

长三角城市群消费水平空间格局及其影响机制

毛中根¹ 武优勐^{1, 2} 谢迟¹¹

(1. 西南财经大学 工商管理学院, 中国四川 成都 611130;

2. 安徽工业大学 商学院, 中国安徽 马鞍山 243002)

【摘要】: 消费发展具有时代特征, 既与人民生活质量密切相关, 又是生产发展的动力。文章运用重心分析、空间自相关分析、空间面板计量、地理加权回归等多种方法, 探索 2005—2017 年长三角城市群消费水平空间格局特征及其影响机制。研究发现: 长三角城市群消费水平重心在上海、南京、杭州构成的三角区域内向西移动, 与区域中心距离有所缩短, 区域差异逐年缩小; 消费水平存在正向空间关联, 呈现出以上海—南京沿江带为主导的空间分布特征; 经济水平、服务业占比、工业化率、人均财政支出、人力资本水平等对当地消费水平有正向影响, 前三者对消费水平具有正向的空间溢出效应; 此外, 各因子对消费水平的影响存在空间异质性。

【关键词】: 消费水平 空间格局 影响机制 高质量发展 服务业

【中图分类号】: F714 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1000-8462 (2020) 12-0056-07

生产与消费是内生的循环系统, 消费高质量发展是经济高质量发展不可分割的重要内容。消费规模特别是居民消费规模是大国经济持续稳定增长的必要条件^[1], 推进从生产大国向消费大国转变意义重大。近年来, 中国消费增速逐渐降低, 但消费对经济发展的基础性作用日益增强。2013—2018 年, 中国社会消费品零售总额增速由 13.1%降至 9.0%, 最终消费支出对 GDP 增长的贡献率则由 50.0%增加至 76.2%。消费能够捕捉到持久收入的变化, 更能反映真实福利水平。相关研究逐渐从收入不平等视角转向消费不平等, 并着力于消费不平等演变趋势测度、消费不平等核算、消费不平等动因分析等^[2-4], 这为从消费视角研究经济空间格局提供了思路。相关研究已关注到区域消费差异问题, 并从居民收入^[5-6]、人口结构^[7-8]、城镇化^[9-10]、财政支出^[11-12]、服务业发展^[13-14]、交通条件^[15-16]等多维视角分析区域消费差异动因, 然而相关研究很少考虑到地理空间关联因素。

城市的主导功能越来越多转向消费功能, 区域竞争格局中消费发展的作用日益重要, 中国居民消费呈现出明显的区域差异性、多层次板块性特征, 消费经济研究逐步关注到区域和空间因素。消费的空间关联效应源于一系列区域一体化因素, 如市场共享、消费模仿、跨区域消费等, 这些因素都根源于地理空间邻近性。近年来, 关于消费空间格局的研究成果日益增多, 大多研究认为消费水平存在显著的正向空间关联^[17-19], 也有研究认为消费水平存在显著的负向空间关联^[20], 这一定程度上源于不同研究在消费水平衡量指标、地理空间尺度等选取上的差异。现有研究一般认为人均社会消费品零售总额适合衡量消费水平, 但人均消费的测算多使用户籍人口。人是消费的主体, 消费规模与人口规模关系密切, 常住人口较为客观地反映人口规模, 以户籍人口测算会高估部分地区的消费水平、夸大地区间的消费水平差距。此外, 现有相关研究多聚焦于全国层面或省际层面, 对城市群尺度的研究较少。

作者简介: 毛中根 (1975-), 男, 湖南武冈人, 博士, 教授。主要研究方向为消费经济和产业经济。E-mail:maogen@swufe.edu.cn。
武优勐 (1991-), 男, 安徽亳州人, 博士, 讲师。主要研究方向为消费经济和经济地理。E-mail:youteng_wu@163.com。
基金项目: 国家自然科学基金重点项目 (72033007); 国家自然科学基金面上项目 (71873107)

长三角城市群是中国经济最发达、城镇集聚程度最高的城市化地区，整体处于后工业化阶段，其消费格局能较好地反映未来经济竞争格局，并能为城市群发展和区域一体化提供支持。借助空间经济学和空间计量工具，本文探索消费经济学与地理学交叉融合研究路径，深入研究 2005 年以来长三角城市群消费水平空间格局演变及形成动因，并为新时代消费格局的塑造提供启示。

1 研究区域概况与研究方法

1.1 研究区域概况及数据来源

根据《长江三角洲城市群发展规划（2015—2030）》，将研究区域范围设定为 26 个基本单元，包括上海市 1 个地区、江苏省 9 个地区（南京、无锡、常州、苏州、南通、盐城、扬州、镇江、泰州）、浙江省 8 个地区（杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、金华、舟山、台州）、安徽省 8 个地区（合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城）。因 2005 年以来部分城市发生行政规划调整，为了保持研究单元前后一致，本文以 2015 年行政区域规划为基准，根据县级、镇级统计口径对市级数据进行前向与后向调整。此外，本文选取人均消费品零售额作为衡量地区消费水平的指标，社会消费品零售额、常住人口以及相关控制变量等数据均来源于《上海统计年鉴》《安徽统计年鉴》《江苏统计年鉴》《浙江统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》（2006—2018 年），以及各市统计年鉴和公报等。

1.2 研究方法

选取重心分析、泰尔指数分解、ArcGIS 自然间断点分级、空间自相关分析等方法，对长三角城市群消费水平空间格局进行定量分析。在此基础上，归纳消费水平影响因素，并选取空间面板计量、地理加权回归等模型，实证分析长三角城市群消费水平空间格局的影响机制。

2 长三角城市群消费水平空间格局分析

2.1 区域消费水平空间演化

借鉴物理学原理，有学者将重心概念引入经济学领域，经济重心的演变轨迹总体上反映了区域经济发展变化轨迹与空间差异性^[21-22]。同理，可以通过消费水平重心移动轨迹来反映消费水平空间分布格局演变。消费水平重心和区域中心的空间耦合态势与区域消费发展差距具有密切关系，一般认为其距离大小与区域消费水平差距成正比。2005—2017 年，长三角城市群消费水平重心始终位于上海市、南京市、杭州市构成的三角区域之间，随着杭州市、南京市消费水平的较快提升，消费水平重心逐渐向以南京市和杭州市为连接的边靠近。根据重心公式计算，长三角城市群消费水平重心走势大致分为两个阶段：2005—2010 年，从（31.06° N, 120.07° E）向西北移动至（31.10° N, 120.00° E）；2010—2017 年，从（31.10° N, 120.00° E）向西移动至（31.10° N, 119.92° E）。此阶段，城市群消费重心由江苏省苏州市吴中区逐步转移到浙江省湖州市长兴县，与区域中心距离逐渐缩短，区域消费水平差异有所缩小。根据重心距离公式计算，长三角城市群区域中心位于浙江省湖州市长兴县（31.15° N, 119.65° E），消费水平重心与区域中心的距离由 2005 年的 47.60km 缩小到 2017 年的 30.70km。分阶段来看，2005—2010 年，两者距离由 47.60km 缩小到 38.81km；2010—2017 年，两者距离由 38.81km 进一步缩小到 30.70km。此外，根据泰尔指数^[23]测算，2005—2017 年长三角城市群消费水平总体差异由 0.0519 降低到 0.0244，区域间差异由 0.0324 降低到 0.0112，区域内差异由 0.0195 降低到 0.0133。

“从集聚中走向平衡”¹是长三角城市群消费水平差异缩小背后的主要动因。一方面，2005 年以来，流动人口仍不断涌向沿海发达地区，上海、江苏、浙江等地城市常住人口增长较快，而安徽城市常住人口增长较慢。长三角城市群中，上海市、江苏 9 市、浙江 8 市、安徽 8 市的 2017 年常住人口分别为 2418 万人、5718.25 万人、4298.40 万人、2835.33 万人，比 2005 年分别增

长 28%、11%、17%、6%。另一方面，经济集聚外溢效应促进东部沿海地区产业向内陆地区梯级转移，安徽各市经济实现较快发展，带动当地居民生活水平提高，逐步释放当地消费潜力。与 2005 年相比，2017 年合肥市消费水平具有明显提升，这源于合肥市集聚省会资源优势积极承接东部沿海地区产业转移，带动了经济增长、居民消费水平提升。

2.2 区域消费水平空间集聚态势

全局空间自相关被用来描述空间单元属性值之间的整体分布情况，一定程度上可以表明全局范围内是否具有空间集聚特征。基于地理距离空间矩阵计算，2005—2017 年长三角城市群消费水平全局莫兰指数由 0.120 波动下滑至 0.079，且均通过 0.01 水平显著性检验。虽然莫兰指数在 2014 年出现明显下降，空间相关性有所减弱，但总体而言，长三角城市群消费水平历年莫兰指数大于 0，表明消费水平存在空间集聚特征。

局域空间自相关能够测度空间单元属性的局部空间变化，一定程度上可以从局部识别高值、低值分别在哪里集聚。由 LISA 聚类结果（表 1）可知，长三角城市群消费低水平呈现明显的以浙江区域、安徽区域为代表的高—高、低—低集聚特征。结合 ArcGIS 自然间断点分级图（图 1）来看，长三角城市群消费水平较高区域主要分布在以上海市、南京市、杭州市构成的三角区域之间，呈现出以上海市至南京市沿江带为主导区域的分布特征。高水平地区分布在上海、南京、杭州等中心城市，低水平地区分布在安庆市、池州市等边缘区域。与 2005 年相比，2017 年杭州市消费水平提升至高水平等级，这是由于杭州市互联网和电子商务的快速发展，带动网上零售额大幅增长。其中，杭州市 2014—2016 年网络零售额由 2088.45 亿元增长至 3445.65 亿元，居民网络消费额由 899.55 亿元增长至 1499.98 亿元。

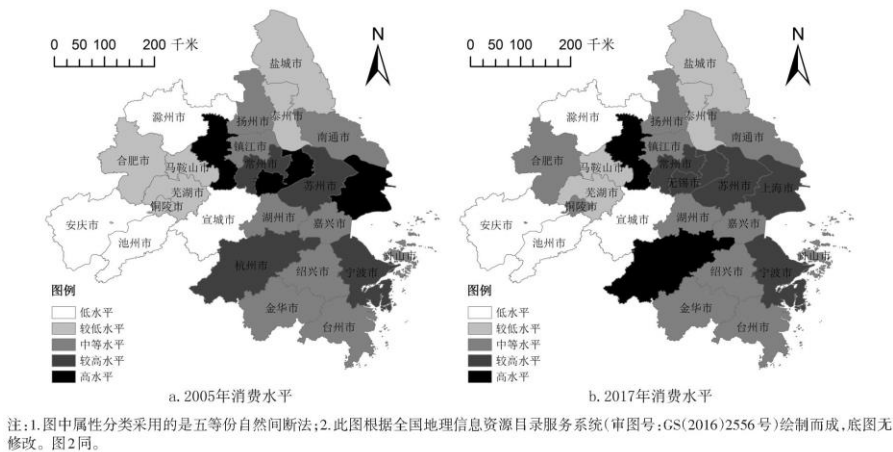


图 1 长三角城市群消费水平空间分布

表 1 长三角城市群消费水平的 LISA 聚类结果

象限	2005	2017
象限 1: HH	上海、无锡、常州、苏州、杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、舟山、金华	上海、无锡、常州、苏州、杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、舟山、金华、南通、台州
象限 2: LH	南通、盐城、泰州、台州、滁州	扬州、盐城、泰州、滁州
象限 3: LL	扬州、合肥、马鞍山、芜湖、宣城、铜陵、池州、安庆	合肥、马鞍山、芜湖、宣城、铜陵、池州、安庆
象限 4: HL	南京、镇江	南京、镇江

3 长三角城市群消费水平空间格局影响机制分析

空间自相关检验表明长三角城市群消费水平存在显著的空间正相关，说明城市消费水平在地理上存在空间依赖关系，因而本文选择空间计量模型、地理加权回归模型分析其消费水平空间格局影响机制。

3.1 影响因素分析及变量选取

区域消费水平影响因素较多，参考已有文献，并结合数据的可得性构建控制变量。(1)经济水平 (Pgdp)，选用人均 GDP 衡量。无论是凯恩斯的绝对收入假说、杜森贝里的相对收入假说、莫迪利安尼的生命周期假说，还是弗里德曼的持久收入假说，均强调了收入对消费的基础作用。因研究对象为社会消费水平，人均 GDP 比居民人均收入更能反映消费能力。(2)服务业占比 (Tgdp)，选用服务业生产总值占 GDP 的比重计算。产业结构是供给侧的一个重要方面，反映了社会经济发展特征，而服务业占比是产业结构高级化的重要指标之一，影响着消费地理格局分布。(3)工业化率 (lnIgdp)，选用工业增长值占 GDP 的比重计算。一般认为，工业化与城镇化关联度高、相互促进^[24]。工业化和城镇化是影响消费的重要因素，由于 2005—2017 年长三角城市群城市常住城镇人口数据存在较多缺失，这里仅考虑工业化因素。(4)人均财政支出 (Pexpend)，选用地方财政一般预算内支出/常住人口计算。财政支出倾向于公共服务供给，对提高居民生活质量、改善消费环境具有重要作用。(5)人力资本水平 (Phuman)，选用普通高等学校在校学生数/常住人口计算。高校学生占比是人口结构的一个维度，反映了消费主体特征，是影响消费的重要因素。(6)交通条件 (Proad)，选取道路里程/常住人口衡量。交通设施对消费有重要影响，可以间接降低消费成本，是消费中心和节点形成的关键。

此外，临近地区经济水平、服务业占比、工业化率、人均财政支出、人力资本水平、交通条件等因素，包括临近地区的消费水平因素，都可能影响本地区的消费水平。基于以上分析构建变量，见表 2。

表 2 变量统计性描述

变量	单位	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
Cp	元/人	338	16466.02	9234.24	2254.99	46851.41
Pgdp	万元/人	338	4.77	2.42	0.73	11.57
Tgdp	—	338	0.41	0.08	0.23	0.70
Igdp	—	338	0.45	0.08	0.22	0.70
Pexpend	元/人	338	5748.41	3515.84	722.44	22315.80
Phuman	人/万人	338	216.29	195.57	6.64	1002.70
Proad	km/万人	338	21.17	11.07	4.29	61.60

注：以 2004 年为基期，用各市居民消费价格指数 (CPI) 对金额数据进行平减。本文采用插值法对缺失值和异常值进行替换。

3.2 空间计量回归分析

依据 Elhorst 的研究^[25]，将模型设定为具有空间交互效应的广义嵌套空间模型形式。通过 Hausman 检验，认为固定效应模型的估计方法相对更优，以下回归模型均采用固定效应模型 (FE) 进行估计。分别使用 SAR、SEM、SAC、SDM 模型进行回归，具体回归结果见表 3。通常，空间模型的选择是运用空间分析的首要任务，根据 Belotti 等^[26]模型检验方法，以 SDM 模型为通用范式开始，对替代模型进行逐步检验，发现 SDM 模型并不适合简化为 SAR 模型或 SEM 模型，并通过信息准则 (IC) 判断认为 SDM

模型更适合。接下来，以 SDM 模型回归结果作为解释对象。在空间固定效应下 SDM 模型的估计结果可以看出：(1)自然对数似然函数 (LogL) 值为 614.89，决定系数 (R^2) 为 0.83，表明模型设定合理。(2)消费水平空间溢出系数 (ρ) 为 0.57，且在 0.01 水平上显著，说明消费水平存在较为明显的空间集聚效应，某地区消费水平会对临近地区消费水平产生正向影响。(3)经济水平 ($\ln Pgdp$)、服务业占比 ($\ln Tgdp$)、工业化率 ($\ln Igdp$)、人均财政支出 ($\ln Pexpend$)、人力资本水平 ($\ln Phuman$) 的系数均在 0.01 水平上显著为正，而交通条件 ($\ln Proad$) 的系数不显著。(4)解释变量空间滞后项 $W \cdot \ln Pgdp$ 、 $W \cdot \ln Tgdp$ 、 $W \cdot \ln Igdp$ 分别在不同显著水平上为正，说明经济水平、服务业占比、工业化率一定程度上对临近地区消费水平起到促进作用， $W \cdot \ln Proad$ 在 0.01 水平上显著为负，说明交通条件对临近地区消费水平起到抑制作用。由于空间滞后项反馈效应等因素影响，SDM 模型的系数估计不精确，需要进一步分析。

通过偏微分法^[27]，对 SDM 模型各变量的直接影响和空间溢出效应进行求解，具体结果见表 4。本文结合计量分析结果和理论实际，分析消费水平的影响机制：(1)经济水平 ($\ln Pgdp$) 的直接效应、溢出效应系数分别为 0.26 和 0.82，即某个地区经济水平提高 1%，当地消费水平增加 0.26%，带动临近地区消费水平增加 0.82%，表明社会生产力水平的提高是消费扩大的基础，发达地区的经济辐射间接提升临近地区的消费水平。(2)服务业占比 ($\ln Tgdp$) 的直接效应、溢出效应系数分别为 0.21 和 1.50，即某个地区服务业占比提高 1%，当地消费水平增加 0.21%，带动临近地区消费水平增加 1.50%，表明产业结构优化升级是消费扩大的动力，产业升级提升本地经济资源配置效率，激发当地经济活力，通过产业梯度转移，以及技术、思想的传播促进临近地区经济发展，带动区域消费扩大。(3)工业化率 ($\ln Igdp$) 的直接效应、溢出效应系数分别为 0.22 和 1.00，即某个地区工业化率提高 1%，当地消费水平增加 0.22%，带动临近地区消费水平增加 1.00%。工业化率与城镇化率具有较强关联性，一定程度上工业化率提高推动了人口城镇化，城镇化通过消费集聚效应带动消费增长。(4)交通条件 ($\ln Proad$) 的溢出效应系数为-0.31，表明某个地区交通条件提高 1%，会导致临近地区消费水平降低 0.31%，意味着当地交通设施建设对周边地区消费水平具有负向影响，一定程度上说明，交通条件对当地消费扩大作用有限，但对城际间消费具有重要影响，交通便利性会推动消费者跨区域消费。(5)人均财政支出 ($\ln Pexpend$)、人力资本水平 ($\ln Phuman$) 的直接效应系数显著为正，而空间溢出效应系数不显著，说明人均财政支出和人力资本水平仅对当地消费水平有影响。

表 3 空间计量回归结果

变量	(1) SAR $\ln q$	(2) SEM $\ln q$	(3) SAC $\ln Cp$	(4) SDM $\ln Cp$
$\ln Pgdp$	0.28*** (7.66)	0.25*** (6.31)	0.39*** (7.02)	0.24*** (6.26)
$\ln Tgdp$	0.25*** (6.24)	0.13*** (2.90)	0.29*** (4.84)	0.17*** (3.81)
$\ln Igdp$	0.17*** (3.94)	0.15*** (3.35)	-0.09* (-1.69)	0.19*** (4.31)
$\ln Pexpend$	0.07*** (2.64)	0.10*** (3.69)	0.32*** (9.38)	0.09*** (3.28)
$\ln Phuman$	0.03** (2.22)	0.04*** (2.89)	0.07*** (3.17)	0.05*** (3.19)
$\ln Proad$	-0.00 (-0.21)	0.02 (1.49)	-0.02 (-1.35)	0.01 (0.96)
$W \cdot \ln Pgdp$				0.22* (1.87)
$W \cdot \ln Tgdp$				0.55*** (3.77)

弹性系数为正数，说明经济水平对消费水平具有正向影响。经济水平的弹性系数最大的地区为舟山市，最小的地区为合肥市，经济水平的弹性系数呈现出由东南向西北层层递减态势，说明长三角东南部地区经济水平对消费水平的影响较大，也即经济水平提高能有效刺激东南区域消费。

表 5 GWR 模型的回归系数描述分析

变量	最小值	下四分位值	中值	上四分位值	最大值
常数项	10.8659	11.0455	11.0924	11.1789	11.2911
ln Pgdp	0.6972	0.7305	0.7649	0.7858	0.8129
ln Tgdp	1.3554	1.4683	1.5212	1.6211	1.7235
ln Igdp	0.2166	0.3206	0.3755	0.4971	0.6304
ln Pexpend	-0.1571	-0.1494	-0.1343	-0.1200	-0.0970
ln Phuman	-0.0225	-0.0119	-0.0031	0.0015	0.0069
ln Proad	0.0752	0.0894	0.0957	0.0999	0.1116

图 2b 显示，服务业占比的弹性系数为正，说明服务业占比对消费水平具有正向影响。服务业占比的弹性系数最大的地方是安庆市，最小的地方是舟山市，服务业占比的弹性系数呈现由西北向东南层层递减的态势，说明长三角西北部区域产业结构升级对消费水平的影响较大，也即服务业占比提高能够有效刺激西北区域消费，同时，西北区域产业结构相对落后，有较大提升空间。

此外，工业化率、人均财政支出、人力资本水平、交通条件的弹性系数显著性较弱，但均呈现从西北到东南层层递减态势（图 2c~图 2f），一定程度上说明城市群西北区域的工业化率、人均财政支出、人力资本水平、交通条件对消费水平具有较强促进作用。西北区域经济发展整体水平相对较低，大都正处于工业化、城镇化进程中，工业化水平提升、政府支持增强、人口素质提高、交通条件改善能有力地释放消费潜力。总之，各影响因子的弹性系数存在空间异质性，从而弥补全局视角分析的不足。

4 结论与讨论

本文以人均社会消费品零售总额表征区域消费水平，综合运用多种计量方法研究中崛起战略实施以来长三角城市群消费水平空间格局特征与形成动因，得到以下主要结论：第一，基于重心分析等方法，发现长三角城市群消费水平重心在上海、南京、杭州构成的三角区域内向西移动，与区域中心距离有所缩短，区域差异逐年缩小。第二，基于探索性空间分析等方法，发现长三角城市群消费水平存在显著的正向空间关联，呈现出以上海市至南京市沿江带为主导的空间分布特征，低水平地区分布在安庆市、池州市等边缘区域。第三，基于空间计量回归分析，认为经济水平、服务业占比、工业化率、人均财政支出、人力资本水平等对当地消费水平有正向影响，其中经济水平、服务业占比、工业化率对消费水平具有正向的空间溢出效应。交通条件对当地消费水平作用不明显，但具有负的空间溢出效应。第四，基于地理加权回归分析，认为各因子对消费水平的影响存在空间异质性。经济水平的弹性系数呈现出由东南向西北方向层层递减态势，而服务业占比、工业化率、人均财政支出、人力资本水平、交通条件的弹性系数均呈现从西北到东南层层递减态势。城市群各地区处于不同发展阶段，一定程度上导致了各因子对消费水平的作用存在空间差异。

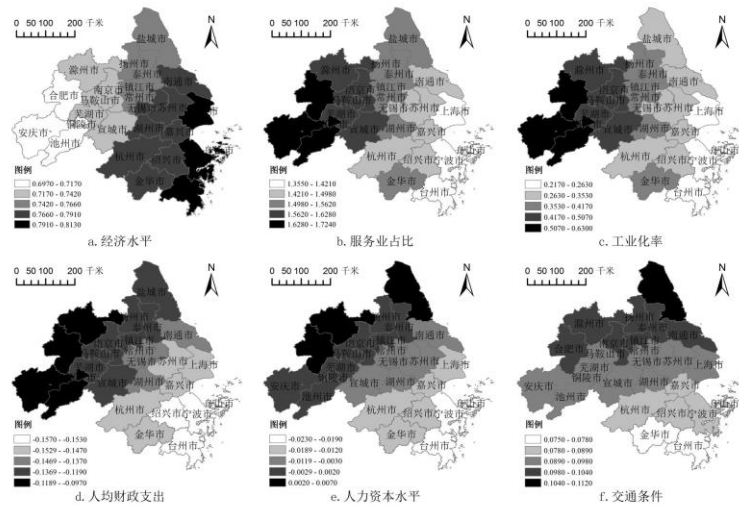


图2 各因子对消费水平影响的弹性系数空间分布

推动长三角城市群一体化高质量发展，需要着重解决区域发展不平衡不充分问题，包括区域消费发展不平衡不充分问题。本文有以下几点政策启示：第一，人口流动有助于区域消费水平差异缩小。在市场化、城市化的推动下，人口逐渐向发展较好的区域流动，客观上促进了人均意义上的区域消费水平差异缩小。需进一步打破干扰区域消费要素自由流动的障碍，构建良好的市场机制和消费环境，促进区域消费产业发展，在区域市场竞争中供给更多消费选择，努力实现消费者效用的帕累托最优。第二，发挥消费空间集聚效应可以带动区域消费水平提升。消费水平存在空间外溢性，以上海市、南京市、杭州市为极点构建区域消费中心，能够发挥消费引领作用。要推动消费市场开放，在竞合中实现消费产业发展与超越，逐步形成区域乃至国际消费中心，助力扩大居民消费。第三，因城施策，促进消费发展。因区域处于不同发展阶段，消费水平各影响因子的弹性系数存在空间异质性，各地方需要根据实际情况来诊断自身消费发展的不足，多举措完善消费环境，推动消费市场体系建设，提升居民消费满意度。

参考文献：

- [1]欧阳晓, 傅元海, 王松. 居民消费的规模效应及其演变机制[J]. 经济研究, 2016, 51(2):56-68.
- [2]Blundell R, Pistaferri L, Preston I. Consumption inequality and partial insurance[J]. American Economic Review, 2008, 98(5):1887-1921.
- [3]Aguiar M, Bils M. Has consumption inequality mirrored income inequality[J]. American Economic Review, 2015, 105(9):2725-2756.
- [4]杨继东. 中国消费不平等演变趋势及其原因[J]. 财贸经济, 2013, 34(4):111-120.
- [5]杭斌, 申春兰. 经济转型中消费与收入的长期均衡关系和短期动态关系——中国城镇居民消费行为的实证分析[J]. 管理世界, 2004(5):25-32.
- [6]刘长庚. 完善提升居民消费能力的收入分配制度[J]. 消费经济, 2018, 34(6):9-11.

-
- [7]李文星,徐长生,艾春荣.中国人口年龄结构和居民消费:1989—2004[J].经济研究,2008(7):118-129.
- [8]毛中根,孙武福,洪涛.中国人口年龄结构与居民消费关系的比较分析[J].人口研究,2013,37(3):82-92.
- [9]付波航,方齐云,宋德勇.城镇化、人口年龄结构与居民消费——基于省际动态面板的实证研究[J].中国人口·资源与环境,2013,23(11):108-114.
- [10]潘明清,高文亮.我国城镇化对居民消费影响效应的检验与分析[J].宏观经济研究,2014(1):118-125.
- [11]杨智峰.地区差异、财政支出与居民消费[J].经济经纬,2008(4):64-67.
- [12]毛军,刘建民.财税政策、路径依赖与中国居民消费的区域均衡发展[J].中国经济问题,2016(6):50-56.
- [13]毛中根,洪涛.中国服务业发展与城镇居民消费关系的实证分析[J].财贸经济,2012(12):125-133.
- [14]汤向俊,马光辉.城镇化、服务业发展与居民消费:国际经验[J].财经科学,2016(7):90-98.
- [15]肖挺.交通设施、居民的消费区域流向与消费结构——来自我国省际层面的经验证据[J].财贸研究,2018,29(9):12-27.
- [16]郭广珍,刘瑞国,黄宗晔.交通基础设施影响消费的经济增长模型[J].经济研究,2019,54(3):166-180.
- [17]马骊,孙敬水.我国居民消费与收入关系的空间自回归模型研究[J].管理世界,2008(1):167-168.
- [18]管卫华,周静,陆玉麒.改革开放以来中国社会消费水平的区域格局变化[J].地理研究,2012,31(2):234-244.
- [19]胡美娟,周年兴,李在军,等.江苏省县域消费水平的空间格局及影响因素分析[J].经济地理,2014,34(6):48-53.
- [20]焦志伦.中国城市消费的空间分布与空间相关关系研究[J].经济地理,2013,33(7):41-46.
- [21]周民良.经济重心、区域差距与协调发展[J].中国社会科学,2000(2):42-53.
- [22]冯宗宪,黄建山.1978—2003年中国经济重心与产业重心的动态轨迹及其对比研究[J].经济地理,2006,26(2):249-254.
- [23]Akita T. Decomposing regional income inequality in China and Indonesia using two-stage nested Theil decomposition method[J].Annals of Regional Science,2003,37(1):55-77.
- [24]段禄峰,张沛.我国城镇化与工业化协调发展问题研究[J].城市发展研究,2009,16(7):12-17.
- [25]Elhorst J P. Applied spatial econometrics:raising the bar[J].Spatial Economic Analysis,2010,5(1):9-28.
- [26]Belotti F,Hughes G,Mortari A P. Spatial panel data models using Stata[J].Stata Journal,2017,17(1):139-180.
- [27]LeSage J P,Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M].New York:CRC Press,2009.

[28]滕堂伟, 方文婷. 新长三角城市群创新空间格局演化与机理[J]. 经济地理, 2017, 37(4):68-77.

[29]夏四友, 赵媛, 许昕. 江苏省粮食生产时空格局及其驱动因素[J]. 经济地理, 2018, 38(12):166-175.

注释:

1 世界银行. 2009 年世界发展报告: 重塑世界经济地理[R]. 2008