

中国人口老龄化城乡倒置的时空演变 趋势及影响因素研究

刘成坤¹

(江西财经大学:a. 统计学院;b. 博士后流动站, 南昌 330013)

【摘要】: 本文基于 2000—2019 年我国省级层面的面板数据, 对人口老龄化城乡倒置的时空演变趋势进行了分析, 在此基础上, 构建空间动态面板模型和面板门槛模型研究了人口老龄化城乡倒置的影响因素。结果显示: 样本期间, 无论是农村还是城镇地区的人口老龄化均呈现不同程度的增长, 且农村地区人口老龄化的增长速度明显快于城镇地区; 人口老龄化城乡倒置具有显著的区域异质性, 人口老龄化城乡倒置程度由大到小分别为东部地区、中部地区和西部地区; 我国各省份的人口老龄化城乡倒置存在显著的空间相关性, 城镇化水平会对人口老龄化城乡倒置产生显著的推动作用, 工业化进程会对人口老龄化城乡倒置产生显著的阻碍作用, 经济饱和度和医疗卫生水平会对人口老龄化城乡倒置产生显著的空间溢出效应。此外, 人口老龄化城乡倒置存在基于城镇化水平的门槛效应, 城镇化对人口老龄化城乡倒置的影响具有显著的阶段性。最后, 根据本文的实证研究结果, 提出相应的对策建议, 为更好地应对人口老龄化城乡倒置问题提供借鉴和参考。

【关键词】: 人口老龄化城乡倒置 时空演变 空间动态面板模型 面板门槛模型

【中图分类号】: C931.6 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006—2912(2021)12—0031—15

一、引言

杜鹏和王武林(2010)^[1]指出, 人口老龄化城乡倒置是指一个国家或地区在农村经济发展水平还远低于城市的情况下, 其人口老龄化水平却高于城镇, 即农村老年人口在农村总人口中所占比例高于城镇老年人口在城镇总人口中所占比例。全国第五次人口普查数据显示, 2000 年我国 65 岁及以上的老年人口比重为 7%。其中, 城镇 65 岁及以上的老年人口比重为 6.30%, 农村 65 岁及以上的老年人口比重为 7.35%, 说明我国早在 21 世纪初进入人口老龄化社会之时便已经出现了人口老龄化城乡倒置的现象。进入 21 世纪后, 在城镇化和工业化的推动下, 越来越多的青壮年劳动力从农村涌入城市, 对人口老龄化城乡倒置起到了推波助澜的作用。据《中国人口和就业统计年鉴》中的相关数据显示, 截止到 2019 年底, 我国 65 岁及以上的老年人口比重达到 12.57%。其中, 城镇 65 岁及以上的老年人口比重达到 11.19%, 农村 65 岁及以上的老年人口比重达到 14.69%。在不到 20 年的时间里, 城乡人口老龄化程度的差距由 1.05% 扩大到 3.50%, 且还有进一步扩大的趋势。人口老龄化城乡倒置会对经济社会发展产生一系列的消极影响, 如农村空心化问题、耕地抛荒问题、社会养老问题和城乡收入不平衡加剧问题。我国地域辽阔, 各地区的自然资源禀赋、经济发展程度和工业化进程各不相同, 导致我国人口年龄结构的空间分布呈现极大的不均衡性。基于此, 本文拟对以下问题进行研究: 一是中国人口老龄化城乡倒置的时空演变问题, 即人口老龄化城乡倒置的时间和空间特征; 二是中国人口老龄化城乡倒置的影响因素问题, 即哪些因素延缓了人口老龄化城乡倒置, 哪些因素加剧了人口老龄化城乡倒置。探讨我国人口老龄化城

¹作者简介: 刘成坤(1990-), 男, 江西赣州人, 江西财经大学统计学院讲师、硕士生导师, 经济学博士, 研究方向: 宏观经济计量分析。

基金项目: 国家自然科学基金项目“人口老龄化对制造业高质量发展的影响及对策研究”(72063009)

乡倒置的时空演变趋势及影响因素,对促进我国区域经济可持续发展、推动和谐社会建设具有重要的理论和现实意义。不仅可以为解决因人口老龄化城乡倒置产生的社会问题指明方向,而且有利于完善城市和农村的社会保障体系建设,应对老龄化带来的冲击,同时还能政府部门制定促进城乡经济和谐发展的相关政策提供科学依据。

二、文献综述

人口老龄化是经济社会发展到一定程度的必然现象,早在 1865 年,法国 65 岁及以上的老年人口比重就已达到 7%,成为世界上第一个进入人口老龄化社会的国家。随后,瑞典、英国、德国、美国和日本等发达国家,以及包括中国在内的众多发展中国家也相继进入人口老龄化社会,人口老龄化已成为一项世界性难题。自人口老龄化现象出现以来,人口老龄化便成为社会各界关注的热点问题。

虽然人口老龄化问题早在 19 世纪就已经出现,但由于当时进入人口老龄化社会的国家相对较少,人口老龄化的区域特征在当时并未凸显。直到 20 世纪 80 年代,学者们才开始从空间角度和影响因素角度对人口老龄化现象进行研究。Goodman^[2](1987)基于美国 1980 年的人口普查数据,采用洛伦兹曲线研究了巴尔的摩、费城和匹茨堡等三个大都市区城镇人口老龄化的不均衡程度。Rogeretal.^[3](1990)研究了四个工业化国家中的老年人迁徙和人口再分配过程,确定了其主要退休地区,并分析了这些地区老年人口增长的来源,结果显示,英国和美国正在接近其“老年人流动过渡”的最后阶段,而日本仅进入了第一阶段,意大利处于中间位置。Jolly^[4](1994)认为,人口老龄化既是时间上人口年龄结构逐渐演变的过程,也是空间上人口分布非均衡动态演化的过程。Rogerso^[5](1996)基于 1985—1990 年美国州际层面的面板数据,从空间尺度对老年人口增长的影响因素进行了研究,发现老年人口的迁入是影响当地老年人口增长的主要因素。Anderson & Hussey^[6](2000)认为,工业化国家的预期寿命、出生率和人口迁移是引起人口老龄化差异的主要原因。Shrestha^[7](2000)对发展中国家的人口老龄化现象进行了分析,发现发展中国家的人口老龄化增长速度明显快于工业化国家,各大洲的人口老龄化差异较大。

与国外的研究相比,国内学者对人口老龄化空间差异和影响因素问题的研究丰富得多。第一,从国际层面来看。单良和丁莉^[8](2013)运用老年人口比重和老年人口密度两项指标,对 2010 年中日两国老年人口的空间分布进行分类比较,发现两国人口老龄化地区分布的集中程度、自然环境关联度与经济发展匹配形式都存在一定差异。王志宝等人^[9](2015)基于中美日韩四国的人口普查数据,研究发现人口老龄化演变的影响因素大致包括区位效应、社会保障、经济发展和人口惯性,经济差异直接导致人口老龄化的两极分化,社会保障差异引导人口老龄化区域演变的方向。第二,从国家层面来看。袁俊等人^[10](2007)运用定量测度方法,从时空角度描述了中国农村人口老龄化的分异特征,发现中国农村人口老龄化的区域差异非常明显,农村经济发展水平、劳动力文化教育程度的差异是影响农村人口老龄化程度的主要因素;林琳等人^[11](2016)的研究结果则显示,影响农村人口老龄化区域差异的主要因素包括经济发展因素、人口自身因素、农村发展因素和文化教育因素。赵儒煜等人^[12](2012)将空间因素纳入我国人口老龄化问题的研究框架,研究发现我国各省域人口老龄化水平和发展速度存在异质性空间分布特征,影响人口老龄化的因素中,期初老少比具有正向促进作用,期初人口自然增长率具有负向促进作用。王志宝等人^[13](2013)对 1990—2010 年间中国人口老龄化的区域差异及其演化进行了研究,发现中国各省区的人口老龄化演变阶段差异很大,但基本没有出现“未富先老”,经济发展是中国人口老龄化的重要推动因素之一。第三,从省域或县域层面来看。张开洲和陈楠^[14](2014)将探索性空间数据分析方法应用于人口老龄化区域差异研究,以福建省为例,分析了 1990—2010 年间县域人口老龄化的时空演变特征,并对导致格局演变的驱动机制进行了探讨。王录仓和武荣伟^[15](2016)基于 2000 年和 2010 年人口普查的分县数据,应用变异系数和地理探测器分析方法,研究了中国县域层面人口老龄化的时空变化特征,探讨了人口老龄化的影响因素,结果显示,影响人口老龄化时空变化的首要因素是基期老年人口比重和人口年龄结构的更替。郭金铭等人^[16](2019)研究了四川省人口老龄化的影响因素,发现持续降低的出生率和死亡率推动了老龄化,较高的迁出率加剧了老龄化,迁入率则缓解了人口老龄化。此外,易卫华等人^[17](2015)对广东省人口老龄化的时空演化及成因进行了探索;李少星等人^[18](2019)则基于第五次和第六次人口普查数据,研究了山东省乡镇人口老龄化的空间格局及其演变特征。

还有学者对人口老龄化城乡倒置现象进行了研究,如李辉和王瑛洁^[19](2012)认为,人口老龄化城乡倒置现象是一个国家或

地区经济社会发展与人口发展综合作用的结果，我国人口老龄化城乡倒置有其自身的特点，以城市到农村为主体的城乡间人口迁移流动是我国人口老龄化城乡倒置的根本原因。林宝^[20] (2018) 分析发现人口老龄化城乡倒置现象具有普遍性，认为大部分国家和地区的人口老龄化城乡差异将经历“扩大—缩小—再扩大—再缩小”四个阶段；许昕等人^[21] (2020) 则利用探索性空间数据分析技术研究了县域城乡老年人口的空间差异与关联性，发现人口老龄化城乡倒置会呈现“缩小—再扩大”的阶段性特征。钟睿 (2019)^[22] 从国际视角指出人口老龄化城乡倒置是城镇化进程中的“常态”，并基于人口流动的视角，认为乡村劳动力向城镇迁移以及流动人口内部“循环更新”是造成我国人口老龄化城乡倒置的主要原因。

从现有的文献来看，国内外学者对人口老龄化空间分布和影响因素的研究已取得了丰富的成果。然而，从中也不难发现：第一，虽然很多学者对人口老龄化的影响因素进行了研究，但城镇人口老龄化和农村人口老龄化的影响因素可能并不一致，尚未有学者对人口老龄化城乡倒置的影响因素进行研究；第二，对人口老龄化影响因素的分析以静态为主，而人口老龄化是个动态变化的过程，在实证分析中有必要将这个特性考虑在内；其三，现有研究大多基于传统计量方法探讨人口老龄化的影响因素，忽略了人口老龄化的空间相关性，根据地理学第一定律，任何地理事物在空间上都具有相关性，人口老龄化也不例外 (吴媛媛和宋玉祥^[23], 2020)。因此，本文拟首先对人口老龄化城乡倒置的时空差异进行分析，在此基础上，构建空间动态模型对人口老龄化城乡倒置的影响因素进行深入研究。

三、人口老龄化城乡倒置的时空演变特征分析

(一) 省域城乡人口老龄化的发展趋势

虽然中国早在 2000 年就已进入人口老龄化社会，但各个省份进入人口老龄化的时间并不一致，有些省份在此之前就已进入人口老龄化社会，有些省份在此之后才进入人口老龄化社会，且各省份城镇地区和农村地区进入人口老龄化社会的时间也存在差异。因此，有必要对城镇地区和农村地区人口老龄化程度的差异进行详细分析。由于《中国人口与就业统计年鉴》中细分了城市、镇和农村的分年龄人口结构，为了区分城乡人口老龄化程度，参考许昕等人^[21] (2020) 的研究，将“城市”和“镇”合并为“城镇”，2000—2019 年间我国各省份城镇和农村地区的人口老龄化变动趋势如表 1 所示。

表 1 2000—2019 年我国各省份的城镇和农村人口老龄化程度 (%)

省份	2000		2005		2010		2015		2019		均值	
	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村
北京	8.40	8.39	10.89	10.43	8.55	9.71	10.52	11.49	11.78	9.38	10.13	10.69
天津	8.46	7.86	10.05	8.66	8.36	9.15	10.01	11.62	12.16	11.67	11.12	9.41
河北	5.69	7.28	7.96	8.29	7.53	8.80	9.22	11.16	12.48	14.04	8.83	9.54
山西	5.21	6.71	7.27	8.03	6.46	8.61	7.79	10.87	9.64	12.96	7.18	8.88
内蒙古	4.83	5.73	7.33	8.68	7.05	8.20	8.55	11.06	7.99	13.95	7.47	9.33
辽宁	7.92	7.73	10.29	8.99	10.30	10.33	12.69	13.21	15.34	17.15	11.38	10.83
吉林	5.98	5.75	8.36	6.93	8.92	7.77	11.28	10.46	12.93	13.78	9.50	8.49
黑龙江	5.89	4.92	8.70	6.14	9.15	7.19	11.33	10.15	13.70	13.90	9.60	8.07

上海	11.23	13.78	11.90	12.46	9.89	12.14	12.45	15.41	16.16	16.99	12.63	14.49
江苏	7.39	9.72	9.35	12.77	9.10	13.58	10.81	16.37	13.18	19.55	10.23	14.14
浙江	7.11	10.50	8.67	13.02	7.07	12.97	9.16	15.25	11.07	20.82	8.65	13.74
安徽	6.55	7.80	8.91	10.87	8.52	11.51	9.85	12.52	11.49	17.04	9.09	11.43
福建	5.75	7.10	7.21	10.34	6.33	9.97	7.33	11.76	8.13	13.62	7.19	10.88
江西	5.50	6.35	7.61	8.95	6.90	8.15	8.46	9.69	8.96	11.73	8.01	8.71
山东	6.20	9.15	9.16	10.66	8.21	11.45	9.70	14.21	13.43	19.60	9.17	12.26
河南	5.73	7.33	7.87	8.41	7.17	9.10	8.40	11.11	10.38	12.96	8.03	9.38
湖北	5.61	6.77	8.43	9.76	7.69	10.47	9.51	13.46	11.31	15.78	8.81	11.05
湖南	5.85	7.89	8.53	11.05	8.15	11.01	9.43	13.05	11.33	15.52	9.21	11.45
广东	4.94	7.41	6.20	9.39	5.49	9.34	6.17	9.96	7.18	12.00	6.30	9.66
广西	6.02	7.56	8.29	10.20	7.52	10.39	8.11	11.21	9.50	10.85	8.28	9.89
海南	5.38	7.43	7.71	9.49	6.85	9.27	7.63	9.42	8.10	11.05	7.20	8.89
重庆	7.62	8.03	9.73	12.01	9.25	14.51	10.65	17.35	11.50	22.93	10.28	14.59
四川	6.83	7.67	9.93	11.37	9.00	12.26	10.51	15.11	13.03	18.83	10.21	12.75
贵州	5.46	5.89	7.96	8.29	7.17	9.49	8.11	10.45	10.27	12.82	8.13	9.06
云南	5.39	6.18	7.47	7.55	7.16	7.88	7.75	8.89	9.66	10.10	8.03	7.88
西藏	4.00	4.72	6.75	5.95	3.45	5.57	5.31	5.86	7.03	5.56	5.82	5.82
陕西	5.67	6.06	8.79	8.51	7.57	9.34	9.02	11.87	11.57	12.73	9.01	9.67
甘肃	4.88	5.03	7.42	7.14	7.39	8.71	8.34	10.13	11.45	11.57	8.65	8.22
青海	4.44	4.14	6.52	5.74	6.70	5.98	6.82	7.37	8.29	8.83	7.20	6.16
宁夏	4.40	4.47	6.60	5.62	6.39	6.40	6.92	7.90	9.00	10.26	6.74	6.60
新疆	4.30	4.63	7.76	5.72	7.70	5.57	8.06	6.31	9.27	6.80	7.93	5.52

注：数据来源于《中国人口与就业统计年鉴》，限于篇幅，仅列出部分年度的数据。

李乐乐^[24] (2017)指出，当 65 岁及以上的老年人口比重达到 7%时，说明进入人口老龄化社会；当 65 岁及以上的老年人口比重达到 14%时，说明进入深度老龄化社会；当 65 岁及以上的老年人口比重达到 20%时，说明进入超级老龄化社会。由表 1 可知，根据这个标准，在样本期初(2000 年)，全国 31 个省份中仅有北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江和重庆等 7 个省份的城镇地区进入人口老龄化社会，且上海的城镇人口老龄化程度最高，达到 11.23%；而河北、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、福建、

江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆等 24 个省份的城镇地区均未进入人口老龄化社会，且西藏地区的老年人口比重最低，仅有 4.00%。北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、安徽、福建、山东、河南、湖南、广东、广西、海南、重庆和四川等 17 个省份的农村地区均已进入人口老龄化社会，仅有山西、内蒙古、吉林、黑龙江、江西、湖北、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆 14 个省份的农村地区未进入人口老龄化社会，且上海的农村人口老龄化程度最高，65 岁及以上的老年人口比重达到 13.78%，青海的农村人口老龄化程度最低，65 岁及以上的老年人口比重仅有 4.14%。从二者之间的差距来看，城镇地区人口老龄化程度高于农村的仅有北京、天津、辽宁、吉林、黑龙江和青海等 6 个省份，其余 25 个省份的农村人口老龄化程度均高于城镇，说明早在 2000 年我国的大部分省份就已出现了人口老龄化城乡倒置现象。而到了样本期末(2019 年)，所有省份的城镇地区均已进入人口老龄化社会，其中上海的城镇人口老龄化程度最高，65 岁及以上的老年人口占比已达到 16.16%，辽宁的城镇 65 岁及以上的老年人口比重也已达到 15.34%，说明这 2 个省份的城镇地区已进入深度老龄化社会；除了新疆和西藏这 2 个省份，其余所有省份农村地区 65 岁及以上的老年人口比重均已超过 7%，其中，重庆农村地区 65 岁及以上的老年人口比重达到 22.93%，浙江农村地区 65 岁及以上的老年人口比重也超过了 20%(20.82%)，说明这两个省份的农村地区均已进入超级老龄化社会，河北、辽宁、上海、江苏、浙江、安徽、山东、湖北、湖南和四川等 10 个省份的农村地区则进入了深度老龄化社会。从样本均值来看，仅有西藏的城镇和农村地区的人口老龄化程度持平，北京、河北和山西等 21 个省份农村地区的人口老龄化程度均高于城镇地区，且二者之间差距最大的省份为浙江。此外，从总体来看，无论是农村地区还是城镇地区，人口老龄化程度均呈上升趋势；无论是在期初还是期末，农村地区的人口老龄化程度均远远高于城镇，且人口老龄化城乡倒置的现象呈加剧趋势。

(二)不同区域人口老龄化城乡倒置的时空分布特征

为了对不同地区人口老龄化城乡倒置的现象进行分析，借鉴林宝^[20](2018)的研究，将农村人口老龄化程度与城镇人口老龄化程度之差作为人口老龄化城乡倒置的衡量指标。在此基础上，参考聂高辉和宴佳惠^[25](2019)的研究，将全国 31 个省份划分为东部地区、中部地区、西部地区三大区域¹，进一步分析全国及不同区域人口老龄化城乡倒置的时空分布特征，通过对《中国人口与就业统计年鉴》和《中国宏观经济数据库》中的相关数据进行计算，可以得到如图 1 所示的全国及各区域样本期间人口老龄化城乡倒置的趋势图。

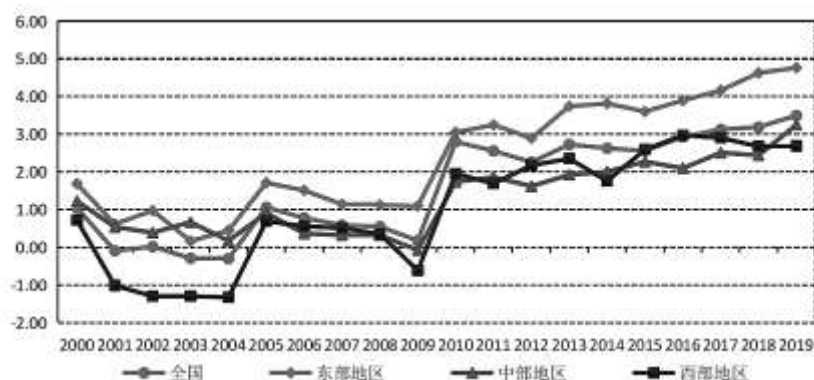


图 1 2000—2019 年全国及各区域人口老龄化城乡倒置的趋势图

由图 1 可知，在 2000 年，全国及三大区域均出现了人口老龄化城乡倒置现象，但人口老龄化城乡倒置程度较低；在 2019 年，全国及三大区域的人口老龄化城乡倒置程度均远远高于 2000 年。从总体来看，第一，样本期间所有区域的人口老龄化城乡倒置程度均呈现波动递增的趋势，且 2009 年之后的增长速度较快，这主要是由于进入 21 世纪之后，中国的流动人口规模急剧上升，大量的青壮年人口从农村流向城市，数据显示²，2000 年中国流动人口仅有 1.02 亿人，2005 年达到 1.47 亿人，2014 年则达到 2.53 亿人的峰值，此后虽然有所下降，但仍然保持在 2.5 亿人附近波动。因此，在未来的几十年内，中国人口老龄化城乡

倒置的现象还将一直持续下去，这与刘维奇^[26] (2014)的研究结论是一致的。第二，在三大区域中，各区域人口老龄化城乡倒置程度由大到小分别为东部地区、中部地区、西部地区，东部地区的人口老龄化城乡倒置程度远远高于中西部地区，中西部地区人口老龄化城乡倒置的程度差距较小。其原因在于，一方面，东部地区作为改革开放的前沿阵地，大部分省份都位于沿海地区，其地理位置最为优越，经济发展程度最高，“虹吸效应”的存在使得大量青壮年劳动力从中西部地区流向东部的城镇地区，延缓了东部地区的城镇人口老龄化进程；另一方面，东部农村地区的青壮年劳动力也会不断流入城镇地区，加剧了当地的农村人口老龄化程度。在这两个因素的共同作用下，东部地区的人口老龄化城乡倒置程度远高于中西部地区。而对于中部地区和西部地区，由于存在较多的农业剩余劳动力，根据人口流动的自然规律，农村青壮年劳动力会不断流向城镇，而城镇青壮年劳动力则不断流向更为发达的东部地区。因此，虽然中西部地区也出现了人口老龄化城乡倒置的现象，但人口老龄化城乡倒置程度明显低于东部地区。

四、模型构建、数据来源与说明

(一) 模型构建

为了研究人口老龄化城乡倒置的影响因素，基于前文设定的人口老龄化城乡倒置系数，本文首先构建如下基准模型：

$$pur_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， pur 为本文的被解释变量，即人口老龄化城乡倒置系数； μ 和 ν 分别为个体固定效应和时间固定效应； i 和 t 分别代表省份和年份； α 和 β 为待估计参数； ε 为随机扰动项。 x 为本文的解释变量，人口老龄化城乡倒置是受多种因素综合作用的结果，这些因素包括人口因素、经济因素、社会因素、自然因素和社会制度等，参考许昕等人^[21] (2020)以及张耀军和岑俏^[27] (2014)的研究，本文选取的解释变量包括城镇化水平、城乡收入差距、人口流动、工业化进程、经济发展水平、经济饱和度和医疗卫生水平。其中，城镇化水平为城镇人口除以总人口数；城乡收入差距为城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比；参考白极星等人^[28] (2016)的研究，人口流动采用年末人口数-上年末人口-上年末人口与人口自然增长率之积来表示；工业化进程采用第二产业增加值与 GDP 之比来衡量；经济发展水平采用人均实际 GDP 来衡量；对于经济饱和度，则参考李拓和李斌^[29] (2015)的研究，采用当年本地商品房零售均价与城镇在岗职工平均工资来衡量；医疗卫生水平采用每千人医疗卫生机构床位数来衡量。

人口老龄化城乡倒置是一个持续性的过程，具有惯性特征，即前一期的人口老龄化城乡倒置可能会对后一期的人口老龄化城乡倒置产生影响。此外，任何地理事物在空间上都存在相关性，人口老龄化城乡倒置可能也存在类似特征。由于式(1)并未考虑人口老龄化城乡倒置的动态性和空间相关性，用式(1)来估计人口老龄化城乡倒置的影响因素可能存在偏误。因此，本文将式(1)进行扩展，构建如下空间动态面板模型：

$$pur_{it} = \tau pur_{i,t-1} + \psi w pur_{i,t-1} + \rho w pur_{it} + \beta x_{it} + \gamma w x_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， τ 表示前一期的人口老龄化城乡倒置对后一期人口老龄化城乡倒置的影响； ψ 表示邻近区域前一期的人口老龄化城乡倒置对当地后一期人口老龄化城乡倒置的影响； ρ 为空间自回归系数，表示邻近区域人口老龄化城乡倒置对当地人口老龄化城乡倒置的影响； β 为解释变量对当地人口老龄化城乡倒置的影响； γ 为邻近区域解释变量对当地人口老龄化城乡倒置的影响。 w 为空间权重矩阵，由于空间地理距离矩阵既有不随时间变化的特征，同时也能很好地衡量地理单元之间的空间距离，是目前应用最为广泛的空间权重矩阵。因此，本文采用空间地理距离矩阵来衡量人口老龄化城乡倒置的空间关系，即 $w_{ij}=1/d_{ij}^2$ 。式(2)中

同时包含了三种不同的模型，当 $\tau \neq 0$ 且 $\psi = 0$ 时，式 (2) 为动态时间滞后模型；当 $\tau = 0$ 且 $\psi \neq 0$ 时，式 (2) 为动态空间滞后模型；当 $\tau \neq 0$ 且 $\psi \neq 0$ 时，式 (2) 为动态时空滞后模型。

(二)数据来源与说明

本文的研究对象为我国的 31 个省、市、自治区³，基于数据的可得性，样本长度为 2000—2019 年。所有数据均来源于《中国人口与就业统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国宏观经济数据库》、《中国卫生数据库》以及《中国区域经济数据库》，对于少数缺失值，本文采用线性插值法进行填充。其中，人均实际 GDP 的基期设定为 2000 年。各变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 变量的描述性统计结果

变量	经济含义	均值	标准差	最小值	最大值
pur	人口老龄化城乡倒置系数	0.01	0.03	-0.08	0.12
upd	城镇 65 岁及以上老年人口/城镇总人口	0.09	0.02	0.03	0.17
rpd	农村 65 岁及以上老年人口/农村总人口	0.10	0.03	0.04	0.23
urb	城镇人口/总人口	0.50	0.16	0.19	0.90
urg	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均纯收入	2.89	0.61	1.85	5.60
npm	年末人口数-上年人口数 $\times$ (1+人口自然增长率)/万人	3.44	73.78	-406.09	1316.34
psi	第二产业/GDP	0.45	0.08	0.16	0.62
gdp	人均实际 GDP/元	25034.36	20402.06	2661.56	138112.00
ecs	商品房平均销售价格/城镇在岗职工平均工资	0.13	0.04	0.04	0.30
bmh	每千人医疗机构床位数/个	3.94	1.41	1.53	7.54

从表 2 的结果来看，样本期间人口老龄化城乡倒置系数的均值并不大，只有 0.01，但标准差较大，是均值的 3 倍左右，最小值为-0.080，而最大值达到了 0.12，说明人口老龄化城乡倒置系数在样本期间呈现较为分散的特征。虽然城镇 65 岁及以上老年人口比重与农村 65 岁及以上老年人口比重的均值差距并不大，但是二者的最大值差距较大，城镇 65 岁及以上老年人口比重的最大值仅有 0.17，而农村 65 岁及以上老年人口比重的最大值则达到了 0.23。除了人口流动的标准差远远大于均值之外，其余变量的标准差均小于均值，说明大部分变量都比较平稳。由于本文的被解释变量人口老龄化城乡倒置系数的数量级较小，为了避免估计系数悬殊过大，同时也为了缓解异方差问题，在实证分析之前将人均实际 GDP 进行对数化处理。

五、实证结果与分析

(一)空间相关性分析

在建立空间动态面板模型之前，首先需要对样本期间各年份人口老龄化城乡倒置系数的空间相关性进行检验，如果各年份的空间相关性均不显著，说明无需建立空间计量模型；反之则有必要建立空间计量模型。为了保证结果的稳健性，本文同时使用了两种不同的检验方法，估计结果如表 3 所示。

表 3 2000-2019 年我国人口老龄化城乡倒置系数的空间相关性检验结果

year	Moran' sI	p. value	GearyC	p. value
2000	0.43***	0.00	0.58***	0.00
2001	0.15**	0.02	0.77***	0.01
2002	0.19***	0.01	0.73***	0.00
2003	0.03	0.23	0.96	0.34
2004	0.07	0.13	0.86*	0.07
2005	0.40***	0.00	0.56***	0.00
2006	0.37***	0.00	0.59***	0.00
2007	0.38***	0.00	0.61***	0.00
2008	0.34***	0.00	0.69***	0.00
2009	0.38***	0.00	0.63***	0.00
2010	0.35***	0.00	0.59***	0.00
2011	0.25***	0.00	0.67***	0.00
2012	0.16**	0.02	0.81**	0.03
2013	0.26***	0.00	0.74***	0.01
2014	0.30***	0.00	0.68***	0.00
2015	0.30***	0.00	0.65***	0.00
2016	0.19***	0.01	0.74***	0.01
2017	0.13**	0.04	0.79**	0.02
2018	0.14**	0.03	0.84*	0.06
2019	0.21***	0.01	0.69***	0.00

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

其中，Moran' sI 指数的取值范围介于-1 到 1 之间，大于 0 表示正相关，即高值与高值相邻，低值与低值相邻；小于 0 表示负相关，即高值与低值相邻；接近 0 表示不相关。GearyC 指数的取值一般介于 0 到 2 之间，大于 1 表示负相关，接近 1 表示不相关，小于 1 表示正相关。从表 3 的检验结果来看，只有 2003 年和 2004 年的人口老龄化城乡倒置系数未同时通过 Moran' sI 指数和 GearyC 指数的显著性检验，其它所有年份的人口老龄化城乡倒置系数均同时通过了两种不同的显著性检验。说明除了 2003 年和 2004 年之外，可以认为其它所有年份的人口老龄化城乡倒置系数均存在显著的正向空间相关性，有必要建立空间计量模型

对人口老龄化城乡倒置的影响因素进行分析。

(二)空间动态模型的结果分析

在回归分析中,解释变量间可能存在多重共线性问题,进而导致估计结果不准确。因此,为了提高模型估计结果的准确性,对预选取的变量进行多重共线性检验,检验结果显示,各解释变量的方差膨胀因子(VIF)均小于10,说明不存在多重共线性问题。为了与空间动态面板模型的结果进行对比,本文先使用普通回归模型对人口老龄化城乡倒置的影响因素进行分析,普通回归模型的估计结果如表4所示。

表4 基准模型估计结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	混合回归模型	固定效应模型	随机效应模型
urb	-0.109*** (0.015)	0.090*** (0.029)	-0.006 (0.022)
urg	-0.001 (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.002 (0.002)
npm	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
psi	0.003 (0.012)	-0.060*** (0.012)	-0.043*** (0.012)
lngdp	0.031*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.016*** (0.003)
ecs	0.134*** (0.035)	0.171*** (0.032)	0.128*** (0.031)
bmh	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.003*** (0.001)
cons	-0.262*** (0.030)	-0.132*** (0.026)	-0.146*** (0.027)
N	620	620	620
R ²	0.239	0.442	0.430

注:括号内为标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

作为参照系,首先对面板数据进行混合回归,模型(1)的估计结果显示,城镇化水平对人口老龄化城乡倒置的影响显著为负,经济发展水平和经济饱和度对人口老龄化城乡倒置的影响均显著为正,其他变量对人口老龄化城乡倒置的影响均不显著。由于

每个省的情况并不相同,可能存在不随时间而变的遗漏变量,即个体固定效应,进一步对面板数据使用固定效应模型。F 检验的结果显示,其 P 值为 0.00,说明固定效应模型优于混合回归模型。对于面板数据,除了需要估计固定效应模型之外,还需要估计随机效应模型,并通过 Hausman 检验进行模型选择。Hausman 检验的卡方统计量为 35.61,P 值为 0.00,说明应该选择固定效应模型。从固定效应模型的结果来看,城镇化水平、经济发展水平和经济饱和度均会显著推动人口老龄化城乡倒置,城乡收入差距和工业化进程则会阻碍人口老龄化城乡倒置,其它变量对人口老龄化城乡倒置的影响则均不显著,这与混合回归模型的结果存在一定的差距。然而,由于普通面板模型并未考虑人口老龄化城乡倒置的持续性和空间相关性,所得结果可能存在偏误。因此,参考 Elhorst^[30](2012)的研究,采用极大似然估计法(MLE)对空间动态面板模型进行估计,在同时估计出动态时间滞后模型、动态空间滞后模型和动态时空滞后模型的结果之后,通过相关统计量选出最优的模型对实证结果进行分析,空间动态面板模型的估计结果如表 5 所示。

表 5 空间动态面板模型估计结果

变量	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	动态时间滞后模型	动态空间滞后模型	动态时空滞后模型
l. pur	0.474*** (0.038)		0.469*** (0.038)
l. wpur		0.296*** (0.111)	0.238** (0.102)
urb	0.064** (0.031)	0.099*** (0.033)	0.064** (0.031)
urg	-0.003 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)
npm	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
psi	-0.058*** (0.017)	-0.091*** (0.018)	-0.058*** (0.017)
lngdp	0.011 (0.010)	0.025** (0.011)	0.014 (0.010)
ecs	0.003 (0.033)	0.013 (0.036)	-0.008 (0.033)
bmh	0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)
wurb	-0.066 (0.067)	-0.111 (0.072)	-0.082 (0.067)
wurg	0.002 (0.008)	0.001 (0.009)	0.002 (0.008)

续表 5

变量	模型 (4)	模型 (5)	模型 (6)
	动态时间滞后模型	动态空间滞后模型	动态时空滞后模型
wnpm	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
wpsi	-0.051 (0.041)	-0.039 (0.044)	-0.038 (0.041)
wlngdp	-0.046* (0.025)	-0.079*** (0.027)	-0.042* (0.025)
wecs	0.203*** (0.078)	0.296*** (0.084)	0.184** (0.078)
wbmh	0.010** (0.004)	0.016*** (0.004)	0.009** (0.004)
ρ	0.004 (0.071)	0.033 (0.075)	0.026 (0.073)
σ^2	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
AIC	-3601.413	-3509.385	-3604.105
BIC	-3526.979	-3434.952	-3525.293
N	589	589	589
R ²	0.149	0.001	0.252

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

一般情况下，拟合优度(R^2)越大，赤池信息准则(AIC)和施瓦茨信息准则(BIC)越小，模型拟合效果越好(许昕等人^[21], 2020)。根据这个判断标准，本文筛选出的最优模型为动态时空滞后模型。此外，由于前文并未对各变量的平稳性进行检验，此处需要对模型残差的平稳性进行检验。LLC 检验的结果显示，模型残差通过了 1%水平下的显著性检验，说明本文建立的动态时空滞后模型是平稳的。从模型(6)的结果来看，滞后一期的人口老龄化城乡倒置系数显著为正，说明前一期的人口老龄化城乡倒置会对后一期的人口老龄化城乡倒置产生显著的推动作用，即人口老龄化城乡倒置存在显著的惯性特征；邻近区域滞后一期的人口老龄化城乡倒置系数也显著为正，说明人口老龄化城乡倒置不仅存在显著的动态性，还存在显著的正向空间相关性。解释变量的结果显示，城镇化水平会对人口老龄化城乡倒置产生显著的积极影响，工业化进程会对人口老龄化城乡倒置产生显著的消极影响，其余解释变量的影响则均不显著，这与普通面板固定效应模型的估计结果存在较大的差异。此外，经济发展水平会对邻近区域的人口老龄化城乡倒置产生显著的负向空间溢出效应，经济饱和度和医疗卫生水平则会对邻近区域的人口老龄化城乡倒置产生显著的正向空间溢出效应。

由于空间加权系数还包含了反馈效应，所得结果并不一定准确。借鉴 LeSage&Pace^[31] (2009) 提供的方法，将各因素对人口老龄化城乡倒置的影响分解为直接效应和间接效应。其中，直接效应是指自变量对本地因变量的影响，间接效应是指自变量对邻近区域因变量的影响。由于模型为动态，在时间维度上又可进一步分为短期和长期，空间溢出效应的分解结果如表 6 所示 4。

表 6 空间溢出效应分解结果

变量	短期			长期		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
urb	0.067** (0.030)	-0.083 (0.066)	-0.016 (0.057)	0.117** (0.054)	-0.176 (0.205)	-0.058 (0.204)
urg	-0.003 (0.002)	0.002 (0.008)	-0.000 (0.007)	-0.005 (0.005)	0.004 (0.025)	-0.001 (0.026)
npm	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
psi	-0.057*** (0.016)	-0.039 (0.040)	-0.096* (0.049)	-0.117*** (0.035)	-0.204 (0.152)	-0.321* (0.178)
lngdp	0.014 (0.010)	-0.040 (0.027)	-0.027 (0.031)	0.020 (0.022)	-0.112 (0.101)	-0.092 (0.117)
ecs	-0.009 (0.032)	0.178** (0.074)	0.170** (0.073)	0.013 (0.062)	0.573* (0.293)	0.587* (0.313)
bmh	-0.000 (0.002)	0.009** (0.004)	0.009** (0.004)	0.001 (0.004)	0.029** (0.015)	0.030* (0.016)

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

表 6 的结果显示，不仅各变量的直接效应和间接效应存在差异，而且短期效应和长期效应也存在类似的特征。从短期效应来看，城镇化水平对人口老龄化城乡倒置的直接效应为正，但间接效应并不显著，说明城镇化只会促进当地的人口老龄化城乡倒置，但并不会对邻近区域产生影响，其原因在于，一方面，正如刘昌平等人^[31] (2006) 指出的，在城镇化的推动下，“乡—城”人口迁移将缓解城镇人口老龄化程度，导致农村人口老龄化进程加快；另一方面，刘维奇^[26] (2014) 认为，城乡人口转移方式也是导致人口老龄化城乡倒置的重要因素之一，城镇化过程所带动的人口转移主要是青壮年劳动力，而作为非劳动力的老年人口则非常有限，这就造成农村劳动人口大量减少，促进了人口老龄化的城乡倒置。工业化进程的直接效应为负，间接效应也不显著，说明工业化进程会阻碍当地的人口老龄化城乡倒置，对邻近区域的影响则并不显著。这是由于随着我国人口老龄化的加剧，劳动力成本逐渐上升，第二产业中的大量劳动密集型产业逐渐由沿海发达地区向内陆地区、由城镇地区向农村地区回流，为农村地区提供了大量的工作岗位，使得工业化进程对人口老龄化城乡倒置起到了一定的阻碍作用。经济饱和度和医疗卫生水平对人口老龄化城乡倒置的直接效应不显著，间接效应则显著为正，说明经济饱和度和医疗卫生水平的提高会对邻近区域的人口老龄化城乡倒置产生显著的正向溢出效应。从长期效应来看，城镇化水平和工业化进程的直接效应分别显著为正和显著为负，间接效应均不显著；经济饱和度和医疗卫生水平的直接效应不显著，间接效应均显著为正。这与短期效应的结果是一致的，不同之处在于，长期效应的估计值大于短期效应，表现出“长期效果强于短期效果”的时效性。

(三)进一步的讨论

杜鹏和王武林^[1](2010)认为,农村年轻劳动力大规模向城市迁移是我国人口老龄化城乡倒置的主要原因。然而,推动人口迁移的根本原因在于城镇化,但从欧美发达国家的发展历程来看,城镇化过程并不会一直持续下去,最终会稳定在某个值附近波动。因此,城镇化对人口老龄化城乡倒置的影响可能存在阶段性,即在不同的城镇化水平下,城镇化对人口老龄化城乡倒置的影响可能并不一致。基于这个假定,本文借鉴 Hansen^[33](1999)等人提出的面板门槛模型,以城镇化作为门槛变量,进一步研究城镇化对全国及各区域人口老龄化城乡倒置的影响是否存在阶段性,门槛效应的检验结果显示表 7 所示。

表 7 门槛效应检验结果

门槛个数	全国		东部		中部		西部	
	F 统计量	门槛值	F 统计量	门槛值	F 统计量	门槛值	F 统计量	门槛值
单一门槛	48.78** (0.04)	0.60	36.41*** (0.00)	0.89	7.42 (0.42)	—	37.14*** (0.01)	0.60
双重门槛	49.45* (0.08)	0.78	15.24 (0.24)	—	5.36 (0.33)	—	7.07 (0.59)	—
三重门槛	17.01 (0.22)	—	8.68 (0.37)	—	3.29 (0.62)	—	8.86 (0.57)	—

表 7 的检验结果显示,从全国层面来看,F 统计量在 10%的显著性水平下拒绝了不存在单一门槛和双重门槛的原假设,因此,城镇化对人口老龄化城乡倒置的影响存在两个门槛值,分别是 0.60 和 0.78。从区域层面来看,东部地区和西部地区的 F 统计量均拒绝了不存在一个门槛值的原假设,说明东部地区和西部地区均存在一个门槛值,且东部地区的门槛值远高于西部地区,中部地区则不存在门槛效应。基于这个检验结果,本文对门槛效应进行估计,结果如表 8 所示。

表 8 面板门槛模型估计结果

变量	全国	东部	中部		西部
	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)	模型(11)
urg	-0.004* (0.002)	-0.016** (0.006)	-0.005 (0.005)	0.029*** (0.006)	0.001 (0.003)
npm	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
psi	-0.022* (0.012)	-0.087*** (0.027)	-0.023 (0.015)	-0.020 (0.019)	0.036 (0.027)
lngdp	0.005* (0.003)	0.013** (0.005)	-0.001 (0.006)	0.011* (0.006)	-0.008 (0.008)

ecs	0.154*** (0.030)	0.132*** (0.045)	0.029 (0.068)	0.048 (0.077)	0.320*** (0.064)
bmh	0.003* (0.001)	-0.002 (0.002)	0.004* (0.002)	0.012*** (0.002)	0.001 (0.003)
urb_urb ₁	0.063** (0.027)	0.089* (0.053)			0.287*** (0.067)
urb_urb ₂	0.090*** (0.027)	0.162*** (0.054)			0.339*** (0.069)
urb_urb ₃	0.120*** (0.027)				
urb			0.053* (0.029)	-0.143*** (0.027)	
cons	-0.087*** (0.025)	-0.106** (0.042)	0.003 (0.054)	-0.150** (0.061)	-0.088 (0.056)
hausman			84.340 (0.000)		
N	620	220	160	160	240
R ²	0.536	0.518	0.525	0.446	0.592

注：括号内为标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

从表 8 来看，全国层面的估计结果显示，当城镇化水平低于 60%时，城镇化对人口老龄化的影响只有 0.063；当城镇化水平介于 60%到 78%时，城镇化对人口老龄化的影响提高到 0.090；而当城镇化水平高于 78%时，城镇化水平对人口老龄化城乡倒置的影响进一步上升为 0.120。因此，城镇化对人口老龄化城乡倒置的影响的确存在显著的阶段性，随着城镇化水平的提高，其对人口老龄化城乡倒置的影响也逐渐上升。其原因在于，当城镇化水平较低时，农村青壮年劳动力向城市转移的规模较小，城镇化对人口老龄化城乡倒置的影响较为有限；随着城镇化水平的提高，农村青壮年劳动力大规模向城市转移，一方面使得农村老年人口比重迅速上升，另一方面使得城市老年人口比重迅速下降，进而加剧人口老龄化城乡倒置程度。区域层面的估计结果显示，对于东部地区和西部地区，城镇化对人口老龄化城乡倒置的影响也与全国层面类似，随着城镇化水平的提高，城镇化水平对人口老龄化城乡倒置的影响也越来越大，不同之处在于，无论在哪一个阶段，城镇化水平对西部地区人口老龄化城乡倒置的影响均大于东部地区；对于中部地区，由于不存在门槛效应，仅使用普通面板模型对其进行估计，模型(9)为固定效应模型，模型(10)为随机效应模型，根据豪斯曼检验的结果，卡方统计量为 84.340，P 值为 0.000，说明应该选择固定效应模型，从模型(9)的结果来看，城镇化对人口老龄化城乡倒置的影响也显著为正。因此，无论是从全国层面还是区域层面来看，城镇化水平都会对人口老龄化城乡倒置产生显著的推动作用。

六、结论与建议

本文基于我国省际层面的面板数据，对人口老龄化城乡倒置的时空演变趋势进行了分析。在此基础上，构建空间动态模型和

面板门槛模型研究了人口老龄化城乡倒置的影响因素。结果表明：第一，样本期间，绝大部分省份的人口老龄化城乡倒置程度均呈现增长趋势；第二，城镇化水平是人口老龄化城乡倒置的主要推动因素，工业化进程会缓解人口老龄化城乡倒置，经济饱和度和医疗卫生水平对人口老龄化城乡倒置具有显著的正向溢出效应；第三，城镇化水平对人口老龄化城乡倒置的影响存在显著的阶段性，随着城镇化水平的提高，城镇化水平对人口老龄化城乡倒置的影响逐渐增大，城镇化对人口老龄化城乡倒置的影响还存在显著的区域异质性。基于这些研究结论，本文得出如下几点政策启示：

首先，顺应人口老龄化城乡倒置的趋势，建立多层次的城乡养老保障体系。从本文的研究结果来看，在样本初期，虽然大部分省份均出现了人口老龄化城乡倒置现象，但人口老龄化城乡倒置程度还较低。然而，到了样本末期，人口老龄化城乡倒置程度不仅没有缓解，反而远远高于样本初期。因此，人口老龄化城乡倒置将成为不可逆转的趋势，会长期存在。由于当前我国农村和城镇地区的养老保险制度还存在较大差距，农村地区的养老保险覆盖力度和支持力度均处于较低水平，家庭养老仍是农村地区的主流方式。在这种背景下，一方面，要坚持完善城乡社会养老保险制度，逐步扩大城乡养老保险覆盖面积；另一方面，应该加大对城乡生活最低保障的投入力度，以资金保障减轻家庭的经济负担，为家庭养老保驾护航。

其次，建立区域统筹合作机制，协同应对人口老龄化城乡倒置问题。本文的研究结果显示，人口老龄化城乡倒置并不是某个省份或某个区域特有的现象，是经济社会发展到一定阶段的必然产物，其与周围区域之间蕴含互为依存的潜在机制。因此，在应对人口老龄化城乡倒置问题时，应该将空间效应的反向调节作用考虑在内，区域之间寻求联动发展，打破地区分割和封锁的体制壁垒。东部地区之所以能够吸引大量的青壮年流动人口，主要在于东部地区具有完整的产业链，提供了大量的工作机会，随着我国人口老龄化程度的加剧，东部地区的劳动力成本优势将逐渐丧失，部分劳动密集型产业将不得不向中西部转移，东部地区可以为中西部地区提供先进的生产技术和管理经验，而中西部地区可以充分利用当地的劳动力成本优势，积极引进适宜当地发展的相关产业，减缓当地的人口流失速度，进而对区域间人口老龄化城乡差距的扩大起到一定的缓解作用。

然后，以乡村振兴为契机，建造美丽宜居的社会主义新农村。党的十九大报告中强调要“实施乡村振兴战略”，并提出了“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”的总体要求。国民经济和社会发展统计公报，2020年末我国的常住人口城镇化率超过60%，已经到了工业反哺农业、城市支持农村的发展阶段了。乡村是中华民族传统文明的发源地，在经济社会发展中一直占有重要地位，乡村的富庶是盛世历史的重要标志，乡村振兴是建设社会主义现代化国家的必然要求。城镇化是推动人口老龄化城乡倒置的重要因素，虽然城镇化水平也会不断提高，但当前国家实施的乡村振兴战略是缓解人口老龄化城乡倒置的有利契机。通过实施乡村振兴战略带动乡村旅游和农业生产性服务业的快速发展，建造美丽宜居的社会主义新农村，不仅可以为农村地区带来大量的工作岗位，而且还会极大地推动当地基础设施建设水平的提高，为外出青壮年劳动力返乡发展提供很好的机会。

最后，破除城乡二元壁垒，推动城乡一体化进程。长期以来，我国城镇地区的经济发展程度、社会保障完善程度以及资源要素禀赋均远高于农村地区，导致大量农村青壮年劳动力源源不断地流入城镇地区，这是导致我国人口老龄化城乡倒置的主要原因。为了缩小城乡差距，减缓农村劳动力向城市流动的规模和进程，可以从这些方面入手：一是加快社会养老保障体系建设，完善全国统一的社会保障制度；二是提高农村或小城镇非农产业的就业吸纳能力，为这些地区农业及非农产业的发展提供税收优惠、财政补贴等政策，实现农村剩余劳动人口就地城镇化；三是积极推动新型城镇化建设，构建城乡融合发展的体制机制，通过大中小城市、小城镇以及新型农村社区的协调发展、互促共进实现城乡一体融合发展。

参考文献：

[1]杜鹏，王武林.论人口老龄化程度城乡差异的转变[J].人口研究，2010，34(2):3-10.

[2]Goodman A C.Using lorenz curves to characterise urban elderly populations[J].Urban Studies,1987,24(1):77-80.

-
- [3]A, Rogers, J F, Watkins, J A, Woodward. Interregional elderly migration and population redistribution in four industrialized countries. A comparative analysis. [J]. Research on aging, 1990, 12(3):251-93.
- [4]Ms Carole L. Jolly. Four theories of population change and the environment[J]. Population and Environment, 1994(1):61-90.
- [5]Rogerso P A. Geographic perspectives on elderly population growth[J]. Growth and Change, 1996, 27(1):75-79.
- [6]Anderson G F, Hussey P S. Population aging: a comparison among industrialized countries[J]. Health Affairs, 2000, 19(3):191-203.
- [7]Shrestha L B. Population aging in developing countries[J]. Health Affairs, 2000, 19(3):204-212.
- [8]单良, 丁莉. 中日人口老龄化的空间分布特征比较研究[J]. 中国人口科学, 2013(4):89-96.
- [9]王志宝, 孙铁山, 张杰斐. 人口老龄化区域类型划分与区域演变分析[J]. 地理科学, 2015, 35(7):824-830.
- [10]袁俊, 吴殿廷, 吴铮争. 中国农村人口老龄化的空间差异及其影响因素分析[J]. 中国人口科学, 2007(3):41-47.
- [11]林琳, 杨莹, 李冠杰. 中国农村人口老龄化省际差异及类型划分[J]. 地域研究与开发, 2016, 35(4):154-160.
- [12]赵儒煜, 刘畅, 张锋. 中国人口老龄化区域溢出与空间分布差异的空间计量经济学研究[J]. 人口研究, 2012, 36(2):71-81.
- [13]王志宝, 孙铁山, 李国平. 近 20 年来中国人口老龄化的区域差异及其演化[J]. 人口研究, 2013, 37(1):66-77.
- [14]张开洲, 陈楠. 1990-2010 年福建省县域人口老龄化时空演变特征及其驱动机制[J]. 地理科学进展, 2014, 33(5):605-615.
- [15]王录仓, 武荣伟. 中国人口老龄化时空变化及成因探析[J]. 中国人口科学, 2016(4):74-84.
- [16]郭金铭, 谢贤健, 李永飞, 曾永明. 四川省老龄化时空演变及影响因素[J]. 南方人口, 2019, 34(1):56-71.
- [17]易卫华, 叶信岳, 王哲野. 广东省人口老龄化的时空演化及成因分析[J]. 人口与经济, 2015(3):33-42.
- [18]李少星, 王先芝, 纪小乐, 张烨. 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[J]. 地理科学进展, 2019, 38(4):567-576.
- [19]李辉, 王瑛洁. 中国人口老龄化城乡倒置现象研究[J]. 吉林大学社会科学学报, 2012, 52(1):154-158.
- [20]林宝. 人口老龄化城乡倒置: 普遍性与阶段性[J]. 人口研究, 2018, 42(5):38-50.
- [21]许昕, 赵媛, 夏四友, 武荣伟, 张新林. 中国分县域人口老龄化时空差异与机理[J]. 经济地理, 2020, 40(4):164-174.

-
- [22]钟睿.我国人口老龄化城乡倒置的空间转移和规划应对——基于人口流动的视角[J].城市发展研究,2019,26(2):24-30.
- [23]吴媛媛,宋玉祥.中国人口老龄化空间格局演变及其驱动因素[J].地理科学,2020,40(5):768-775.
- [24]李乐乐.我国人口老龄化地区差异和影响因素分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2017(6):94-102.
- [25]聂高辉,宴佳惠.人口老龄化空间非均衡及影响因素分析[J].重庆社会科学,2019(1):107-117.
- [26]刘维奇.中国人口老龄化城乡倒置现状及其与城市化的相互影响[J].农业现代化研究,2014,35(2):134-139.
- [27]张耀军,岑俏.中国人口空间流动格局与省际流动影响因素研究[J].地理研究,2014,38(5):54-71.
- [28]白极星,周京奎,佟亮.人口流动、城市开放度与住房价格——基于2005-2014年35个大中城市面板数据经验研究[J].经济问题探索,2016(8):19-27.
- [29]李拓,李斌.中国跨地区人口流动的影响因素——基于286个城市面板数据的空间计量检验[J].中国人口科学,2015(2):73-83.
- [30]Elhorst J P.Dynamic spatial panels:Models,methods,and inferences[J].Journal of Geographical System,2012,14(1):5-18.
- [31]LeSage J,Pace R.Introduction to spatial econometrics[M].Boca Raton:Chapman and Hall/CRC Press,Taylor & Francis Group,2009.
- [32]刘昌平,邓大松,殷宝明.“乡—城”人口迁移对中国人口老龄化及养老保障的影响分析[J].经济评论,2006(8):31-38.
- [33]Hansen B E.Threshold effects in non-dynamic panels:Estimation,testing and inference[J].Journal of Econometrics,1999,93(2):345-368.

注释:

1 其中,东部地区包括北京、天津、辽宁、广东、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南,西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西和内蒙古。

2 数据来源于历年《中国流动人口发展报告》。

3 不包含中国香港、中国澳门和中国台湾地区。

4 限于篇幅,仅列出动态空间滞后模型的溢出效应分解结果,未列出动态时间滞后模型和动态时空滞后模型的溢出效应分解结果。