

广东省人口老龄化对劳动力市场影响的实证研究

——基于GM(1,1)-Logistic组合模型

林曦, 钟杨, 夏莉*, 何慧钰

广东财经大学统计与数据科学学院, 广东 广州

收稿日期: 2026年3月8日; 录用日期: 2026年4月2日; 发布日期: 2026年4月10日

摘要

广东省作为经济第一大省, 老年人口规模庞大, 老龄化问题日益严峻。基于广东省2000~2023年的人口数据, 通过构建GM(1,1)-Logistic组合模型预测广东省未来人口老龄化趋势, 同时构建多元回归和误差修正模型以分析老龄化对劳动力市场的影响。结果显示, 广东省65岁及以上老年人口预计在2030年达到1600万, 占总人口的比例达10.95%, 老龄化程度进一步加深; 广东省人口老龄化与劳动参与率呈正相关关系: 一方面是因为养老负担使得部分非经济活动人口重新进入劳动力市场; 另一方面银发经济倒逼产业结构升级, 从而创造了新的就业机会。最后提出发展银发经济等政策建议, 以积极应对广东省人口老龄化。

关键词

人口老龄化, GM(1,1)-Logistic模型, VECM模型, 劳动参与率

An Empirical Study on the Impact of Population Aging on the Labor Market in Guangdong Province

—Based on the GM(1,1)-Logistic Combination Model

Xi Lin, Yang Zhong, Li Xia*, Huiyu He

School of Statistics and Data Science, Guangdong University of Finance & Economics, Guangzhou Guangdong

Received: March 8, 2026; accepted: April 2, 2026; published: April 10, 2026

*通讯作者。

Abstract

As the largest economic province in China, Guangdong Province faces a significant aging population and increasingly severe aging issues. Based on population data from 2000 to 2023 in Guangdong, this study predicts future population aging trends by constructing a GM(1,1)-Logistic combination model, while analyzing the impact of aging on the labor market through multiple regression and error correction models. The results indicate that Guangdong's population aged 65 and above is projected to reach 16 million by 2030, accounting for 10.95% of the total population, reflecting a deepening aging trend. The study reveals a positive correlation between population aging and labor force participation rate in Guangdong: On one hand, pension burdens drive some non-economically active individuals to re-enter the labor market; on the other hand, the silver economy spurs industrial upgrading, creating new employment opportunities. Finally, policy recommendations including developing the silver economy are proposed to actively address population aging in Guangdong.

Keywords

Population Aging, GM(1,1)-Logistic Model, VECM Model, Labor Participation Rate

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

国家统计局公布的数据显示, 2000 年~2023 年, 我国老年人口呈现持续快速增长、老龄化加速深化态势。截至 2023 年底, 全国 60 岁及以上老年人口已达 2.97 亿人, 占总人口的 21.1%, 标志着我国已迈入中度老龄化社会。广东作为实现经济发展与人口老龄化优质协同的全国典范省份, 根源是广东虹吸的大量年轻劳动力对冲了人口老龄化的影响, 因此, 其老龄化与劳动力市场互动机制在全国具有广泛学习意义。为此, 本文将着重研究广东省人口老龄化对于劳动力市场的影响, 旨在探究积极应对人口老龄化的方法, 进一步推动社会经济发展。同时, 通过对广东省人口老龄化问题的研究, 希望起到以点带面的作用, 为我国人口老龄化问题的解决提供一定的参考依据。

2. 文献综述

2.1. 国内研究现状

国内学者在人口老龄化对劳动供给、收入分配、就业结构等影响方面较为关注, 主流观点认为老龄化对我国劳动力市场整体存在负面影响。在收入分配与劳动供给质量上, 宁光杰[1]认为老龄化显著扩大收入不平等, 其中约 40%源于经营性与工资性劳动者的组间差距; 马超等[2]指出人口结构变动推动技术自动化, 进一步分化劳动者收入。王丽芳[3]认为, 高龄劳动者体能与认知能力下降、劳动力抚养负担加重共同拉低劳动供给质量, 同时劳动力短缺推高用工成本, 抑制企业用工需求; 强国令等[4]则提出, 银发经济促使企业以技术创新替代人力, 进一步减少劳动力需求。

在劳动力数量与区域结构方面, 黄璐琳、张力文以贵州[5]、河南[6]为例研究表明, 即便放开生育政策, 两省仍面临劳动年龄人口持续缩减、就业结构性矛盾加剧的问题。出生率下降、寿命延长与教育年

限提升共同导致劳动力供给下滑,冲击劳动密集型产业[7],将长期制约劳动力总量与结构[8]。此外,学者们也证实了农村老龄化推动劳动力向非农就业转型[9],提出通过健全社保、优化就业政策缓解老龄化带来的结构性矛盾等建议[10]。

2.2. 国外研究现状

国外学者对于人口老龄化对劳动力市场的影响研究起步较早,从不同理论视角出发得出了不同研究结论。Shrabanti Maity [11]通过构建向量误差修正模型,发现印度人口老龄化在短期和长期都不利于劳动参与率的提升,强调要破解这一困境,储备更多的劳动力资源,就要将重点转移到教育和健康上。Andreea Claudia Serban [12]认为由于社会保障制度还不够完善,年纪稍大的劳动者很难适应不断变化的营商环境,未来几十年老龄化趋势仍将持续下去。Mirela Cristea [13]认为 55~64 岁人口的就业率对劳动生产率具有重要影响,其中发达国家的老龄化程度更高,影响更为显著。Shiqi Yao [14]等以中国 A 股上市公司为研究对象,发现人口老龄化对企业就业产生负面影响,尤其在劳动密集型企业、研发投资较低的企业以及非超级明星企业中表现尤为明显。Dequan Jiang [15]研究中国上市公司发现人口老龄化有利于提高劳动力投资效率,挑战了将人口老龄化仅视为威胁的传统观点。

3. 相关理论及分析

3.1. 相关概念的界定

3.1.1. 人口老龄化的基本概念的量度指标

人口老龄化是指由于生育水平持续下降和人均预期寿命不断延长,导致人口结构中老年人口占比逐步上升的社会现象。衡量人口老龄化的数量指标有:(1)人口老龄化指数(Population Aging),即 65 岁及以上人口占总人口的比重,该指标可反映老龄化的严重程度;(2)老年人口抚养比(Elderly Dependency Ratio),当地 65 岁及以上老年人口数与 15~65 岁劳动年龄人口数之比,老年人口抚养比上升意味着社会养老负担加重。

3.1.2. 劳动力供给相关指标

劳动参与率是指经济活动人口和适龄劳动人口的比值,是衡量劳动力供给状况的重要指标,劳动参与率下降是就业形势严峻的另一种表现。其中,经济活动人口指就业人口和失业人口的总和。为保证数据严谨及样本量充足,本文将劳动适龄人口的年龄界定为 15~64 岁。

3.2. 人口老龄化对劳动力市场的理论影响分析

近年来我国劳动力供给结构随人口老龄化持续变迁。老年人口在达到法定退休年龄后主动或被动退出劳动力市场,劳动参与率下降,形成“退出效应”[16]。同时,中老年劳动力占比上升不仅拉低劳动参与率,也使劳动生产率、市场灵活性与创新能力有所下降,削弱劳动技能与长期创新产出[17],基于此,老龄化促使就业结构偏向低技能行业,影响劳动力市场结构[18]。除此之外,预期寿命延长提升了劳动者延长职业生涯的意愿,但家庭照料负担加重又迫使部分劳动力退出市场。总体上,劳动供给受多重因素共同作用,老龄化的影响具有长期性与持续性。

基于已有研究,本文聚焦广东省,深入剖析老龄化对劳动力市场的影响机制。利用全国及广东统计年鉴数据,采用 GM(1,1)-Logistic 组合模型预测老年人口与劳动力数量变动趋势,并构建多元回归与误差修正模型,结合脉冲响应及方差分解定量分析各因素对劳动参与率的影响,系统揭示其作用路径。该递进式研究为厘清老龄化与劳动力市场的内在联系、制定区域应对政策提供了理论依据与实证支撑。

4. 基于 GM(1,1)和 Logistic 线性组合模型的广东省人口预测分析

4.1. 人口预测模型构建

4.1.1. 模型理论

(1) GM(1,1)模型

GM(1,1)模型适用于样本小、信息量小或者信息量不全的情况。通过对原始数据序列进行一次累加生成,计算紧邻均值序列,建立一阶线性微分方程,并采用最小二乘估计求解发展系数 a 与灰作用量 b ,进而推导出响应序列,再经累减还原,得到最终预测模型公式为[19]:

$$\hat{x}^{(0)}(k+1) = \hat{x}^{(1)}(k+1) - \hat{x}^{(1)}(k), k=1,2,\dots,n \quad (1)$$

模型建立后,通过计算残差、相对残差、平均相对误差以及平均相对预测精度来检验预测的精度。

(2) Logistic 模型

Logistic 模型也称为阻滞增长模型,阻滞作用体现在对人口增长率 r 影响上,使得 r 随着人口数量 x 增加而下降,当 x 到人口容量 x_m 口不再增长。构建阻滞增长模型:

$$x(t) = \frac{x_m}{1 + \left(\frac{x_m}{x_0} - 1\right) e^{-rt}} \quad (2)$$

其中, r 为人口增长率, x 为人口数量, x_m 为人口容量, x_0 为初始人数, t 为时间。

(3) 组合预测模型

组合预测模型是一种通过整合多个单一预测模型的信息,构建出具有更高可靠性的综合预测方法。其中,线性组合模型是最常见的形式,它通过将两种及以上单一模型的预测结果以线性方式加权组合,形成最终的预测结果。该模型表达式如下:

$$\begin{cases} \hat{X}_{jt}^{(0)} = W_1 X_{1t}^{(0)} + W_2 X_{2t}^{(0)} \\ W_1 + W_2 = 1, W_1 \geq 0, W_2 \geq 0 \end{cases} \quad (3)$$

$\hat{X}_{jt}^{(0)}$ 为 t 刻线性组合模型所得到的预测值; $\hat{X}_{jt}^{(0)}$ ($j=1,2$) 为第 j 种模型所得的预测值; W_j ($j=1,2$) 为 j 种模型的权重,权重越大说明该模型在组合模型的重要程度越高。

4.1.2. 模型建立

广东省人口动态主要存在两大特征:一是短期易受跨省流动影响而出现年度起伏,二是长期受土地与产业承载力约束而趋于上限。因此本文考虑采用 GM(1,1)-Logistic 线性组合模型,其中 GM(1,1)模型对小样本灰色特征敏感,可捕捉流动人口激增带来的突变;Logistic 模型的“容量上限”机制可抑制灰色模型在长期预测中的过度外推,二者加权整合恰好满足广东人口现实。因此,本文将 t 时刻的实际值 $\hat{X}_t^{(0)}$ 、GM(1,1)模型和 Logistic 模型分别的预测值 $\hat{X}_{1t}^{(0)}$ 和 $\hat{X}_{2t}^{(0)}$ 、GM(1,1)模型和 Logistic 模型的权重 W_1 和 W_2 分别代入公式得到本文的预测模型。

4.2. 人口预测结果分析

4.2.1. 预测结果

从《广东统计年鉴》中获取的 2000~2023 年广东省年末常住人口数据,代入本文构建的 GM(1,1)-Logistic 组合模型中,应用 OLS 求解权重系数,所得结果如表 1 所示。

相对误差可以反映测量的可信程度,由图 1 可知,2011~2020 年拟合值比真实值大,其他年份的拟合

值偏小，残差绝对值控制在 429 以内，相对误差在 5% 以内。表明该组合预测模型精度较高，预测效果良好，可以用该模型去预测未来十年的总人口。

Table 1. Analysis table of prediction error of total population composition in Guangdong Province

表 1. 广东省总人口组合预测误差分析表

年份	实际值	拟合值	残差绝对值	相对误差(%)
2000	8650	8650	0.00	0.00
2001	8733	8821	88.14	1.01
2002	8842	9001	158.79	1.80
2003	8963	9182	219.67	2.45
2004	9111	9366	255.09	2.80
2005	9194	9551	356.99	3.88
2006	9442	9738	295.97	3.13
2007	9660	9927	267.31	2.77
2008	9894	10,117	223.84	2.26
2009	10,130	10,309	179.25	1.77
2010	10,441	10,503	62.19	0.60
2011	10,756	10,698	57.66	0.54
2012	11,041	10,895	146.00	1.32
2013	11,270	11,093	176.96	1.57
2014	11,489	11,292	196.59	1.71
2015	11,678	11,493	184.98	1.58
2016	11,908	11,695	213.18	1.79
2017	12,141	11,898	243.27	2.00
2018	12,348	12,102	246.31	1.99
2019	12,489	12,307	182.39	1.46
2020	12,624	12,512	111.58	0.88
2021	12,684	12,719	35.06	0.28
2022	12,657	12,926	269.65	2.13
2023	12,706	13,135	428.51	3.37

继续利用 GM(1,1)-Logistic 组合模型对广东省 65 岁及以上人口以及适龄劳动人口进行拟合预测，由表 2 知，预测模型的 R^2 分别为 0.9776，0.9458 和 0.9261，平均相对误差都控制在 5% 以内，反映出模型预测值与实际值之间的平均偏离程度小，如图 2 所示，组合模型对这些数据的拟合效果较好。

Table 2. Model prediction error and accuracy

表 2. 模型预测误差及精度

	R 方	平均相对误差	平均绝对误差
总人口	0.9776	1.80	191.64
65 岁及以上人口	0.9458	4.85	37.69
劳动适龄人口	0.9261	3.96	280.83

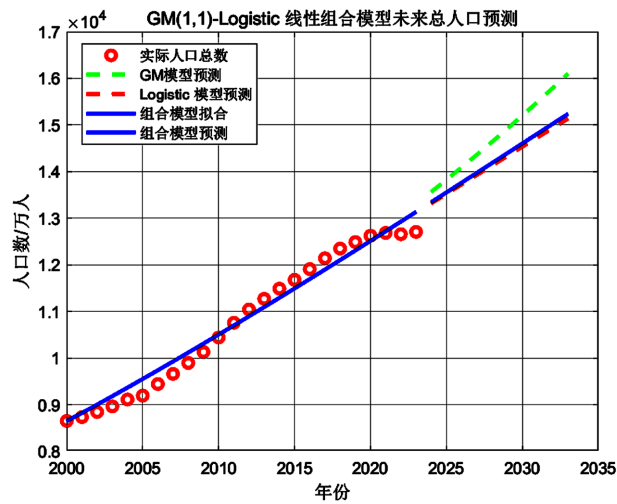


Figure 1. GM(1,1)-Logistic combined model predicts the total population
 图 1. GM(1,1)-Logistic 组合模型预测总人口结果

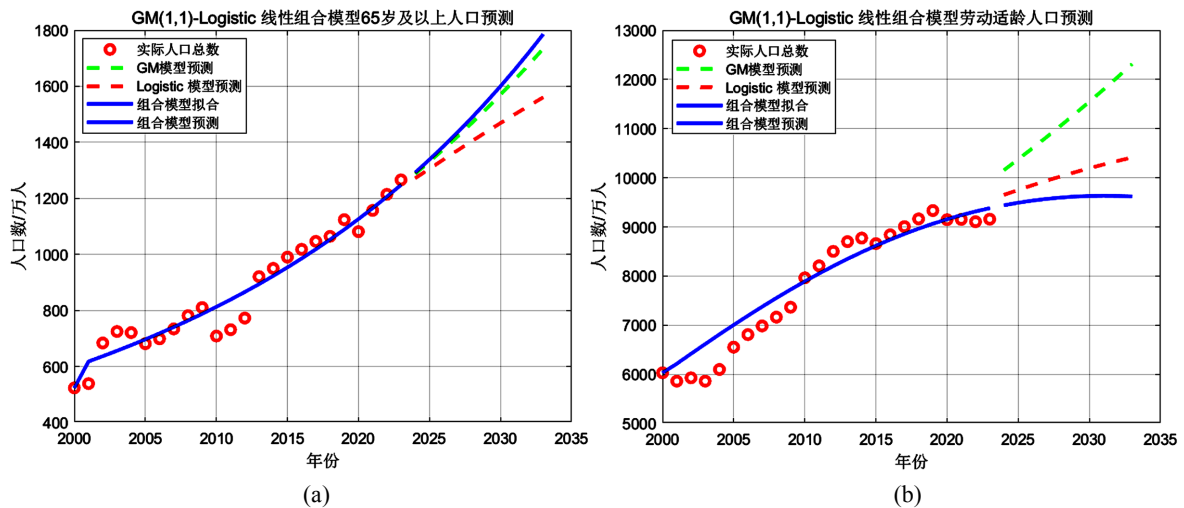


Figure 2. Prediction results of GM(1,1)-Logistic combination model. (a) Results of elderly population predicted by the GM(1,1)-Logistic combined model; (b) Results of labor force quantity predicted by the GM(1,1)-Logistic combined model
 图 2. GM(1,1)-Logistic 组合模型预测结果。(a) GM(1,1)-Logistic 组合模型预测的老年人口结果；(b) GM(1,1)-Logistic 组合模型预测的劳动力数量结果

4.2.2. 结果分析

组合模型预测结果如表 3 所示，未来十年广东省总人口、老年人口(65 岁及以上)以及劳动适龄人口的年均增长率约为 1.34%，3.28%和 0.19%。同时，老年人口规模增速明显大于总人口以及劳动适龄人口增速，老龄化问题日益加剧；劳动适龄人口增长速度逐渐放缓，劳动力市场结构亟需转型升级。

Table 3. Projected results of the total population, elderly population, and working-age population in Guangdong Province over the next decade

表 3. 未来十年广东省总人口、老年人口以及劳动适龄人口的预测结果

年份	总人口(万人)	老年人口(万人)	劳动适龄人口(万人)
2024	13343.0	1292.3	9440.0
2025	13552.0	1338.4	9491.0

续表

2026	13762.0	1386.5	9534.1
2027	13972.0	1436.6	9569.2
2028	14182.0	1488.9	9596.5
2029	14393.0	1543.3	9616.0
2030	14604.0	1600.1	9627.9
2031	14814.0	1659.3	9632.3
2032	15025.0	1720.9	9629.3

5. 广东省人口老龄化对劳动力市场的影响研究

2010~2023 年间广东省人口老龄化与劳动力相关数据均来源于《中国统计年鉴》和《广东统计年鉴》(<https://www.stats.gov.cn/sj/nds/j/>)。

5.1. 变量选取

(1) 被解释变量

劳动参与率是指适龄劳动人口中实际参与经济活动的人口比例。劳动参与率的高低反映了劳动力市场的供给状况。

(2) 解释变量

① 人口老龄化指数。人口老龄化指数即 65 岁及以上人口占总人口的比例，随着人口老龄化指数的升高，劳动力供给可能受到负面冲击，因为老年人口的劳动参与率通常较低。

② 城镇平均工资增长率。反映了就业人员工资水平的变动情况。一方面，较高的工资水平能激励更多人参与劳动。另一方面，工资增长也可能导致部分劳动者选择提前退休。

③ 财政支出与 GDP 占比。财政支出的规模和结构对劳动力市场有重要影响。加大财政支出有利于构造更加健全的社会保障和公共服务体系，提供更加稳定的就业环境，让劳动者敢于就业、放心就业，从而提高劳动参与率。

④ 城镇化率。近年来我国深入推进新型城镇化，促进农业转移人口加快融入城市。随着城镇化水平的不断提升，大量农村富余劳动力持续向城镇集聚，进而增加劳动力供给，优化劳动力市场结构。

模型各变量符号及含义见表 4。

Table 4. Definitions of variables in the model

表 4. 模型各变量含义

变量名称	变量符号	含义
劳动参与率	LFR	劳动力人口/适龄劳动人口 $\times 100\%$
老年人口比例	PA	65 岁及以上人口/总人口 $\times 100\%$
城镇平均工资增长率	AWR	(本期平均工资 - 上期平均工资)/上期平均工资 $\times 100\%$
财政支出与 GDP 占比	FER	财政支出/GDP $\times 100\%$
城镇化率	UR	城镇人口/总人口 $\times 100\%$

5.2. 相关性分析

相关性分析是指对两个及以上的变量分析它们之间的关系密切程度，只有变量之间具备一定的相关性才能够解释所构建出来的回归方程。

Table 5. Correlation coefficient matrix
表 5. 相关系数矩阵

	LPR	PA	AWR	FER	UR
LPR	1				
PA	0.487*	1			
AWR	-0.406*	-0.405*	1		
FER	-0.018	0.620**	-0.280	1	
UR	0.402	0.631**	-0.530**	0.682**	1

注: * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$ 。

利用相关分析去研究 LPR 和 PA , AWR , FER , UR 之间的相关关系, 使用 Pearson 相关系数去表示相关关系的强弱情况(见表 5)。老年人口比例与劳动参与率之间的相关系数为 0.487, 表明两者之间存在中等程度的正相关关系。与研究假设内容一致, 即人口老龄化可能通过提高老年人的劳动参与率来影响劳动力市场。同时, 城镇化率与劳动参与率之间的相关系数为 0.402, 也显示出正相关关系, 这表明城镇化进程促进了劳动参与率的提高。

5.3. 多元回归模型构建和实证结果分析

(1) 多元回归模型构建

根据以上所选变量, 构建多元回归模型, 探究人口老龄化对劳动参与率的影响, 模型方程如下:

$$LPR = \beta_0 + \beta_1 PA + \beta_2 AWR + \beta_3 FER + \beta_4 UR + \varepsilon \quad (4)$$

其中, LPR 表示广东省劳动参与率, PA 表示广东省老年人口比例, AWR 表示城镇平均工资增长率, FER 表示广东省财政支出比例, UR 表示广东省城镇化率。数据均来自于 2000~2023 年广东省统计年鉴。

(2) 平稳性检验

如表 6 所示, 在 ADF 检验中, 当计算得到的 t 统计量小于给定显著性水平下的临界值时, 可以判定该时间序列具有平稳性特征; 反之, 则表明存在单位根, 该序列非平稳。通常需要对其进行一阶差分, 然后再重新进行平稳性检验, 以确保数据的平稳性, 满足回归分析的要求。

Table 6. ADF test results
表 6. ADF 检验结果

变量	ADF 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
LPR	-2.768	-3.750	-3.000	-2.630	不平稳
$dLPR$	-5.156	-3.750	-3.000	-2.630	平稳
PA	-1.374	-3.750	-3.000	-2.630	不平稳
dPA	-4.076	-3.750	-3.000	-2.630	平稳
AWR	-6.710	-3.750	-3.000	-2.630	平稳
$dAWR$	-14.045	-3.750	-3.000	-2.630	平稳
FER	-1.268	-3.750	-3.000	-2.630	不平稳
$dFER$	-4.772	-3.750	-3.000	-2.630	平稳
UR	-1.987	-3.750	-3.000	-2.630	不平稳
dUR	-4.262	-3.750	-3.000	-2.630	平稳

由结果可知, LPR 、 PA 、 FER 、 UR 在原始水平上不平稳, 但经过一阶差分后变得平稳。差分后的数据表示变量的变化率或增速, 例如, dPA 表示老年人口比例的年变化率, $dLPR$ 表示劳动参与率的年变化率。差分处理不仅满足了时间序列分析的平稳性要求, 而且有利于模型捕捉变量间的动态变化关系, 这种变化率更能反映政策冲击或经济环境变化对劳动参与率的即时影响。

当变量满足同阶单整条件时, 表明变量之间至少存在一个长期均衡关系, 其线性组合是平稳的。尽管非平稳的时间序列可以通过差分处理使其平稳, 并用于构建回归模型, 但这种方法会损失原始数据中的部分重要信息, 从而削弱模型的经济解释能力。

因此, 为了避免所构建的模型出现伪回归, 更好地探究变量之间是否存在长期稳定的均衡关系, 本文在所有变量满足同阶单整的条件下进行协整检验。

(3) Johansen 协整检验

① 确定最优滞后阶数

合适的滞后阶数有助于确保模型的稳定性, 避免伪回归或虚假协整关系的出现。先建立 VAR 模型, 模型设定为滞后 2 阶, 带*号最多的一行所对应的滞后阶数即为最优。由表 7 结果得到最优滞后阶数为 3。

Table 7. Optimal lag order results for VAR models

表 7. VAR 模型最优滞后阶数结果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	259.1073	NA	2.13e-17	-24.20070	-23.95200	-24.14673
1	322.9559	91.21216	5.70e-19	-27.90056	-26.40838	-27.57672
2	363.2793	38.40329	2.18e-19	-29.35993	-26.62428	-28.76623
3	458.1928	45.19691*	1.71e-21*	-36.01836*	-32.03923*	-35.15479*

② 协整检验

Johansen 协整检验中设定最大滞后阶数为 2, 结果如表 8 所示, 迹检验以及最大特征值检验拒绝了最多只有 4 个协整关系的假设, 即存在 5 个显著协整关系, 表明变量间存在长期均衡关系。

Table 8. Results of Johansen's cointegration test

表 8. Johansen 协整检验结果

Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.998669	242.0280	69.81889	0.0000	139.0579	33.87687	0.0000
At most 1 *	0.861611	102.9702	47.85613	0.0000	41.53146	27.58434	0.0004
At most 2 *	0.826690	61.43871	29.79707	0.0000	36.80614	21.13162	0.0002
At most 3 *	0.626455	24.63258	15.49471	0.0016	20.67906	14.26460	0.0042
At most 4 *	0.171603	3.953522	3.841465	0.0468	3.953522	3.841465	0.0468

(4) 模型结果

回归结果如表 9 所示, F 检验 P 值显著小于 0.05。从模型中各变量的显著水平来看, 老年人口比例和财政支出占比在 5% 的显著性水平下对劳动参与率产生显著影响, 城镇化率在 10% 的水平上显著, 不过城镇平均工资增长率未能通过 t 检验, 表明其对劳动参与率的影响并不显著。

Table 9. Multiple regression model results**表 9.** 多元回归模型结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>PA</i>	2.093020	0.740415	2.826820	0.0108
<i>UR</i>	0.121110	0.065714	1.842985	0.0810
<i>AWR</i>	-0.102113	0.152349	-0.670256	0.5108
<i>FER</i>	-1.028051	0.315410	-3.259408	0.0041
<i>C</i>	0.640016	0.056191	11.39001	0.0000
<i>R-squared</i>	0.544863	Mean dependent var		0.739804
<i>Adjusted R-squared</i>	0.449045	S.D. dependent var		0.034040
<i>S.E. of regression</i>	0.025266	Akaike info criterion		-4.335628
<i>Sum squared resid</i>	0.012129	Schwarz criterion		-4.090200
<i>Log likelihood</i>	57.02754	Hannan-Quinn criter.		-4.270516
<i>F-statistic</i>	5.686424	Durbin-Watson stat		1.500553
<i>Prob(F-statistic)</i>	0.003492			

由表 10 的多重共线性检验结果可知，各变量的 *VIF* 值均小于 10，不存在较强的多重共线性。

Table 10. Results of the multicollinearity test**表 10.** 多重共线性检验结果

Variable	Coefficient	Uncentered	Centered
	Variance	VIF	VIF
<i>PA</i>	0.548214	133.5774	1.921868
<i>UR</i>	0.004318	65.96807	2.611372
<i>AWR</i>	0.023210	11.69501	1.452030
<i>FER</i>	0.099484	63.91990	2.175602
<i>C</i>	0.003157	118.7017	NA

根据模型结果，当控制其他变量时，在 5% 的显著性水平下，老龄化程度每增加 1%，劳动参与率就会增加 2.10%，广东省的人口老龄化对劳动参与率具有正向影响。这虽然与“老龄化程度加深会使得劳动参与率下降”的一般结论相悖，但是需要结合广东省的实际经济情况来解释，老龄化的加深虽然会使得劳动力结构失衡，劳动供给减少，产出水平下降，但从长期来看，老龄化会促使产业结构调整，催生出以养老服务、金融养老产品等为主的第三产业，从而拓宽就业空间。因此广东省的老龄化反而对劳动力市场有正向影响。

此外，城镇化率对劳动参与率存在正向影响。广东作为改革开放的先行者，经济发展事业一直走在全国发展前列。2025 年底，广东省的城镇化率已达到 64.08%，较上年提高 1 个百分点。城镇化的提升推动高新技术产业和服务业的快速发展，将吸纳更多劳动力，丰富劳动力市场。

城镇平均工资增长率对劳动参与率有负向影响，尽管影响并不显著，但从实际生活出发，随着工资水平的持续提升，收入效应逐渐超过替代效应，这促使劳动者倾向于增加闲暇时间，进而减少劳动供给。

财政支出比例对劳动参与率有显著的负向影响，因为政府支出增加，意味着投放到社会保障和公共服务领域的资金会更加充足，社会保障体系更加完善，劳动者会更倾向减少个人的劳动参与意愿，追求

高质量的生活品质。

5.4. 误差修正模型构建和实证结果分析

多元回归模型可以揭示各变量之间的长期关系，在确认变量间存在协整关系后，我们进一步构建了误差修正模型(VECM)，以分析变量间的短期动态调整和长期均衡关系。VECM 模型不仅考虑了变量间的长期均衡关系，还通过引入误差修正项来捕捉短期偏离均衡的调整过程。这种模型结构使我们能够更全面地理解变量间的动态关系，而不仅仅是长期均衡状态，因此构建误差修正模型，公式如下：

$$\Delta Y_t = aecm_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中， p 是 VAR 模型的滞后阶数，VECM 模型的滞后阶数为 $p-1$ ， ecm_{t-1} 代表误差修正项，反映变量之间的长期关系。 a 为误差修正项的系数矩阵，当反应变量偏离长期均衡状态时，可以调整速度，将其逐步恢复到长期均衡状态。 Y_t 是一阶差分平稳的时间序列向量， β 是代表模型短期的调整项。

本节使用 EViews 软件构建误差修正模型，探究劳动参与率与各影响因素之间的关系。

(1) Johansen 协整检验

由于前面的回归结果显示平均工资增长率(AWR)对劳动参与率(LPR)并不显著，因此在本节中删去该变量，用剩余变量建立模型。

① 确定最优滞后阶数

VAR 模型初始设定最大滞后阶数为 4，结果如表 11 所示，由于滞后阶数为 3 的那一行*号最多，因此 VAR 模型的最优滞后阶数为 3。

Table 11. Determination of the optimal lag order for the VAR model

表 11. VAR 模型最优滞后阶数确定

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	201.3068	NA	8.12e-14	-18.79112	-18.59217	-18.74795
1	257.4190	85.50434*	1.85e-15	-22.61134	-21.61655*	-22.39544
2	270.3673	14.79798	3.01e-15	-22.32069	-20.53008	-21.93208
3	304.3599	25.89914	9.88e-16*	-24.03427*	-21.44784	-23.47295*

② 协整检验

高铁梅《计量经济分析方法与建模》第二版提到，“传统 VAR 理论要求每一个变量是平稳的，对于非平稳时间序列需要进行差分。随着协整理论发展，存在协整关系向量可以直接建立 VAR 模型，或者误差修正模型” [20]。结果如表 12 所示，迹检验以及最大特征值检验表明在 5%显著性水平上存在两个协整关系，因此可以建立 VECM 模型。

Table 12. Results of the cointegration test

表 12. 协整检验结果

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.933999	111.0511	63.87610	0.0000	57.07965	32.11832	0.0000
At most 1 *	0.817123	53.97140	42.91525	0.0028	35.67777	25.82321	0.0018
At most 2	0.443214	18.29363	25.87211	0.3245	12.29707	19.38704	0.3880
At most 3	0.248399	5.996556	12.51798	0.4607	5.996556	12.51798	0.4607

(2) 构建向量误差修正模型

根据 VAR 模型结果, 建立 VECM 模型, 模型设定为滞后阶数为 2, 协整关系个数为 2。因为方程中差分变量的滞后值不影响后续的短期变化分析, 且本身不具有实际意义, 因此在本节中未列出, 最终得到的关系式如下:

$$\Delta LPR_t = -0.59ECM_{1,t-1} - 0.23ECM_{2,t-1} \quad (6)$$

其中 2 个协整方程分别是:

$$ECM_{1,t-1} = LPR_{t-1} - 3.00PA_{t-1} + 0.30UR_{t-1} - 0.69 \quad (7)$$

$$ECM_{2,t-1} = LER_{t-1} + 0.24PA_{t-1} - 0.31UR_{t-1} + 0.05 \quad (8)$$

结果如表 13 所示, 第一个误差修正项的系数为-0.59, 该系数表明当长期均衡关系出现 1 个单位变化时, 短期内总额将会减少 0.59 个单位, 使得劳动参与率重新由短期非均衡状态回到长期均衡, 符合反向修正机制, 自我修正能力强。从协整方程来看, 短期内老龄化程度的加深以及城镇化率的降低对劳动供给起到正向作用。

Table 13. Error correction model accuracy

表 13. 误差修正模型精度

R-squared	0.723587
Adj. R-squared	0.447175
Sum sq. resids	0.003861
S.E. equation	0.019650
F-statistic	2.617781
Log likelihood	60.51606
Akaike AIC	-4.715815
Schwarz SC	-4.168685
Mean dependent	0.003495
S.D. dependent	0.026428

(3) 脉冲响应分析

在对非平稳变量进行了一阶差分处理, 确保各变量平稳后进行脉冲响应分析, 如图 3 所示, 从脉冲响应的动态特征来看, 老年人口比例对劳动参与率的正向冲击具有持续性, 且在第 7 期后趋于稳定, 与理论中“老龄化通过银发经济扩容就业岗位、提升劳动参与率”的传导路径高度契合, 印证了老龄化对劳动参与率的促进效应确实存在。同时, 财政支出占比对劳动参与率的负向冲击在短期内表现显著, 尽管后期影响有所波动, 但整体负向效应特征与“财政支出压力增大可能降低劳动参与意愿”的理论预期一致, 为财政支出压力的传导路径提供了经验支持。

进一步观察可知, 在财政支出的负向冲击发生后, 老年人口比例对劳动参与率的正向冲击仍能保持稳定态势, 这一动态关系进一步佐证了银发经济岗位增长对劳动参与率的正向影响具有独立性与持续性, 即老龄化通过催生银发经济所形成的就业拉动效应, 能够在一定程度上对冲财政支出压力的负向作用, 最终实现劳动参与率的提升。

(4) 方差分解分析

本节采用方差分解法，选择滞后 10 期进行方差分解，以了解各变量的变化对 LPR 产生的贡献程度。

由表 14 可知，在第 1 期内只有 LPR 对自身有全部的解释能力，随后其解释能力明显下降，从第 2 期开始，FER、PA 和 UR 均对 LPR 有解释能力，其中 PA 对 LPR 的解释能力上升的速度明显大于 FER 和 UR，在第 10 期对 LPR 的方差贡献达到 35.93976。

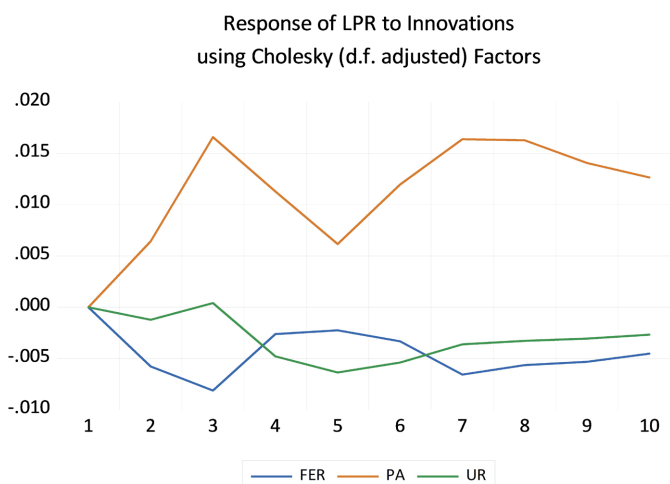


Figure 3. Impulse response analysis diagram
图 3. 脉冲响应分析图

Table 14. Variance decomposition results

表 14. 方差分解结果

Period	S.E.	LPR	FER	PA	UR
1	0.019650	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.022085	84.37506	6.854991	8.462778	0.307174
3	0.031743	58.54072	9.875020	31.41905	0.165213
4	0.040177	64.38228	6.589766	27.50095	1.527011
5	0.044875	67.29950	5.533744	23.93158	3.235175
6	0.049887	66.17622	4.920793	25.11430	3.788683
7	0.054691	61.00909	5.540655	29.86028	3.589968
8	0.059147	57.86876	5.649245	33.10583	3.376169
9	0.062215	55.83719	5.836211	35.03328	3.293324
10	0.064945	55.02534	5.842807	35.93976	3.192095

6. 研究结论与政策建议

6.1. 研究结论

本文研究表明，未来广东省人口老龄化将持续深化。根据组合模型预测结果，2030 年广东省 65 岁及以上人口将达 1600 万人、占省内总人口的 10.95%，逐渐步入深度老龄化阶段，劳动力供给将持续减少，社会养老负担继续加重。在劳动力市场方面，广东省的劳动力市场呈现出供需不平衡的特点。2000~2020 年劳动参与率从 66.16% 升至 76.97%，就业总量上升，但 2011 年后供给增速放缓，新型城镇化则为农村

劳动力提供就近就业机会，缓解供给压力。与传统认知不同，得益于银发经济拓宽就业空间，广东省的人口老龄化对劳动参与率具有正向影响，然而，财政支出的增加对劳动参与率产生了负向影响，表明社会保障体系愈加完善，可能会降低劳动者的劳动参与意愿。

6.2. 广东经验的可推广性

基于常住人口视角，在人口净流入、产业升级、财力雄厚的三重条件下，广东老龄化率每提升 1 个百分点，劳动参与率相应提高 2.09 个百分点，其经验对全国同类地区具备较强借鉴意义。

(1) 建立以常住人口为基准的政策瞄准机制。广东流动人口占比长期超 30%，仅以户籍人口衡量老龄化易低估实际抚养压力。VECM 模型脉冲响应表明，以常住人口为统计口径时，城镇化对劳动参与率的正向效应长期显著。人口流入型省份应同步参考常住人口与户籍老龄化率，以此校准延迟退休、技能培训等政策，缩小保障覆盖缺口。

(2) 银发经济可从“社区嵌入式服务”切入并延伸产业链。广东省构建的“15 分钟居家养老服务圈”在 2023 年带动近 18.7 万个养老相关岗位，老年人口增长形成的服务需求有效转化为就业动力。产业基础较好地区可复制该路径，将社区养老岗位纳入就业促进目录，结合老龄化预测提前布局岗位供给。

(3) 优化财政支出结构，区分“养老补贴”与“就业激励”。回归结果显示，财政支出占 GDP 比重每提高 1 个百分点，劳动参与率下降 1.03 个百分点($P < 0.01$)。广东省 2023 年将普惠式高龄津贴调整为“阶梯式就业奖励”，对 60~65 岁继续就业者发放 300~500 元/月补贴，使该年龄段劳动参与率同比提升 4.1 个百分点，有效降低了社会保障的劳动供给替代效应。财政实力较强的省份可借鉴该“补贴随岗不随龄”设计，例如参照广东财政支出中从 2020 年 3.2% 提升至 2023 年 5.8% 的就业激励占比，优化支出结构以放大激励效应。

综上，广东以常住人口为统计基准、社区为服务支点、财政为激励杠杆的“三位一体”政策组合，为人口流入大省在老龄化进程中维持劳动参与率提供了可复制的经验样本。其核心逻辑在于将老龄化压力转化为就业动力，并通过 GM(1,1)-Logistic 的组合模型与 VECM 模型的双重验证，确保了该机制具备扎实的实证基础。

6.3. 政策建议

为应对人口老龄化、稳定劳动力市场供给，本文提出三方面政策建议。首先，大力发展银发经济，优化产业结构，完善“居家-社区-机构”三位一体养老服务体系，运用数字技术提升服务效能，推动适老化产品研发与产业跨界融合，搭建产学研平台以扩大新型就业岗位、加强专业人才培养，提升劳动参与率；其次，持续推进新型城镇化建设，破除城乡制度障碍，促进生产要素双向自由流动与城乡公共服务、基础设施互联互通，依托城市群与都市圈强化辐射带动作用，深化户籍制度改革，保障农业转移人口平等享有公共服务，稳定劳动力供给；除此之外，稳妥落实渐进式延迟退休政策，加强宣传引导，提升社会接受度，健全老年劳动者权益保护与养老金激励机制，鼓励高技能老年人才继续就业，并通过税收优惠引导企业适配政策变化，开展针对性技能培训，提高老年劳动者就业竞争力，实现老龄人力资源高效利用。

基金项目

本文受广东省教育厅科研项目【服务“百千万工程”重点领域专项】(No. 2024ZDZX4067)和广州市哲学社科规划 2024 年度课题(No. 2024GZGJ77)资助。

参考文献

[1] 宁光杰, 杨光照, 裴天跃. 人口老龄化与群体间收入差距——经营性劳动者与工资劳动者的比较视角[J]. 社会

- 科学战线, 2026(2): 85-98.
- [2] 马超, 刘相波, 赵忠. 人口结构变化、自动化技术应用及对劳动力市场的影响[J]. 经济理论与经济管理, 2025, 45(9): 33-50.
- [3] 王丽芳. “以机器换人”缓解老龄化下劳动力市场供求矛盾[J]. 福建轻纺, 2024(11): 71-73.
- [4] 强国令, 阮江玉, 郭黎明. 银发经济驱动企业高质量技术创新的机理与路径——基于人口老龄化的情境分析[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2026, 28(1): 74-86.
- [5] 黄璐琳. 老龄化背景下贵州省人口发展趋势对经济发展的影响及研究对策[J]. 中国市场, 2025(5): 21-24.
- [6] 张力文. 新发展阶段河南省积极应对人口老龄化问题研究[J]. 中共郑州市委党校学报, 2024(6): 89-93.
- [7] 朱育华. 探索解决人口老龄化趋势下企业用工问题——以福建省泉州市为例[J]. 就业与保障, 2025(1): 28-30.
- [8] 雷霆, 郭娟, 向川. 人口负增长、人口老龄化与国内大循环[J]. 统计与决策, 2024, 40(20): 131-135.
- [9] 李翠珍, 张麟力, 余佳丽. 老龄化、劳动力结构与农户人地分离行为——基于 CSS 两期数据的实证研究[J/OL]. 中国农业资源与区划, 1-15. <https://link.cnki.net/urlid/11.3513.S.20260311.1455.020>, 2026-04-06.
- [10] 郭未, 王若霖. 系统观念视域下的人口老龄化呈现与理解: 经济发展与社会保障的视角[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版), 2025, 55(5): 74-82.
- [11] Maity, S., Sinha, A. and Roy, N. (2023) Ageing Ascendances Labour Force Participation in India: Myth or Reality? *Journal of Social and Economic Development*, **26**, 798-815. <https://doi.org/10.1007/s40847-023-00296-3>
- [12] Serban, A.C. (2012) Aging Population and Effects on Labour Market. *Procedia Economics and Finance*, **1**, 356-364. [https://doi.org/10.1016/s2212-5671\(12\)00041-x](https://doi.org/10.1016/s2212-5671(12)00041-x)
- [13] Cristea, M., Noja, G.G., Stefea, P. and Sala, A.L. (2020) The Impact of Population Aging and Public Health Support on EU Labor Markets. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, **17**, Article 1439. <https://doi.org/10.3390/ijerph17041439>
- [14] Yao, S., Song, L. and Zhang, J. (2026) Contraction or Expansion? Impact of Population Aging on Corporate Employment in China. *International Review of Economics & Finance*, **106**, Article 105028. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2026.105028>
- [15] Jiang, D., Lan, M., Li, W. and Shen, Y. (2024) Threat or Opportunity? Unveiling the Impact of Population Aging on Corporate Labor Investment Efficiency. *Pacific-Basin Finance Journal*, **85**, Article 102322. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2024.102322>
- [16] 周祝平, 刘海斌. 人口老龄化对劳动力参与率的影响[J]. 人口研究, 2016, 40(3): 58-70.
- [17] 邓仲良, 杨舸. 人口变化对中国经济转型的影响[J]. 改革, 2025(1): 53-64.
- [18] 肖周燕, 张亚飞. 人口老龄化、数字经济与就业技能结构[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(7): 170-183.
- [19] 申诗谣. 基于灰色 GM(1,1)模型的广元市茶叶冷链物流需求预测分析[J]. 上海轻工业, 2026(1): 237-239.
- [20] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模——EViews 应用及实例[M]. 第 2 版. 北京: 清华大学出版社, 2009.