粤港澳大湾区人口老龄化时空特征及其经济效应

李 琼[1,2],李松林[1],张蓝澜[3],李 昊[4],刘 毅[5]

（1. 吉首大学商学院,吉首 416000;2. 中国科学院地理科学与资源研究所吉首大学院士专家工作站,吉首 416000; 3. 长沙理工大学经济与管理学院,长沙 410000;4. 湖南工商大学会计学院,长沙 410205;5.粤港澳大湾区战略研究院,广州 510070）

摘要：中国新时代“两个十五年”的现代化强国战略周期,恰恰是快速人口老龄化纵深发展期,人口年龄结构快速老龄化与经济社会之间的发展不平衡矛盾将日益严峻。本文利用广东省第四次、第五次、第六次人口普查资料、2015年广东省1%人口抽样调查资料、香港统计年刊和澳门统计年鉴数据,运用空间自相关分析法、柯布–道格拉斯生产函数和空间回归等方法,研究2000—2015年粤港澳大湾区人口老龄化的时空特征及其经济效应,结果表明:① 粤港澳大湾区人口老龄化进程慢于广东省,更慢于全国,但于2015年已进入老年型I期。② 粤港澳大湾区老龄化呈动态演变特征,空间上以香港和江门为起点,经西北向北扩散的“C”型分布模式,高收入城市以澳门和香港为起点向北扩散,最终形成中心–外围的空间分布格局。③ 粤港澳大湾区人口老龄化对经济增长具有负向影响,老龄人口增加1%,人均GDP降低3%。人均固定资本投入和人均人力资本投入有正的经济效应,人均人力资本投入带来的正向效应要大于人均固定资本投入。鉴于此,粤、港、澳三地应建立起协同治理模式,构建跨境的养老合作机制;促进产业结构升级,充分利用人力资本促进技术创新,并正确评估不同阶段人口老龄化对经济增长的影响,妥善处理好人口老龄化与经济之间的关系至关重要。

关键词：粤港澳大湾区;人口老龄化;经济效应;时空特征

DOI: 10.11821/dlyj020200360

1 引言

人口老龄化是人类社会不断发展却又无法避免的问题。中国已于1999年进入人口老龄化社会，且呈现老龄化速度快、老年人口基数大和未富先老等特征。2018年年末，中国60岁及以上老年人数量已达到24949万人，占总人口的17.9%，到2055年时60岁及以上老年人数量将突破5亿大关[1]。中国新时代“两个十五年”的现代化强国战略周期，恰恰是快速人口老龄化纵深发展期[2]，人口年龄结构快速老龄化与经济社会之间的发展不平衡矛盾将日益严峻[3]。正因如此，积极应对人口老龄化已经成为党和国家的重大发展战略。2019年11月，中共中央、国务院印发了《国家积极应对人口老龄化中长期规划》，明确了积极应对老龄化的战略目标以及阶段性任务。而积极应对人口老龄化的前提是对本国的人口老龄化现状及发展态势有充分的认识，人口老龄化的问题也因此一直是理论界研究的热点。

收稿日期：2020-05-06; **修订日期：**2020-09-08

基金项目：粤港澳大湾区战略研究院建设专项（2019GDASYL-0202001）；广东省科学院发展专项（2020GDASYL-20200102002）；湖南省自然科学基金面上项目（2020JJ4503）

作者简介：李琼（1972-）, 女, 湖南桑植人, 教授, 博导, 研究方向为区域经济。E-mail: sisi_9672@163.com

通讯作者：刘毅（1957-）, 男, 北京人, 研究员, 博导, 主要从事区域政策与可持续发展研究。
E-mail: liuy@igsnrr.ac.cn

国外由于进入人口老龄化的时间较早（19世纪末），针对人口老龄化形成了包括人口学、经济学和地理学等多学科丰富的研究成果。其中，地理学将空间议题用于人口老龄化研究，关注老龄化和空间、地点之间的联系及扩展[4]，研究老年人口空间分布[5]及形成机制[6]。经济学多运用计量模型考察人口老龄化对经济增长的影响，但没有形成一致性的研究结论。老龄化对经济增长短期和长期都有负面影响[7]，但由于人口老龄化与经济之间呈非线性关系，因此只有在老龄化达到较高水平时才会对经济增长产生负面影响[8]。国内对人口老龄化的研究起源于20世纪80年代，早期人口学和老年学是研究的主力军[9]。随着人口老龄化进程持续加快，老龄化研究的领域和方法也产生了巨大变化，社会学、经济学、地理学等多个学科对老龄化问题进行了全方位的研究[10]。其中人口老龄化对经济增长的影响成为经济学关注的热点，人口老龄化的时空格局及形成机制则是地理学关注的焦点。人口老龄化对经济增长的影响方面，主流观点认为人口老龄化不利于经济增长，其影响是负面的。究其原因在于人口老龄化导致劳动力供给不足[11]、阻碍技术创新[12]。有部分学者的研究则表明，人口老龄化促进经济增长，其原因在于人口老龄化对产业结构升级净效应为正[13]。人口老龄化的地域特征、时空演变及形成机制方面，研究的尺度包括全国[14]、省[15]、县域[16]、乡镇[17]等多尺度。如周榕、庄汝龙等研究1990—2016年中国人口老龄化空间格局的结论表明，人口老龄化“数量”与“质量”发展不协调，存在空间差异性。这种格局是人口自然变动与机械变动、经济发展与卫生医疗事业进步的驱动所致[14]。梅林、郭艳等利用四普、五普和六普的数据，探讨1990—2010年吉林省人口老龄化时空分异特征的结论表明，吉林省人口老龄化在空间的集聚呈现先弱后强的变化趋势，出生率和人均GDP对这种空间格局起关键作用[15]。

综上，国内外关于人口老龄化问题的研究成果丰富。特别是人口老龄化伴随中国现代化建设进程加速深度化的国情，使得国内人口老龄化的研究呈现全方位、多角度、深层次的格局。然而从现有的研究来看，从区域尺度对人口老龄化的研究相对较少。由于同一区域城市之间要素的无障碍流动，使得一个地区人口老龄化对经济的影响将传导到同区域的其他地区，导致资源要素在空间上进行重新配置。同时，作为中国经济最具活力的粤港澳大湾区，自从作为国家战略正式进入实施以来，学者对区域的产业、土地、养老保障、资源环境问题等进行了广泛的探讨[18]，但针对大湾区人口老龄化问题还未有成果涉及。鉴于此，本文研究粤港澳大湾区人口老龄化的时空特征及其经济效应，以期丰富粤港澳大湾区的研究成果。

2　研究方法与数据来源

2.1　对象与数据来源

本文以粤港澳大湾区为研究对象，依据2019年2月18号中共中央、国务院印发的《粤港澳大湾区发展规划纲要》，粤港澳大湾区地理范围包括香港和澳门两个特别行政区，以及珠三角的广州、深圳、珠海、佛山、惠州、东莞、中山、江门、肇庆9个地级市，总空间面积约5.61万km^2。粤港澳大湾区是继美国纽约湾区和旧金山湾区、日本东京湾区之后的世界第四大湾区，是中国高度开放的区域，也是全国经济最活跃的地区和重要增长极。截止2018年末，粤港澳大湾区人口7111.99万人，约占全国总人口的5.1%。GDP总规模10.86万亿元，约占全国的12.06%①。广州、深圳、珠海、佛山、惠州、东莞、中山、江门、肇庆市等九市的数据来源于广东省第四次、第五次、第六次人

① 数据来源：根据2019年《中国统计年鉴》《广东统计年鉴》《香港统计年刊》和《澳门统计年鉴》数据整理所得。

口普查资料、2015年广东省1%人口抽样调查资料及其对应的地级市统计年鉴。澳门和香港的数据分别来源于相关年份的《澳门统计年鉴》和《香港统计年刊》。本文关于老龄人口数据的统计口径为常住人口。

2.2 研究方法和测度指标

2.2.1 人口老龄化　人口老龄化是指一个国家或地区生育率降低和人均寿命延长导致老年人口所占比重不断上升的状态。根据1956联合国《人口老龄化及其社会经济后果》划分的标准，一个国家或地区65岁及以上老年人口占总人口的比例达到7%，则属于老年型国家或地区。衡量老龄化程度指标较多，主要包括老龄化系数、老年抚养比、少儿人口比重、老少比，其中老龄化系数（P，65岁人口与总人口的比重）是测度老龄化程度最常用的指标，是体现人口老龄化程度及水平的重要标志。因此，本文选取老龄化系数（P）作为人口老龄化程度的测度指标。依据联合国人口发展模式类型的划分，老龄化系数小于4.0%的地区为年轻型地区，4.0%与7%之间为成年型地区，超过7.0%为老年型地区。本文参照王录仓等对人口年龄结构的细分，将人口老龄化系数（P）分为6个等级[19]（表1）。

表1　老龄化系数与人口年龄结构

Tab. 1　Aging coefficient and population age structure　(%)

老龄化系数(P)	人口结构类型	老龄化系数(P)	人口结构类型
$P<4.0$	年轻型	7~10	老年型I期
4.0~5.5	成年型I期	10~14	老年型II期
5.5~7.0	成年型II期	$P\geqslant14.0$	老年型III期

2.2.2 经济效应指标　在衡量人口老龄化的经济效应时，理论界主要使用两种指标，一是经济增长效应，即人口老龄化对经济增长的影响，使用的指标通常包括GDP增长率、人均GDP、三次产业增长率[20]。二是经济发展效应，即人口老龄化对经济发展的影响。经济发展指标是一个综合概念，包含了数量和质量两个维度。通过构建一个包括经济增长、教育、社会保障和对外贸易在内的综合指标，代表经济发展指标[21]。但也有学者使用人均GDP作为经济发展指标[15]。考虑到获取统一口径的数据存在难度，本文选取人均GDP作为经济增长和经济发展的指标。

2.2.3 空间自相关分析法　空间自相关分析可以很好地判断观测值与其相邻单元的观测值之间的空间聚集程度，包括全局空间自相关和局部空间自相关分析两种类型。全局空间自相关分析从整体上探测地理属性值的空间模式，判断地理现象之间否有空间聚集特性。计算公式为[22]：

$$I=\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}(X_i-\bar{X})(X_j-\bar{X})}{S^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}} \tag{1}$$

$$S^2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_i-\bar{X})^2,\ \bar{X}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}X_i$$

式中：n为研究的单位数；X_i为单元i的观察值；X_j为单元j的观察值；W_{ij}为空间权重矩阵；S^2为属性值的方差。Moran's I值的显著性检验Z值计算公式为[23]：

$$Z(I)=\frac{I-E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} \tag{2}$$

式中：E(I)为数学期望；Var(I)为方差。理论上，Z>1.96，表示正相关；Z<−1.96，表示负相关。

为克服全局空间自相关分析不能指出地理属性值聚集的具体空间位置，通常采用局

部自相关方法作进一步分析。本文运用LISA聚类图观测相邻单元属性值的空间自相关类型，通常用局部Moran's I度量。局部Moran指数计算公式为[24]：

$$I_i=\frac{(X_i-\bar{X})}{S^2}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}(X_j-\bar{X}) \tag{3}$$

式中：相关字母的含义与全局自相关公式相同。

2.2.4 空间回归模型　空间回归模型打破了经典计量回归模型在参数估计时误差项不相关这一假设，在存在空间自相关时，经典回归模型对参数进行估计会导致参数估计量的非有效性甚至是有偏性。空间回归模型主要有空间滞后模型和空间误差模型两种。空间滞后模型的基本形式为[25]：

$$y=\rho Wy+x\beta+\varepsilon \tag{4}$$

该模型考虑到不同空间单元因变量之间的相互影响，将因变量的空间滞后纳入回归模型作为自变量，其中y为因变量；ρ为因变量空间滞后的待估参数，用于衡量其对因变量的影响的大小；W为空间权重矩阵；x为一组自变量；β为自变量的待估参数；ε为误差项。

空间误差模型的基本形式为[26]：

$$y=x\beta+\varepsilon,\ \varepsilon=\lambda W\varepsilon+\mu \tag{5}$$

该模型考虑到不同空间单元误差项之间的相互影响，将误差项的空间滞后纳入到模型中，λ为待估系数，用于衡量误差项的空间滞后对因变量的影响大小，μ为误差项，其余变量和参数解释意义同空间滞后模型。

3 粤港澳大湾区人口老龄化和经济增长的时空特征

3.1 人口老龄化和经济增长的时序特征

3.1.1 人口老龄化　从时序上看，粤港澳大湾区人口老龄化系数在波动上升。1990年、2000年、2010年和2015年人口老龄化系数分别为6.56%、5.64%、5.96%和7.37%，25年间人口老龄化系数上升了0.81%，人口结构由成年型II期进入到老年型I期。同期，广东省分别为5.93%、6.05%、6.8%和8.48%，人口老龄化系数由5.93%上升8.48%，上升了2.55%。全国平均分别为5.60%、7.0%、8.90%和10.50%，人口老龄化系数由5.6%上升到10.5%，人口结构由成年型II期进入到老年型II期。分阶段看，1900—2000年粤港澳大湾区人口老龄化系数下降0.92%，广东省上升0.12%，全国上升1.4%；2000—2010年粤港澳大湾区人口老龄化系数上升0.32%，广东省上升0.75%，全国上升1.9%；2010—2015年粤港澳大湾区人口老龄化系数上升1.41%，广东省上升1.68%，全国上升1.6%。

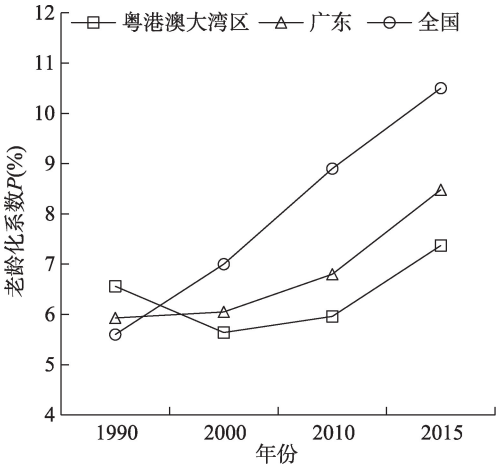

图1　1990—2015粤港澳大湾区、广东省及全国人口老龄化趋势

Fig. 1　Population aging trends in the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area, Guangdong Province, and China from 1990 to 2015

由图1可知：粤港澳大湾区老龄化系数呈现出两个特征，一是出现了阶段性人口老龄化系数的回落（1990—2000年），表明该地区

人口65岁人口比重相对降低。二是随着时间的推移，大湾区老龄化进程在加快，但慢于广东省，更慢于全国。主要原因在于，改革开放后中国实施“优先发展沿海地区”的区域发展战略，伴随农民进城落户和务工政策的放松，包括广东在内的东部沿海地区成为流动人口的主要去向。1992年中国的改革开放步入新阶段，东部沿海地区外商投资、开发区建设明显提速，人口迁移流动进入快速提升周期，农村劳动力开始向东部沿海城市大规模流动。2000年广东、浙江、上海、江苏、北京和福建等东部6个经济大省（市）吸纳了全国跨省流动人口2903万人，其中广东省以吸纳流动人口1506万居首位，占了35.5%。大量外来的年轻人口，提高了广东省的劳动年龄人口比重，而珠三角是广东省最发达的地区之一，吸纳了更多比重的流动人口，导致老龄化系数相对于1990年回落。另外，由于气候宜居、市场经济相对发达、中小民营企业众多和就业岗位丰富等多重优势，广东省人口持续净流入，从而降低了其老龄化水平，但内部各市分化也在加剧，人口增量集中在广州、深圳、珠海、佛山、中山等珠三角地区，而粤东、粤西和粤北人口增长却并不突出，如2015年珠三角新增人口占广东省的比重达到60.23%。

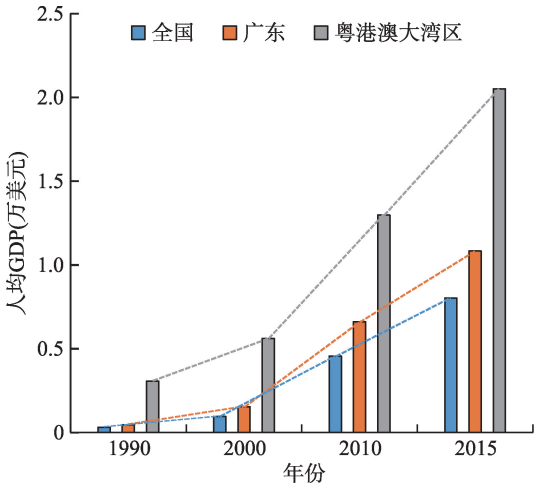

图2 1990—2015年粤港澳大湾区人均GDP趋势

Fig. 2 Per capita GDP trend of the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area from 1990 to 2015

3.1.2 人均GDP 从时序上看，1990—2015年粤港澳大湾区人均GDP增速迅速，特别是2000年以来，人均国内生产总值年均增速达到了9.05%（图2）。

25年间，粤港澳大湾区人均GDP年均增长率达到7.89%，绝对值增加了5.68倍，2015年是1990年的6.68倍。按照世界银行关于高低收入国家和地区的划分标准，粤港澳大湾区2010年人均GDP进入万美元俱乐部，属于高收入水平地区。分阶段性看，粤港澳大湾区2000年人均GDP是1990年的1.83倍，2010年是2000年的2.31倍，2015年是2010年1.58倍。图2表明，相对于全国和广东省，粤港澳大湾区人均GDP无论是整体趋势线，还是阶段性的趋势线均要陡得多，说明粤港澳大湾区人均GDP与广东和全国的差距有拉大趋势。具体地，1990年粤港澳大湾区的人均GDP高出全国2751美元，高出广东省2594美元。2000年粤港澳大湾区高出全国4650美元，高出广东省4071美元。2010年粤港澳大湾区高出全国8419美元，高出广东省6369美元；2015年粤港澳大湾区比全国多12485美元，比广东省多9674美元。很显然，在国家政策的支持下，粤港澳大湾区正成为中国经济发展水平最高、经济实力最强的地区之一。

3.2 人口老龄化和经济增长的空间演变特征

3.2.1 人口老龄化 利用ArcGIS 10.2，按照表1对人口老龄化系数的分类，采用手动法将1990年、2000年、2010年和2015年粤港澳大湾区的人口结构模式分为六大类，图3可视化了大湾区人口老龄化演变的空间过程。

从图3可知，研究期内粤港澳大湾区的老龄化在空间上呈现出以香港和江门为起点，经西北向北扩散的“C”型分布模式（见图3d）。老龄化等级呈现动态变化特征，人口发展模式类型由成年型向老年型演进，形成等级稳定、向上和向下演变三种变化状

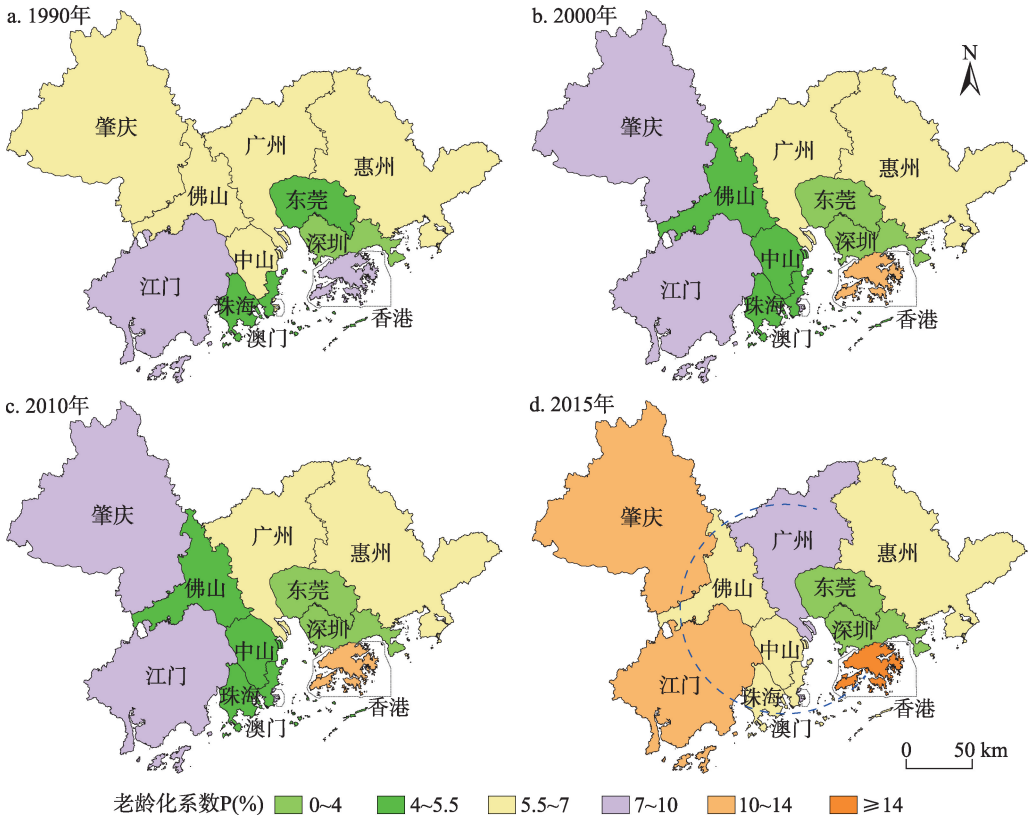

图3　1990年、2000年、2010年、2015年粤港澳大湾区老龄化系数空间格局演变

Fig. 3　Evolution of the spatial pattern of aging coefficients in the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area in 1990, 2000, 2010 and 2015

注：该图基于国家测绘地理信息局标准地图（审图号为GS(2019)4342号）绘制，底图无修改。

态。具体地：1990—2000年，人口老龄化等级以不变为主，向下和向上递进演变为辅。其中等级不变的地区占比45.5%，向下递进演变的地区占比27.3%，向上递进演变的地区占比27.3%。2000—2010年，人口结构类型不变。2010—2015年，人口结构类型等级以不变为辅，向上递进演变为主。其中等级不变的地区占比36.4%，向上递进演变的地区占比63.6%。2015年，粤港澳大湾区人口模式由成年型II期进入老年型I期，广州、澳门、肇庆、江门和香港老龄化系数超过7.0%，进入老龄化阶段，其中肇庆和江门老龄化系数超过10.0%，达到老年型II期阶段，特别是香港老龄化系数更是高达15.29%，达到老年型III期阶段（表2）。

由上述的分析得出两个结论：一是研究期内粤港澳大湾区人口发展模式由成年型向老年型演变，并于2015年进入人口老龄化阶段，但老龄化程度比同期全国平均轻得多，特别是深圳人口发展模式始终处于年轻型阶段。理论上，粤港澳大湾区在社会经济发展中受到来自于人口老龄化的负面效应要小于全国。二是粤港澳大湾区内部11城市人口老龄化存在空间异质性，不同的城市面临着不同的老龄化程度。人口老龄化的这种空间异质性，在一定程度不利于粤港澳大湾区养老保障政策的协调。

3.2.2　人均GDP　人均GDP是衡量一个地区发展阶段水平的重要指标。按照世界银行在四个年份高低收入国家或地区的划分标准，粤港澳大湾区在2010年已进入高收入水平

表2 1990—2015年粤港澳大湾区人口年龄结构演变情况

Tab. 2 Evolution of population age structure in the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area from 1990 to 2015

	1990年	2000年	2010年	2015年
深圳	年轻型	年轻型	年轻型	年轻型
东莞	成年型I期	年轻型	年轻型	年轻型
惠州	成年型II期	成年型II期	成年型II期	成年型II期
中山	成年型II期	成年型I期	成年型I期	成年型II期
佛山	成年型II期	成年型I期	成年型I期	成年型II期
珠海	成年型I期	成年型I期	成年型I期	成年型II期
广州	成年型II期	成年型II期	成年型II期	老年型I期
肇庆	成年型II期	老年型I期	老年型I期	老年型II期
澳门	成年型II期	老年型I期	老年型I期	老年型I期
江门	老年型I期	老年型I期	老年型I期	老年型II期
香港	老年型I期	老年型II期	老年型II期	老年型III期
区域平均	成年型II期	成年型II期	成年型II期	老年型I期
全国	成年型II期	老年型I期	老年型I期	老年型II期

区。利用ArcGIS 10.2，依据世界银行在四个年份中高低收入国家和地区的划分标准，将粤港澳大湾区内部11个城市的人均GDP水平划分四种类型，即低收入、中等偏下、中等偏上和高收入城市（图4）。

由图4可知，研究期内，粤港澳大湾区高收入城市以澳门和香港为起点向北扩散，最终形成中心-外围的空间分布格局。1990年低收入和中等偏下收入城市占比达81.8%，香港、澳门为高收入城市，占比为18.2%。2000年中等偏下收入城市占54.5%，中等偏上城市占27.3%，高收入城市占18.2%。2010年广州、深圳进入高收入水平城市，高收入城市增加到4个，占比36.4%，中等偏上收入城市7个，占比63.6%。2015年佛山、中山和珠海进入高收入城市，高收入城市增加到7个，占63.6%，中等偏上收入城市占比36.4%。人均GDP达到中等偏上收入并以高收入为主的阶段，标志这一区域社会经济发展主题逐渐与中等发达国家趋同。

值得注意的是，虽然按照世界银行的标准，粤港澳大湾区在2010年整体上已进入高收入水平区，但内部11个城市经济水平存在显著的不均衡，差距较大，大湾区城市群的城市被分成4个梯队。同时，11个城市经济发展水平与老龄化程度不完全同步（表3，见第2138页）。

从人均GDP来看，粤港澳大湾区内部11个城市呈现明的梯队特征。以2015年为例，11个城市可为四个梯队：香港、澳门属于第一梯队，人均GDP超过4万美元；深圳、广州、珠海为第二梯队，人均GDP达2万美元以上；佛山、中山、东莞、惠州为第三梯队，人均GDP超过1万美元；肇庆和江门为第四梯队，人均GDP小于1万美元。根据人均GDP与人口老龄化水平之间的关系，粤港澳大湾区内部11城市层级性特征明显，以2015年为例，一是经济发展水平高，人口老龄化水平高的城市，包括香港、澳门和广州。二是经济发展水平高，老龄化水平低的城市，包括深圳和东莞；三是经济发展水平高，人口老龄化水平较低（成年型）的城市，包括佛山、惠州、中山和珠海。四是经济发展水平低，人口老龄化水平高的城市，包括肇庆和江门。因此，在粤港澳大湾区一体化建设过程中，有两个需要正视的问题，一是区域经济发展非均衡的问题，二是由人口流动引起人口老龄化的重新分配，有可能加剧内部地区间发展不平衡的问题。

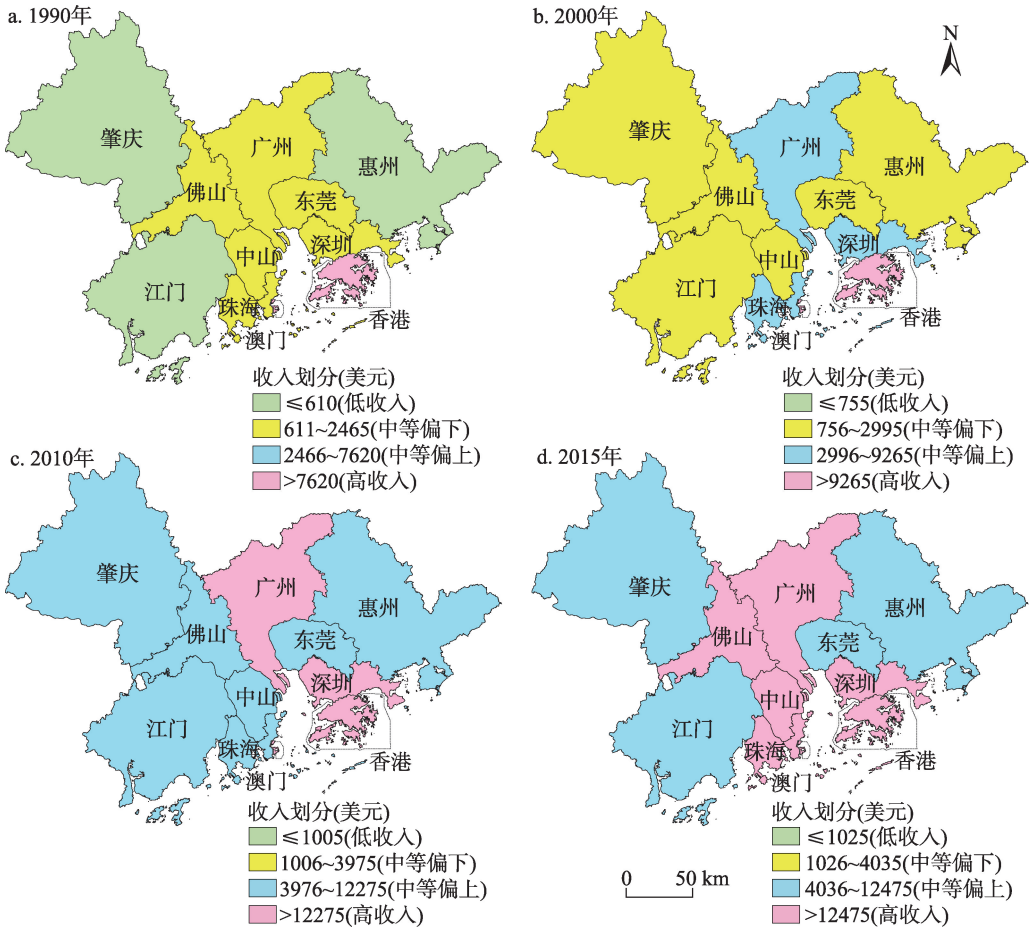

图4　1990年、2000年、2010年、2015年粤港澳大湾区人均GDP空间格局演变

Fig. 4　Evolution of the spatial pattern of per capita GDP in the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area in 1990, 2000, 2010 and 2015

注：该图基于国家测绘地理信息局标准地图（审图号为GS(2019)4342号）绘制，底图无修改。

4　粤港澳大湾区人口老龄化的经济效应分析

4.1　人口老龄化经济效应的一般性理论分析

经典的经济增长理论表明，一个国家或地区的产出受多种因素的影响，是包括技术进步、劳动、资本等要素的函数，具有生产函数$Y(t)=F(A(t), K(t), L(t), B(t))$。假设在生产规模扩大过程中，同比例增加劳动和资本两种生产要素的投入量，使之为原来的λ倍，则相应的产出量为$\mu Y(t)=F(A(t), \lambda K(t), \lambda L(t), B(t))$，这里假定$\mu=\lambda$，即生产规模报酬不变。其中，$Y(t)$表示产出，$L(t)$和$K(t)$分别表示劳动和资本投入，$A(t)$表示技术进步，$B(t)$表示其他生产投入要素，它们都是时间$t$的函数。假设社会总人口为$N(t)$，0~14岁人口占总人口的比例为$c$，65岁以上的人口占总人口的比例（老龄化系数）为$p$，$e$表示劳动参与率，即就业人口占劳动人口的比例。则有：

$$L(t)=eN(t)(1-c-p) \tag{6}$$

生产函数可以表示为：

表3 粤港澳大湾区人均GDP与人口老龄化系数

Tab. 3 Per capita GDP and population aging coefficient of the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area

(**美元**, %)

地区	1990年		2000年		2010年		2015年	
	人均GDP	老龄化系数	人均GDP	老龄化系数	人均GDP	老龄化系数	人均GDP	老龄化系数
广州	1038	6.30	3095	6.10	12918	6.67	21860	7.92
佛山	869	6.77	2443	5.25	11863	5.25	17383	6.79
肇庆	325	6.23	896	7.86	4134	9.08	7812	10.2
深圳	1321	2.22	3961	1.23	13929	1.79	25359	2.90
东莞	950	4.99	1652	2.09	7799	2.29	12137	3.74
惠州	418	5.94	1676	6.23	5709	5.91	10631	6.55
珠海	1057	4.62	3354	4.03	11505	5.01	20026	6.64
中山	733	6.28	1821	4.62	8980	4.43	15093	5.73
江门	509	7.94	1552	8.66	5262	9.08	7963	11.39
香港	13110	8.46	25319	10.94	32550	13.08	42430	15.29
澳门	10041	6.59	14879	7.08	52650	7.38	70795	8.98
区域平均	3070	6.56	5609	5.64	12980	5.96	20509	7.37

注：表中数据按照当年汇率将港币、澳门和人民币折算成美元，人口老龄化系数等于65岁人口与总人口之比。

$$Y(t)=F(A(t), K(t), eN(t)(1-c-p), B(t)) \tag{7}$$

对时间求微分可得经济增长方程如下：

$$\begin{aligned}\frac{dY}{dt}&=\frac{\partial F}{\partial A}\frac{dA}{dt}+\frac{\partial F}{\partial K}\frac{dK}{dt}+e\frac{\partial F}{\partial L}\frac{dN}{dt}(1-c-p)+\frac{\partial F}{\partial B}\frac{dB}{dt}\\&=\frac{\partial F}{\partial A}\frac{dA}{dt}+\frac{\partial F}{\partial K}\frac{dK}{dt}+e\frac{\partial F}{\partial L}\frac{dN}{dt}(1-c)-e\frac{\partial F}{\partial L}\frac{dN}{dt}p+\frac{\partial F}{\partial B}\frac{dB}{dt}\end{aligned} \tag{8}$$

经济学一般假设，劳动力投入越高产出越高，即有$\partial F/\partial L>0$，同时假设社会总人口随着时间的推移而增加，即有$dN/dt>0$。因此，人口老龄化和总产出的变动率成负相关关系，在其他条件不变的情况下，老龄人口比重每增加一个单位，使得经济总产出变动比率降低$e(\partial F/\partial L)(dN/dt)$，即老龄人口的变动对总产出的影响为$-e(\partial F/\partial L)(dN/dt)$。

4.2 模型的建立及研究样本说明

在人口老龄化对经济增长一般性理论分析的基础上，需要采用具体的生产函数解释老龄化的经济效应。柯布-道格拉斯生产函数是经济学中使用最广泛的一种生产函数形式，有效地反映了产出量Y与资本K和劳动L的函数关系。故本文采用C-D生产函数，并将人口老龄化系数引入模型，分析粤港澳大湾区人口老龄化如何对经济产生影响，以及产生怎样的影响，构建模型：

$$Y=AK^{\beta_1}L^{\beta_2}e^{\varepsilon} \tag{9}$$

式中：Y表示产出；A表示全要素生产率；K表示资本投入；L表示劳动投入；β_1，β_2分别表示资本的和劳动投入的产出弹性；ε表示随机扰动项。对公式（9）两边同时取对数，可得公式（10）：

$$\ln Y=\ln A+\beta_1\ln K+\beta_2\ln L+\varepsilon \tag{10}$$

由上文的一般性理论分析可知，作为影响经济发展的因素，人口老龄化对经济的发展存在着抑制作用。因此，模型扩展并简化到公式（11）：

$$\ln Y=\beta_0+\beta_1\ln K+\beta_2\ln L+\beta_3 p \tag{11}$$

式中：β_0表示索洛剩余；β_1、β_2、β_3分别表示资本投入、劳动投入、老龄化系数对被解释变量的影响程度。

为克服回归分析的小样本偏差，将本文的实证研究对象细分到粤港澳大湾区的区（县）级单位。其中，东莞市和中山市由于没有划分行政区将其作为一个独立样本，深圳市、香港特别行政区和澳门特别行政区由于数据缺失，均作为独立的单个样本。被解释变量为经济增长，以人均GDP衡量；核心解释变量为人口老龄化系数；参考理论界的做法，解释变量资本投入K以人均固定资本投入表征[27,28]，劳动投入用人均职工工资衡量[29]。同时，由于数据获取上的困难，且1990年、2000年和2010年粤港澳大湾区内部城市的区（县）存在不同程度的变动，故本文选取2015年的数据进行实证分析。

4.3 参数的估计

4.3.1 空间自相关检验　地理学第一定律认为，事物之间存在关联性，但较近的事物比较远的事物关联性要大。粤港澳大湾区由11个城市组成，其内部城市之间的社会经济活动必然具有较强的关联性。运用公式（1）~公式（2）对2015年对粤港澳大湾区人均GDP进行全局空间自相关分析，空间权重矩阵采取Queen相邻方式构建，结果见表4。

从表4可知，全局Moran’s I为0.2681，且对应的p值小于0.05，表明粤港澳大湾区2015年人均GDP存在显著的正空间自相关。

全局空间自相关只能从整体上判断空间聚集性，并且无法判断局部地区聚集的冷热点。本文通过Geoda1.14软件制作粤港澳大湾区2015年人均GDP的LISA聚类如图5所示。

图5表明：大湾区通过显著性检验的人均GDP局部空间模式包括高高、低低和高低三种类型，其中低低聚集的地区有怀集县（肇庆市）、封开县（肇庆市）、德庆县（肇庆市）、广宁县（肇庆市）、恩平市（江门市）、开平市（江门市）、台山市（江门市）和新会区（江门市）；高高聚集的地区有香洲区（珠海市）和天河区（广州市）；低高聚集的地区有白云区（广州市）和海珠区（广州市）。由于粤港澳大湾区城市之间存在明显的空间聚集效应，故可以使用空间计量模型对其进行分析建模。

4.3.2 参数的估计与结果分析　基于上文的分析，本文在模型（11）的基础上引入空间效应，建立空间滞后模型（SAR）和空间误差模型（SEM），采用Queen相邻构建空间权

表4　粤港澳大湾区全局人均GDP Moran’s I 统计量检验结果

Tab. 4　Moran’s I test results of the global per capita GDP of the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area

Moran’s I	$E(I)$	SD	Z值	P值
0.2681	−0.0233	0.1045	2.7832	0.0170

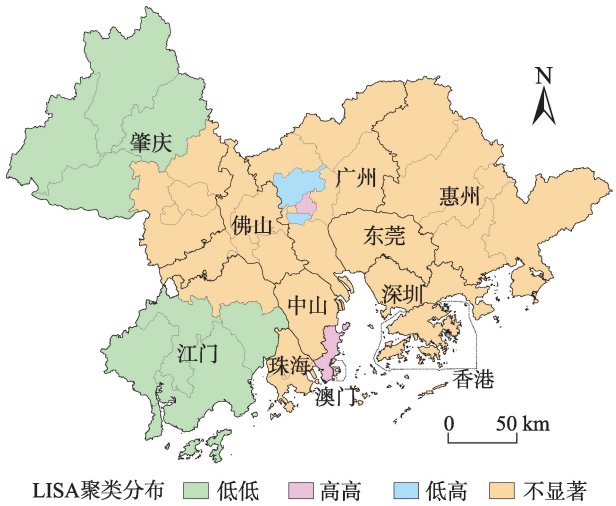

图5　粤港澳大湾区2015年人均GDP LISA聚类分布

Fig. 5　LISA clustering chart of per capita GDP of the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area in 2015

注：该图基于国家测绘地理信息局标准地图（审图号为GS(2019)4342号）绘制，底图无修改。

重矩阵进行回归分析，其具体模型见公式（12）和公式（13）：

$$\ln Y=\rho W\ln Y+\beta_0+\beta_1\ln K+\beta_2\ln L+\beta_3 p+\varepsilon \tag{12}$$

其中：W为空间权重矩阵。

$$\ln Y=\beta_0+\beta_1\ln K+\beta_2\ln L+\beta_3 p+\varepsilon \tag{13}$$

其中：$\varepsilon=\lambda W\varepsilon+\mu$，$W$为空间权重矩阵。

回归结果如表5所示：

表5 粤港澳大湾区人口老龄化对经济增长影响的回归结果

Tab. 5 Regression results of the impact of population aging on economic growth in the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area

被解释变量：ln Y			
Variable	OLS	SEM	SAR
Constant	−11.4904***	−13.4848***	−11.1651***
	(1.93)	(1.45)	(1.81)
p	−0.0343**	−0.0291**	−0.0284*
	(0.02)	(0.01)	(0.02)
ln K	0.5694***	0.5799***	0.5519***
	(0.10)	(0.08)	(0.10)
ln L	1.5501***	1.7165***	1.3829***
	(0.18)	(0.13)	(0.20)
Rho	—	—	0.1468
			(1.17)
Lambda	—	−0.5047**	—
		(0.20)	
Adj-R-squared	0.7955	—	—
AIC	23.7043	19.9447	24.6494
SC	30.8411	27.0815	33.5703
Log likelihood	−7.8522	−5.9723	−7.3247

注：括号内数值表示标准差；*、**、***分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著。

从回归结果来看，空间滞后模型的空间自回归系数ρ未通过显著检验，且赤池息准则（AIC）和施瓦茨准则（SC）均大于空间误差模型对应的AIC和SC。同时，空间滞后模型的对数似然值（Log likelihood）小于空间误差模型对应的对数似然值。综合以上分析，故选取空间误差模型作为最终分析模型。

空间误差模型的回归结果表明，人均固定资本和人力资本投入均通过了1%的显著性检验，二者的系数值均为正，表明人均固定资本投入和人均人力资本投入对经济增长有正向影响。人口老龄化系数在5%的显著性水平下系数值为负，表明65岁以上人口增加会对经济增长产生负面的影响。从相关系数来看，人均人力资本投入每增加1%，人均GDP增加1.72%；人均固定资本投入每增加1%，人均GDP增加0.58%；老龄人口每增加1%，人均GDP减少3%。这意味着影响粤港澳大湾区经济增长的三个因素中，人均人力资本投入对经济的正向效应大于人均固定资本投入，人口老龄化对经济增长造成的负向影响已经超过了人均人力资本投入和人均固定资本投入对经济造成的正向影响。

4.4 稳健性检验

为使结论更具有稳健和可靠性，本文采取经济距离权重矩阵和地理距离权重矩阵对模型进行再次估计，结果如表6所示。

从回归结果来看，在经济距离权重和地理距离权重矩阵下的ρ和λ均通过了显著性检验。同时，结合赤池信息准则（AIC）、施瓦茨准则（SC）和对数似然值（Log likelihood）的比较，在经济距离权重矩阵和地理距离权重矩阵下，空间误差模型为最优的回归模型。模型中的人均固定资本投入和人均人力资本投入均通过了1%显著性检验且回归系数均为正数，表明其对经济的增长具正向促进作用，人口老龄化系数在1%的显著性水平下系数为负，说明人口老龄化的经济效应为负。在经济距离权重矩阵下，人均人力资本投入增加1%，人均GDP增加1.54%。人均固定资本投入增加1%，人均GDP增加0.55%。老龄人口每增加1%，人均GDP减少4%；在地理距离权重矩阵下，人均人力资本投入增加1%，人均GDP增加1.55%；人均固定资本投入增加1%，人均GDP增加

表6　经济距离权重矩阵和地理距离权重矩阵下模型回归结果

Tab. 6　Model regression results under economic distance weight matrix and geographical distance weight matrix

被解释变量：ln *Y*				
Variable	经济距离权重		地理距离权重	
	SEM	SAR	SEM	SAR
Constant	−15.7945***	−10.7587***	−11.4904***	−22.2587***
	(2.46)	(1.66)	(1.90)	(2.03)
p	−0.0449***	−0.0459***	−0.0343**	−0.0350**
	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)
ln*K*	0.5545***	0.548***	0.5694***	0.5815***
	(0.08)	(0.08)	(0.10)	(0.09)
ln*L*	1.5381***	1.5185***	1.5501***	1.5828***
	(0.15)	(0.15)	(0.17)	(0.17)
Rho	—	−0.3146***	—	0.9091***
		(0.10)		(0.06)
Lambda	−0.3006***	—	1.1000***	—
	(0.10)		(0.07)	
Adj-R-squared	—	—	—	—
AIC	18.7555	18.8029	22.2710	24.2710
SC	29.4607	29.5080	29.4077	33.1919
Log likelihood	−3.3778	−3.4015	−7.1355	−7.1355

注：括号内数值表示标准差；**、***分别表示在5%和1%的显著性水平下显著。

0.57%，老龄人口每增加1%，人均GDP减少3%。

综上可以看出，无论是Queen相邻空间权重矩阵下的空间误差模型，还是经济距离和地理距离权重矩阵下回归模型，其回归结果均表明粤港澳大湾区人均固定资本投入和人力资本投入对经济增长具有正向作用，且人均人力资本投入对经济增长的影响程度大于人均固定资本投入。人口老龄化对经济增长的影响均通过了显著性检验，系数均为负值，意味着研究期内粤港澳大湾区人口老龄化对经济增长产生了抑制作用。从回归系数可以看出，相较于人均固定资本投入和人均人力资本投入，人口老龄化对经济增长的负向影响较强。考虑到粤港澳大湾区的香港在研究期内经历了老龄型I期、II期和III期三个阶段，再加上能获取到连续年份的数据，本文运用多元时间序列模型考察香港人口老龄化的经济效应，这在一定程度上对粤港澳大湾区具有参考意义。

4.5 香港人口老龄化经济效应的时间序列模型分析

4.5.1 *香港人口老龄化演变过程*　作为粤港澳大湾区人口老龄化程度最深的城市，香港于1990年进入老龄化社会，比内地早9年进入人口老龄化社会。表7展示了香港人口老龄化程度的演变过程，具体包括三个阶段：1990—1995年为老年型I期，对应的人均GDP为13110~22765美元。1996—2012年为老年型II期，老年型II期长达17年，对应的人均GDP为24702~36732美元。2013—2018年为老年型III期，对应的人均GDP为38403~48672美元。从香港进入老年型I期对应的人均GDP来看，粤港澳大湾区与之表现出某种相似性。在研究期的四个年份，粤港澳大湾区2015年为老年型I期，该年人均GDP为20000美元以上，1994年处于老年型I期的香港人均GDP亦超过了20000美元，这使得对香港的多元时间序列的实证分析参考意义更为明显。

理论上，多元时间序列模型对样本数据时间的要求为3（k+1）（k是解释变量的个

表7 1990—2018年香港人口年龄结构演变情况

Tab. 7 Evolution of the age structure of Hong Kong's population from 1990 to 2018

年份	老龄化系数(%)	类型	人均GDP(美元)	年份	老龄化系数(%)	类型	人均GDP(美元)
1990	8.46	老年型I期	13110	2005	12.25	老年型II期	26093
1991	8.73	老年型I期	14955	2006	12.43	老年型II期	27697
1992	9.00	老年型I期	17356	2007	12.61	老年型II期	29902
1993	9.25	老年型I期	19659	2008	12.69	老年型II期	30871
1994	9.51	老年型I期	21673	2009	12.89	老年型II期	30696
1995	9.78	老年型I期	22765	2010	13.08	老年型II期	32550
1996	10.12	老年型II期	24702	2011	13.31	老年型II期	35142
1997	10.42	老年型II期	27169	2012	13.70	老年型II期	36732
1998	10.66	老年型II期	25507	2013	14.27	老年型III期	38403
1999	10.93	老年型II期	24713	2014	14.71	老年型III期	40315
2000	10.94	老年型II期	25319	2015	15.29	老年型III期	42430
2001	11.22	老年型II期	24771	2016	15.85	老年型III期	43735
2002	11.52	老年型II期	24120	2017	16.43	老年型III期	46221
2003	11.82	老年型II期	23293	2018	16.99	老年型III期	48672
2004	12.07	老年型II期	24454				

注：表中数据按照当年汇率将港币换算成美元。

数），本文的解释变量为3个，则在时间上的要求至少为12年，香港处于人口老年型II期的时间跨度达到16年（1996—2012年）。另外，虽然港澳大湾区在2015年处于老年型I期，但在中国人口加速化和深度化的背景下，进入老年型II期是必然趋势。故本文运用时间序列模型分析香港人口年龄结构处于老年型II期阶段的人口老龄化的经济效应。

4.5.2 单位根检验 时间序列是否平稳需要进行平稳性检验，以避免非平稳时间序列直接回归所存在的伪回归现象，从而导致实证没有意义。本文运用Eviews 7.2对模型中的解释变量和被解释变量进行ADF单位根检验（见表8）。

ADF单位根检验的结果显示，原始序列均为非平稳序列，其中人均GDP、人均固定资本投入和人均人力资本投入均为一阶单整序列，老龄人口比重为二阶单整序列，具体的协整关系则需要进一步检验。

4.5.3 协整检验 为避免差分所带来的过多的信息的损失，本文对老龄人口比重序列进行一阶差分得到经济含义为“老龄人口增长”的一阶单整序列，并对Y、K、L、$D(p)$序列进行Johansen协整检验，得到结果见表9。

表8 ADF单位根检验

Tab. 8 ADF unit root test

变量	ADF检验	各显著性水平的临界值		
		0.01	0.05	0.10
$\ln Y$	−2.4939	−4.6679	−3.7332	−3.3103
$D(\ln Y)$	−3.4700	−3.9591	−3.0810	−2.6813
$\ln K$	−2.6971	−4.8000	−3.7912	−3.3423
$D(\ln K)$	−7.6940	−4.8000	−3.7912	−3.3423
$\ln L$	−1.9862	−4.6679	−3.7332	−3.3103
$D(\ln L)$	−4.0244	−3.9591	−3.0810	−2.6813
O	−2.1373	−4.6679	−3.7332	−3.3103
$D(O)$	−2.8201	−4.7283	−3.7597	−3.3249
$D(D(O))$	−5.3735	−4.0044	−3.0989	−2.6904

表9显示，“$\ln Y$、$\ln K$、$\ln L$、$D(p)$之间不存在长期均衡关系”和“$\ln Y$、$\ln K$、$\ln L$、$D(p)$之间最多存在1个协整关系”的原假设均在5%的显著性水平下被拒绝，而“$\ln Y$、$\ln K$、$\ln L$、$D(p)$之间最多存在2个协整关系”无

表9　Johansen协整检验结果

Tab. 9　Johansen cointegration test results

假设条件	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Crititical Value	Prob.
None	0.9827	99.2744	47.8561	0.0000
At most 1	0.9094	42.4794	29.7971	0.0011
At most 2	0.3907	8.8550	15.4947	0.3790

法在10%的显著性水平下被拒绝，故认为ln$Y$、ln$K$、ln$L$、ln$D(p)$之间存在2个协整关系。

4.5.4 回归结果分析　由上述分析可知，ln$Y$、ln$K$、ln$L$、$D(p)$序列之间存在长期均衡关系，对其构建多元时间序列模型，得到回归结果如表10所示。

表10　人口老龄化对经济影响的回归结果

Tab. 10　regression results of the impact of population aging on economy

Variable	Coefficient	Std.Error	t-statistic	Prob.
Constant	−27.3322	4.7933	−5.7022	0.0001
ln$L$	2.4437	0.4038	6.0521	0.0001
$D(p)$	−0.4053	0.1842	−2.2004	0.0481
ln$K$	1.0160	0.1315	7.7271	0.0000
R-squared	0.9010	Mean dependent var		12.3441
Adjusted R-squared	0.8763	S.D. dependent var		0.1869
S.E. of regression	0.0657	Akaike info criterion		−2.3937
Sum squared resid	0.0519	Schwarz criterion		−2.2005
Log likelihood	23.1496	Hannan-Quinn criter.		−2.3838
F-statistic	36.4117	Durbin-Watson stat		2.0637
Prob(F-statistic)	0.0000			
Sample(adjusted):1997:2012				

回归结果表明，可决系数R^2及调整的R^2分别达到0.901和0.8763，二者均接近1，模型的拟合优度高，方程的F值对应的概率小于0.01，表明方程显著性良好。DW值为2.0637，通过查D.W.检验上下界表，在5%显著性水平下，D.W.检验的下界D_L=0.86，上界D_U=1.73，可知残差序列无自相关性，模型整体拟合效果较好。从回归系数来看，老龄人口增长率的系数为−0.4053且通过了5%的显著性检验，表明老龄人口增长率每增加1%，人均GDP减少41%；人均固定资本投入的系数为1.016且通过了1%的显著性水平检验，表明人均固定资本投入每增加1%，人均GDP增加1.02%；人均人力资本投入的系数为2.4437且通过了1%的显著性水平检验，说明人均人力资本投入每增加1%，人均GDP增加2.44%。

5　结论与讨论

本文采用广东省第四次、第五次、第六次人口普查资料、2015年广东省1%人口抽样调查资料和香港年刊、澳门统计年鉴的数据，运用空间自相关分析、柯布−道格拉斯生产函数和空间回归等方法，研究2000—2015年粤港澳大湾区人口老龄化的时空特征及其经

济效应，得到以下结论：第一，粤港澳大湾区人口老龄化进程慢于广东省，更慢于全国，但于2015年已进入老年型I期。第二，粤港澳大湾区老龄化系数呈动态演变特征，空间上以香港和江门为起点，经西北向北扩散的“C”型分布模式，高收入城市以澳门和香港为起点向北扩散，最终形成中心–外围的空间分布格局。同时，粤港澳大湾区内部11城市人口老龄化存在空间异质性，不同的城市面临着不同的老龄化程水平。第三，粤港澳大湾区人均GDP水平空间分布格局总体上呈现“全面升级”的特征，但内部11个城市呈现明显的梯队特征，且与人口老龄化进程不同步。第四，处于老年型I期的粤港澳大湾区人口老龄化对经济增长具有负向作用，其中老年型II期的香港已显示出对经济增长显著的负向作用，老龄人口增长率每增加1%，人均GDP下降41%，人均固定资本投入和人均人力资本投入有正向的经济效应，人均人力资本投入带来的正向效应要大于人均固定资本投入。

根据上述结论可以得到三个方面的政策启示：一是即便外来人口净流入的背景下，粤港澳大湾区依然面临人口老龄化压力，且内部11城市存在较显著的空间异质性，这就需要粤、港、澳三地建立起协同治理模式，构建跨境的养老合作机制。二是做好宏观经济发展的顶层设计，通过对固定资本和人力资本投入进行引导，促进产业结构升级，充分利用人力资本促进技术创新，可以在一定程度上弱化粤港澳大湾区人口老龄化经济效应的负向作用。三是虽然相对于全国平均水平，特别是相对于处于老年型II的香港特别行政区，处于老年型I期的粤港澳大湾区人口老龄化对经济的负向作用要轻，但并不意味着人口老龄化减缓经济的效应可以忽视。随着中国人口老龄化日趋严重，未来粤港澳大湾区人口老龄化对经济增长的抑制作用将会更加深刻。因此，理论界应持续关注粤港澳大湾区人口老龄化的进程，并正确评估不同阶段人口老龄化对经济增长的影响，做到未雨绸缪，妥善处理好人口老龄化与经济之间的关系至关重要。

致谢：真诚感谢二位匿名专家在评审过程中所付出的时间和精力，评审专家对本文的研究方法、逻辑结构、结论与讨论方面的修改意见，使本文获益非浅。

参考文献(References)

[1] 孙鹃娟, 高秀文. 国际比较中的中国人口老龄化: 趋势、特点及建议. 教学与研究, 2018, (5): 59-66. [Sun Juanjuan, Gao Xiuwen. China’s population aging in international comparison: trends, characteristics and suggestions. Teaching and Research, 2018, (5): 59-66.]

[2] 原新, 刘志晓, 金牛. 从追赶到超越: 中国老龄社会的演进与发展之路. 新疆师范大学学报: 哲学社会科学版, 2020, (2): 1-9. [Yuan Xin, Liu Zhixiao, Jin Niu. From catching up to surpassing: The evolution and development of China's aging society. Journal of Xinjiang Normal University: Edition of Philosophy and Social Sciences, 2020, (2): 1-9.]

[3] 曾通刚, 赵媛. 中国老龄事业发展水平时空演化及其与经济发展水平的空间匹配. 地理研究, 2019, 38(6): 1497-1511. [Zeng Tonggang, Zhao Yuan. The temporal and spatial evolution of the development level of China's aging career and its spatial matching with the level of economic development. Geographical Research, 2019, 38(6): 1497-1511.]

[4] Robles G D. Prisoners of Space? Exploring the Geographic Experience of Older People. Boulder: West-view Press, 1978: 58-59.

[5] Helenium T. Geographic aspects of population ageing in Russian Federation. Eurasian Geography and Economics, 2003, 44(5): 325-347.

[6] Bean F D. Geographic Concentration, Migration, and Population Redistribution Among the Elderly. Washington, D.C. : National Academy Press, 1994: 319-320.

[7] Maestas N, Mullen K J, Powell D. The effect of population aging on economic growth, the labor force and productivity. http: //www.nber.org/papers/w22452, 2016-07.

[8] Lee H, Shin K. Nonlinear effects of population aging on economic growth. Japan and the World Economy, 2019, 51(9): 1-17.

[9] 高晓路, 吴丹贤, 许泽宁, 等. 中国老龄化地理学综述和研究框架构建. 地理科学进展, 2015, 34(12): 1480-1494. [Gao Xiaolu, Wu Danxian, Xu Zening, et al. Summary and construction of research framework of geography of aging in China. Progress in Geography, 2015, 34(12): 1480-1494.]

[10] 陆杰华, 刘芹. 改革开放40年来中国老龄研究的进展、创新及展望. 中共福建省委党校学报, 2018, (12): 76-85. [Lu Jiehua, Liu Qin. Progress, innovation and prospect of aging research in China over the past 40 years of reform and opening up. Journal of Fujian Provincial Committee Party School of CPC, 2018, (12): 76-85.]

[11] 刘玉飞. 人口老龄化背景下城市化对劳动力供给的影响效应分析. 统计与决策, 2019, 35(18): 103-106. [Liu Yufei. Analysis of the effect of urbanization on labor supply under the background of population aging. Statistics & Decision, 2019, 35(18): 103-106.]

[12] 豆建春. 老龄化对创新的影响: 效应、机制及其对中国的启示. 人口与经济, 2019, (5): 78-93. [Dou Jianchun. The influence of aging on innovation: Effect, mechanism and its enlightenment to China. Population & Economics, 2019, (5): 78-93.]

[13] 刘成坤, 赵昕东. 人口老龄化对中国产业结构升级的影响研究. 区域经济评论, 2018, (4): 69-80. [Liu Chengkun, Zhao Xindong. Research on the influence of population aging on the upgrading of China's industrial structure. Regional Economic Review, 2018, (4): 69-80.]

[14] 周榕, 庄汝龙, 黄晨熹. 中国人口老龄化格局演变与形成机制. 地理学报, 2019, 74(10): 2163-2177. [Zhou Rong, Zhuang Rulong, Huang Chenxi. The mechanism of local evolution and formation of aging population in China. Acta Geographica Sinica, 2019, 74(10): 2163-2177.]

[15] 梅林, 郭艳花, 陈妍. 吉林省人口老龄化时空分异特征及成因. 地理科学进展, 2018, 37(3): 352-362. [Mei Lin, Guo Yanhua, Chen Yan. Characteristics and causes of spatio-temporal differentiation of population aging in Jilin province. Progress in Geography, 2018, 37(3): 352-362.]

[16] 王利, 刘万波, 赵东霞, 等. 东北地区县域老年人口高龄化空间分异特征及驱动因素研究. 地理科学, 2019, 39(2): 267-276. [Wang Li, Liu Wanbo, Zhao Dongxia, et al. Study on the characteristics and driving factors of aging spatial differentiation of county elderly population in Northeast China. Scientia Geographica Sinica, 2019, 39(2): 267-276.]

[17] 李少星, 王先芝, 纪小乐, 等. 乡镇尺度上的山东省人口老龄化空间格局演变与影响因素研究. 地理科学进展, 2019, 38(4): 567-576. [Li Shaoxing, Wang Xianzhi, Ji Xiaole, et al. Study on the evolution and influencing factors of the spatial pattern of population aging in Shandong Province on the township scale. Progress in Geography, 2019, 38(4): 567-576.]

[18] 刘毅, 王云, 杨宇, 等. 粤港澳大湾区区域一体化及其互动关系. 地理学报, 2019, 74(12): 2455-2466. [Liu Yi, Wang Yun, Yang Yu, et al. Regional integration and interaction of Guangdong-Hong Kong-Macau Greater Bay Area. Acta Geographica Sinica, 2019, 74(12): 2455-2466.]

[19] 王录仓, 武荣伟, 刘海猛, 等. 县域尺度下中国人口老龄化的空间格局与区域差异. 地理科学进展, 2016, 35(8): 921-931. [Wang Lucang, Wu Rongwei, Liu Haimeng, et al. Spatial pattern and regional differences of population aging in China on the county scale. Progress in Geography, 2016, 35(8): 921-931.]

[20] 代金辉, 马树才. 人口老龄化对经济增长影响路径的统计检验. 统计与决策, 2019, 35(3): 110-113. [Dai Jinhui, Ma Shucai. Statistical Test of the influence path of population Aging on Economic growth. Statistics and Decision, 2019, 35 (3): 110-113.]

[21] 谢珍珠. 人口老龄化对河南经济发展的影响研究. 昆明: 云南财经大学硕士学位论文, 2019: 3-6. [Xie Zhenzhu. A study on the influence of population aging on the economic development of Henan province. Kunming: Master Dissertation of Yunnan University of Finance and Economics, 2019: 3-6.]

[22] 杨振, 张小雷, 李建刚, 等. 中国地级单元城镇化与经济发展关系的时空格局: 基于2000年和2010年人口普查数据的探析. 地理研究, 2020, 39(1): 25-40. [Yang Zhen, Zhang Xiaolei, Li Jiangang, et al. The spatio-temporal pattern of the relationship between prefecture-level unit urbanization and Economic development in China : An analysis based on 2000 and 2010 population Census data. Geographical Research, 2020, 39(1): 25-40.]

[23] 李琼, 周宇, 田宇, 等. 2002-2015年中国社会保障水平时空分异及驱动机制. 地理研究, 2018, 37(9): 1862-1876. [Li Qiong, Zhou Yu, Tian Yu, et al. Spatio-temporal differentiation of China's Social Security level and its driving mechanism from 2002 to 2015. Geographical Research, 2018, 37(9): 1862-1876.]

[24] 冯长春, 曾赞荣, 崔娜娜. 2000年以来中国区域经济差异的时空演变. 地理研究, 2015, 34(2): 234-246. [Feng Changchun, Zeng Zanrong, Cui Nana. The temporal and spatial evolution of China's regional economic disparity since 2000. Geographical Research, 2015, 34(2): 234-246.]

[25] 刘晔, 王若宇, 薛德升, 等. 中国高技能劳动力与一般劳动力的空间分布格局及其影响因素. 地理研究, 2019, 38(8): 1949-1964. [Liu Ye, Wang Ruoyu, Xue Desheng, et al. The spatial distribution pattern and influencing factors of China's high-skilled labor force and general labor force. Geographical Research, 2019, 38(8): 1949-1964.]

[26] 王承云, 孙飞翔. 长三角城市创新空间的集聚与溢出效应. 地理研究, 2017, 36(6): 1042-1052. [Wang Chengyun, Sun Feixiang. The agglomeration and spillover effects of urban innovation space in the Yangtze River Delta. Geographical Research, 2017, 36(6): 1042-1052.]

[27] 张晓婧. 中国经济增长的影响要素分析: 基于柯布—道格拉斯生产函数. 中国市场, 2013, (41): 117-118+133. [Zhang Xiaojing. Analysis of the influencing factors of China's economic growth: Based on Cobb-Douglas production function. Chinese Market, 2013, (41): 117-118+133.]

[28] 陈霞. 湖北受教育程度人群与经济发展的关联性分析: 基于拓展的柯布-道格拉斯函数. 湖北民族学院学报: 哲学社会科学版, 2016, 34(4): 37-40+132. [Chen Xia. Analysis of the correlation between the education level of Hubei and economic development: Based on the extended Cobb-Douglas function. Journal of Hubei Minzu University: Philosophy and Social Sciences, 2016, 34(4): 37-40+132.]

[29] 朱平芳, 徐大丰. 中国城市人力资本的估算. 经济研究, 2007, (9): 84-95. [Zhu Pingfang, Xu Dafeng. Estimation of human capital in Chinese cities. Economic Research, 2007, (9): 84-95.]

The spatio-temporal characteristics of the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area's population aging and its economic effects

LI Qiong[1, 2], LI Songlin[1], ZHANG Lanlan[3], LI Hao[4], LIU Yi[5]

(1. Business School of Jishou University, Jishou 416000, Hunan China; 2. Jishou University Academician Workstation, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, CAS, Jishou 416000, Hunan China; 3. School of Economics and Management, Changsha University of Science and Technology, Changsha 410000, China; 4. School of Accounting, Hunan University of Technology and Business, Changsha 410205, China; 5. Academy of Great Bay Area Studies, Guangzhou 510070, China)

Abstract: The strategic cycle of "two fifteen years" of China's modernization in the new era is exactly the period of rapid population aging, and the imbalance between the rapid aging of the population age structure and the development of the economy and society will become increasingly serious. This paper uses the data of the fourth, fifth and sixth censuses of Guangdong Province, the sample survey data of 1% population in Guangdong Province in 2015, the data of Hong Kong Statistical Yearbook and Macao Statistical Yearbook. Spatial autocorrelation analysis, Cobb Douglas production function and spatial regression methods were used in this study, the spatio-temporal characteristics and economic effects of population aging in the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area from 2000 to 2015 were studied. The results of our study show that: (1) The aging process of population in the Greater Bay Area is slower than that of Guangdong and even slower than that of the whole country, but it transformed into the senile type I in 2015. (2) The aging coefficient of the study area shows a dynamic evolution feature. The spatial pattern of "C" type started from Hong Kong and Jiangmen of Guangdong and spread northward through the northwest. High income cities spread northward from Macao and Hong Kong, and finally formed a center- periphery distribution pattern. (3) The aging population in the Greater Bay Area has a negative impact on economic growth. The aging population increased by 1%, and the per capita GDP decreased by 3%. Per capita fixed capital investment and per capita human capital investment had positive effect on economic growth, and the positive effect of per capita human capital investment was greater than that of per capita fixed capital investment. In view of this, Guangdong, Hong Kong and Macao should establish a collaborative governance model and build a cross-border pension cooperation mechanism. It is essential to promote industrial restructuring and encourage technological innovation, assess the impact of population aging on economic growth at different stages, and handle the relationship between population aging and economy.

Keywords: the Guangdong-Hong Kong-Macao Greater Bay Area; population aging; economic effect; spatio-temporal characteristics