

# 中国式老龄化与经济高质量发展

## ——“健康奇迹”视角下的结构与增长

### 一、引言

世界经济发展历程表明，一个国家现代化的进程往往和老龄化相伴相生。科学辩证地看待人口老龄化问题，深入剖析中国式老龄化的特征及其经济影响机制，对推进经济高质量发展与老龄事业高质量发展协同共进具有重要的理论与实践意义。当前，我国正经历着前所未有的人口老龄化进程加速。截至 2024 年年底，我国 60 岁及以上人口达 3.1 亿，占总人口的 22%，人口老龄化程度继续加深（陆治原，2025）。作为中国式现代化的重要组成部分，中国式人口老龄化不仅是人口年龄结构的转变，更蕴含着国家社会经济系统的重大变革。党的二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》强调要“积极应对人口老龄化，完善发展养老事业和养老产业政策机制”。2025 年 1 月 7 日，中共中央、国务院印发《关于深化养老服务改革发展的意见》，这是我国首次以党中央、国务院名义印发关于养老服务工作的意见，体现了推进实施积极应对人口老龄化国家战略的迫切要求。

与发达国家“先富后老”的发展路径不同，中国呈现“未富先老”且速度更快的老龄化特征。一种广泛流行的观点认为，人口老龄化通过减少劳动力供给、加重社会抚养负担等渠道，导致中国失去“人口红利”优势，将不可避免地拖累经济增长。这种观点在一定程度上影响了国内外对中国经济增长前景的信心，甚至成为部分国际舆论唱衰中国经济持续增长能力的重要论据。事实上，老龄化本质上是人类社会的增寿现象，其产生是人类文明现代化的成就，而非仅仅是发展的障碍。预期寿命是衡量人类发展程度的基础变量。<sup>①</sup>所谓的“未富先老”实质上是在低收入水平阶段预期寿命大幅提高的结果，是发展中国家值得庆幸的成就。中国预期寿命从 1949 年的 35 岁提高到 1978 年的 65.9 岁，已经接近当时经合组织成员国的平均水平，尽管当时中国人均 GDP 尚不及撒哈拉沙漠以南非洲国家平均水平的三分之一。这种在极低收入水平下实现的预期寿命大幅提升被世界银行称为“第一次健康革命”（World Bank, 1990）。认识到中国式老龄化背后是我国“健康奇迹”的伟大成就，对我们树立积极老龄观，辩证看待、科学应对老龄化问题具有重要意义（林毅夫等，2024）。从我国的发展实践来看，进入老龄化社会后的二十多年间，<sup>②</sup>不但基本实现了老有所养，而且保持了

---

① 从 1990 年起，联合国开发计划署在其连续发布的《人类发展报告》中将预期寿命作为人类发展指数（HDI）的三项基础变量之一。现阶段 HDI 最高的国家之一的挪威的预期寿命超过 82 岁，而 HDI 最低的国家之一的尼日尔的预期寿命仅为约 60 岁。一个社会如果预期寿命达不到 60 岁，则不会出现所谓的老龄化现象。

② 2001 年中国 65 岁及以上人口占比为 7.12%（首次超过 7%），正式进入老龄化社会。

经济的持续增长，这与“健康奇迹”下我国中老年人口健康水平和劳动参与能力的快速提高密切相关。将老龄化简单看作经济增长障碍的流行观点很大程度上忽视了“未富先老”现象蕴含的“健康奇迹”，也未充分考虑人口年龄结构变化与多维度的经济结构变迁（如人力资本结构和产业结构的升级）之间的内在联系。

本文从“健康奇迹”和结构变迁的双重视角出发，基于中国式老龄化的独特属性，为分析人口老龄化对经济增长的影响提供新的理论视角和经验证据。具体来说，本文关注的结构变迁主要指随着人口年龄结构变化而发生的人力资本结构变迁，以及由此带来的产业结构变迁。当考虑物质资本、劳动力、人力资本等多种要素时，人口老龄化虽可能导致青壮年劳动力供给数量相对减少，但与之伴随着的是劳动力平均人力资本水平和有效供给时长快速提升，经济中高技能和富有经验的劳动力的相对丰裕程度上升。如果产业结构随之向技术密集型和人力资本密集型方向升级，将为经济高质量发展注入新动力。在单一部门简化假设的理论框架中，人口老龄化可能伴随的劳动力成本上升常被解读为中国失去人口红利的证据；而在多部门、多要素模型中，这仅意味着中国在劳动密集型传统产业的比较优势逐渐减弱，但我国还拥有巨大的产业升级空间，可向资本密集型、技术密集型和人力资本密集型的产业升级，从而挖掘基于新的比较优势的增长潜力，提升经济运行的总体效率。

通过梳理世界经济体和中国人人口转型的特征事实，本文首先指出中国式老龄化三个显著特征，并围绕此展开实证分析。这三个方面包括：第一，中国式老龄化是中国特色社会主义制度下“健康奇迹”的结果。中国在极低收入水平下实现了预期寿命和老龄化水平的大幅提升，创造了人类发展史上的新纪录，拓展了人类预期寿命和老龄化可能性边界。第二，中国式老龄化伴随着劳动力结构的深刻变革，促进人口数量红利向人口质量红利转变，在老龄人口劳动参与能力持续上升的同时，劳动力的平均技能水平显著提高，使人力资本积累成为经济增长的新动力。第三，中国式老龄化引发产业结构的系统性变革，推动经济向人力资本密集型和经验依赖性产业转型，形成了与新的劳动力结构相匹配的产业体系。基于这三个特征，本文指出，在给定发展阶段的条件下，人口老龄化本身并不必然会对经济增长产生负面影响。本文结合跨国数据和我国地区层面数据，对这一观点提供了多方面的实证支持。特别地，我们借鉴文献中的最新方法（Maesta et al., 2023），使用份额-移动法（shift-share）工具变量的识别策略，将我国各地区基期的人口年龄结构与全国层面各出生队列（cohort）的死亡率差异相结合，构建地区层面时变的人口老龄化程度的预测值，作为实际人口老龄化程度的工具变量，以更好地解决人口老龄化的内生性问题，仍未发现经济增长与人口老龄化速度之间存在显著的负向关系。

本文进一步指出，伴随人口老龄化的是劳动力结构的变化及其引发的产业结构变迁，中国式老龄化蕴含着深刻的社会经济结构变革。首先，基于工具变量方法的实证分析表明，人口老龄化并未

导致我国劳动供给总量的下降。这可能源于在“健康奇迹”效应下，人口健康水平的快速提高和具有健康劳动能力时间的延长使更多中老年人在更长时段内参与劳动力市场。同时，参考已有文献（Marois et al., 2020），本文计算了接受教育水平加权的地区有效劳动力数量，发现人口老龄化速度更快的地区，按教育水平加权的有效劳动力数量上升更多。这表明我国不仅未因人口老龄化加速而失去“人口红利”，反而正在享受更高质量、更大规模的“人力资本红利”。对劳动力结构的分析显示，人口老龄化在引起劳动力平均年龄上升的同时，也促进了劳动力平均受教育水平的提高，这与我国过去几十年来公共教育投入和人力资本水平的快速增长密切相关。随着经济中富有经验的劳动者和高技能劳动者的相对丰裕程度提高，产业结构随之调整。基于工具变量方法，本文估计了地区人口老龄化对地区产业结构变动的影响，发现老龄化程度更高的地区，其产业结构中更依赖富有经验的中老龄劳动者的行业占比显著上升，同时人力资本密集型行业占比显著上升。这样的发现与劳动力结构变化决定产业比较优势变化的理论预测相一致。

在上述实证发现的基础上，本文进一步构建一个包含人力资本提升和产业升级的世代交叠宏观经济模型，并基于我国数据进行校准，针对中国式老龄化的特征及其对经济增长的贡献机制进行反事实模拟分析。模型中的家户存在三个时期：无法参与劳动的少年时期、可以参与劳动的中青年时期和以一定概率参与劳动的老年时期。其中，家户从少年时期进入中青年时期时，有一定概率成为高技能劳动力，而高技能劳动力可被用于更高生产效率的生产技术和产业。模型刻画了经济体中人力资本提升和产业升级的过程。我们利用中国 2000-2020 年间历次人口普查数据对模型参数进行校准，并对实证部分得出的机制进行数值模拟。结果表明：首先，通过对没有老龄化也没有人力资本提升的情况和真实数据进行对比，支持了本文实证部分的结论，即老龄化本身并未对经济增长产生显著的负向影响。其次，在人口老龄化背景下，若没有人力资本的提升，2000-2020 年间中国年均 GDP 增长率将会下降 2.88 个百分点；若没有适时的产业升级，2000-2020 年间中国年均 GDP 增长率将会下降 2.55 个百分点。最后，本文进一步对我国大幅提高人口预期寿命和总体健康水平的“健康奇迹”对经济增长的贡献进行了仿真模拟，并发现其与上述两个机制之间存在正向的互补效应：人力资本的不断提高使参与劳动能力更强的老龄人口的有效劳动持续增加，产业结构的升级则使得健康水平提升带来的新增有效劳动得到更加充分的利用。

本文的研究与人口老龄化与经济发展关系的文献紧密相关。近年来，人口老龄化问题在国内外学术界得到越来越多的关注（蔡昉，2012，2025；Bai and Lei, 2020）。若干文献结合跨国数据或特定发达国家的数据，从技术变革、劳动力供给、人口健康等角度探讨人口老龄化对经济增长和宏观经济运行的可能影响（都阳和封永刚，2021；Acemoglu and Restrepo, 2017；Lee and Shin, 2019；

Bai and Lei, 2020; Jones, 2023; Seok and Kim, 2024)。<sup>①</sup>例如 Maestas 等（2023）基于美国各州 1980-2010 年间的人口结构和经济增长的数据，使用工具变量方法解决内生性问题，发现人口老龄化显著降低了美国经济的增长速度。此外，与本文内容相关的另外一些研究从产业结构或企业决策的角度重点考察了人口老龄化对生产侧的影响（封进和李雨婷，2023；Tan et al., 2022；Cao et al., 2023；Doerr et al., 2024）。具体到我国的宏观经济层面，已有研究从教育制度、技术进步、财税制度、家庭内资源配置等方面分析了人口老龄化与经济增长和社会福利之间的关系，为理解人口老龄化加速背景下实现可持续增长的可能路径提供了重要的理论洞见（陈彦斌等，2019；龚锋等，2019；汪伟和咸金坤，2020；郭凯明等，2021；汪伟和靳文惠，2022；韩永辉和刘洋，2024）。

以上文献对于本文研究具有重要的启发意义，但在人口老龄化与经济高质量发展的议题上，本文认为还有进一步研究的空间。相比于已有文献，本文可能的边际贡献有如下几个方面：第一，从总体上看，大多数已有研究聚焦于人口老龄化在降低劳动供给总量和提高社会养老负担方面的负面影响，而在一定程度上忽视了人口老龄化蕴含的多维结构变迁可能带来的积极效应。本文基于结构变迁的视角，将人口年龄结构的变化与人口健康水平提升（即“健康奇迹”效应）、劳动力数量和质量结构变化、以及适老化的产业结构升级置于统一的理论框架之中，深入剖析中国式老龄化的在多个结构维度上的内在机理，这对于理解中国式老龄化的特征及其对经济高质量发展的影响具有重要启示意义。第二，在实证研究方面，已有文献侧重于关注人口老龄化程度较深的发达经济体，而发展中国家大多尚未进入人口老龄化阶段，因此对发展中国家尤其是中国情境的深入分析还较为缺乏，对中国式老龄化的独特属性关注较少。本文不仅考察了中国在老龄化进程中的独特发展经验，还首次基于工具变量法对于我国人口老龄化在结构和增长方面的经济影响提供了更为严谨的因果证据，与现有的跨国证据和基于发达国家的证据形成互补。第三，已有研究较少关注人口老龄化背景下新型人口红利的形成机制——这既包括老年人健康水平和劳动能力的大幅提高，也包括年轻人受教育水平的快速增长——特别是缺乏在多部门框架下对此类机制的经济增长效应的定量评估。本文通过构建包含多维异质性的世代交叠模型并进行参数校准和仿真模拟，系统量化了中国式老龄化过程中“健康奇迹”、人力资本积累和产业升级机制各自对经济增长的贡献，并特别强调了“健康奇迹”效应对人力资本提升和产业升级的贡献的放大作用，为理解老龄化背景下的持续经济增长提供了新的理论视角。

本文其余部分结构安排如下：第二部分介绍本文的研究背景，梳理国际和国内的相关典型事实，

---

<sup>①</sup> 更多关于中国人口老龄化和经济增长之间关系的讨论包括龙海明等（2021），苏剑（2021），李竞博和高瑗（2022），厉克奥博等（2022），李竞博和姜全保（2023），姜德波和赵伟强（2023），杨建仁等（2023）。这些研究多以定性分析或描述性的定量分析为主，文献中关于我国人口老龄化作用于经济增长和多维度结构变迁的因果效应的实证分析还比较缺乏。

并在理论分析的基础上提出本文的研究假说；第三部分进行实证分析；第四部分通过构建理论模型和反事实分析探究中国式老龄化的特征对经济增长的影响机制；第五部分为结论和政策启示。

## 二、研究背景、典型事实与研究假说

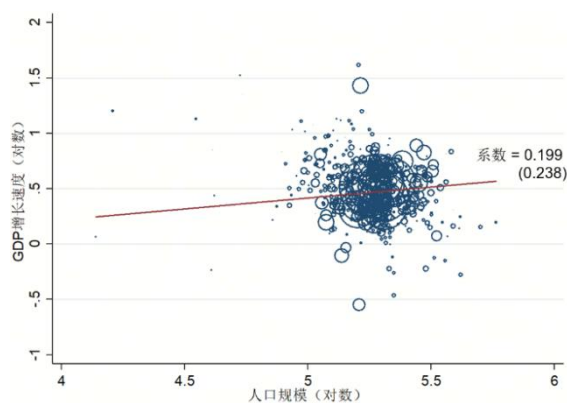
本部分首先介绍研究背景，基于跨国面板数据呈现人口老龄化与经济增长关系的典型事实，进而分析中国式老龄化的特征，并在理论分析的基础上提出可供实证检验的研究假说。

### （一）人口老龄化与经济增长的典型事实：跨国证据

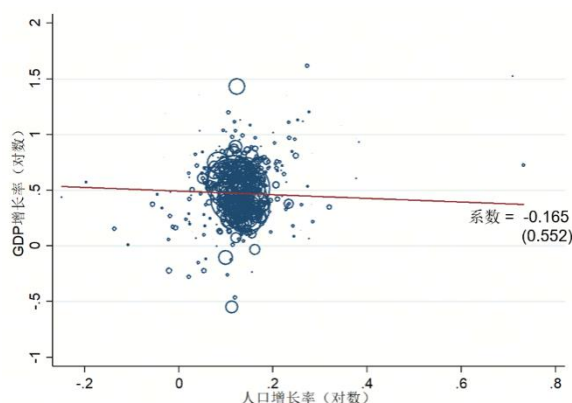
本节基于跨国数据进行描述性分析，从国际经验中获取关于人口规模和结构变化与经济增长关系的启示。

#### 1. 人口规模和人口老龄化程度与经济增长的关系

中国正经历人口转型关键期，表现为人口增速显著放缓、老龄化加速。根据国家统计局数据，中国人口于 2021 年达到峰值，从 2022 年开始进入负增长；根据联合国人口司的数据，2021 年全球已有 38 个经济体经历人口负增长。本节基于世界银行和 Penn World Table 数据库的跨国面板数据，分析人口规模和结构与经济增长的关系。研究基于 157 个国家和地区 1980-2019 年的数据，<sup>①</sup>以 10 年为分析时段（如 1980-1989 年，1990-1999 年，以此类推），以各经济体每个时段内 GDP 对数增长量作为经济增长指标，并控制经济体和时间固定效应，以排除不随时间变化的国家特征和全球宏观冲击的影响。

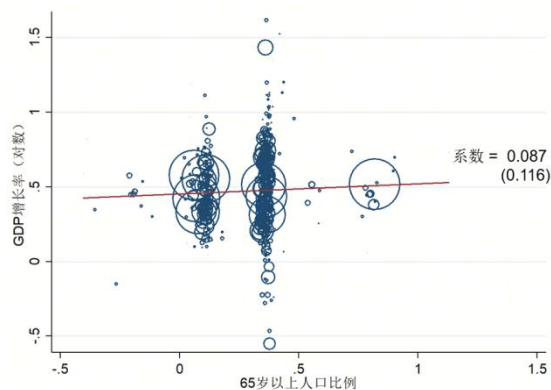


（a）期初人口规模与经济增长速度



（b）人口增长率与经济增长速度

<sup>①</sup> 考虑到 2020 年及之后几年的经济增长受到新冠疫情的较大影响，为提炼在一般条件下更为适用的规律性事实，这里的分析时段截止到 2019 年。



(c) 期初人口老龄化水平与经济增长速度

图 1：人口规模、人口增长率和人口老龄化水平与经济增长速度之间的关系

注：数据来源：世界银行 World Development Indicators 数据库和 Penn World Table 10.0。GDP 采用以 2017 年美元为基准、经购买力平价调整后的实际 GDP。图中散点按各经济体期初人口规模加权显示，圆圈大小反映人口规模。横纵轴变量均为原始变量对经济体固定效应、时间固定效应和十年期初人均 GDP 水平回归后的残差加上原始变量均值。每个观测点代表一个经济体在某个十年期内的表现。图中实线为加权最小二乘法拟合线。图中报告了拟合直线的回归系数，括号内数值为在经济体层面聚类的稳健标准误。\*，\*\*，\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

基于跨国面板数据分析，本文得出三项关键发现：

第一，在控制经济体初始发展水平的条件下，人口规模与经济增长速度之间不存在统计上显著的相关性。图 1（a）展示了这一分析结果，其中每个圆圈代表一个经济体在特定时段的观测值，圆圈大小与经济体期初人口规模成正比。横轴表示期初人口规模对数，纵轴表示 10 年间 GDP 对数增长量。图表构建时控制了经济体固定效应、时间固定效应和期初人均 GDP 水平（用于控制经济收敛效应）。横纵轴变量均为原变量对上述控制变量回归后的残差加原变量均值。图中直线为按经济体人口规模加权的回归拟合线，结果表明人口规模变化与经济增长速度间无显著相关关系。<sup>①</sup>

第二，人口增长率与经济增长速度之间也不存在统计上显著的相关关系。图 1（b）使用相同的样本和分析框架，考察各经济体每个 10 年时段内的人口增长率（横轴）与 GDP 增长速度（纵轴）的关系。分析同样控制了经济体固定效应、时间固定效应和期初人均 GDP 水平，并采用期初人口规模加权。结果表明，一个时段内的人口增长速度与该时段内的经济增长速度之间不存在统计上显著的相关性。

第三，人口老龄化水平与经济增长速度之间不存在显著相关性。图 1（c）的分析为此提供了支持。该图采用与图 1（a）和（b）相同的样本定义方式和回归设定，将横轴变量设定为每个时段期初的人口老龄化水平（以 65 岁及以上人口占比衡量），纵轴仍为 GDP 增长率。分析同样控制了经济

<sup>①</sup> 新增长理论的一个重要特征是内生经济增长的人口规模效应，但与此处类似的经验事实不符成为其受到批评的重要原因（Backus et al., 1992; Jones, 1995; Acemoglu, 2008）。

体固定效应、时间固定效应和期初人均 GDP 水平。结果表明，在给定经济体发展阶段的条件下，初始时点的人口老龄化程度与随后时段内的经济增长速度之间不存在统计上显著的相关关系。

## 2. 进入重度老龄化时点前后的经济增长表现

本部分重点分析各经济体进入重度老龄化阶段前后的经济表现。截至 2019 年，全球已有 53 个国家和地区进入重度老龄化阶段（65 岁及以上人口占比超过 14%）。<sup>①</sup>中国在 2001 年进入老龄化阶段（65 岁及以上人口占比超过 7%），根据 2020 年第七次人口普查数据，中国 65 岁及以上人口占比达 13.5%，接近重度老龄化阶段。

从跨国数据分析可知，已进入重度老龄化的 53 个经济体中，约有一半（27 个经济体）在进入该阶段时人均 GDP 达到美国水平的 50%以上，而中国在 2019 年的人均 GDP（按购买力平价计算）仅为美国的 22.6%。与中国发展阶段类似的经济体（进入重度老龄化时人均 GDP 低于美国 50%）在进入重度老龄化前后，经济增长大多保持较高水平，且增速多呈上升趋势。本文附录的表 A1 列举了具有代表性的国家和地区数据。

进一步地，本文采用类似“事件分析法”（event study）的方式，将各经济体进入重度老龄化的年份标准化为 0，计算前后各时点上的平均经济增长速度。<sup>②</sup>图 2 展示了不同发展水平经济体在进入重度老龄化前后的 GDP 增长率变化趋势。图中横轴表示相对于进入重度老龄化时点（0 点）的年份，负值表示进入重度老龄化之前的年份，正值表示之后的年份；纵轴表示各经济体在对应时点的平均实际 GDP 增长率。实线代表进入重度老龄化时人均收入相对较高的经济体（人均 GDP 高于美国 50%，共 27 个经济体），虚线代表人均收入相对较低的经济体（人均 GDP 低于美国 50%，共 26 个经济体）。分析结果表明，人均收入相对较高的经济体在进入重度老龄化后 GDP 增速略有下降，而人均收入相对较低的经济体在进入重度老龄化后 GDP 增速总体呈上升趋势。

---

① 截至 2019 年，全球已有 53 个国家和地区进入重度老龄化阶段。欧洲发达国家多在 1980-1990 年代进入此阶段（奥地利最早，在 1970 年），日本于 1994 年进入此阶段。2010 年后，中国香港（2013 年）、美国（2014 年）、俄罗斯（2017 年）、韩国（2018 年）和中国台湾（2019 年）等重要经济体相继步入重度老龄化阶段。

② 需要说明的是，这里图 2 和图 3 的分析仅做事实描述，所得结果不具有因果含义，不能简单解读为进入重度老龄化这一事件对经济增长的因果影响。

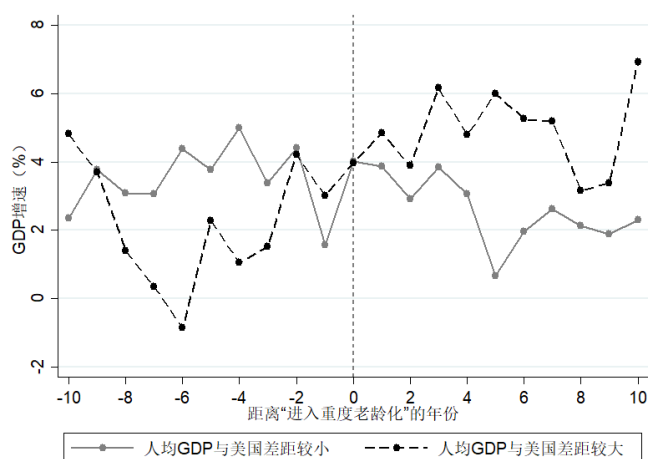


图 2：进入重度老龄化前后的平均经济增长速度

注：数据来源：世界银行 World Development Indicators 数据库和 Penn World Table 10.0。实际 GDP 采用以 2017 年美元为基准、经购买力平价调整的不变价格计算。横轴表示相对于进入重度老龄化时点（标准化为 0）的年份，负值表示进入前，正值表示进入后；纵轴表示各经济体在对应时点的平均实际 GDP 年增长率（%）。实线代表进入重度老龄化时人均 GDP 达到美国 50% 及以上的 27 个高收入经济体，虚线代表人均 GDP 低于美国 50% 的 26 个经济体。每一时点的数值为该组别中所有可获得数据的经济体在对应相对年份的 GDP 增长率算术平均值。重度老龄化定义为 65 岁及以上人口占比超过 14%。样本包含截至 2019 年已进入重度老龄化的 53 个经济体。

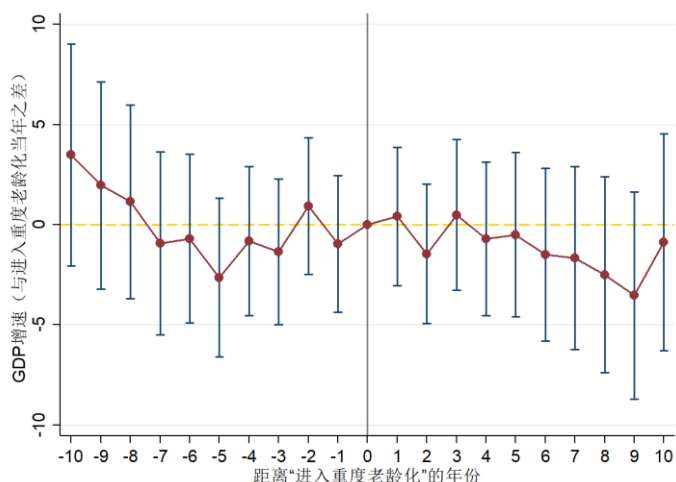


图 3：进入重度老龄化前后的平均经济增速与进入重度老龄化当年的增速之差

注：数据来源：世界银行 World Development Indicators 数据库和 Penn World Table 10.0。实际 GDP 增长率采用以 2017 年美元为基准、经购买力平价调整的不变价格计算。本图基于面板回归分析构建，展示了经济体在进入重度老龄化前后各年份的 GDP 增长率相对于进入重度老龄化当年（标准化为 0）的差异。横轴表示距离进入重度老龄化时点的年份，纵轴表示 GDP 增长率与基准年份（ $t=0$ ）增长率的差值（百分点）。回归模型设定为  $Growth_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \sum_{k \neq 0} \beta^k D_{it}^k + \varepsilon_{it}$ ，其中  $i$  和  $t$  分别代表经济体和年份， $\alpha_i$  为经济体固定效应， $\gamma_t$  为时间固定效应， $D_{it}^k$  为距离进入重度老龄化  $k$  年的虚拟变量， $\beta^k$  为相应系数估计值。图中点为估计系数，竖线表示 95% 置信区间（基于经济体层面聚类的稳健标准误）。

图 3 通过更严格的回归分析进一步验证了上述发现。我们以进入重度老龄化当年为基准期，将各经济体各年份的实际 GDP 增速作为被解释变量，以表示距离进入重度老龄化当年的年份之差的



一系列虚拟变量作为解释变量，同时控制国家固定效应和时间固定效应以消除潜在的混淆因素。图 3 横轴表示距离进入重度老龄化的年份，纵轴表示经回归分析得到的 GDP 增速与进入重度老龄化当年增速的差值，竖线表示 95%置信区间。结果显示，经济体在进入重度老龄化前后的 GDP 增速差异在统计上并不显著，这一发现与 Acemoglu 和 Restrepo（2017）的研究结论一致，即人口老龄化本身并不必然导致经济增长放缓。

## （二）中国式老龄化的典型事实与研究假说的提出

基于上一部分对人口老龄化与经济增长国际经验的分析，本部分聚焦于中国式老龄化的显著特征，从结构变迁的角度厘清其潜在的经济影响。这里的结构变迁既包括人口年龄结构变迁，也包括劳动力人力资本结构变迁和产业结构变迁。通过梳理典型事实并进行理论讨论，本文提出后续实证分析将要检验的研究假说。

### 1. 中国式老龄化是中国特色社会主义制度下“健康奇迹”的结果，拓展了人类预期寿命和老龄化可能性边界

“未富先老”是中国式老龄化的典型特征，但理解这一现象不应局限于老龄化对劳动力数量及经济增长的潜在负面影响。相反，这体现了中国在低收入水平下创造的“健康奇迹”，是我国医疗卫生事业的重要成就，是中国特色社会主义制度优越性的体现。当前规模巨大的老龄人口主要是新中国成立后人民健康水平和预期寿命显著提升的结果。

中国的“健康奇迹”拓展了人类预期寿命和老龄化可能性边界（林毅夫等，2024）。如附录图 A1 所示，在二维坐标中，横轴为人均 GDP 的对数（2015 年不变价美元），图（a）和（b）的纵轴分别为预期寿命和 65 岁及以上人口比例，每个点代表一个（或一组）国家在特定年份的表现。在相同人均 GDP 水平下，中国实现了高于其他各经济体（包括经合组织成员国平均水平）的预期寿命和老龄人口占比，其发展轨迹位于坐标系的最左上方。这意味着中国式老龄化重新界定了特定经济发展阶段可实现的最高健康水平和人口老龄化水平，拓展了人类发展的可能性边界。

这一“健康奇迹”源于符合当时中国国情的医疗卫生体系建设，这包括“县、乡、村”三级医疗预防保健网、赤脚医生及合作医疗制度等（林毅夫，2021；林毅夫等，2023）。中国预期寿命从 1949 年的 35 岁提高到 1978 年的 65.9 岁，接近当时经合组织成员国的平均水平，尽管当时中国人均 GDP 水平尚不及撒哈拉沙漠以南非洲国家平均水平的三分之一。1961 年后，中国粗死亡率一直低于世界平均水平，1965 年后更低于经合组织成员国平均水平。这种在极低收入水平下实现的预期寿命大幅提升被世界银行称为“第一次健康革命”（World Bank，1990）。

在这样的“健康奇迹”下，我国老龄人口比重快速上升。与此同时，健康水平和预期寿命的提高也使老龄人口参与劳动的能力显著增强，使他们能在经济活动中持续扮演重要角色，在生命周期

内有更长时间参与劳动力市场，从而更充分发挥其人力资本对经济增长的贡献（张川川等，2020；Cylus and Al Tayara, 2021）。如表 1 所示，在 2000-2020 年间，虽然我国 20 岁及以上的劳动力总数略有下降，但老龄人口（不论以 55 岁、60 岁还是 65 岁作为界定标准）的劳动力数量均呈现快速上升趋势，这与“健康奇迹”下老龄人口劳动能力提升密不可分，意味着老龄人口在经济活动中持续发挥作用潜力的不断提高。

关于“未富先老”对经济增长的影响，理论上并无确定性结论。部分研究认为人口老龄化可能损害创新能力，拖累经济增长（Liang et al., 2018）；也有研究表明适度的低生育率和人口下降有利于提高物质生活水平（Lee et al., 2014）。事实上，中国在进入老龄化社会后的 20 多年间，在尽力实现老有所养的同时，保持了经济持续增长。同时，如下文将讨论的，中国式老龄化过程中还伴随着人力资本的快速提升和产业升级，这些都会为经济增长提供动力。

基于跨国数据分析和理论考察，本文提出第一个研究假说：

**假说 1：**在给定初始经济发展水平及其他条件不变的情况下，人口老龄化速度对经济增长速度不存在显著负面影响。

## **2. 中国式老龄化伴随着劳动力结构的深刻变革，促进人口数量红利向质量红利转变**

人口老龄化是否会拖累经济增长？从美国的经验证据看，Maestas 等（2023）通过分析 1980-2010 年间美国各州数据发现，在其他条件不变的情况下，60 岁及以上人口占比每增加 10%，人均 GDP 水平下降 5.5%，其中三分之一源于就业下降，三分之二源于劳动生产率下降。

然而，中国与美国在发展阶段和速度上存在显著差异。中国过去几十年不仅创造了“健康奇迹”，还实现了人力资本水平的巨大提升。在分析老龄化对中国经济增长的影响时，需要考虑这些差异因素。在经济发展处于稳态的发达国家，不同出生队列间的人力资本增长幅度有限，当退出劳动力市场的老龄人口数量多于新进入的年轻劳动力时，经济中的有效劳动数量可能下降。但在中国这样人力资本快速增长的经济体中，新进入劳动力市场的年轻劳动者的人力资本水平远高于退出劳动力市场的老龄劳动者，在这种情况下，经济中的有效劳动数量非但不会下降，还可能上升，从而缓解或抵消老龄化对经济增长的潜在负面影响。

中国人力资本水平的快速提高在很大程度上得益于政府在教育领域的持续大规模投入。近几十年来，我国公共教育投入快速增加，义务教育全面普及，高等教育规模迅速扩大。第七次人口普查数据显示，2020 年全国 15-59 岁人口的平均受教育年限已经提高至 9.91 年，拥有大学（大专及以上）文化程度的人口达 2.18 亿人，而 60 岁及以上老龄人口中大学文化程度的仅为 1050 万人，不足老龄人口的 4%。表 1 数据进一步印证了我国人力资本的迅速积累：2000-2020 年间，虽然 20 岁及

以上劳动力数量略有下降，但高技能劳动力数量快速增长，以大专学历界定的高技能劳动力增长约 4 倍，以本科学历界定的高技能劳动力数量增长约 6 倍。

综上所述，中国式老龄化推动了劳动力红利从数量型向质量型的转变。高等教育普及带来的人力资本积累有效促进了技术进步和产业结构升级。通过构建高质量教育体系和全周期健康体系，中国正在系统性提升人力资本水平，挖掘人才资源优势，优化劳动力市场匹配效率，从而以劳动力质量的提升弥补数量增长的放缓。在中国式老龄化进程中，新增劳动力教育水平的持续提高释放了巨大的人口质量红利，这一效应在很大程度上缓解了人口老龄化通过劳动力数量变化对经济增长的潜在负面影响。

基于以上典型事实和理论分析，本文提出如下的研究假说：

**假说 2：**人口老龄化加速会引起劳动力结构转型，表现为劳动力平均年龄上升，平均受教育水平提高，以及按受教育水平加权的有效劳动数量增加。

表 1 2000-2020 年间我国分年龄段的劳动力数量和质量

| 年份                      | 2000     | 2005     | 2010     | 2015     | 2020     |
|-------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 20 岁及以上劳动力数量（万人）        | 74492.10 | 66937.60 | 75829.20 | 68310.80 | 64680.80 |
| 20 岁及以上高技能劳动力数量（大专及以上）  | 3575.62  | 5288.07  | 7886.24  | 9221.95  | 14900.08 |
| 20 岁及以上劳动力中高技能占比（大专及以上） | 0.048    | 0.079    | 0.104    | 0.135    | 0.230    |
| 20 岁及以上高技能劳动力数量（本科及以上）  | 1042.88  | 1874.25  | 3184.82  | 4166.95  | 7343.36  |
| 20 岁及以上劳动力中高技能占比（本科及以上） | 0.014    | 0.028    | 0.042    | 0.061    | 0.114    |
| 55 岁及以上劳动力数量（万人）        | 9062.12  | 8754.24  | 10233.00 | 9951.62  | 11273.01 |
| 60 岁及以上劳动力数量（万人）        | 5278.21  | 4245.90  | 5088.13  | 5634.33  | 5777.80  |
| 65 岁及以上劳动力数量（万人）        | 2730.81  | 2035.34  | 2360.07  | 2423.66  | 3294.40  |

注：数据来源：历次人口普查加总数据。

3. 中国式老龄化伴随着产业结构的系统性变革

劳动力结构变化是经济中要素结构转型的重要方面。老龄化进程中，人口年龄结构和人力资本结构的双重变化重塑了经济体的比较优势，从而触发生产结构调整和经济社会适老化结构变革。在技术结构方面，Acemoglu 和 Restrepo（2017）的实证研究表明，人口老龄化引起的手工生产型中年工人短缺直接促进了自动化技术的加速应用，老龄化速度较快的国家展现出更强劲的自动化创新趋势。Acemoglu 和 Restrepo（2022）进一步发现，技术对人口老龄化的适应性反应在高度依赖中年工人且自动化潜力较大的行业中尤为显著，这些行业生产率提升的同时，劳动收入份额相对下降。基于中国的最新研究也得出了类似的发现（封进等，2024；张明昂和吴楠，2024）。

在产业结构方面，劳动者同时具备年龄升值型和贬值型两种不同的年龄依赖型要素，人口老龄化将深刻改变人力资本结构所决定的比较优势（Cai and Stoyanov, 2016；武康平和张永亮，2018）。

随着经济体中经验丰富劳动者的相对比重上升及整体人力资本水平提高，那些更依赖经验型劳动的产业和人力资本密集型产业在经济中的比重将显著扩大。在此过程中，政府根据可预期的老龄化形势变化积极引导产业发展方向，完善银发经济发展体系，以及诸如在 2024 年 9 月颁布的渐进式延迟法定退休年龄改革等政策，都能够进一步充分利用我国的人力资源，提高人力资本的利用效率，为产业结构升级和经济持续增长消除制度障碍（张川川，2015）。

基于以上分析，本文提出第三个研究假说：

**假说 3：**人口老龄化加速会引起地区产业结构转型升级，表现为更依赖富有经验劳动者的产业占比上升，以及人力资本密集型产业占比上升。

### 三、实证分析

本部分基于中国地区间的面板数据，对前述假说进行实证检验。

#### （一）数据介绍

本研究主要使用 2000-2020 年间的中国人口普查数据和 1%人口抽样调查数据（以下统称“普查”）。具体包括 2000 年、2010 年和 2020 年的地区加总数据，以及 2000 年、2005 年、2010 年和 2015 年的微观抽样数据。构建工具变量时还使用了 1990 年人口普查的 1%微观抽样数据。考虑到中国城市间较大规模的人口流动多发生在省级行政单位内部，本研究采用省级行政区作为主要分析单元，以减弱人口流动对估计结果的影响（Zhang et al., 2015; Guo et al., 2024; Wu and You, 2025）。各省实际 GDP 数据来源于《中国统计年鉴》，按各省消费者价格指数（CPI）进行平减，统一调整为 2000 年不变价格。

#### （二）实证方法

为识别人口老龄化速度对经济增长速度的因果效应，本文采用长差分回归和工具变量方法（Maestas et al., 2023）进行分析。

##### 1. 长差分回归

本文估计以下回归方程：

$$\ln\left(\frac{GDP_{p,t+5}}{N_{p,t+5}}\right) - \ln\left(\frac{GDP_{pt}}{N_{pt}}\right) = \beta \left[ \ln\left(\frac{A_{p,t+5}}{N_{p,t+5}}\right) - \ln\left(\frac{A_{pt}}{N_{pt}}\right) \right] + \mathbf{X}_{pt}\boldsymbol{\delta}_t + \gamma_t + (\varepsilon_{p,t+5} - \varepsilon_{pt}) \quad (1)$$

其中， $p$  代表省份， $t$  代表年份（2000、2005、2010 和 2015）。 $GDP_{pt}$  表示省份  $p$  在年份  $t$  的实际 GDP 水平； $N_{pt}$  表示省份  $p$  在年份  $t$  的 20 岁及以上人口数量。参照 Maestas 等（2023），我们使用  $\frac{GDP_{pt}}{N_{pt}}$  作为地区实际人均 GDP 的代理变量。 $A_{pt}$  表示省份  $p$  在年份  $t$  的 65 岁及以上人口数量， $\frac{A_{pt}}{N_{pt}}$  衡量地区人口老龄化程度。 $\mathbf{X}_{pt}$  包含一系列随时间变化的控制变量，主要包括期初人均 GDP 水平和基

期产业结构（各行业门类就业占比的对数），<sup>①</sup>用于控制初始经济发展水平和产业结构差异，降低潜在遗漏变量偏误。特别地，采用 Maestas 等（2023）的方法，我们将基期产业结构变量与年份虚拟变量交乘，允许期初产业结构对经济增长的影响程度随时间变化，这与中国在过去二十余年经济结构快速转型的事实相符。 $\gamma_t$ 为 5 年期时间段固定效应，用于吸收各时间段内不随地区变化的宏观经济趋势差异。 $\varepsilon_{pt}$ 是误差项。回归中使用在省份层面聚类的稳健标准误。

需要指出的是，方程（1）采用的以 5 年为时间间隔的长差分方法虽能有效控制地区层面不随时间变化的异质性，但难以完全消除地区层面随时间变化不可观测的因素可能导致的内生性问题。具体而言，若将方程（1）中的误差项 $\varepsilon_{pt}$ 分解为 $\varepsilon_{pt} = \xi_p + v_{pt}$ ，其中 $\xi_p$ 为地区固定效应， $v_{pt}$ 为时变随机扰动项，则长差分设定能够消除 $\xi_p$ 与人口老龄化水平的相关性带来的估计偏误。然而，若时变扰动项的变化 $v_{p,t+5} - v_{pt}$ 与老龄化速度 $\left[ \ln \left( \frac{A_{p,t+5}}{N_{p,t+5}} \right) - \ln \left( \frac{A_{pt}}{N_{pt}} \right) \right]$ 存在相关性，则参数 $\beta$ 的估计仍可能受到遗漏变量偏误的影响。例如，医疗技术进步较快的地区通常伴随更高的经济增长率，而同时医疗水平提升也延长了居民寿命，加速人口老龄化进程。为更有效地解决此类潜在内生性问题，获得对于 $\beta$ 的一致估计，本文借鉴 Maestas 等（2023）的方法，采用份额-移动（shift-share）方法构建工具变量，以识别人口老龄化对经济增长的因果效应。

## 2. 份额-移动法（shift-share）工具变量回归

本文借鉴 Maestas 等（2023）的方法，构建基于份额-移动（shift-share）方法的工具变量，利用各地区前期人口年龄结构（share）与全国平均的出生队列（cohort）之间的死亡率变化（shift），预测后续各时点的人口年龄结构变化。

具体而言，基于 1990 年、2000 年、2005 年、2010 年、2015 年和 2020 年人口普查数据，我们使用前一普查年份的省份人口年龄结构预测两个普查年份间的人口年龄结构变化。以 2005-2010 年时段为例，我们构造 $\left[ \ln \left( \frac{\hat{A}_{p,t+5}}{\hat{N}_{p,t+5}} \right) - \ln \left( \frac{\hat{A}_{pt}}{\hat{N}_{pt}} \right) \right]$ 作为方程（1）中 $\left[ \ln \left( \frac{A_{p,t+5}}{N_{p,t+5}} \right) - \ln \left( \frac{A_{pt}}{N_{pt}} \right) \right]$ 的工具变量。预测 2010 年（ $t+5$ ）各省 65 岁及以上人口数量的计算方式为：

$$\hat{A}_{p,t+5} = \sum_{j \geq 55} N_{jp,t-5} \times \frac{N_{j+10,t+5}}{N_{j,t-5}},$$

其中， $j$ 代表年龄， $N_{jp,t-5}$ 表示 2000 年（ $t-5$ ）省份  $p$  中  $j$  岁人口数量； $N_{j,t-5}$ 表示 2000 年全国  $j$  岁人口数量， $N_{j+10,t+5}$ 表示 2010 年全国  $j+10$  岁人口数量； $\frac{N_{j+10,t+5}}{N_{j,t-5}}$ 表示全国层面特定出生队列（cohort）（即出生于 2000- $j$  年份的人群）在该十年间的存活率。将各省 2000 年 55 岁及以上（ $j \geq 55$ ）各年

① 地区的行业就业占比根据 2000 年、2005 年、2010 年和 2015 年的人口普查微观抽样数据计算得到。

龄人口数量与对应出生队列在全国层面的存活率相乘，并在各出生队列之间求和，即得到省份  $p$  在 2010 年 65 岁及以上人口数量的预测值  $\hat{A}_{p,t+5}$ 。类似地，我们可预测 2005 年 ( $t$ ) 和 2010 年 ( $t+5$ ) 各省不同年龄段人口数量：

$$\hat{A}_{p,t} = \sum_{j \geq 60} N_{jp,t-5} \times \frac{N_{j+5,t}}{N_{j,t-5}}, \quad \hat{N}_{p,t+5} = \sum_{j \geq 10} N_{jp,t-5} \times \frac{N_{j+10,t+5}}{N_{j,t-5}}, \quad \hat{N}_{p,t} = \sum_{j \geq 15} N_{jp,t-5} \times \frac{N_{j+5,t}}{N_{j,t-5}}$$

上述方法适用于所有长差分时段的人口老龄化变量预测。在实证分析中，我们使用两个年份间老龄人口比例预测值之差作为工具变量。该份额-移动工具变量整合了两方面的变异 (variation) 进行因果识别：一是份额部分 (share)，即各省在各时段起始点的年龄结构差异；二是移动部分 (shift)，即不同出生队列 (cohort) 在全国层面的健康状况 (死亡率) 的跨期变化。

据此，我们设定工具变量两阶段回归模型如下：

$$\text{一阶段: } \ln \left( \frac{A_{p,t+5}}{N_{p,t+5}} \right) - \ln \left( \frac{A_{pt}}{N_{pt}} \right) = \alpha \left[ \ln \left( \frac{\hat{A}_{p,t+5}}{\hat{N}_{p,t+5}} \right) - \ln \left( \frac{\hat{A}_{pt}}{\hat{N}_{pt}} \right) \right] + X'_{pt} \delta_t + \gamma_t + (\epsilon_{p,t+5} - \epsilon_{pt}) \quad (2)$$

$$\text{二阶段: } \ln \left( \frac{GDP_{p,t+5}}{N_{p,t+5}} \right) - \ln \left( \frac{GDP_{pt}}{N_{pt}} \right) = \beta \left[ \ln \left( \frac{\hat{A}_{p,t+5}}{\hat{N}_{p,t+5}} \right) - \ln \left( \frac{\hat{A}_{pt}}{\hat{N}_{pt}} \right) \right] + X'_{pt} \delta_t + \gamma_t + (e_{p,t+5} - e_{pt}) \quad (3)$$

各变量定义与方程 (1) 相同。 $\alpha$  为一阶段回归系数， $\left[ \ln \left( \frac{\hat{A}_{p,t+5}}{\hat{N}_{p,t+5}} \right) - \ln \left( \frac{\hat{A}_{pt}}{\hat{N}_{pt}} \right) \right]$  表示在一阶段回归获得的人口老龄化变量的预测值， $\epsilon_{pt}$  和  $e_{pt}$  分别代表两个回归方程的随机扰动项。为支持工具变量的相关性 (relevance)，附录图 A2 展示了预测的人口老龄化速度与实际人口老龄化速度的散点图及拟合直线。两个变量呈现高度的正相关性，其中拟合优度达到 0.693，表明人口老龄化速度约 70% 的变异可被预测值解释，为工具变量的有效性提供了支持。

### (三) 分析结果

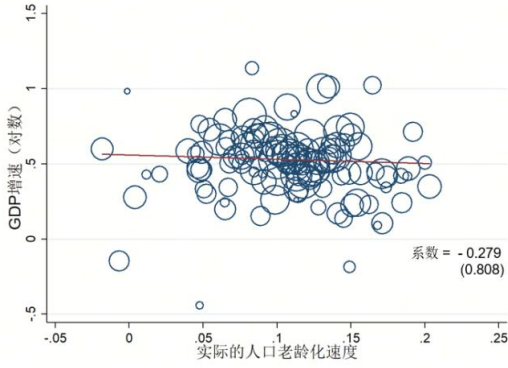
#### 1. 人口老龄化与经济增长

参照 Maestas 等 (2023) 的研究方法，<sup>①</sup> 本文首先以图示形式直观呈现工具变量估计结果。为便于比较，图 4 采用与 Maestas 等 (2023) 文中相同的编排方式。各散点图中，每个圆圈代表一个省份在特定五年时段的观测值，圆圈大小表示该省份初始年份的人口规模。所有图示及回归均按方程 (1) 控制了时间固定效应和其他控制变量。横纵轴变量均为原变量对这些固定效应和控制变量回归后的残差加上原变量均值，因此拟合直线斜率对应控制相关变量后的回归系数估计值。

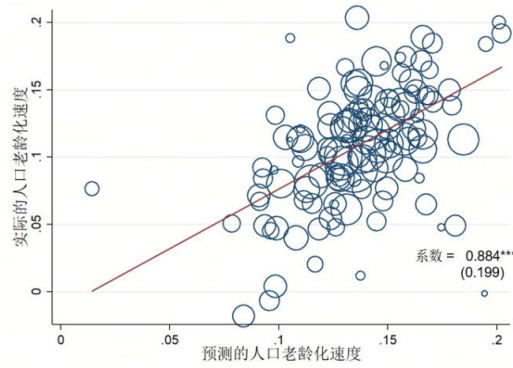
图 4 (a) 展示了实际人口老龄化速度  $\left[ \ln \left( \frac{A_{p,t+5}}{N_{p,t+5}} \right) - \ln \left( \frac{A_{pt}}{N_{pt}} \right) \right]$  与经济增长 (5 年间人均 GDP 对数增长) 的关系，对应方程 (1) 的长差分估计结果。结果表明，在控制其他条件后，人口老龄化速度

<sup>①</sup> 本文工具变量方法参考了 Maestas 等 (2023)，该研究基于美国各州的面板数据，估计了美国人口老龄化速度对经济增长的影响，发现人口老龄化速度的提高显著降低了地区的经济增长速度。本文图 4 编排方式与 Maestas 等 (2023) 的图 2 相同，用三张散点图分别展示工具变量方法的 OLS 回归、一阶段和简约式回归结果。

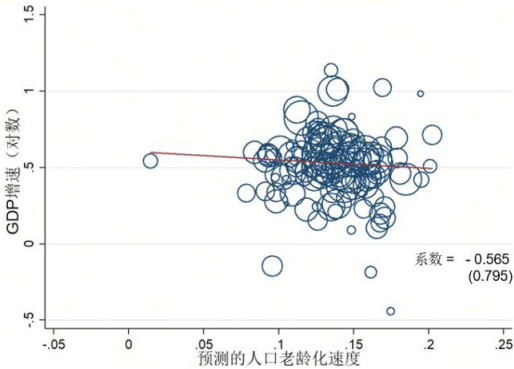
与经济增长速度之间不存在显著相关关系。图 4(b)呈现了实际人口老龄化速度 $\left[\ln\left(\frac{A_{p,t+5}}{N_{p,t+5}}\right) - \ln\left(\frac{A_{pt}}{N_{pt}}\right)\right]$ 与预测人口老龄化速度 $\left[\ln\left(\frac{\hat{A}_{p,t+5}}{\hat{N}_{p,t+5}}\right) - \ln\left(\frac{\hat{A}_{pt}}{\hat{N}_{pt}}\right)\right]$ 之间的关系，对应工具变量一阶段估计结果。两变量呈现高度正相关性，回归系数达 0.834，拟合优度 ( $R^2$ ) 达到 0.69，有力支持了工具变量的相关性假设。图 4 (c) 显示了预测人口老龄化速度 $\left[\ln\left(\frac{\hat{A}_{p,t+5}}{\hat{N}_{p,t+5}}\right) - \ln\left(\frac{\hat{A}_{pt}}{\hat{N}_{pt}}\right)\right]$ 与经济增长的关系，对应工具变量简约式 (reduced form) 估计。与图 4 (a) 类似，预测的人口老龄化速度对经济增长速度亦无显著影响。



(a) 实际的人口老龄化速度与经济增长



(b) 预测的老龄化速度与实际的老龄化速度



(c) 预测的人口老龄化速度与经济增长

图 4：人口老龄化速度与经济增长的关系：实证结果

注：图中每个圆圈代表一个省份在特定五年时段的观测值，圆圈大小表示该省份人口规模。散点图绘制采用人口加权方式，并按方程（1）控制了时间固定效应和省级控制变量。横纵轴变量均为原变量对这些固定效应和控制变量回归后的残差加上原变量均值。图中报告了拟合直线斜率，括号里面是在省级层面聚类的稳健标准误。\*，\*\*，\*\*\* 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。实际人口老龄化速度为 $\left[\ln\left(\frac{A_{p,t+5}}{N_{p,t+5}}\right) - \ln\left(\frac{A_{pt}}{N_{pt}}\right)\right]$ ，预测人口老龄化速度为 $\left[\ln\left(\frac{\hat{A}_{p,t+5}}{\hat{N}_{p,t+5}}\right) - \ln\left(\frac{\hat{A}_{pt}}{\hat{N}_{pt}}\right)\right]$ ，后者作为前者的工具变量。

图 4 (a) - (c) 的结果与 Maestas 等 (2023) 基于美国各州的发现形成鲜明对比。一方面，本文图 4 (b) 的结果与 Maestas 等 (2023) 相似，支持了本文工具变量方法的有效性；另一方面，Maestas 等 (2023) 在对应图 4 (a) 和图 4 (c) 的回归中发现显著负向估计结果，而本文未发现人口老龄化与经济增长间存在显著负向因果关系。这一差异表明，与美国不同，中国当前的人口老龄化进程尚未对经济增长速度产生显著抑制作用。



表 2 人口老龄化对经济增长的影响

| 因变量: $\ln\left(\frac{GDP_{p,t+5}}{N_{p,t+5}}\right) - \ln\left(\frac{GDP_{pt}}{N_{pt}}\right)$ | (1)                  | (2)                  |
|------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------|----------------------|
|                                                                                                | 长差分模型                | 工具变量法                |
| $\ln\left(\frac{A_{p,t+5}}{N_{p,t+5}}\right) - \ln\left(\frac{A_{pt}}{N_{pt}}\right)$          | -0.279<br>(0.808)    | -0.639<br>(0.642)    |
| 期初人均GDP对数                                                                                      | -0.716***<br>(0.114) | -0.698***<br>(0.076) |
| 工具变量一阶段F统计量                                                                                    |                      | 24.65                |
| 控制变量                                                                                           | 控制                   | 控制                   |
| 年份固定效应                                                                                         | 控制                   | 控制                   |
| 观测数                                                                                            | 124                  | 124                  |
| R <sup>2</sup>                                                                                 | 0.823                | 0.822                |

注：数据来源于历次人口普查和《中国统计年鉴》。表格中报告的是回归系数，括号内为在省份层面聚类的稳健标准误；\*，\*\*，\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。控制变量包括期初各行业就业占比及其与年份虚拟变量的交乘项。第（2）列使用预测人口老龄化速度作为实际人口老龄化速度的工具变量。

表 2 展示了上述分析的回归结果。第（1）列呈现如方程（1）所示长差分模型的回归结果，第（2）列呈现工具变量二阶段（方程（3））估计结果。表中报告了一阶段 F 统计量为 24.65，远大于 10 的经验临界值，表明不存在弱工具变量的问题。两列结果均显示，方程（1）和方程（3）中核心系数  $\beta$  的估计值在统计上不显著，说明人口老龄化对经济增长无显著影响。值得注意的是，工具变量估计中  $\beta$  系数的绝对值有所上升，这可能反映了原始回归中由关于人口老龄化速度的测量误差导致的衰减偏误（attenuation bias）得到一定程度缓解（Angrist and Pischke, 2009）。同时，初始人均 GDP 对数的系数在统计上高度显著，印证了地区发展阶段对经济增长速度的决定性作用。与前文基于跨国数据的相关性分析不同，本部分通过历史年龄结构构建工具变量，更有效地控制了估计中可能的内生性问题。这一因果识别策略下，我们仍未发现老龄化与经济增长之间存在统计显著的负向关系。综上所述，在控制初始经济发展水平及其他条件后，人口老龄化加速并不会显著降低经济增长速度，这支持了本文的假说 1。

这里的研究结果对理解我国人口老龄化背景下的经济增长前景具有重要启示。实证分析表明，过度悲观的人口老龄化经济影响预期可能缺乏坚实证据，政策制定者应避免将人口老龄化简单视为经济增长的必然阻碍。同时，结果暗示中国经济体系可能具备应对人口结构变化的适应性机制，包括人力资本提升、技术进步和产业结构优化等因素，这在一定程度上抵消了老龄化的潜在负面效应。同时，考虑到中国与发达国家间老龄化影响的异质性，中国应基于自身发展阶段和制度环境，制定更为精准的积极应对人口老龄化的长期战略，充分挖掘人口结构转型中蕴含的发展机遇。



与此同时，本文也指出这里的发现具有一定的时间空间上的局限性。首先，这里的实证分析局限于 2000-2020 年这一特定时期，期间中国人口老龄化进程虽已启动，但整体速度相对温和。随着未来老龄化和少子化进程加速，特别是当老年人口比例超过某一临界值后，其经济影响机制和强度可能发生变化。其次，国际经验表明，人口老龄化的经济后果往往呈非线性特征（都阳和封永刚，2021），在不同发展阶段和制度环境下影响路径各异。本研究所采用的 5 年期长差分设定主要关注在经济增长方面的中短期影响，而老龄化对社会保障体系、创新能力等方面的长期深层影响需要更为系统的评估。因此，尽管当前证据未发现人口老龄化与经济增长间的显著负向关系，但这并不意味着可以忽视重度老龄化社会未来可能面临的结构性挑战。建立适应人口结构长期变化的经济社会治理体系，仍是中国式现代化进程中高质量发展的重要战略课题。

## 2. 人口老龄化与劳动力结构变化

中国式老龄化进程伴随着经济结构的深刻转型。本节首先分析人口老龄化对劳动力数量与质量结构的影响机制。老龄化对经济的冲击首先体现在劳动力市场层面：一方面，老龄化可能导致青壮年劳动力绝对数量减少；另一方面，中国人力资本水平在过去数十年间显著提升，且年轻劳动力的人力资本积累速度快于年长劳动力。因此，老龄化进程可能伴随着劳动力素质整体提高，按质量加权后的有效劳动供给不一定随人口结构老化而萎缩。正是基于劳动力质量与结构的变化，人口老龄化并非必然导致经济增长放缓或人口红利消退，反而可能催生人力资本红利这一新型人口红利。此外，考虑到人口老龄化趋势具有长期可预见性，政府可能加大人力资本投资力度，提升劳动力素质，从而抵消老龄化对有效劳动供给的潜在负面影响。本节利用中国省级面板数据，沿用前文的工具变量识别策略，系统考察人口老龄化对区域劳动力数量与结构的影响。

实证分析沿用前文方程（1）和方程（3）的设定，分别运用长差分模型和份额-移动法工具变量进行估计。与前节不同，本部分将因变量替换为劳动力规模和结构特征的相应长差分值。这些特征变量：20 岁及以上劳动力数量，劳动力平均年龄，劳动力平均受教育年限，以及按受教育程度加权的劳动力数量。对于质量加权的劳动力测度，本文参照 Marois 等（2020）的方法，基于 2005 年全国 1%人口抽样调查数据估计教育回报率，以不同受教育水平间的收入差距为权重计算质量加权的劳动力。具体而言，将未完成小学教育的劳动力生产效率标准化为 1，若小学教育程度的劳动力平均工资为未完成小学教育者的  $X$  倍，则小学教育程度劳动力的质量权重为  $X$ 。依此类推，对初中、高中、大专、本科及研究生等各教育水平的劳动力进行加权折算，从而构建各地区各年份的人力资本调整后的有效劳动供给指标。

表 3 人口老龄化对劳动力数量与结构的影响

|                                                                                       | (1)                 | (2)                | (3)              | (4)                |
|---------------------------------------------------------------------------------------|---------------------|--------------------|------------------|--------------------|
| 因变量（对数长差分）                                                                            | 劳动力平均<br>年龄         | 劳动力平均<br>受教育年限     | 劳动力数量            | 教育加权劳<br>动力数量      |
| A. 长差分回归估计结果                                                                          |                     |                    |                  |                    |
| $\ln\left(\frac{A_{p,t+5}}{N_{p,t+5}}\right) - \ln\left(\frac{A_{pt}}{N_{pt}}\right)$ | 0.148***<br>(0.029) | -0.078<br>(0.077)  | 0.708<br>(1.165) | 0.615<br>(1.242)   |
| 控制变量                                                                                  | 控制                  | 控制                 | 控制               | 控制                 |
| 观测数                                                                                   | 93                  | 93                 | 93               | 93                 |
| R <sup>2</sup>                                                                        | 0.957               | 0.878              | 0.891            | 0.934              |
| B. 工具变量回归二阶段估计结果                                                                      |                     |                    |                  |                    |
| $\ln\left(\frac{A_{p,t+5}}{N_{p,t+5}}\right) - \ln\left(\frac{A_{pt}}{N_{pt}}\right)$ | 0.101***<br>(0.031) | 0.229**<br>(0.101) | 1.592<br>(1.001) | 1.824**<br>(0.823) |
| 工具变量一阶段F统计量                                                                           | 23.65               | 23.65              | 23.65            | 23.65              |
| 控制变量                                                                                  | 控制                  | 控制                 | 控制               | 控制                 |
| 观测数                                                                                   | 93                  | 93                 | 93               | 93                 |
| R <sup>2</sup>                                                                        | 0.954               | 0.834              | 0.708            | 0.932              |

注：数据来源于历次人口普查和《中国统计年鉴》。表中报告回归系数，括号内为省级层面聚类的稳健标准误。  
\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。控制变量包括相应因变量在期初的取值，期初人均 GDP 水平，以及期初各行业就业占比及其与年份虚拟变量的交乘项。

表 3 展示了人口老龄化对劳动力数量与质量影响的实证结果。所有因变量均按方程（1）类似方式进行对数化和长差分处理。核心解释变量与控制变量设定与方程（1）保持一致。表 3 的 A 部分为长差分回归估计结果，B 部分为工具变量二阶段估计结果。工具变量一阶段的 F 统计量远超过 10，表明不存在弱工具变量问题。第（1）列结果显示，随着人口老龄化程度加深，劳动力平均年龄显著提高，这与本文前述的“健康奇迹”效应有关——中老年人健康状况与劳动能力的显著改善延长了其有效劳动参与时间。第（2）列中，长差分模型结果表明人口老龄化与劳动力平均受教育年限之间无显著相关性，但工具变量估计结果显示，控制内生性后，人口老龄化速度与劳动力平均受教育水平提升速度呈显著正相关。这一发现与中国近几十年人力资本水平的快速提升密切相关：新进入劳动力市场的年轻人通常拥有比退出劳动力市场的老年人更高的教育水平，人口老龄化加速了不同人力资本水平的劳动力世代更替，促进了劳动力队伍整体素质提升。

表 3 后两列考察了劳动力数量的变化。第（3）列结果表明，人口老龄化并未导致劳动力供给总量下降，估计系数为正但统计上不显著。这可能归因于健康水平提高延缓了劳动者退出劳动力市场的时间，部分抵消了人口老龄化对劳动供给的潜在负面影响。第（4）列进一步显示，随着老龄化程度提高，地区层面按教育水平加权的有效劳动力数量显著上升，表明人口老龄化非但未消减中国的人口红利，反而通过质量提升拓展了新型人力资本红利。综上所述，实证结果支持本文假说 2：中国式老龄化伴随着劳动力质量提升和结构优化，带来了以人力资本为基础的新型人口红利，这为中

国经济高质量发展提供了重要机遇。

3. 人口老龄化与产业结构转型

前节分析表明，中国式老龄化伴随着劳动力结构的深刻变革，表现为劳动力平均年龄上升，同时劳动力教育水平显著提高。作为关键生产要素，劳动力结构的这种变化很可能通过比较优势机制驱动产业结构调整。根据比较优势理论的预测，当经济中经验丰富的劳动力和高技能劳动力相对丰裕程度提高时，密集使用这些要素的产业的比较优势将会增强。在人力资本水平更高的地区，相对丰裕要素（高技能劳动力）的相对价格较低，使得人力资本密集型产业享有成本优势；同时，产业间对中老年劳动力依赖程度存在异质性，某些行业和职业更依赖经验积累和隐性知识，在这些领域，年龄较大的劳动者具有比较优势。<sup>①</sup>随着人口老龄化进程推进，中老年人比例提高，经济中更依赖经验型劳动者的产业占比也会相应提高。本节对上述关于产业结构调整的理论预测进行实证检验，考察人口老龄化如何通过改变比较优势推动产业升级。

本文基于 2000 年人口普查微观数据，计算各 2 位数行业中劳动力的平均年龄和平均受教育年限，以这两个行业层面特征各自的中位数为界，将行业划分为经验依赖度较高和较低的两组产业，以及人力资本密集度较高和较低的两组产业。随后，利用各年份人口普查数据计算各省份相应产业组别的就业占比。采用与前文方程（1）和方程（3）一致的分析框架，将特定行业组就业占比的对数长差分作为因变量，分别用长差分方法和份额-移动法工具变量进行估计，结果如表 4 所示。

表 4 结果表明，在长差分估计中（第（1）（2）列），人口老龄化与经验密集型产业就业占比显著正相关，而与人力资本密集型行业占比虽呈正相关但统计上不显著。当使用工具变量方法控制内生性后（第（3）（4）列），核心解释变量系数均显著为正，表明人口老龄化促进了地区层面经验劳动密集型和人力资本密集型行业就业占比的提升。这一发现与基于劳动力结构的比较优势的理论预测高度一致。随着人口老龄化进程推进，劳动力的年龄结构和技能结构同步发生深刻变革，相应地，产业结构也按照比较优势原则进行内生调整，更加充分利用相对丰裕的经验型劳动力和高技能劳动力，为中国经济高质量发展提供新的增长动能。综上所述，实证结果支持了本文假说 3：人口老龄化通过改变劳动力结构，促进产业结构向更符合比较优势的方向演进。

表 4 人口老龄化对产业结构的影响

| 因变量（对数长差分） | 长差分回归估计结果     |                 | 工具变量回归二阶段估计结果 |                 |
|------------|---------------|-----------------|---------------|-----------------|
|            | 经验依赖型<br>行业占比 | 人力资本密集型<br>行业占比 | 经验依赖型<br>行业占比 | 人力资本密集型<br>行业占比 |

<sup>①</sup> 例如，Cai 和 Stoyanov（2016）基于 O\*NET 数据库测算的年龄增值型认知技能任务类型最密集的 10 种职业依次为程序员、薪酬和福利经理、订货员、销售代表（除科技产品外）、科技产品的销售代表、眼科实验室技术员、采购经理、人力资源经理、桌面出版员、采购职员。

|                                                                                       | (1)                 | (2)              | (3)                | (4)                |
|---------------------------------------------------------------------------------------|---------------------|------------------|--------------------|--------------------|
| $\ln\left(\frac{A_{p,t+5}}{N_{p,t+5}}\right) - \ln\left(\frac{A_{pt}}{N_{pt}}\right)$ | 0.462***<br>(0.099) | 0.401<br>(0.276) | 0.357**<br>(0.149) | 0.772**<br>(0.349) |
| 工具变量一阶段F统计量                                                                           |                     |                  | 23.65              | 23.65              |
| 控制变量                                                                                  | 控制                  | 控制               | 控制                 | 控制                 |
| 观测数                                                                                   | 93                  | 93               | 93                 | 93                 |
| R <sup>2</sup>                                                                        | 0.427               | 0.817            | 0.415              | 0.807              |

注：数据来源于历次人口普查和《中国统计年鉴》。表中报告回归系数，括号内为省级层面聚类的稳健标准误。  
\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

## 四、理论机制分析

基于前述实证分析，本节构建一个世代交叠模型（overlapping generations model，简称 OLG），定量刻画中国式老龄化对经济增长的影响机制。世代交叠模型是分析经济增长问题的重要理论框架，尤其适合研究人口年龄结构相关议题（Doepke and Tertilt, 2016）。本文模型具有以下关键特征：（1）**三阶段生命周期**：将居民划分为少年、中青年和老年三个年龄段，其中老年阶段有一定概率参与劳动供给，以刻画中国式老龄化过程中，“健康奇迹”背景下老年人口参与劳动力市场程度提高的现象；（2）**技能异质性**：劳动者区分为高技能和低技能两类，用以捕捉中国式老龄化过程中人口质量红利的变化特征；（3）**两部门生产结构**：经济包含两个部门，其生产过程对不同技能劳动者的需求不同，生产效率也不同，用以刻画中国式老龄化过程中产业结构随人口结构变动而调整的机制。通过模型均衡求解、参数校准与反事实模拟，本节将探究中国新型人口红利的理论内涵及其影响经济增长的具体机制，为定量评估中国式老龄化的经济效应提供新的理论视角。

### 1. 模型设定和均衡求解

本文构建一个三阶段生命周期世代交叠模型，经济体中的个体依次经历少年期、中青年期和老年期。为聚焦人口结构影响，模型简化了家庭结构，假设每个家户由单一代表性个体构成。

**家户部门** 个体在少年期不参与劳动力市场。进入中青年期时，每个个体会获得一单位无弹性供给的劳动力，其中有 $\lambda_t$ 的概率获得高技能劳动力，有 $1 - \lambda_t$ 的概率获得低技能劳动力。<sup>①</sup>进入老年期后，个体保持原有技能类型，但有 $\delta_t$ 的概率保持劳动供给能力，有 $1 - \delta_t$ 的概率退出劳动力市场。 $\delta_t$ 可视为经济体医疗水平、环境质量等因素的函数。为聚焦于人口结构与经济增长的关系，这里简化模型，不考虑物质资本积累，仅将低技能劳动力和高技能劳动力作为生产要素。

$t$  期出生的家户的期望效用函数为：

<sup>①</sup> 本文理论模型的主要目的是解释本文实证部分发现的主要结论，并通过数值模拟和反事实分析对中国式老龄化影响经济增长的机制进行进一步定量刻画。因此，出于简化的目的，模型中不考虑内生的人力资本积累的具体决策过程，仅假设高技能劳动力可以通过外生概率获得。获得高技能劳动力的概率取决于经济体的总体教育水平。

$$U^t = E_t[\sum_{i=0}^2 \beta^i u(C_{t+i}^t)] \quad (4)$$

其中， $U^t$ 代表在 $t$ 期出生的家户的总期望效用。 $C_{t+i}^t$ （ $i=0、1、2$ ）分别表示该家户在三个生命阶段的消费。 $\beta$ 为主观贴现因子。

$t$ 期出生的家户在 $t+i$ 期面临的预算约束为

$$C_{t+i}^t + a_{t+i+1}^t \leq w_{t+i}^t + r_{t+i} a_{t+i}^t \quad (5)$$

其中， $w_{t+i}^t$ 表示其在 $t+i$ 期的劳动收入，取决于劳动供给能力和技能类型； $r_{t+i}$ 表示 $t+i$ 期的利率，由家户间借贷行为内生决定； $a_{t+i}^t$ 代表 $t$ 期出生的家户在 $t+i$ 期的资产持有量。家户不受融资约束，但须满足非庞氏条件，即老年期末资产非负， $a_{t+2}^t \geq 0$ 。

人口结构方面，假设 $t$ 期新出生（少年期）人口为 $L^t$ ，则中青年人口为 $L^{t-1}$ ，老年人口为 $L^{t-2}$ 。 $t$ 期经济体中可用于生产的低技能劳动力数量和高技能劳动力数量分别为

$$l_t^u = (1 - \lambda_t)L^{t-1} + \delta_t(1 - \lambda_{t-1})L^{t-2} \quad (6)$$

和

$$l_t^s = \lambda_t L^{t-1} + \delta_t \lambda_{t-1} L^{t-2} \quad (7)$$

其中， $l_t^u$ 、 $l_t^s$ 分别代表 $t$ 期可用于生产的低技能和高技能劳动力总量，包括中青年和继续工作的老年人口贡献的劳动力。

**生产部门** 经济体中仅存在一种最终消费品（作为计价物），但有两种差异化的生产技术路径，它们在劳动生产率和所需劳动力技能上存在显著差异。

第一种生产技术可同时使用低技能与高技能劳动力，生产函数为

$$y_t^1 = A_t^1(l_t^{u,1} + l_t^{s,1}) \quad (8)$$

其中， $y_t^1$ 表示 $t$ 期使用第一种技术生产的产出量， $A_t^1$ 表示该技术的劳动生产率， $l_t^{u,1}$ 和 $l_t^{s,1}$ 分别表示投入第一种生产技术的低技能和高技能劳动力数量。在此生产模式下，两类劳动力具有完全替代性。

第二种生产技术仅能使用高技能劳动力，生产函数为

$$y_t^2 = \alpha A_t^1 l_t^{s,2} \quad (9)$$

其中， $\alpha > 1$ ，表示第二种技术相对于第一种技术的生产率优势； $l_t^{s,2}$ 表示投入第二种生产技术的高技能劳动力数量。这两种生产技术对应现实经济中两类不同的产业部门：一类是对人力资本要求较低的传统部门，对劳动力技能要求不高，高、低技能劳动者均可就业，但劳动生产率相对较低；另一类是人力资本密集型部门，仅高技能劳动力可胜任，且具有显著更高的劳动生产率。这一设定捕捉了技能偏向型技术变革和产业结构升级的主要特征。

**市场均衡** 假设两种生产技术均在完全竞争市场中运行。通过求解企业的利润最大化问题，

得到以下均衡条件：

$$A_t^1 = w_t^u \quad (10)$$

$$\alpha A_t^1 = w_t^s \quad (11)$$

其中， $w_t^u$ 和 $w_t^s$ 分别表示低技能和高技能劳动力的均衡工资率。由于 $\alpha > 1$ ，高技能劳动力的工资高于低技能劳动力。

基于上述条件， $t$ 期出生的家户在不同生命周期阶段面临的预算约束具体为：

少年期（ $t$ 期）：

$$C_t^t + a_{t+1}^t \leq 0 \quad (12)$$

中青年期（ $t+1$ 期）：

$$\begin{cases} C_{t+1}^t + a_{t+2}^{t,s} \leq w_{t+1}^s + r_{t+1} a_{t+1}^t & \text{若为高技能劳动力} \\ C_{t+1}^t + a_{t+2}^{t,u} \leq w_{t+1}^u + r_{t+1} a_{t+1}^t & \text{若为低技能劳动力} \end{cases} \quad (13)$$

老年期（ $t+2$ 期）：

$$\begin{cases} C_{t+2}^t \leq r_{t+1} a_{t+2}^{t,s} & \text{若为高技能且失去劳动能力} \\ C_{t+2}^t \leq r_{t+1} a_{t+2}^{t,u} & \text{若为低技能且失去劳动能力} \\ C_{t+2}^t \leq w_{t+2}^s + r_{t+2} a_{t+2}^{t,s} & \text{若为高技能且保持劳动能力} \\ C_{t+2}^t \leq w_{t+2}^s + r_{t+2} a_{t+2}^{t,u} & \text{若为低技能且保持劳动能力} \end{cases} \quad (14)$$

通过求解家户的效用最大化问题，可以得到以下欧拉方程：

$$u'(C_t^t) = E_t[\beta r_{t+1} u'(C_{t+1}^t)] = E_t[\beta^2 r_{t+1} r_{t+2} u'(C_{t+2}^t)] \quad (15)$$

该方程刻画了家户在不同时期之间优化消费配置的选择。

根据劳动力市场出清条件，在任意时期 $t$ ，两种生产技术分别使用的劳动力数量为：

$$l_t^{u,1} = l_t^u \quad (16)$$

$$l_t^{s,2} = l_t^s \quad (17)$$

这表明在均衡条件下，存在完全的劳动力专业化——高技能劳动力仅用于第二种生产技术（高技能密集型部门），而第一种生产技术（传统部门）仅雇佣低技能劳动力。

## 2. 参数校准

为使理论模型能够反映中国人口结构与经济增长的实际关系，本文基于中国 2000 年、2005 年、2010 年、2015 年和 2020 年五次人口普查及抽样调查数据对模型参数进行校准。主要参数的校准方法和数据来源如下：（1）人口结构参数：本文将居民生命周期划分为三个阶段，相应地使用以下数据进行匹配：模型中的少年时期总人口 $L^t$ 对应现实中 20 岁以下人口数量；中青年期总人口 $L^{t-1}$ 对应 20-55 岁人口数量；老年期总人口 $L^{t-2}$ 对应 55 岁及以上人口数量。（2）劳动力结构与生产率参数：

对于高技能劳动力比例 $\lambda_t$ ，使用 20 岁及以上劳动力中具有高中及以上学历的占比进行校准；<sup>①</sup>对于老年劳动参与率 $\delta_t$ ，使用 55 岁及以上人口的实际劳动力参与率进行测算；对于劳动生产率 $A_t^1$ ，通过当期 GDP 与有效劳动力总量的比值进行校准；对于高技能生产率溢价 $\alpha$ ，使用高技能与低技能劳动力的平均工资比值进行校准。（3）效用函数参数：效用函数假设为对数形式，即跨期替代弹性为 1： $u(\cdot) = \ln(\cdot)$ 。主观贴现因子 $\beta$ 设定为 0.96，这一取值符合宏观经济文献的常见设定。

表 5：参数校准方法

| 参数          | 方法                     |
|-------------|------------------------|
| $L^t$       | 20 岁以下人口的数量            |
| $L^{t-1}$   | 20 岁-55 岁的人口数量         |
| $L^{t-2}$   | 55 岁及以上的人口数量           |
| $\lambda_t$ | 20 岁及以上劳动力中高中及以上学历所占比重 |
| $\delta_t$  | 55 岁及以上劳动参与率           |
| $A_t^1$     | 当期 GDP 水平/有效劳动力数量      |
| $\alpha$    | 不同技能劳动力的平均工资比值         |
| $\beta$     | 根据宏观经济学文献通用取值，设定为 0.96 |

### 3. 反事实模拟分析

基于校准后的模型，本节通过反事实模拟分析中国式老龄化对经济增长的影响机制。从一般性的理论上讲，人口老龄化通过降低劳动力绝对数量会对经济增长产生负面影响，但实证分析表明中国人口老龄化并未显著抑制经济增长。这一现象可能源于以下三个方面：一是人力资本水平的快速提升，二是产业结构的持续升级，三是“健康奇迹”带来的老年人口劳动参与能力提高。以下通过反事实模拟逐一考察这三个机制的作用。

**人力资本提升效应** 首先考察劳动力质量提升对经济增长的贡献。我们假设在任意时期  $t$ ，家户从少年期进入中青年期时获得高技能劳动力的概率恒为 0，即 $\lambda_t = 0, \forall t$ 。这一假设模拟了教育投资和人才培养缺失的情形，这使得人口老龄化仅带来劳动力数量减少而无质量提升。

<sup>①</sup> 使用大学及以上学历界定高技能劳动力所得的结果基本一致。



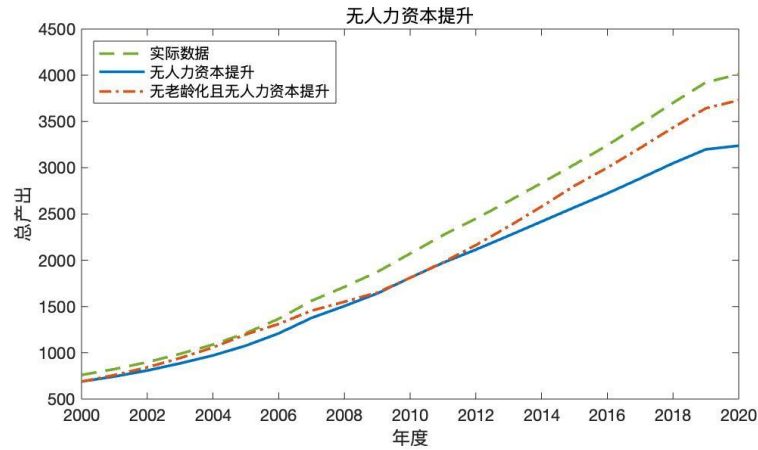


图 5 缺少人力资本提升的总产出水平

图 5 显示，缺乏人力资本提升将导致总产出显著下降，且这一效应在人口老龄化加剧的后期更为明显。具体而言，反事实模拟表明，若无人力资本提升，2020 年中国的总产出将比实际水平低 19.26%；2000-2020 年间以总产出计量的社会福利将会下降 14.76%。转换为年均增长率，这意味着在人口老龄化背景下，缺乏人力资本水平提升将使 2000-2020 年间 GDP 年均增长率降低 2.88 个百分点。为进一步说明劳动力数量减少与质量提升的互相抵消效应，图 5 还模拟了既无老龄化也无人力资本提升的情形。结果表明，虽然劳动力绝对数量优势使该情形下产出高于有老龄化而无人力资本提升的情形，但仍低于实际产出水平，凸显了人力资本提升对冲老龄化负面影响的重要作用。

### 产业结构升级效应

接下来考察产业结构升级对经济增长的贡献。假设家户仍有  $\lambda_t$  的概率获得高技能劳动力，但由于行业进入壁垒或产业升级瓶颈等原因，经济体的产业结构无法顺利转型。具体而言，我们假设高技能密集型产业（第二种生产技术）的就业规模始终不超过 1 亿人。

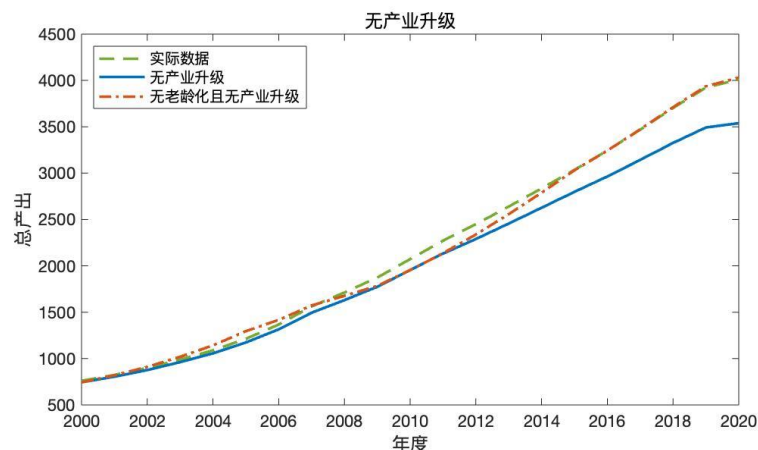


图 6 缺少产业升级的总产出水平

图 6 显示，尽管人力资本水平提高，但若产业升级受阻，高技能劳动力将无法充分发挥比较优势，难以完全弥补劳动力数量减少带来的产出下降。数值模拟表明，缺乏产业升级将使 2020 年总产

出比实际水平低 9.66%；2000-2020 年间社会福利降低 5.29%。折算为增长率，这相当于 2000-2020 年间 GDP 年均增速降低 2.55 个百分点。图 6 同样对比了既无老龄化也无产业升级的情形：虽然无老龄化可能通过劳动力绝对数量增加的机制有利于经济增长，但如果没有产业升级，这种效应将被抵消，图中“无老龄化且无产业升级”的总产出水平与实际数据（有老龄化且有产业升级）接近，这再次证实产业结构升级是抵消老龄化带来的劳动力数量减少的潜在负面影响的重要机制。

**健康水平提升效应** 中国式老龄化的核心特征之一是“健康奇迹”带来的预期寿命大幅提升，这使老年人继续参与劳动的能力显著增强（林毅夫等，2024）。本文设定 $\delta_t = 0, \forall t$ （即所有个体进入老年期后均失去劳动能力），模拟缺乏健康水平提升的情形。

图7结果表明，若中国未能实现健康水平的提升，总产出将显著低于实际水平。这主要由两方面原因导致：一是55岁及以上人口劳动供给能力丧失使总劳动力数量减少；二是高技能劳动力的有效工作时长缩短。数值模拟显示，缺乏健康水平提升将使2020年总产出比实际水平低17.43%；2000-2020年间社会福利下降14.68%；GDP年均增速降低2.35个百分点。对比无老龄化且无“健康奇迹”的情形进一步证实，健康水平的提升在很大程度上抵消了人口老龄化通过劳动供给数量渠道产生的潜在负面影响。

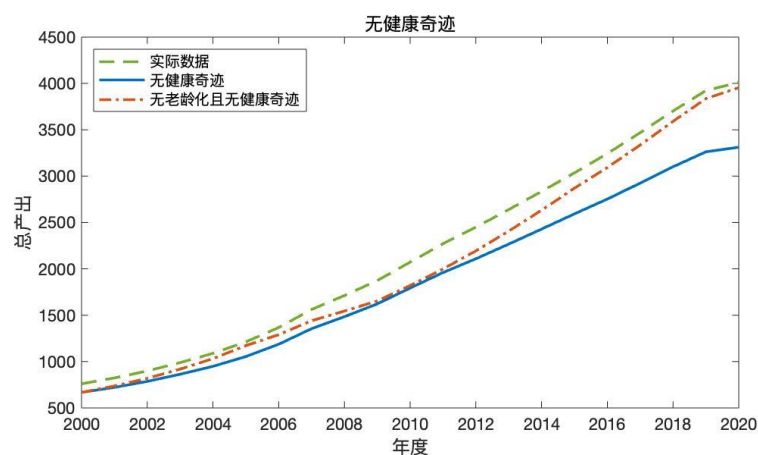


图7：缺少健康水平提升的总产出水平

**“健康奇迹”与人力资本、产业结构变化的交互效应** 最后，本文探讨健康水平提升与人力资本积累、产业结构升级之间的交互效应。中国式老龄化过程中的“健康奇迹”促进老龄人口更多参与劳动供给，使得老龄人口的人力资本对经济增长做出更大贡献。“健康奇迹”对经济增长的促进效应的发挥，事实上依赖于人力资本提升和产业升级这两个机制的作用。正是人力资本的不断提  
高，使得留在劳动力队伍中的老龄人口的有效劳动不断增加；与此同时，产业结构的不断升级，也

使得“健康奇迹”带来的新增的有效劳动得到更加充分的利用。

为验证这一论点，本文进行以下反事实模拟：分别在有“健康奇迹”和无“健康奇迹”的条件下，计算人力资本提升和产业升级各自带来的经济收益。图8（a）纵轴表示人力资本提升带来的总产出增量，即图5中的“实际数据”与“无人力资本提升”两条曲线的差值；图8（b）纵轴表示产业升级带来的总产出增量，即图6中的“实际数据”与“无产业升级”两条曲线的差值。

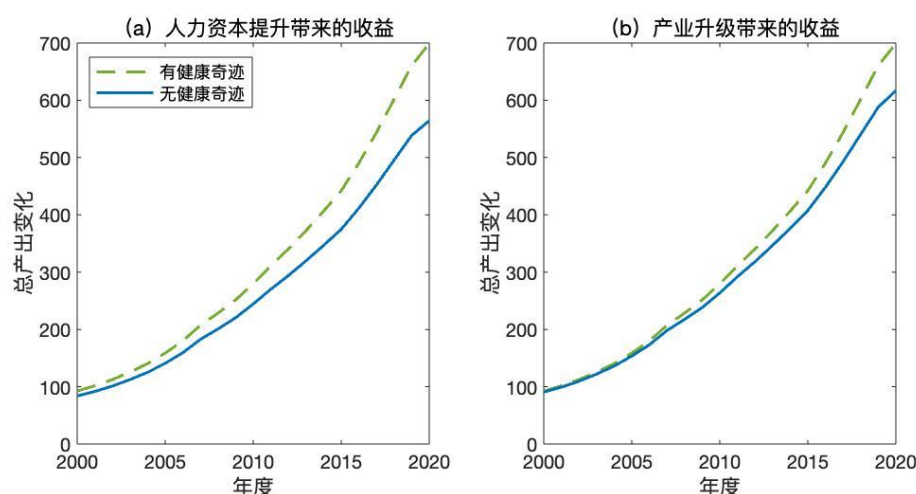


图8：“健康奇迹”与人力资本、产业结构变动的交互效应

结果显示，健康水平的提升显著放大了人力资本提升和产业结构升级对经济增长的贡献。相较于无“健康奇迹”的情境，在有健康水平提升的条件下，无论是人力资本的积累还是产业结构的升级，都能为经济总产出带来更大幅度的提升。随着时间推移和人口老龄化程度加深，这种放大效应逐渐增强。这一结果的内在机制在于，通过全社会健康水平和预期寿命的提高，高技能劳动力能够在生命周期内更长时间参与生产活动；同时，与之相配套的人力资本密集型和经验依赖型的产业发展，使得随时间推移而不断提高的老龄人口人力资本得到有效配置，对经济增长做出更大贡献。因此，“健康奇迹”的实现扩大了人力资本提升和产业升级对经济增长的促进效果，这体现了中国式老龄化过程对经济发展的独特贡献机制。这些反事实模拟结果有助于深化关于中国式老龄化独特属性以及其经济增长效应的内在作用机理的理解。

## 五、研究结论和政策启示

人口老龄化是随着经济发展和健康水平提高而出现的增寿现象，不仅是人口年龄结构的变化，而且是一场经济社会结构的系统性变革。本文基于“健康奇迹”和结构变迁的双重视角，通过对世界经验和我国发展经验的比较，提炼中国式老龄化的独特属性。本文进一步采用工具变量方法对于中国式老龄化的经济增长效应和结构变迁效应进行了实证评估，并在此基础上构建理论模型，对中

国式老龄化影响经济增长的多重机理进行反事实分析。结果表明：我国人口规模增速变化和人口老龄化并不会对经济增长产生显著的负面影响；由于老年人口健康水平和劳动参与能力的不断提高，人口老龄化并未显著降低我国的劳动供给数量，同时，随着教育水平的快速增长，人口老龄化显著提高了劳动力的平均受教育年限以及按教育程度加权的有效劳动力数量；进一步地，经济中更依赖经验劳动的产业和人力资本密集型产业的占比显著上升。综上，本文指出，中国式老龄化并未使我国失去经济发展的人口红利；与此相反，我国正享受着由“健康奇迹”和人力资本快速增长带来的更高质量的新型人口红利。利用好这些红利，有助于我国抓住机遇实现经济结构的适老化变革，“未富先老”也就不会成为经济增长的拖累，反而蕴含着经济高质量发展的新动力。

中国式老龄化孕育于以人为本的中国式现代化。在中国式现代化过程中，老龄人口经历了社会主义建设与改革开放带来的“健康奇迹”，并受益于以儒家孝道思想为代表的中国优秀传统文化的滋养，这在世界上都有其独特性。本文的研究结果对中国式老龄化的成因、影响、意义与机遇等提出新的认识，有助于破除学界和社会上存在的关于中国老龄化问题的认识误区，也对我国如何抓住中国式老龄化带来的机遇，并采取适宜中国国情的方式进行中国式老龄化社会治理，具有重要的政策启示。

第一，应充分挖掘“健康奇迹”带来的新型人口红利，抓住劳动力结构变化带来的发展机遇，引导产业结构升级方向与劳动力结构变化相适应。构建中老年人就业支持体系和养老保障服务体系，推进老龄事业高质量发展与经济高质量发展协同共进。在经济发展中，需依托这种新型人口红利，构建与中国式老龄化相适应的老龄就业、适老产业、养老保障、健康支持等现代化体系，通过完善基本养老服务、壮大银发经济，创造适合老年人的多样化、个性化就业岗位，激发老龄人口参与经济活动和劳动力市场的活力。同时，以更高质量的公共服务保障满足老龄人口继续教育与人力资本积累需求，通过适宜的制度安排破除产业升级壁垒，培育适老产业竞争优势，最大限度发挥老龄人口人力资本对高质量发展的积极作用。构建符合国情的养老与健康支持体系，更好发挥“健康奇迹”效应对人口红利的放大作用，实现人口健康与经济增长的良性循环。

第二，加大人力资本投资力度是加速人口数量红利向质量红利转化的关键。鉴于本文研究中指出的人力资本提升对抵消老龄化负面影响的重要作用，政府需基于可预期的人口老龄化，构建覆盖全生命周期的教育服务体系，通过扩大高等教育与职业教育规模、建立终身学习体系，促进各年龄段劳动力的人力资本与技术进步和产业升级的需求相适应，同时完善延迟退休政策以及与之相配套的就业支持措施，特别要加强对年轻人就业和创业的支持力度，使其人力资本得到充分发挥，最大限度弱化老年人就业增加对年轻人就业的潜在挤出效应，实现劳动力市场的代际平衡（张川川和赵耀辉，2014）。

第三，中国式老龄化作为一场长时间、全方位的社会变革，需充分发挥有效市场与有为政府的协同作用，兼顾短期的局部优化和长期的制度设计。在产业层面，应实施差异化政策：一方面，对依赖中高龄劳动者经验的行业（如医疗、教育、咨询）及高技术产业，通过税收优惠、研发基金等方式引导资源流入，加速产业向人力资本密集型的高附加值方向升级；另一方面，推动传统劳动密集型产业向自动化、智能化升级，充分发挥新就业形态和服务业在吸纳劳动力就业方面的积极作用，形成传统产业与新兴产业之间的相互促进和协同发展。

特别值得指出的是，2024年9月，我国颁布了关于渐进式延迟法定退休年龄的改革措施，这一举措与本文提到的“健康奇迹”下的中国式老龄化特征相呼应。如本文在反事实模拟中的发现，中国式老龄化中的“健康奇迹”效应能够放大人力资本提升和产业升级对经济增长的贡献，使得延迟退休政策发挥出更积极的促增长效果。对此，未来研究可以基于本文提供的理论视角进行更深入的分析，定量预测我国的延迟退休改革在经济增长与收入分配方面的政策效果，探索中国式老龄化背景下高质量发展的实现路径。

### 参考文献

蔡昉：《未富先老与中国经济增长的可持续性》，《国际经济评论》，2012年第1期。

蔡昉：《认识人口理论研究中的中国特色》，《中国人口科学》，2025年第1期。

陈彦斌、林晨、陈小亮：《人工智能、老龄化与经济增长》，《经济研究》，2019年第7期。

都阳、封永刚：《人口快速老龄化对经济增长的冲击》，《经济研究》，2021年第2期。

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》，《世界经济》，2023年第4期。

封进、赵发强、宋弘：《失之东隅，收之桑榆：智能时代下老龄化发展与劳动生产率变化》，《社会科学》，2024年第8期。

韩永辉、刘洋：《少子老龄化、工业智能化与宏观经济波动——基于内生经济增长理论的DSGE模型分析》，《管理世界》，2024年第1期。

龚锋、王昭、余锦亮：《人口老龄化、代际平衡与公共福利性支出》，《经济研究》，2019年第8期。

郭凯明、余靖雯、龚六堂：《家庭隔代抚养文化、延迟退休年龄与劳动力供给》，《经济研究》，2021年第6期。

姜德波、赵伟强：《老龄化速度对中国经济增长的影响——经济要素投入视角的分析》，

《经济研究参考》，2023 年第 8 期。

李竞博、高瑗：《人口老龄化视角下的技术创新与经济高质量发展》，《人口研究》，2022 年第 2 期。

李竞博、姜全保：《人口规模、人口老龄化与经济增长》，《人口学刊》，2023 年第 2 期。

厉克奥博、李稻葵、吴舒钰：《人口数量下降会导致经济增长放缓吗？——中国人力资源总量和经济长期增长潜力研究》，《人口研究》，2022 年第 6 期。

林毅夫：《中国医疗体系的发展历程与改革探索》，《国际金融》，2021 年第 3 期。

林毅夫、付才辉、张皓辰、郑洁：《中国式老龄化：新结构经济学的新见解》，《学术论坛》，2024 年第 1 期。

林毅夫、付才辉、卓唯佳：《中国式老龄化：从健康奇迹到养老奇迹》，《商业经济与管理》，2023 年第 9 期。

龙海明、闫文哲、欧阳佳俊：《人口老龄化对产业结构升级的影响：促进还是抑制？——基于金融结构视角的分析》，《财经理论与实践》，2021 年第 6 期。

陆治原：《有力服务经济发展和民生改善良性循环》，《学习时报》，2025 年 3 月 19 日。

苏剑：《人口老龄化如何影响经济增长——基于总供给与总需求的分析视角》，《北京工商大学学报（社会科学版）》，2021 年第 5 期。

汪伟、靳文惠：《人口老龄化、养老保险制度设计与收入不平等的动态演化》，《世界经济》，2022 年第 2 期。

汪伟、咸金坤：《人口老龄化、教育融资模式与中国经济增长》，《经济研究》，2020 年第 12 期。

武康平、张永亮：《老龄化趋势下年龄依赖型要素对比较优势的影响——来自中国的经验研究》，《经济学报》，2018 年第 2 期。

杨建仁、何芳健、陈涛：《人口老龄化对经济增长影响的实证》，《统计与决策》，2023 年第 2 期。

张川川：《延迟退休年龄：背景、争议与政策思考》，《武汉大学学报（哲学社会科学版）》，2015 年第 5 期。

张川川、李秋池、魏雅慧、胡志安：《老年人能工作多久？——中国退休年龄人口额外工作能力研究》，《劳动经济研究》，2020 年第 6 期。

张川川、赵耀辉：《老年人就业和年轻人就业的关系：来自中国的经验证据》，《世界经济》，2014 年第 5 期。

张明昂、吴楠：《劳动力人口高龄化降低了企业劳动收入份额》，《经济学（季刊）》，2024年第4期。

Acemoglu, D., 2008, *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton University Press.

Acemoglu, D., and Restrepo, P., 2017, “Secular Stagnation? The Effect of Aging on Economic Growth in the Age of Automation”, *American Economic Review*, 107(5), pp. 174-179.

Acemoglu, D., and Restrepo, P., 2022, “Demographics and Automation”, *Review of Economic Studies*, 89(1), pp. 1-44.

Angrist, J. D., and Pischke, J. S., 2009, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.

Backus, D. K., Kehoe, P. J., and Kehoe, T. J., 1992, “In Search of Scale Effects in Trade and Growth”, *Journal of Economic Theory*, 58(2), pp. 377-409.

Bai, C., and Lei, X., 2020, “New Trends in Population Aging and Challenges for China's Sustainable Development”, *China Economic Journal*, 13(1), pp. 3-23.

Cai, J., and Stoyanov, A., 2016, “Population Aging and Comparative Advantage”, *Journal of International Economics*, 102, pp. 1-21.

Cao, H., Chen, S., and Xi, X., 2023, “Aging, Migration, and Structural Transformation in China”, *Economic Modelling*, 126, 106430.

Cylus, J., and Al Tayara, L., 2021, “Health, an Ageing Labour Force, and the Economy: Does Health Moderate the Relationship Between Population Age-structure and Economic Growth?”, *Social Science & Medicine*, 287, 114353.

Doerr, S., Kabaş, G., and Ongena, S., 2024, “Population Aging and Bank Risk-taking”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 59(7), pp. 3037-3061.

Doepke, M., and Tertilt, M., 2016, “Families in Macroeconomics”, In *Handbook of Macroeconomics*, vol. 2, pp. 1789-1891.

Guo, R., Zhang, J., and Zhou, M., 2024, “The Demography of the Great Migration in China”, *Journal of Development Economics*, 167, 103235.

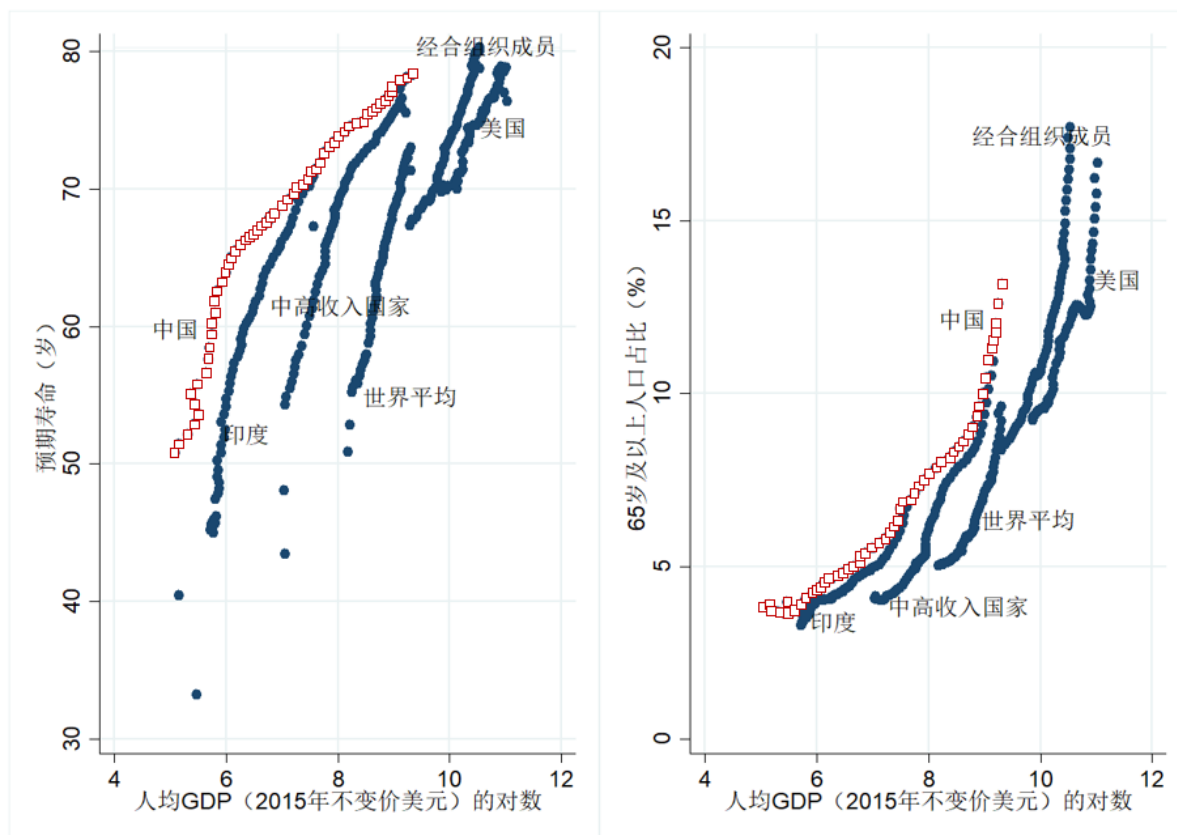
Jones, C., 1995, “R&D-based Models of Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, 103(4), pp. 759-784.

Jones, C., 2023, “Aging, Secular Stagnation, and the Business Cycle”, *Review of Economics and Statistics*, 105(6), pp. 1580-1595.



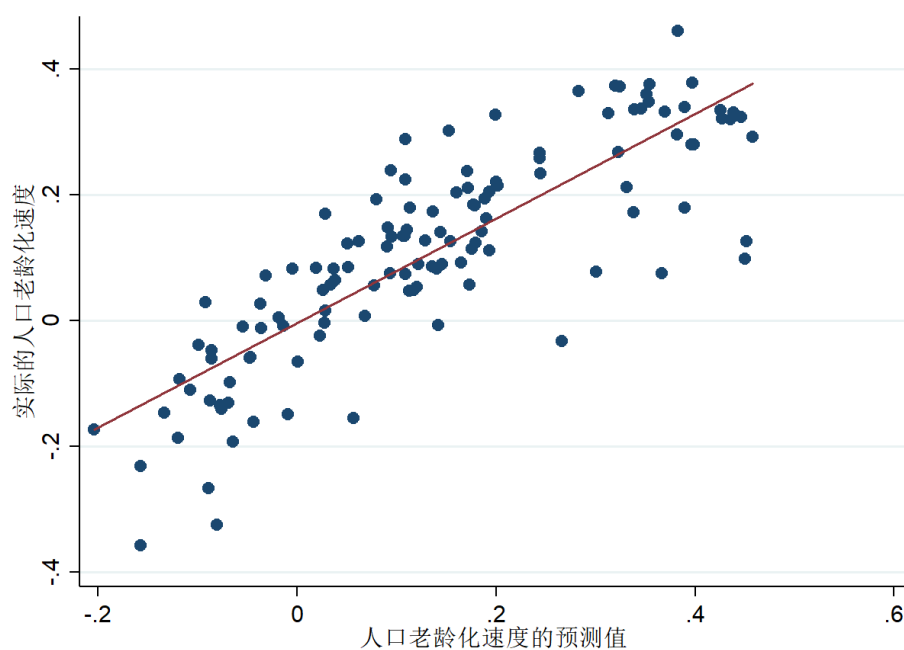
- Lee, H. H., and Shin, K., 2019, “Nonlinear Effects of Population Aging on Economic Growth”, *Japan and the World Economy*, 51, 100963.
- Lee, R., Mason, A., et al., 2014, “Is Low Fertility Really a Problem? Population Aging, Dependency, and Consumption”, *Science*, 346(6206), pp. 229-234.
- Liang, J., Wang, H., and Lazear, E. P., 2018, “Demographics and Entrepreneurship”, *Journal of Political Economy*, 126(S1), pp. S140-S196.
- Maestas, N., Mullen, K. J., and Powell, D., 2023, “The Effect of Population Aging on Economic Growth, the Labor Force, and Productivity”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 15(2), pp. 306-332.
- Marois, G., Bélanger, A., and Lutz, W., 2020, “Population Aging, Migration, and Productivity in Europe”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 117(14), pp. 7690-7695.
- Seok, J. H., and Kim, S. E., 2024, “The Impact of Population Aging on Economic Growth in Korea: Revisiting the Export-led Growth Hypothesis Framework”, *Journal of International Trade & Economic Development*, 33(6), pp. 1091-1107.
- Tan, Y., Liu, X., Sun, H., and Zeng, C. C., 2022, “Population Ageing, Labour Market Rigidity and Corporate Innovation: Evidence from China”, *Research Policy*, 51(2), 104428.
- World Bank, 1990, “China: Long Term Issues and Options in Health Transition”, Washington: World Bank Group.
- Wu, W., and You, W., 2025, “Should Governments Promote or Restrain Urbanization?”, *Journal of International Economics*, 155, 104084.
- Zhang, H., Zhang, H., and Zhang, J., 2015, “Demographic Age Structure and Economic Development: Evidence from Chinese Provinces”, *Journal of Comparative Economics*, 43(1), pp. 170-185.

《中国式老龄化与经济高质量发展——“健康奇迹”视角下的结构与增长》附录



附图 A1：中国式老龄化拓展人类老龄化可能性边界

注：数据来源：世界银行 World Development Indicators 数据库。作者根据各经济体 1960-2022 年预期寿命、65 岁及以上人口占比和人均 GDP（2017 年不变价 PPP 美元）数据绘制。空心方块代表中国的老龄化路径，实心圆点代表其他经济体的老龄化路径。



附图 A2：工具变量方法预测的人口老龄化速度与实际的人口老龄化速度的对比

注：图中每个点代表一个省份在一年的观测，纵轴为方程（1）中的实际老龄化速度， $\left[ \ln \left( \frac{A_{p,t+5}}{N_{p,t+5}} \right) - \ln \left( \frac{A_{pt}}{N_{pt}} \right) \right]$ ，横轴为使用本文第三部分介绍的工具变量方法进行预测之后得到的老龄化速度， $\left[ \ln \left( \frac{\hat{A}_{p,t+5}}{\hat{N}_{p,t+5}} \right) - \ln \left( \frac{\hat{A}_{pt}}{\hat{N}_{pt}} \right) \right]$ 。图中回归的估计系数为 0.833，拟合优度（ $R^2$ ）为 0.693。

附表 A1: 若干国家和地区进入重度老龄化的时间及相应时点上的经济发展水平和经济增速

| 国家    | 进入重度老龄化时间 | 当年的人均 GDP (美元) | 当年的人均 GDP 相对于美国的比值 | 当年的 GDP 增长率 | 此前 5 年的平均 GDP 增长率 | 此后 5 年的平均 GDP 增长率 |
|-------|-----------|----------------|--------------------|-------------|-------------------|-------------------|
| 奥地利   | 1970      | 14885          | 0.59               | 6.00        | 4.23              | 5.09              |
| 德国    | 1972      | 17551          | 0.65               | 4.99        | 4.69              | 3.21              |
| 瑞典    | 1972      | 21703          | 0.80               | 2.07        | 3.99              | 2.50              |
| 英国    | 1975      | 16686          | 0.61               | -0.21       | 1.37              | 4.64              |
| 比利时   | 1976      | 21716          | 0.76               | 6.57        | 3.82              | 4.05              |
| 挪威    | 1977      | 22561          | 0.76               | 3.03        | 3.73              | 4.34              |
| 丹麦    | 1978      | 24854          | 0.80               | 3.65        | 1.89              | 0.33              |
| 法国    | 1979      | 24842          | 0.79               | 4.09        | 3.36              | 0.19              |
| 瑞士    | 1985      | 36198          | 1.03               | 1.95        | 1.41              | 3.42              |
| 意大利   | 1988      | 25162          | 0.66               | 5.06        | 2.64              | 3.76              |
| 保加利亚  | 1990      | 11846          | 0.30               | 0.89        | 3.06              | -4.47             |
| 希腊    | 1991      | 18752          | 0.49               | 6.67        | 3.91              | 4.27              |
| 葡萄牙   | 1992      | 17520          | 0.44               | 5.25        | 7.39              | 4.35              |
| 西班牙   | 1992      | 20409          | 0.51               | 3.02        | 6.79              | 3.32              |
| 匈牙利   | 1994      | 13977          | 0.33               | 5.86        | -0.22             | 3.05              |
| 日本    | 1994      | 32890          | 0.79               | 3.60        | 5.55              | 2.99              |
| 芬兰    | 1994      | 24610          | 0.59               | 6.59        | -1.63             | 7.59              |
| 克罗地亚  | 1996      | 10816          | 0.25               | 5.19        | -5.46             | 4.44              |
| 卢森堡   | 1997      | 59409          | 1.31               | 6.97        | 4.11              | 6.33              |
| 爱沙尼亚  | 1997      | 11729          | 0.26               | 5.22        | -2.74             | 4.04              |
| 拉脱维亚  | 1997      | 9323           | 0.21               | 2.87        | -10.91            | 4.82              |
| 塞尔维亚  | 1999      | 7493           | 0.15               | -8.95       | 4.40              | 1.86              |
| 立陶宛   | 2000      | 12093          | 0.24               | 6.12        | 4.62              | 6.52              |
| 白俄罗斯  | 2001      | 9423           | 0.19               | 3.67        | 1.06              | 4.93              |
| 乌克兰   | 2001      | 5254           | 0.10               | 4.85        | -4.51             | 8.61              |
| 斯洛文尼亚 | 2001      | 24918          | 0.50               | 1.89        | 2.69              | 3.43              |
| 罗马尼亚  | 2003      | 9733           | 0.19               | 4.42        | 2.10              | 9.88              |
| 荷兰    | 2004      | 42849          | 0.81               | 2.21        | 2.39              | 4.69              |
| 捷克    | 2005      | 26624          | 0.49               | 4.78        | 2.95              | 4.85              |
| 格鲁吉亚  | 2005      | 5403           | 0.10               | 9.97        | 5.98              | 8.93              |
| 波黑    | 2007      | 9054           | 0.16               | 8.70        | 7.12              | 4.02              |
| 乌拉圭   | 2007      | 13067          | 0.23               | 10.69       | 0.93              | 11.17             |
| 加拿大   | 2010      | 43430          | 0.81               | 5.28        | 0.51              | 3.66              |
| 澳大利亚  | 2012      | 47925          | 0.87               | 1.25        | 3.64              | 2.50              |
| 波兰    | 2012      | 25791          | 0.47               | 2.28        | 7.07              | 2.67              |
| 新西兰   | 2013      | 36736          | 0.66               | 3.98        | 2.11              | 3.76              |
| 中国香港  | 2013      | 56708          | 1.01               | 1.28        | 2.06              | 1.86              |
| 美国    | 2014      | 57117          | 1.00               | 2.90        | 1.40              | 2.86              |
| 黑山    | 2015      | 16214          | 0.28               | 6.33        | 1.78              | 6.19              |

|       |      |        |      |       |       |      |
|-------|------|--------|------|-------|-------|------|
| 斯洛伐克  | 2015 | 31317  | 0.53 | 4.08  | 2.99  | 1.57 |
| 阿尔巴尼亚 | 2017 | 11734  | 0.19 | 4.82  | 1.71  |      |
| 冰岛    | 2017 | 57513  | 0.95 | 6.05  | 4.92  |      |
| 俄罗斯   | 2017 | 26852  | 0.44 | 5.99  | -0.82 |      |
| 韩国    | 2018 | 41078  | 0.66 | 1.50  | 3.20  |      |
| 中国台湾  | 2019 | 48896  | 0.77 | 1.75  | 1.37  |      |
| 爱尔兰   | 2019 | 102354 | 1.61 | 14.85 | 13.91 |      |

注：人均 GDP 是以 2017 年不变价美元计算得到的。数据来源：世界银行。