

老龄化抑制了“一带一路”绿色全要素生产率的提升吗

——基于创新和医疗的视角

武宵旭 葛鹏飞 徐璋勇

(西北大学 中国西部经济发展研究中心/经济管理学院 陕西 西安 710127)

[摘要] 以“一带一路”跨国面板数据为样本,研究了老龄化对绿色TFP的直接影响,以及在创新和医疗中介下的间接影响。研究表明,老龄化会显著抑制绿色TFP增长,且抑制作用随老龄化的加剧而加深。中介效应发现,老龄化可通过提高基础创新来缓解对绿色TFP的负向影响,通过应用创新、个人医疗和公共医疗进一步阻碍绿色TFP的提升,但影响方式存在差异性。重视基础创新的知识溢出,优化应用创新人才的年龄结构,改善医疗资源配置效率,是破解既有问题的关键。

[关键词] 老龄化 绿色全要素生产率 创新中介 医疗中介 “一带一路”

[中图分类号] F061.1 J924.3

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2018)03-0011-14

Does Aging Hinder the Promotion of the Green TFP of the Belt and Road Initiative

----- From the Perspectives of Innovation and Medical Care

WU Xiao-xu, GE Peng-fei, XU Zhang-yong

(Center for Studies of China Western Economic Development/School

of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China)

Abstract: Taking the panel data of the Belt and Road initiatives as the sample, this paper implements an empirical analysis of the direct influence of aging on the green TFP, as well as the mediate indirect influence of the innovation and medical. The results show that aging will significantly inhibit the growth of green TFP, and the inhibition will be deepened with the increasing degree of aging. Mediating effects reflect that aging can mitigate the negative impact by improving basic innovation, but a further inhibition through different patterns of application innovation, personal medical care and public health care. The keys to settling existing problems include the regard of the knowledge spillover of basic innovation, the optimization of the age structure of innovative talents and

[收稿日期] 2018-02-22

[基金项目] 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“丝绸之路经济带战略背景下西部地区金融资源配置效率提升研究”(16JJD790048), 西北大学研究生自主创新项目“金融发展、创新异质性与“一带一路”绿色全要素生产率提升”(YZZ17010)

[作者简介] 武宵旭(1992-),女,陕西榆林人,西北大学中国西部经济发展研究中心/经济管理学院博士研究生,主要研究方向是经济增长、人口经济;葛鹏飞(1985-),男,河北石家庄人,西北大学中国西部经济发展研究中心/经济管理学院博士研究生,主要研究方向是生产率分析与经济增长;徐璋勇(1964-),男,陕西西安人,西北大学中国西部经济发展研究中心教授,经济学博士,主要研究方向是中国金融改革与发展。

the improvement of medical resources allocation efficiency.

Key Words: aging; green total factor productivity; innovation intermediary; medical intermediary; the Belt and Road initiatives

一、引言

随着环境恶化对人类生活造成的负面影响越来越大,实现绿色发展已经成为国际社会的共识。根据耶鲁大学发布的《2016年环境绩效指数报告》,我们发现,“一带一路”国家绿色发展现状不容乐观,虽然沿线国家的平均经济增长率高于世界同期,但其二氧化碳排放强度是其他国家的两倍有余,总排放量约占到全球排放量的一半,年均排放增长率比同期世界平均高出1.08个百分点。由此,如何实现经济社会发展和生态环境保护协同共进,构建绿色丝绸之路,已成为“一带一路”国家经济实现发展转型的题中之义。^①

“一带一路”国家的绿色发展不仅面临来自资源与环境的压力,还有来自伴随社会与经济发展而出现的人口老龄化问题。世界银行数据库统计显示,沿线国家的老龄化呈不断上升趋势,65岁及以上老年人口占总人口的比重从1995年的8.10%上升到了2012年的10.11%。其中,沿线欧洲国家的老龄化程度在2012年更是高达15.75%,超出世界平均水平约7.5个百分点。^②经验告诉我们,持续加速的人口老龄化不仅会减少劳动力供给量,而且会通过改变人力资本结构影响国家的创新能力,给创新驱动绿色发展带来不确定性(郭熙保等,2013)^③。另外,不断激增的老年人数量,直接导致社会负担的增加。不断增加的养老金和医疗成本将由日益缩小的劳动力来承担(翟振武、郑睿臻,2016)^④,不仅会给政府、企业以及家庭带来巨大压力,而且会通过影响资源的配置,对绿色发展产生间接影响。

根据经典增长理论,全要素生产率(TFP)是衡量经济发展质量的核心指标。作为传统TFP的延伸,绿色全要素生产率(绿色TFP)可以度量环境资源约束下经济的绿色发展状况。那么,老龄化是否会导致绿色TFP的降低,进而影响经济的绿色转型?随着年龄结构的老化,未来的老龄化社会是否会缺乏创新能力,是否会加重社会的养老医疗负担?也就是老龄化在创新和医疗的作用下,对绿色发展的影响机制如何?这一系列疑问正是本文研究的起点和重点。

当前,有关老龄化的研究文献众多,但鲜有文献从绿色发展角度,研究老龄化对绿色TFP的直接影响,以及在创新和医疗的中介作用下对绿色TFP的

间接影响。而且,纵观“一带一路”的文献,主要从宏观战略和地缘政治(李晓、李俊久,2015)^⑤、经贸领域和投资合作(孙楚仁等,2017)^⑥以及关系治理视角(陈伟光、王燕,2016)^⑦等方面展开,这些研究对“一带一路”倡议都起到重要的推动作用,但就老龄化方面的议题,尚未有学者展开讨论。

基于此,本文研究的核心问题是,以“一带一路”国家为样本,探讨老龄化对绿色TFP的影响,以及创新和医疗的中介效应。本文的边际贡献在于:(1)从理论上分析了老龄化与绿色全要素生产率的关系,丰富了有关老龄化的研究文献;(2)基于创新驱动绿色发展,医疗卫生保障老龄社会的健康人力资本的现实,从创新和医疗的角度,厘清老龄化对绿色TFP的影响机制。我们的研究,为在老龄社会实施创新驱动、优化医疗资源、提升经济绿色发展水平提供了经验证据。

二、文献综述与理论分析

绿色TFP是指在环境资源约束下的TFP,而TFP增长分为要素配置效率的增长和技术进步两方面。因此,探讨老龄化对绿色TFP的影响,可以从要素配置效率(劳动要素和资本要素)、技术进步和“绿色”(即环境)三方面展开。

(一)老龄化对TFP的影响

1.老龄化对劳动要素的影响。第一,老龄化降低了劳动生产率,产生劳动生产率效应。首先,老龄化会造成劳动力稀缺,影响劳动力供给,使得劳动力成本上升。在单位劳动产出不变的情况下,单位劳动净产出减少,不利于社会总产出的增加。其次,随着人口结构的老龄化,劳动力本身的素质会产生相应的退化,具体表现为工作积极性降低,体力和耐力下降,反应时间过长,感官敏锐度下降等(Verhaeghe and Salthouse,1997)^⑧,进而损害劳动生产率的提高(Shephard,2000;Roger and Wasmer,2011)^⑨。第二,老龄化提高了劳动生产率,具有人力资本积累效应。医疗技术的进步,延长了老年劳动力的工作年限,使得具有丰富工作经验的劳动力占比不断增加。相较于刚参加工作的年轻劳动者,成熟劳动力通过“干中学”所获取的专业知识和实践经验可更有效地作用于生产和服务,促进产业结构由劳动密集型向技术和知识密集型转型(蔡昉、王美艳,2012)^⑩。“家有一老如有一宝”,老年劳动

者通过将知识和经验融会贯通,运用于企业新产品和新技术的研发,有效促进生产率的提高(Bloom and Sousapoza, 2013)^[10]。

2.老龄化对资本要素的影响。第一,老龄化会带来资本形成效应。根据生命周期理论,理性人为保障整个生命周期的效用水平,会平滑自己一生的消费,以保障个体退休后生活预期的稳定性,因此,其储蓄会随着年龄的增长呈倒“U”型。对于一个国家或地区而言,老年抚养比上升会增加总体储蓄率。由寿命延长带来的“未雨绸缪”的储蓄动机,使得居民储蓄率进一步提升(Masom and Lee, 2006)^[11]。老龄化会影响到一国的资本形成,通过提高未来储蓄水平促进一国高投资、高资本的形成,从而对TFP产生积极影响(Bloom et al., 2003; Bloom et al., 2007)^[12, 13]。第二,老龄化会带来抚养负担效应。在一个日益老化的经济体中,人口老龄化加剧会消耗当期储蓄,减少整个社会的投资和资本供给。其中,最为典型的就是快速增长的医疗支出和社会保障支出,会给政府带来沉重的财政负担,对TFP的提升造成长期不利影响(Hashimoto and Tabata, 2010)^[14]。

3.老龄化对技术进步的作用。一方面,人口老龄化不利于技术进步。首先,技术进步的时滞性使得老年劳动力在有生之年并不能享受技术进步所带来的收益。其次,由于老年劳动者在体力以及反应速度等方面均存在诸多局限,相比于初始人力资本存量较大的年轻劳动力,这一局限性意味着老年劳动力要付出更多的闲暇时间和精力去学习、开发、运用新技术。因此,他们在主观上可能并不支持开发与使用新技术,进而降低了技术进步的速度。另一方面,老龄化促进了技术进步。在知识密集型产业中,劳动力认知水平的提高以及长期的实践经验对该行业的影响更为深远。老年劳动力不仅可以利用过往的经验和“干中学”获得更为深刻的理解,而且可以通过对年轻劳动力的指导和帮助,进行技术扩散,产生协同效应(Gobel and Zwick, 2013)^[15],间接推动技术进步和技术创新。此外,预期寿命的延长,使得家庭有更多精力去抚育和培养后代,提高了家庭的整体素质,促进了技术的进步(孟琪, 2014)^[16]。

4.老龄化与TFP的经验研究。现有的经验研究表明,老龄化对TFP的影响存在争议。一些研究表明,老龄化对TFP的增长有负面影响。欧洲和美国的劳动力老龄化降低了劳动生产率的增长,进而抑制了TFP的增长(袁丹、雷宏振, 2014; 陈宇学,

2014)^[17, 18]。蔡昉(2013)^[19]通过案例研究发现,中国人口老龄化的负面影响强度远高于世界平均水平和OECD国家的平均水平。另一些研究表明,老龄化并不必然阻碍TFP的增长。具有高技能的劳动力对TFP有着积极的驱动作用(Ang and Madsen, 2015; 孙一茵等, 2017)^[20, 21]。人口老龄化带来的二次“人口红利”可以提高未来储蓄率以及提升劳动者素质,进而提高TFP(Mason and Lee, 2006)^[11]。研究对象、样本选择、模型设定等方面的差异,使得学术界在有关老龄化与TFP的关系上尚未形成一致的观点。

(二)老龄化对环境的影响

1.老龄化对环境影响的理论分析。从生产角度来看,一方面,老龄化通过劳动力技术替代效应,迫使原先高度依赖劳动力的粗放型增长方式向增加科技投入和管理创新等要素的集约型增长方式转变,促进环境质量的改善(Scarath, 2003; 汪伟, 2016)^[22, 23]。老龄化带来的劳动力成本上升,不仅会“倒逼”企业进行技术创新,提高能源利用率,减少污染排放(汪伟等, 2015)^[24],而且通过催生医疗、护理和看护等老龄产业的发展,降低能源消耗。另一方面,根据环境库兹涅茨曲线原理,经济发展是实现环境质量改善的重要保证。人口老龄化意味着劳动力供给的规模与速度下降,劳动生产率下降,经济发展动力不足,进而导致经济增长停滞、环境质量恶化的“双重陷阱”。

从消费角度来看,老龄化会改变原有人口年龄结构下的消费需求和消费习惯,对环境质量造成正反两方面的影响。就积极方面而言,老年劳动力的消费活动范围较小、频率更低,且不会再将大部分收入投入住宅等高能耗、高排放的行业,因而能源消耗也较低。而且,相比于青壮年劳动力,老年劳动力更崇尚健康低碳环保的生活方式,且普遍具有较高的资源节约和循环利用意识。比如,老年人更倾向于乘坐公共交通工具,该行为有利于减少交通能源消耗和缩减通勤时间,有利于环境质量的改善(Kronenberg, 2009)^[25]。就消极方面而言,老龄化会增加电力、取暖、医疗、照料等需求。在老龄社会,家庭趋于小型化会刺激消费,诸如增加住房取暖和空调的能源消耗,造成污染排放的增长(O'Neill and Chen, 2002)^[26]。

2.老龄化与环境的经验研究。Dalton et al.(2008)研究发现,美国人口老龄化减少了二氧化碳的长期排放量。Ono and Maeda(2001)则认为,老龄化对环

境的正负效应由相对风险厌恶程度衡量的效用函数的斜率决定。有学者利用上海市的数据,发现老龄化主要是通过消费渠道增加了碳排放。范洪敏和穆怀忠(2017)基于生产渠道的研究发现,老龄化可能会导致劳动生产率下降,进而不利于环境质量的改善,但老龄化也通过促进产业结构优化、实现劳动力技术替代、降低社会整体消费水平、增强居民环保意识和践行环保行为等路径改善了环境质量。

(三)中介效应机制

老龄化对绿色 TFP 有着直接影响的同时,也会通过创新和医疗的中介效应产生间接影响。原因在于,从“粗放式”经济发展方式向绿色经济转型的关键在于技术进步和创新驱动(洪银兴,2011)。老龄人口的持续增加,不仅会减少劳动力供给量,而且通过改变人力资本结构,影响国家的创新能力,给创新驱动绿色发展带来不确定性。此外,老龄人口规模的扩大,还会通过快速增长的医疗支出和社会保障支出,加重社会负担(Hashimoto and Tabata,2010),影响资源的配置,对绿色发展造成间接影响。

1.创新中介效应。老龄化对创新的影响,一方面,老龄化会通过削弱人力资本积累而对创新产生负面影响。一般而言,劳动者体力和智力的高峰期都出现在青年和中年时期(Henseke and Tiving,2008),这个阶段的劳动力能够较为迅速的接受新知识和新技术,而老年人在这方面表现较差。虽然老年劳动力可以通过“干中学”以及在职培训等途径来增加人力资本投资,但随着年龄上升,个人的学习能力以及学习动力均会出现不同程度的下降。因此,随着老年人口在劳动人口中比重的增大,整个社会的人力资本存量趋于减少,创新能力减弱。

但是,从另一方面来说,老龄化对创新也有正向影响。老年劳动力由于在职时间更长,技术水平更为成熟,经验更为丰富,由此他们可能产生更多的技术发明和工艺革新,促进生产率的提高(Ang and Madsen,2015)^[20]。以诺贝尔奖获得者为例,在过去的一个世纪里,由于知识难度的增加和获得最终学位时间的延长,其年龄中位数明显增加,老龄化并不会阻碍人类发明创新的脚步(翟振武、郑睿臻,2016)^[21]。

2.医疗中介效应。健康作为人力资本的重要组成部分,对微观个体而言,有助于增加其从事市场和非市场活动的时间,提高收入水平和福利水平,对宏观经济而言,提高人力资本存量质量是经济增长的

重要源泉。人们对老龄化社会的一个普遍担忧在于较重的照料、医疗、养老等负担。随着老龄人口寿命的延长以及健康状况的变坏,特别是罹患慢性病人口的增加,可能造成医疗费用的大幅上升,加大医疗保险基金的支付风险(朱波、周卓儒,2010)。老龄化是否必然会导致医疗卫生支出的增加呢?对此问题,理论界仍然存在争议。部分学者认为,老龄人口的总体健康状况欠佳,且随着年龄的增长,其患病的风险也不断增加,健康状况越来越差,这将导致老龄人口对医疗卫生服务的需求明显高于幼童和青壮年劳力。而且,老年人口健康折旧率的增加、收入水平的提高、社会保障制度的完善以及人们对健康生活的追求,都会加大老龄人口对医疗卫生服务的需求。因此,老龄化的加剧会加大医疗费用的开支。也有学者研究认为,老龄人口收入、医疗资源的供给和社会保障体系等各方面因素的制约,会影响医疗资源的配置。老龄人口对医疗卫生服务的潜在需求是否能切实转化为实际需求尚不明确,很可能出现老龄人口的医疗卫生服务需求并没有得到有效满足的情况(余央央,2011)。如果医疗资源未能向老龄人口倾斜,则老龄化程度的提高并不一定引致医疗卫生支出的增长。

综合以上分析,现有文献对老龄化的研究众多,为经济发展提供了诸多有益的参考与启发,但既有研究存在以下不足:(1)已有文献虽然讨论了老龄化对 TFP 的影响,也分析了老龄化对环境质量的影响,但忽略了 TFP 和环境的协调,尚未把三者放到统一的框架下进行研究;(2)既有文献的研究视角较为单一,很少关注创新和医疗的中介机制效应。因此,本文聚焦于老龄化对环境资源约束下的绿色 TFP 的直接影响,并通过创新中介和医疗中介探讨老龄化对绿色 TFP 的间接影响机制。

三、模型构建与变量说明

(一)模型构建

1.人口老龄化对绿色 TFP 影响的基本检验。为了研究老龄化对“一带一路”沿线国家绿色 TFP 的影响,本文构建控制个体和时间的双向固定效应模型:一方面,可以排除不随时间变化的个体,由于不可观测因素造成的遗漏变量引起的内生性问题;另一方面,可以排除时间效应带来的影响。计量模型如下:

$$LN\text{GTFP}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{AGING}_{it} + \beta \text{CTRL}_{it} + \text{CTRY}_i + \text{YEAR}_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标 i 和 t 分别代表国家和时间, CTRY

表示不可观测的个体固定效应, $YEAR$ 表示时间固定效应, ε 是随机误差项。被解释变量 $LNGTFP$ 表示沿线国家的绿色 TFP , 解释变量 $AGING$ 代表老龄化程度。 $AGING$ 的系数是本文关注的核心, 若该系数显著小于 0, 意味着老龄化对沿线国家绿色 TFP 发展具有抑制作用, 反之则有促进作用。 $CTRL$ 为控制变量, β 表示控制变量的系数向量。根据现有研究文献, 并结合数据的可获得性, 我们选取政府行为 (GOV)、工业化程度 (IND)、信息化水平 (NET)、信贷支持 (CRD)、对外开放程度 (TRD)、利用外资水平 (FDI) 等一系列经济发展的宏观指标作为控制变量。

2. 人口老龄化对绿色 TFP 的中介效应检验。借助中介效应模型, 通过选取创新和医疗中介变量来分析老龄化对绿色 TFP 的间接影响。中介效应模型将解释变量 X 对被解释变量 Y 的影响分解为 X 对 Y 的直接影响, 以及 X 通过中介变量 M 对 Y 产生的间接影响。其中, 中介变量 M 解释了 X 对 Y 发生间接作用的内部传导机制。该效应的检验步骤为: 第一步, 构造 X 与 Y 的回归方程, 检验 X 与 Y 之间是否具有稳定关系。如果解释变量 X 的系数显著, 则说明二者具有稳健的关系, 并进行第二步检验; 否则, 中介效应无从谈起。第二步, 构建 X 对中介变量 M 的回归方程, 如果 X 的系数显著, 进行下一步。第三步, 构建 X 、 M 与 Y 的回归方程, 如果 X 和 M 的系数均显著, 则为部分中介效应; 如果 X 的系数不显著, M 的系数显著, 则为完全中介效应。本文所构造的中介效应模型中, X 为老龄化, M 为创新或医疗, Y 为绿色 TFP 。参照 Baron and Kenny (1986)^[5] 的方法, 本文分别就创新中介和医疗中介建立如下中介效应模型:

$$LNGTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 AGING_{it} + \beta CTRL_{it} + CTRY_{it} + YEAR_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (2)$$

$$INNOV_{it} = \phi_0 + \phi_1 AGING_{it} + \phi_2 CTRL_{it} + CTRY_{it} + YEAR_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (3)$$

$$LNGTFP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 AGING_{it} + \lambda_2 INNOV_{it} + \lambda_3 CTRL_{it} + CTRY_{it} + YEAR_{it} + \varepsilon_{3it} \quad (4)$$

其中 α_1 是 X 对 Y 的总效应, λ_1 为 X 对 Y 的直接效应, $\phi_1 \times \lambda_2$ 是通过 M 传导的中介效应。有别于以往研究, 本文充分考虑到基础创新 ($BAIN$) 和应用创

新 ($APIN$) 对绿色 TFP 影响的差异性。因此, 式 (3) 中的 $INNOV$ 具体分为 $BAIN$ 和 $APIN$ 。

同理, 构造老龄化对绿色 TFP 的医疗中介效应模型:

$$MED_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 AGING_{it} + \varphi_2 CTRL_{it} + CTRY_{it} + YEAR_{it} + \varepsilon_{4it} \quad (5)$$

$$LNGTFP_{it} = \eta_0 + \eta_1 AGING_{it} + \eta_2 MED_{it} + \eta_3 CTRL_{it} + YEAR_{it} + \varepsilon_{5it} \quad (6)$$

为深入研究不同的医疗支出类型对绿色 TFP 的影响状况, 本文将医疗支出划分为个人医疗支出 ($PRME$) 和公共医疗支出 ($PUME$), 以考察异质性医疗中介效应。其中, 个人医疗支出是居民的支出, 主要目的是帮助恢复和改善个人的健康状况; 公共医疗支出由政府 (中央和地方) 来提供, 包括政府的经常性支出和资本支出、外部借款和赠款 (包括国际机构和非政府组织的捐赠) 以及社会 (或强制) 医疗保险基金。

(二) 变量说明

本文构建了“一带一路”国家的跨国面板数据, 为了保证数据统计口径的一致性, 使用的所有数据均来自于世界银行数据库。当前, 普遍认为“一带一路”沿线国家共 65 个, 在剔除数据缺失的样本后, 最终确定 42 个国家作为研究样本。由于世界银行数据库更新有滞后性, 碳排放的最新数据为 2012 年。因此, 本文研究样本的时间跨度为 1995–2012 年。

1. 被解释变量: 绿色全要素生产率 ($LNGTFP$)。本文使用基于松弛变量的方向性距离函数 $SBM-DDF$ 模型的 Malmquist-Luenberger 生产率指数, 测算沿线国家绿色 TFP 增长率, 并以基期为 1 计算逐年累积值来表示绿色全要素生产率。

(1) $SBM-DDF$ 模型同时考虑期望产出的增加和非期望产出的减少, 并将投入和产出的松弛效应纳入到生产率的分析框架中, 更加符合经济系统的实际生产过程。此外, SBM 方向性距离函数有明确的对偶规划, 能从经济意义上得到很好的解释 (Fukuyama and Weber, 2009)。本文依据 Fukuyama and Weber (2009) 的方法, 设定 $SBM-DDF$ 模型如下:

$$\begin{aligned} & \vec{S}_V(x^t, k^t, y^t, k^t, b^t, k^t, g^x, g^y, g^b) = \\ & \max_{s^x, s^y, s^b, \lambda} \left\{ \frac{\frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \frac{S_m^x}{g_m^x} + \frac{1}{N+L} \left(\sum_{n=1}^N \frac{S_n^y}{g_n^y} + \sum_{l=1}^L \frac{S_l^b}{g_l^b} \right)}{2} : x_{k^t m}^t = \sum_{k=1}^K \lambda_k^t x_{km}^t + s_m^x, \forall m; y_{k^t n}^t = \sum_{k=1}^K \lambda_k^t y_{kn}^t - s_n^y, \forall n; \right. \\ & \left. b_{k^t l}^t = \sum_{k=1}^K \lambda_k^t b_{kl}^t + s_l^b, \forall l; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t = 1, \lambda_k^t \geq 0, \forall k; s_n^x \geq 0, \forall n; s_m^y \geq 0, \forall m; s_l^b \geq 0, \forall l \right\} \quad (7) \end{aligned}$$

在上述规划表达式中 \vec{S}_i^t 代表 VRS 下的 DDF, 若去掉权重变量和为 1 的约束条件, 最优目标函数值则变为 CRS 下的 DDF, 用 \vec{S}_i^t 表示。 $(x^{t,k'}, \theta^{t,k'}, b^{t,k'})$ 代表每个经济体 k' 生产的投入和产出向量 ($g^x \in R_m^+, g^y \in R_n^+, g^b \in R_l^+$) 分别表示投入压缩、期望产出扩张和非期望产出压缩的正方向向量, 而 (s_m^x, s_n^y, s_l^b) 则表示投入和产出的松弛变量。

(2) Malmquist-Luenberger (ML) 生产率指数。基于 SBM-DDF 模型, 根据 Chung et al. (1997) 的设定, ML 指数在 t 期和 $t+1$ 期之间的生产率为:

$$ML_i^{t+1} = \left\{ \frac{[1 + \vec{S}_0^t(x^t, \theta^t, b^t, g^t)]}{[1 + \vec{S}_0^t(x^{t+1}, \theta^{t+1}, b^{t+1}, g^{t+1})]} \times \frac{[1 + \vec{S}_0^{t+1}(x^t, \theta^t, b^t, g^t)]}{[1 + \vec{S}_0^{t+1}(x^{t+1}, \theta^{t+1}, b^{t+1}, g^{t+1})]} \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (8)$$

ML 的值通过序列 DEA 求解方向性距离函数得到, 求解所需的投入产出变量包括期望产出 GDP、非期望产出碳排放总量、投入要素劳动力、资本存量、能源投入。

2. 核心解释变量: 老龄化程度 (AGING)。依照联合国规定, 使用各个国家 65 岁以上人口占总人口的比率来衡量。

3. 中介变量。根据上文的理论分析, 本文选择创新 (INNOV) 和医疗 (MED) 作为中介变量。创新中介变量, 具体划分为基础创新 (BAIN) 和应用创新 (APIN)。其中, 基础创新以每百人论文数来衡量, 应用创新以每百人专利申请数来衡量。医疗中介变量, 分为个人医疗 (PRME) 和公共医疗 (PUME)。其中, 个人医疗用个人医疗卫生支出占 GDP 比重表示, 公共医疗用公共医疗卫生支出占 GDP 比重表示。

4. 控制变量。政府行为 (GOV) 使用政府一般消费占 GDP 的比例来量化。工业化程度 (IND) 使用工业增加值占 GDP 的比例来衡量。信息化水平 (NET), 使用每百人中互联网用户与总人口的比值来表示。信贷支持 (CRD) 采用国内企业的信贷与 GDP 的比例来表示。对外开放程度 (TRD) 使用以美元为计价单位的进出口总值在 GDP 中的比重来衡量。利用外资水平 (FDI) 采用外国直接投资净流入占 GDP 的比例来度量。

(三) 数据描述与特征事实分析

1. 数据描述。在 1995-2012 年期间, “一带一路”国家的老龄化水平为 9.221%。其中, 希腊的老龄化

程度最为严重, 样本期内均值达到 17.755%, 最大值为 19.796%。分地区来看, 亚洲国家的老龄化均值为 6.083%。其中, 格鲁吉亚老龄化程度最高, 均值为 13.446%; 文莱老龄化程度最低; 中国老龄化程度的均值为 7.229%, 在所有亚洲国家中老龄化程度中排名第 6。欧洲国家的老龄化均值为 14.321%, 其平均老龄化程度是亚洲国家平均老龄化程度的 2.3 倍 (如表 1 所示)。

创新方面, 亚洲国家显著低于欧洲国家, 亚洲国家中只有以色列和新加坡的基础创新和应用创新位列前 10。医疗方面, 无论是公共医疗还是个人医疗, 各个国家均呈现上升趋势。其中, 欧洲国家的公共医疗明显高于亚洲国家。中国作为最大的发展中国家, 在这两方面的指标中均处于中游水平。

表 1 变量的描述性统计

地区	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
整体	LNGTFP	756	0.0194	0.1285	-0.3820	0.4752	0.0174
	AGING	756	0.0922	0.0479	0.0242	0.1980	0.0806
	BAIN	756	0.1310	0.2249	0.0002	1.2053	0.0388
	APIN	756	0.1176	0.2077	0.0000	1.4576	0.0602
	PRME	756	0.0224	0.0122	0.0018	0.0695	0.0199
	PUME	756	0.0314	0.0170	0.0027	0.0707	0.0282
亚洲	LNGTFP	468	0.0282	0.1346	-0.3820	0.4752	0.0178
	AGING	468	0.0608	0.0267	0.0242	0.1470	0.0510
	BAIN	468	0.0898	0.2362	0.0002	1.2053	0.0115
	APIN	468	0.0985	0.2453	0.0000	1.4576	0.0230
	PRME	468	0.0246	0.0128	0.0018	0.0695	0.0235
	PUME	468	0.0213	0.0119	0.0027	0.0670	0.0184
欧洲	LNGTFP	288	0.0051	0.1165	-0.2795	0.4176	0.0120
	AGING	288	0.1432	0.0255	0.0805	0.1980	0.1435
	BAIN	288	0.1979	0.1871	0.0068	1.0560	0.1331
	APIN	288	0.1486	0.1184	0.0113	0.6335	0.1027
	PRME	288	0.0188	0.0103	0.0048	0.0545	0.0162
	PUME	288	0.0477	0.0101	0.0235	0.0707	0.0471

2. 特征事实描述。本文在进行计量回归模型分析之前, 先通过数据的特征事实, 直观地展现老龄化对“一带一路”国家绿色全要素生产率的影响 (见图 1)。根据图 1, 可以看到, 老龄化对绿色 TFP 存在显著的负向影响, 老龄化均值越高的地区, 绿色 TFP 的均值越低。

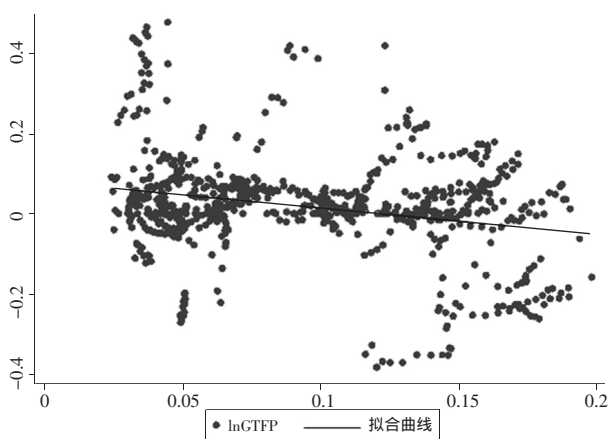


图1 老龄化与绿色TFP的散点图

四、实证分析

(一)老龄化对绿色全要素生产率的影响

本文主要检验老龄化对“一带一路”国家绿色TFP的影响情况。考虑到普通最小二乘(OLS)回归的前提假设是个体扰动项同方差并且不存在序列相关性,而本文的数据可能无法满足这一假设条件。因此,为了校正各国家个体扰动项可能存在的组间异方差及组内自相关对估计结果带来的影响,我们对随机扰动项独立同分布的假设进行放松,使用可行广义最小二乘法(FGLS)对样本进行估计。

1.老龄化对绿色TFP的影响。如表2所示,模型1为不加入控制变量的老龄化对绿色TFP的影响结果,模型2在模型1的基础上,加入了控制变量。可以发现,无论是否加入控制变量,老龄化对绿色TFP都存在显著的负向影响,老龄化每增加1个单位,绿色TFP降低0.693个单位。随后,亚欧分地区结果显示,不管有没有加入控制变量,亚洲和欧洲地区老龄化对绿色TFP的回归系数均显著为负。其中,亚洲地区国家的人口老龄化对绿色TFP的抑制作用明显小于欧洲地区国家,可能的原因在于亚洲国家的人口老龄化程度普遍低于欧洲国家,说明老龄化对绿色TFP的抑制作用随着老龄化程度的加剧而加深。

2.控制变量对绿色TFP的影响。由于估计结果具有较高的稳健性,暂以模型2的估计结果这一完整模型进行分析。(1)政府行为对“一带一路”国家的绿色TFP有抑制作用,说明以政府消费为代表的政府行为对经济的影响存在盲目性和低效性。政府始终不能凌驾于市场之上,更不能代替市场,政府只能作为市场配置资源的有效补充。(2)工业化程度对绿色TFP有着负向影响,对于发展中经济体而言,工业领域产生的碳排放量份额最

大。在某种意义上,由于技术含量低,发展中国家实施的工业化与实现绿色经济发展是相互矛盾的,解决办法在于走高端工业化路线,努力发展科技含量高的低碳工业,逐步淘汰高能耗高污染的工业产业。(3)信息化水平对绿色TFP具有显著的正向影响。互联网用户的增加和信息化水平的提高能够带来信息的有效传递,利用信息技术融合集成、互联互动,减少信息不对称,降低资源错配,促使整个经济体以更高的效率和更低的成本去获取和掌控市场信息,降低企业外部交易成本,提高企业之间的交易效率。(4)信贷支持对绿色TFP有着显著的消极影响。信贷支持绿色TFP的低效性可能源于信贷资金流入到高污染行业,而这些行业在经济发展过程中普遍存在高回报率的特点。(5)对外开放显著降低了绿色TFP。原因可能是,在国际贸易中,“一带一路”沿线国家多以低要素成本嵌入全球价值链,利用其低廉的劳动力发展初级品和传统服务贸易,由此导致的贸易结构失衡使得绿色TFP下降。(6)利用外资水平的影响显著为负。外资的挤出效应挤占了本国企业的投资空间,外资凭借资金、核心技术和管理等垄断优势控制了某些行业和市场,造成国内企业人才流失,不利于经济的长期增长。外资通过产业转移的形式,把污染性的产业转移到本国,虽然提高了本国的经济增长,但也阻碍了本国经济的绿色发展,造成绿色发展水平的下降。

表2 老龄化对绿色TFP影响的基准模型

变量	整体		亚洲		欧洲	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
AGING	-0.616*** (-6.27)	-0.693*** (-2.67)	-0.537*** (-5.09)	-1.262*** (-8.08)	-1.537*** (-35.32)	-2.243*** (-21.21)
GOV		-0.266*** (-5.70)		-0.450*** (-8.46)		-0.081*** (-3.46)
IND		-0.207*** (-7.66)		-0.244*** (-9.32)		-0.400*** (-15.75)
NET		0.088*** (6.11)		0.163*** (18.60)		0.009 (1.32)
CRD		-0.056*** (-10.42)		-0.071*** (-19.53)		0.037*** (8.84)
TRD		-0.027*** (-3.30)		-0.045*** (-9.48)		0.101*** (24.45)
FDI		-0.054*** (-7.90)		-0.045*** (-4.80)		-0.098*** (-9.90)

(续表 2)

CONS	-0.101*** (-3.24)	0.058 (0.98)	0.270*** (9.22)	-0.068** (-2.70)	0.244*** (23.02)	0.406*** (25.86)
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES
CTRY	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	756	756	468	468	288	288

注:***、**、*分别表示统计值在1%、5%、10%的显著性水平下显著,括号内为z统计量

(二)老龄化对绿色全要素生产率影响的中介效应

中介效应模型的估计结果见表3。上文得出老龄化与绿色TFP呈负相关,那么,老龄化在异质性创新和异质性医疗的中介作用下,对绿色TFP影响的差异性如何?根据上文的理论分析,我们通过构建中介效应模型,进一步检验老龄化对绿色TFP的间接影响。

1.创新中介效应。在表3中,模型7和模型8报告了以基础创新为中介变量的估计结果。在模型7中,老龄化对基础创新的回归系数显著为正,表明老龄化对基础创新水平的提高存在正向推动作用。在模型8中,基础创新对绿色TFP的回归系数同样显著为正,说明老龄化可以通过基础创新的正向中介效应来缓解其对绿色TFP的负面影响。从数值上看,老龄化程度每增加1个单位,绿色TFP的增长率会直接降低1.967个单位,同时也会使基础创新提高4.924个单位,从而导致绿色TFP的增长率间接增加1.29个单位。因此,老龄化通过基础创新对绿色TFP的影响整体为-0.677%,其中,直接效应为-1.967%,间接效应为1.29%。

类似的,模型9和模型10报告了以应用创新为中介变量的估计结果。可以看出,老龄化通过应用创新这一中介变量阻碍了绿色TFP的提升。模型9中老龄化对应用创新的估计系数显著为负(-0.167),说明老龄化不利于应用创新。模型10中应用创新对沿线国家绿色TFP具有显著提升作用(0.201)。也就是说,老龄化通过降低应用创新,进一步降低了绿色TFP。应用创新的技术扩散更多依赖于整个社会人力资本存量的增加,而基础创新的产生则要求较高的知识积累、丰富的经验以及长期的培养训练。因此,从某种意义上来说,老龄化促进了基础科研创新的实现。以中国为例,在

科研机构 and 高等院校中,“年长的”教授依旧是科研的带头人。

2.医疗中介效应。老龄化对绿色TFP的直接影响以及通过医疗产生的中介效应,可以通过模型11-14进行检验。模型11和模型12报告了以个人医疗为中介变量的估计结果。在模型11中,老龄化对个人医疗的估计系数显著为负(-0.088),说明老龄化减少了个人医疗支出。模型12中,个人医疗对绿色TFP的回归系数显著为正(1.034),表明个人医疗支出的增加可以促进绿色TFP的提高。因此,老龄化通过减少个人医疗支出的负向中介效应,进一步加剧了对绿色TFP的抑制作用。从数值上来看,老龄化每上升1个单位,绿色TFP的增长率会直接降低0.649个单位,同时也会使个人医疗降低0.088个单位,而个人医疗每降低1个单位,会使绿色TFP的增长率降低1.034个单位,进而造成老龄化对绿色TFP的负面影响间接增加-0.0910个单位。虽然个人医疗的高效性对绿色TFP具有积极影响,但由于老龄人口的个人医疗意愿较低,因而个人医疗的中介效应为负。

模型13和模型14报告了以公共医疗为中介变量的估计结果。从模型13可以看出,老龄化对公共医疗有正向影响,回归系数为0.079且在1%的水平上显著。也就是说,随着老龄化程度加深,政府所负担的公共医疗支出将不断增加。在模型14中,老龄化和公共医疗对绿色TFP的回归系数均显著为负。这说明,老龄化不仅对绿色TFP有直接的抑制作用(-0.616),而且同时会通过公共医疗(-0.738)这一媒介进一步加剧对绿色TFP的抑制作用。回归结果表明,在公共医疗领域中存在过度医疗、医疗资源配置低效等现象。中国新农合缴费数额的不断上涨,也从侧面印证了公共医疗的资源浪费和资源配置低效性。

上述结果表明,老龄化在对“一带一路”国家绿色TFP产生抑制作用的同时,通过基础创新缓解了该抑制作用,而通过应用创新、公共医疗和个人医疗的中介效应,进一步降低了绿色TFP的增长。因此,在老龄化程度不断加剧的背景下,创新驱动经济绿色发展要重视基础科研的推动作用,改善老龄化对应用创新的消极影响。同时,优化公私医疗结构,努力提高公共医疗的利用效率。

表3 创新异质性、医疗异质性的中介效应分析

变量	基础创新	绿色 TFP	应用创新	绿色 TFP	个人医疗	绿色 TFP	公共医疗	绿色 TFP
	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14
<i>AGING</i>	4.924*** (51.23)	-1.967*** (-9.20)	-0.167*** (-3.13)	-0.762*** (-2.83)	-0.088*** (-6.07)	-0.649*** (-2.80)	0.079*** (5.41)	-0.616** (-2.40)
<i>BAIN</i>		0.262*** (22.80)						
<i>APIN</i>				0.201*** (8.55)				
<i>PRME</i>						1.034*** (6.05)		
<i>PUME</i>								-0.738*** (-3.49)
<i>GOV</i>	0.133*** (7.26)	-0.314*** (-8.11)	-0.019* (-1.82)	-0.274*** (-5.65)	0.014*** (4.16)	-0.255*** (-5.55)	0.101*** (22.74)	-0.178*** (-3.30)
<i>IND</i>	-0.302*** (-40.83)	-0.117*** (-4.42)	-0.266*** (-48.71)	-0.151*** (-5.39)	-0.014*** (-5.80)	-0.191*** (-7.07)	-0.001 (-0.59)	-0.206*** (-7.94)
<i>NET</i>	0.326*** (56.82)	0.001 (0.07)	0.067*** (27.39)	0.069*** (4.40)	0.004*** (6.34)	0.080*** (5.11)	-0.002 (-1.12)	0.088*** (6.10)
<i>CRD</i>	0.009*** (3.09)	-0.060*** (-13.44)	-0.013*** (-8.97)	-0.053*** (-9.00)	-0.001*** (-3.70)	-0.053*** (-8.84)	0.001* (1.65)	-0.055*** (-10.18)
<i>TRD</i>	0.088*** (50.96)	-0.051*** (-7.82)	0.015*** (10.94)	-0.034*** (-3.64)	-0.001** (-2.57)	-0.027*** (-3.41)	0.001 (1.09)	-0.025*** (-3.16)
<i>FDI</i>	0.000 (0.01)	-0.062*** (-13.33)	0.023*** (8.96)	-0.057*** (-7.65)	0.005*** (8.18)	-0.059*** (-7.66)	-0.004 (-1.18)	-0.056*** (-8.33)
<i>CONS</i>	-0.107** (-2.01)	0.254*** (5.01)	0.163*** (14.87)	0.234*** (4.44)	0.043*** (14.12)	0.024 (0.44)	-0.013*** (-5.28)	0.056 (0.97)
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>CTRY</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	756	756	756	756	756	756	756	756

注:同表2

(三)创新中介效应的地区差异

在跨国研究中我们可以发现这样的事实,老龄化问题因地域经济体的发展水平以及所处地理位置而呈现不同特征。因此,为进一步分析老龄化对绿色TFP影响的地区差异性,我们将观测样本按照地理位置划分为亚洲和欧洲,进行分组回归。

表4给出了亚洲和欧洲的回归结果。首先,可以看到,亚洲和欧洲的老龄化对基础创新的影响系数都显著为正,说明亚欧地区的老龄化均促进了基础创新的增长。同时,亚欧地区的老龄化和基础创新对绿色TFP的回归系数都通过了至少10%的显著性检验,说明无论是在亚洲还是欧洲,均存在部分中介

效应,老龄化可以通过提高基础创新能力来缓解对绿色TFP的抑制作用。对比系数不难看出,基础创新对亚洲国家绿色TFP的促进作用明显要高于对欧洲国家绿色TFP的促进作用(0.410>0.099)。

其次,对比亚洲和欧洲老龄化对应用创新的影响可以发现,在亚洲,老龄化对应用创新的回归系数(3.498)和应用创新对绿色TFP的影响系数(0.327)均通过了1%的显著性检验,而老龄化对绿色TFP的回归系数变得不显著,说明就亚洲国家而言,应用创新对绿色TFP存在正向的完全中介效应。与之不同,欧洲国家不存在应用创新的中介效应(模型21),即老龄化没有通过应用创新阻碍绿色

TFP的提高。总体而言,老龄化除了对欧洲的应用创新有不明显的抑制作用外,对亚欧的基础创新和应用创新均有不同程度的促进作用。不同类别的创新

形式对绿色 TFP 的促进作用有所不同,基础创新和应用创新对亚洲国家的中介缓解作用均明显高于欧洲国家。

表4 创新异质性中介效应的亚欧对比分析

变量	亚洲				欧洲			
	基础创新	绿色 TFP	应用创新	绿色 TFP	基础创新	绿色 TFP	应用创新	绿色 TFP
	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18	模型 19	模型 20	模型 21	模型 22
AGING	5.454*** (59.98)	-1.063*** (-3.85)	3.498*** (35.27)	-0.129 (-0.54)	5.226*** (23.34)	-2.766*** (-18.89)	-0.124 (-1.59)	-2.305*** (-15.43)
BAIN		0.410*** (28.62)				0.099*** (15.16)		
APIN				0.327*** (21.08)				-0.118*** (-7.72)
GOV	-0.415*** (-24.93)	-0.199*** (-4.98)	-0.354*** (-23.06)	-0.268*** (-7.49)	0.709*** (16.28)	-0.176*** (-6.15)	-0.086*** (-6.30)	-0.091*** (-3.70)
IND	-0.494*** (-40.33)	0.001 (0.07)	-0.528*** (-61.42)	-0.044*** (-2.73)	0.052 (1.51)	-0.402*** (-10.75)	0.165*** (14.15)	-0.373*** (-13.84)
NET	0.351*** (87.49)	0.020** (2.33)	0.398*** (67.89)	0.033*** (4.87)	0.315*** (26.59)	-0.029*** (-4.14)	-0.139*** (-22.87)	-0.005 (-0.66)
CRD	0.010*** (5.82)	-0.069*** (-11.52)	-0.032*** (-14.34)	-0.060*** (-10.78)	0.033*** (5.24)	0.027*** (4.83)	0.080*** (28.83)	0.047*** (9.74)
TRD	0.072*** (35.33)	-0.080*** (-13.43)	0.117*** (41.62)	-0.087*** (-16.19)	0.133*** (21.92)	0.083*** (16.88)	-0.162*** (-42.57)	0.081*** (16.19)
FDI	0.018*** (6.26)	-0.067*** (-6.26)	0.005 (1.35)	-0.046*** (-4.05)	-0.097*** (-6.93)	-0.088*** (-9.83)	0.072*** (10.92)	-0.088*** (-8.65)
CONS	0.162*** (12.44)	0.452*** (15.90)	0.468*** (9.72)	-0.089*** (-3.32)	-0.990*** (-25.55)	0.515*** (23.20)	0.142*** (10.62)	0.428*** (23.07)
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
CTRY	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	468	468	468	468	288	288	288	288

注:同表2

(四)医疗中介效应的地区差异

表5报告了个人医疗和公共医疗对绿色 TFP 影响情况的亚欧差异。根据回归结果,首先,无论是亚洲还是欧洲,老龄化对个人医疗支出的估计系数显著为负,对公共医疗支出的估计系数显著为正。从数值上看,亚洲和欧洲国家的个人医疗的回归系数分别为-0.030和-0.444,公共医疗的回归系数分别为0.089和0.240,且均在1%的水平上显著。这说明,老龄化确实增加了公共医疗的支出,降低了个人医疗卫生的支出。

其次,在有关亚欧国家个人医疗和公共医疗的中介效应方程中,可以发现,亚欧国家的个人医疗支出和公共医疗支出对绿色 TFP 存在截然相反的影响。

就个人医疗而言,亚欧都存在部分中介效应,但亚洲国家的个人医疗支出对绿色 TFP 的影响显著为正,欧洲国家则显著为负。就公共医疗而言,亚洲国家的公共医疗支出对绿色 TFP 存在显著的负向影响,欧洲国家的公共医疗支出对绿色 TFP 的影响则显著为正。总之,亚洲国家的个人医疗和公共医疗的中介效应均为负,欧洲国家的个人医疗和公共医疗的中介效应均为正。也就是说,亚洲国家的老龄化通过个人医疗和公共医疗的负向中介效应加剧了其绿色 TFP 提升的阻碍作用,而欧洲国家则通过个人医疗和公共医疗的正向中介效应缓解了老龄化对绿色 TFP 的抑制效应。

表5 医疗异质性中介效应的亚欧对比分析

变量	亚洲				欧洲			
	个人医疗	绿色 TFP	公共医疗	绿色 TFP	个人医疗	绿色 TFP	公共医疗	绿色 TFP
	模型 23	模型 24	模型 25	模型 26	模型 27	模型 28	模型 29	模型 30
<i>AGING</i>	-0.030*** (-3.34)	-1.233*** (-5.25)	0.089*** (12.21)	-1.304*** (-6.51)	-0.444*** (-33.51)	-2.617*** (-21.21)	0.240*** (18.79)	-2.390*** (-21.67)
<i>PRME</i>		2.086*** (15.78)				-0.914*** (-4.63)		
<i>PUME</i>				-1.970*** (-10.20)				0.479*** (3.19)
<i>GOV</i>	-0.001 (-0.38)	-0.417*** (-10.45)	0.061*** (49.39)	-0.316*** (-6.20)	0.034*** (14.56)	-0.050** (-2.01)	0.169*** (56.40)	-0.161*** (-4.72)
<i>IND</i>	-0.012*** (-8.98)	-0.207*** (-10.72)	-0.013*** (-15.96)	-0.271*** (-11.63)	0.005 (1.46)	-0.397*** (-15.63)	0.011*** (3.25)	-0.395*** (-14.52)
<i>NET</i>	-0.001** (-2.56)	0.170*** (23.39)	0.001** (2.01)	0.174*** (18.70)	-0.003*** (-3.75)	0.005 (0.66)	-0.003*** (-5.30)	0.008 (1.08)
<i>CRD</i>	-0.001* (-1.85)	-0.062*** (-10.46)	0.002*** (7.16)	-0.067*** (-13.15)	0.000 (1.12)	0.036*** (8.24)	0.004*** (6.90)	0.034*** (7.86)
<i>TRD</i>	-0.003*** (-9.16)	-0.041*** (-9.47)	0.003*** (14.41)	-0.042*** (-7.92)	-0.003*** (-7.84)	0.096*** (19.28)	0.001 (1.50)	0.100*** (22.50)
<i>FDI</i>	0.005*** (10.28)	-0.070*** (-7.56)	-0.002*** (-11.98)	-0.047*** (-5.02)	-0.001 (-1.10)	-0.097*** (-9.58)	-0.004*** (-2.97)	-0.094*** (-9.08)
<i>CONS</i>	0.029*** (20.78)	-0.146*** (-5.32)	0.018*** (8.98)	0.060*** (3.36)	0.074*** (35.60)	0.472*** (24.50)	-0.035*** (-16.13)	0.424*** (25.06)
<i>YEAR</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>CTRY</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	468	468	468	468	288	288	288	288

注:同表2

(五)稳健性检验

上文使用基于 FGLS 的双向固定效应模型分析了老龄化对绿色 TFP 的影响,以及创新和医疗的中介效应。虽然固定效应可以通过控制各个国家的异质性来提高估计结果的准确性,但并不能完全排除变量之间的相关关系,也无法克服内生性问题,而变量的内生性问题会导致估计结果不一致甚至产生偏差。因此,为确保估计结果的有效性,本文使用两种方法对主要回归结果进行稳健性检验。第一,对基准模型进行缩尾处理,避免异常值的影响。在此基础上,利用工具变量的两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计,以尽可能克服内生性问题。第二,为确保老龄化影响绿色 TFP 的创新渠道和医疗渠道传导机制的研究结果的稳健性,分别对创新和医疗两个渠道进行内生性检验,并通过报告亚欧国家的分组回归

结果,进一步检验地区回归结果的稳健性。

1.基准模型检验。(1)缩尾处理异常值。为了消除被解释变量的非随机值和异常值对回归结果的影响,分别把“一带一路”国家绿色 TFP1%的极大值和极小值进行缩尾处理,再进行计量回归,结果见模型 31、模型 33 和模型 35。(2)主要解释变量的内生性问题。使用工具变量两阶段最小二乘法(2SLS)对老龄化影响绿色 TFP 进行回归。在进行 2LSL 估计时,借鉴当前普遍做法,选取主要解释变量的滞后项作为工具变量,模型 32、模型 34 和模型 36 的工具变量回归均采用老龄化滞后 3 期进行估计。通过上述两种方法的稳健性检验,可以看出,各变量系数方向与上文的估计结果基本保持一致,仅有个别变量的显著性水平有所变化,说明本文主要结论具有较好的稳健性(检验结果见表 6)。

表6 老龄化对绿色TFP影响的稳健性检验

变量	整体		亚洲		欧洲	
	模型 31	模型 32	模型 33	模型 34	模型 35	模型 36
AGING	-0.816*** (-2.83)	-1.095* (-1.71)	-1.209** (-7.98)	-3.125*** (-3.03)	-2.216*** (-18.42)	-1.043 (-1.06)
GOV	-0.303** (-6.08)	-0.082 (-0.70)	-0.459** (-8.78)	-0.09 (-0.52)	-0.082*** (-3.17)	-0.034 (-0.26)
IND	-0.212** (-7.26)	-0.09 (-1.23)	-0.244*** (-9.48)	-0.099 (-1.08)	-0.409*** (-16.88)	-0.343*** (-2.82)
NET	0.094** (-7.66)	0.070** (-2.44)	0.166** (-18.74)	0.123** (-2.79)	0.004 (-0.53)	0.079** (-2.04)
CRD	-0.057** (-11.81)	-0.047*** (-3.45)	-0.069*** (-19.62)	-0.053** (-3.12)	0.028*** (-5.72)	0.004 (-0.14)
TRD	-0.024*** (-3.26)	-0.024 (-1.64)	-0.045** (-9.34)	-0.035* (-1.80)	0.085*** (-17.09)	0.063*** (-2.83)
FDI	-0.057** (-8.73)	-0.068** (-2.58)	-0.048** (-5.72)	-0.073* (-2.22)	-0.103** (-9.67)	-0.055 (-1.17)
CONS	0.438*** (-7.94)	-	0.446*** (-16.54)	-	0.423** (-24.41)	-
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES
CTRY	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	756	630	468	390	288	240

注：***、**、* 分别表示统计值在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著，括号内为 z 统计量，在进行工具变量两阶段最小二乘法(2SLS)估计时，由于采用 FE 估计量，因此估计结果不含有常数项。

2. 中介效应的稳健性检验。表 7 和表 8 分别报告了创新和医疗中介效应的 2SLS 回归结果。因为篇幅限制，表 7 和表 8 仅列出了中介效应最后一步的回归结果，中介效应第二步 X 对 M 的回归结果与上文的符号和显著性完全相同。当使用 2SLS 估计方法进行回归分析时，由于利用核心解释变量的滞后项作为工具变量，造成样本的损失，导致部分回归结果的显著性发生变化。具体地，表 7 中整体样本的应用创新、亚洲的基础创新和应用创新以及欧洲的基础创新均表现出完全中介效应，表 8 中欧洲的公共医疗也表现出完全中介效应，但这不影响本文的核心结论。通过一系列工具变量的稳健性检验，有关中介效应的回归结果与上文的估计结果基本保持一致，本文核心结论仍具有较好的稳健性。

表7 创新异质性的中介效应的稳健性检验

变量	整体		亚洲		欧洲	
	模型 37	模型 38	模型 39	模型 40	模型 41	模型 42
AGING	-0.156** (-2.22)	-0.882 (-1.4)	-0.577 (-0.51)	-1.551 (-1.44)	-1.046 (-0.93)	-1.782** (-2.00)
BAIN	0.190*** (-5.36)		0.349*** (5.98)		-0.0003 (-0.01)	
APIN		0.188*** (-4.19)		0.428*** (-5.26)		-0.218*** (-3.11)
GOV	-0.095 (-0.83)	-0.037 (-0.32)	0.087 (-0.53)	0.063 (-0.38)	-0.033 (-0.24)	-0.044 (-0.34)
IND	-0.006 (-0.08)	-0.038 (-0.52)	0.124 (-1.31)	0.100 (-1.03)	-0.343*** (-2.81)	-0.322*** (-2.71)
NET	0.018 (-0.62)	0.077*** (-2.71)	0.020 (-0.44)	0.017 (-0.37)	0.079* (-1.96)	0.059 (-1.52)
CRD	-0.047*** (-3.52)	-0.041*** (-3.01)	-0.053*** (-3.31)	-0.036** (-2.16)	0.004 (-0.14)	0.001 (-0.05)
TRD	-0.043*** (-2.92)	-0.023 (-1.58)	-0.063*** (-3.30)	-0.078*** (-3.77)	0.063*** (-2.79)	0.017 (-0.69)
FDI	-0.065** (-2.55)	-0.072*** (-2.78)	-0.074** (-2.41)	-0.071** (-2.25)	-0.055 (-1.17)	-0.025 (-0.55)
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES
CTRY	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	630	630	390	390	240	240

注：同表 6

表8 医疗异质性的中介效应的稳健性检验

变量	整体		亚洲		欧洲	
	模型 43	模型 44	模型 45	模型 46	模型 47	模型 48
AGING	-1.402** (-2.20)	-1.151* (-1.80)	-3.423*** (-3.35)	-3.550*** (-3.48)	-2.398* (-1.92)	-0.751 (-0.76)
PRME	2.386*** (3.99)		3.792*** (4.40)		-1.913** (-2.05)	
PUME		-0.711 (-0.86)		-3.304*** (-2.81)		2.072** (2.06)
GOV	-0.187 (-1.57)	-0.021 (-0.15)	-0.159 (-0.93)	0.059 (-0.33)	-0.154 (-1.10)	-0.368* (-1.78)
IND	-0.073 (-1.00)	-0.095 (-1.31)	-0.063 (-0.68)	-0.143 (-1.54)	-0.361*** (-2.98)	-0.345*** (-2.86)
NET	0.056* (-1.94)	0.068** (-2.38)	0.130*** (-2.94)	0.127*** (-2.89)	0.083** (-2.16)	0.090** (-2.34)
CRD	-0.045*** (-3.28)	-0.046*** (-3.34)	-0.048*** (-2.84)	-0.048*** (-2.86)	-0.008 (-0.29)	-0.01 (-0.34)

(续表 8)

TRD	-0.025* (-1.71)	-0.023 (-1.53)	-0.033* (-1.66)	-0.02 (-1.00)	0.062*** (-2.78)	0.064*** (-2.88)
FDI	-0.079*** (-2.99)	-0.069*** (-2.64)	-0.095*** (-2.88)	-0.080** (-2.46)	-0.04 (-0.83)	-0.044 (-0.93)
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES
CTRY	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	630	630	390	390	240	240

注: 同表 6

五、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

本文利用世界银行 1995-2012 年发布的有关“一带一路”沿线 42 个国家的跨国面板数据, 实证检验了老龄化对绿色 TFP 的影响效应, 并得出三个主要结论。(1) 老龄化会显著抑制沿线国家绿色 TFP 的增长, 在考虑异方差、自相关和内生性后, 这一结论仍然成立。基于亚欧的分地区研究发现, 亚洲地区国家的人口老龄化对绿色 TFP 的抑制作用明显小于欧洲地区国家, 说明老龄化对绿色 TFP 的抑制作用随着老龄化程度的加剧而加深。(2) 就创新中介而言, 整体上, 老龄化通过提高基础创新能力缓解了绿色 TFP 的抑制作用, 而通过损害应用创新能力进一步降低了绿色 TFP。分地区检验结果显示, 老龄化对亚洲国家的基础创新和应用创新均有不同程度的促进作用, 进而间接提高了绿色 TFP; 老龄化也促进了欧洲国家的基础应用, 但对欧洲国家的应用创新有不显著的抑制作用。(3) 就医疗中介而言, 整体上, 老龄化通过个人医疗和公共医疗均进一步降低了绿色 TFP 的增长。分地区检验结果发现, 医疗中介效应表现出显著的空间差异性。在老龄化程度较轻的亚洲国家, 老龄化通过个人医疗和公共医疗的中介效应均抑制了绿色 TFP 的提升, 而在老龄化程度较为严重的欧洲国家, 老龄化通过降低个人医疗支出和提高公共医疗支出, 均进一步促进了绿色 TFP 的增长。

(二) 政策建议

1. 要正视老龄化对“一带一路”国家绿色发展的不利冲击。生育率的下降和平均预期寿命的提高, 使得人口老龄化成为世界大多数国家所必须面对的问题。延迟退休、鼓励生育、接受移民等政策均可以缓

解老龄化的负面影响, 但这些措施只能在一定程度上减缓负面影响, 无法根本扭转人口老龄化对绿色发展的消极作用。

2. 破解老龄化对绿色发展的抑制作用可以从创新驱动入手。“一带一路”国家应当重视拥有高级知识和高级技术的老龄劳动人口在基础研究中的推动作用。充分考虑不同国家的高等院校和科研院所的自身特点, 基于不同学科的性质, 适当延长相关领域专家和科研人员等的退休年龄, 完善返聘机制。加强国家和地区间的高等院校和科研院所的交流与合作, 尤其是具有丰富知识和技术积累的专家的交流, 充分发挥知识外溢性, 以提高沿线国家基础创新水平, 缓解老龄化对绿色 TFP 的负向影响。

3. 加快推进应用创新的成果转化, 提高应用创新对绿色 TFP 的驱动作用。通过协同效应和“干中学”, 让拥有成熟技术、丰富经验的高级技术工人更有针对性和多元化地对年轻劳动力进行技术指导和帮助, 实现技术扩散, 增加整个社会的人力资本存量, 改善应用创新的人力资本结构, 推动技术发明和工艺革新, 创造“动态人口红利”。尽可能地连接基础创新与应用创新的纽带, 建立产学研一体化, 推进基础创新和应用创新相关领域专家的长期合作。

4. 优化医疗资源配置, 减少医疗资源错配。亚洲国家不仅要健全现有的公共医疗医保制度, 还要在有限的医疗资源下, 优化医疗资源的使用结构, 防止过度医疗、无效医疗, 提高公共医疗体系的配置效率和使用效率。欧洲国家则更需要关注个人医疗效率的提升。

(三) 研究不足与展望

当然, 本文的研究还存在不足之处。首先, 本文只是基于 SBM-DDF 模型的 ML 生产率指数, 测算了沿线国家绿色 TFP 的增长率, 并未对 ML 指数进一步分解, 来分别考察老龄化对技术效率变动和技术进步变动的直接影响, 以及创新中介和医疗中介对技术效率和技术进步的影响路径。其次, 对“一带一路”国家人口老龄化的衡量, 因受数据可获得性的限制, 并未对不同性别的人口老龄化对绿色 TFP 的影响进行细分。这两个方面的不足, 都是未来值得深入研究和探讨的方向。

注释:

① 国家发展改革委、外交部、商务部联合发布的《推动共建丝绸之路经济带和 21 世纪海上丝绸之路的愿景与行动》中指出,

“合作重点”要“强化基础设施绿色低碳化建设和运营管理,在建设中充分考虑气候变化影响”,“在投资贸易中突出生态文明理念,加强生态环境、生物多样性和应对气候变化合作,共建绿色丝绸之路”。而且,习近平主席曾在多个场合倡议“一带一路”的绿色发展。

② 目前国内普遍认为“一带一路”沿线国家共65个,相关数据由作者根据世界银行数据库计算得出。

[参考文献]

- [1] 郭熙保,李通屏,袁蓓.人口老龄化对中国经济的持久性影响及其对策建议[J].经济理论与经济管理,2013(2):43-50.
- [2] 翟振武,郝睿臻.人口老龄化与宏观经济关系的探讨[J].人口研究,2016,40(2):75-87.
- [3] 李晓,李俊久.“一带一路”与中国地缘政治经济战略的重构[J].世界经济与政治,2015(10):30-59.
- [4] 孙楚仁,张楠,刘雅莹.“一带一路”倡议与中国对沿线国家的贸易增长[J].国际贸易问题,2017(2):83-96.
- [5] 陈伟光,王燕.共建“一带一路”:基于关系治理与规则治理的分析框架[J].世界经济与政治,2016(6):93-112.
- [6] Verhaeghen P, Salthouse T A. Meta-Analyses of Age-Cognition Relations in Adulthood: Estimates of Linear and Nonlinear Age Effects and Structural Models [J]. Psychological Bulletin,1997,122(3):231-239.
- [7] Shephard R J. Aging and Productivity: Some Physiological Issues [J]. International Journal of Industrial Ergonomics,2000,25(5):535-545.
- [8] Roger M, Wasmer M. Heterogeneity Matters: Labour Productivity Differentiated by Age and Skills [J]. Ssm Electronic Journal,2011.
- [9] 蔡昉,王美艳.中国人力资本现状管窥——人口红利消失后如何开发增长新源泉[J].人民论坛·学术前沿,2012(4):56-65.
- [10] Bloom D E, SousaPoza A. Ageing and Productivity: Introduction [J]. Labour Economics,2013,22(2):1-4.
- [11] Mason A, Lee R. Reform and Support Systems for the Elderly in Developing Countries: Capturing the Second Demographic Dividend [J]. Genus,2006:11-35.
- [12] Bloom D E, Canning D, Graham B. Longevity and Life-Cycle Savings [J]. The Scandinavian Journal of Economics,2003,105(3):319-338.
- [13] Bloom D E, Canning D, Mansfield R K. Demographic Change, Social Security Systems, and Savings [J]. Journal of Monetary Economics,2007,54(1):92-114.
- [14] Hashimoto K, Tabata K. Population Aging, Health Care, and Growth [J]. Journal of Population Economics,2010,23(2):571-593.
- [15] Gobel C, Zwick T. Are Personnel Measures Effective in Increasing Productivity of Old Workers [J]. Labour Economics,2013,22:80-93.
- [16] 孟琪.中国国际分工地位的演变——基于贸易附加值的视角[J].云南财经大学学报,2014(6):44-55.
- [17] 袁丹,雷宏振.丝绸之路经济带经济联系与协调发展的社会网络分析[J].云南财经大学学报,2014(4):61-67.
- [18] 陈宇学.人口老龄化、劳动力供给与中国经济发展[J].云南财经大学学报,2015(4):30-38.
- [19] 蔡昉.中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J].中国社会科学,2013(1):56-71.
- [20] Ang J B, Madsen J B. Imitation versus innovation in an aging society: international evidence since 1870 [J]. Journal of Population Economics,2015,28(2):299-327.
- [21] 孙一菡,谢建国,熊永莲.劳动力老龄化、教育水平与地区全要素生产率[J].中国经济问题,2017(3):3-16.
- [22] Scarth W. Population Aging, Productivity, and Growth in Living Standards [J]. Social and Economic Dimensions of An Aging Population Research Papers,2003,34(7):43-46.
- [23] 汪伟.人口老龄化、生育政策调整与中国经济增长[J].经济学(季刊),2016(4):67-96.
- [24] 汪伟,刘玉飞,彭冬冬.人口老龄化的产业结构升级效应研究[J].中国工业经济,2015(11):47-61.
- [25] Kronenberg T. The Impact of Demographic Change on Energy Use and Greenhouse Gas Emissions in Germany [J]. Ecological Economics,2009,68(10):2637-2645.
- [26] O'neill B C, Chen B S. Demographic Determinants of Household Energy Use in the United States [J]. Population and Development Review,2002,28:53-88.

[责任编辑:冯霞]