

# 人口老龄化、技术进步与经济增长

——基于PSTR模型的研究

贺俊, 张钺, 唐述毅

(中国科学技术大学管理学院, 安徽合肥 230026)

**摘要:** 利用一个包含研发(R&D)部门的内生增长框架, 构建出人口老龄化和技术进步作用于经济增长的理论模型, 数值模拟的结果表明: 老龄化对经济增长产生非线性的抑制效应。针对中国2005~2015年省级面板数据, 采用面板平滑转移回归(PSTR)模型反映老龄化对经济增长的动态影响。实证结果表明: 以技术进步作为转换变量, 老龄化率对经济增长率的负向影响随技术进步水平的提高发生平滑转移, 表现为逐渐减弱的抑制作用; 为了提高结论的稳健性, 采用老年抚养比作为老龄化率的替代变量, 稳健性检验结果仍支持基准检验结论; 为消除经济增长和人口老龄化双向因果关系的影响, 构建联立方程模型再次进行检验, 检验结果与PSTR模型结果相一致。

**关键词:** 人口老龄化; 技术进步; 经济增长; PSTR模型

**中图分类号:** F061.2      **文献标识码:** A      doi: 10.3969/j.issn.0253-2778.2020.02.016

**引用格式:** 贺俊, 张钺, 唐述毅. 人口老龄化、技术进步与经济增长——基于PSTR模型的研究[J]. 中国科学技术大学学报, 2020, 50(2): 208-219.

HE Jun, ZHANG Yue, TANG Shuyi. Population aging, technological progress and economic growth: A research based on the PSTR model[J]. Journal of University of Science and Technology of China, 2020, 50(2): 208-219.

## Population aging, technological progress and economic growth: A research based on the PSTR model

HE Jun, ZHANG Yue, TANG Shuyi

(School of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China)

**Abstract:** Using an endogenous growth framework containing the R&D sector, a theoretical model of population aging and technological progress acting on economic growth was constructed. The results of numerical simulation show that aging has a non-linear inhibitory effect on economic growth. Aiming at reflecting the dynamic influence of aging on economic growth, provincial panel data of China from 2005 to 2015 was used to carry out empirical tests with panel smooth transition regression(PSTR) model. The results show that with technological progress as a conversion variable, the negative impact of aging rate on economic growth is smoothed with the improvement of technological progress level, which is characterized as a gradual weakening of nonlinear inhibition. In order to improve the robustness of the conclusion, the elderly dependency ratio was taken as an alternative variable of the aging rate, the robustness test still supports the benchmark test results. In order to eliminate the effect of bidirectional causality between economic growth and population aging, the joint equation model was constructed and the test results are consistent with those of the PSTR model.

**Key words:** population aging; technological progress; economic growth; PSTR model

收稿日期: 2019-02-28; 修回日期: 2019-04-10

基金项目: 国家自然科学基金(71573240)资助。

作者简介: 贺俊(通讯作者), 男, 1965年生, 博士/副教授, 研究方向: 宏观经济。E-mail: hejun@ustc.edu.cn

## 0 引言

人口老龄化是许多国家经历长期发展和经济增长之后的常态. 各个国家步入老龄化社会的步伐并不一致, 发达国家的人口结构转变一般早于发展中国家. 事实上, 根据国家统计局公布的相关数据, 中国在2000年就已经进入老龄化社会, 成为较早步入老龄化社会的发展中国家之一. 由于中国人口基数大、经济基础薄弱, 虽然经历了一段时期的高速经济增长, 中国的各项经济指标在人均水平上和发达国家相比仍有很大的差距, 因此许多学者将中国过早步入老龄化社会的现象称为“未富先老”. 相当一部分学者的研究表明, 中国过去30年内取得的高速经济增长主要取决于充足的劳动力供给<sup>[1-2]</sup>, 但随着老龄化程度的加深, 劳动年龄人口规模下降和人口红利衰退使经济持续增长面临严峻的威胁<sup>[3]</sup>. 但是, 人口老龄化并不必然阻碍经济增长<sup>[4]</sup>, 老龄化的经济增长效应同时取决于老龄化程度、人力资本、政府公共支出政策等多种因素的影响<sup>[5-6]</sup>. 目前基于人口老龄化对经济增长的影响的研究尚未达成共识.

人口老龄化不仅通过减少劳动力供给直接减缓经济增速, 其对经济的作用还受知识和技术的不确定影响. 一方面, 人口老龄化可能通过降低劳动者的身体机能和认知能力减弱劳动者的创新能力和创新意愿、增加企业用工和社会保障成本, 从而阻碍经济增长<sup>[7-8]</sup>; 另一方面, 人口老龄化可能通过知识积累、要素禀赋变化和产业结构转变等方式促进经济增长<sup>[9-10]</sup>. Solow<sup>[11]</sup>通过建立一个简单的新古典模型, 得出人均经济增长率完全来自技术进步的结论; 2018年诺贝尔经济学奖得主之一Romer<sup>[44]</sup>也认为技术进步是经济增长的关键. 在中国人口红利逐渐消失、经济增长结构亟待转型的背景下, 研究老龄化和技术进步对经济增长的作用, 具有较为重要的意义.

## 1 文献综述

### 1.1 老龄化与经济增长

鉴于人口老龄化对经济增长作用机制的多元性和复杂性, 以及假设条件、分析角度的差异, 关于老龄化与经济增长的理论研究观点迥同. 第一种观点认为老龄化对经济增长产生负向影响, 如胡鞍钢等<sup>[12]</sup>利用一个包含人力资本的Cobb-Douglas生产函数, 以Solow增长理论为分析框架, 得到经济均

衡增长时人口老龄化率对均衡增长路径上的人均产出具有负向影响的结论; 第二种观点认为老龄化对经济增长产生正向影响, Futagami和Nakajima<sup>[13]</sup>建立一个生命周期储蓄与内生增长相结合的模型, 研究一般均衡条件下人口老龄化对经济增长的影响, 理论结果表明, 预期寿命延长使家庭储蓄增加, 储蓄率的提高加速产出的增长, 因此人口老龄化未必是经济增长的负面因素; 第三种观点认为老龄化对经济增长的影响具有不确定性, 如李军<sup>[5]</sup>将人口老龄化因素引入Solow增长模型中, 建立一个包含人口老龄化变量的新古典模型, 求解出均衡状态下经济平衡增长路径方程, 数值分析结果表明, 人口老龄化对经济增长存在不同方向的影响, 并且这种影响受制于老龄化程度、储蓄率、养老水平等多种因素的制约.

由于计量方法选取不同、变量构造各有所异, 关于老龄化对经济增长的实证研究结论存在较大分歧. 与理论分析的观点相似, 实证研究结果中, 老龄化对经济增长的作用方向也包括负向、正向和不确定性三类. Bloom等<sup>[14]</sup>以OECD国家为例, 分析发现人口老龄化导致经济增长率发生温和的下降, 并且这一作用受到政府相关政策(如改变法定退休年龄)的影响; 武康平等<sup>[3]</sup>在一定假设下分析得出老龄化率对经济增长率产生负的影响, 但这种负面效应可以通过政府的财政、税收等政策进行调控; 齐传钧<sup>[15]</sup>、胡鞍钢等<sup>[12]</sup>和张秀武等<sup>[16]</sup>的研究均表明, 人口老龄化会通过劳动力供给、资本形成和社会抚养比等多种途径抑制经济增长. 但是Berk和Weil<sup>[17]</sup>以老年教师为研究对象, 发现老年教师通过向下一代传授丰富的经验, 较大地缓解劳动力的技术衰退, 从而对经济产生积极影响; 曲丹<sup>[18]</sup>对中国面板数据的实证研究表明老龄人口抚养比与经济增长之间有显著的正相关关系. 另有研究得出人口老龄化与经济增长之间的非线性关系, 如An和Jeon<sup>[19]</sup>使用OECD国家的相关数据, 采用非参数核估计的方法得出人口结构变化与经济增长之间的“倒U”型关系; 刘小勇<sup>[20]</sup>针对中国地区数据的实证研究也得到了类似的结论, 即老龄化在不同阶段对经济增长的影响不同, 且这种边际作用随地区经济发展水平的变化而发生转变.

### 1.2 老龄化与技术进步

老龄化与技术进步的关系是多层次、多方面的. 从一个方面看, 人口老龄化不仅在个体水平上表现

为减弱劳动人口的创新能力和创新意识<sup>[7,21]</sup>,也在企业层面上表现为企业内员工年龄结构的改变和用工成本增加,从而使企业减少研发支出<sup>[22-23]</sup>,此外,人口老龄化导致国家的健康和社会保障支出大幅增加,挤占教育资本和研发资本的投入,对经济增长产生不利影响<sup>[24]</sup>.从另一个方面看,人口老龄化可以引致产业从劳动密集型向资本密集型或技术密集型转变,使企业增加研发投入和资本投入,从而提高劳动生产率、推进技术进步;其次,老龄人口丰富的知识经验是相对于年轻群体的比较优势,对人力资本的形成和质量提升都是十分有益的<sup>[25]</sup>.因此,人口老龄化与技术进步的关系不能一概而论,需要结合实际具体分析.

### 1.3 老龄化、技术进步与经济增长

在基本的 Solow 增长模型中,只假定人口以一个给定的外生常数增长,未涉及年龄结构的问题, Diamond<sup>[26]</sup> 提出一个世代交叠 (overlapping generation, OLG) 模型,每个个体存活两期,即青年期和老年期,使有关年龄结构问题的理论研究得以实现.但是包括 OLG 在内的增长理论都认定技术进步率是外生的参数,不能解释技术与经济的相互作用. Romer<sup>[27]</sup> 扩展了 Solow 增长模型,将技术设定为生产要素之一,并且可以看做研发 (R&D) 部门生产的一项知识产品.随后 Romer 假定技术开发并非在研发部门独立发生,而是伴随着常规生产而产生,因此又构建了包含技术进步的边干边学模型.但是在 Romer 的研究框架中,并未考虑人口结构的因素.将人口老龄化、技术进步和经济增长纳入统一框架下进行讨论的文献较少,且未能得出统一结论, Prettnner<sup>[28]</sup> 构建了一个世代交叠的含有 R&D 部门的经济增长模型,以生育率和死亡率为代理变量讨论人口老龄化对长期经济增长的影响,结果表明,死亡率下降对人均产出的促进作用大于生育率下降对人均产出的抑制作用,因此老龄化率总体对经济增长产生正向影响; Chun<sup>[29]</sup> 建立一个理论模型,着重探讨人口老龄化背景下,政府对 R&D 部门的转移支付和补助对经济增长的影响,研究发现,政府对 R&D 部门的转移支付和教育投资可以在一定程度上缓解、但不能消除老龄化延缓技术进步和经济增长的消极作用.

实证方面,学者常将技术进步作为中介变量来探究老龄化对经济增长的作用.齐传钧<sup>[15]</sup>从劳动力供给、资本形成和全要素生产力等多个维度考察老

龄化作用于经济增长的途径,分析得出,老年劳动力比重上升将会损害技术进步和制度创新,抑制全要素生产力的提高,对经济增长产生不利影响;王笏旭和王淑娟<sup>[30]</sup>的研究发现人口老龄化通过技术创新效应对经济增长产生影响,老龄化不仅可以提高劳动生产率,还可以通过改善要素结构和提升人力资本质量推动技术创新,促进经济结构转变和经济增长.

有关人口老龄化对技术进步和经济增长的研究虽然较为丰富,但由于理论假设、实证方法等的差异,目前对于老龄化与技术进步和经济增长之间的关系尚未达成一致认识,并且部分文献仅进行实证研究,少数包含理论研究的文献只是构建了世代交叠模型,未能在内生增长模型的框架下进行讨论, Romer<sup>[27]</sup> 的 R&D 模型虽然包含了内生技术进步,但并未考虑人口结构因素, Prettnner<sup>[28]</sup> 和 Chun<sup>[29]</sup> 的研究也未能在标准的内生增长框架下讨论老龄化问题.针对现有研究的缺憾,本文尝试做出如下两点创新:第一,构建一个包含 R&D 部门和人口老龄化变量的内生增长模型,讨论老龄化、技术进步和经济增长的关系;第二,由实际中变量传导机制的复杂性和变化性,简单线性关系可能难以准确描述老龄化对经济增长的影响,本文利用面板平滑转移回归 (panel smooth transition regression, PSTR) 模型在非线性假设下进行实证检验,以反映老龄化对经济增长影响的阶段性、动态性的特征.

## 2 理论模型

人口老龄化是一个持续变化的过程,老龄化带来的人口结构改变会影响消费者家庭的预算约束,也会通过劳动参与率影响经济增长,内生增长理论是研究长期均衡路径下经济变量状态的理论模型,因此,在内生增长理论的框架下讨论人口老龄化与经济增长是较为合适的.本文在 Romer<sup>[27]</sup> 的 R&D 技术创新模型的基础上,借鉴李军<sup>[5]</sup>在 Solow 增长模型中求解人口老龄化背景下经济平衡增长路径的方法,加入代表人口老龄化的变量,以构建出人口老龄化、技术进步与经济增长之间的均衡关系.

### 2.1 生产函数

假定产出由技术进步  $A$ 、资本  $k$  和劳动力  $l$  构成,且各要素在生产函数中均满足稻田条件,采用 Cobb-Douglas 生产函数形式,得到具体的生产函数:

$$y = A(uk)^\alpha (vl)^{1-\alpha} \quad (1)$$

式中,  $u$  是物质资本投入到生产部门的比重,  $v$  是人力资本投入到生产部门的比重,  $\alpha (0 < \alpha < 1)$  代表资本  $k$  在产出中所占的份额。

### 2.2 消费者行为

假定经济中的代表性家庭在预算约束下最大化其终生的效用, 以  $c_t$  表示  $t$  期代表性家庭的人均消费,  $u(c_t)$  为福利的瞬时效用函数;  $\rho$  为时间偏好率;  $\sigma$  为相对风险规避系数, 则最大化效用函数为

$$\Omega = \max \int_0^{+\infty} e^{-\rho t} u(c_t) dt \quad (2)$$

式中,  $u(c) = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma}$ 。

代表性家庭的消费受到其自身预算的约束, 借鉴李军<sup>[5]</sup>探究人口老龄化下经济平衡增长路径时采用的模型, 设  $N$  为总人口,  $L_R$  为 65 岁及以上的人口, 则  $a = L_R/N$  为老龄化率,  $L = (1-a)N$  为劳动力; 设人口增长率  $\dot{N}/N = n$ ; 设  $\theta = (Y_R/L_R)/(Y/N)$  为养老水平系数(老龄人口人均养老收入/总人口人均收入), 则  $Y_R = \theta a Y$ ,  $Y_L = (1-\theta a)Y$ ; 设  $t$  时刻代表性家庭拥有的资产为  $k$ , 由  $\dot{K} = sY_L - \delta K$ ,  $k = K/(A(1-a)N)$ , 得物质资本积累函数:

$$\dot{k} = s(1-a\theta)f(k) - (\delta + n - \frac{\dot{a}}{a})k \quad (3)$$

式中,  $\delta$  为资本折旧率。

记  $\frac{\dot{a}}{a} = b$ , 则式(3)化为

$$\dot{k} = s(1-a\theta)f(k) - (\delta + n - \frac{ba}{1-a})k \quad (4)$$

### 2.3 R&D 部门

设经济中存在一个 R&D 部门, 技术产品一旦被开发出来, 就不可能产生损耗, 因此技术  $A$  总是持续增长的, 由 Romer<sup>[27]</sup> 的 R&D 技术创新模型, R&D 部门的技术积累函数有如下形式:

$$\dot{A} = [(1-u)k]^\lambda [(1-v)l]^\xi A^\gamma \quad (5)$$

式中,  $\lambda, \xi \geq 0$ ,  $\lambda + \xi > 0$ ,  $1-u$  是物质资本投入到 R&D 部门的比重,  $1-v$  是人力资本投入到 R&D 部门的比重。

### 2.4 均衡求解

综上所述, 在考虑消费者预算约束、生产者和

R&D 创新的情况下, 建立在人均消费水平上的代表性家庭的决策问题是一个动态最优化问题, 可以表示为

$$\max \int_0^{+\infty} e^{-\rho t} u(c) dt,$$

$$y = A(uk)^\alpha (vl)^{1-\alpha},$$

$$\text{s. t. } \dot{k} = s(1-a\theta)f(k) - (\delta + n - \frac{ba}{1-a})k,$$

$$\dot{A} = [(1-u)k]^\lambda [(1-v)l]^\xi A^\gamma \quad (6)$$

对式(6)构建 Hamilton 泛函:

$$H = \frac{c^{1-\sigma}}{1-\sigma} +$$

$$\lambda_1 [s(1-a\theta)f(k) - (\delta + n - \frac{ba}{1-a})k] +$$

$$\lambda_2 [(1-u)k]^\lambda [(1-v)l]^\xi A^\gamma \quad (7)$$

式中,  $\lambda_1, \lambda_2$  是 Hamilton 乘子,  $c$  是控制变量,  $k$  和  $A$  是状态变量, 由最优化的一阶条件得

$$\begin{cases} \frac{\partial H}{\partial c} = c^{-\sigma} - \lambda_1(1-a\theta) = 0, \\ \frac{\partial H}{\partial k} = \lambda_1 [s(1-a\theta)A u^\alpha k^{\alpha-1} (vl)^{1-\alpha} - (\delta + n - \frac{ba}{1-a})] + \lambda_2 [(1-u)^\lambda k^{\lambda-1} (1-v)^\xi l^\xi A^\gamma] = \rho \lambda_1 - \dot{\lambda}_1, \\ \frac{\partial H}{\partial A} = \lambda_1 [s(1-a\theta)(uk)^\alpha (vl)^{1-\alpha}] + \lambda_2 [(1-u)^\lambda k^\lambda (1-v)^\xi l^\xi \gamma A^{\gamma-1}] = \rho \lambda_2 - \dot{\lambda}_2, \\ \frac{\partial H}{\partial u} = \lambda_1 [s(1-a\theta)A \alpha u^{\alpha-1} k^\alpha (vl)^{1-\alpha}] - \lambda_2 [\lambda (1-u)^{\lambda-1} k^\lambda (1-v)^\xi l^\xi A^\gamma] = 0, \\ \frac{\partial H}{\partial v} = \lambda_1 [s(1-a\theta)A (uk)^\alpha (1-\alpha)v^{-\alpha} l^{1-\alpha}] - \lambda_2 [(1-u)^\lambda k^\lambda \xi (1-v)^{\xi-1} l^\xi A^\gamma] = 0 \end{cases} \quad (8)$$

综合式(8), 求得均衡路径上的经济增长率为

$$g_c = \frac{1}{\sigma} \left( s(1-a\theta)\alpha A (uk)^{\alpha-1} (vl)^{1-\alpha} - (\delta + n - \frac{ba}{1-a} + \rho) \right) \quad (9)$$

由此, 本文已构建出人口老龄化和技术进步作用于经济增长的逻辑框架. 由于式(9)较为复杂, 难以直观得出老龄化率与经济增长率之间的关系, 本文将通过数值模拟的方法对老龄化与经济增长之间

的关系进行判断. 沿袭文献[31]的做法, 将技术进步  $A$  取值为 0.20, 且为了检验技术进步对老龄化与经济增长间关系的影响, 另取  $A$  值为 0.30; 将时间贴现率  $\rho$  取值为 0.04; 资本产出率  $\alpha$  参照文献[32]取值为 0.5; 参照文献[33]的研究, 取资本折旧率  $\delta$  为 0.05; 文献[34]测算中国消费者风险规避系数在 3.169 和 3.916 之间, 因此本文选取风险规避系数  $\sigma$

为 3.5; 参照文献[5]测算老年抚养比时采用的数值, 本文取储蓄率  $s$  为 0.3, 老龄化增长率  $b$  为 0.03, 人口增长率  $n$  为 0.02, 可求出养老水平系数  $\theta$  为 0.327, 同时将劳动力  $l$  和资本  $k$  标准化为 1, 假定资本和劳动在产品生产部门和 R&D 部门平均分配. 本文的参数取值如表 1 所列.

表 1 参数取值

Tab. 1 Parameter selection

参数	$A$	$s$	$b$	$\theta$	$\alpha$	$\tau$	$\rho$	$n$	$\delta$	$\sigma$	$u$	$v$
值	0.20	0.3	0.03	0.327	0.5	0.1	0.04	0.02	0.05	3.5	0.5	0.5

选定参数值后, 用 MATLAB 软件进行数值模拟, 得到图 1. 图 1 呈现的是不同技术进步水平下老龄化与经济增长之间的关系. 由图 1 可知, 老龄化率与经济增长率之间呈现显著的非线性关系, 老龄化程度较低时, 老龄化率的提高抑制经济增长率的上升, 但随着老龄化程度的加深, 这种抑制作用逐渐减弱. 同时, 可以看到技术进步水平 ( $A$ ) 提高时曲线整体上移, 这表明技术进步水平较高时, 老龄化对经济增长的抑制作用较小. 这是由于技术进步水平较高, 资本和劳动的使用效率越高, 对应的产业结构偏重于资本密集型或技术密集型, 对劳动人口的依赖程度减少, 此时人口老龄化对经济增长的抑制减弱; 而技术进步水平较低, 产业结构趋向于劳动密集型, 老龄化引致劳动力人口规模和质量下降, 抑制了经济增长活力.

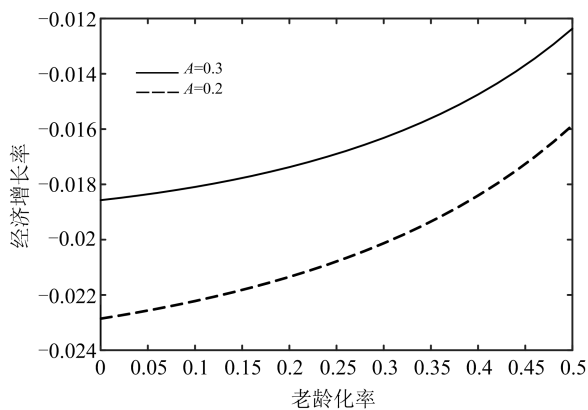


图 1 不同技术进步水平下老龄化与经济增长之间的关系  
Fig. 1 The relationship between aging and economic growth under different technological progress level

人口老龄化率对经济增长率的非线性影响能动态刻画随着老龄化程度的提高, 经济增长率逐渐变

化的过程. 为证实上述理论结果的正确性, 本文从非线性的角度出发, 采用相关数据进行实证检验.

### 3 变量说明与实证模型构建

#### 3.1 变量说明

被解释变量: 经济增长率 ( $RPCGDP$ ), 经济增长率是对经济增长数量上的度量, 因此它可以用来衡量长期或短期的经济增长. 当实证样本时间跨度较长时, 采用经济增长率能够反映社会的长期经济增长<sup>[35-37]</sup>. 考虑到时滞因素, 同时也为使计量结果更加准确, 采用本年及其后三年的实际人均 GDP 增长率的平均值衡量各地区的经济增长.

核心解释变量: 老龄化率 ( $Old$ ), 采用各地区 65 岁及以上的人口占地区总人口的比重表示.

转换变量: 技术进步 ( $Tech$ ), 以各地区 R&D 机构研究与开发经费内部支出占地区 GDP 的比重表示.

控制变量: 根据以往研究, 加入以下对经济增长存在重要影响的变量: 经济发展水平 ( $PCGDP$ ), 作为基期经济水平的度量, 用各地区实际人均 GDP 表示; 政府规模 ( $GS$ ), 政府的财政支出规模对地区经济发展产生较大的影响, 用年度财政支出占 GDP 的比重表示; 对外开放水平 ( $Open$ ), 用进出口贸易总额与 GDP 之比表示; 城市化水平 ( $City$ ), 用城镇人口数与总人口数之比表示; 城乡收入差距 ( $Gap$ ), 用农村居民人均纯收入与城市居民人均可支配收入之比表示; 实物资本投资 ( $Inv$ ), 用固定资产投资与 GDP 之比表示.

使用 2005~2015 年全国 31 个省、直辖市的的面板数据进行实证检验. 所采用的数据来自《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》及 EPS 数据库公布的

年度数据. 在进行实证分析前, 对除经济增长率以外所有的数据进行对数化处理 ( $l$ ), 对数化处理后的数据不仅容易得到平稳序列, 而且不改变变量的特性, 经济意义明确. 变量的描述性统计如表 2 所列.

表 2 变量的描述性统计

Tab. 2 Descriptive statistics of variables

变量	平均值	最大值	最小值	标准误差
$RPCGDP$	9.993	19.353	2.748	2.799
$l.Old$	2.194	2.668	1.574	0.201
$l.Tech$	-6.573	-3.489	-8.240	0.988
$l.PCGDP$	1.050	2.379	-0.683	0.623
$l.GS$	-1.590	0.297	-2.528	0.495
$l.Open$	-1.640	1.940	-3.332	1.021
$l.City$	-0.717	-0.101	-1.574	0.289
$l.Gap$	-1.066	-0.613	-1.525	0.187
$l.Inv$	-0.465	0.284	-1.375	0.341

### 3.2 实证模型构建

使用 PSTR 模型考察人口老龄化对经济增长的非线性效应, 但与传统的将所有解释变量纳入非线性部分的做法不同, 参照文献[38]研究中国式分权与公共服务供给效率的思路, 本文使用 PSTR 模型时, 认为实际中并非所有变量的系数都随转换变量变化, 只有部分变量的回归系数受到转换变量的影响, 由此认为只有核心变量人口老龄化对经济增长影响的系数随着转换变量发生改变.

PSTR 模型由 González 等<sup>[39]</sup>提出, 该模型放松了 Hansen<sup>[40]</sup>提出的面板门限 PTR 模型在阈值两侧线性关系的假设, 认为回归模型的系数是一个观察变量(称之为转换变量)的连续函数, 而非 PTR 模型中离散的示性函数, 使得模型的参数在有限的极端机制(通常为两种)之间波动, 从而实现参数随转换函数的变化做出平滑的非线性变化. PSTR 模型不仅具有传统研究面板数据的固定效应模型和随机效应模型的截面异质性, 也可以通过转换变量反映个体和时间改变引致的参数变化, 是研究面板数据非线性特征的重要工具之一.

经典的 PSTR 模型是一个含有两机制的模型, 其函数形式为

$$y_{it} = \mu_{it} + \beta_1' x_{it} + \beta_2' x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad (10)$$

式中,  $i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T$ ,  $i$  表示面板数据中截面维度,  $t$  表示面板数据中时间维度;  $y_{it}$  是一个标量, 为被解释变量;  $x_{it}$  是  $k$  维随时间变化的解释变量;  $\mu_{it}$  表示个体的固定效应.  $u_{it}$  是残差项;

$\beta_1$  和  $\beta_2$  是系数的估计值.

转换函数  $g(q_{it}; \gamma, c)$  是关于转换变量  $q_{it}$  的连续平滑有界函数, 其值在区间  $[0, 1]$  之间变化.  $\gamma$  是斜率参数, 决定了机制的转换速度,  $\gamma$  值越大转换速度越快, 当  $\gamma \rightarrow \infty$  时, 转换函数  $g$  演变为示性函数, 式(10)退化成 PTR 模型, 当  $\gamma \rightarrow 0$  时, 转换函数变为一个线性的固定效应面板模型;  $c$  是位置参数, 决定了机制发生转换时的阈值. 转换函数有逻辑函数和指数函数两种形式, 通常情况下,  $g(q_{it}; \gamma, c)$  是一个逻辑函数, 形式为

$$g(q_{it}; \gamma, c) = (1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)))^{-1} \quad (11)$$

式中,  $\gamma > 0, c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$ .

式(11)通常称为 LSTR (logistic smooth transition regression) 模型, 根据  $m$  取值的不同, 可以进行如下划分:  $m=1$  时, 转换函数  $g$  随着转换变量  $q_{it}$  的增加从 0 到 1 单调递增, 随着式(10)在两个极端机制之间变化, 模型系数实现在  $\beta_1$  和  $(\beta_1 + \beta_2)$  之间的平滑转换;  $m=2$  时, 转换函数  $g$  随着转换变量  $q_{it}$  的增加先递减后递增, 在  $(c_1 + c_2)/2$  处达到最小值, 因此模型参数总是围绕  $(\beta_1 + \beta_2)/2$  处对称变化. 一般认为,  $m=1$  就可以满足实证需要.

采用 PSTR 模型进行参数估计之前, 需要先进进行异质性检验, 以判断采用 PSTR 模型的适用性, 如果异质性检验接受  $\beta_2 = 0$  或  $\gamma = 0$  的原假设, 说明采用 PSTR 模型是不必要的, 此时应在线性框架下估计. 沿袭文献[39]的处理思路, 将转换函数  $g(q_{it}; \gamma, c)$  在  $\gamma = 0$  处一阶泰勒展开, 构造辅助方程, 得到两种统计检验量, 即  $LM$  统计量和  $LM_F$  统计量:

$$\left. \begin{aligned} LM &= \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0}, \\ LM_F &= \frac{(SSR_0 - SSR_1)/(mk)}{SSR_0/(TN - N - m(k+1))} \end{aligned} \right\} \quad (12)$$

式中,  $SSR_0$  和  $SSR_1$  分别是在原假设和备择假设成立的条件下的残差平方和,  $k$  为解释变量的个数,  $m$  为泰勒展开的阶数. 通过以上检验, 如果拒绝原假设, 说明建立非线性的面板模型是合理的. 同时上述检验还可以通过 WCB 检验值确定位置参数的个数即  $m$  的值, WCB 检验的基本思想是判定一系列原假设被拒绝的最小  $p$  值.

为了确定转换函数的个数, 还需要进行残余的

非线性检验,通过建立备择假设模型并对转换函数  $g_2$  在  $\gamma_2 = 0$  处一阶泰勒展开,得到辅助回归方程,此时检验原假设  $\gamma_2 = 0$  等价于检验  $\beta_{31}^* = \dots = \beta_{3m}^* = 0$ , 其中  $g_2$  是新加入的转换函数,  $\gamma_2$  是其斜率参数,  $\beta_i^*$  是变量前的系数. 使用的统计检验量仍为 LM 统计量和  $LM_F$  统计量.

根据 PSTR 模型,本文建立的实证模型为

$$RPCGDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_{11}l.Old_{i,t} + \sum_{k=2}^7 \beta_{1k}l.X_{i,t,k} + \beta_{21}l.Old_{i,t} \cdot g(q_{it}; \gamma, c) + \epsilon_{i,t} \quad (13)$$

式中,人均经济增长率(RPCGDP)为因变量,老龄化率(Old)为核心变量,并引入一些影响经济增长的因素作为控制变量(X),转换变量为技术进步(Tech).

## 4 实证检验与结果分析

### 4.1 基准检验

首先通过 CD 检验(截面相关检验)<sup>[45]</sup>判断平稳性,检验结果表明,各变量的原序列及其差分序列均存在显著的截面相关,然而第一代面板数据单位根检验(ADF 检验、IPS 检验等)均在截面不相关的前提下成立,因此,本文采用第二代面板数据单位根检验(CIPS 检验)<sup>[46]</sup>的方法,该检验是一种针对截面相关具有稳健性的单位根检验方法,具体检验结果如表 3 所列.

表 3 截面相关性和单位根检验结果

Tab. 3 Section correlation and unit root test results

变量	CD 检验		CIPS 检验	
	原序列	一阶差分序列	原序列	一阶差分序列
RPCGDP	55.990***	56.540***	-2.088	-2.127***
l.Old	27.980***	16.300***	-1.640	-3.593***
l.Tech	6.460***	13.100***	-2.338	-3.222**
l.PCGDP	71.190***	56.810***	-1.351	-2.763***
l.GS	65.690***	32.180***	-1.664	-2.519***
l.Open	13.870***	27.520***	-0.749	-1.584*
l.City	65.360***	3.500***	-1.300	-2.279**
l.Gap	49.560***	29.430***	-1.431	-2.470***
l.Inv	47.260***	34.940***	-1.542	-2.100*

[注] CD 检验的原假设为不存在截面相关,CIPS 检验的原假设为存在单位根;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著.

表 3 结果显示,对于全部变量的原序列,CIPS

一阶差分序列拒绝存在单位根的原假设,表明这些序列确实不平稳;对于它们的差分序列,CIPS 检验均拒绝原假设,因此认为核心变量和控制变量都遵循一阶单整过程,从而可以使用这些变量进行回归分析.

在对 PSTR 模型进行参数估计之前,需要计算 LM 和 LMF 统计量,以检验面板数据的截面异质性.选择技术进步水平为转换变量,不同位置参数维度下的 PSTR 模型检验结果如表 4 所列.

表 4 模型检验结果

Tab. 4 Test results

原假设与备择假设	m=1		m=2	
	LM	LMF	LM	LMF
线性检验 ( $H_0: r=0$ ; $H_1: r=1$ )	21.677 (0.000)	7.340 (0.000)	15.130 (0.001)	6.249 (0.002)
转换函数个数检验 ( $H_0: r_2=0$ ; $H_1: r_2>0$ )	9.208 (0.141)	4.146 (0.126)	4.455 (0.108)	2.171 (0.116)

[注] 括号内为 p 值,m 表示位置参数维度.

从表 4 的结果可以看出,在  $m=1$  和  $m=2$  两种情况下,LM 和 LMF 统计量均在 1% 的水平下显著,即接受具有非线性关系的备择假设,说明老龄化与经济增长之间确实存在非线性关系,采用 PSTR 模型进行估计是合理的,同时通过 WCB 检验确定  $m$  的取值为 1.对 PSTR 模型进行非线性残余检验,结果显示,在  $m=1$  和  $m=2$  两种情况下,两种统计量都不能拒绝转换函数个数为 1 的原假设,因此认为模型只含有一个非线性转换函数.据此,可以得出模型最佳转换函数个数和位置参数的组合为  $r=1$ ,  $m=1$ .

表 5 给出 PSTR 模型具体的参数估计结果.由表 5 的估计结果可知,老龄化对经济增长确实存在非线性影响,也就是说,在以技术进步水平为转换变量的典型的两机制下,老龄化对经济增长的抑制作用逐渐减弱.PSTR 模型的平滑参数值为 6.980,参数值较小,表明模型在两机制间的平滑转移速度较慢.

位置参数的估计值为 -5.956,即决定机制发生转换的转换变量阈值为 -5.956,根据前文对转换变量技术进步的定義,计算得出对应的 R&D 部门研发经费支出占 GDP 比重为 0.259%.当研发经费支出

表5 老龄化对经济增长非线性效应的 PSTR 模型估计结果  
Tab.5 PSTR estimation results of the nonlinear effect of aging rate on economic growth

变量	参数	估计值
<i>l. Old</i>	$\beta_{11}$	-3.087*** (-3.642)
<i>l. PCGDP</i>	$\beta_{12}$	-6.107*** (-6.574)
<i>l. GS</i>	$\beta_{13}$	6.642*** (5.369)
<i>l. Open</i>	$\beta_{14}$	0.471* (1.821)
线性部分 <i>l. City</i>	$\beta_{15}$	1.688 (0.580)
<i>l. Gap</i>	$\beta_{16}$	-6.676*** (-4.081)
<i>l. Inv</i>	$\beta_{17}$	0.436 (0.471)
平滑参数	$\gamma$	6.980
位置参数	$C$	-5.956
非线性部分 <i>l. Old</i>	$\beta_{21}$	0.930** (2.093)

[注] \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5%, 1% 的水平上显著, 括号内为 t 值。

占比小于 0.259% 时, 老龄化对经济增长的影响系数为 -3.087, 说明技术进步水平较低时, 老龄化对经济增长产生显著的负向影响; 当研发经费支出占比大于 0.259% 时, 老龄化对经济增长的影响系数为 0.930, 说明技术进步水平较高时, 老龄化对经济增长产生显著的正向影响, 但这种正效应在达到极限值时仍未能超过老龄化对经济增长的负效应, 此时老龄化对经济增长的影响系数为 -2.157 (= -3.087 + 0.930)。具体而言, 技术进步水平较低时, 产业结构偏向于以劳动密集型为主, 人口老龄化加剧减少了劳动力的供给规模和质量, 并且降低了企业的创新能力和创新意愿, 加大了社会的抚养负担, 从多种途径阻碍经济增长; 技术进步水平较高时, 产业结构转变为以资本密集型或技术密集型为主, 在新的产业结构下, 高质量的人力资本对创新驱动的作用尤为重要, 而知识经验丰富的老龄人口不仅是

企业宝贵的财富, 也有利于知识技术向年轻一代更有效率地传播, 因此老龄化一定程度上改变要素禀赋资源, 从多个方面促进经济增长, 这与 Bloom 和 Williamson<sup>[41]</sup> 的研究相一致。综合以上分析可以得出, 老年人口占比增加对经济增长产生负向作用, 但这种负向作用随着技术进步水平的提高逐渐减弱, 老龄化整体呈现出对经济增长的负效应。再来观察其他控制变量对经济增长的影响。初始人均产出的系数为负, 意味着落后地区的经济增长速度高于发达地区的经济增长速度, 即出现了落后地区“追赶”发达地区的情形, 这与从 2004 年就开始出现的中国各地区人均 GDP 差距缩小的事实相符<sup>[12]</sup>; 政府规模的系数为正, 政府扩大财政支出, 有利于加强社会经济建设、科教文化建设, 促进社会技术进步、劳动力素质提升, 最终有效地增加国民产出; 对外开放程度的系数为正, 说明国际贸易产生了技术引进效应, 促进地区技术进步, 带动地区经济发展; 城市化的系数为正, 由于城市化进程一定程度上反映了一个地区的经济发展潜力和活力, 因此城市化程度较高的地区经济发展速度较快; 收入差距的系数为负, 作为一个负向指标, 收入差距越大表明地区发展不均衡程度越大, 因此不利于地区的经济均衡发展; 固定资产投资的系数为正, 这是因为固定资产投资是资本积累的重要途径, 是经济增长的主要推动力之一。

#### 4.2 稳健性检验

为验证基准检验结果的稳健性, 本文选择老年抚养比作为老龄化率的替代变量对式(13)再次进行估计。之所以选择老年抚养比作为人口老龄化的代理变量, 是因为老龄化一方面表现为老年人口比重的上升, 另一方面也表现为老年人口抚养负担的增加。改革开放以来, 中国的老年抚养比和老年人口占比一直呈现相似的上升趋势<sup>[20]</sup>, 作为人口结构转变的一种表现形式, 老年抚养比的变化能较好地反映人口老龄化的特征。

根据 PSTR 模型的估计结果, 可以发现核心变量和控制变量对被解释变量的影响与基准检验基本保持一致, 且核心变量的线性部分和非线性部分的系数及显著性均保持了稳定性, 因此可以认为本文的实证结果是较为稳健的。

表 6 给出 PSTR 模型具体的参数估计结果。由表 6 的估计结果发现, 以老年抚养比为核心解释变量的 PSTR 模型表明老年抚养比对经济增长产生非线性影响。技术进步水平较低时, 老年抚养比对经



经济增长产生显著的抑制效应;技术进步水平较高时,老年抚养比对经济增长产生不显著的促进效应,这可能是因为老年抚养比更多地表现为社会抚养负担加深,但整体来看老年抚养负担的增加对经济增长仍呈现负向影响,这与 Kelley 和 Schmidt<sup>[42]</sup>认为老年抚养比的提高对经济增长率产生不显著的负向效应以及刘洪银<sup>[43]</sup>认为人口抚养比与经济增长的运动方向相反这些研究结论一致。

表 6 老年抚养比对经济增长非线性效应的 PSTR 模型估计结果

Tab. 6 PSTR estimation results of the nonlinear effect of old age dependency ratio on economic growth

变量	参数	估计值	
线性部分	$l. Old$	$\beta_{11}$	-3.343*** (-4.297)
	$l. PCGDP$	$\beta_{12}$	-6.217*** (-6.760)
	$l. GS$	$\beta_{13}$	6.521*** (5.315)
	$l. Open$	$\beta_{14}$	0.473* (1.877)
	$l. City$	$\beta_{15}$	1.920 (0.662)
	$l. Gap$	$\beta_{16}$	-6.474*** (-4.069)
	$l. Inv$	$\beta_{17}$	0.114 (0.562)
	平滑参数	$\gamma$	7.673
	位置参数	$C$	-5.955
	非线性部分	$l. Old$	$\beta_{21}$

[注] \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5%, 1% 的水平上显著, 括号内为 t 值。

### 4.3 内生性检验

鉴于经济变量之间的内在关联性,经济增长与人口老龄化之间可能存在双向因果关系,即经济增长率反作用于老龄化率,由此引发内生性问题,从而影响计量结果的准确性。因此,采用联立方程模型以解决内生性问题。

#### 4.3.1 经济增长方程

在经济增长方程中,被解释变量为经济增长率,

核心解释变量为人口老龄化率,控制变量为经济发展水平、政府规模、对外开放水平、城市化水平、城乡收入差距和实物资本投资,各变量的具体定义与上文相同。为了检验人口老龄化与经济增长之间的非线性关系受技术进步的影响,按照技术进步水平由低到高排序,以四分位数为临界点引入四个二元虚拟变量  $D_1, D_2, D_3, D_4$ , 当技术进步水平处于最低点到下四分位数时  $D_1$  取值为 1, 否则为 0,  $D_2, D_3, D_4$  同理。由此,  $l. Old \cdot D_i$  ( $i = 1, 2, 3, 4$ ) 分别表示低、中低、中高和高技术进步水平的处理组。

#### 4.3.2 人口老龄化方程

在人口老龄化方程中,被解释变量为老龄化率,核心解释变量为经济增长率,同时选取其他对老龄化率产生影响的变量作为控制变量,分别为:医疗水平 ( $Health$ ), 以每千人拥有的医疗床位数表示;人口增长率 ( $Pgrowth$ ), 以人口自然增长率表示;居民收入水平 ( $Income$ ), 以人均收入水平表示;居民储蓄水平 ( $Save$ ), 以人均储蓄余额表示。对所有数据进行对数化处理 ( $l.$ ), 数据来自历年《中国统计年鉴》及 EPS 数据库公布的年度数据。

结合经济增长方程和人口老龄化方程,得到联立方程模型,同时控制地区效应和时间效应,具体形式为

$$\begin{cases} RPGDP_{it} = \sum_{j=1}^4 \alpha_j l. Old_{it} \cdot D_j + \\ \alpha \sum l. X_{it} + Yr + Prov + \epsilon_{1,it}; \\ l. Old_{it} = \beta_1 RPGDP_{it} + \beta \sum l. Y_{it} + \\ Yr + Prov + \epsilon_{2,it} \end{cases} \quad (14)$$

式中,  $Prov$  表示地区效应,  $Yr$  表示时间效应,  $X$  和  $Y$  分别表示控制变量。

由于经济增长和人口老龄化之间相互影响,所以采用普通最小二乘法 (OLS) 和广义最小二乘法 (GLS) 进行估计并非最有效的,而三阶段最小二乘法 (3SLS) 能够同时处理系统中各方程的内生性问题和误差项之间的相关性问题,使估计结果更有效,因此选取 3SLS 方法对式 (14) 进行估计。表 7 给出联立方程模型具体的参数估计结果。

由表 7 的估计结果,观察经济增长方程,发现无论是以老龄化率还是以老年抚养比作为人口老龄化的度量指标,人口老龄化与  $D_i$  ( $i = 1, 2, 3, 4$ ) 乘项的估计系数均为负数,并且随着技术进步水平的提高依次增大。说明随着技术进步水平的提高,人口老龄

化对经济增长的抑制作用逐渐减弱,与PSTR模型的估计结果一致。

表7 联立方程模型估计结果

Tab. 7 Estimation results of the joint equation model

变量	老龄化率	老年抚养比		
经济增长 方程	$l. Old \cdot D_1$	-5.540*** (-7.260)	-5.968*** (-8.820)	
	$l. Old \cdot D_2$	-5.507*** (-7.210)	-5.931*** (-8.760)	
	$l. Old \cdot D_3$	-5.495*** (-7.140)	-5.911*** (-8.690)	
	$l. Old \cdot D_4$	-5.329*** (-7.070)	-5.739*** (-8.620)	
	$l. PCGDP$	-4.884*** (-5.970)	-4.803*** (-5.980)	
	$l. GS$	6.225*** (6.830)	5.862*** (6.520)	
	$l. Open$	0.182 (1.150)	0.183 (1.180)	
	$l. City$	4.571** (2.560)	4.429** (2.520)	
	$l. Gap$	-0.494 (-0.380)	-0.518 (-0.410)	
	$l. Inv$	-1.078** (-2.030)	-0.991* (-1.920)	
	$R_1^2$	0.892	0.890	
	人口老龄 化方程	$PRGDP$	-0.129* (-1.860)	-0.021*** (-2.720)
		$l. Health$	0.185*** (4.940)	0.171*** (4.150)
		$l. Pgrowth$	-0.022*** (-3.470)	-0.016** (-2.290)
$l. Income$		0.041 (0.370)	0.015 (0.130)	
$l. Save$		-0.172*** (-2.720)	-0.186*** (-2.660)	
$R_2^2$	0.899	0.874		

[注] \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5%, 1% 的水平上显著, 括号内为 t 值。

## 5 结论

本文在一个包含创新部门的内生增长理论框架

下,构建出人口老龄化和技术进步作用于经济增长的理论模型,并利用数值模拟的方法对上述关系进行分析,理论分析表明,均衡增长路径上,老龄化对经济增长产生非线性的抑制作用,并且技术进步在其中起到转换作用。接下来利用中国 2005~2015 年省级面板数据,采用面板平滑转移回归模型进行实证分析,实证结果显示:老龄化率与经济增长率之间呈现显著的非线性关系,技术进步水平较低时,老龄化率的提高抑制经济增长率的上升,但随着技术进步水平的提高,这种抑制作用逐渐减弱。为了提高结论的稳健性,本文采用老年抚养比作为老龄化率的替代变量,实证结果仍然支持基准检验的结论;为克服经济增长和人口老龄化双向因果关系带来的内生性问题,构建联立方程模型重新进行检验,检验结果与面板平滑转移回归模型结果相一致。由此,本文得到如下几点政策启示:

首先,基于实证研究结论,人口老龄化对经济增长的影响存在复杂性和不确定性,且这种影响随技术进步水平的变化发生改变。因此,对人口老龄化持过于悲观的态度是不必要的,政策制定者应客观面对人口老龄化的现实,重视技术创新,注重促进技术弱势地区的技术发展。

其次,随着技术进步和社会发展,人口老龄化对经济发展的抑制效应减弱。因此,政府应注重开发附着于老龄人口的资源,并加强教育投资、鼓励科技创新,以提高人力资源素质、强化人力资本积累,这些举措对实现经济增长从要素驱动型向创新型转变、促进经济持续增长具有重要作用。

本文的研究仍存在一些不足之处,例如,地区之间的经济发展和人口流动会影响各地老龄化的速度,本文采用的计量模型可能并不能反映人口流动造成的影响。因此采用更合适的计量模型,如动态空间计量模型,是我们未来的研究方向之一。

### 参考文献(References)

- [1] 蔡昉. 人口转变,人口红利与经济增长可持续性——兼论充分就业如何促进经济增长[J]. 人口研究, 2004, 28(2): 2-9.  
CAI Fang. Demographic transition, population dividend and sustainability of economic growth: Minimum employment as a source of economic growth [J]. Population Research, 2004, 28(2): 2-9.
- [2] WEI Z, HAO R. Demographic structure and economic growth: Evidence from China [J]. Journal of

- Comparative Economics, 2010, 38(4): 472-491.
- [3] 武康平, 倪宣明, 殷俊茹. 人口老龄化, 经济增长与社会福利——基于内生经济增长理论的分析[J]. 经济学报, 2015, 2(1): 47-60.  
WU Kangping, NI Xuanming, YIN Junru. Population aging, economic growth and social welfare: Analysis based on the endogenous economic growth model[J]. China Journal of Economics, 2015, 2(1): 47-60.
- [4] BARRO R J, MANKIW N G, SALA-I-MARTIN X. Capital mobility in neoclassical models of growth[J]. The American Economic Review, 1995, 85(1): 103-115.
- [5] 李军. 人口老龄化条件下的经济平衡增长路径[J]. 数量经济技术经济研究, 2006, 23(8): 11-21.  
LI Jun. The balanced economic growth path under the aging population[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2006, 23(8): 11-21.
- [6] 刘穷志, 何奇. 人口老龄化, 经济增长与财政政策[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(4): 119-134.  
LIU Qiongzhi, HE Qi. Aging, economic growth, and fiscal policy[J]. China Economic Quarterly, 2012, 11(4): 119-134.
- [7] KANFER R, ACKERMAN P. Individual differences in work motivation: Further explorations of a trait framework[J]. Applied Psychology, 2000, 49(3): 470-482.
- [8] 田雪原. 人口老龄化与“中等收入陷阱”[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2013: 93.
- [9] ACEMOGLU D. Equilibrium bias of technology[J]. Econometrica, 2007, 75(5): 1371-1409.
- [10] 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.
- [11] SOLOW R M. A contribution to the theory of economic growth[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1956, 70(1): 65-94.
- [12] 胡鞍钢, 刘生龙, 马振国. 人口老龄化, 人口增长与经济增长——来自中国省际面板数据的实证证据[J]. 人口研究, 2012, 36(3): 14-26.  
HU Angang, LIU Shenglong, MA Zhenguo. Population aging, population growth and economic growth: Evidence from China's provincial panel data[J]. Population Research, 2012, 36(3): 14-26.
- [13] FUTAGAMI K, NAKAJIMA T. Population aging and economic growth[J]. Journal of Macroeconomics, 2001, 1(23): 31-44.
- [14] BLOOM D E, CANNING D, FINK G. Implications of population ageing for economic growth[J]. Oxford Review of Economic Policy, 2010, 26(4): 583-612.
- [15] 齐传钧. 人口老龄化对经济增长的影响分析[J]. 中国人口科学, 2010(S1): 54-65.  
QI Chuanjun. Analysis of the impact of population aging on economic growth[J]. Chinese Journal of Population Science, 2010(S1): 54-65.
- [16] 张秀武, 刘成坤, 赵昕东. 人口年龄结构是否通过人力资本影响经济增长——基于中介效应的检验[J]. 中国软科学, 2018(7): 149-158.  
ZHANG Xiuwu, LIU Chengkun, ZHAO Xindong. Whether population age structure affects economic growth through human capital: A test based on mediating effect[J]. China Soft Science, 2018(7): 149-158.
- [17] BERK J, WEIL D N. Old teachers, old ideas, and the effect of population aging on economic growth[J]. Research in Economics, 2015, 69(4): 661-670.
- [18] 曲丹. 人口老龄化影响经济增长的实证研究[J]. 东北师大学报(哲学社会科学版), 2015(3): 63-66.  
QU Dan. An empirical analysis of the impact of population aging on economic growth[J]. Journal of Northeast Normal University (Philosophy and Social Sciences), 2015(3): 63-66.
- [19] AN C B, JEON S H. Demographic change and economic growth: An inverted-U shape relationship[J]. Economics Letters, 2006, 92(3): 447-454.
- [20] 刘小勇. 老龄化与省际经济增长倒 U 型关系检验[J]. 中国人口资源与环境, 2013, 23(5): 98-105.  
LIU Xiaoyong. An inverse U-shaped relationship between population aging and economic growth[J]. China Population, Resources and Environment, 2013, 23(5): 98-105.
- [21] CZAJA S J, LEE C C. The impact of aging on access to technology[J]. Universal Access in the Information Society, 2007, 5(4): 341-349.
- [22] PRSKAWETZ A, MAHLBERG B, SKIRBEKK V, et al. The Impact of Population Ageing on Innovation and Productivity Growth in Europe[M]. Wien: Verlag der Österreichischen Akademie der Wissenschaften, 2006.
- [23] MEYER J. Older workers and the adoption of new technologies in ICT-intensive services[C]// Labour Markets and Demographic Change. Wiesbaden, Germany: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 2009: 85-119.
- [24] 吴俊培, 赵斌. 人口老龄化, 公共人力资本投资与经济增长[J]. 经济理论与经济管理, 2015(10): 5-19.  
WU Junpei, ZHAO Bin. Population aging, public human capital investment and economic growth[J]. Economic Theory and Business Management, 2015(10): 5-19.
- [25] 齐红倩, 闫海春. 人口老龄化抑制中国经济增长了吗?

- [J]. 经济评论, 2018(6):28-40.
- QI Hongqian, YAN Haichun. Is the aging of the population restraining China's economic growth? [J]. *Economic Review*, 2018(6):28-40.
- [26] DIAMOND P A. National debt in a neoclassical growth model[J]. *The American Economic Review*, 1965, 55(5):1126-1150.
- [27] ROMER P M. Endogenous technological change[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5):71-102.
- [28] PRETTNER K. Population aging and endogenous economic growth[J]. *Journal of Population Economics*, 2013, 26(2):811-834.
- [29] CHUN Y J. The growth effects of population aging in an economy with endogenous technological progress [J]. *Korean Economic Review*, 2013, 29(1):51-80.
- [30] 王筋旭, 王淑娟. 人口老龄化, 技术创新与经济增长——基于要素禀赋结构转变的视角[J]. *西安交通大学学报: 社会科学版*, 2017, 37(6):27-38.
- WANG Jiaxu, WANG Shujuan. Population aging, technological innovation and economic growth: From the perspective of structural change of factor endowments[J]. *Journal of Xi'an Jiaotong University (Social Sciences)*, 2017, 37(6):27-38.
- [31] 严成樑, 龚六堂. 财政支出、税收与长期经济增长[J]. *经济研究*, 2009, 44(06):4-15, 51.
- YAN Chengliang, GONG Liutang. Public expenditure, taxation and long-run growth[J]. *Economic Research Journal*, 2009, 44(06):4-15, 51.
- [32] 胡适耕, 吴付科. 宏观经济的数理分析[M]. 北京: 科学出版社, 2004:52-65.
- [33] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国潜在产出与产出缺口的估算[J]. *经济研究*, 2004(5):31-39.
- GUO Qingwang, JIA Junxue. Estimating potential output and the output gap in China [J]. *Economic Research Journal*, 2004(5):31-39.
- [34] 顾六宝, 肖红叶. 中国消费跨期替代弹性的两种统计估算方法[J]. *统计研究*, 2004(9):8-11.
- GU Liubao, XIAO Hongye. Two statistical estimation methods for intertemporal substitutional elasticity of Chinese consumption [J]. *Statistical Research*, 2004(9):8-11.
- [35] 严成樑, 胡志国. 创新驱动、税收扭曲与长期经济增长[J]. *经济研究*, 2013, 48(12):55-67.
- YAN Chengliang, HU Zhiguo. Innovation driven, tax distortion and long-run growth[J]. *Economic Research Journal*, 2013, 48(12):55-67.
- [36] 程宇丹, 龚六堂. 政府债务对经济增长的影响及作用渠道[J]. *数量经济技术经济研究*, 2014, 31(12):22-37, 141.
- CHENG Yudan, GONG Liutang. Government debt and economic growth[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2014, 31(12):22-37, 141.
- [37] 郭庆旺, 贾俊雪, 高立. 中央财政转移支付与地区经济增长[J]. *世界经济*, 2009, 32(12):15-26.
- GUO Qingwang, JIA Junxue, GAO Li. Central fiscal transfer payment and regional economic growth [J]. *The Journal of World Economy*, 2009, 32(12):15-26.
- [38] 储德银, 韩一多, 张同斌, 等. 中国式分权与公共服务供给效率: 线性抑或倒“U”[J]. *经济学(季刊)*, 2018, 17(3):1259-1288.
- CHU Deyin, HAN Yiduo, ZHANG Tongbin, et al. Chinese fiscal decentralization and efficiency of public service supply: Linear or inverse U-curve [J]. *China Economic Quarterly*, 2018, 17(3):1259-1288.
- [39] GONZÁLEZ A, TERÄSVIRTA T, VAN DIJK D. Panel smooth transition regression models [C]// Working Paper Series of Economics and Finance. Stockholm, Sweden: Stockholm School of Economics, 2005: No. 604.
- [40] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2):345-368.
- [41] BLOOM D E, WILLIAMSON J G. Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia [J]. *The World Bank Economic Review*, 1998, 12(3):419-455.
- [42] KELLEY A C, SCHMIDT R M. Evolution of recent economic-demographic modeling: A synthesis [J]. *Journal of Population Economics*, 2005, 18(2):275-300.
- [43] 刘洪银. 人口抚养比对经济增长的影响分析[J]. *人口与经济*, 2008(1):1-6.
- LIU Hongyin. The analysis on population burden ratio's influencing on economic growth [J]. *Population & Economics*, 2008(1):1-6.
- [44] ROMER P M. Increasing return and long-run growth [J]. *J Political Econ*, 1986, 94(5):1002-1037.
- [45] PESARAN M H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels [R]. Munich: CESifo, 2004: No. 1229.
- [46] PESARAN M H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2007, 22:265-312.