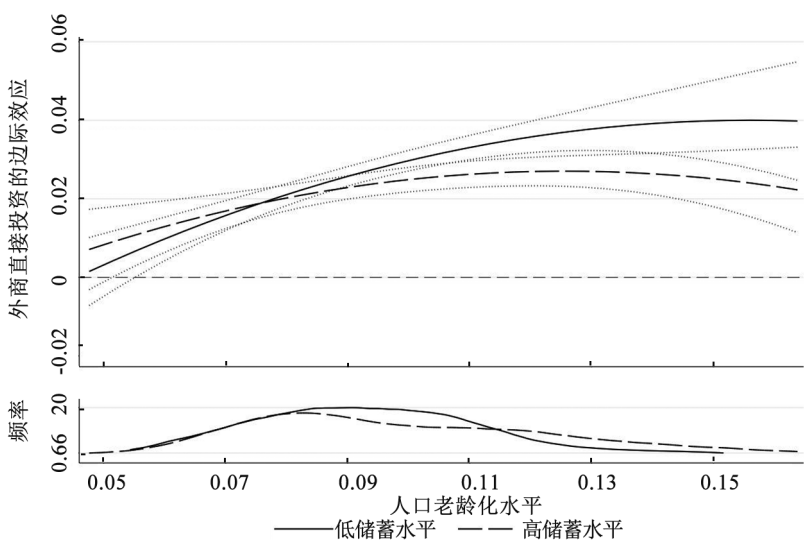


图 1 储蓄率的调节效应图

## 六、结论与建议

### (一) 研究结论

本文基于 2003—2020 年中国大陆 30 个省(区、市)的面板数据,实证分析了人口老龄化对外商直接投资流入的影响,并将储蓄率与劳动力成本纳入同一分析框架中,进一步考察人口老龄化对外商直接投资流入的影响与作用机制。主要研究结论有:第一,人口老龄化与外商直接投资流入之间存在倒 U 形的非线性关系,在超越老龄化拐点后会对外商直接投资流入产生抑制作用,但这一情况存在时空异质性。(1)空间异质性。东、中部地区的人口老龄化对外商直接投资流入均存在倒 U 形的非线性关系,但影响程度相差较大,东部地区的老龄化对外商直接投资的影响程度最大,中部地区次之,而西部地区的老龄化在超越拐点后对外商直接投资流入的影响不确定,可能存在负效应。(2)时间异质性。具体表现为 2012—2020 年老龄化对外商直接投资流入的影响程度明显高于 2003—2011 年。第二,劳动力成本起重要的部分中介效应。劳动力成本上升不仅没有起到提高劳动力质量的作用,反而抑制外商直接投资,即劳动力成本在人口老龄化对外商直接投资流入的倒 U 形关系中起到抑制作用。第三,储蓄在人口老龄化影响外商直接投资流入过程中产生正向的调节作用,进一步扩大老龄化对外商直接投资流入的影响。

需要特别指出的是,限于数据的可获得性,本文评估的实际上依然是人口老龄化对外商直接投资流入的一种短期效应,而实际上可能需要经过较长一段时期才能展现整个效应全貌。因此,针对老龄化与外商直接投资流入这一主题的长期效应评估依然是未来可以继续推进的一个方向。

### (二) 政策建议

第一,完善劳动权益保障体系,提高劳动参与度。在人口老龄化背景下,政府应结合人口结构和政府需求,有序推进劳动权益法律法规建设,及时畅通和规范诉求表达、利益协调、权益保障通道,确保劳动者就业环境得到改善,增加适龄劳动群体就业机会,充分挖掘劳动市场就业潜力,提高劳动参与度。同时,建立符合人口发展的劳动保障体系,提高灵活就业和新就业形态劳动者的保障水平。

第二,加大人力资本投入力度,提高劳动者素质。首先,建立并完善教育体系,包括提供更多高质量的教

育资源,确保广大劳动者能够接受系统化、全面的知识和技能培训。其次,应实施个性化教育方案,以满足不同行业和岗位的需求,为劳动者提供特定领域的专业知识和技能。此外,鼓励企业开展内部培训计划,以适应不断变化的市场需求,提高员工的专业素养和适应能力。最后,政府可以通过激励计划和税收政策,鼓励企业和个人增加对教育和培训的投入,推动整体人力资本的提升,进而提高劳动者素质。

第三,制定完善的外资引入机制,引导外商直接投资区域均衡发展。积极引导外资企业在西部地区投资,充分挖掘中国市场的投资潜力。首先,实施区域差异化激励政策,包括税收优惠、土地利用规划和补贴计划,提高西部地区对外资的吸引力。其次,改善投资环境,改进审批流程,规范市场秩序,为外资企业提高更加稳定和透明的经营环境。最后,实施人才支持计划。提供具备相关专业技能和跨文化背景的高素质人才资源,为外资企业在西部地区的长期发展提供支持。

参考文献:

[1]汪伟,咸金坤.人口老龄化、教育融资模式与中国经济增长[J].经济研究,2020,55(12):46-63.

[2]铁瑛,张明志,陈榕景.人口结构转型、人口红利演进与出口增长——来自中国城市层面的经验证据[J].经济研究,2019,54(5):164-180.

[3]陈继勇,蒋艳萍,王保双.人口老龄化、外商直接投资与金融发展——基于中国省际面板数据的门槛模型分析[J].商业研究,2017(10):177-185.

[4]都阳,封永刚.人口快速老龄化对经济增长的冲击[J].经济研究,2021,56(2):71-88.

[5]蔡昉.中国老龄化挑战的供给侧和需求侧视角[J].经济学动态,2021(1):27-34.

[6]吴莹,逯进,刘璐.老龄化、对外贸易与经济增长——基于我国省域数据的实证分析[J].西北人口,2019,40(5):23-35.

[7]田素华,李筱妍,王弟海.人口老龄化、资本供求与国际直接投资流动[J].国际经贸探索,2021,37(11):52-67.

[8]COALE A J,HOOVER E M. Population growth and economic development in India,1956-1986[J]. Population, 1958,13(1):152.

[9]HIGGINS M,WILLIAMSON J G. Age structure dynamics in Asia and dependence on foreign capital[J].Population and Development Review,1997,23(2):261-293.

[10]KIM S,LEE J W. Demographic changes, saving, and current account:an analysis based on a panel VAR model[J]. Japan and the World Economy,2008,20(2):236-256.

[11]钟水映,李魁.人口年龄结构转变对经常项目差额的影响机制与实证分析[J].世界经济研究,2009(9):34-39,88.

[12]林博.人口结构、资本流动与全球经济失衡[J].世界经济研究,2013(7):8-14,87.

[13]朱超,林博,张林杰.全球视角下的人口结构变迁与国际资本流动[J].国际金融研究,2013(2):26-36.

[14]李小光,邓贵川.人口老龄化、外商直接投资与经济增长——基于 FDI 的经济增长模型的分析[J].云南社会科学,2018(4):65-71.

[15]KEISUKE O, KATSUYUKI S. Population aging,government policy and the postwar Japanese economy[J]. Journal of the Japanese and International Economies,2022,64:101191-.

[16]KRUEGER D,LUDWIG A. On the consequences of demographic change for rates of returns to capital,and the distribution of wealth and welfare[J]. Journal of Monetary Economics,2006,54(1):49-87.

[17]ITO H,TABATA K. The spillover effects of population aging, international capital flows,and welfare[J]. Journal of Population Economics,2010,23(2):665-702

[18]简永军,周继忠.人口老龄化、推迟退休年龄对资本流动的影响[J].国际金融研究,2011(2):4-13.

[19]杨茜,王学义.人口老龄化影响外商直接投资的双边效应:溢出还是挤出? [J].人口研究,2020,44(1):99-112.

[20]马双,赖漫桐.劳动力成本外生上涨与 FDI 进入:基于最低工资视角[J].中国工业经济,2020(6):81-99.

[21]吕建兴,孙文凯.人口老龄化、养老金与国际资本流动:影响机制与实证研究[J].经济理论与经济管理,2015(10):20-34.

[22]李磊,王小霞,蒋殿春,等.中国最低工资上升是否导致了外资撤离[J].世界经济,2019,42(8):97-120.

[23]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.

[24] XU X P, HUANG Y N, GAO F X, et al. The impact of population aging on fdi inflow in China—an empirical analysis based on provincial panel data[J]. Journal of Business Theory and Practice, 2022, 10(2): 21-32.

[25] 张先锋, 陈婉雪. 最低工资标准、劳动力素质与 FDI[J]. 工业技术经济, 2017, 36(2): 87-95.

[26] DAVIES R B, REED R R. Population aging, foreign direct investment, and tax competition[J]. Oxford University Centre for Business Taxation, 2006, 10(7): 1-52.

[27] RASCIUTE S, PAUL D. Explaining variability in the investment location choices of MNEs: an exploration of country, industry and firm effects[J]. International Business Review, 2016, 26(4): 605-613.

[28] 冯伟, 浦正宁, 徐康宁. 中国吸引外资的劳动力优势是否可以持续[J]. 国际贸易问题, 2015(11): 132-143.

[29] 韦军亮, 陈漓高. 政治风险对中国对外直接投资的影响——基于动态面板模型的实证研究[J]. 经济评论, 2009(4): 106-113.

[30] 吕铁, 李冉. 制造企业数字化转型: 数据要素赋能传统要素的视角[J]. 学习与探索, 2022(9): 108-117.

[31] 李扬, 张晓晶. “新常态”: 经济发展的逻辑与前景[J]. 经济研究, 2015, 50(5): 4-19.

[32] 姚毓春, 袁礼, 王林辉. 中国工业部门要素收入分配格局——基于技术进步偏向性视角的分析[J]. 中国工业经济, 2014(8): 44-56.

[33] 陈卫民, 施美程. 人口老龄化促进服务业发展的需求效应[J]. 人口研究, 2014, 38(5): 3-16.

[34] 赵春燕. 人口老龄化对区域产业结构升级的影响——基于面板门槛回归模型的研究[J]. 人口研究, 2018, 42(5): 78-89.

[35] 沈亚芳. 人力资本对外商直接投资区位选择的影响——跨期考察与分区域分析[J]. 国际贸易问题, 2007(7): 113-118.

[36] Li K W. China's total factor productivity estimates by region, investment sources and ownership[J]. Economic Systems, 2009, 33(3): 213-230.

[37] 张欢, 徐康宁, 孙文远. 城镇化、教育质量与中等收入陷阱——基于跨国面板数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(5): 40-58.

[38] 宋维佳, 许宏伟. 对外直接投资区位选择影响因素研究[J]. 财经问题研究, 2012(10): 44-50.

[39] LIND J T, MEHLUM H. With or without U? the appropriate test for a U-shaped relationship[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2010, 72(1): 109-118.

[40] 陈秋霖, 许多, 周羿. 人口老龄化背景下人工智能的劳动力替代效应——基于跨国面板数据和中国省级面板数据的分析[J]. 中国人口科学, 2018(6): 30-42, 126-127.

[41] 封进, 李雨婷. 人口老龄化与企业进入: 基于中国地级市的研究[J]. 世界经济, 2023, 46(4): 170-191.

[42] 王正位, 李梦云, 廖理, 等. 人口老龄化与区域创业水平——基于启信宝创业大数据的研究[J]. 金融研究, 2022(2): 80-97.

[43] 李兵, 任远. 人口结构是怎样影响经常账户不平衡的? ——以第二次世界大战为工具变量的经验证据[J]. 经济研究, 2015, 50(10): 119-133.

[44] 汪伟. 计划生育政策的储蓄与增长效应: 理论与中国的经验分析[J]. 经济研究, 2010, 45(10): 63-77.

[45] 李伯重. 气候变化与中国历史上人口的几次大起大落[J]. 人口研究, 1999(1): 15-19.

[46] 王艳君, 景丞, 曹丽格, 等. 全球升温控制在 1.5℃ 和 2.0℃ 时中国分省人口格局[J]. 气候变化研究进展, 2017, 13(4): 327-336.

[47] 宋佳莹, 高传胜. 人口老龄化与中国居民收入差距: 影响与机制分析——基于共同富裕背景下再分配视域的实证研究[J]. 西北人口, 2022, 43(4): 104-117.

[48] 许和连, 邓玉萍. 外商直接投资导致了中国的环境污染吗? ——基于中国省际面板数据的空间计量研究[J]. 管理世界, 2012(2): 30-43.

[49] 俞锦, 杨红英, 周大辉, 等. 人口老龄化与企业家精神的时空差异与路径机制——基于省级面板数据的回归模型研究[J]. 经济问题探索, 2020(12): 66-78.

[50] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.

[51] 林伟鹏, 冯保艺. 管理学领域的曲线效应及统计检验方法[J]. 南开管理评论, 2022, 25(1): 155-166.

(下转第 95 页)