

人口快速老龄化对经济增长的冲击^{*}

都 阳 封永刚

内容提要:中国即将进入人口老龄化加速的时期,其速度在中等收入和高收入国家中位于前列。利用 122 个国家跨越 25 年的面板数据,本文实证分析了不同的老龄化速度对经济增长的影响。结果表明,人口老龄化速度只有在达到一定阈值时,才会对经济增长产生显著的影响。中国未来的人口老龄化进程显然符合快速老龄化组的特征,基于本文的估计参数和人口预测数据估算,仅仅由于人口快速老龄化,中国 2020 年至 2025 年的经济增长速度平均每年将会放缓 1.07 个百分点。抑制劳动力市场规模扩张和减缓全要素生产率增长是老龄化影响经济增长的两个最重要的机制。虽然未来改变人口结构的可能性非常有限,但可以根据快速老龄化影响经济增长的上述途径制定相关的应对策略。

关键词:快速老龄化 经济增长 冲击

一、引 言

在人类发展的历史长河中,预期寿命的显著提升和生育率的持续下降,只是近几十年发生的事情,因而人口老龄化作为一种社会现象出现的时间并不长。发达国家由于较早完成人口转变,进入老龄化社会也更早。根据《联合国世界人口展望 2019》数据,按照世界银行国民收入划分标准,1990 年的高收入国家 65 岁及以上人口的比重为 13%。其时,65 岁及以上人口占总人口的比重超过 7% 的高收入国家已有 26 个,占当时全部高收入国家的 74%。1990 年中等收入国家的数量为 80 个,其中 16 个国家 65 岁及以上人口比重超过 7%。到 2015 年,65 岁及以上人口比重超过 7% 的中等收入国家有 31 个,高收入国家有 54 个,分别占 31% 和 87%。中等收入国家进入老龄化的进程明显加速。

随着人口老龄化趋势日益明显,对人口结构与经济发展关系的研究逐渐由讨论人口红利的多寡与趋势,转向更为细致地分析人口老龄化对经济增长影响的方向、程度和作用机理。例如, Li et al. (2006) 发现人口差异能够很好地解释不同国家总储蓄率的差异,而人口年龄结构和预期寿命都是促进经济增长的重要因素。在预测 2050 年以前世界人口发展趋势的基础上, Bloom et al. (2010) 认为,人口老龄化会降低劳动参与率和储蓄率,从而导致经济增长放缓。不过,他们认为人口老龄化对经济增长的负面效应将主要发生在 OECD 国家,其效应在发展中国家则不甚明显。Prettner (2013) 结合内生经济增长模型,推导了人口老龄化对长期经济增长的影响,他认为预期寿命的增加对人均产出的增长有正向影响,生育率的下降对人均产出的增长有负面影响,而长期看前者将大于后者。但 Prettner 的分析框架和结论尚缺乏实证研究结果的支持。Kunze (2014) 认为预期寿命与经济增长之间存在非线性关系,当存在代际转移 (intergenerational transfers) 时,预期寿命的提升将会抑制经济增长;而不存在代际转移时,预期寿命提升与经济增长存在倒 U 型关系。

^{*} 都阳、封永刚,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,邮政编码:100006,电子信箱:duyang@cass.org.cn, fengyg@cass.org.cn。本文是国家社科基金“开启第二个百年新征程”重大研究专项“现代化进程中人民美好生活需要与人的全面发展指标研究”(批准号:18VBN017)、2018 年度马克思主义理论研究和建设工程重大项目“新时代‘两个阶段’的战略安排研究”(批准号:2018MZD010)的阶段性研究成果。作者感谢国家自然科学基金应急项目“供给侧结构性改革中的人力资本积累问题研究”(批准号:71642003)的资助,以及与蔡昉、王美艳、贾朋的讨论。匿名审稿人中肯的建议对本文有很重要的帮助。

Maestas et al. (2016) 利用美国各州的人口结构变化数据, 实证地检验了人口老龄化对经济增长的影响, 结果发现老龄化速度每增加 10%, 将使得人均 GDP 增速下降 5.5%, 其中 2/3 来源于人口老龄化引起的生产率下降, 1/3 来源于劳动力增长放缓。Feyrer (2007) 的实证研究利用跨国数据, 细致地考察了人口结构变化对全要素生产率增长的影响, 其结果也发现人口老龄化导致了全要素生产率增长放缓, 并成为人均产出增长放缓的重要原因。

综合已有的研究成果看, 人口老龄化对经济增长的负面影响得到了更多的关注, 而其中已经受到阐明的机制是, 人口老龄化使得有效劳动力增长放缓甚至减少, 对全要素生产率增长的负面影响则导致了人均产出的增长放缓。一些发达国家已经发生的老龄化进程, 有助于我们理解老龄化与经济增长的相互关系。但以下两个特征, 使中国的情形更加独特: 其一, 未富先老。中国在中等收入阶段业已进入人口老龄化阶段, 因此相对于发达国家而言, 适度的经济增长在老龄化阶段仍然是筹集养老资源的重要基础。其二, 中国经历了独特的人口转变过程, 人口政策和经济快速发展相继在人口转变进程中发挥重要作用, 因此, 中国在本世纪进入老龄化社会后, 老龄化的进程较之其他国家更为迅速。尤其是即将到来的“十四五”时期, 人口老龄化将呈现出加速发展的态势, 快速老龄化也构成了中国人口老龄化的第二个特点。

作为一个发展中国家保持适度的经济增长在中国仍然是较之发达国家更迫切的话题。而快速老龄化对经济增长的影响, 是否与渐进的老龄化进程的影响有所不同, 目前尚缺乏系统的研究。本文希望对不同速度人口老龄化进程与经济增长的关系进行考察, 并为这个问题的分析提供一些经验证据。虽然快速老龄化进程和渐进的老龄化过程, 都通过影响经济增长来源的诸因素发生作用, 但快速的老龄化由于有以下几个方面的原因, 对经济增长会产生额外的冲击: 其一, 快速老龄化引起有效劳动供给迅速减少, 使传统的劳动密集型产业的优势快速消失, 一旦不能顺利实现结构转型, 将引致经济增长速度较大幅度下滑; 其二, 快速老龄化会使社会负担骤然增加, 并引起宏观结构的失衡; 第三, 虽然人口老龄化进程将诱致劳动节约型技术进步, 但从新技术的出现到成为通用型技术往往需要花费大量的时间, 其间, 有效劳动减少对经济增长的负面效应如果不能被技术替代抵消, 将对经济增长产生负面冲击。

二、快速老龄化对经济增长的影响机制

经典增长理论中的增长核算给出了经济增长的主要来源, 从而也可以刻画人口老龄化对经济增长的影响机制。我们沿用经典的柯布 - 道格拉斯生产函数, 即总产出的增长来源于资本存量、有效劳动投入、人力资本以及全要素生产率的增长, 如式(1)所示:

$$Y_{i,t} = K_{i,t}^{\alpha} (A_{i,t} L_{i,t} h_{i,t})^{1-\alpha} \quad (1)$$

为了进一步观察产出变化的来源, 将式(1)以劳均产出(即劳动生产率)的形式重新表达如式(2), 其中 $L_{i,t}$ 为总就业, 劳均产出(即劳动生产率)为 $y_{i,t} = Y_{i,t}/L_{i,t}$, $K_{i,t}/Y_{i,t}$ 为资本产出比。因此, 劳均产出可以表达为:

$$y_{i,t} = (K_{i,t}/Y_{i,t})^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} A_{i,t} h_{i,t} \quad (2)$$

对式(2)的两边都取对数, 得到劳均产出随时间变化的构成。以“·”表示随时间的百分比变化, 则总产出随时间变化的百分比可以分解为资本产出比、有效劳动投入、人力资本和全要素生产率的变化, 如式(3)所示:

$$\dot{Y}_{i,t} = \left(\frac{\alpha}{1-\alpha} \right) (\dot{K}/\dot{Y})_{i,t} + \dot{L}_{i,t} + \dot{h}_{i,t} + \dot{A}_{i,t} \quad (3)$$

因此, 总产出的增长来源于以下几个部分, 劳动力市场规模的扩大、人力资本水平的提升、资本产出比的提高、全要素生产率的增长。如果老龄化进程外生地对其任何一个因子产生影响, 那么

也必然对总产出的增长产生影响,而老龄化对经济增长产生净效应则是对各个因子影响的总和。

首先,伴随着老龄化,劳动年龄人口的规模必然减小,从而使得劳动投入的总量下降。虽然一般将16岁以上的人口定义为劳动年龄人口,但对经济增长产生实际影响的是有效劳动投入 $L_{i,t}$,而有效劳动投入取决于劳动年龄人口的总量 $N_{i,t}$ 、劳动参与率 $R_{i,t}$ 和失业率 $U_{i,t}$,即如下关系:

$$L_{i,t} = N_{i,t}R_{i,t}(1 - U_{i,t}) \quad (4)$$

其中,劳动参与率是影响有效劳动投入的最重要的因素。虽然影响劳动参与率的因素很多,但研究发现分年龄的劳动参与率呈倒U型分布的趋势非常明显,60岁以上的劳动年龄人口参与率明显急剧下降(都阳和贾朋,2018)。这意味着,在劳动年龄人口等不变的情况下,仅仅老龄化进程的推进,就可能减少有效劳动投入。如图1所示,2021—2025年中国的16—59岁的劳动年龄人口在经历短暂反弹后,将以更快的速率大幅减少。这意味着,劳动市场规模的缩小已是必然的趋势。

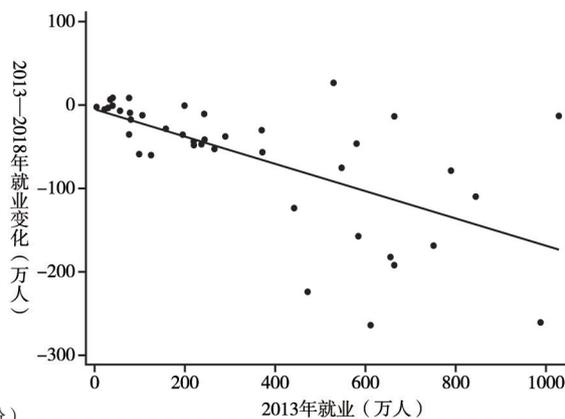
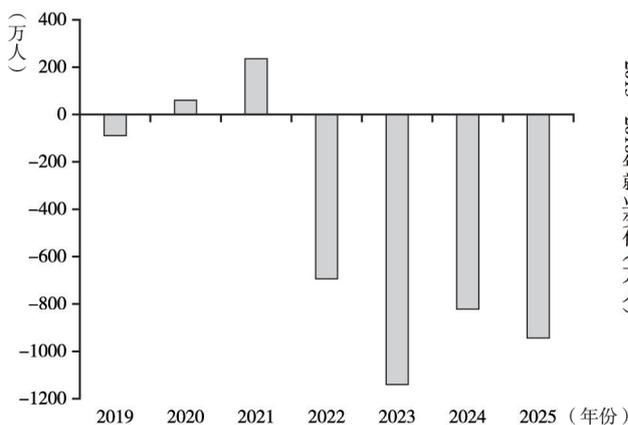


图1 16—59岁劳动年龄人口的变化

图2 第二产业各行业的就业变化:2013—2018年

注:图1,作者根据郭志刚的“分年龄人口数据预测数据库”计算;以2010年人口为基础,假设2012年以后的几年内综合生育率(TFR)上升至1.6并延续。图2,根据第三次和第四次经济普查数据计算。

其次,决定劳动生产率及未来经济增长的重要源泉是全要素生产率增长。老龄化进程领先国家(如美国和日本)的经验表明,40—49岁年龄组占劳动者比重高的时候,全要素生产率更高。这也意味着一旦人口的中位年龄越过这一区间,将会导致生产率增长放缓。实证分析表明,人口结构的变化一定程度上解释了美国20世纪90年代(“婴儿潮”一代进入壮年)的生产率增长以及同期日本的生产率停滞,同样的结论也为更大样本的跨国数据所支持(Feyrer,2007)。

第三,老龄化对资本产出比的影响机制较为复杂,是多种效应综合的结果,因此,其具体的影响方向应该是一个实证的问题。消费—储蓄行为的生命周期假说认为,人们的消费—储蓄行为在生命周期的不同阶段并不是平滑的,在不同的年龄阶段表现出异质性(Modigliani & Brumberg,1980;Attanasio & Weber,2010)。因此,从加总的意义上看,人口结构的变化会对储蓄率产生影响。已有的研究表明,以人口老龄化为典型特征的人口结构变化会对长期储蓄率产生负面影响,并进而影响投资(Grigoli et al.,2014)。我们对中国城市住户数据的分析也表明,人口老龄化对家庭的消费结构会产生影响(都阳和王美艳,2020),而相对于年轻的人口结构,老龄化社会的消费可能更不利于经济增长。

然而,一旦老龄化进程加速,其对经济增长的影响机理可能与人口平稳转变时不同。结合上述讨论,本文认为更快速的人口老龄化进程所形成的冲击效应,可能体现于以下几个方面:

首先,传统产业的优势可能迅速丧失,一旦不能顺利实现经济转型,将引致经济增长速度的较大程度的下滑。2013—2019年,中国经历了劳动年龄人口总量的迅速减少,16—59岁的劳动年龄人口由91954万下降到89640万,减少了2314万。劳动年龄人口迅速减少,必然对劳动供给产生影响,并成为推动工资快速增长的最重要的因素,其间,农民工的名义工资年均复合增长率为

7.2%。工资上涨对中国最具比较优势的劳动密集型行业产生了最大的冲击,这些行业也成为就业损失最多的部门。图2展示了2013—2018年中国第二产业各个行业的就业变化情况,图中的横轴为2013年的就业人数,纵轴则表示2013—2018年间就业人数的变化,图中的每一个点代表了第二产业中的一个行业。如果说在期初某行业的就业更集中,反映了该行业具有更大的比较优势的话,那么,在随后的时间里原本比较优势更大的行业也遭受了更强的冲击,从而成为就业损失更多的部门。因此,图中的散点呈现明显向右下方分布的趋势。

其次,快速老龄化会使社会负担骤然增加,并导致宏观结构的失衡。快速的深度老龄化,不仅增加了养老的资金支出,也使得长期看护、医疗保障等赡养成本迅速增加。根据人口与劳动经济研究所课题组在2020年初的人口预测结果,2020—2025年,中国80岁以上的老人增加15.2%,达3376万人,这将给长期看护等服务带来资源、技术和人力等多方面的压力,不考虑其他因素影响,仅由于人口老龄化的影响就将使“十四五”末期的养老负担较“十三五”末期上升15%(人口与劳动经济研究所课题组,2020)。从生命周期的角度看,快速的老龄化由于在短期内增加抚养比,而使消费、储蓄、投资的相互关系发生突然变化,从而在短期内改变原有的宏观经济结构,并形成冲击效应。

第三,快速的老龄化进程可能在劳动替代型技术广泛应用之前,对经济增长产生冲击。如上所述,老龄化对经济发展首要的影响途径是减少了有效劳动投入。根据诱致性技术变迁理论,老龄化引发的劳动力短缺和工资上涨,会推动劳动节约型技术的发展。已有的研究表明,老龄化进程的确诱发和推动了劳动节约型技术的发展与应用(Acemoglu & Restrepo,2017),以及与老龄化需求相关的技术进步(Acemoglu & Linn,2004)。因此,由于老龄化引起的劳动供给减少,人口老龄化进程促进劳动节约型技术进步的方向是明确的。如果劳动节约型的技术进步能够有效地替代劳动投入,那么,至少从供给侧看,老龄化对经济增长的影响可以通过技术进步得到缓解。

然而,诱致性技术变迁是否可以在要素结构迅速变化的情况下完成,尚需要关注。技术进步对生产率的全面影响不仅仅取决于革命性的技术进步发生的可能,^①还取决于新的技术在多大程度上能够成为通用性的技术(general purpose technology, GPT)。从技术进步的演化及其对经济增长发生作用的历史实践看,从新技术的出现到新技术成为通用型技术,往往需要花费大量的时间(Gordon,2017; Brynjolfsson et al.,2017)。显然,如果GPT能够解释生产率与技术进步的关系的话,那么,在新技术成为通用技术之前,劳动减少的效应将难以通过技术替代抵消,其对经济增长的负面效应也就难以化解。从这个意义上讲,老龄化的速度就是影响经济增长的一个重要变量。

三、中国即将加速的老龄化进程

中国未来的快速老龄化进程是与其人口转变进程密切相关的。回溯70年的人口发展过程,1962—1973年,中国经历了十余年的人口出生高峰。1962年的出生人口较1961年增长了110%,达到2491万,此后每年的出生人口一直保持高位,直到1973年下降到与1962年大致相当的水平,如图3所示。因此,1962—1973年新增人口的爆发式增长,可以认为是最近70年的第一波“婴儿潮”。如果以60岁作为老年人口的标准,这也意味着从2022年开始,“婴儿潮”时期出生的人口将相继进入老年,并推动中国人口老龄化的进程加速发展。

根据国家统计局新近公布的数据,2019年中国60岁及以上人口占总人口的比重达到18.1%,

^① “索洛悖论”是指新技术不断涌现但生产率未有相应的提升。对这一悖论的解释有几个假说:(1)新技术带来的生产率提升未能完全统计;(2)新技术带来的生产率提升仅为少数领先的企业享有,增加了集中度,但没有广泛提升生产率的效果;(3)新技术只有成为广泛渗透于各个行业的技术,才能普遍地提升生产率,但这需要花费相当长的时间,因而,难以在技术出现的初期观察到生产率效应。

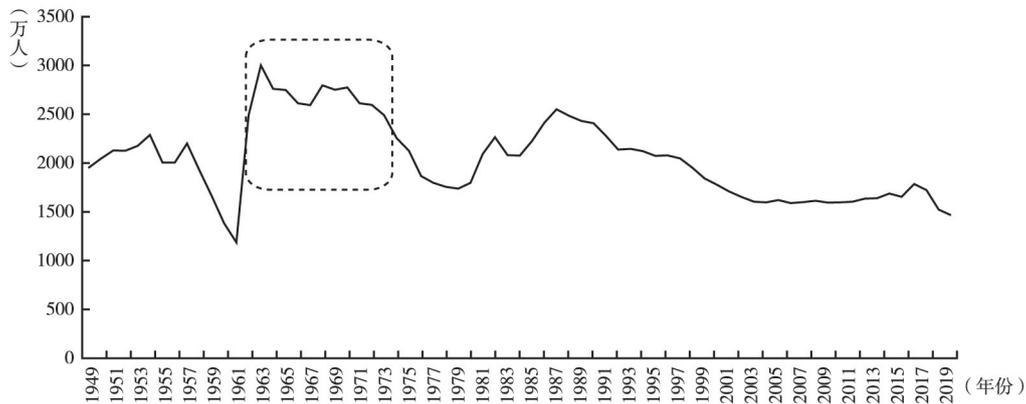


图3 1949—2019年历年出生人口

注:根据《中国统计年鉴》(历年)整理得到。

65岁及以上人口占总人口的比重为12.6%。人口结构变化在未来的十几年时间里具有较强的确定性,因此,我们也可以明确地预见中国人口老龄化加速的态势。根据今后一段时期中国现代化进程两个阶段的安排,“从2020年到2035年,在全面建成小康社会的基础上,再奋斗十五年,基本实现社会主义现代化”。而这十五年,也是中国老龄化加速发展的时期,其带来的挑战不容忽视。

从更广的范围看,我们也可以对中国即将出现的老龄化有多快,有更深刻的认识。表1对比了中国和其他国家在这一时期老龄化速度的差别,其中,我们把其他中收入和高收入国家按照老龄化的速度进行三等分的分组。根据人口预测数据推算,2020年中国60岁及以上人口占总人口的比重为18.2%,65岁及以上人口占总人口的比重为12.9%,到2035年这两个比重将分别达到30.1%和22.2%。如表1所示,以2020年为起点,在目前的中等收入和高收入国家中,中国的老龄化水平并不特别高,介于中等收入和高收入国家中的中速组和快速组的均值之间。然而,在随后的时间里,较之于其他经济体,中国的人口老龄化进程明显加速:2020—2035年,60岁及以上人口占总人口比重的均值提高了11.9个百分点,65岁及以上人口占总人口比重的均值将增长11.3个百分点。其他国家的人口预测结果显示,快速老龄化组到2035年60岁及以上人口占总人口比重的均值为27.7%,65岁及以上人口占总人口比重的均值为21.5%。中等收入国家和高收入国家平均水平将仅提高3.4个百分点和2.9个百分点,即便是快速老龄化组,也仅分别提高6.5个百分点和6.1个百分点。

表1 不同类型国家的老龄化进程

年份	中国	中等收入和高收入国家(不含中国)			
		平均	慢速组	中速组	快速组
60岁及以上人口占总人口的比重(%)					
2020	18.17	13.57(7.55)	8.35(5.64)	16.78(7.45)	21.21(7.10)
2025	21.86	14.81(8.01)	9.42(6.03)	18.46(7.85)	23.63(7.29)
2030	26.37	15.92(8.40)	10.56(6.43)	20.02(8.14)	25.71(7.47)
2035	30.11	16.99(8.78)	11.81(6.84)	21.58(8.43)	27.68(7.77)
65岁及以上人口占总人口的比重(%)					
2020	12.86	9.46(6.11)	5.52(4.39)	12.06(5.95)	15.38(6.00)
2025	14.80	10.48(6.55)	6.25(4.74)	13.49(6.36)	17.51(6.18)
2030	18.19	11.52(7.01)	7.18(5.14)	14.99(6.81)	19.68(6.45)
2035	22.22	12.44(7.41)	8.14(5.53)	16.34(7.14)	21.51(6.70)

注:中国的数据根据郭志刚的“分年龄人口数据预测数据库”计算,其他国家根据“联合国世界人口展望2019数据库”计算;括号中的数据为标准差;各个国家的数据按照人口加权。

可见,世界范围的横向比较,中国人口老龄化在未来的十五年里的加速将成为具有典型特征和重大影响的现象。因此,我们不仅要关注老龄化对社会经济发展的一般影响,还需要特别关注这种具有风格化的快速老龄化进程是否会对经济增长形成冲击性的影响。

四、快速老龄化对经济增长影响的实证分析

(一)数据来源

本研究使用多个数据来源。分国别的人口数据来自于“联合国世界人口展望 2019 数据库”,本文使用的老龄化的指标为“65 岁以上的人口数占 20 岁以上人口数的比重”;关于中国人口增长及其结构变化的部分数据来自于郭志刚的“分年龄人口数据预测数据库”;经济增长、有效劳动投入、人力资本、资本存量等数据来自于佩恩表(Penn World Table)9.1 版本的国别经济增长数据库。其中经济增长使用 2011 年各国不变价水平的实际 GDP 衡量(单位:百万美元);有效劳动投入以就业人数来衡量(单位:百万人);人力资本使用佩恩表中的人力资本指数来衡量,该指数根据受教育年限和教育回报率综合计算得到;资本存量使用 2011 年各国不变价水平的资本存量衡量(单位:百万美元),各变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名称	单位	平均值	最大值	最小值	中位数
经济产出	百万美元	591953	17506840	975	119030
资本存量	百万美元	2295169	79407688	1365	433231
有效劳动投入	百万人	21.02	791.77	0.06	3.87
人力资本指数	—	2.53	3.74	1.04	2.58
老龄化程度	%	12.29	31.60	0.83	10.10

资料来源:根据佩恩表和“联合国世界人口展望 2019 数据库”计算。

由于低收入国家大多尚处于人口转变的初级阶段,未经历人口老龄化,因此本研究剔除了低收入国家的样本,共包括了 72 个中等收入国家和 50 个高收入国家。样本的时间跨度自 1990 年至 2015 年,以每 5 年为一个考察时段,形成了 5 个时段,122 个时间序列的面板数据。由于使用面板数据,我们可以控制其他与国别及时间相关因素对回归结果的影响。

本文的主要目的是观察不同的老龄化速度对经济增长是否存在差异,因此,本文按老龄化速度的不同,将样本划分慢速、中速和快速老龄化三组。具体的划分方法为:将全部样本 1990—2015 年的老龄化速度平均值由低到高排序,将小于 33% 分位的样本定义为慢速组,将 33% 至 66% 分位点的样本定义为中速组,将 66% 至 100% 分位点的样本定义为快速组。表 3 列示了这三个组别及全部样本在各个时段的水平。

表 3 65 岁以上的人口数占 20 岁以上人口数的比重(%)

年份	慢速组	中速组	快速组	全部样本
1990	8.42	10.61	10.60	10.33
1995	8.41	10.91	11.09	10.65
2000	8.18	11.03	11.90	10.99
2005	7.85	11.19	12.73	11.31
2010	7.49	11.33	13.27	11.49
2015	7.43	11.99	14.81	12.32

资料来源:根据“联合国世界人口展望 2019 数据库”计算。

(二) 经验模型及估计模型设定

基于前文的理论分析,我们用下述经验模型分析老龄化速度对经济增长的影响。如式(5)所示, $\ln(Y_{i,t+5}/Y_{i,t})$ 为总产出(GDP)的变化,其受到老龄化水平变化 $[\ln(Aging_{i,t+5}/N_{i,t+5}) - \ln(Aging_{i,t}/N_{i,t})]$ 的影响,其中 $(Aging_{i,t}/N_{i,t})$ 使用经济体 i 在 t 年 65 岁及以上人口占 20 岁及以上人口比重计算得到。此外,式(5)还根据经典柯布一道格拉斯生产函数控制了有效劳动投入与人力资本的交乘项以及资本存量的变化,控制变量使用 $X_{i,t} = h_{i,t} \times L_{i,t}$ 和 $K_{i,t}$ 来表示。最后,我们在回归模型中还加入了国家的虚拟变量 u_i 以控制不随时间变化但与经济体特征相关的固定效应,以及随时间变化的因素 $\lambda_t, \varepsilon_{i,t}$ 为随机变化的扰动项。

$$\ln Y_{i,t+5} - \ln Y_{i,t} = \beta \left[\ln \left(\frac{Aging_{i,t+5}}{N_{i,t+5}} \right) - \ln \left(\frac{Aging_{i,t}}{N_{i,t}} \right) \right] + \delta [\ln X_{i,t+5} - \ln X_{i,t}] + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

为了明确不同程度(慢、中、快)的老龄化速度对经济增长的影响,本文采用了两种方法分别展开研究:一是如式(6)所示进行分组回归,即允许老龄化对经济增长影响的参数随着老龄化速度不同而发生变化,假定 $j=1,2,3$ 分别代表慢速、中速和快速老龄化组,通过比较不同组别老龄化速度的估计系数 $\beta^j, j=1,2,3$,初步判别快速老龄化是否会对经济增长造成更大的冲击。

$$\ln Y_{i,t+5}^j - \ln Y_{i,t}^j = \beta^j \left[\ln \left(\frac{Aging_{i,t+5}^j}{N_{i,t+5}^j} \right) - \ln \left(\frac{Aging_{i,t}^j}{N_{i,t}^j} \right) \right] + \delta^j [\ln X_{i,t+5}^j - \ln X_{i,t}^j] + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

二是分别以慢速组和中速组为参照系,在式(5)的基础上,分别引入中速组和快速组的虚拟变量 D_2 和 D_3 ,或者分别引入慢速组和快速组的虚拟变量 D_1 和 D_3 ,然后继续引入 2 个虚拟变量与老龄化速度的交乘项,得到如式(7)所示的估计方程,根据回归得到的 χ_2 和 χ_3 或 χ_1 和 χ_3 ,可以最终判断:一是相较于慢速组而言,中速和快速老龄化是否会对经济增长造成更大程度的影响;二是相较于中速组而言,慢速和快速老龄化是否会对经济增长造成的影响有何不同。

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,t+5} - \ln Y_{i,t} = & \vartheta \left[\ln \left(\frac{Aging_{i,t+5}}{N_{i,t+5}} \right) - \ln \left(\frac{Aging_{i,t}}{N_{i,t}} \right) \right] + \varphi_g D_g + \varphi_2 D_3 \\ & + \chi_g \left\{ D_g \times \left[\ln \left(\frac{Aging_{i,t+5}^g}{N_{i,t+5}^g} \right) - \ln \left(\frac{Aging_{i,t}^g}{N_{i,t}^g} \right) \right] \right\} + \chi_3 \left\{ D_3 \times \left[\ln \left(\frac{Aging_{i,t+5}^3}{N_{i,t+5}^3} \right) - \ln \left(\frac{Aging_{i,t}^3}{N_{i,t}^3} \right) \right] \right\} \\ & + \delta [\ln X_{i,t+5} - \ln X_{i,t}] + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}, g = 1, 2 \end{aligned} \quad (7)$$

此外,除了观察人口老龄化速度对总产出增长的影响,我们还需要观察人口老龄化速度对经济增长的各个因素的影响,如式(3)所示,总产出最终可以划分为有效劳动投入增长($L_{i,t}$)、资本产出比增长 $[\alpha/(1-\alpha)](K/Y)_{i,t}$ 、人力资本增长($h_{i,t}$)、全要素生产率增长($A_{i,t}$)四个部分。^① 由此我们使用式(8)所示的模型,衡量老龄化速度对经济增长四个构成因素的影响程度:

$$\ln Compo_{i,t+5} - \ln Compo_{i,t} = \gamma \left[\ln \left(\frac{Aging_{i,t+5}}{N_{i,t+5}} \right) - \ln \left(\frac{Aging_{i,t}}{N_{i,t}} \right) \right] + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

而且,随着老龄化速度的不同,其对经济增长四个构成因素的影响程度也可能存在差异。基于此,我们按照同样的思路,分别使用式(9)和式(10)的分组回归以及交乘项回归,观察老龄化速度对经济增长的各项动能因素的影响:

^① 全要素生产率增长率使用索洛余值计算得到,计算过程中资本收入份额(α)按照 Feyrer(2007) 通用的方式设定为 1/3。本文的各项经济增长动能均采用增长核算方法得到,因此未直接通过计算佩恩表提供的全要素生产率的水平值,计算出全要素生产率的增长率。

$$\ln Compo_{i,t+5}^j - \ln Compo_{i,t}^j = \gamma^j \left[\ln \left(\frac{Aging_{i,t+5}^j}{N_{i,t+5}^j} \right) - \ln \left(\frac{Aging_{i,t}^j}{N_{i,t}^j} \right) \right] + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \ln Compo_{i,t+5} - \ln Compo_{i,t} = & \tau \left[\ln \left(\frac{Aging_{i,t+5}}{N_{i,t+5}} \right) - \ln \left(\frac{Aging_{i,t}}{N_{i,t}} \right) \right] + \phi_g D_g + \phi_2 D_3 \\ & + \theta_g \left\{ D_g \times \left[\ln \left(\frac{Aging_{i,t+5}^g}{N_{i,t+5}^g} \right) - \ln \left(\frac{Aging_{i,t}^g}{N_{i,t}^g} \right) \right] \right\} \\ & + \theta_3 \left\{ D_3 \times \left[\ln \left(\frac{Aging_{i,t+5}^3}{N_{i,t+5}^3} \right) - \ln \left(\frac{Aging_{i,t}^3}{N_{i,t}^3} \right) \right] \right\} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}, g = 1, 2 \quad (10) \end{aligned}$$

式(8)至式(10)的 $Compo = L, h, (\alpha/1 - \alpha)(K/Y)_{i,t}, A_{i,t}$ 分别代表四种类型的经济增长动能, $\ln Compo_{i,t+5} - \ln Compo_{i,t}$ 代表各类型动能的增长率。很显然, 本文最关心的参数是 $\gamma^j, \theta_1, \theta_2$ 和 θ_3 , 因此, 老龄化速度外生于经济发展进程是上述回归模型中一个最基本的假设。然而, 人口转变过程内生于经济发展早以为人口经济学理论所阐释。本文分析的时间跨度从 1990—2015 年, 长达 25 年, 其间经济发展对人口转变的影响是显而易见的。因此, 处理人口老龄化速度的内生性及其引起的估计偏差, 是本文所需要面对的最重要的计量经济学问题。参考 Maestas et al. (2016) 构建老龄化速度的工具变量方式, 我们同样使用工具变量法来处理相关的内生性问题。

具体的做法是: 首先, 将全部样本 1990—2015 年的平均老龄化速度由低到高排序, 将老龄化速度以 5% 为间隔, 将所有样本按照 [0, 5%]、(5%, 10%]、(10%, 15%]、(15%, 20%] 和 (20%, 25%] 的速度范围划分成 5 组 ($n = 1, 2, 3, 4, 5$)。然后, 参照联合国世界人口展望 2019 数据库的分年龄段人口数量统计方式, 以每 5 岁为间隔, 分别计算 5 个分组中 [15—19]、[20—24]、[25—29]、[30—34]... [95—99]、100 岁及以上各年龄段人口的总和。随后, 以时期 t 为基期, 计算 5 种组别在 $t + 5$ 时期的各年龄段人口的生存率 ($Survivalrate_{i,t+5,t}^n$), 具体做法是, 对于 100 岁以下的年龄段 [$age, age + 4$] ($20 \leq age \leq 95$) 来说, 生存率可以分别使用 $t + 5$ 时期的 [$age, age + 4$] 年龄段总人口, 除以 t 时期 [$age - 5, age - 1$] 年龄段总人口计算得到; 对于 100 岁及以上年龄段来说, 生存率等于使用 $t + 5$ 时期的 100 岁及以上总人口, 除以 t 时期 [95—99] 年龄段总人口。再次, 在得到 5 种组别在 1995—2015 年, [20—24]、[25—29]、[30—34]... [95—99]、100 岁及以上年龄段的生存率之后, 假定经济体 i 在 1995—2015 年各年龄段的生存率与其所属组别保持一致, 可以根据经济体 i 在 t 年的实际各年龄段的人口数量, 虚拟计算 (impute) 出经济体 i 在 $t + 5$ 年的各年龄段人口预测值。最后, 根据经济体 i 在 $t + 5$ 年 65 岁及以上人口预测值占 20 岁及以上人口预测值的比重, 计算出 $t + 5$ 年经济体 i 的老龄化水平预测值 $Imputed_Aging_{i,t+5}/Imputed_N_{i,t+5}$, 将其取对数之后, 与 t 年经济体 i 的老龄化水平真实值的对数相减, 则可以得到 1995—2015 年经济体 i 的虚拟老龄化速度计算值 ($Growth_Imputed_Aging_i$), 即:

$$Growth_Imputed_Aging_i = \ln \left(\frac{Imputed_Aging_{i,t+5}}{Imputed_N_{i,t+5}} \right) - \ln \left(\frac{Aging_{i,t}}{N_{i,t}} \right) \quad (11)$$

以此构建老龄化速度工具变量的优点在于, 每个经济体的虚拟老龄化速度计算值, 根据其相近老龄化速度国家的平均生存率计算得到, 即该工具变量更大程度的与老龄化速度相关, 而与经济增长水平无明显关联, 适合作为老龄化速度的工具变量。在回归分析中, 我们以每个国家的老龄化速度虚拟计算值作为工具变量进行回归, 并对 IV 回归结果进行了一系列统计检验。

(三) 快速老龄化对总产出的影响分析

我们利用跨国的面板数据, 对式(5)进行了回归, 表 4 报告了包括所有中等收入国家和高收入国家的基准面板回归结果。1990—2015 年的全样本回归结果表明, 无论是基准还是工具变量 (IV) 回归的结果, 老龄化速度都显著地影响了总产出的增长。如我们所预期的, 快速老龄化成为制约经

济增长的重要因素,如果以IV回归的结果看,其影响的弹性为-1.348,即在其他条件不变的情况下,老龄化速度提高1个百分点,经济增速下降约1.348个百分点。此外,我们还对不同时期(1990—2005年以及2005—2015年)的样本分别做了回归分析,如表4所示,老龄化速度对经济增长的影响在不同的时期表现出一致性的方向。从IV的各项检验结果来看,全时期估计和分时段回归的内生性检验均分别在10%、10%和1%的水平上,拒绝了老龄化速度不存在内生性的假设,说明本文构建的模型存在内生性问题;在两阶段回归过程中,本文选择的工具变量均在1%的水平上,拒绝了识别不足和弱工具变量的假设。

表4 老龄化对经济增长的影响:全时期与分时段回归结果

	1990—2015年		1990—2005年		2005—2015年	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
老龄化速度	-0.957*** (0.302)	-1.348*** (0.410)	-1.280** (0.491)	-2.448*** (0.858)	-0.856** (0.411)	-1.146*** (0.422)
资本存量增长	0.390*** (0.112)	0.379*** (0.114)	0.384** (0.181)	0.446** (0.182)	0.590** (0.284)	0.522* (0.292)
有效劳动×人力资本增长	0.328** (0.149)	0.273* (0.147)	0.545** (0.249)	0.351 (0.266)	0.051 (0.239)	0.037 (0.232)
常数项	0.212*** (0.055)	0.256*** (0.058)	0.267*** (0.057)	0.386*** (0.081)	0.197* (0.116)	0.236*** (0.091)
稳健的内生性检验	—	3.394*	—	3.723*	—	3.278*
第一阶段F值	—	30.772***	—	7.955***	—	29.020***
第一阶段工具变量t值	—	11.524***	—	5.599***	—	5.922***
工具变量识别不足检验	—	28.252***	—	11.823***	—	8.259***
弱工具变量检验	—	539.781	—	123.371	—	142.799
样本量	610	610	366	366	244	244
F值	8.005***	9.337***	6.395***	6.098***	3.911***	5.165***

注:括号中为稳健标准误;回归结果按人口为权重加权;*、**、***分别表示系数在10%、5%和1%的水平上显著;各模型均使用面板数据的个体—时间双固定效应估计得到。以下各表同。工具变量识别不足检验展示的是Kleibergen-Paap rk LM值;弱工具变量检验展示的是Cragg-Donald Wald F值。以下表6、表7同。

如前所述,本文关注的核心问题是“不同的老龄化速度下,对经济增长绩效的影响会不会存在差异?”。因此,按照前文模型设定的思路,我们分别使用分组回归和交乘项回归两种方法对该问题进行回答。为此,我们将全部样本1990—2015年的老龄化速度平均值由低到高排序,将小于33%分位的样本定义为慢速老龄化组,将33%至66%分位点的样本定义为中速老龄化组,将66%至100%分位点的样本定义为快速老龄化组。表5和表6分别报告了分组的OLS和IV回归结果,表7报告了分别以慢速组和中速组为参照系,进行交乘项回归的OLS和IV估计结果。

首先,分组回归结果表明,在1990—2015年的全时段回归中,老龄化对经济增长的影响弹性(回归系数的绝对值),在OLS和IV回归中均呈现出从慢速组到快速组呈逐渐增大的趋势,但回归系数在慢速组均未在10%的水平上显著。在1990—2005年以及2005—2015年的分时段回归中,OLS与IV的估计结果均表现出了同样的阶梯上升趋势。综合表5和表6的分析结果,我们可以看到如下两个明显的特征:首先,主要IV回归结果都报告了绝对值更大的系数,这意味着OLS回归结果存在低估老龄化速度对经济增速影响的问题。其次,在所有的回归结果中,快速组都处于高度的统计显著水平,而且系数的绝对值也都在1以上,不仅显示了估计结果的稳健性,也体现了较大的经济显著性。这意味着,老龄化以缓慢的速度渐进发展时,可能不会对经济增长产生明显的影

响,而一旦老龄化的速度达到一定的阈值,其对经济增长的负面影响几乎是不可避免的。

其次,交乘项回归结果表明,从1990—2015的全时段来看,以慢速组为参照时,OLS与IV回归结果均显示出,快速组的老龄化速度对经济增速的冲击更加明显,且分别在1%和10%的水平上显著;而以中速组为参照时,快速组的老龄化速度对经济增速的冲击在10%的水平上未呈现出明显差异。总体来看,交乘项回归结果保持了前文分组估计的主要结论,老龄化速度的高低不同,将对经济增长带来不同程度的影响。进一步从分时段回归结果中可以看出,老龄化对于经济增长的冲击并非恒定不变,而是随着老龄化速度的加快呈现出愈来愈明显的负面影响。相较于1990—2005年,快、中、慢速老龄化对经济增长的冲击尚未拉开明显差距而言。2005—2015年期间,无论是以慢速组还是以中速组为参照,在OLS与IV回归中,快速组与老龄化速度交乘项的估计系数均小于-1.1,且全部在1%的水平上显著,说明快速老龄化对经济增长的冲击,已然比中速和慢速老龄化更加突出,近期老龄化速度带来的世界经济增长冲击,已明显远高于1990—2005年的前一段时期。

表5 不同速度的老龄化对经济增长的影响(分组OLS回归)

	1990—2015年			1990—2005年			2005—2015年		
	慢速组	中速组	快速组	慢速组	中速组	快速组	慢速组	中速组	快速组
老龄化速度	-0.251 (0.291)	-0.954* (0.576)	-1.250*** (0.216)	0.083 (0.597)	-1.239 (0.942)	-1.633*** (0.401)	-0.089 (0.346)	-0.404 (0.363)	-1.480*** (0.304)
资本存量增长	0.312 (0.237)	0.309 (0.217)	0.624*** (0.067)	-0.095 (0.617)	0.221 (0.440)	0.680*** (0.116)	0.804 (0.504)	0.970*** (0.283)	0.660* (0.373)
有效劳动× 人力资本增长	0.580** (0.256)	0.464* (0.260)	0.021 (0.117)	0.687** (0.310)	0.735 (0.560)	0.079 (0.174)	0.165 (0.461)	0.366** (0.144)	-0.251 (0.438)
常数项	-0.092 (0.091)	-0.024 (0.047)	0.247*** (0.054)	-0.009 (0.376)	-0.042 (0.092)	0.293*** (0.063)	0.006 (0.135)	0.008 (0.101)	0.251** (0.104)
样本量	200	200	210	120	120	126	80	80	84
F值	2.549**	7.014***	27.596***	1.888	4.678***	14.470***	1.525	4.705***	39.198***

表6 不同速度的老龄化对经济增长的影响(分组IV回归)

	1990—2015年			1990—2005年			2005—2015年		
	慢速组	中速组	快速组	慢速组	中速组	快速组	慢速组	中速组	快速组
老龄化速度	-0.528 (0.650)	-1.340** (0.667)	-1.437*** (0.259)	-2.960 (4.585)	-2.060 (1.313)	-2.333*** (0.658)	0.051 (0.478)	-1.143*** (0.440)	-1.817*** (0.333)
资本存量增长	0.313 (0.236)	0.279 (0.224)	0.624*** (0.065)	0.017 (0.620)	0.334 (0.416)	0.694*** (0.129)	0.844 (0.515)	0.924** (0.367)	0.531 (0.379)
有效劳动× 人力资本增长	0.543** (0.269)	0.407 (0.258)	-0.006 (0.115)	0.639* (0.385)	0.571 (0.559)	-0.015 (0.191)	0.195 (0.501)	0.351* (0.195)	-0.193 (0.431)
常数项	0.003 (0.078)	0.071 (0.054)	0.264*** (0.049)	-0.097 (0.095)	0.096 (0.072)	0.357*** (0.060)	0.135 (0.133)	0.017 (0.091)	0.304*** (0.091)
稳健的内生性检验	0.287	3.179*	5.010**	0.716	1.191	2.792*	0.248	4.335**	12.445***
第一阶段F值	7.267***	16.350***	83.031***	4.591***	6.272***	8.945***	8.965***	27.37***	1564***
第一阶段工具 变量t值	5.253***	7.993***	14.296***	1.184	4.132***	6.199***	4.311***	5.124***	18.690***
工具变量识别 不足检验	10.710***	10.576***	21.280***	1.564	6.245**	11.556***	3.122*	3.384*	9.081***
弱工具变量检验	58.125	244.141	323.388	3.818	57.164	49.732	23.326	36.477	265.784
样本量	200	200	210	120	120	126	80	80	84
F值	3.133***	6.892***	32.361***	2.053*	3.439***	16.063***	1.953	4.753***	106.840***

表7 不同速度的老龄化对经济增长的影响(交乘项回归)

	1990—2005年				2005—2015年			
	以慢速组为参照		以中速组为参照		以慢速组为参照		以中速组为参照	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
老龄化速度	-0.451 (0.507)	-2.667 (2.608)	-1.371 (0.919)	-2.218* (1.314)	-0.244 (0.273)	-0.345 (0.263)	-0.133 (0.387)	-0.631 (0.452)
慢速组×老龄化速度	—	—	0.920 (1.074)	-0.449 (2.783)	—	—	-0.111 (0.438)	0.286 (0.483)
中速组×老龄化速度	-0.920 (1.074)	0.449 (2.783)	—	—	0.111 (0.438)	-0.286 (0.483)	—	—
快速组×老龄化速度	-1.470* (0.833)	-0.094 (2.943)	-0.550 (1.058)	-0.543 (1.505)	-1.300*** (0.336)	-1.429*** (0.318)	-1.410*** (0.377)	-1.143*** (0.387)
资本存量增长	0.384** (0.187)	0.435** (0.191)	0.384** (0.187)	0.435** (0.191)	0.732*** (0.264)	0.692*** (0.265)	0.732*** (0.264)	0.692*** (0.265)
有效劳动× 人力资本增长	0.508** (0.245)	0.345 (0.261)	0.508** (0.245)	0.345 (0.261)	0.213 (0.176)	0.225 (0.199)	0.213 (0.176)	0.225 (0.199)
常数项	-0.045 (0.094)	0.419*** (0.080)	-0.045 (0.094)	0.419*** (0.080)	-0.008 (0.074)	0.291*** (0.103)	-0.008 (0.074)	0.291*** (0.103)
稳健的内生性检验	—	6.395* 8.236***	—	6.395* 8.236***	—	8.553** 595.679***	—	8.553** 595.679***
第一阶段F值	—	3.820*** 5.473***	—	2.373*** 5.473***	—	19.007*** 2157.501***	—	5.833*** 2157.501***
第一阶段工具变量t值	—	1.659* 4.524*** 5.171***	—	4.357*** 2.078** 5.397***	—	4.290*** 5.465*** 57.595***	—	5.052*** 4.536*** 75.174***
工具变量识别不足检验	—	4.169**	—	4.169**	—	4.235**	—	4.235**
弱工具变量检验	—	9.417	—	9.417	—	27.338	—	27.338
样本量	366	366	366	366	244	244	244	244
F值	6.465***	7.177***	6.465***	7.177***	16.973***	37.054***	16.973***	37.054***

注:第一阶段的三个F值分别为老龄化速度、中速组×老龄化速度(慢速组×老龄化速度)、快速组×老龄化速度与各自工具变量进行一阶段回归的F统计量,同时本表还展示了三个工具变量在一阶段估计得到的t值。

(四)快速老龄化对四项经济增长动能的影响分析

我们利用同样的方法对式(8)进行回归,以观察老龄化速度对四项经济增长动能产生的影响,借此阐明老龄化对经济增长的影响路径,基本的回归结果如表8所示。我们看到,除了人力资本存量增长外,OLS和IV的回归结果都表明,老龄化速度对资本产出比增长、有效劳动投入增长以及全要素生产率增长都产生了显著的影响,其影响的方向也与我们前面的理论预期一致。随后,我们继续对不同老龄化速度的样本进行分组回归和交乘项回归,结果见之于表9和表10。下面我们具体分析老龄化速度及其速度的不同,会对各项经济增长动能产生怎样的影响。

1.快速老龄化对有效劳动投入增长的影响分析

人口老龄化本身就是人口结构变化的重要内容,而人口老龄化对有效劳动投入增长的影响最直接,也最明显。从回归结果看,老龄化速度的提升,会对有效劳动投入增长产生负面影响,从基准的回归结果看,OLS和IV回归报告了大致相当的弹性值,其绝对值都在0.30左右。

一方面,如果根据分组回归结果,观察不同的老龄化速度对有效劳动投入增长的影响,则会发现虽然在总体上其影响是负面的(符号为负),其程度和显著性则有所差别,但快速老龄化组的

OLS 和 IV 回归结果均报告了较高的显著性。另一方面,进一步从交乘项的回归结果来看,2005—2015 年期间,快速组的老龄化速度相较于中速组而言,对有效劳动投入增长产生了更强的抑制作用。这表明,只有老龄化进入快速阶段,其对有效劳动投入增长的影响才能显现出来。具体来看,表 9 中的 IV 回归结果表明,在老龄化速度加快时,老龄化速度每增长一个百分点,有效劳动投入增速可能会下降 0.510 个百分点。因此,仅仅通过缩小劳动力市场规模这一机制,人口老龄化对经济增长的影响就已经非常明显。而且,随着老龄化进程的发展,缩小劳动力市场规模是对经济增长持续、直接作用的重要机制。我们在前文已经展示了由于人口老龄化等结构性变化,参与率最高的劳动年龄人口在未来五年中大幅下降的程度。在未来五年里,由此引发的总产出增长的放缓是较为确定的。

表 8 老龄化对四项经济增长动能的影响:1990—2015 年

	资本产出比增长		有效劳动增长		人力资本增长		全要素生产率增长	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
老龄化速度	0.493 *** (0.175)	0.622 *** (0.229)	-0.294 *** (0.090)	-0.332 *** (0.120)	0.030 (0.050)	0.100 (0.068)	-1.310 *** (0.432)	-1.904 *** (0.562)
样本量	610	610	610	610	610	610	610	610
F 值	5.845 ***	5.960 ***	3.000 **	2.412 **	4.702 ***	4.839 ***	5.191 ***	6.195 ***

2. 快速老龄化对人力资本增长的影响分析

人口老龄化对人力资本积累的影响通过不同的机制发生作用。一方面,老龄化水平的加深往往伴随着少儿抚养比的下降,这意味着在其他条件不变的情况下,即便不增加人力资本积累的总投入,用于教育等人力资本积累的人均资源也会增加,从而对人力资本积累产生正面的影响;另一方面,人口老龄化水平的加深,意味着越来越多的劳动者退出劳动力市场,因而有效劳动投入所蕴含的人力资本存量也会发生变化,其影响程度则取决于退出劳动力市场的劳动者的平均人力资本水平。

因此,以人口老龄化为特征的人口结构变化对人力资本存量增长的净影响体现在如下关系上:其一,新进入劳动力市场的人口数量减去因人口老龄化而退出劳动力市场的数量的净值;其二,新进入劳动力市场者的人均人力资本存量减去退出者的人均人力资本存量的净值。一般来说,人口老龄化意味着前者为负值,而教育投入随着经济增长而增加以及人口老龄化带来的人均教育资源的增加,使得后者为正值。对于中国这样的发展中国家而言,人力资本存量的队列差异非常明显,即在经济发展水平较低的时期接受教育的人口队列,其人均的人力资本水平较低,而随着时间的推移和经济发展水平的提升,随后队列的人力资本水平逐步提高,从而使得人口老龄化对劳动力市场上人力资本存量负面影响部分得以抵消(Du & Yang, 2014)。正是由于人口老龄化对人力资本积累有不同的影响机制,而且其方向也不尽相同,因而人口老龄化速度对人力资本存量增长的综合效应就取决于哪一种效果更明显。这样,我们看到了表 8 的 OLS 回归结果虽然为正,但系数较小且不显著,IV 回归结果虽然系数增大,但仍然未能在 10% 的水平下通过显著性检验。

从不同老龄化速度国家的回归结果看,分组回归中仅有快速组的 IV 回归结果处于边际统计显著水平。需要注意的是,交乘项的回归结果较为复杂,由 IV 估计结果来看,一是快速老龄化更有利于人力资本的积累;二是慢速和中速老龄化相对不利于促进人力资本的增长。上述结论的产生说明,中速老龄化阶段,随着劳动力市场新进入人口数量增长尚能维持在一定水平,人力资本存量仍在继续增长,人口结构变化的净影响为正,同样是能促进人力资本存量增长的人口变化阶段;而在慢速老龄化阶段,即便新进入劳动力市场的人口众多,但人均教育资源较少,教育投入较低,人力资

本存量难以在短期实现大幅提升;在快速老龄化阶段,人均教育资源得以增加,即便受到退出劳动力市场人口数量较多的影响,人力资本存量的增长仍然较比中速阶段更具关键动力。值得一提的是,由表 10 可知,上述特征在 1990—2005 年期间便已初露端倪,更是在 2005—2015 年期间得到了加强。^① 因此,快速的人口老龄化对人力资本积累的机制及其实证分析模型,还需要更多的研究,以更仔细地识别不同机制产生的影响。

表 9 不同速度的老龄化对四项经济增长动能的影响(分组回归):1990—2015 年

	慢速组		中速组		快速组	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
因变量为:资本产出比增长						
老龄化速度	0.184 (0.158)	0.373 (0.307)	0.475 (0.348)	0.584 (0.400)	0.641*** (0.128)	0.620*** (0.148)
F 值	2.421**	2.413**	1.862	1.800	23.649***	22.260***
样本量	200	200	200	200	210	210
因变量为:有效劳动投入增长						
老龄化速度	-0.291** (0.125)	-0.298 (0.220)	-0.229 (0.183)	-0.254 (0.214)	-0.392*** (0.127)	-0.510*** (0.176)
F 值	2.135*	1.472	1.374	1.390	4.680***	4.060***
样本量	200	200	200	200	210	210
因变量为:人力资本增长						
老龄化速度	0.053 (0.061)	0.071 (0.113)	-0.005 (0.054)	0.110 (0.077)	0.026 (0.074)	0.166** (0.073)
F 值	1.521	1.481	6.252***	6.907***	4.610***	5.631***
样本量	200	200	200	200	210	210
因变量为:全要素生产率增长						
老龄化速度	-0.344 (0.433)	-0.754 (0.956)	-1.355* (0.813)	-1.928** (0.904)	-1.493*** (0.379)	-2.035*** (0.474)
F 值	1.790	1.993*	1.879	2.175*	12.532***	15.503***
样本量	200	200	200	200	210	210

3. 快速老龄化对全要素生产率增长的影响分析

中国经济由高速增长阶段转向中高速增长阶段后,经济增长方式也需要明显的转变。具体来说,过去依赖生产要素积累的经济增长模式难以维系,必须转向以全要素生产率增长为基本推动力的经济增长模式。这意味着,虽然总产出的增长速度会有所下降,但全要素生产率增长在经济增长中的贡献份额有所提升。人口快速老龄化及其引发的劳动供给规模的缩小,更使得资本报酬递减规律发生作用,从而导致投资回报率的下行。

从实证结果看,人口老龄化对全要素生产率增长产生了较为明显的负面影响。表 8 显示,无论是 OLS 还是 IV 回归的结果,都报告了绝对值较大的回归系数和非常高的统计显著性,显示了人口老龄化速度提升对全要素生产率增长自主产生的巨大的负面效应。根据 IV 回归结果,老龄化速度

^① 以人力资本增长为因变量的交乘项回归结果中,1990—2005 年,以慢速组和中速组为参照的 IV 估计结果显示,快速老龄化更加显著的促进了人力资本的积累,慢速和中速老龄化相对不利于促进人力资本的增长;2005—2015 年,IV 估计结果共同支持了前一段时期的回归结论,所有快速组交乘项估计结果均在 10% 及以上的水平下通过了显著性检验。

每提高 1 个百分点,全要素生产率的增长率将减少 1.904 个百分点。此外,表 8 的结果还显示,由于人口老龄化速度在本回归中的内生性,OLS 回归结果可能系统性地低估了人口老龄化对全要素生产率增长的负面影响,我们看到 IV 结果在每一组别中都报告了更大的系数绝对值。

表 9 的分组回归结果则表现出如下趋势:老龄化速度对全要素生产率增长的影响系数的统计显著性随老龄化速度的增长而增加,同时各个组别都报告了绝对值较大的回归系数,呈现出从慢速组到快速组呈逐渐增大的趋势,体现了人口老龄化速度对全要素生产率增长的影响有较高的经济显著性。表 10 的交乘项回归结果进一步说明,从全时期来看,快速组的老龄化速度相比慢速组而言,对全要素生产率增长会造成更强的负向冲击。分时段来看,快速老龄化对于全要素生产率增长的负向冲击,同样在 2005—2015 年期间得到了大幅增强,并且分别与中速组和慢速组拉开了差距。

结合表 8、表 9 和表 10 的结果综合进行分析,我们认为人口老龄化对全要素生产率增长有较确定的负面影响,而且,在老龄化速度达到一定程度时(如快速组),其影响的程度将相当可观。

正如全要素生产率本身的机理需要更进一步的研究一样,人口老龄化速度对全要素生产率增长的影响机制仍然需要更多的理论研究和实证分析。不过,本文的实证分析结果不仅对我们了解人口老龄化速度对经济增长的影响路径有重要意义,对于理解其与全要素生产率增长的相互关系也非常重要。

如前所述,人口老龄化及其引发的劳动力短缺,将会诱致劳动节约型的技术变迁。如果诱致性技术变迁所推动的投资增加,足以抵消人口老龄化引起的储蓄率下降及其对投资产生的负面影响的话,那么,人口老龄化速度可能会对资本产出比的变化产生正面的影响。我们的实证结果似乎支持了这一假设。表 8 中的 OLS 和 IV 回归结果都报告了正的系数,而且处于统计显著水平。表 9 的分组回归结果虽然都报告了正的系数,但只有快速组的结果处于统计显著水平。表 10 的交乘项回归结果证明在 2005—2015 年期间,快速老龄化相比中速和慢速老龄化而言,更能促进资本产出比的增长。这也与前文所分析的“不同的人口老龄化速度会对经济增长及其构成因素产生不同程度的影响”是一致的。

表 10 不同速度的老龄化对四项经济增长动能的影响(交乘项回归)

	1990—2005 年				2005—2015 年			
	以慢速组为参照		以中速组为参照		以慢速组为参照		以中速组为参照	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
因变量为:资本产出比增长								
慢速组 × 老龄化速度	—	—	-0.653** (0.329)	0.426 (0.881)	—	—	0.097 (0.177)	-0.033 (0.242)
中速组 × 老龄化速度	0.653** (0.329)	-0.426 (0.881)	—	—	-0.097 (0.177)	0.033 (0.242)	—	—
快速组 × 老龄化速度	0.826** (0.382)	-0.478 (1.015)	0.173 (0.332)	-0.052 (0.532)	0.615*** (0.139)	0.637*** (0.185)	0.712*** (0.154)	0.603*** (0.189)
因变量为:有效劳动投入增长								
慢速组 × 老龄化速度	—	—	0.452* (0.231)	0.582 (0.590)	—	—	-0.685*** (0.219)	-0.736** (0.302)
中速组 × 老龄化速度	-0.452* (0.231)	-0.582 (0.590)	—	—	0.685*** (0.219)	0.736** (0.302)	—	—

续表 10

	1990—2005 年				2005—2015 年			
	以慢速组为参照		以中速组为参照		以慢速组为参照		以中速组为参照	
	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV	OLS	IV
因变量为:人力资本增长								
快速组 × 老龄化速度	-0.476* (0.268)	-0.883 (0.680)	-0.024 (0.233)	-0.300 (0.356)	0.287* (0.172)	0.164 (0.231)	-0.398** (0.190)	-0.572** (0.236)
慢速组 × 老龄化速度	—	—	-0.139 (0.102)	-0.521* (0.273)	—	—	0.148* (0.076)	-0.058 (0.108)
中速组 × 老龄化速度	0.139 (0.102)	0.521* (0.273)	—	—	-0.148* (0.076)	0.058 (0.108)	—	—
快速组 × 老龄化速度	0.018 (0.118)	0.598* (0.314)	-0.121 (0.103)	0.078 (0.165)	0.359*** (0.060)	0.432*** (0.082)	0.507*** (0.066)	0.374*** (0.084)
因变量为:全要素生产率增长								
慢速组 × 老龄化速度	—	—	1.278 (0.931)	-0.589 (2.454)	—	—	0.131 (0.563)	1.027 (0.776)
中速组 × 老龄化速度	-1.278 (0.931)	0.589 (2.454)	—	—	-0.131 (0.563)	-1.027 (0.776)	—	—
快速组 × 老龄化速度	-2.103* (1.078)	-0.312 (2.826)	-0.825 (0.936)	-0.902 (1.481)	-2.238*** (0.442)	-2.576*** (0.593)	-2.106*** (0.487)	-1.550** (0.607)

五、快速老龄化对中国经济增长的影响程度

根据前面的分析结果,我们可以在假定其他经济增长条件保持不变的情况下,依据 2020—2025 年和 2025—2030 年的中国年均老龄化速度预测结果,估算人口老龄化对未来经济增长可能产生影响的程度。我们以 2010—2020 年期间中国年均老龄化速度为对照基期,①从而得到以 2010—2020 年为固定参照系的老龄化速度差值。在已知老龄化速度对经济增速影响的弹性系数的情况下,计算得到中国未来 10 年仅仅由于老龄化速度变化对年均经济增速的影响 G 。其具体计算方法如式(12)所示:

$$G_{t,t+5} = -\beta^3 \left\{ \left[\left(\frac{Aging_{t+5}}{N_{t+5}} / \frac{Aging_t}{N_t} \right)^{1/5} - 1 \right] - \left[\left(\frac{Aging_{2020}}{N_{2020}} / \frac{Aging_{2010}}{N_{2010}} \right)^{1/10} - 1 \right] \right\} \quad (12)$$

考虑到中国处于快速老龄化组的现实背景及未来老龄化加速的明确预期,式(12)中的老龄化速度的影响系数,分别选择了 OLS 和 IV 方法下回归得到的快速组老龄化速度对经济增速影响的弹性系数 β^3 ,2010—2020 年、2020—2025 年和 2025—2030 年的中国年均老龄化速度基于郭志刚的“分年龄人口数据预测数据库”计算得到, G 即为老龄化加速后,经济增长年均减少的百分点,其结果如图 4 所示。

如图 4 所示,根据 IV 回归结果,在其他条件不变的情况下,从 2020—2025 年由于人口老龄化

① 1959—1961 年中国的人口出生率出现了异常波动,并对其后的人口老龄化进程产生了影响。为了平滑这一非正常的波动所产生的影响,我们使用十年的跨度作为对照的基期。

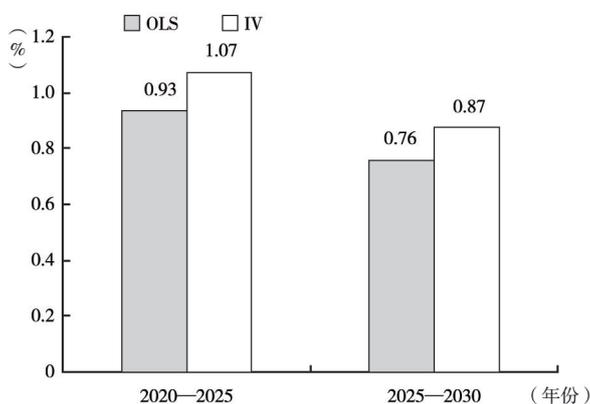


图4 老龄化加速对经济增速的负向冲击(%)

注：根据郭志刚的“分年龄人口数据预测数据库”及本文回归结果计算得到。

的边际影响,中国经济的年均增长速度将下降约1.07个百分点,2025—2030年年均下降约0.87个百分点。我们的分析结果与Maestas et al. (2016)的估计结果相类似,他们的分析结果表明,由于人口老龄化美国年均经济增长速度在2010—2020年减缓1.28个百分点,2020—2030年减缓0.68个百分点。

六、结 论

由于中国独特的人口转变过程,人口老龄化的进程也表现出与其他国家不同的特征,突出体现在两个方面:“未富先老”和“富而快老”。在以往的讨论中,“未富先老”及其带来的诸多挑战已经得到了很多重视。在“十四五”时期,中国人均收入水平大概率可以达到高收入国家下限,但随后面临的快速老龄化进程将可能对社会经济发展带来冲击,却没有引起足够的重视。因此,无论是从理论视角还是政策层面,观察快速老龄化这一中国社会经济发展中的重要结构性变化,防范其对经济发展可能产生的冲击效应,都值得关注。

本文利用较长时间跨度的跨国数据,就不同的老龄化速度对经济增长的影响进行了实证分析。实证结果表明,老龄化的速率不同可能会导致经济增长绩效呈现结构性差异:渐进的老龄化进程,尽管会在长期提升人口老龄化的水平,但不会对经济增长产生明显的冲击性影响。因此,在本文的实证分析结果中,很多慢速老龄化组的参数并不显著。相反,一旦老龄化的速度达到一定的阈值,其对经济增长的负面影响几乎是不可避免的,而且其程度也非常可观。中国未来的老龄化进程将非常明确地处于加速演进的状态,因而其对经济绩效的影响符合回归分析中快速老龄化组的特征。以跨国分析结果为依据,在其他条件不变的情况下,本文估算,未来五年仅仅由于快速老龄化,可能导致中国经济增长每年放缓1.07个百分点左右。

本文还讨论了不同的人口老龄化速度对经济增长的几个主要因素产生的影响,其中,老龄化对有效劳动投入增长和全要素生产率增长的影响最甚。回归结果表明,人口快速老龄化显著地影响了有效劳动投入的增长,其弹性值可达-0.510。而人口快速老龄化对经济增长最主要的影响来自于其对全要素生产率增长的负向冲击,其弹性值高达-2.035。虽然人口快速老龄化对资本产出比增长和人力资本增长的回归结果为正,但不足以抵消前二者所产生的负面效应。

尽管未来5至10年的人口老龄化水平几乎已成定局,^①改变人口结构的政策空间也非常有

^① 中国的低生育率已经持续多年,且未见反弹的征兆。

限,但本文仍然可以根据人口老龄化对经济增长的影响机理,采取一些针对性的应对措施,调动积极因素,把人口老龄化对未来一段时期经济发展的负面冲击降到最低。我们的分析表明,快速老龄化对经济增长产生负面冲击最主要是通过降低有效劳动投入增长和减缓全要素生产率增长两个途径实现的,防范其负面影响也应该从这两个机制入手。

所有鼓励劳动供给、提高劳动参与的政策,都将有助于增加有效劳动的投入。例如,由于退休和养老金领取的制度设计缺乏弹性,达到退休年龄后的劳动参与率急速下降。在预期寿命不断增加,老龄化加速的情况下,启动延长退休年龄和弹性的养老金领取机制等相关改革就刻不容缓,也必然会对增加有效劳动投入起到积极的作用。众所周知,劳动参与的提升还受到其他一系列制度因素的影响,凡是可以促进劳动参与的改革,对于减少快速老龄化的冲击都是有意义的。

推动技术进步,是抵消快速老龄化对全要素生产率增长产生不利影响的主要手段。一旦正常的诱致性技术变迁的路径难以在短期内实现,而老龄化加速趋势又不可避免,就应该出台相关的政策以干预技术进步的速率,尤其是在新技术的应用与推广以及与其他产业部门的融合等环节发力,可以促进新技术尽快成为通用技术,从而对生产率的提升发挥作用。

参考文献

- 都阳、贾朋,2018:《劳动供给与经济增长》,《劳动经济研究》第3期。
- 都阳、王美艳,2020:《中国城市居民家庭的消费模式——对老年家庭的着重考察》,《人口研究》第6期。
- 人口与劳动经济研究所课题组,2020:《“十四五”时期人口发展与老龄化问题研究》,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,工作论文。
- Acemoglu, D., and J. Linn, 2004, “Market Size in Innovation; Theory and Evidence from Pharmaceutical Industry”, *The Quarterly Journal of Economics*, 119(3), 1049—1090.
- Acemoglu, D., and P. Restrepo, 2017, “Secular Stagnation? The Effect of Aging on Economic Growth in the Age of Automation”, *American Economic Review*, 107(5), 174—179.
- Attanasio, O. P., and G. Weber, 2010, “Consumption and Saving: Models of Intertemporal Allocation and Their Implications for Public Policy”, *Journal of Economic Literature*, 48(3), 693—751.
- Bloom, D. E., D. Canning, and G. Fink, 2010, “Implications of Population Ageing for Economic Growth”, *Oxford Review of Economic Policy*, 26(4), 583—612.
- Brynjolfsson, E., D. Rock, and C. Syverson, 2017, “Artificial Intelligence and the Modern Productivity Paradox: A Clash of Expectations and Statistics”, NBER Working Paper, No. w24001.
- Du, Y., and C. Yang, 2014, “Demographic Transition and Labour Market Changes: Implications for Economic Development in China”, *Journal of Economic Surveys*, 28(4), 617—635.
- Feyrer, J., 2007, “Demographics and Productivity”, *The Review of Economics and Statistics*, 89(1), 100—109.
- Gordon, R., 2017, *The Rise and Fall of American Growth: The U. S. Standard of Living since the Civil War*, Princeton: Princeton University Press.
- Grigoli, F., A. Herman, and K. Schmidt-Hebbel, 2014, “World Saving”, International Monetary Fund Working Paper, No. 14—204.
- Kunze, L., 2014, “Life Expectancy and Economic Growth”, *Journal of Macroeconomics*, 39(3), 54—65.
- Li, H. B., J. Zhang, and J. S. Zhang, 2007, “Effects of Longevity and Dependency Rates on Saving and Growth: Evidence from a Panel of Cross Countries”, *Journal of Development Economics*, 84(1), 138—154.
- Maestas, N., K. J. Mullen, and D. Powell, 2016, “The Effect of Population Aging on Economic Growth, the Labor Force and Productivity”, NBER Working Paper, No. w22452.
- Modigliani, F., and R. Brumberg, 1980, “Utility Analysis and Aggregate Consumption Functions: An Attempt at Integration”, in A. Abel (ed.), *The Collected Papers of Franco Modigliani (Vol2)*, *The Life Cycle Hypothesis of Saving*, Cambridge: The MIT Press.
- Prettner, K., 2013, “Population Aging and Endogenous Economic Growth”, *Journal of Population Economics*, 26, (2), 811—834.

The Shock of Accelerating Population Aging on Economic Growth

DU Yang and FENG Yonggang

(The Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: Among the ten largest economies in the world, China is going to experience the fastest population aging in the coming three decades although its current old-age dependency ratio is not yet very high in contrast to those developed countries. In 2022, the first cohort of baby boomers defined as those who were born between 1962 and 1973 will become old people if age 60 is applied to define the elderly. Since then, the process of population aging in China will accelerate, which will bring about a flock of challenges in economic development.

The existing literature has already addressed the impact of population aging on economic growth, and most studies observed that population aging would hamper economic growth. Unfortunately, few studies noticed that the speed of population aging per se could have different impacts on economic growth. It is obvious that accelerating population aging is one of essential issues in China's case.

Following the analytical framework of neoclassical growth model, we believe that population aging determines the economic performance through three channels. First, population aging decreases the total labor input by shrinking the size of working age population. Second, population aging reduces the growth rate of total factor productivity (TFP). Third, it reduces savings rate.

In addition to those traditional channels, accelerating population aging would be more harmful to economic growth. The traditional industries could lose their advantages quickly, which causes a negative shock to economic growth. A sudden increase of social burden could unbalance the macroeconomy and bring shock to economic development. In addition, the accelerating population aging leaves insufficient time for the labor-saving technology to be fully utilized for growing labor scarcity.

Multiple sources of data are applied for empirical work in this paper. Taking advantage of the World Population Prospects 2019 from the United Nations, we calculated the speed of population aging in 122 countries between 1990 and 2015. Those data are merged with economic growth in Penn World Table 9.1. To investigate the relevance of speed of population aging, we classified the sample into three groups. To address the potential econometric problems of endogeneity of the speed of population aging, based on the average change trend of the different groups, the virtual speed of population aging is imputed as an instrumental variable. Both ordinary least squares (OLS) and instrumental variables (IV) regressions are applied in the panel data.

The empirical results in this paper indicate that, given other things constant, different speed of population aging could result in different economic performance. Once the speed of population aging reaches a certain threshold, it will bring substantial negative shocks to economic growth. We also explored the impacts of speed of population aging on the components of output growth. The regression results show that accelerating population aging has the greatest negative impact on the growth of TFP. In the meantime, accelerating population aging significantly inhibits labor input growth, which also leads to slower economic growth. It seems that the speed of population aging could improve capital output ratio, which could contribute to economic growth. However, the contribution could not offset the negative impacts.

Accelerating population aging in China applies to the feature of the fast group. Based on the regression results in the fast group, we may predict that, given other things constant, the economic growth rates would decline by 1.07 percentage points per annum from 2020 to 2025 simply due to the accelerating population aging.

Policy implications in this study are rich and clear. To prevent the negative shocks induced by accelerating population aging, two policy directions are of great importance, including inhibiting the decrease of labor inputs and coping with the slowdown of TFP growth. In detail, China ought to immediately kick off the reforms on extension of retirement ages and on pension system in combination with the policies to encourage labor participation. It is also important to encourage the application of labor-saving technology to offset the negative impacts of fast aging on TFP.

Keywords: Accelerating Population Aging; Economic Growth; Shock

JEL Classification: J11, O11, O47