

中国人口老龄化对经济增长的影响研究

——基于动态面板模型的系统 GMM 分析

薛继亮 葛家佳 管华意

(内蒙古大学 经济管理学院, 内蒙古 呼和浩特 010021)

摘要: 人口老龄化已成为关乎中国经济社会发展的重要问题,厘清人口老龄化与经济增长之间的关系有助于更有效地应对人口老龄化带来的冲击。在剖析人口老龄化对经济增长的影响机理的基础上,结合 1997—2017 年的统计数据,选择系统 GMM 方法对其进行实证分析,结果发现,随着 2013 年中国劳动力人口数量的下降,未来劳动力因素对于经济增长的积极作用将会逐步减弱。在其他经济增长驱动因素不变的情况下,随着第一次人口红利消耗殆尽,人口老龄化的负面影响日益凸显,从而阻碍了地区经济增长;稳健性检验依然支持上述结论。为了有效应对中国人口老龄化陷阱,需要通过完善养老保障制度和适度延缓退休年龄来持续发掘第二次人口红利;通过完善现阶段的教育培训体系,强化中部地区和西部地区的人才储备,提高农村地区的教育水平,从而增加社会人力资本存量。

关键词: 人口老龄化; 经济增长; 动态面板模型; 系统 GMM

中图分类号: F042 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2020)03-0011-11

一、引言

1980 年以来,随着人口自然增长率和死亡率下降,中国人口增速逐渐放缓,人口老龄化程度不断加深。2001 年,中国已经步入人口老龄化社会。2000—2018 年,中国 65 岁及以上人口每年以 3.60% 的速度增加^①。同时,据联合国《世界人口展望》预测,2050 年,中国老年人口数量将会上升至 3.66 亿,人口老龄化率上升至 26.10%^②。人口老龄化作为未来人口发展趋势将会越来越严重。

国内外学者进行了大量关于人口老龄化对经济增长影响的研究。其中,理论研究部分以世代交叠模型、生命周期假说、内生经济增长模型为基础。Futagami and Nakajima^[1] 在一个包含生命周期储蓄的内生增长模型中,研究人口老龄化如何影响经济增长,研究结果显示,老龄化不一定会对经济增长产生阻碍作用。Prettner^[2] 在内生和半内生增长框架下研究老龄化对经济增长的长期影响,研究结果表明,在内生增长框架下老龄化将推动经济稳定发展,而其影响大小取决于在半内生增长框架下生育率与死亡率之间的相对变化。Choi and Shin^[3] 通过建立可计算的世代交叠模型,将人力资本内生

收稿日期: 2019-12-25; 修回日期: 2020-04-28

基金项目: 国家自然科学基金地区项目“生育意愿行为的微观传导机理和宏观政策响应研究”(71864024); 教育部人文社会科学一般项目“蒙古族妇女产前筛查及产前诊断的认知及现有服务效果评价研究”(18YJA850010)

作者简介: 薛继亮(1981—)男,山东历城人,博士,内蒙古大学经济管理学院副教授,硕士生导师,研究方向为劳动经济学、产业发展; 葛家佳(1993—)安徽合肥人,内蒙古大学经济管理学院硕士研究生,研究方向为劳动经济学; 管华意(1995—)女,山西忻州人,内蒙古大学经济管理学院硕士研究生,研究方向为劳动经济学。

①数据来源: 根据《中国统计年鉴》中的数据计算而得。

②数据来源: 《世界人口展望 2019》。

化,研究韩国人口老龄化对经济增长的影响,结果显示老龄化通过减少劳动力供给来阻碍经济增长,同时认为人力资本的社会传递模式将会对长期经济增长产生重要影响。

在理论研究及应用方面,国内学者将人口老龄化变量纳入索洛模型、内生增长模型和世代交叠模型,进行理论推导,从而探讨人口老龄化对经济增长的影响。李军^[4]以索洛模型为基础,纳入人口老龄化因素,在理论上探讨了老龄化对于经济增长的不同效应,进而提出相应的政策建议。胡鞍钢等^[5]在索洛模型中加入人口老龄化变量,研究老龄化和人口转变对于经济增长的影响,从理论上推导出老龄化与经济增长具有反向的关系,同时采用计量方法验证了这一结论。孙爱军和刘生龙^[6]将人口结构因素纳入索洛模型,利用1990—2010年统计数据,研究了人口结构对于经济增长的影响,研究发现1990—2010年人口抚养比的下降对于经济增长具有15%的贡献度。郑君君等^[7]利用1995—2010年省级数据,研究劳动年龄人口与劳动力老龄化对经济增长的影响,研究结果显示,劳动年龄人口对经济增长产生积极影响,劳动力老龄化对经济增长产生消极影响。方显仓等^[8]利用CES生产函数,研究人口老龄化与经济增长的关系,理论模型表明人口结构变迁对经济增长产生阻碍作用,但是计量检验结果与理论结论相反,得出人口老龄化将会促进经济增长的结论。刘穷志和何奇^[9]通过构建一个世代交叠模型,研究了人口老龄化对于经济增长的影响以及相应的财政政策,结果显示,人口老龄化对经济增长的影响逐渐从积极转变为消极。王云多^[10]利用动态世代交叠模型,探讨了人口老龄化对经济增长的影响;从短期看,老龄化提供更多的人力资本投资机会,致使劳动力供给减少,对经济将会产生阻碍作用;从长期看,老龄化通过提高劳动力素质对经济将会产生积极影响。

通过文献梳理发现,目前对于人口老龄化与经济增长关系的研究主要集中在国家层面,从中国省级层面探讨人口老龄化对经济增长影响的研究不够深入。为此,本文将人口老龄化变量纳入内生增长模型,利用系统GMM方法,既从国家层面探讨老龄化对经济增长的影响,也从中国东部、中部、西部三个地区分别进行区域研究,以便针对性地提出相关的政策建议,积极应对人口老龄化。

二、理论模型与样本说明

(一) 理论模型

内生增长模型将人口和劳动力视为相同,而现阶段人口老龄化问题凸显,老龄人口的增加对经济的影响尚未在经典理论中找到依据。本文基于罗默的内生增长模型,将人口老龄化因素纳入其中,严格进行数理推导,为定量研究人口老龄化对经济增长的影响提供理论依据。

1. 基本假设

假设生产函数为:

$$Y(t) = F(K(t), H(t), A(t)L(t)) \quad (1)$$

(1)式中, $Y(t)$ 代表 t 时期内的总产出, $K(t)$ 代表 t 时期内的物质资本, $H(t)$ 代表 t 时期内的人力资本, $A(t)$ 代表 t 时期内的技术水平,并且假设技术进步水平外生给定, $L(t)$ 代表 t 时期内的劳动力总量, t 代表时间。生产函数满足以下条件:

$$F(\sigma K(t), \sigma H(t), \sigma L(t)) = \sigma F(K(t), H(t), L(t)) \quad \sigma > 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial F}{\partial K(t)} > 0, \frac{\partial^2 F}{\partial^2 K(t)} < 0; \frac{\partial F}{\partial H(t)} > 0, \frac{\partial^2 F}{\partial^2 H(t)} < 0; \frac{\partial F}{\partial L(t)} > 0, \frac{\partial^2 F}{\partial^2 L(t)} < 0 \quad (3)$$

$$\lim_{K \rightarrow 0} F_K = \lim_{H \rightarrow 0} F_H = \lim_{L \rightarrow 0} F_L = \infty; \lim_{K \rightarrow \infty} F_K = \lim_{H \rightarrow \infty} F_H = \lim_{L \rightarrow \infty} F_L = 0 \quad (4)$$

2. 引入年龄结构变量

假设 t 时期内的劳动力总量 $L(t)$ 的函数为:

$$L(t) = (1 - \rho - \mu)\theta N(t) \quad (5)$$

(5)式中, μ 代表65岁及以上人口占总人口的比重, ρ 代表0~14岁人口占总人口的比重, $(1 - \rho - \mu)$ 表示社会劳动人口数占总人口的比重, θ 代表就业人口数与劳动人口数的比值,即劳动参与率, $N(t)$ 代表 t 时期内的总人口。其中 $0 < \theta < 1$ 。

本文利用罗默的内生增长模型,该模型的生产函数为:

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta (A(1 - \rho - \mu) \theta N(t))^{1-\alpha-\beta}; \alpha > 0 \beta > 0 \alpha + \beta < 1 \quad (6)$$

同时有:

$$h = \frac{H(t)}{A(t)L(t)} = \frac{H(t)}{A(t)(1 - \rho - \mu) \theta N(t)} \quad (7)$$

$$k = \frac{K(t)}{A(t)L(t)} = \frac{K(t)}{A(t)(1 - \rho - \mu) \theta N(t)} \quad (8)$$

将(7)式、(8)式代入(6)式得:

$$y = \frac{Y}{A(t)L(t)} = f(k, h) = \frac{(k \cdot A(t)L(t))^\alpha (h \cdot A(t)L(t))^\beta (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta}}{A(t)L(t)} = k^\alpha h^\beta \quad (9)$$

其中, h 、 k 和 y 分别代表人均有效人力资本、人均有效物质资本和人均有效产出。将(7)式、(8)式代入(6)式得出人均产出表达式如下:

$$\bar{Y}(t) = \frac{Y(t)}{N(t)} = k^\alpha h^\beta A(t)(1 - \rho - \mu) \theta \quad (10)$$

相较于哈罗德 - 多马模型, 该模型引入折旧率, 假设人力资本和物质资本以固定折旧比例 δ ($\delta > 0$) 进行折旧。此时, 物质资本和人力资本的增量分别为:

$$\dot{K}(t) = I(t) - \delta K(t) = S_K Y - \delta K(t) \quad (11)$$

$$\dot{H}(t) = S_H Y - \delta H(t) \quad (12)$$

其中, S_K 和 S_H 分别代表物质资本储蓄率和人力资本储蓄率, 并且社会储蓄率等于物质资本储蓄率与人力资本储蓄率之和。将(11)式两边同时除以 AL 得:

$$\frac{\dot{K}}{A(t)L(t)} = S_K \frac{F(K(t), H(t), A(t)L(t))}{A(t)L(t)} - \delta \frac{K(t)}{A(t)L(t)} \quad (13)$$

化简可得:

$$\frac{\dot{K}}{A(t)L(t)} = S_K f(k, h) - \delta k \quad (14)$$

同时对(8)式的 $k = \frac{K(t)}{A(t)L(t)}$ 两边进行求导得:

$$\dot{k} = \frac{K(t)'}{A(t)L(t)} - \frac{K(t)}{A(t)L(t)} \left[\frac{A(t)L(t)'}{A(t)L(t)} \right] \quad (15)$$

化简可得:

$$\dot{k} = \frac{K(t)'}{A(t)L(t)} - (g + n)k \quad (16)$$

将(14)式与(16)式相结合得出:

$$\dot{k} = S_K f(k, h) - (g + n + \delta)k \quad (17)$$

同理推导出:

$$\dot{h} = S_H f(k, h) - (g + n + \delta)h \quad (18)$$

其中, \dot{k} 和 \dot{h} 分别代表物质资本存量 and 人力资本存量的变化率, n 代表人口增长率, g 代表技术进步率。当资本运动处于稳态时, 令式(17)和式(18)等于 0, 得出:

$$S_K f(k^*, h^*) = (g + n + \delta)k^* \quad (19)$$

$$S_H f(k^*, h^*) = (g + n + \delta)h^* \quad (20)$$

将(9)式代入(19)式、(20)式可得:

$$k^* = \left[\frac{S_K^{1-\beta} S_H^\beta}{g + n + \delta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (21)$$

$$h^* = \left[\frac{S_K^\alpha S_H^{1-\alpha}}{g+n+\delta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (22)$$

将(21)式、(22)式代入(10)式中,整理可得:

$$\ln \bar{Y}(t) = \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln S_K + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln S_H + \ln A + \ln(1-\rho-\mu) + \ln \theta - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(g+n+\delta) \quad (23)$$

从(23)式得出,物质资本的储蓄率 S_K 、人力资本的储蓄率 S_H 、技术进步水平 $A(t)$ 、社会劳动人口数量占总人口数量的比重 $(1-\rho-\mu)$ 和劳动参与率 θ 对人均产出均有正面影响,当资本储蓄率水平相对较高时,有助于促进经济增长;技术进步水平的提高增加了先进的技术与生产结合的机率,也有助于促进经济增长;劳动参与率与劳动人口占比的提高扩大了劳动规模,增加了劳动与其他要素结合的机会,为经济发展提供了保障。当资本折旧率和技术进步率保持稳定时,人口增长率 n 对人均产出产生不利影响,从社会劳动人口数量占总人口数量的比重 $(1-\rho-\mu)$ 得出,65岁及以上人口数量占总人口数量的比重 μ 和0~14岁人口数量占总人口数量的比重 ρ 对人均产出有负面影响。随着人均寿命的延长,劳动力人口占比将逐渐减少,劳动力人口规模相对缩小甚至劳动供给减少,这会阻碍人均产出的增长。

根据理论模型(23)式,构建动态面板模型如下:

$$\ln pcgdp_{it} = \beta_i + \beta_1 \ln pcgdp_{it-1} + \beta_2 \ln pop_{it} + \beta_3 \ln k_{it} + \beta_4 \ln h_{it} + \beta_5 \ln(g+n+\delta)_{it} + \mu_{it} \quad (24)$$

(24)式中 $pcgdp_{it}$ 表示第 i 个地区在 t 时期内的人均产出;截距项 β_i 表示 i 地区的固定效应; β_1 表示第 i 个地区在 $t-1$ 时期内的人均产出与第 i 个地区在 t 时期内的人均产出之间的相关程度; pop_{it} 表示第 i 个地区在 t 时期内的人口结构因素; k_{it} 表示第 i 个地区在 t 时期内的实物资本存量; h_{it} 表示第 i 个地区在 t 时期内的人力资本存量; $(g+n+\delta)_{it}$ 表示第 i 个地区在 t 时期内的技术进步率、折旧率以及人口自然增长率之和; β_1 至 β_5 表示各自代表的解释变量与被解释变量之间的关联程度; μ_{it} 表示随机扰动项。为了减少数据的波动和消除可能存在的异方差,所有选取的变量都采用对数化处理。

(二) 样本说明

选取1997—2017年中国31个省份的平衡面板数据(balanced panel data),数据来自《中国统计年鉴》《中国人口统计年鉴》和各省统计年鉴等。同时,以理论模型为依据,结合实际情况,进一步选择合适的变量来进行实证检验。根据理论模型推导公式的结果,本文选择实际人均生产总值($pcgdp$)作为被解释变量。实际人均生产总值的计算方法是,以1996年为基期,

表1 各样本变量指标的描述性统计

变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值
$pcgdp$	651	20 564.260	16 470.030	2 250.000	94 573.890
z	651	39.100	7.746	19.300	64.490
l	651	57.694	3.217	48.620	67.080
k	651	7 248.146	9 360.703	34.550	55 202.720
h	651	8.143	1.338	2.950	12.500
$g+n+\delta$	651	20.925	3.306	13.100	31.000

数据来源:《中国统计年鉴》《中国人口统计年鉴》。

用各省历年的人均生产总值指数将人均生产总值做平减,计算得出实际人均生产总值。人口结构因素(pop)中,包含劳动力(l)和人口老龄化程度(z)两个变量。其中,劳动力(l)是理论模型中的 $(1-\rho-\mu)$,选择劳动力年龄人口数量占总人口数量的比重,即15~65岁人口数量占总人口数量的比重;同时,参考郑君君等^[7]的做法,劳动参与率 θ 的取值为80%。人口老龄化程度(z)与人口抚养比呈正向关系,当少儿抚养比不变时,人口老龄化程度不断加深意味着人口抚养比提高。因此,本文选择人口抚养比来表示人口老龄化程度。根据理论模型的推导,劳动力(l)对经济增长具有积极影响,人口老龄化程度(z)对经济增长具有消极影响。关于实物资本存量(k),本文采用全社会的固定资产投资总额来表示。某一区域的实物资本存量越高,越有助于推动该区域的经济发展。关于人力资本存量(h)的替代变量选择,以往文献的选取标准具有多样性。本文采取多数文献的做法,选择人均受教育年限代表人力资本存量,采用分段函数进

行估算。给接受不同教育的人群按照教育程度赋予相应的权重,进而利用对应的权重加权求和。^①关于技术进步率、折旧率以及人口自然增长率之和($g+n+\delta$)考虑到在理论模型的推导中,假定技术进步是外生给定,本文沿用 Romer^[11] 的假定,令技术进步率为 5%,此外,结合相关文献的研究,资本折旧率处于 5% 至 17% 之间,本文沿用胡鞍钢等^[5] 的做法,选取 10% 作为资本折旧率。

三、估计结果及其解释

(一) 单位根检验与协整检验

计量估计需要先对数据进行单位根检验,防止出现伪回归现象,保证计量估计的有效性。本文使用的数据是平衡面板数据,因此选取 LLC 检验^[12] 和 IPS 检验^[13] 方法,LLC 检验适用于同质面板数据,而 IPS 检验适用于异质面板数据。本文的估计和检验均使用 STATA/SE15.1 软件计算。

由表 2 得出,所有变量的水平值均通过 5% 水平下的 LLC 检验,但实物资本存量、人均产出这两个变量的水平值未通过 IPS 检验,其余变量的水平值均通过 5% 水平下的 IPS 检验。但进一步检验显示,所有变量的一阶差分均通过 1% 水平下的 LLC 检验和 IPS 检验。

在 1% 的显著性水平下,所有变量均一阶单整,说明序列之间可能存在一定的协整关系。考虑到稳健性检验,本文采用 Kao 检验^[14]、Pedroni 检验^[15-16] 和 Westerlund 检验^[17] 三种检验方法分别对表 3 的 (1) ($\ln pcgdp, \ln l, \ln k, \ln h$) 和 (2) ($\ln pcgdp, \ln z, \ln k, \ln h$) 以及 (3) ($\ln pcgdp, \ln z$) 三组变量进行协整检验。其中 Kao 检验和 Westerlund 检验采用的是同质检验,而 Pedroni 检验采用的是异质检验。

三组变量均通过协整检验(如表 3),除了组合(2)的 Phillips-Perron t 统计量通过了 10% 的显著性检验,其余所有变量均通过了精度更高的 5% 的显著性检验,从而三组变量均拒绝零假设,也就意味着三组变量间均存在长期稳定的关系。同时,在后文进行实证分析时还需要对模型的残

差进行白噪声检验,以保证所建立的模型是平稳的^[18]。

由于(24)式的解释变量中包含了被解释变量的滞后一期,这可能会引发模型的内生性问题,致使回归结果有偏或非一致。为了降低结果的偏误,本文选择 Arellano and Bover^[19] 以及 Blundell and Bond^[20]

表 2 单位根检验结果

变量	水平值		一阶差分	
	LLC 检验	IPS 检验	LLC 检验	IPS 检验
$\ln pcgdp$	-3.261*** (0.000)	0.693 (0.756)	-6.203*** (0.000)	-3.430*** (0.000)
$\ln l$	-7.230*** (0.000)	-3.745*** (0.000)	-21.102*** (0.000)	-19.702*** (0.000)
$\ln z$	-6.337*** (0.000)	-2.525*** (0.005)	-20.926*** (0.000)	-19.295*** (0.000)
$\ln k$	-2.182** (0.014)	0.962 (0.832)	-6.121*** (0.000)	-3.220*** (0.000)
$\ln h$	-11.460*** (0.000)	-9.196*** (0.000)	-21.618*** (0.000)	-20.275*** (0.000)
$\ln(n+g+\delta)$	-3.688*** (0.000)	-1.806** (0.035)	-20.340*** (0.000)	-18.736*** (0.000)

注:括号内数值为 p 值,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著水平下显著。

表 3 协整检验结果

协整检验方法	统计量	(1)	(2)	(3)
Kao	<i>Augmented Dickey-Fuller t</i>	-1.794** (0.036)	-1.846** (0.032)	2.107** (0.017)
	<i>Modified Phillips-Perron t</i>	5.440*** (0.000)	5.452*** (0.000)	4.991*** (0.000)
	<i>Phillips-Perron t</i>	1.645** (0.049)	1.445* (0.074)	4.879*** (0.000)
Pedroni	<i>Augmented Dickey-Fuller t</i>	2.009** (0.022)	2.156** (0.015)	5.954*** (0.000)
	<i>Variance ratio</i>	7.428*** (0.000)	7.226*** (0.000)	4.835*** (0.000)

注:括号内数值为 p 值,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

①主要计算公式为: $h = \frac{\text{小学学历人数} \times 6 + \text{初中学历人数} \times 9 + \text{高中学历人数} \times 12 + \text{高等学历人数} \times 16}{6 \text{ 岁以上总人数}}$

提出的系统 GMM 估计方法来对内生性问题进行控制。系统 GMM 方法利用了水平变化和差分变化,能够较好地克服内生性和弱工具变量的相关问题。本文的回归分析主要建立在系统 GMM 估计方法上。

表 4 给出了工具变量的有效性检验结果,主要是自回归(AR)检验和 Sargan 检验。其中,自回归(AR)检验主要针对在差分回归和差分-水平回归中残差项 μ_{it} 是否存在序列相关;Sargan 检验主要检查使用的矩条件工具变量是否总体有效。自回归(AR)检验的原假设不存在序列相关;Sargan 检验的原假设是工具变量有效。结果表明,模型的 Sargan 与 AR(2) 检验值概率均在 0.05 以上,表明采用的工具变量是有效的。同时,在对残差的单位根进行检验后,对应模型的残差序列是平稳的,并且通过了 1% 的显著性水平检验。

(二) 人口老龄化对经济增长影响的总体估计

表 4 中,模型(1)、(2)是分别对劳动力、人口老龄化程度进行系统 GMM 的估计结果,模型(1)、(2)的回归结果表明,上一期的人均产出对当期的人均产出产生积极影响,通过了 1% 的显著性水平检验。可见,经济增长是一个动态演变的过程,上一期的人均产出明显对现期的人均产出具有积极推动作用。当期实物资本存量对当期人均产出产生积极影响,并且通过了 1% 的显著性水平,符合理论模型推导的结果,说明实物资本的积累有助于促进地区的经济增长。当期人力资本存量对当期人均产出产生积极影响,并且通过了 1% 的显著性水平,中国人力资本存量积累已经对经济增长产生积极影响,也验证了理论推导的结果。与此同时,40 多年来,中国实物资本对经济增长的边际效应越来越弱,随着人力资本存量的积累,人力资本存量对经济增长的贡献要大于实物资本存量,表明近年来中国实施“科教兴国”以及“创新驱动”战略取得了一定效果。当期技术进步率、折旧率以及人口自然增长率之和对当期人均产出产生负面影响,通过了 1% 的显著性水平检验。同时,当折旧率和技术进步率一定时,人口自然增长率的提高对人均产出产生负面影响,与理论推导的预期结果相同。

表 4 各区域人口老龄化对经济增长的影响回归结果

模型	系统 GMM (1)	系统 GMM (2)	系统 GMM (3)	系统 GMM (4)	系统 GMM (5)	系统 GMM (6)	系统 GMM (7)	系统 GMM (8)
$\ln pcgdp(-1)$	0.830*** (0.007)	0.829*** (0.007)	0.806*** (0.049)	0.804*** (0.048)	0.900*** (0.063)	0.895*** (0.066)	0.869*** (0.060)	0.899*** (0.074)
$\ln z$		-0.112*** (0.004)		-0.072*** (0.023)		-0.172*** (0.060)		-0.103** (0.041)
$\ln l$	0.452*** (0.020)		0.311*** (0.092)		0.644*** (0.214)		0.298** (0.138)	
$\ln k$	0.065*** (0.003)	0.066*** (0.003)	0.069*** (0.020)	0.071*** (0.019)	0.060** (0.028)	0.062** (0.030)	0.047* (0.024)	0.033 (0.034)
$\ln h$	0.123*** (0.013)	0.134*** (0.013)	0.280*** (0.096)	0.285*** (0.096)	-0.035 (0.045)	-0.034 (0.046)	0.069 (0.091)	0.022 (0.074)
$\ln(n+g+\delta)$	-0.069*** (0.008)	-0.086*** (0.008)	0.074 (0.081)	0.063 (0.081)	-0.030 (0.105)	-0.044 (0.105)	-0.196 (0.167)	-0.133 (0.093)
Constant	-0.699*** (0.111)	1.580*** (0.025)	-0.665 (0.416)	0.896*** (0.160)	-1.918 (1.415)	1.389*** (0.468)	0.214 (1.069)	1.525*** (0.525)
Abond test for AR(1)	[0.022]	[0.025]	[0.964]	[0.932]	[0.511]	[0.546]	[0.096]	[0.118]
Abond test for AR(2)	[0.254]	[0.253]	[0.183]	[0.214]	[0.577]	[0.610]	[0.856]	[0.654]
Sargan test	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]
残差的单位根检验	-2.854*** [0.002]	-3.009*** [0.001]	-2.581*** [0.004]	-2.268** [0.011]	-3.936*** [0.000]	-3.062*** [0.001]	-3.429*** [0.000]	-3.015*** [0.001]
N	620	620	220	220	200	200	200	200

注:()内数值为标准误差; []内数值表示相应统计量的 P 值; *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著;残差的单位根检验采用 IPS 检验方法,检验形式均包含常数项、趋势项和滞后项。

模型(1)中,当期劳动力对当期人均产出的正向影响通过了 1% 的显著性检验,这意味着劳动人口变量对经济增长的影响与推导出的理论模型预期结果相同。中国改革开放 40 多年的时间,经济的

快速稳定增长离不开源源不断的劳动力供给,许多学者也有类似的观点^[21-22]。模型(2)中,在1%的显著性水平下,当期人口老龄化对当期人均产出产生负面影响。人口老龄化变量对经济增长的影响与理论推导模型预期结果相符。随着2013年中国劳动力人口数量的下降,未来劳动力因素对于经济增长的积极促进作用将会逐步减弱。虽然中国已经实施“二孩政策”,但是短时间难以实现劳动人口的迅速增加,还有可能会增加劳动人口的家庭经济压力。随着低出生率与低死亡率的现状继续发展,劳动力人口逐渐减少,人口老龄化程度将会越来越严重。

(三) 人口老龄化对经济增长影响的区域差异估计

根据中国人口老龄化区域发展不平衡的特点,本部分针对中国东部、中部和西部三个区域分别进行实证研究,观察区域实证检验的结论与理论模型的结论是否存在相同点。模型(3)、(4)分别代表对东部地区的劳动力、人口老龄化程度进行系统GMM的估计结果;模型(5)、(6)分别代表对中部地区的劳动力、人口老龄化程度进行系统GMM的估计结果;模型(7)、(8)分别代表对西部地区的劳动力、人口老龄化程度进行系统GMM的估计结果。

表4的实证结果中,中部地区和西部地区上一期的人均产出对当期人均产出的影响要大于东部地区;东部地区对于实物资本存量的依赖程度要高于其他两个地区;东部地区人力资本存量对地区经济增长的推动作用要大于其他两个地区,同时东部地区人力资本存量对经济增长的贡献要大于实物资本存量,而中部和西部地区则没有出现这一现象。这表明近年来中国实施“科教兴国”以及“创新驱动”战略取得了一定效果,东部地区逐步转变地区经济发展方式,经济增长从依靠劳动力数量逐步转向依靠劳动力质量,而中部地区和西部地区促进经济发展方式转变的政策有待继续推进和强化。中部地区和西部地区的人力资本存量优势并不明显,在回归结果上也不显著。其中,中部地区人力资本对于经济增长的影响为负,可能是由于高等院校的扩招以及个人教育投资增加,延长了受教育年限,使得本应该从事劳动的那部分人口未能参加劳动。

模型(3)、(5)、(7)分别是对东部地区、中部地区、西部地区的劳动力进行系统GMM的估计结果。估计结果表明,中部地区的劳动力对地区经济增长的贡献程度大于其他两个地区。中部地区属于承接产业转移区域,对于劳动力的需求较大,不断增加的就业机会使劳动力因素对当地的经济增长作出了重要贡献。模型(4)、(6)、(8)分别是对东部地区、中部地区、西部地区的人口老龄化程度进行系统GMM的估计结果。估计结果表明,东部地区的人力资本存量持续积累,在一定程度上能够缓解东部地区老龄化对地区经济增长产生的负面冲击^[23],这也在表4中得到实证检验的支持。同时,中部地区人口老龄化对经济增长产生的负面冲击大于其他两个地区。中部地区某些省份一直以来都是劳动力输出大省,长期的劳动力输出加剧了当地的人口老龄化。由于中部地区的经济增长受人口结构的影响较大,人口因素对于中部地区经济增长的影响存在着两面性。一方面,丰富的劳动人口要素有助于该区域的经济增长;另一方面,随着第一次人口红利损耗殆尽,加上劳动力的外迁,人口老龄化的负面影响将日益凸显,从而阻碍地区经济增长。

(四) 模型的稳健性检验

为了得到更加可靠的回归结果,本部分对上述估计结果进行稳健性检验。中国现阶段的资本折旧率处于5%~17%之间,并没有统一的选取标准。表4选取了10%作为资本折旧率,这种选择可能与实际结果存在偏差,为了增加模型参数估计的可靠性,现将资本折旧率分别取5%和15%两种情况,来做进一步的研究。稳健性检验采用系统GMM估计方法,表5、表6中资本折旧率分别选取5%和15%,其他变量与基准回归相同。同时,回归结果分别给出AR(2)和Sargan的检验值,结果表明工具变量是有效的。

表5中,模型(9)、(10)代表资本折旧率取5%时,利用中国整体数据的回归结果。模型(11)、(12)代表资本折旧率取5%时,利用东部地区数据的回归结果。模型(13)、(14)代表资本折旧率取5%时,利用中部地区数据的回归结果。模型(15)、(16)代表资本折旧率取5%时,利用西部地区数据的回归结果。与表4相比,技术进步率、折旧率以及人口自然增长率之和对人均产出产生负面影响逐

渐减少,说明资本折旧率的降低有利于推动经济增长。其他变量的回归结果与表4中对应变量的回归结果相比,基本保持不变。

表5 资本折旧率为5%情况下的稳健性检验

模型	系统 GMM (9)	系统 GMM (10)	系统 GMM (11)	系统 GMM (12)	系统 GMM (13)	系统 GMM (14)	系统 GMM (15)	系统 GMM (16)
$\ln pcgdp(-1)$	0.827*** (0.009)	0.826*** (0.009)	0.809*** (0.048)	0.807*** (0.047)	0.900*** (0.063)	0.894*** (0.066)	0.868*** (0.061)	0.899*** (0.074)
$\ln z$		-0.112*** (0.006)		-0.071*** (0.022)		-0.173*** (0.060)		-0.102** (0.041)
$\ln l$	0.454*** (0.027)		0.306*** (0.089)		0.650*** (0.214)		0.295** (0.140)	
$\ln k$	0.067*** (0.004)	0.068*** (0.004)	0.068*** (0.020)	0.070*** (0.020)	0.060** (0.028)	0.062** (0.031)	0.047* (0.025)	0.034 (0.034)
$\ln h$	0.128*** (0.015)	0.138*** (0.015)	0.279*** (0.096)	0.283*** (0.096)	-0.034 (0.046)	-0.032 (0.046)	0.071 (0.092)	0.024 (0.074)
$\ln(n+g+\delta)$	-0.047*** (0.006)	-0.060*** (0.006)	0.053 (0.057)	0.045 (0.057)	-0.019 (0.079)	-0.028 (0.079)	-0.152 (0.130)	-0.104 (0.073)
Constant	-0.774*** (0.140)	1.497*** (0.021)	-0.569 (0.352)	0.944*** (0.190)	-1.983 (1.325)	1.338*** (0.390)	0.054 (0.970)	1.407*** (0.448)
Abond test for AR(1)	[0.024]	[0.027]	[0.985]	[0.950]	[0.501]	[0.539]	[0.096]	[0.116]
Abond test for AR(2)	[0.269]	[0.266]	[0.175]	[0.207]	[0.582]	[0.618]	[0.881]	[0.679]
Sargan test	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]
残差的单位根检验	-2.984*** [0.001]	-3.010** [0.001]	-2.612*** [0.004]	-2.275** [0.011]	-3.974*** [0.000]	-3.083*** [0.001]	-3.469*** [0.003]	-3.061*** [0.001]
N	620	620	220	220	200	200	200	200

注:()内数值为标准误差; []内数值表示相应统计量的P值;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著;残差的单位根检验采用IPS检验方法,检验形式均包含常数项、趋势项和滞后项。

表6 资本折旧率为15%情况下的稳健性检验

模型	系统 GMM (17)	系统 GMM (18)	系统 GMM (19)	系统 GMM (20)	系统 GMM (21)	系统 GMM (22)	系统 GMM (23)	系统 GMM (24)
$\ln pcgdp(-1)$	0.830*** (0.008)	0.830*** (0.007)	0.804*** (0.050)	0.803*** (0.048)	0.901*** (0.063)	0.895*** (0.066)	0.870*** (0.059)	0.900*** (0.074)
$\ln z$		-0.111*** (0.004)		-0.072*** (0.023)		-0.171*** (0.060)		-0.103** (0.041)
$\ln l$	0.449*** (0.020)		0.314*** (0.094)		0.641*** (0.213)		0.300** (0.138)	
$\ln k$	0.065*** (0.004)	0.065*** (0.003)	0.070*** (0.020)	0.071*** (0.019)	0.060** (0.028)	0.062** (0.030)	0.046* (0.024)	0.033 (0.034)
$\ln h$	0.125*** (0.016)	0.133*** (0.013)	0.282*** (0.096)	0.286*** (0.096)	-0.036 (0.045)	-0.034 (0.046)	0.068 (0.090)	0.021 (0.074)
$\ln(n+g+\delta)$	-0.088*** (0.020)	-0.112*** (0.011)	0.096 (0.105)	0.080 (0.105)	-0.041 (0.131)	-0.058 (0.131)	-0.238 (0.203)	-0.162 (0.113)
Constant	-0.614*** (0.139)	1.677*** (0.033)	-0.745 (0.494)	0.835*** (0.167)	-1.864 (1.513)	1.443** (0.560)	0.387 (1.187)	1.648*** (0.606)
Abond test for AR(1)	[0.021]	[0.025]	[0.954]	[0.922]	[0.516]	[0.550]	[0.096]	[0.119]
Abond test for AR(2)	[0.255]	[0.248]	[0.189]	[0.218]	[0.576]	[0.607]	[0.841]	[0.640]
Sargan test	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]
残差的单位根检验	-2.931*** [0.001]	-3.010*** [0.001]	-2.524*** [0.005]	-2.263** [0.011]	-3.917*** [0.000]	-3.052*** [0.001]	-3.399*** [0.000]	-2.987*** [0.001]
N	620	620	220	220	200	200	200	200

注:()内数值为标准误差; []内数值表示相应统计量的P值;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著;残差的单位根检验采用IPS检验方法,检验形式均包含常数项、趋势项和滞后项。

表6中,模型(17)、(18)代表资本折旧率取15%时,利用中国整体数据的回归结果。模型(19)、(20)代表资本折旧率取15%时,利用东部地区数据的回归结果。模型(21)、(22)代表资本折旧率取15%时,利用中部地区数据的回归结果。模型(23)、(24)代表资本折旧率取15%时,利用西部地区数据的回归结果。与表4相比,技术进步率、折旧率以及人口自然增长率之和对人均产出产生负面影响逐渐增加,说明资本折旧率的提高意味着实物资本积累速度将会减缓,对经济增长是不利的。其他变量的回归结果与表4中对应变量的回归结果相比,基本保持不变。

根据表5和表6可知,当资本折旧率分别取5%和15%之后,系统GMM估计结果与前文基本一致,即劳动力、实物资本存量、人力资本存量对人均产出产生积极影响,人口老龄化和技术进步率、折旧率以及人口自然增长率之和对人均产出产生负面影响。因此,本文利用系统GMM方法估计的结果是稳健的。

四、结论与对策建议

人口老龄化对经济增长影响的经验分析表明,中国人口老龄化对经济增长存在较为明显的负面影响,可能面临老龄化陷阱。面对人口老龄化的严峻形势,应寻找推动经济发展的新动力,抓住第二次人口红利的机遇,在发展过程中解决人口老龄化问题。

(一) 发掘第二次人口红利

长期以来,第一次人口红利成为中国经济发展的重要原因^[24],但是随着人口老龄化进一步加剧,增加了中国劳动力人口的经济压力,使得第一次人口红利消耗殆尽。鉴于人口老龄化对经济增长产生消极影响,未来第二次人口红利将成为经济增长的长久动力,同时也给社会发展带来新的机遇。第二次人口红利主要来源于养老保障需求和制度供给、劳动参与率的扩大和教育资源的扩大^[25]。同时,人口老龄化意味着人口预期寿命的延长,这就为挖掘第二次人口红利提供了机会。

1. 完善养老保障制度

针对中国老年人而言,现阶段主要依靠家庭或者个人的养老模式。若建立起一个统账结合的混合养老保障制度^[26],可以利用劳动者的养老期望从而增加储蓄动机以及资本市场的增值来保持高储蓄率,充分利用社会资本,并引导其进入经济增长领域^[27]。与此同时,建立起完善的养老保障制度,老年人口优势可以得到充分的发挥,延伸老年就业市场,将有利于中国经济增长。

2. 适度延缓退休年龄

考虑到劳动力人口对经济增长产生积极影响,延缓退休年龄可以扩大劳动力供给,不仅有利于缓解社会养老负担,而且能有效发挥老年人口的人力资本优势,将老年人口丰富的劳动经验和知识积累再次投入生产领域,更好地推动经济发展^[28]。对于中国而言,虽然人口总量较大,但是人力资本存量并不高,各个区域的情况也不尽相同。所以,在制定退休年龄政策时,应考虑到各地区的实际情况,应分地区、分阶段地开展实施该政策。

(二) 增加社会人力资本存量

为了增加中国社会的人力资本存量,可通过完善现阶段的教育培训体系,增加人力资本存量的质量;还可通过提高中西部地区的人才储备和农村地区的教育水平,增加人力资本存量的数量。

1. 完善现阶段的教育培训体系

随着中国人口老龄化程度不断加深和经济增长方式的转变,中国在劳动力数量上的优势应逐步向提高劳动力质量上转变,提升劳动力质量是经济长期增长的保障^[29]。鉴于人力资本对经济增长存在正向的推动作用,切实提高社会人力资本存量,引导年轻人增加对自身人力资本的投资,有利于提升中国人力资本质量。因此,应该建立适合各个年龄段的教育培训体系,大力发展职业教育和终身教育,努力培育创新人才,增加社会的人力资本存量。

2. 提高中西部地区的人才储备

现阶段,区域产业转型的方向取决于其所具备的要素禀赋。具体而言,中国东部地区将进入制造

业升级和产业服务化阶段,制造业产业向中部六省和西三角转移,西部资源带将成为中国的资源“大后方”^[30]。因此,在人口老龄化加速发展的背景下,面对着制造业的新发展以及承接的产业转移,中部地区和西部地区应提高劳动者的素质和技能,使之适应产业结构调整的要求,为地区产业转移和升级提供必要的人才储备,推动地区经济长期稳定增长^[31]。

3. 提高农村地区的教育水平

随着产业结构的优化,经济社会发展需要更多较高素质的劳动力^[32]。在现阶段,农村地区劳动力存在平均受教育程度相对较低和劳动技能不熟练等问题。因此,如何解决好农村地区劳动力职业发展的相关问题以及切实提高人口素质,将对新农村建设产生重大影响。人口老龄化加速发展直接导致了劳动力的供给相对减少,特别是在中国城乡二元结构的情况下,农村劳动力的减少更为明显。与城镇地区相比,农村地区劳动力的人口素质以及劳动技能熟练度相对较低,提高农村地区劳动力人口的受教育程度以及劳动技能水平,建立终身的学习培训机制,将有利于农村劳动力的流动、农村产业转型以及新农村建设,从而在发展中克服农村老龄化的突出问题,有利于农村地区经济增长。

参考文献:

- [1] FUTAGAMI K, NAKAJIMA T. Population aging and economic growth [J]. *Journal of macroeconomics*, 2001, 23(1): 31-44.
- [2] PRETTNER K. Population aging and endogenous economic growth [J]. *Journal of population economics*, 2013, 26(2): 811-834.
- [3] CHOI K H, SHIN S. Population aging, economic growth, and the social transmission of human capital: an analysis with an overlapping generations model [J]. *Economic modelling*, 2015, 50: 138-147.
- [4] 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(8): 11-21.
- [5] 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(3): 14-26.
- [6] 孙爱军, 刘生龙. 人口结构变迁的经济增长效应分析 [J]. *人口与经济* 2014(1): 37-46.
- [7] 郑君君, 朱德胜, 关之焯. 劳动人口、老龄化对经济增长的影响——基于中国9个省市的实证研究 [J]. *中国软科学*, 2014(4): 149-159.
- [8] 方显仓, 谢欣, 黄泽民. 人口老龄化与中国经济增长——基于 CES 生产函数的分析 [J]. *上海经济研究* 2014(12): 90-96.
- [9] 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)* 2013(1): 119-134.
- [10] 王云多. 人口老龄化对劳动供给、人力资本与产出影响预测 [J]. *人口与经济* 2014(3): 69-75.
- [11] ROMER P M. Endogenous technological change [J]. *Journal of political economy*, 1990, 98(5): 71-102.
- [12] LEVIN A, LIN C F, JAMES CHU C S. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties [J]. *Journal of econometrics* 2002, 108(1): 1-24.
- [13] JIM K S, PESARAN M H, SHIN Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels [J]. *Journal of econometrics* 2003, 115(1): 53-74.
- [14] KAO C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data [J]. *Journal of econometrics*, 2004, 90(1): 1-44.
- [15] PEDRONI P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors [J]. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 1999, 61(s1): 653-670.
- [16] PEDRONI P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis [J]. *Department of economics working papers*, 2004, 20(3): 597-625.
- [17] WESTERLUND J. New simple tests for panel cointegration [J]. *Econometric reviews*, 2005, 24: 297-316.
- [18] 赵昕东, 刘成坤. 人口老龄化对制造业结构升级的作用机制研究——基于中介效应模型的检验 [J]. *中国软科学*,

2019(3): 153 - 163.

- [19] ARELLANO M , BOVER O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models [J]. Journal of econometrics , 1995 , 68: 29 - 51.
- [20] BLUNDELL R , BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. Journal of econometrics , 1998 , 87: 115 - 143.
- [21] 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(2): 2 - 9.
- [22] 王德文 蔡昉 张学辉. 人口转变的储蓄效应和增长效应——论中国增长可持续性的人口因素 [J]. 人口研究 2004(5): 2 - 11.
- [23] 刘永平 陆铭. 从家庭养老角度看老龄化的中国经济能否持续增长 [J]. 世界经济 2008(1): 65 - 77.
- [24] 蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点 [J]. 经济研究 2010(4): 4 - 13.
- [25] 蔡昉. 未来的人口红利——中国经济增长源泉的开拓 [J]. 中国人口科学 2009(1): 2 - 10 + 111.
- [26] 汪伟. 人口老龄化、养老保险制度变革与中国经济增长——理论分析与数值模拟 [J]. 金融研究 2012(10): 29 - 45.
- [27] 彭浩然 申曙光. 现收现付制养老保险与经济增长: 理论模型与中国经验 [J]. 世界经济 2007(10): 67 - 75.
- [28] 薛继亮. 延迟退休和放开二胎对劳动力市场的影响研究 [J]. 东北财经大学学报 2014(2): 74 - 79.
- [29] 原新 高瑗 李竞博. 人口红利概念及对中国人口红利的再认识——聚焦于人口机会的分析 [J]. 中国人口科学 , 2017(6): 19 - 31 + 126.
- [30] 巴曙松 郝军. 中国产业转型的动力与方向: 基于新结构主义的视角 [J]. 中央财经大学学报 2012(12): 45 - 52.
- [31] 薛继亮. 从供给侧判断“刘易斯拐点”: 到来还是延迟 [J]. 中央财经大学学报 2016(9): 83 - 91.
- [32] 蔡昉. 中国劳动力市场发育与就业变化 [J]. 经济研究 2007(7): 4 - 14 + 22.

(责任编辑: 杨青龙; 英文校对: 葛秋颖)

A Study on the Impacts of China's Population Aging on Economic Growth: System GMM Analysis on Dynamic Panel Model

XUE Jiliang , GE Jiajia , GUAN Huayi

(School of Economics and Management , Inner Mongolia University , Huhhot 010021 , China)

Abstract: The aging of population has become an important issue related to China's economic and social development. Clarifying the relationship between population aging and economic growth will help to deal with the impact of population aging more effectively. Based on the analysis of the impact mechanism of population aging on economic growth , combined with the statistical data from 1997 to 2017 , this paper selects the System GMM method to conduct empirical analysis. The results show that , with the decline of China's labor force in 2013 , the positive role of labor factors for economic growth will gradually weaken. Under the condition that other economic growth drivers remain unchanged , with the depletion of the first demographic dividend , the negative impact of population aging has become increasingly prominent , thus hindering regional economic growth; the robustness test still supports the above conclusion. In order to effectively deal with the trap of China's population aging , we need to improve the old-age security system and moderately delay the retirement age to continuously explore the second demographic dividend; through improving the current education and training system , strengthening the talent reserve in the central and western regions , improving the education level in rural areas , so as to increase the stock of social human capital.

Key words: population ageing; economic growth; dynamic panel model; system GMM