

空间错配、成本挤出与条件触发:中国养老服务资源分布的深层机理与优化路径

黄冠

(常州大学瞿秋白政府管理学院)

摘要:养老服务资源的空间分布情况关乎国家养老体系整体效能。运用 ArcGIS 软件观测全国地级市养老服务资源分布,发现其分布高度拟合“胡焕庸线”,呈现显著的空间正相关与群聚特征,并形成五大高密度核心带。针对现实中养老服务资源分布与老龄人口之间存在的“空间错配”现状,在通过热力空间测度刻画供需匹配关系的基础上,采用截面 OLS 回归结合城市级聚类稳健标准误处理,深入检证影响资源空间配置的深层经济社会机理。实证研究表明:第一,人口老龄化程度对养老服务资源集聚具有基础拉动作用,但该机制高度依赖社会保障覆盖水平与居民收入的“条件触发”;第二,发达地区养老产业存在“成本病”挤出效应,高昂的地租与运营成本使得部分经济高地未能实现基础养老床位的等比例扩张;第三,生活环境舒适度与医疗资源丰富度正成为重塑养老空间网络的核心驱动力,且区域需求异质性显著影响了养老服务资源的质量结构。基于上述机理,提出优化养老服务资源分布的实质性对策:一是针对“医养分离”痛点,探索“医养床位”动态转换与医保无缝结算机制;二是应对大城市“成本病”,推行养老补贴跨域结转,依托周边节点城市打造“康养飞地”;三是直面城乡空间断裂,实施财政转移“空间倾斜”,构筑“县-镇-村”三级普惠网络,以切实弥合农村养老的“空间塌陷”。

关键词:养老服务资源;空间分布;空间错配;经济社会机理;医养结合;城乡差异

一、引言

随着我国人口老龄化程度的不断加深,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要》强调,要“大力发展银发经济,丰富适老化产品和老年服务供给,培育银发经济龙头企业和知名品牌,探索建立银发产品认证制度,完善银发经济统计。”养老服务作为银发经济的核心,其发展情况对我国应对人口老龄化和提振经济都具有举足轻重的意义。在

研究养老服务发展情况的过程中,养老服务资源的空间分布情况是必须明晰的关键性基础指标,不仅直接决定了养老服务的可达性,更关乎对养老服务发展情况整体认知的准确性,也直接决定了在银发经济全面铺开的情况下,养老服务资源布局和建设的精准性。准确把握养老服务资源空间分布情况,能从基础层面影响我国应对人口老龄化战略的成效。为此,依托 2022 年地级市截面数据,聚焦“空间差异与相关因素”,特别是养老服务资源分布在绝对数

引用本文:黄冠.空间错配、成本挤出与条件触发:中国养老服务资源分布的深层机理与优化路径[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2026,28(2):68-80.

基金项目:国家社会科学基金项目(24BSH171);教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(23JZD020)

作者简介:黄冠(1983—),男,教授,博士,主要从事养老福利制度与养老服务体系研究。E-mail:huanguan@cczu.edu.cn

量而非人均数量上的差异,以此来凸显当前养老服务资源的实际分布情况和富集区域,量化分析和验证当前我国养老服务资源的空间分布特点及其背后的经济社会动因。

与此议题相关的先行研究发现,在政策环境和经济社会结构因素的共同作用下,养老服务设施的分布表现出显著的空间关联特征,地理空间上越临近的区域,与养老相关的公共资源配置的交互影响越显著^[1-2]。包括养老服务资源在内的公共资源分布存在显著的空间关联性,且这种关联性会随着资源间距离的缩短而上升。养老服务资源的空间分布不仅存在显著的聚集现象和交互效应,且空间异质性也同时并存^[3],研究视角和观测范围的差异会对养老服务资源分布的研究结果产生显著的影响。针对我国养老服务资源空间分布,已有研究多从地方行政区和区域性视角切入,虽然发现在地方行政区层面可观测到显著的“中心集聚”现象,但随着观测范围的扩大,这些养老服务资源汇聚的中心不但会增加,而且会表现出空间上的倾斜,呈现从行政区划的核心区向周边递减的分布^[4],且在行政分区内部的分布也呈不均匀状态^[5]。此外,学者们还发现,养老服务资源的地理空间分布特性不仅会显著影响养老服务的效率兑现,而且随着空间网络关联程度上升,养老服务效率会显著提高^[6]。

得益于技术的进步,针对养老服务资源的研究逐步升级到对空间分布驱动力方面的探讨^[7],且经济社会因素和人口老龄化的影响也被纳入考量^[8]。但受限于获取相关数据的难度等现实因素,对养老服务资源的全国性空间分布研究仍存在显著缺失,相关研究更多关注的是对地方行政区和区域性养老服务资源空间分布的描述和特征归纳,或直接探讨养老服务资源空间分布对养老服务效率和效果的影响^[6,9],致使对养老服务资源空间分布成因的探究或存在短板,或仅关注养老服务资源分布的空间自相关性^[10],对囊括了经济社会因素的整体性、长时性的养老服务资源空间分布机制缺乏充分的探讨和剖析。有鉴于完善我国银发经济发展规划亟须准确评估养老服务资源分布

情况的现实,补足对养老服务资源空间分布演化机制的探索缺失,本研究利用来自民政机关的具有照护服务能力的养老机构目录,借助地图软件和 ArcGIS 软件获取并分析全国养老服务资源的分布情况。在此基础上,依托国家统计局等数据,制作热力图来观测养老服务资源空间分布与各关键经济社会因素之间的关联现象,进一步构建模型以解析影响养老服务资源空间分布的相关因素与条件差异,以及各关键因素在统计意义上与养老服务资源供给的关联方向与强度,从而识别与养老服务资源空间差异高度相关的核心要素,进而针对养老服务资源空间分布现状及存在问题,设计有的放矢的改进方略,以支持银发经济的规划完善和建设。

二、研究假设与研究方法

不同于一般自然资源的分布,养老服务资源的空间分布虽会受到被称为“第一地理本性”的自然区位环境的影响^[3,10],但作为由经济社会共同体生成的公共资源,在养老服务资源的形成和扩散过程中,来自“第二和三地理本性”的经济社会和人口等因素更具决定性^[9,11]。事实上,在地理数据分析技术兴起之前,针对养老服务资源空间分布的研究已经发现了经济发展水平,尤其是整体经济规模、产业结构、人均经济情况及财政支持等政经要素的显著积极作用^[12]。在人口老龄化成为广受关注的社会问题后,老龄人口体量及老龄人口与生活环境的交互作用,都成为解读养老服务资源演化的重要变量^[13]。此外,随着研究的细化,以医疗为代表的公共服务水平等因素对养老资源发展产生的调节性影响也受到学界关注^[14]。

1. 变量选定依据与文献支撑

(1) 被解释变量:服务能力

受限于数据获取的难度和研究技术,学界在对养老服务资源进行量化分析时,普遍认定具有照护服务能力的养老机构是我国养老服务资源中最为核心且优质、也最具导向性指标意义的组成部分,这种类型的机构数量和床位数量可以反映一定时期内特定区域的养老服务资

源的规模和承载力^[6]。为捕捉养老服务供给的多维特征,采用两个独立指标:养老机构数量(y_1)和养老床位数量(y_2),来衡量服务资源的不同侧面。机构数量反映了服务网络的空间覆盖度和可达性——即老年人在居住地附近寻找设施的难易程度;床位数量代表了服务深度或系统的实际承载能力。在卫生经济学领域,区分这两个维度是标准做法,旨在识别一个区域是受困于服务提供者匮乏还是仅仅缺乏规模效应。参考 Bloom 等开发的解析方法,对这些变量进行对数转换,以修正计数数据典型的右偏分布特征,并将回归系数解释为弹性^[15]。

(2)核心解释变量:老年人口比重

首要解释变量是老年人口比重($pold$),这是市场需求的直接代理变量。根据人口转型理论,向老龄化社会的转变必然会触发“替代效应”,即随着家庭照料可用性的萎缩——这一现象因中国曾经的独生子女政策而急剧恶化——对机构提供的替代性养老服务的需求在理论上必然上升。Chen 等认为,在中国语境下,庞大的老年人口规模是社会压力的最强预测因子,使得该比率成为衡量所有其他因素的基准^[16]。

(3)控制变量:社会经济生态系统

为分离人口老龄化对养老服务资源分布影响的净效应,通过同时纳入人均 GDP($pgdp$)和人均可支配收入($zpmoney$),来区分区域经济产出与个人财富在整体演化中的作用。Baumol 通过著名的“成本病”理论指出,高生产率的城市中心(高 GDP)往往面临地价飙升,从而挤出养老院等低利润行业^[17]。相比之下,Getzen 证明了长期护理是由个人收入驱动的“优等品”^[18]。这种区分能够检验城市财富究竟是促进了供给还是通过高成本阻碍了供给,同时确认个人财富是否驱动了市场准入。

此外,世界卫生组织强调,医疗基础设施稳固的地区,照护的连续性最强。考虑到现代护理依赖“医养结合”模式,将医疗机构数(hos)也纳入分析。Oi 的“地方法团主义”研究发现,财政约束决定了地方政府补贴福利设施的能力,为此使用财政压力(gov)以捕捉地方政府在发展养老服务方面的能力^[19]。最后,参照前

述研究发现^[20-21],社会消费($consume$)和教育水平(edu)也被一并纳入,以分别衡量市场活力和公众认知变化对专业化护理服务发展的影响。

(4)调节变量:交互机制

为准确探析养老服务资源空间分布特征背后的相关因素,引入 4 个调节变量:首先,环境压力($livenvir$)是一个综合指数(包含绿地和空气质量),用于检验银发经济假说:即退休人员会“用脚投票”迁往高舒适度的城市,从而激励当地的护理投资^[22]。其次,科技潜力($tech$)旨在检验“数字红利”,如 Aghayi 等认为,完善的数字基础设施降低了智慧养老模式的门槛^[23]。再次,由社会保险参保率衡量的社保覆盖水平($yanglaoyi$)代表了“支付机制”,其解决了支付能力瓶颈,创造了一个有偿付能力的市场^[24]。最后,基础设施便利度($basic$)代表了养老服务的可达性,正如 Banister 等强调的,交通联系对于维持养老设施住户与家庭的联系至关重要^[25]。

2. 研究方法

利用 ArcGIS 软件分析我国具有照护服务能力的养老机构地理分布和核密度聚集情况,在观测我国养老服务资源的空间分布情况^[12]的基础上,结合全局 Moran's I 指数分析养老服务资源分布的空间自相关性^[13]。进一步地,在对养老服务资源分布现状与各关键经济社会和人口指标间的关联性进行热力图分析后,为验证养老服务资源空间分布的经济社会机理,依托各地级市民政局养老服务机构目录、国家统计局数据库和《中国国家统计局年鉴 2023》等数据资源,通过将 2022 年我国各地级市的具有照护服务能力的养老机构数量和床位数量与解释变量、控制变量和调节变量的对应指标记录整理成为截面数据集,并基于 Hausman 检验结果,采用 OLS 模型进行逐步回归,在地级市层面使用聚类稳健标准误(cluster-robust standard errors)以缓解异方差与组内相关带来的推断偏误,同时加入省份(或东中西部)虚拟变量以控制宏观制度环境与区域结构性差异。

三、养老服务资源空间分布的描述性分析

核心变量的描述性统计见表 1。其中, y_1

表 1 描述性统计分析

变量	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
养老机构数量(y_1)	280	0.133	0.139	0.009	0.107	1.763
养老床位数量(y_2)	280	0.163	0.178	0.008	0.113	1.821
老年人口比重($pold$)	280	0.196	0.043	0.053	0.194	0.303
性别差异($sexd$)	280	1.044	0.044	0.964	1.036	1.301
人均 GDP($pgdp$)	280	6.309	3.340	0.000	5.378	18.087
人均可支配收入($zpmoney$)	280	3.907	0.966	2.452	3.658	7.644
医疗机构数(hos)	280	4.440	2.307	0.461	3.597	9.019
社会消费($consume$)	280	1.324	1.937	0.061	0.752	15.933
财政压力(gov)	280	3.533	2.345	0.983	2.788	17.508
教育水平(edu)	280	2.064	0.599	0.000	1.990	7.258
环境压力($livenvir$)	280	8.238	3.766	0.000	7.371	28.218
社保覆盖水平($yanglaoyi$)	280	1.335	2.100	0.000	0.738	17.778
基础设施($basic$)	280	2.585	6.070	0.000	1.438	89.374
科技潜力($tech$)	280	1.784	4.769	0.014	0.541	41.096

数据来源:各地级市民政局养老服务机构目录、国家统计局数据库、《中国国家统计局年鉴 2023》。下同。

与 y_2 为对数化后的养老机构数与养老床位数(在全国 293 个地级市中,东中西部共有 13 个地级市的数据存在缺失,故而进行剔除),其均值与中位数反映的是对数尺度下的集中趋势。总体来看, y_1 与 y_2 在地级市间的离散程度较大,说明不同城市之间养老服务资源供给水平存在显著差异。与之相比,作为需求压力代理变量的老年人口比重($pold$)在城市间波动相对较小,提示供给侧差异明显强于需求压力指标的差异,该现象为后续从经济社会条件、公共服务能力与区域结构差异等角度解释养老服务资源空间分布提供了经验背景。

依托 ArcGIS 软件执行的地理分布情况观测显示,由具有照护服务能力的养老机构数量表达的我国养老服务资源的分布呈现从东南沿海向西北内陆的断崖式下跌分布表象。养老服务资源的分布情况同 1935 年发现的描述我国人口地理分布的“胡焕庸线”存在肉眼可见的拟合。同人口分布情况类似,绝大部分的养老服务资源分布在“胡焕庸线”以东^[26],这似乎在暗示养老服务资源分布与人口分布情况之间存在显著的正相关性。

为进一步验证直接观测中发现的相关性,在明确我国养老服务资源的整体分布情况之后,对养老服务资源分布的核密度观测结果则

展示了养老服务资源内部的聚集性特征。从中可以发现,围绕北京、上海、广州、重庆和成都形成了 5 个高密度核心,围绕这些核心,又形成了养老服务资源的富集区。这 5 个高密度核心不仅是我国区域性的政治经济中心,且北京、上海、广州更是位居全国前 3 的发达城市,重庆和成都也在西南地区形成了双核心的养老服务资源富集地带。在现有的五大高密度核心中,位于南方的广州和位于西南的重庆、成都均为区域性核心,未同全国养老服务资源形成联通,辐射的范围也相对较小。与之相反,尽管在中部和东北地区也存在正在成形的 5 个(郑州、南阳、武汉、长沙、沈阳)潜在核心,但相较于已有五大核心,其资源密度显然较低,且养老服务资源几乎都与北京和上海两大核心产生了地理上的联通,从而放大了北京、上海两大核心的辐射能力。

结合养老机构和养老床位在地级市层面的分布分别高达 0.652 7 和 0.138 1 的全局 Moran’s I 指数,可以确认我国养老服务资源的分布存在显著的空间自相关性和聚集性。在这种特性的长期持续性作用下,我国的养老服务资源空间分布形成了以北京、上海为核心的东部沿海连成一片并辐射和带动中部及东北部地区,广州独领南方,西南地区重庆与成都双核辐射,及越过成都几近空白的发展现状。

四、养老服务资源空间分布的经济社会机理假设验证

针对我国养老服务资源空间分布高度不均且存在严重的区域集聚的情况,要拨开空间自相关的表象,必须进一步探讨养老服务资源的形成和汇聚与经济社会及人口等因素高度相关的特性。从经济、医疗和人口等方面选取关键指标制作热力图(图1),以对养老服务资源分布现状与区域经济社会发展水平和人口间的匹配性进行直观分析。由图1可知,不同指标下,颜色较深的高值区与养老服务资源富集区的重合度均存在差异。总体而言,五大富集核心普遍具有“区域中心城市/经济社会发展水平较高”的共同特征,提示综合发展条件可能与养老服务资源集聚相伴随,这一发现部分支持了本研究的核心假设。

更进一步地,为保证解释变量和被解释变

量间关系的稳健性、提高分析结果的可靠性,采用逐步回归法,结合聚类稳健标准误来缓解异方差与组内相关带来的推断偏误。回归结果如表2所示,老年人口比重($pold$)的系数在机构数(y_1)与床位数(y_2)模型中均为正且在1%水平上显著,表明在样本内,老龄化需求压力较高的城市往往对应更高的养老服务资源供给水平。

与此同时可以观测到,用人均GDP和人均可支配收入衡量的人均经济情况有显著的消极影响,这种情况一方面极可能是由于居家养老仍是主流养老模式的现实所引起的;另一方面则是由于富裕地区的地租和人力成本均相对较高,从而对养老服务产业形成了挤出效应。可以作为佐证的是,社会消费水平的上升对养老服务资源的聚集有积极作用,尤其是社会消费水平不仅会推动养老服务机构的生长,还会积极地拉动养老床位的增加。而人均经济情况实际上是社会消费水平上升的基础,这不仅解释

北京市	上海市	湖北省	云南省
天津市	江苏省	湖南省	西藏自治区
河北省	浙江省	广东省	陕西省
山西省	安徽省	广西壮族自治区	甘肃省
内蒙古自治区	福建省	海南省	青海省
辽宁省	江西省	重庆市	宁夏回族自治区
吉林省	山东省	四川省	新疆维吾尔自治区
黑龙江省	河南省	贵州省	

(a) 地区生产总值

北京市	上海市	湖北省	云南省
天津市	江苏省	湖南省	西藏自治区
河北省	浙江省	广东省	陕西省
山西省	安徽省	广西壮族自治区	甘肃省
内蒙古自治区	福建省	海南省	青海省
辽宁省	江西省	重庆市	宁夏回族自治区
吉林省	山东省	四川省	新疆维吾尔自治区
黑龙江省	河南省	贵州省	全国

(b) 人均医疗资源

北京市	上海市	湖北省	云南省
天津市	江苏省	湖南省	西藏自治区
河北省	浙江省	广东省	陕西省
山西省	安徽省	广西壮族自治区	甘肃省
内蒙古自治区	福建省	海南省	青海省
辽宁省	江西省	重庆市	宁夏回族自治区
吉林省	山东省	四川省	新疆维吾尔自治区
黑龙江省	河南省	贵州省	

(c) 人均可支配收入

北京市	上海市	湖北省	云南省
天津市	江苏省	湖南省	西藏自治区
河北省	浙江省	广东省	陕西省
山西省	安徽省	广西壮族自治区	甘肃省
内蒙古自治区	福建省	海南省	青海省
辽宁省	江西省	重庆市	宁夏回族自治区
吉林省	山东省	四川省	新疆维吾尔自治区
黑龙江省	河南省	贵州省	

(d) 老年人口抚养比

北京市	上海市	湖北省	云南省
天津市	江苏省	湖南省	西藏自治区
河北省	浙江省	广东省	陕西省
山西省	安徽省	广西壮族自治区	甘肃省
内蒙古自治区	福建省	海南省	青海省
辽宁省	江西省	重庆市	宁夏回族自治区
吉林省	山东省	四川省	新疆维吾尔自治区
黑龙江省	河南省	贵州省	

(e) 常住人口

北京市	上海市	湖北省	云南省
天津市	江苏省	湖南省	西藏自治区
河北省	浙江省	广东省	陕西省
山西省	安徽省	广西壮族自治区	甘肃省
内蒙古自治区	福建省	海南省	青海省
辽宁省	江西省	重庆市	宁夏回族自治区
吉林省	山东省	四川省	新疆维吾尔自治区
黑龙江省	河南省	贵州省	

(f) 人口密度



图1 关键性经济社会指标省级分布情况热力图

表 2 基准回归

变量	(1) y_1	(2) y_2	(3) y_1	(4) y_2
老年人口比重(<i>pold</i>)	0.674*** (0.122)	0.851*** (0.117)	0.631*** (0.134)	0.806*** (0.138)
人均 GDP(<i>pgdp</i>)	-0.008 2*** (0.002 8)	-0.006 8** (0.002 7)	-0.0071*** (0.002 3)	-0.005 8** (0.002 6)
人均可支配收入(<i>zpmoney</i>)	-0.035 6*** (0.010 4)	-0.018 3* (0.010 0)	-0.040 0* (0.023 0)	-0.021 3(0.019 2)
医疗机构数(<i>hos</i>)	-0.001 8(0.002 4)	0.000 2(0.002 3)	-0.002 3(0.004 4)	0.000 3(0.003 7)
社会消费(<i>consume</i>)	0.073 1*** (0.003 7)	0.095 2*** (0.003 6)	0.085 9*** (0.024 3)	0.109*** (0.021 0)
财政压力(<i>gov</i>)	-0.004 0(0.003 0)	-0.001 1(0.002 9)	-0.003 9(0.002 5)	-0.001 1(0.002 7)
教育水平(<i>edu</i>)			-0.000 3(0.005 4)	0.000 8(0.005 3)
<i>Constant</i>	0.156*** (0.048 9)	0.020 1(0.047 0)	0.148** (0.069 5)	0.015 7(0.071 7)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	280	280	280	280
R ²	0.633	0.795	0.653	0.807

注：括号内为聚类到地级市层面的稳健标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的统计水平上显示。下同。

了量化层面出现的人均经济情况改善与养老服务资源扩大之间的互斥现象,提示我国养老资源的发展落后于人均经济成长,还解释了为什么是区域发达城市而非所有的富裕城市都能够聚集养老服务资源。此外,在逐个纳入控制变量的过程中,核心解释变量与部分控制变量的系数与显著性均出现变化,表明模型中可能存在一定的相关结构,必须进行异质性分析与稳健性检验。

在此基础上,进一步检验老年人口比重与若干情境变量之间的交互项,以刻画不同条件下老龄化指标与养老服务资源供给之间相关性的差异。表 3 显示,环境压力指标(*livenvir*)、社保覆盖水平(*yanglaoyi*)、基础设施质量

(*basic*)、科技投入(*tech*) 分别与老年人口比重的交互项在机构数模型中多为正且部分显著,由此可知:在这些条件更好的地区,老龄化需求压力与养老服务机构供给之间的正向相关性更强。需要指出的是,该结果反映的是调节效应/条件相关性,并不直接证明“老年人迁移选择”或“单一机制”成立,相关解释应结合人口流动、机构准入、财政补贴与市场供给等信息进一步讨论。同时,部分调节变量本身在回归中呈现负系数,而与 *pold* 的交互项为正,说明这些变量与养老资源供给的关系可能存在情境依赖:在老龄化压力较低地区,其改善未必对应机构扩张;而在老龄化压力较高地区,其改善更可能与供给扩张相伴随。

表 3 调节效应检验——养老机构数量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
环境压力(<i>livenvir</i>)	-0.014 6(0.009 5)			
老年人口比重(<i>pold</i>)	-0.185(0.426)	0.190*(0.111)	0.038 0(0.146)	0.541*** (0.139)
<i>livenvir</i> × <i>pold</i>	0.103*(0.060 2)			
社保覆盖水平(<i>yanglaoyi</i>)		0.014 6(0.031 5)		
<i>yanglaoyi</i> × <i>pold</i>		0.188** (0.091 4)		
基础设施(<i>basic</i>)			-0.036 1*** (0.0098)	
<i>basic</i> × <i>pold</i>			0.272*** (0.073 3)	
科技潜力(<i>tech</i>)				-0.025 8*** (0.009 6)
<i>tech</i> × <i>pold</i>				0.051 8** (0.022 3)
人均 GDP(<i>pgdp</i>)	-0.0073*** (0.002 3)	-0.003 9** (0.001 9)	-0.006 0*** (0.001 7)	-0.0049*** (0.0019)
人均可支配收入(<i>zpmoney</i>)	-0.036 9* (0.018 8)	-0.047 0** (0.020 9)	-0.024 2*** (0.0093)	-0.042 6** (0.017 9)
医疗机构数(<i>hos</i>)	-0.000 8(0.003 4)	-0.000 6(0.003 6)	0.001 8(0.002 3)	-0.002 9(0.004 5)
社会消费(<i>consume</i>)	0.081 5*** (0.019 4)	0.046 7*** (0.013 9)	0.061 1*** (0.008 7)	0.083 3*** (0.026 1)
财政压力(<i>gov</i>)	-0.001 9(0.002 1)	-0.001 9(0.001 9)	-0.001 6(0.001 9)	-0.002 2(0.002 1)
教育水平(<i>edu</i>)	0.001 4(0.005 8)	-0.001 2(0.005 1)	-0.004 1(0.004 4)	0.000 1(0.005 6)
<i>Constant</i>	0.263** (0.128)	0.207*** (0.069 3)	0.164*** (0.050 6)	0.158*** (0.057 6)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	280	280	280	280
R ²	0.682	0.703	0.773	0.691

考虑到机构数与床位数在功能与供给结构上可能并不一致,进一步以床位数(y_2)为被解释变量检验交互项。表4显示,社保覆盖水平、基础设施质量、科技投入与老年人口比重的交互项在床位数模型中为正且显著,提示在上述条件更强的地区,老龄化压力与床位供给之间的同向关联更强。环境压力指标的交互项为正,但显著性较弱,说明其与床位供给的相关性可能更易受到其他结构性因素影响。总体而言,交互项结果为“综合发展条件与老龄化压力共同作用下的供给扩张”提供了支持性证据,但仍应在关联解释框架内理解。

在验证了影响全国层面的养老服务资源空间分布的经济社会机理后,对东中西部地理区位差异、经济和以医疗为代表的最受老年人关注的基本公共服务发达水平差距对养老服务资源分布现状的影响进行检验。鉴于东中西部在经济发展、公共服务供给能力与人口结构方面存在差异,按地区进行分组回归以比较系数差异。需要说明的是,该分析旨在识别相关性强弱的区域异质性,并不直接推断个体偏好差异。如表5所示,老年人口比重($pold$)对养老机构数(y_1)和床位数(y_2)的影响在东中西部地区呈现逐渐减小的趋势,可能的原因是东部地区

经济发展水平较高,养老市场更为成熟,老龄人口占比的增加能够带来更为显著的养老服务资源的优化和规模的扩大。而中西部地区经济发展相对滞后,养老服务市场发展不够成熟,老龄人口占比增加的影响相对较小。更重要的是,东部地区可能较早进入老龄化社会,对老龄问题的应对措施更为成熟。东部地区养老服务资源也更加丰富,能够更好地应对老龄人口增加带来的挑战,而中西部地区养老资源相对匮乏,应对老龄化的能力较弱。

表6是以城市的GDP水平的均值为分界线的异质性检验结果,从中可以发现,在低经济发达水平地区,老年人口比重对养老机构数/床位数的影响系数分别为0.404和0.409,虽然显著但系数相对较小;在高经济发达水平地区,老年人口比重对养老机构数/床位数的影响系数分别为1.130和1.716,系数显著且较大。可能原因是,高经济发达水平地区通常拥有更多的资金、技术和人才资源,能够更好地支持养老产业的发展,从而在老年人口增加时能实现产业结构的优化和规模的扩大,进而更好地满足该地区对高品质、多样化的养老服务的需求,促使养老产业提供更多元化的服务。另外,高经济发达水平地区拥有更加完善的养老政策和

表 4 调节效应检验——养老床位数量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
环境压力(<i>livenvir</i>)	-0.008 8(0.007 8)			
老年人口比重(<i>pold</i>)	0.248(0.361)	0.122(0.114)	0.302 ** (0.136)	0.574 *** (0.144)
<i>livenvir</i> × <i>pold</i>	0.070 7(0.048 5)			
社保覆盖水平(<i>yanglaoyi</i>)		-0.035 3(0.025 4)		
<i>yanglaoyi</i> × <i>pold</i>		0.369 *** (0.082 7)		
基础设施(<i>basic</i>)			-0.030 8 *** (0.0072)	
<i>basic</i> × <i>pold</i>			0.229 *** (0.054 1)	
科技潜力(<i>tech</i>)				-0.028 5 *** (0.009 2)
<i>tech</i> × <i>pold</i>				0.111 *** (0.028 0)
人均GDP(<i>pgdp</i>)	-0.005 7 ** (0.002 6)	-0.002 5(0.002 0)	-0.004 9 ** (0.002 3)	-0.003 4(0.002 1)
人均可支配收入(<i>zpmoney</i>)	-0.019 1(0.016 3)	-0.033 1 ** (0.016 2)	-0.008 3(0.010 2)	-0.030 3 *(0.015 9)
医疗机构数(<i>has</i>)	0.001 7(0.003 1)	0.002 8(0.003 0)	0.003 7(0.002 4)	0.001 0(0.003 9)
社会消费(<i>consume</i>)	0.105 *** (0.017 8)	0.062 8 *** (0.013 1)	0.088 8 *** (0.012 0)	0.091 5 *** (0.023 0)
财政压力(<i>gov</i>)	0.000 6(0.002 5)	0.000 8(0.002 1)	0.000 7(0.002 2)	0.000 2(0.002 3)
教育水平(<i>edu</i>)	0.002 2(0.005 3)	-0.002 4(0.004 8)	-0.002 4(0.004 7)	-0.001 0(0.005 3)
<i>Constant</i>	0.081 9(0.111 0)	0.135 ** (0.067 3)	0.035 1(0.057 6)	0.063 1(0.063 4)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	280	280	280	280
R ²	0.819	0.855	0.856	0.831

表 5 异质性检验——地理差距

变量	东部		中部		西部	
	(1) y_1	(2) y_2	(3) y_1	(4) y_2	(5) y_1	(6) y_2
老年人口比重(<i>pold</i>)	0.793 *** (0.152)	1.537 *** (0.295)	0.660 *** (0.129)	0.548 *** (0.126)	0.435 ** (0.208)	0.450 * (0.230)
人均 GDP(<i>pgdp</i>)	-0.009 4 *** (0.003 1)	-0.005 5 (0.005 7)	-0.012 2 *** (0.003 7)	-0.011 9 *** (0.003 6)	-0.003 8 (0.003 4)	-0.004 8 (0.003 2)
人均可支配收入(<i>zpmoney</i>)	-0.002 4 (0.011 2)	-0.014 6 (0.016 4)	0.000 2 (0.018 7)	0.016 7 (0.019 9)	0.000 3 (0.025 5)	0.006 0 (0.020 6)
医疗机构数(<i>hos</i>)	-0.004 6 (0.004 8)	0.002 3 (0.007 0)	0.005 8 (0.004 0)	0.006 6 ** (0.003 2)	-0.015 8 *** (0.004 7)	-0.012 9 *** (0.004 5)
社会消费(<i>consume</i>)	0.044 9 *** (0.007 4)	0.084 4 *** (0.012 7)	0.039 6 * (0.021 3)	0.053 8 ** (0.021 2)	0.051 8 (0.040 9)	0.062 3 ** (0.030 6)
财政压力(<i>gov</i>)	-0.019 6 *** (0.005 2)	-0.028 2 *** (0.007 6)	-0.003 1 (0.004 4)	0.001 5 (0.004 7)	0.004 4 * (0.002 4)	0.005 5 ** (0.002 4)
教育水平(<i>edu</i>)	0.015 7 ** (0.006 0)	0.037 1 *** (0.013 3)	-0.012 7 (0.009 3)	-0.012 7 (0.010 1)	0.012 2 * (0.006 3)	0.005 5 (0.004 8)
<i>Constant</i>	0.094 2 (0.086 8)	-0.154 (0.120)	0.014 8 (0.079 2)	-0.035 2 (0.083 1)	-0.051 9 (0.115)	-0.046 5 (0.090 6)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	74	74	131	131	75	75
R ²	0.876	0.898	0.390	0.572	0.942	0.960

表 6 异质性检验——经济水平

变量	低经济水平		高经济水平	
	(1) y_1	(2) y_2	(3) y_1	(4) y_2
老年人口比重(<i>pold</i>)	0.404 *** (0.076 7)	0.409 *** (0.091 5)	1.130 *** (0.395)	1.716 *** (0.396)
人均 GDP(<i>pgdp</i>)	-0.003 8 ** (0.001 6)	-0.003 9 * (0.002 1)	-0.020 3 ** (0.007 9)	-0.015 5 * (0.008 3)
人均可支配收入(<i>zpmoney</i>)	-0.011 0 (0.008 2)	0.001 5 (0.009 6)	-0.044 0 (0.042 7)	-0.023 8 (0.036 6)
医疗机构数(<i>hos</i>)	0.001 0 (0.001 8)	0.003 7 * (0.002 1)	-0.013 6 (0.011 0)	-0.008 8 (0.008 9)
社会消费(<i>consume</i>)	0.068 7 *** (0.016 4)	0.094 3 *** (0.021 3)	0.080 1 *** (0.029 9)	0.100 *** (0.024 9)
财政压力(<i>gov</i>)	0.000 5 (0.001 6)	0.002 8 (0.002 1)	0.019 7 (0.033 0)	0.008 6 (0.024 5)
教育水平(<i>edu</i>)	-0.001 9 (0.003 4)	-0.004 8 (0.004 1)	-0.020 5 (0.037 3)	0.024 0 (0.034 7)
<i>Constant</i>	0.054 9 (0.038 2)	-0.007 6 (0.055 6)	0.232 0 (0.212)	-0.087 4 (0.202)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	207	207	73	73
R ²	0.455	0.514	0.682	0.823

法规体系,为养老产业的发展提供了良好的外部环境,其养老服务市场也更为成熟、市场机制更为完善,能够更有效地响应老龄人口的变化。

表 7 是以各地参与社会保险的老年人数均值为分界线,高低社保参与度的异质性检验的结果。从中可以发现,在低社保参与度地区,老龄人口占比对养老机构数/床位数的影响系数分别为 0.379 和 0.371,虽然显著但系数相对较小。这表明在低社保参与度地区,即便老龄人口占比增加,由于医疗资源的不充裕和老年

人对医疗服务的低参与度,养老产业的结构和规模增长仍会受限。在高社保参与度地区,老龄人口占比对养老机构数/床位数的影响系数分别为 1.219 和 1.806,系数显著且较大。这说明在高社保参与度地区,老年人对医疗和养老服务的需求更为强烈,医疗资源的充足和高效利用促进了养老机构数/床位数的快速发展。高社保参与度地区通常拥有更丰富的医疗资源,能够更好地支持养老产业的发展,满足老年人的医疗和养老需求,从而推动医疗服务与养老

表 7 异质性检验——医疗参与度

变量	低基本医疗参与度		高基本医疗参与度	
	(1) y_1	(2) y_2	(3) y_1	(4) y_2
老年人口比重(<i>pold</i>)	0.379*** (0.076 8)	0.371*** (0.092 2)	1.219*** (0.374)	1.806*** (0.372)
人均 GDP(<i>pgdp</i>)	-0.0048*** (0.001 6)	-0.0050** (0.001 9)	-0.0194** (0.009 0)	-0.0121(0.009 2)
人均可支配收入(<i>zpmoney</i>)	-0.0119(0.008 7)	0.0019(0.010 1)	-0.0430(0.041 0)	-0.0248(0.035 7)
医疗机构数(<i>hos</i>)	0.0023(0.002 4)	0.0046*(0.002 4)	-0.0198(0.013 5)	-0.0111(0.011 2)
社会消费(<i>consume</i>)	0.0513(0.035 2)	0.0573(0.037 2)	0.0868*** (0.029 9)	0.109*** (0.023 9)
财政压力(<i>gov</i>)	0.0007(0.002 0)	0.0022(0.002 4)	0.0356(0.048 8)	0.0217(0.045 8)
教育水平(<i>edu</i>)	-0.0034(0.003 7)	-0.0056(0.004 3)	0.0496*(0.029 5)	0.0785** (0.029 8)
<i>Constant</i>	0.0630(0.043 4)	0.0068(0.059 1)	0.0862(0.213 0)	-0.2740(0.205 0)
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	222	222	58	58
R ²	0.397	0.487	0.749	0.863

服务的整合更为紧密,形成了更为完善的养老服务体系,促进了养老机构数/床位数的扩大。此外,高社保参与度地区的老年人可能具有更高的健康意识,更倾向于使用专业的养老和医疗服务,由此也能推动养老产业的发展,这一发现有力地支撑了我国正在铺开的长护险试点工作的正当性。

在完成上述检验之后,为保证研究结果的可靠性并缓解对潜在的内生性误差的担忧,采取两阶段最小二乘(2SLS)作为探索性稳健性分析。以“有老年人口的户数比例”作为工具变量,第一阶段结果显示工具变量与老年人口比重相关性较强。需要指出,工具变量的有效性还依赖于排除限制等强化假设,而截面数据情境下该假设难以被完全验证,因此将2SLS结果作为对基准回归的补充参考,而不将其作为严格因果识别的最终结论。此外,还通过替换检验指标与样本筛查处理的方法来进行稳健性检验(如去除直辖市、采用替代标准误设定等),总体结果在系数方向与显著性上与前面的分析结果保持了较高的一致性,表明本研究的主要结论具有可靠的稳健性。

五、结论与启示

1. 研究发现:“条件触发”与“成本挤出”交织的空间格局

以大力发展银发经济的国家政策导向为政策背景,面对人口老龄化程度不断加深的客观现实,本研究通过空间地理分析发现,我国养老

服务资源分布极不均衡,呈现显著的空间集聚特征:一是全国养老服务资源分布高度拟合“胡焕庸线”,主要集中在东南沿海地区,西北内陆地区资源匮乏;二是空间核密度分析显示,养老服务资源在全国范围内形成了以北京、上海、广州、重庆、成都为核心的五大富集区域,并呈现出明显的区域中心集聚现象。全局Moran’s I指数验证了养老服务资源分布存在显著的空间自相关性和聚集性。

基于空间观测与实证检验,本研究跳出了“需求自然催生供给”的传统常识框架,揭示了我国养老服务资源空间分布背后的深层经济社会机理(图2),得出以下具有理论增量的新发现:

第一,揭示了养老服务资源集聚中的“成本病”挤出效应。与常规认知不同,实证结果表明,单纯的人均经济指标(人均GDP与人均可支配收入)对养老资源的绝对数量甚至存在负向的统计关联,这印证了Baumol的“成本病”假说在我国养老产业中的存在;虽然经济总量大、商业活跃度高的中心城市能吸引资源集聚,但过高的地租、人力成本和生活成本也对低利润的养老服务业产生了显著的“挤出效应”,导致养老资源不仅未能与人均财富同步增长,反而面临严峻的成本约束。

第二,证实了老龄化需求转化为有效供给的“门槛效应”与“条件触发机制”。研究发现,单纯的人口老龄化加深并不必然带来养老资源

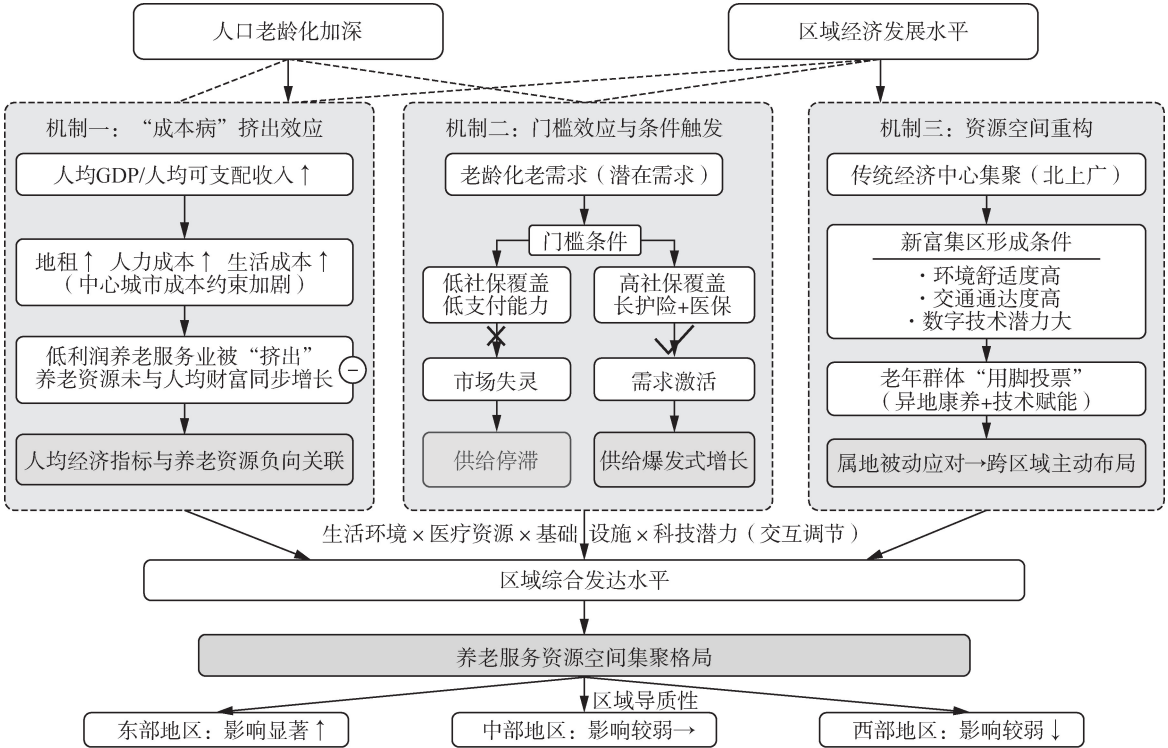


图2 养老服务资源空间分布经济社会机理

的等比例扩张,老龄化对养老资源的拉动作用高度依赖地区的社保覆盖水平(尤其是长护险与医保参与度)和生活环境质量。在低社保参与度和中西部欠发达地区,老龄化需求遭遇“市场失灵”;而在高社保覆盖区,支付能力的破局使得老龄化需求被真正激活为有效市场需求,催生了供给的爆发。

第三,识别出银发经济驱动下的资源空间重构网络。资源不仅在向传统经济中心(如北上广)集聚,更在环境舒适度高、基础设施便利性强(交通通达度高)、数字技术潜力大的节点城市形成新的富集区。这表明老年群体的“用脚投票”(异地康养)和技术赋能正在打破传统的行政边界,推动养老服务供给从“属地被动应对”向“跨区域主动布局”演变。

此外,通过经济社会机理分析和回归模型验证,本研究所主张的“区域综合发达水平对养老服务资源的集聚具有重要影响”得到了验证。养老服务资源更倾向于向区域综合性发达水平较高的城市集聚,生活环境、医疗资源、基础设施和科技潜力等调节变量与老年人口比重交互作用后,对养老服务资源发展产生积极的推动作用,进一步印证了综合发达水平对养老

服务资源集聚的促进效应。进一步研究发现,地区差异会显著影响养老服务资源分布格局,东中西部地区在老龄化程度、经济发展水平、医疗资源等方面存在显著差异,导致我国养老服务资源分布呈现明显的区域异质性。其中,东部地区老龄人口比重对养老服务资源的影响更为显著,而中西部地区受经济发展水平和市场成熟度限制,老龄化对养老服务资源的影响相对较弱。经济水平和医疗参与度的异质性检验也进一步证实了发达程度对养老服务资源发展的重要作用。

2. 政策调适

针对研究中发现的我国养老服务资源整体发展水平落后于经济增长,且分布高度不均衡等问题,依据养老服务资源空间分布的经济社会影响机理,本研究认为应进行必要的政策调整,具体建议如下:

(1)实施“差异化”区域发展战略,破解“胡焕庸线”固化格局

鉴于研究发现我国养老服务资源的分布高度拟合“胡焕庸线”,且东中西部地区受经济发展水平和市场成熟度的影响存在显著异质性,制定政策时首要考虑的应是差异化的区域发展

战略。对于北京、上海、广州等已被证实为资源富集区的核心城市,其养老服务供给已具备一定规模,政策重心应从单纯的“增量”转向“提质”。考虑到这些地区商业活跃度高、消费能力强,政府应逐步减少直接的市场干预,转而通过土地、税收等杠杆引导社会资本进入,重点发展满足多样化需求的高品质养老服务,从而解决中心城区“有床位但住不起”或“服务同质化”的结构性矛盾。反观中西部及经济欠发达地区,实证数据表明其养老资源对老龄化程度的响应较弱,这暗示了市场机制在这些区域的失灵,因此必须强化政府的兜底责任,建议建立与人口老龄化水平挂钩的中央财政转移支付机制,设立专项基金用于补齐中西部地区的基础设施短板,确保基本养老服务不会因为地方经济的滞后而缺位。

(2)破除“医养两张床”的体制机制障碍,深化医养康养深度融合

针对实证中医疗资源与养老供给的显著相关性,现实中“医养结合”的核心痛点已不再是单纯的机构审批流程,而是“医”与“养”分属不同行政体系所导致的体制性、机制性障碍,尤其是“医保报销床位”与“养老照护床位”之间存在森严的壁垒,导致老年人频繁在医院和养老院之间“折腾转诊”。对此,建议打破卫健委(医保)与民政(养老)的政策壁垒,探索“床位互换”与“无缝转诊”机制:一方面,建立统一的“老年人能力与健康综合评估标准”,实现评估结果部门互认;另一方面,创新医保支付方式,允许符合条件的医养结合机构在内部实现“养老床位”与“医疗床位”的动态转换。当老年人处于稳定期时,享受养老补贴;进入急性期或需专业医疗干预时,不需物理转院即可在原床位直接转换为“医疗床位”并接入医保结算系统。同时,加快普及长期护理保险,从根本上解决“医不能养、养不能医、两边都报销难”的支付瓶颈。

(3)强化区域协同与资源共享,构建跨行政区养老联合体

随着区域一体化进程的加快,本研究识别出的养老资源空间集聚现象提示,解决养老问题不能仅局限于单一行政区划内部,而应寻求

跨区域的协同解决方案,特别是在长三角、珠三角等城市群,中心城市土地资源紧张、经营成本高昂,而周边中小城市则可能面临资源闲置。与其各自为战,不如构建跨行政区的养老服务联合体,通过推动养老服务补贴跟随老年人流转,实现医保异地结算和养老服务评估结果互认,可以引导中心城市的老年人口向环境优美、成本较低的周边地区有序疏解。这不仅有助于缓解核心城市的资源压力,也能带动周边地区的银发经济发展,实现区域间养老资源的优化配置。

(4)统筹城乡空间布局,填补农村养老服务资源的“空间塌陷”

尽管本研究在宏观层面揭示了资源向中心城市的集聚特征,但不可忽视的是,在市域微观空间内,养老资源面临着严重的“城挤、乡空”的空间错配现象,广大农村地区老龄化程度更深、空巢化更严重,但受限于市场机制失灵和基础设施薄弱,这些地区成了养老资源的“空间塌陷区”。针对城乡养老资源的空间分布鸿沟,政策应从“纯市场驱动”转向“普惠型公共服务空间均等化”。一是构建“县-乡(镇)-村”三级衔接的农村养老服务空间网络:以县级公办敬老院为资源调度与专业照护中心,以乡镇养老服务综合体为枢纽,以村级邻里互助点(如幸福院、老年食堂)为触角。二是财政转移支付上实行“空间倾斜”,对社会资本下乡投资农村养老服务给予高于城市的床位补贴和运营补贴。三是鼓励城市优质养老机构通过“城带乡”“托管运营”等方式跨越城乡边界,引导专业护理人才、医疗资源向农村流动,切实弥合城乡养老服务的空间断裂带。

(5)依托数字技术赋能,提升养老资源配置的精准度与效率

在物理空间资源有限的约束下,科技手段的引入为提升服务可达性提供了新的路径。本研究证实了科技投入对养老资源配置具有积极的调节效应,这意味着数字化技术可以作为实体资源不足的有效补充。面对日益增长的居家养老需求,建议利用大数据和物联网技术构建精准的供需匹配平台,政府可通过建立动态的“老年人口-养老资源”监测地图,实时掌握各

区域的老龄化增速与床位使用情况,从而避免设施建设的盲目性。对于偏远或医疗资源匮乏的地区,应当大力推广“互联网+护理”及远程医疗服务,将优质的专业照护资源以数字化的形式下沉至社区和家庭,用技术红利弥补空间距离带来的服务鸿沟。

参考文献:

- [1] SCHMITT C, OBINGER H. Spatial interdependencies and welfare state generosity in Western democracies, 1960—2000[J]. *Journal of European Social Policy*, 2013, 23(2): 119-133.
- [2] GU J F. Spatial diffusion of social policy in China: spatial convergence and neighborhood interaction of vocational education[J]. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 2016(9): 503-527.
- [3] 姜玉贞,刘清春.我国基本养老服务水平的时空分异及其影响因素[J]. *东岳论丛*, 2024, 45(12): 160-166.
- [4] 丁秋贤,朱丽霞,罗静.武汉市养老设施空间可达性分析[J]. *人文地理*, 2016, 31(2): 36-42.
- [5] 高向东,何骏.上海市养老机构空间可达性研究[J]. *中国人口科学*, 2018(2): 116-125.
- [6] 张园.高质量发展背景下养老服务机构效率测度、空间网络结构特征及其影响因素[J]. *社会保障评论*, 2024, 8(1): 107-125.
- [7] 张文亮,张桐,赵东霞.国内老年人口分布与养老资源配置研究综述[J]. *老龄科学研究*, 2019, 7(1): 47-58.
- [8] 杨红燕,陈鑫,聂梦琦,等.地方政府间“标尺竞争”“参照学习”与机构养老床位供给的空间分布[J]. *中央财经大学学报*, 2020(2): 106-116.
- [9] 周榕.长三角城市群机构养老时空演化机制研究[J]. *地域研究与开发*, 2024, 43(5): 39-46.
- [10] 汪斌,武继磊,高云霞.养老机构床位空置分布影响因素的空间分析:以北京市为例[J]. *人口与发展*, 2022, 28(4): 118-128.
- [11] 黄璞.老年人口迁移研究述评[J]. *人文地理*, 2013, 28(4): 27-33.
- [12] 武田艳,黎庆玲,何净净.基本公共服务-人口发展-区域经济耦合协调时空演变——以长三角城市群为例[J]. *地域研究与开发*, 2023, 42(4): 21-28.
- [13] 林闽钢.中国式养老的历史变迁与现代重构——基于“家国一体”视角的考察[J]. *浙江社会科学*, 2025(1): 92-99.
- [14] 王洪娜.医养结合养老机构服务效率及其影响因素:基于山东省 226 家医养结合养老机构数据分析[J]. *重庆社会科学*, 2020(5): 129-140.
- [15] BLOOM D E, CHATTERJI S, KAWAL P, et al. Macroeconomic implications of population ageing and selected policy responses [J]. *The Lancet*, 2014; <http://dx.doi.org/10.1016/50140-6736114261461-1>.
- [16] CHEN F N, LIU G Y. Population aging in China [M]//POSTON D L. *International Handbooks of Population*. Springer, 2009.
- [17] BAUMOL W J. Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis [J]. *The American Economic Review*, 1967, 57(3): 415-426.
- [18] GETZEN T E. Health care is an individual necessity and a national luxury [J]. *Journal of Health Economics*, 2000(19): 259-270.
- [19] OI J C. Fiscal reform and the economic foundations of local state corporatism in China [J]. *World Politics*, 1992, 45(1): 99-126.
- [20] 孙秀林.社会科学中的空间分析:概念、技术和应用实例[J]. *山东社会科学*, 2015(8): 63-70.
- [21] WHITWORTH A. Towards a spatial social policy: bridging the gap between geography and social policy [M]. Bristol: Policy Press, 2019.
- [22] ZHANG C M, LIU S J, CHEN G, et al. Green finance and the silver economy: catalyzing China's low-carbon development [J]. *Frontiers in Environmental Science*, 2024: 1406812.
- [23] AGHAYI E, NOFERESTI M, MAJUMDER S, et al. Smart homes for elderly healthcare [J]. *Sensors*, 2017(17): 2496.
- [24] FENG J, WANG Z, YU Y Y, et al. Does long-term care insurance reduce hospital utilization and medical expenditures? Evidence from China [J]. *Social Science & Medicine*, 2020: 113081.
- [25] BANISTER D, BOWLING A. Quality of life for the elderly: the transport dimension [J]. *Transport Policy*, 2004(11): 105-115.
- [26] 赵果庆,张欣欣.城镇化能否突破“胡焕庸线”?——基于 2005—2020 年中国省区市面板数据的实证检验[J]. *中国软科学*, 2022(12): 89-101.

Spatial Mismatch, Cost Crowding-out, and Conditional Triggers: The Mechanisms and Optimization Pathways of China's Elderly Care Service Resource Distribution / HUANG Guan
(Quqiubai School of Government, Changzhou University)

Abstract: The spatial distribution of elderly care service resources is crucial to the overall efficacy of the national eldercare system. Utilizing ArcGIS to observe the distribution of elderly care service resources at the prefecture-level city scale across China, this paper finds that the distribution highly aligns with the demographic pattern of the “Hu Line”. It exhibits significant positive spatial autocorrelation and agglomeration characteristics, forming five high-density core belts. Addressing the current “spatial mismatch” between the distribution of elderly care service resources and the aging population, this paper first delineates the supply-demand matching relationship via spatial thermal analysis. Subsequently, it employs cross-sectional OLS regression coupled with city-level clustered robust standard errors to thoroughly investigate the underlying economic and social mechanisms driving spatial resource allocation. Empirical results indicate that first, population aging exerts a fundamental driving effect on resource agglomeration; however, this mechanism is highly contingent upon the “conditional triggering” of social security coverage and residents’ income levels. Second, this paper reveals a “cost disease” crowding-out effect within the eldercare industry in developed regions, where exorbitant land rents and operational costs prevent certain economic hubs from achieving a proportional expansion of basic care beds. Third, environmental amenities and the abundance of medical resources are emerging as core driving forces in reshaping the spatial network of elderly care services, while regional demand heterogeneity significantly impacts the qualitative structure of these resources. Based on the aforementioned mechanisms, this paper proposes targeted optimization countermeasures: first, to address the pain point of “medical-elderly care separation”, it explores dynamic conversion mechanisms between “medical beds” and “elderly care beds”, alongside seamless medical insurance settlements. Second, to counteract the “cost disease” in megacities, policies should promote the cross-regional portability of eldercare subsidies and establish “wellness enclaves” in peripheral node cities. Third, confronting the urban-rural spatial divide, financial transfer payments should implement a “spatial tilting” strategy to construct a three-tier “county-town-village” inclusive service network, thereby effectively bridging the “spatial depression” in rural elderly care services.

Key words: elderly care service resources; spatial distribution; spatial mismatch; economic and social mechanisms; medical-eldercare integration; urban-rural disparities